

## Les prix du pétrole et l'effet de la politique monétaire sur la PIB et l'inflation en Algérie : Modèle bayésien VAR(X)

### Oil price and the effect of monetary policy on GDP and inflation in Algeria: Bayesian VAR(X) model

Amina BENAÏSSA <sup>1</sup>

<sup>1</sup> Université Abou Baker Belkaid-TLEMCEM, [benaiissa.amina@univ-tlemcen.dz](mailto:benaiissa.amina@univ-tlemcen.dz).

Received on: 13/11/2020

Accepted on: 06/12/2020

published on: 25/04/2021

#### Abstract:

The aim of this study is to find out the effect of monetary policy on gross domestic production and inflation in a rentier economy dependent on the oil sector as Algeria. Using the annual time series from 1980 to 2018 of the interest rate and the discount rate, expressing the instruments of this policy, we estimate two Bayesian autoregressive vector models with an exogenous variable represented by oil prices. The effect of monetary policy is positive and very weak on GDP and inflation in the first period; it is dampened by fluctuations in oil prices and other factors. The response of GDP and inflation confirms that oil prices distort the performance of the instruments of this policy.

**Keys words:** Monetary policy, GDP, inflation, oil price, Bayesian VAR(X) model.

**JEL classification codes** : C11 ; E4 ; E23 ; E31 ; E52.

#### Résumé :

Le but de cette étude est de savoir l'effet de la politique monétaire sur la production intérieure brute et l'inflation dans une économie rentière dépendante au secteur pétrolier comme l'Algérie. À l'aide des séries chronologiques annuelles de 1980 à 2018 du taux d'intérêt et le taux de récompense, exprimant les instruments de cette politique, on estime deux modèles bayésien vecteur autorégressif avec une variable exogène représenté par les prix du pétrole. L'effet de la politique monétaire est positif et très faible sur la PIB et l'inflation à la première période, il est rabaissé par les fluctuations des prix du pétrole et autres facteurs. La réponse de la PIB et l'inflation confirme que les prix du pétrole distorse la performance des instruments de cette politique.

**Mots clés** : Politique monétaire, PIB, inflation, prix du pétrole, modèle bayésien var(X).

**Codes de classification JEL** : C11; E4; E23 ; E31; E52.

**Auteur correspondant:** BENAÏSSA Amina, **Email:** [benaiissa.amina@univ-tlemcen.dz](mailto:benaiissa.amina@univ-tlemcen.dz)

#### 1-Introduction

L'Algérie est un pays d'une économie à faible revenu dépendant quasi-totalement au secteur des hydrocarbures. Toute fluctuation dans ce secteur engendre une instabilité incontrôlée, d'ailleurs, la crise d'endettement extérieur à déclencher après la chute des prix de pétrole. Dans cette période, le pays avait adopté le système du socialisme, il était obligé de faire une transition vers l'économie du marché pour applique des réformes structurelles souligné par le

FMI, au niveau monétaire, ces réformes sont mentionnées dans la loi N° 90-10 DU 14 Avril 1990 relative à la monnaie et au crédit qui comprend également les procédures de la politique monétaire.

L'article 35 de l'ordonnance n° 03-11 et l'article 55 de la loi 90-10 détermine les objectifs de la politique monétaire, banque d'Algérie tente à garantir un financement qui organise des conditions favorables au développement de l'économie national, en particulier de maintenir la stabilité monétaire interne et externe ( Banque d'Algérie, 2003, p. 14). C'est-à-dire, la politique monétaire s'applique d'une manière indirecte sur la production et d'une manière directe sur l'inflation.

En même, l'économie algérienne n'est pas isolée du monde duquel toute choc extérieur quoique ce soit d'une crise mondiale, une crise dans les pays partenaires ou d'une chute des prix du pétrole se transmette à travers le canal du commerce international. (Mokhtar BENABED, 2016, pp. 5-14)

Cette étude s'intéresse à estimer l'impact de la politique monétaire sur le développement économique représenté par la production intérieur brute et la stabilité monétaire illustré par l'inflation en prenant en compte les prix du pétrole comme un variable extérieur et un élément perturbateur, et delà, savoir l'apport de ses politiques à améliorer la situation économique de ce pays, en cherchant à répondre sur les questions suivants : Quel sont les effets de la politiques monétaire sur le développement et la stabilisation économique ? Et à quel degré cette politique est efficace ?

## **2- Revue de la littérature des études empirique :**

De nombreux études s'intéressent mesurer l'effet de la politique monétaire sur la production intérieure brute et l'inflation :

James Cloyne & Patrick Hürtgen (2014) souligne que les effets macroéconomiques de la politique monétaire britannique entre 1975 et 2017 affichent une augmentation de 1% du taux directeur réduit la production industrielle jusqu'à 0,6% et l'inflation jusqu'à 1% après deux ou trois ans. La réponse de la politique après la primitive innovation est cruciale pour interpréter les estimations de l'effet de la politique monétaire.<sup>9</sup> Dans une étude identique, James et Patrick (2016) les mêmes sont obtenus, les changements de politique monétaire ont un effet prolongé sur l'économie, et la PIB réagit d'une ampleur comparable à celle de la production industrielle - environ 0,5% au pic (James Cloyne, 2016, pp. 75–102).

Ces conclusions sont acquises grâce à l'emploi d'un ensemble complet de données de prévision en temps réel (Taux d'intérêt, croissance prévue de la production, l'inflation prévue, le changement de croissance, le changement de l'inflation prévue), d'une nouvelle mesure des innovations de politique monétaire en employant des données de haute qualité des données sur certains nombre de dimensions et en utilisant l'approche d'identification Romer – Romer

## **Le titre de l'article : Les prix du pétrole et l'effet de la politique monétaire sur la PIB...**

(Cloyne James, 2014, pp. 1-49), pour faciliter l'identification des variations exogènes de la politique monétaire et avoir plus de preuves sur des effets macroéconomiques de la politique monétaire sur l'économie britannique puisque les méthodes de var ne peuvent donner des résultats approfondis sur ce sujet (James Cloyne, 2016, pp. 75–102).

Dans une publication de Deutsche Bundesbank Eurosysteme, Martin Mandler, Michael Scharnagl et Ute Volz (2017) investiguent les différences entre les effets de la politique monétaire, représentée par l'instrument du taux d'intérêt, sur la PIB réel et sur les interactions des variables (PIB réel et les rendements des obligations d'État) avec l'indice harmonisé des prix à la consommation des grandes économies de la zone euro (Espagne, France, Allemagne et Italie), l'analyse s'appuie sur l'estimation du modèle bayésien vectoriel autorégressif multi-pays de l'année 1999 à 2014, au sein lequel en prenant, à chaque fois, un pair de pays et en comparant les différences entre ces effets. Selon ces évaluations, la hausse des taux d'intérêts Eurosysteme affiche un effet négatif sur la PIB réel, dont des réactions faibles et convergentes est enregistrées respectivement en Allemagne, en France et en Italie. Tandis que, la baisse de PIB réel en Espagne est plus forte qu'aux autres pays. En plus, cette politique a un impact positif et fort sur les niveaux harmonisés des prix en Espagne par rapport à la France et l'Italie, un effet positif et très modeste pour l'Allemagne comparativement avec les autres pays. Ce qui indique une pente plus plate de la fonction d'offre globale en Allemagne par rapport à l'Espagne (Martin Mandler, 2017).

Sur la base d'un modèle innovatif non linéaire vecteur autorégressif de Kilian et Vigfusson (2011) et des données mensuelles entre 1990 et 2014, (Volkan & M Hakan, 2015, pp. 353-360) examinent les effets asymétriques des chocs de politique monétaire sur les variables macroéconomiques du taux de change, de la production et de l'inflation en Turquie, une politique monétaire rigoureuse saisie par un choc positif au taux d'intérêt diminue ces variables, comme la théorie économique suggère, cette politique est plus efficace qu'une politique monétaire expansionniste saisie avec un choc négatif sur le taux d'intérêt qui a un impact faible et positif sur ces indicateurs (Volkan & M Hakan, 2016, pp. 353-360).

Dans l'article de Julien Champagne et Rodrigo Sekkel (2018) mènent des recherches pour découvrir les effets macroéconomiques de la politique monétaire sur l'économie canadienne en utilisant le modèle VAR et DSGE et trois variables: PIB, IPC et taux d'escompte, sur la période 1974 à 2015 Julien et son collaborateur semblent avoir un effet négatif sur la PIB et le niveau des prix avant et après le ciblage de l'inflation et même avec le changement de régime monétaire les résultats n'ont pas changé (Julien Champagne, 2018, pp. 1-16).

Adegbite, Tajudeen Adejare et Alabi, Williams Omodara (2013) étudient empiriquement l'impact de la politique monétaire sur la stabilité macroéconomique du Nigéria entre 1970 et 2010 à l'aide de l'estimation de régression multiple, la corrélation et le test de "Granger causalité" entre

l'instrument de l'offre de la monnaie et les autres variables (PIB, L'inflation, Taux de change, Production industrielle). Les résultats affichent que la production industrielle et la PIB ont enregistré une augmentation retardée après une considérable période de l'accroissement de la masse monétaire. Pareillement, le changement du taux de change et le taux d'intérêt, qui ont clairement, positivement et fortement influencé cette politique, ont un effet important sur la croissance de la production. Ce qui indique que la politique monétaire est efficace sur ces indicateurs. Cependant cette politique a un impact massivement négatif sur l'inflation, notamment à long terme une corrélation forte entre la masse monétaire et l'inflation (Adegbite Tajudeen Adejare, 2013, pp. 822-833).

Mohand Akli OUGHLISSI (2017), propose un modèle DSGE pour l'économie algérienne et cherche la question l'efficacité de la politique monétaire à la période de 2000 à 2015. Les résultats montrent une faible liaison entre les différents agents économiques, la politique monétaire n'a pas un impact sur l'activité car les agents économiques sont fortement dépendants à l'importation, le pouvoir de la banque centrale a un contrôle faible sur l'excès de liquidité causé par l'augmentation des prix de pétrole qui est considérées comme une contrepartie de croissance monétaire (Aqli, 2017, pp. 71-98).

### **3- Modèle et données**

L'étude de l'effet de la politique monétaire sur la PIB et l'inflation est consisté à utiliser un instrument où plusieurs à la fois. Dans cette étude, on a choisi deux instruments ayant des données disponibles : le taux d'intérêt réel (INTR) et le taux de récompense (DR), ainsi que le taux d'inflation (Inf), la production intérieure brute (Y) comptée par la monnaie locale, ces précédentes variables sont endogènes. En ajoutant les prix du pétrole (Oil) comme une variable exogène. Les données utilisées sont annuelles représentant la période entre 1980 et 2018.

En poursuivant la méthode de Litterman/Minnesota pour estimer le modèle BVAR, cette approche comprend l'identification du modèle var présenté par l'équation suivante :

$$Y_t = X_t \beta_t + \epsilon_t \quad (1)$$

où  $X_t$  et  $\beta_t$  ont respectivement la dimension  $n \times k$  et  $k \times 1$ , avec  $k = n p + m q + 1$  tandis que  $Y_t$  et  $\epsilon_t$  sont des processus stochastiques vectoriels  $n \times 1$ .

Et :

$$y_t = a_0 \sum_{j=1}^p A_j y_{t-j} + \epsilon_t \quad (2)$$

Où  $y_t$  pour  $t = 1, 2, \dots, T$  est un vecteur de " $m \times 1$ " qui contient des observations sur " $m$ " séries des variables endogènes non stationnaires,  $\epsilon_t$  est un vecteur d'erreurs de  $m \times 1$  où on suppose que  $\epsilon_t \sim N(0, \Sigma_\epsilon)$

## Le titre de l'article : Les prix du pétrole et l'effet de la politique monétaire sur la PIB...

L'estimation du modèle BVAR suivant la méthode de Litterman (1980) permet de résoudre le problème sur-ajustement due au nombre de paramètres à estimer  $n$  ( $np + 1$ ) qui s'adhère géométriquement du nombre de variables  $n$  et proportionnellement du nombre de retards  $p$  et à l'ignorance des coefficients nuls. Comme elle permet d'associer des distributions de probabilité pour le vecteur de paramètres et produit de la distribution antérieure et des informations contenues dans les données (Petre, 2010, pp. 77-79).

Litterman (1986) a dérivé une distribution antérieure qui est en fait une marche aléatoire multivariée. Ainsi, la distribution a priori est centrée autour d'une spécification de marche aléatoire pour chaque équation donnée par :

$$y_{n,t} = \mu_n + y_{n,t-1} + \epsilon_{n,t} \quad (3)$$

Des hypothèses sont mises par Litterman (1986) pour les paramètres du modèle :

- Ils ont tous une moyenne de zéro à l'exception du coefficient sur le premier retard de la variable dépendante, qui reçoit une moyenne antérieure de «1».

- Ils ne sont pas corrélés les uns aux autres et ont des écarts-types qui diminuent à mesure qu'ils sont en arrière dans les distributions de retard.

- La distribution antérieure est beaucoup plus lâche et un prior non informatif est utilisé pour présenter l'ignorance de la distribution des paramètres de la composante déterministe.

Comme le modèle var classique, Bvar ne s'appuie pas sur une théorie économique particulière, pour cela l'imposition des restrictions poursuit la qualification d'instrument. Selon Litterman (1986), la justification de ces hypothèses par la réalité d'état de connaissance et d'incertitude sur la structure de l'économie grâce aux données précédent où il existe des relations connues entre les variables, en les mettant dans le processus d'estimation, Indépendamment de sa relation avec la théorie ou à autres considérations (Litterman, 1986).

BVAR(X) est un modèle var Bayesian qui comprend une variable exogène qui est, dans ce cas, représenté par les prix du pétrole. Afin de l'estimer on utilise le logiciel EViews10, en poursuivant les étapes suivantes :

- Identification du nombre de retard « Lag » optimale.
- Le choix de l'estimation de covariance résiduelle initiale.
- L'étude de la stationnarité des modèles.
- L'identification et l'analyse des coefficients du modèle.
- L'analyse de réponse impulsive des variables.

#### 4. Résultat et Conclusion :

Le test « Lag length criteria » permet d'identifier le nombre de retard optimal pour chaque modèle, le tableau au-dessus affiche les résultats de ce test :

**Table 1.** Le degré du retard

	Lag
Modèle 01	4
Modèle 02	2

**Source :** Amina BENAÏSSA, les résultats du programme EViews 10, annexe 01 et 02.

Le nombre de retard optimal pour le premier modèle égale à quatre, tandis que pour le deuxième modèle, ce nombre égale à deux.

Le présent tableau expose les coefficients de  $R^2$  après l'estimation des modèles suivant le nombre de retard de chaque modèle en choisissant à chaque fois un type d'estimation de covariance résiduelle initiale.

**Table 1.**  $R^2$  selon l'estimation de covariance résiduelle initiale.

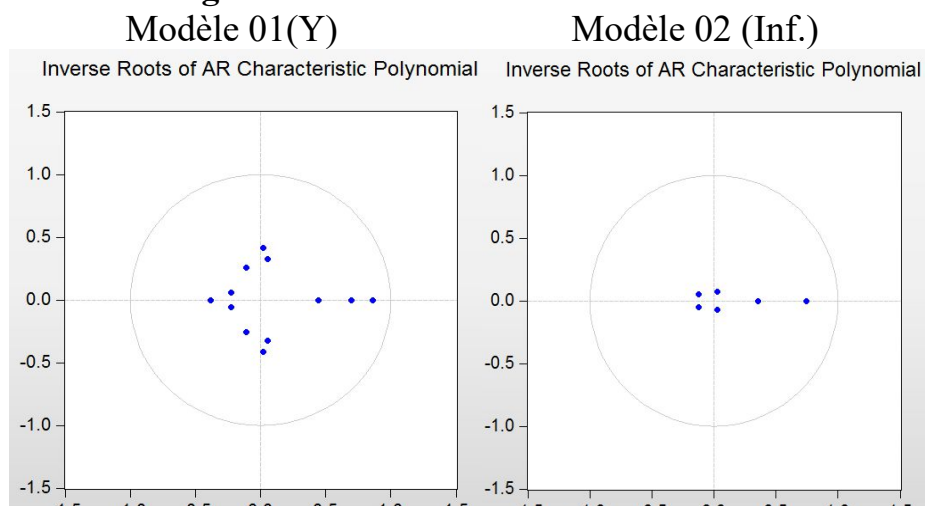
	Estimation	Test	Y	Inf	INTR	DR
Modèle 1 (Y)	Univarié AR	R-squared	0,994	/	0,454	0,858
		Adj.R-squared	0,991	/	0,116	0,769
	Diagonal VAR	R-squared	0,994	/	0,467	0,866
		Adj. R-squared	0,991	/	0,128	0,782
	VAR complète	R-squared	0,994	/	0,449	0,861
		Adj. R-squared	0,991	/	0,108	0,775
Modèle 2 (Inf.)	Univarié AR	R-squared	/	0,647	0,199	0,877
		Adj.R-squared	/	0,562	0,006	0,847
	Diagonal VAR	R-squared	/	0,668	0,205	0,878
		Adj. R-squared	/	0,588	0,013	0,842
	VAR complète	R-squared	/	0,645	0,172	0,864
		Adj. R-squared	/	0,560	0,027	0,832

**Source :** Amina BENAÏSSA, les résultats du programme EViews 10.

Les résultats montrent que l'estimation « diagonal var » affiche des coefficients  $R^2$  et  $R^2$  ajusté plus élevé par rapport aux autres estimations pour les deux modèles. Ces résultats admettent le choix de ce type d'estimation.

Après l'appréciation diagonal var du modèle BVAR(X), il est important de mesurer la stationnarité du modèle, le résultat le test des racines inverses du polynôme caractéristique AR « Inverse Roots of AR Characteristic Polynomial » est affiché dans la figure 1.

**Fig.1. La stationnarité des modèles.**



**Source:** Amina BENAÏSSA, les résultats du logiciel EViews 10

On observe un nuage de 12 points pour le modèle 01 et un autre nuage de 6 points pour le modèle 2, ces derniers représentent le nombre des variables étudiés multiplié au nombre de retard pour chaque modèle. Comme on remarque que ces nuages sont tous à l'intérieur des cercles ayant un diamètre représentant des valeurs comprises entre -1 et 1, si on utilise la valeur absolue, on trouve que la valeur de tous les points des nuages est inférieure à 1, cela veut dire que les deux modèles sont stables.

Le présent tableau affiche les coefficients des variables endogènes des modèles estimés.

**Table 2. Les coefficients des variables endogènes**

		Inter		DR	
		Coef.	t-statistics	Coef.	t-statistics
<b>Modèle 1</b>	<b>Y(-1)</b>	2.74 <sup>E</sup> -08	3.03706	-8.92 <sup>E</sup> -10	-0.51600
	<b>Y(-2)</b>	7.30 <sup>E</sup> -11	0.01083	1.47 <sup>E</sup> -10	0.11377
	<b>Y(-3)</b>	-2.96 <sup>E</sup> -09	-0.62486	1.43 <sup>E</sup> -10	0.15745
	<b>Y(-4)</b>	-2.79 <sup>E</sup> -09	-0.76954	1.10 <sup>E</sup> -10	0.15834
<b>Modèle 2</b>	<b>INF(-1)</b>	-0.125562	-0.80839	0.057124	2.73329
	<b>INF(-2)</b>	0.020294	0.21715	0.014565	1.15837

**Source :** Amina BENAÏSSA, les résultats du logiciel EViews 10, annexe 03 et 04

Les seules variables ayant une forte influence significative sont celui du taux d'intérêt au premier retard de la PIB et celui du taux de récompenses au premier retard de l'inflation, les coefficients sont faibles mais, dans le premier cas, il est plus impuissant. Selon ces résultats, la politique monétaire entraîne un effet positif et généralement faible sur la PIB et sur l'inflation à la première période. Les autres coefficients sont non significatifs.

Cependant, ce tableau expose les coefficients des variables indépendants :

**Table 1. Les coefficients des variables exogènes**

		C		Oil	
		Coef.	t-stat.	Coef.	t-stat.
<b>Modèle 1</b>	<b>Y</b>	174069.7	0.96897	557.2038	9.30018
	<b>INTR</b>	-0.054721	-1.96147	-2.79E-05	-3.00041
	<b>DR</b>	0.029128	5.42860	-1.35E-06	-0.75779
<b>Modèle 2</b>	<b>Inf .</b>	0.037022	2.14358	-4.37E-06	-1.69383
	<b>INTR</b>	-0.020525	-0.58823	7.49E-06	1.43718
	<b>DR</b>	0.021541	4.58345	-1.46E-06	-2.08929

**Source :** Amina BENAÏSSA, les résultats du programme EViews 10, annexe 03 et 04

Le tableau affiche que le pétrole influence faiblement le taux de récompense, dans le premier modèle, le taux d'inflation et le taux d'intérêt dans le deuxième modèle dont les coefficients sont non significatifs.

Les prix des pétroles ont une très forte influence sur la PIB qui enregistre un très grand coefficient positif et significatif, cela explique la dépendance quasi-totale de la PIB au secteur des hydrocarbures.

Du même, Ce secteur influence fortement le taux d'intérêt dans le premier modèle et le taux de récompense dans le deuxième, les coefficients inscrits sont négatifs et significatifs. Si on connaît que le taux d'intérêt réagit d'une manière directe sur le développement économique et le taux de récompense réagit directement sur la stabilité monétaire, il devient clair que l'effet de la politique monétaire est affaibli par les fluctuations des prix du pétrole.

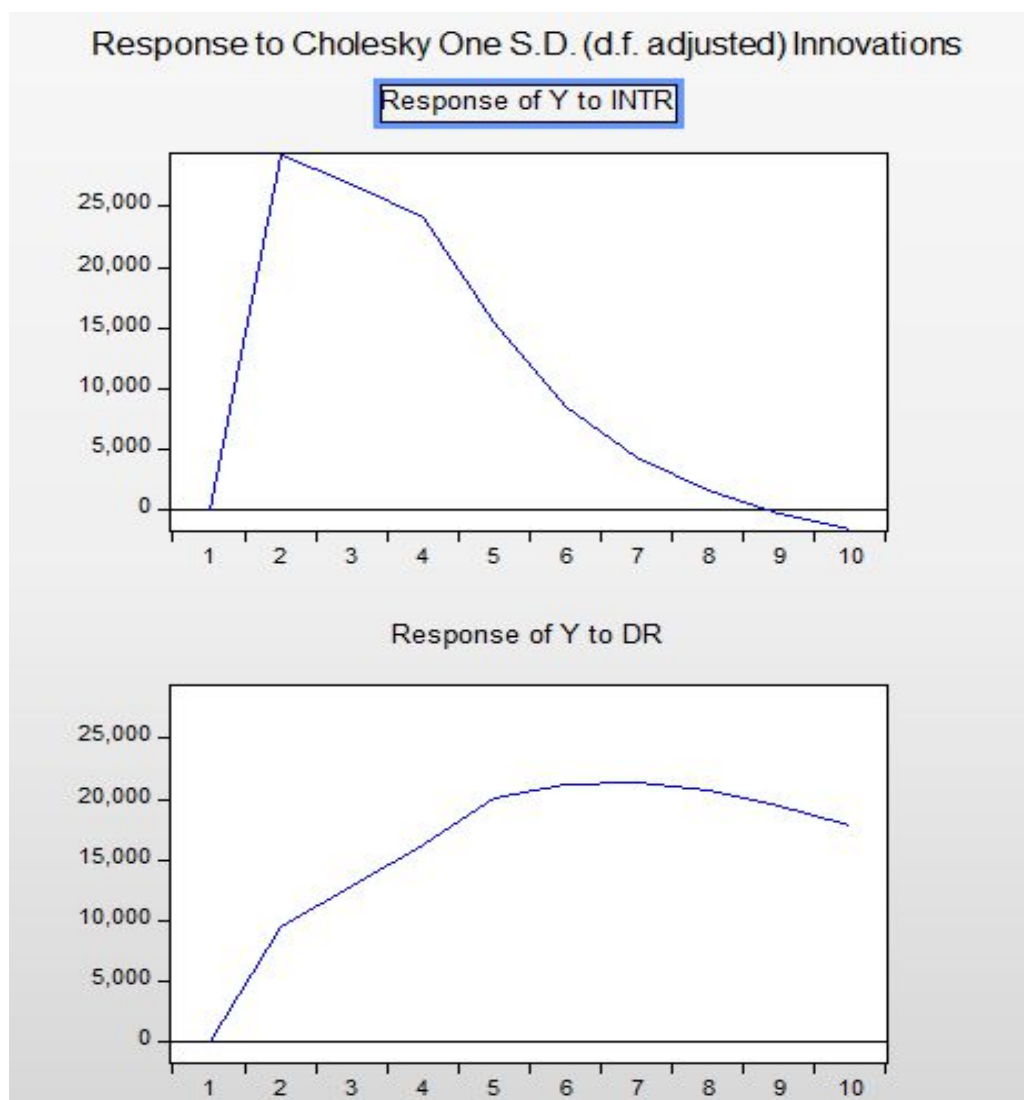
De plus, la PIB reçoit un impact exogène fort à la première période car elle est 100 % influencée par lui-même. L'effet des instruments de la politique monétaire est non significatif à court terme et à long terme. Ce résultat confirme les conclusions relatives à l'impact des prix du pétrole sur la PIB (voir l'annexe 05).

L'inflation a également un pourcentage d'influence égale à 100% par lui-même à la première période et entre 95,37% et 96,46% à court terme, tandis qu'il atteint à environ 94% et reste stable à long terme. Cela signifie qu'il existe des autres facteurs exogènes qui ont un impact sur l'inflation. La politique monétaire n'a qu'un faible effet sur inflation (voir annexe 06).

Finalement, la réponse de la production intérieure brute se varie au choc de la politique monétaire se varie suivant l'instrument utilisé :



**Fig.2.** La réponse impulsive de la PIB à la politique monétaire.

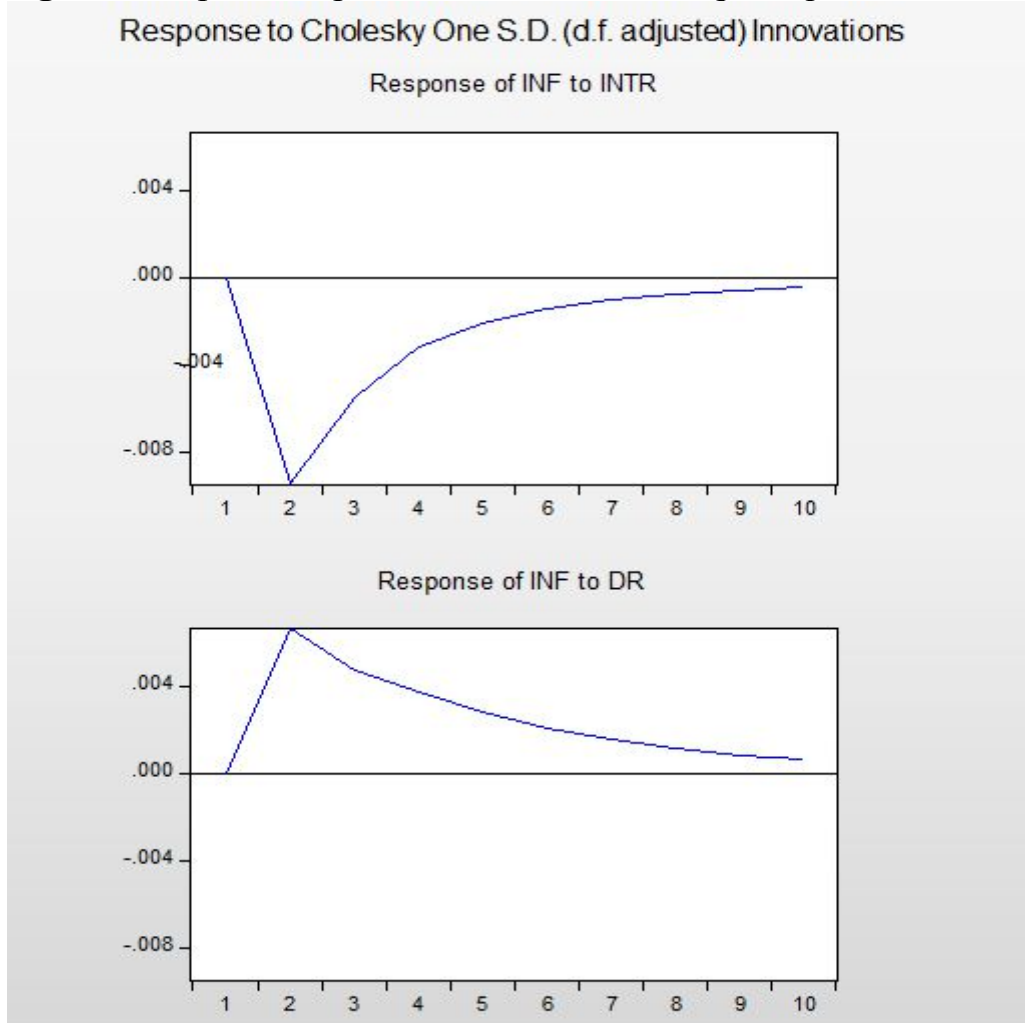


**Source :** Amina BENAÏSSA, les résultats du programme EViews 10

Un choc du taux d'intérêt entraîne une augmentation jusqu'à l'apogée de la PIB à la deuxième période, Puis diminution atteint à une valeur nul à la neuvième période et négatif à la dixième période, c'est-à-dire la continuation de l'usage de l'instrument du taux d'intérêt engendre un effet négatif sur la PIB.

Tandis que le choc du taux de récompense mène à une augmentation croissante à court terme et décroissante à long terme où elle commence à se diminuer à partir de la septième période qui représente l'apogée. Cela veut dire que l'instrument du taux de récompense à un effet positif à court et à long terme.

La réponse de l'inflation au choc du taux de l'intérêt est négative cependant le taux de récompense engendre un effet positif c'est-à-dire l'inflation s'augmente lors un choc positif du taux de récompense.

**Fig.3.** La réponse impulsive de l'inflation à la politique monétaire

**Source :** Amina BENAÏSSA, les résultats du programme EViews 10

En conclusion, La politique monétaire entraîne un effet positif et généralement faible sur la PIB et sur l'inflation juste à la première période.

L'effet de la politique monétaire est affaibli par les fluctuations des prix du pétrole qui ont une très forte influence sur la PIB qui explique la dépendance quasi-totale de la PIB au secteur des hydrocarbures. Comme il y a des autres facteurs exogènes que les prix du pétrole qui affectent l'inflation.

Dans le premier modèle La réponse de la PIB et au choc du taux d'intérêt est négative à long terme mais elle est positive pour le choc du taux de récompense à court et à long terme. Cependant, la réponse de l'inflation au choc du taux d'intérêt est négative cependant le taux de récompense engendre un effet positif à court et à la longue durée. Cela confirme que les instruments influencés par les prix du pétrole ne donnent des bons résultats.

**5-Annexes :**

**Annexe 01.** « Lag length criteria » du modèle 01

Lag	LogL	LR	FPE	AIC	SC	HQ
0	-467.9234	NA	2.15e+08	27.70138	27.83606	27.74731
1	-343.3974	219.7519	241682.6	20.90573	21.44444	21.08945
2	-326.8434	26.29166*	157259.8*	20.46137*	21.40413*	20.78288*
3	-320.5836	8.837260	191498.9	20.62257	21.96936	21.08186
4	-314.7908	7.155840	247793.6	20.81122	22.56205	21.40831
5	-310.6237	4.412288	370757.1	21.09551	23.25037	21.83038

**Annexe 02.** « Lag length criteria » du modèle 02

Lag	LogL	LR	FPE	AIC	SC	HQ
0	161.9955	NA	2.08e-08	-9.176209	-8.906851	-9.084350
1	213.6542	88.12359	1.70e-09	-11.68554	-11.01215*	-11.45589
2	226.3635	19.43768*	1.39e-09*	-11.90373*	-10.82630	-11.53630*
3	233.0449	9.039562	1.67e-09	-11.76735	-10.28588	-11.26212
4	241.2922	9.702697	1.90e-09	-11.72307	-9.837564	-11.08006
5	248.1160	6.823794	2.49e-09	-11.59506	-9.305515	-10.81426

**Annexe 03.** Estimation Diagonal Var du modèle 01 de BVAR(X)

Bayesian VAR Estimates

Date: 09/26/20 Time: 20:26

Sample (adjusted): 1984 2018

Included observations: 35 after adjustments

Prior type: Litterman/Minnesota

Initial residual covariance: Diagonal VAR

Hyper-parameters: Mu: 0, L1: 0.1, L2: 0.99, L3: 1

Standard errors in ( ) & t-statistics in [ ]

	Y	INTR	DR
Y(-1)	0.494628 (0.05843) [ 8.46488]	2.74E-08 (9.0E-09) [ 3.03706]	-8.92E-10 (1.7E-09) [-0.51600]
Y(-2)	0.141861 (0.04382) [ 3.23717]	7.30E-11 (6.7E-09) [ 0.01083]	1.47E-10 (1.3E-09) [ 0.11377]

Y(-3)	0.076774 (0.03084) [ 2.48968]	-2.96E-09 (4.7E-09) [-0.62486]	1.43E-10 (9.1E-10) [ 0.15745]
Y(-4)	0.056386 (0.02359) [ 2.38975]	-2.79E-09 (3.6E-09) [-0.76954]	1.10E-10 (7.0E-10) [ 0.15834]
INTR(-1)	432524.1 (500217.) [ 0.86467]	0.081460 (0.07815) [ 1.04238]	-0.026459 (0.01492) [-1.77368]
INTR(-2)	195439.7 (295303.) [ 0.66183]	-0.015154 (0.04625) [-0.32762]	-0.010264 (0.00881) [-1.16553]
INTR(-3)	153173.7 (204926.) [ 0.74746]	-0.001763 (0.03212) [-0.05488]	-0.005473 (0.00611) [-0.89553]
INTR(-4)	50559.60 (156057.) [ 0.32398]	-0.000296 (0.02447) [-0.01210]	-0.001141 (0.00465) [-0.24518]
DR(-1)	675847.3 (2160290) [ 0.31285]	-0.421103 (0.33557) [-1.25487]	0.528798 (0.06483) [ 8.15644]
DR(-2)	395831.4 (1502445) [ 0.26346]	0.191804 (0.23332) [ 0.82205]	0.087344 (0.04522) [ 1.93150]
DR(-3)	240113.6 (1043094) [ 0.23019]	0.157893 (0.16199) [ 0.97469]	0.026246 (0.03140) [ 0.83585]
DR(-4)	228736.2 (793777.) [ 0.28816]	0.093054 (0.12328) [ 0.75484]	0.005621 (0.02390) [ 0.23525]
C	174069.7 (179644.) [ 0.96897]	-0.054721 (0.02790) [-1.96147]	0.029128 (0.00537) [ 5.42860]

OIL	557.2038 (59.9132) [ 9.30018]	-2.79E-05 (9.3E-06) [-3.00041]	-1.35E-06 (1.8E-06) [-0.75779]
R-squared	0.994644	0.461244	0.865854
Adj. R-squared	0.991328	0.127728	0.782811
Sum sq. resids	5.61E+12	0.179758	0.005829
S.E. equation	516960.2	0.092520	0.016660
F-statistic	299.9837	1.382974	10.42656
Mean dependent	5923217.	-0.014863	0.064143
S.D. dependent	5551423.	0.099062	0.035748

**Annexe 04.** Estimation Diagonal Var du modèle 02 de BVAR(X)

Bayesian VAR Estimates

Date: 09/26/20 Time: 21:49

Sample (adjusted): 1982 2018

Included observations: 37 after adjustments

Prior type: Litterman/Minnesota

Initial residual covariance: Diagonal VAR

Hyper-parameters: Mu: 0, L1: 0.1, L2: 0.99, L3: 1

Standard errors in ( ) & t-statistics in [ ]

	INF	INTR	DR
INF(-1)	0.300179 (0.07733) [ 3.88171]	-0.125562 (0.15532) [-0.80839]	0.057124 (0.02090) [ 2.73329]
INF(-2)	0.025379 (0.04666) [ 0.54385]	0.020294 (0.09345) [ 0.21715]	0.014565 (0.01257) [ 1.15837]
INTR(-1)	-0.095544 (0.04177) [-2.28744]	0.087533 (0.08500) [ 1.02975]	-0.011113 (0.01135) [-0.97892]
INTR(-2)	-0.010809 (0.02349) [-0.46016]	-0.006481 (0.04790) [-0.13531]	-0.002191 (0.00638) [-0.34308]
DR(-1)	0.619220 (0.23519) [ 2.63286]	-0.329813 (0.47484) [-0.69458]	0.521445 (0.06426) [ 8.11452]

DR(-2)	-0.095160 (0.16195) [-0.58758]	0.256425 (0.32722) [ 0.78364]	0.092610 (0.04441) [ 2.08515]
C	0.037022 (0.01727) [ 2.14358]	-0.020525 (0.03489) [-0.58823]	0.021541 (0.00470) [ 4.58345]
OIL	-4.37E-06 (2.6E-06) [-1.69383]	7.49E-06 (5.2E-06) [ 1.43718]	-1.46E-06 (7.0E-07) [-2.08929]
R-squared	0.668291	0.204885	0.878076
Adj. R-squared	0.588223	0.012961	0.848646
Sum sq. resids	0.085022	0.266142	0.005607
S.E. equation	0.054146	0.095798	0.013905
F-statistic	8.346581	1.067530	29.83604
Mean dependent	0.088769	-0.014742	0.062162
S.D. dependent	0.084379	0.096425	0.035742

### Annexe 5. La décomposition de la variance du modèle 01

Period	S.E.	Y	INTR	DR
1	516960.2	100.0000	0.000000	0.000000
2	569150.0	99.70613	0.265532	0.028339
3	599523.3	99.48861	0.440013	0.071373
4	622201.0	99.30638	0.559208	0.134416
5	642260.5	99.19317	0.582301	0.224524
6	656103.5	99.10475	0.575152	0.320099
7	666172.6	99.02396	0.562261	0.413779
8	673676.1	98.95040	0.550401	0.499203
9	679327.1	98.88577	0.541300	0.572933
10	683531.4	98.83079	0.535134	0.634080

Cholesky Ordering: Y INTR DR

**Annexe 06.** La décomposition de la variance du modèle 01

Period	S.E.	INF	INTR	DR
1	0.054146	100.0000	0.000000	0.000000
2	0.060954	96.45883	2.350365	1.190803
3	0.063175	95.36998	2.948684	1.681334
4	0.064072	94.90214	3.108501	1.989357
5	0.064488	94.67282	3.167087	2.160095
6	0.064699	94.55150	3.192837	2.255663
7	0.064812	94.48585	3.205461	2.308686
8	0.064873	94.44993	3.212028	2.338043
9	0.064906	94.43017	3.215551	2.354281
10	0.064924	94.41927	3.217470	2.363259

Cholesky Ordering: INF INTR DR

**6- Citations:**

- Banque d'Algérie. (2003). *Rapport annuel de la banque d'Algérie*. Banque d'Algérie, CHAPITRE VI :SITUATION MONETAIRE. Banque d'Algérie.
- Adegbite Tajudeen Adejare, A. W. (2013). Monetary policy and economic growth: The Nigerian experience (1970 -2010). *Prime Journal of Business Administration and Management*, 3(1), 822-833.
- Aqli, O. M. (2017). Analyse de la politique monétaire en Algérie : à l'aide d'un modèle DSGE. *Revue Stratégie et Développement*, 7(13), 71-98.
- Cloyne James, H. P. (2014, March 28). The Macroeconomic Effects of Monetary Policy: A New Measure for the United Kingdom. *Bank of England*(493), 1-49.
- James Cloyne, P. H. (2016). The Macroeconomic Effects of Monetary Policy: A New Measure for the United Kingdom. *American Economic Journal: Macroeconomics*, 8(4), 75–102.
- Julien Champagne, R. S. (2018, November ). Changes in monetary regimes and the identification of monetary policy shocks: Narrative evidence from Canada. *Journal of Monetary Economics*, 99, 1-16.
- Litterman, R. B. (1986). Forecasting With Bayesian Vector Autoregressions—Five Years of Experience. *Journal of Business & Economic Statistics*, 4(1), 25-38.
- Martin Mandler, M. S. (2017, 06 29). *Is the single monetary policy producing different effects across euro-area countries?* (the Research Centre) Consulté le 10 02, 2019, sur Deutsche Bundesbank Eurosysteme: <https://www.bundesbank.de/en/publications/research/research-brief/2017-13-effects-single-monetary-policy-764264>
- Mokhtar BENABED, A. B. (2016, avril). Les effets des fluctuations des prix de Pétrole sur le solde budgétaire en Algérie, au sein de la crise d'endettement souveraine européenne. *Revue Agrégats des Connaissances*, 2(2), 5-14.
- Petre, C. (2010). FORECASTING ROMANIAN GDP USING a BVAR Model. *Romanian Journal of Economic Forecasting*, 13(4), 76-87.
- Volkan, Ü., & M Hakan, B. (2015). Asymmetric effects of monetary policy shocks on economic performance: empirical evidence from Turkey. *Applied Economics Letters*, 23(5), 353-360.
- Volkan, Ü., & M Hakan, B. (2016). Asymmetric effects of monetary policy shocks on economic performance: empirical evidence from Turkey. *Applied Economics Letters*, 23(5), 353-360.