

**Transmission de la politique monétaire via le canal du taux de change en  
Algérie : Une Analyse en modèle VAR.**

**VAR analysis of monetary policy transmission through exchange rate channel in  
Algeria**

**Yahia Amel<sup>1</sup>, Toumi Salah<sup>2</sup>**

<sup>1</sup> Doctorante, FSEGC, Université d'Alger 3, [yahia.amel@univ-alger3.dz](mailto:yahia.amel@univ-alger3.dz)

<sup>2</sup> Professeur, FSEGC, Université d'Alger 3, [toumi.salah1956@gmail.com](mailto:toumi.salah1956@gmail.com)

Laboratoire de mondialisation et politiques économiques université Alger 3

Received on: 13/11/2020

Accepted on: 05/12/2020

published on: 25/04/2021

**Abstract:** This paper aims to study the real effective exchange rate channel for the monetary policy transmission in Algeria. The study consists in modeling the reduced form dynamic interaction between the interbank interest rate, the money aggregate growth rate, and the real economic variables which are the gross domestic product and the inflation rate; with a VAR model. Firstly, we will neutralize the exchange rate channel by considering this variable as exogenous, then allowing the channel to act. The analysis of the results shows that in the presence of the exchange rate channel the shocks to the monetary policy are transmitted with higher magnitude and have shorter delay which emphasizes the effectiveness of this channel in the Algerian economy.

**Keys words:** Exchange rate, monetary policy, transmission mechanisms, VAR models

**JEL classification codes:** E42 ; E52 ; E58 ; F31

**Résumé :** Cet article a pour objectif d'étudier le canal du taux de change réel effectif dans la transmission de la politique monétaire en Algérie. La démarche entreprise consiste à modéliser l'interaction dynamique entre le taux d'intérêt interbancaire, la croissance de la masse monétaire et les variables réelles qui sont le taux d'inflation et le produit intérieur brut réel, par un modèle VAR. Le canal du taux de change sera neutralisé, en premier lieu, et considéré comme variable exogène puis inclus comme variable endogène dans le modèle. L'analyse des résultats a permis de conclure qu'en présence du canal du taux de change la transmission des chocs de la politique monétaire se faisait plus rapidement et avec une plus grande ampleur, ce qui dénote l'importance du canal du taux de change dans l'économie Algérienne

**Mots clés :** Taux de change, politique monétaire, mécanismes de transmission, VAR

**Codes de classification JEL :** E42 ; E52 ; E58 ; F31

**Auteur correspondant :** Yahia Amel, ***Email :*** [yahia.amel@univ-alger3.dz](mailto:yahia.amel@univ-alger3.dz)

### **1-Introduction**

La large dépendance de l'économie algérienne vis-à-vis des hydrocarbures la rend très susceptible de subir des chocs externes qui peuvent avoir des conséquences néfastes sur les niveaux de production et de prix. Il est largement établi que la politique monétaire est un outil très important pour la régulation des chocs économiques, de ce fait il est cruciale pour la banque

## **Le titre de l'article : Transmission de la politique monétaire via le canal du taux de...**

centrale de bien cerner les canaux à travers lesquels la politique monétaire est transmise. La littérature économique stipule que les principaux canaux de transmission de la politique monétaire sont ceux du taux d'intérêt, du taux de change, du crédit et des prix des actifs (Mishkin, 1996).

L'Algérie est une petite économie ouverte, avec un taux de change flottant. Il est admis dans la littérature que cette configuration économique confère au taux de change un rôle prédominant dans la régulation des fluctuations cycliques dues aux chocs non anticipés, de ce fait cette étude se bornera principalement à l'étude du canal de taux de change. Très peu d'études empiriques ont été consacrées aux canaux de transmission de la politique monétaire en Algérie, ceci crée des difficultés dans l'implémentation de la politique monétaire étant donné que la magnitude, l'effet et le timing de ces canaux ne sont pas quantifiés. Il est donc important d'étudier empiriquement les mécanismes de transmission de la politique monétaire en Algérie afin d'établir une base d'analyse et d'action.

Nous avons essayé dans cet article de répondre à certaines questions. Premièrement, quel est l'impact de la hausse du taux d'intérêt interbancaire (politique monétaire restrictive) sur le revenu national et le niveau des prix ? Deuxièmement, quelle est la durée nécessaire à l'apparition de cet impact ? Et finalement, est-ce que cet impact est le même en présence du canal de taux de change ?

Nous étudierons cette problématique en utilisant l'approche des vecteurs autorégressifs (VAR) qui nous permet de caractériser les relations dynamiques reliant les instruments de la politique monétaire au revenu national et l'inflation. Les prix spot du pétrole ont été ajoutés comme variable exogène vu l'importance du secteur des hydrocarbures en Algérie. Nous avons commencé par estimer un modèle de base où le canal de transmission est bloqué en le considérant comme variable exogène. Ceci, nous permet de nous pencher sur les effets de la politique monétaire en Algérie de façon générale. Après, Nous estimerons un modèle incluant le canal du taux de change afin d'isoler l'effet de ce dernier sur la transmission de la politique monétaire aux variables qui nous intéressent. Cette approche a été utilisée pour l'étude des canaux de transmission de la politique monétaire au Japon (Morsink & Bayoumi, 2001). Aux limites de notre connaissance, cette approche n'a pas été appliquée au cas de l'Algérie.

## **2- Revue de la littérature sur les canaux de transmission de la politique monétaire.**

L'examen de la littérature existante nous amène, au début, à considérer les différents canaux de transmission de la politique monétaire et les liens par lesquels le mécanisme de transmission agit puis, à revoir les différentes études empiriques entreprises dans des pays différents.

Le canal traditionnel de transmission monétaire est le taux d'intérêt réel. D'après Mishkin une politique monétaire expansionniste pousse le taux d'intérêt à la baisse à travers l'effet de liquidité. Ceci réduit le coût du capital, ce qui

pousse à son tour les entreprises à accroître leurs dépenses d'investissement et les particuliers à augmenter leurs consommations des biens durables. La croissance des dépenses conduit à une augmentation de la demande agrégée et par la même occasion le niveau de production et le revenu national.

Pour les économies ouvertes à l'environnement international, le canal du taux de change joue également un rôle important dans la transmission des effets de la politique monétaire. Selon Mishkin, une politique monétaire expansionniste pousse le taux d'intérêt réel à la baisse, ce qui entraîne la perte de valeur des actifs cotés en monnaie nationale par rapports aux actifs cotés en monnaies étrangères, résultant en une dépréciation de la monnaie locale. Cette dépréciation de la monnaie domestique fait que les prix relatifs des marchandises et services produites par l'économie nationale deviennent plus compétitifs que les marchandises étrangères, causant ainsi l'augmentation des exportations nettes et du revenu national.

En plus du canal du taux d'intérêt et du taux de change, le canal des prix des actifs financiers, en particulier le prix des actions, affecte l'économie selon la théorie de l'investissement du « q » de Tobin. Ce canal n'est pas pertinent pour le cas de l'Algérie vu la faible capitalisation boursière.

Enfin, nous mentionnons le canal du crédit. Ce dernier est principalement dû à l'asymétrie de l'information entre les banques et les emprunteurs. Ce canal opère via deux composantes principales, le canal du crédit bancaire et le canal des bilans. Pour le canal de l'emprunt bancaire, une baisse de la demande de monnaie entraîne une baisse des dépôts qui induit à son tour une baisse des crédits accordés par les banques réduisant ainsi les investissements et le revenu global.

Cette multiplicité de canaux de transmission recensés par la théorie, a poussé les chercheurs à explorer les données disponibles pour caractériser le cas de chaque pays. Le cadre analytique pour ces études à été mis au point par différentes études comme celle de Taylor (Taylor, 1995), qui propose une méthodologie empirique pour l'étude des canaux de transmission de la politique monétaire et a pu mettre en évidence plusieurs implications de cette dernière. Des études ayant pour objet les mécanismes de transmission aux Etats-Unis ont été conduites durant la même décennie, comme les travaux de Bernanke and Blinder (Bernanke & Blinder, 1988), (Bernanke & Gertler, 1995) et (Christiano, Eichenbaum, & Evans, 1998). En Europe, Favro, Giavazzi et Flabbi (Favero, Giavazzi, & Flabbi, 1999) ont étudié le canal des bilans pour quatre pays européens dans le cadre du resserrement monétaire de 1992. Parmi les travaux qui se sont intéressés aux pays de la région MENA figure celui de Neaime (Neaime, 2008) qui a analysé les mécanismes de transmission de la politique monétaire dans 6 pays (Maroc, Egypte, Jordanie, Liban, Turquie et Tunisie) moyennant un modèle VAR intégrant 4 variables : le taux de croissance, le taux d'inflation, le taux de change et le taux d'intérêt. Bien que le Maroc adopte un régime de change fixe, les résultats de cette étude ont montré que les canaux

## **Le titre de l'article : Transmission de la politique monétaire via le canal du taux de...**

taux d'intérêt et taux de change sont efficaces. Dans la même perspective, Boughrara (Boughrara, 2009) a analysé et comparé les canaux de transmission de la politique monétaire au Maroc et en Tunisie sur la base d'un modèle similaire. Les variables utilisées ont été le taux du marché interbancaire, le taux de change effectif réel, crédits bancaires, indice du marché boursier et enfin inflation et PIB. Les principales conclusions de cette étude font état de l'ineffectivité des canaux taux de change et prix des actifs aussi bien au Maroc qu'en Tunisie, tandis que le canal du crédit semble être le plus efficace dans les deux pays. En Algérie, l'étude de Benbouziane et Benamar (Benbouziane & Benamar, 2010) à travers une modélisation avec un Multi Threshold VAR (MTVAR) pour tester l'effet de liquidité en Algérie et au Maroc sur la production et l'inflation avec deux variables différentes, à savoir la base monétaire et les dépôts bancaires, étudie leurs impacts dans deux régimes d'inflation, forte et faible. Les résultats démontrent qu'il n'existe pas de différence d'impact entre les deux régimes en Algérie, ainsi la masse monétaire M1 et les dépôts bancaires exercent un impact similaire et positif sur l'inflation alors que pour la production le premier exerce un impact positif et le second négatif. Pour le Maroc dans un régime de faible inflation la liquidité, exerce un impact positif sur la production alors que dans un régime à forte inflation cet impact est nul. Benada Mokhtaria (Bendada, 2016) a étudié l'impact du taux de change sur la croissance économique avec quatre variables à savoir, le taux de change effectif réel, la croissance économique, le développement financier avec, comme indicateur, les crédits et enfin la masse monétaire concluant qu'une baisse du taux de change effectif réel du dinar accroît la croissance économique par le biais des dépenses publiques destinées à la consommation et stimulées par la fiscalité pétrolière.

### **3-Etude empirique :**

#### **3.1 -Description des données :**

Pour les besoins de notre étude empirique nous avons choisis trois blocks de variables économiques selon la méthode de (CHRISTIANO, EICHENBAUM, & EVANS, 1998) à savoir le block des variables réelles de l'économie comprenant le produit intérieur brut réel RGDP (avec 2010 comme année de référence) et le taux d'inflation INF comme mesure de l'évolution du niveau des prix, taux de croissance de l'agrégat monétaire M2 comme variable monétaire, Le taux de change interbancaire moyen annuel TMA comme variable de la politique monétaire , enfin la variable représentant le canal de transmission de la politique monétaire objet de notre étude à savoir le taux de change effectif réel REER .

Nous incluons enfin la variable du prix du pétrole comme variable exogène de contrôle étant donnée la forte dépendance de l'économie Algérienne envers les hydrocarbures.

Les variables sont exprimées en logarithmes népérien à l'exception du TMA et de du taux de change effectif réel.

Nous utilisons des séries temporelles annuelles allant de 1990 à 2016 soit 27 observations. Les données ont été recueillies à partir des bases de données de la banque mondiale à l'exception du TMA qui a été compilé à partir des bulletins statistiques de la banque d'Algérie.

### **3.2 –Spécification du modèle :**

Le modèle préconisé pour notre étude est un modèle de type VAR(P) qui s'écrit sous la forme réduite suivante:

$$y_t = A_1 y_{t-1} + \dots + A_{t-p} y_{t-p} + oil_{t-1} + \dots + oil_{t-p} + \mu_t$$

$y_t$  : Représente le vecteur (Kx1) des variables endogènes du Modèle au temps t dans notre cas  $y_t=(LRGDP,LINF,m2\_ ,TMA)$  pour le modèle de base le taux de change sera ajouté dans le second modèle.

$y_{t-1..t-p}$  : Représentent les vecteurs des valeurs retardées des variables endogènes.

$A_i$  : Représentent les matrices (KxK) des coefficients du modèle.

Enfin  $\mu_t$  est la matrice des termes d'erreur.

L'ordre adopté suppose que la politique monétaire est représentée par l'instrument taux du marché monétaire moyen annuel. L'ordre des variables du VAR n'est pas indifférent car on a supposé l'hypothèse de récursivité des interactions instantanées. Du fait, de la forme triangulaire inférieure de la matrice, le choc simulé de la variable i n'a d'incidence instantanée que sur la variable j, avec  $j>i$ .

En référence aux travaux de Christiano, Eichenbaum et Evans qui préconisent d'ordonner en premier les variables dont les réalisations contemporaines constituent les éléments de feedback pour la conduite de la politique monétaire suivis de la variable représentative de la politique monétaire et enfin les variables qui agissent indirectement sur l'économie réelle à savoir les canaux de transmission nous optons pour l'ordre suivant :

$$LRGDP \rightarrow LINF \rightarrow M2 \rightarrow TMA \rightarrow REER$$

### **Test de la stationnarité des séries temporelles :**

La littérature relative à l'étude des séries temporelles impose la stationnarité de ces dernières comme condition primordiale et cela afin d'éviter les régressions fallacieuses. A cet effet nous avons testé l'hypothèse de présence de racines unitaires à l'aide du test Augmented Dickey-Fuller (ADF) pour toutes les variables à l'exception de la variable d'inflation pour laquelle nous avons opté pour le test du breaking unit roots étant donné que la série temporelle DINF présente une cassure. Le choix des composantes déterministes a été fait en fonction de l'allure des représentations graphiques des données et le nombre de retards a été déterminé automatiquement en utilisant le critère d'information de Schwartz SIC. Les résultats de ces tests sont présentés en annexe. L'étude de stationnarité a mis en exergue la présence de racine unitaire sur les séries en niveau pour les variables suivantes : LRGDP et TMA qui sont de type I(1) étant donné que leurs séries différenciées d'ordre 1 sont

## Le titre de l'article : Transmission de la politique monétaire via le canal du taux de...

stationnaires. Les variables du taux de change effectif réel, l'inflation ainsi que la croissance monétaire sont stationnaires en niveau  $I(0)$ .

Etant donné que les séries temporelles, objet de notre étude, présentent des ordres d'intégration différents, une relation de Cointégration ne peut pas exister entre ces dernières.

### 3.3 Estimation du modèle :

Maintenant que nous avons caractérisé les processus générateurs des séries temporelles objet de notre étude, nous allons à présent procéder à l'estimation du modèle économétrique afin d'identifier les relations dynamiques qui relient les différents indicateurs économiques entrant en jeu.

En effet les modèles de type VAR(p) nous permettront de calculer les fonctions d'impulsion qui caractérisent les réponses dynamiques des variables à horizons divers en réponse à un choc structurel exogène de la conduite de la politique monétaire, l'isolation du choc structurel étant due à l'orthogonalisation par le biais de la factorisation de Choleski (Sims, 1980) l'ordre des variables choisis nous permettra d'identifier le mode de conduite de la politique monétaire par la banque d'Algérie. Selon cet ordre, la banque centrale régule les chocs exogènes réels et monétaires (les observations contemporaines de celle-ci étant prises en compte pour les décisions) en ajustant le taux d'intérêt monétaire.

Afin de mieux caractériser le canal du taux de change nous considérerons cette variable comme exogène en premier lieu puis nous la ferons intervenir en tant que variable endogène.

Le nombre de retards à incorporer dans le modèle est très important dans la modélisation VAR ce qui requiert de choisir soigneusement ce dernier. Etant donné la fréquence annuelle des variables et dans le souci de ne pas affecter le degré de liberté du modèle nous ne considérerons que des retards allant jusqu'à trois périodes pour la première estimation du modèle. Cette dernière sera raffinée en observant les critères d'information pour les différents retards indiqués dans le tableau suivant :

**Table 1.** Valeurs des différents critères d'information pour la sélection du retard

Lag	LogL	LR	FPE	AIC	SC	HQ
0	14.72687	NA	9.23e-06	-0.247898	0.347216	-0.107707
1	38.47529	32.38420	4.97e-06	-0.952299	0.436301	-0.625187
2	65.54538	<b>27.07009*</b>	<b>2.46e-06*</b>	-1.958671	<b>0.223414*</b>	-1.444637
3	89.41128	15.18739	2.71e-06	-2.673753*	0.301818	-1.972798*

\* 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 :** établis par les auteurs avec *eviews 10*.

La majorité des critères d'information retenus nous oriente à adopter un

retard de deux période pour notre modèle étant donné que ces derniers prennent une valeur minimale pour  $P=2$ , le modèle à estimer sera donc de type VAR(2).

L'analyse des coefficients des formes réduites obtenues n'est pas très pertinente dans le cadre de La modélisation en VAR, nous nous bornons à souligner que les coefficients de détermination  $R^2$  sont globalement importants pour les différentes équations allant de 0.49 à 0.85 ainsi que les statistiques de Fisher (F-Statistic) qui sont globalement significatives.

L'analyse adéquate du modèle repose sur l'interprétation de fonctions d'impulsion et la décomposition de la variance des différentes variables. Cependant, le modèle doit subir, en premier lieu, une batterie de tests pour valider la signification statistique de l'estimation obtenue.

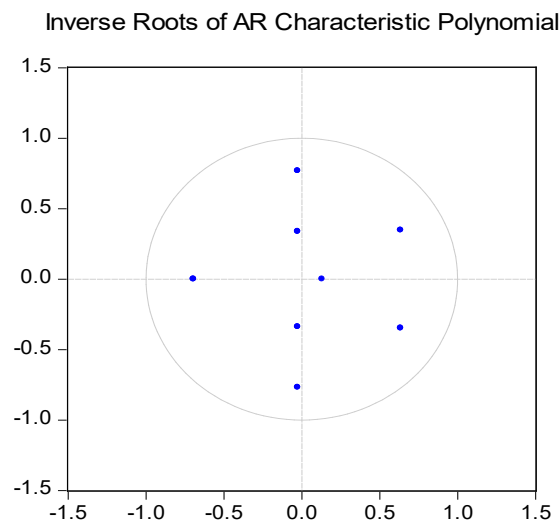
### **3.4 Validation du modèle :**

#### **Test de stabilité :**

Nous commençons, d'abord, par le test de stabilité du modèle. La stationnarité du modèle VAR(2) est testée par l'inverse des racines du polynôme caractéristiques. Si l'inverse de toutes les racines se trouve à l'intérieur du cercle unité, les conditions de stationnarité du modèle sont donc vérifiées.

**Fig.1.** Test de stabilité du modèle.

**Source :** établis par les auteurs avec Eviews 10.



Le test de stabilité indique que l'inverse de toutes les racines se trouve bien à l'intérieur du cercle unité, confirmant que les conditions de stabilité sont bien vérifiées.

#### **Test d'autocorrélation :**

L'absence d'autocorrélation entre les erreurs est l'une des conditions nécessaires pour valider un modèle économétrique. Pour ce faire, un test d'autocorrélation des erreurs s'impose. Dans la présente étude on se réfère au test du Multiplicateur de Lagrange LM. Les résultats du test sont repris dans le tableau suivant :

**Fig.2. Résultat du test du multiplicateur de Lagrange**

VAR Residual Serial Correlation LM Tests		
Null Hypothesis: no serial correlation at lag order h		
Date: 05/26/18 Time: 00:34		
Sample: 1990 2016		
Included observations: 24		
Lags	LM-Stat	Prob
1	15.08760	0.5182
2	28.22522	0.0297
3	12.45544	0.7121
4	12.56493	0.7043
5	19.17661	0.2596

**Source :** établis par les auteurs avec Eviews 10.

La majorité des P-values du test sont supérieures à 5%, cela nous permet de retenir l'hypothèse nulle de non existence d'autocorrélation des erreurs pour notre modèle.

**Test de normalité :**

Ce test de validation du modèle VAR permet de voir si les résidus (termes d'erreurs) du modèle suivent une distribution normale. Dans notre étude, on se réfère au test de normalité de Jarque-Bera. Les résultats du test de normalité du modèle sont représentés par le tableau suivant :

**Table 2. Test de normalité des erreurs**

VAR Residual Normality Tests				
Orthogonalization: Cholesky (Lutkepohl)				
Null Hypothesis: residuals are multivariate normal				
Date: 05/26/18 Time: 00:38				
Sample: 1990 2016				
Included observations: 24				
Component	Skewness	Chi-sq	df	Prob.
1	-0.700501	1.962809	1	0.1612
2	0.048531	0.009421	1	0.9227
3	0.034879	0.004866	1	0.9444
4	-0.766039	2.347265	1	0.1255
Joint		4.324361	4	0.3639
Component	Kurtosis	Chi-sq	df	Prob.
1	3.775906	0.602030	1	0.4378
2	2.611392	0.151016	1	0.6976
3	2.338088	0.438127	1	0.5080
4	4.102290	1.215044	1	0.2703
Joint		2.406218	4	0.6615
Component	Jarque-Bera	df	Prob.	
1	2.564839	2	0.2774	
2	0.160437	2	0.9229	
3	0.442994	2	0.8013	
4	3.562308	2	0.1684	
Joint	6.730578	8	0.5660	

**Source :** établis par les auteurs avec Eviews 10.



Les résultats du test indiquent que les résidus forment une distribution conjointe normale étant donné que la p-value de la statistique globale de Jarque-Bera est supérieure au seuil de 5%.

Les différents tests effectués montrent que le modèle est stationnaire, les erreurs sont non auto corrélées et suivent la loi normale. Donc, le modèle est validé et retenu ; il peut faire l'objet d'analyse et d'interprétation économique.

L'estimation du deuxième modèle intégrant le taux de change comme variable endogène a conclu à un modèle de type Var(2) les tests présentés ci-dessus nous ont permis de valider le modèle.

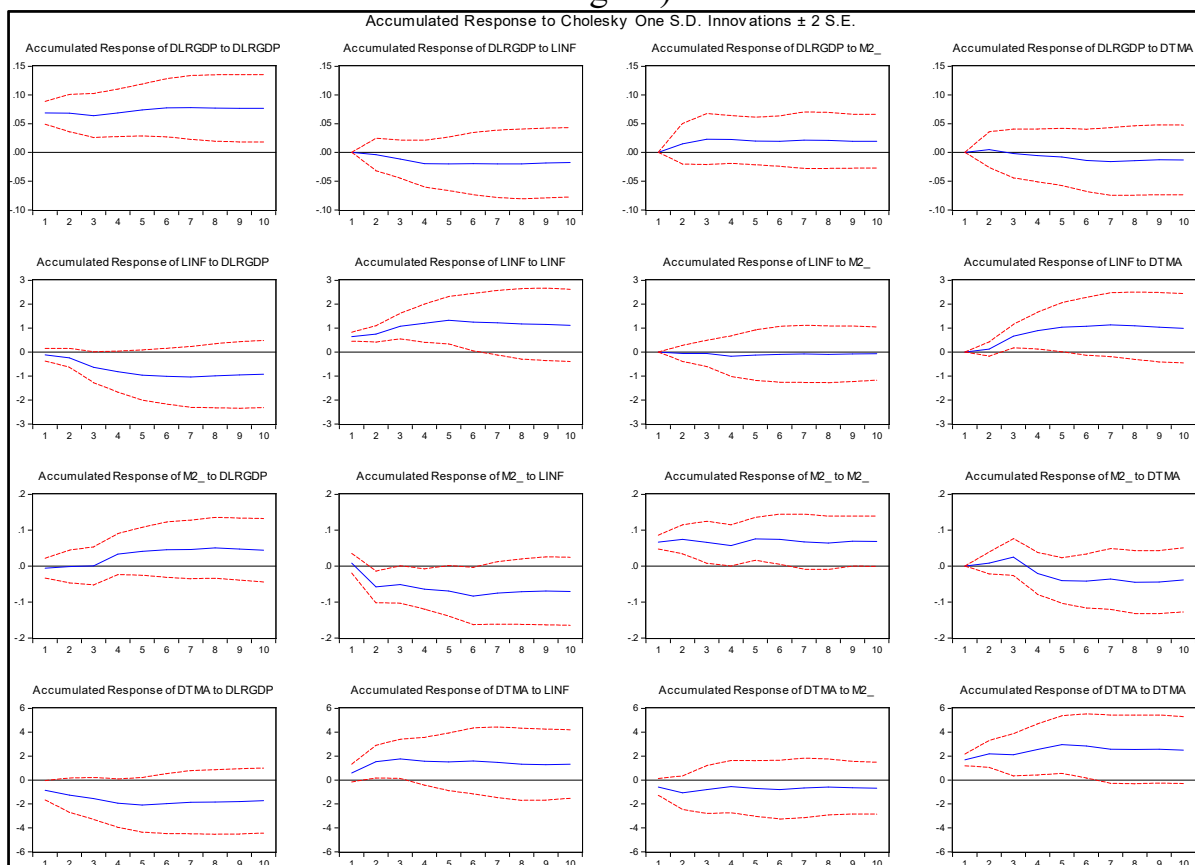
**4. Résultats et interprétations :**

**4.1 Analyse des fonctions d'impulsion :**

Nous allons dans ce qui suit interpréter les graphiques de réponse impulsionnelles ainsi que la décomposition des variances afin d'analyser les différents traits économiques (stylized facts) que font ressortir les modèles estimés.

Le graphique ci-dessous montre la réponse impulsionnelle cumulée des différentes variables suite à des innovations Choleski d'une unité de variance standard des autres variables dans un horizon de dix années. Les traits bleus constituent la réponse moyenne et les traits pointillés rouge représentent l'intervalle de confiance à (+/- 2 sd).

**Fig.3.** Fonctions d'impulsion des chocs du modèle de base (taux de change exogène)



Source : établis par les auteurs avec Eviews 10.

## **Le titre de l'article : Transmission de la politique monétaire via le canal du taux de...**

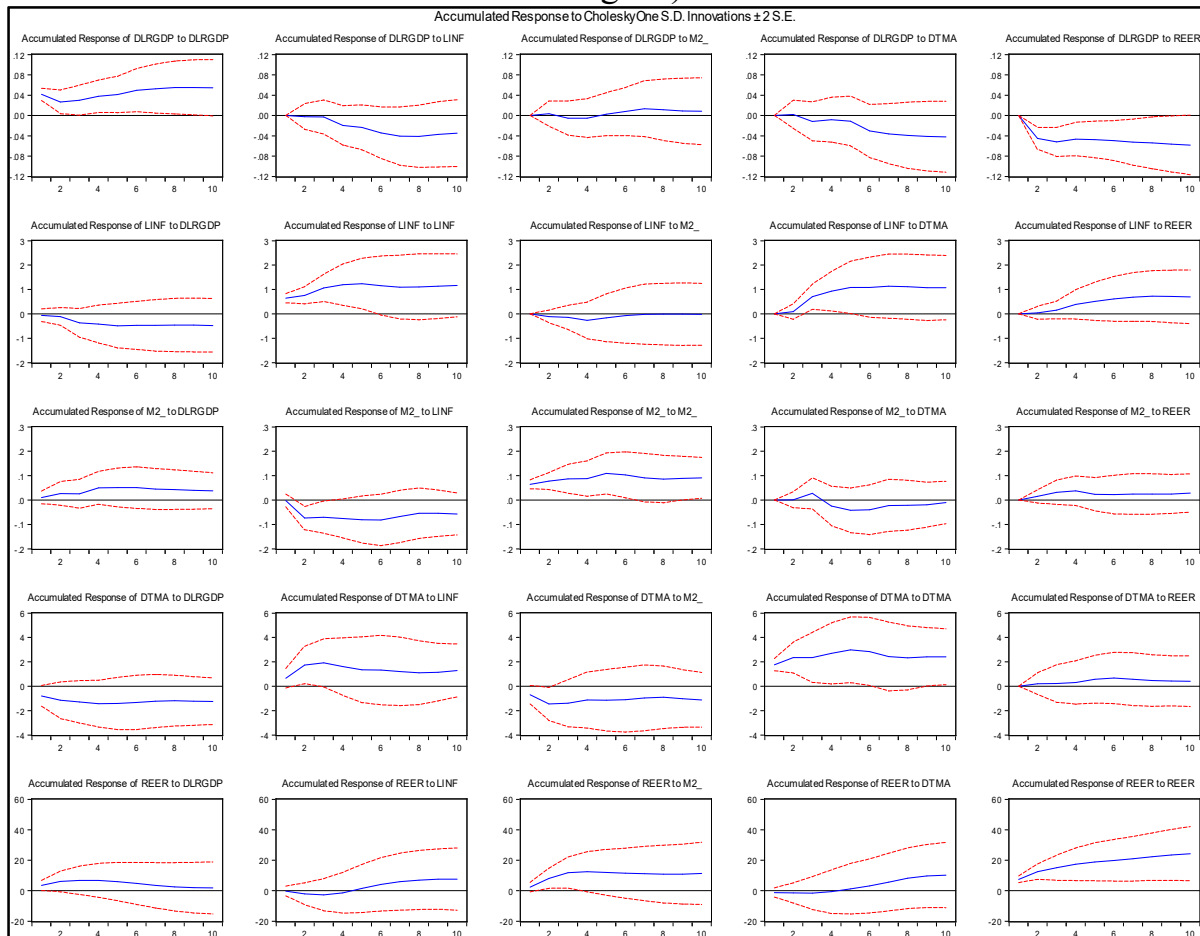
Les graphiques font ressortir qu'en absence du canal du change le revenu de l'économie nationale, représenté par le produit intérieur brut réel, ne répond que très légèrement aux chocs expansionnistes exogènes de la politique monétaire et cela à partir de la quatrième année seulement, d'autre part le revenu évolue positivement à partir de la deuxième année suite à un choc expansionniste monétaire qui garde son effet à long terme (jusqu'à la dixième année), notons aussi que le revenu répond très légèrement au chocs inflationniste. Nous remarquons enfin, que le revenu réagit à la hausse à ces propres chocs de façon persistante. Ceci peut s'expliquer par la formation du capital productif et par le progrès technologique dont les impacts sont persistants à long terme.

Nous nous intéressons maintenant aux réactions des prix aux chocs exogènes de la politique monétaire. Les résultats de notre modèle montrent que le taux d'inflation réagit à la hausse suite à une politique monétaire expansionniste, dès la première année qui suit celle-ci, ce qui est en contradiction avec la théorie économique. Cependant, cet effet est très répondu à travers les études empiriques sur les canaux de transmission de la politique monétaire et porte le nom de price puzzle (contradiction du prix), voir (Krusec, 2010). On constate aussi que La réaction de l'inflation aux chocs sur la masse monétaire sont très réduites.

Notons enfin que la dernière rangée des courbes sur le graphique nous permet de nous pencher sur la réaction contemporaine de la banque centrale aux déviations des variables économiques réelles (Fonction de feedback), où nous constatons que celle-ci est liée par une relation réciproque au taux d'inflation et contraire aux chocs de production, ce qui est semblable aux fonctions de réactions de la littérature économique (fonction de Taylor par ex.). Nous notons aussi que la réaction du taux d'intérêt à ces propres chocs est persistante, ce qui met en exergue les anticipations des agents économiques.

Nous nous intéressons maintenant aux résultats obtenus avec le deuxième modèle qui prend compte du canal du taux d'intérêt. Le graphique suivant reprend les courbes de réponse impulsionnelles tels que décrites précédemment.

**Fig.4.** Fonctions de réponse impulsionnelles du modèle 2 (taux de change endogène)



**Source :** établis par les auteurs avec Eviews 10.

On constate que les innovations positives sur le taux de change (Appréciation de ce dernier) entraînent une réaction à la baisse du PIB dès la première année. Cet effet est important (0.045 points), et persistant à long terme. Nous observons également que la réaction du PIB aux chocs expansionnistes exogènes de la politique est de plus forte magnitude comparée à la réaction obtenue dans le premier modèle et que cette réaction intervient plus rapidement. Ceci dénote de l'importance du canal du taux de change dans la transmission de la politique monétaire à la production nationale et dans la stabilisation de cette dernière.

Quant à la réaction de l'inflation, on constate toujours un Price puzzle pour la transmission due au taux d'intérêt. On constate aussi que le taux d'inflation réagit à la hausse aux chocs exogènes véhiculés par le canal du taux de change réel.

#### **4.2 Décomposition de la variance :**

Les tableaux ci-dessous récapitule la contribution de la variance de chaque variable sur le produit intérieur brut et l'inflation.

**Table 3. Décomposition de la variance des erreurs de prévisions du PIB en présence du canal du taux de change**

Variance Decomposition of DLRGDP:						
Period	S.E.	DLRGDP	LINF	M2_	DTMA	REER
1	0.041578	100.0000	0.000000	0.000000	0.000000	0.000000
2	0.063469	48.45228	0.128136	0.284080	0.109158	51.02635
3	0.065965	45.07609	0.137662	1.986080	4.505494	48.29468
4	0.068768	42.86070	5.829915	1.827556	4.371502	45.11033
5	0.069435	42.26818	6.045413	2.996230	4.425899	44.26428
6	0.073621	38.97122	7.425432	3.196811	10.95279	39.45375
7	0.074440	38.26974	8.038112	3.651009	11.27055	38.77059
8	0.074583	38.21512	8.009850	3.712844	11.40830	38.65389
9	0.074758	38.03728	8.219253	3.770403	11.40684	38.56623
10	0.074839	37.95893	8.311085	3.777897	11.40114	38.55095

**Source :** établis par les auteurs avec Eviews 10.

**Table 4. Décomposition de la variance des erreurs de prévisions de l'inflation en présence du canal du taux de change**

Variance Decomposition of LINF:						
Period	S.E.	DLRGDP	LINF	M2_	DTMA	REER
1	0.640999	0.893707	99.10629	0.000000	0.000000	0.000000
2	0.671193	1.383766	93.62326	2.747456	1.859182	0.386334
3	0.997508	7.487027	51.61564	1.388338	38.01745	1.491548
4	1.064463	6.781941	46.87953	2.543959	37.88355	5.911020
5	1.091635	6.820160	44.75495	3.327973	38.16523	6.931693
6	1.103807	6.682964	44.35934	3.947218	37.32820	7.682277
7	1.110298	6.605098	44.13378	4.163419	37.06297	8.034742
8	1.111168	6.606989	44.07614	4.157720	37.03902	8.120131
9	1.112441	6.591970	44.04760	4.148690	37.10048	8.111256
10	1.113090	6.607203	44.05851	4.150547	37.05967	8.124073

**Source :** établis par les auteurs avec Eviews 10.

Nous constatons que la variation du taux de change participe à hauteur de 51% à la variance du produit intérieur brute à la deuxième période (l'année suivante au choc de politique monétaire). Cette contribution diminue l'année suivante à 48.3% et persiste à hauteur de 38.55 % au long terme de 10 années.

La variation du taux d'intérêt, en présence du canal du taux de change, participe à la variation du revenu national à hauteur de 0.1% pendant la première année suivant le choc (i.e période 2). Cette contribution augmente et persiste à long terme autour de 11.4%. En général la variance du PIB réel est due principalement à ces propres déviations ainsi qu'à celle du taux de change effectif réel.

Concernant le taux d'inflation, on remarque que l'influence du taux de change devient importante à partir de la quatrième période (6% de variance expliquée) avant de se maintenir à 8.12% dans le long terme. Cependant, la variance de l'inflation est principalement due (en plus de sa propre variance) à la

variance de l'instrument de politique monétaire qu'est le TMA qui explique 38% des fluctuations de l'inflation dès la 3<sup>ème</sup> période.

Quand on bloque l'effet du taux de change, on remarque que les chocs exogènes de la politique monétaire, représentés par le taux d'intérêt interbancaire, ne représentent plus que 0.47% de la variance du PIB à court terme et 2.5% à long terme. Autre remarque importante est le fait que la variance du PIB est due principalement à ces propres chocs.

La variance de l'inflation est expliquée dans le court terme à 3.2 et 6.19 % par le taux d'intérêt et la production réelle respectivement pour finir à 31.82 et 20.12% dans le long terme (en sus de l'effet de sa propre variance).

**Table 5. Décomposition de la variance des erreurs de prévisions du PIB et de l'inflation du deuxième modèle**

Variance Decomposition of DLRGDP:					
Period	S.E.	DLRGDP	LINF	M2_	DTMA
1	0.068770	100.0000	0.000000	0.000000	0.000000
2	0.070645	94.76548	0.283674	4.472417	0.478430
3	0.072001	91.57442	1.458641	5.612146	1.354788
4	0.072683	90.27065	2.646219	5.516160	1.566975
5	0.072954	90.07635	2.627611	5.628042	1.667997
6	0.073306	89.48916	2.606111	5.574786	2.329945
7	0.073363	89.35374	2.607852	5.629038	2.409369
8	0.073392	89.29596	2.606436	5.628795	2.468811
9	0.073438	89.18708	2.657568	5.654977	2.500375
10	0.073447	89.16609	2.678066	5.653681	2.502158

Variance Decomposition of LINF:					
Period	S.E.	DLRGDP	LINF	M2_	DTMA
1	0.650710	2.906384	97.09362	0.000000	0.000000
2	0.686472	6.194974	89.96548	0.636989	3.202553
3	1.014288	18.32585	51.63825	0.291837	29.74406
4	1.069364	19.13145	47.72952	1.543233	31.59580
5	1.096433	20.01588	46.68699	1.646666	31.65046
6	1.101325	20.03779	46.74533	1.718224	31.49866
7	1.104084	20.01745	46.57203	1.737145	31.67338
8	1.107110	20.08810	46.49746	1.755976	31.65847
9	1.109778	20.11280	46.30864	1.785462	31.79309
10	1.112060	20.12009	46.26483	1.787995	31.82709

Source : établis par les auteurs avec Eviews 10.

### 4.3 Analyse de la causalité au sens de Granger :

Le tableau ci-dessous montre les résultats des tests de causalité au sens de Granger pour la variable du revenu national, obtenus par le biais des deux modèles objet de l'étude.

**Fig.5. Causalité au sens de granger du PIB pour les deux modèles.**

Dependent variable: DLRGDP				Dependent variable: DLRGDP			
Excluded	Chi-sq	df	Prob.	Excluded	Chi-sq	df	Prob.
LINF	0.291084	2	0.8646	LINF	1.712446	2	0.4248
M2_	0.889132	2	0.6411	M2_	4.398244	2	0.1109
DTMA	0.374821	2	0.8291	DTMA	1.828655	2	0.4008
				REER	29.84177	2	0.0000
All	2.039212	6	0.9161	All	39.88770	8	0.0000

Source : établis par les auteurs avec Eviews 10.

Le tableau de gauche nous montre les résultats du test de Wald, où l'on constate que toutes les probabilités critiques sont supérieures à 0,05 et que de ce

## Le titre de l'article : Transmission de la politique monétaire via le canal du taux de...

fait aucune variable ne cause le PIB réel (au sens de Granger) quand on bloque le canal du taux de change.

Le deuxième tableau reprenant les résultats du deuxième modèle qui prend en compte le canal du taux de change met en exergue la relation de causalité au sens de Granger entre le taux de change effectif réel et le PIB réel en Algérie.

**Fig.5.** Causalité au sens de granger du PIB pour les deux modèles

Dependent variable: LINF				Dependent variable: LINF			
Excluded	Chi-sq	df	Prob.	Excluded	Chi-sq	df	Prob.
DLRGDP	1.290624	2	0.5245	DLRGDP	0.787164	2	0.6746
M2_	4.713452	2	0.0947	M2_	4.617507	2	0.0994
DTMA	15.14216	2	0.0005	DTMA	17.01972	2	0.0002
				REER	1.460557	2	0.4818
All	16.00630	6	0.0137	All	17.89707	8	0.0220

**Source :** établis par les auteurs avec Eviews 10.

Les tableaux mettent en évidence que le taux d'intérêt interbancaire moyen annuel cause au sens de Granger le taux d'inflation indépendamment de la présence du canal du taux de change.

Ces résultats nous indiquent que le taux de change agit de façon directe sur le revenu national en plus de son action comme véhicule de la politique monétaire (mis en exergue par l'analyse de réponses impulsionnelles et l'analyse des variances).

### **5. Conclusion :**

Nous nous sommes proposé dans le cadre de ce papier d'étudier le rôle du canal du taux de change dans la transmission de la politique monétaire en Algérie sur la période 1990-2016 par l'intermédiaire d'une modélisation de type VAR, en imposant tour à tour le taux de change réel effectif comme variable exogène au model puis comme variable endogène. Le premier modèle nous a servi comme modèle de base pour notre analyse et nous a permis ainsi de mettre en contraste les résultats obtenus à partir du deuxième modèle.

Nous avons observé à partir des réponses impulsionnelles du modèle de base que les effets de la politique monétaire exprimés par le biais du taux d'intérêt interbancaire sur le niveau de production de l'économie nationale ne se manifestaient que tardivement à partir de la quatrième période seulement et étaient de magnitude très faible. Le niveau de production répond positivement aussi aux chocs monétaires exprimés par la croissance de la masse monétaire plus rapidement que pour les chocs sur le taux d'intérêt.

La réaction des niveaux de prix exprimés par le taux d'inflation, selon le modèle de base, a donné lieu à un résultat qui ne correspond pas aux bases théoriques. Ce phénomène est connu dans la littérature sous le nom du « Price puzzle », un phénomène qui est expliqué par Sims par le fait que ces innovations positives du taux d'intérêt sont dues aux pressions inflationnistes qui poussent les prix à la hausse et que ce phénomène peut être éliminé en introduisant un

indice de prix de commodités (Sims 1992), Krusec de son coté propose d'imposer des restriction structurelle de long termes pour se débarrasser du Price puzzle (Krusec 2010).

Notre choix de l'ordre des variables pour l'orthogonalisation des chocs était basé sur l'hypothèse que la banque centrale prend en compte les réalisations des variables réelles pour la détermination de sa politique monétaire (fonction de feedback) a été conforté par les résultats qui sont en adéquation avec les fonctions usuelles.

L'analyse de la variance du modèle de base a conclu à une faible participation des innovations de la politique monétaire dans la variance du produit intérieur brut dans le court et long termes et à une participation forte du taux de change et de la croissance monétaire dans les variations du taux d'inflation.

Le rôle du canal du taux de change à été mis en exergue après l'analyse des résultats obtenus par le second modèle. Nous avons conclu en effet qu'en présence du canal du taux de change la transmission de la politique monétaire au produit intérieur brut était beaucoup plus importante d'un coté, et intervenait après un délai plus court. Le taux de change induit aussi un impacte important sur la production nationale par son propre effet. S'agissant du taux d'inflation, le phénomène du Price Puzzle est toujours présent dans la réaction du taux d'inflation aux innovations de la politique monétaire. Cependant, l'appréciation du taux de change effectif réel induit une baisse de l'inflation assez importante et qui intervient dès l'année suivante à cette hausse.

L'analyse de la variance nous a permis de constater la participation importante des variations du taux de change dans les variations de la production et de l'inflation, d'un autre coté la présence du canal du taux de change induit une participation plus importante des variations du taux d'intérêt interbancaire dans la variance des variables économiques réelles.

D'un point de vue global les résultats de notre étude nous permettent de conclure que le canal du taux de change est un canal efficace de la transmission de la politique monétaire en Algérie.

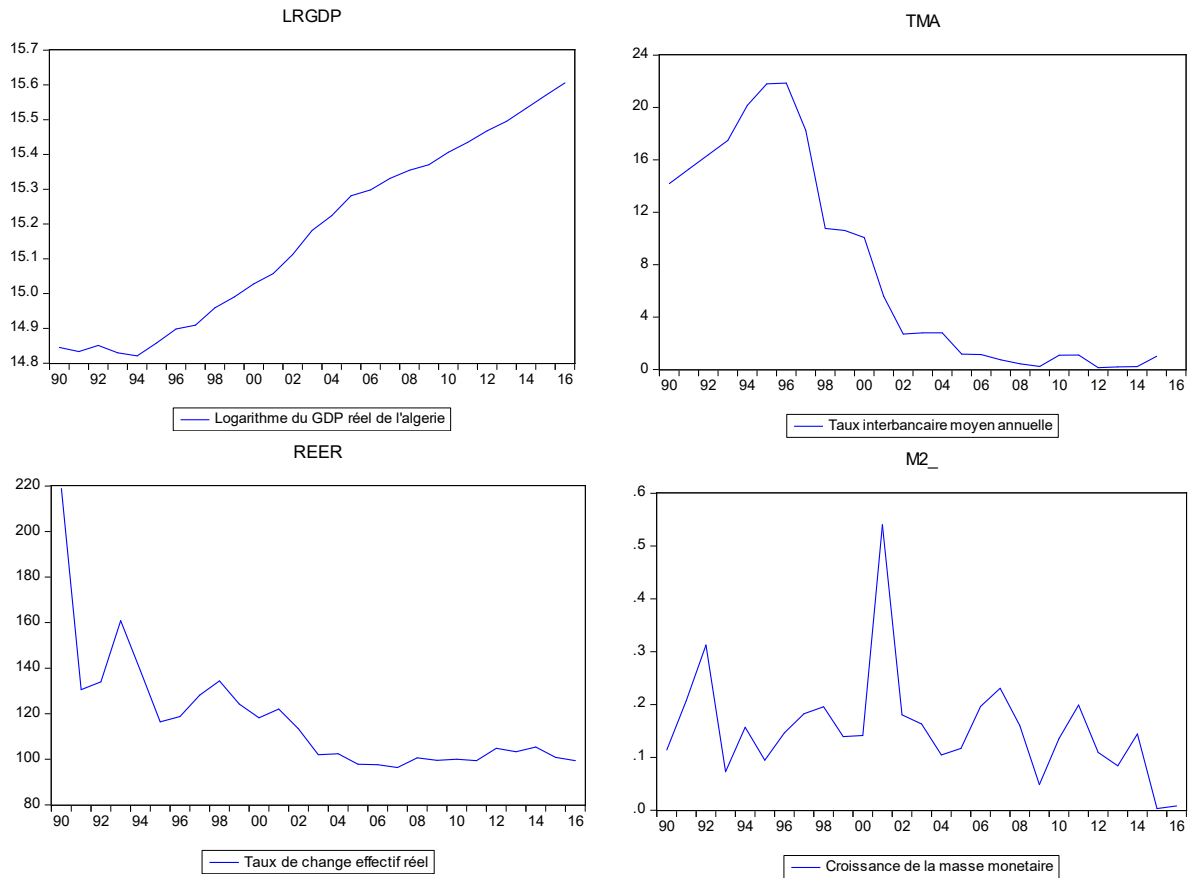
L'analyse de la causalité au sens de Granger quant à elle a mis en exergue la causalité directe entre le taux de change et le revenu national réel. Ceci dénote de l'importance du taux de change comme outil de stabilisation des fluctuations de croissance. Le taux d'inflation quant à lui n'est causé que par l'instrument de politique monétaire étudié.

La présente étude pourra être étendue de différentes manières. D'un point de vue méthodologique il sera intéressant de pallier au problème lié aux degrés de liberté en imposant des contraintes structurelles en optant pour la méthode SVAR. D'un point de vue conceptuel, l'introduction des autres canaux de transmission pourra donner une vision plus globale de la problématique.

**Le titre de l'article : Transmission de la politique monétaire via le canal du taux de...**

**6 -Annexes:**

**Représentations graphiques des variables :**



**Récapitulatif des résultats des tests de dickey fuller :**

Variable	Ordre d'intégration	t-stat mesurée	t-stat tabulée 5%	Termes déterministes	nombre de Retards (SIC)	Conclusion
LRGDP	0	-2.484127	-3.568379	Intercept&Trend	1	Non Stationnaire
LRGDP	1	-4.090224	-3.568379	Intercept&Trend	0	Stationnaire
M2_	0	-4.540608	-2.960411	Intercept	0	Stationnaire
TMA	0	-1.630502	-2.986225	Intercept	3	Non Stationnaire
TMA	1	-3.141673	-2.986225	Intercept	0	Stationnaire
REER	0	-5.911312	-2.967767	Intercept	2	Stationnaire



**10- Citations:**

- Benbouziane, M., & Benamar, A. (2010). On the liquidity effect in Algeria and Morocco: An empirical investigation. *Topics in Middle Eastern and North African Economies*, 12.
- Bernanke, B., & Blinder, A. (1988). *Credit, money, and aggregate demand*. National Bureau of Economic Research Cambridge, Mass., USA.
- Boughrara, A. (2009). Monetary transmission mechanisms in Morocco and Tunisia. *Economic Research Forum Working Paper Series*, 460.
- Christiano, L., Eichenbaum, M., & Evans, C. (1998). *Monetary policy shocks: what have we learned and to what end?* National bureau of economic research.
- Favero, C., Giavazzi, F., & Flabbi, L. (1999). *The transmission mechanism of monetary policy in Europe: evidence from banks' balance sheets*. National bureau of economic research.
- Krusec, D. (2010). The “price puzzle” in the monetary transmission VARs with long-run restrictions. *Economics Letters*, 106(3), 147-150.
- Mishkin, F. (1996). *The channels of monetary transmission: lessons for monetary policy*. National Bureau of Economic Research.
- Morsink, J., & Bayoumi, T. (2001). A peek inside the black box: the monetary transmission mechanism in Japan. *IMF Staff Papers*, 48(1), 22-57.
- Neaime, S. (2008). Monetary policy transmission and targeting mechanisms in the MENA region. *Economic Research Forum Working Paper*.
- Sims, C. (1980). Macroeconomics and reality. *Econometrica: journal of the Econometric Society*, 1-48.
- Taylor, J. (1995). The monetary transmission mechanism: an empirical framework. *journal of Economic Perspectives*, 9(4), 11-26.