

**LIEN ET DELAI DE REPONSE ENTRE INSTRUMENTS ET OBJECTIF DE LA POLITIQUE MONETAIRE EN ALGERIE : MODELISATION EN VAR STRUCTUREL.****LINK AND RESPONSE TIME BETWEEN INSTRUMENTS AND OBJECTIVE OF MONETARY POLICY IN ALGERIA: STRUCTURAL VAR MODELING.**

Rakhrour Youssef^{*1}, Djedi Larbi², Cheloufi Omeyr³

1 Université de Laghouat, laboratoire LIRUE (Algérie), rakhrouryoussef@yahoo.fr

2 Université de Laghouat, laboratoire POLDEVA (Algérie), djedilarbi@yahoo.fr

3 Université de Laghouat, laboratoire POLDEVA (Algérie), o.cheloufi@lagh-univ.dz

Date de Réception : jj/mm/aa ; Date de révision : jj/mm/aa ; Date d'acceptation : jj/mm/aa

Résumé :

Le présent travail tend à examiner la capacité de la Banque d'Algérie (BA) d'atteindre la stabilité des prix en tant qu'objectif unique de la politique monétaire et déterminer la nature des relations et le délai de réponse entre objectif et instruments à travers un modèle économétrique de type VAR structurel. Les résultats montrent que l'effet des différents chocs sur l'inflation s'amortit au fil du temps, la BA, ainsi, a pu contenir les tensions inflationnistes durant la période d'analyse. Il est également constaté que l'inflation importée est plus importante que celle générée par la croissance de la masse monétaire. Par ailleurs, l'étude confirme que le taux de change nominal, la masse monétaire et le taux du marché monétaire sont sous le contrôle direct de la BA, ainsi leur utilisation, comme instrument ou objectif intermédiaire occupe une place déterminante dans la conduite de la politique monétaire.

Mots clés : Politique monétaire; Taux d'intérêt; Taux de change; Masse monétaire; Modélisation économétrique.

Classification JEL: E52, E43, F31, E51, C51.

Abstract:

The present work tends to examine the capacity of the Bank of Algeria BA to achieve the objective of price stability and to determine the nature of the relationships and the response time between objective and instruments through a structural VAR model. The results show that the effect of different shocks on inflation is absorbed over time, so the BA may have contained inflationary pressures during the analysis period. It is also noted that imported inflation is higher than that generated by the growth of the money supply. Furthermore, the study confirms that the nominal exchange rate, the money supply and the money market rate are under the direct control of the BA, so their use, as an instrument or intermediate objective occupies a determining place in the conduct of the Monetary Policy.

Keywords : Monetary Policy; Interest rate; Exchange rate; Money supply; Econometric modeling..

JEL classification : E52, E43, F31, E51, C51.

* Rakhrour Youssef, rakhrouryoussef@yahoo.fr.

Lien et délai de réponse entre instruments et objectif de la politique monétaire en Algérie : modélisation en var structurel. (PP. 1-20)

INTRODUCTION

L'amendement de la loi relative à la monnaie et au crédit en 2010 a apporté une précision importante relative à la mission de la Banque d'Algérie BA concernant la désignation de la stabilité des prix en tant qu'objectif explicite de la politique monétaire. Dans le but d'atteindre cet objectif, il demeure important de comprendre les mécanismes reliant les variables monétaires et l'objectif de stabilité des prix, notamment, que la BA n'a qu'un contrôle indirect sur les variables d'économie réelle. Dans ce cadre, les techniques économétriques basées sur les modèles VAR ont connu une large utilisation mais la modélisation VAR sans contraintes a été critiquée car elle repose sur un raisonnement purement mathématique. L'approche de VAR structurel répond à cette critique en permettant d'identifier les chocs interprétables économiquement puisque les matrices utilisées font explicitement référence à la théorie économique. (Shapiro & Watson, 1988, pp. 111 – 156) et (Blanchard & Quah, 1989, pp. 655-673) ont proposé d'identifier des chocs structurels qui soient interprétables économiquement en imposant outre les contraintes d'orthogonalisation usuelles, des contraintes structurelles traduisant des relations économiques. À cet égard, la démarche adoptée, est aussi bien analytique qu'empirique car elle vise à analyser les relations entre les variables monétaires et celles de l'économie réelle, de ce fait notre travail comprend : une revue de littérature et une étude empirique.

1. REVUE DE LITTÉRATURE

Cette partie présente les études économétriques traitant des questions monétaires au moyen le modèle VAR structurel car ce dernier servira le principal outil de notre étude empirique. Sous l'influence des travaux de (Shapiro & Watson, 1988) et (Blanchard & Quah, 1989), la méthodologie VAR structurel a ouvert la voie à une littérature abondante portant sur les canaux de transmission de la politique monétaire, l'évaluation du succès de la conduite de la politique monétaire et le choix des instruments et des cibles. Nous citons à titre illustratif, les travaux ci-après :

(Giannini, Lanzarotti, & Seghelini, 1995, pp. 131-151) ont utilisé un modèle VAR structurel comportant cinq variables macroéconomiques de l'économie italienne: la production réelle, le chômage, les prix, les salaires et la masse monétaire. Une analyse statistique des séries montre que celles-ci sont intégrées de même ordre et cointégrées conjointement: trois relations théoriquement significatives à long terme sont identifiées. La principale nouveauté dans leur travail est que l'identification et l'estimation du modèle structurel sont obtenues en combinant les restrictions à court terme spécifiées par Blanchard (1989) avec des contraintes identifiées selon les écarts par rapport à l'équilibre de long terme pour chaque équation. Les réponses impulsionnelles et décompositions d'erreur de prévision de la variance sont calculées, en utilisant les chocs structurels identifiés. Leurs résultats semblent conformes à la théorie économique.

(SIMS & ZHA, 1998, p. 36) ont tenté de répondre à la question suivante : est-ce que la politique monétaire génère de la récession ? À travers un modèle VAR avec restrictions, ils ont conclu que la variation cyclique observée est attribuable à une variation imprévisible de la politique monétaire et que les effets réels de la politique monétaire sont plus faibles.

(Bruneau & De Bandt, 1999, pp. 67-94) ont examiné l'intérêt et les limites de la modélisation Var "structurel". Ils ont explicité les choix que le modélisateur doit opérer aux différentes étapes de la procédure. Une illustration est fournie par une analyse des chocs de politique monétaire en France sur la période 1972:1-1995:2. Par rapport aux travaux antérieurs portant sur ce pays, le résultat essentiel est la mise en évidence d'un effet statistiquement significatif de la politique monétaire sur l'activité économique et l'inflation. De même, les deux auteurs ont considéré que les fonctions de réponse déduites du modèle Var "structurel" sont comparables à ceux qui sont obtenus par (Gerlach & Smets, 1995, pp. 1-49) avec des réponses conformes à la théorie. Ces fonctions ont en effet l'allure attendue. En revanche, en ce qui concerne la significativité des résultats, ils ont réalisé une identification beaucoup plus explicite des différents chocs et un renforcement très sensible des effets de la politique monétaire sur l'activité économique et sur les prix. Le caractère plus novateur des résultats apparaît dans l'identification d'un choc monétaire statistiquement significatif avec des

Lien et délai de réponse entre instruments et objectif de la politique monétaire en Algérie : modélisation en var structurel. (PP. 1-20)

bornes à 90% et non pas seulement à un écart-type autour de la moyenne, comme dans (Gerlach & Smets, 1995, pp. 1-49) ou (Mélitz & Weber, 1996, pp. 65-92).

(Kim & Roubini, 2000, pp. 561-586) ont également développé une approche VAR structurel pour expliquer les anomalies générées par les effets de la politique monétaire des G7¹ exceptés les Etats-Unis. Ils ont identifié les chocs de politique à travers un modèle basé sur la fonction de réaction des autorités monétaires. Ils trouvent que les effets des chocs de politique monétaire sur les variables macroéconomiques sont conformes aux prédictions des modèles théoriques. Leurs résultats confirment que les chocs de politique monétaire sur les taux de change et d'autres variables macroéconomiques sont compatibles avec les prédictions de modèles théoriques. Toutefois, ils ont mis l'accent sur la réaction du taux de change, selon leurs résultats, le taux de change d'abord, s'apprécie en réponse à une contraction monétaire; mais après quelques mois, le taux de change se déprécie au fil du temps.

(Peersman & Smets, 2001, p. 20), pour étudier les effets macro-économiques d'un choc de politique monétaire dans la zone euro, ont estimé un VAR structurel sur les données de la zone euro de 1980 à 1998. Les principaux résultats : une hausse temporaire du taux d'intérêt nominal et réel à court terme tend à être suivie d'une appréciation réelle du taux de change et une baisse temporaire de la production. La réaction des prix est plus lente et ne commencent à baisser de manière significative, en dessous de zéro qu'après plusieurs trimestres. La réponse de la production est due, principalement, à une diminution des investissements dont la baisse est trois fois plus grande que celle du PIB, et secondairement à la consommation privée. Il est à signaler qu'ils ont recommandé d'interpréter les résultats avec prudence, **du fait de l'absence d'une politique monétaire commune dans la zone euro au cours de la période d'estimation.**

(Goux, 2003, pp. 11-13), grâce à un modèle VAR structurel, il a montré que les économies de la zone euro sont fortement dépendantes des conditions monétaires (taux d'intérêt directeur, taux de change). A long terme, l'activité industrielle de la zone euro entre dans une relation de co-intégration avec le taux de change réel euro-dollar, l'euribor et la masse monétaire M3 en termes réels. A court terme, l'influence des chocs de politique monétaire et de taux de change est déterminante dans l'évolution de la production industrielle : elle atteint son plein effet après environ un an ; toutefois, l'influence de la politique monétaire à travers le taux d'intervention de la Banque Centrale Européenne est trois fois plus élevée que celle du taux de change.

2. ETUDE EMPIRIQUE

La question d'interactions entre les variables réelles et monétaires nous a intéressé afin d'examiner la conduite de la politique monétaire de la Banque d'Algérie. Pour ce faire, nous avons choisi une modélisation VAR structurel (SVAR).

2.1 PRESENTATION DES DONNEES

En ce qui concerne les variables utilisées, nous retenons deux (02) catégories de variables à savoir :

2.1.1 Variables qui ne sont pas sous le contrôle direct de la Banque Centrale :

- **L'indice des prix à la consommation (IPC) :** L'indice des prix à la consommation (IPC) est l'instrument de mesure de *l'inflation*. Il permet d'estimer, entre deux périodes données, la variation moyenne des prix. C'est une mesure synthétique de l'évolution de prix des produits, à qualité constante. L'indice des prix à la consommation, selon Office National des Statistiques, est établi sur la base d'observation des prix effectuée auprès d'un échantillon de 17 villes et villages représentatifs des différentes régions du pays.

¹ Groupe sept G7: États-Unis, Japon, France, Allemagne, Royaume-Uni, Italie et Canada.

Lien et délai de réponse entre instruments et objectif de la politique monétaire en Algérie : modélisation en var structurel. (PP. 1-20)

- **Taux de change effectif réel TCER**, quant à lui, tient compte parallèlement de l'évolution nominale de la monnaie nationale par rapport aux monnaies du panier retenu et de l'évolution des prix locaux dans les pays partenaires commerciaux. Dans des économies ouvertes comme aujourd'hui, la stabilité des taux de change est devenue un objectif intermédiaire fondamental. Il s'agit de trouver le taux de change d'équilibre car : un taux de change faible favorise les exportations mais il est une source de tensions inflationnistes et n'incite pas à l'amélioration des gains de productivité des entreprises nationales, protégées de la concurrence internationale. Un taux de change trop élevé, renchérit les exportations et risque de conduire les entreprises les moins concurrentielles à la faillite.
- **Indices des valeurs unitaires à l'importation de marchandises (IVU)** : il mesure l'évolution des prix de produits importés, cela nous permet d'estimer la proportion de l'inflation importée dans l'inflation globale. Il donne également une appréciation sur la compétitivité de biens et services étrangers sur le marché intérieur d'un pays.

2.1.2 Les variables qui sont sous le contrôle direct de la Banque Centrale

- **La masse monétaire M2** : comporte outre M1 (c'est-à-dire les moyens de paiement immédiats) la quasi-monnaie. M2 est choisie pour son contenu d'information, car M2 est l'agrégat le plus large en Algérie.
- **Le taux du marché monétaire TMM** : il correspond à un taux d'intérêt reflétant les conditions d'échange des capitaux à court terme entre les banques et fait référence au taux moyen mensuel du marché monétaire. Ce taux est un instrument d'indexation pour les banques, en termes de crédit, de dépôt à terme et d'épargne.
- **Le taux de change nominal TCN** : Le taux de change nominal est le prix d'une monnaie par rapport à une autre monnaie, nous avons choisi le taux de change de dinar par rapport au dollar US. À ce titre, (Sims, 1992, pp. 01-16) souligne l'influence du taux de change nominal sur la conduite de la politique monétaire, en particulier, l'analyse du pouvoir de transmission du taux de change nominal aux prix par les modèles VAR.

Selon la disponibilité des données, nos données sont des données **mensuelles** couvrant la période **2002 à 2018**. Le choix de cette fréquence est relatif à l'ampleur d'un choc. En effet, la transmission d'un choc unitaire diffère selon que les données soient mensuelles, trimestrielles ou annuelles car le choc s'écoule sur la périodicité choisie. De plus, une fréquence plus élevée entraîne des pertes d'information sur le processus des données. À cet égard, (Georgoutsos, Kouretas, & Tserkezos, 1998, pp. 19- 34) ont montré que l'estimation du modèle SVAR avec des données mensuelles donne plus de précision et améliore sensiblement la qualité d'estimation par rapport à une estimation utilisant des données annuelles.

Par ailleurs, le choix de la période se justifie par le fait que, à partir de 2002, la politique monétaire commence à se déployer de manière suffisamment autonome dans un contexte marqué par le rétablissement des équilibres macroéconomiques internes et externes de l'économie nationale.

Par ailleurs, nous avons opéré une transformation pré-requise des données : à l'exception de IVU et TMM car elles sont exprimées en pourcentage (taux d'évolution), toutes les autres variables sont exprimées en LOG¹.

2.2 ÉTUDE DE STATIONNARITE

L'étude de la stationnarité des séries est essentielle dans la mesure où elle conditionne le choix du modèle économétrique. Donc, on est amené à appliquer le test de Dickey-Fuller Augmenté ADF pour déterminer la nature de ces séries. Le test ADF consiste à tester l'hypothèse nulle selon laquelle la série est non stationnaire

¹ Toutes ces séries sont en données mensuelles, corrigées des variations saisonnières lorsqu'il y a lieu.

Lien et délai de réponse entre instruments et objectif de la politique monétaire en Algérie : modélisation en var structurel. (PP. 1-20)

(elle contient au moins une racine unitaire), contre l'hypothèse alternative de stationnarité. On va effectuer le test de Dickey-Fuller augmenté (ADF) sur la série au niveau. Pour ce faire, on commence par tester le modèle (03) qui contient la tendance et la constante puis le modèle 02 avec constante sans tendance et le modèle 01 sans constante sans tendance.

Pour bien illustrer le déroulement de ce test, on commence par tester la variable LIPC. Les résultats sont répertoriés dans le tableau N° 01 :

Le tableau N° 01: Résultats test ADF

LIPC	Modèle	t-statistique	t-critique (5%)
	constante, tendance	-3.373477	-3.433036
	constante sans tendance	0.932731	-2.876200
	sans constante ni tendance	3.763634	-1.942465

Source : logiciel Eviews

D'après les résultats de test ADF pour les trois modèles au seuil de 5%, on constate que la statistique ADF est supérieure à la valeur critique, la série LIPC, ainsi, n'est pas stationnaire. La t-statistique de la tendance qui est 2.58 est inférieure à la valeur critique de 2.79 donc la série LIPC est de type DS (Difference stationary) car la tendance n'est pas significative. En plus, la comparaison de la t-statistique (-0.77) de la constante à sa valeur critique 2.53 montre qu'elle est n'est significative. Donc la série LIPC est non stationnaire de type DS sans dérive. Pour pouvoir déterminer l'ordre d'intégration de la série on applique le test ADF à la série en différence première dont les résultat sont données par Eviews comme ci-après :

Null Hypothesis: D(LIPC) has a unit root		
Exogenous: None		
Lag Length: 0 (Fixed)		
	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-12.93474	0.0000
Test critical values: 1% level	-2.576936	
5% level	-1.942473	
10% level	-1.615611	
*Mackinnon (1996) one-sided p-values.		

La série DLIPC est stationnaire car la statistique ADF (-12.93) est inférieure à la valeur critique -1.94 au seuil de 5% : LIPC est intégré d'ordre1 (on doit la différencier une fois pour la rendre stationnaire).

De la même manière, on procède au test des autres séries en niveau, les résultats sont reportés dans le tableau ci-après :

Le tableau N° 02 : Résultats test ADF (suite)

	Modèle	t-statistique ADF	t-critique (5%)	t-statistique (tendance)	t-statistique (constante)
IVU	constante, tendance	-13.00805	-3.433036	-----	-----
	constante sans tendance	-13.01474	-2.876200	-----	-----
	sans constante ni tendance	-12.53198	-1.942465	-----	-----
LM2	constante, tendance	-1.493717	-3.433036	1.281420	-----
	constante sans tendance	-2.227284	-2.876200	-----	2.435034
	sans constante ni tendance	2.778069	-1.942465	-----	-----
	constante, tendance	-3.307039	-3.433036	-0.960964	-----

Lien et délai de réponse entre instruments et objectif de la politique monétaire en Algérie : modélisation en var structurel. (PP. 1-20)

TMM	constante sans tendance	-2.384247	-2.876200	-----	1.998340
	sans constante ni tendance	-1.938317	-1.942465	-----	-----
LTCN	constante, tendance	-0.361455	-3.433036	1.636385	-----
	constante sans tendance	0.275245	-2.876200	-----	-0.246202
	sans constante ni tendance	1.252083	-1.942465	-----	-----
LTCER	constante, tendance	-2.887370	-3.433036	-0.835230	-----
	constante sans tendance	-2.826452	-2.876200	-----	2.815198
	sans constante ni tendance	-0.795206	-1.942465	-----	-----

Source : logiciel Eviews

À l'exception de la série IVU qui est stationnaire en niveau, l'analyse des résultats fait ressortir que les séries ne sont pas stationnaires en niveau, elles sont de type DS sans dérive car la tendance et la constante ne sont pas significatives, sauf la série LTCER qui est de type DS avec dérive. On peut donc conclure que la série IVU est stationnaire en niveau, alors que les autres séries ne sont pas stationnaires en niveau, elles sont stationnaires après leur première différenciation (voir Annexe), donc le modèle à estimer est un modèle VAR en raison de l'absence de risque de cointégration entre l'ensemble des variables .

2.3 ORDRE D'INTRODUCTION DES VARIABLES

L'ordre d'introduction des variables dans le modèle VAR est déterminant. À ce propos, le critère retenu est l'exogénéité décroissante des variables (Peersman & Smets, 2001, p. 20). On va introduire la variable qui répond exclusivement à son propre choc et n'est donc pas sensible aux autres variables. Pour déterminer le nombre de retard du VAR on estime plusieurs processus VAR pour des retards p allant de 1 à 8. Pour chaque modèle on a calculé les critères d'information. Le résultat est donné par le logiciel Eviews .

Lag	LogL	LR	FPE	AIC	SC	HQ
0	643.9853	NA	4.55e-11	-6.787078	-6.683787	-6.745229
1	2208.602	3012.719	3.94e-18	-23.04895	-22.32592*	-22.75601*
2	2246.790	71.09568	3.85e-18*	-23.07224*	-21.72946	-22.52819
3	2265.527	33.68593	4.64e-18	-22.88858	-20.92606	-22.09344
4	2286.883	37.03214	5.45e-18	-22.73280	-20.15053	-21.68656
5	2307.524	34.47489	6.48e-18	-22.56940	-19.36739	-21.27207
6	2321.128	21.85317	8.33e-18	-22.33115	-18.50939	-20.78271
7	2357.184	55.61809	8.47e-18	-22.33174	-17.89024	-20.53221
8	2396.319	57.87112*	8.40e-18	-22.36510	-17.30386	-20.31448

* indicates lag order selected by the criterion

D'après ce tableau, le retard retenu est 2 car il minimise les critères (AIC), (FPE). Nous avons retenu le retard 2 au lieu 1 car un Var d'ordre plus faible conduit à un "price puzzle" mis en évidence par Sims (1992) : on constate par exemple qu'un choc monétaire restrictif identifié à partir d'un Var d'ordre 2, entraîne une

¹ Price Puzzle signifie qu'une politique restrictive conduit à une augmentation plutôt qu'une diminution du niveau des prix. Ce phénomène n'est pas du seulement au choix de nombre de retard. Balke et Emery ont présenté des preuves sur le puzzle de prix et discuté des explications possibles pour cela ; Balke et Emery trouvent que l'explication la plus plausible est que la politique monétaire n'a pas été mise en œuvre d'une manière qui entièrement compensé les chocs d'offre inflationnistes. Au cours de cette période, la politique monétaire resserrerait en réponse à un choc d'offre, mais pas assez pour empêcher la hausse de l'inflation. N. Balke et K.Emery: « Understanding the Price Puzzle », Federal Reserve Bank of Dallas.1994.

Lien et délai de réponse entre instruments et objectif de la politique monétaire en Algérie : modélisation en var structurel. (PP. 1-20)

augmentation de l'inflation. Pour l'économiste, le choix d'un ordre élevé correspond à la nécessité de prendre en compte les délais relativement longs de la politique monétaire. Notons enfin que les travaux empiriques fondés sur la méthodologie Var concluent souvent à la nécessité d'introduire de 4 à 5 retards, réalisant ainsi un arbitrage entre un faible nombre de retards (qui peut biaiser les estimateurs) et un trop fort nombre de retard (qui induit une multicollinéarité) (Bruneau & De Bandt, 1999, pp. 67-94). Une solution apportée par (Christiano, Eichenbaum, & Evans, 1994, pp. 16-34) ont montré que l'introduction d'une variable supplémentaire de prix ou des matières premières permet de réduire l'effet du price puzzle. Pour notre cas, nous avons introduit une deuxième variable de prix IVU (indice des prix à l'importation). Donc, l'introduction de cette variable permet de réduire le risque de price puzzle avec un retard de 02.

Après le choix du nombre de retard, l'étape suivante consiste à déterminer l'ordre des variables, selon (Bernanke & Mihov, 1995, pp. 1-66) l'ordre consiste à placer en tête les variables considérées comme représentant des chocs non monétaires et ensuite celles représentant des chocs monétaires. Donc, l'ordre des variables est¹ : L'indice des prix à la consommation DLIPC², Indices des valeurs unitaires à l'importation de marchandises IVU le taux de change effectif réel DLTCER, le taux de change nominal DLTCN, la masse monétaire DLM2, le taux du marché monétaire DTMM. Donc le vecteur de nos données est :

$$X_t = \begin{pmatrix} \text{DLIPC} \\ \text{IVU} \\ \text{DLTCER} \\ \text{DLTCN} \\ \text{DLM2} \\ \text{DTMM} \end{pmatrix} \dots\dots (1)$$

D'après le vecteur des variables les chocs à examiner, respectivement, sont : de prix, contrainte extérieure, taux de change, offre monétaire et politique monétaire. Il est à noter que les chocs de l'offre monétaire traduisent des variations non anticipées de l'offre de monnaie. Les chocs de change sont définis comme des mouvements non anticipés du taux de change nominal. Les chocs de politique monétaire reflètent des mouvements non anticipés de l'instrument de la politique monétaire (dans notre cas est le taux du marché monétaire)

2.4 L'IDENTIFICATION DES CHOCS

Une étape fondamentale de la modélisation VAR structurel conduit à passer des chocs issus d'un Var canonique à des chocs pouvant être interprétés sur le plan économique. Dans la littérature existante, une distinction est établie entre les effets à court terme et les effets à long terme des chocs. La détermination des paramètres de la forme structurelle est possible à partir des paramètres du VAR estimé de forme réduite, sous réserve d'imposition d'un nombre suffisant de restrictions d'identification. Ces contraintes identificatrices sont soit à long terme, soit à court terme (relations contemporaines). Mais avant de passer à l'identification des chocs, il est utile de présenter brièvement la structure du modèle :

2.5 STRUCTURE DU MODELE

La forme structurelle du modèle VAR peut s'écrire de manière très condensée (en ignorant les termes constants) :

$$A(L)X_t = B\varepsilon_t$$

¹ L'ordre des variables est important car la décomposition de Choleski, qui permet une identification du VAR par une orthogonalisation parfaite des résidus, il consiste à établir implicitement une relation de causalité récursive entre les variables.

² D : signifie la première différenciation, car on prend les variables après leur stationnarisation.

Lien et délai de réponse entre instruments et objectif de la politique monétaire en Algérie : modélisation en var structurel. (PP. 1-20)

où $A(L)$ est une matrice polynomiale dans l'opérateur de retard L , B est une matrice diagonale, X_t est un vecteur (6x1) de nos variables stochastiques, ε_t est le vecteur des chocs structurels orthogonaux, avec la matrice variance-covariance Ω .

La forme réduite, avec des erreurs suivant une distribution de Gauss, est la suivante :

$$X_t = A_1 X_{t-1} + \dots + A_k X_{t-k} + u + \omega D_t + e_t$$

Avec $t = 1, \dots, T$; k est le nombre de retards ; e_t est un terme d'erreur iid $(0, \Sigma)$ et D_t un vecteur de variables non stochastiques (coefficients saisonniers, trend temporel, variables auxiliaires) ou de variables stochastiques exclues de l'espace de co-intégration (variables incluses dans la dynamique de court terme, mais pas dans l'espace de co-intégration). La matrice A contient des coefficients. D_t est un vecteur incluant des variables non stochastiques (variables saisonnières, tendances). μ est une constante.

Suite à une série de traitements (Goux, 2003, pp. 11-13), nous arrivons à la relation entre les chocs structurels et les résidus de la forme réduite :

$$\varepsilon_t = C_0 e_t$$

avec $C_0 = B^{-1}A_0$ et A_0 la matrice des coefficients à court terme.

La détermination des paramètres de la forme structurelle est possible à partir des paramètres du VAR estimé de forme réduite, sous réserve d'imposition d'un nombre suffisant de restrictions d'identification. Ces contraintes identificatrices sont soit à long terme, soit à court terme (relations contemporaines). À l'image de (Cordahi & Goux, 2007, pp. 07-15). Dans le cadre de notre étude, nous n'imposerons que des restrictions sur la matrice des coefficients contemporains¹ dans la forme structurelle dans la mesure où des contraintes de long terme sont déjà introduites dans le VAR.

2.6 IMPOSITION DES CONTRAINTES DE COURT TERME

La technique d'identification de la matrice des coefficients structurels de court terme est basée sur la méthode de Choleski. Dans notre modèle VAR standard de forme réduite, X_t est un vecteur des six variables stationnaires à rappeler : DLIPC, IVU, DLTCER, DLTCN, DLM2 et DTMM. Le système répond aux chocs structurels $\varepsilon_t^{LIPC}, \varepsilon_t^{IVU}, \varepsilon_t^{LTCER}, \varepsilon_t^{LTCN}, \varepsilon_t^{LM2}, \varepsilon_t^{TMM}$, ces chocs représentent respectivement choc de : prix domestiques, prix extérieurs, contrainte extérieure, taux de change, offre monétaire et politique monétaire. Les résidus de la forme réduite sont $e_t^{LIPC}, e_t^{IVU}, e_t^{LTCER}, e_t^{LTCN}, e_t^{LM2}, e_t^{TMM}$. La matrice C_0 des chocs structurels s'écrit de la façon suivante :

$$\begin{pmatrix} C_{11} & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ C_{21} & C_{22} & 0 & 0 & 0 & 0 \\ C_{31} & C_{32} & C_{33} & 0 & 0 & 0 \\ C_{41} & C_{42} & C_{43} & C_{44} & 0 & 0 \\ C_{51} & C_{52} & C_{53} & C_{54} & C_{55} & 0 \\ C_{61} & C_{62} & C_{63} & C_{64} & C_{65} & C_{66} \end{pmatrix}$$

¹ L'imposition des contraintes de court terme plutôt que celle des restrictions de long terme est préconisée par certains chercheurs en raison de leur fondement sur des a priori théoriques moins contraignants (Eichenbaum et Evans (1995) et Clarida et Prendergast (1999)).

Lien et délai de réponse entre instruments et objectif de la politique monétaire en Algérie : modélisation en var structurel. (PP. 1-20)

Nous partons de l'équation $B \varepsilon_t = A_0 e_t$, le schéma d'identification est fondé sur la relation entre les chocs structurels et les perturbations de la forme réduite, à savoir

$$\begin{pmatrix} b_{11} & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & b_{22} & 0 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & b_{33} & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & b_{44} & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 0 & b_{55} & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & b_{66} \end{pmatrix} \begin{pmatrix} \varepsilon_t^{LIPC} \\ \varepsilon_t^{IVU} \\ \varepsilon_t^{LTCER} \\ \varepsilon_t^{LTCN} \\ \varepsilon_t^{LM2} \\ \varepsilon_t^{TMM} \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} 1 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ a_{21} & 1 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ a_{31} & a_{32} & 1 & 0 & 0 & 0 \\ a_{41} & a_{42} & a_{43} & 1 & 0 & 0 \\ a_{51} & a_{52} & a_{53} & a_{54} & 1 & 0 \\ a_{61} & a_{62} & a_{63} & a_{64} & a_{65} & 1 \end{pmatrix} \begin{pmatrix} e_t^{LIPC} \\ e_t^{IVU} \\ e_t^{LTCER} \\ e_t^{LTCN} \\ e_t^{LM2} \\ e_t^{TMM} \end{pmatrix}$$

En suivant la méthode de (Blanchard & Quah, 1989), l'identification du système nécessite l'imposition $(n(n-1)/2)$ de restrictions de court terme sur la forme structurelle tel que n est le nombre des variables ($n=6$). Dans notre cas le nombre de restrictions est de 15. En plus, notre modèle satisfait la condition nécessaire d'une identification exacte du système, dans la mesure où nous avons 21 $(n(n+1)/2)$ paramètres à estimer (les paramètres sont les a_{ij} et b_{ii}). La structure de ces matrices aboutit à 6 équations théoriques reliant les perturbations de forme réduite aux chocs structurels. Pour imposer les restrictions, on se réfère à la forme triangulaire inférieure de la matrice A_0 et à la théorie économique :

La pensée Keynésienne traditionnelle stipule que l'offre monétaire entre uniquement dans les équations contemporaines de l'offre monétaire et de la politique monétaire. Cette spécification implique la nullité de l'impact à court terme des chocs d'offre monétaire sur le taux de change effectif réel, les prix et le taux de change nominal. Cela se traduit par la nullité des coefficients, a_{52} a_{53} et a_{54} .

(SIMS & ZHA, 1998, p. 36) soutiennent que la politique monétaire ne répond pas instantanément aux chocs affectant les prix. Cela se justifie par l'absence de données contemporaines sur les prix au moment où les décisions de politique monétaire sont prises. Donc $a_{51}=a_{61}=a_{62}=a_{65}=0$.

(Kim & Roubini, 2000, pp. 561-586) évoquent la relation tridimensionnelle entre le taux de change nominal les prix et le taux d'intérêt à court terme. Ils soutiennent que dans les petites économies ouvertes, les autorités monétaires accordent une attention particulière à l'impact des mouvements du taux de change nominal sur les prix. Par conséquent; elles réagissent instantanément aux chocs de change en contractant les conditions monétaires par la hausse du taux d'intérêt à court terme. Cela justifie l'estimation des coefficients a_{63} , a_{64} , a_{41} et a_{31} . De même l'impact d'un choc de change sur les prix à l'importation est instantané donc a_{32} a_{42} sont significatifs.

Nous supposons que les prix à l'importation n'exercent pas un effet immédiat sur les prix, et ce, si on tient en compte le volume de stocks et le temps de transports et le cas échéant de production (produits importés entrant dans la production). Cela se traduit par la nullité de a_{21} .

Il nous reste le coefficient a_{43} qu'est supposé statistiquement acceptable car il montre la réaction de TCN aux variations du TCER qui est instantanée. Ainsi, le schéma d'identification devient :

$$\begin{pmatrix} b_{11} & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & b_{22} & 0 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & b_{33} & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & b_{44} & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 0 & b_{55} & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & b_{66} \end{pmatrix} \begin{pmatrix} \varepsilon_t^{LIPC} \\ \varepsilon_t^{IVU} \\ \varepsilon_t^{LTCER} \\ \varepsilon_t^{LTCN} \\ \varepsilon_t^{LM2} \\ \varepsilon_t^{TMM} \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} 1 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 1 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ a_{31} & a_{32} & 1 & 0 & 0 & 0 \\ a_{41} & a_{42} & a_{43} & 1 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 0 & 1 & 0 \\ 0 & 0 & a_{63} & a_{64} & 0 & 1 \end{pmatrix} \begin{pmatrix} e_t^{LIPC} \\ e_t^{IVU} \\ e_t^{LTCER} \\ e_t^{LTCN} \\ e_t^{LM2} \\ e_t^{TMM} \end{pmatrix}$$

Lien et délai de réponse entre instruments et objectif de la politique monétaire en Algérie : modélisation en var structurel. (PP. 1-20)

Les estimés des matrices A₀ et B sont résumés dans le tableau N° 04.

Le tableau N° 03 : Coefficients contemporains du modèle structurel

	Coefficient	Std. Error	z-Statistic	Prob.
C(1)	-0.446758	0.111098	-4.021281	0.0001
C(2)	-0.062545	0.089697	-0.697291	0.4856
C(3)	0.008747	0.015843	0.552141	0.5809
C(4)	-0.013755	0.012299	-1.118391	0.2634
C(5)	0.080990	0.055691	1.454275	0.1459
C(6)	0.270213	2.710964	0.099674	0.9206
C(7)	1.608591	3.607052	0.445957	0.6556
C(8)	0.010928	0.000555	19.69772	0.0000
C(9)	0.076636	0.003891	19.69772	0.0000
C(10)	0.016911	0.000859	19.69772	0.0000
C(11)	0.013117	0.000666	19.69772	0.0000
C(12)	0.013310	0.000676	19.69772	0.0000
C(13)	0.661999	0.033608	19.69772	0.0000

Source : logiciel Eviews

Ce tableau comporte l'ensemble des coefficients des 02 matrices, le détail de ces coefficients est donné par l'estimation des matrices A₀ et B par le logiciel Eviews :

Log likelihood	2273.064				
LR test for over-identification:					
Chi-square(8)	8.954800		Probability	0.3461	
Estimated A matrix:					
1.000000	0.000000	0.000000	0.000000	0.000000	0.000000
0.000000	1.000000	0.000000	0.000000	0.000000	0.000000
-0.446758	0.008747	1.000000	0.000000	0.000000	0.000000
-0.062545	-0.013755	0.080990	1.000000	0.000000	0.000000
0.000000	0.000000	0.000000	0.000000	1.000000	0.000000
0.000000	0.000000	0.270213	1.608591	0.000000	1.000000
Estimated B matrix:					
0.010928	0.000000	0.000000	0.000000	0.000000	0.000000
0.000000	0.076636	0.000000	0.000000	0.000000	0.000000
0.000000	0.000000	0.016911	0.000000	0.000000	0.000000
0.000000	0.000000	0.000000	0.013117	0.000000	0.000000
0.000000	0.000000	0.000000	0.000000	0.013310	0.000000
0.000000	0.000000	0.000000	0.000000	0.000000	0.661999

Le test de validation de restriction LR consiste à tester l'hypothèse nulle (les restrictions sont valides) contre l'hypothèse alternative de rejet de restrictions. Dans notre cas, la probabilité est 0.3461 supérieure à 0.05. On accepte ainsi l'hypothèse nulle alors les restrictions sont valides à 5%.

2.7 ANALYSE DES EFFETS DES CHOCS.

Lien et délai de réponse entre instruments et objectif de la politique monétaire en Algérie : modélisation en var structurel. (PP. 1-20)

Les effets des chocs découlant de l'estimation sont interprétés en se basant sur deux techniques complémentaires : les fonctions de réponses et la décomposition de la variance des erreurs d'estimation. La première illustre la réponse de chaque variable du modèle à chacun des chocs affectant le système, tous les chocs sont a priori positifs. En effet, la fonction de réponse impulsionnelle représente l'effet d'un choc d'une innovation sur les valeurs courantes et futures des variables endogènes. La deuxième technique met en évidence l'importance relative de chaque innovation aléatoire dans la causalité de la variation des variables du système. Cependant il faut vérifier préalablement les deux conditions suivantes qui ont une incidence sur la fonction de réponse impulsionnelle :

- a) L'absence de corrélation entre les séries des résidus : afin d'interpréter la fonction de réponse impulsionnelle, il faut que les chocs (c'est-à-dire les innovations canoniques) ne soient pas corrélés entre eux.

Le tableau N° 04 : coefficients de corrélations des résidus

	RESID01	RESID02	RESID03	RESID04	RESID05	RESID06
RESID01	1.000000	-0.087584	0.280256	0.014431	-0.019139	-0.045732
RESID02	-0.087584	1.000000	-0.062277	0.081833	0.120642	0.063165
RESID03	0.280256	-0.062277	1.000000	-0.098365	-0.117315	-0.004031
RESID04	0.014431	0.081833	-0.098365	1.000000	0.067300	-0.031439
RESID05	-0.019139	0.120642	-0.117315	0.067300	1.000000	0.056421
RESID06	-0.045732	0.063165	-0.004031	-0.031439	0.056421	1.000000

Source : logiciel Eviews

D'après la matrice de corrélation, il s'aperçoit que les séries des résidus ne sont pas corrélées entre elles car l'ensemble des coefficients de corrélation sont faibles.

- b) La stationnarité du modèle VAR estimé : si le modèle VAR n'est pas stable, les résultats de la fonction de réponse impulsionnelle ne sont pas valides. Après avoir modélisé plusieurs équations selon le processus VAR(2), on peut vérifier que le processus est stable. Le logiciel "EViews" nous permet de faire ce test dont les résultats ci-dessous. Effectivement, tous les inverses des racines des polynômes sont inférieurs en module à 1. L'inverse des racines associées à la partie AR appartient au disque d'unité. Le processus VAR est donc stationnaire.

Root	Modulus
0.989193 - 0.009367i	0.989237
0.989193 + 0.009367i	0.989237
0.934550	0.934550
0.860762	0.860762
0.753297	0.753297
0.483353	0.483353
0.270837 - 0.079156i	0.282168
0.270837 + 0.079156i	0.282168
-0.226109	0.226109
-0.222481	0.222481
-0.017749 - 0.090556i	0.092279
-0.017749 + 0.090556i	0.092279
No root lies outside the unit circle. VAR satisfies the stability condition.	

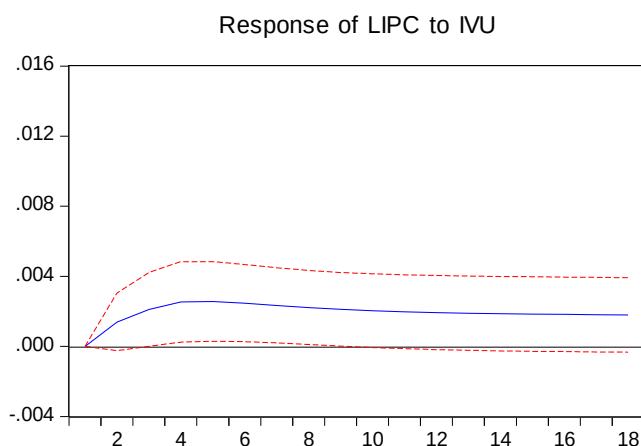
Lien et délai de réponse entre instruments et objectif de la politique monétaire en Algérie : modélisation en var structurel. (PP. 1-20)

Par conséquent, les deux conditions sont vérifiées, on peut procéder à l'analyse des effets des chocs à travers les fonctions de réponses et la décomposition de la variation (estimées par le logiciel EvIEWS), notre analyse sera focalisée sur la réaction de l'indice des prix à la consommation et le taux de change effectif réel suite à la variation des autres variables.

2.7.1. REACTION DE L'INDICE DES PRIX A LA CONSOMMATION

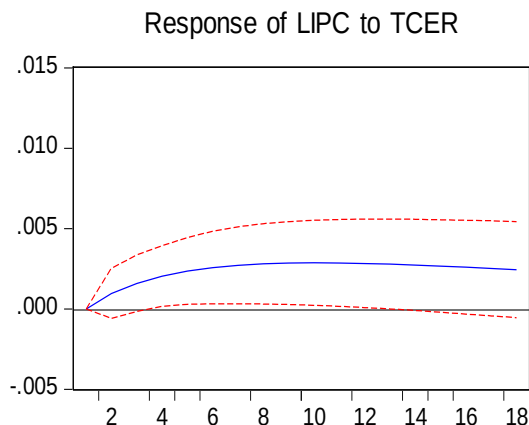
L'effet d'un choc positif de l'indice des prix à l'importation sur les prix n'est pas instantané, mais il est constaté depuis le deuxième mois. D'après la fonction de réponse ci-dessous, on constate qu'une hausse des prix à l'importation entraîne une augmentation au niveau de l'indice des prix à la consommation. Cette augmentation atteint son niveau le plus élevé au cours du 5^{ème} mois. Cela s'explique par l'importante élasticité de la demande domestique aux importations, Autrement dit, l'accroissement de la demande intérieure profite plus aux partenaires commerciaux qu'au développement de l'économie nationale, ce qui engendre une augmentation de l'inflation locale suite à la hausse des prix des produits importés (inflation importée).

Response to Structural One S.D. Innovations ± 2 S.E.



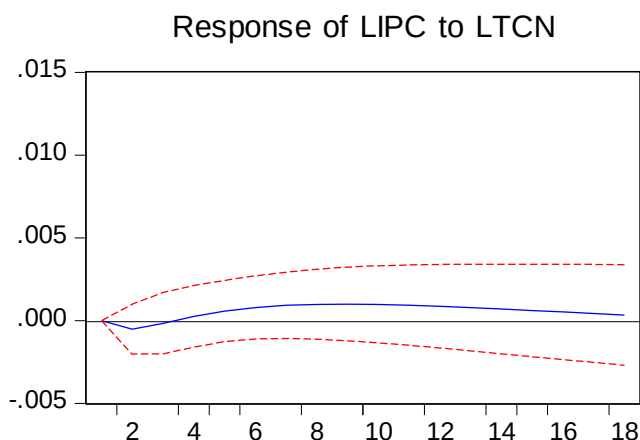
Une appréciation du LTECR provoque une hausse de LIPC à partir du 2^{ème} mois (voir la fonction de réponse ci-dessous). Cela s'explique par le souci de stabiliser le taux de change effectif réel et en cas de son appréciation les autorités monétaires vont déprécier le taux change nominal. De ce fait les prix des importations vont augmenter. Lorsque la dépréciation constitue une correction de surévaluation initiale du taux de change afin que celui-ci retrouve son état d'équilibre, dans ce cas, la dépréciation ne produit aucun effet inflationniste, il s'agit uniquement un changement dans les prix relatifs biens échangeables/biens non échangeables, mais pas une hausse généralisée des prix. Par contre, lorsque la dépréciation est importante, allant au-delà de ce qui est nécessaire pour retrouver la valeur d'équilibre du taux de change, elle produit certainement des effets inflationnistes (Goldfajn & Valdés, 1999).

Response to Structural One S.D. Innovations ± 2 S.E.



L'examen de l'ampleur du choc du taux de change nominal sur l'inflation se traduit par une réaction du niveau général des prix à partir du 4^{ème} mois (voir la fonction de réponse ci-dessous). Celui-ci connaît une relance et augmente à partir du 4^{ème} mois en réponse au renchérissement des importations car la valeur des importations exprimée en monnaie nationale augmente mécaniquement (effet prix), les importateurs ajustent immédiatement leurs prix proportionnellement à la hausse de leurs coûts suite à la dépréciation du taux de change. En effet, le taux de change affecte l'inflation soit indirectement, du fait que le taux de change réel affecte le prix relatif entre les biens domestiques et les biens étrangers et par conséquent affecte la demande domestique, soit directement, dans la mesure où le taux de change exerce une influence sur les prix des biens importés inclus en tant qu'une composante de l'indice des prix à la consommation, et par conséquent sur l'ensemble des biens domestiques, on parle alors du pass-through qui mesure le lien entre la variation du taux de change et celle des prix domestiques. Toutefois, on constate que l'effet de dépréciation du taux change nominal sur les prix tend à disparaître au fil du temps. On estime donc que le pass-through est faible en raison de la politique monétaire visant le maintien du taux d'inflation à un niveau bas. Ce fait amène les entreprises à anticiper la non persistance de tout choc négatif du taux de change sur l'inflation et par conséquent elles ne répercutent pas l'effet du taux change directement sur leurs prix (Gagnon & Ihrig, 2004, pp. 315-338).

Response to Structural One S.D. Innovations ± 2 S.E.

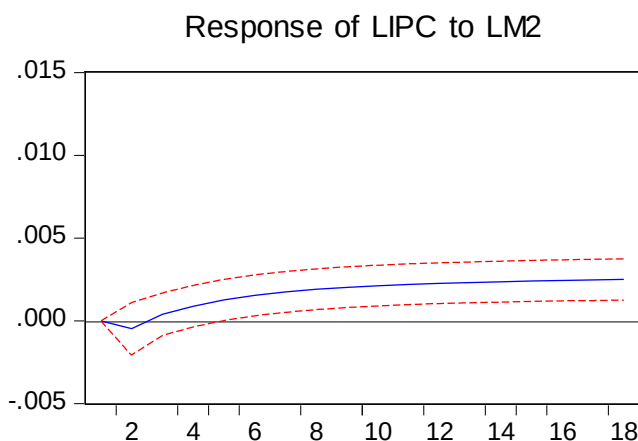


L'impact d'un choc positif de la masse monétaire sur le taux d'inflation n'est constaté qu'au début du troisième mois (voir la fonction de réponse ci-après). Cela s'explique par l'excès de la demande due à

Lien et délai de réponse entre instruments et objectif de la politique monétaire en Algérie : modélisation en var structurel. (PP. 1-20)

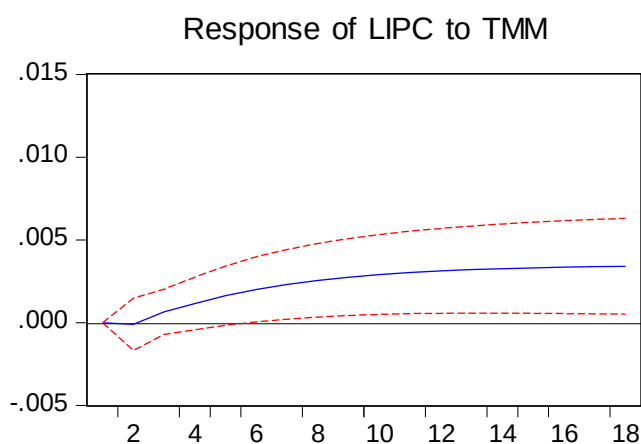
l'accroissement de la masse monétaire qui augmente, par conséquent, les capacités de dépenses des agents économiques. Face à cette situation, les entreprises répondent par une hausse de la production sans modifier le niveau de leurs prix, ce qui n'incite pas l'inflation et voire la diminue légèrement. Toutefois la demande reste élevée car les agents disposent plus d'argent à dépenser ce qui pousse l'inflation d'apparaître au début du 3^{ème} mois.

Response to Structural One S.D. Innovations ± 2 S.E.



Le même choc positif sur le taux d'intérêt provoque une hausse significative des prix (inflation) qui est contre les attentes théoriques (voir la fonction de réponse ci-dessous). En effet, le taux d'intérêt est un instrument efficace pour lutter contre l'inflation, où l'effet attendu d'une augmentation du taux d'intérêt serait une baisse de taux d'inflation, alors on constate ici l'inverse. Cela s'explique par la situation de surliquidité dont la conséquence a été que les banques commerciales n'ont plus eu besoin du refinancement de la Banque d'Algérie qui a perdu son principal outil de politique monétaire (taux de réescompte). En plus, les banques n'ont pas augmenté leurs taux de rémunération de l'épargne pour drainer l'excès de liquidité vers l'épargne. De même, la distribution de crédits est soumise, quelques fois, à des considérations politique et parfois social que financier et économique en optant pour action sélective sur le crédit où des mesures initiées dans ce cadre, on pourrait citer : l'octroi de prêts à des taux bonifiés au bénéfice de l'agriculture et de l'habitat, un régime de crédit plus favorable à l'égard des petites et moyennes entreprises, l'application de taux de réescompte privilégié pour le financement des activités exportatrices.

Response to Structural One S.D. Innovations ± 2 S.E.



Lien et délai de réponse entre instruments et objectif de la politique monétaire en Algérie : modélisation en var structurel. (PP. 1-20)

2.7.2. DECOMPOSITION DE LA VARIANCE DE LIPC :

Les résultats de la décomposition de la variance de l'indice des prix à la consommation (voir tableau ci-dessous) montrent qu'à court terme, une variation de 13% des prix est causée par la variation des prix à l'importation et celle du TCER. À long terme une variation d'environ 40% de l'inflation est causée respectivement par : TMM, LIVU, LTCER et LM2. Par conséquent, la réalisation de l'objectif final de maîtrise de l'inflation peut être affectée par ces chocs. De ce fait la banque d'Algérie doit tenir compte du pouvoir déstabilisateur de ces chocs sur son objectif ultime de stabilité des prix.

Variance Decomposition of LIPC:							
Period	S.E.	LIPC	IVU	LTCER	LTCN	LM2	TMM
1	0.010928	100.0000	0.000000	0.000000	0.000000	0.000000	0.000000
2	0.014684	98.43318	0.901338	0.430214	0.123881	0.106054	0.005335
3	0.016960	96.19035	2.220982	1.202163	0.102247	0.133111	0.151148
4	0.018631	93.16208	3.696818	2.197173	0.102238	0.332632	0.509055
5	0.019983	89.89030	4.852764	3.300003	0.170091	0.683407	1.103431
6	0.021149	86.57544	5.694054	4.423717	0.290579	1.133818	1.882392
7	0.022199	83.34444	6.278030	5.507858	0.434651	1.643577	2.791448
8	0.023169	80.26921	6.678010	6.515928	0.578019	2.181234	3.777600
9	0.024082	77.38970	6.952177	7.428617	0.705273	2.725344	4.798891
10	0.024948	74.72378	7.142478	8.238212	0.808745	3.262170	5.824614
11	0.025775	72.27437	7.277442	8.944325	0.886196	3.783729	6.833939
12	0.026568	70.03470	7.376003	9.550960	0.938709	4.286009	7.813616
13	0.027329	67.99227	7.450538	10.06456	0.969152	4.767613	8.755860
14	0.028062	66.13163	7.509054	10.49277	0.981153	5.228776	9.656616
15	0.028766	64.43624	7.556684	10.84362	0.978486	5.670691	10.51428
16	0.029445	62.88965	7.596687	11.12508	0.964728	6.095062	11.32879
17	0.030099	61.47619	7.631104	11.34478	0.943095	6.503812	12.10102
18	0.030730	60.18135	7.661196	11.50982	0.916378	6.898903	12.83235

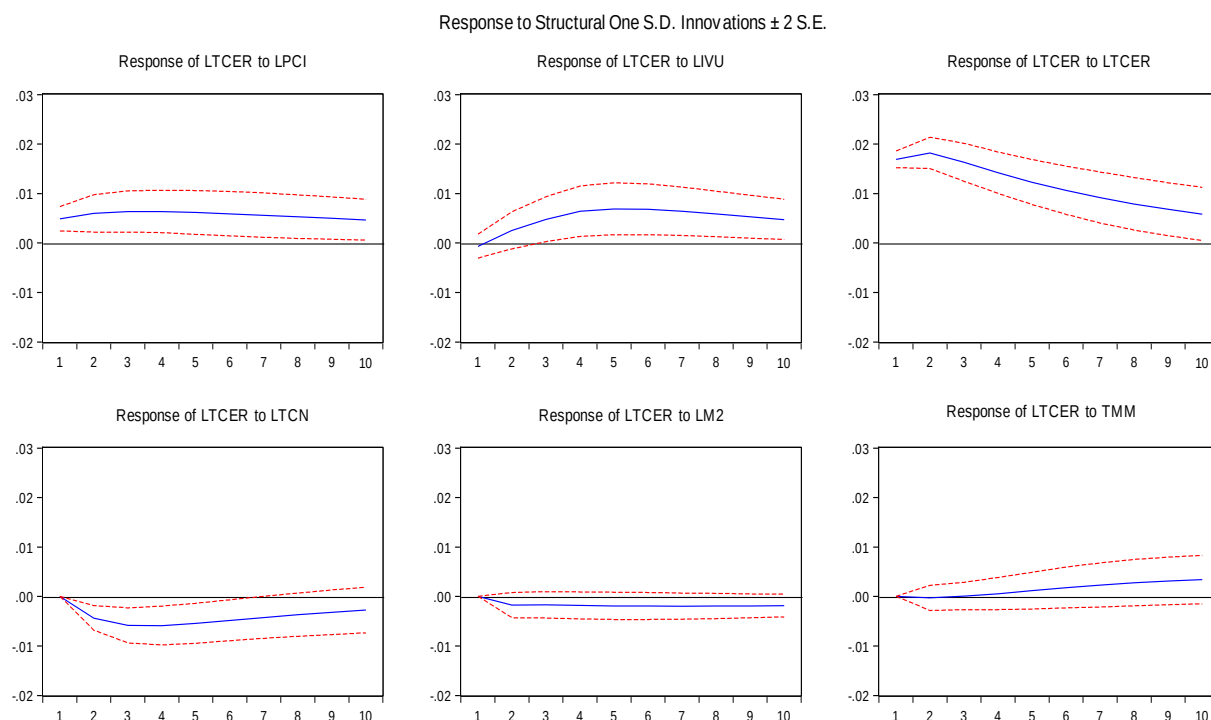
2.7.3. FONCTIONS DE REPONSE DE LTCER

D'après les fonctions de réponses ci-dessous, on constate que suite à une appréciation de taux de change effectif réel¹, l'indice des prix à la consommation et les prix à l'importation enregistrent une hausse rapide mais leur réaction s'amortit au fil du temps. Cette hausse est due à la diminution du taux de change nominal constatée à partir du 1^{er} mois. Par ailleurs, on constate que le choc du LTCER tend à disparaître dès le 3^{ème} mois. Par ailleurs, la masse monétaire enregistre une baisse qui aidera à compresser la demande intérieure et atténuera, par conséquent, les pressions inflationnistes.

À ce propos, rappelons que les autorités monétaires veulent que le TCER reste proche de son niveau d'équilibre à moyen terme, ce taux d'équilibre évolue tendanciellement en fonction de la fluctuation de quatre fondamentaux économiques : le prix réel du pétrole brut, la dépense publique, le différentiel de productivité et le degré d'ouverture.

¹ Une appréciation (une dépréciation) du TCER implique qu'il faut plus (moins) de biens étrangers pour acquérir une unité de bien national et, donc, il y a une perte (un gain) de compétitivité.

Lien et délai de réponse entre instruments et objectif de la politique monétaire en Algérie : modélisation en var structurel. (PP. 1-20)



2.7.4. DECOMPOSITION DE LA VARIANCE DU LTCER :

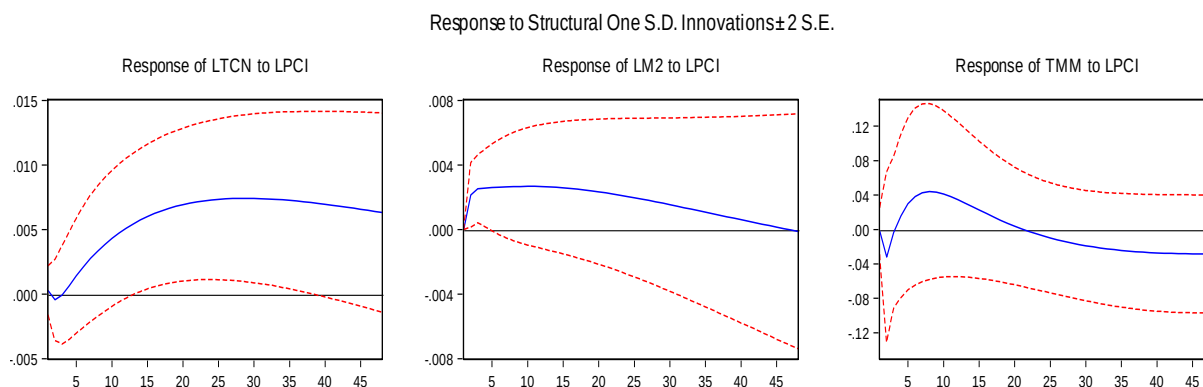
Décomposition de la variance du LTCER (voir tableau ci-dessous) confirme , à court terme, qu'il y a une grande sensibilité de LTCER aux variations de l'inflation locale (LIPC), les prix à l'importation et le taux de change nominal. Cela s'explique par la variation des prix relatifs et les importations deviennent plus chères. À long terme, la variation de trois variables : LIPC, IVU et LTCN expliquent plus de 30% de variation enregistrée au TCER.

Variance Decomposition of LTCER:							
Period	S.E.	LIPC	IVU	LTCER	LTCN	LM2	TMM
1	0.017614	7.682934	0.144843	92.17222	0.000000	0.000000	0.000000
2	0.026563	8.437945	0.974235	87.46447	2.681384	0.430555	0.011410
3	0.032736	9.309183	2.782883	82.37250	4.971706	0.555651	0.008072
4	0.037324	10.04345	5.087526	77.82861	6.345201	0.665579	0.029641
5	0.040796	10.68267	7.119648	74.22005	7.096359	0.771758	0.109510
6	0.043457	11.25098	8.727076	71.38238	7.495048	0.878553	0.265964
7	0.045517	11.76655	9.927815	69.11856	7.699357	0.984373	0.503349
8	0.047131	12.23373	10.80207	67.26820	7.792997	1.087273	0.815725
9	0.048412	12.65286	11.42929	65.71983	7.821059	1.185448	1.191518
10	0.049444	13.02403	11.87406	64.39854	7.809204	1.277590	1.616576
11	0.050287	13.34858	12.18515	63.25409	7.773020	1.362891	2.076264
12	0.050983	13.62913	12.39851	62.25216	7.722488	1.440964	2.556741
13	0.051565	13.86923	12.54054	61.36855	7.664226	1.511755	3.045705
14	0.052058	14.07292	12.63063	60.58558	7.602688	1.575446	3.532739
15	0.052478	14.24446	12.68311	59.88977	7.540867	1.632386	4.009405
16	0.052838	14.38798	12.70862	59.27047	7.480736	1.683022	4.469171
17	0.053150	14.50737	12.71504	58.71895	7.423550	1.727858	4.907233
18	0.053422	14.60620	12.70823	58.22779	7.370051	1.767418	5.320301

2.7.5. REACTION DE PRINCIPALES VARIABLES DE LA POLITIQUE MONETAIRE A UN CHOC DES PRIX

Lien et délai de réponse entre instruments et objectif de la politique monétaire en Algérie : modélisation en var structurel. (PP. 1-20)

Les fonctions de réponses impulsionnelles sont données par les graphiques ci-dessous : on constate que suite à une augmentation de l'indice des prix à la consommation, les variables taux de change nominal, la masse monétaire et le taux du marché monétaire enregistrent une réaction immédiate, ce qui confirme que ces variables sont sous le contrôle direct de la banque centrale, à cet effet, l'évolution de la masse monétaire, l'évolution des taux d'intérêt, et taux de change peuvent être considérés comme des objectifs intermédiaires par excellence car ils sont sous le contrôle de la Banque d'Algérie .



Le taux de change nominal affiche une baisse (appréciation) immédiate durant les 02 premiers mois suite à un choc positif des prix. Donc, le taux de change nominal est considéré comme un instrument pour ajuster les chocs des prix dans la mesure où il y a un impact du taux de change nominal sur le taux de change réel suite à ces chocs (voir la décomposition de la variance du LTCER). Mais ce constat est valable seulement à très court terme car le taux de change nominal montre un retour à la hausse à partir du 4^{ème} mois et ce afin de maintenir le taux de change effectif réel proche à son niveau d'équilibre. Par ailleurs, les deux variables LM2 et TMM évoluent afin d'absorber le choc des prix. En effet, la masse monétaire enregistre une baisse à partir du 2^{ème} mois précédée par une hausse du taux d'intérêt dès le 1^{er} mois. Ce résultat met en évidence une contrôlabilité de la cible intermédiaire M2 par les autorités monétaires. Du même, il confirme la réponse, significative et conforme aux hypothèses théoriques, de la cible monétaire M2 aux mouvements du taux d'intérêt à court terme.

CONCLUSION

L'objectif de ce travail est l'analyse des interactions entre les différentes variables piliers de la politique monétaire en Algérie, tout en examinant la capacité de la banque d'Algérie d'atteindre l'objectif de stabilité des prix. Pour cette raison, nous avons choisi deux catégories des variables, la première représente l'objectif de stabilité des prix et celui de maintien du taux de change effectif réel proche à son niveau d'équilibre ; il s'agit de l'indice des prix à la consommation et le taux de change effectif réel. La deuxième catégorie comporte les variables qui sont sous le contrôle direct ou qui sont influencées par la Banque d'Algérie, celles-ci sont la masse monétaire M2, le taux du marché monétaire, le taux de change nominal. Le modèle SVAR conduit à dégager les résultats ci-après :

- Le rythme d'évolution de la masse monétaire, l'évolution des taux d'intérêt, et taux de change nominal peuvent être considérés comme des objectifs intermédiaires par excellence car leurs réactions, selon notre étude empirique, étaient immédiates et conformes aux prédictions théoriques. En effet, la hausse de l'offre de monnaie entraîne une hausse de l'inflation et montre que les prix s'ajustent aux variations de l'offre de la monnaie.
- Par ailleurs, la variation du taux d'intérêt à court terme entraîne une modification de la demande de monnaie dans la mesure où l'offre de monnaie s'ajuste à cette nouvelle demande et agit à son tour sur l'inflation. Ces deux variables expliquent 20% de la variation de l'indice des prix à la consommation. De même, une dépréciation du taux de change augmente les prix des importations car les importateurs ajustent immédiatement (après 02 mois de la dépréciation) leurs prix proportionnellement à la hausse de leurs coûts, le pass-through est estimé à 11.5%, cela s'explique

Lien et délai de réponse entre instruments et objectif de la politique monétaire en Algérie : modélisation en var structurel. (PP. 1-20)

par la rigidité de l'offre intérieure et l'importante élasticité de la demande domestique aux importations, autrement dit, l'accroissement de la demande intérieure profite plus aux partenaires commerciaux qu'au développement de l'économie nationale.

- Une appréciation de taux de change effectif réel entraîne une hausse de l'indice des prix à la consommation et les prix à l'importation mais leur réaction s'amortit au fil du temps. Ce constat confirme que la maîtrise de l'inflation domestique contribuera au maintien du TCER proche à son niveau d'équilibre à moyen terme. Selon l'étude empirique 30% de variation du TCER est expliquée par la variation de l'inflation et celle taux de change nominal. De même, la surévaluation du TCER tend à disparaître dès le 3^{ème} mois ce qui montre clairement le souci du maintien du TCER proche à son niveau d'équilibre à moyen terme.

Bibliographie

1. Bernanke, B. S., & Mihov, I. (1995). Measuring Monetary Policy. *NBER Working Paper no.5145, National Bureau of Economic Research*, pp. 1-66.
2. Blanchard, O. J., & Quah, D. (1989). The Dynamic Effects Of Aggregate Demand And Supply Disturbances. *The American Economic Review*, Vol 79, pp. 655-673.
3. Bruneau, C., & De Bandt, O. (1999). La modélisation Var "structurel" : application à la politique monétaire en France. In: *Économie & prévision*, n°137, pp. 67-94.
4. Cordahi, C., & Goux, J.-F. (2007). The International Transmission of Monetary Shocks in a Dollarized Economy: The Case of USA and Lebanon. *GATE Working Paper Series No. 07-15*, pp. 07-15.
5. Cthristiano, L., Eichenbaum, M., & Evans, C. (1994). The Effects of Monetary Policy Shocks : Evidence from Flow of Funds. *Federal Reserve Bank of Chicago*, Working Paper, n° 94-2, pp. 16-34.
6. Gagnon, & Ihrig. (2004). Monetary Policy and Exchange Rate Pass-through . *International Journal of Finance and Economics*, pp. 315-338.
7. Georgoutsos, D., Kouretas, G., & Tserkezos, D. (1998). Temporal Aggregation In Structural Var Models . *Applied Stochastic Models and Data Analysis*, no.14, pp. 19- 34.
8. Gerlach, S., & Smets, F. (1995). The Monetary Transmission Mechanism: Evidence from the G-7 Countries. No 26, *BIS Working Papers from Bank for International Settlements*, pp. 1-49.
9. Giannini, C., Lanzarotti, A., & Seghelini, M. (1995). A Traditional interpretation of Macroeconomic Fluctuations: the Case of Italy. *European Journal of Political*, vol 11, pp. 131-151.
10. Goldfajn, I., & Valdés, R. (1999). The Aftermath of Appreciations. *Quarterly Journal of Economics*, vol. 114, No. 1.
11. Goux, J.-F. (2003). Conditions monétaires et activité économique dans la zone euro. *GATE Groupe d'Analyse et de Théorie Économique, UMR 5824 du CNRS*, pp. 11-13.
12. Kim, S., & Roubini, N. (2000, June). Exchange Rate Anomalies in the Industrial Countries: A Solution with a Structural VAR Approach. *Journal of Monetary Economics*, Vol. 45, Issue 3, pp. 561-586.
13. Mélitz, j., & Weber, A. (1996). Coûts et avantages d'une politique monétaire commune en France et en Allemagne. *Économie internationale*, 1996 - cepii.fr, pp. 65-92.
14. Peersman, G., & Smets, F. (2001). The Monetary Transmission Mechanism in the Euro Area: More Evidence from VAR Analysis. *Working paper series, ECB no.91*, p. 20.
15. Shapiro, M., & Watson, M. (1988). Sources of Business Cycles Fluctuations. *NBER Macroeconomics Annual Volume 3*, pp. 111 – 156.

**Lien et délai de réponse entre instruments et objectif de la politique monétaire en Algérie :
modélisation en var structurel. (PP. 1-20)**

16. Sims, C. (1992). Interpreting the Macroeconomic Time Series Facts: The Effects of Monetary Policy. *Cowles Foundation Discussion Papers 1011, Cowles Foundation for Research in Economics, Yale University.*, pp. 01-17.
17. SIMS, C., & ZHA, T. (1998). does monetary policy generate recessions? *Research Department Federal Reserve Bank of Atlanta Atlanta*, p. 36.

ANNEXE : TEST ADF SUR SERIES EN PREMIERE DIFFERENCE

Null Hypothesis: D(LTCER) has a unit root Exogenous: Constant, Linear Trend Lag Length: 1 (Automatic - based on SIC, maxlag=14)		
	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-10.54528	0.0000
Test critical values: 1% level	-4.006311	
5% level	-3.433278	
10% level	-3.140478	
*MacKinnon (1996) one-sided p-values.		

Null Hypothesis: D(LIPC) has a unit root Exogenous: Constant, Linear Trend Lag Length: 0 (Automatic - based on SIC, maxlag=14)		
	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-13.94366	0.0000
Test critical values: 1% level	-4.006059	
5% level	-3.433156	
10% level	-3.140406	
*MacKinnon (1996) one-sided p-values.		

Null Hypothesis: D(LTCN) has a unit root Exogenous: Constant, Linear Trend Lag Length: 0 (Automatic - based on SIC, maxlag=14)		
	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-9.451339	0.0000
Test critical values: 1% level	-4.006059	
5% level	-3.433156	
10% level	-3.140406	
*MacKinnon (1996) one-sided p-values.		

Null Hypothesis: D(LM2) has a unit root Exogenous: Constant, Linear Trend Lag Length: 1 (Automatic - based on SIC, maxlag=14)		
	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-12.63540	0.0000
Test critical values: 1% level	-4.006311	
5% level	-3.433278	
10% level	-3.140478	
*MacKinnon (1996) one-sided p-values.		

**Lien et délai de réponse entre instruments et objectif de la politique monétaire en Algérie :
modélisation en var structurel. (PP. 1-20)**

Null Hypothesis: D(TMM) has a unit root		
Exogenous: Constant, Linear Trend		
Lag Length: 1 (Automatic - based on SIC, maxlag=14)		
	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-12.22307	0.0000
Test critical values: 1% level	-4.006311	
5% level	-3.433278	
10% level	-3.140478	
*Mackinnon (1996) one-sided p-values.		