

DYNAMIC EFFECTS OF MONETARY POLICY IN ALGERIA
EFFETS DYNAMIQUES DE LA POLITIQUE MONETAIRE EN ALGERIE

***Mustapha DJABALLAH**

Université Mohamed Boudiaf–Msila
mustapha.djaballah@univ-msila.dz

Reçu le : 2019/11/14 **Accepté le :** 2022/05/02 **Publication en ligne le :** 2022/06/15

ABSTRACT: This paper sets out to examine the process by which monetary policy affects economic activity in Algeria. By using innovation accounting in a structural vector autoregressive model, it is established that the Algerian authorities use hybrid operating procedures and seek both price stability and high growth. employment objectives. Two operational objectives of monetary policy are identified, namely the discount rate and the reserve. monetary policy, and it is shown that the former is a more effective measure of monetary policy than the latter. The study also shows that bank lending, exchange rates and aggregate money supply contain additional information in the transmission process of monetary policy shocks in Algeria. transmission process

Keywords: monetary policy; SVAR model; dynamic effect

JEL Classification : E52 E58

RESUME : Ce document se propose d'examiner le processus par lequel la politique monétaire affecte l'activité économique en Algérie. En utilisant la comptabilité des innovations dans un modèle SVAR, il est établi que Les autorités algérienne utilisent des procédures d'exploitation hybrides et recherchent à la fois la stabilité des prix et une croissance élevée. Objectifs d'emploi. Deux objectifs opérationnels de la politique monétaire sont identifiés, à savoir le taux d'escompte et la réserve. Monétaire, et il est démontré que la première est une mesure de la politique monétaire plus efficace que la seconde. L'étude montre également que les prêts bancaires, les taux de change et la masse monétaire globale contiennent des informations supplémentaires dans le processus de transmission des chocs de politique monétaire en Algérie. Processus de transmission

Mots clés : politique monétaire ; model SVAR ; effets dynamiques

1. INTRODUCTION :

Il est généralement admis que la politique monétaire peut affecter de manière significative les perspectives économiques réelles l'activité et les prix à court terme et seulement les prix à long terme, un débat considérable reste à faire. sur la manière dont les chocs de politique monétaire sont transmis. Les points de vue diffèrent par l'importance accordée à crédit, les taux d'intérêt, les taux de change, les prix des actifs et le rôle des banques commerciales et autres institutions financières (Taylor, 1995 : 11)¹. Les différences prévalent même chez les individus pays industrialisés où le sujet fait l'objet de recherches

*Auteur Correspondant

depuis de nombreuses années .dans les pays en développement, le processus est encore plus incertain (Kamin, Turner et Van't Dack, 1998 :104)ⁱⁱ. En dépit de l'importance accordée à la politique monétaire, le processus de transmission dans un pays en développement n'est pas bien compris (Montiel, 1991 :57)ⁱⁱⁱ. Un des développement typique pays, le L Algérie, ne fait pas exception. La politique monétaire joue un rôle très important dans la gestion de l'économie algérienne. Comme dans la loi de 1990 sur le de réserve, l'un des principaux objectifs de la

la banque centrale doit influencer la masse monétaire, la disponibilité du crédit, les taux d'intérêt et les afin de promouvoir la croissance économique, l'emploi et la stabilité des prix atteindre cet objectif nécessite clairement une compréhension du processus à travers lequel la politique monétaire affecte l'activité économique. Il n'existe cependant aucune étude sont conscients de ce qui a mesuré quantitativement le processus de transmission de la politique monétaire dans L Algérie. Cette étude contribue donc à la littérature en comblant cette lacune. L'étude isole perturbations autonomes de la politique monétaire résultant d'autres chocs, quantifie leur comportement dynamique et mesure les implications macroéconomiques qui en résultent en utilisant un vecteur structurel modèle autorégressif (SVAR) avec restrictions de courte durée. Dans le même cadre, l'étude évalue également comment le processus de transmission de la politique monétaire du pays a été modifié par le processus de gestion axée sur les résultats. migration des instruments de contrôle monétaire directs aux outils indirects à la fin des années 1980 et dans les années 1990. depuis les travaux pionniers de(Sims 1980 :49)^{iv}, les modèles vectoriels d'auto régression (VAR) sont considérés repères en modélisation économétrique de la transmission de la politique monétaire (Borys & Horvath, 2007 :26)^v. Les expériences naturelles seraient idéales, mais le monde réel ne prévoit pas cette option. et les SVAR sont le seul autre endroit où des expériences peuvent être effectuées (Christiano, Eichenbaum et Evans, 1998 : 11)^{vi}. Expériences SVAR visant à mesurer l'effet de la monnaie politique économique ont traditionnellement consisté à mettre de côté les chocs de politique monétaire et à suivre la réponse des variables macroéconomiques aux impulsions de la politique monétaire. La plupart des études qui ont appliqué les SVAR pour étudier le comportement dynamique de la politique monétaire Les chocs ont utilisé les économies de marché développées comme études de cas (Karame & Olmedo, 2002 :28)^{vii} Bernanke & Mihov, 1998 :1025)^{viii} (Sims & Zha, 2006 :231)^{ix} (Piffanelli, 2001 :6)^x. dans Ces dernières années, les économies émergentes d'Amérique latine ont suscité une attention croissante. Asie et Europe de l'Est (Borys et Horvath, 2007 :26)^{xi} Vonnak, 2005 :224) (Disyatat et Vongsinsirikul, 2003;418)^{xii} (Dabla-Norris & Floerkemeier, 2006 :26)^{xiii} et sur l'Australie (Berkelmans, 2005 : 29)^{xiv};-(Brischetto et Voss, 1999 :228)^{xv}. En revanche, les économies de marché quasi-émergentes, en particulier dans les pays subsahariens Afrique, ont attiré très peu d'attention

2. APERÇU DE LA POLITIQUE MONÉTAIRE :

La conduite de la politique monétaire en Algérie depuis l'indépendance peut être décrite en trois grandes lignes. régimes de politique monétaire distincts, à savoir la période de répression financière (1964-1986), la réformes financières (1994-2000) et période de libéralisation financière (après 1994). À l'indépendance en 1962, le système bancaire formel que le pays a adopté à partir de la colonisation le gouvernement était perçu comme étant

principalement intéressé à répondre aux besoins d'un expatrié communauté, d'avoir peu d'intérêt pour les prêts directs aux entrepreneurs locaux et d'imposer des frais déraisonnablement élevés sur les services bancaires courants. Se débarrasser de cèdes distorsions, des contrôles directs du crédit et des taux d'intérêt ont été imposés. Le secteur agricole, en taux de prêt préférentiels et des crédits d'allocation de crédits accordés conformément aux politique gouvernementale visant à promouvoir la production agricole. Outre ces contrôles, le gouvernement a également adopté un système de taux de change fixe et imposé des plafonds de prix pour certains produits. À la fin des années 1970, un environnement extérieur hostile a forcé l'économie à sombrer dans une profonde récession; la crise pétrolière de 1986 étaient quelques-uns des facteurs cela a déclenché la récession. L'incapacité de l'économie à s'adapter à ces chocs a révélé faiblesses structurelles dans la conception du cadre macroéconomique du pays ; gouvernement forcé de mettre en œuvre un changement de politique du milieu des années 1980 aux années 1990, déplaçant loin des outils directs à indirects de contrôle monétaire, entre autres. Une phase financière programme de libéralisation visant à renforcer la concurrence et l'efficacité dans le secteur financier a été adoptée. les réformes ont débuté par une déréglementation partielle des taux débiteurs en 1987 et des taux de dépôt 1988. La déréglementation partielle a permis aux banques commerciales de déterminer leurs propres prêteurs et des taux de dépôt, mais de ne procéder à aucun ajustement sans consultation préalable de la Banque centrale. Les plafonds de crédit ont été supprimés. en 1990, les autorités ont annoncé l'abolition des taux de prêt préférentiels au secteur agricole déréglementation complète du les taux d'intérêt sont apparus en mai 1990. Le programme de réformes a également revu le cadre juridique et réglementaire du système bancaire, impliquant la révision de la loi de la monnaie et crédit de 1990-10, respectivement. Alors que la banque centrale supervisait auparavant banques, la loi bancaire révisée a étendu sa couverture aux services financiers non bancaires. institutions financières (IFNB), une fonction qui était auparavant entre les mains du Trésor. En plus, L'inspection des institutions financières a été élargie pour inclure le respect des règles prudentielles. exigences en plus de la conformité aux réglementations de contrôle des changes , la banque centrale a mis en place deux nouveaux instruments de contrôle monétaire. politique, à savoir l'obligation de réserve de liquidité et le mécanisme de guichet d'escompte. La remise l'ouverture de la fenêtre a conduit à l'introduction du taux d'escompte, devenu depuis un très puissant indicateur de politique monétaire. Une modification du taux d'escompte est généralement suivie d'une quasi-instantanéité. modifications correspondantes des taux de prêt et de dépôt , rendements moyens sur le gouvernement les titres suivent également la même direction

3- METHODOLOGIE :

3.1. Cadre théorique du structurel VAR :

Pour mieux comprendre le SVAR, supposons que le processus de transmission monétaire du L Algérie soit décrit par un système dynamique dont l'équation de forme structurelle est donnée par:

$$y_t = \Omega + \phi_1 y_{t-1} + \phi_2 y_{t-2} + \dots + \phi_p y_{t-p} + B_{ut} \quad (3.1)$$

où est une matrice inversible ($n \times n$) décrivant les relations contemporaines entre les variables; y_t

$y_t = (y_{1t}; y_{2t}; ; y_{3t})$; Ω est un vecteur de constantes; Φ est une matrice de coefficients de variables endogènes retardées ($n \times n$) B est une matrice ($n \times n$) dont les éléments non diagonaux non nuls permettent effets directs de certains chocs sur plusieurs variables endogènes du système; et sont perturbations structurelles dues au bruit blanc non corrélées ou orthogonales, c'est-à-dire la matrice de covariance de $E(U_t; U_t)$ une matrice d'unité = 1. L'équation (3.1) peut être réécrite sous forme compacte

$$y_t = \Omega + \phi(L)y_t - 1 + But \quad (3.2)$$

où ϕ est un polynôme de matrice ($n \times n$) d'ordre fini dans l'opérateur de décalage L

Au centre de l'analyse, dans des modèles similaires d'auto régression vectorielle, se trouvent les chocs de politique monétaire et leur comportement dynamique dans le système. après(Vonnak ;2005 37), nous définissons les chocs de la politique monétaire comme des écarts inattendus par rapport au comportement systématique de la politique monétaire. Vonnak explique les modifications des objectifs opérationnels de la politique monétaire comme des réactions essentiellement endogènes de la politique monétaire à d'autres types de chocs de la part de l'économie compte tenu du retour de la politique monétaire règle. Suivi des évolutions des objectifs de politique monétaire suite à la modification d'un système opérationnel La cible ne fait que refléter les conséquences du choc qui, entre autres, a déclenché la modification de la cible opérationnelle. Evidemment, il est important d'isoler les perturbations autonomes émanant de chocs de politique monétaire provenant d'autres types de chocs, qui se produisent SVAR.

3.2 Identification des chocs structurels :

Le SVAR présenté dans le système primitif d'équations (3.1) et (3.2) ne peut être estimé directement en raison du retour d'information inhérent au processus VAR (Enders, 2004). Néanmoins, les informations dans le système peuvent être extraites de la forme matricielle standard s'écrit:

$$y_t = \Psi_0 + \sum_{i=1}^p \Psi_i y_{t-i} + \varepsilon_t \quad (3.3)$$

$$\text{ou } \Psi_0 = A^{-1}\Omega; \Psi_i = A^{-1} \text{ et } \varepsilon_t = A^{-1}B_{ut} \quad (3.4)$$

est un vecteur ($n \times 1$) de termes d'erreur supposés avoir des moyennes nulles, des variances constantes et d'être sériellement décorrélés de tout le côté droit variables ainsi que leurs propres valeurs décalées bien qu'elles puissent être corrélées simultanément à travers les équations. La matrice de variance-covariance des résidus de régression dans l'équation (3.3) est défini comme $\Sigma = (\varepsilon_t; \varepsilon_t')$ Compte tenu des estimations de la forme réduite VAR dans l'équation (3.3), les chocs économiques structurels sont séparés des résidus de forme réduite estimés en imposant restrictions sur les paramètres des matrices A et B dans l'équation

$$A\varepsilon_t = Bu_t$$

Une littérature plus récente a utilisé la factorisation structurelle, une approche qui utilise théorie économique pour imposer des restrictions sur les éléments de matrices Bernanke & Mihov, 1995 :1030)^{xvii} (Sims, 1986; 14)^{xviii} Cette étude adopte une approche similaire. le modèle structurel sous-jacent est identifié en supposant l'orthogonalité de la structure les perturbations; imposant que les variables macroéconomiques ne réagissent pas simultanément ;variables monétaires, alors que le retour simultané dans le sens inverse est autorisé; et imposer des restrictions au bloc monétaire du modèle reflétant les procédures opérationnelles mis en œuvre par le responsable de la politique monétaire (Favero, 2001, .: 166)^{xix}. Le SVAR comprend sept variables à savoir la production (GYt), le niveau des prix à la consommation (CPt), prêts bancaires (commerciaux)(BLt), taux de change (XRt), masse monétaire,(M2t) taux bancaire(BRt) et le réserve monétaire .(RMt) Les prix à la production et à la consommation entrent dans le SVAR en tant qu'objectifs politiques; taux bancaire et monnaie de réserve comme objectifs opérationnels; et prêts aux banques commerciales, taux de change et agrégats monétaires en tant qu'objectifs intermédiaires.

La modélisation des réponses simultanées des taux de change aux autres variables d'un SVAR est relativement standard dans toutes les études utilise un taux de change réel pondéré en fonction des échanges dans une étude australienne et suppose que l'indice répond instantanément à toutes les variables. dans le système. Dans une étude sur le Kenya ,(Cheng 2006 :25)^{xx} utilise un taux de change effectif nominal et maintient que le taux de change répond simultanément à toutes les variables du SVAR. De même, (Borys et Horvath 2007 :20)^{xxi} dans une étude de la République tchèque dans Une étude de l'Allemagne suppose que toutes les variables du système affectent les taux de change instantanément. aucun de ces études, cependant, tente de rationaliser explicitement l'hypothèse. Alors que l'échange peut réagir simultanément aux variations du niveau de la production et des prix à la consommation dans le cas de l'Algérie, il n'ya aucune raison de penser qu'il répondra également simultanément variables monétaires compte tenu du manque de profondeur du secteur financier. Cette étude prend donc un départ de ces études en postulant que le taux de change réagit avec un retard par rapport aux intérêts taux d'intérêt, emprunts bancaires et agrégats monétaires

4. DONNEES , ET MESURE DES VARIABLES :

L'étude utilise des séries chronologiques mensuelles pour la période allant de 1990:1 à 2017:12. La date de départ été choisi conformément à la période au cours de laquelle les autorités monétaires algérienne ont émigré d'utiliser des mesures directes de contrôle monétaire à des mesures indirectes. La date limite, le d'autre part, correspond à la date à laquelle les dernières données sur toutes les variables d'intérêt étaient disponibles

Les conclusions de (Freidman ;1962 : 757)^{xxii} ont été généralement acceptées et largement adoptées dans la littérature structurelle VAR. Dans une étude de la Bundesbank allemande, Bernanke et Mihov affirment que „nous incluons les mesures de production, de prix et de réserves dans malgré leur non-stationnarité, comme cela est devenu la pratique courante dans les études VAR. ' souligner que la spécification des niveaux donne des estimations cohérentes, qu'il existe une cointégration ou non, alors qu'une spécification de

différences est incohérente si certaines variables sont co-intégrées. Le préférence des revendeurs à valeur ajoutée

5. RESULTATS ET DESCUSIONS :

5.1 Analyse SVAR co-intgrée :

Les résultats d'estimation du VAR structural co-intégré sont généralement similaires à ceux du VAR. estimation des niveaux effectuée conformément à Sims, Stock et Watson (1990). Naturellement, un nombre des différences apparaissent également. Parmi les différences, les réponses impulsionsnelles du co-intégré Les SVAR meurent très rapidement par rapport à ceux de l'estimation en niveaux. Afin de conserver images visuelles claires, l'horizon de prévision est réduit de 60 mois dans l'estimation des niveaux à 12 mois dans le SVAR cointégré. Le SVAR cointégré confirme les conclusions de l'estimation des niveaux selon lesquelles la politique monétaire en Algérie utilise des procédures d'exploitation hybrides, avec le taux d'escompte et l'argent de réserve comme outils. Le taux bancaire et l'argent de réserve réagissent de manière significative aux chocs des trois objectifs intermédiaires de la politique monétaire, à savoir les taux de change, la masse monétaire globale et crédit bancaire, révélant que la banque centrale est préoccupée par les mouvements de trois cibles et pour atteindre les niveaux souhaités, ces deux outils sont utilisés. Conformément à l'estimation des niveaux, le SVAR cointégré montre également que le taux de change et l'effet monétaire sont des canaux importants de transmission monétaire dans le pays, bien que la l'impact n'est pas aussi prononcé que dans l'estimation des niveaux. L'effet du crédit bancaire dans le processus de transmission monétaire est toutefois insignifiant dans le SVAR cointégré, qui contredit la conclusion de l'estimation des niveaux. Les différences observées entre les deux méthodes d'estimation ne sont pas inattendues. Un important source de ces différences est l'imposition de ce qui pourrait être une cointégration incorrecte restrictions dans le processus d'estimation du VAR cointégré. et (Becklelmans ; 2005 :19)^{xxiii} (Kim et Roubini 2000 :566)^{xxiv} soutient que c'est généralement le cas dans les revendeurs à valeur ajoutée coïncident, ce qui implique que les conclusions qui en résultent sont souvent incorrectes également. Pour tenter de contourner le problème, certaines études optent pour une simple spécification, par, (Weitong 2007 :64)^{xxv}; (Blundell et Gizycki ;1992 :253)^{xxvi}; l'approche, cependant, n'est pas convaincante car elle donne estimations incohérentes si certaines variables sont cointégrées

5.2 Analyse de la stationnarité

Les variables sont ensuite soumises à un test de stationnarité, qui révèle qu'elles sont toutes I(1). L'étude procède toutefois à l'estimation du SVAR en niveaux compatibles avec la pratique standard ancrée sur le document canonique de Sims, Stock et Watson (1990). Le document Sims, Stock et Watson démontre en partie que le commun pratique consistant à tenter de transformer des modèles en une forme stationnaire par différence ou cointégration opérateurs lorsqu'il est probable que les données soient intégrées est inutile car les statistiques d'intérêt ont souvent des distributions qui ne sont pas affectées par la non-stationnarité, ce qui suggère que les hypothèses peuvent être testées sans transformation préalable en régresseurs stationnaires. La question, selon à l'étude, ce n'est pas de savoir si les données

sont intégrées, mais plutôt de savoir si les coefficients estimés ou les statistiques de test d'intérêt ont une distribution non standard si en fait les régresseurs sont intégré

Table N° 1 :test de racine unitaire (ADF)

variable	ADF p-value (t-statistic)	Test critical value	order of integation	Level of signification
BR	0.00000 (-14.657)	1% level: -460884 5% level: - 2.874868 10% level: -2.573951	I(1)	1%
XR	0.0000 (-8 .460)	1% level: -4.001516 5% level: -3.430963 10% level: -3.139114	I(1)	1%
CP	0.00000 (-10.482)	1% level: -4.003226 5% level: -3.431789 10% level: -3.139601	I(1)	1%
GY	0.0000 (-11.318)	1% level: -4.003226 5% level: -3.431789 10% level: -3.139601	I(1)	1%
M2	0.0000 (-5.590)	1% level: -4.003675 5% level: -3.432005 10% level: -3.139728	I(1)	1%
RM	0.0000 (-4.023)	1% level: -4.003675 5% level: -3.432005 10% level: -3.139728	I(1)	1%
BL	(0.0000) (-18.113)	1% level: -4.004132 5% level: -3.432226 10% level: -3.139858	I(1)	1%

5-3 Analyse de la cointégration :

les paramètres VAR sont estimés de manière constante par la méthode des moindres carrés si le VAR est estimée en niveaux sans imposer de restrictions de co-intégration présentes dans les données. (Johansen 1988 :231)^{xxvii} ajoute que, complétée par une analyse de cointégration, la technique VAR permet de modéliser de manière rigoureuse la relation à long terme des non-stationnaires variables. Parmi beaucoup d'autres, certaines études ont utilisé l'analyse de cointégration pour identifier les relations à long terme dans un modèle de cointégration linéaire avec des variables I (1) incluent Lutkepohl Wolters et Teräsvirta 1998 :44)^{xxviii} ; alors que le débat sur la transformation des modèles en forme stationnaire par différence ou par les opérateurs de cointégration s'agissant des variables I (1) il existe d'autres auteurs qui font appel à l'approche traditionnelle de transformer les données en régresseurs fixes avant l'estimation, que le point soit ou non Les relations à long terme ou à court terme (voir, par exemple, (Enders (2004 :77)^{xxix}. Pour illustrer cela résultats obtenus à partir des deux méthodologies ne sont pas diamétralement opposés, nous avons également estimé le modèle composite à l'aide d'un SVAR cointégré s'il peut y avoir des différences, comme prévu, les estimations les résultats du SVAR cointégré sont globalement similaires à ceux obtenus par estimation en niveaux

Table N°2 : test de co-integration (Johansen)

Series: GY, CP, BL, XR, M2, BR, RM
Lags interval (in first differences): 1 to 2

Unrestricted Cointegration Rank Test (Trace)

Hypothesized No. of CE(s)	Eigenvalue	Trace Statistic	0.05 Critical Value	Prob.**
None *	0.427296	203.5590	150.5585	0.0000
At most 1 *	0.221686	126.0823	117.7082	0.0132
At most 2 *	0.189775	91.24529	88.80380	0.0329
At most 3	0.165744	61.99359	63.87610	0.0713
At most 4	0.130145	36.80464	42.91525	0.1784
At most 5	0.093521	17.42402	25.87211	0.3839
At most 6	0.026799	3.775896	12.51798	0.7743

* denotes rejection of the hypothesis at the 0.05 level
**MacKinnon-Haug-Michelis (1999) p-values

Unrestricted Cointegration Rank Test (Maximum Eigenvalue)

Hypothesized No. of CE(s)	Eigenvalue	Max-Eigen Statistic	0.05 Critical Value	Prob.**
None *	0.427296	77.47678	50.59985	0.0000
At most 1	0.221686	34.83697	44.49720	0.3745
At most 2	0.189775	29.25170	38.33101	0.3723
At most 3	0.165744	25.18895	32.11832	0.2755
At most 4	0.130145	19.38062	25.82321	0.2804
At most 5	0.093521	13.64812	19.38704	0.2786
At most 6	0.026799	3.775896	12.51798	0.7743

* denotes rejection of the hypothesis at the 0.05 level
**MacKinnon-Haug-Michelis (1999) p-values

5.4 la selection des critères de décalage :

La sélection de la longueur de décalage optimale est guidée par des critères établis . Akaike et Hannan-Quinn Les critères d'information (AIC et HIC, respectivement) suggèrent un décalage de l'ordre 42 alors que Le critère d'information Schwartz (SIC) suggère un décalage de l'ordre deux. Le problème avec le Le premier est qu'il utilise tous les degrés de liberté et rend le VAR estimé instable avec racines inverses du polynôme caractéristique autorégressif (AR) situé à l'extérieur du cercle unitaire. Ce dernier, en revanche, fonctionne bien dans un test de robustesse et il est adopté. Au

longueur de décalage choisie (d'ordre 4),

Table N° 3 critères de sélection de l'ordre de décalage

```

. . varsoc GY M2 BR XR CP RM BL

Selection-order criteria
Sample: 1994 - 2007          Number of obs   =      14

lag   LL      LR      df   p      FPE      AIC      HQIC      SBIC
-----+-----+-----+-----+-----+-----+-----+-----
0     -245.888          .          .          1.2e+07   36.1268   36.0972   36.4463
1           .          .   49   .   -1.0e-12*          .          .          .
2     2835.59          .   49   .          .   -391.085  -391.499  -386.611
3     2922.2  173.22   49  0.000          .   -403.457  -403.872  -398.984
4     2968.45   92.5*   49  0.000          .   -410.065* -410.479* -405.591*
    
```

Endogenous: GY M2 BR XR CP RM BL
Exogenous: _cons

5.5 Estimation du modèle :

Avant de tirer des conclusions sur les chocs structurels dans le modèle, nous analysons les corrélations entre mouvements des taux bancaires et de la monnaie de réserve et de leurs effets structurels récupérés correspondants. chocs pour déterminer si les chocs de politique monétaire sont raisonnables. tracés des innovations structurelles relatives au taux d'escompte et à la monnaie de réserve récupérées par rapport au mois sur mois taux de croissance du taux d'escompte et du logarithme de la monnaie de réserve, respectivement, avec reprise des chocs structurels tracés sur le premier axe vertical et la politique monétaire cibles de travail sur l'axe vertical secondaire. Innovations structurelles positives du taux d'escompte et les innovations structurelles négatives de la monnaie de réserve sont associées à la politique monétaire resserrement tandis que les innovations structurelles négatives du taux d'escompte et les effets structurels positifs les innovations de la monnaie de réserve sont associées à un assouplissement de la politique monétaire. Les graphiques révèlent une certaine corrélation entre les mouvements de la politique monétaire objectifs opérationnels et leurs innovations respectives récupérées. Les corrélations sont cependant prononcé entre le taux d'escompte et ses chocs structurels récupérés par rapport aux réserves l'argent et ses chocs structurels récupérés. La fiabilité des chocs structurels est également vérifiée en évaluant l'efficacité des coefficients structurels estimés dans le SVAR.

Figure N° 1 : Estimation SVAR

```

Vector autoregression

Sample: 1994 - 2007                Number of obs   =   14
log likelihood =                  AIC                 =   .
PFE = -1.58e+10                   HQIC            =   .
Det(Sigma_ml) = -1.77e-14         SBIC            =   .
    
```

Equation	Parms	RMSE	R-sq	chi2	P>chi2
GY	8	.560001	0.6235	23.18326	0.0016
M2	8	29.4094	0.8943	118.4817	0.0000
BR	8	2.01984	0.3815	19.45334	0.0069
XR	8	3.11546	0.8946	118.8611	0.0000
CP	8	2.69903	0.9802	694.403	0.0000
RM	8	1.51208	0.7989	55.60971	0.0000
BL	8	4.63258	0.8972	122.1267	0.0000

	Coeff.	Std. Err.	z	P> z	[95% Conf. Interval]
GY					
14.	-.3557994	.2848161	1.25	0.212	-.2024299 .9140287
M2					
14.	.0038128	.0081118	0.47	0.638	-.012086 .0197116
BR					
14.	-.0632182	.0723864	-0.87	0.382	-.2050931 .0786566
XR					
14.	-.0307094	.0426599	-0.72	0.472	-.1143213 .0529025
CP					
14.	-.012671	.0154419	0.82	0.412	-.0175946 .0429365
RM					
14.	-.1012066	.15355	-0.66	0.510	-.4021591 .1997459
BL					
14.	-.0496811	.0476441	1.04	0.297	-.0436998 .1430619
_cons					
	-1.199593	3.052127	-0.39	0.694	-7.181653 4.782467

La stabilité du model SVAR :

les huit racines inverses du polynôme caractéristique AR ont un module inférieur à un et se trouvent à l'intérieur du cercle unitaire, ce qui indique que le VAR estimé est à l'arrêt ou stable un test 'exclusion de Wald sur une exclusion de décalage VAR(4) révèle également toutes les variables endogènes du modèle sont conjointement significatives à chaque retard pour tous équations collectivement. Séparément, toutes les équations sont significatives à la longueur du décalage de l'ordre un alors que décalage de la deuxième commande, seules les équations de prix à la consommation et de production sont non significatives à l'annexe C). Comme la SIC impose une pénalité plus sévère pour l'ajout de plus de régresseurs que l'AIC, le critère est jugé plus approprié pour déterminer la longueur du décalage dans un SVAR

Table N° 04 **Racines du polynôme caractéristique**

Eigenvalue stability condition

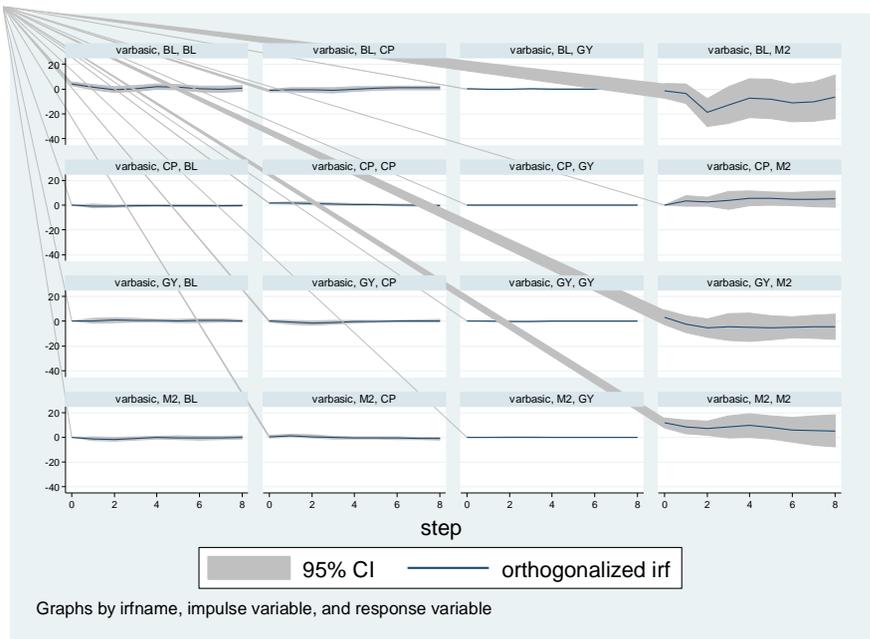
Eigenvalue	Modulus
.7360138 + .209078 <i>i</i>	.765134
.7360138 - .209078 <i>i</i>	.765134
-.2132861 + .09344492 <i>i</i>	.232858
-.2132861 - .09344492 <i>i</i>	.232858

All the eigenvalues lie inside the unit circle.
VAR satisfies stability condition.

5.5 Les fonctions de réponse impulsionnelle:

Déterminer l'importance du canal de crédit bancaire, réponses impulsionnelles des prix à la consommation et la production au taux d'escompte et aux chocs de la monnaie de réserve sont tracés dans chaque cas avec deux scénarios: prêts bancaires endogènes et exogènes. Le cas des prêts bancaires exogènes bloque réponses qui passent par des emprunts bancaires alors que le cas des emprunts bancaires endogènes permet aux banques prêts à transmettre les chocs de politique monétaire montre que dans les quatre cas, il existe une différence considérable dans la taille des réponses impulsionnelles lorsque le crédit bancaire est exogène et quand il est endogène. Ceci fournit des preuves préliminaires que les prêts bancaires contient des informations supplémentaires importantes dans le processus de transmission monétaire du pays.

Figure : N °2 graphes des réponses impulsionnelles



6. CONCLUSION :

Cette étude visait à examiner le processus par lequel la politique monétaire affecte la consommation les prix et production en Algérie avec l'utilisation de la comptabilité des innovations dans un vecteur structurel autorégressif modèle, il est établi que, contrairement à la position officielle, que la politique monétaire du pays les autorités monétaires de l'Algérie visent également les taux d'intérêt à court terme. En pratique, le pays utilise des procédures d'exploitation hybrides et il est démontré que le taux d'escompte est une mesure plus efficace de la politique monétaire que l'argent de réserve. En ligne .les autorités poursuivent à la fois la stabilité des prix et des objectifs de croissance et d'emploi élevés. C'est plus loin montré que la stabilité des prix est le principal objectif de la politique monétaire du pays. Avec le exception des chocs de taux de change, les prix à la consommation réagissent faiblement à la impulsions suggérant que l'inflation en Algérie pourrait ne pas être dominée par des facteurs monétaires. Le fait que les coûts des aliments ont un poids prépondérant (58,1%) dans le composite national tous articles L'indice des prix à la consommation révèle que les rigidités structurelles de la production alimentaire pourraient être plus importantes déterminants de l'inflation que des considérations monétaires.

Ces résultat correspond aux preuves empiriques basées sur un SVAR avec volatilité stochastique. La pente de la courbe des effets dynamiques de la politique monétaire en

Algérie, qui dépend également de la taille d'enchancements en régime permanent, induit un compromis entre l'incertitude réelle et nominale, une politique monétaire en régime permanent non nulle oblige les agents du modèle à être plus tournés vers l'avenir et diminue l'efficacité des mesures politiques pour ramener l'inflation à sa cible. cela incite les autorités à maintenir les taux bas plus longtemps, ce qui pousse la production au-dessus de son état stationnaire après la première année, cet effet élevé nécessaire pour ramener l'inflation à son objectif, atténue les effets d'incertitude réels d'un choc de politique monétaire, en l'absence d'inflation tendancielle, la courbe de Phillips est nettement plus raide et un choc de politique monétaire augmente l'incertitude réelle de plus de 30%, tandis que l'incertitude nominale diminue de plus de 10%. dans les travaux futurs, il serait intéressant d'examiner si cette relation entre le choc politique et la volatilité macroéconomique, il peut également être instructif d'examiner si l'impact du choc: de politique monétaire sur les seconds moments a changé au fil du temps en Algérie

BIBLIOGRAPHIE :

-
- ⁱ TAYLOR, J. (1995) „, « *The Monetary Transmission Mechanism: An Empirical Framework.* », *Journal of Economic Perspectives*, 9(4): pp. 11-26.
- ⁱⁱ KAMIN, S., TURNER, P. AND VAN'T DACK, J. (1998) „, « *The Transmission of Monetary Policy*». BIS Policy papers 3.
- ⁱⁱⁱ MONTIEL, P. (1991) „, « *The Transmission Mechanism of Monetary Policy in Developing Countries.* », IMF Staff Papers, 38(1): p. 57
- ^{iv} SIMS, C. (1980) „, « *Macroeconomics and Reality.* », *Econometrica* 48: p. 49
- ^v BORYS, M. AND HOVARTH, R. (2007). “*The Effects of Monetary Policy in the Czech Republic* », *An Empirical Study*”. CERGE-EI Working Paper Series, WP No. 339: p26.
- ^{vi} CHRISTIANO, L., EICHENBAUM, M. AND EVANS, C. (1998) „, « *Monetary Policy Shocks: What Have we Learned and to What End?* », NBER Working Paper Series, WP No. 6400: 1.77
- ^{vii} KARAME, F. AND OLMEDO, A. (2002) „, « *The Asymmetric Effects of Monetary Policy Shocks: A Non-linear Structural VAR Approach* », Unpublished Manuscript, P28.
- ^{viii} BERNANKE, B. AND MIHOV, I. (1997) „, « *What Does the Bundesbank Target.* », *European Economic Review*, 41(6): p 1025
- ^{ix} SIMS, C. AND ZHA, T. (2006) „, « *Does monetary policy generate recessions?* », *Macroeconomic Dynamics* 10(2): P. 231.
- ^x PIFFANELLI, S. (2001) „, « *The Instrument of Monetary Policy and Germany: A Structural VAR Approach.* », United Nations Department of Economic and Social Affairs (DESA) Working Paper Series, DP No. 19: p. 6

- ^{xi} BORYS, M. AND HOVARTH, R. (2007) ., « *The Effects of Monetary Policy in the Czech Republic* », An Empirical Study. CERGE-EI Working Paper Series, WP No. 339: p26.
- ^{xii} DISYATAT, P. AND VONGSINSIRIKUL, P. (2003) M., « *onetary Policy and the Transmission Mechanism in Thailand.* », Journal of Asian Economics, 14: P418
- ^{xiii} DABLA-NORRIS, E. AND FLOERKEMEIER, H. (2006)., « *Transmission Mechanisms of Monetary Policy in Armenia: Evidence From VAR Analysis.* », IMF Working Paper Series, WP/06/248:P.26.
- ^{xiv} BECKLEMANS, L. (2005) ., « *Credit and Monetary Policy* », An Australian SVAR. Reserve Bank of Australia Research Discussion Paper Series, 2005-06 (September): 1.29
- ^{xv} BRISCHETTO, A. AND VOSS, G. (1999)., « *A Structural Vector Autoregression Model of Monetary Policy in Australia* », Reserve Bank of Australia Discussion Paper Series, DP No. 1999-11.
- ^{xvi} VONNAK, B. (2005) ., « *“Estimating the Effects of Hungarian Monetary Policy Within a Structural VAR Framework.* », Magyar Nemzeti Bank Working Paper Series, WP no. 2005/1: p37
- ^{xvii} BERNANKE, B. AND MIHOV, I. (1997) ., « *What Does the Bundesbank Target* », European Economic Review, 41(6): P 1030.
- ^{xviii} SIMS, C. (1986). ., « *Are Forecasting Models Usable for Policy Analysis?* », Federal Reserve Bank of Minneapolis Quarterly Review, 10(1): p. 15
- ^{xix} FAVERO, C. (2001). ., « *Applied Macroeconometrics.* », New York: Oxford University Press Inc.
- ^{xx} CHENG, K. (2006). ., « *AVAR Analysis of Kenya’s Monetary Policy Transmission Mechanism: How Does the Central Bank’s Repo Rate Affect the Economy?* », IMF Working Paper Series, WP/06/300: P25
- ^{xxi} BORYS, M. AND HOVARTH, R. (2007). ., « *The Effects of Monetary Policy in the Czech Republic* », An Empirical Study. CERGE-EI Working Paper Series, WP No. 339: P20
- ^{xxii} FRIEDMAN, M. (1962). ., « *The Interpolation of Time Series by Related Series* », Journal of the American Statistical Association, 57(300): 729.757.
- ^{xxiii} BECKLEMANS, L. (2005). ., « *Credit and Monetary Policy*”: An Australian SVAR. Reserve Bank of Australia Research Discussion Paper Series, 2005-06 (September):.P19
- ^{xxiv} KIM, S. AND ROUBINI, N. (2000). ., « *Exchange Rate Anomalies in the Industrial Countries: A Solution with a Structural VAR Approach* », Journal of Monetary Economics, 45(3): pp. 566
- ^{xxv} WEITONG, R. (2007) ., « *Economic Fluctuations and Japanese Monetary Policy: Two Empirical Studies with SVAR Approach.* », Unpublished Manuscript p64.
- ^{xxvi} BLUNDELL-WIGNALL, A. AND GIZYCKI, M. (1992)., « *Credit Supply and Demand and the Australian Economy.* Reserve Bank of Australia Discussion Paper Series, DP No. 9208: 1.48.
- ^{xxvii} JOHANSEN, S., 1988 ., « *Statistical Analysis of Cointegration Vectors,* », Journal of Economic Dynamics and Control, Vol. 12, No. 2–3, p. 231
- ^{xxviii} Juergen W, Teräsvirta T and H Lütkepohl ., « *Modeling The Demand For M3 In The Unified Germany* », The Review of Economics and Statistics, 1998, vol. 80, issue 3, 399-409
- ^{xxix} ENDERS, W. (2004) ., « *. Applied Econometric Time Series* », Hoboken: John Wiley & Sons, Inc. 2nd Ed. P77