African Scientific Journal
ISSN : 2658-9311
Vol : 3, Numéro 6, Juin 2021

Efficacité de transmission de la politique monétaire dans le cadre de l'indépendance de Bank Al-Maghrib

Efficiency of transmission of monetary policy within the framework of Bank Al-Maghrib's independence

Auteur 1 : SAIKAK Moulay-driss.
Auteur 2 : RAOUF Radouane.

SAIKAK Moulay-driss 1,
Doctorant à l'université Mohammed V de Rabat/ MAROC
driss.saikak@um5r.ac.ma

RAOUF Radouane 2,
Enseignant-chercheur à l'université Mohammed V de Rabat/ MAROC
r.raouf@um5s.net.ma

Conflit d'intérêts : L'auteur ne signale aucun conflit d'intérêts.

Pour citer cet article : SAIKAK.M, RAOUF.R (2021) « Efficacité de transmission de la politique monétaire dans le cadre de l'indépendance de Bank Al-Maghrib », African Scientific Journal « Volume 03, Numéro 6 » pp: 066-085.

Date de soumission : Mai 2021

Date de publication : Juin 2021

DOI : 10.5281/zenodo.5648341

Copyright © 2020 – ASJ

African Scientific Journal
ISSN : 2658-9311
Vol : 3, Numéro 6, Juin 2021

Résumé

L'objectif des banques centrales indépendantes consiste à assurer la stabilité des prix afin d'atteindre la stabilité macroéconomique, parce que la maîtrise de l'inflation dépend de l'effet de la politique monétaire sur l'activité. Les banques centrales poursuivent donc deux mandats. Elles agissent sur le taux directeur en fonction de la situation économique. Afin de vérifier l'efficacité de la politique monétaire dans le cadre de l'indépendance de la banque centrale, nous avons mobilisé une modélisation SVAR pour le cas Marocain. L'étude porte sur deux périodes distinctes à fréquence trimestrielle (de 1994 à 2005 et de 2006 à 2020) pour prendre en compte la mise en place effective de l'indépendance. Les résultats impliquent une transmission efficace de la politique monétaire.

Mots clés : politique monétaire, indépendance de la banque centrale, SVAR.

Abstract

The objective of independent central banks is to ensure price stability in order to achieve macroeconomic stability, because controlling inflation depends on the effect of monetary policy on activity. So central banks have two mandates. They act on the interest rate based on the economic situation. In order to verify the effectiveness of monetary policy within the framework of the independence of the central bank, we mobilized a SVAR model for the Moroccan case. The study covers two separate periods on a quarterly basis (1994 to 2005 and 2006 to 2020) to take account of the effective implementation of independence. The results imply an efficient transmission of monetary policy.

Keywords: monetary policy, central bank independence, SVAR.

Introduction :

L'un des objectifs fondamentaux de la banque centrale est la stabilité des prix. Généralement, les banques agissent sur le taux directeur en fonction de la situation économique. En effet, les banques centrales baissent (augmentent) le taux directeur lorsque la situation économique se dégrade (s'améliore) et que l'inflation diminue (augmente).

Il y a un consensus dans la littérature économique sur le fait que la politique monétaire exerce un effet sur les prix. En effet, c'est à travers les canaux de transmission de la politique monétaire à savoir, le canal du taux d'intérêt, le canal des crédits et le canal du taux de change, les décisions monétaires se transmettent au revenu et à l'inflation. C'est sur la base de ces deux grandeurs macroéconomiques qu'on juge l'efficacité de la politique monétaire.

Les canaux de transmission de la politique monétaire dépendent des structures économiques et financières de chaque pays. Il est très difficile de parler d'une seule politique efficace valable pour toutes les économies. Ainsi, les pays émergents subissent les décisions des principales banques centrales à savoir la Réserve Fédérale Américaine et la Banque Centrale Européenne. De ce fait, la modélisation des mécanismes de transmission doit différer de celle des pays développés.

La problématique de l'indépendance revête un important intérêt pour la banque centrale marocaine (BAM), surtout qu'il s'agit d'une petite économie ouverte dépendante des économies développées en l'occurrence l'Europe.

Dans ce cadre, on propose un essai de modélisation basé sur la modélisation structurelle. On adopte l'approche du VAR structurel à six variables : l'indice de la production industrielle, l'indice des prix à la consommation, la masse monétaire, les crédits à l'économie, le taux de change effectif réel et le taux court, pour analyser l'efficacité de transmission de politique monétaire dans le cadre de l'indépendance de la banque centrale.

Afin de capter l'efficacité de la politique monétaire dans le cadre de l'indépendance de BAM, la modélisation SVAR est appliquée. Sur deux périodes, avant et après l'indépendance de BAM, c'est-à-dire, de 1994 à 2005 et de 2006 à 2020, car l'année 2006 coïncide avec la nouvelle réforme des statuts de la BAM. Les périodes sont à fréquence trimestrielle. Le choix de ces deux périodes nous permet de conclure sur le choix fait par l'autorité monétaire marocaine quant à son indépendance et son implication en matière d'efficacité de la politique monétaire.

Cet article s'organise comme suit : la première section présente une revue de littérature synthétique sur l'efficacité de la politique monétaire. La deuxième section évoque la méthodologie de recherche et les données. Enfin, la troisième section est consacrée à la présentation et la discussion les résultats.

1. Le modèle SVAR dans la pratique

1.1. Le modèle SVAR : quelques éléments théoriques

Les modèles vectoriels autorégressifs structurels (SVAR) sont largement utilisés pour l'analyse des politiques économiques et pour fournir des faits stylisés sur le cycle économique. Le document fondateur de Sims, *Macroeconomics and Reality* (1980), soutenait que les procédures basées sur la modélisation VAR seraient utiles aux économistes intéressés à construire et à évaluer des modèles économiques. Compte tenu d'un ensemble minimal d'hypothèses d'identification, les modèles VAR structurels permettent d'estimer les effets dynamiques des chocs économiques. Les fonctions de réponse impulsionnelle estimées offrent un moyen naturel de choisir les paramètres d'un modèle structurel et d'évaluer la plausibilité empirique des modèles alternatifs. La méthodologie de la VAR structurelle est appliquée en identifiant les relations instantanées qui relient les variables endogènes.

Il y a au moins deux raisons pour lesquelles il peut être utile d'analyser explicitement le mécanisme de transmission de la politique monétaire. Premièrement, accroître la compréhension de l'efficacité de la politique monétaire. Deuxièmement, établir empiriquement un lien entre l'instrument de politique monétaire et son impact sur l'économie. La connaissance de l'ampleur et du calendrier des effets de la politique monétaire sur les variables réelles revêt une importance cruciale pour la conduite efficace de la politique monétaire.

La modélisation VAR structurel présente les avantages suivants :

- Elle est reconnue par sa simplicité vis-à-vis d'autres modèles macroéconométriques, il s'agit, en effet, d'estimer un système de faible dimension ;
- Elle nécessite peu de contraintes. En effet, les simulations qui en résultent reposent sur un nombre limité d'hypothèses économiques ;
- La méthodologie VAR structurel permet enfin de simuler des chocs structurels.

1.1.1. Spécification du modèle

Le modèle SVAR utilisé est de la forme suivante :

$$A_0 Y_t = \alpha + \sum_{i=1}^{p} A_i Y_{t-i} + \varepsilon_t$$

Avec Y_t le vecteur de variables endogènes et ε_t représente le vecteur des innovations non-corrélées et renvoie aux chocs structurels du modèle. Les innovations canoniques renvoient à des chocs ou impulsions dont la propagation se traduit par les fluctuations du système étudié. S'elles sont non corrélées, l'analyse statistique est facile à mettre en œuvre. Sinon, une orthogonalisation statistique doit être effectuée (Sims 1980). Cette technique ne facilite pas l'interprétation économique des impulsions obtenues. Blanchard et Quah (1989) ont proposé d'identifier les impulsions structurelles qui soient interprétables économiquement.

1.1.2. Identification des chocs

Parmi les étapes que requiert une modélisation VAR 'structurel' est l'identification des chocs. Cette technique consiste à passer des chocs issus d'un VAR 'canonique' à des chocs pouvant être interprétés sur le plan économique. Une fois les composantes du modèle VAR sont choisies, c'est-à-dire, séries en niveau, en différences premières…, on procède à l'identification. Cette dernière repose sur trois hypothèses fondamentales (Catherine Bruneau et Olivier De Bandt, 1998) :

- L'économie est représentée par un vecteur de séries observables $X_t = [X_{1t}, X_{2t}, \dots, X_{nt}]'$ à chaque date t, résulte de la combinaison dynamique de n chocs structurels passés, $\omega_{1s}, \omega_{2s}, \dots, \omega_{ns}, s \leq t$. Il s'agit de chocs que l'on souhaite interpréter économiquement.
- En écrivant $EL(.)$ l'opérateur de régression linéaire, le vecteur des innovations canoniques $\varepsilon_t = [\varepsilon_{1t}, \varepsilon_{2t}, \dots, \varepsilon_{nt}]'$de la date t, se définit comme :

$$\varepsilon_t = X_{it} - EL\left(\frac{X_{it}}{X_{it-1}}; 1 \leq i \leq n\right)$$

Et résulte de la combinaison instantanée des chocs structurels.

En suivant la méthodologie préconisée par Sims (1980,1981), l'estimation des innovations est réalisée à partir d'une représentation vectorielle autorégressive de la dynamique :

$$X_t = \sum_{j=1}^{p} A_j X_{t-j} + \varepsilon_t$$

Le processus ε_t est un bruit blanc de matrice de variance-covariance $\sum$. A chaque date t, les innovations ε_{it} sont estimées comme les résidus des régressions correspondant à l'estimation, équation par équation, du modèle VAR :

$$\hat{\varepsilon} = X_{it} - \sum_{h=1}^{p} \hat{A}_{ij,h} X_{j,t-h} \, , 1 \leq i \leq n$$

- Supposons qu'à chaque instant t les innovations canoniques s'expriment comme une combinaison linéaire des chocs structurels ω_t :

$$\varepsilon_t = P\omega_t$$

Par conséquent, l'identification des impulsions structurelles est obtenue, dès que la matrice de passage P est estimée :

$$\widehat{\omega}_t = \hat{P}^{-1}\hat{\varepsilon}_t$$

Les approches d'identification d'un modèle SVAR :

Approche standard :

Soit Z_t un vecteur de $(n\ x\ 1)$ variables observables. Le modèle de forme réduite de référence est donné par le système VAR avec des paramètres constants :

$$Z_t = A_1 Z_{t-1} + \cdots + A_k Z_{t-k} + \varphi D_t + \varepsilon_t \quad , \quad t = 1, \ldots, T$$

Où ε_t est un bruit blanc de dimension n avec une matrice des variances-covariances positive invariante dans le temps $\sum_{\varepsilon} = E(\varepsilon_t \varepsilon_t')$, $A_j, j = 1, \ldots, k$ sont des matrices de dimension n x n.

K représente le nombre de retard dans le modèle. D_t est un vecteur de dimension m et qui contient des composantes déterministes (constante, tendance et les variables instrumentales). φ est la matrice n x m des coefficients associés.

Un bref aperçu du problème d'identification qui se pose dans le cas de modèle SVAR. Le but est d'expliquer ce que l'on entend par identification et d'expliquer les restrictions utilisées pour identifier le modèle estimé dans le présent chapitre.

Soit le modèle : $X_t = A(L)\varepsilon_t$

Pour obtenir une estimation, la première étape consiste à modéliser le vecteur des variables endogènes à l'aide d'un VAR non contraint suivant :

$$D(L)X_t = v_t$$

Où $D(L)$ est un polynôme matriciel d'ordre fini dans l'opérateur de décalage L.

Soit le modèle SVAR sous sa forme réduite suivant :

$$X_t = B(L)X_{t-1} + \varepsilon_t$$

Où X_t est composé de n variables stationnaires, $B(L) = \sum_{i=0}^{p} \quad B_i L^i$ représente une matrice de polynôme de retards et ε_t le vecteur des chocs de la forme réduite. $E(\varepsilon_t \varepsilon_t') = \sum$, où $\sum$ est une matrice positive.

Suivant le théorème de Wald, le processus stationnaire X_t peut-être décomposé comme suit :

$$X_t = v_t + C(L)\varepsilon_t$$

Avec v_t est la composante déterministe et $C(L) = \sum_{i=0}^{\infty} \quad C_i L^i$ est la matrice de polynôme de retards et $C(0) = I_n$ où I_n est la matrice identité d'ordre n.

Supposons que $v_t = 0$. L'écriture de X_t sous sa forme structurelle est :

$$X_t = A(L)\vartheta_t$$

Où $A(L)$ est une matrice de polynômes de retard, ϑ_t est le vecteur des chocs structurels, $E(\vartheta_t \vartheta_t') = \Omega$ et $A_0 = A(0)$. Suivant l'hypothèse que les chocs sont orthogonaux, et que l'on normalise les chocs, alors $\Omega = I_n$.

Etant donné les équations, les deux résidus, ceux du modèle réduit et ceux du modèle structurel, sont reliés :

$$\varepsilon_t = A(0)\vartheta_t$$

Et donc $$\sum = A(0)\Omega A(0)'$$

Où $A(0)$ est la matrice des coefficients contemporains du VAR de forme structurelle.

Le problème de l'identification consiste à identifier la matrice $A(0)$. En effet, la matrice $\sum$ est symétrique, elle contient $\frac{n(n+1)}{2}$ éléments différents. La matrice $A(0)$ contient n^2 éléments différents. On conclut qu'on a un problème d'identification. On devra imposer $\frac{n(n-1)}{2}$ restrictions.

2. Application de la modélisation SVAR sur la politique monétaire Marocaine

2.1. Description des variables

Dans cette étude, on ne considère que les facteurs nationaux des canaux de transmission de la politique monétaire. Ces facteurs comprennent l'indice de production industrielle (IPI) comme un proxy à la croissance économique, l'indice des prix à la consommation (IPC) comme proxy à l'inflation, l'indice du taux de change réel (TCR), la masse monétaire (MM), les crédits à l'économie (CE) et un indicateur de la politique monétaire (le taux moyen pondéré au jour le jour). M3 est un instrument intermédiaire de la banque centrale, qui mesure la masse monétaire

de l'économie. Une augmentation du M3 reflète un relâchement de la politique monétaire, qui affecte l'IPC et la croissance économique, et est choisi au lieu du M2 (Tableau N°1).

Tableau N° N1 : Variables incluses dans les modèles SVAR

Variables	Code	Période 1	Période 2	Source
Taux du marché interbancaire en %	TMP	1994T1-2005T4	2006T1-2020T1	IFS
La masse monétaire en logarithme	MM	1994T1-2005T4	2006T1-2020T1	BAM
Indice de la production industrielle en logarithme	IPI	1994T1-2005T4	2006T1-2020T1	IFS+HCP
Indice des prix à la consommation en logarithme	IPC	1994T1-2005T4	2006T1-2020T1	IFS+HCP
Indice du taux de change effectif réel en logarithme	TCR	1994T1-2005T4	2006T1-2020T1	IFS
Crédit à l'économie en logarithme	CE	1994T1-2005T4	2006T1-2020T1	BAM

Source : établi par l'auteur.

2.2. La structure du modèle SVAR

Dans le but de tester empiriquement l'efficacité des mécanismes de transmission de la politique monétaire dans le cadre Marocain, on utilise un modèle SVAR à six endogènes tels que :

$$A_0 Y_t = \alpha + \sum_{i=1}^{p} A_i Y_{t-i} + \varepsilon_t$$

Avec $Y_t = (IPI, IPC, MM, CE, TCR, TMP)'$ le vecteur de dimension 6 de variables endogènes. $\varepsilon_t = (\varepsilon^{AS}, \varepsilon^{AD}, \varepsilon^{DM}, \varepsilon^{CE}, \varepsilon^{BP}, \varepsilon^{PM})'$ Représente le vecteur des innovations non corrélées et renvoie aux chocs structurels du modèle. Les innovations canoniques renvoient à des chocs ou impulsions dont la propagation se traduit par les fluctuations du système étudié.

2.3. Identification des chocs

Afin d'identifier les différents chocs, on suit la méthodologie de Camarero et al (2002) :

Le comportement des variables endogènes est expliqué par six chocs structurels à savoir le choc d'offre agrégée (ε^{AS}), le choc de demande agrégée (ε^{AD}), le choc de demande de monnaie (ε^{DM}), le choc de crédit (ε^{CSP}), le choc de la balance des paiements (ε^{BP}) et le choc de politique monétaire (ε^{PM}).

Le choc global de l'offre :ε^{AS}

En se basant sur une courbe de Phillips augmentée qui peut être exprimé comme la relation log-linéaire suivante :

$$\pi = \pi^e + \left(y - \underline{y}\right) + \varepsilon^{AS}$$

Le taux d'inflation dépend à sa valeur anticipée, à l'écart de production et au choc global de l'offre. Si l'état d'équilibre du modèle est caractérisé comme un état dans lequel l'inflation converge vers sa valeur attendue, la relation ci-dessus implique que :

$$\left(y - \underline{y}\right) = \varepsilon^{AS}$$

Par conséquent, l'écart de production, le cas échéant, est déterminé par l'offre à long terme, c'est-à-dire que nous nous appuyons sur une courbe verticale de Phillips à long terme pour supposer que les chocs tant de la demande que des chocs monétaires n'ont pas d'effets à long terme sur le niveau de la production réelle.

En se basant sur De Arcangelis (1997), si la production de plein emploi est égale aux attentes actuelles en matière de production formées dans $t-1$, c'est-à-dire $IPI = E[IPI_t^s / I_{t-1}]$, alors l'écart de production peut être interprété comme l'innovation au niveau de la production e_{IPI} et la relation suivante tient :

$$e_{IPI} = \varepsilon_t^{AS}$$

Ce qui implique que les chocs d'offre agrégés égalent les innovations à la production réelle et, par conséquent, ils sont traités comme des chocs technologiques.

Les chocs IS : ε_t^{AD}

La demande globale est représentée par le modèle de Dornbusch pour une petite économie ouverte :

$$y_t - \underline{y} = \delta(s + p^* - p) - \gamma(r - \pi^e) + \varepsilon^{AD}$$

Cette spécification de la demande agrégée implique l'omission de la politique budgétaire, laissant la politique monétaire comme seule variable de politique.

En supposant que les prix étrangers sont constants, ε_t^{AD} peut être exprimé comme une relation reliant les innovations à la production e_{IPI}, les prix e_{IPC}, taux d'intérêt nominaux e_{TMP} et taux de change e_{TCR}:

$$e_{IPC} + \beta_{21} e_{IPI} + \beta_{25} e_{TMP} + \beta_{26} e_{TCR} = \varepsilon_t^{AD}$$

Étant donné que le choc global de la demande a été normalisé en fonction des prix, on suppose que ce choc est capté par les innovations au niveau des prix, qui sont interprétés comme un choc d'inflation.

En plus de ce modèle de demande agrégée, on suppose une structure récursive par blocs à court terme dans laquelle les variables non stratégiques (IPI, IPC) ne répondent pas en même temps aux innovations dans les variables stratégiques (MM, TCR). Cette hypothèse, courante dans la littérature (voir Gordon et Leeper, 1994 ; Shioji, 1997), reflète le fait que les variables non politiques réagissent lentement aux changements des variables politiques dus à l'existence de décalages décisionnels. Ainsi, la relation ci-dessus pour le choc global de la demande peut être réécrite comme suit : $$e_{IPC} + \beta_{21} e_{IPI} = \varepsilon_t^{AD}$$

Le choc de demande de monnaie : (ε^{DM})

La fonction de réaction de la banque centrale où BAM réagit de façon concomitante à l'agrégat monétaire et au taux de change, est représentée par :

$$\beta_{31} e_{IPI} + \beta_{32} e_{IPC} + \beta_{36} e_{TMP} + e_{MM} = \varepsilon^{DM}$$

Le choc des crédits à l'économie : (ε^{CSP})

Selon Ehrmann et al. (2003), La demande de prêts à laquelle une banque est confrontée est supposée dépendre de la production, du niveau de prix et du taux d'intérêt sur les prêts. La règle de réaction pour la période allant de 2006 à nos jours peut être exprimée en matière d'innovations comme suit :

$$\beta_{41} e_{IPI} + \beta_{42} e_{IPC} + \beta_{46} e_{TMP} + e_{CE} = \varepsilon^{CE}$$

Où e_{PIB}, e_{IPC} et e_{TMP}sont respectivement des innovations par rapport au PIB, au prix et au taux d'intérêt, tandis que ε^{CE} est le choc de la demande des crédits.

Le choc de la balance des paiements : ε^{BP}

En supposant que le Maroc soit un pays relativement ouvert, la demande extérieure de l'économie est représentée par l'inclusion de la balance des paiements. Cette introduction vise à décrire la façon dont le taux de change est déterminé sur le marché.

Toutefois, elle n'exclut pas que le marché anticipe des ajustements dans la parité centrale. Ainsi, en raison du fait que ε^{BP} a été normalisé au taux de change, il est considéré que ce choc représente les attentes d'ajustement du marché.

$$\beta_{51} e_{IPI} + \beta_{52} e_{IPC} + e_{TCR} + \beta_{56} e_{TMP} = \varepsilon^{BP}$$

Le choc de la politique monétaire : ε^{PM}

Au Maroc, BAM a désigné M3 comme objectif intermédiaire, tandis que le taux d'intérêt à court terme est devenu l'instrument de politique monétaire. La règle de réaction peut être exprimée en matière d'innovations aux variables financières comme suit :

$$\beta_{63} e_{MM} + \beta_{65} e_{TCR} + e_{TMP} = \varepsilon^{PM}$$

Où le choc structurel ε^{PM} a été normalisé aux taux d'intérêt à court terme, de sorte que ce type de choc est supposé être saisi par les innovations de cette variable.

L'analyse empirique présentée dans le présent document est fondée sur ce qu'on appelle la « relation successive ». Il s'agit de déterminer la relation entre les variables de façon récursive par blocs (Raghavan et Silvapulle, 2006). On a recours à des restrictions sur-identifiées, ce qui est une pratique courante

Les résidus de la forme réduite de l'équation (1) peuvent être reliés aux résidus structurels par la structure suivante : $Ae_t = B\varepsilon_t$

$$[1\ 0\ 0\quad a_{21}\ 1\ 0\quad a_{31}\ a_{32}\ 1\quad 0\quad 0\quad 0\ 0\quad 0\quad 0\ 0\quad 0\quad a_{36}\qquad a_{41}\ a_{42}\ 0\qquad a_{51}\ a_{52}\ 0\quad 0\ 0\ a_{63}$$
$$= [b_{11}\ 0\ 0\ 0\ b_{22}\ 0\ 0\ 0\ b_{33}\quad 0\quad 0\quad 0\ 0\ 0\ 0\ 0\ 0\ 0\ 0\quad 0\quad 0\ 0\ 0\ 0\ 0\ 0\ 0\ 0\quad b_{44}\ 0\ 0\ 0\ b_{55}\ 0\ 0\ 0\ b_{66}\ ][\varepsilon^{AS}\ \varepsilon^{AD}\ \varepsilon^{L}$$

2.4. Test de racine unitaire

Après avoir effectué les tests usuels de racine unitaire (Dickey-Fuller) (Tableau N°2), on conclut que pour les deux modèles, des variables sont stationnaires en niveau et d'autres sont stationnaires en différence. De ce fait, On opte pour l'estimation d'un SVAR sur les variables en niveau. Cette approche est largement appliquée dans la littérature des modèles SVAR (Sims, et al., 1990 ; Cushman et Zha, 1997 ; Amisano et al., 1997 ; Ramaswamy et Sloek, 1998 ; Bernanke et Mihov, 1998 ; Kim et Roubini, 2000 ; Elbourne, 2008, Ouchchikh, 2014 pour le cas Marocain).

Tableau N° 2: Test de stationnarité des séries

	Série	ADF	PP	conclusion
Modèle 1	IPI_1	**S (Cte et T)**	**S (Cte et T)**	**S (Cte et T)**
	IPC_1	**S (Cte et T)**	**S (Cte et T)**	**S (Cte et T)**
	MM_1	**NS (Cte et T)**	**NS (Cte et T)**	**NS (Cte et T)**
	CE_1	**NS (Cte et T)**	**NS (Cte et T)**	**NS (Cte et T)**
	TCR_1	**NS (Cte et T)**	**NS (Cte et T)**	**NS (Cte et T)**
	TMP_1	**S**	**S (Cte)**	**S**
Modèle 2	IPI_2	**NS (Cte et T)**	**NS (Cte et T)**	**NS (Cte et T)**
	IPC_2	**S (Cte et T)**	**S (Cte et T)**	**S (Cte et T)**
	MM_2	**S (Cte et T)**	**S (Cte et T)**	**S (Cte et T)**
	CE_2	**S (Cte et T)**	**S (Cte et T)**	**S (Cte et T)**
	TCR_2	**NS (Cte et T)**	**NS (Cte et T)**	**NS (Cte et T)**
	TMP_2	**S (Cte et T)**	**S (Cte et T)**	**S (Cte et T)**

S : Stationnaire ; NS : Non stationnaire ; Cte : Constante ; T : Trend

Source : établi par l'auteur.

2.5. Le choix du nombre optimal de retards

Quant à la sélection du nombre de retards, les critères d'information (LR, AIC, FPE, SC et HQ) optent pour un seul retard pour les deux modèles (Tableau N°3).

Tableau N° 3 : Sélection du nombre optimal de retard

	Retards	LR	FPE	AKAIKE	Schwarz	Hannan-Quinn
Modèle 1	0	----------	$3.08x10^{-19}$	-25.59636	-25.11932	-25.41766
	1	274.0938*	$1.11x10^{-21}$*	-31.24413*	-29.33599*	-30.52933*
	2	44.31115	$1.47x10^{-21}$	-31.06364	-27.72438	-29.81273
Modèle 2	0	----------	$1.97x10^{-19}$	-26.04544	-25.60748	-25.87608
	1	516.0081*	$1.26x10^{-23}$*	-35.71524*	-33.96339*	-35.03779*
	2	38.59059	$1.92x10^{-23}$	-35.34739	-32.28164	-34.16184

Source : établi par l'auteur.

2.6. Tests de robustesse

2.6.1. Le test de normalité

En menant le test de normalité de Jarque-Bera (Tableau N°N4), l'hypothèse nulle de normalité n'est pas acceptée pour le résidu e_4 pour le modèle 1 et les résidus e_1 et e_4. Nonobstant, en dépit de la dérogation à l'hypothèse de normalité, le modèle VAR continue à fournir des estimateurs consistants et sans biais (Gonzalo, 1994 ; Brooks, 2008).

Tableau N°4 : Test de normalité de Jarque-Bera

	Résidus	e_1	e_2	e_3	e_4	e_5	e_6
Modèle 1	**JB**	2.823424	0.256857	0.354815	10.22214	1.688460	3.305876
	Probabilité	0.2437	0.8795	0.8374	0.0060	0.4299	0.1915
Modèle 2	**JB**	40.54923	3.321669	3.684958	19.73819	1.248538	3.884203
	Probabilité	0.0000	0.1900	0.1584	0.0001	0.5357	0.1434

Source : établi par l'auteur

2.6.2. L'autocorrélation des erreurs

Tableau N°5 : Test LM d'autocorrélation

	Tests	LM1
Modèle 1	Tests statistiques	42.24340
	P-value	0.2267
Modèle 2	Tests statistiques	42.67392
	P-value	0.2105

Source : établi par l'auteur

D'après le Tableau N°5, et puisque le test statistique LM > 5%, on rejette l'hypothèse d'autocorrélation des erreurs pour les deux modèles.

2.6.3. Hétéroscédasticité des erreurs

Tableau N°6 : Test d'Hétéroscédasticité des erreurs du modèle SVAR

	Test Khi-deux	Degré de liberté	P-value
Modèle 1	695.3781	651	0.1110
Modèle 2	823.9562	735	0.0122

Source : **établi par l'auteur**

On accepte l'hypothèse nulle, à un seuil d'erreurs de 5%, selon laquelle les erreurs sont homoscédastiques pour le modèle 1 et hétéroscédastiques pour le modèle 2 (Tableau N°6)

2.6.4. Le test de stabilité du SVAR

Pour tester la stabilité du modèle, le tableau N°7 reporte l'inverse des racines du polynôme caractéristique. Il en ressort que les modèles sont stables (stationnaires) car tous les inverses des racines du polynôme caractéristique autorégressif exhibent des modules inférieurs à un. En conséquence, les modèles SVAR (1) estimés sont des représentations satisfaisantes des données utilisées.

Tableau N°7 : Inverse des racines du polynôme caractéristique

	Root	Modulus
Modèle 1	**0.938912**	**0.938912**
	0.913158	**0.913158**
	0.781065	**0.781065**
	0.565231	**0.565231**
	0.422592	**0.422592**
	0.112378	**0.112378**
Modèle 2	**0.880830**	**0.886133**
	0.096797	**0.886133**
	0.760170	**0.760170**
	0.609849	**0.609849**
	0.495157	**0.499021**
	0.061976	**0.499021**

Source : établi par l'auteur.

3. Analyse et discussion des résultats

Par les fonctions de réponse, on cherche à interpréter, graphiquement, l'impact des « chocs structurels ou fondamentaux » sur les variables endogènes du SVAR estimé. Donc, la réponse impulsionnelle peut être interprétée comme l'impact sur une variable si un choc se produit dans l'innovation.

Les chocs en question sont calculés comme suit :

$e_t = A^{-1}B\varepsilon_t \rightarrow \hat{\varepsilon}_t = B^{-1}Ae_t$ avec $\hat{\varepsilon}_t$ sont des chocs structurels générés après l'estimation du SVAR.

Les résultats des fonctions de réponse sont encadrés par un intervalle de confiance à 5% (courbe en rouge) pour un horizon temporel de huit ans. Les colonnes correspondent aux effets d'un choc sur les différentes variables, tandis que les lignes représentent les effets des chocs sur une même variable.

L'analyse se porte sur deux périodes, avant et après l'indépendance de BAM, c'est-à-dire avant 2006 et de 2006 à 2020. L'intérêt de ce choix est d'en tirer des conclusions sur

l'importance de chaque canal de transmission de la politique monétaire dans le cadre de l'indépendance de la banque centrale.

3.1. Chocs sur le taux d'intérêt

On commence par analyser les réponses des principaux agrégats macroéconomiques suite à un choc sur le taux d'intérêt (TMP).

Les simulations réalisées à l'aide du modèle SVAR (Figure N°1 et N°2) montrent que les chocs de politique monétaire influencent l'évolution des principaux agrégats macroéconomiques.

Durant la première période**,** le taux de croissance enregistre une baisse qui suit la hausse du taux d'intérêt à moyen terme (six trimestres) et une hausse à long terme, ce qui confirme le résultat trouvé par Boughrara (2009) qui stipule que le PIB du Maroc progresse en dépit du resserrement monétaire. L'analyse menée pendant la deuxième période, où BAM devient indépendante, fait ressortir que le taux de croissance du PIB enregistre une baisse suite à une hausse du taux d'intérêt à moyen terme, pour revenir à l'équilibre à long terme, ce qui laisse dire qu'un coût élevé du loyer de l'argent impacte négativement les décisions de consommation et d'investissements des agents économiques et est considéré comme un frein à la production. Ce résultat rejoint celui de Ortiz et Barcelo (2010) et de Neamie (2008). Nos résultats confirment le corpus théorique selon lequel l'activité économique se contracte à la suite d'un choc restrictif de politique monétaire et donc que le canal du taux d'intérêt dans le cadre de l'indépendance de BAM est plus efficace.

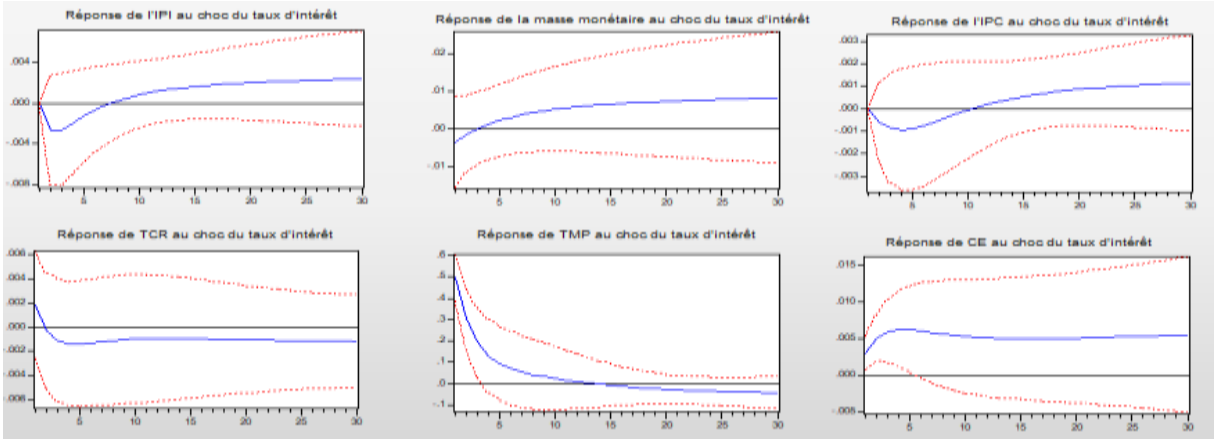
En même temps, le choc monétaire génère une baisse du niveau des prix à moyen terme avant de se stabiliser pendant la première période. A partir de 2006, les prix se déprécient enregistrant une importante baisse avant de se stabiliser, après trois ans et demi, au niveau atteint au début de la réaction. Ce résultat rejoint celui trouvé par Neamie (2008) qui a observé qu'il y a une décélération des prix suite à un choc restrictif de la politique monétaire, mais, contredit les résultats trouvés par Ortiz et Barcelo (2010). Ce constat laisse dire que BAM contrôle les prix au moyen du taux d'intérêt dans le cadre de son indépendance.

Au niveau des crédits à l'économie, le choc restrictif de politique monétaire se traduit par une hausse significative dès le début de la réponse et ce durant la première période. Ce comportement des crédits à m'économie est contraire aux attentes théoriques, puisque nous nous attendions à une contraction du volume du crédit distribué suite à la hausse des taux d'intérêt. A signaler que ce résultat est différent de ceux de Ortiz et Barcelo (2010) qui avaient

African Scientific Journal
ISSN : 2658-9311
Vol : 3, Numéro 6, Juin 2021

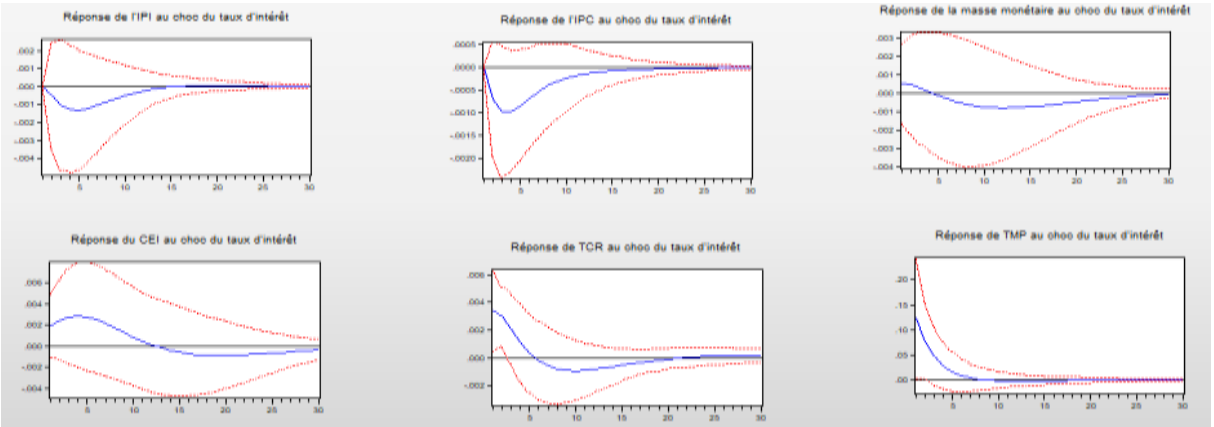
constaté une contraction du crédit bancaire suite à la hausse des taux d'intérêt. Tandis que, durant la deuxième période, le choc sur les crédits suite à une hausse du taux d'intérêt se traduit par une hausse et puis une baisse à partir de la troisième année, ce qui est stipulée par la théorie. Un choc de politique monétaire par une hausse du taux d'intérêt du marché interbancaire réduit le volume de la masse monétaire M3, mais sur une courte période (deux trimestres), ce qui est différent du résultat obtenu dans le cadre d'indépendance de BAM.

Figure N° 1 : Fonctions de réponses impulsionnelles à la suite d'un choc sur le taux d'intérêt (modèle 1)



Source : établi par l'auteur

Figure N° 2 : Fonctions de réponses impulsionnelles à la suite d'un choc sur le taux d'intérêt (modèle 2)



Source : établi par l'auteur

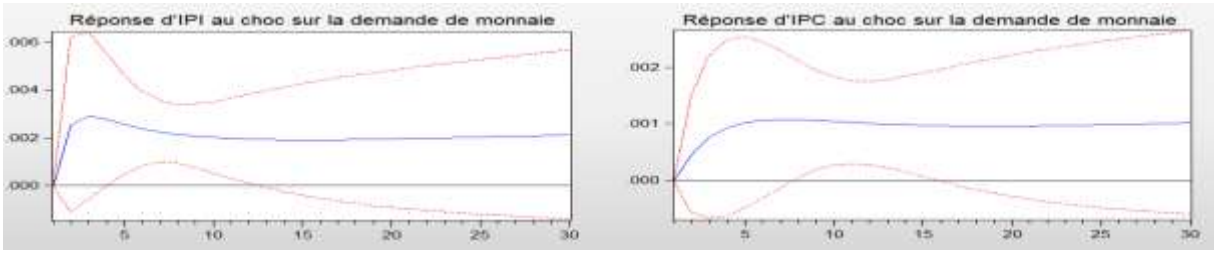
Après avoir analysé les effets d'un choc sur le taux d'intérêt, on se focalise sur l'analyse des effets des chocs des autres variables du système sur la production et les prix.

3.2. Choc sur la demande de monnaie

Durant la première période, le choc de la masse monétaire génère une hausse durable des prix (graphique). Même constat pour la deuxième période. En effet, le choc de la masse monétaire alimente progressivement la hausse des prix jusqu'au troisième trimestre (Figure N°4) et puis s'estompe pour atteindre son niveau d'équilibre. Cela est tout à fait conforme aux attentes, surtout de la théorie quantitative de la monnaie qui établit une corrélation positive entre la masse monétaire et le niveau des prix. D'après l'analyse, BAM contrôle l'inflation par le biais de la croissance de la masse monétaire dans le cadre de son indépendance.

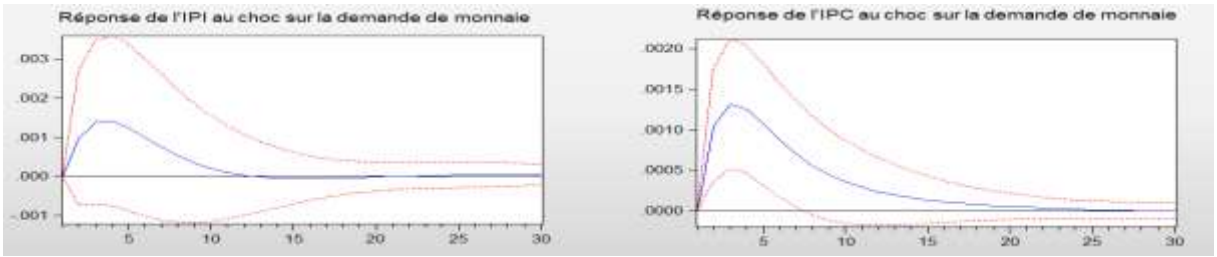
L'analyse de l'IPI, fait ressortir que, durant la première période, l'expansion de M3 soutient l'activité économique (Figure N°3). Pour la deuxième période, un choc sur la masse monétaire fait hausser l'activité économique avec un pic au quatrième trimestre et puis un retour à l'équilibre est enregistré au douzième trimestre. Ce résultat est logique, puisque l'expansion monétaire permet d'assouplir les conditions de financement de l'économie.

Figure N° 3 : Fonctions de réponses impulsionnelles à la suite d'un choc sur la MM (Modèle 1)



Source : établi par l'auteur

Graphique 4 : Fonctions de réponses impulsionnelles à la suite d'un choc sur la MM (Modèle 2)



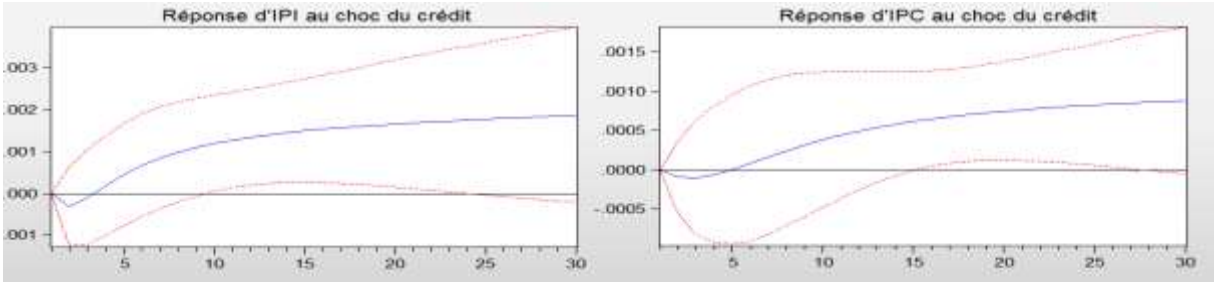
Source : établi par l'auteur

3.3. Choc sur les crédits

Une hausse des crédits impacte positivement la production et négativement les prix pendant la première période (Figure N°4). En revanche, durant la deuxième période (Figure N°5), la croissance de l'indice de la production industrielle enregistre une baisse pendant dix trimestres et après une hausse non significative suite à un choc sur les crédits bancaires. S'agissant de l'impact du choc de crédit sur les prix, la réaction de ces dernières est baissière.

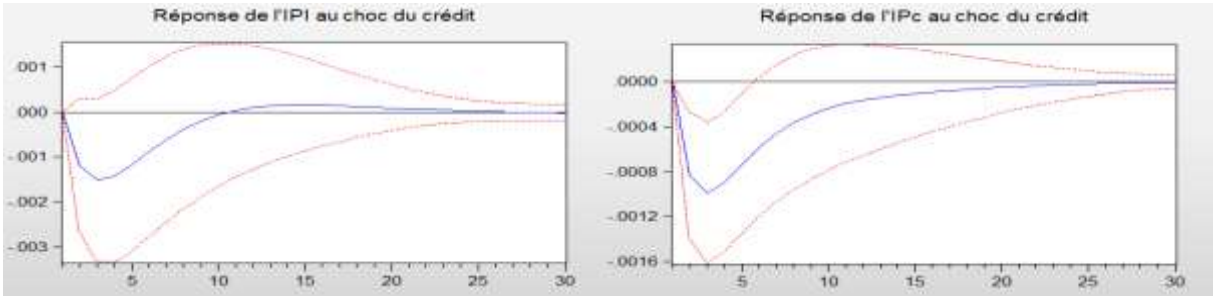
Il ressort que le canal des crédits est efficace lorsque la banque centrale est indépendante. Ce résultat peut être dû d'abord à la prédominance de l'intermédiation indirecte de l'économie Marocaine, au degré de concurrence.

Figure N° 4 : Fonctions de réponses impulsionnelles à la suite d'un choc sur le CE (modèle 1)



Source : établi par l'auteur

Figure N° 5 : Fonctions de réponses impulsionnelles par suite d'un choc sur le CE (modèle 2)



Source : établi par l'auteur

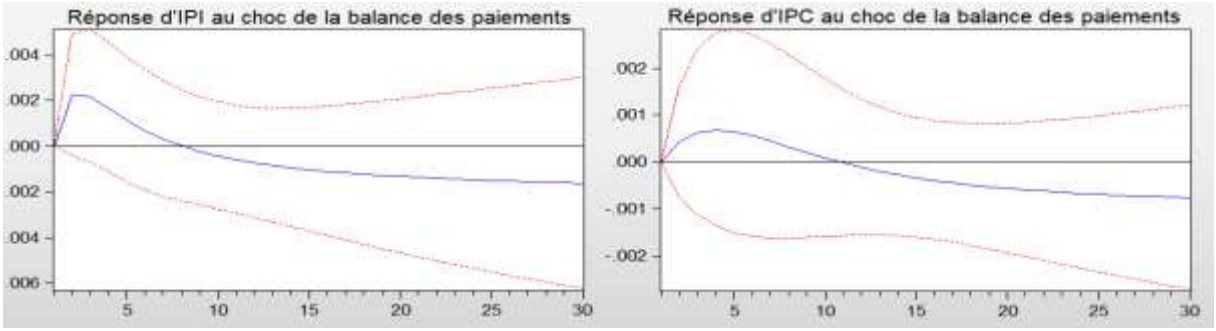
3.4. Choc sur le taux de change

Durant la première période (Figure N°6), L'effet du choc du taux de change sur la production industrielle est positif durant les huit premiers trimestres, contrairement à son effet qui est

négatif en deuxième période (Figure N°7), ce qui laisse statuer sur l'inefficacité du canal du taux de change dans le cadre d'indépendance de la banque centrale. En outre, le comportement des prix montre une réaction semblable quant aux chocs sur la production industrielle durant la première période. En revanche, et durant la période d'indépendance de BAM, les prix semblent maîtrisés et donc l'efficacité du canal du taux de change quant à la stabilité des prix.

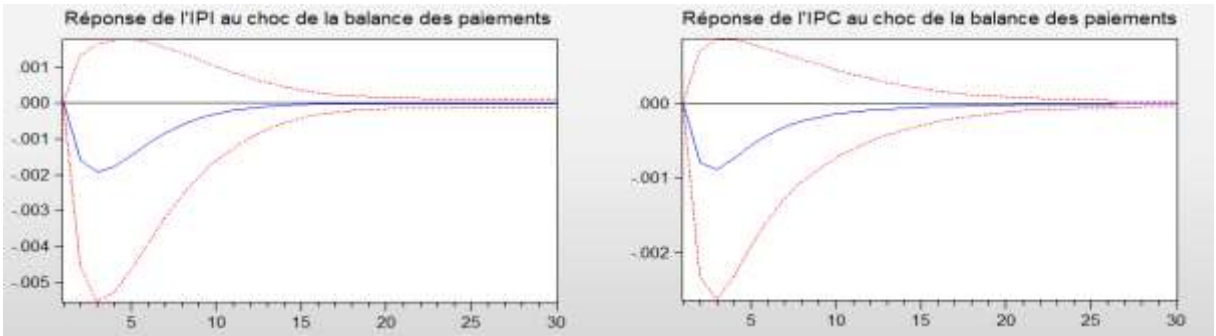
Il ressort de cette analyse que le canal du taux de change est efficace en termes de maîtrise des prix et inversement, inefficace en termes de stimulation de la production industrielle.

Figure N° 6 : Fonctions de réponses impulsionnelles à la suite d'un choc sur le TCR (modèle 1)



Source : **établi par l'auteur**

Figure N° 7 : Fonctions de réponses impulsionnelles à la suite d'un choc sur le TCR (modèle 2)



Source : **établi par l'auteur**

Conclusion

A partir de 2006, le gouvernement a introduit d'importantes réformes du cadre juridique et institutionnel de la politique monétaire. Ces réformes ont contribué à moderniser l'économie. Pour confirmer ou infirmer l'efficacité de la politique monétaire, on a opté pour une modélisation SVAR sur deux périodes, avant et après l'indépendance de BAM, sur des données trimestrielles. La première période s'étale de 1994 à 2005 et la deuxième de 2006 à 2020.

L'analyse empirique permet de se concentrer sur les canaux de transmission de la politique monétaire. Les canaux domestiques examinés dans le présent chapitre comprennent l'indice de la production industrielle (IPI) du Maroc, l'indice des prix à la consommation (IPC), la masse monétaire mesurée par M3, le taux d'intérêt à court terme (TMP), les crédits à l'économie (CE) et le taux de change effectif réel (TCR). On a imposé des restrictions sur les effets contemporains des variables endogènes.

L'analyse empirique a permis de conclure que dans le cadre d'indépendance de BAM :

- Le canal du taux d'intérêt est plus efficace, l'activité économique se contracte suite à un choc restrictif de politique monétaire ;
- BAM contrôle les prix au moyen du taux d'intérêt et de la croissance de la masse monétaire, puisqu'une hausse du taux d'intérêt réduit le volume de la masse monétaire ;
- Le canal des crédits est efficace. En effet, on a enregistré une hausse de la production industrielle et une réaction baissière des prix suite à un choc sur les crédits bancaires.
- Le canal du taux de change est efficace quant à la maîtrise des prix et inefficace pour stimuler la production industrielle. Ce résultat est attendu malgré la flexibilisation du taux de change au Maroc.

Bibliographie :

António Afonso, L. G. (s.d.). The policy mix in the US and EMU: Evidence from a SVAR. *North American Journal of Economics and Finance*.

Bandt, C. B. (Janvier 1998). La modélisation var structurel :application a la politique monétaire en France. *la Banque de France*.

Bernanke, B. S., & Mihov, I. (Aug, 1998). Measuring Monetary Policy. *The Quarterly Journal of Economics*.

Boughrara A. (2009), «Monetary Transmission Mechanisms in Morocco and Tunisia », Economic Research Forum, Working paper, No. 460.

Carsten efeker, B. Z. (2011). The optimal choice of central bank independence and conservatism under uncertainty. *Journal of Macroeconomics*, 595–606.

Elbourne, A. (2008). The UK housing market and the monetary policy transmission mechanism: An SVAR approach. *Journal of Housing Economics 17*.

Essiane, P.-N. D. (Janvier 2018). Politique monétaire, stabilité monétaire et croissance économique dans la croissance économique dans la CEMAC : une approche SVAR bayésienne . *https://www.researchgate.net/publication*

Gimet, C. (2007). L'impact des chocs externes dans les économies du Mercosur : UN MODÈLE VAR STRUCTUREL. *Économie internationale 110*, 107-

Garcia-Ortiz A., Pizarro-Barcelo R. (2010), «Financial Innovations in Morocco: Efficiency of Monetary Policy », June, Internet site: http://lead.univtln.fr/fichiers/ Caire2010.

Giorgio, G. D. (1999). Monetary Policy Shocks and Transmission in Italy: A VAR Analysis. *Ricerche Quantitative per la Politica Economica.* Perugia, 15th-18th December.

M. Camarero, J. O. (2002). Monetary transmission in Spain: a structural cointegrated VAR approach. Applied Economics, 2201-2212.

Moumni N., Nahhal B. (2014), «Impact of Liquidity Level on the Monetary Policy Transmission Effectiveness of The Moroccan Central Bank (Bank Al-Maghrib) »,

Oros C., Romocea-Turcu C. (2009), «The Monetary Transmission Mechanisms in the CEECs: A Structural VAR Approach», Applied Econometrics and International Development, vol. 9, No. 2, p. 73-86.