

# Mesure de l'inflation sous-jacente par un VAR structurel: cas de l'Algérie, du Maroc, de la Tunisie et de l'Egypte

Said TOUNSI (sadtounsi@gmail.com)  
Elhadj EZZAHID (ezzahidelhadj@yahoo.fr)  
Aziz RAGBI (ragbi.aziz@gmail.com)  
Université Mohammed V-Agdal, Rabat, Maroc

## Abstract

La mise en place d'une stratégie de ciblage d'inflation nécessite l'élaboration d'indicateurs avancés de l'inflation. L'objectif de ce travail est de déterminer l'inflation sous-jacente, considérée dans la littérature comme indicateur avancé de l'inflation, par l'approche VAR structurelle. L'introduction de la contrainte de neutralité à long terme des chocs de l'activité sur l'inflation est vérifiée par l'analyse des réponses impulsionnelles et de la décomposition de la variance.

L'évolution de l'inflation sous-jacente semble généralement être conforme à celle attendue au niveau théorique. En effet, à l'exception de l'année 2006, les résultats de l'estimation indiquent que la période 1986-2007 est une période de baisse d'inflation dans les quatre pays formant l'échantillon de notre étude. Ceci est confirmé par la tendance générale de baisse d'inflation qu'ont connue le Maroc, la Tunisie, l'Algérie et l'Egypte depuis ces deux dernières décennies.

**Mots clés :** Ciblage d'inflation, politique monétaire, inflation sous-jacente, VAR structurel, Algérie, Egypte, Maroc, Tunisie.

JEL : E 42, E52, E 58

## 1. Introduction

A partir des années 90, de nombreux pays développés (Nouvelle-Zélande, Canada,...) ont adopté le ciblage d'inflation comme stratégie de conduite de la politique monétaire en réponses aux problèmes qui se sont posés au niveau du régime de change fixe et du ciblage monétaire utilisés comme ancres nominaux. En effet, le ciblage d'inflation s'avérait une solution alternative permettant d'assurer un faible niveau d'inflation et de résoudre les contradictions opposant les différents objectifs de la politique monétaire (Scarlata 2001). Vu les avantages que présente cette stratégie l'Algérie, l'Egypte, le Maroc et la Tunisie envisagent de l'adopter à moyen terme.

En pratique, la mise en place d'une stratégie de ciblage d'inflation nécessite l'élaboration d'indicateurs avancés de l'inflation. En effet, la mesure du taux d'inflation par l'indice des prix à la consommation peut être instable à cause, notamment, des fluctuations exogènes (flambée des prix du pétrole, hausse des prix alimentaires,...). De ce fait, pour apprécier efficacement l'évolution du niveau général des prix les banques centrales ont recours à des indicateurs avancés de l'inflation (l'output gap, l'inflation sous-jacente...).

Dans cette perspective, plusieurs banques centrales utilisent l'indicateur d'inflation sous-jacente, qui reflète l'évolution de l'inflation de long terme, comme un indicateur avancé d'inflation. De même, certaines banques centrales l'utilisent comme cible explicite d'inflation pour la conduite de leur politique monétaire.

Toutefois, l'inflation sous-jacente est une variable inobservable qui ne peut être connue que de façon estimative. A cet effet, la littérature empirique recourt à trois méthodes d'estimation. La méthode d'exclusion qui consiste à isoler de l'indice des prix les composantes les plus volatiles (prix alimentaires et prix des produits pétroliers par exemple). Cette technique est la plus utilisée par les banques centrales. La méthode de lissage qui procède par l'utilisation d'un certain nombre de filtres (filtre de Hodrick et Prescott, filtre de Kalman, ...). Enfin, la méthode VAR structurel proposée par Quah et Vahey (1995) consiste à mesurer l'inflation sous-jacente en se référant à un fondement théorique qui est la verticalité de la courbe de Phillips dans le long terme.

L'objectif de ce travail est de déterminer l'inflation sous-jacente pour le Maroc, l'Algérie, la Tunisie et l'Egypte par l'utilisation d'un modèle VAR structurel et d'examiner les différents éléments permettant de valider les résultats de cette méthode. Ce travail se base sur le cadre méthodologique proposé par Quah et Vahey (1995).

La suite de ce papier est structurée comme suit. Dans la seconde section on présente la méthodologie du VAR structurel et on discute le rôle de la restriction de long terme de Blanchard et Quah (1989). Il s'agit également de présenter l'approche de Quah et Vahey (1995) qui permet de déterminer l'inflation sous-jacente. La troisième section est réservée aux hypothèses fondamentales et aux résultats de l'estimation. Aussi on y analyse les différents indicateurs qui permettent de valider la mesure de l'inflation sous-jacente. Dans la quatrième section, on présente et on commente l'évolution de la mesure d'inflation sous-jacente dans les quatre pays. La dernière section sert à conclure.

## 2. Calcul de l'inflation sous-jacente par l'approche VAR structurelle

### 2.1. Le modèle VAR structurel

Le modèle VAR structurel peut s'écrire comme suit<sup>1</sup> :

$$B(L) X_t = U_t \quad (1)$$

Avec :

$$B(L) = B_0 + B_1L + B_2L^2 + \dots + B_pL^p$$

$$E(U_t \cdot U_t^T) = I$$

Où  $U_t$  est le vecteur des N chocs structurels et  $X_t$  est un vecteur de N variables. La représentation structurelle (1) est supposée stationnaire. Elle peut s'écrire sous la forme<sup>2</sup> MA ( $\infty$ ) sur la base du théorème de Wold<sup>3</sup>. Soit :

<sup>1</sup> L est l'opérateur de retard avec  $L^i x_t = x_{t-i}$ .

<sup>2</sup> L'écriture MA ( $\infty$ ) signifie que les différentes variables du système VAR sont expliquées par les chocs structurels présents et passés. Les composantes des matrices  $A_i$  sont des mesures des effets des chocs structurels sur les grandeurs macroéconomiques qui composent le modèle.

$$X_t = A_0 U_t + A_1 U_{t-1} + A_2 U_{t-2} + \dots = \sum_{i=0}^{+\infty} A_i U_{t-i}$$

$$X_t = A(L)U_t \quad (2)$$

(1) et (2) impliquent que  $A(L) = B(L)^{-1}$

$A(L)$  est le polynôme matriciel de retard  $L$ , composé par les réponses des variables aux différents chocs. Et  $A_{ij,s} = \frac{\partial X_{i,t+s}}{\partial U_{j,t}}$  la réponse en  $t+s$  de  $X_i$  à un choc sur  $X_j$ . Les chocs

structurels  $U_t$  ne sont pas directement observés. Pour les obtenir, il faut estimer les résidus sous la forme réduite. Supposons un VAR sous forme réduite :

$$X_t = \sum_{i=1}^p D_i X_{t-i} + \varepsilon_t \quad (3)$$

La relation (3) prend la forme suivante :

$$D(L) X_t = \varepsilon_t \quad (4)$$

Avec  $D(L) = D_0 + D_1 L + D_2 L^2 + \dots + D_p L^p$ ,  $\varepsilon_t$  représente le vecteur des résidus du modèle. Où  $D_0$  est une matrice identité :  $D_0 = I$  et  $E(\varepsilon_t \cdot \varepsilon_t^T) = \Omega$ .

Les résidus obtenus après l'estimation du modèle VAR réduit n'ont pas de signification précise en termes économiques. Ils représentent seulement la partie non expliquée dans l'évolution des variables du modèle. Toutefois, la connaissance de ces résidus permet une approximation des chocs structurels  $U_t$ . Le modèle (4) est supposé stationnaire, il peut s'écrire sous la forme MA ( $\infty$ ) sur la base du théorème de Wold. Soit:

$$X_t = A_0 + C_1 \varepsilon_{t-1} + C_2 \varepsilon_{t-2} + \dots = \sum_{i=0}^{+\infty} C_i \varepsilon_{t-i}$$

Ainsi  $X_t = C(L) \varepsilon_t \quad (5)$

Avec  $C(L) = D(L)^{-1}$

La comparaison de la forme (2) et la forme (5) permet d'obtenir :

$$A(L)U_t = C(L) \varepsilon_t \quad (6)$$

L'équation (6) montre que les matrices des chocs de forme structurelle sont reliées aux résidus de la forme réduite.

Aussi,  $C_0 = I$

D'où  $A_0 U_t = C_0 \varepsilon_t$

On appelle  $A_0$  la matrice des relations instantanées entre les composantes de  $X_t$  dans le modèle structurel. D'après cette relation, il s'agit de remarquer que les résidus de la forme réduite sont reliés aux chocs structurels.

$$\varepsilon_t = A_0 U_t \quad (7)$$

$$\Leftrightarrow U_t = A_0^{-1} \varepsilon_t$$

Combinons (6) et (7)

$$A(L)U_t = C(L) \varepsilon_t \quad (8)$$

$$\Leftrightarrow C(L) \varepsilon_t = A(L) A_0 U_t$$

---

<sup>3</sup> Le théorème de représentation de Wold énonce que tout processus VAR(p) stationnaire admette une représentation MA (Moving Average) infinie.

Ce qui implique que :  $C_i = A_i A_0$  (9) avec  $\forall i : i = 1, 2, \dots$

La connaissance de  $A_0$  permet de déterminer la forme structurelle de notre système. Sur la base de (9) et (8), on a :

$$\begin{aligned} X_t &= A(L)U_t \\ &= C(L)A_0 \varepsilon_t \end{aligned}$$

$$\text{D'où } X_{it} = C_i A_0 \varepsilon_t \quad (10)$$

La matrice des effets de long terme des chocs de forme réduite  $C(1)$  est reliée à la matrice des effets de long terme des chocs structurels  $A(1)$ .  $C(1)$  peut être directement estimée, alors que la matrice  $A(1)$  peut être utilisée pour déduire  $A_0$ . Puisque  $A_0 = A(1)C(1)^{-1}$ . Certes, la question centrale à cette étape est de savoir comment identifier la matrice  $A_0$ .

## 2.2. Identification par la méthode de Blanchard et Quah (1989)

Cette étape d'identification, permet de passer de la forme réduite (3) à la forme structurelle (1) et par conséquent de passer des résidus  $\varepsilon_t$  à des chocs  $U_t$  ayant une interprétation économique.

Blanchard et Quah (1989) proposent une décomposition qui consiste à imposer des restrictions à la matrice des effets de long terme des chocs structurels  $A(1)$  sur une base théorique. Cette décomposition se base sur l'hypothèse selon laquelle les chocs de demande n'impactent pas l'activité économique (mesurée par le PIB) à long terme. Dans ce sens, les chocs de demande n'ont qu'un effet transitoire et seuls les chocs d'offre ont une influence permanente et durable sur l'activité économique. Après l'identification du système, la détermination de  $A_0$  est réalisable puisque  $\Omega$  et  $A(L)$  sont connus.

## 2.3. Calcul de l'inflation sous-jacente : méthodologie de Quah et Vahey (1995)

Quah et Vahey (1995) calculent l'inflation sous-jacente, par un modèle VAR structurel basé sur la méthodologie de Blanchard et Quah (1989). La démarche de Quah et Vahey (1995) permet d'extraire l'inflation sous-jacente en trois étapes. La première étape consiste à estimer un VAR bivarié incluant la production et l'inflation. Dans la deuxième étape il s'agit d'identifier le système en introduisant des restrictions. Ces dernières, ont pour objectifs de permettre au système de passer de la forme réduite à la forme structurelle et ainsi de calculer les chocs qui ont une interprétation économique via les résidus canoniques. Cette phase d'identification est basée sur la décomposition de Blanchard et Quah (1989). La dernière phase consiste en une décomposition historique qui permet de déduire l'inflation sous-jacente.

Quah et Vahey (1995) définissent l'inflation sous-jacente comme suit : soit un VAR en différence, d'ordre  $p$  avec  $X_t = (\Delta Y, \Delta P)$ ,  $t = 1, \dots, T$ . La représentation (1) s'écrit alors :

$$\begin{pmatrix} \Delta Y_t \\ \Delta P_t \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} \tau_1 \\ \tau_2 \end{pmatrix} + \begin{pmatrix} A_{11}(L) & A_{12}(L) \\ A_{21}(L) & A_{22}(L) \end{pmatrix} \begin{pmatrix} \mu_{1,t} \\ \mu_{2,t} \end{pmatrix} \quad (11)$$

Où  $\Delta Y$  est le taux de croissance économique (mesurée par la différence première du logarithme de l'indice de la production industrielle),  $\Delta P$  est le taux d'inflation (exprimé par

la différence première du logarithme de l'IPC),  $\mu_{1,t}$  est le choc réel et  $\mu_{2,t}$  est le choc monétaire.

$$\text{Avec } A_{ij}(L) = \sum_{p=0}^{+\infty} A_{ij,p} L^p .$$

L'accroissement de l'inflation se décompose :

$$\Delta P_t = \tau_2 + A_{21}(L)\mu_{1,t} + A_{22}(L)\mu_{2,t} \quad (12)$$

En introduisant la contrainte de long terme de Blanchard et Quah (1989), la matrice des effets de long terme  $A(1)$  se présente comme suit :

$$\begin{pmatrix} \Delta Y_t \\ \Delta P_t \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} \tau_1 \\ \tau_2 \end{pmatrix} + \begin{pmatrix} A_{11}(L) & 0 \\ A_{21}(L) & A_{22}(L) \end{pmatrix} \begin{pmatrix} \mu_{1,t} \\ \mu_{2,t} \end{pmatrix} \quad (13)$$

$A_{12}(L) = 0$  indique que les chocs monétaires n'ont pas d'impact à long terme sur la production,  $\mu_{2,t}$  est défini comme le choc monétaire qui permet de prendre en considération dans le modèle la contrainte de neutralité à long terme des chocs monétaire sur la production.

L'inflation sous-jacente se définit alors comme la composante de l'inflation qui dépend uniquement des chocs monétaires :

$$\Delta P_t^{sj} = \tau_2 + A_{22}(L)\mu_{2,t} \quad (14)$$

A cette étape, l'inflation sous-jacente est calculée en utilisant la décomposition historique. Cette dernière consiste à simuler la dynamique du système étudié pour l'ensemble des dates de la période considérée et pour chacune des séries observées, en indiquant la part de la valeur historique observée à chacune des dates, qui revient à chacun des chocs structurels (Bruneau et De Bandt (1998)).

### 3. Résultats d'estimation du modèle VAR structurel

La mesure de l'inflation sous-jacente par un modèle VAR structurel se base sur un ensemble d'hypothèses. Premièrement, il est supposé que les économies de l'Algérie, de l'Égypte, du Maroc et de la Tunisie sont affectées à différents instants par deux types de chocs : les chocs réels<sup>4</sup> et les chocs monétaires. Deuxièmement, seule la banque centrale peut modifier la tendance de l'inflation. Dans ce sens, il est admis que plusieurs facteurs peuvent affecter de manière transitoire l'évolution de l'inflation (hausse des prix des matières premières à cause des perturbations climatiques par exemple, fluctuations du prix de pétrole,...). Toutefois, l'effet de ces facteurs étant transitoire, seule l'autorité monétaire peut influencer la tendance de l'inflation à long terme (St-Amant et Tessier, 1998, p. 2.). Troisièmement, comme dans la plupart des travaux similaires, l'hypothèse de neutralité à long terme de l'inflation sur la production (verticalité de la courbe de Phillips à long terme) est adoptée dans ce travail. Toutefois, aucune restriction n'est imposée à court terme dans l'estimation. Enfin, en rapport

---

<sup>4</sup> Il y a plusieurs chocs d'offre et de demande qui peuvent affecter l'inflation soit à court terme soit à long terme. Il serait alors imprécis de raisonner en termes de cette distinction du fait que des chocs réels résultent aussi bien des chocs d'offre que des chocs de demande. Jacquinot (1998) propose une interprétation en termes de chocs réels et de chocs monétaires, pour distinguer les effets des chocs à court et à long terme sur l'inflation.

avec la matrice de variances-covariances des chocs réels et des chocs monétaires, il est supposé que les chocs sont orthogonaux (indépendants) et que leurs variances sont unitaires.

La vérification de ces hypothèses au niveau du modèle VAR structurel est permise par deux moyens. Il s'agit de la décomposition de la variance de l'erreur de prévision et des réponses impulsionnelles. Ainsi, une fois ces hypothèses sont vérifiées, on procède au calcul de l'inflation sous-jacente.

Ce travail se base sur l'estimation d'un VAR identique à celui retenu par Quah et Vahey (1995) et Jacquinot (1998 et 2001). Les variables retenues sont l'indice à la production industrielle et l'indice des prix à la consommation. La période d'étude s'étale de 1993:1 – 2009:4 pour le Maroc et la Tunisie, de 1995:1 – 2008:4 pour l'Algérie et de 1997:1 – 2009:4 pour l'Egypte. Les données sont issues des statistiques financières internationales du FMI (IFS).

La plupart des séries macroéconomiques sont non stationnaires. Pour cette raison, avant l'estimation des modèles, il est primordial de tester la stationnarité des variables retenues. Le test de racine unitaire de Dickey-Fuller Augmenté (ADF) est utilisé pour étudier la stationnarité des variables du modèle. L'hypothèse nulle du test est la présence de racine unitaire, contre l'hypothèse alternative de stationnarité de la série. Les résultats du test ADF montrent que le logarithme de l'indice de la production industrielle et l'inflation sont stationnaires en première différence pour les quatre pays. Les résultats sont présentés dans l'annexe 1.

Les variables sont intégrées du premier ordre puisque les valeurs tabulées sont supérieures aux valeurs observées en premières différences. Il est nécessaire par conséquent de tester l'hypothèse de cointégration entre les variables du modèle. L'approche de cointégration utilisée est celle de Johansen qui se base sur deux tests : le test de la trace et le test de la valeur propre maximale. Les résultats du test de la trace, présentés dans l'annexe 2, montrent que les séries de l'indice de la production industrielle et de l'inflation ne sont pas cointégrées pour le cas du Maroc et de l'Egypte, par contre il existe deux relations de cointégration pour les cas de la Tunisie et de l'Algérie. En conséquence, il est légitime d'estimer un modèle VAR en différences premières sans relations de cointégration<sup>5</sup>.

La première étape dans l'estimation de ce modèle est l'identification du nombre de retards le plus approprié. La détermination du nombre de retards peut se baser sur deux critères, le premier fait référence aux critères d'information à l'exemple de ceux d'Akaike et Schwartz. Le deuxième fait appel à la théorie, ainsi pour C.Bruneau et O. De Bandt (1998), le choix d'un nombre de retard élevé dans le cadre d'un modèle VAR structurel, correspond à la nécessité de prendre en compte les délais relativement longs de la politique monétaire. Ainsi, un retard de 5 périodes (c'est-à-dire 5 trimestres) est retenu sur la base des résultats des critères d'information<sup>6</sup> pour l'ensemble des pays, ces résultats figurent dans l'annexe 3.

---

5 Pour le cas de la Tunisie et de l'Algérie il s'agit d'estimer un modèle VAR puisque le nombre de relation de cointegration est égale au nombre de variable.

6 Les différents critères sur lesquels on s'est basé pour déterminer le nombre de retard de notre modèle sont : LR: sequential modified LR test statistic (each test at 5% level), FPE: Final prediction error, AIC: Akaike information criterion, SC: Schwarz information criterion, HQ: Hannan-Quinn information criterion.

### 3.1. Réponses impulsionnelles aux chocs

Les graphiques<sup>7</sup> (1 à 16 dans l'annexe 4) présentent les résultats des réponses de l'inflation et de la production aux chocs monétaires et aux chocs réels pour un horizon de 40 trimestres. Ces résultats sont obtenus par des simulations basées sur la méthode de bootstrap avec 500 tirages. La ligne au milieu représente l'impact moyen du choc structurel à chaque date de simulation, tandis que les deux lignes extrêmes représentent les intervalles de confiance à 95%. L'analyse des réponses impulsionnelles aux chocs permet de tirer quatre résultats.

Premièrement, le choc monétaire a un effet permanent et significatif sur l'inflation. Cela suppose que la tendance de l'inflation est déterminée par les chocs monétaires. Deuxièmement, le choc réel n'a pas d'impact à long terme sur l'inflation et ce, malgré un effet transitoire qui disparaît à partir du sixième trimestre. De même, les résultats montrent que les chocs réels n'ont pas un effet permanent sur l'inflation. Troisièmement, abstraction faite du court terme<sup>8</sup>, il est observé que les chocs réels ont un impact permanent et significatif sur la production. Ce résultat est cohérent avec l'hypothèse selon laquelle à long terme la production est déterminée par les chocs réels tels que les chocs technologiques. Le dernier résultat indique que les chocs monétaires n'impactent pas la production à long terme. Par ailleurs, l'ajustement rapide de la production à la situation de long terme permet de valider l'hypothèse de verticalité de la courbe de Phillips.

### 3.2. La décomposition de la variance

L'étude de la décomposition de la variance de l'erreur confirme les résultats trouvés à l'aide des réponses impulsionnelles. Ainsi, les chocs monétaires expliquent presque la totalité de la variance de l'inflation à long terme. Il est lieu de constater aussi que même à court et moyen termes, les chocs réels n'ont pas un effet sur la tendance de l'inflation.

Par ailleurs, seuls les chocs réels expliquent la variance de la production, cela s'explique par la contrainte de neutralité introduite au niveau de l'estimation. Les résultats de la décomposition de la variance de production et de l'inflation sont présentés dans l'annexe 5.

Les résultats découlant de l'analyse des réponses impulsionnelles et de la décomposition de la variance montrent qu'à long terme l'inflation est déterminée par les chocs monétaires, tandis que les chocs réels n'ont qu'un effet transitoire sur la tendance de l'inflation. Ces résultats semblent cohérents avec la définition de l'inflation sous-jacente, qui repose sur l'idée selon laquelle « il existe des désajustements de court terme, qui une fois résorbés, placent l'inflation sur sa trajectoire de long terme où subsiste une parfaite dichotomie entre variables réelles et nominales » (Jacquinot, 2001, p. 173).

Après la vérification de la contrainte de neutralité au niveau des résultats, il importe donc de passer à l'estimation de l'inflation sous-jacente en Algérie, en Egypte, au Maroc et en Tunisie par le modèle VAR structurel.

## 4. Inflation sous-jacente

L'inflation sous-jacente, définie comme la composante de l'inflation dépendant uniquement des chocs monétaires, se calcule par l'élimination de l'autre composante de l'inflation observée due aux chocs réels. Les graphiques (1 à 4) présentent l'évolution des valeurs

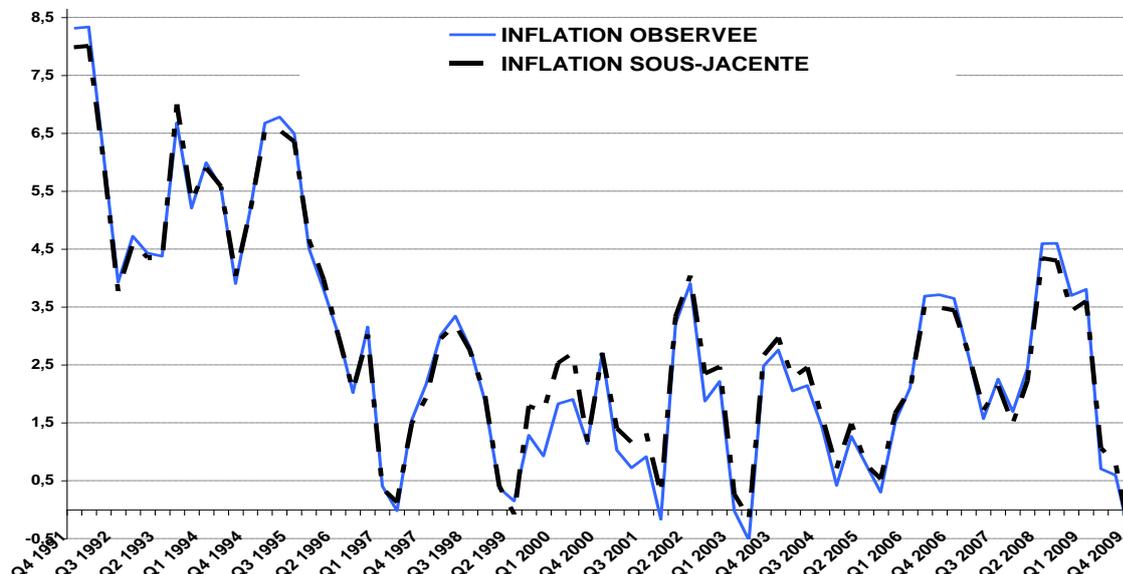
---

<sup>7</sup> L'axe des abscisses indique la période (trimestre) et celui des ordonnées indique le logarithme (le taux de croissance) des séries.

<sup>8</sup> Il s'agit de rappeler que nous avons introduit une seule contrainte de long terme et aucune de court terme.

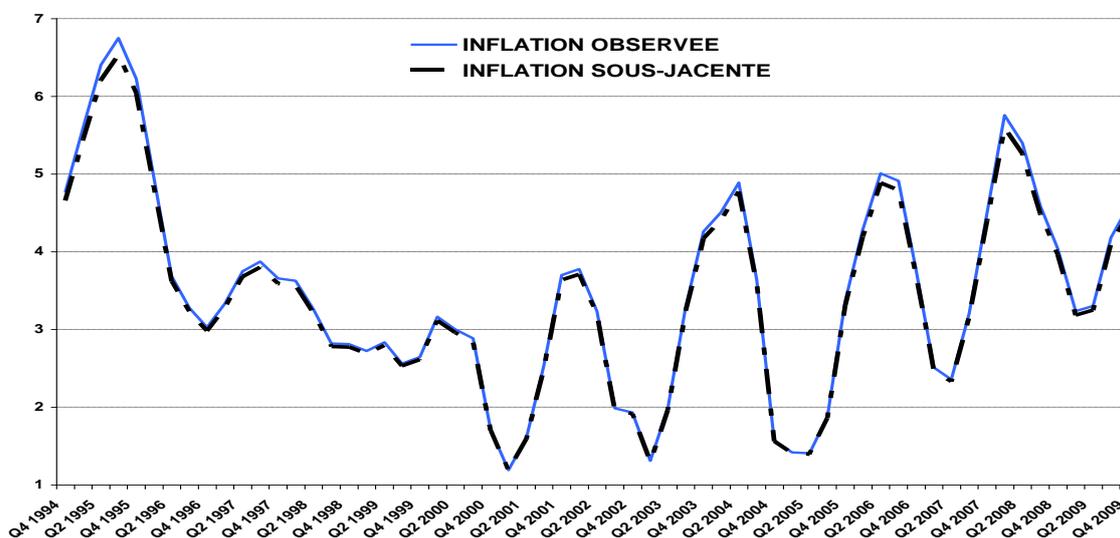
trimestrielles de l'inflation observée et de l'inflation sous-jacente (mesurée par le modèle VAR structurel), en glissement annuel sur la période 1994:4 – 2009:4 pour le Maroc et la Tunisie, de 1996:4 – 2008:4 pour l'Algérie et de 1998:4 – 2009:4 pour l'Égypte.

**Graphique n°1 : Inflation observée et inflation sous-jacente au Maroc**



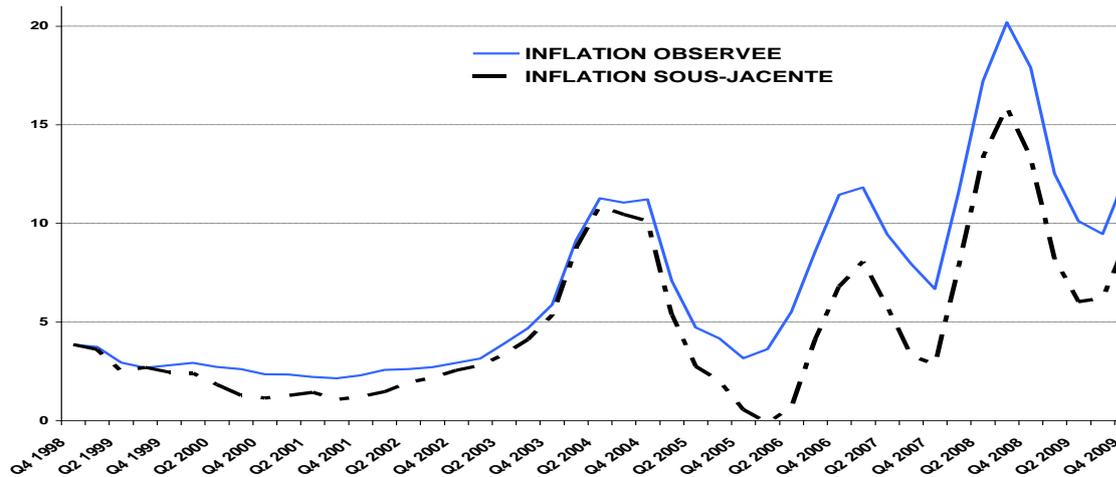
Au Maroc et durant toute la période d'étude le niveau l'inflation sous-jacente (SVAR) a été supérieur à celui de l'inflation observée.

**Graphique n°2 : Inflation observée et inflation sous-jacente en Tunisie**



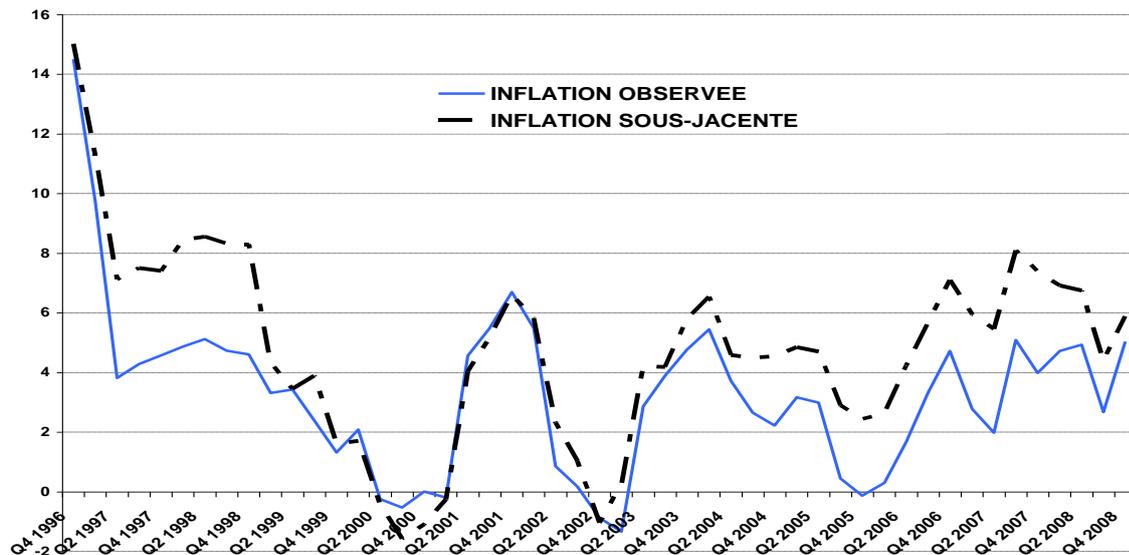
Pour la Tunisie, l'inflation sous-jacente (SVAR) et l'inflation globale évoluent de manières assez proches. Toutefois, l'inflation sous-jacente évolue à un niveau un peu supérieur à celui de l'inflation observée.

**Graphique n°3 : Inflation observée et inflation sous-jacente en Egypte**



Pour le cas de l’Egypte, deux phases caractérisent l’évolution de l’inflation. La première de 1999-2004 où l’inflation sous-jacente (SVAR) est inférieure à l’inflation observée avec un écart faible. La deuxième phase de 2005-2009 dans laquelle l’inflation sous-jacente continue à évoluer à un niveau inférieur à celui de l’inflation observée mais avec un écart significatif.

**Graphique n°4 : Inflation observée et inflation sous-jacente en Algérie**



Pour le cas de l’Algérie, les résultats montrent que l’inflation sous-jacente excède l’inflation à partir de 2002.

Théoriquement, lorsque l’inflation observée excède l’inflation sous-jacente, il s’agit d’une période de reprise ou de relance de l’inflation. Alors que lorsque l’inflation observée se situe à un niveau inférieur à celui de l’inflation sous-jacente, il s’agit d’une période de désinflation.

Les résultats de la mesure de l’inflation sous-jacente indiquent que pour les quatre pays la période d’étude est caractérisée par une baisse d’inflation. Cette phase de désinflation prend fin à partir de 2007 pour la majorité des pays d’Afrique du Nord. Cette dynamique s’explique par la relance de l’inflation mondiale suite à la hausse des prix de l’énergie et des produits alimentaires.

## 5. CONCLUSION

L'indicateur d'inflation sous-jacente occupe une place importante dans la mise en place d'une stratégie de ciblage d'inflation. Il est utilisé comme indicateur avancé de la conduite de la politique de ciblage d'inflation, mais aussi comme une cible explicite d'inflation.

L'objectif de ce travail est de déterminer l'inflation sous-jacente par l'approche VAR structurel tenant compte de la théorie économique. L'introduction de la contrainte de neutralité à long terme des chocs de l'activité sur l'inflation est vérifiée par l'analyse des réponses impulsionnelles et de la décomposition de la variance.

Par ailleurs, l'évolution de l'inflation sous-jacente obtenue par la simulation du modèle VAR structurel semble généralement conforme à celle attendue au niveau théorique. En effet, à l'exception de l'année 2006, les résultats de l'estimation stipulent que la période 1986-2007 est considérée comme une période de baisse d'inflation. Ceci est confirmé par la tendance générale de baisse d'inflation qu'ont connue le Maroc, la Tunisie, l'Algérie et l'Égypte depuis ces deux dernières décennies.

Comparée à d'autres méthodes, la méthode du VAR structurel a l'avantage d'intégrer des soubassements de la théorie économique régissant l'inflation. En outre, cette approche offre aux décideurs la possibilité de faire des simulations de scénarii et des prévisions. Dans cette perspective, la mesure d'inflation sous-jacente constitue un indicateur supplémentaire (ajoutée à d'autres mesures dans le cadre d'une batterie d'indicateurs) permettant aux autorités monétaires d'apprécier d'une manière efficace le phénomène inflationniste.

## BIBLIOGRAPHIE

- Blanchard O.J. et Quah D. (1989), "The Dynamic Effects of Aggregate Demand and Supply Disturbances", *American Economic Review*, September, 79, pp. 655-673.
- Bruneau C. et De Bandt O. (1998), *La modélisation VAR structurel : application à la politique monétaire en France*, janvier, NER 52, Banque de France.
- Chauvin .V et Le Bihan (2007), *Mesures et perception de l'inflation en France et dans la zone euro : État des lieux*. Bulletin de la Banque de France. n° 160.
- Cecchetti S.G et Moessner R. décembre (2008), *Prix des produits de base et dynamique de l'inflation*. Rapport trimestriel BRI.
- Eckstein O. (1981), *Core Inflation*, Prentice-Hall Inc., New Jersey, .
- Jacquinot P. (1998), *L'inflation sous-jacente à partir d'une approche structurelle des VAR : une application à la France, l'Allemagne et au Royaume-Uni*, note d'étude et de recherche, banque de France, NER 51.
- Jacquinot P. (2001/1), *L'inflation sous-jacente en France, en Allemagne et Royaume-Uni* par, La Documentation française, *Économie ET Prévision*, - n° 147.
- Laflèche T. et Armour J. (Été 2006), *Évaluation des mesures de l'inflation fondamentale*, *Revue de la Banque du Canada*.

- Laidler .D (1990),The Zero-Inflation Target: an Overview of the Economic Issues. Lipsey R.G. (ed.) in Zero Inflation: The Goal of Price Stability, C. D. Howe Institute, Policy Study 8, Toronto.
- Mialou.A (2002), L'inflation sous-jacente en Afrique du Sud et au Gabon : Une modélisation à partir de l'approche VAR structurelle. Banque des Etats de l'Afrique centrale. Notes d'études et de recherche.
- Quah et Vahey, S.P. (1995), Measuring Core Inflation, the Economic Journal, September, 105.
- Organisation de coopération et de développement économique (2005), Mesurer et évaluer l'inflation sous-jacente. Perspectives économiques de l'OCDE.
- Parkin M. (1984), On Core Inflation by Otto Eckstein: A Review Essay, Journal of Monetary Economics, September, 14(2), pp. 251-264.
- Scarlata J. (2001), Le ciblage d'inflation. Conférences sur la macroéconomie. FMI
- St-Amant P. et Tessier D. (1998), Tendances des dépenses publiques et de l'inflation et évolution comparative du taux de chômage au Canada et aux États-Unis, Document de travail 98-3 de la Banque du Canada.
- Roger S. (1998), Core inflation: concepts, uses and measurement, July, Reserve Bank of New Zealand. Discussion Paper.
- Roger Scott (1995), Measures of Underlying Inflation in New Zealand, Reserve Bank of New Zealand, Discussion Paper Series, September.
- Taillon J. (1997), Revue de la littérature pour l'inflation sous-jacente, Banque de Canada, Série analytique.

## Annexe n° 1

Test de racine unitaire (ADF)<sup>9</sup> Maroc

		Variables testées en niveau		Variables testées en différence 1ère		
Série	Retard	Statistique de test	Valeur tabulée	Statistique de test	Valeur tabulée	L'ordre d'intégration
Ygr	3	-2,539	-3,492	-4,324	-2,595	I (1) + C
Inf	4	-2,29	-3,500	-5,293	-1,948	I (1)

*Rejet de l'hypothèse nulle de racine unitaire à 5%*

Test de racine unitaire (ADF) Tunisie

		Variables testées en niveau		Variables testées en différence 1ère		
Série	Retard	Statistique de test	Valeur tabulée	Statistique de test	Valeur tabulée	L'ordre d'intégration
Ygr	3	-1,11	-3,492	-3,687	-2,915	I (1) + C
Inf	4	-1,142	-3,500	-7,162	-3,502	I (1) +C+T

Test de racine unitaire (ADF) Egypte

		Variables testées en niveau		Variables testées en différence 1ère		
Série	Retard	Statistique de test	Valeur tabulée	Statistique de test	Valeur tabulée	L'ordre d'intégration
Ygr	4	-2,938	-3,54	-6,563	-2,938	I (1) + C
Inf	3	-3,48	-3,552	-4,906	-1,951	I (1)

Test de racine unitaire (ADF) Algérie

		Variables testées en niveau		Variables testées en différence 1ère		
Série	Retard	Statistique de test	Valeur tabulée	Statistique de test	Valeur tabulée	L'ordre d'intégration
Ygr	4	-2,753	-2,925	-4,541	-1,948	I (1)
Inf	4	-2,864	-2,933	-5,666	-2,931	I (1) +C

## Annexe n° 2

Analyse de cointégration entre l'indice de la production industrielle (en logarithme) et l'inflation : Maroc

Hypothèse nulle	Test de la trace	Valeur critique à 5%
$r = 0$	12.284	15.494
$r \leq 1$	2.010	3.841

*Seuil de signification au 5%*

Analyse de cointégration entre l'indice de la production industrielle (en logarithme) et l'inflation : Tunisie

Hypothèse nulle	Test de la trace	Valeur critique à 5%
$r = 0$	39.21	20.26

<sup>9</sup> Le nombre de retard est déterminé par le critère d'information de Shawarz.

$r \leq 1$	13.45	9.164
------------	-------	-------

Seuil de signification au 5%

Analyse de cointégration entre l'indice de la production industrielle (en logarithme) et l'inflation : Egypte

Hypothèse nulle	Test de la trace	Valeur critique à 5%
$r = 0$	0.334	18.72
$r \leq 1$	0.12	4.48

Seuil de signification au 5%

Analyse de cointégration entre l'indice de la production industrielle (en logarithme) et l'inflation : Algérie

Hypothèse nulle	Test de la trace	Valeur critique à 5%
$r = 0$	0.416	37.95
$r \leq 1$	0.249	13.197

Seuil de signification au 5%

### Annexe n° 3 :

Détermination du nombre du retard : Maroc

Lag	LogL	LR	FPE	AIC	SC	HQ
1	-257.1407	63.11899	103.9346	10.31924	10.54652	10.40609
2	-240.3213	30.34095	62.93046	9.816521	10.19531	9.961267
3	-239.8623	0.791986	72.46595	9.955384	10.48569	10.15803
5	-169.3142	15.43170*	6.299876*	7.502519*	8.335856*	7.820962*

Détermination du nombre du retard : Tunisie

Lag	LogL	LR	FPE	AIC	SC	HQ
1	-180.8107	186.6923	6.031302	7.472428	7.701871	7.559801
2	-156.6611	43.46936	2.696703	6.666443	7.048847*	6.812065*
3	-155.2106	2.494722	2.993293	6.768426	7.303792	6.972296
5	-142.2367	13.56624*	2.480194*	6.569467*	7.410757	6.889835

Détermination du nombre du retard : Egypte

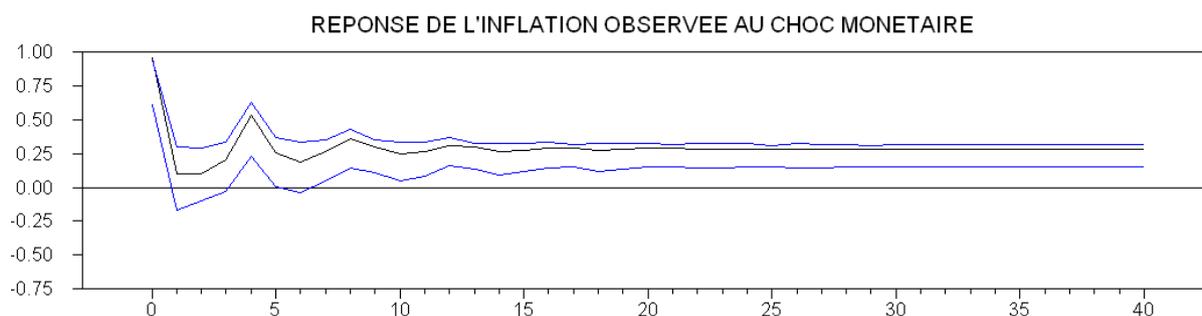
Lag	LogL	LR	FPE	AIC	SC	HQ
1	-159.7903	153.3126	108.5539	10.36190	10.63672	10.45299
2	-145.3058	24.44275	56.60048	9.706610	10.16465	9.858438
3	-133.8859	17.84356	35.92684	9.242867	9.884127	9.455427
5	-116.3220	7.632443	20.65024*	8.645126*	9.652819	8.979147*

Détermination du nombre du retard : Algérie

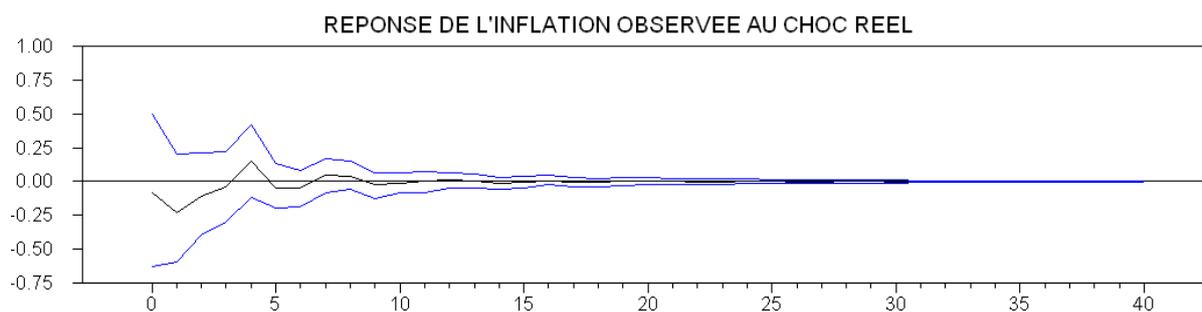
Lag	LogL	LR	FPE	AIC	SC	HQ
1	-292.9916	23.42814	3756.654	13.90658	14.15233*	13.99721
2	-287.9197	8.964211	3579.897	13.85673	14.26631	14.00777
<b>3</b>	-282.1274	9.698803	3305.875	13.77337	14.34678	13.98482*
5	-272.7675	13.10717*	3157.714*	13.71012*	14.61120	14.04241

#### Annexe n° 4

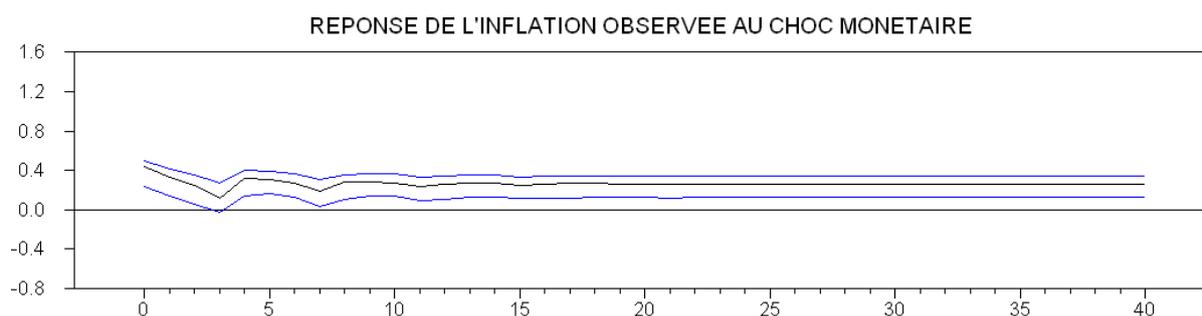
Graphique n°1 : Réponse de l'inflation observée au choc monétaire au Maroc



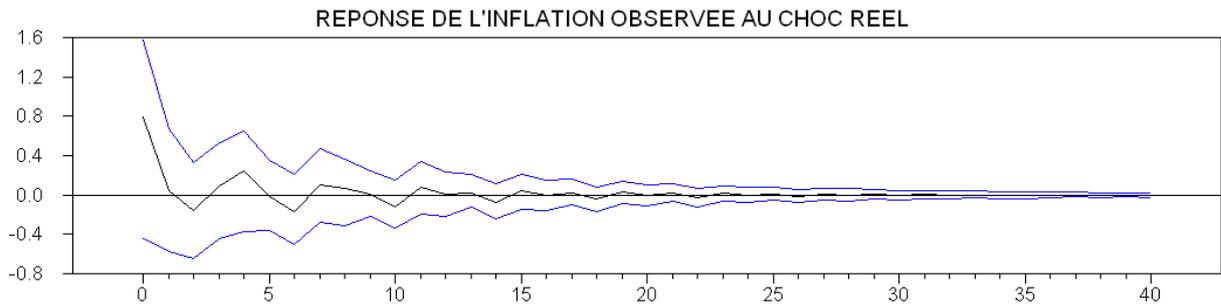
Graphique n°2 : Réponse de l'inflation observée au choc réel au Maroc



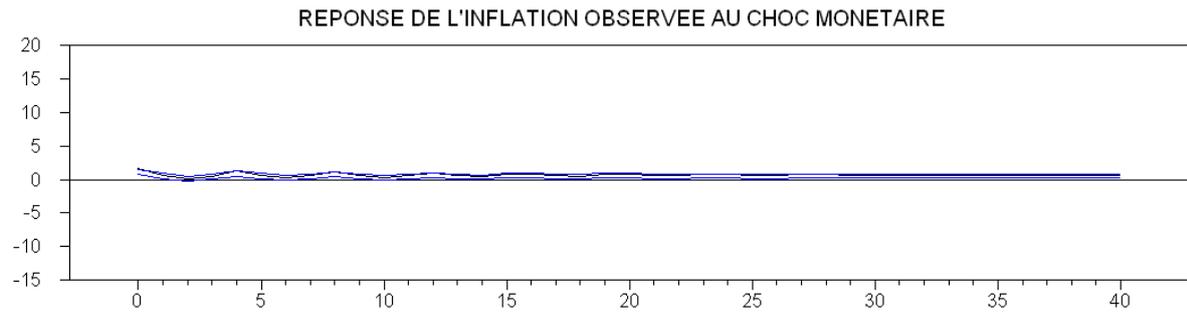
Graphique n°3 : Réponse de l'inflation observée au choc monétaire en Tunisie



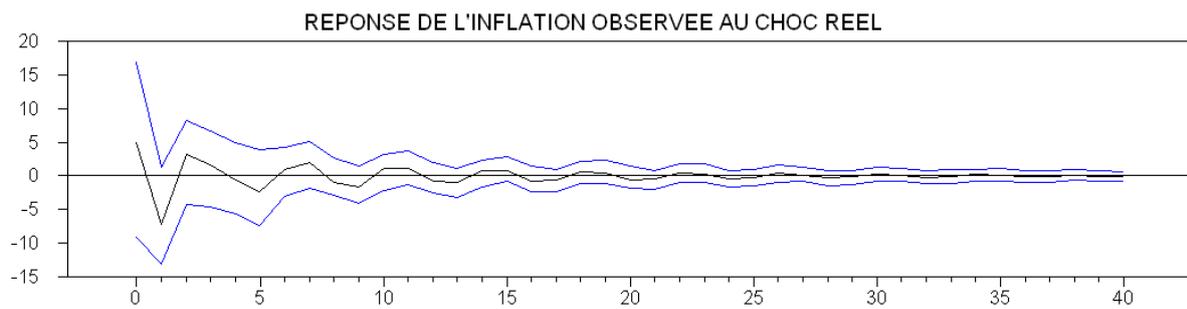
Graphique n°4 : Réponse de l'inflation observée au choc réel en Tunisie



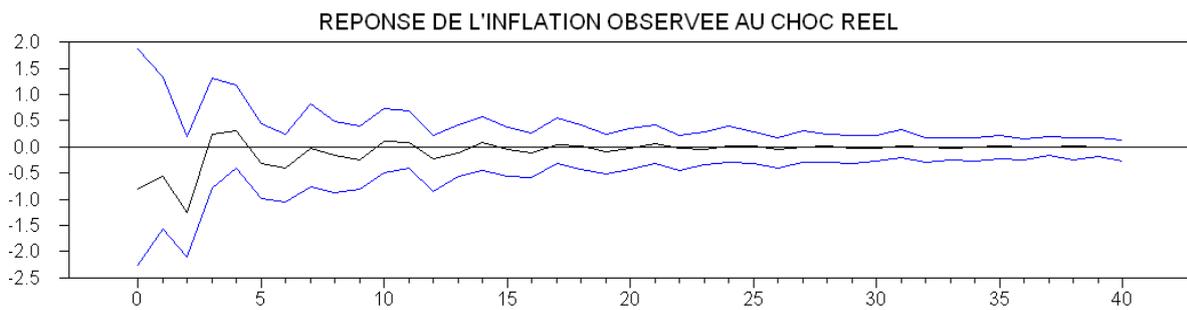
Graphique n°5 : Réponse de l'inflation observée au choc monétaire en Algérie



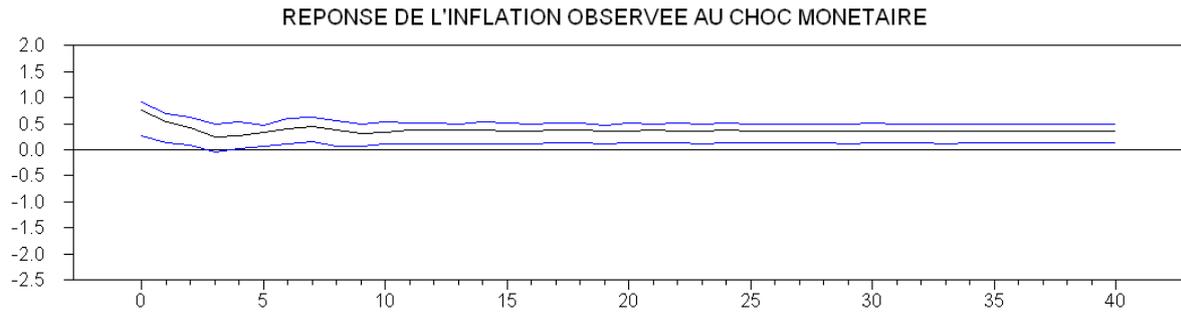
Graphique n°6 : Réponse de l'inflation observée au choc réel en Algérie



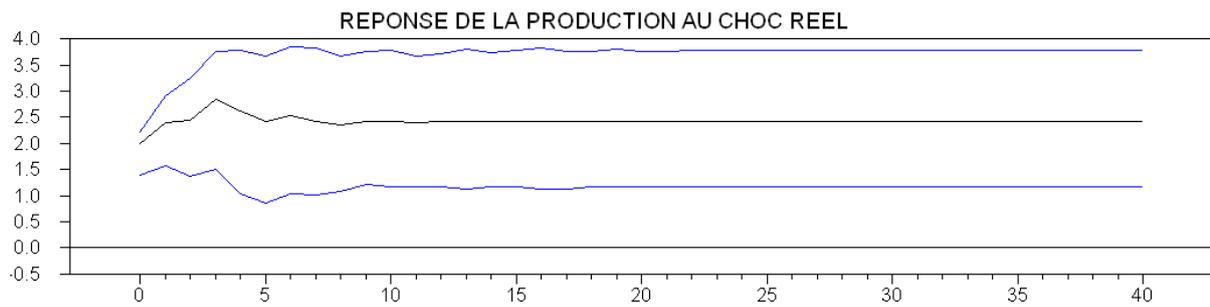
Graphique n°7 : Réponse de l'inflation observée au choc monétaire en Egypte



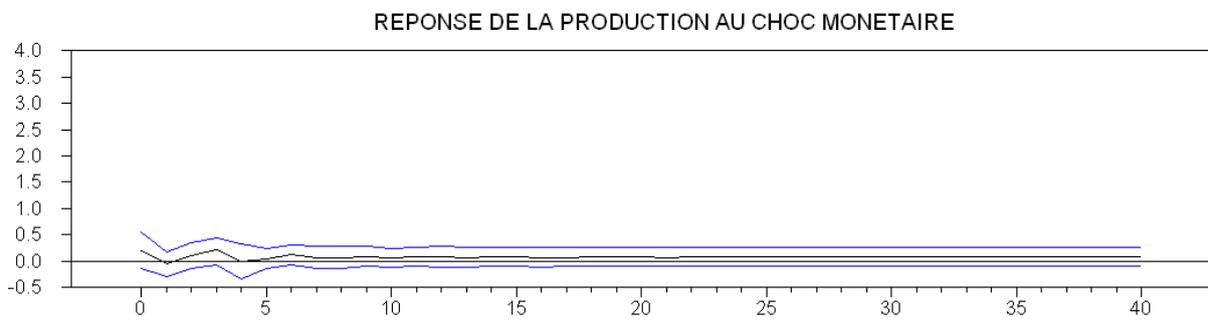
Graphique n°8 : Réponse de l'inflation observée au choc réel en Egypte



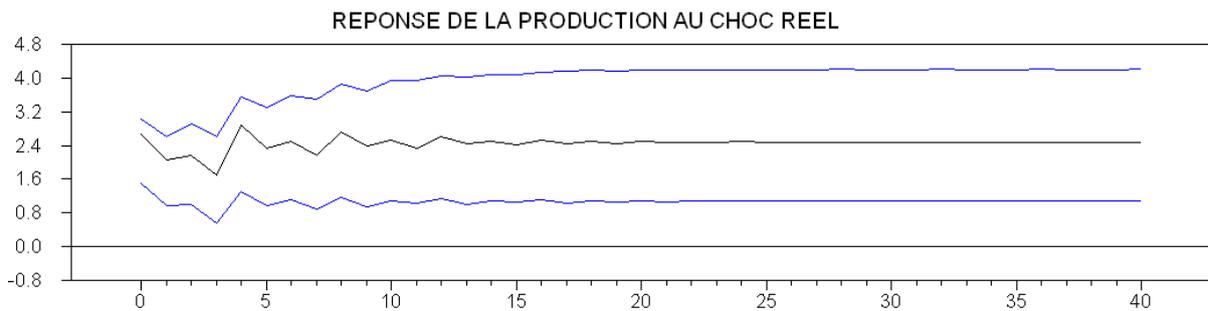
Graphique n°9 : Réponse de la production au choc réel au Maroc



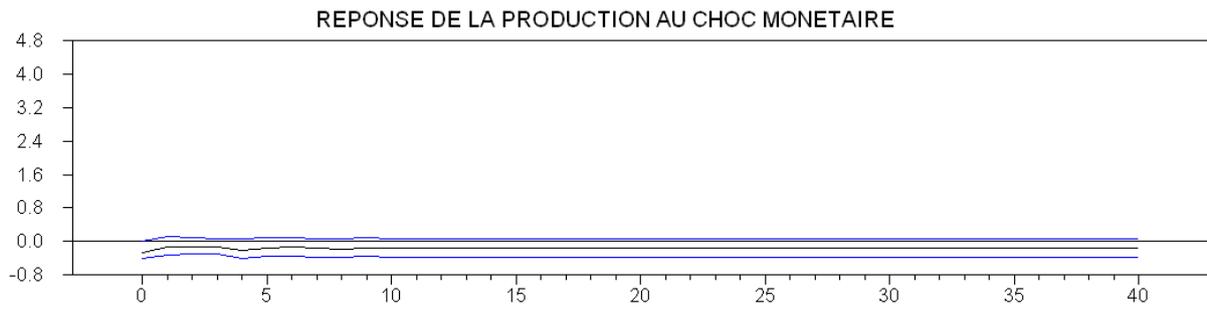
Graphique n°10 : Réponse de la production au choc monétaire au Maroc



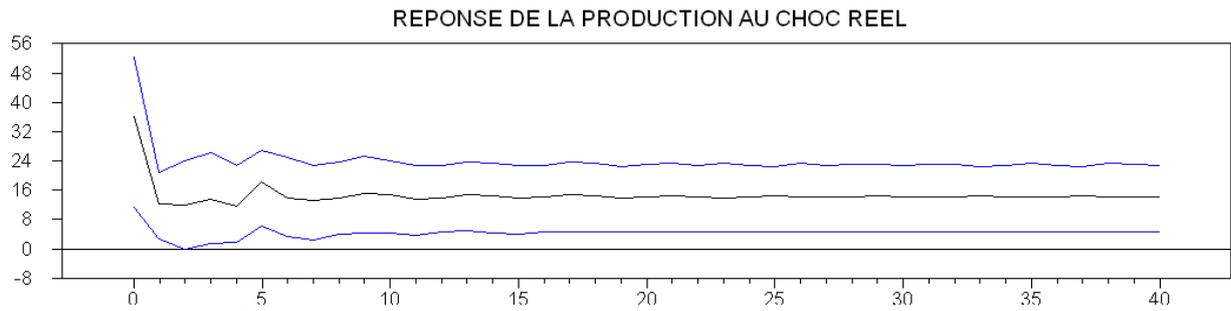
Graphique n°11 : Réponse de la production au choc réel en Tunisie



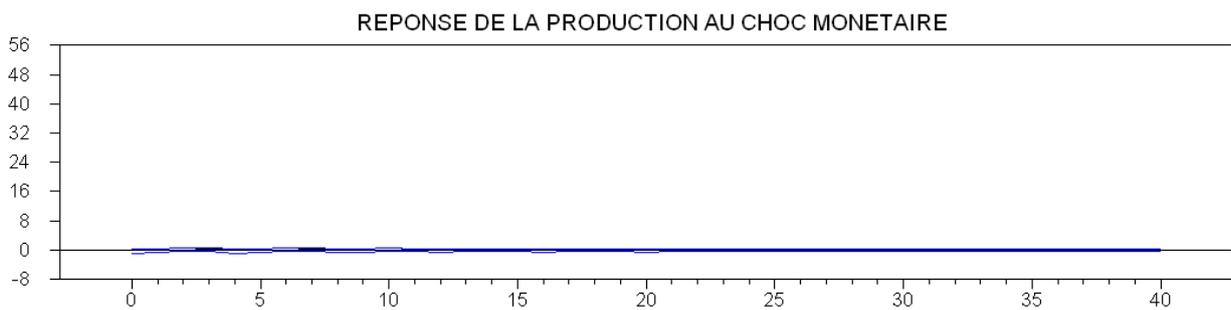
Graphique n°12 : Réponse de la production au choc monétaire en Tunisie



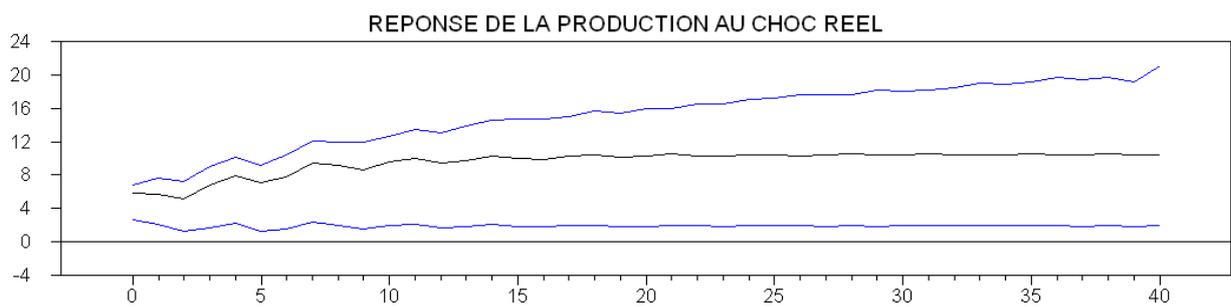
Graphique n°13 : Réponse de la production au choc réel en Algérie



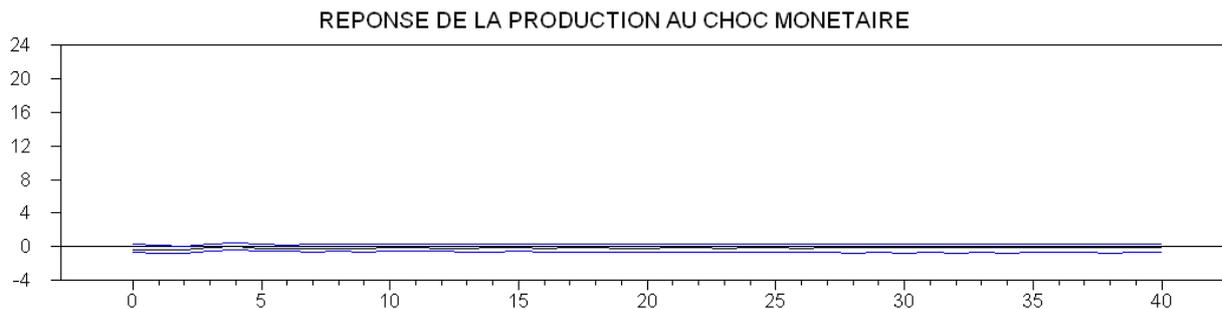
Graphique n°14 : Réponse de la production au choc monétaire en Algérie



Graphique n°15 : Réponse de la production au choc réel en Egypte



Graphique n°16 : Réponse de la production au choc monétaire en Egypte



### Annexe n° 5

Tableau n°1 : Décomposition de la variance de l'inflation observée et de la production au Maroc

Horizon (trimestres)	Inflation observée		Production	
	CHOC REEL	CHOC MONETAIRE	CHOC REEL	CHOC MONETAIRE
<b>1</b>	0.05686	0.94314	0.99319	0.00681
<b>2</b>	0.07065	0.92935	0.98945	0.01055
<b>3</b>	0.07471	0.92529	0.98881	0.01119
<b>5</b>	0.08853	0.91147	0.97251	0.02749
<b>6</b>	0.09108	0.90892	0.97256	0.02744
<b>10</b>	0.09138	0.90862	0.96991	0.03009
<b>15</b>	0.09139	0.90861	0.96976	0.03024
<b>20</b>	0.09139	0.90861	0.96973	0.03027
<b>40</b>	0.09139	0.90861	0.96972	0.03028

Tableau n°2 : Décomposition de la variance de l'inflation observée et de la production en Tunisie

Horizon (trimestres)	Inflation observée		Production	
	CHOC REEL	CHOC MONETAIRE	CHOC REEL	CHOC MONETAIRE
<b>1</b>	0.30811	0.69189	0.86386	0.13614
<b>2</b>	0.30110	0.69890	0.86008	0.13992
<b>3</b>	0.28730	0.71270	0.85738	0.14262
<b>5</b>	0.27387	0.72613	0.87236	0.12764

<b>6</b>	0.27350	0.72650	0.87059	0.12941
<b>10</b>	0.26604	0.73396	0.86961	0.13039
<b>15</b>	0.26514	0.73486	0.86632	0.13368
<b>20</b>	0.26530	0.73470	0.86565	0.13435
<b>40</b>	0.26546	0.73454	0.86531	0.13469

Tableau n°3 : Décomposition de la variance de l'inflation observée et de la production en Algérie

Horizon (trimestres)	Inflation observée		Production	
	CHOC REEL	CHOC MONETAIRE	CHOC REEL	CHOC MONETAIRE
<b>1</b>	0.00818	0.99182	0.91504	0.08496
<b>2</b>	0.01083	0.98917	0.86854	0.13146
<b>3</b>	0.04030	0.95970	0.86763	0.13237
<b>5</b>	0.09028	0.90972	0.86728	0.13272
<b>6</b>	0.09720	0.90280	0.86405	0.13595
<b>10</b>	0.10856	0.89144	0.85754	0.14246
<b>15</b>	0.11123	0.88877	0.85489	0.14511
<b>20</b>	0.11447	0.88553	0.85305	0.14695
<b>40</b>	0.11537	0.88463	0.85211	0.14789

Tableau n°1 : Décomposition de la variance de l'inflation observée et de la production en Egypte

Horizon (trimestres)	Inflation observée		Production	
	CHOC REEL	CHOC MONETAIRE	CHOC REEL	CHOC MONETAIRE
<b>1</b>	<b>0.15737</b>	<b>0.84263</b>	<b>0.99319</b>	<b>0.00681</b>
<b>2</b>	<b>0.15838</b>	<b>0.84162</b>	<b>0.98945</b>	<b>0.01055</b>
<b>3</b>	<b>0.24185</b>	<b>0.75815</b>	<b>0.98881</b>	<b>0.01119</b>
<b>5</b>	<b>0.29023</b>	<b>0.70977</b>	<b>0.97251</b>	<b>0.02749</b>
	<b>0.29661</b>	<b>0.70339</b>	<b>0.97256</b>	<b>0.02744</b>

<b>6</b>				
<b>10</b>	<b>0.29661</b>	<b>0.70339</b>	<b>0.96991</b>	<b>0.03009</b>
<b>15</b>	<b>0.30352</b>	<b>0.69648</b>	<b>0.96976</b>	<b>0.03024</b>
<b>20</b>	<b>0.30511</b>	<b>0.69489</b>	<b>0.96973</b>	<b>0.03027</b>
<b>40</b>	<b>0.30633</b>	<b>0.69367</b>	<b>0.96972</b>	<b>0.03028</b>