

L'inflation sous-jacente en Tunisie : une application de l'approche VAR structurel

[Core inflation in Tunisia: an application of the structural VAR approach]

Rima Lajnaf

Département des Sciences Economiques,
Faculté des Sciences Economiques et de Gestion
Université de Sfax, Tunisie

Copyright © 2014 ISSR Journals. This is an open access article distributed under the *Creative Commons Attribution License*, which permits unrestricted use, distribution, and reproduction in any medium, provided the original work is properly cited.

ABSTRACT: Since the creation of money, a good reading of inflation evolutions is an essential element for many economic actors. However, inflation as measured by the consumer price index represents some volatility. Indeed, since its establishment, the general price index shows a marked seasonality and its level rises irregularly. Therefore, It is essential for a central bank to distinguish in the evolutions of the inflation between what is simply noise , destined to disappear quickly, what is a sustainable trend. In the context of price stability that have adopted the aim of their monetary policy, central banks should control and have an accurate measure of structural inflation, namely the component corrected by the influence of economic cycle, because it is this element that is monetary origin. This component of inflation, called core inflation is obtained by canceling the cyclical component attributed to shocks on output. We try in this work to measure the main component of inflation in Tunisia from a structural VAR. The results comfort the choice of the approach because the calculated core inflation seems broadly in compliance with that waited on the theoretical plan.

KEYWORDS: Price stability, core inflation, Structural VAR, Tunisia.

RESUME: Depuis la création de la monnaie, une bonne lecture des évolutions de l'inflation représente un élément essentiel pour nombreux acteurs économiques. Toutefois, l'inflation telle qu'elle est mesurée par l'indice des prix à la consommation représente une certaine volatilité. En effet, depuis sa mise en place, cet indice général des prix présente une saisonnalité marquée et son niveau s'élève irrégulièrement. Il est donc indispensable pour une banque centrale de distinguer dans les évolutions de l'inflation ce qui relève du simple bruit, destiné à disparaître rapidement, de ce qui relève d'une tendance durable. Dans le cadre de la stabilité des prix que ont adopté comme objectif de leur politique monétaire, les banques centrales doivent maîtriser et disposer d'une mesure précise de l'inflation structurelle, c'est-à-dire celle corrigée de l'influence du cycle économique, car c'est cette composante de l'inflation qui est d'origine monétaire. Cette composante de l'inflation, appelée inflation sous-jacente est obtenue en annulant la composante cyclique attribuée aux chocs survenus sur la production. Nous essayons, dans ce travail, de mesurer cette principale composante de l'inflation en Tunisie à partir d'un VAR structurel. Les résultats réconfortent le choix de l'approche puisque l'inflation sous-jacente calculée semble globalement conforme à celle attendue sur le plan théorique.

MOTS-CLEFS: Stabilité des prix, inflation sous-jacente, VAR structurel, Tunisie.

1 INTRODUCTION

L'objectif principal de la plupart des banques centrales est la stabilité des prix. L'analyse théorique et empirique de la hausse des prix occupe l'attention de nombreux économistes depuis des années. Plusieurs travaux ont montré que l'inflation

telle qu'elle est mesurée par l'indice des prix à la consommation (IPC), représente une certaine volatilité. En effet, depuis sa mise en place, l'IPC présente une saisonnalité marquée. Son niveau s'élève irrégulièrement. La saisonnalité des prix de certains biens évolue d'une façon irrégulière d'une année à une autre. Il est donc très intéressant pour les banques centrales de savoir discerner dans les évolutions de l'inflation ce qui relève du simple bruit, destiné à disparaître rapidement, de ce qui relève d'une tendance durable. En effet, dans le cadre de la stabilité des prix que ont adopté comme objectif ultime de leur politique monétaire, les banques centrales doivent maîtriser et disposer d'une mesure précise de l'inflation structurelle, c'est-à-dire celle corrigée de l'influence du cycle économique, car c'est cette composante de l'inflation qui est d'origine monétaire. Cette composante de l'inflation, appelée aussi inflation sous-jacente est déduite en annulant la composante cyclique imputable aux chocs survenus sur la production. Cette composante est obtenue dans ce travail à partir d'un VAR structurel.

La méthode d'identification utilisée dans ce travail est celle proposée par [1]. Ref. [2] l'utilisent pour calculer l'inflation sous-jacente au Royaume-Uni, [3] l'emploie pour mesurer cette inflation structurelle en France, en Allemagne et au Royaume-Uni, [4] l'appliquent en Inde.... Nous reprenons cette démarche et nous l'appliquons à la Tunisie.

2 DÉFINITION DE L'INFLATION SOUS-JACENTE

Généralement, l'objectif final de stabilité des prix est fixé en fonction de l'IPC. Néanmoins, ces dernières années, plusieurs banques centrales ont défini l'inflation en excluant les composantes très volatiles de l'indice des prix. Cette composante principale de l'inflation déduite en annulant la composante cyclique imputable aux chocs survenus sur la production est connue sous le vocable de l'inflation sous-jacente. Elle doit négliger les fluctuations temporaires qui n'ont pas d'impact à long terme sur les prix et représenter ce qui est fondamental dans les mouvements de prix. Le phénomène de l'inflation sous-jacente doit avoir un caractère persistant pour que l'analyse de l'inflation ait un sens [5]. D'après [6], l'indice d'inflation sous-jacente est un indice désaisonnalisé qui exclut les prix soumis à l'intervention des mouvements transitoires liés à des facteurs climatiques ou à des tensions sur les marchés mondiaux.

La nécessité de disposer de mesures de l'inflation sous-jacente au sein des banques centrales pourrait se justifier par leur mission de préserver la stabilité des prix. En effet, la décision prise de poursuivre les objectifs d'inflation a renforcé la nécessité de disposer d'indicateurs d'inflation sous-jacente. Selon [7], l'évolution des prix de plusieurs biens a toujours été affectée par divers chocs d'offre ou de demande tels que :

- les chocs d'offre alimentaire ;
- les chocs liés au déficit de la production et des perturbations dans la distribution de l'énergie ;
- les chocs pétroliers;
- les chocs liés à la hausse des salaires ;
- les chocs fiscaux.

En effet, une politique monétaire qui vise à assurer la stabilité des prix en s'appuyant que sur l'indice général des prix ne serait pas très efficace si elle devait être soumise au rythme des fluctuations des composantes volatiles [9].

3 LA MÉTHODOLOGIE DES VAR STRUCTURELS

Un modèle VAR (Vector Auto Regressive) indique comment le passé d'un ensemble de variables agit sur le présent de ces mêmes variables et comment des chocs sur une variable se transmettent au reste du système. Les modèles VAR ont été popularisés par [8] puis développés par [1]. Il s'agit d'estimer la dynamique générale d'un système et d'arriver à décrire son comportement par rapport à un choc sur les termes d'erreur. Il faut pour cela imposer certaines restrictions sur le modèle et la façon la moins arbitraire de le faire consiste à utiliser les VAR structurels tels qu'introduits par [2].

Vu que les résultats de l'estimation et de la mesure de l'inflation sous-jacente sont strictement liés à la spécification du VAR retenue, une présentation du VAR structurel utilisé dans la présente étude s'avère importante. Nos contraintes d'identifications sont déduites des travaux de [1] où les chocs d'offre et de demande sont bien distingués. Pour l'identification des composantes transitoires et permanentes de la production, les auteurs supposent que, contrairement au choc de demande, le choc de l'offre agit sur la production à long terme.

Les deux variables du VAR utilisé dans cette étude sont la production industrielle et l'inflation. Pour les mêmes raisons de [2], la première variable est mesurée par l'indice de production industrielle (IPI) et non pas par le produit intérieur brut (PIB). En effet, cette variable est disponible en données mensuelles alors que les séries de PIB ne sont que trimestrielles ou annuelles. Quant à l'inflation, elle est présentée par l'IPC. Dans le présent travail, l'analyse de l'inflation sous-jacente en

Tunisie s'appuie sur une base de données mensuelle d'une période s'étalant entre 2000 et 2013 obtenue auprès de l'institut national de la statistique.

Le choc monétaire est associé à l'inflation sous-jacente. Quant au deuxième choc représentant le choc réel, il affecte la production à long terme. Le critère d'identification du VAR structurel retenu est, par conséquent, la neutralité à long terme du choc monétaire sur la production [3]. Malgré que divers chocs puissent affecter l'inflation à court terme, la détermination de l'inflation sous-jacente par le seul choc monétaire, n'est pas trop contraignante puisque la politique monétaire est le monopole de la banque centrale.

3.1 LE CALCUL DES RÉPONSES DU VAR

Nous supposons que l'économie tunisienne, est gouvernée à différents instants par deux types de chocs : les chocs d'offre et les chocs de demande. Nous présumons que seuls les chocs d'offre peuvent avoir des effets permanents sur l'activité et que les chocs de demande n'ont que des effets transitoires.

D'une façon générale, le modèle VAR structurel d'ordre p , où X_t est de dimension n , s'écrit sous la forme suivante :

$$A(L)X(t) = \varepsilon_t \quad (1)$$

Avec :

$$E(\varepsilon_t \varepsilon_t') = I$$

$Var(\varepsilon) = \Sigma_\varepsilon$ est une matrice diagonale

$$A(L) = \sum_{j=0}^p A_j L^j$$

La forme autorégressive (1) admet la présentation de Wold suivante :

$$X(t) = D(0)\varepsilon(t) + D(1)\varepsilon(t-1) + \dots = \sum_{j=0}^{\infty} D(j)\varepsilon(t-j) \quad (2)$$

c'est-à-dire :

$$X(t) = D(L)\varepsilon_t \quad (3)$$

Avec : $D(L) = \sum_{j=0}^{\infty} D_j L^j$ et $D(L) = A(L)^{-1}$

Établissons le lien entre ces écritures et les réponses aux chocs. Nous nous intéressons ici aux réponses à l'horizon donné s d'une variable $X_{i,t}$ consécutivement à un choc unitaire sur la $j^{\text{ème}}$ composante de ε_t , tout autre élément du système est laissé constant. Ref. [3] simule dans ce cas le système en posant $\varepsilon_{j,t} = 1$ avec $X_{t-1} = X_{t-2} = \dots = X_{t-p} = 0$.

Les réponses au choc $\varepsilon_{j,t}$ composeront la $j^{\text{ème}}$ colonne de la matrice D_s , soit $D_{*j,s}$ issue de la représentation en moyennes mobiles infinies (3). En effet, ces matrices peuvent s'interpréter comme $D_s = \frac{\partial X_{t+s}}{\partial \varepsilon_t'}$ et l'élément de la $i^{\text{ème}}$ ligne et de la $j^{\text{ème}}$ colonne de la matrice D_s représentera justement cette réponse, en $t+s$, de X_i à un choc orthogonal sur X_j .

$$D_{ij,s} = \frac{\partial X_{i,t+s}}{\partial \varepsilon_{j,t}}$$

Dans notre cas, où le VAR retenu est bivarié, les observations de la production et de l'inflation dont il inclut, vont nous permettre d'identifier les deux chocs précités. Toutefois, les tests de stationnarité et de cointégration nécessitent une vérification. Les résultats montrent que les deux variables sont stationnaires en première différence et qu'il n'existe aucune relation de cointégration entre elles. Cela nous permet d'écrire notre VAR en différences premières sur l'IPI et sur l'IPC. Le fait que les variables ne soient pas cointégrées, la forme moyenne mobile bivariée peut donc s'écrire comme suit :

$$\begin{cases} \Delta y_t = \sum_{j=0}^{\infty} \alpha_{11}(j)L^j \varepsilon_{1t} + \sum_{j=0}^{\infty} \alpha_{12}(j)L^j \varepsilon_{2t} \\ \Delta p_t = \sum_{j=0}^{\infty} \alpha_{21}(j)L^j \varepsilon_{1t} + \sum_{j=0}^{\infty} \alpha_{22}(j)L^j \varepsilon_{2t} \end{cases} \quad (4)$$

Δy_t et Δp_t sont les différences premières de l'IPI et de l'IPC. ε_{1t} représente le choc réel alors que ε_{2t} représente le choc monétaire. $\alpha_{12}(j)$ sera l'effet de ε_{2t} sur Δy après j périodes. Il est alors intéressant de déterminer l'effet de ce choc monétaire sur le niveau de y . Si, $\alpha_{12}(j)$ sera l'effet de ε_{2t} sur Δy après j périodes, alors $\sum_{j=0}^k \alpha_{12}(j)$ sera l'effet de ε_{2t} sur le niveau de y et non pas sur la différence première après k périodes. L'effet à long terme peut alors s'écrire $\sum_{j=0}^{\infty} \alpha_{12}(j)$.

Une fois le modèle VAR structurel est défini, il nous faut retrouver les erreurs structurelles à partir des innovations de la forme réduite du VAR, puisque les ε_t ne sont pas directement observables. La forme réduite du modèle VAR estimé peut s'écrire sous la forme suivante:

$$X(t) = B(L)X(t) + v_t \quad (5)$$

Avec :

$$Var(v_t) = \Omega$$

$$B(L) = \sum_{j=0}^p B_j L^j \quad \text{et} \quad B_i = A_0^{-1} A_i$$

$$X(t) = \begin{bmatrix} \Delta y_t \\ \Delta p_t \end{bmatrix}$$

La représentation en moyennes mobiles sera alors :

$$X(t) = v(t) + C_1 v(t-1) + \dots = \sum_{j=0}^{\infty} C(j)v(t-j) \quad (6)$$

$$\text{C'est-à-dire : } X(t) = C(L)v_t \quad (7)$$

$$\text{Où : } C(L) = \sum_{j=0}^{\infty} C_j L^j \quad \text{et} \quad Var(v_t) = \Omega$$

Si nous admettons que cette représentation est obtenue par inversion de la forme autorégressive stationnaire $X(t)$, alors cette forme de moyenne mobile est unique.

Il découle des équations (2) et (6) précédentes que :

$$v_t = D(0)\varepsilon(t) = A_0^{-1}\varepsilon(t) \quad (8)$$

$$\text{et que : } \Omega = D(0)\sum_{\varepsilon} D'(0) = P\sum_{\varepsilon} P' \quad (9)$$

$$\text{avec } A_0^{-1} = D(0) = P$$

Puisque les résidus v_t sont une combinaison linéaire des chocs ε_t (équation (8)), et compte tenu des équations (3) et (7) :

$$\begin{aligned} D(L) &= C(L)D(0) \\ D(L) &= C(L)A(0)^{-1} \\ D(L) &= C(L)P \end{aligned} \quad (10)$$

3.2 LE PROBLÈME D'IDENTIFICATION

Le problème d'identification est de déterminer un passage unique de la forme réduite (5) ($X(t) = B(L)X(t) + v_t$), à la forme structurelle (1) ($A(L)X(t) = \varepsilon_t$). Dans le cas général $n(np+1) + \frac{n(n+1)}{2}$ paramètres caractérisent la distribution, dans le second, il y en a $n(n(p+1)+1) + \frac{n(n+1)}{2}$ paramètres, qui est égal à $n^2 + n(np+1) + \frac{n(n+1)}{2}$ paramètres.

La forme structurelle comprend donc n^2 paramètres de plus que la première. Il nous faut alors trouver n^2 contraintes identifiantes.

D'après [3], la méthode habituelle est d'imposer des contraintes de nullité sur les matrices de coefficients des variables prédéterminées. Mais cette technique peut être critiquée puisque nous disposerions de trop peu d'éléments théoriques pour imposer de telles restrictions. C'est pourquoi, pour l'identification d'un VAR structurel, des contraintes sont imposées sur la matrice de variance-covariance des chocs (\sum_{ε}) ainsi que sur la matrice de coefficients des variables contemporaines (A_0) et/ou sur les multiplicateurs de long termes ($A(1)^{-1}$). Puisque tous les éléments de la diagonale de la matrice des variables contemporaines sont égaux à 1, nous gagnons n paramètres, et il en reste $n^2 - n$. Les autres contraintes doivent, pour l'identification d'un VAR structurel, être imposées comme contraintes d'orthogonalisation de la matrice des variances-covariances des chocs, et comme contraintes empruntées à la théorie économique sur la matrice de coefficients des variables contemporaines et/ou sur les multiplicateurs de long terme. Lorsqu'il s'agit des contraintes imposées à la matrice de variance-covariance des chocs, il est supposé que cette dernière est diagonale, c'est-à-dire que les chocs sont orthogonaux. Si nous supposons que $\sum_{\varepsilon} = I$, cela implique que $\Omega = D(0)D(0)'$.

$$\Omega = PP' \quad (11)$$

Après cette opération, $\frac{n(n+1)}{2}$ paramètres sont contraints, il reste à trouver $\frac{n(n-1)}{2}$ contraintes supplémentaires.

L'objet d'identification est de déterminer de manière unique la matrice $P = A(0)^{-1}$ qui permettra de déduire les chocs orthogonaux, qui sont non observables, à partir des résidus (observables) du VAR de l'équation (5), de passer de manière unique de la forme réduite à la forme structurelle. Nous sommes maintenant confronté à un problème de sous-identification¹ car devant résoudre un système de $\frac{n(n+1)}{2}$ équations pour n^2 inconnues, des contraintes supplémentaires doivent être ajoutées. Ces dernières viennent donc des hypothèses faites sur les paramètres. Dans le cas le plus général, ces contraintes conduisent à l'annulation d'éléments tant de la matrice à court terme (composantes i et j de la matrice D_0) que de celle de long terme (composantes k et l de la matrice $D(1)$), et le système à résoudre pour déterminer $P(P = D(0))$ est le suivant :

$$\begin{cases} [C_0 D(0)]_{i,j} = 0 \\ [C(1)D(0)]_{k,l} = 0 \\ D(0)D(0)' - \Omega = 0 \end{cases} \Rightarrow \begin{cases} [C_0 P]_{i,j} = 0 \\ [C(1)P]_{k,l} = 0 \\ PP' - \Omega = 0 \end{cases} \quad (12)$$

Le cas particulier, où les restrictions se limitent à imposer que la matrice des multiplicateurs de long terme $D(1)$ est triangulaire inférieure ($[C(1)P]_{k,l} = 0$ pour $k < l$) ainsi que $\Omega = D(0)D(0)' = PP'$, est beaucoup plus facile à traiter. La détermination de P ne nécessite plus la résolution d'un système mais vient immédiatement de la décomposition de Choleski de $C(1)\Omega C(1)'$. Le système est alors juste identifié. Ainsi, sachant que $D(1) = C(1)D(0)$ (équation (10)) est

¹ Dans le cas où la forme structurelle comporte plus de paramètres que la forme standard, et si aucune restriction n'est posée, le système structurel restera sous-identifié. En le retraignant, s'il comporte autant de paramètres que la forme standard, nous disons alors qu'il est juste-identifié. Si le nombre de paramètres devient inférieur, le système est dit sur-identifié, et des tests de sur-identification doivent être effectués de façon complémentaire. Nous travaillons généralement avec des systèmes juste-identifiés pour les modèles VAR.

triangulaire inférieure et que $\Omega = PP'$, et puisque par ailleurs Ω et $\varepsilon(1)$ sont inconnus, P est obtenue aisément à partir de la décomposition de Choleski, par définition la matrice triangulaire inférieure telle que :

$$D(1)D(1)' = C(1)D(0)D(0)'C(1)' = C(1)PP'C(1)' = C(1)\Omega C(1)' \quad (13)$$

En effet, pour toute matrice Q telle que :

$$QQ' = C(1)\Omega C(1)'$$

Nous avons : $Q = D(1) = C(1)D(0) = C(1)P$

et donc $D(0) = C(1)^{-1}Q$ c'est à dire $P = C(1)^{-1}Q$ (14)

En particulier, le cas bivarié, comme c'est le notre, pour lequel une seule contrainte (puisque $\frac{n(n-1)}{2} = 1$) suffit à

l'identification des deux chocs orthogonaux $\varepsilon_{1,t}$, $\varepsilon_{2,t}$ revient concrètement à annuler le côté supérieur droit de la matrice d'impact à long terme puisque cette contrainte supplémentaire tirée de la théorie économique sera donnée par la restriction de long terme selon laquelle le choc monétaire n'a pas d'effet à long terme sur l'activité. Cela revient nécessairement au cas où la matrice des multiplicateurs est triangulaire inférieure.

Ce dernier cas sera le notre. Notre attention va porter sur les réponses D_s qui caractériseront les réponses de la production et de l'inflation ($X_{1,t}$ et $X_{2,t}$ dans les notations précédentes) à deux chocs indépendants $\varepsilon_{1,t}$ et $\varepsilon_{2,t}$. La contrainte d'identification viendra de la définition de l'inflation sous-jacente.

4 VALIDITÉ DU SCHÉMA D'IDENTIFICATION

Après la détermination du modèle VAR pour l'extraction de l'inflation sous-jacente, il nous faut vérifier, à partir de la décomposition de la variance de l'erreur de prévision et de l'étude des fonctions d'impulsions, que notre schéma d'identification peut être considéré comme valide. Nous attendons que les résultats soient en faveur de la neutralité du choc monétaire sur la production à long terme. Une fois notre hypothèse est confirmée et notre schéma d'identification est valide, nous calculerons l'inflation sous-jacente à partir de l'imposition de quelques restrictions.

4.1 DÉCOMPOSITION DE LA VARIANCE DE L'ERREUR DE PRÉVISION

Dans le cas d'une prévision réalisée à partir d'un VAR, nous savons déjà à la suite des études de [8] que nous pouvons décomposer la variance de l'erreur de prévision de manière à faire ressortir la proportion liée à chaque choc.

L'erreur de prévision à l'horizon s est l'écart entre la série observée et la prévision à l'horizon $t + s$ périodes obtenues à partir de la représentation (3) ($x_t = D(L)\varepsilon_t$). Pour chacune des séries, le pourcentage de la variance de l'erreur de prévision $\varepsilon_{2,t}$ est donc calculé.

Pour une série donnée, la somme des contributions des deux chocs vaut 100%. Le complémentaire à 100 donne alors la contribution de $\varepsilon_{1,t}$. Puisque la contrainte d'identification impose l'indépendance à long terme de y_t vis-à-vis de $\varepsilon_{2,t}$, sa contribution à y_t doit être très faible à long terme. Le court et le moyen terme ne sont pas contraints.

Le tableau 1 qui présente le pourcentage de la variance expliquée par le choc monétaire montre effectivement que ce dernier n'a pas d'incidence sur l'activité. Sur un horizon de 1 à 160, le choc monétaire n'explique que moins de 10% de l'erreur de prévision de l'activité de la Tunisie. Ce résultat peut paraître trivial puisqu'il est conforme à notre schéma d'identification retenu et qui suppose que le choc monétaire n'ait pas d'effet sur l'activité à long terme. Concernant l'inflation, la quasi-totalité de sa variance est expliquée par le choc $\varepsilon_{2,t}$ qui est assimilé au choc monétaire, ce qui n'est pas surprenant.

Tableau 1. Décomposition de la variance : Pourcentage de la variance expliquée par le choc monétaire

horizon	Production en Tunisie	Inflation en Tunisie
1	1.26234	98.16180
2	4.17065	97.46451
3	5.13100	97.46329
4	5.69848	95.95877
5	7.13230	93.44901
6	7.26386	90.10979
12	9.66027	88.63416
24	9.75404	85.78758
48	9.64823	84.09645
60	9.63489	83.95134
120	9.62620	83.86161
160	9.62613	83.86084

4.2 LES FONCTION D'IMPULSION

L'analyse des réponses impulsionnelles pour la Tunisie présentée dans le graphique 1 confirme les résultats obtenus avec la décomposition de la variance et valide, par conséquent, nos critères d'identification.

En ce qui concerne l'inflation, nous observons que le choc monétaire a un effet permanent et significatif. Ce résultat est tout à fait conforme à la théorie, puisqu'il est admis que cette composante commande l'inflation à long terme. Lorsqu'il s'agit du choc réel, l'impact sur l'inflation est presque nul. L'inflation est par suite déterminée par le seul choc monétaire. Pour la production, le graphique 1 montre que le choc ε_{2t} n'a pas d'effet à long terme sur la production. Ce résultat est en conformité avec la contrainte d'identification.

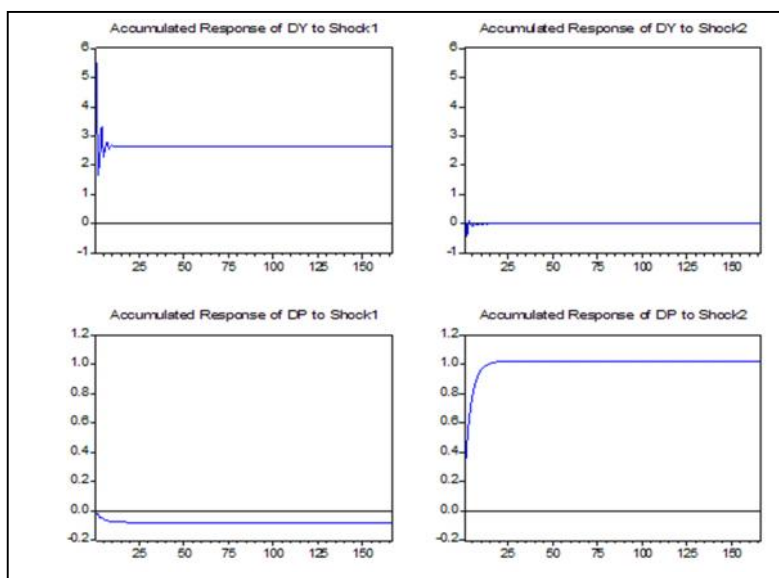


Fig. 1. Comparaison de l'effet des chocs sur la production et sur l'inflation en Tunisie

5 CALCUL DE L'INFLATION SOUS-JACENTE

5.1 MÉTHODE DE CALCUL

La lecture des fonctions d'impulsions et de décomposition de la variance nous a permis de valider notre méthode d'identification. Nous allons maintenant nous intéresser à définir et à calculer l'inflation sous-jacente.

Etant donné que la variation de l'IPPI (Δy_t) et la variation de l'inflation mesurée par l'IPC en niveau (Δp_t) sont stationnaires, nous retenons donc un VAR d'ordre p avec $X_t = (\Delta y_t, \Delta p_t), t = 1, \dots, T$.

La représentation (3) s'écrit alors :

$$\begin{pmatrix} \Delta y_t \\ \Delta p_t \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} D_{11}(L) & D_{12}(L) \\ D_{21}(L) & D_{22}(L) \end{pmatrix} \begin{pmatrix} \varepsilon_{1,t} \\ \varepsilon_{2,t} \end{pmatrix} \quad (15)$$

Avec $D_{ij}(L) = \sum_{m=0}^{\infty} D_{ij,m} L^m$

L'accroissement de l'inflation se décompose :

$$\Delta p_t = D_{21}(L)\varepsilon_{1,t} + D_{22}(L)\varepsilon_{2,t} \quad (16)$$

L'inflation sous-jacente étant entre ces deux composantes, celle qui respecte la contrainte de neutralité à long terme, s'écrit alors comme suit :

$$\Delta p_t^{sj} = D_{22}(L)\varepsilon_{2,t} \quad (17)$$

et
$$\Delta p_t^{sj} = \sum_{m=0}^{\infty} D_{22,m}(L)\varepsilon_{t-s} \quad (18)$$

L'inflation sous-jacente est la composante de l'inflation observée associée à $\varepsilon_{2,t}$ qui représente le choc qui n'a pas d'influence à long terme sur la production. Comme les variables endogènes sont stationnaires en différence, le choc $\varepsilon_{2,t}$ n'a par définition aucun effet à long terme sur Δy_t mais nous souhaitons que cette contrainte de neutralité soit vérifiée par y_t en niveau. C'est pour cette raison que la contrainte s'écrit $D_{12}(1) = \sum_{m=0}^{\infty} D_{12,m} = 0$, c'est-à-dire le coin supérieur droit de

$D(1)$ est nul ou, en d'autres termes, que $D(1) = A(1)^{-1}$ est triangulaire inférieure. Pour la résolution de notre problème d'identification, nous allons utiliser cette dernière contrainte découlant de la définition de l'inflation sous-jacente. En outre, à partir de cette dernière relation, nous pouvons mesurer l'inflation sous-jacente pour un horizon S quelconque:

$$\begin{aligned} \Delta p_0^{sj} &= D_{22,0}\varepsilon_{2,0} \\ \Delta p_1^{sj} &= D_{22,0}\varepsilon_{2,1} + D_{22,1}\varepsilon_{2,0} \\ \Delta p_2^{sj} &= D_{22,0}\varepsilon_{2,2} + D_{22,1}\varepsilon_{2,1} + D_{22,2}\varepsilon_{2,0} \\ &\vdots \\ &\vdots \\ &\vdots \end{aligned}$$

5.2 LES RÉSULTATS

En première observation du graphique 2 présentant l'évolution de la variation de l'inflation et de l'inflation sous-jacente, nous constatons que les deux séries ont le plus souvent des évolutions assez proches. Cela n'est pas surprenant puisque l'inflation sous-jacente représente la tendance lourde de l'inflation et tient compte de ses évolutions.

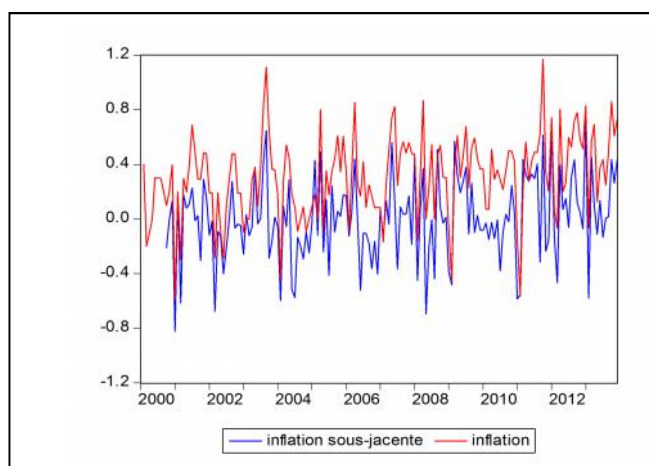


Fig. 2. Evolution de l'inflation et de l'inflation sous-jacente en Tunisie

L'inflation présentée dans le graphique présente certaines volatilités. Il est donc intéressant aux autorités monétaires tunisiennes de savoir distinguer dans ce qui relève du simple bruit, destiné à disparaître rapidement, de ce qui relève d'une tendance plus durable. Malgré que les différences entre les variables, telles que présentées dans le graphique 2, soient en général faibles, l'inflation sous-jacente peut révéler des informations utiles pour la conduite de la politique monétaire.

L'évolution de la variation des deux séries montre que celle de l'inflation sous-jacente reste en dessous de l'inflation observée, ce qui justifie que la Tunisie a connu un taux d'inflation élevé pour la plupart des années. Ceci peut être expliqué par la non adoption du ciblage d'inflation explicitement en tant que stratégie de la politique monétaire de la BCT. Nous notons, d'après le graphique, qu'en 2005, l'inflation sous-jacente est très proche de celle observée. Ce rapprochement entre les deux types d'inflation peut être expliqué par la politique adoptée de stabilité des prix au sein de la BCT durant cette année et qui a pu faire baisser le taux d'inflation à 2%.

Une hausse annuelle croissante des prix des produits énergétiques explique les importantes fluctuations des prix au cours de 2006, 2007 et 2008. La flambée des prix de pétrole en 2006 (le prix d'un baril de pétrole a passé de 37,76\$ en 2005 à 53,35\$ en 2006) a eu comme effet une hausse de l'inflation. En outre, le taux d'inflation est devenu 4,5% en 2006 et 4.9% en 2008 bien qu'il soit maîtrisé à 2% en 2005. L'écart observé en 2012 entre l'évolution des deux variables est justifié par l'inflation élevée qu'a connue la Tunisie durant cette année et qui a atteint 6%.

Nous le voyons, les tensions conjoncturelles sont le moteur de l'inflation et il est intéressant dès lors, de donner une importance majeure à l'inflation sous-jacente c'est-à-dire l'évolution du niveau général des prix, débarrassé de sa composante conjoncturelle.

6 CONCLUSION

L'objectif de ce travail est de déterminer l'inflation sous-jacente en Tunisie en utilisant l'approche des VAR structurels. La lecture de la décomposition de la variance et des graphiques impulsionnelles montre que l'identification des chocs réels et monétaires est bien assurée et que, sur la base de contrainte de neutralité à long terme de l'inflation sur la production, l'inflation sous-jacente peut être calculée à partir de cette approche des VAR structurels. Les résultats réconfortent le choix de l'approche puisque l'évolution de l'inflation sous-jacente calculée semble globalement conforme à celle attendue sur le plan théorique.

La mesure de l'inflation sous-jacente doit permettre aux banques centrales de reconnaître à temps une variation des tendances inflationnistes d'origine monétaire. Pour cela, diverses banques centrales ont défini leur objectif d'inflation sur la base de l'inflation sous-jacente. En outre, même si les banques centrales fixent leur principal objectif en fonction de l'inflation observée, elles ont intérêt à connaître le degré de prévisibilité de l'inflation sous-jacente qui est censée refléter la tendance inflationniste d'origine monétaire.

REMERCIEMENTS

Nous remercions le Professeur Foued Badr GABSI pour les remarques et les suggestions qu'il a bien voulu nous faire parvenir à la suite de la lecture d'une première version de ce texte.

REFERENCES

- [1] O.J. Blanchard et D. Quah, "The dynamic effects of aggregate demand and supply disturbances", *American economic review*, vol. 79, n°4, pp 655-673, septembre 1989.
- [2] D. Quah et S. Vahet, "Measuring core inflation", Royal Economic Society, *The economic journal*, vol. 105, n° 432, pp 1130-1144, septembre 1995.
- [3] P. Jacquinet, "L'inflation sous-jacente en France, en Allemagne et au Royaume-Uni ", *Economie et prévision*, vol. 1, n°147, pp 171-185, 2001.
- [4] A. Aleem et A. Lahiani, "Estimation and evaluation of core inflation measures", *Applied economics*, vol. 43, n° 25, pp 3619-3659, octobre 2010.
- [5] J. Taillon, "L'inflation sous-jacente : un indice à médiane pondérée", *Statistique de canada*, série analytique n°7, pp 1-43, septembre 1999.
- [6] P. Moati et R. Rochefort, "Mesurer le pouvoir d'achat", *La Documentation française*, Paris, 333 pages, 2008.
- [7] G.D. Pikbougoum, "Calcul d'indicateurs d'inflation sous-jacente pour les pays de l'UEMOA ", *Banque Centrale des Etats de l'Afrique de l'Ouest*, notes d'information statistiques, n°545, pp 1-54, mars 2004.
- [8] C. Sims, "Macroeconomics and reality", *Econometrica*, vol. 48, n°1, pp 1-48, janvier 1980.
- [9] A. Mialou, "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 de l'Ouest*, Notes d'études et de recherches, n°1, pp 1-28, octobre 2002.