

La Mesure Du Noyau De L'Inflation A Madagascar A Partir D'une Approche Structurelle Des Var

Herivelonjanahary RABEARILALA¹ and Dr Samuel Albert Andriamiarintsaina RANDRIANTSOAVINA²

¹Economiste Chercheur de l'Equipe d'Accueil Doctorale (EAD2) de l'Université d'Antananarivo

Tél: (+261)34 64 931 55

E-mail: velo0211@gmail.com

²Professeur Assistant de l'Université d'Antananarivo

Tél: (+261)32 40 891 66 / (+261) 34 92 710 58

E-mail: albertrandriantsoavina@gmail.com

Correspondant : Herivelonjanahary RABEARILALA



Résumé – L'objectif principal de ce travail était de déterminer le noyau de l'inflation à Madagascar sur la période du premier trimestre 2010 au dernier trimestre 2021 en se basant sur les techniques des méthodes de Blanchard et Quah (1989), Quah et Vahey (1995) et Marianno Matilla Garcia et al.(2002). Nous déterminons le noyau de l'inflation à l'aide d'un VAR structurel en utilisant les trois variables suivantes : Δy_t est le taux de croissance du PIB réel, Δp_t est le taux de croissance des prix et Δm_t est la variation de la masse monétaire. Les résultats obtenus sont tout à fait conformes à ceux que prédit la théorie économique.

L'analyse des graphiques a montré que le noyau de l'inflation reste en dessus de l'inflation observée dans les périodes de désinflation et en dessous de celle-ci dans les périodes de forte inflation ou de récession.

Mots clés – Noyau de l'inflation, VAR structurel, Politiques monétaires.

Abstract – The main objective of this work was to determine the core inflation in Madagascar over the period of the first quarter 2010 to last quarter 2021 based on the techniques of the methods of Blanchard and Quah (1989), Quah and Vahey (1995) and Marianno Matilla Garcia et al. (2002). We determine the core inflation using a structural VAR using the following three variables: Δy_t is the growth rate of real GDP, Δp_t is the growth rate of inflation and Δm_t is the change of money supply.

The results obtained are entirely consistent with those predicted by economic theory.

Analysis of the graphics showed that core inflation remains above observed inflation in periods of disinflation and below it in periods of high inflation or recession.

Keywords – Core inflation, Structural VAR approach, monetary policy.

1. Introduction :

Le taux d'inflation globale peut être souvent instable à cause des fortes fluctuations des prix des produits de base ou produits énergétiques.

Du fait de cette instabilité d'un indice clé d'évolution des prix, les responsables de l'économie peuvent avoir des difficultés à apprécier correctement le noyau de l'inflation et ses perspectives d'évolution, il peut être utile de s'appuyer sur le taux d'inflation fondamentale, qui exclut ou minimise les variations les plus instables des prix de façon à mettre en lumière la composante permanente ou plus durable.

De ce fait, les Banques Centrales doivent disposer d'un bon indicateur de l'évolution de l'inflation à long terme ou être capables d'isoler la composante à long terme de l'inflation supposée monétaire et les facteurs à court terme des prix qui sont supposés transitoires ou cycliques. Pour ce faire, les méthodes statistiques et économétriques sont multiples et variées.

Certaines, qualifiées de « méthodes des poids nuls » procèdent par élimination des composantes jugées trop volatiles dans l'indice des prix.

D'autres, plus anciennes, ignorent l'information individuelle contenue dans les changements des prix en effectuant simplement un lissage des valeurs courantes et passées des taux d'inflation, soit par moyennes mobiles, soit utilisation des différentes autres filtres disponibles

La plupart des inconvénients de ces différentes approches ne se repose généralement pas à la théorie économique. C'est pour combler cette insuffisance que d'autres travaux, nés à la suite de Blanchard et Quah (1989)¹, Quah et Vahey (1995)², ont développé la méthode de la détermination du noyau de l'inflation basée sur la théorie économique. Quah et Vahey (1995), Claus (1997)³ et Jacquinet (1998)⁴ exploitent, en effet, la verticalité de la courbe de Philips, généralement acceptée en théorie économique, pour déterminer le noyau de l'inflation. La théorie macroéconomique suggère que les chocs de demande et les chocs monétaires peuvent avoir des effets sur l'activité à court terme. En effet, ces chocs entraînent des pressions inflationnistes perçues temporairement à tort par les agents comme des variations des prix relatifs. Ces mouvements –perçus- des prix relatifs induisent des ajustements dans les comportements optimaux des agents et de là à une variation de l'offre et du PIB. Du fait de ces erreurs de perception du niveau général des prix, il existe temporairement un écart entre le niveau général des prix actuel et le niveau général des prix anticipé par les agents économiques. A long terme l'impact de ces chocs disparaît lorsque les agents perçoivent exactement le véritable niveau général des prix.

Durant la période des erreurs d'anticipation, on observe donc une corrélation entre la variation du taux d'inflation et la variation du PIB réel.

Etant donné que le noyau de l'inflation est considéré comme le composant purement monétaire de l'inflation, celui-ci ne peut pas avoir d'effets réels. Il n'a donc pas d'effet à long terme sur le niveau de la production. Les autres composantes qui ne respectent pas cette neutralité sont assimilées à l'inflation de court terme ou inflation cyclique. On se retrouve alors devant un problème d'identification des chocs affectant l'économie et qu'il est possible de résoudre en utilisant un modèle VAR structurel.

C'est donc en exploitant ce type de modélisation que nous proposons d'évaluer le noyau de l'inflation à Madagascar.

En premier lieu, nous présentons le modèle théorique basé sur un modèle d'offre et de demande agrégée en économie fermée tandis que dans la seconde partie, nous exposons le modèle VAR structurel et la décomposition de Blanchard et Quah. La dernière partie présente les résultats.

2. Modèle théorique : illustration à l'aide d'un modèle d'offre et de demande agrégée

Cette partie théorique présente un modèle dynamique d'offre et de demande agrégée qui démontre la neutralité à long terme de la variable nominale sur la variable réelle. Le modèle est conforme à la notion de verticalité à long terme de la courbe de Philips. Une étude similaire basé sur l'optimisation des ménages peuvent être trouvés dans Glarida, Gali et Gertler (2001). En outre Quah et Vahey (1995) proposent une technique de mesure du noyau de l'inflation basée sur la neutralité à long terme de la demande agrégée.

¹Blanchard et Quah (1989). The Dynamic Effects of Aggregate Demand and Supply Disturbances, pp. 655-73.

²Quah, D., & Vahey, S. P. (1995). Measuring core inflation. The Economic Journal, 105, pp.1130–1144

³ Clause I. (1997). A measure of underlying inflation for the United States, Bank of Canada, Working Paper 97-20.

⁴ Jacquinet 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, Banque de France, Notes d'Etudes et de Recherche, Janvier, 51, pp.3-14.

Le noyau de l'inflation est défini comme le composant de l'inflation qui n'a pas d'effet à long terme sur la production réelle, une notion cohérente à la verticalité à long terme de la courbe de Philips. Récemment, Mariano Matilla Garcia et al. (2002) utilisent la neutralité de la demande agrégée pour mesurer le noyau de l'inflation pour le cas de la zone euro et nous suivons cette démarche dans cette étude. Afin de proposer une interprétation des chocs structurels mis à jour par le VAR, nous envisageons un modèle dynamique d'offre et de demande agrégée en petite économie fermée (extension du modèle de Mundell-Fleming) :

$$y_t = y_t^* + a(p_t^* - p_t^e) + \varepsilon_t^o \quad (1)$$

$$y_t = \alpha(m_t - p_t) + \varepsilon_t^m \quad (2)$$

$$p_t = \beta p_t^* + (1 - \beta) p_{t-1} \quad (3)$$

La première équation est la courbe d'offre de Lucas⁵. Elle signifie que les agents ont du mal à distinguer les chocs réels et les chocs monétaires. Ils ne devraient réagir qu'aux premiers, en augmentant leur production.

La deuxième équation est la courbe de demande globale. Elle est une fonction croissante des encaisses réelles.

La troisième est l'équation d'adaptation des prix où P_t^* correspond à l'indice des prix de l'équilibre concurrentiel. Lorsque $\beta = 1$, les prix sont complètement flexibles et s'ajustent progressivement vers leur niveau d'équilibre P_t^* . Si au contraire $\beta = 0$, $p_t = p_{t-1}$, les prix sont complètement rigides.

Pour résoudre ce modèle, nous cherchons les valeurs de p_t et y_t . Nous déduisons de (3) :

$$p_t^* = \frac{p_t}{\beta} + \frac{\beta-1}{\beta} p_{t-1}$$

Et de (1) :

$$p_t^* = E_{t-1} p_t + \frac{y_t - y_t^*}{a} - \frac{\varepsilon_t^o}{a} \quad \text{avec } p_t^e = E_{t-1} p_t$$

En égalisant ces deux équations, nous obtenons :

$$\frac{p_t}{\beta} + \frac{\beta-1}{\beta} p_{t-1} - E_{t-1} p_t = \frac{y_t - y_t^*}{a} - \frac{\varepsilon_t^o}{a}$$

$$p_t - \beta E_{t-1} p_t = (1-\beta)p_{t-1} + \text{Erreur}!(y_t - y_t^*) - \text{Erreur}!\varepsilon_t^o$$

$$p_t - p_{t-1} = \beta[E_{t-1} p_t - p_{t-1}] + \text{Erreur}!(y_t - y_t^*) - \text{Erreur}!\varepsilon_t^o \quad (1')$$

Nous remplaçons par sa valeur dans (2), y_t et nous avons :

$$p_t - p_{t-1} = \beta[E_{t-1} p_t - p_{t-1}] + \text{Erreur}![\alpha(m_t - p_t) + \varepsilon_t^o + y_t^*] - \text{Erreur}!\varepsilon_t^o$$

$$p_t - p_{t-1} = \beta E_{t-1} p_t - \beta p_{t-1} - \text{Erreur}!\alpha p_t - p_t + \text{Erreur}!\alpha m_t + \text{Erreur}!(-y_t^* - \varepsilon_t^o + \varepsilon_t^m) \quad (2')$$

En utilisant l'hypothèse des anticipations rationnelles (hypothèse technique qui suppose que les erreurs d'anticipation sont nulles en moyenne) dont la formule s'écrit de la manière suivante : $p_t = E\{p_{t+1} / F_t\}$

Où $\{F_t\}$ est une filtration croissante qui représente l'information disponible à la date t. Donc, en prenant l'espérance conditionnelle à la date t-1 de l'équation (2'), il vient :

$$E_{t-1} p_t - p_{t-1} = \beta E_{t-1} p_t - \beta p_{t-1} - \text{Erreur}!\alpha E_{t-1} p_t + \text{Erreur}!\alpha E_{t-1} m_t + \text{Erreur}!(-y_t^* - \varepsilon_t^o + \varepsilon_t^m)$$

⁵ R. Lucas(1973) . Some International Evidence of Output-Inflation Trade off, American Economic Review, Volume 63, pp. 3-15..

$$E_{t-1}p_t - p_t(1-\beta + \text{Erreur}!\alpha) = (1-\beta)p_{t-1} + \text{Erreur}!\alpha E_{t-1}m_t + \text{Erreur}!(-y_t^* - \varepsilon_t^o + \varepsilon_t^m)$$

Nous re- remplaçons $E_{t-1}p_t$ dans (1') :

$$(1+\text{Erreur}!\alpha) p_t = (1-\beta)p_{t-1} + \frac{\text{Erreur}!\alpha}{(1-\beta + \text{Erreur}!\alpha)} p_{t-1} + \frac{\text{Erreur}!\alpha}{(1-\beta + \text{Erreur}!\alpha)} E_{t-1}m_t + \text{Erreur}!\alpha m_t + \frac{\text{Erreur}!\alpha}{(1-\beta + \text{Erreur}!\alpha)} (-y_t^* - \varepsilon_t^o + \varepsilon_t^m) + \text{Erreur}!(-y_t^* - \varepsilon_t^o + \varepsilon_t^m)$$

Après une longue démonstration présentée à l'annexe1, nous deduisons enfin la valeur de p_t :

$$p_t = \frac{(1-\beta)}{(1-\beta + \text{Erreur}!\alpha)} p_{t-1} + \frac{\text{Erreur}!\alpha}{(1-\beta + \text{Erreur}!\alpha)} (E_{t-1}m_t) + \frac{\text{Erreur}!\alpha}{(1-\beta + \text{Erreur}!\alpha)} (m_t - E_{t-1}m_t) - \frac{\text{Erreur}!\alpha}{(1-\beta + \text{Erreur}!\alpha)} y_t^* - \frac{\text{Erreur}!\alpha}{(1-\beta + \text{Erreur}!\alpha)} (-\varepsilon_t^o + \varepsilon_t^m) \quad (4)$$

Nous portons cette valeur de p_t dans (2) et nous obtenons :

$$y_t = \alpha m_t - \frac{\alpha(1-\beta)}{(1-\beta + \text{Erreur}!\alpha)} p_{t-1} - \frac{\text{Erreur}!\alpha^2}{(1-\beta + \text{Erreur}!\alpha)} (E_{t-1}m_t) - \frac{\text{Erreur}!\alpha^2}{(1-\beta + \text{Erreur}!\alpha)} (m_t - E_{t-1}m_t) + \frac{\text{Erreur}!\alpha}{(1-\beta + \text{Erreur}!\alpha)} y_t^* + \frac{\text{Erreur}!\alpha}{(1-\beta + \text{Erreur}!\alpha)} (-\varepsilon_t^o + \varepsilon_t^m) \quad (5)$$

Nous appliquons ensuite le principe du multiplicateur c'est-à-dire nous allons différencier l'équation qui donne les valeurs de prix (p_t) et de la production (y_t) en fonction des niveaux des prix à la date $t-1$ et de la masse monétaire.

Supposons que la variation de la masse monétaire à la date t est de Δm_t et nous avons :

$$\Delta p_t = \frac{\frac{\beta}{a}}{1 + \frac{\beta}{a}\alpha - \beta} \Delta m_t$$

$$\Delta y_t = \frac{\frac{\alpha(1-\beta)}{a}}{1 + \frac{\beta}{a}\alpha - \beta} \Delta m_t$$

Supposons qu'à long terme $\Delta m_t = \Delta E_{t-1}m_t^6$, et les prix sont parfaitement flexibles c'est-à-dire $\beta = 1$, donc nous avons :

$$\Delta p_t = \frac{\frac{\alpha}{a}}{\frac{\alpha}{a}} \Delta m_t \rightarrow \Delta p_t = \Delta m_t$$

$$\Delta y_t = 0 \text{ avec } k_m = \frac{\alpha(1-1)}{1 + \frac{\alpha}{a} - 1} = 0 \text{ donc le multiplicateur s'annule.}$$

Ce résultat montre qu'à long terme, la monnaie peut être neutre si les prix sont parfaitement flexibles et la théorie quantitative de la monnaie a été vérifiée.

3. Modèle VAR structurel et la méthode des restrictions de long terme

La présentation du modèle VAR structurel employé dans cette sous-section est jugée nécessaire car la performance des résultats obtenus sur le Noyau de l'inflation dépendra à la spécification du VAR retenu. Nous exposons d'abord le modèle VAR avant d'appliquer la méthode des restrictions de long terme.

⁶ $E_{t-1}m_t$ a été considérée comme la base monétaire.

3.1. Le modèle VAR Structurel :

D'après le modèle théorique que nous avons déjà développé dans la sous-section précédente, nous supposons que l'économie malagasy est affectée à différents instants par trois types de chocs : un choc d'offre, un choc de demande et un choc monétaire. Ces trois chocs ont des impacts sur l'évolution des grandeurs macroéconomiques à Madagascar et nous considérons d'après le cadre théorique précédent que le choc de demande et le choc monétaire n'ont pas d'effets à long terme sur la production réelle, seul le choc d'offre a de l'impact permanent sur la production tandis que les deux autres chocs n'ont que des effets transitoires sur la production.

Le modèle VAR structurel d'ordre p est appliqué au vecteur $X_t = (\Delta y_t, \Delta p_t, \Delta m_t)'$ où Δy_t est le taux de croissance du PIB réel, Δp_t est le taux de croissance des prix et Δm_t est la variation de la masse monétaire.

$$\Phi(L)X_t = \varepsilon_t \quad (1)$$

$$\text{Avec : } \text{Var}(\varepsilon_t) = \sum \varepsilon \text{ et } \sum_{j=1}^p \phi(L) = \phi_j L_j$$

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

$$X_t = A(0) \varepsilon_t + A(1)\varepsilon_{t-1} + \dots + \sum_{s=1}^p A_s \varepsilon_{t-s} \quad (2)$$

C'est-à-dire :

$$X_t = A(L)\varepsilon_t \quad (3)$$

$$\text{Avec } A(L) = \sum A_j L_j$$

Ce sont alors les observations de ces trois variables qui vont nous permettre de distinguer les trois types de chocs susmentionnés. Le logarithme de la production intérieure brute (y_t), le logarithme de l'inflation (p_t) et le logarithme de la masse monétaire (m_t) sont stationnaires en différence première et non cointégrés (nous suivons dans cette étude la démarche de Quah et Vahey). Ce qui nous permet d'écrire le VAR en différence d'ordre p avec $X_t = (\Delta y_t, \Delta p_t, \Delta m_t)'$, $t = 1..T$. La forme moyenne mobile Tri variée (TMA) peut donc s'écrire comme suit :

$$\begin{bmatrix} \Delta y_t \\ \Delta p_t \\ \Delta m_t \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} \sum a_{11}(j)L_j & \sum a_{12}(j)L_j & \sum a_{13}(j)L_j \\ \sum a_{21}(j)L_j & \sum a_{22}(j)L_j & \sum a_{23}(j)L_j \\ \sum a_{31}(j)L_j & \sum a_{32}(j)L_j & \sum a_{33}(j)L_j \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \varepsilon_t^o \\ \varepsilon_t^d \\ \varepsilon_t^m \end{bmatrix}$$

ε_t^o , ε_t^d , ε_t^m représentent respectivement le choc d'offre, le choc de demande et le choc monétaire. Après avoir défini notre modèle VAR structurel, il nous faut rechercher les erreurs structurelles à partir des innovations de la forme réduite du VAR, car ses erreurs ne sont pas directement observables.

La forme réduite du modèle VAR peut s'écrire de la forme suivante :

$$X_t = B(L) X_t + v_t \text{ avec } \text{Var}(v) = \Omega, B(L) = \sum B_j L_j \text{ et } X_t = \begin{bmatrix} \Delta y_t \\ \Delta p_t \\ \Delta m_t \end{bmatrix} \quad (4)$$

La représentation moyenne mobile sera alors :

$$X_t = v_t + C(1)v_{t-1} + \dots = \sum C(j)v_{t-j} \quad (5)$$

$$X_t = v_t + C(1)v_{t-1} + \dots = \sum C(j)v_{t-j} \quad (6)$$

C'est-à-dire :

$$X_t = C(L)v_t \quad (7)$$

Où :

$$\text{Var}(v) = \Omega, C(L) = \sum C_j L_j \text{ et } C_0 = I$$

Si l'on suppose que cette représentation est obtenue par inversion de la forme autorégressive stationnaire de X_t , alors cette forme moyenne mobile est unique.

En comparant les équations (2) et (6) nous avons :

$$v_t = A(0)\varepsilon_t \quad (8)$$

et :

$$\Omega = A(0)\Sigma_\varepsilon A'(0) \quad (9)$$

C'est donc la connaissance de $A(0)$ qui va nous permettre de retrouver $\varepsilon(t)$, puisque $v(t)$ peut être obtenu à partir du VAR standard.

En considérant les relations (3), (7) et (8), nous déterminons $A(L)$. et nous avons donc :

$$A(L) = C(L) A(0) \quad (10)$$

La connaissance de $C(L)$ à partir du VAR standard et $A(0)$ va nous permettre d'identifier $A(L)$.

3.2. Le problème de l'identification :

En général, les équations du VAR Structurel ne peuvent pas être directement estimées car les erreurs sont corrélées avec les variables alors que les techniques d'estimation nécessitent une absence de corrélations entre les régresseurs et les termes d'erreurs. Ce type de problème n'existe pas pour la forme standard du VAR, et les moindres carrés ordinaires peuvent être utilisés pour estimer la matrice des variances-covariances. La question qui se pose, est de savoir s'il est possible d'identifier tous les éléments du VAR structurel. Le nombre des paramètres du modèle VAR structurel est égal à $n^2 + n(np + 1) + \frac{n(n+1)}{2}$ paramètres, alors que le VAR standard n'en contient que $(np + 1) + \frac{n(n+1)}{2}$.

Le modèle VAR structurel est donc sous identifié car les n^2 paramètres ne peuvent pas être directement identifiés à partir du VAR estimé. Il faut donc chercher n^2 contraintes identifiantes. Par normalisation les éléments de la matrice $A(0)$ sont égaux à 1. Il ne reste donc que $(n^2 - n)$ paramètres à identifier. La technique d'identification d'un VAR structurel nécessite l'application des contraintes d'orthogonalisation de la matrice des variances-covariances des chocs, et aussi des contraintes basées à la théorie

économique sur les coefficients de la matrice $A(0)$ et sur les multiplicateurs de long terme. Pour le cas de la matrice des variances-covariances (Ω), on suppose qu'elle est diagonale. Les seules inconnues sont alors les paramètres de sa diagonale. Il ne reste donc que $\frac{n(n-1)}{2}$ paramètres non identifiés. Nous devons donc trouver $\frac{n(n-1)}{2}$ contraintes supplémentaires.

Ces contraintes supplémentaires seront obtenues à partir de la théorie économique. Dans notre cas, avec un VAR tri varié on a : $\frac{n(n-1)}{2} = 3$. Il nous suffit donc imposer trois restrictions sur ses paramètres, afin que le modèle soit identifié. A partir du modèle théorique précédent, nous supposons que les deux chocs (le choc de demande et le choc monétaire) n'ont pas d'effets de long terme sur la croissance du PIB tandis que les prix et la monnaie subissent les mêmes effets du choc monétaire selon la théorie quantitative de la monnaie.

3.3. La technique des restrictions de long terme :

D'après les restrictions précédentes, la matrice d'impact de long terme peut s'écrire de la manière suivante :

$$A(1) = \begin{bmatrix} A_{11} & 0 & 0 \\ A_{21} & A_{22} & A_{23} \\ A_{31} & A_{32} & A_{33} \end{bmatrix} \quad (11)$$

Avec $A_{23}=A_{33}$.

Pour résoudre ce problème d'identification, nous allons recourir à la technique d'approche de Mariano Matilla Garcia et al. (2002)⁷. Cette technique consiste à identifier la matrice $A(0)$ sous forme d'une matrice triangulaire inférieure par la méthode suivante :

Posons T une matrice triangulaire inférieure telle que : $T = FA(1)$ (12)

$$\text{Avec } F = \begin{bmatrix} 1 & 0 & 0 \\ 0 & 1 & -1 \\ 0 & 0 & 1 \end{bmatrix}$$

D'après les relations (9) et (10), nous avons :

$$C(1) \Omega C(1)' = A(1) A(1)' \quad (13)$$

En utilisant la relation (12), ce qui nous donne :

$$FC(1) \Omega C(1)' F' = TT' \quad (14)$$

T est une matrice triangulaire supérieure, afin de résoudre les éléments de la matrice T , nous appliquons la décomposition de Cholesky de l'équation(14) contenant des éléments connus. Donc, la matrice d'impact de long terme est enfin obtenue par : $A(1) = F^{-1} T$ tandis que $A(0)$ est résolue par : $A(0) = C(1)^{-1} A(1)$ (15)

3.4. Les données de l'étude :

Du point de vue méthodologique, nous avons adopté la méthode VAR structurel. Nous ferons donc une modélisation dans lesquelles les variables retenues seront celles suggérées par le modèle théorique. Nous pouvons retenir les variables suivantes :

- Le Produit Intérieure Brut ou PIB ;
- L'Indice des Prix à la Consommation ou IPC ;

6 **Mariano Matilla Garcia et al. (2002)**. A Svar model for estimating core inflation in the euro area, p : 4-7.

- La masse monétaire M3.

Pour cette raison, nous utilisons des données trimestrielles couvrant la période du premier trimestre 2010 au dernier trimestre 2021.

Les trois séries ont été obtenues de la Bulletin d'Information Statistique (BIS) de la BCM (Banque Centrale de Madagascar).

3.5. Méthode de calcul :

Notre méthode de calcul consiste à éliminer la composante corrélée avec la production réelle pour obtenir le noyau d'inflation.

Le VAR structurel (1) sous sa forme réduite peut s'écrire de la manière suivante :

$$\begin{bmatrix} \Delta y_t \\ \Delta p_t \\ \Delta m_t \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} \sum a_{11}(j)L_j & \sum a_{12}(j)L_j & \sum a_{13}(j)L_j \\ \sum a_{21}(j)L_j & \sum a_{22}(j)L_j & \sum a_{23}(j)L_j \\ \sum a_{31}(j)L_j & \sum a_{32}(j)L_j & \sum a_{33}(j)L_j \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \varepsilon_t^o \\ \varepsilon_t^d \\ \varepsilon_t^m \end{bmatrix}$$

Où :

Δy_t est la différence première logarithmique de la Production Réelle.

Δp_t est la différence première logarithmique de l'Inflation.

Δm_t est la différence première logarithmique de la masse monétaire.

ε_t^o exprime le choc d'offre.

ε_t^d exprime le choc de demande.

ε_t^m exprime le choc monétaire.

L'accroissement de l'inflation se transforme alors comme suit :

$$\Delta P_{ct} = A_{31}(L)\varepsilon_t^o + A_{32}(L)\varepsilon_t^d + A_{33}(L)\varepsilon_t^m \quad (15)$$

Après l'élimination du composant $A_{31}(L)\varepsilon_t^o$, le noyau de l'inflation se compose alors comme suit :

$$\Delta P_{ct} = A_{32}(L)\varepsilon_t^d + A_{33}(L)\varepsilon_t^m$$

D'où :

$$\Delta P_{ct} = \sum_{s=0}^{\infty} A_{32,s} \varepsilon_{t-s}^d + \sum_{s=0}^{\infty} A_{33,s} \varepsilon_{t-s}^m \quad (16)$$

Cette dernière équation montre que le noyau de l'inflation est obtenu par les deux composantes de l'inflation qui n'ont pas d'effets à long terme sur le niveau de la production (on l'assimile ici comme l'inflation anticipée).

4. Résultats

D'après la démonstration théorique précédente, nous supposons que trois sortes d'innovations peuvent influencer la production réelle, l'inflation observée et la masse monétaire alors que l'économie est perturbée par un nombre plus important de chocs. Cette hypothèse justifie, d'une part, qu'un seul type de choc déterminerait chacun l'inflation et la masse monétaire, ce qui peut paraître acceptable, et d'autre part, qu'il n'existerait qu'un seul choc réel, ce qui l'est sûrement moins. Notre objectif analytique étant centré sur la dynamique de l'inflation, nous pouvons espérer que cette dernière restriction ne perturbera pas trop les résultats même si cela rend plus incertain l'interprétation du choc réel.

En pratique, le modèle VAR a les caractéristiques suivantes. En premier lieu, selon les tests d'A.I.C (Akaike Information Criterion), le nombre de retard retenu est fixé à un. Notre période d'estimation s'étend du premier trimestre 2010 à la fin du trimestre 2021. Ce choix a été dicté par une préoccupation double suivante : d'une part, la période de 2010 a été une année pour laquelle la politique de relance a été favorisée à cause de nouveau venu du président de la transition et d'autre part, la période retenue est celle pour laquelle une tendance déterministe n'est pas significative.

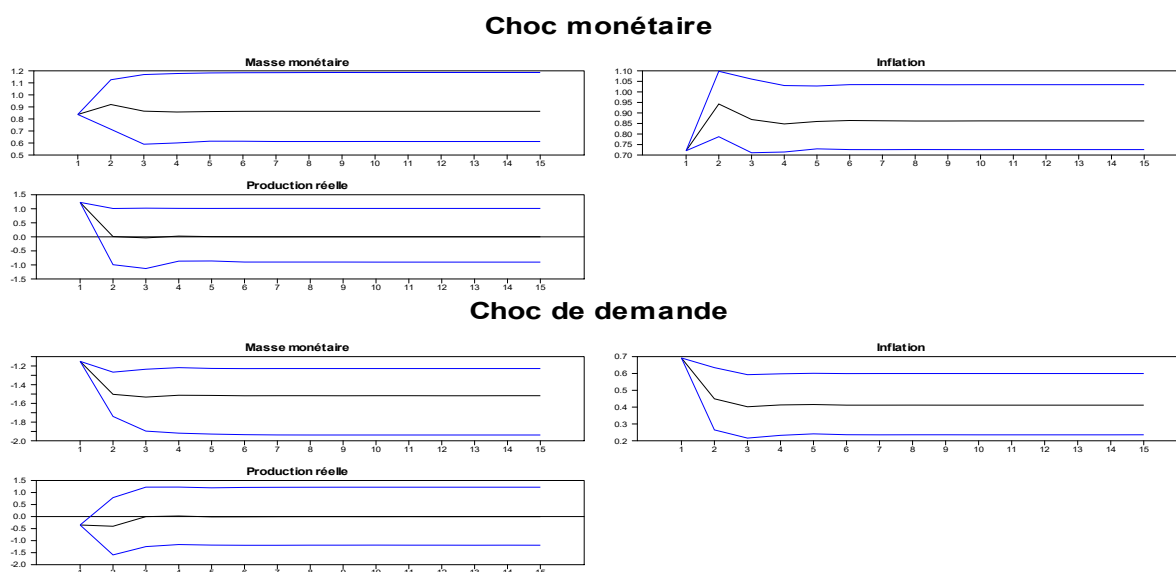
4.1. Réponses aux chocs :

La figure 1 ci-dessous indique les réponses de la production puis de l'inflation à un choc d'un écart-type sur ε_t^o , ε_t^d et ε_t^m . Les écarts-types sont obtenus par la méthode de Monte Carlo avec 10000 tirages.

S'agissant de la production, les deux chocs (choc monétaire et choc de demande) ε_t^m et ε_t^d [figure1] ont, conformément aux contraintes d'identifications imposées, sans effets à long terme sur la production. L'impact de ces deux chocs se stabilise assez rapidement au bout de trois trimestres et revient chacun à sa position initiale. Le relativement très court délai d'ajustement vers la situation de long terme peut suggérer une courbe de Philips proche de la verticale avec un retour rapide à la situation d'équilibre. Nous pouvons aussi dire qu'à Madagascar, la politique monétaire est relativement neutre dès le très court terme.

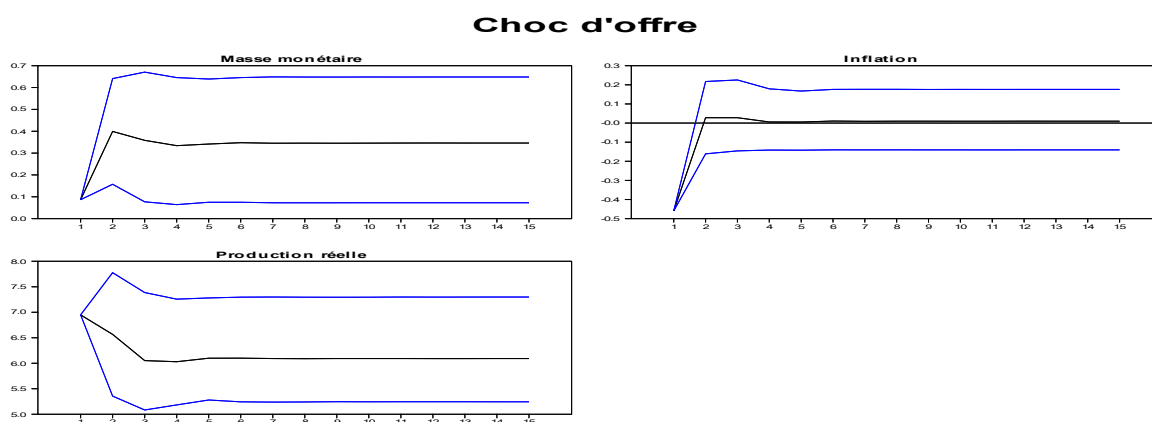
Concernant l'inflation, les deux chocs (choc monétaire et choc de demande) ε_t^m et ε_t^d (figure1) ont des effets permanents et significatifs ; ce qui est cohérent avec l'idée selon laquelle ces deux composantes déterminent l'évolution de long terme de l'inflation. L'effet se stabilise assez rapidement, au bout de quatre trimestres environ. S'agissant l'effet du choc réel ε_t^o (figure2), la stabilisation de l'effet est atteinte dans les délais assez proches, à un niveau proche de zéro après quatre trimestres. Ce qui permet de distinguer clairement l'indépendance des trois chocs c'est-à-dire ε_t^o sur la production, ε_t^d sur l'inflation et ε_t^m sur la masse monétaire.

Figure 1 : Fonctions de réponses du choc monétaire et du choc de demande



Source : Calcul des auteurs

Figure 2: Fonction de réponse du choc d'offre



Source : Calcul des auteurs

4.2. Décomposition de la variance :

Le tableau ci-dessous présente un résumé de la décomposition de la variance des erreurs de prévision. Cette décomposition montre quelle part de la variance des erreurs des variables endogènes est due à chacun des chocs structurels pour des horizons différents. Le tableau montre effectivement que les deux chocs (choc monétaire et choc de demande) n'ont aucune incidence sur l'activité puisque sur un horizon de 1 à 40 ils n'expliquent que moins de 4% de l'erreur de prévision de l'activité. Ce résultat est conforme au schéma d'identification retenu qui impose la neutralité à long terme de ces deux chocs sur l'activité. Néanmoins, la majorité (ou presque 98%) de la variance de l'inflation est expliquée par les deux chocs (choc monétaire et choc de demande). Compte tenu de la faiblesse d'effet significatif du choc réel sur l'inflation, ce n'est pas surprenant.

Tableau1 : Décomposition de la Variance des erreurs de prévision

Horizon	Inflation			Production		
	Choc monétaire	Choc de demande	Choc d'offre	Choc monétaire	Choc de demande	Choc d'offre
1	44.311	53.765	1.924	3.052	2.641	94.307
2	40.842	57.160	1.998	2.106	1.769	96.125
3	40.765	57.219	2.016	1.888	1.680	96.433
4	40.758	57.207	2.035	1.800	1.674	96.526
8	40.752	57.200	2.049	1.735	1.663	96.602
12	40.751	57.199	2.049	1.732	1.663	96.605
24	40.751	57.199	2.049	1.732	1.663	96.605
40	40.751	57.199	2.049	1.732	1.663	96.605

Source : Calcul des auteurs

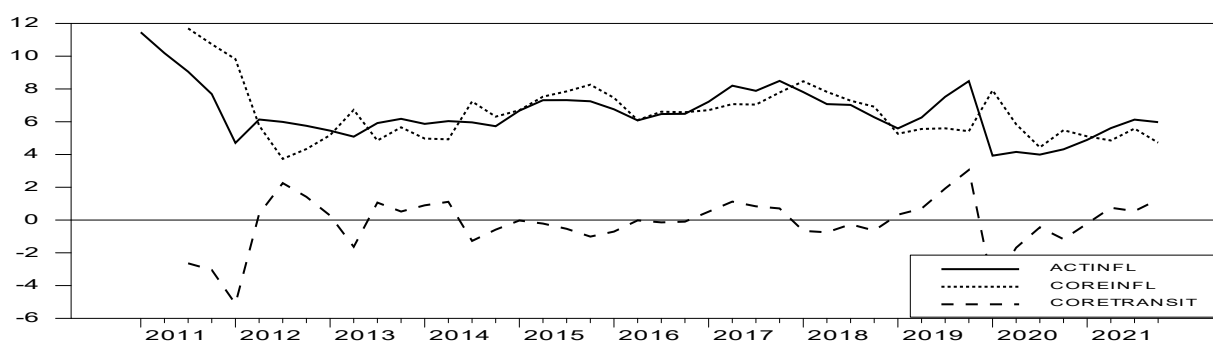
4.3. L'inflation observée et le noyau de l'inflation :

La figure3 (en glissements annuels) présente le résultat du noyau d'inflation obtenu à partir d'un VAR structurel à trois variables. Le noyau de l'inflation n'était rien d'autre que la tendance lourde de l'inflation observée, et on constate que les deux séries présentent des évolutions proches. Sur ce graphique, nous voyons que le noyau de l'inflation reste en dessous de l'inflation observée durant l'année 2019 qui a été marquée par la progression notable des crédits à l'économie. De plus, le reste des contreparties de la masse monétaire (crédits à l'Etat, avoir extérieurs nets) a constitué un facteur restrictif, limitant son expansion. Ce qui a conduit la baisse du noyau de l'inflation.

Par contre, à partir de l'année 2020, on observe que le noyau de l'inflation se situe au-dessus de l'inflation observée. Cette année a été accentuée par la croissance des crédits à l'économie ainsi que dans la reconstitution des avoirs extérieurs nets. A part ceci, le financement bancaire du déficit public a été également un facteur expansif, expliquant la croissance de la monnaie. Ce qui s'est traduite par la montée du noyau de l'inflation.

Le noyau de l'inflation prend bien en compte le retournement de l'inflation observée. Ce qui semble naturel puisqu'il est généralement observé que pendant les périodes de désinflation, le noyau de l'inflation reste en dessous de l'inflation observée alors que pour les périodes de reprise de l'inflation, le noyau de l'inflation reste raisonnable. Ce résultat peut également se justifier au plan théorique par le fait qu'on s'attend ce que l'inflation observée excède le noyau de l'inflation en période d'accélération de la demande et l'inverse en période de faible croissance ou de récession.

Figure 3: Inflation observée (ACTINFL), noyau de l'inflation (COREINFL) et inflation transitoire (CORETRANSIT)



Source : Calcul des auteurs

5. Conclusion :

L'objectif de ce travail était d'identifier le noyau de l'inflation à Madagascar en employant l'approche des VAR structurels. Cette technique a été basé sur l'analyse des auteurs suivants : Blanchard et Quah(1989), Quah et Vahey(1995) et enfin Marianno Matilla Garcia et al.(2002). La lecture des graphiques des réponses impulsionnelles et l'analyse de la décomposition de la variance aux chocs confirment que notre hypothèse d'identification est bien validée, et conforme à celle attendue au plan théorique (la verticalité de la courbe de Philips). Les résultats ont montré que le noyau de l'inflation reste au dessus de l'inflation observée pendant la période de désinflation et l'inverse en période de faible croissance ou de récession.

Cependant, la mesure du noyau de l'inflation 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 du noyau de l'inflation. 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 du noyau de l'inflation qui est censée refléter la tendance inflationniste d'origine monétaire.

Annexe 1 : Démonstration du modèle à anticipation rationnelle de R.Lucas en économie fermée :

$$1 - \beta + \frac{\beta(1-\beta)}{1-\beta+\frac{\beta}{a}\alpha} = (1-\beta) \frac{1+\frac{\beta}{a}\alpha}{1-\beta+\frac{\beta}{a}\alpha}$$

$$\frac{\beta}{1-\beta+\frac{\beta}{a}\alpha} + \text{Erreur !} = \text{Erreur !} \frac{1+\frac{\beta}{a}\alpha}{1-\beta+\frac{\beta}{a}\alpha}$$

$$\frac{\beta}{1-\beta+\frac{\beta}{a}\alpha} E_{t-1}m_t + \text{Erreur !}\alpha m_t = \frac{\beta}{1-\beta+\frac{\beta}{a}\alpha} E_{t-1}m_t + \text{Erreur !}\alpha m_t - \text{Erreur !}\alpha E_{t-1}m_t + \text{Erreur !}\alpha E_{t-1}m_t$$

$$= \frac{\beta}{1-\beta+\frac{\beta}{a}\alpha} E_{t-1}m_t + \text{Erreur !}\alpha(m_t - E_{t-1}m_t)$$

Annexe 2 : Test de stationnarité des variables en niveau et en différence première

Variables	Significativité du trend	Statistique de Dickey-Fuller augmentée	Valeurs critiques			Existence d'une racine unitaire
			1%	5%	10%	
Log(PIB)= y	Avec trend	-0.20	-3.57	-2.92	-2.59	Oui
Log(IPC)= p	Avec trend	-0.51	-3.57	-2.92	-2.59	Oui
Log(M3)= m	Avec trend	0.44	-3.55	-2.92	-2.59	Oui
Dlog(PIB)= Δy _t	Sans trend	-3.87	-3.55	-2.92	-2.59	Non
Dlog(IPC)= Δp _t	Sans trend	-7.48	-3.55	-2.92	-2.59	Non
Dlog(M3)= Δm _t	Sans trend	-5.80	-3.55	-2.92	-2.59	Non

Source : Calcul des auteurs

Références:

- [1]. **Blanchard and Quah (1989)**. The Dynamic Effects of Aggregate Demand and Supply Disturbances, pp. 655-73.
- [2]. **Bagliano, F. C., & Morana, C. A. (2003a)**. Common trends model of UK core inflation. *Empirical Economics*, 28, pp.157–172.
- [3]. **Bagliano, F. C., & Morana, C. (2003b)**. Measuring US core inflation: A common trends approach. *Journal of Macroeconomics*, 25, pp.197–212.
- [4]. **Bryan, M. F., & Cecchetti, S. G. (1993)**. Measuring core inflation (NBER Working Paper No. 4303), pp.3-28.
- [5]. **Bryan, M.F., Cecchetti, S.G. (1994)**. Measuring Core Inflation. In: Mankiw, N.G. (Ed.), *Monetary Policy*, University of Chicago Press-NBER, Chicago, pp.195-214.
- [6]. **Bryan Michael F. and Christopher J. Pike. (1991)**. Median Price changes: an alternative approach to measuring monetary inflation, Federal Reserve Bank of Cleveland Economic Commentary, pp.1-4.
- [7]. **Colin Bermingham. (2009)**. A Critical Assessment of Existing Estimates of Core Inflation, Economic Analysis and Research Department Central Bank and Financial Services Authority of Ireland, August 2009, pp.2-11.
- [8]. **Clause I. (1997)**: A measure of underlying inflation for the United States, Bank of Canada, Working Paper 97-20.
- [9]. **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, Banque de France, Notes d'Etudes et de Recherche, Janvier, 51, pp.3-14.
- [10]. **Marianno Matilla Garcia et al. (2002)**. A Svar model for estimating core inflation in the euro area, p: 4-7.
- [11]. **Quah, D., & Vahey, S. P. (1995)**. Measuring core inflation. *The Economic Journal*, 105, pp.1130–1144.
- [12]. **R. Lucas. (1973)**. Some International Evidence of Output-Inflation Trade off, *American Economic Review*, Volume 63, pp. 3-15.
- [13]. **Tavera, C. (2003)**. Modélisation VAR, Université de Rennes I, Septembre2003, pp.2-8.