

**BANQUE DES ETATS DE L'AFRIQUE CENTRALE  
NOTES D'ETUDES ET DE RECHERCHE**

**N° 1**

Octobre 2002

**L'INFLATION SOUS-JACENTE EN AFRIQUE DU  
SUD ET AU GABON : UNE MODELISATION A  
PARTIR DE L'APPROCHE VAR STRUCTURELLE**

André MIALOU

Les notes d'Etudes et de Recherche reflètent les idées personnelles de leurs auteurs et n'expriment pas nécessairement la position de la Banque des États de l'Afrique Centrale. Ces documents ont pour objectifs de stimuler la discussion et recueillir les suggestions. Ils sont disponibles sur le site internet de la Banque des États de l'Afrique Centrale « [www.beac.int](http://www.beac.int) ».

# L'INFLATION SOUS-JACENTE EN AFRIQUE DU SUD ET AU GABON : Une modélisation à partir de l'approche VAR structurelle

André MIALOU\*

Octobre 2002

## Abstract

In the last two decades, several authors have argued that central banks should emphasize price stability as a single objective of monetary policy. The desire to limit the objectives of monetary policy in this way is based on the near-unanimity among economists and policy-makers that monetary policy cannot affect the long-term growth of the economy. Hence, many central banks have adopted price stability as the ultimate goal of their monetary policy. However, this important goal cannot be achieved by the central bank without controlling core inflation because, only this one is due to monetary factors. We try, in this paper, to determine core inflation in South Africa and Gabon using dynamic restrictions on a VAR system (Blanchard and Quah decomposition). South Africa adopted inflation targeting as its monetary framework while Gabon is one of African Zone Franc members with a strategy of monetary policy focused to monetary targeting. Following Quah and Vahey (1995) we define core inflation as the component of measured inflation that has no medium or long-run impact on real output. The paper results are consistent with the vertical long-run Phillips curve of the comovements in inflation and output. In the case of South Africa, the core inflation is consistent with economic explanation of that concept. Indeed, underlying inflation remains near the observed inflation but above measured inflation in periods of low inflation and below on periods of high inflation.

---

\*Direction des Etudes, BEAC Services Centraux. Email: mialou@beac.int. Nous tenons à remercier Séverin Yves Kamgna et Mesmin Koulet-Vickot pour la pertinence de leurs observations au cours de nos ateliers de recherche. Nous remercions également Pascal Jacquinet du Centre de Recherche de la Banque de France pour nous avoir fourni son programme permettant de générer les écart-types des fonctions d'impulsion des SVAR sur RATS par simulation de Monte Carlo. Nos remerciements vont enfin à Nicaise NGuema Obiang et les amis de la DGSEE au Gabon qui nous ont gracieusement transmis leur base de données relative à la production industrielle. Bien entendu, les éventuelles erreurs demeurent le seul fait de l'auteur.

## Résumé

Au cours des deux dernières décennies, la plupart des banques centrales se sont vues confier la mission principale d'assurer la stabilité des prix. Le recentrage de la politique monétaire à cet objectif vient de la quasi-unanimité des économistes et banquiers centraux selon laquelle la politique monétaire n'affecte pas l'activité à long terme. De ce fait, plusieurs banques centrales ont adopté la stabilité des prix comme objectif ultime de leur politique monétaire. Cet important rôle ne peut cependant être pleinement joué que si les banques centrales peuvent maîtriser l'inflation sous-jacente, car c'est cette dernière qui est d'origine monétaire. Dans ce papier, nous déterminons l'inflation sous-jacente en Afrique du Sud et au Gabon en utilisant un VAR structurel selon la méthode de Blanchard et Quah. L'Afrique du Sud est certainement l'un des pays africains ayant connu de forts taux d'inflation et qui affiche la plus grande détermination dans la lutte contre l'inflation en adoptant depuis quelques années un ciblage direct de l'inflation. Le Gabon qui appartient à l'Union Monétaire de l'Afrique Centrale (UMAC) est soumis au ciblage monétaire de cette zone. Les résultats obtenus semblent valider le schéma d'identification basé sur la verticalité à long terme de la courbe de Phillips. De plus, pour le cas de l'Afrique du Sud, la série d'inflation sous-jacente obtenue a des évolutions conformes à celles que prédit généralement la théorie économique. L'inflation sous-jacente est en effet au-dessus de l'inflation observée dans les périodes de désinflation et en dessous de celle-ci dans les périodes de forte inflation.

## 1 Introduction

Depuis les années soixante-dix, un consensus semble s'établir dans la littérature économique pour reconnaître que l'inflation est coûteuse pour l'équilibre macroéconomique. L'une des raisons régulièrement évoquée, notamment dans les modèles monétaires de maximisation simple<sup>1</sup>, est qu'un taux d'inflation élevé affecte négativement les équilibres réels. Ce qui se traduit par une réduction de l'efficacité des facteurs de production<sup>2</sup>. Plusieurs études récentes se sont, attelées à estimer empiriquement ce coût sur la croissance économique, et la principale conclusion à laquelle aboutissent la plupart d'entre elles est que, l'inflation exerce une influence négative sur la croissance dès qu'elle dépasse un certain seuil<sup>3</sup>. Selon Kahn et Senhadji (2000), ce seuil se situerait à 1-3% pour les pays industriels et 7-11% pour les économies en développement. Auparavant, Sarel (1996) avait trouvé un seuil de 7% pour tous les pays, alors que Grosh et Phillips (1998) trouvaient un seuil de 2,5%. Il est vrai que les niveaux de seuil divergent selon les auteurs, mais la liaison négative entre l'inflation

---

<sup>1</sup>Par exemple Fisher (1983)

<sup>2</sup>De même le lien entre les dépenses publiques et la taxe d'inflation constitue un autre canal à travers lequel l'activité se trouve affectée.

<sup>3</sup>Cf. Barro(1995), Fischer (1983, 1993), Bruno et Easterly (1988), Kahn et Senhadji (2000).

et la croissance semble, quant à elle, bien établie<sup>4</sup>. On peut donc s'accorder pour dire que l'inflation désorganise la coordination de l'activité économique.

Devant cette situation et étant donné l'avantage comparatif de la politique monétaire par rapport à la politique budgétaire en matière de lutte contre l'inflation, la plupart des banques centrales se sont vues confiées la mission principale d'assurer la stabilité des prix<sup>5</sup>. La politique monétaire peut, en effet, jouer un rôle essentiel dans la lutte contre l'inflation, d'abord parce qu'il peut être démontré qu'à long terme l'inflation est d'origine monétaire, et aussi parce qu'il existe un fort effet de levier des taux d'intérêt sur la demande globale à travers la base monétaire ce qui fait qu'une modification, même mineure, des taux d'intérêt se répercute de façon significative sur les différents compartiments des marchés monétaire et financier, et *in fine* sur la demande<sup>6</sup>. Ainsi, une politique monétaire crédible tendra effectivement à baisser l'inflation anticipée et à assurer une croissance économique forte, alors que le déficit de crédibilité de la politique monétaire renforcera plutôt les anticipations inflationnistes qui se traduisent par une augmentation des taux d'intérêt longs et donc par la déprime de l'activité.

La question du lien entre l'inflation et la croissance, ainsi que celle du pouvoir reconnu à la banque centrale de lutter contre l'inflation, ne font donc plus l'objet de controverses nourries. Le problème majeur est cependant de connaître la catégorie de l'inflation que la banque centrale doit suivre. Doit-elle contrôler l'inflation courante, ou au contraire suivre un indicateur des prix reflétant la tendance lourde de ceux-ci ? En d'autres termes, les mouvements de l'inflation courante suffisent-ils à faire déclencher, de la part des autorités monétaires, des décisions de politique monétaire (hausse ou baisse des taux d'intérêt) ?

En effet, l'inflation observée peut ne pas être d'origine monétaire. Des facteurs purement transitoires peuvent être à l'origine des mouvements cycliques des prix sans pour autant affecter la tendance lourde ou tendance de long terme de ceux-ci. Ainsi, une modification de la politique monétaire liée à ces évolutions purement cycliques sera certainement inefficace, avec le cas échéant des effets adverses pour le financement de l'économie. Bryan et Cecchetti [1993], notent à propos que "pendant les périodes de mauvaise météo, par exemple, les prix des denrées alimentaires ont tendance à augmenter du fait de la diminution de l'offre, provoquant ainsi des hausses transitoires de l'indice des prix. Compte tenu du fait que ces variations de prix ne constituent pas l'inflation monétaire, les autorités monétaires devraient éviter de fonder leurs décisions sur celles-ci"<sup>7</sup>. Au contraire, lorsqu'on s'intéresse à l'inflation structurelle ou inflation d'origine monétaire, les décisions de politique monétaire visant à la contrôler

---

<sup>4</sup>On pourra trouver, chez Fischer (1983), une présentation assez détaillée des arguments analytiques expliquant cette relation inverse.

<sup>5</sup>Plusieurs banques centrales ont d'ailleurs adopté, à partir du début des années quatre-vingt dix, une stratégie de politique monétaire basée sur le ciblage directe de l'inflation.

<sup>6</sup>Voir sur ce point B. Friedman (2000).

<sup>7</sup>Bryan et Cecchetti [1993], p.1. Voir aussi Blinder (1997).

sont susceptibles de produire tous leurs effets. La banque centrale doit donc suivre l'indice des prix dont le taux de croissance correspond à l'inflation qui génère les coûts qu'elle cherche justement à éviter en se fixant comme objectif de politique monétaire, la stabilité des prix<sup>8</sup>. La question porte, dès lors, sur la meilleure mesure de cette inflation structurelle.

Les méthodes demeurent à ce jour multiples et variées. Certaines, qualifiées de "méthode 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 de prix en effectuant simplement un lissage des valeurs courantes et passées des taux d'inflation, soit par moyennes mobiles, soit par utilisation des différents autres filtres disponibles (filtre de Kalman, filtre de Hodrick et Prescott, ou encore la décomposition de Beveridge et Nelson). Une voie intermédiaire entre ces deux groupes d'approches est celle proposée par Bryan et Cecchetti (1993) qui combine l'information sur les caractéristiques temporelles et transversales des changements individuels de prix.

Le principal reproche formulé à l'endroit de ces méthodes, au-delà des interrogations d'ordre statistique que soulèvent certaines, est que la plupart d'entre-elles reposent sur des hypothèses qui ne se réfèrent généralement pas à la théorie économique.

C'est pour combler cette insuffisance que d'autres travaux, nés à la suite de Quah et Vahey (1995), ont développé une méthode d'extraction de l'inflation sous-jacente, non seulement basée sur une analyse multivariée, mais qui s'appuie surtout sur la théorie économique. Quah et Vahey (1995) et par la suite Fase et Folkertsma (1996), Claus (1997) et Jacquinet (1998) exploitent, en effet, la verticalité à long terme de la courbe de Phillips, généralement admise en théorie économique, pour déterminer l'inflation sous-jacente. Etant donné qu'il est possible de démontrer qu'un choc de demande ne peut avoir des effets sur l'activité qu'à court terme, on peut naturellement, identifier l'inflation sous-jacente comme étant la composante de l'inflation n'ayant pas d'effet à long terme sur la production. Autrement dit elle est la composante respectant la neutralité à long terme. L'autre composante de l'inflation qui ne respecte pas cette neutralité est assimilée à l'inflation de court terme ou inflation cyclique. On se retrouve alors devant un problème d'identification des chocs affectant l'économie qu'il est possible de résoudre en utilisant la modélisation VAR structurelle.

C'est donc en exploitant cette dernière approche que nous voulons, dans ce papier, déterminer l'inflation sous-jacente en Afrique du Sud et au Gabon. L'Afrique du Sud a adopté depuis quelques années une stratégie de politique monétaire basée sur le ciblage direct de l'inflation. Le Gabon, membre de l'Union Monétaire de l'Afrique Centrale (UMAC), est parmi les pays francophones où la production industrielle qui est calculée mensuellement depuis quelques temps occupe une part relativement importante dans le produit intérieur brut comparativement aux autres pays de l'UMAC. Cette approche semble par ailleurs mieux répondre, dans notre cas, aux critères de choix des méthodes, définis par Wynne (1999). La méthode d'identification retenue

---

<sup>8</sup>Cf. Wynne (1999), p.3.

est, comme chez Quah et Vahey (1995), celle de Blanchard et Quah (1989), avec un VAR basé sur deux variables.

La suite du papier se présente comme suit. La section 2 présente de façon détaillée la méthode d'identification des chocs proposée par Blanchard et Quah (1989). La troisième discute de la validité du schéma d'identification appliqué à notre cas, alors que la quatrième présente la manière de calculer concrètement l'inflation sous-jacente issue du schéma d'identification obtenu de l'application de la démarche de Blanchard et Quah (1989) ainsi que les résultats obtenus. Enfin la dernière conclut.

## 2 Modèle VAR structurel et décomposition de Blanchard et Quah

La présentation détaillée du modèle VAR structurel utilisé dans cette étude est importante dans la mesure où la pertinence des résultats sur l'inflation sous-jacente sera étroitement liée à la spécification VAR retenue. Nous présentons d'abord le modèle VAR avant de pouvoir expliquer la méthode d'identification de Blanchard et Quah.

### 2.1 Le modèle VAR

Nous supposons que les économies sud-africaine et gabonaise considérées ici sont gouvernées à différents instants par deux types de chocs : les chocs d'offre et les chocs de demande. Ces deux types de chocs ont des effets sur l'évolution des grandeurs macroéconomiques et comme de coutume, nous considérons 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.

De façon plus générale le modèle VAR structurel d'ordre  $p$  est le suivant :

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

Avec :  $Var(\varepsilon) = \Sigma_\varepsilon$  et  $\Psi(L) = \sum_{j=0}^p \Psi_j L^j$

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

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

C'est-à-dire :

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

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

Dans notre cas, le VAR retenu est bivarié et inclut la production industrielle (IPI) et l'inflation<sup>9</sup>. Ce sont alors les observations de ces deux variables qui vont nous permettre d'identifier les deux types de chocs susmentionnés. Les tests de stationnarité et de cointégration<sup>10</sup> ont montré, dans le cas de l'Afrique du Sud, que l'IPI et le taux d'inflation sont  $I(1)$  alors que dans le cas du Gabon l'IPI est  $I(1)$  et le taux d'inflation  $I(0)$ . Le fait que les variables en niveau ne soient pas cointégrées nous permet d'écrire notre VAR en différences premières sans relations de cointégration pour l'Afrique du Sud, et en différences premières sur l'IPI et en niveau pour le taux d'inflation dans le cas du Gabon. La forme moyenne mobile bivariée (BMA) peut donc s'écrire comme suit :

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

$\Delta y_t$  et  $\Delta p_t$  sont les différences premières de la production industrielle et du taux d'inflation pour l'Afrique du Sud et les différences premières de l'IPI et l'IPC pour le Gabon.  $\varepsilon_{1t}$  représente le choc réel<sup>11</sup>, alors que  $\varepsilon_{2t}$  représente le choc monétaire. Etant donné que nos deux variables sont stationnaires en différences premières,  $a_{12}(j)$  sera l'effet de  $\varepsilon_{2t}$  (choc monétaire) sur  $\Delta y$  après  $j$  périodes. Or ce qui nous intéresse ici c'est l'effet de ce choc sur le niveau de  $y$ . De légers arrangements algébriques permettent d'observer rapidement que si  $a_{12}(j)$  est l'effet du choc monétaire sur  $\Delta y$  après  $j$  périodes, alors  $\sum_{j=0}^k a_{12}(j)$  sera l'effet de  $\varepsilon_{2t}$  sur le niveau de  $y$  et non sur la différence première après  $k$  périodes. L'effet de long terme peut donc naturellement s'écrire  $\sum_{j=0}^{\infty} a_{12}(j)$ .

Une fois le modèle VAR structurel défini, il nous faut retrouver les erreurs structurelles à partir des innovations de la forme réduite du VAR, puisque les  $\varepsilon(t)$  ne sont pas directement observables.

La forme réduite estimable du modèle VAR peut s'écrire comme suit :

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

---

<sup>9</sup>L'indice de la production industrielle (IPI) a été préférée au PIB en volume pour la même raison que Quah et Vahey. Cette variable est en effet disponible en données mensuelles alors que les séries du PIB ne sont qu'annuelles. Les données de l'Afrique du Sud proviennent intégralement du CD-ROM IFS du FMI, alors que pour le Gabon, seul l'indice des prix à la consommation (IPC) a été pris à cette source; l'IPI ayant été directement extrait de la base des données de la DGSEE. Les données manquantes sur certains mois des années 1989 et 1990 de l'IPC du Gabon ont été estimées en utilisant les données de la DGSEE. Au total, l'étude porte sur les années 1961 à 2000 pour l'Afrique du Sud et 1984 à 1998 pour le Gabon. L'IPI et l'IPC sont pris en logarithme.

<sup>10</sup>Résultats disponibles auprès de l'auteur.

<sup>11</sup>Quah et Vahey le qualifie de choc *non core* car ce choc reste difficile à déterminer en particulier lorsqu'on considère la forme standard d'un modèle macroéconomique limité à une équation IS, une fonction de réaction de la banque centrale et une courbe de Phillips. Nous retenons tout de même le terme de choc réel comme Jacquinot (1998).

Avec  $Var(v) = \Omega$ ,  $B(L) = \sum_{j=1}^p B_j L^j$  et  $X(t) = \begin{bmatrix} \Delta y_t \\ \Delta p_t \end{bmatrix}$

La représentation moyennes mobiles sera alors :

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

C'est-à-dire :

$$X(t) = C(L)v_t \quad (7)$$

où :  $Var(v) = \Omega$  et  $C(L) = \sum_{j=0}^{\infty} C_j L^j$

Si l'on admet 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) on a :

$$v(t) = A(0)\varepsilon(t) \quad (8)$$

et :

$$\Omega = A(0) \sum_{\varepsilon} A'(0) \quad (9)$$

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.

De même, en considérant les relations (3), (7) et (8), on détermine  $A(L)$ . On a 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 de déterminer  $A(L)$ . Toute la question est donc de savoir si  $A(0)$  est identifiable.

## 2.2 Le problème de l'identification

Du fait du feed-back inhérent au système, les équations du VAR structurel ne peuvent pas être directement estimées. En effet, les erreurs sont corrélées avec les variables alors que les techniques d'estimation requièrent une absence de corrélation entre les régresseurs et les termes d'erreur. Ce problème n'existe pas pour la forme standard du VAR, et les moindres carrés ordinaires peuvent parfaitement être utilisés pour l'estimation de celle-ci<sup>12</sup>. La question est donc de savoir s'il est possible de retrouver l'information recherchée dans le VAR primitif ou d'identifier celui-ci à partir de l'estimation par les MCO du VAR standard. La réponse à cette question est, bien entendu, non, sauf à poser des restrictions dans le système primitif. Celui-ci comporte, en effet, plus de paramètres que la forme standard, et si aucune restriction n'est

<sup>12</sup>On peut ainsi estimer facilement la matrice des variances-covariances du VAR standard.

posée, le système structurel restera sous-identifié. En le restreignant, s'il comporte autant de paramètres que la forme standard, on dit 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. On travaille généralement avec des systèmes juste-identifiés pour les modèles VAR.

Il est très facile, en comptant le nombre des paramètres de notre modèle VAR structurel, de se rendre compte que celui-ci comporte  $n^2 + n(np + 1) + \frac{n(n+1)}{2}$  paramètres<sup>13</sup>, alors que le VAR standard n'en compte<sup>14</sup> que  $n(np + 1) + \frac{n(n+1)}{2}$ . Il y a donc  $n^2$  paramètres de plus dans le premier. Il nous faut donc trouver  $n^2$  contraintes identifiantes.

Puisque tous les éléments de la diagonale de la matrice des variables contemporaines sont égaux à 1, on gagne  $n$  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.

En ce qui concerne la matrice des variances-covariances des chocs; elle est supposée orthogonale. Ses seules inconnues sont alors les paramètres de la diagonale. On réduit ainsi le nombre de paramètres de  $\frac{n(n-1)}{2}$  paramètres<sup>15</sup>, il en reste  $n^2 - n - \frac{n(n-1)}{2}$ . Ce sont ces  $\frac{n(n-1)}{2}$  contraintes supplémentaires qui sont obtenues en se servant de la théorie économique.

Dans notre cas, avec un VAR bi-varié on a :  $\frac{n(n-1)}{2} = 1$ . 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, concrètement, à annuler le côté supérieur droit de la matrice d'impact de long terme.

En fait, en empruntant la démarche de Blanchard et Quah (1989) on peut identifier la matrice  $A(0)$  de deux manières. Blanchard et Quah qualifient la première approche d'informelle et la seconde de formelle. Dans les deux cas, les auteurs proposent de normaliser  $\sum_{\varepsilon}$  par la matrice identité  $I$ . La relation (9) devient alors :

$$\Omega = A(0)A'(0) \tag{11}$$

### 2.2.1 La démarche informelle

Etant donné (11), on peut écrire :

---

<sup>13</sup>La matrice des variables contemporaines compte  $n^2$  paramètres, le vecteur des constantes en compte  $n$ , les  $p$  matrices associées aux variables retardées comportent  $n^2p$  éléments, et enfin, la matrice des variances-covariances en compte  $\frac{n(n+1)}{2}$  paramètres. La somme de ces différents nombres nous donne alors ce total.

<sup>14</sup>La matrice des contemporaines disparaît dans la forme réduite du VAR.

<sup>15</sup>Ces paramètres sont tous égaux à 0.

**Restriction n°1 :**

$$Var(v_{1t}) = a_{11}(0)^2 + a_{12}(0)^2 \quad (12)$$

**Restriction n°2 :**

$$Var(v_{2t}) = a_{21}(0)^2 + a_{22}(0)^2 \quad (13)$$

et :

**Restriction n°3 :**

$$Ev_{1t}v_{2t} = a_{11}(0)a_{21}(0) + a_{12}(0)a_{22}(0) \quad (14)$$

La dernière relation est donnée par la restriction de long terme :

**Restriction n°4 :**

$$\left[ 1 - \sum_{k=0}^{\infty} c_{22}(k) \right] a_{11}(0) + \sum_{k=0}^{\infty} c_{12}(k)a_{21}(0) = 0 \quad (15)$$

Les quatre restrictions ci-dessus permettent donc d'identifier  $A(0)$  et de retrouver les erreurs structurelles en résolvant le système d'équations non linéaires suivant :

$$\left\{ \begin{array}{l} Var(v_{1t}) = a_{11}(0)^2 + a_{12}(0)^2 \\ Var(v_{2t}) = a_{21}(0)^2 + a_{22}(0)^2 \\ Ev_{1t}v_{2t} = a_{11}(0)a_{21}(0) + a_{12}(0)a_{22}(0) \\ [1 - \sum_{k=0}^{\infty} c_{22}(k)] a_{11}(0) + \sum_{k=0}^{\infty} c_{12}(k)a_{21}(0) = 0 \end{array} \right. \quad (16)$$

### 2.2.2 La démarche formelle

La deuxième démarche plus rigoureuse proposée par Blanchard et Quah est la suivante<sup>16</sup> :

Si on note  $S$  l'unique matrice triangulaire obtenue par factorisation de Cholesky de  $\Omega$ , toute matrice  $A(0)$  telle que  $A(0)A'(0) = \Omega$  est une transformation orthonormée de  $S$ . Aussi la restriction que le côté supérieur droit de la matrice  $\sum_{j=0}^{\infty} C(j)A(0)$  est égal à zéro est donc une restriction orthogonale qui détermine de façon unique la transformation orthonormée<sup>17</sup>.

En considérant (10), on peut écrire la matrice d'impact à long terme comme suit

---

<sup>16</sup>Cette méthode est en particulier facile à générer sur RATS avec un VAR à deux variables.

<sup>17</sup>Cf. Blanchard et Quah (1989).

$$A(1) = C(1)A(0) \tag{17}$$

Si on considère que le choc de demande n'a pas d'effet à long terme sur la production, alors le coin supérieur droit de  $A(1)$  est égal à zéro.  $A(1)$  est donc triangulaire inférieur et est un facteur de la matrice  $C(1)\Omega C(1)'$ . La restriction peut donc être obtenue en imposant  $A(1)$  comme étant le facteur de Choleski de cette matrice.

En posant  $Q = A(1) = C(1)A(0)$  on a :  $QQ' = C(1)\Omega C(1)'$  et donc :

$$A(0) = C(1)^{-1}Q \tag{18}$$

La démarche formelle est en particulier bien adaptée pour un VAR bi-varié avec une seule restriction de nature économique (restriction de long terme). En effet, la matrice de passage peut, dans ce cas, être obtenue sans passer par le développement des algorithmes plus complexes permettant l'estimation des équations non linéaires.

### 3 Validité du schéma d'identification

Etant donné le choix 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'impulsion que notre schéma d'identification peut être considéré comme valide. On s'attend, en effet, à ce que le choc monétaire n'ait pas d'effet à long terme sur la production.

#### 3.1 Décomposition de la variance de l'erreur de prévision

Nous savons à la suite de Sims (1980) qu'on peut, dans le cas d'une prévision réalisée à partir d'un VAR, décomposer la variance de l'erreur de prévision de manière à faire ressortir la proportion liée à chaque choc. La décomposition ainsi effectuée est interprétée en terme de causalité comme la part de chaque choc dans la variation de la variable-cible autour de son sentier d'équilibre. Nous avons calculé pour chaque série, la part de la variance due au choc monétaire. La décomposition effectuée de la variance de l'erreur de prévision montre effectivement que le choc monétaire n'a aucune incidence sur l'activité puisque sur un horizon de 1 à 170 il n'explique que moins de 5 % de l'erreur de prévision de l'activité dans le cas de l'Afrique du Sud et moins de 2 % dans le cas du Gabon. Ce résultat peut paraître trivial en admettant qu'il est simplement conforme au schéma d'identification retenu qui impose la neutralité à long terme du choc monétaire sur l'activité. Néanmoins, la quasi totalité de la variance de l'inflation est expliquée par le choc  $\varepsilon_{2t}$  qui est ici assimilé au choc monétaire.

**DECOMPOSITION DE LA VARIANCE : POURCENTAGE DE  
LA VARIANCE EXPLIQUEE PAR  $\varepsilon_t$**

<b>Horizon</b>	<b>AFRIQUE DU SUD</b>		<b>GABON</b>	
	<b>Production</b>	<b>Inflation</b>	<b>Production</b>	<b>Inflation</b>
1	0.179	99.970	0.496	98.615
2	0.524	99.987	0.553	98.424
3	0.556	98.962	0.955	98.008
4	1.107	97.763	1.420	98.004
5	1.334	97.442	1.834	96.653
10	4.070	96.189	1.799	95.450
20	4.267	96.003	1.856	95.238
30	4.273	95.996	1.858	95.199
170	4.273	95.995	1.856	95.188

### 3.2 Fonctions d'impulsion

L'analyse des réponses impulsionnelles pour les deux pays (figures 1 à 8) confirme les résultats obtenus avec la décomposition de la variance de l'erreur de prévision. Ces résultats sont, en effet, conformes à notre schéma d'identification et analogues à la plupart des travaux sur l'inflation sous-jacente menés à partir de l'approche VAR structurel<sup>18</sup>.

En ce qui concerne l'inflation, on observe que le choc monétaire  $\varepsilon_{2t}$  a un effet permanent significatif, résultat tout-à-fait conforme avec la théorie, puisqu'il est admis que cette composante commande l'inflation à long terme. S'agissant du choc réel, l'impact est positif sur l'inflation, ce qui peut paraître paradoxal. Mais cet impact ne se situe qu'à un niveau légèrement supérieur à zéro et demeure comme chez Jacquinot (1998) statistiquement non significatif. Le fait que  $\varepsilon_{1t}$  n'ait pas d'effet significatif à long terme sur l'inflation permet de bien distinguer clairement l'effet à long terme des chocs :  $\varepsilon_{1t}$  sur la production et  $\varepsilon_{2t}$  sur l'inflation. Il est bien connu que ce résultat est fondamental pour la validation du schéma d'identification puisqu'il est vérifié *a posteriori* sans avoir préalablement été imposé.

Pour ce qui est de la production, les graphiques montrent que le choc  $\varepsilon_{2t}$  n'a, conformément à la contrainte d'identification, pas d'effet à long terme sur la production. On observe, en outre, que le délai d'ajustement à la situation de long terme reste très court, ce qui tend à valider l'hypothèse de verticalité de la courbe de Phillips. Il est cependant surprenant que dans les deux pays les intervalles de confiance ne reflètent pas la contrainte imposées puisqu'ils ne s'améliorent pas avec celle-ci au fil du temps (figures 3 et 7).

<sup>18</sup>Cf. les références citées en bibliographie et plus précisément Quah et Vahey (1995) ainsi que Jacquinot (1998).

## 4 Calcul de l'inflation sous-jacente

### 4.1 La méthode de calcul

La lecture des fonctions d'impulsion et de la décomposition de la variance de l'erreur de prévision nous a permis de valider notre méthode d'identification. Nous allons à présent nous intéresser au calcul de l'inflation sous-jacente.

Le VAR structurel (1) peut s'écrire sous une forme plus compacte de la manière suivante :

$$\begin{bmatrix} \Delta y_t \\ \Delta p_t \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} A_{11}(L) & A_{12}(L) \\ A_{21}(L) & A_{22}(L) \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \varepsilon_{1t} \\ \varepsilon_{2t} \end{bmatrix} \quad (19)$$

Avec :  $A_{ij}(L) = \sum_{s=0}^{\infty} A_{ij,s} L^s$

L'accroissement des prix se décompose alors comme suit :

$$\Delta p_t = A_{21}(L)\varepsilon_{1t} + A_{22}(L)\varepsilon_{2t} \quad (20)$$

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

$$\Delta p_t^{sj} = A_{22}(L)\varepsilon_{2t} \quad (21)$$

et :

$$\Delta p_t^{sj} = \sum_{s=0}^{\infty} A_{22,s}\varepsilon_{t-s} \quad (22)$$

Cette dernière relation nous permet de déterminer de façon récursive, pour un horizon  $s$  quelconque, l'inflation sous-jacente de la manière suivante :

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

Une autre manière, plus directe et autant efficace, de procéder est d'utiliser la décomposition historique qui éclate la série en deux principales composantes, à savoir celle liée à la simulation de base ou projection de base et celle qui donne les effets cumulés des innovations courantes et passées. La décomposition historique est donc

basée sur une décomposition de la représentation moyenne mobile selon la formule générale suivante :

$$X_{T+j} = \sum_{s=0}^{j-1} A_s \varepsilon_{T+j-s} + \sum_{s=j}^{\infty} A_s \varepsilon_{T+j-s} \quad (23)$$

La première somme représente la part de  $X_{T+j}$  due aux innovations de  $T+1$  à  $T+j$ . La seconde constitue la prévision de  $T+j$  basée sur l'information disponible à la date  $T$ . Ainsi, de manière générale, si  $\varepsilon$  a  $N$  composantes,  $X_{T+j}$  se décomposera en  $N+1$  parties.

Pour la série de l'inflation, nous obtenons la décomposition suivante:

$$\Delta p = \sum_{s=0}^{j-1} A_{21,s} \varepsilon_{1,T+j-s} + \sum_{s=0}^{j-1} A_{22,s} \varepsilon_{2,T+j-s} + \sum_{s=j}^{\infty} A_{2*,s} \varepsilon_{T+j-s} \quad (24)$$

De cette formule est déduite l'inflation sous-jacente, en éliminant simplement la composante corrélée avec la production industrielle.

$$\Delta p^{sj} = \sum_{s=0}^{j-1} A_{22,s} \varepsilon_{2,T+j-s} + \sum_{s=j}^{\infty} A_{2*,s} \varepsilon_{T+j-s} \quad (25)$$

## 4.2 Les résultats

Les figures 11 et 12 présentent les résultats de l'inflation sous-jacente dans les deux pays<sup>19</sup>. L'inflation sous-jacente n'étant rien d'autre que la tendance lourde de l'inflation observée, on constate que les deux séries présentent des évolutions proches. Dans le cas de l'Afrique du Sud, l'inflation sous-jacente reste en-dessous de l'inflation observée de 1963 à 1990 qui est la période au cours de laquelle l'Afrique du Sud a connu des taux d'inflation élevés. En revanche, à partir de 1991 date à partir de laquelle la lutte contre l'inflation est devenue une priorité, avec notamment l'adoption du ciblage directe de l'inflation en tant que stratégie de politique monétaire de la banque centrale, on observe que l'inflation sous-jacente se situe au-dessus de l'inflation observée. L'inflation sous-jacente prend bien en compte le retournement de l'inflation observée. Ce qui semble naturel puisqu'il est généralement observé que pendant les périodes de

---

<sup>19</sup>Ces séries sont présentées en glissement annuel.

désinflation l'inflation sous-jacente reste au dessus de l'inflation observée alors que pour les périodes de reprise de l'inflation, l'inflation sous-jacente reste raisonnable. Ce résultat peut également se justifier au plan théorique par le fait qu'on s'attend à ce que l'inflation observée excède l'inflation sous-jacente en période d'accélération de la demande et l'inverse en période de faible croissance ou de récession. Le cas du Gabon est plus complexe car pour ce pays, l'inflation sous-jacente demeure au-dessus de l'inflation observée pendant toute la période de l'étude.

## 5 Conclusion

Le but du papier était de déterminer l'inflation sous-jacente en Afrique du Sud et au Gabon en utilisant l'approche des VAR structurels. La lecture des graphiques de réponses impulsionnelles aux chocs montre que l'identification des chocs réel et monétaire est bien assurée et que, par conséquent, sur la base de la 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 confortent le choix de l'approche puisque l'évolution de l'inflation sous-jacente calculée semble globalement conforme à celle attendue au plan théorique. Toutefois, la validation de l'approche aurait été plus complète en calculant comme Jacquinet (1998) la corrélation entre l'inflation de court terme et le cycle économique, mais l'absence des données sur les taux d'utilisation des capacités dans les deux pays concernés n'a permis ce travail.

## References

- [1] Andrés J. and I. Hernando [1997]: Does Inflation Harm Economic Growth ? Evidence for the OECD, *NBER working paper*, N° 6062.
- [2] Barro R. [1995]: Inflation and Economic Growth, *NBER working paper*, N° 5326.
- [3] Blanchard, O.J. and Quah, D. [1989]: The Dynamic Effects of Aggregate Demand and Supply Disturbances, *American Economic Review*, September, 79, 655-73.
- [4] Blinder A. S. [1997], *Commentary*, Federal Reserve Bank of St. Louis, May / June, pp. 157-60.
- [5] Bruno M and W. Easterly [1995]: Inflation Crises and Long-run Growth, *NBER working paper*, N° 5326.

- [6] Bryan, M.F. and Cecchetti, S.G. [1997] : Inflation and the Distribution of Price Changes, *NBER working paper* N° 5793, June .
- [7] Bryan, M.F. and Cecchetti, S.G. [1993] : Measuring Core Inflation, *NBER working paper*, March, 4303.
- [8] Cecchetti S. [1996]: Measuring short-run Inflation for Central Bankers, *NBER working paper*, N° 5786.
- [9] Cecchetti S. and L. Groshen [2000]: Understanding Inflation: Implications for Monetary Policy, *NBER working paper*, N° 7482.
- [10] Clause I. [1997]: A measure of underlying inflation for the United States, *Bank of Canada, Working Paper* 97-20.
- [11] DGSEE [2001] : *Indice de la production industrielle*, N°1, Juillet.
- [12] Enders W. [1995]: *Applied Econometric Time Series*, John Wiley and Sons.
- [13] Fase, M. M. and Folkertsma C.K. [1996] : Measuring inflation: an attempt to operationalize Carl Menger's concept of the inner value of money, *De Nederlandse Bank Staff Reports* N°8.
- [14] Fisher S. [1983]: Inflation and Growth, *NBER working paper*, N° 1235.
- [15] Fisher S. [1993]: The Role of Macroeconomic factors in Growth, *NBER working paper*, N° 4565.
- [16] Friedman B. M. [2000]: Monetary Policy, *NBER working paper*, N° 8057.
- [17] Hamilton J. D. [1994]: *Times Series Analysis*, Princeton University Press.
- [18] Hogan S., M. Johnson, T. Lafèche [2001]: Core Inflation, *Bank of Canada, Technical Report* N° 89.
- [19] 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.
- [20] Judge G., R. C. Hill, H. Lütkepohl, T.-C. Lee [1988]: *Introduction to the Theory and Practice of Econometrics*, John Wiley and Sons, Second Edition.
- [21] Khan M. and S. Senhadji [2000]: Threshold effects in the relationship between inflation and growth: an overview, *IMF Working Paper*, N° 00-109.
- [22] Lafèche T. [1997] : Mesures du taux d'inflation tendanciel, Banque du Canada, *Document de travail*, Avril, 97-9.

- [23] Le Bihan H. et F. Sédillot [1999] : Quatre indicateurs d'inflation sous-jacente : Application et interprétation, *Banque de France, Notes d'Etudes et de Recherche*, Septembre, 69.
- [24] Lütkepohl, H. [1990]: A note on the asymptotic distribution of impulse response functions and forecast error variance decompositions of a vector autoregressive models, *The Review of Economics and Statistics*, February.
- [25] Macklem T. [2001]: Une nouvelle mesure de l'inflation fondamentale, *Revue de la Banque du Canada*, Automne.
- [26] Nessén M. and U. Söderström [2001]: Core Inflation and Monetary Policy, *Sveriges Riskbank*, February.
- [27] Quah D. and S. P. Vahey [1995]: Measuring core inflation, *The Economic Journal*, September, 105.
- [28] Roger S. [1998]: Core Inflation : concepts, uses and measurement, *Reserve Bank of New Zealand Discussion Paper*, G98/9.
- [29] Sarel M. [1996]: Non-linear effects of inflation on economic growth, *IMF Staff Papers*, pp. 199-215.
- [30] Sims C. [1980]: Macroeconomics and Reality, *Econometrica*, 48(1), 1-48, january.
- [31] Sims C. and T. Zha [1999]: Errors Bands and Impulse Responses, *Econometrica*, vol. 67, N° 5, September, 1113-1155.
- [32] Wynne M.A. [1999] : Core Inflation : A Review of some conceptual issues, *BIS, Proceedings of the workshop of central bank model builders*, 18-19 February

**REPONSE INFLATION OBSERVEE AU CHOC MONETAIRE**  
*EN AFRIQUE DU SUD*

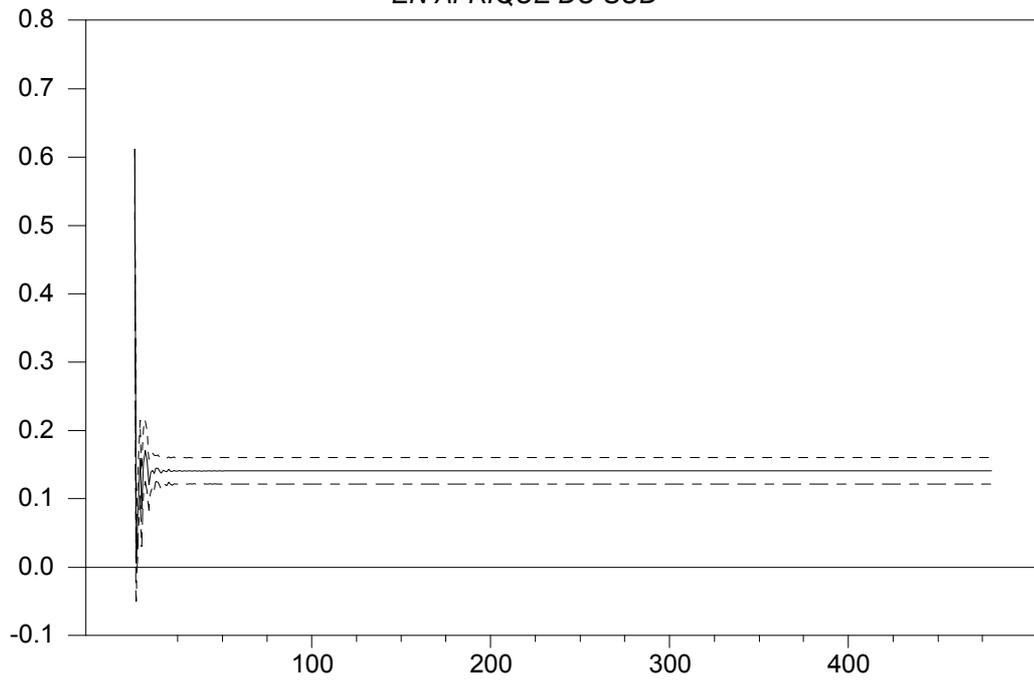


Figure 1:

**REPONSE INFLATION OBSERVEE AU CHOC REEL**  
*EN AFRIQUE DU SUD*

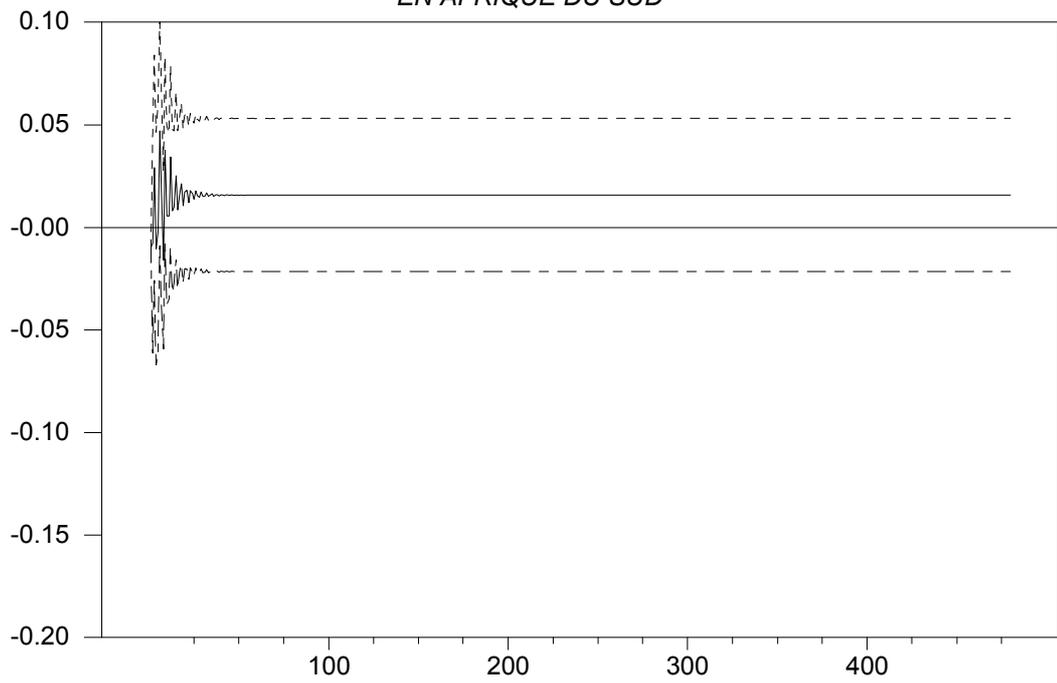


Figure 2:

**REPONSE DE LA PRODUCTION AU CHOC MONETAIRE**  
*EN AFRIQUE DU SUD*

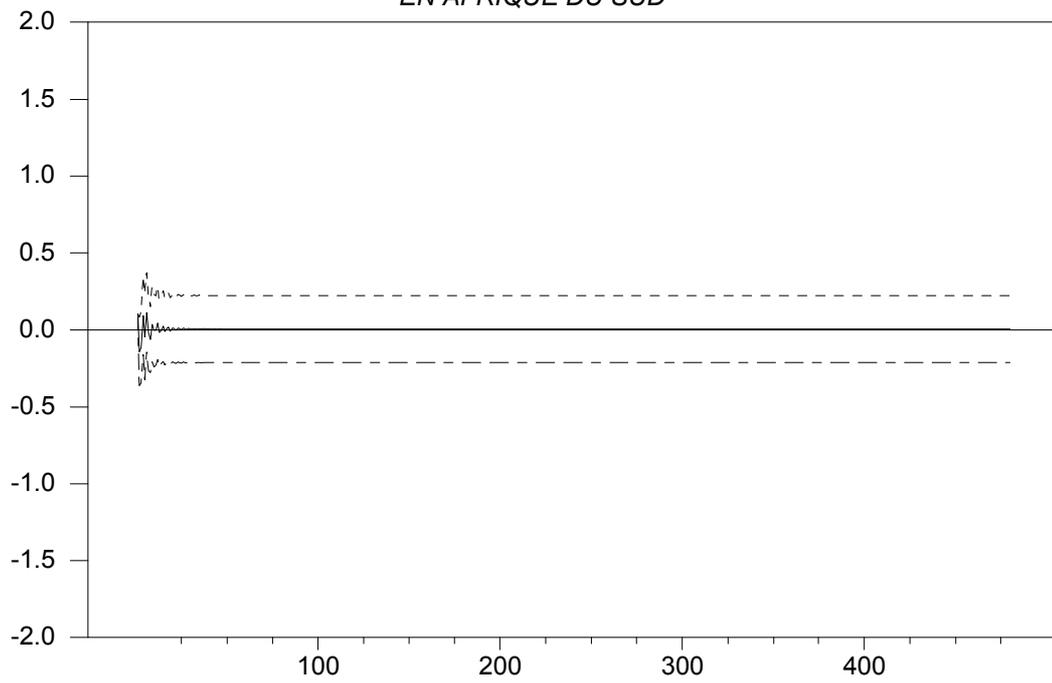


Figure 3:

**REPONSE DE LA PRODUCTION AU CHOC REEL**  
*EN AFRIQUE DU SUD*

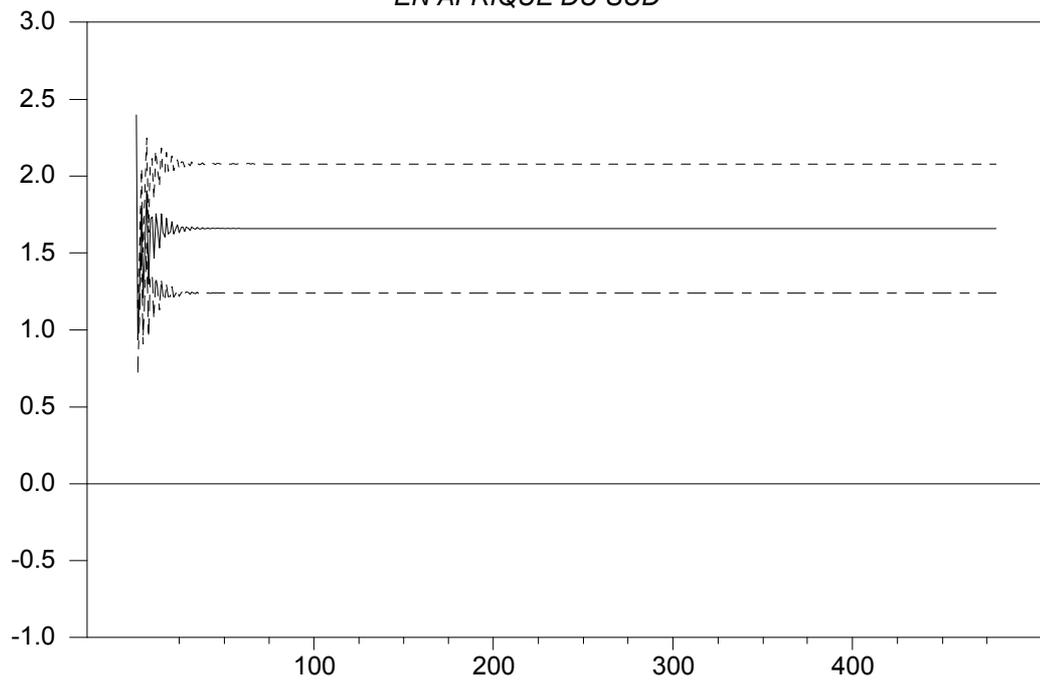


Figure 4:

**REPONSE INFLATION OBSERVEE AU CHOC MONETAIRE**  
*AU GABON*

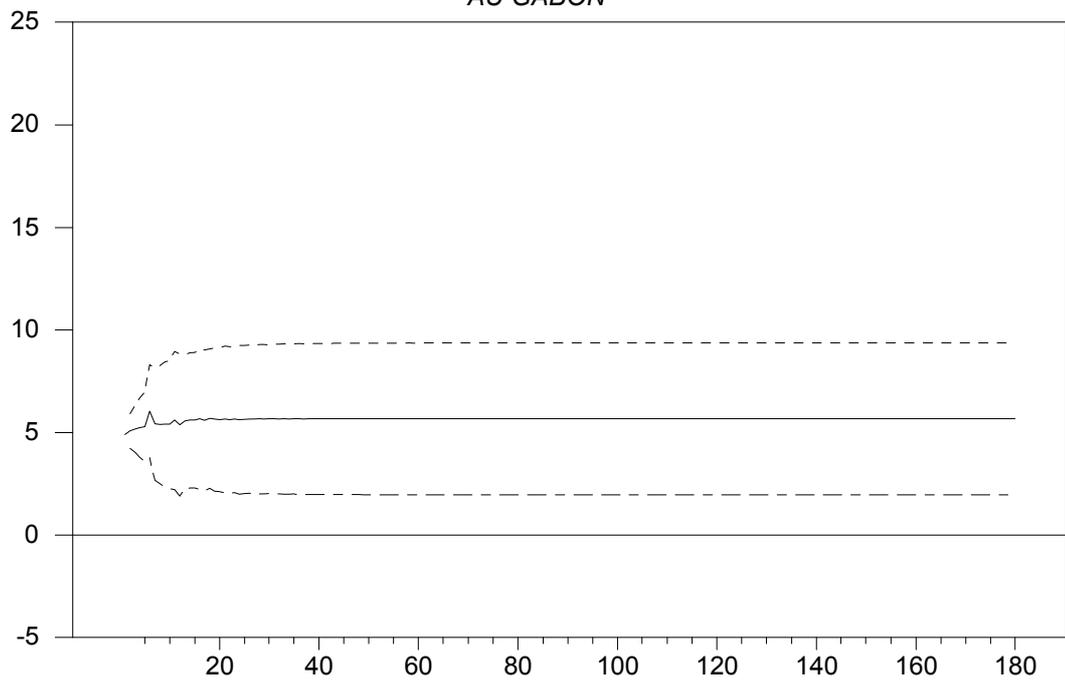


Figure 5:

**REPONSE INFLATION OBSERVEE AU CHOC REEL**  
*AU GABON*

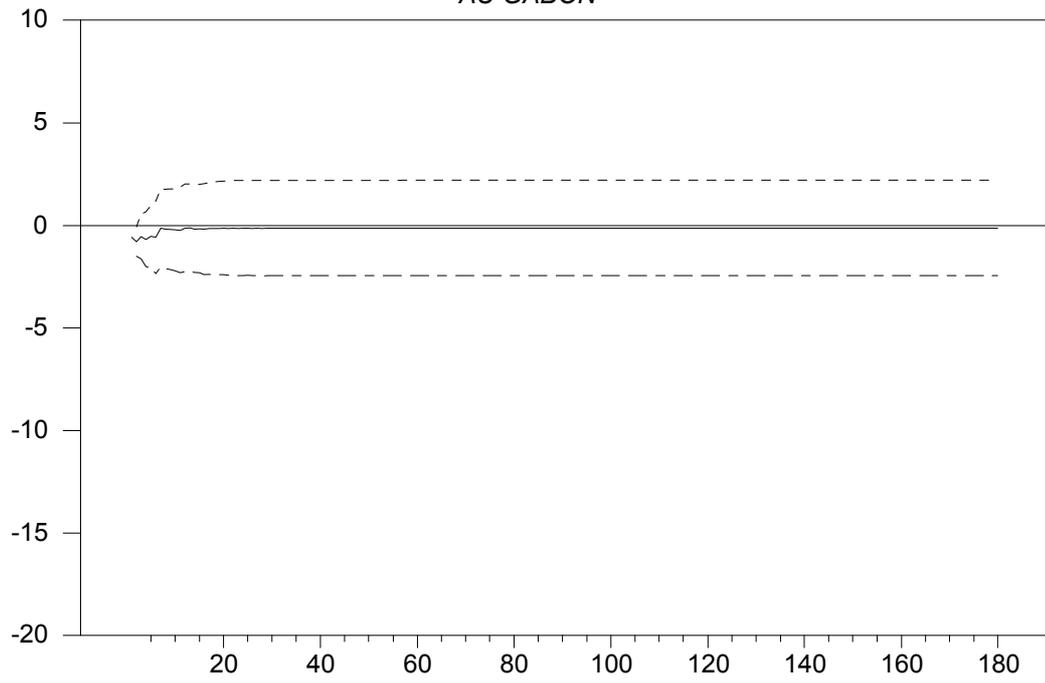


Figure 6:

### REPONSE DE LA PRODUCTION AU CHOC MONETAIRE *AU GABON*

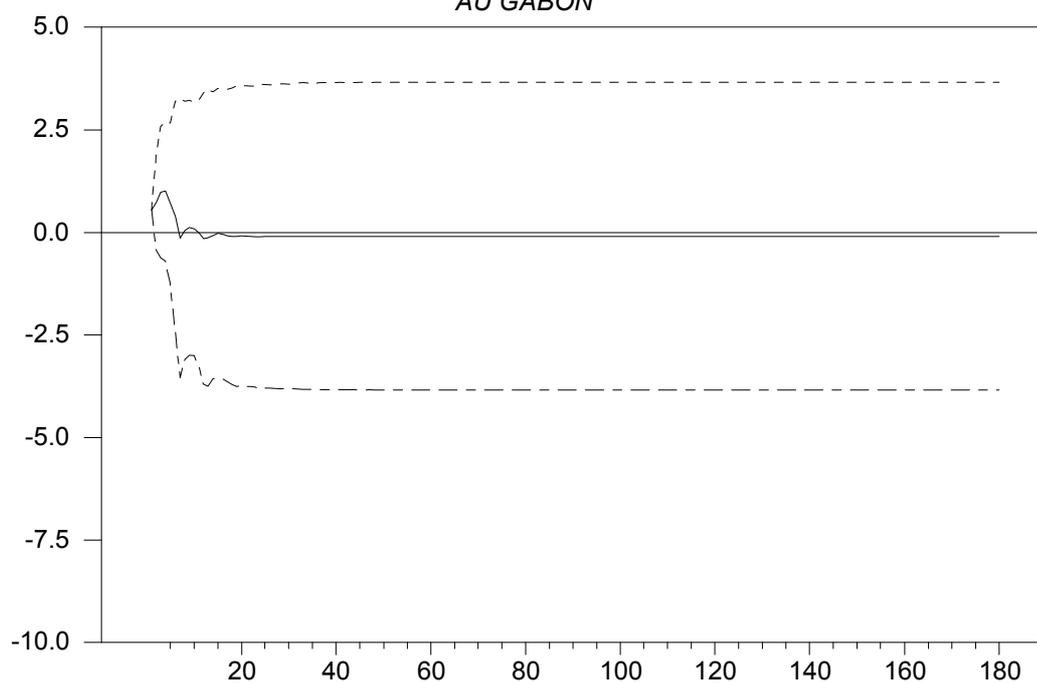


Figure 7:

## REPONSE DE LA PRODUCTION AU CHOC REEL *AU GABON*

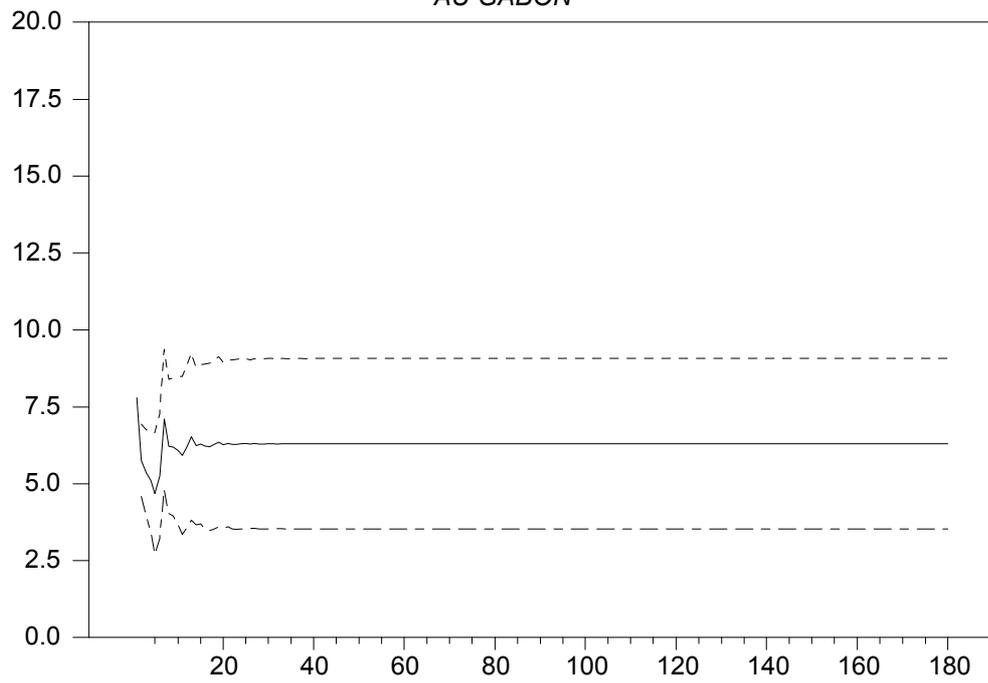


Figure 8:

**EFFET DU CHOC MONETAIRE SUR Y RELATIVEMENT PI**  
*EN AFRIQUE DU SUD*

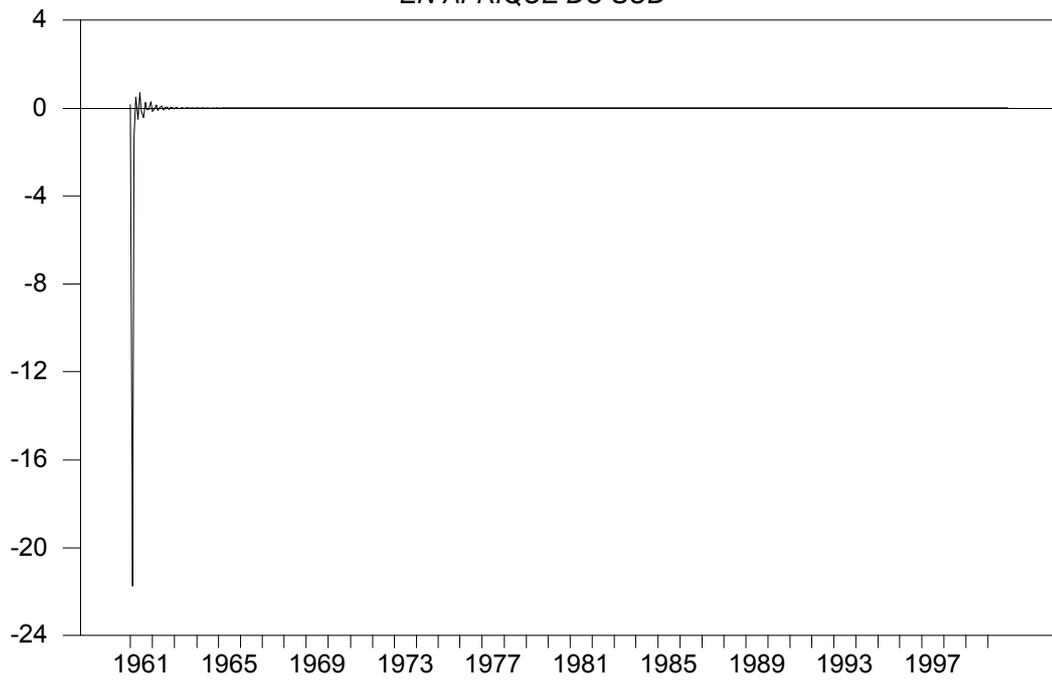


Figure 9:

**EFFET DU CHOC MONETAIRE SUR Y RELATIVEMENT PI**  
*AU GABON*

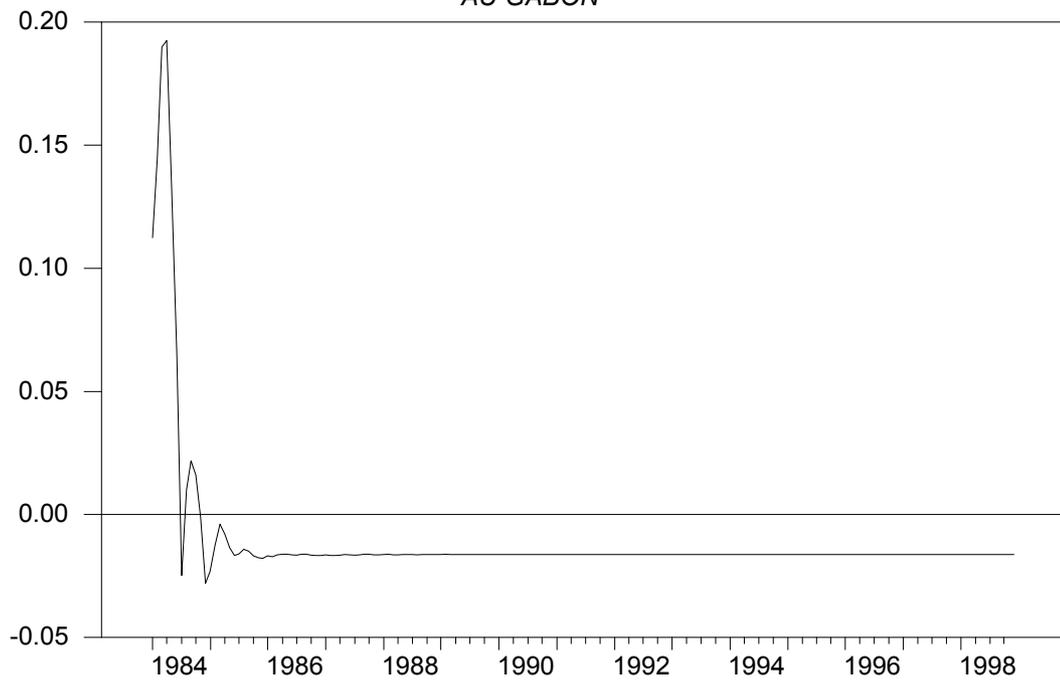


Figure 10:

## INFLATION SOUS-JACENTE ET INFLATION OBSERVEE EN AFRIQUE DU SUD

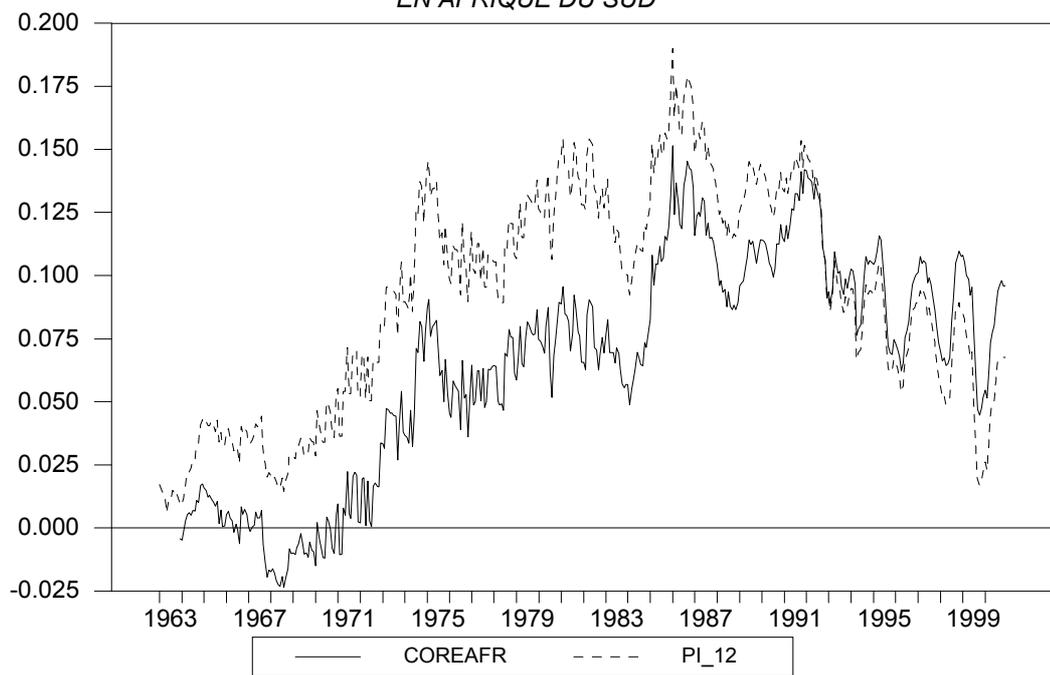


Figure 11:

**INFLATION SOUS-JACENTE ET INFLATION OBSERVEE**  
*AU GABON*

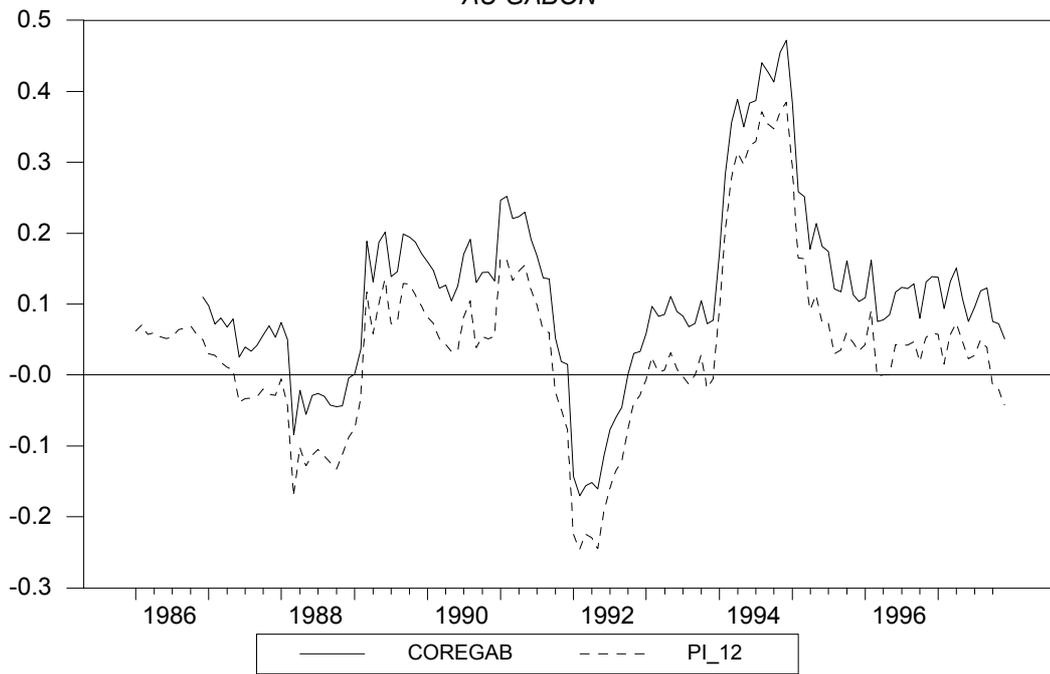


Figure 12: