

# Document de Travail

N° DT/11/03 – Mars 2011

## UN MODÈLE DE PRÉVISION DE L'INFLATION À MOYEN TERME DANS L'UEMOA : UNE APPROCHE DSGE

Mouhamadou Bamba DIOP<sup>1</sup>

Étude soumise à la Direction de la Recherche et de la Statistique de la BCEAO.

---

<sup>1</sup> Direction de la Prévision et des Etudes Economiques (DPEE), BP 116 Dakar-RP Dakar SENEGAL. Email : [Bamba.Diop@dpee.sn](mailto:Bamba.Diop@dpee.sn), [mbambadiop@gmail.com](mailto:mbambadiop@gmail.com)

Les opinions émises dans ce rapport n'engagent que son auteur. elles ne sauraient impliquer d'aucune façon, ni l'institution d'affiliation, ni l'institution commanditaire.

## Résumé

L'objet de ce travail est de confectionner un modèle dynamique d'équilibre général stochastique (DSGE) pour l'UEMOA capable de prévoir l'inflation à moyen terme. Les estimations montrent qu'une part relativement importante des fluctuations de la croissance est expliquée par les chocs d'offre (48,3%) et à plus de 15% de la volatilité de l'inflation. Toutefois, les chocs externes expliquent plus de 83% de la volatilité de l'inflation et plus de 33% des fluctuations de la croissance. L'exercice de prévision a montré qu'en 2011, l'inflation mesurée par les prix à la consommation de l'UEMOA devrait se situer à 2,5% et l'activité économique devrait progresser de 3,6%. A moyen terme (2012-2015), l'inflation devrait se situer en moyenne à 2,1% et le taux de croissance moyen serait de l'ordre de 4,3%.

**Mots-Clés :** Cycles conjoncturels, fluctuations macroéconomiques, Prévision, Modèles DSGE, UEMOA

**Classification JEL :** C32, D58, E32, F41

## Abstract

This work aims at building a Dynamic Stochastic General Equilibrium Model (DSGE) for making inflation forecasting in WEAMU area in medium-term. The estimations reveal that an important part of cyclical fluctuations in WAEMU is explained by supply shocks (48.3%) and more than 15% of the volatility of inflation. However, the external shocks contribute to more than 83% of the volatility of inflation and more than 33% of the fluctuations of the growth. In 2011, the inflation measured by the consumer price index should at 2.5% and the economic growth at 3.6%. In the medium-term (2012-2015), inflation should be stabilized on average at 2.1% and the average growth rate would be about 4.3%.

**Key Words:** Business cycles, macroeconomic fluctuations, Forecasting, DSGE Models, WAEMU.

**JEL Classification:** C32, D58, E32, F41

## Introduction

Le diagnostic du cycle d'affaires est un des axes majeurs de la recherche économique. C'est pourquoi, durant les années 60, les modèles macroéconomiques d'inspiration keynésienne ont été conçus pour expliquer les fluctuations des principaux agrégats. Toutefois, l'absence de soubassements théoriques et les problèmes d'identification (Sims (1980)) ont fini par limiter leur utilisation. Récemment, le domaine de la modélisation macroéconomique a subi un renouveau méthodologique majeur à la suite des travaux de Sims (1980), amenant ainsi l'avènement des modèles dynamiques d'équilibre général stochastiques (DSGE) et des modèles VAR. Il existe aujourd'hui un large consensus au sein des milieux universitaires et institutionnels (Banques centrales) sur l'idée que les modèles DSGE peuvent offrir un cadre d'analyse efficace de la politique économique.

En effet, les modèles VAR permettent, par l'intermédiaire de l'introduction d'un nombre minimal de restrictions, d'identifier certains chocs structurels (voir Sims (1980, 1992), Christiano, Eichenbaum et Evans (1999, 2005), etc.) et d'en dériver les effets sur les variables agrégées. Au début des années 80, les modèles VAR ont été des guides extrêmement utiles pour la modélisation théorique. Cependant, de nombreux efforts ont été entrepris pour améliorer les spécifications des modèles DSGE, de sorte qu'ils se sont progressivement imposés comme des outils utiles pour la prévision et l'analyse quantitative de la politique économique.

Actuellement, la plupart des Banques Centrales et des institutions telles le FMI disposent de ces modèles qui ont acquis beaucoup de crédibilité (Smets et Wouters (2003), GEM et GPM pour le FMI, etc.).

Aussi, les travaux sur la prévision de l'inflation à court terme font-ils appel généralement à plusieurs approches : les modèles empiriques (ARDL, VAR, AR, Modèles factoriels dynamiques (GDFM)), les modèles structurels (Nouvelle courbe de Phillips Hybride, NKPC), les modèles P-star (Svensson (2000), Berger et Stavrev (2008), Reynard (2007)), les modèles DSGE, les modèles GPM, etc. Récemment, les

économistes privilégient de plus en plus les modèles DSGE (Tovar (2009)). En effet, ils permettent d'évaluer le comportement d'une économie à la suite de l'intervention d'un ou plusieurs chocs. Dans ce souci, beaucoup d'institutions ont élaboré leur propre modèle DSGE (FMI (GEM), Bank of Canada, Banque Centrale du Pérou (MEGA-D), Fed (SIGMA), la Banque Centrale Européenne (The New Area-Wide Model of the Euro Area), la Sveriges Riksbank (RAMSES), ect.).

En Afrique, très peu de travaux ont été réalisés dans ce domaine. Toutefois, on peut citer ceux menés au Nigeria, en Afrique du Sud (Steinbach et al. (2009)), au Mozambique (Shanaka et Saxegaard (2007)) et au Sénégal (Diop et Fame (2007), Diop et Thiaw (2010), Diop (2010)).

L'objectif de ce travail est de tenter de combler ce vide et d'autre part de confectionner un modèle de prévision de l'inflation de l'UEMOA pour la BCEAO. L'idée est de développer un modèle DSGE pour la prévision de l'inflation à moyen terme, mais également de proposer un outil de simulation des différents scénarii de politique économique.

L'article s'articule autour de cinq (5) parties. La partie 1 est consacrée au contexte de l'étude. La présentation du modèle DSGE est déclinée dans la seconde partie. Il est question de développer un modèle d'économie ouverte capable de répliquer les caractéristiques structurelles de l'UEMOA. Les troisième et quatrième parties portent sur les techniques d'estimation employées, ainsi que l'analyse des résultats à travers les fonctions de réponses impulsionnelles et la décomposition de la variance des différents agrégats macroéconomiques. L'exercice de prévision de l'inflation et de la croissance est réservé à la cinquième partie.

## **I. Contexte de l'étude**

A la faveur de la Réforme Institutionnelle de l'UMOA et de la BCEAO qui est entrée en vigueur le 1er avril 2010, les engagements de la Banque Centrale relatifs à l'objectif d'inflation se sont renforcés.

Les modèles de prévision de l'inflation disponibles à la BCEAO s'appuient sur les méthodes Vectoriels Auto-Régressifs (VAR) qui ont longtemps fait leur preuve. Ceux-ci permettent d'effectuer plusieurs investigations utiles pour la Banque Centrale, notamment l'identification des chocs structurels. Toutefois, ces modèles ont un caractère dit a-théorique en ce sens qu'ils ne s'appuient pas sur les structures économiques existantes.

Afin d'effectuer des interprétations structurelles des résultats des prévisions, la plupart des Banques Centrales modernes ont adopté des modèles d'Equilibre Général Dynamiques Stochastiques (DSGE). En effet, ces modèles se sont imposés comme des outils utiles pour la prévision et l'analyse quantitative de la politique économique. A titre d'exemple, Smets et Wouters ont développé en 2003 un modèle DSGE monétaire pour la Zone euro.

La BCEAO s'est également engagée sur cette voie et se propose de mettre en place un nouveau dispositif de prévision de l'inflation dans l'UEMOA qui se fonde sur un modèle DSGE. Les prévisions de ce dispositif compléterons les résultats obtenus avec les autres modèles afin d'en évaluer la robustesse.

## **II. Le Modèle**

L'approche proposée dans cette partie s'inscrit dans le cadre de la macroéconomie moderne. Elle s'inspire de la nouvelle théorie keynésienne dans la mesure où intègre un ensemble d'hypothèses propres à cette école de pensée notamment celles relatives à la rigidité nominale. De plus, ce paradigme incorpore certains développements méthodologiques récents de la macroéconomie se rapportant généralement à la théorie des cycles réels. Depuis quelques années, les modèles DSGE sont devenus de plus en plus populaires et amplement utilisés pour des besoins de l'analyse de la

politique économique en général, et monétaire, en particulier (voir Clarida, Gali et Gertler (1999), Gali et Monacelli (2005), Woodford (2003)). La démarche de cette étude s'inspire principalement des travaux de Medina et Soto (2007a ,2007b), Medina et al. (2007), de Christiano et al. (2005), Altig et al. (2003, 2004), Smets and Wouters (2003, 2007). Dans cette économie, il existe deux types de firmes : La première catégorie de firmes produit des biens intermédiaires en utilisant du capital, du travail et de l'énergie en l'occurrence le pétrole. Aussi, évoluent-elles dans une situation monopolistique et fixent les prix de leur bien selon un schéma à la Calvo (1983). La production des biens intermédiaires est d'une part vendue à des firmes produisant un bien final et d'autre part exportée sur les marchés étrangers. La seconde catégorie est constituée de firmes importatrices de biens intermédiaires selon un mécanisme à la Calvo (1983). Les biens intermédiaires domestiques et étrangers sont combinés par les firmes produisant les biens finaux domestiques et étrangers. Ces deux types de biens utilisés par les consommateurs en plus des produits pétroliers, le gouvernement et pour la production de biens d'investissement pour augmenter le stock de capital. Par ailleurs, les ménages offrent leur travail différencié dans une situation monopolistique régie par un mécanisme à la Calvo<sup>2</sup>.

## II. 1. Les Ménages

L'économie domestique est peuplée par un continuum de ménages indexé par  $j \in [0,1]$ . Les préférences du ménage  $j$  dépendent de la consommation ( $C_t(j)$ ), du travail ( $L_t(j)$ ), des encaisses monétaires ( $M_t(j)$ ):

$$U_0 = E_0 \left\{ \sum_{t=0}^{+\infty} \beta^t \varepsilon_{C,t} \left[ \frac{(C_t(j) - hC_{t-1})^{\frac{1}{1-\sigma_C}}}{1-\sigma_C} - \zeta_{L,t} \frac{L_t(j)^{1+\sigma_L}}{1+\sigma_L} + \frac{\xi_M}{\mu} \left( \frac{M_t(j)}{P_{C,t}} \right)^\mu \right] \right\} \quad (1)$$

La fonction d'utilité du ménage est assujettie à des chocs sur les préférences ( $\varepsilon_{C,t}$ ) et le travail ( $\zeta_{L,t}$ ). De même, on suppose la présence de « habit formation », ( $hC_{t-1}$ ). Le

---

<sup>2</sup> Ce mécanisme est devenu par la force des choses le cadre canonique pour introduire la rigidité des prix et des salaires dans les modèles DSGE. Toutefois, d'autres mécanismes existent notamment celui de Rotemberg. Il convient de signaler que l'application de ces deux mécanismes aboutit à la même nouvelle courbe de Phillips.

ménage  $j$  consomme des biens pétroliers ( $C_{O,t}$ ) et non pétroliers ( $C_{Z,t}$ ) selon l'agrégation suivante :

$$C_t(j) = \left[ \alpha_C \frac{1}{C^{\omega_C}} (C_{Z,t}(j))^{\frac{\omega_C-1}{\omega_C}} + (1-\alpha_C) \frac{1}{C^{\omega_C}} (C_{O,t}(j))^{\frac{\omega_C-1}{\omega_C}} \right]^{\frac{\omega_C}{\omega_C-1}} \quad (2)$$

Aussi, adoptons-nous le cadre proposé dans lequel les ménages minimisent leur dépense et la demande de biens de consommation devient :

$$C_{Z,t}(j) = \alpha_C \left[ \frac{P_{Z,t}}{P_{C,t}} \right]^{-\theta_C} C_t(j) \quad C_{O,t}(j) = (1-\alpha_C) \left[ \frac{P_{O,t}}{P_{C,t}} \right]^{-\theta_C} C_t(j) \quad (3)$$

Le paramètre  $\theta_C$  s'interprète comme une élasticité de substitution entre ces deux types de biens. De plus, l'indice des prix est donné par :

$$P_{C,t} = \left[ \alpha_C P_{Z,t}^{1-\theta_C} + (1-\alpha_C) P_{O,t}^{1-\theta_C} \right]^{\frac{1}{1-\theta_C}} \quad (4)$$

Par ailleurs, les biens non pétroliers sont composés de produits locaux et importés selon un assemblage à élasticité de substitution constante (CES) :

$$C_{Z,t}(j) = \left[ \gamma_C \frac{1}{C^{\eta_C}} (C_{H,t}(j))^{\frac{\eta_C-1}{\eta_C}} + (1-\gamma_C) \frac{1}{C^{\eta_C}} (C_{F,t}(j))^{\frac{\eta_C-1}{\eta_C}} \right]^{\frac{\eta_C}{\eta_C-1}} \quad (5)$$

La composition optimale des biens locaux et étrangers donne la formulation

suivante :

$$C_{H,t}(j) = \gamma_C \left[ \frac{P_{H,t}}{P_{Z,t}} \right]^{-\eta_C} C_{Z,t}(j) \quad C_{O,t}(j) = (1-\gamma_C) \left[ \frac{P_{O,t}}{P_{C,t}} \right]^{-\theta_C} C_{Z,t}(j) \quad (6)$$



Le paramètre  $\eta_C$  s'interprète comme une élasticité de substitution entre locaux et importés. L'indice des prix sous-jacents est stipulé comme suit :

$$P_{Z,t} = \left[ \gamma_C P_{H,t}^{1-\eta_C} + (1-\gamma_C) P_{F,t}^{1-\eta_C} \right]^{\frac{1}{1-\eta_C}} \quad (7)$$

D'autre part, à la date  $t$ , le consommateur  $j$  dispose comme revenu issu du travail, les transferts et le bénéfice reçu (payoff)  $\Pi_t(j)$ . Par la même occasion, il dépense ses ressources en bien de consommation  $C_t(j)$ , et achète des actifs domestiques ( $D_{t+1}(j)$ ) et étrangers ( $B_{t+1}^*$ ). Ce qui fait que la contrainte budgétaire du consommateur est donnée par :

$$\begin{aligned} P_{C,t} C_t(j) + E_t \{ Q_{t,t+1} D_{t+1}(j) \} + \frac{S_t B_t^*(j)}{(1+i_t^*) \theta \left( \frac{S_t B_t^*}{P_{Y,t} Y_t} \right)} + M_t(j) \\ = W_t(j) L_t(j) + \Pi_t(j) + D_t(j) + S_t B_{t-1}^*(j) + M_{t-1}(j) + T_t(j) \end{aligned} \quad (8)$$

$S_t$  le taux de change nominal.

La variable  $Q_{t,t+1}$  est le prix de l'actif domestique de type d'Arrow normalisé par la probabilité d'occurrence. Le taux d'intérêt  $i_t^*$  est libellé en monnaie étrangère et le terme  $\theta(\cdot)$  est la prime de risque que le ménage domestique paie lorsqu'il procède à l'acquisition de l'actif étranger. Cette prime dépend des avoirs extérieurs nets par rapport au PIB<sup>3</sup>. La variable  $i_t$  est le taux d'intérêt intérieur.

La condition du premier ordre par rapport à l'actif domestique donne l'équation pour la consommation :

$$1 = \beta E_t \left[ \left( \frac{C_{t+1}(j) - h C_t}{C_t(j) - h C_{t-1}} \right)^{-\frac{1}{\sigma_C}} (1+i_t) \frac{P_{C,t}}{P_{C,t+1}} \frac{\varepsilon_{C,t+1}}{\varepsilon_{C,t}} \right] \quad (9)$$

<sup>3</sup> Voir Schmitt-Grohé, S. et M. Uribe (2003).

A partir de la précédente équation d'Euler et celle relative à l'actif étranger, on obtient la condition découverte des taux d'intérêt (UIP Condition) :

$$\frac{(1+i_t)}{(1+i_t^*)\theta\left(\frac{S_t B_t^*}{P_Y Y_t}\right)} = \frac{E_t \left[ \left( \frac{C_{t+1}(j) - hC_t}{C_t(j) - hC_{t-1}} \right)^{-\frac{1}{\sigma_c}} \frac{P_{C,t}}{P_{C,t+1}} \frac{\varepsilon_{C,t+1}}{\varepsilon_{C,t}} \frac{S_{t+1}}{S_t} \right]}{E_t \left[ \left( \frac{C_{t+1}(j) - hC_t}{C_t(j) - hC_{t-1}} \right)^{-\frac{1}{\sigma_c}} \frac{P_{C,t}}{P_{C,t+1}} \frac{\varepsilon_{C,t+1}}{\varepsilon_{C,t}} \right]} \quad (10)$$

## II. 2. Les salaires

Chaque ménage  $j$  offre du travail dans une situation monopolistique. Toutefois, il existe des agences évoluant en concurrence parfaite qui rassemblent les différentes offres provenant de chaque ménage et les combinent sous la forme suivante :

$$L_t = \left[ \int_0^1 L_t(j)^{\frac{\varepsilon_L - 1}{\varepsilon_L}} dj \right]^{\frac{\varepsilon_L}{\varepsilon_L - 1}} \quad (11)$$

La demande de travail est donnée par :

$$L_t(j) = \left( \frac{W_t(j)}{W_t(j)} \right)^{-\varepsilon_L} L_t \quad (12)$$

A l'instar de Erceg et al.(2000), les salaires sont fixés selon le mécanisme de Calvo (1983). Ainsi, à chaque période  $t$ , tout ménage peut négocier un nouveau contrat avec une probabilité de  $1 - \phi_L$ . De plus, suivant Rabanal et Rubio-Ramirez (2005), on peut admettre que le taux de salaire de la proportion de ménages qui ne négocient pas un nouveau salaire est partiellement indexé au taux d'inflation de la période précédente et est donné entre  $t$  et  $t+1$  est par :

$$W_{t+1}(j) = \Gamma_{W,t}^i W_t(j) \quad (13)$$

Dès lors, la condition de premier ordre de l'offre de travail du ménage représentatif est donnée par :

$$Max_{W_t(j)} = E_t \left\{ \sum_{i=0}^{\infty} \phi_{L,t+i} \left[ \frac{\Gamma_{W,t}^i W_t(j)}{P_{C,t+i}} L_{t+i}(j) - \zeta_{L,t} \frac{L_{t+i}(j)^{1+\sigma_L}}{1+\sigma_L} (C_{t+i} - hC_{t+i-1})^{\frac{1}{\sigma_C}} \right] \right\} \quad (14)$$

## II. 3. Les biens d'investissement

Il existe une firme représentative qui loue le capital aux firmes intermédiaires. Cette firme représentative décide de la quantité de capital à accumuler pour chaque période. Le capital neuf est assemblé en utilisant une technologie CES qui combine des biens locaux et importés :

$$I_t = \left[ \gamma_I \frac{1}{\eta_I} \left( I_{H,t} \right)^{\frac{\eta_I-1}{\eta_I}} + (1-\gamma_I) \frac{1}{\eta_I} \left( I_{F,t} \right)^{\frac{\eta_I-1}{\eta_I}} \right]^{\frac{\eta_I}{\eta_I-1}} \quad (15)$$

Le terme  $\eta_I$  est l'élasticité de substitution entre le bien d'investissement importé et celui produit localement, tandis que  $\gamma_I$  est la part du bien d'investissement local. Les demandes en biens d'investissement sont données par les expressions suivantes :

$$I_{H,t} = \gamma_I \left[ \frac{P_{H,t}}{P_{I,t}} \right]^{-\eta_I} I_t \quad I_{F,t} = (1-\gamma_I) \left[ \frac{P_{F,t}}{P_{I,t}} \right]^{-\eta_I} I_t \quad (16)$$

L'indice du prix de l'investissement est obtenu comme suit :

$$P_{I,t} = \left[ \gamma_I P_{H,t}^{1-\eta_I} + (1-\gamma_I) P_{F,t}^{1-\eta_I} \right]^{\frac{1}{1-\eta_I}} \quad (17)$$

Soit  $R_t^K$  le prix de la rentabilité du capital. La firme représentative résoud le problème suivant :

$$\text{Max}_{K_{t+i}, I_{t+i}} E_t \left\{ \sum_{i=0}^{\infty} \Lambda_{t,t+i} \frac{R_{t+i}^K K_{t+i} - P_{I,t+i} I_{t+i}}{P_{C,t+i}} \right\} \quad (18)$$

Avec la contrainte définie ci-après :

$$K_{t+1} = (1 - \delta) K_t + \zeta_{I,t} \Omega \left( \frac{I_t}{I_{t-1}} \right) I_t \quad (19)$$

La fonction  $\Omega$  permet d'appréhender les coûts d'ajustement et ces coûts vérifient les identités suivantes :

$$\Omega(1 + g_y) = 1, \Omega'(1 + g_y) = 0, \Omega''(1 + g_y) = -\mu_{\Omega} < 0 \quad (20)$$

La variable  $\zeta_{I,t}$  définit un choc qui altère la transformation l'investissement en capital productif. Les conditions de premier ordre donnent les équations d'Euler suivantes:

$$\frac{P_{I,t}}{P_{C,t}} = \frac{Q_t}{P_{C,t}} \left[ \Omega \left( \frac{I_t}{I_{t-1}} \right) + \Omega' \left( \frac{I_t}{I_{t-1}} \right) \frac{I_t}{I_{t-1}} \right] \zeta_{I,t} - E_t \left\{ \Lambda_{t,t+1} \frac{Q_{t+1}}{P_{C,t+1}} \left[ \Omega' \left( \frac{I_t}{I_{t-1}} \right) \left( \frac{I_t}{I_{t-1}} \right)^2 \right] \zeta_{I,t+1} \right\} \quad (21)$$

$$\frac{Q_t}{P_{C,t}} = E_t \left\{ \Lambda_{t,t+1} \left( \frac{R_{t+1}^K}{P_{C,t+1}} + \frac{Q_{t+1}}{P_{C,t+1}} (1 - \delta) \right) \right\} \quad (22)$$

( $Q_t$ ) le « *shadow price* » du capital (le multiplicateur de Lagrange associé à la contrainte relative à la loi du mouvement du capital).

## II. 4. La production domestique

Il existe un nombre important de firmes qui utilisent une technologie CES qui agrège les biens intermédiaires. Soient  $Y_{H,t}^*$ ,  $Y_{H,t}$  les quantités de biens vendus à l'étranger et sur le marché local. De plus, considérons  $P_{H,t}(i_H)$  et  $P_{H,t}^*(i_H)$  les prix associés aux biens intermédiaires écoulés sur les marchés domestique et étranger. Les fonctions de demande du bien intermédiaire  $i$  sont données par :

$$Y_{H,t}(i_H) = \left[ \frac{P_{H,t}(i_H)}{P_{H,t}} \right]^{-\varepsilon_H} Y_{H,t} \quad (23. a)$$

$$Y_{H,t}^*(i_H) = \left[ \frac{P_{H,t}^*(i_H)}{P_{H,t}^*} \right]^{-\varepsilon_H} Y_{H,t}^* \quad (23. b)$$

Les biens intermédiaires sont produits selon la technologie suivante qui combine le capital ( $K_t(i_H)$ ), le travail ( $L_t(i_H)$ ) et le pétrole ( $O_t(i_H)$ ) :

$$Y_{H,t}(i_H) = A_{H,t} \left[ (\alpha_H)^{1/\theta_H} V_{H,t}(i_H)^{\frac{\theta_H-1}{\theta_H}} + (1-\alpha_H)^{1/\theta_H} O_{H,t}(i_H)^{\frac{\theta_H-1}{\theta_H}} \right]^{\frac{\theta_H}{\theta_H-1}} \quad (24)$$

Avec

$$V_{H,t}(i_H) = [\Upsilon_t L_t(i_H)]^{\eta_H} [K_t(i_H)]^{1-\eta_H} \quad (25)$$

La productivité du travail ( $\Upsilon_t$ ) suit un processus de racine unitaire :

$$\frac{\Upsilon_t}{\Upsilon_{t-1}} = \zeta_{\Upsilon,t} \quad (26)$$

Les chocs de productivité transitoires ( $A_{H,t}$ ) et permanents ( $\zeta_{\Upsilon,t}$ ) sont formulés comme des processus AR(1) :

$$A_{H,t} = A_{H,t-1}^{\rho_{A_H}} \exp(\varepsilon_{A_H,t}) \quad (27.a) \quad \zeta_{\Upsilon,t} = (1+g_y)^{1-\rho_{\Upsilon}} (\zeta_{\Upsilon,t-1})^{\rho_{\Upsilon}} \exp(\varepsilon_{\zeta_{\Upsilon,t}}) \quad (27.b)$$

Dans les modèles néo-keynésiens, les firmes intermédiaires domestiques évoluent dans un environnement monopolistique. En effet, le programme des firmes intermédiaires s'effectue en deux étapes. Elles maximisent leur profit en prenant leur salaire comme une donnée dans un premier temps et dans une seconde phase, elles fixent le prix des biens intermédiaires selon le mécanisme préconisé par Calvo (1983). Cette modélisation des prix intermédiaires domestiques permet d'introduire la rigidité nominale des prix. En effet, les firmes intermédiaires domestiques ne fixent leur prix à nouveau que si elles reçoivent un signal positif avec une probabilité de  $1-\phi_{H_D}$ . De plus, selon Smets et Wouters (2002), pour les firmes qui n'ont pas reçu le signal, elles indexent partiellement leur prix au taux d'inflation brut de la période précédente.

En recevant ce signal positif, les firmes maximisent leur valeur présente de leur profit et résoud le programme suivant :

$$\underset{P_{H,t}(i_H)}{\text{Max}} E_t \left\{ \sum_{i=0}^{\infty} \Lambda_{t,t+i} \phi_{H_D}^i \frac{\Gamma_{H_D,t}^i P_{H,t}(i_H) - MC_{H,t+i} Y_{H,t+i}(i_H)}{P_{C,t+i}} \right\} \quad (28)$$

Sous la contrainte suivante :

$$Y_{H,t}(i_H) = \left[ \frac{P_{H,t}(i_H)}{P_{H,t}} \right]^{-\varepsilon_H} Y_{H,t} \quad (29)$$

Pour les firmes qui n'ont pas reçu un signal favorable, le processus de fixation des prix donné par une indexation partielle sur l'inflation de la période précédente :

$$P_{H,t+i}(i_H) = \Gamma_{H_D,t}^i P_{H,t}(i_H) \quad (30. a) \quad \Gamma_{H_D,t}^i = \Gamma_{H_D,t}^{i-1} (1 + \bar{\pi})^{1-\lambda_{HD}} \left( \frac{P_{H,t+i}}{P_{H,t+i-1}} \right)^{\lambda_{HD}} \quad (30. b)$$

De même, pour les biens intermédiaires exportés, les firmes domestiques fixent un nouveau prix selon la base du programme suivant après avoir reçu un signal positif avec une probabilité de  $1 - \phi_{HF}$

$$\text{Max}_{P_{H,t}(i_H)} E_t \left\{ \sum_{i=0}^{\infty} \Lambda_{t,t+i} \phi_{HF}^i \frac{S_{t+i} \Gamma_{HF,t}^i P_{H,t}^*(i_H) - MC_{H,t+i} Y_{H,t+i}^*(i_H)}{P_{C,t+i}} \right\} \quad (31)$$

Sous la contrainte suivante :

$$Y_{H,t}^*(i_H) = \left[ \frac{P_{H,t}^*(i_H)}{P_{H,t}^*} \right]^{-\varepsilon_H} Y_{H,t} \quad (32)$$

De même, pour les firmes intermédiaires qui exportent une partie de leur bien, lorsqu'elles ne reçoivent pas un signal favorable, elles fixent leur prix sur la base d'une indexation partielle sur l'inflation de la période précédente :

$$P_{H,t+i}^*(i_H) = \Gamma_{HF,t}^i P_{H,t}^*(i_H) \quad (33. a) \quad \Gamma_{HF,t}^i = \Gamma_{HF,t}^{i-1} \left( \frac{P_{F,t}^*}{P_{F,t-1}^*} \right)^{1-\lambda_{HF}} \left( \frac{P_{H,t+i}^*}{P_{H,t+i-1}^*} \right)^{\lambda_{HF}} \quad (33. b)$$

La variable  $MC_{H,t}$  correspond aux coûts marginaux (salaires ( $W_t L_t$ ), l'achat du capital ( $R_t^K K_t$ ) et du pétrole ( $P_{O,t} O_{H,t}$ )) pour produire le bien  $i_H$

$$MC_{H,t} = \frac{W_t L_t(i_H) + R_t^K K_t(i_H) + P_{O,t} O_{H,t}(i_H)}{Y_{H,t}(i_H)} \quad (34)$$

A l'instar des firmes domestiques, les firmes importatrices ne fixent leur prix à nouveau que si elles reçoivent un signal positif avec une probabilité de  $1 - \phi_F$ . Pour la proportion de firmes qui reçoit le signal, elles résolvent le problème suivant :

$$\text{Max}_{P_{F,t}(i_F)} E_t \left\{ \sum_{i=0}^{\infty} \Lambda_{t,t+i} \phi_F^i \frac{\Gamma_{F,t}^i P_{F,t}(z_F) - S_{t+i} P_{F,t+i}^*}{P_{C,t+i}} Y_{F,t+i}(i_F) \right\} \quad (35)$$

Sous la contrainte suivante :

$$Y_{F,t}(i_F) = \left[ \frac{P_{F,t}(i_F)}{P_{F,t}} \right]^{-\varepsilon_F} Y_{F,t} \quad (36)$$

Pour celles qui n'ont pas reçu de signal favorable, elles fixent leur prix comme suit :

$$\Gamma_{F,t}^i = \Gamma_{F,t}^{i-1} (1 + \bar{\pi})^{1-\lambda_F} \left( \frac{P_{F,t+i}}{P_{F,t+i-1}} \right)^{\lambda_F} \quad (37)$$

## II. 5. Le Gouvernement

Les dépenses publiques  $G_t$  sont supposées exogènes

$$G_t = \left[ \frac{\gamma_t}{\gamma_{t-1}} G_{t-1} \right]^{\beta_G} [\gamma_t G_0]^{1-\beta_G} \exp(\varepsilon_{G,t}) \quad (38)$$

$$\varepsilon_{G,t} \rightarrow N(0, \sigma_{\varepsilon_G}^2)$$

Etant donné qu'il n'y a pas de ménages non ricardiens, on suppose que dans cette économie le Gouvernement prélève les taxes qui financent les dépenses exécutées.

## II. 6. Le Secteur extérieur

Pour les produits pétroliers, on suppose que la loi du prix unique est vérifiée et le prix domestique du pétrole est donné par :

$$P_{O,t} = S_t P_{O,t}^* \quad (39)$$

Le taux de change réel effectif est défini comme le rapport des prix étrangers sur les prix à la consommation domestique :

$$TCER_t = \frac{S_t P_t^*}{P_{C,t}} \quad (40)$$

De plus, on suppose que le prix étranger ( $P_t^*$ ) et les prix de biens importés sont co-intégrés :

$$P_{F,t}^* = P_t^* \zeta_{F,t}^* \quad (41) :$$

Où  $\zeta_{F,t}^*$  est un choc des prix importés relatifs.

Dans un autre registre, la demande étrangère de biens domestiques dépend du prix relatif et de l'activité du reste du monde :

$$Y_{H,t}^* = \zeta^* \left[ \frac{P_{H,t}^*}{P_t^*} \right]^{-\eta^*} Y_t^* \quad (42)$$

L'activité du reste du monde suit un AR(1) :

$$Y_t^* = [Y_{t-1}^*]^{\rho_{Y^*}} [Y_0^*]^{1-\rho_{Y^*}} \exp(\varepsilon_{Y^*,t}) \quad (43)$$

## II. 7. Les conditions d'équilibre

Les firmes produisant les biens intermédiaires satisfont la demande aux prix courants et l'équilibre pour chaque bien intermédiaire  $i_H$

$$Y_{H,t}(i_H) = \left[ \frac{P_{H,t}(i_H)}{P_{H,t}} \right]^{-\varepsilon_H} Y_{H,t} + \left[ \frac{P_{H,t}^*(i_H)}{P_{H,t}^*} \right]^{-\varepsilon_H} Y_{H,t}^* \quad (44)$$

Où on a :

$$Y_{H,t} = C_{H,t} + I_{H,t} + G_t \quad (45)$$

De même, l'équilibre sur le marché du travail est donné par l'expression suivante :

$$L_t = \int_0^1 L_t(i_H) di_H \quad (46)$$



Utilisant les conditions sur le marché des biens et la contrainte budgétaire des ménages et du gouvernement, la dynamique des avoirs extérieurs nets est donnée par l'expression suivante :

$$\frac{S_t B_t^* / P_{Y,t} Y}{(1+i_t^*) \theta \left( \frac{S_t B_t^*}{P_{Y,t} Y_t} \right)} = \frac{S_t B_{t-1}^*}{P_{Y,t} Y_t} + \frac{P_{X,t} X_t}{P_{Y,t} Y_t} - \frac{P_{M,t} M_t}{P_{Y,t} Y_t} \quad (47)$$

L'équation comptable postulant l'égalité entre la somme du PIB ( $Y_t$ ) et des importations ( $M_t$ ) à la somme de la consommation publique ( $G_t$ ) et privée ( $C_t$ ), l'investissement ( $I_t$ ) et les exportations ( $X_t$ ). Cette égalité est donnée par l'expression suivante :

$$P_{Y,t} Y_t = P_{C,t} C_t + P_{H,t} G_t + P_{I,t} I_t + P_{X,t} X_t - P_{M,t} M_t \quad (48)$$

De plus, les importations sont constituées des produits pétroliers utilisés dans la consommation des ménages ( $C_{O,t}$ ) et dans le processus de production ( $O_{H,t}$ ) et de biens utilisés par les firmes intermédiaires :

$$P_{M,t} M_t = S_t \left( P_{F,t}^* Y_{F,t} + P_{O,t}^* (C_{O,t} + O_{H,t}) \right) \quad (49)$$

Pour ce qui est de l'utilisation finale des biens importés ( $Y_{F,t}$ ), elle est répartie entre la consommation ( $C_{F,t}$ ) et l'investissement ( $I_{F,t}$ ) :

$$Y_{F,t} = C_{F,t} + I_{F,t} \quad (50)$$

Quant aux exportations ( $X_t$ ), elles sont la somme de la vente d'une partie des biens intermédiaires domestiques ( $Y_{H,t}^*$ ) :

$$P_{X,t} X_t = S_t P_{H,t}^* Y_{H,t}^* \quad (51)$$

## II. 8. La Politique monétaire

Il est fréquent dans ce type de modèle de recourir à la famille de règles de Taylor (1999) pour traiter le comportement de l'autorité monétaire<sup>4</sup>. Une règle simple qui indique la réponse du taux d'intérêt ( $i_t$ ) aux variations de l'inflation ( $\pi_t$ ) et de

<sup>4</sup> La séparabilité de la fonction d'utilité permet de boucler le modèle par cette règle de Taylor.

l'output gap ( $\frac{Y_t}{\bar{Y}_t}$ ). Dans le cas du régime de change fixe, Kollmann (2001) et Lane et al. (2006) ont montré que l'on peut travailler avec la règle de Taylor modifiée selon l'approche suivante :

$$\frac{1+i_t}{1+i} = \left[ \frac{1+i_{t-1}}{1+i} \right]^{\psi_i} \left[ \frac{Y_t \bar{Y}_{t-1}}{\bar{Y}_t Y_{t-1}} \right]^{(1-\psi_i)\psi_y} \left[ \frac{1+\pi_t}{1+\bar{\pi}} \right]^{(1-\psi_i)\psi_\pi} \left[ \frac{1+S_t}{1+\bar{S}} \right]^{(1-\psi_i)\psi_s} \quad (52)$$

$$\psi_s \rightarrow +\infty$$

$$\text{Ou} \quad S_t = \bar{S} \quad (53)$$

### III. Estimation

#### III.1. Les données

Après linéarisation autour de l'état stationnaire des conditions de premier ordre et d'équilibre, le système est estimé avec des techniques bayésiennes.

Les données sont issues du World Economic Outlook (2010) du FMI. La période d'estimation s'étend de 1980 à 2010. Les données portent sur les taux de croissance, d'inflation, le taux d'intérêt nominal de l'UEMOA et du reste du monde<sup>5</sup>, le prix du pétrole réel, et l'inflation mesurée par le déflateur du PIB de l'UEMOA.

Au plan technique, l'estimation bayésienne s'appuie sur les travaux de Lubik et Schorfheide (2007) et Smets et Wouters (2003), An et Schorfheide (2007), De Jong et al. (2000). Cette approche permet de prendre en compte d'une part l'information a priori et d'autre part de contourner les problèmes d'identification liés à la méthode du maximum de vraisemblance (Canova (2007), Canova et Sala (2006)).

La solution du modèle log-linéarisé peut être représentée sous une forme espace-état, afin d'écrire la fonction de vraisemblance des données en appliquant le filtre de Kalman :

$$\hat{s}_t = A(\theta) \hat{s}_{t-1} + B(\theta) \eta_t \quad (54)$$

$$\hat{x}_t = C(\theta) \hat{s}_t \quad (55)$$

---

<sup>5</sup> Les pays avancés.

Où  $\hat{x}_t$  contient les variables observées, alors que le vecteur  $\hat{s}_t$  a des éléments inobservés, tels que les espérances conditionnelles, les variables naturelles ou les processus des chocs.  $\hat{\eta}_t$  est un vecteur de variables *i.i.d.* de moyenne nulle et de matrice de variances-covariances  $\Sigma(\theta)$ .

Soient  $p(\theta)$  la distribution a priori de  $\theta$  et  $L(X^T|\theta)$  la fonction de vraisemblance associée aux variables observées  $X^T = \{\hat{x}_t\}_{t=1}^T$ . La distribution a posteriori du vecteur de paramètres est proportionnelle au produit de la fonction de vraisemblance et de la distribution a priori de  $\theta$  et s'exprime comme suit :

$$p(\theta | X^T) \propto L(X^T | \theta) p(\theta) \quad (56)$$

L'approche bayésienne nécessite l'utilisation de simulations stochastiques, notamment les techniques de Monte Carlo par chaînes de Markov (Metropolis-Hasting algorithm).

S'agissant du calibrage, certains paramètres ne sont pas estimés et sont déterminés en leur assignant la valeur moyenne des grandeurs correspondantes. Ainsi, le facteur d'escompte est égal à la moyenne des taux d'intérêt brut de l'Union, soit 0,92. Les parts des produits pétroliers dans le panier de consommation et dans la fonction de production sont respectivement de 1,5% et 1%. Le coefficient de dépréciation est fixé à 10%. Les élasticités de substitution des différents types de travail et de biens sont fixées à 11, conformément à ce qui est fait dans la littérature. Les parts de la consommation privée, de l'investissement, des dépenses publiques, des exportations et des importations sur le PIB sont respectivement de 64,1%, 18%, 22,30%, 31,1% et 37,5%. S'agissant de la part du travail dans la formation de la valeur ajoutée, elle s'établit à 66%.

D'autre part, la proportion des produits importés dans les biens non pétroliers se situe à 65%. Les parts des biens locaux dans le panier de biens de consommation et d'investissement sont égales respectivement à 65% et 50%. Les autres grandeurs sont calculées en exploitant les relations à l'état stationnaire.

### III.2. Distributions a priori et a posteriori

Les distributions a priori reflètent les croyances que le modélisateur porte sur les paramètres à estimer. Certaines sont issues de la littérature économique. Le tableau ci-dessous donnent les distributions a priori des paramètres à estimer. Certains paramètres qui doivent être positifs suivent des distributions qui leur garantissent la positivité (variance des chocs et probabilité de réception des signaux pour les firmes intermédiaires).

De façon générale, les estimations ont montré que la plupart des distributions a posteriori sont différentes de celles a priori (voir annexes). Ce qui traduit l'apport d'informations des données d'estimation.

Les estimations montrent que la probabilité pour que les firmes changent de prix est plus faible pour les firmes intermédiaires domestiques que pour les firmes importatrices. La persistance des habitudes de consommation est estimée à 0,45. Ce qui traduit une certaine inertie dans la consommation des pays de l'UEMOA.

Les élasticités de substitution intra-temporelle entre biens locaux et biens importés dans les différents paniers sont supérieures à 1 ; ce qui permet d'affirmer que les informations apportées par les données utilisées dans l'estimation sont informatives.

Les coefficients d'indexation des firmes intermédiaires domestiques et exportatrices s'établissent respectivement à 0,26 et à 0,50 largement au-dessus de celui des firmes importatrices (0,19).

Tableau III.1 : Estimation des paramètres

Paramètre	Distribution	Moyenne	Ecart-type	Moyenne a posteriori	Borne Inf	Borne Sup
$\sigma_L$	Gamma	1,5	0,30	1,52	0,98	1,98
$h$	Beta	0,5	0,15	0,45	0,22	0,67
$\phi_L$	Beta	0,5	0,15	0,55	0,30	0,77
$\eta_C$	Gamma Inverse	1,00	5,00	1,57	0,38	2,88
$\eta_I$	Gamma Inverse	1,00	5,00	0,96	0,23	1,96
$\mu_\Omega$	Gamma Inverse	2,00	3,00	1,56	0,62	2,64
$\phi_{H_D}$	Beta	0,50	0,15	0,71	0,62	0,79
$\phi_{H_F}$	Beta	0,50	0,15	0,59	0,38	0,77

Paramètre	Distribution	Moyenne	Ecart-type	Moyenne a posteriori	Borne Inf	Borne Sup
$\phi_F$	Beta	0,50	0,15	0,42	0,30	0,55
$\chi_F$	Beta	0,50	0,25	0,19	0,00	0,41
$\chi_{H_F}$	Beta	0,50	0,25	0,50	0,14	0,92
$\chi_{H_D}$	Beta	0,50	0,25	0,26	0,01	0,52
$\chi_L$	Beta	0,50	0,25	0,10	0,08	0,12
$\omega_C$	Gamma Inverse	0,30	5,00	0,23	0,07	0,42
$\omega_H$	Gamma Inverse	0,30	5,00	0,31	0,08	0,68
$\eta_F$	Gamma Inverse	1,00	4,00	0,66	0,29	0,99
$\rho$	Gamma Inverse	1,00	4,00	0,04	0,02	0,05
$\rho_{A_H}$	Beta	0,50	0,20	0,31	0,06	0,56
$\rho_\gamma$	Beta	0,50	0,20	0,29	0,05	0,50
$\rho_{y^*}$	Beta	0,50	0,20	0,73	0,42	0,99
$\rho_{i^*}$	Beta	0,50	0,20	0,63	0,36	0,90
$\rho_{\pi^*}$	Beta	0,50	0,20	0,54	0,25	0,88
$\rho_g$	Beta	0,50	0,20	0,88	0,79	0,98
$\rho_{\zeta_L}$	Beta	0,50	0,20	0,49	0,18	0,83
$\rho_{\varepsilon_C}$	Beta	0,50	0,20	0,38	0,09	0,67
$\rho_{\zeta_I}$	Beta	0,50	0,20	0,40	0,10	0,69
$\rho_{\zeta_F^*}$	Beta	0,50	0,20	0,68	0,47	0,90

La plupart des chocs ne sont pas persistants et les écart-types des chocs sont relativement du même ordre que ceux trouvés dans la littérature.

Tableau III.2 : Estimation des écart-types

Paramètre	Distribution	Moyenne	Ecart-type	Moyenne a posteriori	Borne Inf	Borne Sup
$\sigma_{A_H}$	Gamma Inverse	1.00	Inf	0,37	0,22	0,54
$\sigma_\gamma$	Gamma Inverse	1.00	Inf	0,20	0,14	0,24
$\sigma_{y^*}$	Gamma Inverse	1.00	Inf	0,19	0,14	0,23
$\sigma_{i^*}$	Gamma Inverse	1.00	Inf	0,15	0,12	0,18

Paramètre	Distribution	Moyenne	Ecart-type	Moyenne a posteriori	Borne Inf	Borne Sup
$\sigma_{\pi^*}$	Gamma Inverse	1.00	Inf	0,14	0,12	0,17
$\sigma_{P'_O}$	Gamma Inverse	1.00	Inf	0,28	0,22	0,34
$\sigma_{\varepsilon_G}$	Gamma Inverse	1.00	Inf	0,50	0,33	0,69
$\sigma_{\zeta_L}$	Gamma Inverse	1.00	Inf	0,71	0,23	1,23
$\sigma_{\varepsilon_C}$	Gamma Inverse	1.00	Inf	0,47	0,26	0,68
$\sigma_{\zeta_I}$	Gamma Inverse	1.00	Inf	0,44	0,23	0,63
$\sigma_{\zeta_F^*}$	Gamma Inverse	1.00	Inf	0,19	0,15	0,24

#### IV. Analyse des résultats

Cette partie est destinée à l'examen de la propagation des fluctuations en réponse aux chocs. L'analyse s'appuie sur les fonctions de réponses impulsionnelles et la décomposition de la variance.

##### IV.1. Fonctions de réponses impulsionnelles

Dans l'analyse des fonctions de réponse impulsionnelle, les réactions de certaines variables d'intérêt que sont l'inflation, la croissance sont étudiées.

##### IV.1.a. Chocs de la productivité permanente et transitoire

L'analyse des fonctions de réponse impulsionnelle relatives aux chocs technologiques montre qu'une hausse de la productivité a un effet positif sur la croissance et fait baisser les prix.

En ce qui concerne la réponse de l'inflation à un choc permanent, les résultats montrent que les effets de ce choc sont plus importants que ceux du choc transitoire.

##### IV.1.b. Chocs sur les préférences, sur l'investissement

L'analyse de la réponse des chocs sur l'investissement et les préférences laissent apparaître une hausse de l'activité économique dans l'Union. Par contre, leur effet sur l'inflation est opposé. Pour ce qui est des préférences qui constituent un choc de demande, son relèvement induit une augmentation des prix à la consommation.

Toutefois, pour ce qui est du choc relatif à l'investissement que certains auteurs qualifient d'offre, sa hausse conduit à une baisse des prix.

#### **IV.1.c. Chocs sur les dépenses publiques**

A la suite d'un choc sur les dépenses publiques, une réponse relativement importante de la croissance est observée, puisqu'elles constituent une composante de la demande. Par ailleurs, les effets sur l'inflation restent très faibles.

#### **IV.1.d. Chocs sur les prix du pétrole**

Pour ce qui est du choc sur le prix du pétrole, les effets instantanés d'une hausse de 28% du prix réel du pétrole sont une baisse de l'activité de 0,2% et une augmentation des prix de l'ordre de 0,35%.

#### **IV.1.e. Chocs sur l'activité et l'inflation étrangères**

La croissance et l'inflation réagissent positivement à la suite d'une hausse de l'activité économique et des prix du reste du monde. Toutefois, l'inflation du reste du monde a un effet réduit sur l'activité domestique et non négligeable sur l'inflation des pays de l'UEMOA.

### **IV.2. Facteurs explicatifs des fluctuations**

Cette partie traite de la contribution relative des différents chocs à la volatilité des cycles conjoncturels de l'UEMOA. Contrairement à l'exercice d'analyse des fonctions de réponses impulsionnelles qui cherche à comprendre les effets de chaque choc sur des agrégats macroéconomiques, la décomposition de la variance s'impose comme un outil capable d'identifier les sources de fluctuations de ces mêmes variables. A cet égard, le modèle estimé par l'approche bayésienne est utilisé pour déterminer la contribution de chaque choc dans l'explication de la variabilité des variables.

L'analyse des fluctuations des agrégats d'intérêt sous le prisme de la décomposition de la variance permet de ressortir des résultats très importants en matière de politique économique. Ainsi, une part relativement importante des fluctuations de la croissance est expliquée par les chocs d'offre, notamment les chocs de productivité. Plus précisément, les chocs d'offre contribuent à plus de 48% aux fluctuations de la

croissance, et à plus de 15% de la volatilité de l'inflation. Toutefois, les chocs externes expliquent plus de 83% de la volatilité de l'inflation et plus de 33% des fluctuations de la croissance.

Tableau IV.1 : Décomposition de la variance (%)

	Chocs domestiques		Chocs externes
	Offre	Demande	
Croissance	48,29	18,43	33,28
Inflation	15,66	1,17	83,17

Source : Calculs de l'auteur

Pour ce qui est des chocs de demande, leur impact est peu significatif (1,17%) pour l'inflation, mais important pour la croissance (18%).

Il est clair qu'avec cette investigation, les autorités devront, pour assurer un développement durable et stable, s'appuyer sur des réformes structurelles capables d'absorber les différents chocs. Il est important de noter que même si la majeure partie des fluctuations économiques sont d'origine interne, il n'en demeure pas moins que les chocs externes participent à la modification de la structure économique de l'UEMOA et donc ils ne sont pas à négliger dans la résolution des problèmes d'instabilité macroéconomique.

## V. Exercice de prévision pour les cinq prochaines années

A partir du modèle estimé avec des techniques bayésiennes, il est procédé à un exercice de prévision de l'inflation et de la croissance à moyen terme pour les pays de l'UEMOA.

A cet effet, un scénario de référence permet d'aboutir à une prévision pour les cinq prochaines années (2011-2015). Les graphiques ci-dessous donnent une prévision de l'inflation et de la croissance, ainsi que leur intervalle de confiance.

**En 2011, l'inflation mesurée par les prix à la consommation de l'UEMOA devrait se situer à 2,5% contre 1,7% en 2010.** Ce niveau de l'inflation est proche de celui prévu

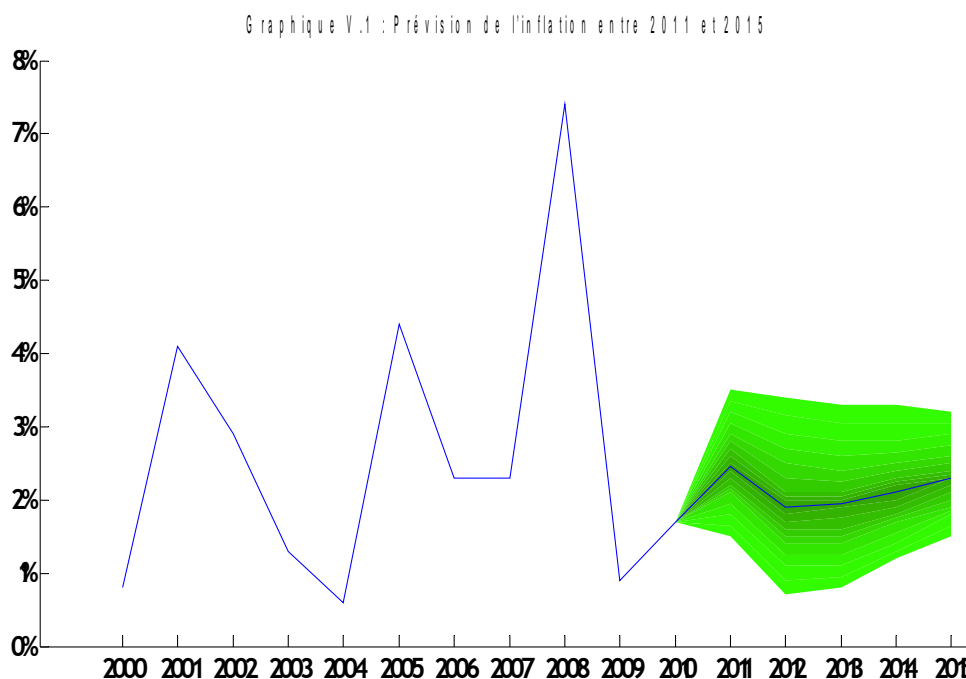


par les Services du FMI dans le cadre des perspectives économiques de l'Afrique Sub-saharienne d'Octobre 2010 (2,3%).

**S'agissant de la croissance**, l'activité économique de l'UEMOA devrait progresser de 3,6% en 2011. Pour les Services du FMI, le taux de croissance de l'UEMOA devrait s'établir à 4,4% en 2011.

Entre 2012 et 2015, l'inflation devrait se situer en moyenne à 2,1%, soit une hausse des prix de 2,0% en 2012, 2,0% en 2013, 2,2% en 2014 et 2,3% en 2015.

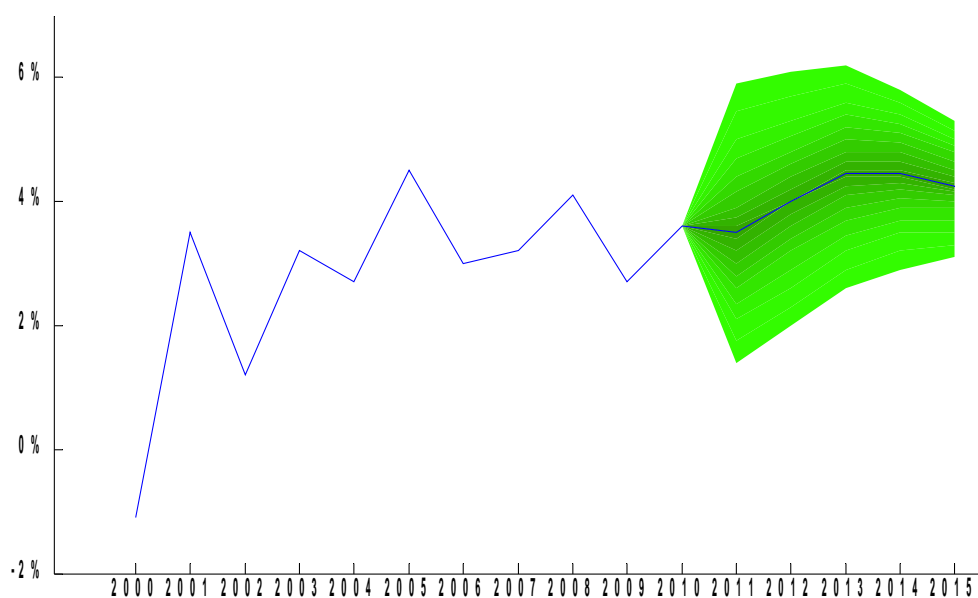
Pour ce qui est de la croissance des pays de l'UEMOA, le taux de croissance moyen est prévue à 4,3% entre 2012 et 2015, soit une hausse de l'activité économique de 4% en 2012, 4,4% en 2013, 4,4% en 2014 et 4,2% en 2015.



Cet exercice de prévision pourrait être affiné dès que l'environnement économique se modifie. A cet effet, il convient de recourir aux prévisions conditionnelles<sup>6</sup> qui s'appuient sur la définition future de certaines variables du modèle (activité du reste du monde, l'inflation étrangère, le prix réel du pétrole, etc.).

<sup>6</sup> La commande `conditional_forecast` permet d'introduire des scénarii.

Graphique V.2 : Prévission de la croissance entre 2011 et 2015



D'autre part, on peut remarquer que la prévision donnée par le modèle pourrait servir de référence et de base de travail pour procéder à l'élaboration des prévisions de l'inflation. La plupart des Banques Centrales utilisent les résultats de plusieurs modèles maison pour statuer définitivement sur les prévisions de l'inflation.

## Conclusion

La mise en place de politiques économiques capables d'assurer un environnement macroéconomique stable est un impératif pour tout pays, en particulier, pour ceux qui ont un destin en commun et qui veulent atteindre un développement durable. En effet, la compréhension des origines des fluctuations macroéconomiques et la confection d'outils d'analyse et de prévision économique constituent une étape cruciale dans la mise en œuvre de politiques économiques adéquates. Ce travail, avec l'aide d'un modèle d'équilibre général stochastique bayésien a tenté de répondre à la question relative à la mise en place d'un modèle de prévision de l'inflation pour le moyen terme dans l'UEMOA.

Dans un premier temps, cet outil a montré qu'une part relativement importante des fluctuations de la croissance est expliquée par les chocs d'offre (48,3%). Toutefois, les chocs externes expliquent plus de 83% de la volatilité de l'inflation et plus de 33% des fluctuations de la croissance.

Dans un second temps, l'exercice de prévision a montré qu'en 2011, l'inflation mesurée par les prix à la consommation de l'UEMOA devrait se situer à 2,5% et l'activité économique devrait progresser de 3,6%. A moyen terme (2012-2015), l'inflation devrait se situer en moyenne à 2,1% et le taux de croissance moyen serait de l'ordre de 4,3%.

En perspective, ce modèle peut être étendu pour prendre en compte d'autres caractéristiques de l'UEMOA pour mieux cerner les politiques économiques, notamment celles relatives à la politique budgétaire.

## Références

- [1] **An Sungbae et F. Schorfheide** (2007) "Bayesian Analysis of DSGE Models" *Econometric Reviews*, 26(2-4), 2007, 113-172.
- [2] **Altig, D., Christiano, L., Eichenbaum, M. et J. Linde** (2003) "The Role of Monetary Policy in the Propagation of Technology Shocks " manuscript, Northwestern University.
- [3] **Altig, D., Christiano, L., Eichenbaum, M. et J. Linde** (2004), "Firm-Specific Capital, Nominal Rigidities and the Business Cycle" Working Paper No. 176, Sveriges Riksbank.
- [4] **Berger Helge et Emil Stavrev** (2008) "The Information Content of Money in Forecasting Euro Area Inflation", IMF Working paper n°166.
- [5] **Calvo, G.** (1983) "Staggered prices in utility-maximizing framework," *Journal of Monetary Economics* 12: 383-98.
- [6] **Canova Fabio** (2007) *Methods for Applied Macroeconomic Research*, Princeton University Press.
- [7] **Canova F. et L. Sala** (2006) "Back to square one: identification in DSGE models" ECB Working paper.
- [8] **Christiano, L, Eichenbaum, M. et C. Evans** (1999), "Monetary Policy Shocks: What Have We Learned and to What End?" *Handbook of Macroeconomics*, ed.s Michael Woodford et John Taylor, North Holland.
- [9] **Christiano, L., Eichenbaum, M. et C. Evans** (2005), "Nominal Rigidities and the Dynamic Effects of a Shock to Monetary Policy," *Journal of Political Economy* 113(1): 1-45.
- [10] **Clarida R., Gali J. et M. Gertler** (1999), "The Science of Monetary Policy: A New Keynesian Perspective," *Journal of Economic Literature*, American Economic Association, vol. 37(4), pages 1661-1707

- [11] **DeJong, D., B. Ingram, et C. Whiteman** (2000), "A Bayesian Approach to Dynamic Macroeconomics," *Journal of Econometrics* 98(2): 203-23.
- [12] **Diop Mouhamadou B.** (2010) "Dynamique du compte courant au Sénégal : VAR Structurel vs Modèle dynamique d'équilibre général stochastique", *Revue Ouest Africaine de Sciences Economiques et Gestion*, vol 2, n°1.
- [13] **Diop Mouhamadou B. et Abdoulaye Fame** (2007) " Sources de fluctuations économiques au Sénégal ", Document d'Etude de la DPPE n°04.
- [14] **Diop Mouhamadou B. et KalidouThiaw** (2010) "Différentiel d'inflation une union monétaire : le cas de l'UMOA", Document d'Etude de la DPPE n°17.
- [15] **Erceg, Ch., D W. Henderson et A. T. Levin** (2000) "Optimal monetary policy with staggered wage and price contracts" *Journal of Monetary Economics* 46(2): 281-313.
- [16] **Gali J. et T. Monacelli** (2005) "Monetary Policy and Exchange Rate Volatility in a Small Open. Economy," *Review of Economic Studies*, Volume 72, Number 3.
- [17] **Kollmann R.** (2001) "Explaining international comovements of output and asset returns: The role of money and nominal rigidities," *Journal of Economic Dynamics and Control*, vol. 25(10), pages 1547-1583.
- [18] **Kydland, F. et E. Prescott** (1982), "Time to Build and Aggregate Fluctuations," *Econometrica* 50: 134570.
- [19] **Lane Philip R. Michael B. Devereux et Juanyi Xu,** (2006) "Exchange Rates and Monetary Policy in Emerging Market Economies," *Economic Journal*, Royal Economic Society, vol. 116(511), pages 478-506, 04.
- [20] **Lubik T. et F. Schorfheide** (2006) "A Bayesian Look at New Open Economy Macroeconomics." in *NBER Macroeconomics Annual 2005*, edited by M. Gertler and K. Rogoff, 313-66. MIT Press.
- [21] **Lubik T. et F. Schorfheide** (2006) "Do Central Banks Respond to Exchange Rates? A Structural Investigation", *Journal of Monetary Economics*, 54(4), 2007, 1069-1087

- [22] **Medina, J. P., A. Munro, et C. Soto** (2007), "What Drives the Current Account in Commodity Exporting Countries? The Cases of Chile and New Zealand," Working Paper 446, Central Bank of Chile.
- [23] **Medina, J. P. et C. Soto** (2007a), "Copper Price, Fiscal Policy and Business Cycle in Chile," Working Paper 458, Central Bank of Chile.
- [24] **Medina, J. P. et C. Soto** (2007b), "The Chilean business cycles through the lens of a stochastic general equilibrium model " Working Papers N° 457, Central Bank of Chile.
- [25] **Rabanal P. et J. Rubio-Ramírez** (2005) "Comparing New Keynesian Models of the Business Cycle: A Bayesian Approach", *Journal of Monetary Economics*, Vol. 52, September, pp. 1151-1166.
- [26] **Reynard Samuel** (2007) "Maintaining Low Inflation, Money, Interest Rates, and Policy Stance", *Journal of Monetary Economics*, 54(5), 1441–71.
- [27] **Schmitt-Grohé, S. et M. Uribe** (2003), "Closing Small Open Economy Models," *Journal of International Economics* 61: 163-85.
- [28] **Shanaka J. Peiris et Magnus Saxegaard** (2007) "An Estimated DSGE Model for Monetary Policy Analysis in Low-Income Countries, Closing Small Open Economy Models", IMF Working paper n°282.
- [29] **Sims, C.** (1980), "Macroeconomics and Reality," *Econometrica* 48(1): 1-48.
- [30] **Sims, C.** (1992) "Interpreting the Macroeconomic Time Series Facts: The Effects of Monetary Policy," Cowles Foundation Discussion Papers 1011, Cowles Foundation for Research in Economics, Yale University.
- [31] **Smets, F. et R. Wouters** (2002), "Openness, imperfect exchange rate pass-through and monetary policy " *Journal of Monetary Economics*, 2002, 49, (5), 947-981.
- [32] **Smets, F. et R. Wouters** (2003) "An Estimated Stochastic Dynamic General Equilibrium Model of the Euro Area," *Journal of the European Economic Association* 1: 1123-75.
- [33] **Smets, F. et R. Wouters** (2007), "Shocks and Frictions in US Business Cycles: A Bayesian DSGE Approach," CEPR Discussion Papers 6112.

[34] **Steinbach R, R. Mathuloe, P, et B. Smit** (2009) "An Open Economy New Keynesian DSGE model of the South African Economy". *South African Journal of Economics*, 77: 207-227.

[35] **Svensson Lars** (2000) "Does the P\* Model Provide Any Rationale for Monetary Targeting?", *German Economic Review*, 1, 69–81.

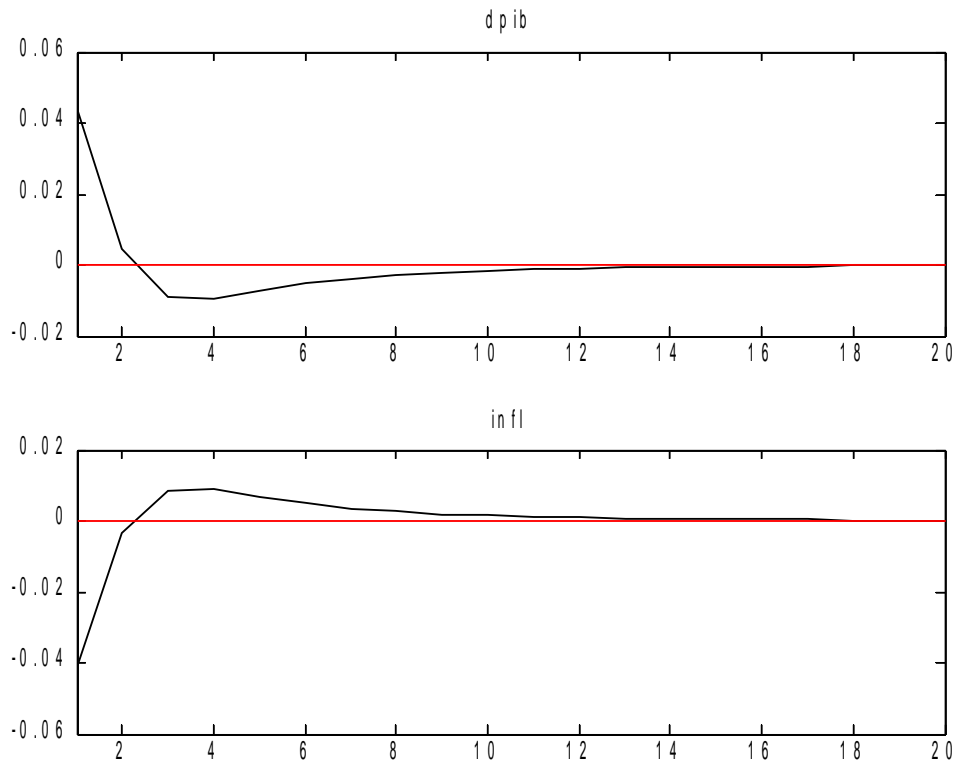
[36] **Taylor, John B.**, (1999) "The robustness and efficiency of monetary policy rules as guidelines for interest rate setting by the European central bank," *Journal of Monetary Economics*, vol. 43(3), pages 655-679.

[37] **Tovar, C. E.** (2008) "DSGE models and central banks" *Bank for International Settlements Working Paper No. 258*.

[38] **Woodford, M.** (2003), *Interest and Prices: Foundations of a Theory of Monetary Policy*, Princeton University Press.

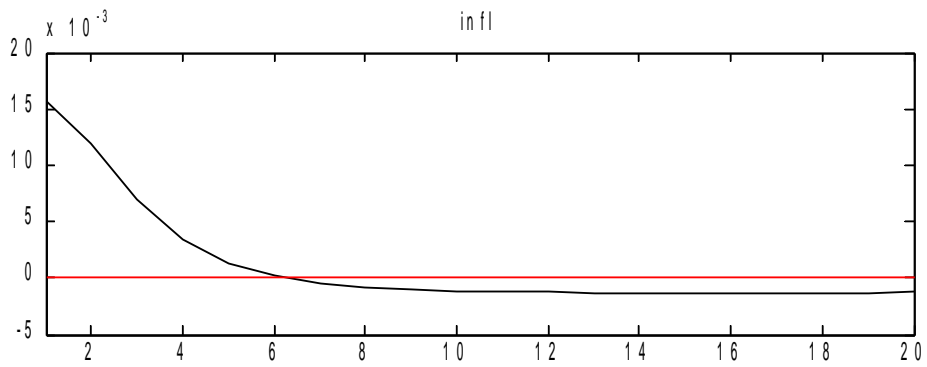
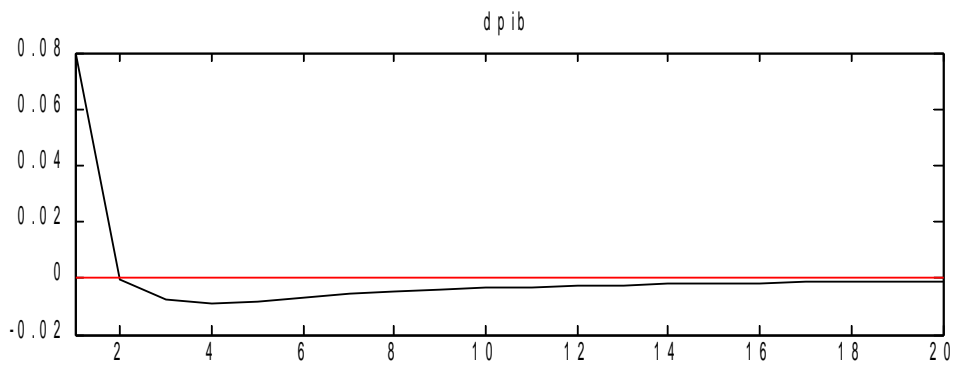
## Annexes

### Choc sur la productivité transitoire

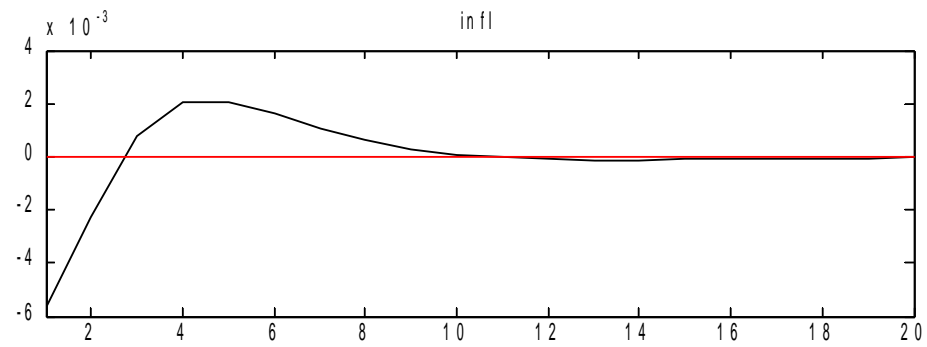
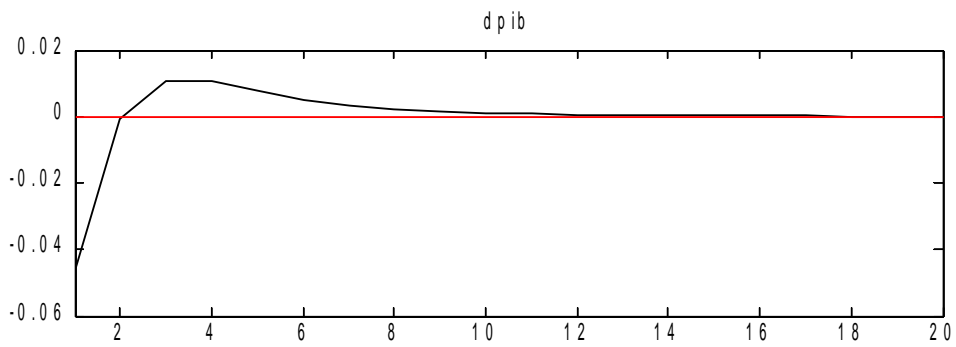


### Choc sur l'activité externe

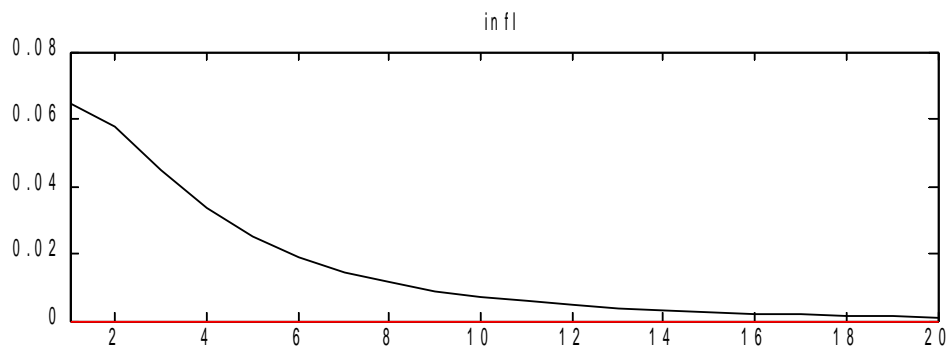
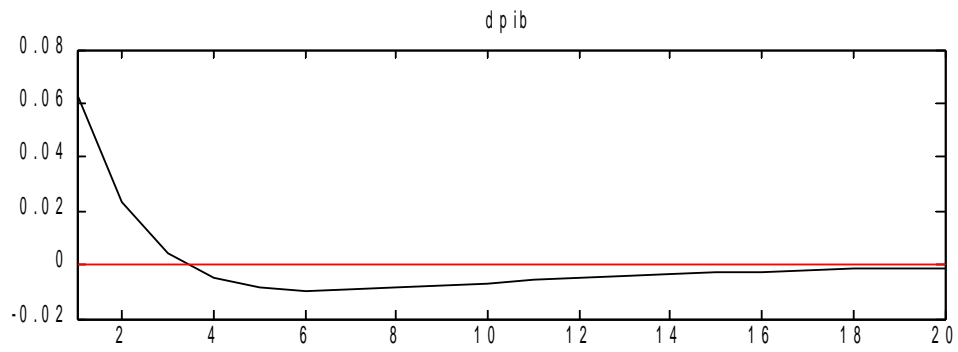




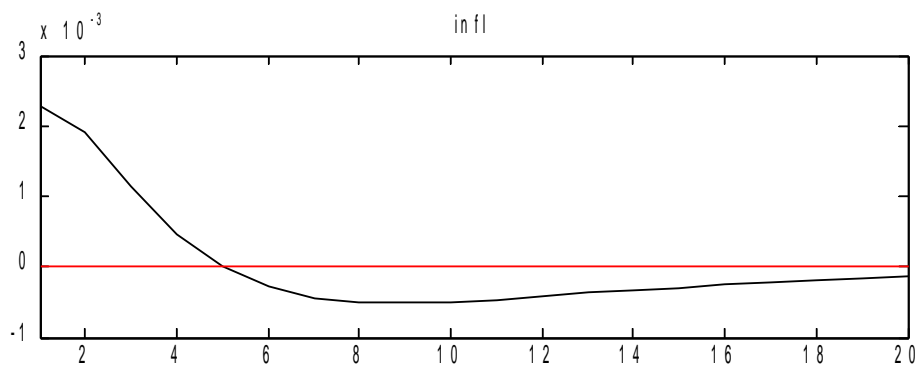
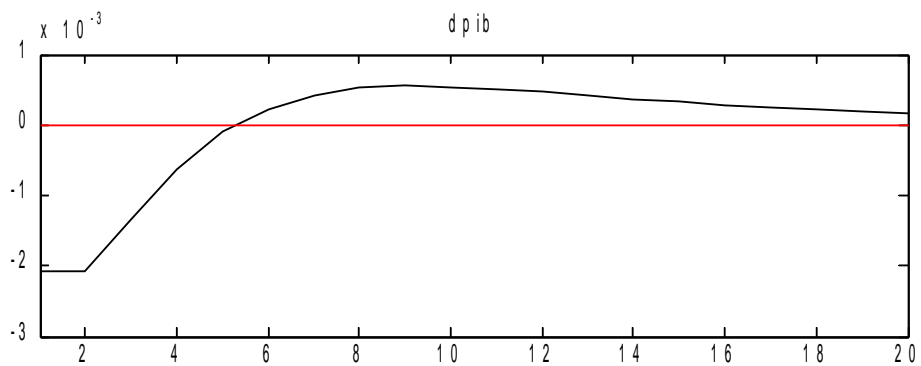
**Choc sur le taux d'intérêt étranger**



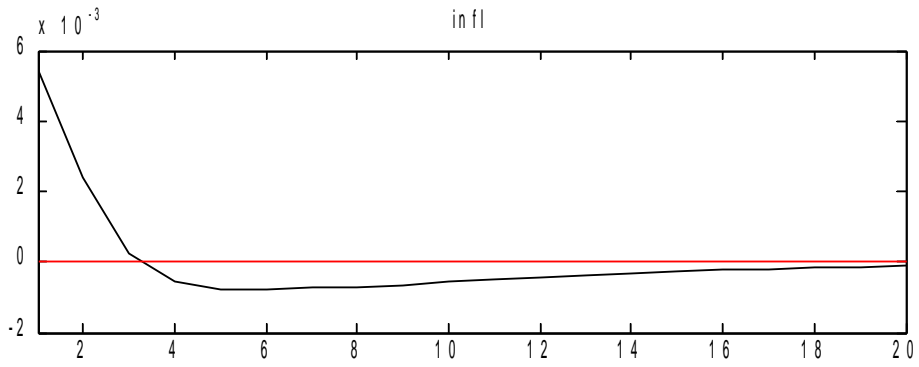
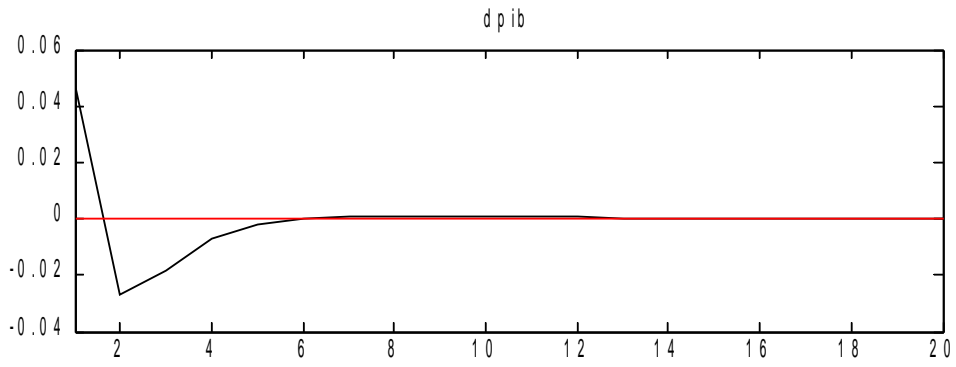
## Choc sur l'inflation étrangère



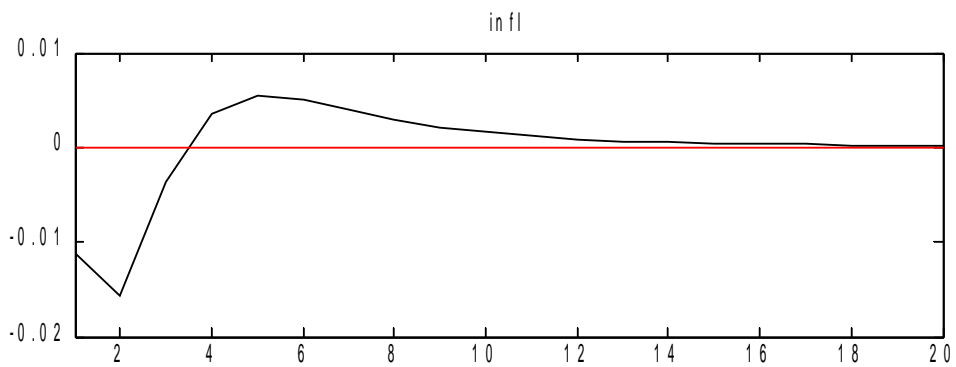
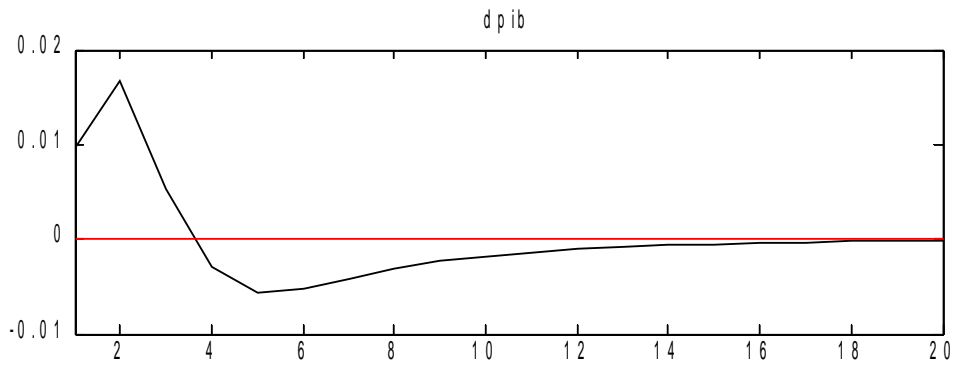
## Choc sur le travail



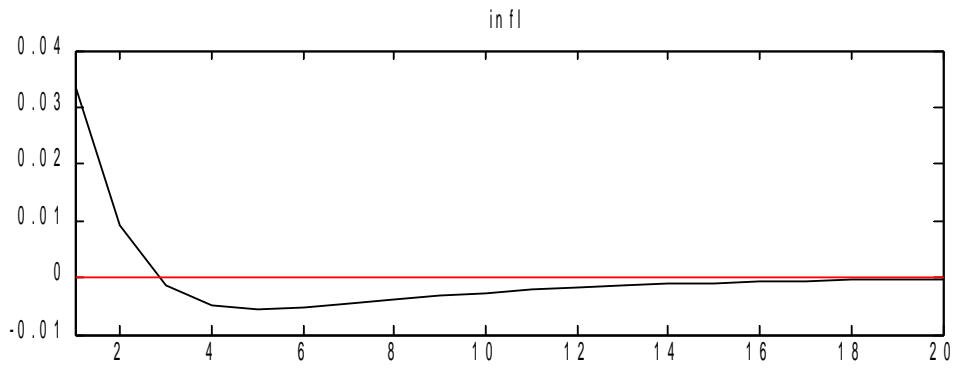
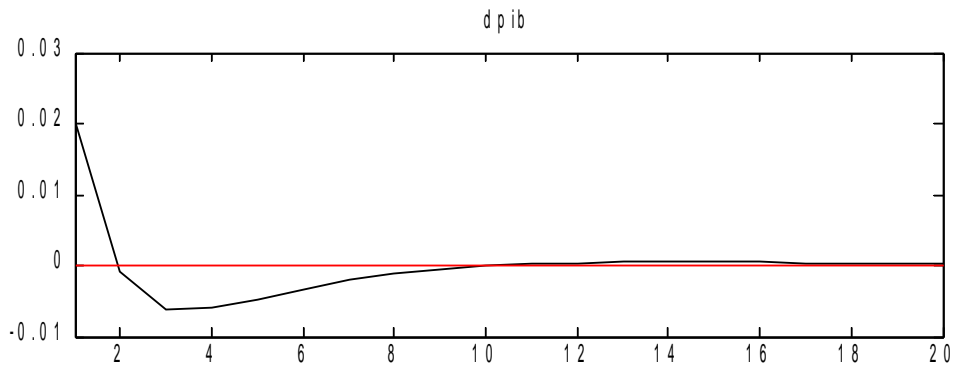
## Choc sur les préférences



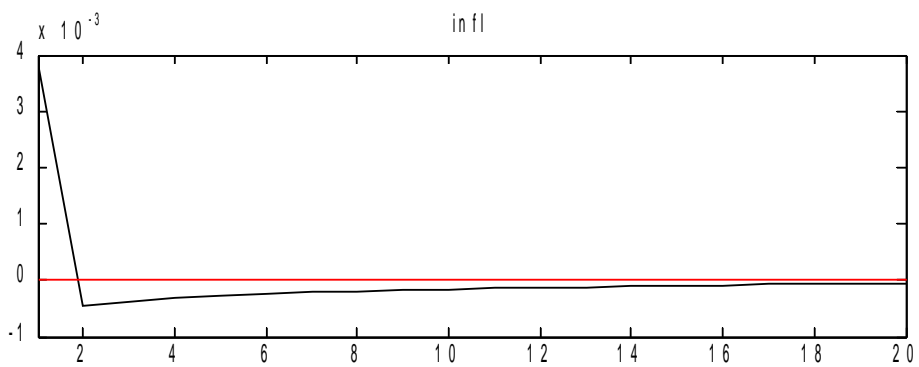
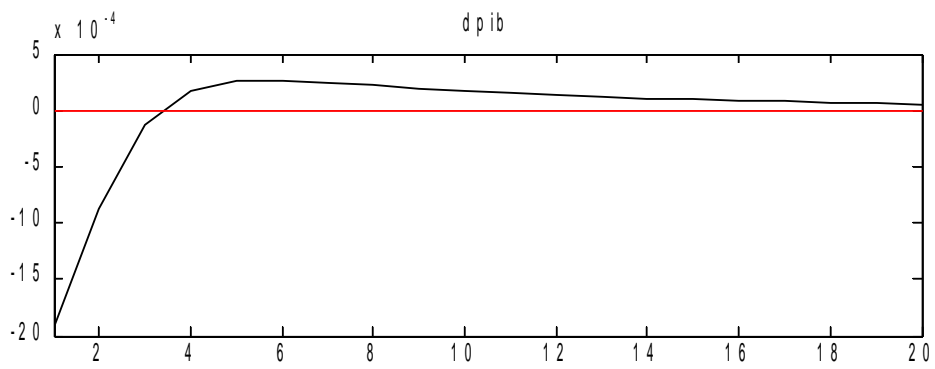
### Choc sur l'investissement



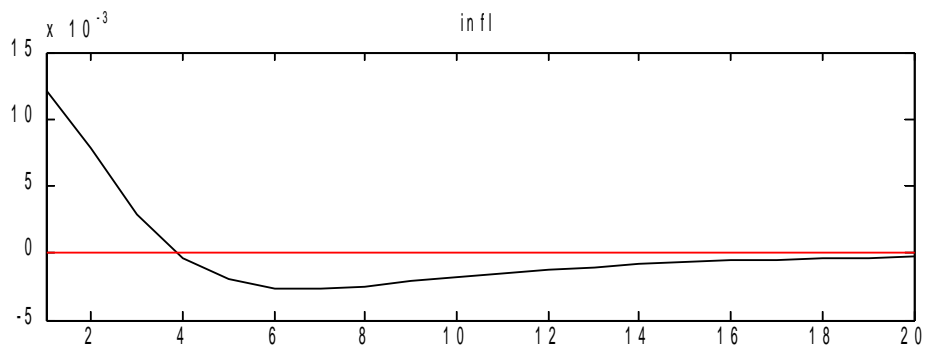
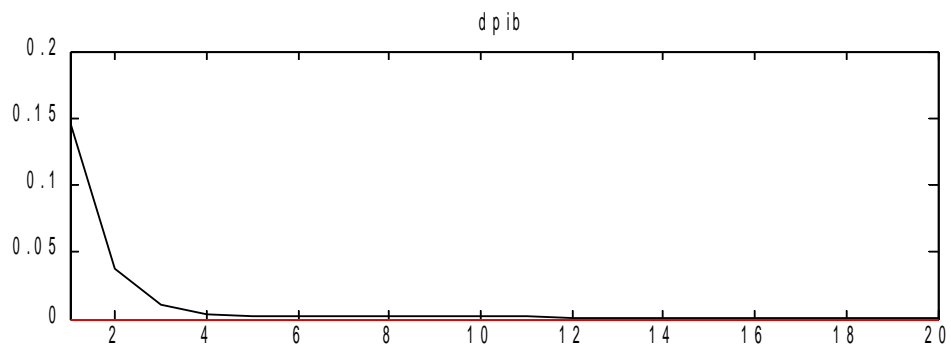
### Choc des prix importés relatifs



### Choc sur les prix du pétrole



### Choc sur la productivité permanente



**Choc sur les dépenses publiques**

