

**CAHIER 0197**

**TERMES DE L'ÉCHANGE ENDOGÈNES ET  
CYCLES ÉCONOMIQUES RÉELS :  
UNE APPLICATION À LA CÔTE-D'IVOIRE**

Bernardin AKITOBY<sup>1</sup>

<sup>1</sup> Centre de recherche et développement en économique (C.R.D.E.)  
et Département de sciences économiques, Université de Montréal

Février 1997

---

Cette recherche a été réalisée dans le cadre du Programme d'analyses et de recherches économiques appliquées au développement international (PARADI), financé par l'Agence canadienne de développement international (ACDI) à titre de centre d'excellence et relevant du Centre de recherche et développement en économique (C.R.D.E.) de l'Université de Montréal et du Centre de recherche en économie et finance appliquées (CRÉFA) de l'Université Laval. Je remercie le PARADI pour son appui financier.

Robert Kollmann m'a incité à réaliser cette étude. Sans ses encouragements, ses multiples suggestions et son soutien financier, je n'aurais pas pu mener à terme cette recherche. Qu'il veuille trouver ici l'expression de ma profonde gratitude.

J'ai eu avec Emanuela Cardia plusieurs discussions très constructives. Je me suis grandement inspiré de ses travaux sur les cycles réels. Qu'elle trouve ici l'expression de mes sincères remerciements.

Je remercie deux rapporteurs anonymes pour leurs commentaires et suggestions.

## **ABSTRACT**

We build a real business cycle model of a semi-small open economy to study endogenously the movements in terms of trade in the Ivory Coast. The main goal of this paper is to answer two key questions : Can domestic supply and foreign demand shocks account for fluctuations in terms of trade? What is the relative importance of supply versus foreign demand shocks in terms of trade dynamics? Our results suggest that both disturbances are necessary to explain terms of trade fluctuations. We also find that both types of disturbances have a significant impact on economic fluctuations in the Ivory Coast.

Key words : real business cycles, terms of trade shocks, stochastic general equilibrium

## **RÉSUMÉ**

À l'aide d'un modèle de cycles réels, la présente étude vise à expliquer, de façon endogène, les fluctuations des termes de l'échange en Côte-d'Ivoire. Pour ce faire, nous cherchons principalement à répondre aux deux questions suivantes : les chocs d'offre et de demande sur le marché d'exportation suffisent-ils à expliquer les variations des termes de l'échange? Et quelle est leur importance relative dans la dynamique des termes de l'échange? Les résultats montrent que les deux chocs considérés expliquent bien la volatilité des termes de l'échange. Nous avons noté que ces deux sources d'impulsions ont un impact significatif sur les fluctuations économiques en Côte-d'Ivoire.

Mots clés : cycles économiques, chocs des termes de l'échange, équilibre général stochastique

## 1. INTRODUCTION

Kydland et Prescott (1982), dans un article original, ont soutenu que les chocs technologiques suffisent à expliquer les fluctuations économiques dans une économie fermée. Depuis lors, plusieurs auteurs se servent du même cadre théorique pour expliquer les faits empiriques en économie ouverte, soit dans un modèle à deux pays [voir, par exemple, Backus, Kehoe et Kydland (1993)], soit dans une petite économie ouverte [Cardia (1991), Macklem (1993) et Mendoza (1991, 1992)]. Les deux derniers auteurs ont particulièrement analysé le rôle d'un choc exogène des termes de l'échange comme source de cycles économiques. Bien qu'étant très utile, cette approche ne permet pas d'expliquer les fluctuations du prix relatif des biens exportables (variable déterminante en économie ouverte) et n'est pas non plus adéquate pour l'étude des cycles économiques dans les pays disposant d'une certaine influence sur le marché international. Jusqu'aux études récentes, les différents modèles de cycles réels n'ont pas réussi à reproduire la variabilité du prix relatif externe. Dans leur revue de la littérature, Backus, Kehoe et Kydland (1993), en mettant en relief cette insuffisance, soulignent que les modèles théoriques sous-estiment la variance observée de cette variable par un facteur de plus de 6.

Notre principal objectif, au cours de la présente étude, est d'essayer d'expliquer les fluctuations des termes de l'échange et d'évaluer empiriquement l'importance relative des chocs d'offre et de demande comme sources de fluctuations économiques dans une semi-petite économie ouverte. Notre modèle, vu comme une extension de celui de Mendoza (1992), présente, entre autres, une différence fondamentale : le caractère endogène des termes de l'échange dont la dynamique reflète l'influence des chocs internes de productivité et des chocs extérieurs affectant la demande d'exportation.

Les faits empiriques à expliquer seront ceux de la Côte-d'Ivoire, premier pays exportateur de cacao et figurant parmi les cinq plus gros exportateurs de café; ces deux produits primaires procurent plus de 50 % des recettes d'exportation à la Côte-d'Ivoire qui exporte essentiellement des produits primaires de base.

Le reste de l'étude est organisé comme suit : la deuxième section analyse la causalité entre la production exportée et le prix. La section 3 décrit le modèle. Dans la section suivante, nous présentons la méthode numérique de résolution. La section 5 présente les faits stylisés de la Côte-d'Ivoire. La sélection des paramètres du modèle est discutée dans la section 6. L'analyse des résultats de simulation est faite dans la section 7. Enfin, la dernière section fournit une brève conclusion.

## 2. TEST D'ENDOGENÉITÉ DU PRIX À L'EXPORTATION<sup>1</sup>

L'hypothèse fondamentale de notre modèle est le caractère endogène des termes de l'échange. Il convient donc de montrer que le prix à l'exportation ne peut être considéré exogène pour les principaux produits exportés (cacao et café); ce qui signifie, en termes économétriques, que la production exportée « cause » le prix au sens de Granger. Pour tester ce lien de causalité, nous allons utiliser l'approche de Sims (1972) en estimant, par les moindres carrés ordinaires, l'équation suivante :

$$Q_t = \sum_{j=0}^1 b_j P_{t-j} - \sum_{j=1}^1 d_j P_{t+j} - u_t,$$

où  $u_t$  est un élément stochastique i.i.d.<sup>2</sup> avec  $E(u_t) = 0$  et  $E(u_t^2) = \sigma^2$ .  $Q_t$  désigne la production exportée et  $P_t$  le prix à l'exportation<sup>3</sup>. Rappelons que pour tester la causalité de  $Q_t$  vers  $P_t$ , la procédure de Sims (1972) consiste à régresser  $Q_t$  sur les valeurs retardées, présente et futures de  $P_t$  et ensuite à tester conjointement la nullité des coefficients liés aux valeurs futures de  $P_t$ . La structure de retards et d'avances qui élimine l'autocorrélation des résidus est de deux pour le cacao et de quatre pour le café. Cette

---

<sup>1</sup> Dans le cadre du test, les données utilisées sont annuelles et couvrent la période 1960-1990. Les séries sur les prix proviennent de Banque mondiale (1992), « Price Prospects for Major Commodities », et les séries sur les quantités sont tirées des Annuaire du Commerce de la FAO.

<sup>2</sup> Identiquement et indépendamment distribué.

<sup>3</sup> Nous avons rendu ces deux séries stationnaires en prenant la différence première de leur logarithme.

structure de retards et d'avances est déterminée en les augmentant graduellement et en testant à chaque fois l'absence d'autocorrélation par le test de Durbin-Watson.

Une fois estimée l'équation ci-dessus, il ne reste qu'à tester l'hypothèse  $d_j = 0 \forall j$ ; si cette hypothèse nulle est rejetée, on en conclut que Q cause P ( $Q \rightarrow P$ ). Le test est basé sur la distribution de Fisher  $F(1, T - 2l - 1)$  où T représente le nombre d'observations utiles compte tenu des variables retardées.

Les résultats des régressions ainsi que le test de Fisher sont reportés dans les tableaux 1 et 2. Les seuils de signification sont de 0.005 (pour le cacao) et de 0.055 (pour le café). Il s'ensuit que les prix du cacao et du café ne peuvent être considérés exogènes dans le cas de la Côte-d'Ivoire. Sur cette base, nous essayerons de construire un modèle qui puisse reproduire la dynamique des termes de l'échange.

### 3. LE MODÈLE

On considère une semi-petite économie ouverte, au sens de Buitier (1990), qui ne peut influencer le taux d'intérêt mondial sur le marché des capitaux et prend donc ce taux comme donné; en revanche, sur le marché des biens exportables, le pays dispose d'une grande part de marché et peut, dans une certaine mesure, influencer ses termes de l'échange par le biais du prix à l'exportation.

On suppose que le pays est spécialisé dans la production d'un bien d'exportation et en produit également un autre, non échangeable, à des fins de consommation interne. Les données sur la part des différents biens dans la consommation révèlent que le cacao et le café ne sont pas consommés localement [voir Michel et Noël (1984)]. Collange (1993), dans son étude sur la Côte-d'Ivoire, distingue également un secteur d'exportation (cacao et café) qui ne fournit rien au marché domestique. Le pays importe un troisième bien qui sert tant à la consommation qu'à l'investissement. Des statistiques de la BCEAO<sup>4</sup>, il ressort que les biens d'investissement importés représentent en

---

<sup>4</sup> La BCEAO est la Banque Centrale des États de l'Afrique de l'Ouest.

moyenne 65 % du total des importations et 17 % du PIB. Or, la part de l'investissement total dans le PIB est en moyenne de 19 %. Donc, nous supposons, sans perte de généralité, que l'investissement total est constitué exclusivement du bien d'importation. Nous postulons la mobilité parfaite du facteur travail entre les deux secteurs de l'économie. L'offre de travail est déterminée de façon exogène.

### 3.1 Les préférences

Dans le pays, il existe un nombre fini de consommateurs identiques vivant éternellement. Le consommateur représentatif tire son utilité de la consommation des biens non échangeable et importé, offre le travail et détient des actifs financiers.

Sous sa contrainte budgétaire, le consommateur choisit un plan de consommation intertemporel qui maximise la somme actualisée des utilités attendues de chaque période.

$$V_t = u_t(c_t^f, c_t^n) + \beta_t(c_t^f, c_t^n) \cdot E_t V_{t+1} \quad (1)$$

où  $E_t$  représente l'espérance conditionnelle à l'ensemble d'informations en  $t$  et  $V_t$ , la somme escomptée des utilités instantanées.

$$u_t(c_t^f, c_t^n) = \lambda \ln(c_t^f) - (1 - \lambda) \ln(c_t^n) \quad (2)$$

$$\beta_t(c_t^f, c_t^n) = \exp(-h(c_t^f, c_t^n)) \quad (3)$$

$$h(c_t^f, c_t^n) = \beta \ln[1 - (c_t^f)^\lambda (c_t^n)^{(1-\lambda)}] \quad (4)$$

$$\beta > 0; \quad \lambda > 0; \quad (5)$$

$c_t^f$  : consommation du bien importé;

$c_t^n$  : consommation du bien non échangeable;

$\lambda$  : la part du bien importé dans le panier composite de consommation.

$\beta(c_t^f, c_t^n)$  représente le taux subjectif d'escompte entre les périodes  $t$  et  $t + 1$ . La forme fonctionnelle retenue pour  $\beta(c_t^f, c_t^n)$  a été inspirée par Mendoza (1992) et garantit l'existence d'un équilibre stationnaire unique.

Il importe de mentionner le rôle joué par le taux d'escompte endogène. Dans le cas d'une petite économie ouverte pour laquelle le taux d'intérêt est constant et exogène, l'existence d'un état stationnaire déterministe requiert que le taux subjectif d'escompte (s'il est constant) soit, en tout temps, égal au taux d'intérêt; ce qui introduit une racine unitaire dans le modèle<sup>5</sup> : le processus de la consommation est alors caractérisé par l'équation dynamique  $C_{t+1} = C_t + \eta_{t+1}$  où  $\eta_{t+1}$  est un terme d'erreur de moyenne nulle et i.i.d. Dans la littérature, il existe deux méthodes permettant de contourner cette difficulté.

La première consiste à considérer que les consommateurs ont une durée de vie finie et font face à une probabilité constante de mourir. Blanchard (1985), Frenkel et Razin (1986) et Cardia (1991) ont adopté cette approche dans leurs études.

La deuxième découle de l'idée de Uzawa (1968) d'endogénéiser le taux d'escompte psychologique; c'est cette méthode que nous utilisons dans la présente étude, à l'instar de plusieurs auteurs, souvent cités, comme Lucas et Stokey (1984), Obstfeld (1981), Epstein (1987) et Mendoza (1991, 1992). Comme le fait remarquer Mendoza (1991), et nous l'avons constaté en comparant son étude à celle de Cardia (1991), les deux méthodes donnent des prédictions similaires.

En choisissant le bien importé comme numéraire, la contrainte budgétaire du consommateur s'écrit comme suit :

---

<sup>5</sup> Nous remercions les deux rapporteurs anonymes pour nous avoir amenés à préciser ce détail technique important.

$$A_{t+1} = (1 - r)(A_t - W_t \bar{L} - \pi_t - p_t^n c_t^n - c_t^f) \quad (6)$$

où

$r$  : le taux d'intérêt réel mondial;

$W_t$  : le taux de salaire qui prévaut dans l'économie;

$\bar{L}$  : l'offre de travail exogène;

$\pi_t$  : les profits réalisés dans le secteur du bien d'exportation;

$p_t^n$  : le prix relatif du bien non échangeable;

$A_t$  : la richesse financière réelle des agents.

$$A_t = b_t - f_t - q_t K_{t-1} \quad (7)$$

Les ménages détiennent leur richesse financière sous trois formes : les obligations émises par le gouvernement ( $b_t$ ), les actifs détenus sur le reste du monde et transigés sur le marché financier international parfaitement intégré et enfin les droits sur les firmes du secteur du bien non échangeable. Étant donné que la fonction de production dans ce secteur est homogène dans les deux inputs et que le coût d'ajustement du capital est linéairement homogène dans l'investissement et le stock de capital, il s'ensuit que la valeur de la firme est égale au produit du  $Q$  de Tobin et du stock de capital [voir Hayashi (1982) pour la démonstration de ce résultat].

À l'équilibre, la solution au problème du consommateur est caractérisée par les séquences  $\{A_{t+1}\}_0^\infty$ ,  $\{c_t^f\}_0^\infty$ ,  $\{c_t^n\}_0^\infty$  qui maximisent la fonction objectif (1) sous la contrainte de ressources (6). En excluant des « jeux de Ponzi », les conditions d'optimalité s'expriment comme suit :

$$(1 - r) \beta_t E_t \{u_{1,t+1} - \beta_{1,t+1} E_{t+1} V_{t+2}\} = u_{1,t} - \beta_{1,t} E_t V_{t+1} \quad (8)$$



$$\frac{u_{2,t}}{u_{1,t}} = p_t^n \quad (9)$$

où  $u_{i,t}$  et  $\beta_{i,t}$  représentent les dérivées de  $u_t$  et  $\beta_t$  par rapport au  $i^e$  argument.

La condition (8) est connue sous le nom d'équation d'Euler. Elle tient compte de l'effet du changement dans la consommation sur le taux d'escompte intertemporel. L'expression (9) nous donne la condition d'optimalité statique : le taux marginal de substitution entre le bien non échangeable et le bien importé est égal au rapport de prix.

## 3.2 Technologie

L'économie produit un bien non échangeable et un bien d'exportation.

### 3.2.1 Secteur du bien non échangeable

La firme représentative opère avec une technologie Cobb-Douglas à rendements d'échelle constants :

$$Y_t^n = K_t^\phi L_t^{n1-\phi} \quad (10)$$

où  $K_t$  et  $L_t^n$  représentent respectivement le stock de capital et l'input travail. La fonction de production par tête  $y_t^n = f(k_t)$  est strictement croissante et concave ( $f'(k_t) > 0$ ,  $f''(k_t) < 0$ ) et satisfait les conditions suivantes (conditions d'Inada) :

$$f(0) = 0; \lim_{k_t \rightarrow 0} f'(k_t) = \infty; \lim_{k_t \rightarrow \infty} f'(k_t) = 0. \quad (11)$$

En tenant compte du taux de dépréciation ( $\delta$ ), le stock de capital évolue selon l'équation dynamique :

$$K_t - K_{t-1} = I_t - \delta K_t \quad (12)$$

où  $I_t$  est l'investissement brut. Au cours du processus d'investissement, les firmes font face à un coût d'ajustement convexe :

$$C_t(K_t, K_{t-1}) = \frac{\psi}{2} \frac{(K_t - K_{t-1})^2}{K_t} \quad (13)$$

où  $\psi$  est le paramètre du coût d'ajustement.

L'équation (12) implique que l'investissement devient immédiatement productif durant la période de sa réalisation. Une telle dynamique en présence de coûts d'ajustement se retrouve également dans Blanchard et Fischer (1989, p. 299), Sargent (1987, p. 399), Craine (1975) et Cardia (1991). Sargent (1987) considère les coûts d'ajustement comme des coûts internes liés au fait que la firme ajuste rapidement son stock de capital. Par ailleurs, les coûts d'ajustement permettent d'endogénéiser le taux d'investissement [voir Craine (1975) et Hayashi (1982)]. En l'absence de ces coûts, les firmes ajusteraient instantanément le stock de capital à son niveau de long terme, le taux d'intérêt étant exogène. Dans un tel cas, le modèle ne pourrait pas reproduire les fluctuations de l'investissement observées dans les données<sup>6</sup>.

---

<sup>6</sup> Le paramètre du coût d'ajustement sera calibré de telle sorte que le modèle reproduise, dans la simulation de base, les fluctuations de l'investissement observées dans la réalité.

Le problème de la firme représentative consiste à choisir des séquences d'input travail  $\{L_t^n\}_0^\infty$  et d'investissement  $\{I_t^n\}_1^\infty$  afin de maximiser la valeur de la firme  $VF_t$ <sup>7</sup>, représentant la somme actualisée des profits présent et futurs, sous les contraintes (10), (12) et (13) :

$$\begin{aligned} & \text{Max} VF_t \\ & I_t, L_t^n \\ & \text{s.c (10), (12), (13)} \end{aligned} \quad (14)$$

$$VF_t = E_t \sum_{i=0}^{\infty} \left( \frac{1}{1-r} \right)^i \left\{ p_{t+i}^n Y_{t+i}^n - W_{t+i} L_{t+i}^n - C_{t+i}(K_{t+i}, K_{t-1+i}) - I_{t+i} \right\} \quad (15)$$

On suppose que le marché du bien non échangeable est compétitif et donc les firmes de ce secteur prennent le prix comme donné. En dérivant  $VF_t$  par rapport à  $K_{t+i}$  et  $L_{t+i}^n$ , on obtient les conditions optimales du programme de la firme.

$$\begin{aligned} \partial K_{t+i} : & p_{t+i}^n Y_{K,t+i}^n - \psi(K_{t+i} - K_{t+i-1})/K_{t+i} - \psi/2[(K_{t+i} - K_{t+i-1})/K_{t+i}]^2 \\ & - (1 - \delta) - \frac{1}{(1-r)} [\psi(K_{t+i+1} - K_{t+i})/K_{t+i+1} - 1] = 0 \end{aligned} \quad (16)$$

$$\partial L_{t+i}^n : p_{t+i}^n Y_{L,t+i}^n = W_{t+i} \quad (17)$$

---

<sup>7</sup> Pour les détails sur la formulation de la valeur de la firme, voir Blanchard et Fisher (1989, 294-295).

La condition de transversalité est donnée par :

$$\begin{aligned} \lim_{T \rightarrow \infty} (1 / 1 - r)^T (p_T^n Y_{K,T} - \Psi[(K_T - K_{T-1}) / K_T]) \\ - \frac{\Psi}{2} [(k_T - K_{T-1}) / K_T]^2 - (1 - \delta)) = 0 \end{aligned} \quad (18)$$

Elle traduit le fait que la valeur actualisée de la contribution marginale du stock de capital au profit est nulle lorsque l'horizon temporel tend vers l'infini. Si cette condition est réalisée, on peut considérer comme optimal le programme d'investissement résultant de l'expression (16). La condition (17) équivaut à l'égalité de la productivité marginale du travail et du salaire réel.

Le comportement optimal de l'investissement en fonction du Q de Tobin résulte de la factorisation de la condition (16) :

$$K_t - K_{t-1} = \frac{1}{\Psi} (q_t - 1) K_t \quad (19)$$

où

$$q_t \equiv \sum_{i=0}^{\infty} \left( \frac{1}{1 - r} \right)^i \left( p_{t+i}^n Y_{k,t+i}^n - \frac{\Psi}{2} (K_{t+i} - K_{t+i-1})^2 / K_{t+i}^2 - \delta \right) \quad (20)$$

$q_t$  le prix d'une unité de capital installé est égal à la somme actualisée des productivités marginales (augmentées de la réduction du coût d'ajustement due à l'accroissement du capital) présente et futures du capital. La dynamique de  $q_t$  découlant de l'expression (20) est donnée par :

$$E_t q_{t+1} = (1 - r)(q_t - p_t^n Y_{K,t}^n - \frac{\Psi}{2} (K_t - K_{t-1})^2 / K_t^2 - \delta) \quad (21)$$

### 3.2.2 Secteur du bien exportable

Selon l'étude de Michel et Noël (1984, p. 88) sur la Côte-d'Ivoire, la part du capital dans la valeur ajoutée du secteur d'exportation (cacao et café) est négligeable et se situe à 0.03<sup>8</sup>. Sans perte de généralité, nous supposons que seul le travail sert d'input dans le secteur d'exportation.

$$Q_t^e = \exp(a_t)\gamma_0 L_t^e \quad (22)$$

$Q_t^e$  : production du secteur d'exportation;

$\gamma_0$  : productivité marginale du travail.

Le choc technologique ( $a_t$ ) qui affecte la productivité marginale du travail suit un processus stationnaire de Markov de premier ordre :

$$a_t = \rho_1 a_{t-1} - \varepsilon_t; \quad |\rho_1| < 0. \quad (23)$$

Suivant l'hypothèse standard dans la modélisation du marché international du cacao et du café, nous considérons que chacune de ces matières premières est un bien homogène produit par l'entreprise exportatrice et un certain nombre de concurrents à l'étranger<sup>9</sup>.

La fonction de demande est à élasticité constante :

$$p_t^e = (Q_t^e - Q_t^{rw})^{-\frac{1}{\varepsilon_1}} R_t^{\frac{\varepsilon_2}{\varepsilon_1}} \quad (24)$$

---

<sup>8</sup> Ceci n'est pas surprenant quand on se souvient que, du fait de la division internationale du travail, les PVD se sont spécialisés dans les produits primaires à très haute intensité de main-d'oeuvre.

<sup>9</sup> Cette hypothèse d'homogénéité se retrouve notamment dans Banque mondiale (1982a, b), Weymar (1968) et Acquah (1972). La production du reste du monde étant maintenue constante durant les simulations, les résultats obtenus ne dépendent pas de l'hypothèse d'homogénéité.

$-\varepsilon_1$  : l'élasticité-prix de la demande d'exportation;

$\varepsilon_2$  : l'élasticité-revenu de la demande d'exportation;

$Q^{rw}$  : les exportations du reste du monde sur le marché international. Elles seront supposées constantes durant nos simulations;

$R_t$  : la moyenne pondérée des revenus des principaux pays importateurs. On suppose que  $R_t$  suit un processus AR(1),  $R_t = \rho_2 R_{t-1} + \varepsilon_t$ ;  $|\rho_2| < 1$ .

Les fluctuations des termes de l'échange ( $p_t^e$ ) peuvent se désagréger en deux parties :

- une composante endogène reflétant l'effet de la production du bien exportable sur le prix;
- une autre, exogène, due aux fluctuations du revenu dans les pays importateurs de ce bien.

Le gouvernement impose une taxe proportionnelle ( $\tau_t$ ) sur l'output du secteur d'exportation. En tenant compte du taux de la taxe, de la contrainte de production et de la fonction de demande, la firme exportatrice détermine la quantité d'input travail et la quantité de production qui maximisent son profit. Il est important de mentionner que, si le pays dans son ensemble a une certaine influence sur le prix, les producteurs<sup>10</sup>, quant à eux, prennent le prix comme donné; dès lors, le comportement du producteur représentatif doit refléter cette réalité.

En résolvant le programme d'optimisation du producteur, on obtient la condition du premier ordre :

---

<sup>10</sup> La production du pays résulte de l'activité d'une infinité de petits producteurs identiques dans leur comportement d'optimisation.

$$(1 - \tau_t)p_t^e = \frac{W_t}{\gamma_0 \exp(a_t)} \quad (25)$$

### 3.3 Le gouvernement

En Côte-d'Ivoire, l'État prélève d'importantes taxes d'exportation sur le cacao et le café. Par exemple, en 1989, pour un prix au producteur de 400 FCFA par kilogramme de cacao, la taxe d'exportation était de 100 FCFA<sup>11</sup>. Par ailleurs, le gouvernement, par le biais de la Caisse de Stabilisation, sert d'intermédiaire entre les producteurs et le marché international. Notre travail doit faire ressortir le rôle de l'État dans le secteur d'exportation, dans la mesure où son intervention influence la dynamique des termes de l'échange.

Puisque le pays dispose d'un certain pouvoir de marché, l'imposition d'une taxe, en réduisant l'offre d'exportation, affecte le prix. Certains auteurs pensent que la taxe d'exportation diminue la volatilité du prix des exportations [voir Shome (1995)]. Notre objectif étant l'étude des variations des termes de l'échange, il apparaît opportun d'introduire un secteur gouvernemental conformément à la réalité ivoirienne.

On considère un gouvernement dont les dépenses courantes en bien non échangeable n'affectent ni l'utilité marginale des ménages ni les fonctions de production. L'État finance ses dépenses par l'endettement et les revenus de la taxe sur le secteur du bien d'exportation. La contrainte budgétaire du gouvernement en termes réels peut s'écrire comme suit :

$$b_{t+1} = (1 + r)(b_t + G_t - T_t) \quad (26)$$

où

$$G_t = p_t^n G_t^n \quad (27)$$

---

<sup>11</sup> Source : Chalmin et Gombeaud (1989, p. 68). Notons qu'en 1989, 1 FF = 50 FCFA. Depuis la dévaluation du FCFA en janvier 1994, la parité est de 1 FF = 100 FCFA.

$$T_t = \tau_t p_t^e Q_t^e \quad (28)$$

$b_t$  : la dette de L'État à l'instant  $t$ ;

$G_t^n$  : les dépenses gouvernementales en bien non échangeable;

$T_t$  : le montant de la taxe sur les exportations.

En excluant des « jeux de Ponzi », la contrainte de budget intertemporelle du gouvernement est :

$$b_t = \sum_{i=0}^{\infty} (1 - r)^{-i} (T_{t+i} - G_{t+i}) \quad (29)$$

Pour garantir que L'État respecte sa condition de solvabilité, nous spécifions une règle pour le comportement des dépenses publiques :

$$G_t = -\alpha_g \frac{b_t}{1 - r}, \quad \alpha_g > r. \quad (30)$$

Ce genre de spécification a été aussi utilisé par Blanchard (1985), Buiter (1990), Cardia (1991) et Kollmann (1992).

### 3.4 Équilibre de marché

La fermeture du modèle requiert que tous les marchés soient en équilibre. Ainsi, les conditions d'équilibre sur les marchés du bien non échangeable, du travail et des actifs étrangers s'énoncent comme suit :

$$Y_t^n = c_t^n - G_t^n \quad (31)$$



$$L_t^n - L_t^e = \bar{L} \quad (32)$$

$$f_{t+1} = (1 - r)(f_t - p_t^e Q_t^e - c_t^f - G_t^f - \frac{\Psi}{2}(K_t - K_{t-1})^2 / K_t - I_t) \quad (33)$$

### 3.5 Équilibre macro-économique

L'équilibre macro-économique découle de l'ensemble des équations (1), (8), (9), (17), (19), (21), (22), (24), (25), (26), (30), (31), (32) et (33). Étant donné les processus stochastiques exogènes  $\{a_t, R_t\}$ , l'équilibre est caractérisé par les processus stochastiques des 12 variables endogènes  $\{K_t, f_t, b_t, q_t, V_t, c_t^f, c_t^n, p_t^e, p_t^n, W_t, Q_t^e, L_t^n\}$  qui satisfont les équations définissant l'équilibre.

## 4. LA MÉTHODE NUMÉRIQUE DE RÉOLUTION DU MODÈLE

Le modèle ne peut être résolu analytiquement. Pour obtenir une solution approximative, nous linéarisons, autour de l'état stationnaire déterministe, l'ensemble des équations qui définissent l'équilibre général. Cette approche, utilisée par King, Plosser et Rebelo (1988), fut suivie par plusieurs auteurs dont Kollmann (1990) et Stockman et Tesar (1990). Le système linéarisé se réduit à la forme matricielle suivante<sup>12</sup> :

$$E_t X_{t+1} = G_1 X_t - G_2 E_t Y_{t+1} - G_3 Y_t - G_4 E_t Z_{t+1} \quad (34)$$

$$Y_t = M_1 X_t - M_2 Z_t \quad (35)$$

où

$$X_t' = (\hat{K}_t, \hat{f}_t, \hat{b}_t, \hat{q}_t, \hat{V}_t, \hat{c}_t^f) \quad (36)$$

<sup>12</sup> Les éléments des différentes matrices  $G_i$  et  $M_i$  sont des fonctions compliquées des paramètres du modèle. Ils peuvent être obtenus sur demande.

$$Y'_t = (\hat{c}_t^n, \hat{p}_t^e, \hat{p}_t^n, \hat{W}_t, \hat{q}_t^e, \hat{L}_t^n) \quad (37)$$

$$Z'_t = (a_t, R_t). \quad (38)$$

Les six variables contenues dans  $X_t$  définissent les six équations dynamiques du système. Après substitution, les équations (34) et (35) se réécrivent sous la forme espace-état suivante :

$$E_t X_{t+1} = W \cdot X_t - L_1 \cdot Z_t - L_2 \cdot E_t Z_{t+1} \quad (39)$$

En supposant que  $Z_t$  suit un vecteur autorégressif d'ordre un,  $Z_t = \Omega \cdot Z_{t-1} + \varepsilon_t$ , l'équation (39) devient

$$E_t X_{t+1} = W \cdot X_t - L \cdot Z_t \quad (40)$$

avec  $L = L_1 + \Omega \cdot L_2$ . Les trois premiers éléments du vecteur  $X_{t+1}$  sont des variables prédéterminées, puisqu'ils dépendent uniquement des variables connues en  $t$ ; quant aux trois derniers, ils sont non prédéterminés dans la mesure où ils peuvent être fonction de variables non connues en  $t$ .

La solution numérique du modèle découle de l'application de la méthode suggérée par Blanchard et Kahn (1980) pour la résolution des équations dynamiques à anticipations rationnelles. Selon la proposition (1) de Blanchard et Kahn (1980), il existe une solution unique, correspondant à un point de selle, si le nombre de valeurs propres de  $W$  à l'extérieur du cercle unitaire est égal au nombre de variables non prédéterminées contenues dans  $X_t$ . Ceci est vérifié dans notre modèle.

## 5. LES FAITS STYLISÉS

Les faits stylisés de l'économie ivoirienne sont élaborés à partir des séries annuelles, de 1960 à 1990, provenant des annuaires « Statistiques Financières Internationales » du FMI et des « World Tables » de la Banque mondiale. Nous avons transformé ces séries en termes réels en les mesurant au prix constant d'importation, puisque le bien d'importation constitue le numéraire dans le modèle théorique; ce choix fut aussi adopté par Svensson et Razin (1983), Greenwood (1984) et Mendoza (1992). Les statistiques reportées au tableau 3 découlent des séries réelles dont les logarithmes ont été filtrés par la méthode de Hodrick-Prescott.

Les faits stylisés concernant le PIB, la consommation, l'investissement et l'épargne présentent une similarité qualitative (et parfois quantitative) avec ceux reportés par Backus, Kehoe et Kydland (1993) et Stockman et Tesar (1990) dans leurs études sur les pays du G-7. On note, entre autres, que : la consommation est presque aussi volatile que l'output; l'investissement et l'épargne sont plus volatils que l'output et positivement corrélés. Tous les agrégats sont procycliques et positivement autocorrélés.

Par ailleurs, la composante cyclique des termes de l'échange présente une persistance moyenne caractérisée par un coefficient d'autocorrélation de 0.36; ceci se situe bien en deçà de la moyenne de 0.62 observée pour l'ensemble des pays (développés et en développement) étudiés par Mendoza (1992). Quant à la balance commerciale, elle est environ 3.4 fois plus volatile que les termes de l'échange. Ce fait contraste fortement avec les évidences empiriques établies par Mendoza (1992) qui trouve un ratio moyen de 1.3.

Enfin, la corrélation entre la production exportée et les termes de l'échange est de -0.32.

## 6. LA CALIBRATION DU MODÈLE

L'étalonnage du modèle a été faite de telle sorte que la structure de notre économie théorique corresponde autant que possible à celle du pays, objet de notre étude. Certains paramètres proviennent des données, d'autres sont tirés des études faites sur la Côte-d'Ivoire ou, à défaut, sur des pays à structure économique similaire.

En ce qui concerne le taux de dépréciation du capital ( $\delta$ ), il n'existe aucune estimation; nous avons retenu la valeur 0.10, courante dans la littérature sur les PVD comme la Côte-d'Ivoire [voir Senhadji (1994)]. Étant donné ce taux de dépréciation, la part du capital ( $\phi$ ) dans la valeur ajoutée du secteur non échangeable a été fixée à un niveau qui permet de reproduire au mieux le ratio investissement sur PIB observé dans les données de la Côte-d'Ivoire. Pour  $\phi = 0.4$ , ce ratio est de 0.17, ce qui est très proche de la moyenne réelle 0.19. Comme il est d'usage dans les modèles RBC<sup>13</sup>, le paramètre du coût d'ajustement ( $\psi = 0.575$ ) est calibré pour reproduire (dans la simulation de base) l'écart-type observé de l'investissement.

Selon une étude de Tuinder (1978) sur la Côte-d'Ivoire, le taux moyen de taxe sur le café et le cacao est d'environ 0.20. Le paramètre  $\alpha_g$  de l'équation (30) a été calibré dans le but de reproduire au mieux, à l'état stationnaire, le ratio consommation gouvernementale sur PIB tiré des données réelles, soit 0.12. Pour  $\alpha_g = 0.10$ , ce rapport est de 0.13 dans le modèle.

Les détails sur la calibration de la productivité marginale du travail ( $\gamma_0$ ) dans le secteur d'exportation sont fournis à l'annexe 1. Précisons ici que la valeur de  $\gamma_0$ , 1.52, découle des conditions imposées à l'état stationnaire par les équations (17), (20), (21) et (25). En accord avec la majorité des modèles RBC, y compris ceux portant sur les PVD, nous retenons une valeur de 0.04 pour le taux d'intérêt réel sur le marché international des capitaux.

---

<sup>13</sup> RBC signifie Real Business Cycles.

La part de la consommation dans le PIB (0.62) et celle des biens importés dans la consommation finale ( $\lambda = 0.25$ ) proviennent des données et correspondent à une moyenne sur la période d'étude. À l'état stationnaire, l'équation dynamique (8) découlant du programme du consommateur impose que le taux d'escompte endogène ( $\beta(c^f, c^n)$ ) soit égal à  $1 / (1 + r)$  ; le paramètre  $\lambda$  étant déjà connu, une fois calculées les consommations  $c^f$  et  $c^n$  à l'état stationnaire, l'équation (8) nous donne la valeur du paramètre  $\beta$  du taux d'escompte subjectif ( $\beta = \ln(1 + r) / \ln[1 + (c^f)^\lambda (c^n)^{1-\lambda}]$ ).<sup>14</sup> On trouve  $\beta = 0.08$ .

Les valeurs des élasticités-prix ( $-\varepsilon_1$ ) et revenu ( $\varepsilon_2$ ) retenues dans la simulation de base sont respectivement de -0.20 et 1.99. Elles sont tirées d'études de la Banque mondiale (1982) sur le cacao et le café. La plupart des estimations de l'élasticité-prix se situent aux alentours de -0.20; Néanmoins, nous avons fait une analyse de sensibilité avec une valeur de -0.30. Une autre analyse de sensibilité est réalisée en réduisant l'élasticité-revenu de 1.99 à 1; Ce dernier chiffre est bien compris dans l'intervalle des estimations de la Banque mondiale (1982).

Le tableau suivant compare les ratios de structure du modèle théorique avec ceux de l'économie ivoirienne :

	MODÈLE	DONNÉES
Exportation/PIB	0.40	0.37
Importation/PIB	0.21	0.24
Investissement/PIB	0.17	0.19
Consommation gouvernementale/PIB	0.13	0.12
Consommation/PIB	0.62	0.62
Consommation importée/consommation	0.25	0.25

Il reste à fournir une estimation des paramètres des processus stochastiques (AR(1)) suivis par les chocs de productivité ( $\hat{a}_t$ ) et de demande étrangère ( $\hat{R}_t$ ). Le

<sup>14</sup> La fonction  $\ln(\cdot)$  désigne le logarithme népérien.

coefficient d'autocorrélation de  $\hat{a}_t$  été estimé par celui de la composante cyclique du logarithme du PIB réel de la Côte-d'Ivoire; sa variance correspond à celle des résidus de la régression AR(1) effectuée sur la même variable. On trouve  $\rho_1 = 0.70$ ;  $\sigma_{\hat{a}_t}^2 = (0.0645)^2$ . Étant donné l'absence de données sur le stock de capital en Côte-d'Ivoire<sup>15</sup>, on ne peut utiliser la méthode des résidus de Solow pour estimer les paramètres du choc de productivité. Rappelons que le revenu  $R_t$  est une moyenne pondérée des PIB des principaux pays importateurs que sont la France, les Pays-Bas, les États-Unis, l'Italie, l'Allemagne et le Royaume-Uni. Nous avons retenu comme coefficient de pondération la part de chaque pays dans les exportations de la Côte-d'Ivoire. En appliquant à  $R_t$  la même procédure que précédemment [estimation d'un processus AR(1)], on obtient  $\rho_2 = 0.54$ ;  $\sigma_{R_t}^2 = (0.0127)^2$ .

## 7. LES RÉSULTATS DE SIMULATION

### 7.1 Fonctions de réponse aux impulsions

Les fonctions de réponse aux impulsions mettent en relief la dynamique du modèle. Les figures (1.a) à (1.h) décrivent les fonctions de réponse des différents agrégats à l'accroissement temporaire de 1 % du choc de productivité ( $a_t$ ). Ces fonctions de réponse sont présentées en déviation par rapport à l'état stationnaire du modèle. Nous insistons ici sur le fait que les effets reportés sur les graphiques ne peuvent qu'être transitoires; le choc n'étant pas permanent, il sera amorti avec le temps et toutes les variables convergeront vers l'état stationnaire initial. Quelles sont les réactions immédiates des variables endogènes à un choc technologique dans le secteur du bien d'exportation? Un choc positif  $a_t$  entraîne une détérioration des termes de l'échange (figure 1a), à cause de la corrélation négative entre la production exportable et le prix. La chute du prix l'emporte sur la hausse du volume des exportations et il s'ensuit une baisse de la valeur

---

<sup>15</sup> Le même problème se pose dans la plupart des PVD.

des exportations (figure 1f). En définitive, la hausse de la production exportable aboutit à un choc négatif sur le revenu réel (figure 1b). Comment les consommateurs réagissent-ils à cette baisse de revenu réel? Leur réaction est conforme à l'hypothèse de revenu permanent [voir Blanchard et Fisher (1989)] qui sous-tend tout modèle d'optimisation intertemporelle comme le nôtre : puisque la chute du revenu réel est transitoire, la consommation baisse aussi (figure 1c), mais dans une moindre mesure (effet de lissage de la consommation), d'où une chute de l'épargne (figure 1e).

À la faveur du choc positif dans le secteur du bien exportable, on observe un accroissement temporaire de la productivité du travail entraînant une nouvelle allocation du facteur travail au profit de ce secteur. La contraction de l'emploi dans le secteur non échangeable provoque une baisse de la productivité marginale du capital dans ce secteur<sup>16</sup>, d'où l'effet dépressif du choc  $a_t$  sur l'investissement (figure 1d). La baisse de l'investissement (composé exclusivement de biens importés) se cumule avec celle de la consommation pour expliquer le recul des importations (figure 1g).

La dégradation de la balance commerciale (figure 1h) montre bien que la réaction négative des exportations au choc d'offre est plus forte que celle des importations. À l'instant d'impact du choc, la balance commerciale atteint son plancher. Au fur et à mesure que le choc se résorbe, la dégradation du solde commercial s'atténue progressivement jusqu'au niveau de l'état stationnaire initial. Cette dynamique de la balance commerciale rappelle la courbe en J<sup>17</sup>. Le comportement de la balance commerciale découle en grande partie de l'effet-lissage de la consommation. Rappelons que le solde commercial est égal au PIB moins l'absorption. Étant donné que la consommation baisse moins que le revenu réel (PIB) suite au choc, il se dégage un déficit commercial en dépit de la chute des investissements.

---

<sup>16</sup> La technologie de production du bien non échangeable est une fonction Cobb-Douglas;  $f_{k,1} > 0$ , ce qui signifie qu'une chute de l'emploi entraînera une baisse de la productivité marginale du capital.

<sup>17</sup> En général, la courbe en J décrit l'évolution de la balance commerciale après une dévaluation monétaire et tient au fait que l'effet-prix est instantané alors que les gains de compétitivité prennent du temps à se manifester.

## 7.2 Les prédictions quantitatives du modèle

Afin de confronter les prédictions quantitatives du modèle théorique avec les faits stylisés, le modèle a été simulé 100 fois sur 30 périodes. Nous avons choisi 30 périodes, car les données réelles couvrent 30 années.

Les résultats de simulation (propriétés cycliques du modèle) sont reportés dans les tableaux 4 à 8. Pour calculer les différentes statistiques, le logarithme de chaque série brute simulée a été passé au filtre de Hodrick-Prescott afin d'enlever la tendance. Le modèle étant linéarisé autour de l'état stationnaire initial ( $\hat{x}_t = x_t - x_0$ ), il suffit d'ajouter à  $\hat{x}_t$  la valeur à l'état stationnaire ( $x_0$ ) pour obtenir la série brute ( $x_t$ ).

Avant de comparer les prédictions théoriques du modèle aux faits stylisés, il importe de rappeler notre principal objectif qui se résume en deux questions :

- les chocs d'offre et de demande sur le marché d'exportation suffisent-ils à expliquer les variations des termes de l'échange?
- quelle est leur importance relative dans la dynamique des termes de l'échange?

C'est à la lumière de ces deux interrogations que nous devons apprécier la performance du modèle.

Dans la simulation de base, tableau 4, le modèle soumis aux deux chocs reproduit très bien la variabilité des termes de l'échange (0.13 vs 0.12 dans les données). La performance du modèle quant à la corrélation production exportée/termes de l'échange est satisfaisante; la valeur simulée se trouve légèrement inférieure à celle observée (-0.29 vs -0.32). La persistance des termes de l'échange simulée n'est pas loin de la réalité (0.31 dans le modèle vs 0.36).



Les analyses de sensibilité (tableaux 7 et 8) indiquent que la volatilité et la persistance des termes de l'échange sont peu sensibles aux valeurs plausibles des élasticités-prix et revenu de la demande d'exportation. La corrélation production exportée/termes de l'échange varie quelque peu suivant les valeurs des élasticités et cela se justifie aisément : par exemple, une augmentation en valeur absolue de l'élasticité-prix de 0.20 à 0.30 réduit l'impact positif du choc de demande ( $R_d$ ) sur les termes de l'échange [voir équation (24)] et laisse apparaître davantage l'effet négatif du choc d'offre sur ceux-ci, d'où un accroissement de la corrélation négative production exportée/termes de l'échange, laquelle passe de -0.31 à -0.39.

Les résultats du modèle simulé sous chaque source d'impulsion révèlent que les deux types de chocs contribuent significativement à la variance des termes de l'échange. Fait notable, les deux chocs sont absolument nécessaires si l'on veut reproduire la corrélation production exportée/termes de l'échange. En effet, en l'absence de choc d'offre, cette corrélation ne peut qu'être positive et sans choc de demande, elle est fortement négative, presque égale à moins un.

L'économie, on le sait, est soumise à de multiples chocs. Bien que nous ne prétendions pas que les seuls chocs du marché d'exportation peuvent expliquer tous les autres faits stylisés de la Côte-d'Ivoire, il serait néanmoins intéressant de savoir la part de la volatilité des différents agrégats imputable aux sources d'impulsions considérées ici. Et quels sont les faits stylisés qu'elles ne peuvent reproduire?

D'abord, notons que toutes les prédictions du modèle sont conformes aux caractéristiques qualitatives des faits stylisés. Indépendamment de la valeur des élasticités, une proportion significative de la volatilité des différents agrégats peut être imputable aux deux chocs. La variance du PIB étant sous-estimée, les variances relatives se trouvent souvent au-dessus de leur valeur réelle. Les coefficients d'autocorrélation sont sous-

estimés<sup>18</sup>, sans toutefois que la différence soit énorme. En revanche, on observe une surévaluation des corrélations croisées.

Une caractéristique importante en économie ouverte n'est reproduite que qualitativement : il s'agit de la corrélation entre l'épargne et l'investissement (0.93 dans la simulation de base contre 0.53 dans les données). Une explication possible de cette différence serait l'existence d'autres types de chocs, non pris en compte dans le modèle, qui affecteraient différemment l'épargne et l'investissement, ce qui réduirait la corrélation entre ces deux variables. Par exemple, dans les PVD comme la Côte-d'Ivoire, pour suppléer l'insuffisance de l'épargne privée, on recourt à une composante d'investissement public financé par des aides et dons gouvernementaux. La prise en compte de ces chocs exogènes d'investissement public réduirait la corrélation épargne/investissement trouvée dans le modèle<sup>19</sup>. Depuis Feldstein et Horioka (1980), la corrélation épargne/investissement a été largement débattue dans la littérature; compte tenu de la très forte corrélation épargne/investissement qu'ils ont observée dans les pays développés, ces deux auteurs concluent qu'il n'y a pas une mobilité parfaite des capitaux. Cette affirmation a été remise en cause par différentes études démontrant qu'une économie soumise à un choc technologique exogène peut générer une forte corrélation épargne/investissement, même en présence d'une parfaite mobilité des capitaux [voir par exemple Bec (1994) et Baxter et Crucini (1993)]. Par ailleurs, on a noté que la taille du pays influence positivement cette corrélation.

Avant de conclure notre étude, nous allons faire quelques réflexions sur l'impact des chocs d'offre et de demande sur les termes de l'échange.

Dans la littérature, les modèles à un pays évacuent la problématique des termes de l'échange en les considérant comme exogènes. En reproduisant très bien la variance

---

<sup>18</sup> À l'exception de la balance commerciale, où il y a une surestimation du coefficient d'autocorrélation.

<sup>19</sup> Rappelons que l'objectif principal de l'étude n'est pas la problématique de la corrélation épargne/investissement.

des termes de l'échange, la présente étude semble montrer que dans un pays comme la Côte-d'Ivoire, gros exportateur de matières premières, les termes de l'échange sont une variable endogène dont la dynamique doit être expliquée tant par des chocs internes qu'externes.

Le rôle non négligeable des chocs de demande extérieure laisse supposer que la transmission internationale des cycles économiques par le canal du marché d'exportation peut être validée pour la Côte-d'Ivoire<sup>20</sup>.

Nos résultats montrent aussi que l'impact des chocs considérés sur les fluctuations économiques est à la mesure de leurs effets sur les termes de l'échange; ceci traduit le rôle clé de cette variable dans la transmission des impulsions du marché d'exportation.

## **8. CONCLUSION**

L'objectif de ce texte a été d'expliquer la variabilité des termes de l'échange (en Côte-d'Ivoire) par les chocs d'offre et de demande sur le marché d'exportation. Pour ce faire, nous avons construit un modèle de cycles économiques réels dans lequel les termes de l'échange sont endogènes. Le modèle reproduit bien les variations des termes de l'échange et révèle l'importance des chocs de productivité interne et de demande étrangère. Par ailleurs, les résultats montrent l'impact significatif des chocs du marché d'exportation sur les cycles économiques en Côte-d'Ivoire. Les effets non négligeables des chocs de demande étrangère laissent penser que le marché des matières premières joue un rôle comme canal de transmission internationale des cycles économiques.

---

<sup>20</sup> Dans le cas des pays développés, certains travaux économétriques confirment l'importance des chocs de demande dans l'explication des fluctuations économiques. Voir, par exemple, Blanchard et Quah (1989) et Bec et Hairault (1993).





**TABLEAU 1 : TEST DE CAUSALITÉ POUR LE CACAO**

$$\text{Équation estimée}^* : Q_{co_t} = \sum_{j=0}^2 b_j P_{co_{t-j}} - \sum_{j=1}^2 d_j P_{co_{t+j}} - u_t$$

Données annuelles : 1960-1990

Paramètres	Valeurs estimées	Écart-type
$b_0$	0.354	0.127
$b_1$	-0.070	0.121
$b_2$	0.159	0.114
$d_1$	-0.449	0.122
$d_2$	0.210	0.113
$R^2 = 0.45$ ; $DW = 2.1$		
Hypothèse nulle $d_j = 0 \forall j$	Statistique de Fisher 6.87	Seuil de signification 0.005

**TABLEAU 2 : TEST DE CAUSALITÉ POUR LE CAFÉ**

$$\text{Équation estimée}^* : Q_{cf_t} = \sum_{j=0}^4 b_j P_{cf_{t-j}} - \sum_{j=1}^4 d_j P_{cf_{t+j}} - u_t$$

Données annuelles : 1960-1990

Paramètres	Valeurs estimées	Écart-type
$b_0$	-0.475	0.469
$b_1$	-0.012	0.458
$b_2$	-0.356	0.489
$b_3$	0.379	0.430
$b_4$	0.054	0.437
$d_1$	0.453	0.386
$d_2$	-0.941	0.384
$d_3$	0.365	0.354
$d_4$	-0.567	0.337
$R^2 = 0.54$ ; $DW = 2.2$		
Hypothèse nulle $d_j = 0 \forall j$	Statistique de Fisher 3.07	Seuil de signification 0.054

\* Variable dépendante : production exportée.

Variables explicatives : prix courant, avancés et retardés.

**TABLEAU 3 : FAITS STYLISÉS POUR LA CÔTE-D'IVOIRE  
(FILTRE : Hodrick-Prescott)<sup>a</sup>**

VARIABLE	$\sigma_X$	$\sigma_X/\sigma_Y$	$\rho_X$	$\rho_{X,Y}$
TERMES D'ÉCHANGE	0.12	1.09	0.36	0.76
PIB	0.11	1.00	0.58	1.00
PNB	0.11	1.00	0.57	0.99
CONSOMMATION	0.10	0.90	0.51	0.92
INVESTISSEMENT	0.17	1.54	0.23	0.58
ÉPARGNE	0.21	1.90	0.42	0.85
EXPORTATIONS	0.16	1.45	0.48	0.83
IMPORTATIONS	0.11	1.00	0.33	0.82
BALANCE COMMERCIALE	0.41	3.73	0.35	0.62

	CORRÉLATION
Production exportée/Termes d'échange	-0.32
Investissement/Épargne	0.53

**TABLEAU 4 : RÉSULTATS DE SIMULATION SOUS CHOC D'OFFRE ET  
DE DEMANDE (simulation de base)<sup>a</sup>  
Élasticité-prix( $-\varepsilon_1$ ) = -0.20 et élasticité-revenu ( $\varepsilon_2$ ) = 1.9**

VARIABLE	$\sigma_X$	$\sigma_X/\sigma_Y$	$\rho_X$	$\rho_{X,Y}$
TERMES D'ÉCHANGE	0.13	1.86	0.31	0.95
PIB	0.07	1.00	0.32	1.00
PNB	0.08	1.14	0.32	0.99
CONSOMMATION	0.05	0.71	0.44	0.95
INVESTISSEMENT	0.17	2.43	0.29	0.98
ÉPARGNE	0.18	2.57	0.24	0.96
EXPORTATIONS	0.12	1.71	0.26	0.98
IMPORTATIONS	0.10	1.43	0.32	0.99
BALANCE COMMERCIALE	0.25	3.57	0.70	0.81

	CORRÉLATION
Production exportée/Termes d'échange	-0.29
Investissement/Épargne	0.93

<sup>a</sup>  $\sigma_x$  = écart-type de la variable x;  $\rho_x$  = coefficient d'autocorrélation d'ordre 1;  $\rho_{x,y}$  = coefficient de corrélation entre la variable x et le PIB.

**TABLEAU 5 : RÉSULTATS DE SIMULATION SOUS CHOC D'OFFRE<sup>a</sup>**

VARIABLE	$\sigma_X$	$\sigma_x/\sigma_y$	$\rho_x$	$\rho_{x,y}$
TERMES D'ÉCHANGE	0.13	2.16	0.31	0.98
PIB	0.06	1.00	0.33	1.00
PNB	0.06	1.00	0.33	0.99
CONSOMMATION	0.04	0.70	0.40	0.97
INVESTISSEMENT	0.15	2.50	0.29	0.97
ÉPARGNE	0.14	2.33	0.30	0.97
EXPORTATIONS	0.10	1.67	0.31	0.98
IMPORTATIONS	0.10	1.67	0.30	0.99
BALANCE COMMERCIALE	0.13	2.17	0.97	0.94

	CORRÉLATION
Production exportée/Termes d'échange	-0.97
Investissement/Épargne	0.99

**TABLEAU 6 : RÉSULTATS DE SIMULATION SOUS CHOC DE DEMANDE<sup>a</sup>**

VARIABLE	$\sigma_X$	$\sigma_x/\sigma_y$	$\rho_x$	$\rho_{x,y}$
TERMES D'ÉCHANGE	0.05	1.25	0.24	0.99
PIB	0.04	1.00	0.25	1.00
PNB	0.05	1.25	0.25	0.99
CONSOMMATION	0.03	0.75	0.41	0.92
INVESTISSEMENT	0.09	2.25	0.29	0.99
ÉPARGNE	0.12	3.00	0.20	0.97
EXPORTATIONS	0.08	2.00	0.21	0.98
IMPORTATIONS	0.06	1.50	0.31	0.99
BALANCE COMMERCIALE	0.22	5.50	0.89	0.88

	CORRÉLATION
Production exportée/Termes d'échange	0.95
Investissement/Épargne	0.93

<sup>a</sup>  $\sigma_x$  = écart-type de la variable x;  $\rho_x$  = coefficient d'autocorrélation d'ordre 1;  $\rho_{x,y}$  = coefficient de corrélation entre la variable x et le PIB.



**TABLEAU 7 : SENSIBILITÉ DES RÉSULTATS À L'ÉLASTICITÉ-PRIX :  
SIMULATION SOUS CHOCS D'OFFRE ET DE DEMANDE  
(Par rapport au tableau 4,  $-\varepsilon_1$  passe de -0.20 à -0.30)<sup>a</sup>**

VARIABLE	$\sigma_X$	$\sigma_x/\sigma_y$	$\rho_x$	$\rho_{x,y}$
TERMES D'ÉCHANGE	0.11	2.2	0.27	0.93
PIB	0.05	1.0	0.27	1.00
PNB	0.05	1.0	0.28	0.99
CONSOMMATION	0.03	0.6	0.42	0.92
INVESTISSEMENT	0.09	1.8	0.29	0.98
ÉPARGNE	0.14	2.8	0.23	0.97
EXPORTATIONS	0.09	1.8	0.24	0.98
IMPORTATIONS	0.06	1.2	0.31	0.98
BALANCE COMMERCIALE	0.32	6.4	0.76	0.87

	CORRÉLATION
Production exportée/Termes d'échange	-0.39
Investissement/Épargne	0.89

**TABLEAU 8 : SENSIBILITÉ DES RÉSULTATS À L'ÉLASTICITÉ-REVENU :  
SIMULATION SOUS CHOCS D'OFFRE ET DE DEMANDE  
(Par rapport au tableau 4,  $\varepsilon_2$  passe de 1.99 à 1)<sup>a</sup>**

VARIABLE	$\sigma_X$	$\sigma_x/\sigma_y$	$\rho_x$	$\rho_{x,y}$
TERMES D'ÉCHANGE	0.14	2.00	0.28	0.97
PIB	0.07	1.00	0.32	1.00
PNB	0.07	1.00	0.32	0.99
CONSOMMATION	0.05	0.71	0.42	0.96
INVESTISSEMENT	0.17	2.43	0.27	0.98
ÉPARGNE	0.17	2.43	0.25	0.96
EXPORTATIONS	0.12	1.71	0.28	0.98
IMPORTATIONS	0.11	1.57	0.30	0.99
BALANCE COMMERCIALE	0.19	2.71	0.82	0.85

	CORRÉLATION
Production exportée/Termes d'échange	-0.61
Investissement/Épargne	0.96

<sup>a</sup> Le tableau 4 rapporte les résultats de la simulation de base où l'élasticité-prix ( $-\varepsilon_1$ ) est égale à -0.20 et l'élasticité revenu ( $\varepsilon_2$ ) égale à 1.99.

**ANNEXE I**  
**CALIBRATION DE LA PRODUCTIVITÉ MARGINALE DU TRAVAIL ( $\gamma_0$ )**  
**DANS LE SECTEUR D'EXPORTATION**

Reprenons les quatre équations qui permettent de calibrer  $\gamma_0$  :

$$P_t^n Y_{L,t}^n = W_t \quad (17)$$

avec

$$Y_{L,t}^n = (1 - \phi) K_t^\phi (L_t^n)^{-\phi}$$

$$K_t - K_{t-1} = \frac{1}{\psi} (q_t - 1) K_t \quad (19)$$

$$E_t q_{t+1} = (1 - r)(q_t - p_t^n Y_{K,t}^n - \frac{\Psi}{2} (K_t - K_{t-1})^2 / K_t^2 - \delta) \quad (21)$$

$$(1 - \tau_t) p_t^e = \frac{W_t}{\gamma_0 \exp(a_t)} \quad (25)$$

À l'état stationnaire déterministe, nous posons  $a_t = 0$  [voir Cardia (1991)] et toutes les variables sont constantes. Par ailleurs, suivant la pratique standard dans les modèles d'équilibre général calculables, nous normalisons à 1 les prix  $P_t^n$  et  $P_t^e$  à l'état stationnaire [voir Shoven et Whalley (1992)]. Sous ces conditions, l'équation (19) donne  $q = 1$ ; à partir de (21) on peut calculer le rapport  $K / L^n$  en fonction des paramètres :

$$\frac{K}{L^n} = \left( \frac{\phi(1 - r)}{(1 - r)\delta - r} \right)^{\frac{1}{1-\phi}} \equiv x_0 \quad (21')$$

La valeur du salaire ( $W$ ) à l'état stationnaire découle de l'équation (17) :  
 $W = (1 - \phi) \cdot (K / L^n)^\phi = (1 - \phi) \cdot (X0)^\phi$ . Une fois  $W$  connu, l'équation (25) donne  
 $\gamma_0 = W / (1 - \tau)$ . En considérant les valeurs des paramètres, on trouve  $\gamma_0 = 1.52$ .

## BIBLIOGRAPHIE

- Acquah, P. (1972), « A Macroeconometric Analysis of Export Instability in Economic Growth », thèse non publiée, University of Pennsylvania.
- Backus, D.K, P.J. Kehoe et F.E. Kydland (1993), « International Business Cycles : Theory and Evidence », mimeo, octobre.
- Banque mondiale (1982a), « Analysis of the World Coffee Market », World Bank Staff Commodity Working Paper 7.
- Banque mondiale (1982b), « Analysis of the World Cocoa Market », World Bank Staff Commodity Working Paper 8.
- Banque mondiale (1992), « Price Prospects for Major Commodities ».
- Baxter M. et M.J. Crucini (1993), « Explaining Saving-Investment Correlations », *American Economic Review* 83, juin, 416-436.
- Bec, F. (1994), « La transmission internationale des fluctuations, une explication de la corrélation croisée des consommations », *Revue économique* 45(1), janvier, 89-114.
- Bec, F. et J.O. Hairault (1993), « Une étude empirique des sources de fluctuations économiques dans le cadre d'un modèle à tendances communes », *Annales d'économie et de statistique* 30, 85-120.
- Blanchard, O.J. (1985), « Debt, Deficits and Finite Horizons », *Journal of Political Economy* 93, avril, 223-247.
- Blanchard, O.J. et S. Fisher (1989), *Lectures on Macroeconomics*, MIT Press, Cambridge, MA.
- Blanchard, O.J. et C.M. Kahn (1980), « The Solution of Linear Difference Models under Rational Expectations », *Econometrica* 48, juillet, 1305-1311.
- Blanchard, O.J. et D. Quah (1989), « The Dynamics Effects of Aggregate Demand and Supply Disturbances », *American Economic Review* 79, septembre, 655-673.
- Buiter, W.H. (1990), *International Macroeconomics*, Clarendon Press, Oxford.
- Cardia, E. (1991), « The Dynamics of a Small Open Economy in Response to Monetary, Fiscal, and Productivity Shocks », *Journal of Monetary Economics* 28, septembre, 411-434.

- Carmichael, B. et L. Samson (1995), « Taxation in a Small Developing Economy : The Case of Senegal », mimeo, Université Laval, Québec.
- Chalmin, P. et J.-L. Gombeaud (1989), *Les marchés mondiaux*, Édition Economica, Paris.
- Collange, G. (1993), *Un modèle de l'économie Ivoirienne*, vol. 1, Synthèse et Présentation, CERDI.
- Craine, R. (1975), « Investment, Adjustment Costs, and Uncertainty », *International Economic Review* 16(3), octobre, 648-661.
- Epstein, L. (1987), « A Simple Dynamic General Equilibrium Model », *Journal of Economic Theory* 41, février, 68-95.
- Feldstein, M. et C. Horioka (1980), « Domestic Savings and International Capital Flows », *Economic Journal* 90, juin, 314-329.
- Frenkel, J. et A. Razin (1986), « Fiscal Policies in the World Economy », *Journal of Political Economy* 94, juin, 564-594.
- Greenwood, J. (1984), « Nontraded Goods, the Trade Balance and the Balance of Payments », *Canadian Journal of Economics* XVII, novembre, 806-823.
- Hayashi, F. (1982), « Tobin's Marginal  $q$  and Average  $q$  : A Neoclassical Interpretation », *Econometrica* 50, janvier, 213-224.
- King, R.G., C.I. Plosser et S.T. Rebelo (1988), « Production, Growth and Business Cycles : 1. The Basic Neoclassical Model », *Journal of Monetary Economics* 21, mars-mai, 195-232.
- Kollmann, R. (1990), « World Business Cycles and Incomplete International Asset Markets », mimeo, University of Chicago, novembre.
- Kollmann, R. (1992), « Fiscal Policy, Technology Shocks and the US Trade Balance Deficit », mimeo, Université de Montréal, novembre.
- Kydland, F.E. et E.C. Prescott (1982), « Time to Build and Aggregate Fluctuations », *Econometrica* 50, novembre, 1345-1370.
- Lucas, R. et N. Stokey (1984), « Optimal Growth with Many Consumers », *Journal of Economic Theory* 32, février, 139-171.
- Macklem, R.T. (1993), « Terms of Trade Disturbances and Fiscal Policy in a Small Open Economy », *The Economic Journal* 103, juillet, 916-936.
- Mendoza, E. (1991), « Real Business Cycles in a Small Open Economy », *American Economic Review* 81, septembre, 787-818.

- Mendoza, E. (1992), « The Terms of Trade and Economic Fluctuations », mimeo, Research Department, I.M.F., février.
- Michel, G. et M. Noël (1984), « Short Term Responses to Trade and Incentive Policies in Ivory Coast : Comparative Static Simulations in a Computable General Equilibrium Model », World Bank Staff Working Paper 647.
- Obstfeld, M. (1981), « Capital Mobility and Devaluation in an Optimizing Model with Rational Expectations », *American Economic Review* 71, Papers and Proceedings, mai, 217-221.
- Sargent, T. (1987), *Macroeconomic Theory*, deuxième édition, Academic Press, New York.
- Senhadji, A. (1994), « Sources of Debt Accumulation in a Small Open Economy », mimeo, University of Pennsylvania.
- Shome, P. (1995), *Tax Policy Handbook*, IMF, Washington, D.C.
- Shoven, J. et J. Whalley (1992), *Applying General Equilibrium*, Cambridge University Press, Cambridge, MA.
- Sims, C.A (1972), « Money, Income and Causality », *American Economic Review* 62, septembre, 540-552.
- Stockman, A.C. et L. Tesar (1990), « Tastes and Technology in a Two-Country Model of the Business Cycle : Explaining International Comovements », mimeo, Department of Economics, University of California-Santa Barbara, octobre.
- Svensson, L.E.O. et A. Razin (1983), « The terms of Trade and the Current Account : The Harberger-Laursen-Metzler Effect », *Journal of Political Economy* 91, février, 97-125.
- Tuinder, B.A. (1978), *Ivory Coast, the Challenge of Success*, The Johns Hopkins University Press, Baltimore and London.
- Uzawa, H. (1968), « Time Preference, the Consumption Function and Optimum Asset Holdings », dans *Value, Capital and Growth : Papers in Honor of Sir John Hicks*, sous la direction de J.N. Wolfe, Edinburgh University Press, Edinburgh, 485-504.
- Weymar, F. (1968), *The Dynamics of the World Cocoa Market*, The MIT Press, MA.

FIGURE1.a: Effet du choc d'offre sur les termes de l'echange

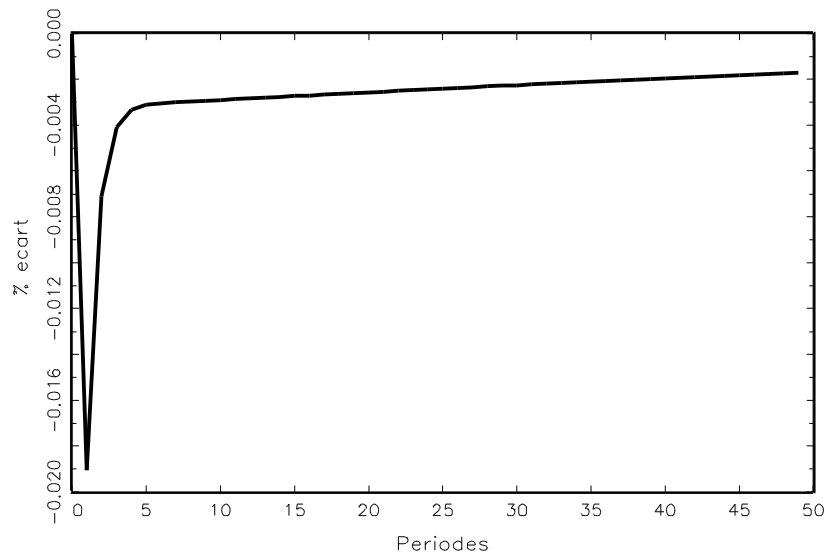


FIGURE1.b: Effet du choc d'offre sur PIB

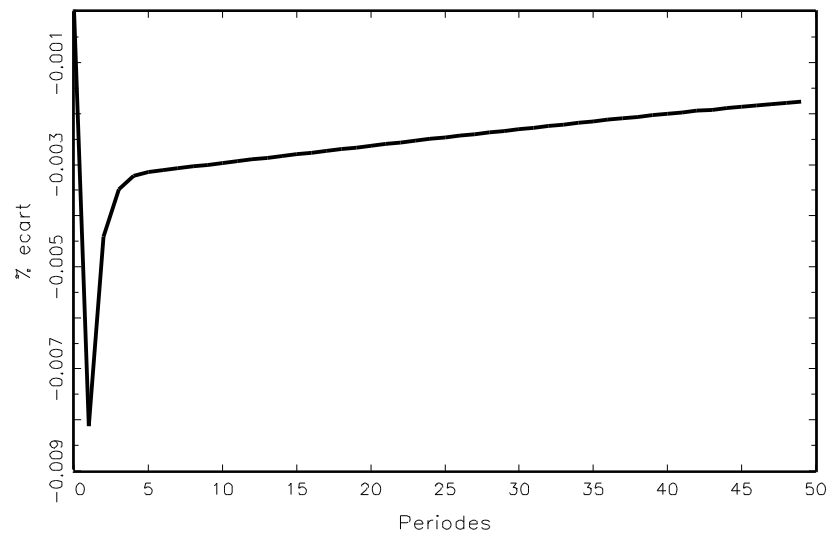


FIGURE1.c: Effet du choc d'offre sur la consommation

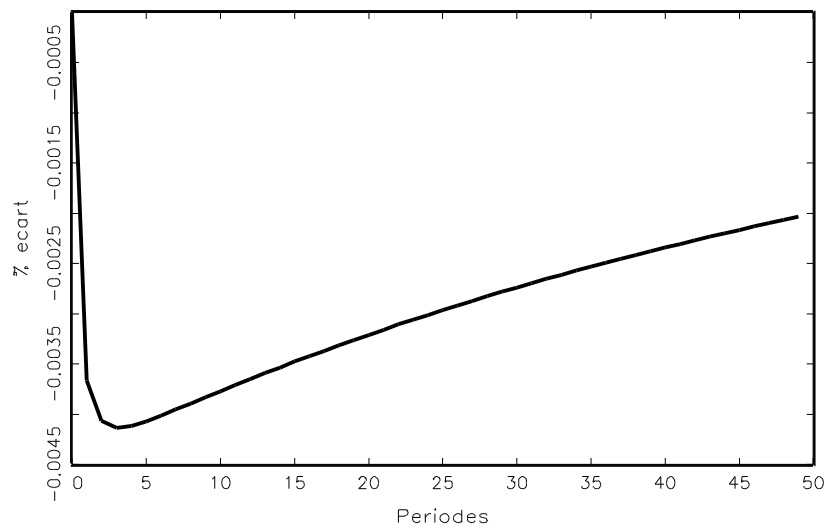


FIGURE1.d: Effet du choc d'offre sur l'investissement

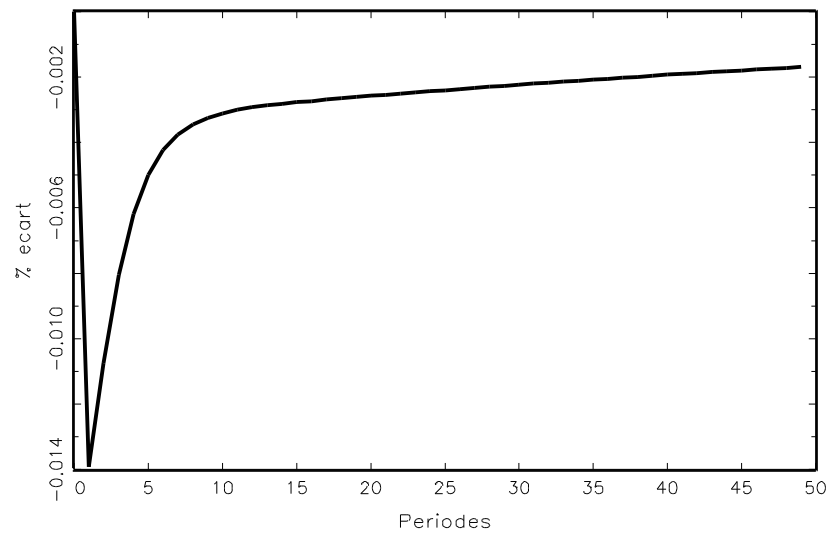


FIGURE1.e: Effet du choc d'offre sur l'epargne

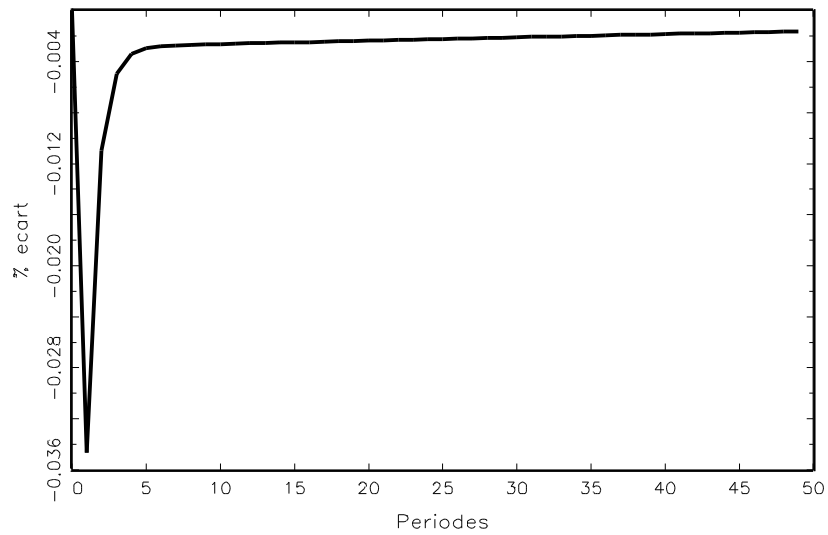


FIGURE1.f: Effet du choc d'offre sur les exportations

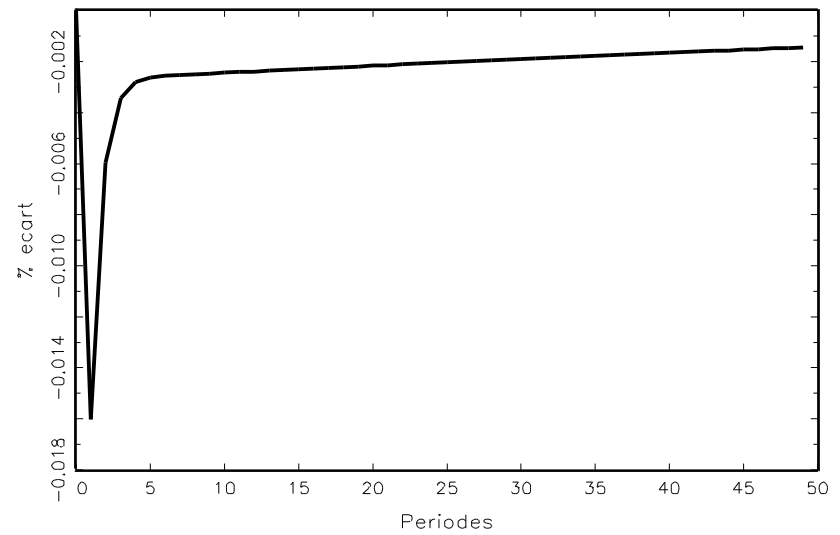


FIGURE1.g: Effet du choc d'offre sur les importations

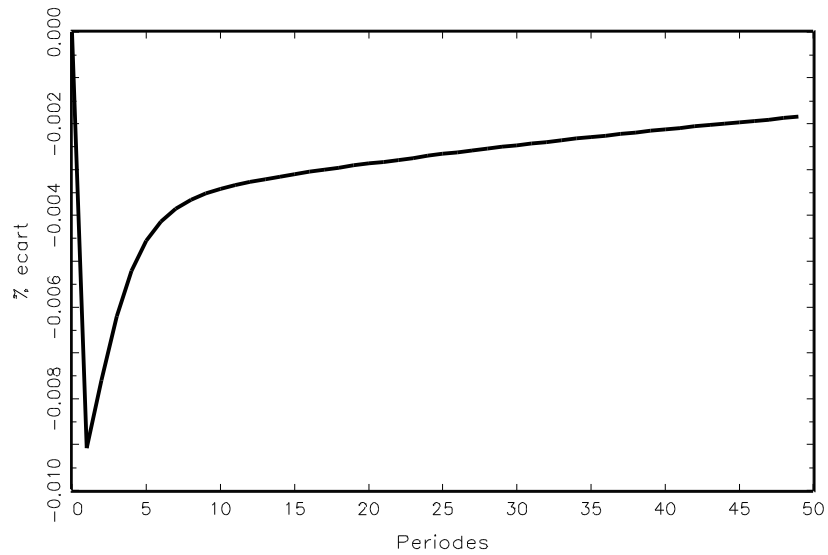


FIGURE1.h: Effet du choc d'offre sur la balance comm.

