

## ANALYSE DU CYCLE ÉCONOMIQUE ALGÉRIEN « MODÈLE À TENDANCES COMMUNES

### تحليل الدورة الاقتصادية الجزائرية: نموذج باتجاهات

#### مشتركة

**Hocine Belhimer**

Ecole nationale supérieure de la finance  
et de la comptabilité  
ENSFC Constantine- Algérie  
[hocibell@hotmail.com](mailto:hocibell@hotmail.com)

**Oum-El kheir Moussi**

Ecole nationale supérieure  
De la statistique et d'économie  
appliquée- Algérie

#### **Abstract :**

Ce papier propose une méthodologie économétrique d'impulsion – propagation à travers des modèles à tendances communes dans l'objectif est de vérifier le phénomène d'hystérésis en économie Algérienne, ainsi que de présenter une analyse des causes de fluctuation du PIB à travers une étude de l'effet des chocs d'offres et de demandes sur sa dynamique. En effet, le modèle estimé sur des données Algériennes montre le rôle du choc de demande à coté du choc technologique dans l'explication des fluctuations. Ces résultats s'ajoutent aux critiques adressées aux modèles des cycles réels de première génération et montrent le rôle du choc de demande, très longtemps ignoré dans la littérature du cycle économique.

**Mots Clefs :** hystérésis, fluctuation économique, cycles réels, cointégration, racine unitaire, modèle à tendances communes.

#### **Abstract :**

This paper offers a pulse-propagation's econometric methodology through common trends model that the aim is to check the phenomenon of hysteresis in Algerian economy and to present an analysis of GDP (Grosse Domestic Product) fluctuation causes, by study the shocks effect of supply and demand in the dynamics of Algerian economy. Indeed, the estimated model about Algerian statistics shows the demand shocks role with the technologic shocks in the fluctuation explaining. These results are added to the criticisms of the first generation real cycle models and demonstrate the role of demand shock that was ignored long time ago in economic cycle literature.

**Key Words:** hysteresis, economic fluctuation, Real cycle, cointégration, unit root, common trend model.

**• Introduction.**

Le point de départ des travaux des cycles économiques réels est le raisonnement où l'hystérésis doit caractériser toutes les séries macro-économiques. En effet, la mise empirique du modèle canonique nécessite des tests d'hystérésis contre la persistance, c'est-à-dire tendance stochastique contre tendance déterministe. Ce point est d'importance non négligeable du fait des implications différentes de ces deux processus<sup>1</sup>.

Avec les travaux de Nelson et Plosser (1988), l'hystérésis est considérée comme un fait qui caractérise toutes les séries macro-économiques pour au moins l'économie américaine. La prise en compte de la non stationnarité, d'ordre d'intégration et des relations de cointégration constituent une nécessité de première importance dans l'évaluation des chocs. Depuis King et al (1991), on a assisté à une remise en cause de la technique particulière de validation dans les modèles de cycle réel de première génération au profit de l'économétrie des séries temporelles qui devient à nos jours essentielle pour l'analyse du cycle économique. En effet, un modèle canonique de cycle réel est interprété en termes de la théorie de cointégration dans le cadre d'un modèle VECM.

Les faits non reproduits du modèle canonique de cycle réel ont conduit l'analyse de l'hystérésis du produit à s'écarter progressivement du cadre théorique original. Il s'agit de la construction des modèles d'équilibre général incorporant les différents éléments de la macroéconomie keynésienne et on abouti finalement à une lecture des fluctuations analogue à celle de la synthèse néoclassique mais dans un cadre dynamique. L'ensemble de ces travaux ont abouti à un débat théorique et empirique en ce qui concerne la source des fluctuations<sup>2</sup>.

Après avoir défini le concept d'hystérésis, présenter le modèle canonique des cycles réels et décrire ses principales extensions. Le but de cet article est de vérifier l'existence du phénomène d'hystérésis

---

<sup>1</sup> Pour plus de détail sur les diverses implications des processus TS et DS, voir Régis Bourbonnais, Michel Terraza, *Analyse des séries temporelles*, 3<sup>ème</sup> édition Dunod octobre 2010 ;

<sup>2</sup> Voir FREDERIQUE BEC, JEAN-OLIVIER HAIRAUT, une étude empirique des sources de fluctuations dans le cadre d'un modèle à tendances communes, *Annales d'économie et de statistique*- N°30 -1993.

en économie Algérienne, ainsi que de présenter une analyse des causes de fluctuation du PIB Algérien à travers une étude de l'effet des chocs d'offres et de demandes sur sa dynamique, avec une approche économétrique tel que fait King et al [1991], dans un modèle de cycle réel monétaire avec des contrats salariaux présenté par Benassy [1995]. Nous montrons en effet l'importance des chocs de demande, très long temps ignoré dans l'analyse du cycle économique, dans la contribution de la fluctuation du PIB.

### **I. Persistance infinie et hystérésis.**

L'analyse des mécanismes d'impulsion et de propagation des chocs d'offres ou de demandes a permis de bien définir les concepts "d'hystérésis / persistance" : on peut dire qu'il ya hystérésis lorsqu'un effet persiste alors que sa propre cause a disparus<sup>3</sup>.

#### ↳ **La persistance.**

La persistance signifie le retour de l'économie à sa tendance de long terme, suite à sa perturbation par un choc. Cependant, c'est le délai de retour qui caractérise une forte ou une faible persistance. Ce délai, comme le remarque Langot (2000), représente soit une récession soit une expansion.

En réalité, un choc peut avoir un effet permanent sur l'équilibre de long terme et dans ce cas la persistance est infinie et l'économie ne retrouve jamais son équilibre initial, on parle alors de l'hystérésis.

#### ↳ **L'hystérésis.**

La définition la plus simple de l'hystérésis est la situation où l'effet d'un choc persiste même si sa propre cause disparaît. Le mécanisme de propagation du choc donne à l'économie une dynamique particulière, c'est à dire "qu'on a d'autant d'équilibres de long terme qu'il y a eu de chocs dans l'économie" (Langot 2000) Cette définition semble insuffisante pour caractériser l'hystérésis selon Hallett et Piscitelli (2002), qui proposent une définition mathématique de ce concept en insistant sur la non linéarité d'un processus hystérique. Ils développent pour ces fins deux tests qui se basent sur le « t-student », pour capter l'hystérésis, qu'ils jugent d'opérationnels.

Dans ce que suit nous présentons la contre partie empirique des concepts d'hystérésis et de la persistance. Il s'agit de la décomposition des séries macro-économiques et l'analyse des comportements des

---

<sup>3</sup> Gilbert Abraham- Frois, Edmond Berrebi, *Instabilité Cycles Chaos*, Edition Economica 1995, p 315 ;

chocs tout en éliminant l'hypothèse du non linéarité, du fait qu'elle peut être réglée par une simple transformation des données.

## **II. La contre partie empirique d'hystérésis.**

Dans la littérature empirique de décomposition des séries chronologiques et d'analyse des effets des chocs se classent en deux grandes catégories de processus : processus stationnaire autour d'une tendance déterministe TS (Trend Stationary) et processus stationnaire en différence DS (difference stationary)<sup>4</sup>.

Nelson et Plosser (1982) sont les premiers qui ont appliqué systématiquement les tests DF et ADF à un ensemble de 14 séries macro-économiques Américaines sur une durée allant de 60 ans à un siècle et se terminant en 1970, le résultat de ces travaux présente un premier fait stylisé à savoir que, le processus DS constitue une caractéristique commune de l'activité économique Américaine.

Ces travaux ont eu des implications importantes dans le domaine de représentation des fluctuations à savoir que les chocs sont des impulsions qui alimentent et entretiennent le cycle économique.

De nombreux autres travaux ont été élaborés pour généraliser les faits de Nelson et Plosser et pour les enrichir. La première catégorie des travaux cherche à tester l'hystérésis, en appliquant les tests DF et ADF pour des pays de l'OCDE (Roed, 1996), et pour la France (Nason et Cogley, 1994)<sup>5</sup>. Le résultat est que la plupart des agrégats macro-économiques présentent des tendances stochastiques.

## **III. Le modèle canonique du cycle réel (TCR) présentation, et limites.**

La TCR s'est développée aux Etats-Unis au début des années 1980 avec les travaux fondateurs de Finn Kydland et Edward Prescott et John Long et Charles Plosser. Mentionnons également d'autres économistes de l'université de Rochester, comme Robert King, Alan Stockman, Sergio Robelo ou encor Robert Barro. L'objectif de la TCR est de montrer que l'impacte des chocs réels sur une économie à l'équilibre suffit à produire des caractéristiques cycliques semblables à celles que présente l'économie Américaine. Il ne s'agit certes pas d'affirmer que la monnaie n'influence pas l'activité, mais plus

---

<sup>4</sup> voir Régis Bourbonnais, Michel Terraza , Analyse des séries temporelles, 3<sup>ème</sup> édition Dunod octobre 2010 ;

<sup>5</sup> Mankiw et Campbell développent d'autres indicateurs, pour la mesure de ce phénomène, pour plus de détail voir J.Y.Mankiw, N.G Cambell, « are output fluctuation transitory? », the quarterly journal of Economics, nov.1987.

précisément qu'elle n'est pas nécessaire à l'explication des fluctuations<sup>6</sup>.

Pour cette approche la compréhension des phénomènes cycliques passent par une compréhension des caractéristiques d'un système fonctionnant parfaitement, à cet effet, comme il a été souligné par Plosser(1986), les variables économiques globales sont conçues comme les résultantes des décisions prises par les agents individuels qui maximisent leur utilité sous contraintes à la fois de leurs revenus et de leurs possibilités de production.

Le bouleversement théorique engendré par le courant des cycles réels consiste à analyser les Fluctuations économiques comme les variations même du produit naturel, c'est-à-dire les variations de la tendance elle-même. Cette vision est en rupture totale avec celle des courants Keynésiens et des nouveaux classiques. En effet pour ces deux approches et comme il a été évoqué par Hénin(1989), les fluctuations s'analysaient comme des écarts à un produit potentiel, associé au taux naturel d'utilisation des facteurs, et que l'essentiel du débat macroéconomique porte sur les moyens de justifier un écart de court terme à ce produit naturel.

Malgré la simplicité de la mise en œuvre des modèles RBC<sup>7</sup> et leurs capacités de reproduire les faits cycliques, ils sont fortement critiqués du fait qu'ils sous-évaluent la composante cyclique sur le marché du travail en trois niveaux : variabilité de l'emploi, corrélation productivité-emploi et le comportement des salaires réels.

Face à ces limites, de nombreuses extensions du modèle canoniques de King et al (1988) peuvent être regroupées en trois axes de recherche, ont eu lieu afin d'améliorer le paradigme des modèles des cycles réels. Le premier s'est efforcé de se placer dans le cadre original des RBC avec des mécanismes Walrasiens, la deuxième a cherché à introduire des mécanismes essentiellement Keynésiens, et la troisième voie par endogenisation du résidu de Solow et l'introduction des principes de croissance endogène.

---

<sup>6</sup> GILBERT ABRAHAM-FROIS « les fluctuation économiques »édition Economica Paris Juin 1995 ,P29.

<sup>7</sup> Deux articles sont considérés comme fondateurs du courant RBC. Il s'agit de Kydland et Prescott (1982) et de Long et Plosser (1983). On peut également se référer à King, Plosser, Rebelo (1988) pour un exposé du modèle « canonique » des RBC.

#### **IV. L'introduction des chocs de demande :**

Le problème de la monnaie est passé sous silence dans la plupart des travaux relevant de la TCR. Or, si l'existence de chocs technologiques assure la reproduction de certaines caractéristiques des fluctuations économiques, l'unicité de la source d'impulsion est rapidement apparue comme une limite intrinsèque de cette approche. Des travaux empiriques sur séries temporelles à la fin des années 80, début des années 90, montrent en effet qu'il est difficile d'éliminer les effets des chocs de demande dans l'explication des cycles, retrouvant en cela les conclusions de la macroéconomie traditionnelle, qu'elle soit keynésienne ou monétariste. A partir du milieu des années 90, de nombreux auteurs ont donc introduit dans le modèle canonique RBC des politiques budgétaire et monétaire<sup>8</sup>

##### **↳ Politique monétaire :**

Le modèle de King et Plosser (1984) introduit une masse monétaire endogène, qui dépend de la demande de monnaie des agents. Il existe ensuite une relation entre la création monétaire et l'évolution des prix qui détermine le taux d'inflation. Si la variation des prix induite n'est pas anticipée comme permanente, alors on retrouve un effet de la politique monétaire sur le produit.

##### **↳ Politique budgétaire :**

L'approche de Christiano et Eichenbaum (1992) consiste à prendre en compte les chocs sur la dépense publique et donc d'une certaine manière à reposer le problème des conséquences de la politique budgétaire. Ils introduisent dans le modèle une variable de dépense publique qui suit un processus autorégressif (elle dépend de son niveau aux périodes précédentes plus d'un aléa à la période présente). Les innovations propres à la dépense publique constituent une nouvelle source d'impulsion conjoncturelle.

Ainsi, la prise en compte de rigidités, de chocs de demande, d'imperfection des marchés... dans les modèles de la TCR correspond à l'émergence d'une « nouvelle synthèse » entre la NEC et la NEK, utilisant le même cadre d'analyse.

---

<sup>8</sup>

Hénin Pierre-Yves. L'impact à long terme des chocs de demande. In: Revue économique. Volume 45, n°3, direction de l'enseignement supérieur, sous direction des bibliothèques et de la documentation France 1994. P 884.

↳ **Modèle de Benassy [1995]**

Dans l'objectif de prendre compte de l'influence de l'offre de monnaie sur les fluctuations<sup>9</sup> Benassy (1995) à repris l'idée des contrats de salaire. Il considère en effet un système économique considéré est formé d'une multitude d'agents identiques (des ménages) ayant une durée de vie infinie. On peut, alors, analyser en termes d'agent représentatif et de firme représentative.

La fonction de production envisagée est identique à celle prise en compte dans le modèle de SOLOW en ce sens qu'il ya un bien unique en quantité  $Y$  qui peut être soit consommé, soit investi, il faut aussi noter que la technologie de production de cette firme est supposée Cobb Douglass à rendement d'échelle constant et elle est décrite comme suit :

$$Y_t = A_t K_t^\alpha N_t^{1-\alpha}$$

(1)

Où;  $0 < \alpha < 1$ ,  $K_t$  est le capital physique de fin période,  $A_t$  est le choc technologique et  $N_t$  est le facteur du travail. La loi d'accumulation du capital physique est définie de telle sorte que la dépréciation est totale ( $\delta = 1$ ) à chaque période:

$$K_{t+1} = I_t$$

(2)

Cette nouvelle forme d'accumulation reflète la présence des coûts d'ajustements sur le capital physique.

L'agent représentatif cherche à maximiser la fonction d'utilité inter temporelle espérée dans le temps. Il dispose d'une dotation en travail  $\bar{N}$  et il consomme le bien en quantité  $C_t$  et offre  $N_t$  unités de travail moyennant une quantité de monnaie. Benassy spécifie la fonction d'utilité comme suit :

$$U\left(C_t, \frac{M_t}{P_t}, N_t\right) = E_0 \sum_{t=0}^{\infty} \left[ \beta^t \log(C_t), \theta \log\left(\frac{M_t}{P_t}\right) + \gamma \log(\bar{N} - N_t) \right]$$

(3)

Où  $M_t = \mu_t M_{t-1}$

La contrainte budgétaire de ce ménage à l'instant  $t$  est décrite par :

---

<sup>9</sup> Il est à noter que d'autre voies permettent de rendre compte du choc monétaire : l'imperfection du marché financier (voir Hairault, 1999) et la concurrence imparfaite (voir le modèle de Hairault et portier édité par Hairault, 1999 pour la concurrence monopolistique et le modèle de Rotemberg et Woodford, 1995).

$$C_t + I_t + \frac{M_t}{P_t} = \frac{W_t}{P_t} N_t + r_t I_{t-1} + \frac{\mu_t M_{t-1}}{P_t}$$

(4)

L'agent représentatif à pour but de maximiser la fonction d'utilité espérée sous la contrainte budgétaire (4). Vu son caractère récursif, le modèle admet des solutions optimales qui sont supposées suivre la fonction valeur d'utilité de Bellman :

$$V\left(\frac{M_{t-1}}{P_t}, K_t, A_t\right) = \text{Max}\left\{U\left(C_t, \frac{M_t}{P_t}, N_t\right) + \beta E_t \left[V\left(\frac{M_{t-1}}{P_t}, K_t, A_t\right)\right]\right\}$$

(5)

Les conditions d'optimalités du ménage et de la firme sont :

$$\frac{1}{C_t} = \lambda_t$$

(6)

$$\frac{-\gamma}{\bar{N} - N_t} = \lambda_t \frac{W_t}{P_t}$$

(7)

$$\lambda_t = \beta E_t (\lambda_{t+1} r_{t+1})$$

(8)

$$\lambda_t = \frac{\theta P_t}{M_t} \beta E_t \left(\lambda_{t+1} \frac{P_t \mu_{t+1}}{P_{t+1}}\right)$$

(9)

$$r_t = \alpha \frac{Y_t}{K_t}$$

(10)

$$\frac{W_t}{P_t} = (1 - \alpha) \frac{Y_t}{N_t}$$

(11)

La condition (6) représente l'égalisation de l'utilité marginale de la consommation au prix de la consommation. La condition (7) représente l'égalisation de l'utilité marginale de loisir à son prix. La condition (8) donne la valeur du capital et la condition (9) représente l'égalisation de l'utilité marginale anticipée de la monnaie à son prix anticipé, ce dernier n'est que le taux d'intérêt nominal anticipé. Les conditions (10) et (11) représentent l'équilibre de la firme représentative.

En combinant (6) et (8), la définition de dans (10) et la condition d'identité comptable, on obtient la condition d'Euler suivante :



$$\frac{I_t}{C_t} = \alpha\beta + \alpha\beta E_t \left( \frac{I_{t+1}}{C_{t+1}} \right)$$

(12)

Sous l'hypothèse de convergence à long terme du ratio  $\frac{I_t}{C_t}$ , et étant

donné que  $Y_t = C_t + I_t$  on obtient :

$$C_t = (1 - \alpha\beta)Y_t$$

(13)

$$I_t = \alpha\beta Y_t$$

Le système des équations (13) implique une corrélation parfaite entre le produit et l'investissement d'une part et le produit et consommation d'autre part. Ces implications justifient les faits dégagés par King et al (1991) en ce qui concerne la cointégration entre la production, l'investissement et la consommation.

Utilisons la relation (6) et l'expression  $M_t = \mu_t M_{t-1}$ , en remplaçant dans (9) on obtient :

$$\frac{M_t}{P_t C_t} = \theta + \beta E_t \left( \frac{M_{t+1}}{P_{t+1} C_{t+1}} \right)$$

(14)

Sous l'hypothèse de stationnarité de  $\frac{M_t}{P_t C_t}$ , on obtient :

$$\frac{M_t}{P_t C_t} = \frac{\theta}{1-\beta}$$

(15)

Les équations (13) et (15) montrent qu'on peut exprimer le niveau de la balance réelle en fonction de la production :

$$\frac{M_t}{P_t} = \frac{\theta(1-\alpha\beta)}{1-\beta} Y_t = v Y_t$$

(16)

Cette relation implique une corrélation parfaite entre le produit et la balance réelle. Cette corrélation peut s'interpréter, comme le fait King et al (1991) pour la consommation, investissement et production, par une relation de co-intégration entre la balance réelle et la production.

### ↳ **Dynamique du modèle de Benassy**

Dans le but de mesurer la dynamique induite par un choc monétaire, Benassy introduit l'idée des contrats salariaux. En effet, le salaire est prédéterminé au début de la période, et c'est à ce niveau de salaire que le ménage offre la totalité du travail demandé par la firme.

$$w_t = Em_t + \log(1 - \alpha) - \log v - n$$

(17)

Où  $Em_t$  est l'anticipation de  $m_t$  construite au début de la période avant que le choc ait lieu :

$$Em_t = E_{t-1}m_t$$

Sous une forme logarithmique<sup>10</sup>, les conditions (1), (11), (13) et (16) s'écrivent :

$$y_t = a_t + \alpha k_t + (1 - \alpha)n_t$$

(18)

$$w_t - p_t = \log(1 - \alpha) + a_t + \alpha k_t + (1 - \alpha)n_t$$

(19)

$$m_t = \log v + p_t + y_t$$

(20)

$$k_t = \log v + y_t$$

(21)

En combinant les équations de (17) à (21) on obtient :

$$n_t = n + (m_t - Em_t)$$

(22)

$$y_t = \frac{a_t + (1 - \alpha)(m_t - Em_t)}{1 - \alpha} + n + \frac{\alpha \log \alpha \beta}{1 - \alpha}$$

(23)

L'équation (22) montre que le processus d'emploi peut dévier de son état stationnaire, cette dynamique de l'emploi est générée par le choc monétaire. elle montre aussi qu'un choc monétaire non prévisible se propage dans le temps à travers le même mécanisme d'accumulation du capital que le choc technologique.

Mais il est à noter que le choc technologique persiste à long terme et fait dévier l'économie de l'état stationnaire.

Le choc monétaire ne peut pas affecter l'économie de la même manière, c'est la partie non prévisible de ce choc qui va gouverner les fluctuations des variables réelles.

Dans le but d'exprimer les corrélations suites aux chocs monétaires à l'instant  $(t-1)$ , nous éliminons tous termes constants et réécrivons, l'output, le salaire réel et les prix :

---

<sup>10</sup> Toutes les variables en minuscules représentent les logarithmes des variables initiales :  $x_t = \log(X_t)$ .

$$y_t = (1 - \alpha)(m_{t-1} - Em_{t-1}) + \frac{\alpha_t + \alpha(1-\alpha)(m_{t-1} - Em_{t-1})}{1 - \alpha L}$$

(24)

$$w_t - p_t = -\alpha(m_{t-1} - Em_{t-1}) + \frac{\alpha_t + \alpha(1-\alpha)(m_{t-1} - Em_{t-1})}{1 - \alpha L}$$

(25)

$$p_t = Em_{t-1} + \alpha(m_{t-1} - Em_{t-1}) + \frac{\alpha_t + \alpha(1-\alpha)(m_{t-1} - Em_{t-1})}{1 - \alpha L}$$

(26)

Comme on peut le voir, après tout choc de productivité où choc monétaire retardé, il existe une corrélation positive entre le salaire réel et l'output et une corrélation négative entre le prix et l'output. Au contraire, un choc monétaire non prévisible à l'année courante implique une corrélation positive entre l'output et le prix et une corrélation négative entre le salaire réel et l'output. Le modèle de Benassy permet donc de générer les faits caractéristiques des modèles keynésiens à partir d'un modèle de cycle réel.

L'introduction d'un choc monétaire dans un modèle d'optimisation inter temporelle a impliqué une vision équilibrée entre les modèles keynésiens traditionnels et les modèles usuels de cycle réel. En effet, un choc technologique implique une évolution pro cyclique du salaire réel et contra cyclique des prix, et un choc monétaire implique l'inverse. Le choc monétaire non prévisible implique aussi un effet persistant sur la fluctuation de la production et permet de générer la fluctuation de l'emploi tout seul. On peut donc juger la pertinence du modèle de Benassy du fait qu'il permet de répondre aux insuffisances du modèle canonique dans un cadre théorique différent et sans aucune calibration à priori.

### V. Méthodologie économétrique.

Depuis les travaux de Kydland et Prescott(1982) et Long et Plosser (1983), l'évaluation du modèle théorique des cycles réels repose sur sa capacité à reproduire les faits stylisés de l'activité économique. Cette évaluation se traduit, essentiellement, par la capacité du modèle théorique à générer des moments d'ordre deux proches de ceux calculés sur séries observées. En plus, les valeurs des paramètres, servant à déterminer ces moments, sont estimées ou calculées à partir de grandeurs observées.

D'autre économiste reproche à cette démarche le caractère arbitraire du choix des paramètres du modèle, comme le fait Christiano et Eichnbaum(1992), Burnside et al (1993), Fève et Langot(1994), qui utilisent la méthode des moments

généralisés(MMG). La différence principale entre les deux méthodes est que, la méthode MMG permet de tenir compte de l'incertitude de mesure liée à l'estimation des paramètres structurels lors du test des implications du modèle.

En se situant dans un cadre d'inférence statistique nous adoptons une démarche économétrique pour l'évaluation du modèle théorique des cycles réels. L'application empirique portera sur les agrégats macro-économiques de l'économie Algérienne pour le PIB, la consommation, l'investissement privée, masse monétaire au sens M2, déflateur du PIB et le salaire réel. Ces données proviennent de l'office national des statistiques (ONS), couvrant la période : 1974 -2008, à prix courants mais corrigé de l'inflation<sup>11</sup>.

A cet effet. Nous procéderons, dans un premier temps. A un test de racine unitaire qui nous permet de capter l'hystérésis et de déterminer la nature des processus aléatoires des variables. Dans un second temps nous menons un test de cointégration dans le système de variables. Enfin, ayant établi l'ordre de cointégration, nous procéderons à une décomposition de chaque série en une composante de croissance et en une composante cyclique. Cela nous permet, d'une part de déterminer le poids de variation attribuable aux différents chocs permanents et aux chocs transitoires, et d'autre part de déterminer les fonctions de réponse aux impulsions de productivité.

A cet égard, nous utilisons le modèle à tendances communes introduit par King, Plosser, Stock et Watson(1987)<sup>12</sup> et dont les développements mathématiques ainsi que l'étude des propriétés asymptotiques de ce modèle ont été élaborés par Warne(1993). En effet ces auteurs ont conclu que le système des variables production, consommation et investissement sont toutes I(1) en plus qu'elles partagent une seule tendance commune qui résulte du choc d'offre, c'est-à-dire que la validité empirique nécessite l'existence de deux relations de cointégrations entre les variables prise en logarithme.

---

<sup>11</sup> La correction est faite à travers la division de l'ensemble des séries par le déflateur du PIB ;

<sup>12</sup> Ce modèle a fait l'objet d'une investigation par King, Plosser, Stock et Watson(1991) pour comparer les contributions respectives de chocs permanents réels et nominaux aux cycles américains. Aussi par Bec et Hairault(1993) sur les sources des fluctuations économiques dans l'économie américaine, anglaise, allemande.

## VI. Application aux données Algériennes.

L'application du test d'hystérésis classique de Dickey-Fuller augmenté nécessite dans un premier temps la fixation du nombre du retard maximum  $P_{\max}$ . Ce nombre sera fixé en fonction de l'auto corrélations partielle de la série étudiée. Dans un second temps, en fonction des critères d'informations et du test de normalités qui vont servir la fixation adéquate de ce nombre de retard<sup>13</sup>.

L'application de ce test montre que toutes les séries sont non stationnaires, et intégrées d'ordre (1), Voir Tableau n°01. On vérifie ainsi que l'hypothèse d'hystérésis vient d'être confirmée pour l'économie Algérienne.

L'hypothèse d'hystérésis implique donc qu'aucun choc n'aura un effet temporaire, au contraire son effet s'amplifie à long terme et l'économie ne se trouve jamais à son état stationnaire.

**Tableau 1 : test ADF pour (y, c, i).**

	<b>ADF calculé</b>	<b>Valeur critique à 5%</b>	<b>première différenciation</b>	<b>ADF calculé</b>	<b>Valeur critique à 5%</b>
<i>y</i>	4,069.328	-1,949.856	<i>D(y)</i>	- 1,974.407	-1,950.687
<i>c</i>	1,178.390	-1,949.856	<i>D(c)</i>	- 6,774.870	-1,950.117
<i>i</i>	1,629.561	-1,949.856	<i>D(i)</i>	- 5,355.550	-1,950.117

L'hypothèse d'hystérésis du produit implique, dans le modèle canonique, que les fluctuations sont conçues comme des décisions optimales des agents qui se comportent rationnellement. Ces décisions sont celles de la consommation et d'investissement.

Une fois que nous avons caractérisé le type de processus suivi par chaque série, nous procéderons à un test de co-intégration entre les logarithmes du PIB ( $y_t$ ), de la consommation ( $c_t$ ) et de l'investissement ( $i_t$ ). Dans ce cas, nous prévoyons avoir deux relations de cointégration, ce qui implique que les trois variables partagent une tendance stochastique et que celle-ci explique l'essentielle des fluctuations des variables économiques

<sup>13</sup> Eviews 6.0 donne automatiquement le nombre de retard.

L'application du test de cointégration de Johansen est évidente, du fait que les trois composantes sont toutes intégrées du même ordre (1).

**Tableau 2:** Test De Cointégration De Johansen.

H0	Valeur Propre	Statistique De La Trace	Valeur critique a 5%
r = 0	0,535490	45,14177	34,91
r = 1	0,330420	16,77118	19,96
r = 2	0,050833	1,930314	9,24

Selon le test de Johansen il existe au plus une relation de cointégration du fait que la statistique de  $\hat{\lambda}_{trace}$  est inférieure au quantile de 95%. C'est-à-dire qu'il existe (2) tendances communes. Le vecteur de cointégration présenté dans l'ordre  $(y_t, i_t, c_t)$  est donné par :

$$\beta = \begin{pmatrix} 1 \\ -0,219685 \\ 0,1900840 \end{pmatrix}$$

On interprète ce résultat, comme le fait Ben Hadded (2004), Filosa (2004) et Bec et Hairault (1993), rezigue (2006), par l'existence d'une tendance de productivité, donc à une tendance d'offre et que l'autre tendance correspond à une tendance de demande, comme autre source des fluctuations du PIB.

Dans ce qui suit, on va interpréter ce résultat par l'existence de deux chocs : monétaire et de dépenses publiques à coté du choc d'offre.

↳ **Spécification et estimation du modèle à tendances communes :**

Nous considérons ainsi un système comprenant le PIB réel, les dépenses publiques, le déflateur du PIB et la masse monétaire M2. Nous cherchons à estimer un modèle à tendance commune dans le but de mettre en évidence les principales tendances présentes dans l'économie et d'évaluer l'effet d'un tel choc. Notons  $X_t$  le vecteur des variables étudiées levées en logarithme naturel :

$$X = \begin{pmatrix} y_t \\ g_t \\ p_t \\ m_t \end{pmatrix}$$

Avec  $y_t = \log(\text{PIB réel})$ ,  $g_t = \log(\text{dépenses publiques réelles})$ ,  $m_t = \log(M_2)$ .

$p_t = \log(\text{déflateur du PIB réel})$ , Ces données sont issues de l'office national des statistiques ONS couvrant la période 1970-2008<sup>14</sup>.

L'application du test ADF, sur l'ensemble des variables considérées, montre que toutes les séries sont non stationnaires et, intégrés d'ordre (1), voir Tableau 03 ci-dessous.

**Tableau 03:**test ADF (p,m,g).

	ADF calculé	Valeur critique à 5%	première différenciation	ADF calculé	Valeur critique à 5%
<i>p</i>	2,376126	-1,950.117	<i>D(p)</i>	- 4,454.802	-2,943.427
<i>m</i>	- 1,067082	-2,941145	<i>D(m)</i>	- 5,365.455	-2,943.427
<i>g</i>	2,387640	-1,949856	<i>D(g)</i>	- 4,298.283	-1,950.394

L'application du test de cointégration de Johansen sur  $X_t$  est évidente du fait que les trois composantes toutes intégrées du même ordre Ce test stipule pour un retard maximum de trois (3) et en absence du terme déterministe qu'il existe une seule relation de cointégration pour  $\alpha = 5\%$ , mettant en cause les modèles canoniques d'hystérésis.

**Tableau 04:**Test De Cointégration De Johansen.

<i>H0</i>	Valeur Propre	Statistique De La Trace	Valeur critique a 5%
<i>r = 0</i>	0,535490	45,14177	34,91
<i>r = 1</i>	0,330420	16,77118	19,96
<i>r = 2</i>	0,050833	1,930314	9,24

Selon le test de Johansen il existe au plus une relation de cointégration du fait que la statistique de  $\hat{\lambda}_{\text{trace}}$  est inférieure au quantile de 95%. C'est-à-dire qu'il existe 3 tendances communes. Le vecteur de cointégration présenté dans l'ordre  $(y_t, p_t, m_t, g_t)$  est donné par :

<sup>14</sup> Ils ont été corrigés de l'inflation après les avoir divisées par le déflateur du PIB.

$$\beta = \begin{pmatrix} 1 \\ 0,277962 \\ -0,340410 \\ -0,397619 \end{pmatrix}$$

L'existence d'un seul vecteur de cointégration implique qu'il existe trois tendances stochastiques communes. Il est donc pertinent de spécifier ces trois tendances comme :

Tendance d'offre, tendance monétaire et de dépenses publiques, en se référant à Bec et Hairault (1993). Le modèle à tendances communes sera identifié de telle sorte qu'on puisse interpréter les trois chocs permanents comme un choc d'offre  $\mathfrak{S}_o$ . Un choc de dépenses publiques,  $\mathfrak{S}_g$  et un choc d'offre de monnaie  $\mathfrak{S}_m$ . La spécification de ces chocs consiste dans une première étape, à distinguer le choc d'offre des deux autres chocs. Dans une deuxième étape on procède à la distinction entre le choc monétaire et le choc des dépenses publiques.

Il est à noter que les propriétés de cointégration de ce système fournissent des restrictions supplémentaires qui permettent d'identifier le modèle à tendances communes.

Le choc d'offre sera identifié comme le seul choc ayant un effet à long terme sur le PIB réel. Cette identification du choc d'offre par rapport aux chocs de demandes fait référence aux modèles théoriques d'hystérésis de première génération du fait que le choc de demande dans ces modèles n'a qu'un effet transitoire à long terme sur le niveau de PIB [Fève et Langot(1994), Hénin (1989), Hairault (1999)].

Selon Bec et Hairault (1993) les chocs de demandes seront identifiés soit en fonction des réponses à long terme des dépenses publiques à un choc d'offre de monnaie, soit en fonction des réponses à long terme de la masse monétaire à un choc de dépenses publiques.

Une autre restriction d'inspiration monétariste permet d'identifier ces chocs, elle consiste à identifier le choc des dépenses publiques comme un choc qui n'affecte pas les prix à long terme. Notre distinction entre ces chocs est faite par l'identification du choc monétaire comme celui qui n'affecte pas les dépenses publiques à long terme.



Les restrictions de la propriété de cointégration permettent de déterminer la matrice de long terme A0 donnée par :

$$A_0 = \begin{pmatrix} 1,000 & 0,000 & 0,000 \\ 0,000 & 1,000 & 0,000 \\ 0,000 & 0,000 & 1,000 \\ 2,514 & 0,699 & -0,856 \end{pmatrix}$$

En appliquant l’algorithme d’estimation fournit par Warne, on obtient le modèle à tendances communes suivant :

$$\begin{pmatrix} y_t \\ p_t \\ m_t \\ g_t \end{pmatrix} = X_0 + \begin{pmatrix} 0.053 & 0.000 & 0.000 \\ (0.023) & (-) & (-) \\ -0.002 & 0.117 & 0.000 \\ (0.067) & (0.041) & (-) \\ 0.101 & 0.055 & 0.035 \\ (0.070) & (0.027) & (0.008) \\ 0.045 & 0.034 & -0.030 \\ (0.032) & (0.016) & (0.007) \end{pmatrix} \begin{pmatrix} \hat{S}_o \\ \hat{S}_m \\ \hat{S}_g \end{pmatrix} + \hat{u}_T$$

$$\begin{pmatrix} \hat{S}_{o,t} \\ \hat{S}_{m,t} \\ \hat{S}_{g,t} \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} 0,546 \\ 1,145 \\ 1,066 \end{pmatrix} + \begin{pmatrix} \hat{S}_{o,t-1} \\ \hat{S}_{m,t-1} \\ \hat{S}_{g,t-1} \end{pmatrix} + \hat{\varphi}_T$$

Les coefficients estimés de la matrice A sont positifs statistiquement significatifs sauf celui associé aux réponses des prix au choc technologique. Cette spécification est claire du fait de la spécificité de l’économie algérienne où les prix sont influencés beaucoup plus par des chocs de dépenses publiques et des chocs monétaire, que par des chocs technologiques. Comme on remarque là non significativité de la réponse de la monnaie et des dépenses budgétaires au choc technologiques Ce résultat n’est pas étonnant malgré qu’il ne soit pas conforme aux travaux de Bec et Hairault (1993).

Puisque Le choc monétaire est considéré beaucoup plus comme un choc de demande plutôt qu’un choc d’offre<sup>15</sup>.

---

<sup>15</sup> L’augmentation de l’offre de la monnaie accroît la capacité de dépense des agents donc leur demande notamment à court terme ;

↳ **Détermination des sources des fluctuations :**

Dans le but d'évaluer l'effet des chocs à long terme sur les différentes variables, c'est-à dire la contribution des innovations des tendances dans la fluctuation de court terme, on passe à un exercice de décomposition de la variance. La modélisation de Warne permet d'évaluer les contributions des chocs permanents et transitoires. Examinons dans un premier lieu les fluctuations du PIB réel.

**Tableau 05:**Contributions des chocs à la fluctuation du PIB réel (en %).

<i>Horizon</i>	<i>TRANSITOIRE</i>			
<i>1 an</i>	<i>84,3</i>	<i>0,1</i>	<i>15,2</i>	<i>0,4</i>
<i>2 ans</i>	<i>82,4</i>	<i>0,2</i>	<i>15,4</i>	<i>2,1</i>
<i>5 ans</i>	<i>91,9</i>	<i>1,8</i>	<i>5,4</i>	<i>0,9</i>
<i>8 ans</i>	<i>95,5</i>	<i>1,3</i>	<i>2,7</i>	<i>0,4</i>
$\infty$	<i>98,6</i>	<i>0,4</i>	<i>0,8</i>	<i>0,1</i>

On constate que le choc transitoire n'explique qu'une faible part des fluctuations du PIB réel et son l'effet est presque nul<sup>16</sup>.

En ce qui concerne les chocs permanents et en se basant sur les résultats de décomposition de la variance on remarque que :

Le choc technologique et le choc de dépenses publiques contribuent fortement à la fluctuation du PIB au premier horizon. Dès un horizon de 5 ans, la variation du PIB est expliqué par le choc technologique.

Les chocs de demandes contribuent faiblement aux fluctuations du PIB : la fluctuation du PIB expliqué par ces deux chocs à raison de 15.3%. Cette contribution diminue à très court terme jusqu'au atteindre 4% la huitième année.

La contribution du choc de dépenses publiques à la fluctuation réelle est décroissante et elle est relativement forte par rapport au choc monétaire.

D'après ce qui précède, on peut dire que les modèles de cycle réel se trouvent conforme avec les faits quant ils présentent le cycle économique comme phénomène attribuable essentiellement aux facteurs d'offres. Et qu'ils proposent une explication des fluctuations de long terme par le choc technologique.

<sup>16</sup> L'hypothèse d'anticipation rationnelle stipule qu'un choc monétaire non prévisible affecte la production pour les premiers horizons puis il s'annule, mais ce n'est pas le cas dans le modèle.

### ↳ **Modèle de Benassy et demande de travail**

La faible part de l'hystérésis du produit expliquée par le choc monétaire, dans le paragraphe précédent, nous pousse à nous interroger s'il s'agit d'une réalité à admettre puisque le manque de succès des modèles monétaires à reproduire la dynamique des variables réelles est causé par certaine hypothèse restrictive telle que la non prise en compte du marché de travail comme le remarque Benassy.

Benassy (1995) stipule que la persistance du choc monétaire est contrainte de l'introduction des mécanismes de la croissance endogène. Collard (1997-1999) stipule que l'hystérésis du produit est générée par l'accumulation du capital humain. A partir de ces travaux on dégage l'idée de l'introduction d'un choc de demande de travail, d'offre ou de demande de monnaie à coté du choc technologique dans un essai de reproduction de la dynamique de la production.

### ↳ **Spécification et estimation du modèle à tendances communes.**

Il s'agit de considérer un modèle composé de quatre variables : le PIB réel, la monnaie au sens M2, la force de travail et le salaire réel. Notons le vecteur des variables étudiées levées en logarithme naturel

$$:X = \begin{pmatrix} y_t \\ m_t \\ n_t \\ w_t \end{pmatrix}$$

La procédure d'estimation d'un modèle à tendances communes exige, dans premier lieu, l'application d'un test de non stationnarité et de savoir si les variables considérées sont I(1). Dans un second lieu, on teste l'existence d'une ou plusieurs relations de cointégration qui gouvernent la dynamique de long terme de ces variables.

**Tableau 06:** Test ADF (w, n).

	<b>ADF calculé</b>	<b>Valeur critique à 5%</b>
<b>w</b>	<b>2,38</b>	<b>-1,94</b>
<b>n</b>	<b>-5,57</b>	<b>-3,53</b>

Le test de Dickey Fuller augmenté montre que l'ensemble de ces variables est type DS (differency stationary) sauf la force de travail qui donne un processus TS (trend stationary), dans ce type de modélisation, l'effet produit par un choc (ou par plusieurs chocs aléatoires) à un instant t est transitoire. Le modèle étant déterministe,

la chronique retrouvera son mouvement de long terme qui ici la droite de tendance.

L'existence d'une série de type TS dans le modèle ne nous a pas permis d'appliquer le modèle à tendance communes, pour vérifier le modèle de BENASSY.

- **Conclusion.**

Le programme de recherche du courant des cycles réels a porté une amélioration considérable dans la compréhension des causes et des mécanismes générateurs des fluctuations économiques. La théorie des cycles réels a montré qu'un simple modèle d'équilibre général, affecté par des chocs aléatoires de productivité, est capable, dans une certaine mesure, de rendre compte des principales caractéristiques des variabilités conjoncturelles des agrégats macroéconomiques.

Dans la logique d'évaluer le modèle canonique d'hystérésis par une approche économétrique dans la même logique que King et al, on a essayé d'appliquer le test d'hystérésis ADF. Les résultats obtenus montrent que l'ensemble des variables prises en logarithmes népérien : PIB réel, consommation, investissement, déflateur du PIB, masse monétaire M2, dépenses publiques, et salaires sont toutes intégrés d'ordre (1).

L'application du test de cointégration de Johansen montre une seule relation de cointégration entre PIB, consommation et investissement.

Ce résultat montre que les implications théoriques du modèle canonique d'hystérésis ne sont pas établies sur les données Algérienne et il constitue une critique supplémentaire adressée à ces modèles. En effet, les variables du système considéré partagent deux tendances stochastiques communes interprétées comme un choc d'offre et de demande.

Ce résultat nous a poussés à considérer un modèle en introduisant la monnaie et les dépenses publiques à côté du PIB et du déflateur du PIB dans un modèle à tendances stochastiques communes. Le test de cointégration montre trois tendances communes qui sont spécifiées comme un choc d'offre, un choc monétaire et un choc de dépense publique.

Malgré que les exercices de décomposition des variances montrent l'importance du choc d'offre pour expliquer les fluctuations du PIB, mais ce dernier ne permet pas à lui seul de générer l'hystérésis du produit.

Il nous a alors semblé nécessaire d'introduire des mécanismes de propagation autres que le choc technologique : il s'agit d'un choc de demande ou de travail. L'étude de stationnarité de la demande de

travail nous a donné une variable de type trend stationary d'où l'impossibilité de spécifier modèle de Benassy.

Ces résultats nous incitent à dire que la part la plus importante de la dynamique dans l'économie Algérien est générée par les chocs technologiques cela nous semble logique, vue la constitution importante des hydrocarbures dans la formation du PIB Algérien, sans négligé, Les premiers fruits des investissements colossaux réalisés, et qui commencent à apparaître, avec l'accélération dans la dynamique de développement après les réalisations enregistrées à la faveur des précédents programmes de relance (PSRE, 1er programme quinquennal).

### ANNEXE

#### Modèle à tendances communes

Le lien entre cointégration et modèle à tendances communes est établi par King, Plosser, Stock et Watson. En effet, la particularité du modèle à tendances communes est de modéliser un processus à  $N$  composantes sur un nombre réduit de tendances stochastiques.

Etant donné le vecteur  $W_t$  constitué de  $n$  variables aléatoires et conditionnellement à l'existence de  $r$  relations de cointégration, les composantes du vecteur  $W_t$  partagent  $K = n - r$  tendances communes, spécifiquement nous pouvons écrire  $W_t$  comme suite :

$$W_t = W_0 + A\tau_t + \phi(L)V_t$$

Nous supposons que les termes  $V_t$  sont des bruits blancs de moyenne nulle et que :

$E(V_t V_t') = I_n$ ,  $W_0$  et  $\phi(L)V_t$  sont stationnaires. La composantes non stationnaire de  $W_t$  est donnée par le terme  $A\tau_t$  avec  $\tau_t$  est un vecteur de dimension  $k$  de marche aléatoire avec dérive  $\rho$ . Spécifiquement, nous avons :

$$\tau_t = \rho + \tau_{t-1} + \varphi_t$$

Nous supposons que les  $\varphi_t$  sont des bruits blancs de moyenne nulle et  $E(\varphi_t \varphi_t') = I_k$ . L'équation (2) peut être écrite sous la forme suivante :

$$\tau_t = \tau_0 + \rho t + \sum_{j=1}^t \varphi_j$$

L'existence de r relation de cointégration implique qu'on peut écrire l'équation de la forme vectorielle Autorégressive à correction d'erreurs (VECM) sous la forme suivante :

$$\Gamma^*(L)\Delta W_t = \mu - \alpha Z_{t-1} + \varepsilon_t \quad t = 1 \dots \dots \dots, T$$

Avec  $\Gamma^*(L) = I - \sum_{i=1}^{k-1} \Gamma_i^*$  et  $\Gamma_i^* = \sum_{j=t-1}^k \Gamma_j$ . Le terme  $\alpha Z_{t-1}$  représente la correction des changements des  $W_t$  suite à une déviation par rapport à l'équilibre de long terme.

La cointégration implique que les r processus  $\{Z_t\}$  sont stationnaires, avec  $Z_t = \hat{B}W_t$  la représentation de Wold en moyenne mobile(VMA) de l'équation (.2) est donnée par :

$$\Delta W_t = \delta + C(L)\varepsilon_t$$

Le rang de la matrice C(1) est égal à n-r = k, et  $BC(1) = 0$ .

Soit la décomposition suivante de la matrice polynomiale C(L) :

$$C(L) = C(1) + (1 - L)C^*(L)$$

Avec  $C^*(L) = \sum_{j=0}^{\infty} C_j^* L^j$  et  $C_j^* = -\sum_{k=j+i}^{\infty} C_k$ . En substituant d'une manière récursive l'équation (II.2.1.6) dans l'équation(II.2.1.5) pour,  $W_{t-1}, W_{t-2}, \dots \dots \dots W_1$  nous obtenons :

$$W_t = W_0 + C(1)\xi_t + C^*(L)\varepsilon_t$$

Avec  $\xi_t = \mu + \xi_{t-1} + \varepsilon_t$  et  $\delta = C(1)\mu$  d'après les équations (1) et (2) nous pouvons identifier les composantes transitoires  $W_t^s$  et permanentes  $W_t^p$  de  $W_t$ , qui sont données respectivement par :

$$W_t^s = W_0 + C^*(L)\varepsilon_t$$

$$W_t^p = C(1) \left[ W_0 + \mu t + \sum_{j=1}^t \varepsilon_j \right]$$

Finalement, la représentation à tendances communes de  $W_t$  proposée par King, Plosser, stock et Watson (1987) est donnée par :

$$W_t = W_0 + A\tau_t + C^*(L)\varepsilon_t$$

$$\tau_t = \rho + \tau_{t-1} + \varphi_t$$

L'équivalence des équations(1) et (7) implique que :

$$A\rho = \delta, \quad A\varphi_t = C(1)\varepsilon_t \text{ et } A\hat{A} = C(1)\Sigma C(1)$$

Pour pouvoir estimer les paramètres de la représentation à tendances communes, c'est-à-dire les matrices A, ρ et Σ il faut avoir les

estimateurs de  $C(1)$ ,  $\delta$  et  $\Sigma$ , tandis que  $\Sigma$  peut être estimée à partir de l'équation (2), un estimateur de  $C(1)$  ne peut être obtenu qu'à partir d'une inversion de la représentation VECM. Afin d'estimer les paramètres de la forme moyenne mobile(VMA), Warne(1993) a montré qu'il est possible d'utiliser le lien existant entre cette représentation et des représentations autorégressives telles que la représentation autorégressive(VAR) non contrainte ou la représentation vectorielle à correction d'erreur (VECM), ou le VAR contraint (RVAR).

En effet, Warne(1993) a montré que le processus  $W_t$  défini par la représentation(4) admet également une représentation vectorielle autorégressive contrainte(RVAR), prolongeant ainsi le résultat de Campell et Schiller(1988). Soit  $M$  une matrice  $(n, n)$  régulière, donnée par  $[S'_k \ B]'$ , où les lignes de la matrice de sélection  $S'_k$  de dimension  $(K, n)$  satisfont  $S'_{ik} C(1) \neq 0 \forall i \in \{1, \dots, K\}$ .

Soit encore  $\alpha^*$  une matrice de dimension  $(n, n)$  donnée par  $[0 \ \alpha]$  et soient les matrices de polynômes de dimension  $(n, n)$  suivantes :

$$D(L) = \begin{bmatrix} I_k & 0 \\ 0 & (1-L)I_r \end{bmatrix} \quad \text{et} \quad D_{\perp}(L) = \begin{bmatrix} (1-L)I_k & 0 \\ 0 & I_r \end{bmatrix}$$

Le théorème 1 de Warne(1993) stipule que : si le système  $W_t$  admet la représentation(2) et est Co-intégré d'ordre(1,1) avec rang de cointégration égal à  $r$ , alors il existe une représentation vectorielle autorégressive contrainte :

$$B(L)h_t = \theta + v_t$$

(12)

$$\text{Avec } B(L) = M(\Gamma^*(L)M^{-1}D(L) + \alpha^*L) \quad \text{et } B(0) = I_n.$$

Le processus  $h_t$  est intégré d'ordre zéro et tel que :  $h_t = D_{\perp}(L)MW_t$ ,  $\theta = M\mu$  et  $v_t = M\varepsilon_t$ , la matrice  $\Omega = E(v_t v_t')$  est définie positive, et la fonction  $\det[B(L)] = 0$  a toutes ses solutions à l'extérieur du cercle unité. De plus, si l'on note  $F(L)$  est l'inverse de  $B(L)$ , nous avons :

$$(L) = M^{-1}B(L)D_{\perp}(L)M$$

$$C(L) = M^{-1}D(L)F(L)M$$

La représentation RVAR peut se déduire de la représentation VECM. En effet, en multipliant l'équation(2) par la matrice M et en remarquant que  $\alpha^* h_t = \alpha Z_t$ , nous retrouvons l'équation(12). Les paramètres  $\delta$ ,  $\Sigma$  et C(1) peuvent être déduites à partir des paramètres estimés de l'équation(12) Ainsi, nous aurons :

$$\delta = C(1)M^{-1}\theta$$

$$\Sigma = M^{-1}\Omega(M')^{-1}$$

$$C(1) = M^{-1}D(1)F(1)M$$

L'estimation de B par la méthode proposé par Johansen et Juselius(1990), basée sur les techniques de maximum de vraisemblance, permet de déterminer les matrices M et  $D_{\perp}(L)$ , nécessaires à la construction de  $\{h_t\}_{t=1}^{\infty}$ . En appliquant la méthode de moindres carrés à l'équation(12), nous obtenons alors les estimateurs convergents et asymptotiquement efficaces des paramètres.

L'identification de la représentation à tendances communes nécessite, encore, la détermination des nk éléments de la matrice A. il faut remarquer que cette matrice est définie à partir d'une base de l'espace orthogonal à l'espace de cointégration, ainsi, et suite aux constats de King, Plosser, Stock et Watson(1987) et Warne(1993), nous pouvons la réécrire comme suite :

$$A = A_0\Pi$$

Où la matrice  $A_0$  de dimension (n, k) est de rang K et  $\Pi$  est une matrice de dimension (K, K) de paramètres inconnus. En utilisant les relations  $AA' = C(1)\Sigma C(1)'$  et  $A = A_0\Pi$ , nous obtenons :

$$\Pi\Pi' = A_0^+C(1)\Sigma C(1)')(A_0^+)'$$

Avec  $A_0^+ = (A_0'A_0)^{-1}A_0'$  le terme  $A_0^+C(1)\Sigma C(1)')(A_0^+)'$  est une matrice (K, K) symétrique définie positive connue,  $\Pi\Pi'$  est connue



également, mais seuls  $k(k+1)/2$  éléments de la matrice  $\Pi$  sont déterminés de façon unique. À cet égard, on peut choisir  $\Pi$  comme étant une matrice triangulaire inférieure et une décomposition de cholski de la matrice  $\Pi\Pi'$  permet de déterminer  $\Pi$ .

La connaissance de la matrice  $\Pi$  ne permet donc de déterminer, de façon unique que  $k(k+1)/2$  éléments de la matrice  $A$ .

L'identification des autres éléments de la matrice  $A$  repose sur les  $rk$  contraintes dues au nombre des relations de cointégration et les  $k(k+1)/2$  contraintes supplémentaires libres. En effet, la cointégration de  $W_t$ , en impliquant  $B'A = 0$ , et donc,  $B'A_0 = 0$  impose  $rk$  contraintes sur la matrice  $A_0$ , alors que les  $k(k-1)/2$  contraintes supplémentaire libres doivent être imposées de telle sorte qu'elles soient cohérentes aux implications théoriques du modèle.

A ce stade, il est important de noter que cette procédure d'identification, des paramètres de la représentation à tendances communes, implique que les innovations sur les tendances stochastiques affectent également les fluctuations transitoires de  $W_t$ .

En effet, en remarque que  $\varphi_t = (A'A)^{-1}A'C(1)\varepsilon_t$ , alors la matrice de covariance entre  $\varphi_t$  et  $u_t$  est donnée par :

$$E(\varphi_t \varepsilon_t') = (A'A)^{-1}A'C(1)\Sigma$$

Evidement, cette matrice n'est pas nulle puisque les colonnes de la matrice  $A$  ne peuvent pas être orthogonales aux colonnes de la matrice  $C(1)$ .

L'identification des paramètres de la représentation à tendances communes n'a permis, jusqu'ici, que la détermination de  $k$  innovations associées aux tendances communes. Alors que, le modèle en comprend  $n$ , ainsi les  $(n-k=r)$  innovations transitoires du modèle sont celles qui n'auront aucun effet à long terme. Dans ce cas, il est possible de déterminer une matrice  $G$  régulière de dimension  $(n,n)$ , telle que  $v_t = \begin{bmatrix} \varphi_t \\ \vartheta_t \end{bmatrix} = G\varepsilon_t$  en effet, la représentation de Wold de l'équation (II.2.1.5) peut s'écrire comme suit :

$$\Delta W_t = \delta + C(L)\varepsilon_t = \delta + R(L)W_t$$

Avec  $R(L) = C(L)G^{-1}$  et  $W_t = G\varepsilon_t$ .  $R(L)W_t$  sont les fonctions de réponse de  $\Delta W_t$  aux innovations. La matrice  $G$  est dite identifier un modèle à tendances communes si :

- i. il est déterminé uniquement à partir des paramètres du modèle dans l'équation (4) ;

La matrice variance covariance de  $W_t: E(W_t W_t') = \Psi = G \Sigma G'$  est diagonale avec des éléments diagonaux non nuls, soit :

$$\Psi = \begin{bmatrix} I_k & 0 \\ 0 & \phi \end{bmatrix}, \text{ avec } \phi = E(\vartheta_t \vartheta_t')$$
 est une matrice (r, r) diagonale ;

La matrice des réponses à long terme R(1) de  $W_t$  aux innovations permanentes et transitoires est donnée par  $[A \quad 0]$  .

Ainsi, les innovations permanentes sont bien celles qui sont associées aux tendances stochastiques communes. Pour déterminer la matrice G, il est possible de décomposer le vecteur  $W_t$  comme suit :

$$W_t = \begin{bmatrix} \varphi_t \\ \vartheta_t \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} G_p \\ G_r \end{bmatrix} = G \varepsilon_t, \text{ où } G_p \text{ est la matrice de dimension } (k, n)$$

relative aux innovations permanentes et  $G_r$  est la matrice de dimension relative aux innovations transitoires. Étant données que  $A \varphi_t = C(l) \varepsilon_t$  et qu'aussi bien A et C(l) sont de rang k, alors les innovations permanentes sont données par :  $\varphi_t = (A'A)^{-1} A' C(1) \varepsilon_t$  et  $G_p = (A'A)^{-1} A' C(1)$ . La matrice  $G_r$  est identifiée de telle sorte que les innovations permanentes et transitoires sont indépendantes.

Cette condition implique que  $E(\varphi_t \vartheta_t') = (A'A)^{-1} A' C(l) \Sigma G_r' = 0$  donc, il est possible de choisir  $G_r = \alpha' \Sigma^{-1}$ , où  $\alpha = M^{-1} B(1) P_r$  et  $P_r = [0 \quad I_k]'$  Est une matrice de dimension (n, k).

Pour cela, nous devons estimer, dans un premier temps, le modèle VAR à correction d'erreurs(VECM) conditionnellement aux relations de cointégration estimées. Dans un seconde temps, cette information est alors utilisée pour déterminer la matrice M et pour estimer la représentation RVAR par les moindres carrés ordinaires, ce qui donne les estimateurs de B(L),  $\theta$  et  $\Omega$ . À partir des ces estimateurs et de l'inversion de B(L), les matrices  $\delta$ ,  $\Sigma$  et C(1) peuvent être calculées. Les éléments de la matrice A sont calculés en utilisant les rk contraintes imposées par la cointégration. Enfin Les fonctions de réponse aux chocs et les décompositions de la variance de l'erreur de prévision sont calculées à partir de l'équation(21), et sont sous l'hypothèse de normalité des résidus, distribuées asymptotiquement selon une loi normale.

**Bibliographie :**

- **Abraham-Frois. G (1996) :** " Economie Politique", Economica, Paris.
- **Abraham-Frois. G (1995) :** " Dynamique Economique", Dalloz, Paris.
- **Abraham-Frois. G et Berrebi (1995) :**"Cycle, instabilité et chaos", Economica, paris.
- **Abraham-Frois. G et Larbre. F (1998) :** "La macroéconomie après Lucas : textes choisis", Economica, paris.
- **Ambler. S et Cardia. E (1995) :** "Les modèles réels de la transmissions des cycles économiques", Actualité économiques : revue d'analyse économique, vol. 71, pp. 193-217.
- **Backus. D, Kehoe. P et Kydland. F (1992) :** " International Real Business Cycles", Journal of Political Economy, vol. 101, pp. 745-775.
- **Bec. F et Hairault. J. O (1993) :** "une Etude Empirique des Sources des Fluctuations Economiques dans le Cadre d'un Modèle à Tendances Communes", Annales d'Economie et de Statistique, vol. 30, pp. 85-120.
- **Ben Haddad. H (2004) :** " théorie des cycles réels et externalités : amplification et propagation des chocs sectoriels d'exportation", Thèse de Doctorat, Sfax, FSEG, Tunisie .
- **Benassy. J. P (1995):** "Money and Wage Contracts in Optimising Model of the Business Cycle ", Journal of Monetary Economics, vol. 35(2), pp. 303-315.
- **Beveridge. S et Nelson. C. R (1981):** "A New Approach to Decomposition of Economic Time Series into Permanent and Transitory Components with Particular Attention to Measurement of the Business Cycle", Journal of Monetary Economics, vol. 7 (2), pp 151-173.
- **Blanchard. O. J et Summer. L. H (1987):** "Hysteresis in unemployment", dans Abraham-Frois. G et Larbre. F (1998) : "La macroéconomie après Lucas : textes choisis", Economica, paris, pp. 179-187.
- **Breitung. J et Trenkler. C (2002):** "On the Properties of Some Tests for Common Stochastic Trends ", Econometric Theory, vol. 18, pp. 1336-1349.
- **Burnside. C, Eichenbaum. M et Rebelo (1993):** "Labor Hoarding and the Business Cycle ", Journal of Political Economy, vol. 101(2), pp. 245-273.
- **Campbell. J et Mankiw. N (1989):** "International Evidence on the Persistence of Economic Fluctuation", Journal of Monetary Economics, vol. 23(2), pp. 319-333.
- **Chang. Y, Gomez. J. F et Schorfheidle. F (2002):** "Learning-by doing as a propagation Mechanism", American Economic Review, vol. 92(5), pp. 1498-1520.
- **Canova. F (1994):** "Statistical Inference in Calibrated Models", Journal of Applied Econometrics, vol. 9 (supplement), pp. 123-144.
- **Christiano. L et Eichenbaum. M (1992):** "Current Real Business Cycle Theories and Aggregate Labor-Market Fluctuations ", American Economic Review, vol. 82 (3), pp.430-450.
- **Cochrane. J (1994):** "Permanent and Transitory components of GNP and Stock Prices ", Quarterly Journal of Economics, vol. 109(1), pp. 241-265.
- **Cochrane. J (1988):** "How Big is the Random Walk in GNP? ", Journal of Political Economy, vol. 96 (5), pp. 893-920.

- **Cogley. J et Nason. T (1995):** "Output Dynamics in Real Business Cycles Models", American Economic Review, vol. 85 (3), pp. 492-511.
- **Collard. F (1999):** "Spectral and persistence Properties of Cyclical Growth", Journal of Economic Dynamics and control, vol. 23, pp. 463-488.
- **Collard. F (1997):** "Étalonnage et estimation d'un modèle de croissance cyclique dans le domaine des fréquences", Revue Economique, vol. 48 (2), pp. 615-627.
- **d'Autume. A (1992) :** " cointégration et modèles dynamiques", Economie et prévision, vol. 106 (5), pp. 71-83.
- **Engle. R. F et Granger. C. W. J (1987):** "Cointegration and Error Correction: Representation, Estimation and Testing", Econometrica, vol. 55 (2), pp. 251-276.
- **Engle. R. F et Issler. J. V (1995):** "Estimating Common Sectoral Cycles", Journal of Monetary Economics, vol. 35 (1), pp. 83-113.
- **Fairise. X, Hénin. P. Y et Langot. F (1992) :** " les modèles de cycle réel peuvent-ils expliquer les fluctuations de l'emploi et de la productivité ? ", Economie et Prévision, vol. 106 (5), pp. 23-40
- **Fève. P (1997) :** "Les méthodes d'étalonnage au regard de l'économétrie", Revue Economique, vol. 48 (2), pp. 629-638.
- **Fève. P, Hénin. P. Y et Jolivaldt P (2003):** "Testing for Hysteresis: Unemployment Persistence and Wage Adjustment", Empirical Economics, vol. 28, pp. 535-552.
- **Fève. P et Langot. F (1994) :** "The RBC Models through Statistical Inference", Journal of Applied Econometrics, vol. 9 (supplement) pp. 11-35.
- **Filosa. R (2004):** "Monetary and Real Shocks, The Business Cycle and The Value of The euro", BIS Working Papers, N° 154.
- **Fukao. K et Otaki. M (1993):** "Accumulation of Human Capital and the Business Cycle", Journal of Political Economy, vol. 101(1), pp. 73-99.
- **Funke. M (2000):** "Macroeconomic Shocks in Euroland vs. The UK: Supply, Demand, or Nominal? ", [WWW.eaben.org/research/documents/qm200.pdf](http://WWW.eaben.org/research/documents/qm200.pdf).
- **Hairault. J. O (2000):** "Analyse Macro-économique", Syros, Paris.
- **Hairault. J. O (2000):** "Le courant des cycles réels" dans Hairault. J. O: "analyse Macroéconomique", Syros, Paris, pp.301-335.
- **Hairault. J. O (1999) :** "Vers une Nouvelle Synthèse Néoclassique ? ", Revue d'Economie Politique, vol. 109 (5), pp. 613-670.
- **Hairault. J. O (1992) :** "présentation et évaluation du courant des cycles réels", Economie et Prévision, vol. 106 (5), pp. 1-19
- **Hallett. H et Piscitelli. L (2002):** "Testing for Hysteresis against Nonlinear alternatives", Journal of Economic Dynamic and Control, vol. 27, pp. 303-327.
- **Hamilton. J (1989):** "A New Approach to the Economic Analysis of Non-Stationary Time Series and the Business Cycle", Econometrica, vol. 57 (2), pp. 357-384.
- **Hansen. L (1985):** "Indivisible Labor and the Business Cycles", Journal of Monetary Economics, vol. 16 (3), pp. 309-327.

- **Hansen. H et Warne. A (1997):** "The cause of Unemployment: demand and supply choc? ", Discussion paper, Institute of Economics, University of Copenhagen.
- **Harris. D (1997):** "Principal Components Analysis of Cointegrated Time Series", *Econometric Theory*, vol. 13, pp. 529-557.
- **Hénin. P. Y (1989):** " Sur la non stationnarité des séries économiques : tendance, cycle et persistance", *Revue d'Economie politique*, vol. 99 (5), pp. 661-691.
- **Hurlin. C et Mignon. V (2004) :** "Guide Pratique des Séries non Stationnaires en Panel. Partie I : Tests de Racines unitaires", Document de Recherche LEO, 2004-10.
- **Jacobsson. T, Jansson. P, Verdin. A et Warne. A (2002):** "Identifying the Effects of Monetary Policy Shocks in an Open Economy", *Sveriges Riksbank Working Paper Series*, N° 134.
- **Johansen. S (1991):** "Estimation and Hypothesis Testing of Cointegration Vector in Gaussian Vector Autoregressive Models", *Econometrica*, vol. 59 (6), pp. 1551-1580.
- **Johansen. S (1988):** "Statistical Analysis of Cointegration Vectors ", *Journal of Economic Dynamics and control*, vol. 12, pp. 231-254.
- **Kao. C (1999) :** "Spurious Regression and Residuel-Based Tests for Cointegration in Panel Data, *Journal of Econometrics*, vol.90, pp.1551-1580.
- **King. R. G, Plosser. C (1994):** "Real Business Cycles and the Test of the Adelmans", *Journal of Monetary Economics*, vol. 33(2), pp. 405-438.
- **King. R. G, Plosser. C et Rebelo. S (1988):** "Production, Growth, and Business Cycles: I.The Basic Neoclassical Model", *Journal of Monetary Economics*, vol. 21, pp.195-232.
- **King. R. G, Plosser. C. I, Stock. J. H et Watson. M. W (1991):** "Stochastic Trends and Economic Fluctuations", *the American Economic Review*, vol. 81, N° 4, pp. 819-840.
- **King. R. G, Plosser. C. I, Stock. J. H et Watson. M. W (1987):** "Stochastic Trends and Economic Fluctuations", *NBER working paper No. 2229*.
- **King R., Rebelo S., Rouwenhorst K. (1990),** « Modeling Stochastic Growth », Working Paper presented at the « Instabilité et Persistance », conference, Paris.
- **Kydland. F. E et Prescott. E (1982):** "Time to Build and Aggregate Fluctuations", *Econometrica*, vol. 50 (6), pp. 1345-1370.
- **Langot. F (2000) :** "Persistance et Hystérèse", dans Hairault. J. O : "analyse Macroéconomique", Syros, Paris, pp.383-411.
- **Langot. F (1996) :** "A-t-on Besoin d'un Modèle d'Hystérèse pour Rendre Compte de la Persistance du Chômage", *Annales d'Economie et de Statistique*, vol. 44, pp. 29-57
- **Lardic. S et Mignon. V (2002):** "Econométrie des Séries Temporelles Macroéconomique et Financière", *Economica*, Paris.
- **Long. J et Plosser. C (1983):** "Real Business Cycle", *Journal of Political Economy*, vol. 91(1), pp. 39-69.

- **LUCAS R. (1988)**, « On the Mechanics of Economie Development », Journal of Monetary Economics, 22, p. 3-42.
- **Matheron. J (2003)**: "Persistance, Cycle et Croissance Endogène", Revue d'Economie Politique, vol. 113 (2), pp. 353-371.
- **Nason. J et Cogley. T (1994)**: "Testing the Implication of Long-Run Neutrality for Monetary Business Cycle Models", Journal of Applied Econometrics, vol. 9 (supplement), pp.37-70.
- **Nelson. C et Plosser. C (1982)**: "Trend and Random Walks in Macroeconomic Time Series: Some Evidence and Implications", Journal of Monetary Economics, vol. 10 (1), pp.139-169.
- **Perli. P et Sakellaris. P (1998)**: "Human Capital Formation and Business Cycle Persistence", Journal of Monetary Economics, vol. 42 (1), pp. 67-92.
- **Phelps. E (1969)**: "The New Microeconomics in Inflation and Employment Theory", dans Abraham-Frois. G et Larbre. F (1998) : "La macroéconomie après Lucas : textes choisis", Economica, paris, pp. 39-46.
- **Portier. F (1995)**: "Business Formation and Cyclical Markups in the French Business Cycle", Annales d'Economie et de Statistique, vol. 37/38, pp. 411-440.
- **Quah. D (1992)**: " The Relative Importance of Permanent and Transitory Components: Identification and some Theoretical Bounds", Econometrica, vol. 60(1), pp. 107- 118.
- **Rimbaux. E (1991)**: "Cycle, Trend et Marche Aléatoire", Revue d'Economie Politique, vol. 101(5), pp. 807-818.
- **Roed. K (1996)**: "Unemployment Hysteresis-Macro Evidence from 16 OCDE Countries", Empirical Economics, vol. 21, pp. 589-600.
- **Rotemberg. G et Woodford. M (1995)**: "Modèles d'Equilibre Général Dynamiques en Concurrence Imparfaite" Annales d'Economie et de Statistique, vol. 37/38, pp. 357-410.
- **Simkins. S (1994)**: "Do Real Business Cycle Models Really Exhibit Business Cycle Behavior? ", Journal of Monetary Economics, vol. 33 (2), pp. 381-404.
- **Saint-Paul (1993)**, « Productivity Growth and the Structure of the Business Cycle », European Economic Review, 37, p. 861-890.
- **Schleifer A., Vishny R. (1988)**, «The Efficiency of Investment in the Presence of Aggregate Demand Spillovers », American Economic Review, 98, p. 1221-1231.
- **Stadler G.W. (1990)**, « Business Cycle Models with Endogenous Growth », American Economic Review, 80, p. 763-778.
- **Vahid. F et Engle. R. F (1993)**: "Common Trends and Common Cycles", Journal of Applied Econometrics, vol. 8, pp. 341-360.
- **Warne. A (1993)**: "A Common Trend Model: identification, Estimation and Inference", Seminar Paper N° 555, Institute for International Economic Studies, Stockholm University.