

# **COINTÉGRATION ET CAUSALITÉ ENTRE GOUVERNANCE ET CROISSANCE ÉCONOMIQUE : CAS DU MAROC**

## **COINTEGRATION AND CAUSALITY BETWEEN GOVERNANCE AND ECONOMIC GROWTH: THE CASE OF MOROCCO**

**AIT OUDRA MOHAMMED**

Enseignant chercheur

Faculté des Sciences Juridiques, Économiques et Sociales (FSJES)

Université Sidi Mohammed Ben Abdellah (USMBA)

Laboratoire de Coordination des Études et des Recherches en Analyse et Prévisions

Économiques (CERAPE)

mhaitoudra1@gmail.com

**DADA IBRAHIM**

Doctorant et Cadre Supérieur au Ministère de l'Économie et des Finances

Faculté des Sciences Juridiques, Économiques et Sociales (FSJES)

Université Sidi Mohammed Ben Abdellah (USMBA)

Laboratoire de Coordination des Études et des Recherches en Analyse et Prévisions

Économiques (CERAPE)

dada.ibrahim@hotmail.com

**Date de soumission** : 29/07/2019

**Date d'acceptation** : 08/09/2019

**Pour citer cet article** :

AIT OUDRA M. & DADA I. (2019) « Cointégration et Causalité entre Gouvernance et Croissance Économique : Cas du Maroc », Revue du contrôle, de la comptabilité et de l'audit « Numéro 10 : Septembre 2019 / Volume 4 : numéro 2 », p : 260 - 296

## Résumé

Dans cet article, nous examinons le lien qui peut exister entre la gouvernance et la croissance économique. Nous utilisons des séries temporelles pour estimer à l'aide de Modèles Vectoriels à Correction d'Erreur (MVCE). La méthodologie adoptée est une approche en trois étapes. La première consiste à vérifier les propriétés statistiques des séries temporelles à l'aide des tests de racine unitaire de Dickey-Fuller et Phillips-Perron. Dans la deuxième étape on utilise la théorie de la cointégration en adoptant l'approche multi-variée de Johansen fondée sur le maximum de vraisemblance. Enfin, dans la troisième étape, le test de causalité de Granger dans le cadre d'un modèle à correction d'erreur est effectué pour déterminer la direction de la causalité entre la croissance économique et la gouvernance puis la validation des modèles estimés à travers les tests de diagnostic. Les résultats montrent un ordre d'intégration d'ordre un (I(1)) pour chacune des séries. Quant au test de cointégration, le résultat indique l'existence d'une relation de long terme entre la croissance économique et la gouvernance. Le test de causalité au sens de Granger révèle l'existence d'une causalité bidirectionnelle entre la gouvernance et la croissance économique.

**Mots-clés :** Cointégration ; Causalité ; Modèle à correction d'erreur ; Gouvernance ; croissance économique.

## Abstract

In this article, we examine the link that may exist between governance and economic growth. We use time series to estimate using Vector Error Correction Vector Models (EVCN). The methodology adopted is a three-step approach. The first is to verify the statistical properties of the time series using the Dickey-Fuller and Phillips-Perron unit root tests. In the second step, the cointegration theory is used by adopting Johansen's multi-variate approach based on maximum likelihood. Finally, in the third step, the Granger causality test in an error-correction model is performed to determine the direction of causality between economic growth and governance and then the validation of the estimated models through diagnostic tests. The results show a first order integration order (I(1)) for each series. As for the cointegration test, the result indicates the existence of a long-term relationship between economic growth and governance. The Granger causality test reveals the existence of a two-way causality between governance and economic growth.

**Keywords :** Cointegration; Causality; Error correction model; Governance; Economic growth.

## Introduction

Ce papier utilise une approche dans l'analyse des interdépendances entre gouvernance et croissance économique. Elle se base sur les récents progrès de la recherche économétrique dans l'étude des séries temporelles non stationnaires, qui ont permis de développer une nouvelle méthodologie autour des concepts clefs de cointégration, de modèle à correction d'erreurs et de causalité. Si le concept de cointégration introduit par Granger (1981), Granger et Weiss (1983) puis Engle et Granger (1987) permet de préciser la réalité et la nature des divergences entre deux séries théoriquement liées entre elles et à modéliser le comportement de ces variables, le modèle à correction d'erreur (Sargan, (1964) & Davidson, Hendry et alii, (1978) & Salmon, (1982)) permet d'en expliquer et d'en déduire le mécanisme Njiki, (1998). Quant à la notion de causalité (Granger, 1969 ; Sims, 1972, 1980), associée à la cointégration et au modèle à correction d'erreurs, elle offre aujourd'hui un cadre assez rigoureux pour étudier la direction de la causalité (unidirectionnelle ou bidirectionnelle) entre deux variables, qu'elle soit de long ou de court terme.

L'importance de la modélisation des séries temporelles, nous a poussées de traiter la relation entre la gouvernance et la croissance économique pour le cas du Maroc, moyennant de nouvelles techniques de cointégration et de causalité au sens de Granger.

L'un des termes largement débattus, au début des années 1990, est celui de la gouvernance qui implique une relation causale entre le mode de gouvernement et le niveau de développement. La nécessité d'améliorer la qualité de la gouvernance est devenue impérative des bailleurs de fonds étant donné la rareté des ressources de financement et l'exigence de la compétitivité des économies dans le cadre de la mondialisation. C'est dans ce cadre que ce travail s'inscrit.

Le Maroc, à l'instar d'autres pays en voie de développement, n'a cessé, depuis le début des années 80, d'entreprendre des réformes tout azimut pour assurer un cadre institutionnel favorable à la croissance, mais les performances économiques qu'il a réalisées durant les vingt cinq dernières années restent en deçà de ses potentialités et inférieures à celles réalisées par des pays qui avaient le même niveau de développement. Ce paradoxe a poussé les experts de la Banque Mondiale à qualifier le cas du Maroc d'énigme de la croissance.

L'objectif principal de ce travail est d'étudier les liens existants entre la gouvernance et la croissance économique pour le cas du Maroc, tant sur le plan théorique que sur le plan

empirique, en essayant de répondre à la question de base : **Existe-t-il une relation entre la gouvernance et la croissance économique au Maroc ?**

Pour répondre à cette question, nous utiliserons les développements récents de l'économétrie des séries temporelles. La méthodologie adoptée est une approche en trois étapes : tests de racine unitaire, tests de cointégration de Johansen, tests de causalité de Granger et étude de la dynamique de court terme.

Aussi, cet article est articulé comme suit : une première section sera consacrée à la présentation de l'approche économétrique (méthodologie d'analyse), la deuxième section fera l'objet d'une revue de la littérature sur le type de la relation entre la gouvernance et la croissance économique, la troisième section présentera les résultats empiriques.

## **1. Cointégration et Causalité**

En économétrie, la causalité entre deux chroniques est généralement étudiée en termes d'amélioration de la prévision selon la caractérisation de Granger, ou en termes d'analyse impulsionnelle, selon les principes de Sims. Au sens de Granger, une série « cause » une autre série si la connaissance du passé de la première améliore la prévision de la seconde. Selon Sims, une série peut être reconnue comme causale pour une autre série, si les innovations de la première contribuent à la variance d'erreur de prévision de la seconde. Entre ces deux principaux modes de caractérisation statistique de la causalité, l'approche de Granger est certainement celle qui a eu le plus d'échos chez les économètres ; elle sera donc retenue dans le cadre de cette étude.

### **1.1. Ordre d'intégration des séries**

Ici, on veut déterminer le type de processus suivi par chacune des variables soumises à l'analyse. On distingue deux types principaux de processus temporels :

#### **1.1.1. Les processus stationnaires**

Ils sont caractérisés par des espérances, variances, autocorrélations et les covariances indépendantes du temps. Un tel processus stationnaire est dit intégré d'ordre 0 (I(0)). L'exemple le plus immédiat de variable I(0) est un bruit blanc :

$$x_t = \varepsilon_t \quad [1]$$

Un second exemple est celui d'un processus autorégressif d'ordre un (AR (1)) :

$$x_t = \rho x_{t-1} + \varepsilon_t \quad \text{Avec } |\rho| < 1 \quad [2]$$

### 1.1.2. Les processus non stationnaires

D'après Nelson et Plosser (1982)<sup>1</sup>, on peut donner deux contre exemples des séries stationnaires. Le premier est celui où la variable  $x_t$  est une fonction explicative de la date  $t$ . La série est dite alors TS (Trend-Stationary). Le deuxième cas est celui d'une série DS (Difference Stationary) : la variable est stationnaire en différence. Le meilleur exemple dans ce cas est la marche aléatoire :

$$x_t = \rho x_{t-1} + \varepsilon_t \quad [3]$$

De façon générale, les processus DS et TS peuvent être décrits sous la forme :

$$x_t = \alpha + \beta t + \rho x_{t-1} + \varepsilon_t \quad [4]$$

$$\text{Ou : } x_t - \rho x_{t-1} = \alpha + \beta t + \varepsilon_t$$

Une série non stationnaire  $x_t$  est dite intégrée d'ordre  $d$  ( $x_t \square I(d)$ ) si, après avoir été différenciée  $d$  fois, elle est stationnaire. En d'autres termes,  $x_t \square I(d)$  si et seulement si  $(1-L)^d x_t \square I(0)$ . La plupart des séries macroéconomiques sont intégrées d'ordre 1 ; elles possèdent une racine unitaire. Une différenciation unique suffit pour les rendre stationnaires. L'exemple le plus simple de variable  $I(1)$  est la marche aléatoire (équation [3]). La méthode la plus performante pour déterminer l'ordre d'intégration d'une série est basée sur les tests de racine unitaire.

## 1.2. Tests de racine unitaire

Les tests de racine unitaire permettent de détecter la présence ou non de racine unitaire dans une série. Deux tests de racine unitaire sont usuellement utilisés, à savoir le test de Dickey-Fuller augmenté (ADF) et celui de Phillips-Perron (PP).

### 1.2.1. Le test de Dickey-Fuller Augmenté

Il consiste à vérifier l'hypothèse nulle  $H_0 : \rho = 1$  contre l'hypothèse alternative  $H_1 : |\rho| < 1$ . Il est basé sur l'estimation des moindres carrés des trois modèles suivants :

---

<sup>1</sup> - NELSON, C.R., PLOSSER, C.I., (1982), "Trends and random walks in macroeconomic time series. Journal of Monetary Economics", Vol 10, pp 139-162.

$$\Delta x_t = (\rho - 1)x_{t-1} + \sum_{j=2}^k \theta_j \Delta_{t-j+1} + \varepsilon_t : \text{Processus sans trend et sans constante} \quad [5]$$

$$\Delta x_t = (\rho - 1)x_{t-1} + \sum_{j=2}^k \theta_j \Delta_{t-j+1} + \alpha + \varepsilon_t : \text{Processus sans trend et avec constante} \quad [6]$$

$$\Delta x_t = (\rho - 1)x_{t-1} + \sum_{j=2}^k \theta_j \Delta_{t-j+1} + \alpha + \beta t + \varepsilon_t : \text{Processus avec trend et avec constante} \quad [7]$$

### 1.2.2. Le test de Phillips-Perron

Ce test propose une correction non paramétrique des statistiques de Dickey-Fuller Augmenté en présence d'une autocorrélation de forme inconnue (AR(p), MA(q) et ARMA(p,q)). On a les trois modèles suivants :

$$\Delta x_t = (\rho - 1)x_{t-1} + \varepsilon_t : \text{Processus sans trend et sans constante} \quad [8]$$

$$\Delta x_t = (\rho - 1)x_{t-1} + \alpha + \varepsilon_t : \text{Processus sans trend et avec constante} \quad [9]$$

$$\Delta x_t = (\rho - 1)x_{t-1} + \alpha + \beta t + \varepsilon_t : \text{Processus avec trend et avec constante} \quad [10]$$

Comme dans le cas du test de Dickey-Fuller, les hypothèses à vérifier restent les mêmes.

### 1.3. Cointégration

C'est l'étape qui suit les tests préalables de vérification de non stationnarité des séries.

#### 1.3.1. Notion de cointégration

L'idée de base de la cointégration est que même si deux variables divergent dans le court terme, elles peuvent converger dans le long terme et garder un écart constant pour se situer sur le même sentier d'équilibre.

On considère deux séries  $x_t$  et  $y_t$  dont les processus sont intégrés d'ordre un (I(1)). Elles sont dites cointégrées, s'il existe une combinaison linéaire unique des deux variables qui se révèle intégrée d'ordre 0 (I(0)). Une telle combinaison linéaire peut s'écrire sous la forme suivante :

$$z_t = x_t - a - by_t \quad [11]$$

Où a et b ont deux constantes telles que la variable  $z_t$  soit une variable stationnaire.  $z_t$  étant stationnaire,  $x_t$  et  $y_t$  vont tendre à varier ensemble dans le temps et peuvent subir des déviations momentanées, mais ne peuvent diverger sans limites. La relation [11] est par

conséquent une relation de long terme ou d'équilibre et  $z_t$ , mesure la déviation par rapport à la valeur d'équilibre.

Pour tester l'hypothèse nulle de cointégration, deux approches sont souvent utilisées, la méthodologie en deux étapes d'Engle et Granger et l'approche multi variée de Johansen.

### 1.3.2. Test de cointégration en deux étapes (Engle & Granger (1987))<sup>2</sup>

Selon Engle et Granger (1987), tester la cointégration, revient à opérer un test de racine unitaire sur les résidus de l'équation de cointégration. Concrètement, il s'agit dans un premier temps d'estimer par la méthode des MCO la relation de long terme entre  $x_t$  et  $y_t$ . On note par  $\hat{z}_t$  le résidu d'estimation. Dans un deuxième temps, d'appliquer la méthodologie des tests de Dickey-Fuller et de Phillips et Perron à ce résidu :

$$\hat{z}_t = w\hat{z}_{t-1} + \eta \quad [12]$$

$|w| = 1$  : La série  $\hat{z}_t$  possède une racine unitaire et  $x_t$  et  $y_t$  ne sont pas cointégrées.

$|w| < 1$  : La série  $\hat{z}_t$  est stationnaire et l'hypothèse de cointégration est acceptée.

### 1.3.3. Test de cointégration de Johansen

L'approche en deux étapes d'Engle et Granger est très restrictive. En effet, cette approche n'est applicable que dans le cas d'une seule et unique relation de cointégration (donc un seul vecteur cointégré). En outre, elle pose un problème de normalisation ; elle peut conduire à des résultats différents selon que l'on considère la combinaison :  $\hat{z}_t = x_t - a - by_t$ , ou  $\hat{z}_t = y_t - a - bx_t$ .

Comme alternative à l'approche de Engle et Granger, on utilise plutôt le test de cointégration de Johansen. Ce test permet de déterminer le nombre de relation d'équilibre de long terme entre des variables intégrées de même ordre quelle que soit la normalisation utilisée.

Soit  $X_t$  un vecteur de variables I(1) de dimension p. La représentation VAR d'ordre k est donnée par :

$$X_t = \prod_1 X_{t-1} + \dots + \prod_k X_{t-k} + \mu_0 + \mu_1 t + \varepsilon_t \quad \forall t = 1, \dots, T \quad [13]$$

<sup>2</sup> -Engle, R.F., Granger, C.W.J., (1987), "Co-integration and error correction: representation, estimation and testing. *Econometrica*", Vol 55, n° 2, March, pp 251-276.

Où  $\Pi_1 + \dots + \Pi_k$  sont des matrices de coefficients de dimension  $p \times p$  ;  $\varepsilon_t$  représente le vecteur de termes d'erreurs de dimension  $p \times 1$ , supposé normal et indépendant, de moyenne nulle et de matrice de variances-covariances non singulière  $\Omega$  ;  $\mu_0$  et  $\mu_1$  représentent respectivement le vecteur de constantes et de tendances de dimension  $p \times 1$ . On peut reparamétriser [13] sous la forme dite à correction d'erreur suivante :

$$\Delta X_t = \Pi_1 X_{t-1} + \sum_{i=1}^{k-1} \Gamma_i \Delta X_{t-i} + \mu_0 + \mu_1 t + \varepsilon_t \quad [14]$$

$$\text{Où : } \Gamma_i = -(I - \Pi_1 - \dots - \Pi_i) \quad i=1, \dots, k-1 \quad \text{et} \quad \Pi = -(I - \Pi_1 - \dots - \Pi_k)$$

La représentation [14] est appropriée pour tester l'hypothèse de cointégration en utilisant le rang de la matrice d'impact  $\Pi$  qui contient les informations au sujet de la relation de long terme pouvant exister entre les composantes du vecteur  $X_t$ . On peut observer trois cas possibles :

- Si le rang de la matrice  $\Pi$  est zéro ( $rg(\Pi) = 0$ ) alors toutes les variables dans  $X_t$  sont intégrées d'ordre 1 et le modèle n'a aucune propriété de long terme ;
- Si  $\Pi$  est de rang plein ( $rg(\Pi) = p$ ) alors les variables dans  $X_t$  sont stationnaires ;
- Si  $rg(\Pi) = r$  ( $0 < r < p$ ), alors on a  $r$  relations de cointégration. Dans ce cas,  $\Pi$  peut se décomposer sous la forme :

$$\Pi = \alpha \beta' \quad [15]$$

Où  $\alpha$  et  $\beta$  sont des matrices de plein rang d'ordre  $p \times r$  représentant respectivement la matrice des coefficients de la relation de cointégration et celle des paramètres d'ajustement.

Sous l'hypothèse [15], la relation entre  $\alpha$  et la composante déterministe  $\mu_i$  est importante dans la détermination des propriétés de  $X_t$  et des différentes situations qu'elle peut engendrer. En effet, si l'on décompose  $\mu_0$  et  $\mu_1$  selon les directions de  $\alpha$  et  $\alpha_\perp$ , où  $\alpha_\perp$  est une matrice  $p \times (p-r)$  orthogonale à  $\alpha$ , on peut écrire que :

$$\mu_i = \alpha \rho_i + \alpha_\perp \delta_i \quad [16]$$

$$\text{Où } \rho_i = (\alpha' \alpha)^{-1} \alpha' \mu_i \quad \text{et} \quad \delta_i = (\alpha_\perp' \alpha_\perp)^{-1} \alpha_\perp' \mu_i$$

Les différentes restrictions imposées sur  $\mu_0$  et  $\mu_1$  donnent lieu à différents sous-modèles du modèle général [14]. Suivant Osterwald-Lenum (1992), cinq sous-modèles peuvent être testés pour déterminer le nombre  $r$  de relations de cointégration :

$$\begin{cases} H_1(r) : \mu_t = 0 \\ H_2(r) : \mu_t = \alpha\rho_0 \\ H_3(r) : \mu_t = \mu_0 \\ H_4(r) : \mu_t = \mu_0 + \alpha\rho_1 t \\ H_5(r) : \mu_t = \mu_0 + \mu_1 t \end{cases}$$

Le test de cointégration de Johansen utilise deux statistiques pour déterminer le nombre de vecteurs de cointégration  $r$  :

-Test de la trace pour l'hypothèse de l'existence d'au plus  $r$  vecteurs de cointégration :

$$Trace = -T \sum_{i=r+1}^p \ln(1 - \hat{\lambda}_i) \quad [17]$$

-Test de la valeur propre maximale pour l'hypothèse de l'existence d'exactly  $r$  vecteurs de cointégration<sup>3</sup> :

$$\lambda_{\max} = -T \ln(1 - \hat{\lambda}_{r+1}) \quad [18]$$

Où  $\hat{\lambda}_{r+1}, \dots, \hat{\lambda}_p$  représentent les valeurs propres les plus petites estimées et  $r = 0, 1, 2, \dots, p-1$ .

La première statistique de la trace permet de tester l'hypothèse nulle de l'existence d'au maximum  $r$  relations de cointégration. La deuxième statistique  $\lambda_{\max}$  est appelée statistique de la valeur propre maximale. Elle permet de tester l'hypothèse nulle d'existence de  $r$  relations de cointégration contre l'hypothèse alternative de  $(r+1)$  relations de cointégration. Autrement dit : l'hypothèse nulle  $r=0$  est testée contre l'hypothèse  $r=1$ ,  $r=1$  contre  $r=2$ ,  $r=2$  contre  $r=3$ , etc...

Les valeurs critiques de ces tests sont tabulées dans Johansen (1988) et Osterwald-Lenum (1992) pour différentes valeurs de  $p$ .

<sup>3</sup> - JOHANSEN, S., (1995). "Likelihood-based inference in cointegrated vector autoregressive models", Oxford University Press, pp 92-93.

#### 1.4. Modèle à correction d'erreur et causalité au sens de Granger

Une relation causale peut être analysée grâce au test de causalité de Granger qui s'appuie sur le modèle vectoriel à correction d'erreurs (VECM).

##### 1.4.1. Le modèle à correction d'erreur

Accepter la cointégration, c'est accepter le fait qu'il existe une relation d'état stationnaire entre les deux séries de variables qui ont une tendance commune à évoluer dans le même sens. Tout écart momentané par rapport à l'équilibre est considéré comme aléatoire. D'après le théorème de représentation de Granger, tout système cointégré, implique l'existence d'un mécanisme à correction d'erreur qui empêche les variables de trop s'écarter de leur équilibre à long terme. Si la cointégration permet de préciser la réalité et la nature des divergences entre deux séries théoriquement liées entre elles et à modéliser le comportement de ces variables, le modèle à correction d'erreurs permet d'en expliquer et d'en déduire le mécanisme. De façon générale, on peut de façon simple écrire le modèle à correction d'erreur comme suit :

$$\Delta x_t = \alpha_1 z_{t-1} + lagged(\Delta x_t, \Delta y_t) + \varepsilon_{1t} \quad [19]$$

$$\Delta y_t = \alpha_2 z_{t-1} + lagged(\Delta x_t, \Delta y_t) + \varepsilon_{2t} \quad [20]$$

Où  $z_{t-1}$  est le terme à correction d'erreur issu de l'estimation de la relation de la cointégration,  $\varepsilon$  est un vecteur d'erreur stationnaire ;  $|\alpha_1| + |\alpha_2| \neq 0$ .

##### 1.4.2. Test de causalité au sens de Granger

Une version du test de Granger (1969), propose d'estimer par la méthode des moindres carrés ordinaires les deux équations suivantes, pour deux séries stationnaire  $x_t$  et  $y_t$  :

$$x_t = \alpha + \sum_{i=1}^k \zeta_i x_{t-i} + \sum_{i=1}^k \varphi_i y_{t-i} + \varepsilon_t \quad [21]$$

$$y_t = \psi + \sum_{i=1}^k \chi_i y_{t-i} + \sum_{i=1}^k \gamma_i x_{t-i} + v_t \quad [22]$$

Un test d'hypothèses jointes permet de conclure sur le sens de la causalité. Ainsi  $x_t$  cause  $y_t$  au sens de Granger (équation [22]) si l'hypothèse nulle définie ci-dessous peut être rejetée au profit de l'hypothèse alternative :

$$\begin{cases} H_0 : \gamma_1 = \gamma_2 \dots = \gamma_k = 0 (x_t \text{ ne cause pas, au sens de Granger, } y_t) \\ H_1 : \text{au moins un des } \gamma_i \neq 0 \end{cases}$$

De façon analogue,  $y_t$  cause  $x_t$  au sens de Granger (équation [21]) si l'hypothèse nulle définie ci-dessous peut être rejetée au profit de l'hypothèse alternative :

$$\begin{cases} H_0 : \varphi_1 = \varphi_2 \dots = \varphi_k = 0 (y_t \text{ ne cause pas, au sens de Granger, } x_t) \\ H_1 : \text{au moins un des } \varphi_i \neq 0 \end{cases}$$

Ce sont donc des tests de Fisher classiques. Par ailleurs, si l'on est amené à rejeter les deux hypothèses nulles, on a une causalité bidirectionnelle, on parle de boucle rétroactive (feedback effect).

Engle et Granger (1991) ont montré que si les variables sont intégrées, le test classique de Granger, basé sur le VAR<sup>4</sup>, n'est plus approprié. Ils recommandent pour ce faire d'utiliser le modèle à correction d'erreur. En outre, le test de causalité basé sur le modèle vectoriel à correction d'erreur présente l'avantage de fournir une relation causale même si aucun coefficient estimé des variables d'intérêt décalées n'est significatif. Tenant compte des relations [19] et [20], on peut donc réécrire les équations [21] et [22] de la manière suivante :

$$\Delta x_t = \alpha + \sum_{i=1}^k \zeta_i \Delta x_{t-i} + \sum_{i=1}^k \varphi_i \Delta y_{t-i} + \tau z_{t-1} + \varepsilon_t \quad [23]$$

$$\Delta y_t = \psi + \sum_{i=1}^k \chi_i \Delta y_{t-i} + \sum_{i=1}^k \gamma_i \Delta x_{t-i} + \lambda z_{t-1} + v_t \quad [24]$$

Avec  $z_t$  : le terme à correction d'erreur (ou force de rappel).

En utilisant le modèle vectoriel à correction d'erreur (équation [23] et [24]),  $x_t$  ne cause pas  $y_t$ , au sens de Granger, à long terme si  $\lambda = 0$ ;  $y_t$  ne cause pas  $x_t$  à long terme si  $\tau = 0$ .

### 1.4.3. Tests de diagnostic

L'objectif de différents tests de diagnostic est de valider la qualité du modèle à correction d'erreur estimé. Nous présentons ici le principe des tests de diagnostic, utilisés, dans ce travail, dans la spécification des modèles dynamiques. Dans cet exposé, on se limitera à la

<sup>4</sup> -VAR : « Vector autoregressive Model », le modèle autorégressif rendu populaire par Sims (1980).

définition de l'hypothèse nulle ( $H_0$ ) de chaque test et au principe de la prise de décision sur la base de la probabilité critique appelée dans le langage anglo-saxon « p-value ».

Les principaux tests de diagnostic utilisés dans les travaux empiriques sont présentés dans le tableau suivant :

**Tableau 1** : Tests de diagnostic

Tests	Hypothèse nulle ( $H_0$ )
Test de Ljung-Box	Les résidus sont des bruits blancs jusqu'à l'ordre considéré
Test de normalité de Jarque-Berra	Les résidus sont normalement distribués
Test de corrélation sérielle de Breusch-Godfrey	Pas d'autocorrélation des résidus jusqu'à l'ordre considéré
Test de ARCH de Engle	Pas d'effet ARCH jusqu'à l'ordre considéré
Test de linéarité RESET de Ramsey	La spécification considérée est linéaire
Test d'hétéroscédasticité de White	Les résidus ne sont pas hétéroscédastiques

**Source** : AIT OUDRA M. (2006), pp 136.

## 2. Gouvernance et croissance économique

### 2.1. Gouvernance : concepts et indicateurs

Les années 90 ont été caractérisées par des réflexions à divers niveaux sur des notions, des conceptions et des termes ayant en commun des liens avec les questions du développement. L'apparition de la notion de développement durable, de multiples études et travaux de recherches menés par des spécialistes en la matière, sont apparus.

C'est en 1989, que la Banque mondiale, dans une étude<sup>5</sup>, lança, pour la première fois, la notion de la bonne gouvernance, notion qu'elle reprendra du reste plus tard avec plus de force dans un rapport de 1992, « Gouvernance et développement ».

Selon le PNUD (Programme des Nations-Unies pour le Développement) définit la gouvernance, « comme l'exercice de l'autorité politique, économique et administrative dans le cadre de la gestion des affaires d'un pays à tous les niveaux. La gouvernance comprend les mécanismes, les processus, les relations et les institutions complexes, au moyen desquels les citoyens et les groupes articulent leurs intérêts, exercent leurs droits et assument leurs obligations et auxquels ils s'adressent pour régler leurs différends ».

<sup>5</sup> -Banque mondiale (1989), « L'Afrique subsaharienne : de la crise au développement durable, une perspective à long terme », Washington DC, USA.

Sous une telle acception, la gouvernance comprend trois acteurs fondamentaux: l'État, la société civile, le secteur productif. « Ces trois composantes sont essentielles pour le développement humain durable. L'État crée un environnement politique et juridique favorable. Le secteur privé crée des emplois et produit des revenus. Enfin, la société civile facilite l'interaction politique et sociale, incitant les groupes à participer aux activités économiques, sociales et politiques ». L'interaction de ces trois composantes peut déboucher sur des processus et des actions de gouvernance différenciés. Elles peuvent être constructives et génératrices de bonne gouvernance, elles peuvent être néfastes et génératrices de mauvaise gouvernance.

La Banque Mondiale (WBI) : Elle offre une définition large de ce concept : « Nous définissons la gouvernance comme étant l'ensemble des traditions et institutions par lesquelles le pouvoir s'exerce dans un pays avec pour objectif le bien de tous ». Cette définition est intéressante en ce sens qu'elle lie l'exercice du pouvoir à la recherche du bien commun. Cette idée de l'intérêt général, du bien commun, est donc, dans ce cadre, au cœur de cette définition de la gouvernance.

L'étude de Kaufman et al. fait appel au moins de 250 indicateurs pour mesurer la qualité des institutions dans un pays. Les informations collectées proviennent de vingt cinq sources différentes et sont produites par dix huit organisations internationales. Cette base de données couvre 199 pays pour les années 1996, 1998, 2000 et 2002. Chaque pays obtient un score qui varie entre -2,5 et +2,5. Une valeur plus élevée pour un pays donné à une date donnée correspond à une meilleure gouvernance. Les chercheurs de la Banque Mondiale ont élaboré six indicateurs qui touchent aux trois dimensions de la gouvernance : politique, économique et administrative : la participation des citoyens et la responsabilisation (VA); la stabilité politique et l'absence de violence(PV); l'efficacité des pouvoirs publics (GE); le poids de la réglementation (RQ); l'état de droit (RL) et l'absence de corruption (CC)<sup>6</sup>.

## **2.2. Gouvernance et croissance économique : Revue de littérature**

De nombreux auteurs reconnaissent les bienfaits d'une bonne gouvernance sur les pays en développement. Selon ces auteurs, ce sont de bonnes institutions publiques qui permettent une bonne gouvernance. La question de la bonne gouvernance est alors liée à celle des institutions

---

<sup>6</sup> -Pour en savoir plus, voir [www.worldbank.org/governance/wgi](http://www.worldbank.org/governance/wgi).

et l'analyse de cette première passe nécessairement par l'étude de la question de la capacité des institutions à favoriser la croissance.

### 2.2.1. Sur le plan théorique

Pour Douglas C. North<sup>7</sup>, les facteurs de production (innovation, économie d'échelle, éducation, accumulation du capital) ne sont pas des causes de la croissance, ils sont des manifestations de la croissance. La cause fondamentale se trouve dans les différences dans les institutions dans la mesure où « certaines façons d'organiser les sociétés encouragent les gens à innover, prendre les risques, trouver les bonnes modalités de faire les choses, d'étudier et d'éduquer soi-même, résoudre les problèmes de l'action collective et offrir les biens publics, alors que d'autres façons ne le permettent pas »<sup>8</sup>. Cette nouvelle vision a donné une impulsion supplémentaire à la réflexion sur les véritables déterminants de la croissance.

On retrouve aussi les travaux de la théorie de la croissance endogène. Suite aux insuffisances des modèles de croissance endogène à expliquer une croissance stable à l'équilibre, de nouveaux modèles de croissance émergent précisant les conditions nécessaires pour garantir une croissance à long terme, dite croissance endogène. La nouvelle théorie de la croissance endogène a été développée par plusieurs économistes tels que Lucas (1988), Romer (1986), McKinnon et Shaw (1973), Barro (1989), Roubini et Sala-I-Martin (1995)... etc. Ces travaux ont largement exploité les données issues de la sphère pour tenter de justifier les écarts de la croissance entre les pays. Cependant, les limites des estimations effectuées, et notamment la nécessité d'ajouter des dummies régionales au sein des modèles pour parvenir à expliquer la variance des observations, ont suggéré l'incomplétude des modèles se limitant aux indicateurs économiques pour expliquer les comportements de croissance. Cette réflexion a incité les économistes à se tourner vers les variables institutionnelles pour tenter de trouver une justification aux écarts de production entre pays inexplicables par les seules données économiques. Plusieurs facteurs politiques et institutionnels ont alors été mis en avant : la démocratie chez Barro (1996), le respect des droits de propriété chez Clague, Keefer et Olson (1996), l'instabilité politique chez Alesina et Perotti (1994). Rodrik (1999) soutient l'idée selon laquelle une bonne gouvernance serait une condition nécessaire pour le succès des économies de marché. Hall et Jones (1999) montrent que les différences observées dans l'intensité du capital physique ainsi que dans le niveau d'éducation réalisé, expliquent

---

<sup>7</sup> -Prix Nobel en 1993 sur la recherche relative à l'impact des institutions sur la croissance.

<sup>8</sup> -Daron Acemoglu, Simon Johnson, James Robinson, *Institutions as the fundamental cause of long-run growth*, 2004, p. 12.

uniquement une petite fraction dans les différences constatées des niveaux d'output par travailleur à travers les pays. Ils montrent alors que ce sont les différences dans l'infrastructure sociale (institutions et politique gouvernementale) à travers les nations qui expliquent les différences constatées dans l'accumulation du capital, le niveau d'éducation réalisé et la productivité, lesquelles expliquent la disparité dans le niveau de revenu et de développement des pays.

### 2.2.2. Sur le plan empirique

On retrouve une large littérature empirique soulignant l'importance de la gouvernance et des institutions comme facteur déterminant de la croissance et du développement économique. Cette littérature se manifeste sous forme d'études en coupe transversale de la croissance à travers des pays qui cherchent à établir une corrélation positive entre la qualité de gouvernance et la croissance économique.

Kaufmann, Kraay et Mastruzzi (2004)<sup>9</sup> qui emploient un indicateur des règles et de lois pour montrer que la bonne gouvernance exerce un effet positif sur la croissance économique. Ils trouvent une forte corrélation positive entre cet indicateur et le niveau du revenu.

Kormendi et Meguire<sup>10</sup> (1985), Scully<sup>11</sup> (1988), Grier et Tullock<sup>12</sup> (1989), Barro (1996) et Helliwell<sup>13</sup> (1994) et Isham, Kaufmann et Pritchett<sup>14</sup> (1997) montrent tous l'existence d'une corrélation positive entre l'indicateur des libertés civiles comme mesure du cadre institutionnel, et de la croissance économique pour la majorité des pays pris dans leur échantillon.

Barro (1991) et Londregan et Poole<sup>15</sup> (1992) montrent que l'instabilité politique et les violences politiques engendrent une faible croissance. Alesina et Perotti<sup>16</sup> (1996) et Svensson<sup>17</sup> (1998) constatent un effet négatif de l'instabilité politique sur l'investissement.

---

<sup>9</sup> - Kaufmann D., Kraay A. & Mastruzzi M. (2004), « Governance Matters III, Governance Indicators for 1996-2002 », World Bank, Washington, D.C. Processed 2004.

<sup>10</sup> - Kormendi R.C., and P.G. Meguire, "Macroeconomic Determinants of Growth: Cross-Country evidence", Journal of Monetary Economics, 141-163 (1985).

<sup>11</sup> - Scully G., « The institutional framework and economic development », Journal of Political Economy (1988).

<sup>12</sup> - Grier K-B and Tullock G. "And empirical Analysis of cross-national economic growth, 1951-1980", Journal of Monetary Economics, vol 24 259-276.

<sup>13</sup> - Helliwell J., « Empirical linkages between democracy and economic growth », British Journal of Political Science, 24 (1994), 225-248.

<sup>14</sup> - Isham, J., Kaufmann D. and Pritchett L. "Civil liberties, Democracy, and the performance of government projects", World Bank Economic Review, 219-242.

<sup>15</sup> - Londregan J-B & Poole K-T, "The Seizure of executive power and economic growth: Some additional evidence", Political economy, growth and business cycles, Cambridge, Mass: MIT press (1992)

<sup>16</sup> - Alesina A. and Perotti R., "Political Instability and economic Growth", Journal of economic growth, (1996)

Mauro<sup>18</sup> (1995) teste trois indices construits par le Business International (BI) : l'indice de la corruption, l'indice de la qualité bureaucratique et l'indice de la stabilité politique. Il trouve que ces trois indicateurs sont reliés positivement et significativement à la croissance et à l'investissement.

Knack et Keefer<sup>19</sup> (1995) utilisent deux indicateurs recueillis dans l'ICRG et BERI. Ils construisent deux indices pour mesurer la sécurité des contrats et des droits de propriété et trouvent un effet positif attendu de ces indicateurs sur la croissance. Easterly et Levine<sup>20</sup> (2002) utilisent l'indice global de Kaufmann, Kraay, Zoido-Lobation (2002) pour montrer que la gouvernance affecte positivement et significativement la croissance.

### 3. Étude économétrique : Cas du Maroc

Dans ce qui suit, nous allons, dans un premier temps, spécifier le modèle à estimer et définir les variables utilisées. Par la suite, nous présenterons une analyse descriptive qui nous permet de présenter l'évolution des variables et la méthode économétrique qui se fera en trois étapes : tests de racine unitaire, test de cointégration de Johansen, test de causalité de Granger dans le cadre d'un modèle vectoriel à correction d'erreurs.

#### 3.1. Modèle théorique de base

Notre point de départ est la fonction de production Cobb-Douglas du modèle de croissance endogène suivant :

$$Y_t = K_t^\alpha H_t^\beta (A_t L_t)^{1-\alpha-\beta} \quad [25]$$

Avec : Y : Le produit intérieur brut réel ; K : Le stock de capital physique ; H : Le stock de capital humain ; L : Le travail brut ; A : Facteur reflétant le niveau de technologie et d'efficacité dans une économie donnée ; t : Un indice de temps ;

On suppose que  $\alpha + \beta < 1$ . Le travail brut et le niveau de technologie sont donnés par les fonctions suivantes :

$$L_t = L_0 e^{nt} \quad [26]$$

<sup>17</sup> - Svensson J., "Investment, Property Rights and political instability-theory and evidence", European Economic Review (1998).

<sup>18</sup> - Mauro P., "Corruption and Growth", Quarterly Journal of Economics, (1995).

<sup>19</sup> - Knack S. and Keefer O., "Institutions and Economic Performance: Cross country test using alternative international measures", Economics and Politics (1995), 207-227.

<sup>20</sup> - Easterly W. & Levine R., "Tropics, Germs, and Crops: How Endowment Affect Economic Development", NBER Working Paper 9106, National Bureau of Economic Research, Cambridge, Mass (2002).

$$A_t = A_0 e^{gt + p\theta} \quad [27]$$

Avec  $n$  : taux de croissance exogène de travail,  $g$  : taux de croissance exogène du progrès technologique,  $p$  : un vecteur des variables institutionnelles qui peuvent affecter le niveau de technologie et d'efficacité dans une économie donnée et  $\theta$  : un vecteur des coefficients reliant ces variables.

Dans ce modèle, la variable  $A$  dépend des améliorations technologiques exogènes, du degré d'ouverture commerciale et du niveau des autres variables. Il est évident que ( $A$ ) dans notre étude diffère de celle employée par Mankiw et al. (1992). Cette modification est particulièrement appropriée à la validation empirique du lien entre la qualité des institutions et la croissance économique. Les améliorations technologiques sont encouragées par des institutions efficaces (North 1990) et par un environnement institutionnel sain (Bonne gouvernance), [Banque Mondiale].

Dans l'état d'équilibre, le rendement par ouvrier augmente à un taux constant  $g$  (la composante exogène du taux de croissance de la variable reflétant le niveau de technologie et d'efficacité d'une économie). Ces résultats peuvent être obtenus directement à partir de la définition de rendement par ouvrier efficace (productivité moyenne du travail) :

$$\frac{Y_t}{A_t L_t} = (k_t)^\alpha \cdot (h_t)^\beta \Rightarrow \frac{Y_t}{L_t} = A_t (k_t)^\alpha \cdot (h_t)^\beta \quad [28]$$

En effet :

$$\begin{aligned} \frac{Y_t}{A_t L_t} &= \frac{K_t^\alpha H_t^\beta (A_t L_t)^{1-\alpha-\beta+\beta}}{(A_t L_t)^{1-\alpha-\beta}} \\ \frac{Y_t}{A_t L_t} &= \left[ \frac{K_t}{A_t L_t} \right]^\alpha \cdot \left[ \frac{K_t}{A_t L_t} \right]^\beta \cdot \left[ \frac{K_t}{A_t L_t} \right]^{1-\alpha-\beta} = (k_t)^\alpha \cdot (h_t)^\beta \end{aligned}$$

Soit :  $y^* = \left[ \frac{Y_t}{L_t} \right]^*$

En appliquant le logarithme des deux cotés pour l'équation [28] et pour simplifier le calcul nous éliminons l'indice temps, nous avons alors :

$$\ln \left( \frac{Y_t}{L_t} \right)^* = \ln(A_0) + g.t + \theta.p + \frac{\alpha}{1-\alpha-\beta} \ln(s_k) + \frac{\beta}{1-\alpha-\beta} \ln(s_h) - \frac{\alpha+\beta}{1-\alpha-\beta} \ln(n+g+\delta) \quad [29]$$

L'équation [29] détermine le produit par ouvrier à l'état d'équilibre, où nous trouvons le vecteur  $p$  regroupant les variables institutionnelles qui seront définies par la suite. En raison de limitation des données, nous pouvons supposer dans cette étude que  $s^h$  et  $g.t$  ne changent pas à travers le temps (Demetriades et Law (2006))<sup>21</sup>, alors que  $s^k$  et  $n$  varient. En effet,  $\ln(A_0)$ ,  $g.t$  et  $s^h$  peuvent être regroupés dans une constante  $\alpha_0$  dans l'équation [30]. Alors, le produit par ouvrier (appelé aussi productivité moyenne du travail) est donné par :

$$\ln\left(\frac{Y}{L}\right)^* = \alpha_0 + \theta.P + \frac{\alpha}{1-\alpha-\beta} \ln(s_k) + \left(-\frac{\alpha+\beta}{1-\alpha-\beta}\right) \ln(n+g+\delta) \quad [30]$$

Avec  $P$  : comme vecteur regroupant les variables institutionnelle.

Après simplification de l'équation [30], nous obtenons une équation d'évaluation pour la relation entre la qualité des institutions et le produit par ouvrier :

$$\ln(y) = \alpha_0 + \alpha_1 IGG + \alpha_2 \ln(k) + \alpha_3 \ln(n+g+\delta) \quad [31]$$

Avec,  $y$  : Produit Intérieur Brut par ouvrier (PIB/tête) ;  $IGG$  : un vecteur regroupant les variables de la gouvernance,  $k$  : le stock du capital en investissement ou accumulation du capital physique (obtenue par la variable Formation Brute de Capital Fixe ;  $n$  comme taux de croissance du travail (force de travail) ;  $g$  : taux de croissance de la technologie ou du progrès technologique et  $\delta$  : taux de dépréciation.  $g$  et  $\delta$  sont supposés constantes à travers le temps et à travers pays et leur somme est égale à 0,05 (Mankiw et al. 1992).  $\alpha_0, \alpha_1, \alpha_2$  et  $\alpha_3$  sont des coefficients à estimer.

### 3.2. Les variables utilisées et leur évolution

#### 3.2.1. Présentations des données

Nos données sont trimestrielles et couvrent la période allant de 2002 à 2016. Elles ont été extraites respectivement de la base des données de la Banque Mondiale.

**-Le PIB par habitant :** est le produit intérieur brut divisé par la population au milieu de l'année. Le PIB est la somme de la valeur ajoutée brute de tous les producteurs résidents de l'économie plus les taxes sur les produits et moins les subventions non incluses dans la valeur des produits. Il est calculé sans déduction pour dépréciation des actifs fabriqués ou pour

<sup>21</sup> -Demetriades, P. & Law S. H., (2006), « Finance, institutions and economic development », International Journal of Finance & Economics, (2006), 245-260.

épuisement et dégradation des ressources naturelles. Les données sont en dollar américain constant de 2010.

**-Voix et responsabilité (VA - voice and accountability) :** Mesure la possibilité des citoyens d'un pays à participer et à choisir le gouvernement. Il est basé sur un certain nombre d'indicateurs mesurant différents aspects du processus politique, des libertés civiles et des droits humains et politique.

**-Stabilité politique et absence de violence / Terrorisme (PS – political stability) :** Mesure la vraisemblance que le gouvernement en place soit déstabilisé ou renversé par des moyens anticonstitutionnel et/ou violents soit menacé par l'ordre public tel que le terrorisme.

**-Efficacité gouvernementale (GE – government effectiveness) :** Mesure les aspects liés à la qualité et la disponibilité du service publique, la bureaucratie, la compétence des fonctionnaires de l'Etat. L'indépendance de l'administration de la pression politique ainsi la crédibilité et la transparence du gouvernement dans ses réformes, ses engagements et ses politiques adoptées.

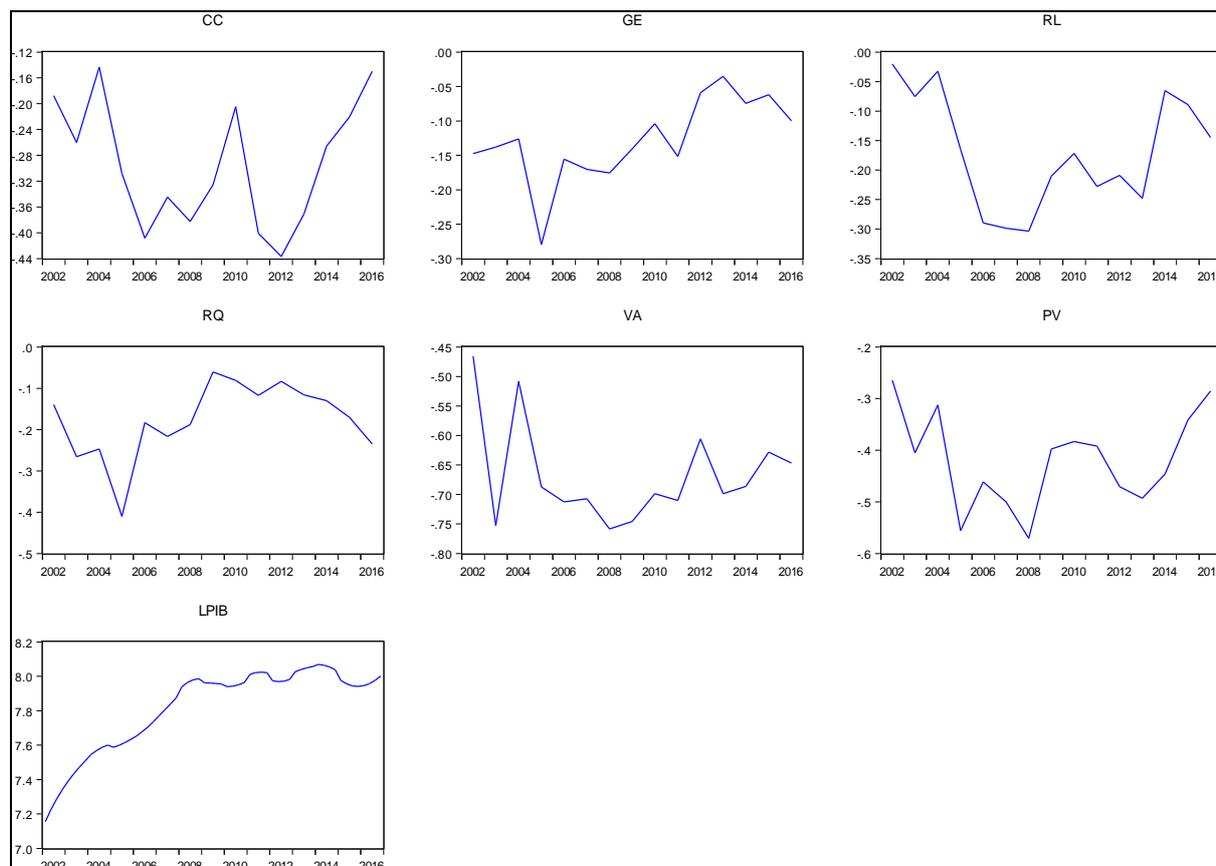
**-Qualité de régulation (RQ – regulatory quality) :** Concentre sur les politiques elles-mêmes incluant des mesures de l'incidence des politiques anti-marchés comme le contrôle des prix ou supervision et surveillance bancaire inadéquate ainsi que la perception du blocage imposée par une régulation excessive et le climat des affaires.

**-L'autorité de droit (RL - Rule of Law) :** Inclut plusieurs indicateurs qui mesurent la confiance de citoyens dans le respect des lois et règles de la société. Ceci inclut les perceptions de l'incidence des crimes, l'efficacité et la prévisibilité du système judiciaire et l'applicabilité des contrats judiciaire.

**-Contrôle de corruption (CC-Contrôle of Corruption) :** Mesure l'étendue de la corruption, définie comme étant l'utilisation du pouvoir public pour des intérêts personnels et des profits privés en termes de richesse et gain corrompu.

Les graphiques ci-dessous nous permettent d'observer le comportement de ces dernières en niveau tout au long de la période d'étude pour le Maroc (2002-2016).

**Graphique 1** : Évolution des différentes variables étudiées exprimées en niveau (2002-2016)



**Source** : Estimation des auteurs

### 3.2.2. Statistiques descriptives des variables

Les caractéristiques de tendance centrale et de dispersion des variables sont présentées dans le tableau suivant :

**Tableau 2** : Statistiques descriptives des variables du modèle

	LPIB	PV	RL	RQ	VA	CC	GE
<b>Mean</b>	7.819310	-0.418629	-0.170053	-0.176267	-0.667472	-0.293975	-0.128010
<b>Median</b>	7.947793	-0.413237	-0.179654	-0.163314	-0.697428	-0.294570	-0.136356
<b>Std. Dev.</b>	0.241472	0.093861	0.095471	0.090732	0.093180	0.097508	0.059735
<b>Observations</b>	60	60	60	60	60	60	60

**Source** : Calcul de des auteurs

Le tableau ci-dessus permet de remarquer que les écarts type sont globalement faibles pour les différentes séries. Cette observation peut s'expliquer par la transformation logarithmique de nos séries qui a pour effet d'atténuer les variances entre les valeurs des variables. Le modèle empirique, les variables et les données étant à présent spécifiés, il convient à présent d'adopter la méthode d'estimation appropriée.

### 3.3. Tests de racine unitaire

#### 3.3.1. Test d'une seule racine unitaire

Il s'agit ici de tester si les séries, prises individuellement, présentent au moins une racine unitaire. Autrement dit, si elles ne sont pas stationnaires lorsqu'elles sont considérées en niveau. Cette étape est d'une grande importance dans cette recherche du fait que les résultats qui en seront obtenus vont nous permettre de déterminer les variables qui feront l'objet des tests de cointégration par la suite.

Les tests ADF et PP ont corroboré le constat de non stationnarité des séries étudiées. En effet, ces tests ont permis de rejeter l'hypothèse de stationnarité pour les différentes séries en niveau comme le montre le tableau suivant :

**Tableau 3 : Résultats des tests ADF et PP sur les séries en niveau**

Variables	Test ADF			Test PP	
	t-statistique	Retard	Conclusion	t-statistique	Conclusion
<b>LPIB</b>	1,348***	2	I(1)	2,272***	I(1)
<b>CC</b>	-0,920***	2	I(1)	-0,647***	I(1)
<b>GE</b>	-0,678***	5	I(1)	-0,950***	I(1)
<b>RL</b>	-0,581***	6	I(1)	-0,585***	I(1)
<b>RQ</b>	-1,299***	10	I(1)	-0,498***	I(1)
<b>VA</b>	0,133***	10	I(1)	0,114***	I(1)
<b>PV</b>	-0,975***	10	I(1)	-0,359***	I(1)

Avec :  
 { I(1) : Série intégrée d'ordre 1.  
 \*, \*\* et \*\*\* : Rejet de l'hypothèse nulle de non stationnarité respectivement à 1%, 5% et 10%.

**Source** : Calcul de des auteurs

D'après les résultats de tests ADF et PP appliqués aux différentes variables étant inférieur en niveau à toutes les valeurs critiques aux seuils de 1 %, 5 %, et 10 %, ces sept variables n'ont donc pas stagné entre 2002 et 2016. Elles sont dites non-stationnaires, d'où la nécessité pour les rendre stationnaires de procéder à une transformation en différence première.

Ces résultats nous a permis à continuer l'analyse et tester l'existence de deux racines unitaires dans ces séries. Pour cela, les deux tests seront mis en œuvre dans le point qui suit.

#### 3.3.2. Test de deux racines unitaires

Pour tester l'existence de deux racines unitaires dans les variables étudiées, les deux tests seront appliqués sur celles-ci différenciées une seule fois. C'est-à-dire que les tests porteront sur les variations des séries. Les résultats obtenus sont reportés dans le tableau n°4 :

**Tableau 4** : Résultats des tests ADF et PP sur les séries en différence première

Variables	Test ADF			Test PP	
	t-statistique	Retard	Conclusion	t-statistique	Conclusion
<b>DLP</b>	-9,695	1	I(0)	-9,694	I(0)
<b>DCC</b>	-9,904	1	I(0)	-9,926	I(0)
<b>DGE</b>	-6,234	9	I(0)	-10,178	I(0)
<b>DRL</b>	-6,280	5	I(0)	-10,000	I(0)
<b>DRQ</b>	-7,913	5	I(0)	-10,171	I(0)
<b>DVA</b>	-5,478	4	I(0)	-9,667	I(0)
<b>DPV</b>	-6,975	9	I(0)	-10,085	I(0)

**Source** : Calcul des auteurs

D'après le tableau 4 ci-dessus, on remarque que toutes les statistiques ADF et PP calculées sont inférieures aux valeurs théoriques correspondantes. La conclusion en est que toutes les séries sont stationnaires en différence première.

L'étape suivante aura comme objectif, donc, de tester l'existence d'une ou plusieurs relations de long terme entre la gouvernance et la croissance économique.

### 3.4. Test de cointégration de Johansen

Après l'étude de la matrice de corrélation et des relations causales<sup>22</sup>, nous avons retenu deux modèles candidats.

#### 3.4.1. Modèle 1 : LPIB en fonction de CC, PV et RL

##### ❖ Détermination du retard optimal

Les résultats obtenus sont reportés dans le tableau suivant :

**Tableau 5** : Critères d'information pour la détermination du retard optimal

Lag	LogL	LR	FPE	AIC	SC	HQ
<b>0</b>	225.5980	NA	3.20e-09	-8.207335	-8.060002	-8.150514
<b>1</b>	493.5093	486.2093	2.85e-13	-17.53738	-16.80072	-17.25328
<b>2</b>	527.0619	55.92113	1.50e-13	-18.18748	-16.86149	-17.67610
<b>3</b>	532.8011	8.715039	2.26e-13	-17.80745	-15.89213	-17.06879
<b>4</b>	537.5701	6.535241	3.59e-13	-17.39148	-14.88684	-16.42554
<b>5</b>	659.4683	148.9868	7.74e-15	-21.31364	-18.21967	-20.12042
<b>6</b>	705.1076	<b>49.01995*</b>	<b>2.95e-15*</b>	<b>-22.41139*</b>	<b>-18.72809*</b>	<b>-20.99089*</b>

**Source** : Calcul des auteurs

On constate d'après ce tableau, que la plupart des critères, spécialement LR, FPE, AIC, SC et HQ suggère de prendre le retard 6.

<sup>22</sup> -voir l'annexe pour plus de détails sur la matrice de corrélation et les relations causales au sens de Granger.

❖ **Relation de cointégration entre LPIB, CC, PV et RL**

Le test de cointégration de Johansen permet de détecter l'existence des relations de long terme à travers la statistique de la trace et la valeur propre maximale. Les résultats sont donnés dans les deux tableaux suivants :

**Tableau 6** : Statistique de la trace de Johansen

Hypothesized		Trace	0.05	
No. of CE(s)	Eigenvalue	Statistic	Critical Value	Prob.**
None *	0.505873	63.46784	47.85613	0.0009
At most 1	0.275451	25.39990	29.79707	0.1476
At most 2	0.137150	8.000757	15.49471	0.4653
At most 3	0.000648	0.034986	3.841466	0.8516

Trace test indicates 1 cointegrating eqn(s) at the 0.05 level  
 \* denotes rejection of the hypothesis at the 0.05 level  
 \*\*MacKinnon-Haug-Michelis (1999) p-values

**Source** : Calcul des auteurs

**Tableau 7** : Statistique de la valeur propre maximale

Hypothesized		Max-Eigen	0.05	
No. of CE(s)	Eigenvalue	Statistic	Critical Value	Prob.**
None *	0.505873	38.06795	27.58434	0.0016
At most 1	0.275451	17.39914	21.13162	0.1540
At most 2	0.137150	7.965771	14.26460	0.3822
At most 3	0.000648	0.034986	3.841466	0.8516

Max-eigenvalue test indicates 1 cointegrating eqn(s) at the 0.05 level  
 \* denotes rejection of the hypothesis at the 0.05 level  
 \*\*MacKinnon-Haug-Michelis (1999) p-values

**Source** : Calcul des auteurs

On constate d'après les tableaux ci-dessus alors que la statistique de la trace et celle de la valeur propre maximale rejettent l'hypothèse nulle de l'absence de relation de long terme entre les variables étudiées en faveur de l'hypothèse d'existence d'une seule relation de cointégration. En effet, la statistique de la trace excède les valeurs critiques correspondantes et ce pour le seuil 5%. Alors que le test de Maximum Eigenvalue rejette cette hypothèse au seuil de 5%. Ainsi, même si ces variables présentent des tendances divergentes dans leur évolution à court terme, à long terme elles se situent sur un même sentier d'équilibre représenté par l'équation estimée suivante:

$$LPIB = 7.6532 + 0.0997PV + 0.0715CC - 1.3457RL$$

(0,139)      (0,465)      (0,524)      (0,488)

Les chiffres entre parenthèses représentent les écarts types des coefficients de long terme estimés. En calculant les t-Student<sup>23</sup>, on constate que la constante et la qualité de régulation sont significatives et les autres variables ne sont pas significatives (la stabilité politique et le contrôle de corruption).

### 3.4.2. Modèle 2 : LPIB en fonction de GE, VA et RQ

#### ❖ Détermination du retard optimal

L'application des critères d'information pour la détermination du retard optimal du modèle VAR avec les quatre variables a donné les résultats suivants :

**Tableau 8 :** Critères d'information pour la détermination du retard optimal

Lag	LogL	LR	FPE	AIC	SC	HQ
0	263.9462	NA	1.09e-09	-9.283793	-9.139125	-9.227705
1	547.8693	517.1456	7.65e-14	-18.85247	-18.12913	-18.57204
2	588.1189	<b>67.56182*</b>	<b>3.25e-14*</b>	<b>-19.71853*</b>	<b>-18.41652*</b>	<b>-19.21374*</b>
3	598.6230	16.13130	4.04e-14	-19.52225	-17.64157	-18.79311
4	606.6032	11.11526	5.63e-14	-19.23583	-16.77647	-18.28234

**Source :** Calcul des auteurs

D'après le tableau ci-dessus, on constate que les critères d'informations conduisent à un choix de retard optimal du modèle est égale à 2.

#### ❖ Relation de cointégration entre LPIB, GE, VA et RQ

Le test de cointégration de Johansen permet de détecter l'existence des relations de long terme à travers la statistique de la trace et la valeur propre maximale. Les résultats sont donnés dans les deux tableaux suivants :

**Tableau 9 :** La statistique de la trace de Johansen

Hypothesized		Trace	0.05	
No. of CE(s)	Eigenvalue	Statistic	Critical Value	Prob.**
None *	0.399686	59.24784	47.85613	0.0030
At most 1	0.292285	29.65030	29.79707	0.0520
At most 2	0.084912	9.598881	15.49471	0.3129
At most 3 *	0.073891	4.452261	3.841466	0.0348

Trace test indicates 1 cointegrating eqn(s) at the 0.05 level  
 \* denotes rejection of the hypothesis at the 0.05 level  
 \*\*MacKinnon-Haug-Michelis (1999) p-values

**Source :** Calcul des auteurs

<sup>23</sup> -Les t-Student sont calculés en divisant les coefficients par leurs écarts types ( $T - Student = \frac{|\hat{\alpha}_i - \alpha_i|}{\hat{\sigma}_{\alpha_i}}$ ).

**Tableau 10** : La statistique de la valeur propre maximale

Hypothesized		Max-Eigen	0.05	
No. of CE(s)	Eigenvalue	Statistic	Critical Value	Prob.**
None *	0.399686	29.59754	27.58434	0.0272
At most 1	0.292285	20.05142	21.13162	0.0703
At most 2	0.084912	5.146619	14.26460	0.7232
At most 3 *	0.073891	4.452261	3.841466	0.0348

Max-eigenvalue test indicates 1 cointegrating eqn(s) at the 0.05 level  
 \* denotes rejection of the hypothesis at the 0.05 level  
 \*\*MacKinnon-Haug-Michelis (1999) p-values

**Source** : Calcul des auteurs

Ce tableau montre que l’hypothèse nulle (d’au plus)  $r=0$  (pour le test de la trace) ou exactement  $r=0$  (pour le test de la valeur propre maximale) est rejetée au seuil de 5%. Cela découle du fait que les valeurs calculées à partir de ces deux statistiques (59,25 pour la statistique de la trace et 29,60 pour la statistique de la valeur propre maximale) sont supérieures aux valeurs critiques qui leur sont associées (47,85 et 27,58 respectivement).

Les deux tests de cointégration de Johansen confirment donc l’existence d’une seule relation de cointégration. L’estimation de cette relation a donné l’équation suivante :

$$LPIB = 7.1956 + 0.5533GE - 1.3942VA + 0.6146RL$$

(0,164)      (0,494)      (0,241)      (0,322)

La valeur entre parenthèse représente les écarts types des coefficients de long terme estimé. En calculant les t-Student, on constate que ces derniers sont tous significatifs.

Nous pouvons donc conclure du fait de l’existence d’une relation de cointégration entre les variables, toutes intégrées d’ordre un,  $I(1)$ . Et de plus, le PIB et la gouvernance entretiennent une relation de long terme, ce qui suggère la pertinence du recours à un modèle à correction d’erreur pour mettre en évidence les relations de court et de long terme entre la croissance économique et la gouvernance. Ceci fera l’objet de la section suivante.

### 3.5. Étude de la dynamique de court terme

Le modèle général de départ, pour toutes les variantes de la croissance économique et la gouvernance considérées dans ce travail, est de la forme suivante :

$$DLPIB_j_t = \alpha ECM_j_{t-1} + \sum_{i=0}^p \hat{\alpha}_{1,i} DGOUV_j_{t-i} + \phi DUM_t + \varepsilon_t$$

Avec :

- $ECM_{j,t-1}$  : La relation de long terme relative au produit intérieure brut de retard 1.
- $DGOUV_{j,t-i}$  : Les variables de la gouvernance.
- $\alpha$  : Le coefficient d'ajustement ou la proportion du déséquilibre en (t-1) absorbé en (t).
- $\hat{\partial}_{1,i}$  et  $\phi$  : Les coefficients relatifs aux variables explicatives du modèle.
- DUM : Les variables « dummy » éventuelles.
- P: Le retard.

La méthode suivie dans cette partie est :

- Estimation des deux modèles de la dynamique de court terme de la croissance économique relatifs aux modèles précédents.
- Vérification des tests de diagnostic pour chaque modèle.

### 3.5.1. Le modèle 1 : DLPIB en fonction de DCC, DPV et DRL

Dans ce modèle on a cherché à tester le rôle de la corruption, de la stabilité politique et de l'État de droit dans la détermination de la croissance économique en termes du produit intérieur brut par habitant au Maroc.

#### ❖ Estimation de l'équation du PIB à travers ECM1

Après plusieurs simulations, le modèles estimé, par la méthode des moindres carrées ordinaires, et retenu est le suivant :

**Tableau 11** : Résultats de l'estimation du modèle à correction d'erreur pour l'équation 1

Dependent Variable: DLPIB					Tests de diagnostic
Method: Least Squares					
Variables	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.	
ECM1(-1)	-0.072296	0.013550	-5.335588	0.0000	JB – Normalité : { JB = 1.886(0.389)
DLPIB(-1)	0.276221	0.088429	3.123632	0.0031	
DLPIB(-4)	-0.292386	0.076583	-3.817914	0.0004	Ljung – Box : { Q <sub>3</sub> = 2.515(0.473)
DPV(-2)	-0.033035	0.045086	-0.732726	0.4675	Breush – G : { LM(5) : $\chi^2_{(5)} = 1.757(0.144)$ LM(6) : $\chi^2_{(6)} = 1.529(0.194)$
DPV(-4)	-0.143200	0.044538	-3.215230	0.0024	
DCC(-2)	0.031637	0.062846	0.503415	0.6171	ARCH : { ARCH(1) : $\chi^2_1 = 0.431(0.513)$ ARCH(2) : $\chi^2_2 = 1.162(0.321)$
DCC(-4)	0.363433	0.064751	5.612789	0.0000	
DRL(-2)	0.100756	0.088613	1.137028	0.2615	RESET { RES(1) = 0.903(0.371) RES(2) = 0.689(0.508)
DRL(-4)	-0.357410	0.085316	-4.189276	0.0001	
C	0.013428	0.002277	5.897157	0.0000	
$R^2 = 0.80$		$\bar{R}^2 = 0.77$		$DW = 1.58$	

**Source** : Calcul des auteurs

Comme on peut le lire sur le tableau 11 ci-dessus, le coefficient d'ajustement ou force de rappel est statistiquement significatif, il est négatif et est compris entre zéro et un en valeur absolue, ce qui garantit un mécanisme de correction d'erreur, et donc l'existence d'une relation de long terme (cointégration) et les mouvements entre les différentes variables du modèle sont considérés comme permanents. A long terme, les déséquilibres entre le produit intérieur brut et les variables explicatives de la gouvernance se compensent de sorte que les séries ont des évolutions similaires. Aussi, l'on note ce qui suit :

- Le modèle estimé indique l'existence de causalité à long terme au sens de Granger entre le produit intérieur brut et les variables explicatives vu que le coefficient de force de rappel est significativement différent de zéro au sens de Student.
- Le modèle estimé possède une capacité prédictive importante car le coefficient de détermination est à 80%.
- Les chocs sur la croissance économique en termes du PIB se corrigent avec une proportion de 7,2%.

Les différents tests économétriques effectués montrent que notre modèle est bien spécifié et que le modèle est structurellement et conjoncturelle stable donc la robustesse économétrique du modèle est satisfaisante.

### **3.5.2. Le modèle 2 : DLPIB en fonction de DGE, DVA et DRQ**

L'utilisation du modèle à correction d'erreur permet de ressortir la relation commune de cointégration et d'en déduire les interactions entre les variables.

#### **❖ Estimation de l'équation du PIB à travers ECM2**

L'utilisation du modèle à correction d'erreur permet de ressortir la relation commune de cointégration (le trend commun) et d'en déduire les interactions entre les variables. Le tableau 12 suivant résume les résultats concernant l'estimation de l'équation 2 :

**Tableau 12** : résultats de l'estimation du modèle à correction d'erreur pour l'équation 2

Dependent Variable: DLPIB					
Method: Least Squares					
Variabes	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.	Tests de diagnostic
ECM2(-1)	-0.000804	0.000323	-2.484822	0.0167	JB - Normalité: $\{JB = 0.641(0.727)\}$ Ljung - Box: $\{Q_5 = 4.523(0.477)\}$ Breush - G: $\begin{cases} LM(1): \chi^2_{(1)} = 0.244(0.624) \\ LM(2): \chi^2_{(2)} = 2.342(0.108) \end{cases}$ ARCH: $\begin{cases} ARCH(1): \chi^2_1 = 0.100(0.752) \\ ARCH(2): \chi^2_2 = 1.173(0.318) \end{cases}$ RESET $\begin{cases} RES(1) = 0.424(0.673) \\ RES(2) = 1.709(0.193) \end{cases}$
DLPIB(-1)	0.675713	0.101285	6.671420	0.0000	
DLPIB(-4)	-0.162106	0.093135	-1.740554	0.0884	
DGE	-0.561457	0.179233	-3.132560	0.0030	
DGE(-1)	0.198318	0.096080	2.064084	0.0447	
DUMVA04	0.032853	0.013439	2.444560	0.0184	
DUMVA04(-1)	-0.045317	0.015140	-2.993111	0.0044	
DRQ	0.113442	0.130967	0.866188	0.3909	
DRQ(-4)	-0.109403	0.072074	-1.517918	0.1359	
$R^2 = 0.61$		$\bar{R}^2 = 0.54$		$DW = 1.87$	

**Source** : Calcul des auteurs

Le coefficient ECM2(-1) est le coefficient de correction d'erreur, il doit être inférieur à l'unité et négatif. Ce dernier indique la vitesse d'ajustement de la variable endogène le PIB, pour retourner à l'équilibre, suite à un choc de long terme. Autrement dit, il correspond aux stabilisateurs automatiques de l'économie. Les résultats issus de ce tableau montrent que le terme à correction d'erreur associé à la force de rappel ECM2(-1) est négatif (-0.0008). Il existe donc un processus de rattrapage vers la valeur d'équilibre autrement dit, un mécanisme à correction d'erreur de long terme des déséquilibres du PIB au Maroc. En effet, il s'est avéré que tout déséquilibre entre le niveaux désiré et effectif du PIB au Maroc, est résorbé au environ de 0.08% par l'efficacité gouvernementale (GE), voix et responsabilité (VA) ainsi que la qualité de régulation. Une telle vitesse de stabilisation des fluctuations de l'économie Marocaine est très faible, Ce qui se traduit par une persistance de l'effet du choc, qui se traduit par la volatilité des principaux agrégats macroéconomiques.

Les résultats d'estimation de la relation de long terme montrent que toutes les variables sont d'un point de vue statistique et économique significatives sauf la qualité de régulation, puisque la t-statistique est supérieur à 1.96 au seuil de 5%. Le modèle estimé indique l'existence de la causalité à long terme, au sens de Granger, entre le PIB et les variables explicatives puisque le coefficient à correction d'erreur est significativement différent de zéro au sens de t-Student.

Enfin, on remarque que le modèle estimé passe avec un succès tous les tests de diagnostic considérés. Notre modèle est ainsi validé sur le plan statistique.

### 3.6. Prévion des deux modèles

Concernant des capacités prédictives des deux modèles a été faite sur la base de la prévision au sein de l'échantillon étudié. Les résultats obtenus sont présentés dans le tableau suivant :

**Tableau 13** : Résultats des capacités prédictives pour les deux modèles

Modèles	Erreur quadratique moyenne	Erreur absolue moyenne	proportion du biais
Modèle 1	0,012004	0,009291	0,000034
Modèle 2	0,021704	0,017200	0,000004

**Source** : Calcul des auteurs

Selon les critères de comparaison (Erreur quadratique moyenne, Erreur absolue moyenne et la proportion de biais) des deux modèles économétrique, on constate que le modèle 1 est plus significatif que le modèle 2.

## CONCLUSION

Nous avons tenté dans cette étude de traiter la relation entre la gouvernance et la croissance économique moyennant des techniques de cointégration de Johansen. Nous avons utilisé les techniques économétriques récentes, notamment, le modèle VAR. Cette méthode, prenant en considération la non stationnarité et la cointégration des séries, nous a permis de distinguer les relations de court terme et celles de long terme, pour explorer la liaison causale entre la gouvernance et la croissance économique au Maroc. Empiriquement, l'application de cette théorie nécessite la démarche suivante (Jacquinot, 1989):

- De tester l'ordre d'intégration des séries (tests de racine unitaire) pour s'assurer qu'elles suivent une marche aléatoire (seul domaine d'application du théorème de représentation de Granger) ;
- De tester la cointégration pour déterminer l'existence d'une relation d'état stationnaire entre les variables ;
- D'estimer le modèle à correction d'erreur qui vise à rendre compte dans une même équation d'un écart éventuel par rapport à un équilibre de long terme et du processus d'ajustement à court terme de cet équilibre.

Les résultats ont montré que les séries de la gouvernance et de la croissance économique sont stationnaire en premier différence. Nos résultats plaident en faveur d'une relation de long terme entre la gouvernance et la croissance économique au Maroc.

L'approche du modèle à correction d'erreur montre que la causalité est à double sens, ce qui diffère, c'est l'intensité de cette causalité (causalité de la gouvernance vers la croissance plus forte que la réciproque). Ces résultats concernant le Maroc pourraient être expliqués par la faiblesse des systèmes économiques et le système politique de ce pays et la grande intervention de l'Etat dans ces systèmes. En effet, une telle intervention rend la contribution de la croissance au processus de la gouvernance non optimal.

L'évidence d'une causalité à court et long termes entre la gouvernance et la croissance économique en termes de produit intérieur brut, dénote que les variables s'influencent mutuellement en termes de capacité de prévision.

## BIBLIOGRAPHIE

**ABED, G. T. ET DAVOODI, H. R. (2002)**, « Governance, Corruption and Economic Performance», in G.T. Abed and S. Gupta (eds), *Corruption, Structural Reforms and Economic Performance*, pages 489–537. International Monetary Fund, Washington D.C.

**AIT OUDRA M. (1997)**, « Les modèles VAR cointégrés : application à quelques variables macroéconomiques marocaines », Mémoire de D.E.S en Sciences Économiques FSJES - Fès.

**AIT OUDRA M. (2006)**, « La modélisation des séries non stationnaires, la théorie de la cointégration : application à la demande de monnaie au Maroc », Thèse de Doctorat en Sciences Économiques FSJES - Fès.

**AL-AZMEH A. (1994)**, « Populisme contre démocratie. Discours démocratisants dans le monde arabe », in Ghassan Salamé (dir.), *Démocraties sans démocrates, politiques d'ouverture dans le monde arabe et islamique*, Paris, Fayard, p. 233-254.

**ALDAHDAH E. (2005)**, « Gouvernance et Développement au Maghreb », Note présentée à l'occasion de la table ronde organisée à Tunis par la Banque Mondiale les 24 et 25 Mai 2005.

**ALESINA A. & PEROTTI R. (1996)**, « Political Instability and Economic growth », *Journal of Economic Growth*, (1996).

**ALESINA A. AND PEROTTI R.**, “Political Instability and economic Growth”, *Journal of economic growth*, (1996)

**AMAIRA B. (2012)** : « Gouvernance, libéralisation financière et croissance économique: Aperçu théorique et vérification empirique». Faculté des Sciences Economiques et de Gestion de Tunis, Global journals Inc. (USA), Juin 2010.

**ARNDT C. E. (2009)**, « Governance Indicators », Thèse de doctorat en sciences économique, Université Maastricht, Pays-Bas, Juin 2009.

**ARNDT C. ET CHARLES O. (2006)** : « Les indicateurs de gouvernance », Centre de développement de l'OCDE, 2006.

**AZAMI HASSANI K. (2019)** «volatilité du prix du pétrole et croissance économique au Maroc : une étude économétrique» *Revue du contrôle, de la comptabilité et de l'audit* « Numéro 9 : Juin 2019 / Volume 4 : numéro 1 » p : 354 - 364

**BANQUE MONDIALE (2002)**, Rapport sur le développement dans le monde.

**BANQUE MONDIALE (2017)**, Rapport sur L'amélioration de la gouvernance est essentielle pour garantir une croissance équitable dans les pays en développement, 30 Janvier 2017.

**BANQUE MONDIALE (2017)**, Rapport sur le développement dans le monde 2017 : La Gouvernance et la Loi, 30 janvier 2017.

**BENARGEE A., DOLADO J.J., GALBRAITH J.W. AND HENDRY D.F. (1993)**, « Cointegration, Error correction, and the Econometric analysis of non stationary Data », Oxford University press.

**BOURBONNAIS R. (2012)**, « Exercices pédagogiques d'économétrie avec corrigés et rappel synthétique du cours », 2<sup>e</sup> édition.

**BOURBONNAIS R. (2018)**, « Econométrie, cours et Exercices corrigés », 10<sup>e</sup> édition, DUNOD.

**BRESSON G. & PIROTTE A. (1995)**, « Econométrie des séries temporelles : théories et applications », 1<sup>e</sup> édition, 1995, décembre, Paris.

**BRUNELLE D. (2010)**, « Gouvernance : Théories et pratiques », Éditions de l'Institut international de Montréal, 2010, pp 372.

**CHARREAUX G. (2014)**, « Nouvelle économie et gouvernance », Rapport Moral sur l'Argent dans le Monde 2014, 19<sup>e</sup> édition, Association d'économie financière, Parution : 10/2014.

**CHATTI O. (2010)**, « Gouvernance et Croissance Economique ». Thèse de doctorat en sciences économiques, Faculté de Droit, des Sciences Politiques, Economiques et de Gestion, Université de Nice Sophia-Antipolis. Mars 2010.

**EASTERLY W. & LEVINE R.**, "Tropics, Germs, and Crops:How Endowment Affect Economic Development", NBER Working Paper 9106, National Bureau of Economic Research, Cambridge, Mass (2002).

**EL YAMANI K. & all. (2019)** « Effet du taux de change sur la croissance économique du Maroc », Revue du contrôle, de la comptabilité et de l'audit « Numéro 8 : Mars 2019 / Volume 3 : numéro 4 » p : 823- 839.

**GRIER K-B AND TULLOCK G.** "And empirical Analysis of cross-national economic growth, 1951-1980", Journal of Monetary Economics, vol 24 259-276.

**HELLIWELL J.**, « Empirical linkages between democracy and economic growth », British Journal of Political Science, 24 (1994), 225-248.

**ISHAM, J., KAUFMANN D. AND PRITCHETT L.** "Civil liberties, Democracy, and the performance of government projects", World Bank Economic Review, 219-242.

**JOHANSEN S. (1991)**, « Estimation and hypothesis testing of cointegration vectors in Gaussian vector autoregressive models », Econometrica, 59, pp 1551-1580.

**JOHANSEN, S. AND JUSELIUS, K. (1990)**, « Maximum likelihood estimation and inference on cointegration – with applications to the demand for money », in Oxford Bulletin of Economics and Statistics, vol.52, n°2, pp. 169-210.

**JOHANSEN, S., (1995).** "Likelihood-based inference in cointegrated vector autoregressive models", Oxford University Press.

**JOHNSON S. ET SUBRAMANIAN A. (2005)**, « Aide, gouvernance et économie politique : Croissance et Institutions », Document préparé pour le séminaire sur l'aide et la gestion macroéconomique, organisé au Chissano Conference Center, Maputo, les 14 et 15 mars 2005.

**JOUMARD R. (210)**, « Le concept de gouvernance » LTE 0910, Rapport de recherche. 2009, juin 2010, pp 52.

**KAUFMANN D., KRAAY A. & MASTRUZZI M. (2004)**, « Governance Matters III, Governance Indicators for 1996-2002 », World Bank, Washington, D.C. Processed 2004.

**KNACK S. AND KEEFER O.**, “Institutions and Economic Performance: Cross country test using alternative international measures”, Economics and Politics (1995), 207-227.

**KORMENDI R.C., AND P.G. MEGUIRE**, “Macroeconomic Determinants of Growth: Cross-Country evidence”, Journal of Monetary Economics, 141-163 (1985).

**LONDREGAN J-B & POOLE K-T**, “The Seizure of executive power and economic growth: Some additional evidence”, Political economy, growth and business cycles, Cambridge, Mass: MIT press (1992)

**LONZO LUBU G., (2015)**, Guide d'utilisation du logiciel Eviews<sup>R</sup>10.

**MAURO P.**, “Corruption and Growth”, Quarterly Journal of Economics, (1995).

**NELSON, C.R., PLOSSER, C.I., (1982)**, “Trends and random walks in macroeconomic time series. Journal of Monetary Economics”. Vol 10, pp 139-162.

**PHILIPS P. C. B. AND OULIARIS S. (1990)**, « Asymptotic properties of residual based tests for cointegration », Econometrica, 58, pp 165-193.

**PHILIPS P. C. B. AND PERRON P. (1988)**, « Testing for unit root in time series regression », Biometrika, 75, 2, pp 335-346.

**PIERRE R. (2010)** : « Croissance et Crise : Analyse économique et historique ». 2010 Pearson Education France, Paris.

**PNUD (2002)**, « le rapport mondial sur le développement humain 2002 : la bonne gouvernance et développement humain durable ».

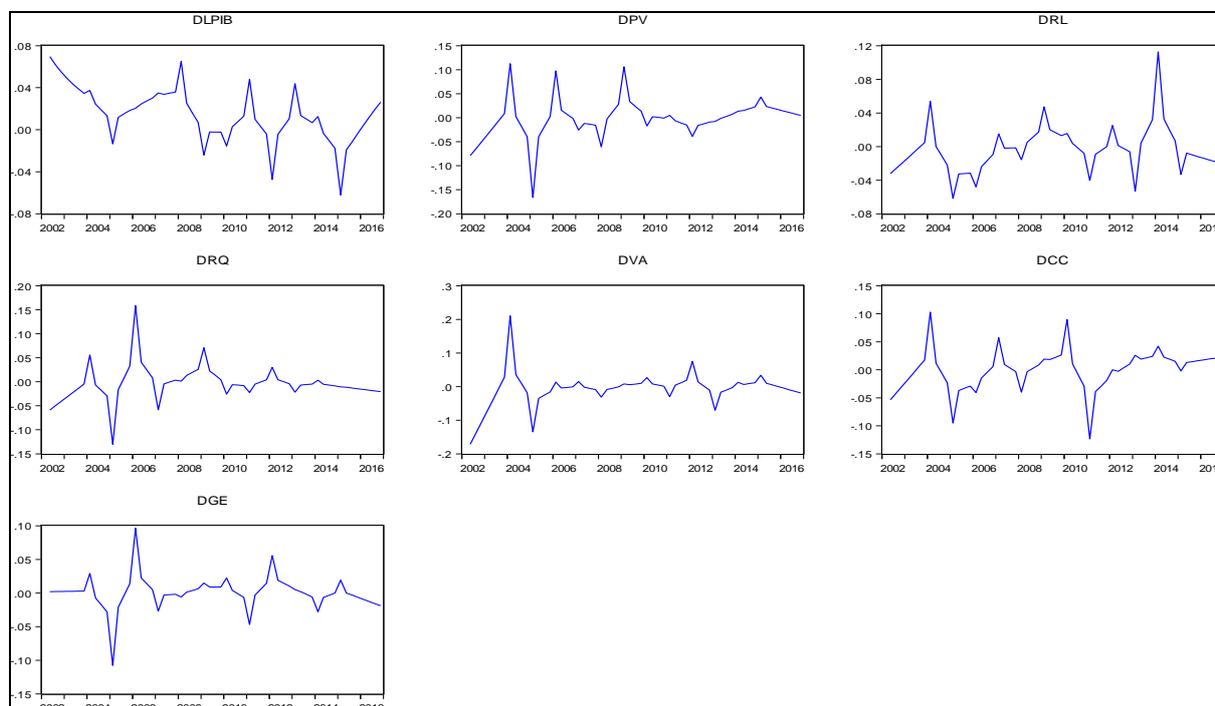
**SCULLY G.**, « The institutional framework and economic development », Journal of Political Economy (1988).

**SVENSSON J.**, “Investment, Property Rights and political instability-theory and evidence”, European Economic Review (1998).

**ZIADI A. & BHIBAH I., (2016)**, « Gouvernance et croissance économique : Application au cas des pays de l'UEMOA », ISSN 1923-2993 Journal of Academic Finance (J.A.F.), pp 70-83.

## ANNEXES

### Les graphiques des séries étudiées exprimées en différence premières :



Source : Estimation des auteurs

### Coefficients de corrélation entre les variables :

Corrélation	LPIB	PV	RL	RQ	VA	CC	GE
<b>LPIB</b>	1.000000						
<b>PV</b>	-0.303064	1.000000					
<b>RL</b>	-0.483051	0.682862	1.000000				
<b>RQ</b>	0.449259	0.229558	-0.133399	1.000000			
<b>VA</b>	-0.466507	0.638690	0.609123	0.060278	1.000000		
<b>CC</b>	-0.357920	0.745599	0.781242	-0.207634	0.515799	1.000000	
<b>GE</b>	0.454319	0.325756	0.175740	0.652578	0.149868	0.089772	1.000000

Source : Calcul des auteurs

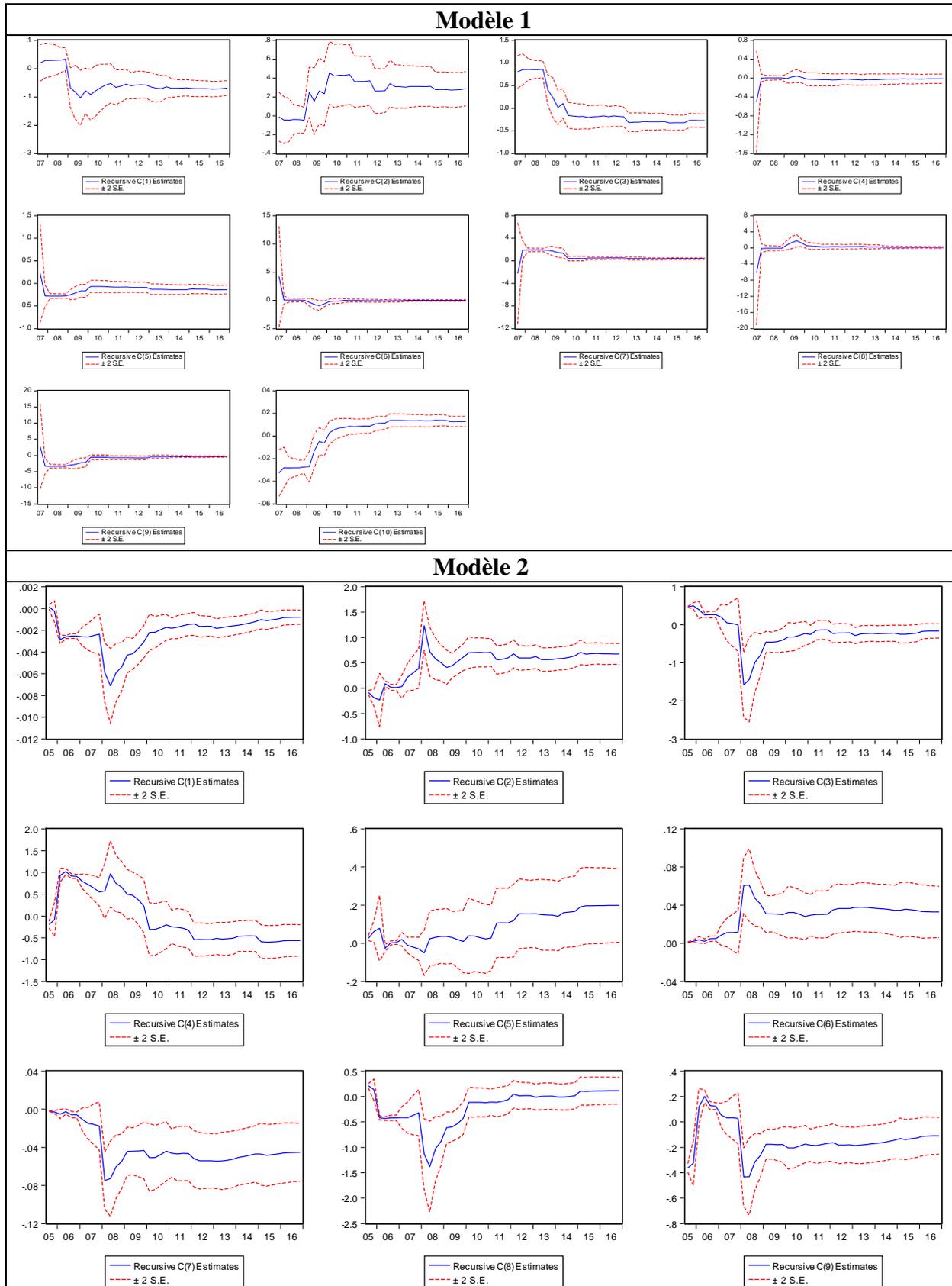
### Test de causalité au sens de Granger

Pairwise Granger Causality Tests			
Date: 04/26/19 Time: 22:39			
Sample: 2002Q1 2016Q4			
Lags: 8			
Null Hypothesis:	Obs	F-Statistic	Prob.
DPV does not Granger Cause DLPIB	51	0.28261	0.9672
DLPIB does not Granger Cause DPV		0.79415	0.6115
DRL does not Granger Cause DLPIB	51	1.45351	0.2108
<b>DLPIB does not Granger Cause DRL</b>		<b>2.79481</b>	<b>0.0171</b>
DRQ does not Granger Cause DLPIB	51	0.48676	0.8570

DLPIB does not Granger Cause DRQ		0.12341	0.9979
DVA does not Granger Cause DLPIB	51	0.06729	0.9998
<b>DLPIB does not Granger Cause DVA</b>		<b>1.71154</b>	<b>0.1314</b>
DCC does not Granger Cause DLPIB	51	1.22442	0.3149
DLPIB does not Granger Cause DCC		1.00923	0.4475
DGE does not Granger Cause DLPIB	51	0.34018	0.9439
DLPIB does not Granger Cause DGE		0.75106	0.6468
DRL does not Granger Cause DPV	51	0.78318	0.6204
DPV does not Granger Cause DRL		0.75092	0.6470
DRQ does not Granger Cause DPV	51	1.30602	0.2737
<b>DPV does not Granger Cause DRQ</b>		<b>3.64348</b>	<b>0.0037</b>
<b>DVA does not Granger Cause DPV</b>	<b>51</b>	<b>3.05485</b>	<b>0.0106</b>
<b>DPV does not Granger Cause DVA</b>		<b>2.96211</b>	<b>0.0126</b>
DCC does not Granger Cause DPV	51	0.99846	0.4550
DPV does not Granger Cause DCC		1.36092	0.2486
DGE does not Granger Cause DPV	51	0.92273	0.5102
DPV does not Granger Cause DGE		0.52080	0.8324
DRQ does not Granger Cause DRL	51	0.68282	0.7034
DRL does not Granger Cause DRQ		0.96770	0.4770
DVA does not Granger Cause DRL	51	0.84097	0.5737
DRL does not Granger Cause DVA		0.80595	0.6019
DCC does not Granger Cause DRL	51	0.18229	0.9918
DRL does not Granger Cause DCC		0.22833	0.9830
DGE does not Granger Cause DRL	51	0.56964	0.7951
DRL does not Granger Cause DGE		0.63896	0.7395
<b>DVA does not Granger Cause DRQ</b>	<b>51</b>	<b>10.3419</b>	<b>3.E-07</b>
DRQ does not Granger Cause DVA		1.47799	0.2017
<b>DCC does not Granger Cause DRQ</b>	<b>51</b>	<b>8.72159</b>	<b>2.E-06</b>
<b>DRQ does not Granger Cause DCC</b>		<b>2.11420</b>	<b>0.0617</b>
<b>DGE does not Granger Cause DRQ</b>	<b>51</b>	<b>2.92019</b>	<b>0.0136</b>
DRQ does not Granger Cause DGE		0.68099	0.7049
<b>DCC does not Granger Cause DVA</b>	<b>51</b>	<b>1.72524</b>	<b>0.1281</b>
DVA does not Granger Cause DCC		0.51381	0.8375
DGE does not Granger Cause DVA	51	0.17755	0.9925
<b>DVA does not Granger Cause DGE</b>		<b>2.46725</b>	<b>0.0317</b>
DGE does not Granger Cause DCC	51	0.81670	0.5932
<b>DCC does not Granger Cause DGE</b>		<b>4.88865</b>	<b>0.0005</b>

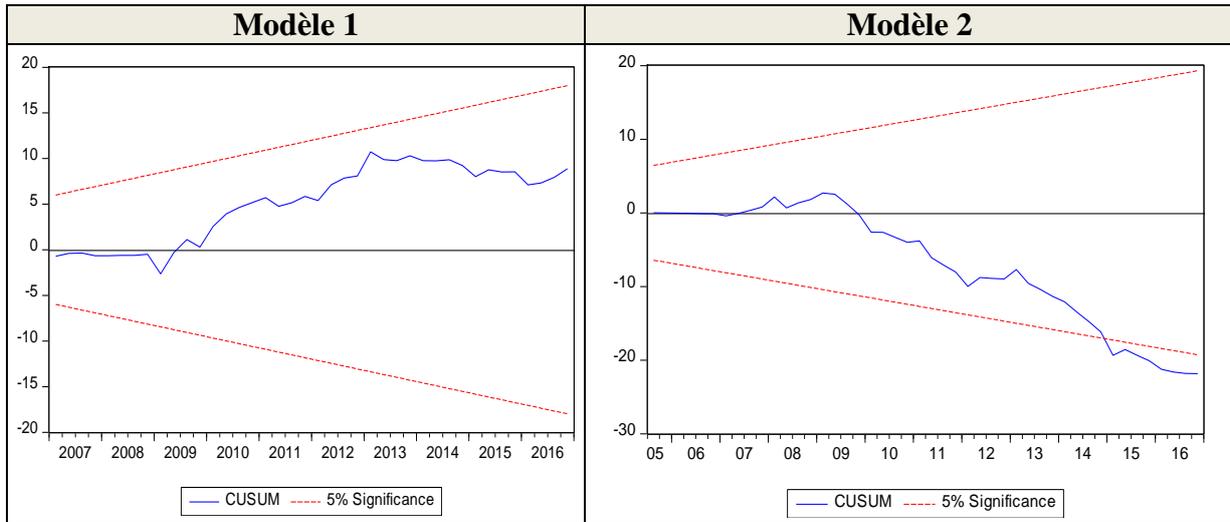
**Source** : Calcul des auteurs

**Test de stabilité des coefficients pour les deux modèles**



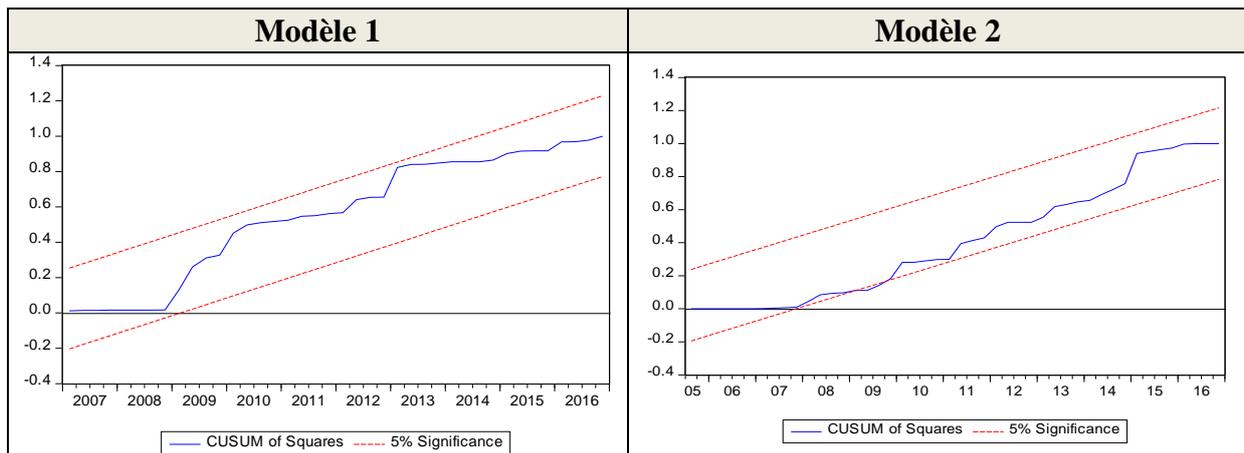
**Source :** Estimation des auteurs

**Test de stabilité de CUSUM pour les deux modèles :**



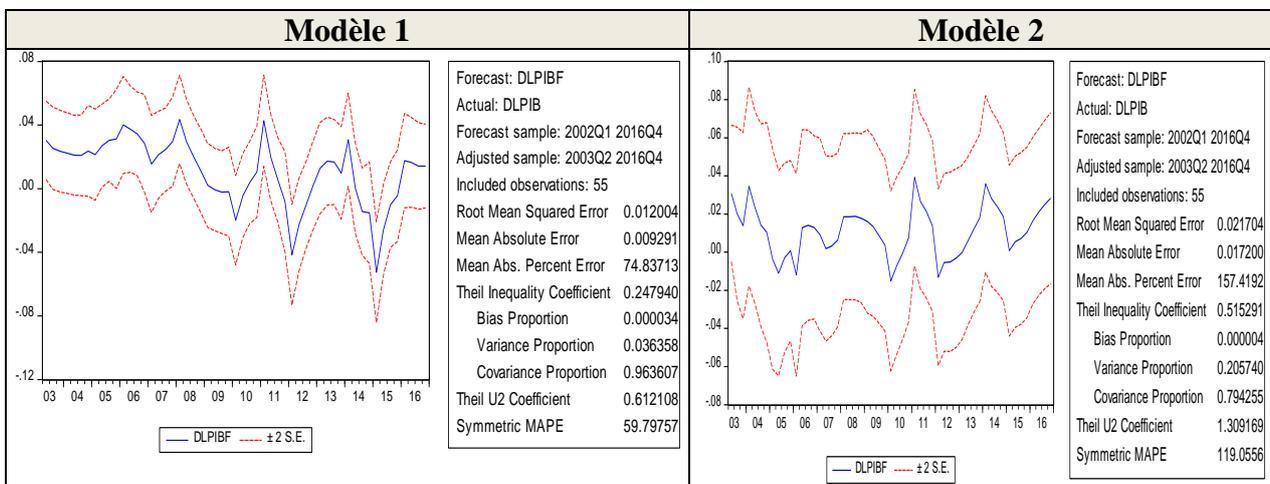
**Source :** Estimation des auteurs

**Test de stabilité de CUSUM-Carré pour les deux modèles :**



**Source :** Estimation des auteurs

**Prévision de deux modèles**



**Source :** Estimation des auteurs