

Datation des changements structurels au sein d'une chronique: Le cas des séries macroéconomiques marocaines

[Dating structural changes in time series: The case of the Moroccan macroeconomic series]

Abdelhamid EL BOUHADI¹ and Driss OUAHID²

¹Department des Sciences Economiques,
Université Sidi Mohamed ben Abdellah, Fès,
Rabat, Maroc

²Department des Sciences Economiques,
Université Mohammed V Agdal,
Rabat, Maroc

Copyright © 2016 ISSR Journals. This is an open access article distributed under the ***Creative Commons Attribution License***, which permits unrestricted use, distribution, and reproduction in any medium, provided the original work is properly cited.

ABSTRACT: Over the past four decades, many events and economic and extra-economic changes questioned the relevance and validity of structural econometric models. Currently, all models are developed for a stationary process. However, this hypothesis is not usually verified. This article attempts to implement some unit root tests both in classical and modern ways. In particular, we will base our application on the tests with structural breaks time. Our investigation sample is composed about several Moroccan macroeconomic variables, namely real GDP, inflation rate, etc. Most of results of these implementation tests reveal us that all the series have undergone at least two breaks (two structural changes) at the time. The stationary is confirmed around a segmented trend, in case when that makes the *reviewing* the all standard stationary tests findings.

KEYWORDS: Unit root, change in regime of series, stationary, Moroccan macroeconomic variables.

RÉSUMÉ: Au cours des quatre dernières décennies, beaucoup d'événements et de changements économiques et extra-économiques ont remis en question la pertinence et la validité des modèles économétriques structurels. Aujourd'hui, tous les modèles sont conçus pour un univers stationnaire, alors que cette hypothèse n'est pas toujours vérifiée. Le présent article tente de mettre en application des tests de racine unitaire à la fois classiques et modernes en se basant particulièrement sur ceux avec un changement de régime. Notre échantillon est composé de plusieurs variables macroéconomiques marocaines, à savoir le PIB réel, le taux d'inflation .., etc. La plupart des résultats de l'implémentation de ces tests nous révèlent que les séries ont subi au cours du temps deux ruptures (deux changements structurels) au moins. Leur stationnarité est validée autour d'une tendance segmentée, ce qui *révise* en fait les résultats des tests standards.

MOTS-CLEFS: Racine unitaire, changement de régime, stationnarité, variables macroéconomiques marocaines.

JEL-CLASSIFICATION: C13, C22, C52, E00.

1 INTRODUCTION

Aujourd'hui, la datation des changements structurels relatifs aux séries macroéconomiques est devenue une nécessité pour mieux comprendre la dynamique de ces dernières dans un environnement économique et extra-économique instable. Les développements récents de la modélisation des changements structurels ont évolué de façon considérable constituant même une discipline économétrique à part entière que l'on peut qualifier d'« *économétrie des changements structurels* ». A partir des années 90, un nombre important de travaux empiriques ont été publiés sur la question d'interaction entre racine unitaire et ruptures structurelles dans la modélisation des séries macroéconomiques. L'élément déclencheur de cette série d'études, tient au fait que les tests de racine unitaire standards, visant à vérifier la stationnarité, ne sont pas assez *fiables et robustes*. Ils peuvent même corrompre le processus entrepris afin de stationnariser les séries.

L'existence d'une racine unitaire (absence de stationnarité) dans les séries macroéconomiques influe, d'une manière significative, sur l'interprétation des résultats de certaines théories économiques. A titre d'illustration, deux exemples sont souvent cités, celui de la théorie du cycle conjoncturel et celui de la théorie de la croissance endogène : la théorie de cycle conjoncturel implique une composante tendancielle déterministe dans la dynamique de la production, ce qui signifie que les chocs réguliers n'affectent pas la tendance de la production et les politiques conjoncturelles parviennent à stabiliser les fluctuations reflétées par le cycle de la production. Par contre la théorie de la croissance endogène stipule que la production a une composante tendancielle stochastique et que les chocs réguliers ou majeurs ont une influence permanente sur cette composante (King, Plosser, Rabelo (1988)). D'où la nécessité d'intégrer la notion des changements structurels, afin d'identifier correctement les tendances de long terme des séries macroéconomiques et améliorer, en conséquence, les performances prédictives et mieux éclairer les décisions de politique économique.

Le soutien à la croissance économique figure parmi les priorités fondamentales des politiques économiques. Au cours des années passées, les politiques publiques marocaines ont connu plusieurs changements structurels. L'identification de ces changements, en utilisant les techniques économétriques récentes, celles développées durant les quinze dernières années, n'a pas fait l'objet de suffisamment d'applications dans le contexte marocain. Ce dernier est actuellement favorable pour initier des investigations et des analyses plus approfondies en raison de la disponibilité des statistiques et de données macroéconomiques et financières de qualité.

La réflexion sur la datation des ruptures structurelles dans les séries macroéconomiques nationales, devient un motif de recherche incontournable aujourd'hui. Le but est de déterminer, d'une manière empirique assez *robuste*, les mutations structurelles de la dynamique économique et financière marocaine.

En effet, l'objectif du présent travail est d'examiner empiriquement les changements structurels qu'ont connus les séries macroéconomiques marocaines entre 1960 et 2013. Pour mener à bien notre investigation empirique, la méthodologie développée dans cet article s'inspire des travaux séminaux, en particulier ceux de Lee et Strazicich (2003, 2004), ceux de Lumsdaine et Papell (1997), ceux de Zivot et Andrews (1992) et ceux de Perron (1989).

Le présent article s'organise comme suit :

Dans un premier point, nous rappellerons les récentes avancées théoriques et empiriques en ce qui concerne le traitement économétrique des changements structurels à savoir les tests de racine unitaire avec changement de régime et l'estimation du nombre de ruptures, ainsi que leurs dates d'avènement. Pour cela, nous aborderons d'abord la théorie des tests de racine unitaire autorisant une ou plusieurs ruptures dans le processus générateur de données. Nous montrerons ensuite quelques insuffisances *conditionnées* des tests de stationnarité de première génération (ADF, PP, KPSS, etc.).

Dans un second point, nous présenterons, et de manière détaillée, les résultats de ces différents tests appliqués aux principales séries macroéconomiques marocaines. Cet exercice nous permettra d'identifier de nouveaux trends et de tirer des conclusions plus ou moins cohérentes sur les dates et les circonstances des transitions structurelles qu'a connues l'économie marocaine.

2 LES CHANGEMENTS STRUCTURELS DANS LES SERIES MACROECONOMIQUES : UNE BREVE REVUE DE LITTERATURE

L'analyse économique à travers des modèles à changement de régime a connu un regain d'intérêt d'une part, suite aux profondes mutations qu'a subi l'économie mondiale notamment relatives aux accords de libre-échange, au mouvement de libéralisation financière, aux réformes institutionnelles, aux crises économiques et aux transitions politiques. Ces mutations ont causé une forte sensibilité des économies (des séries macroéconomiques) aux ruptures quel que soit leur type (conjoncturel ou structure et interne ou externe). D'autre part, suite au fait que l'augmentation du nombre d'observations et

la période d'étude laisse croire sans doute de l'avènement des changements structurels dans le processus générateur des données.

L'importance du problème des changements structurels vient du fait que la présence de tels changements dans les séries peut influencer l'interprétation de certaines théories économiques. Donc, la non-prise en considération de ces changements peut induire des biais dans des modèles plus élaborés et par la suite des décisions moins précises en matière des politiques économiques notamment budgétaire et monétaire.

Aujourd'hui, même avec la régularité apparente dans le comportement des séries macroéconomiques, il est délicat de prévoir correctement les points de retournement de la conjoncture. Que nous révèle donc la théorie des cycles? La succession plus ou moins régulière des périodes de prospérité et de récession est un fait historique observé depuis longtemps et particulièrement depuis la révolution industrielle. Si le vingtième siècle a été marqué plus par les grandes crises (1929-33, 1975, et 2007-2008) que par les crises moyennes périodiques, on peut néanmoins se demander si ces phénomènes de crises ne suivent pas une loi périodique ou quasi-périodique, c'est-à-dire si les variables économiques ne sont pas soumises à des cycles plus au moins réguliers.

Du point de vue empirique, ce n'est pas hier que les chercheurs ont observé des alternances des indicateurs économiques (Tremblay (2004)). Mais la récurrence des crises économiques au 19^{ème} siècle a longtemps attiré l'attention des économistes. Clément Juglar (1860), fût l'un des premiers à analyser les crises économiques dans son ouvrage intitulé «*Des crises commerciales et de leur retour périodique en France, en Angleterre et aux Etats Unis* ».

Les conjoncturistes ont toujours accordé une grande attention aux cycles économiques. Dès 1927, les travaux de Mitchell (1927) placent le concept de cycle au cœur de l'analyse conjoncturelle. S'appuyant sur l'observation basique que l'économie passe par des phases successives d'expansion et de récession, cette analyse du cycle suppose en outre que ces fluctuations, sans être strictement périodiques, présentent des régularités qui peuvent être exploitées pour effectuer des prévisions.

La non-linéarité associée parfois à la non-stationnarité due aux dites fluctuations est perçue comme le comportement catalyseur dans la plupart des séries macroéconomiques. Un aspect trivial de cette non-linéarité réside dans l'abandon de l'hypothèse de la stabilité du modèle linéaire. Donc l'étude de la non linéarité est primordiale surtout lorsqu'il s'agit de faire des prévisions ou d'évaluer les effets d'une politique économiques (chocs) sur les variables dans des modèles comme VAR, VCEM, DSGE...

L'exigence de retenir la non-linéarité et surtout les ruptures structurelles a donné lieu à un véritable changement dans les approches économétriques comme le citent Colletaz et Hurlin¹ (2006) « *cette évolution est sans nul doute comparable à celle qu'a pu connaître la micro-économie lorsque l'on a progressivement abandonné l'univers de référence Walrassien, que nous pouvons assimiler à la modélisation linéaire en économétrie, pour s'orienter vers les multiples formes de la concurrence imparfaite, auxquelles nous pouvons assimiler les innombrables modélisations non linéaires* ».

De nombreuses pistes ont été épuisées afin de modéliser la non-linéarité. Cependant la piste la plus fructueuse est celle des modèles à changements de régime, car ils nous permettent d'avoir une explication économique de sources des non-linéarités.

L'idée de base des modèles à changements de régimes est de considérer tout simplement que les expansions et les contractions peuvent être traitées comme étant des objets probabilistes différents. Cette idée était la partie essentielle de la tradition de Burns et Mitchell (1946) pour l'analyse des cycles. Ces modèles sont aussi utilisés pour l'identification et la prédiction des points de retournement dans l'activité économique.

La plupart des travaux concernant l'analyse de la cyclicité de l'activité économique et la détection des points de retournement de la conjoncture ont été surtout effectués pour des pays développés. À notre connaissance, peu de travaux se sont penchés sur l'analyse de ces aspects pour les pays en voie de développement. Parmi ces travaux, on trouve ceux appliqués aux pays de l'Asie de l'Est après la crise asiatique. Leurs objectifs est de prévoir la nature des chocs affectant l'activité économique, pour que les agents économiques et les décideurs politiques ne soient pas surpris par les périodes de crises. Il est à noter aussi que les travaux concernant la datation des points de retournement de l'activité économique pour le cas des pays nord-africains sont en train de se réaliser et de s'accumuler.

¹ Colletaz, G. et Hurlin, C. (2007). « *Modèles non linéaires et prévision* », Rapport de recherche, Institut CDC pour la Recherche.

Le tableau suivant présente une synthèse de certaines études du non stationnarité en présence des changements structurels.

Tableau 1. Synthèse de certains travaux sur la datation des changements structurels

Auteurs	Période et objectif d'étude	Résultats	Limites
Nelson et Plosser (1982)	Test sur 14 variables ² macroéconomiques américaines pour la période 1860-1970 par l'utilisation du test ADF(1981).	Représentation DS pour toutes les séries étudiées sauf le taux de chômage. Ce résultat implique que les impulsions conjoncturelles sont constituées des chocs permanents.	Le test utilisé n'autorise pas la possibilité d'avoir des changements structurels dans le processus générateurs des données.
Perron (1989)	Mêmes tests qui prennent en considération une seule rupture exogène.	Rejet de l'hypothèse de racine unitaire pour 11 variables. 1- Crash boursier de 1929 entraîne un changement dans le niveau des séries ; 2-Choc pétrolier de 1973 engendre un changement de la pente des séries.	Les conclusions de ce travail seront conditionnelles par les dates choisies comme dates de ruptures exogènes.
Zivot et Andrews (1992)	Test avec une seule rupture endogène sur les mêmes variables de Nelson et Plosser (NP).	Rejet de l'hypothèse de racine unitaire pour sept variables.	L'étude de long terme est susceptible de présenter plus d'un changement de régime.
Lumsdaine et Papell (1997)	Test avec deux ruptures structurelles endogènes sur les mêmes variables de NP.	Rejet de l'hypothèse de racine unitaire pour six variables étudiées.	Deux ruptures de l'hypothèse de stationnarité.
Lee et Strazicich (2003)	Développent des tests sur deux ruptures en vertu l'hypothèse nulle de racine unitaire et l'alternative de la stationnarité pour trouver les dates de ruptures dans les mêmes séries de Nelson et Plosser.	Rejet de l'hypothèse nulle de racine unitaire pour quatre variables.	La dynamique de long terme est fort probable de subir plus de deux changements de régime.
Bassil (2012)	Etude de la stationnarité du taux de fonds fédéraux avec les tests à changement de régime en se basant sur les travaux récents de Lee et Strazicich (2003). Il a utilisé des données mensuelles de 1960 jusqu'à 2008.	Processus stationnaire avec deux pauses : 1- Choc pétrolier ; 2- La variation du mode opératoire de la FED dans les années 80.	Possibilité d'avoir plus de deux changements structurels.
Bassil (2010)	Applications des tests d'ADF, KPSS, ZA, LP, LS, Bai et Perron (98, 2003a, 2003b) et Kapetanios (2005) sur dix variables américaines en données mensuelles pour la période 1960M1-2008M12.	Tous les tests concluent que le taux de fonds fédéraux (FED), inflation et RT sont stationnaires avec m ruptures. IPI seul le test LS1 et LS2 rejettent H ₀ de racine unitaire en faveur de l'alternative de stationnarité avec deux ruptures.	Certaines dates n'ont pas une signification économique, puisqu'elles ne coïncident pas avec d'importants évènements économiques ou extra-économiques

² Nelson, C. R et Plosser, C.I. (1982). « Trends and random walks in macroeconomic time series: Some evidence and implications », *Journal of Monetary Economics*, vol. 10, pp 139-162.

3 PRÉSENTATION THÉORIQUE DES PRINCIPAUX TESTS DE RACINE UNITAIRE AVEC ET SANS CHANGEMENTS DE RÉGIME

L'importance des tests de racine unitaire vient du fait que l'existence de cette racine dans les processus générateurs des données a des conséquences très importantes sur le plan statistiques (des estimateurs biaisés, ...), et aussi économiques (influe sur l'interprétation de certaines théories économiques).

Pour cela depuis l'article fondateur de Dickey et Fuller en 1979, l'importance accordée aux tests de racine unitaire s'est profondément développé. Mais suite au travail de Perron en 1989, une nouvelle génération des tests de racine unitaire est imposée : des tests avec une ou plusieurs ruptures structurelles connues ou non.

3.1 LES TESTS DE RACINE UNITAIRE SANS PRISE EN COMPTE DE CHANGEMENTS DE REGIME

La littérature empirique sur les tests de racine unitaire est d'origine anglo-saxonne. Depuis le test de Dickey et Fuller (1979,1981), la théorie économétrique des tests de racine unitaire s'est profondément renouvelée à travers le développement et l'action sur certaines hypothèses du test de DF simple (1979) afin d'obtenir les meilleurs résultats. Comme le test de Dickey et Fuller est le socle empirique des tests de racine unitaire, il est donc nécessaire de commencer par le fondement, les hypothèses ainsi la formulation mathématique de ce dernier avant de passer aux autres tests.

Selon la terminologie introduite par Nelson et Plosser (1982), on distingue essentiellement deux types de non-stationnarité. Une non-stationnarité de type déterministe notée TS (Trend Stationary) pouvant s'exprimer comme une fonction déterministe du temps plus un processus stationnaire d'espérance mathématique nulle et de variance constante.

Une non-stationnarité de type stochastique notée DS (Difference Stationary) caractérisée par la présence d'au moins une racine unitaire. Une variable est dite TS si sa moyenne n'est pas constante au cours du temps, et DS si à la fois sa moyenne et sa variance ne le sont pas. Les moyens qui permettent de stationnariser ces séries consistent soit à éliminer la tendance dans le premier cas, soit à calculer les différences premières dans le deuxième cas essentiellement.

Pour traiter la question de la racine unitaire, il est nécessaire de décomposer la série en deux composantes : une composante déterministe TD_t et une composante stochastique Z_t :

$$Y_t = TD_t + Z_t \tag{1}$$

L'existence de racine unitaire concerne la partie stochastique Z_t , par contre concernant la partie TD_t ce qui importe c'est seulement l'ordre :

- $TD_t = 0$ c'est-à-dire pas de partie déterministe
- $TD_t = \mu$ c'est-à-dire seulement une constante
- $TD_t = \mu + \beta t$ c'est-à-dire une constante et tendance

La partie stochastique de la série y_t se modélise sous forme d'un processus ARMA:

$$A(L) Z_t = B(L) e_t \tag{2}$$

Avec L un opérateur retard, e_t c'est une séquence de bruit blanc.

Si l'on suppose que la partie MA est inversible, alors :

$$B^{-1}(L) A(L) Z_t = e_t \tag{3}$$

Si l'on pose $B^{-1}(L) A(L) = G(L)$ (4) ce qui implique :

$$G(L) Z_t = e_t \tag{5}$$

Donc le modèle de base peut s'écrire comme suit :

$$G(L)(Y_t - TD_t) = e_t \tag{6}$$

Le développement de (6) dans le cas où $G(L) = (1 - \rho L)$:

$$(1 - \rho L)(Y_t - \mu - \beta t) = e_t \tag{7}$$

$$Y_t = \rho Y_{t-1} + (1-\rho)(\mu + \beta t) + \rho\beta + e_t \tag{8}$$

La question de racine unitaire se résolvant en testant la présence d'une racine unitaire dans la partie stochastique de Y_t .

- Cas de $\rho = 1$,
- le modèle (8) devient une marche aléatoire,
- le terme constant μ va disparaître,
- Aussi le régresseur t n'est plus identifiable mais son coefficient β va jouer le rôle du terme constant.
- Cas de $\rho = 0$, le modèle (8) devient TS c'est-à-dire stationnaire autour d'une tendance déterministe.

3.1.1 TEST DE DICKEY ET FULLER(1979)

Ce test a été développé afin de détecter la présence ou non d'une racine unitaire dans la partie autorégressive de la partie stochastique Z_t . Il teste l'hypothèse H_0 de racine unitaire contre l'hypothèse alternative de stationnarité. Ce dernier se base sur l'hypothèse de non autocorrélation des erreurs et que le polynôme $A(L)$ est seulement un polynôme de degré un.

Le modèle de régression retenu par Dickey and Fuller (1979), est presque le même que celui de (8) :

$$Y_t = \rho Y_{t-1} + \mu + \beta t + e_t \quad (9)$$

Maintenant le travail suivant consiste à estimer (9) par la méthode des moindres carrée ordinaire, et de tester par la suite l'hypothèse H_0 de racine unitaire, c'est-à-dire $\rho = 1$. Pour ce faire, il est nécessaire de calculer t de Student :

$$t_{\hat{\rho}} = \frac{\hat{\rho}_T - 1}{\hat{\sigma}_{\rho T}}$$

et de la comparer avec les valeurs critiques fournies par les Tableaux de Dickey and Fuller.

Ces deux auteurs définissent trois modèles possibles afin de tester la stationnarité du processus Y_t :

Modèle 1 – sans constante ni tendance

$$Y_t = \rho Y_{t-1} + e_t \quad (10)$$

Modèle 2 – constante seulement

$$Y_t = \rho Y_{t-1} + \mu + e_t \quad (11)$$

Modèle 3 – constante et tendance

$$Y_t = \rho Y_{t-1} + \mu + \beta t + e_t \quad (12)$$

Dans ce test de base, l'étude a été limitée à un polynôme $G(L)$ de degré un, c'est-à-dire un seul retard. Mais dans la réalité, ce nombre de décalage peut dépasser un. Ainsi les erreurs sont supposées autocorrélées, alors que cette hypothèse est plus restrictive d'où le test ADF.

3.1.2 TEST DE DICKEY AND FULLER AUGMENTÉ (1981)

Pour rendre leur test de base plus robuste, Dickey et Fuller (1981) ont augmenté le nombre de retard, afin de résoudre le problème d'autocorrélation des erreurs.

La formulation mathématique de leur test est la suivante :

Modèle 1

$$\Delta Y_t = \phi Y_{t-1} + \sum_i^p = \phi \Delta Y_{t-i} + e_t \quad (13)$$

Modèle 2

$$\Delta Y_t = \phi Y_{t-1} + \mu + \sum_i^p = \phi \Delta Y_{t-i} + e_t \quad (14)$$

Modèle 3

$$\Delta Y_t = \phi Y_{t-1} + \mu + \beta t + \sum_i^p = \phi \Delta Y_{t-i} + e_t \quad (15)$$

Ce test a les mêmes règles de décision que le test de Dickey and Fuller simple. Mais le problème c'est que le choix du nombre exact de retard est délicat. De plus, il est connu que la taille et la puissance des tests sont fortement sensibles au nombre de retard, Ng et Perron (1995) dans une étude comparative ont détaillé les différentes méthodes de choix du nombre de retard.

3.1.3 TEST DE PHILLIPS AND PERRON

Phillips-Perron (1988) proposent une méthode non paramétrique pour corriger la présence d'autocorrélation, sans avoir recours à ajouter des endogènes retardées comme dans la méthode de DF augmentée. Phillips et Perron (1988) ont développé un autre test qui est robuste face à un terme d'erreur autocorrélé e_t et qui repose sur une « correction non paramétrique » qui élimine le biais introduit par l'autocorrélation de l'erreur. Il s'agit essentiellement d'utiliser l'équation de régression (15) sans modification, de calculer les statistiques t et F habituelles, et ensuite de les modifier pour tenir compte de la possibilité que le terme d'erreur soit autocorrélé. Perron et Phillips démontrent que les distributions asymptotiques des statistiques modifiées sont les mêmes que celles du modèle sans autocorrélation des erreurs.

La procédure de test consiste à tester l'hypothèse de racine unitaire $H_0 : \theta = 0$ dans les modèles suivants:

Modèle 1

$$\Delta Y_t = \theta Y_{t-1} + \beta_0 + \beta_1 t + e_t \quad (16)$$

Modèle 2

$$\Delta Y_t = \theta Y_{t-1} + \beta_0 + e_t \quad (17)$$

Modèle 3

$$\Delta Y_t = \theta Y_{t-1} + \beta_1 t + e_t \quad (18)$$

La statistique de test de Phillips-Perron (PP) est une statistique de Student corrigée de la présence d'autocorrélation par la prise en compte d'une estimation de la variance de long terme de e_t (calculée par la densité spectrale de e_t à la fréquence zéro), robuste à la présence d'autocorrélation et d'hétéroscédasticité.

Cette estimation de la variance de long terme est donnée par :

$$\omega^2 = \gamma_e(0) + 2 \sum_j^p \gamma_e(j) \quad (19)$$

Où $\gamma(j)$, $j = 0, 1, \dots, p$ est le coefficient d'autocovariance d'ordre j de e_t .

Afin de revenir à la distribution asymptotique proposée par Dickey and Fuller, Phillips and Perron ont utilisé la correction de Newey-West :

$$\omega^2 = \gamma_e(0) + 2 \sum_j^p \left(1 - \frac{j}{p+1}\right) \gamma_e(j) \quad (20)$$

3.1.4 TEST DU KPSS (KWIATKOWSKI, PHILLIPS, SCHMIDT ET SHIN)

Contrairement aux tests précédents, ce test repose sur l'hypothèse nulle de stationnarité contre l'hypothèse alternative de racine unitaire. Il est important de signaler que le test de KPSS (1992) est un cas particulier d'un test proposé initialement par Nabeya and Tanaka (1988).

La construction de la statistique de test repose au préalable sur la décomposition du processus sous-jacent de la série étudiée Y_t en une tendance déterministe linéaire λt , une marche aléatoire v_t , soit $v_t = v_{t-1} + e_t$ avec e_t est un bruit blanc, et d'une composante aléatoire stationnaire.

$$Y_t = \lambda t + v_t + e_t \quad (21)$$

Selon cette décomposition, l'hypothèse de stationnarité en tendance déterministe est vérifiée lorsque la variance de la marche aléatoire est nulle, c'est-à-dire $\sigma_v^2 = 0$.

Kwiatkowski et Al proposent un test de multiplicateur de Lagrange (LM) afin de tester l'hypothèse nulle. La statistique du test est la suivante :

$$LM = \frac{\sum_{t=1}^T \hat{e}_t^2}{T^2 \hat{\sigma}_{Tl}^2} \quad (22)$$

Avec $S_t = \sum_{j=1}^t \hat{e}_j$ où \hat{e}_j sont les résidus estimés. $\hat{\sigma}_{Tl}^2$ C'est la variance de long terme des résidus qui prend en compte les autocorrélations des résidus e_t . Cette variance a été estimée de la même façon de Phillips and Perron. l c'est le nombre de retard et T la taille de l'échantillon.

Quand la valeur du LM est supérieure à la valeur critique on rejette H_0 : présence de racine unitaire.

Mais jusqu'à présent, l'étude se fait dans un monde où il n'y a pas de changements dans le processus générateurs des données. En 1989, Perron a signalé que, si la série étudiée présente des ruptures structurelles dans sa tendance, la puissance des tests susmentionnés diminue. Donc négliger la possibilité des changements structurels dans l'étude implique un non rejet qui peut conduire à l'erreur quant à la présence de racine unitaire (dans le cas des tests de DF, ADF et de PP).

3.2 TESTS DE RACINE UNITAIRE AVEC UN SEUL CHANGEMENT DE REGIME

3.2.1 TEST DE PERRON (1989)

L'approche de Perron (1989) est fondée sur un postulat particulier qui la différencie de toutes les études antérieures sur la racine unitaire. En effet, il suppose que des chocs majeurs, comme la Grande Crise de 1929 et le premier choc pétrolier de 1973 ne sont pas des réalisations du processus stochastique engendrant les données. Il considère que ces chocs sont *exogènes*. Donc Perron a montré que la plupart des séries américaines (séries de Nelson et Plosser), ne présentent pas une racine unitaire et que les fluctuations conjoncturelles sont transitoires.

Perron sous l'hypothèse alternative de stationnarité a défini trois modèles possibles :

Modèle A : rupture exogène seulement dans la constante

$$Y_t = \mu_1 + \beta t + (\mu_2 - \mu_1)DU_t + e_t \quad (23)$$

Modèle B: rupture exogène seulement dans la tendance

$$Y_t = \mu + \beta_1 t + (\beta_2 - \beta_1)DT_t + e_t \quad (24)$$

Modèle C : rupture exogène dans la constante et la tendance

$$Y_t = \mu + \beta_1 t + (\mu_2 - \mu_1)DU_t + (\beta_2 - \beta_1)DT_t + e_t \quad (25)$$

Avec DU_t c'est une variable indicatrice qui capte le changement dans la constante à la date

T_b . Soit

$$\begin{cases} DT_{jt} = 1 & \text{Si } t > T_b \\ 0 & \text{ailleurs} \end{cases} \quad (26)$$

DT_t c'est une variable indicatrice qui capte la rupture dans la tendance à la date T_b .

$$\begin{cases} DT_{jt} = t - T_{bj} & \text{Si } t > T_b \\ 0 & \text{ailleurs} \end{cases} \quad (27)$$

Perron(1989) considère que la date des chocs est connue (par exemple dans le cas américain le Crash de 1929 et les chocs pétroliers de 1973). Des travaux empiriques ultérieurs ont critiqué cette méthodologie, en montrant que si la date de la rupture est endogène, la précision de test s'améliore. En d'autre terme, le test de Perron peut rejeter faussement l'hypothèse alternative de stationnarité. De plus, la stratégie de Perron(1989) n'est valide que dans le cas où la partie déterministe de la série étudiée admet une spécification linéaire.

3.2.2 TEST DE ZIVOT ET ANDREWS (1992)

Zivot and Andrews (1992), cité par la suite ZA, proposent un test de racine unitaire avec une rupture endogène. Ce test repose sur l'hypothèse initiale de la présence de racine unitaire contre l'hypothèse alternative de stationnarité avec une seule rupture à date inconnue.

Ces deux auteurs, développent le test de Perron (1989) pour rendre la rupture endogène. Pour cela, ils proposent trois modèles possibles sous l'hypothèse alternative H_1 :

Modèle A

$$\Delta Y_t = \mu + \lambda DU_t + \beta t + \phi Y_{t-1} + \sum_{i=1}^p \phi \Delta Y_{t-i} + e_t \quad (28)$$

Modèle B

$$\Delta Y_t = \mu + \beta t + \theta DT_t + \phi Y_{t-1} + \sum_{i=1}^p \phi \Delta Y_{t-i} + e_t \quad (29)$$

Modèle C

$$\Delta Y_t = \mu + \beta t + \lambda DU_t + \theta DT_t + \phi Y_{t-1} + \sum_{i=1}^p \phi \Delta Y_{t-i} + e_t \quad (30)$$

Le modèle (A) permet d'avoir une rupture dans la constante. Le modèle (B) autorise un changement dans la tendance. En fin le modèle (C) teste la stationnarité de la série Y_t autour d'une constante et d'une tendance segmentée.

Avec DU_t c'est une variable indicatrice qui capte le changement dans la constante à la date T_b . Donc on aura :

$$\begin{cases} DT_{jt} = 1 & \text{Si } t > T_b \\ 0 & \text{ailleurs} \end{cases}$$

DT_t c'est une variable indicatrice qui capte la rupture dans la tendance à la date T_b .

$$\begin{cases} DT_{jt} = t - T_{bj} & \text{Si } t > T_b \\ 0 & \text{ailleurs} \end{cases}$$

De plus, ils proposent que la date de rupture $T_b \in [T_1 ; T_2]$ où $T_1 = \gamma * T$ et $T_2 = (1 - \gamma) * T$ avec γ un réel positif.

Mais par la suite, et conformément à la réalité économique, c'est-à-dire que sur une longue période, il est fort probable que les séries présentent plus d'une rupture. Des études empiriques ont montré que les tests de racine unitaire qui prennent en compte plusieurs changements structurels endogènes deviennent très puissants que ceux qui ne permettent qu'une seule rupture endogène.

3.3 TESTS DE RACINE UNITAIRE AVEC PLUSIEURS CHANGEMENTS DE REGIME

3.3.1 TEST DE LUMSDAINE ET PAPELL (1997)

En 1997, Lumsdaine et Papell noté par la suite LP ont montré qu'un test avec une seule rupture endogène peut rejeter l'hypothèse alternative de stationnarité, tandis que dans le cas où ils prennent en considération la possibilité d'avoir plusieurs changements structurels dans la série étudiée, peuvent rejeter l'hypothèse de l'existence de racine unitaire.

LP développent le test de ZA (avec une seule rupture endogène) pour introduire deux changements structurels. Pour cela ils proposent sous l'hypothèse alternative H_1 trois modèles possibles :

Modèle AA

$$\Delta Y_t = \mu + \lambda_1 DU_{1t} + \lambda_2 DU_{2t} + \beta t + \phi Y_{t-1} + \sum_{i=1}^p \phi \Delta Y_{t-i} + e_t \quad (31)$$

Modèle CA

$$\Delta Y_t = \mu + \beta t + \theta_1 DT_{1t} + \theta_2 DT_{2t} + \phi Y_{t-1} + \sum_{i=1}^p \phi \Delta Y_{t-i} + e_t \quad (32)$$

Modèle CC

$$\Delta Y_t = \mu + \lambda_1 DU_{1t} + \lambda_2 DU_{2t} + \beta t + \theta_1 DT_{1t} + \theta_2 DT_{2t} + \phi Y_{t-1} + \sum_{i=1}^p \phi \Delta Y_{t-i} + e_t \quad (33)$$

Avec DU_{1t} et DU_{2t} , sont deux variables indicatrices qui autorisent un changement dans la constante à la date T_{b1} et T_{b2} :

$$\begin{cases} DU_{1t} = 1 & \text{si } t > T_{b1} \\ 0 & \text{sin on} \\ DU_{2t} = 1 & \text{si } t > T_{b2} \\ 0 & \text{sin on} \\ & t = 1, 2, \dots, T \end{cases} \quad (34)$$

Egalement DT_{1t} et DT_{2t} sont deux variables indicatrices qui permettent une rupture dans la tendance (la pente) à la date T_{b1} et T_{b2} :

$$\begin{cases} DU_{1t} = t - T_{b1} & \text{si } t > T_{b1} \\ 0 & \text{sin on} \\ DU_{2t} = t - T_{b2} & \text{si } t > T_{b2} \\ 0 & \text{sin on} \\ & t = 1, 2, \dots, T \end{cases} \quad (35)$$

Concernant les dates de changements $(T_{b1}, T_{b2}) \in [T_1; T_2]$, où $T_1 = \gamma * T$ et $T_2 = (1 - \gamma) * T$ avec γ un réel positif. Autrement dit, elles ne permettent pas de ruptures à la fin et au début de chaque période, il s'agit de tester l'hypothèse nulle, $\phi = 0$ de racine unitaire contre l'alternative de stationnarité avec deux ruptures endogènes.

Le test de Lumsdaine et Papell avec deux ruptures structurelles sous l'hypothèse alternative de stationnarité n'implique pas nécessairement la stationnarité en tendance avec deux pauses, mais peut indiquer une racine unitaire avec deux pauses. Ainsi, le rejet de l'hypothèse nulle n'implique pas forcément le rejet d'une racine unitaire en soi.

Dans cette sous section nous présentons le test de Lee et Strazicich (2003,2004), qui permet d'évaluer l'existence des changements structurels dans l'hypothèse nulle et alternative. Par conséquent, le rejet de l'hypothèse d'existence de racine unitaire implique sans ambiguïté la stationnarité en tendance.

3.3.2 TEST DE LEE ET STRAZICICH (2003,2004)

Un problème concernant les tests exposés ci-dessus (ADF, PP, KPSS, ZA, Perron, et LP), c'est qu'ils présentent des distorsions de taille (charbel bassil (2010)) (fréquence de rejeter H_0 quand celle-ci vraie) dans le cas où le processus générateurs des données présente des ruptures sous l'hypothèse alternative. En conséquence, on peut rejeter fallacieusement la non stationnarité avec ruptures.

Pour résoudre le problème de distorsion dans la taille Lee et Strazicich (2003,2004), noté par la suite LS ont construis un modèle qui présente des changements structurels dans l'hypothèse initiale (H_0) et bien sûr dans celle de stationnarité (H_1).

Dans cette partie nous présentons seulement le test de LS (2003) avec deux ruptures. L'autre test de LS(2004) avec une seule rupture pourra faire l'objet d'une analyse plus appropriée.

Considérons le processus générateurs de donnée.

$$Y_t = \delta' Z_t + e_t, \quad e_t = \beta e_{t-1} + \varepsilon_t \quad (36)$$

Avec Z_t est le vecteur des variables exogènes et ε_t est un bruit blanc

$$Z_t = [1 \quad t \quad D_{1t} \quad D_{2t} \quad DT_{1t} \quad DT_{2t}]' \quad (37)$$

Avec D_{1t} , D_{2t} , DT_{1t} et DT_{2t} sont les variables indicatrices qui captent respectivement les ruptures dans la tendance et les ruptures dans la constante.

LS(2003) proposent deux modèles :

Le modèle A autorise seulement une rupture dans la constante,

$$Z_t = [1 \ t \ D_{jt}]' \quad \text{avec} \quad \begin{cases} DT_{jt} = 1 & \text{Si } t > T_{bj} \\ 0 & \text{ailleurs} \end{cases} \quad (38)$$

Et T_{bj} est la $j^{\text{ème}}$ date de la rupture où $j = 1, 2$.

Le modèle C autorise un changement dans la constante et un changement dans la tendance,

$$Z_t = [1 \ t \ D_j \ DT_{jt}]' \quad \text{avec} \quad \begin{cases} DT_{jt} = t - T_{bj} & \text{Si } t > T_{bj} \\ 0 & \text{ailleurs} \end{cases} \quad (39)$$

L'équation (36) autorise une rupture structurelle sous l'hypothèse H_0 ($\beta = 1$) et sous l'hypothèse H_1 ($\beta < 1$). A titre d'exemple, dans le modèle A, en se basant sur la valeur de β , les deux hypothèses s'établissent comme suit :

H_0 :

$$Y_t = \mu_0 + d_1 B_{1t} + d_2 B_{2t} + Y_{t-1} + v_{1t} \quad (40)$$

H_1

$$Y_t = \mu_1 + \gamma_t + d_1 D_{1t} + d_2 B_{2t} + v_{2t} \quad (41)$$

Avec les v_{1t} et v_{2t} sont des erreurs BB (bruits blancs)

$B_{jt} = 1$ si $t = T_{bj} + 1$ et $B_{jt} = 0$ sinon, avec $j = 1, 2$ et $d = (d_1, d_2)'$.

En ce qui concerne le modèle C les variables indicatrices D_{jt} vont apparaître sous l'hypothèse d'existence de racine unitaire et DT_{jt} sous l'hypothèse de stationnarité.

On partant du principe du test de multiplicateur de Lagrange, la statistique du test de racine unitaire peut être obtenue à partir de la régression suivante :

$$\Delta Y_t = \delta' \Delta Z_t + \phi \check{S}_{t-1} + u_t \quad (42)$$

Où $\check{S}_t = c'$ est une série ajustée tel que $\check{S}_t = Y_t - \tilde{\psi} - Z_t \tilde{\delta}$ pour $t = 2 \dots T$. $\tilde{\delta}$ est le vecteur des paramètres de la régression de ΔY_t sur ΔZ_t . $\tilde{\psi} = Y_1 - Z_1 \tilde{\delta}$ dont Y_t et Z_t sont les premières observations de Y_t et Z_t respectivement.

Dans l'équation (42) l'hypothèse de racine unitaire est formulée par $\phi = 0$ et la statistique du test est décrite par $\hat{\eta} = T \hat{\phi}$ tel que $\hat{\phi}$ c'est l'estimateur des Moindres carrés ordinaires (MCO) de ϕ dans l'équation (42). Soit \hat{f} la t-statistique de l'hypothèse nulle $\phi = 0$. Les dates de changement T_{bj} ceux sont qui minimisent \hat{f} pour toutes les combinaisons probables de ruptures.

$$LM_{\hat{f}} = \text{inff}(\lambda) \quad (43)$$

Avec $(\lambda_j = T_{bj} / T)$ sur toute la strate $[\lambda T ; (\lambda - 1) T]$ où T est la taille de l'échantillon. Il est à signaler que même le test de LS présente des limites surtout en termes de nombre de ruptures structurelles, vu que les séries macroéconomiques peuvent avoir plus de deux pauses structurelles. De ce fait, notre valeur ajoutée en ce point est de grande importance, c'est-à-dire nous essaierons de procéder par une approche séquentielle dans l'application de ce test. Dit autrement, on test tout d'abord l'existence de deux changements de régime contre l'hypothèse alternative. Si la stationnarité est rejetée on impose une rupture et on test la présence de deux ruptures pour la deuxième fois à l'aide de ce test. L'opération est répétée pour jusqu'au l'hypothèse H_1 conditionnellement à m ruptures ne peut pas être rejetée.

Il semble claire que, d'après l'analyse de l'évolution de la politique budgétaire et monétaire au Maroc, les séries macroéconomiques présentent des occurrences des ruptures de tendance. La partie suivante sera consacrée à l'application de certains tests cités au-dessus, afin de dater ces changements en premier lieu et de trouver des explications économiques pour ces ruptures en deuxième lieu.

4 ESTIMATION DES CHANGEMENTS DE TENDANCE DANS LES SERIES MACROECONOMIQUES MAROCAINES

Comme les données qui seront traitées dans ce travail, sont des données trimestrielles et la durée d'étude est très longue, donc il y a une forte raison de penser à des changements structurels dans le processus générateurs des données.

4.1 PRESENTATION DES VARIABLES MACROECONOMIQUES UTILISEES ET IMPLEMENTATION DES TESTS DE RACINE UNITAIRE AVEC ET SANS CHANGEMENTS DE REGIME

L'étude de la stationnarité des séries est un travail prioritaire et de grande importance surtout lorsqu'il s'agit de faire des prévisions, ou d'évaluer l'effet d'une politique économique (choc) sur des variables dans des modèles par exemple SVAR, VCEM, DSGE, ...

L'importance de cette étude vient du fait que l'existence d'une racine unitaire dans les séries macroéconomiques influe, et d'une manière significative beaucoup l'interprétation de certaines théories économiques. Dans ce sens on peut citer à titre d'exemple la théorie du cycle conjoncturel et la théorie de la croissance endogène avec la variable production : la théorie de cycle conjoncturel implique une composante tendancielle déterministe dans la dynamique de la production, ce qui signifie que les chocs réguliers n'affectent pas la tendance de la production et les politiques conjoncturelles parviennent pour stabiliser les fluctuations sans changer la tendance profonde. Par contre la théorie de la croissance endogène stipule que la production a une composante tendancielle stochastique et que les chocs réguliers ou majeurs ont une influence permanente sur celle-ci (King, Plosser, Rabelo (1988)).

Ce travail porte en effet sur quatre séries macroéconomiques de l'économie marocaine avec une fréquence trimestrielle : le PIB réel, l'indice des prix à la consommation (LIPC, les créances et le taux d'inflation. Toutes les séries (sauf l'inflation) sont transformées en logarithme. Le tableau ci-après en donne le résumé :

Tableau 2. Présentation des séries étudiées

Série macroéconomique	Période d'étude
La série du PIBR trimestriel (en log)	[1980T1- 2014T3]
La série des créances (en log)	[1985T1-2014T3]
La série de L'IPC (en log)	[1960T2-2014T3]
La série de l'inflation	[1961T1-2014T3]

4.2 RAPPROCHEMENT ECONOMIQUES DES RESULTATS

Dans cette partie nous allons analyser les résultats des différents tests appliqués sur les quatre séries macroéconomiques marocaines. L'objectif de ce mémoire est de dater les changements structurels dans les séries marocaines.

4.2.1 TESTS STANDARDS DE RACINE UNITAIRES

Tableau 3. Résultats des Test de racine unitaires standards

Série	ADF	PP	KPSS
Niveau			
LPIBR	-2.883579	-2.882433	0.250983 ^a
LCréances	-2.869684	-1.916911	0.111663
LIPC	-1.129935	0.167766	0.365855
INF	-2.450896	-3.420823 ^c	0.233744
Différence première			
LPIBR	-8.4482326 ^a	-35.46937 ^a	0.212987 ^c
LCréances	-2.541529	-2.06582 ^a	0.105432 ^c
LIPC	-2.333671	-3.17652 ^a	0.535028 ^a
INF	-13.58597 ^a	-6.88752 ^a	0.123315 ^a
Différence seconde			
LPIBR	-	-	-
LCréances	-	-	-
LIPC	-12.36440 ^a	-	-
INF	-	-	-

(a) Rejet de l'hypothèse nulle de racine unitaire à 1%

(b) Rejet de l'hypothèse nulle de racine unitaire à 5%

(c) Rejet de l'hypothèse nulle de racine unitaire à 10%

D'après le tableau au-dessus, le test ADF, rejette en première différence, l'hypothèse nulle de racine unitaire pour les séries de LPIBR, LCréances et l'inflation. Tandis que la série de LIPC est intégrée d'ordre deux.

Pour les tests de PP et KPSS, rejettent, en première différence, l'hypothèse nulle de racine unitaire pour toutes les séries étudiées.

Les trois tests concluent que toutes les séries sont intégrées d'ordre un (sauf LIPC intégrées d'ordre deux selon le test ADF). Ces résultats nous liasse des ambigüités sur l'efficacité de ces tests à caractériser correctement la méthode de stationnarisation des séries macroéconomiques en question.

Pour résoudre ce problème d'ambigüité nous examinons donc la stationnarité de ces séries en appliquant des tests de racine unitaire avec ruptures structurelles.

4.2.2 TESTS DE RACINE UNITAIRE AVEC RUPTURES STRUCTURELLES

Tableau 4. Résultats des tests à changement de régime

Séries	Break 1	Break 2	Break 3	Break 4&5
LPIBR	1991T2	1996T2	2001T1	2005T4-2012T2
LCréances	1993T3	2006T1	2008T4	2011T1
LIPC	1975T4	1988T3	1997T4	-
Inflation	1974T2	1988T1	1994T3	2001T3

4.2.2.1 SERIE DE LPIBR [1980T1-2014T3]

Selon le test de Lee & Strazicich (2003) dans sa nouvelle configuration, la série du produit intérieur brut (LPIBR) a connu cinq ruptures structurelles dans la constante et la tendance. Le rapprochement économique de ces dates (présentées dans le tableau en-dessus) permet d'imputer les origines de la première pause structurelle de 1991T2 aux raisons climatiques liées à la succession des années de sécheresse (les années90). En ce qui concerne les explications du deuxième break de 1996T2, elles consistent, en premier lieu, dans les retombées du mouvement de libéralisation du commerce extérieur que le Maroc a adopté depuis son adhésion à l'OMC, et en deuxième lieu dans la coïncidence avec une mauvaise campagne agricole. Pour le troisième et quatrième changement de régime de 2001T1 et 2005T4, ils s'expliquent généralement par la consolidation des fondamentaux suite à la progression des recettes touristiques et des transferts des marocains du monde (marocains résidents à l'étranger), et ainsi par la cession d'une grande partie du capital du Maroc Telecom pour un montant de 23,3 milliards de dirhams.

Quant à la cinquième rupture structurelle de 2012T2, elle trouve ses explications dans les retombées de la conjoncture internationale défavorable matérialisée par des risques entourant l'activité économique de nos principaux partenaires économiques (baisse de la demande extérieure adressée au Maroc) et conjuguée à des mauvaises conditions climatiques et d'une situation déficitaire³ de la balance commerciale.

4.2.2.2 SERIE DE LCREANCES [1985T1-2014T3]

L'analyse des résultats du tableau ci-dessus montre que la série de Lcreances a connu quatre ruptures structurelles. La première rupture qui a eu lieu en 1993T3, est le résultat des différents choix stratégiques et réformes engagées par le Royaume notamment le processus de privatisation, la réforme boursière et la loi bancaire de 1993. Ces réformes avaient pour but l'uniformisation du cadre réglementaire dans lequel intervenaient les établissements de crédit et les sociétés de financement.

S'agissant de la deuxième rupture de 2006T1, son rapprochement économique repose sur l'expansion du crédit à l'immobilier notamment suite à la baisse des taux d'intérêt débiteurs depuis le début de cette année-là.

³ Bank Al-Maghrib (2012), Rapport trimestriel 2012T3.

En ce qui concerne la troisième pause structurelle de 2008T4, nous pouvons citer comme cause, les effets restrictifs de la contraction des avoirs extérieurs nets de Bank Al-Maghrib sur la liquidité bancaire, ce qui a amené cette banque centrale à engager un processus de réduction progressive du ratio de la réserve obligatoire (décembre 2007).

Toutefois, le quatrième changement de régime de cette série qui a eu lieu en 2011T1, est lié d'une part, à l'insuffisance des trésoreries bancaires⁴ (15,6 milliards de DH au lieu de 5,4 milliards de DH 2010) causé par l'évolution restrictive des facteurs autonomes de la liquidité bancaire et d'autre part aux implications de la contraction des ANE.

4.2.2.3 SERIE DE LIPC [1960T2-2014T3]

Les résultats du test de LS montrent que la série de LIPC a connu trois ruptures structurelles : La première a eu lieu en 1975T4 comme conséquence d'une conjoncture nationale et internationale défavorable marquée par une grande récession et caractérisée par les faits suivants :

- Triplement des pris des phosphates ;
- Politique budgétaire expansionniste (plan d'investissement de 73-77) ;
- Chocs pétrolier de 1973 ;
- Dépenses militaires (conflit du Sahara) ;
- L'accélération du taux de croissance de consommation finale et l'augmentation des salaires des fonctionnaires ;
- L'augmentation des subventions alimentaires ;
- Le désencadrement du crédit.

Alors que la deuxième rupture a eu lieu en 1983T2. Ce changement de régime peut être expliqué par :

- Quasi cession de paiement qu'a connu le Royaume durant le début des années 80 (crise aiguë des finances publiques) ;
- Deuxième choc pétrolier et la hausse du taux d'intérêt ;
- Retour à l'orthodoxie monétaire fondé sur l'encadrement du crédit ;
- La baisse du taux de progression de la masse monétaire ;
- Lancement du Maroc avec l'appui du FMI et la banque mondiale, d'un programme de stabilisation et d'ajustement structurel.

Quant à la dernière rupture qui a eu lieu en 1997T4, elle s'explique par :

- La réforme du refinancement bancaires de 1995, réaménagé en 1999 (les avances à une semaine sur appels d'offre, les avances à 5 jours, celles à 24 heures et les opérations d'Open Market) ;
- La redéfinition des agrégats monétaires ;
- La libéralisation complète des taux débiteurs ;
- La suppression du plancher d'effets publics.

4.2.2.4 SÉRIE D'INFLATION [1961T1-2014T3]

Les résultats du tableau ci-dessus montrent que la série de l'inflation a subi quatre changements structurels dans la tendance : le premier changement a eu lieu en 1974T2 qui peut être expliqué par une conjoncture nationale et internationale défavorable :

- Triplement des pris des phosphates ;
- Politique d'expansion d'investissement ;
- Chocs pétrolier de 1973 ;
- Dépenses militaires (conflit de Sahara) ;
- L'accélération du taux de croissance de consommation finale et des salaires des fonctionnaires ;
- L'augmentation des subventions alimentaires ;
- Désencadrement du crédit.

⁴Bank Al-Maghrib (2011), *Rapport trimestrielle 2012T2*.

Le deuxième changement de régime en 1988T1, comme conséquence de :

- Quasi cession de paiement qu'a connu le royaume durant le début des années 80 (crise aiguë des finances publiques) ;
- Deuxième choc pétrolier et la hausse du taux d'intérêt ;
- Retour à l'orthodoxie monétaire fondé sur l'encadrement du crédit ;
- La baisse du taux de progression de la masse monétaire ;
- Lancement par le Maroc avec l'appui du FMI et la banque mondiale, un programme de stabilisation et d'ajustement structurel.

Le troisième changement en 1994T3, qui est d'une part, le résultat d'une politique de stabilisation survenue à la suite du problème de la dette qu'a connue le Maroc à partir des années 80. Ce plan d'ajustement structurel imposé par les institutions internationales a comme objectifs un freinage des salaires des fonctionnaires du secteur public, une croissance ralentie des nombre des salariés de la fonction publique et la réduction des subventions aux produits alimentaires et des dépenses d'investissement. Et d'autre part, de la succession des années de sécheresses et la détérioration des termes de l'échange (la baisse des prix de phosphates et d'une forte augmentation des prix du pétrole lié à la crise du Moyen Orient.

Le dernier changement en 2001T3, comme conséquence de la consolidation des fondamentaux suite à la progression des recettes touristiques et des transferts⁵ des marocains du monde (marocains résidents à l'étranger), et ainsi par la cession d'une grande partie du capital du Maroc Telecom pour un montant de 23,3 milliards de dirhams et en dernier lieu l'impact de la grande modération qu'an connu le monde

5 CONCLUSION

Depuis les travaux pionniers de Nelson et Plosser (1982), de nombreuses études empiriques ont été effectuées sur plusieurs séries macroéconomiques, ces études ont permis de conclure que les séries, en général, possèdent une racine unitaire dans leur représentation autorégressive ce qui signifie que les chocs conjoncturels ont des implications permanentes sur ces variables. Ces conclusions ont été révisées suite aux résultats obtenus par les tests de racine unitaire avec changement de régime, c'est-à-dire que la plupart des séries qui été initialement considérées comme étant DS sont, au contraire, des séries stationnaires en niveau avec des tendances segmentées.

Donc il est clair que les tests de racine unitaire doivent être, avant tout, une étape nécessaire dans une analyse univariée ou multivariée en vue de mieux cerner certaines questions économiques particulières.

Cet article s'est proposé de présenter une synthèse critique des procédures des tests de racine unitaire les plus répandus dans la littérature empirique sur les tests de racine unitaire. Ce travail a permis d'appréhender l'importance des changements structurels (tendances segmentées) dans le processus générateurs des données. Cette distinction est primordiale, parce qu'une spécification erronée de la tendance peut conduire à ne pas rejeter l'hypothèse nulle de racine unitaire et donc une prédictibilité imprécise et par la suite des décisions biaisée en matière de politiques économiques.

Les résultats du présent travail donnent une caractérisation précise de quatre séries macroéconomiques marocaines fondamentales. Nous sommes en mesure de rejeter l'hypothèse de racine unitaire pour cinq variables macroéconomiques nationales (logarithme du PIB réel, logarithme des créances, le logarithme du l'IPC, la et l'inflation) en faveur d'une tendance segmentée. Les changements structurels subis par les séries macroéconomiques marocaines sont significatifs puisqu'ils coïncident avec d'importants évènements économiques internationaux ou nationaux associés aux changements climatiques et quelques évènements politiques.

A la suite de ces différents résultats l'utilisation des quatre séries macroéconomiques marocaines et leurs interactions, devrait permettre la possibilité d'élaborer des modèles cohérents avec une bonne maîtrise de la nature des fluctuations affectant chaque série. Aussi, tout jugement en matière des équilibres (déséquilibres) serait de moins en moins imprécis notamment quand il s'agit de procéder à des modèles *ad hoc* (cointégration, modèles à tendances segmentées, modèles à seuils, modèle à changement de régime markovien, . . .).

⁵ En 2001, les transferts de marocains du monde ont permis de couvrir le solde négatif de la balance de paiements et de dégager un excédent de la balance de paiements courants équivalent 5% du PIB (rapport annuel de Bank Al-Maghrib 2001).

REFERENCES

- [1] Abouch, M. et Ezzahid, E. (2003). « Investissement et croissance au Maroc : Insuffisance de l'accumulation et faiblesse de la productivité », *Repères et perspectives* n°6.
- [2] Achy, L. et Sekkat, K. (2007). « L'économie marocaine en questions (1956-2006), Le Harmattan.
- [3] Akaaboune, M. (2009). « Politique monétaire marocaine et libéralisation financière », *Revue Editée par la Faculté des Sciences Juridiques, Economiques et Sociales Rabat -Agdal*, n°43.
- [4] Bai, J. et Perron, P. (1998). « Estimating and testing linear models with multiple structural changes », *Econometrica*, Vol. 66(1), pp 47-78, January.
- [5] Bai, J. et Perron, P. (2003a). « Computation and analysis of multiple structural change models », *Journal of Applied Econometrics*, vol. 18(1), pp 1-22. .
- [6] Bassil, C. (2010). « Politique monétaire et changements structurels aux Etats-Unis », Thèse Soutenue à l'Université Cergy-Pontoise, Juillet 2010.
- [7] Bassil, C. (2012). « What Does Federal Reserve Target? Current or Expected Inflation», *Journal of Business and Policy Research*, Vol. 7(2), pp 147-170, July.
- [8] Bouhia, A. (2001). « Les sources de croissances de l'économie marocaine », *Critiques Economiques* n° 2, Été.
- [9] Burns, Arthur, F. et Wesley, C. Mitchell. (1946). « Measuring Business Cycles», *National Bureau of Economic Research*, 1946).
- [10] Colletaz, G. et Hurlin, C. (2007). « Modèles non linéaires et prévision », *Rapport de recherche*, Institut CDC pour la Recherche.
- [11] Dickey, d., et w. Fuller (1979). « Distribution of the Estimator for the autoregressive Time Series with a Unit Root», *Journal of the American Statistical Association*, vol. 74, pp 427– 431.
- [12] Dickey, d., et w. Fuller (1981). « Likelihood Statistics for Autoregressive Time Series with a Unit Root», *Econometrica*, vol. 49(4), pp 1057-1072, July.
- [13] Fernandez, D.G. (1997). « Breaking trends and the money-output correlation », *The Review of Economics and Statistics*.
- [14] Hansen, B. E. (2001). « The New econometrics of structural change: Dating breaks in U.S. Labor productivity », *Journal of Economic Perspectives*, vol. 15(4), pp 117-128.
- [15] Juglar, Cl. (1889). « Des crises commerciales et de leur retour périodique en France, en Angleterre et aux Etats Unis », 2e édition, Paris, Guillaumin.
- [16] King, R.G., Plosser, I.C. et Rebelo, S.T. (1988). « Production, growth and business cycles I. the basic neoclassical model», *Journal of Monetary Economics*, Vol. 21, pp 195-232.
- [17] Kwiatkowski, D., P.C.B. Phillips, P. Schmidt and Y. Shin (1992). «Testing the null hypothesis of stationarity against the alternative of a unit root», *Journal of Econometrics*, vol.54, pp 159-178.
- [18] Le Bilan, H. (2004). « Test de ruptures : une application au PIB tendancielle Français », *Economie et Prévision*, vol. 163(2), pp 133-154.
- [19] Lee, J. et Strazicich, M.C. (2003). « Minimum Lagrange multiplier unit root test with tow structural breaks », *The Review of Economics and Statistics*, Vol.85 (4), pp 1082-1089, November.
- [20] Lee, J. et Strazicich, M.C. (2004). « Minimum Lagrange multiplier unit root test with one structural break », *Working Paper*, Department of Economics, Appalachian State University.
- [21] Lumsdaine. R et Papell .D (1997). « Multiple trends breaks and the unit root hypothesis, *Review of Economics and Statistics*, Vol.79 (2), pp 212-18, May.
- [22] Medhioub, I. (2007). « Asymétrie des cycles économiques et changement de régimes : cas de la Tunisie », *L'actualité Economique*, *Revue d'Analyse Economique*, vol 83(4), pp 529-553.
- [23] Ministère de l'Economie et des Finance (2009). « Datation du cycle d'affaires de l'économie marocaine », *Direction des Etudes et des Prévisions Financières*, Mars 2009.
- [24] Nabeya, S., et k. Tanaka. (1988). « Asymptotic theory of a test for the constancy of regression coefficients against the random walk alternative», *Annals of Statistics*, vol. 16, pp 218–235.
- [25] Nelson, C. R et Plosser, C.I. (1982). « Trends and random walks in macroeconomic time series: Some evidence and implications », *Journal of Monetary Economics*, vol. 10, pp 139-162.
- [26] Ng, S., et P. Perron (1995). « Unit Root Tests in ARMA Models with Data-Dependent Methods for the Selection of the Truncation Lag », *Journal of the American Statistical Association*, Vol. 90(249), pp 268-281, March.
- [27] Olivier, G. (2009). « Les changements structurels et la grande modération », *Banque de Canada*, Mai.
- [28] Perron, P. (1989). « The Great Crash, the Oil Price Shock, and the Unit Root Hypothesis », *Econometrica*, 57(6), pp 1361–40.
- [29] Perron, P. (1992). « Racines unitaires en macroéconomie : le cas d'une variable », *L'Actualité Economique*, vol. 68, n°1-2, pp 325-356.

- [30] Phillips, P. C., et P. Perron (1988). « Testing for a Unit Root in Time Series Regression », *Biometrika*, vol. 75(2), pp 335–346.
- [31] Rapports annuels et trimestriels de Bank Al-Maghrib (1980-2014).
- [32] Sagou, M. (2005). « Les politiques macroéconomiques », document de travail, 50 ans de développement humain au Maroc et perspectives pour 2025.
- [33] Tremblay, R. (2004). « Les grands cycles économiques », ASDEQ, Comité des Politiques Publiques, Document CPP 2004-04.
- [34] Wesley, C. Mitchell. (1946). « Business Cycles: The Problem and Its Setting », National Bureau of Economic Research, pp 61-188.
- [35] Zivot, A et Andrews, D.W.K. (1992). « Further evidence on the Great crash, the oil price shock and the unit root hypothesis », *Journal of Business and Economic Statistics*, vol.10 (3), pp 251-270, July.

ANNEXE

GRAPHIQUES DES DONNEES AVEC DES TENDANCES SEGMENTEES

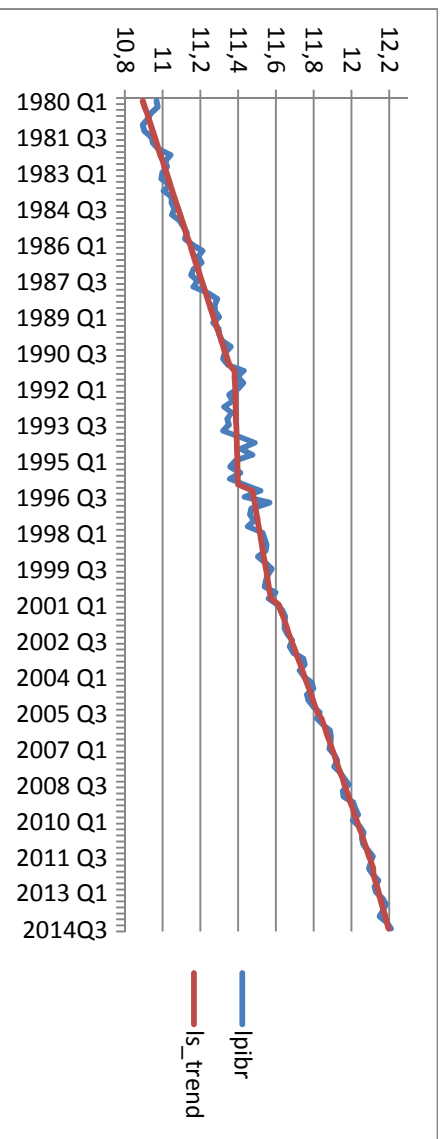


Figure 1 : LPIBR

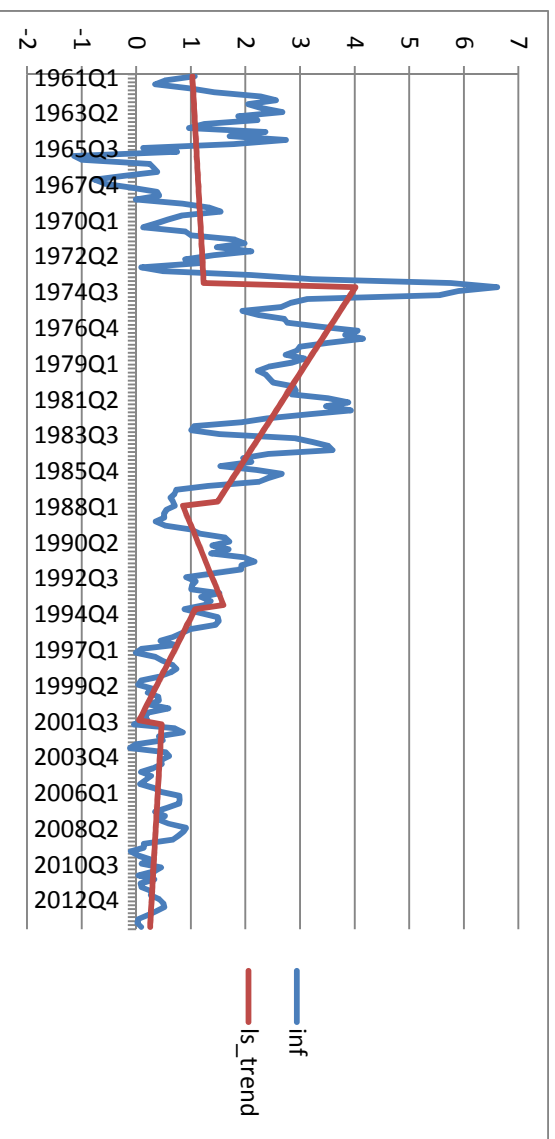


Figure 2 : Inflation

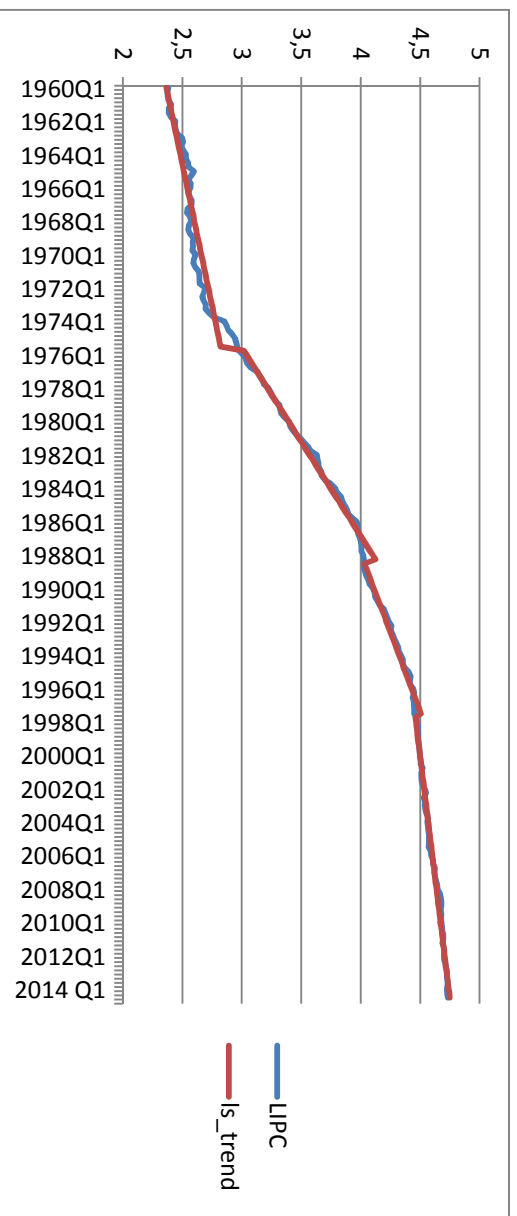


Figure 3 : LIPC

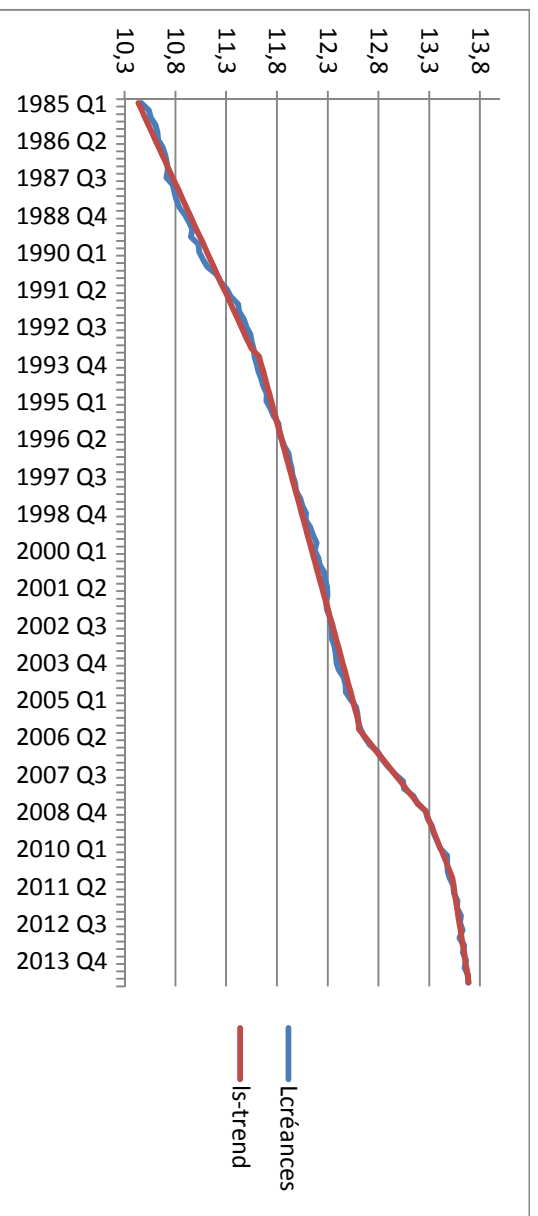


Figure 4 : Lcréances