



Munich Personal RePEc Archive

**Does the Marshall-Lerner-Robinson  
condition verify the stability? Evidence  
from GLS-cointegration test with Good  
Size and Power**

Ghassan, Hassan B.

Umm Al-Qura University

5 September 2007

Online at <https://mpra.ub.uni-muenchen.de/56354/>

MPRA Paper No. 56354, posted 01 Jun 2014 13:25 UTC

# La condition de Marshall-Lerner-Robinson est-elle stable ? Approche par le test GLS cointégration à niveau et puissance améliorés

*Dr Hassan Ghassan\**

ما مدى ثبات شرط مارشال-ليرنر-روبينسون ؟  
مقاربة عبر اختبار التكامل المشترك GLS ذات المستوى والقوة المحسنين

ملخص. يهدف هذا البحث إلى اختبار شرط **Marshall-Lerner-Robinson** باستخدام اختبار الجذر الموحد لدى **Perron-Ng (2001)** واختبار التكامل المشترك لدى **Rodriguez-Perron (2001)**. تستند هذه الاختبارات على إجراءات إزالة الاتجاه بطريقة المربعات الصغرى المعممة، والتي تزيل المكونات غير-العشوائية. عند فحص إمكانية وجود علاقة معينة في المدى البعيد بين نسبة الصرف والصادرات الصافية في الاقتصاد المغربي عبر معطيات ربع-سنوية، يبدو عدم وجود علاقات تكاملية-مشتركة بين المتغيرين. إن الصلابة الاسمية والحقيقية لتصرفات القطاعين الخاص والعام تفسر إلى حد ما غياب التوازن على المدى البعيد في التطور الزمني لسعر الصرف. هذه الإختلالات في التوازن مرتبطة خصوصا بآليات الأسواق وبالسياسة الاقتصادية للحكومة.

**الكلمات الأساسية:** المرونة الحرجة، العجز التجاري الخارجي، نسبة الصرف الفعلي، التكامل المشترك.

## Does the Marshall-Lerner-Robinson condition verify the stability? Evidence from GLS-cointegration test with Good Size and Power

**Abstract.** The aim of the paper is to test the **Marshall-Lerner-Robinson** condition by using the unit-root test of **Ng-Perron (2001)** and cointegration test of **Perron-Rodriguez (2001)**. These tests are based on procedures for removing the trend using the GLS, leading to remove non-stochastic components. By examining the existence of LR relationship between the exchange rate and net-exports using the Moroccan quarterly data, it appears that there is no complementary relationship between the two variables. The rigidity of nominal and real behaviors of both private and public sectors explains to some extent the absence of a long-run equilibrium in the temporal evolution of the exchange rate. These discrepancies related in particular to markets mechanism and economic policies of the government.

**Keywords:** Critical elasticity, Deficit trade, Effective exchange rate, Cointegration.

### 1 Introduction

Les plans de réforme financière, qui modifient le système du change, expriment la politique de change et le type d'ancrage monétaire et financier adopté par le gouvernement. Ces plans sont établis en fonction des résultats de la balance commerciale, du niveau anticipé des transferts des marocains résidents à l'étranger, des investissements directs étrangers et des recettes touristiques anticipées. L'analyse économique et statistique permet de juger globalement de la pertinence de l'ancrage du Dirham sur un panier de monnaies. Le bilan des expériences de dévaluation volontaire permet d'apprécier leurs degrés d'efficacité en mesurant les effets des dévaluations ou réévaluations subies ou provoquées par les partenaires étrangers.

---

\* Ex-Professeur associé à l'ENSSAA, Dijon (France). Université Mohamed Ben Abdallah, FSJES de Fès. Département Sciences Economiques, Groupe de Recherches et d'Etudes en Econométrie GRECO.  
Email : [hbghassan@yahoo.com](mailto:hbghassan@yahoo.com)

La politique de change joue un rôle important dans les flux des échanges, surtout depuis l'insertion en 1999 de l'Euro, qui sert désormais dans les transactions commerciales. La stratégie d'ancrage nominal du Dirham est principalement basée sur une pondération dynamique entre le Dollar et l'Euro. Or, ces deux monnaies se font concurrence sur les marchés de change. Selon la pondération de ces deux monnaies dans la constitution de la valeur nominale du Dirham, le taux de change nominal du Dirham peut vraisemblablement rester dans un état de stabilité relative ou d'instabilité. Ce qui influence la compétitivité des exportateurs marocains.

La contribution de ce papier consiste à approfondir la stationnarité par des tests utilisant des procédures GLS-detrending dans le but de modéliser les interactions entre le taux de change et les flux nets des échanges extérieurs. Les tests de cointégration semblent être un outil important pour vérifier la condition de Marshall-Lerner-Robinson MLR. Ils permettent d'identifier le type d'évolution de long terme qui gouverne le taux de change, et peuvent servir à mettre en évidence les effets des chocs volontaires et involontaires des dévaluations.

Ce papier contribue à apporter un éclairage sur des questions à controverses : l'impact de la dévaluation est-il positif ? Y'a-t-il une stabilité relative du taux de change ? La question centrale consiste à étudier la stabilité (section 3) de la condition MLR (section 2) afin de fonder l'analyse des effets de variation du taux de change sur le solde du commerce extérieur.

## 2 Relation entre taux de change et balance commerciale

### 2.1 Les fondements de la condition MLR

Par définition, la balance commerciale est l'écart entre la demande étrangère adressée à l'économie nationale notée  $X$  et la demande nationale adressée à l'économie étrangère notée  $Z$ . Le passage des prix à l'exportation aux prix à l'importation s'opère via le taux de change. Habituellement, les fonctions de demande dépendent positivement du volume du marché auquel elles s'adressent et négativement du prix relatif. Or, le prix relatif correspond exactement au taux de change réel  $Q$  et traduit un indicateur de compétitivité-prix, il peut être défini comme suit :

$$Q := \frac{EP^*}{P} \quad Q := E \text{ si } P^* = P \quad [1]$$

avec  $P^*$  les prix étrangers,  $P$  les prix domestiques et  $E$  le taux de change nominale. Pour simplifier la présentation, nous retenons les formes fonctionnelles suivantes pour les importations et les exportations exprimées à prix constants :

$$Z = Y^z Q^{-\beta_z} \quad \text{et} \quad X = Y^{*x} Q^{\beta_x} = Y^{*x} \left( \frac{1}{Q} \right)^{-\beta_x} \quad [2a]$$

avec  $Z$  et  $X$  respectivement les importations, les exportations à prix constants,  $Y$  et  $Y^*$  respectivement des volumes de marché domestiques et étrangers, et où  $x$ ,  $z$ ,  $\beta_z$  et  $\beta_x$  sont des paramètres d'élasticités constants et positifs d'après la formulation précédente.  $Y$  est représenté par la demande intérieure ou la production intérieure et  $Y^*$  exprime la demande étrangère. Dans le cas d'une petite économie ouverte, cette variable est alors supposée exogène au modèle. En utilisant les variables en logarithme, la balance commerciale est alors déterminée par :

$$LnNX := LnX - LnQZ = xLnY^* - zLnY + (\beta_x + \beta_z - 1)LnQ \quad [3]$$

En tenant compte des comportements de marge, une autre spécification est possible. En supposant que le comportement des prix des exportateurs est formalisé par :

$$P_X = P^\lambda (EP^*)^{1-\lambda} \quad \text{avec } 0 \leq \lambda \leq 1 \quad [4]$$

Alors, l'équation de la balance commerciale devient :

$$\begin{aligned} LnNX &:= \frac{P_X}{P} X - LnQZ \\ LnNX &= xLnY^* - zLnY + (\lambda\beta_x + \beta_z - \lambda)LnQ \end{aligned} \quad [5]$$

Un comportement de marge nul correspond à  $\lambda = 1$  (cas de l'équation [3]) où la variation du taux de change n'exerce pas d'effet direct sur les prix à l'exportation. Alors qu'un comportement de marge total est vérifié lorsque  $\lambda = 0$ . Dans ce cas, la marge de manoeuvre est plus restrictive, car la hausse du taux de change nominal se traduit également par une hausse du prix à l'exportation. Il en découle que la compétitivité-prix ne s'améliore pas, mais l'effet termes-de-l'échange devient plus favorable à court terme. L'avantage de la spécification logarithmique est d'éviter de contraindre l'équation [5] à être initialement en équilibre et permet par différenciation d'exprimer les variables en taux de croissance.

*Théorème des élasticités critiques* : Soit l'équation des exportations nettes à prix constants [5] et soit une cotation du taux de change à l'incertain de manière directe ou par ancrage. En supposant une dévaluation du taux de change réel, qui s'exprime par  $\Delta LnQ > 0$ , alors la croissance du déficit des échanges extérieurs est positive lorsque :

$$\frac{\partial LnNX}{\partial LnQ} = \lambda\beta_x + \beta_z - \lambda := \zeta_1 > 0 \quad [6a]$$

Cette équation met en évidence trois canaux par lesquels une dévaluation réelle (hausse de  $Q$ ) affecte la balance commerciale : (i) la croissance du taux de change réel exprime une dévaluation de la monnaie nationale (les prix étrangers seraient plus chers que les prix domestiques pour des produits équivalents), ce qui conduit à  $\Delta X > 0$ . (ii) les prix étrangers seront plus chers, car le prix relatif des produits étrangers  $Q$  augmente, d'où  $\Delta Z < 0$ . (iii) les prix étrangers seront plus chers, d'où une facture plus élevée pour un volume donné importé.

L'équation [6a] est connue sous le nom de condition de Marshall–Lerner–Robinson<sup>1</sup>. Elle exprime que l'élasticité-prix totale des volumes doit être supérieure à  $\lambda$ . Ce qui traduit une amélioration de la balance commerciale à travers deux effets opposés de la dévaluation sur la balance des échanges extérieurs : un effet compétitivité-prix positif (mesuré par  $\lambda\beta_x + \beta_z$ , car  $X$  augmente et  $Z$  diminue) et supérieur à un effet termes-de-l'échange (mesuré par  $-\lambda$ , car  $Q$  augmente).

Les économies non-industrialisées ont toujours besoin d'importer des biens d'équipements et des produits intermédiaires, non disponible sur le marché local. Alors, la capacité de leurs exportations dépend énormément de la quantité d'importation :

$$X = Y^{*x} Q^{\beta_x} Z^\phi \quad [2b]$$

L'influence de  $Z$  sur  $X$  peut être vérifiée à l'aide du test de causalité de Granger. Globalement, la prise en compte de cet effet peut réduire ou même annuler les effets de gains de compétitivité à la suite d'une dévaluation. Une formulation augmentée de la condition MLR serait :

<sup>1</sup> Cette condition suppose une offre parfaitement élastique des exportations. Ce qui n'est pas toujours le cas.

$$\frac{\partial \text{LnNX}}{\partial \text{LnQ}} = \lambda\beta_x + \beta_z(1-\phi) - \lambda := \zeta_2 > 0 \quad [6b]$$

le facteur  $(1-\phi)$  est dû à l'effet des importations sur les exportations, il réduit l'effet positif des importations. Cette formulation augmentée de la condition MLR n'affecte pas l'énoncé du théorème des élasticités critiques. Mais, il devient possible que :

$$\text{si } \phi > 1 \text{ et si } \beta_x \text{ et } \beta_z \text{ sont faibles alors } \frac{\partial \text{LnNX}}{\partial \text{LnQ}} < 1$$

## 2.2 Préalables théoriques et empiriques de la condition MLR

Le test de la condition MLR offre un éclairage empirique sur les décisions de politique économique concernant l'appréciation réelle de la monnaie locale. Il permet de savoir si ces décisions, prises de manière volontaire ou sous pression, menacent ou restaurent l'équilibre de la balance courante.

Ce test peut s'opérer de plusieurs manières. Tout d'abord la stratégie des tests de long terme proposée sera basée sur le théorème des élasticités critiques et plus précisément sur l'équation [6b] :

$$\text{LnNX}_t = cste + \zeta \text{LnQ}_t + \varepsilon_t, \quad \zeta > 0 \quad [7]$$

où les termes d'erreurs aléatoires  $\varepsilon_t$  sont supposés indépendants et identiquement distribués. En supposant le processus  $\varepsilon_t$  stationnaire, les propriétés d'intégration de  $\text{LnNX}_t$  dépendent principalement de celles relatives à  $\text{LnQ}_t$ .

Comme dans la plupart des études récentes (par exemple, [Bahmani-Oskooee et Niroomand, 1998](#) ; [Boyd et al., 2001](#)), l'approche par l'élasticité critique (équation [6b]) exprime habituellement le lien entre les exportations nettes réelles et le taux de change réel. Elle s'inscrit dans le cadre d'un équilibre partiel, qui ne tient pas compte des effets de bouclage macroéconomique comme sur les niveaux de prix (inflation) et sur des facteurs de production.

Sur la base du nouveau paradigme néo-keynésien lié à la théorie du déséquilibre avec l'hypothèse de rigidité multiforme des prix et des salaires, l'impact des variables nominales sur le bloc réel permet d'envisager d'autres spécifications en liant soit RNX à NEER soit NNX à REER. De même, puisque le taux de change n'est pas totalement exogène, il y'a lieu de tenir compte de l'effet du taux du déficit extérieur sur le taux de change nominale.

La manipulation du taux de change nominal par l'autorité monétaire exercerait plusieurs impacts sur le bloc réel et nominal de l'économie et notamment sur le commerce extérieur nominal et réel ([Clarida et Gali, 1994](#) ; [Fisher, 2001](#)). Selon la théorie du déséquilibre, les écarts par rapport à une cible de long terme se propagent d'un marché à un autre pour influencer le marché du travail, le marché des biens, le marché financier et le marché des changes.

Les ajustements, qui se produisent de manière dynamique entre les processus de demandes et d'offres, conduisent à la croissance des prix et des salaires ; ce qui réduit l'effet positif de la dévaluation sur la balance commerciale. Dans ce contexte, plus de dévaluation conduirait à une spirale d'inflation.

Il est donc intéressant de tester la condition MLR à long terme surtout qu'il y aurait des retards dans les effets du taux de change effectif réel sur les exportations nettes. Dans les pays industrialisés, ces retards s'avèrent long en variant entre 6 mois et un an ([Obstfeld et Rogoff, 1996](#)) et peuvent s'étendre jusqu'à deux ans ([Buluswar et al., 1996](#) ; [Upadhyaya et Dhakal, 1997](#) ; [Bahmani-Oskooee, 2001](#)).

Si la condition MLR est vérifiée par les tests de racine unitaire utilisant la procédure GLS-detrending, alors les réponses de X et de Z seraient à long terme plus fortes que l'effet adverse de prix, de sorte que l'effet total soit une amélioration de la balance des paiements. Il semble que le taux de change ne s'ajuste pas dans la direction conventionnelle. En effet, certains pays à déficits réévaluent souvent leurs monnaies plutôt qu'ils les dévaluent. Le taux de change est davantage une variable d'état qu'une claire manifestation des prix sur des marchés ouverts (Taylor, 2004). Il s'ajuste de manière dynamique en réponse à divers facteurs dont (i) les anticipations sur les taux de change futurs (comportement spéculatif), (ii) les risques associés aux différentiels des taux d'intérêts (comportement d'arbitrage), (iii) les nouvelles mesures de politiques économiques (affectant la confiance des investisseurs) et (iv) les perceptions si les taux de change courants sont soutenables ou non en liaison avec les fondamentaux macroéconomiques.

### 3 Base de données et résultats empiriques

#### 3.1 Base de données et leur examen visuel

La base de données couvre une période consistante en terme d'évènements et en terme de fréquence trimestrielle, elle s'étend de 1980Q1 :2004Q4 sauf autre indication. Elle est relative au déficit des échanges extérieurs de biens et au taux de change effectif. La source des données trimestrielles est d'une part la Direction de Statistique DS (Rabat) dans les annuaires statistiques et l'office de change OC (Rabat) dans les bulletins statistiques, et d'autre part les documents de la Direction des Etudes et des Prévisions Financières DEPF (Rabat). Les variables considérées sont NNX, RNX, NEER et REER respectivement exportation nette nominale et réelle et taux de change effectif nominal et réel<sup>2</sup>.

Les Graphiques 1 permettent de visualiser l'évolution des observations des taux de change effectif au cours du temps et de détecter surtout les dates de changement volontaire de parité du Dirham vis-à-vis des monnaies des principaux partenaires étrangers.

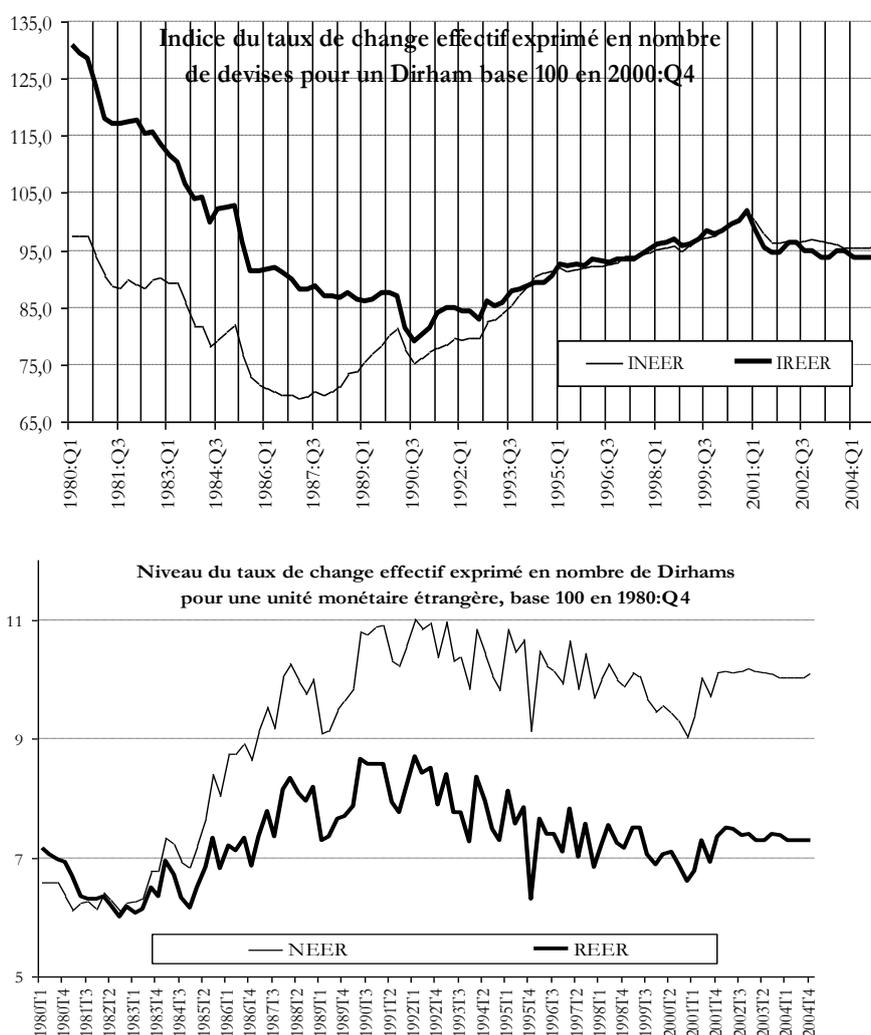
L'historique des dévaluations révèle la dévaluation décidée par le gouvernement en 1981, qui coïncide avec une année de forte sécheresse. Les dévaluations successives de 1983 (-10%) –qui est due partiellement à une forte réduction des avoirs extérieurs générant une crise de solvabilité-, de 1984 (-7%) et de 1985 (-13%) suite aux recommandations du Programme d'Ajustement Structurel. A cause notamment des effets de la dévaluation, l'inflation en 1984 est revenue à son niveau de 1981 soit 12.5%. Entre 1987 et 1990, le taux de change nominal semble subir une réévaluation vis-à-vis des monnaies étrangères. Ce dernier processus serait probablement à l'origine de la dévaluation de 1990 (-9.25%).

Les mauvaises performances à l'exportation en 1989 avec une croissance réelle de -6.47%, à la suite du recul remarquable des ventes des phosphates et ces dérivés (notamment le problème avec l'Inde), semblent inciter le gouvernement à décider une dévaluation du Dirham. Au même titre que les dévaluations précédentes, celle de 1990 a été en partie à l'origine d'une croissance des exportations et d'une hausse de l'inflation en 1991, qui passe de 3.14% en 1989 à 8% en 1991. Aussi, la reprise

---

<sup>2</sup> Par définition, le taux de change effectif EER correspond généralement à une moyenne pondérée d'un ensemble de taux de change bilatéraux sur un panel de pays. Faute de données sur les indices trimestriels des valeurs moyennes à l'import et à l'export, notre échantillon est réduit à couvrir la période trimestrielle d'observations allant de 1980 :1 à 1997 :4.

économique entre 1987-1993, chez les principaux partenaires européens, s'est traduite pour le Maroc par des gains de parts de marché. Ces gains semblent être à l'origine d'un changement de tendance, qui a débuté pour le change nominal depuis 1987 et avec retard pour le change réel depuis 1990.



**Graphiques 1 : Indices et niveaux du taux de change effectif<sup>3</sup>**

Les remèdes aux déficits des échanges extérieurs par les dévaluations volontaires aggravent les déséquilibres internes et externes, sauf lorsque les élasticité-prix à l'export et à l'import ne sont pas assez élevées. Ces remèdes traduisent davantage une situation macroéconomique insoutenable due surtout aux fragilités financières. Depuis le troisième trimestre 1990, les taux de change nominal et aussi réel enregistrent une réévaluation progressive et une tendance presque commune depuis 1994. Ce processus a atteint son terme avec la dévaluation volontaire décidée au deuxième trimestre 2001 (-5%). Cette dévaluation s'explique aussi par la faiblesse du niveau des avoirs extérieurs et plus particulièrement des réserves de change. L'historique du taux de change surtout depuis 1990 semble davantage exhiber des réévaluations subies<sup>4</sup>.

<sup>3</sup> Le premier graphique est construit sur la base des statistiques financières internationales du FMI. Le second graphique est développé à partir des taux de change en niveau.

<sup>4</sup> Une appréciation importante ou involontaire du taux de change nominal conduit à une forte baisse des pouvoirs d'achat d'une grande fraction de la population, ce qui peut générer des tensions sociales et mener à des émeutes et à des grèves (comme au Mexique en 1994-1995 et en Indonésie en 1998).

L'approbation implicite par le gouvernement du taux de change du Dirham durant la décennie 1990 continue d'affecter la compétitivité de l'économie marocaine. Le poids prépondérant associé au Dollar était exagéré, même s'il peut être justifié par le fait que la majeure partie de la dette extérieure est libellée en Dollar.

Depuis le début du troisième millénaire, à la suite (i) du démantèlement progressif (Accords Multifibres du secteur des textiles et de l'habillement), (ii) de l'élimination des restrictions aux échanges de biens et (iii) de l'extension du marché de l'Union Européenne aux PECO, les exportations connaissent une pression concurrentielle croissante.

L'appréciation du taux effectif réel au cours des années 1990, qui a atteint en 2000 son niveau de 1983, a commencé à être réduite depuis la dévaluation de 2001, ce qui a permis de consolider relativement la position extérieure des exportateurs. En 2001, le gouvernement a réaménagé les pondérations du panier de devises pour décider -5% par rapport au Dollar. Seulement, la dépréciation de l'Euro face au Dollar sur le marché des changes a conduit simultanément à apprécier le Dirham face à l'Euro (soit en moyenne +4.5% sur deux ans 1999-2000) et à déprécier le Dirham face au Dollar. Ce qui perturbe les flux des échanges à l'exportation vers l'Europe.

En 2002, le Dirham a subi en même temps une appréciation nominale de +5% à l'égard du Dollar et une dépréciation avec -1.5% vis-à-vis de l'Euro, cette dernière améliore relativement la compétitivité à l'exportation vers l'Europe. Les variations du Dirham entre 2001 et 2002 exhibent une stabilité relative. Mais, il est remarquable à la différence des périodes précédentes que la courbe de l'indice du taux de change nominal est au dessus de celle du taux de change réel. Ce qui semble indiquer des différentiels de prix en faveur des concurrents étrangers<sup>5</sup>.

En 2003, l'indice du taux de change nominal a enregistré une légère baisse. En effet, la réduction tarifaire unilatérale sur les produits importés concurrence les biens produits localement ; et il est susceptible dans le court terme que le gouvernement recourt à la dévaluation comme "remède provisoire" pour protéger la production manufacturière.

La croissance conjoncturelle et le regain des tensions inflationnistes dans les économies des principaux partenaires européens exercent des effets de contamination sur l'évolution cyclique du PIB marocain. En effet, la variation de la demande mondiale adressée au Maroc induit une certaine élasticité des exportations marocaines. Les chocs sur le marché pétrolier et sur les marchés de certaines matières premières causent des effets directs et indirects sur les flux des échanges extérieurs et sur la croissance économique.

Le marché de change évolue depuis sa mise en place en 1996, il assure une cotation en continu du Dirham en étant connecté au marché international. Par le mécanisme de convertibilité, ce marché conduirait à plus d'insertion dans l'économie mondiale et à moins de protection de l'économie marocaine contre la volatilité des marchés financiers internationaux. Il en découle que les possibilités de fixer les politiques macroéconomiques en fonction de considérations intérieures seraient réduites. Mais, il demeure que La stratégie de change est à combiner avec une politique monétaire indépendante.

---

<sup>5</sup> Il est vraisemblable que ce changement soit dû au renforcement du poids de la monnaie Euro dans le panier de cotation du Dirham. Avec le risque que cela comporte à l'égard du processus de l'inflation.

### 3.2 Résultats empiriques

Il est plus intéressant pour les épargnants et les investisseurs de considérer les relations de long terme entre les exportations nettes et le taux de change effectif. Le problème est celui de prouver l'existence ou l'absence de relations de long terme stables. La condition MLR, qui exprime une élasticité au variation du prix du change, ne peut être établie que par la précision fine du type de relations entre NNX ou RNX et NEER ou REER en précisant au préalable le degré d'intégration des variables.

Les résultats des tests de racine unitaire conventionnels et modifiés pour les deux couples de variables, exprimées en logarithme à prix courants et à prix constants, sont présentés dans les tableaux 1.1 et 1.2. Comme il est indiqué par Ng et Perron, les tests de racine unitaire (RU) sont sensibles à la longueur du retard ; celle-ci est déterminée en utilisant deux critères de retard AIC (Akaike Information Criterion) et BIC (Bayesian Information Criterion)<sup>6</sup>.

L'hypothèse nulle  $H_0$  de non-stationnarité ne peut être rejetée pour RNX et REER notamment avec le critère BIC, ni pour NNX et NEER avec les deux critères AIC et BIC. Que l'on considère seulement la constante ou la constante et le trend linéaire dans la partie déterministe notée  $\zeta_t$  du modèle de régression servant de base au test de racine unitaire, les variables NNX et NEER sont I(1) i.e. non-stationnaire.

**Tableau 1.1** : Modèle avec seulement constante

	NNX		RNX		NEER		REER	
	AIC	BIC	AIC	BIC	AIC	BIC	AIC	BIC
ADF	-1.25	-1.25	-0.54	-0.54	-2.93*	-2.93*	-1.99	-1.99
$Z_\alpha$	-5.81	-14.13*	-6.77	-21.19*	-3.77	-2.96	-3.34	-6.81
ADF <sup>GLS</sup>	-0.69	-1.43	-0.98	-3.34*	-0.40	-0.17	-0.58	-1.24
$\overline{MZ}_\alpha^{GLS}$	-1.75	-4.65	-2.74	-16.99*	-0.89	-0.08	-0.64	-2.81

Note: Les valeurs critiques au risque de 5% pour les tests ADF,  $Z_\alpha$ , ADF<sup>GLS</sup> et  $\overline{MZ}_\alpha^{GLS}$  sont respectivement -2.89, -14.10, -1.98 et -8.10.

**Tableau 1.2** : Modèle avec constante et trend linéaire

	NNX		RNX		NEER		REER	
	AIC	BIC	AIC	BIC	AIC	BIC	AIC	BIC
ADF	-1.25	-1.25	-0.54	-0.54	-2.93*	-2.93*	-1.99	-1.99
$Z_\alpha$	-20.29	-28.92*	-27.11*	-37.98*	-2.88	-2.88	-2.33	-8.67
ADF <sup>GLS</sup>	-2.52	-4.27*	-3.13*	-4.98*	-0.75	-0.96	-0.69	-1.78
$\overline{MZ}_\alpha^{GLS}$	-13.86	-22.62*	-14.53	-26.92*	-1.38	-2.16	0.05	-5.86

Note: Les valeurs critiques au risque de 5% pour les tests ADF,  $Z_\alpha$ , ADF<sup>GLS</sup> et  $\overline{MZ}_\alpha^{GLS}$  sont respectivement -2.89, -21.00, -2.91 et -17.30.

Le tableau 1.2 semble exhiber qu'avec le critère BIC les séries NNX et RNX sont des processus stationnaires par tous les tests sauf le test ADF. En revanche, selon le

<sup>6</sup> Pour le test ADF<sup>GLS</sup>, on utilise MAIC (Modified Akaike Information Criterion) proposé par Ng et Perron. Ce critère a un niveau et une puissance meilleurs comparativement aux critères BIC et AIC.

test ADF et avec les deux critères AIC et BIC, la variable NEER apparaît être stationnaire. Alors que la série REER semble suivre un processus non-stationnaire. En considérant le tableau 1.1, la variable REER semble aussi être non-stationnaire. Il en est de même pour la variable NEER sauf par le test usuel ADF. Les variables NNX et RNX sont I(1) par les tests habituels sauf par  $Z_\alpha$  avec le critère BIC ; elles sont I(1) par les tests GLS sauf pour RNX avec le critère BIC. Cette non-stationnarité exhibe que les chocs de change exercés sur l'exportation nette ne soient pas transitoires.

Les résultats ADF et  $ADF^{GLS}$  divergent dans trois cas sur huit et dans cinq cas sur huit respectivement lorsque dans  $\zeta_t$  il y'a seulement la constante et la constante plus le trend linéaire. Dans ce dernier cas, les résultats des tests  $Z_\alpha$  et  $ADF^{GLS}$  concordent.

Aussi, les résultats des tests  $ADF^{GLS}$  et  $\overline{MZ}_\alpha^{GLS}$  fournissent les mêmes conclusions sauf lorsqu'on considère la variable RNX avec le critère BIC. Les inférences déduites des tests GLS pour les variables RNX et REER ne se corroborent que dans trois cas sur huit et cinq cas huit selon que l'on a dans la partie déterministe  $\zeta_t$  respectivement seulement la constante et la constante plus le trend linéaire. Les deux tests modifiés rejettent  $H_0$  seulement pour la variable NNX sous le critère AIC et avec le modèle contenant le trend linéaire ; et aussi pour RNX avec le modèle contenant seulement la constante. Ces deux derniers résultats sont dus à l'augmentation de la puissance des tests. Ce qui montre que les deux tests modifiés confortent le résultat de stationnarité des variables RNX (modèle avec seulement la constante, AIC) et NNX (modèle avec constante et trend linéaire, AIC).

Comparativement au test  $\overline{MZ}_\alpha^{GLS}$ , il semble que l'inférence du test conventionnel  $Z_\alpha$  pour NNX (tableau 1.1, AIC) et RNX (Tableau 1.2, BIC) indique l'existence de l'erreur de première espèce, car le premier accepte  $H_0$  alors que le second la rejette. Les concordances de résultats des deux tests de Ng et Perron indiquent des conclusions fortes, qui sont susceptibles d'arbitrer sur la stationnarité des séries.

Ces résultats fondent des configurations de modèles cohérents entre les variables d'exportation nette et celles du taux de change. La cohérence des configurations tient au fait qu'elles sont associées à des variables qui sont à la fois I(1). Trois modèles sont candidats pour tester les relations probables de cointégration : (RNX,REER), (NNX,NEER) et (NNX,REER).

Lorsqu'on suppose que l'élasticité critique de long terme est unitaire, on testera alors la cointégration avec un vecteur cointégrant non-spécifié i.e. (1,-1). En plus des tests conventionnels de cointégration d'Engle et Granger EG (1987) ou de Phillips et Ouliaris PO (1990), l'originalité empirique de ce papier consiste à utiliser le test de cointégration récemment développé par Perron et Rodriguez PR (2001), avec un vecteur cointégrant spécifié i.e.  $(1,-\zeta_1)$  à partir de la formulation [7].

En appliquant les tests conventionnels de RU sur la série formée de la combinaison linéaire  $(NNX_t - NEER_t)$ , les résultats suivants des Tableaux 2.1 et 2.2 indiquent des schémas I(0). En revanche, en utilisant les tests de Ng et Perron, il en ressort la non-stationnarité des modèles (RNX,REER), (NNX,REER) et (NNX,NEER) avec le critère BIC et ce quelle que soit la composante déterministe  $\zeta_t$  ; mais seulement la stationnarité du modèle (NNX,NEER) avec le critère AIC.

**Tableau 2.1** : Vecteur cointégrant (1,-1)

Modèle avec seulement constante

	RNX-REER		NNX-NEER	
	AIC	BIC	AIC	BIC
ADF	-1.2404	-1.2404	-3.3719*	-3.3719*
$Z_\alpha$	-8.2265	-15.393*	-12.320*	-19.930*
$ADF^{GLS}$	-1.3486	-2.4597*	-2.1683*	-3.3915*
$\overline{MZ}_\alpha^{GLS}$	-4.0106	-11.177*	-9.3432*	-16.953*

Note: Les valeurs critiques au risque de 5% pour les tests ADF,  $Z_\alpha$ ,  $ADF^{GLS}$  et  $\overline{MZ}_\alpha^{GLS}$  sont respectivement -2.89, -8.35, -1.98 et -8.10.

**Tableau 2.2** : Vecteur cointégrant (1,-1)

Modèle avec constante et trend linéaire

	RNX-REER		NNX-NEER	
	AIC	BIC	AIC	BIC
ADF	-1.2404	-1.2404	-3.3719*	-3.3719*
$Z_\alpha$	-15.060	-29.748*	-14.728	-22.291*
$ADF^{GLS}$	-2.2823	-4.3492*	-2.4337	-3.6553*
$\overline{MZ}_\alpha^{GLS}$	-8.3579	-23.047*	-11.010	-18.572*

Note: Les valeurs critiques au risque de 5% pour les tests ADF,  $Z_\alpha$ ,  $ADF^{GLS}$  et  $\overline{MZ}_\alpha^{GLS}$  sont respectivement -2.89, -17.30, -2.91 et -17.30.

Les résultats des tests  $Z_\alpha$  et  $\overline{MZ}_\alpha^{GLS}$  concordent dans tous les cas sauf dans le cas du modèle (NNX,REER). Quant aux tests ADF et  $ADF^{GLS}$ , ils diffèrent dans six cas sur douze ; ceci indique l'existence de l'erreur de première espèce dans les tests conventionnels. Ces derniers sont nettement améliorés avec les tests de Ng et Perron, qui fournissent des propriétés de meilleurs niveau et puissance notamment pour les échantillons de taille finie.

La modélisation qui découle de ces tests, quelle que soit la composante déterministe, met en évidence de manière forte que les modèles (RNX,REER), (NNX,REER) et (NNX,NEER) sont à considérer, car la combinaison linéaire de ces variables avec le vecteur cointégrant (1,-1) exhibe que la relation de cointégration est stationnaire. Les résultats issus du test de cointégration (1,-1) montrent que le processus liant le taux de change au déficit commercial extérieur est caractérisé par la propriété de retour à la moyenne lorsqu'il dévie initialement de sa valeur d'équilibre. *Seulement, le vecteur cointégrant considéré impose une élasticité unitaire à long terme i.e. un échange extérieur non amélioré au sens de la condition MLR suite à une dévaluation du taux de change.*

Il va de soi que ce test présuppose seulement un ajustement linéaire, ce qui n'est pas réaliste eu égard aux frictions du marché de change et à la présence des coûts de transaction. En effet, les opérateurs économiques et financiers autorisent des processus d'ajustement davantage non linéaires<sup>7</sup>.

<sup>7</sup> Le modèle non linéaire STAR (proposée par [Kapetanios et al. \(2003\)](#)) permet aussi de réaliser des tests de racine unitaire et cointégration.

Par ailleurs, la cointégration entre RNX ou NNX et REER ou NEER avec un vecteur cointégrant non-spécifié permet de tenir compte du fait que *l'élasticité entre les deux variables n'est pas unitaire à long terme, comme l'indique à juste titre le théorème des élasticités critiques*. Les résultats du test de cointégration, avec la procédure [Engle et Granger \(1987\)](#) ou [Phillips et Ouliaris \(1990\)](#), basé sur les résidus OLS, sont indiqués dans le tableau 3. Il apparaît que l'on ne peut pas rejeter l'hypothèse nulle  $H_0$  de non cointégration.

**Tableau 3:** Vecteur cointégrant  $(1, -\zeta_1)$  (Variables dépendantes en colonne)

	RNX	REER	NNX	REER	NNX	NEER
$\hat{\zeta}_1$	0.9896	0.1168	1.2505	0.1169	1.0134	0.3127
AEG	-1.273	-1.801	-2.131	-1.552	-3.401	-2.092
$\hat{\zeta}_1^{GLS}$	0.9164	0.1675	0.1675	0.1924	1.079	0.4717
$ADF^{GLS}$	-1.325	-1.095	-2.094	-1.365	-2.207	-1.915
$\overline{MZ}_\alpha^{GLS}$	-3.954	-1.819	-8.568	-3.189	-9.575	-6.285

Note: Les valeurs critiques au risque de 5% pour les tests AEG,  $ADF^{GLS}$  et  $\overline{MZ}_\alpha^{GLS}$  sont respectivement -3.43, -2.82 et -16.08.

Aucune relation de cointégration ne semble apparaître entre NNX ou RNX et NEER ou REER, soit par le test conventionnel [ADF-EG \(1987\)](#) soit par le test de cointégration [PR \(2001\)](#). Comme pour d'autres économies, il semble que la condition MLR n'est pas vérifiée, ce qui serait dû au faible poids de ces pays sur le commerce international ([Rose, 1990 et 1991](#) ; [Hallwood et MacDonald, 2000](#) ; [Masson, 2001](#)).

Les résultats du [Tableau 3](#), qui présente les différents vecteurs cointégrants  $(1, -\zeta_1)$  de l'équation [6b], traduisent le fait qu'il est très difficile d'anticiper la composante  $(NNX - \zeta_1 REER)$ , ce qui n'est pas sans effets sur le produit agrégé et par conséquent sur les flux des échanges extérieurs. Alors que dans le cas où cette composante serait anticipée, la stabilité du processus décrit serait observable ; et la manipulation volontaire du taux de change par le gouvernement national aurait des effets à court terme, mais serait probablement sans effet à long terme sur les échanges extérieurs.

La croissance des exportations ne découle pas forcément des mesures conventionnelles comme la manipulation du taux de change ; mais, le coût du travail unitaire réel et l'amélioration de la productivité jouent un rôle important ([Kale, 2001](#) ; [Sarıkaya, 2004](#)). Il est donc nécessaire d'améliorer les productivités des facteurs de production et notamment des ressources humaines d'une part, et de développer des systèmes contractuels avec les partenaires étrangers actuels et potentiels de sorte à veiller au bien-être de l'ensemble des participants.

D'un autre côté, comme la condition MLR s'inscrit dans le cadre d'équilibre partiel, son échec s'explique par les rigidités de comportements sur différents marchés, conduisant à des élasticités "pessimistes", à l'hystérésis et à l'incertitude ([Krugman et Baldwin, 1987](#)). Les mesures non anticipées de politique du taux de change affecteraient davantage le produit agrégé, l'emploi et le système des prix.

L'absence de relation de cointégration peut s'expliquer par les *erreurs dans la politique de change*, par le *caractère inefficace des marchés des changes* et par des *difficultés surtout des investisseurs à coordonner leurs anticipations sur les fluctuations de change*. Elle s'explique aussi par la présence des rigidités nominales

et/ou réelles, qui peuvent être liées au fonctionnement des marchés, à la politique économique ou aux comportements des agents notamment des investisseurs.

Le rejet de l'hypothèse de cointégration linéaire avec retour à la moyenne plus ou moins rapide vers une cible de long terme argumente la convenance de considérer l'hypothèse de cointégration non-linéaire et d'ajustements à taux non constants.

#### 4 Conclusion

Le maintien d'une monnaie stable et crédible devrait permettre aux entreprises de maîtriser leurs coûts et d'étendre leurs parts de marché à l'exportation par l'innovation dans le processus de production et non par une fausse compétitivité prix générée par les dévaluations volontaires répétées. Le doute, qui envahit la politique du change, et l'état économique actuel risquent de rendre l'économie marocaine moins efficiente et plus vulnérable, surtout dans un contexte caractérisé par des distorsions dans les incitations et par une allocation moins efficiente des ressources.

*Les résultats des tests de racine unitaire et de cointégration exhibent davantage des situations d'instabilité à long terme, ce qui prouve une fragilité intrinsèque caractérisant les régimes de change intermédiaires de type zone-cible, comme le montre une partie de la littérature économique (Fischer, 2001 ; Artus, Cartapanis et Legros, 2003). Même si les chocs de change peuvent être parfois avantageux, ils ne justifient en aucun cas l'absence de réaction, ni les erreurs de politique de change.*

Dans l'horizon 2012, le démantèlement tarifaire unilatéral dans la zone de libre échange avec les européens ou généralisé avec d'autres zones pourrait conduire à d'autres logiques d'échanges surtout pour les importations. La politique de change devrait s'inscrire dans une autre logique en veillant à maintenir les acquis des meilleurs résultats de la balance commerciale.

#### 5 Annexes

##### Méthodologies des tests de non-stationnarité et cointégration<sup>8</sup>

L'un des principaux problèmes connus avec les tests de racine unitaire RU est qu'ils ont des propriétés de faible niveau et une puissance inférieure dans les échantillons finis. Il est difficile de distinguer entre les processus à racine unitaire et ceux à racine proche de l'unité ; et aussi entre les tendances stationnaires et les processus à dérive d'autre part (Campbell et Perron, 1991). Selon Blough (1992), lorsqu'on teste l'existence de RU, il y'a un compromis à faire entre le niveau et la puissance du test. Car le test doit avoir soit une probabilité forte de rejeter faussement l'hypothèse nulle de non-stationnarité quand le vrai processus générateur de données PGD est un processus proche de la stationnarité, soit une puissance faible contre toute hypothèse de stationnarité.

Les statistiques des tests conventionnels ADF et  $Z_{\alpha}$  ont des distributions non standards et dont les valeurs critiques sont tabulées par Fuller (1976) et Phillips et Ouliaris (1990). Ng et Perron (2001) ont développé un ensemble de tests de racine unitaire, qui sont caractérisés par des propriétés de meilleurs niveau et puissance. Ceci renforce la règle de décision de sorte que dans les tests de racine unitaire : le rejet de l'hypothèse nulle  $H_0$  de non-stationnarité ne soit pas dû aux niveaux de distorsions, tandis que le non-rejet ne résulte pas d'une probabilité faible de rejeter une hypothèse nulle fausse.

Les tests de racine unitaire de Ng et Perron NP (2001) semblent avoir des effets importants sur l'inférence des propriétés d'intégration des variables. De manière analogue aux

---

<sup>8</sup> Ce survey méthodologique est basé principalement sur Rapach et Weber (2004), Ng et Perron (2001) et Perron et Rodriguez (1998, 2001).

tests de racine unitaire NP (2001), le test de cointégration PR modifie les tests conventionnels EG et PO pour arriver à des tests de cointégration avec un niveau et une puissance meilleurs.

#### 4.1 Test de racine unitaire

Les tests de racine unitaire habituellement utilisés sont le test ADF (Dickey et Fuller, 1979 ; Said et Dickey, 1984) et le test  $Z_\alpha$  (Phillips, 1987 ; Phillips et Perron, 1988). Ces tests sont construits pour capturer les racines unitaires à la fréquence zéro<sup>9</sup> (appelée aussi fréquence de long terme), cette approche est due au fait que la saisonnalité est incontrôlable dans une série. Le test ADF est basé sur la statistique  $t$  associée au paramètre  $\beta_0$  estimé par OLS dans le modèle de régression augmentée suivant :

$$\Delta y_t = b_0 + \beta_0 y_{t-1} + \sum_{j=1}^k \beta_j \Delta y_{t-j} + e_{tk} \quad t = 1, \dots, T \quad [8]$$

et l'on teste l'hypothèse nulle  $H_0 : \beta_0 = 0$  i.e. une racine unitaire dans  $y_t$  contre l'hypothèse alternative unilatérale à queue inférieure  $H_a : \beta_0 < 0$  i.e. correspondant à la stationnarité de  $y_t$ . La présence de  $b_0$  exprime la possibilité d'avoir une moyenne non nulle sous l'hypothèse alternative. Quant à celle des variables retardées, elle est due à la prise en compte de l'existence de la corrélation sérielle dans l'ajustement paramétrique. Le choix du retard  $k$  s'opère par une procédure descendante i.e. top-down (Campbell et Perron, 1991 ; Ng et Perron, 1995). Elle permet de contrôler les niveaux de distorsions -apparaissant dans le test usuel ADF- ; mais dans l'absence d'une importante composante MA, elle tend à sur-paramétriser l'équation [8], ce qui rend le test inefficace et à puissance décroissante. La procédure top-down consiste à considérer l'ordre de retard maximum et l'on réduit ce retard jusqu'à ce que l'on obtienne une statistique  $t$  significative<sup>10</sup>. Si aucune statistique  $t$  n'est significative, on choisit  $k = 0$ .

Quant au test  $Z_\alpha$ , il est basé sur le modèle de régression suivant :

$$y_t = a_0 + \alpha y_{t-1} + u_t \quad t = 1, \dots, T \quad [9]$$

et l'on teste  $H_0 : \alpha = 1$  i.e. une racine unitaire dans  $y_t$  contre l'hypothèse alternative unilatérale à queue inférieure  $H_a : \alpha < 1$  i.e. correspondant à la stationnarité de  $y_t$ . Le test  $Z_\alpha$  utilise une statistique qui combine  $T(\hat{\alpha} - 1)$  avec un ajustement semi-paramétrique dû à la présence de la corrélation sérielle :

$$Z_\alpha = T(\hat{\alpha} - 1) - \frac{T^2 \hat{\sigma}_\alpha^2}{2s^2} (\hat{\lambda} - \hat{\gamma}_0) \quad [10]$$

où  $\hat{\alpha}$  est l'estimateur OLS issue de la régression [9],  $\hat{\sigma}_\alpha^2$  est l'écart-type de  $\alpha$ ,  $s^2 = \frac{1}{T-2} \sum_{t=1}^T \hat{u}_t^2$  avec  $\hat{u}_t$  est le résidu OLS,  $\hat{\lambda}$  est une évaluation de la densité spectrale à la fréquence zéro de  $u_t$  (appelée parfois la variance de long terme de  $u_t$ ), qui est basée sur l'estimateur de la covariance  $\hat{\gamma}_v = \frac{1}{T} \sum_{t=v+1}^T \hat{u}_t \hat{u}_{t-v}$ . En formant  $\hat{\lambda}$ , on utilise le noyau

<sup>9</sup> i.e. sans tenir compte de la saisonnalité, même en présence de racines unitaires en d'autres fréquences notamment saisonnières.

<sup>10</sup> Dans notre application, eu égard aux données trimestrielles, le retard considéré est tel que  $k_{\max} = 8$  i.e. un retard de deux ans. Ce retard est recommandé dans la littérature des travaux relatifs aux effets du taux de change sur la balance commerciale. Par exemple, Himarios (1989) et Bahmani-Oskooee (2001) suggèrent que l'amélioration des exportations nettes, à la suite d'une dévaluation, exige une période autour de deux ans pour atteindre les effets escomptés.

quadratique conjointement avec la procédure de sélection automatique de la largeur de la bande de fréquence (Andrews, 1991).

Il est connu que les statistiques du test ADF et  $Z_\alpha$  ont des distributions non standards, et les valeurs critiques sont disponibles à partir de nombreuses sources (comme Fuller, 1976 et Ouliaris et Phillips, 1990)<sup>11</sup>. Il est établi (Schwert, 1987 et 1889 ; Phillips et Perron, 1988 ; Ng et Perron, 1995) que les tests ADF et notamment  $Z_\alpha$  peuvent avoir des niveaux nominaux avec de fortes distorsions lorsque le PGD sous-jacent contient une racine moyenne mobile proche de l'unité. Ceci conduit à rejeter incorrectement l'hypothèse nulle de non-stationnarité, et rend ces tests usuels inefficients et à puissance décroissante.

Ng et Perron (2001) ont développé un ensemble de tests de racine unitaire RU possédant des propriétés de bons niveau et puissance (où le niveau nominal de 5% est utilisé comme référence). Ils ont modifié à double titre le test ADF standard pour construire un test sous le label ADF<sup>GLS</sup>. En premier lieu, suivant Elliott, Rothenberg et Stock ERS (1996), Ng et Perron utilisent une procédure "local-to-unity GLS-detrending" qui permet d'éliminer les composantes déterministes<sup>12</sup>. Cette procédure conduit à des gains importants dans la puissance du test RU de manière similaire au test DF<sup>GLS</sup> proposé par ERS (1996). Ce gain est dû à ce que la méthode GLS permet une estimation plus précise de la composante déterministe  $b_0$  comparativement à celle fournie par la méthode OLS. Ng et Perron (2001) définissent les séries détrendées pour la variable  $y_t$  et pour la partie déterministe  $z_t$ , cette dernière contient soit la constante soit la constante et le trend :

$$\begin{aligned} \{y_t^{\bar{\alpha}}\}_{t=1}^T & \text{ comme } (y_1^{\bar{\alpha}}, y_t^{\bar{\alpha}}) = (y_1, (1 - \bar{\alpha}L)y_t) \text{ pour } t = 2, \dots, T \\ \{z_t^{\bar{\alpha}}\}_{t=1}^T & \text{ comme } (z_1^{\bar{\alpha}}, z_t^{\bar{\alpha}}) = (z_1, (1 - \bar{\alpha}L)z_t) \end{aligned}$$

avec  $\bar{\alpha} = 1 + \frac{\bar{c}}{T}$ , un paramètre de non-centralité où  $\bar{c}$  est une constante choisie arbitrairement, Ng et Perron (2001) ont posé  $\bar{c} = -7$ <sup>13</sup>. En considérant le modèle  $y_t^{\bar{\alpha}} = \delta z_t^{\bar{\alpha}} + u_t$ , ils déterminent l'estimateur  $\hat{\delta}$  qui est telle que :

$$\hat{\delta} = \arg \min_{\delta} \sum_{t=1}^T (y_t^{\bar{\alpha}} - \delta z_t^{\bar{\alpha}})^2 \quad [11]$$

Ainsi, la série GLS-détrendée pour  $y_t$  est déterminée par :  $\tilde{y}_t = y_t - \hat{\delta} z_t$  qui correspond à des quasi-différences. En second lieu, en utilisant la variable détrendée  $\tilde{y}_t$  Ng et Perron estiment le modèle de régression type-ADF suivant :

$$\Delta \tilde{y}_t = \beta_0 \tilde{y}_{t-1} + \sum_{j=1}^k \beta_j \Delta \tilde{y}_{t-j} + e_{tk} \quad t = 1, \dots, T \quad [12]$$

où la longueur du retard de l'équation [12] est sélectionnée en utilisant le critère AIC modifié (MAIC), qui est donné par :

$$MAIC(k) = Ln(\hat{\sigma}_k^2) + \frac{2\tau_T(k)}{T - k_{\max}} \quad [13]$$

où  $\tau_k(k) = \frac{1}{\hat{\sigma}_k^2} \sum_{t=k_{\max}+1}^T \tilde{y}_{t-1}^2$ ,  $\hat{\sigma}_k^2 = \frac{1}{T - k_{\max}} \sum_{t=k_{\max}+1}^T \hat{e}_{tk}^2$  avec  $k_{\max}$  la valeur maximale considérée et

<sup>11</sup> Dont les valeurs critiques sont similaires, mais plus précises que celles calculées par Fuller.

<sup>12</sup> Lorsque la partie déterministe contient seulement la constante.

<sup>13</sup> La constante de non-centralité  $\bar{c}$  prend la valeur 7 ou 13.5 respectivement selon que la série est sans dérive i.e. trend ou avec dérive (Elliott, Rothenberg et Stock, 1996). L'enveloppe de puissance, qui découle de la fonction de puissance asymptotique, peut être utilisée pour choisir le paramètre de non-centralité.

$$\hat{e}_{t,k} = \Delta \tilde{y}_t - \hat{\beta}_0 \tilde{y}_{t-1} - \sum_{j=1}^k \hat{\beta}_j \Delta \tilde{y}_{t-j}$$

où  $\hat{\beta}_0$  et  $\hat{\beta}_j$  sont des OLS estimateurs obtenus par l'équation [12].

Ainsi, la seconde modification clé consiste à utiliser le critère MAIC. Ce critère est conçu pour sélectionner une longueur maximale relative au retard quand le processus MA admet une racine proche de l'unité (pour éviter des niveaux de distorsions importantes surtout quand la taille de l'échantillon n'est pas élevée). En revanche, il consiste à réduire la longueur du retard lorsque le processus MA admet une racine non proche de l'unité (ce qui augmente la puissance du test). De manière opérationnelle, le test  $ADF^{GLS}$  utilise la statistique  $t$  associée au paramètre  $\beta_0$  estimé par OLS appliquée à l'équation [12].

Ng et Perron (2001) ont aussi développé le test  $Z_\alpha$  modifié sous le label  $\overline{MZ}_\alpha^{GLS}$ . Comme pour le test  $ADF^{GLS}$ , la composante déterministe  $a_0$  dans l'équation [9] est estimée en utilisant le GLS-detrend, ce qui accroît la puissance du test  $Z_\alpha$  modifié. Ils utilisent une variante du test  $Z_\alpha$  basée sur la classe des M-tests proposée initialement par Stock (1990). Dans les simulations de Monte Carlo, Perron et Ng (1996) trouvent que la forme M-test de  $Z_\alpha$  combinée avec l'estimateur de la densité spectrale autorégressive a des propriétés de meilleur niveau comparativement au test  $Z_\alpha$ . Ils définissent la statistique de ce test comme suit :

$$\overline{MZ}_\alpha^{GLS} = \left( \frac{\tilde{Y}_T^2}{T} - \hat{\lambda}_{AR} \right) \left( \frac{2}{T^2} \sum_{t=1}^T \tilde{y}_{t-1}^2 \right)^{-1} \quad [14]$$

où  $\hat{\lambda}_{AR} = \frac{\hat{\sigma}_k^2}{(1-\hat{\beta}(1))^2}$  est l'estimateur de la densité spectrale autorégressive avec  $\hat{\beta}(1) = \sum_{i=1}^k \hat{\beta}_i$  et

$\hat{\sigma}_k^2 = \frac{1}{T-k} \sum_{t=1}^T \hat{e}_{t,k}^2$  avec  $\hat{e}_{t,k}$  le résidu estimé issu de l'équation [12]. Comme pour le test

$ADF^{GLS}$ , le retard  $k$  est sélectionné pour l'équation [12] en utilisant le critère MAIC. Pour estimer la densité spectrale autorégressive, l'utilisation de ce critère dans la sélection du retard  $k$  est conçue de sorte à éviter davantage les distorsions dans les niveaux du test tout en conservant sa puissance. Avec des simulations étendues de Monte Carlo, Ng et Perron (2001) trouvent que les tests  $ADF^{GLS}$  et  $\overline{MZ}_\alpha^{GLS}$  ont significativement des propriétés de meilleurs niveau et puissance comparativement aux tests de RU conventionnels. Le test  $ADF^{GLS}$  apparaît légèrement plus puissant que  $\overline{MZ}_\alpha^{GLS}$ , mais il demeure sujet à de larges distorsions de niveaux. Les valeurs critiques pour les statistiques  $ADF^{GLS}$  et  $\overline{MZ}_\alpha^{GLS}$  sont tabulées dans Ng et Perron (2001, Tableau 1).

## 4.2 Test de cointégration

Les deux tests de cointégration les plus utilisés sont le test de Engle et Granger EG (1987) et le test de Phillips et Ouliaris PO (1990), qui sont basés sur les résidus OLS. En considérant les variables  $w_t$  et  $x_t$  à la fois I(1) : dans chacun des tests, la première étape consiste à estimer la relation de cointégration potentielle à partir de la régression suivante :

$$w_t = \zeta_0 + \zeta_1 x_t + \eta_t \quad [15]$$

avec  $\zeta_0$  un état initial non nul. La seconde étape est d'examiner les propriétés de stationnarité des OLS-résidus issus de l'équation [15]. Si ces résidus sont stationnaires, alors les variables  $w_t$  et  $x_t$  sont cointégrées de vecteur cointégrant  $(1, -\zeta_1)$ . Engle et Granger testent les propriétés de stationnarité des résidus cointégrants en utilisant le test ADF, tandis que Phillips et Ouliaris utilisent le test  $Z_\alpha$ . En appliquant le test de cointégration ADF, on utilise la

statistique  $t$  correspondant au paramètre  $\beta_0$  dans la régression suivante :

$$\Delta \hat{\eta}_t = \beta_0 \hat{\eta}_{t-1} + \sum_{j=1}^k \beta_j \Delta \hat{\eta}_{t-j} + e_{tk} \quad t = 1, \dots, T \quad [16]$$

Pour le test de cointégration ADF, on utilise à nouveau la procédure top-down pour sélectionner la longueur du retard  $k$ . Pour le test de cointégration  $Z_\alpha$ , on utilise la régression suivante :

$$\hat{\eta}_t = \alpha \hat{\eta}_{t-1} + u_t \quad [17]$$

et l'on forme une statistique analogue à celle de l'équation [10]. On utilise aussi le noyau spectral quadratique et la procédure de sélection automatique de la bande de Andrews (1991) pour le calcul des paramètres de l'ajustement semi-paramétrique. La non-stationnarité est l'hypothèse nulle  $H_0$  pour les tests de cointégration ADF et  $Z_\alpha$  de sorte que les variables  $w_t$  et  $x_t$  ne soient pas cointégrées sous  $H_0$ . Comme  $\zeta_0$  et  $\zeta_1$  doivent être estimés en premier, les valeurs critiques issues des tests de RU conventionnels sont inappropriés. On utilise alors les valeurs critiques calculées par Ouliaris et Phillips dans le module COINT du logiciel GAUSS. Le choix de la variable dépendante dans l'équation [15] est important pour les résultats des tests de cointégration ADF et  $Z_\alpha$  et pour le contrôle de la robustesse de ces résultats.

Perron et Rodriguez (2001) ont modifié les tests de cointégration ADF et  $Z_\alpha$  de manière analogue à Ng et Perron (2001). En premier, considérons le test de cointégration ADF<sup>GLS</sup> et commençons par appliquer le GLS-detrend aux séries  $w_t$  et  $x_t$ , ce qui génère les séries détrendées  $\tilde{w}_t$  et  $\tilde{x}_t$ . Après, on estime par la méthode OLS la régression suivante :

$$\tilde{\omega}_t = \zeta_1 \tilde{x}_t + \eta_t \quad [18]$$

Soit  $\hat{\eta}_t^{GLS}$  le résidu OLS issu de l'équation [18]. Le test de cointégration ADF<sup>GLS</sup> utilise la statistique  $t$  correspondant au paramètre  $\beta_0$  dans la régression augmentée suivante :

$$\Delta \hat{\eta}_t^{GLS} = \beta_0 \hat{\eta}_{t-1}^{GLS} + \sum_{j=1}^k \beta_j \Delta \hat{\eta}_{t-j}^{GLS} + e_{tk} \quad t = 1, \dots, T \quad [19]$$

Ici, le critère MAIC est utilisé pour choisir  $k$ , afin d'obtenir le niveau et la puissance le meilleur possible pour ce test. Ng et Perron ont modifié aussi le test de cointégration  $Z_\alpha$  pour générer le test de cointégration  $\overline{MZ}_\alpha^{GLS}$ . On utilise la statistique suivante :

$$\overline{MZ}_\alpha^{GLS} = \left( \frac{(\hat{\eta}_T^{GLS})^2}{T} - \hat{\lambda}_{AR} \right) \left( \frac{2}{T^2} \sum_{t=1}^T (\hat{\eta}_t^{GLS})^2 \right)^{-1} \quad [20]$$

avec  $\hat{\lambda}_{AR} = \frac{\hat{\sigma}_k^2}{(1-\hat{\beta}(1))^2}$  où  $\hat{\beta}(1) = \sum_{i=1}^k \hat{\beta}_i$  et  $\hat{\sigma}_k^2 = \frac{1}{T-k} \sum_{t=1}^T \hat{e}_{tk}^2$  avec  $\hat{e}_{tk}$  le résidu estimé issu de

l'équation [19] ; on utilise le critère MAIC pour sélectionner le retard  $k$ . Les valeurs critiques pour les tests de cointégration ADF<sup>GLS</sup> et  $\overline{MZ}_\alpha^{GLS}$  sont tabulées dans Perron et Rodriguez (2001, Tableau 2). Dans leurs simulations de Monte Carlo, ils trouvent que les résidus GLS-detrend génèrent des gains de puissance significatifs comparativement aux tests de cointégration conventionnels basés sur les résidus OLS.

## Références

- Artus P., A. Cartapanis et F. Legros, 2003. Towards a macroeconomics of exchange rate regimes. *Revue Economique* 53(4).
- Bahmani-Oskooee M. et F. Niroomand, 1998. Long-run price elasticities and the Marshall-Lerner condition revisited. *Economics Letters* 61, 101-109.
- Bahmani-Oskooee M., 2001. Nominal and real effective exchange rates of Middle Eastern countries and their trade performance. *Applied Economics* 33, 103-111.
- Boyd D., Caporale G.M. et R. Smith, 2001. Real exchange rate effects on the balance of trade: cointegration and the Marshall-Lerner Condition. *International Journal of Finance and Economics* 6, 187-200.
- Buluswar M.D., Thompson H. et K.P. Upadhyaya, 1996. Devaluation and the Trade Balance in India: Stationarity and Cointegration. *Applied Economics* 28, 429-432.
- Blough S.R., 1992. The Relationship between Power and Level for Generic Unit Root Tests in Finite Samples. *Journal of Applied Econometrics* 7, 295-308.
- Campbell J. et P. Perron, 1991. Pitfalls and Opportunities: What Macroeconomists Should Know About Unit Roots. Blanchard O.J. et S. Fischer (eds.), *NBER Economics Annual 1991*, MIT Press.
- Clarida R. et J. Gali, 1994. Sources of real exchange rate fluctuations : how important are nominal shocks ? *Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy* 41, 1-56.
- Edwards S., 1989. *Real Exchange Rates, Devaluation and Adjustment: Exchange Rate Policy in Developing Countries*. MIT Press.
- Elliott G., T.J. Rothenberg et J.H. Stock, 1996. Efficient tests for an autoregressive unit root. *Econometrica* 64(4), 813-836.
- Fisher S., 2001. Exchange rate regimes: is the bipolar view correct?. *The International Monetary Fund* [on-line].
- Ghassan H., 2003. Relations de long terme entre investissement, déficit extérieur et autofinancement sur un panel sectoriel. *Revue Droit et Economie* 20, 147-158.
- Hallwood C.P. et R. MacDonald, 2000. *International Money and Finance*, third edition, Oxford: Blackwell.
- Himarios D., 1989. Do Devaluations Improve the Trade Balance? The Evidence Revisited. *Economic Inquiry*, 143-68.
- Kale P., 2001. Turkey's Trade Balance in the Short and Long run: Error Correction Modelling and Cointegration. *The International Trade Journal* XV(1), 27-56.
- Kapetanios G., Y. Shin et A. Snell, 2003. Testing for unit root in the nonlinear STAR framework. *Journal of Econometrics* 112, 359-379.
- Krugman P.R. et R.E. Baldwin, 1987. The Persistence of the U.S. Trade Deficit. *Brookings Papers on Economic Activity* 1, 1-43.
- Lin C., 1997. The Trade Balance and the Real Exchange Rate: the US Evidence from 1973:3 to 1994:9. *Applied Economics Letters* 4, 517-520.
- Masson P., 2001. Exchange rate regime transitions. *Journal of Development Economics* 64.
- Ng S. et P. Perron, 2001. Lag length selection and the construction of unit root tests with good size and power. *Econometrica* 69(6), 1519-1554.
- Obstfeld M. et K. Rogoff, 1996. *Foundations of International Macroeconomics*. MIT Press.
- Palley T.I., 2003. The Overvalued Dollar and the US Slump. In Bergsten C.F. et J. Williamson (eds.), *Dollar Overvaluation and the World Economy*, Washington, DC: Institute for International Economics.

- Perron P. et G. Rodriguez, 2001. Residual based tests for cointegration with GLS detrended data. Manuscript, Boston University.
- Perron P. et G. Rodriguez, 1998. GLS-Detrending, Efficient Unit Root Tests and Structural Change. Cahier1298, Manuscript, Boston University and Montreal University.
- Phillips P.C.B. et S. Ouliaris, 1990. Asymptotic Properties of Residual Based Tests for Cointegration. *Econometrica* 58, 165-193.
- Rapach D.E. et C.H.E. Weber, 2004. Are real interest rates really non-stationary? New evidence from tests with good size and power. *Journal of Macroeconomics* 26, 409-430.
- Rose A.K., 1990. Exchange Rates and the Trade Balance: Some Evidence from Developing Countries. *Economic Letters* 34, 271-275.
- Rose A.K., 1991. The Role of Exchange Rates in a Popular Model of International Trade: Does 'Marshall-Lerner' Condition Hold?. *Journal of International Economics* 30, 301-316.
- Sarikaya C., 2004. Export Dynamics in Turkey. Central Bank of the Republic of Turkey, manuscript.
- Taylor L., 2004. Exchange Rate Indeterminacy in Portfolio Balance, Mundell-Fleming, and Uncovered Interest Parity Models. *Cambridge Journal of Economics* 28(2), March, 205-27.
- Upadhyaya K.P. et D. Dhakal, 1997. Devaluation and the Trade Balance: Estimating the Long Run Effect. *Applied Economic Letters* 4, 343-345.