



Munich Personal RePEc Archive

Equilibrium exchange rate and competitiveness in Morocco: Estimation by ARDL Cointegration Model

Rabhi, Ayoub

Université Sidi Moahmed Ben Abdellah

January 2020

Online at <https://mpra.ub.uni-muenchen.de/98294/>

MPRA Paper No. 98294, posted 25 Jan 2020 23:06 UTC

Taux de change d'équilibre et compétitivité au Maroc : Estimation par le Modèle ARDL de cointégration

Dr. Ayoub Rabhi

Université Sidi Mohamed Ben Abdellah

Ayoub.rabhi1@usmba.ac.ma

Résumé

Cette étude a estimé le taux de change réel d'équilibre et son niveau de mésalignement en adoptant l'approche du Taux de Change Réel Naturel (NATREX), pour ce faire, l'étude s'est servie du modèle ARDL de cointégration, le but étant d'interpréter l'impact des déterminants servant à estimer le taux de change équilibre et d'évaluer par la suite l'importance du taux de change dans la compétitivité de l'économie marocaine en analysant l'évolution et la réaction de la balance commerciale vis-à-vis du mésalignement. Ainsi, les résultats ont permis de montrer que la hausse de l'indice des termes de l'échange qui est un indicateur de compétitivité économique peut se répercuter sur l'appréciation du taux de change et par conséquent contraindre les exportations marocaines, cette évidence confirme en effet l'importance du taux de change comme instrument de la compétitivité-prix ; l'analyse poursuivie a démontré également la possibilité d'un effet retardé pratiqué par le mésalignement du taux de change sur l'évolution de la balance commerciale marocaine ; l'étude décèle également un problème de compétitivité lié d'autre part à la structure de l'économie marocaine dépourvue d'un effet Blassa-Samuelson. Toutefois, l'impact des dépenses publiques sur le taux de change vers la dépréciation avance également un problème de la nature de ces dépenses qui sont plus orientées vers les biens échangeables contribuant à cet égard à la hausse des importations et par conséquent à la détérioration de la balance commerciale.

Mots-clés : Taux de change d'équilibre, NATREX, Cointégration, Modèle ARDL, Compétitivité, Mésalignement, Balance commerciale, Maroc.

Jel-classification : B22, C2, C3, C33, E5, F1

Abstract

This study estimated the real equilibrium exchange rate and its misalignment by adopting the Natural Real Exchange Rate (NATREX) approach and by using ARDL cointegration model, the aim is to interpret the impact of the determinants used to estimate the equilibrium exchange rate and afterward to assess the importance of the exchange rate in the competitiveness of the Moroccan economy, by analyzing the evolution and the reaction of the trade balance vis-à-vis the misalignment. Thus, the results showed that the rise in terms of trade which is an indicator of economic competitiveness can have an impact on the appreciation of the exchange rate and therefore constrain Moroccan exports, this evidence confirms indeed the importance of the exchange rate as an instrument of price competitiveness; further analysis also demonstrated the possible delayed effect of the misalignment of the exchange rate on the Moroccan trade balance; The study also identified a competitiveness problem linked to the structure of the Moroccan economy showing an absence of the Blassa-Samuelson effect. We also found, that the impact of public spending on the exchange rate, shows a problem of the nature of this spending which is more oriented towards tradable goods contributing to higher imports and hence to the deterioration of the trade balance.

Key-Words: Exchange rate equilibrium, NATREX, ARDL Model, Cointegration, Competitiveness, Misalignment, Trade balance, Morocco.

Jel-classification : B22, C2, C3, C33, E5, F1

Introduction

Le taux de change réel est un concept macroéconomique important qui reflète les mouvements des prix relatifs et constitue un indicateur déterminant de la compétitivité-prix des économies dans le commerce international. Ainsi, Il est essentiel que le taux de change réel ne s'écarte pas de manière significative et persistante de son niveau d'équilibre déterminé par les fondamentaux économiques, afin que les prix relatifs restent proches de l'équilibre dans le temps et que la position extérieure d'un pays soit soutenable. Cependant, l'équilibre du taux de change réel n'est pas directement observable et doit être estimé à l'aide de modèles appropriés afin de pouvoir juger de la compétitivité-prix à partir de l'analyse du mésalignement du taux de change de son équilibre par rapport à l'évolution de la balance commerciale. Selon (Edwards 1989) le mésalignement du taux de change présenté par des déviations du taux de change réel observé par rapport à sa valeur d'équilibre de long terme est susceptible de générer des déséquilibres macroéconomiques, ce qui lui confère une place primordiale dans la politique économique.

Cependant et bien que la problématique de l'utilité et la possibilité du calcul du taux de change d'équilibre restent toujours débattues, il est en effet toujours utile de l'estimer pour pouvoir tirer des évidences sur le comportement du taux de change en dégagant des périodes de surévaluation (où le taux de change réel est au-dessus du niveau idéal) et de sous-évaluation (situation inverse) .

Il existe également le débat sur les déterminants du taux de change d'équilibre, et davantage en ce qui concerne l'approche adéquate pour déterminer son niveau. Les approches les plus utilisées dans la détermination du taux de change d'équilibre concernent le FEER (Fundamental Equilibrium Exchange Rate) développée par Williamson (1983), le BEER (Behavioural Equilibrium Exchange Rate) de Clark et Macdonald (1998) et le NATREX (Natural Real Exchange Rate) de Stein (1994). C'est dans ce contexte que s'intègre notre étude qui vise à estimer le taux de change réel d'équilibre en utilisant l'approche NATREX pour l'économie marocaine qui est en pleine réforme de sa politique de change. Le but d'abord est de participer au débat autour de la politique de change au Maroc, de répondre à la question qui se pose sur les déterminants servant à estimer le taux de change équilibre et d'évaluer par la suite l'importance du taux de change dans la compétitivité de l'économie marocaine en analysant l'évolution et la réaction de la balance commerciale vis-à-vis du mésalignement.

I. Approche du Taux de change réel naturel (NATREX)

Introduit par Jerome L. Stein (1994), le NATREX adopte une approche positive comme le BEER¹ mais se fonde sur une base du taux de change réel qui assure l'équilibre de la balance des paiements tout comme le FEER². Le NATREX est donc le taux de change réel qui permet la réalisation simultanée de l'équilibre interne et externe de l'économie, c'est un taux optimal sans que les politiques économiques soient socialement optimales ou maximisant le bien être. Il convient de rappeler que l'équilibre interne est atteint lorsque l'économie poursuit sa trajectoire de croissance non-inflationniste, tandis que l'équilibre externe est synonyme d'une soutenabilité à long terme du compte courant.

L'équilibre macroéconomique interne et externe s'écrit comme dans le modèle FEER :

$$CA+KA=0$$

Le NATREX va faire jouer à l'épargne (S) et à l'investissement (I) un rôle clé dans la dynamique du taux de change réel, via les ajustements de la balance courante.

Ainsi la balance des capitaux (KA) qui représente l'équilibre externe est en fonction de l'investissement (I) et de l'épargne (S).

$$KA=I-S$$

Cette variable de l'équilibre externe (KA) est déterminée en effet par le niveau du stock de capital par travailleur (K), le niveau de la dette étrangère réel par travailleur (F), le taux de change réel (R), le taux d'intérêt réel (i), et les variables fondamentales exogènes (Z).

Ce qui est de la balance courante (CA) qui représente l'équilibre interne est en fonction de la balance commerciale (B) moins les intérêts payés aux étrangers (iF).

$$CA=B-iF$$

La balance commerciale est déterminée également par (K, R, Z).

¹ Modèle à base positive du fait qu'il ne calcule pas le taux de change d'équilibre en fonction du potentiel des variables économiques fondamentales comme le modèle FEER mais se base plutôt sur les valeurs observées des fondamentaux. La relation de base du BEER est la condition d'équilibre financier donnée par la parité des taux d'intérêt non couverte.

² Garantit un équilibre macroéconomique interne et externe de l'économie, l'équilibre interne impose un niveau de production qui correspond au plein emploi et une maîtrise de l'inflation, cet équilibre est réalisée quand l'activité économique est à son potentiel. L'équilibre externe, est défini comme l'atteinte d'une position d'équilibre qui garantit l'égalité entre la balance courante et les flux des capitaux ou transactions sur les actifs à long terme.

L'équation de l'équilibre de la balance des paiements peut se présenter donc comme suite :

$$CA(K, F, R, I, Z) + KA(K, F, R, i, Z) = 0$$

Le NATREX distingue par la suite de manière explicite l'équilibre de moyen terme de l'équilibre de long terme. En respectant la condition d'équilibre, le taux de change réel se décompose en 3 termes.

$$R_t = \{R_t^{CT} - R_t^{MT} [K_t, F_t, Z_t]\} + \{R_t^{MT} [K_t, F_t, Z_t] - R_t^{LT} [Z_t]\} + R_t^{LT} [Z_t]$$

Le premier terme représente les déviations du taux de change réel du court terme, affecté par des facteurs spéculatifs et cycliques, du NATREX. Le second terme retrace les écarts entre le NATREX de moyen terme et le NATREX du long terme, tandis que le dernier terme est le NATREX de long terme qui ne dépend que des variables fondamentales exogènes à savoir : la productivité des économies domestiques et étrangères, la préférence pour le présent (variable inverse de l'épargne), les termes de l'échange et le taux d'intérêt mondial, ces deux dernières variables sont aussi des variables fondamentales de long terme mais varient en fonction de la taille de l'économie des pays³. Le modèle NATREX suppose généralement que le taux de change réel est une variable non stationnaire, les facteurs fondamentaux de long terme (Z) sont également non stationnaires, alors que les facteurs fondamentaux de court terme sont stationnaires.

II. Détermination du taux de change d'équilibre au Maroc : NATREX de petite économie (Lim et Stein 1995)

Cet axe déterminera le taux de change d'équilibre pour le Maroc, en s'inspirant du modèle NATREX de Lim et Stein (1995). L'étude porte sur la période allant de 1987 à 2016, c'est-à-dire, celle qui précède la dernière réforme engagée en 2018 concernant l'élargissement des bandes de fluctuation⁴. Il faut préciser que le modèle NATREX est basé sur la théorie de la cointégration⁵, donc une étude de la stationnarité des variables est nécessaire avant de

³ En présence d'une grande économie, les deux variables sont endogènes, car le pays a une influence sur les taux d'intérêts mondiaux et peut affecter le niveau général des prix, d'un autre côté, si nous sommes en présence d'une économie moyenne, le taux d'intérêt mondial est exogène et le terme de l'échange est endogène. Finalement si nous sommes en présence d'une petite économie, les deux variables sont exogènes car le pays n'a aucune influence sur les taux d'intérêts mondiaux et ne peut influencer le niveau général des prix.

⁴ Les bandes ont passé de (+0,3%, -0,3%) à (+2,5%, -2,5%).

⁵ Engle, R. F. and C. W. J. Granger. 1987. 'Cointegration and error correction: representation, estimation and testing'. *Econometrica*, 55(2), pp. 251-276.

passer à la détermination du nombre des relations de cointégration pour en finir par la validité et l'interprétation des résultats obtenus.

II.1 Définitions et sources des variables

Les variables macroéconomiques retenues dans l'étude sont tirées de la base des données de la banque mondiale et s'étalant sur la période (1987-2016) ce qui fait un échantillon de 31 observations.

- *Taux de change effectif réel :*

Le taux de change réel en vigueur est le taux de change nominal en vigueur (une mesure de la valeur d'une devise face à une moyenne pondérée de plusieurs devises étrangères) divisé par un déflateur des prix ou un indice des coûts. L'évolution de cette variable représente une appréciation ou bien une dépréciation du MAD.

- *Les dépenses publiques :*

Les dépenses de consommation finale du gouvernement comprennent toutes les dépenses courantes du gouvernement pour des achats de biens et services (y compris la rémunération des employés). Ces dépenses comprennent également la plupart des dépenses pour la défense et la sécurité nationale, mais ne tiennent pas compte des dépenses militaires du gouvernement qui font partie de la formation de capital du gouvernement. Quelques études considèrent que l'essentiel de la dépense publique est destinée à l'achat des biens non échangeables ce qui va augmenter leurs prix et par conséquent une appréciation du taux de change. Or l'effet réel des dépenses publiques sur le taux de change réel n'est pas si clair, et les études empiriques étayées en la matière sont rares et montrent que les dépenses publiques peuvent être associées soit à une appréciation ou une dépréciation du taux de change réel⁶.

- *La Productivité :*

La productivité est l'un des déterminants majeurs du modèle NTAREX, et conformément à l'effet Blassa-Samuelson, un accroissement plus rapide de la productivité domestique, c'est-à-dire la productivité des biens échangeables à celle des biens non échangeables entraîne une appréciation du taux de change.

⁶Cakrani, E., Resulaj, P. and Kabelle, L. K. (2013) 'Government Spending and Real Exchange Rate Case of Albania', European Journal of Sustainable Development, pp. 303–310.

La productivité relative d'un pays donné est calculée à travers le PIB par tête. Sa construction pose quelques problèmes d'ordre pratique dus, entre autres, à l'indisponibilité des données relatives aux productivités sectorielles, pour la plupart des pays en développement. Il est par conséquent courant dans la littérature de faire une approximation à cette variable. La fameuse pratique est celle qui consiste à considérer que le PIB par tête des États-Unis une mesure approximative de la productivité du reste du monde (Macdonald et Vieira, 2010). Cependant, cette méthode nous semble limitée car elle ne tient véritablement pas en compte l'importance de différents partenaires dans les relations commerciales d'un pays. Ce qui nous a appelé à établir une variable à partir du PIB par habitant au Maroc sur celui des pays membres de l'OCDE, variable qui peut constituer une mesure approximative de la productivité du Maroc.

- *L'épargne :*

Epargne brute en % du PIB, Elle représente une préférence temporelle inverse de la consommation domestique. L'épargne brute est calculée comme étant le revenu national brut moins la consommation totale plus les transferts nets. Le signe attendu est en fonction de la nature de l'épargne (domestique ou bien étrangère).

- *Termes de l'échange :*

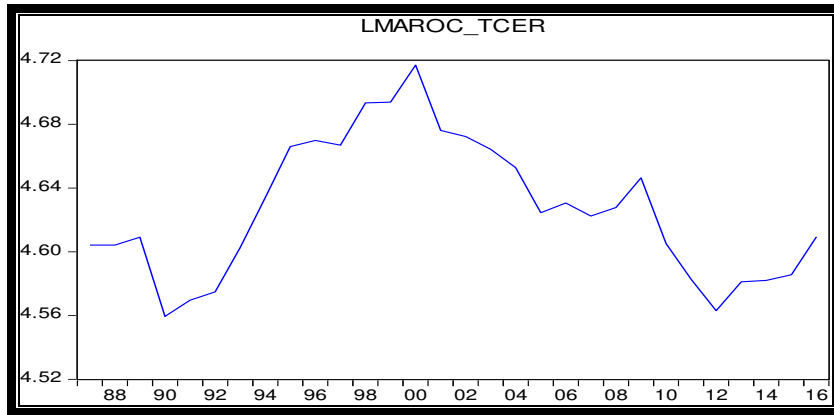
Sont le ratio des prix des exportations des biens et services par rapport aux prix des importations, la variable utilisée est celle de l'indice des termes de l'échange de marchandises nets qui est calculé comme le rapport de l'indice de la valeur unitaire des exportations sur l'indice de la valeur unitaire des importations⁷. Une augmentation des termes de l'échange réels produira une appréciation réelle de la monnaie domestique.

Compte tenu de la faible mobilité des capitaux à court terme au Maroc due à des restrictions, la variable relative au **taux d'intérêt** est exclue du moment que le pays n'a aucune influence sur l'économie mondiale par son taux d'intérêt.

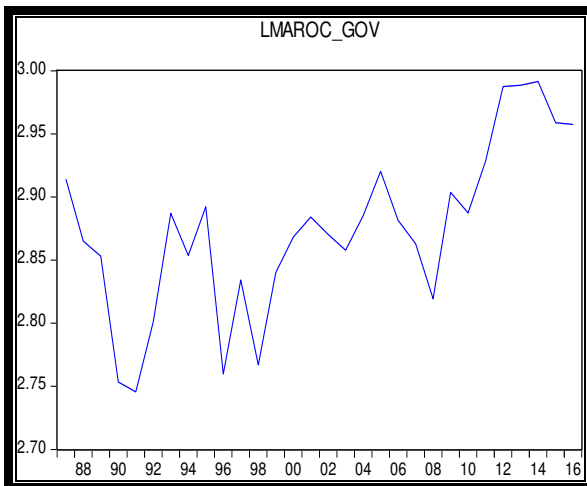
⁷ L'indice de la valeur unitaire s'appuie sur les données déclarées par les pays qui satisfont régulièrement aux contrôles de qualité de la CNUCED, complétées par les estimations de la CNUCED à l'aide des valeurs vénales de l'année précédente, conformément à la classification type pour le commerce international à trois chiffres en tant que coefficients de pondération. Pour améliorer la couverture des données, notamment en ce qui concerne les périodes les plus récentes, la CNUCED réalise un ensemble d'indices moyens des prix dans la nomenclature à trois degrés des produits de la classification type pour le commerce international version 3, à l'aide des statistiques des prix des marchandises de la CNUCED, de sources internationales et nationales. Le secrétariat de la CNUCED estime ensuite et calcule les indices des valeurs unitaires au niveau du pays, en utilisant les valeurs de reprise de l'année en cours en tant que coefficients de pondération.

Figure 1 : Evolution graphique des variables

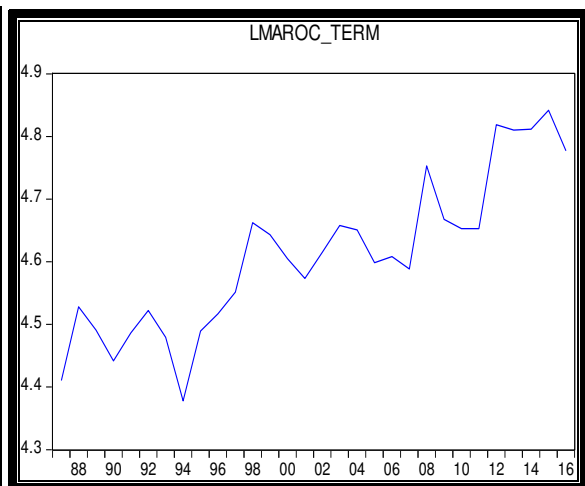
Taux de change effectif réel



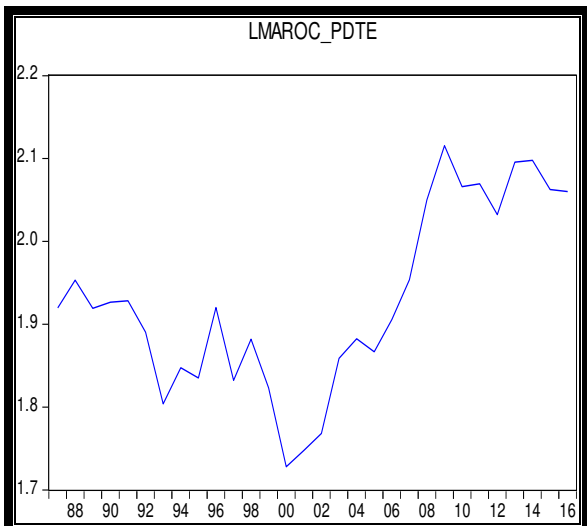
Les dépenses publiques



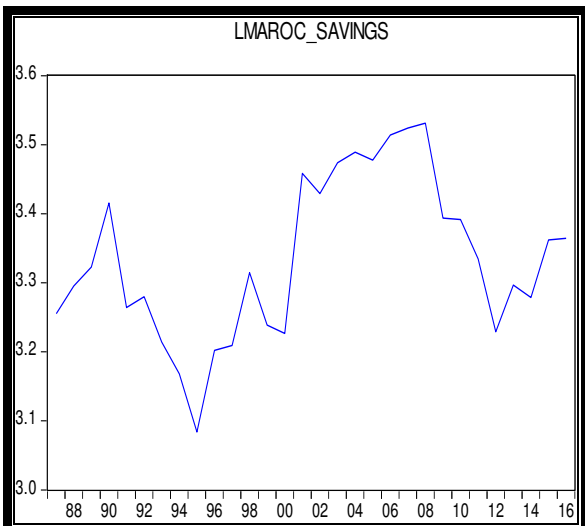
Termes de l'échange



La Productivité



L'épargne



II.2. Spécification du modèle ARDL de cointégration

Pour étudier le NATREX et ainsi déduire le taux de change d'équilibre au Maroc, nous allons estimer le modèle ARDL (Auto Regressive Distributed Lag model). Ce modèle, qui fait partie de la classe des modèles dynamiques, il permet de capter les effets temporels et se présente ainsi :

On considère une variable endogène (Y_t) qui peut être expliquée par :

- Ses propres valeurs passées (Y_{t-i}), ceci est appelé un modèle autorégressif (AR) et peut s'écrire :

$$Y_t = a_0 + a_1 Y_{t-1} + \dots + a_p Y_{t-p} + \varepsilon_t$$

Ou bien

$$Y_t = a_0 + \sum_{i=1}^p a_i Y_{t-i} + \varepsilon_t \dots \quad (1)$$

Avec

$\varepsilon_t \sim \text{idd}(0, \sigma)$: terme d'erreur.

- Ainsi que par les variables exogènes (X_t) et leurs valeurs passées (X_{t-i}), on parle ici des modèles à retards échelonnés (DL) qui prennent la forme suivante :

$$Y_t = \beta + b_0 X_t + \dots + b_q X_{t-q} + z_t$$

Ou bien

$$Y_t = \beta + \sum_{i=0}^q b_i X_{t-i} + z_t \dots \quad (2)$$

En effet, la combinaison des deux modèles donne ce qu'on appelle le modèle ARDL (modèles autorégressifs à retards échelonnés ou distribués), ainsi sa forme s'écrit :

$$Y_t = \varphi + a_1 Y_{t-1} + \dots + a_p Y_{t-p} + b_0 X_t + \dots + b_q X_{t-q} + e_t$$

Ou bien

$$Y_t = \varphi + \sum_{i=1}^p a_i Y_{t-i} + \sum_{i=0}^q b_i X_{t-i} + e_t \dots \quad (3)$$

On note que (b_0) explique l'effet à court terme de (X_t) sur (Y_t), et pour expliquer l'effet à long terme de (X_t) sur (Y_t) on doit calculer (λ) à partir de la relation de long terme :

$$Y_t = k + \lambda X_t + u$$

Avec

$$\lambda = \sum b_i / (1 - \sum a_i)$$

Dans le cadre de notre étude qui cherche à étudier les déterminants du taux de change au Maroc et son équilibre à partir le modèle NATREX, la représentation de notre modèle économétrique ARDL se présente comme suite :

$$\begin{aligned} LnTCER_t = & a_0 \sum_{i=0}^p a_1 \Delta LnTCER_{t-i} + \sum_{i=0}^q a_2 \Delta LnSAVINGS_{t-i} + \sum_{i=0}^q a_3 \Delta LnTERM_{t-i} + \\ & \Delta \sum_{i=0}^q a_5 LnGOV_{t-i} + b_1 LnTCER_{t-i} + b_2 LnSAVINGS_{t-i} + b_3 LnTERM_{t-i} + \\ & b_4 LnPDTE_{t-i} + b_5 LnGOV_{t-i} + e_t \dots \end{aligned} \quad (4)$$

Avec :

- Δ : Opérateur de la différence première; Ln est le logarithme naturel a_0 : Constante ; $a_1 \dots a_5$: Coefficients, Effets à court terme ; $b_1 \dots b_5$: Coefficients Dynamique du long terme du modèle ; $e_t \sim \text{idd}(0, \sigma)$: terme d'erreur (bruit blanc).
- $TCER$: Taux de change effectif réel, $SAVINGS$: Epargne, $TERM$: Termes de l'échange, $PDTE$: Productivité, GOV : dépenses publiques

II.3. Etude de la stationnarité des variables

L'analyse de séries chronologiques commence communément par une étude de la stationnarité des variables concernées. Pour ce faire, on a fait recours aux deux catégories des tests les plus répandus et utilisés encore aujourd'hui, à savoir : le test de Dickey-Fuller Augmenté (noté ADF) et celui de Phillips-Perron (noté PP) dont l'hypothèse nulle est la non stationnarité. Ainsi, les résultats pour la variable endogène (taux de change effective réel) et de ses fondamentaux (Productivité, termes de l'échange, dépenses publiques, épargne) se présentes comme suite :

Tableau 1 : Test Dickey-Fuller Augmenté (ADF) après la première différence

Method		Statistic	Prob.**	
ADF - Fisher Chi-square		42.5407	0.0000	
ADF - Choi Z-stat		-4.72812	0.0000	
** Probabilities for Fisher tests are computed using an asymptotic Chi -square distribution. All other tests assume asymptotic normality.				
Intermediate ADF test results D(UNTITLED)				
Series	Prob.	Lag	Max Lag	Obs
D(MAROC_TCER)	0.0867***	1	1	27
D(MAROC_SAVINGS)	0.0180**	1	1	27
D(MOROCCO_GOV)	0.0285**	1	1	27
D(MAROC_TERM)	0.0004*	1	1	27
D(MAROC_PDTE)	0.0300**	1	1	27

- *, **, *** : Rejet de l'hypothèse nulle de non stationnarité à 1%, 5% et 10%

Tableau 2 : Test Phillips-Perron (PP) Après la première différence

Method		Statistic	Prob.**	
PP - Fisher Chi-square		124.268	0.0000	
PP - Choi Z-stat		-9.77223	0.0000	
** Probabilities for Fisher tests are computed using an asymptotic Chi-square distribution. All other tests assume asymptotic normality.				
Intermediate Phillips-Perron test results D(UNTITLED)				
Series	Prob.	Bandwidth	Obs	
D(MAROC_TCER)	0.0011*	0.0	28	
D(MAROC_SAVINGS)	0.0000*	2.0	28	
D(MOROCCO_GOV)	0.0000*	27.0	28	
D(MAROC_TERM)	0.0000*	27.0	28	
D(MAROC_PDTE)	0.0001*	4.0	28	

- *, **, *** : Rejet de l'hypothèse nulle de non stationnarité à 1%, 5% et 10%

Toutes les séries étudiées sont non stationnaires en niveau pour les deux tests (ADF et PP), cette non stationnarité est de nature stochastique est en cohérence avec la logique du NATREX qui suppose la non stationnarité du taux de change et de ses fondamentaux.

Cependant, il ressort des deux tableaux que les variables sont stationnaires après la première différence et sont intégrées d'ordre 1, $I(1)$. Les résultats obtenus révèlent alors la possibilité de l'existence d'une relation de cointégration entre les différentes variables étudiées.

II.4. Etude de la cointégration : ARDL optimal et Bounds test

On procède maintenant à l'étude de la cointégration par la méthode de Pesaran et al. (2001) et celle de Narayan (2005) pour un petit échantillon, sachant que l'adoption du test de Johansen est admise dans le cas où les séries sont intégrées du même ordre, alors que le «test de cointégration aux bornes» ou «bounds test to cointegration» est adopté dans les cas où les séries sont intégrées de deux différents ordres $I(0)$ et $I(1)$, mais il faut préciser que cela n'exclut pas l'adoption du « bounds test » dans les cas où les séries sont intégrées du même ordre. A ce propos, on s'est permis d'adopter cette approche vu l'intérêt que nous portons aux modèles ARDL (Autoregressive Distributed Lag (modèles autorégressif à retards échelonnés ou distribués) ainsi que pour dépasser l'exigence du test de Johansen à propos du même ordre d'intégration; le désir d'ajouter une référence qui étudie le NATREX pour le cas marocain par cette méthode constitue également un motif. En effet, il faut dire que ce modèle qui sert de base au test de cointégration par les retards échelonnés (test de Pesaran et al. (2001)) prend généralement la forme d'un modèle à correction d'erreur (VECM).

II.4.1. Détermination du modèle ARDL optimal

Nous allons nous servir du critère d'information de (Akaike) pour sélectionner le modèle ARDL optimal, celui qui offre des résultats statistiquement significatifs avec les moins des paramètres.

Ci-dessous les résultats d'estimation du modèle ARDL optimal retenu à partir d'Eviews qui dans 9ème version affiche le modèle optimal choisi à partir de 20 autres modèles considérées comme les meilleurs dans l'ensemble de l'évaluation. Le modèle retenu est celui de : ARDL (3, 1, 1, 1,3)

Dependent Variable: LMAROC_TCER

Method: ARDL

Maximum dependent lags: 3 (Automatic selection)

Model selection method: Akaike info criterion (AIC)

Dynamic regressors (3 lags, automatic): LMAROC_PDTE LMAROC_TERM

LMOROCCO_GOV LMAROC_SAVINGS

Fixed regressors: C

Number of models evaluated: 768

Selected Model: ARDL(3, 1, 1, 1, 2)

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.*
LMAROC_TCER(-1)	0.852228	0.163891	5.199957	0.0001
LMAROC_TCER(-2)	0.242137	0.225382	1.074343	0.3008
LMAROC_TCER(-3)	-0.631372	0.194989	-3.237986	0.0060
LMAROC_PDTE	0.087352	0.078034	1.119403	0.2818
LMAROC_PDTE(-1)	-0.364388	0.078860	-4.620676	0.0004
LMAROC_TERM	0.142451	0.054611	2.608478	0.0206
LMAROC_TERM(-1)	0.120580	0.056465	2.135485	0.0509
LMOROCCO_GOV	-0.049403	0.094084	-0.525096	0.6077
LMOROCCO_GOV(-1)	-0.132044	0.093361	-1.414333	0.1791
LMAROC_SAVINGS	-0.182300	0.055694	-3.273271	0.0055
LMAROC_SAVINGS(-1)	0.067731	0.058296	1.161835	0.2647
LMAROC_SAVINGS(-2)	0.076468	0.045248	1.689987	0.1132
C	2.452091	0.561434	4.367548	0.0006
R-squared	0.946796	Mean dependent var		4.628691
Adjusted R-squared	0.901193	S.D. dependent var		0.045039
S.E. of regression	0.014157	Akaike info criterion		-5.370979
Sum squared resid	0.002806	Schwarz criterion		-4.747058
Log likelihood	85.50822	Hannan-Quinn criter.		-5.185455
F-statistic	20.76167	Durbin-Watson stat		1.840575
Prob(F-statistic)	0.000001			

II.4.2. Validation du modèle

La spécification obtenue dans le modèle ARDL (3, 1, 1, 1, 2) est globalement satisfaisante. Le modèle permet d'expliquer presque 94,6% de la variabilité observée du taux de change réel. Ce qui est des tests de robustesse, l'hypothèse nulle est acceptée par tous les tests et donc les résidus remplissent les conditions de validité du modèle à savoir l'absence d'Autocorrélation, l'existence de la Normalité et de l'Homoscédasticité.

Tableau 3 : Tests diagnostiques sur le modèle ARDL

Hypothèse du test	Test	F-statistique	Probabilité
Autocorrélation	Breusch-Godfrey Serial Correlation LM Test	0,31	0,73
Hétéroscédasticité	Breusch-Pagan-Godfrey	0,52	0,86
Normalité	Jarque-Berra	3,73	0,15

II.4.3. Test de cointégration aux bornes du Modèle ARDL : Bounds test

Tableau 4 : Test de cointégration aux bornes ou (Bounds test)

Pesarana et al (2001)		
Null Hypothesis: No long-run relationships exist		
Test Statistic	Value	K
F-statistic	7.240067	4
Critical Value Bounds		
Significance	I0 Bound	I1 Bound
10%	2.45	3.52
5%	2.86	4.01
2.5%	3.25	4.49
1%	3.74	5.06
Naranyan (2005) ⁸		

⁸ Narayan, P. K. 2005. Reformulating critical values for the bounds F-statistics approach to cointegration: an application to the tourism demand model for Fiji, Discussion Papers 02/04-Department of Economics Monash University; p 21.

10%	1.501	3.828
5%	1.855	4.560
2.5%	2.228	5.31
1%	2.734	6.320

Le tableau (4) fournit des valeurs du *Bounds test* qui fait recourt au test de Fisher pour vérifier les hypothèses de cointégration. Ainsi, nous testons l'hypothèse nulle de l'absence de cointégration contre l'hypothèse alternative de l'existence de relation de cointégration dans l'approche traditionnel de Pesaran et al (2001) et dans l'approche de Narayanan(2005) pour les petits échantillons. La procédure du test est telle que l'on devra comparer les valeurs des bornes avec celle Fisher. Si la valeur de Fisher est supérieure à la borne supérieure on rejette l'hypothèse nulle alors que dans le cas inverse où la valeur du Fisher est inférieure à la borne inférieure on accepte l'hypothèse nulle.

Il ressort d'après le tableau du *Bounds test* que la statistique de Fisher qui prend la valeur de (7,24) est supérieure à la première borne supérieure qui est de (5,06) ainsi qu'à la deuxième (6,32) , ce qui nous amène à rejeter l'hypothèse nulle d'absence de relation de cointégration et par conséquent une acceptation de l'hypothèse alternative d'existence de relation de cointégration entres les variables retenues. Cette évidence de l'existence de relation de cointégrations nous donne donc la permission de procéder à l'estimation des relations à long et à court terme de notre modèle ARDL de cointégration.

II.5. Relations à court et à long terme : ARDL de cointégration

Tableau 5 : Estimation des relations à court et à long terme

ARDL Cointegrating And Long Run Form				
Dependent Variable: LMAROC_TCER				
Selected Model: ARDL(3, 1, 1, 1, 2)				
Sample: 1987 2016				
Cointegrating Form				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
D(LMAROC_TCER(-1))	0.389235	0.185630	2.096836	0.0547
D(LMAROC_TCER(-2))	0.631372	0.194989	3.237986	0.0060

D(LMAROC_PDTE)	0.087352	0.078034	1.119403	0.2818
D(LMAROC_TERM)	0.142451	0.054611	2.608478	0.0206
D(LMOROCCO_GOV)	-0.049403	0.094084	-0.525096	0.6077
D(LMAROC_SAVINGS)	-0.182300	0.055694	-3.273271	0.0055
D(LMAROC_SAVINGS(-1))	-0.076468	0.045248	-1.689987	0.1132
CointEq(-1)	-0.537007	0.126379	-4.249187	0.0008
Cointeq = LMAROC_TCER - (-0.5159*LMAROC_PDTE + 0.4898 *LMAROC_TERM - 0.3379*LMOROCCO_GOV -0.0710 *LMAROC_SAVINGS + 4.5662)				
Long Run Coefficients				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
LMAROC_PDTE	-0.515889	0.088724	-5.814516	0.0000
LMAROC_TERM	0.489810	0.111606	4.388757	0.0006
LMOROCCO_GOV	-0.337886	0.136500	-2.475355	0.0267
LMAROC_SAVINGS	-0.070952	0.082877	-0.856107	0.4064
C	4.566216	0.344998	13.235475	0.0000

Les estimations obtenues dans le tableau (5) ci-dessus, montrent que le coefficient d'ajustement est négatif et statistiquement significatif, ce qui montre l'existence d'un mécanisme de correction d'erreur et par conséquent une relation de long terme entre les variables, la valeur de ce coefficient est de 0,53, ce qui témoigne un mésalignement de 53% du taux de change de son équilibre.

Dans la première partie du tableau, la variable **des termes de l'échange** exerce un effet positif sur le taux de change à court terme, un accroissement de 1% des termes de l'échange peut apprécier le taux de change de 0,14% et ne semble pas changer d'effet dans le temps. L'autre variable significative est celle de **l'épargne** qui affecte négativement le taux de change à court terme et semble s'arrêter à ce niveau là. En effet, le signe attendu de l'épargne est en fonction de sa nature d'après Lim et Stein (1995) (sur le long terme le signe négatif est en cas d'épargne domestique et le signe positif en cas d'épargne étrangère), or la variable utilisée dans notre étude est une variable regroupant les deux, et qui s'est montré négative, ce qui témoigne en quelque sorte de la dominance de l'épargne domestique dans le pays même si l'effet sur le taux de change n'est qu'à court terme. Ce qui est des autres variables aucun effet n'est affiché.

Dans le même tableau, la partie inférieure nous fournit les coefficients à long terme, les résultats montrent qu'à long terme **la productivité** est significative et déprécie le taux de change réel ce qui va à l'encontre de l'effet Blassa-Samuelson, en effet ces résultats sont similaires à ceux de Lim et Stein (1995) sur le cas d'une petite économie ouverte et sont opposés à ceux obtenus pour les grandes économies, ainsi une augmentation de 1% de la productivité entraîne une dépréciation du taux de change de 0,5%.

L'autre variable significative est celle des **termes de l'échange** qui impacte positivement le taux de change réel, une augmentation de 1% des termes de l'échange peut entraîner une appréciation du taux de change par 0,48%, cela est dans le même sens des résultats trouvés par Lim et Stein (1995) ainsi que par d'autres études qui ont porté sur les pays en développement⁹.

Ce qui est des **dépenses publiques**, on constate une significativité mais avec un effet négatif sur le taux de change, c'est-à-dire une dépréciation de ce dernier, l'élasticité montre qu'une augmentation de 1% des dépenses publiques peut entraîner une dépréciation du taux de change de 0,3%. La relation entre les dépenses publiques et le taux de change n'est pas si clair dans la littérature mais peut être expliquée selon l'orientation des dépenses, si elles sont effectuées dans des biens non échangeables, cela peut être associée à une appréciation du taux de change réel, or si elles concernent principalement des biens échangeables, cela peut provoquer une détérioration de la balance commerciale en raison de l'accroissement des importations, ce qui entraîne une dépréciation du taux de change réel, et si l'on se réfère au fonctionnement de la politique budgétaire expansionniste dans les régimes de change fixe exposée dans le modèle Mundell-Fleming, on peut très bien voir le Maroc coller à ce mécanisme de relation négative entre les dépenses publiques et le taux de change réel dans le contexte d'un régime de change fixe à faible mobilité des capitaux.

Par ailleurs, contrairement aux résultats à court terme, la variable de **l'épargne** à long terme est non significative. Ce résultat adhère aux recherches de Montiel et Servén (2009) qui concluent qu'il n'y a pas d'association claire entre les taux de change réels et l'épargne domestique.

⁹ Drine, I. and Rault, C. 2005. Déterminants de long terme des taux de change réels pour les pays en développement : une comparaison internationale, *Revue d'économie du développement*, 19(1), pp. 123-150

II. 6. Calcul de la vitesse d'ajustement

Le coefficient d'ajustement de 53% qui explique le mésalignement du taux de change réel de son niveau d'équilibre peut servir pour calculer la vitesse de retour du taux de change à son équilibre après un choc exogène. La formule de la vitesse s'écrit comme suit :

$$(1-\beta_0) = (1 - |\alpha_1|)^t$$

$$\text{Log}(1-\beta_0) = t * \log(1 - |\alpha_1|)$$

Avec t : nombre d'années, α_1 le coefficient à correction d'erreur et β_0 le pourcentage de choc à supprimer (95%).

Selon notre modèle, l'élimination de 95% d'un choc sur l'économie nécessite :

$$t = \frac{\text{Log}(1-\beta_0)}{\log(1-|\alpha_1|)} = \frac{\text{Log}(1-0,95)}{\log(1-0,53)} = \frac{-1,301}{-0,327} = 4 \text{ ans}$$

L'élimination de 95% d'un choc du taux de change réel peut nécessiter 4 ans pour que le taux de change revienne à son équilibre. Ceci est en ligne avec les résultats de Husted et Macdonald (1998) trouvés pour un large échantillon de pays à régime de change flottant.

II.7. Détermination du Mésalignement du taux de change réel

Comme il a été bien mentionné dans l'introduction, l'une des raisons de trouver les déterminants du taux de change réel effectif est de pouvoir estimer le taux de change d'équilibre par lequel on va déduire le degré de mésalignement. Pour ce faire nous allons estimer les valeurs du taux de change réel d'équilibre en remplaçant les fondamentaux économiques retenus dans l'équation de cointégration du long terme et avec l'aide d'un filtre de Hodrick-Prescott.

Figure 2: Taux de change effectif réel observé (MAROC TCER) et taux de change réel d'équilibre (MAROC TCEREQUI)

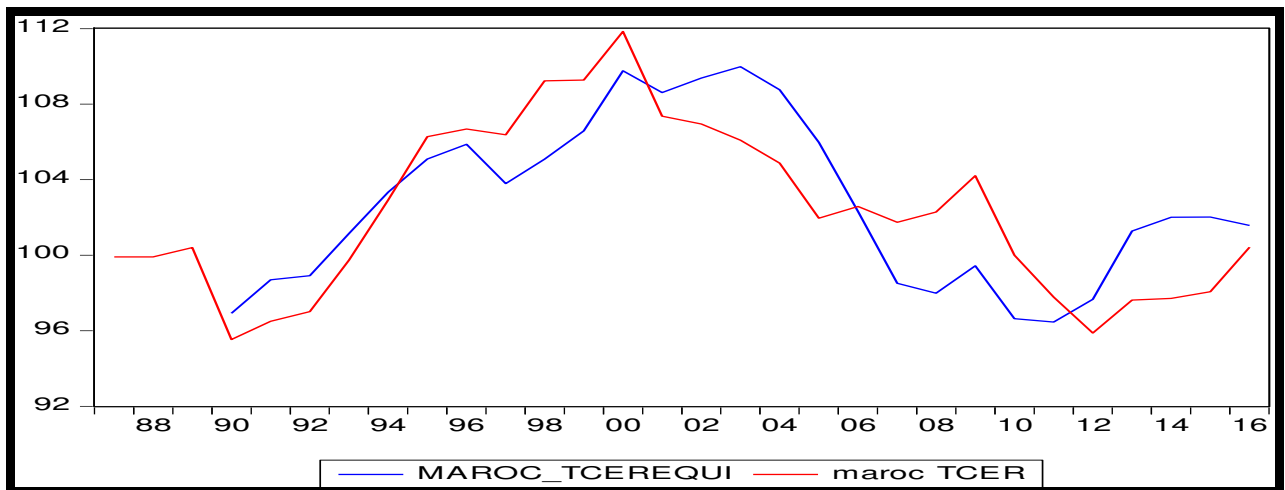
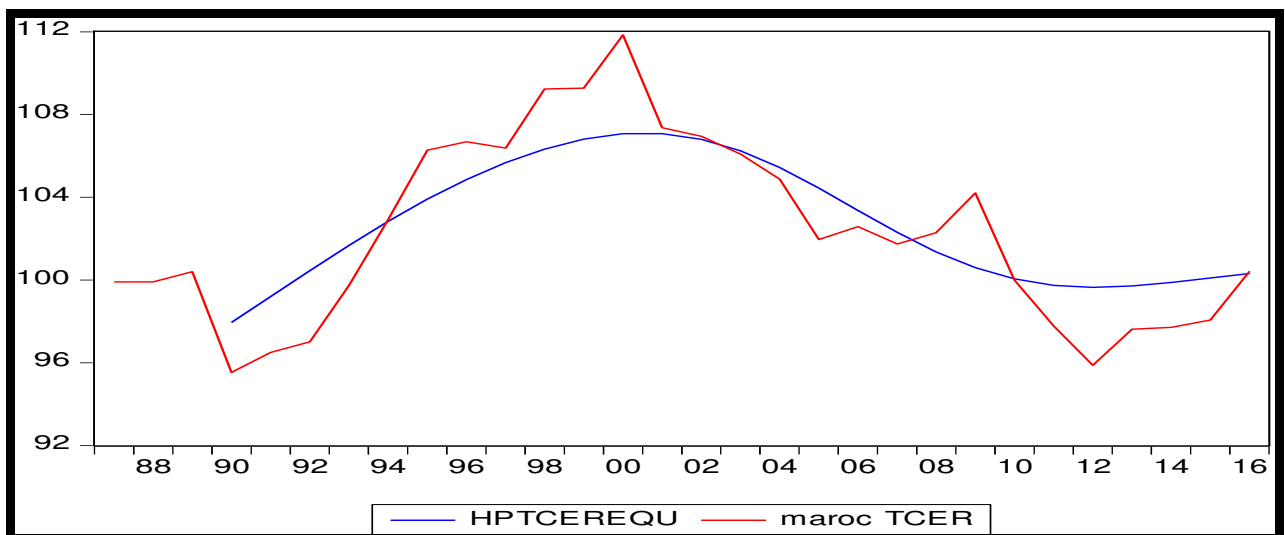


Figure 3: Taux de change réel effectif observé (maroc TCER) et taux de change réel équilibré filtré (HPTCEREQUI)

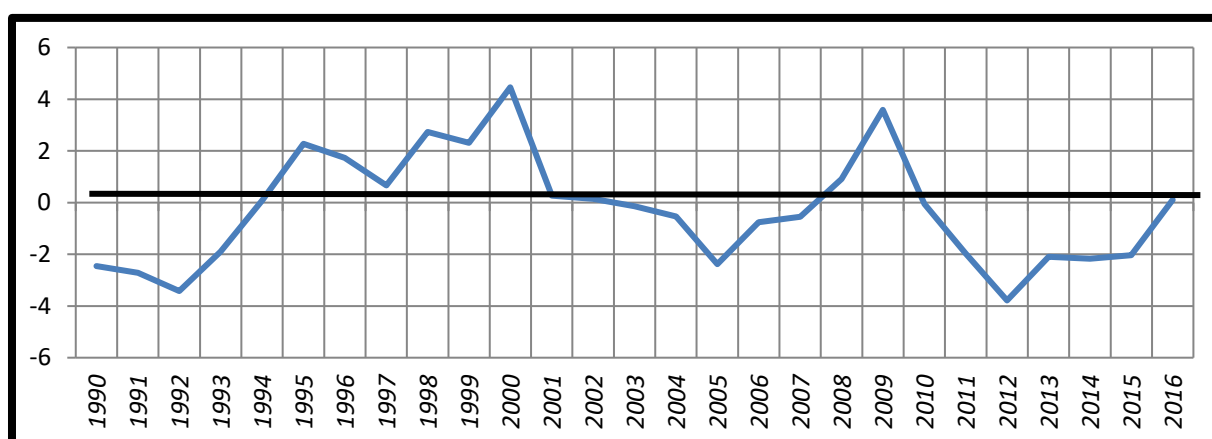


L'écart entre les valeurs observées et les valeurs estimées représente les déviations du taux de change de son équilibre (mésalignement). Le calcul de ce mésalignement est obtenu à partir de la formule suivante :

$$\text{mésalignement} = \frac{(\text{Taux de change effectif réel} - \text{taux de change réel équilibré filtré HP})}{\text{taux de change équilibré filtré HP}} * 100$$

La figure ci-dessous montre les phases de mésalignement calculées à partir de la formule.

Figure 4 : Mésalignement du Dirham marocain (MAD)



Sources : Calculs de l'auteur

La période de 1990-1994 a été caractérisée par une sous-évaluation¹⁰ réelle du dirham, cela est le résultat d'une dévaluation de dirham opérée avec un réaménagement du panier en 1989. Cette dévaluation arrive après le lancement du programme d'ajustement structurel en 1983.

De 1994 à 2000 le dirham a été surévalué par rapport à son équilibre, mais avec l'avènement de l'euro, une nouvelle révision du panier s'est imposée avec une dévaluation entreprise en 2001 pour rétablir le taux de change à son équilibre, cela a duré pour un certain temps puis l'on constate une alternance entre sous-évaluation et surévaluation qui a atteint son pic en 2009 pour connaître par la suite une chute due à la crise financière. Depuis 2010 le dirham se trouve sous-évalué mais en 2016 (période qui coïncide avec les derniers préparatifs pour l'adoption de la nouvelle bande de fluctuation) il atteint son équilibre avec le début d'une légère surévaluation.

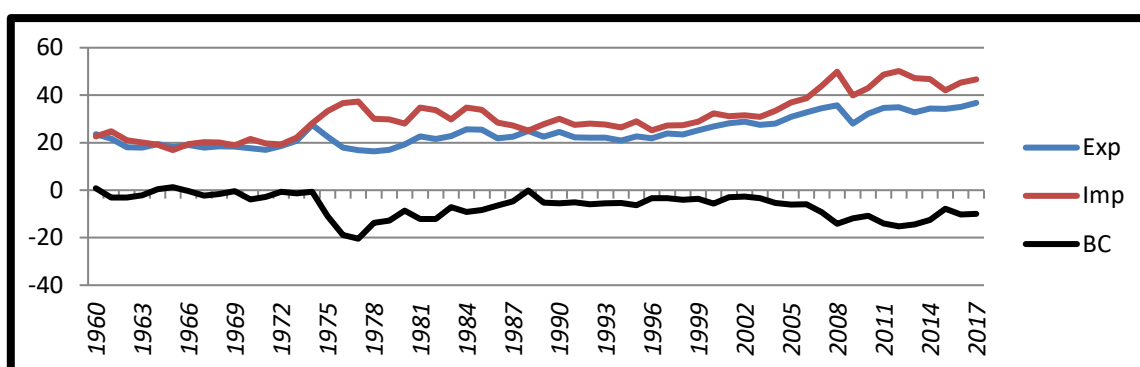
Périodes de mésalignement du Dirham	
Période	Statut
1990-1994	Sous-évaluation
1994-2000	Surévaluation
2001-2002	Equilibre
2002-2007	Sous-évaluation
2008-2010	Surévaluation
2011-2016	Sous-évaluation

¹⁰ Résultat conforme à celui trouvé par Lahcen achy concernant la période 1990-2000 dans : Le DH Marocain: Distorsion de change, Dévaluation et Réforme du régime de change.

III. Mésalignement du taux de change et compétitivité-prix de l'économie marocaine

L'économie marocaine affiche un déficit persistant de sa balance commerciale, qui malgré la tendance haussière des exportations soutenue par l'ensemble des mesures libérales adoptées en faveur de la stimulation des exportations depuis le milieu des années 90, n'arrivant pas à se résorber, puisque les importations accroissent également à un rythme très rapide et restent dominées par des produits énergétiques et alimentaires.

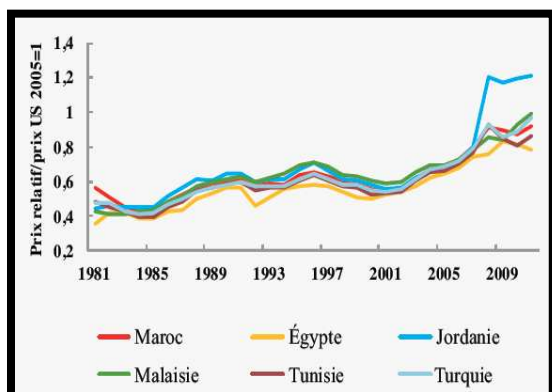
Figure 5: Evolution des exportations, des importations et de la balance commerciale (%du PIB)



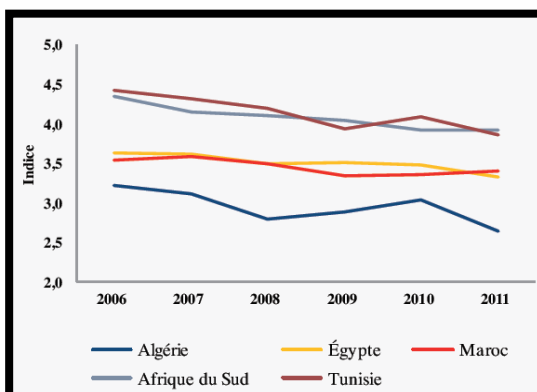
Source : Banque mondiale

L'évaluation de la compétitivité des exportations marocaines à partir des prix à l'exportation, qui sont considérés comme un indicateur de compétitivité¹¹ soulève à première vue un problème du contenu des produits qui sont de faible qualité, d'ailleurs le degré de sophistication des exportations marocaines n'a pas significativement évolué¹² depuis la fin des années 90 ; ce qui corrobore en effet l'hypothèse d'existence d'un problème majeur découlant de la compétitivité structurelle.

Évolution des prix à l'exportation du Maroc et des pays comparateurs



Indice d'innovation et de sophistication des exportations



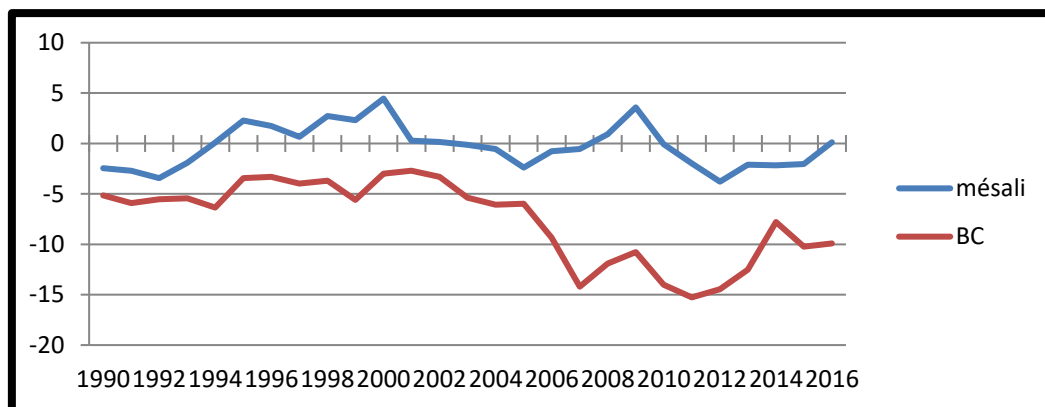
Source : Rapport de la Banque Africaine de Développement. 2015 : Diagnostic de la croissance économique u Maroc.

¹¹ La Banque Africaine de Développement. 2015. Diagnostic de la croissance économique eu Maroc. p : 58

¹² La Banque Africaine de Développement. 2015. *Op.cit.* p : 59.

Ainsi, la question de la compétitivité prix peut être évaluée à partir de l'étude de la réaction de la balance commerciale face aux phases de mésalignement (Sous-évaluation et surévaluation) du taux de change de son équilibre. En effet, l'analyse de cette relation va permettre d'une part, d'apprécier le rôle du taux de change dans la compétitivité de l'économie marocaine pour savoir si elle est dépendante des prix ou bien d'autres facteurs plutôt structurels, et d'autre part d'apprécier l'instrument de taux de change dans la politique économique du pays.

Figure 6 : Evolution de la balance commerciale et mésalignement du taux de change



Sources : Calculs de l'auteur et Banque mondiale

À partir de la figure (6) on constate que des périodes de sous-évaluation du taux de change à savoir (1990-1994) et (2002-2007) ne correspondent pas immédiatement à une amélioration du déficit de la balance commerciale sauf pour la période (2011-2016), ainsi que des périodes de surévaluation (1994-2000) et (2008-2010) coïncident avec des améliorations du déficit de la balance commerciale. En fait, ce déphasage peut être expliqué par un effet retardé du mésalignement du taux de change sur la balance commerciale, ainsi la décortication de cet effet se manifeste à travers les tendances haussières de sous-évaluation des périodes (1990-1992) et (2002-2005) qui pourraient être derrière les tendances baissières du déficit de la balance commerciale constatées respectivement durant les périodes (1994-1995) et (2007-2009). Ce qui est des périodes de surévaluation les plus représentatives, on remarque que la tendance haussière de surévaluation pendant la période (1997-1998) est poursuivie par une détérioration de la balance commerciale dans la période (1998-1999), de même que la tendance haussière de la surévaluation durant la période (2007-2009) se voit poursuivie par une détérioration du déficit de la balance commerciale durant la période (2009-2011) mais il faut souligner que cette période coïncide avec la crise financière de 2008 qui a limité le volume des exportations marocaines. Cependant, le début de la baisse de la

surévaluation du taux de change à partir de 2009 affiche une amélioration du déficit de la balance commerciale à partir de 2011, mais n'arrivant toujours pas à disparaître.

Cette analyse nous avance que le mésalignement du taux de change peut exercer un effet retardé sur la balance commerciale et par conséquent sur la compétitivité à court terme (Une sous-évaluation qui améliore le déficit de la balance commerciale et une surévaluation qui le détériore). Le taux de change au Maroc est donc un instrument valide sur le court terme pour influencer sur les exportations marocaines à travers les prix, témoignant de cela en effet l'impact des termes de l'échange sur le taux de change (étude empirique précédente), mais la correction du déséquilibre de la balance commerciale toujours déficitaire requiert plutôt la mise en œuvre d'une compétitivité structurelle à long terme basée sur une plus forte productivité, et d'ailleurs l'absence de l'effet Blassa-Samuelson détecté dans la modélisation en haut peut donner selon nous allusion à la faiblesse du tissu productif de l'économie marocaine. Toutefois, l'enrichissement de l'étude sur la relation entre le mésalignement et l'évolution de la balance commerciale par un test de causalité (Granger) est souhaitable pour apporter plus d'appui à l'analyse précédente, mais dans notre cas la mise en œuvre de la causalité est contrainte par l'insuffisance des observations pouvant conduire à des résultats douteux.

Conclusion

L'ensemble des résultats obtenus dans notre étude sont généralement similaires à ceux obtenus par Lim et Stein (1995) dans leur article original sur le modèle NATREX. Ainsi, les résultats ont permis d'estimer le taux de change d'équilibre et les phases de mésalignement, de même qu'ils montrent que la hausse de l'indice des termes de l'échange qui est un indicateur de compétitivité économique peut se répercuter sur l'appréciation du taux de change et par conséquent contraindre les exportations marocaines, cette évidence confirme en effet l'importance du taux de change comme instrument de la compétitivité-prix et pouvant servir également comme outils d'ajustement ; d'ailleurs les différentes dévaluations compétitives engagées par les autorités monétaires durant les trois dernières décennies ont pu exercer un effet à court terme sur les exportations et cela est constatable d'après l'effet retardé pratiqué par le mésalignement du taux de change sur l'évolution de la balance commerciale marocaine, mais il faut souligner d'un autre côté que les prix des exportations marocaines qui n'ont pas évolué de façon significative les trois dernières décennies (Grâce à une faible inflation) avec un déficit persistant de la balance commerciale avancement un autre problème de

compétitivité lié d'autre part à la structure, cette idée peut être en effet corroborée par le résultat tiré de l'étude économétrique qui stipule que l'économie marocaine est dépourvue d'un effet Blassa-Samuelson¹³, puisque la faible productivité au Maroc n'arrive pas à influencer le taux de change vers l'appréciation comme voulu par l'effet Blassa-Samuelson dans les économies émergentes. Toutefois, l'impact des dépenses publiques sur le taux de change vers la dépréciation avance également un problème de la nature de ces dépenses qui sont plus orientées vers les biens échangeables contribuant à la hausse des importations et par conséquent à la détérioration de la balance commerciale.

L'étude nous apporte également une durée de retour du taux de change réel effectif à son équilibre estimée à 4 ans (retour à l'équilibre après un choc), un résultat qui est parfaitement en ligne avec les travaux de Husted et Macdonald (1998) et d'autres¹⁴ qui ont porté sur un ensemble de pays à régime de change flexible, ainsi, cela peut signifier que quelque soit le type de régime de change (fixe ou flexible), la durée d'ajustement du taux de change effectif réel (retour à l'équilibre) peut être la même.

En dernier lieu, bien que la compétitivité au Maroc peut être améliorée à travers le taux de change qui peut servir d'instrument de compétitivité-prix et d'ajustement à court terme, mais le long terme requiert une compétitivité-structurelle ne pouvant avoir lieu qu'à travers un modèle économique compétitif basé sur l'amélioration de la productivité et la qualité de l'offre exportable.

¹³ Effet caractérisant souvent les pays émergents en phase de rattrapage et qui stipule que la hausse de la productivité dans ces pays contribue à l'appréciation du taux de change

¹⁴ MacDonald (1988, 1996); Frankel et Rose (1996) ; Jorion et Sweeney (1996) ; Wu (1996)

Références

- [1] Achy, L. (2000) 'Le DH Marocain: Distorsion de change, Dévaluation et Réforme du régime de change'.
https://www.researchgate.net/profile/Lahcen_Achy/publication/266067652_Le_DH_Maroca_in_Distorsion_de_change_Devaluation_et_Reforme_du_regime_de_change/links/553d29ca0cf2c415bb0f5952/Le-DH-Marocain-Distorsion-de-change-Devaluation-et-Reforme-du-regime-de-change.pdf
- [2] Bouoiyour, J., Marimoutou, V. and Rey, S. (2004) 'Taux de change réel d'équilibre et politique de change au Maroc : une approche non paramétrique', *Économie Internationale*, (97), pp. 81-104.
- [3] Cakrani, E., Resulaj, P. and Kabelle, L. K. (2013) 'Government Spending and Real Exchange Rate Case of Albania', *European Journal of Sustainable Development*, pp. 303–310.
- [4] Dickey, D. A. and Fuller, W. A. (1981) 'Likelihood Ratio Statistics for Autoregressive Time Series with a Unit Root', *Econometrica*, 49(4), pp. 1057-1079.
- [5] Drine, I. and Rault, C. (2005) 'Déterminants de long terme des taux de change réels pour les pays en développement : une comparaison internationale', *Revue d'économie du développement*, 19(1), pp. 123-150.
- [6] Edwards, S. (1989). 'Real Exchange Rates: Devaluation and Adjustment, Exchange Rate Policy in Developing Countries', MIT Press, Massachusetts, U.S.A.
- [7] Engle, R. F. and Granger, C. W. J. (1987) 'Co-Integration and Error Correction: Representation, Estimation, and Testing', *Econometrica*, 55(2), pp. 251-276.
- [8] Frankel, J. A. and Rose, A. K. (1996) 'A panel project on purchasing power parity: Mean reversion within and between countries', *Journal of International Economics*. doi: 10.1016/0022-1996(95)01396-2.
- [9] Haoudi, A et Rabhi, A (2020) 'Taux de change et croissance économique au maroc : evidence empirique', *Finance et Finance Internatioanle*, 18(1), pp: 1-29.
<https://revues.imist.ma/index.php?journal=FFI&page=article&op=view&path%5B%5D=19178>
- [10] Husted, S. and MacDonald, R. (1998) 'Monetary-based models of the exchange rate: A panel perspective', *Journal of International Financial Markets, Institutions and Money*, 8(1), pp. 1–19. doi: 10.1016/S1042-4431(98)00021-3.
- [11] Jorion, P., Sweeney, R., 1996. Mean reversion in real exchange rates: evidence and implications for forecasting. *Journal of International Money and Finance* 15, 535-550.
- [12] Lim, G.C. and Stein, J.L. (1994) 'The Dynamics of the Real Exchange Rate and Current Account in a Small Open Economy: Australia', Chapter 3 in *Fundamental Determinants of Exchange Rates*, Oxford university press, pp: 85-125
- [13] Lim, G.C. and Stein, J.L. (1994) 'The Natural Real Exchange Rate of the United States Dollar, and Determinants of Capital Flows', Chapter 2 in *Fundamental Determinants of Exchange Rates*, Oxford university press, pp: 38-84
- [14] Luqman, A. and Bashir, F. (2014) 'Long run Determinants of Real Exchange Rate: An Econometric Analysis from Pakistan', *Pakistan Journal of Commerce and Social Sciences*. 8 (2),pp. 471- 484.
- [15] Macdonald, R. (2002) 'Modelling the long-run real effective exchange rate of the new zealand dollar ', *Australian Economic Papers*, Special, (July 2000), pp. 519–537.
- [16] MacDonlad, R. (1998), 'Exchange rates and economic fundamentals: a methodological comparison of BEERs and FEERs ', *IMF Working paper n 98/67*.
- [17] MacDonald, R. (1997) 'What determines real exchange rates?: The long and the short of it', *IMf Working paper 97/21*.

- [18] MacDonald, R., 1996. Panel unit root tests and real exchange rates. *Economics Letters* 50, 711
- [19] Macdonald, R. (1995) 'Long-Run Exchange Rate Modeling: A Survey of the Recent Evidence', *International Monetary Fund*, 42(3), pp. 437–489.
- [20] Montiel, P. J. and Servén, L. (2009) 'Real Exchange Rates, Saving And Growth : Is There A Link?', *World Bank Policy Research Working Paper*.
- [21] Narayan, P. K. (2005) 'Reformulating critical values for the bounds F-statistics approach to cointegration: an application to the tourism demand model for Fiji', *Discussion Papers 02/04-Department of Economics Monash University*.
- [22] Pesaran, M. H., Shin, Y. and Smith, R. J. (2001) 'Bounds testing approaches to the analysis of level relationships', *Journal of Applied Econometrics*. 16(3), pp. 289- 326.
- [23] Phillips, P. C. B. and Perron, P. (1988) 'Testing for a unit root in time series regression', *Biometrika*. 75, pp. 335-346.
- [24] Ragbi, A et Tounsi, S (2015), Evaluation du niveau d'équilibre du dirham marocain, *Critique économique*, 33, pp.71-88.
- [25] Rey, S. (2009) 'L'apport du NATREX à la modélisation des taux de change d'équilibre : théorie et application au dollar canadien', *L'Actualité économique*, 85(2), pp. 131–181
- [26] Vieira, F. V. and MacDonald, R. (2010) 'A panel data investigation of real exchange rate misalignment and growth', *CESIFO Working Paper*, no 3061.
- [27] Williamson, J. (1983), 'The Exchange Rate System", *Policy Analysis in International Economics*', n° 5, Institute for International Economics, Washington D.
- [28] Wu, Y., 1996. Are real exchange rates nonstationary? Evidence from a panel-data test. *Journal of Money Credit and Banking* 28, 54-63
- [29] La Banque Africaine de Développement. 2015. Diagnostic de la croissance économique au Maroc.