

# LE TAUX DE CHANGE REEL D'EQUILIBRE : UNE ETUDE APPLIQUEE POUR LE CAS DU MAROC

De :

**FADWA AMMARI**

**Chercheuse en Economie Appliquée, FSJES de Rabat-Agdal, Université Mohammed V,  
Département des Sciences Economiques, Rabat-Maroc.**

**& LAHOUCINE ASSELLAM**

**Chercheuse en Sciences Economiques, FSJES de Rabat-Agdal, Université Mohammed V,  
Département des Sciences Economiques, Rabat-Maroc.**

Sous la Direction de :

**Adil El Marhom**

**Professeur à la FSJES de Rabat-Agdal, Université Mohammed V.**

## RESUME :

Cet article présente une application du taux de change réel d'équilibre pour le cas du Maroc. Afin d'estimer le modèle, nous allons utiliser le modèle d'Edwards (1998) et de Elbadawi (1994). En procédant à l'analyse des données, nous utilisons la technique de la cointégration pour le modèle de long terme du taux de change réel. L'estimation porte sur 28 observations pour la période allant de 1980 à 2007. Les fondamentaux à utiliser sont :

L'indice de productivité, l'investissement direct étranger en pourcentage du PIB, la dette extérieure, le taux de change nominal, l'investissement en pourcentage du PIB, la dépense public en pourcentage du PIB, les termes de l'échange extérieur, et le taux d'ouverture de l'économie. Le travail se base sur la sélection à partir de ces variables des plus signifiants afin d'expliquer l'évolution du taux de change. Finalement, nous procédons au calcul de la distorsion entre le taux de change réel observé et le taux de change réel de long terme et les mésalignements s'y afférant.

## Mots Clés :

Terme de l'échange (%PIB), taux d'ouverture (% PIB), productivité, dette extérieure, taux de change nominal, mésalignements.

## ABSTRACT:

This article provides an application about the real exchange rate for the case of Morocco. We are exposing the theoretical context basing by developed version of Dornbush Model that supposing the country is small. For realizing the estimation, we use reduced equation developed by Edwards (1998) and ElBadawi(1994). By analyzing Data, we conclude that we need to use the technique of cointegration for model with a long term of the real exchange rate. The estimation has done on twenty eight years for the period between 1980 and 2007. So the fundamentals to use in model are: Index of productivities, direct foreign investment(as a percentage of GDP), exterior debt, nominal exchange rate, investment (as a percentage of GDP), the ration of public spending(as a percentage of GDP), the external terms of trade, and finally the economy's degree of openness, then, it just takes to select between these variables the most significant ones and to compare the contribution of these different fundamentals to explain how does this exchange rate grow. And finally, it's useful to calculate the distortion between the observed real exchange rate and the long term real exchange rate and the misalignments related to.

**Key-Words:** Terms of Trade (% of GDP), degree of openness (% of GDP), productivities, external debt, nominal exchange rate, misalignments.

## Introduction

Le taux de change réel joue un rôle décisif dans l'élaboration des politiques d'ajustement structurelle et dans la stabilisation économique. L'objectif de l'autorité est de procéder à une bonne gestion de taux de change. Au point de vue de la banque centrale, une gestion judiciaire du taux de change réel conduirait à des réformes de stabilisation économique et ajustement structurel, plus efficaces et relativement moins coûteuses dans le court et le moyen terme, ainsi qu'à une croissance soutenue orientée vers le futur. L'objectif est la stabilité du taux de change comme élément assurant la compétitivité vis-à-vis du reste du monde. Mesurer la compétitivité impose cependant de disposer d'une indication sur le taux de change d'équilibre fondamentale. C'est-à-dire le taux de change qui favorise la réalisation simultanée de l'équilibre interne et de l'équilibre externe.

La décision sur l'efficacité de la politique de change consiste à étudier, à la lumière de la perspective économétrique, et sur la base de données du FMI allant de 1980 à 2007, et les annuaires de la Direction de la Statistique, les mésalignements et la distorsion du taux de change. L'article suivant s'articule autour des points suivants : Le premier point portera sur le choix de variables et le modèle de long terme. Le deuxième point présentera l'étude sur le modèle à correction d'erreur retenu et servira à analyser les résultats. Le troisième point synthétisera ce travail par le calcul du taux de change réel d'équilibre et ses mésalignements.

L'interrogation centrale soulevée dans le cadre de ce papier, est de voir s'il pourrait exister des effets significatifs des variables fondamentales ; dans le cadre du régime de change adopté par le Maroc, sur le taux de change marocain. Il s'agit à partir d'une représentation d'un modèle à correction d'erreur d'apporter une réponse précise des questions suivantes :

Existe-t-il au Maroc, en régime permanent, des relations de cointégration entre les différentes variables étudiées ; si elles existent est ce qu'elles sont stables malgré les nombreux chocs ou changements qu'a connu l'économie du Maroc tout au long de cette période ?

Si oui, quelles sont les valeurs des paramètres de ces variables : élasticités de long et court terme ? Les variables influencent-elles le taux de change en régime de change adopté par le Maroc ?

### I- Choix De Variable et estimation de la relation de long terme

L'analyse du comportement du taux de change se fonde sur des équations de forme réduite, qui relient le taux de change réel aux variables économiques fondamentales agissant sur les équilibres externes et internes.

Le choix du taux d'ouverture est effectué pour la mesure de compétitivité, le taux de change nominal est retenu pour souci de mesure de politique économique, la dette extérieure nous renseigne sur le stock réel des réserves de change. L'indice de productivité est un indicateur pour détecter l'effet de Balassa-Samuelson. Voici la description des variables à retenir :

LTCRE : Logarithme du taux de change réel effectif ;

LOUV : Logarithme du taux d'ouverture ;

LTCNE : Logarithme du taux de change nominal ;

LDETTE : Logarithme de la dette extérieure(en % du PIB)<sup>1</sup>.

LPRODUCT : Logarithme de l'indice de productivité (comme variable proxy, PIB rapporté à la population active) ;

L'approche fait appel à la théorie de la cointégration et ainsi qu'à la représentation de la procédure du modèle à correction d'erreur(MCE). Cette conception guide à tester dans un premier temps la stationnarité des séries par le test de Dickey-Fuller augmenté. Ensuite, si les séries ne sont pas stationnaires, alors il est nécessaire de s'intéresser à une relation de cointégration entre elles. Cette analyse se fera par l'approche d'Engle et Granger.

### Etape1: Estimation du modèle à correction d'erreur de long terme

L'estimation du modèle à correction d'erreur consiste en deux étapes. La première consiste en l'estimation de la relation de long terme et la deuxième étape réside dans la vérification de la stationnarité des résidus.

L'estimation de la relation de long terme est représentée par l'équation suivante

$\log TCER = \beta_0 + \beta_1 \log(TCEN) + \beta_2 \log(OUV) + \beta_3 \log(DETTE) + \beta_4 \log(DEP) + \beta_5 \log(PRODUCT) + \varepsilon_t$  Le tableau suivant montre les résultats de la régression :

### Estimation du modèle de long terme du taux de change réel d'équilibre

Sample (adjusted): 1980 2007				
Included observations: 28 after adjustments				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	4.784178	0.957779	4.995077	0.0000
LOUV	-0.535470	0.054323	-9.857180	0.0000
LTCEN	0.834019	0.076173	10.94895	0.0000
LDETTE	-0.115312	0.019477	-5.920487	0.0000
LPRODUCT	-0.488121	0.088043	-5.544103	0.0000

R-squared	0.928928	Mean dependent var	-0.020504
Adjusted R-squared	0.916568	S.D. dependent var	0.098229
S.E. of regression	0.028373	Akaike info criterion	-4.126320
Sum squared resid	0.018516	Schwarz criterion	-3.888427
Log likelihood	62.76848	F-statistic	75.15394
Durbin-Watson stat	1.471388	Prob(F-statistic)	0.000000

Le  $R^2$  et le  $R^2$  ajusté sont assez importants et traduisent par conséquent une assez bonne qualité de la régression. En effet, les variables du modèle sont ceux qui ont permis d'obtenir le résultat le plus significatif. Ce tableau montre que le taux de change effectif réel s'apprécie lorsque le taux de change effectif nominal augmente. Par ailleurs, le taux de change réel effectif se déprécie lorsque les variables taux d'ouverture, dette et la productivité s'élèvent. Le choix des différentes variables sur le taux de change réel effectif s'accompagne de résultats suivants :

**Le taux d'ouverture** : son coefficient est négatif et significativement différent de zéro au seuil de 1%. Sa part d'élasticité est de l'ordre de 0,54. Une augmentation du taux d'ouverture de 1% se traduit par une baisse de 54% du taux de change réel.

<sup>1</sup> Dans d'autres travaux, c'est la charge de la dette extérieure qui est retenue, elle est divisée par le volume des exportations.

Ce résultat est conforme aux prédictions théoriques selon laquelle une augmentation du degré d'ouverture par le biais de la baisse des taxes sur les importations provoque la diminution du revenu du pays, et par conséquent la baisse de la demande des biens non échangeables. Il s'ensuit donc une dépréciation du taux de change réel. La compétitivité dégagée dès lors de ce processus peut être bénéfique au Maroc.

**La dette :** le coefficient de la dette influence en sens inverse le taux de change réel. Ainsi, une hausse de 1% du taux d'endettement par rapport au produit intérieur brut se traduit par une dépréciation du taux de change réel de l'ordre de 12%. Toutefois, il apparaît que ce taux est assez élevé vu le taux de variation de la dette. Au vu d'un taux d'endettement élevé, le Maroc ne pourrait pas faire face aux effets inflationnistes qui en découlent, ce qui justifie la tendance de la politique marocaine vers la diminution du taux d'endettement extérieur.

**Le taux de change effectif nominal :** il apparaît clairement que cette variable contribue largement dans le modèle à la variation du taux de change réel, ainsi une évaluation du taux de change nominal entraîne une appréciation du taux de change réel de 83%.

Cette élasticité positive du taux de change nominal confirme les prédictions théoriques. Ce résultat reflète ainsi le rôle de la décision de la banque centrale en matière de la directive du taux de change réel.

**La productivité<sup>2</sup> :** en augmentant le niveau de la productivité de 1%, le taux de change réel effectif se déprécie d'un niveau de 49%. Selon l'effet Balassa-Samuelson, la productivité influence le taux de change à travers l'écart entre l'augmentation du prix des biens échangeables et des biens non échangeables car la productivité dans le secteur des biens échangeables est supérieure à la productivité dans le secteur des biens non échangeables. En se référant à la théorie sur l'effet de la productivité sur le taux de change effectif réel, la réalité marocaine montre que le choc sur la productivité se concrétise par le canal des biens non échangeables. Il convient maintenant de vérifier la stationnarité du résidu du modèle, une condition nécessaire pour accepter une éventuelle hypothèse de cointégration entre ces variables.

**Test de stationnarité du résidu du modèle :** En générant le résidu sur E-views, nommé RES, il est possible de tester sa stationnarité à l'aide du test de Dickey-Fuller ou du test de Phillips-Perron.

**Tableau : test de stationnarité du résidu RES**

Null Hypothesis: RES has a unit root		
Exogenous: None		
Lag Length: 0 (Automatic based on SIC, MAXLAG=6)		
	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-3.942222	0.0003
Test critical values:		
1% level	-2.653401	
5% level	-1.953858	
10% level	-1.609571	

\*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

<sup>2</sup>La méthode d'évaluation de la productivité dans ce papier est limitée, en l'absence d'indicateurs plus performants et de données concrètes sur la production manufacturière et le nombre d'ouvriers par manufacture.

Pour valider la stationnarité du résidu, il faut comparer la statistique calculée par E-Views avec les valeurs de la table de Mackinnon, celles-là retiennent pour un échantillon inférieur à 50 et des variables explicatives de l'ordre de 5, respectivement au niveau de 1%, 5%, et 10%, les valeurs de Mackinnon suivantes : -5,41 ; -4,76 ; -4,42.

Les valeurs lues dans la table sont toutes inférieures aux valeurs suggérées ci-dessus. Il convient de dire que le résidu est stationnaire, la relation de cointégration est acceptée.

### ***Etape 2 : Validation du modèle de long terme***

Il est intéressant de vérifier par les différents tests la validité du modèle de long terme.

Test de normalité : H0 : les variables suivent une loi normale ;

H1 : les variables ne suivent pas une loi normale.

**Tableau : test de normalité de Jarque-Bera**

	TCRE	TCEN	PRODUCT	OUV	LTCRE
Jarque-Bera	27.56548	25.59489	1299361.	13.74741	11.83553
Probability	0.289570	0.252611	3.90E+08	0.348663	0.002691

	LPRODUCT	LOUV	LDETTE	DETTE	LTCEN
Jarque-Bera	300.7739	2.140840	-30.03765	10.68222	3.869577
Probability	0.182868	0.342865	7.443987	0.617699	0.144455

Au seuil de 5%, l'hypothèse de normalité est acceptée JB<5,99, ou bien si la probabilité>0,05. L'hypothèse de normalité est rejetée, au seuil de 5%, si JB>5,99 ou si la probabilité <0,05.

Par ce test, la normalité est confirmée pour la plupart des variables, excepte le logarithme du taux de change réel effectif<sup>3</sup>. Les séries LTCEN, LPRODUCT, et LOUV sont lognormales.

Test d'homoscédasticité : le test de White reflète si les séries sont homoscédastiques. Sur E-views, nous obtenons le résultat suivant :

#### **White Heteroskedasticity Test:**

F-statistic	1.168677	Probability	0.366639
Obs*R-squared	9.234183	Probability	0.322927

Les deux probabilités sont supérieures à 5%. Le modèle est homoscédastique, les estimations obtenues par les moindres carrés sont optimales.

**Test de corrélation des erreurs** : le test approprié est celui de Durbin Watson

$$\varepsilon_t = \rho\varepsilon_{t-1} + \mu_t$$

<sup>3</sup>Pour la variable taux de change réel effectif, il y a présomption de stationnarité à quelques seuils, sauf pour le test de KPSS, le résultat de normalité est bien justifié.

Le modèle respecte les conditions d'utilisation de ce test. Le modèle comporte le terme constant, il est spécifié en série temporelle, le nombre d'observations  $n=28$  est supérieur à 15, et la variable à expliquer ne figure pas en tant que variable retardée, parmi les variables explicatives.

Durbin-Watson stat	1.471388
--------------------	----------

Le test calculé figure dans la zone d'intermédiation ( $d1 < DW < d2$ ) :  $(1,03 < 1,47 < 1,85)$

Nous ne pouvons pas conclure si les erreurs sont auto corrélées ou non<sup>4</sup>.

**Test de Chow**: il consiste à examiner si les coefficients de la régression sont stables par rapport aux observations utilisées. La méthode consiste à diviser l'échantillon en deux périodes.

$H_0$  : modèle stable ;  $H_1$  : modèle instable. La date de rupture est l'année 1993.

**Tableau : test de stabilité de Chow**

Chow Breakpoint Test: 1993			
F-statistic	9.080491	Probability	0.000190
Log likelihood ratio	35.25566	Probability	0.000001

Le test de Chow donne une probabilité inférieure à 5% : le modèle est instable sur la période allant de 1980 à 2007.

**Test de Cusum** : l'intérêt de ce test est d'étudier la stabilité de la régression sans définir à priori la date de rupture sur les coefficients. Le modèle est aussi structurellement stable à partir de cette étude.

La suppression de quelques variables prouvées comme ayant une forte influence sur le taux de change réel effectif est justifiée par leur non significativité au niveau du modèle, une fois les variables prises rassemblées.

**Test de causalité de Granger** : le tableau suivant montre l'effet de causalité entre la variable dépendante et le taux de change nominal d'une part, et la productivité d'autre part.

**Tableau : la causalité entre les variables**

Sample (adjusted): 1980 2007				
Included observations: 28 after adjustments				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	1.019372	0.255436	3.990714	0.0005
LDEP	0.757730	0.185818	4.077810	0.0004
R-squared	0.390080	Mean dependent var		-0.020504
Adjusted R-squared	0.366621	S.D. dependent var		0.098229

<sup>4</sup> La méthode de Cochrane Orcutt est adaptée pour corriger la corrélation des erreurs, il s'agit d'ajouter un processus autorégressif (AR) qui donne des résultats significatifs.



En effet, le taux de change nominal cause le taux de change effectif réel à un niveau de 10%. Tandis que la productivité cause le taux de change réel à un niveau de 1%. Mais ce test ne fait pas apparaître le caractère causal des autres variables, cela ne témoigne pas de leur faible importance dans l'explication du modèle.

## II- ESTIMATION DU MODELE A CORRECTION D'ERREUR

Ce modèle permet d'analyser la vitesse de convergence du taux de change réel vers son équilibre de long terme, et d'autres part la contribution des fondamentaux à la dynamique de court terme du taux de change réel. Le modèle s'écrit sous la forme :

$$D(ltcre) = \alpha_0 + \alpha_{TCRE} RES_{t-1} + \sum_{i=1}^{28} a_i D(TCRE)_{t-i} + \sum_{j=0}^m b_j DX_{t-j} + \varepsilon_t$$

Avec

X : le vecteur des fondamentaux, X = (LOUV, LTCEN, LDETTE, LPRODUCT)

$RES_{t-1}$  : le résidu retardé estimé à partir de l'équation de l'équilibre de long terme, appelé terme de correction d'erreur, il renseigne sur la vitesse d'ajustement du taux de change réel à son équilibre.

La dynamique du court terme du taux de change réel est conditionnée négativement par les variations contemporaines du taux d'ouverture, et de la productivité. Le coefficient de la dette en différence est non significativement différent de zéro. Tandis que le taux de change nominal agit positivement sur la variation du taux de change réel.

Deux variables dichotomiques (DUMMY) ont été introduites au modèle afin de corriger les fluctuations du résidu. la variable DUM90 prend la valeur une pour l'année 1990 et zéro ailleurs, et la variable DUM83 prend la valeur une pour l'année 1983 et zéro ailleurs.

Une caractéristique commune des fondamentaux est que leurs effets sont moins grands, la dynamique est donc moins importante, d'ailleurs, les coefficients du modèle sont moins importants en le comparant à la dynamique du long terme, sauf pour la dette, qui devient une variable non significative. C'est une variable du long terme.

Le constat ici, c'est que le coefficient associé à la force de rappel est négatif (-0,4589) et significativement différent de zéro au seuil de 1% (son student est supérieur à 2,76 lu dans la table de student à 1% en valeur absolue). Il existe donc un mécanisme à correction d'erreur.

Inversement, les effets transitoires de l'ouverture contribuent à l'évolution du taux de change réel. Autrement ce dernier réagit différemment aux fluctuations annuelles de l'ouverture. Le degré de libéralisation du commerce (ouverture de l'économie) semble jouer un rôle important dans la détermination du niveau du taux de change pendant la période considérée. Le signe négatif du volume du commerce est très significatif et compatible avec une dépréciation du taux de change réel.

Tandis que la dépréciation du taux de change effectif réel sert de la compétitivité de l'économie marocaine : en effet, une hausse de cette variable de 1% augmenterait la compétitivité extérieure du pays d'environ 20%. La variable degré d'ouverture OUV, présente les résultats conformément à la théorie à court terme. Les gains de compétitivité étant plus importants à court terme qu'à long terme au vu des paramètres de la variable dévaluation nominale.

Le taux de change nominal est une variable décisive dans la détermination de taux de change réel. Le TCEN possède un coefficient positif et significatif. C'est un résultat plutôt attendu qui tend à suggérer qu'une dévaluation du taux de change nominal conduirait à une dépréciation du taux de change réel (TCRE). Cela indique que l'utilisation active et continue du taux de change nominal comme instrument de politique économique par l'Etat marocain a eu l'effet total souhaité sur le taux de change réel. Ce résultat peut être imputable par exemple au fait que le dosage des politiques d'accompagnements était compatible avec ces dévaluations. Cette variable de politique économique a donc des effets assez importants sur la compétitivité extérieure des pays. Les résultats du modèle montrent en effet que ce soit à long terme ou à court terme. Une réévaluation du taux de change nominal se traduirait par une perte de compétitivité significative en termes d'appréciation du taux de change effectif réel.

Le coefficient d'ajustement du modèle étant à -0,4589, signifie que 46% de la déviation du TCRE de son équilibre, pendant une année donnée, est corrigée dans l'année suivante. Ce qui suggère que le taux de change a tendance à revenir rapidement vers son équilibre de long terme stationnaire, s'il y a un choc.

Le modèle arrive à ajuster 45,89% du déséquilibre entre le niveau désiré et effectif du taux de change réel. Ce constat permet de déterminer le nombre d'années nécessaires pour éliminer un choc exogène donné. La formule de la vitesse d'ajustement en années est la suivante :

$$1 - |V_a|^t = 1 - \rho$$

t : le nombre d'années à calculer ;  $V_a$  : la vitesse d'ajustement ;  $\rho$  : l'ampleur du choc.

Ainsi, l'élimination de 95% d'un choc sur le taux de change réel nécessite en moyenne trois années et 10 mois<sup>5</sup>.

Après avoir généré le résidu appelé RESECM dans E-Views, il y a lieu de procéder au test de stationnarité sur ce même résidu. Celui-ci est bien stationnaire.

**Tableau : estimation du modèle à correction d'erreur<sup>6</sup>.**

Sample (adjusted): 1981 2007				
Included observations: 27 after adjustments				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
D(LOUV)	-0.201525	0.065780	-3.063599	0.0061
D(TCEN)	0.772007	0.098990	7.798811	0.0000
D(LDETTE)	-0.018142	0.029860	-0.607583	0.5503
D(LPRODUCT)	-0.187041	0.072810	-2.568901	0.0183
RES(-1)	-0.458983	0.155235	-2.956698	0.0078
DUM90	-0.038989	0.018565	-2.100073	0.0486
DUM83	-0.044218	0.017864	-2.475303	0.0224
R-squared	0.805418	Mean dependent var		-0.012187
Adjusted R-squared	0.747043	S.D. dependent var		0.032685

**Tableau : test de stationnarité du résidu (RESECM)**

<sup>5</sup>  $1 - 0,05 = 1 - |-0,4589|^t$ , donc en introduisant le logarithme dans l'équation :  $\log(0,05) = t \cdot \log(0,4589)$ , t est égal à 3,8459, ce qui indique une période de 3 années et 10 mois.

<sup>6</sup> Le modèle MCE ne retient pas les variables différenciées et retardées (dans ce cas toutes les variables sont non significatives).



Null Hypothesis: RESECM has a unit root		
Exogenous: None		
Lag Length: 0 (Automatic based on SIC, MAXLAG=6)		
	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-4.045132	0.0003
Test critical values: 1% level	-2.656915	
5% level	-1.954414	
10% level	-1.609329	
*MacKinnon (1996) one-sided p-values.		

**Les tests de validation du modèle** : Différents tests de diagnostic (Breush-Godfrey et ARCH) sur les résidus du modèle à correction d'erreur ont été effectués, le test de Breush-Godfrey, fondé sur le test de Fisher de nullité des coefficients ou de multiplicateur de Lagrange permet de tester une auto-corrélation d'un ordre supérieur à 1. L'hypothèse à tester est celle d'absence d'auto corrélation des erreurs. Le test de CUSUM, qui est fondé sur la dynamique de l'erreur de prévision, permet de détecter l'instabilité structurelle des équations de régression au cours du temps. Les statistiques CUSUM et CUSUM SQ restent dans leur intervalle, dans l'ensemble l'hypothèse d'un changement structurel est rejetée.

Le test de Jacque-Bera montre que le résidu du modèle à correction d'erreur est normal. Le test d'homoscédasticité montre que l'erreur est homoscédastique. Le test d'auto corrélation de Breush-Godfrey vérifie la non corrélation des erreurs. Les coefficients de la régression sont instables, le modèle subit une instabilité structurelle. Le modèle est globalement stable d'après le graphique du test Cusum, il s'agit d'une stabilité ponctuelle.

### III- Le calcul du taux de change réel d'équilibre

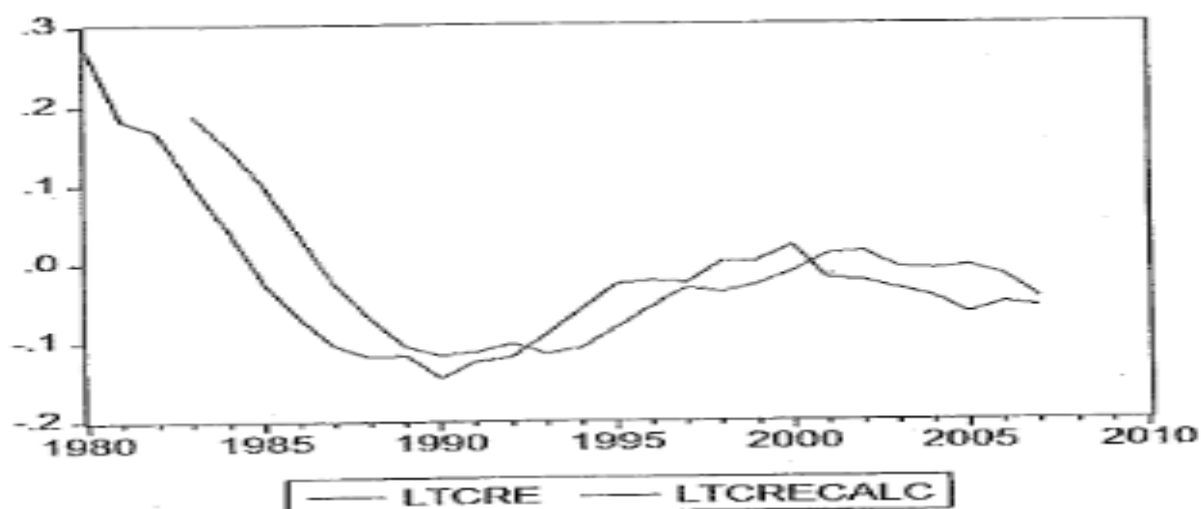
Pour obtenir le taux de change réel d'équilibre, il y a lieu de remplacer les variables fondamentales du côté droit de l'équation de long terme par leurs valeurs d'équilibre de long terme ou valeurs dites soutenables. Dans la pratique, il est recommandé de remplacer les fondamentaux par leurs moyennes mobiles centrées sur plusieurs années. L'ordre choisi est de trois<sup>7</sup>, c'est celui utilisé par Edwards(1989) qui réduit l'échantillon de trois observations. L'objectif ici est de déterminer des valeurs soutenables des fondamentaux en éliminant les chocs transitoires et de mesurer l'écart entre le taux de change observé (base FMI) et le taux de change calculé par ses fondamentaux réduites à des valeurs à moyennes mobiles centrées d'ordre trois. Le degré de mésalignements serait donc interprétable.

Les mésalignements : la méthode de la moyenne mobile centrée d'ordre trois :

Le graphique suivant montre l'évolution des deux taux de change réel, observé sur la période allant de 1980 à 2007, quand le taux de change effectif réel passe au-dessous (au-dessus) du taux de change réel d'équilibre, cela veut dire que le taux de change réel est surévalué (sous-évalué).

<sup>7</sup> Les auteurs de plusieurs articles, dont celui de Jamal Bouoiyour, Velayoudom Marimoutou et Serge Rey, écrit dans la revue française Cairn, utilisent la moyenne mobile d'ordres 4 ou 5.

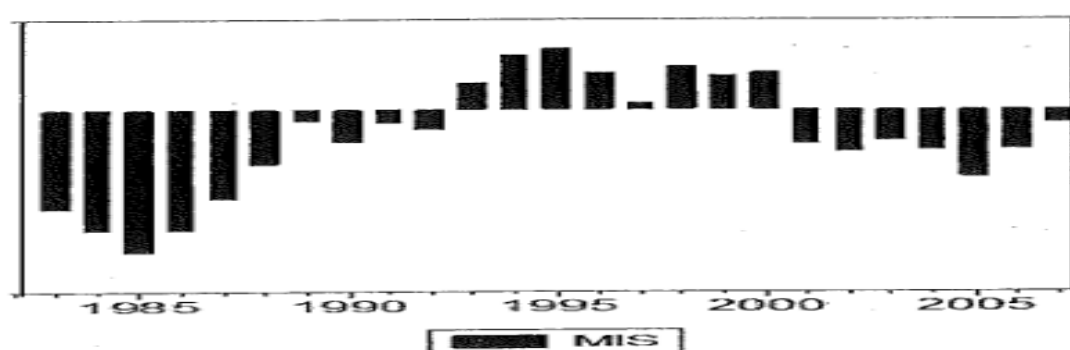
**Graphique : évolution du taux de change effectif observé(LTCRE) et du taux de change réel d'équilibre estimé(LTCRECALC)**



Le mésalignement est mesuré comme l'écart entre le taux de change réel effectif courant(en logarithme) et le taux de change réel d'équilibre fondamental .soit :

$$MIS = LTCRE - LTCRECALC$$

**Graphique : Le mésalignement du taux de change réel effectif**



Ce graphique mesure l'ampleur des écarts entre le taux de change réel observé et le taux de change réel d'équilibre. Des valeurs positives de ces écarts correspondent à une surévaluation du Dirhams, alors que des valeurs inférieures à zéro indiquent une sous-évaluation de la monnaie par rapport au taux de change d'équilibre. Les périodes de sur-sous-évaluation du taux de change effectif réel sont représentées dans le tableau suivant sur les vingt-huit années de l'échantillon :

**Tableau : les périodes de sur/sous-évaluation**

TCRE	
PERIODE	STATUT
1983-1993	SOUS-EVALUATION
1994-2000	SUREVALUATION
2001-2007	SOUS-EVALUATION

Suite à l'évènement du programme d'ajustement structurel(PAS) et sa mise en œuvre, le taux de change réel, pour la période 1983-1993, était caractérisé par une sous-évaluation accrue de ses termes. Il atteignait son niveau le plus bas en l'année 1995. Cette période avait pour objectif principal une meilleure libéralisation afin d'assainir la situation financière interne et externe du Maroc et d'asseoir une politique de prix concurrentielle. Le taux de change se situait alors en deçà de sa valeur d'équilibre. En effet, les dévaluations successives enregistrées entre 1983 et 1985, ont aussi généré un mouvement de sous-évaluation entre 1983 et 1992. Les années quatre-vingt-dix verront une accentuation du mouvement de libéralisation. En adhérent, depuis janvier 1993, aux obligations de l'article VIII du FMI, le Maroc a instauré la convertibilité du dirham pour les opérations courantes.

Entre 1994 et 2000, l'appréciation du Dirham s'explique principalement par une appréciation en terme réel de notre monnaie nationale face aux autres monnaies dont principalement le Dollar, l'Euro, la Livre Sterling. Ce qui a diminué d'autant la compétitivité du secteur exposé. Le manque de compétitivité des produits marocains aurait dû pousser les autorités à dévaluer la monnaie depuis plusieurs années. Ces derniers ont préféré concentrer leurs efforts sur la consolidation du système financier et l'allègement du fardeau de la dette. Il aura fallu attendre avril 2001 pour que les autorités dévaluent la valeur du DH de 5% ;

En 2001, les autorités ont en fait modifié la pondération des différentes devises qui composent le panier et donnant une plus grande importance à l'Euro au détriment du dollar, afin de mieux refléter l'ancrage du Maroc à la zone Euro. A partir de la seconde moitié des années 2000, le Maroc a entrepris un certain nombre de réformes touchant le fonctionnement du marché de change et la gestion des risques de change. Enfin, l'entrée en vigueur au mois d'Aout 2007, de huit nouvelles mesures de libéralisation des échanges a introduit une grande souplesse dans la disposition des moyens internationaux de change.

## Conclusion

Cet article a permis de distinguer nettement des phases de sur/sous-évaluation du dirham, sur la période 1980-2007, et de mettre en évidence le temps de retour à l'équilibre du taux de change réel effectif qui reste relativement rapide, puisqu'il lui faudrait trois ans et dix mois.

Parmi les conclusions à tirer de cette étude, il y a lieu de citer en particulier en termes de relations de long terme, la politique commerciale et la productivité comme des facteurs qui influencent énormément le taux de change.

Le choc permanent est défini par une combinaison de quatre variables : il s'agit de la productivité, le taux de change nominal, le taux d'ouverture, et la dette extérieure. Par ailleurs, le choc transitoire exclut l'effet de la dette.

Au terme de cet article, il est apparent que le régime de change constitue la principale source au vecteur de la stabilité, ce qui pousse à s'interroger sur la possibilité pour le Maroc d'adopter un régime de change qui tend vers sa flexibilité.

Dans le cadre de l'ouverture, en 1995 le Maroc a participé en quelques sortes à l'ouverture proclamée par l'Europe à travers la signature et la mise en application d'un accord d'association. Ce dernier rentre dans le cadre du nouveau partenariat Euro-méditerranéen issu du processus de Barcelone. Il s'agit d'un programme ambitieux de dialogue, d'échange et de coopération visant essentiellement à faire évoluer les échanges entre les pays.

Il convient de préciser que la période (1995-2000) est l'unique période le long de la période d'étude qui a enregistré une surévaluation du Dirham. Cette phase correspond à une conjoncture marquante, particulière au Maroc, qui pourrait être à l'origine de la surévaluation du taux de change.

Il s'agit aussi du programme MEDA pour la période 1995-99 qui a injecté dans l'économie marocaine une enveloppe financière de 656 millions d'Euros.

Sur le plan d'une politique de change prudente et dans le cadre bien entendu d'un régime de fixité de change, le Maroc compte énormément sur le poids de la dette extérieure comme variable qui balance les déséquilibres de taux de change à l'horizon du long terme.

Il est évident que le Maroc a concentré les efforts des années quatre-vingt-dix sur la baisse tendancielle de la dette externe, après avoir dévalué le Dirham en 1990, pour faire face au mouvement à la hausse de taux de change effectif nominal, durant les années quatre-vingt.

Ceci conduit à s'interroger sur les causes de cette persistance, résultat d'une politique de change particulière mais aussi le reflet de différences dans les caractéristiques structurelles des différents pays. Le niveau de la croissance, le taux d'emploi, la politique d'ancrage du Dirhams, et la politique commerciale sont aussi des instruments qui retracent le chemin que le Maroc pourrait suivre pour une fin de valeurs du taux de change soutenable.

## Bibliographie

### Ouvrages

- Hervé Fenneteau et Christian Bialés « Analyse Statistique des Données : Application et cas pour le marketing », Copyright 1999 ;
- Nicolas Carnot et Brunot Tissot « la Prévision Economique », Economica 2002 ;
- Régis Bourbonnais « Econométrie », 4ème édition, Dunod 2002 ;
- Sandrine Lardic et Valérie Mignon « Econométrie des Séries Temporelles Macroéconomiques et Financières », Economica 1998 ;
- Yadolah Dodge « Analyse de Régression Appliquée », Dunod 1999.

### Articles

- Adil Hidane « Calcul du Taux de Change Effectif Nominal et Réel du Dirham », Mars 2003 ;
- Antoine Bouveret et Henri Sterdyniak, « Les Modèles de Taux de Change, équilibre de long terme, dynamique et hystérèse », Avril 2005 ;
- Dufort en collaboration avec François Murray « Impact de l'Appréciation du Taux de Change sur la Croissance des Exportations et PIB du Québec », Décembre 2004 ;

- Hanen Gharbi « la Gestion des Taux de Change dans les Pays Emergents, la leçon des expériences récentes », Octobre 2005 ;
- Hélène Hamisultane « Econométrie des Séries Temporelles », 2003 ;
- Hervé Joly, Céline Prigent, Nicolas Sobczak, « le Taux de Change Réel d'Equilibre : Une introduction », Novembre 2005 ;
- Hélène Hamisultane « Econométrie des Séries Temporelles », 2003 ;
- Jamal Bouoiyour, VelayoudomMarimoutou et Serge Rey « Taux de Change Réel d'Equilibre et Politique de Change au Maroc : une approche non paramétrique », Mars 2004 ;
- Lahcen Achy « le Dirham Marocain : Distorsion de Change, Dévaluation et Réforme du Régime de Change », Novembre 2000 ;
- Lahcen Oulhaj « Essai de Détermination du Taux de Change Réel d'Equilibre du Dirham », Octobre 2000 ;
- Louis Morel et Benoit Erron « Relation entre le Taux de Change et les Exportations Nettes : Test de la condition Marshall-Lerner pour le Canada », Décembre 2003 ;
- Nicolas Coeurdacier, DEA « Analyse et Politique Economiques, les Taux de Change Réel d'Equilibre dans les Economies Emergentes », Septembre 2002 ;
- René Lalonde et Patrick Sabourin « Modélisation et Prévision du Taux de Change Réel Effectif Américain », Février 2003 ;
- Virginie Coudert « Comment Définir un Taux de Change d'Equilibre pour les Pays Emergents », article paru dans économie internationale, la revue du CEPII N°77, 1er Trimestre 1999 ;
- Yann Bidan « la Détermination des Taux de Change », 2004 ;
- Yannick Bbineau et Bernard Ddupont « Une Approche Dynamique du Taux de Change Réel d'Equilibre », juillet 2003 ;

## Mémoire

- Hafid Rahouane et Abdelilah Satal « Estimation du Taux de Change Réel d'Equilibre pour le cas du Maroc », juin 2002.