



Munich Personal RePEc Archive

Determinants of misalignment of the real exchange rate: An empirical analysis for the MENA region

Slimani, Slah and Ben allem, Khaoula

Département des sciences économiques, LIEI, Faculté des Sciences
Economiques et de Gestion de Tunis (FSEGT), Université de Tunis
El Manar Tunisie

January 2017

Online at <https://mpra.ub.uni-muenchen.de/81247/>

MPRA Paper No. 81247, posted 08 Sep 2017 22:59 UTC

Les déterminants du misalignement du taux de change réel : Analyse empirique pour le cas de la région MENA

Slah Slimani¹, Khawla Ben Allem²

¹Département des sciences économiques, LIEI, Faculté des Sciences Economiques et de Gestion de Tunis (FSEGT), Université de Tunis El Manar Tunisie. Slimani.s2014@gmail.com

²Département de Finance, Ecole Supérieure de Commerce de Tunis (ESCT), Université de Manouba. Khaoula.benallelem@gmail.com

Résumé

Ce papier a pour objectif d'expliquer l'ampleur du misalignement du taux de change réel et ses déterminants pour les pays du MENA. Le misalignement est défini comme la déviation du taux de change réel de son niveau d'équilibre, à la différence de la volatilité qui est définie comme des fluctuations très fréquentes mais qui ne persistent pas. A travers cette étude, on essaye d'élargir l'analyse traditionnelle, en se focalisant essentiellement sur le rôle des régimes de change sur le misalignement du TCER. Sur le même sens d'idée, on met en évidence les rôles du phénomène de persistance du misalignement, de la qualité des institutions, du développement financier et de l'inflation dans le misalignement du taux de change réel d'équilibre des pays de la région. Les résultats de l'analyse empirique montre que le régime de change le plus avantageux pour les pays de la région MENA est le régime flottant. Egalement, la qualité des institutions, le développement financier et l'inflation constituent des déterminants effectifs du glissement du TCER de sa valeur d'équilibre.

Abstract

The purpose of this paper is to explain the magnitude of the misalignment of the real exchange rate and its determinants for the MENA countries. Misalignment is defined as the deviation of the real exchange rate from its equilibrium level, unlike volatility which is defined as fluctuations that are very frequent but do not persist. Through this study, an attempt is made to broaden the traditional analysis, focusing mainly on the role of the exchange rate regimes on misalignment of the REER. On the same point of view, the roles of the persistence of misalignment, the quality of institutions, financial development and inflation in the misalignment of the real equilibrium exchange rate of the region. The results of the empirical analysis show that the most advantageous exchange rate regime for the MENA countries is

the floating regime. Also, the quality of institutions, financial development and inflation are determinants of the shift of the REER from its equilibrium value.

Introduction

La plupart des travaux de recherches ne fournissent pas beaucoup de résultats sur l'impact de la volatilité du taux de change réel, alors qu'ils ont constaté un impact significatif du misalignement sur les variations des indicateurs macroéconomiques. Les variables qui peuvent être affectées par le phénomène du misalignement sont la croissance de l'économie (Cottani et al., 1990 ; Chra et Grennes, 1993 ; Rodrik, 2008 ; Hams et Kretschmann, 2009), l'accumulation du capital (Goldberg, 1993 ; Serven, 2003 ; Kandilov et Leblebicioglu, 2011), l'investissement direct étranger (Froot et Stein, 1991 ; Glodberg, 2009), les exportations (Skkat et Varoudakis, 2000 ; Freund et Pierola, 2012), les crises monétaires (Bussière et Fratzscher, 2006) et la balance commerciale (Hoffmann, 2007).

Le misalignement du taux de change réel est, généralement, associé avec le choix d'un régime de taux de change, essentiellement suite à l'effondrement du système de Bretton-Woods en 1973. Normalement, chaque pays déclare son choix du régime de change pour les organisations internationales telles que le FMI. Ceci est appelé régime de jure. Toutefois, dans la pratique, le régime de jure et le régime effectivement mises en œuvre coïncident rarement. Cette divergence conduit à l'élaboration du concept du régime de facto (Reinhart et Rogoff, 2004 ; Levy-Yeyati et Sturzenegger, 2005), qui se réfèrent au régime de taux de change effectivement mis en œuvre. Dans ces faits, on se concentre dans ce papier sur le concept de facto.

D'une manière générale, chaque pays peut convertir son taux de change de facto à une autre monnaie, de le laisser flotter librement ou de contrôler son flottement. Chaque catégorie comprend certains régimes variants. Les régimes de change réfèrent au niveau du taux de change nominal et l'association avec un certain niveau de misalignement. Selon les modèles macroéconomiques standards, il n'est pas, à priori, clair lequel des régimes de changes qui induit plus de misalignement. En vertu d'un régime de change flexible, le marché de change détermine le niveau approprié du taux de change nominal. Par conséquent, le défaut d'alignement du taux de change réel ne peut être que temporaire. En revanche, étant donné que, sous les régimes fixes, les taux de change nominaux ne peuvent être ajustés, ceci induit le risque de misalignement. Toutefois, si les marchés des biens sont parfaitement efficaces, les prix pourraient répondre aux pressions du marché et ramener le taux de change réel à son

niveau d'équilibre, même si le taux de change nominal ne change pas. En réalité, le taux de change réel montre un niveau non négligeable de défaut d'alignement dans les deux régimes de change fixe et flexible. Sous les régimes de change fixe cela pourrait être lié à la rigidité du prix nominal (Engle, 2010). Sous les régimes de change fixe, cela pourrait en raison d'information imparfaite chez les investisseurs (Edwards, 2011). Certaines analyses empiriques confirment que le taux de change réel peut être non aligné quelque soit le régime nominal (Coudert et al. 2013 ; Nourira et al. 2011).

Si plusieurs études montrent que le taux de change réel peut être désaligné quelque soit le régime, d'autres études se sont focalisées à démontrer si un régime donné est plus enclin aux défauts d'alignement que d'autres. Dans cette vision, Dubas (2009) a montré que le misalignement est plus marqué dans les pays en développement, en constatant que le flottement libre conduit à beaucoup plus de misalignement. En revanche, Coudert et Couharde (2009) et Holtemoller et Mallick (2013) ont constaté que le régime de change fixe induit plus de misalignement que le régime de change flottant. La divergence des deux résultats d'études pourrait être due aux approches économétriques, aux caractéristiques de l'échantillon étudiées. Collins (1996) suggère que le degré accepté ou toléré du misalignement du taux de change réel dépend d'autres facteurs d'ordres éco-politique ou dépend des tensions inflationnistes. La littérature récente identifie deux facteurs qui sont déterminants dans le niveau d'acceptation ou de tolérance du misalignement du taux de change réel. Ces deux facteurs sont la qualité des institutions et le développement financier. Par exemple, Rodrik (2008) recommande une stratégie basée sur une un taux de change de déséquilibre active quant les institutions domestiques sont faibles.

Egalement, Aghion et al. (2009) et Elbadawi et al. (2012) constatent que l'effet du misalignement du taux de change sur la croissance est négligeable quant le système financier du pays est développé. Ce cout faible du misalignement pourrait rendre le pays relativement plus tolèrent aux misalignement.

A travers ce papier, il convient, initialement de présenter la méthode d'estimation du misalignement, en le calculant pour le cas des pays de la région MENA. Par la suite, on analyse, empiriquement, les déterminants de leurs taux de change réel d'équilibre. On finit ce papier par une conclusion et on présente quelques recommandations.

I. Estimation de misalignement des taux de change

La première étape dans cette analyse consiste à évaluer, pour chaque pays de l'échantillon, l'ampleur du décalage entre le taux de change réel observé et le taux de change qu'il devrait avoir sous l'hypothèse que l'équilibre macroéconomique de l'économie soit maintenu. Le taux de change observé considéré ici est le taux de change réel effectif qui est le plus couramment utilisé.

Pour obtenir le taux de change compatible avec l'équilibre macroéconomique, nous utilisons un modèle économétrique inspiré des travaux d'Edwards (1988). Ce modèle nous permet de calculer l'équilibre effectif réel du taux de change. La différence entre le taux de change réel effectif observé et le taux de change d'équilibre est considéré dans notre étude comme la mesure du misalignement

1. Le modèle de misalignement du taux de change effectif réel (TCER)

Etant donné que nous traitons le cas des pays du MENA, l'indice le plus utilisé dans le calcul du TCER est l'indice des prix à la consommation (IPC), puisqu'il est disponible sur le long terme pour l'ensemble des pays. Nous calculons donc le TCER sur la période 1999-2015 selon la formule suivante :

$$\ln(TCER) = \sum_{j=1}^9 \left(w_j \ln \left(e_j * \left(\frac{IPC}{IPC_j} \right) \right) \right) \quad (1)$$

Avec

- *IPC* : indice du prix à la consommation du pays
- *IPC_j* : indice du prix à la consommation du pays partenaire j
- *e_j* : le taux de change bilatéral nominal du pays j
- *w_j* : le poids du jème partenaire dans le commerce du pays avec ses principaux partenaires.

Le TCER est construit de façon qu'une augmentation signifie une appréciation.

Le TCER est décomposé en deux composantes : une composante qui concerne le taux de change effectif réel d'équilibre et une composante qui renvoie au misalignement. En effet, l'approche d'Edwards (1988) fait distinction entre les deux sources de la variation du TCER.

Son modèle théorique et dynamique initial considère une petite économie ouverte avec trois types de biens. Des biens exportables, des biens importables et des biens non échangeables. Le taux de change d'équilibre est défini comme le taux de change qui correspond à une situation où les équilibres internes et externes sont simultanément atteints. L'économie est censée produire des biens exportables non échangeables, des biens importables et consommés et des biens non échangeables. L'Etat consomme les biens importables et les biens non échangeables, en utilisant à la fois les impôts et les crédits intérieurs pour financer ses dépenses. Egalement, le secteur privé ne peut pas emprunter de l'étranger. En outre, on suppose qu'il n'y a pas de dette publique intérieure. La résolution du modèle montre que, dans les conditions possibles, les barrières élevées à l'importation se traduiront par une appréciation d'équilibre réelle de même que l'augmentation de la consommation des biens non échangeables par l'Etat. Une amélioration des termes de l'échange peut se traduire soit par une dépréciation réelle ou une appréciation réelle. Une augmentation exogène dans les flux de capital entraîne une appréciation réelle d'équilibre.

Dans son modèle empirique, Edwards (1988) simplifie le modèle théorique et suggère d'autres déterminants réels possibles qui pourraient être introduite dans le modèle empirique.

La mise en œuvre empirique de cette étude est confrontée à quelques problèmes tels que la disponibilité des séries chronologiques de certaines variables explicatives. Pour estimer l'équation du TCER, des proxys ont été pris en compte pour quelques variables, telles que les droits d'importation et les barrières non tarifaires. Par conséquent, ces variables peuvent être mesurées par le degré d'ouverture.

Sur la base de ce qui a précédé, on estime le modèle empirique suivant en ajoutant une variable supplémentaire à savoir les crises de changes, étant donné que cette variable est source de misalignement important indépendamment des autres variables (Dubas, 2009).

$$\ln(\text{TCER}_{it}) = \alpha_0 + \alpha_1 \ln(\text{Ouv_pib}_{it}) + \alpha_2 \ln(\text{IDE_pib}_{it}) + \alpha_3 \ln(\text{T_ech}_{it}) + \alpha_4 \ln(\text{Dette_pib}_{it}) + \alpha_5 \ln(\text{dep_pib}_{it}) + \alpha_6 \text{Crise}_{it} + \varepsilon_{it} \quad (2)$$

Avec

- **TCER_{it}** : le taux de change effectif réel du pays i à l'année t
- **Ouv_pib_{it}** : taux d'ouverture qui est le rapport des importations et des exportations par rapport au PIB. Il est prévu que l'ouverture commerciale exercera une pression sur

le prix relatif des biens échangeables et des biens non échangeables, en entraînant une dépréciation du TCER d'équilibre. Donc son coefficient devra être négatif.

- **IDE_pib_{it}** : le flux de capital net exprimé par les IDE par rapport au PIB. Un flux de capital élevé entraîne une demande plus forte pour les biens échangeables et non échangeables et conduit à un prix relativement plus élevé des biens non échangeables avec une appréciation du TCER. Donc son coefficient devrait être positif.
- **T_ech_{it}** : les termes d'échange exprimés par le ratio des exportations aux importations du pays i à l'année t
- **Dette_pib_{it}** : ratio du service de la dette au PIB du pays i à l'année t. plus il y a de services de la dette publique, plus il y a demande en devise étrangère, induisant ainsi la dépréciation du TCER. Donc coefficient devrait être négatif.
- **dep_pib_{it}** : ration des dépenses publique au PIB du pays i à l'année t
- **Crise_{it}** : la variable crise prend 1 s'il s'agit d'une année de crise et zéro sinon.
- **ε_{it}** : un terme d'erreur.

Les signe des variables **T_ech_{it}**, **Dette_pib_{it}**, **dep_pib_{it}** et **Crise_{it}** dépendent de certains nombres de facteurs tels que les flux de capitaux et la consommation qui peuvent être détournés en faveur des biens échangeables ou en faveur des biens non échangeables.

2. Calcul du misalignement du taux de change effectif réel

Les résultats de la régression de l'équation (2) permettront d'obtenir les paramètres (les coefficients) d'équilibres des variables du modèle qui donnent le taux de change effectif réel d'équilibre.

En utilisant les coefficients estimés des variables relatives à l'équilibre du taux de change effectif, on peut calculer le degré du misalignement du TCER. Il convient de noter que le misalignement se réfère à la différence entre le TCER observé et le TCER d'équilibre (TCERE). Ce dernier est donné par les valeurs ajustées en utilisant les coefficients estimés d'équilibre. On définit, ainsi, comme misalignement :

$$Mis = \left(\frac{TCER}{TCERE} - 1 \right) * 100 \quad (3)$$

Les valeurs positives de la série du misalignement obtenue correspondent à une sur évaluation et les valeurs négatives correspondent à une sous évaluation du taux de change effectif réel.

II. Analyse empirique des déterminants du malalignement du TCER

Après avoir estimé et calculé le malalignement du TCER, on procède à estimer les déterminants qui sont derrière le dérapage du TCER de son niveau d'équilibre. En s'inspirant des travaux de Ridha Nouira et Khaled Sekkat (2015), on examine les déterminants du malalignement du TCER pour le cas des pays du MENA.

1. Le modèle

On estime l'équation du modèle suivante :

$$|Mis_{it}| = \beta_0 + \beta_1 |Mis_{it-1}| + \beta_{2j} \sum_{j=1}^{j=3} Regime_{ijt} + \beta_{3k} \sum_{k=1}^{k=k} X_{ikt} + \varepsilon_{it} \quad (4)$$

Avec

- $|Mis_{it}|$: Le malalignement du pays i à l'année t . cette variable est prise en valeur absolue puisque les deux cas de sous évaluation et de sur évaluation sont considérées comme des sous optimales. Ceci permet d'examiner le facteur qui influe sur le degré de malalignement globale.
- $Regime_{ijt}$: cette variable se réfère à un ensemble de régime qui prennent 1 si le régime mis en œuvre par le pays i est fixe, 2 si le régime du pays i mis en œuvre est intermédiaire et 3 si le régime du pays i mis en œuvre est flottant. Selon la littérature du taux de change, le type de régime est un déterminant du malalignement du TCER.
- X_{ikt} : C'est la matrice d'un ensemble de variables explicatives du malalignement du TCER. Cette matrice comprend :
 - La variable **inflation** qui est susceptible d'augmenter le malalignement, la qualité des institutions.
 - La variable de **la qualité des institutions** : Selon Rodrik (2008), une stratégie de taux de change du déséquilibre actif (sous évaluation) peut stimuler la croissance si la qualité des institutions du pays est faible. nous utilisons l'indice International Country Risk Guide (ICRG). La haute qualité des institutions est censée réduire la tolérance aux défauts d'alignement. Par conséquent, le coefficient correspondant devrait être négatif.
 - **Le développement financier** : Aghion et al (2009) et Elbadawi et al. (2012) constatent que l'effet du malalignement du TCER est faible sur la croissance si

le système financier du pays est bien développé. La baisse du cout du misalignement pourrait rendre le pays relativement plus tolèrent aux défauts d'alignement du TCER au TCER d'équilibre. Nous utilisons le ratio du crédit intérieur au secteur privé par rapport au PIB comme proxy du développement financier des pays (Aghion et al, 2009; Elbadawi Et Al, 2012)

- ε_{it} : Un terme d'erreur
- $|Mis_{it-1}|$: C'est la variable dépendante retardée. Notre choix d'utiliser cette variable est motivé par la persistance du misalignement dans les pays en développement y compris les pays de la région MENA (Nouira et al, 2011).

2. La méthode d'estimation du modèle

Dans le cas d'un modèle de panel dynamique, les estimateurs MCO (Moindres carrés ordinaires) et MCG (Moindres carrés généralisés) sont souvent inefficaces. L'estimateur GMM représente une solution à ces anomalies d'estimation. En effet, la présence d'un problème d'endogénéité n'encourage pas à utiliser les techniques économétriques standards pour des données de Panel dynamique, du fait que leur usage risque de donner des estimateurs biaisés et non convergents à cause de corrélation entre les variables endogènes et le terme d'erreur.

La méthode d'estimation économétrique utilisée pour estimer un modèle de panel dynamique est la méthode des moments généralisés (MMG) proposée par Arellano et Bond (1991). En effet, cette méthode est souvent utilisée dans la littérature empirique récente en particulier en macroéconomie et en finance (Greene, 2011) compte tenu du type de données et du modèle analysé. Cette méthode permet de contrôler les effets spécifiques individuels et temporels, et de pallier les biais d'endogénéité des variables. Il existe deux types d'estimateurs des moments généralisés : l'estimateur d'Arellano et Bond (1991) ou GMM en différence et l'estimateur de Blundell et Bond (1998) ou GMM system. La méthode des moments généralisés est recommandée pour l'estimation des données de panels dans le sens où elle permet de corriger plusieurs biais potentiels introduits par le caractère autorégressif des modèles dynamiques.

Pour notre cas, l'utilisation d'une variable explicative retardée Mis_{it-1} pose le problème d'instantanéité avec le terme d'erreur résiduelle car si la variable Mis_{it} est corrélé avec le terme d'erreur, alors Mis_{it-1} est également corrélé, ce qui rend les estimateurs économétriques classiques (Modèle à effet fixe, modèle à effet aléatoire biaisés et non consistants sur l'équation du modèle d'ajustement dynamique (Nickell, 1981). Egalement, la

méthode MMG est efficace dans le sens où les chocs externes qui peuvent affecter le misalignement peuvent également affecter les variables explicatives (Marchira et Mura, 2008 ; Roodman D, 2009).

Principe de la méthode :

La méthode GMM repose sur les conditions d'orthogonalité entre les variables retardées et le terme d'erreur, aussi bien en différences premières qu'en niveau. Lorsque le modèle dynamique est exprimé en différences premières, les instruments sont en niveau et vice versa. Dans le modèle à estimer, l'utilisation des variables retardées comme instruments diffère selon la nature des variables explicatives. La validité des instruments retenus peut être confirmée ou infirmée par les tests de Hansen et de Sargan. Il existe deux variantes d'estimateur des GMM en panel dynamique. L'estimateur GMM en différences premières et l'estimateur GMM en système.

▪ **GMM en différences premières :**

L'estimateur GMM en différences premières d'Arellano et Bond (1991) consiste à prendre pour chaque période la première différence de l'équation à estimer pour éliminer les effets spécifiques individuels. Nous obtenons :

$$\Delta y_{it} = \beta \Delta y_{it-1} + \varphi X_{it} + \Delta \varepsilon_{it} \quad (5).$$

Ensuite, il s'agit d'instrumenter la variable endogène retardée par ses valeurs passées de 2 périodes et plus. Toutefois, cette méthode ne permet pas d'identifier l'effet des facteurs invariants dans le temps. De plus, Blundel et Bond (1998) ont montré à l'aide des simulations de Monte Carlo que l'estimateur GMM en système est plus performant que celui en différences premières. Ce dernier donne des résultats biaisés dans des échantillons finis lorsque les instruments sont faibles.

▪ **GMM en système :**

L'estimateur GMM en système de Blundel et Bond (1998), combine les équations en différences premières avec les équations en niveau. Les instruments dans l'équation en différences premières sont exprimés en niveau et vice versa.

$$\begin{aligned} \Delta y_{it} &= \beta \Delta y_{it-1} + \varphi \Delta X_{it} + \Delta v_t + \Delta \varepsilon_{it} \\ y_{it} &= \beta y_{it-1} + \varphi X_{it} + v_t + \varepsilon_{it} \end{aligned} \quad (6)$$

Les principaux tests en panels dynamiques, reposent sur les hypothèses suivantes à accepter.

- **Test de Sargan** : H_0 : Les instruments sont valides.
- **Absence de corrélation sérielle des résidus.**
 H_1 : Corrélation négative d'ordre 1 des résidus.
 H_0 : Absence de corrélation d'ordre 2 des résidus.

III. Estimation des déterminants du misalignement du TCER et résultats : cas des pays du MENA

1. Estimation du misalignement du TCER

Présentation de l'échantillon d'étude et des variables

L'échantillon d'étude se compose de 10 pays membres de la région de MENA. Nous avons écarté ceux dont les données ne sont pas complètement disponibles sur les bases de données internationales. Les ressources de données sont extraites des ressources statistiques de la Banque Mondiale (BM), de l'UNCTADSTAT (plateforme de données statistiques de la CNUCED et du site de Kenneth Rogoff. Dans notre analyse nous exploitons les données à travers un modèle de panel cylindré sur la période de l'année 1999 à 2015.

Choix des variables d'étude et équation du modèle

Afin de présenter les variables de notre analyse, nous rappelons le modèle de base à étudier. Ce modèle met en relation le taux de change effectif réel, en tant que variable dépendante, d'un coté, et les variables explicatives du TCER, à savoir, les flux des IDE, le capital humain et l'ouverture commerciale. L'équation du modèle de panel s'écrit comme suit :

$$\ln(\text{TCER}_{it}) = \alpha_0 + \alpha_1 \ln(\text{Ouv_pib}_{it}) + \alpha_2 \ln(\text{IDE_pib}_{it}) + \alpha_3 \ln(\text{T_ech}_{it}) + \alpha_4 \ln(\text{Dette_pib}_{it}) + \alpha_5 \ln(\text{dep_pib}_{it}) + \alpha_6 \text{Crise}_{it} + \varepsilon_{it} \quad (7)$$

Avec,

- **TCER_{it}**: La variable dépendante du modèle qui est le taux de change effectif réel.
- **Ouv_pib_{it}**: cette variable explicative représente le taux d'ouverture du pays à l'année t
- **IDE_pib_{it}**: Cette variable explicative représente le ratio de l'investissement direct étranger (IDE) par rapport au PIB.
- **T_ech_{it}**: Cette variable représente les termes de l'échange : rapport entre les exportations et les importations
- **Dette_pib_{it}** : Cette variable représente le ratio de la dette par rapport au PIB du pays i à l'année t
- **dep_pib_{it}** : Cette variable explicative représente le ratio des dépenses publiques par rapport au PIB du pays i à l'année t.
- **Crise_{it}** : représente la variable crise égale à 1 si année de crise et 0 sinon

Notre objectif de l'estimation de ce modèle est de déterminer les coefficients d'équilibre du TCER avec lesquels nous pouvons calculer, par la suite, le niveau du misalignement du TCER de chaque pays par rapport à son état d'équilibre.

Statistiques descriptives, étude de la corrélation et de la stationnarité des variables

Avant d'entamer la phase des estimations économétriques, il semble impératif de mener des analyses exploratoires en termes de statistiques descriptives et de corrélation des variables. Ceci permet d'avoir une idée primitive sur la nature de relation entre elles, de leur niveau de corrélation, ainsi que la nature de leur distribution.

Tableau 1 : statistiques descriptives des variables

	TCER	T_ECH	OUV_PIB	IDE_PIB	DETTE_PIB	DEP_PIB	CRISE
Mean	112.5025	1.235529	91.15550	2.108993	51.16867	15.58727	0.470588
Median	104.1954	1.198103	89.06832	1.354242	34.48277	16.17711	0.000000
Maximum	314.8146	2.833778	188.4467	15.75020	337.1000	30.50423	1.000000
Minimum	35.10747	0.594249	30.38308	- 1.166836	3.194411	5.745824	0.000000
Std. Dev.	55.66453	0.442521	34.14163	2.307619	67.32783	4.682356	0.500609
Skewness	1.626119	1.182851	0.489669	2.209047	3.172450	0.170078	0.117851
Kurtosis	5.719011	4.404047	2.667587	10.36150	13.53507	2.828818	1.013889
Jarque-Bera	127.2880	53.60594	7.576355	522.1215	1071.323	1.027151	28.33470
Probability	0.000000	0.000000	0.022637	0.000000	0.000000	0.598352	0.000001
Sum	19125.43	210.0400	15496.44	358.5288	8698.675	2649.835	80.00000
Sum Sq. Dev.	523653.3	33.09439	196995.0	899.9424	766083.3	3705.233	42.35294
Observations	170	170	170	170	170	170	170

Source : Auteur

Ce tableau résume les statistiques descriptives des variables à savoir, leur valeur moyenne, leur valeur maximale et leur valeur minimale. On remarque que la variable du taux de change effectif réel (TCER) possède une valeur moyenne de 112.5% pour l'ensemble des pays de l'échantillon avec une variation comprise entre 35.1% à 314.8% durant la période étudiée. . Le coefficient du Skewness est positif et différent de zéro, ce qui implique que la distribution est asymétrique à droite, caractérisée alors par un léger étalement à droite. Le coefficient Kurtosis, ou coefficient d'aplatissement de Pearson mesure l'aplatissement, ou au contraire la pointicité d'une distribution. Un coefficient d'aplatissement élevé implique que la distribution est plutôt pointue en sa moyenne, et a des queues de distribution épaisses. Dans notre cas d'étude, le coefficient d'aplatissement, Kurtosis, correspondant au TCER est de l'ordre de

5.71 qui est supérieur à 3 (Kurtosis de la loi normale), reflétant, une distribution leptocurtique, et montrant que la densité à un pic plus important que la loi normale.

En ce qui concerne la variable des termes des échanges, ce ratio a une valeur moyenne égale 1.23%, en variant entre 0.59 et 2.3%. Le coefficient Skewness est égale à 1.18, positif et différent de zéro, d'où la distribution de cette variable est asymétrique à droite, caractérisée alors par un léger étalement à droite. Son coefficient Kurtosis égale à 4.4, supérieur à 3, donc sa distribution est leptocurtique, avec une densité à un pic plus important que la loi normale.

Le ratio de l'ouverture au PIB des pays est, moyennement de l'ordre de 91.15% durant la période 1999 – 2015. Il varie entre 30.38% et 188.44%. Son coefficient Skewness est positif et différent de zéro, d'où, sa distribution est asymétrique à droite, caractérisée alors par un léger étalement à droite. Le coefficient Kurtosis, égal à 2.66, inférieur à 3, donc sa distribution a une densité avec un pic moins important que la loi normale.

La variable du ratio des IDE au PIB est moyennement égale à 2.10% de l'ensemble des pays, en fluctuant dans une fourchette entre -1.16 et 15.75. Le coefficient Skewness est égale à 2.2, supérieur à zéro ; d'où sa distribution se caractérise par un léger étalement à droite par rapport à la loi normale. Son Kurtosis est supérieur à 3, d'où sa distribution a une densité avec un pic plus important que la loi normale.

La variable du ratio de la dette au PIB a une valeur moyenne, durant la période étudiée de 51.16%, avec une variation pour l'ensemble des pays entre 3.19% et 337.1%. Son coefficient Skewness est supérieur à zéro, donc, sa distribution est asymétrique à droite. Le coefficient Kurtosis correspondant est 13.53, largement supérieur à 3 et sa distribution a une densité avec un pic plus important que la loi normale.

La variable des dépenses publiques au PIB a une valeur moyenne pour la période d'étude égale à 15.58%, variant pour l'ensemble des pays de l'échantillon entre 5.74 et 30.5%. Son Skewness est de l'ordre de 0.17, légèrement supérieur à zéro, donc, sa distribution est légèrement asymétrique à droite. Le coefficient Kurtosis est de 2.82, inférieur à 3, donc le pic de sa densité est inférieur à celui de la loi normale.

Finalement, la variable Crise a une valeur moyenne de 0.47, en fluctuant entre 0 et 1. Son coefficient Skewness est de l'ordre de 0.11 légèrement supérieur à zéro, d'où, elle est légèrement asymétrique à droite. Son coefficient Kurtosis est de 1.01, inférieur à 3, indiquant que le pic de la distribution de cette variable est plus faible de celui de la loi normale.

Etude de la corrélation des variables

La matrice de la corrélation des variables permet de vérifier à quel niveau les variables sont linéairement dépendantes. Nous disons que deux variables sont fortement corrélées si leur coefficient de corrélation est proche de 1 ou de -1, alors que cette corrélation est faible si ce coefficient est, négativement ou positivement proche de zéro.

	TCER	T_ECH	OUV_PIB	IDE_PIB	DETTE_PIB	DEP_PIB	CRISE
TCER	1.000000						
T_ECH	-0.143440	1.000000					
OUV_PIB	-0.463624	0.133745	1.000000				
IDE_PIB	-0.042057	-0.118495	0.281493	1.000000			
DETTE_PIB	-0.138526	-0.339724	0.217101	-0.143748	1.000000		
DEP_PIB	-0.228345	0.024773	0.023542	-0.178777	0.063553	1.000000	
CRISE	-0.097935	-0.112010	-0.072014	-0.162985	0.027246	0.069440	1.000000

Tableau 2 : Matrice de corrélation Source : Auteur

La matrice ci-dessus a permis de révéler le non existence d'un vrai problème de corrélation entre les variables du modèle. En effet, tous les coefficients sont proches de zéro.

Etude de la stationnarité des variables

Etant donné que les modèles économétriques sont conçus afin d'estimer des séries chronologiques des variables qui doivent être stationnaires, il semble fondamental de tester la stationnarité des variables du modèle. La stationnarité des variables entre dans l'étape de perfectionnement des séries afin de mener des estimations permettant d'avoir des paramètres et des estimateurs non biaisés. Pour des données de panel, les tests de stationnarité les plus utilisés sont celui de Levin et Chu et celui d'Im, Pesaran et Shin (IPS).

Les tests de stationnarité supposent généralement, sous une hypothèse nulle, que la variable à une racine unitaire (non stationnaire), et sous une hypothèse alternative, la variable ne possède pas une racine unitaire (stationnaire). Le tableau suivant résume les différents tests de stationnarité, en niveau et en différence première :

Variable : TCER	Prob. (Niveau)	Prob. (DF)
H0 : Racine unitaire (racine unitaire commun)		
Levin, Lin & Chu t	0.01*	0.02*
H0 : Racine unitaire (racine unitaire individuel)		
Im, Pesaran and Shin W-stat	0.45	0.026*
Variable : IDE_PIB		
H0 : Racine unitaire (racine unitaire commun)		
Levin, Lin & Chu t	0.39	0.0009*

H0 : Racine unitaire (racine unitaire individuel)		
Im, Pesaran and Shin W-stat	0.48	0.0021*
Variable : Ouv_pib		
H0 : Racine unitaire (racine unitaire commun)		
Levin, Lin & Chu t	0.3	0.00*
H0 : Racine unitaire (racine unitaire individuel)		
Im, Pesaran and Shin W-stat	0.91	0.0003*
Variable : T_ech		
H0 : Racine unitaire (racine unitaire commun)		
Levin, Lin & Chu t	0.00*	0.00*
H0 : Racine unitaire (racine unitaire individuel)		
Im, Pesaran and Shin W-stat	0.0013*	0.00*
Variable : Dette_pib		
H0 : Racine unitaire (racine unitaire commun)		
Levin, Lin & Chu t	0.44	0.011*
H0 : Racine unitaire (racine unitaire individuel)		
Im, Pesaran and Shin W-stat	0.85	0.03*
Variable : Dep_pib		
H0 : Racine unitaire (racine unitaire commun)		
Levin, Lin & Chu t	0.08	0.00*
H0 : Racine unitaire (racine unitaire individuel)		
Im, Pesaran and Shin W-stat	0.53	0.0006*
Variable : Crise		
H0 : Racine unitaire (racine unitaire commun)		
Levin, Lin & Chu t	0.09	0.98
H0 : Racine unitaire (racine unitaire individuel)		
Im, Pesaran and Shin W-stat	0.09	0.01*

Tableau 3 : la stationnarité des variables

Source : Auteur

Selon les résultats obtenus par les tests de stationnarité, il semble qu'il existe des variables qui sont stationnaires en niveau selon le test Levin et ne le sont pas selon IPS et vice versa. Etant donné que le test IPS est plus fiable, nous observons qu'il y a des variables qui sont stationnaires en niveau, telles que la variable des termes de l'échange, alors que les autres deviennent stationnaires dès que nous les convertissons en différence première. Nous pouvons conclure que, selon le test IPS, toutes les variables sont stationnaires en différence premières.

La relation de long terme entre les variables (Test de Cointegration)

Le test de Cointegration des variables permet de vérifier s'il existe une éventuelle relation de long terme. Ce test qui doit être conditionné par la stationnarité des variables en différence première, est parmi les tests qui justifient la validité des paramètres du modèle et le fit général du modèle. Il convient d'estimer le modèle par la méthode des moindres carrés

ordinaires complète (FOLS) si les variables de notre modèle sont cointégrées. En effet, cette méthode, développée par Phillips et Hansen (1990) est susceptible de nettoyer le terme d'erreur de toute auto corrélation, d'hétéroscédasticité et d'endogénéité des régresseurs (variables explicatives). Il existe, pour un test de Cointegration des variables d'un panel, 12 indicateurs avec lesquels on peut juger la relation de long terme des variables, tels que rho-statistique, PP-statistique, ADF-statistique. Sachant que les variables explicatives sont intégrées d'ordre I(1), les résultats du test de Cointegration des variables sont résumés dans le tableau suivant :

Hypothèse alternative : coefficients autorégressifs communs. (dimension intra-individuelle)				
	Statistique	Prob.	Weidhted Statistique	Prob.
Panel v-Statistique	2.481269	0.0065	-1.112753	0.8671
Panel rho-Statistique	3.089177	0.9990	3.222828	0.9994
Panel PP-Statistique	-1.984225	0.0236	-6.430451	0.0000
Panel ADF-Statistique	-1.933880	0.0266	-3.096618	0.0010
Hypothèse alternative : coefficients autorégressifs individuels. (dimension interindividuelle)				
	Statistique	Prob.		
Group rho-Statistique	4.520491	1.0000		
Group PP-Statistique	-8.727907	0.0000		
Group ADF-Statistique	-3.495296	0.0002		

Tableau 4 : Test de Cointegration des variables

Source : Auteur

Parmi les 11 indicateurs statistiques, nous observons qu'il existe sept indicateurs qui semblent être significatifs à un niveau du risque de 5% ; leurs probabilités sont inférieures à ce niveau du risque. Nous pouvons retenir la conclusion que nos variables du modèle sont cointégrées et elles détiennent une relation de long terme. Ce résultat nous permettra d'estimer un modèle de Cointegration comme déjà évoqué précédemment, en se basant sur la technique de régression des moindres carrés ordinaires complets (FOLS).

Régression du modèle de Cointegration par la méthode des moindres carrés ordinaires complets-Fully modified least squares (FM-OLS)

La régression Fully modified least squares (FM-OLS) introduite par Phillips et Hansen (1990) fournit une estimation optimale des paramètres du modèle de Cointegration. Elle tient en compte des problèmes liés aux effets de corrélation sérielle et d'endogénéité des variables explicatives. Les résultats de cette régression de notre modèle sont résumés dans le tableau suivant :

Tableau 5 : Estimation du modèle par la méthode FM-OLS

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistique	Prob.
IDE_PIB	-2.160432	0.082702	-26.12315	0.0000
OUV_PIB	-0.319288	0.075881	-4.207743	0.0000
T_ECH	-9.383355	0.084982	-110.4155	0.0000
DETTE_PIB	-0.268366	0.071126	-3.773120	0.0002
DEP_PIB	-1.025153	0.085345	-12.01183	0.0000
CRISE	-4.695869	0.104325	-45.01194	0.0000

* : significativité à 10% ** : significativité à 5% *** : significativité à 1%

Source : Auteur

On remarque que tous les coefficients des variables sont significatifs et affectent le mouvement TCER (inférieures au niveau du risque de 1%). Le coefficient de détermination (R^2) du modèle est de l'ordre de 90,1%, indiquant que le modèle est globalement ajusté.

Les coefficients optimaux de cette régression seront utilisés pour calculer le misalignement du TCER par rapport à son niveau d'équilibre.

Après avoir calculé le taux de change effectif réel d'équilibre à travers ses paramètres d'équilibre, on calcule leur différence, qui correspond à l'erreur d'alignement entre les deux taux. Cette différence permettra de calculer le misalignement selon la formule suivante l'équation (3).

2. Analyse empirique des déterminants du misalignement du TCER des pays du MENA

Comme déjà évoqué précédemment on se base sur le modèle de l'équation (4) pour estimer les déterminants du misalignement :

$$|Mis_{it}| = \beta_0 + \beta_1 |Mis_{it-1}| + \beta_{2j} \sum_{j=1}^{j=3} Regime_{ijt} + \beta_{3k} \sum_{k=1}^{k=k} X_{ikt} + \varepsilon_{it}$$

Avec

- $|Mis_{it}|$: Le misalignement du TCER du pays i à l'année t .
- $Regime_{ijt}$: cette variable se réfère à un ensemble de régime qui prennent 1 si le régime mis en œuvre par le pays i est fixe, 2 si le régime du pays i mis en œuvre est intermédiaire et 3 si le régime du pays i mis en œuvre est flottant. Les données de cette variable sont recueillies des travaux de Carmen M. Reinhart et Kenneth Rogoff.
- X_{ikt} : C'est la matrice d'un ensemble de variables explicatives du misalignement du TCER. Cette matrice comprenne :

- inf_{it} : la variable inflation qui est susceptible d'augmenter le malalignement, la qualité des institutions.
- QI_{it} : La variable de la qualité des institutions. Selon Rodrik (2008), une stratégie de taux de change du déséquilibre actif (sous évaluation) peut stimuler la croissance si la qualité des institutions du pays est faible. nous utilisons l'indice International d'Aljaz Kuncic (université d'oxford). La haute qualité des institutions est censée réduire la tolérance aux défauts d'alignement. Par conséquent, le coefficient correspondant devrait être négatif.
- DF_{it} : Le développement financier : Aghion et al (2009) et Elbadawi et al. (2012) constatent que l'effet du malalignement du TCER est faible sur la croissance si le système financier du pays est bien développé. La baisse du cout du malalignement pourrait rendre le pays relativement plus tolèrent aux défauts d'alignement du TCER au TCER d'équilibre. Nous utilisons le ratio du crédit intérieur au secteur privé par rapport au PIB comme proxy du développement financier des pays (Aghion et al, 2009; Elbadawi Et Al, 2012)
- ε_{it} : Un terme d'erreur
- $|Mis_{it-1}|$: C'est la variable dépendante retardée. Notre choix d'utiliser cette variable est motivé par la persistance du malalignement dans les pays en développement y compris les pays de la région MENA (Nouira et al, 2011).

L'équation du modèle suivant s'écrit sous la forme suivante:

$$|Mis_{it}| = \beta_0 + \beta_1|Mis_{it-1}| + \beta_{2j} \sum_{j=1}^{j=3} Regime_{ijt} + \beta_3 inf_{it} + \beta_4 QI_{it} + \beta_5 DF_{it} + \varepsilon_{it} \quad (8)$$

Étant donné qu'on est dans le cas d'un modèle de données de panel dynamique, on se base dans sa régression sur la méthode GMM (méthode des moments généralisés) en tant qu'estimateur capable de maîtriser les problèmes liés à la multicollinéarité et à l'endogénéité des variables. Cette technique permettra de mettre en évidence les déterminants principales qui sont derrière le malalignement des taux de change effectifs réels au sein des pays du MENA.

Les résultats de la régression sont résumés dans le tableau suivant :

Tableau 6 : Estimation du modèle par GMM

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
MIS(-1)	0.393277	0.099780	3.941448	0.0001***
REGIME	-20.74799	3.879309	-5.348372	0.0000***
QI	87.81506	33.32680	2.634968	0.0094***

DF	0.711837	0.298652	2.383498	0.0185**
INF	0.378664	0.158178	2.393909	0.0180**

* : significativité à 10% ** : significativité à 5% *** : significativité à 1% Source : Auteur

Selon les résultats de la régression GMM, on remarque que toutes les variables du modèles affectent le niveau du misalignement des taux de change effectifs réels des pays du MENA.

En effet, la variable retardée du misalignement (MIS (-1)) semble être très significative et se présente en tant qu'un facteur déterminant du misalignement des TCER des pays du MENA.

Ainsi, son augmentation de 1% provoque une augmentation du misalignement des TCER de 0.39 points. Sa probabilité est égale zéro, inférieure au niveau du risque de 5%. D'où on peut conclure que la persistance du misalignement dans les pays en développement y compris les pays de la région MENA (Nouira et al, 2011) accentue d'une année à une autre le niveau du misalignement de leurs TCER. En ce qui concerne le régime de change, les pays du MENA utilisent généralement, soit un régime de change fixe, intermédiaire ou flottant. Nous avons affecté la valeur 1 pour un régime de change fixe, 2 pour un régime de change intermédiaire et 3 pour un régime de change flottant. Nous remarquons dans les résultats que cette variable affectent significativement et négativement les TCER des pays du MENA. Ainsi, si le régime de change augmente de 1%, le niveau du misalignement dans ces pays diminue de 20.74 points. Donc, nous pouvons conclure qu'un régime de change flottant est plus avantageux pour ces pays afin de minimiser le misalignement de leurs TCER. Donc, le type du régime de change dans les pays du MENA se présente comme un déterminant sérieux qui affectent le défaut d'alignement des TCER des pays du MENA à leurs valeurs d'équilibre.

La variable qualité des institutions semble avoir un impact sur le misalignement des TCER des pays du MENA. Toutefois, cet impact se voit positif. Nous pouvons conclure que la qualité des institutions au sein des pays du MENA accentue le niveau de misalignement des TCER des pays du MENA. On observe, également, que la variable du développement financier affecte positivement et significativement le misalignement des TCER. Il semble que l'augmentation du taux de crédit octroyé au secteur privé augmente le niveau du misalignement, ainsi, une hausse de 1% de ce taux augmente le misalignement des TCER de 0.71 points. Donc, le développement financier dans les pays du MENA se présente en tant qu'un déterminant sérieux du niveau du misalignement des TCER au sein des pays du MENA. Finalement, le taux d'inflation dans les pays du MENA est également un facteur important du misalignement des TCER de la région MENA. En effet, une augmentation de 1% du taux d'inflation provoque une hausse du misalignement de 0.37 points, ce qui fait que

cette variable se présente comme un facteur déterminant du niveau du misalignement des TCER des pays du MENA.

En résumé, nous pouvons conclure que toutes les variables utilisés dans le modèle se présentent comme des facteurs déterminants qui affectent le niveau du misalignement des TCER dans les pays du MENA.

Conclusion

Le présent papier a été consacré à la détermination des facteurs qui influencent le misalignement du taux de change effectif réel (TCER) et de son glissement de sa valeur d'équilibre des pays de la région MENA. La revue de littérature a permis de circonscrire le thème de cette étude pour pouvoir adopter les modèles nécessaires pour mieux réussir cette évaluation. Globalement, les résultats trouvés confirment la prédilection de la théorie économique et la plupart des études empiriques antérieures en ce qui concerne l'effet des fondamentaux du taux de change réel sur sa distorsion. En effet, les résultats obtenus à l'issue des estimations effectuées montrent que le taux de change effectif réel est influencé à l'équilibre par le régime de change adopté par les pays du MENA, par la qualité des institutions au sein de ces pays, par le niveau de leur développement financier, par le degré de persistance du glissement du TCER de son niveau d'équilibre et par leur niveau d'inflation.

Il semble pour ces pays que le régime de change le plus adéquat est le régime flottant. Ce régime permet de minimiser le misalignement de leurs TCER. D'ou, le type du régime de change dans les pays du MENA se présente comme un déterminant sérieux qui affectent le défaut d'alignement des TCER à leurs valeurs d'équilibre. La qualité des institutions au sein des pays du MENA semble avoir un impact sur le misalignement des TCER de ces pays. Ainsi, un niveau élevé de la qualité des institutions engendre l'appréciation leur taux de change. Egalement, le développement financier engendre le même effet. En effet, un taux de crédit octroyé au secteur privé augmente le niveau du misalignement, ainsi, une hausse de 1% de ce taux augmente le TCER de 0.71 points. Finalement, le taux d'inflation dans les pays du MENA contribue, également, au dérapage du TCER de sa valeur d'équilibre.

Bibliographie

Agénor P-R, Mc Dermott CJ, Prasad ES. Macroeconomic fluctuations in developing countries: some stylized facts. *World Bank Econ Rev* 2000; 14(2):251–85.

Aghion PH, Bacchetta P, Ranciere R, Rogoff K. Exchange rate volatility and productivity growth: the role of financial development. *J Monet Econ* 2009; 56: 494–13.

Broz JL, Frieden J, Weymouth S. Exchange rate policy attitudes: direct evidence from survey data. *IMF Staff Pap* 2008; 55(3): 417–44.

Collins SM. On becoming more flexible: exchange rate regimes in Latin America and the Caribbean. *J Dev Econ* 1996; 51(1): 117–38.

Coudert V, Couharde C. Currency misalignments and exchange rate regimes in emerging and developing countries. *Rev Int Econ* 2009; 17(1):121–36.

Coudert V, Couharde C, Mignon V. On currency misalignments within the euro area. *Rev Int Econ* 2013; 21(1): 35–48.

Dubas JM. The importance of the exchange rate regime in limiting misalignment. *World Dev* 2009; 37(10): 1612–22.

Dubas J. Exchange rate misalignment and economic growth. *South west Econ Rev* 2012; 39: 121–36.

Edwards S. Exchange rate misalignment in developing countries. Baltimore: Johns Hopkins University Press; 1988.

Edwards S. Exchange rates in emerging countries: eleven empirical regularities from Latin America and East Asia. National Bureau of Economic Research. Working paper 17074; 2011.

Elbadawi IA, Kaltani L, Soto R. Aid, real exchange rate misalignment, and economic growth in Sub-Saharan Africa. *World Dev* 2012;40(4):681–700.

Engel Ch. Exchange rate policies. In: Bank for International Settlements, editor. *The international financial crisis and policy challenges in Asia and the Pacific*, vol.52; 2010. p. 229–50.

Frankel JA, Goldstein M. Exchange rate volatility and misalignment: evaluating some proposals for reform. National Bureau of Economic Research. Working paper 2894; 1989.

Hoffmann M. Fixed versus flexible exchange rates: evidence from developing countries. *Economica* 2007; 74: 425–49.

Holtemöller O, Mallick S. Exchange rate regime, real misalignment and currency crises. *Economic Modelling* 2013; 34: 5–14.

Kandilov IT, Leblebicioğlu A. The impact of exchange rate volatility on plant-level investment: evidence from Colombia. *J Dev Econ* 2011; 94(2): 220–30.

Kao C, Chiang MH. On the estimation and inference of a cointegrated regression in panel data. In: Baltagi B, Kao C, editors. *Advances in econometrics*, vol. 15. Elsevier Science; 2000. p. 179–222.

Méon P-G, Minne G. Mark my words: information and the fear of declaring an exchange rate regime. *J Dev Econ* 2014; 107: 244–61.

Nouira R, Plane P, Sekkat Kh. Exchange rate undervaluation and manufactured exports: a deliberate strategy?. *J Comp Econ* 2011; 39(4): 584–601.

Pesaran MH. General diagnostic tests for cross section dependence in panels. *Cambridge Working Papers in Economics*, No 435. University of Cambridge. *Cesifo Working Paper Series No. 1229*; 2004.

Pesaran MH. A simple panel unit root test in the presence of cross section dependence. *J Appl Econ* 2007; 22: 265–312.

Reinhart C, Rogoff KS. The modern history of exchange rate arrangements: a reinterpretation. *Q J Econ* 2004; 119(1): 1–48.

Nouira R, Sekkat Kh. What determines the extent of real exchange rate misalignment in developing countries? *International Econ.* 141 (2015): 135-151.

Rodrik D. The real exchange rate and economic growth. *Brookings Papers on Economic Activity*; 2008. p. 365–412.

Saadaoui J, Mazier J, Aflouk N. On the determinants of exchange rate misalignments. *Appl Econ Lett* 2013; 20(18): 1608–10.

Sekkat Kh, Varoudakis A. Exchange rate management and manufactured exports in Sub-Saharan Africa. *J Dev Econ* 2000; 61(1): 237–55.