Libéralisation Commerciale, Financière et Dynamique à long terme du taux de change réel.

Dr. MAAZOUZ Mokhtar *

Abstract:

The purpose of this paper is to assess the effects of trade liberalization and international financial integration on the long-term behavior of the real exchange rate for the South Eastern Mediterranean. Hence the question: to what extent the new commercial and financial context affects the real exchange rate equilibrium? We refer to developments econometric analysis of nonstationary series (the unit root tests of Dickey-Fuller (1979) and we apply the cointegration test by Engle and Granger (1987) single equation for six countries of South-eastern Mediterranean (Algeria, Egypt, Lebanon, Morocco, Tunisia and Turkey) for the period 1979-2004. Our econometric estimates suggest that for six SEMC, the long-term behavior of TCR specificity depends mainly on the economic each country and, in particular, the degree of financial integration and openness commercial. results also show that the evolution of misalignment of the TCR is, for some countries, but also persistent and recurrent falling and low level.

Résumé:

L'objet de ce papier est d'évaluer les effets de la libéralisation commerciale et de l'intégration financière internationale sur le comportement à long terme du taux de change réel pour les pays du Sud Est Méditerranéen. D'où la guestion suivante : dans guelle mesure le nouveau contexte commercial et financier affecte le taux de change réel d'équilibre ? Nous nous référons aux développements économétriques de l'analyse des séries non stationnaires (les tests de racine unitaire de Dickey-Fuller (1979) et nous appliquons le test de cointégration selon Engle et Granger (1987) à équation unique pour six pays du Sud- Est de la Méditerranée (Algérie, Egypte, Liban, Maroc, Tunisie et Turquie) pour la période de 1979-2004. estimations économétriques Nos suggèrent que, pour les six PSEM, le comportement à long terme du TCR dépend essentiellement de la spécificité économique de chaque pays et, en particulier, de leur degré d'intégration financière et de leur ouverture commerciale. Les résultats montrent aussi que l'évolution du mésalignement du TCR s'avère, pour certains pays, persistante et récurrente mais aussi décroissante et à un faible niveau.

Mots clés : Taux de change réel d'équilibre, Mésalignement, Libéralisation commerciale, Intégration financière internationale, Cointégration, PSEM.

9

_

^{*} Enseignant chercheur, ISEM, CEMAFI Sophia Antipolis University – Nice, France.

Introduction

La période après Bretton Woods s'est traduite par un important flottement des monnaies ainsi que par une amplification des fluctuations désaiustements des taux de change réels (TCR), notamment dans les économies émergentes.

De grandes transformations économiques imposées par la mondialisation ont aussi marqué cette période, notamment dans les deux dernières décennies. Tel contexte est caractérisé par la libéralisation commerciale et par la libéralisation progressive des flux de capitaux, l'assouplissement des dispositifs de contrôle des changes et l'instauration de la convertibilité des monnaies. En particulier, le taux de change réel d'équilibre et le mésajustement du TCR sont devenus récemment plus présents dans la littérature. Cette nouvelle architecture économique a touché la plupart des Pays du Sud - Est Méditerranéen (PSEM) du fait de leur insertion poussée dans le processus de libéralisation commerciale et de globalisation financière.

Dans ce contexte, l'évaluation du mésalignement nécessite au préalable la détermination d'un niveau de référence, ou d'équilibre du TCR. Il est alors crucial de disposer des moyens de déterminer la « bonne » valeur du taux de change permettant de mesurer les épisodes de sous ou de sur-évaluation réelle. A ce niveau, la réflexion sur les normes de change a été, elle-même, motivée, depuis les années 1920, par la Parité du Pouvoir d'Achat (G. Cassel, 1922), théorie aujourd'hui controversée, et renouvelée avec la théorie du TCR d'équilibre fondamental développée par Williamson (1985), Stein (1995) et MacDonald (1998). Ces approches se basent sur l'équilibre simultané, interne et (Nurkse 1954). De tels travaux se sont en fait focalisés primordialement, sur les modèles traitant de la détermination de l'équilibre des économies industrialisées. Ce n'est que récemment que certains travaux se sont attachés à esquisser des modèles d'équilibre du TCR spécifiques pour les pays émergents.

Ces études ont désormais accordé une référence croissante à la détermination du TCR d'équilibre, et ce pour deux raisons. D'une part, la libéralisation commerciale, avec réduction des tarifs douaniers, affecte l'équilibre du TCR. Selon l'étude empirique d'Edwards (1989), et en dépit de la

Cette notion est définie comme étant l'écart du TCR actuelle par rapport son niveau d'équilibre de long terme (Edwards, S. (1994), Elbadawi et al. (1998), Aguirre et Calderon (2006)).

théorie qui est ambiguë sur ce point là, ses résultats indiquent qu'une augmentation des barrières à l'importation génère une appréciation du TCR.

La libéralisation des échanges peut induire une ouverture commerciale plus grande. L'ouverture commerciale peut être évaluée, comme précédemment, par la structure de la protection ou peut être mesurée par la somme des exportations et des importations rapportée au PIB. Une augmentation de l'ouverture (variable fondamentale du comportement du TCR selon Edwards (1989), Elbadawi (1994) et (Elbadawi et al. (2005)), déprécie le TCR.

D'autre part, la libéralisation financière caractérisée par l'élimination du contrôle des mouvements des capitaux et la déréglementation des marchés financiers domestiques (Mussa et Goldstein, 1993, Obstfeld 1998 et Baldwin et Martin 1999), a renouvelé l'intérêt des études sur la variabilité du TCR. Ce nouveau contexte financier a entraîné, selon certains économistes (Frankel, 1996, Reinhart et Smith, 2001, Stiglitz, 2001, Krugman et Obstfeld, 2003), des déséquilibres commerciaux, des crises financières répétées, une variabilité du TCR ainsi que des écarts persistants par rapport à la PPA. En ce sens, certains auteurs voient que, malgré le fait qu'il ait apporté le financement nécessaire au développement du pays, ce nouveau contexte financier a amplifié la vulnérabilité de ces économies à certains types de chocs, notamment en terme de balance des paiements et de marché des changes (Ferrari, 2000, Reinhart et Smith 2001, et Corden 2002). D'autres auteurs, en revanche, stipulent que l'ouverture financière abaisse la fréquence de la volatilité (Aguire et Calderon, 2006). Dans le même sens, la position extérieure nette, en tant que mesure alternative de l'Intégration Financière Internationale (IFI) (Milesi et Feretti, 2006), entraîne à long terme une dépréciation du TCR, soutiennent Benassy-Quéré et al (2004).

Le regain d'intérêt pour ce papier est d'apporter des éclaircissements aux questions suivantes : Dans quelle mesure la libéralisation commerciale et l'intégration financière internationale affectent-elles le TCR à long terme ? Quelle est l'importance du degré de mésalignenemt pour chaque PSEM étudié ?

Cette étude s'articule autour de quatre points. On exposera, dans une première section, les controverses théoriques et empiriques menées sur l'incidence de l'ouverture commerciale et de l'IFI sur le comportement à long terme du TCR. La seconde section présentera l'équation réduite et les variables du modèle qui servira de base pour notre évaluation économétrique, objet de la troisième section. Cette dernière proposera la méthodologie adoptée ainsi que les résultats de nos estimations. Il s'agit d'une étude en séries temporelles pour six

des PSEM sur la période 1979-2004, en utilisant les développements économétriques de l'analyse des séries non stationnaires (les tests de racine unitaire de Dickey-Fuller (1979), et le test de cointégration d'Engle et Granger à équation unique. La quatrième section fera l'objet de la détermination du TCRE et de l'évaluation des mésalignements pour les PSEM étudiés.

1. Libéralisation commerciale, intégration financière internationale et comportement du TCR à long terme : une revue de la littérature

Dans cette section, nous examinons, dans un premier temps, l'effet attendu de la libéralisation commerciale sur le comportement à long terme du TCR et, dans un second temps, l'incidence de l'intégration financière internationale sur le niveau de long terme du TCR, en passant successivement en revue la littérature théorique et appliquée.

1.1 Libéralisation commerciale et dynamique à long terme du TCR

Sur le plan théorique, plusieurs modèles ont analysé l'impact d'une libéralisation commerciale sur le taux de change réel. La littérature, dans ce domaine, nous montre que le taux de change réel d'équilibre est fonction de variables macro-économiques observables, et que le taux de change réel s'approche de son taux d'équilibre avec le temps (Edwards² (1989), Devarajan, Lewis et Robinson³ (1993), Montiel (1997). Parmi les variables macroéconomiques déterminant le comportement du TCR, certaines liées à la libéralisation commerciale ont été analysées (Edwards, 1989, Elbadawi, 1994). Selon Edwards, une augmentation des tarifs douaniers, peut mener à une appréciation réelle du taux de change.

Dornbusch (1974) a développé un modèle qui montre que l'augmentation des tarifs entraîne une appréciation réelle du taux de change réel si les produits non échangeables sont substituables. Khan et Ostry (1992), montrent dans leur modèle, que le taux de change réel se déprécie en réponse à une réduction des tarifs. Calvo et Drazen (1998) ont, toutefois, montré que la libéralisation des échanges pourrait conduire à une hausse de la consommation

² Edwards S., 1989, "Real exchange rates, devaluation and adjustment: exchange rate policy in developing countries", MIT Press, Cambridge, Massachusetts.

³ Devarajan S., J-D. Lewis et S.Robinson, 1991, "External shocks, purchasing power parity, and the equilibrium real exchange rate", Working paper n°611, University of California at Berkeley, CUDARE.

(y compris pour les biens non échangeables) et peut induire, par conséquent, une appréciation réelle du taux de change réel.

Sur le plan empirique, Edwards (1989) a vérifié l'impact de la restriction (versus libéralisation) du commerce sur le taux de change réel pour douze pays en développement et sur la période 1962-1984.

Elbadawi (1994) a illustré la pertinence opératoire du modèle d'Edwards et a déterminé le taux de change réel d'équilibre de long terme en fonction de variables réelles dites fondamentales, le sentier du TCRE étant affecté par les valeurs courantes des fondamentaux et par les anticipations relatives à l'évolution future de ces variables. Sa modélisation devrait permettre une dynamique d'ajustement du TCR vers le TCRE, et l'étude de l'influence des politiques macroéconomiques (dont la politique commerciale) et de change dans le court moyen terme sur le taux de change réel. Elbadawi (1994) a procédé à une analyse en termes de cointégration pour estimer les taux de change réels d'équilibre (TCRE) pour le Chili, le Ghana sur la période 1965-1990 et pour l'Inde sur la période 1965-1988. L'auteur a trouvé, d'une part, que les TCRE ne sont pas constants au cours du temps et, d'autre part, que sa méthode permet de connaître la trajectoire temporelle des taux de change réels courants que certains qualifient d'effectifs (TCRC) et d'apprécier s'ils convergent ou non vers le TCRE, c'est à dire de mesurer le «mésalignement» du taux de change réel courant par rapport au taux de change réel d'équilibre. L'auteur a utilisé l'intensité du commerce (le ratio de la somme des exportations et des importations par rapport au PIB) comme indicateur de l'ouverture et a trouvé que l'ouverture n'a pas toujours eu un impact significatif sur le taux de change réel.

Sorsa (1999) étudie l'impact de la libéralisation commerciale sur le taux de change réel de l'Algérie pour la période de 1980-1997. La réduction de la protection du commerce conduit, dans son étude, à une dépréciation du taux de change réel. Alper and Erzan (1999) estiment le TCRE pour l'Egypte, Israël, la Jordanie et la Turquie. Dans leur étude, l'ouverture a un impact significatif sur la dépréciation du TCR.

1.2 Intégration financière internationale (IFI) et comportement du TCR à long terme

Sur le plan théorique, Bruno (1976) montre que l'effet de la libéralisation dépend de la relation entre le taux d'intérêt prévalant avant la libéralisation et la dépréciation du taux étranger ajusté : quand le taux d'intérêt domestique excède la dépréciation du taux étranger ajusté, suite à une suppression du contrôle des mouvements de capitaux, le taux de change réel commence par s'apprécier face à l'excès de la demande domestique, et un déficit du compte courant apparaît. A long terme, on observe, en revanche, une dépréciation réelle.

Dans un modèle plus général, Obstfeld (1984) montre que la libéralisation du compte capital conduit à une période initiale d'appréciation réelle, mais à long terme à une dépréciation réelle. L'auteur montre que, avec le transfert de la demande vers les secteurs de production domestiques, un accroissement du TCR conduit directement à augmenter les importations de biens intermédiaires. L'effet total de la variation des prix relatifs est lié à la condition de Marshall-Lerner qui suppose que, pour un niveau de consommation donné, une dépréciation réelle du taux de change a un effet positif sur le compte courant. Le TCR commence par s'apprécier dans le cas d'un excès de demande domestique et un déficit du compte courant apparaît. Comme la richesse et les dépenses baissent, l'appréciation du TCR évolue alors en sens inverse.

Dornbusch et Fischer (1980), Hooper et Morton (1982), Engel et Khetzer (1989), et Gavin (1991) présentent, quant à eux, un cadre théorique de la relation entre les actifs nets étrangers (ANE) et le TCR. Plus précisément, Hooper et Morton (1982) développent un modèle dans lequel les chocs exogènes des flux commerciaux créent, à long terme une corrélation positive entre ANE et TCR (prix relatif des biens domestiques par rapport aux prix des biens échangeables). Dans un modèle théorique plus complet, Gavin (1991) montre que les chocs exogènes de richesse entraînent une corrélation positive entre ANE et TCR, si la condition Marshall-Lerner est satisfaite. Ces mêmes chocs sont à l'origine d'une corrélation négative lorsque cette condition n'est pas vérifiée. L'idée est que, à l'équilibre, un pays ayant un ANE négatif, doit avoir un excédent commercial pour financer le paiement des intérêts et des dividendes liés à ces actifs étrangers. Le mécanisme utilisé pour produire cet excédent est la dépréciation du TCR. Ainsi, un choc des ANE aura un effet à long terme sur le TCR. Dans le même sens, Egert (2004) et Benassy-Quéré et al (2004) montrent qu'à long terme, plus le stock de dettes extérieur est élevé,

plus la nécessité de la dépréciation du TCR se pose, pour entretenir la dette par l'amélioration du solde du compte commercial, et vice versa.

Lane et Milesi-Feretti (2000), Ganelli (2002), Prati, Sahsah, Ratna et Tresssel (2003), et Breton (2004) qui se fondent aussi sur la nouvelle macroéconomie ouverte en y intégrant un modèle à générations d'agents à la Blanchard (1985), ont conclu que les pays créditeurs (développés) disposent d'un TCR qui s'apprécie alors que les pays débiteurs (en développement) ont un TCR qui se déprécie.

Du côté des travaux appliqués, malgré l'abondante littérature empirique sur le TCRE, l'effet de l'ouverture financière et de l'actif net étranger sur le TCR s'avère rarement étudié. En utilisant des techniques économétriques de cointégration en panel reposant sur des tests de la première génération, Bénassy-Quéré, Duran-Vigneron, Lahrèche-Révil et Mignon (2004), trouvent pour les pays du G-20, sur la période 1980 à 2002 qu'une chute de la situation extérieure du pays en matière d'actifs nets étrangers engendre une appréciation réelle du TCR. Égert, Lahrèche-Révil et Lommatzsch (2004) montrent, à l'aide de ces mêmes techniques de cointégration en panel, que l'amélioration de la position extérieure nette conduit bien à une appréciation réelle dans les petites économies ouvertes de l'OCDE. A l'inverse, pour différents sous-échantillons de pays en transition, c'est la dégradation de la position extérieure nette qui est systématiquement associée à une appréciation réelle.

Burgess et al. (2003) trouvent une relation positive entre ANE et TCR pour les trois pays Baltes. Alonso-Gamo et al. (2002) et Lammatzsh et Tober (2002) aboutissent à la même conclusion pour la Lituanie, la République Tchèque, la Hongrie et la Pologne. Au contraire, Hinnosar et al (2003) obtiennent un signe négatif pour l'Estonie, et il en est de même pour Rahn (2003) pour la République Tchèque, l'Estonie, la Hongrie, la Pologne et la Slovénie. Alberola (2003) arrive au même résultat pour la Hongrie et la Pologne.

2. Equation réduite du modèle et présentation des variables.

Nous développons un simple modèle macroéconomique de détermination du TCR de long terme destiné aux pays émergents, et en particulier aux pays du Sud-Est Méditerranéen, et étudions les effets théoriques attendus des fondamentaux, en particulier, l'ouverture commerciale et l'intégration financière internationale, sur le TCR. Le modèle proposé s'inspire des modèles théoriques comportementaux de type NATREX (Natural Real Exchange Rate) développés par Stein et Allen (1995) ou BEER (Behavior Equilibrium Exchange Rate) proposés par Clark et MacDonald (1998, 2000) ou du TCRE (taux de change réel d'équilibre) proposé dans les travaux d'Edwards (1987, 1989) et d'Elbadawi (1994, 1997).

Le TCR de long terme représente la parité réelle de change qui assure l'équilibre interne et externe. Les équations qui en explicitent les conditions, constituent un modèle d'équilibre global qui représente le fonctionnement interne de l'économie, avec son côté demande et offre, et sa relation avec l'extérieur.

L'expression algébrique du TCR que nous appliquons, est du type suivant :

$$TCR = \frac{P}{E.P^*}$$

Où:

-P désigne l'indice des prix domestiques, mesuré par l'indice des prix à la consommation.

-P* représente l'indice des prix étrangers, mesuré par l'indice des prix à la consommation des Etat-Unis.

-E est le taux de change nominal défini à l'incertain⁴.

Ainsi, selon notre définition, une augmentation (diminution) du TCR signifie une appréciation (dépréciation) réelle.

Nous présentons la formule théorique appliquée à notre modèle où le TCR est exprimé en fonction d'une batterie de variables susceptibles de l'influencer: TCR= f (fondamentaux), soit :

Nombre d'unités de monnaie domestique que s'échangent contre une unité de monnaie étrangère.

InTCR_t = c +
$$\beta^{1*}$$
InV¹_t + β^{2*} InV²_t + ... + β^{N*} InV^N_t + ϵ_{t} (1)

Où TCR est le taux de change réel, β sont les coefficients que nous cherchons à estimer, V sont les N variables indépendantes choisies; c est une constante et ϵ est une variable i.i.d. (random) stationnaire de moyenne nulle.

Plus explicitement, la relation de long terme à tester liant le TCR et ses fondamentaux qui sont théoriquement justifiés⁵, s'écrit comme suit :

$$tcr_{ij} = \beta_0 + \beta_1 te + \beta_2 dprod_{it} + \beta_3 cg_{it} + \beta_4 tcmon_{it} + \beta_5 ouvc_{it} + \beta_6 ifi_{it} + \beta_7 res_{it} + \beta_8$$

$$sdette_{it} + \epsilon_{it}$$
(2)

$$i = 1, 2, 3..., N$$
 et $t = 1, 2, 3..., T$

Dans cette relation : tcr désigne le taux de change réel effectif ; te, les termes de l'échange ; dprod, le différentiel de productivité ; cg, la part des dépenses publiques dans le PIB ; tcmon, le taux de croissance de la monnaie et de la quasi-monnaie (% annuel) ; ouvc, l'ouverture commerciale ; ifi, une mesure de l'intégration financière internationale ; res, les réserves de change ; sdette, le service de la dette⁶.

Notre analyse porte sur six PSEM, à savoir l'Algérie, l'Egypte, le Liban, le Maroc, la Tunisie et la Turquie. La période d'étude est 1979-2004.

3. Méthodologie, estimation empirique et interprétation des résultats

3.1 Analyse descriptive

Nous observons, d'après la figure (1), une évolution rapide et remarquable de l'ouverture commerciale, pour la majorité des pays tels que l'Algérie, le Maroc, la Tunisie et la Turquie. Ce résultat peut s'expliquer par la prise de conscience de ce que désormais, pour ces pays, l'intérêt est d'adopter une stratégie de développement extraverti. En effet, au cours des années 1980, un nombre croissant de ces pays s'est rallié à l'idée qu'ils devaient accélérer l'ouverture de leurs économies et augmenter et diversifier leurs exportations; l'extraversion

_

⁵ Voir, en particulier, Edwards. S (1989) et Elbadawi, I. (1997).

⁶Les sources des variables sont : WDI 2006 pour dprod, cg, te et ouvc. IFS 2006 pour la détermination du TCR effectif. Les Statistiques de la Balance des Paiements 2005, GDF 2006 et la base de données de Lane et Milesi-Ferretti (2006) pour les mesures de l'IFI : trois indicateurs peuvent être considérés : le total des engagements et des avoirs, rapporté au PIB (IFI1) ; la somme des stocks d'IDE et des Investissements de portefeuille, rapportée au PIB (IFI2) et la position de l'Actif Net Etranger (ANE), considéré comme un indicateur alternatif de l'IFI et mesuré comme la différence entre le total des avoirs et des engagements (en valeur absolue).

est censée être plus propice à la croissance que l'autarcie. L'assimilation et l'adaptation constantes de la technologie étrangère, motrice du développement, sont évidemment plus favorisées par la première stratégie que par la seconde. Cependant, on observe une baisse de l'ouverture commerciale pour certains pays comme l'Egypte et le Liban.

La figure (2) montre l'évolution remarquable de l'intégration financière internationale dans tous les pays émergents. Cette évolution s'est accentuée durant la dernière décennie. Une telle évolution s'explique fondamentalement par la nouvelle orientation de ce groupe des PSEM vers plus d'insertion dans les marchés financiers internationaux.

3.2 Tests de stationarité et de cointégration

Nous avons procédé à un test économétrique afin d'identifier les variables qui ont influencé le comportement du TCR selon la méthode d'Engle et Granger (1987) à équation unique. Il s'agit de mettre en évidence une relation de long terme entre le TCR et ses déterminants et de mesurer les écarts comme des éventuelles distorsions du TCR.

Une étape préliminaire à l'estimation consiste à tester l'ordre d'intégration de nos séries. Les tests de racine unitaire de Dickey-Fuller Augmenté (ADF)⁷ acceptent l'hypothèse de racine unitaire pour nos six pays. En revanche, les tests menés sur les séries en différence première confirment l'hypothèse de stationnarité⁸. Donc, nos variables sont intégrés d'ordre 1.

Nous avons appliqué le test de Johansen⁹ qui nous a confirmé l'existence d'une relation de cointégration unique entre nos variables.

Afin de passer à l'estimation de notre modèle, nous avons remplacé les variables présentées dans l'équation (1), par celles propres à chacun des pays étudiés. Nous obtenons les équations suivantes:

⁷ Nous utilisons les tests standards d'ADF avec les valeurs critiques de McKinnon disponibles dans le logiciel économétrique EViews 5.1 pour déterminer l'ordre d'intégration des séries temporelles individuelles.

⁸ Résultats sont disponibles auprès des auteurs.

⁹Ce test vise à déterminer le rang de la matrice de cointégration. Voir Johansen (1987)

Tableau 1. Les modèles estimés pour les six PSEM.

Pays	Equations estimées
Algérie	$\log TCREt = C + \beta 1* \log F 2t + \beta 2* \log OUVCt + \beta 3* \log CGt$
	+RESIDUALt
Egypte	$logTCRE_t = C + \beta_1*logIFI2_t + \beta_2*logOUVC_t + \beta_3*logTE_t +$
	$\beta_4*logTCMON_t + RESIDUAL_t$
Liban*	$logTCRBt = C + \beta 1* logOUVCt + \beta 2* logCGt + \beta 3* logRESt +$
	β4*logSDETTEt + RESIDUALt
Maroc	β + β 1*log ANEt + β 2*logOUVCt + β 3*logTE _t + β 4*logCGt +
	RESIDUALt
Tunisie	+ β 1*logIFi2t + β 2*logOUVCt + β 3*logTE _t + β 4*logDPROD _t +
	β5*logCGt +RESIDUALt
Turquie	$logTCRE_t = C + \beta_1*logIFI2_t + \beta_2*logOUVC_t + \beta_4*logTE_t + \beta_5*log$
	$DPROD_t + \beta_3 * log CG_t + RESIDUAL_t$

Notes: Pour le Liban, nous avons le taux de change bilatéral de la livre libanaise par rapport au dollar américain et deux variables explicatives du comportement du TCR, à savoir les réserves de change au PIB (RES) et le service de la dette au PIB (SDETTE).

Le tableau 2 donne les résultats des estimations obtenus par l'approche d'Engle et Granger et les estimations de long terme des paramètres obtenues à partir de la régression MCO. L'estimateur MCO n'est pas biaisé et les modèles correspondent raisonnablement bien à la réalité, comme le montrent les valeurs de la statistique de Durbin-Watson, ainsi que du R² et du R² ajusté.

Tableau 2. Estimation des équations de cointégration selon Engle et Granger (1987) pour les PSEM (1979-2004). Variable dépendante : log (TCRE). Méthode d'estimation : MCO

Pays	Algérie	Egypte	Liban	Maroc	Tunisi	e Turquie
ifi2	-1.68	-0.28			-0.28 -0.01	
	(-10.72)	(-2.23)			(-2.66)	(-0.06)
ane				0.105		
				(1.74)		
ouvc	-1.48	-0.42	-1.40	-0.49	-0.24	-0.11
	(-2.83)	(-2.37)	(-11.44)	(-4.03)	(-1.89)	(-0.83)
te		0.85		-0.23	1.26	0.12
		(6.81)		(-1.21)	(8.10)	(0.29)
dprod					0.50	-0.56
					(2.62)	(-1.82)
cg	2.42		0.85	1.32	0.38	0.51
	(2.45)		(3.27)	(6.75)	(1.01)	(4.59)
tcmon		-0.37				
		(-4.39)				
res			0.67			
			(3.99)			
sdette			-0.55			
			(-3.73)			
R ²	0.85	0.73	0.90	0.77	0.94	0.60
Adj R²	0.95	0.68	0.88	0.73	0.93	0.50
DW	2.03	1.49	2.00	1.38	1.65	1.59

/

Notes:

a/ T-statistiques entre parenthèse.

b/ Les nombre d'observations pour le Modèle : 26 (1979-2004) pour tous les pays sauf pour le Liban 24 (1981-2004)

Le tableau 3 montre les résultats des tests de stationnarité du résidu de chacune des régressions qui confirment la relation de cointégration entre le TCR et ses variables déterminantes.

Tableau 3. Résultats des tests de stationnarité des résidus (Residual).

Pays	Algérie	Egypte	Liban	Maroc	Tunisie	Turquie
ADF	-3.72596**	-2.59820*	-2.79854**	-3.00241**	-3.21586**	-2.32126*

Notes:

a/ ADF est le test de stationnarité de la série résiduelle du modèle.

b/(**), (*) respectivement significatifs au niveau de confiance de 1% et 5%

Par rapport aux variables clés de notre étude, à savoir l'IFI et l'OUVC, nous avons trouvé d'abord que, pour la majorité des pays, les coefficients de cointégration relatifs à l'intégration financière internationale confirment nos prédictions théoriques (Obstfeld, 1984, Gavin, 1991, ...). L'effet de l'IFI est statistiquement significatif pour l'Algérie, l'Egypte et la Tunisie. En effet, à long terme et suite à un choc positif portant sur le paramètre de l'intégration financière, une surévaluation du TCR s'avère nécessaire pour couvrir le déficit du compte courant de court terme : la condition de Marshall-Lerner se vérifie en général, dans le cas des pays émergents. D'autre part, le moyen terme est caractérisé par l'ajustement des actifs extérieurs nets à leur niveau désiré. Les PSEM, en tant que pays émergents, semblent disposer d'un stock d'actifs extérieurs nets négatif, ils enregistrent donc des déficits courants et une appréciation réelle de leur TCR. À long terme, le niveau d'ANE désirable s'est réalisé : l'augmentation du stock de la dette extérieure accroît la dépréciation du TCR afin d'assurer le service de cette dette par l'amélioration du compte commercial.

L'effet de l'IFI sur le TCR à long terme, d'après les modèles estimés, s'avère cependant, faiblement significatif pour le Maroc et non significatif pour la Turquie. Ce dernier résultat semble ambigu, étant donné que la Turquie a déjà libéralisé son compte de capital et a attiré davantage de flux de capitaux par rapport aux autres pays.

L'ouverture commerciale, second déterminant-clé, explique aussi en grande partie le comportement du TCR à long terme pour la majorité des PSEM. Son effet est conforme à la prédiction théorique. En effet, les coefficients négatifs correspondant à la variable d'ouverture commerciale pour tout le groupe des pays supportent l'idée selon laquelle la libéralisation commerciale est accompagnée d'une dépréciation du TCR. D'après nos modèles, la sensibilité du taux de change réel à long terme à l'ouverture commerciale semble être élevée en Algérie, en Égypte, au Liban et au Maroc, modérée en Tunisie et non significative sur le comportement du TCR à long terme en Turquie.

Les résultats empiriques confirment aussi qu'une amélioration des termes de l'échange entraîne une appréciation du TCR pour l'Egypte et la Tunisie, ce qui implique que l'effet de richesse domine l'effet de substitution dans ces économies. L'effet s'avère statistiquement faible pour la Turquie et est de signe non attendu pour le cas du Maroc. Cette différence de réponse des TCR à un choc sur les termes de l'échange peut s'expliquer par la structure des exportations dans ces pays.

Le différentiel de productivité contribue aux variations de long terme du TCR pour la Tunisie et la Turquie. Le cœfficient positif de 'dprod' pour le cas de la Tunisie, implique que le développement économique est accompagné par une appréciation du TCR (effet Balassa-Samuelson).

Un choc positif sur les dépenses publiques engendre pour tous les pays, à l'exception de l'Egypte une appréciation du TCR à long terme, ce qui confirme les prédictions théoriques. Cependant, cet effet s'avère faible pour le cas de la Tunisie. Quant à la variable monétaire, son effet sur le TCR s'avère déterminant et statistiquement significatif pour le cas de l'Egypte. L'effet de dépréciation peut être expliqué par l'adoption d'une politique de crédit domestique expansionniste susceptible de déprécier la livre Egyptienne.

Enfin et pour le cas de Liban en particulier, le service de la dette a un effet statistiquement significatif et négatif sur le TCR alors que l'effet des réserves de change s'avère significatif et positif sur le TCR.

4. Calcul des TCRE et des mésalignements

Nous avons calculé le TCRE à partir de ses variables déterminantes pour chacun des pays étudiés à partir de l'équation de long terme. Nous avons, ensuite, déterminé les mésalignements comme suit :

Mésalignement = 100 * (TCRE – TCR) / TCRE

Les résultats illustrés dans les graphiques 3, montrent l'évolution du mésalignement du TCR dans les pays PSEM durant la période 1979-2004. Une telle évolution est marquée pour le cas de l'Algérie par une alternance entre les périodes de surévaluations dans les années 80, suite à la forte baisse des prix du pétrole en 1986. Une baisse de la surévaluation et une sous-évaluation ont caractérisé les années 90. Cette situation est le résultat du programme de libéralisation adopté par l'Algérie en 1992-93, renforcé par la mise en œuvre deux programmes de stabilisation, en 1994, et d'ajustement appuyé par le FMI et la Banque mondiale. L'amélioration des prix du pétrole en 1996-97 a contribué de manière significative à rétablir les déséquilibres extérieurs. En particulier, à la fin des années 90, le degré de surévaluation du dinar algérien a baissé.

Le TCR de la livre égyptienne a connu une surévaluation au début des années quatre-vingt, suite à l'accroissement du taux d'inflation et des déficits des comptes courants. Pour préserver la compétitivité externe, une série de dépréciations nominales de la livre égyptienne ont été ensuite mises en œuvre. En 1991, l'Égypte a été soutenue par le FMI via un programme de déréglementation des prix et du commerce extérieur, de restructuration du système financier et de réorganisation du secteur public. Ce pays a aussi choisi d'utiliser le taux de change comme ancrage nominal pour renforcer l'effort de stabilisation. L'appréciation graduelle début 2000s peut s'expliquer par l'augmentation du prix du pétrole et du déficit courant. Quant au Maroc, on n'a pas enregistré un niveau important de distorsion du TCR. Un tel mésalignement n'a pas dépassé les 3%. En particulier, on enregistre une surévaluation courte entre les années 80 et 90, suite au déficit courant et une surévaluation à la fin de cette période suite à la dévaluation du Dirham en 88. Une appréciation régulière a eu lieu, ensuite, en raison de la fréquence élevée des années de sécheresse.

De même, pour la Tunisie le mésalignement demeure faible, exception faite de la chute du dinar en 1987, suite à la décision de dévaluation du Dinar en 86. Le dinar tunisien a été rattaché en 1978 à un panier de monnaies, à savoir le français, le mark allemand et le dollar américain. Ce panier a été élargi

ensuite par l'ajout de la lire italienne, du Franc belge et du Florin néerlandais. Selon nos estimations, une dépréciation graduelle a été maintenue à la fin des années 80s, suite à la dévaluation du dinar de 1986. Cette stratégie a aidé la Tunisie à surmonter l'effondrement des prix du pétrole en 1986 et à renforcer considérablement sa compétitivité extérieure. Au milieu des années 1990, la Tunisie a changé la structure de ses exportations de produits primaires au profit des produits manufacturés. La Tunisie a pu préserver ses performances macroéconomiques, malgré l'apparente surévaluation de son TCR. Le faible mésalignement, remarqué dans les dernières années, peut s'expliquer par l'importance graduelle de la flexibilité du système de change adopté en Tunisie.

En Turquie, le mésalignement est marqué par une persistance de la période de sous évaluation qui s'avère non importante mais qui atteint les 5,6% en 1994, la période de crise. Après une appréciation de sa monnaie au début des années 80s, la Turquie a commencé à recevoir des flux de capitaux importants à la fin des années 1980, suite à la l'adoption d'une stratégie orientée vers l'extérieur, de la libéralisation totale du compte de capital. Ces mésalignements marquent des périodes de surévaluation pour les années 2000, expliquées notamment par la crise de change que la Turquie a subie au début de 2001, accompagnée par une augmentation du déficit du compte courant.

Quant au Liban, bien que son mésalignement ait atteint des valeurs les plus élevés relativement au reste de la région, la distorsion de son TCR marque aussi une décroissance à partir des années 90, date à laquelle le gouvernement a opté pour une politique de change fixe. Une telle politique risque de provoquer des surévaluations du TCR mais elle paraît soutenue par un nombre de politiques économiques qui permettent, jusqu'à présent, au taux de change réel de rester proche de sa valeur d'équilibre et d'éviter des mésalignements importants.

Conclusion

L'objet de cet article était d'identifier les déterminants du TCR d'équilibre dans un groupe de six PSEM et d'évaluer les désajustements éventuels du TCR en se focalisant plus particulièrement sur l'effet à long terme de l'ouverture commerciale et l'intégration financière internationale.

Nous avons d'abord montré que l'intégration financière et l'ouverture commerciale évoluent rapidement dans la majorité de ces PSEM; ceci montre bien la nouvelle orientation de ces pays vers une politique commerciale extravertie et une insertion dans les marchés financiers de plus en plus accrue. Nos estimations économétriques indiquent que plusieurs sources d'impulsion influencent le TCR à long terme. Son comportement dépend essentiellement de la spécificité économique de chaque pays. Nous relevons ainsi une disparité des résultats au niveau des déterminants du TCR d'Equilibre, traduisant la différence des niveaux de développement et des structures économiques de six PSEM étudiés. Ceci nous amène aussi à conclure que le taux de change réel d'équilibre est bien au centre de la dynamique de l'économie des PSEM.

Nos investigations confirment par ailleurs que les TCR d'Equilibre dans les PSEM dépendent notamment de leur degré d'intégration financière et leur ouverture commerciale. En effet, il ressort de notre analyse que le nouveau contexte financier, caractérisé par l'IFI, constitue un facteur déterminant du TCR à long terme et qu'un accroissement de celle-ci conduit à une dépréciation du TCR à long terme dans la majorité des PSEM, sauf pour la Turquie. De même, l'effet de l'ouverture commerciale sur le TCR à long terme, dans la plupart des pays, confirme les prédictions théoriques. En revanche, cet effet s'avère non significatif pour la Turquie.

Enfin, le calcul du mésalignement via le modèle estimé, montre l'évolution du désajustement du TCR dans les pays émergents au cours de la période 1979-2004. Cette évolution s'avère, pour certains pays, persistante et récurrente mais aussi décroissante et à un faible niveau. Un tel résultat peut être expliquée par l'orientation des ces économies vers la flexibilité du TCR qui est à son tour susceptible de réduire le degré de déséquilibre du TCR.

Ainsi, les PSEM se doivent d'adopter des réformes graduelles au niveau de leurs décisions de libéralisation et d'intégration financière et sont appelés à renforcer leurs politiques commerciales ainsi que de change afin de relever le défi de la nouvelle architecture financière internationale.

Références bibliographiques:

Baffes, J., Elbadawi, I.A., O'Connell, S.A., 1999. Single-equation estimation of the equilibrium real exchange rate, dans Hinkle, L.E., Montiel, P.J., *Exchange Rate Misalignment. Concepts and Measurement for Developing Countries*, A World Bank Research Publication, Oxford University Press.

Banque mondiale, 1994. Royaume du Maroc. Vers le XXIe siècle : renforcement du secteur privé au Maroc, Rapport 11894-MOR, Washington DC.

Bierens, H.J., 1993. Higher order sample autocorrelations and the unit root hypothesis, *Journal of Econometrics* 57, 137-160.

Bierens, H.J., 1997a. Testing the unit root with drift hypothesis against nonlinear trend stationarity, with an application to the US price level and interest rate, *Journal of Econometrics* 81, 29-64.

Bierens, H.J., 1997b. Non parametric cointegration analysis, *Journal of Econometrics* 77, 379-404.

Bouoiyour, J., Emonnot, C., Rey, S., 2004. Choix du régime de change dans un pays émergent, le cas du Maroc, mimeo, CATT, Université de Pau et des pays de l'Adour.

Bouoiyour, J., Rey, S., 2002. Exchange rate regime, real exchange rate, trade flows and foreign direct investments: the case of Morocco, communication à la conférence "Towards Regional

Cherkaoui, M., 1992. Inventaire des mesures de politique économique prises au Maroc de janvier 1982 à juillet 1992, monographie 2, Groupe de recherche en économie internationale-GREI,

Université Mohamed V, Rabat.

Corden, W.M., 1993. Exchange rate policies for developing countries, *The Economic Journal* 103, 198-207.

Corden, W.M., 1994. Exchange rate policy in developing countries, dans Barth, R.C., Wong, C.H., (Eds), Approaches to exchange rate policy choices for developing and transition economies, IMF Institute.

Cheung, Y.W., Lai, K.S., 1999. On cross-country differences in the persistence of real exchange rates, *Journal of International Economics* 48.

Cottani, J.A., Cavallo, D.F., Khan, M.S., 1990. Real exchange rate behavior and economic performance in LDCs, *Economic Development and Cultural Change* 39 (1), 61-76.

Domaç, I., Shabsigh, G., 1999. Real exchange rate behavior and economic growth: Evidence from Egypt, Jordan, Morocco, and Tunisia, IMF Working Paper/99/40.

Edwards, S., 1989. Real Exchange Rates, Devaluation and Adjustment: Exchange Rate Policy in Developing Countries, Cambridge, MIT Press.

FMI, 2001. Morocco, Staff Report for the 2001 Article IV Consultation, 20 juin, 2002.

Hasza, D.P., 1980. The asymptotic distribution of the sample autocorrelations for the integrated ARMA process, *Journal of the American Statistical Association* 75, 349-352.

Hinkle, L.E., Montiel, P.J., 1999. Exchange Rate Misalignment. Concepts and Measurement for Developing Countries, A World Bank Research Publication, Oxford University Press.

Johansen, S., 1988. Statistical analysis of cointegration vectors, *Journal of Economic Dynamics and Control* 12, 231-54.

Johansen, S., 1991. Estimation and hypothesis testing of cointegration in Gaussian vector autoregressive models, *Econometrica* 58, 1551-80.

Johansen, S., Juselius, K., 1990. Maximum likelihood estimation and inference on cointegration – with application to demand for money, *Oxford Bulletin of Economics and Statistics* 52, 169-210.

Journady, O., 2001. Déréglementation du marché des capitaux et efficiences de l'intermédiation bancaire au Maroc : une analyse micro-économique, Thèse de doctorat, Université Lyon II.

Lopez, C., Murray, C. J., Papell, D. H., 2003. State of the art unit root tand The PPP puzzle, working paper, University of Houston.

Mark, N.C., 2001. *International Macroeconomics and Finance*, Blackwell publishers.

Montiel, P J., 1999. Determinants of the long-run equilibrium real exchange rate: an analytical

model, dans Hinkle, L.E., Montiel, P.J., Exchange Rate Misalignment. Concepts and Measurement

for Developing Countries, A World Bank Research Publication, Oxford University Press.

Mussa, M., Masson, P., Swoboda, A., Jadresic, Z., Mauro, P., Bertg, A., 2000. Exchange rate

regimes in an increasingly integrated world economy, *Occasional Paper* 193, Fonds monétaire international.

Newey, W.K., West, K.D., 1987. A simple positive definite heteroskedasticity and autocorrelation

consistent covariance matrix, Econometrica 55, 703-708.

Philips, P.C.B., 1987. Time series regression with a unit root, *Econometrica* 55, 277-301.

Philips, P.C.B., Perron, P., 1988. Testing a unit root in series regression, *Biometrika* 75, 335-346.

Rey, S., 2001. Politiques de change et volatilité des taux de change réels dans les Pays du Sud et de

l'Est de la Méditerranée, communication au colloque "Le partenariat euroméditéerranéen : six ans

après Barcelone", Tunis, 9-10 novembre.

Rogoff, K., 1996. The purchasing power parity puzzle, *Journal of Economic Literature* 34, 647-68.

Stein, J., 1994. The natural real exchange rate of the United States dollar and determinants of capital

flows, dans Williamson, J. (Ed), Equilibrium Exchanges Rates, Institute for International

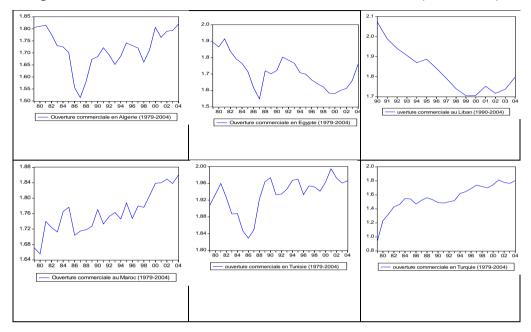
Economics, Washington, DC.

Stock, J.H., Watson, M.W., 1988. Variable trends in economic time series, *Journal of Economic*

Perspectives 2, 147-74.

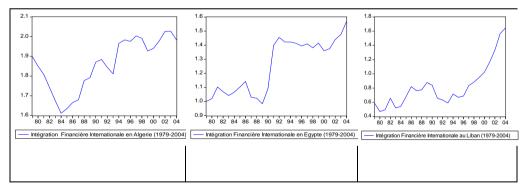
ANNEXES

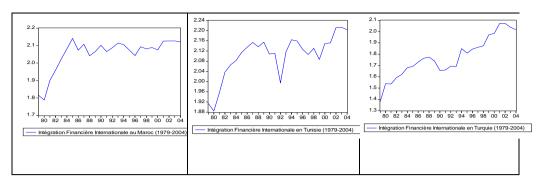
Fig. 1: Evolution de l'ouverture commerciale dans les PSEM (1979-2004).



Source: WDI (2006)

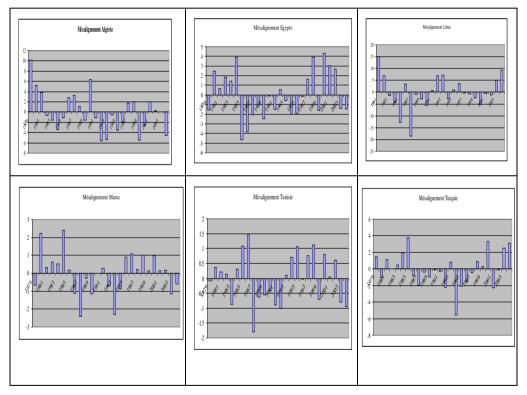
Fig. 2 : Evolution de l'Intégration Financière Internationale dans les PSEM (1979-2004).





Source: Lane et Milesi-Feretti (2006) et calcul fait par les auteurs

Fig 3. Calcul des mésalignements du taux de change réel effectif (bilatéral pour le Liban) pour les six PSEM (1979-2004).



Sources: WDI (2006), IFS (2006) et calcul fait par les auteurs