

Dynamique de la Volatilité du Taux de Change dans les Pays du Maghreb: Une Approche non Linéaire

Hayet Ben Haj Hamida^{#1}, Samira Haddou^{*2}

Laboratoire PS2D, Université de Carthage, Tunisie

¹benhajhamida_hayet@yahoo.fr

**Département des Méthodes Quantitatives et Technologies de l'Information,*

Institut Supérieure de Gestion, Université de Sousse. Tunisie.

²samira.haddou@fsegs.rnu.tn

Résumé — L'objectif de cet article est d'étudier la dynamique du taux de change dans la région du Maghreb à travers l'étude de trois pays, à savoir, l'Algérie, le Maroc et la Tunisie qui sont considérés comme les pays les plus importants dans la région. Il est question d'étudier la nature du retour à la moyenne du taux de change effectif réel à l'égard de la Parité des Pouvoir d'Achat sur la période 1995:01-2012:11 dans un contexte d'ajustement non linéaire en moyenne et en variance (STGARCH). Les résultats montrent que le taux de change de la région suit une dynamique non linéaire de type ESTAR pour le Maroc et LSTAR pour l'Algérie. Pour la Tunisie, le TCER est de type LSTGARCH ce qui met en évidence l'effet asymétrique des chocs imprévus sur la volatilité conditionnelle.

Mots clés — *Taux de Change Effectif Réel, Parité du Pouvoir d'Achat, Non-linéarité, volatilité, STGARCH, Pays du Maghreb.*

I. INTRODUCTION

La politique de gestion du taux de change a longtemps joué un rôle fondamental dans les pays en développement en général et ceux du Maghreb en particulier, surtout dans l'élaboration des différentes politiques d'ajustement structurelles et de stabilisation économique de ces pays. Selon la Banque Mondiale (1993), une gestion judicieuse du taux de change réel (en évitant une surévaluation accentuée du taux de change réel par rapport à son niveau d'équilibre) conduirait à des réformes (stabilisation économique et ajustement structurel) plus efficaces et relativement moins coûteuses dans le court et le moyen terme, ainsi qu'à une croissance soutenue orientée vers le futur.

La gestion du taux de change par les Banques centrales consiste à déterminer un taux de change effectif réel d'équilibre de moyen terme assurant la compétitivité globale de l'économie, la compétitivité prix de la production

domestique vis-à-vis de la production étrangère et créer ainsi les conditions requises, dans le domaine des changes, à la consolidation et au développement des entreprises résidentes sur le marché national et à l'exportation.

L'étude du taux de change effectif réel (TCER) est utile dans la mesure où elle permet d'apprécier ce taux pondéré compte tenu des relations qu'entretient un pays avec ses partenaires commerciaux. Le maintenir stable, c'est maintenir la compétitivité prix des biens produits localement par rapport aux productions étrangères.

L'efficacité du taux de change réel en tant qu'instrument de la politique économique dépend fortement de la connaissance de son niveau d'équilibre. La parité des pouvoirs d'achat (PPA), en raison de sa simplicité, constitue la théorie la plus fréquemment utilisée pour déterminer les taux de change d'équilibre. D'autre part, [27] attestent que la PPA est une mesure de degré de l'intégration économique d'un pays donné et elle reste une théorie de la détermination du taux de change malgré les résultats empiriques controversés, qui dépendent de la période d'analyse, des caractéristiques économiques du pays considéré et des techniques économétriques déployées [4].

Que la PPA soit absolue ou relative, on ne devrait enregistrer aucune évolution des TCER avec le temps, tant que les monnaies se maintiennent en équilibre. Toutefois, l'on assiste bien à une intensification des fluctuations de TCER, et ce malgré une baisse conséquente des coûts de transport et des tarifs au cours du siècle dernier et une uniformisation accrue des paniers nationaux de produits. En effet, les marchés de change internationaux ont été marqués ces dernières années par une forte volatilité entretenue par les tensions

géopolitiques et une conjoncture économique encore plus difficile ; ce qui se traduit par une augmentation du risque des investissements vu l'accroissement de l'incertitude des investisseurs dès lors que la volatilité atteint des niveaux qui faussent les signaux adressés au marché. En outre, les chocs de taux de change pourraient perturber les décisions en matière d'affectation des ressources. D'autre part, les chocs peuvent avoir une volatilité à effet asymétrique ; ce qui sous-entend que la réponse à un choc positif n'est pas nécessairement l'image d'une réponse à un choc négatif de même importance [22].

Face à un environnement aussi instable, l'étude de l'évolution des cours de change paraît indispensable pour un pays qui vise à l'amélioration de sa situation à l'échelle internationale et à se prémunir du risque que peut engendrer une variation jugée excessive du taux de change.

Nous proposons dans ce papier d'étudier la dynamique du TCER pour un groupe des pays du Maghreb à l'aide du modèle STAR-STGARCH dont l'avantage est de capter non seulement les déviations par rapport à l'équilibre mais également celle en variance.

Le reste de ce papier est organisé comme suit. La deuxième section s'intéresse à une revue des études portant sur la validité de la PPA. La méthodologie économétrique, qui met en relief la dynamique d'ajustement du TCER sera développée au niveau de la section 3. Les résultats de cette étude seront présentés dans la section 4. Les principales conclusions seront présentées dans la section 5.

II. REVUE DE LA LITTÉRATURE

Une revue de la littérature qui fait état des différentes études portant sur la validité de la PPA dans les pays du Maghreb révèle des résultats contrastés. Ces derniers sont cautionnés aussi bien par les techniques économétriques utilisées ainsi que par la période considérée. A l'aide des tests de racine unitaire, [1] s'est intéressé à l'étude de la stationnarité du taux de change effectif réel des pays du Moyen Orient entre 1971 et 1994. Les résultats indiquent une non-stationnarité du TCER pour le Maroc et la Tunisie ; mais une stationnarité de ce dernier pour le cas de la Tunisie. D'autre part, [23] étend la recherche effectuée par ([1]) en testant la PPP de 11 pays du Maghreb et du Moyen Orient (MENA) durant la période post-Bretton Woods à l'aide des modèles non-linéaires de type ESTAR. Il a confirmé un retour non linéaire à la moyenne pour tout le groupe et plus précisément pour le Maroc et la Tunisie. D'autre part, en élargissant la période de 1970 à 2004, [2] ont indiqué que

pour le Maroc et la Tunisie, la PPA n'est pas valide à l'aide du test ADF, mais par contre elle est vérifiée en utilisant le test non-linéaire de racine unitaire proposé par [14] indiquant ainsi une non-linéarité de type ESTAR stationnaire. La prise en considération du retour non-linéaire à la moyenne avec présence des valeurs aberrantes pour le TCER est étudiée par [9] prouvant une non-linéarité de type LSTAR pour 5 pays du groupe MENA et ce de 1980 :01 jusqu'à 2008 :12, précisément pour l'Algérie, le Maroc et la Tunisie. D'autre part, cette non-linéarité LSTAR est validée également par [8] pour le TCER tunisien entre 1990 :01 à 2010 :01.

Dans la même lignée et dans le cadre des techniques de cointégration en panel, l'hypothèse de la PPA faible pour les trois pays, à savoir l'Algérie, le Maroc et la Tunisie a été validée par [5] entre 1970 et 1998. A l'aide des tests de racine unitaire avec ruptures endogènes en niveau et en tendance proposés par ([16] et [17]), [13] ont conforté la PPA pour l'Algérie et le Maroc à un niveau de significativité de 10%. L'application du test de racine unitaire avec ruptures structurelles indique que la PPA est vérifiée pour le Maroc avec deux ruptures significatives mais rejetée pour l'Algérie et la Tunisie entre 1999 :01 et 2012 :11([10]), En intégrant deux marchés différents du taux de change, le marché officiel et le marché parallèle, [15] montrent la stationnarité du TCR pour le Maroc et la Tunisie sur le marché parallèle en suivant la même méthodologie que celle utilisée par [13]. L'application du test de racine unitaire avec une seule rupture proposé par [27], et le test de racine unitaire avec deux ruptures développé par [19] indique que la PPA est acceptée seulement pour la Tunisie mais pas pour le Maroc entre 1971 et 1994 ([21]).

Nous cherchons dans ce papier à compléter cette panoplie des études en testant la validité de la PPA mais aussi à modéliser la dynamique du TCER des pays du Maghreb en cas où cette hypothèse est réfutée par les données. Plus particulièrement, nous allons focaliser l'attention sur les développements récents de l'économétrie des modèles non linéaire en l'occurrence les modèles à transition lisse hétéroscédastiques (STAR-STGARCH), surtout dans le contexte actuel de l'instabilité économique et politique au niveau de certains pays de la région.

III. MÉTHODOLOGIE ÉCONOMÉTRIQUE

[7] et [25] sont les pionniers qui se sont intéressés à la modélisation non-linéaire en moyenne à travers l'introduction d'un processus STAR. Ce dernier s'exprime par la relation suivante :

$$\Delta q_t = k + \lambda q_{t-1} + \sum_{j=1}^{p-1} \phi_j [\Delta q_{t-j}] + \left(k^* + \lambda^* q_{t-1} + \sum_{j=1}^{p-1} \phi_j^* [\Delta q_{t-j}] \right) F(s_{t-d}, \gamma; c) + \varepsilon_t$$

Avec q_t taux de change effectif réel en logarithme, k et k^* sont des régimes constants, le terme d'erreur est supposé être indépendant et identiquement distribué de moyenne nulle et de variance constante, et F la fonction de transition est continue et bornée entre zéro et un. Le paramètre c peut être interprété comme un seuil et il indique la ligne de démarcation entre les deux régimes, s_{t-d} est la variable de transition et γ détermine la vitesse de transition lisse (smoothness of transition). Une fois la variance du terme d'erreur est non constante, on parle d'une modèle GARCH et vu l'accentuation de la volatilité des données, la recherche s'est orientée vers l'introduction de la non-linéarité en moyenne et en variance à l'aide du modèle STAR-STGARCH spécifié par [20], [3]. Le modèle STAR-STGARCH permet au terme d'erreur spécifié par l'équation (1) d'avoir une forme spéciale de variance d'un modèle GARCH (p, q) «General Autoregressive Conditional Heteroscedasticity», exprimée par l'expression suivante :

$$\varepsilon_t = \eta_t \sqrt{h_t}$$

$$\eta_t \sim \text{NID}(0,1)$$

$$h_t = \omega + \sum_{i=1}^p [\alpha_{1i} + \alpha_{2i} H(\varepsilon_{t-1}, \delta, \theta)] \varepsilon_{t-j}^2 + \sum_{i=1}^q \beta_{1i} h_{t-i}$$

avec $\omega > 0$; $\alpha_{ij} \geq 0$; $\beta_{ij} \geq 0$; $\forall i=1, \dots, p$; $\forall j=1, \dots, q$.

Il permet de décrire les effets asymétriques de larges et faibles chocs sur la volatilité conditionnelle. Il y a deux choix possibles pour la fonction $H(\varepsilon_{t-1}; \theta; \nu)$. En retenant la fonction logistique, le modèle résultant est un modèle LSTGARCH et la fonction de transition peut être exprimée par :

$$H(\varepsilon_{t-1}, \theta, \nu) = \frac{1}{1 + \exp(-\theta(\varepsilon_{t-1} - \nu))}$$

La positivité de la variance conditionnelle nécessite le respect des conditions suivantes : $\omega > 0$; $\alpha_{ij} \geq 0$ pour $j=1, \dots, q$; $\beta_{ij} \geq 0$ pour $i=1, \dots, p$; $\alpha_{1j} \geq 0.5|\alpha_{2j}|$ pour $j=1, \dots, q$.

La stationnarité de q_t nécessite que les conditions suivantes soient satisfaites :

$$\sum_{j=1}^q \left[\alpha_{1j} - \frac{1}{2} |\alpha_{2j}| + \max(\alpha_{2j}, 0) \right] + \sum_{i=1}^p \beta_{1i} < 1$$

En utilisant la fonction exponentielle, le modèle afférent est un ESTGARCH avec :

$$H(\varepsilon_{t-1}, \theta, \nu) = 1 - \exp(-\delta(\varepsilon_{t-1} - \nu)^2)$$

Mieux encore, la condition de positivité est assurée dès que $\omega > 0$; $\alpha_{ij} \geq 0$ pour $j=1, \dots, q$; $\beta_{ij} \geq 0$ pour $i=1, \dots, p$; $\alpha_{1j} + \alpha_{2j} \geq 0$. Aussi, la stationnarité du processus q_t est vérifiée si et seulement si :

$$\sum_{j=1}^q \left[\alpha_{1j} + \max(\alpha_{2j}, 0) \right] + \sum_{i=1}^p \beta_{1i} < 1$$

Selon [20] et [3], les étapes de spécification du modèle STAR-STGARCH se déroulent selon les étapes séquentielles suivantes :

- Tester la linéarité de type STAR, après avoir choisi un modèle AR (p) approprié. Si l'hypothèse alternative de non-linéarité est acceptée, sélectionner la variable de transition et la forme de la fonction de transition $F(s_t, c, \gamma)$.
- Estimation du modèle STAR par la méthode d'estimation NLS en supposant la constance de la variance.
- transition et la forme de la fonction de transition $F(s_t, c, \gamma)$.
- Estimer le modèle sélectionné par maximum de vraisemblance et procéder au test d'effet ARCH.
- Si l'hypothèse est rejetée alors estimer le modèle STAR-GARCH par la méthode d'estimation des moindres carrés non linéaires.
- Évaluer le modèle STAR-GARCH et si le modèle est rejeté, spécifier un modèle STAR-STGARCH
- Si la linéarité du GARCH est rejetée alors choisir la fonction de transition appropriée $H(\varepsilon_{t-1}, \delta, \nu)$ par la procédure proposée par [11], [20].
- Estimer le modèle STAR-STGARCH sélectionné.

Si le modèle STAR-GARCH peut être estimé en deux étapes, le modèle LSTGARCH est estimé simultanément vu que la matrice d'information n'est pas diagonale.

IV. RÉSULTATS EMPIRIQUES

Notre étude empirique est basée sur trois taux de change effectifs réels (TCER) : Algérie, Maroc, Tunisie. Les séries ont été obtenues à partir de la base de données du Fond Monétaire International sur une fréquence mensuelle s'étalant de 1995 :01 à 2012 :11.

Une étude préliminaire des propriétés statistiques qui caractérisent les séries de TCER affiche des statistiques similaires et le TCER du Maroc est caractérisé par un effet leptokurtique (Tableau I). Les hypothèses de symétrie et de normalité sont rejetées pour les trois séries étudiées. Le rejet de l'hypothèse de symétrie et de normalité peut être interprété

comme un signe de non-linéarité inhérente aux dynamiques des taux de change.

TABLEAU I
 STATISTIQUE DESCRIPTIVES DES SERIES TCER

	Moyenne	Skewness	Kurtosis	Jarque-Bera	P-value
Algérie	4.582	0.212	2.001	0.559	0.005
Maroc	4.622	-0.615	3.422	15.162	0.001
Tunisie	4.7079	-0.119	1.371	24.262	0.000

Les résultats des tests de racine unitaire montrent une non-stationnarité des TCER pour l'ensemble des pays.

TABLEAU II
 TESTS DE RACINE UNITAIRE

Pays	Test ADF		Test PP		Test Ng-Perron	
	AIC		TR		MZa	MZt
Algérie	1	-1.319 (0.953)	5	-2.1 (0.245)	-3.014	-1.227
Maroc	5	-2.149 (0.52)	9	-2.298 (0.433)	-7.691	-1.773
Tunisie	1	-2.879 (0.17)	6	-2.648 (0.26)	-2.215	-1.042

Notes : 1) les valeurs entre parenthèses correspondent aux P-values
 2) TR : troncature
 3) AIC : critère d'information Akaike
 3) les valeurs critiques du test Ng-Perron (2001) :

	MZa	MZt
1%	-23.800	-3.4200
5%	-17.300	-2.9100
10%	-14.200	-2.6200

Ce constat incite à rejeter l'hypothèse de la PPA mais n'écarte pas la possibilité d'un retour non linéaire à la PPA. Une réponse sera recherchée via l'approche des auto-régressions à seuil [20].

Après avoir choisi l'ordre des processus autorégressifs via le critère d'information d'Akaike (AIC), l'application des tests de linéarité LM, indique que la linéarité a été fortement rejetée pour toutes les séries du TCER étudiées. Le choix de la variable de transition est basé sur la valeur qui a la p-value la plus faible pour la statistique LM₃.

L'étape suivante consiste à appliquer les tests adéquats pour choisir entre les modèles LSTAR et ESTAR. Le tableau (III) montre que toutes les séries sont modélisées par une dynamique non-linéaire de type LSTAR sauf pour le Maroc qui est caractérisé par un ESTAR.

La spécification du modèle LSTAR/ESTAR est d'habitude estimée avec la méthode des moindres carrés non linéaires à l'aide des algorithmes d'optimisation numérique.

TABLEAU III
 FONCTION DE TRANSITION LSTAR CONTRE ESTAR

Pays	Variable de transition				Règle de décision
		F1	F2	F3	
Algérie	Δq_{t-4}	1.402 (0.2157)	1.626 (0.141)	2.331 (0.03[26])	LSTAR
Maroc	Δq_{t-3}	1.83 (0.095)	3.778 (0.0014)	0.537 (0.0014)	ESTAR
Tunisie	q_{t-1}	3.571 (0.0023)	0.646 (0.6928)	1.868 (0.0881)	LSTAR

Les tests de validation rejettent l'homoscédasticité des erreurs pour le cas de la Tunisie. En effet, ce rejet peut être attribué à l'excès de volatilité qui risque d'affecter les résultats des tests standards [26]. L'application des tests de non linéarité de type ARCH a conduit en faveur de la non-linéarité en variance indiquant qu'a priori la dynamique d'ajustement du taux de change de la Tunisie est plutôt non-linéaire et asymétrique.

TABLEAU IV
 ESTIMATION DES PARAMETRES

Paramètres	Algérie	Maroc	Tunisie
<i>Linéaire</i>			
k	-0.415(-0.75)	0.573(2.31)	-74.314(-2.226)
λ	0.085(0.7)	-0.125(-2.325)	16.37(2.231)
ϕ_1			
ϕ_2			8.538(7.046)
<i>Non linéaire</i>			
k*	0.63(2.73)	2.785(1.82)	-0.0127(-0.351)
λ^*	-0.136(-2.67)	-0.599(-1.826)	0.0017(0.23)
ϕ_1^*			0.047(1.871)
ϕ_2^*	-0.143(-3.04)	1.216(1.99)	0.0279(1.543)
γ	4.07(1.36)	10.187(29.786)	279.25(1.24)
c	-0.032(-2.00)	-0.0155(-9.957)	4.55(6.576)
LjungBox(1)	0.17(0.683)	0.154(0.698)	71.21(0.000)
LjungBox (12)	0.46(0.935)	1.504(0.127)	7.568(0.000)
ARCH(1)	0.047(0.82)	0.07(0.791)	0.084(0.771)
ARCH(4)	0.172(0.996)	1.012(0.908)	8.613(0.071)

Note : (1) entre parenthèses les t-student ; (2) λ et λ^* sont les coefficients estimés du retard seuil dans les parties linéaire et non linéaire respectivement ; (3) ϕ_1 (ϕ_2) est le paramètre de transition estimé dans le modèle STAR ; (4) \hat{c} (\hat{c}^*) est le point de changement entre les deux régimes pour le modèle STAR.

Les valeurs des p-values reportées dans le tableau V plaident en faveur d'un modèle LSTGARCH dans le cas de la Tunisie. À ce stade, nous poursuivons notre étude par une estimation des paramètres des modèles à l'aide des algorithmes d'optimisation numérique.

TABLEAU V
 TESTS DE NON LINEARITE ARCH

	Tunisie
LM _L	5.222(0.0000)
LM _E	1.625(0.088)

Il est intéressant de noter que le paramètre de transition λ varie d'un pays à un autre, il est généralement élevé pour l'Algérie. Cela implique, en principe, que l'ajustement vers le niveau de parité (ou la vitesse d'ajustement à l'égard de l'équilibre) est plus rapide pour ce pays alors qu'il est assez lent pour les autres pays. De plus, rappelons que les paramètres λ et λ^* déterminent si les faibles et les larges déviations ont retourné à la moyenne et la prise en compte des coûts de transaction suggère que les larges déviations de l'équilibre à long terme (PPA), ont une forte tendance à s'écarter de l'équilibre. Ainsi, lorsque $\lambda \geq 0$ (une racine unitaire pour de faibles déviations), alors la condition $\lambda^* < 0$ et $\lambda + \lambda^* < 0$ (retour à la moyenne pour de larges déviations de l'équilibre) doit être satisfaite pour que le modèle soit globalement stable [18]. Sous ces conditions, pour de faibles déviations, le TCER peut suivre une racine unitaire ou même exhiber un comportement explosif ; mais pour de larges déviations, le processus retourne à la moyenne [24]. Ainsi, on note la présence d'une racine unitaire pour des faibles déviations de l'équilibre pour le cas de l'Algérie et la Tunisie. En outre, le retour à la moyenne pour des déviations larges de la parité de pouvoir d'achat est validé pour le Maroc et l'Algérie.

TABLEAU VI
 ESTIMATION ROBUSTE DES PARAMETRES

Paramètres	Tunisie
<i>Linéaire</i>	
k	0.048(0.000)
λ	0.789(0.000)
ϕ_1	0.845(0.000)
<i>Non linéaire</i>	
k*	0.127(0.000)
λ^*	0.160(0.000)
ϕ_1^*	0.125(0.000)
<i>Variance conditionnelle</i>	
ω	0.00002(0.000)
α_1	0.055(0.495)
β_1	0.687(0.000)
α_2	0.072(0.000)
γ	0.9907(0.000)
c	1.796(0.000)
θ	1.445(0.000)
ν	-6.064(0.000)
LjungBox(1)	0.144(0.704)
LjungBox(12)	14.089(0.295)
ARCH(4)	5.511(0.238)

Les P_values des test LM pour LSTGARCH(q) and ESTARCH(q) sont appliqués aux données mensuelles pour q=12.

Le tableau (VI) montre que le paramètre α_2 est positif et statistiquement significatif cela implique que les chocs

positifs (appréciation) produisent une forte volatilité que les chocs négatifs (dépréciation) de même ampleur. Le coefficient β_1 est positif et statistiquement significatif ce qui signifie que le modèle arrive à capturer la dépendance temporelle de la variance conditionnelle du TCER. En outre, la somme des paramètres GARCH dans les deux régimes est inférieure à 1, cela désigne qu'il y a regroupement de volatilité indiquant encore un soutien à l'asymétrie. Ainsi, nous pouvons conclure en faveur d'une modélisation non linéaire en moyenne et en variance pour le TCER de la Tunisie.

V. CONCLUSION

Le but de cet article est d'étudier la dynamique du TCER des pays du Maghreb dans un cadre d'un modèle non linéaire à transition douce. La modélisation hétéroscédastique conditionnellement autorégressive est considérée, où la possibilité d'un régime intermédiaire est modélisée avec l'introduction d'un mécanisme de transition en douceur (STGARCH). On constate que le TCER de la Tunisie est caractérisé sur la période 1995 :01 2012 :11 par un modèle LSTGARCH ce qui indique qu'un choc négatif augmente la variance conditionnelle plus qu'un choc positif de même ampleur. Ceci met en évidence l'effet asymétrique des chocs imprévus sur la volatilité conditionnelle. En revanche La dynamique du TCER de l'Algérie et du Maroc est non linéaire mais asymétrique pour le premier et symétrique pour le second. En outre, le retour à la moyenne pour des déviations larges de la PPA est validé pour le Maroc et l'Algérie. Probablement, les tensions politiques et financières que connaît la région durant les deux dernières années ont contribué à l'échec de la PPA pour la Tunisie. Ce mésalignement devrait être mis en balance avec la volatilité du dinar. En d'autres termes, la politique de change menée depuis a-t-elle eu des effets perturbateurs sur le taux de change du dinar ?

BIBLIOGRAPHIE

- [1] M. Bahmani-Oskooee, "Do exchange rates follow a random walk process in Middle Eastern countries? ", Economics Letters 58, pp. 33ç-344, 1998.
- [2] M. Bahmani-Oskooee, and M. Kandil, "Testing the PPP in the non-linear STAR framework: Evidence from MENA countries", Scientific Journal Administrative Development 5, pp. 19-33, 2007.
- [3] F. Chan, and M. McAleer, "On the structure, asymptotic theory and application of STAR-GARCH models", CIRJE Discussion papers, 2003.
- [4] J.C. Cuestas, and L.A. Gil-Alana, "Further evidence on the PPP analysis of the Australian dollar: Non-linearities, fractional integration and structural changes", Economic Modelling 26, pp. 1184-1192, 2009.
- [5] I. Drine, and C. Rault, "Purchasing Power Parity for Developing and Developed countries: We can we learn from non-stationary panel data models? ", IZA Discussion Paper N°, 2887, 2007.

- [6] T. Gylfason, "Fix or Flex? Alternative Exchange Rate Regimes in an Era of Global Capital Mobility", *North American Journal of Economics and Finance*, 11(2), pp. 173-89, 2000.
- [7] C. Granger, and T. Terasvirta, "*Modeling Nonlinear Economic Relationships*". Oxford University Press, Oxford, 1993
- [8] S. Haddou, "Is Tunisian real effective exchange rate mean reverting? Evidence from nonlinear models", *Mediterranean and Middle East Papers, Transition Studies review* 18, pp. 164-178, 2011.
- [9] S. Haddou and H. Ben Haj Hamida, "Are there outliers or nonlinearity in real exchange rate: Evidence from some MENA Countries", *Proceedings of the Third International Conference on Modeling, Simulation and Applied Optimization Sharjah,U.A.E January 20-22 ,2009*
- [10] S. Haddou and H. Ben Haj Hamida, "The validity of purchasing power parity with structural breaks: Evidence from some MENA countries", mimeo. 2013.
- [11] G.E. Hagerud, "A new non-linear GARCH model"; EFI, Stockholm School of Economics, 1997
- [12] L. Juvenal, and M.P. Taylor, "Threshold adjustment in deviations from the law of one price", *Studies in Nonlinear Dynamics and Econometrics* 12 (3), pp. 1-44, 2008.
- [13] H. Kalyoncu, F. Kula, and A. Aslan, "The validity of purchasing power parity hypothesis in Middle East and Northern Africa countries", *Romanian Journal of Economic Forecasting* 13 (4), pp. 125-131, 2010.
- [14] G. Kapetanios, Y. Shin, and A. Snell, "Testing for a unit root in the nonlinear STAR framework", *Journal of Econometrics*, pp. 359-379, 2003.
- [15] F. Kula, A. Aslan and M. Feridun, "Purchasing power parity in MENA revisited: empirical evidence in the presence of endogenously determined break points", *Ekonomiska istraživanja* 24 (1), pp. 1-12, 2011
- [16] J. Lee, and M.C. Strazicich, "Minimum LM unit root test with two structural breaks", *Review of Economics and Statistics* 85, pp. 1082-1089, 2003.
- [17] J. Lee, and M.C. Strazicich, "Minimum LM unit root test one structural break, Appalachian State University", Working Paper, 2004.
- [18] T.K. Lestari, J. Kim, and P. Silvapulle, "Nonlinear adjustment of the purchasing power parity in Indonesia", *Document de travail, Université de Monash*, 2004.
- [19] R.L. Lumsdaine and D.H. Papell, "Multiple trend breaks and the unit root hypothesis", *The Review of Economics and Statistics*, pp. 212-218, 1997.
- [20] S. Lundbergh and T. Teräsvirta. "Modelling Economic High Frequency Time Series with STAR-STGARCH Models ", *SSE/EFI Working Paper Series in Economics and Finance*, No. 291, 1999.
- [21] P.K. Narayan and B.C. Prasad, "The validity of purchasing power parity hypothesis for eleven Middle Eastern countries", *Review of Middle East Economics and Finance* 3 (2), pp. 135-149, 2005.
- [22] S. Rey, "Effective exchange rate volatility and MENA countries' exports to the EU", *Journal of Economic development* 31 (2), pp. 23-54, 2006.
- [23] L. Sarno, "Real exchange rate behavior in the Middle East: a re-examination", *Economics Letters* 66, pp. 127-136, 2000.
- [24] A.M. Taylor, and M.P. Taylor, "The purchasing power parity debate", *Journal of Economic Perspectives* 18 (4), pp. 135-158, 2004.
- [25] T. Terasvirta, "Specification, estimation and evaluation of smooth transition autoregressive models", *Journal of the American Statistical Association* 89, pp. 208-218, 1994.
- [26] D. Van Dijk, P.H. Franses, and A. Lucas, "Testing for smooth transition nonlinearity in the presence of outliers", *Journal of Business and Economic Statistics* 17, pp. 217-235, 1999.
- [27] E. Zivot, and D. Andrews, "Further evidence on the great crash, the oil price shock, and the unit root hypothesis", *Journal of Business and Economic Statistics* 10 (3), pp. 251- 270, 1992.