

Dynamique d'Ajustement du Taux de Change Effectif Réel : Une Caractérisation par les Modèles non Linéaires à Mémoire Longue (FI- LSTAR)

Lamia Ben Zid^{#1}, Jaleddine Ben Rejeb ^{*2}

[#]Laboratoire LAMIDED, Institut Supérieur de Gestion, Université de Sousse, Tunisie

¹lamia.benzid@hotmail.fr

^{*}Professeur en Méthodes Quantitatives, Institut Supérieur de Gestion de Sousse, Université de Sousse, Tunisie

²jaleleddine.BenRejeb@esct.rnu.tn

Résumé — Cet article a pour objet de spécifier et de modéliser la dynamique d'ajustement du taux de change effectif réel de la Tunisie. Il est question de réexaminer l'hypothèse de la Parité des Pouvoirs d'achat (PPA) sur la période allant de janvier 1980 au mois de décembre 2013, dans un contexte d'ajustement non linéaire en moyenne couplé à la mémoire longue (FI-LSTAR). Les résultats indiquent que l'ajustement de TCER de la Tunisie est non linéaire à mémoire longue avec retour à la moyenne.

Mots clés — Intégration fractionnaire ; Non linéarité ; FI-LSTAR ; TCER ; PPA.

I. INTRODUCTION

Le taux de change réel joue un rôle pivot en économie internationale. L'approche de la parité des pouvoirs d'achat (PPA), malgré les problèmes qu'elle pose, demeure au centre de la détermination du niveau d'équilibre du taux de change réel de long terme. Dans sa version absolue (ou forte), la PPA s'attache au rapport des niveaux des prix. Elle permet d'égaliser les pouvoirs d'achat de deux monnaies une fois converties dans une même devise. Ainsi, elle s'applique en l'absence de toute entrave au commerce international en supposant que les coûts de transport et d'information sont négligeables. Dans sa version relative (ou faible), la PPA suppose que le taux de change entre pays national et pays étranger s'ajustera afin d'égaliser le différentiel de leurs indices de prix.

Bien qu'elle ait longtemps servi de référence sur le plan théorique, [18] est le premier qui a identifié le paradoxe lié au comportement de TCR, qu'il l'a nommé « puzzle » : comment est-il possible de réconcilier une forte volatilité du taux de change à court terme avec une vitesse faible du retour à la moyenne, généralement observée pour cette variable ? La réponse à cette question a marqué un échec répandu

empiriquement. De nombreuses explications ont été avancées dans la littérature pour justifier leur rejet : insuffisance des données, résultats différents sur séries temporelles et sur données de panel, présence de racine unitaire.

Dernièrement, certains auteurs ont prétendu que la PPA sert de mesure du degré d'intégration économique entre les pays, et reste la théorie la plus répandue pour expliquer les déviations du taux de change, nonobstant les résultats empiriques mitigés, qui proviennent de choix de l'échantillon, des structures économiques particulières du pays étudié et de la modélisation économétrique. De même, ils ont avancé l'idée selon laquelle, le rejet du retour à la moyenne pourrait s'expliquer par la nature des ajustements des taux de change à court terme. La présence de coûts de transaction par exemple serait à l'origine de dynamiques d'ajustement asymétriques non compatibles avec les ajustements linéaires des modèles classiques. C'est pourquoi, ils ont proposé de nouvelles approches basées sur des modèles d'ajustement non-linéaires des taux de change.

Dans ce contexte, on propose dans cette étude de modéliser la série de TCER tunisien à l'aide du modèle FI-LSTAR avec une fonction logistique (FI-LSTAR) proposée initialement par [24]. Cet article est organisé autour de sept sections. La deuxième section présentera une brève revue des travaux portant sur la pertinence de l'hypothèse de la PPA. Les modèles ARFIMA et FI-LSTAR seront développés aux sections 3 et 4, respectivement. La section 5 présentera les résultats empiriques. La section 6 fournira une discussion de ces résultats. Les principales conclusions feront l'objet de la section 7.

II. REVUE DE LA LITTÉRATURE

De nombreuses recherches empiriques ont déjà tenté de fournir une réponse en faveur de la PPA, et ont montré que de

manière générale, la théorie de la PPA n'est pas vérifiée à court terme, en raison de la rigidité des prix domestiques, des coûts d'ajustement, et des fluctuations du rapport des prix relatifs. Toutefois, dans le long terme, la vérification de cette théorie demeure beaucoup plus contestée par une absence de consensus auprès des économistes.

On note que les modèles linéaires ont été fréquemment utilisés pour le traitement des relations économiques et financières. Parmi les nombreux facteurs qui ont conduit au recours à ces modèles, on cite le critère de simplicité des méthodes d'estimation linéaires (Moindres Carrées Ordinaires « MCO » et Moindres Carrées Généralisées « MCG »).

Sous l'hypothèse d'absence de frictions et de rigidités sur les marchés des changes, la dynamique d'ajustement du TCER vers son niveau d'équilibre est supposée être linéaire et continue. Cependant, dans le cas de présence de frictions dans le marché des changes, il sera difficile d'analyser la dynamique d'ajustement du TCER en retenant le cadre empirique des modèles linéaires standards. En effet, elle y injecte un caractère persistant et discontinu en provoquant de l'incertitude sur le marché des changes qui peut empêcher les agents économiques de s'adapter en permanence ([9]).

Bien entendu, plusieurs études ont montré que la famille des modèles linéaires est inappropriée et qu'elle risque de dissimuler les propriétés importantes des fluctuations cycliques des séries tels que les changements de régime de politique économique, la présence des chocs macroéconomiques dont notamment les chocs de termes de l'échange, la variabilité excessive de certaines séries macroéconomiques qui ne réagissent pas nécessairement de la même façon aux variations macroéconomiques (comme par exemple, rigidité des prix plus forte à la baisse qu'à la hausse).

Dans même, on note la faible puissance des tests traditionnels employés durant les années 1980 pour détecter le retour vers la PPA : les tests de cointégration qui visent à tester l'hypothèse de la PPA en déterminant une relation de cointégration linéaire entre le taux de change effectif réel et ses fondamentaux ([1]) et les tests de racine unitaire¹ ([16]).

Toutes ces limites confirment l'incapacité des modèles linéaires à rendre compte de phénomène d'asymétrie entre les phases d'expansion et les phases de récession, et orientent la recherche vers l'introduction de nouvelles théories qui visent à étudier le comportement du taux de change par les modèles d'ajustement non linéaires et par les modèles à seuils.

Plusieurs travaux se sont intéressés à détecter la présence de non linéarité dans les séries des taux de change.

[13] a avancé l'idée selon laquelle le taux de change se dévie de la loi du prix unique (LPU), à cause de la présence des coûts de transaction.

Au même égard, [4] a essayé de vérifier la stationnarité du taux de change réel \$CAN/\$US, et du même coup, la validité empirique de la théorie de la PPA entre le Canada et les États-Unis dans le cadre d'un modèle non linéaire de détermination du taux de change pour une période qui s'étale de janvier

1972 à avril 2003. L'auteur a conclu que le modèle ESTAR semble très pertinent pour bien saisir la dynamique non linéaire du taux de change réel \$CAN/\$US. En fait, il permet de prendre en compte les coûts de transaction en permettant un retour vers la moyenne.

En outre, [7] ont essayé d'expliquer les déviations des taux de change réels par rapport à leur valeur d'équilibre pour un échantillon composé de cinq pays : la France, l'Allemagne, le Royaume-Uni, le Portugal et les Pays Bas pour une période qui s'étale du premier semestre de l'année 1979 au deuxième semestre de l'année 1999, en utilisant les dynamiques d'ajustement à mémoire longue (processus ARFIMA) et les dynamiques non linéaires (processus ESTAR : Exponentiel Smooth Transition Autoregressive) pour indiquer quel processus représentant mieux la dynamique d'ajustement. Les résultats trouvés ont amené à des conclusions différentes : pour certains pays, ils ont constaté qu'il n'existe pas de différence entre un processus non linéaire et un processus à mémoire longue. En revanche, pour d'autres pays, les résultats font ressortir la supériorité des processus à mémoire longue sur les processus non linéaires.

Bien plus [20], ont tenté d'examiner la tendance d'ajustement des écarts à la PPA en tenant compte des coûts de transaction et en faisant appel au modèle non linéaire STAR (Smooth Transition Adjustment Autoregressif). Les données retenues sont mensuelles et annuelles et couvrent la période de 1979 à 2007. Ils ont estimé le modèle STAR en utilisant l'algorithme de Newton-Rapson et la fonction de maximum de vraisemblance conditionnelle. Les résultats ont indiqué que les déviations à la PPA suivent un processus non linéaire avec retour à la moyenne à long terme. En revanche, à court terme, la PPA suit un processus de marche aléatoire et par conséquent, la PPA est invalide

De ce fait, la présence de non linéarité dans la série du taux de change réel a pu répandre une certaine lumière concernant le sujet de l'hypothèse de la PPA dans plusieurs études qui ont proposé des tests statistiques permettant de faire valoir cette caractéristique.

Pour cela, les développements récents des modèles économétriques et précisément l'usage des modèles non linéaires ont été motivés dans le but d'améliorer de plus en plus la compréhension et la synthèse de la dynamique non linéaire des déviations des taux de change vers l'équilibre et de rendre compte des éventuelles asymétries puisqu'ils sont définis par plusieurs régimes aux dynamiques distinctes ([23], [21], [22] et [3]). En effet, un processus de propagation linéaire ne répond jamais à cette attente, puisqu'il est incapable de rendre compte de l'asymétrie du cycle.

En guise de conclusion, on peut dire qu'en présence de coûts de transaction engendrés par l'échange international, l'application des modèles non linéaires permet d'exploiter l'éventuelle présence de comportement non linéaire dans la mesure où la vitesse d'ajustement vers l'équilibre est attachée à l'ampleur des écarts par rapport à cet équilibre.

On essaye dans cet article à achever cet ensemble de travaux en examinant l'hypothèse de la PPA. En particulier, on va diriger l'attention sur les processus à mémoire longue et

¹ Pour que la parité de pouvoir d'achat soit validée à long terme, il faut que le taux de change réel soit stationnaire et n'admet pas de racine unitaire.

les processus autorégressifs à seuil (FI-LSTAR), principalement dans la situation économique et politique actuelle de la Tunisie.

III. MODELES ARFIMA (P, D, Q)

Ces modèles ont été développés dans la littérature par [12], [10], [11] et par [14] après l'abandon de l'hypothèse de degré de différenciation entier qui crée certaines difficultés sur les deux plans : modélisation et inférence statistique. Dans le cas des processus ARFIMA, l'exposant de différenciation d peut prendre des valeurs réelles.

DEFINITION

Soit $\{X_t\}$ un processus ARFIMA (p, d, q) stationnaire et de moyenne nulle où $d \in]-\frac{1}{2}, \frac{1}{2}[$ implique :

$$\Phi(L)(1-L)^d X_t = \Theta(L) \varepsilon_t \quad (3.1)$$

Où : $(1-L)^d$ est le développement binomial et peut être défini sous la forme suivante :

$$(1-L)^d = \nabla^d = 1 - dL - \frac{d(1-d)}{2!} L^2 - \frac{d(1-L)(2-d)}{3!} L^3 - \dots = \sum_{k=0}^{\infty} \frac{\tau(k-d)}{\tau(-d)\tau(k+1)} L^k \quad (3.2)$$

Avec :

$\tau(\cdot)$: S'appelle fonction Gamma;

$\Phi(L)$ et $\Theta(L)$ sont des polynômes retards autorégressif et moyenne mobile de degré p et q respectivement. Leurs racines sont à l'extérieur du cercle unité ;

$$\Phi(L) = 1 - \varphi_1 L - \dots - \varphi_p L^p$$

$$\Theta(L) = 1 - \theta_1 L - \dots - \theta_q L^q$$

ε_t est un processus bruit blanc de moyenne nulle et de variance $\sigma_{\{\varepsilon\}}^2$ indépendante du temps.

IV. MODELE AUTOREGRESSIF A TRANSITION LISSE AVEC MEMOIRE LONGUE

Il s'agit du modèle FI-STAR (fractionally integrated smooth transition autoregressive) proposé par [24] qui semble approprié pour reproduire la dynamique d'ajustement de taux de change. Il s'écrit sous la forme suivante :

$$x_t = (1-L)^d y_t = (\varphi_0^{(1)} + \sum_{i=1}^{p_1} \varphi_i^{(1)} (1-L)^d y_{t-i}) + (\varphi_0^{(2)} + \sum_{i=1}^{p_2} \varphi_i^{(2)} (1-L)^d y_{t-i}) F(y_{t-d^*}, \gamma, c) + \varepsilon_t \quad (4.1)$$

avec : d désigne le paramètre d'intégration fractionnaire, ε_t est un processus indépendamment et identiquement distribué, $\{y_{t-1}, y_{t-2}, \dots, y_{t-(p-1)}, y_{t-p}\}$ est l'ensemble d'informations à la date $t-1$. F est la fonction de transition, laquelle est bornée entre zéro et un. y_{t-d^*} est la variable de transition gouvernant le comportement non linéaire du processus, d^* est un paramètre de délai (i.e. entier positif) qui suggère que les écarts du niveau d'équilibre génèrent de plus en plus un retour à la moyenne avec un délai assez faible, γ est la vitesse de transition qui contrôle d'une part le degré de courbure de la fonction F et qui détermine d'autre part le degré du retour à la moyenne, c est le seuil d'équilibre de x_t . On note que le

paramètre de différenciation fractionnaire d décrit le comportement de long terme de la série x_t , tandis que les paramètres autorégressifs déterminent la dynamique de court terme. Bien que la fonction F peut-être logistique ou exponentielle, on note qu'on va choisir la fonction logistique comme [24]. Cette dernière s'écrit comme suit :

$$F(y_{t-d^*}, \gamma, c) = [1 - \exp(-\gamma(y_{t-d^*} - c)^2)]^{-1}, \gamma > 0 \quad (4.2)$$

Cette fonction permet de décrire une symétrie non linéaire de l'ajustement des processus étant donné que les deux phases extrêmes sont similaires.

Les étapes de spécification du modèle FI-LSTAR se déroulent comme suit :

- Spécification d'un modèle linéaire ARFIMA $(p, d, 0)$ en sélectionnant l'ordre autorégressif p au moyen du critère d'information AIC (Akaike, 1974) ;
- Test de linéarité contre le modèle non linéaire FI-LSTAR. Si la linéarité est rejetée pour au moins une seule fois, sélectionner la variable de transition appropriée ;
- Estimation des paramètres du modèle FI-LSTAR.

V. RESULTATS EMPIRIQUES

La série utilisée dans cette étude empirique porte sur le taux de change effectif réel de la Tunisie. Le choix de cet indice nous permettra d'étudier la dynamique du marché de change tunisien vis-à-vis de ses principaux partenaires commerciaux (France, Allemagne, Italie, Etats-Unis) et de tester la PPA. La série de taux de change effectif réel a été obtenue à partir de l'IFS (International Financial Statistic) CD-ROM publié par le FMI. On considère la période de temps allant de janvier 1980 jusqu'au mois de décembre 2013, ce qui nous permet d'avoir 408 observations.

Conformément à la théorie traditionnelle du taux de change, on a transformé la série avant son utilisation en logarithme népérien pour homogénéiser les données et lisser les fluctuations.

Pour appréhender la nature des dynamiques de la série du TCER tunisien, on se propose d'étudier sa distribution en analysant ses statistiques descriptives. Dans le tableau I sont représentées certaines caractéristiques de la série de TCER tunisien durant la période qui s'étend de 1980 à 2013.

TABLEAU I²

RESULTATS DES STATISTIQUES DESCRIPTIVES DE

LA SERIE DE TCER (EN NIVEAU)

	Moyenne	Skewness	Kurtosis	Stat J-B (p-value)
Tunisie	4.810	0.922	2.679	58.597 (0.000)

² Les valeurs qui figurent dans le tableau ont été obtenues à l'aide du logiciel EViews5.0

Le test de Jarque et Bera (1984) est basé sur le Skewness (coefficient d'asymétrie de la distribution) et la Kurtosis (aplatissement ou épaisseur des queues). On constate que la probabilité critique de la statistique de Jarque et Bera (1984) est largement inférieure à 5 %. Par conséquent, l'hypothèse de normalité est rejetée. On remarque le caractère leptokurtique de la série de TCER tunisien. L'excès de Kurtosis largement positif signifie que la distribution est plus pointue au centre et leurs queues de distribution sont plus épaisses que celles de la loi normale. De plus, la statistique de Skewnes est différente de zéro, ce qui montre que la distribution n'est pas symétrique (0 pour une loi normale). En particulier, elle est positive suggérant que la distribution de la série de TCER tunisien est étalée vers la droite et illustrant la présence d'asymétrie dans la distribution. Ce caractère asymétrique de la série de taux de change effectif réel peut être dû à la présence de non linéarité dans le processus générant cette série. Cette possibilité de non linéarité peut être associée à l'existence d'une mémoire longue dans la série de TCER tunisien. Elle peut-être expliquée par l'existence d'un effet seuil, dû à l'existence de coûts de transaction dissuadant l'arbitrage et qui peut-être modélisé par un processus STAR.

L'application des tests ADF à la série de TCER tunisien (en logarithme) a montré la présence d'une racine unitaire. La série de TCER tunisien est donc non stationnaire en niveau.

Pour prendre en compte la présence d'erreurs, on a bien évidemment appliqué le test de Phillips-Perron. Le résultat de ce test a confirmé le résultat donné par les tests ADF. Les résultats de l'application des tests ADF et PP sont récapitulés dans le tableau (II).

TABLEAU II³ : TESTS DE RACINE UNITAIRE

Pays	Test de Dickey-Fuller-Augmenté (Test ADF)			Test de Phillips-Perron (Test PP)		
	Modèle	Retard*	Stat.DF	Modèle	Retards**	Stat.PP
Tunisie	3	11	-2.487	1	5	-2.799
	1	10	-3.339	2	4	-17.736

Notes : Les résultats sur la première ligne concernent la série brute en logarithmes et sur la seconde ligne la série en différence première logarithmique. Modèle 1 : modèle sans constante ni tendance, modèle 2 : modèle avec constante et sans tendance, modèle 3 : modèle avec constante et tendance.

* indique l'ordre du décalage retenu pour la série brute en logarithmes (première ligne) et en différence première logarithmique (deuxième ligne).

**Indique la troncature du Barlett Kernel suggérée par Newey-West test (1987).

Stat. DF et Stat. PP sont respectivement les statistiques de Dickey-Fuller et de Phillips-Perron à comparer avec les valeurs critiques de Fuller (1976).

Les valeurs critiques au niveau de signification 5% pour le test ADF pour la série en niveau et la série en différence première sont respectivement -3.421 (-1.941) et pour le test KPSS sont respectivement -2.941 (-3.421).

La stratégie de spécification du modèle FI-LSTAR consiste à déterminer le retard p par différents critères et à mener les tests de linéarité contre le modèle FI-LSTAR pour spécifier la variable de transition.

³ Les valeurs qui figurent dans le tableau ont été obtenues à l'aide du logiciel EViews5.0

V-A. SPECIFICATION DU MODELE A MEMOIRE LONGUE ARFI (p,D) ET CHOIX DE P

On commence par déterminer le retard p du modèle linéaire de base ARFIMA (p,d,q) donné dans l'équation (3.1). Afin d'identifier l'ordre autorégressif p, on choisit un ordre autorégressif maximum $p_{\max} = 8$. Pour chaque retard, on estime par la méthode du maximum de vraisemblance exacte le processus ARFIMA (p, d, 0) et on retient un retard p qui minimise le critère d'information AIC. Selon cette stratégie, on retient p = 1. Le modèle ARFIMA (1, d, 0) paraît adéquat dans le sens où les résidus sont non corrélés sériellement.

TABLEAU III⁴ : RESULTATS D'ESTIMATION DU MODELE ARFIMA (1, d, 0)

Pays	φ_0	φ_1	d	Q(10)	Q(20)
Tunisie	4.861 [0.317]	0.997 [0.003]	0.119 [0.038]	16.501 (0.136)	33.145 (0.116)

Note : Les valeurs entre crochets sont les écarts types et les valeurs entre parenthèses sont les p-values.

Selon le tableau (III), l'estimation du paramètre d'intégration fractionnaire appartient à l'intervalle]0,0.5 [indiquant que le processus du TCER est à la fois à mémoire longue (la valeur estimée de d est positive et statistiquement différente de zéro au seuil de 5%) et stationnaire. Par ailleurs, le paramètre autorégressif estimé est près de l'unité, ce qui implique un taux extrêmement persistant du TCER. D'où, l'estimation du processus ARFIMA soutient la théorie de la PPA à long terme pour la Tunisie.

V-B. RESULTATS DES TESTS DE LINEARITE CONTRE LE MODELE FI-LSTAR

Ces tests permettent de tester l'hypothèse nulle de linéarité contre son alternative de non linéarité de type FI-STAR et de choisir la variable de transition (y_{t-d^*}). On a appliqué le test du Multiplicateur de Lagrange (LM) pour diverses valeurs possibles de d^* tel que $d^* \leq p$. La valeur optimale étant celle qui maximise la statistique LM ou minimise la probabilité associée à ce test.

La valeur optimale de paramètre de délai et le résultat des tests de linéarité standard (la statistique LM) sont également donnés dans le tableau (IV).

TABLEAU IV⁵ : RESULTATS DES TESTS DE LINEARITE

Pays	p-value LM _F	Délai sélectionné (d*)
Tunisie	0.00081	1

D'une façon générale, les résultats des tests de linéarité (test de Fisher) contre les modèles FI-LSTAR, construits sur

⁴ Les valeurs qui figurent dans le tableau ont été obtenues à l'aide du logiciel OxMetrics 4.

⁵ Les estimations ont été effectuées à l'aide du logiciel Matlab R2007.

la base de la série de TCER de la Tunisie, ont montré que l'hypothèse de linéarité est rejetée au seuil de 1%.

Ainsi, la classe des modèles FI-LSTAR est a priori adéquate pour fournir une meilleure modélisation de la dynamique de la série du taux de change tunisien.

V-C. RESULTATS D'ESTIMATION DES MODELES FI-LSTAR

L'estimation des paramètres des modèles FI-LSTAR est obtenue par la méthode des MCNL à l'aide des algorithmes d'optimisation numérique. Les résultats d'estimation du modèle FI-LSTAR sont présentés dans le tableau (V).

TABLEAU V⁶ : RESULTATS D'ESTIMATION DU MODELE FI-LSTAR

Pays	$\varphi_0^{(1)}$	$\varphi_1^{(1)}$	$\varphi_0^{(2)}$	$\varphi_1^{(2)}$	
Tunisie	0.098 [0.035]	0.977 [0.007]	0.263 [0.217]	-0.0491 [0.043]	
	γ	c	d	$Q(10)$	$Q(20)$
	46.160 [138.988]	5.213 [0.012]	0.208 [0.010]	10.926 (0.249)	29.243 (0.338)

Note : Les valeurs entre crochets sont les écarts types et les valeurs entre parenthèses sont les p-values.

Plus globalement, l'analyse des résultats d'estimation du modèle FI-LSTAR a mis en exergue certaines constatations : Premièrement, l'absence d'une racine unitaire montre que la dynamique d'ajustement de retour à la moyenne pour la Tunisie est vérifiée. Deuxièmement, le paramètre c estimé indique que la ligne de démarcation entre les phases d'expansion et de contraction du TCER est positif. Il est significativement différent de zéro et appartient à l'échelle des séries [Min (x_t), Max (x_t)]. Troisièmement, on note que la valeur de la vitesse de transition est généralement élevée pour la Tunisie. L'application des tests d'auto-corrélation et plus précisément la statistique de Ljung-Box a montré que les résidus sont non corrélés sériellement et que le problème d'auto-corrélation est moins présent dans le modèle FI-LSTAR que dans le modèle ARFIMA. Ainsi, cela justifie notre choix des modèles FI-LSTAR et valide leur estimation.

VI. DISCUSSION DES RESULTATS D'ESTIMATION DES MODELES FI-LSTAR

A ce niveau, il s'avère important de comparer nos résultats à ceux d'autres travaux qui ont utilisé des différents tests pour valider l'hypothèse de la PPA pour la Tunisie. En faisant recours aux tests de racine unitaire, [17] a essayé d'étudier la stationnarité du TCER de 11 pays de MENA, sur la période allant du premier trimestre 1971 au quatrième trimestre 1994. Les résultats empiriques ont montré que la série du TCER tunisien est non stationnaire en utilisant le test KPSS, d'où la PPA est non vérifiée. En revanche, en utilisant le test ADF, la série du TCER tunisien est stationnaire, d'où la vérification de la PPA. De même, [8] a tenté de tester la propriété de « mean reversion » de TCR en appliquant quatre tests de racine

unitaire (test ADF univarié, test de Im, Pearson et Shin (IPS), test de Levin et Lin (LL), test SURADF (Seemingly Unrelated Regressions Augmented Dickey-Fuller) pour 12 pays de Moyen-Orient sur la période allant de 1969 à 2002. Les résultats empiriques montrent que l'hypothèse de la PPA est validée pour la Tunisie uniquement en appliquant le test IPS et le test SURADF. D'autre part, [19] a essayé d'étendre l'étude effectuée par [17] en testant la PPA de 11 pays de la région MENA, durant la période post-Bretton Woods, en utilisant le modèle non linéaire « ESTAR ». L'auteur a confirmé un « mean reversion » non linéaire pour la Tunisie.

Dans la même perspective, en appliquant les techniques de cointégration en panel, [6] ont essayé de vérifier l'hypothèse de la PPA pour le TCER de 13 pays de l'Afrique, 18 pays de l'Amérique Latine, 9 pays de l'Asie et 6 pays de MENA sur la période allant de 1970 à 1998. Les auteurs ont validé l'hypothèse de la PPA faible pour la Tunisie.

Dans le même ordre d'idée, [15] ont testé l'hypothèse de la PPA pour 13 principaux pays de la région MENA sur la période allant de 1970 à 1998, en intégrant le marché officiel et le marché noir. Ils ont fait recours aux tests de racine unitaire avec ruptures endogènes en niveau et en tendance. Les résultats trouvés étaient en faveur de la PPA pour tous les pays y compris la Tunisie sur les deux marchés.

Bien plus, [2] ont appliqué le modèle non linéaire en moyenne et en variance de type STGARCH pour évaluer la propriété de retour à la moyenne du TCER. L'analyse a porté sur les 3 pays de la région MENA (la Tunisie, l'Algérie et le Maroc) et couvre la période allant de janvier 1995 au mois de novembre 2012. Les résultats ont exhibé pour le TCER tunisien un « mean reversion » de type LSTGARCH.

Enfin, on cite l'étude de [5] qui a tenté d'examiner la dynamique d'ajustement asymétrique du taux de change (Dinar/Euro) entre 1980 et 2008. L'auteur a appliqué le modèle non linéaire à transition lisse de type STAR. Les résultats obtenus l'ont permis de constater que le modèle STAR est un modèle approprié dans les sens où le TC revient à sa valeur d'équilibre fondamentale.

Pour résumer, les études empiriques relatives à l'hypothèse de la parité de pouvoir d'achat évoquées ci-dessus ont abouti au choix d'un modèle non linéaire. L'apport de ce papier vient de compléter ce panorama d'études en montrant que les déviations du taux de change par rapport à sa valeur d'équilibre se sont avérées persistantes aussi.

VII. CONCLUSION

Tout au long de ce papier, on a cherché à étudier la dynamique d'ajustement du TCER de la Tunisie, en appliquant le modèle d'ajustement non linéaire à mémoire longue conjointement, et ce afin de répondre à la question suivante : En Tunisie, l'ajustement du taux de change vers la PPA est-il non linéaire à mémoire longue? Nos résultats montrent que le TCER tunisien revient à sa moyenne, à travers un processus FI-LSTAR durant la période allant de janvier 1980 au mois de décembre 2013. En outre, la dynamique du taux de change effectif réel tunisien a été caractérisée par des régimes différents (régime de récession et

⁶ Les estimations ont été effectuées à l'aide du logiciel Matlab R2007.

régime d'expansion) entre lesquels l'ajustement a été lisse plutôt que discret et la transition a été forte ($\gamma = 46.160$).

Toutefois, lorsque l'on a permis la non-linéarité au processus de mémoire longue, le degré de persistance a augmenté sensiblement. En outre, la non prise en considération de non linéarité peut mener à une interprétation erronée du comportement des déviations de la PPA. C'est pour cela, qu'il est indispensable de recourir au modèle FI-LSTAR qui donnerait de plus amples informations aux décideurs politiques tunisiens afin de faire face aux éventuels chocs sur le marché des changes.

Dans cette perspective, le mérite de cette approche donne un cadre efficace pour la gestion de la politique monétaire. En effet, il peut inciter les autorités monétaires et plus précisément la BCT à adopter des décisions asymétriques et des mesures correctrices à chaque fois que le taux de change s'écarte de sa valeur d'équilibre et d'établir des meilleures prévisions du taux de change futur à un horizon aussi distant pouvant ainsi déterminer la politique adéquate à suivre et d'asseoir sa crédibilité auprès des agents économiques. Désormais, la BCT doit maintenir l'orientation de la politique de change en lissant les fluctuations du marché des changes et en lui assurant un niveau de liquidité suffisant, tout en visant à maintenir un TCER est égal à sa valeur d'équilibre. Elle doit aussi privilégier l'impératif de stabilisation des anticipations des agents économiques. En effet, elle doit s'efforcer de limiter les surprises qui concernent l'évolution du taux de change pour permettre aux transactions de s'effectuer comme elles ont été prévues, par les agents économiques, lors de la prise de décision.

En guise de conclusion, ce travail peut-être amélioré en opérant une analyse comparative entre la Tunisie et d'autres pays faisant partie du bassin méditerranéen et concurrents, tels que le Maroc, le Portugal et la Turquie. Ceci pourra faire l'objet d'une autre recherche future.

REFERENCES

- [1] R. T. Baillie and D. D. Selover, "Cointegration and models of exchange rate determination", *International Journal of Forecasting*, pp.43-51, 1987.
- [2] H. Ben Hadj Hamida et S. Haddou, "Dynamique de la volatilité du taux de change dans les pays du Maghreb : Une approche non linéaire", *Economics and Strategic Management of Business Process (ESMB)*, pp.81-86, 2014.
- [3] M. Boutahar and I. Péguin-Feissolle, "A fractionally integrated exponential STAR model applied to the US real effective exchange rate", *Economic Modelling*, pp. 335-341, 2009.
- [4] A. Briand, "L'utilisation du bootstrap pour tester la stationnarité des taux de change reels avec un modèle non linéaire", *Rapport de Recherche*, 2006.
- [5] A. Cherni, "Modeling the nonlinear adjustment of the Dinar/Euro exchange rate: An application of the STAR model", *International Journal of Economics Commerce and Research*, 6(2), pp. 13-26, 2016.
- [6] I. Drine and C. Rault, "Purchasing power parity for developing and developed countries: What can we learn from non-stationarity panel data models?" *IZA Discussion Paper N°*, 2887, 2008.
- [7] G. Dufrénot, S. Lardic, L. Mathieu, V. Mignon and A. Péguin Feissolle, "Cointégration entre les taux de change et les fondamentaux", *Revue Economique*, 55(3), pp. 449-458, 2004.
- [8] H. El-Ramly, "Testing for purchasing power parity in a panel of Middle-Eastern Countries", *International Business and Economics Research Journal*, Number 12, 2005.
- [9] R. Flood and M.P. Taylor, "Exchange Rate Economics: What's wrong with the conventional macro approach?", in J.A. Frankel, G. Galli and A. Giovannini (eds), *the microstructure of foreign exchange markets*, Chicago, University of Chicago Press for National Bureau of Economic Research, 1996.
- [10] C. W. J. Granger, "Long memory relationships and the aggregation of dynamic models", *Journal of Econometrics*, pp. 227-238, 1980.
- [11] C. W. J. Granger, "Some properties of time series data and their use in econometric model specification", *Journal of Econometrics*, 16, pp. 121-130, 1981.
- [12] C.W. J. Granger and R. Joyeux, "An introduction to long memory time series models and fractional differencing", *Journal of Time Series Analysis*, 1(1), pp. 15-29, 1980.
- [13] E. F. Heckscher, "Vaxelkursen grundval vid pappersmyntfot", *Ekonomiska Tidskrift*, 18, pp. 309-312, 1916.
- [14] J. R. M. Hosking, "Fractional differencing", *Biometrika*, 68(1), pp. 165-176, 1981.
- [15] H. Kalyoncy, 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), 125-131, 2010.
- [16] K. Y. Oh, "Purchasing power parity and unit root tests using panel data", *Journal of International Money and Finance*, 15, N°3, pp.405-418, 1996.
- [17] M. B. Oskooee, "Do exchange rates follow a random walk process in Middle Eastern countries?" *Economics Letters* 58, 1998.
- [18] K. Rogoff, "The purchasing power parity puzzle", *Journal of Economic Literature*, 34(2), pp.647-668, 1996.
- [19] L. Sarno, "Real exchange rate behavior in the Middle East: a re-examination", *Economics Letters*, 66(2), pp. 127-136, 2000.
- [20] A. J. Samimi, S. Elmi, S. Abdolalizodeh and M. Alimordi, "Transaction costs and nonlinear adjustment of real exchange rates: STAR model (case study of IRAN)", *Australian Journal of Basic and Applied Sciences*, 4(10), pp. 5407-5416, 2009.
- [21] A.D. Smallwood, "Joint tests for long memory and non-linearity: the case of purchasing power parity", *Studies in Nonlinear Dynamics and Econometrics*, 9(2), pp. 1-28, 2005.
- [22] A.D. Smallwood, "Measuring the persistence of deviations from purchasing power parity with a fractionally integrated STAR model", *Journal of International Money and Finance*, 27(7), pp. 1161-1176, 2008.
- [23] M.P. Taylor and D. A. Peel, "Nonlinear adjustment, long-run equilibrium and exchange rate fundamentals", *Journal of International Money and Finance*, 19(1), pp. 33-53, 2000.
- [24] D. Van Dijk, P.H. Franses and R. Paap, "A nonlinear long memory model, with an application to US unemployment", *Journal of Econometrics*, 102(2), pp. 135-165, 2002.