

Taux de change d'équilibre : quel seuil pour l'efficacité de la politique monétaire

Samira Haddou* et Sawssen Mrizak**

*Département des méthodes quantitatives et des systèmes d'information
Laboratoire LAMERFIQ

samira.haddou@fsegs.rnu.tn

** Faculté des sciences économiques et de Gestion de Sousse
saoussen.mrizak@hotmail.com

Résumé :

Notre travail s'inscrit dans le cadre de l'étude de la dynamique du TCER en Tunisie et ses déviations par rapport à la PPA durant la période de 1990 :01 à 2014 :12. Notre objectif est de savoir si le TCER suit un processus à mémoire longue de type ARFIMA ou un processus à changement de régime de type STAR en présence de changements structurels. Pour résoudre ce dilemme, nous avons recours au test **Perron et Qu (2010)** dont le résultat milite en faveur d'un processus à changement de niveau plutôt qu'une mémoire longue, ce qui implique que la série n'est pas sensible aux chocs de productivité mais probablement à d'autres chocs exogènes. Ce résultat est corroboré par le test de **Bai Perron (2003)** qui a exhibé quatre dates de rupture tout au long de la période d'étude. Ces résultats aperçus approuvent que les modèles non linéaires de type STAR sont plus commodes pour modéliser le comportement du taux de change vues qu'ils prennent en considération les coûts de transaction et l'hétérogénéité des agents. D'ailleurs, la procédure de **Teräsvirta (1994)** précise que la série étudiée est décrite par le modèle LSTAR dont l'estimation démontre que la PPA est validée pour des déviations larges et que le passage à un sentier de compétitivité ne peut être garanti qu'à un taux inférieur à 8.87%. Par conséquent, la détermination du seuil des déviations du taux de change par rapport à la valeur d'équilibre permettra à la banque centrale d'adapter son instrument lui permettant d'atteindre son objectif de stabilité des prix.

Mots clés : PPA, TCER, modèle ARFIMA, changement structurel, modèle STAR, Tunisie.

Introduction générale

Le marché des changes occupe une position très spéciale dans les préoccupations des banques centrales. Compte tenu de son importance tant à l'échelle interne qu'externe, les autorités monétaires sont soucieuses à déterminer son niveau « approprié » et garder sa stabilité. En effet, une dépréciation du taux de change augmente le prix domestique des biens importés et peut causer à la longue des pressions inflationnistes, ce qui affecte l'efficacité de la politique monétaire. Dans ce sens, plusieurs travaux théoriques et empiriques se sont orientés vers la détermination et l'étude de la dynamique du taux de change, mais la théorie la plus ancienne et la plus controversée, en ce sujet, et celle de la Parité du Pouvoir d'Achat (PPA) qui est originellement apparue au 16^{ème} à l'école Salamanca et dont Gustav Cassel fut le principal fondateur à travers ses travaux qui ont débuté en 1918.

Schreyer et Koechlin (2002) précisent que la PPA occupe une place centrale non seulement dans la détermination du taux de change mais aussi à travers son utilisation, de plus en plus accrue, par les organisations internationales (OCDE, FMI, Banque Mondiale...) ainsi que d'autres intervenants (les instances gouvernementales, les instituts de recherche, les banques, les entreprises, les journalistes, etc.) et ce dans le but d'orienter les autorités monétaires afin de maintenir la stabilité du taux de change et stabiliser la demande de devises à travers le choix adéquat de régime de change. En somme, la PPA est devenue un instrument de politique économique stratégique pour orienter ainsi l'action du gouvernement dans sa dimension de relance de l'économie.

Pour le cas d'une petite économie ouverte sur l'extérieur, comme celle de la Tunisie, le maintien de la compétitivité externe est un objectif indispensable qui exige un taux de change effectif réel (TCER) compétitif. En outre, l'instabilité du taux de change aura des retombées négatives sur l'économie tunisienne tant sur le plan interne qu'externe. En effet, ces fluctuations risquent de pénaliser l'attractivité des investissements directs étrangers (IDE) et les échanges commerciaux.

Cependant, après les événements du 14 Janvier 2011, la Tunisie a connu une distorsion au niveau de ses indicateurs économiques, une persistance des déséquilibres macroéconomiques et, plus particulièrement, une détérioration continue et une instabilité de son taux de change. Cette dépréciation, malgré son avantage sur le plan compétitif,

risque d'aggraver la situation économique et, par conséquent, le taux de change ne sera plus calé sur ses fondamentaux.

Souvent, les résultats ambigus repérés dans la littérature empirique sur la validité de la PPA sont cautionnés par les divers outils de validation déployés. En se basant sur cette idée, et vue les insuffisances des tests de racine unitaire, nous proposons d'étudier les processus à mémoire longue à travers les modèles fractionnellement intégrés qui ont été initialement appliqués, sur les séries financières, par **Mandelbrot (1965, 1972)**. En prenant en considération le caractère persistant de la PPA, ces processus ont prouvé leur capacité à modéliser le comportement de court et de long terme du taux de change. Nombreux sont les travaux portant sur le sujet et réalisés sur un panel de pays tant développés que sous développés (**Diebold et al. (1991)**, **Lo (1991)**, **Lardic et Mignon (1996a, 1997 et 1999)** et **Assaf (2002)**, **Bahmani-Oskooee (2003)**, **Shittu et Yaya (2009)**). Cependant, Granger (1980) précise que la mémoire longue peut résulter de l'agrégation de micro-variables à mémoire courte ou de changements structurels. En effet, la modélisation de ce dernier est particulièrement intéressante dans le sens où elle permet de détecter des dates de ruptures susceptibles non seulement de réduire la persistance des séries chronologiques (et donc entraver la prévision), mais aussi d'engendrer un retour non linéaire du taux de change vers la moyenne. Dans ce cadre, une multitude de travaux ont montré que les modèles non linéaires, plus précisément les modèles STAR, sont plus commodes à décrire le comportement du taux de change vue qu'ils tiennent compte des coûts de transaction, de l'hétérogénéité des agents, etc (**Bahmani-Oskooee (1998)**, **Sarno (2000)**, **Norman (2010)**, **Cushman et Michael (2011)**).

Notre problématique pose les questions suivantes :

Le TCER se comporte-t-il comme un processus à mémoire longue ou bien s'agit-il d'un processus avec changement de régime ? À travers les outils économétriques qui s'y affèrent, la PPA est-elle valide pour le cas de la Tunisie ? Pour y parvenir, notre travail sera structuré en trois sections.

La première section porte sur l'évolution de la politique de change en Tunisie. La deuxième section aborde la question de la validité de la PPA. Pour ce faire, nous présentons les principaux aspects méthodologiques visant l'étude de sa validité à travers le modèle de marche aléatoire, les tests de stationnarité, les modèles à mémoire longue, les modèles à ruptures structurelles et pour finir les modèles à changement de régime.

Dans la troisième section, nous nous penchons sur l'étude de la dynamique du TCER en Tunisie entre 1990:01 à 2014 :12 via le modèle STAR.

I. La politique de change en Tunisie

Après la chute du système Bretton Woods, la Tunisie a connu deux principales périodes. De 1973 jusqu'à 1986, la Tunisie a appliqué une politique de change fixe ; plus précisément un régime de parité fixe conventionnelle. Face à l'instabilité importante du franc français (FF), les autorités monétaires tunisiennes ont décidé entre 1973-1978 de changer leur monnaie de référence du franc français (FF) au Deutsche Mark (DM).

Au cours de la période 1978-1986, la Tunisie a choisi l'ancrage non pas avec une seule monnaie mais plutôt avec un panier de monnaies pour éviter les fluctuations d'une seule monnaie. Elle a donc fixé sa monnaie au FF, au DM et au Dollar tout en prenant en considération les réserves en devises.

Face aux facteurs qui existaient à l'époque (chute des prix du pétrole et la volonté de promouvoir les exportations), la Tunisie a décidé entre 1981-1984 d'élargir son panier d'ancrage selon la structure du commerce.

Suite à l'appréciation réelle du dinar tunisien¹, la Tunisie a choisi entre 1984 et 1985 d'élargir encore plus son panier qui comprend même des monnaies des pays concurrents et ceux dans le but de promouvoir les exportations et améliorer, par conséquent, la compétitivité de la Tunisie. Les graves problèmes économiques qu'a connus la Tunisie entre 1985 et 1986 ont conduit à une crise de la balance des paiements malgré le changement des poids des monnaies ; ce qui a obligé les autorités tunisiennes à dévaluer le dinar tunisien de 10% en Août 1986.

Depuis la dévaluation de 1986, la Tunisie applique une politique de change intermédiaire, qui est le régime à bandes de fluctuations mobiles ; basée sur l'ancrage à un panier de monnaies et en fixant une bande de fluctuations. Sachant que le taux central et la marge de fluctuations sont définis selon les objectifs visés par les autorités et de l'inflation. Il est notable que les PED qui adoptent le régime intermédiaire ont, souvent, pour objectif de préserver ou améliorer leur compétitivité en gardant le TCR constant ou déprécié. Cependant, ces régimes peuvent engendrer une hyperinflation.

¹ Le taux de change réel effectif a atteint 73% entre 1975 et 1984.

Dans le cadre du plan d'ajustement structurel², la Banque centrale a baissé *de 1986 à 1989* son taux de change nominal effectif de sorte que le taux de change réel effectif atteigne son niveau d'équilibre (selon la théorie de la parité du pouvoir d'achat) afin d'améliorer sa compétitivité en biens exportés.

La période 1990 à 2000 consistait à maîtriser l'évolution des prix, soutenir l'activité économique et la position extérieure pour préserver le niveau de compétitivité et ce, en gardant le TCER stable à son niveau d'équilibre à travers l'ajustement du taux de change effectif nominal. Pour y parvenir, la BCT a adopté une politique discrétionnaire qui fait appel à de multiples instruments. Au cours de cette période, plus particulièrement en 1994, il y a eu création du marché des changes interbancaire.

La fin de cette décennie de 90 (en 1999) a été marquée par un événement important qui est l'entrée en vigueur de l'euro. Toutefois, ce dernier a connu une forte chute face au dollar, durant les années 2000 et 2001, ce qui a poussé les autorités monétaires à adopter des politiques de change plus adéquates au nouveau contexte qui consiste à une dépréciation du TCR afin d'améliorer la compétitivité de la Tunisie.

Depuis 2001, Le FMI a recommandé pour la Tunisie d'assouplir sa politique de change. Pour ce faire, les autorités monétaires tunisiennes ont élargi la bande de fluctuation du taux de change nominal dans le but d'améliorer la compétitivité et de stabiliser le dinar tunisien vu le contexte économique international devenu de plus en plus inquiétant.

Après la révolution de 2011 et face à l'aggravation du déficit du compte courant, la BCT a opté pour un régime de change plus flexible en changeant, en 2012, son mode d'intervention sur le marché de change en remplaçant le mode basé sur le taux de référence calculé sur un panier de monnaie par le fixing basé sur les taux interbancaires (et non en fonction d'un panier fixe de monnaies) dans le but de faciliter l'ajustement extérieur.

En revanche, suite à l'ouverture sur l'extérieur, on risque la déstabilisation de la monnaie qui engendre, par la suite, une volatilité du taux de change qui peut mettre en risque la validité de la PPA. Nous nous posons la question légitime suivante :

A partir de quel seuil de variation du taux de change les réformes entreprises par les autorités tunisiennes ont-elles permis d'améliorer la compétitivité du pays ?

La réponse à cette question, qui sera présentée ci-contre, est tributaire des méthodes économétriques proposées dans la littérature qui seront présentées dans le chapitre suivant.

² C'est un ensemble de réformes économiques que le Fonds monétaire international (FMI) ou la Banque mondiale mettent en place pour permettre aux pays touchés par de grandes difficultés économiques de sortir de leur crise économique.

II. Validation de la PPA : Aspects méthodologiques

Notre étude empirique se décompose en cinq étapes. La première étape concerne la présentation des données et les tests préliminaires de la série du TCER. Dans la deuxième étape, nous étudions la dynamique à mémoire longue du TCER. Cette caractéristique risque d'être remise en cause suite aux chocs susceptibles de perturber l'économie. A cet effet, nous nous penchons, dans la troisième étape, à identifier les dates de ruptures qui ont marqué la série du TCER. A l'aide du test de (**Perron et Qu, 2010**), nous pouvons attester, dans la quatrième étape, si le TCER est généré par un processus fractionnaire ou entaché de chocs conduisant au rejet de l'hypothèse de la PPA. Bon nombres de travaux ont certifié que les changements de structures peuvent être à l'origine de non linéarité des séries économiques. Nous cherchons, dans la cinquième étape, à identifier la nature de la non linéarité du TCER afin d'identifier les seuils à partir desquels une intervention des autorités compétentes s'impose.

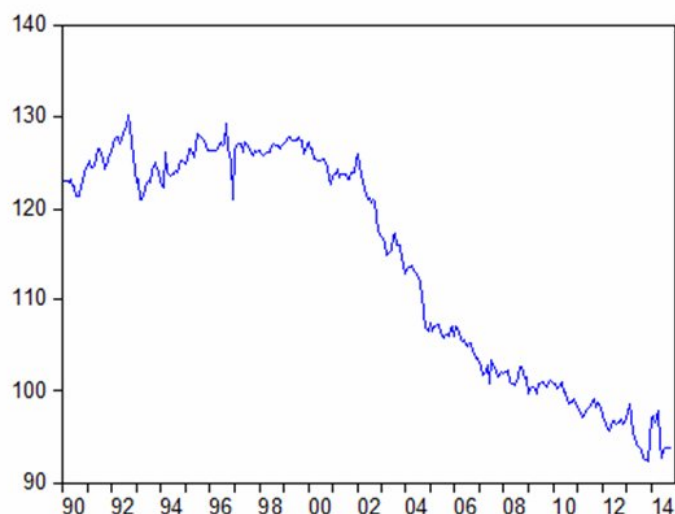
III. Modélisation non linéaire de la dynamique du TCER

III.1. Présentation des données et tests préliminaires

III.1.1. Présentation des données

Notre étude empirique est basée sur le TCER de la Tunisie. Les données ont été obtenues à partir de la base de données du FMI (2014). La fréquence des données est mensuelle s'étalant de 1990 :01 à 2014 :12 et le nombre d'observations (300) est largement suffisant pour mener les tests d'ajustement linéaire. Conformément à la théorie traditionnelle du taux de change, nous avons transformé la série du TCER en logarithme dont l'évolution est reportée dans la figure 1 qui fait ressortir une tendance à la baisse du TCER et fait ressortir une allure instable ce qui laisse présager que le TCER est a priori non stationnaire. Cette caractéristique peut être confirmée sur la base des tests paramétriques de racine unitaire. Au préalable, nous allons présenter dans le paragraphe suivant ses principales caractéristiques statistiques.

Figure 1: Evolution du TCER entre 1990 :01 et 2014 :12



III.1.2. Analyse descriptive

Les tests utilisés dans ce paragraphe permettent de mettre en évidence les propriétés statistiques qui caractérisent le TCER. Au regard de ces statistiques (tableau 3.1), le taux est caractérisé par un effet *leptokurtique*. Le test de Jarque Bera confirme ce résultat puisqu'il rejette la linéarité à un niveau de 1%. En outre, la statistique de Skewness est différente de zéro, ce qui montre que la distribution du TCER n'est pas symétrique. Le rejet de l'hypothèse de symétrie et de normalité peut être interprété comme un signe de non linéarité inhérente à la dynamique du taux de change. Cette possibilité de non linéarité peut avoir plusieurs sources notamment une non linéarité dans la variance, mémoire longue ou une non linéarité en moyenne.

Tableau 3.1: Statistique descriptives des séries TCER

Moyenne	Ecart-type	Médiane	Min	Skewness	Kurtosis	Max	Jarque Bera	P-value
114.27	12.31	121.05	92.3	-0.35	1.43	130.27	36.70	0.000

III.1.3. Tests de racines unitaires

L'analyse de la série chronologique du TCER s'intéresse essentiellement à l'examen de son caractère stationnaire. L'hypothèse de stationnarité conditionne la pertinence des résultats obtenus, puisque la validité de la PPA doit être basée sur les taux

de change réel stationnaire. Pour ce faire, nous allons appliquer une batterie de tests proposées dans la littérature empirique en l'occurrence les tests de Dickey et Fuller (ADF et DF-GLS), Phillips et Perron (PP), Kwiatkowski, Phillips, Schmidt et Shin (KPSS) et le test de Elliott-Rothenberg-Stock (ERS) dont les résultats sont présentés dans le tableau suivant :

Tableau 3.2 : résultats des tests de racine unitaire

Tests	Série en niveau	Valeurs critiques			Série en différence
		1%	5%	10%	
ADF	-2.38	-3.989	-3.425	-3.135	-16.88
PP	-2.26	-3.989	-3.425	-3.135	-17.19
KPSS	0.385	0.216	0.146	0.119	0.388
DF-GLS	-1.099	-3.469	-2.910	-2.606	-16.79
ERS	37.24	4.005	5.640	6.874	0.624

Les résultats montrent que l'hypothèse de non stationnarité ne peut être rejetée pour la série en niveau alors qu'elle est acceptée pour la série en différence. On peut donc conclure que le TCER est intégré d'ordre 1 ($I(1)$) en niveau et intégré d'ordre 0 ($I(0)$) en différence. Ainsi, les résultats obtenus sont rapprochés de l'analyse graphique effectuée.

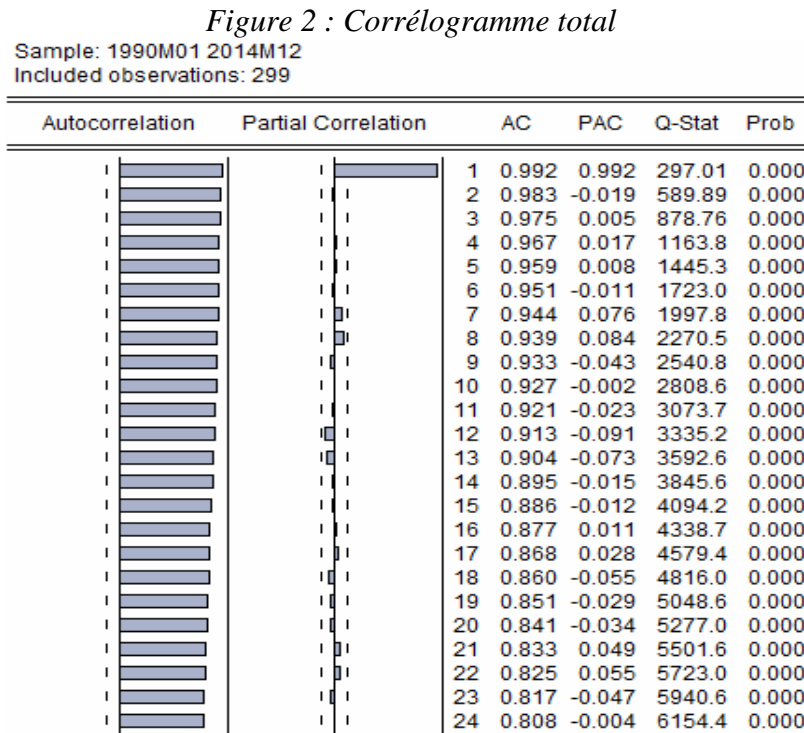
La modélisation du TCER peut être mieux décrite par un processus ARIMA(p,d,q). On parle, alors, d'un processus à mémoire infinie. Par ailleurs, il existe un cas où d prend des valeurs réelles. Il s'agit, dans ce cas, d'un processus à mémoire longue de type ARFIMA.

III.1.4. Test de mémoire longue

Etant donné que les séries temporelles fortement persistantes se comportent de façon très analogue aux séries non stationnaires, il est probable que cette forte persistance soit la conséquence d'une mémoire longue pour le processus, dans le sens où l'ordre d'intégration est un nombre réel et non un nombre entier. En effet, le corrélogramme total du TCER (voir figure 2) exhibe que les autocorrélations sont très élevées et n'ont pas de forme particulière. Les processus non stationnaires exhibent des fonctions

d'autocorrélation qui diminuent lentement, ce qui peut être interprété comme de la persistance fractionnaire.

Pour démontrer la persistance du TCER, nous postulons l'hypothèse nulle $H_0 : d=0$ contre l'hypothèse alternative $H_1 : d \neq 0$. Si $0 < \hat{d} < \frac{1}{2}$, alors le processus est à mémoire longue. Sinon, l'hypothèse de mémoire longue est rejetée.



L'estimation de \hat{d} par la méthode de GPH et Robinson pour différentes valeurs de α montre que le TCER ne peut être généré par un processus ARFIMA.

Tableau 3.3 : Estimation de \hat{d}

α	0.5	0.6	0.7	0.8
Test				
GPH	1.240	0.950	1.025	1.008
t-Student	(11.082)***	(10.302)***	(15.053)***	(21.394)***
Robinson	1.238	0.927	1.005	0.965

t-student	(11.09) ^{***}	(10.295) ^{***}	(15.25) ^{***}	(21.345) ^{***}
-----------	------------------------	-------------------------	------------------------	-------------------------

*** signifie un niveau de significativité de 1%.

Par conséquent, le TCER n'est pas sensible aux chocs économiques persistants tels que le progrès technique, gain en productivité, les barrières commerciales etc. mais peut être expliqué par l'existence de ruptures qui se manifestent par un changement de politique économique ou de chocs exogènes susceptibles de perturber la dynamique du taux de change et de biaiser, ainsi, sa prédiction. En effet, Plusieurs travaux (**Gil-Alaña (2002), Granger et Hyung (2004) et Karanasos et al. (2006)**) ont démontré que la mémoire longue peut provenir de ruptures structurelles omises. Nous nous pencherons dans le paragraphe suivant à détecter les principales dates de ruptures qui ont marqué la série du TCER entre 1990 et 2014.

III.1.5. Test de changement structurel

Les dates de rupture sont estimées à partir de la méthode endogène des tests séquentiels de Bai et Perron (2003).

Tableau 3.4 : Résultats du test Bai et Perron (2003)

	<i>Break1</i>	<i>Break2</i>	<i>Break3</i>	<i>Break4</i>
<i>Dates</i>	<i>1994 :03</i>	<i>1995 :11</i>	<i>1997 :02</i>	<i>2013 :12</i>

La première rupture qui s'est passée en 1994 peut être expliquée par la création du marché des changes interbancaire dans la même année. Tandis que les deux ruptures de 1995 et 1997 peuvent être le résultat de la conduite des autorités monétaires qui, visant la stabilité du TCER, ont procédé à l'ajustement du taux de change effectif nominal. En ce qui concerne la rupture de 2013, elle peut être le résultat de la détérioration des indicateurs économiques suite aux événements du 14 Janvier 2011. En effet, le rythme de hausse des exportations (18.423,4 MD) demeure inférieur à celui des importations (26.092,3 MD) sur les huit premiers mois de 2013 ce qui s'explique, sur le plan extérieur, par la récession au niveau de la Zone Euro, provoquant la chute de la demande pour les produits tunisiens et la crise de la dette souveraine qui la secoue depuis près de quatre ans, enlevant pour l'économie tunisienne la jouissance des dividendes du glissement du dinar sur les exportations et sur le plan interne, par les problèmes de dislocation institutionnelle et

l'absence de visibilité, particulièrement, quant aux perspectives d'investissements. En effet, la Banque Centrale précise qu'elle a accentué ses interventions sur le marché des changes et ce, à compter du mois de mai 2013, dans le but de compresser les pressions sur la liquidité du marché interbancaire.

Nous remarquons que la dépréciation du TND face à l'euro et au dollar américain (les principales devises étrangères) est de plus en plus préoccupante, surtout qu'elle est accompagnée aussi par une récession de l'économie en général.

Au niveau de l'état actuel des choses, la montée des pressions inflationnistes (6% en termes de glissement annuel) qui ne cesse de limiter, gravement, l'attractivité du site Tunisie et la détérioration de la balance commerciale qui s'est creusée durant les huit premiers mois de l'année 2013 de 3,3%, pour enregistrer un solde de -7.668,9 MD, ont mis de la pression sur les réserves de changes qui se sont accentuées pour aggraver la chute du dinar et le mettre dans le contexte d'une spirale baissière presque impossible à gérer par les autorités monétaires.

III.1.6. Mémoire longue versus changement structurel

En vue de confirmer ou d'infirmer l'hypothèse de persistance du TCER, nous avons utilisé le test de **(Perron et Qu, 2010)**. Il repose sur le test de l'hypothèse de persistance contre celle de changement structurel.

Tableau 3.5 : Résultats du test du Perron et Qu (2010)

Statistique PQ	p-value
3.126	0,003007

Les résultats de ce tableau montrent une approbation d'une mémoire courte à changement de niveau plutôt qu'une mémoire longue ce qui prouve que l'hypothèse que le TCER suit un processus fractionnellement intégré de type ARFIMA est rejetée.

Notre travail empirique montre que la PPA de long terme est rejetée (à travers la non stationnarité de la série du TCER) ainsi que la PPA de court terme (rejet de l'hypothèse de mémoire longue). Par conséquent, la PPA, de court et de long terme, ne tient pas pour le cas de la Tunisie. Ce résultat peut être attribué à la non linéarité de la série qui est traduite par divers changements structurels.

III.1.7. Test de linéarité contre un modèle STAR

(Teräsvirta, 1994) présente les procédures de spécification des modèles STAR comme suit :

- Spécification d'un modèle autorégressif linéaire AR(p).
- Tests de l'hypothèse de linéarité contre son alternative fournie par les modèles STAR pour les différentes variables de transition possibles de Δy_{t-d} , $\forall 1 < d < p$.

- Tests de choix entre les modèles ESTAR et LSTAR.
- Finalement, les paramètres sont estimés par la méthode des moindres carrés non linéaires

1. Choix du processus autorégressif

L'objet de cette étape étant de détecter l'éventuelle non-linéarité inhérente à la dynamique d'ajustement des TCER. Une étape préliminaire consiste à spécifier un processus autorégressif basé sur la spécification suivante :

$$\Delta q_t = \beta_0 + \lambda q_{t-1} + \sum_{j=1}^{p-1} \phi_j [\Delta q_{t-j}] + \varepsilon_t$$

A l'aide du critère d'information (Akaike et Schwarz), nous avons retenu le retard $p=1$.

2. Test de linéarité

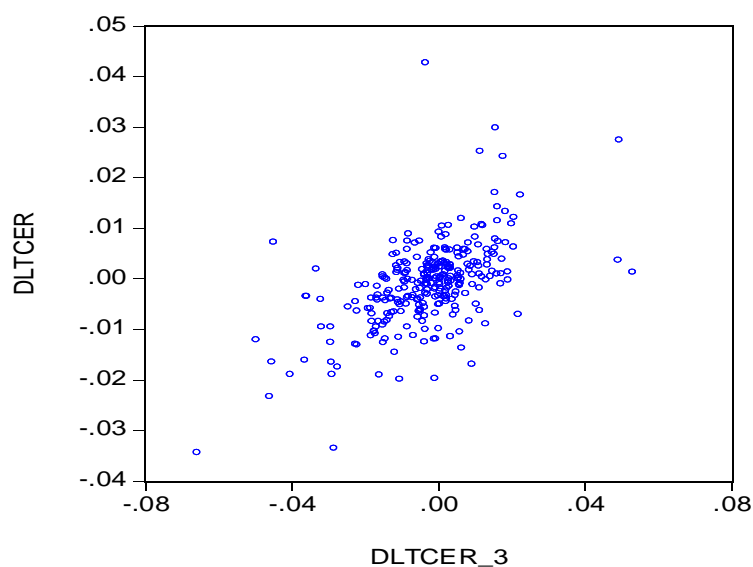
Afin de prendre en compte la présence de comportements différents selon les états de la nature de la dynamique du TCER, nous avons appliqué les tests de (Teräsvirta, 1994). Ces tests ont été appliqués pour plusieurs valeurs possibles du paramètre de transition. La valeur optimale étant celle qui maximise la statistique LM ou minimise la probabilité associée à ce test. Si la linéarité est rejetée pour différentes valeurs de la variable de transition, alors la variable estimée est celle pour laquelle la p-value est la plus petite pour tous les tests de type LM. Les tests de linéarité ont été appliqués pour différentes valeurs de $d=1,2, \dots, 6$. Les statistiques de Fisher sont reproduites étant donné que celles de LM aboutissent aux mêmes conclusions.

Tableau 3.6. : Résultats du test de linéarité

Délai	F-stat	p-value (en niveau)	F-stat	p-value (en différence)
1	3.086	0.0276	3.521	0.015
2	5.177	0.0017	0.2316	0.874
3	4.785	0.0029	3.801	0.011
4	2.297	0.0777	0.916	0.433
5	2.792	0.0407	0.941	0.421
6	1.952	0.0121	1.148	0.330

Les résultats du test (cf tableau 3.6) nous indiquent que les données rejettent l'hypothèse de linéarité. La variable de transition pour laquelle la linéarité a été fortement rejetée est $\Delta q_{(t-3)}$. L'analyse graphique de la relation non linéaire du TCER différencié (Δq_t) et la variable de transition (cf figure 2) montre une non linéarité inhérente de la dynamique du TCER, entachée de valeurs aberrantes.

Figure 2 : Relation entre TCER et la variable de transition



3. Choix de la fonction de transition

L'étape suivante consiste à appliquer les tests adéquats pour choisir entre les modèles LSTAR et ESTAR. Ce choix est basé sur un test de séquence d'hypothèses de l'équation suivante :

$$q_t = \delta_0 + \delta_1 q_{t-1} + \beta_1 q_{t-1} s_t + \beta_2 q_{t-1} s_t^2 + \beta_3 q_{t-1} s_t^3 + e_t$$

Où s_t est la variable de transition qui est la variable Δq_{t-3} .

$$\text{Le test de séquence d'hypothèses est } \begin{cases} H_{03} : \beta_3 = 0 \\ H_{02} : \beta_2 = 0 \mid \beta_3 = 0 \\ H_{01} : \beta_1 = 0 \mid \beta_2 = \beta_3 = 0 \end{cases}$$

Ces hypothèses sont testées par un test de Fisher ordinaire. La décision est comme suit : si la plus-value de H_{02} est plus faible (l'hypothèse H_{02} est fortement rejetée) que celles de H_{03} et H_{01} , on choisit le modèle ESTAR, sinon on choisit le modèle LSTAR (Terasvirta, 1994).

Tableau 3.7: Choix entre LSTAR et ESTAR

Test de Teräsvirta (1994)			Règle de décision
H_{01}	H_{02}	H_{03}	
0.818	4.966	6.377	LSTAR
(0.3660)	(0.0266)	(0.0121)	

Ce tableau montre que le modèle choisi pour la série du TCER est le modèle LSTAR. À ce stade, nous poursuivons notre étude par une estimation des paramètres des modèles pour en finir par une évaluation statistique de ce dernier.

4. Résultats des estimations et interprétation

La spécification du modèle LSTAR/ESTAR est généralement estimée avec la méthode des moindres carrés non linéaires à l'aide des algorithmes d'optimisation numérique. Les résultats d'estimation (cf tableau 3.8-3.9) sont basées sur la spécification suivante:

$$\Delta q_t = k + \lambda q_{t-1} + \phi \Delta q_{t-1} + (k^* + \lambda^* q_{t-1} + \phi^* \Delta q_{t-1}) F(\Delta q_{t-3}; \gamma, c) + \varepsilon_t$$

Où $F(\Delta q_{t-3}; \gamma, c) = (1 + \exp\{-\gamma (\Delta q_{t-3} - c)\})^{-1}$, $\gamma > 0$

. Le mérite de cette spécification en matière de la PPA réside dans l'interprétation des paramètres λ et λ^* . En effet, ces derniers déterminent si oui ou non les faibles et les larges déviations ont retourné à la moyenne et la prise en compte des coûts de transaction sur le TCER suggère que les larges déviations de l'équilibre à long terme (PPA), ont une forte tendance de 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. Sous ces conditions, pour de faibles déviations, q_t peut suivre une racine unitaire ou même exhiber un comportement explosif ; mais pour de larges déviations, le processus retourne à la moyenne (Michael, Nobay et Peel, 1997).

Tableau 3.8 : Estimation des paramètres

Paramètres	Estimation	Ecart-type	p-value
\hat{k}	0.0647	0.0005	0.000
$\hat{\lambda}$	0.00025	0.0001	0.0135
$\hat{\phi}$	0.14	0.0031	0.000
\hat{k}^*	-0.144	0.001	0.000
$\hat{\lambda}^*$	0.002	0.0002	0.000
$\hat{\phi}^*$	-0.231	0.0063	0.0002
$\hat{\gamma}$	0.011	0.0063	0.0071
\hat{c}	2.283	1.267	0.0715
Ljung-Box			
LB(1)	0.0005		0.980
LB(4)	3.880		0.422
LB(12)	8.313		0.760
ARCH(1)	40.940		0.000

ARCH(12)	3.940		0.000
----------	-------	--	-------

Avant d'interpréter les résultats d'estimation, il est notoire de constater que le modèle estimé présente un problème d'hétéroscédasticité conditionnelle. En effet, le test d'effet ARCH corrobore l'analyse graphique de la figure 3 qui présente une hétérogénéité apparente. Ce constat trouve sa justification théorique avancée par **Benhaji (2008)** qui stipule que les pays en développement ouverts sur l'extérieur, comme c'est le cas de la Tunisie, qui ont abandonné le régime de change fixe connaissent une déstabilisation de leurs monnaies ce qui engendre, par conséquent, une volatilité du taux de change. Ainsi, il est impératif de prendre en considération cette volatilité dans l'estimation du modèle dont les résultats sont présentés ci-contre :

Tableau 3.9 : Estimation robuste des paramètres

Paramètres	Estimation	Ecart-type	p-value
\hat{k}	-0.007	0.0003	0.000
$\hat{\lambda}$	0.0165	0.00007	0.000
$\hat{\phi}$	-0.029	0.655	0.657
\hat{k}^*	-1.355	0.0231	0.000
$\hat{\lambda}^*$	-0.747	0.0049	0.000
$\hat{\phi}^*$	4.117	4.498	0.360
$\hat{\gamma}$	0.474	0.0005	0.000
\hat{c}	8.876	0.0101	0.000
Ljung-Box			
LB(1)	0.193		0.660
LB(4)	3.387		0.495
LB(12)	8.104		0.777

ARCH(1)	0.323		0.570
ARCH(12)	0.709		0.742

La valeur faible de la vitesse d'ajustement (0.474) indique que la vitesse de transition est lente. Aussi, on note la présence d'une racine unitaire pour des faibles déviations de l'équilibre. En revanche, le retour à la moyenne pour des déviations larges de la parité de pouvoir d'achat est validé ce qui implique un ajustement asymétrique à l'égard de l'équilibre, c'est-à-dire, que les périodes de sous et sur évaluation ont des caractéristiques différentes.

Le paramètre c indique la ligne de démarcation entre les phases d'expansion (de forte compétitivité) et de contraction (faible compétitivité) du TCER. Le passage d'un régime compétitif a lieu dès que l'accroissement du taux de change est inférieur à 8.87%.

Finalement, le processus est globalement stable ce qui suggère qu'un choc subite ne peut basculer l'économie immédiatement d'un régime compétitif à un autre moins compétitif.

Conclusion

L'efficacité de l'outil monétaire, en particulier celui du taux de change, constitue un des instruments d'ajustement majeurs de la politique monétaire et commerciale pour un pays qui vise le maintien ou l'amélioration de sa compétitivité. Dans ce cadre, cette étude a eu le mérite d'être menée spécifiquement de manière à identifier la dynamique du taux de change effectif réel en Tunisie et ce, afin de prévoir d'une manière fiable le niveau du taux de change compatible à une croissance économique durable et soutenable. Pour y parvenir, nous avons adopté une stratégie décomposée en cinq étapes :

La première étape aborde la question de la non stationnarité du TCER. Les tests de racines unitaires ont montré que la stationnarité est rejetée ce qui remet en cause la validité de la PPA. Cependant, l'allure du corrélogramme du TCER rappelle le caractère persistant de la série qui nous laisse penser qu'il s'agit d'un processus à mémoire longue. Ainsi, dans une deuxième étape, il a été question de tester si les déviations de la PPA sont persistantes. Les résultats des tests ARFIMA montrent que le TCER se caractérise par l'existence d'une mémoire longue non stationnaire remettant en cause l'hypothèse de la PPA. Par conséquent, l'économie tunisienne n'est pas sensible aux chocs de productivité subis mais

il est probable que d'autres chocs tels que le changement de politique économique ou autres chocs exogènes risquent de perturber la dynamique du TCER.

Dans le but de détecter ces éventuelles ruptures, nous nous sommes penchés dans une troisième étape à effectuer le test de changement structurel de Bai et Perron(2003). Les résultats ont montré que le TCER a connu quatre dates de ruptures durant la période d'étude. La première date en 1994 qui peut être le résultat de la création du marché de change interbancaire dans la même année. Les dates de 1995 et 1997 peuvent être expliquées par le régime de change adopté par la BCT qui, visant la stabilité du TCER pour des raisons de promotion de la compétitivité, opte pour l'ajustement du TCEN. Tandis que la dernière rupture, qui date de 2013, peut être le résultat de la récession économique qu'a connue la Tunisie suite aux événements du 14 Janvier 2011.

Pour trancher si le TCER suit un processus à mémoire longue ou un processus avec ruptures structurelles, nous avons eu recours, dans une quatrième étape, au test récent de **Perron et Qu (2010)** qui a montré que le TCER ne suit pas un processus à mémoire longue de type ARFIMA, mais plutôt un processus avec cassures. Il est vrai que les changements structurels sont susceptibles d'engendrer un retour non linéaire du taux de change vers son équilibre de long terme. Dans cet ordre d'idées, nous nous sommes penchés dans une cinquième étape, à tester si le TCER peut être caractérisé par un modèle non linéaire à changement de régime, plus précisément, un modèle à seuil de type STAR.

Tout d'abord, le test de linéarité a confirmé qu'il s'agit bien d'un modèle de type STAR. Par la suite, le test séquentiel d'hypothèses a exhibé que le modèle choisi pour le TCER est de type LSTAR impliquant que les phases de forte et de faible compétitivité peuvent avoir des dynamiques différentes. L'estimation robuste des paramètres a montré que la vitesse d'ajustement est lente au niveau de la transition d'un régime à un autre. Aussi, nous constatons l'existence d'une racine unitaire pour des faibles déviations de l'équilibre mais un retour à la moyenne pour de larges déviations. Mieux encore, le passage à un régime compétitif ne peut être garanti que si l'accroissement du taux de change soit inférieur à 8.87%.

Tous ces résultats montrent bien que la série du TCER est régie par un processus non linéaire. Par conséquent, le TCER n'est pas sensible aux chocs de productivité mais plutôt vulnérable face à d'autres facteurs tels que les changements de politique économique et l'hétérogénéité des investisseurs. Par conséquent, l'efficacité relative de la

politique monétaire se déclare à travers le degré de réaction face aux déséquilibres du taux de change. La détermination du seuil des déviations du taux de change par rapport à la valeur d'équilibre permettra à la banque centrale d'adapter son instrument lui permettant d'atteindre son objectif de stabilité des prix.

Bibliographie

Assaf A. (2002): "An examination of the long memory in the Canadian/us dollar exchange rate returns and volatility" *Working paper of the Odette School of Business Windsor university*.

Bahmani-Oskooee M. (1998): "Do exchange rates follow a random walk process in Middle Eastern countries?" *Economics Letters*. 58(3), 339-344.

Bahmani-Oskooee M. et Gelan A. (2006b): "Testing the PPP in the non-linear STAR framework: evidence from Africa". *Economics Bulletin*. 6(17), pp. 1-15.

Bahmani-Oskooee M. et Kandil M. (2007): "Testing the PPP in the non-linear STAR framework: evidence from MENA countries". *Scientific Journal of Administrative Development*. 5, pp. 19-33.

Bahmani-Oskooee M. et Mirzaie A. (2000): "Real and nominal effective exchange rates for developing countries: 1973:1-1997:3". *Applied Economics*. 32(4), pp. 411-428.

Balassa B. (1964): "The Purchasing Power Parity Doctrine: A Reappraisal". *Journal of Political Economy*. 72, pp. 584-96.

Cassel G. (1918): "Abnormal Deviations in International Exchanges". *Economic Journal*. 112, pp. 413-15.

Chan K S et Tong H. (1986): "On Estimating Threshold in Autoregressive Models". *Journal of Times Series Analysis*. 7, pp. 179-190.

Chang T., Chang H., Chu H. et Su C. (2006): "Does PPP hold in African countries? Further evidence based on a highly dynamic non-linear (logistic) unit root test". *Applied Economics*. 38(20), pp. 2453-2459.

Choudhry T. (2005): "Asian currency crisis and the generalized PPP: evidence from the Far East". *Asian Economic Journal*. 19(2), pp. 137-157.

Diebold F X., Husted S., et Rush M. (1991): "Real Exchange Rates Under the Gold Standard". *Journal of Political Economy*. 99, pp. 1252-1271.

Elliott G., Rothenberg T J. et Stock J. (1996): "Efficient Tests for an Autoregressive Unit Root", *Econometrica*. 64, pp. 813-836.

Engel C., Nelson C M. et Kenneth D W. (2007): “Exchange Rate Models Are Not as Bad as You Think”. *NBER Working Paper*. 13318.

Escribano A. et Jorda (1999): “Improving Testing and Specification of Smooth Transition Regression Models, In Rothman P. (ed), *Nonlinear Times Series Analysis of Economic and Financial Data*”. *Boston: kluwer*. pp. 298-319.

Geweke J. et Porter-Hudak S. (1983): “The Estimation and Application of Long-Memory Time Series Models”. *Journal of Time Series Analysis*. 4, pp. 221-238.

Granger C W J. (1980): “Long memory relationships and the aggregation of dynamic models”. *Journal of Econometrics*. 14, pp. 227-238.

Granger C W J. et Hyung N. (2004): “Occasional structural breaks and long memory with application to the S&P500 absolute stock returns”. *Journal of empirical nance*. 11, pp. 399-421.

Granger C W J. et Terasvirta T. (1993): “Modelling Nonlinear Economic Relations”. *Oxford University Press*. pp. 187.

Granger C. et Joyeux R. (1980): “An introduction to long-memory time series model and fractional differencing” *Journal of Time Series Analysis*. 1, pp. 15-30.

Karanasos M., Sekioua S H. et Zeng N. (2006): “On the order of Integration of monthly US ex-ante and ex-post real interest rates: New evidence from over a century of data”. *Economics Letters*. 90, pp. 163-169.

Kwiatkowski D., Phillips P., Schmidt P. et Shin, Y. (1992): “Testing the null hypothesis of stationarity against the alternative of a unit root: How sure are we that economic time series have a unit root?” *Journal of Econometrics*. 54, pp. 159-178.

Lardic S. et Mignon V. (1999): “Prévision ARFIMA des taux de change : les modélisateurs doivent-ils encore exhorter la naïveté des prévisions ?”. *Annales d'économie et de statistique*. 54, pp. 47-68.

Lardic S., Mignon V. (1997): “Essai de mesure du degré de mémoire longue des séries. L'exemple de la modélisation ARFIMA”. *Economie Appliquée*. 2, pp. 161-195.

Lardic S., Mignon V. (1996a): “Les tests de mémoire longue appartiennent-ils au camp du démon?” *Revue économique*. 47(3), pp. 531-540.

Li M L. (2007): “Purchasing power parity under high and low volatility regimes”. *Applied Economics Letters*. 14: pp. 581-589.

LO A W. (1991): “Long-Term Memory in Stock Market Prices”. *Econometrica*. 59, pp. 1279-1313.

- Luukkonen R., Saikkonen P. et Terasvirta T.** (1988a): "Testing Linearity Against Smooth Transition Autoregressive Models". *Biometrika*. 3, pp. 491-499.
- Mandelbrot B. B.** (1972): "Possible refinements of the lognormal hypothesis concerning the distribution of energy dissipation in intermittent turbulence". In *Statistical models and turbulence*, edited by M. Rosenblatt and C. Van Atta. New York: Springer-Verlag, 333–351
- Mandelbrot B.** (1965): "Une classe de processus stochastiques homothétiques à soi; application à la loi climatologique de H.E. Hurst". *Comptes Rendus Acad. Sci. Paris*. 240, pp. 3274-3277.
- Michael P., Nobay A. R. et Peel D. A.** (1997): "Transactions Costs and Nonlinear Adjustment in Real Exchange Rates : An Empirical Investigation". *Journal of Political Economy*. 105(4): pp. 862-79.
- Michael P., Peel D. A. et Taylor M. P.** (1997): "Ajustement Non Linéaire vers le Taux de Change d'Équilibre de Long Terme: Le Modèle Monétaire Révisité". *Revue Economique*. 48(3), pp. 653-59.
- Norman S.** (2010): "How well does nonlinear mean reversion solve the PPP puzzle?" *Journal of International Money and Finance*. 29(5), pp. 919-937.
- Perron P. et Z. Qu,** (2010): "Long-Memory and Level Shifts in the Volatility of Stock Market Return Indices," *Journal of Business & Economic Statistics*, American Statistical Association, vol. 28(2), pages 275-290"
- Phillips P. C. B. et Perron P.** (1988): "Testing for a Unit Root in Time Series Regression". *Biometrika*. 75, pp. 335-346.
- Sarno L.** (2000): "Real exchange rate behavior in the Middle East: a re-examination". *Economics Letters*. 66(2), pp. 127-136.
- Schreyer P. et F. Koechlin** (2002): "Purchasing Power Parities – Measurement and Uses", OECD Statistics Brief, n° 3, mars, OCDE, Paris.
- Sercu P., Uppal R. et Van Hulle C.** (1995): "The Exchange Rate in the Presence of Transaction Costs : Implications for Tests of Purchasing Power Parity". *Journal of Finance*. 50(4), pp. 1309-19.
- Shittu O. I. et Yaya O. S.** (2009): "Measuring Forecast Performance of ARMA and ARFIMA Models: An Application to US Dollar/UK Pound Foreign Exchange Rate", *European Journal of Scientific Research*. 32 (2), pp. 167-176.
- Teräsvirta T.** (1994): "Specification, Estimation, and Evaluation of Smooth Transition Autoregressive Models". *Journal of the American Statistical Association*. 89: pp. 208-18.

Terasvirta T. et Anderson H M. (1992): “Characterizing Nonlinearities in Business Cycles using Smooth Transition Autoregressive Models”. *Journal of Applied Econometrics*. 7, pp. 119-136.

Tong H. et Lim K S. (1980): “Threshold autoregression, limit cycles and cyclical data”. *Journal of the Royal Statistical Society*. 42(3), pp. 245-292.

Uctum R. (2007): “Économétrie des modèles à changement de régimes: un essai de synthèse”. *EconomiX : Revue d’analyse économique*. 4.

Van D., Franses P H. et Lucas A. (1999): “Testing for Smooth Transition Nonlinearity in the Presence of Additive Outliers”. *Journal of Business and Economic Statistics*. 17, pp. 217-235.

Van D., Terasvirta T. et Franses P H. (2002): “Smooth Transition Autoregressive Models- A Survey of Recent Developments”. *Econometric Reviews*. 21(1), pp. 1-47.