



LA PARITÉ DU POUVOIR D'ACHAT EN ALGÉRIE : AUTRE ÉVIDENCE DES TESTS DE
RACINE UNITAIRE BASÉE SUR LES MODÈLES LINÉAIRE ET NON LINÉAIRES
PURCHASING POWER PARITY IN ALGERIA: FURTHER EVIDENCE FROM UNIT ROOT TESTS
BASED ON LINEAR AND NON LINEAR MODELS

BOUZEMMAL Faiza
*Ecole Supérieure de Commerce ESC
Pôle universitaire Koléa, Tipaza (Algérie)
Email :f_bouzemlal@esc-alger*

HAMADOUCHE Aicha *
*Ecole Supérieure de Commerce ESC
Pôle universitaire Koléa, Tipaza (Algérie)
Email :a_hamadouche@esc-alger.dz*

Date de Réception : 15/10/2019 ; Date de révision : 24/11/2019 ; Date d'acceptation : 01/12/2019

RESUMÉ : Les variations des taux de change réels jouent un rôle décisif en tant qu'instrument d'aide à la décision dans les politiques monétaire et économiques et ainsi que pour la vérification de la validité de la théorie de la parité du pouvoir d'achat (PPA). Jusqu'à présent, de nombreuses études se sont penchées sur la question de savoir si les PPA sont vérifiés ou non en Algérie en employant diverses méthodes. Dans cette étude, nous avons examiné la validité de la théorie des PPA pour l'Algérie en utilisant des données trimestrielle du premier trimestre 1980 au Quatrième trimestre 2018, et nous avons conclu que la théorie de la parité du pouvoir d'achat n'est pas valide en cas du taux de change bilatérale du Dinar par rapport au Dollar Américain mais en recourant au taux de change effectif réel et en utilisant les résultats du test de racines unitaires non linéaire nous avons confirmé la validité du PPA.

Mots clés : Taux de change ; Taux de change effectif réel ; PPA ; Tests de racine unitaire non linéaire

Classification JEL: F31, C32

ABSTRACT: Real exchange rates changes play a decisive role as a decision-making aid instrument in monetary and economic policies and in the verification of the validity of the theory of purchasing power parity (PPA). So far, many studies have looked at the question of whether or not PPPs are verified in Algeria using various methods. In this study, we examined the validity of the PPP theory for Algeria using quarterly data from the first quarter of 1980 to the fourth quarter of 2018, and we have concluded that the theory of purchasing power parity is not valid in the case of the bilateral exchange rate of the Dinar in relation to the American Dollar but using the real effective exchange rate and using the results of the testing of nonlinear unit roots we confirmed the validity of the PPP.

Keywords: Exchange rate; Real Effective Exchange Rate; PPP; Non-linear unit root tests

JEL classification : F31, C32

* Auteur correspondant. HAMADOUCHE Aicha

INTRODUCTION

Depuis la fin du système monétaire de Bretton Wood et l'apparition du système de change flexible, un intérêt grandissant est porté à la détermination du taux de change d'équilibre, étant donnée le rôle décisif et important que joue le taux de change en tant qu'instrument de la politique monétaire et économique. Bien entendu, l'une des principales théories de la finance internationale ayant servi à expliquer les taux de changes d'équilibre est la théorie de la parité du pouvoir d'achat. En effet, la théorie de la parité des pouvoirs d'achat a été l'une des théories la plus controversée et la plus étudiée par les économistes et les analystes de marché. La méthodologie la plus largement utilisée pour confirmer ou rejeter la PPA est basée sur l'analyse des caractéristiques du taux de change effectif réel (TCER). Il a été prouvé que si la série du TCER est stationnaire et que sa vitesse de convergence vers la moyenne est suffisamment rapide, l'hypothèse de la PPA peut être considérée comme vérifiée.

Pour l'Algérie, la détermination du taux de change du dinar ne s'est effectuée en fonction des forces du marché du change qu'à partir d'octobre 1994, par la mise en place du fixing suivi d'un marché de change interbancaire au début de l'année 1996. Sachant que les dispositions réglementaires qui régissaient la convertibilité du Dinar, selon l'article 08 des statuts du FMI, autorisent une convertibilité partielle des transactions courantes avec un contrôle strict sur les transferts de capitaux. Depuis la création du Dinar Algérien en 1964 à nos jours, le taux de change du Dinar Algérien a connu quatre épisodes résumant les différentes politiques de taux de change entreprises par les autorités monétaires, comme suit :

- 1964-1973 : Politique de taux de change fixe (rattaché au Franc Français) dont la Création du dinar Algérien en 1964
- 1974-1990 : Rattachement du taux de change à un panier de 14 monnaies des principaux partenaires commerciaux
- 1991-1995 : Dévaluations du Dinar Algérien (en 1991 1^{ère} dévaluation et en 1994 la 2^{ème} dévaluation) et Instauration du système du Fixing en octobre 1994
- 1996-2018 : Politique du taux de change flexible par la mise en place du marché de change interbancaire (flottement géré)

Ainsi, sur la base de la classification officielle publiée dans les statistiques financières Internationales du FMI, l'Algérie applique un régime du flottement dirigé sans trajectoire préfixée. Dans le cadre de ce régime, le taux de change est en flottement et la banque centrale intervient activement sur le marché des changes pour influencer sur les mouvements du taux de change, sans indiquer des objectifs précises et quantifiables ou annoncer auparavant la trajectoire ciblée du taux de change. Dès lors, la politique de change de l'Algérie a pour objet de maintenir un taux de change réel stable par rapport à un panier de monnaies pondérées selon l'importance relative des principaux partenaires commerciaux. Sachant que la détermination du TCER s'avère de plus en plus nécessaire pour comparer les niveaux de revenu nationaux, établir le degré de mis alignement du taux de change nominal et donc, prévoir le taux de change et préciser si une monnaie est surévaluée ou sous-évaluée.

Le propos de cet article n'est pas toutefois d'estimer le taux de change réel effectif en vue de déterminer le degré de mésalignement pouvant exister entre le taux de change réel et sa valeur d'équilibre ou de long terme, mais de répondre à la question suivante « Est-ce que le pouvoir d'achat du Dinar Algérien est à sa juste parité ? » en d'autres termes, est-ce qu'il existe une relation d'équilibre de long terme du taux de change fondée sur le critère de la PPA absolue, en tenant compte du taux de change effectif réel pour l'Algérie ? Dans ce sens, il convient de noter qu'il n'existe pas d'études publiées sur la validité de la PPA à long terme pour l'économie Algérienne. Par conséquent, cette étude vise à contribuer dans ce domaine.

Afin de répondre à cette question, une revue de la littérature théorique des principales caractéristiques de la parité du pouvoir d'achat (définition, différentes versions) ainsi que le taux de change effectif réel seront

effectués au préalable pour passer ensuite, à la revue de la littérature. Cette étude a pour ambition d'étudier empiriquement la validité de la PPA en Algérie, et ce en utilisant des tests de racine linéaire et non linéaire pour l'Algérie de 1980 T1 à 2018 T4.

1. Cadre théorique

1.1 Définitions

La théorie de la parité des pouvoirs d'achat est définie comme un principe selon lequel le taux de change entre deux monnaies est déterminé par le rapport de leur pouvoir d'achats respectifs. Autrement dit, elle est une extension de la loi du prix unique (LPU) qui affirme qu'en raison des arbitrages internationaux, les prix de biens particulièrement comparables s'égaliseront quand ils sont exprimés dans une monnaie commune dans différents pays. Effectivement, lorsqu'il s'agit « de produit de base homogènes sur de grandes bourses, compte tenu des différences dans les contrats et des délais de livraison », (Bartolini L, 1995) la loi du prix unique semble se vérifier partout et à tout moment. Cependant, il convient de signaler que la validité de la loi du prix unique ne semble pas se confirmer pour les produits différenciés, tels que : les produits manufacturés et les services. En effet, il est admis qu'en raison des progrès technologiques qui diffèrent d'un pays à l'autre, les productions de ces biens ne sont ni parfaitement, ni instantanément substituables. Davantage, il faut noter que l'imperfection de la concurrence sur le marché de bien rend cette loi inopérante.

Etant la théorie la plus ancienne et la plus critiquée dans la théorie du taux de change, ses origines datent du seizième siècle de l'espagnol Navarro (l'école Salamanque) à l'anglais De Malynes (1601), en passant, plus d'un siècle et demi plus tard, par D. Hume et D. Ricardo. Mais, c'est l'économiste suédois Gustaf Cassel (1922) qui est considéré comme le père de la doctrine de la PPA sous sa forme moderne étant donné qu'il fut le premier à fournir un exposé systématique de la relation entre les pouvoirs d'achat et le change. La théorie de la parité des pouvoirs d'achat se présente sous deux versions : absolue et relative. Sachant que ces formes conduisent à la parité du pouvoir d'achat une fois le principe de la loi du prix unique s'appliquait à tous les biens échangés ; tout en supposant que « la structure de la consommation des agents économiques est identique dans les différents pays ». Simon, Y (P: 116).

A : La version absolue de la PPA :

Dans cette version, la PPA absolue prévaut en l'absence de toute forme d'entrave au commerce international (tarifs douaniers, barrières non tarifaires...) et en négligeant les coûts de transport ainsi que les coûts d'information. Elle postule que pour un pays donné, le taux de change d'équilibre vis-à-vis d'une monnaie e est égal au rapport de ses prix intérieurs P sur les prix étrangers P^* .

Formellement, la version absolue de la PPA s'écrit comme suit :

$$e = P / P^* \quad (1)$$

D'où: $\log e = \log P - \log P^* \quad (2)$

Où : e représente taux de change coté à l'incertain ;

P et P^* Représentent les niveaux de prix domestiques et étrangers respectivement.

Cette définition qui, comme nous l'avons vu, dérive de la loi prix unique, ne garantit pas son applicabilité pour tous les biens élémentaires échangés et n'est cependant pas une condition suffisante au respect de la PPA ; la méthode d'agrégation des indices de prix utilisés doit en outre être identique.

Toutefois, le principe de la PPA continue alors de prévaloir mais sous une forme dite relative.

B : La version relative de la PPA :

Cette version découle de la version absolue, tout en étant moins restrictive. Elle n'implique pas, en effet, que les niveaux du taux de change soit égal au rapport du niveau absolu des prix domestiques et étrangers, mais plutôt que les variations du taux de change soient égales à l'écart entre les variations relatives des prix domestique et étrangers.

Ainsi, la condition de la parité du pouvoir d'achat dans sa forme relative ou dynamique, après réarrangement de l'équation (1) correspond à sa variation en pourcentage, peut s'écrire comme suit :

$$\dot{e} = \frac{\dot{\rho} - \dot{\rho}^*}{1 + \dot{\rho}^*} \dots \dots \dots (3)$$

(• Symbolise les variations en pourcentage)

En terme plus général, la forme relative de la PPA s'écrit comme suit :

$$\dot{e} = \dot{\rho} - \dot{\rho}^* \dots \dots \dots (4)$$

C : Le taux de change effectif réel(TCER) :

Le taux de change effectif réel est un indicateur synthétique de la position concurrentielle de l'Algérie par rapport à ses principaux pays partenaires commerciaux(quinze)¹, représentant 93.01 % des échanges globaux en référence à une année de base 2010 .Le maintien de la stabilité du taux de change effectif réel(TCER) est primordiale pour promouvoir la Compétitivité des exportations hors hydrocarbures. Un pays, qui réalise des transactions commerciales avec plusieurs pays, est obligé de calculer le taux de change effectif réel pour pouvoir estimer correctement l'évolution de sa compétitivité par rapport au reste du monde au lieu de calculer des taux de change réels bilatéraux par rapport à chaque pays partenaire. Sachant que sa détermination s'appuie sur les fondamentaux de l'économie nationale, à savoir : le différentiel de productivité et le différentiel d'inflation entre l'économie nationale et les pays partenaires, le degré d'ouverture de l'économie, le prix de pétrole et les dépenses publiques.

Le TCER est défini comme étant le taux de change effectif nominal, rapporté aux prix relatifs de l'économie nationale et des principaux pays partenaires, qui permet de favoriser, simultanément, une croissance non inflationniste (équilibre interne) et un compte courant de la balance des paiements soutenable à long terme (équilibre externe).

La formule théorique de calcul du TCER à un temps t est la moyenne géométrique des taux de changes nominaux bilatéraux avec tous les partenaires commerciaux de l'Algérie. La formule de calcul est la suivante:

$$TCER_t = \prod_{i=1}^n \left\{ N_{i/DZ} \frac{P_i}{P_{DZ}} \right\}^{w_i} \quad (5)$$

Où :

i=1,2,.....n : le nombre des partenaires commerciaux de l'Algérie ;

$N_{i/DZ}$: Le taux de change nominal bilatéral entre le Dinard Algérien(DZ) et la monnaie du partenaire commercial i ;

P_i et P_{DZ} : ils sont respectivement l'indice des prix à la consommation pour le pays i et l'indice des prix à la consommation pour l'Algérie ;

w_i : La part du commerce extérieur (Exportations + Importations) avec le partenaire i dans la somme du commerce avec les n partenaires ($\sum_{i=1}^n w_i = 1$).

Il y a lieu de signaler qu'une évolution au-delà de 100 traduit une appréciation réelle, donc une tendance à la surévaluation et à une sous-évaluation lorsque c'est en deçà de 100.

1.2 REVUE DE LITERATURE

¹ La série du TCER étudiée comprenait les parts dans le commerce bilatéral sur une moyenne période des principaux partenaires commerciaux de l'Algérie. On peut citer à titre d'exemple ceux pour l'année 2018,y compris la structure des exportations entre parenthèse, comme suit : L'Italie(14, 88 %) ,l' Espagne (12,15 %),la France (11,25%), les USA(9,37%), la Grande Bretagne (6,73 %) ,la Turquie (5,63 %), les Pays-Bas (5,47%), le Brésil (5,46%), l' Inde (3,94 %), la Chine (3,18%) , la Rép. De Corée Du Sud (3,07%) , la Belgique(2,98%), le Portugal(2,70%) , la Tunisie (2,31%), le Maroc(1,59 %).

La parité du pouvoir d'achat a été testée à travers le temps pour plusieurs pays en recourant à des méthodes de plus en plus sophistiquées. La littérature a rapporté des méthodes telles que : les tests de Co intégration par Frenkel (1978), Krugman (1978), Telatar&Kazdagli (1998), Doganlar (2006), Nayaran et al. (2009), Liew et al. (2010) etc.

Aussi, cette hypothèse a subi des réexamens plus approfondies à travers le temps pour plusieurs pays empiriques en raison du développement des méthodes et techniques d'estimation, notamment depuis l'introduction d'un nouveau test de Kapetanios, Shin et Snell (2003) qui prend en compte la non-linéarité dans les processus de moyenne-réversion d'une variable de série temporelle, plusieurs études ont appliqué le nouveau test (test de KSS) pour déterminer si les véritables taux de change bilatéraux sont non linéaires, mais stationnaire. Il en ressort que la plupart des travaux ont souvent donné des résultats plus contrastés et des fois un certains support. Parmi les chercheurs qui ont investi la validité de long terme de la PPA en utilisant des tests de la racine unitaire linéaire et non linéaire, on peut citer :

- Lucio Sarno (2000) a examiné la PPA en réutilisant des données pour la Turquie et ses principaux partenaires commerciaux au cours de la période 1980-1997 en extension aux travaux de Telatar et Kazdagli. Il a conclu pour la validité de PPA à long terme en permettant de prédire l'ajustement non linéaire en taux de change réels. L'analyse empirique utilisant des tests de racine unitaire classique ne permet pas la détection de retour à la moyenne des taux de change réels et implique donc le rejet de la PPA à long terme sur l'échantillon. Mais, en utilisant des techniques de modélisation non linéaire récemment développés, un appui solide pour la validité de PPP à long terme, ainsi que pour les modèles théoriques qui permettent de prédire l'ajustement non linéaire en taux de change réels. Les résultats sont en accord avec des preuves antérieures que la PPA est valable plus étroitement sur les données pour les pays qui ont connu une inflation anormalement élevée.
- Nusair Salah(2003) a testé la PPA pour un échantillon de pays en voie de développement particulièrement les pays asiatiques subissant la crise financière durant le flottement actuel. Il a appliqué les tests ADF et PP pour tester la nullité de la racine unitaire et un test nouvellement développé KPSS pour tester la nullité de la stationnarité. La nullité de la racine unitaire a été rejetée pour l'Indonésie, la Corée et la Thaïlande. Il n'a pas rejeté la nullité de la stationnarité pour tous les pays à l'exception du Singapour. Les tests joints des deux nullités confirment la stationnarité pour l'Indonésie et la Corée. L'impact de la crise financière asiatique sur le comportement des taux change réels dans les pays en crise était examiné en utilisant le test de la racine unitaire Perron. Les résultats indiquaient l'évidence de la stationnarité pour l'Indonésie, la Corée, la Malaisie et la Thaïlande.
- Haluk Erhat(2004) a vérifié si les taux de change réels turcs par rapport au Dollar et au Deutsch mark ont une racine unitaire linéaire ou sont générés par un modèle autorégressif de transition Exponentielle lisse pour la période postérieure à 1980. Il a trouvé des preuves solides de la stationnarité non linéaires pour la série fondée sur l'IPC des USA mais aucune preuve pour la série fondée sur l'IPC de l'Allemagne.
- Su Zhou, Mohsen Bahmani-Oskooee, and Ali M. Kutun(2008), ont examiné l'hypothèse de la parité de pouvoir d'achat (PPA) pour l'après-Bretton Woods, y compris la période après l'introduction de l'euro. Ils ont appliqué un nouveau test non linéaire aux taux de change réels bilatéraux des pays européens et d'autres pays industrialisés avec le franc français et le mark allemand (et l'euro après 1998), ainsi qu'au dollar américain comme monnaie numérique. Les résultats de leur étude fournissent un soutien plus fort aux PPA que toutes les études antérieures sur les PPA bilatéraux pour les pays industrialisés et suggèrent particulièrement que la convergence vers la PPA entre les pays de l'UE, en particulier entre pays de la zone a tendance à être non linéaire, alors qu'il est susceptible d'être linéaire pour les pays industrialisés non membres de l'UE.

La Parité Du Pouvoir D'Achat En ALGERIE : Autre Evidence Des Tests De Racine Unitaire Basée Sur Les Modèles Linéaire Et Non Linéaire (PP. 1-13)

- Su et al (2012) ont investi la validité de long terme de la parité du pouvoir d'achat pour les pays du BRIC en utilisant des tests de la racine unitaire linéaire et non linéaire avec des covariants stationnaires. Il a été rapporté que la PPA est valide (valable) pour tous les pays du BRIC's.
- Su Zhou(2013), a réexaminé la validité de la parité de pouvoir d'achat (PPA) en se concentrant sur les taux de change effectifs réels (TCER) pour la période post-Bretton Woods, en utilisant des tests de la racine unitaire tenant compte à la fois de la non-linéarité et des ruptures multiples temporaires lisses dans les données. Les tests sont appliqués aux TCER de 23 pays développés et peuvent rejeter l'hypothèse nulle d'une racine unitaire dans 20 cas. Leur étude fournit un soutien plus fort que la plupart des études précédentes pour que la PPA détient pendant la période de taux de change flottant pour la majorité des pays développés.
- Claudio Roberto Fóffano Vasconcelos, Luiz A. Lima Júnior, (2016) ont examiné empiriquement la validité de la PPA dans le contexte des tests de la racine unitaire linéaires Harvey et al. (2008) et non linéaires (Kruse, 2011) du taux de change effectif réel de l'Argentine, du Brésil, du Chili, de la Colombie, du Mexique, du Pérou et Venezuela. Les résultats montrent un soutien à la validité des PPA dans seulement trois des sept pays étudiés.
- KadirKaragözT. Et BahadırSaraç, (2016), ont examiné la validité de la théorie de la PPA pour la Turquie entre janvier2003 et juin2014, et ont conclu que la théorie de la parité du pouvoir d'achat n'est pas valide selon les résultats du test non linéaire de la racine unitaire.
- Dilem Yıldırım(2017) a exploré la validité empirique de l'hypothèse de parité de pouvoir d'achat (PPA) entre la Turquie et ses quatre principaux partenaires commerciaux, l'Union européenne, la Russie, la Chine et les États-Unis. Compte tenu de la nature non linéaire des taux de change réels, il a employé une batterie de tests non linéaires récemment développés. Ses résultats empiriques révèlent que les tests racinaires non linéaires fournissent des preuves plus solides en faveur de l'hypothèse de la PPA par rapport aux tests de racines unitaires conventionnels seulement si les non linéarités des taux de change réels sont correctement spécifiés. En outre, il ressort de ses conclusions que les taux de change réels des pays ayant conclu un accord de libre-échange sont plus susceptibles de se comporter comme des processus stationnaires linéaires.

Enfin pour l'Algérie, les études faites jusqu'à présent ont concerné l'analyse empirique de la relation de long terme qui existe entre le taux de change et les indices de prix à la consommation. On peut mentionner à titre d'exemple :

- L'étude faite par SI Mohamed Kamel en 2016 dont le but était d'examiner l'existence de la PPA entre l'Euro et le Dollar Américain par rapport au taux de change officiel ainsi qu'au taux de change du marché noir du Dinar Algérien au moyen d'une analyse empirique portant sur divers stades comme le test de la racine unitaire , le test de Co intégration de Johansen , les tests CUSUM et CUSUMSQ, Il en conclut que le taux de change officiel ne convient pour étayer l'hypothèse de la PPA , par contre une relation de long terme existe entre le taux de change du marché noir et les prix relatifs sur les marchés intérieurs et étrangers.

1.3 METHODOLOGIE

Notre méthodologie est basée sur l'étude de la stationnarité du taux de change effectif réel. Il existe deux classes de tests :

- Des tests où la composante déterministe est supposée suivre une tendance linéaire
- Des tests où la composante déterministe est supposée suivre une tendance non linéaire ou linéaire par morceau.

1.3.1 LE TEST DE RACINE UNITAIRE LINEAIRE

Nous nous intéressons au test standard de ADF(Dickey-Fuller Augmenté,1981) et au test de KPSS(Kwiatkowski, Phillips, Schmidt et Shin,1992).

1.3.1.1 LE TST ADF

Le test standard de racine unitaire le plus utilisé est le test de Dickey et Fuller Augmenté (ADF) [1979, 1981]. C'est un test d'hypothèse nulle de racine unitaire contre l'hypothèse alternative de stationnarité.

Le test ADF définit sous l'hypothèse alternative trois modèles possibles :

$$\left\{ \begin{array}{l} \Delta x_t = \rho x_{t-1} + \sum_{i=1}^p \theta_i \Delta x_{t-i} + \varepsilon_t \quad \dots \dots (6) \\ \Delta x_t = \alpha + \rho x_{t-1} + \sum_{i=1}^p \theta_i \Delta x_{t-i} + \varepsilon_t \quad \dots \dots (7) \\ \Delta x_t = \alpha + \beta t + \rho x_{t-1} + \sum_{i=1}^p \theta_i \Delta x_{t-i} + \varepsilon_t \dots (8) \end{array} \right.$$

La différence entre les trois modèles proposés est donc la présence ou l'absence des régresseurs déterministes α et β . Sous l'hypothèse nulle de racine unitaire ($\rho = 0$), les coefficients suivent une loi spécifique. Donc il s'agit de tester l'hypothèse nulle de racine unitaire, $\rho = 0$, dans chacun des trois modèles ci-dessus et de comparer la statistique de test aux valeurs critiques appropriées de Dickey-Fuller. Nous pouvons tester la significativité de la constante ou de la tendance, conditionnellement à la présence d'une racine unitaire, à l'aide d'un F-test ou d'un t-test. Dickey-Fuller [1981], le test ADF fournit trois F-statistiques pour tester des hypothèses jointes sur les coefficients, (les hypothèses nulles sont: $\rho = \alpha = 0$; $\rho = \alpha = \beta = 0$; $\rho = \beta = 0$). Les valeurs critiques des tests de significativité ont été calculées par Dickey et Fuller [1981]. Sous l'alternative, les coefficients suivent la loi standard. Dans ce cas, nous pouvons utiliser le test de Student pour regarder la significativité de la constante ou de la tendance.

1.3.1.2 LE TEST KPSS

Ce test de stationnarité a été proposé par Kwiatkowski, Phillips, Schmidt et Shin(1992). Ce test, KPSS, du multiplicateur de Lagrange utilise la stationnarité comme hypothèse nulle. Il s'agit de tester l'hypothèse que la variance de la composante non stationnaire est nulle.

$$\left\{ \begin{array}{ll} x_t = \omega_t + \lambda t + u_t & u_t \sim iid(0, \sigma_u^2) \quad (9) \\ \omega_t = \omega_t + v_t & v_t \sim iid(0, \sigma_v^2) \quad (10) \end{array} \right.$$

On test l'hypothèse nulle $\sigma_v^2 = 0$ qui, sous l'hypothèse de stationnarité de u_t , assure la stationnarité de x_t autour d'une tendance ou autour d'une constante au cas où λ est non significatif).

La statistique de test est :

$$LM_{KPSS} = \frac{1}{\hat{\sigma}_u^2} \sum_{t=1}^T \left\{ \sum_{i=1}^t \hat{u}_i \right\}^2 = \frac{1}{\hat{\sigma}_u^2} trace \left\{ diag \left(\hat{u}_1^2, (\hat{u}_1 + \hat{u}_2)^2, \dots, \left(\sum_{i=1}^T \hat{u}_i \right)^2 \right) \right\} \quad (11)$$

1.3.2 LE TEST DE RACINE UNITAIRE NON LINEAIRE

Nous nous intéressons aux tests de racine unitaire non linéaire avec rupture de Perron(1989) et Zivot-Andrews(1992).

1.3.2.1 LE TEST DE PERRON

L'objectif poursuivi par Perron est de montrer que la plus part des séries chronologiques macroéconomiques peuvent être considérées comme stationnaire en écarts à une tendance déterministe linéaire par morceaux si l'on permet une variation de la constante ou de la pente de la fonction de la tendance à la suite d'un choc majeur

Perron [1989, 1990] souligne que, si le vrai processus présente des changements structurels dans la fonction linéaire de tendance, la puissance des tests de racine unitaire diminue. Si par exemple une rupture en niveau est présente, l'estimation du coefficient autorégressif (ρ quand $p = 0$) dans le test ADF est asymptotiquement biaisé et tend vers 0. Le test ADF accepte ainsi l'hypothèse nulle de racine unitaire à tort. Il propose donc un test de racine unitaire avec une rupture exogène. Il prend en compte deux changements structurels possibles, le krach boursier de 1929 et le choc pétrolier de 1973. Le travail de Perron [1989] a été critiqué parce qu'il considère la date de rupture connue. Des travaux ultérieurs considèrent donc la date de rupture endogène et utilisent une variété de tests récursifs ou séquentiels.

1.3.2.2 LE TEST DE ZIVOT ET ANDREWS

Zivot et Andrews [1992] proposent un test de racine unitaire avec une rupture endogène. L'hypothèse nulle suppose que la série présente une racine unitaire mais sans aucune rupture. L'hypothèse alternative suppose que la série est stationnaire avec une seule rupture à date inconnue. La date de rupture minimise la t -statistique de $\rho = 0$ des modèles ci-dessous. En d'autres termes, la rupture choisie est celle qui peut être la moins favorable à l'hypothèse nulle :

$$H_0: x_t = \alpha + x_{t-1} + \varepsilon_t \quad (12).$$

Ils proposent, sous l'alternative H_1 , les trois modèles :

$$\left\{ \begin{array}{l} \text{Modèle A : } \Delta x_t = \alpha + \gamma DU_t + \beta t + \rho x_{t-1} + \sum_{i=1}^p \theta_i \Delta x_{t-i} + \varepsilon_t \quad (13) \\ \text{Modèle B : } \Delta x_t = \alpha + \delta DT_t + \beta t + \rho x_{t-1} + \sum_{i=1}^p \theta_i \Delta x_{t-i} + \varepsilon_t \quad (14) \\ \text{Modèle C : } \Delta x_t = \alpha + \gamma DU_t + \delta DT_t + \beta t + \beta t + \rho x_{t-1} + \sum_{i=1}^p \theta_i \Delta x_{t-i} + \varepsilon_t \quad (15) \end{array} \right.$$

Le modèle A, suppose un changement dans la constante. Le modèle B teste la stationnarité de la série autour d'une tendance cassée. Et le modèle C permet un changement dans la constante et dans la tendance. DU_t est une variable indicatrice qui capte le changement dans la constante à la date Tb . $DU_t = 1$ si $t > Tb$, sinon, $DU_t = 0$. DT_t est une autre variable indicatrice qui représente la rupture dans la tendance à la date Tb . $DT_t = (t - Tb)$ si $t > Tb$, sinon, $DT_t = 0$. Ils supposent que la date de rupture $Tb \in [T_1; T_2]$ ou $T_1 = \lambda \times T$ et $T_2 = (1 - \lambda) \times T$ avec $\lambda \in [0,1]$

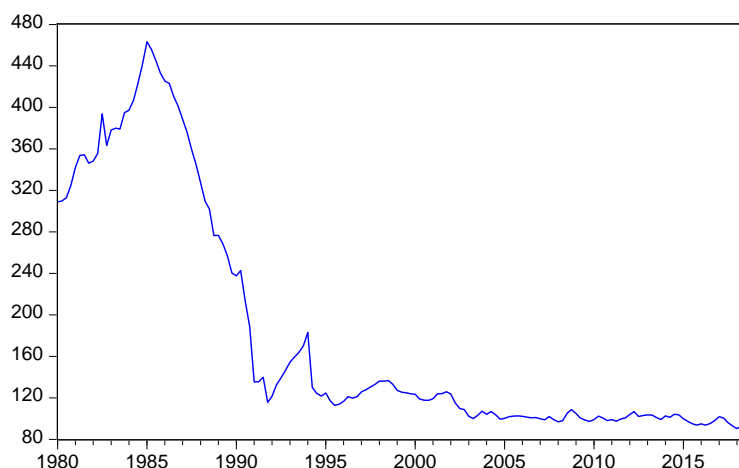
2 CADRE PRATIQUE

2.1 DONNEES : EVOLUTION ET STATISTIQUES DESCRIPTIVES :

La détermination du taux de change à travers la théorie de la parité de pouvoir d'achat (PPA) affirme qu'à long terme le taux de change entre deux devises est égal au ratio des prix nationaux correspondants. Une des implications de la théorie de PPA dans le cas où elle est vérifiée, le taux de change réel doit être

un processus stationnaire. Pour ce faire, nous avons utilisé des données trimestrielles du taux de change effectif réel et ce pour la période allant de 1980.Q1 à 2018.Q4. Ce qui nous permet d'avoir 157 observations. Le choix de cette période n'est pas arbitraire, puisque l'année 1996 marque le début de régime de taux de change flottant. La série de TCER provient des statistiques financières internationales (FMI).

Graphique 1 : Evolution du Taux de Change Effectif Réel (TCER) de l'Etat Algérien durant la période 1980T1-2018T4
TCER



Source : Les données sont extraites des Statistiques Financières Internationales IMF IFS le 15/04/2019

Sur l'intervalle de temps considéré dans notre analyse, la période de 1980 à 2018, le taux de change effectif réel (TCER) du Dinar algérien a connu une phase de forte appréciation de 1980 jusqu'à la fin des années quatre-vingt avec une parité nettement surévaluée, puis une phase de dévaluation nominale croissante de 1985 à 1991 accompagnée d'une forte dépréciation réelle, et enfin une phase de stabilité relative à partir de 2003 jusqu'à la fin de la période. Ce qui correspond dans le graphique n° 1 respectivement à trois épisodes de surévaluation du Dinar (1980T2-1985T1, 1991T4-1994T1 and 1995T3-2001T4 à l'exception de 2000T4) et à trois épisodes de sous-évaluations du Dinar Algérien (1985T2-1991T4, 1994T1-1995T2 et 2001T4-2003T1) et une stabilité relative du taux de change effectif réel depuis 2003T2 jusqu'à aujourd'hui.

Tableau N° 1 : Statistique descriptives de la variable d'étude

	Mean	Median	Max	Min	Std. Dev.	Skewness	Kurtosis	Jarque-Bera	Prob	Obs
TCER	179.4927	121.1357	463.2886	90.31933	113.9092	1.201353	2.823931	37.72596	0.000000	156

Source : établi par les auteurs sur la base des sorties de Eviews 9

D'après le tableau n° 1 le TCER a évolué sur la même période autour d'une moyenne trimestrielle de 179.4927 avec une dispersion assez grande. C'est en premier trimestre 1985 qu'on enregistre la valeur la plus élevée (463.28) et c'est en 2018Q1 qu'on enregistre la valeur la plus basse (90.32). Par ailleurs on remarque d'après la statistique de normalité de Jarque-Bera que notre série ne se distribue pas normalement.

2.2 ANALYSE EMPIRIQUE ET RESULTATS

La Parité Du Pouvoir D'Achat En ALGERIE : Autre Evidence Des Tests De Racine Unitaire Basée Sur Les Modèles Linéaire Et Non Linéaire (PP. 1-13)

Dans notre étude, Nous avons utilisés les valeurs du taux de change effectif réel transformées en valeurs logarithmique (LTCER) et ce pour diminuer la variabilité des variations totales.

Avant l'application du test de la racine unitaire non linéaire, on a utilisé les tests de racines unitaires de Dickey-Fuller Augmenté (ADF) et Kwiatkowski, Phillips, Schmidt and Shin (KPSS) pour détecter la stationnarité des séries LTCER. Les résultats sont présentés dans le tableau 2.

Tableau 2 : Résultats du Test ADF et KPSS de la série LTCER

Test	ADF			KPSS	
	a	b	c	a	b
Type de Modèle					
La statistique de Test	-1,293	-1,095	-1,55	0,274	1,229
Valeurs critiques					
1%	4,01	3,47	2,58	0,216	0,739
5%	3,43	2,88	1,94	0,146	0,463

a : Modèle avec tendance et constante ; b : Modèle avec constante ; c : Modèle sans constante

Source : établi par les auteurs sur la base des sorties de Eviews 9

Les résultats des tests ADF et KPSS révèlent la présence d'une racine unitaire dans la série LTCER. Cependant, ces tests ont été critiqués en raison de leur faible pouvoir de rejet de l'hypothèse qui affirme la présence d'une racine unitaire en cas de rupture structurelle (Perron, 1989). Par conséquent, pour tenir compte de la rupture structurelle dans le comportement des séries, on a utilisé le test de racine unitaire et les résultats sont présentés dans le tableau N°3.

Tableau N°3 : Résultats du test de racine unitaire de Perron

Test	Perron					
	a	DC	b	DC	c	DC
Type de Modèle						
La statistique de Test	-3,4993	1995(2)	-4,77	1990(2)	-4,79	1990(2)
Valeurs critiques						
1%	-5,45		-5,92		-6,32	

a : Modèle avec changement structurelle dans la tendance ; b ; Modèle avec changement structurelle dans constante ; c : Modèle avec changement structurelle dans la tendance et la constante.

DC : indique la date du changement structurelle

La Parité Du Pouvoir D'Achat En ALGERIE : Autre Evidence Des Tests De Racine Unitaire Basée Sur Les Modèles Linéaire Et Non Linéaire (PP. 1-13)

Source : établi par les auteurs sur la base des sorties de Eviews 9

Le tableau N°2 résume les résultats du test de la racine unitaire de Perron(1988), il ressort le rejet de l'hypothèse nulle pour les trois cas possible du changement structurelle pris en compte avec des dattes de ruptures différentes, d'où la stationnarité de la série LTCER.

Le test de Zivot-Andrews confirme le résultat du rejet de l'hypothèse nulle par le test de Perron(Tableau N°3)

Tableau N°3 : Résultats du test de racine unitaire Non linéaire

Test	Zivot-Andrews					
	a		b		c	
Type de Modèle		DC		DC		DC
La statistique de Test	-3,8347	1994(3)	-4,7836	1990(3)	-4,972	1990(3)
Valeurs critiques 1%	-4,8		-5,35		-5,57	

* Les probabilités sont calculés à partir la distribution de Student sans prendre en compte la procédure de choix de point de rupture

Source : établi par les auteurs sur la base des sorties de Eviews 9

Par rapport aux résultats obtenus à partir des tests de racine unitaires non linéaires, il semble que l'autorisation de prendre les ruptures structurelles en considération nous fournit la preuve de la stationnarité du taux de change effectif réel d'où la validité de la théorie de parité du pouvoir d'achat en Algérie.

3 CONCLUSION

Dans cet article, nous avons analysé la validité empirique de l'hypothèse de la PPA fondée sur les taux de change effectif réel TCER entre l'Algérie et ses principaux partenaires commerciaux sur la période allant de 1980T1 à 2018T4 sur des données trimestrielles extraites des statistiques financières internationales du FMI. Nos résultats, à travers les tests ADF et KPSS, avaient révélé la présence d'une racine unitaire impliquant une non stationnarité de la TCER et par conséquent l'invalidité de la PPA. Cependant, l'application des méthodes économétriques non linéaires en présence de ruptures structurelles développées par Perron(1988) et Zivot-Andrews (1992) (test de racine unitaire avec une seule rupture structurelle) ont fourni des preuves en faveur de la validité empirique de l'hypothèse de PPA. Les deux tests appliqués à la série du taux de change effectif réel (TCER) ont abouti à ce que la date de rupture structurelle selon Perron est 1995T2 tandis que selon Zivot-Andrews est en 1994T3 marquant le début de la fin du régime de change fixe à la suite d'une deuxième dévaluation de 40,17 % qui est initiée en mois d'Avril 1994 après un glissement de l'ordre de 10% au début de l'année, soit un total de quelques 50%. Cette action, agréée par le FMI dans le cadre du programme de stabilisation de mai 1994 à mai 1995 et du programme d'ajustement structurel de mai 1995 à mai 1998, fut le résultat d'une situation de cessation de paiement qu'a frôlée l'Algérie pour la première fois depuis la crise financière en 1986. A ce titre, il convient de mentionner que le creusement du déficit courant en 1994 était considérable puisque les recettes atteignaient seulement 8 milliards de dollars tandis que le service de la dette dépassaient 9 milliards de dollars. Ainsi, les autorités monétaires ont entamé cette année une procédure de rééchelonnement de sa dette auprès de la communauté financière internationale et plus précisément le club de Paris et le club de Londres.

Nonobstant la disponibilité des études empirique testant la PPA et qui sont bien documentées, aucun consensus n'est apparu jusqu'à présent en raison des évidences peu concluantes et conflictuelles des études précédentes. C'est en considérant la nature non linéaire des séries temporelles que des preuves assez

convaincantes avaient été à l'appui de la validité empirique de l'hypothèse de PPA. A ce titre, il convient de souligner que malgré leurs inconvénients, les TCER ont pu détecter des surévaluations importantes des taux de change avant que survienne une crise financière. Il est donc essentiel pour les pays ayant des taux d'ouverture assez importants de suivre les TCER au niveau multilatéral en quête d'une relative stabilité des changes et des échanges internationaux.

RÉFÉRENCE

- 1- Adler, M. & Lehmann, B. (1983). *Deviations from purchasing power parity in the long run*. Journal of Finance, 38, pp. 1471–87.
- 2- Alba, J.D. & Park, D. (2005). *An Empirical Investigation of Purchasing Power Parity (PPP) for Turkey*. Journal of Policy Modelling, 27(8), pp. 989- 1000.
- 3- Aslan, Ö. & Korap, L. (2009). *Are Real Exchange Rates Mean Reverting? Evidence from a Panel of Countries*. Applied Economics Letters, 16(1), pp. 23-27.
- 4- Chang, H-L. ; Su, C-W. ; Zhu, M-N. & Liu, P. (2010). *Long-run purchasing power parity and asymmetric adjustment in BRICs*. Applied Economics Letters, 17, pp. 1083–1087.
- 5- Chang, T.; Lee, C-H. & Hung, K. (2012). *Can the PPP stand on the BRICS? The ADL test for threshold cointegration*. Applied Economics Letters, 19, pp. 1123–1127.
- 6- Dickey, D. and W. Fuller. 1981, "*Likelihood Ratio Statistics for Autoregressive Time Series with a Unit Root*", Econometrica, 49.
- 7- Dilem Yıldırım, 2017, *Empirical investigation of purchasing power parity for Turkey: Evidence from recent nonlinear unit root tests* , Central Bank Review.
- 8- Doğanlar, M. (2006). *Long run Validity of Purchasing Power Parity and Cointegration Analysis for Central Asian Countries*. Applied Economics Letters, 13(7), pp. 457-461.
- 9- Erhat, H. (2004). *Unit Roots or Nonlinear Stationarity in Turkish Real Exchange Rates*. Applied Economics Letters, 11(10), pp. 645-650.
- 10- Frenkel, J.A. (1978). *Collapse of purchasing power parities during the 1970s*. European Economic Review, XVI, pp. 145–65.
- 11- Gogas, P. & Papadimitriou, Sarantitis, G. (2013). *Testing purchasing power parity in a DFA rolling Hurst framework: the case of 23 OECD countries*. Applied Financial Economics, 23(17), pp. 1399-1406.
- 12- Guechari Yasmina, 2012, *An Empirical Study on the Effects of Real Effective Exchange Rate on Algeria's Trade Balance*, International journal of Financial Research, Vol 3 , N° 4 .
- 13- KadirKaragözT. Et BahadırSaraç, (2016), *Testing the Validity of PPP Theory for Turkey: Nonlinear Unit Root Testing*, Procedia Economics and Finance 38 (2016) 458 – 467 2212-5671 .
- 14- Kapetanios, Shin et Snell (2003), *Testing for a unit root in the nonlinear STAR framework*, journal of Econometrics, Vol. 112,issue 2 359-379.
- 15- Liew, V. K-S.; Chia, R. C-J. & T-H. Ling (2010). *Long run Validity of Purchasing Power Parity and Rank Tests for Cointegration for Central Asian Countries*. Applied Economics Letters, 17(11), pp. 1073-1077.
- 16- Narayan, P.K. & Narayan, S. (2007). *Are Real Exchange Rates Nonlinear with a Unit Root? Evidence on PPP for Italy: A Note*. Applied Economics, 39(19), pp. 2483-2488.
- 17- Narayan, P.K. ; Narayan, S. & Prasad, A. (2009). *Evidence on PPP from a Cointegration Test with Multiple Structural Breaks*. Applied Economics Letters, 16(1), pp. 5-8.
- 18- Nusair Salah(2003), *Testing The Validity Of Purchasing Power Parity For Asian Countries During The Current Float*, Journal Of Economic Development, Volume 2, Number 2
- 19- Perron P& Phillips P, 1980, *Testing for a Unit Root in a Time Series regression*, Biométrie, 75,2,pp.335-46.

- 20- Perron P, 1989, *The Great Crash, The Oil Price Shock, And The Unit Root Hypotheses*, *Econometrica*, Vol,57, N° 6, (November), 1361-1401.
- 21- Perron P, 1990, *Testing for a Unit Root in a Time Series with a Changing Mean*, *Journal of Business & Economic Statistics* Volume 8, - Issue 2.
- 22- Sarno Lucio, 2000 *Real exchange rate behavior in high inflation countries: empirical evidence from Turkey, 1980-1997* *Journal Applied Economics Letters* Volume 7 - Issue 5 .
- 23- SI Mohammed Kamel , 2016,*An Empirical Test of Purchasing Power Parity Theory for Euro and US Dollar vs the Algerian Exchange Rate*, *El-Bahith Review* 16 .
- 24- Simon. Y,1982, *Techniques Financières Internationales* , 2^eédition, Economica.
- 25- Sollis, R. (2005). *Evidence on Purchasing Power Parity from Univariate Models: The Case of Smooth Transition Trend-Stationarity*. *Journal of Applied Econometrics*, 20, pp. 79-98.
- 26- Su Zhou 2013, *Purchasing power parity and real effective exchange rates*, The University Of Texas At San Antonio, College Of Business Working Paper Series
- 27- Su, C-W. & H-L. Chang (2011). *Revisiting Purchasing Power Parity for Central and East European Countries*. *Eastern European Economics*, 49(1), pp. 5-12.
- 28- Taştan, H. (2005). *Do Real Exchange Rates Contain a Unit Root? Evidence from Turkish Data*. *Applied Economics*, 37(17), pp. 2037-2053.
- 29- Taylor, A.M. & Taylor, M.P. (2004). *The Purchasing Power Parity Debate*. *Journal of Economic Perspectives*, 18(4), pp. 135-138.
- 30- Telatar, E. & Kazdağlı, H. (1998). *Re-examine the Long Run Purchasing Power Parity Hypothesis for a High Inflation Country: The Case of Turkey 1980-93*. *Applied Economics Letters*, 5(1), pp. 51-53.
- 31- Tsangyao Chang , Hsu-Ling Chang , Ken Hung & Chi-Wei Su , 2012, *Nonlinear adjustment to purchasing power parity for Germany's real exchange rate relative to its major trading partners*, *Journal Applied Economics Letters* , Volume 19, - Issue 2, Pages 197-202 .
- 32- Yılançı, V. & Eriş, Z.A. (2013). *Purchasing Power Parity in African Countries: Further Evidence from Fourier Unit Root Tests Based on Linear and Nonlinear Models*. *South African Journal of Economics*, 81(1), pp. 20-34.
- 33- Zhou, S. & Kutan, A.M. (2014). *Smooth Structural Breaks and the Stationarity of the Yen Real Exchange Rates*. *Applied Economics*, 46(10), pp. 1150-1159.