معدل صرف الدينار الجزائري، بين فرضيتي تعادل القوة الشرائية وسيرورة النزهة العشوائية
دراسية قياسية اقتصادية للفترة 1980-2017

وسيلة بن بخمة ، محمد بوشه

مخبر مستقبل الاقتصاد الجزائري خارج المحروقات، جامعة امحمد بوقرة بومرداس (الجزائر)

Algerian Dinar Exchange Rate, Between the PPP and the Random Walk Process hypotheses
An Econometric Study of the Period 1980-2017

Wassila Benbekhma & Mohamed Boucha

Laboratory of the future Algerian economy excluding hydrocarbons, M'hamed Bougara University - Boumerdes - Algeria

تاريخ الاستلام: 12 /2018/11 **تاريخ القبول:** 25 /2020/06 **تاريخ النشر:** 06 /2021/06

ملخص:

تهدف هذه الدراسة الى التحقق من اتجاه سلوك معدل صرف الدينار الجزائري لفرضية تعادل القوة الشرائية او لسيرورة النزهة العشوائية، باستعمال معطيات شهرية تمتد من سنة 1980 حتى سنة 2017، وباستعمال اختبارات جذر الوحدة للجيل الأول والثاني، الى جانب اختبارات جذر الوحدة ذات المقطع الهيكلي المتدرج وذات المقطع الهيكلي المفاجئ. تبين نتائج الدراسة ان معدل صرف الدينار الجزائري يرتبط بعلاقة بعيدة المدى مع ما تقترحه فرضية تعادل القوة الشرائية في حالة المقطع الهيكلي المتدرج، عكس ذلك فإن هذه العلاقة معدومة في حالة المقطع الهيكلي المفاجئ او في حالة استعمال اختبارات الجيل الأول والثاني لجذر الوحدة.

الكلمات المفتاحية: تعادل القوة الشرائية، الاستقرارية، اختبارات جذر الوحدة ذات المقطع الهيكلي، المقطع الهيكلي المتدرج، المقطع الهيكلي المفاجئ.

الترميز الاقتصادي (JEL): C12 ؛ C22؛ C32

Abstract:

This study aims to investigate the Algerian dinar's exchange rate tendency to the PPP hypothesis or to a random walk process, using monthly data going from January 1980 up to December 2017. Based on first and second-generation unit root tests, alongside unit root tests with gradual and discrete structural breaks (Innovation Outlier, Additive Outlier). The results of this study show that Algerian dinar's exchange rate exhibits a long-run relation with the PPP's proposition under the gradual structural break case. Contrarily, no relation in the cases of the discrete structural break or using the first and second-generation unit root tests.

Key words: Purchasing Power Parity, Stationary, Unit root tests with structural break, Gradual structural break, Discrete structural break.

Jel Classification Codes : C12 ؛ C22؛؛ C32

* **المؤلف المرسل: الإيميل:** w.benbekhma@univ-boumerdes.dz

I. تمهيد:

تعتبر فرضية تعادل القوة الشرائية (PPA) من أهم الفرضيات المفسرة لتقلبات سعر الصرف، التي حاولت تفسير سلوكه من خلال ربط تغيراته في المدى المتوسط والبعيد بنسبة الأسعار المحلية الى الأسعار الأجنبية، وهذا انطلاقا من قانون السعر الوحيد لريكاردو الذي يؤكد على ان المنافسة الدولية تؤدي الى تساوي أسعار نفس السلعة في جميع البلدان. وقد شهدت النقاشات الاكاديمية المهتمة بتأكيد أو نفي هذه الفرضية إسهامات العديد من الباحثين المهتمين بالسياسات الاقتصادية عامة وسياسة سعر الصرف خاصة.

تفسر فرضية PPA عادة في الدراسات التطبيقية بوجود علاقة طويلة الاجل بين معدل الصرف الاسمي ونسبة الأسعار المحلية للأجنبية. فإذا كان معامل التكامل المشترك بين معدل الصرف الاسمي ونسبة الأسعار المحلية والاجنبية مساوي للواحد فإن هذا الشكل يسمى بالشكل القوي (الصيغة المطلقة) للفرضية.

ونظرا لعديد القيود المميزة للصيغة المطلقة للفرضية فإن الدراسات التطبيقية تلجأ عادة الى الصيغة النسبية الأقل تقييدا(Rogoff,1996) (Findreng, 2014, p. 24) . ففي الشكل الضعيف للفرضية (الصيغة النسبية) تكون المتغيرتين متكاملتين، ومع وجود تباينات في بناء المؤشر العام للأسعار بين مختلف البلدان واختلاف تكاليف النقل الى جانب عوامل مختلفة اخرى يمكن لشعاع التكامل أن يبتعد عن الواحد مع وجود ميكانيزم يؤمن حركة تناظرية للمتغيرتين(Drine & Rault, 2004, p. 52) .

يمكن التحقق من الشكل الضعيف (الصيغة النسبية) لفرضية PPA في الدراسات التجريبية من خلال اختبار وجود علاقة تكامل مشترك بين معدل الصرف الاسمي ونسبة الأسعار بشكل مستقل عن طبيعة شعاع التكامل المشترك، أو من خلال اختبار استقرارية معدل الصرف الحقيقي، إذ ان استقراره يعني أن هناك رجوع نحو المتوسط للسلسلة، وفي حالة عدم خلو السلسلة من جذر الوحدة فهذا يعني عدم تحقق فرضية PPA في المدى البعيد.

1. إشكالية الدراسة:

سنحاول من خلال هذا البحث اختبار الصيغة النسبية لفرضية PPA باستعمال نوعين من الاختبارات، اختبارات جذر الوحدة من الجيل الأول والثاني واختبارات جذر الوحدة ذات التغير الهيكلي والتي سنختبر من خلالها حالتين: اولا حالة التغير الهيكلي المتدرج، من خلال اختبار تغير هيكلي في الثابت ومن خلال اختبار وجود تغير هيكلي في الثابت والميل، وثانيا حالة التغير الهيكلي المفاجئ.

2. فرضيات الدراسة:

سنعتمد في هذه الورقة البحثية على مجموعة من الفرضيات تتمثل في:

- تؤثر المستويات المختلفة لمعدل التضخم على تحقق فرضية PPA.
- تؤثر اشكال نظم الصرف المعتمدة على نتائج فرضية PPA.
- تؤثر أنواع اختبارات جذر الوحدة المستعملة على نتائج تحقق PPA.

3. أهمية الدراسة:

تكمن أهمية الدراسة في تباين نتائج الكثير من البحوث الاقتصادية الخاصة بسعر الصرف واختبار فرضية PPA في تفسير سلوك معدل الصرف للمدى المتوسط والبعيد، لذا كان من المهم تحليل مدى تطابق سلوك معدل الصرف للدينار الجزائري مع فرضية PPA كإحدى اهم الفرضيات المفسرة لتقلبات سعر صرف الدينار الجزائري في ظل التطورات الحديثة لتقنيات القياس الاقتصادي عامة، واختبارات جذر الوحدة خاصة.

4. هدف الدراسة:

تهدف هذه الدراسة الى اختبار الصيغة النسبية من فرضية PPA اعتمادا على نتائج الاسهامات النظرية المفسرة لظروف تحققها من جهة، وعلى الاسهامات التطبيقية الموضحة لأثر اختلاف أنواع اختبارات جذر الوحدة المستعملة في تأكيدها أو نفيها.

5. جديد الدراسة:

تمتاز هذه الدراسة باستعمال منهجية حديثة نسبيا في دراسة موضوع صرف الدينار الجزائري، حيث نستعمل سلسلة شهرية تمتد من سنة 1980 الى سنة 2017 ب (456) مشاهدة، كما اننا سوف نعتمد على اختبارات جذر الوحدة الأكثر فعالية والتي تتجاوز في فعاليتها المشاكل الإحصائية التي تعاني منها الاختبارات التقليدية. كما يأخذ البحث بعين الاعتبار المقاطع الهيكلية والتغيرات النظامية في السلسلة قيد الاختبار وكذلك الاعتماد على المنهجية المطورة من طرف (Perron,1997) للكشف عن المقاطع الهيكلية (Breaks Structural) في السلسلة الزمنية، كما اننا سنقوم باختبار جميع العناصر المشكلة لفرضية PPA في نظامين متميزين، نظام سعر الصرف الثابت ونظام سعر الصرف العائم المدار، الى جانب اختبار تحقق الفرضية في ظروف التضخم المرتفع والتضخم المنخفض التي ميزت الاقتصاد الجزائري خلال فترة الدراسة.

6. محاور الدراسة:

بغرض تحقيق اهداف الدراسة سوف نقوم بتقسيمها الى ثلاثة محاور رئيسية، في اول محور سنتناول الإطار النظري لفرضية PPA ثم ثانيا التطرق الى نتائج الدراسات التجريبية السابقة، وفي المحور الثالث سنتطرق الى الدراسة التطبيقية من خلال اختبارات جذر الوحدة لسلسلة معدل الصرف الحقيقي، اختبارات جذر الوحدة للسلسلة حسب حدود معدلات التضخم، اختبارات جذر الوحدة حسب نظم الصرف المتبعة، اختبار جذر الوحدة بوجود تغير هيكلي وأخيرا التقييم والتحليل العام للنتائج.

II. الإطار النظري لفرضية PPA :

تفسر فرضية PPA على انها نظرية لتحديد سعر الصرف تستخدم لمقارنة مستويات المعيشة بين البلدان، استخدمت لأول مرة في أعمال (Cassel,1922) وهي امتداد لقانون الـ سعر الوحيد الذي ينص على أن لكل منتج سعرا واحدا بغض النظر عن العملة التي يعبر عنها (Benbayer , Refafa , 2015, p. 2) . كما عرفت منظمة التعاون والتنمية الاقتـ صادية (OCDE) PPA بأنها سعر التحويل النقدي الذي يـ ساوي القوة الـ شرائية للعملات المختلفة (سعيدي ،وجمام 2017، صفحة 331) . كـ ما فـ سر ها الـ بـ عض بـ كل بـ ساطة حـ سب تـ عبير (Taylor & Taylor , 2004, p. 135) بالنظرية التي تفسر" ان سلوك معدل الـ صرف الاسمي بين عملتين يكون مساوي لنسبة مستوى الأسعار بين الدولتين".

يتمثل الأساس النظري لهذه الفرضية في أن سعر الصرف بين أي بلدين سوف يتعدل ليعكس التغيرات في مستويات الـ سعر بين البلدين، أي أن أ سعار الـ صرف في الفترة الطويلة يجب أن تكون في الـ مستوى الذي يجعل من الممكن شراء نفس الكمية من السلع والخدمات بالكمية المكافئة لعملة أي بلد.

يعتبر تقدير فر ضية (PPA) لـ سلوك معدل الـ صرف ذي أهمية كبيرة من حيث انه يـ سمح بتحديد درجة الانزلاق (mésalignement) لمعدل الـ صرف الاسمي وبالتالي للـ سيا سة المثلى الواجب تطبيقها، الى جانب إمكانية اجراء

مقارنات بين مستويات الدخل الوطني بين مختلف الاقتصاديات(Sarno & Taylor, 2015, p. 2) . وتعطى فرضية PPA عادة في صيغتين هما الصيغة المطلقة والصيغة النسبية:

II .1- الصيغة المطلقة

تبين هذه الصيغة أن سعر الصرف التوازني لعملتين مختلفتين يساوي العلاقة بين مستويات الأسعار(Papell & Prodan , 2003, p. 2) .

$$E = \frac{P}{P^*} \qquad (1)$$

مع: E : معدل الصرف الاسمي (سعر العملة الأجنبية)، P : مستوى الأسعار المحلية، P^* : مستوى الأسعار الأجنبية.

تفترض الصيغة المطلقة المعبر عنها في المعادلة (1) باعتبارها نظرية لتحديد معدل الصرف ان حركة التعديلات لمعدل الصرف تتوقف عندما يتساوى المعدل مع نسبة الأسعار.

يمكن كتابة المساوات (1) بعد تحويل بسيط في الشكل المعبر عن معدل الصرف الحقيقي حيث:

$$R = \frac{EP^*}{P} = 1 \qquad (2)$$

R : معدل الصرف الحقيقي.

هذا يعني ان تحقق فرضية PPA في الصيغة المطلقة تتطلب ان تؤول سلسلة معدل الصرف الحقيقي في المتوسط الى الواحد(Tambiev, 2015, p. 3) ، كما انه يمكن في الدراسات التطبيقية تقدير فرضية PPA في صيغتها المطلقة من خلال اجراء التحويل اللوغاريتمي للعلاقة (1) فنحصل على النموذج التالي:

$$\overline{s_t} = +\beta\overline{p_t} + \beta^*\overline{p_t^*} + \varepsilon_t \qquad (3)$$

مع:

ε_t : حد الخطأ العشوائي، $\overline{s_t}$: لوغاريتم سعر الصرف الاسمي، $\overline{P_t}$: لوغاريتم مستوى الأسعار المحلية، $\overline{P_t^*}$: لوغاريتم مستوى الأسعار الأجنبية

مع وجوب اختبار تحقق القيد: $\beta = 1 \quad , \quad \beta^* = -1$

II .2 - الصيغة النسبية

عكس الصيغة المطلقة لا تشترط الصيغة النسبية لنظرية PPA الكثير من القيود لتحققها نتيجة عدم موافقتها للحقائق الاقتصادية المشاهدة كالعوائق الإدارية للتجارة الدولية. فإذا رمزنا لمختلف عوائق التجارة الدولية ب (k) وافترضنا ثباتها نسبيا فإنه يمكن كتابة المعادلة (1) في الصيغة التالية:

$$E = k\frac{P}{P^*} \qquad (4)$$

ثم إذا قمنا بحساب نسبة معدلات التضخم المسجلة في البلدين من الفترة صفر حتى الفترة واحد نجد:

$$\frac{E_t}{E_0} = \frac{P_t/P_0}{P_t^*/P_0^*} \qquad (5)$$

تعبر المعادلة (5) عن الصيغة النسبية لفرضية PPA والتي تقترح ان معدل الصرف بين بلدين يتوجه من خلال تعديلات ذاتية لتغطية اثار الفرق المشاهد بين معدلي تضخمهما خلال كل الفترة، ومنه فهذه الصيغة يمكنها تفسير الجزء الأكبر من تغيرات معدل الصرف بين بلدين وخاصة إذا كانت الانحرافات المشاهدة ناتجة عن

صدمات نقدية (Lafrance , Schembri, 2002, p. 31) . مع الإ شارة الى ان ال صيغة المطلقة ت ستلزم ال صيغة النسبية، غير أنه لا يمكن استنتاج الصيغة المطلقة من الصيغة النسبية(Taylor & Taylor, 2015, p. 135)

II .3- حدود فرضية تعادل القوة الشرائية

تنفي نتائج الكثير من البحوث التطبيقية تحقق فر ضية PPA في الكثير من البلدان، اذ يجب على معدل ال صرف الحقيقي حتى تتحقق الفر ضية ان يؤول نحو قيمة محددة في المدى البعيد رغم تعر ضه في المدى الق صير الى العديد من ال صدمات الظرفية التي من أهمها اختلاف معدلات ال ضريبة، وتباين تكاليف النقل (Krugman, 1987) (Michael , al, 1997). الى جا نب هذه العوا مل يعتبر بعض ال باحثين ان PPA نظر ية ف عا لة فقط عند ما تنتج ال سيا سات النقدية معدلات ت ضخم مختلفة بين البلدان، غير انها لا تأخذ بعين الاعتبار إمكانية وجود ميكانيزم م صحح لا نحرا فات م عدلات ال صرف ا لحق يق ية ا لنا جمة عن ال صد مات ا لحق يق ية في الاقت صاد(Lafrance & Schembri, 2002, p. 34) . تم عرض الكثير من الفر ضيات من اجل تف سير عدم إمكانية تحقق فرضيةPPA أهمها:

- **فرضية Balassa , Samuelson (1964)**

تعتبر هذه الفر ضية من اهم الفر ضيات التي ترجع عدم إمكانية تحقق PPA الى فروقات معدلات نمو إنتاجية ال سلع المتبادلة بين البلدان. اذ ان نمو مت سارع للإنتاجية داخل البلد المحلي يؤدي الى ارتفاع الأ سعار الن سبية لل سلع الغير قابلة للتبادل محليا، مما ينعكس في شكل ارتفاع في معدل الصرف الحقيقي لهذا البلد، وبالتالي فاختلاف م ستويات الإنتاجية في مختلف دول العالم تؤدي من خلال الاثار الم شاهدة على م ستويات الأجور وأ سعار ال سلع المنزلية الى انحراف سعر الصرف عما تقره فرضيةPPA (Papell & Prodan , 2003, p. 1)

- **الانفاق الحكومي**

يعتبر الانفاق الحكومي العن صر الثاني الذي يؤثر في تحقق PPA، فح سب بعض البحوث (Chinn, 1999) فان للإنفاق الحكومي اثر على سلوك معدل ال صرف الحقيقي، غير ان ذلك لا يحدث الا في الفترة ق صيرة المدى، عكس ذلك يجد اخرون أمثال (De Gregorio, Giovannini , Wolf .1994) ان اثر الانفاق الحكومي على معدل الصرف الحقيقي يكون في المدى البعيد.

- **الديناميكية غير الخطية لمعدل الصرف**

تحاول هذه الفر ضية شرح انحراف معدل ال صرف الحقيقي عن PPA بإمكانية تأثر معدل ال صرف الحقيقي بديناميكية غير خطية، مما يجعل اختبارات جذر الوحدة الم ستعملة في درا سة الا ستقرارية غير موافقة ل سلوك السلسلة، وبالتالي تكون النتائج المستخلصة نتائج خاطئة. ففي حالة اجراء اختبار جذر الوحدة على سلسلة تحتوي على ديناميكية غير خطية فان احتمالات ارتكاب الخطأ من النوع الثاني ترتفع بـ صورة كبيرة (Lucio Sarno , Mark P. Taylor,2002) (Taylor , Peel .1997).

- **التضخم ونظام سعر الصرف المعتمد**

ا ستنتجت بعض البحوث ان تحقق فر ضية PPA يكون في الدول التي تشهد معدلات ت ضخم مرتفعة عكس الدول ذات معدلات التضخم المتوسطة، الى جانب ذلك يمكن التمييز بين نظم الصرف المعتمدة و علاقتها بتحقق او عدم تحقق فرضية تكافئ القوة الشرائية، غير ان البعض الاخر يرى عدم ارتباط تحقق فرضية تكافئ القوة الشرائية

بنظام الـ صرف المعتمد (Drine & Rault , 2004, p. 64) ، بل ان سلوك معدل الـ صرف الحقيقي يرتبط بفترة الدرا سة وبالحوادث التاريخية اكثر من ارتباطه بنظام الـ صرف المعتمد، فهو يتأثر اكثر بطبيعة الـ صدمات الاقتصادية الكلية التي تؤثر في الاقتصاد، كما ان ا ستقرارية نظام الصرف المعتمد هي التي تحدد سلوك معدل الصرف في المدى البعيد.

III. نتائج الدراسات التجريبية السابقة

تزخر الآداب الاقتصادية بمساهمات بحثية متعددة تطرقت الى فر ضيةPPA ، يمكن تقسيم هذه المساهمات الى قسمين أ سا سيين، قسم حاول اختبار ا ستقرارية معدل الصرف الحقيقي والقسم الاخر من الأبحاث حاول ايجاد علاقة تكامل م شترك في المدى البعيد بين معدل الـ صرف الاسمي وما تحدده فر ضية PPA. وقد تباينت نتائج الدرا سات بتباين خ صائص الاقت صاديات وحجم العينات الم ستعملة الى جانب اختلاف اختبارات جذر الوحدة المستعملة.

III.1 – البحوث الخاصة بدراسة معدل الصرف الحقيقي

حاول العديد من الباحثين اختبار فر ضة PPA من خلال اختبار ا ستقرارية معدل الـ صرف الحقيقي نذكر منهم بحوث كل من (Hakkio ,1984)،(Edison ,1985)،(Frankel ,1986)،(Huizinga ,1987)،(eese and Rogoff ,1988)(Sarno & Taylor , 2002, p. 75) ، الى جا نب بحوث كل من (Roll ,1979)،(Adler , Lehmann,1983) التي ا ستنت جت ان الم عدل غير م ستقر وا نه يتبع صيرورة النز هة الع شوائ ية (Jurado & Vega , 1993, p. 5) .تطور اخت بارات جذر الو حدة ذات الم قاطع الهيكل ية أدت الى تحول في الا ستنتاجات الم ستخل صة من البحوث الـ سابقة ففي درا سة (Goux,2008) لمعدل صرف الأورو مقابل الدولار لم تـ ستطع جميع اختبارات جذر الوحدة الم ستعملة التقليدية وذات التغير الهيكلي رفض فرض العدم بوجود جذر الوحدة، الحالة الوحيدة لرفض فرض العدم كانت عند استعمال منهج (Bai et Perron .1998, 2001) الذي يأخذ بعين الاعتبار تغيرين هيكليين متتاليين وباتجاهين متعاكسين. اما (Kadir, Bahadır ,2015) في بحث حول تحقق فرضية PPA في الاقتصاد التركي وباستعمال اختبارات جذر الوحدة غير الخطية استنتجا ان سلوك معدل الصرف في تركيا لا يمكن تفسيره من خلال فرضية الـ PPA.

III .2 –البحوث الخاصة بدراسة علاقة التكامل المشترك

حاول (Choudry,1999) اختبار فر ضية PPA بين كل من بولندا، رومانيا، رو سيا، سلوفينيا مقابل الدولار الأمريكي، وقد بينت نتيجة الدرا سة وجود علاقة تكامل م شترك في المدى البعيد فقط بالن سبة الى رو سيا و سلوفينيا. كما حاول (Molina,2003) في بحثه اختبار ديناميكية المدى الطويل بين معدل الـ صرف لـ سويـ سرا مقابل كل من المانيا، فرن سا، إيطاليا والولايات المتحدة الامريكية وقد بينت النتائج تحقق الفر ضية مع كل من فرن سا وإيطاليا، عكس ذلك فهي غير محققة مع الولايات المتحدة الامريكية. أيضا ا ستنتج (Kargbo,2003) ان الفر ضية محققة في العديد من البلدان المكونة لعينة من30 بلد افريقي با ستعمال معطيات سنوية وبا ستخدام مقاربة (Johansen)، وبالتالي إمكانية ا ستعمال PPA كموجه لـ سيا سة سعر الـ صرف. كما حاول (Tambiev,2015) اختبار فر ضية PPA في الدول الا سكندنافية من خلال ا ستعمال مقاربة التكامل الم شترك واختبار (Johansen)، باستعمال معطيات شهرية تمتد من 2000 الى 2014، وجد الباحث ان الفرضية محققة فقط بالنسبة الى السويد. ايضا يمكن الإ شارة الى بحث (سعيدي وجمام، 2017) بعنوان - سعر الصرف وتعادل القوة

الشرائية، دراسة حالة الجزائر باستخدام التكامل المشترك، 1970-2016-باستعمال معطيات سنوية ومقاربة التكامل المشترك استنتج البحث عدم إمكانية تحقق فرضية PPA بشكلها الضعيف للدينار الجزائري. وفي تطور جديد للأبحاث القياسية وتقنيات جذور الوحدة والتكامل المشترك على معطيات (PANEL) يمكن كذلك ذكر العديد من الدراسات، أهمها دراسة (Coakleya , Floodb , Fuertesc , Taylor.2005) والدراسة التطبيقية لـ (Drine , Rault,2008) التي حاول من خلالها اختبار فرضية لعينة من 80 بلد والتي بينت نتائجها ان الشكل القوي لفرضية PPA محققة في دول (OCDE) ،اما الصيغة النسبية فهي محققة في دول منطقة (MENA)، عكس ذلك فإن الفرضية غير محققة في دول افريقيا وأمريكا اللاتينية. كما وجد البحث انه لا علاقة لنظم الصرف المتبعة على تحقق الفرضية، عكس ذلك فإن لمستويات التضخم أثر على تأكيد او نفي الفرضية.

IV- الدراسة التطبيقية: اختبار الصيغة النسبية لفرضية PPA

كنا قد وضحنا سابقا ان اختبار فرضية PPA في صورتها القوية يتمثل تطبيقيا في اختبار استقرارية سلسلة معدل الصرف الحقيقي (Darby, 1983)، (Hakkio, 1984)،(Frankel, 1986). عملية التحقق ستكون باتباع الخطوات التالية: أولا: اجراء اختبارات جذر الوحدة لسلسلة معدل الصرف الحقيقي، ثانيا: اجراء اختبارات جذر الوحدة للسلسلة حسب حدود معدلات التضخم، ثالثا: اجراء اختبارات جذر الوحدة حسب نظم الصرف المتبعة، رابعا: اجراء اختبار جذر الوحدة بوجود تغير هيكلي، واخيرا تقييم وتحليل عام للنتائج.

IV .1 - التحليل البياني لمتغيرة معدل الصرف الحقيقي

تمثل السلسلة الزمنية المستخدمة في الدراسة معطيات شهرية خاصة بسلسلة معدل الصرف الحقيقي الفعلي في الجزائر للفترة الممتدة من جانفي 1980 إلى ديسمبر 2017، وقد تم الحصول على هذه البيانات من قاعدة بيانات الإحصاءات المالية الدولية (IFS/FMI). مع الإشارة الى ان معدل الصرف الفعلي الحقيقي يمثل المتوسط المرجح لمعدلات الصرف الحقيقية الثنائية بين بلد واهم شركائه التجاريين، كما يسمح بتقييم تغيرات القوة الشرائية لعملة ما في مجال زمني معين، وهو مؤشر فعال في تقييم تنافسية الاقتصاد.(Owoundi , 2015, p. 12)

من خلال الرسم البياني (الشكل رقم (1) (الملحق)) يمكن ملاحظة تطور سلوك معدل الصرف الحقيقي الفعلي للدينار الجزائري من خلال ثلاث مراحل اساسية، مرحلة تمتد من سنة 1980 الى سنة 1985، وهي مرحلة ارتفاع متواصل للمعدل أين يصل الى اعلى قيمة له داخل العينة ويتجاوز لوغاريتم المعدل ستة، ثم يبدأ في الانخفاض بشكل متسارع اين ينخفض لوغاريتم المعدل تحت حاجز الخمسة في نهاية سنة 1990، ورغم بعض السلوك نحو الارتفاع الا انه يتجه منذ سنة 1995 الى متوسط منخفض يقارب عنده لوغاريتم المعدل سقف 4.5.

والملاحظ على سلوك معدل الصرف الحقيقي للدينار الجزائري هو مواكبته لنفس تطور معدل الصرف الحقيقي الفعلي لعينة من البلدان الافريقية لجنوب الصحراء(Owoundi , 2015, p. 12) .

IV .2- اختبارات جذر الوحدة على سلسلة معدل الصرف الحقيقي

بعد اجراء التحليل البياني الخاص بمتغيرة الدراسة نلجأ في هذه المرحلة الى التحليل بواسطة الأدوات الإحصائية، إذ من المهم في العادة معرفة الخصائص الإحصائية لأي سلسلة زمنية قبل تحديد شكل النمذجة القياسية الواجب استعمالها عند تقديرنا لنموذج الدراسة. أهم خاصية إحصائية تلفت انتباهنا في هذا الإطار هي خاصية الاستقرارية

إذ أن جوهر الدراسة هو معرفة استقرارية السلسلة من عدمه، ودراسة الاستقرارية تتم في العادة من خلال اختبار وجود جذر الوحدة داخل السلسلة.

IV .2- 1- أنواع اختبارات جذر الوحدة

لمعرفة استقرارية او عدم استقرارية المتغيرة محل الدراسة وبالتالي درجة التكامل وجب اللجوء الى اختبارات جذر الوحدة، مع الأخذ بعين الاعتبار للمنهجية المستعملة عند إجراء هذه الاختبارات حسب الترتيب المتعارف عليه من حيث البدء في إجراء الاختبار على النموذج بثابت واتجاه عام، ثم الاختبار باستعمال نموذج الثابت فقط وأخيرا الاختبار باستعمال النموذج الذي لا يحتوي على ثابت او اتجاه عام. مع العلم ان القيم الحرجة للثابت والاتجاه العام محددة من طرف جداول خاصة بكل اختبار (حالة اختبار (DF) و(PP)).

مع الإشارة الى أنه عكس اغلب الاختبارات المستعملة، يمثل فرض العدم في اختبار (KPSS) عدم وجود جذر الوحدة داخل السلسلة (السلسلة مستقرة)، اما الفرض البديل فهو فرضية وجود جذر الوحدة داخل السلسلة (السلسلة غير مستقرة)، ويعتمد الاختبار على إحصائية (LM)، اذ يتم اختبار انعدام تباين المركبة الغير مستقرة للسلسلة، فإذا وجد ان تباين هذه المركبة معدوم فيتم قبول فرض العدم وإقرار عدم وجود جذر الوحدة داخل السلسلة وبالتالي فهي مستقرة، والعكس صحيح.

IV .2-2 – معايير اختيار عدد التأخيرات

وجب الانتباه عند اجراء اختبارات جذر الوحدة الى عدد التأخيرات المستعملة، إن اختيار عدد التأخيرات مهم للغاية حيث بين (Ng , Perron ,1995) من خلال تجارب محاكات أنه إذا كان عدد التأخيرات اقل من اللازم فإن عدد التأخيرات المؤثرة بالفعل يكون معطى بصورة خاطئة وبالتالي يتأثر مستوى الاختبار، اما إذا كانت أكثر من اللازم فإن ذلك يؤذي الى ضعف قوة الاختبار نتيجة ارتفاع عدد المعالم الواجب تقديرها وانخفاض حجم العينة، ويمكن أن تؤدي الى رفض خاطئ لفرضية العدم.

اهم المعايير المستعملة في الدراسات التجريبية لاختيار عدد التأخيرات المثلى تتحدد في معيار (Akaike) ومعياري (Schwarz) و(Hannan-Quinn). وقد اخترنا في دراستنا هذه استعمال معيار اكاييك المعدل (modifié Akaike) الذي يعتبر حسب (Ng et Perron (2000) من اقوى المعايير الى جانب معيار شوارتز المعدل (modifié Schwarz) و هنان كواين المعدل (modifié Hannan-Quinn) بغرض مقارنة النتائج.

IV .2-3 – تطبيق اختبارات جذر الوحدة

الى جانب اختبار (ADF) ارتأينا اجراء اختبار (PP,1988) ، كما ان اهم خصائص الاحصاءات المحولة المقترحة من طرف (Perron. 1988) هو ان توزيعها التقاربي مساوي ومماثل لإحصاءات (Dickey, Fuller) ، هذا يعني انه يمكن الاستعانة بجداول (DF) في استخراج القيم الحرجة للاختبار(Ertur , 1998, p. 36) يتمثل الانتقاد الأساسي لهذه الاختبارات في افتراضها ان مركبة الاتجاه العام داخل السلسلة تتبع اتجاه محدد وخطي، غير ان التشخيص السيئ للنموذج واختيار الاتجاه العام الخطي يمكن ان يؤدي الى رفض فرضية العدم بالخطأ. الى جانب ذلك سنستعمل اختبارات كل من (KPSS)، (ERS)، (DF-GLS) وأخيرا اختبار (Ng-Perron) وهذا بغرض ابعاد اية شكوك عن نتائج الاختبارات الملخصة في الجدول رقم (1) (الملحق).

-اختبار Ng-Perron : نتيجة بعض العيوب الموجودة داخل الاختبارات السابقة وخاصة في حالة العينات الصغيرة الى جانب حساسية نتائجها لعدد التأخيرات المستعملة و ضعف مميزاتها أي أنها تميل على التوالي إلى الإفراط في

رفض فر ضية العدم عندما تكون صحيحة وإلى عدم رف ضها عندما تكون خاطئة (Sollis & Harris, 2003)، ولإزاحة الـ شك عن النتائج الـ سابقة نقوم في هذه المرحلة بإجراء اختبار اخر مقترح من طرف (Ng-perron,2001) لمعالجة الم شاكل الـ سابقة. حيث يعالج هذا الاختبار م شكلة ح سا سية اختبار جذر الوحدة اتجاه اختيار طول الإبطاء، ويعتبر هذا الاختبار أفضل الاختبارات للكشف عن جذور الوحدة (عياد ، 2017، صفحة 99) لإجراء اختبار (Ng-perron,2001) هناك عدة اقترا حات لاختيار م قدر ك ثا فة الطيف (spectral density estimators) الم ستعمل في اجراء الاختبار، إما ا ستعمال مقدر الانحدار الذاتي، او مقدر نواة بارتلات (Bartlett Kernel) او نواة بارزان (Parzen Kernel) او نواة الطيف التربيعية (Quadratic Spectral Kernel). تبقى فعالية الاختبار جيدة مع جميع الاختيارات مع بعض الفرق البـ سيط (Malik &Rehman , 2015, p. 62) . سوف نستعمل في دراستنا لإجراء الاختبار مقدر المربعات الصغرى للانحدار الذاتي (Spectral OLS AR)، يبين الجدول رقم (2) (الملحق) نتائج الاختبار.

- **تقييم نتائج الاختبارات**

بينت نتائج الاختبار سوآء اختبار (ADF)، (PP)، (ERS) او (DF-GLS) أن سلسلة معدل الصرف الحقيقي تحتوي على جذر الوحدة، اذ نلاحظ أن اختبار معامل الا ستقرارية اكبر من القيمة الجدولية عند م ستوى معنوية، 1% ، 5% ، 10% ، مما يعني قبول الفر ضية الـ صفرية H_0 ($H_0: \varphi=0$) ورفض الفر ضية البديلة H_1 ($H_1: \varphi\neq0$) ، وبالتالي فهي غير مستقرة عند المستوى بناء على جميع معايير المعلومات المستعملة.

تبين نتائج اختبار (Ng-Perron,2001) التي لجأنا اليها لإزالة الـ شك حول نتائج الاختبارات التقليدية بـ شكل قاطع ان الـ صيرورة غير م ستقرة، حيث أن جميع الإحـ صاءات المحـ سوبة أكبر من القيم الحرجة المجدولة ل(Ng-Perron,2001) وبالتالي تقبل فر ضية العدم، وأن سلـ سلة معدل الـ صرف الحقيقي تحتوي على جذر الوحدة وكنتيجة لذلك فهي غير مستقرة.

تبين النتائج الخا صة بسيرورة معدل الصرف الحقيقي أيضا من خلال جميع الاختبارات أن هذا الأخير يتبع سيرورة (DS) ، وتحديد الـ سيرورة التي يتبعها المتغير هام حسب (Nelson,Plosser.1982)، حيث ان الـ سيرورة (TS) تعني ان المتغيرة تعود الى وضعها حول المتوسط في حالة تعرضها لصدمات عشوائية، أي أن آثار اية صدمة تزول مع مرور الوقت هذا ما يسمى خا صية عدم دوام آثار الـ صدمات، اما في حالة الـ سيرورة (DS) فهذا يعني ان آثار الـ صدمات العـ شوائية لا تزول مع مرور الزمن وابتعاد المتغيرة عن و ضعها التوازني يبقى الى ما لانهاية، ويطلق على هذه الـ صفة خاصية دوام الصدمات .

تعتبر النتيجة المتو صل اليها حتى الان موافقة للكثير من الأبحاث التطبيقية التي كنا قد ذكرناها سابقا، هل هذا يعني ان فرضية تكافؤ القوة الشرائية في صيغتها النسبية غير محققة في الاقتصاد الجزائري؟ لن نجزم بذلك حتى ننتهي من المرحلة الثانية للدرا سة التطبيقية، وهي محاولة التأكد من تحقق فر ضية PPA في مراحل مرور الاقتصاد بحالة التضخم العالية كما يشير اليه عديد البحوث في هذا الميدان.

IV .2-4- اختبارات جذر الوحدة حسب فترات التضخم المرتفع

من خلال مراقبة سلوك معدل التـ ضخم في الجزائر منذ سنة 1980 حتى الان يمكن ملاحظة وجود فترتين أ سا سيتين لتطوره، أولهما تبدأ من 1980 حتى سنة 1990، وهي فترة الأ سعار الإدارية والتـ ضخم المكتوم والفترة

الثانية تبدأ من سنة 1990 حتى آخر الفترة التي تمثل فترة بداية الإ صلاحات الاقت صادية مع ما ترتب عنها من إجراءات نقدية ومالية والاهم من ذلك اجراءات تحرير الأ سعار. بيانيا يظهر ذلك في التطور البطيء للاتجاه العام حتى سنة 1990 ثم بداية تسارع وتيرة النمو حتى سنة 1996 ثم شبه ثبات لتطور سلوك سلسلة التضخم حتى نهاية فترة الدرا سة. سنحاول من خلال الخطوة التالية للبحث التحقق من ا ستنتاجات الدرا سات التطبيقية حول تحقق فر ضية PPA في فترات التـ ضخم المرتفع في الجزائر، لهذا سنقوم باختبارات جذر الوحدة المتعددة على فترتين أ سا سيتين وهما فترة الارتفاع الحاد لمعدلات التـ ضخم في الجزائر والتي تميز الفترة الزمنية 1990-1996، والفترة 1996-2017. نتائج الاختبارات موضحة في الجدول رقم (3) (الملحق).

تدل نتائج جميع الاختبارات على قبول فر ضية العدم لـ سلـ سلة معدل الـ صرف الحقيقي الفعلي وبالتالي عدم ا ستقراريته، ما عدا اختبار (ADF) با ستعمال معيار التأخير (MAK)، واختبار (PP) با ستعمال معيار (MAK) و(BK) للفترة (1990-2017) اللذان يرف ضان فرض العدم لوجود جذر الوحدة. واختبار (KPSS) با ستعمال طريقة نواة بارتلات (Barttlett-Kernel) المعروفة با سم نافذة (Newey-west)(Aoufi , 2010, p. 28) ، الذي يرفض الفرض البديل لوجود جذر الوحدة للفترة (1990-1996). غير ان نفي جميع الاختبارات اللاحقة لهذه النتيجة يدل على التحيز الذي تظهره هذه الاختبارات لرفض فرض العدم في حالة صحته (الخطأ من النوع الثاني)، خا صة في حالة العينات الصغيرة. نتائج اختبار (Ng-Perron) تؤكد شكنا في نتائج الاختبارات الثلاث، حيث كانت نتائجه مؤكدة لنتائج كل من اختبارات (ERS) (ADF-GLS) التي تعتبر أكثر فعالية من الاختبارات الثلاث الـ سابقة حيث ان كل قيم الإحصاءات (MZa)، (MZt)، (MSB) اكبر من القيم الحرجة عند مختلف مستويات المعنوية، جدول رقم (4) (الملحق).

IV .2-5- تحقق تعادل القوة الشرائية حسب نوع نظام الصرف المتبع

عرف الاقتصاد الجزائري منذ الاستقلال تطبيق عدة نظم لسعر الصرف يمكن تلخيصها في نظامين رئيسيين هما نظام سعر الـ صرف الثابت ونظام سعر الـ صرف العائم او المدار. امتد الأول بأ شكاله المختلفة من الا ستقلال الى أكتوبر 1994 حيث تم التخلي عن الربط الثابت بـسلة العملات والتحول نحو نظام مرن لإدارة سعر الـصرف، وقد دفعت أزمة المدفوعات الخارجية بالجزائر لطلب مـ ساعدة صندوق النقد الدولي ،الذي فرض عليها تنفيذ برنامج للتكييف الهيكلي(مرغيت ، 2017، صفحة 12) ، الذي أسس لإنشاء سوق صرف ما بين البنوك حيث أصبح لها الحق في التعامل فيما بينها بالعملات الأجنبية وفقا للقرار رقم 08/95 المؤرخ في 23 دي سمبر 1995 والتحول من نظام ربط الدينار بـ سلة العملات إلى نظام التعويم الموجه أو المدار قـ صد تخفيض قيمة الدين وتحـ سين ميزان المدفوعات. (عتو ، 2009، صفحة 129)

لأجل هذا سنقوم من خلال الخطوة التالية باختبار استقرارية معدل الصرف الحقيقي للفترتين. الفترة الأولى المميزة بنظام سعر الـ صرف الثابت والممتدة من سنة 1980 الى سنة 1995، اما الثانية المميزة لنظام سعر الـ صرف المرن الممتدة من سنة 1995 الى يومنا، (الجدول رقم (5)، الجدول رقم (6) (الملحق)) يبين نتائج اختبار جذر الوحدة للفترتين.

- **نتائج الاختبارات**: بينت جميع الاختبارات لكلتا الفترتين انه لا يمكن رفض فرض العدم بوجود جذر الوحدة، وان السلسلة غير مستقرة سواء اثناء فترة نظام سعر الـصرف الثابت بأ شكاله المختلفة او اثناء

نظام سعر الصرف العائم المدار المطبق منذ سنة 1995، وبالتالي يمكن الجزم بعدم تأثير النظم المتبعة لسعر الصرف على تحقق او عدم تحقق فرضية تماثل القوة الشرائية للدينار الجزائري.

IV .2-6- اختبارات جذر الوحدة بوجود مقطع هيكلي.

بينت اختبارات الجيل الأول والجيل الثاني رغم استعمالها الواسع في الدراسات التطبيقية محدوديتها في حالة احتواء السلسلة محل الدراسة لتغير واحد او لعدة تغيرات هيكلية في سلوكها. حيث انه في العادة لا تستطيع هذه الاختبارات رفض فرضية العدم لوجود جذر الوحدة في حالة كان تطور سلوك السلسلة محل الدراسة مميزا بتغير مفاجئ او متدرج للسلسلة بداية من تاريخ معين (Rappoport , Reichlin, 1989)،(Perron, 1997).

في هذه المرحلة يمكن الاستعانة باختبارات جذر الوحدة للجيل الثالث، تتمثل اهم هذه الاختيارات في اختبار (Zivot et Andrews ,1992)، (Perron et Vogelsang ,1992)، (Im et Lee ,2001). السؤال الأساسي الذي أصبح يطرح من خلال هذه الاختبارات هو هل يبقى جذر الوحدة حاضرا دائما داخل المركبة العشوائية في حالة اخدنا بعين الاعتبار لإمكانية وجود تغير هيكلي دائم في اتجاه السلسلة(Charbel , 2012, p. 94) . في هذه المرحلة الأخيرة من البحث سنحاول الإجابة على هذا السؤال من خلال استعمال اختبار (Perron,1997).

- **اختبار جذر الوحدة بوجود مقطع هيكلي (Perron.1997)**

في هذا الاختبار يفترض (Perron) ان التغير الهيكلي متغيرة داخلية بمعنى ان تاريخ التغير الهيكلي يتم تقديره داخل النموذج، صيغة الاختبار التي يستعملها (Perron) تتمثل في تقدير ثلاثة نماذج هي(Goux , 2008, p. 21) :

- **النموذج الاول:**

نموذج (IO1) الممثل للتغير الهيكلي التدريجي، يحتوي هذا النموذج تغير هيكلي في الثابت فقط والتغير يكون تدريجي،

$$y_t = \mu + \theta DMU_t + \beta trend_t + \delta D(TB)_t + \alpha y_{t-1} + b1.dy_{t-1} + \cdots + bk.dy_{T-k} + \varepsilon_t \quad (6)$$

- **النموذج الثاني:**

يحتوي نموذج (IO2) على تغير تدريجي في الميل والثابت في نفس الوقت.

$$y_t = \mu + \theta DMU_t + \beta trend_t + \gamma DT_t + \delta D(TB)_t + \alpha y_{t-1} + b1.dy_{t-1} + \ldots + bk.dy_{T-k} + \varepsilon_t \quad (7)$$

- **النموذج الثالث:**

يتحدد النموذج (AO) الذي يحتوي على تغير هيكلي مفاجئ (brutal) في الميل، من خلال فترتين:

$$y_t = \mu + \beta trend_t + \delta DT_t^* + \bar{Y}_t \quad (8)$$

مع:

$$DT_t^* = 1 \quad (t > T_b)(t - T_b)$$

$$\bar{Y}_t = \alpha \bar{Y}_{t-1} + b1.d\bar{Y}_{t-1} + \cdots + bp.\bar{Y}_{T-k} + \varepsilon_t$$

سوف نقوم بنوع واحد من الاختبارات التي تحتوي على تغير هيكلي واحد، سوف نعتبر تاريخ التغير متغيرة داخلية، في هذه الحالة فإن الاختبار يعتمد على النماذج الثلاث السابقة، مع الإشارة الى ان اختبار جذر الوحدة في هذه النماذج يشبه اختبار (DF) ، اما كيفية تحديد تاريخ المقطع الهيكلي فان (Perron) يستعمل طريقتان ،الطريقة الأولى تعتمد على تحديد التاريخ الذي من خلاله يتم تدنية إحصائية (t) لاختبار $(\alpha = 1)$، اما الطريقة الثانية فتتمثل في اختيار تاريخ المقطع الذي يتم من خلاله تدنية الإحصائية (t_θ^*) للمعلمة المرتبطة بتغير الثابت، او

الإحصائية (t_γ^*) للمعامل المرتبط بتغير الميل(Goux & Kigabo , 2007, p. 10) . سوف تعتمد على الطريقة الأولى في اجراء الاختبار، يبين الجدول رقم (7) (الملحق) نتائج هذه الاختبارات

- **تحليل النتائج**

اظهرت نتائج اختبارات جذر الوحدة ذات المقطع الهيكلي (Perron.1997) خلو سلسلة معدل الصرف الحقيقي من جذر الوحدة (مستقرة) مع وجود مقطع هيكلي مقدر في الفترة (1994: 04)، وهذا في حالة افتراض ان مستوى تغيره محدد عند الثابت فقط. كما نحصل على نفس النتيجة في حالة وجود مقطع هيكلي متدرج يكون التغير الهيكلي فيه محدد عند الثابت والميل (الاتجاه) معا، ويكون مقدر المقطع الهيكلي حينها عند الفترة (1990: 06). كما بينت نتائج اختبار جذر الوحدة بمقطع هيكلي مفاجئ مقدر عند الفترة (1994: 05)، عدم إمكانية رفض فرض العدم لوجود جذر الوحدة (السلسلة غير مستقرة)، وبالتالي عدم تحقق فرضية PPA للدينار الجزائري في هذه الحالة.

IIV- الخلاصة :

حاولنا من خلال هذه الدراسة التحقق من الصيغة النسبية لفرضية تعادل القوة الشرائية لمعدل صرف الدينار الجزائري خلال الفترة 1980-2017 باستعمال معطيات شهرية وبالاستعانة باختبارات جذر الوحدة من الجيل الأول، الجيل الثاني والجيل الثالث، يمكن تلخيص نتائج الدراسة في:

- تبين جميع اختبارات الجيل الأول والثاني عدم إمكانية رفض فرض العدم لوجود جذر الوحدة في سلسلة معدل الصرف الحقيقي وبالتالي رفض فرضية PPA لمعدل صرف الدينار الجزائري، وكنتيجة لذلك لا يمكن تصور يقينا امكانية وجود شعاع للتكامل المشترك بين معدل الصرف الاسمي للدينار الجزائري ونسبة الأسعار المحلية والأجنبية.

- بين اختبار فرضية PPA عند المستويات المختلفة للتضخم بعض النتائج المتباينة، ففي حين بينت اختبارات الجيل الأول إمكانية تحقق الفرضية للفترة 1990-1997 (ADF-PP)، وللفترة 1990-1996 (KPSS)، الا ان اختبارات الجيل الثاني أكدت عدم تحقق الفرضية عند كل مستويات التضخم المختبرة، وحتى اختبارات (ADF ,PP,KPSS) فإن نتائجها مرتبطة الى حد كبير بعدد التأخيرات المستعملة عند اجراء الاختبار.

- عكس تباين النتائج الخاصة باختبارات جذر الوحدة عند المستويات المختلفة للتضخم، فإن نتائج اختبارات جذر الوحدة الخاصة بفترة نظام الصرف الثابت ونظام الصرف المرن المدار، بينت بشكل قطعي عدم استقرار سلسلة معدل الصرف الحقيقي، وبالتالي عدم إمكانية رفض فرض العدم في فترتي تطبيق النظامين. هذا يؤكد نتائج العديد من البحوث التطبيقية حول عدم ارتباط تحقق فرضية تماثل القوة الشرائية بشكل نظام الصرف المعتمد.

- اظهرت نتائج اختبارات جذر الوحدة ذات المقطع الهيكلي المتدرج استنتاجات مغايرة لنتائج اختبارات جذر الوحدة للجيل الأول والثاني، فقد بين اختبار (Perron.1997) خلو سلسلة معدل الصرف الحقيقي من جذر الوحدة بوجود مقطع هيكلي مقدر في الفترة (1994: 04)، وهذا في حالة كون مستوى تغيره محدد عند الثابت. كما نحصل على نفس النتيجة في حالة وجود مقطع هيكلي متدرج بحيث يكون التغير الهيكلي محدد عند الثابت والميل معا، ويكون مقدر المقطع الهيكلي حينها عند الفترة (1990: 06).

- عكس النتائج السابقة فقد أظهرت نتائج اختبار جذر الوحدة بمقطع هيكلي مفاجئ مقدر عند الفترة (1994: 05)، عدم إمكانية رفض فرض العدم لوجود جذر الوحدة، وبالتالي عدم تحقق فرضية تماثل القوة الشرائية للدينار الجزائري في هذه الحالة.

من خلال كل النتائج السابقة يمكن استنتاج أن سلوك معدل صرف الدينار الجزائري يميل نحو السلوك الذي تقترحه فرضيةPPA في حالة وحيدة فقط، وهي الحالة التي تأخذ بعين الاعتبار وجود المقاطع الهيكلية في سلسلة معدل الصرف، هذا يعني أنه لا يتبع في هذه الحالة صيرورة النزهة العشوائية السائدة في نتائج الدراسات التجريبية الخاصة بسعر الصرف في كثير من الدول المتطورة.

- الإحالات والمراجع:

سعيدي،ز & جمام.،م .(2017). سعر الصرف وتعادل القوة الشرائية، دراسة حالة الجزائر باستخدام التكامل المشترك، 1970-2016 ، مجلة البحوث الاقتصادية والمالية، المجلد الرابع/ العدد الثاني ، ديسمبر ، جامعة ام البواقي، الجزائر ، ص ص325-351 . https://www.asjp.cerist.dz/en/article/33406

عتو،ا .(2009). دراسة قياسية لاستقطاب رأس المال الأجنبي في ظل فرضية الركن لنظام سعر الصرف- مجلة اقتصاديات شمال افريقيا- العدد 06. جامعة الشلف ، الجزائر ، ص ص 140-121 .https://www.asjp.cerist.dz/en/article/48169

عياد،ه .(2017) . أثر الإنفاق الحكومي على معدل الفقر في الجزائر خلال الفترة (1970 -2015) دراسة قياسية باستعمال التكامل المتزامن ذي العتبات، مجلة الدراسات الاقتصادية □ عدد 2017/03. جامعة قاصدي مرباح ورقلة،الجزائر، ص ص 97-106 . https://www.asjp.cerist.dz/en/article/35210

مرغيت،ع .(2017). أزمات المديونية في البلدان النامية وبرامج التكييف الهيكلي المدعومة من صندوق النقد الدولي مع إشارة خاصة لحالة الجزائر -.

□على الرابط http://iefpedia.com/arab/wp-content/uploads/2017

Aoufi ,H. (2010). Essai sur les Modèles du Taux de Change Incorporant la Règle de Taylor. Rapport de recherche présenté à la Faculté des Études Supérieures en vue de l'obtention du grade de Maîtrise en Sciences Économiques, Université de Montréal.

Benbayer ,H, & Refafa, B. (2015). Les Determinants Du Taux De Change Reel A Horizon Long, Moyen Et Court Terme. Revue Maghrébine d'Economie & Management- N°02 -Septembre.

Charbel, B. (2012). Interaction entre racines unitaires et ruptures structurelles. Revue économique /1 (Vol. 63), p. 93-128. DOI 10.3917/reco.631.0093.

Coakleya ,J. Floodb ,R, P .Fuertesc ,A, M .Taylor ,M, P. (2005). Purchasing power parity and the theory of general relativity: the first tests. Journal of International Money and Finance 24 (2005) 293–316.

Drine ,I & Rault ,C. (2004). La PPA est-elle vérifiée pour les pays développés et en développement ? Un ré-examen par l'économétrie des panels non stationnaires. Economie internationale /1 (no 97), p. 49-80.

Drine ,I, Rault ,C. (2008). Purchasing Power Parity for Developing and Developed Countries. What can we Learn from Non-Stationary Panel Data Models? CESifo Working Paper No. 2255.

Ertur ,C. (1998). Méthodologies de test de la racine unitaire. [Rapport de recherche] Laboratoire d'analyse et de techniques économiques (LATEC).

Findreng ,J, H. (2014). Relative Purchasing Power Parity and The European Monetary Union: Evedence From Eastern Europe, Economics & Sociology, Vol. 7, No 1.

Goux ,J, F. (2008). Ruptures épaisses et stationnarité en tendance : le cas du taux de change eurodollar. Working Paper GATE -26. <halshs-00333576>.

Goux ,J, F & Kigabo ,T, R. (2007). Rupture structurelle et demande de monnaie au Rwanda. Working Paper GATE 2007-27.

Jurado, M, P & Vega ,J, L. (1993). Purchasing Power Parity: An Empirical Analysis. Banco De Espana. Servicio de estudios ,Documento de Trabajo nº 9322 : OnLine :https://www.bde.es/f/webbde/SES/Secciones/Publicaciones/PublicacionesSeriadas/DocumentosTrabajo/93/Fich/dt9322e.pdf, consulte : 09-08-2018

Lafrance ,R & Schembri ,L. (2002). Parité des pouvoirs d'achat : définition, mesure et interprétation. Revue De La Banque Du Canada, Automne.

Malik & Rehman (2015).Choice of Spectral Density Estimator in Ng-Perron Test : A Comparative Analysis. International Econometric Review (IER). Volume : 7 September.

Molina ,A, C. (2003). Analyse de la théorie de la Parité du Pouvoir d'Achat dans le cas de la Suisse. Statistique et Econométrie Appliquées, Online : http://www.hec.unil.ch/mbrulhar/SEA2/molina37.pdf. consulte : 05-06-2018

Muscatelli , V, A. (2000). Purchasing Power Parity and Real Exchange Rate: Do Productivity Trends and Fiscal Policy Matter ? Online : https://www.gla.ac.uk/media/media_219082_en.pdf, consulte : 22-09-2018

Owoundi ,F. (2015). Mésalignements du taux de change et croissance économique en Afrique subsaharienne [En ligne]. Thèse Sciences économiques. : Université de Poitiers, sur : http://theses.univ-poitiers.fr/notice/view/57984, consulte : 15-09-2018

Papell ,D, H & Prodan, R. (2003). Long Run Purchasing Power Parity: Cassel or Balassa-Samuelson? University of Houston November, seminars at Emory University, the University of Michigan, Texas Camp Econometrics VIII.

Perron, P & Rodriguez ,G. (1998). GLS Detrending, Efficient Unit Root Tests and Structural Change. Université de Montréal, Décembre.

Sarno ,L & Taylor ,M, P. (2002) .Purchasing Power Parity and the Real Exchange Rate. IMF Staff Papers Vol. 49, No. 1, International Monetary Fund.

Tambiev ,A. (2015). Purchasing Power Parity in the Nordic Countries. Master Thesis: Master of Business Administration, Oslo and Akershus University College of Applied Sciences School of Business.

Taylor, A, M & Taylor, M, P. (2004). The Purchasing Power Parity Debate. Journal of Economic Perspectives,Volume 18, Number 4,Fall,Pages 135–158.

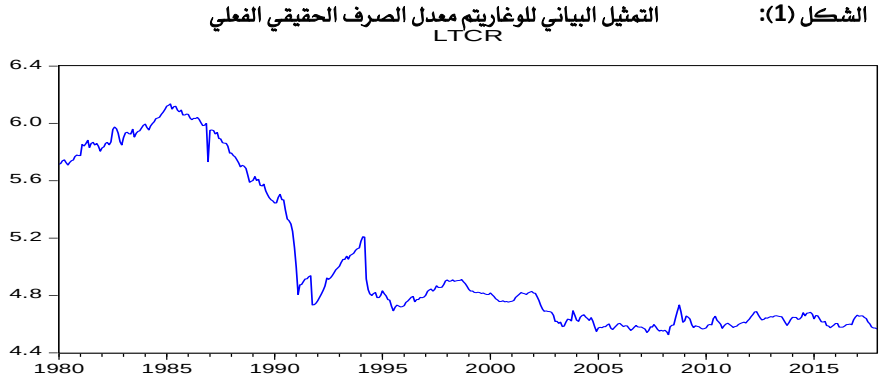
Referrals and references:

Ayad,H.(2017).The Impact of Government Expenditure on Poverty Rate in Algeria during the Period (1970 - 2015) : Empirical Study Using Simultaneous Integration with Thresholds (CoIntegration with Regime Shift)" , Journal of Quantitative Economic Studies, No 3/2017,ouragla university,Algeria,pp97-106.. https://www.asjp.cerist.dz/en/article/35210.

Attou,A (2009). Econometric study of Attract Foreign capital under exchange rate corner hypothesise, Journal of north african economies.N°.6. Chlef university, Algeria,pp140-121, https://www.asjp.cerist.dz/en/article/48169.
Saidi,Z & Djamam,M.(2017). Exchange Rate and Purchasing Power Parity, Journal of Economic and Financial Research, 2017,Vol 4,N° 2,oum el bouaghi university,Algeria,pp325-351. https://www.asjp.cerist.dz/en/article/33406
Merghit,A.(2017).Debt crisis in underdeveloped country and structural adjustment programme (IMF),Algerian experience. http://iefpedia.com/arab/wp-content/uploads/2017

الملاحق:

الشكل (1): التمثيل البياني للوغاريتم معدل الصرف الحقيقي الفعلي



المصدر: اعداد الباحثين بالاعتماد على معطيات قاعدة بيانات الإحصاءات المالية الدولية (IFS/FMI).

جدول رقم (01): نتائج اختبارات جذر الوحدة عند المستوى

LTCR	MAK	MHQ	MSIC	Bartlet-kernel - Newey-west
ADF	-1.597 (-1.941) [1]	-1.597 (-1.941) [1]	-1.698 (-1.941) [0]	
PP	-1.592 (-1.941) [1]	-1.592 (-1.941) [1]	-1.698 (-1.941) [0]	-1.606 (-1.941) [3]
KPSS^{+}	481.598 (0.146) [0]	481.598 (0.146) [0]	481.598 (0.146) [0]	0.462 (0.146) [17]
ERS^{++}	27.515 (5.62) [0]	27.515 (5.62) [0]	27.515 (5.62) [0]	23.855 (5.62) [4]
ADF-GLS^{+++}	-1.303 (-2.89) [1]	-1.198 (-2.89) [0]	-1.198 (-2.89) [0]	

المصدر: اعداد الباحثين باستعمال الحزمة الحاسوبية Eviews9

Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin (1992, Table 1)$^{+}$
Elliott-Rothenberg-Stock test statistic^{++}
Elliott-Rothenberg-Stock DF-GLS test statistic^{+++}

[..] : عدد التاخيرات المثلى ، (..):القيم الحرجة عند 5% ،ADF : إحصائية ديكي و فولر ، PP : إحصائية (Phillips-Perron)، KPSS : إحصائية Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin ، ERS : إحصائية Elliott-Rothenberg-Stock، ADF-GLS :
.modifed Schwarz : MSIC ، , modifed Hannen-Quinn: MHQ، [32] modifed Akaike: MAK، DF-GLS إحصائية

جدول رقم (02): نتائج اختبارات جذر الوحدة Ng-perron عند المستوى

		MZa	MZt	MSB	MPT
Ng-Perron test statistics		-3.14979	-1.19514	0.37944	27.5849
Asymptotic critical values*:	1%	-23.8000	-3.42000	0.14300	4.03000
	5%	-17.3000	-2.91000	0.16800	5.48000
	10%	-14.2000	-2.62000	0.18500	6.67000
*Ng-Perron (2001, Table 1)					

المصدر: اعداد الباحثين باستعمال الحزمة الحاسوبية Eviews9

جدول رقم (03): نتائج اختبارات جذر الوحدة للفترتين(1990-1996) (1990-2017) :

	MAK	MHQ	MSIC	Newey-west--- BARTLETT-KERNEL

	1990-2017	1990-1996	1990-2017	1990-1996	1990-2017	1990-1996	1990-2017	1990-1996
ADF	**-4.93*** **(-3.98)** [2]	-2.40 (-3.51) [1]	-3.92 (-3.98) [0]	-2.176 (-3.511) [0]	-3.92 (-3.98) [0]	-2.176 (3.511-) [0]		
PP	**-4.245*** **(3.985-)** [2]	-2.266 (3.511-) [1]	-3.925 (3.985-) [0]	-2.176 (3.511-) [0]	-3.925 (-3.985) [0]	-2.176 (3.511-) [0]	**-4.07*** **(-3.98)** [2]	-2.209 (3.511-) [2]
KPSS	25.641 (0.216)	5.711 (0.216)	44.64 (0.216)	5.711 (0.216)	44.64 (0.216)	5.711 (0.216)	0.28 (0.21) [14]	**0.107*** **(0.216)** [6]
ERS	22.717 (3.988) [2]	29.214 (4.247) [0]	39.55 (3.988) [0]	15.818 (4.2472) [1]	39.55 (3.988)	29.214 (4.247) [0]	28.39 (3.98) [2]	20.413 (4.247) [2]
ADF-GLS	-1.46 (-3.47) [8]	-1.832 (3.648-) [1]	-1.46 (-3.47) [1]	-1.34 (3.644-) [0]	-1.46 (-3.47) [1]	-1.34 (3.644-) [0]		

المصدر: اعداد الباحثين باستعمال الحزمة الحاسوبية Eviews9

❖: معنوية عند مستوى ،5%، [..] : عدد التأخيرات المثلى.

جدول رقم (04): نتائج اختبارات جذر الوحدة Ng-perron

		الفترة 1990-1996				الفترة 1990-2017			
		MZa	MZt	MSB	MPT	MZa	MZt	MSB	MPT
Ng-Perron test statistics		-4.83	-1.51	0.312	18.615	-3.361	-1.221	0.363	25.688
Asymptotic critical values*:	1%	-23.8	-3.42	0.143	4.03	-23.8	-3.42	0.143	4.03
	5%	-17.3	-2.91	0.168	5.48	-17.3	-2.91	0.168	5.48
	10%	-14.2	-2.62	0.185	6.67	-14.2	-2.62	0.185	6.67
*Ng-Perron (2001, Table 1)									

المصدر: اعداد الباحثين باستعمال الحزمة الحاسوبية Eviews9

جدول رقم (05): اختبارات جذر الوحدة حسب نظام الصرف المتبع

	MAK		MHQ		MSIC		Newey-west---BARTLETT-KERNEL	
	1980-1995	1995-2017	1980-1995	1995-2017	1980-1995	1995-2017	1980-1995	1995-2017
ADF	-2.049 (-4.006) [0]	-0.643 (-2.573) [2]	-2.049 (-4.006) [0]	-2.198 (-3.99) [2]	-2.049 (-4.00) [0]	-2.198 (-3.993) [2]		
PP	-2.049 (-4.006) [0]	-2.325 (-3.9932) [2]	-2.049 (-4.006) [0]	-2.325 (-3.9932) [2]	-2.0499 (-4.006) [0]	-2.325 (-3.993) [2]	-2.049 (-4.006) [0]	-2.326 (-3.993) [1]
KPSS	95.047 (0.216) [0]	55.952 (0.216) [2]	95.047 (0.216) [0]	55.952 (0.216) [2]	95.047 (0.216) [0]	55.9524 (0.216) [2]	0.311 (0.216) [11]	0.369 (0.216) [12]
ERS	41.861 (1.9132) [0]	7.7475 (1.936) [2]	41.861 (1.9132) [0]	7.7475 (1.936) [2]	41.861 (1.9132) [0]	7.7475 (1.936) [2]	40.504 (1.913) [1]	9.219 (1.936) [0]
ADF-GLS	-0.883 (-3.470) [0]	-1.9677 (-3.466) [2]	-0.883 (-3.4708) [0]	-1.9677 (-3.466) [2]	-0.883 (-3.470) [0]	-1.967 (-3.466) [2]		

المصدر: اعداد الباحثين باستعمال الحزمة الحاسوبية Eviews9

جدول رقم (06): نتائج اختبار (Ng-Perron,2001)

		الفترة 1990-1996				الفترة 1990-2017			
		MZa	MZt	MSB	MPT	MZa	MZt	MSB	MPT
Ng-Perron test statistics		-1.669	-0.832	0.498	47.748	-7.943	-1.991	0.25	11.477
Asymptotic critical values*:	1%	-23.8	-3.42	0.143	4.03	-23.8	-3.42	0.143	4.03
	5%	-17.3	-2.91	0.168	5.48	-17.3	-2.91	0.168	5.48
	10%	-14.2	-2.62	0.185	6.67	-14.2	-2.62	0.185	6.67
*Ng-Perron (2001, Table 1)									

المصدر: اعداد الباحثين باستعمال الحزمة الحاسوبية Eviews9

جدول رقم (07): نتائج اختبار جذر الوحدة بمقطع هيكلي

Mod	Tb	μ	θ	β	δ	γ	α	$t\alpha$	vc
IO1 [14]	1990-04	0.395 (4.892)	0.056 (1.652)	-0.008 (-3.017)	0.056- (-4.657)		-0.933 (68.975)	*-4.943	-4.859
IO2 [14]	1990-06	0.443 (5.243)	0.048 (1.408)	0.0003- (-3.09)	0.0499- (-3.818)	0.0002 (2.385)	0.927 (65.934)	*-5.177	-5.175
AO [14]	1994-05	0.255 (3.876)		0.003- (-3.767)	0.0003 (3.592)			-3.907	-4.524

المصدر: اعداد الباحثين باستعمال الحزمة الحاسوبية Eviews9

*: مستقرة عند مستوى 5 % . (..) : إحصائية ستودنت. [..] : عدد التأخيرات المثلى. vc : القيم الحرجة، Tb : تاريخ المقطع

كيفية الاستشهاد بهذا المقال حسب أسلوبAPA:

بن بخمة وسيلة، بوشه محمد. (2021). معدل صرف الدينار الجزائري، بين فرضيتي تعادل القوة الشرائية وسيرورة النزهة العشوائية، دراسية قياسية اقتصادية للفترة 1980-2017، مجلة رؤى اقتصادية، 11 (01)، جامعة الوادي، الجزائر، ص ص 15-30.

يتم الاحتفاظ بحقوق التأليف والنشر لجميع الأوراق المنشورة في هذه المجلة من قبل المؤلفين المعنيين بموجب رخصة المشاع الإبداعي نسب المصنف - غير تجاري 4.0 رخصة عمومية دولية (CC BY-NC 4.0).

Roa Iktissadia Review is licensed under a **Creative Commons Attribution-Non Commercial license** 4.0 International License. Libraries Resource Directory. We are listed under Research Associations category