

بنية معدل الصرف الحقيقي الفعلي للدينار الجزائري، دراسة قياسية اقتصادية باستعمال
اختبارات المقاطع الهيكلية المتعددة، للفترة 1980-2017

Algerian Dinar's effective reel exchange rate structure, An econometric
study using multiple structural breaks tests, Period 1980-2017

بوشه محمد* عرقوب نبيلة ساطور رشيد
جامعة بومرداس، الجزائر جامعة بومرداس، الجزائر جامعة البليدة2، الجزائر
boucha.mohamed@yahoo.fr nabila207@yahoo.fr satour_rachid@hotmail.com

تاريخ الاستلام: 2019/11/24 تاريخ القبول: 2010/01/02

مستخلص: تهدف هذه الورقة البحثية الى التحقق من بنية معدل الصرف الحقيقي الفعلي للدينار الجزائري، باستعمال تقنيات القياس الاقتصادي الخاصة باختبارات المقاطع الهيكلية الوحيدة و المتعددة (Quandt-Andrew.1994) (Bai, Perron.1997) و اختبارات جذر الوحدة ذات المقطع الهيكلية الوحيد (Zivot, Andrews.1992) و ذات المقطع المتدرج و المقطع الهيكلية المفاجئ (Perron.1998).

نستخلص من خلال نتائج البحث ان بنية معدل صرف الدينار الجزائري تحتوي على الأقل على مقطع هيكلي، وتؤكد اختبارات جذر الوحدة نتيجة الاستقرار حول اتجاه عام بوجود مقطع هيكلي، مع اختلاف في تحديد تاريخ المقطع.

الكلمات المفتاحية: معدل الصرف الحقيقي الفعلي، الاستقرار، اختبارات جذر الوحدة ذات المقطع الهيكلية، المقطع الهيكلية المتدرج، المقطع الهيكلية المفاجئ.

تصنيف JEL: C32 ; C51 ; C22

Abstract: This study aims to investigate the structure of Algerian dinar's real effective exchange rate, using econometrics techniques based on (Quandt-Andrew.1994) and (Bai, Perron.1997) respective single and multiple structural breaks tests, Alongside the structural-break unit-root tests of (Zivot, Andrews.1992) and (Perron.1998) and those with gradual and discrete structural breaks. The results of this study show that the Algerian dinar's exchange rate structure includes at least one structural break, and the unit root tests confirm, due to the stationarity around a general trend result, the presence of a structural break with a difference in determining its date.

Key words: effective reel exchange rate, stationarity, structural-break unit-root tests, gradual structural break, discrete structural .

Jel Classification Codes : C32 ; C51 ; C22

مقدمة:

تمثل دراسة الخصائص الإحصائية للسلاسل الزمنية العنصر الأساسي لفهم وتفسير السلوك السكوني والديناميكي للتقلبات الظرفية والدورية للمتغيرات الاقتصادية. في هذا الإطار تمثل اختبارات الاستقرار المنهج الرئيسي لأي دراسة إحصائية لما لها من دور رئيسي في تحديد مسار المتغيرات الاقتصادية، الى جانب تفكيك اهم مركباتها ومن ثم تصنيف تطورها الديناميكي حسب السيورة المولدة لها.

تكمن أهمية تحديد السيورة المولدة للمتغيرات الاقتصادية في معرفة مصادر الصدمات المؤثرة في تقلباتها وبالتالي تصنيفها اما الى سيورات مستقرة حول اتجاه عام (ts) او الى سيورات مستقرة عند الفرق (DS)، وكنتيجه لهذا التصنيف يمكن فهم التطور التاريخي للمتغيرة الاقتصادية محل الدراسة ومن ثم التعامل معها في مجال المحاكات او التنبؤ وفق المعلومات المستخرجة من شكل السيورة وطبقا لطبيعة اهداف الدراسة.

استعانت النمذجة الكلاسيكية لسنوات عديدة في دراسة السيورات المولدة للسلاسل الزمنية بمقاربة اختبارات جذر الوحدة للجيل الأول ثم للجيل الثاني والتي تعتمد في صياغتها على فرضية الاستقرار ضد فرضية عدم الاستقرار، ولعقد من الزمن اعتبر الكثير من الباحثين ان مرد عدم الاستقرار ناجم عن اثار الصدمات العشوائية الخارجية التي تؤدي الى تميز الكثير من المتغيرات الاقتصادية بخصائص سيورة الزهة العشوائية. غير ان التطورات الحديثة في تقنيات القياس الاقتصادي والمهتمة بدراسة التطور الديناميكي لسلوك السلاسل الزمنية أظهرت محدودية الإطار النظري لاختبارات جذر الوحدة من ناحية الصياغة الخطية للاختبار، الى جانب عدم أخذها بعين الاعتبار لإمكانية توفر السلوك الغير الخطي لمتغيرات الدراسة.

من هذا المنطلق شكلت البحوث الحديثة المهتمة بدراسة البنى الحقيقية للمتغيرات الاقتصادية ذات المقاطع الهيكلية البسيطة ثم المتعددة محورا جديدا في دراسة التطور الديناميكي لسلوك السلاسل الزمنية، ومدخلها ما لتفسير التعديل غير الخطي للعديد من الظواهر الاقتصادية نحو وضعها التوازني، كما ساهمت في شرح الكثير من النتائج النظرية الخاصة بنمط وسرعة تعديل اختلالات المدى القصير الى جانب تأكيدها للعديد من علاقات التكامل المشترك غير الخطي التي لم يستطع الإطار النظري للاختبارات الخطية التقليدية تفسيرها.

سنحاول من خلال هذا البحث تحليل بنية احدى اهم المتغيرات الاقتصادية المعبرة بشكل أساسي عن تنافسية الاقتصاد، الى جانب اعتبارها المؤشر الرئيسي لمستوى تطور القوة الشرائية للعملة المحلية مقابل العملات الأجنبية والمتمثلة في معدل الصرف الحقيقي الفعلي

للدينار الجزائري. معتمدين في ذلك على مقارنة اختبارات المقطع الهيكلي الوحيد (Andrews , 1994. Ploberger) وأيضا مقارنة اختبارات المقاطع الهيكلية المتعددة (Bai , Perron , 1998). الى جانب مقارنة اختبارات جذر الوحدة ذات المقطع الهيكلي الوحيد لكل من (Zivot , Andrews. 1992) و (Perron. 1997) التي 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.

• فرضيات الدراسة

سنعتمد في هذه الورقة البحثية على مجموعة من الفرضيات تتمثل في:
- وجود مقطع هيكلي على الأقل داخل سلسلة معدل الصرف الحقيقي الفعلي للدينار الجزائري؛

- سلسلة معدل الصرف مستقرة بوجود قاطع هيكلي في سلوكها؛
- تؤثر أنواع اختبارات جذر الوحدة المستعملة على النتائج الخاصة بسيروية المعدل؛

• أهمية البحث

تكمن أهمية البحث في انه يتناول دراسة معدل الصرف الحقيقي الفعلي للدينار الجزائري من خلال تمييز السلوك غير الخطي عن السلوك الخطي اعتمادا على منهجية اختبارات الاستقرار بوجود مقاطع هيكلية بسيطة او متعددة، وبالتالي فهو يتجاوز المقاربات التقليدية الخطية التي تعتمد في دراسة التطور الديناميكي لمعدل الصرف على الافتراض الضمني لخلو السلسلة من أية آثار للصدمات الداخلية الذاتية وبالتالي خلوها من أية مقاطع هيكلية داخلية.

• هدف البحث

يهدف هذا البحث الى محاولة تفسير السلوك الديناميكي لمعدل الصرف الحقيقي الفعلي للدينار الجزائري من خلال اختبارات الكشف عن وجود مقاطع هيكلية بسيطة او متعددة اعتمادا على مقارنة (Andrews , Ploberger. 1994) و (Bai , Perron. 1998)، وأيضا من خلال اختبارات جذر الوحدة ذات المقاطع الهيكلية ومن ثم تفسير طبيعة الصدمات المؤثرة على الصيرورة المولدة لمعدل الصرف الحقيقي الفعلي للدينار الجزائري.

• جديد البحث

تعددت البحوث الخاصة بدراسة السلوك الديناميكي لمعدل الصرف الحقيقي للدينار الجزائري، سواء ما تعلق بتأكيد او نفي فرضية تعادل القوة الشرائية او لإمكانية وجود علاقة التكامل المشترك بينه وبين بعض المتغيرات الاقتصادية الأخرى. غير ان الغالب على هذه البحوث هو

استعمالها للمقاربة التقليدية المميزة لاختبارات جذر الوحدة للجيل الأول والثاني. جديد هذا البحث هو محاولة التعمق في مراقبة السلوك الديناميكي لمعدل الصرف من خلال اختبارات المقاطع الهيكلية البسيط والمتعددة الداخلية، ومن ثم تحليل الاستقرار في إطار شامل متعلق بإمكانية وجود اشكال غير خطية في السلوك الى جانب الشكل الخطي، وبالتالي جعل البحث شامل لكل الافتراضات الخاصة بسلوك متغيرة معدل الصرف الحقيقي الفعلي للدينار الجزائري.

• محاور البحث

بغرض الامام التام بأهداف البحث سوف نعتمد في دراستنا على التقسيم المنهجي التالي: سنتناول في المحور الأول الإطار النظري لمقاربة المقاطع الهيكلية، الذي سنتطرق فيه الى مقارنة اختبارات المقاطع الهيكلية الوحيدة و المتعددة وسنتناول فيه اختبار التغير الهيكلية بمقطع بسيط (Andrews , Ploberger. 1994) واختبارات الاتجاه المحدد بوجود مقاطع هيكلية متعددة (Bai , Perron. 1998)، الى جانب مقارنة معايير المعلومات في تحديد عدد المقاطع المجهولة. اما في المحور الثاني فقد خصصناه للدراسة التطبيقية التي من خلالها سنقوم بتطبيق اختبارات المقاطع الهيكلية على متغيرة معدل الصرف الحقيقي الفعلي للدينار الجزائري، اما المحور الثالث فقد خصصناه لمقاربة اختبارات جذر الوحدة ذات المقاطع الهيكلية من خلال تطبيق اختبارات جذر الوحدة بوجود مقطع لكل من (Zivot , Andrews. 1992) و (Perron. 1997) على متغيرة معدل الصرف الحقيقي الفعلي للدينار الجزائري، وسيتم تلخيص جميع نتائج هذه الاختبارات ونتائج البحث عامة في محتوى الخاتمة.

1. الإطار النظري لمقاربة المقاطع الهيكلية:

شهدت السنوات الأخيرة تطورا كبيرا في طرق التقدير القياسي للعلاقات الاقتصادية وللنماذج المفسرة لتقلبات النشاط الاقتصادي، ولفترة طويلة اعتمدت طرق تقدير النماذج الانحدارية التقليدية على طريقة المربعات الصغرى العادية المؤسسة على فرضية الثبات التام عبر الزمن لمتوسط وتباين مختلف السلاسل الزمنية، اما السلاسل التي لا تتوفر فيها هذه الخاصية فقد عرفت باسم السلاسل غير المستقرة او السلاسل التي تحتوي سيرورتها على جذر الوحدة. وتطبيق طريقة المربعات الصغرى على هذا النوع من نماذج السلاسل الزمنية ينتج ما يسمى في الآداب الاقتصادية القياسية بالانحدار الزائف. ولتجاوز هذه العقبة يتم اللجوء الى مقارنة التكامل المشترك التي من اهم شروطها دراسة نتائج اختبارات جذر الوحدة لمختلف المتغيرات

المستعملة في الدراسة، اذ ان معرفة خصائص هذه الأخيرة يلعب دورا هاما في الاستنتاجات المستخلصة عند دراسة مختلف العلاقات الاقتصادية (Waheed, Ghauri, 2007, p1).

اعتبر اختبار (Dickey, Fuller. 1979) لفترة طويلة الأساس المنهجي لدراسة اختبارات جذر الوحدة (الاستقرارية)، غير ان (Perron, 1989) اقترح في مرحلة لاحقة توسيع اختبار (ADF) الى اختبار يحتوي على مقطع هيكلي معلوم حيث يتم تحديده مسبقا اعتمادا على المعلومات الاقتصادية المتوفرة، وهذا من خلال استعمال ثلاث نماذج أساسية حيث يمثل فرض العدم داخل هذه النماذج وجود جذر الوحدة بمقطع هيكلي، اما الفرض البديل فهو وجود سيروية مستقرة باتجاه (Byrne, Perman, 2006, p5). غير ان مقارنة هذا الاخير تعرضت الى انتقادات كثيرة من طرف (Banerjee, al.1992)، (Christiano. 1992)، (Zivot, Andrews. 1992)، من أهمها ان التحديد المسبق للمقطع الهيكلي يؤدي الى تعظيم احتمال رفض وجود جذر الوحدة داخل السلسلة، كما ان القيم الحرجة للاختبار الخاص بتغير المعالم تصبح غير دقيقة عندما تكون نقطة المقطع مستخلصة من التحليل الاولي للمعطيات، الى جانب ذلك بين (Piehl, al. 1999) ان استعمال المتغيرات الوهمية لن يكون بالإجراء الدقيق قبل التحديد الامثل للمقطع الهيكلي، وبالتالي فان تقدير النموذج حينها لن يكون بالشكل الصحيح (Waheed, Ghauri, 2007, p2).

نتيجة كل هذه الانتقادات طور (Zivot, Andrews. 1992) و (Perron. 1997) في مرحلة لاحقة اختبارات جذر الوحدة ذات المقطع الهيكلي غير المعلوم (داخلي)، كما اقترح (Lumsdaine, Papell. 1997) مقارنة جديدة تتمثل في توسيع اختبار نموذج (Zivot, Andrews. 1992) ليأخذ بعين الاعتبار مقطعين هيكليين (Glynn, Perera, 2007, p65). اما (Wichern, al. 1976) فقد حاولا تحليل إمكانية وجود مقاطع هيكلية في تباين السلسلة الزمنية واستعملا مقدر اعظم احتمال لتقدير مقطع هيكلي غير معلوم في تباين نموذج الانحدار الذاتي من الرتبة الأولى، الى جانب ذلك اقترح (Hsu. 1977) اختبار وجود مقطع هيكلي في تاريخ غير معلوم في تباين الترددات لمتغيرات عشوائية طبيعية مستقلة. اما (Inclan. 1993) فاستعمل طريقة بايز (Bayesian methods) للكشف عن المقاطع الهيكلية المتعددة في تباين السلاسل الزمنية

(Kim, Leybourne, 2002, p365). نتيجة هذه التطورات جعلت (Hansen. 2001) يعتبر ان المساهمات البحثية في مجال دراسات المقاطع الهيكلية المتعددة التي بدأها (Perron) أدت الى تغيير وجه الأبحاث الخاصة بتطبيقات السلاسل الزمنية (Byrne, Perman, 2006, p1).

1.1 منهجية اختبارات المقاطع الهيكلية

يهدف محاولة تفسير السلوك الديناميكي للمتغيرات الاقتصادية من خلال اختبارات جذر الوحدة ذات المقاطع الهيكلية ومن ثم تفسير طبيعة الصدمات المؤثرة على السيروورة المولدة لها، نلجأ أولاً الى اختبارات الكشف عن وجود مقاطع هيكلية بسيطة او متعددة اعتمادا على مختلف المقاربات في هذا المجال. وسنستهل محورنا هذا بالتطرق أولاً الى المنهجية المتبعة في هذه الاختبارات بداية من اختبار المقطع الهيكلية الوحيد (Andrews, Ploberger.1994)، ثم مقارنة اختبار المقاطع الهيكلية المتعددة (Bai, Perron.1998)، واخيرا سنتناول مقارنة معايير المعلومات في تحديد عدد المقاطع المجهولة، كل هذا بغرض الفهم المنهجي لطريقة صياغة هذه الاختبارات قبل الوصول الى المحور الثاني المتعلق بتطبيق هذه الاختبارات على متغيرة معدل الصرف الحقيقي للدينار الجزائري.

1.1.1 منهجية اختبار المقطع الهيكلية الوحيد (Andrews, Ploberger.1994):

تهتم اختبارات المقاطع الهيكلية بتحديد تاريخ او تواريخ التغير الهيكلية في سلوك المتغيرات الاقتصادية، قدم (Andrews, Ploberger.1994) مقارنة جديدة لاختبار المقاطع الهيكلية تعتمد على اختبار فرضية العدم الممثلة لحالة السيروورة المستقرة ضد الفرضية البديلة لوجود مقطع داخل السلسلة، حيث انه في إطار نموذج بعثة ونظامين يمكن تمثيل الصيرورة (y_t) من خلال النموذج:

$$Y_t = \mu_0^{(1)} +$$

مع : ε_t صيرورة مستقرة بمتوسط معدوم و J_t : تمثل الدالة الممثلة (weight function) حيث

$$J_t = \begin{cases} 1 & \text{si} \\ 0 & \text{si} \end{cases}$$

c : تمثل المعلمة المحددة للعبء .

بغرض اختبار وجود اثر العبء داخل النموذج (1)، اقترح (Andrews, Ploberger.1994) اختبار تغير هيكلية لفترة غير معلومة من خلال نموذج انحدار خطي مبني على الفرضية التالية:

$$\begin{cases} H_0 : & \Psi^0 \\ H_1 : & \Psi^1 \end{cases}$$

اقترح الباحثان تحت فرضية العدم الخاصة بانعدام أثر العتبة وفي حالة السيرورة المستقرة استعمال كإحصائية للاختبار المتوسط الاسي لتردد اختبارات (Chow) والذي يكتب في الصيغة التالية:

$$Exp - LM_T$$

P: يمثل رتبة (Ψ) عند عتبة (c) محددة، ($J(\cdot)$: الدالة الممثلة التي تأخذ القيمة (π) حيث: $\pi_0 > 0$, $\pi \in [\pi_0, 1 - \pi_0]$, القيم الاحتمالية تمثل القيم التقريبية لـ (Hansen 1997). مع العلم ان الاختبار المعتمد على طريقة (Quandt, 1983) يستعمل إحصائية (Chow) على كل تواريخ المقاطع الممكنة حيث يتحدد التغير الهيكلي وتقدير تاريخ المقطع بصورة آنية (Alimi, 2011, p: 89)

مع الإشارة الى ان اختبار (Exp-Wald) واختبار (LR) معرفان بنفس الطريقة غير ان اختبار (Exp- LM) و (LR) يعتبران أمثل الاختبارات في هذا الإطار (Andrews, Ploberge, 1994, p1384) ويتم رفض فرض العدم للسيرورة المستقرة بدون مقطع وقبول الفرض البديل لوجود مقطع داخل السلسلة عندما تكون إحصائية (Exp- LM) المحسوبة اكبر من القيم الحرجة المجدولة عند مستوى معنوية محدد.

اعتمدت منهجية (Andrews, Ploberger, 1994) على الاختبارات المذكورة سابقا في تحديد وجود مقطع هيكلي واحد داخل معطيات المتغيرات الاقتصادية، مما يعني عدم امكانيتها استخراج مقاطع هيكلية متعددة في حال وجودها. مما جعل (Bai, Perron, 1998) يقترح اختبار جديد يمكن من تحديد المقاطع المتعددة في حال وجودها داخل معطيات المتغيرات الاقتصادية.

2.1.1 منهجية اختبار المقاطع الهيكلية المتعددة (Bai, Perron, 1998)

يعتبر الكثير من الباحثين ان المنهجية المستعملة من قبل (Bai, Perron, 1998) في اكتشاف المقاطع الهيكلية تمثل تطويراً لأبحاث (Quandt, 1960)، الذي حاول التحديد الداخلي لمقطع هيكلي داخل السلسلة عن طريق استعمال تقنية (Chow, 1960) بتكرار اختبار نقطة المقطع لكل مشاهدات السلسلة، كما ان مقارنة (Bai, Perron) تمثل طريقة للنمذجة في حالة وجود مقاطع هيكلية يراد تحديد تواريخها (Weideman, Van Heerden, 2017, p7)

تتمثل افضلية هذا الاختبار في أنه يأخذ بعين الاعتبار لإمكانية وجود مقاطع هيكلية متعددة مع وجود (m) مقطع و (m+1) نظام داخل نموذج الانحدار الخطي المتعدد التالي: (Bai, Perron, 1998, p49):

$$y_t = x_t' \beta -$$

مع: u_t صيرورة مستقرة بارتباط ذاتي معدوم و y_t : تمثل المتغيرة المفسرة المشاهدة في الفترة (t) والمتوفرة بالمقدار (T)، x_t و z_t اشعة الانحدار من الرتبة (px1)، و (qx1) على التوالي، β ، δ_j (j=1,...,m+1) تمثل اشعة معاملات النموذج الموافقة لأشعة الانحدار. الاختبار مبني على الجهل التام بنقاط المقاطع، حيث $(T_1, T_2, \dots, T_m)$ كلها نقاط المقاطع غير المعلومة والتي سوف يتم تقديرها بشكل آني مع معالم النموذج للعينة (T). مع الإشارة الى ان المقاطع الهيكلية المقدرة في هذا الاختبار تمثل تغير هيكل بسيط، بمعنى ان هناك جزء فقط من المعالم غير ثابتة عبر الزمن باعتبار ان (β) لا تتغير في هذه الحالة، وهي أيضا مقدرة على مستوى العينة (T). اما إذا كانت (β) معدومة فإننا هنا امام تغير هيكل كلي، ففي هذه الحالة كل المعالم متغيرة عبر الزمن (Goux, 2008, p: 23)، مع الإشارة الى ان نموذج التغير الجزئي فعال من حيث قدرته على استنتاج مقدرات دقيقة ومن حيث تمكننا من الحصول على اختبارات قوية الفعالية (Perron, 2005, p: 8) كما يعتبر نموذج التغير الجزئي حسب (Bai, Perron, 1998, p49) فعال في الحفاظ على درجات الحرية. منهجية (Bai et Perron) تهتم فقط بالمقاطع المتعلقة بتغير متوسط النموذج (mean-shift model)، وتختبر على مستوى نموذج ب (m) مقطع كالتالي:

$$y_t = \mu_t$$

مع: μ_j المتوسط والذي يحقق: $\mu_j \neq \mu_{j+1}$ من اجل $j = 1, 2, \dots, m+1$.
يتم التعامل مع تواريخ المقاطع كمجاهيل يتطلب تقديرها، اما تقنية التقدير فهي مبنية على طريقة المربعات الصغرى العادية التي تتمثل في حل برنامج تعظيمي لتقدير المعاملات (μ_j) عن طريق تدنية مجموع مربع البواقي من خلال المعادلة التالية:

$$\text{Min} \sum_{j=1}^{m+1}$$

إذا افترضنا ان عدد المقاطع معروف، مثال من اجل (m) مقطع، لتكن $(S_T(T_1, T_2, T_3, \dots, T_m))$ مجموع مربعات البواقي (SSR) لكل جزء $(S_T(T_1, T_2, T_3, \dots, T_m))$ ، حيث يتم تقدير تواريخ المقاطع $(Tb_1, \dots, Tb_m)$ عن طريق تدنية مجموع مربعات البواقي $(S_T(T_1, \dots, T_m))$ بالنسبة لكل الأجزاء. لهذا الغرض طور (Bai ,

(Perron, 2003) خوارزمية أساسها البرمجة الديناميكية قادرة على تقدير المعالم المجهولة لكل الأجزاء حيث يعطى تقدير نقاط المقاطع (Casini, Perron, 2018, p2) من خلال:

$$(\hat{T}_1, \dots, \hat{T}_m)$$

مع الإشارة الى ان مقدرات تواريخ المقاطع ما هي الا القيم الدنيا الكلية لدالة الهدف، وبالتالي فان مقدرات معاملات الانحدار هي بكل بساطة مقدرات طريقة المربعات الصغرى المتحصل عليها باستعمال مقدار الجزء (m) (Perron, 1997, p: 461) بمعنى ان:

$$\hat{\beta} = \hat{\beta}(\{\hat{T}_j\})$$

في نفس الاتجاه اقترح الباحثان مقارنة مرحلية لتحديد تواريخ المقاطع غير المعلومة، تنقسم هذه المقاربة الى قسمين: تتمثل المقاربة الأولى في اختبار وجود مقطع هيكلي وحيد ضد فرضية الاستقرار (عدم وجود مقطع هيكلي)، في حالة رفض فرض الاستقرار، فإن النموذج يكون غير مستقر، وعليه يمكننا متابعة اجراء الاختبار من خلال الخطوة الثانية وهي اختبار وجود مقطعين هيكليين ضد فرضية عدم لوجود مقطع واحد، وفي حالة قبول الفرض البديل نمر الى الخطوة الثالثة من الاختبار وهي اختبار وجود ثلاث مقاطع هيكلية ضد فرض عدم بوجود مقطعين فقط. ويبقى الاختبار مستمر بزيادة عدد المقاطع عند كل مرحلة بخطوة تلو أخرى بانتظام وبشكل متزايد، ويتوقف الاختبار عند الوصول الى مرحلة لا يمكن فيها رفض فرض عدم مع العلم بوجود (m) مقطع هيكلي ممكن.

عكس هذه المقاربة التي تتطلب لتحديد تواريخ المقاطع الهيكلية طريقة الخطوة بخطوة، طور الباحثان نسخة جديدة من الاختبار تعتمد على التقدير الآني لجميع تواريخ المقاطع، مع حرية تحديد عددها، في هذا الإطار اقترح (Bai, 1999) اختبار مبني على إحصائية (LR) للنماذج المحتوات على (m) و (m+1) مقطع، غير ان التوزيع الاحصائي يتعلق فقط بالبواقي ذات الصيرورة المستقرة المستقلة ذات نفس التوزيع (iid) (Le Bihan, 2004, p: 140)

رغم أهمية اختبار المقاطع الهيكلية المتعددة الا انه لم يخلو من بعض الانتقادات فقد بين (Prodan, 2006, p: 2) ان استعمال القيم الحرجة قد يؤدي الى التحيز نحو رفض فرض عدم لوجود جذر الوحدة، ولتصحيح هذا المشكل مع الإبقاء على قوة الاختبار، استعمل اختبار المقطع الهيكلي لـ (Bai, 1999) ووسعه في اتجاهين: الاتجاه الأول هو تطوير طريقة جديدة لاختيار عدد المقاطع والاتجاه الثاني هو اقتراح النسخة المفيدة للنماذج الخاصة ذات المقاطع الهيكلية المتعلقة بتغير المتوسط او الاتجاه، ثم استعمل هذه المنهجية في التوفيق بين

نتائج اختبارات جذر الوحدة واختبارات المقاطع الهيكلية عند تقدير علاقة المدى الطويل لفرضية تماثل القوة الشرائية الخاصة بسعر الصرف.
نتيجة الانتقادات الموجهة الى هذه المقاربة في تحديد عدد المقاطع طور (Kim, 1997, Yoo, 1987). مقارنة معايير المعلومات في تحديد عدد المقاطع المجهولة، وهي مقارنة اكثر بساطة من المقاربة السابقة، كما انها تستعمل بكثرة في الدراسات التطبيقية المهتمة بتحليل بنية المتغيرات الاقتصادية.

3.1.1 مقارنة معايير المعلومات في تحديد عدد المقاطع المجهولة

طور (Kim, 1997, Yoo, 1987) مقارنة تعتمد على معايير المعلوماتية لـ (Bayesian Information Criterion)، وتمثل هذه الطريقة في تقدير النموذج بالنسبة لكل المقاطع ولكل تواريخ المقاطع الممكنة، ثم اختيار النموذج الذي يكون عنده معيار (BIC) في ادنى قيمته. يعرف معيار (BIC) من خلال العلاقة (6):

$$BIC =$$

مع: (m): عدد المقاطع، (q): المعالم المقابلة لكل مقطع، (p): عدد المعالم غير المرتبطة بأي مقطع.

في نفس الاتجاه اقترح (Liu , Wu , Zidek, 1997) معيار آخر بديل لمعيار (BIC) يأخذ بعين الاعتبار التغيرات المتعددة في اثناء تقدير النموذج الخطي بطريقة المربعات الصغرى، ويقترحان لذلك بعض من معايير المعلومات لاختيار العدد الأمثل للمقاطع. بعدها عمم (Bai , Perron, 1996). هذه النتائج في اطار نموذج خطي عام يسمح بوجود عدة مقاطع هيكلية (Perron, 1997, p: 458). وقد استعمل (Liu , Wu , Zidek, 1997) معيار اخر بديل لمعيار (BIC) لتحديد عدد المقاطع ممثل من خلال العلاقة التالية (Le Bihan, 2004, p: 148):

$$LWZ =$$

مع: $c_0 = 0.299$ و $\delta_0 = 0$ ، $(p^* = [(m + 1)q + m + p])$ ،
بعد هذا التحليل الخاص بجميع المقاربات المتعلقة بكيفية تحديد المقاطع الهيكلية داخل معطيات المتغيرات الاقتصادية نمر الى المرحلة الثانية من الدراسة وهي مرحلة تطبيق مختلف

الاختبارات السابقة على المعطيات الخاصة بمتغيرة سعر الصرف الحقيقي الفعلي للدينار الجزائري.

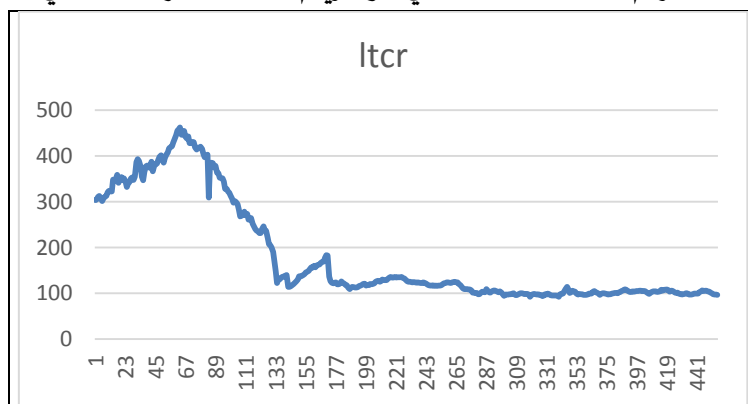
2. تطبيق اختبارات المقاطع الهيكلية :

سنحاول في هذا المحور من الدراسة اجراء مختلف الاختبارات المتعلقة باكتشاف المقاطع الهيكلية داخل متغيرة معدل الصرف الفعلي الحقيقي للدينار الجزائري المذكورة سابقا، غير انه من المهم اجراء المراقبة الأولية لمنحنى متغيرة سعر الصرف الحقيقي الفعلي للدينار الجزائري بغرض التحقق الاولي من وجود تغير هيكلي في نمط تطور سلوك المعدل خلال فترة المشاهدة.

1.2 التحليل البياني لمتغيرة معدل الصرف الحقيقي:

تمثل السلسلة الزمنية المستخدمة في الدراسة معطيات شهرية خاصة بسلسلة معدل الصرف الحقيقي الفعلي للدينار الجزائري 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.

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



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

2.2 تطبيق اختبارات المقاطع الهيكلية الوحدية والمتعددة

لتأكيد او نفي وجود مقاطع هيكلية داخل سلسلة معدل الصرف الحقيقي الفعلي نلجأ الى اختبارات المقاطع الهيكلية، سوف نقتصر في هذا الاطار على اختبارين فقط، اختبار (Quandt ,

(Andrews.1994) لتحديد إمكانية وجود مقطع هيكلي وحيد، واختبار (Bai , Perron 1998). لتحديد إمكانية وجود عدد مقاطع أكثر من الواحد.

1.2.2 اختبار المقطع الهيكلي البسيط (Quandt , Andrews.1994):

سوف نستعمل الاختبار المعتمد على طريقة (Quandt .1983) الذي يستعمل إحصائية (Chow)، على كل تواريخ المقاطع الممكنة على متوسط السلسلة. حيث يتحدد التغير الهيكلي وتقدير تاريخ المقطع بصورة انية.

نتائج الاختبار تعطى من خلال ثلاث إحصائيات هي اعظم إحصائية (Max stat) والتي هي ببساطة إحصائية (Chow)(F-stat) المعبر عنها من خلال:

$$MaxF = m$$

الى جانب احصائيتي (Exp-Stat) و(Ave-stat) التي هي متوسط إحصائية (F-stat). القيم الحرجة المستعملة هي القيم الاحتمالية المجدولة من طرف (Hansen .1997) وبما ان توزيعها يصبح متفكك (degenerate) عند بداية حدود العينة ونهايتها فإننا نلجأ الى استعمال فقط (70%) من حجم العينة، وبالتالي تحييد (15%) من حجم العينة في بداية وعند نهاية السلسلة، مع الملاحظة انه في حالة المعادلة خطية فان القيم الاحتمالية لإحصائية (LR F-stat) واحصائية (Wald F-stat) يكونان متساويان. اما عدد التأخيرات المثلى لنموذج الانحدار فإننا سوف نستعمل لتحديد معيار المعلومات (Akaike, 1974) ، نتائج الاختبار موضحة في الجدول رقم (1).

جدول رقم: (1) : نتائج اختبار (Quandt-Andrews.1994)

Statistic	Value	Prob
Maximum LR F-statistic (1987M06)	12.362	0.001
Exp LR F-statistic	3.2099	0.0023
Ave LR F-statistic Note: probabilities calculated using Hansen's (1997) method	2.7740	0.0249

المصدر: اعداد الباحثين باستعمال الحزمة الحاسوبية Eviews9

تبين نتيجة اختبار رفض فرض عدم الخاص بانعدام وجود مقطع هيكلي عند مستوى (1%) عند (318) تاريخ محتمل للمقطع تم تقديره وقبول الفرض البديل بوجود مقطع باستعمال احصائيتي (Max LRF) و(Exp LR F) ، حيث ان قيم كل الاحصائيات المستعملة المحسوبة أكبر من المجدولة، والقيم الاحتمالية المرافقة تبين ذلك، اما قيمة إحصائية (Ave LR F) فانها

تؤكد رفض فرض عدم عند مستوى معنوية 5%، كما ان إحصائية (Max-stat) تبين ان التحديد الأكثر احتمالاً لتاريخ المقطع يكون في الشهر السادس من سنة 1987.

2.2.2 اختبار المقاطع الهيكلية المتعددة (Bai , Perron. 1998):

سوف نقوم باختبار وجود خمسة مقاطع هيكلية داخل النموذج واستعمال (318) مشاهدة من حجم العينة بعد حذف (15%) من حجم العينة في بداية ونهاية السلسلة، بمعنى ان كل مقطع مقيد بوجود على الأقل (68) مشاهدة. كنا قد بينا سابقا الخيارات العديدة التي يطرحها (Bai-Perron) لإجراء الاختبار، من جانبنا سنقوم باختيار اجراء اختبار واحد من بين جميع الاختيارات المتاحة وهو الاختبار الكلي (globally optimized breaks) الخاص بوجود عدد محدد من المقاطع ضد فرض عدم الخاص بانعدام وجود أي مقطع داخل السلسلة، مستنديين في ذلك على احصائيتي (UDmax) و (WDmax)، النموذج الانحداري خاص بالثابت ويتم معالجة الارتباط التسلسلي الذي يختلف من نظام الى اخر من خلال استعمال مقدر التباين المشترك. الجدول رقم (2) يبين نتائج الاختبار:

جدول رقم (2) : نتائج اختبار (Bai-Perron)

Breaks	F-statistic	Scaled F-statistic	Weighted F-statistic	Critical Value
1	318.3431	318.3431	318.3431	8.58
2 *	6711.251	6711.251	7975.420	7.22
3	1008.806	1008.806	1452.275	5.96
4	815.7686	815.7686	1402.664	4.99
5	620.7827	620.7827	1362.229	3.91
	UDMax statistic*	6711.25	UDMax critical value**	8.88
	WDMax statistic*	7975.420	WDMax critical value**	9.91

المصدر: اعداد الباحثين باستعمال الحزمة الحاسوبية Eviews9

تبين نتائج الاختبار ان عدد المقاطع المحددة بتطبيق أعظم احصائية مرجحة (WDmax) وغير مرجحة (UDmax) يتمثل في مقطعين، اذ ان قيمتهما أكبر من القيم الحرجة عند مستوى (5%)، وبالتالي نرفض فرض عدم الخاص بعدم وجود مقاطع هيكلية ونقبل الفرض البديل بوجود مقطعين. كما ان تاريخ المقطعين يتحدد في الشهر الثامن من سنة 1990 والشهر الخامس من سنة 2002.

3.2.2 اختبار وجود المقاطع باستعمال معيار (LWZ) و (BIC)

سنقوم في هذه المرحلة من الاختبار باستعمال معايير المعلومات المطورة من طرف (Kim.1997, Yoo. 1987), و أيضا كل من (Liu, Wu ,Zidek.1997) المعرفة ب (BIC) و (LWZ) على التوالي لتحديد عدد المقاطع. الجدول رقم (3) يبين نتائج الاختبار.

الجدول رقم (3): اختبار وجود المقاطع باستعمال معيار (LWZ) و (BIC)

Breaks	# of Coefs	SSR	Log-l	Schwarz* Criterion	LWZ* Criterion
0	1	127.4008	-356.3006	-1.261728	-1.243498
1	3	11.94771	183.3293	-3.601674	-3.546968
2*	5	7.049195	303.6281	-4.102447	-4.01124*
3*	7	6.701703	315.1539	-4.12614*	-3.998430
4	9	6.673241	316.1243	-4.103548	-3.939299
5	11	7.373085	293.3857	-3.976965	-3.776161

المصدر: اعداد الباحثين باستعمال الحزمة الحاسوبية Eviews9

تبين نتائج الاختبار باستعمال معيار المعلومات (LWZ) وجود مقطعين في سلسلة معدل الصرف الحقيقي الفعلي يحدد تاريخهما في الشهر الثامن من سنة 1990 والشهر الخامس من سنة 2002، اما معيار (BIC) فيحدد وجود ثلاث مقاطع في الشهر السابع من سنة 1990 والشهر الثالث من سنة 1996 والشهر السادس من سنة 2002.

3. اختبارات جذر الوحدة بوجود مقطع هيكل:

بينت اختبارات جذر الوحدة التقليدية محدودية نتائجها في حالة احتواء السلسلة محل الدراسة لمقاطع هيكلية في التطور الديناميكي لسلوكها، حيث انه في العادة لا تستطيع هذه الاختبارات رفض فرضية عدم لوجود جذر الوحدة في حالة كان تطور سلوك السلسلة محل الدراسة مميزا بتغير مفاجئ او متدرج للسلسلة الزمنية، لهذا السبب طور كل من (Zivot , Andrews.1992) الى جانب (Perron , Vogelsang.1992)، (Im , Lee.2001) واخرون اختبارات جذر الوحدة للجيل الثالث التي تحاول الإجابة على التساؤل المتعلق بوجود جذر الوحدة داخل المركبة العشوائية في حالة اخذنا بعين الاعتبار لإمكانية وجود مقطع هيكل في اتجاه السلسلة (Bassil, 2012, p: 94). إضافة الى تميزها عن اختبارات الجيل الأول والثاني فان نتائج هذه الاختبارات تتباين من اختبار الى اخر، فبالنسبة الى (Enders. 2004) يكون اختبار جذر الوحدة ل (Perron, Vogelsang.1992) اكثر ملائمة اذا كان تاريخ المقطع الهيكل غير معلوم، اما (Shrestha, Chowdhury. 2005) فيعتبران ان تقدير قوة اختبارات جذر

الوحدة ل (Perron-Vogelsang) في حالة المقاطع الهيكلية تكون احسن من اختبار (Zivot, Andrews.1992) (Parpiev, 2016, p: 25). في هذه المرحلة الأخيرة من البحث سنحاول الإجابة على التساؤل المذكور سابقا المتعلق بوجود جذر الوحدة في حالة اخذنا بعين الاعتبار لإمكانية وجود مقطع هيكلي في اتجاه السلسلة من خلال استعمال اختبار (Zivot, Andrews.1992) واختبار (Perron.1997).

1.3 اختبار جذر الوحدة بالمقطع الهيكلي الوحيد (Zivot, Andrews.1992)

يعتبر اختبار المقطع الداخلي الهيكلي ل (Zivot, Andrews.1992) اختبار مرحلي يستعمل كل العينة كما يستعمل مختلف المتغيرات الوهمية عند كل تاريخ ممكن للمقطع، ويحدد تاريخ المقطع لما تكون الاحصائية (t) من اختبار جذر الوحدة (DF) في أدنى قيمتها، وبالنتيجة يتم اختيار تاريخ المقطع لما يكون قبول فرض عدم اقل احتمال ممكن (Glynn, Perera, 2007, p68).

صيغة الاختبار مبنية على فرضية عدم لوجود جذر الوحدة بدون مقطع هيكلي ضد الفرضية البديلة لصيرورة مستقرة باتجاه مع مقطع هيكلي في الاتجاه في تاريخ غير معلوم (Alimi, 2011, p: 107). تحتوي الفرضية البديلة حسب الباحثين على ثلاث حالات حسب طبيعة المقطع الهيكلي المحدد من خلال ثلاث نماذج رئيسية (النموذج (A) (B) (C)).

- النموذج (A) التغير الداخلي في المستوى .

$$\Delta y_t = c$$

- النموذج (B) التغير الداخلي في ميل الاتجاه .

$$\Delta y_t = c$$

- النموذج (C) التغير الداخلي في المستوى وفي ميل الاتجاه .

$$\Delta y_t = c$$

DU_t : مؤشر المتغيرة الوهمية الخاصة بإمكانية وجود مقطع هيكلي في المستوى.

DT_t : تمثل التغير في اتجاه المتغيرة.

$$DU_t = \begin{cases} 1 \\ 0 \end{cases}$$

تمثل فرضية العدم في جميع هذه النماذج حالة ($\alpha=0$) التي تمثل وجود جذر الوحدة بثابت مع انعدام وجود مقطع هيكلي، اما فرض البديل فهو في حالة ($\alpha<0$) وتمثل السلسلة ذات السيروورة المستقرة باتجاه مع وجود مقطع هيكلي واحد (Waheed, Ghauri, 2007, p6).
تبين نتائج اختبار جذر الوحدة الموضحة في الجدول رقم (4) المبنية على فرضية العدم لوجود جذر الوحدة ضد الفرضية البديلة لاستقرارية مع وجود مقطع هيكلي داخلي باتجاه محدد الخاصة بمعدل الصرف الحقيقي الفعلي، عدم إمكانية رفض فرض العدم لوجود جذر الوحدة في النموذجين (B) الخاص بوجود مقطع في الاتجاه والنموذج (C) الخاص بوجود مقطع في المستوى وفي الاتجاه معا، حيث ان إحصائية (Min t-stat) المتعلقة بالنموذجين أكبر من القيم الحرجة عند جميع المستويات. عكس ذلك يتم رفض فرض العدم لجذر الوحدة وقبول الفرضية البديلة لاستقرارية السلسلة بوجود مقطع هيكلي داخلي محدد في الشهر التاسع من سنة 1990 في النموذج (A) الخاص بالتغير في المستوى، حيث ان قيمة (Min t-stat) اقل من القيمة الحرجة عند مستوى 10%.

جدول رقم: (4) نتائج اختبار جذر الوحدة (Zivot , Andrews)

النموذج	Min t-stat	Prob	Lag	Tb
A	-4.664*	-5.34* -4.8** -4.58***	2	09-1990
B	-3.350	-4.93* -4.42** -4.11***	2	06-1996
C	-4.597	-5.57* -5.08** -4.82***	2	09-1990

المصدر: اعداد الباحثين باستعمال الحزمة الحاسوبية Stata 15.1

Tb : تاريخ المقطع ، vc: القيم الحرجة مستخرجة من جدول (Zivot , Andrews .1992) ،
lag: التأخير الأمثل اعتمادا على إحصائية ستودنت ، Min t-stat : إحصائية ستودنت الدنيا ،*:
معنوية عند مستوى 1%. **: معنوية عند مستوى 5%. ***: معنوية عند مستوى 10%.

الشكل رقم (4): تحديد المقطع الهيكلي باختبار Zivot, Andrews



المصدر: اعداد الباحثين باستعمال الحزمة الحاسوبية Stata 15.1

2.3 اختبار جذر الوحدة بالمقطع الهيكلي (Perron.1997)

يعتمد (Perron.1997) في مقارنته على افتراض ان تاريخ المقطع الهيكلي غير معلوم (متغيرة داخلية) يتم تقديره داخل النموذج (Goux, 2008, pp:21-22)، صيغة الاختبار التي يستعملها تتمثل في تقدير ثلاثة نماذج هي : نموذج (IO1) الممثل للتغير الهيكلي التدريجي، يحتوي هذا النموذج تغير هيكلي في الثابت فقط والتغير يكون تدريجي، ونموذج (IO2) يحتوي في نفس الوقت على تغير تدريجي في الميل والثابت، والنموذج (AO) الذي يحتوي على تغير هيكلي مفاجئ في الميل، من خلال فترتين. النماذج بالترتيب هي:

$$y_t = \mu + \theta DMU_t + \beta trend_t + \delta D(TB)_t + \alpha y_{t-1} + b1.dy_{t-1} + \dots + bk.dy_{T-k} + \varepsilon_t \quad (11)$$

$$y_t = \mu + \theta$$

$$y_t = \mu + \beta$$

$$DT_t^* = 1$$

$$\bar{Y}_t = \alpha \bar{Y}_{t-1}$$

اختبار جذر الوحدة في هذه النماذج يشبه اختبار (DF)، اما كيفية تحديد تاريخ المقطع الهيكلي فإن (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, p10). الجدول التالي يبين نتائج هذه

الاختبارات: جدول رقم: (5) نتائج اختبار جذر الوحدة بمقطع هيكلي Perron

VC				β	δ	Tb	النموذج
----	--	--	--	---------	----------	----	---------

IO1 [14]	1990- 04	0.395 (4.892)	0.056 (1.652)	-0.008 (-3.01)	0.056- (-4.65)	-	0.933 (68.975)	**4.943	-4.64
IO2 [0]	1985- 04	0.091 (2.415)	-0.015 (-0.47)	0.0002 (0.726)	-0.28 (-2.97)	-0.001 (-0.76)	0.984 (153.03)	-2.367	-4.61
AO [14]	1997- 03	6.21 (297.5)	-	-0.007 (-45.2)	0.006 (24.87)	-	-	-3.853	-4.36

المصدر: اعداد الباحثين باستعمال الحزمة الحاسوبية Eviews9

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

اعتمدنا في الاختبار الخاص بالنموذج الأول على الطريقة التي يتم فيها تحديد تاريخ المقطع من خلاله تدنية الإحصائية (t_{θ}^*) للمعلمة المرتبطة بتغير الثابت، اما في النموذج الثاني فقد اعتمدنا على طريقة تدنية الإحصائية (t_{γ}^*) للمعامل المرتبط بتغير الميل. اما النموذج الثالث فاعتمدنا على الطريقة الأولى في اجراء الاختبار، القرار يتم من خلال مقارنة إحصائية (t) مع القيم الحرجة ويتم رفض فرض عدم لوجود جذر الوحدة ضد الفرض البديل لاستقرارية المتغيرة بوجود مقطع هيكلي في حالة قيمة (t) تكون أصغر من القيم الحرجة، اما معيار التأخير المستعمل في كل الاختبارات فقد ارتأينا استعمال إحصائية فيشر لتحديد عدد التأخيرات المثلى.

تحليل النتائج

اظهرت نتائج اختبارات جذر الوحدة ذات المقطع الهيكلية (Perron.1997) خلو سلسلة معدل الصرف الحقيقي من جذر الوحدة (مستقرة) مع وجود مقطع هيكلي مقدر في الفترة (04 :1994)، وهذا في حالة افتراض ان مستوى تغيره محدد عند الثابت فقط. عكس ذلك لا نحصل على نفس النتيجة في حالة وجود مقطع هيكلي متدرج يكون التغير الهيكلي فيه محدد عند الثابت والميل (الاتجاه)، كما بينت نتائج اختبار جذر الوحدة بمقطع هيكلي مفاجئ مقدر عند الفترة (1997: 03)، عدم إمكانية رفض فرض عدم لوجود جذر الوحدة (السلسلة غير مستقرة)،

4. الخلاصة

حاولنا من خلال هذه الورقة البحثية دراسة بنية معدل الصرف الحقيقي الفعلي للدينار الجزائري، إذ ان معرفة البنية الخاصة بتطور المتغيرات الاقتصادية يساعد في الفهم الجيد لسلوكها الى جانب الاستنتاج الأمثل لانعكاسات خصائصها البنيوية على إدراك طبيعة الصدمات المعرضة لها سواء كانت داخلية او خارجية، يمكن تلخيص نتائج بحثنا في النقاط التالية:

- بينت نتائج اختبار(Quandt-Andrews) رفض فرض العدم الخاص بانعدام وجود مقطع هيكلي عند مستوى (1%) عند (318) تاريخ محتمل للمقطع تم تقديره، وقبول الفرض البديل بوجود مقطع هيكلي داخل سلسلة معدل الصرف الحقيقي الفعلي للدينار الجزائري، كما ان التحديد الأكثر احتمالاً لتاريخ المقطع يكون في التاريخ المقابل للشهر السادس من سنة 1987.

- بينت نتائج اختبار المقاطع الهيكلية المتعددة ل (Bai-Perron) ان عدد المقاطع المحددة بتطبيق أعظم احصائية مرجحة (WDmax) وغير مرجحة (UDmax) يتمثل في مقطعين. وبالتالي نرفض فرض العدم الخاص بعدم وجود مقاطع هيكلية ونقبل الفرض البديل بوجود مقطعين، كما ان تاريخ المقطعين يتحدد في الشهر الثامن من سنة 1990 والشهر الخامس من سنة 2002.

- تبين نتائج اختبار جذر الوحدة حسب مقارنة (Zivot, Andrews.1992) الخاصة بمعدل الصرف الحقيقي الفعلي للدينار الجزائري عدم إمكانية رفض فرض العدم لوجود جذر الوحدة في النموذجين (B) الخاص بوجود مقطع في الاتجاه و النموذج (C) الخاص بوجود مقطع في المستوى وفي الاتجاه معا، حيث ان إحصائية (Min t-stat) المتعلقة بالنموذجين اكبر من القيم الحرجة عند جميع المستويات. عكس ذلك يتم رفض فرض العدم لجذر الوحدة وقبول الفرضية البديلة لاستقرارية السلسلة بوجود مقطع هيكلي داخلي عند مستوى 10% محدد في الشهر التاسع من سنة 1990 في النموذج (A) الخاص بالتغير في المستوى .

- اظهرت نتائج اختبارات جذر الوحدة ذات المقطع الهيكلي (Perron.1997) عدم إمكانية رفض فرض العدم لوجود جذر الوحدة (السلسلة غير مستقرة بدون مقطع هيكلي) في حالة النموذج (AO).

- اظهرت نتائج اختبارات جذر الوحدة ذات المقطع الهيكلي (Perron.1997) في حالة افتراض ان مستوى تغيره محدد عند الثابت فقط (النموذج (IO1))، خلو سلسلة معدل الصرف الحقيقي الفعلي للدينار الجزائري من جذر الوحدة مع وجود مقطع هيكلي مقدر في الشهر الرابع

من سنة 1990، عكس ذلك لا نحصل على نفس النتيجة في حالة وجود مقطع هيكلي متدرج (النموذج (IO2)) حيث يكون التغير الهيكلي فيه محدد عند الثابت والميل (الاتجاه) معا.

- اغلب الاختبارات تشترك في اعتبار ان سنة 1990 مع بعض الاختلاف الخاص بتاريخ الشهر تمثل المقطع الهيكلي الرئيسي في تطور سلوك معدل الصرف الحقيقي الفعلي للدينار الجزائري، هذا يعني ان دراسة وجود جذر الوحدة داخل السلسلة بدون الأخذ بعين الاعتبار لوجود مقطع هيكلي في هذا التاريخ يقود الى نتائج خاطئة. أهمها ان صيرورة المعدل تتبع صيرورة (DS) وبالتالي فالصددمات الخارجية تمثل المؤثر الرئيسي في تطور سلوكه. عكس ذلك فان دراسة هذا السلوك بوجود مقطع هيكلي تؤدي الى نتائج معاكسة أهمها ان الصدمات الداخلية ذات التغذية الذاتية هي المحرك الأساسي لتطور معدل الصرف الحقيقي الفعلي للدينار الجزائري.

➤ قائمة المصادر والمراجع:

1. **Alimi Mohsen, (2011)** Comparaison des méthodes de sélection de structures de modèles non-linéaires en prédiction de séries temporelles : Application à la prévision des cycles endogènes des séries de la production industrielle en Tunisie, Thèse Pour l'obtention du diplôme de Doctorat en Méthodes Quantitatives, Université de Sfax faculté des sciences économiques et de gestion, Tunis
2. **Andrews D.W.K , Ploberge W, (1994)**, Optimal tests when a nuisance parameter is present only under the alternative, Econometrica, Vol. 62, No. 6, 1383- 1414.
3. **Bai Jushan, Perron Pierre, (1998)** Estimating and testing linear models with multiple structural changes, Econometrica, Vol.66, No.1 (Janv., 1998) ,47-78.
4. **Bassil Charbel, (2012)**, Interaction entre racines unitaires et ruptures structurelles, Revue économique /1 (Vol. 63), p. 93-128. DOI 10.3917/reco.631.0093
5. **Byrne .Joseph P, Perman. Roger, (2006)**, Unit Roots and Structural Breaks A Survey of the litrrature, sur: https://www.gla.ac.uk/media/media_219103_en.pdf, consulte : 12-08-2018.
7. **Casini Alessandro, Perron Pierre, (2018)**, Structural Breaks in Time Series, May 9, p2, sur : <https://arxiv.org/pdf/1805.03807.pdf> consulte le 20-09-2018.
8. **Glynn John, Perera Nelson, Verma Reetu, (2007)**, Unit root tests and structural breaks: a survey with applications, University of

- Wollongong Research Online, Journal of Quantitative Methods for Economics and Business Administration, 3(1), 63-79.
9. **Goux Jean-François, (2008),** Ruptures épaisses et stationnarité en tendance : le cas du taux de change eurodollar, Working Paper GATE 2008-26.. <halshs-00333576>.
10. **Kim Tae-Hwan, Leybourne Stephen, Newbold Paul, (2002),** Unit root tests with a break in innovation variance, Journal of Econometrics 109, 365 – 387,
11. **Le Bihan Hervé, (2004),** Tests de ruptures : une application au PIB tendanciel français. In : Économie & prévision, n°163, -2, p140.
12. **Parpiev Ziyodullo , (2016),** Testing for unit roots and structural breaks, September 21, p25, sur : https://www.resakss-asia.org/files/2017/02/Day8_Session4_Structural-Breaks.pdf, consulte 15-10-2018.
13. **Perron Pierre, (1997),** L'estimation de modèles avec changements structurels multiples, L'économétrie appliquée Volume 73, numéro 1-2-3, mars-juin-septembre, p461.
14. **Perron Pierre,(2005),** Dealing with Structural Breaks, Palgrave Handbook of Econometrics, Vol. 1: Econometric Theory.
15. **Prodan Ruxandra,(2006),** Potential Pitfalls in Determining Multiple Structural Changes with an Application to Purchasing Power Parity, University of Houston, sur:
16. [http //www.uh.edu/~rprodan/potential%20pifalls-final.pdf](http://www.uh.edu/~rprodan/potential%20pifalls-final.pdf), consulte le 25-07-2018.
17. **Waheed Muhammad , Alam Tasneem , Ghauri Saghir Pervaiz, (2007),** Structural breaks and unit root: evidence from Pakistani macroeconomic time series , sur ://mpa.ub.uni-muenchen.de/1797/MPRA Paper No. 1797, consulte : 22-09-2018.
18. **Weideman, J. Inglesi-Lotz, R ,Van Heerden, J , (2017),**Structural Breaks in Renewable Energy in South Africa: A Bai & Perron Break Test Application., Renewable and Sustainable Energy Reviews, Elsevier, vol. 78(C), pages 945-954.