الخصائص السكونية للسلاسل الزمنية، تطبيق على المتغيرات المالية في الجزائر، منهج الاختبارات، للفترة 1970-2017

Stationary time series and its properties, An application for the Algerian budget variables, testing methods 1970-2017

صديقي حفصة[1] *، بوشه محمد [2]

[1] مخبر مستقبل الاقتصاد الجزائري خارج المحروقات - جامعة بومرداس (الجزائر)، h.seddiki@univ-boumerdes.dz

[2] مخبر مستقبل الاقتصاد الجزائري خارج المحروقات - جامعة بومرداس (الجزائر)، m.boucha@univ-boumerdes.dz

تاريخ الاستلام: 2021/08/04 تاريخ القبول: 2021/09/20 تاريخ النشر: 2021/12/30

ملخص:

يهدف هذا البحث إلى تحليل خصائص السلاسل الزمنية والتحقق من فرضية سيرورة المشي العشوائي والتغيرات الهيكلية لمتغيرات السياسة المالية في الجزائر للفترة الممتدة من سنة 1970 إلى سنة 2017، باستعمال اختبارات جذر الوحدة التقليدية وذات التغير الهيكلي المقدر.

نتائج البحث تبين أن جميع المتغيرات تحتوي على جذر الوحدة وأنها من النوع (DS) ما عدا متغيرة الإنفاق الكلي بالأسعار الثابتة التي تظهر سلوك سيرورة من نوع (ts) مع وجود تغير هيكلي، إلى جانب تكرر سنة (2008) كتاريخ للتغير الهيكلي في سلوك أغلب متغيرات الدراسة.

كلمات مفتاحية: اختبارات جذر الوحدة ، المتغيرات المالية، التغير الهيكلي.

تصنيفات JEL : C51،C32،C22

Abstract:

This research aims to analyze the characteristics of time series and verify the hypothesis of the random walk process and the structural changes of the fiscal policy variables in Algeria for the period from 1970 to 2017, using the traditional unit root tests with estimated structural change.

The results of the research show that all the variables contain a unit root and are of type (DS), except for the variable total expenditure at constant prices, which shows the behavior of a process of type (ts) with the presence of structural change, in addition to the recurrence of the year (2008) as the date of the structural change in the behavior of most study variables.

Keywords: unit root tests ; financial variables ; structural change.
JEL Classification Codes: C22, C32, C51

* المؤلف المرسل.

1. مقدمة:

يمثل تحليل السلاسل الزمنية مجال واسع وذو أهمية كبيرة في الدراسات الاقتصادية عامة والتطبيقية خاصة، فهو في العادة يعتبر المرحلة الأولى لأية نمذجة قياسية تحاول تفسير العلاقة الموجودة بين المتغيرات الاقتصادية، و يهدف بالأساس إلى محاولة تحديد مركبات الظاهرة الاقتصادية ممثلة في معطيات سلاسل زمنية مولدة من طرف السيرورات الخاصة بها، كما أن الغاية الأهم في معرفة مركبات السلسلة الزمنية لمتغيرة إقتصادية ما هو تفسير نتائج الصدمات التي تتعرض لها هذه السلسلة في الأمدين القصير والبعيد، وتحديد السلوك المستقبلي الذي تسلكه بعد تعرضها لهذه الصدمات التي تكون غالبا ذات طبيعة عشوائية تعبر عن تفاعلات قوى العرض والطلب داخل الاقتصاد من جهة أو عن قرارات السياسة النقدية أو المالية المفاجئة والتي تأثر في سلوك العديد من المتغيرات الاقتصادية من جهة أخرى. لذا اتجهت الكثير من الأبحاث التطبيقية إلى محاولة فهم السلوك النظامي لمجموعة كبيرة من المتغيرات الاقتصادية الكلية كالناتج المحلي الخام، المتغيرات النقدية أو المتغيرات المالية، وتفسير التقلبات والتغيرات في أنماط التطور السلوكي المستقبلي بناء على الخصائص السكونية ومميزات المركبات الأساسية لهذه الأخيرة.

إن لاتباع السلسلة الزمنية لسيرورة مستقرة باتجاه عشوائي (DS) أو لسيرورة مستقرة باتجاه محدد (ts) آثار هامة على المستوى الاقتصادي والاحصائي، فاستمرارية الصدمات العشوائية وديمومتها لا تكون إلا في حالة السيرورة (DS) أما في حالة اتباع السلسلة السيرورة (ts) فإن آثار هذه الصدمات العشوائية تكون مؤقتة وغير دائمة (Maddala, G. S,1992,p582) ، هذا يعني أن آثار الصدمات النقدية غير دائمة على الناتج الوطني الخام، ففي حالة كون سلسلة الناتج الوطني من النوع (DS) فإن تقلبات هذا الأخير تفسر من خلال الصدمات الحقيقية وليس النقدية، من هنا يتضح جليا أهمية معرفة شكل السيرورة المولدة وقيمة جذر الوحدة في الدراسات الاقتصادية.

تشترك أغلب البحوث التطبيقية في هذا الإطار على تأكيد الدور الريادي للأبحاث الأولى لكل من (Plosser,1982 Nelson,) في تحديد وتطوير المنهج التطبيقي الخاص باختبارات الاستقرارية (السكون) ودورها في فهم التطور التاريخي والمستقبلي لأهم المتغيرات الاقتصادية، بالإضافة إلى إبراز أهمية إقحام حقيقة وجود تغيرات هيكلية في الاقتصاد عامة نتيجة تغيرات السياسة الاقتصادية من جهة والصدمات الخارجية التي يتعرض لها الاقتصاد من جهة أخرى. مما سبق يمكن بلورة إشكالية بحثنا في التساؤل التالي:

ما نوع الخصائص السكونية للمتغيرات الاقتصادية المالية في الجزائر خلال الفترة 1970-2017؟

1.1 فرضيات الدراسة:

تعتمد الدراسة على مجموعة من الفرضيات يمكن حصرها في:

- تختلف نتائج اختبارات السكون التقليدية عن نتائج اختبارات الجيل الثالث.
- تتميز متغيرات الدراسة بوجود تغيرات هيكلية في سلوكها.

- السيرورة المولدة لمتغيرة الإنفاق العام من النوع المستقر حول اتجاه تحديدي.
- تحتوي السيرورة المولدة لمتغيرات الإيرادات على المركبة العشوائية.

2.1 هدف البحث:

يهدف هذا البحث إلى محاولة تحليل الخصائص السكونية لمجموعة من المتغيرات المالية في الجزائر للفترة 1970-2019 باستعمال مقاربة نماذج اختبارات جذر الوحدة التقليدية وذات التغير الهيكلي، ومن ثم تحليل أثر الصدمات العشوائية على سلوك هذه المتغيرات وفقا لوجود أو عدم وجود جذر الوحدة داخل السيرورات المولدة لها. كما يهدف البحث إلى تحديد تواريخ التغيرات الهيكلية في بيانات هذه المتغيرات بغية الفهم الجيد لتطورها التاريخي من جهة وعدم إهمالها في حالة استعمالها للتنبؤ من جهة أخرى.

3.1 محاور البحث:

يهدف القيام بدراسة منهجية سليمة سنقوم بتقسيم هذا البحث إلى ثلاثة محاور رئيسية، في المحور الأول سنتناول مجموعة من الدراسات السابقة والتي اهتمت بموضوع بحثنا بطريقة مباشرة أو غير مباشرة، أما المحور الثاني فسنتناول فيه الإطار النظري الخاص بمنهج اختبارات السكون وأهمية تحليل السيرورات المولدة لبيانات السلاسل الزمنية، نتبعه بالمحور الثالث الخاص بالدراسة التطبيقية والذي نحاول من خلاله الإجابة على إشكالية البحث من خلال إجراء مختلف الاختبارات المتعلقة باكتشاف وجود تغيرات هيكلية داخل بيانات السلسلة من جهة واستخلاص الخصائص السكونية لبيانات السلاسل الزمنية الخاصة بمعطيات الدراسة من جهة أخرى، وفي الأخير سنقوم بعرض جميع النتائج في إطار خاتمة لهذا البحث.

2. الدراسات السابقة

- دراسة (**Lanne ,M, Lutkepohl,H ,2002**) التي حاول من خلالها إجراء مقارنة لأداء اختبارات جذر الوحدة التي تأخذ بعين الاعتبار وجود تغير في مستوى السيرورة المولدة للمعطيات في تاريخ معلوم، واستنتج البحث ان الاختبارات التي تعتمد على تقدير العنصر المحدد داخل السلسلة الزمنية بطريقة (GLS) تحت فرض العدم لجذر الوحدة، أكثر قوة من الاختبارات التي تعتمد على طريقة (OLS) في تقدير الجزء التحديدي لمركبة السلسلة الزمنية.
- دراسة (**Franses,P,H,1991**) التي حاول من خلالها تطبيق مرشح متوسطات متحركة على سيرورة انحدار ذاتي من الرتبة الأولى، استنتج الباحث أن الارتباط الذاتي للسلسلة المرشحة أكبر من الارتباط الذاتي للسلسلة الأصلية في حالة كانت سيرورة الانحدار الذاتي من الرتبة الأولى مستقرة، من جهة أخرى إذا كانت السيرورة المولدة غير مستقرة، فإن السلسلة المرشحة تكون غير مستقرة.
- دراسة (**Phillips,P,C, Perron,P,1987**) التي استعمل فيها نسخة من اختبار ((Phillips ,1985) الذي أقحم فيه تصحيح غير معلمي للارتباط الذاتي الناجم عن الأخطاء الديناميكية والذي استعمل في دراسة (Stock and Watson) بدون ثابت. حاول الباحث استعمال هذا القسم من الاختبارات الغير معلمية المطورة من

طرف (Phillips and Perron ,1986) في التحقق من السيرورة المولدة لمعطيات الناتج المحلي الفردي في الولايات المتحدة الامريكية.

- دراسة (**Nelson and Plosser ,1982**) اللذان استعملا اختبار (Dickey-Fuller ,1979) للتفريق بين السيرورات المستقرة حول اتجاه عام والسيرورات التي تحتوي على جذر الوحدة لمجموعة كبيرة من متغيرات الاقتصاد الكلي في الولايات المتحدة الامريكية، وكانت نتائج البحث أن كل المتغيرات الاقتصادية تحتوي على جذر الوحدة ما عدى متغيرة التشغيل. ونتيجة لذلك فإن عدم استقرارية المتغيرات الاقتصادية عموما تكون ذات طبيعة عشوائية.
- دراسة (**Olekalns,N,1994**)، حاول من خلالها الباحث تأكيد النتيجة المعروفة حول ضعف قوة اختبار ديكي فولر في حالة تحويل السلاسل الزمنية الفصلية من خلال مرشح المتوسطات المتحركة، وهذا من خلال التحقق من قوة الاختبار في حالة تعديل السلسلة الفصلية من خلال استعمال متغيرات صماء عوض مرشح المتوسطات المتحركة باستعمال محاكاة مونتي كارلو، وقد كانت نتائج بحثه موافقة للنتائج الأولى لحقيقة ضعف قوة اختبار ديكي فولر في حالة تعديل السلاسل الزمنية الفصلية.
- دراسة (**Walton,D,R,1988**) التي حاول من خلالها التحقق من السيرورات المولدة لمجموعة من بيانات السلاسل الزمنية لمتغيرات الاقتصاد الكلي في بريطانيا أهمها الناتج المحلي الحقيقي لفترات مختلفة وباستعمال اختبار ديكي فولر وفيليب بيرون واختبار(Bhargarvo test)، بينت نتائج البحث أنه لا يمكن رفض فرض العدم لوجود جذر الوحدة لأغلب المتغيرات خلال معظم فترات الدراسة.
- دراسة (**Ling,T,Y,2013**) اهتم الباحث من خلال هذه الدراسة بالتحقق من فرضية جذر الوحدة والتغير الهيكلي لمجموعة من السلاسل الزمنية الخاصة بالمتغيرات الاقتصادية لدول منظمة (ASEAN) خلال الفترة 1960-2010 استنتج الباحث ارتباط التغير الهيكلي في البيانات المولدة لمجموعة كبيرة من المتغيرات بأزمة النفط لسنة 1973 وبالأزمة المالية الاسيوية97-98، كما أن نتائج الاستقرارية (السكون) متباينة بين الاختبارات الخاصة بالجيل الأول والاختبارات المعتمدة على وجود تغير هيكلي في بيانات المتغيرات.

3. الإطار النظري للدراسة

يؤدي منهج تحليل السلاسل الزمنية بعناصره الأساسية كالاستقرارية (السكون)، الارتباط الذاتي، الشوشرة البيضاء، الاستحداثات أو الصدمات العشوائية، دورا محوريا واساسيا في الدراسات التطبيقية (Francq,C,Zakoian,J,M,2019.p1). يرجع (Kirchgässner,G, Wolters,J,2007) بداية الاهتمام الفعلي بالخصائص الإحصائية للسلاسل الزمنية إلى سنة 1970 مع نشر كتاب (G E.P. Box and G. M. Jenkins) المعنون (Time Series Analysis, Forecasting and Control). حيث أن تطور الاهتمام بموضوع القياس الاقتصادي كفرع مهم من فروع علم الاقتصاد أدى إلى التعامل أكثر مع معطيات السلاسل الزمنية، غير أن الاهتمام لم يكن منصبا كثيرا على الخصائص الإحصائية لهذه السلاسل.

1.3 أهمية الاستقرارية(السكون)

تتوزع اهتمامات البحوث التجريبية بين النمذجة القياسية أو التنبؤ، غير أنه للتمكن من إجراء الإستدلال الاحصائي لبنية السيرورة العشوائية الخاصة ببيانات متغيرة ما بناء على مشاهداتها يجب عادة وضع بعض الفرضيات حول هذه البنية، تجمع أغلب البحوث التطبيقية على اعتبار فرضية الاستقرارية(السكون) من بين أهم هذه الفرضيات، فمفهوم الاستقرارية(السكون) يؤدي دورا أساسيا في تحليل السلاسل الزمنية حيث يكافئ في البحوث التطبيقية فرضية الاستقلالية والتوزيع المتماثل (iid) في الإحصاء (Francq,C,Zakoian,J,M,2019.p1).

تتمثل الفكرة الأساسية للاستقرارية(السكون) في عدم تغير القوانين الاحتمالية التي تسير سلوك السيرورة العشوائية للمتغيرة عبر الزمن، بمعنى أن السيرورة متواجدة في توازنها الاحصائي (statistical equilibrium) (Cryer.J.D , Chan.K.S,2008.p16). أما اذا كانت بيانات المتغيرات غير مستقرة فإنها تنعكس في صورة إرتفاع قيمة معامل التحديد كتعبير لجودة معادلة الانحدار في مقابل إنخفاض في قيمة إحصائية داربن واتسن الكاشفة لحالة وجود ارتباط ذاتي بين بواقي هذا الانحدار، فإنعدام هذه الفرضية يقودنا إلى ما يسميه (C.W.J. Granger and P. Newbold,1974,p111) مفهوم الانحدار زائف.

2.3 الاختبارات الإحصائية للاستقرارية(السكون)

شهدت البحوث التطبيقية في فرع تحليل السلاسل الزمنية ثورة في مجال اختبارات الاستقرارية(السكون)، حيث تعددت هذه الطرق وتطورت بين طرق معلمية وطرق غير معلمية، في هذا الإطار يعتبر اختبار (Dicky,Fuller,1979) أشهر الاختبارات المستعملة المبنية على مفهوم جذر الوحدة ، ويعتمد الاختبار على تقدير ثلاث نماذج أساسية تميز عادة سلوك المتغيرات، وهي النموذج العام الذي يحتوي على مركبة الاتجاه العام المحدد إضافة إلى الثابت، والنموذج الانحداري الخاص بالثابت فقط وأخيرا النموذج الخالي من مركبة الاتجاه العام ومن الثابت، مع الإشارة إلى أن التوزيع الخاص بالاختبار غير معياري ولا يتبع توزيع ستودنت حيث ان القيم الحرجة للاختبار استخلصت لأول مرة من طرف (Wayne A. Fuller 1976, Table 8.5.2, p. 373) عن طريق المحاكاة، وحاليا يتم استعمال القيم الحرجة (Mackinnon,J,G, 1991, p. 275) (Kirchgässner,G, Wolters,J,2007.p166). إضافة إلى ذلك فإن توزيع إحصائية الاختبار لا تتعلق فقط بالسيرورة المولدة للمعطيات بل تتعلق أيضا بالنموذج الذي يتم من خلاله الإختبار(Banerjee et autre,2003,p100) مع الإشارة إلى أن هذه الاختبارات لا تعطي أهمية لإمكانية وجود تغيرات هيكلية داخل معطيات السلاسل الزمنية، مما عرضها إلى الكثير من الانتقادات، إلى جانب حساسيتها لعدد التأخيرات المستعملة داخل النماذج بهدف تصحيح مشكل الارتباط الذاتي التسلسلي.

3.3 أثر التغير الهيكلي

من أهم المشاكل التي تواجهها اختبارات جذر الوحدة التقليدية هو إمكانية وجود تغير هيكلي في السيرورة المستقرة حول اتجاه محدد، مما يجعل من إمكانية رفض فرض العدم لوجود جذر الوحدة مستحيلة حتى في

العينات الكبيرة، حيث أن قوة الاختبار تؤول تقاربيا إلى الصفر. مع الإشارة إلى أنه يمكن في حالة تحديد تاريخ التغير الهيكلي اجراء اختبارات جذر الوحدة من خلال تقسيم العينة إلى قسمين، قسم ما قبل التغير الهيكلي وقسم ما بعد التغير الهيكلي ومن ثم إجراء اختبارات الاستقرارية(السكون) المختلفة، غير ان المشكل الأساسي في هذه الطريقة هو تصغير حجم العينة مما يعني تدنية قوة الاختبار (Kirchgässner,G, Wolters,J,2007.p176).

تحتوي الاسهامات الإحصائية والقياسية على عدد كبير من البحوث التي اهتمت بالتغيرات الهيكلية، يمكن ذكر بالنسبة إلى الانحدارات الخطية أعمال (Chow ,1960) (Quandt ,1958) (Salvas-Bronsard ,1970) التي اعتمدت على أن تاريخ التغير الهيكلي معلوم، بعدها تطورت الأفكار وتحولت إلى الاهتمام بالتغيرات الهيكلية بتواريخ غير معلومة، يمكن في هذا الإطار ذكر أهم الإسهامات الحديثة في أبحاث (Andrews ,1993) و(Andrews et Ploberger ,1994) التي من خلالها تم تطوير العديد من الاختبارات الإحصائية ذات الخصائص الامثلية، إلى جانت اعمال (Bai ,1994, 1995) (Bai, Lumsdaine et Stock ,1994) التي تحتوي على نتائج هامة متعلقة بالتوزيع التقاربي لمقدر تاريخ التغير الهيكلي الوحيد (Perron,2018,p458).

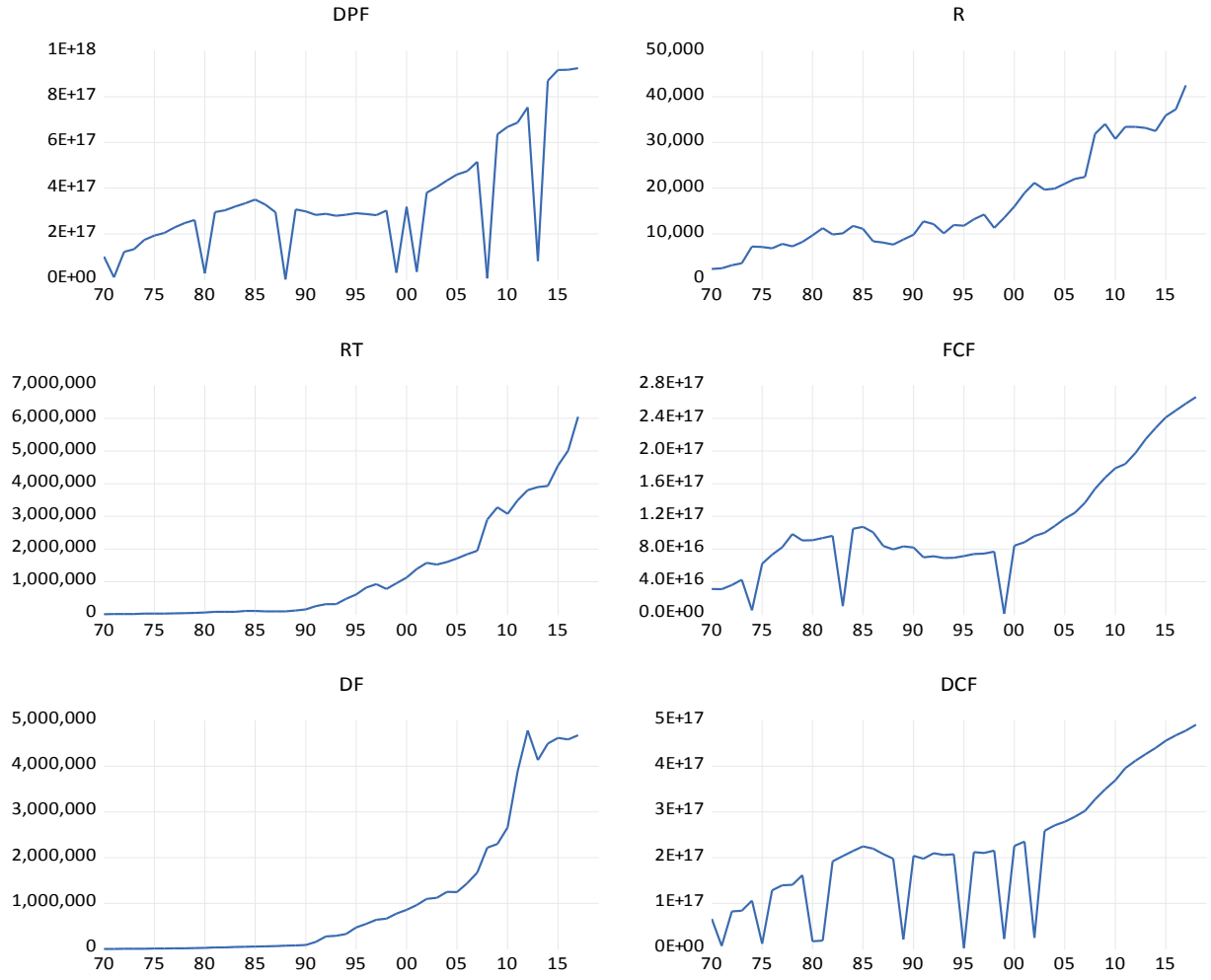
4. الدراسة التطبيقية

سنحاول في هذا المحور من الدراسة إجراء مختلف الاختبارات المتعلقة باكتشاف وجود تغيرات هيكلية داخل بيانات السلسلة الزمنية لمتغيرة الإنفاق الكلي بالأسعار الثابتة والتي نرمز لها ب (DPF)، بيانات متغيرة الإيرادات الكلية بالأسعار الثابتة التي نرمز لها ب(R) وتمثل الإيرادات الكلية نسبة إلى مكمش الناتج المحلي الخام، إلى جانب بيانات متغيرة الإيرادات الكلية بالأسعار الجارية (RT) وأخيرا بيانات متغيرة تكوين رأس المال الثابت (FCF)، متغيرة نفقات التسيير(DF) و نفقات الاستهلاك النهائي(DCF)، ثم في مرحلة ثانية سنتناول نوعين من اختبارات جذر الوحدة لتأكيد أو نفي النتائج المستخرجة من اختبارات المقاطع الهيكلية.

1.4 التحليل البياني لمتغيرات الدراسة

تمثل السلاسل المستخدمة في الدراسة معطيات سنوية خاصة بالفترة الممتدة من سنة 1970 إلى سنة 2017، وقد تم الحصول على هذه البيانات من قاعدة بيانات الإحصاءات المالية الدولية (IFS/FMI) .

الشكل رقم (1) التمثيل البياني للمتغيرات المالية



المصدر: إعداد الباحثين بالاعتماد على معطيات قاعدة بيانات الإحصاءات المالية الدولية (IFS/FMI). باستعمال الحزمة الحاسوبية Eviews9

من خلال ملاحظة التمثيل البياني للتطور الديناميكي لمختلف السلاسل نلاحظ نقاط انقلاب كبيرة في كل من سلسلة (DPF) و(DCF) وبشكل أقل في سلسلة (FCF)، اما السلاسل الأخرى (R)، (RT) و(DF) فما يلاحظ على سلوكها هو وجود مركبة الاتجاه العام التي يمكن ان تكون محددة أو عشوائية وهي ذات اتجاه موجب خلال كل فترة الدراسة مع غياب لنقاط انقلاب ظاهرة.

2.4 اختبارات الاستقرارية(السكون) التقليدية

سنهتم في هذه المرحلة من البحث بدراسة خصائص الاستقرارية(السكون) لكل متغيرة من متغيرات الدراسة، وسنستعمل لهذا الغرض اختباران هما اختبار (Dicky,Fuller,1979) واختبار (Philips, Perron,1988)، مع الإشارة إلى أن اختبار (Philips, Perron) يعتمد على نفس النماذج المستعملة في اختبار (Dicky,Fuller,1979) كما ان القيم الحرجة لاختبار يمكن استخراجها مباشرة من جداول اختبار هذا الأخير.

تجدر الإشارة إلى وجود عدة مقاربات في استعمال اختبار (ADF)، أهمها مقاربة (Bourbonnais) و(hurlin)، (enders, 2014). وتختلف طريقة الاختبار من حيث ترتيب مراحل الاختبار وطريقة انجاز الاختبار، ففي حين ان مقاربة (Bourbonnais) و(hurlin) تعتمد على تحديد النموذج الممثل لسلوك السيرورة المولدة للبيانات

أولا من بين النماذج الثلاثة، ثم إجراء اختبار جذر الوحدة على النموذج المناسب فقط ومن ثم الإقرار باستقرارية أو عدم استقرارية السلسلة الزمنية. تعتمد طريقة (enders) على إجراء اختبار واحد في كل مرة على وجود مركبة من مركبات السلاسل الزمنية (الثابت، الاتجاه العام) إلى جانب جذر الوحدة باستعمال إحصائية فيشر. كما يوجد اتجاه ثالث يستعمل كثيرا في البحوث التطبيقية وهو المستعمل في هذا البحث متمثل في إجراء اختبار جذر الوحدة على النماذج الثلاث، وفي حالة عدم توافق جميع الاختبارات على نتيجة الاستقرارية نميل إلى رفض فرض الاستقرارية، وإعادة الاختبار بعد إجراء تحويل على السلسلة الأصلية. نتائج الاختباران موضحة في الجدول رقم (1).

جدول رقم (1) : اختبارات جذر الوحدة عند المستوى

PP		DCF	DF	DPF	FCF	R	RT
With Constant	t-Statistic	-1.61	1.72	-3.14	0.10	1.90	11.13
	Prob.	**0.46**	**0.99**	**0.02**	**0.96**	**0.99**	**1.00**
With Constant & Trend	t-Statistic	-4.79	-0.74	-5.43	-1.70	-0.81	5.43
	Prob.	**0.00**	**0.96**	**0.00**	**0.73**	**0.95**	**1.00**
Without Constant & Trend	t-Statistic	0.40	2.89	-1.28	1.89	4.86	12.80
	Prob.	**0.79**	**0.99**	**0.18**	**0.98**	**1.00**	**1.00**
ADF		DCF	DF	DPF	FCF	R	RT
With Constant	t-Statistic	-0.38	4.46	0.88	0.29	0.99	5.21
	Prob.	**0.90**	**1.00**	**0.99**	**0.97**	**0.99**	**1.00**
With Constant & Trend	t-Statistic	-4.71	3.49	-5.31	-0.99	-0.95	1.50
	Prob.	**0.00**	**1.00**	**0.00**	**0.93**	**0.94**	**1.00**
Without Constant & Trend	t-Statistic	1.13	4.73	2.32	1.74	2.86	7.02
	Prob.	**0.93**	**1.00**	**0.99**	**0.97**	**0.99**	**1.00**

المصدر: إعداد الباحثين باستعمال الحزمة الحاسوبية Eviews9

من خلال النتائج الملخصة في الجدول رقم (1) يمكن أن نستنتج التالي:

يبين اختبار (ADF) الذي يمثل اختبار ديكي وفولر المطور (Augmented DF) المطبق بهدف تصحيح مشكل الارتباط الذاتي للبواقي داخل معادلة الاختبار أن المتغيرات (DF) (FCF) (R) (RT) تحتوي على جذر الوحدة إذ أنه لا يمكن رفض فرض العدم لوجود جذر الوحدة في جميع النماذج المختبرة، سواء النموذج الأول أو الثاني أو الثالث، حيث أن جميع قيم الإحصاءات المحسوبة للاختبار أكبر من القيم المجدولة عند جميع مستويات المعنوية، تسمى السيرورة التي تحتوي على جذر الوحدة كما في حالتنا هذه بسيرورة المشي العشوائي، وهي تمثل سلسلة زمنية تفتقد لشرط الاستقرارية(السكون) بالمعنى الضعيف (Ruey S. Tsay,2010.p72) . أما بالنسبة إلى متغيرة (DPF) و(DCF) فنلاحظ من خلال النتائج أنه يمكن رفض فرض العدم لوجود جذر الوحدة في النموذج العام فقط وهو النموذج الذي يحتوي على مركبة الاتجاه العام المحدد وحد الثابت.

بالنسبة إلى نتائج اختبار (PP) فإنها تشبه إلى حد يكاد يكون متطابق نتائج اختبار (ADF)، ما عدى متغيرة (DPF) التي يتم فيها رفض فرض العدم في النموذج الخاص بوجود الثابت فقط إلى جانب النموذج العام. مع الإشارة إلى قوة نتائج اختبار (PP) مقارنة مع اختبار (ADF) في حالة وجود مشكل عدم تجانس تباين الخطأ داخل بواقي معادلة الاختبار (Schwert ,1987)، من ناحية أخرى يلاحظ أن الاختبار يرفض فرض العدم لوجود جذر الوحدة في أغلب الأحيان اذا احتوت السيرورة المولدة للمعطيات على المتوسطات المتحركة للبواقي (Chowdhury,A,1993.p63).

في هذه الحالة ونظرا لتباين النتائج حسب النموذج المختبر فإننا نميل إلى الشك في استقرارية السلاسل عند المستوى، لهذا نلجأ إلى إعادة إجراء اختبار الاستقرارية لبيانات متغيرات الدراسة بعد اجراء الفرق الأول. نتائج اختبار الاستقرارية (السكون) للسلاسل عند الفرق الأول موضحة في الجدول رقم (2).

جدول رقم (2):اختبارات جذر الوحدة عند الفرق الاول

ADF		d(DCF)	d(DF)	d(DPF)	d(FCF)	d(R)	d(RT)
With Constant	t-Statistic	-8.46	-5.42	-7.13	-10.45	-6.33	0.48
	Prob.	**0.00**	**0.00**	**0.00**	**0.00**	**0.00**	**0.98**
With Constant & Trend	t-Statistic	-8.44	-4.49	-7.32	-6.91	-6.55	-1.80
	Prob.	**0.00**	**0.00**	**0.00**	**0.00**	**0.00**	**0.68**
Without Constant & Trend	t-Statistic	-8.20	2.26	-6.52	-10.03	-5.49	1.20
	Prob.	**0.00**	**0.99**	**0.00**	**0.00**	**0.00**	**0.93**
PP		d(DCF)	d(DF)	d(DPF)	d(FCF)	d(R)	d(RT)
With Constant	t-Statistic	-18.70	-5.42	-24.69	-11.25	-6.29	-3.29
	Prob.	**0.00**	**0.00**	**0.00**	**0.00**	**0.00**	**0.02**
With Constant & Trend	t-Statistic	-24.67	-6.06	-25.13	-12.02	-6.72	-4.86
	Prob.	**0.00**	**0.00**	**0.00**	**0.00**	**0.00**	**0.00**
Without Constant & Trend	t-Statistic	-12.92	-5.04	-13.93	-10.11	-5.46	-2.26
	Prob.	**0.00**	**0.00**	**0.00**	**0.00**	**0.00**	**0.02**

المصدر: إعداد الباحثين باستعمال الحزمة الحاسوبية Eviews9

تبين نتائج الجدول رقم (2) الخاصة باختبارات جذر الوحدة لمتغيرات الدراسة عند الفرق الأول أنه لا يمكن رفض الفرض البديل المتعلق بخلو بيانات المعطيات من جذر الوحدة، إذ أن جميع القيم المحسوبة لإحصاءات اختبار (ADF) و (PP) أقل من القيم المجدولة عند مختلف مستويات المعنوية في جميع النماذج المختبرة. الحالة الشاذة الوحيدة متعلقة بمتغيرة (RT) التي تختلف فيها نتائج الاختباران، ففي حين أن اختبار (ADF) بين استقرار المتغيرة عند الفرق الأول فإنه لا يمكن من خلال نتائج اختبار (PP) رفض فرض العدم لوجود جذر الوحدة، سنتأكد من هذه النتائج من خلال اختبارات جذر الوحدة للجيل الثالث المسمات اختبارات جذر الوحدة بوجود تغير هيكلي. لكن قبل هذا سنتأكد أولا من إمكانية وجود تغيرات هيكلية من خلال اختبارات

التغير الهيكلي لكل من (Quandt-Andrews.1994) و(Bai , Perron .1998).

3.4 اختبارات التغير الهيكلي

1.3.4 اختبار (Quandt-Andrews.1994)

تعطى نتائج الاختبار من خلال الجدول رقم (3).

جدول رقم (3) : نتائج اختبار (Quandt-Andrews.1994)

		Maximum LR F-statistic	Exp LR F-statistic	Ave LR F-statistic	Tbreack
DCF	Value	87.90	41.49	39.9	2004
	Prob	0.000	0.000	0.000	
DF	Value	234.17	113.67	68.73	2008
	Prob	0.000	0.000	0.000	
FCF	Value	144.29	68.70	48.03	2008
	Prob	0.000	0.000	0.000	
RT	Value	190.78	91.89	69.40	2008
	Prob	0.000	0.000	0.000	
R	Value	161.05	77.99	76.45	2008
	Prob	0.000	0.000	0.000	
DPF	Value	58.12	25.57	20.20	2009
	Prob	0.000	0.000	0.000	

المصدر: إعداد الباحثين باستعمال الحزمة الحاسوبية Eviews9

تبين نتيجة الاختبار قبول الفرض البديل الخاص بوجود تغير هيكلي عند مستوى (1%) عند مختلف التواريخ المحتملة لوجود هذا التغير الهيكلي، كما أن إحصائية (Maximum LR F) تبين أن التحديد الأكثر احتمالا لتاريخ المقطع يكون في سنة 2004 بالنسبة إلى متغيرة (DCF) وسنة 2008 بالنسبة إلى متغيرة (DF)، وهو نفس التاريخ المحدد لوجود تغير هيكلي بالنسبة إلى كل من (FCF) (RT) و(R). عكس ذلك تبين إحصائية (Maximum LR F) أن سنة 2009 تمثل تاريخ التغير الهيكلي في متغيرة (DPF). وعموما فان نتائج الاختبار تبين أن جميع البيانات الخاصة بالمتغيرات المالية في الجزائر شهدت تغير هيكلي واحد على الأقل في سلوكها خلال فترة الدراسة. بينت اختبارات التغير الهيكلي وجود تواريخ متعددة للتغير الحاصل في سلوك هذه المتغيرات، غير أن أهم هذه التغيرات مرتبطة بسنة 2008 والتي تكررت في أغلب السيرورات المولدة لهذه البيانات. مع الإشارة إلى أن سنة 2008 هي سنة الأزمة المالية العالمية (أزمة الرهون العقارية). وقد بدأت انعكاسات الأزمة المالية بالانتقال إلى الاقتصاد الحقيقي في الدول المصنعة خلال الثلاثي الرابع من سنة 2008. وهو ما أحدث نتائج وخيمة على جل الاقتصاديات. وقد أثرت هذه الأزمة بشكل كبير على التطورات المستقبلية للاقتصاد الجزائري، ففي هذه السنة

انخفضت التدفقات الاستثمارية الأجنبية بمقدار 7.6 مليار أورو حسب الوكالة الوطنية لتطوير الاستثمار (ANDI)، إلى جانب الانخفاض الملموس في صادرات المحروقات من حيث القيمة والكمية نتيجة انهيار أسعار المحروقات بنسبة 50 بالمئة، حيث انتقلت من 140 دولار للبرميل إلى 60 دولار في سبتمبر 2008، ثم إلى اقل من 40 دولار في بداية فيفري 2009. وقد كان لهذا الانخفاض آثار كبيرة على التوازنات المالية الكلية وعلى سياسات الانفاق والاستثمار المستقبلية.

2.3.4 اختبار المقاطع الهيكلية المتعددة (Bai , Perron .1998)

سوف نستعمل هذا الاختبار بعدد تغيرات هيكلية قصوى مساوية لثلاثة تغيرات، اعتمدنا في هذا الاختبار على خيار اختبار (globally optimized breaks) ، ويفترض هذا الاختبار فرض العدم الخاص بانعدام وجود أي مقطع داخل السلسلة ضد الفرض البديل الخاص باحتواء السلسلة على عدد محدد من التغيرات الهيكلية، يبين الجدول رقم (4) نتائج الاختبار الخاصة بجميع المتغيرات:

جدول رقم (4) : نتائج اختبار (Bai-Perron)

	UDmax det.breaks	WDmax det breaks	UDMax statistic*	UDMax critical value**	WDMax statistic*	WDMax critical value**	
DCF	1	3	87.90	8.88	91.13	9.91	1.2004 3.1982 ,2003 ,2011
DF	3	3	503.62	8.88	725.01	9.91	3.1995, 2004 ,2011
FCF	1	3	144.29	8.88	146.47	9.91	1.2008, 3.1977 ,2005,2012
RT	2	2	224.48	8.88	266.76	9.91	2.1996 ,2008
R	3	3	304.63	8.88	492.5	9.91	3.1979 ,2000,2008 3.1977,1991,2001
DPF	1	1	58.12	8.88	58.12	9.91	1.2009

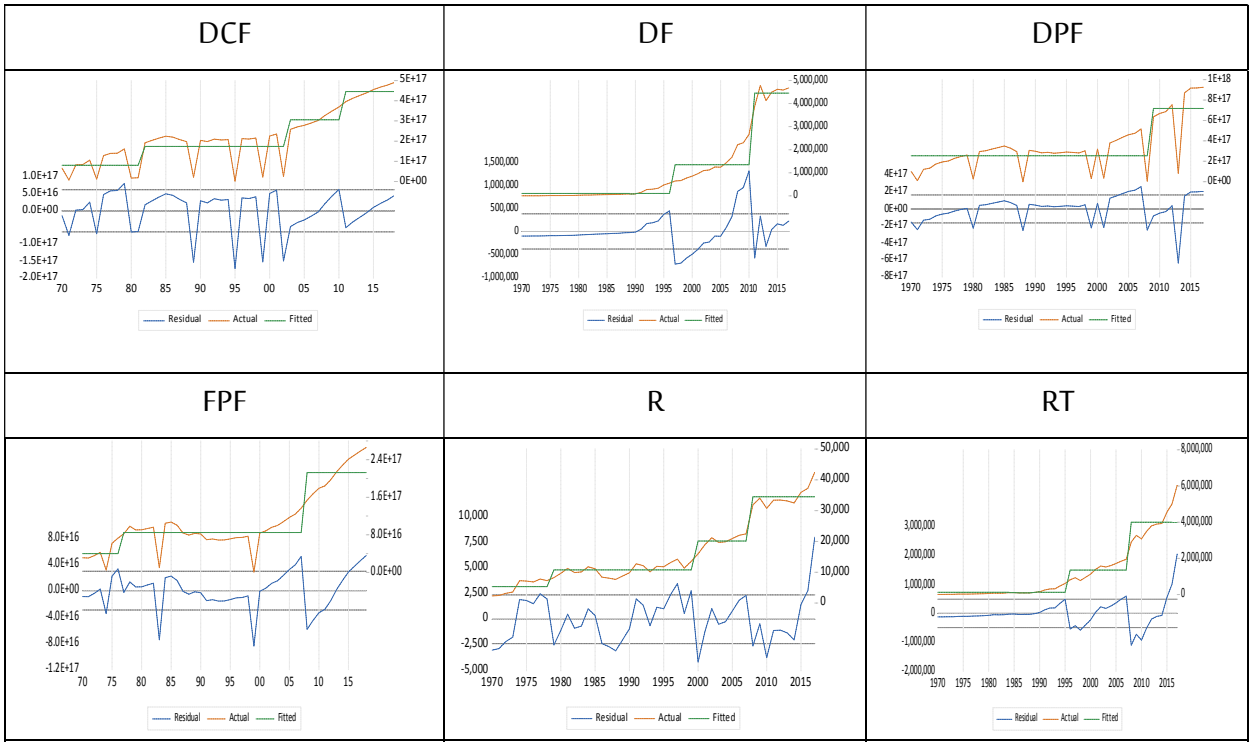
المصدر: إعداد الباحثين باستعمال الحزمة الحاسوبية Eviews9

تبين نتائج الاختبار الخاصة بوجود عدد محدد من التغيرات الهيكلية في السلاسل الزمنية الخاصة بمتغيرات السياسة المالية استنتاجات متباينة، فباستعمال أعظم إحصائية غير مرجحة (UDmax) تم تحديد تغير هيكلي واحد بالنسبة إلى كل من متغيرة (DCF) (FCF) و(DPF) حدد تاريخه على التوالي في سنة (2004) (2008) و(2009). أما بالنسبة إلى السلاسل الزمنية الخاصة بكل من (DF) (RT) و(R) فقد اشتركت كل من سلسلة (DF) و(R) بعدد التغيرات الهيكلية المحددة ب(3) تحددت على التوالي في سنوات (2011, 2004 ,1995) وسنوات (2000,2008, 1979) على التوالي، أما بالنسبة إلى متغيرة (RT) فقد حددت إحصائية (UDmax) وجود تغيرين هيكليين داخل السلسلة الخاصة بها في كل من سنة (1996) وسنة (2008).

أما بالنسبة إلى أعظم إحصائية مرجحة (WDmax) فقد حددت وجود ثلاثة تغيرات هيكلية خاصة بكل من سلسلة (DCF) (DF) (FCF) و(R) حددت تواريخها على التوالي في سنوات (2011, 2003, 1982) (1995, 2004 2011,) (2005,2012, 1977) و(1977,1991,2001). أما بالنسبة إلى متغيرة (RT) و(DPF) فقد تم تحديد وجود تغيرين هيكليين في (RT) بتاريخ (2008, 1996) وتغير وحيد في سلسلة (DPF) بتاريخ (2009). تجدر الإشارة إلى تكرر سنة (2008) كتاريخ للتغير الهيكلي في اغلب المتغيرات.

حاولنا من جهة أخرى وبغرض التأكد من النتائج السابقة استعمال الاختيار المرحلي فكانت النتائج متقاربة بشكل كبير، والشكل رقم (2) يبين مختلف التغيرات الهيكلية الموجودة في السلاسل الزمنية لمتغيرات السياسة المالية في الجزائر.

شكل رقم (2): التمثيل البياني للتغيرات الهيكلية في المستوى



المصدر: إعداد الباحثين باستعمال الحزمة الحاسوبية Eviews9

4.4 اختبارات جذر الوحدة من الجيل الثالث

سنقوم في هذه المرحلة من البحث بإجراء اختبارات جذر الوحدة من الجيل الثالث وأول هذه الاختبارات المستعملة هو اختبار (Perron,1997).

1.4.4 اختبار (Perron,1997)

تجدر الإشارة إلى أن فرض العدم في هذا الاختبار يمثل وجود جذر الوحدة مع تغير هيكلي في المستوى يتم تحديد تاريخه من خلال إحصائية (t) التي يستخدمها (Perron)، أما الفرض البديل فهو استقرارية المتغيرة حول اتجاه عام محدد، القرار يتم من خلال مقارنة إحصائية (t) مع القيم الحرجة ويتم رفض فرض العدم لوجود جذر الوحدة ضد الفرض البديل في حالة قيمة (t) تكون أصغر من القيم الحرجة مع العلم أن عدد التأخيرات

المستعملة في الاختبار محددة بأربع تأخيرات كأقصى حد؛ أما المعيار المستعمل فهو معيار شوارتز .نتائج هذا الاختبار بالنسبة إلى جميع المتغيرات ملخصة في الجدول رقم (5).

جدول رقم(5): نتائج اختبار جذر الوحدة بتغير هيكلي في المستوى

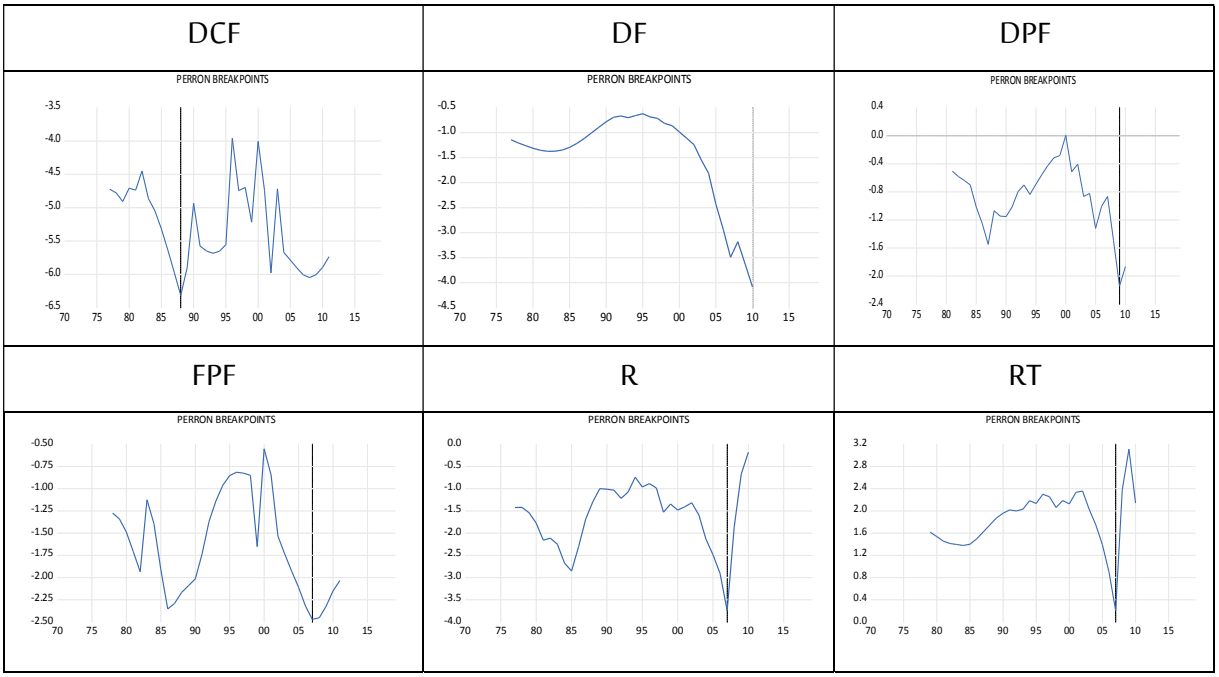
	DCF	DF	DPF	FPF	R	RT
	t-Statistic	t-Statistic	t-Statistic	t-Statistic	t-Statistic	t-Statistic
Perron Unit Root Test	-6.314755	-4.085975	-2.142456	-2.470310	-3.746076	0.202829
1% critical value:	-5.92	-5.92	-5.92	-5.92	-5.92	-5.92
5% critical value:	-5.23	-5.23	-5.23	-5.23	-5.23	-5.23
10% critical value:	-4.92	-4.92	-4.92	-4.92	-4.92	-4.92
Time breack	1988	2010	2009	2007	2007	2007

المصدر: إعداد الباحثين باستعمال الحزمة الحاسوبية Eviews9

من خلال النتائج المبينة في الجدول رقم (5) نلاحظ أن الحالة الوحيدة التي يتم فيها رفض فرض العدم تتعلق بمتغيرة (DCF) حيث القيمة المحسوبة لاحصائية (t) أصغر من القيمة المجدولة، وتحدد إحصائية (min stat) تاريخ التغير الهيكلي الأكثر احتمالا في سنة 1988. أما بالنسبة إلى المتغيرات الأخرى فقد بينت النتائج أن إحصاءات (t) المحسوبة كلها أكبر من القيم الحرجة وبالتالي لا يمكننا رفض فرض العدم لوجود جذر الوحدة حتى في حالة افتراض إمكانية وجود تغير هيكلي في مستوى بيانات هذه المتغيرات.

الشكل رقم (3) يبين تواريخ تحدد التغيرات الهيكلية في متغيرات الدراسة:

شكل رقم (3): تواريخ التغيرات الهيكلية الأكثر احتمالا



المصدر: إعداد الباحثين باستعمال الحزمة الحاسوبية Eviews9

- **حالة التغير الهيكلي في ميل الاتجاه العام**

سنقوم الآن بإجراء اختبار (Perron,1997) عندما يكون التغير الهيكلي في ميل الاتجاه وليس في المستوى، نتائج الاختبار مبينة في الجدول رقم (6).

جدول رقم(6): نتائج اختبار جذر الوحدة بتغير هيكلي في ميل الاتجاه

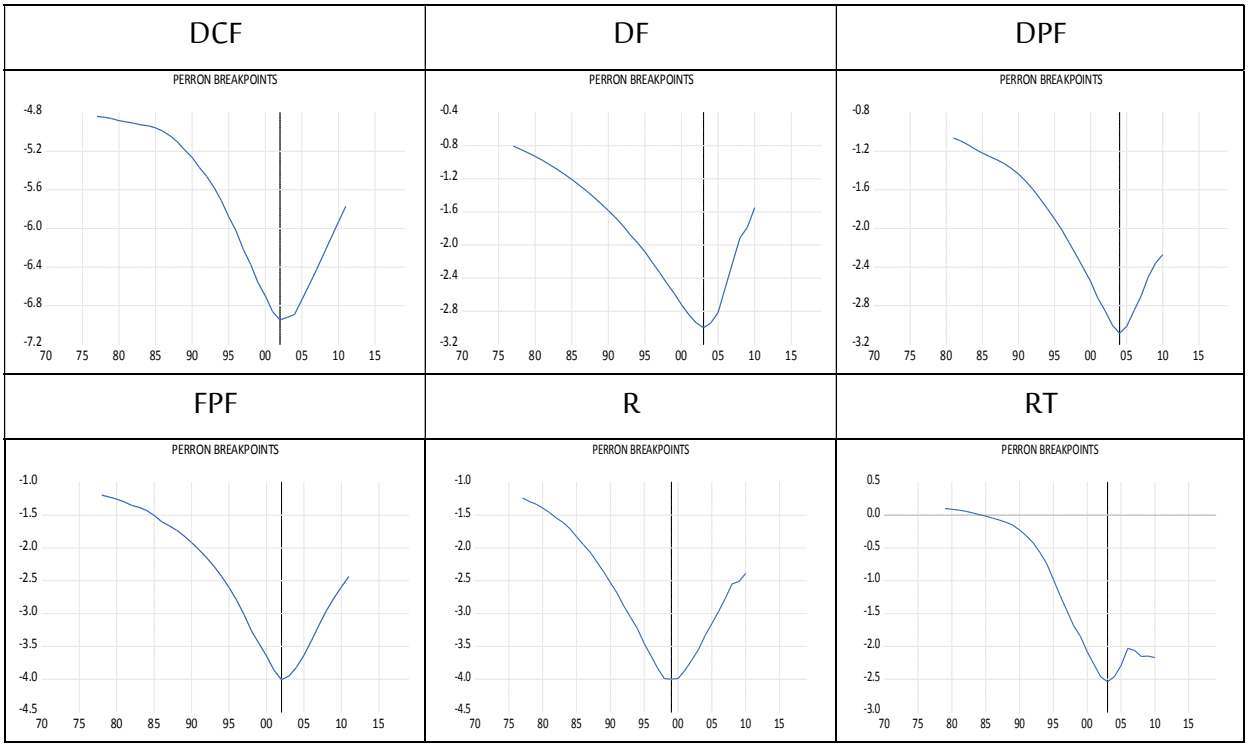
	dcf	df	dpf	fpf	r	rt
	t-Statistic	t-Statistic	t-Statistic	t-Statistic	t-Statistic	t-Statistic
Perron Unit Root Test	-6.946	-2.998	-3.085	-4.008	-3.999	-2.539
1% critical value:	-5.45	-5.45	-5.45	-5.45	-5.45	-5.45
5% critical value:	-4.83	-4.83	-4.83	-4.83	-4.83	-4.83
10% critical value:	-4.48	-4.48	-4.48	-4.48	-4.48	-4.48
Time breack	2002	2003	2004	2002	1999	2003

المصدر: إعداد الباحثين باستعمال الحزمة الحاسوبية Eviews9

تبين نتائج الجدول رقم (6) أنه لا يوجد أي فرق في نتائج الاختبارات الخاصة بتغير هيكلي في ميل الاتجاه العام مع النتائج المتوصل إليها في حالة التغير الهيكلي في المستوى، إذ أننا نلاحظ أن الحالة الوحيدة التي يتم فيها رفض فرض العدم هي نفسها لحالة التغير الهيكلي في المستوى وتتعلق بمتغيرة (DCF)، حيث القيمة المحسوبة لإحصائية (t) أصغر من القيمة المجدولة، وتحدد إحصائية (min stat) تاريخ التغير الهيكلي في الاتجاه العام الأكثر احتمالا في سنة 2002. أما بالنسبة إلى المتغيرات الأخرى فقد بينت النتائج أنه لا يمكننا رفض فرض العدم لوجود جذر الوحدة حتى في حالة افتراض إمكانية وجود تغير هيكلي في ميل الاتجاه العام.

يبين الشكل رقم (4) تواريخ التغيرات الهيكلية في ميل الاتجاه لمتغيرات الدراسة:

شكل رقم (4): تواريخ التغيرات الهيكلية الأكثر احتمالا في ميل الاتجاه



المصدر: إعداد الباحثين باستعمال الحزمة الحاسوبية Eviews9

- **حالة التغير الهيكلي في المستوى وميل الاتجاه العام معا**

سنقوم الان بإجراء اختبار (Perron,1997) عندما يكون التغير الهيكلي في المستوى وميل الاتجاه العام معا، نتائج الاختبار مبينة في الجدول رقم (7).

جدول رقم(7): نتائج اختبار جذر الوحدة بتغير هيكلي في الميل والمستوى

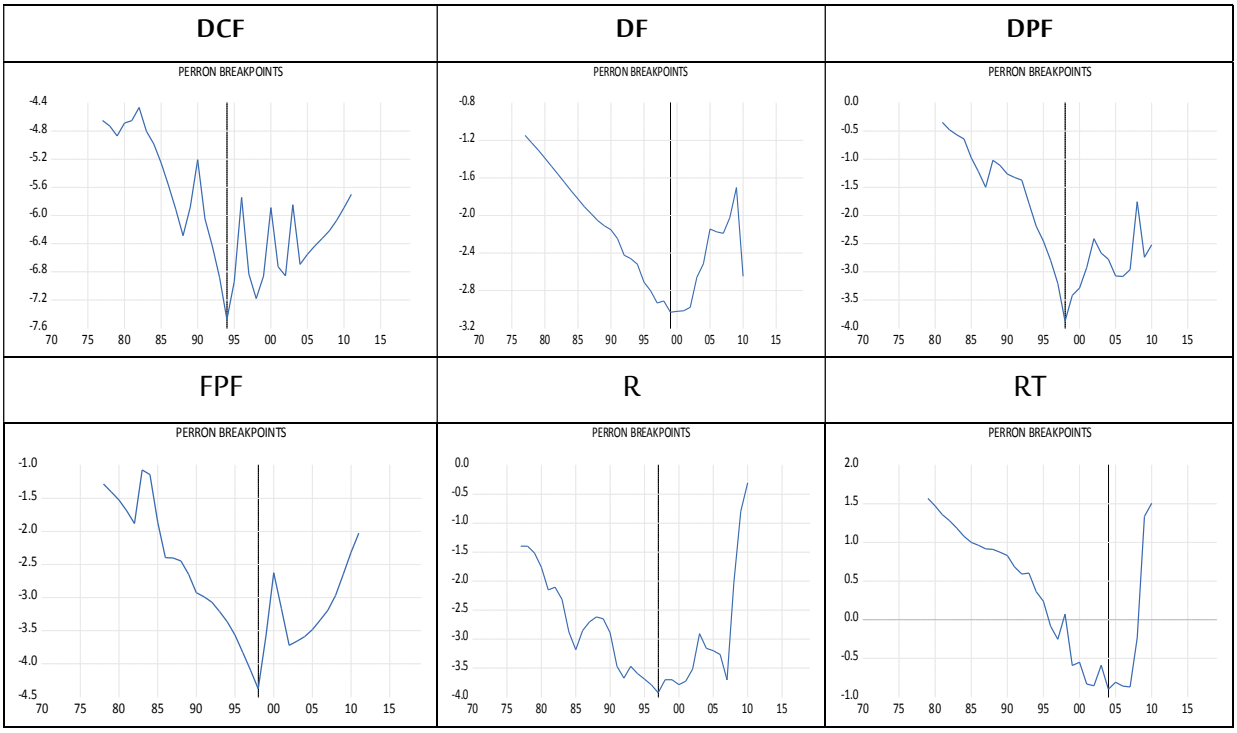
	DCF	DF	DPF	FPF	R	RT
	t-Statistic	t-Statistic	t-Statistic	t-Statistic	t-Statistic	t-Statistic
Perron Unit Root Test	-7.477719	-3.030772	-3.878055	-4.376581	-3.927341	-0.899878
1% critical value:	-6.32	-6.32	-6.32	-6.32	-6.32	-6.32
5% critical value:	-5.59	-5.59	-5.59	-5.59	-5.59	-5.59
10% critical value:	-5.29	-5.29	-5.29	-5.29	-5.29	-5.29
Time breack	1994	1999	1998	1998	1997	2004

المصدر: إعداد الباحثين باستعمال الحزمة الحاسوبية Eviews9

تؤكد نتائج هذا الاختبار الأخير بصورة قطعية أن المتغيرة الوحيدة التي قد تكون خالية من جذر الوحدة هي متغيرة (DCF)، فرفض فرض العدم لوجود جذر الوحدة تكرر خلال الاختبارات الثلاث مما يرجح نتيجة استقرارية السلسلة حول مركبة اتجاه عام مع إمكانية وجود تغير هيكلي إن كان في المستوى فتاريخه سنة (1988) أما إن كان في ميل الاتجاه العام فتاريخه محدد في سنة (2002)، أخيرا وفي حالة افتراض التغير الهيكلي في المتوسط وفي ميل الاتجاه معا فأكبر احتمال لتاريخ التغير الهيكلي سيكون في سنة (1994). أما بالنسبة إلى

بقية المتغيرات فقد بينت النتائج سواء باستعمال اختبارات جذر الوحدة التقليدية أو من الجيل الثالث أن جميع بياناتها تحتوي على جذر الوحدة بتغيرات هيكلية في تواريخ مختلفة.

شكل رقم (5): تواريخ التغيرات الهيكلية الأكثر احتمالا



المصدر: إعداد الباحثين باستعمال الحزمة الحاسوبية Eviews9

2.4.4 اختبار جذر الوحدة ذات التغير الهيكلي الوحيد (Zivot , Andrews .1992)

يعتبر اختبار (Zivot , Andrews .1992) من أفضل وأول الاختبارات الخاصة بجذر الوحدة ذات التغير الهيكلي الوحيد في بيانات السلسلة. ويجرى الاختبار اعتماد على ثلاث نماذج، حيث يمثل النموذج الأول الافتراض الخاص بوجود تغير هيكلي في مستوى بيانات السلسلة، أما النموذج الثاني فيفترض أن التغير الهيكلي يحدث في ميل الاتجاه العام، وأخيرا النموذج الأخير الذي يمثل الحالة التي يكون فيها التغير الهيكلي في المستوى وميل الاتجاه العام معا. مع الإشارة إلى أن صيغة الاختبار مماثلة لصيغة اختبار (Perron) سنقوم في هذه المرحلة من البحث بإجراء هذا الاختبار اعتماد على النماذج الثلاث، ومن ثم إجراء المقارنة بين نتائج هذا الاختبار ونتائج اختبار (Perron). نتائج الاختبار مبينة في الجداول رقم (8) (9) (10) .

- **حالة التغير في المستوى**

جدول رقم(8): نتائج اختبار جذر الوحدة حالة التغير في المستوى

	DCF	DF	DPF	FPF	R	RT
	t-Statistic	t-Statistic	t-Statistic	t-Statistic	t-Statistic	t-Statistic
Zivot-Andrews test	-6.340064	-3.516304	-2.180082	-2.403061	-3.730410	-0.142592
1% critical value:	-5.34	-5.34	-5.34	-5.34	-5.34	-5.34
5% critical value:	-4.93	-4.93	-4.93	-4.93	-4.93	-4.93
10% critical value:	-4.58	-4.58	-4.58	-4.58	-4.58	-4.58
Time breack	1989	2010	2009	2008	2008	2008

المصدر: من إعداد الباحثين باستعمال الحزمة الحاسوبية Eviews9

- **حالة التغير في الاتجاه العام**

جدول رقم(9): نتائج اختبار جذر الوحدة التغير في الاتجاه العام

	DCF	DF	DPF	FPF	R	RT
	t-Statistic	t-Statistic	t-Statistic	t-Statistic	t-Statistic	t-Statistic
Zivot-Andrews test	-6.803085	-3.137340	-3.388122	-3.976176	-4.011648	-1.373524
1% critical value:	-4.80	-4.80	-4.80	-4.80	-4.80	-4.80
5% critical value:	-4.42	-4.42	-4.42	-4.42	-4.42	-4.42
10% critical value:	-4.11	-4.11	-4.11	-4.11	-4.11	-4.11
Time breack	2003	2002	2003	2000	1999	2004

المصدر: من إعداد الباحثين باستعمال الحزمة الحاسوبية Eviews9

- **حالة التغير في المستوى والاتجاه العام**

جدول رقم(10): نتائج اختبار جذر الوحدة التغير في المستوى والاتجاه العام

	DCF	DF	DPF	FPF	R	RT
	t-Statistic	t-Statistic	t-Statistic	t-Statistic	t-Statistic	t-Statistic
Zivot-Andrews test	-7.556408	-3.008071	-3.943277	-4.431334	-3.951210	-1.335593
1% critical value:	-5.57	-5.57	-5.57	-5.57	-5.57	-5.57
5% critical value:	-5.08	-5.08	-5.08	-5.08	-5.08	-5.08
10% critical value:	-4.82	-4.82	-4.82	-4.82	-4.82	-4.82
Time breack	1995	2000	1999	1999	1998	2005

المصدر: من إعداد الباحثين باستعمال الحزمة الحاسوبية Eviews9

تبين نتائج الاختبار عدم وجود اختلاف مع نتائج اختبار (Perron) ، فاختبار (ZA) يؤكد حقيقة أن المتغيرة الوحيدة الخالية من جذر الوحدة هي متغيرة (DPF)، وأنها مستقرة حول اتجاه عام محدد، عكس كل المتغيرات الأخرى التي تحتوي على جذر الوحدة مع احتمال وجود تغيرات هيكلية تختلف تواريخها من متغيرة إلى أخرى. وإذا

كانت النتائج متماثلة في تحديد نوع السيرورة المولدة للمعطيات إلا أن تواريخ التغيرات الهيكلية تختلف من اختبار إلى آخر بفترة زمنية واحدة في الغالب، ويمكن ملاحظة ذلك من خلال الجدول التالي:

جدول رقم(11): تواريخ التغيرات الهيكلية

المتغيرات	الاختبارات	نموذج التغير في المستوى	نموذج التغير في ميل الاتجاه العام	نموذج التغير في المستوى والاتجاه العام
DCF	Perron	1988	2002	1994
	Zivot-Andrews	1989	2003	1995
DF	Perron	2010	2003	1999
	Zivot-Andrews	2010	2002	2000
DPF	Perron	2009	2004	1998
	Zivot-Andrews	2009	2003	1999
FCF	Perron	2007	2002	1998
	Zivot-Andrews	2008	2000	1999
R	Perron	2007	1999	1997
	Zivot-Andrews	2008	1999	1998
RT	Perron	2007	2003	2004
	Zivot-Andrews	2008	2004	2005

المصدر: من إعداد الباحثين بالاعتماد على نتائج الاختبارات

5. خاتمة

حاولنا من خلال هذا البحث التحقق من الخصائص السكونية لمجموعة من المتغيرات المالية في الجزائر للفترة الممتدة من سنة 1970 إلى سنة 2017 باستعمال اختبارات الجيل الأول والثالث من اختبارات جذر الوحدة، إلى جانب اختبارات التغير الهيكلي الوحيد والمتعدد، يمكن تلخيص نتائج البحث في النقاط التالية:

- تبين نتائج اختبارات جذر الوحدة التقليدية شبه تطابق بين نتائج اختبار ديكي وفولر ونتائج اختبار فيليبس بيرون إلا في حالة متغيرة الانفاق الكلي بالأسعار الثابتة التي يتم فيها قبول الفرض البديل في النموذج الخاص بوجود الثابت إلى جانب النموذج العام. هذا يدل على أن جودة الاختبارين متماثلة في العينات المتوسطة، كما تبين أن الاختبار الأكثر تحيزا لقبول فرض العدم هو اختبار ديكي وفولر.
- بينت نتائج اختبارات التغير الهيكلي الوحيد أو المتعدد أن جميع البيانات الخاصة بالمتغيرات المالية في الجزائر شهدت تغير هيكلي واحد على الأقل في سلوكها خلال فترة الدراسة، هذا يعني أن تجاهل هذه الخاصية في بيانات هذه المتغيرات يؤدي حتما في الدراسات التطبيقية إلى نتائج زائفة لا تعبر حقيقة عن سلوك بيانات هذه المتغيرات.
- تبين نتائج اختبارات جذر الوحدة ذات التغيرات الهيكلية المستعملة عدم وجود تباين بين النتيجتين، فاختبار (ZA) يؤكد نتائج اختبار (Perron) في أن المتغيرة الوحيدة الخالية من جذر الوحدة هي متغيرة الإنفاق الكلي

بالأسعار الثابتة، وأنها مستقرة حول اتجاه عام محدد، هذا يعني أنها تتبع السيرورة (ts) ، مع الإشارة إلى أن الفرق الجوهري بين السيرورة (DS) بثابت والسيرورة(ts) هو أن المتوسط والتباين الخاص بالأولى دالة للزمن، أما السيرورة الثانية فيكون المتوسط فقط دالة في الزمن عكس التباين الذي يكون مستقل عن الزمن.

- سلوك متغيرة الإنفاق الكلي بالأسعار الثابتة للسيرورة (ts) يعني أن جميع الصدمات العشوائية التي تتعرض لها ذات تأثير ضرفي وغير دائم، مما يعني أن تطبيق سياسات دعم وتحفيز الانفاق العام لن تكون لها أثار دائمة في المدى البعيد على تغيرات هذا الأخير، ولن تتعدى هذه التأثيرات المدى القصير.
- تختلف تواريخ التغيرات الهيكلية من اختبار إلى آخر بتأخير لا يتعدى الفترة الواحدة، مع الإشارة إلى تكرر سنة (2008) كتاريخ للتغير الهيكلي في أغلب المتغيرات.
- بينت النتائج سواء باستعمال اختبارات جذر الوحدة التقليدية أو من الجيل الثالث أن بيانات متغيرة الإيرادات الكلية بالأسعار الثابتة، إلى جانب بيانات متغيرة الإيرادات الكلية بالأسعار الجارية، متغيرة تكوين رأس المال الثابت، متغيرة نفقات التسيير ومتغيرة نفقات الاستهلاك النهائي، كلها تحتوي على جذر الوحدة بتغيرات هيكلية في تواريخ مختلفة.
- سلوك جميع المتغيرات المالية لسيرورة المشي العشوائي يعني تمتعها بذاكرة قوية حيث أنها تتذكر كل الصدمات العشوائية السابقة، القريبة والبعيدة. وهذا ما يعرف اقتصاديا بالآثار المستمرة على المتغيرات، ويفسر على أنه لا يمكن مشاهدة أي آثار محصورة في المدى القصير نتيجة تغير مفاجئ في السياسة الاقتصادية المتبعة أو نتيجة صدمة خارجية، عكس ذلك فإن هذه الآثار تستمر في المدى البعيد.

6. قائمة المراجع:

1. *Banerjee,A, Dolado,J,J. Galbraith,J,W. and Hendry,D, (2003),CO-Integration, Error Correction, and the Econometric Analysis of Non-Stationary Data Oxsford University Press, Reprinted 2003*
2. *Chowdhury,A ,R (1993),Univariate time-series behaviour of merger activity and its various components in the United States, Applied Financial Economics, 1993, 3, 61-66.*
3. *Cryer,J,D. Chan,K,S.(2008), Time Series Analysis With Applications in R Second Edition,p16, © 2008 Springer Science+Business Media, LLC, springer.com*
4. *Franses,P,H, (1991), Moving average filters and unit roots, Economics Letters 37 (1991) 399-403 North-Holland*
5. *Francq,C , Zakoian,J,M,(2019), GARCH Models Structure, Statistical Inference and Financial Applications Second Edition , © 2019 John Wiley & Sons Ltd*
6. *Granger,C.W,J and Newbold,P, (1974) Spurious Regressions in Econometrics, Journal of Econometrics 2 (1974) 111-120. (6 North-Holland Publishing Company.*
7. *Kirchgässner,G. Wolters,J,(2007), Introduction to Modern Time Series Analysis, © Springer-Verlag Berlin Heidelberg .*

8. *Lanne ,M. Lutkepohl,H, (2002), Unit root tests for time series with level shifts: a comparison of different proposals, Economics Letters 75 (2002) 109–114, 2002 Elsevier Science B.V.*
9. *Ling,T,Y. Mohd Nor,A,H,S. Saud,N,A and Zailati Ahmad (2013), Testing for Unit Roots and Structural Breaks: Evidence from Selected ASEAN Macroeconomic Time Series, International Journal of Trade, Economics and Finance, Vol. 4, No. 4, August 2013.*
10. *Maddala, G. S,(1992), Introduction to econometrics. - 2nd ed. Copyright O 1992 by Macmillan Publishing Company, a division of Macmillan, Inc.*
11. *Olekalns,N,(1994),Testing for unit roots in seasonally adjusted data, Economics Letters 45 (1994) 273-279 ,1994 Elsevier Science B.V. All rights reserved*
12. *Perron, P. (1997). L'estimation de modèles avec changements structurels multiples. L'Actualité économique, 73(1-2-3), 457– 505. https://doi.org/10.7202/602236ar*
13. *Perron,P. Phillips,P,C,B, (1987),Does GNP Have A Unit Root? A re-evaluation, Economics Letters 23 (1987) 139-145 North-Holland.*
14. *Tsay,R,S, (2010), Analysis of Financial Time Series Third Edition, A JOHN WILEY & SONS, INC., PUBLICATION, Copyright 2010 by John Wiley & Sons, Inc. All rights reserved.*
15. *Walton,D,W ,(1988), Does GNP Have A Unit Root? Evidence for the UK, Economics Letters 26 (1988) 219-224 North-Holland*