



اختبارات جذر الوحدة والانكسارات الهيكلية: دراسة تطبيقية على سلسلة سعر البترول

جوادي علي
هدروق أحمد

المجلة العلمية المستقبل الاقتصادي



ديسمبر 2022 المجلد 10 – العدد. 01
الصفحات من 205 إلى 221

E-ISSN 2676-2218
P-ISSN 2352-9660

المقال متوفر على الرابط التالي:

<https://www.asjp.cerist.dz/en/PresentationRevue/583>

للاستشهاد بهذا المقال

جوادي ع.، هدروق أ.، (2022)، "اختبارات جذر الوحدة والانكسارات الهيكلية: دراسة تطبيقية على سلسلة سعر البترول"، المجلة العلمية المستقبل الاقتصادي، المجلد 10. العدد 01، ص. 221-205.

اختبارات جذر الوحدة والانكسارات الهيكلية: دراسة

تطبيقية على سلسلة سعر البترول

Unit Root Tests and Structural Breaks: Empirical Study on The Oil Price Serie

أحمد هدروق

جامعة يحي فارس- المدية، (الجزائر)

hadroug84@gmail.com

علي جوادي (1)

جامعة آكلي محند أولحاج-البويرة، (الجزائر)

a.djouadi@univ-bouira.dz

تاريخ القبول: 2022/06/16

تاريخ الارسال: 2021/10/30

الملخص: : تهدف هذه الورقة البحثية إلى دراسة اختبارات جذر الوحدة في حالة وجود انكسارات هيكلية، وتم تطبيق هذه الاختبارات على سلسلة سعر البترول للفترة 1960-2018، وتم في هذا الصدد إجراء بعض الاختبارات التي تأخذ بعين الاعتبار الانكسارات الهيكلية. وأظهرت النتائج أن سلسلة سعر البترول لديها جذر الوحدة وانكسارات هيكلية تحدث بسرعة، إضافة إلى أن أغلب تواريخ الانكسارات الهيكلية كانت قريبة أو مصادفة للأزمات الاقتصادية، كما أشارت النتائج إلى وجوب استخدام أكثر من اختبار عند الكشف عن الانكسارات الهيكلية في السلسلة الزمنية.

الكلمات الدالة: اختبارات جذر الوحدة، الانكسارات الهيكلية، سعر البترول.

تصنيف جال: C12، C22، E30.

Abstract: This paper aims to study unit root and structural breaks tests for the oil price series during the period 1960-2018. In this framework were conducted different tests of the unit root with structural breaks, which enabled to compare the possible differences, and we discuss the distinction between taking structural break dates as exogenously determined, and endogenously testing break dates. The results show that the oil price has unit root and that breaks are rapidly. In addition, most of the dates of structural breaks were coincidental with economic crises. The results also indicate that more than one test should be used and compared when testing structural breaks in time series.

Key words: Unit Root test; Structural Breaks; Oil price;

JEL classification : C12; C22; E30;

المقدمة:

من المعلوم أن طريقة المربعات الصغرى العادية (OLS) تفترض عند تقدير نماذج الانحدار أن متوسطات وتباينات المتغيرات تكون ثابتة مع مرور الزمن. لكن معظم متغيرات الاقتصاد الكلي تكون متوسطاتها وتبايناتها متغيرة مع الزمن، هذه المتغيرات تسمى بالمتغيرات غير المستقرة أو لها جذر الوحدة، وتعطي طريقة (OLS) تفسيرات مضللة عندما تحتوي معادلة الانحدار على متغيرات غير مستقرة (Glynn, Perera, & Verma, 2007, p. 65).

أصبح معرفة تاريخ التغيرات الهيكلية المتعلقة بمتغيرات الاقتصاد الكلي ضرورة لفهم ديناميكيات هذا الأخير بشكل أفضل في بيئة اقتصادية غير مستقرة. فمنذ تسعينيات القرن الماضي، تم نشر عدد كبير من الدراسات حول جذر الوحدة والانكسارات الهيكلية في نمذجة الاقتصاد الكلي. والدافع وراء هذه الدراسات هو أن اختبارات جذر الوحدة مع انكسارات الهيكلية لها بعض المزايا، فهي تجنب وجود تحيز لعدم الاستقرار، كما يمكن أن تحدد تاريخ حدوث الانكسار الهيكلية المحتمل (Glynn, Perera, & Verma, 2007, p. 67).

عند النظر إلى تطور أسعار البترول نجد تقلب في الأسعار وفق الأزمات النفطية، على غرار عامي 1973 و 1976 ثم 1986 وغيرها من الأزمات، ويمكن اعتبار هذه السنوات بمثابة نقاط انكسار هيكلية في سعر البترول، وحتى لو فرضنا بأن الانكسارات حدثت في هذه التواريخ، سيكون من المثير للاهتمام معرفة ما إذا كانت هذه التواريخ تتوافق مع تواريخ الانكسار المحددة داخليا.

بناء على ما سبق تبرز معالم إشكالية البحث في السؤال الآتي:

ما هي الانكسارات الهيكلية التي يمكن تحديدها في سلسلة سعر البترول؟ وهل تحدث فترات انكسار محددة داخليا في تواريخ الأزمات الاقتصادية؟

ومن أجل الاحاطة بموضوع البحث قمنا بطرح الأسئلة الفرعية التالية:

- ما المقصود بالانكسارات الهيكلية في السلاسل الزمنية؟

- هل تتأثر اختبارات جذر الوحدة في حالة وجود انكسارات هيكلية؟

- هل تحتوي سلسلة سعر البترول للفترة 1960-2018 على انكسارات هيكلية؟

■ فرضيات البحث

وكإجابة مبدئية للأسئلة الفرعية نضع الفرضيات التالية:

- يؤدي وجود الانكسارات الهيكلية ضمن اختبارات جذر الوحدة إلى نتائج جوهريّة في اختبار الاستقرارية.

- تحتوي سلسلة سعر البترول للفترة 1960-2018 على انكسارات هيكلية.

■ هدف البحث

نسعى من خلال هذا البحث إلى تحقيق هدفين أساسيين، أولاً مدى أهمية الانكسارات الهيكلية في متغيرات الاقتصاد الكلي، إذ يؤثر وجود هذه الانكسارات على تفسير بعض النظريات الاقتصادية، ويؤدي إلى استنتاجات غير صحيحة وتوقعات غير دقيقة، أما الهدف الثاني فهو تبين أهمية اختبارات جذر الوحدة المتضمنة الانكسارات الهيكلية سواء داخليا أو خارجيا.

■ منهجية البحث

تم الاعتماد على المنهج الوصفي التحليلي لوصف وتحليل سلسلة سعر البترول من أجل دراسة الازمات التي أثرت فيه، كما تم الاعتماد أيضا على المنهج الاستقرائي المتضمن الأدوات الاحصائية والقياسية من أجل اختبار وجود الانكسارات الهيكلية في جذر الوحدة.

■ محاور البحث

لتحقيق أهداف البحث تم تقسيمه إلى محورين أساسيين وخاتمة؛ حيث يتناول المحور الأول الإطار النظري لاختبارات جذر الوحدة والانكسارات الهيكلية بدءا باختبار ديكي فولر المطور ADF، واختبار Chow، واختبار Zivot-Andrews، وأخيرا اختبار Clemente، Montanes and Reyes. أما المحور الثاني فخصص للدراسة التطبيقية لاختبارات جذر الوحدة والانكسارات الهيكلية ومقارنة النتائج، وينتهي البحث بخاتمة تتضمن النتائج.

1. الإطار النظري لاختبارات جذر الوحدة والانكسارات الهيكلية

قبل معالجة أي سلسلة زمنية يجب دراسة خصائصها العشوائية، فإذا كان متوسطها وتباينها يتغيران مع الزمن فإن هذه السلسلة تكون غير مستقرة، أما إذا كانت خصائصها مستقلة عن الزمن فإن هذه السلسلة تكون مستقرة (Bourbonnais, 2015, p. 239).

1.1 مفهوم الانكسار الهيكلي

يطلق على تغير سلسلة زمنية بشكل مفاجئ في وقت ما بالانكسار الهيكلي. حيث يمكن أن تعكس هذه الانكسارات الهيكلية التغير المؤسساتي أو التشريعي أو الفني، كما يمكن أن تعكس أيضا التغيرات في السياسات الاقتصادية أو الصدمات الاقتصادية الكبيرة مثل أزمة النفط في عام 1973. ومن المشكلات المحددة الشائعة عند التعامل مع النماذج التجريبية أن غالبا ما يكون للسلسلة الزمنية المستخدمة جذر وحدة واحد أو أكثر، لذا يُقترح أنه قد يكون من الضروري عزل بعض الأحداث الاقتصادية المفردة ورؤيتها كتغيير دائم في نمط السلسلة الزمنية (Byrne & Perman, 2006, p. 2).

2.1 اختبار DF: يعتبر اختبار (Dickey-Fuller, 1979) أول اختبار استخدم للكشف عن استقرارية السلاسل الزمنية، وهو أيضا أكثر الاختبارات شيوعا، ويعتمد هذا الاختبار على النموذج:

$$y_t = \beta_0 + \beta_1 y_{t-1} + \eta + \varepsilon_t \dots (1)$$

يمكن إعادة كتابة المعادلة (1) كما يلي:

$$\Delta y_t = \beta_0 + (\beta_1 - 1)y_{t-1} + \eta + \varepsilon_t \dots (2)$$

تكون السلسلة غير مستقرة إذا كان: $\beta_1 - 1 = 0$ ، وتصبح السلسلة مستقرة بعد إجراء الفروقات، وإذا كان $t \neq 0$ فإن السلسلة مستقرة باتجاه عام (Dickey & Fuller, 1979, p. 427). ومن خصائص اختبار DF أن تكون الأخطاء غير مرتبطة فيما بينها، أما إذا كانت مرتبطة فيجب إدراج أو إضافة قيم متباطئة لـ y_t ، ويتم إعادة كتابة المعادلة (2) كما يلي:

$$\Delta y_t = \beta_0 + (\beta_1 + \beta_2 - 1)y_{t-1} - \beta_2 \Delta y_{t-1} + \eta + \varepsilon_t \dots (3)$$

يختبر هذا النموذج ما إذا كانت السلسلة الزمنية تتأثر بالصدمات المؤقتة أو الدائمة، من خلال اختبار الفرضية الصفرية: $\beta_1 + \beta_2 - 1 = 0$ ، وهذا يعنى السلسلة تملك جذر وحدة ومنها السلسلة غير مستقرة، مقابل الفرضية البديلة: $\beta_1 + \beta_2 - 1 < 0$ أي السلسلة مستقرة، و Δ هنا تشير إلى الفرق الأول لـ y_t .

ينبغي ذكر أنه من الناحية العملية يميل هذا الاختبار إلى انخفاض قوة الاختبار بمعنى أنها تميل إلى قبول جذر الوحدة بشكل متكرر أكثر مما هو مطلوب، بمعنى أن هذه الاختبارات قد تجد جذر الوحدة حتى ولو كان فعلاً غير موجود، ومن أسباب ذلك أن تكون السلسلة تحتوى على انكسارات هيكلية (جوجارات، 2015، صفحة 1057).

3.1 جذر الوحدة مع انكسار هيكلية (Unit Root Tests with Structural Break)

تتميز أغلب متغيرات السلاسل الزمنية للاقتصاد الكلي بعدم الاستقرار، وهذا يعنى أن الانكسار الهيكلية يمكن أن يكون له تأثير دائم على نمط السلسلة الزمنية، ومن ثم فإن اختبار جذر الوحدة المتضمن الانكسار الهيكلية له بعض المزايا، فهو يمنع نتائج الاختبار من أن تصبح متحيزة نحو جذر الوحدة، بالإضافة إلى أنه يمكن تحديد تاريخ أوزمن حدوث الانكسار الهيكلية في السلسلة (Nilsson, 2009, p. 13)

1.3.1 الانكسار الهيكلية الخارجي (Exogenous Structural Break)

يمكن أن تؤثر الانكسارات الهيكلية في السلاسل الزمنية على نتائج اختبارات جذر الوحدة، وفي هذا الصدد لقد بين Perron بأن الكثير من السلاسل الزمنية تكون غير مستقرة عند استخدام اختبارات جذر الوحدة التقليدية في حالة وجود تغيرات هيكلية، ولكن في الحقيقة هي سلاسل مستقرة، أي تصبح هذه الاختبارات متحيزة إلى عدم رفض فرضية الاستقرار (Perron, 1989). علاوة على ذلك، فإن معظم سلاسل الاقتصاد الكلي لا تظهر في الواقع جذر الوحدة. وهذا نتيجة الصدمات الكبيرة وغير المتكررة (infrequent)، وتشير إلى عودة الاقتصاد إلى الاتجاه العام بعد الصدمات الصغيرة والمتكررة. لذلك قام Perron بتعديل اختبار ADF وهذا يتضمن متغيرات وهمية لتحديد انكسار خارجي (معروف) واحداً، حيث يسمح هذا الاختبار بحدوث انكسار ضمن الفرضية الصفرية والفرضية البديلة، وعندما يشير اختبار ADF إلى وجود جذر الوحدة فإنه ينبغي اعتبار أن هذا الأخير بمثابة انكسار دائم واحد في جزء محدد من عملية مستقرة أو مستقرة باتجاه.

لقد اعتمد Perron على ثلاث نماذج للانكسارات الهيكلية لاختبار جذر الوحدة، حيث يسمى النموذج الأول بـ Crash model، ويتضمن هذا النموذج انكسار في الثابت (intercept) للسلسلة الزمنية ويكتب على الشكل:

$$y_t = \alpha_0 + \alpha_1 DU_t + d(DTB)_t + \beta t + \rho x_{t-1} + \sum_{i=1}^p \phi_i \Delta x_{t-1} + \varepsilon_t \dots (4)$$

يطلق على النموذج الثاني بنموذج النمو المتغير (Changing growth model). ويتضمن انكسار في الميل (معدل النمو) ويكتب على الشكل:

$$y_t = \alpha_0 + \gamma DT_t^* + \beta t + \rho x_{t-1} + \sum_{i=1}^p \phi_i \Delta x_{t-1} + \varepsilon_t \dots (5)$$

أما النموذج الثالث فيسمح بحدوث تغير في الثابت والميل في آن واحد، ويكتب على الشكل:

$$y_t = \alpha_0 + \alpha_1 DU_t + d(DTB)_t + \gamma DT_t + \beta t + \rho x_{t-1} + \sum_{i=1}^p \phi_i \Delta x_{t-1} + \varepsilon_t \dots (6)$$

يمثل TB تاريخ الانكسار، حيث يظهر المتغير الوهمي للثابت DU تغيراً في المستوى حيث

$DU_t = 1$ إذا كان $t > TB$ ، يظهر ميل المتغير DT_t و DT_t^* تغيراً في ميل اتجاه الدالة

إذا كان: $t > TB$ $DT_t^* = t - TB$ or $DT_t^* = t$ وصفه لغير ذلك (Glynn, Perera, & Verma, 2007, p. 68).

كل نموذج من النماذج الثلاثة لها جذر وحدة مع انكسار تحت الفرضية الصفرية، لأن المتغيرات الوهمية مدرجة في الانحدار تحت الفرضية الصفرية.

هناك اختبار آخر للكشف عن التغير الهيكلي وهو اختبار Chow، حيث يعتمد على تقسيم العينة إلى فترتين فرعيتين، وتقدير المعادلة لكل فترة فرعية بشكل منفصل، ثم يتم اختبار المساواة بين المجموعتين باستخدام اختبار F لمعرفة ما إذا كان هناك تغيير هيكلي بين الفترتين قبل وبعد تاريخ الانكسار المختار خارجياً؛ حيث تنص الفرضية الصفرية على أن معامل الفترتين الفرعيتين متساوي ولا يوجد تغيير هيكلي بين الفترتين (Bruce, 2001, p. 118). وهناك طريقتان لاختيار تاريخ الانكسار: إما اختيار تاريخ كفي أو بناء على بعض خصائص البيانات. ولكن هناك مشاكل في كلا الطريقتين، ففي الأولى، يمكن الإخفاق في تحديد تاريخ الانكسار الحقيقي، وبالتالي يكون الاختبار غير صحيح، أما في الحالة الثانية، قد يكون الاختبار مضللاً لأن تاريخ الانكسار يرتبط بالبيانات وقد يشير إلى حدوث انقطاع على الرغم من عدم وجوده.

2.3.1 الانكسار الهيكلي الداخلي (Endogenous Structural Break)

اقترح Perron and Vogelsang (1992) و Perron (1997) فئة من الاختبارات التي تسمح بنوعين مختلفين من الانكسار الهيكلي، يسمى الأول بنماذج Additive Outlier (AO)

ويسمى الثاني بنماذج (IO) Innovational Outlier. حيث يسمح نموذج AO بإجراء تغييرات سريعة في الميل، بينما تحدث التغييرات في نموذج IO تدريجياً، ويسمح نموذج IO بانكسار في كل من الثابت والميل. ويفترض في كلا النموذجين عدم وجود انكسار تحت الفرضية الصفرية لجذر الوحدة.

يحوّل Zivot and Andrews (1992) اختبار جذر وحدة Perron الذي يستند إلى تاريخ انكسار خارجي إلى اختبار جذر وحدة غير مشروط، أي بدلاً من التعامل مع تاريخ الانكسار باعتباره ثابتاً (يتم تحديده مسبقاً) يتم تقديره، يسمح هذا الاختبار بانكسار واحد في الثابت والميل للسلسلة. ويعد هذا الاختبار اختباراً تسلسلياً (Sequential test) باستخدام العينة كاملة وأيضاً باستخدام متغيرات وهمية لكل تاريخ انكسار محتمل، ويتم تحديد تاريخ الانكسار عندما تكون ADF عند أدنى قيمة لها (Zivot & Andrews, 1992). يستخدم Zivot and Andrews نموذج (IO) لنموذج النمو المتغير في المعادلة (5) بدلاً من نموذج (AO) الذي استخدمه Perron، ويكتب على الشكل:

$$\tilde{y}_t^B = \hat{a}^B \tilde{y}_{t-1}^B + \sum_{i=1}^k \hat{c}_i^B \Delta \tilde{y}_{t-i}^B + \hat{\varepsilon}_t^B \dots (7)$$

حيث: \hat{y}_t^B تمثل بواقي انحدار y_t كمتغير تابع على المتغيرات التوضيحية المتضمنة الثابت والاتجاه العام و DT_t^* ، كما أن الانكسار الهيكلية هو حدث داخلي، وتكون الفرضية الصفرية في النماذج الثلاثة 4، 5، 6 كما يلي:

$$y_t = \alpha_0 + y_{t-1} + \varepsilon_t$$

ينظر إلى اختبار نقطة الانكسار للمتغير الوهمي في المعادلات (4)، (5) و (6) كنتيجة لإجراء تقدير مصمم لتناسب y_t مع تمثيل مستقر للاتجاه، ويضع Zivot and Andrews الفرضية البديلة التي تحدد y_t على أنها عملية متسقة للاتجاه مع انكسار واحد في الاتجاه الذي يحدث في وقت غير معروف. ويتم تحديد تاريخ الانكسار بناءً على أكبر معنوية t -statistics α من اختبار ADF في الحد الأدنى (Zivot & Andrews, 1992, p. 253).

4.1 الانكسار الهيكلية المتعدد (Multiple Structural Breaks)

تشير العديد من الدراسات إلى أن وجود انكسار داخلي واحد غير كافٍ ويؤدي إلى فقدان المعلومات عند وجود أكثر من انكسار واحد في الواقع، قام Clemente, (1998)

Montanes and Reyes بتوسيع إحصاءات Perron and Vogelsang (1992) لتشمل تغييرين في الميل، حيث تكتب الفرضيتين الصفرية والبديلة على الشكل:

$$H_0 : y_t = y_{t-1} + \delta_1 DTB_{1t} + \delta_2 DTB_{2t} + \varepsilon_t \dots \dots \dots (8)$$

$$H_1 : y_t = \mu + y_{t-1} + d_1 DU_{1t} + d_2 DU_{2t} + \varepsilon_t \dots \dots \dots (9)$$

حيث: $DTB_{it} = 1$ إذا كان: $t = TB_i + 1$ ، ويساوي الصفر في الحالات الأخرى،
 $DU_{it} = 1$ إذا كان: $t > TB_i$, $i = (1,2)$ ، ويساوي الصفر في الحالات الأخرى، يمثل
 TB_1 و TB_2 الفترتين الزميتين التي يتم تعديل فيها الميل، وللتبسيط نفترض
 $TB_i = \lambda_i T$, $i = (1,2)$ حيث: $0 < \lambda_i < 1$ و $\lambda_2 > \lambda_1$

إذا كان الانكساران ينتميان إلى نموذج (10)، فيمكن اختبار فرضية جذر الوحدة من خلال تقدير النموذج التالي:

$$y_t = \mu + \rho y_{t-1} + \delta_1 DTB_{1t} + \delta_2 DTB_{2t} + d_1 DU_{1t} + d_2 DU_{2t} + \sum_{i=1}^k c_i \Delta y_{t-i} + \varepsilon_t \dots \dots \dots (10)$$

من هذا التقدير يتم الحصول على القيمة الدنيا لنسبة t المحاكية، ويمكن استخدام هذه القيمة إذا كانت معلمة الانحدار الذاتي تساوي 1 لكل توليفات تاريخ الانكسار. ومن الممكن اشتقاق التوزيع المقارب لهذه الإحصائية، نفترض أن $0 < \lambda_0 < \lambda_1$, $\lambda_2 < 1 - \lambda_0 < 1$ ، تأخذ قيمتا λ_1 و λ_2 القيمتين في المجال: $((t+2)/T, (t-1)/t)$. إضافة إلى ذلك، نفترض أن $\lambda_2 > \lambda_1 + 1$ والتي تعني أن الحالات التي تحدث فيها الانكسارات في فترات متتالية يتم القضاء عليها (Clemente, Montañés, & Reyes, 1998, p. 175).

إذا تم وصف التحولات بشكل أفضل على أنها (AO)، يمكن اختبار فرضية جذر الوحدة من خلال إجراء من خطوتين. أولاً، يتم بإزالة الجزء المحدد للمتغير من خلال تقدير النموذج التالي:

$$y_t = \mu + d_1 DU_{1t} + d_2 DU_{2t} + \tilde{y} \dots \dots \dots (11)$$

تتمثل الخطوة الثانية في إجراء الاختبار من خلال البحث عن الحد الأدنى لنسبة t للفرضية $\rho=1$ في النموذج التالي:

$$\tilde{y}_t = \rho \tilde{y}_{t-1} + \sum_{i=1}^k \omega_{1i} DTB_{1t-i} + \sum_{i=1}^k \omega_{2i} DTB_{2t-i} + \sum_{i=1}^k c_i \Delta \tilde{y}_{t-i} + \varepsilon_t \dots \dots \dots (12)$$

يتم تضمين المتغير الوهمي DTB_{it} في النموذج للتأكد من أن $\min t_{\hat{\rho}}^{AO}(\lambda_1, \lambda_2)$ تقترب إلى التوزيع:

$$\min t_{\hat{\rho}}^{AO}(\lambda_1, \lambda_2) \rightarrow \inf_{\lambda=\Lambda} \frac{H}{[\lambda_1(\lambda_2 - \lambda_1)(1 - \lambda_2)]^{1/2} k^{1/2}}$$

2. الدراسة التطبيقية لاختبارات جذر الوحدة

لدراسة وجود انكسارات هيكلية في سلسلة سعر البترول (Oil) للفترة 1960-2018، ومدى تتزامن هذه الانكسارات مع الأزمات الاقتصادية، تم استخدام اختبار Chow لانكسار محدد خارجيًا، ثم اختبار Zivot-Andrews الذي يفترض حدوث انكسار داخلي واحد، وأخيرًا استخدام اختبار Clemente et al لاختبار انكسارين هيكليين.

1.2 اختبار جذر الوحدة ل DF

تم استخدام المعادلة رقم (3) لديكي فولر DF لاختبار جذر الوحدة دون وجود أي انكسار هيكلية، ونتائج الاختبار موضحة في الجدول رقم (1).

الجدول رقم (1): نتائج اختبار DF للسلسلة Oil

الفرق الأول (1st difference) احصائية t (درجة التأخير)	عند المستوى (At Level) احصائية t (درجة التأخير)	
(0) -6.488	(0) -2.412	الثابت والاتجاه العام (Intercept+Trend)
(0) -6.547	(0) -1.246	الثابت (Intercept)
(0) -6.535	(0) -0.322	بدون ثابت واتجاه عام (None)

المصدر: من إعداد الباحثين بالاعتماد على برنامج Eviews.10 (أنظر الملحق رقم 2)

نلاحظ من خلال الجدول رقم (1) أن سلسلة سعر البترول غير مستقرة في المستوى عند مستوى معنوية 5%، لأن القيمة المحسوبة أكبر من القيمة الحرجة، بمعنى أن السلسلة لها جذر وحدة لكن بعد إجراء الفرق الأول أصبحت مستقرة. وكما رأينا فإن اختبار DF لا يتضمن انكسار هيكلية مما يجعله متحيز لجذر الوحدة وبالتالي يقلل من رفض الفرضية الصفرية.

2.2 اختبار الانكسار الهيكلي الخارجي

لإجراء اختبار Chow على سلسلة سعر النفط، تم استخدام نموذج انحدار ذاتي من الدرجة 1 $AR(1)$ لانحدار العينة ككل. حيث إن إدراج أكثر من تأخير واحد يجعل إحصاءات الاختبار غير معنوية، لذا اكتفينا بتأخير واحد فقط. ويعتمد هذا الاختبار على مقارنة الانحدار المقيد مع الانحدار غير المقيد، والهدف هو تحديد ما إذا كانت بعض معاملات الانحدار متماثلة في المجموعتين الفرعيتين. وتعطى صيغة هذا الاختبار بـ:

$$F_{Cal} = \frac{[SCR - (SCR^1 + SCR^2)] / p + 1}{(SCR^1 + SCR^2) / n - 2(p + 1)}$$

حيث: SCR هي مجموع مربع الأخطاء للانحدار المقيد، SCR_1 و SCR_2 هي مجموع مربع البواقي للانحدار غير المقيد، P عدد المعلمات بدون الثابت.

فإذا كان: $F_{cal} > F_{tab}$ نرفض H_0 ، أي نرفض عدم وجود انكسار هيكلية، وبالتالي نقبل الفرضية البديلة أي وجود انكسار هيكلية.

أما بالنسبة لتحديد تواريخ الانكسار فقد استعملنا السنوات التي حدثت فيها الأزمات الاقتصادية وهي على التوالي: 1973، 1979، 1986، 1990، 1994، 1998، 2004، 2008، 2015. ونتائج الاختبار موضحة في الجدول رقم (2).

الجدول رقم (2): نتائج اختبار Chow على السلسلة Oil

2015	2008	2004	1998	1994	1990	1986	1979	1973	
12.654	5.442	6.749	2.481	1.558	0.996	0.448	0.695	0.634	إحصائية F
(0.000)	(0.007)	(0.002)	(0.093)	(0.219)	(0.375)	(0.640)	(0.503)	(0.534)	(الاحتمال)

المصدر: من إعداد الباحثين بالاعتماد على برنامج Eviews.10 (أنظر الملحق رقم 3)

نلاحظ من خلال الجدول رقم (2) أن القيمة الاحتمالية لإحصائية F للسنوات 2004، 2008، 2015 أقل من مستوى المعنوية 5%، مما يعني رفض فرضية عدم وجود تغير هيكل، وبالتالي قبول الفرضية البديلة التي تشير إلى وجود تغير هيكل، وعليه يمكن اعتبار السنوات السابقة الذكر كتواريخ انكسار.

3.2 اختبار جذر الوحدة مع انكسار هيكل داخلي

تم استخدام المعادلة (7) لاختبار Zivot-Andrews الذي يسمح باختبار جذر الوحدة مع انكسار داخلي واحد. ونتائج الاختبار موضحة في الجدول رقم (3).

الجدول رقم (3): نتائج تطبيق اختبار Zivot-Andrews على السلسلة Oil

	إحصائية ZA	تاريخ الانكسار	%1	%5	%10
الانكسار في الثابت Break in Intercept	-4.31	2005	-5.34	-4.93	-4.58
الانكسار في الميل Break in Trend	-3.35	1998	-4.80	-4.42	-4.11
الانكسار في الثابت والميل Break in Intercept and Trend	-4.05	2005	-5.57	-5.08	-4.82

المصدر: من إعداد الباحثين بالاعتماد على برنامج Eviews.10 (أنظر الملحق رقم 4)

نلاحظ من خلال الجدول رقم (3) أن القيمة المحسوبة أكبر من القيم المجدولة عند مستوى المعنوية 1%، 5%، 10% وهذا في حالات حدوث انكسار في كل من الثابت، الميل، والثابت والميل، وعليه فإننا نقبل بالفرضية الصفرية التي تشير إلى وجود جذر الوحدة مع انكسار هيكل واحد.

أما بالنسبة لتواريخ الانكسار، فتاريخ سنة 1998 يتوافق مع الأزمة النفطية، في حين تاريخ 2005 فهو يأتي بعد الأزمة النفطية في سنة 2004، وهذا لا يعني بالضرورة أنه لا يوجد انكسار في عام 2005، ومع ذلك، فإن هذا التاريخ يتقارب مع الانكسار المحدد خارجياً في اختبار Chow وهو 2004.

4.2 اختبار جذر الوحدة مع انكسارين هيكلين

تم استخدام المعادلة (12) الموضحة سابقا لاختبار Clemente, Montanes and Reyes، حيث يسمح هذا الاختبار بالكشف عن جذر الوحدة مع انكسارين هيكلين. ويوضح الجدول رقم (4) نتائج هذا الاختبار.

الجدول رقم (4): نتائج اختبار Clemente, Montanes and Reyes على السلسلة Oil

Additive Outlier (AO)		Innovational Outlier (IO)		Critical value
Min t*	Optimal Breakpoints	Min t*	Optimal Breakpoints	
-5.264	1976 and 2005	-5.211	1977 and 2003	-5.490

Min t*: هي أدنى قيمة لإحصائية t.

المصدر: من إعداد الباحثين بالاعتماد على برنامج Stata.15 (أنظر الملحق رقم 5)

للتذكير فإن التغيرات تحدث بسرعة في نموذج AO، أما في نموذج IO فإن التغيرات تحدث تدريجياً. وبالنظر لنتائج الاختبار المبينة في الجدول أعلاه فإنه لا يمكن رفض الفرضية الصفريّة لجذر الوحدة في نمودجي AO و IO. يختار نمودج AO السنين 1976 و 2005 كتواريخ انكسارية مثالية. تُظهر إحصاءات t للمتغيرات الوهمية في النماذج وإحصاءات سعر البترول أن نمودج AO أكثر أهمية في شرح سلسلة سعر البترول من نمودج IO. وهذا يدل على أن من المرجح أن تظهر تواريخ انكسارية هيكلية تحدث بسرعة.

بالنسبة لتواريخ الانكسار في نمودج AO فيمكن القول أن سنة 1976 لم تحدث فيها أي أزمة لا نفطية ولا مالية، وكانت أسعار البترول متقاربة بين 1974 إلى غاية 1978، أما سنة 2005 أيضاً لم تحدث أي أزمة وإنما كانت قريبة من الأزمة النفطية لسنة 2004، بالإضافة أن هذا التاريخ يتقارب مع تاريخ الانكسار الذي اقترحه في اختبار Chow وهو 2004. أما بالنسبة لتواريخ الانكسار في نمودج IO فيمكن القول أن سنة 1977 لم تحدث فيها أي أزمة وإنما كانت تمهيد لحدوث أزمة سنة 1979، أما سنة 2003 فيمكن اعتبارها أيضاً تمهيداً لحدوث أزمة سنة 2004، حيث انتقل سعر البترول من 28.1 دولار للبرميل سنة 2003 إلى 36.05 دولار للبرميل سنة 2004.

5.2 مقارنة النتائج:

كخطوة أولى تم استخدام اختبارات جذر الوحدة التقليدية (بدون انكسارات هيكلية) DF على سلسلة سعر البترول؛ حيث أظهرت النتائج المبينة في الجدول رقم (1) أنه لا يمكن

رفض الفرضية الصفريية لجذر الوحدة عند مستوى المعنوية 5%، ونظرا لتحيز نتائج هذا الاختبار في حالة وجود انكسارات هيكلية، قمنا بتضمين انكسار وانكسارين هيكليين في كل من اختبار Zivot-Andrews و Clemente, Montanes and Reyes على التوالي، وأشارت نتائج الاختبارين إلى أن سلسلة سعر البترول لديها جذر الوحدة مع وجود انكسارات هيكلية.

توضح النتائج المبينة في الجدول رقم (5) لسلسلة سعر البترول أن من بين تواريخ الانكسار المحددة خارجيا (سنة 2004) في اختبار Chow يتقارب مع تاريخ الانكسار المحدد داخليا في اختبار Zivot-Andrews واختبار Clemente, Montanes and Reyes في نموذج AO. في حين أن تواريخ الانكسار 2009 و 2015 في اختبار Chow تتوافق مع الأزمة المالية لعام 2008 وأزمة النفط لعام 2015، فتاريخ الانكسار لعام 2009 جاء عقب الأزمة المالية 2008؛ حيث بعدما كان سعر البترول سنة 2008 يقارب 94.1 دولار أصبح 60.86 دولار للبرميل سنة 2009. أما تاريخ الانكسار 2015 فقد بلغ سعر البترول 49.49 دولار للبرميل بعدما كان 96.29 دولار للبرميل سنة 2014، أي بانخفاض قدره 94%.

الجدول رقم (5): ملخص لتواريخ الانكسار على سلسلة سعر البترول Oil

Chow	Zivot-Andrews	Clemente, Montanes and Reyes	
		AO Model	IO Model
2005, 2009, 2012, 2015	1998, 2005	1976, 2005	1977, 2003

خاتمة:

كان الغرض من هذه الورقة البحثية دراسة اختبارات جذر الوحدة مع وجود انكسارات هيكلية وتطبيقها على سلسلة سعر البترول خلال الفترة 1960-2018، وتحديد ما إذا كان هناك أي انكسارات هيكلية. وقد تم ذلك عن طريق العديد من الاختبارات التي تأخذ بعين الاعتبار الانكسارات الهيكلية الخارجية والداخلية من أجل مقارنة أي اختلافات بينها. أوضحت مختلف الاختبارات أنه لا يمكن رفض الفرضية الصفريية لجذر الوحدة، وأن تاريخ الانكسار المقترح في اختبار Chow يتقارب مع تاريخ الانكسار المحدد داخليا في اختبار Zivot-Andrews واختبار Clemente, Montanes and Reye الخاص بنموذج AO. كما اتضح أن نموذج AO أكثر أهمية في شرح سلسلة سعر البترول من نموذج IO، مما يعني أن تواريخ الانكسارية الهيكلية تحدث بسرعة وليس بصفة تدريجية، إضافة إلى أن

أغلب تواريخ الانكسارات الهيكلية كانت قريبة أو مصادفة للأزمات الاقتصادية وهذا ما يثبت صحة الفرضية الأولى. كما يمكن القول أنه ليس من السهل دائما اكتشاف تاريخ الانكسار الهيكلي من خلال الرسم البياني للسلسلة الزمنية، ففي سلسلة سعر البترول يظهر أن لها أكثر من انكسار هيكلي، وهذا ما يثبت صحة الفرضية الثانية، لهذا عند اختبار الانكسارات الهيكلية يجب إجراء الكثير من الاختبار ومقارنة نتائجها.

المراجع:

- دامودار جوجارات. (2015). *الاقتصاد القياسي*. (هند عبد الغفار عودة، و عفاف علي حسن، المترجمون) المملكة العربية السعودية: دار المريخ للنشر.
- Bourbonnais, R. (2015). *Econométrie : cours et exercices corrigés* (éd. 9). paris: dunod.
- Bruce, H. (2001). "The New Econometrics of Structural Change: Dating Breaks in U.S. Labor Productivity". *Journal of Economic Perspectives*, 15(4), 117-128.
- Byrne, J., & Perman, R. (2006). "Unit Roots and Structural Breaks: A Survey of the Literature". *Department of Economics, University of Glasgow*.
- Clemente, J., Montañés, A., & Reyes, M. (1998). "Testing for a unit root in variables with a double change in the mean". *Economics Letters*, 59(2), 175-182.
- Dickey, D., & Fuller, W. (1979). "Distribution of the estimators for autoregressive time series with a unit root". *Journal of the American Statistical Association*, 74(366), 427-431.
- Glynn, J., Perera, N., & Verma, R. (2007). "Unit root tests and structural breaks: A survey with applications". *Revista de Métodos Cuantitativos para la Economía y la Empresa*, 3(1), 63-79.
- Nilsson, I. (2009). "Unit root Tests and Structural Breaks in the Swedish Electricity". Department of Business Administration and Social Sciences: Lulea University of Technology.
- Perron, P. (1989). "The great crash, the oil price shock, and the unit root hypothesis". *Econometrica*, 57(6), 1361-1401.
- Zivot, E., & Andrews, D. (1992). "Further Evidence on the Great Crash, the Oil-Price Shock, and the Unit-Root Hypothesis". *Journal of Business & Economic Statistics*, 10(3), 251-270.

الملاحق:

الملحق رقم (1): تطور أسعار البنترول (Oil) خلال الفترة 1960-2018

السنوات	1960	1961	1962	1963	1964	1965	1966	1967	1968	1969
سعر البنترول	1,63	1,57	1,52	1,5	1,45	1,42	1,36	1,33	1,32	1,27
السنوات	1970	1971	1972	1973	1974	1975	1976	1977	1978	1979
سعر البنترول	1,21	1,7	1,82	2,7	11	10,43	11,6	12,5	12,79	29,19
السنوات	1980	1981	1982	1983	1984	1985	1986	1987	1988	1989
سعر البنترول	35,52	34	32,38	29,04	28,2	27,01	13,53	17,73	14,24	17,31
السنوات	1990	1991	1992	1993	1994	1995	1996	1997	1998	1999
سعر البنترول	22,26	18,62	18,44	16,33	15,53	16,86	20,29	18,86	12,28	17,44
السنوات	2000	2001	2002	2003	2004	2005	2006	2007	2008	2009
سعر البنترول	27,6	23,12	24,36	28,1	36,05	50,59	61	69,04	94,1	60,86
السنوات	2010	2011	2012	2013	2014	2015	2016	2017	2018	
سعر البنترول	77,38	107,46	109,45	105,87	96,29	49,49	40,68	52,51	69,52	

الملحق رقم (2): نتائج اختبار جذر الوحدة لـ DF

Hypothesis: OIL has a unit root Model: Constant, Linear Trend Length: 0 (Automatic - based on SIC, maxlag=10)					Hypothesis: D(OIL) has a unit root Model: Constant, Linear Trend Length: 0 (Automatic - based on SIC, maxlag=10)				
	t-Statistic		Prob.*		t-Statistic		Prob.**		
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-2.412944		0.3693	Augmented Dickey-Fuller test statistic	-6.488955		0.0000		
Critical values:				Critical values:					
1% level	-4.124265			1% level	-4.127338				
5% level	-3.489228			5% level	-3.490662				
10% level	-3.173114			10% level	-3.173943				
Linnon (1996) one-sided p-values.					Linnon (1996) one-sided p-values.				
Augmented Dickey-Fuller Test Equation Identifying Variable: D(OIL) Method: Least Squares Date: 09/05/19 Time: 21:58 Sample (adjusted): 1961 2018 Number of observations: 58 after adjustments					Augmented Dickey-Fuller Test Equation Identifying Variable: D(OIL,2) Method: Least Squares Date: 09/05/19 Time: 22:02 Sample (adjusted): 1962 2018 Number of observations: 57 after adjustments				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.	Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
OIL(-1)	-0.187297	0.077622	-2.412944	0.0192	D(OIL(-1))	-0.894225	0.137807	-6.488955	0.0000
C	-1.719405	2.989098	-0.575226	0.5675	C	0.411363	3.114425	0.132083	0.8954
REND("1960")	0.278488	0.134981	2.063159	0.0438	REND("1960")	0.022877	0.090930	0.251594	0.8023

<p>hypothesis: OIL has a unit root nous: Constant length: 0 (Automatic - based on SIC, maxlag=10)</p> <table border="1"> <thead> <tr> <th></th> <th>t-Statistic</th> <th>Prob.*</th> </tr> </thead> <tbody> <tr> <td>Augmented Dickey-Fuller test statistic</td> <td>-1.246219</td> <td>0.6485</td> </tr> <tr> <td>Critical values:</td> <td></td> <td></td> </tr> <tr> <td> 1% level</td> <td>-3.548208</td> <td></td> </tr> <tr> <td> 5% level</td> <td>-2.912631</td> <td></td> </tr> <tr> <td> 10% level</td> <td>-2.594027</td> <td></td> </tr> </tbody> </table> <p>Innnon (1996) one-sided p-values.</p> <p>Augmented Dickey-Fuller Test Equation ndent Variable: D(OIL) d: Least Squares 09/05/19 Time: 21:58 le (adjusted): 1961 2018 ed observations: 58 after adjustments</p> <table border="1"> <thead> <tr> <th>Variable</th> <th>Coefficient</th> <th>Std. Error</th> <th>t-Statistic</th> <th>Prob.</th> </tr> </thead> <tbody> <tr> <td>OIL(-1)</td> <td>-0.061869</td> <td>0.049646</td> <td>-1.246219</td> <td>0.2179</td> </tr> <tr> <td>C</td> <td>2.929662</td> <td>2.020227</td> <td>1.450164</td> <td>0.1526</td> </tr> </tbody> </table>		t-Statistic	Prob.*	Augmented Dickey-Fuller test statistic	-1.246219	0.6485	Critical values:			1% level	-3.548208		5% level	-2.912631		10% level	-2.594027		Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.	OIL(-1)	-0.061869	0.049646	-1.246219	0.2179	C	2.929662	2.020227	1.450164	0.1526	<p>hypothesis: D(OIL) has a unit root nous: Constant length: 0 (Automatic - based on SIC, maxlag=10)</p> <table border="1"> <thead> <tr> <th></th> <th>t-Statistic</th> <th>Prob.*</th> </tr> </thead> <tbody> <tr> <td>Augmented Dickey-Fuller test statistic</td> <td>-6.547096</td> <td>0.0000</td> </tr> <tr> <td>Critical values:</td> <td></td> <td></td> </tr> <tr> <td> 1% level</td> <td>-3.550396</td> <td></td> </tr> <tr> <td> 5% level</td> <td>-2.913549</td> <td></td> </tr> <tr> <td> 10% level</td> <td>-2.594521</td> <td></td> </tr> </tbody> </table> <p>Innnon (1996) one-sided p-values.</p> <p>Augmented Dickey-Fuller Test Equation ndent Variable: D(OIL,2) d: Least Squares 09/05/19 Time: 22:05 le (adjusted): 1962 2018 ed observations: 57 after adjustments</p> <table border="1"> <thead> <tr> <th>Variable</th> <th>Coefficient</th> <th>Std. Error</th> <th>t-Statistic</th> <th>Prob.</th> </tr> </thead> <tbody> <tr> <td>D(OIL(-1))</td> <td>-0.894494</td> <td>0.136625</td> <td>-6.547096</td> <td>0.0000</td> </tr> <tr> <td>C</td> <td>1.097928</td> <td>1.488147</td> <td>0.737782</td> <td>0.4638</td> </tr> </tbody> </table>		t-Statistic	Prob.*	Augmented Dickey-Fuller test statistic	-6.547096	0.0000	Critical values:			1% level	-3.550396		5% level	-2.913549		10% level	-2.594521		Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.	D(OIL(-1))	-0.894494	0.136625	-6.547096	0.0000	C	1.097928	1.488147	0.737782	0.4638
	t-Statistic	Prob.*																																																																	
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-1.246219	0.6485																																																																	
Critical values:																																																																			
1% level	-3.548208																																																																		
5% level	-2.912631																																																																		
10% level	-2.594027																																																																		
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.																																																															
OIL(-1)	-0.061869	0.049646	-1.246219	0.2179																																																															
C	2.929662	2.020227	1.450164	0.1526																																																															
	t-Statistic	Prob.*																																																																	
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-6.547096	0.0000																																																																	
Critical values:																																																																			
1% level	-3.550396																																																																		
5% level	-2.913549																																																																		
10% level	-2.594521																																																																		
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.																																																															
D(OIL(-1))	-0.894494	0.136625	-6.547096	0.0000																																																															
C	1.097928	1.488147	0.737782	0.4638																																																															
<p>hypothesis: OIL has a unit root nous: None length: 0 (Automatic - based on SIC, maxlag=10)</p> <table border="1"> <thead> <tr> <th></th> <th>t-Statistic</th> <th>Prob.*</th> </tr> </thead> <tbody> <tr> <td>Augmented Dickey-Fuller test statistic</td> <td>-0.322524</td> <td>0.5650</td> </tr> <tr> <td>Critical values:</td> <td></td> <td></td> </tr> <tr> <td> 1% level</td> <td>-2.605442</td> <td></td> </tr> <tr> <td> 5% level</td> <td>-1.946549</td> <td></td> </tr> <tr> <td> 10% level</td> <td>-1.613181</td> <td></td> </tr> </tbody> </table> <p>Innnon (1996) one-sided p-values.</p> <p>Augmented Dickey-Fuller Test Equation ndent Variable: D(OIL) d: Least Squares 09/05/19 Time: 22:01 le (adjusted): 1961 2018 ed observations: 58 after adjustments</p> <table border="1"> <thead> <tr> <th>Variable</th> <th>Coefficient</th> <th>Std. Error</th> <th>t-Statistic</th> <th>Prob.</th> </tr> </thead> <tbody> <tr> <td>OIL(-1)</td> <td>-0.011565</td> <td>0.035858</td> <td>-0.322524</td> <td>0.7482</td> </tr> </tbody> </table>		t-Statistic	Prob.*	Augmented Dickey-Fuller test statistic	-0.322524	0.5650	Critical values:			1% level	-2.605442		5% level	-1.946549		10% level	-1.613181		Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.	OIL(-1)	-0.011565	0.035858	-0.322524	0.7482	<p>hypothesis: D(OIL) has a unit root nous: None length: 0 (Automatic - based on SIC, maxlag=10)</p> <table border="1"> <thead> <tr> <th></th> <th>t-Statistic</th> <th>Prob.*</th> </tr> </thead> <tbody> <tr> <td>Augmented Dickey-Fuller test statistic</td> <td>-6.535170</td> <td>0.0000</td> </tr> <tr> <td>Critical values:</td> <td></td> <td></td> </tr> <tr> <td> 1% level</td> <td>-2.606163</td> <td></td> </tr> <tr> <td> 5% level</td> <td>-1.946654</td> <td></td> </tr> <tr> <td> 10% level</td> <td>-1.613122</td> <td></td> </tr> </tbody> </table> <p>Innnon (1996) one-sided p-values.</p> <p>Augmented Dickey-Fuller Test Equation ndent Variable: D(OIL,2) d: Least Squares 09/05/19 Time: 22:06 le (adjusted): 1962 2018 ed observations: 57 after adjustments</p> <table border="1"> <thead> <tr> <th>Variable</th> <th>Coefficient</th> <th>Std. Error</th> <th>t-Statistic</th> <th>Prob.</th> </tr> </thead> <tbody> <tr> <td>D(OIL(-1))</td> <td>-0.886234</td> <td>0.135610</td> <td>-6.535170</td> <td>0.0000</td> </tr> </tbody> </table>		t-Statistic	Prob.*	Augmented Dickey-Fuller test statistic	-6.535170	0.0000	Critical values:			1% level	-2.606163		5% level	-1.946654		10% level	-1.613122		Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.	D(OIL(-1))	-0.886234	0.135610	-6.535170	0.0000										
	t-Statistic	Prob.*																																																																	
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-0.322524	0.5650																																																																	
Critical values:																																																																			
1% level	-2.605442																																																																		
5% level	-1.946549																																																																		
10% level	-1.613181																																																																		
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.																																																															
OIL(-1)	-0.011565	0.035858	-0.322524	0.7482																																																															
	t-Statistic	Prob.*																																																																	
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-6.535170	0.0000																																																																	
Critical values:																																																																			
1% level	-2.606163																																																																		
5% level	-1.946654																																																																		
10% level	-1.613122																																																																		
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.																																																															
D(OIL(-1))	-0.886234	0.135610	-6.535170	0.0000																																																															

الملحق رقم (3): اختبار Chow لنموذج الانحدار الذاتي من الدرجة الأولى (AR(1))

<p>Breakpoint Test: 1973 hypothesis: No breaks at specified breakpoints g regressors: All equation variables on Sample: 1961 2018</p> <table border="1"> <tbody> <tr> <td>Statistic</td> <td>0.634004</td> <td>Prob. F(2,54)</td> <td>0.5344</td> </tr> <tr> <td>likelihood ratio</td> <td>1.346190</td> <td>Prob. Chi-Square(2)</td> <td>0.5101</td> </tr> <tr> <td>Statistic</td> <td>1.268008</td> <td>Prob. Chi-Square(2)</td> <td>0.5305</td> </tr> </tbody> </table>	Statistic	0.634004	Prob. F(2,54)	0.5344	likelihood ratio	1.346190	Prob. Chi-Square(2)	0.5101	Statistic	1.268008	Prob. Chi-Square(2)	0.5305	<p>Breakpoint Test: 1979 hypothesis: No breaks at specified breakpoints g regressors: All equation variables on Sample: 1961 2018</p> <table border="1"> <tbody> <tr> <td>Statistic</td> <td>0.695764</td> <td>Prob. F(2,54)</td> <td>0.5031</td> </tr> <tr> <td>likelihood ratio</td> <td>1.475672</td> <td>Prob. Chi-Square(2)</td> <td>0.4781</td> </tr> <tr> <td>Statistic</td> <td>1.391529</td> <td>Prob. Chi-Square(2)</td> <td>0.4987</td> </tr> </tbody> </table>	Statistic	0.695764	Prob. F(2,54)	0.5031	likelihood ratio	1.475672	Prob. Chi-Square(2)	0.4781	Statistic	1.391529	Prob. Chi-Square(2)	0.4987
Statistic	0.634004	Prob. F(2,54)	0.5344																						
likelihood ratio	1.346190	Prob. Chi-Square(2)	0.5101																						
Statistic	1.268008	Prob. Chi-Square(2)	0.5305																						
Statistic	0.695764	Prob. F(2,54)	0.5031																						
likelihood ratio	1.475672	Prob. Chi-Square(2)	0.4781																						
Statistic	1.391529	Prob. Chi-Square(2)	0.4987																						
<p>Breakpoint Test: 1986 hypothesis: No breaks at specified breakpoints g regressors: All equation variables on Sample: 1961 2018</p> <table border="1"> <tbody> <tr> <td>Statistic</td> <td>0.448981</td> <td>Prob. F(2,54)</td> <td>0.6406</td> </tr> <tr> <td>likelihood ratio</td> <td>0.956546</td> <td>Prob. Chi-Square(2)</td> <td>0.6199</td> </tr> <tr> <td>Statistic</td> <td>0.897962</td> <td>Prob. Chi-Square(2)</td> <td>0.6383</td> </tr> </tbody> </table>	Statistic	0.448981	Prob. F(2,54)	0.6406	likelihood ratio	0.956546	Prob. Chi-Square(2)	0.6199	Statistic	0.897962	Prob. Chi-Square(2)	0.6383	<p>Breakpoint Test: 1990 hypothesis: No breaks at specified breakpoints g regressors: All equation variables on Sample: 1961 2018</p> <table border="1"> <tbody> <tr> <td>Statistic</td> <td>0.996616</td> <td>Prob. F(2,54)</td> <td>0.3758</td> </tr> <tr> <td>likelihood ratio</td> <td>2.102314</td> <td>Prob. Chi-Square(2)</td> <td>0.3495</td> </tr> <tr> <td>Statistic</td> <td>1.993233</td> <td>Prob. Chi-Square(2)</td> <td>0.3691</td> </tr> </tbody> </table>	Statistic	0.996616	Prob. F(2,54)	0.3758	likelihood ratio	2.102314	Prob. Chi-Square(2)	0.3495	Statistic	1.993233	Prob. Chi-Square(2)	0.3691
Statistic	0.448981	Prob. F(2,54)	0.6406																						
likelihood ratio	0.956546	Prob. Chi-Square(2)	0.6199																						
Statistic	0.897962	Prob. Chi-Square(2)	0.6383																						
Statistic	0.996616	Prob. F(2,54)	0.3758																						
likelihood ratio	2.102314	Prob. Chi-Square(2)	0.3495																						
Statistic	1.993233	Prob. Chi-Square(2)	0.3691																						
<p>Breakpoint Test: 1994 hypothesis: No breaks at specified breakpoints g regressors: All equation variables on Sample: 1961 2018</p> <table border="1"> <tbody> <tr> <td>Statistic</td> <td>1.558577</td> <td>Prob. F(2,54)</td> <td>0.2198</td> </tr> <tr> <td>likelihood ratio</td> <td>3.254986</td> <td>Prob. Chi-Square(2)</td> <td>0.1964</td> </tr> <tr> <td>Statistic</td> <td>3.117154</td> <td>Prob. Chi-Square(2)</td> <td>0.2104</td> </tr> </tbody> </table>	Statistic	1.558577	Prob. F(2,54)	0.2198	likelihood ratio	3.254986	Prob. Chi-Square(2)	0.1964	Statistic	3.117154	Prob. Chi-Square(2)	0.2104	<p>Breakpoint Test: 1998 hypothesis: No breaks at specified breakpoints g regressors: All equation variables on Sample: 1961 2018</p> <table border="1"> <tbody> <tr> <td>Statistic</td> <td>2.481067</td> <td>Prob. F(2,54)</td> <td>0.0931</td> </tr> <tr> <td>likelihood ratio</td> <td>5.098860</td> <td>Prob. Chi-Square(2)</td> <td>0.0781</td> </tr> <tr> <td>Statistic</td> <td>4.962133</td> <td>Prob. Chi-Square(2)</td> <td>0.0837</td> </tr> </tbody> </table>	Statistic	2.481067	Prob. F(2,54)	0.0931	likelihood ratio	5.098860	Prob. Chi-Square(2)	0.0781	Statistic	4.962133	Prob. Chi-Square(2)	0.0837
Statistic	1.558577	Prob. F(2,54)	0.2198																						
likelihood ratio	3.254986	Prob. Chi-Square(2)	0.1964																						
Statistic	3.117154	Prob. Chi-Square(2)	0.2104																						
Statistic	2.481067	Prob. F(2,54)	0.0931																						
likelihood ratio	5.098860	Prob. Chi-Square(2)	0.0781																						
Statistic	4.962133	Prob. Chi-Square(2)	0.0837																						

v Breakpoint Test: 2004 Hypothesis: No breaks at specified breakpoints Number of regressors: All equation variables Observation Sample: 1961 2018				Breakpoint Test: 2008 Hypothesis: No breaks at specified breakpoints Number of regressors: All equation variables Observation Sample: 1961 2018			
Statistic	6.749493	Prob. F(2,54)	0.0024	Statistic	5.442242	Prob. F(2,54)	0.0070
likelihood ratio	12.94145	Prob. Chi-Square(2)	0.0015	likelihood ratio	10.65022	Prob. Chi-Square(2)	0.0049
Lagrange Multiplier Statistic	13.49899	Prob. Chi-Square(2)	0.0012	Statistic	10.88448	Prob. Chi-Square(2)	0.0043

الملحق رقم (4): نتائج اختبار جذر الوحدة لـ Zivot-Anderson

Andrews Unit Root Test Date: 09/07/19 Time: 12:09 Sample: 1960 2018 Number of observations: 59 Hypothesis: OIL has a unit root with a structural break in the trend Maximum lag length: 1 (maximum lags: 4) Breakpoint: 1998			Andrews Unit Root Test Date: 09/07/19 Time: 12:09 Sample: 1960 2018 Number of observations: 59 Hypothesis: OIL has a unit root with a structural break in the intercept Maximum lag length: 1 (maximum lags: 4) Breakpoint: 2005		
	t-Statistic	Prob. *		t-Statistic	Prob. *
Andrews test statistic	-3.358028	0.104845	Andrews test statistic	-4.310938	0.005266
critical value:	-4.80		critical value:	-5.34	
critical value:	-4.42		critical value:	-4.93	
critical value:	-4.11		critical value:	-4.58	
Probability values are calculated from a standard t-distribution and do not take into account the breakpoint selection process			Probability values are calculated from a standard t-distribution and do not take into account the breakpoint selection process		
Andrews Unit Root Test Date: 09/07/19 Time: 12:09 Sample: 1960 2018 Number of observations: 59 Hypothesis: OIL has a unit root with a structural break in both the intercept and trend Maximum lag length: 1 (maximum lags: 4) Breakpoint: 2005					
	t-Statistic	Prob. *			
Andrews test statistic	-4.053749	0.005525			
critical value:	-5.57				
critical value:	-5.08				
critical value:	-4.82				
Probability values are calculated from a standard t-distribution and do not take into account the breakpoint selection process					

الملحق رقم (5): نتائج اختبار جذر الوحدة لـ Clemente, Montañés and Reyes

```

iao2 oil
Clemente-Montañés-Reyes unit-root test with double mean shifts, AO model
T = 53 optimal breakpoints : 1976 , 2005
          du1          du2          (rho - 1)          const
Coefficients: 19.88402          53.32531          -0.98922          3.22529
Statistics: 5.061          12.422          -5.264
Tests: 0.000          0.000          -5.490 (5% crit. value)

io2 oil
Clemente-Montañés-Reyes unit-root test with double mean shifts, IO model
T = 53 optimal breakpoints : 1977 , 2003
          du1          du2          (rho - 1)          const
Coefficients: 12.05830          28.76858          -0.80150          3.97763
Statistics: 2.811          4.399          -5.211
Tests: 0.008          0.000          -5.490 (5% crit. value)
    
```