إعادة النظر في علاقات الاقتصاد الكلي: حالة وجود صدمات وتغيرات هيكلية

A revisit of macroeconomic relations: case of shocks and structural changes

ط.د.بن حامد كمال[*1]، أ.د.العقاب محمد[2]

[1]مخبر الانتماء(MQEMADD)، جامعة الجلفة، الجزائر، k.benhamed@univ-djelfa.dz

[2]مخبر الانتماء(MQEMADD)، جامعة الجلفة، الجزائر، Mh.elaguab@univ-djelfa.dz

تاريخ الاستلام: 2023/02/09 **تاريخ القبول: 2023/05/24**

الملخص:

تهدف هذه الدراسة إلى إعادة النظر في علاقات الاقتصاد الكلي وذلك في ظل وجود صدمات وتغيرات هيكلية على مستوى بيانات السلاسل الزمنية، ويتم تفسير هذه الصدمات والتغيرات الهيكلية من خلال اختبارات الانقطاعات الهيكلية. فمنذ العمل الأساسي الذي قام به Nelson and Ploser (1982)، أصبح اختبار وجود جذر وحدة في بيانات السلاسل الزمنية موضوعا مثيرا للقلق الشديد. اكتسبت هذه القضية مزيدا من الأهمية مع ورقة Perron لعام 1989 التي أكدت على أهمية الصدمات والتغيرات الهيكلية عند اختبار مسارات جذر الوحدة. كما لا يمكن لاختبارات التكامل المشترك القياسية(Engle and Granger(1987، (Johansen(1988 العثور بشكل كاف على علاقة تكامل مشترك في ظل الصدمات والتغيرات الهيكلية. لهذا السبب تم استخدام اختبارات مختلفة للتكامل المشترك مع صدمات وتغيرات هيكلية وتعرف أيضا بتحول في النظام على سبيل المثال((Gregory and Hansen(1996، Hatmi-J (2008، Maki (2012). والنتيجة الرئيسية لهذه الدراسة أن تؤخذ الصدمات والتغيرات الهيكلية بعين الاعتبار عند نمذجة العلاقات الاقتصادية بين المتغيرات.

الكلمات المفتاحية: صدمات هيكلية، جذر وحدة، انقطاع هيكلي، تكامل مشترك.

تصنيف JEL: C12، C21، E51.

Abstract:

This study aims to reconsider macroeconomic relationships in the presence of shocks and structural changes at the level of time series data, and these shocks and structural changes are explained through tests of structural breaks. Since the groundwork of Nelson and Ploser (1982), testing for the existence of a unit root in time series data has become a topic of serious concern. This issue gained prominence with Perron's 1989 paper which confirmed on the importance of shocks and structural changes when testing unit root processes.

Standard cointegration tests (Engle and Granger (1987, Johansen (1988) cannot adequately find a cointegration relationship under shocks and structural changes. For this reason, various tests of cointegration with shocks and structural changes, also known as regime shift, have been used, for example (Gregory and Hansen (1996), Hatmi-J (2008, Maki (2012). The main finding of this study is that shocks and structural changes are taken into account when modeling economic relationships between variables.

***Key Words** : Structural shocks, unit root, structural break, cointegration.*

***JEL Classification:** C12, C21, E51.*

[*]المؤلف المرسل: بن حامد كمال، الإيميل: kamelbenhamed22@gmail.com

1. مقدمة:

لقد ثبت الآن أن التوصيفات المختلفة لمسار توليد البيانات لسلسلة زمنية للاقتصاد الكلي لها آثار متباينة بشكل كبير على النظريات والتجارب في الاقتصاد الكلي. على سبيل المثال زعمت النظريات التقليدية للتقلبات الاقتصادية أن التقلبات ناتجة بشكل أساسي عن صدمات الطلب الكلي وأن صدمات الطلب لها تأثيرات قصيرة الأجل فقط، ويعود الاقتصاد إلى المعدل الطبيعي للإنتاج على المدى الطويل. وبالتالي فإن أدلة جذور الوحدة في السلاسل الزمنية للإنتاج الحقيقي أجبرت الكثيرين على التشكيك في صحة هذه النظريات. إحصائيا يتقلب المسار المستقر حول متوسط ثابت طويل الأجل، كما أن آثار الصدمات تتبدد بمرور الزمن. بدلا من ذلك إذا كانت السلسلة تحتوي على جذر وحدة، فلن يكون لديها ميل للعودة إلى مسارها طويل الأجل، والأهم من ذلك أن الصدمة الحالية للسلسلة تنتج تأثيرا دائما على المدى الطويل. من منظور تجريبي فإن ترتيب تكامل متغيرات الاقتصاد الكلي له عواقب وخيمة على النمذجة المناسبة لبيانات السلاسل الزمنية. وقد أدت هذه الملاحظات العديد من الاقتصاديين لاستكشاف بقوة ما إذا كان يمكن وصف سلسلة زمنية للاقتصاد الكلي على أنها تحتوي على جذر وحدة.

في مساهمتهم الأساسية في الخصائص الديناميكية للسلسلة الزمنية للاقتصاد الكلي، وجد Nelson وPloser (1982) أدلة تؤيد فرضية جذر الوحدة لـ13 من 14 مجاميع اقتصادية ومالية للولايات المتحدة. إدراك الآثار الاقتصادية الهائلة لهذه النتيجة جعل العديد من الاقتصاديين يركزون انتباههم على المصدر المحتمل لهذه النتيجة. على وجه الخصوص تعامل Perron(1989) مع سنوات الكساد الكبير (1929) وأزمة النفط الأولى (1973) كنقاط للتغير الهيكلي في الاقتصاد، وبناء على نتائجه أكد Perron أن أدلة Nelson and Ploser القوية لدعم فرضية جذر الوحدة استندت إلى الفشل في حساب التغيير الهيكلي في البيانات. يعد اختبار التكامل المشترك بين المتغيرات ذات جذور الوحدة جزءا لا يتجزأ من تحليلات السلاسل الزمنية التجريبية، حيث يتوفر عدد من الاختبارات في الأدبيات. معظم هذه الاختبارات تعتمد على البواقي وتستخدم على نطاق واسع بسبب بساطتها. هناك العديد من الأسباب التي تجعلنا نتوقع أنه قد تتغير العلاقة طويلة الأجل بين المتغيرات الأساسية، ويرجع ذلك إلى حدوث تغييرات وصدمات هيكلية بسبب الأزمات الاقتصادية، الصدمات التكنولوجية، التغيرات في السياسات والأنظمة، والتطور التنظيمي أو المؤسسي. من المرجح أن يكون هذا هو الحال إذا كانت الفترة الزمنية طويلة. وبناءا على ذلك:

ما هو أثر الصدمات والتغيرات الهيكلية على نمذجة العلاقات الاقتصادية الكلية؟

1.1 فرضيات الدراسة:

في محاولة للإجابة على الإشكالية المطروحة قمنا بطرح الفرضيات التالية:

- ✓ الفشل في التعرف على الصدمات والتغيرات الهيكلية يمكن أن يؤدي إلى استنتاجات غير صالحة وتوقعات غير دقيقة.
- ✓ تحديد الصدمات والتغيرات الهيكلية في النماذج يؤدي إلى فهم أفضل للآليات الحقيقية التي تقود التغييرات في البيانات.
- ✓ توجد علاقة طويلة الأجل في ظل وجود صدمات وتغيرات هيكلية وذلك باستخدام اختبارات متخصصة.

2.1 أهداف الدراسة:

تهدف هاته الورقة البحثية إلى تحقيق الغايات التالية:

- ✓ إظهار طبيعة الصدمات والتغيرات الهيكلية التي يمكن أن تؤثر على العلاقات الاقتصادية؛
- ✓ تحليل ومناقشة أدبيات الدراسة التي تناولت هذا الموضوع؛
- ✓ دراسة العلاقة الطويلة الأجل (التكامل المشترك) في ظل الصدمات والتغيرات الهيكلية؛
- ✓ الوقوف على آثار تجاهل انتشار الصدمات والتغيرات الهيكلية في بيانات السلاسل الزمنية. حيث تعد نماذج الانقطاع الهيكلي(structural break models) تقنية مهمة يجب اعتبارها جزءا من أي تحليل شامل للسلاسل الزمنية.

2 جذور الوحدة، الصدمات والتغيرات الهيكلية:

لم يتم إعطاء التعريف الدقيق للتغييرات الهيكلية في الأدب، عادة ما يتم تفسيرها على أنها تغييرات في معلمات الانحدار(Maddala & Kim, 1988, p. 399) ، وسنستخدم هذا التعريف التقليدي. كما يمكن تعريف الصدمات الهيكلية على أنها الأحداث الاقتصادية التي تحدث بشكل غير متكرر، ولكن حدوثها يتحدد عشوائيا. ينتج هذا النهج عن حقيقة أن هناك العديد من الأمثلة على الأحداث العشوائية وغير المتجانسة والنادرة التي لها تأثير كبير على الاقتصاد، وخاصة بالنسبة للسلاسل الاقتصادية طويلة الأجل (على سبيل المثال، أزمات النفط، والحروب، والركود المالي، وتغيرات النظام السياسي، والكوارث الطبيعية). لذلك نسعى إلى وجود هذه الصدمات، التي يمكن أن يكون لها تأثير دائم أو مؤقت(Charles & Olivier, 2012) ، توفر قدرا معينا من المعلومات حول طبيعة وحجم الصدمات الاقتصادية. ويتم تفسير الصدمات الهيكلية في هذه الدراسة من خلال(structural breaks) الانقطاعات، المقاطع، الفواصل، الكسور الهيكلية التي يمكن أن تحدث على مستوى السلاسل الزمنية، لها عدة تسميات وفي دراستنا سنعتمد على مصطلح الانقطاعات الهيكلية. بالإضافة إلى ذلك سنقوم بتحليل ومناقشة أدبيات الدراسة التي تناولت هذا الموضوع.

1.2 اختبارات جذر الوحدة التقليدي:

لقد أصبح من التقليد في التحليل الإحصائي للسلسلة الزمنية للاقتصاد الكلي، أن يتم اختبار فرضية جذر الوحدة لأول مرة لكل من المتغيرات للتأكد من ترتيب تكاملها. اختبار ديكي فولر المطور (ديكي وفولر، 1979، 1981) هو الاختبار الأكثر استخدامًا للتحقق من وجود جذر الوحدة، في حالة اتجاه البيانات يعتمد ذلك على الانحدار التالي(Dickey & Fuller, 1981) :

$$\Delta Y_t = \alpha + \varphi Y_{t-1} + \beta * t + \sum_{i=1}^{k} \theta_i \Delta Y_{t-i} + \varepsilon_t \text{.....1}$$

يتضمن هذا انحدار في (ΔY_t) على $\Delta Y_{t-1}, \Delta Y_{t-2}, , , , , , \Delta Y_{t-p}$ فضلا عن ثابت(a) واتجاه الزمن$(B^* t)$ t=1,2,,,T و(ε_t) اضطراب (شوشرة) الأبيض مع تباين(σ^2). ΔY_{t-1} هي الفروقات الأولى المتأخرة لتصحيح الارتباط التلقائي التسلسلي في الأخطاء. معيار شوارز بايزي (SBC) ومعيار المعلومات أكايك (AIC) يستخدم لتحديد طول التأخر الأمثل لـ k. رفض العدم يشير إلى أن السلسلة الزمنية مستقرة.

يعد اختبار الانقطاعات الهيكليةstructural breaks مجالا غنيا للبحث ولا يوجد اختبار واحد يناسب جميع الانقطاعات الهيكلية ويعتمد الاختبار الذي يجب تنفيذه على عدة عوامل من بينها:

- ✓ هل تاريخ الانقطاعbreak date معروفknown أم غير معروفunknown ؟
- ✓ هل هناك انقطاع واحدsingle break أو انقطاعات متعددةmultiple breaks ؟
- ✓ مصدر الانقطاع الهيكلي هل هو ناتج عن عوامل داخلية endogenous structural break أم خارجي exogenous structural break؛
- ✓ حدة الانقطاع الهيكلي هل هو مرن smooth أم حاد sharp؛
- ✓ هل الانقطاع الهيكلي حقيقي real structural break أم هو زائفspurious structural break ، وذلك بالنظر إلى الأحداث الاقتصادية فعلى سبيل المثال سنة2020 وبسبب كوفيد-19 فأغلب بيانات السلاسل الزمنية للمتغيرات الاقتصادية الكلية شهدت تغير هيكلي حقيقي.

تساعد معرفة الخصائص الإحصائية لكل من الانقطاعات والبيانات على ضمان تنفيذ الاختبار الصحيح. فيما يلي نسلط الضوء على بعض الاختبارات التي شكلت مجال اختبار الانقطاع الهيكلي.

2.2 اختبار جذر الوحدة في وجود انقطاع هيكلي واحد:

1.2.2 اختبار Perron(1989):

يتميز بانقطاع واحد خارجي (معروف) وفقًا لنظرية التوزيع غير المتناظر الأساسية. (Perron) يستخدم اختبارات ديكي فولر المعدل (ADF) لجذر الوحدة التي تتضمن متغيرات وهمية لحساب انقطاع هيكلي خارجي واحد معروف. نقطة الانقطاع(التحول) من دالة الاتجاه مستقرة (الخارجية) ويتم اختيارها بشكل مستقل عن البيانات(Perron, 1989) . ويسمح Perron باختبارات جذر الوحدة بانقطاع تحت كل من فرضية العدم والبديلة. هذه الاختبارات لديها قوة أقل من اختبار نوع ADF القياسي عند عدم وجود انقطاع. ومع ذلك (Perron, P, 2005) يشير إلى أن لديهم حجم الصحيح بشكل غير مُتّسق ومتناسق سواء كان هناك انقطاع أم لا. وعلاوة على ذلك، فمعلمات الانقطاع مستقرة، وبالتالي لا يعتمد أداؤها على حجم الانقطاع.

واستنادا إلى(Perron, 1989) ، يقدر أن المعادلات الثلاث التالية لاختبار جذر الوحدة. تأخذ المعادلات في الاعتبار وجود ثلاثة أنواع من الانقطاعات الهيكلية: نموذج الانهيار (2) الذي يسمح لانقطاع في مستوى (أو ثابت) من سلسلة؛ نموذج "النمو المتغير" (3)، الذي يسمح بانقطاع الميل (أو معدل النمو)؛ وأخيرا تسمح لكلا الآثار أن تحدث في وقت واحد، أي تغيير مرة واحدة في كل من مستوى والميل من سلسلة (نموذج(4)).

$$x_t = \alpha_0 + \alpha_1 DU_t + d(DTB)_t + \beta t + \rho x_{t-1} + \sum_{i=1}^{p} \varphi_i \Delta x_{t-i} + \varepsilon_t \quad \ldots\ldots 2$$

$$x_t = \alpha_0 + \gamma DT_t + \beta t + \rho x_{t-1} + \sum_{i=1}^{p} \varphi_i \Delta x_{t-i} + \varepsilon_t \quad \ldots\ldots 3$$

$$x_t = \alpha_0 + \alpha_1 DU_t + d(DTB)_t + \gamma DT_t + \beta t + \rho x_{t-1} + \sum_{i=1}^{p} \varphi_i \Delta x_{t-i} + \varepsilon_t \quad \ldots\ldots 4$$

حيث يمثل الثابت الوهمي DUt تغيير في المستوى; DUt = 1 إذا (t > TB) وصفر خلاف ذلك; يمثل الميل الوهمي DTt (أيضا DTt) تغيير في ميل دالة الاتجاه؛ DT = t-TB (أو DTt = t إذا TB > t) وصفر خلاف ذلك؛ التحطم الوهمي (DTB) = 1 إذا T = tb +1، وصفر خلاف ذلك؛ وTB هو تاريخ الانقطاع. كل من النماذج الثلاثة له جذر وحدة مع انقطاع تحت فرضية العدم، كما يتم دمج المتغيرات وهمية في الانحدار تحت العدم. الفرضية البديلة هي مسار مستقر الاتجاه(stationary trend proceses).

ومع ذلك تم انتقاد افتراض Perron المعروف من تاريخ الانقطاع، أبرزها من قبل(Christiano, 1992) . حيث يقول أن الإجراءات القائمة على البيانات تستخدم عادة لتحديد الموقع الأكثر احتمالا للانقطاع وهذا النهج يبطل نظرية التوزيع التي تقوم عليها الاختبارات التقليدية. ومنذ ذلك الحين، وضعت عدة دراسات باستخدام منهجيات مختلفة لتحديد تاريخ الانقطاع بشكل داخلي. ومن بين هذه الدراسات Banerjee, Lumisdaine and Stock (1992), Zivot and Andrews(1992) (1992), Perron and Vogelsang (1992), Perron (1997) and Lumsdaine and Papell (1998). وقد أظهرت هذه الدراسات أن التحيز في اختبارات جذر الوحدة المعتادة يمكن أن يقلل من خلال تحديد زمن الانقطاعات الهيكلية.

2.2.2 اختبار Zivot and Andrews (1992):

يقترح Zivot و Andrews تنوعا في اختبار Perron الأصلي الذي يفترض فيه أن الزمن المحدد للنقطة الانقطاع غير معروف. بدلا من ذلك يتم استخدام خوارزمية تعتمد على البيانات لتحديد نقاط الانقطاع. بعد توصيف Perron لشكل الانهيار الهيكلي، يواصل Zivot و Andrews ثلاثة نماذج لاختبار جذر الوحدة: (1) النموذج A، الذي يسمح بتغيير لمرة واحدة في مستوى السلسلة؛ (2) نموذج B، والذي يسمح بتغيير لمرة واحدة في ميل اتجاه الدالة، و(3) نموذج C، الذي يجمع بين التغييرات لمرة واحدة في المستوى وانحدار اتجاه الدالة في السلسلة. وبالتالي لاختبار جذر الوحدة مقابل بديل الصدمة(الانهيار) الهيكلي لمرة واحدة، يستخدم Zivot وAndrews معادلات الانحدار التالية(Zivot & Andrews, 1992, p. 27) :

$$\Delta y_t = c + \alpha y_{t-1} + \beta t + \gamma DU_t + \sum_{i=1}^{k} d_i \Delta y_{t-i} + \varepsilon_t \qquad \text{النموذج A}$$

$$\Delta y_t = c + \alpha y_{t-1} + \beta t + \theta DU_t + \sum_{i=1}^{k} d_i \Delta y_{t-i} + \varepsilon_t \qquad \text{النموذج B}$$

$$\Delta y_t = c + \alpha y_{t-1} + \beta t + \gamma DU_t + \theta DU_t + \sum_{i=1}^{k} d_i \Delta y_{t-i} + \varepsilon_t \qquad \text{النموذج C}$$

حيث DU_t هو متغير وهمي لمؤشر تحول متوسط يحدث في كل تاريخ انقطاع ممكن (TB) بينما DT_t هو متغير وهمي تحول الاتجاه المقابل.

$$DU_t = \begin{matrix} 1,,,,,,if \quad t > TB \\ 0,,,,,,,,,,,\text{خلاف ذلك} \end{matrix}$$

$$DT_t = \begin{matrix} t - TB,,if \quad t > TB \\ 0,,,,,,,,,,,,,\text{خلاف ذلك} \end{matrix}$$

فرضية العدم في جميع النماذج الثلاثة هي $\alpha = 0$، مما يعني أن السلسلة {yt} تحتوي على جذر وحدة مع انحراف يستبعد أي انقطاع هيكلي، في حين أن الفرضية البديلة $\alpha < 0$ تشير إلى أن السلسلة هي مسار مستقر الاتجاه(TS) مع انقطاع لمرة واحدة تحدث في زمن غير معروف. تعتبر طريقة Zivot وAndrews أن كل نقطة هي تاريخ انقطاع(تحول) محتمل (TB).

اقترح Perron أن معظم السلاسل الزمنية الاقتصادية يمكن نمذجتها بشكل مناسب باستخدام النموذج A أو النموذج C. ونتيجة لذلك، طبقت الأدبيات اللاحقة النموذج A و/أو النموذج C. في دراسة حديثة يوضح Sen (2003) أنه إذا كان أحد يستخدم النموذج A عندما يحدث الانقطاع في الواقع وفقا للنموذج C فستكون هناك خسارة كبيرة في القوة. ومع ذلك إذا تم تحديد(تمييز) الانقطاع وفقا للنموذج A، ولكن تم استخدام النموذج C يكون فقد القوة طفيفا، مما يشير إلى أن النموذج C أفضل من النموذج A (Waheed & all, 2007, p. 5). اختبار الانقطاعات الهيكلية الداخلي هو اختبار تسلسلي الذي يستخدم العينة الكاملة ويستخدم متغير وهمي مختلف لكل تاريخ انقطاع ممكن. يتم تحديد تاريخ الانقطاع حيث تكون الإحصائية t من اختبار ADF لجذر الوحدة عند الحد الأدنى (الأكثر سالبة). وبالتالي سيتم اختيار تاريخ الانقطاع حيث الأدلة هي أقل ملاءمة لجذر الوحدة العدم. القيم الحرجة فيZivot and Andrews تختلف عن القيم الحرجة في Perron) 1989). ويرجع الاختلاف إلى أنه يتم التعامل مع اختيار زمن الانقطاع على أنه نتيجة لإجراء التقدير، بدلا من أن يكون محدد مسبقا خارجيا.

تبحث ورقة Banerjee, Lumsdaine, and Stock(1992) في الاحتمال، الذي أثاره Perron (1989, 1990 و1989) P. Rappoport and L. Reichlin)، بأن السلاسل الزمنية الاقتصادية الإجمالية يمكن وصفها بأنها مستقرة حول خطوط الاتجاه المنقطعة. يتعامل المؤلفون مع تاريخ الانقطاع على أنه غير معروف بداهة. يتم تطوير التوزيعات غير المتناظرة للاختبارات التكرارية والمتسلسلة لجذور الوحدات و/ أو المعاملات المتغيرة في انحدار السلاسل الزمنية(Banerjee, Lumsdaine, & Stock, 1992, p. 271) .

وقد مدد هذا العمل كل من Perron and Vogelsang(1992) وPerron(1997) الذي اقترح فئة من إحصاءات الاختبار التي تسمح لاثنين من أشكال مختلفة من الانقطاعات الهيكلية. هذه هي نماذج Outlier المضافة (AO) وOutlier الابتكار (IO). يسمح نموذج AO بتغيير مفاجئ في المتوسط (نموذج الانهيار) بينما يسمح نموذج IO بإجراء تغييرات تدريجية أكثر. ويجادل(Perron, P; Vogelsang, T.J, 1992, p. 303) ، بأن هذه الاختبارات تستند إلى القيمة الدنيا لإحصاءات t على مجموع معاملات الانحدار الذاتي على جميع نقاط الانقطاع(التحول) الممكنة. بينما(Perron, P;, 1997, p. 356) ، يجادل بأنه "إذا كان لا يزال بوسع المرء رفض فرضية جذر الوحدة في إطار هذا السيناريو، فيجب أن يكون الأمر هو الحال الذي سيُرفض في إطار افتراض أقل صرامة". وطبق Perron وVogelsang هذين النموذجين على البيانات الخام.

تطبيق الإجراء لاختبار فرضية جذر الوحدة، والذي يسمح بالوجود المحتمل للانقطاع الهيكلي له على الأقل اثنين من المزايا:

- ✓ يمنع ذلك من تحقيق نتيجة اختبار منحازة لعدم الرفض، كما يشتبه في ذلك Perron(1989).
- ✓ بما أن هذا الإجراء يمكن أن يحدد متى حدث احتمال الانقطاع الهيكلي، فإنه سيوفر معلومات قيمة لتحليل ما إذا كان هناك انقطاع هيكلي على متغير معين مرتبط بسياسة حكومية معينة، الأزمات الاقتصادية، والحرب، وتحولات النظام أو عوامل أخرى.

ومع ذلك هناك مسألتان هامتان:

- ✓ لقد تم التشكيك في قوة هذه الاختبارات من قبل Perron نفسه والآخرين. وقد أثار بعض المؤلفين هذه المسألة للمفاضلة بين قوة الاختبار ومقدار المعلومات التي أدرجت فيما يتعلق باختيار نقطة الانقطاع(التحول)(Perron, P;, 1997, p. 378)
- ✓ هذه الاختبارات تلتقط فقط الانقطاع الوحيد الأكثر أهمية في كل متغير، مما يثير السؤال: ماذا لو كانت هناك انقطاعات متعددة في كل متغير فردي؟ نحن الآن نقوم بتحويل مناقشتنا إلى أكثر من انقطاع هيكلي في السلسلة الزمنية.

3.2 اختبار جذر الوحدة في وجود انقطاعين هيكليين:

1.3.2 Lumsdaine and Papell(1997):

قام بإدخال إجراء لالتقاط انقطاعين هيكليين اثنين، والقول بأن اختبارات جذر الوحدة التي تمثل اثنين من انقطاعات الهيكلية الهامة هي أكثر قوة من تلك التي تسمح بانقطاع واحد. قام (Lumsdaine & Papell, 1997) بتمديد عمل Zivot and Andrews(1992) من خلال نموذج يسمح لانقطاعين هيكليين في ظل فرضية بديلة لاختبار جذر الوحدة، وبالإضافة إلى ذلك تسمح لانقطاعات في المستوى والاتجاه.

أما الآخرون الذين نظروا في فترات الانقطاع المتعددة هم(Clemente, Montanés, & Reyes, 1998) الذين يستندون في نهجهم إلى Perron وVogelsang ولكنهم يسمحون بانقطاعين. (Ohara, 1999) يستخدم نهجا يستند إلى اختبارات t متتابعة من Zivot and Andrews لدراسة الحالة على انقطاعات مع تواريخ انقطاع غير معروف. انه يقدم أدلة على أن اختبارات جذر وحدة مع انقطاع اتجاه متعددة ضرورية لكل من النظرية غير المتناظرة والتطبيقات التجريبية. يقترح Papell و2003) Prodan) اختبارًا يستند إلى تغيير هيكلي مقيد، والذي يسمح صراحة بتغييرين هيكليين مُقابلين.

هذه اختبارات الانقطاع الداخلية التي تسمح لإمكانية انقطاع واحد أو انقطاعات متعددة; Zivot and Andrews، Banerjee وآخرون، Perron(1997)، Lumsdaine and Papell (1997) و1999) Ohara) لا تسمح لانقطاعات تحت فرضية العدم من جذر وحدة وبالتالي تستمد قيمها الحرجة وفقا لذلك. قد يكون هذا تحيز في هذه الاختبارات. ويشير (Perron, P, 2005)، إلى أنه قد يكون هناك بعض فقدان القوة.

2.3.2 اختبار Lee and Strazicich (2003)

تبين أنه عند الاستفادة من اختبارات جذر الوحدة للانقطاع الهيكلي الداخلي، قد يستنتج الباحثون أن السلسلة الزمنية هي مستقرة الاتجاه في حين أن في الواقع السلسلة غير مستقرة مع انقطاع. وفي هذا الصدد، قد تحدث "حالات رفض زائفة". وهكذا كما أشار(Lee & Strazicich, 2003) ، يلزم تفسير النتائج في العمل التجريبي بعناية. اختبار جذر الوحدة الحد الأدنى لمضاعف لاغرانج (LM) المقترح من قبل Lee و Strazicich ليس فقط يحدد انقطاعات هيكلية داخلية ولكن أيضا يتجنب المشاكل المذكورة أعلاه من التحيز والرفض زائفة. وعلاوة على ذلك إجراء Lee و Strazicich يتوافق مع (1989)Perron انقطاع هيكلي خارجي (نموذج C) مع تغيير في المستوى والاتجاه. نموذج Lee و Strazicich يسمح لاثنين من الانقطاعات الداخلية على حد سواء تحت فرضية العدم والبديلة. وهي تبين أن اثنين من انقطاع LM اختبار جذر الوحدة التي تقدر من قبل الانحدار وفقا لمبدأ LM لن يرفض بشكل زائف فرضية العدم لجذر وحدة.

3. مناقشة دراسة Nelson and Plosser (1982)

في هذا الجزء نراجع عمل عدد من المؤلفين السابقين استنادا إلى مجموعة البيانات التي استخدمها Nelson and Ploser(1982). باستخدام البيانات السنوية ل14 متغير للاقتصاد الكلي في الولايات المتحدة الأمريكية خلال الفترة من 1909 إلى 1970، Nelson and Ploser لا يمكن أن ترفض فرضية جذر مع اختبار ADF التقليدي ل13 منهم بما في ذلك الناتج القومي الإجمالي(GNP). يستنتجون أن هذه السلاسل تتصرف أكثر مثل مسار العشوائي من انحرافات مؤقتة من الاتجاه المتنامي باطراد. هذا قاد العديد من الباحثين إلى الاعتقاد أن السلاسل الزمنية تتأثر بعدد الصدمات الدائمة.

(Perron, 1989)باستخدام بيانات Nelson and Ploser يسمح لمنهجية تاريخ انقطاع واحد معروف لاختبار وجود جذر الوحدة. انه يختار الكساد العظيم من عام 1929 كنقطة انقطاع(تحول) التي غيرت بشكل دائم مستوى السلسلة. وقد طعنت نتيجة Perron في معظم استنتاجات Nelson and Ploser. وهو يرفض جذر الوحدة العدمي ل11 سلسلة Nelson and Ploser وجدت أن تكون غير مستقرة. وأكدت النتائج الرأي القائل بأنه حيثما يكون هناك انقطاع هيكلي، فإن اختبارات ADF متحيزة لعدم رفض جذر الوحدة. ويقترح أن هذه السلسلة أفضل وصفها بأنها مستقرة حول الاتجاه مع انقطاع الهيكلي في عام 1929. كما يطبق Perron نفس الاختبار باستخدام سلسلة الناتج القومي الإجمالي الحقيقي الفصلية بعد الحرب للاقتصاد الأمريكي من 1947:1 إلى 1986:III. وهو يتضمن تغيير مرة واحدة في ميل الاتجاه في عام 1973 بسبب صدمة أسعار النفط. كما تم العثور على سلسلة الناتج القومي الإجمالي مستقرة.

(Zivot & Andrews, 1992)قام باختبار تاريخ انقطاع واحد داخلي للعثور على أدلة أقل ضد فرضية جذر وحدة من(Perron, 1989) . Zivot and Andrews قدمت الأدلة التي أكدت نتائج Nelson and Ploser، بمعنى أن النتائج هي في معظمها لصالح النموذج المتكامل. Zivot and Andrews (1992) رفض جذر وحدة عند مستوى معنوية 5% فقط ثلاثة من أصل 13متغير باستخدام بيانات Nelson and Ploser. غير أن نتائج الناتج القومي

الإجمالي الاسمي والناتج القومي الإجمالي الحقيقي والإنتاج الصناعي تتفق مع نتائج Perron حيث أن هذه المتغيرات مرفوضة حتى بعد أن يتم تحديد الانقطاع بشكل داخلي.

(Lumsdaine & Papell, 1997)أعاد النظر في بيانات Nelson and Ploser لاثنين من الانقطاعات الداخلية، وإيجاد المزيد من الأدلة ضد جذور وحدة من Zivot and Andrews ولكن أقل من Perron (1989). باستخدام قيم ذات عينة محدودة حرجة، يرفضون جذر الوحدة العدمي لـ5 سلاسل عند مستوى معنوية 5%، السلاسل الثلاث التي عثر عليها من قبل Zivot and Andrews بالإضافة إلى العمالة والناتج القومي الإجمالي للفرد الحقيقي. وكما اقترح مختلف المؤلفين أن هذه الاختبارات الداخلية لديها بعض مشاكل الحجم كما يعتبر الانقطاع فقط تحت فرضية بديلة.

(Lee & Strazicich, 2003)طبقت على اثنين من الانقطاع الحد الأدنى LM اختبار جذر الوحدة لبيانات Nelson and Ploser(1982) ومقارنتها مع اختبار انقطاعين Lumsdaine and Papell. وجدوا رفض أقوى من العدم باستخدام اختبار Lumsdaine وPapell من اختبار LM. عند مستوى معنوية 5%، يرفضون العدم لـ6 سلاسل مع اختبار Lumsdaine وPapell و4 سلاسل مع اختبار LM. فقط جذر الوحدة العدم من الإنتاج الصناعي ومعدل البطالة مرفوضة من قبل كل من اختبارات Lumsdaine and Papell وLM. وعلاوة على ذلك يشير Lee and Strazicich إلى أن قيمة العدم مرفوضة عند مستوى المعنوية5%، بالنسبة للناتج القومي الإجمالي الحقيقي، والناتج القومي الإجمالي الاسمي، ونصيب الفرد من الناتج القومي الإجمالي الحقيقي، والعمالة باستخدام اختبار Lumsdaine and Papell، ولكن لا يُرفض الإبطال بالنسبة لهذه المتغيرات إلا عند مستوى المعنوية الأعلى مع اختبار LM. ويرد في الجدول أدناه ملخص لاختبارات جذر الوحدة السابقة باستخدام مجموعة بيانات Nelson and Ploser.

الجدول رقم(01): اختبارات جذر الوحدة مع مجموعة بيانات Nelson and Ploser(1982)

الدراسات التجريبية	النموذج	جذر الوحدة (مع إمكانية الانقطاعات)	الاستقرارية(مع إمكانية الانقطاعات)
Nelson and Plosser (1982)	اختبار(ADF) مع عدم وجود انقطاعات	13	1
Perron (1989)	انقطاع واحد خارجي	3	11
Zivot and Andrews (1992)	انقطاع واحد داخلي	10	3
Lumsdaine and Papell(1997)	انقطاعين داخليين	8	5
Lee and Strazicich (2003)	انقطاعين داخليين	10	4

المصدر: من إعداد الباحثين بناءا على الدراسات السابقة

4. علاقة التوازن طويل الأجل (التكامل المشترك) في ظل الصدمات والتغيرات الهيكلية:

1.4 اختبار التكامل المشترك في غياب الصدمات الهيكلية:

تؤثر الانقطاعات الهيكلية في علاقة التكامل المشترك بشكل كبير على أداء اختبارات التكامل المشترك. عندما نختبر التكامل المشترك باستخدام الاختبارات القياسية، بما في ذلك Engle and Granger (1987)

و(1988) Johansen، (1991) Johansen، في وجود انقطاعات هيكلية، فإن أداءها ضعيف. وبالتالي لا يمكن لاختبارات التكامل المشترك القياسية العثور بشكل كاف على علاقة تكامل مشترك في ظل انقطاعات الهيكلية (Maki, 2012, p. 2011). لهذا السبب ولتجنب الانحدار الزائف نستخدم اختبارات مختلفة للتكامل المشترك مع صدمات وتغيرات هيكلية ويعرف أيضا بتحول في النظام على النحو التالي.

2.4 اختبار التكامل المشترك في وجود انقطاع هيكلي واحد Gregory and Hansen(1996) :

اختبار التكامل المشترك لـGregory and Hansen(1996) هو امتداد للاختبارات القائمة على البواقي التي تأخذ في الاعتبار إمكانية انقطاع هيكلي غير معروف لمرة واحدة في الثابت وحدها أو في كل من الأشعة ومعامل الثابت. فرضية العدم تحت هذه الاختبارات هي أنه لا يوجد التكامل مع انقطاع الهيكلي ضد البديل أن هناك تكاملا مع انقطاع هيكلي. Gregory وHansen تشير إلى أنه عندما يتم استخدام اختبار ADF القياسية في تحليل التكامل المشترك دون الأخذ في الاعتبار تحول النظام لمرة واحدة، فإنه قد يؤدي إلى استنتاج مضلل مفاده أن العلاقة طويلة الأجل بين المتغير التابع ومحدداته ليست موجود. يقترحون ثلاثة نماذج (Gregory & Hansen, 1996a, pp. 102-103):

- ✓ **النموذج الأول: التكامل المشترك القياسي**

$Y_{1t}=u+aY_{2t}+e_t, \qquad t=1,...,n$

وهو نموذج قياسي من التكامل المشترك مع عدم وجود تغيير هيكلي، حيث y_{2t} هي I(1) وe هو I(0)، وتصف Engle(1987) وGranger التكامل المشترك كنموذج مفيد لـ "التوازن على المدى الطويل".

سوف تنعكس التغييرات الهيكلية في التغييرات في الثابتu و/أو التغييرات على الميل a. لنموذج التغيير الهيكلي، من المفيد تعريف المتغير الوهمي:

$$\varphi_{t\tau} = \begin{cases} 0 & \text{if} \quad t \leqslant [n\tau], \\ 1 & \text{if} \quad t > [n\tau], \end{cases}$$

حيث المعلمة غير معروف$t€(0,1)$ يشير إلى الزمن (النسبي) من نقطة التغيير و[ ] يشير إلى الجزء الصحيح. يمكن أن يأخذ التغيير الهيكلي عدة أشكال، أبسطها هي تحول في مستوى في علاقة التكامل المشترك، والتي يمكن أن تكون على غرار تغيير في الثابت u، في حين أن معاملات الميلa يعتبر ثابت. وهذا يعني أن معادلة التوازن قد تغيرت بطريقة متوازية. نطلق على هذا نموذج تحول المستوى الذي تشير إليه C.

- ✓ **نموذج 2: تحول المستوى (C)**

$Y_{1t}=u_1+u_2Ø_t+aY_{2t}+e_t, \qquad t=1,...,n$

في هذا النموذج المعلمة u_1 يمثل الثابت قبل التحول، وu_2 يمثل التغيير في الثابت في زمن التحول.

يمكننا أيضا إدخال اتجاه الزمن في نموذج تحول المستوى، فنتحصل على النموذج الموالي.

- ✓ **نموذج 3: تحول المستوى مع الاتجاه (C / T)**

$Y_{1t}=u_1+u_2Ø_t+Bt+aY_{2t}+e_t, \qquad t=1,...,n$

تغيير هيكلي آخر محتمل يسمح للشعاع الميل بالتحول أيضا. وهذا يسمح لعلاقة التوازن لتدوير وكذلك إزاحة متوازية، يدعى هذا النموذج تحول النظام.

✓ **النموذج 4: التحول في النظام (C/S)**

$Y_{1t}=u_1+u_2\emptyset_t+a_1 Y_{2t}+a_2 Y_{2t}\emptyset_t+e_t,\ t=1,\dots,n$

في هذه الحالة u_1 وu_2 هي كما هو الحال في نموذج تحول المستوى، a_1 يدل على تكامل المشترك في معاملات الميل قبل تحول النظام، وa_2 تشير إلى التغير في معاملات الميل.

كما يقترحون(Gregory, A.W; Hansen, B.E, 1996b, p. 558) ثلاثة إحصاءات اختبار وهي $ADF^*=inf_{t\in T}$ ADF(t) ، وهي نسخة المعدلة من اختبار التكامل المشترك Engle(1987) وGranger، و($Z_T^*=inf_{t\in T} Z_T$ (t))، و $Z_a^*=inf_{t\in T} Z_a$ (t) وكلاهما من الإصدارات المعدلة Phillips (1990) وQuliaris). نقطة الانقطاع هي أصغر قيمة لهذه الإحصاءات اختبار الثلاثة. وتستخدم القيم الحرجة المُعدلة Mackinnon(1991) بدلا من القيم الحرجة التي يتم استخدامها في الأسلوب Engle وGranger.

$$Z_t(\tau) = n\left(\rho^*{}_\tau - 1\right)$$

$$Z_t(\tau) = \frac{\rho^*{}_\tau - 1}{\delta_t}, \qquad \delta^2{}_t(\tau) = \frac{\sigma^2{}_\tau}{\sum_{t=1}^{n-1} e^2{}_{t\tau}},$$

$$\rho_t^*(\tau) = \frac{\sum_{t=1}^{n-1}(e_{t\tau}e_{t\tau+1}-\gamma_t)}{\sum_{t=1}^{n-1} e^2{}_{t\tau}}$$

$$ADF(\tau) = tstat(e_{t-1\tau})$$

إحصائيات الاختبار هي أصغر قيم الإحصائيات أعلاه، عبر كافة قيم t€T. ويتم التركيز على أصغر القيم حيث أن القيم الصغيرة لإحصائيات الاختبار توفر أدلة ضد فرضية العدم. هذه هي الإحصاءات الاختبار.

$$Z_\alpha^* = \inf_{\tau\in T} \ Z_\alpha(\tau)$$

$$Z_t^* = \inf_{\tau\in T} \ Z_t(\tau)$$

$$ADF^* = \inf_{\tau\in T} \ ADF(\tau).$$

3.4 اختبار التكامل المشترك في وجود اثنين من الانقطاعات الهيكلية (2008) Hatmi-J:

ويستند هذا الاختبار إلى اختبارات Gregory and Hansen(1996) للتكامل المشترك في وجود تحول واحدة ومن خلال توسيع نطاق عملهما للسماح بتحولين للنظام. كما قدم قيما حرجة جديدة لاختبارات ADF وZa وZt. مرة أخرى لا يعتمد زمن الانقطاعات على معلومات مسبقة بل على البيانات الأساسية.

وكما أشار(Hatemi-j, 2008) فإن اختبارات التكامل المشترك التقليدية تستند على افتراض أن شعاع التكاملي المشترك ظل كما هو أثناء فترة الدراسة Hatmi-J (2008)، ولكن وجود الأزمات الاقتصادية والتكنولوجية الصدمات والسياسات والتغييرات في النظام يمكن أن تسبب تغييرات كبيرة في شعاع التكامل المشترك على المدى الطويل، لهذا السبب Hatmi-J (2008) اقتراح ما يلي إجراء يستند إلى اختبار Gregory and

Hansen(1996) لدراسة علاقة التكامل المشترك في وجود اثنين من انقطاعات الهيكلية المختلفة: لحساب تأثير انقطاعين هيكليين على كل من حد الثابت والمنحدرات (تحولان في النظام)، لدينا المعادلة التالية:

$$y_t = \alpha_0 + \alpha_1 D_{1t} + \alpha_2 D_{2t} + \beta_0' x_t + \beta_1' D_{1t} x_t + \beta_2' D_{2t} x_t + u_t$$

حيث D1t وD2t هي متغيرات وهمية تعرف بأنها:

$$D_{1t} = \begin{cases} 0 & \text{if } t \le [n\tau_1] \\ 1 & \text{if } t > [n\tau_1] \end{cases}$$

$$D_{2t} = \begin{cases} 0 & \text{if } t \le [n\tau_2] \\ 1 & \text{if } t > [n\tau_2] \end{cases}$$

مع المعلمات غير المعروفة $\tau 1 \in (0,1)$، و $\tau 2 \in (0,1)$، مما يدل على التوقيت النسبي من نقطة تغيير النظام والقوس يدل على الجزء الصحيح.

4.4 اختبار التكامل المشترك في وجود انقطاعات هيكلية متعددة:(2012) Maki

لا يملك الباحثون عموما معلومات مسبقة حول عدد الانقطاعات. إذا كان العدد الحقيقي للانقطاعات هو اثنين، فإن اختبارات(Gregory and Hansen(1996a, 1996b يتم تحديدها بشكل خاطئ وسيكون أداؤها سيئا. وبالمثل إذا كان العدد الحقيقي للانقطاعات واحدا، فإن اختبارات (Hatemi-J (2008 يتم تحديدها بشكل خاطئ. عندما يكون عدد فترات الانقطاع أكثر من ثلاثة، فإن اختبارات كل من Gregory and Hansen(1996a, 1996b) و Hatemi-J (2008) سيكون أداؤها ضعيفا. وبالتالي، من المستحسن أخذ عدد غير محدد من فترات الانقطاع في اختبار التكامل المشترك. قد يكون أداء مثل هذا الاختبار أفضل من اختبارات التكامل المشترك التي تسمح بانقطاع واحد أو اثنين فقط عندما يكون لعلاقة التكامل المشترك عدد غير معروف من الانقطاعات المتعددة. حيث يعتبر Maki نماذج الانحدار التالية من أجل اختبار التكامل المشترك مما يسمح بانقطاعات متعددة(Maki, 2012, p. 2012) :

$$y_t = \mu + \sum_{i=1}^{k} \mu_i D_{it} + \beta' x_t + \mu_t \quad \text{..... 1}$$

$$y_t = \mu + \sum_{i=1}^{k} \mu_i D_{it} + \beta' x_t + \sum_{i=1}^{k} \beta_i' x_t D_{it} + \mu_t \quad \text{..... 2}$$

$$y_t = \mu + \sum_{i=1}^{k} \mu_i D_{it} + \gamma t + \beta' x_t + \sum_{i=1}^{k} \beta_i' x_t D_{it} + \mu_t \text{..... 3}$$

$$y_t = \mu + \sum_{i=1}^{k} \mu_i D_{it} + \gamma t + \sum_{i=1}^{k} \gamma_i t D_{it} + \beta' x_t + \sum_{i=1}^{k} \beta_i' x_t D_{it} + \mu_t \text{.....4}$$

حيث $t= 1,2,,,T$، yt و $xt = (x_{1t},,,,x_{mt})'$ تشير إلى متغيرات I(1)، وut هو خطأ التوازن، وxt هو شعاع (m×1). Di, t يأخذ قيمة 1 إذا $(t>TBi\ (i=1, \cdots, k$ والقيمة0 خلاف ذلك، حيث k هو الحد الأقصى للعدد من فترات الانقطاع وTBi يدل على الفترة الزمنية للانقطاع. المعادلة(1): نموذج مع تحولات المستوى. وتسمح المعادلة(2): الذي يطلق

عليه نموذج تحولات النظام، بانقطاعات هيكلية β بالإضافة إلى μ. المعادلة(3): هي النموذج (2) مع الاتجاه. المعادلة(4): تشكل انقطاعات هيكلية للمستويات والاتجاهات والانحدرات.

5. **الخاتمة:**

تنظر هذه الورقة البحثية في إعادة النظر في العلاقات الاقتصادية الكلية في وجود صدمات وتغيرات الهيكلية، من خلال اختبارات جذور الوحدة. ونحن نؤكد بما يتفق مع(1989)Perron، حيث أن حساب الانقطاعات لاختبارات جذر وحدة ليست تماما لديها ميل لقبول الخاطئ لفرضية العدم من عدم الاستقرارية. كما أننا نوجز التطورات في الأدب منذ [Perron 1989]. وناقشنا على وجه الخصوص فترات الانقطاع، التي اقترحها كل من Zivot and Andrews(1992)، Lumsdaine and Papell(1997) ، Lee and Strazicich(2003). ليس هناك شك في أن فحص سلسلة زمنية لوجود صدمات وتغيرات هيكلية (انقطاعات هيكلية) هو عنصر مهم من أي تحليل تجريبي.

تؤثر الصدمات والتغيرات الهيكلية في علاقة التكامل المشترك بشكل كبير على أداء الاختبارات. عندما نختبر التكامل المشترك باستخدام الاختبارات القياسية، بما في ذلك Engle and Granger(1987) و(1988)Johansen، (1991)Johansen، في وجود الصدمات والتغيرات الهيكلية، فإن أداءها ضعيف. وبالتالي لا يمكن لاختبارات التكامل المشترك القياسية العثور بشكل كاف على علاقة تكامل مشترك في ظل الصدمات والتغيرات الهيكلية. لهذا السبب تم استخدم اختبارات مختلفة للتكامل المشترك مع صدمات وتغيرات هيكلية وتعرف أيضا بتحول في النظام على سبيل المثال((1996)Gregory and Hansen، (2008) Hatmi-J، (2012) Maki).

تستخدم نماذج السلاسل الزمنية لمجموعة متنوعة من الأسباب - التنبؤ بالنتائج المستقبلية، وفهم النتائج السابقة، وتقديم اقتراحات السياسة، وأكثر من ذلك بكثير. إن تجاهل الصدمات والتغيرات الهيكلية في السلاسل الزمنية يقلل من قدرة النموذج على تحقيق أي من هذه الأهداف. وقد أظهرت البحوث السابقة ما يلي:

- ✓ قد تبين أن العديد من المؤشرات الاقتصادية الهامة والمستخدمة على نطاق واسع لها صدمات وتغيرات هيكلية.
- ✓ الفشل في التعرف على الصدمات والتغيرات الهيكلية يمكن أن يؤدي إلى استنتاجات غير صالحة وتوقعات غير دقيقة.
- ✓ يمكن أن يؤدي تحديد الصدمات والتغيرات الهيكلية في النماذج إلى فهم أفضل للآليات الحقيقية التي تقود التغييرات في البيانات.
- ✓ توجد علاقة طويلة الأجل في ظل وجود صدمات وتغيرات هيكلية وذلك باستخدام اختبارات متخصصة على سبيل المثال((1996)Gregory and Hansen، (2008) Hatmi-J، (2012) Maki).

- ✓ تعد نماذج الانقطاع الهيكلي(structural break models) تقنية نمذجة مهمة يجب اعتبارها جزءا من أي تحليل شامل للسلاسل الزمنية. هناك الكثير من الأدلة التي تدعم كل من انتشار الانقطاعات الهيكلية في بيانات السلاسل الزمنية والآثار الضارة لتجاهل هذه الانقطاعات الهيكلية.

وفي الأخير هناك نماذج أخرى تسمح بطرق مختلفة من تحولات المعلمات سنقوم بدراستها مستقبلا:

- ✓ تفترض نماذج المعلمات المتغيرة زمنيا**Time-varying parameter** أن المعلمات تتغير تدريجيا بمرور الزمن بينما تفترض نماذج العتبة **threshold**أن معلمات النموذج تتغير بناء على قيمة متغير عتبة محدد.
- ✓ تقدم نماذج **Markov-switching**حلا مختلفا يفترض أن سلسلة ماركوف العشوائية الأساسية هي التي تقود تغييرات النظام.

يجب أن تقود الاختبارات النظرية والإحصائية قرار أي من هذه النماذج التي سوف تستخدم.

6. قائمة المراجع:

1. Banerjee, A., Lumsdaine, R., & Stock, J. (1992). Recursive and Sequential Tests of the Unit Root and Trend-Break Hypothesis: Theory and International Evidence. Journal of Business and Economic Statistics , 10, pp. 271-287.
2. Charles, A., & Olivier, D. (2012). Trends and Random Walks in Macroeconomic Time Series: A Reappraisal. Journal of Macroeconomics , 34 (1), pp. 167-180.
3. Christiano, L. (1992). Searching for a Break in GNP. Journal of Business and Economic Statistics , 10, pp. 237-249.
4. Clemente, J., Montanés, A., & Reyes, M. (1998). for a unit root in variables with a double change in the mean. Economics Letters , 59, pp. 175-182.
5. Dickey, D., & Fuller, W. (1981). Likelihood Ratio Statistics for Autoregressive Time Series with a Unit Root. Econometrica , 75, pp. 1057-1072.
6. Gregory, A., & Hansen, B. (1996a). Residual-Based Tests for Cointegration in Models with Regime Shifts. Journal of Econometrics , 70 (1), pp. 99-126.
7. Gregory, A.W; Hansen, B.E. (1996b). Tests for Cointegration in Models with Regime and Trend Shifts. Oxford Bulletin of Economics and Statistics , 58 (3), pp. 555-560.
8. Hatemi-j, A. (2008). Tests for cointegration with two unknown regime shifts with an application to financial market integration. Empirical Economics, Springer , 35 (3), pp. 497-505.
9. Lee, J., & Strazicich, M. (2003). Minimum LM Unit Root Test with Two Structural Breaks. Review of Economics and Statistics , 63, pp. 1082-1089.
10. Lumsdaine, R., & Papell, D. (1997). Multiple Trend Breaks and the Unit Root Hypothesis. Review of Economics and Statistics , 79 (2), pp. 212-218.
11. Maddala, G., & Kim, I. (1988). Unit roots, cointegration, and structural change. Cambridge: cambridge university press.
12. Maki, D. (2012). Tests for cointegration allowing for an unknown number of breaks, Economic Modelling. Elsevier , 29 (5), pp. 2011-2015.
13. Ohara, H. (1999). A unit root test with multiple trend breaks: A theory and application to US and Japanese macroeconomic time series. The Japanese Economic Review , 50, pp. 266-290.
14. Perron, P. (2005). Dealing with Structural Breaks. Mimeo forthcoming in the vol1 handbook of econometrcs: Econometric Theory.
15. Perron, P. (1989). The great crash, the oil price shock, and the unit root hypothesis. Econometrica , 57, pp. 1361-1401.

16. Perron, P;. (1997). Further Evidence on Breaking Trend Functions in Macroeconomic Variables. Journal of Econometrics , 80 (2), pp. 355-385.
17. Perron, P; Vogelsang, T.J. (1992). Nonstationarity and Level Shifts with an Application to Purchasing Power Parity. Journal of Business & Economic Statistics , 10 (3), pp. 301-320.
18. Waheed, M., & all. (2007). Structural breaks and unit root: evidence from Pakistani macroeconomic time series. MPRA Paper NO1797.
19. Zivot, E., & Andrews, K. (1992). Further Evidence On The Great Crash, The Oil Price Shock, and The Unit Root Hypothesis. Journal of Business and Economic Statistics , 10 (03), pp. 25-44.