قياس أثر سعر الصرف على معدل التضخم في الجزائر (1970–2016)

لموتي محمد*

تاريخ الارسال: 18–02–2018 /تاريخ القبول: 06/04/2018

Abstract:

In this article, we attempted to highlight the effect of exchange rate on the inflation rate in Algeria for the period 1970-2016 by trying to apply the ARDL model to determine whether there is a long-term relationship between the exchange rate and the inflation rate or not. We have accepted this model in this study because it passed all the statistical tests safely and acknowledged the existence of this relationship, which showed that the rise in the exchange rate in one unit leads to a low inflation rate of 0,13 units means an inverse relationship between the two variable, which corresponds to some extent economic theory.

Key words : Exchange Rate, Inflation, Cointgration, Autoregressive Distributed Lag.

Résumé :

Dans cet article, nous avons tenté de mettre en évidence l'effet du taux de change sur le taux d'inflation en Algérie pour la période 1970-2016 en essayant d'appliquer le modèle ARDL pour déterminer s'il existe une relation à long terme entre le taux de change et l'inflation ou pas. Nous avons accepté ce modèle dans cette étude, car il a passé tous les tests statistiques en toute sécurité et a reconnu l'existence de cette relation, qui a montré que la hausse du taux de change dans une unité conduisais à un faible taux d'inflation de 0,13 unités. Entre les deux variables, ce qui correspond dans une certaine mesure à la théorie économique.

Les mots clés: Taux de Change, Inflation, Cointégration , Modèle d'auto-régression avec intervalles de temps distribués .

* أستاذ محاضر (ب) جامعة البليدة 2 (لونيسي علي)

الملخص:

حاولنا من خلال هذا المقال إبراز أثر سعر الصرف على معدل التضخم في الجزائر للفترة 1970-2016 من خلال إتباع مقاربة قياسية تمثلت في محاولة تطبيق نموذج الانحدار الذاتي ذي الفجوات الزمنية الموزعة ARDL لمعرفة وجود علاقة طويلة الأجل تتجه من سعر الصرف إلى معدل التضخم من عدمه، فخلصنا إلى قبول هذا النموذج في هذه الدراسة لأنه اجتاز كل الاختبارات الإحصائية بسلام وأقر لنا وجود هذه العلاقة التي بينت أن ارتفاع سعر الصرف بوحدة واحدة يؤدي إلى انخفاض معدل التضخم ب 0,13 وحدة معناه وجود علاقة عكسية بين المتغيرين وهو ما يوافق إلى حد ما النظرية *الاقتصادية*.

الكلمات المفتاحية: سعر الصرف، التضخم، التكامل المشترك، نموذج الانحدار الذاتي ذي الفجوات الزمنية الموزعة.

مقدمة:

يعتبر سعر الصرف من أهم المؤشرات الاقتصادية، إذ أن استقراره يعبر عن قوة اقتصاد البلد، حيث يساهم في توجيه سياسة الدولة الاقتصادية المالية منها والنقدية إذا ما أحسن استخدامه كأداة، لذلك تسعى معظم الدول إلى انتهاج مختلف الأساليب الهادفة إلى استقرار سعر صرف عملاتها لتجنب التقلبات الحادة التي تمر بها العملات من فترة إلى أخرى، ويزداد هذا الدور في البلدان النامية لأن اقتصادياتها منفتحة بشكل كبير مما يجعلها أكثر عرضة للأزمات الخارجية الأمر الذي ينعكس سلبا على الاستقرار المحلي لمتغيرات الاقتصاد الكلي بها بصفة عامة وعلى معدل التضخم بصفة خاصة باعتباره عنصرا مهما من عناصر السياسة النقدية، فاستقرار معدل التضخم في مستويات دنيا معناه المساهمة في الاستقرار النقدي الذي يعتبر من بين الأركان الأساسية في تحريك النشاط الاقتصادي، ومن هنا فإنني أسعى من خلال هذا البحث إلى معرفة كيفية تأثير متغيرة سعر الصرف على معدل التضخم في الجزائر للفترة 1970-2016 بالاعتماد على المقاربة القياسية، وعليه تكون إشكالية هذا البحث كما يلي:

اعتمادا على المقاربة القياسية كيف تؤثر متغيرة سعر الصرف على معدل التضخم في الجزائر للفترة 1970–2016 ؟

للإجابة عن هذه الإشكالية سأضع الفرضيات التالية:

- هناك علاقة طويلة الأجل بين سعر الصرف كمتغيرة مستقلة ومعدل التضخم كمتغيرة تابعة في الجزائر، وهذه العلاقة يفترض أن تكون سالبة؛
- يعتبر نموذج الانحدار الذاتي ذي الفجوات الزمنية الموزعة ARDL أحسن نموذج يوضح هذه العلاقة طويلة الأجل بين المتغيرتين؛

كما تظهر أهمية هذا البحث فيما يلي:

- الوقوف على تأثير سعر الصرف على معدل التضخم في الجزائر باعتباره مفسرا مهما له، حيث يعتبر سعر الصرف المرآة التي تظهر بوضوح العلاقة بين الصادرات والواردات لأي دولة الأمر الذي يجعله متغيرا يؤثر لا محالة في استقرار المحلي وبالخصوص استقرار المستوى العام للأسعار من عدمه؛
- يعتبر كل من سعر الصرف ومعدل التضخم أداتان أساسيتان من أدوات السياسة الاقتصادية اللتان تؤثران في متغيرات الاقتصاد القومي ومن ثم ينبغي أن تتوالى الدراسة بشأنهما في كل مرة لأنهما يمتازان بعدم الاستقرار عادة؛

من أجل هذا ارتأينا تقسيم البحث إلى ثلاثة أقسام، القسم الأول يخصص للإطار النظري للعلاقة بين سعر الصرف ومعدل التضخم أما الثاني فنسرد فيه واقع المتغيرتين في الجزائر ثم القسم الثالث الذي نبرز فيه الدراسة القياسية لأثر سعر الصرف على معدل التضخم في الجزائر للفترة 1970– 2016 معتمدين في ذلك على المعطيات الإحصائية للبنك العالمي وعلى برنامج Eviews10

1) الإطار النظري للعلاقة بين سعر الصرف ومعدل التضخم:

1-1) **سعر الصرف:** يقصد به عدد الوحدات من عملة معينة الواجب دفعها للحصول على وحدة واحدة من عملة أخرى[1]، هذا التعريف يركز على آلية العرض والطلب وذلك باعتبار إحدى العملتين سلعة والأخرى ثمنا له ، من بين أنواعه[2]:

أ) سعر الصرف الاسمي: وهو سعر الصرف المعلن من قبل الجهاز المصرفي بشكل يومي، وبتالي فهو يعبر عن الوجه النقدي لسعر الصرف، بمعنى أنه يمثل سعر العملة الأجنبية بدلالة العملة المحلية، أي لا يأخذ بعين الاعتبار قوتها الشرائية من سلع وخدمات ما بين البلدين، وهو قسمان: رسمي؛ معمول به فيما يخص المبادلات التجارية الرسمية، وموازي؛ وهو المعمول به في الأسواق الموازية.

ب) سعر الصرف الحقيقي: يعبر عن عدد الوحدات من السلع المحلية اللازمة لشراء وحدة واحدة من السلع الأجنبية، وبالتالي فهو يقيس القدرة التنافسية للمنتجات الوطنية ويلاحظ وجود علاقة عكسية بين قدرة الدولة التنافسية ومستوى سعر الصرف الحقيقي للعملة المحلية فكلما ارتفع سعر الصرف الحقيقي أي انخفضت عدد الوحدات من السلع المحلية اللازمة لشراء وحدة واحدة من السلع الأجنبية، والعكس صحيح، فسعر الصرف الحقيقي ما هو إلا سعر الصرف الاسمي معدلا بمؤشرات الأسعار النسبية، وكلما كان سعر الصرف الحقيقي قريب من سعر الصرف الاسمي كلما كان التضخم منخفض. إضافة إلى سعر الصرف الفعلي الذي يقيس متوسط التغير في سعر صرف عملة ما بالنسبة لعدة عملات أخرى خلال فترة زمنية معينة.

2-1) **التضخم:** هو الارتفاع المستمر والمتزايد في المستوى العام للأسعار[3] ، ويرتبط اصطلاح التضخم بالظاهرة التي يطلق عليها كتضخم الأسعار وتضخم الدخول والتضخم النقدي وتضخم التكاليف، ويرى بعض الكتاب أنه عندما يستخدم تعبير التضخم دون تمييز الحالة التي يطلق عليها فإن المقصود بهذا الاصطلاح يكون تضخم الأسعار[4] من أنواعه:

أ) التضخم الأصيل: يحدث عندما لا تقابل الزيادة في الطلب الكلي أي زيادة في الإنتاج مما ينعكس في صورة زيادة في المستوى العام للأسعار.

ب) التضخم الزاحف: يتصف بارتفاع بطيء في الأسعار ويعد من أخف أنواع التضخم حسب البعض.

ت) التضخم المكبوت: وهو الذي لا يظهر على البيانات الرسمية للأسعار وإنما يظهر بصورة ضمنية خلال نشاط السوق السوداء وكذلك يظهر نتيجة التدخل الحكومي والرقابة على الأسعار واتباع سياسات التقنين.

ث) التضخم الجامح: هو الحالة التي تتزايد فيها الأسعار بمعدلات سريعة ومرتفعة خلال مدة زمنية معينة، ويعد من أخطر أنواع التضخم وأشدها فتكا بالاقتصاد والمجتمع وفيه تتدهور قيمة العملة، ويحدث مثل هذا النوع من التضخم خلال الأزمات الاقتصادية والحروب والكوارث.

ج) التضخم المستورد: عندما يكون اقتصاد الدولة معتمدا بشكل كبير على السلع والخدمات المستوردة فإنه يكون عرضة للإصابة بهذا التضخم.

1-3) العلاقة بين سعر الصرف ومعدل التضخم:

اقتصاديا العلاقة بين التضخم والقوة الشرائية هي علاقة تبادلية، إذ أن ارتفاع معدل التضخم في الاقتصاد يؤدي إلى انخفاض قيمة العملة المحلية تجاه العملات الأخرى وبذلك يتأثر سعر الصرف مما يؤدي إلى ازدياد عدد الوحدات من العملة المحلية التي يتم مبادلتها بوحدة واحدة من العملة الأجنبية[5] من جهة أخرى يؤدي انخفاض القوة الشرائية للعملة حتما لارتفاع معدل التضخم، حيث يعمل تدهور سعر صرف العملة الوطنية على زيادة أثر القطاع الخارجي على ارتفاع معدل الأسعار المحلية، أي أن هناك علاقة عكسية بين معدل التضخم وسعر الصرف، هذه الرؤية تعززها بعض الدراسات مثل نموذج توزيع السلاسل للاقتصادي الأمريكي Mc Carthy حيث يتم فيه تحديد أثر انتقال سعر الصرف من خلال قياس تأثير متغيرات اقتصادية كلية على مؤشرات الأسعار المحلية خلال مراحل التسعير والتوزيع المختلفة التي تمر بها السلع المتاجر بها[6].

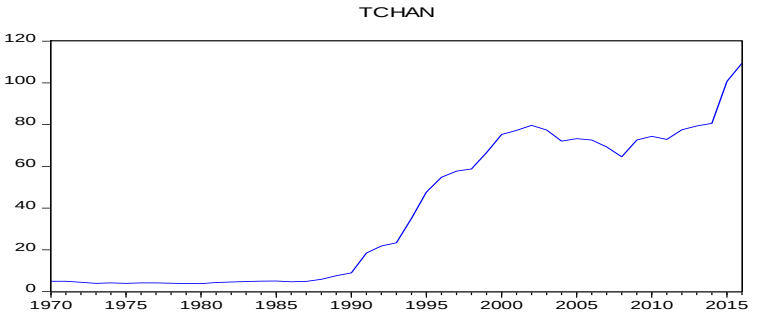
2) واقع سعر الصرف والتضخم في الجزائر خلال فترة الدراسة:

2-1) سعر الصرف:

في بداية السبعينيات شرعت الجزائر في تطبيق مخططاتها التنموية والتي تتطلب استقرار سعر الصرف وهو ما حدث فعلا طيلة الفترة (1970-1988) وهذا ما نلاحظه من خلال الشكل

رقم (1) أدناه، حيث بلغ 4,94دج/$ عام 1970 ثم 3,96 دج/$ عام 1973 ثم 3,84 دج/$ عام 1980 ثم 5,91دج/$ عام 1988

الشكل رقم (1): تطور سعر الصرف في الجزائر (1970-2016)



المصدر: من إعداد الباحث اعتمادا على بيانات البنك الدولي وبرنامج Eviews10

ويعود هذا إلى انهيار نظام بريتن وودز عام 1971 ولجوء السلطات النقدية الجزائرية إلى تثبيت صرف الدينار بسلة من العملات قصد المحافظة على استقراره وهذا من أجل تحقيق هدفين أساسيين يدخلان في إطار المخطط الرباعي الثاني (1974-1977) هما[7]:

- توفير دعم مقنع للمؤسسات الجزائرية بواسطة قيمة للدينار تفوق قيمته الحقيقية، وهذا بغرض تخفيف عبئ تكلفة التجهيزات والمواد الأولية ومختلف المدخلات المستوردة من قبل هذه المؤسسات الخاصة وأنها مؤسسات ناشئة؛
- السماح للمؤسسات الوطنية بالقيام بتنبؤاتها على المدى الطويل دون أن تتعرض لتغيرات عنيفة (تنازلية) لسعر الصرف، وهذا عن طريق استقرار القيمة الخارجية للدينار الجزائري؛

إضافة إلى الرقابة الصارمة والمستمرة على التجارة الخارجية التي ساهمت في كبح عملية التصدير ورفع معدل التضخم الذي ترك سعر الصرف مستقرا في حدوده الدنيا؛

ثم تميزت مرحلة (1988-1994) بداية تخفيض قيمة الدينار الجزائري بطريقة تدريجية مراقبة من خلال إجراء الانزلاق التدريجي الأمر الذي جعل سعر الصرف يرتفع بطريقة مخيفة من 197

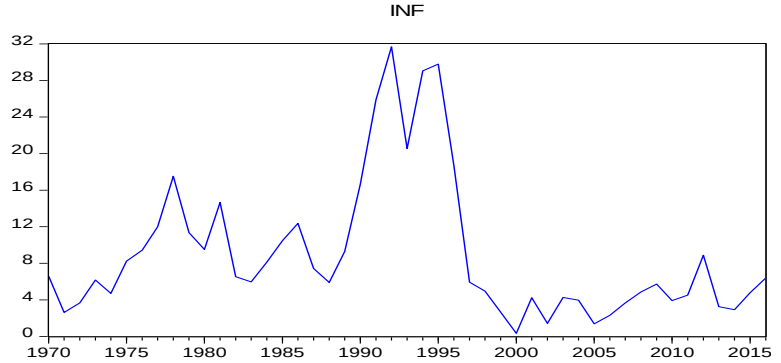
7,61 دج/$ عام 1989 إلى 18,47 دج/$ عام 1991 ثم 35,06 دج/$ عام 1994 وهي المرحلة التي سميت مرحلة تعديل الدينار الجزائري، ونتيجة لجوء الجزائر إلى خفض قيمة العملة الوطنية لعدة مرات خلال المرحلة (1994-2016) بين أفريل وسبتمبر 1994 بنسبة 70%وهي السنة التي حدد فيها نظام التعويم المدار لسعر الصرف بين البنك المركزي والبنوك التجارية الأمر الذي جعل سعر الصرف يقفز من 47,65دج/$ عام 1995 إلى 75,26 دج/$ عام 2000 ثم قام البنك المركزي عام 2003 بتخفيض قيمة الدينار بنسبة تتراوح بين 2% و5% بهدف الحد من تطور الكتلة النقدية المتداولة في الأسواق الموازية[8] لاسيما بعد اتساع الهوة بين القيمة الاسمية للدينار وقيمته في السوق السوداء مقابل أبرز العملات الأجنبية فبقي سعر الصرف يتراوح بين 73 دج/$ و80 دج/$ طيلة العشرية (2003-2014) إلى غاية بلوغه أقصى قيمة له 109,44 دج/$ عام 2016.

2-1) التضخم:

حسب الشكل رقم (2) نلاحظ أن معدل التضخم في ارتفاع نوعا ما في المرحلة (1989-1970) حيث بلغ6,17 % عام 1974 وبقي في الارتفاع إلى غاية وصوله أقصى معدله 17,52% عام 1978 ثم انخفض في 1980 إلى 9,52% ليعاود الارتفاع عام 1981 إلى 14,65% ثم 12,37% عام 1986 ثم 9,3 عام 1989. كل هذا راجع إلى ارتفاع كلفة الاستثمارات في السبعينات، ، كما أن العرض الكلي لم يعد قادرا على مسايرة الزيادات المتتالية للطلب الكلي مما تولد عنه ضغوط تضخمية داخلية.

مرحلة (1990-2000) انقسمت إلى قسمين، قبل عام 1995 شهدت أعلى معدلات التضخم في الجزائر منذ الاستقلال 31,67% عام 1992 و 29,78% عام 1995 وهذا ما يظهره الشكل رقم (2) التالي:

الشكل رقم (2): تطور معدل التضخم في الجزائر (1970-2016)



المصدر: من إعداد الباحث اعتمادا على بيانات البنك الدولي وبرنامج Eviews10

كل هذا راجع إلى أهم ما تضمنه برنامج الاستقرار الاقتصادي من ضبط الإنفاق العام وتثبيت كتلة أجور عمال الوظيف العمومي، إضافة إلى زيادة الإصدار النقدي الذي كان يمول العجز في الميزانية وعمليات التحرير التدريجي للأسعار خاصة بعد رفع الدعم على معظم السلع الأساسية التي كانت تستفيد من دعم الخزينة[9]، وما زاد الطين بلة سياسة خفض العملة الوطنية عام 1994، وبعد 1995 ونتيجة السياسات المالية والنقدية المشددة التي فرضها صندوق النقد الدولي على الجزائر في إطار برنامج التعديل الهيكلي الذي كان يهدف إلى التخفيف من حدة التضخم عن طريق ترشيد النفقات والتحكم في العرض النقدي تمكنت الجزائر من تخفيض معدل التضخم إلى أدنى مستوياته 0,34% عام 2000.

تميزت مرحلة (2000-2016) بتواجد معدلات تضخم مقبولة نوعا ما كان أقصاها 8,89% عام 2012 و 6,4% عام 2016 وذلك بسبب برامج الإنعاش ودعم وتوطيد النمو الاقتصادية التي كانت تهدف إلى تخفيض معدلات البطالة مع السماح لمعدلات تضخم مرتفعة نوعا ما لأن أي تنمية اقتصادية طموحة غالبا ما يصاحبها ضغط تضخمي.

3) الدراسة القياسية لأثر سعر الصرف على معدل التضخم في الجزائر للفترة 1970– 2016:

3-1) بعض المفاهيم حول نموذج ARDL:

نموذج الانحدار الذاتي ذي الفجوات الزمنية الموزعة (المبطأة) ARDL هو الأسلوب الأكثر تطورا، تقريبا هو من آخر المقاربات التي استخدمت لمعالجة النماذج المبنية على قواعد بيانات

السلاسل الزمنية، تم تطوير هذا الأسلوب من أجل تجاوز المشكلات التي واجهت نماذج التكامل المشترك وتصحيح الخطأ، علاقته كما يلي[10]:

$$d(Y_t) = a + \lambda Y_{t-1} + cX_{t-1} + \sum_{i=1}^{m} b_{1,i} d(Y_{t-i}) + \sum_{i=0}^{k} b_{2,i} d(X_{t-i}) + U_t \quad \cdots\cdots (1)$$

حيث: $a + \lambda Y_{t-1} + cX_{t-1}$ هي منطقة معلومات الأجل الطويل.

$\sum_{i=1}^{m} b_{1,i} d(Y_{t-i}) + \sum_{i=0}^{k} b_{2,i} d(X_{t-i})$ هي منطقة معلومات الأجل القصير.

$d(Y_t)$ الفرق الأول للمتغير التابع، $d(Y_{t-i})$ الفرق الأول للمتغير التابع مبطأ بفترات، $d(X_{t-i})$ الفرق الأول للمتغير المستقل مبطأ بفترات، Y_{t-1} المتغير التابع مبطأ بفترة واحدة، X_{t-1} المتغير المستقل مبطأ بفترة واحدة، a c λ معلمات الأجل الطويل حيث λ : هي معامل تصحيح الخطأ أي النسبة المئوية من أخطاء الأجل القصير التي يمكن تصحيحها في واحدة الزمن من أجل العودة إلى الوضع التوازني طويل الأجل، من مواصفاتها أنها سالبة ومعنوية حتى نقبل النموذج وتكون لدينا علاقة طويلة الأجل، c يمكن استخدامها لمعرفة مقدرة المتغير المستقل في نموذج التكامل المشترك (العلاقة طويلة الأجل)، حيث إذا كان لدينا نموذج طويل الأجل هو:

$$Y = a_1 + a_2 X + U$$ فإن:

$$a_1 = \frac{-a}{\lambda} \quad \text{و} \quad a_2 = \frac{-c}{\lambda}$$

في البداية كان لدينا نماذج التكامل المشترك التي طورها كل من انجل وجرانجر ثم تم تطويرها بطريقة أفضل من قبل جوهانسون بوضعه اختبارات التكامل المشترك (اختبار الأثر والمعقولية العظمى) من أجل الكشف عن وجود متجهات التكامل المشترك وعددها لاسيما إذا كان لدينا أكثر من متغيرين في النموذج، ثم بعد ذلك تم استخدام النتائج التي توصل إليها جوهانسون من أجل تقدير نماذج تصحيح الخطأ ، وهي النماذج المهيمنة على الدراسات في نماذج الاقتصاد الكلي خلال الفترة 1989 إلى بداية الألفية الثالثة، أما بالنسبة للبيانات المالية فكانت نماذج ARCH وGARCH هي المسيطرة.

لكن ومع تطبيق لأي نموذج في مرحلة من المراحل سوف نواجه مشاكل، من أهمها والتي برزت أثناء تطبيق نماذج التكامل المشترك أنه من الممكن أن يكون لدينا أكثر من متجه للتكامل المشترك، وحسبما توصل إليه جوهانسون لا يمكن تقدير نموذج تصحيح الخطأ إذا كان لدينا أكثر

من متجه للتكامل المشترك، ثم إن هناك مشكل آخر أكثر تعقيدا وهو أن بعض المتغيرات ليس لها نفس درجة التكامل ومن شروط نموذج تصحيح الخطأ أن تكون كل السلاسل مستقرة من نفس الرتبة، أي نفس درجة التكامل، وبالتالي في هذه الحالة لا يمكن الاعتماد على هذا النموذج وينبغي البحث عن أسلوب متطور آخر يساعدنا كدارسين في الاقتصاد الكلي والقياسي على مجابهة هذه المشكلة.

تصدى لهذه المشكلة العالم الأمريكي ذي الأصول الإيرانية Pesaran وساعده في ذلك العالم Shin و Smith حيث كان لهم بحثين في عام 1999 و 2001 اللذان يعتبران البحثان التأسيسيان لنموذج ARDL،[11] هذا النموذج يسمى أيضا منهجية اختبار الحدود Bounds Testing Methodology، معناها تقدير نموذج تصحيح الخطأ ثم إجراء اختبارات الحدود.

في نموذج ARDL هناك اختبارات قبلية وأخرى بعدية بالنسبة لتقدير النموذج، من أهم الاختبارات القبلية اختبار استقرارية السلاسل الزمنية، حيث يمكن تطبيق نموذج ARDL إذا كانت السلاسل مستقرة كلها في المستوى أو كلها مستقرة في الفرق الأول أو في المستوى والفرق الأول معا ونستبعد السلاسل التي تكون مستقرة في الفرق الثاني لأن نموذج ARDL لا يتعامل مع مثل هذه السلاسل[12]، كما يتميز هذا النموذج بأن مقدراته الناتجة عنه تتصف بخاصية عدم التحيز والكفاءة فضلا على أنه يساعد على التخلص من المشكلات المتعلقة بحذف المتغيرات والارتباط الذاتي [13]،أما أهم الاختبارات البعدية، أي بعد تقدير النموذج فنجد اختبار Wald Test وهو اختبار أساسي من اختبارات نموذج ARDL عليه تبنى قرارات كثيرة فيما يتعلق بقبول النموذج، احتوائه على علاقة طويلة الأجل تتجه من المتغير المستقل إلى المتغير التابع، أيضا اختبار الإرتباط الذاتي للأخطاء مضاعف لاغرانج LM Test واختبار استقرارية المعالم المقدرة.

3-2) تطبيق نموذج ARDL لقياس أثر سعر الصرف على معدل التضخم في الجزائر:

سنحاول تقدير العلاقة طويلة الأجل بين لوغاريتم سعر الصرف (Ltchan)كمتغير مستقل ولوغاريتم معدل التضخم (Linf) في الجزائر خلال الفترة (1970-2016) باستعمال نموذج ARDL، وذلك باتباع الخطوات التالية:

أ) الخطوة الأولى: سوف نقوم بإجراء فحص لرتب استقرار السلسلتين (Ltchan) و(Linf) باستخدام اختبار فيليبس بيرون (PP) وهو اختبار لجذر الوحدة ، حيث أقر أن كلا السلسلتين غير مستقرتين في شكلهما الأصلي، وإنما هما مستقرتان في الفرق الأول حسب ما يوضحه الجدول

الجدول رقم (1): نتائج استقرارية السلسلتين (Ltchan) و(Linf)

نوع الاختبار	النموذج	Ltchan الاحتمال الحرج	Linf الاحتمال الحرج	DLtchan الاحتمال الحرج	dLinf الاحتمال الحرج
اختبار فيليبس بيرون PP	بدون ثابت ولا اتجاه عام	0,9909	0,1541	0,0008	0,0000
	ثابت وبدون اتجاه عام	0,9902	0,1782	0,0022	0,0000
	ثابت و اتجاه عام	0,6897	0,4187	0,0051	0,0000

المصدر: أنظر الجداول رقم (2) (3) من الملاحق مخرجات Eviews10

يوضح هذا الجدول أن الاحتمال الحرج للنماذج الثلاث لسلسلة التضخم Linf أكبر من 0,05 مما يعني أنها غير مستقرة في شكلها الأصلي، أما فرقها الأول dLinf فالاحتمال الحرج لنماذجها الثلاث أصغر من 0,05 ما يعني أنها أصبحت مستقرة، نفس الشيء ينطبق على سلسلة سعر الصرف Ltchan فهي غير مستقرة إلا بعد إجراء الفرق الأول لها dLtchan.

ب) الخطوة الثانية: بما أننا تحصلنا على سلسلتين متكاملتين من الدرجة الأولى فإننا نستطيع تقدير نموذج ARDL لتوفر الشرط الأساسي وهو الاستقرار من الدرجة الأولى، بعد تقدير هذا النموذج بأخذ درجة إبطاء 4 بالنسبة لسلسلة الفرق الأول لمعدل التضخم dLinf وإبطاء 1 بالنسبة لسلسلة الفرق الأول لسعر الصرف dLtchan، وهذا اعتمادا على أقل قيمة لمعياري (Akaike)و (Shwarz) [14] تحصلنا على النموذج التالي[15]:

$$D(Linf_t) = 5{,}714975 - 0{,}456789Linf_{t-1} - 0{,}058728Ltchan_{t-1} + 0{,}25dLinf_{t-1} + 0{,}07dLinf_{t-2} + 0{,}29dLinf_{t-3} + 0{,}38dLtchan_t$$

ومن هذه العلاقة طويلة الأجل بين المتغيرين هي:

$$\widehat{Linf_t} = 12{,}51 + 0{,}13Ltchan_t$$

حيث : $12{,}51 = -5{,}714975 / -0{,}456789$

$0{,}13 = -(-0{,}058728) / -0{,}456789$

من هذه النتائج نلاحظ مايلي:

- أن معامل تصحيح الخطأ يساوي (0,456789) وإشارته سالبة وله معنوية إحصائية أي 45,68% من أخطاء الأجل القصير يمكن تصحيحها في واحدة الزمن من أجل العودة إلى الوضع التوازني طويل الأجل؛
- أن معاملات الأجل القصير منها من يفسر معدل التضخم بدرجة ثقة 95% مثل المتغير المستقل الأساسي سعر الصرف الذي إذا تغير بوحدة واحدة يتغير معدل التضخم ب 0,38 وحدة في نفس الإتجاه، كما أن معدل التضخم يؤثر على نفسه بعد مرور ثلاث سنوات ب 0,29 وحدة إذا تغير بوحدة واحدة حاليا بدرجة ثقة 90%؛
- التأثير الجوهري لسعر الصرف على معدل التضخم في الجزائر يكون على المدى الطويل بانخفاض معدل التضخم ب 0,13 وحدة لكل زيادة بوحدة واحدة في سعر الصرف بدرجة ثقة 99%؛

كل هذه النتائج تكون محققة وصحيحة إذا اجتازت الاختبارات الاحصائية بسلام، هذا ما سنبينه في الخطوة الثالثة.

ت) الخطوة الثالثة: سنقوم بمجموعة من الاختبارات الاحصائية التي تؤكد صحة النموذج المقدر من عدمه، وهذه الاختبارات هي:

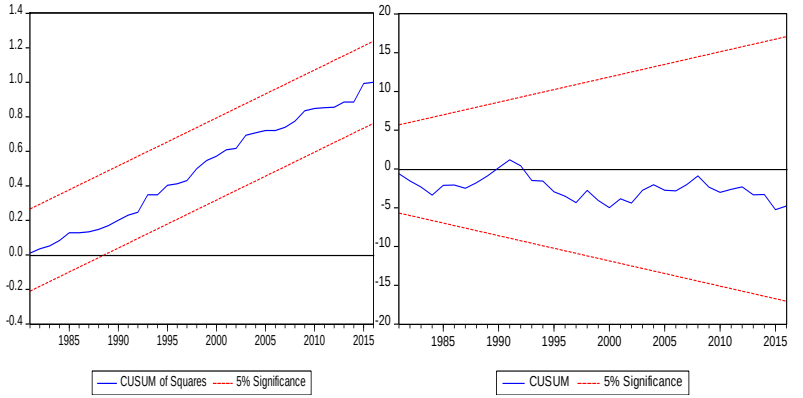
1) اختبار تشخيص المقدرات باستعمال اختبار الحدود Bounds Test وهو الاختبار الأساسي من اختبارات نموذج ARDL أثبت وجود علاقة طويلة الأجل بنسبة 97,5% لأن قيمة F المحسوبة تساوي 5,6 وهي أكبر من الحد الأعلى لقيمة F الحرجة ل Pesaran [16] التي تساوي 4,79 [17] وهو مايعني رفض فرضية العدم القائلة بعدم وجود علاقة التكامل المشترك وبالتالي قبول الفرضية البديلة التي تقر بوجودها؛

2) اختبار وجود الارتباط الذاتي للأخطاء وهو اختبار مضاعف لاغرانج LM Test يكشف عدم وجود ارتباط ذاتي للأخطاء في النموذج المقدر لأن الاحتمال الحرج لاحصائية فيشر تساوي 0,395 وهي أكبر من 0,05 [18]؛

3) اختبار وجود اختلاف التباين يـ ـ بين عدم وجود اختلاف التباين أي هناك تجانس تباين للأخطاء لأن الاحتمال الحرج لاحصائية فيشر تساوي 0,124 وهي أكبر من 0,05 [19]؛

4) اختبار ثبات متغيرات النموذج المقدر وهو اختبار المجموع التراكمي Cusum Test واختبار المجموع التراكمي للمربعات Cusum of Square Test أقرا ثبات (استقرار) المتغيرات عبر الزمن لأن الخط الأزرق لكلا الاختبارين موجود في حدود الثقة، أي بين الخطين الأحمرين، وهذا ما يظهر في الشكل التالي:

الشكل رقم (3): اختبار ثبات متغيرات النموذج المقدر



المصدر: من إعداد الباحث اعتمادا على برنامج Eviews10

إذن النموذج المقدر أمثل وصحيح، ما يعني صحة النتائج المذكورة سابقا.

الخاتمة:

حاولنا من خلال هذه الدراسة معرفة أثر سعر الصرف على معدل التضخم في الجزائر للفترة (1970-2016) معتمدين في ذلك على منهجية القياس الاقتصادي المتمثلة في محاولة تطبيق نموذج الانحدار الذاتي ذي الفجوات الزمنية المبطأة فخلصنا إلى النتائج التالية:

- نموذج الانحدار الذاتي ذي الفجوات المبطأة ARDL هو النموذج الأمثل لدراسة أثر سعر الصرف على معدل التضخم في الجزائر لأنه الأفضل بالنسبة للسلاسل الزمنية التي درجة تكاملها واحد على الأكثر، وهذا ما حدث في هذه الدراسة، فكل من سعر الصرف ومعدل التضخم سلسلتان متكاملتان من الدرجة الأولى لأنهما مستقرتان في الفرق الأول كما أقره اختبار فيليبس بيرون، من جهة أخرى اجتاز نموذج ARDL كل الاختبارات بنجاح ما يؤكد صحة نتائجه، هذه النتيجة تعد إجابة عن الفرضية الثانية للدراسة؛
- هناك تصحيح لأخطاء الأجل القصير والعودة إلى الوضع التوازني طويل الأجل بنسبة تفوق 45% للعلاقة بين المتغيرين من خلال معامل تصحيح الخطأ الذي تحققت فيه المواصفات المناسبة من سلبية الإشارة ووجود المعنوية الاحصائية؛
- وجود علاقة التكامل المشترك تتجه من متغيرة سعر الصرف إلى متغيرة معدل التضخم، وهذا ما كشف عنه اختبار الحدود إضافة لكون تحقق النتيجتين السابقتين، هذه العلاقة عكسية وهو ما يتوافق والنظرية الاقتصادية، حيث تؤدي زيادة وحدة واحدة في سعر الصرف إلى تراجع معدل التضخم ب 0,13 وحدة مما يساهم في الحد من هذه الظاهرة؛

قائمة المصادر والمراجع:

(1) عبد المطلب عبد الحميد، اقتصاديات سعر الصرف وتخفيض وتعويم العملة وحرب العملات، الدار الجامعية، الإسكندرية، مصر، 2016، ص19؛

(2) عبد المطلب عبد الحميد، نفس المرجع، ص21 ؛

(3) رجاء الربيعي، دور السياسة المالية والنقدية في معالجة التضخم الركودي، دار آمنة للنشر والتوزيع، عمان، 2013 ، ص 11؛

(4) حسين بن سالم جابر الزبيدي، التضخم والكساد، الطبعة الأولى، مؤسسة الوراق، عمان، 2011، ص 33؛

(5) رجاء الربيعي، نفس المرجع، ص 26؛

(6) أحمد السلامي، اختبار علاقة التكامل المشترك بين سعر الصرف ومعدلات التضخم في الجزائر دراسة تطبيقية للفترة (1970–2014) ، مجلة أداء المؤسسات الجزائرية، العدد 7، 2015، ص 29؛

(7) محمود حميدات، مدخل التحليل النقدي، ط4، ديوان المطبوعات الجامعية، الجزائر، 2014 ، ص 156؛

(8) بن يوسف نوة، أثر التضخم على سعر صرف الدينار الجزائري دراسة تحليلية قياسية خلال الفترة (1970–2015)، مجلة كلية العلوم الاقتصادية والتسيير والعلوم التجارية، العدد 16، 2016 ، ص 91؛

(9) عبد الله فوري يحي، محددات التضخم في الجزائر دراسة قياسية باستعمال نماذج متجهات الانحدار الذاتي المتعدد الهيكلية للفترة (1970–2012) ، مجلة الباحث، العدد 14، 2014 ص 81؛

(10)- Abdulbaset M Hamuda, ARDL Investment Model of Tunisia, Volume xx, No 2 (579), 2013, p 63·

- M·H·Pesaran and Al, Bound Testing Approaches to Analysis of level relationships, Journal of Applied Econometrics, 2001, p 295·

(11) صلاح مهدي البيرماني، أثر الانفاق الحكومي على وضع ميزان الحساب الجاري في العراق للمدة (1990–2014) باستخدام نموذج ARDL، مجلة العلوم الاقتصادية والادارية، العدد 98، المجلد 23، العراق، 2017، ص 289؛

(12) رحيم كاظم حسن، التحليل القياسي لدالة الطلب على واردات الرز في العراق بتطبيق نموذج ARDL للمدة (1980–2011) ، مجلة جامعة كربلاء العلمية، العدد الرابع، 2016، ص 36 ؛

(13) ناظم عبد الله عبد المحمدي، قياس وتحليل العوامل المؤثرة في سعر صرف الدينار العراقي باستخدام نموذج ARDL للمدة (1990-2015) ، مجلة الأنبار للعلوم الاقتصادية والادارية، المجلد 9، العدد 17، جامعة الفلوجة العراق، 2017، ص 150؛

(14) محمد ادريوش دحماني وسعدية بلقايدي واسماعيل بن قانة، دراسة لانتقال رؤوس الأموال الدولية في إطار العلاقة بين الاستثمار والادخار في دول المغرب العربي دراسة قياسية للفترة (1980-2015) مجلة الدراسات الاقتصادية الكمية، العدد 2، 2016، ص 181 ؛

(15) أنظر الجدول رقم (4) في الملاحق؛

(16) عبد الكريم عبد الله محمد المشهداني، قياس وتحليل العلاقة بين تحرير التجارة الخارجية والنمو الاقتصادي في العراق للمدة (2003-2014) باستخدام نموذج ARDL، مجلة الكوت للعلوم الاقتصادية والادارية، جامعة واسط، العدد 26 ، العراق، 2017، ص8؛

(17) أنظر الجدول رقم (4) في الملاحق؛

(18) أنظر الجدول رقم (5) في الملاحق؛

(19) أنظر الجدول رقم (6) في الملاحق؛

قائمة الملاحق:

الجدول رقم (1): معطيات الدراسة

Inf (%) **Tchan** (دج/ $)

السنة	1970	1971	**1972**	1973	1974	1975	1976	1977	1978	1979	1980	1981
Inf	6,6	**2,63**	**3,66**	**6,17**	**4,7**	**8,23**	**9,43**	**11,99**	**17,52**	**11,35**	**9,52**	**14,65**
Tchan	**4,94**	**4,91**	**4,48**	**3,96**	**4,18**	**3,95**	**4,16**	**4,15**	**3,97**	**3,85**	**3,84**	**4,32**
السنة	1982	1983	1984	1985	1986	1987	1988	1989	1990	1991	1992	1993
Inf	**6,54**	**5,97**	**8,12**	**10,48**	**12,37**	**7,44**	**5,91**	**9,3**	**16,65**	**25,89**	**31,67**	**20,54**
Tchan	**4,59**	**4,79**	**4,98**	**5,03**	**4,7**	**4,85**	**5,91**	**7,61**	**8,96**	**18,47**	**21,84**	**23,35**
السنة	1994	1995	1996	1997	1998	1999	2000	2001	2002	2003	2004	2005

Inf	**29,05**	**29,78**	**18,68**	**5,93**	**4,95**	**2,65**	**0,34**	**4,23**	**1,42**	**4,27**	**3,96**	**1,38**
Tchan	**35,06**	**47,66**	**54,75**	**57,71**	**58,74**	**66,57**	**75,26**	**77,22**	**79,68**	**77,39**	**72,06**	**73,28**
السنة	2006	2007	2008	2009	2010	2011	2012	2013	2014	2015	2016	
Inf	**2,31**	**3,67**	**4,86**	**5,73**	**3,91**	**4,52**	**8,89**	**3,25**	**2,92**	**4,78**	**6,4**	
Tchan	**72,65**	**69,29**	**64,58**	**72,65**	**74,39**	**72,94**	**77,54**	**79,37**	**80,58**	**100,69**	**109,44**	

المصدر: من إعداد الباحث اعتمادا على معطيات البنك العالمي.

الجدول الأول رقم (2): نتائج اختبار الاستقرارية بالنسبة للسلسلة Linf و dLinf.

Null Hypothesis: D(LINF) has a unit root
Exogenous: Constant, Linear Trend
Bandwidth: 0 (Newey-West automatic) using Bartlett kernel

		Adj. t-Stat	Prob.*
Phillips-Perron test statistic		-6.288286	0.0000
Test critical values:	1% level	-4.175640	
	5% level	-3.513075	
	10% level	-3.186854	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Residual variance (no correction)	22.42676
HAC corrected variance (Bartlett kernel)	22.42676

Phillips-Perron Test Equation
Dependent Variable: D(LINF,2)
Method: Least Squares
Date: 02/18/18 Time: 07:34
Sample (adjusted): 1972 2016
Included observations: 45 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
D(LINF(-1))	-0.962012	0.152985	-6.288286	0.0000
C	0.733388	1.536998	0.477156	0.6357
@TREND("1970")	-0.027003	0.056355	-0.479162	0.6343

Null Hypothesis: LINF has a unit root
Exogenous: Constant, Linear Trend
Bandwidth: 2 (Newey-West automatic) using Bartlett kernel

		Adj. t-Stat	Prob.*
Phillips-Perron test statistic		-2.313214	0.4187
Test critical values:	1% level	-4.170583	
	5% level	-3.510740	
	10% level	-3.185512	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Residual variance (no correction)	20.08213
HAC corrected variance (Bartlett kernel)	21.92245

Phillips-Perron Test Equation
Dependent Variable: D(LINF)
Method: Least Squares
Date: 02/18/18 Time: 07:29
Sample (adjusted): 1971 2016
Included observations: 46 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
LINF(-1)	-0.201955	0.090460	-2.232542	0.0308
C	2.752823	1.759502	1.564547	0.1250
@TREND("1970")	-0.039083	0.052616	-0.742806	0.4616

Null Hypothesis: D(LINF) has a unit root
Exogenous: Constant
Bandwidth: 1 (Newey-West automatic) using Bartlett kernel

		Adj. t-Stat	Prob.*
Phillips-Perron test statistic		-6.330187	0.0000
Test critical values:	1% level	-3.584743	
	5% level	-2.928142	
	10% level	-2.602225	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Residual variance (no correction)	22.54936
HAC corrected variance (Bartlett kernel)	22.80587

Phillips-Perron Test Equation
Dependent Variable: D(LINF,2)
Method: Least Squares
Date: 02/18/18 Time: 07:42
Sample (adjusted): 1972 2016
Included observations: 45 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
D(LINF(-1))	-0.957894	0.151369	-6.328217	0.0000
C	0.085481	0.724183	0.118037	0.9066

Null Hypothesis: LINF has a unit root
Exogenous: Constant
Bandwidth: 3 (Newey-West automatic) using Bartlett kernel

		Adj. t-Stat	Prob.*
Phillips-Perron test statistic		-2.294039	0.1782
Test critical values:	1% level	-3.581152	
	5% level	-2.926622	
	10% level	-2.601424	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Residual variance (no correction)	20.33982
HAC corrected variance (Bartlett kernel)	23.99562

Phillips-Perron Test Equation
Dependent Variable: D(LINF)
Method: Least Squares
Date: 02/18/18 Time: 07:40
Sample (adjusted): 1971 2016
Included observations: 46 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
LINF(-1)	-0.188044	0.088048	-2.135702	0.0383
C	1.707712	1.051138	1.624631	0.1114

Null Hypothesis: D(LINF) has a unit root
Exogenous: None
Bandwidth: 1 (Newey-West automatic) using Bartlett kernel

		Adj. t-Stat	Prob.*
Phillips-Perron test statistic		-6.403172	0.0000
Test critical values:	1% level	-2.617364	
	5% level	-1.948313	
	10% level	-1.612229	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Residual variance (no correction)	22.55667
HAC corrected variance (Bartlett kernel)	22.81828

Phillips-Perron Test Equation
Dependent Variable: D(LINF,2)
Method: Least Squares
Date: 02/18/18 Time: 07:46
Sample (adjusted): 1972 2016
Included observations: 45 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
D(LINF(-1))	-0.958045	0.149658	-6.401579	0.0000

Null Hypothesis: LINF has a unit root
Exogenous: None
Bandwidth: 2 (Newey-West automatic) using Bartlett kernel

		Adj. t-Stat	Prob.*
Phillips-Perron test statistic		-1.377734	0.1541
Test critical values:	1% level	-2.616203	
	5% level	-1.948140	
	10% level	-1.612320	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Residual variance (no correction)	21.55994
HAC corrected variance (Bartlett kernel)	22.10417

Phillips-Perron Test Equation
Dependent Variable: D(LINF)
Method: Least Squares
Date: 02/18/18 Time: 07:44
Sample (adjusted): 1971 2016
Included observations: 46 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
LINF(-1)	-0.078952	0.057980	-1.361721	0.1801

الجدول الأول رقم (3): نتائج اختبار الاستقرارية بالنسبة للسلسلة Ltchan و dLtchan.

Null Hypothesis: LTCHAN has a unit root
Exogenous: Constant, Linear Trend
Bandwidth: 4 (Newey-West automatic) using Bartlett kernel

		Adj. t-Stat	Prob.*
Phillips-Perron test statistic		-1.797644	0.6897
Test critical values:	1% level	-4.170583	
	5% level	-3.510740	
	10% level	-3.185512	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Residual variance (no correction)	19.30295
HAC corrected variance (Bartlett kernel)	36.60566

Null Hypothesis: D(LTCHAN) has a unit root
Exogenous: Constant, Linear Trend
Bandwidth: 3 (Newey-West automatic) using Bartlett kernel

		Adj. t-Stat	Prob.*
Phillips-Perron test statistic		-4.427659	0.0051
Test critical values:	1% level	-4.175640	
	5% level	-3.513075	
	10% level	-3.186854	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Residual variance (no correction)	18.05217
HAC corrected variance (Bartlett kernel)	18.38793

Phillips-Perron Test Equation
Dependent Variable: D(LTCHAN)
Method: Least Squares
Date: 02/18/18 Time: 07:52
Sample (adjusted): 1971 2016
Included observations: 46 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
LTCHAN(-1)	-0.075467	0.053739	-1.404343	0.1674
C	-1.545535	1.642101	-0.941194	0.3519
@TREND("1970")	0.281527	0.133715	2.105426	0.0411

Phillips-Perron Test Equation
Dependent Variable: D(LTCHAN,2)
Method: Least Squares
Date: 02/18/18 Time: 07:53
Sample (adjusted): 1972 2016
Included observations: 45 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
D(LTCHAN(-1))	-0.642646	0.145734	-4.409725	0.0001
C	-0.211724	1.377745	-0.153674	0.8786
@TREND("1970")	0.073927	0.052358	1.411949	0.1653

Null Hypothesis: LTCHAN has a unit root
Exogenous: Constant
Bandwidth: 4 (Newey-West automatic) using Bartlett kernel

		Adj. t-Stat	Prob.*
Phillips-Perron test statistic		0.672146	0.9902
Test critical values:	1% level	-3.581152	
	5% level	-2.926622	
	10% level	-2.601424	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Residual variance (no correction)	21.29286
HAC corrected variance (Bartlett kernel)	41.61237

Null Hypothesis: D(LTCHAN) has a unit root
Exogenous: Constant
Bandwidth: 3 (Newey-West automatic) using Bartlett kernel

		Adj. t-Stat	Prob.*
Phillips-Perron test statistic		-4.129604	0.0022
Test critical values:	1% level	-3.584743	
	5% level	-2.928142	
	10% level	-2.602225	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Residual variance (no correction)	18.90905
HAC corrected variance (Bartlett kernel)	18.76685

Phillips-Perron Test Equation
Dependent Variable: D(LTCHAN)
Method: Least Squares
Date: 02/18/18 Time: 07:56
Sample (adjusted): 1971 2016
Included observations: 46 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
LTCHAN(-1)	0.029307	0.021059	1.391683	0.1710
C	1.184925	1.045844	1.132985	0.2634

Phillips-Perron Test Equation
Dependent Variable: D(LTCHAN,2)
Method: Least Squares
Date: 02/18/18 Time: 07:57
Sample (adjusted): 1972 2016
Included observations: 45 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
D(LTCHAN(-1))	-0.588041	0.142123	-4.137554	0.0002
C	1.446331	0.728831	1.984453	0.0536

Null Hypothesis: LTCHAN has a unit root
Exogenous: None
Bandwidth: 4 (Newey-West automatic) using Bartlett kernel

		Adj. t-Stat	Prob.*
Phillips-Perron test statistic		2.118961	0.9909
Test critical values:	1% level	-2.616203	
	5% level	-1.948140	
	10% level	-1.612320	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Residual variance (no correction)	21.91406
HAC corrected variance (Bartlett kernel)	44.59486

Null Hypothesis: D(LTCHAN) has a unit root
Exogenous: None
Bandwidth: 3 (Newey-West automatic) using Bartlett kernel

		Adj. t-Stat	Prob.*
Phillips-Perron test statistic		-3.490748	0.0008
Test critical values:	1% level	-2.617364	
	5% level	-1.948313	
	10% level	-1.612229	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Residual variance (no correction)	20.64079
HAC corrected variance (Bartlett kernel)	20.02959

Phillips-Perron Test Equation
Dependent Variable: D(LTCHAN)
Method: Least Squares
Date: 02/18/18 Time: 08:00
Sample (adjusted): 1971 2016
Included observations: 46 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
LTCHAN(-1)	0.047123	0.014051	3.353597	0.0016

Phillips-Perron Test Equation
Dependent Variable: D(LTCHAN,2)
Method: Least Squares
Date: 02/18/18 Time: 08:02
Sample (adjusted): 1972 2016
Included observations: 45 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
D(LTCHAN(-1))	-0.471019	0.133559	-3.526667	0.0010

الجدول الأول رقم (4): نتائج تقدير نموذج لقياس أثر Ltchan على Linf مع اختبار الحدود له.

ARDL Long Run Form and Bounds Test
Dependent Variable: D(LINF)
Selected Model: ARDL(4, 1)
Case 2: Restricted Constant and No Trend
Date: 02/18/18 Time: 08:09
Sample: 1970 2016
Included observations: 43

Conditional Error Correction Regression

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	5.714975	1.666371	3.429592	0.0015
LINF(-1)*	-0.456789	0.115108	-3.968360	0.0003
LTCHAN(-1)	-0.058728	0.022802	-2.575564	0.0143
D(LINF(-1))	0.248490	0.146651	1.694429	0.0988
D(LINF(-2))	0.073330	0.150010	0.488833	0.6279
D(LINF(-3))	0.289386	0.143435	2.017544	0.0511
D(LTCHAN)	0.378418	0.155475	2.433945	0.0200

* p-value incompatible with t-Bounds distribution.

Levels Equation
Case 2: Restricted Constant and No Trend

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
LTCHAN	-0.128567	0.046750	-2.750088	0.0093
C	12.51119	2.329615	5.370497	0.0000

EC = LINF - (-0.1286*LTCHAN + 12.5112)

F-Bounds Test — Null Hypothesis: No levels relationship

Test Statistic	Value	Signif.	I(0)	I(1)
		Asymptotic: n=1000		
F-statistic	5.603884	10%	3.02	3.51
k	1	5%	3.62	4.16
		2.5%	4.18	4.79
		1%	4.94	5.58
Actual Sample Size	43		Finite Sample: n=45	
		10%	3.19	3.73
		5%	3.877	4.46
		1%	5.607	6.193
			Finite Sample: n=40	
		10%	3.21	3.73
		5%	3.937	4.523
		1%	5.593	6.333

الجدول الأول رقم (5): نتائج اختبار مضاعف لاغرانج.

Breusch-Godfrey Serial Correlation LM Test:

F-statistic	0.952992	Prob. F(2,34)	0.3956
Obs*R-squared	2.282553	Prob. Chi-Square(2)	0.3194

Test Equation:
Dependent Variable: RESID
Method: ARDL
Date: 02/18/18 Time: 08:13
Sample: 1974 2016
Included observations: 43
Presample missing value lagged residuals set to zero.

الجدول الأول رقم (6): نتائج اختبار وجود اختلاف التباين.

Heteroskedasticity Test: Breusch-Pagan-Godfrey

F-statistic	7.973041	Prob. F(6,36)	0.1238
Obs*R-squared	27.13026	Prob. Chi-Square(6)	0.1388
Scaled explained SS	9.295604	Prob. Chi-Square(6)	0.1576

Test Equation:
Dependent Variable: RESID^2
Method: Least Squares
Date: 02/18/18 Time: 08:17
Sample: 1974 2016
Included observations: 43

المصدر: كل الجداول من مخرجات برنامج Eviews10