مجلة الريادة للبحوث والأنشطة العلمية
Al-Riyadah Journal For Researches And Scientific Activities

ملحق العدد الثالث عشر
تاريخ الاستلام Received 5-4-2026
تاريخ القبول Accepted 22-4-2026
تاريخ النشر published 13-5-2026

أثر سعر الصرف الاسمي على سعر الصرف الحقيقي في الاقتصاد الليبي خلال الفترة(1990–2023)

محمد علي سالم الجريدي[1] عبدالسلام مسعود رحومه[2]

قسم الاقتصاد، كلية الاقتصاد العجيلات، جامعة الزاوية، ليبيا[1]

قسم الإحصاء والاقتصاد القياسي، كلية الاقتصاد والعلوم السياسية ، جامعة طرابلس، ليبيا[2]

m.ajredi@zu.edu.ly[1] , abdu.rahuma@uot.edu.ly[2]

الملخص:

تهدف هذه الدراسة إلى تحليل أثر سعر الصرف الاسمي على سعر الصرف الحقيقي في الاقتصاد الليبي خلال الفترة (1990–2023)، باستخدام نموذج الانحدار الذاتي للفجوات الزمنية الموزعة (ARDL)، مع إدراج متغيرات الانفتاح التجاري وأسعار النفط والتضخم.أظهرت نتائج اختبارات جذر الوحدة أن جميع المتغيرات متكاملة من الدرجة الأولى$I(1)$ ،كما أكد اختبار الحدود وجود علاقة توازنية طويلة الأجل، وبينت النتائج وجود تأثير موجب ومعنوي لسعر الصرف الاسمي على سعر الصرف الحقيقي في الأجلين القصير والطويل، مما يشير إلى أن تخفيض قيمة العملة يؤدي إلى تدهور القدرة التنافسية نتيجة انتقال الأثر التضخمي، كما تبين أن الانفتاح التجاري يؤثر إيجابيًا على سعر الصرف الحقيقي، في حين لم يكن لأسعار النفط تأثير مباشر معنوي،وأظهرت نتائج نموذج تصحيح الخطأ سرعة تكيف مرتفعة نحو التوازن، حيث يتم تصحيح نحو 71% من الاختلالات خلال فترة واحدة، كما أكدت الاختبارات التشخيصية سلامة النموذج واستقراره، وتبين النتائج أهمية إدارة سعر الصرف والسيطرة على التضخم لتحقيق الاستقرار الاقتصادي.

الكلمات المفتاحية: سعر الصرف الحقيقي، سعر الصرف الاسمي، نموذج ARDL ،التضخم، أسعار النفط، الانفتاح التجاري، الاقتصاد الليبي

مجلة الريادة للبحوث والأنشطة العلمية
Al-Riyadah Journal For Researches
And Scientific Activities

ملحق العدد الثالث عشر
Received 5-4-2026 تاريخ الاستلام
Accepted 22-4-2026 تاريخ القبول
published 13-5-2026 تاريخ النشر

The Impact of the Nominal Exchange Rate on the Real Exchange Rate in the Libyan Economy During the Period (1990–2023)

Mohamed Ali Salem Al-Jaridi1, Abdelsalam Masoud Rahouma2

Department of Economics, Faculty of Economics, Ajilat, University of Zawiya, Libya1

Department of Statistics and Econometrics, Faculty of Economics and Political Science, University of Tripoli, Libya2

ABSTRACT:

This study investigates the impact of the nominal exchange rate on the real exchange rate in the Libyan economy over the period 1990–2023. The analysis incorporates key macroeconomic variables, including trade openness, oil prices, and inflation, within an autoregressive distributed lag (ARDL) framework to capture both short- and long-run dynamics.Unit root tests indicate that all variables are integrated of order one, I(1), while the ARDL bounds test confirms the existence of a long-run equilibrium relationship. The results reveal that the nominal exchange rate has a positive and statistically significant effect on the real exchange rate in both the short and long run, suggesting that currency depreciation leads to real exchange rate deterioration due to inflationary pass-through effects. Trade openness also exerts a positive and significant influence, reflecting the structural dependence on imports. In contrast, oil prices show no significant direct effect. The error correction model indicates a relatively fast adjustment toward equilibrium, with approximately 71% of deviations corrected within one period. Diagnostic tests confirm the robustness and stability of the model. The findings highlight the importance of exchange rate management and inflation control in enhancing macroeconomic stability.

Keywords: Real Exchange Rate , Nominal Exchange Rate , ARDL Model , Inflation , Oil Prices Trade Openness , Libyan Economy

مجلة الريادة للبحوث والأنشطة العلمية
Al-Riyadah Journal For Researches
And Scientific Activities

ملحق العدد الثالث عشر
تاريخ الاستلام Received 5-4-2026
تاريخ القبول Accepted 22-4-2026
تاريخ النشر published 13-5-2026

1- المقدمة

يُعَدّ سعر الصرف أحد أبرز المتغيرات الاقتصادية الكلية التي تعكس أوضاع التوازن الداخلي والخارجي للاقتصاد، كما يُمثّل أداةً تحليليةً مهمةً في تفسير العلاقات الاقتصادية الدولية. وتبرز أهمية سعر الصرف الحقيقي على وجه الخصوص، باعتباره مؤشرًا أكثر دقة لقياس القدرة التنافسية للاقتصاد، نظرًا لاعتماده على الفروق في مستويات الأسعار بين الدول، بخلاف سعر الصرف الاسمي الذي يعبّر فقط عن القيمة الظاهرية للعملة. وتشير الأدبيات الاقتصادية، ولا سيما في إطار نموذج ماندل– فليمنج، إلى أن أثر السياسات النقدية في سعر الصرف يتحدد وفقًا لطبيعة نظام الصرف ودرجة انفتاح الاقتصاد. ففي ظل التوسع النقدي، قد يؤدي ارتفاع المستوى العام للأسعار محليًا إلى تدهور سعر الصرف الحقيقي، حتى في حال استقرار سعر الصرف الاسمي أو حدوث تغير محدود فيه.(Young & Darity2004) .

وتتزايد أهمية هذه العلاقة في الاقتصادات الريعية، مثل الاقتصاد الليبي الذي يعتمد بدرجة كبيرة على إيرادات النفط بوصفها مصدرًا رئيسيًا للعملات الأجنبية، الأمر الذي يجعل سعر الصرف الحقيقي أكثر حساسية للتقلبات في الأسعار المحلية والإيرادات الخارجية. ومن ثمّ، فإن دراسة العلاقة بين سعر الصرف الاسمي وسعر الصرف الحقيقي تمثل مدخلًا تحليليًا مهمًا لفهم ديناميكيات الاقتصاد الليبي.

2- مشكلة الدراسة

شهد الاقتصاد الليبي تحولات ملحوظة في سياسات سعر الصرف خلال العقود الماضية، إلا أن هذه التحولات لم تنعكس بصورة واضحة ومستقرة على المؤشرات الاقتصادية الكلية، وبخاصة سعر الصرف الحقيقي.

وعليه، تتمثل مشكلة الدراسة في التساؤل الرئيس الآتي:

إلى أي مدى يؤثر سعر الصرف الاسمي في سعر الصرف الحقيقي في الاقتصاد الليبي خلال الفترة (1990–2023)؟

ويتفرع عن هذا التساؤل عدد من التساؤلات الفرعية، من أبرزها:

- ما طبيعة العلاقة بين سعر الصرف الاسمي وسعر الصرف الحقيقي؟
- هل يختلف أثر سعر الصرف الاسمي في سعر الصرف الحقيقي بين الأجلين القصير والطويل؟

مجلة الريادة للبحوث والأنشطة العلمية
Al-Riyadah Journal For Researches And Scientific Activities
ملحق العدد الثالث عشر
تاريخ الاستلام Received 5-4-2026
تاريخ القبول Accepted 22-4-2026
تاريخ النشر published 13-5-2026

3-أهداف الدراسة: تهدف هذه الدراسة إلى تحقيق ما يأتي:

- تحليل مفهوم سعر الصرف الحقيقي وآليات قياسه .
- استعراض العلاقة النظرية بين سعر الصرف الاسمي والحقيقي في الأدبيات الاقتصادية .
- قياس أثر سعر الصرف الاسمي في سعر الصرف الحقيقي باستخدام نماذج قياسية مناسبة .
- اختبار وجود علاقة توازنية طويلة الأجل بين متغيرات الدراسة .
- تحليل اتجاه العلاقة السببية بين متغيرات الدراسة .

4- أهمية الدراسة: تستمد هذه الدراسة أهميتها من عدة اعتبارات، من أبرزها:

- إبراز دور سعر الصرف بوصفه أحد المحددات الأساسية للأداء الاقتصادي في ليبيا .
- دعم متخذي القرار بفهمٍ أعمق لحركة سعر الصرف وآثار السياسات الاقتصادية المرتبطة به .
- توفير نتائج قياسية كمية يمكن الاستناد إليها في تصميم سياسات نقدية وسياسات سعر صرف أكثر كفاءة .
- إثراء الأدبيات التطبيقية المتعلقة بالاقتصادات الريعية، ولا سيما الاقتصاد الليبي .

5 – فرضيات الدراسة: تنطلق الدراسة من الفرضيات الآتية:

- وجود علاقة ذات دلالة إحصائية بين سعر الصرف الاسمي وسعر الصرف الحقيقي .
- وجود علاقة توازنية طويلة الأجل بين متغيرات الدراسة .
- وجود علاقة سببية بين سعر الصرف الاسمي وسعر الصرف الحقيقي .

6- منهجية الدراسة

تعتمد هذه الدراسة على المنهج الوصفي التحليلي والمنهج القياسي الكمي. ففي الجانب النظري، استُخدم المنهج الوصفي التحليلي لعرض الإطار المفاهيمي لسعر الصرف الحقيقي، إضافةً إلى تحليل تطوراته في الاقتصاد الليبي خلال فترة الدراسة.

أما في الجانب التطبيقي، فقد تم اعتماد المنهج القياسي من خلال إجراء اختبارات جذر الوحدة (Unit Root Tests)للتحقق من خصائص السكون للسلاسل الزمنية، ثم تقدير العلاقة بين المتغيرات باستخدام نموذج الانحدار الذاتي للفجوات الزمنية الموزعة(ARDL) ، بما يتيح تحليل العلاقة الديناميكية في الأجلين القصير والطويل. كما أُجريت مجموعة من الاختبارات التشخيصية للتحقق من صلاحية النموذج القياسي، من حيث استقرار المعلمات وخلوّه من المشكلات القياسية، مثل الارتباط الذاتي وعدم تجانس التباين.

مجلة الريادة للبحوث والأنشطة العلمية
Al-Riyadah Journal For Researches And Scientific Activities
ملحق العدد الثالث عشر
تاريخ الاستلام Received 5-4-2026
تاريخ القبول Accepted 22-4-2026
تاريخ النشر published 13-5-2026

7- حدود الدراسة

- الحدود الزمنية: 1990–2023.
- الحدود المكانية: الاقتصاد الليبي.

8- الدراسات السابقة

تناولت العديد من الدراسات القياسية والتطبيقية سلوك سعر الصرف الحقيقي ومحدداته في الاقتصادات النامية والمتقدمة، حيث اختلفت النتائج تبعًا لاختلاف الهياكل الاقتصادية، والفترات الزمنية، وأدوات التحليل المستخدمة. وفيما يلي عرضٌ لأهم هذه الدراسات:

أ- دراسة Johan Mathisen (2003) هدفت هذه الدراسة إلى تتبع تطور سعر الصرف الحقيقي في اقتصاد مالاوي، وتحديد أهم العوامل المؤثرة عليه في الأجل الطويل. واعتمدت على الصيغة المختزلة لنموذج Sebastian Edwards ، مع استخدام منهجية التكامل المشترك وفق اختبار جوهانسن، وذلك خلال الفترة (1980–2002)، بالاعتماد على بيانات ربع سنوية. وتوصلت الدراسة إلى وجود أثر إيجابي للتوسع في الائتمان المحلي على سعر الصرف الحقيقي، حيث أرجعت ذلك إلى أن التوسع النقدي كان مصحوبًا بتخفيضات في سعر الصرف الاسمي، مما حدَّ من تأثيره التضخمي، وبالتالي انعكس إيجابيًا على سعر الصرف الحقيقي.

ب- دراسة Mamta B. Chowdhry (1999) سعت هذه الدراسة إلى تحليل العلاقة بين سعر الصرف الحقيقي ومحدداته الأساسية في اقتصاد غينيا الجديدة، باستخدام الصيغة المختزلة لنموذج إدواردز (1991)، مع تطبيق منهجية التكامل المشترك لجوهانسن على بيانات سنوية للفترة (1970–1994). وهدفت الدراسة إلى بناء نموذج ديناميكي يفسر سلوك سعر الصرف الحقيقي في الأجلين القصير والطويل، مع التركيز على دور المتغيرات الاسمية والحقيقية. وأظهرت النتائج وجود أثر سلبي لفائض الائتمان المحلي على سعر الصرف الحقيقي.

ت- دراسة Piritta Sorsa (1999) تناولت هذه الدراسة دور التحرير التجاري في تحديد اتجاه سعر الصرف الحقيقي للدينار الجزائري خلال الفترة (1981–1997)، في ظل التحولات الاقتصادية التي سبقت وتلت الطفرة النفطية. وأظهرت النتائج أن سعر الصرف الحقيقي يتأثر بعددٍ من العوامل الأساسية، من أبرزها: القيود التجارية، وتخفيض سعر الصرف الاسمي، وأسعار النفط، والتوسع النقدي، إضافةً إلى التحول من الاقتصاد الموجه إلى اقتصاد السوق. وتبرز هذه النتائج أهمية العوامل الهيكلية والمؤسسية في تفسير حركة سعر الصرف الحقيقي.

د- دراسة بلقاسم العباس (2003) ركزت هذه الدراسة على تحليل سياسات أسعار الصرف وطرق قياس سعر الصرف الحقيقي في إطار النظرية الاقتصادية، مع إيلاء اهتمامٍ خاص لنظرية تعادل القوة الشرائية. واعتمدت الدراسة على استخدام سعر الصرف الاسمي ومؤشرات أسعار المستهلك المحلية والأجنبية (الأمريكية) لقياس سعر الصرف الحقيقي وفق مفهوم تعادل القوة الشرائية، مؤكدةً أهمية الفروق في مستويات الأسعار بين الدول في تفسير تحركات سعر الصرف.

هـ- دراسة على وأبو السعود (2007) هدفت هذه الدراسة إلى تحليل العلاقة بين سعر الصرف الحقيقي والناتج المحلي الحقيقي في مصر، مع التركيز على اختبار العلاقة السببية بينهما خلال الفترة (1978–1999) وأظهرت النتائج وجود علاقة ترابطية بين سعر الصرف الاسمي وسعر الصرف الحقيقي، إضافةً إلى وجود علاقة سببية بين سعر الصرف الحقيقي والناتج المحلي. كما بيَّنت الدراسة أن تقلبات سعر الصرف الحقيقي تسهم بدرجةٍ معتبرة في تفسير التغيرات المستقبلية في الناتج المحلي الحقيقي.

و- دراسة(2014) Amalia Morales-Zumaquero بحثت هذه الدراسة في وجود تحركات مشتركة بين أسعار الصرف الاسمية والحقيقية عبر عدة مناطق جغرافية (أمريكا الشمالية، وأوروبا الغربية، وأوروبا الوسطى والشرقية)، باستخدام نموذج العوامل المتعددة. وأشارت النتائج إلى وجود مكوّن عالمي مشترك يؤثر في تقلبات أسعار الصرف، مع اختلاف أهمية هذا العامل عبر المناطق. كما أظهرت الدراسة أن أساسيات الاقتصاد الكلي، مثل الأسعار والنقود والإنتاج، تلعب دورًا مهمًا في تفسير هذه التقلبات، خاصةً خلال فترات الأزمات الاقتصادية العالمية.

ي- دراسة(2022) Adnan Velic تناولت هذه الدراسة العلاقة بين اختلالات الحساب الجاري وسعر الصرف الحقيقي في عينة تضم 73 دولة، مع الأخذ في الاعتبار درجات تقلب سعر الصرف الاسمي، وباستخدام نماذج بيانات مقطعية خطية وغير خطية، توصلت الدراسة إلى وجود علاقة عكسية طويلة الأجل بين اختلالات الحساب الجاري وسعر الصرف الحقيقي في ظل أنظمة سعر الصرف المرنة. كما أظهرت النتائج أن زيادة مرونة سعر الصرف الاسمي تعزز من قدرة الاقتصاد على تحقيق التوازن الخارجي، بما يدعم استقرار العلاقة بين الحساب الجاري وسعر الصرف الحقيقي.

مجلة الريادة للبحوث والأنشطة العلمية
Al-Riyadah Journal For Researches And Scientific Activities
ملحق العدد الثالث عشر
تاريخ الاستلام Received 5-4-2026
تاريخ القبول Accepted 22-4-2026
تاريخ النشر published 13-5-2026

الإطار النظري

- تعريف سعر الصرف وأنواعه:

يُعرَّف سعر الصرف بأنه عدد الوحدات النقدية من عملة دولةٍ معينة التي تعادل وحدةً واحدةً من عملة دولةٍ أخرى؛ أي إنه سعر عملةٍ ما مُقوَّم بوحدات من عملةٍ أخرى (قانة، 2009 ص166). ولا يوجد اتفاقٌ موحَّد بين الدول بشأن كيفية النظر إلى سوق الصرف الأجنبي أو تحديد وحدة القياس في العلاقات التبادلية بين العملات المختلفة.

وعادةً ما تعتمد أغلب الدول على التعبير عن قيمة العملات الأجنبية بوحدات من العملة الوطنية، وبناءً على ذلك يمكن تعريف سعر الصرف بأنه ثمن وحدةٍ واحدة من عملةٍ أجنبية مُقوَّمة بوحدات من العملة المحلية.

وفي إطار تحليل أسعار الصرف، يمكن التمييز بين عدة أنواع رئيسية، من أهمها:

أ- سعر الصرف الاسمي(NER)

يتحدد سعر الصرف الاسمي يوميًا في أسواق الصرف الأجنبي، ويتأثر بعدة عوامل، من بينها: التغيرات في مستويات الأسعار محليًا ودوليًا، وأسعار الفائدة، وحالة عدم اليقين في الاقتصاد. كما يعكس الرقم القياسي لسعر الصرف الاسمي اتجاهات التقلب في هذا السعر، كونه يمثل متوسط نتائج عدم الاستقرار بين عملةٍ معينة والعملات الأخرى، مع إعطاء كل عملةٍ وزنًا نسبيًا يعكس دور الدولة في الاقتصاد الدولي **(عطوان، مروان، 1993ص7)**.

ويُعد سعر الصرف الاسمي أبسط مفاهيم أسعار الصرف من حيث القياس والتحليل، وهو ما يبرر استخدامه في تحليل سياسات تخفيض قيمة العملة. ويُعرَّف بأنه نسبة مبادلة عملة دولةٍ ما بعملة دولةٍ أخرى، بحيث تُعامَل إحدى العملتين كسلعةٍ والأخرى كثمنٍ لها.

ومن هذا المنطلق، يُعبِّر سعر الصرف الاسمي (NER) عن قيمة الوحدة من العملة المحلية مُقوَّمة بوحدات من العملة الأجنبية بعد تحويلها، كما يمكن التعبير عنه بالعكس؛ أي سعر العملة الأجنبية بوحدات من العملة المحلية، وهو المفهوم الأكثر شيوعًا في التطبيق العملي.

وينقسم سعر الصرف الاسمي إلى نوعين:

- سعر صرف رسمي: تحدده الدولة ويُستخدم في المعاملات الرسمية .
- سعر صرف موازٍ: يتحدد في السوق غير الرسمي (السوق الموازي).

مجلة الريادة للبحوث والأنشطة العلمية
Al-Riyadah Journal For Researches And Scientific Activities
ملحق العدد الثالث عشر
تاريخ الاستلام Received 5-4-2026
تاريخ القبول Accepted 22-4-2026
تاريخ النشر published 13-5-2026

وقد يؤدي ذلك إلى وجود أكثر من سعر صرف اسمي للعملة الواحدة داخل الدولة **(قدي، عبد المجيد، 2003ص103)** .

ب - سعر الصرف الحقيقي(RER)

إذا كان سعر الصرف الاسمي يُعبِّر عن سعر عملةٍ بدلالة عملةٍ أخرى، فإن سعر الصرف الحقيقي يمثل هذا السعر بعد تعديله وفقًا للفروق في مستويات الأسعار بين الدول. وعليه، يُعرَّف بأنه عدد الوحدات من السلع الأجنبية اللازمة لشراء وحدةٍ واحدة من السلع المحلية؛ أي إنه يقيس الأسعار النسبية بين السلع المحلية والأجنبية **(قدي، 2003ص10)**.

وبذلك يُعد سعر الصرف الحقيقي مؤشرًا مهمًا على القدرة التنافسية للاقتصاد.

العوامل المؤثرة في سعر الصرف **(الغالبي، 2002 ص35)**.

- عرض النقود :يرى الكلاسيك، وفق النظرية الكمية للنقود، وجود علاقة طردية بين كمية النقود والمستوى العام للأسعار **(صقر، 1983ص134–ص138)**. كما أكدت المدرسة النقدية، بقيادة ميلتون فريدمان، أهمية النقود مع اختلاف في درجة التأثير .
- أسعار الفائدة :تتحرك رؤوس الأموال الدولية بحثًا عن العائد الأعلى؛ وبالتالي فإن ارتفاع أسعار الفائدة الحقيقية يجذب رؤوس الأموال الأجنبية، مما يزيد عرض النقد الأجنبي ويؤثر في سعر الصرف **(رحال، 2011، ص 20)**.
- معدلات التضخم :يؤدي ارتفاع التضخم المحلي إلى تراجع القوة الشرائية للعملة، ومن ثم انخفاض قيمتها الخارجية **(علي وآخرون، 1986ص7)**.
- ميزان المدفوعات :يؤدي العجز إلى زيادة الطلب على العملات الأجنبية، مما يسبب تدهور سعر الصرف، بينما يؤدي الفائض إلى تحسن قيمة العملة **(زكي، 1987ص107)**.
- الموازنة العامة :تؤدي السياسات المالية الانكماشية إلى خفض التضخم ورفع قيمة العملة، والعكس صحيح **(الغالبي، 2002ص18)**.

2- الفرق بين سعر الصرف الحقيقي (RER) والاسمي(NER)

يرتبط سعر الصرف الحقيقي بكلٍّ من الأسعار المحلية والأجنبية وسعر الصرف الاسمي. ففي المدى القصير، ومع ثبات الأسعار نسبيًا، يتحرك سعر الصرف الحقيقي بالتوازي مع السعر الاسمي، أما

تاريخ الاستلام Received 5-4-2026
تاريخ القبول Accepted 22-4-2026
تاريخ النشر published 13-5-2026

في المدى الطويل فإن لكلٍّ منهما ديناميكية مختلفة، وهو ما يبرر دراستهما بشكل مستقل **Michael Burda & Charles Wyplosz، 2014).**

كما أن استقرار سعر الصرف الحقيقي على المدى الطويل يرتبط بتساوي معدلات التضخم المحلية والأجنبية، بينما يؤدي اختلافها إلى تغيره. وبوجه عام، يُعد سعر الصرف الحقيقي أكثر استقرارًا على المدى الطويل مقارنة بالمدى القصير.

3 - سياسة سعر الصرف في الاقتصاد الليبي

أ- تطور قيمة الدينار الليبي

شهدت ليبيا أول إصدار لعملتها الوطنية عام 1952م، وهو ما يُعد نقطة البداية لظهور عملة ليبية موحدة صالحة للتداول في مختلف أنحاء البلاد، تمثلت في الجنيه الليبي. وقد جاء هذا الإصدار ليحل محل ثلاث عملات كانت متداولة بشكلٍ إقليمي محدود داخل ليبيا.

وتولت لجنة النقد مسؤولية إصدار العملة الجديدة، حيث قامت بربط الجنيه الليبي بالجنيه الإسترليني، كما حددت قيمته مقابل العملات الثلاث المتداولة آنذاك، بحيث يعادل الجنيه الليبي 480 مليّمًا، و97.5 قرشًا مصريًا، و980 فرنكًا جزائريًا. واستمرت لجنة النقد في أداء مهامها حتى إنشاء البنك الوطني الليبي عام 1956م، والذي تحول لاحقًا إلى مصرف ليبيا المركزي.

وفي عام 1958م، انضمت ليبيا إلى صندوق النقد الدولي والمصرف الدولي للإنشاء والتعمير، حيث سددت حصتها وفقًا للترتيبات الخاصة بالدول النامية؛ أي بنسبة 10% ذهبًا و90% بالعملة المحلية، في صورة أوراق نقدية غير قابلة للتداول ولا تحمل فائدة **(عطية المهدي، 1992ص 57)**.

واشترطت عضوية صندوق النقد الدولي إعلان سعر تعادل رسمي للعملة الوطنية مقابل الذهب أو الدولار الأمريكي. وبناءً عليه، حددت الحكومة الليبية في يوليو 1959م القيمة التعادلية للجنيه الليبي بما يعادل 2.48828 جرامًا من الذهب الخالص، أي ما يساوي 2.80 دولارًا أمريكيًا. وبذلك أصبحت قيمة الجنيه الليبي محددة رسميًا.

مجلة الريادة للبحوث والأنشطة العلمية
Al-Riyadah Journal For Researches And Scientific Activities
ملحق العدد الثالث عشر
Received 5-4-2026 تاريخ الاستلام
Accepted 22-4-2026 تاريخ القبول
published 13-5-2026 تاريخ النشر

جدول رقم (1) تطور سعر الصرف الأسمى والحقيقي خلال الفترة 1990-2023

NER	RER	السنوات	NER	RER	السنوات
1.2273	2.2716	2007	0.2837	0.6435	1990
1.2516	2.1784	2008	0.2856	0.6042	1991
1.2402	2.1000	2009	0.2992	0.5981	1992
1.2575	2.1125	2010	0.3232	0.605	1993
1.2628	1.8874	2011	0.3625	0.6136	1994
1.2596	1.8120	2012	0.3545	0.5566	1995
1.2566	1.7882	2013	0.3659	0.5315	1996
1.33790	1.8887	2014	0.3887	0.5193	1997
1.39630	1.7976	2015	0.4538	0.5864	1998
1.44510	1.4956	2016	0.4631	0.6026	1999
1.35960	1.1187	2017	0.5461	0.7563	2000
1.39450	1.0755	2018	0.6473	1.0148	2001
1.3998	1.3540	2019	1.2163	2.1412	2002
1.3399	1.2930	2020	1.3084	2.4075	2003
4.6076	4.5286	2021	1.2506	2.3388	2004
4.8408	4.9139	2022	1.3554	2.5448	2005
4.7534	4.2001	2023	1.2882	2.4616	2006

من اعداد الباحثان من خلال واقع البيانات ووفقا لنظرية القوة الشرائية:

وحيث ان: RER سعر الصرف الحقيقي.NER سعر الصرف الاسمي.Pw الرقم القياسي لأسعار المستهلك الامريكي و الذي يمثل اسعار السلع الاجنبية.Pd الرقم القياسي للأسعار المحلية.

$$RERppp = \frac{\text{NER} * \text{P}_W}{\text{P}d}$$

الإطار التحليلي القياسي:

1- تعريف وتطور متغيرات الدراسة

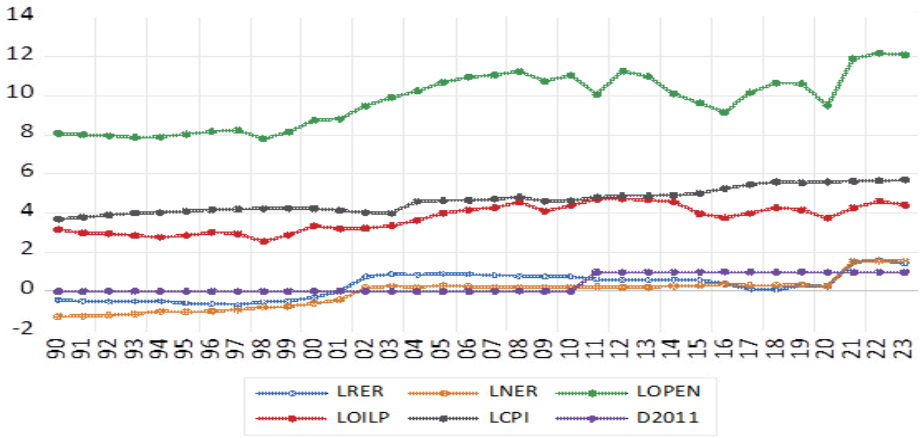
اعتمدت هذه الدراسة على نموذج الانحدار الذاتي للفجوات الزمنية الموزعة (ARDL) لتحليل العلاقة بين سعر الصرف الاسمي وسعر الصرف الحقيقي في الاقتصاد الليبي خلال الفترة محل الدراسة، ويتميز هذا النموذج بقدرته على تقدير العلاقات قصيرة وطويلة الأجل في آنٍ واحد، حتى في حالة اختلاف درجات تكامل المتغيرات بين $I_{(0)}, I_{(1)}$ ، و فضلًا عن ملاءمته لحجم العينات الصغيرة نسبيًا، وهو ما يجعله مناسبًا لطبيعة بيانات الدراسة.

وقد تم تحديد النموذج في صورته العامة على النحو التالي:

$$ln(RER_t) = \beta_0 + \beta_1 ln(NER_t) + \beta_2 ln(CPI_t) + \beta_3 ln(OPEN_t) + \beta_4 ln(OILP_t) + D2011 + \varepsilon_t \dots\dots\dots (1)$$

مجلة الريادة للبحوث والأنشطة العلمية
Al-Riyadah Journal For Researches And Scientific Activities
ملحق العدد الثالث عشر
تاريخ الاستلام Received 5-4-2026
تاريخ القبول Accepted 22-4-2026
تاريخ النشر published 13-5-2026

حيث يمثل $LREER$ سعر الصرف الحقيقي، LNER سعر الصرف الاسمي، و $LOPEN$ درجة الانفتاح التجاري ، و $LOILP$ أسعار النفط ، و $LCPI$ مؤشر أسعار المستهلك، بينما يعبر $D2011$ عن متغير وهمي لالتقاط الصدمات أو التغيرات الهيكلية التي قد تؤثر على العلاقة محل الدراسة .وانطلاقًا من هدف الدراسة المتمثل في قياس أثر سعر الصرف الاسمي على سعر الصرف الحقيقي، تم إدراج متغيرات التضخم(CPI) ، وأسعار النفط(OILP) ، والانفتاح التجاري (OPEN) استنادًا إلى اعتبارات نظرية وتطبيقية تهدف إلى تفسير سلوك سعر الصرف الحقيقي بصورة أكثر شمولًا. إذ يعكس التضخم التغيرات في المستوى العام للأسعار، ويعد عنصرًا أساسيًا في تحديد سعر الصرف الحقيقي وفقًا لنظرية تعادل القوة الشرائية، كما يمثل قناة رئيسية لانتقال أثر سعر الصرف الاسمي. أما أسعار النفط، فتم إدراجها لكونها تمثل المصدر الرئيسي للنقد الأجنبي في الاقتصاد الليبي، وتؤثر على ميزان المدفوعات والاحتياطيات الأجنبية، ومن ثم على حركة سعر الصرف. في حين يعكس الانفتاح التجاري درجة اندماج الاقتصاد في التجارة الدولية، ويؤثر على الطلب على العملات الأجنبية وهيكل التبادل التجاري ويوضح الشكل التالي تطور متغيرات الدراسة خلال الفترة 1990-2023.



شكل رقم (1) تطور متغيرات الدراسة خلال الفترة 1990-2023

المصدر: من اعداد الباحثان استنادا على البيانات الوردة في الملحق (1)

2- الإحصاءات الوصفية لمتغيرات الدراسة

تشير نتائج الإحصاءات الوصفية في الجدول رقم (2) إلى أن متغيرات الدراسة تتصف بدرجة مقبولة من الاستقرار، حيث تتباين قيم الانحراف المعياري بين المتغيرات مع تسجيل أعلى تقلب في سعر

مجلة الريادة للبحوث والأنشطة العلمية
Al-Riyadah Journal For Researches And Scientific Activities
ملحق العدد الثالث عشر
Received 5-4-2026 تاريخ الاستلام
Accepted 22-4-2026 تاريخ القبول
published 13-5-2026 تاريخ النشر

الصرف الاسمي، كما تظهر قيم الالتواء والتفرطح أن التوزيعات قريبة من التوزيع الطبيعي، وهو ما أكدته نتائج اختبار Jarque–Bera حيث كانت جميع القيم الاحتمالية أكبر من 0.05، مما يعني عدم رفض فرضية التوزيع الطبيعي، وعليه فإن البيانات صالحة للتقدير القياسي.

جدول رقم (2) الإحصاءات الوصفية لمتغيرات الدراسة

	LRER	LNER	LOPEN	LOILP	LCPI	D2011
Mean	0.308938	-0.050409	9.740019	3.740994	4.661885	0.382353
Median	0.491868	0.226416	9.967927	3.867172	4.644871	0.000000
Maximum	1.592068	1.577080	12.15891	4.714921	5.687314	1.000000
Minimum	-0.655274	-1.259838	7.803509	2.549445	3.693120	0.000000
Std. Dev.	0.673145	0.783129	1.383942	0.686326	0.612472	0.493270
Skewness	0.030970	0.147573	0.014595	-0.113233	0.319275	0.484182
Kurtosis	1.909599	2.614090	1.724315	1.582331	1.900454	1.234432
Jarque-Bera	1.689815	0.334387	2.306651	2.919854	2.290392	5.744525
Probability	0.429597	0.846036	0.315586	0.232253	0.318162	0.056571
Sum	10.50389	-1.713897	331.1607	127.1938	158.5041	13.00000
Sum Sq. Dev.	14.95310	20.23862	63.20477	15.54441	12.37902	8.029412
Observations	34	34	34	34	34	34

المصدر: حسبت باستخدام برنامج EVIEWS13 استنادا على البيانات الوردة في الملحق (1)

وبناءً على ما سبق، يوفر نموذج ARDL المعتمد إطارًا تحليليًا متكاملًا يسمح بتقدير الأثر المنفصل لسعر الصرف الحقيقي، مع التحكم في العوامل الكلية الأخرى، مما يعزز من دقة النتائج وقابليتها للتفسير الاقتصادي في كل من الأجلين القصير والطويل،

لغرض التحليل القياسي فإن الخطوة الأولى هي التأكد من خلو النموذج من متغيرات مستقرة عند الفرق الثاني، حيث إن من شروط نموذج ARDL أن تكون المتغيرات مستقرة عند المستوى أو الفرق الأول أو مزيجاً من الاثنين.

ويوضح الجدولان رقم (3) ورقم (4) نتائج اختبارات جذر الوحدة للمتغيرات محل الدراسة، ويتضح من الجدول توافق استقراريه السلاسل الزمنية لمتغيرات الدراسة، حيث إن المتغيرات قد استقرت بعد إدخال الفروق الأولى، ونستنتج من ذلك أن السلسلة الزمنية للمتغيرات غير مستقرة في مستواها؛ ولكنها مستقرة عند أخذ الفروق الأولى، وإنها متكاملة من الدرجة الأولى (1) ا.

مجلة الريادة للبحوث والأنشطة العلمية
Al-Riyadah Journal For Researches And Scientific Activities
ملحق العدد الثالث عشر
Received 5-4-2026 تاريخ الاستلام
Accepted 22-4-2026 تاريخ القبول
published 13-5-2026 تاريخ النشر

جدول رقم (3) اختبار جذر الوحدة لديكي–فوللر ADF

الخصائص		مستوى المعنوية والاختبارات	intercept	Trend and intercept	none	القرار
المتغيرات	القيم الحرجة Critical values ADF	5%				
LRER	المستوى	قيمة(t)	-0.838881	-1.662850	-0.305156	غير مستقرة
	الفرق الاول	قيمة(t)	-4.701931	-4.615844	-4.593128	مستقرة I (1)
LNER	المستوى	قيمة(t)	-0.326915	-1.931397	-0.571799	غير مستقرة
	الفرق الاول	قيمة(t)	-5.605007	-5.541999	-5.039355	مستقرة I (1)
LOPEN	المستوى	قيمة(t)	-1.105704	-2.368529	0.900280	غير مستقرة
	الفرق الاول	قيمة(t)	-6.787145	-6.691861	-6.591032	مستقرة I(1)
LOILP	المستوى	قيمة(t)	-1.097385	-2.062939	0.562787	غير مستقرة
	الفرق الاول	قيمة(t)	-5.573921	-5.470616	-5.426841	مستقرة I(1)
LCPI	المستوى	قيمة(t)	-0.472945	-2.342508	2.596160	غير مستقرة
	الفرق الاول	قيمة(t)	-5.092627	-5.017844	-4.410624	مستقرة I(1)

جدول رقم (4) اختبار جذر الوحدة Phillips-Perron test

الخصائص		مستوى المعنوية والاختبارات	intercept	Trend and intercept	none	القرار
المتغيرات	القيم الحرجة Critical values pp	5%				
LRER	المستوى	قيمة(t)	-1.050448	-1.934696	-0.603239	غير مستقرة
	الفرق الاول	قيمة(t)	-4.701931	-4.615844	-4.586935	مستقرة I (1)
LNER	المستوى	قيمة(t)	-0.320790	-1.931397	-0.571799	غير مستقرة
	الفرق الاول	قيمة(t)	-5.605007	-5.541999	-5.039355	مستقرة I (1)
LOPEN	المستوى	قيمة(t)	-0.890768	-2.368529	1.327708	غير مستقرة
	الفرق الاول	قيمة(t)	-6.927831	-6.81146	-6.622765	مستقرة I(1)
LOILP	المستوى	قيمة(t)	-1.001214	-2.062939	0.684236	غير مستقرة
	الفرق الاول	قيمة(t)	-5.203064	-5.109295	-5.123249	مستقرة I(1)
LCPI	المستوى	قيمة(t)	-0.298491	-2.500808	4.516700	غير مستقرة
	الفرق الاول	قيمة(t)	-5.751817	-6.291171	-4.411289	مستقرة I(1)

المصدر: حسبت باستخدام برنامج Eviews13 استنادا على البيانات الوردة في الملحق (1)

3- تقدير نموذج الانحدار الذاتي للإبطاء ARDL

يعتبر أسلوب ARDL المبني على نموذج UECM واختبار الحدود ARDL Bound Testing Approech المقترح من قبل Pesaran at al (2001) الأنسب للكشف عن وجود التكامل المشترك بين متغيرات النموذج؛ حيث يتم اختبار التكامل المشترك بتقدير نموذج UECM بالصيغة التالية:

مجلة الريادة للبحوث والأنشطة العلمية
Al-Riyadah Journal For Researches And Scientific Activities
ملحق العدد الثالث عشر
Received 5-4-2026 تاريخ الاستلام
Accepted 22-4-2026 تاريخ القبول
published 13-5-2026 تاريخ النشر

$$\triangle(\mathbf{LREER})_t = \alpha_0 + \sum_{i=1}^{p} \alpha_i (\triangle LREER)_{t-1} + \sum_{i=1}^{n} \alpha_2 (\triangle LNER)_{t-1} + \sum_{i=1}^{n} \alpha_3 (\triangle \mathbf{LOPEN})_{t-1} + \sum_{i=1}^{n} \alpha 4 (\triangle \mathbf{OILP})_{t-1} + \sum_{i=1}^{n} \alpha_5 (\triangle \mathbf{LCPI})_{t-1} + \sum_{i=1}^{n} \alpha_6 (\triangle D2011)_{t-1} \dots\dots\dots\dots (2)$$

$$\lambda_1(\mathbf{LREER})_{t-1} + \lambda_2(\mathbf{LNER})_{t-1} + \lambda_3(\mathbf{LOPEN})_{t-1} + \lambda_4(\mathbf{LOILP})_{t-1} + \lambda_5(\mathbf{LCPI})_{t-1} + \lambda_6(\mathbf{D2011})_{t-1} + u_t \dots\dots\dots (3)$$

حيث أن:

الفرق الاول ، لسعر الصرف الحقيقي (ΔLREER)،سعر الصرف الاسمي $(\Delta LNER)$، الانفتاح التجاري (ΔLOPEN)، أسعار النفط العالمية $(\Delta LOILP)$، المستوى العام للأسعار (ΔCPI) ،متغير وهمي لالتقاط الصدمات أو التغيرات الهيكلية (D2011) .

(ut) حد الخطأ (λ) معلمات المدى الطويل (α) معلمات المدى القصير ، ولإجراء اختبار وجود التكامل المشترك بين المتغيرات في النموذج، تتم صياغة الفروض كالآتي:

فرضية العدم: عدم وجود تكامل مشترك

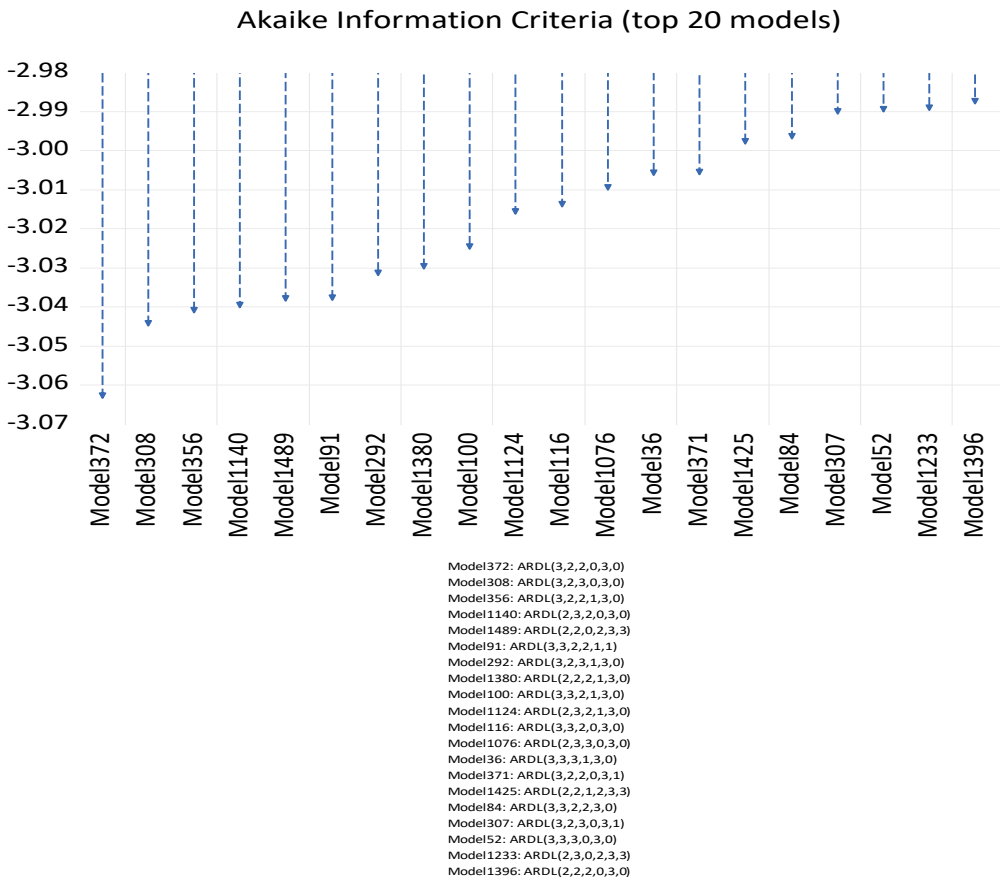
$$H0: = \lambda_1 = \lambda_2 = \lambda_3 = \lambda_4 = \lambda_5 = \lambda_6 = \lambda_7 = 0 \dots\dots\dots (4)$$

مقابل الفرضية البديلة: وجود تكامل مشترك

$$H1: = \lambda_1 = \lambda_2 = \lambda_3 = \lambda_4 = \lambda_5 = \lambda_6 = \lambda_7 \neq 0 \dots\dots\dots (5)$$

في إطار تحليل العلاقة بين سعر الصرف الاسمي وسعر الصرف الحقيقي في الاقتصاد الليبي، تم الاعتماد على نموذج الانحدار الذاتي للفجوات الزمنية الموزعة (ARDL) لقياس الأثر الديناميكي للمتغيرات محل الدراسة خلال الفترة (1990–2023). وقد تم اختيار النموذج الأمثل بناءً على معيار أكايك للمعلومات (AIC)، بما يضمن الحصول على أفضل توليفة من فترات الإبطاء للمتغيرات وهي ARDL (3,2,2,0,3,0).

مجلة الريادة للبحوث والأنشطة العلمية
Al-Riyadah Journal For Researches And Scientific Activities
ملحق العدد الثالث عشر
Received 5-4-2026 تاريخ الاستلام
Accepted 22-4-2026 تاريخ القبول
published 13-5-2026 تاريخ النشر



المصدر: حسبت باستخدام برنامج EVIEWS13 استنادا على البيانات الوردة في الملحق (1)

الشكل رقم (2) العدد الأمثل من الابطاءات الزمنية

ويعرض الجدول التالي نتائج تقدير نموذج ARDL، حيث يبين معاملات المتغيرات التفسيرية، واتجاه تأثيرها على سعر الصرف الحقيقي، إضافة إلى مدى معنوية هذه التأثيرات إحصائيًا من خلال قيم (t–Statistic) ومستويات الدلالة الاحتمالية (Prob).

جدول رقم (5) تقدير نموذج ARDL

Dependent Variable: LRER
Method: ARDL
Sample: 1993 2023
Included observations: 31
Dependent lags: 3 (Automatic)
Automatic-lag linear regressors (3 max. lags): LNER LOPEN LOILP LCPI
D2011
Deterministics: Restricted constant and no trend (Case 2)
Model selection method: Akaike info criterion (AIC)
Number of models evaluated: 3072

مجلة الريادة للبحوث والأنشطة العلمية
Al-Riyadah Journal For Researches And Scientific Activities
ملحق العدد الثالث عشر
Received 5-4-2026 تاريخ الاستلام
Accepted 22-4-2026 تاريخ القبول
published 13-5-2026 تاريخ النشر

Selected model: ARDL(3,2,2,0,3,0)

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
LRER(-1)	0.972480	0.181023	5.372144	0.0001
LRER(-2)	-0.780298	0.158622	-4.919228	0.0002
LRER(-3)	0.097275	0.064840	1.500223	0.1543
LNER	1.057262	0.068294	15.48093	0.0000
LNER(-1)	-1.053707	0.189015	-5.574738	0.0001
LNER(-2)	0.541043	0.171321	3.158058	0.0065
LOPEN	0.075860	0.039887	1.901864	0.0766
LOPEN(-1)	0.056366	0.027997	2.013289	0.0624
LOPEN(-2)	0.064703	0.029997	2.157003	0.0476
LOILP	-0.013131	0.074969	-0.175151	0.8633
LCPI	0.064261	0.092285	0.696330	0.4969
LCPI(-1)	-0.174519	0.110080	-1.585386	0.1337
LCPI(-2)	-0.078017	0.102377	-0.762057	0.4578
LCPI(-3)	-0.206493	0.090860	-2.272650	0.0382
D2011	-0.036989	0.056934	-0.649678	0.5257
C	0.177075	0.459578	0.385299	0.7054

R-squared	0.997651	Mean dependent var	0.385889
Adjusted R-squared	0.995301	S.D. dependent var	0.654969
S.E. of regression	0.044898	Akaike info criterion	-3.062545
Sum squared resid	0.030237	Schwarz criterion	-2.322423
Log likelihood	63.46945	Hannan-Quinn criter.	-2.821284
F-statistic	424.6235	Durbin-Watson stat	2.152441
Prob(F-statistic)	0.000000		

المصدر: استنادا على البيانات الوردة في EVIEWS13حسبت باستخدام برنامج
الملحق (1)

تشير نتائج الاختبارات الإحصائية لمعادلة الانحدار الموضحة بالجدول السابق إلى الجودة النسبية للنموذج المقدر من خلال معامل التحديد R2=0.99 المرتفعة نسبياً، وتوضح أن النموذج يفسر 99% من التغيرات الحاصلة في المستوى العام للأسعار، كما تشير النتائج إلى أن العلاقة بين المتغير التابع والمتغير المفسر ليست زائفة؛ حيث بلغت قيمة اختبار F–Stat لمعنوية معامل التحديد 424.62 وهي معنوية عند مستوى أقل من 1%.

مجلة الريادة للبحوث والأنشطة العلمية
Al-Riyadah Journal For Researches And Scientific Activities
ملحق العدد الثالث عشر
Received 5-4-2026 تاريخ الاستلام
Accepted 22-4-2026 تاريخ القبول
published 13-5-2026 تاريخ النشر

4- العلاقة في الأجل الطويل واختبار الحدود للتكامل المشترك وفقا لمنهجية ARDL:

للتحقق من وجود التكامل المشترك بين متغيرات النموذج يتم الاستعانة بمنهجية اختبار الحدود للتكامل المشترك الموضحة بالجدول رقم (6).

جدول رقم (6) نتائج تقدير العلاقة في الأجل الطويل واختبار الحدود للتكامل المشترك

Null hypothesis: No levels relationship
Number of cointegrating variables: 5
Trend type: Rest. constant (Case 2)
Sample size: 31

Test Statistic	Value
F-statistic	5.384847

	10%		5%		1%	
Sample Size	I(0)	I(1)	I(0)	I(1)	I(0)	I(1)
30	2.407	3.517	2.910	4.193	4.134	5.761
35	2.331	3.417	2.804	4.013	3.900	5.419
Asymptotic	2.080	3.000	2.390	3.380	3.060	4.150

*** I(0) and I(1) are respectively the stationary and non-stationary bounds.**

المصدر: حسبت باستخدام برنامج Eviews13 استنادا على البيانات الوردة في الملحق (1)

أظهرت نتائج اختبار الحدود (Bounds Test) أن قيمة إحصائية F بلغت (5.38)، وتقع بين الحدين عند مستوى I(0)=2.915 % ، I(1)=4.193 ، مما يدل على وجود علاقة توازنية طويلة الأجل بين سعر الصرف الاسمى والمتغيرات التفسيرية المتمثلة سعر الصرف الحقيقي (LREER)، الانفتاح التجاري (LOPEN)، أسعار النفط العالمية (LOILP)، المستوى العام للأسعار (LCPI)،المتغير الوهمي (D2011) ، وعليه فإن هذه المتغيرات تتحرك معًا في المدى الطويل ضمن علاقة توازنية مستقرة.

ونظرا لوجود تكامل مشترك بين متغيرات النموذج، فإن هذا التكامل ينطوي على علاقة طويلة الأجل بين تلك المتغيرات التي تأخذ الصيغة التالية:

Cointegrating Equation:
EC = LRER(-1) - (0.76LNER(-1) + 0.27LOPEN(-1) - 0.018LOILP - 0.55LCPI(-1) - 0.05D2011 + 0.24).....(6)

مجلة الريادة للبحوث والأنشطة العلمية
Al-Riyadah Journal For Researches
And Scientific Activities

ملحق العدد الثالث عشر
تاريخ الاستلام Received 5-4-2026
تاريخ القبول Accepted 22-4-2026
تاريخ النشر published 13-5-2026

تظهر معادلة التكامل المشترك السابقة وجود علاقة توازنية مستقرة بين المتغيرات حيث:

يؤثر سعر الصرف الاسمي (LNER) تأثيرًا موجبًا ومعنويًا على سعر الصرف الحقيقي، مما يعكس انتقال أثر التغيرات الاسمية إلى الأسعار النسبية على المدى الطويل كما أن الانفتاح التجاري (LOPEN)له أثر إيجابي، وهو ما يشير إلى أن زيادة اندماج الاقتصاد في التجارة الدولية يعزز القدرة التنافسية في المقابل، يظهر مؤشر الأسعار (LCPI) أثرًا سالبًا قويًا، مما يؤكد أن التضخم المحلي يؤدي إلى تدهور سعر الصرف الحقيقي، بينما كان تأثير أسعار النفط (LOILP) ضعيفًا نسبيًا، وهو ما قد يعكس الطبيعة الريعية للاقتصاد الليبي واعتماده غير المباشر على الأسعار العالمية، المتغير الوهمي (D2011) جاء سالبًا، مما يعكس الأثر الهيكلي للأحداث السياسية على التوازن الاقتصادي.

5- نموذج تصحيح الخطأ وفقا لمنهجية ARDL:

بعد الحصول على العلاقة طويلة الأجل وفقا لنموذج التكامل المشترك، يتم تقدير نموذج ECM الذي يلتقط ديناميكية المدى القصير (علاقة قصير الأجل) بين المتغيرات المفسرة والمتغير التابع وفقاً لصيغة التالية:

$$\triangle(\mathrm{LREER})_t = \alpha_0 + \sum_{i=1}^{p} \alpha_i (\triangle LREER)_{t-1} + \sum_{i=1}^{n} \alpha_2 (\triangle LNER)_{t-1} + \sum_{i=1}^{n} \alpha_3 (\triangle \mathrm{LOPEN})_{t-1} + \sum_{i=1}^{n} \alpha 4\ (\triangle\ \mathrm{OILP})_{t-1} + \sum_{i=1}^{n} \alpha_5 (\triangle \mathrm{LCPI})_{t-1} + \sum_{i=1}^{n} \alpha_7 (\triangle D2011)_{t-1} \ldots\ldots\ldots (7)$$

وبناءً على تقدير نموذج ECM في إطار منهجية ARDL (3,2,2,0,3,0) وفقاً لمعيار AIC يتم الحصول على معاملات المدى القصير كما هو موضح بالجدول رقم (5) التالي:

جدول رقم (7) نموذج تصحيح الخطأ

Sample: 1993 2023
Included observations: 31
Dependent lags: 3 (Automatic)
Automatic-lag linear regressors (3 max. lags): LNER LOPEN
LOILP LCPI
D2011

مجلة الريادة للبحوث والأنشطة العلمية
Al-Riyadah Journal For Researches And Scientific Activities
ملحق العدد الثالث عشر
Received 5-4-2026 تاريخ الاستلام
Accepted 22-4-2026 تاريخ القبول
published 13-5-2026 تاريخ النشر

Deterministics: Restricted constant and no trend (Case 2)
Model selection method: Akaike info criterion (AIC)
Number of models evaluated: 3072
Selected model: ARDL(3,2,2,0,3,0)

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
LRER(-1)	-0.710543	0.121094	-5.867709	0.0000
LNER(-1)	0.544598	0.129797	4.195771	0.0008
LOPEN(-1)	0.196928	0.054319	3.625388	0.0025
LOILP**	-0.013131	0.074969	-0.175151	0.8633
LCPI(-1)	-0.394768	0.082456	-4.787592	0.0002
D2011	-0.036989	0.056934	-0.649678	0.5257
C	0.177075	0.459578	0.385299	0.7054
D(LRER(-1))	0.683023	0.138284	4.939281	0.0002
D(LRER(-2))	-0.097275	0.064840	-1.500223	0.1543
D(LNER)	1.057262	0.068294	15.48093	0.0000
D(LNER(-1))	-0.541043	0.171321	-3.158058	0.0065
D(LOPEN)	0.075860	0.039887	1.901864	0.0766
D(LOPEN(-1))	-0.064703	0.029997	-2.157003	0.0476
D(LCPI)	0.064261	0.092285	0.696330	0.4969
D(LCPI(-1))	0.284509	0.102154	2.785105	0.0139
D(LCPI(-2))	0.206493	0.090860	2.272650	0.0382

R-squared	0.987560	Mean dependent var	0.062874
Adjusted R-squared	0.975121	S.D. dependent var	0.284645
S.E. of regression	0.044898	Akaike info criterion	-3.062545
Sum squared resid	0.030237	Schwarz criterion	-2.322423
Log likelihood	63.46945	Hannan-Quinn criter.	-2.821284
F-statistic	79.38797	Durbin-Watson stat	2.152441
Prob(F-statistic)	0.000000		

Dependent Variable: D(LRER)
Method: ARDL
Sample: 1993 2023
Included observations: 31
Dependent lags: 3 (Automatic)
Automatic-lag linear regressors (3 max. lags): LNER LOPEN LOILP LCPI D2011

مجلة الريادة للبحوث والأنشطة العلمية
Al-Riyadah Journal For Researches And Scientific Activities
ملحق العدد الثالث عشر
Received 5-4-2026 تاريخ الاستلام
Accepted 22-4-2026 تاريخ القبول
published 13-5-2026 تاريخ النشر

Deterministics: Restricted constant and no trend (Case 2)
Model selection method: Akaike info criterion (AIC)
Number of models evaluated: 3072
Selected model: ARDL(3,2,2,0,3,0)

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
COINTEQ	-0.710543	0.097812	-7.264400	0.0000
D(LRER(-1))	0.683023	0.104989	6.505673	0.0000
D(LRER(-2))	-0.097275	0.029509	-3.296408	0.0034
D(LNER)	1.057262	0.037934	27.87141	0.0000
D(LNER(-1))	-0.541043	0.117323	-4.611563	0.0002
D(LOPEN)	0.075860	0.014748	5.143671	0.0000
D(LOPEN(-1))	-0.064703	0.022887	-2.827063	0.0101
D(LCPI)	0.064261	0.062157	1.033845	0.3130
D(LCPI(-1))	0.284509	0.076611	3.713693	0.0013
D(LCPI(-2))	0.206493	0.057674	3.580359	0.0018

R-squared	0.987560	Mean dependent var	0.062874
Adjusted R-squared	0.982229	S.D. dependent var	0.284645
S.E. of regression	0.037945	Akaike info criterion	-3.449642
Sum squared resid	0.030237	Schwarz criterion	-2.987065
Log likelihood	63.46945	Hannan-Quinn criter.	-3.298854
F-statistic	185.2386	Durbin-Watson stat	2.152441
Prob(F-statistic)	0.000000		

المصدر: استنادا على البيانات الوردة في الملحق (1)Eviews13حسب مخرجات برنامج

Substituted Coefficients:

==========

LRER = 0.97LRER(-1) - 0.78LRER(-2) + 0.097LRER(-3) + 1.05LNER - 1.05LNER(-1) + 0.54LNER(-2) + 0.07LOPEN + 0.05LOPEN(-1) + 0.06LOPEN(-2) - 0.01LOILP + 0.06LCPI - 0.17LCPI(-1) - 0.07LCPI(-2) - 0.20LCPI(-3) - 0.036D2011 + 0.17…….(8)

تشير نتائج نموذج تصحيح الخطأ (ECM) إلى أن التغيرات قصيرة الأجل في سعر الصرف الحقيقي في الاقتصاد الليبي تتحدد من خلال مجموعة من العوامل المرتبطة بالتجارة الخارجية والمتغيرات الكلية، إضافة إلى تأثير آلية التعديل نحو التوازن طويل الأجل.

مجلة الريادة للبحوث والأنشطة العلمية
Al-Riyadah Journal For Researches
And Scientific Activities

ملحق العدد الثالث عشر
Received 5-4-2026 تاريخ الاستلام
Accepted 22-4-2026 تاريخ القبول
published 13-5-2026 تاريخ النشر

ويتضح من النتائج التجريبية للعلاقة في الأجل القصير الموضحة بالجدول السابق أن الإشارة السالبة لمعامل تصحيح ال خطأ ECT كانت سالبة ومعنوية وقدرت بـ 0.71- وهو ما يؤكد وجود علاقة توازنية طويلة الأجل بين متغيرات الدراسة، وعليه أن حوالي 71%من الاختلالات قصيرة الأجل في الأسعار يتم تصحيحها خلال سنة وأربعة أشهر، مما يدل على ان الاقتصاد الليبي لا يعود إلى التوازن بسرعة بل يحتاج فترة لامتصاص الصدمات.

كما تشير نتائج المدى القصير إلى وجود ديناميكية قوية في سلوك سعر الصرف الحقيقي، حيث يتأثر بشكل فوري ومعنوي بالتغيرات في سعر الصرف الاسمي، مما يعكس سرعة انتقال الأثر في الاقتصاد الليبي كما يظهر وجود قصور ذاتي واضح في المتغير التابع، بما يدل على استمرارية التقلبات في المقابل يتسم تأثير الانفتاح التجاري بالتذبذب بين الأثر الموجب والسالب، بينما يظهر تأثير التضخم بشكل متأخر، مما يعكس بطء انتقال الصدمات السعرية وتؤكد قيمة معامل تصحيح الخطأ السالبة والمعنوية على قدرة النظام على العودة إلى التوازن بسرعة، وهو ما يعكس استقرارًا ديناميكيًا نسبيًا، مع ملاحظة اثر المتغير الوهمي رغم أهميته لم يظهر تأثير إحصائي مباشر قصير الأجل لكن له اثر هيكلي طويل الاجل .

6- نتائج الاختبارات التشخيصية:

أ- اختبار الارتباط التسلسلي Breusch-Godfrey Serial Correlation LM Test

يشير اختبار الارتباط التسلسلي بين الأخطاء العشوائية، إلى أن قيمة إحصائية F بلغت 0.52 عند مستوى دلالة 0.6063 وهي أكبر من 5% مما يجعلنا نقبل فرضية العدم القائلة بأنه لا توجد مشكلة ارتباط ذاتي تسلسلي لبواقي معادلة الانحدار كما هو موضح بالجدول رقم (8).

جدول رقم (8) اختبار الارتباط التسلسلي

Breusch-Godfrey Serial Correlation LM Test:
Null hypothesis: No serial correlation at up to 2 lags

F-statistic	0.520127	Prob. F(2,13)	0.6063
Obs*R-squared	2.296814	Prob. Chi-Square(2)	0.3171

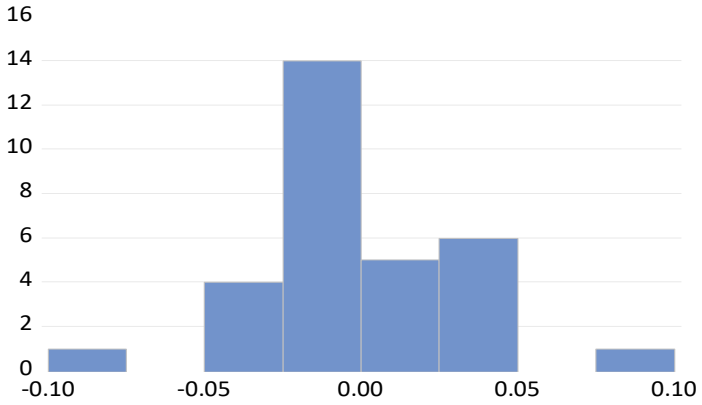
المصدر: حسب مخرجات برنامج Eviews13 استنادا على البيانات الوردة في الملحق (1)

ب اختبار التوزيع الطبيعي لبواقي معادلة الانحدار

مجلة الريادة للبحوث والأنشطة العلمية
Al-Riyadah Journal For Researches
And Scientific Activities

ملحق العدد الثالث عشر
Received 5-4-2026 تاريخ الاستلام
Accepted 22-4-2026 تاريخ القبول
published 13-5-2026 تاريخ النشر

Jargue–Beraتظهر نتائج الاختبار أنه لا يمكن رفض فرضية العدم القائلة أن بواقي معادلة الانحدار موزعة توزيعاً طبيعياً ؛ حيث بلغت قيمة x2 حدود 2.18بمستوى معنوية 0.334، وهكذا نجد أن النموذج لا يعاني من مشكلة التوزيع غير الطبيعي لبواقي معادلة الانحدار كما هو موضح بالشكل رقم (3).



Series: Residuals	
Sample 1993 2023	
Observations 31	
Mean	-6.38e-17
Median	-0.003060
Maximum	0.090331
Minimum	-0.078605
Std. Dev.	0.031747
Skewness	0.313705
Kurtosis	4.140556
Jarque-Bera	2.188742
Probability	0.334750

المصدر: حسب مخرجات برنامج Eviews13 استنادا على البيانات الوردة في الملحق (1)

الشكل رقم (3) التوزيع الطبيعي لبواقي معادلة الانحدار

ج- اختبار عدم تجانس التباين

أظهرت نتائج اختبار عدم تجانس التباين باستخدام اختباري ARCH, Breusch–Pagan–Godfrey أن القيم الاحتمالية لكلا الاختبارين كانت أكبر من مستوى المعنوية (5%)، مما يعني قبول فرضية العدم التي تنص على ثبات تباين حد الخطأ. وبالتالي، فإن نموذج ARDL المقدر لا يعاني من مشكلة عدم تجانس التباين، مما يعزز من دقة نتائج التقدير. كما هو موضح الجدولان رقم (9) و(10).

جدول رقم (9) اختبار فرضية عدم تباين حد الخطأ ARCH

Heteroskedasticity Test: ARCH

F-statistic	0.067003	Prob. F(1,28)	0.7976
Obs*R-squared	0.071617	Prob. Chi-Square(1)	0.7890

جدول رقم (10) اختبار فرضية عدم تجانس التباين Breusch-Pagan-Godfrey

Heteroskedasticity Test: Breusch-Pagan-Godfrey
Null hypothesis: Homoskedasticity

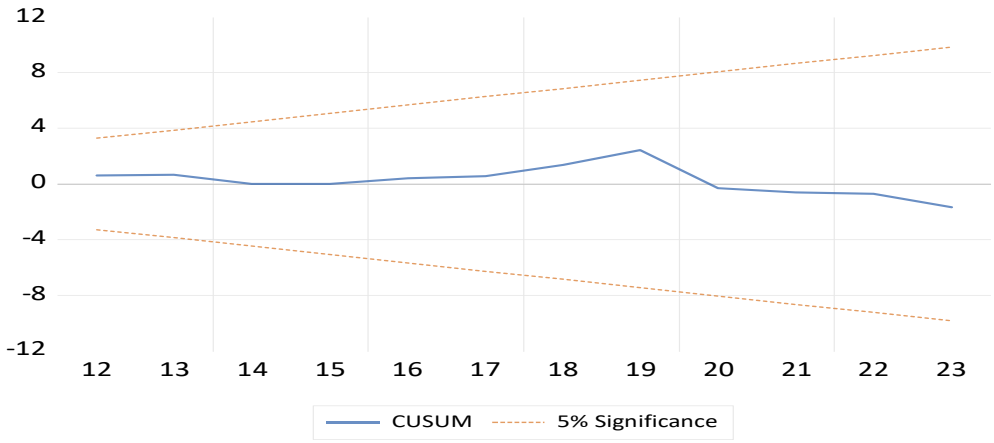
مجلة الريادة للبحوث والأنشطة العلمية
Al-Riyadah Journal For Researches And Scientific Activities
ملحق العدد الثالث عشر
Received 5-4-2026 تاريخ الاستلام
Accepted 22-4-2026 تاريخ القبول
published 13-5-2026 تاريخ النشر

F-statistic	0.998532	Prob. F(15,15)	0.5011
Obs*R-squared	15.48862	Prob. Chi-Square(15)	0.4168
Scaled explained SS	5.694405	Prob. Chi-Square(15)	0.9844

د. نتائج اختبار الاستقرار الهيكلي لنموذج ARDL المقدر:

يتحقق الاستقرار الهيكلي للمعاملات المقدرة بصيغة UECM لنموذج ARDL إذا وقع الشكل البياني لإحصائية كل من CUSUM و CUSUMSQ داخل الحدود الحرجة عند مستوى معنوية 5%، ومن ثم تكون هذه المعاملات غير مستقرة إذا انتقل الشكل البياني لإحصاء الاختبارين المذكورين خارج الجدود عند هذا المستوى.

يتضح من خلال الشكلين أن المعاملات المقدرة لنموذج ARDL المستخدم مستقر هيكليا عبر الفترة محل الدراسة مما يؤكد وجود استقرار بين متغيرات الدراسة وانسجام في النموذج بين نتائج تصحيح الخطأ في المدى القصير والطويل حيث وقع الشكل البياني لإحصاء الاختبارين المذكورين لهذا النموذج داخل الحدود الحرجة عند مستوى معنوية 5%.



المصدر: حسبت باستخدام برنامج Eviews13 استنادا على البيانات الوردة في الملحق (1)

الشكل رقم (4) المجموع التراكمي للبواقي CUSUM

د- اختبار الارتباط الذاتي (LJUNG-BOX Q)

تم اختبار وجود الارتباط الذاتي في بواقي النموذج باستخدام اختبار Ljung–Box Q، وأظهرت النتائج أن القيم الاحتمالية لجميع فترات الإبطاء كانت أكبر من مستوى المعنوية (5%)، مما يشير

مجلة الريادة للبحوث والأنشطة العلمية
Al-Riyadah Journal For Researches And Scientific Activities
ملحق العدد الثالث عشر
Received 5-4-2026 تاريخ الاستلام
Accepted 22-4-2026 تاريخ القبول
published 13-5-2026 تاريخ النشر

إلى عدم وجود ارتباط ذاتي معنوي في البواقي، وهو ما يؤكد سلامة مواصفات النموذج القياسي.

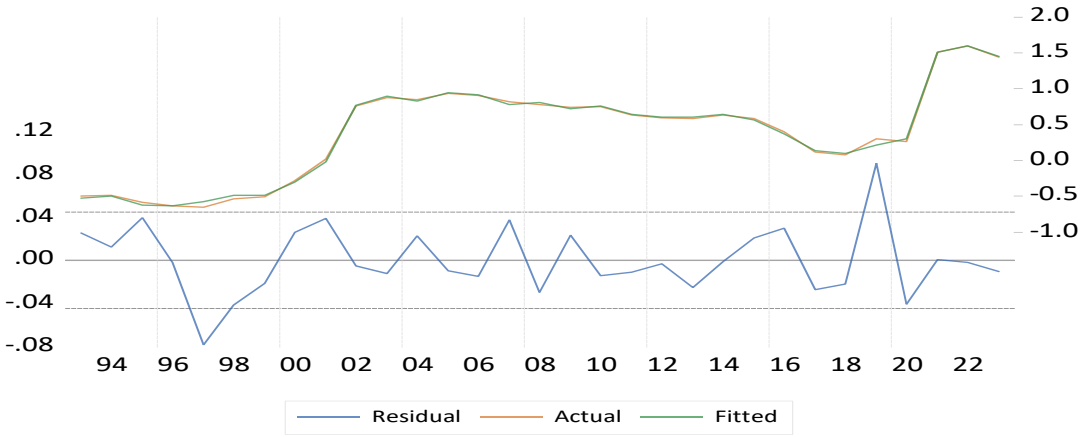
جدول رقم (11) اختبار الارتباط الذاتي (LJUNG–BOX Q)

Sample (adjusted): 1993 2023
Q-statistic probabilities adjusted for 3 dynamic regressors

Autocorrelation	Partial Correlation		AC	PAC	Q-Stat	Prob
		1	-0.089	-0.089	0.2696	0.604
		2	-0.166	-0.175	1.2409	0.538
		3	-0.056	-0.092	1.3539	0.716
		4	-0.252	-0.312	3.7669	0.438
		5	0.005	-0.111	3.7679	0.583
		6	-0.004	-0.166	3.7686	0.708
		7	0.033	-0.086	3.8148	0.801
		8	-0.002	-0.171	3.8149	0.873
		9	0.027	-0.077	3.8485	0.921
		10	-0.041	-0.175	3.9307	0.950
		11	-0.085	-0.217	4.3021	0.960
		12	0.161	-0.014	5.6900	0.931
		13	-0.128	-0.283	6.6222	0.921
		14	0.103	-0.055	7.2619	0.924
		15	0.168	0.012	9.0677	0.874
		16	-0.033	0.041	9.1420	0.907

ذ- تحليل جودة ملائمة نموذج ARDL من خلال القيم "الفعلية والمقدّرة والبواقي"

تشير نتائج الشكل البياني إلى وجود تطابق كبير بين القيم الفعلية والمقدّرة، مما يعكس جودة عالية في ملاءمة نموذج ARDL وقدرته على تفسير تحركات سعر الصرف الحقيقي في الاقتصاد الليبي، كما تُظهر البواقي سلوكًا عشوائيًا حول الصفر دون وجود نمط منتظم، مما يدل على خلو النموذج من مشاكل الارتباط الذاتي وعدم تجانس التباين بدرجة كبيرة، ومع ذلك لوحظت بعض القيم الشاذة خلال فترات معينة والتي يمكن تفسيرها بحدوث صدمات اقتصادية وهيكلية خاصة خلال فترة عدم الاستقرار بعد عام 2011..



المصدر: حسب مخرجات برنامج Eviews13 استنادا على البيانات الوردة في الملحق (1)

شكل رقم (5) مقارنة القيم الفعلية والمقدّرة وتحليل البواقي لنموذج الانحدار الذاتي للفجوات الزمنية الموزعة (ARDL)

ملحق العدد الثالث عشر
تاريخ الاستلام Received 5-4-2026
تاريخ القبول Accepted 22-4-2026
تاريخ النشر published 13-5-2026

الخاتمة:

هدفت هذه الدراسة إلى تحليل أثر سعر الصرف الاسمي على سعر الصرف الحقيقي في الاقتصاد الليبي خلال الفترة (1990–2023)، وذلك في إطار نموذج قياسي ديناميكي يعتمد على منهجية الانحدار الذاتي للفجوات الزمنية الموزعة(ARDL) ، مع إدراج مجموعة من المتغيرات الكلية المتمثلة في التضخم والانفتاح التجاري وأسعار النفط.

وقد أظهرت النتائج وجود علاقة توازنية طويلة الأجل بين المتغيرات، مما يعكس ترابطًا هيكليًا بين سعر الصرف الحقيقي ومحدداته الأساسية، كما بينت الدراسة أن حركة سعر الصرف في ليبيا تتأثر بشكل رئيسي بسعر الصرف الاسمي، إلى جانب عوامل هيكلية مرتبطة بالتجارة الخارجية ومستوى الأسعار، في حين كان تأثير أسعار النفط محدودًا بشكل مباشر.

وتعكس هذه النتائج طبيعة الاقتصاد الليبي كاقتصاد ريعي مفتوح، يعتمد بدرجة كبيرة على الواردات، ويعاني من اختلالات هيكلية تؤثر على فعالية أدوات السياسة الاقتصادية، خاصة في مجال إدارة سعر الصرف.

- النتائج

توصلت الدراسة إلى مجموعة من النتائج الأساسية يمكن تلخيصها فيما يلي:

أ- وجود علاقة توازنية طويلة الأجل بين سعر الصرف الحقيقي وكل من سعر الصرف الاسمي، التضخم، والانفتاح التجاري وأسعار النفط .

ب-وجود تأثير موجب ومعنوي إحصائيًا لسعر الصرف الاسمي على سعر الصرف الحقيقي في الأجلين القصير والطويل، مما يشير إلى أن تخفيض قيمة العملة يؤدي إلى تدهور القدرة التنافسية نتيجة انتقال الأثر التضخمي .

ت-وجود علاقة طردية بين الانفتاح التجاري وسعر الصرف الحقيقي، بما يعكس اعتماد الاقتصاد الليبي على الواردات وتأثره بالقطاع الخارجي .

ث-أظهر التضخم تأثيرًا مزدوجًا، حيث كان له أثر موجب في الأجل القصير، وسالب في الأجل الطويل، وهو ما يعكس ديناميكية التكيف السعري في الاقتصاد .

ج- عدم وجود تأثير مباشر معنوي لأسعار النفط على سعر الصرف الحقيقي، مما يشير إلى أن تأثيرها يتم عبر قنوات غير مباشرة .

ح- أظهرت نتائج نموذج تصحيح الخطأ وجود سرعة عالية في التكيف نحو التوازن، حيث يتم تصحيح نحو 71% من الاختلالات في فترة واحدة .

خ- أكدت الاختبارات التشخيصية سلامة النموذج القياسي وخلوه من المشكلات القياسية، مما يعزز من صحة النتائج .

- التوصيات

استنادًا إلى النتائج التي توصلت إليها الدراسة يمكن تقديم مجموعة من التوصيات العملية، على النحو التالي:

أ- ضرورة تبني سياسة متوازنة لإدارة سعر الصرف الاسمي، وتجنب التخفيضات الحادة غير المدروسة، نظرًا لما لها من آثار تضخمية تؤدي إلى إضعاف القدرة التنافسية للاقتصاد.

ب-تعزيز دور السياسة النقدية في السيطرة على معدلات التضخم، باعتباره أحد المحددات الرئيسية لسعر الصرف الحقيقي، وذلك من خلال الحد من التوسع النقدي غير المبرر.

ت-العمل على تقليل الاعتماد على الواردات من خلال دعم الإنتاج المحلي، وتشجيع الصادرات، بما يسهم في تحسين الميزان التجاري وتقليل الضغوط على سعر الصرف.

ث-تحسين كفاءة إدارة وتوظيف الإيرادات النفطية، وتوجيهها نحو الاستثمار في القطاعات الإنتاجية، بدلًا من الاعتماد على الإنفاق الاستهلاكي، بما يعزز الاستقرار الاقتصادي.

ج- تنويع القاعدة الاقتصادية وتقليل الاعتماد على قطاع النفط، وتعزيز كفاءة المؤسسات الاقتصادية، بما يدعم استقرار سعر الصرف الحقيقي على المدى الطويل.

ح- يوصى الباحثان بإجراء دراسات مستقبلية تتضمن متغيرات إضافية مثل عرض النقود والاحتياطيات الأجنبية، واستخدام نماذج قياسية متقدمة لتحليل العلاقات الديناميكية بشكل أكثر عمقًا.

تاريخ الاستلام Received 5-4-2026
تاريخ القبول Accepted 22-4-2026
تاريخ النشر published 13-5-2026

المراجع:

المراجع باللغة العربية:

1- أبوسنينة، م. (1997). سياسات وإدارة أسعار الصرف في ليبيا. أبوظبي: صندوق النقد العربي، معهد السياسات الاقتصادية.

2- علي، ع. م. س.، & حبيب، ع. ر. (1986). نظام النقد الدولي والتجارة الخارجية للبلاد العربية. بيروت: المؤسسة الجامعية.

3- بلعجوز، ح. (2005). إدارة المخاطر البنكية والتحكم فيها [مداخلة في الملتقى الوطني حول المنظومة المصرفية في الألفية الثالثة، جامعة جيجل، الجزائر، 6-7 يونيو 2005]. جامعة جيجل، الجزائر.

4- بوزعكوك، م. (1993). محددات سعر الصرف مع الإشارة إلى سعر صرف الدينار الليبي [بحث مقدم إلى ندوة سعر صرف الدينار الليبي، بنغازي، 30-1993/4/31]. بنغازي.

5- دحماني، م. أ. (2013). إشكالية التشغيل في الجزائر: محاولة تحليل (أطروحة دكتوراه). جامعة أبوبكر بلقايد، الجزائر.

6- الفيتوري، ع. م. (1992). ميزان المدفوعات وقيمة الدينار الليبي. بنغازي: منشورات مركز بحوث العلوم الاقتصادية.

7- الفيتوري، ع. م.، وآخرون. (1992). تنمية الصادرات الليبية. بنغازي: منشورات مركز بحوث العلوم الاقتصادية.

8- الغالبي، ع. ح. ج. (2002). سعر الصرف العوامل المؤثرة (أطروحة دكتوراه، كلية الإدارة والاقتصاد، جامعة الكوفة).

9- الطالبي، ب. (2014). نمذجة قياسية لتأثير سعر الصرف على المتغيرات الكلية للاقتصاد.

10-الطراد، إ. إ. (2001). إدارة العملات الأجنبية. إربد، الأردن: مطبعة الروزانا.

11- فاطمة، ر. (2011). تحرير حركة رؤوس الأموال على جذب الاستثمار الأجنبي المباشر: حالة الجزائر 2000-2010. كلية العلوم الاقتصادية والتجارية، الجزائر.

12- قدي، ع. م. (2003). المدخل إلى السياسات الاقتصادية الكلية: دراسة تحليلية تقييمية. الجزائر: ديوان المطبوعات الجامعية.

13- قانة، الط. (1990). اقتصاديات صرف النقود والعملات (ط. 2). الجزائر: دار الخلدونية.

14- زكي، ر. (1987). التاريخ النقدي للتخلف. سلسلة عالم المعرفة، العدد 118، الكويت.

15- نبيل هني، & زهير غراية. (2012). اختبار نموذج السير العشوائي لحركة أسعار الأسهم. جامعة محمد خيضر بسكرة – كلية العلوم الاقتصادية والتجارية، العدد 11.

16- زيرمي، ن. (2015-2016). أثر التحرير التجاري على النمو الاقتصادي في الجزائر (مذكرة دكتوراه). جامعة تلمسان، الجزائر.

ملحق العدد الثالث عشر
Received 5-4-2026 تاريخ الاستلام
Accepted 22-4-2026 تاريخ القبول
published 13-5-2026 تاريخ النشر

17- عطوان، م. (1993). الأسواق النقدية والمالية والبورصات ومشكلاتها في عالم النقد والمال (الجزء الثاني). الجزائر: ديوان المطبوعات الجامعية.

18- جمعية الاقتصاديين الليبيين. (1993). سعر صرف الدينار الليبي [وقائع ندوة، بنغازي، 30-1993/4/31]. بنغازي.

19- الهيئة القومية للبحث العلمي. (2002). الاقتصاد الليبي. بنغازي: منشورات مركز بحوث العلوم الاقتصادية.

20- مصرف ليبيا المركزي. (تاريخ متنوع). نشرات وتقارير اقتصادية، إعداد مختلف.

المراجع بالغة الانجليزية

1- Alhdiy, F. M., Johari, F., Daud, S. N. M., & Rahman, A. A. 2015. Short and Long 72 Term Relationship between Economic Growth and Unemployment in Egypt: An Empirical Analysis. Mediterranean Journal of Social Sciences, 6(4), 454.

2- Hussain, T., Siddiqi, M. W., & Iqbal, A (2010) "A Coherent Relationship between Economic Growth and Unemployment: An Empirical Evidence from Pakistan" International Journal of Human and Social Sciences 5:5 2010.

3- Esra Kabaklarli, et.al (2011)" Economic Determinants of Turkish youth Unemployment Problem: Co integration Analysis" International Conference on Applied Economics – ICOAE 2011.

4- Michael Burda, Charles Wyplosz , Macroéconomie, Une Perspective Européenne , ,Traduction De La 3éme Édition Anglaise Par Jean Haourd,de Boeck p60

5- Young, W., & Darity, W. A. (2004). is-lm-bp: an inquest. History of Political Economy, 36(5), 127-164.

6- Imad A. Moosa & Razzaque H. Bhatti, 2006. "The Effect of the Nominal Exchange Rate Regime on Real Exchange Rate Variability," Economia Internazionale / International Economics, Chamber of Commerce, Industry, Crafts and Agriculture of Genoa, vol. 59(3), pages 355–381.

7- Current Account Imbalances, Real Exchange Rates, and Nominal Exchange Rate Variability, Adnan Velic, Content available from Open Economies Review,June 2022

8-NOMINAL AND REAL EXCHANGE RATE CO-MOVEMENTS,Amalia Morales-Zumaquero, Journal of Applied Economics. Vol XVII, No. 2 (November 2014), 283-300

9-https://data.albankaldawli.org/country/libya