

أثر سعر الصرف الموازي على التضخم والنمو الاقتصادي في ليبيا

دراسة قياسية باستخدام السلسل الزمنية (1990-2024)

أ. فيصل عبدالرحمن كحلول

f.kahloul@zu.edu.ly

أ. أمال صالح كريد

a.kireed@zu.edu.ly

أ. عزالدين سعيد المشيري

e.almishayri@zu.edu.ly

كلية الاقتصاد العجيلات/ جامعة الزاوية - ليبيا

الملخص:

تهدف هذه الدراسة إلى تحليل وقياس سعر الصرف في السوق الموازي على متغيرين كليين هما: معدل التضخم ومعدل النمو الاقتصادي في ليبيا خلال الفترة (1990-2024). اعتمدت الدراسة على المنهج التحليلي والأسلوب القياسي باستخدام مقاربة ARDL لاختبار الحدود لتقدير العلاقة قصيرة وطويلة الأجل بين المتغيرات، وفحص علاقة التكامل المشترك. توصلت النتائج إلى وجود علاقة توازنية طويلة الأجل بين متغيرات الدراسة، وبيّنت النتائج وجود أثر إيجابي لسعر الصرف الموازي على التضخم في الأجلين الطويل والقصير، مما يؤكد فرضية "انتقال أثر سعر الصرف إلى مستويات الأسعار"، كما أظهرت النتائج وجود أثراً سالباً لسعر الصرف الموازي على النمو الاقتصادي نتيجة زيادة تكاليف الاستيراد وحالة عدم اليقين، ولكن هذا الأثر يكون واضحاً في الأجل القصير فقط. وتوصي الدراسة بضرورة توحيد سعر الصرف وإصلاح السياسة النقدية لتقليل التشوهات الهيكلية.

الكلمات المفتاحية : سعر الصرف الموازي، التضخم، النمو الاقتصادي، نموذج ARDL .

The Impact of the Parallel Exchange Rate on Inflation and Economic Growth in Libya An Econometric Study Using Time Series (1990-2024)

Ezzeldin Al-Mishayri,

Amal Kreed,

Faisal Kahloul

e.almishayri@zu.edu.ly a.kireed@zu.edu.ly f.kahloul@zu.edu.ly

Faculty of Economics, Ajilat / University of Zawia - Libya

Abstract:

This study aims to analyze and measure the parallel market exchange rate in relation to two macroeconomic variables: the inflation rate and the economic growth rate in Libya during the period 1990–2024. The study employs an analytical and econometric approach, utilizing the ARDL boundary testing model to estimate the short- and long-term relationships between the variables and to examine cointegration. The results indicate a long-term equilibrium relationship between the study variables. The findings also demonstrate a positive impact of the parallel exchange rate on inflation in both the short and long run, confirming the hypothesis of "exchange rate transmission" to price levels. Furthermore, the results reveal a negative impact of the parallel exchange rate on economic growth due to increased import costs and uncertainty, although this impact is only evident in the short run. The study recommends unifying the exchange rate and reforming monetary policy to reduce structural distortions.

Keywords: Parallel exchange rate, inflation, economic growth, ARDL model.

مقدمة الدراسة:

يُعد سعر الصرف من أهم المتغيرات الاقتصادية الكلية في الاقتصادات النامية، لاسيما الاقتصادات الريعية مثل الاقتصاد الليبي الذي يعتمد بشكل شبه كلي على تصدير النفط

لتوفير العملة الصعبة وتغطية الاحتياجات الاستيرادية. تعاني ليبيا منذ عقود، وتحديداً بعد عام 2011، من اختلالات هيكلية أدت إلى ظهور سوق موازٍ للعملة الأجنبية اتسعت فيه الفجوة مع السعر الرسمي بشكل غير مسبوق.

تكمن أهمية هذه الدراسة في تسلیط الضوء على كيفية تأثير هذا "السعر الموازي" على المستوى العام للأسعار (التضخم) وعلى قدرة الاقتصاد الوطني على النمو (الناتج المحلي الإجمالي). إن التقلبات الحادة في السوق الموازي لا تؤثر فقط على القوة الشرائية للمواطن، بل تمتد لتعطيل المسار التنموي وتعيق حالة الركود التضخمي.

أولاً: مشكلة الدراسة:

تتمثل المشكلة البحثية في وجود نظام سعر صرف مزدوج في ليبيا، حيث تسبب الاختلاف الكبير بين السعر الرسمي والسعر الموازي في حدوث تشوّهات اقتصادية. ويمكن صياغة تفاصيل الدراسة كما يلي:

1. ما مدى تأثير سعر الصرف في السوق الموازي على معدلات التضخم في ليبيا؟
2. هل يؤدي ارتفاع سعر الصرف الموازي إلى إعاقة النمو الاقتصادي الحقيقي؟
3. هل توجد علاقة توازنية طويلة الأجل بين هذه المتغيرات خلال الفترة 1990-2024؟

ثانياً: أهداف الدراسة:

تتحمّل الدراسة حول القياس الكمي لأثر الفجوة السعرية بين الصرف الرسمي والموازي على التضخم والنمو الاقتصادي بليبيا (1990-2024)، مع اختبار مدى نفاذ تقلبات العملة للأسعار المحلية وتداعياتها على النشاط الحقيقي في ظل حالة عدم اليقين. كما تسعى لاستقراء علاقات التكامل المشترك طويلة الأجل عبر منهجية ARDL، لتقديم مسوغات علمية تدعم قرارات توحيد سعر الصرف وإصلاح السياسة النقدية لمعالجة الاختلالات الهيكلية.

ثالثاً: فرضيات الدراسة:

بناءً على النظرية الاقتصادية والدراسات السابقة، تصبح الدراسة الفرضيات التالية:

- **الفرضية الأولى :** يوجد أثر طردي ذو دلالة إحصائية لسعر الصرف الموازي على معدل التضخم في ليبيا (علاقة موجبة).
- **الفرضية الثانية :** يوجد أثر عكسي ذو دلالة إحصائية لسعر الصرف الموازي على معدل نمو الناتج المحلي الإجمالي (علاقة سالبة).
- **الفرضية الثالثة:** توجد علاقة توازنية طويلة الأجل (Long-run relationship) بين سعر الصرف الموازي والمتغيرات الاقتصادية الكلية محل الدراسة.

الإطار النظري والدراسات السابقة:

سعر الصرف والتضخم: تشير النظرية الاقتصادية إلى أن انخفاض قيمة العملة المحلية في السوق الموازي يؤدي مباشرةً إلى ارتفاع أسعار السلع المستوردة، وهو ما يُعرف بـ "انتقال أثر سعر الصرف". في اقتصاد مثل ليبيا، حيث تُسْتَورد أغلب السلع الاستهلاكية والرأسمالية، يصبح السعر الموازي هو المحرك الأساسي لتكلفة المعيشة.

سعر الصرف والنمو الاقتصادي: يؤدي عدم استقرار سعر الصرف الموازي إلى زيادة حالة عدم اليقين، مما ينفر الاستثمارات المحلية والأجنبية. كما أن الفجوة السعرية تخلق فرصاً للتربح بدلًاً من الاستثمار الإنتاجي، مما يعطل نمو القطاعات الانتاجية غير النفطية.

الدراسات السابقة:

دراسة (الطويل، 2025) بعنوان: تحليل أثر سعر الصرف الموازي على التضخم في ليبيا (2000-2022)، مع التركيز على كيفية تأثير "الاقتصاد الموازي" على الحياة اليومية. هدفت الدراسة إلى تحليل أثر سعر الصرف الموازي على التضخم في ليبيا (2000-2022)، مع التركيز على كيفية تأثير "الاقتصاد الموازي" على الحياة اليومية. النموذج المستخدم، نموذج الانحدار الذاتي لفترات الإبطاء الموزعة (ARDL) واختبار تصحيح الخطأ غير المقيد (UECM) . وتوصلت إلى عدة نتائج حيث وجدت الدراسة علاقة موجبة

ومعنى قوية بين سعر الصرف الموازي والتضخم، وأشارت البيانات إلى أن زيادة الإيرادات النفطية بنسبة 1% تؤدي لزيادة عرض النقد بنسبة 11.5%， مما يؤكد الطبيعة الريعية للتضخم في ليبيا.

دراسة (خلدون عبد الصمد 2025) بعنوان: أثر تقلبات سعر الصرف على القوة الشرائية. حيث هدفت إلى دراسة قياس سرعة وحجم انتقال أثر سعر الصرف (ERPT) إلى التضخم. وقد استخدمت نموذج ARDL. وخلصت إلى نتائج أهمها: بأن معامل انتقال الأثر بلغ 0.98 (شبه كامل)، حيث ينتمي 85% من أثر الصرف للأسعار خلال شهرين فقط. أدى ذلك لانهيار القوة الشرائية لمداخيل الليمة بنسبة 7.4%.

دراسة (Yunusa et al., 2025) بعنوان: تحليل العلاقة بين سعر الصرف (ال الرسمي والموازي) والتضخم في نيجيريا (1981-2023). هدفت الدراسة إلى تحليل العلاقة بين سعر الصرف (ال رسمي والموازي) والتضخم في نيجيريا (1981-2023) وتم استخدام نموذج اختبار (ADF) للجزر، ونموذج (ARDL) واختبار سببية جرانجر (Granger Causality). وقد توصلت إلى نتائج أهمها: عدم وجود علاقة طويلة الأجل بين التضخم وسعر الصرف "ال رسمي" ، بينما لم يكن لسعر صرف "السوق السوداء" أثر معنوي في الأجل القصير. وأوصت الدراسة بضرورة تعديل سياسات استقرار الصرف لتقليل الاستيراد.

دراسة (يسبع ودراجي، 2024) بعنوان: سعر الصرف ونظرية تعادل القوة الشرائية (PPP) في الجزائر. هدفت هذه الدراسة إلى اختبار مدى انطباق نظرية تعادل القوة الشرائية في الاقتصاد الجزائري مقابل الأورو، وقد تم استخدام نموذج الانحدار الذاتي لفجوات الإبطاء الموزعة (ARDL). توصلت الدراسة إلى وجود علاقة طردية طويلة الأجل بين نسبة أسعار المستهلك المحلي/الأجنبية وسعر الصرف، مما يؤكد انطباق نظرية (PPP) في الجزائر على المدى الطويل، رغم وجود انحرافات في الأجل القصير.

دراسة (الأعظمي، 2024) بعنوان: تقييم فعالية السياسة النقدية من خلال معرفة أثر نمو عرض النقد بمفهومه الضيق (M1) على التضخم والنمو في العراق (1997-2023)،

هدفت الدراسة الى تقييم فعالية السياسة النقدية من خلال معرفة أثر نمو عرض النقد بمفهومه الضيق (M1) على التضخم والنموا في العراق.(1997-2023) . ولتحقيق ذلك اعتمدت الدراسة نموذج ناقل الانحدار الذاتي (VAR) مع اختبارات التكامل المشترك لـ (Johansen) واختبارات السببية. وقد توصلت الى انه لم تظهر النتائج علاقة طويلة الأمد (تكامل مشترك) بين المتغيرات، لكنها أثبتت وجود علاقة سببية أحادية الاتجاه من عرض النقد نحو التضخم، ومن عرض النقد نحو الناتج المحلي. وأكدت الدراسة قوة عرض النقد كمتغير مفسر لنقبارات التضخم والنموا في العراق.

دراسة (إبراهيم وآخرون، 2024) بعنوان: قياس العلاقة الطردية بين تغيرات سعر الصرف الموازي ومعدل التضخم في العراق للفترة (2004-2020) . حيث هدفت الدراسة إلى قياس العلاقة الطردية بين تغيرات سعر الصرف الموازي ومعدل التضخم في العراق للفترة (2004-2020) وقد تم استخدام نموذج الانحدار الذاتي لفترات الإبطاء الموزعة (ARDL) وتوصلت الدراسة إلى أن التغيرات في سعر الصرف الموازي يمارس تأثيراً طردياً ولكنها "ضعيف" على التضخم في العراق خلال فترة الدراسة، وعزت ذلك إلى الاستقرار النسبي في سعر الصرف في تلك الفترة، مؤكدة أن ارتباط الاقتصاد العراقي بالدولار يجعل أي تقلب في الصرف ينعكس مباشرة على أسعار السلع.

دراسة (بيري كوناه 2023) - نيجيريا (التماثل وعدم التمايز) هدفت إلى معرفة هل استجابة الأسعار لسعر الصرف (الرسمي والموازي) متماثلة أم لا. ولنموذج المستخدم نموذج ARDL غير الخططي (NARDL) . توصلت إلى نتائج أهتمها: أن الأسعار تستجيب للسعر الموازي أكثر من الرسمي توجد استجابة "غير متماثلة" حيث تتأثر الأسعار بالانخفاض في قيمة العملة أكثر من تأثيرها بالارتفاع.

دراسة (مالك قارة، 2022) بعنوان: سوق الصرف الموازي في الجزائر وإجراءات مكافحتها (مدينة قسنطينة). هدفت الدراسة إلى التعرف على أسباب نمو سوق الصرف الموازي في الجزائر وقياس مستوى رضا الباعة فيه، وقد استخدم المنهج الوصفي التحليلي مع أداة الاستبيان (دراسة ميدانية لـ 30 بائع عملة). وتوصلت إلى أن القيود البنكية (سقوف الصرف)

هي الدافع الرئيسي للمتعاملين للجوء للسوق الموازية، عدم صرامة القوانين ساعد على تنامي الظاهرة، أبدى الباعة استعداداً للانتقال للنشاط الرسمي في حال توفر مكاتب صرف قانونية وحوافز.

دراسة (محمد عثمان، 2022) بعنوان : هل يؤثر سعر الصرف والتضخم على الاقتصاد النيجيري، وقد هدفت الدراسة إلى قياس تأثير تقلبات سعر الصرف والتضخم على النمو الاقتصادي (RGDP) وتم استخدام نموذج متوجه الانحدار الذاتي (VAR) ، ودالة الاستجابة (Impulse Response) وخلصت الدراسة إلى أن سعر الصرف والتضخم للبنية. وأسعار الفائدة لها تأثير إيجابي على تباين الناتج المحلي في المدى الطويل (تفسر مجتمعة 81.17% من التباين)، توصي الدراسة بضبط الطلب الكلي لقليل الضغوط التضخمية.

دراسة اقتصاد فيتنام (Hoang et al., 2020) بعنوان: أثر سعر الصرف على التضخم والنمو الاقتصادي في فيتنام للفترة (2005-2018) ، وهدفت هذه الدراسة الى تقييم أثر سعر الصرف على التضخم والنمو الاقتصادي في فيتنام للفترة (2005-2018) . وتم استخدام نموذج الانحدار الذاتي (VAR) ب 6 متغيرات داخلية (سعر الصرف الحقيقي، عرض النقد M2 ، الصادرات، الواردات، الناتج المحلي الإجمالي، مؤشر أسعار المستهلك) ومتغيرين خارجيين (الأسعار العالمية، سعر فائدة الفيدرالي) . وتوصلت الدراسة أن أثر سعر الصرف على التضخم فوري وقوي في الربع الأول، بينما أثره على النمو (GDP) غير حاسم ومتذبذب. كما بينت أن قناة سعر الصرف وقناة الائتمان هما الأكثر تأثيراً في نقل أثر السياسة النقدية في فيتنام.

دراسة (غفران حسني وحمدية الإيدامي، 2020) بعنوان: تأثير سعر صرف الدينار العراقي على التضخم والنمو الاقتصادي. حيث هدفت الدراسة إلى قياس دور سياسة نافذة بيع العملة في استقرار الأسعار والنمو. وقد استخدمت نموذج التكامل المشترك ومنهجية ARDL وسببية "جرانجر". وتوصلت إلى أهم النتائج وهي نجاح البنك المركزي في استهداف التضخم عبر استقرار سعر الصرف. وجود "انفصام" بين تغيرات سعر الصرف

والناتج الحقيقي غير النفطي، مما يستوجب عدم خفض قيمة العملة في ظل ضعف الإنتاج المحلي.

دراسة (أوزكان كاراهان، 2020) بعنوان: تأثير سعر الصرف على النمو الاقتصادي في تركيا. تناولت الدراسة اختبار العلاقة بين سعر الصرف والنمو في ظل نظام الاستهداف التضخمي. وقد تم استخدام نموذج اختبار يوهانسن لتكامل المشترك وسببية جرanger. وتوصلت الدراسة إلى نتائج أهمها: وجود علاقة سلبية "سلبية" من سعر الصرف إلى النمو، مما يدعم وجهة النظر الهيكيلية بأن انخفاض قيمة العملة يزيد تكاليف الإنتاج (المستوردة) ويعيق النمو في تركيا.

دراسة (مريم بلهاشم ونورية غازي، 2018) بعنوان: أثر علاوة سوق الصرف الموازي على المتغيرات الكلية. وهدفت الدراسة إلى قياس أثر "الفجوة" بين السعر الرسمي والموازي على التضخم والنمو وال الصادرات. وقد استخدمت الدراسة نموذج ARDL. وكان من أهم النتائج علاوة الصرف الموازي تؤثر سلباً (تنيد) التضخم وتعيق الصادرات، لكن المفارقة أنها أظهرت تأثيراً إيجابياً على النمو الاقتصادي في الحالة الجزائرية (مخالفة للنظرية الاقتصادية أحياناً).

(دراسة سيرهان وفوزي، 2013/2019) تناولت الدراسة محددات التضخم وأثر صدمات النفط وسعر الصرف على النمو. واستخدمت الدراسة نموذج متوجه تصحيح الخطأ (VECM) وخلصت إلى أن الإنفاق الحكومي والكتلة النقدية هما المحرkan الرئيسيان للتضخم. صدمات أسعار النفط لها تأثير مباشر على النمو، بينما يؤدي خفض قيمة العملة إلى نتائج سلبية بسبب الاعتماد المفرط على الاستيراد (الاقتصاد الريعي).

(دراسة فاطمة قسول 2017) بعنوان: تطور نظرية تحديد سعر الصرف الحقيقي (مدى طويل، متوسط، قصير). حيث هدفت هذه الدراسة إلى مراجعة الأدبيات والنظريات المفسرة لسعر الصرف عبر الأفاق الزمنية المختلفة. وقد استخدام هذه الدراسة نموذج المنهج النظري التحليلي (نظريات تعادل القوة الشرائية، ميزان المدفوعات، تعادل الفائدة). وتوصلت إلى أن

سعر الصرف يتحدد في الأجل الطويل عبر (PPP) ، بينما في الأجلين القصير والمتوسط يتحدد عبر حركة رؤوس الأموال وتعادل أسعار الفائدة ونموذج توازن المحفظة.

يتضح من المسح أعلاه أن الدراسات الحديثة تميل لاستخدام نماذج ARDL - VECM لمعالجة السلسل الزمنية، مع إجماع على أن استقرار سعر الصرف هو المفتاح للسيطرة على التضخم، خاصة في الاقتصادات النامية والريعية، وأن تجاهل "السوق الموازي" يؤدي إلى تقديرات مضللة لواقع الاقتصادي. من خلال استعراض العديد من الدراسات السابقة التي أوردها الباحث، يمكننا تحليل التأثير العلمي والمقارنة للورقة مع الدراسات والآدبيات السابقة كما يلي:

1- من حيث المنهجية تتشابه الدراسة وتتفق مع دراسات (الطويل 2025، ويسع ودراجي 2024) في استخدام نموذج ARDL نظراً لمرورته في التعامل مع السلسل التي تتكامل عند درجات مختلفة (0) و (1) ومن حيث الاختلاف فإنها تختلف عن دراسة (هوانغ 2020) ودراسة (محمد عثمان 2022) اللتين استخدمنا نموذج VAR أو VECM، والسبب هنا أن ARDL يتتفق في العينات الصغيرة والمتوسطة ويوفر دقة أكبر في تقدير المعلمات في الأجلين الطويل والقصير معاً.

2- من حيث النتائج (أثر سعر الصرف):

- التشابه : تتفق كافة الدراسات (العراق، نيجيريا، ليبيا) على أن انخفاض قيمة العملة في السوق الموازي يؤدي حتماً للتضخم.
- الاختلاف الجوهرى : أظهرت الدراسة أن الاقتصاد الليبي أكثر حساسية لسعر الصرف من الاقتصاد العراقي (دراسة إبراهيم 2024 وصفته بالضعف هناك)، والسبب هو ضعف القاعدة الإنتاجية في ليبيا مقارنة بالعراق، يجعل الاعتماد على الاستيراد مطلقاً.

3- من حيث العلاقة مع النمو:

- الاختلاف : دراسة (بلهاش وغازي 2018) على الجزائر أظهرت مفارقة (أثر إيجابي أحياناً)، بينما دراسة ليبيا الحالية أكدت الأثر السلبي، مما يعكس أن "علاوة الصرف

الموازي" في ليبيا تعمل ك"ضريبة استهلاك" تعيق النمو ولا تحفز الصادرات (لعدم وجود صادرات غير نفطية أصلًا).

المنهجية والنموذج القياسي: تعتمد الدراسة على بيانات السلسل الزمنية السنوية للفترة (1990-2024). تم الحصول على البيانات من تقارير مصرف ليبيا المركزي، وديوان المحاسبة، وقاعدة بيانات البنك الدول.

متغيرات النموذج:

المتغيرات التابعة:

1. معدل التضخم: (CPI) مقاساً بالرقم القياسي لأسعار المستهلك سنة الأساس 2008

2. معدل نمو الناتج المحلي الإجمالي: (RGDP) مقاساً بالأسعار الثابتة

المتغير المستقل الرئيسي: سعر الصرف الموازي: (EX_PAR) سعر الدينار الليبي مقابل الدولار الأمريكي في السوق الموازي.

المتغيرات المفسرة (الضابطة): ستعتمد الدراسة على بيانات سنوية (أو ربع سنوية في حال توفرها) تعطي الفترة الزمنية (1990-2024)

المتغيرات الرقابية (التحكم): سيتم إدخال عدد من المتغيرات الرقابية للسيطرة على العوامل الأخرى التي قد تؤثر على التضخم والنمو الاقتصادي، مثل:

▪ المعروض النقدي: (M2) كمقياس للسياسة النقدية.

▪ الإنفاق الحكومي: (GOVEXP) كمقياس للسياسة المالية.

▪ أسعار النفط العالمية: (OILP) نظرًا لاعتماد الاقتصاد الليبي الكبير على النفط. تماشياً مع اهداف الدراسة سيتم الاعتماد على نموذجين بحيث يكون التضخم هو المتغير التابع في النموذج الأول، بينما الناتج المحلي الإجمالي الحقيقي هو المتغير التابع في النموذج الثاني، ويمكن توضيح العلاقة بين متغيرات الدراسة كما يلي: -

النموذج الأول: $cpi = f(expar, govexp, m2, oilp)$

النموذج الثاني: $rgdp = f(expar, govexp, m2, oilp)$

تم النشر في : 2026/01/04

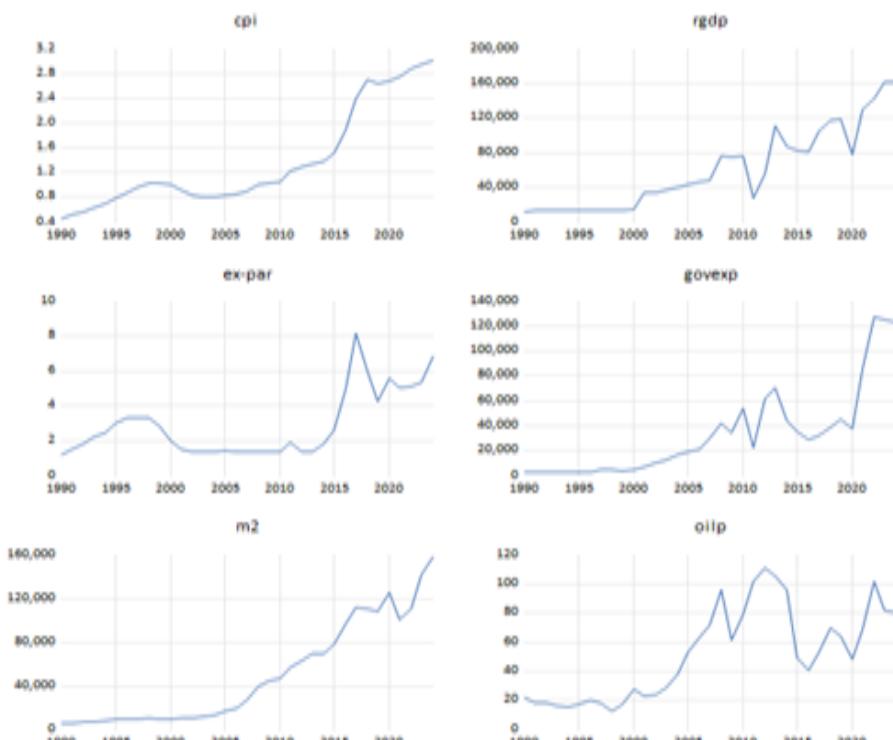
تم القبول في: 2026/01/03

تم الاستلام في : 2026/01/17

www.doi.org/10.62341/HCSJ

تحليل خصائص السلسل الزمنية :

أولاً: **الشكل البياني** : الشكل البياني لسلسل متغيرات الدراسة يعطي للباحث فكرة مبدئية عن سلوك واتجاه المتغير عبر الزمن، كما من خلال الشكل البياني يمكن معرفة نوع السلسلة الزمنية ومدى احتواها على الثابت وعلى الزمن.



الشكل رقم (1) الشكل البياني لسلسل الدراسة

من الشكل رقم(1) نلاحظ أن جميع متغيرات الدراسة بظاهر فيها تأثير الزمن، فهي تبدو متزايدة مع الزمن، ومن تم فمن المتوقع أن تكون غير مستقرة في المستوى، وتستقر بعد استبعاد تأثير الزمن بأخذ الفرق الأول. ونتائج اختبار الاستقرارية في الجدول رقم (1) التالي توضح تحليل الاستقرارية .

جدول رقم (1) نتائج اختبار الاستقرارية لدicky فولر

At First Difference		At Level		المتغير
Prob	t-Statistic	Prob	t-Statistic	
0.0000	-6.653239	1.0000	4.299215	rgdp
0.0013	-4.473699	0.9999	2.400691	
0.0003	-5.689653	0.0483	-3.569197	
0.0059	-2.844840	0.9916	2.183607	cpi
0.0096	-3.671932	0.9918	0.766974	
0.0184	-4.012539	0.9466	-0.876549	
0.0000	-4.555824	0.7845	0.365361	pexch
0.0004	-4.889853	0.7813	-0.883445	
0.0020	-4.933571	0.7846	-1.568023	
0.0002	-4.009163	0.9996	3.400651	M2
0.0004	-4.892773	0.9995	1.737081	
0.0011	-5.158061	0.9124	-1.110329	
0.0000	-5.723115	0.8808	0.800098	g
0.0000	-5.952392	0.9382	-0.128646	
0.0001	-6.126870	0.4825	-2.175604	
0.0000	-5.373107	0.5983	-0.223603	
0.0001	-5.358556	0.5321	-1.478752	
0.0008	-5.271627	0.4534	-2.240224	

من نتائج اختبار الاستقرارية وجدنا أن جميع متغيرات الدراسة غير مستقرة عند المستوى، ولكنها أصبحت مستقرة بعد أحد الفرق الأول عند جميع صيغ الاختبار، وبما أن هدف الدراسة هو تحليل أثر سعر الصرف الموازي على النمو والتضخم، وبيان ما إذا كانت هناك علاقة توازنية طويلة الأجل بين سعر الصرف الموازي والمتغيرات التابعة، فإن مقاربة ARDL مناسبة لاختبار فرضيات النموذج وتحقيق أهدافه، خاصة أن سلاسل الزمنية لمتغيرات الدراسة مستقرة في الفرق الأول مما يحقق شرط النموذج ولا يخالفه.

نموذج ARDL

تختص مقاربة ARDL التي جاء بها (Pesaran 2001) بتوسيع العلاقة التوازنية في الأجل الطويل بالإضافة إلى العلاقة قصيرة الأجل من خلال نموذج تصحيح الخطأ، كما أن اختبار الحدود (bound test) والهدف منه هو اختبار وجود علاقة توازنية طويلة الأجل بعض النظر عن ما إذا كانت المتغيرات مستقرة من الفرق الأول أو عند المستوى، وهذا النموذج يوضح العلاقة في الأجل الطويل والعلاقة في الأجل القصير كما هو مبين في المعادلة رقم (1) التالية التي توضح الشكل العام للنموذج:

$$\Delta y_t = \alpha_0 + \alpha_1 t + b_0 y_{t-1} + \sum_{j=1}^k b_j x_{j,t-1} + \sum_{i=1}^{p-1} c_{0,i} \Delta y_{t-i} + \sum_{i=1}^k \sum_{i,j=1}^{q_j-1} c_{j,i,j} \Delta x_{j,t-i,j} + \sum_{i=1}^k d_j \Delta x_{j,t} + \epsilon_t \quad (1)$$

$$EC_t = y_t - \sum_{j=1}^k \frac{b_j}{b_0} x_{j,t} - \frac{\alpha_0}{b_0} - \frac{\alpha_1}{b_0} \quad (2)$$

$$H_0: b_0 = b_j = 0$$

المعادلة رقم (1) تعبّر عن الصيغة العامة للنموذج وتكون من جزئين، الجزء الأول خاص بعلاقة التكامل المشتركة في الامد الطويل والجزء الثاني خاص بعلاقة التكامل المشتركة في الامد القصير، والمعادلة رقم (2) تعبّر عن الانحرافات عن التوازن طويل الأمد، ومعاملاتها هي معاملات العلاقة طويلة الأجل.

تقدير النموذج الأول: أثر سعر الصرف الموازي على التضخم :

عند تقدير نموذج ARDL تم الاعتماد على الصيغة الثانية للنموذج والتي تحتوي على إزاحة مقيدة، وبما أن متغيرات الدراسة سنوية تم تحديد الحد الأعلى للتأخر الزمني عند 3 فترات (سنوات) إبطاء، فكانت نتائج التقدير كما هي موضحة في الجدول التالي.

جدول رقم (2) نتائج تقدير نموذج ARDL

Dependent Variable: CPI
Method: ARDL
Date: 01/02/26 Time: 19:46
Sample: 1993 2024
Included observations: 32
Dependent lags: 3 (Automatic)
Automatic-lag linear regressors (3 max. lags): EXPAR M2 GOVEXP OILP
Deterministics: Restricted constant and no trend (Case 2)
Model selection method: Akaike info criterion (AIC)
Number of models evaluated: 768
Selected model: ARDL(3,1,3,3,2)

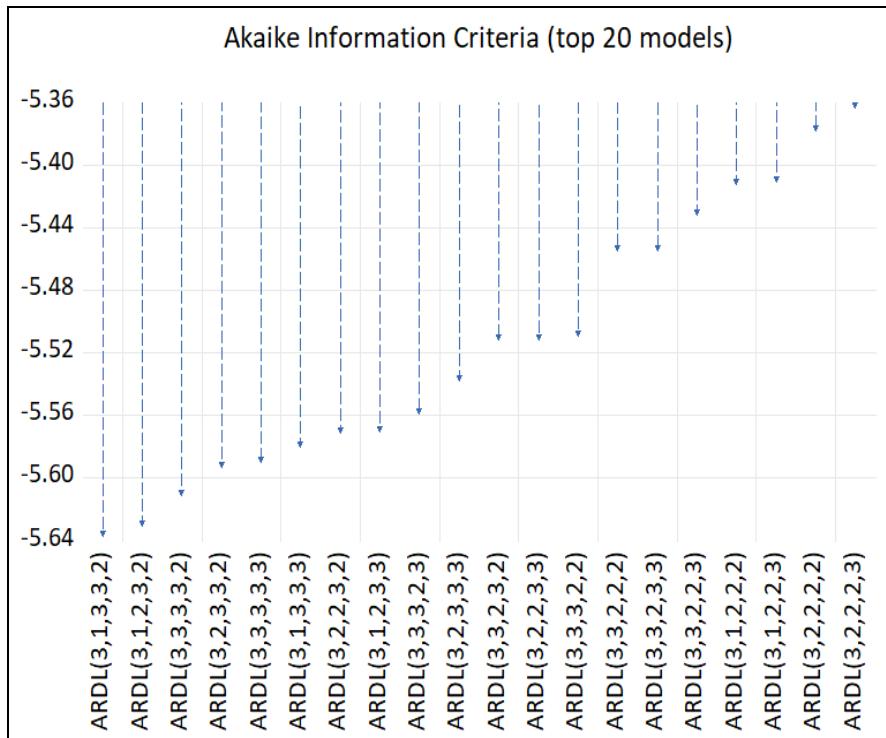
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.*
CPI(-1)	0.872802	0.086529	10.08684	0.0000
CPI(-2)	-0.771069	0.081853	-9.420187	0.0000
CPI(-3)	0.567124	0.048432	11.70958	0.0000
EXPAR	0.034563	0.005472	6.315836	0.0000
EXPAR(-1)	0.062893	0.008206	7.663863	0.0000
M2	5.52E-06	6.54E-07	8.439459	0.0000
M2(-1)	-3.70E-06	5.63E-07	-6.583580	0.0000
M2(-2)	2.31E-06	5.53E-07	4.172482	0.0008
M2(-3)	5.70E-07	5.51E-07	1.034220	0.3174
GOVEXP	-1.29E-06	2.51E-07	-5.154503	0.0001
GOVEXP(-1)	7.99E-08	2.53E-07	0.316197	0.7562
GOVEXP(-2)	-1.94E-06	2.68E-07	-7.236416	0.0000
GOVEXP(-3)	8.14E-07	3.26E-07	2.497855	0.0246
OILP	0.001124	0.000219	5.145227	0.0001
OILP(-1)	-0.000459	0.000304	-1.509457	0.1520
OILP(-2)	0.001290	0.000313	4.125171	0.0009
C	0.012693	0.029266	0.433704	0.6707
R-squared	0.999884	Mean dependent var	1.459643	
Adjusted R-squared	0.999761	S.D. dependent var	0.803371	
S.E. of regression	0.012414	Akaike info criterion	-5.635230	
Sum squared resid	0.002311	Schwarz criterion	-4.856558	
Log likelihood	107.1637	Hannan-Quinn criter.	-5.377123	
F-statistic	8113.852	Durbin-Watson stat	1.617773	
Prob(F-statistic)	0.000000			

في البرمجيات الحديثة مثل EViews يتم اختبار فترات الابطاء المثلي الياً وفق معاير احصائية مختلفة مثل معيار معلومات Akaike و Schwarz، وذلك عن طريق اختيار النموذج الذي يعطي اقل قيمة للمعيار المستخدم. والشكل التالي يوضح نتائج أفضل 20

تم الاستلام في : 2026/01/17 تم النشر في : 2026/01/03 تم القبول في : 2026/01/04

www.doi.org/10.62341/HCSJ

نموذج تم المفضلة بينها، وتم اعتماد النموذج الذي يعطي أقل قيمة للمعيار المستخدم (Akaike)، والنموذج الذي تم اختياره موضح في الشكل التالي:



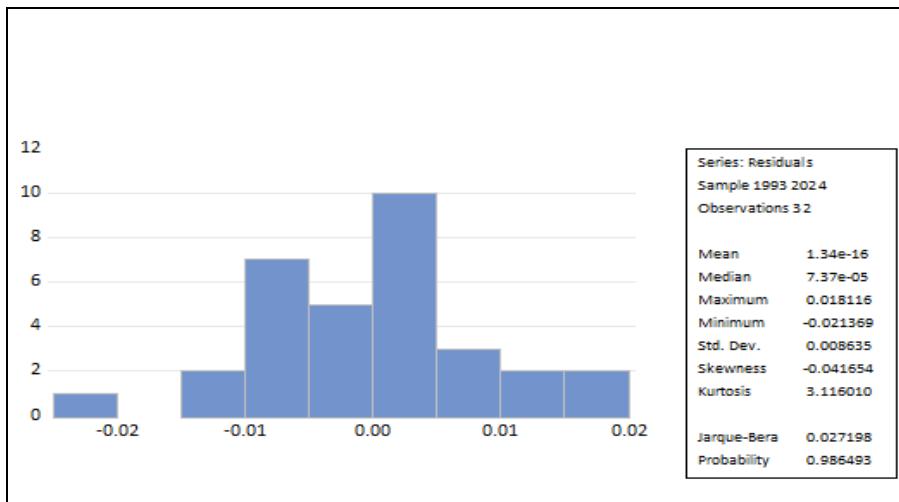
شكل رقم (2) اختيار النموذج الأمثل

الاختبارات التشخيصية للنموذج :

بعد تقدير النموذج هناك بعض الاختبارات يجب اجرائها على بوافي النموذج للتأكد من امتلاكها لبعض الخصائص وعدم احتوائها على بعض المشاكل التي قد تعيب مقدرات النموذج وتجعلها تفقد بعض خصائصها (BLUE). ومن بين الاختبارات التي تجرى على بوافي النموذج ARDL bound test اختبار التوزيع الطبيعي لبوافي وختبار عدم تبات التباين Heteroskedasticity ، و اختبار الارتباط الذاتي Autocorrelation

المشاكل يجعل مقدرات المربعات الصغرى غير كفؤة ويفقدها خاصية أفضل المقدرات لأنها لم يعد لها أقل تباين. (جوجارات، ص579).

: **Normality test**



شكل رقم (3) التوزيع الطبيعي للبواقي

يتضح من نتائج اختبار Jarque-Bera أن القيمة الاحتمالية للاختبار (0.986) أكبر من 5%， وبالتالي لا نستطيع رفض الفرض العدم والذي ينص على أن سلسلة البواقي تتبع التوزيع الطبيعي.

: **Autocorrelation test**

الاختبار المستخدم للكشف عن هذه المشكلة هو اختبار Breusch-Godfrey والذي يركز على مضاعف لاغرانج، وهذا الاختبار يسمح باختبار وجود الارتباط الذاتي من الدرجة أكبر من الواحد، وفرض العدم لهذا الاختبار هو استقلالية الأخطاء، فإذا رفض فرض العدم هذا يعني وجود ارتباط ذاتي بين الأخطاء العشوائية. وعلى عكس اختبار DW يمكن

استخدام اختبار Breusch-Godfrey في حالة وجود قيم متأخرة لمتغير التابع كمتغيرات تفسيرية.

جدول رقم (3) اختبار الارتباط الذاتي

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

F-statistic	0.384708	Prob. F(2,13)	0.6881
Obs*R-squared	1.788115	Prob. Chi-Square(2)	0.4090

من الجدول رقم (3) نجد أن القيمة الاحتمالية لاختبار Breusch-Godfrey بلغت 0.40 وهي أكبر من 5%， مما يعني عدم القدرة على رفض الفرض العدم الذي ينص على أن الأخطاء العشوائية مستقلة وغير مرتبطة ذاتيا.

اختبار عدم تبات تباين الخطأ العشوائي : Heteroskedasticity test

الاختبار المستخدم للكشف عن هذه المشكلة هو اختبار Breusch-pagan-Godfrey، وفرض العدم لهذا الاختبار هو تجانس تباين الأخطاء العشوائية، فإذا رفض فرض العدم يعني هذا عدم تجانس تباين الأخطاء أو عدم تبات التباين للأخطاء.

جدول رقم (4) اختبار تبات التباين

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

F-statistic	0.418810	Prob. F(16,15)	0.9528
Obs*R-squared	9.881158	Prob. Chi-Square(16)	0.8728
Scaled explained SS	2.297090	Prob. Chi-Square(16)	1.0000

ومن الجدول رقم (4) نجد أن القيمة الاحتمالية للاختبار بلغت (0.87) وهي أكبر من 5% وبالتالي نفشل في رفض الفرض العدو ونستنتج أن تباين حد الخطأ ثابت.

اختبارات الحدود :

اختبارات الحدود تختبر مدى وجود علاقة توازنية طويلة الأجل بين المتغير التابع والمتغيرات المستقلة، ويختص اختبار (F) بمدى وجود علاقة التكامل المشترك، فإذا كانت قيمة احصائية F أكبر من الحدود العليا للقيم الحرجة عند مستوى المعنوية المحدد نستنتج وجود علاقة توازنية طويلة الأجل.

جدول رقم (5) اختبار الحدود للنموذج الأول

Bounds Test								
Null hypothesis: No levels relationship								
Number of cointegrating variables: 4								
Trend type: Rest. constant (Case 2)								
Sample size: 32								
Test Statistic		Value						
F-statistic		67.845715						
Bounds Critical Values								
		10%		5%		1%		
Sample Size	I(0)	I(1)		I(0)	I(1)		I(0)	I(1)
30	2.525	3.560		3.058	4.223		4.280	5.840
35	2.460	3.460		2.947	4.088		4.093	5.532
Asymptotic	2.200	3.090		2.560	3.490		3.290	4.370
* I(0) and I(1) are respectively the stationary and non-stationary bounds.								

من الجدول رقم (5) نجد أن قيمة F لاختبار الحدود تبلغ (67.84) وهي أكبر من الحدود العليا عند مستوى معنوية 1%， فنستنتج أنه توجد علاقة توازنية طويلة الأجل بين الرقم القياسي لأسعار المستهلك والمتغيرات (المستقلة) المفسرة في النموذج.

تقدير نموذج تصحيح الخطأ:

بعد ما تم اجراء الاختبارات التشخيصية والتأكد من خلو النموذج من المشاكل الاحصائية والقياسية، نقوم بتقدير نموذج تصحيح الخطأ الذي يبين العلاقة بين المتغيرات في الأجل القصير، والجدول التالي يوضح نتائج تقدير نموذج تصحيح الخطأ.

جدول رقم (6) نموذج تصحيح الخطأ

Error Correction				
Dependent Variable: D(CPI)				
Method: ARDL				
Date: 01/02/26	Time: 19:46			
Sample: 1993 2024				
Included observations: 32				
Dependent lags: 3 (Automatic)				
Automatic-lag linear regressors (3 max. lags): EXPAR M2 GOVEXP OILP				
Deterministics: Restricted constant and no trend (Case 2)				
Model selection method: Akaike info criterion (AIC)				
Number of models evaluated: 768				
Selected model: ARDL(3,1,3,3,2)				
COINTEQ*	-0.331142	0.014214	-23.29733	0.0000
D(CPI(-1))	0.203945	0.040084	5.087940	0.0001
D(CPI(-2))	-0.567124	0.029309	-19.34974	0.0000
D(EXPAR)	0.034563	0.003535	9.776304	0.0000
D(M2)	5.52E-06	3.49E-07	15.82024	0.0000
D(M2(-1))	-2.87E-06	3.09E-07	-9.294618	0.0000
D(M2(-2))	-5.70E-07	3.31E-07	-1.723157	0.1003
D(GOVEXP)	-1.29E-06	1.48E-07	-8.698125	0.0000
D(GOVEXP(-1))	1.13E-06	1.65E-07	6.815132	0.0000
D(GOVEXP(-2))	-8.14E-07	1.51E-07	-5.377653	0.0000
D(OILP)	0.001124	0.000150	7.471926	0.0000
D(OILP(-1))	-0.001290	0.000183	-7.052686	0.0000

من الجدول رقم (6) لنموذج تصحيح الخطأ نجد أن معامل تصحيح الخطأ (-0.33) وهو سالب وقيمتها المطلقة أصغر من الواحد كما هو متوقع، وهو معنوي عند مستوى معنوية 1%， ويفسر على أن في الفترة الواحدة (سنة) يتم تصحيح 33% من أخطاء التوازن التي تحدث في الاجل القصير نتيجة للصدامات. كما من الملفت للانتباه أن معلمات جميع المتغيرات المستقلة كانت معنوية في الاجل القصير مما يدل حساسية مستويات الاسعار وتأثيرها في الاجل القصير بكل من عرض النقد (السياسة النقدية)، والانفاق العام (السياسة المالية)، وسعر الصرف الموازي واسعار النفط، وكان تأثير سعر الصرف الموازي موجب على مستويات الاسعار.

2026/01/04

تم القبول في: 2026/01/03

تم الاستلام في: 2026/01/17

www.doi.org/10.62341/HCSJ

تقدير معلمات الأجل الطويل:

الجدول رقم (7) العلاقة في الأجل الطويل للنموذج الأول

Cointegrating Specification				
Deterministics: Rest. constant (Case 2)				
$CE = CPI(-1) - 0.294302*EXPAR(-1) + 0.000014*M2(-1) - 0.000007*GOVEXP(-1) + 0.005906*OILP(-1) + 0.038330$				
Cointegrating Coefficients				
Variable *	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
EXPAR(-1)	0.294302	0.031377	9.379637	0.0000
M2(-1)	1.42E-05	9.95E-07	14.24814	0.0000
GOVEXP(-1)	-7.06E-06	1.56E-06	-4.529731	0.0001
OILP(-1)	0.005906	0.001585	3.726446	0.0009
C	0.038330	0.085517	0.448220	0.6576
Note: * Coefficients derived from the CEC regression.				

معلمات الأجل الطويل موضحة في الجدول رقم(7) والمعادلة السابقة، ونلاحظ أن معلمات سعر الصرف الموازي وعرض النقود وسعر النفط موجبة ومعنوية عند مستوى 1%， مما يعني أن هذه المتغيرات لها تأثير موجب على مستويات الاسعار وهو متوافق مع التوقعات. بينما معلمة الإنفاق الحكومي سالبة ومعنوية عند مستوى معنوية 1%， مما يفسر أنه في الأجل الطويل يكون للإنفاق الحكومي تأثير عكسي على مستويات الأسعار.

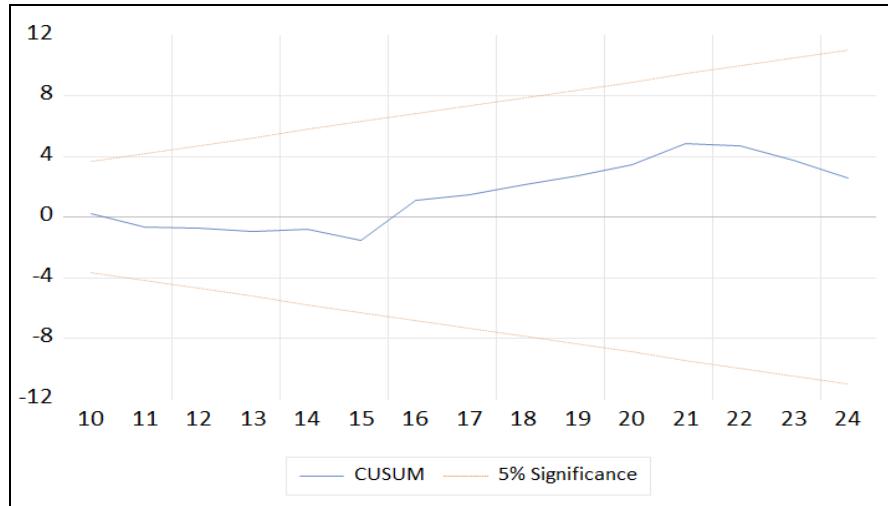
اختبار استقرار النموذج الأول:

للتأكد من استقرارية النموذج عبر الزمن نقوم باختبار استقرارية النموذج من خلال اختباري (CUSUM OF Squares) (CUSUM) الذي يختبران استقرارية معلمات

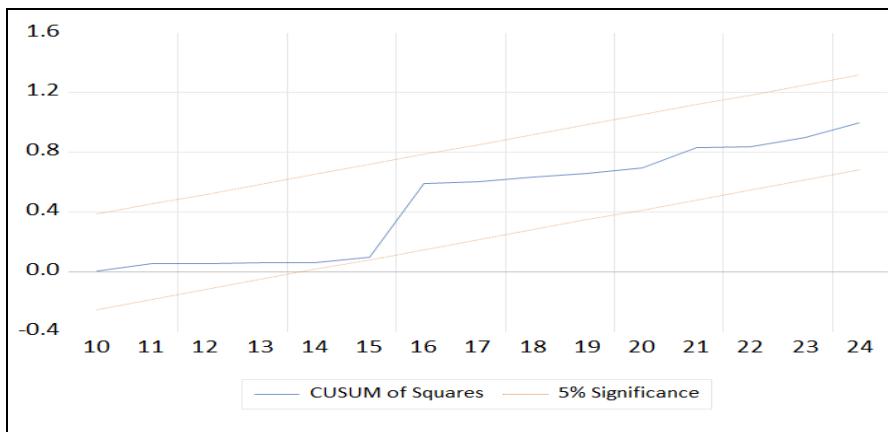
تم الاستلام في : 2026/01/17 تم النشر في : 2026/01/03 تم القبول في : 2026/01/04

www.doi.org/10.62341/HCSJ

النموذج عبر الزمن ، فإذا بقي الشكل البياني لاحصائية الاختبار داخل نطاق مستوى المعنوية 5% فإن هذا يعني أن معلمات النموذج مستقر عبر الزمن. انظر الشكل رقم (4)



الشكل رقم (4) اختبار CUSUM لاستقرارية معلمات النموذج الأول



الشكل رقم (5) اختبار CUSUM OF Squares لاستقرار معلمات النموذج الأول

من الشكلين رقم (4,5) نلاحظ أن احصائية الاختبارين لم تخرج عن الحدود الحرجة لمستوى المعنوية 5% ، مما يعني أن معلمات النموذج المقدر مستقرة.

تم الاستلام في : 2026/01/17 تم النشر في : 2026/01/03 تم القبول في : 2026/01/04

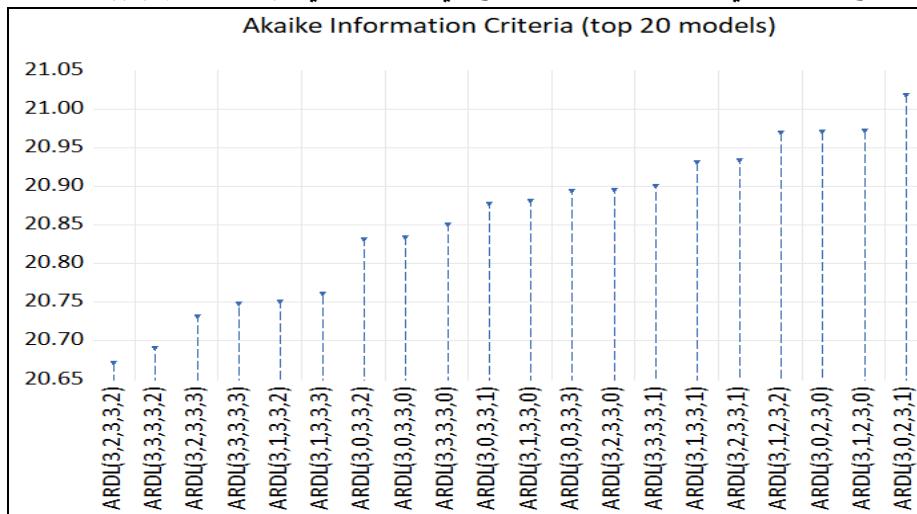
www.doi.org/10.62341/HCSJ

النموذج الثاني: - أثر سعر الصرف المواري على النمو الاقتصادي :

الجدول رقم (8) تقدير نموذج ARDL الثاني

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.*
RGDP(-1)	1.316555	0.241565	5.450115	0.0001
RGDP(-2)	-0.226357	0.173060	-1.307969	0.2120
RGDP(-3)	-1.091523	0.187808	-5.811908	0.0000
EXPAR	3885.335	3273.460	1.186920	0.2550
EXPAR(-1)	-6874.812	3210.413	-2.141411	0.0503
EXPAR(-2)	3535.982	2415.775	1.463705	0.1654
M2	-0.254486	0.343373	-0.741136	0.4709
M2(-1)	2.042006	0.319616	6.388937	0.0000
M2(-2)	-2.658526	0.546403	-4.865505	0.0002
M2(-3)	1.253924	0.461605	2.716447	0.0167
GOVEXP	1.467828	0.134435	10.91848	0.0000
GOVEXP(-1)	-1.440330	0.326953	-4.405318	0.0006
GOVEXP(-2)	-0.936084	0.199683	-4.687848	0.0003
GOVEXP(-3)	1.777718	0.343320	5.178021	0.0001
OILP	192.6449	148.9940	1.292971	0.2170
OILP(-1)	229.5872	153.9163	1.491637	0.1580
OILP(-2)	-361.9677	156.2946	-2.315932	0.0362
C	5493.873	12648.46	0.434351	0.6707

تحديد النموذج الأمثل : في تحديد النموذج الأمثل تم الاعتماد على معيار (Akaike) والنموذج الذي يعطي أقل قيمة للمعيار موضح في الشكل التالي: (الشكل رقم (6))

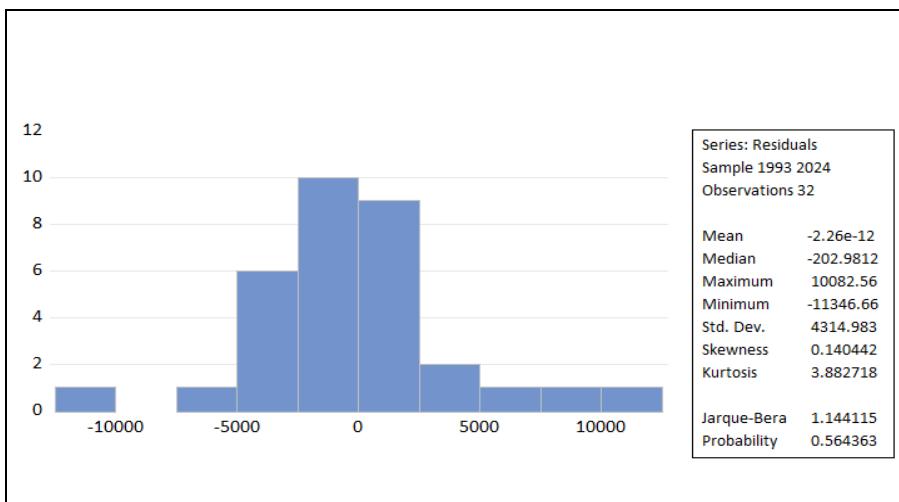


الشكل رقم (6) اختبار النموذج الأمثل

الاختبارات التشخيصية للنموذج الثاني:

بعد تقدير النموذج الثاني (الجدول رقم(8)) تم اجراء بعض الاختبارات على بواقي النموذج للتأكد من امتلاكها لبعض الخصائص وعدم احتوائها على بعض المشاكل التي قد تعيق مقدرات النموذج وتجعلها تفتقد لبعض خصائصها وفيما يلي اهم هذه الاختبارات: -

اختبار التوزيع الطبيعي Normality test : يتضح من نتائج اختبار Jarque-Bera الموضح في الشكل التالي أن القيمة الاحتمالية للاختبار قد بلغت (0.564) وهي أكبر من 5%， وبالتالي لا نستطيع رفض الفرض العدم والذي ينص على أن سلسلة بواقي تتبع التوزيع الطبيعي انظر الى الشكل (7).



الشكل رقم (7) اختبار التوزيع الطبيعي لبواقي النموذج الثاني

اختبار الارتباط الذاتي للبواقي Autocorrelation test : من الجدول رقم (9) نجد أن القيمة الاحتمالية لـ اختبار Breusch-Godfrey بلغت 0.13 وهي أكبر من 5%， مما يعني عدم القدرة على رفض الفرض العدم الذي ينص على أن الاخطاء العشوائية مستقلة وغير مرتبطة ذاتياً.

تم الاستلام في : 2026/01/17 تم النشر في : 2026/01/03 تم القبول في : 2026/01/04

www.doi.org/10.62341/HCSJ

الجدول رقم (9) اختبار الارتباط الذاتي للنموذج الثاني

Breusch-Godfrey Serial Correlation LM Test:			
Null hypothesis: No serial correlation at up to 2 lags			
F-statistic	0.851334	Prob. F(2,12)	0.4511
Obs*R-squared	3.976259	Prob. Chi-Square(2)	0.1370

اختبار عدم ثبات تباين الخطأ العشوائي **Heteroskedasticity test** : الاختبار المستخدم للكشف عن هذه المشكلة هو اختبار Breusch-pagan-Godfrey ، وفرض العدم لهذا الاختبار هو تجانس تباين الأخطاء العشوائية، ومن الجدول رقم (10) نجد أن القيمة الاحتمالية للاختبار بلغت (0.32) وهي أكبر من 5% وبالتالي نفشل في رفض الفرض العدو ونستنتج أن تباين حد الخطأ ثابت.

الجدول رقم (10) اختبار ثبات التباين للنموذج الثاني

Heteroskedasticity Test: Breusch-Pagan-Godfrey			
Null hypothesis: Homoskedasticity			
F-statistic	1.216818	Prob. F(17,14)	0.3593
Obs*R-squared	19.08409	Prob. Chi-Square(17)	0.3237
Scaled explained SS	5.265016	Prob. Chi-Square(17)	0.9969

اختبار الحدود للنموذج الثاني :

اختبارات الحدود (اختبار F) يختبر مدى وجود علاقة توازنية طويلة الأجل بين المتغير التابع والمتغيرات المستقلة، فإذا كانت قيمة احصائية F أكبر من الحدود العليا للقيم الحرجة عند مستوى المعنوية المحدد نستنتج وجود علاقة توازنية طويلة الأجل.

تم الاستلام في : 2026/01/17 تم النشر في : 2026/01/03 تم القبول في : 2026/01/04

www.doi.org/10.62341/HCSJ

الجدول رقم (11) اختبار الحدود للنموذج الثاني

Bounds Test					
Null hypothesis: No levels relationship Number of cointegrating variables: 4 Trend type: Rest. constant (Case 2) Sample size: 32					
<table><thead><tr><th>Test Statistic</th><th>Value</th></tr></thead><tbody><tr><td>F-statistic</td><td>7.842899</td></tr></tbody></table>		Test Statistic	Value	F-statistic	7.842899
Test Statistic	Value				
F-statistic	7.842899				
Bounds Critical Values					
Sample Size	10%	5%	1%		
I(0)	I(1)	I(0)	I(1)		
30	2.525	3.560	4.223		
35	2.460	3.460	4.088		
Asymptotic	2.200	3.090	3.490		
I(0) and I(1) are respectively the stationary and non-stationary bounds.					

نلاحظ من الجدول رقم (11) أن قيمة F لاختبار الحدود بلغت (7.84) وهي أكبر من الحدود العليا عند مستوى معنوية 1%， فنستنتج أنه توجد علاقة توازنية طويلة الأجل بين الناتج المحلي الاجمالي الحقيقي والمتغيرات (المستقلة) المفسرة في النموذج.

تقدير نموذج تصحيح الخطأ :

بعد ما تم اجراء الاختبارات الشخصية والتأكد من خلو النموذج من المشاكل الاحصائية والقياسية، نقوم بتقدير نموذج تصحيح الخطأ الذي يبين العلاقة بين المتغيرات في الأجل القصير، والجدول التالي يوضح نتائج تقدير نموذج تصحيح الخطأ.

جدول رقم (12) نموذج تصحيح الخطأ الثاني

Error Correction				
Dependent Variable: D(RGDP)				
Method: ARDL				
Date: 01/02/26 Time: 19:52				
Sample: 1993 2024				
Included observations: 32				
Dependent lags: 3 (Automatic)				
Automatic-lag linear regressors (3 max. lags): EXPAR M2 GOVEXP OILP				
Deterministics: Restricted constant and no trend (Case 2)				
Model selection method: Akaike info criterion (AIC)				
Number of models evaluated: 768				
Selected model: ARDL(3,2,3,3,2)				
COINTEQ*	-1.001325	0.125299	-7.991471	0.0000
D(RGDP(-1))	1.317880	0.178928	7.365436	0.0000
D(RGDP(-2))	1.091523	0.151946	7.183606	0.0000
D(EXPAR)	3885.335	1810.094	2.146482	0.0450
D(EXPAR(-1))	-3535.982	1502.095	-2.354033	0.0295
D(M2)	-0.254486	0.161661	-1.574196	0.1319
D(M2(-1))	1.404602	0.164975	8.514038	0.0000
D(M2(-2))	-1.253924	0.227718	-5.506483	0.0000
D(GOVEXP)	1.467828	0.103033	14.24623	0.0000
D(GOVEXP(-1))	-0.841634	0.183251	-4.592784	0.0002
D(GOVEXP(-2))	-1.777718	0.195086	-9.112464	0.0000
D(OILP)	192.6449	96.82903	1.989537	0.0612
D(OILP(-1))	361.9677	98.10771	3.689492	0.0016

من الجدول رقم (12) لنموذج تصحيح الخطأ نجد أن معامل تصحيح الخطأ بلغت قيمته (-1.00)، وهو معنوي عند مستوى معنوية 1%， وذلك يعني أن الانحرافات عن التوازن التي تحدث في الأجل القصير نتيجة للصدمات يتم تصحيحها جمیعاً في نفس الفترة. كما يتضح من الجدول السابق أن معلمات جميع المتغيرات تعتبر معنوية، مما يعني فن الناتج المحلي الاجمالي يتأثر بها جمیعاً في الأجل القصير.

معلومات الأجل الطويل للنموذج الثاني:

يوضح الجدول رقم (13) العلاقة في الأجل الطويل بين متغيرات النموذج الثاني، ونلاحظ أن معلمات كل من سعر الصرف الموازي وعرض النقود وسعر النفط كانت غير معنوية عند مستوى 5%， مما يعني أن هذه المتغيرات ليس لها تأثير على النمو الاقتصادي في الأجل الطويل. بينما معلمة الإنفاق الحكومي موجبة ومعنوية عند مستوى معنوية 1%， مما يفسر أنه في الأجل الطويل يكون للإنفاق الحكومي تأثير محفز للنمو الاقتصادي.

الجدول رقم (13) العلاقة في الأجل الطويل بين متغيرات النموذج الثاني

Cointegrating Specification					
Deterministics: Rest. constant (Case 2)					
$CE = RGDP(-1) - (545.782105*EXPAR(-1) + 0.382411*M2(-1) + 0.867982 *GOVEXP(-1) + 60.184727*OILP(-1) + 5486.604147)$					
Cointegrating Coefficients					
Variable *	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.	
EXPAR(-1)	545.7821	4015.107	0.135932	0.8929	
M2(-1)	0.382411	0.240783	1.588202	0.1239	
GOVEXP(-1)	0.867982	0.231114	3.755639	0.0008	
OILP(-1)	60.18473	193.6433	0.310802	0.7583	
C	5486.604	12067.99	0.454641	0.6530	
Note: * Coefficients derived from the CEC regression.					

اختبار استقرارية النموذج الثاني :

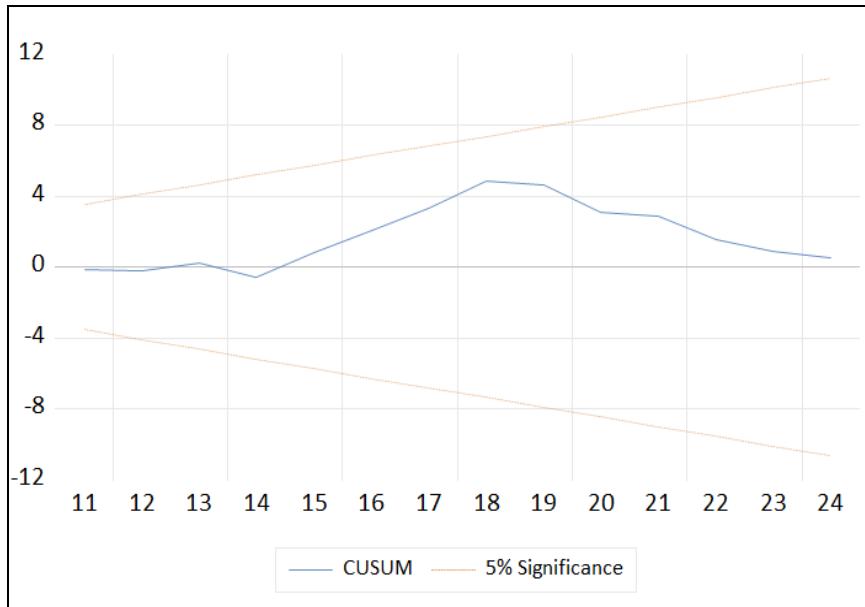
للتأكد من استقرارية النموذج عبر الزمن نقوم باختبار استقرارية النموذج من خلال اختباري (CUSUM OF Squares) (CUSUM) الذي يختبران استقرارية معلمات النموذج عبر الزمن ، فإذا بقي الشكل البياني لاحصائية الاختبار داخل نطاق مستوى المعنوية 5% فإن هذا يعني أن معلمات النموذج مستقر عبر الزمن. ومن الشكلين التاليين (الشكل رقم(8) والشكل رقم (9)) نلاحظ أن احصائية الاختبارين لم تخرج عن الحدود الحرجة عند مستوى معنوية 5% ، مما يعني أن معلمات النموذج المقدر مستقرة.

تم النشر في : 2026/01/04

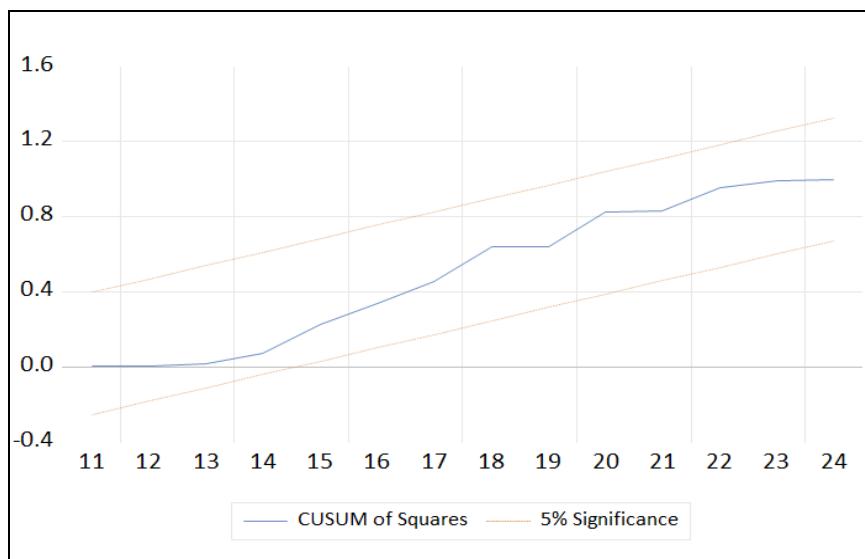
تم القبول في: 2026/01/03

تم الاستلام في : 2026/01/17

www.doi.org/10.62341/HCSJ



الشكل رقم (8) اختبار CUSUM لاستقرارية معاملات النموذج الأول



الشكل رقم (9) اختبار CUSUM لاستقرارية معاملات النموذج الأول

النتائج والتوصيات:

أولاً: النتائج:

وجود علاقة تكامل مشترك (Cointegration): أكدت نتائج "اختبار الحدود" (Bound Test) وجود علاقة توازنية طويلة الأجل بين سعر الصرف الموازي والمتغيرات التابعة (التضخم والنمو). وهذا يعني أن التقلبات في السوق الموازي ليست مجرد صدمات عابرة، بل لها آثار هيكلية مستمرة.

1. **أثر الانتقال (Pass-through Effect)** القوي: أثبتت الدراسة وجود علاقة طردية قوية ومعنوية إحصائياً بين سعر الصرف الموازي ومعدلات التضخم في الأجلين الطويل والقصير. ويعزى ذلك إلى طبيعة الاقتصاد الليبي "الريعي" الذي يعتمد بشكل مفرط على الاستيراد؛ فكل ارتفاع في سعر الدولار الموازي يترجم مباشرة إلى ارتفاع في أسعار السلع الاستهلاكية (تضخم مستورد).

2. **تأثير سلبي على النمو في الأجل القصير**: أظهرت النتائج أن سعر الصرف الموازي يؤثر سلباً على نمو الناتج المحلي الإجمالي في الأجل القصير. الارتفاع الحاد في السوق الموازي يخلق حالة من "عدم اليقين" (Uncertainty)، مما يؤدي إلى انكماش الاستثمارات غير النفطية وزيادة تكاليف الإنتاج.

3. **سرعة التصحيح (Error Correction)**: أظهرت الدراسة أن الاقتصاد الليبي يمتلك آلية تصحيح نحو التوازن؛ حيث بلغت قيمة معامل تصحيح الخطأ في نموذج التضخم (-0.33)، مما يعني أن 33% من الاختلالات التي تحدث في الأجل القصير يتم تصحيحها خلال سنة واحدة للعودة إلى المسار التوازن.

4. **دور الإنفاق الحكومي**: بينت الدراسة أنه في الأجل الطويل يكون الإنفاق الحكومي هو المحرك الأساسي للنمو (في نموذج الناتج المحلي)، ولكن في ذات الوقت يساهم في الضغط على استقرار الأسعار إذا لم يتم توجيهه نحو قطاعات إنتاجية.

ثانياً: التوصيات :

بناءً على هذه المعطيات القياسية، يمكننا صياغة التوصيات التالية لصنع القرار في ليبيا:

1. توحيد سعر الصرف : التوصية الأكثر إلحاحاً هي ضرورة القضاء على نظام "السعر المزدوج" وتوحيد سعر الصرف تحت مظلة مصرف ليبيا المركزي. الفجوة بين السعرين هي "ضريبة خفية" يتحملها المواطن وتغذي التضخم بشكل مباشر.
2. إعادة هيكلة السياسة النقدية : يجب على المصرف المركزي تعديل أدوات السياسة النقدية للسيطرة على معرض النقد (M2) ، حيث أظهرت الدراسة أن نمو الكتلة النقدية يساهم بشكل كبير في تغذية التضخم المحلي.
3. تنوع القاعدة الإنتاجية : بما أن التقلبات في سعر الصرف تؤثر بشدة على النمو بسبب الاعتماد على النفط، يجب تحفيز القطاعات غير النفطية لتقليل الحساسية تجاه تقلبات العملة الصعبة.
4. ضبط وتوجيه الإنفاق العام : ضرورة تبني سياسة مالية انضباطية تربط الإنفاق الحكومي بالقدرة الاستيعابية للاقتصاد، مع التركيز على الإنفاق الاستثماري بدلاً من الاستهلاكي لتقليل الضغوط التضخمية.
5. تعزيز الشفافية في سوق العملات : وضع ضوابط صارمة للرقابة على شركات الصرافة والمؤسسات المالية للحد من المضاربات في السوق السوداء التي تخلق أزمات مصطنعة في سعر الصرف.

الخلاصة: تؤكد الدراسة أن "استقرار سعر الصرف" في ليبيا ليس مجرد هدف نceği، بل هو شرط أساسي لتحقيق الاستقرار الاجتماعي عبر لجم التضخم والاستقرار الاقتصادي عبر تحفيز النمو. إن الفشل في سد الفجوة بين السعر الرسمي والموازي سيظل العائق الأكبر أمام أي خطط تنموية مستقبلية.

المراجع:

1. محمد جمعة الطويل. (2025). أثر تغير سعر الصرف الموازي على معدل التضخم دراسة تطبيقية على الاقتصاد الليبي خلال الفترة 2000-2022) المجلة الإفريقية للدراسات المتقدمة في العلوم الإنسانية والاجتماعية، (AJASHSS).

تم الاستلام في : 2026/01/17 تم النشر في : 2026/01/03 تم القبول في : 2026/01/04

[www.doi.org/10.62341/HCSJ](https://doi.org/10.62341/HCSJ)

2. احمد نجيب صالح، مهند خميس عبد، مشتاق طالب ابراه. (2024). تغيرات سعر الصرف الموازي وأثره على معدل التضخم في الاقتصاد (2004-2020). *Gharee for Economics & Administration Sciences, العراقي*.
3. أنور مزهر حمادلة الأعظمي. (2024). دراسة قياسية لأثر العرض النقدي على التضخم والنمو الاقتصادي في العراق. *Manar Elsharq Journal for Management and Commerce Studies*.
4. قارة م. (2022). سوق الصرف الموازي في الجزائر وإجراءات مكافحتها، دراسة حالة باعة العملات في السوق الموازي بمدينة قسنطينة مجلة الباحث الاقتصادي، 10(1) <https://asjp.cerist.dz/en/article/196674>
5. يسبع، فيصل، دراجي، عيسى. (2024) سعر الصرف ونظرية تعادل القوة الشرائية (PPP) في الجزائر للفترة (2020-01 الى 2023-06) مجلة الإدارة والتربية للبحوث والدراسات. 13(1).
6. HUSEEN, G., & MOSLEM, H. (2020) تأثير سعر صرف الدينار العراقي على التضخم والنمو الاقتصادي باستخدام منهجية التكامل المشترك" دراسة قياسية. *JOURNAL OF ECONOMICS*, 26(124).
7. قسول. (2017). تطور نظرية تحديد سعر الصرف الحقيقي على المدى الطويل والمتوسط والقصير. *مجلة الدراسات المالية والمحاسبية*. 8(1),
8. ابراهيم موسى كن. (2025). تأثير السياسة النقدية على معدل التضخم والنمو الاقتصادي عبر قناة سعر الصرف-دراسة حالة موريتانيا باستخدام نموذج NARDL خلال الفترة 1985-2022. *مجلة الدراسات الاقتصادية المعاصرة*.
9. نورية غازي، مريم بلهاشم. (2018). أثر علاوة سوق الصرف الموازي على بعض متغيرات الاقتصاد الكلي (التضخم، النمو الاقتصادي، الصادرات (دراسة قياسية لحالة الجزائر) Economic Researcher Review 1977

تم الاستلام في : 2026/01/17 تم النشر في : 2026/01/03 تم القبول في : 2026/01/04

www.doi.org/10.62341/HCSJ

10. ابراهيم، م. ط.، عبد، م. خ.، صالح، ا. ن. (2024). تغيرات سعر الصرف الموازي وأثره على معدل التضخم في الاقتصاد العراقي للمرة
11. ADMINISTRATIVE SCIENCES.: University of Kufa, 20(4),
 12. Yunusa, I. A., Nweze, N. O., Sulaiman, A. I., & Adenomon, M. O. (2025). Analyzing Exchange Rates and Inflation in Nigeria with ARDL Models. Journal of the Royal Statistical Society Nigeria Group (RSS-NIG Group) ISSN NUMBER: 1116-249X, 2(1),
 13. Hoang, T., Thi, V., & Minh, H. (2020). The impact of exchange rate on inflation and economic growth in Vietnam. Management Science Letters, 10(5), .
 14. Karahan, Ö. (2020). Influence of exchange rate on the economic growth in the Turkish economy. Financial Assets and Investing, .
 15. Usman, M. A. (2022). Do exchange rate and inflation matter to the Nigerian economy? New evidence from vector autoregressive (VAR) approach. BOHR International Journal of Advances in Management Research, .
 16. Samad, K. A. (2025). THE IMPACT OF EXCHANGE RATE VOLATILITY AND DOLLARIZATION ON PURCHASING POWER IN LEBANON. Lex Localis, 23(S5), .
 17. -16Cevik, S., & Teksoz, K. (2014). Hitchhiker's guide to inflation in Libya. International Journal of Economic Policy in Emerging Economies, .