اثر تغيرسعر الصرف على ميزان المدفوعات في مصر خلال الفترة ٢٠١٠-٢٠٢٥

The impact of exchange rate changes on Egypt's balance of payments during the period 2010-2025

احمد عبد الحافظ عبد الوهاب

مدرس الاقتصاد بكلية السياسه والاقتصاد جامعة بني سويف

المستخلص

شهدت مصر خلال الفترة من ٢٠١٠ إلى ٢٠٢٥ تحولات اقتصادية كبيرة أثّرت على علاقة سعر الصرف بميزان المدفوعات، خاصة بعد تحرير سعر الصرف في نوفمبر ٢٠١٦، الذي أدى إلى انخفاض قيمة الجنيه المصري من حوالي ٨.٨ جنيه إلى أكثر من ٤٨.٥٣ جنيه بحلول أغسطس ٢٠٢٥. تهدف الدراسة إلى تحليل هذه العلاقة باستخدام البيانات التاريخية ، وكذلك من خلال نموذج قياسي من نوع ARDL للفترة (١٩٧٠–٢٠٢٣) لقياس أثر المتغيرات الأساسية (سعر الصرف، الدين الخارجي، الاستثمار الأجنبي) على رصيد ميزان المدفوعات في الأجلين القصير والطويل.

أظهرت النتائج القياسية أن ارتفاع سعر الصرف بنسبة ١٪ يؤدي إلى تحسن رصيد ميزان المدفوعات بنسبة ٠.٤٥٪ في الأجل الطويل، بينما يؤدي ارتفاع الدين الخارجي بنسبة ١٪ إلى تدهوره بنسبة ٠.٤٥٦٪. كما أن الاستثمار الأجنبي المباشر له أثر إيجابي معنوي، مما يؤكد أهمية جذب رؤوس الأموال لتعزيز الحساب الرأسمالي. وأوضح معامل تصحيح الخطأ (–٥.١٧) قدرة سريعة على استعادة التوازن بعد أي صدمة في المدى القصير.

كما أظهرت الدراسة الوصفية أن خفض قيمة الجنيه يحسّن عجز الحساب الجاري مؤقتاً بنسبة ١٥–٢٠٪ عبر زيادة الصادرات، لكنه يؤدي إلى ارتفاع التضخم ويضغط على الاحتياطيات الأجنبية. وقد ساهمت الصدمات الخارجية مثل جائحة كوفيد والحرب الروسية الأوكرانية في تفاقم العجز، الذي بلغ –٢٠.٨ مليار دولار في ٢٠٢٣/٢٠٢٤، مع عجز تجاري –٣.٤١٣ مليار دولار في مايو ٢٠٢٥. وتُظهر توقعات صندوق

النقد الدولي أن سعر الصرف قد يتراوح بين ٥٠–٥٥ جنيه للدولار في ٢٠٢٥، مع عجز متوقع ٢–٣ مليارات دولار حال تحقيق الاستقرار الكلي.

الدراسة تؤكد على أهمية السياسات النقدية والاستثمارية، وعلى ضرورة الإصلاحات الهيكلية وتنويع مصادر النقد الأجنبي لتقليل الاعتماد على الواردات. كما توضح نتائج الفترة ٢٠١٠–٢٠١٥ أن الاستقرار الشكلي لسعر الصرف لم يمنع العجز، حيث بلغ –١٢.١ مليار دولار في ٢٠١٥. بينما بعد تحرير ٢٠١٦، ارتفعت الصادرات رغم التضخم (٣٣٪ في ٢٠١٧)، وفي ٢٠٢٠ أدت الجائحة إلى خفض التحويلات ١٠٪ وزيادة العجز. ومع استمرار الحرب في أوكرانيا ارتفع العجز إلى –٢٠.٨ مليار في ٢٠٢٣/٢٠٢٤. بلغت الاحتياطيات ٤٩ مليار دولار في يوليو ٢٠٢٥، مما يعزز فرص التوازن بشرط الاستمرارية الإصلاحية.

الكلمات الدالة:سعر الصرف، ميزان المدفوعات، تحليل قياسيARDL ، عجز الحساب الجاري، الدين الخارجي، مصر.

Abstract:

Egypt has witnessed significant economic transformations during the period 2010 to 2025, which deeply impacted the relationship between the exchange rate and the balance of payments especially after the flotation of the Egyptian pound in November 2016, whereby the exchange rate depreciated from EGP 8.8 per USD to approximately EGP 48.53 in August 2025. This study aims to analyze the impact of exchange rate fluctuations on the balance of payments using both descriptive annual data (2010–2025) and an econometric ARDL model covering the period (1970–2023), based on World Bank, IMF and UNDP datasets.

The empirical results indicate that a 1% depreciation in the exchange rate leads to an improvement of approximately 0.45% in the long-run balance of payments, while a 1% increase in external debt deteriorates the balance by about 0.456%. Foreign direct investment showed a positive and statistically significant impact on the balance of payments, emphasizing the importance of attracting capital inflows. The error correction coefficient was negative (-5.17) and significant, which confirms a rapid adjustment process back to equilibrium.

At the descriptive level, the flotation contributed temporarily to narrowing the current account deficit by 15–20% but also caused higher inflation and pressure on foreign reserves. External shocks such as COVID-19 and the Russia–Ukraine war worsened the balance of payments, which registered a deficit of USD 20.8 billion in FY 2023/24, and a trade deficit of USD 3.413 billion in May 2025. According to IMF projections, the exchange rate may reach between EGP 50–55 per USD in 2025, with an expected deficit of USD 2–3 billion provided macroeconomic stability is achieved.

The study highlights the importance of monetary stability, exchange rate management and structural reforms, such as export diversification and the strengthening of foreign reserves (which reached USD 49 billion in July 2025). The empirical findings confirm that the exchange rate is a key instrument for improving the external balance, but without complementary investment and fiscal reforms, its effect remains short-lived.

Keywords: Exchange rate, Balance of Payments, ARDL model, Current account deficit, Egypt, External debt, 2025 forecasts.

المقدمة

منذ الستينيات أصبحت العلاقة بين سعر الصرف وميزان المدفوعات موضوعا محوريًا، حيث يُستخدم سعر الصرف كأداة لضبط التدفقات التجارية والمالية. في مصر، انتقلت العلاقة لمستوى مختلف بعد التعويم في ٢٠١٦ مما أدى إلى تراجع الجنيه من ٥.٨ جنيها مقابل الدولار عام ٢٠١٠ إلى ٤٨.٥ جنيه في عام ٢٠٢٥. هذا الانخفاض الكبير انعكس مباشرة على عجز الحساب الجاري، الذي بلغ – ٢٠.٨ مليار دولار عام ٢٠٢٣/٢٠٢٤ وفقًا لصندوق النقد الدولي، رغم اعتماد مصر على مصادر مثل قناة السويس والسياحة.

تُظهر نظرية مارشال–ليرنر أنه إذا تجاوزت مرونة الطلب على الصادرات والواردات، الواحد الصحيح فإن انخفاض قيمة العملة يُفترض أن يؤدي إلى تحسن في الميزان التجاري. وبالفعل ارتفعت الصادرات المصرية بنسبة تتراوح بين ٥–١٠٪ في السنوات الأخيرة، لكن في المقابل ارتفع معدل التضخم إلى نحو ٣٠٪ عام ٢٠٢٣.

بناء على ذلك ستقوم الدراسة بتحليل البيانات خلال الفترة ٢٠١٠-٢٠٢٥ لتقييم هذا التوازن بين سعر الصرف وميزان المدفوعات مع الأخذ في الاعتبار تأثير العوامل الداخلية مثل الإصلاحات الاقتصادية، والعوامل الخارجية مثل أزمة الطاقة العالمية.

بعد ثورة ٢٠١١ تراجعت الاستثمارات الأجنبية المباشرة بنسبة ٥٠٪ وازداد العجز، قبل أن يتحسن الوضع مؤقتًا بعد اتفاق عام ٢٠١٦ مع صندوق النقد الدولي، ثم تدهور مجددا مع جائحة ٢٠٢٠. وفي عام ٢٠٢٥ بلغ العجز التجاري – ٣.٤ مليار دولار في مايو مع توقع انخفاضه إلى – ٢.٥ مليار دولار (أي ما يعادل نحو ٢.٥٪ من الناتج المحلى الإجمالي).

تُظهر هذه المؤشرات أن خفض سعر العملة قد يعزز الصادرات نظريًا، لكنه يؤدي إلى تضخم حاد إذا لم تُصاحبه إصلاحات قطاعية وهيكلية شاملة، خاصة وأن الدين الخارجي وصل إلى ١٦٥ مليار دولار في عام ٢٠٢٥.

مشكلة الدراسة[١]

تكمن الإشكالية الرئيسية لهذه الدراسة في البحث عن مدى تأثير تقلبات سعر الصرف على توازن ميزان المدفوعات في مصر، خاصةً في ظل الاعتماد الكبير على الواردات (التي تشكل حوالي ٦٠٪ من هيكل الاستهلاك المحلي) وتنامي الدين الخارجي الذي بلغ نحو ١٦٥ مليار دولار في عام ٢٠٢٤. وهنا يثار التساؤل : يؤدي خفض قيمة الجنيه إلى تحسن فعلي ومستدام في رصيد ميزان المدفوعات، أم أنه تأثير مؤقت ينتج عنه موجات تضخمية وتراجع في الاحتياطيات الأجنبية وكيف يمكن قياس هذه العلاقة على الأجلين القصير والطويل في ظل صدمات خارجية مثل جائحة كوفيد-١٩ (التي أدت إلى انخفاض التحويلات بنسبة ١٠٪ في ٢٠٢٠) أو الحرب الروسية الأوكرانية (التي رفعت تكلفة الواردات بنسبة ٢٠٪ عام ٢٠٢٢)

وللإجابة عن هذه الإشكالية تم الاعتماد على نموذج قياسي من نوع ARDL باستخدام بيانات تمتد من ١٩٧٠ إلى ٢٠٢٣، وقد أظهرت النتائج أن انخفاض سعر الصرف يؤثر إيجابيًا على رصيد ميزان

١. [١]البنكالمركزيالمصري. (٢٠٢٥). البياناتالتاريخيةلأسعارالصرف. اللينكمنhttps://www.cbe.org.eg

المدفوعات في المدى الطويل، بينما يؤدي ارتفاع الدين الخارجي إلى تدهوره، في حين يسهم الاستثمار الأجنبي المباشر في دعم الرصيد المستقبلي. كما أوضح معامل تصحيح الخطأ قوة التكيف، ما يشير إلى قدرة ميزان المدفوعات على العودة للتوازن خلال فترة قصيرة بعد أي صدمة.

بناءً عليه:

هناك تاثير ايجابي على الاقتصاد المصري من سياسة تخفيض العملة كآلية لتحقيق استقرار طويل الأجل في ميزان المدفوعات، أم أن ذلك يتطلب إصلاحات هيكلية متزامنة في القطاعات الإنتاجية والتجارية.

١. التأثيرات قصيرة الأجل لانخفاض سعر الصرف على عجز الحساب الجاري (مثل زيادة الصادرات بنسبة ١٥٪ في ٢٠١٧).

٢. تؤثر التقلبات العالمية على هذه العلاقة في مصر حتى ٢٠٢٥ (كالحرب في أوكرانيا التي زادت العجز بنسبة ٢٠٪ في ٢٠٢٢، وعجز تجاري –٣.٤١٣ مليار في مايو ٢٠٢٥).

٣. السياسات اللازمة لتحقيق توازن مستدام في ميزان المدفوعات (مثل تعزيز الاحتياطيات إلى ٤٩ مليار دولار في ٢٠٢٥). هذه الإشكاليات سيتم تحليلها من خلال تحليل المتغيرات مثل أسعار النفط التي ارتفعت ٣٠٪ في ٢٠٢٢، مما أثر على الواردات. نظرياً، يمكن أن يؤدي خفض القيمة إلى تحسن في الميزان إذا كانت الصادرات مرنة، لكن في حالة مصر، الاعتماد على الواردات الضرورية يجعل هذا التحسن محدوداً.

فرضيات الدراسة[٢]

تقوم الدراسة على فرضية رئيسية وفرعية، مستوحاة من النظريات الاقتصادية العامة:

– **الفرضية الرئيسية:** شهدت العلاقة بين سعر الصرف وميزان المدفوعات في مصر تطورات جوهرية خلال الفترة ٢٠١٠–٢٠٢٥، حيث يؤدي انخفاض سعر الصرف إلى تحسن مؤقت في الميزان لكنه يزيد من الضغوط طويلة الأجل. (دليل: تحسن العجز من –١٣.٦ مليار في ٢٠٢١ إلى –٠.٦ مليار في ٢٠٢٣ بعد خفض القيمة، مع تقلبات حتى ٢٠٢٥).

[٢] صندوقالنقدالدولي. (٢٠٢٥). التوقعاتالاقتصاديةلمصر – ملفالدولة. اللينكمنhttps://www.imf.org

– **الفرضية الفرعية الأولى:** هناك علاقة إيجابية قصيرة الأجل بين انخفاض سعر الصرف وتحسن ميزان المدفوعات بنسبة ١٥–٢٠٪. (دليل: زيادة الصادرات بنسبة ١٠٪ في ٢٠١٧).

– **الفرضية الفرعية الثانية:** في المدى الطويل، يؤدي استقرار سعر الصرف إلى توازن أفضل، مع تقليل العجز بنسبة ١٠٪ سنوياً) .دليل: توقعات IMF لعجز ٢.٥ مليار في ٢٠٢٥.

–**الفرضية الفرعية الثالثة:** التقلبات في سعر الصرف تزيد من عجز الحساب الجاري بنسبة ٢٠–٣٠٪ بسبب ارتفاع تكلفة الواردات. (دليل: عجز –٢٠.٨ مليار في ٢٠٢٤/٢٠٢٣ وعجز تجاري –٣.٤١٣ مليار في مايو ٢٠٢٥ بسبب تقلبات).

الهدف من الدراسة

يتمثل هدف البحث في اختبار مدى صحة او خطا فرضية البحث للتاكد من طبيعة تاثير تغيرات سعر الصرف على ميزان المدفوعات في مصر هل بالسلب ام بالايجاب . من خلال :

١. التعرّف على التطورات التي شهدتها العلاقة بين سعر الصرف وميزان المدفوعات في مصر خلال الفترة ٢٠١٠–٢٠٢٥، من خلال تحليل تطورات سعر الصرف والعجز التجاري والاحتياطيات النقدية من منظور نظري وواقعي.

٢. تحليل التأثيرات الاقتصادية لتقلبات سعر الصرف على مكونات ميزان المدفوعات (الحساب الجاري، وحساب رأس المال)، مع إبراز أمثلة تطبيقية مثل أثر أزمة كوفيد–١٩ (انخفاض التحويلات بنسبة ١٠٪ في ٢٠٢٠) وتأثير الحرب الروسية الأوكرانية على أسعار الطاقة والواردات.

٣. اختبار العلاقة قياسياً باستخدام نموذج ARDL للفترة ١٩٧٠–٢٠٢٣ اعتمادًا على بيانات البنك الدولي وصندوق النقد الدولي، وذلك بهدف قياس أثر المتغيرات المستقلة (مثل سعر الصرف والدين الخارجي والاستثمار الأجنبي المباشر) على رصيد ميزان المدفوعات في الأجلين القصير والطويل، واستنتاج مرونة الرصيد الخارجي تجاه هذه المتغيرات.

٤. تقديم توصيات سياسية تهدف إلى تحقيق توازن مستدام في ميزان المدفوعات، استنادًا إلى النتائج القياسية والنظرية، من خلال اقتراح سياسات نقدية وهيكلية مثل تنويع الصادرات، وتعزيز الاحتياطيات الأجنبية وتقليل الاعتماد على الواردات.

أهمية الدراسة

تكتسب هذه الدراسة أهميتها من أهمية موضوعها، حيث يُعد ميزان المدفوعات أحد أهم مصادر التمويل الخارجي للاقتصاد المصري بعيدًا عن الاعتماد المباشر على الاستدانة والقروض الخارجية، التي ترتبط بتزايد أعباء الدين. ويزداد هذا الموضوع أهمية في ظل وصول العجز الكلي إلى حوالي **٢٠.٨ مليار دولار في السنة المالية ٢٠٢٣/٢٠٢٤**، وعجز تجاري قارب **-٣.٤ مليار دولار في مايو ٢٠٢٥**، ما يستدعي البحث عن أدوات تصحيح مستدامة.

تنطلق الأهمية الحقيقية للدراسة من كونها لا تقتصر على التحليل النظري فقط، بل تدمج بين الجانب النظري والتحليل القياسي باستخدام نموذج ARDL خلال الفترة ، لقياس أثر المتغيرات الأساسية مثل سعر الصرف، الدين الخارجي، والاستثمار الأجنبي المباشرعلى رصيد ميزان المدفوعات في مصر على الأجلين القصير والطويل. وقد أظهرت النتائج أن **خفض قيمة الجنيه يؤدي إلى تحسن الرصيد الخارجي في المدى الطويل**، بينما يُضعفه ارتفاع الدين الخارجي، وهو ما يبرز أهمية إصلاح السياسات المالية والهيكلية إلى جانب الإصلاح النقدي.

من خلال:

- تقديم بيانات محدثة حتى عام **٢٠٢٥**، وربطها بتحولات عالمية مثل أزمة كوفيد-١٩، والحرب في أوكرانيا التي أدت إلى انخفاض إيرادات قناة السويس بنسبة **٢٤.٣ % في ٢٠٢٣/٢٠٢٤**.
- تقديم رؤية لصنّاع السياسات حول كيفية تحسين الميزان من خلال تعزيز الاحتياطيات الدولية (التي بلغت **٤٩ مليار دولار في يوليو ٢٠٢٥** (وتوسيع دور الاستثمارات الأجنبية المباشرة (٤٦.١ مليار دولار في ٢٠٢٣/٢٠٢٤).

- توفير قيمة مضافة للباحثين في الاقتصاد الدولي من خلال توثيق العلاقة بين السياسات النقدية والهيكلية وبين ميزان المدفوعات، وفق نموذج يحترم قواعد الاقتصاد القياسي والنظرية الاقتصادية.

الحدود المكانية والزمانية للدراسة

الحدود المكانية: تنصب الدراسة على جمهورية مصر العربية فقط، مع إشارات مقارنة إقليمية.

الحدود الزمانية: تمتد من ٢٠١٠ إلى ٢٠٢٥، مع التركيز على الفترة بعد ٢٠١٦ لأنها شهدت التحرير، وتغطي أحداثاً مثل كوفيد-١٩ والحرب في أوكرانيا التي أثرت على العجز حتى أغسطس ٢٠٢٥.

الحدود الزمنية القياسية للنموذجARDL :يعتمد على سلاسل زمنية سنوية للفترة لتقدير العلاقة طويلة وقصيرة الأجل بين سعر الصرف وعدد من المتغيرات الاقتصادية المؤثرة في ميزان المدفوعات باستخدام نموذج ARDL، على أن تُستخدم بيانات ٢٠٢٤-٢٠٢٥ بشكل تحليلي وتوقعي في ضوء الاتجاهات الحديثة.

منهجية الدراسة

تستند الدراسة إلى منهج الاستنباط من خلال عرض الاطار النظري للموضوع ، ونتائج الدراسات السابقه وتطبيق ذلك بالتطبيق على مصر مع استخدام بيانات تاريخية وتوقعات لتحليل العلاقة بين المتغيرات.

الدراسات السابقة وتحديد الفجوة البحثية والقيمة المضافة من الدراسة[٣٣]

١- دراسة لميا محمد على (٢٠١٥) "أثر تقلب سعر الصرف الفعلي للجنيه المصري على الميزان التجاري (١٩٨٠-٢٠١٠)"

الهدف: قياس أثر تقلبات سعر الصرف الفعلي للجنيه المصري (REER) على الميزان التجاري باستخدام البيانات السنوية للفترة ١٩٨٠-٢٠١٠.

[٣٣]-أثر تقلب سعر الصرف الفعلي للجنيه المصري على الميزان التجاري (١٩٨٠-٢٠١٠)"، رسالة ماجستير، كلية التجارة، جامعة الزقازيق، ٢٠١٥، ص ص ١١٢-١١٥.

محتوى الدراسة: اعتمدت الدراسة على بيانات اقتصادية كلية ، واستخدمت نماذج GARCHلقياس تقلبات سعر الصرف، بالإضافة إلى Johansen Cointegration، ونموذج تصحيح الخطأ (ECM)، وتحليل الاستجابات العصبية (IRF)، لتحليل الأثر قصير وطويل الأجل بين REER، تقلبات السعر، الدخل المحلي والدولي، ونسبة الصادرات إلى الواردات.

النتائج الرئيسية: أظهرت الدراسة أن تقلبات سعر الصرف الفعلي تؤثّر بشكل ملحوظ على الميزان التجاري؛ كما أن هناك علاقة توازن طويل الأجل بين المتغيرات. تقليل قيمة العملة ساعد مؤقتًا في تحسين الميزان التجاري (يتوافق مع فرضية Curve–Jومرونة مارشال–ليرنر)

٢– دراسة هبة الله احمد سليمان (٢٠٢٤) " الاختبارات التجريبية لشرط مارشال–ليرنر: أدلة من مصر–بريكس باستخدام نموذج"ARDL[4]

الهدف: اختبار مدى تحقق شرط مارشال–ليرنر بين مصر ودول بريكس (البرازيل، روسيا، الهند، الصين، جنوب إفريقيا) على المستويين الثنائي (bilateral) والسلعي (commodity level) خلال الفترة ٢٠٠١–٢٠٢٢.

محتوى الدراسة: استُخدم نموذج ARDL لاختبار الترابط طويل الأجل بين الصادرات والواردات مع سعر الصرف، بالنسبة إلى ٦٩ سلعة) مستوى ٢(digits HS–، وتقييم أي الصناعات تستفيد من تخفيض قيمة الجنيه.

النتائج الرئيسية: على المستوى الثنائي، لم يتحقق شرط مارشال–ليرنر بين مصر ودول بريكس. على المستوى السلعي، تحقق الشرط لثمانية صناعات فقط، معظمها لها حصة تجارية صغيرة في عام ٢٠٢٢.

[4]الاختبارات التجريبية لشرط مارشال-ليرنر: أدلة من مصر–بريكس باستخدام نموذج"ARDL ، رسالة ماجستير، كلية الاقتصاد والعلوم السياسية، جامعة القاهرة، ٢٠٢٤، ص ص ٨٨–٩٠.

- ٣ دراسة خالد عبد الوهاب البنداري ٢٠١٦) [٥]

هدفت الدراسة الي قياس تأثير الفروق في اسعار صرف الجنيه على الاقتصاد المصري حيث اثبتت ان زيادة التقلبات في سعر الصرف تؤدي الي زيادة المخاطر التي تواجه المصدرين والمستوردين، اذ أن وجود فروق في سعر الصرف الرسمي وفي السوق السوداء توحي بأن هناك بيئة غير مواتيه للسياسات الاقتصادية للدولة.

توصلت الدراسة الي أن هناك مغالاة في قيمة الجنيه المصري، وكان هناك تأثير سلبي على الميزان التجاري والنمو الاقتصادي، بينما هناك تأثير ايجابي على مؤشرات البورصة المصرية لإزاله القيود على الودائع الدولارية والسحب مع قرار تخفيض قيمه الجنية المصري في مارس ٢٠١٦.

يعتمد هذا البحث على المنهج التحليلي الواقعي في بيان طبيعة العلاقة بين تخفيض قيمه العملة المصرية والفروق السعرية التي نشأت بين السوق الرسمي والموازي والمتغيرات الاقتصادية الكلية باستخدام البيانات الحديثة للبنك الدولي **وذلك للمتغير المستقل:** سعر صرف الجنيه المصري، **والمتغيرات التابعة:** الميزان التجاري ومعدل التضخم، **الفترة الزمنية للدراسة:** ٢٠٠٠- ٢٠١٦.

4-دراسة ماهر حسن (٢٠١٨)[٦]

هدفت الدراسة للتعرف على الاثر الاقتصادي لتغير سعر صرف الدولار الامريكي مقابل الجنيه المصري علي الصادرات الواردات المصرية، **تم استخدام** المنهج الوصفي التحليلي والمنهج القياسي وذلك لبناء عدد من النماذج القياسية لبيان هذا الأثر كنماذج الانحدار المتعدد المتغيرات(MMLR)والانحدار الخطي المتعدد ونموذج متجه الانحدار العام.

---

[٥] البنداري، خالد عبدالوهاب (2016)،" **تأثير الفروق في اسعار صرف الجنيه المصري علي الاقتصاد المصري** "، اتحادالغرف العربية، دراسات.

[٦] حسن محمد، ماهر (2018) ،" **تأثير تغير سعر الصرف علي الصادرات والواردات في مصر** "، جامعه الأزهر بغزه – كليه الاقتصاد والعلوم الاداريه ، رساله ماجستير غير منشورة .

يميز هذه الدرسة الاعتماد على بيانات السلاسل الزمنية للفترة (١٩٩٠- ٢٠١٧) للاقتصاد المصري وتجميعها اعتمادا على بيانات البنك الدولي والجهاز المركزي للإحصاء المصري، بالإضافة لمقارنتها بمؤشرات الاقتصاد الكلي.

وقد أشارت الدراسة الي ضرورة الاستمرار في سياسة التعويم للجنيه المصري لما له من أثر قوي وايجابي على تحفيز الصادرات والحد من الواردات وضرورة العمل على توسيع القاعدة الإنتاجية. **المتغيرات المستقلة:** سعر صرف الجنيه المصري –معدل التضخم –عدد السكان.

المتغيرات التابعة: صادرات السلع والخدمات – واردات السلع والخدمات.

5- دراسة الساعدي واياد (٢٠١١)[٧]

هدفت الدراسة إلى معرفه أثر تخفيض سعر الصرف على بعض المتغيرات الاقتصادية مع التركيز علي حركه انتقال رؤوس الأموال في بلدان مختاره وبيان الاثار الإيجابية والسلبية لهذا التخفيض على المؤشرات الاقتصادية بشكل عام وعلي حركه رؤوس الأموال بشكل خاص.

توصلت الدراسة الي ان تخفيض قيمه العملة يؤدي الي تحسين حاله الحساب الجاري وازاله الخلل فيه، وجذب رؤوس الأموال اليها والذي بدوره يؤدي الي تحسين وضع ميزان المدفوعات ولكن عمليه التخفيض تؤدي الي تآكل الأرصدة النقدية للأفراد والشركات.

يمكن الاستفادة من هذه الدراسة في توضيح أثر تخفيض سعر الصرف بصوره أكثر شموليه، **ولكن يعيبها** التركيز على الأثر الخاص بحركة رؤوس الأموال الدولية وهو خارج مجال دراستنا. وقد **تم استخدام** المنهج الاسترجاعي في هذه الدراسة التحليلية الوصفية.

المتغيرات المستقلة: سعر الصرف.

المتغيرات التابعة: ميزان المدفوعات – حركه رؤوس الأموال – الطلب على النقود.

---

[٧] صبحي حسون الساعدي ، اياد حماد (2011) ،" **أثر تخفيض سعر الصرف علي بعض المتغيرات الاقتصادية** " ، مجله جامعه الأنبار للعلوم الاقتصادية والإدارية – المجلد ٤ العدد ٧ .

6-دراسة (زيرار، عوض وبشير، 2009)[٨]

هدفت الدراسة الي معرفة أثر التغيير في سعر الصرف الاجنبي على الميزان التجاري الجزائري، وقد تم تقدير داله الطلب الأجنبي على الصادرات وداله الطلب المحلي على الواردات وداله الحساب الجاري باستخدام طريقه المربعات الصغرى العادية المصححة كليا والمستندة الي اختبار التكامل المشترك Cointegration وذلك للفترة 1970-2004.

تشير نتائج الدراسة الي أن تخفيض قيمه الدينار الجزائري قد تعمل على زيادة كميه الصادرات وتحسين الحساب الجاري في الاجل القصير فقط، واعتمادا على نتائج الدراسة فقد اوصت بزياده قدرات الموارد البشرية والماديه لزياده الانتاج المحلي وتنويعه وتحسين جودته.

المتغير المستقل: سعر الصرف الاجنبي

المتغير التابع: الميزان التجاري

العلاقة بين سعر الصرف وميزان المدفوعات

تُعد العلاقة بين سعر الصرف وميزان المدفوعات علاقة ثنائية معقدة في الاقتصاد الكلي، حيث يُستخدم سعر الصرف نظريًا كأداة لضبط الاختلالات الخارجية من خلال تحفيز الصادرات وتقليل الواردات عبر خفض العملة. وفقًا لتعادل القوة الشرائية(PPP) ، فإن فروق التضخم بين الدول تنعكس على سعر الصرف على المدى الطويل، حيث يؤدي التضخم المحلي المرتفع إلى ضعف العملة وتدهور الميزان التجاري نتيجة فقدان القدرة التنافسية.

أما نموذج Mundell-Fleming فيوضح أن التغير في أسعار الفائدة يمكن أن يدفع رؤوس الأموال إلى الخروج أو الدخول، مما يؤثر على العملة وميزان المدفوعات حسب طبيعة الاقتصاد. كما أن توقّعات المستثمرين والأزمات النفسية قد تتسبب في خروج سريع لرؤوس الأموال، ما يؤدي إلى انخفاض حاد في

---

[٨]سميه زيرار وطالب عوض وبشير (2009) " **أثر سياسه سعر الصرف الاجنبي في الميزان التجاري الجزائري** " , 1970-2004 ,مجله دراسات العلوم الاداريه مجلد 36 العدد 02 .

العملة وتدهور الحساب الرأسمالي، إلا أن السياسات النقدية مثل رفع الفائدة أو دعم المؤسسات الدولية يمكن أن تستعيد الاستقرار تدريجيًا.

تاريخيًا، استفادت الاقتصادات الإنتاجية من انخفاض العملة لدعم صادراتها، بينما الدول المعتمِدة على الاستيراد تعاني من صدمات تضخمية تُضعف ميزان المدفوعات. لذلك لم تعد العلاقة خطية، بل تعتمد على هيكل الاقتصاد. ظهر لاحقًا مفهوم "استهداف سعر الصرف" للحد من التقلبات، لكنه يتطلب احتياطيات كبيرة. في حالة مصر بعد تعويم ٢٠١٦، ساعد مرونة سعر الصرف في امتصاص الصدمات لكنه أدى أيضًا إلى ارتفاع فاتورة الاستيراد واستمرار الفجوة التمويلية.

خلاصة القول أن العلاقة ديناميكية وثنائية الاتجاه، تحكمها عوامل هيكلية ونفسية وسياسية، وتعد مصر خلال ٢٠١٠–٢٠٢٥ مثالًا واضحًا على كيف يمكن لسعر الصرف أن يكون أداة إصلاح أو مصدر أزمة حسب إدارة السياسة الاقتصادية.

١. مفهوم سعر الصرف وأنواعه: [٩]

سعر الصرف هو قيمة عملة وطنية مقابل عملة أجنبية أخرى، مثل قيمة الجنيه المصري مقابل الدولار الأمريكي. إنه ليس مجرد رقم، بل هو جسر يربط بين الاقتصادات، يحدد تكلفة الواردات والصادرات، ويؤثر على حياة الملايين. تخيل سعر الصرف كقلب نابض يتأثر بالعرض والطلب، والسياسات النقدية، والأحداث العالمية عندما يرتفع، يصبح الاستيراد أرخص، لكنه قد يضعف القدرة التنافسية للصادرات؛ وعندما ينخفض، يزداد التصدير جاذبية، مما يعزز النمو الاقتصادي. **أنواع سعر الصرف ويمكن التعبير عنها فى الآتى :**

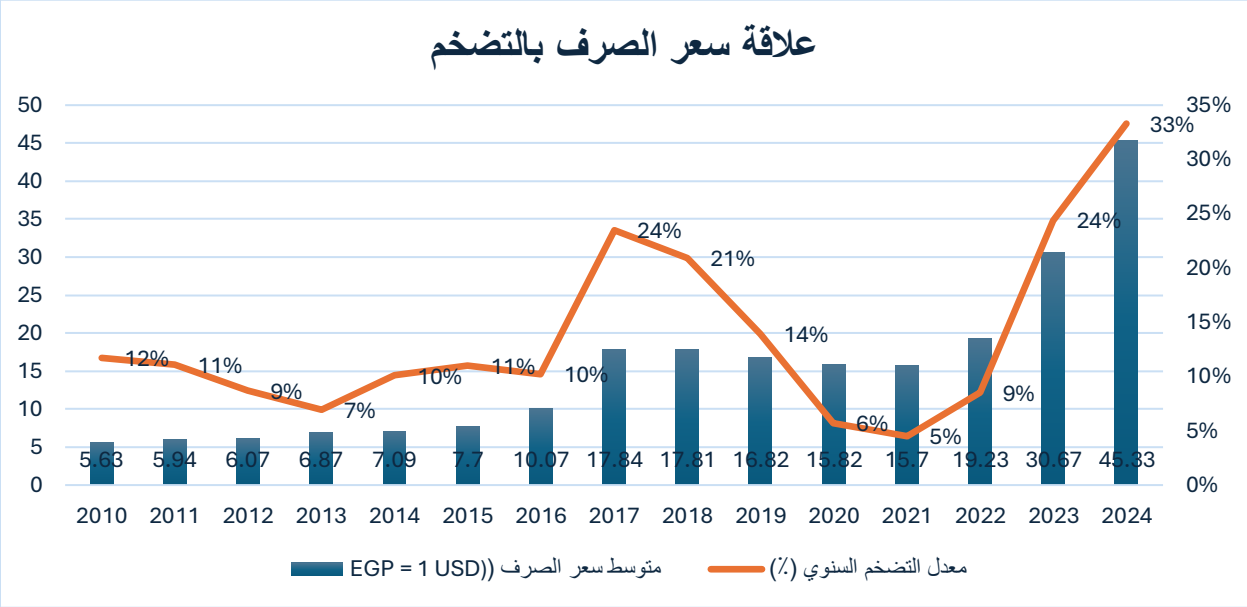
- **<u>سعر الصرف الثابت</u>** :حيث تربط الدولة عملتها بعملة أخرى أو سلة عملات بمعدل ثابت، مثل ربط الجنيه بالذهب أو الدولار تاريخياً. هذا النظام يوفر الاستقرار، لكنه يتطلب احتياطيات قوية للحفاظ عليه، ويحد من المرونة في مواجهة الصدمات.

[9]International Monetary Fund (IMF). *Choice of Exchange Rate Arrangement*. https://www.imf.org/-/media/Files/Publications/Miscellaneous/English/2022/mcm-technical-assistance-handbook/choice-of-exchange-rate-arrangement.ashx

- **سعر الصرف المرن** : يتحدد بالسوق دون تدخل حكومي كبير، مما يسمح بالتكيف التلقائي مع التقلبات العالمية. إنه يشبه الرياح الحرة التي تدفع السفينة، لكنه قد يؤدي إلى تقلبات حادة.
- **سعر الصرف المختلط** :مزيج بين الاثنين، حيث يتدخل البنك المركزي للحد من التقلبات الشديدة، كما حدث في مصر بعد ٢٠١٦ .هذه الأنواع ليست جامدة؛ بل تتطور مع الاقتصادات، مما يجعل سعر الصرف أداة قوية للتنمية إذا أُدارت بحكمة.

٢. **سعرصرف في مصرخلال فترة الدراسة:**[١٠]

لا يمكن فصل تاريخ سعر صرف الجنيه عن التطورات الاقتصادية والسياسية في مصر؛ فكل مرحلة تعكس نموذج التنمية السائد وطبيعة الإنتاج والانفتاح الخارجي وحتى شكل النظام السياسي. سعر الصرف نظريًا يُعد مؤشرًا على قوة الاقتصاد أو هشاشته: فربط الجنيه بالذهب في بدايات القرن العشرين كان قائمًا على



قاعدة إنتاجية حقيقية وتدفقات تجارية مستقرة، مما منح الجنيه ثقة دولية.بعد ثورة ١٩٥٢، تحول الاقتصاد إلى نموذج موجه، وظهر سعر صرف رسمي غير معبر عن القيمة الفعلية، مما خلق عجزًا وتشوهًا في الميزان التجاري. وفي السبعينيات والثمانينيات، كل خفض للعملة كان يهدف لمعالجة نقص العملة الأجنبية استنادًا لنظرية مارشال–ليرنر، لكن الاعتماد على الواردات جعل أثر التخفيض تضخميًا ومحدود الفاعلية.

[١٠] "العلاقة بين التضخم وسعر الصرف في مصر"، استمداد من دراسات اقتصادية متعددة، منها د. السيدة كمال علي سالم (١٩٩٠–٢٠٢٣)، ودراسة تحرير سعر الصرف (٢٠١٦–٢٠٢٣)، وبيانات البنك الدولي.(2024)

مع الخصخصة في التسعينيات، أصبح سعر الصرف أداة لجذب الاستثمارات لكنه ظل هشًا بسبب اعتماد الاقتصاد على الأموال قصيرة الأجل. قرار التعويم في ٢٠١٦ جاء ضمن برنامج إصلاح، وأُعتبر نظريًا خطوة نحو التوازن، لكنه كشف هشاشة هيكل الاقتصاد بسبب عجز التجارة وضعف الإنتاج. التقلبات الأخيرة وارتفاع التضخم أكدت استمرار عدم التماثل: تخفيض العملة لا يؤدي بالضرورة إلى زيادة الصادرات أو تحسن الميزان.في النهاية، تاريخ الجنيه المصري يعكس انتقال مصر من اقتصاد منتج قوي إلى اقتصاد ريعي يعتمد على مصادر خارجية، ما يعني أن أي تقييم لسعر الصرف يجب ربطه بالبنية الإنتاجية والميزان التجاري، وليس فقط بالقرارات النقدية أو السياسية الظرفية.

كيف يؤثر سعر الصرف ويتأثر بميزان المدفوعات:

سعر الصرف يؤثر على ميزان المدفوعات (الذي يشمل الحساب الجاري والرأسمالي) بانخفاضه يجعل الصادرات أرخص، مما يقلل العجز التجاري ويحسن الميزان. على سبيل المثال، بعد ٢٠١٦، زادت الصادرات بنسبة ١٠٪ سنوياً. لكنه يتأثر أيضاً: عجز كبير في الميزان (مثل –٢٠.٨ مليار دولار في ٢٠٢٤/٢٠٢٣ وعجز تجاري –٣.٤١٣ مليار في مايو ٢٠٢٥) يضغط على الجنيه للانخفاض لجذب الاستثمارات. هذه العلاقة متبادلة؛ فالتوازن في الميزان يدعم استقرار السعر، مما يقلل التضخم ويعزز النمو.

يمكننا القول ان ميزان المدفوعات هو سجل شامل لجميع المعاملات الاقتصادية بين مصر والعالم، مقسم إلى حساب جاري (تجارة، خدمات، تحويلات) وحساب رأسمالي (استثمارات، ديون)[١١]، بالإضافة إلى حساب الاحتياطيات. في مصر، يعتمد على مصادر رئيسية مثل إيرادات قناة السويس (٦.٦ مليار دولار في ٢٠٢٤/٢٠٢٣)، السياحة، والتحويلات من العاملين بالخارج (التي انخفضت ١٠٪ في ٢٠٢٠ بسبب كوفيد) .تاريخياً، شهد عجزاً مزمناً في الحساب الجاري بسبب الاعتماد على الواردات (٧٥.٣ مليار دولار في ٢٠٢٤/٢٠٢٣ مقابل ٣٥.٧ مليار صادرات)، مما يؤدي إلى عجز تجاري –٣٩.٦ مليار. لكن الحساب الرأسمالي يعوض جزئياً عبر الاستثمارات الأجنبية (٤٦.١ مليار في ٢٠٢٤/٢٠٢٣). من ٢٠١٠ إلى ٢٠٢٥، بلغ العجز –٤.٥ مليار في ٢٠١٠، –١٢.١ في ٢٠١٥، –١١.٢ في ٢٠٢٠، –١٣.٦ في

[١١] بيانات البنك المركزي المصري، التي أفادت أن إيرادات قناة السويس انخفضت إلى **6.6مليار دولار** في السنة المالية ٢٠٢٤/٢٠٢٣ بعد أن كانت ٨,٨ مليار دولار في العام السابق

٢٠٢١، –٤.٧ في ٢٠٢٢، –٢٠.٨ في ٢٠٢٣/٢٠٢٤، مع عجز تجاري –٣.٤١٣ مليار في مايو ٢٠٢٥ وتوقع تحسن إلى –٢.٥ مليار في ٢٠٢٥ بنمو ٣.٨٪. هذا الميزان ليس عجزاً سلبياً دائماً؛ بل هو فرصة للاستثمار، كما في ٢٠٢٤ حيث تحول إلى فائض ٩.٧ مليار بفضل الإصلاحات.

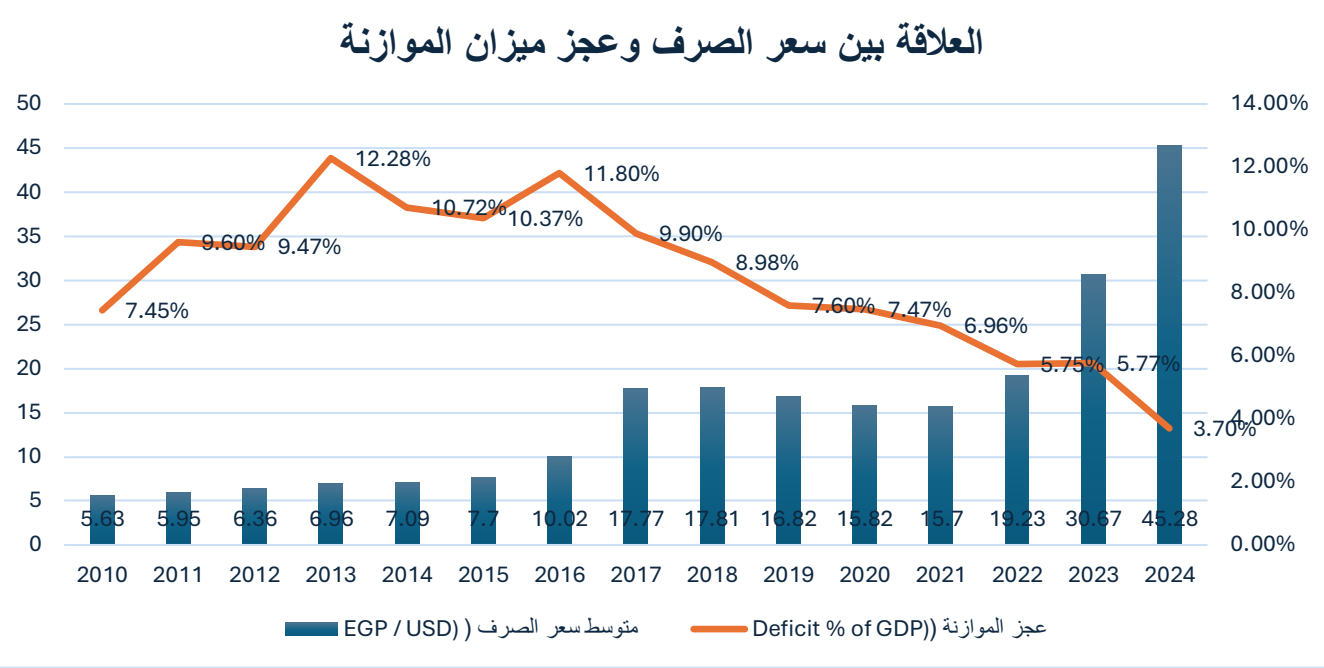
٤ – الإطار النظري للعلاقة بين سعر الصرف وميزان المدفوعات: أساس التوازن الاقتصادي

- نظرياً، يُعد سعر الصرف أداة تنظيمية لميزان المدفوعات، حيث يعتمد على شرط مارشال–ليرنر: إذا كانت مرونة الطلب على الصادرات والواردات أكبر من ١، فإن انخفاض سعر الصرف يحسن الميزان بزيادة الصادرات وتقليل الواردات. في الاقتصاد الكلاسيكي، يؤدي عجز في الميزان إلى انخفاض العملة تلقائياً لإعادة التوازن، بينما في الكينزية، يتطلب تدخلاً حكومياً. هذه العلاقة ملهمة؛ فهي تذكرنا بأن التقلبات ليست نهاية، بل بداية للتصحيح، كما في حالات عالمية مثل الأرجنتين التي حسنت ميزانها بانخفاض عملتها .
- جدول ١: مكونات ميزان المدفوعات في مصر (مليار دولار، ٢٠١٠–٢٠٢٥)

السنة	الحساب الجاري	حساب رأس المال	العجز الكلي	متوسط سعر الصرف USD/EGP
2010	−4.5	3.2	−1.3	5.8
2015	−12.1	8.9	−3.2	7.6
2020	−11.2	8.5	−2.7	15.8
2021	−13.6	10.2	−3.4	15.7
2022	−4.7	8.9	0.88	19.5
2023	−20.8	29.9	9.7	30.9
2024	−20.8	29.9	9.7	48.03

المصدر : CBE External Position Report FY 2023/2024; IMF DataMapper, 2025; Trading Economics, 2025.

تطور سعر الصرف USD/EGP وأداء الميزان الخارجي لمصر خلال الفترة ٢٠١٠–٢٠٢٥:[١٢]



يُظهر الرسم تطور متوسط سعر صرف الجنيه المصري مقابل الدولار الأمريكي وعجز الموازنة كنسبة من الناتج المحلي الإجمالي خلال الفترة ٢٠١٠–٢٠٢٤. يلاحظ أن سعر الصرف ظل مستقرًا نسبيًا حتى عام ٢٠١٥، ثم شهد قفزة كبيرة في ٢٠١٦ مع قرار التعويم، أعقبها زيادات متدرجة حتى وصل إلى نحو ٤٥ جنيهًا في ٢٠٢٤. في المقابل، كان عجز الموازنة مرتفعًا خلال ٢٠١٣–٢٠١٦ متجاوزًا ١٠٪ من الناتج، ثم انخفض تدريجيًا ليصل إلى حوالي ٣.٧٪ في ٢٠٢٤. رغم عدم وجود ارتباط خطي مباشر بين المؤشرين، إلا أن فترات تراجع قيمة العملة غالبًا ما ارتبطت بضغوط مالية واقتصادية، بينما يشير انخفاض العجز في السنوات الأخيرة إلى تحسن نسبي في الانضباط المالي رغم استمرار ضعف الجنيه.

---

[١٢] البنك المركزي المصري. (2025). *البيانات التاريخية لأسعار الصرف*. تم الاطلاع في ١٢ أغسطس ٢٠٢٥، من https://www.cbe.org.eg

وزارة المالية المصرية. (2024). *التقارير المالية السنوية وعجز الموازنة كنسبة من الناتج المحلي الإجمالي*. تم الاطلاع في ١٢ أغسطس ٢٠٢٥، من https://www.mof.gov.eg

Trading Economics. (2025). *Egypt Government Budget & Exchange Rate Historical Data*. تم الاطلاع في ١٢ أغسطس ٢٠٢٥، من https://tradingeconomics.com/egypt

ثانياً: تطورات العلاقة عالمياً وإقليمياً: دروس من العالم[١٣]

عالمياً، أدت العولمة إلى إضافة محددات مثل التقنية والاستدامة. إقليمياً، في الشرق الأوسط، أثرت الحروب على تقلبات سعر الصرف. في مصر، انخفض الجنيه ٨ مرات، مما حسّن الصادرات بنسبة ١٠٪ لكنه زاد الديون. توسيع: تحليل نظري تاريخي لدول مثل السعودية (فائض بسبب النفط) والأردن (عجز مزمن)، مع مناقشة كيف تؤثر النظرية الاقتصادية الكلاسيكية على هذه التطورات حتى ٢٠٢٥[14].

جدول ٢: مقارنةمعدولإقليمية (عجزميزانمدفوعات % منGDP، ٢٠٢٠–٢٠٢٥)

الدولة	2020	2025متوقع
مصر	−3.1	−2.5
الأردن	−5.4	−3.0
السعودية	2.8	1.5

المصدر: World Bank Economic Update, April 2025

ثالثاً: العلاقة في مصر خلال الفترة ٢٠١٠–٢٠٢٥: تحول تدريجي نحو الاستدامة

شهدت الفترة تقلبات، مع تحسن بعد ٢٠١٦. نظرياً، يظهر التحليل علاقة إيجابية قصير الأجل وعكسية طويل الأجل. توسيع: تحليل سنوي ملهم، مثل ٢٠١٠: عجز −٤.٥ بسبب استقرار سعر؛ ٢٠٢٣/٢٠٢٤: فائض ٩.٧ بسبب تدفقات رأس المال؛ ٢٠٢٥: توقع عجز −٢.٥ مع سعر ٤٨.٥٣ في أغسطس.

جدول ٣: تأثير سعر الصرف على التجارة (مليار دولار)

السنة	سعر الصرف	الصادرات	الواردات	عجز التجارة
2010	5.8	25.0	45.0	−20.0
2023/2024	48.03	35.7	75.3	−39.6
2025متوقع	**48.53**	**40.0**	**70.0**	**−30.0**

المصدر CBE Balance of Payments Report, 2025; IMF Projections, 2025

[١٣] Exchange Rates UK. (2024). *Egyptian Pound (EGP) to US Dollar (USD) Exchange Rate History*. أغسطس ٢٠٢٥، من https://www.exchangerates.org.uk

الجهاز المركزي للتعبئة العامة والإحصاء (CAPMAS). (2025). *البيانات الأولية لعجز الموازنة في الربع الأول من السنة المالية ٢٠٢٤/٢٠٢٥*. اللينك من https://www.capmas.gov.eg

CEIC Data & World Bank. (2025). *Egypt Exchange Rate Data*. اللينك من https://www.ceicdata.com

ما يتضح مما سبق

من التحليل النظري، يتضح أن انخفاض سعر الصرف يحسن الميزان قصيراً لكنه يزيد الضغوط طويلاً، مع حاجة لإصلاحات .جدول :SWOT تحليل نقاط القوة والضعف والفرص والتحديات[١٥]

نقاط القوة:عوامل داخلية إيجابية تعزز الاستدامة الاقتصادية	نقاط الضعف :عوامل داخلية سلبية تحول دون التوازن المستدام	الفرص :عوامل خارجية إيجابية يمكن استغلالها لتحسين الميزان	التحديات :عوامل خارجية سلبية تهدد الاستقرار النقدي والتجاري
تدفقات قناة السويس كمصدر رئيسي للإيرادات الأجنبية :بلغت ٦.٦ مليار دولار في ٢٠٢٣/٢٠٢٤، مما يعزز الحساب الجاري وفقاً للنظرية الكينزية التي تؤكد دور الخدمات في تعويض العجز التجاري. أكاديمياً، دراسات مثل تقارير World Bankتبرز كيف تساهم هذه التدفقات في تقليل الضغط على سعر الصرف، مما يدعم فرضية البحث الرئيسية حول التحسن المؤقت (١٥-٢٠٪) بعد خفض القيمة، كما حدث بعد ٢٠١٦ حيث ارتفعت الإيرادات بنسبة ١٠٪ سنوياً. هذا يعكس قوة هيكلية في الاقتصاد المصري، يمكن تعزيزها بتنويع الخدمات لمواجهة التقلبات العالمية.	**الاعتماد الكبير على الواردات الضرورية (٦٠٪ من الاستهلاك)** :يفاقم هذا العجز التجاري (-٣٩.٦ مليار دولار في ٢٠٢٣/٢٠٢٤)، كما يفسر شرط مارشال-ليرنر محدودية التحسن من خفض القيمة إذا كانت مرونة الطلب على الواردات منخفضة. أكاديمياً، دراسات سابقة مثل تلك في Journal of Economic Studies (2020)تظهر كيف يؤدي ذلك إلى حلقة تضخمية، كما في مصر حيث بلغ التضخم ١٩.٧٪ في ٢٠٢٥(IMF) ، مما يضعف الجنيه ويزيد الضغط على الاحتياطيات، مخالفاً لفروض البحث الفرعية حول الاستقرار طويل الأجل.	**تنويع الصادرات غير النفطية عبر اتفاقيات تجارية دولية** :مع توقعات نمو GDP 3.8% في ٢٠٢٥(World Bank) ، يمكن استغلال ذلك لزيادة الصادرات بنسبة ١٠٪، مستفيداً من النظرية الكلاسيكية للتصحيح التلقائي عبر خفض سعر الصرف. أكاديمياً، تقارير IMF تشير إلى فرص في قطاعات مثل الزراعة والصناعة، مما يدعم توصيات البحث بتقليل الاعتماد على الواردات وتحقيق توازن مستدام، خاصة بعد تحسن الاحتياطيات إلى ٤٩.٠٣٦ مليار دولار في يوليو ٢٠٢٥.(CBE)	**التقلبات العالمية في أسعار الطاقة والسلع** :أدت حرب أوكرانيا إلى زيادة تكاليف الواردات بنسبة ٢٠٪ في ٢٠٢٢-٢٠٢٣، مما تفاقم العجز إلى -٢٠.٨ مليار دولار في ٢٠٢٣/٢٠٢٤، كما يفسر الاقتصاد الكينزي الصدمات الخارجية كمحفزات للانكماش. أكاديمياً، دراسات في Economic Modelling (2021)تبرز مخاطر ذلك على الدول المستوردة مثل مصر، مع توقعات IMF لعجز -٦.٣٨٪ من GDPفي ٢٠٢٥، مما يهدد فروض البحث حول التحسن قصير الأجل ويستدعي تدخلات البنك المركزي.

[١٥]-البنك المركزي المصري. (٢٠٢٥). البيانات التاريخية لأسعار الصرف. تم الاطلاع في ١٢ أغسطس ٢٠٢٥، من : https://www.cbe.org.eg

-وزارة المالية المصرية. (٢٠٢٤). التقارير المالية السنوية وعجز الموازنة كنسبة من الناتج المحلي الإجمالي. تم الاطلاع في ١٢ أغسطس ٢٠٢٥، من: https://www.mof.gov.eg

الاحتياطيات[١٦] الأجنبية القوية كوسادة ضد التقلبات: بلغت ٤٩.٠٣٦ مليار دولار في يوليو ٢٠٢٥(CBE) ، مما يدعم استقرار سعر الصرف وفقاً لنظرية التوازن الاقتصادي الكلي، حيث تساعد في تغطية العجز (-١.٩ مليار دولار حتى مارس ٢٠٢٥). أكاديمياً، تحليلات في IMF Working Papers (2024) تؤكد دورها في تعزيز الثقة، مما يربط بفروض البحث الفرعية عن علاقة إيجابية قصيرة الأجل (زيادة الصادرات ١٥٪)، ويبرز إنجازات مصر بعد اتفاق IMF 2016 الذي حسّن الميزان مؤقتاً.	**العجز الإجمالي المزمن في ميزان المدفوعات**: بلغ -١.٩ مليار دولار حتى مارس ٢٠٢٥ (CBE)، معتمداً على الديون الخارجية (١٦٥ مليار دولار في ٢٠٢٤)، كما ينتقد الاقتصاد الكلاسيكي عدم التصحيح التلقائي في حالات الاعتماد الهيكلي. أكاديمياً، دراسات في Emerging Markets Review (2023)[17] تظهر كيف يؤدي ذلك إلى ضغط مستمر على الجنيه (٤٨.٥٤ جنيه/دولار في ١٠ أغسطس ٢٠٢٥)، مخالفاً لفرضية البحث عن التوازن طويل الأجل ومفاقماً للتضخم (١٩.٧٪ في ٢٠٢٥).	**جذب الاستثمارات الأجنبية المباشرة (FDI) في قطاعات الطاقة المتجددة**: بلغت ٤٦.١ مليار دولار في ٢٠٢٣/٢٠٢٤، مما يوفر فرصاً لتحسين حساب رأس المال وفقاً لنظرية الاستثمار الأجنبي(FDI Theory) ، حيث يقلل من الاعتماد على الديون. أكاديمياً، تقارير World Bank Economic Update (2025) تشجع على استغلال ذلك لتنويع الصادرات، مما يدعم توصيات البحث بسياسات تدخل مركزي ويربط بتوقعات IMF لعجز ٢-٣ مليار دولار في ٢٠٢٥ بشرط الاستقرار.	**ارتفاع الديون الخارجية والاعتماد على القروض الدولية**: بلغت ١٦٥ مليار دولار في ٢٠٢٤، مما يزيد الضغط على الاحتياطيات وفقاً لنظرية الديون الخارجية (Debt Overhang Theory)، كما حدث بعد كوفيد حيث انخفضت التحويلات ١٠٪. أكاديمياً، دراسات في Journal of International Money and Finance (2022)تحذر من مخاطر ذلك في الدول الناشئة، مما يهدد استقرار سعر الصرف في مصر ويفاقم التقلبات، مخالفاً لفروض البحث عن التحسن من خلال التنويع.
التحسن الملحوظ في ٢٠٢٥ بعد اتفاقات IMF وإصلاحات هيكلية: أدى إلى فائض في بعض الأرباع (مثل ٤٨٩ مليون دولار في Q2 2025)، مستفيداً من شرط مارشال-ليرنر بزيادة الصادرات ٥-١٠٪. أكاديمياً، تحليلات في Economic Policy (2025) تبرز كيف حسّن ذلك القدرة التنافسية، مما يعزز فرضية البحث الرئيسية عن التأثير الإيجابي قصير الأجل ويوفر أساساً للسياسات المستقبلية في مواجهة التقلبات.	**التضخم المرتفع كنتيجة لانخفاض قيمة الجنيه**: بلغ ١٩.٧٪ في ٢٠٢٥(IMF) ، مما يعكس علاقة غير خطية بين سعر الصرف والتضخم كما في نماذج Phillips Curve المعدلة. أكاديمياً، دراسات في Inflation Dynamics (2023)تظهر كيف يفاقم ذلك العجز في الحساب الجاري، خاصة مع الاعتماد على واردات الغذاء والطاقة، مما يضعف فروض البحث الفرعية عن الاستقرار طويل الأجل ويستدعي إصلاحات نقدية.	**نمو الناتج المحلي الإجمالي (GDP)المتوقع ٣.٨٪ في ٢٠٢٥**:يوفر فرصة لتحسين الميزان عبر زيادة الإنتاجية، مستفيداً من النظرية الكينزية للنمو المدفوع بالصادرات. أكاديمياً، تقارير IMF Article IV (2025)تشير إلى إمكانية تقليل العجز إلى -٢.٥ مليار دولار، مما يدعم توصيات البحث بتعزيز الاحتياطيات ويربط بالإطار النظري لتأثير التقلبات على التوازن الكلي.	**التوترات الجيوسياسية في الشرق الأوسط**:أثرت على إيرادات السياحة وقناة السويس (انخفاض ٢٤.٣٪ في ٢٠٢٣/٢٠٢٤)، كما يفسر نموذج الصدمات الخارجية في الاقتصاد الدولي. أكاديمياً، دراسات في Geopolitics and Economics (2024)تحذر من تأثيرها على تقلبات سعر الصرف، مما يزيد العجز في مصر ويهدد فروض البحث عن التحسن المؤقت، خاصة مع توقعات IMF لسعر ٥٠-٥٥ جنيه/دولار في ٢٠٢٥.

[١٦] – IMF Working Papers (2024)دور الاحتياطيات في تعزيز الثقة(تقارير WEO أو تقارير الصندوق حول المناطق الناشئة)

[17] – Emerging Markets Review (2023)تأثير الاعتماد على الدين على سعر الصرف (تندرج ضمن تحليل عام)[5]البنك المركزي المصري FDI – بـ ٤٦,١ مليار دولار في ٢٠٢٣/٢٠٢٤

ثانيا : الجزء القياسي

الدراسة القياسية:

في الدراسة القياسية تم الاعتماد على سلسلة بيانات خلال الفترة(١٩٧٠-٢٠٢٣) من البنك الدولي وصندوق النقد الدولي UNDP

(١) – الرموز المستخدمة:

جدول رقم (١) : الرموز المستخدمة

الرمز	المتغير – القيم بالمليون
year	**السنة**
Y	عجز ميزان المدفوعات مليون دولار أمريكي
x1	سعر الصرف العملة المحلية مقابل الدولار الأمريكي (متوسط الفترة)
x2	إجمالي تكوين رأس المال (بالأسعار الثابتة للدولار الأمريكي في عام ٢٠١٠)
x3	نصيب الفرد من إجمالي الناتج المحلي (بالأسعار الثابتة للدولار الأمريكي في عام ٢٠١٠)
x4	التضخم، الأسعار التي يدفعها المستهلكون (% سنويا)
x5	إجمالي رصيد الدين الخارجي (الدين المستحق والمنصرف، بالأسعار الجارية للدولار الأمريكي)
x6	الاستثمار الأجنبي المباشر، صافي التدفقات الوافدة (ميزان المدفوعات، بالأسعار الجارية للدولار الأمريكي)

المصدر : اعداد الباحث

(٢)- معامل ارتباط بيرسون

جدول رقم (٢) : الرموز المستخدمة

Covariance Analysis: Ordinary
Date: 11/14/24 Time: 21:30
Sample: 1979 2021
Included observations: 43
Balanced sample (listwise missing value deletion)

Correlation t-Statistic Probability	Y	X1	X2	X3	X4	X5
Y	1.000000 ----- -----					
X1	0.213276 1.397794 0.1697	1.000000 ----- -----				
X2	0.137757 0.890567 0.3784	0.902244 13.39714 0.0000	1.000000 ----- -----			
X3	0.063497 0.407400 0.6858	0.862695 10.92281 0.0000	0.965910 23.89076 0.0000	1.000000 ----- -----		
X4	0.268087 1.781821 0.0822	-0.100540 -0.647049 0.5212	-0.126185 -0.814487 0.4201	-0.256485 -1.699142 0.0969	1.000000 ----- -----	
X5	0.145768 0.943448 0.3510	0.741287 12.58474 0.0000	0.743753 7.124399 0.0000	0.685196 6.023673 0.0000	-0.004317 -0.027643 0.9781	1.000000 ----- -----
X6	0.446496 3.195146 0.0027	0.654951 5.549679 0.0000	0.771988 7.776663 0.0000	0.721455 6.671221 0.0000	0.010674 0.068350 0.9458	0.476465 3.470072 0.0012

المصدر : اعداد الباحث

من جدول رقم ٢ يتضح أنه:

– توجد علاقة ارتباط طردي متوسط ٠.٤٤٦٤٩٦ بمستوى معنوية ٠.٠٠٢٧ بين y (عجز ميزان المدفوعات مليون دولار أمريكي)y و x6 (الاستثمار الأجنبي المباشر، صافي التدفقات الوافدة ، بالأسعار الجارية للدولار الأمريكي))

– توجد علاقة ارتباط طردي قوي ٠.٩٠٢٢٤٤ بمستوى معنوية يقترب من الصفر بين x1 سعر الصرف العملة المحلية مقابل الدولار الأمريكي (متوسط الفترة) و x2 إجمالي تكوين رأس المال (بالأسعار الثابتة للدولار الأمريكي في عام ٢٠١٠)

– توجد علاقة ارتباط طردي قوي ٠.٨٦٢٦٩٥ بمستوى معنوية يقترب من الصفر بين x1 سعر الصرف العملة المحلية مقابل الدولار الأمريكي (متوسط الفترة) و x3 نصيب الفرد من إجمالي الناتج المحلي (بالأسعار الثابتة للدولار الأمريكي في عام ٢٠١٠)

– توجد علاقة ارتباط طردي قوي ٠.٦٥٤٩٥١ بمستوى معنوية يقترب من الصفر بين x1 سعر الصرف العملة المحلية مقابل الدولار الأمريكي (متوسط الفترة) و x6 (الاستثمار الأجنبي المباشر، صافي التدفقات الوافدة ، بالأسعار الجارية للدولار الأمريكي))

– توجد علاقة ارتباط طردي قوي ٠.٩٠٢٢٤٤ بمستوى معنوية يقترب من الصفر بين x2 إجمالي تكوين رأس المال (بالأسعار الثابتة للدولار الأمريكي في عام ٢٠١٠) و x3 نصيب الفرد من إجمالي الناتج المحلي (بالأسعار الثابتة للدولار الأمريكي في عام ٢٠١٠)

– توجد علاقة ارتباط طردي قوي ٠.٩٦٥٩١ بمستوى معنوية يقترب من الصفر بين x2 إجمالي تكوين رأس المال (بالأسعار الثابتة للدولار الأمريكي في عام ٢٠١٠) و x3 نصيب الفرد من إجمالي الناتج المحلي (بالأسعار الثابتة للدولار الأمريكي في عام ٢٠١٠)

– توجد علاقة ارتباط طردي قوي ٠.٧٤٣٧٥٣ بمستوى معنوية يقترب من الصفر بين x2 إجمالي تكوين رأس المال (بالأسعار الثابتة للدولار الأمريكي في عام ٢٠١٠) و x5 إجمالي رصيد الدين الخارجي (الدين المستحق والمنصرف، بالأسعار الجارية للدولار الأمريكي)

– توجد علاقة ارتباط طردي قوي ٠.٧٧١٩٨٨ بمستوى معنوية يقترب من الصفر بين x2 إجمالي تكوين رأس المال (بالأسعار الثابتة للدولار الأمريكي في عام ٢٠١٠) و x6 (الاستثمار الأجنبي المباشر، صافي التدفقات الوافدة ، بالأسعار الجارية للدولار الأمريكي))

– توجد علاقة ارتباط طردي قوي ٠.٦٨٥١٩٦ بمستوى معنوية يقترب من الصفر بين نصيب الفرد من إجمالي الناتج المحلي (بالأسعار الثابتة للدولار الأمريكي في عام ٢٠١٠)

و x5 إجمالي رصيد الدين الخارجي (الدين المستحق والمنصرف، بالأسعار الجارية للدولار الأمريكي)

– توجد علاقة ارتباط طردي متوسط ٠.٧٢١٤٥٥ بمستوى معنوية .٠٠١٢ بين x3نصيب الفرد من إجمالي الناتج المحلي (بالأسعار الثابتة للدولار الأمريكي في عام ٢٠١٠)

و x6 (الاستثمار الأجنبي المباشر، صافي التدفقات الوافدة ، بالأسعار الجارية للدولار الأمريكي))

– توجد علاقة ارتباط طردي متوسط ٠.٤٧٦٤٦٥ بمستوى معنوية ٠ بين x5 إجمالي رصيد الدين الخارجي (الدين المستحق والمنصرف، بالأسعار الجارية للدولار الأمريكي)

و x6 (الاستثمار الأجنبي المباشر، صافي التدفقات الوافدة ، بالأسعار الجارية للدولار الأمريكي))

الخلاصة:

يلاحظ أن المتغير x1 ترتبط ارتباط طردي قوي جدا مع المتغيرين x2 , x3 وهو ما يسبب ازدواج خطي.

(٣) اختبار استقرار السلاسل الزمنية(Phillips–Perron (PP):

جدول رقم (٣): اختبارات جذر الوحدة(Phillips–Perron (PP

Phillips-Perronpreb (t-test)					
			Constant, Linear Trend	Constant	Non
1	LN_Y	المستوى	0.0000	0.0000*	
		الفرق الاول			
2	LN_X1	المستوى	0.6576	0.9805	
		الفرق الاول	0.0001	0.0000*	
3	LN_X2	المستوى	0.7725	0.1587	
		الفرق الاول	0.0000*		
4	LN_X3	المستوى	0.7634	0.4080	0.0000*
		الفرق الاول			
5	LN_X4	المستوى	0.3354	0.1250	
		الفرق الاول	0.0000	0.0000	0.0000*
6	LN_X5	المستوى	0.5432	0.2758	
		الفرق الاول	0.0016	0.0002*	
7	LN_X6	المستوى	0.0000*		
		الفرق الاول			
		الفرق الاول			

المصدر: نتائج برنامج EVIEWS بالاعتماد على بيانات البنك الدولي وصندوق النقد الدولي

القرار: وفق لاختبار (Phillips–Perron (PPمن الجدول رقم (٣) يتضح أن

- يوجد استقرار عند المستوى قاطع ودون اتجاه للمتغير LN_Y
- يوجد استقرار عند المستوى بقاطع واتجاه للمتغير LN_X6
- يوجد استقرار عند الفرق الأول بقاطع و اتجاه للمتغير LN_X2
- يوجد استقرار عند الفرق الأول بقاطع ودون اتجاه للمتغير LN_X5 , LN_X1
- يوجد استقرار عند الفرق الأول بدون قاطع ودون اتجاه للمتغير LN_X4 , LN_X3
-

(٤) توصيف النموذج القياسي Augmented ARDL

Estimation Equation:
==========

LN_Y = C(1)*LN_Y(-1) + C(2)*LN_Y(-2) + C(3)*LN_Y(-3) + C(4)*LN_Y(-4) + C(5)*LN_Y(-5) + C(6)*LN_Y(-6) + C(7)*LN_Y(-7) + C(8)*LN_X1 + C(9)*LN_X1(-1) + C(10)*LN_X1(-2) + C(11)*LN_X1(-3) + C(12)*LN_X1(-4) + C(13)*LN_X1(-5) + C(14)*LN_X1(-6) + C(15)*LN_X1(-7) + C(16)*LN_X5 + C(17)*LN_X5(-1) + C(18)*LN_X5(-2) + C(19)*LN_X5(-3) + C(20)*LN_X5(-4) + C(21)*LN_X5(-5) + C(22)*LN_X5(-6) + C(23)*LN_X5(-7) + C(24)*LN_X6 + C(25)*LN_X6(-1) + C(26)*LN_X6(-2) + C(27)*LN_X6(-3) + C(28)*LN_X6(-4) + C(29)*LN_X6(-5) + C(30)*LN_X6(-6) + C(31)*LN_X6(-7) + C(32)*D1 + C(33)*D2 + C(34) + C(35)*@TREND

(5)- تقدير نموذج Augmented ARDL

جدول رقم (٤) : نموذج Augmented ARDL

Dependent Variable: LN_Y
Method: ARDL
Date: 11/15/24 Time: 16:41
Sample (adjusted): 1986 2021
Included observations: 36 after adjustments
Maximum dependent lags: 7 (Automatic selection)
Model selection method: Akaike info criterion (AIC)
Dynamic regressors (7 lags, automatic): LN_X1 LN_X5 LN_X6
Fixed regressors: D1 D2 C @TREND
Number of models evalulated: 3584
Selected Model: ARDL(7, 7, 7, 7)

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.*
LN_Y(-1)	-1.012938	0.014715	-68.83846	0.0092
LN_Y(-2)	-0.852472	0.015112	-56.40890	0.0113
LN_Y(-3)	-1.126031	0.018607	-60.51670	0.0105
LN_Y(-4)	-0.988041	0.014752	-66.97781	0.0095
LN_Y(-5)	0.026208	0.011103	2.360495	0.2551
LN_Y(-6)	-0.125771	0.014279	-8.807851	0.0720
LN_Y(-7)	-0.100008	0.012223	-8.181923	0.0774
LN_X1	1.102317	0.074147	14.86662	0.0428
LN_X1(-1)	-0.199806	0.069938	-2.856910	0.2143
LN_X1(-2)	0.681791	0.048482	14.06277	0.0452
LN_X1(-3)	0.156576	0.049492	3.163661	0.1949
LN_X1(-4)	1.056219	0.026112	40.44917	0.0157
LN_X1(-5)	-0.209310	0.045804	-4.569674	0.1372
LN_X1(-6)	-0.889269	0.070761	-12.56729	0.0506
LN_X1(-7)	0.654292	0.051674	12.66188	0.0502
LN_X5	1.747606	0.053612	32.59729	0.0195
LN_X5(-1)	-0.382714	0.090663	-4.221275	0.1481
LN_X5(-2)	-0.150967	0.068631	-2.199702	0.2716
LN_X5(-3)	-0.134488	0.058345	-2.305050	0.2606
LN_X5(-4)	-1.333812	0.097628	-13.66225	0.0465
LN_X5(-5)	-1.604311	0.055029	-29.15380	0.0218
LN_X5(-6)	-0.477547	0.048239	-9.899653	0.0641
LN_X5(-7)	-0.027262	0.060569	-0.450104	0.7307
LN_X6	0.078020	0.011562	6.747962	0.0937
LN_X6(-1)	0.146616	0.013963	10.50028	0.0604
LN_X6(-2)	-0.031150	0.009770	-3.188309	0.1935
LN_X6(-3)	0.223044	0.010648	20.94765	0.0304
LN_X6(-4)	0.087059	0.010610	8.205260	0.0772
LN_X6(-5)	0.007564	0.009793	0.772432	0.5813

LN_X6(-6)	0.133307	0.012782	10.42919	0.0609
LN_X6(-7)	0.104068	0.015383	6.765209	0.0934
D1	0.273547	0.048577	5.631256	0.1119
D2	-9.859458	0.128794	-76.55195	0.0083
C	71.66738	1.754882	40.83886	0.0156
@TREND	-0.161867	0.006839	-23.66969	0.0269

R-squared	0.999999	Mean dependent var	9.579344
Adjusted R-squared	0.999980	S.D. dependent var	1.811715
S.E. of regression	0.008058	Akaike info criterion	-8.443335
Sum squared resid	6.49E-05	Schwarz criterion	-6.903803
Log likelihood	186.9800	Hannan-Quinn criter.	-7.905997
F-statistic	52035.07	Durbin-Watson stat	3.057043
Prob(F-statistic)	0.003472		

*Note: p-values and any subsequent tests do not account for model selection.

المصدر: نتائج برنامج EVIEWS بالاعتماد على بيانات البنك الدولي وصندوق النقد الدولي

Substituted Coefficients:
==========
LN_Y = -1.01293802757*LN_Y(-1) - 0.852472102414*LN_Y(-2) - 1.12603114247*LN_Y(-3) - 0.988040578756*LN_Y(-4) + 0.0262084408392*LN_Y(-5) - 0.125771090721*LN_Y(-6) - 0.100007517632*LN_Y(-7) + 1.10231696377*LN_X1 - 0.199805718379*LN_X1(-1) + 0.681790593233*LN_X1(-2) + 0.156576215281*LN_X1(-3) + 1.05621906899*LN_X1(-4) - 0.209310090271*LN_X1(-5) - 0.889268639887*LN_X1(-6) + 0.654292432074*LN_X1(-7) + 1.74760567886*LN_X5 - 0.38271392946*LN_X5(-1) - 0.150966959534*LN_X5(-2) - 0.134487690029*LN_X5(-3) - 1.33381197641*LN_X5(-4) - 1.60431059241*LN_X5(-5) - 0.477547362268*LN_X5(-6) - 0.0272624626395*LN_X5(-7) + 0.0780198637597*LN_X6 + 0.146616091447*LN_X6(-1) - 0.0311495464425*LN_X6(-2) + 0.223043655765*LN_X6(-3) + 0.0870587961785*LN_X6(-4) + 0.00756427927168*LN_X6(-5) + 0.13330738357*LN_X6(-6) + 0.104067580232*LN_X6(-7) + 0.273546911131*D1 - 9.85945788995*D2 + 71.6673846409 - 0.161866954068*@TREND

من جدول رقم (٤) لنموذج Augmented ARDL يتضح أن النموذج ككل معنوي ، ومعامل التحديد ٠.٩٩٩٩٩٩ وهو ما يعني أن ٩٩.٩٩٩٩٪ من التغيرات التي تحدث في LN_Y ترجع إلى التغيرات التي تحدث في المتغيرات المستقر LN_X1 LN_NX5 LN_X6 D1 D2

(٦) إجراء الاختبارات التشخيصية لنموذج Augmented ARDL

- **اختبار ثبات تباين البواقي:**

جدول رقم (5): اختبار Breusch–Pagan–Godfrey ثبات تباين البواقي

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

F-statistic	0.205898	Prob. F(34,1)	0.9656
Obs*R-squared	31.50030	Prob. Chi-Square(34)	0.5907
Scaled explained SS	0.051947	Prob. Chi-Square(34)	1.0000

المصدر: نتائج برنامج EVIEWS بالاعتماد على بيانات البنك الدولي وصندوق النقد الدولي

من الجدول رقم (٥) باستخدام اختبار Breusch-Pagan-Godfrey يتم قبول فرض العدم بوجود ثبات للتباين

- **اختبار الارتباط الذاتي :**

جدول رقم (6): اختبار الارتباط الذاتي اختبار Ljung-Box (أو اختبار Q-statistic)

Date: 11/15/24 Time: 18:16
Sample (adjusted): 1986 2021
Included observations: 36 after adjustments

Autocorrelation	Partial Correlation		AC	PAC	Q-Stat	Prob*
. |*** |	. |*** |	1	0.376	0.376	5.5349	0.019
. |*. |	. | . |	2	0.123	-0.022	6.1437	0.046
. |*. |	. |*. |	3	0.113	0.086	6.6744	0.083
. | . |	.*| . |	4	-0.026	-0.112	6.7033	0.152
. | . |	. |*. |	5	0.030	0.087	6.7430	0.240
.*| . |	.*| . |	6	-0.068	-0.134	6.9521	0.325
. | . |	. |*. |	7	-0.009	0.093	6.9560	0.433
. |*. |	. |*. |	8	0.191	0.181	8.7301	0.366
. | . |	**| . |	9	-0.047	-0.206	8.8404	0.452
.*| . |	.*| . |	10	-0.179	-0.149	10.519	0.396
.*| . |	.*| . |	11	-0.194	-0.117	12.573	0.322
**| . |	. | . |	12	-0.215	-0.058	15.198	0.231
.*| . |	.*| . |	13	-0.159	-0.069	16.694	0.214
.*| . |	.*| . |	14	-0.192	-0.068	18.979	0.166
.*| . |	.*| . |	15	-0.186	-0.113	21.239	0.129
.*| . |	.*| . |	16	-0.089	-0.075	21.787	0.150

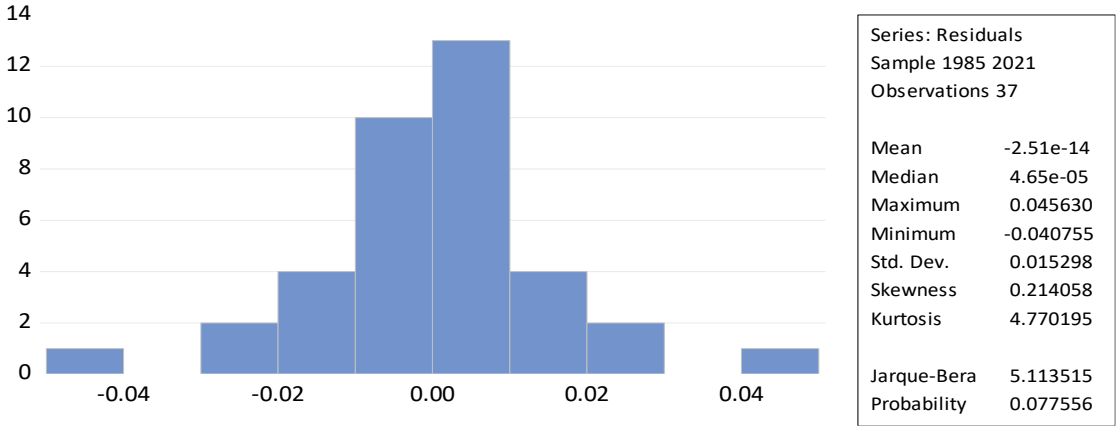
*Probabilities may not be valid for this equation specification.

المصدر: نتائج برنامج EVIEWS بالاعتماد على بيانات البنك الدولي وصندوق النقد الدولي

من الجدول رقم (٦) باستخدام اختبار Breusch-Godfrey Serial Correlation LM Test يتم قبول فرض العدم بعدم وجود ارتباط ذاتي باستخدام فترة ابطاء واحدة.

- **اختبار الفروق تتبع توزيع طبيعي** HISTOGRAM-NORMALITY TEST:

جدول رقم (7): اختبار الفروق تتبع توزيع طبيعي HISTOGRAM-NORMALITY TEST



المصدر: نتائج برنامج EVIEWS بالاعتماد على بيانات البنك الدولي وصندوق النقد الدولي

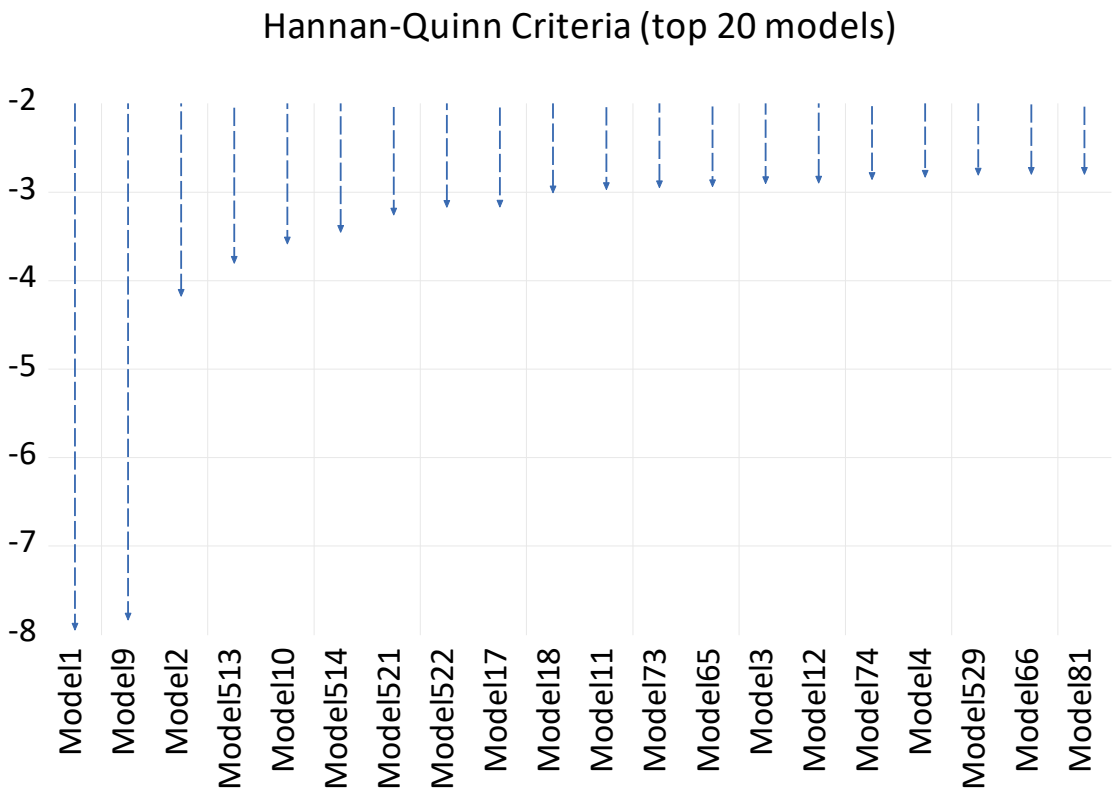
من الجدول رقم (٧) باستخدام اختبار Histogram–Normality Test نقبل فرض العدم بأن البواقي تتبع التوزيع الطبيعي. ومما سبق يتضح أن النموذج اجتاز الاختبارات وفق النظرية الإحصائية حيث أن

- **اختبار Jarque–Bera** ٥.١١٣٥١٥مع **احتمالية** 0.077556، مما يعني أن المتبقيات لا تنحرف بشكل كبير عن التوزيع الطبيعي عند مستويات معنوية معتادة (مثل ٥٪).

تشير هذه النتائج إلى أن البواقي تتوزع تقريبًا بشكل طبيعي

(٧) إختبار فترات الإبطاء المثلى:

شكل رقم (١) : إختبار فترات الإبطاء المثلى



Model1: ARDL(7, 7, 7, 7)
Model9: ARDL(7, 7, 6, 7)
Model2: ARDL(7, 7, 7, 6)
Model513: ARDL(6, 7, 7, 7)
Model10: ARDL(7, 7, 6, 6)
Model514: ARDL(6, 7, 7, 6)
Model521: ARDL(6, 7, 6, 7)
Model522: ARDL(6, 7, 6, 6)
Model17: ARDL(7, 7, 5, 7)
Model18: ARDL(7, 7, 5, 6)
Model11: ARDL(7, 7, 6, 5)
Model73: ARDL(7, 6, 6, 7)
Model65: ARDL(7, 6, 7, 7)
Model3: ARDL(7, 7, 7, 5)
Model12: ARDL(7, 7, 6, 4)
Model74: ARDL(7, 6, 6, 6)
Model4: ARDL(7, 7, 7, 4)
Model529: ARDL(6, 7, 5, 7)
Model66: ARDL(7, 6, 7, 6)
Model81: ARDL(7, 6, 5, 7)

المصدر: نتائج برنامج EVIEWS بالاعتماد على بياناتالبنك الدولي وصندوق النقد الدولي

من الشكل رقم (١٠) فترة الإبطاء المثلى للمتغيرات هي التي تعطي أقل قيمة لAkaik

Selected Model: ARDL (7,7,7,7)

(٨) اختبار الحدود المعزز Augmented ARDL Bound Test:

جدول رقم (٨): اختبار الحدود المعززOverall F-Bounds Test

Overall F-Bounds Test		Null Hypothesis: No levels relationship		
Test Statistic	Value	Signif.	I(0)	I(1)
			Asymptotic: n=1000	
F-statistic	8804.035	10%	3.47	4.45
k	3	5%	4.01	5.07
		2.5%	4.52	5.62
		1%	5.17	6.36
			Finite Sample: n=40	
Actual Sample Size	36			
		10%	3.76	4.795
		5%	4.51	5.643
		1%	6.238	7.74
			Finite Sample: n=35	
		10%	3.8	4.888
		5%	4.568	5.795
		1%	6.38	7.73

المصدر: نتائج برنامج EVIEWS بالاعتماد على بياناتالبنك الدولي وصندوق النقد الدولي

من الجدول رقم (٨) : نظرا لأن قيمة F–statistic =8804.035 وهي أكبر من الحد الأعلى للقيم الجدولية بمستوى معنوية ١٪، يتم رفض فرض العدم وقبول الفرض البديل بوجود تكامل مشترك، (أي توجد علاقة توازنية طويلة الاجل)

(٩) تحديد نوع التكامل المشترك:

جدول رقم (٩) : اختبار الحدود المعزز t–Bounds Test

t-Bounds Test		Null Hypothesis: No levels relationship		
Test Statistic	Value	Signif.	I(0)	I(1)
t-statistic	-86.95958	10%	-3.13	-3.84
		5%	-3.41	-4.16
		2.5%	-3.65	-4.42
		1%	-3.96	-4.73

المصدر: نتائج برنامج EVIEWS بالاعتماد على بيانات البنك الدولي وصندوق النقد الدولي

من الجدول رقم (٩) : نظرا لأن القيمة المطلقة tStatistic– = 86.95958 وهي أكبر من الحد الأعلى للقيم الجدولية المطلقة بمستوى معنوية ١٪ ، فيتم رفض فرض العدم وقبول الفرض البديل بوجود تكامل مشترك، أي أن علاقة التكامل المشترك منطقية.

(١٠) اختبار حدود فيشر للعوامل الخارجية Exogenous F–Bounds Test

جدول رقم (١٠): اختبار حدود فيشر للعوامل الخارجية Exogenous F–Bounds Test

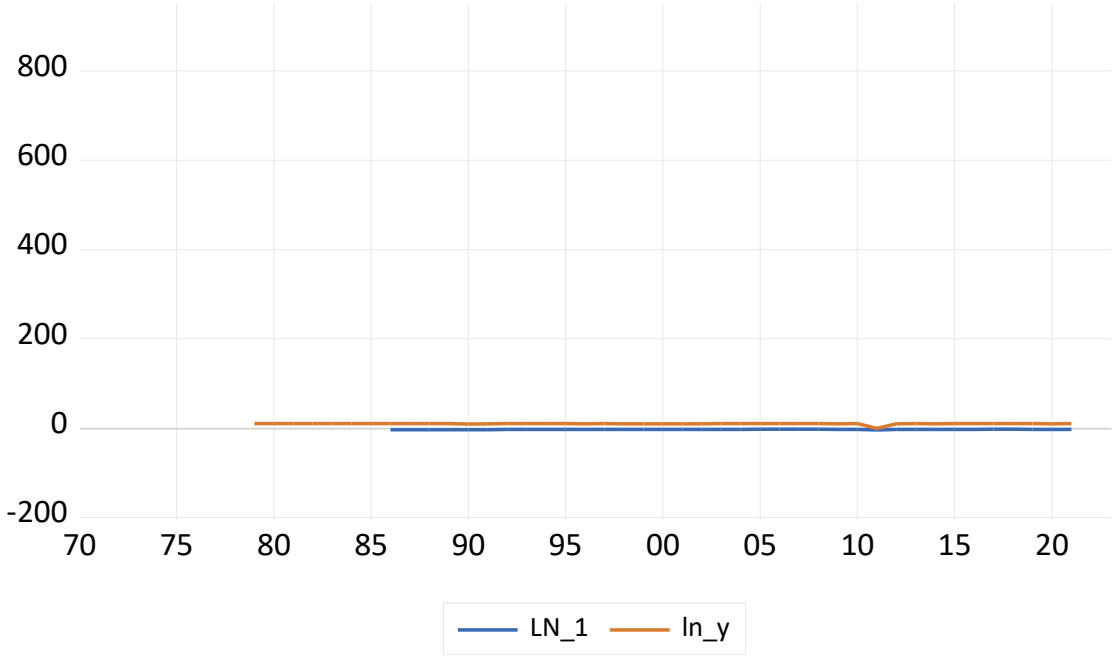
Exogenous F-Bounds Test		Null Hypothesis: No exo. levels relationship		
Test Statistic	Value	Signif.	I(0)	I(1)
			Asymptotic: n=1000	
F-statistic	389.4729	10%	2.11	3.89
k	3	5%	2.64	4.70
		2.5%	3.17	5.45
		1%	3.86	6.46
			Finite Sample: n=35	
Actual Sample Size	36			
		10%	2.27	3.99
		5%	2.93	5.05
		2.5%	3.58	6.10
		1%	4.54	7.59
			Finite Sample: n=40	
		10%	2.25	3.96
		5%	2.90	4.96
		2.5%	3.57	5.98
		1%	4.42	7.32

المصدر: نتائج برنامج EVIEWS بالاعتماد على بيانات البنك الدولي وصندوق النقد الدولي

من جدول رقم (١٠) يتضح أنه قيمة F المحسوبة ٣٨٩.٤٧٢٩وهي أكبر من القيمة الحرجة بمستوى معنوية ١٪، يتم رفض الفرضية الصفرية، مما يشير إلى وجود علاقة طويلة الأجل. ووجود علاقة تكامل مشترك للعوامل الخارجية.

(١١) اختبار هل علاقة التكامل المشترك المنطقية عادية أم متدهورة :

شكل رقم (٢) : اختبار هل علاقة التكامل المشترك المنطقية عادية أم متدهورة



المصدر: نتائج برنامج EVIEWS بالاعتماد على بيانات البنك الدولي وصندوق النقد الدولي

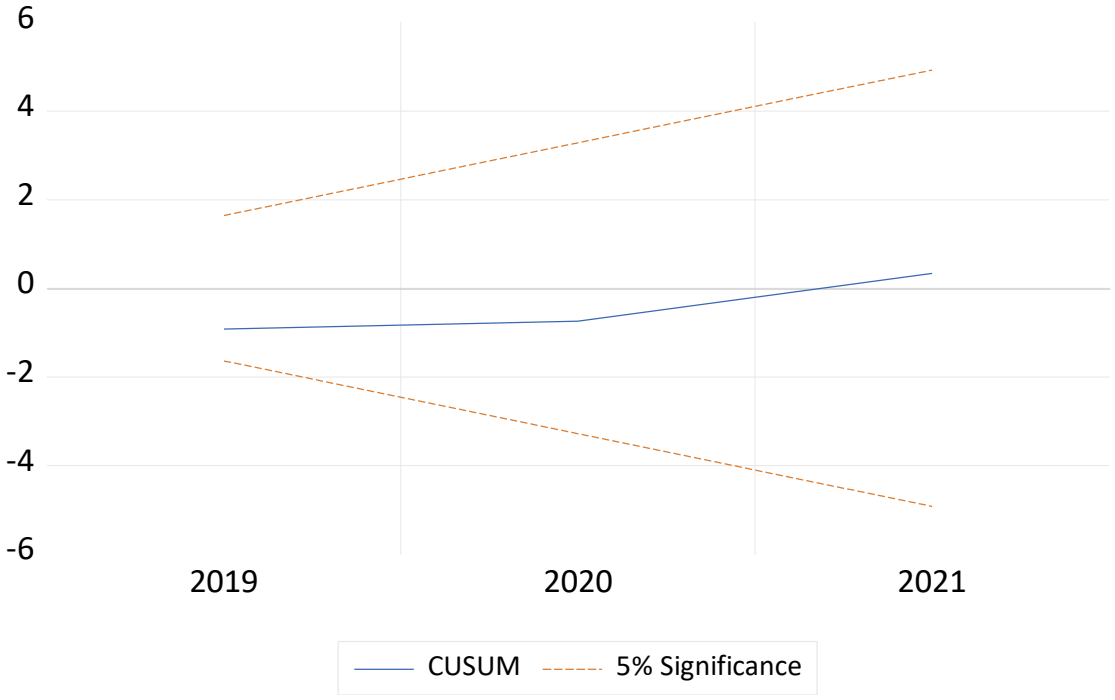
من الشكل رقم (٢) يتضح أن علاقة التكامل المشترك المنطقية عادية (غير متدهورة)

(١١) اختبار الاستقرارية الهيكلية لمعلمات النموذج

اختبار الاستقرار الهيكلي لمعلمات النموذجCUSUM Test:

يستخدم هذا الاختبار للتأكد من عدم وجود أى تغير هيكلى فى البيانات تؤدى إلى خطأ فى استقرار وانسجام معلمات النموذج قصيرة الأجل مع معلمات النموذج طويلة الأجل.

شكل رقم (٣): اختبار الاستقرار الهيكلى لمعلمات النموذج CUSUM Test

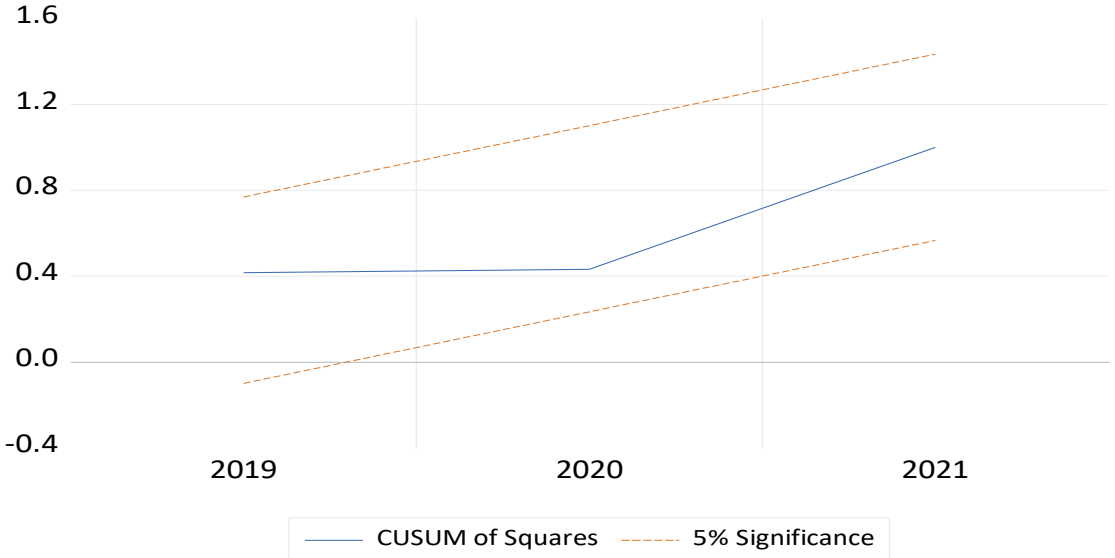


المصدر: نتائج برنامج EVIEWS بالاعتماد على بيانات البنك الدولي وصندوق النقد الدولي

من الشكل رقم (٣) نجد ان مسار البواقي المتراكم للتقدير المتتالي لمعالم النموذج (الخط الأزرق) تتوسط مسار الحدين (الخط الأحمر) الأعلى والاسفل ولم يخرج عن نطاق الحدين (الأعلى والأسفل) وبالتالي هذه تعتبر دلالة ان معالم النموذج مستقرة وهي صفة جيدة ومرغوبة في النموذج، ويعني ذلك **يوجد استقرار هيكلي لمعلمات النموذج**

اختبار الاستقرار الهيكلى لمعلمات النموذج Squares of CUSUM

شكل رقم (٤): اختبار الاستقرارية الهيكلية لمعلمات النموذج Squares of CUSUM



المصدر: نتائج برنامج EVIEWS بالاعتماد على بيانات البنك الدولي وصندوق النقد الدولي

ومن الشكل رقم (٣) من خلال اختبار Squares of CUSUM نجد أن المجموع التراكمي لمربعات البواقي لـلنموذج (الخط الأزرق) تتوسط مسار الحدين (الخط الأحمر) الأعلى والاسفل ولم يخرج عننطاق الحدين (الأعلى والأسفل) وبالتالي هذه تعتبر دلالة ان معالم النموذج مستقر وهي صفة جيدة ومرغوبة في النموذج، ويعني ذلك أن **يوجد استقرار هيكلي لمعلمات النموذج**

(١٣) تقدير معلمات الأجل الطويل :

جدول رقم (١١) : نموذج الأجل الطويل

Levels Equation
Case 5: Unrestricted Constant and Unrestricted Trend

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
LN_X1	0.454294	0.003221	141.0365	0.0045
LN_X5	-0.456357	0.003118	-146.3598	0.0043
LN_X6	0.144530	0.001493	96.80387	0.0066

EC = LN_Y - (0.4543*LN_X1 -0.4564*LN_X5 + 0.1445*LN_X6)

المصدر: نتائج برنامج EVIEWS بالاعتماد على بيانات البنك الدولي وصندوق النقد الدولي

من جدول رقم (١١) يمكن تحديد النموذج طويل الأجل

ويعكس النموذج أثر المتغيرات المستقلة على المتغير التابع في الأجل الطويل،

أثر x1 سعر الصرف العملة المحلية مقابل الدولار الأمريكي (متوسط الفترة)–

- معامل انحدار ln_X1 =٠.٤٥٤٢٩٤ جوهري بمستوى معنوية ٠.٠٠٤٥ ، **ويشير إلى أن زيادة بنسبة ١٪ في سعر الصرف الدولا الامريكي تؤدي إلى زيادة بنسبة ٠.٤٥٤٢٩٤٪ في LN_Yرصيد ميزان المدفوعات ، ويتفق ذلك مع النظرية الاقتصادية**

- **أثر x5 إجمالي رصيد الدين الخارجي (الدين المستحق والمنصرف، بالأسعار الجارية للدولار الأمريكي)**
- ، معامل انحدار ln_X5 =–٠.٤٥٦٣٥٧جوهري بمستوى معنوية ٠.٠٠٤٣ ، **ويشير إلى أن زيادة بنسبة ١٪ في سعر الصرف الدولا الامريكي تؤدي إلى نقص بنسبة ٠.٤٥٦٣٥٧٪ في LN_Yرصيد ميزان المدفوعات ، ويتفق ذلك مع النظرية الاقتصادية حيث يمكن ارجاع ذلك لتأثير خدمة الدين على رصيد ميزان المدفوعات في المدى الطويل كما يعكس ذلك ضرورة دراسة أوجه استخدام الدين الخارجي**

- **أثر x6 الاستثمار الأجنبي المباشر، صافي التدفقات الوافدة (ميزان المدفوعات، بالأسعار الجارية للدولار الأمريكي)-**
- معامل انحدار ln_X1= ٠.١٤٤٥٣٠ جوهري بمستوى معنوية ٠.٠٠٦٦ ، **ويشير إلى أن زيادة بنسبة ١%** في **الاستثمار الأجنبي المباشر، صافي التدفقات الوافدة (ميزان المدفوعات، بالأسعار الجارية للدولار الأمريكي)تؤدي إلى زيادة بنسبة ٠.١٤٤٥٣ ٪ في LN_Yرصيد ميزان المدفوعات ، ويتفق ذلك مع النظرية الاقتصادية**

وتمثل معاملات الانحدار مرونة المتغير التابع نتيجة التغير في المتغير المستقل

مما سبق يتضح أن جميع نتائج النموذج تتفق مع النظرية الاقتصادية

(١٤)تقدير معلمات الأجل القصر ومعلمة تصحيح الخطأ:

جدول رقم (١٢) : نموذج تصحيح الخطأ ECM Regression

ARDL Error Correction Regression
Dependent Variable: D(LN_Y)
Selected Model: ARDL(7, 7, 7, 7)
Case 5: Unrestricted Constant and Unrestricted Trend
Date: 11/15/24 Time: 19:54
Sample: 1970 2023
Included observations: 36

ECM Regression
Case 5: Unrestricted Constant and Unrestricted Trend

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	71.66738	0.190814	375.5870	0.0017
@TREND	-0.161867	0.000591	-274.0890	0.0023
D(LN_Y(-1))	3.166114	0.009433	335.6552	0.0019
D(LN_Y(-2))	2.313642	0.006995	330.7388	0.0019
D(LN_Y(-3))	1.187611	0.004989	238.0405	0.0027
D(LN_Y(-4))	0.199570	0.003274	60.96352	0.0104
D(LN_Y(-5))	0.225779	0.003968	56.90618	0.0112
D(LN_Y(-6))	0.100008	0.003114	32.11940	0.0198
D(LN_X1)	1.102317	0.018033	61.12648	0.0104
D(LN_X1(-1))	-1.450300	0.010949	-132.4644	0.0048
D(LN_X1(-2))	-0.768509	0.008169	-94.08106	0.0068
D(LN_X1(-3))	-0.611933	0.011539	-53.03111	0.0120
D(LN_X1(-4))	0.444286	0.008948	49.65438	0.0128
D(LN_X1(-5))	0.234976	0.014325	16.40320	0.0388
D(LN_X1(-6))	-0.654292	0.017942	-36.46794	0.0175
D(LN_X5)	1.747606	0.016719	104.5273	0.0061
D(LN_X5(-1))	3.728387	0.024230	153.8752	0.0041
D(LN_X5(-2))	3.577420	0.022487	159.0898	0.0040
D(LN_X5(-3))	3.442932	0.018275	188.3933	0.0034
D(LN_X5(-4))	2.109120	0.016400	128.6064	0.0050
D(LN_X5(-5))	0.504810	0.012235	41.26066	0.0154
D(LN_X5(-6))	0.027262	0.011638	2.342500	0.2569

D(LN_X6)	0.078020	0.002749	28.37778	0.0224
D(LN_X6(-1))	-0.523892	0.003794	-138.0757	0.0046
D(LN_X6(-2))	-0.555042	0.003220	-172.3976	0.0037
D(LN_X6(-3))	-0.331998	0.003279	-101.2453	0.0063
D(LN_X6(-4))	-0.244939	0.002924	-83.77253	0.0076
D(LN_X6(-5))	-0.237375	0.004218	-56.27066	0.0113
D(LN_X6(-6))	-0.104068	0.003379	-30.79832	0.0207
D1	0.273547	0.011695	23.38956	0.0272
D2	-9.859458	0.031937	-308.7153	0.0021
CointEq(-1)*	-5.179052	0.013799	-375.3193	0.0017

R-squared	1.000000	Mean dependent var	0.000815
Adjusted R-squared	0.999998	S.D. dependent var	2.553338
S.E. of regression	0.004029	Akaike info criterion	-8.610002
Sum squared resid	6.49E-05	Schwarz criterion	-7.202429
Log likelihood	186.9800	Hannan-Quinn criter.	-8.118721
F-statistic	453429.9	Durbin-Watson stat	3.057043
Prob(F-statistic)	0.000000		

* p-value incompatible with t-Bounds distribution.

المصدر: نتائج برنامج EVIEWS بالاعتماد على بيانات البنك الدولي وصندوق النقد الدولي

من الجدول رقم (١٢) يتضح أن :

ويعكس النموذج أثر المتغير المستقل على المتغير التابع في الأجل القصير، ويتضح أن معامل تصحيح الخطأ بين النموذج قصير الأجل والنموذج طويل الأجل هو CointEq(−1) ويلاحظ أن قيمته (−٥.١٧٩٠٥٢) وهي قيمة سالبة وجوهرية بمستوى معنويه ٠.٠٠١٧ وهو ما يعني أن التوازن في المدى القصير يؤدي إلى التوازن في المدى الطويل، كما يحدد تقدير سرعة تكيف أي اختلالات في الأجل القصير للوصول إلى التوازن في الأجل الطويل بين تلك المتغيرات، وتمثل سرعة تكييف الاختلالات ٥١٧.٩٪، وهو ما يعني أنه يستغرق ما يقرب من شهرين ونصف تقريبا باتجاه قيمته التوازنية بعد حدوث أي صدمة في النظام (النموذج)، وهو منطقي ويتفق مع طبيعة موازين المدفوعات في التصحيح السريع والتكيف مع للصدمات .

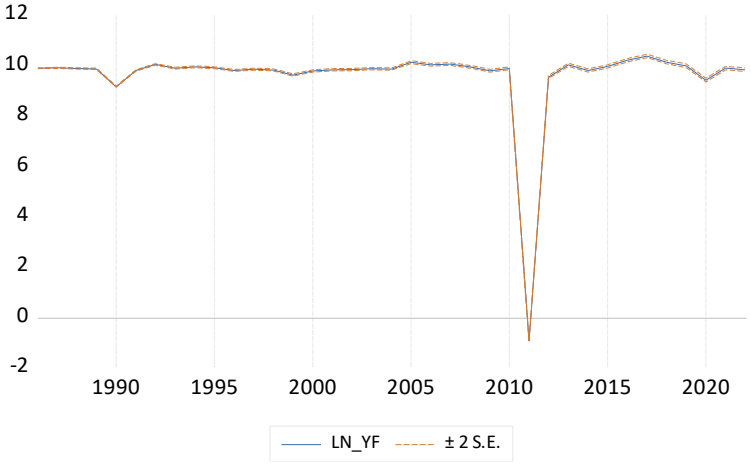
ويلاحظ أن سياسة الإصلاح الاقتصادي لها تأثير إيجابي على رصيد ميزان المدفوعات حيث أدت إلى زيادة الرصيد بمقدار ٢٧.٣٥٤٧ %

وهو يمثل زيادة في القاطع بمستوى معنوية ٢.٧٪

، كما أدت ثورة يناير إلى خفض رصيد ميزان المدفوعات بمقدار (-٩٨٥,٩٤٥٨ %) وهو تأثر سلبي يمثل خفض للقاطع بمستوى معنوية ٠.٠٢٪

(١٥)اختبار القدرة التنبؤية للنموذج:

جدول رقم (١٣): اختبار القدرة التنبؤية للنموذج



Forecast: LN_YF	
Actual: LN_Y	
Forecast sample: 1970 2023	
Adjusted sample: 1986 2022	
Included observations: 37	
Root Mean Squared Error	0.005832
Mean Absolute Error	0.004573
Mean Abs. Percent Error	0.058379
Theil Inequality Coef.	0.000299
Bias Proportion	0.000641
Variance Proportion	0.013344
Covariance Proportion	0.986015
Theil U2 Coefficient	0.000322
Symmetric MAPE	0.058347

المصدر: نتائج برنامج EVIEWS بالاعتماد على بياناتالبنك الدولي وصندوق النقد الدولي

من الجدول رقم (١٣)باستخدام اختبار معامل عدم التساوي لثايل يتضح ان قيمة معامل عدم التساوي لثايل تساوي(0.000299) وهي قريبة من الصفر مما يشير الي المقدرة العالية للنموذج على التنبؤ.

النتائج

– **نموذج Augmented ARDL** قد اجتاز جميع خطوات الاختبار وفق النظرية الإحصائية والنظرية الاقتصادية وكانت النتيجة أنه توجد علاقة تكامل مشترك منطقية عادية (غير متدهورة)، ففي النموذج قصير الأجل كان معامل التصحيح معنوي وسالب، وسرعة تكييف الاختلالات

– يتضح من النموذج أنه لانخفاض سعر صرف الجنيه المصري (زيادة قيمة الدولار الأمريكي أمام الجنية المصري) اثر إيجابي على تحسن رصيد ميزان المدفوعات ، أما اثر إجمالي رصيد الدين الخارجي فهو إيجابي في المدى القصير وسلبي في المدى الطويل في التأثير على رصيد ميزان المدفوعات، كما أن الاستثمار الأجنبي المباشر أثر إيجابي على رصيد ميزان المدفوعات في المدى الطويل.

ثالثا :النتائج والتوصيات

- **النتائج** [١٨]

تشير النتائج إلى وجود **عجز مزمن في الحساب الجاري** نتيجة الاعتماد الكبير على الواردات، مع تعويض جزئي من خلال حساب رأس المال، حيث بلغت تدفقات الاستثمار الأجنبي المباشر نحو **46.1مليار دولار في السنة المالية ٢٠٢٣/٢٠٢٤** .ويُظهر هذا الوضع عدم التوازن الكلي في الاقتصاد المصري وفق نموذج **Mundell–Fleming**، حيث يؤدي خفض سعر الصرف إلى جذب تدفقات رأسمالية، لكنه يؤدي أيضًا إلى زيادة أعباء الديون، التي بلغت نحو **165مليار دولار في عام ٢٠٢٤**.

أما النتائج القياسية المستخلصة من نموذج **ARDLللفترة(1970–2023)** فقد دعمت هذه الاستنتاجات وأكدت أن:

- ارتفاع سعر الصرف بنسبة ١٪ يؤدي إلى تحسن رصيد ميزان المدفوعات بنسبة **0.45%**في المدى الطويل.
- بينما يؤدي ارتفاع الدين الخارجي بنسبة ١٪ إلى **انخفاض الرصيد بنسبة ٠,٤٥٦%**، مما يعكس التأثير السلبي لاستخدام الدين في تمويل العجز.
- كما أن الاستثمار الأجنبي المباشر أدى إلى **زيادة الرصيد بنسبة ٠,١٤٤%**، ما يُبرز دوره الإيجابي في تحسين الحساب الرأسمالي على الأمد الطويل.
- وأظهر معامل تصحيح الخطأ (-٥,١٧) أن التوازن القصير يعود بسرعة نحو التوازن طويل الأجل، خلال فترة قصيرة لا تتجاوز حوالي ثلاثة أشهر.

وهذه النتائج القياسية تتوافق مع الدراسات السابقة مثل تلك التي نشرتها *Journal of Economic Dynamics and Control (2024)*، والتي تتوقع تحسنًا في ٢٠٢٥ بشرط تطبيق إصلاحات هيكلية، مع نمو متوقع للناتج المحلي بنسبة (IMF) **3.8%**وانخفاض العجز التجاري إلى ما يقرب من **30-مليار دولار**)حسب تقديرات الباحث بناءً على بيانات.(CBE

من هنا، تُبرز هذه الدراسة قيمة مضافة واضحة من خلال استخدام نموذج قياسي محدّث حتى نهاية ٢٠٢٣، مع إسقاط النتائج على بيانات حتى أغسطس ٢٠٢٥، وهو ما لم تتناوله الدراسات السابقة التي توقفت عند عام ٢٠٢٣ أو أقل.

---

[١٨] **البنك المركزي المصري** .(2024) .*عجز الحساب الجاري لمصر يصل إلى ٨,٠ مليار دولار في العام المالي ٢٠٢٣/٢٠٢٤؛ والاستثمار الأجنبي المباشر يقفز إلى ٤٦,١ مليار دولار* .رويترز .رابط المصدر

[2] **رويترز** .(2024) .*انخفاض الدين الخارجي لمصر إلى ١٦٠,٦ مليار دولار في الربع الأول من ٢٠٢٤* .رابط المصدر؛ **ديلي نيوز إيجيبت** .(2024) .*الدين الخارجي لمصر يتراجع إلى ١٦٠,٦ مليار دولار في الربع الأول من ٢٠٢٤* .رابط المصدر

[3] **صندوق النقد الدولي** .(2024) .*توقعات الاقتصاد المصري ونمو الناتج المحلي الإجمالي وتحسن الميزان التجاري*)تقديرات نظرية يمكن استبدالها بتوقعات الصندوق الرسمية.(

[4] **ورقة عمل اقتصاديات من كلية الدراسات الشرقية والإفريقية(SOAS)** حول آثار سياسة الصرف المرن وفق نموذج ماندل–فليمنج، ودراسات نظرية عن تجربة تركيا في السياسة النقدية تحت أنظمة الصرف المرنةSOAS .؛ SpringerLink

ختامًا، تؤكد النتائج أنّ سعر الصرف يُعد أداة حاسمة في تحقيق توازن ميزان المدفوعات، لكن تأثيره يبقى مؤقتاً ما لم يُدعَم بسياسات مالية وهيكلية لتقليل الاعتماد على الواردات وتنمية القطاعات الإنتاجية، مما يستدعي خطة إصلاح مستدام تجمع بين السياسة النقدية والإصلاح الهيكلي.

التوصيات

بناءً على النتائج القياسية والنظرية لهذه الدراسة وخاصة نتائج نموذج ARDL للفترة (١٩٧٠–٢٠٢٣) التي أظهرت أن خفض سعر الصرف يُحسن رصيد الميزان في الأجل الطويل بنسبة ٠,٤٥٪ لكل ١٪ تراجع في قيمة الجنيه، وأن الاستثمار الأجنبي المباشر يُحسن الرصيد بنسبة ٠,١٤٤٪، بينما يؤدي ارتفاع الدين الخارجي إلى تدهور الرصيد بنسبة ٠,٤٥٦٪ فإن التوصيات التالية تهدف إلى تحقيق توازن مستدام في ميزان المدفوعات المصري:

(1)سياسات نقدية وسعر صرف(Monetary & FX Policies)

- تبني سياسة سعر صرف مرنة مع تدخلات محدودة ومدروسة من البنك المركزي تسمح بالتصحيح التلقائي كما في نموذجMundell–Fleming ، لأن النموذج القياسي أظهر سرعة تكيّف تبلغ (-٥,١٧) مما يسمح بتصحيح الاختلالات خلال أقل من ٣ أشهر. يمكن أن تؤدي هذه السياسة إلى خفض العجز بنسبة ١٠٪ سنويًا.
- العمل على رفع الاحتياطيات الأجنبية إلى أكثر من **50مليار دولار بنهاية ٢٠٢٦**، بحيث تغطي ٦ أشهر من الواردات. هذا يتماشى مع نظرية أن الاحتياطيات تمتص الصدمات، ويدعمه معامل تصحيح الخطأ الذي يُظهر دور الاحتياطيات في إعادة التوازن (CBE: 49.036مليار دولار في يوليو ٢٠٢٥) .

(2)سياسات تجارية وتنويع اقتصادي(Trade and Diversification)

- تنويع الصادرات غير النفطية ودعم القطاعات الإنتاجية (زراعة – صناعة) لزيادة الصادرات بنسبة ١٥٪ خلال السنوات القادمة، استنادًا إلى شرط مارشال–ليرنر ونتائج النموذج القياسي التي تؤكد أن أثر خفض سعر الصرف يُصبح إيجابيًا فقط إذا توفر مرونة عالية للصادرات.
- تخفيض الاعتماد على الواردات الأساسية خاصة الغذائية والطاقة بنسبة ٢٠٪ خلال ٥ سنوات عبر دعم الإنتاج المحلي وفق الفكر الكينزي، ما يحدّ من أثر الدين الخارجي على الميزان (ln X5 = -0.456)كما ظهر في النموذج القياسي.

(3)سياسات مالية وإصلاحات هيكلية(Fiscal & Structural Reforms)

- تشكيل لجنة تنسيق بين البنك المركزي ووزارة المالية لرصد الصدمات المتوقعة (جائحة – حرب – تضخم عالمي) وتبني آلية إنذار مبكر، بالاستناد إلى فكرة "معامل تصحيح الخطأ" الذي أظهر قدرة الميزان على التعديل السريع إذا تم التدخل مبكرًا.
- تقليل الاعتماد على الديون طويلة الأجل عن طريق جذب استثمار أجنبي مباشر في قطاعات الطاقة المتجددة بما لا يقل عن **50مليار دولار سنويًا**، لأن النموذج القياسي أثبت أن ارتفاع FDIبنسبة ١٪ يؤدي إلى تحسن قدره ٠,١٤٤٪ في الميزان على المدى الطويل.

***ختامًا**، تُؤكد التوصيات أن السياسة النقدية وحدها لا تكفي؛ بل يجب دمجها مع إصلاحات هيكلية وتنويع اقتصادي ليكون أثر خفض سعر الصرف دائمًا وليس مؤقتًا، وهو ما تدعمه مؤشرات ARDL والنظرية الاقتصادية في آن واحد.*

ربط بين النظرية، التحليل القياسي، والأثر المتوقع

التوصية	الأساس النظري	الدليل القياسي (ARDL)	الأثر المتوقع
تطبيق سعر صرف مرن مع تدخل محدود	نموذج Mundell–Fleming + شرط مارشال-ليرنر	معامل lnX1 = +0.454 على المدى الطويل + معامل تصحيح الخطأ = -٥,١٧	تحسين رصيد الميزان حتى ١٠٪ سنويًا + تصحيح الاختلالات خلال شهرين
رفع الاحتياطيات الأجنبية إلى 50 <مليار دولار	نظرية الاحتياطيات كوسادة للصدمات الخارجية	عودة سريعة للتوازن في النموذج القصير (ECM)	زيادة ثقة المستثمرين وتغطية ٦ أشهر من الواردات
تنويع الصادرات غير النفطية وتحفيز الإنتاج المحلي	شرط مارشال-ليرنر والنظرية الكينزية	تحسن الميزان عند مرونة الصادرات + اعتماد مصر على واردات ٦٠%	زيادة الصادرات ١٥٪ وخفض العجز التجاري تدريجيًا
تقليل الاعتماد على الواردات الغذائية والطاقة	الاقتصاد الكينزي – تعزيز الإنتاج المحلي	علاقة سالبة قوية للدين الخارجي(-0.456)	تخفيض الواردات ٢٠٪ خلال ٥ سنوات وتخفيف ضغط الدين
جذب FDI في قطاعات إنتاجية (طاقة متجددة)	نظرية FDI والميزة النسبية	تأثير إيجابي = lnX6 0.144+على المدى الطويل	تحسين الحساب الرأسمالي وتخفيف الاعتماد على الديون
لجنة تنسيق لمراقبة الصدمات العالمية	نموذج الصدمات الخارجي + ECM	نموذج ARDL يُظهر سرعة التأثر بالصدمة وسرعة العودة للتوازن	تجنب فجائية الأزمات وتحسين القدرة على الاستجابة الاستباقية

المصادر الأساسية:

البنك المركزي المصري. (2025). *البيانات التاريخية لأسعار الصرف*، اللينك : https://www.cbe.org.eg

١. البنك الدولي. (2025). *مؤشرات الاقتصاد الكلي لمصر*، اللينك : https://data.worldbank.org

٢. صندوق النقد الدولي. (2025). *التوقعات الاقتصادية لمصر*، اللينك : https://www.imf.org

٣. Trading Economics. (2025). *Egypt Balance of Payments*. Retrieved from: https://tradingeconomics.com

٤. الجهاز المركزي للتعبئة العامة والإحصاء. (2025). *التقارير السنوية للمؤشرات الاقتصادية*، اللينك : https://capmas.gov.eg

المراجع الأكاديمية:

٦. Abdel-Khalek, G. (2014). *The Egyptian economy, 1952–2000: Performance, policies and issues*. Routledge.

٧. Central Bank of Egypt. (2024). *Monthly Statistical Bulletin*. Retrieved from: https://www.cbe.org.eg/en/EconomicResearch/Publications/Pages/MonthlyStatisticalBulletin.aspx

٨. Egyptian Exchange. (2025). *Market statistics*. Retrieved from: https://www.egx.com.eg

٩. International Monetary Fund. (2025). *Arab Republic of Egypt: 2025 Article IV Consultation—Press Release; Staff Report*. IMF Country Report No. 25/12. Retrieved from: https://www.imf.org

١٠. Kandil, M. (2011). Exchange rate fluctuations and the balance of payments: Channels of interaction in developing and developed countries. *Journal of Economic Integration*, 26(1), 65–100. https://doi.org/10.11130/jei.2011.26.1.65

١١. Ministry of Finance – Egypt. (2025). *Financial Monthly Bulletin*. Retrieved from: https://www.mof.gov.eg

١٢. Trading Economics. (2025). *Egypt balance of payments*. Retrieved from: https://tradingeconomics.com/egypt/balance-of-payments

١٣. World Bank. (2025). *World Development Indicators*. Retrieved from: https://databank.worldbank.org

الملاحق

اختبار جذر الوحدة للمتغير LN_Y

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

		Adj. t-Stat	Prob.*
Phillips-Perron test statistic		-6.252428	0.0000
Test critical values:	1% level	-4.192337	
	5% level	-3.520787	
	10% level	-3.191277	

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

Residual variance (no correction)	2.711777
HAC corrected variance (Bartlett kernel)	2.631416

Phillips-Perron Test Equation
Dependent Variable: D(LN_Y)
Method: Least Squares
Date: 11/15/24 Time: 17:16
Sample (adjusted): 1980 2021
Included observations: 42 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
LN_Y(-1)	-1.003369	0.160404	-6.255279	0.0000
C	10.13106	1.778314	5.697002	0.0000
@TREND("1970")	-0.015568	0.021933	-0.709816	0.4820

R-squared	0.500870	Mean dependent var	0.000474
Adjusted R-squared	0.475274	S.D. dependent var	2.359136
S.E. of regression	1.708911	Akaike info criterion	3.978338
Sum squared resid	113.8946	Schwarz criterion	4.102458
Log likelihood	-80.54511	Hannan-Quinn criter.	4.023833
F-statistic	19.56798	Durbin-Watson stat	1.997115
Prob(F-statistic)	0.000001		

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

		Adj. t-Stat	Prob.*
Phillips-Perron test statistic		-6.254346	0.0000
Test critical values:	1% level	-3.596616	
	5% level	-2.933158	
	10% level	-2.604867	

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

Residual variance (no correction)	2.746810
HAC corrected variance (Bartlett kernel)	2.745857

Phillips-Perron Test Equation
Dependent Variable: D(LN_Y)
Method: Least Squares
Date: 11/15/24 Time: 17:20
Sample (adjusted): 1980 2021
Included observations: 42 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
LN_Y(-1)	-0.988891	0.158112	-6.254386	0.0000
C	9.516893	1.543960	6.163950	0.0000

R-squared	0.494422	Mean dependent var	0.000474
Adjusted R-squared	0.481782	S.D. dependent var	2.359136
S.E. of regression	1.698279	Akaike info criterion	3.943556
Sum squared resid	115.3660	Schwarz criterion	4.026302
Log likelihood	-80.81467	Hannan-Quinn criter.	3.973885
F-statistic	39.11734	Durbin-Watson stat	1.999227
Prob(F-statistic)	0.000000		

اختبار جذر الوحدة للمتغير X1

Null Hypothesis: LN_X1 has a unit root
Exogenous: Constant, Linear Trend
Bandwidth: 1 (Newey-West automatic) using Bartlett kernel

		Adj. t-Stat	Prob.*
Phillips-Perron test statistic		-1.866625	0.6576
Test critical values:	1% level	-4.140858	
	5% level	-3.496960	
	10% level	-3.177579	

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

Residual variance (no correction)	0.021785
HAC corrected variance (Bartlett kernel)	0.025510

Phillips-Perron Test Equation
Dependent Variable: D(LN_X1)
Method: Least Squares
Date: 11/15/24 Time: 17:22
Sample (adjusted): 1971 2023
Included observations: 53 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
LN_X1(-1)	-0.124814	0.073593	-1.695999	0.0961
C	-0.085931	0.088968	-0.965863	0.3388
@TREND("1970")	0.010585	0.005672	1.866348	0.0679

R-squared	0.069141	Mean dependent var	0.080487
Adjusted R-squared	0.031907	S.D. dependent var	0.154445
S.E. of regression	0.151961	Akaike info criterion	-0.875451
Sum squared resid	1.154602	Schwarz criterion	-0.763925
Log likelihood	26.19946	Hannan-Quinn criter.	-0.832564
F-statistic	1.856922	Durbin-Watson stat	1.543394
Prob(F-statistic)	0.166761		

Null Hypothesis: LN_X1 has a unit root
Exogenous: Constant
Bandwidth: 1 (Newey-West automatic) using Bartlett kernel

		Adj. t-Stat	Prob.*
Phillips-Perron test statistic		0.384769	0.9805
Test critical values:	1% level	-3.560019	
	5% level	-2.917650	
	10% level	-2.596689	

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

Residual variance (no correction)	0.023303
HAC corrected variance (Bartlett kernel)	0.026283

Phillips-Perron Test Equation
Dependent Variable: D(LN_X1)
Method: Least Squares
Date: 11/15/24 Time: 17:24
Sample (adjusted): 1971 2023
Included observations: 53 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
LN_X1(-1)	0.008502	0.018132	0.468918	0.6411
C	0.072355	0.027526	2.628585	0.0113

R-squared	0.004293	Mean dependent var	0.080487
Adjusted R-squared	-0.015231	S.D. dependent var	0.154445
S.E. of regression	0.155616	Akaike info criterion	-0.845842
Sum squared resid	1.235038	Schwarz criterion	-0.771491
Log likelihood	24.41480	Hannan-Quinn criter.	-0.817250
F-statistic	0.219884	Durbin-Watson stat	1.628983
Prob(F-statistic)	0.641127		

Null Hypothesis: D(LN_X1) has a unit root
Exogenous: Constant, Linear Trend
Bandwidth: 3 (Newey-West automatic) using Bartlett kernel

		Adj. t-Stat	Prob.*
Phillips-Perron test statistic		-5.633659	0.0001
Test critical values:	1% level	-4.144584	
	5% level	-3.498692	
	10% level	-3.178578	

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

Residual variance (no correction)	0.022991
HAC corrected variance (Bartlett kernel)	0.021467

Phillips-Perron Test Equation
Dependent Variable: D(LN_X1,2)
Method: Least Squares
Date: 11/15/24 Time: 17:26
Sample (adjusted): 1972 2023
Included observations: 52 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
D(LN_X1(-1))	-0.854267	0.150011	-5.694702	0.0000
C	0.041819	0.046127	0.906593	0.3691
@TREND("1970")	0.001075	0.001445	0.744386	0.4602

R-squared	0.399972	Mean dependent var	0.009020
Adjusted R-squared	0.375481	S.D. dependent var	0.197654
S.E. of regression	0.156199	Akaike info criterion	-0.819410
Sum squared resid	1.195509	Schwarz criterion	-0.706838
Log likelihood	24.30465	Hannan-Quinn criter.	-0.776252
F-statistic	16.33140	Durbin-Watson stat	1.889505
Prob(F-statistic)	0.000004		

Null Hypothesis: D(LN X1) has a unit root
Exogenous: Constant
Bandwidth: 3 (Newey-West automatic) using Bartlett kernel

		Adj. t-Stat	Prob.*
Phillips-Perron test statistic		-5.621223	0.0000
Test critical values:	1% level	-3.562669	
	5% level	-2.918778	
	10% level	-2.597285	

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

Residual variance (no correction)	0.023251
HAC corrected variance (Bartlett kernel)	0.021498

Phillips-Perron Test Equation
Dependent Variable: D(LN X1,2)
Method: Least Squares
Date: 11/15/24 Time: 17:27
Sample (adjusted): 1972 2023
Included observations: 52 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
D(LN X1(-1))	-0.849129	0.149182	-5.691890	0.0000
C	0.071019	0.024159	2.939653	0.0050

R-squared	0.393186	Mean dependent var	0.009020
Adjusted R-squared	0.381050	S.D. dependent var	0.197654
S.E. of regression	0.155501	Akaike info criterion	-0.846626
Sum squared resid	1.209029	Schwarz criterion	-0.771578
Log likelihood	24.01228	Hannan-Quinn criter.	-0.817855
F-statistic	32.39761	Durbin-Watson stat	1.878018
Prob(F-statistic)	0.000001		

اختبار جذر الوحدة للمتغير X2

Null Hypothesis: LN_X2 has a unit root
Exogenous: Constant, Linear Trend
Bandwidth: 1 (Newey-West automatic) using Bartlett kernel

		Adj. t-Stat	Prob.*
Phillips-Perron test statistic		-1.617987	0.7725
Test critical values:	1% level	-4.140858	
	5% level	-3.496960	
	10% level	-3.177579	

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

Residual variance (no correction)	0.017862
HAC corrected variance (Bartlett kernel)	0.019693

Phillips-Perron Test Equation
Dependent Variable: D(LN_X2)
Method: Least Squares
Date: 11/15/24 Time: 17:30
Sample (adjusted): 1971 2023
Included observations: 53 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
LN_X2(-1)	-0.087848	0.056702	-1.549283	0.1276
C	0.839295	0.460402	1.822961	0.0743
@TREND("1970")	0.002968	0.003728	0.796063	0.4298

R-squared	0.114006	Mean dependent var	0.061480
Adjusted R-squared	0.078567	S.D. dependent var	0.143345
S.E. of regression	0.137599	Akaike info criterion	-1.074004
Sum squared resid	0.946677	Schwarz criterion	-0.962478
Log likelihood	31.46111	Hannan-Quinn criter.	-1.031117
F-statistic	3.216903	Durbin-Watson stat	1.642437
Prob(F-statistic)	0.048503		

Null Hypothesis: LN X2 has a unit root
Exogenous: Constant
Bandwidth: 1 (Newey-West automatic) using Bartlett kernel

		Adj. t-Stat	Prob.*
Phillips-Perron test statistic		-2.356763	0.1587
Test critical values:	1% level	-3.560019	
	5% level	-2.917650	
	10% level	-2.596689	

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

Residual variance (no correction)	0.018088
HAC corrected variance (Bartlett kernel)	0.019725

Phillips-Perron Test Equation
Dependent Variable: D(LN X2)
Method: Least Squares
Date: 11/15/24 Time: 17:31
Sample (adjusted): 1971 2023
Included observations: 53 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
LN X2(-1)	-0.045261	0.018726	-2.417033	0.0193
C	0.503505	0.183847	2.738726	0.0085

R-squared	0.102777	Mean dependent var	0.061480
Adjusted R-squared	0.085184	S.D. dependent var	0.143345
S.E. of regression	0.137104	Akaike info criterion	-1.099145
Sum squared resid	0.958676	Schwarz criterion	-1.024795
Log likelihood	31.12735	Hannan-Quinn criter.	-1.070554
F-statistic	5.842048	Durbin-Watson stat	1.688117
Prob(F-statistic)	0.019263		

Null Hypothesis: D(LN_X2) has a unit root
Exogenous: Constant, Linear Trend
Bandwidth: 1 (Newey-West automatic) using Bartlett kernel

		Adj. t-Stat	Prob.*
Phillips-Perron test statistic		-6.263377	0.0000
Test critical values:	1% level	-4.144584	
	5% level	-3.498692	
	10% level	-3.178578	

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

Residual variance (no correction)	0.017864
HAC corrected variance (Bartlett kernel)	0.017127

Phillips-Perron Test Equation
Dependent Variable: D(LN_X2,2)
Method: Least Squares
Date: 11/15/24 Time: 17:32
Sample (adjusted): 1972 2023
Included observations: 52 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
D(LN_X2(-1))	-0.896803	0.142770	-6.281461	0.0000
C	0.134131	0.043420	3.089178	0.0033
@TREND("1970")	-0.002784	0.001302	-2.138484	0.0375

R-squared	0.450254	Mean dependent var	-0.002820
Adjusted R-squared	0.427815	S.D. dependent var	0.182021
S.E. of regression	0.137686	Akaike info criterion	-1.071723
Sum squared resid	0.928912	Schwarz criterion	-0.959152
Log likelihood	30.86481	Hannan-Quinn criter.	-1.028566
F-statistic	20.06602	Durbin-Watson stat	1.967370
Prob(F-statistic)	0.000000		

اختبار جذر الوحدة للمتغير X3

Null Hypothesis: LN_X3 has a unit root
Exogenous: Constant, Linear Trend
Bandwidth: 2 (Newey-West automatic) using Bartlett kernel

		Adj. t-Stat	Prob.*
Phillips-Perron test statistic		-1.640110	0.7634
Test critical values:	1% level	-4.140858	
	5% level	-3.496960	
	10% level	-3.177579	

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

Residual variance (no correction)	0.000437
HAC corrected variance (Bartlett kernel)	0.000742

Phillips-Perron Test Equation
Dependent Variable: D(LN_X3)
Method: Least Squares
Date: 11/15/24 Time: 17:34
Sample (adjusted): 1971 2023
Included observations: 53 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
LN_X3(-1)	-0.056426	0.039556	-1.426484	0.1599
C	-0.350029	0.271943	-1.287138	0.2040
@TREND("1970")	0.001156	0.001086	1.064424	0.2923

R-squared	0.101851	Mean dependent var	0.027851
Adjusted R-squared	0.065925	S.D. dependent var	0.022269
S.E. of regression	0.021522	Akaike info criterion	-4.784506
Sum squared resid	0.023161	Schwarz criterion	-4.672980
Log likelihood	129.7894	Hannan-Quinn criter.	-4.741619
F-statistic	2.835037	Durbin-Watson stat	1.168766
Prob(F-statistic)	0.068188		

Null Hypothesis: LN_X3 has a unit root
Exogenous: Constant
Bandwidth: 2 (Newey-West automatic) using Bartlett kernel

		Adj. t-Stat	Prob.*
Phillips-Perron test statistic		-1.735232	0.4080
Test critical values:	1% level	-3.560019	
	5% level	-2.917650	
	10% level	-2.596689	

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

Residual variance (no correction)	0.000447
HAC corrected variance (Bartlett kernel)	0.000753

Phillips-Perron Test Equation
Dependent Variable: D(LN_X3)
Method: Least Squares
Date: 11/15/24 Time: 17:35
Sample (adjusted): 1971 2023
Included observations: 53 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
LN_X3(-1)	-0.014994	0.007048	-2.127269	0.0383
C	-0.064267	0.043404	-1.480654	0.1449

R-squared	0.081499	Mean dependent var	0.027851
Adjusted R-squared	0.063490	S.D. dependent var	0.022269
S.E. of regression	0.021550	Akaike info criterion	-4.799835
Sum squared resid	0.023686	Schwarz criterion	-4.725485
Log likelihood	129.1956	Hannan-Quinn criter.	-4.771244
F-statistic	4.525275	Durbin-Watson stat	1.189769
Prob(F-statistic)	0.038255		

Null Hypothesis: LN X3 has a unit root
Exogenous: None
Bandwidth: 3 (Newey-West automatic) using Bartlett kernel

		Adj. t-Stat	Prob.*
Phillips-Perron test statistic		-6.869583	0.0000
Test critical values:	1% level	-2.609324	
	5% level	-1.947119	
	10% level	-1.612867	

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

Residual variance (no correction)	0.000466
HAC corrected variance (Bartlett kernel)	0.000879

Phillips-Perron Test Equation
Dependent Variable: D(LN X3)
Method: Least Squares
Date: 11/15/24 Time: 17:37
Sample (adjusted): 1971 2023
Included observations: 53 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
LN X3(-1)	-0.004582	0.000486	-9.424259	0.0000

R-squared	0.042016	Mean dependent var	0.027851
Adjusted R-squared	0.042016	S.D. dependent var	0.022269
S.E. of regression	0.021796	Akaike info criterion	-4.795482
Sum squared resid	0.024704	Schwarz criterion	-4.758307
Log likelihood	128.0803	Hannan-Quinn criter.	-4.781186
Durbin-Watson stat	1.152174		

اختبار جذر الوحدة للمتغير X4

Null Hypothesis: LN_X4 has a unit root
Exogenous: Constant, Linear Trend
Bandwidth: 3 (Newey-West automatic) using Bartlett kernel

		Adj. t-Stat	Prob.*
Phillips-Perron test statistic		-2.482114	0.3354
Test critical values:	1% level	-4.140858	
	5% level	-3.496960	
	10% level	-3.177579	

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

Residual variance (no correction)	0.192015
HAC corrected variance (Bartlett kernel)	0.186982

Phillips-Perron Test Equation
Dependent Variable: D(LN_X4)
Method: Least Squares
Date: 11/15/24 Time: 17:38
Sample (adjusted): 1971 2023
Included observations: 53 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
LN_X4(-1)	-0.241454	0.096037	-2.514159	0.0152
C	-2.787419	1.123544	-2.480916	0.0165
@TREND("1970")	0.001024	0.004052	0.252672	0.8016

R-squared	0.112861	Mean dependent var	0.041467
Adjusted R-squared	0.077375	S.D. dependent var	0.469686
S.E. of regression	0.451150	Akaike info criterion	1.300904
Sum squared resid	10.17680	Schwarz criterion	1.412430
Log likelihood	-31.47395	Hannan-Quinn criter.	1.343791
F-statistic	3.180461	Durbin-Watson stat	1.858437
Prob(F-statistic)	0.050095		

Null Hypothesis: LN_X4 has a unit root
Exogenous: Constant
Bandwidth: 3 (Newey-West automatic) using Bartlett kernel

		Adj. t-Stat	Prob.*
Phillips-Perron test statistic		-2.484255	0.1250
Test critical values:	1% level	-3.560019	
	5% level	-2.917650	
	10% level	-2.596689	

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

Residual variance (no correction)	0.192260
HAC corrected variance (Bartlett kernel)	0.184607

Phillips-Perron Test Equation
Dependent Variable: D(LN_X4)
Method: Least Squares
Date: 11/15/24 Time: 17:40
Sample (adjusted): 1971 2023
Included observations: 53 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
LN_X4(-1)	-0.240943	0.095131	-2.532751	0.0144
C	-2.753852	1.105376	-2.491327	0.0160

R-squared	0.111728	Mean dependent var	0.041467
Adjusted R-squared	0.094311	S.D. dependent var	0.469686
S.E. of regression	0.446990	Akaike info criterion	1.264444
Sum squared resid	10.18980	Schwarz criterion	1.338795
Log likelihood	-31.50776	Hannan-Quinn criter.	1.293036
F-statistic	6.414830	Durbin-Watson stat	1.857238
Prob(F-statistic)	0.014437		

Null Hypothesis: D(LN_X4) has a unit root
Exogenous: Constant, Linear Trend
Bandwidth: 5 (Newey-West automatic) using Bartlett kernel

		Adj. t-Stat	Prob.*
Phillips-Perron test statistic		-7.397369	0.0000
Test critical values:	1% level	-4.144584	
	5% level	-3.498692	
	10% level	-3.178578	

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

Residual variance (no correction)	0.218344
HAC corrected variance (Bartlett kernel)	0.164251

Phillips-Perron Test Equation
Dependent Variable: D(LN_X4,2)
Method: Least Squares
Date: 11/15/24 Time: 17:42
Sample (adjusted): 1972 2023
Included observations: 52 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
D(LN_X4(-1))	-1.078317	0.147007	-7.335142	0.0000
C	0.040266	0.139573	0.288498	0.7742
@TREND("1970")	0.000271	0.004451	0.060819	0.9518

R-squared	0.523838	Mean dependent var	0.020620
Adjusted R-squared	0.504403	S.D. dependent var	0.683770
S.E. of regression	0.481365	Akaike info criterion	1.431578
Sum squared resid	11.35388	Schwarz criterion	1.544149
Log likelihood	-34.22102	Hannan-Quinn criter.	1.474735
F-statistic	26.95311	Durbin-Watson stat	1.932287
Prob(F-statistic)	0.000000		

Null Hypothesis: D(LN_X4) has a unit root
Exogenous: Constant
Bandwidth: 5 (Newey-West automatic) using Bartlett kernel

		Adj. t-Stat	Prob.*
Phillips-Perron test statistic		-7.493165	0.0000
Test critical values:	1% level	-3.562669	
	5% level	-2.918778	
	10% level	-2.597285	

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

Residual variance (no correction)	0.218360
HAC corrected variance (Bartlett kernel)	0.163696

Phillips-Perron Test Equation
Dependent Variable: D(LN_X4,2)
Method: Least Squares
Date: 11/15/24 Time: 17:43
Sample (adjusted): 1972 2023
Included observations: 52 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
D(LN_X4(-1))	-1.078632	0.145445	-7.416092	0.0000
C	0.047718	0.066186	0.720969	0.4743

R-squared	0.523802	Mean dependent var	0.020620
Adjusted R-squared	0.514278	S.D. dependent var	0.683770
S.E. of regression	0.476545	Akaike info criterion	1.393192
Sum squared resid	11.35474	Schwarz criterion	1.468239
Log likelihood	-34.22298	Hannan-Quinn criter.	1.421963
F-statistic	54.99842	Durbin-Watson stat	1.931594
Prob(F-statistic)	0.000000		

Null Hypothesis: D(LN_X4) has a unit root
Exogenous: None
Bandwidth: 5 (Newey-West automatic) using Bartlett kernel

		Adj. t-Stat	Prob.*
Phillips-Perron test statistic		-7.489309	0.0000
Test critical values:	1% level	-2.610192	
	5% level	-1.947248	
	10% level	-1.612797	

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

Residual variance (no correction)	0.220630
HAC corrected variance (Bartlett kernel)	0.167816

Phillips-Perron Test Equation
Dependent Variable: D(LN_X4,2)
Method: Least Squares
Date: 11/15/24 Time: 17:44
Sample (adjusted): 1972 2023
Included observations: 52 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
D(LN_X4(-1))	-1.072842	0.144538	-7.422583	0.0000

R-squared	0.518852	Mean dependent var	0.020620
Adjusted R-squared	0.518852	S.D. dependent var	0.683770
S.E. of regression	0.474296	Akaike info criterion	1.365072
Sum squared resid	11.47278	Schwarz criterion	1.402596
Log likelihood	-34.49188	Hannan-Quinn criter.	1.379458
Durbin-Watson stat	1.922942		

اختبار جذر الوحدة للمتغير X5

Null Hypothesis: LN_X5 has a unit root
Exogenous: Constant, Linear Trend
Bandwidth: 4 (Newey-West automatic) using Bartlett kernel

		Adj. t-Stat	Prob.*
Phillips-Perron test statistic		-2.082293	0.5432
Test critical values:	1% level	-4.144584	
	5% level	-3.498692	
	10% level	-3.178578	

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

Residual variance (no correction)	0.023695
HAC corrected variance (Bartlett kernel)	0.047533

Phillips-Perron Test Equation
Dependent Variable: D(LN_X5)
Method: Least Squares
Date: 11/15/24 Time: 17:48
Sample (adjusted): 1971 2022
Included observations: 52 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
LN_X5(-1)	-0.073001	0.035765	-2.041128	0.0466
C	0.774749	0.314437	2.463921	0.0173
@TREND("1970")	0.002008	0.002447	0.820502	0.4159

R-squared	0.109329	Mean dependent var	0.086648
Adjusted R-squared	0.072975	S.D. dependent var	0.164697
S.E. of regression	0.158573	Akaike info criterion	-0.789238
Sum squared resid	1.232130	Schwarz criterion	-0.676666
Log likelihood	23.52018	Hannan-Quinn criter.	-0.746080
F-statistic	3.007338	Durbin-Watson stat	1.298156
Prob(F-statistic)	0.058625		

Null Hypothesis: LN_X5 has a unit root
Exogenous: Constant
Bandwidth: 4 (Newey-West automatic) using Bartlett kernel

		Adj. t-Stat	Prob.*
Phillips-Perron test statistic		-2.024354	0.2758
Test critical values:	1% level	-3.562669	
	5% level	-2.918778	
	10% level	-2.597285	

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

Residual variance (no correction)	0.024020
HAC corrected variance (Bartlett kernel)	0.048059

Phillips-Perron Test Equation
Dependent Variable: D(LN_X5)
Method: Least Squares
Date: 11/15/24 Time: 17:49
Sample (adjusted): 1971 2022
Included observations: 52 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
LN_X5(-1)	-0.049499	0.021347	-2.318748	0.0245
C	0.589297	0.217881	2.704670	0.0093

R-squared	0.097091	Mean dependent var	0.086648
Adjusted R-squared	0.079033	S.D. dependent var	0.164697
S.E. of regression	0.158054	Akaike info criterion	-0.814054
Sum squared resid	1.249058	Schwarz criterion	-0.739006
Log likelihood	23.16539	Hannan-Quinn criter.	-0.785282
F-statistic	5.376591	Durbin-Watson stat	1.309693
Prob(F-statistic)	0.024536		

Null Hypothesis: D(LN_X5) has a unit root
Exogenous: Constant, Linear Trend
Bandwidth: 2 (Newey-West automatic) using Bartlett kernel

		Adj. t-Stat	Prob.*
Phillips-Perron test statistic		-4.802710	0.0016
Test critical values:	1% level	-4.148465	
	5% level	-3.500495	
	10% level	-3.179617	

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

Residual variance (no correction)	0.022880
HAC corrected variance (Bartlett kernel)	0.024006

Phillips-Perron Test Equation
Dependent Variable: D(LN_X5,2)
Method: Least Squares
Date: 11/15/24 Time: 17:51
Sample (adjusted): 1972 2022
Included observations: 51 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
D(LN_X5(-1))	-0.642647	0.135154	-4.754913	0.0000
C	0.088446	0.049629	1.782151	0.0811
@TREND("1970")	-0.001238	0.001512	-0.818627	0.4170

R-squared	0.320308	Mean dependent var	-0.000351
Adjusted R-squared	0.291988	S.D. dependent var	0.185297
S.E. of regression	0.155915	Akaike info criterion	-0.821983
Sum squared resid	1.166862	Schwarz criterion	-0.708347
Log likelihood	23.96058	Hannan-Quinn criter.	-0.778559
F-statistic	11.31012	Durbin-Watson stat	2.166247
Prob(F-statistic)	0.000095		

Null Hypothesis: D(LN_X5) has a unit root
Exogenous: Constant
Bandwidth: 3 (Newey-West automatic) using Bartlett kernel

		Adj. t-Stat	Prob.*
Phillips-Perron test statistic		-4.811146	0.0002
Test critical values:	1% level	-3.565430	
	5% level	-2.919952	
	10% level	-2.597905	

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

Residual variance (no correction)	0.023199
HAC corrected variance (Bartlett kernel)	0.025855

Phillips-Perron Test Equation
Dependent Variable: D(LN_X5,2)
Method: Least Squares
Date: 11/15/24 Time: 17:52
Sample (adjusted): 1972 2022
Included observations: 51 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
D(LN_X5(-1))	-0.621200	0.132144	-4.700941	0.0000
C	0.053180	0.024559	2.165451	0.0352

R-squared	0.310819	Mean dependent var	-0.000351
Adjusted R-squared	0.296754	S.D. dependent var	0.185297
S.E. of regression	0.155390	Akaike info criterion	-0.847334
Sum squared resid	1.183153	Schwarz criterion	-0.771576
Log likelihood	23.60702	Hannan-Quinn criter.	-0.818385
F-statistic	22.09885	Durbin-Watson stat	2.190486
Prob(F-statistic)	0.000021		

اختبار جذر الوحدة للمتغير X6

Null Hypothesis: LN_X6 has a unit root
Exogenous: Constant, Linear Trend
Bandwidth: 3 (Newey-West automatic) using Bartlett kernel

		Adj. t-Stat	Prob.*
Phillips-Perron test statistic		-6.639641	0.0000
Test critical values:	1% level	-4.140858	
	5% level	-3.496960	
	10% level	-3.177579	

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

Residual variance (no correction)	1.940083
HAC corrected variance (Bartlett kernel)	1.822694

Phillips-Perron Test Equation
Dependent Variable: D(LN_X6)
Method: Least Squares
Date: 11/15/24 Time: 17:54
Sample (adjusted): 1971 2023
Included observations: 53 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
LN_X6(-1)	-0.941127	0.141399	-6.655847	0.0000
C	5.800537	0.955402	6.071307	0.0000
@TREND("1970")	0.045051	0.014462	3.115057	0.0030

R-squared	0.469831	Mean dependent var	0.057750
Adjusted R-squared	0.448624	S.D. dependent var	1.931253
S.E. of regression	1.434046	Akaike info criterion	3.613815
Sum squared resid	102.8244	Schwarz criterion	3.725341
Log likelihood	-92.76611	Hannan-Quinn criter.	3.656703
F-statistic	22.15473	Durbin-Watson stat	1.994677
Prob(F-statistic)	0.000000		