African Journal of Advanced Studies in Humanities and Social Sciences (AJASHSS)
المجلة الإفريقية للدراسات المتقدمة في العلوم الإنسانية والاجتماعية
Online-ISSN: 2957-5907
Volume 4, Issue 4, 2025
Page No: 782-799
Website: https://aaasjournals.com/index.php/ajashss/index
Arab Impact factor 2024: 0.81 **SJIFactor 2024: 6.856** **ISI 2025: 1.191**

Exchange Rate Modeling and Forecasting (USD/LYD) Using Box- Jenkins (ARIMA) Models for the Period 1980-2024

Dr. Zakaria Mohamed Zakaria Ahmed *
Faculty of Economics and Political Science, Omdurman Islamic University, Sudan

نمذجة وتنبؤ سعر الصرف (الدولار مقابل الدينار الليبي) باستخدام نماذج بوكس - جنكيز (ARIMA) خلال الفترة 1980-2024

د. زكريا محمد زكريا أحمد *
كلية الاقتصاد والعلوم السياسية، جامعة أم درمان الإسلامية، السودان

* *Corresponding author: Zakariamom7577@gmail.com*

Received: August 26, 2025	Accepted: November 12, 2025	Published: November 25, 2025

Abstract:
The exchange rate of the Libyan dinar against the US dollar has witnessed significant fluctuations and a substantial increase in recent years due to economic, political, and security factors. This has had a direct impact on the macroeconomy and the prices of goods and services. This study aimed to model and predict the exchange rate (US dollar vs. Libyan dinar) from 1980 to 2024 using **ARIMA** (Box-Jenkins) time series models. The main problem addressed is the scarcity of precise quantitative studies that help understand and forecast the performance of the exchange rate in Libya, especially amid economic and political volatility and Analysis Data by **EViews**.
The study relied on historical exchange rate data and followed the **ARIMA** methodology, which includes the stages of identification, estimation, diagnostic checking, and forecasting. Key results revealed that the time series was non-stationary at its original level but became stationary after taking the first difference. Based on the **AIC**, **SC**, and **SSE** criteria, the optimal model selected was **ARIMA(2,1,1)**.
The study also uncovered a long-term upward trend in the exchange rate, reflecting inflationary pressures and a weakness in the value of the Libyan dinar. It further indicated the presence of **heteroscedasticity (ARCH effect)**, necessitating the use of more advanced models such as **GARCH** in future studies. The exchange rate was forecasted until 2030, with an expected rate of approximately **6.74 LYD per USD**.
Key recommendations include: continuous monitoring of the exchange market, addressing the structural causes of the dinar's weakness, employing **GARCH** models to improve forecast accuracy, and diversifying the economy to reduce dependence on foreign currencies.

Keywords: Exchange rate, US dollar, Libyan dinar, ARIMA models, Time series, Economic forecasting.

الملخص:
شهد سعر الصرف للدينار الليبي مقابل الدولار الامريكي العديد من التغيرات والصعود بصورة كبيرة في السنوات الاخيرة وذلك قد يكون لعوامل اقتصادية وسياسية وأمنية مما جعل ذلك ذو تأثير مباشر على الاقتصاد الكلي واسعار السلع والخدمات

 Copyright: © 2025 by the authors. Submitted for possible open access publication under the terms and conditions of the Creative Commons Attribution (CC BY) license (https://creativecommons.org/licenses/by/4.0/).

وقد هدفت هذه الدراسة إلى نمذجة وتنبؤ سعر الصرف (الدولار الأمريكي مقابل الدينار الليبي) خلال الفترة من 1980 إلى 2024 باستخدام نماذج سلاسل زمنية من نوع ARIMA نماذج بوكس-جنكيز، وتمثلت المشكلة الرئيسية في ندرة الدراسات الكمية الدقيقة التي تساعد في فهم وتوقع أداء سعر الصرف في ليبيا، خاصة في ظل التقلبات الاقتصادية والسياسية وقد تم تحليل البيانات عن طريق برنامج. EViews
الدراسة اعتماد على بيانات تاريخية لسعر الصرف، واتبعت منهجية ARIMA التي تشمل مراحل: التشخيص، والتقدير، والاختبار، والتنبؤ .وقد أظهرت اهم النتائج أن السلسلة الزمنية غير مستقرة في مستواها الأصلي، ولكنها أصبحت مستقرة بعد أخذ الفرق الأول. بناءً على معايير AIC و SC وSSE ، تم اختيار النموذج الأمثل وهو. ARIMA(2,1,1)
وكذلك كشفت الدراسة عن اتجاه تصاعدي طويل الأجل لسعر الصرف مما يعكس ضغوطًا تضخمية وضعفًا في قيمة الدينار الليبي وكما أظهرت وجود عدم تجانس في التباين(ARCH effect) ، مما يستدعي استخدام نماذج أكثر تطوراً مثل GARCHفي الدراسات المستقبلية. تم التنبؤ بسعر الصرف حتى عام 2030، حيث من المتوقع أن يصل إلى حوالي 6.74 دينار للدولار.
من أهم التوصيات: مراقبة سوق الصرف باستمرار، ومعالجة الأسباب الهيكلية لضعف الدينار، واستخدام نماذج GARCH لتحسين دقة التنبؤ، وتنويع الاقتصاد لتقليل الاعتماد على العملات الأجنبية.

الكلمات المفتاحية: سعر الصرف، الدولار، الدينار الليبي، نموذج اريما، السلاسل الزمنية، التنبؤات الاقتصادية.

المقدمة :

يمر سعر الصرف (الدينار الليبي مقابل الدولار الأمريكي) بتغيرات كبيرة، وذلك لأسباب قد تكون اقتصادية أو سياسية أو حتى أمنية، وهو ما قد ينعكس بشكل مباشر على الاقتصاد الكلي، وعلى عمليات البيع والشراء، وأسعار مختلف الخدمات الحياتية. إن دراسة سعر الصرف والتنبؤ بنتائجه قد يساعد صانعي القرار والمسؤولين، وكذلك المستثمرين والتجار، في اتخاذ قرارات تخطيطية تستند إلى أصول علمية صحيحة.
ويهدف هذا البحث إلى تطبيق نماذج بوكس–جنكيز (Box–Jenkins) أو نماذج ARIMA لتحليل السلاسل الزمنية لبيانات سعر الصرف في المؤسسات المالية خلال الفترة من 1980 إلى 2024. وتُعد نماذج بوكس–جنكيز من أهم الأساليب الإحصائية الفعالة في التنبؤ بالسلاسل الزمنية، حيث تكشف الأنماط التاريخية للبيانات وتتيح إمكانية استخدامها في التنبؤات المستقبلية.
ويُعتبر هذا البحث من الدراسات النادرة التي تناولت سعر الصرف باستخدام منهجيات متقدمة مثل نماذج ARIMA، خاصة في ظل التغيرات التي تشهدها ليبيا، مثل عدم الاستقرار الأمني والاقتصادي والسياسي، والتي تؤثر بشكل مباشر على أداء السوق المالي. ومن خلال هذه الدراسة، نهدف إلى تقديم رؤى تحليلية تساعد المستثمرين وصناع القرار على فهم التقلبات السوقية واتخاذ قرارات استثمارية أكثر استنارة.
اعتمدت الدراسة على بيانات تاريخية لأداء سعر الصرف، وسيتم استخدام نماذج ARIMA لتحليل هذه البيانات والوقوف على أفضل النماذج التنبؤية.
ويمكن اعتبار خلاصة هذه الدراسة مخرجات قيمة للمستثمرين والمهتمين بالشأن الاقتصادي في ليبيا، حيث وفرت تنبؤات دقيقة يمكن الاعتماد عليها في التخطيط الاستثماري.

مشكلة الدراسة:

يعاني سوق الصرف الليبي من تقلبات حادة وعدم استقرار ملحوظ في قيمة الدينار مقابل الدولار، وهو ما انعكس سلباً على الاقتصاد الكلي من خلال ارتفاع معدلات التضخم وتذبذب الأسعار وضعف القدرة الشرائية. ورغم خطورة هذه الظاهرة وأثرها المباشر على القرارات الاقتصادية والاستثمارية، إلا أن هناك ندرة واضحة في الدراسات الكمية التي تستخدم نماذج إحصائية متقدمة للتنبؤ بسعر الصرف في ليبيا. هذا النقص في الأدوات التحليلية الدقيقة يجعل من الصعب على صناع القرار والمستثمرين وضع استراتيجيات فعّالة مبنية على أسس علمية. ومن هنا برزت الحاجة إلى دراسة متخصصة تعتمد على نماذج بوكس – جنكيز (ARIMA) بهدف تحديد النموذج الأمثل للتنبؤ وتحليل السلوك المستقبلي لسعر الصرف.

 Copyright: © 2025 by the authors. Submitted for possible open access publication under the terms and conditions of the Creative Commons Attribution (CC BY) license (https://creativecommons.org/licenses/by/4.0/).

أهداف الدراسة:

ـ يهدف هذا البحث إلى تقييم ودراسة أثر العملات الأجنبية، وخاصة الدولار، على الاقتصاد الليبي ومدى تأثيره على السياسات والاستراتيجيات الاقتصادية.

ـ تكوين نماذج إحصائية مثل نماذج ARIMA للتنبؤ بسعر الصرف اليومي خلال الفترة من 1980 إلى 2024. ـ إنشاء قاعدة بيانات ومعلومات عن سعر الصرف الرسمي أو المتداول يوميًا من مصادر موثوقة مثل إدارة الرقابة على المصارف والنقد بمصرف ليبيا المركزي، وزارة المالية والاقتصاد، أو مواقع تداول مرخصة.

ـ استخدام النموذج الأمثل للتنبؤ بسعر الصرف خلال فترة زمنية قدرها خمس سنوات، وذلك بغرض التأكد من دقة النموذج المختار وملاءمته في التنبؤ والتدقيق.

أهمية الدراسة:

الأهمية الأكاديمية:

يسد البحث فجوة علمية في مجال دراسات سعر الصرف في ليبيا باستخدام نماذجARIMA ، إذ تعد من أندر المحاولات التي توظف منهجيات السلاسل الزمنية الحديثة في هذا المجال.

يساهم في تطوير المعرفة الاقتصادية والإحصائية عبر إبراز كيفية تطبيق المعايير الكمية للتنبؤات الاقتصادية، ما يفتح المجال أمام دراسات مستقبلية أكثر عمقاً.

الأهمية التطبيقية:

يزوّد صناع القرار والجهات الحكومية بأداة دقيقة يمكن الاعتماد عليها في رسم السياسات النقدية والمالية.

يساعد المستثمرين والتجار على فهم الاتجاهات المستقبلية لسعر الصرف، وبالتالي تحسين قدرتهم على إدارة المخاطر واتخاذ قرارات استثمارية أكثر أماناً ، ويوفر قاعدة بيانات وتحليلات يمكن أن تكون مرجعاً عملياً للمؤسسات المالية في مراقبة أداء العملة وتطوير استراتيجيات أكثر مرونة لمواجهة التقلبات.

فروض الدراسة :

- نماذج بوكس ـ جنكيز تعتبر الافضل من غيرها في دراسة وتحليل سعر الصرف

ـ توجد علاقة ذات دلالة إحصائية بين البيانات التاريخية لسعر الصرف والقيم التنبؤية التي يوفرها النموذج المختار .

ـ نموذج ARIMA(111) هو النموذج الافضل لتنبؤات دقيقة لأداء سعر الصرف.

ـ النموذج المختار يمكن ان يساعد متخذو القرارات الاقتصادية والاستثمارية في عملية التخطيط ومعرفة ما يحدث مستقبلاً.

مصادر بيانات الدراسة :

البيانات المالية التاريخية :تشمل أسعار الأسهم، المؤشرات المالية، وحجم التداولات في سوق الأوراق المالية الليبية خلال الفترة من 1980 إلى 2024والتي تم الحصول عليها من البورصة الليبية والجهات الحكومية المختصة مثل وزارة الاقتصاد أو البنك المركزي الليبي.

منهجية الدراسة :

يستخدم في هذه الدراسة المنهج الوصفي والذي يعمل على وصف الظاهرة عن طريق الاحصاءات الوصفية وكذلك التحليلي عن طريق استخدام السلاسل الزمنية.

أداة التحليل:

السلاسل الزمنية باستخدام منهجية بوكس–جنكنز.(ARIMA)

 Copyright: © 2025 by the authors. Submitted for possible open access publication under the terms and conditions of the Creative Commons Attribution (CC BY) license (https://creativecommons.org/licenses/by/4.0/).

حدود الدراسة :

ـ تشمل الحدود الزمانية الفترة من (1980 إلى 2024)، حيث تم اعتماد قيمة عام 2024 على أساس قيمة تنبؤية مستخلصة من السلسلة الزمنية، وهي قيمة توقعية مبنية على نموذج انحداري. ـ أما الحدود المكانية فتشمل البورصة الليبية أو البنك المركزي الليبي.

الدراسات السابقة :

- دراسة محمد حماد (2025): دراسة تحليلية عن سعر الصرف وأثره على الاقتصاد السوداني خلال الفترة (1986–2023). هدفت الدراسة إلى قياس أثر سعر الصرف على معامل الاستقرار النقدي في الاقتصاد السوداني، وتوصلت إلى أن سعر الصرف له أثر كبير ومتحكم في جميع الأوراق المالية في السودان.
- دراسة الشماني (2023): قياس أثر تغير سعر الصرف على الاستقرار النقدي في الاقتصاد الليبي خلال الفترة (1981–2023) باستخدام نموذج .ARDL وقد توصلت الدراسة إلى وجود تكامل مشترك بين المتغيرات، وكذلك وجود أثر إيجابي لسعر الصرف الحقيقي والتضخم على الاستقرار النقدي.
- دراسة إبراهيم النور (2021): أثر تغيرات سعر الصرف على الاستقرار النقدي في مصر خلال الفترة (1970–2020). وتوصلت الدراسة إلى أنه كلما ارتفع سعر الصرف تبعه تدهور في الاستقرار النقدي في الاقتصاد المصري على المدى الطويل والقصير.
- دراسة هويدا الحاكم (2020): تأثير سعر الصرف على معدل التضخم في السودان (2020). هدفت الدراسة إلى معرفة أثر سعر الصرف على معدل التضخم في السودان، وتوصلت إلى أنه كلما ارتفع سعر الصرف ارتفع التضخم، أي أن العلاقة طردية.
- دراسة أحمد الضاوي (2015): أثر تغيرات سعر الصرف على التضخم في تونس خلال الفترة (1991–2011)

مقارنة الدراسة والدراسات السابقة :

كل الدراسات السابقة أشارت إلى أن سعر الصرف يُعد العامل الأهم ويمثل متغيرًا أساسيًا في الاستقرار النقدي، وقد تختلف النتائج من دراسة إلى أخرى. إلا أن ما يميز دراستنا هو استخدام نماذج بوكس–جنكيز لبناء نموذج للتنبؤ والتوقعات المستقبلية، بالإضافة إلى اختلاف الفترات الزمنية المدروسة، وهو ما لم تتطرق إليه الدراسات السابقة. وقد أدى ذلك إلى إظهار نتائج أكثر دقة يمكن الاعتماد عليها في اتخاذ القرارات الاقتصادية والاستثمارية المستقبلية.

سعر الصرف الليبي

بعد الاستقلال أصدرت لجنة النقد الليبية أول عملة ليبية موحدة في 24/3/ 1952، وكانت الوحدة القياسية للعملة جنيه ليبي يساوي جنيه إسترليني، وبعد انضمام ليبيا الى صندوق النقد الدولي عام 1958حددت ليبيا قيمة عملتها في السنة التالية عند مستوى جنيه ليبي يساوي 2.48828 جرام من الذهب الخالص أو ما يعادل 2.8 دولار أمريكي، واستمر نظام تثبت قيمة العملة الليبية عند هذه القيمة رغم كلما حصل من تطورات مثل فك ارتباطه بالجنيه الإسترليني عام 1967 وتغيير تسميته من الجنيه الى الدينار عام 1971 استمر عند نفس القيمة حتى عام 1973 حيث اعيد تثبيت قيمة الدينار الليبي مقابل الدولار الامريكي بسعر صرف دينار واحد يساوي3.3778 دولار امريكي.

اتخذت الدولة الليبية في عام 1986 قرار بفك ارتباط الدينار الليبي بالدولار الامريكي وتم ربطه بسلة حقوق السحب الخاصة في 3/1986 /28 بسعر صرف دينار واحد يساوي 2.80 وحدة حقوق سحب خاصة، وبذلك انخفضت قيمة الدينار الليبي بحوالي 4% مقابل الدولار الامريكي، وحدد مصرف ليبيا المركزي هامش مسموح به لتغير سعر صرف الدينار مقابل وحدة حقوق السحب الخاصة في حدود 7.25% بالزيادة

 Copyright: © 2025 by the authors. Submitted for possible open access publication under the terms and conditions of the Creative Commons Attribution (CC BY) license (https://creativecommons.org/licenses/by/4.0/).

والنقصان وحددت قيمته عند ادنى مستوى يسمح به الهامش المحدد بحيث أصبح سعر صرف الدينار يساوي 2.60465 وحدة حقوق سحب خاصة.
وقام المصرف المركزي في عام 1995 و 1998 بتخفيض القيمة التعادلية للدينار بحيث أصبح الدينار يساوي 1.517 وحدة حقوق سحب خاصة بدل من 2.8 التي كان معمول بها، وكان الهدف من هذا التخفيض تهيئة البيئة لتصحيح أوضاع سعر الصرف، وقد مر الاقتصاد الليبي خلال تلك الفترة بتقلبات كبيرة في سعر الصرف، وكان هناك أربعة أسعار صرف في السوق الليبي، سعر صرف رسمي، وسعر صرف تجاري، وسعر الصرف الخاص المعلن، وسعر الصرف في السوق الموازي، ولمعالجة الوضع طبق المصرف المركزي بداية من عام 1999 ما سمي في ذلك الوقت بسياسة سعر الصرف الخاص، وملخص هذه التجربة الناجحة كان بإقرار سعر صرف خاص معلن قريب من السعر في السوق الموازي، وطبق على بعض التعاملات دون غيرها بهدف سحب السعر في السوق الموازي، واستمر المصرف في عملية التخفيضات خلال الفترة 2002 -1999 الى أن وصل الى السعر المستهدف في الخطة وهو 1.30 دينار لكل دولار ، وقد نجح المركزي في ذلك من أول يوم في التطبيق وكان سعر الصرف في السوق الموازي قريب جداً من السعر الرسمي ويتبعه في كل تخفيض، وبعد وصول السعر الى السعر المستهدف تبث المركزي هذا السعر وبدء العمل به اعتباراً من 2002 /1/1، وفي 2003.
اتخذ مجلس إدارة المركزي قراراً أخر بتخفيض سعر الصرف الرسمي بواقع 15% بهدف أحتوى ضريبة النهر الصناعي لتصحيح القيمة التعادلية للدينار لتساوي 0.5175 وحدة حقوق سحب خاصة والدولار الواحد يساوي 1.5 دينار تقريباً، ويتحرك هذا السعر ضمن هامش واسع وفقاً للتغيرات في قيم العملات الاجنبية المكونة للسلة التي تعتمد عليها وحدة حقوق السحب الخاصة، واستقر سعر صرف الدينار الليبي عند ذلك المستوى مدعومة بالتحسن في أسعار النفط وزيادة موارد النقد الاجنبي لدى المصرف المركزي على مدار خمسة عشر عاماً، وحتى اندلاع أزمة الهلال النفطي خلال الفترة 2016 -2013 وما نتج عنها من انخفاض حاد في موارد النقد الاجنبي لدى المصرف المركزي، وبعد الاختلالات التي حصلت في الاقتصاد من اغلاقات وانخفاض حاد في إيرادات النقد الأجنبي والاحتياطيات صدر قرار المجلس الرئاسي رقم 1 لسنة 2018 بفرض رسم على مبيعات النقد الاجنبي بنسبة 183% عدل ألحاقاً في أغسطس 2019 الى 163%،
وفي سنة 2020 قرر 0.1555 وحدة حقوق سحب خاصة أي 4.48 دينار لكل دولار وبدء العمل به من 3/1/ 2021.

السلاسل الزمنية :

نماذج (بوكس_جينكيز)_(Box_jenkins models)

تنقسم نماذج (بوكس_جينكيز) الى نوعين:
يتمثل النوع الاول بالنماذج غير الموسمية ويقصد بها النماذج التي تعالج السلاسل الزمنية غير المحتوية على عنصر الموسم
والنوع الثاني يعرف بالنماذج الموسمية وهي التي تعالج السلاسل الزمنية المنتظمة لعنصر الموسم ، وهي السلاسل التي تعيد نفسها اي تعيد ارتفاعها وانخفاضها بعد كل مدة زمنية ثابتة الطول (5) مثلا تدعى بالموسم (season) وقد يصعب ملاحظة التذبذبات الموسمية بدقة في السلاسل غير المستقرة وذلك بسبب اختلافها مع الاتجاه العام لهذه السلاسل ويمكن تفادي هذه المشكلة بتحويل السلاسل الزمنية غير المستقرة الى اخرى مستقرة للتخلص من اثر وجود الاتجاه العام في البيانات ثم يتم تحديد الموسمية عن الطريق دراسة دالة الارتباط الذاتي .
ـ نماذج السلاسل الزمنية المستقرة:(stationary time series)
تصلح هذه النماذج لتمثيل السلاسل الزمنية بخاصية الاستجرارية اي لا يوجد فيها اتجاه عام في بياناتها ولها وسط حسابي ثابت تذبذب حولة , وتتضمن هذه النماذج ثلاثة انواع :
ـ نماذج الانحدار الذاتي (Auto regressive models)(AR)

 Copyright: © 2025 by the authors. Submitted for possible open access publication under the terms and conditions of the Creative Commons Attribution (CC BY) license (https://creativecommons.org/licenses/by/4.0/).

ويقرا بنموذج AR(p) $y_t = \delta + \theta_1 y_{t-1} + ... + \theta_y y_{t-y} + \varepsilon_t$

فمثلا نموذج الانحدار الذاتي من الدرجة الاولى AR(1) هو :

$$y_i = \partial + \theta_i y_{i-1} + E_i$$

وفي البعض الاحيان يمكن ان تمثل الظاهرة بنموذج مختلط من الانحدار الذاتي من الرتبة(p)
والاوساط المتحركة من الرتبة (q)لنحصل على نماذج التي الذي يسمي النموذج المختلط والذي يرمز له بالرمز ARMA(p,q) يمكن تمثيلة بالنموذج الرياضي الاتي:

$$X_t = \phi_1 \chi_{t-1} + \phi_2 \chi_{t-2} + ... + \phi_y \chi_{y-1} + \varepsilon_t - \theta_1 \varepsilon_{t-1} - \theta_2 \varepsilon_{t-2} - ..... - \theta_q \varepsilon_{q-1} .....(1_3)$$

التشويش الابيض White noise (9)

العملية العشوائية (ε_t) تدعى بعملية التشويش الابيض (White noise process) (9)
اذا كانت تمثل متتابعة من المتغيرات العشوائية غير المرتبطة مع بعضها البعض Uncorrelated والتي معدلها يساوي صفر وتباينها محدود $\delta^2 \varepsilon$ أي ان:

$$E(\varepsilon_t) = 0$$

$$\text{var}(\varepsilon_t) = \sigma^2 \varepsilon$$

$$k \neq 0 \qquad \text{cov}(\varepsilon_t + \varepsilon_{t+k}) = 0$$

نماذج السلاسل الزمنية غير المستقرة (Non Stationary time series)

وتنطبق هذه النماذج لتمثيل السلسة الزمنية التي يكون الاتجاه العام احد مكوناتها مما يجعل لها عدة اوساط تذبذب حول البيانات وهذه النماذج يمكن تمثيلها بنماذج النوع الاول لكن بعد ازاله عدم الاستجرارية من السلاسل الاصلية باستعمال طريقة الفروق

(Differences method) ومن خلال اخذ العدد المناسب من الفروق للبيانات الاصلية ولفترات زمنية تمثل طول الموسم ويضاف لرمز حرف(d)

وتتضمن هذه النماذج نفس النماذج السلاسل الزمنية المستقرة لكن لتتميز بين هذا النوع من النماذج الاولى تضاف كلمة (integrated) الى اسم النماذج للدلالة على استعمال نماذج السلاسل الزمنية المستقرة على السلاسل الزمنية غير المستقرة بعد تحويلها الى السلاسل الزمنية ولتمثيل هذا النوع من النماذج يفضل استخدام النموذج المختلط بعد اضافة الحرف الاول من كلمة المذكورة ليصبح الرمز النموذج (ARIMA) ويصبح النموذج من الدرجة (p,d,q)

ان عملية تحويل السلاسل الزمنية غير المستقرة الى اخرى مستقرة سيجنبنا كثيرا من المشاكل اذ ان الخصائص الزمنية المستقرة مستقلة عن الزمن فضلا عن ذلك يكون من السهل تطوير نظرية الاستقرارية لتشمل السلاسل الزمنية الاحتمالية اي تكون السلاسل الجديدة التي يتم التنبؤ بها المستقرة ايضا اما من الناحية العلمية فالحسابات الخاصة بتقدير معالم النماذج المستقرة تحتاج الى عمل اقل.

مراحل بناء النماذج (Box_jenkis):

تحتاج عملية بناء النماذج للسلسلة الزمنية الى الخبرة وجهد كبيرين خاصة بالنسبة لنماذج (Box_jenkis) وتعد عملية البناء هذه طريقة تكرارية (interactive method) وتأخذ المراحل التالية :_

(التشخيص) (model identification):

تعد مرحلة التشخيص النموذج من اهم مراحل في تحليل السلاسل الزمنية ويستند تشخيص النموذج على مجموعة البيانات المدروسة وعلى فهم الخصائص الاساسية للسلاسل الزمنية خاصة دوال الارتباط الذاتي والارتباط الجزئي وعندما يتم تشخيص نموذج معين فان عماية التنبؤ تكون عملية سهلة ومسالة ميكانيكية

 Copyright: © 2025 by the authors. Submitted for possible open access publication under the terms and conditions of the Creative Commons Attribution (CC BY) license (https://creativecommons.org/licenses/by/4.0/).

وقبل البدء بالتشخيص واختيار النموذج الملائم لتمثيل البيانات السلسلة المدروسة يجب اختبارها اولا للتعرف فيما اذا كانت تلك السلاسل مستقرة ام لا
لمعالجتها وتتضمن هذه المرحلة :
ـ الرسم البياني لبيانات السلسلة الزمنية
ـ اختيار النموذج وتحديد درجته
ـ دالة الارتباط الذاتي(ACF)Autocorrelation Function
ان اي نموذج يصف سلسلة زمنية المعينة يمكن ان تحدد ابرز خواصه من خلال دالة ارتباط الذاتي (Autocorrelation) function
والتي هي مقياس لدرجة العلاقة بين قيم المتغير نفسة عند فترات الزمنية مختلفة اذا يمكن ملاحظة ان هذه الدالة هي مشابهه لدالة الارتباط ولكن الفرق هو ان دالة الارتباط تقيس درجة العلاقة بين متغيرين مختلفين بينما دالة الارتباط الذاتي تقيس العلاقة للمتغير نفسة ولكن في فترات مختلفة ومن هنا يمكن القول بان معامل الارتباط الذاتي Autocorrelation Coefficient
مشابه تماما لمعامل الارتباط correlation Coefficient في كونه يقع بين القيمتين1+ و 1-فاذا كانت قيمة الارتباط مساويه الى 1+دل ذلك على وجود علاقة طردية تامة بينما اذا كانت مساوية الى1-دل ذلك على وجود علاقة عكسية تامة بينما اذا كانت قيمة الارتباط مساوية الى صفر فهذا يدل على انعدام العلاقة
ويرمز لدالة الارتباط الذاتي عادة بالرمز p_k حيث ان الارتباط الذاتي x_t و x_{t+k} يعطى بالشكل التالي :

$$p_k = \frac{\operatorname{cov}(x_t, x_{t+k})}{\sqrt{\operatorname{var}(x_t)}\sqrt{\operatorname{var}(x_{t+k})}} \ldots\ldots(1_4)$$

حيث يسمى بسط المعادلة بدالة التباين المشترك الذاتي Auto covariance Function ,,والتي هي مقياس التباين بين x_t و x_{t+k} ,حيث ان kهو ثابت حقيقي ويمز لهذه الدالة بالرمز y_k , فعلى فرض ان $E(x_t) = \mu$ يمثل المتوسط ل x_t وان $\operatorname{var}(x_t) = E(x_t - \mu)^2 = \sigma^2$
يمثل التباين ل x_t فانه يمكن كتابة دالة التباين المشترك الذاتي بالشكل التالي :

$$y_k = \operatorname{cov}(x_t, x_{t+k}) = E\left[(x_t - \mu)(x_{t+k} - \mu)\right] \ldots\ldots(1_5)$$

فاذا كانت قيمة $k = 0$ فان دالة التباين المشترك الذاتي تكون بالشكل التالي :

$$y_0 = \operatorname{cov}(x_t, x_t) = \operatorname{var}(x_t) = \operatorname{var}(x_{t+k}) \ldots(1_6)$$

وبهذا فانه يمكن اعادة كتابة المعادلة اعلاه :

$$p_k = \frac{y_k}{y_0} \ldots\ldots(1_7)$$

وفي التطبيقات العملية يتم استخدام المعادلة التالية لغرض حساب القيم التقديرية ل p_k

$$r_k = \frac{\sum_{t=1}^{n-k} (X_t - \bar{X})\,(x_{t+k} - \bar{X})}{\sum_{t=1}^{n} (X_t - \bar{X})^2} \ldots\ldots(1_8)$$

والذي يرمز لها بالرمز r_k :
او يمكن الاستفادة من الخاصية التي تفترض بان $x_{t+k} = x_{t-k}$ ليتسنى لنا اعادة كتابة المعادلة اعلاه :

$$r_k = \frac{\sum_{t=1}^{n-k} (X_t - \bar{X})\,(x_{t-k} - \bar{X})}{\sum_{t=1}^{n} (X_t - \bar{X})^2} \ldots\ldots(1_9)$$

ـ دالة الارتباط الذاتي الجزئي pacf(partial autocorrelation function)
مثلما قلنا يمكن تحديد خصائص السلسلة الزمنية من خلال دالة الارتباط الذاتي acf تسمى بدالة الارتباط الذاتي الجزئي (PACF) (partial autocorrelation function) كذلك فان هناك دالة اخرى يمكن

 Copyright: © 2025 by the authors. Submitted for possible open access publication under the terms and conditions of the Creative Commons Attribution (CC BY) license (https://creativecommons.org/licenses/by/4.0/).

ايضا ان تكون ذات فائدة في تحديد خصائص السلسلة الزمنية وهذه الدالةACFحيث يمكن من خلال هاتين الدالتين تحديد معظم خصائص السلاسل الزمنية ودالة الارتباط الذاتي الجزئي (PACF) هي الدالة التي تقيس درجة الارتباط بين المتغيرين بثبوت المتغيرات الاخرى فاذا اردنا قياس درجة العلاقة بين x_{t+k}, x_t فان هذا يعني ايجاد الارتباط وبالشكل التالي:

$$corr\left[x_t, x_{t+k} / x_{t+1}, x_{t+2}, \ldots\ldots, x_{t+k-1}\right] \ldots\ldots (1_10)$$

فاذا رمزنا لهذه الدالة بالرمز p_kفان :

$$p_k = \frac{\operatorname{cov}\left[(x_t - \hat{x_t}), (x_{t+k} - \hat{x_{t+k}})\right]}{\sqrt{\operatorname{var}(x_t - \hat{x_t})}\sqrt{\operatorname{var}(x_{t+k} - \hat{x_{t+k}})}} \ldots\ldots (1_11)$$

حيث ان $\hat{x_t}, \hat{x_{t+k}}$ افضل تقدير خطي ل x_t, x_{t+k}على توالي وباستخدام دالتي الارتباط الذاتي ACF والارتباط الذاتي الجزئي PACF يمكن تحديد درجة النموذج فبالنسبة الى نموذج الانحدار الذاتي AR فان قيم دالة الارتباط الذاتي ACF تتضاءل بالتدريج نحو قيمة الصفر بينما تقطع الدالة الارتباط الذاتي الجزئي PACF بعد الدرجة Pوالذي يمثل درجة نموذج الانحدار الذاتي AR (p) اما نموذج المتوسطات المتحركة MAفان قيم دالة الارتباط الذاتي ACF تقطع بعد الدرجة q والتي تمثل درجة النموذج MA(q) بينما تتضاءل قيم دالة الارتباط الذاتي الجزئي PACF نحو الصفر .اما اذا تضاءلت دالتي الارتباط الذاتي ACF والارتباط الذاتي الجزئي PACF كلاهما نحو الصفر فهذا يعني ان النموذج هو نموذج مختلط بين الانحدار الذاتي والاوساط المتحركة ARMA$^{(p,q)}$

(مرحلة التقدير) Estimation stage

بعد ان تم تحديد النموذج المقترح لتمثيل الظاهرة، يأتي الان دور تقدير المعلمات لهذا النموذج حيث توجد هناك عدة طرائق لتقدير المعلمات من هذه الطرائق:

طريقة العزوم او طريقة يل_ولكر Moments or Yule_Walker Method

طريقة المربعات الصغرى الاعتيادية Ordinary Least Square Method O.L.S

طريقة الامكان الاعظم Maximum likelihood method

طريقة العزوم او طريقة يل _ولكر (3) Moments or Yule Walker Method

استخدم كل من Yule و Walker اسلوب العزوم للتوصل الى تقدير لمعلمات نموذج الانحدار الذاتي من درجة p فلسلسلة الزمنية الخاضعة لنموذج الانحدار الذاتي من الدرجة p تم استخدام معادلة معامل الارتباط الذاتي الخاص بالسلسلة الزمنية لتشكيل عدد من المعادلات هي كما موصوفة في ادناه:

والمعادلات اعلاه غالبا ما تدعى في الادبيات العلمية بمعادلات Yule Walker

وبعد حل هذه المعادلات يتم التوصل الى متجه المقدرات التالية والذي يعرف بمقدرات Yule Walker او مقدرا العزوم Moments Estimator.

$$\underline{\hat{\Phi}} = p_p^{-1} \underline{\hat{p_p}} \ldots\ldots (1_12)$$

حيث ان :

 Copyright: © 2025 by the authors. Submitted for possible open access publication under the terms and conditions of the Creative Commons Attribution (CC BY) license (https://creativecommons.org/licenses/by/4.0/).

$$\underline{\hat{\Phi}} = \begin{bmatrix} \hat{\Phi}_1 \\ \hat{\Phi}_2 \\ . \\ . \\ \hat{\Phi}_p \end{bmatrix}, P_p = \begin{bmatrix} 1 & \hat{p_1} & \hat{p_2} & . & . & \hat{p_{p-1}} \\ \hat{p_1} & 1 & \hat{p_1} & . & . & \hat{p_{p-2}} \\ \hat{p_2} & \hat{p_1} & 1 & . & . & \hat{p_{p-3}} \\ . & . & . & . & . & . \\ . & . & . & . & . & . \\ \hat{p_{p-1}} & \hat{p_{p-2}} & . & . & . & 1 \end{bmatrix}, \hat{p_p} = \begin{bmatrix} \hat{p_1} \\ \hat{p_2} \\ . \\ . \\ \hat{p_p} \end{bmatrix}$$

حيث ان $p_i \ (i = 1,2,3,\ldots,p)$ هي غير معلومة تحل محلها تقديراتها $\hat{p_i}$ في التطبيق العملي .

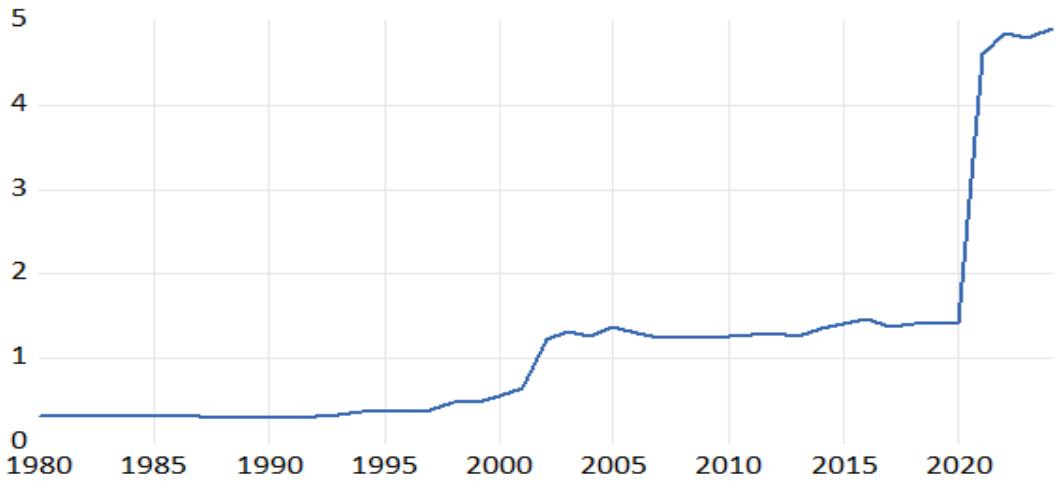
(مرحلة الاختبار) Diagnostic checking Stage

وهي المرحلة التي يتم فيها اختبار النموذج للتأكد من قدرته على تمثيل بيانات الظاهرة المدروسة، وكذلك إمكانية استخدامه في التنبؤ المستقبلي. وتوجد العديد من الاختبارات التي يمكن استخدامها لهذا الغرض، والتي تعتمد في حساباتها على الأخطاء، بهدف الكشف عمّا إذا كان هناك أي عامل غير عشوائي ضمن هذه البواقي، حيث نفترض أن تكون هذه البواقي عشوائية وخالية من أي أثر آخر. وفيما يلي شرح لبعض هذه الاختبارات:

اختبار مجموع مربعات الأخطاء (MSE):

يقوم هذا الاختبار على تقييم النموذج الذي يكون فيه معدل مجموع مربعات الخطأ أقل ما يمكن. فكلما كانت قيمة الاختبار صغيرة دلّ ذلك على عشوائية الأخطاء في النموذج المقترح، وعلى أن النموذج ملائم لأغراض التنبؤ. وتجدر الإشارة إلى أن مرحلة التنبؤ تُعد آخر مراحل تحليل السلاسل الزمنية.

تحليل بيانات سلسلة سعر الصرف ومناقشة النتائج :



الشكل (1) يوضح الاتجاه العام لسلسة سعر الصرف.

يظهر من الشكل (1) أن سعر الصرف يتسم باتجاه تصاعدي على المدى الطويل، أي أن قيمة الدولار مقابل الدينار الليبي آخذة في الارتفاع عبر الزمن، مما يعكس ضغوطًا تضخمية أو ضعفًا في القوة الشرائية للدينار وبالتالي يظهر الشكل عدم استقرار السلسة الواضح .

 Copyright: © 2025 by the authors. Submitted for possible open access publication under the terms and conditions of the Creative Commons Attribution (CC BY) license (https://creativecommons.org/licenses/by/4.0/).

الجدول (1): يوضح الارتباط الذاتي والارتباط الذاتي الجزئي لسلسلة سعر الصرف.

Date: 08/27/25 Time: 19:33
Sample: 1980 2024
Included observations: 45

Autocorrelation	Partial Correlation		AC	PAC	Q-Stat	Prob
		1	0.811	0.811	31.621	0.000
		2	0.616	-0.122	50.300	0.000
		3	0.420	-0.125	59.174	0.000
		4	0.228	-0.124	61.859	0.000
		5	0.218	0.399	64.372	0.000
		6	0.206	-0.081	66.674	0.000
		7	0.191	-0.081	68.713	0.000
		8	0.175	-0.066	70.455	0.000
		9	0.154	0.232	71.845	0.000
		10	0.134	-0.064	72.934	0.000
		11	0.117	-0.060	73.787	0.000
		12	0.104	-0.036	74.474	0.000
		13	0.088	0.136	74.991	0.000
		14	0.073	-0.055	75.356	0.000
		15	0.061	-0.038	75.619	0.000
		16	0.054	-0.005	75.832	0.000
		17	0.041	0.054	75.960	0.000
		18	0.032	-0.033	76.042	0.000
		19	0.017	-0.052	76.065	0.000
		20	-0.030	-0.122	76.140	0.000

من الجدول (1) في المستوى الأصلي للسلسلة، أظهرت الارتباطات وجود اعتماد زمني قوي بين القيم، مع خروج بعض قيم الإبطاءات عن حدود الضبط، مما يؤكد عدم استقرارية السلسلة.

جدول (2) : يوضح اختبار ديكي ـ فلر لاختبار استقرارية سلسلة سعر الصرف:

Null Hypothesis: P has a unit root
Exogenous: Constant
Lag Length: 0 (Automatic - based on SIC, maxlag=9)

		t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic		0.465312	0.9835
Test critical values:	1% level	-3.588509	
	5% level	-2.929734	
	10% level	-2.603064	

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

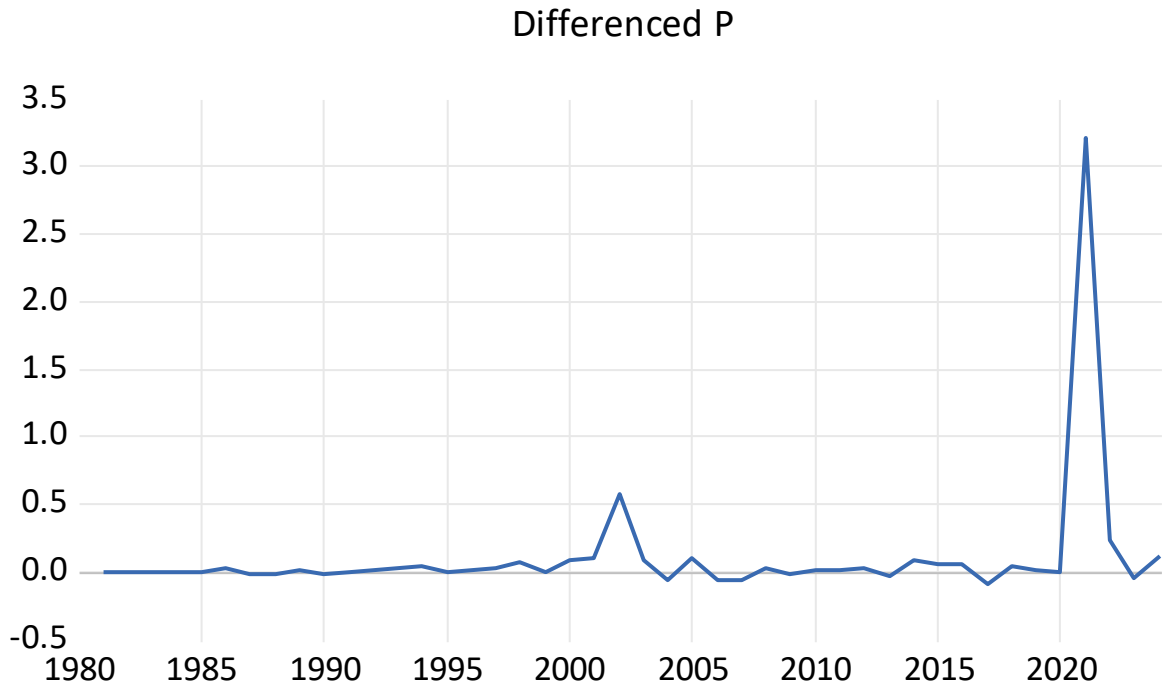
Augmented Dickey-Fuller Test Equation
Dependent Variable: D(P)
Method: Least Squares
Date: 08/27/25 Time: 20:28
Sample (adjusted): 1981 2024
Included observations: 44 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
P(-1)	0.031467	0.067625	0.465312	0.6441
C	0.071104	0.103636	0.686100	0.4964

R-squared	0.005129	Mean dependent var	0.104671
Adjusted R-squared	-0.018559	S.D. dependent var	0.489052
S.E. of regression	0.493570	Akaike info criterion	1.470084
Sum squared resid	10.23166	Schwarz criterion	1.551183
Log likelihood	-30.34184	Hannan-Quinn criter.	1.500159
F-statistic	0.216516	Durbin-Watson stat	2.002909
Prob(F-statistic)	0.644112		

 Copyright: © 2025 by the authors. Submitted for possible open access publication under the terms and conditions of the Creative Commons Attribution (CC BY) license (https://creativecommons.org/licenses/by/4.0/).

الجدول(2)أوضحت النتائج أن السلسلة الزمنية غير مستقرة في مستواها الأصلي وذلك من خلال مقارنة قيمتي ديكي وفلر المعنوية (0.9835) اكبر من القيم المحسوبة الثلاثة (1% ، 5% ، 10%) ، وكذلك أن المتوسط والتباين يتغيران مع الزمن.



الشكل (2) يوضح شكل السلسلة بعد اخذ الفرق الاول لاختبار الاستقرار.

الشكل (2) يوضح استقرارية السلسلة بعد اخذ الفرق الاول وتحوله الى شكل اتجاه عام افقي.

الجدول (3) : يوضح الارتباط والارتباط الذاتي الجزئي بعد الفرق الأول.

Date: 08/27/25 Time: 20:36
Sample (adjusted): 1981 2024
Included observations: 44 after adjustments

Autocorrelation	Partial Correlation		AC	PAC	Q-Stat	Prob
		1	0.034	0.034	0.0545	0.815
		2	-0.057	-0.058	0.2115	0.900
		3	0.006	0.010	0.2134	0.975
		4	-0.040	-0.044	0.2930	0.990
		5	-0.004	-0.000	0.2941	0.998
		6	0.004	-0.001	0.2948	1.000
		7	0.007	0.008	0.2978	1.000
		8	-0.026	-0.029	0.3369	1.000
		9	-0.011	-0.008	0.3437	1.000
		10	-0.016	-0.019	0.3586	1.000
		11	-0.017	-0.015	0.3754	1.000
		12	-0.023	-0.026	0.4078	1.000
		13	-0.011	-0.012	0.4160	1.000
		14	-0.040	-0.043	0.5218	1.000
		15	-0.052	-0.052	0.7137	1.000
		16	0.009	0.005	0.7195	1.000
		17	-0.042	-0.050	0.8512	1.000
		18	-0.001	-0.001	0.8512	1.000
		19	0.152	0.142	2.7140	1.000
		20	0.015	0.004	2.7334	1.000

 Copyright: © 2025 by the authors. Submitted for possible open access publication under the terms and conditions of the Creative Commons Attribution (CC BY) license (https://creativecommons.org/licenses/by/4.0/).

الجدول (3) للارتباط الذاتي والارتباط الذاتي الجزئي يوضح استقرار السلسة بعد الفرق الأول ووقوع كل قيم الابطاءات داخل حدود الضبط ، كما تضاءلت الارتباطات وأصبحت أكثر ملاءمة للنمذجة، مما يدعم اعتماد نموذج من نوع ARIMA (p,d,q).

الجدول (4) يوضح اختبار ديكي ـ فلر بعد الفرق الأول.

Null Hypothesis: D(P) has a unit root
Exogenous: Constant
Lag Length: 0 (Automatic - based on SIC, maxlag=9)

		t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic		-6.192197	0.0000
Test critical values:	1% level	-3.592462	
	5% level	-2.931404	
	10% level	-2.603944	

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

من خلال الجدول (4) أصبحت السلسلة مستقرة بعد الفرق الاول وذلك من خلال القيمة المعنوية (0.000) لديكي وفلر والتي اصبحت اقل من القيم المحسوبة الثلاثة (1%، 5%، 10%) ، أي تحقق شرط الملاءمة لتقدير نماذجARIMA .

الجدول (5) يوضح تقدير المعادلة بطريقة المربعات الصغرى.

Dependent Variable: P
Method: Least Squares
Date: 08/27/25 Time: 20:51
Sample (adjusted): 1980 2023
Included observations: 44 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
T	0.064685	0.008896	7.271160	0.0000
C(1)	-0.388694	0.229840	-1.691154	0.0982

R-squared	0.557288	Mean dependent var	1.066716
Adjusted R-squared	0.546747	S.D. dependent var	1.113025
S.E. of regression	0.749334	Akaike info criterion	2.305124
Sum squared resid	23.58304	Schwarz criterion	2.386224
Log likelihood	-48.71274	Hannan-Quinn criter.	2.335200
Durbin-Watson stat	0.438969		

معاملات المعادلة المقدرة:

Substituted Coefficients:
==========
P = 0.0646848726568*T - 0.388693930233*0.0646848726568

الجدول (5) يوضح تقدير المعادلة والتي اثبتت معنوية المعالم فيها والعلاقة الارتباطية المتوسطة بين سعر الصرف والزمن وحوالي 50% من التغير الذي يطرأ على سعر الصرف سببه عوامل اخرى غير الزمن .

 Copyright: © 2025 by the authors. Submitted for possible open access publication under the terms and conditions of the Creative Commons Attribution (CC BY) license (https://creativecommons.org/licenses/by/4.0/).

الجدول (6) اختبار النموذج (تجانس التباين بطريقةARCH)

Heteroskedasticity Test: ARCH

F-statistic	125.7604	Prob. F(1,41)	0.0000
Obs*R-squared	32.42794	Prob. Chi-Square(1)	0.0000

Test Equation:
Dependent Variable: RESID^2
Method: Least Squares
Date: 08/27/25 Time: 20:55
Sample (adjusted): 1981 2023
Included observations: 43 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.102017	0.113970	0.895120	0.3759
RESID^2(-1)	1.036141	0.092395	11.21429	0.0000

R-squared	0.754138	Mean dependent var	0.539480
Adjusted R-squared	0.748142	S.D. dependent var	1.399232
S.E. of regression	0.702211	Akaike info criterion	2.176231
Sum squared resid	20.21714	Schwarz criterion	2.258147
Log likelihood	-44.78897	Hannan-Quinn criter.	2.206439
F-statistic	125.7604	Durbin-Watson stat	1.752816
Prob(F-statistic)	0.000000		

تساوي (0.000) وهي أقل من مستوى المعنوية Obs R-Squard من بيانات الجدول (6) نلاحظ ان قيمة 5% مما يترتب رفض الفرضية .

تقدير النماذج المختارة : تم اختبار عدة نماذج بعد اخذ الفرق الاول لاستقرار السلسلة على النحو التالي:

- نموذج ARIMA(1,1,1)
- نموذج ARIMA(1,1,2)
- نموذج ARIMA(2,1,1)
- نموذج ARIMA(2,1,2)

لكل نموذج تم تقدير معاملات الانحدار الذاتي (AR) والمتوسطات المتحركة(MA) وأظهرت النتائج أن جميع النماذج لها معاملات معنوية لكن بدرجات مختلفة من الملاءمة كما موضح في الجداول أدناه.

الجدول (7) يوضح تقدير نموذجARIMA(1,1,1)

Dependent Variable: P
Method: ARMA Maximum Likelihood (OPG - BHHH)
Date: 08/27/25 Time: 21:03
Sample: 1980 2024
Included observations: 45
Convergence achieved after 23 iterations
Coefficient covariance computed using outer product of gradients

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
T	0.070528	0.048120	1.465673	0.1504
AR(1)	0.842175	0.303715	2.772912	0.0083
MA(1)	0.126294	1.175599	0.107429	0.9150
SIGMASQ	0.219055	0.054179	4.043146	0.0002

R-squared	0.854296	Mean dependent var	1.151951
Adjusted R-squared	0.843635	S.D. dependent var	1.239999
S.E. of regression	0.490333	Akaike info criterion	1.529524
Sum squared resid	9.857477	Schwarz criterion	1.690116
Log likelihood	-30.41429	Hannan-Quinn criter.	1.589391
Durbin-Watson stat	1.945019		

Inverted AR Roots	.84
Inverted MA Roots	-.13

 Copyright: © 2025 by the authors. Submitted for possible open access publication under the terms and conditions of the Creative Commons Attribution (CC BY) license (https://creativecommons.org/licenses/by/4.0/).

معالم المعادلة المقدرة :

Substituted Coefficients:

==========

P = 0.070528218789*T +

[AR(1)=0.842175174108,MA(1)=0.126293773506,UNCOND,ESTSMPL="1980 2024"]

الجدول (8) يوضح تقدير نموذج(ARIMA(1,1,2

Dependent Variable: P
Method: ARMA Maximum Likelihood (OPG - BHHH)
Date: 08/27/25 Time: 21:08
Sample: 1980 2024
Included observations: 45
Convergence achieved after 26 iterations
Coefficient covariance computed using outer product of gradients

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
T	0.074290	0.052309	1.420228	0.1631
AR(1)	0.879712	0.200750	4.382132	0.0001
MA(2)	0.006214	0.944904	0.006576	0.9948
SIGMASQ	0.221374	0.053642	4.126837	0.0002

R-squared	0.852754	Mean dependent var	1.151951
Adjusted R-squared	0.841980	S.D. dependent var	1.239999
S.E. of regression	0.492921	Akaike info criterion	1.541005
Sum squared resid	9.961812	Schwarz criterion	1.701597
Log likelihood	-30.67262	Hannan-Quinn criter.	1.600872
Durbin-Watson stat	1.772745		

Inverted AR Roots	.88	
Inverted MA Roots	-.00+.08i	-.00-.08i

معالم النموذج المقدر:

Substituted Coefficients:

==========

P = 0.0742900903997*T +

[AR(1)=0.879712266143,MA(2)=0.00621373666323,UNCOND,ESTSMPL="1980 2024"]

 Copyright: © 2025 by the authors. Submitted for possible open access publication under the terms and conditions of the Creative Commons Attribution (CC BY) license (https://creativecommons.org/licenses/by/4.0/).

الجدول (9) يوضح تقدير نموذج ARIMA(2,1,1)

Dependent Variable: P
Method: ARMA Maximum Likelihood (OPG - BHHH)
Date: 08/27/25 Time: 21:09
Sample: 1980 2024
Included observations: 45
Convergence achieved after 20 iterations
Coefficient covariance computed using outer product of gradients

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
T	0.071462	0.052534	1.360299	0.1812
AR(2)	0.746803	0.339638	2.198821	0.0336
MA(1)	0.983282	0.710417	1.384090	0.1738
SIGMASQ	0.212958	0.111672	1.906989	0.0635

R-squared	0.858352	Mean dependent var	1.151951
Adjusted R-squared	0.847987	S.D. dependent var	1.239999
S.E. of regression	0.483461	Akaike info criterion	1.520643
Sum squared resid	9.583103	Schwarz criterion	1.681236
Log likelihood	-30.21448	Hannan-Quinn criter.	1.580511
Durbin-Watson stat	1.917978		

Inverted AR Roots	.86	-.86
Inverted MA Roots	-.98	

معالم النموذج المقدر:

Substituted Coefficients:
==========
P = 0.0714623959396*T +
[AR(2)=0.746803114435,MA(1)=0.983282001579,UNCOND,ESTSMPL="1980 2024"]

الجدول (10) يوضح تقدير نموذج ARIMA(2,1,2)

Dependent Variable: P
Method: ARMA Maximum Likelihood (OPG - BHHH)
Date: 08/27/25 Time: 21:11
Sample: 1980 2024
Included observations: 45
Convergence achieved after 20 iterations
Coefficient covariance computed using outer product of gradients

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
T	0.057011	0.021144	2.696344	0.0101
AR(2)	0.165464	1.181226	0.140078	0.8893
MA(2)	0.644280	1.033488	0.623403	0.5365
SIGMASQ	0.410105	0.122894	3.337058	0.0018

R-squared	0.727220	Mean dependent var	1.151951
Adjusted R-squared	0.707261	S.D. dependent var	1.239999
S.E. of regression	0.670906	Akaike info criterion	2.158386
Sum squared resid	18.45472	Schwarz criterion	2.318978
Log likelihood	-44.56369	Hannan-Quinn criter.	2.218253
Durbin-Watson stat	0.946075		

Inverted AR Roots	.41	-.41
Inverted MA Roots	-.00+.80i	-.00-.80i

معالم النموذج المقدر:

Substituted Coefficients:
==========
P = 0.0570111274696*T +
[AR(2)=0.165463566982,MA(2)=0.644279722259,UNCOND,ESTSMPL="1980 2024"]

 Copyright: © 2025 by the authors. Submitted for possible open access publication under the terms and conditions of the Creative Commons Attribution (CC BY) license (https://creativecommons.org/licenses/by/4.0/).

جدول (11) يوضح كيفية اختيار النموذج الامثل من خلال استخدام معايير:

- Akaike Info Criterion (AIC)(معيار اكياكي)
- Schwarz Criterion (SC) (معيار شاورز)
- مجموع مربعات الأخطاءSSE

النماذج	AKaike Info Criterion	Schwarz Criterion	مجموع مربعات الاخطاء SSE
ARIMA(1,1,1)	1.52	1.69	0.49
ARIMA(1,1,2)	1.54	1.70	0.49
ARIMA(2,1,1)	1.52	1.68	0.48
ARIMA(2,1,2)	2.16	2.31	0.68

النتائج أوضحت أن أفضل نموذج هو ARIMA(2,1,1) لأنه يحقق:
أقل قيمة لمعيار AIC = 1.52 ، وأقل قيمة لمعيارSC = 1.68 ، أقل مجموع لمربعات الأخطاء SSE = 0.48 مما يجعله النموذج الانسب للتنبؤ .

تقدير النموذج الامثل وعملية التنبؤ به :

Substituted Coefficients:
==========
P = 0.0714623959396*T +
[AR(2)=0.746803114435,MA(1)=0.983282001579,UNCOND,ESTSMPL="1980 2024"]

جدول (12) يوضح التنبؤ بسعر الصرف للعام 2030 بعد اختيار النموذج الامثل :
باستخدام نموذج ARIMA(2,1,1) تم التنبؤ للفترة 2025–2030:

السنة	السعر المتوقع
2025	5.6156
2026	5.8802
2027	5.6980
2028	5.7954
2029	6.3204
2030	6.7433

النتائج :

1. أظهرت سلسلة سعر الصرف اتجاهاً تصاعدياً واضحاً على المدى الطويل، مما يشير إلى ارتفاع مستمر في قيمة الدولار مقابل الدينار الليبي. هذا يعكس وجود ضغوط تضخمية وضعفاً في القوة الشرائية للدينار، ويؤكد على عدم استقرار السلسلة في مستواها الأصلي.
2. أكد اختبار ديكي-فلر أن السلسلة غير مستقرة في مستواها الأصلي (قيمة P-value = 0.9835 > 0.05)، حيث يتغير المتوسط والتباين مع الزمن.
3. أخذ الفرق الأول، أصبحت السلسلة مستقرة، كما أكد ذلك اختبار ديكي-فلر (قيمة P-value = 0.000 < 0.05)وتحول شكل السلسلة إلى اتجاه عام أفقي.
4. بناءً على معايير الاختيار 'AIC' (Akaike) و 'SC' Schwarz ومجموع مربعات الأخطاء 'SSE')، تبين أن النموذج الأمثل لوصف سلوك السلسلة والتنبؤ به هو نموذجARIMA(2,1,1) ، حيث حقق أقل قيم للمعايير المذكورة.(AIC = 1.52, SC = 1.68, SSE = 0.48) .

 Copyright: © 2025 by the authors. Submitted for possible open access publication under the terms and conditions of the Creative Commons Attribution (CC BY) license (https://creativecommons.org/licenses/by/4.0/).

5. معاملات النموذج المقدر كانت معنوية، مما يدل على ملاءمته لوصف البيانات. ومع ذلك، أظهر اختبار ARCH وجود عدم تجانس في التباين (heteroscedasticity)في بواقي النموذج(P-value = 0.000)، مما يشير إلى تقلب التباين مع الزمن.
6. باستخدام النموذج الأمثل(ARIMA(2,1,1 ، تم التنبؤ بسعر الصرف حتى عام 2030، حيث من المتوقع أن يستمر الارتفاع ليصل إلى حوالي 6.74دينار ليبي للدولار الواحد في عام 2030.

التوصيات :

1- نظراً للاتجاه التصاعدي المستمر والمتوقع لسعر الصرف، يجب على السلطات النقدية في ليبيا مراقبة سوق الصرف بشكل دقيق ومستمر واتخاذ إجراءات سياسية نقدية ومالية صارمة لاحتواء الضغوط التضخمية ومنع التدهور الحاد في قيمة الدينار.

2- يجب عدم الاعتماد على النماذج التنبؤية فقط، بل معالجة الأسباب الجذرية لضعف الدينار، والتي قد تشمل: عدم استقرار السياسات، الاعتماد على مصدر دخل وحيد (النفط)، وضعف الإنتاج المحلي.

3- نظراً لوجود مشكلة عدم تجانس التباين(ARCH effect) ، يُوصى باستخدام نماذج أكثر تطوراً مثل (GARCH)لنمذجة وتوقع تقلبية ومخاطر سعر الصرف، مما يوفر رؤية أكثر دقة للمخاطر المستقبلية.

4 - يجب تحديث البيانات وإعادة تقدير النموذج دورياً (سنوياً على الأقل) لدمج أحدث المعلومات وضمان استمرارية دقة التنبؤات، خاصة في بيئة اقتصادية متقلبة مثل الاقتصاد الليبي.

5- على المدى الطويل يجب العمل على تنويع الاقتصاد الوطني وتقليل الاعتماد على الاستيراد لخفض الحاجة على العملات الأجنبية، مما يساعد على توازن سعر الصرف وقلة الطلب عليه .

6- العمل على تعزيز الاحتياطيات الأجنبية للبلاد لتكون قادرة على التدخل في الاسوق المالية عند الحاجة لامتصاص الصدمات ومنع التقلبات الحادة.

7- تشجيع الشفافية في سياسة سعر الصرف ونشر البيانات الاقتصادية بشكل منتظم ودقيق لتمكين المحللين والجهات المعنية من إجراء تقييمات أكثر دقة.

المراجع العربية :

1- أحمد طنطاوي (1995) : الاقتصاد الدولي ، الدار العلمية الدولية للنشر والتوزيع عمان - الاردن .

2- أحمد عبدالموجود محمد عبداللطيف (2017) :تقلبات سعرالصرف وأثره على اقتصاديات الدول العربية المصدر للبترول (اوابك) دارالتعليم الجامعي للطباعة والنشر والتوزيع - الاسكندرية .

3- أسامة الخولي ،مجدي شهاب (1997) : مبادئ النقود والبنوك ، دارالتعليم الجامعي للطباعة والنشر والتوزيع - الاسكندرية .

4 - إسماعيل عبدالرحمن ، حربي موسى عريقات (1999) : مفاهيم علم الاقتصاد الكلي ، عمان - الاردن.

5 - باري سيجل ، النقود والبنوك (1987) : من وجهة نظر النقديين ، دارالمريخ للنشر - الرياض .

6- بكري كامل عكاشة (2001) : الاقتصاد الدولي والتجارة الخارجية والتمويل ، دارالتعليم الجامعي للطباعة والنشر والتوزيع - الاسكندرية .

7- خالد حسن البيلي ، الاقتصاد الدولي ، مطبعة جامعة السودان للعلوم والتكنلوجيا، الخرطوم

8- محب خلة توفيق (2015) : الاقتصاد المصرفي والنقدي دراسة تحليلية للمؤسسات والنظريات ، دار الفكر الجامعي - الاسكندرية .

9- مصطفى محمد عبدالله (2016) : الأثار المتوقعة على انخفاض الجنيه السوداني مقابل الدولار ، دار المريخ للنشر - الرياض .

10 - وسام مالك (2001) :الظواهر النقدية على المستوى الدولي ،دار المنهل اللبناني - بيروت.

11- زين العابدين البشير (2016) تحليل السلاسل الزمنية - دار الجنان للنشر والتوزيع - عمان .

 Copyright: © 2025 by the authors. Submitted for possible open access publication under the terms and conditions of the Creative Commons Attribution (CC BY) license (https://creativecommons.org/licenses/by/4.0/).

الكتب المترجمة :
1- الفريد وكويفاس،اليمندر وننز (2002) : تجربة المكسيك مع نظام سعر الصرف المرن ، صندوق النقد العربي ،نظم وسياسات سعر الصرف الاجنبي - ابوظبي .
2- جورج كوبر (2010) : الازمة المالية وخرافة السوق الكفئ ، ترجمة محمد عبدالجواد نهضة مصر للطباعة والنشر والتوزيع - القاهرة

المراجع الاجنبية :
1-Box,G and jenkins ,G(1970; Time Series Analysis;Forcasting and control;san Francisco;Holden-day
2-Schwarz,E (1978) estimation the dimension of amodel ,.Annals of Statistics2 : pp416-464.
3- Euders W;Applied Econometricstimeseries(2004) JohnWiley & sons
4-pHILLIPS;P.C.B and Perron P.(1988) Testing for unit root in time series ; Biometrikea.
5-JOHN, D. M. (2009). *Analysis of Time Series and forecost*. .
6-Engle, R. F. (1982). Autoregressive Conditional Heteroscedasticity with Estimates of the Variance of United Kingdom Inflation. *Econometrica*.

Compliance with ethical standards
Disclosure of conflict of interest
The author(s) declare that they have no conflict of interest.

Disclaimer/Publisher's Note: The statements, opinions, and data contained in all publications are solely those of the individual author(s) and contributor(s) and not of **AJASHSS** and/or the editor(s). **AJASHSS** and/or the editor(s) disclaim responsibility for any injury to people or property resulting from any ideas, methods, instructions, or products referred to in the content.

 Copyright: © 2025 by the authors. Submitted for possible open access publication under the terms and conditions of the Creative Commons Attribution (CC BY) license (https://creativecommons.org/licenses/by/4.0/).