

A Comparative Study Between the Linear Regression Model and ARIMA Time Series Models in Forecasting the Monthly Rates of Crude Oil Production: A Case Study of the Libyan State (2021–2027)

Alshareef Masoud Alsunousi *

Department of Statistics, Faculty of Economics and Political Science, University of Tobruk, Tobruk, Libya.

* Email (for reference researcher): alshareef.masoud@tu.edu.ly

دراسة مقارنة بين نموذج الانحدار الخطي ونماذج السلاسل الزمنية (ARIMA) في التنبؤ بالمعدلات الشهرية بإنتاج النفط الخام: دراسة حالة الدولة الليبية (2021-2027)

الشريف مسعود السنوسي *

قسم الإحصاء ، كلية الاقتصاد والعلوم السياسية، جامعة طبرق ، طبرق - ليبيا.

تاريخ الاستلام: 2026-01-17، تاريخ القبول: 2026-03-07، تاريخ النشر: 2026-03-14.

المخلص

تستهدف هذه الدراسة إجراء مقارنة منهجية بين كفاءة نموذج الانحدار الخطي البسيط ونماذج السلاسل الزمنية (ARIMA) في التنبؤ بالمعدلات الشهرية لإنتاج النفط الخام في الدولة الليبية و نظرا للأهمية الإستراتيجية لهذا القطاع كمورد أساسي للاقتصاد الوطني تكمن مشكلة البحث في التذبذب الحاد للسلسلة الزمنية لإنتاج النفط نتيجة الأزمات السياسية و الاقتصادية مما جعل التنبؤ التقليدي غير دقيق تم الاعتماد على سلسلة زمنية مكونة من 60 مشاهدة شهرية تغطي الفترة (2021-2025). أظهرت نتائج التحليل الإحصائي أن نموذج الانحدار الخطي البسيط لم يكن ملائما نظرا لعدم معنوية النموذج وكذلك عدم استقرار السلسلة لوجود ارتباط ذاتي في البواقي ، بينما أثبت النموذج (ARIMA(0,1,2) كفاءة عالية في التنبؤ وذلك بعدما اجتاز كافة الاختبارات التشخيصية بما في ذلك اختبارات المعنوية (t-test) واختبارات معايير المعلومات (AIC & BIC) وخلو البواقي من الارتباط الذاتي (Whit Noise) خلصت الدراسة إلى تقديم تنبؤات مستقبلية لعامي (2026-2027) تشير إلى اتجاه تصاعدي نسبي في الإنتاج و توصي الدراسة بضرورة اعتماد هذه النماذج المتطورة في رسم السياسات المالية للدولة الليبية لتقليل مخاطر التقدير العشوائي ودعم التخطيط الاستراتيجي للطاقة .

الكلمات المفتاحية: إنتاج النفط الخام ، السلاسل الزمنية ، التنبؤ الإحصائي ، الانحدار الخطي ، نموذج .ARIMA

Abstract

This study aims to conduct a methodological comparison between the efficiency of the simple linear regression model and time series models (ARIMA) in forecasting the monthly production rates of crude oil in Libya. The importance of this research stems from the strategic role of the oil sector as a primary pillar of the national economy. The research problem arises from the sharp fluctuations observed in the time series of oil production , largely driven by political and economic crises , which have reduced the accuracy of conventional forecasting approaches.

The analysis is based on a time series consisting of (60) monthly observations covering the period (2021–2025) . The statistical results indicate that the simple linear regression model was not appropriate , as the model lacked statistical significance and the series

exhibited instability due to the presence of autocorrelation in the residuals. In contrast , the ARIMA(0,1,2) model demonstrated superior forecasting performance after successfully passing several diagnostic tests, including (t-tests) for parameter significance, information criteria (AIC and BIC) , and tests confirming that the residuals follow white noise , indicating the absence of autocorrelation.

Based on these findings, the study provides forecasts for the years (2026-2027), which suggest a relatively upward trend in crude oil production . The study therefore recommends adopting advanced time-series models in the formulation of Libya's financial and economic policies in order to reduce the risks associated with random estimation and to support more effective strategic planning in the energy sector .

Keywords:Crude Oil Production , Time Series , Statistical Forecasting , Linear Regression , ARIMA Model.

المقدمة

يعد قطاع النفط في الدولة الليبية الركيزة الأساسية التي يقوم عليها هيكل الاقتصاد الوطني والشريان الرئيسي الذي يغذي خزينة الدولة إذ يلعب دورا حاسما في تشكيل السياسات المالية وتحقيق الاستقرار في الاقتصاد في التنمية ونظرا لما يشهده العالم اليوم من تقلبات جيو سياسية واقتصادية متسارعة أصبح لزاما على الباحثين وصناع القرار التوجه نحو البرمجة الإحصائية واستخدام الأدوات القياسية المتطورة لفهم سلوك الإنتاج النفطي وتوقع مساراته في المستقبل أن هذا البحث ينبثق من ضرورة ملحة لإجراء مقارنة منهجية وعلمية بين نماذج الانحدار الخطي البسيط ونماذج السلاسل الزمنية (ARIMA) بهدف تحديد الأداة الأكثر كفاءة في محاكاة الواقع الليبي المتفرد بتذبذباته وتأتي أهمية هذه الدراسة في سعيها إلى تقديم رؤية مستقبلية لعامي (2026 – 2027) تستند إلى قواعد معرفية سابقة تساهم في تقليل مخاطر التقدير العشوائي وتدعم مسيرة التخطيط الاستراتيجي لمستقبل الطاقة في ليبيا وصولا لتنمية مستدامة ينعكس أثارها على رفاهية المجتمع . (الجبوري ، 2010 ؛ Lewis,1982).

أهمية البحث

تعتبر أهمية هذه الدراسة في كونها تعالج موضوعا يمس صميم الأمن الاقتصادي الليبي فالقدرة على تقدير حجم الإنتاج النفطي ليس مجرد دراسة فقط بل هي ضرورة حتمية لبناء الميزانيات التقديرية وتقليل فجوات العجز المالي وتكمن القيمة العلمية للبحث في كونه يقدم مقارنة بين المدرسة الكلاسيكية الانحدار الخطي والمدرسة الحديثة (ARIMA) لكشف مدى ملائمة كل منها لطبيعة البيانات الليبية التي تتسم بالحساسية العالية لتغيرات كما تستمد الدراسة ثقلها من منح صناع القرار خارطة طريق إحصائية موثوقة لعامي (2026 – 2027) تساهم في حماية الخطط التنموية من مخاطر التنبؤات العشوائية على إدارة موارد الطاقة .

أهداف البحث

يسعى هذا البحث إلى تحقيق حزمة من الأهداف الأساسية:

- 1- تشخيص السلوك الزمني أي رصد وتحليل مسار إنتاج النفط الخام في ليبيا من خلال السنوات الأخيرة لفهم النمط العام وتحديد الهيكلية في السلسلة الزمنية
- 2- أثبات كفاءة النماذج المفاضلة العلمية بين نماذج الانحدار الخطي ونماذج (ARIMA) عبر اختبارات التشخيص لتحديد النموذج الأكثر دقة في تمثيل الواقع.
- 3- السعي للوصول إلى نموذج تنبؤي يتجاوز مشاكل الارتباط الذاتي للأخطاء بما يضمن الحصول على تقديرات غير متحيزة ومتسقة .
- 4- تقدير القيم المستقبلية والتنبؤ بحجم الإنتاج النفطي لعامي (2026 – 2027) بناء على أفضل نموذج لتقديم أرقام تساعد التخطيط المالي بعيد المدى.

5- صياغة مجموعة من المقترحات للجهات القائمة على قطاع الطاقة بضرورة تحديث أدوات التنبؤ الإحصائي لمواكبة المعايير الدولية .

مشكلة الدراسة

مشكلة الدراسة هي التحدي الكبير الذي يواجهه صناع القرار عند محاولة التنبؤ بإنتاج النفط في ليبيا هي أن السلسلة الزمنية للإنتاج تذبذبات حادة وغير منتظمة نتيجة لظروف والمتغيرات التي يمر بها وتبرز الفجوة البحثية في الاعتماد المتزايد على نماذج الانحدار الخطي البسيط التي تفترض استقرارا مثاليا وتهمل خصائص السلاسل الزمنية مما يؤدي غالبا إلى الوقوع في ظهور مشكلة الارتباط الذاتي وبناء على ذلك تتمركز المشكلة في أي النموذجيين الانحدار الخطي البسيط أم ARIMA هو الأكثر كفاءة وقدرة على محاكاة واقع الإنتاج النفطي الليبي وتقديره لعامي (2027 – 2026).

حدود الدراسة

- 1- نطاق الدراسة هو المقارنة بين نموذج الانحدار الخطي البسيط ونموذج ARIMA.
- 2- تنحصر الدراسة في النطاق الجغرافي لدولة ليبيا وتحديدًا في قطاع إنتاج النفط الخام.
- 3- تم الاعتماد على البيانات الشهرية الممتدة من عام 2021 وحتى نهاية عام 2025 لغرض التقدير والتنبؤ بكامل الشهور لعامي (2027 – 2026).

الفرضيات

- 1- توجد فروق ذات دلالة إحصائية في كفاءة التمثيل الرياضي بين نموذج الانحدار الخطي البسيط ونموذج السلاسل الزمنية لصالح نموذج ARIMA في معالجة الارتباط الذاتي للأخطاء وتحقيق معايير الجودة الإحصائية .
- 2- يتفوق نموذج ARIMA على نموذج الانحدار الخطي في دقة التنبؤ للإنتاج النفطي لعامي 2026 – 2027 بحيث يقدم أكثر واقعية و ملائمة لطبيعة البيانات النفطية الليبية المتذبذبة .

منهجية الدراسة

- تعتمد هذه الدراسة على المنهج الوصفي التحليلي حيث تم دراسة إنتاج النفط وتحليلها رقميا للوصول الى تنبؤات موثوقة طبقا للإجراءات التالية :
- 1- تم جمع البيانات السلاسل الزمنية بالاعتماد على الإنتاج النفط الخام في ليبيا من التقارير الرسمية للمؤسسة الوطنية للنفط وشملت العينة بيانات شهرية للفترة الممتدة من بداية عام 2021 إلى نهاية عام 2025.
 - 2- لتحقيق أهداف الدراسة تم استخدام البرامج الإحصائية (Minitab .19 , EViews.12)
- اختبار السكون Unit Root Test حيث تم اخذ اللوغاريتم ثم الفرق الأول لتحويلها إلى سلسلة ساكنة.
 - تحليل مخطط الارتباط بالاعتماد على دالتي (AFC) و (PAFC)
 - تقدير معادلات الانحدار الخطي البسيط باستخدام طريقة المربعات الصغرى .
1. للمقارنة بين كفاءة النموذجيين تمت المفاضلة بناء على
- معايير المعلومات (AIC , BIC) لضمان اختيار النموذج الأكثر دقة واقل مخاطر لفقد البيانات .

الجانب النظري

يتناول هذا الجانب النظري عرضا منتظما لجملة مفاهيم من المفاهيم الأساسية المرتبطة بالارتباط و الانحدار الخطي البسيط مع بيان الكيفية التي يمكن من خلالها بناء نموذج الانحدار الخطي البسيط يتسق مع البيانات المتاحة ويعبر عنها تعبيراً دقيقاً كما يتضمن توضيحاً لأهم المفاهيم المتعلقة بالسلاسل الزمنية من حيث خصائصها وطرق تحليلها.

ويتمدد العرض ليشمل خطوات بناء نموذج السلاسل الزمنية وفق منهجية (بوكس - جنكنز) التي تعتمد على التعرف إلى بنية السلسلة وتقدير المعلمات ثم فحص مدى ملائمة النموذج للبيانات بينما يسهم في الوصول إلى تحليل إحصائي موضوعي يمكن الاعتماد عليه في التفسير والتنبؤ.

الارتباط (Correlation)

يعد تحليل الارتباط من الأساليب الإحصائية التي تعنى بدراسة طبيعة العلاقة بين متغيرين (ارتباط بسيط) أو بين أكثر من متغير (ارتباط متعدد) وذلك بهدف التعرف إلى ما إذا كان هناك ارتباط بين أحدهما أو مجموعة منها ومتغير آخر وبعبارة أخرى يهتم تحليل الارتباط بقياس قوة العلاقة واتجاهها بين المتغيرات دون الخوض في بيان طبيعتها السببية أو الحكم على أحدها بأنه سبب للآخر (إسماعيل ، 2001)

ويمكن تقسيم الارتباط من حيث قوته إلى عدة أنواع من أهمها :-

أ- الارتباط التام (Perfect Correlation)

يتجلى هذا النوع عندما تكون العلاقة بين المتغيرين دقيقة وثابتة بحيث يمكن تحديد قيمة أحدهما تحديدا كاملا من خلال قيمة الآخر ويكثر ظهوره في العلوم التطبيقية كالعلاقة بين مساحة الدائرة ونصف قطرها فهي علاقة رياضية محددة بدقة أما في العلوم الاقتصادية والإدارية والتربوية فيندر وجود هذا النوع نظرا لتعدد العوامل المؤثرة وتشابكها .

ب- الارتباط غير التام (Imperfect Correlation)

ويشير هذا النوع إلى وجود علاقة بين متغيرين إلا أن هذه العلاقة لا تكون كاملة أو مطلقة بحيث لا يمكن تفسير التغير في أحد المتغيرين تفسيراً كلياً من خلال التغير في الآخر فعلى سبيل المثال تتأثر مبيعات سلعة معينة بسعرها إلا أنها تخضع أيضاً لعوامل أخرى كالدعاية وذوق المستهلك وظروف السوق ومستوى الدخل وغيرها من المؤثرات .

أنواع الارتباط :

يمكن النظر إلى الارتباط من زاوية عدد المتغيرات الداخلة في تكوين العلاقة وذلك على النحو الآتي

أ- الارتباط البسيط (Simple Correlation) :-

يختص هذا النوع بدراسة العلاقة بين متغيرين فقط دون إدخال أي متغيرات أخرى في التحليل ومن أمثلته العلاقة بين الطلب والعرض حيث يساعد قياس الارتباط بينهما في فهم كيفية تفاعل أحدهما مع الآخر ضمن إطار محدد .

ب- الارتباط المتعدد (Multiple Correlation)

يتجاوز هذا النوع حدود المتغيرين ليشمل دراسة العلاقة بين متغير تابع وعدة متغيرات مستقلة في آن واحد ومن ذلك دراسة الارتباط بين كمية الإنتاج وكل من نوع التربة وكمية المياه ومقدار الأسمدة إذ تتداخل هذه العوامل مجتمعة في التأثير على مستوى الإنتاج .

شكل علاقة الارتباط

كما يمكن تصنيف الارتباط بالنظر إلى الهيئة التي تظهر بها العلاقة بين المتغيرات وذلك على النحو الآتي:

أ- الارتباط الخطي (Linear Correlation) :-

يكون الارتباط خطياً عندما يمكن تمثيل العلاقة بين متغيرين أو أكثر بخط مستقيم وتعني هذه الصورة أن التغير في أحد المتغيرين يتم بمقدار ثابت نسبياً كلما تغير المتغير الآخر بمقدار معين أي إن العلاقة بينهما تنسم بالانتظام والثبات النسبي.

ب- الارتباط غير الخطي (Non-Linear Correlation) :-

أما إذا كانت العلاقة لا يمكن تمثيلها بخط مستقيم بل تأخذ شكلاً منحنياً أو نمطاً رياضياً آخر فإن الارتباط يوصف بأنه غير خطي وفي هذه الحالة لا يكون التغير في أحد المتغيرين مقابلاً لتغير ثابت في الآخر بل يتباين مقدار التأثير تبعاً لمستوى القيم وطبيعة العلاقة بينهما .

قياس الارتباط

يمكن قياس الارتباط بين متغيرين بعدة أساليب إحصائية تهدف إلى تحديد طبيعة العلاقة وقوتها واتجاهها ومن أبرز هذه الأساليب ما يأتي:

أ- رسم شكل الانتشار (Scatter Diagram)

يعد رسم شكل الانتشار من الطرق البصرية التي توفر تصورا أوليا وسريعا عن طبيعة العلاقة بين المتغيرين فمن خلال توزيع النقاط على المخطط مكن تقدير مدى قوة الارتباط وتحديد اتجاهه سواء أكان طرديا أم عكسيا .

وبمجرد النظر إلى الشكل البياني يمكن للباحث أن يستدل على وجود علاقة بين المتغيرين أو عدمها قبل الانتقال إلى الحسابات الكمية الأكثر دقة .

ب- القياس الكمي للارتباط

لا يكفي الاعتماد على شكل الانتشار وحده للتعرف بدقة على قوة العلاقة بين المتغيرين إذ يبقى الحكم البصري تقديريا وقد يختلف من باحث إلى آخر لذلك تبرز الحاجة إلى قياس هذه العلاقة بصورة رقمية تعبر عن مقدار الارتباط واتجاهه بشكل أكثر موضوعية ودقة وقد طورت عدة أساليب إحصائية لقياس الارتباط كميًا ومن أبرزها معامل ارتباط بيرسون الذي يعد من أكثر المقاييس استخدامًا في دراسة العلاقات الخطية بين المتغيرات الكمية .

الانحدار (Regression)

يعد الانحدار أداة إحصائية تهدف إلى التعرف على وجود علاقة بين متغيرين أو أكثر وفهم طبيعة هذه العلاقة وقوتها بشكل دقيق وتركز الدراسة في هذا المجال على صياغة نموذج رياضي يمثل هذه العلاقة باستخدام الأساليب الإحصائية والرياضية المناسبة.

ويتطلب بناء النموذج أولاً تحديد المتغير التابع الذي يرمز له عادة بالرمز (y) والمتغيرات المستقلة التي يرمز لها بالرموز $x_1, x_2, x_3 \dots x_k$ ويمكن أن يكون النموذج خطياً أو غير خطي حسب طبيعة العلاقة بين المتغيرات .

وتتضمن دراسة الانحدار صياغة النموذج وتقدير معالمه الإحصائية واختبار الفرضيات المتعلقة بهذه المعالم وتحليل النتائج كما يستخدم النموذج في التنبؤ بقيم المتغير التابع عند مستويات محددة من المتغيرات المستقلة مما يجعله أداة قوية لاتخاذ القرارات والتخطيط المبني على البيانات. (إسماعيل ،

2001)

النموذج الخطي البسيط (simple Liner Model)

تشير العبارة $f(x) = y$ إلى أن المتغير (y) دالة في المتغير (x) أي إن قيم (y) تتغير تبعاً لقيم (x) وتعد أبسط علاقة دالية يمكن أن تربط بين متغيرين (x) و (y) هي العلاقة الخطية غير أن تحديد شكل العلاقة لا يقتصر على كونها خطية أو غير ذلك بل يعتمد أيضاً على فرضيات الباحث وطبيعة البيانات المتاحة

فإذا افترضنا وجود علاقة خطية بين المتغيرين فإن صيغة الدالة تكتب على النحو التالي

$$y = \alpha + \beta_1 x + \varepsilon_i$$

حيث:

y : المتغير التابع (أو المفسر).

x : المتغير المستقل، ويسمى أيضاً المتغير التفسيري لأنه يفسر التغير الحاصل في y

α : معلمة النموذج المجهولة وهي الحد الثابت أو الجزء المقطوع من محور الصادات .

β_1 : معلمة النموذج المجهولة وتمثل معامل الانحدار أي ميل خط الانحدار .

ε_i : متغير عشوائي غير مشاهد قد يأخذ قيماً موجبة أو سالبة ويسمى بالخطأ العشوائي .

وتسمى المعادلة السابقة بمعادلة الانحدار الخطي للمجتمع الإحصائي لأن المعلمتين α و β_1 مجهولتان ولذلك يكون الهدف تقدير قيم تقريبية لهما بالاعتماد على بيانات عينة مسحوبة من مجتمع الدراسة.

ويتم تقدير معالم النموذج الخطي البسيط α و β_1 باستخدام طريقة المربعات الصغرى وهي من أهم الطرق الإحصائية لتقدير المعالم المجهولة وتهدف هذه الطريقة إلى الحصول على المقدرين α و β_1 بحيث يكون مجموع مربعات الأخطاء. (إسماعيل ، 2001)

$$\sum_{i=1}^n \varepsilon^2$$

أقل ما يمكن أي في أدنى قيمة ممكنة وبذلك يتم التوصل إلى أفضل تقدير خطي للعلاقة بين المتغيرين وبالتالي فإن

$$\widehat{\beta}_1 = \frac{n \sum xy - \sum x \sum y}{n \sum x^2 - (\sum x)^2}, \quad \widehat{\alpha} = \bar{y} - \beta_1 \bar{x}$$

اختبارات الجودة الإحصائية لنموذج الانحدار الخطي البسيط

• اختبار النموذج ككل بواسطة إحصائية (F)
يتم اختبار ما إذا كان التباين المفسر أكبر من التباين غير المفسر وذلك عن طريق اختبار الفرضيتين الآتيتين:

$$H_0: \beta_1 = 0, \quad H_1: \beta_1 \neq 0$$

ولإجراء هذا الاختبار نستخدم إحصائية (F) التي تحسب كما يأتي:

$$F = \frac{MSR}{MSE}$$

حيث:

MSR: متوسط مجموع مربعات الانحدار Mean Square Regression

MSE: متوسط مجموع مربعات البواقي Mean Square Error

أ- تحديد القيمة الجدولية نحدد القيمة الجدولية من جداول توزيع (F) عند مستوى معنوية (α) ودرجات حرية (1, n-2) أي $F_{n-2, \alpha}$ فإذا كانت القيمة المحسوبة لـ (F) أكبر من القيمة الجدولية نرفض فرض العدم H_0 ونقبل الفرض البديل H_1 أي إن قيمة المعلمة β_1 تختلف عن الصفر ونحكم بوجود علاقة خطية ذات دلالة إحصائية بين المتغيرين
ب- أما إذا كانت القيمة المحسوبة لـ (F) أصغر من القيمة الجدولية فليس لدينا دليل كاف لرفض فرض العدم H_0 وفي هذه الحالة نحكم بعدم وجود علاقة خطية ذات دلالة إحصائية بين المتغيرين (Y, X)

وهذا يعني أن قيمة $\alpha = 0$ وبالتالي فإن:

$$\widehat{y} = \widehat{\alpha}$$

أي أن قيم (Y) تكون ثابتة ولا يكون لقيم (X) أي تأثير خطي على قيم (Y)

• اختبار جودة النموذج ومفاضلته

تم الاعتماد على تقييم جودة الأداء والمفاضلة بناء على الاختبارات الإحصائية و المعايير القياسية التالية

- 1- معياري معلومات اكاكي (AIC).
- 2- معيار معلومات بيزيان (BIC).
- 3- اختبار المعنوية الكلية (F-statistic).

السلاسل الزمنية (Time Series)

تعرف السلاسل الزمنية بأنها مجموعة من المشاهدات أو القياسات التي تمثل قيم ظاهرة معينة ويتم تسجيلها على فترات زمنية منتظمة أو محددة ويمكن التعبير عن السلسلة الإحصائية بالشكل التالي:

$$Z_t = x_t + \varepsilon_t$$

حيث :

x_t يمثل الجزء المنتظم أو المنتظم في السلسلة ويعبر عنه بدالة رياضية تجسد الاتجاه العام أو النمط المنتظم للسلوك عبر الزمن.

ε_t يمثل الجزء العشوائي وقد يسمى أيضا بالضجيج أو التشويش وهو الذي يعبر عن التقلبات غير المنتظمة التي لا يمكن تفسيرها بالشكل الرياضي المحدد. (شعراوي ، 2005 ؛ نقار و عواد، 2011)

أنواع السلاسل الزمنية

تنقسم السلاسل الزمنية إلى نوعين أساسيين:

- السلاسل الزمنية المستقرة.
- السلاسل الزمنية غير المستقرة.

الاستقرار في المتوسط Stationary in Mean

يعرف الاستقرار في المتوسط بأنها الحالة التي لا يظهر فيها اتجاه عام للسلسلة مع مرور الزمن أي أن متوسط القيم يبقى ثابتا نسبيا خلال الفترات الزمنية المختلفة.

وعند وجود عدم استقرار في المتوسط يمكن معالجة ذلك بأخذ الفروق بين القيم المتتالية وغالبا ما يكون أخذ الفرق الأول كافيا لتحقيق الاستقرار وقد يلزم أحيانا أخذ الفرق الثاني.

الاستقرار في التباين Stationary in Variance

أما الاستقرار في التباين فيعني أن تباين السلسلة يبقى ثابتا نسبيا مع الزمن دون ظهور تذبذبات متزايدة أو متناقصة في حداثها أو سعتها.

وعند عدم ثبات التباين يمكن تحقيق الاستقرار من خلال بعض التحويلات الرياضية التي تهدف إلى تثبيته ومن أبرزها:

- استخدام اللوغاريتم الطبيعي.
- أخذ الجذر التربيعي.

وبتحقيق شرطي الاستقرار في المتوسط والتباين يصبح تحليل السلاسل الزمنية أكثر دقة وملائمة لبناء النماذج الإحصائية وإجراء الاختبارات العلمية .

الارتباط الذاتي Autocorrelation

يعرف الارتباط الذاتي بأنه مؤشر يوضح درجة العلاقة بين قيم المتغير نفسه عند فترات إزاحة مختلفة ويرمز له عادة بالرمز \hat{P}_k حيث يمثل (k) فترة الإزاحة الزمنية تتراوح قيم الارتباط الذاتي بين (-1 و 1) ويمكن تقديره من خلال المعادلة التالية

$$\hat{P}_k = \frac{\sum_{t=1}^{n-k} (z_t - \bar{z})(z_{t-k} - \bar{z})}{\sum_{t=1}^n (z_t - \bar{z})^2}$$

حيث:

z_t المشاهدات الفردية للسلسلة الزمنية عند الزمن (t).

\bar{z} الوسط الحسابي لمجموعة القيم

n عدد المشاهدات في السلسلة

k فترة الإزاحة lag

ويطلق على الرسم البياني الذي يمثل معاملات الارتباط الذاتي مقابل فترات الإزاحة المختلفة اسم

(دالة الارتباط الذاتي) ويرمز لها بالاختصار (Autocorrelation Function , AFC)

هذا الرسم يستخدم لتحديد مدى ارتباط القيم الحالية للسلسلة بالقيم السابقة وهو أداة مهمة في تحليل

السلاسل الزمنية واكتشاف الأنماط الدورية أو التنبؤية فيها . (شعراوي ، 2005)

الارتباط الذاتي الجزئي Partial Autocorrelation

يعرف الارتباط الذاتي الجزئي بأنه مؤشر يقيس درجة الارتباط الخطي بين قيم متغيرين يبعدان عن

بعضهما وحدتين زمنيتين بعد حذف تأثير المتغير الذي يقع بينهما

ويمكن تقديره من خلال العلاقة الرياضية التالية

$$\widehat{\phi}_{kn} = \frac{\widehat{P}_k - \sum_{j=1}^{k-1} \phi_{k-1,j} \widehat{P}_{k-j}}{1 - \sum_{j=1}^{k-1} \phi_{k-1} \widehat{P}_j}$$

حيث:

P_k معامل الارتباط الذاتي للفترة (k)

$\widehat{\phi}_{kn}$ معامل الارتباط الذاتي الجزئي للفترة (k)

ويطلق على الرسم البياني الذي يمثل معاملات الارتباط الذاتي الجزئي مقابل فترات الإزاحة المختلفة اسم (دالة الارتباط الذاتي الجزئي) ويرمز لها بالاختصار (Partial Autocorrelation Function, PFAC)

ويستخدم كل من دالة الارتباط الذاتي والدالة الجزئية لتحديد استقرار السلسلة الزمنية وتحديد نوع النموذج ورتبته وفحص ملائمة النموذج للبيانات المستخدمة. (الطيب ، رقية ، 2014)

نماذج بوكس - جنكز للسلاسل الزمنية

1- نماذج الانحدار الذاتي (AR) Auto Regressive Models

تمثل نماذج الانحدار الذاتي أسلوباً لتفسير قيمة السلسلة الزمنية في اللحظة الحالية Z_t حيث تعبر هذه القيمة بدلالة قيمها السابقة $(Z_{t-1}, Z_{t-2}, \dots, Z_{t-p})$ مع إضافة حد الخطأ العشوائي (ε_t) . (Roth&Kauppinen,2003)

ويمكن صياغة نموذج الانحدار الذاتي من الرتبة (P) بالصورة العامة التالية

$$Z_t = \phi_0 + \phi_1 Z_{t-1} + \phi_2 Z_{t-2} + \dots + \phi_p Z_{t-p} + \varepsilon_t$$

حيث:

ϕ_0 : الحد الثابت

$\phi_1, \phi_2, \dots, \phi_p$: معالم نموذج الانحدار الذاتي

ε_t : الأخطاء العشوائية

ويمكن كتابة هذا النموذج بدلالة الارتداد الخلفي (B) كما يلي

$$\phi_p (B) Z_t = \phi_0 + \varepsilon_t$$

$\phi_p (B) Z_t$ متعدد حدود في (B) لمعامل نموذج الانحدار الذاتي $\phi_1, \phi_2, \dots, \phi_p$ وكاحالة خاصة عندما (p=1) فإن معادلة نموذج الانحدار الخطي .

$$Z_t = \phi_0 + \phi_1 Z_{t-1} + \varepsilon_t$$

ويمثل هذا النموذج صورة الانحدار الذاتي من الدرجة الاولى ويرمز له بالرمز (AR) ويتطلب شرط الاستقرار في هذا النموذج ان تقع جذور المعادلة المميزة خارج دائرة الوحدة أي ان تكون قيمة ϕ_1 محصورة بين 1 و -1 .

$$(-1 < \phi_1 < 1)$$

و يمكن التعبير عن ذلك باستخدام مؤثر الإزاحة B على النحو التالي:

$$\phi(B)Z_t = 1 - \phi B = 0$$

وعندما تكون الرتبة (p = 2) فأنا نحصل على نموذج انحدار ذاتي من الرتبة الثانية ويرمز له بالرمز AR(2)

وتكتب معادلته بالصورة العامة التالية:

$$Z_t = \phi_0 + \phi_1 Z_{t-1} + \phi_2 Z_{t-2} + \varepsilon_t$$

ولكي يكون نموذج AR(2) مستقراً فإنه يجب أن تقع جذور المعادلة المميزة خارج دائرة الوحدة أي يلزم أن تحقق المعلمتان ϕ_1 و ϕ_2 الشروط التالية

$$-1 < \phi_1 + \phi_2 < 1$$

$$-2 < \phi_2 - \phi_1 < 1$$

-4- أن تكون $-1 < \phi_2 < 1$ **2- نماذج المتوسطات المتحركة (MA) Moving Average Models**

يعبر في نموذج المتوسطات المتحركة عن قيمة السلسلة الزمنية الحالية (z_t) بدلالة قيم الأخطاء العشوائية الحالية (ε_t) وقيمها السابقة $(\varepsilon_{t-1}, \varepsilon_{t-2}, \dots, \varepsilon_{t-q})$ ويمكن صياغة نموذج المتوسطات المتحركة من الرتبة (q) بالصورة العامة التالية

$$Z_t = \theta_0 + \varepsilon_t - \theta_1\varepsilon_{t-1} - \theta_2\varepsilon_{t-2} - \dots - \theta_q\varepsilon_{t-q}$$

حيث :

 Z_t : مشاهدات السلسلة الزمنية θ_0 : الحد الثابت $(\theta_1, \theta_2, \dots, \theta_q)$: معالم النموذجالأخطاء العشوائية $(\varepsilon_{t-1}, \varepsilon_{t-2}, \dots, \varepsilon_{t-q})$ ويمكن كتابة النموذج بدلالة الأرتداد الخلفي (B) على النحو التالي

$$Z_t = \theta_0 + \theta_q(B)\varepsilon_t$$

3- نماذج الانحدار الذاتي و المتوسطات المتحركة Auto Regressive Moving Average Models (ARMA)

في بعض الأحيان لا يكون من الممكن تمثيل السلسلة الزمنية بنموذج الانحدار الذاتي فقط $AR(p)$ ولا بنموذج المتوسطات المتحركة فقط $AM(q)$ ولذلك يمكن الاستعانة بنموذج مختلط يجمع بين الانحدار الذاتي والمتوسطات المتحركة وهو نموذج مركب يحمل خصائص كلا النموذجين وبذلك يعبر عن القيم الحالية للسلسلة (Z_t) بدلالة قيمها السابقة $(Z_{t-1}, Z_{t-2}, \dots, Z_{t-p})$ وكذلك بدلالة قيم الأخطاء الحالية (ε_t) وقيمها السابقة $(\varepsilon_{t-1}, \varepsilon_{t-2}, \dots, \varepsilon_{t-q})$ ويرمز لهذا النموذج بالرمز $ARMA(p, q)$ ويمكن كتابته على النحو التالي

$$Z_t = \theta_0 + \phi_1 Z_{t-1} + \phi_2 Z_{t-2} + \dots + \phi_p Z_{t-p} + \varepsilon_t - \theta_1 \varepsilon_{t-1} - \theta_2 \varepsilon_{t-2} \dots - \theta_q \varepsilon_{t-q}$$

4- نماذج الانحدار الذاتي و المتوسطات المتحركة المتكاملة**Auto Regressive Integrated Moving Average Models (ARIMA)**

توجد بعض نماذج السلاسل الزمنية تكون غير مستقرة ولكي تصبح مستقرة يجب إجراء بعض التحويلات أو أخذ الفروق عليها وتختلف هذه النماذج عن النماذج الأصلية لاحتوائها على تحويلات تكاملية ويرمز لهذا النوع من النماذج بالرمز $ARMA(p, d, q)$ حيث

 (p) : رتبة نموذج الانحدار الذاتي. (q) : رتبة نموذج المتوسطات المتحركة. (d) : عدد الفروق اللازمة لجعل السلسلة مستقرة.ويمكن كتابة النموذج بدلالة الارتداد الخلفي (B) على النحو التالي :

$$\phi_p(B)Z_t = \theta_0 + \theta_q(B)a_t$$

مراحل بناء نموذج السلاسل الزمنية

يتم بناء نموذج السلسلة الزمنية وفق منهجية بوكس - جنكنز عبر اربعة مراحل رئيسية هي. (حضري، 2014؛ نقار و عواد 2011)

1- مرحلة التعرف Identification

يعني بمرحلة التعرف تحديد رتب النموذج (p, d, q) ويجب أن تسبقها مرحلة تهيئة البيانات فإذا تبين أن البيانات مستقرة يمكن الانتقال إلى مرحلة التعرف وإلا فتعالج البيانات لتحقيق الاستقرار قبل

الدخول في مرحلة التعرف والأداتان الرئيسيتان لتحديد نوع ورتبة النموذج هما دالة الارتباط الذاتي (AFC) دالة الارتباط الذاتي الجزئي (PACF) ثم تُطابق معاملات الارتباط الذاتي والذاتي الجزئي مع السلوك النظري لكل من ACF و PACF لتحديد النموذج الأنسب. (الوصيفي ، الشيماء 2012)

2- مرحلة التقدير Estimation

وهي المرحلة الثانية من مراحل تحليل السلسلة الزمنية ولكي يحقق النموذج الهدف الأساسي من بنائه وهو التنبؤ يجب ضمان جودة تقدير معالمه وهناك عدة طرق لتقدير معالم النموذج من أهمها

- المربعات الصغرى الاعتيادية (Ordinary Least Squares Method)
- طريقة الإمكان الأعظم (Maximum Likelihood Method)

3- مرحلة التشخيص Diagnostic

ويتم في هذه المرحلة فحص النموذج للتأكد من أن مرحلة التقدير ومخرجاتها تتوافق مع الفروض النظرية للعملية العشوائية التي ولدت البيانات أو على الأقل لا تظهر خلالها أي خلل في تلك الفروض وفيما يلي بعض الاختبارات والفحوص التي تجرى على النموذج لاختبار مدى ملائمتة وصلاحيته لتمثيل البيانات. (الحضيرى ، خولة 2014)

أ- اختبار معنوية معالم النموذج ويتم ذلك باستخدام اختبار (t-student) فإذا تبين أنها غير معنوية فلا بد من استبعاد إحدى رتب (AR) أو (MA) تحليل البواقي.

1- رسم البواقي يجب أن تكون البواقي خالية من كل الأنماط والتحركات المنتظمة وأن تتأرجح بنشنت ثابت حول الصفر وأن يبدو شكلها عشوائياً

2- يتم تحليل دالة الارتباط الذاتي للبواقي (ϵ_t) بطريقتين

الطريقة الأولى: تعتمد على اختبار (Ljung-Box)، حيث تفترض الفرضيات التالية:

$$H_0: p_1 = p_2 = \dots = p_k = 0, \quad H_1: p_1 = p_2 = \dots = p_k \neq 0$$

ويستند الاختبار على دالة الارتباط الذاتي للبواقي وحساب الإحصاء المختبر للاختبار (Box&Pierce, 1970)

$$Q = n(n+2) \sum_{k=1}^m \frac{\widehat{p}_k^2}{n-k}$$

n: عدد المشاهدات

K: أكبر إزاحة لي (k)

ونقارن إحصاء الاختبار (Q) بالقيمة الجدولية α ، حيث X_{m-h}^2 هي عدد المعالم المقدره فإذا كانت

$Q < X_{m-h}^2, \alpha$ فيقبل فرض العدم، ويعني ذلك أن معاملات الارتباط الذاتي للأخطاء تتبع توزيعاً عشوائياً، وبذلك يكون النموذج ملائماً وصالحاً

أما إذا كان $Q > X_{m-h}^2, \alpha$ فهذا يشير إلى أن النموذج غير ملائم، ويتطلب إعادة مرحلة التعرف واختيار نموذج آخر.

الطريقة الثانية: تعتمد على حدود فترة الثقة لمعاملات الارتباط الذاتي للبواقي (ϵ_t) ويجب أن تقع هذه المعاملات بين الحدين $(\pm Z_{\alpha/2})/\sqrt{n}$ فإذا تحقق ذلك فهذا يدل على أن البواقي تتوزع عشوائياً وأن النموذج ملائم وصالح للتنبؤ. (Akaike, 1973)

وهناك أيضاً عدة معايير أخرى للمفاضلة بين مجموعة من النماذج مثل:

- معيار معلومات اكاكي (AIC).
- معيار معلومات بيزيان (BIC).

4- مرحلة التنبؤ Forecasting

وهي المرحلة النهائية في تحليل السلسلة الزمنية وغالبا ما تمثل الهدف الأساسي من الدراسة ولا يبدأ بهذه المرحلة إلا بعد التأكد من اجتياز النموذج المبدئي لجميع الفحوصات والاختبارات بنجاح وإلا يجب العودة إلى مرحلة التعرف وإعادة خطوات التحليل حتى التوصل إلى نموذج ذو كفاءة عالية . (Babu&Reddy,2014,lewis,1982)

الجانب التطبيقي

توصيف ومصادر بيانات الدراسة

تعتمد الدراسة في جانبها التطبيقي على بيانات ثانوية تتعلق بمعدلات الإنتاج الشهري للنفط الخام في ليبيا تم جمع هذه البيانات بقية لضمان موثقتها للمتطلبات الإحصائية لتحليل النماذج حيث تم الحصول على أرقام الإنتاج من التقارير الرسمية الصادرة عن المؤسسة الوطنية للنفط (NOC) بالإضافة إلى النشرات الاقتصادية لمصرف ليبيا المركزي مع التقاطع مع بيانات منظمة الدول المصدرة للنفط (OPEC) لضمان المطابقة والدقة حيث تقاس البيانات بوحدة (ألف برميل يوميا – bbl/d) وهي الوحدة القياسية المعتمدة دوليا لوصف حجم الإنتاج النفطي . حيث أن الفترة التي تغطيها السلسلة تبدأ من يناير 2021 وتنتهي في ديسمبر 2025 حيث بلغ عدد المشاهدات (60) مشاهدة شهرية وهي عينة كافية لتقدير معالم النموذج والتنبؤ لعامي (2026-2027) . ومن المعروف ان هذه الفترة شهدت تذبذبات واضحة في معدلات الإنتاج نتيجة لظروف القوة القاهرة أحيانا وأعمال الصيانة أو التوسع في الحقول النفطية مما يفسر التذبذب في البيانات. ولإنجاز العمل تما استخدام البرامج الإحصائية (EViews 12 , Minitab 19)

1- تحليل البيانات باستخدام الانحدار الخطي البسيط وأسلوب (بوكس – جنكسر) لتحليل السلاسل الزمنية

1- تحليل البيانات باستخدام نموذج الانحدار الخطي البسيط باستخدام معادلة الانحدار الخطي البسيط على النحو التالي :

$$y_i = b_0 + b_1x_j$$

حيث:

y_i : المتغير التابع .

x_j : المتغير المستقل.

b_1 , b_0 : معالم النموذج.

أ- تقدير معالم نموذج الانحدار الخطي البسيط.

تم تقدير معالم نموذج الانحدار الخطي البسيط بالاعتماد على البيانات المتاحة وقد جاءت صيغة النموذج المقدر على النحو التالي :

$$\hat{y} = \hat{b}_0 + \hat{b}_1(x_i) + \varepsilon_i$$

اعتمادا على البيانات المتاحة تم تقدير معالم نموذج الانحدار الخطي البسيط، وكانت الصيغة المقدر للنموذج كالتالي:

$$\hat{y} = 1226.165 + 0.820395(x)$$

حيث:

$\hat{b}_0 = 1226.165$ تمثل متوسط الإنتاج عند ثبات المتغيرات الأخرى خلال الفترة (2021 - 2025)

\hat{b}_1 : تعني عند التغير في فترة زمنية نتوقع زيادة مقدارها (0.820395) في الإنتاج وهذا يعني وجود علاقة طردية بين الإنتاج والزمن.

2-الاختبارات الإحصائية لمعنوية معالم النموذج

عن طريق الخطأ المعياري

1- بالنسبة للمعلمة (\widehat{b}_0)

الخطأ المعياري (\widehat{b}_0) يساوي (22.11764) حيث أن نصف قيمة المعلمة $\frac{\widehat{b}_0}{2} = \frac{1226.165}{2} = 613.0825$ أكبر من الخطأ المعياري للمعلمة وهذا يدل على صغر الخطأ المعياري لتقدير المعلمة وبالتالي معنوية .

2- بالنسبة للمعلمة (\widehat{b}_1)

الخطأ المعياري (\widehat{b}_1) يساوي (0.646569) حيث أن نصف قيمة المعلمة $\frac{\widehat{b}_1}{2} = \frac{0.820395}{2} = 0.4101975$ أصغر من الخطأ المعياري للمعلمة وهذا يدل على كبر الخطأ المعياري لتقدير المعلمة وبالتالي عدم معنويتها.

اختبارات معنوية المعالم بواسطة اختبار t

1- بالنسبة للمعلمة (\widehat{b}_0)

$$H_0: \widehat{b}_0 = 0 \quad , \quad H_1: \widehat{b}_0 \neq 0$$

حيث بلغت قيمة (t= 55.438) بقيمة احتمالية (0.000) وهي أقل من مستوي المعنوية (0.05) وعلية يتم قبول H_1 ورفض H_0

2- بالنسبة للمعلمة (\widehat{b}_1)

$$H_0: \widehat{b}_1 = 0 \quad , \quad H_1: \widehat{b}_1 \neq 0$$

حيث بلغت قيمة (t= 1.2688) بقيمة احتمالية (0.2096) وهي أكبر من مستوي المعنوية (0.05) وعلية يتم قبول H_0 ورفض H_1

3- اختبارات الجودة الإحصائية (اختبار النموذج ككل بواسطة F)

- فرضية العدم : لا توجد علاقة خطية بين إنتاج النفط والزمن .
- الفرضية البديلة : توجد علاقة خطية بين إنتاج النفط والزمن.

حيث بلغت قيمة (F – statistic = 1.6099) بقيمة احتمالية (0.2095) وهي أكبر من (0.05) فإن النموذج ككل غير معنوي .

4-اختبار جودة النموذج باستخدام معايير المفاضلة للمعلومات (AIC , BIC) وقد أظهرت النتائج وفقاً لمعايير المفاضلة ما يلي:

معياري أكاي للمعلومات بلغت قيمته (AIC=11.796) تشير هذه قيمة مرتفعة الى ضعف النموذج الخطي في تمثيل البيانات.

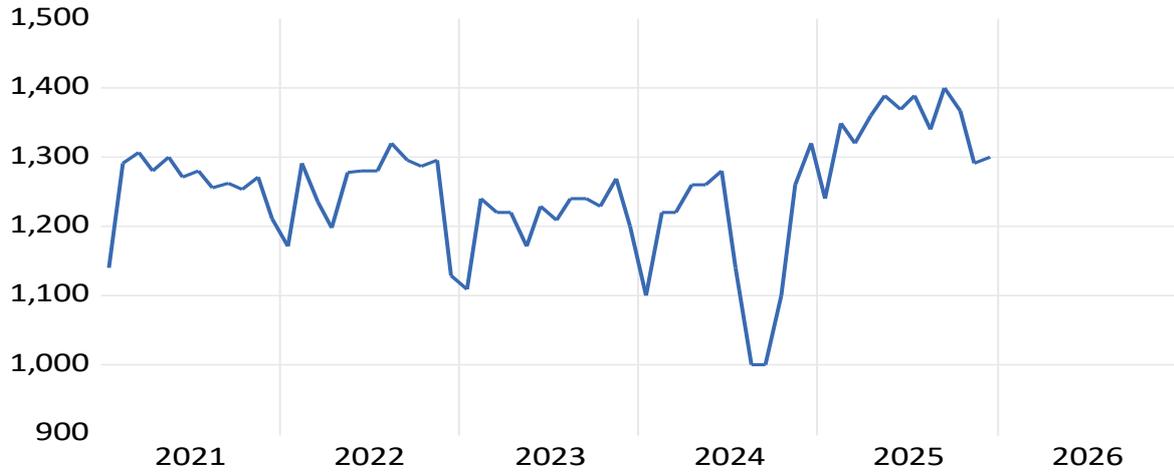
بينما بلغت قيمت معيار بيزيان للمعلومات (BIC = 11.866) حيث ان هذا المعيار اكثر صرامة وبقاؤه مرتفعا يؤكد ضعف نموذج الانحدار الخطي في تمثيل البيانات .

3- تحليل البيانات باستخدام السلاسل الزمنية.

1- رسم السلسلة الزمنية.

في هذه المرحلة الأولى يتم رسم السلسلة الزمنية للبيانات بوصفه إجراء تمهيدياً يهدف إلى فحص خصائصها وتحديد مدى استقرارها وكما يبين الشكل رقم (1) فان السلسلة تظهر سلوكاً غير مستقر يتجلى في وجود اتجاه عام أو تباين غير ثابت على امتداد الفترة الزمنية وهو ما يدل على ان البيانات لا تستوفي شرط الاستقرار الضروري لنمذجة السلاسل الزمنية على نحو سليم من الناحية الإحصائية .

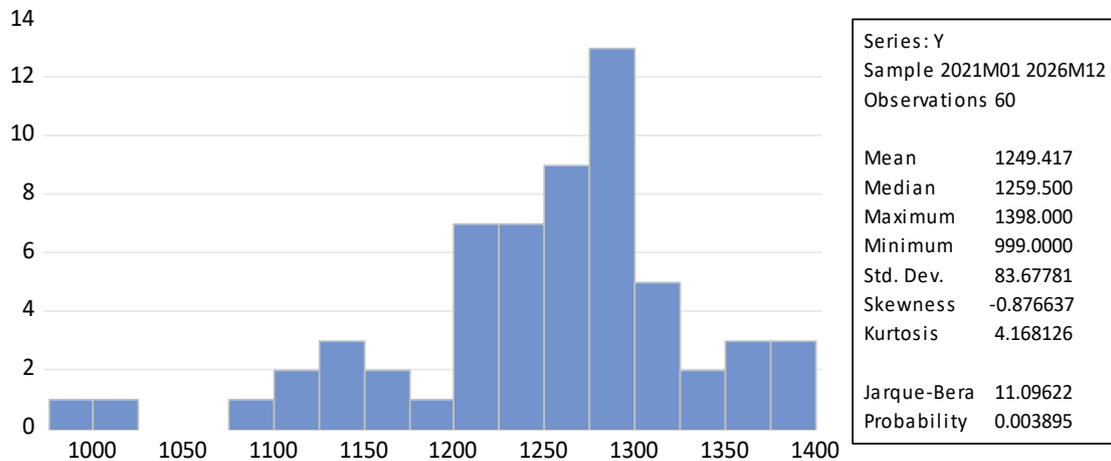
Y



2- اختبار التوزيع الطبيعي للسلسلة الأصلية

من خلال ملاحظة المدرج التكراري الموضح في الشكل (2) يمكننا مشاهدة قيمة اختبار (Jarque- Bera) حيث أظهرت النتائج أن قيمة الاختبار (11.09) وبقية احتمالية (0.0038) و بما أن القيمة الاحتمالية أقل بكثير من مستوى المعنوية (0.05) فإننا نرفض الفرضية الصفرية ونستنتج أن السلسلة الزمنية لا تتبع التوزيع الطبيعي .

شكل 2. يوضح اختبار التوزيع الطبيعي للسلسلة الأصلية



3- رسم دالتي الارتباط الذاتي (ACF) و الارتباط الذاتي الجزئي (PACF)

نلاحظ من خلال فحص الشكل البياني (3) للسلسلة عند مستوياتها الأصلي والتي يظهر فيها أن معاملات دالة الارتباط الذاتي حتى الفجوة (24) تختلف معنوياً عن الصفر، وأن معاملات الارتباط الذاتي لا تدخل ضمن حدود الثقة. وباستخدام اختبار (Ljung & Box) لاختبار المعنوية الكلية لمعاملات دالة الارتباط الذاتي وجد أن $Q.stat = LBQ = 62.778 > \chi^2_{(24,0.05)} = 36.42$ لذلك نرفض فرضية عدم القائل بان كلا المعاملات لدالة الارتباط الذاتي متساوية وتساوي

$$H_0: \rho_1 = \rho_2 = \rho_3 = \dots = \rho_k = 0$$

وعليه نقبل الفرضية البديلة مما يعني أن السلسلة الزمنية غير مستقرة .

شكل رقم 3. لدالتي الارتباط الذاتي والارتباط الجزئي للسلسلة الأصلية

Date: 02/28/26 Time: 14:31

Sample (adjusted): 2021M01 2025M12

Included observations: 60 after adjustments

| Autocorrelation | Partial Correlation | AC | PAC | Q-Stat | Prob | |
|-----------------|---------------------|----|--------|--------|--------|-------|
| | | 1 | 0.669 | 0.669 | 28.245 | 0.000 |
| | | 2 | 0.401 | -0.085 | 38.565 | 0.000 |
| | | 3 | 0.251 | 0.030 | 42.674 | 0.000 |
| | | 4 | 0.108 | -0.095 | 43.453 | 0.000 |
| | | 5 | 0.084 | 0.106 | 43.929 | 0.000 |
| | | 6 | 0.052 | -0.050 | 44.114 | 0.000 |
| | | 7 | 0.037 | 0.033 | 44.210 | 0.000 |
| | | 8 | -0.012 | -0.098 | 44.220 | 0.000 |
| | | 9 | -0.096 | -0.083 | 44.890 | 0.000 |
| | | 10 | -0.199 | -0.157 | 47.848 | 0.000 |
| | | 11 | -0.206 | 0.057 | 51.061 | 0.000 |
| | | 12 | -0.057 | 0.206 | 51.309 | 0.000 |
| | | 13 | -0.138 | -0.338 | 52.816 | 0.000 |
| | | 14 | -0.130 | 0.129 | 54.183 | 0.000 |
| | | 15 | -0.031 | 0.102 | 54.260 | 0.000 |
| | | 16 | -0.045 | -0.064 | 54.432 | 0.000 |
| | | 17 | -0.058 | -0.103 | 54.719 | 0.000 |
| | | 18 | -0.036 | 0.118 | 54.833 | 0.000 |
| | | 19 | -0.007 | -0.024 | 54.838 | 0.000 |
| | | 20 | 0.013 | -0.057 | 54.855 | 0.000 |
| | | 21 | -0.038 | -0.118 | 54.995 | 0.000 |
| | | 22 | -0.150 | -0.102 | 57.193 | 0.000 |
| | | 23 | -0.191 | -0.032 | 60.853 | 0.000 |
| | | 24 | -0.136 | -0.031 | 62.778 | 0.000 |

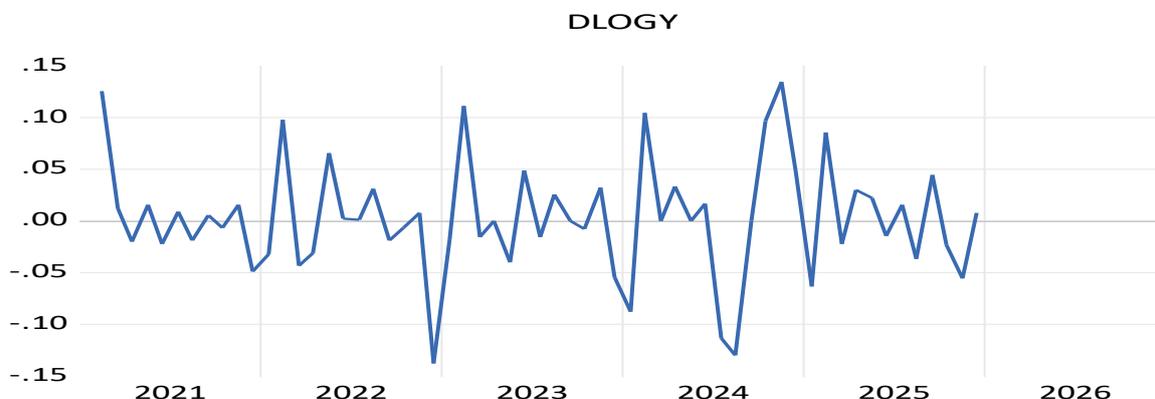
وللتأكد قمنا بأجراء اختبار (Dickey and Fuller) الذي كانت نتيجته على النحو التالي:

جدول رقم 1. نتائج اختبار (Dickey and Fuller) للسلسلة (Y)

| The model | t- calculated | t- Tabulation | Prob. |
|-------------|---------------|---------------|--------|
| Model (I) | -3.410180 | -2.911730 | 0.0144 |
| Model (II) | -3.387099 | -3.487845 | 0.0629 |
| Model (III) | 0.106574 | -1.946447 | 0.7126 |

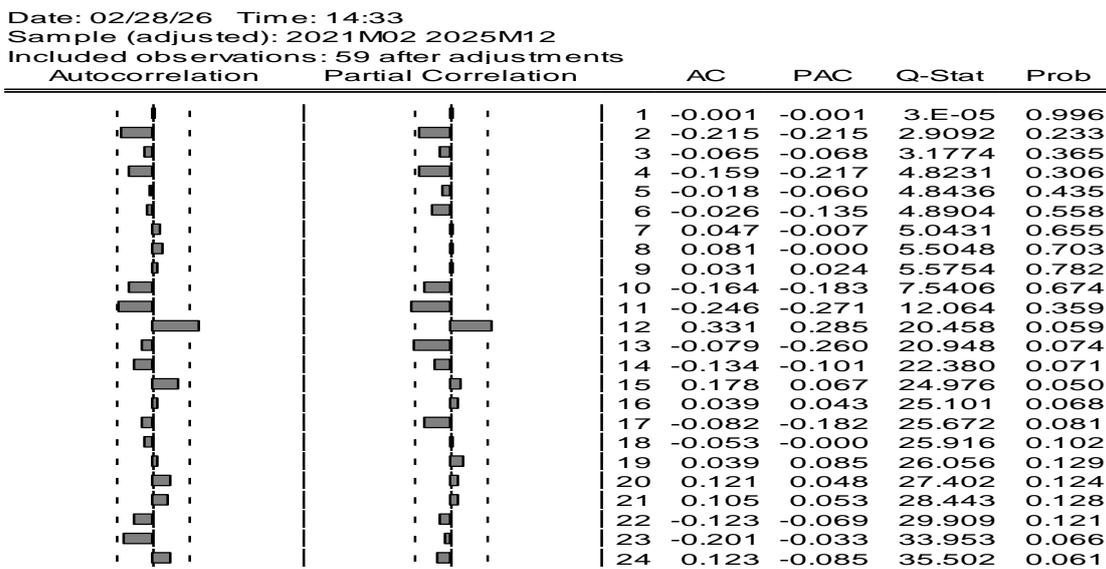
يستدل من خلال اختبارات جذر الوحدة تأكد أن السلسلة الزمنية الأصلية تتسم بسلوك غير مستقر مما يفيد بوجود اتجاه عام أوتباين غير ثابت على امتداد الزمن ولغرض تحويل السلسلة إلى صيغة مستقرة أخذ اللوغاريتم الطبيعي ثم تطبيق أسلوب الفروق الأولى (First Differencing) على البيانات وكما يبين الشكل رقم (2) فقد أسهم هذا الإجراء فيتحقيق الاستقرار للسلسلة الزمنية إذ أصبحت تظهر خصائص الاستقرار فيكل من المتوسط والتباين .

شكل رقم 4. السلسلة الزمنية بعدما استقرت



وعند التمثيل البياني لدالة الارتباط الذاتي والجزئي للسلسلة الزمنية (DLOGY) وكما هو موضح في الشكل التالي :

شكل 5. دالتي الارتباط الذاتي والارتباط الذاتي الجزئي للسلسلة (DLOGY)



نلاحظ من الشكل (5) عند التمثيل البياني لدالة الارتباط الذاتي والارتباط الذاتي الجزئي حتى الفجوة (24)، حيث لوحظ أن معظم الارتباطات الذاتية و الجزئية هي داخل حدود الثقة وهذا يؤدي إلي الإستقرارية.

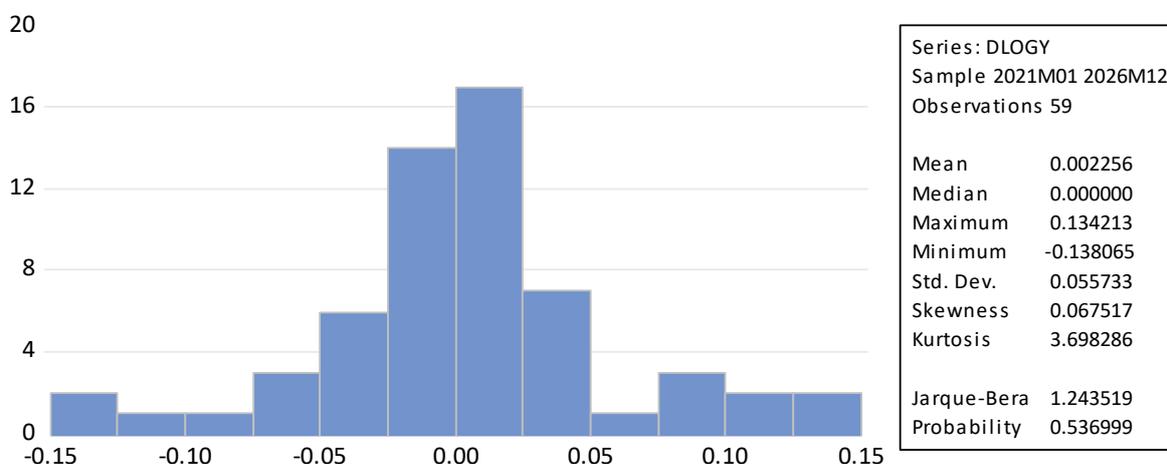
وللتأكد قمنا بإجراء اختبار (Dickey and Fuller) الذي كانت نتيجته على النحو التالي:

جدول رقم 2. نتائج اختبار (Dickey and Fuller) للسلسلة (DLOGY)

| The model | t- calculated | t- Tabulation | Prob. |
|-------------|---------------|---------------|-------|
| Model (I) | -7.830684 | -2.912631 | 0.000 |
| Model (II) | -7.754551 | -3.489228 | 0.000 |
| Model (III) | -7.905536 | -1.946549 | 0.000 |

وكذلك قمنا بأجراء اختبار التوزيع الطبيعي للسلسلة الجديدة (DLOGY)

شكل 6. اختبار التوزيع الطبيعي للسلسلة (DLOGY)



$$v_1 = \frac{\beta_1^{1/2} - 0}{\sqrt{\frac{6}{n}}} = \frac{0.067517 - 0}{\sqrt{\frac{6}{59}}} = 0.21172 < 1.96 : (\text{Skewness})$$

وبذلك نقبل فرضية العدم $v_1 = 0$: H_0 التي تنص على ان التوزيع متماثل

$$v_2 = \frac{\beta_2 - 3}{\sqrt{\frac{24}{n}}} = \frac{3.698286 - 3}{\sqrt{\frac{24}{59}}} = 1.095 < 1.96 : (\text{Kurtosis})$$

ويترتب على ذلك قبل فرضية العدم $v_2 = 0$: H_0 التي تنص على إن التفلطح طبيعي .
من خلال ملاحظة المدرج التكراري الموضح في الشكل (4) يمكننا مشاهدة قيمة اختبار (Jarque- Bera) حيث أظهرت النتائج أن قيمة الاختبار (1.243519) وبقية احتمالية (0.536999)
($JB = 1.243519 < \chi^2_{(0.05,2)} = 5.99$) فإننا نقبل الفرضية الصفرية $v_3 = 0$: H_0 ونستنتج أن السلسلة الزمنية تتبع التوزيع الطبيعي .

4- مرحلة التعرف

وبعد فحص دالتي الارتباط الذاتي والذاتي الجزئي ومطابقة قيم معاملات الارتباط الذاتي و الذاتي الجزئي بعد أخذ الفرق الأول نستنتج أن النموذج المقترح هو ARIMA(0,1,2) .

5- تقدير معالم النموذج

بعد تقدير ومعاينة النماذج الممكنة يكون النموذج المختار هو ARIMA(0,1,2) حيث تم اختيار هذا النموذج بعد المفاضلة بين النماذج المقترحة بالاعتماد على المعيارين التاليين:

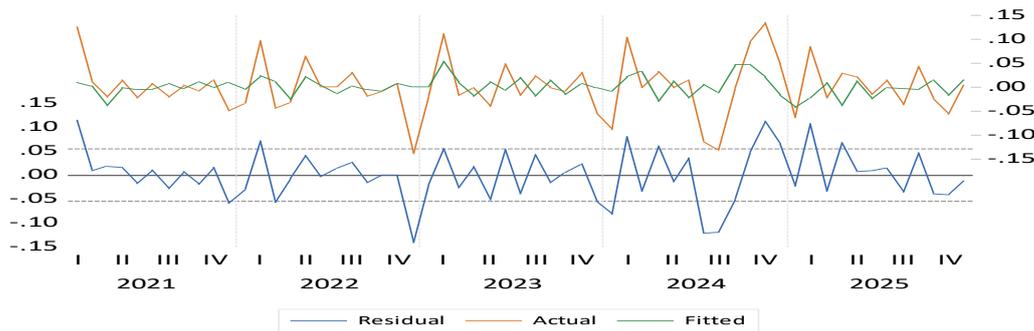
- Akaike(AIC)
- Schwarz (BIC)

جدول 3 . نتائج تقدير النموذج الأمثل

| Variable | Coefficient | Std. Error | t-Statistic | Prob. |
|--------------------|-------------|-----------------------|-------------|-----------|
| C | 0.001759 | 0.004448 | 0.395418 | 0.6940 |
| MA(2) | -0.378343 | 0.114221 | -3.312386 | 0.0016 |
| SIGMASQ | 0.002781 | 0.000486 | 5.725615 | 0.0000 |
| R-squared | 0.089081 | Mean dependent var | | 0.002256 |
| Adjusted R-squared | 0.056548 | S.D. dependent var | | 0.055733 |
| S.E. of regression | 0.054134 | Akaike info criterion | | -2.939966 |
| Sum squared resid | 0.164107 | Schwarz criterion | | -2.834329 |
| Log likelihood | 89.72900 | Hannan-Quinn criter. | | -2.898730 |
| F-statistic | 2.738197 | Durbin-Watson stat | | 2.019704 |
| Prob(F-statistic) | 0.073355 | | | |
| Inverted MA Roots | .62 | -0.62 | | |

وقبل استخدام النموذج لحساب التنبؤات المستقبلية يجب اختباره للتأكد من صحته وكفاءته

شكل (7) منحنى المقارنة بين السلسلة الأصلية والمقدرة



من خلال الشكل أعلاه هناك شبه تطابق بين المنحنيين منحنى السلسلة الأصل (Actual) ومنحنى السلسلة (Fitted) أما منحنى سلسلة بواقي التقدير (Residual) فيلتف بشكل عشوائي على محور الفواصل وذلك دليل على عدم وجود ارتباط ذاتي بين الأخطاء .

6- فحص ملائمة النموذج

في هذه المرحلة سوف نقوم باختبار النموذج الملائم أي التأكد من أنه مناسب للقيام بعملية التنبؤ وذلك من خلال اختبار استقرارية واستقلالية سلسلة البواقي وكذلك إجراء اختبارات التوزيع الطبيعي للبواقي .

اختبار دالة الارتباط الذاتي للبواقي

من أجل اختبار استقرار سلسلة البواقي تم الاعتماد على دالة الارتباط الذاتي ودالة الارتباط الذاتي الجزئي للبواقي وكانت النتائج على النحو الآتي :

شكل (8) دالة الارتباط الذاتي ودالة الارتباط الذاتي الجزئي للبواقي

Date: 02/28/26 Time: 14:38
Sample (adjusted): 2021M02 2025M12
Q-statistic probabilities adjusted for 1 ARMA term

| Autocorrelation | Partial Correlation | AC | PAC | Q-Stat | Prob | |
|-----------------|---------------------|----|--------|--------|--------|-------|
| | | 1 | -0.051 | -0.051 | 0.1588 | |
| | | 2 | 0.073 | 0.070 | 0.4907 | 0.484 |
| | | 3 | -0.099 | -0.093 | 1.1245 | 0.570 |
| | | 4 | -0.142 | -0.159 | 2.4525 | 0.484 |
| | | 5 | -0.050 | -0.053 | 2.6173 | 0.624 |
| | | 6 | -0.056 | -0.051 | 2.8267 | 0.727 |
| | | 7 | 0.007 | -0.023 | 2.8304 | 0.830 |
| | | 8 | 0.047 | 0.021 | 2.9855 | 0.886 |
| | | 9 | -0.061 | -0.086 | 3.2498 | 0.918 |
| | | 10 | -0.045 | -0.084 | 3.3995 | 0.946 |
| | | 11 | -0.290 | -0.309 | 9.6929 | 0.468 |
| | | 12 | 0.293 | 0.285 | 16.250 | 0.132 |
| | | 13 | -0.126 | -0.126 | 17.498 | 0.132 |
| | | 14 | -0.010 | -0.162 | 17.506 | 0.177 |
| | | 15 | 0.127 | 0.123 | 18.820 | 0.172 |
| | | 16 | 0.027 | 0.070 | 18.880 | 0.219 |
| | | 17 | -0.031 | -0.147 | 18.964 | 0.271 |
| | | 18 | -0.026 | -0.020 | 19.024 | 0.327 |
| | | 19 | 0.048 | 0.164 | 19.227 | 0.378 |
| | | 20 | 0.087 | 0.014 | 19.933 | 0.399 |
| | | 21 | 0.061 | 0.018 | 20.285 | 0.440 |
| | | 22 | -0.069 | -0.110 | 20.744 | 0.475 |
| | | 23 | -0.177 | -0.023 | 23.873 | 0.354 |
| | | 24 | 0.045 | -0.089 | 24.085 | 0.399 |

نلاحظ من الشكل أعلاه أن قيمة إحصاءه (Ljung & Box) عند الإبطاء (24) أصغر من القيمة الجدولية لتوزيع مربع كاي $\chi^2_{(24,0.05)} = 36.415$ ، ونسبة الاحتمال $Q - stat = 24.085 < 36.415$ أكبر من (0.05) ومنه نقبل فرضية العدم الذي يقر بانعدام جميع معاملات دالة الارتباط الذاتي أي أن سلسلة البواقي مستقرة.

ولاختبار تجانس التباين الشرطي للبواقي تم استخدام دالة الارتباط الذاتي ودالة الارتباط الذاتي الجزئي لمربعات للبواقي وكانت النتائج على النحو التالي :

شكل (9) دالة الارتباط الذاتي ودالة الارتباط الذاتي الجزئي لمربعات البواقي

Date: 02/28/26 Time: 14:39
Sample (adjusted): 2021M02 2025M12
Included observations: 59 after adjustments

| Autocorrelation | Partial Correlation | AC | PAC | Q-Stat | Prob | |
|-----------------|---------------------|----|--------|--------|--------|-------|
| | | 1 | 0.087 | 0.087 | 0.4650 | 0.495 |
| | | 2 | -0.006 | -0.014 | 0.4675 | 0.792 |
| | | 3 | 0.112 | 0.115 | 1.2741 | 0.735 |
| | | 4 | 0.039 | 0.019 | 1.3713 | 0.849 |
| | | 5 | -0.008 | -0.010 | 1.3752 | 0.927 |
| | | 6 | 0.096 | 0.087 | 1.9973 | 0.920 |
| | | 7 | 0.100 | 0.079 | 2.6830 | 0.913 |
| | | 8 | -0.108 | -0.122 | 3.5046 | 0.899 |
| | | 9 | -0.081 | -0.081 | 3.9758 | 0.913 |
| | | 10 | -0.036 | -0.051 | 4.0688 | 0.944 |
| | | 11 | -0.151 | -0.133 | 5.7895 | 0.887 |
| | | 12 | 0.044 | 0.086 | 5.9352 | 0.919 |
| | | 13 | 0.019 | 0.001 | 5.9632 | 0.947 |
| | | 14 | 0.031 | 0.080 | 6.0415 | 0.965 |
| | | 15 | -0.109 | -0.093 | 7.0169 | 0.957 |
| | | 16 | -0.128 | -0.117 | 8.3856 | 0.937 |
| | | 17 | -0.146 | -0.142 | 10.211 | 0.895 |
| | | 18 | -0.074 | -0.047 | 10.698 | 0.907 |
| | | 19 | 0.089 | 0.087 | 11.412 | 0.909 |
| | | 20 | 0.088 | 0.113 | 12.128 | 0.912 |
| | | 21 | -0.103 | -0.085 | 13.125 | 0.904 |
| | | 22 | 0.096 | 0.149 | 14.021 | 0.901 |
| | | 23 | 0.120 | 0.141 | 15.449 | 0.878 |
| | | 24 | 0.009 | 0.003 | 15.458 | 0.907 |

نلاحظ من الشكل أعلاه أن قيمة إحصاءه (Ljung & Box) عند الإبطاء (24) أصغر من القيمة الجدولية لتوزيع مربع كاي $\chi^2_{(24,0.05)} = 36.415 > Q - stat = 15.458$ ، ونسبة الاحتمال (Prob=0.907) أكبر من (0.05) ومنه نقبل فرض العدم الذي يقرب بتجانس التباين الشرطي للبواقي ولاختبار وجود علاقة بين المتغيرات المستقلة والبواقي نستخدم اختبار (ARCH) وكانت النتائج على النحو التالي:

جدول 4. نتائج اختبار (ARCH)

Heteroskedasticity Test: ARCH

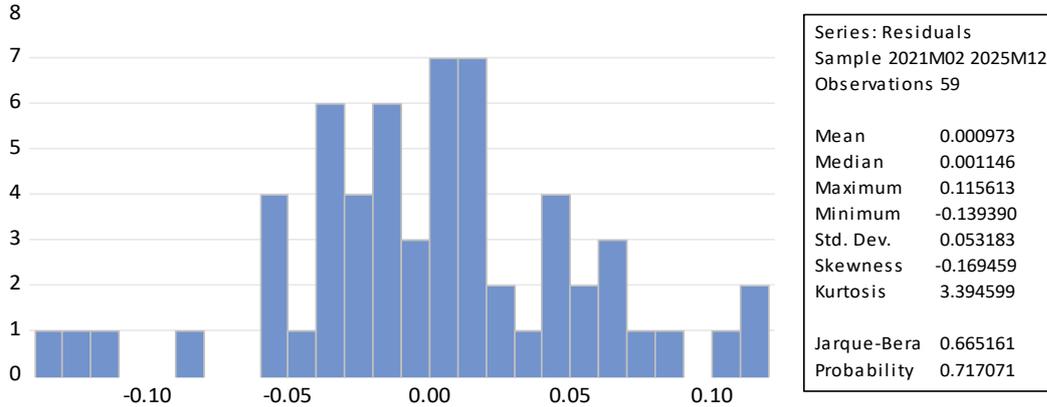
| | | | |
|---------------|----------|---------------------|--------|
| F-statistic | 0.481046 | Prob. F(1,56) | 0.4908 |
| Obs*R-squared | 0.493983 | Prob. Chi-Square(1) | 0.4822 |

نلاحظ من الجدول أعلاه أن قيمتي الاحتمال (0.4908 , 0.4822) أكبر من مستوى المعنوية (0.05) وبالتالي نقبل فرض العدم الذي يفيد بتجانس التباين في النموذج وهذا ما يؤكد ملائمة و قدرته على التنبؤ

• اختبار التوزيع الطبيعي البواقي

من أجل التحقق من خضوع سلسلة البواقي للتوزيع الطبيعي تم تطبيق اختبار (Jarque-Bera) وقد كانت النتيجة كما يلي:

شكل رقم (10) اختبار التوزيع الطبيعي للبواقي



$$v_1 = \frac{\beta_1^{1/2} - 0}{\sqrt{\frac{6}{n}}} = \frac{-0.169459 - 0}{\sqrt{\frac{6}{59}}} = -0.5314 < 1.96 \text{ (Skewness)}$$

$$v_2 = \frac{\beta_2 - 3}{\sqrt{\frac{24}{n}}} = \frac{3.394599 - 3}{\sqrt{\frac{24}{59}}} = 0.6187 < 1.96 \text{ (Kurtosis)}$$

وبذلك نقبل فرضية العدم $H_0 : v_1 = 0$ التي تنص على ان التوزيع متماثل
 ونحسب احصاءة الاختبار (Kurtosis) $v_2 = 0.6187 < 1.96$
 ويترتب على ذلك قبل فرضية العدم $H_0 : v_2 = 0$ التي تنص على ان التفلطح طبيعي .
 من خلال ملاحظة المدرج التكراري الموضح في الشكل (4) يمكننا مشاهدة قيمة اختبار (Jarque- Bera) حيث أظهرت النتائج أن قيمة الاختبار (1.243519) وبقية احتمالية (0.536999) .
 $JB = 0.665161 < \chi^2_{(0.05,2)} = 5.99$ فإننا نقبل الفرضية الصفرية $H_0 : v_3 = 0$ ونستنتج أن سلسلة البواقي توزيع طبيعيًا .

المفاضلة بين نموذج الانحدار الخطي البسيط ونموذج ARIMA

الهدف من ذلك هو تحديد النموذج الأنسب والذي لديه كفاءة عالية في التنبؤ بإنتاج النفط الليبي تم إجراء مقارنة شاملة بين نتائج نموذج الانحدار الخطي البسيط ونتائج نموذج ARIMA المختار وذلك بالاعتماد على مجموعة من الاختبارات الإحصائية و معايير المفاضلة كما هو موضح في الجدول التالي

جدول رقم 5. ملخص لنتائج الاختبارات الإحصائية و معايير المفاضلة بين النموذجين

| المعايير | نموذج الانحدار الخطي البسيط | نموذج السلسلة الزمنية ARIMA(0,1,2) |
|------------------------|-----------------------------|------------------------------------|
| معنوية المعالم | المعالم غير معنوية | المعالم معنوية |
| معنوية النموذج ككل (F) | غير معنوي | معنوي |
| معياري أكايكي (AIC) | 11.796 | -2.939 |
| معياري بيزيان (BIC) | 11.866 | -2.834 |

من خلال الجدول أعلاه نلاحظ تفوق نموذج ARIMA على نموذج الانحدار الخطي البسيط وذلك وفق الأسباب التالية :

- دقة التوفيق والمفاضلة حيث سجل نموذج ARIMA قيما أقل في معايير المعلومات (AIC) و (BIC) مقارنة بنموذج الانحدار الخطي البسيط حيث أنه كلما انخفضت قيم المعايير دل ذلك على كفاءة النموذج وقدرته العالية على تمثيل البيانات.

2- المعنوية الإحصائية حيث أظهرت النتائج أن نموذج الانحدار الخطي البسيط فشل في اختبارات (t) و (F) بينما نجح نموذج ARIMA في تجاوز هذه الاختبارات مما يجعله نموذجاً موثقاً للتقدير وبذلك فإن النموذج ARIMA هو النموذج الأمثل و الأكثر دقة وسوف يتم اعتماده في عملية التنبؤ بإنتاج النفط لدولة ليبيا للفترة (2021-2027) .

7- التنبؤ

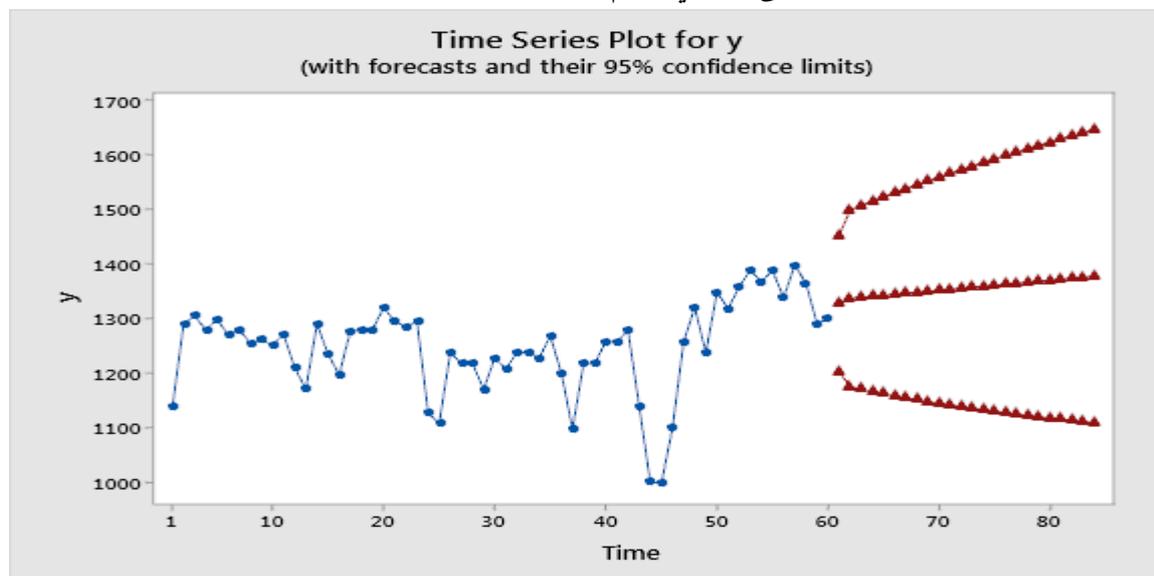
بعد التأكد من كفاءة نموذج ARIMA المختار تم استخدام النموذج للتنبؤ بالقيم المستقبلية لإنتاج النفط في دولة ليبيا لعامي (2026-2027) حيث تهدف هذه الخطوة في تقديم رؤية مستقبلية تساعد صناع القرار في رسم السياسات الاقتصادية بناء على تقديرات إحصائية دقيقة .

جدول 6. التنبؤ بالمعدلات الشهرية لإنتاج النفط في دولة ليبيا خلال الفترة (2026-2027)

| السنوات | القيمة المتوقعة للمعدل الشهري لاستهلاك النفط | فترة الثقة للتنبؤ بدرجة 95% الحد الأدنى | الحد الأعلى |
|---------|--|---|-------------|
| 2026:01 | 1327.30 | 1202.47 | 1452.13 |
| 2026:02 | 1337.39 | 1175.25 | 1499.53 |
| 2026:03 | 1339.24 | 1170.79 | 1507.70 |
| 2026:04 | 1341.10 | 1166.55 | 1515.64 |
| 2026:05 | 1342.95 | 1162.52 | 1523.37 |
| 2026:06 | 1344.80 | 1158.68 | 1530.92 |
| 2026:07 | 1346.65 | 1155.00 | 1538.30 |
| 2026:08 | 1348.50 | 1151.48 | 1545.52 |
| 2026:09 | 1350.35 | 1148.11 | 1552.60 |
| 2026:10 | 1352.21 | 1144.86 | 1559.55 |
| 2026:11 | 1354.06 | 1141.74 | 1566.38 |
| 2026:12 | 1355.91 | 1138.73 | 1573.09 |
| 2027:01 | 1357.76 | 1135.83 | 1579.70 |
| 2027:02 | 1359.61 | 1133.02 | 1586.20 |
| 2027:03 | 1361.46 | 1130.31 | 1592.61 |
| 2027:04 | 1363.32 | 1127.69 | 1598.94 |
| 2027:05 | 1365.17 | 1125.15 | 1605.18 |
| 2027:06 | 1367.02 | 1122.69 | 1611.34 |
| 2027:07 | 1368.87 | 1120.31 | 1617.43 |
| 2027:08 | 1370.72 | 1118.00 | 1623.45 |
| 2027:09 | 1372.57 | 1115.75 | 1629.40 |
| 2027:10 | 1374.43 | 1113.57 | 1635.28 |
| 2027:11 | 1376.28 | 1111.45 | 1641.10 |
| 2027:12 | 1378.13 | 1109.39 | 1646.87 |

المصدر: إعداد الباحث باستخدام برنامج Minitab.19

الشكل 11. المنحنى البياني للقيم التنبؤية المستقبلية للسلسلة الزمنية



الاستنتاجات (Conclusions)

- 1- تفوق نماذج ARIMA إحصائياً حيث أثبتت الدراسة أن نموذج ARIMA هو الأكثر كفاءة وموثوقية في تمثيل بيانات إنتاج النفط الليبي مقارنة بالانحدار الخطي البسيط حيث نجح في معالجة مشكلة الارتباط الذاتي للأخطاء
- 2- ضعف نموذج الانحدار الخطي حيث فشل نموذج الانحدار الخطي البسيط في اختبارات المعنوية (F) و (t) وسجل قيماً مرتفعة في معايير المعلومات (AIC) و (BIC) مما يجعله غير ملائم للتنبؤ في بيئة تتسم بالتذبذب العالي كقطاع النفط
- 3- عدم استقرار السلسلة الأصلية حيث أظهرت الاختبارات مثل رسم السلسلة واختبار ديكي – فولر أن البيانات الأصلية لإنتاج غير مستقرة وتحتوي على اتجاه عام مما استوجب أخذ اللوغاريتم ثم أخذ الفروق الأولى لتحويلها إلى سلسلة ساكنة
- 4- تحديد النموذج الأمثل من خلال مرحلة التعرف والمفاضلة تبين أن نموذج ARIMA(0,1,2) هو النموذج الأنسب للبيانات اللببية حيث حقق أدنى قيم لمعايير أكايكي و بيزيان .
- 5- جودة التوفيق و توزيع البواقي أظهرت النتائج أن سلسلة البواقي للنموذج المختار تتبع التوزيع الطبيعي وهي خالية من الارتباط الذاتي (White Noise) مما يؤكد دقة النموذج في محاكاة الواقع الإحصائي .
- 6- تذبذب الإنتاج التاريخي كشفت السلسلة الزمنية عن تأثير الإنتاج الليبي بظروف القوة القاهرة وأعمال الصيانة وهو ما ظهر بوضوح في الانخفاضات الحادة في بعض فترات السلسلة .
- 7- توقعات مستقبلية متفائلة حيث تشير القيم التنبؤية لعامي (2026 – 2027) إلى اتجاه تصاعدي تدريجي في معدلات الإنتاج .

التوصيات (Recommendations)

- 1- اعتماد نماذج ARIMA في التخطيط حيث توصي الدراسة الجهات الرسمية ووزارة النفط و المؤسسة الوطنية للنفط باستبدال الأساليب التقليدية بنماذج السلاسل الزمنية (ARIMA) عند بناء الميزانيات التقديرية لضمان دقة أعلى .

- 2- نوصي بتحديث الأدوات الإحصائية ضرورة تدريب الكوادر الفنية في قطاع الطاقة على استخدام البرامج الإحصائية المتقدمة مثل (EViews. , Minitab) لمواكبة المعايير الدولية في تحليل التنبؤات .
- 3- تقليل مخاطر التقدير العشوائي حيث يجب على صناع القرار الاعتماد على فترات الثقة التي توفرها نماذج السلاسل الزمنية عند وضع الخطط التنموية لتقليل فجوات العجز المالي الناجمة عن التنبؤات غير الدقيقة .
- 4- يجب أبعاد القطاع عن الجاذبات السياسية نظرا لأن الاستقرار هو شرط أساسي لدقة التنبؤ تبرز أهمية حماية الحقول و الموائئ النفطية من الإغلاقات المتكررة لضمان تدفق البيانات و الإنتاج بشكل منتظم.
- 5- نوصي بالتوسع في النمذجة الإحصائية وذلك بإجراء دراسات مستقبلية تستخدم نماذج أكثر تعقيدا مثل (GARCH) لمعالجة تذبذب التباين أو إدخال متغيرات تفسيرية (ARIMAX) كالأوضاع السياسية و أسعار النفط العالمية.
- 6- نوصي بإنشاء قاعدة بيانات مركزية موحدة وذلك لضرورة التنسيق بين المؤسسة الوطنية للنفط ومصرف ليبيا المركزي لتوحيد أرقام الإنتاج الشهرية وتسهيل وصول الباحثين إليها لتعزيز جودة الدراسات الوطنية
- 7- يجب مراجعة التنبؤات بشكل دوري و عدم الاكتفاء بنموذج ثابت لفترات طويلة بل يجب إعادة التقدير معالم النموذج دوريا لإدراج البيانات الجديدة وتعديل المسار التنبؤي بناء على المستجدات الفنية و الجيو سياسية .

المراجع

أولاً: المراجع العربية

- 1- إسماعيل محمد عبد الرحمن، " تحليل الانحدار الخطي " ، الرياض ، المملكة العربية السعودية مكتبة الملك فهد الوطنية ، 2001 .
- 2- الجبوري ، عبير حسن علي(2010) . " التنبؤ بأسعار النفط العراقي لسنة 2010 باستخدام السلاسل الزمنية ،مجلة جامعة بابل للعلوم الإنسانية، المجلد (18) العدد (1) ، العراق .
- 3- الطيب، رقية (2014) " تحليل السلاسل الزمنية واستخدامه لبناء نماذج حوادث المرور في والية الخرطوم " رسالة ماجستير ، جامعة السودان للعلوم والتكنولوجيا ، السودان .
- 4- الوصيفي ، الشيماء (2012) " التنبؤ باستخدام الدمج بين الشبكات العصبية الاصطناعية ونماذج بوكس وجينكينز ، دراسة تطبيقية " ، جامعة المنصورة ، مصر .
- 5- بخالد، عائشة ، دادن ، عبد الغني ، شيخي ، محمد (2014) " اختبار القدرة على التنبؤ بعوائد مؤشر سوق الدار البيضاء المالي من 2007 إلى 2011 " مجلة الباحث ، العدد (14) .
- 6- حضري، خولة (2014) " استخدام السلاسل الزمنية من خلال منهجية بوكس جينكينز في اتخاذ القرار الإنتاجي " رسالة ماجستير ، جامعة محمد خيضر ، بسكرة ، الجزائر .
- 7- شعراوي ، سمير (2005) " مقدمة في تحليل السلاسل الزمنية " جامعة الملك عبد العزيز ، الرياض ، السعودية .
- 8- نقار، عثمان ، عواد ، منذر (2011) " منهجية Jenkins-Box في تحليل السلاسل الزمنية والتنبؤ دراسة تطبيقية " ، مجلة جامعة دمشق للعلوم الاقتصادية والقانونية ، المجلد 27 العدد الثالث .

ثانياً: المراجع الأجنبية

- 1- Akaike, H. (1973) "Information theory and extension of the maximum likelihood principle " In: Petrov, B.N., Cszaki, F. (Eds.) , Second International Symposium on Information Theory

- 2- Box G , Pierce D. Distribution of residual autocorrelations in autoregressive - integrated moving average time series models. J Am Stat Assoc. 1970.
- 3- Roth, K., & Kauppinen, I., (2003), "Frequency warped Burg's Methods for ARModeling ", IEEE Workshop on Applications of Signal Processing to Audio and Acoustics , October 19-22.
- 4- Lewis, C. D. ,(1982),"Industrial and Business Forecasting Methods, London, Butterworth's.
- 5- Babu, C.N. & Reddy, B.E., (2014) “Selected Indian Stock Predictions using a Hybrid ARIMA-GARCH Model”, International Conference on Advances in Electronics, Computers and Communications (ICAEECC), Malaysia.

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 SAJH and/or the editor(s). SAJH 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.