

# Using ARIMA Models to Predict Annual Rainfall Values in KASAB Station in Northwestern Syria During the period from 1960 to 2011

Dr. Sharif B. Hayek\*

Dr. Majd. H. Hifa \*\* 

(Received 28 / 4 / 2025. Accepted 9 / 10 / 2025)

## □ ABSTRACT □

The water sector in Syria faces a major challenge, as precipitation changes are associated with declining precipitation values due to climate changes. Rainfall is one of the difficult and complex elements of hydrological cycle, due to the numerous and overlapping meteorological factors that cause rainfall.

The research problem is that predicting rainfall amounts on the Syrian coast is generally undetermined. The research aims to predict the future amounts of annual rainfall by developing a statistical model based on time series analysis using the statistical software Minitab.

Data from 51 years of rainfall were used, with 43 years during the period from 1960 to 2011 for model developing, and eight years for testing. The most suitable model was found to be ARIMA(3,1,5), according to the Akaike criterion after conducting the required tests. The test results showed good performance accuracy. The ARIMA model (4,1,5) was adopted to predict annual rainfall values for the next twenty years.

**Keywords:** Rainfall, Prediction, ARIMA models, Box-Jenkins models, Kasab Climatic station



**Copyright** :Latakia University journal (Formerly Tishreen) -Syria, The authors retain the copyright under a CC BY-NC-SA 04

---

\* Professor, Department of Water Engineering and Irrigation, Faculty of Civil Engineering, Lattakia University (Formerly Tishreen), Lattakia, Syria. [alhayeks66@gmail.com](mailto:alhayeks66@gmail.com)

\*\* Assistant Professor, Department of Water Engineering and Irrigation, Faculty of Civil Engineering, Lattakia University (Formerly Tishreen), Lattakia, Syria. [majdhaifa1980@gmail.com](mailto:majdhaifa1980@gmail.com)

## استخدام نماذج ARIMA للتنبؤ بكميات الهطل المطري السنوي في محطة كسب بشمال غرب سوريا خلال الفترة من 1960 إلى 2011

\* د. شريف بدر حايك

د. مجد حافظ هيفا \*

(تاریخ الإیداع 28 / 4 / 2025. قبلى للنشر في 9 / 10 / 2025)

### □ ملخص □

يواجه قطاع المياه في سوريا تحدياً كبيراً، يتمثل في ارتباط تغيرات الهطل مع انخفاض قيمة في ظل التغيرات المناخية الحالية. وبعد الهطل المطري من أهم عناصر الدورة الهيدرولوجية حيث تكثر وتتدخل العوامل الجوية التي تسبب الهطولات المطرية.

تكمّن مشكلة البحث بأن التنبؤ بكميات الهطل المطري في الساحل السوري وتغيرات هذا الهطل غير مدروسة بشكل كافي في الساحل السوري. إذ يهدف البحث إلى التنبؤ المستقبلي بكميات الهطل المطري السنوي من خلال بناء نموذج إحصائي، يعتمد على تحليل السلسلة الزمنية باستخدام البرنامج الإحصائي Minitab.

تم اعتماد 51 سنة خلال الفترة من 1960 إلى 2011 لبيانات الهطل المطري منها 43 سنة لمعايرة النموذج، وثمانين سنوات لاختباره. فكان النموذج الأنسبي ARIMA(3,1,5) لتمثيل قيم الهطولات المطرية، وذلك تبعاً لمعايير "أكاكى" بعد إجراء الاختبارات المطلوبة التي أعطت دقةً جيدة في الأداء. واعتمد النموذج ARIMA(4,1,5) للتنبؤ بقيم الهطولات المطرية السنوية لعشرين سنة قادمة.

**الكلمات المفتاحية:** الهطل المطري، التنبؤ، نماذج ARIMA، نماذج بوكس-جنكنز، محطة كسب المناخية.



حقوق النشر : مجلة جامعة اللاذقية (تشرين سابقاً) - سوريا، يحتفظ المؤلفون بحقوق النشر بموجب

الترخيص CC BY-NC-SA 04

\* أستاذ - قسم الهندسة المائية والري - كلية الهندسة المدنية - جامعة اللاذقية (تشرين سابقاً) - اللاذقية - سوريا.

[alhayek66@gmail.com](mailto:alhayek66@gmail.com)

\*\* مدرس - قسم الهندسة المائية والري - كلية الهندسة المدنية - جامعة اللاذقية (تشرين سابقاً) - اللاذقية - سوريا.

[majdhaifa1980@gmail.com](mailto:majdhaifa1980@gmail.com)

## مقدمة:

يُعد الهطل المطري من أكثر عناصر الدورة الهيدرولوجية تعقيداً وصعوبة في الفهم والنمذجة، وذلك بسبب التعقيدات المرتبطة بالعمليات الجوية التي تولد الأمطار، بالإضافة إلى وجود مجموعة واسعة من الاختلافات على مختلف المقاييس، سواء من حيث المكان أو الزمان [1]. وتتبع أهمية وضع نماذج دقيقة للتنبؤ بالهطل المطري سواء الهطل السنوي أو اليومي الأعظمي من أهمية الأولى في وضع خطط لإدارة الموارد المائية، والثانية في وضع لخطط لدرء المخاطر الناجمة عن الفيضانات وبالتالي حماية الأرواح والممتلكات. وقد تطورت هذه النماذج بشكل كبير في السنوات الأخيرة خاصة بعد دخول تقانات الذكاء الاصطناعي وبناء الشبكات العصبية وتقانات تعلم الآلة وغيرها من النماذج التي أعطت نتائج مبهرة .

شهد ساحل البحر المتوسط في مصر تغيراً كبيراً في المناخ على مدى العقود الماضيين، وقد جرى بحث يهدف إلى تحليل الأداء الزمني لاتجاه بيانات الأمطار وتغيرها عبر الزمن، بالإضافة إلى تحديد نقاط التغير على طول الساحل المتوسطي في مصر، وذلك للحصول على رؤى شاملة حول التغيرات المستقبلية. ولتحقيق ذلك، تم تطبيق أربعة اختبارات على بيانات مركز المناخ العالمي للهطول (GPCC) بدقة زمنية ومكانية تبلغ (0.25 درجة، شهرياً) لتحديد الاتجاهات المفاجئة والمستمرة. تم تصنيف الاختبارات إلى نوعين: اختبارات معلمية وغير معلمية. حيث تم استخدام اختبارات غير معلمية، مثل اختباري مان-كيندال Mann-Kendall وميل سين Sen's slope لتقدير الاتجاهات في البيانات، بينما تم استخدام اختبار Pettit كاختبار لنقطة التغير. من ناحية أخرى، تم استخدام الاختبار المعلمي Buishand للكشف عن نقاط التغير. ويكشف البحث عن وجود اتجاهات متباينة في الهطول المطري خلال فترتي 1900-1940 و 1981-2019. حيث شهد شهري كانون الثاني وأذار أعلى انخفاضات في هذه الفترات. وأظهرت 69% من المحطات انخفاضاً كبيراً في الهطولات المطرية السنوية، خاصة على طول الساحل المتوسطي [2].

كما هدفت دراسة في مدینتي مكة وجدة إلى تحديد أنساب توزيع احتمالي للهطولات المطرية. حيث ركز التحليل على التوزيعات الاحتمالية للهطولات المطرية السنوية بين عامي 1971 و 2013. وتم اختيار ثلاثة توزيعات احتمالية، وهي التوزيع الطبيعي، وتوزيع غاما، وتوزيع ويبيول، باستخدام اختبار ملاعمة إحصائي يعتمد على قيمة  $p$  واختبار أندرسون دارلينغ (AD) بمستوى دلالة 0.05. بالنسبة لمحطة مكة المكرمة، واستناداً إلى نتائج اختبار AD، يبدو أنَّ بيانات الأمطار السنوية المرصودة تتماشى مع التوزيعات الثلاثة. بالنسبة لمحطة جدة، لا تتحرج بيانات الأمطار بشكل كبير عن التوزيع الطبيعي، بينما ظهر انحرافاً ملحوظاً عن كل من توزيعي غاما وويبيول عند نفس مستوى الدلالة. إنَّ القدرة على نمذجة أنماط الأمطار السنوية بدقة باستخدام التوزيعات الاحتمالية لها تطبيقات عملية مهمة، مثل تخطيط الموارد المائية، والتنبؤ بالجفاف، وتقدير تأثيرات تغير المناخ. يمكن أن تساعد الرؤى المستخلصة من هذه الدراسة في توجيه هذه التطبيقات في منطقتي مكة وجدة في المملكة العربية السعودية [3].

في شباط من عام 2006 نشرت دراسة تهدف إلى فحص نمط الهطول المطري وملاءمة نموذج مناسب للتنبؤ به في منطقة برونغ أهافو (BA) في غانا. تم جمع البيانات من عام 1975 إلى عام 2009 من مديرية الأرصاد الجوية والمناخ في المنطقة. بينت النتائج أنَّ المنطقة تشهد هطول أمطار غزيرة في شهري أيلول وتشرين الأول، بينما تُسجل أقل كميات من الأمطار في أشهر كانون الأول وكتابون الثاني وشباط. تم تحديد النموذج

SARIMA (0,0,0)(1,1,1)<sub>12</sub>، وبلغت قيمة AIC 8.98، كنموذج مناسب للتبؤ بمتوسط كميات الأمطار الشهرية في منطقة "برونغ أهافو". وتوصي الدراسة بضرورة اعتماد هذا النموذج من قبل وكالة الأرصاد الجوية الغانية وغيرها من المؤسسات الحكومية المعنية مثل منظمة إدارة الكوارث الوطنية (NADMO)، الأمر الذي سيساهم على المدى الطويل في تحسين دقة التنبؤات وتعليم السكان حول توقعات هطول الأمطار [4].

أجرى M.SIDIQ في أندونيسية دراسة تهدف إلى التنبؤ بالهطول المطري باستخدام نموذج السلسل الزمنية. تمت معالجة الأمطار الشهرية التي تم الحصول عليها من إدارة الأرصاد الجوية والجيوفيزاء (BMG) في باندونغ، وذلك من كانون الثاني 2011 إلى كانون الأول 2013 باستخدام النموذج ARIMA في برنامج Minitab. تبدأ مرحلة النماذج باختبار استقرارية البيانات، ثم تحديد النماذج، وتقدير المعلمات، والتحقق من النموذج، وصولاً إلى التنبؤ. تُعد بيانات الأمطار بيانات غير مستقرة، بحيث تميز أولاً البيانات التي تم الحصول عليها من نتائج النموذج. هذا التمييز الأول هو ARIMA (1,1,1) مع اختبار MAD 82.712 لأهمية معلمات النموذج [5].

تحتفق دقة النتائج في التنبؤ عندما تتوفر جميع المعلومات حول مجموعة البيانات، بما في ذلك البيانات التاريخية والمعرفة بأي أحداث مستقبلية قد تؤثر في التنبؤات. تعتمد الأساليب المناسبة للتبؤ علىمجموعات البيانات المتاحة. تستخدم معظم مسائل التنبؤ الكمي نماذج السلسل الزمنية، التي تهدف إلى تقدير كيفية استمرار تسلسل المشاهدات في المستقبل. تُعد نماذج ARIMA ونماذج التعيم الأسني أكثر الطرق شمولاً في التنبؤ بالسلسل الزمنية. بينما تستند نماذج التعيم الأسني إلى الاتجاه والموسمية لمجموعة البيانات المحددة، وتستخدم نماذج ARIMA لوصف الارتباط الذاتي في البيانات.

تمت محاولة التنبؤ بأمطار ولاية تاميل نادو باستخدام 14 عاماً من الهطلات المطالية. تم جمع البيانات شهرياً للفترة 2006-2019، بالإضافة إلى استخدام 5 سنوات من بيانات الاختبار (2015-2019). حيث تم استخدام نماذج السلسل الزمنية، وهي نموذج الانحدار الذاتي المتكامل للمتوسط المتحرك (ARIMA) ونموذج التعيم الأسني، للتبؤ بالبيانات. وتمت مقارنة أداء النماذج باستخدام متوسط الخطأ التربيعي ومعامل الارتباط [6].

وفي نيجيريا قام مجموعة من الباحثين بإجراء بحث يهدف إلى استخدام تقانة التنبؤ بالسلسل الزمنية لتطوير نموذج للتبؤ بالأمطار في "لوكوجا" بناء على البيانات الشهرية التي تم الحصول عليها من محطة NIMET في لوكوجا، ولاية كوجي. تم إنشاء دراسة احصائية وصفية للمركزية والتشتت، ومخطط زمني، وارتباط ذاتي باستخدام برنامج Minitab الإحصائي. من خلال استخدام نماذج ARIMA Box Jenkins. واستخدم تحليل الباقي واختبار الفرضيات لتقدير كفاءة النموذج المحدد، وتم استخدام معلمات دالة الارتباط الذاتي ACF ودالة الارتباط الذاتي الجزئي PACF للسلسل المستقرة لتحديد النموذج المناسب. ثم اعتمد النموذج النهائي الذي تم تطويره للتبؤ بالأمطار الشهيرية في Lokoja. يظهر تطبيق النموذج على بيانات عام 2014 في منطقة الدراسة موثوقية النموذج. كانت نسبة الأخطاء منخفضة خلال أشهر نيسان إلى تشرين الأول، حيث سجلت الأخطاء -8.28 %، -7.89 %، -8.96 %، -8.40 %، -5.72 %، -8.52 %، -8.60 % على التوالي. هذه هي أشهر الزراعة البعلية ويركز البحث على إمكانية حدوث الفيضانات. كما أظهرت الدراسة وجود تباين في منطقة لوكوجا خلال الفترة المدروسة، مما يدل على بعض التغيرات الموسمية في المنطقة. وهذا يشير إلى أن نموذج ARMA الذي تم تطويره مناسب للتبؤات قصيرة الأجل وأعراض التخطيط [7].

و في محطة طرطوس الواقعة في الجزء الجنوبي من الساحل السوري، أجري بحث للتباُء بالهطل السنوي حيث تم تطبيق نموذج من نماذج بوكس-جنكнер للتباُء بكمياتها المستقبلية. تم اختبار نماذج متعددة لـ ARIMA، وأخضعت النماذج لجميع الاختبارات المطلوبة، وقد تبين أنّ أفضلها كان النموذج ذي المعالم (3,0,4) ARIMA. جرى أثناء الاختبار تقسيم البيانات إلى 43 سنة لبناء النموذج، وثمانين سنة لاختباره، وقد أعطت نتائج الاختبار دقةً عاليةً في الأداء، كما استخدم النموذج للتباُء بقيم الأمطار السنوية لعشرين سنة قادمة [8].

### **أهمية البحث وأهدافه:**

#### **مشكلة البحث وأهميته والهدف منه**

إن التباُء بكميات الأمطار من أهم الأمور الحيوية التي تشغّل الباحثين المناخيين والهيدرولوجيين في جميع أنحاء العالم فليس خافيا على أحد التغيرات المناخية وماينجم عنها من كوارث طبيعية وحالات مناخية غير اعتيادية جعلت من الضرورة بمكان تطوير نماذج رياضية تنبؤية وتكتيف المحيطات المناخية لضمان التوزيع الزمني والمكاني الكافي لدقة هذه النماذج وبالتالي التخطيط الأمثل لدرء الكوارث سواء تلك التي تتسبب بشح الأمطار والجفاف أو تلك التي تؤدي إلى حدوث فيضانات مدمرة وكارثية .

وفي الساحل السوري تكمن مشكلة البحث بشكل أساسى بقلة النماذج الرياضية للتباُء بكميات الهطل المطري في الساحل السوري وفي محطة كسب بشكل خاص، فهي تقع ضمن حوض نهر الكبير الشمالي الذي يعد أكبر أحواض الساحل السوري ويوجد فيه أكبر سد تخزيني ، ونظراً للأهمية الحيوية للموارد المائية في حوض الساحل في تأمين مياه الشرب ومياه الري والمياه اللازمة للصناعة وبعض الاستخدامات الحرفية والتجارية، فإن البحث يكتسب أهمية خاصة في إمكانية التباُء بكميات الهطل المطري السنوية في ظل التغيرات المناخية الحادة التي شهدتها المنطقة، من أجل اتخاذ الإجراءات اللازمة للتخفيف من آثارها المتوقعة، ووضع الاستراتيجيات المناسبة لتنكيف معها.

يهدف البحث بشكل أساسى إلى التباُء بكميات الهطل المطري السنوي في محطة كسب من خلال تطوير نموذج إحصائي للتباُء، باستخدام تحليل السلسلة الزمنية (Box-Jenkins models).

### **طرائق البحث ومواده:**

ترتبط الفردة على اتخاذ قرارات صحيحة في الوقت المناسب بتوافر المعلومات من حيث الكمية والجودة والموثوقيةً. تمتلك تكنولوجيا المعلومات عناصر قوة قادرة على تغيير أساليب عمل المؤسسات، وتحسين الخدمات، ودعم عملية اتخاذ القرارات. كما أنها تقدّم نتائج سريعة وموثوقة بتكليف أقل، مما يساعد في توفير الوقت.

تم استخدام كميات الهطل السنوية المسجلة في محطة كسب، التي تقع على ارتفاع 516 متراً عن سطح البحر في الجزء الشمالي من الساحل السوري، لإجراء هذا البحث. شملت فترة الرصد إحدى وخمسين عاماً، بدءاً من العام الهيدرولوجي 1959-1960 وحتى العام الهيدرولوجي 2010-2011، كما هو موضح في الشكل (1). وتم الاعتماد على البرنامج الإحصائي Minitab لمعالجة وتحليل هذه السلسلة الزمنية.

وتم اقتراح عدة معايير لتقدير دقة التباُء في السلسلة الزمنية المستقبلية، وهي :

$$\text{RMSE} (\text{Root mean squared error}) = \sqrt{\frac{1}{m} \sum_{t=1}^m (x_t - \bar{x}_t)^2}$$

$$\text{MAPE} (\text{Mean absolute percentage error}) = [\frac{1}{m} \cdot \sum_{t=1}^m \frac{|x_t - \bar{x}_t|}{x_t}] \cdot 100\%$$

$$\text{MAE} (\text{Mean absolute error}) = [\frac{1}{m} \cdot \sum_{t=1}^m |x_t - \bar{x}_t|]$$

كما تم اقتراح المتوسط الموزون Weighted mean الذي يربط بين المعايير الثلاثة السابقة بالشكل الآتي:

$$\text{Weighted mean} = \frac{(RMSE + 4.MAPE + MAE)}{6}$$

$$\text{Weighted mean} = \frac{(4.RMSE + .MAPE + MAE)}{6}$$

$$\text{Weighted mean} = \frac{(RMSE + .MAPE + 4.MAE)}{6}$$



الشكل (1). خريطة توضح الموقع الجغرافي لمحطة كسب في الساحل السوري.

#### تحليل السلسلة الزمنية

يُعد أسلوب تحليل السلسلة الزمنية الذي طوره Box و Jenkins في عام 1970، والذي يعتمد على نماذج الانحدار الذاتي - المتوسط المتحرك التكمالية Auto Regressive Integrated Moving Average (ARIMA)، من الأدوات الإحصائية الموثوقة في تحليل السلسلة الزمنية لأغراض التنبؤ. تتتألف نماذج ARIMA من عنصرين رئيسيين هما الانحدار الذاتي (AR) والوسط المتحرك (MA)، بالإضافة إلى الفروق (Difference) التي تُعرف بالتكامل (Integrated) [9]. يشمل هذا الأسلوب أربع مراحل متتابعة، وهي: مرحلة التعرف: في هذه المرحلة، يتم تحديد النموذج المبدئي، وتُعد دالة الارتباط الذاتي ودالة الارتباط الذاتي الجزئي من الأدوات الأساسية المستخدمة لتحديد النموذج ورتبته.

1. مرحلة التقدير: في هذه المرحلة، يتم تقدير معلمات النموذج الذي تم اختياره في المرحلة الأولى.
2. مرحلة التشخيص واختبار النموذج: في هذه المرحلة، يتم التحقق من صحة وكفاءة النموذج المقترن من خلال مجموعة من الاختبارات. إذا نجح النموذج في هذه الاختبارات، يصبح مناسباً، والعكس صحيح.
3. مرحلة التنبؤ: في هذه المرحلة، يتم التنبؤ بالقيم المستقبلية للسلسلة الزمنية باستخدام النموذج الذي تم التوصل إليه من خلال المراحل السابقة، والذي يعكس السلسلة الزمنية بأفضل صورة ممكنة.

### نماذج بوكس-جنكنز

النماذج الاموسمية: تُستخدم لتمثيل السلسلة الزمنية الساكنة وغير الساكنة، ومن بين هذه النماذج [10]:

- نموذج الانحدار الذاتي: تأخذ المعادلة العامة لنموذج الانحدار الذاتي من الرتبة  $p$ ، المعروف بـ  $AR(p)$ ، الشكل الآتي:

$$X_t = \mu + \theta_1 X_{t-1} + \theta_2 X_{t-2} + \dots + \theta_p X_{t-p} + Z_t \quad (1)$$

حيث تمثل  $\theta_1, \theta_2, \dots, \theta_p, \mu$  معلمات النموذج، قيم السلسلة الحالية  $X_t, \dots, X_{t-1}, \dots, X_{t-p}$  قيم السلسلة السابقة. بينما  $Z_t$  هي متغيرات عشوائية غير مرتبطة تُعرف بالضجيج الأبيض (white noise)، حيث يكون متوسطها صفر وتبينها ثابت  $(\sigma_Z^2)$  أي أنّ:

$$E(Z_t) = 0$$

- نموذج المتوسطات المتحركة: تأخذ المعادلة العامة لنموذج المتوسطات المتحركة من الرتبة  $q$ ، المعروف بـ  $MA(q)$ ، الشكل الآتي:

$$X_t = \mu + Z_t - \phi_1 Z_{t-1} - \phi_2 Z_{t-2} - \dots - \phi_q Z_{t-q} \quad (2)$$

- نموذج الانحدار الذاتي والمتوسطات المتحركة: تُعبر المعادلة العامة لهذا النموذج، المعروف بـ  $ARMA(p, q)$  للرتب  $p$  و  $q$ ، بالشكل الآتي، حيث تمثل  $\theta_1, \theta_2, \dots, \theta_p, \mu, \phi_1, \phi_2, \dots, \phi_q$  معلمات نموذج الانحدار الذاتي،  $\phi$  معلمات نموذج المتوسطات المتحركة:

$$X_t = \mu + \theta_1 X_{t-1} + \theta_2 X_{t-2} + \dots + \theta_p X_{t-p} + Z_t - \phi_1 Z_{t-1} - \phi_2 Z_{t-2} - \dots - \phi_q Z_{t-q} \quad (3)$$

وعندما تكون السلسلة غير ساكنة، فإنه يمكن بأخذ الفروق المناسبة، تحويلها إلى سلسلة ساكنة، وبأخذ الفرق الأول وفقاً للمعادلة الآتية:

$$W_t = X_t - X_{t-1} \quad (4)$$

ثم تمثل بنفس النماذج السابقة ولكن تضاف فقط كلمة integrated إلى اسم النموذج للدلالة على أنّ هذا النموذج استخدم لتمثيل سلسلة زمنية غير ساكنة.

النماذج الموسمية: تُستخدم لتمثيل السلسلة الزمنية الموسمية، ومن بين هذه النماذج [11]:

- نموذج الانحدار الذاتي الموسمي: تأخذ المعادلة العامة لنموذج الانحدار الذاتي الموسمي من الرتبة  $p$ ، المعروف بـ  $SAR(p)$ ، الشكل الآتي:

$$X_t = \mu + \theta_S X_{t-S} + \theta_{2S} X_{t-2S} + \dots + \theta_{pS} X_{t-pS} + Z_t \quad (5)$$

- نموذج المتوسطات المتحركة الموسمية: تأخذ المعادلة العامة لنموذج المتوسطات المتحركة الموسمية من الرتبة  $Q$ ، المعروف بـ  $SMA(Q)$ ، الشكل الآتي:

$$X_t = \mu + Z_t - \phi_S Z_{t-S} - \phi_{2S} Z_{t-2S} - \cdots - \phi_{QS} Z_{t-QS} \quad (6)$$

- نموذج الانحدار الذاتي والمتوسطات المتحركة الموسمية: ومعادلته من الشكل الآتي:

$$X_t = \mu + \theta_S X_{t-S} + \theta_{2S} X_{t-2S} + \cdots + \theta_{PS} X_{t-PS} + Z_t - \phi_S Z_{t-S} - \phi_{2S} Z_{t-2S} - \cdots - \phi_{QS} Z_{t-QS} \quad (7)$$

ويرمز لهذا النموذج بـ  $SARIMA(P, Q)$  حيث  $P, Q$  تمثلان درجته.

وعندما تكون السلسلة الزمنية غير ساكنة، فإنه يمكن تحويلها إلى سلسلة ساكنة، بأخذ الفرق الموسمية وفق المعادلة الآتية:

$$W_t = X_t - X_{t-S} \quad (8)$$

ثم تمثل بنفس النماذج السابقة ولكن تضاف فقط كلمة integrated إلى اسم النموذج للدلالة على أن هذا النموذج استخدم لتمثيل سلسلة زمنية غير ساكنة.

النموذج الموسمي المضاعف: هو مزيج من النماذج اللاموسمية والموسمية، ويرمز له بـ  $ARIMA(p, q, d) \times (P, Q, D)_S$  ويكتب بالشكل الآتي:

$$\theta_p(B) \theta_P(B^S) \nabla^d \nabla^D X_t = \varphi_q(B) \varphi_Q(B^S) Z_t \quad (9)$$

حيث أن: p - درجة الانحدار الذاتي اللاموسمي، P - درجة الانحدار الذاتي الموسمي

q - درجة المتوسط المتحرك اللاموسمي، Q - درجة المتوسط المتحرك الموسمي

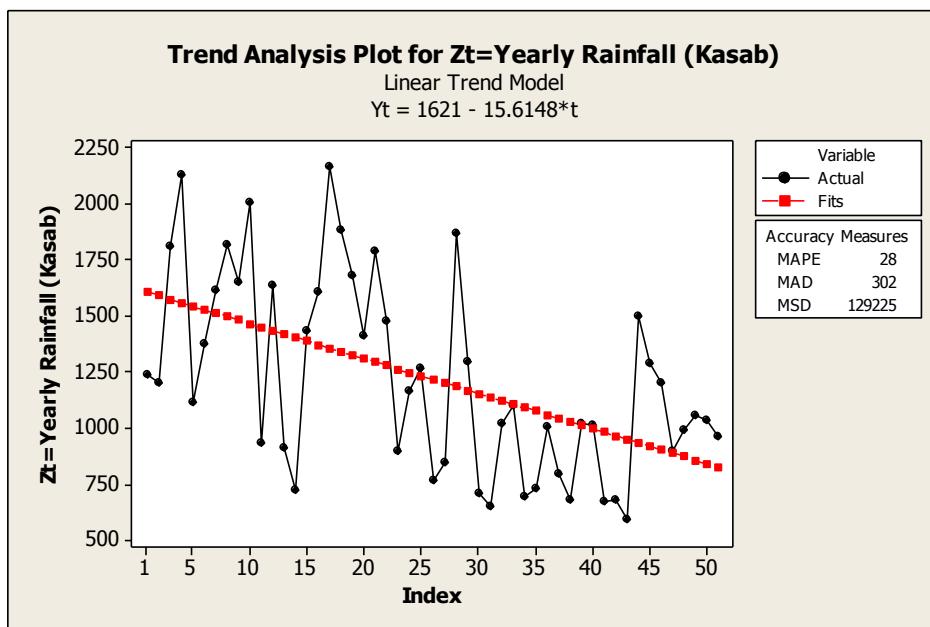
d - درجة الفروق اللاموسمية، D - درجة الفروق الموسمية

S - طول فترة الموسم

## النتائج والمناقشة:

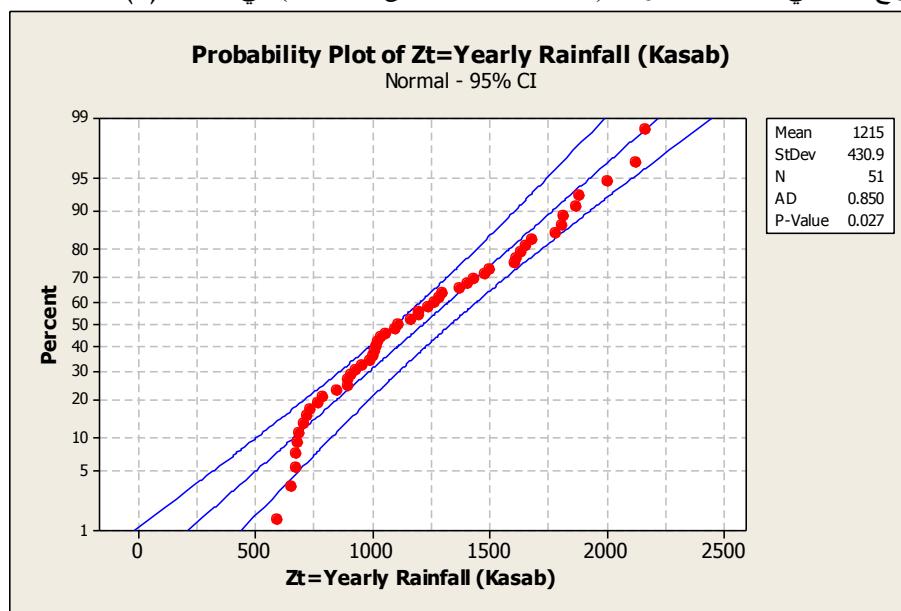
### تحليل السلسلة الزمنية وفحص استقراريتها لمحطة كسب (Z(t))

قبل البدء في تحليل السلسلة الزمنية التي تتكون من 51 مشاهدة تمثل كميات الأمطار السنوية في محطة كسب خلال الفترة من العام الهيدرولوجي 1961-1960 حتى العام الهيدرولوجي 2010-2011، تم رسم السلسلة الزمنية في الشكل (2) لتحديد الاتجاه العام للسلسلة ومعادلته، وللتعرف على خصائصها الأساسية. ومن أهم هذه الخصائص: Median=1111mm، StDev.=431mm، Min.593 mm، Max.=2162 mm، Average:1215mm



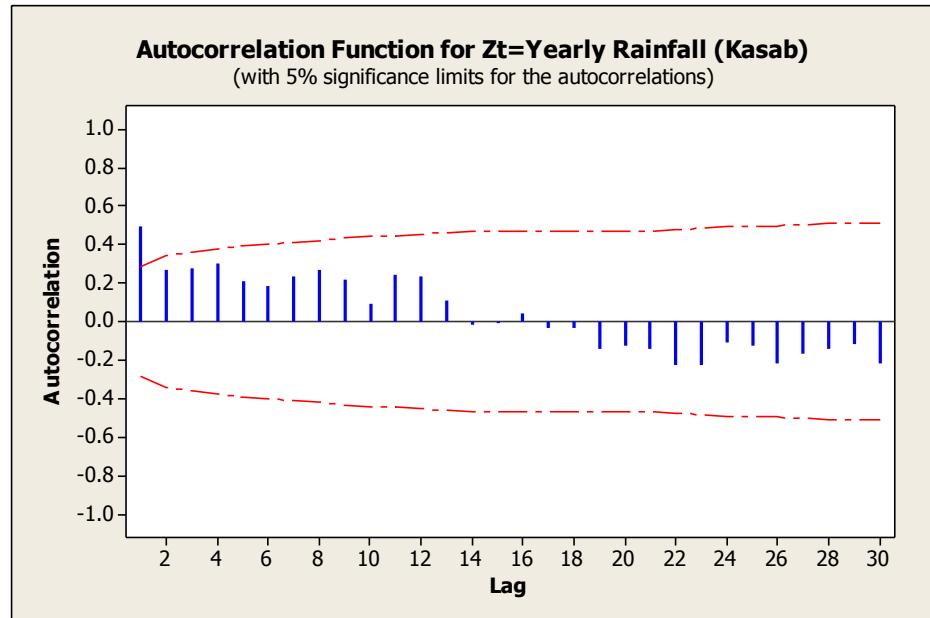
الشكل (2) الاتجاه العام ومعادلته للسلسلة الزمنية لقيم الهطل المطري السنوي.

نلاحظ وجود اتجاه عام متناقص، فالسلسلة غير مستقرة في المتوسط ثم نقوم باختبار ثبات التباين (تجانس الباقي)، أي اختبار التوزيع الطبيعي من خلال طريقة (Kolmogorov-Smirnov) في الشكل (3).

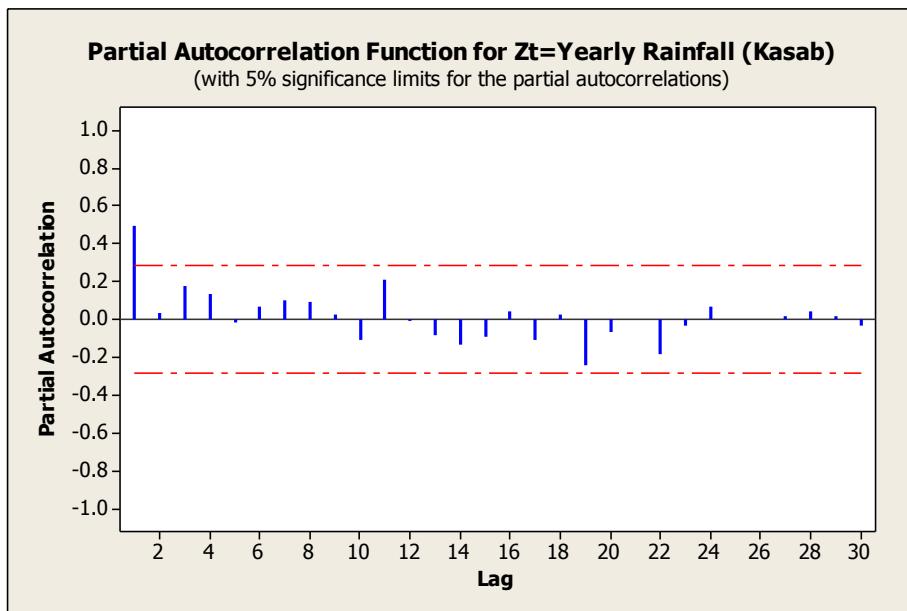


الشكل (3) اختبار التوزيع الطبيعي لسلسلة الهطل المطري.

يمكننا أن نلاحظ بوضوح أنَّ القيم تتطابق إلى حد ما مع الخط المستقيم الذي يُمثل التوزيع الطبيعي. حيث تُظهر السلسلة المحولة وسلسلة الفروقات استقراراً في التباين، وهو ما تؤكده دوال الارتباط الذاتي والارتباط الذاتي الجزئي كما هو موضح في الشكلين (4) و (5).



الشكل (4) دالة الارتباط الذاتي لسلسلة الهطل المطري.



الشكل (5) دالة الارتباط الذاتي الجزئي لسلسلة الهطل المطري.

#### تشخيص نموذج سلسلة الهطل المطري السنوي لمحطة كسب (Z<sub>t</sub>) وتحديد رتبته، وتقدير معلماته

تم اقتراح العديد من النماذج بناءً على التحويلات السابقة وإجراء الاختبارات المختلفة على الباقي، وتوصلنا إلى عدد من النماذج المناسبة، لذلك نلجأ إلى معيار الإعلام الذاتي (AIC) (Automatic Information Criteria) أو معيار أكافي، لتحديد النموذج المناسب ويعطى المعيار بالعلاقة الآتية:

$$AIC(m) = n * \ln(\sigma^2) + 2 * m \quad (10)$$

حيث  $m$ : عدد المعالم المقدرة للنموذج،  $\sigma^2$  : التباين ،  $n$ : عدد البيانات.

توضح النتائج في الجدول (1) أن النموذج الأقرب هو ARIMA(3,1,5) الذي يقابل القيمة الأقل لمعيار  $AIC$  وهو من الشكل:

$$Z_t = \delta + (1 - \theta_1 \cdot B) a_t \quad (11)$$

الجدول (1) مقارنة بين نماذج ARIMA المرشحة وفقاً لمعيار أكافي.

| Model         | $\sigma^2$ | $m$ | $AIC$ |
|---------------|------------|-----|-------|
| ARIMA (4,1,5) | 104846.4   | 10  | 598   |
| ARIMA (2,1,3) | 119025     | 6   | 596.4 |
| ARIMA (3,1,5) | 103233.7   | 9   | 595.2 |

و بعد تطبيق النموذج كانت معالمه موضحة في الجدول (2).

الجدول (2) معلم النموذج المقترن . ARIMA (3,1,5)

| $\phi$  | $\delta$ |
|---------|----------|
| -0.3435 | -36.923  |

وبالتالي يكون النموذج:

$$Z_t = -0.3435 + a_t - 36.923 \cdot a_{t-1} , a_t \sim WN(0,103233.7) \quad (12)$$

#### تشخيص النموذج الملائم:

نقوم الآن بتشخيص النموذج وفق التالي:

1) اختبار متوسط الباقي: نبين النتائج في الجدول (3).

الجدول (3) المتوسط الصافي للباقي .

| N  | Mean  | StDev | SEMean | 95% CI        | Z     | p-value |
|----|-------|-------|--------|---------------|-------|---------|
| 50 | -15.6 | 321.3 | 45.8   | -104.7 , 73.5 | -0.34 | 0.721   |

بما أن  $0.721 < 0.05$  فلا نرفض الفرضية الصافية (وهي قيمة افتراضية لكل أو بعض ثوابت السلسلة المدروسة - الوسط الحسابي عندما يخضع للتوزيع الطبيعي)، وتنتمي المقارنة باستخدام قيمة الاحتمال P-value التي عندما تساوي أو تقل عن قيمة المعنوية التي هي عادةً ( $\alpha \leq 0.05$ ).

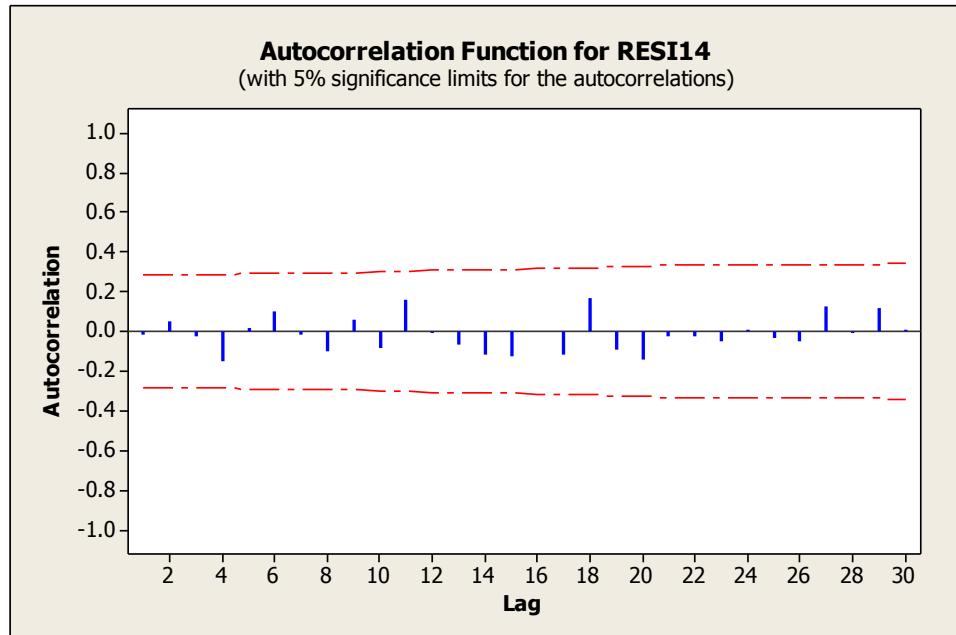
2) اختبار عشوائية الباقي: نبين النتائج في الجدول (4).

الجدول (4) نتائج اختبار عشوائية الباقي .

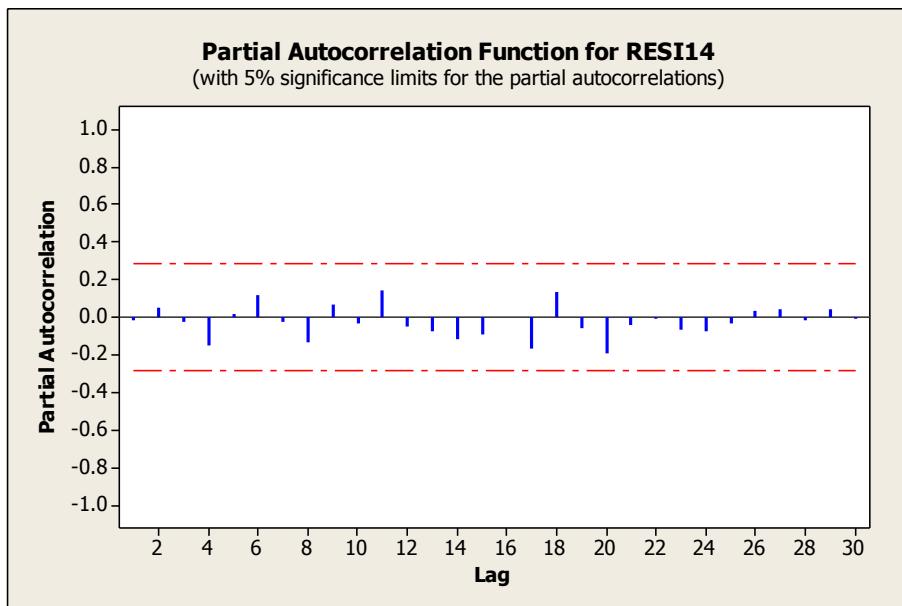
|       |                                 |
|-------|---------------------------------|
| 20    | العدد الملاحظ للتعاقبات         |
| 26    | عدد التعاقبات المتوقع           |
| 22    | عدد المشاهدات الأكبر من المتوسط |
| 28    | عدد المشاهدات الأصغر من المتوسط |
| 0.102 | p-value                         |

بما أن  $0.102 > 0.05$  فالباقي عشوائي.

3) استقلال الباقي: من خلال فحص دالتي الارتباط الذاتي والارتباط الذاتيالجزئي للباقي كما هو موضح في الشكلين (6) و (7)، يتبيّن أن المعاملات تقع ضمن حدود الثقة، حيث تقترب معظم القيم من الصفر. وهذا يشير إلى أن السلسلة مستقرة ولا يوجد ارتباط بين عناصرها، مما يعني أنها تتبع أنماط متسلسلة الضجة البيضاء.

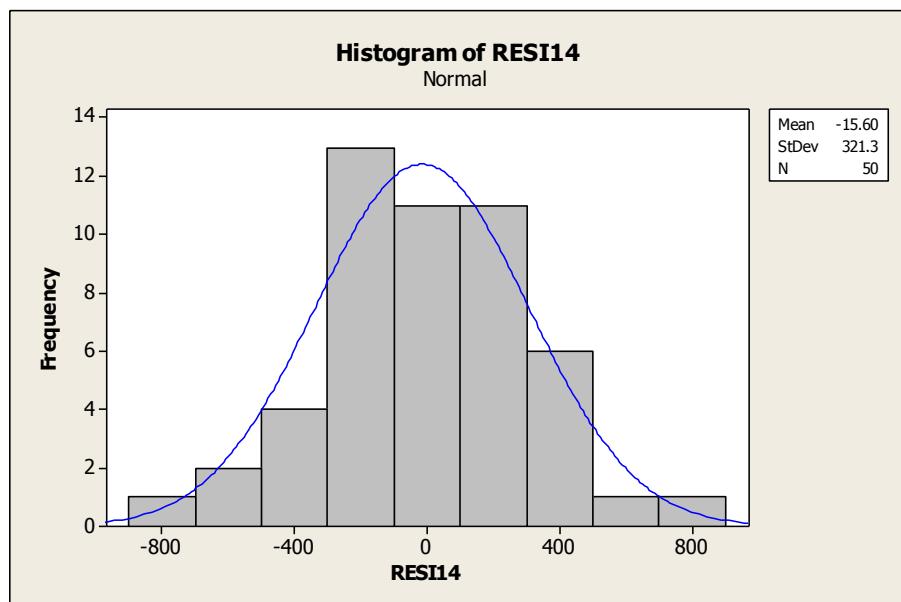


الشكل (6) دالة الارتباط الذاتي لبواقي النموذج.



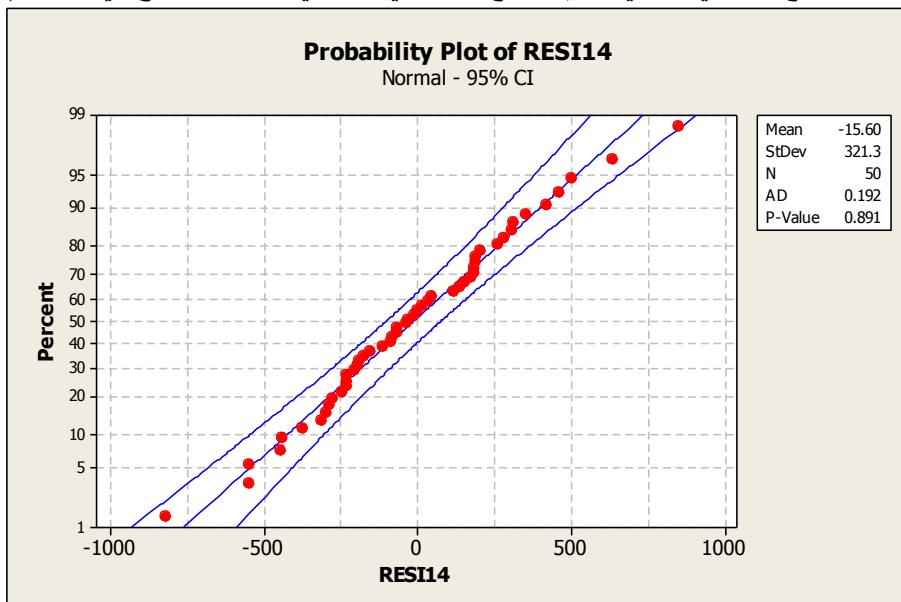
الشكل (7) دالة الارتباط الذاتي الجزئي لبواقي النموذج.

- 4) اختبار التوزيع الطبيعي للبواقي:
- a) نرسم المضلعي التكراري للبواقي في الشكل (8) ونلاحظ أنه متناظر وله شكل التوزيع الطبيعي تقريباً.



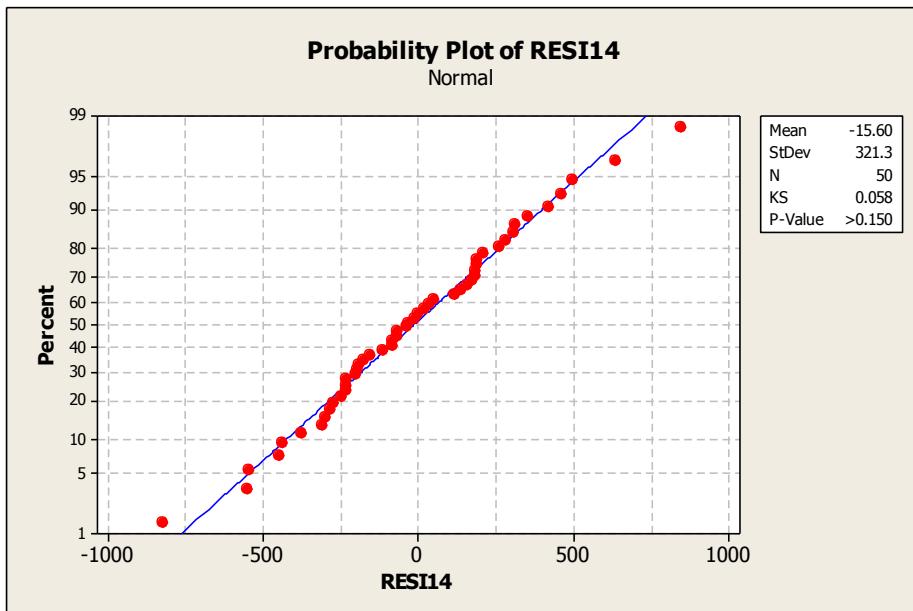
الشكل (8) المضلع التكراري لبواقي النموذج.

ب) للتأكد من التوزيع الطبيعي للبواقي نرسم التوزيع الاحتمالي الطبيعي كما هو موضح في الشكل (9).



الشكل (9) التوزيع الاحتمالي الطبيعي لبواقي النموذج.

ج) اختبار  $S - K$  لطبيعة البواقي ونوضحه في الشكل (10).



الشكل (10) اختبار  $S-K$  لبوافي النموذج.

بما أنّ قيمة ال  $P-Value$  هي أكبر من 0.150 وهي أكبر من  $\alpha = 0.05$  فلا نرفض الفرضية والبوافي موزعة طبيعياً. وبعد نجاح الاختبارات أصبح النموذج المقترن ملائماً لسلسلة الهطل المطري السنوي في محطة كسب، وبالتالي يكون النموذج النهائي:

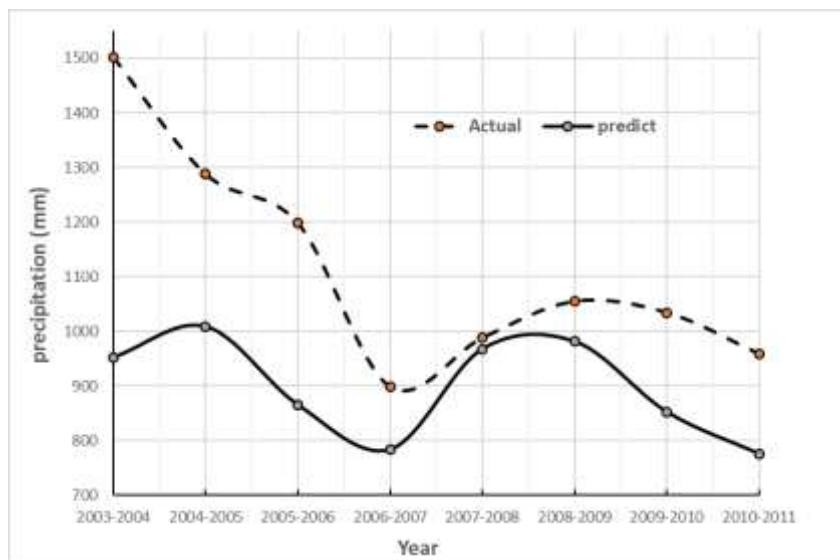
$$(1 + 0.4159 B)(1 - B)(1 - B^{12}) \ln(z_t) = -0.00274 + a_t, \quad a_t \approx WN(0,3.37)$$

$$\Rightarrow (\ln(z_t) + 0.4159 \ln(z_{t-1}))(\ln(z_t) - \ln(z_{t-1}))(\ln(z_t) - \ln(z_{t-12})) \\ = -0.00274 + a_t, \quad a_t \approx WN(0,3.37)$$

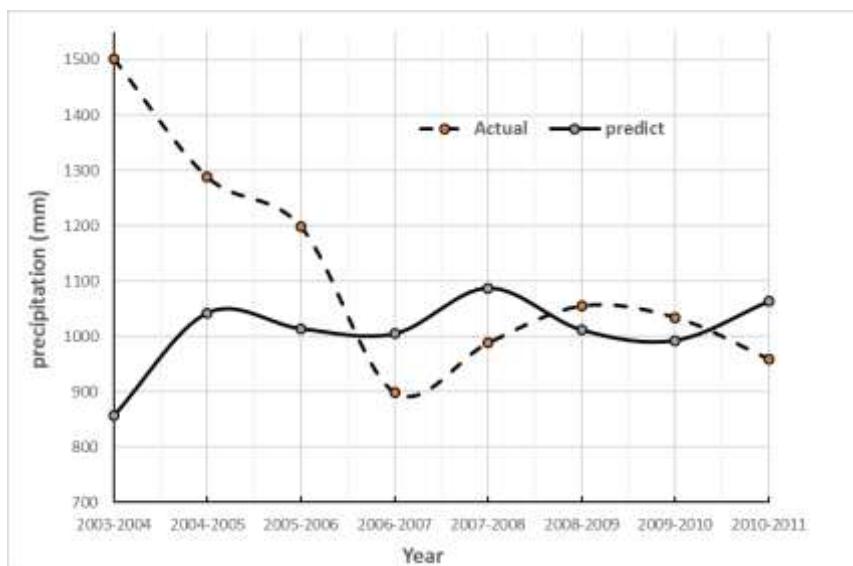
#### بناء النموذج التنبؤي لسلسلة الهطل المطري السنوي لمحطة كسب (t)

تم إدخال بيانات الهطل المطري السنوي لمدة 51 سنة بدءاً من العام الهيدرولوجي 1960-1961 حتى العام الهيدرولوجي 2010-2011، فتم اعتماد البيانات لمدة 43 سنة، بدءاً من العام الهيدرولوجي 1961-1960 حتى العام الهيدرولوجي 2002-2003 لمعايرة النموذج، وبيانات العام الهيدرولوجي 2003-2004 حتى العام الهيدرولوجي 2010-2011 للتحقق من جودة النموذج.

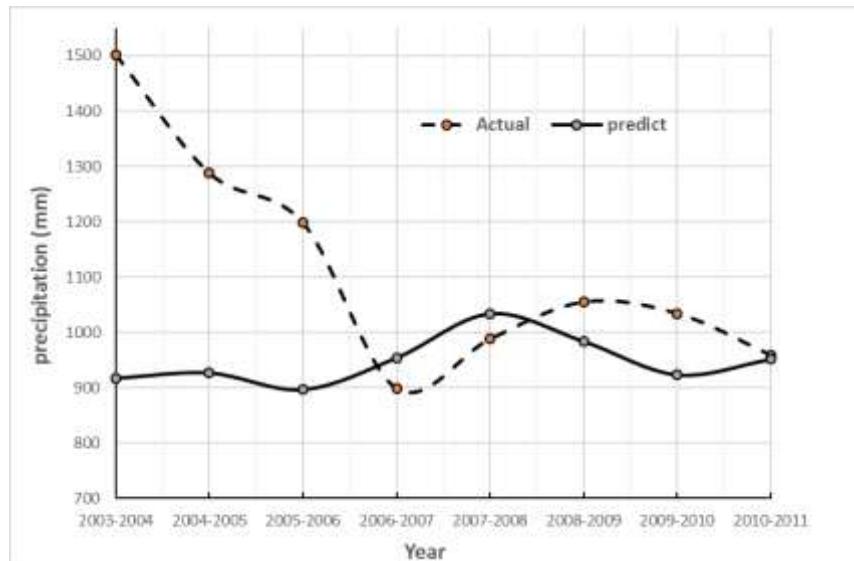
بعد إجراء محاولات كثيرة، وجدنا أنّ النماذج: ARIMA (4,1,4)، ARIMA (3,1,4)، ARIMA (4,1,5) هي الأقدر على التنبؤ من بين جميع النماذج المختبرة. وتبيّن الأشكال (11) و (12) و (13) مقارنة بين القيم المقيسة والقيم المحسوبة لمجموعة الاختبار للنماذج المذكورة على الترتيب.



الشكل (11) مقارنة بين القيم المقيدة والقيم المحسوبة للنموذج ARIMA (4,1,5)



الشكل (12) مقارنة بين القيم المقيدة والقيم المحسوبة للنموذج ARIMA (3,1,4)



الشكل (13) مقارنة بين القيم المقيدة والقيم المحسوبة للنموذج ARIMA (4,1,4).

وتم اقتراح عدة معايير لتقدير دقة التنبؤ في السلسل الزمنية المستقبلية، وهي RMSE, MAP, MAE و هي الواردة في طريقة البحث وحسابها في الجدول -5). وتتوافق أصغر قيمة للمتوسط الموزون من المعادلات الثلاث السابقة مع النموذج المثالي للتنبؤ بالقيم المستقبلية للسلسل الزمنية (الجدول -6).

(الجدول-5). قيم معايير تقدير دقة التنبؤ للنماذج المقترحة.

| Model   | RMSE   | MAPE   | MAP    |
|---------|--------|--------|--------|
| (4,1,5) | 557.6  | 1308.2 | 1154.3 |
| (3,1,4) | 812.6  | 1850.2 | 1713.1 |
| (4,1,4) | 1202.8 | 2655.6 | 2572.3 |

(الجدول-6). قيم المتوسط الموزون للنماذج المقترحة.

| Model   | W.M (1) | W.M (2) | W.M (3) |
|---------|---------|---------|---------|
| (4,1,5) | 92,9    | 218,1   | 192,4   |
| (3,1,4) | 135,4   | 308,4   | 285,5   |
| (4,1,4) | 200,5   | 442,6   | 428,7   |

يبين الجدول (7) القيم الحقيقة والقيم المتباينة لها للنموذج المذكور، بالإضافة إلى الفارق بينهما.

الجدول (7) مقارنة بين القيم الحقيقة والقيم المتباينة لها لمجموعة الاختبار.

| النسبة المئوية للفرق | الفرق (مم) | القيم المتباينة بها (مم) | القيم المقيدة (مم) |
|----------------------|------------|--------------------------|--------------------|
| 36.5                 | 548.9      | 952.4                    | 1501.3             |
| 21.6                 | 279        | 1008.6                   | 1287.6             |
| 27.7                 | 332.4      | 865.2                    | 1197.6             |
| 12.8                 | 115.1      | 783.7                    | 898.8              |
| 2.1                  | 20.6       | 967.7                    | 988.3              |
| 7                    | 74         | 981.2                    | 1055.2             |
| 7.9                  | 182.2      | 852.1                    | 1034.3             |
| 19.15                | 183.7      | 775.5                    | 959.2              |

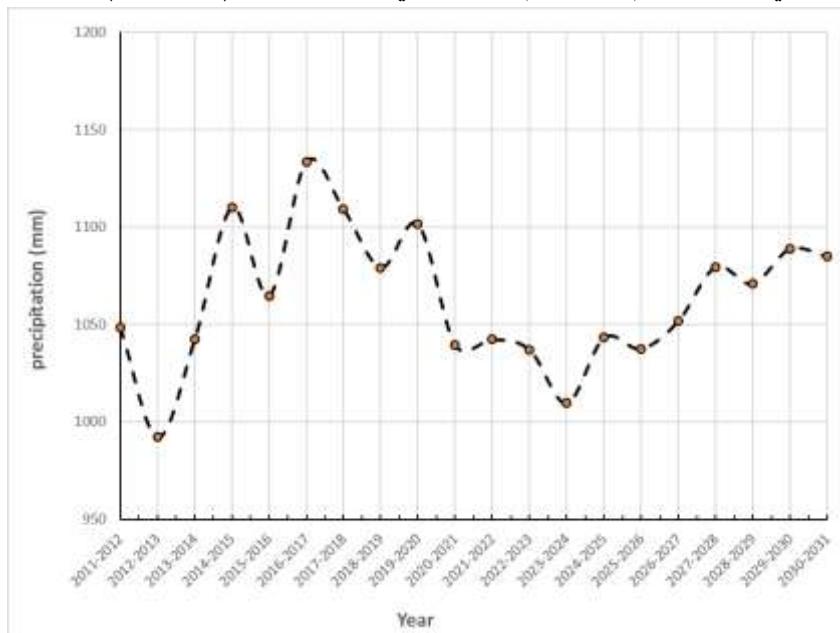
نلاحظ أن نسبة الخطأ تتجاوز القيم المسموحة (حوالى 20% في التطبيقات الهيدرولوجية العملية) [11] في ثلاثة أعوام. وبالتالي يمكن الاعتماد على المعادلة السابقة بحذر خاصةً في حالات التنبؤ.

تم توضيح معلمات النموذج التنبؤي في الجدول (8). يمكن اعتماد هذا النموذج إلى حد كبير لاستكمال البيانات المفقودة في المحطة المدروسة.

**الجدول (8) معلمات النموذج التنبؤي . ARIMA (3,1,5)**

| $\phi$  | $\delta$ |
|---------|----------|
| -0.0307 | -6.01227 |

تم اقتراح التنبؤ المستقبلي لمدة 20 عام حتى العام الهيدرولوجي 2031-2030 (الشكل-14).



**الشكل (14) قيم التنبؤ المستقبلي للنموذج ARIMA (4,1,5)**

ويبين الجدول (8) القيم المتباُّن بها للنموذج ARIMA (4,1,5) خلال الفترة من العام 2011-2012 حتى العام 2029-2030.

**الجدول (8) القيم المتباُّن بها للنموذج ARIMA (4,1,5)**

| المتباء بها (مم) | السنة     | المتباء بها (مم) | السنة     |
|------------------|-----------|------------------|-----------|
| 1042.3           | 2021-2022 | 1048.3           | 2011-2012 |
| 1037.1           | 2022-2023 | 992.2            | 2012-2013 |
| 1009.7           | 2023-2024 | 1042.5           | 2013-2014 |
| 1043.3           | 2024-2025 | 1110.0           | 2014-2015 |
| 1037.6           | 2025-2026 | 1064.7           | 2015-2016 |
| 1051.8           | 2026-2027 | 1133.6           | 2016-2017 |
| 1079.5           | 2027-2028 | 1109.1           | 2017-2018 |
| 1070.8           | 2028-2029 | 1079.2           | 2018-2019 |
| 1088.7           | 2029-2030 | 1101.5           | 2019-2020 |
| 1084.9           | 2030-2031 | 1039.4           | 2020-2021 |

### الاستنتاجات والتوصيات:

1. وجود اتجاه نحو تراجع كميات الأمطار السنوية في محطة كسب خلال الفترة من العام الهيدرولوجي 1960-1961 حتى العام الهيدرولوجي 2010-2011. وبالتالي، فإن السلسلة الزمنية غير مستقرة من حيث المتوسط، بينما تظل مستقرة من حيث التباين.
2. إن النموذج الأنسب الذي يمثل سلسلة الهاطولات المطرية السنوية ARIMA(3,1,5)، والنماذج التنبؤية لها ARIMA(4,1,5)، وقد أعطى تنبؤات قريبة نسبياً من كميات الهطل المطري المقيسة فعلياً.
3. يمكن اعتماد النموذج التنبؤي إلى حد ما، من أجل استكمال البيانات المفقودة في محطة كسب في ظل عدم توفر محطات كافية قريبة.
4. يوصي البحث باعتماد تقانات حديثة، أهمها تقانات الذكاء الاصطناعي، لتطوير نماذج قادرة على التنبؤ بكميات الهاطولات المطرية السنوية والشهرية في مناطق مختلفة من سوريا.

### References:

- [1]. M. French, W. Krajewsky and R. Cuykendall, "Rainfall forecasting in space and time using neural network", \*Journal of Hydrology\*, 137, pp.1–31, 1992.
- [2]. R. Ragab, M. Amin, D. Elmoustafa, A. M. Ali, A. Nagy , "Rainfall trend detection using statistical tests in North Coast of Egypt".\*Theoretical and Applied Climatology\*, 155(9).8871R, September 2024.
- [3]. S. Abdulazizi, A. M. Alzahrani, B. Abdelbaki, A. Mobaek, " Exploring the most suitable probability distribution for analyzing annual rainfall data: a case study of Makkah and Jeddah cities", \* Journal of Umm Al-Qura University for engineering and architecture\*, vol.16(1), November 2024.
- [4]. E. A.Yamoah, B. I.I. Saeed, K. Azumah. Ghana. February 2016 "Sarima Modelling anf forecasting of Monthly Rainfall in the Brong Ahafo Region of Ghana", \*World Environmen\*, vol. 6(1), pp. 1-9, 2016.
- [5]. M. Sidiq, "Forecasting Rainfall with Time Series Model", \*IOP Conf. Series: Material and Science and Engineering\*, vol 407, pp. 1-7, 2018.
- [6]. M. Sarnayadevi, A. Mohideen, December 2021. "Forecasting the Rainfall Using Time Series Model", \*India Journal of Stochastic Modeling and Applications\*, Vol. 25, No. 2, pp. 73-81, 2021.
- [7]. S. S. Oumtimayin, J. Aribisaia, March 2020. "Time series of rainfall in Lokoja, Kogi State,Nigeria". \*International Journal of Latest Technology in engineering management & Applied science\*. Vol.4, pp.53-60, issue III, March 2020. ISSN 2278-2540.
- [8]. SH. Hayek, G.Ammar, "Predicting rainfall in Tartous station located in the southern part of the Syrian coast" \*Latakia University Journal for Scientific Studies and Research\*, Engineering Sciences Series (ISSN: 2079-3081) , In Arabic ,Vol. (37) Issue (2) , pp.73-90, 2015.
- [9]. A. Masu, Statistics Using MINITAB (Part One), Aleppo, Dar Al-Istiqlama, In Arabic, 2008.
- [10]. MOMANI, N. "Time Series Analysis Model for Rainfall Data in Jordan: Case Study for Using Time Series Analysis", \*American Journal of Environmental Science\*, Vol. 5, pp. 588-604, 2008
- [11]. Y. CHONG, "Modelling the effects of climate change on water resources in central Sweden". \*Water resources management\*, VOL.14, pp. 177-189, 2008.