

Building a forecasting model for monthly rainfall in Slonfe station located in northern Syrian coast

Dr. Mounzer Hammad*

(Received 19 / 4 / 2017. Accepted 17 / 9 / 2017)

□ ABSTRACT □

Water has become a major concern for many countries in the world that suffer or began suffering a water shortage, making it a dangerous vitality problem, and has become one of the most important issues that may face the world, and may cause future wars, thus the countries need to sign an agreements which organize the equitable distribution of the water.

Hence the importance of the research in forecasting the rainfall in the Slonfe station, and for achieving this goal, the time series data for the average monthly rainfall precipitation has been used in Slonfe station, which located in the province of Lattakia on longitude $36^{\circ} 11'$ and latitude $35^{\circ} 35'$, for the period between 1980-2010,

The methodology of "Box – Jenkins" has been used in the study, which relies on finding future forecasts from original data series.

Also, the applications "MINITAB, EXCEL" have been used in mathematical model and the study results.

As a result, the study found that rainfall value in the 'Slonfe station' decreasing, this decline amounted to 0.0473 mm per month during the monitoring period, and build the appropriate (SARIMA) model for the series after passing the various statistical required tests, and founded that SARIMA(5,2,0)(4,2,0)₁₂ seasonal model is a good representation of the data and the SARIMA(3,0,3)(1,0,0)₁₂ seasonal model is the suitable model to forecast the future monthly rainfall.

Keywords: rainfall, Slonfe station, Box – Jenkins methodology, (SARIMA) Model.

* Associate professor , Department of Water Engineering, and irrigation, Faculty of civil Engineering, Tishreen University, Lattakia, Syria.

بناء نموذج للتنبؤ بالهطل المطري الشهري في محطة صلنفة الواقعة في القسم الشمالي من حوض الساحل السوري

الدكتور منذر حماد*

(تاريخ الإيداع 19 / 4 / 2017. قُبل للنشر في 17 / 9 / 2017)

□ ملخص □

أصبحت المياه الشغل الشاغل للكثير من دول العالم التي تعاني أو بدأت تعاني من نقص في المياه مما جعلها مشكلة حيوية خطيرة، وأصبحت من أهم القضايا التي قد تواجه استمرار الأمم، والتي تُخاض لأجلها الحروب، وتعد الاتفاقيات التي تنظم التوزيع العادل لهذه المياه.

من هنا أتت أهمية البحث في التنبؤ بالهطل المطري في محطة صلنفة، ولتحقيق هذا الهدف استُخدمت بيانات السلسلة الزمنية لمعدل الهطل المطري الشهري في محطة صلنفة الواقعة في محافظة اللاذقية على خط الطول $36^{\circ}11'$ وخط العرض $35^{\circ}35'$ للفترة بين عامي 1980-2010، وقد استُخدمت في الدراسة منهجية بوكس-جنكنز التي تعتمد على إيجاد التنبؤات المستقبلية لسلسلة البيانات الأصلية. كما تم استخدام البرامج Minitab و Excel في إجراء عملية النمذجة الرياضية وإعداد نتائج الدراسة.

توصلت الدراسة إلى أن الهطل المطري في محطة صلنفة متناقص وقد بلغ هذا التناقص 0,0473 ملم في الشهر خلال فترة الرصد، كما توصلت إلى بناء نموذج (SARIMA) المناسب للسلسلة بعد أن اجتاز مختلف الاختبارات الإحصائية المطلوبة، وكان النموذج الموسمي $(4,2,0)_{12}$ SARIMA(5,2,0) هو النموذج المناسب لتمثيل البيانات والنموذج الموسمي $(1,0,0)$ SARIMA(3,0,3) هو النموذج المناسب للتنبؤ بالهطول المطري الشهري المستقبلي.

الكلمات المفتاحية: الهطل المطري، محطة صلنفة، منهجية بوكس-جنكنز، نموذج (SARIMA).

* أستاذ مساعد في قسم الهندسة المانية والري-كلية الهندسة المدنية-جامعة تشرين. اللاذقية-سورية

مقدمة

لقد كان الماء ولا يزال أولى أساسيات بقاء الإنسان وازدهاره. فقديمًا نشأت الحضارات حول مصادر المياه، وحتى يومنا هذا يعد الماء من أولويات قيام الدولة القوية. وإذا كانت معظم نزاعات وحروب البشر السابقة مردها التنافس على الثروات والأراضي والسلطة، فإن حروب البشر القادمة سوف تكون صراعاً على مصادر المياه كما تشير معظم الدراسات الاستراتيجية [1].

تعد عملية التنبؤ من المسائل الشائعة في العديد من مجالات العلوم كالكهرباء والهندسة والبيولوجيا والاقتصاد... الخ، وكانت هذه العملية محطّ اهتمام الإحصائيين لفترة طويلة من الزمن. ولأن التنبؤ له أهمية واضحة ومؤثرة في دقة القرار، ولوجود ارتباطات ذاتية عالية ضمن مجموعات البيانات، فإن الفشل في أخذ الاعتماد الزمني بعين الاعتبار ينتج عنه تنبؤ ضعيف [2].

يعد الهطل المطري أحد أكثر عناصر الدورة الهيدرولوجية صعوبةً وتعقيداً من حيث الفهم والنمذجة، بسبب تعقيد العمليات الجوية التي تولد الأمطار، بالإضافة إلى مجموعة كبيرة من الاختلافات على نطاق واسع من المقاييس، سواء في المكان والزمان [3].

قام (Burlando, 1993 وآخرون) باستخدام نماذج ARIMA للتنبؤ بالهطل المطري قصير المدى، حيث تم استخدام قيم الهطل المطري الساعي في محطتي قياس في كولورادو في الولايات المتحدة الأمريكية، وعدة محطات في وسط إيطاليا [4].

وضّح العالم (KILSBY, C.G., 1997 وآخرون) إحصائيات الهطل المطري المتوقعة في إنكلترا وويلز باستخدام متغيرات الانتشار في الغلاف الجوي عن طريق نموذج الانتشار العام (GCM) بهدف التنبؤ بمتوسط كمية الهطل المطري اليومي [5].

قدّم (عدنان ماجدبزي، 2002) من جامعة الملك سعود طرائق التنبؤ الإحصائي (الجزء الأول) حيث شرح طرق التنبؤ باستخدام أسلوب بوكس-جنكنز وبناء نماذج ARIMA المناسبة للسلسلة الزمنية، والتي كانت أول معالجة رياضية جادة ومحكمة للتنبؤ الإحصائي للسلسلة الزمنية [6].

طبق (Abed, 2007) نموذج بوكس-جنكنز الموسمي المضاعف من المرتبة $(0,1,1)_2(0,1,1)$ للسجلات الشهرية لبعض الخواص الفيزيائية والكيميائية لمياه النهر في محافظات بابل، النجف والديوانية [7]. قام (Al-masudi, 2011) بمعايرة سبعة نماذج موسمية مضاعفة لوصف التدفق الشهري من حوض دوكان [8].

درس (تمام رعد، 2012) التنبؤ عن الوضع المائي المستقبلي لحوض العاصي الأعلى باستخدام الطرائق التحليلية الإحصائية، حيث وضح فيه حاجة شبكة ري حمص من المياه وقدم تصور عن الوضع المائي للحوض بمختلف خصائصه المناخية من هطل مطري وتبخّر وحرارة حتى عام 2030 [9].

درس (د. غطفان عمّار و د. شريف حايك، 2015) التنبؤ بالهطل المطري في محطة طرطوس الواقعة في القسم الجنوبي من الساحل السوري، حيث تم تطبيق نماذج بوكس-جنكنز في الدراسة التي توصلت لبناء نموذج $ARIMA(3,0,4)$ المناسب وتم التنبؤ بقيم الهطل المطري لعشرين سنة قادمة [10].

سنعرض في هذا البحث مسألة بناء نموذج تنبؤ إحصائي بالهطل المطري لمحطة صلفنة الواقعة في حوض الساحل ضمن محافظة اللاذقية. يوجد العديد من الأساليب الممكنة لوصف السلاسل الزمنية وتحليلها ويعد أسلوب

بوكس-جنكيز من أفضل الطرائق التي تعطي نتائج جيدة حيث يزودنا بمنهجية نمذجة إحصائية شاملة ويغطي تنوعاً واسعاً من الأنماط تمتد من الاستقرار إلى عدم الاستقرار والموسمية للسلاسل الزمنية. يتعامل البحث مع إشكالية تناقض نتائج معايير تقييم أداء التنبؤ في ترشيحها للنموذج الأفضل ويهدف إلى تقديم أسلوب إحصائي يعمل على توظيف نتائج معايير التنبؤ

MAPE (Mean Absolute Percent Error), MAE (Mean Absolute Error),
RMSE (Root Mean Squared Error)

كوسط موزون لكل نموذج من نماذج ARIMA التي يتم ترشيحها ومن ثم اختيار النموذج الذي يمتلك أقل وسط موزون بوصفه يقدم أفضل أداء للتنبؤ [11].

أهمية البحث وأهدافه

يُعد الهطل المطري العنصر الأكثر أهمية من عناصر المناخ، والمصدر الرئيسي لمختلف الأشكال المائية الموجودة على سطح الأرض وفي باطنها، ويجب إعطاء هذا العنصر الحيز الأكبر ضمن خطة استثمار الموارد المائية في أي حوض مائي [9].

تأتي أهمية البحث من الارتباط المباشر لكميات الأمطار الهاطلة بأنشطة السكان الاقتصادية والاجتماعية، وبمجالات التخطيط لإدارة الموارد المائية، ومن ضرورة المحافظة على الثروة المائية وحمايتها من الاستنزاف والنضوب. ومن هنا جاءت أهمية البحث عن الطرائق التي تسمح بالتنبؤ المستقبلي بالهطل المطري في مناطق المصادر المائية وخاصةً في حوض الساحل لمساعدة الإدارة في وضع خططها المستقبلية للاستفادة القصوى من هذه الموارد والحفاظ عليها. وقد تم اختيار محطة صلنفة في محافظة اللاذقية كحالة دراسة حيث تتوضع على ارتفاع عال نسبياً عن سطح البحر يبلغ 1159 متراً، وبمعدل هطل سنوي يساوي 1259 مم.

يهدف البحث إلى إيجاد نموذجي التمثيل والتنبؤ الملائمين لسلسلة الهطل المطري الشهري في محطة صلنفة لإلقاء الضوء على كميات الأمطار الهاطلة في المنطقة، وللتنبؤ عن كمياتها المستقبلية، للاستفادة منها في وضع خطط التنمية للسنوات القادمة.

طرائق البحث ومواده

تعريف ومبادئ أولية

سنعرض فيما يلي أهم التعاريف والمبادئ الأولية المستخدمة في النص [10]

- **السلسلة الزمنية:** هي مجموعة من القيم المشاهدة لظاهرة معينة مرتبة وفق حدوثها في الزمن، كالسنين والأشهر والأسابيع والأيام، أو أية وحدة زمنية، أي أنها عبارة عن سجل تاريخي لظاهرة معينة.
- **السكون:** تعد السلسلة الزمنية ساكنة من الدرجة الثانية إذا كان لها وسط حسابي ثابت تتجمع حوله البيانات، أي خالية من تأثير الاتجاه العام ومن التأثيرات الموسمية. وللأسئلة الزمنية الساكنة وسط حسابي ثابت، وتباين وتغاير مشترك ثابتان أي أن:

$$\mu = E(X_t)$$

$$\sigma_X^2 = Var(X_t) = E(X_t - \mu)^2$$

$$\gamma_k = Cov(X_t, X_{t+k}) = E(X_t - \mu)(X_{t+k} - \mu) , k = 0,1,2,\dots$$

فإذا كانت X_1, X_2, \dots, X_n هي قيم مقيسه من السلسلة الزمنية $\{X_t\}$ وكانت $\bar{X}, \hat{\sigma}_X^2, C_k$ هي تقديرات لـ $\mu, \sigma_X^2, \gamma_k$ على التوالي فإن:

$$\bar{X} = \frac{1}{N} \sum_{t=1}^N X_t \quad \dots\dots (1)$$

$$\hat{\sigma}_X^2 = \frac{1}{N-1} \sum_{t=1}^N (X_t - \bar{X})^2 \quad \dots\dots (2)$$

$$C_k = \frac{1}{N-1} \sum_{t=1}^N (X_t - \bar{X})(X_{t+k} - \bar{X}) \quad \dots\dots (3)$$

الموسمية: تعد السلسلة الزمنية سلسلة موسمية عندما تعيد نفسها كل فترة زمنية ثابتة، أي أن:

$$X_t = X_{t+s}$$

حيث تمثل S طول الموسم، ويمكن معرفتها وتمييزها من خلال قيم معاملات الارتباط الذاتي التي تكون موجبة وأكبر ما يمكن وتختلف معنوياً عن الصفر عند الفترات الزمنية S, 2S, 3S, ...

• **معامل الارتباط الذاتي:** هو مقياس يحدد قوة الارتباط بين قيم الظاهرة $\{X_t\}$ في فترات زمنية مختلفة، ويحسب

من العلاقة الآتية:

$$\rho_k = \frac{Cov(X_t, X_{t+k})}{\sqrt{Var(X_t).Var(X_{t+k})}} = \frac{\gamma_k}{\gamma_0} , k = 1,2,\dots, N \quad \dots\dots (4)$$

حيث إن التباين للسلسلة الزمنية الساكنة ثابت ومتساوٍ لكل الفترات الزمنية المختلفة ويحسب من العلاقة:

$$r_k = \frac{C_k}{C_0} ; C_0 = \sum_{t=1}^N (X_t - \bar{X})^2 \quad \dots\dots (5)$$

* التأخر الزمني Lag: هو الفترة الزمنية الفاصلة بين المشاهدة والمشاهدة السابقة.

• **اختبار Kolmogorov – Smirnov:** يقارن هذا الاختبار بيانات العينة مع مجموعة من البيانات موزعة

طبيعياً بنفس قيمة المتوسط والانحراف المعياري وفق خط مستقيم، فإذا كان هذا الاختبار بدون دلالة $P > 0.05$ فهذا يعني أن التوزيع للعينة لا يختلف بشكل كبير عن التوزيع الطبيعي أما إذا كان الاختبار ذا دلالة أو مهماً $P < 0.05$ فهذا يعني أن التوزيع المدروس يختلف بشكل معتبر عن الطبيعي.

• نماذج بوكس-جنكنز

هناك نوعان من هذه النماذج:

■ **النماذج اللاموسمية Autoregressive Integrated Moving Average (p,d,q) ARIMA**

حيث أن p درجة الانحدار الذاتي، d درجة التفريق، q درجة المتوسط المتحرك تستخدم لتمثيل نوعين من السلاسل

الزمنية: الساكنة وغير الساكنة ومن هذه النماذج [10]:

- نموذج الانحدار الذاتي: ومعادلته من الشكل الآتي:

$$X_t = \mu + \theta_1 X_{t-1} + \theta_2 X_{t-2} + \dots + \theta_p X_{t-p} + Z_t \quad \dots\dots (6)$$

حيث أن معالم النموذج و Z_t متغيرات عشوائية غير مرتبطة مع بعضها (white noise) بوسط حسابي صفر وتباين σ_Z^2 أي أن:

$$E(Z_t) = 0$$

$$E(Z_t Z_{t+k}) = \begin{cases} 0 & k \neq 0 \\ \sigma_Z^2 & k = 0 \end{cases}$$

ويرمز لهذا النموذج بـ $AR(p)$ حيث p تمثل درجة النموذج.

نموذج المتوسطات المتحركة: ومعادلته من الشكل الآتي:

$$X_t = \mu + Z_t - \phi_1 Z_{t-1} - \phi_2 Z_{t-2} - \dots - \phi_q Z_{t-q} \quad \dots \dots \dots (7)$$

حيث أن معالم النموذج، ويرمز لهذا النموذج بـ $MA(q)$ حيث q تمثل درجة النموذج.

نموذج الانحدار الذاتي والمتوسطات المتحركة: وتكتب معادلته بالشكل الآتي:

$$X_t = \mu + \theta_1 X_{t-1} + \theta_2 X_{t-2} + \dots + \theta_p X_{t-p} + Z_t - \phi_1 Z_{t-1} - \phi_2 Z_{t-2} - \dots - \phi_q Z_{t-q} \quad \dots \dots \dots (8)$$

ويرمز لهذا النموذج بـ $ARMA(p, q)$ حيث p, q تمثلان درجته.

وعندما تكون السلسلة الزمنية غير ساكنة، فإنه يمكن تحويلها إلى سلسلة ساكنة، وذلك بأخذ الفرق المناسبة،

ويحدد الفرق الأول وفقاً للمعادلة الآتية:

$$W_t = X_t - X_{t-1} \quad \dots \dots \dots (9)$$

ثم تمثل بنفس النماذج السابقة ولكن تضاف فقط كلمة *integrated* إلى اسم النموذج للدلالة على أن هذا

النموذج استخدم لتمثيل سلسلة زمنية غير ساكنة.

* النماذج الموسمية $SARIMA(P, Q, D)_S$

Seasonal Autoregressive Integrated Moving Average

حيث أن P درجة الانحدار الذاتي الموسمي، D درجة التفريق الموسمي، Q درجة المتوسط المتحرك الموسمي،

S درجة الموسمية تستخدم لتمثيل السلاسل الزمنية الموسمية ومن هذه النماذج [10]:

نموذج الانحدار الذاتي الموسمي: ومعادلته من الشكل الآتي:

$$X_t = \mu + \theta_S X_{t-S} + \theta_{2S} X_{t-2S} + \dots + \theta_{PS} X_{t-PS} + Z_t \quad \dots \dots \dots (10)$$

ويرمز لهذا النموذج بـ $SAR(P)$ حيث P تمثل درجة النموذج.

نموذج المتوسطات المتحركة الموسمي: وتكتب معادلته كما يأتي:

$$X_t = \mu + Z_t - \phi_S Z_{t-S} - \phi_{2S} Z_{t-2S} - \dots - \phi_{QS} Z_{t-QS} \quad \dots \dots \dots (11)$$

ويرمز لهذا النموذج بـ $SMA(Q)$ حيث Q تمثل درجة النموذج.

نموذج الانحدار الذاتي والمتوسطات المتحركة الموسمي: ومعادلته من الشكل الآتي:

$$X_t = \mu + \theta_S X_{t-S} + \theta_{2S} X_{t-2S} + \dots + \theta_{PS} X_{t-PS} + Z_t - \phi_S Z_{t-S} - \phi_{2S} Z_{t-2S} - \dots - \phi_{QS} Z_{t-QS} \quad \dots \dots \dots (12)$$

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

وعندما تكون السلاسل الزمنية غير ساكنة، فإنه يمكن تحويلها إلى سلاسل ساكنة، بأخذ الفرق الموسمي وفق

المعادلة الآتية:

$$W_t = X_t - X_{t-s} \quad \dots\dots\dots (13)$$

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 خليط من النماذج اللاموسمية والموسمية ويكتب بالشكل الآتي:

$$\theta_p(B)\theta_p(B^S)\nabla^d\nabla^D X_t = \varphi_q(B)\varphi_q(B^S)Z_t \quad \dots\dots\dots (14)$$

حيث إن: p : درجة الانحدار الذاتي الاعتيادي، P : درجة الانحدار الذاتي الموسمي.

q : درجة المتوسط المتحرك الاعتيادي، Q : درجة المتوسط المتحرك الموسمي.

d : درجة الفروق الاعتيادية، D : درجة الفروق الموسمية.

S : طول فترة الموسم.

ويرمز للنموذج أعلاه بـ $ARIMA(p,q,d) \times (P,Q,D)_S$.

• معايير أداء التنبؤ

هي جذر متوسط مربع الخطأ (RMSE)، متوسط الخطأ المطلق المئوي (MAPE)، ومتوسط الخطأ المطلق (MAE) أو (MAD).

وتعطى بالعلاقات التالية:

$$RMSE = \sqrt{\frac{1}{m} \sum_{t=1}^m [x_t - \hat{x}_t]^2} \quad \dots\dots\dots (15)$$

$$MAPE = \left[\frac{1}{m} \sum_{t=1}^m \frac{|x_t - \hat{x}_t|}{x_t} \right] \times 100\% \quad \dots\dots\dots (16)$$

$$MAE = \left[\frac{1}{m} \sum_{t=1}^m |x_t - \hat{x}_t| \right] \quad \dots\dots\dots (17)$$

حيث x_t هي الملاحظة الحقيقية في الزمن t ، \hat{x}_t هي قيمة التنبؤ لـ x_t على أساس النموذج أو الطريقة المعينة، و m هي العدد الإجمالي للملاحظات [11].

• المتوسط الموزون Weighted Mean: ويعطى وفق العلاقات التالية [11]:

$$\dots (18) \text{ = المتوسط الموزون } = (RMSE + 4 MAPE + MAE) / 6$$

$$\dots (19) = (4RMSE + MAPE + MAE) / 6$$

$$\dots (20) = (RMSE + MAPE + 4MAE) / 6$$

خطوات العمل:

1- جمع قياسات الهطل المطري لمحطة صلفنة للأعوام (1980-2010).

2- تقسيم مجموعة القياسات السابقة إلى مجموعتين:

أ- الأولى للحصول على أخطاء التطبيق Fitting Errors.

ب- الثانية للحصول على أخطاء التنبؤ Forecast Errors.

3- بناء النموذج النهائي المناسب باستخدام منهجية Box - Jenkin التي تحلل السلسلة الزمنية وفق ثلاثة مكونات

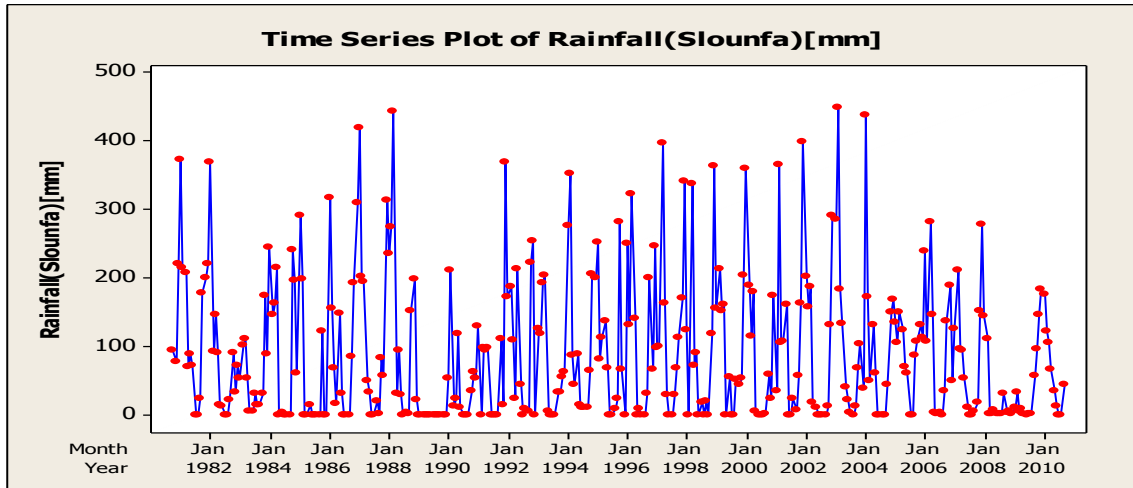
تسمى مرشحات خطية:

- أ- مرشح السكون (المتكامل) Wt : يهدف إلى تحويل سلسلة بيانات غير ساكنة إلى بيانات ساكنة وذلك بتثبيت قيمة الوسط الحسابي والتباين لجميع البيانات.
- ب- مرشح الانحدار الذاتي (Autoregressive) Et : يحدد جذر الانحدار الذاتي من الدرجة P ويُرمز له $(AR(P))$ وتمتد فيه دالة الترابط الذاتي (ACF) امتداداً لا نهائياً وتتكون من خليط من التخامدات الأسية والجيبية.
- ت- مرشح المتوسطات المتحركة (MovingAverage) At : يحدد جذر الانحدار الذاتي الجزئي من الدرجة q ويُرمز له $(MA(q))$ وتمتد فيه دالة الترابط الذاتي الجزئي (PACF) امتداداً لا نهائياً وتتكون من خليط من التخامدات الأسية والجيبية.

النتائج والمناقشة

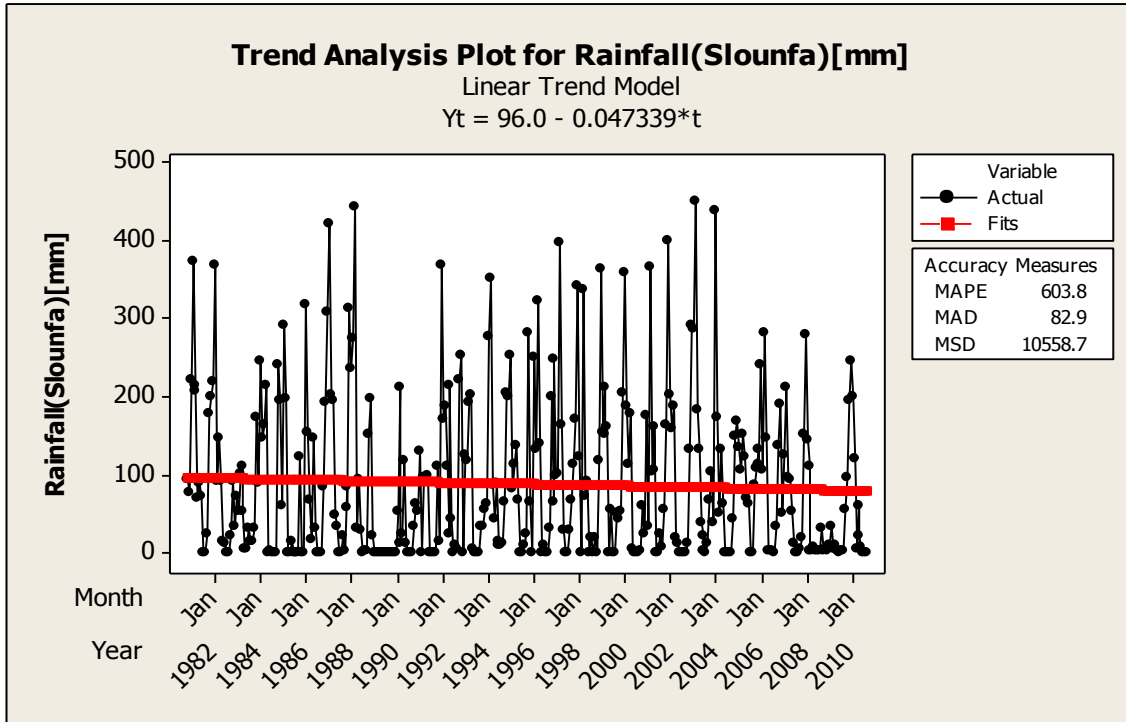
أولاً - بناء نموذج التمثيل

تم إدخال بيانات السلسلة الزمنية للهطل المطري الشهري بين العامين الهيدرولوجيين (1981-1980) و(2009-2010) لبناء نموذج التمثيل باستخدام برنامج Minitab [6].
يوضح الشكل (1) السلسلة الزمنية للهطل المطري في محطة صلنفة.



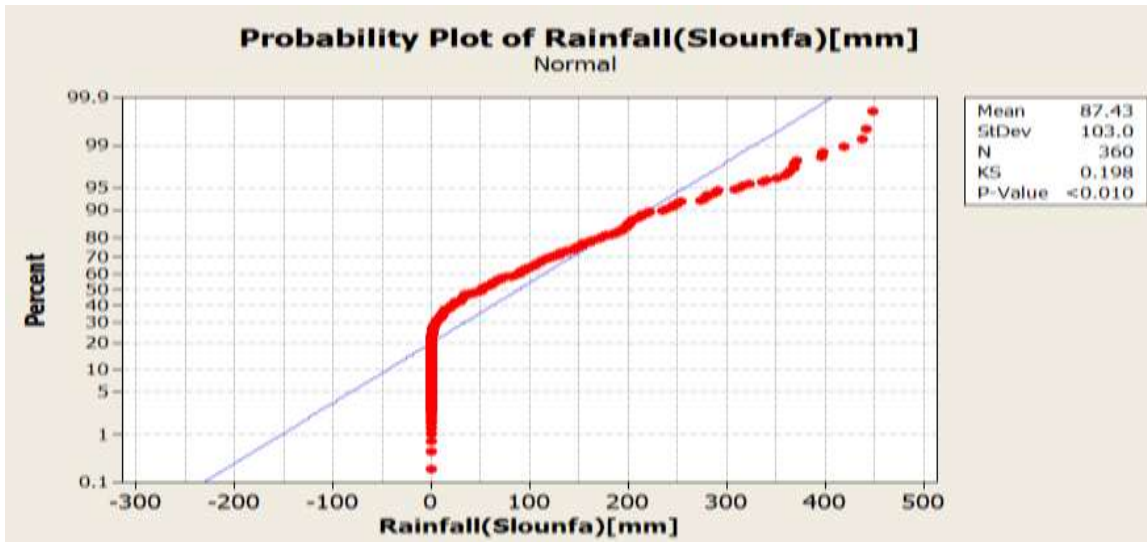
الشكل (1) السلسلة الزمنية لقيم الهطل المطري

نوضح الاتجاه العام للسلسلة ومعادلتها في الشكل (2).



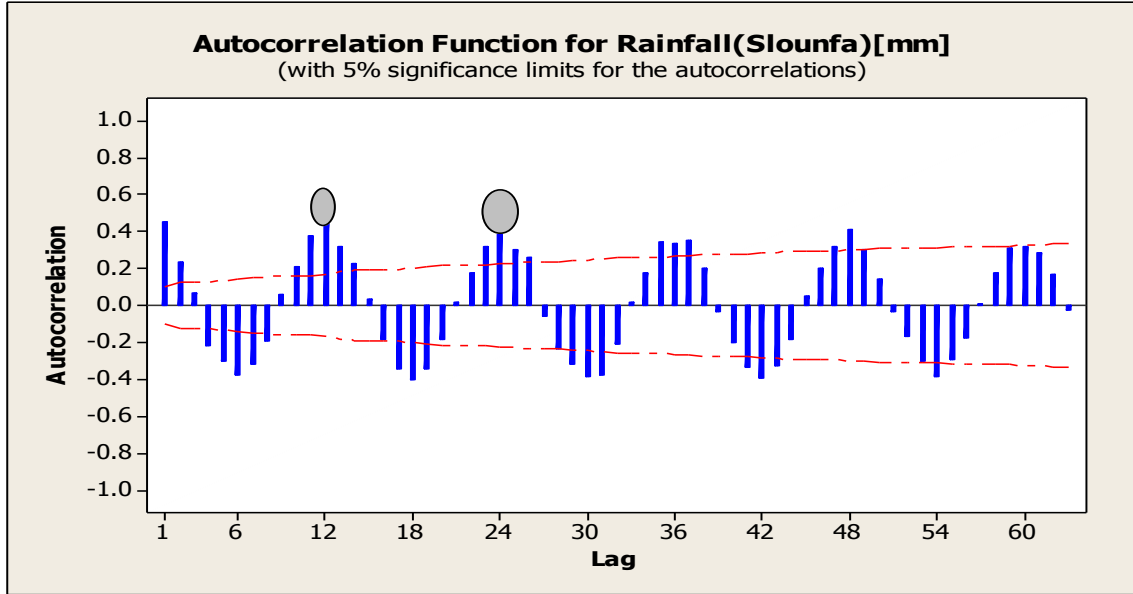
الشكل (2) الاتجاه العام لسلسلة الهطل المطري ومعادلته

نلاحظ وجود اتجاه عام متناقص فالسلسلة غير مستقرة في المتوسط فنقوم باختبار تثبيت التباين أي اختبار التوزيع الطبيعي من خلال طريقة (Kolmogorov-Smirnov) كما هو موضح في الشكل (3).
 حيث t : هي الترتيب الزمني للشهر.



الشكل (3) اختبار التوزيع الطبيعي لسلسلة الهطل المطري

نلاحظ بوضوح عدم انطباق القيم على الخط المستقيم (الممثل للتوزيع الطبيعي) فالسلسلة غير مستقرة في التباين ثم نوجد دالة الترابط الذاتي (ACF) وفق برنامج الـ MINITAB والذي يمثل محورهما الأفقي التأخر الزمني (بين كل شهر والشهر الذي قبله) حيث نأخذ عينة حدها الأقصى (عدد البيانات - 1) ونوضحها في الشكل (4).



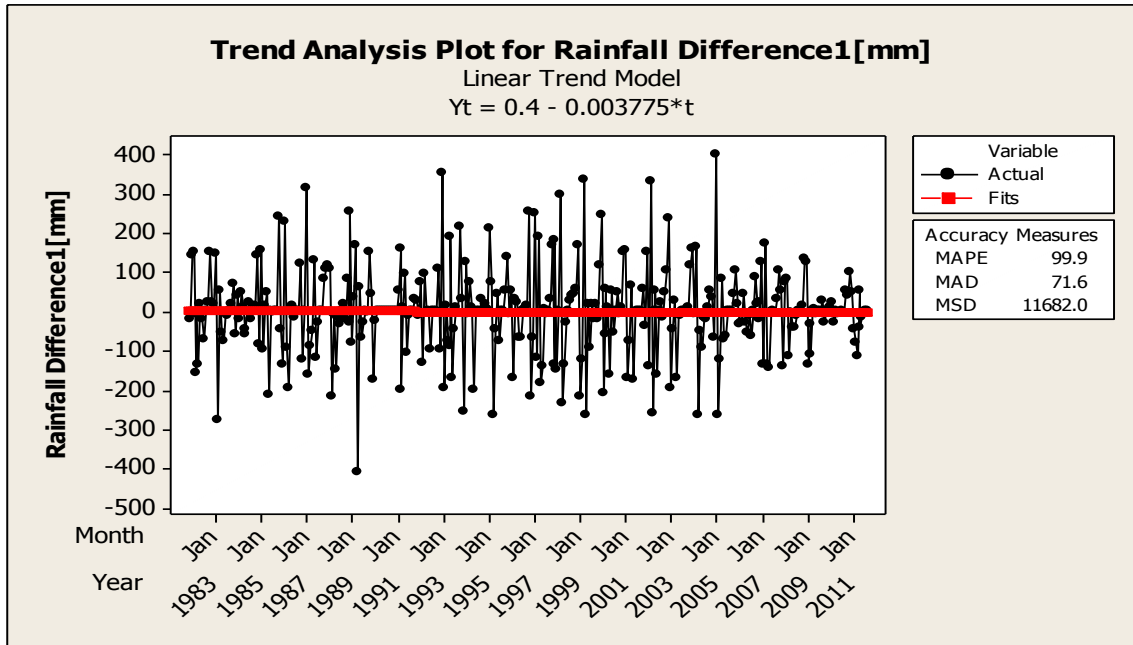
الشكل (4) دالة الترابط الذاتي لسلسلة الهطل المطري

نلاحظ وجود دورية وموسمية واضحة فيها فهي سلسلة غيرمستقرة. حيث أن الموسمية ظاهرة تتكرر كل فترة زمنية قصيرة لا تزيد عن سنة كما هو واضح وفق الشكل البيضي في الشكل (4) وعند تكرارها لأكثر من سنة ولفترة طويلة تتشكل الدورية.

نأخذ التفريق الأول للسلسلة بطرح كل قيمة من سابقتها من أجل تثبيت المتوسط والتباين وفق المعادلة

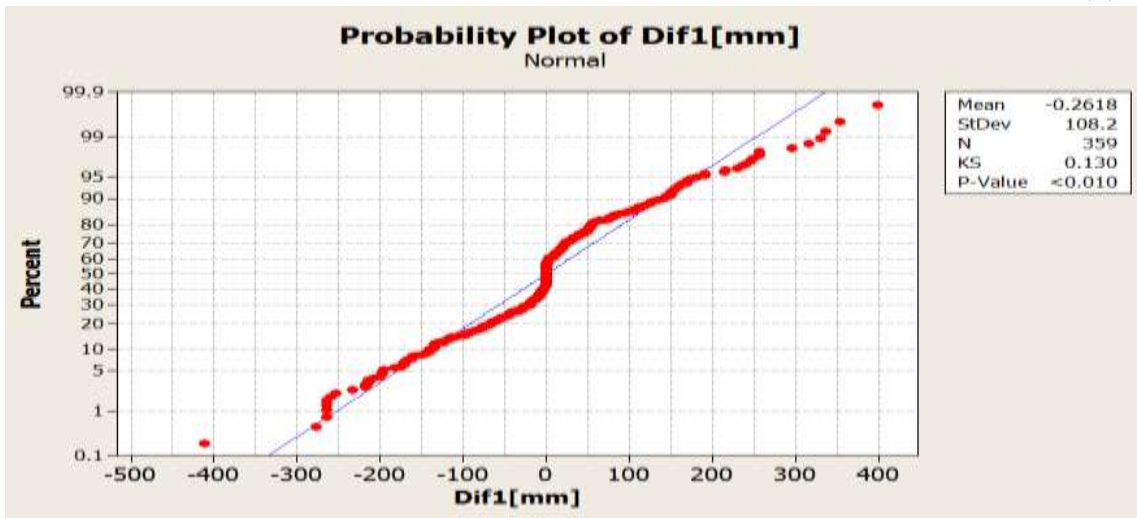
$$x_t = (1 - B)y_t \quad \text{حيث: } x_t \text{ السلسلة بعد التفريق، } y_t \text{ السلسلة الأصلية، } B = \frac{x_{t-1}}{x_t} \text{ عامل الإزاحة الخلفي [6].}$$

ونوضح السلسلة الجديدة والاتجاه العام ومعادلته بعد التفريق في الشكل (5).



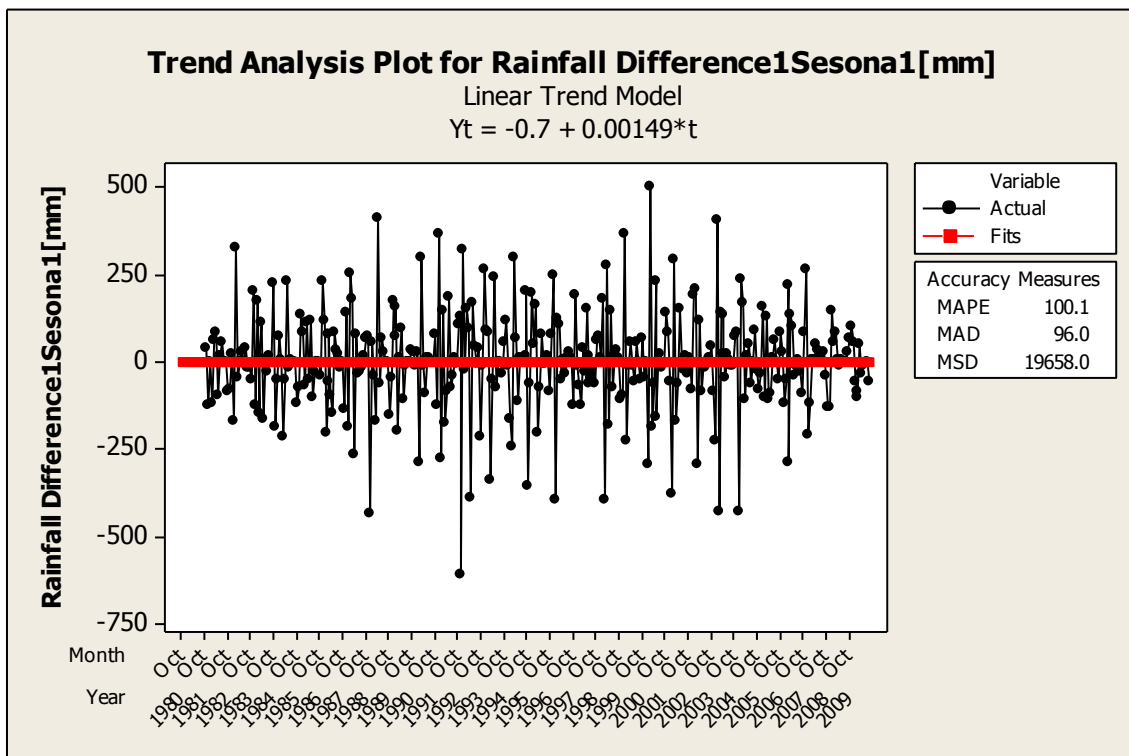
الشكل (5) السلسلة الزمنية الجديدة والاتجاه العام ومعادلته

نلاحظ زوال الاتجاه العام واستقرار السلسلة في المتوسط، والآن نعيد اختبار التوزيع الطبيعي كما في الشكل (6).



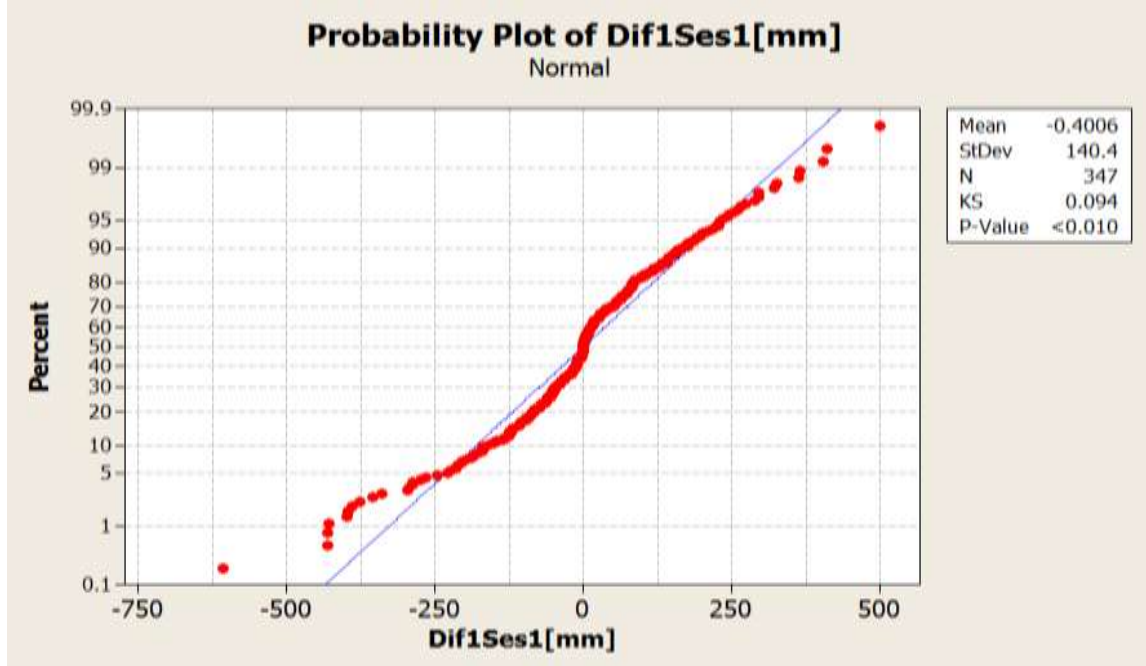
الشكل (6) اختبار التوزيع الطبيعي لسلسلة الهطل المطري الجديدة

نلاحظ أن التوزيع ما زال غير طبيعي، لذلك نأخذ التفريق الموسمي الأول للسلسلة من أجل تثبيت التباين ونوضح السلسلة الجديدة والاتجاه العام ومعادلته بعد التفريق في الشكل (7) الذي أشرنا فيه للقيم الجديدة للهطل المطري خلال شهر تشرين الأول (October) من كل عام كون الشكل لا يتسع لكافة أشهر السنة [6].



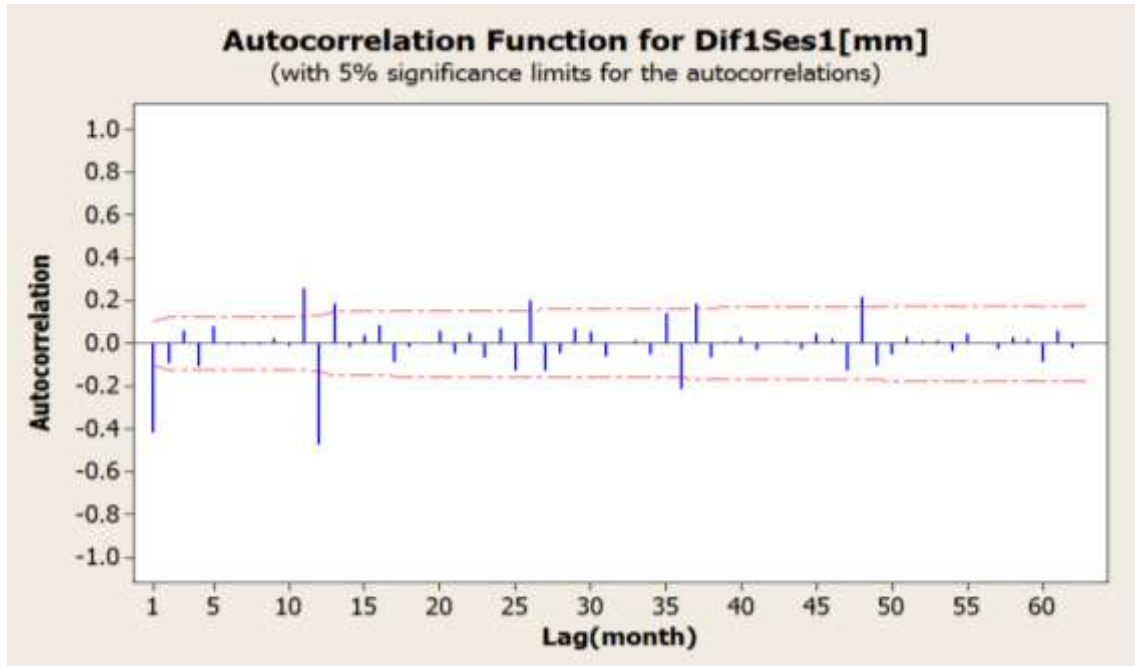
الشكل (7) السلسلة الزمنية الجديدة والاتجاه العام أو النزعة ومعادلته بعد التفريق الموسمي

نعيد اختبار التوزيع الطبيعي للسلسلة الجديدة كما في الشكل (8).

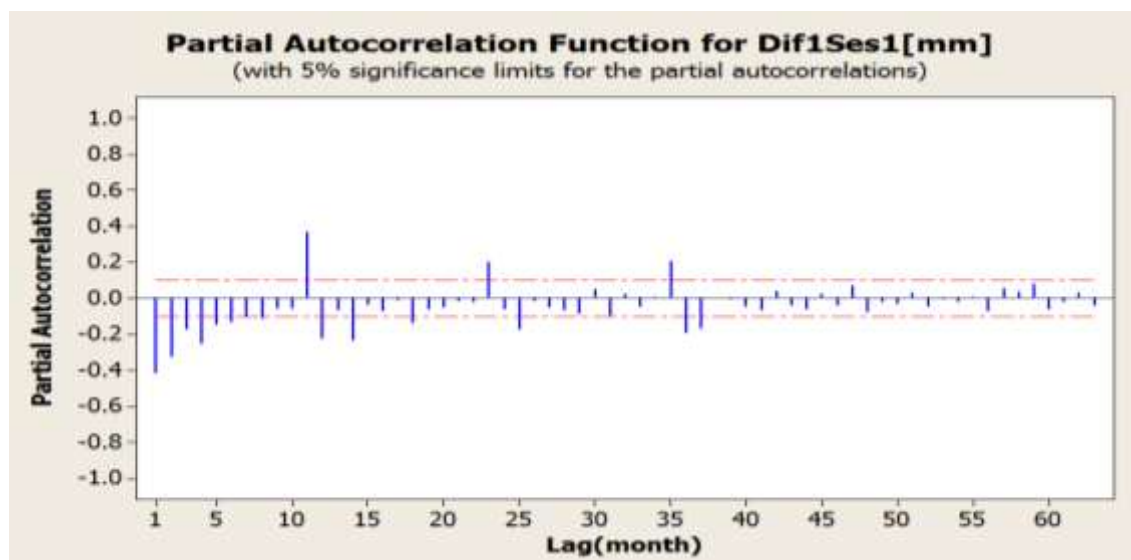


الشكل (8) اختبار التوزيع الطبيعي لسلسلة الهطل المطري الجديدة بعد التفريق الموسمي

نلاحظ اقتراب معظم القيم من الخط المستقيم أي أن توزيع السلسلة أصبح طبيعياً واستقرت السلسلة في التباين، من ملاحظة دوال الترابط الذاتي والترابط الذاتي الجزئي للسلسلة الجديدة في الشكلين (9) و(10).



الشكل (9) دالة الترابط الذاتي للسلسلة الجديدة



الشكل (10) دالة الترابط الذاتي الجزئي للسلسلة الجديدة

نجد أن السلسلة أصبحت مستقرة موسمياً وبالتالي أصبحت جاهزة لبناء النموذج.

بناء النموذج لسلسلة الهطل المطري الشهري لمحطة صنفه Z(t)

تم اقتراح العديد من النماذج بناءً على التحويلات السابقة وتم إجراء الاختبارات المختلفة على البواقي وتوصلنا إلى عدد من النماذج المناسبة لذلك نلجأ إلى معيار أكاي AIC لتحديد النموذج المناسب ويعطى المعيار بالعلاقة [6]:

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

حيث: m عدد معالم النموذج، $\ln(\sigma^2)$ اللوغاريتم الطبيعي لتباين النموذج، n عدد البيانات.

نوضح النتائج في الجدول (1).

الجدول (1) نتائج اختبار معيار أكاي.

Model	σ^2	m	AIC
$SARIMA(5,2,0)(4,2,0)_{12}$	17766	10	3542.62
$SARIMA(5,3,0)(4,2,0)_{12}$	30464	10	3736.75
$SARIMA(5,3,0)(4,3,0)_{12}$	54636	10	3947.04

نختار النموذج الذي يحقق أقل قيمة لمعيار أكاي وبالتالي يكون النموذج الأفضل:

$SARIMA(5,2,0)(4,2,0)_{12}$ وله الشكل:

$$(1 - \phi_1 B - \phi_2 B^2 - \phi_3 B^3 - \phi_4 B^4 - \phi_5 B^5)(1 - \Phi_1 B^{12} - \Phi_2 B^{24} - \Phi_3 B^{36} - \Phi_4 B^{48})(1 - B)^2(1 - B^{12})^2 z_t = \delta + a_t \approx WN(0, \sigma^2)$$

وبعد تطبيق النموذج وفق برنامج الـ MINITAB كانت معالمه موضحة في الجدول (2).

الجدول (2) معالم النموذج المقترح $SARIMA(5,2,0)(4,2,0)_{12}$.

ϕ_1	-1.2841
ϕ_2	-1.2745
ϕ_3	-0.9698
ϕ_4	-0.6740
ϕ_5	-0.2733
Φ_1	-1.3242
Φ_2	-1.1960
Φ_3	-0.9423
Φ_4	-0.3696
δ	-1.146

وبالتالي يكون النموذج:

$$(1+1.2841B+1.2745B^2+0.9698B^3+0.6740B^4+0.2733B^5)^* \\ (1+1.3242B^{12}+1.1960B^{24}+0.9423B^{36}+0.3696B^{48})(1-B)^2(1-B^{12})^2 z_t \\ = -1.146 + a_t \approx WN(0,17766)$$

تشخيص النموذج

نقوم الآن بتشخيص النموذج وفق برنامج الـ MINITAB حسب التالي [6]:

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

الجدول (3) المتوسط الصفري للبواقي.

N	$Mean$	$StDev$	$SEM\text{Mean}$	$95\% CI$	Z	P
334	0.185	131.474	0.164	-0.136, 0.507	1.13	0.259

بما أن: $0.05 > 0.259$ فلا نرفض الفرضية الصفريّة، حيث تمثل القيمة 0.05 مستوى المعنوية الذي نقارنه

بقيمة الاحتمال P حيث يُقبل الفرض الصفري عندما تكون P أكبر من 0.05 والعكس صحيح [6].

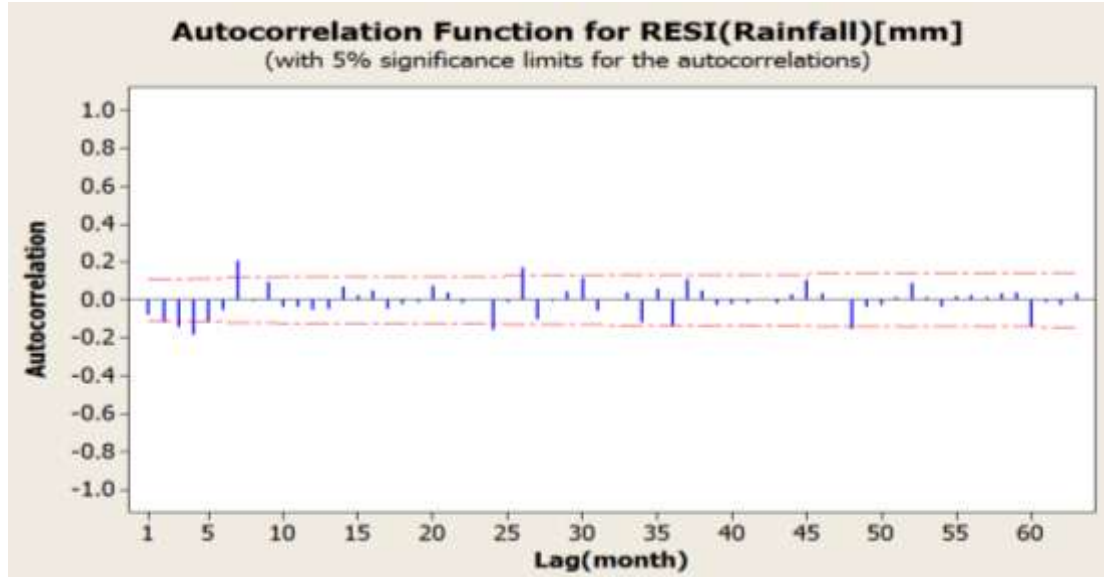
(2) اختبار عشوائية البواقي: نبين النتائج في الجدول (4).

الجدول (4) نتائج اختبار عشوائية البواقي.

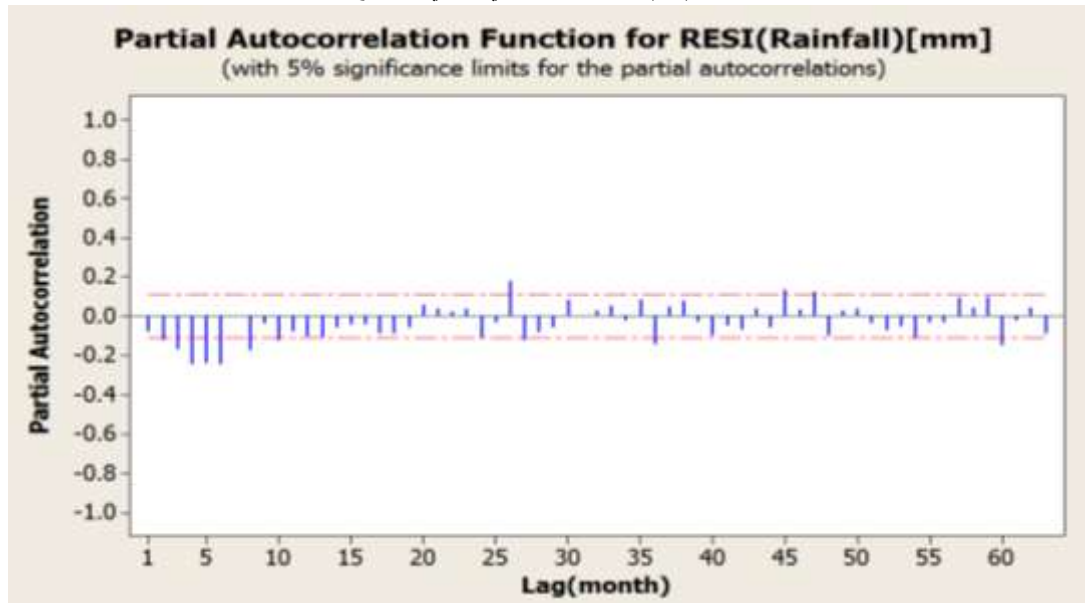
158	العدد الملاحظ للتعاقيات
167	عدد التعاقيات المتوقع
180	عدد المشاهدات الأكبر من المتوسط
154	عدد المشاهدات الأصغر من المتوسط
0.322	P

بما أن: $0.05 > 0.322$ فالبواقي عشوائية.

(3) استقلال البواقي: من خلال فحص دالتي الترابط الذاتي والترابط الذاتي الجزئي للبواقي في الشكلين (11) و (12) نلاحظ أن المعاملات تقع ضمن حدود الثقة ومعظم قيمها تقارب الصفر وهذا يعني أن السلسلة مستقرة ولا يوجد ترابط بين عناصرها أي أنها تتبع أنماط متسلسلة الضجة البيضاء (متوسطها صفر وتباينها ثابت).

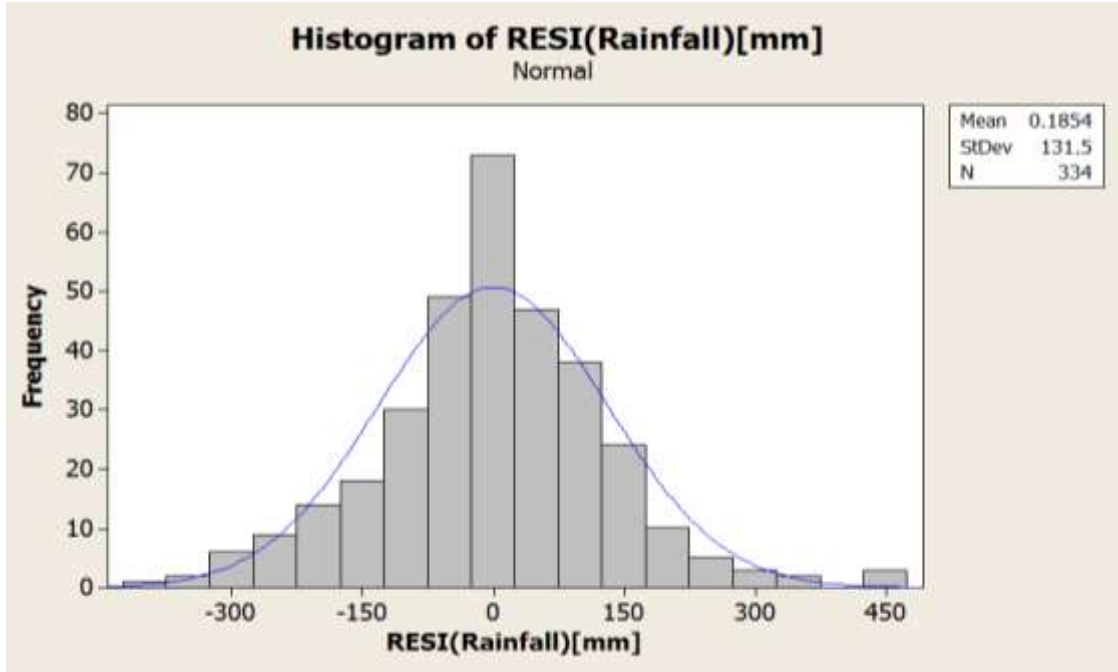


الشكل (11) دالة الترابط الذاتي لبواقي النموذج



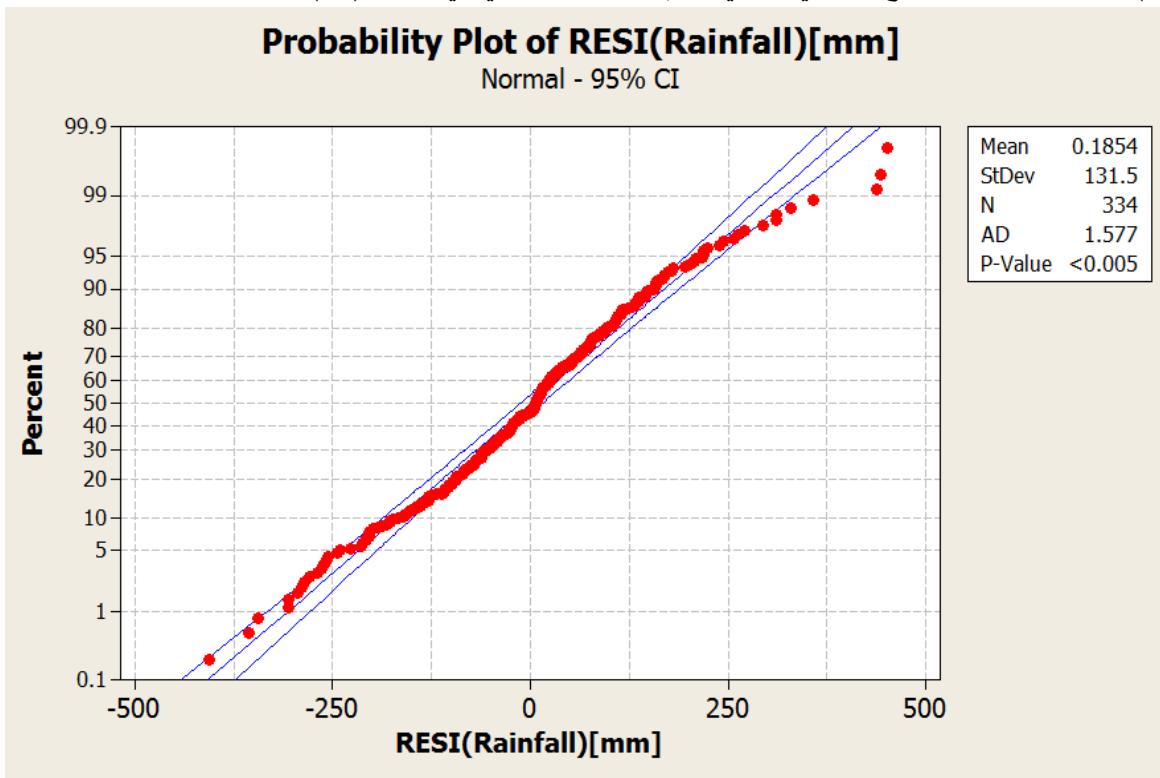
الشكل (12) دالة الترابط الذاتي الجزئي لبواقي النموذج

(4) اختبار طبيعة البواقي: ويشمل ثلاثة مراحل:
 أ) نرسم المصنع التكراري للبواقي في الشكل (13) ونلاحظ أنه متناظر وله شكل التوزيع الطبيعي تقريباً (خطه الأفقي يمثل بواقي النموذج).



الشكل (13) المضلع التكراري لبواقي النموذج

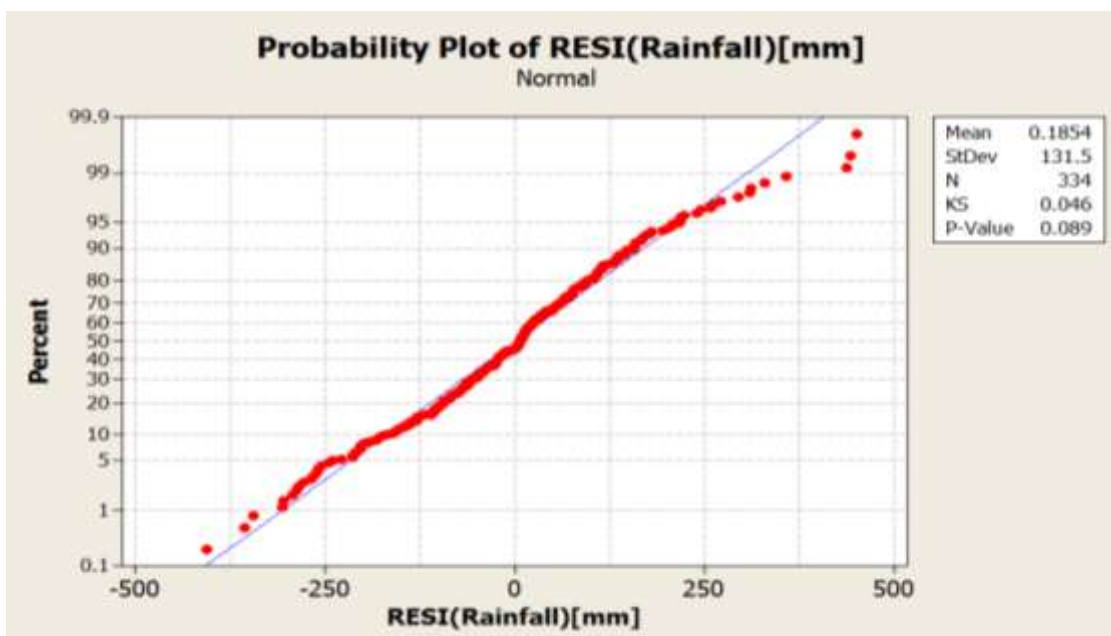
(ب) للتأكد من التوزيع الطبيعي للبواقي نرسم الاحتمال الطبيعي في الشكل (14).



الشكل (14) الاحتمال الطبيعي لبواقي النموذج

من الواضح أن البواقي طبيعية وللتأكد نجري المرحلة الثالثة.

(ج) اختبار $K-S$ لطبيعة البواقي ونوضحه في الشكل (15).



الشكل (15) اختبار $K-S$ لبواقي النموذج

بما أن قيمة ال $P-Value$ هي 0.089 وهي أكبر من $\alpha = 0.05$ فلا نرفض الفرضية والبواقي موزعة طبيعياً [6].

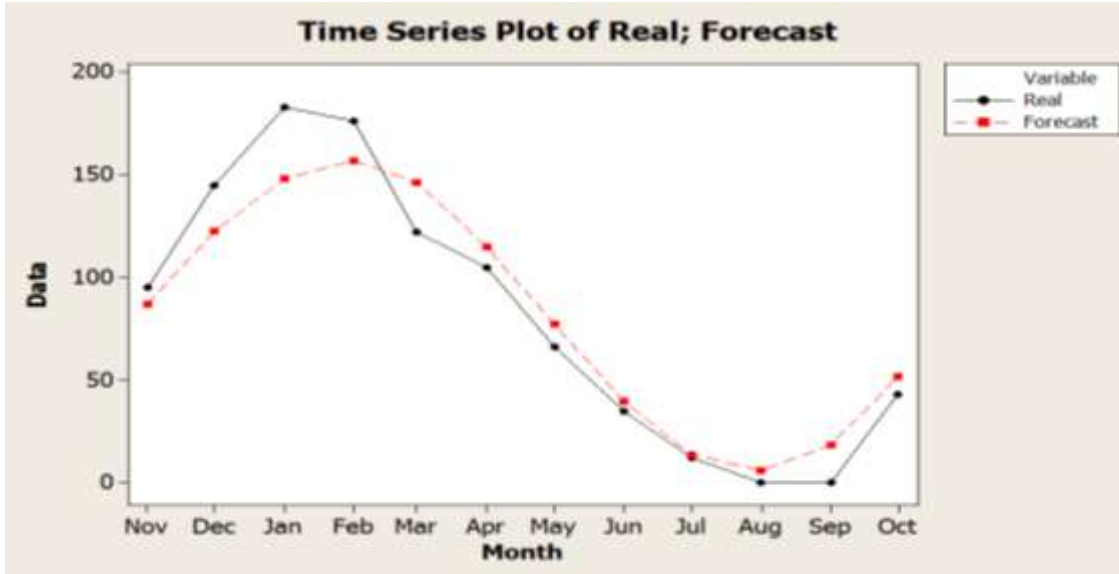
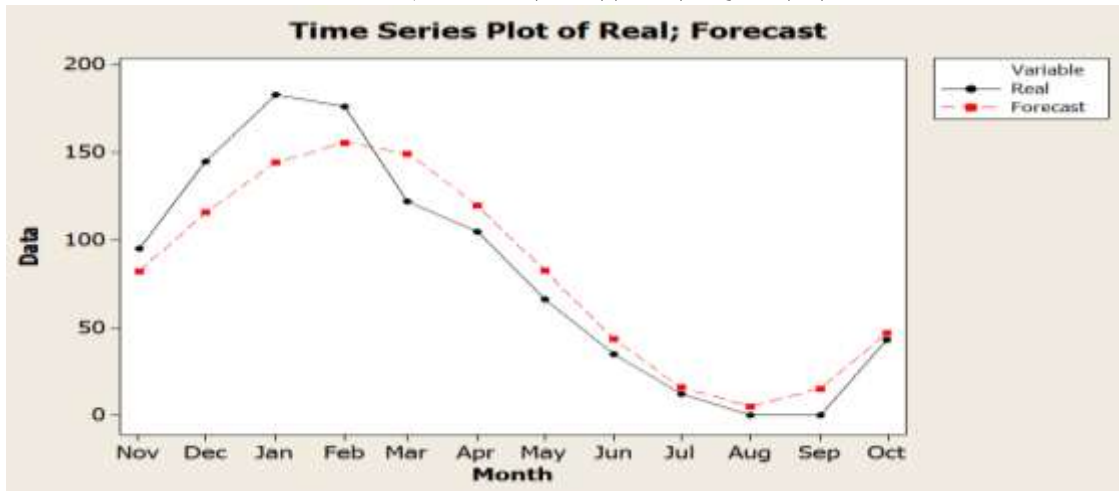
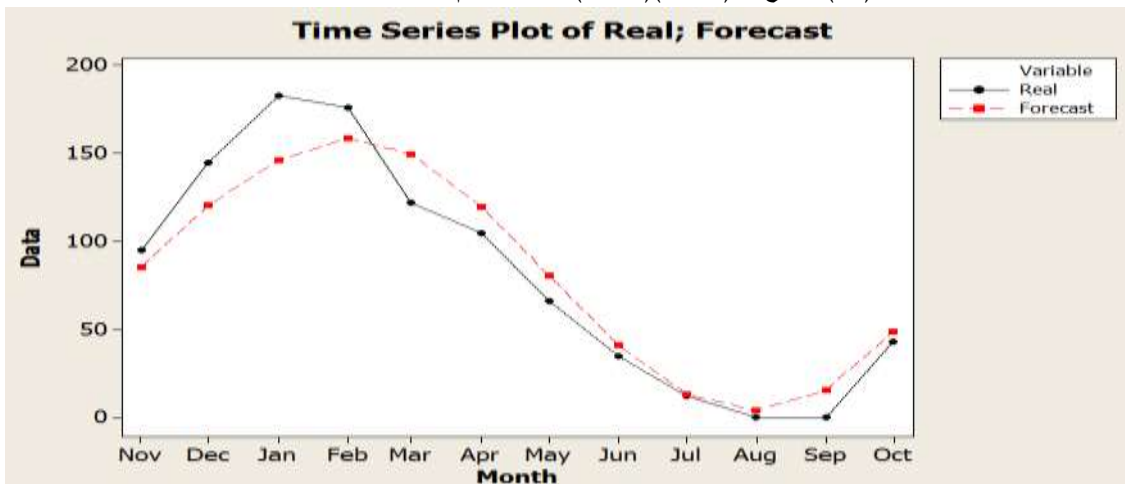
بعد نجاح الاختبارات أصبح النموذج ملائماً لسلسلة الهطل المطري وبالتالي يكون النموذج النهائي لتمثيل البيانات:

$$\begin{aligned} & (1 + 1.2841B + 1.2745B^2 + 0.9698B^3 + 0.6740B^4 + 0.2733B^5)^* \\ & (1 + 1.3242B^{12} + 1.1960B^{24} + 0.9423B^{36} + 0.3696B^{48})(1-B)^2(1-B^{12})^2 z_t \\ & = -1.146 + a_t \approx WN(0, 17766) \end{aligned}$$

بناء نموذج التنبؤ لسلسلة الهطل المطري الشهري في محطة صلنفة

تم إدخال بيانات الهطل المطري الشهري لمدة 29 عاماً بدءاً من العام الهيدرولوجي (1980-1981) وحتى العام الهيدرولوجي (2008-2009) لبناء النموذج، وتم اختيار أشهر العام الهيدرولوجي (2009-2010) لاختبار النموذج وهي تمثل الخط الأفقي كما يمثل الخط الشاقولي قيمة الهطل بال mm.

تم اقتراح العديد من النماذج ومقارنة القيم المنتبأ بها مع مجموعة الاختبار وتوصلنا إلى النماذج المناسبة التالية وفق برنامج ال MINITAB حسب الأشكال (16)، (17)، (18).

الشكل (16) نموذج $ARIMA(3,0,3)(1,0,0)12$ لعام 2010-2009الشكل (17) نموذج $ARIMA(3,0,3)(2,0,0)12$ لعام 2010-2009الشكل (18) نموذج $ARIMA(2,0,3)(2,0,0)12$ لعام 2010-2009

يتضح من الأشكال أن النموذج الموضح في الشكل (16) هو الأكثر ملائمة. تم حساب معايير أداء التنبؤ للنماذج الثلاثة المقترحة وبيننا النتائج في الجدول (5).

الجدول (5) معايير أداء التنبؤ للنماذج الثلاث المقترحة.

Model	RMSE	MAPE	MAE
ARIMA(3,0,3)(1,0,0) ₁₂	79.17	1153.37	55.4
ARIMA(3,0,3)(2,0,0) ₁₂	78.43	1235.56	55.87
ARIMA(2,0,3)(2,0,0) ₁₂	79.11	1163.43	55.34

ثم قمنا بحساب المتوسط الموزون لكل من النماذج والنتائج موضحة في الجدول (6).

الجدول (6) المتوسط الموزون لكل من النماذج المقترحة.

Model	W.M (1)	W.M (2)	W.M (3)
ARIMA(3,0,3)(1,0,0) ₁₂	254.24	242.35	791.34
ARIMA(3,0,3)(2,0,0) ₁₂	267.53	256.25	846.09
ARIMA(2,0,3)(2,0,0) ₁₂	255.87	243.98	798.03

اعتمدنا النموذج الذي يحقق أقل قيمة للمتوسط الموزون والذي يعطي النموذج الأمثل للتنبؤ بالقيم المستقبلية لسلسلة الهطل المطري في محطة صلنفة.

نبين في الجدول (7) مقارنة بين القيم الحقيقية لسلسلة الهطل والقيم المتنبأ بها والتي توضح أن النسبة المئوية للفرق الحاصل لم تتعدى نسبة 20% وذلك للعام الهيدرولوجي (2009-2010).

الجدول (7) مقارنة بين القيم الحقيقية لسلسلة الهطل والقيم المتنبأ بها [mm].

النسبة المئوية للفرق	الفرق (mm)	القيمة المتنبأ بها	القيمة الحقيقية
8.4	7.98	87.02	95
15.57	22.57	122.43	145
18.97	34.72	148.28	183
10.86	19.11	156.89	176
-19.92	-24.3	146.3	122
-9.57	-10.05	115.05	105
-16.92	-11.17	77.17	66
-13.31	-4.66	39.66	35
-14.33	-1.72	13.72	12
-6.01	-6.01	6.01	0
-18.27	-18.27	18.27	0
-19.84	-8.53	51.53	43

الاستنتاجات والتوصيات

- 1- هناك تناقص للهطل المطري في محطة صلنفة بلغ 0,0473 ملم في الشهر خلال فترة الرصد.
- 2- أعطى النموذج $SARIMA(5,2,0)(4,2,0)_{12}$ أفضل النتائج لتمثيل بيانات سلسلة الهطل المطري في محطة صلنفة بعد أن تجاوز جميع الاختبارات التشخيصية اللازمة، كما أعطى النموذج $SARIMA(3,0,3)(1,0,0)_2$ أفضل النتائج للتنبؤ بالقيم المستقبلية للهطل والذي حقق أقل قيمة للمتوسط الموزون.

3-يوصى ببناء نموذج للتنبؤ بالهطل المطري باستخدام الشبكات العصبية الصناعية ANN(Artificial Neural Network) ومقارنة النتائج مع نتائج منهجية بوكس -جنكنز.

المراجع

1. رشيد، فراح. سياسة إدارة الموارد المائية في الجزائر ومدى تطبيق الخصخصة في قطاع المياه في المناطق الحضرية. أطروحة دكتوراه، الجزائر، 2010، 357.
2. مطر، ظافر رمضان؛ الياس، انتصار ابراهيم. تحليل ونمذجة السلسلة الزمنية لتدفق المياه الداخلة إلى مدينة الموصل. المجلة العراقية للعلوم الإحصائية، المجلد 18، 2010، 1-32.
3. FRENCH, M. N.; KRAJEWSKI, W. F.; and CUYKENDALL, R. R., *Rainfall forecasting in space and time using neural network*, J. Hydrology, 137, 1992, 1-31.
4. BURLANDO, P.; ROSSO, R.; CADAVID, L. G.; and SALAS, J. D. *Forecasting of short-term rainfall using ARMA models* Journal of Hydrology, 144, 1993, 193-211.
5. KILSBY, C. G.; COWPERTWAIT, P. S. P; O'CONNELL, P. E.; JONES, P. D. *Predicting Rainfall Statistics in England and Wales Using Atmospheric Circulation Variables*. International Journal of Climatology, 18, 1998, 523-539.
6. بزي، عدنان ماجد. طرق التنبؤ الإحصائي (الجزء الأول). جامعة الملك سعود، 2002، 211.
<<http://www.abarry.net/or/or221book1.pdf>>
7. ABED, Z. A. AL-RIDAH, *Stochastic Models of Some Properties of water in the middle of Euphrates Region in Iraq*, M. Sc. Thesis, College of Engineering, University of Babylon, 2007.
8. AL-MASUDI, R. K. M., (2011): "*Fitting ARIMA Models for Forecasting to inflow of Dokan Reservoir*", Journal of Babylon University, Vol.19, No.4.
9. رعد، تمام. التنبؤ عن الوضع المائي المستقبلي لحوض العاصي الأعلى باستخدام الطرق التحليلية الإحصائية. رسالة دكتوراه، قسم هندسة وإدارة الموارد المائية، كلية الهندسة المدنية، جامعة البعث، 2012.
10. عمّار، غطفان عبد الكريم؛ حايك، شريف بدر. التنبؤ بالهطل المطري في محطة طرطوس الواقعة في القسم الجنوبي من الساحل السوري. مجلة جامعة تشرين للدراسات والبحوث العلمية - سلسلة العلوم الهندسية ISSN:2079-3081، المجلد 37، العدد 2، 2015.
11. مطر، ظافر رمضان. التقنيّة المقترحة لمشكلة اختيار أفضل نموذج للتنبؤ في السلاسل الزمنية- حالة دراسة. المجلة العراقية للعلوم الإحصائية، المجلد 37، 2008، 1-20.