

النموذج الاحصائية لتغيرات درجات الحرارة (محطة حمص المناخية نموذجاً)

م. رزان محمود الزير طالبة دراسات عليا (دكتوراة) في قسم الموارد المائية كلية

الهندسة المدنية جامعة البعث

أ.د. إيهاب خالد عبدالله أستاذ في قسم الموارد المائية

كلية الهندسة المدنية جامعة البعث

ملخص

يعد التغير المناخي وخاصة الارتفاع بدرجات الحرارة واحد من أهم المشاكل التي تواجه العالم حالياً، وتأتي أهمية هذه الدراسة من الحاجة إلى وضع نماذج قادرة على التنبؤ بقيم درجات الحرارة، حيث أن أبرز التغيرات المناخية هي التغيرات الناجمة عن ارتفاع درجة حرارة الهواء والتي تؤثر بدورها على العناصر المناخية الأخرى، وتعدّ درجة حرارة الهواء من أهم العناصر المناخية.

تم في هذه الدراسة إيجاد النموذج المناسب للتنبؤ بدرجات الحرارة الشهرية باستخدام النماذج الاحصائية ، (حيث تبين وجود اتجاه عام متزايد والسلسلة غير مستقرة في المتوسط) ، تم استخدام أسلوب بوكس - جنكنز (Box - Jenkines) في تحليل السلاسل الزمنية، وتحديد نماذج الانحدار الذاتي و المتوسطات المتحركة التكاملية الموسمية $SARIMA(p,d,q)(P,D,Q)_s$ المناسبة للبيانات المتوفرة، وقد تبين أن النموذج $SARIMA(4,1,1)(1,1,1)_{12}$ هو النموذج المناسب لسلسلة القياسات الشهرية لدرجات الحرارة من 2005/10 وحتى 2009/11، والتي تم الحصول عليها من محطة حمص المناخية .

الكلمات المفتاحية: سلاسل زمنية، درجات الحرارة، نموذج الانحدار الذاتي، الارتباط الذاتي، نموذج احصائي.

Statistical Modeling Of Temperature Changes (case study of Homs climate station)

Eng. Razan Al Zir Graduate Student (PHD) in Water Resources Management and Engineering, Faculty of Civil Engineering, AlBaath University

Prof. Eng. Ehab Abdullah Professor in Water Resources Management and Engineering, Faculty of Civil Engineering, AlBaath University

ABSTRACT

Climate change, particularly rising temperature, is one of the important problem facing the world today. The importance of this study comes from the need of finding prediction models of temperature because the most distinguish climate change is the temperature change which impacts the other climate elements.

This study finds appropriate predictive model for temperature using statistical models and we noticed that there is an increasing trend so the sere is not stable of the Median .In this study , We used (box-jenkins) method in time series analysis and definition Seasonal Autoregressive integrated Moving Average Models (SARIMA) (p,d,q) (P,D,Q) for available data, and we find out that the model SARIMA(4,1,1)(1,1,1)₁₂ is the appropriate model for monthly Data from 10/2005 to 11/2009 were obtained from Homs climate station.

Keywords: time series, temperature, auto regression model, autocorrelation, statistical model .

1 - مقدمة :

تعد عملية التنبؤ من المسائل الشائعة في العديد من مجالات العلوم ، وبالنظر لأهمية السلاسل الزمنية فان العديد من الأعمال يمكن ملاحظتها في الأدبيات حول هذه المواضيع، وبصورة خاصة تلك التي تعتمد على النماذج الإحصائية Statistical Models، ويوجد العديد من الأساليب الممكنة لوصف السلوك الزمني، ويعد أسلوب بوكس - جنكنز أسلوبًا جذابًا في تحليل السلاسل الزمنية، إذ يزودنا بمنهجية نمذجة إحصائية شاملة ويغطي تنوعًا واسعًا من الأنماط، تمتد من الاستقرار إلى عدم الاستقرار والموسمية للسلاسل الزمنية [1].

يُعزى الاهتمام الكبير بموضوع المتسلسلات الزمنية إلى الحاجة الماسة لنظام تنبؤ موثوق به، بحيث يمكن الاعتماد عليه في تفسير كثير من الظواهر في مختلف مجالات الحياة، وهذا النظام يتطلب بناء نماذج دقيقة تسمى بنماذج المتسلسلات الزمنية التي يمكن تصنيفها بناءً على عدد متغيرات النموذج، فنموذج المتسلسلة الزمنية الذي يحتوي على متغير واحد فقط يسمى بنموذج متسلسلة زمنية ذي متغير واحد Univariate Time Series Model، وهذا النوع من النماذج تستخدم فيه البيانات الحالية والسابقة عن متغير واحد فقط، فمثلاً للتنبؤ بمعدل الجريان الشهري في الشهر القادم أو بعد شهرين من الآن باستخدام نموذج ذي متغير واحد تستخدم فقط البيانات الحالية والسابقة عن الجريان، وعند صياغة هذا النموذج يفترض ضمناً عدم تغير العوامل الأخرى التي تؤثر في الجريان أو توقع تغيرها. أما نموذج المتسلسلة الزمنية الذي يستخدم متغيرات أخرى لوصف سلوك المتسلسلة الزمنية محل الدراسة فيسمى بنموذج متسلسلة زمنية متعدد المتغيرات Multivariate Time Series Model ويسمى النموذج الذي يصف العلاقة الحركية Dynamic Relation بين المتغيرات بنموذج دالة التحويل Transfer Function Model [2]، وتوجد عدة طرائق لتحليل السلاسل الزمنية Time Series Analyses Method و صياغة نماذج التنبؤ منها:

- أسلوب التحليل التجريبي The empirical mode decomposition.

- تحليل السلاسل الزمنية باستخدام النماذج الهيدرولوجية الإحصائية Time

.Series Analyses by Stochastic Hydrology Models

وسناقش في هذا البحث أسلوب بوكس - جنكنز (Box - Jenkines) في تحليل السلاسل الزمنية [11].

2- أهمية البحث و أهدافه :

تأتي أهمية هذه الدراسة من الحاجة إلى وضع نماذج قادرة على التنبؤ بقيم درجات الحرارة، حيث أن أبرز التغيرات المناخية هي التغيرات الناجمة عن ارتفاع درجة حرارة الهواء والتي تؤثر بدورها على العناصر المناخية الأخرى، وتعدّ درجة حرارة الهواء من أهم العناصر المناخية، وتأخذ القدرة على التنبؤ لهذا العنصر أهمية خاصة كونها تشكّل مدخل أساسي في تقدير النتج تبخر بشكل مباشر وكافة العمليات الزراعية وعمليات الري بشكل غير مباشر وعليه فإن هذا البحث يهدف إلى :

- تحديد نموذج مناسب من نماذج ARIMA لسلسلة القياسات الشهرية لدرجات الحرارة .
- تقدير معالم النماذج من البيانات المشاهدة باستخدام طرائق التقدير الإحصائي الخاصة بالمتسلسلات الزمنية.
- تشخيص واختبار النماذج بإجراء اختبارات تفحصه على أخطاء التطبيق Fitting Errors لمعرفة مدى تطابق المشاهدات مع القيم المحسوبة من النموذج المرشح، للوصول إلى نماذج تحقق كل الخصائص الإحصائية المطلوبة.
- توليد سلسلة مستقبلية لدرجات الحرارة .

3- مواد وطرائق البحث :

3-1 مفهوم تحليل السلاسل الزمنية Time Series Analyses :

السلسلة الزمنية هي متوالية من القيم المشاهدة مرتبة تبعاً للزمن، وإن المشاهدات المتتالية تكون عادة غير مستقلة أي تعتمد على بعضها البعض، وتكون المتسلسلة الزمنية على نوعين، متقطعة Discrete ومستمرة Continuous، فإذا كانت

الظاهرة مقاسه بفترات زمنية متقطعة عندئذ تسمى بالمتسلسلة الزمنية المتقطعة، وإذا كانت قيم الظاهرة مقاسه بفترات زمنية مستمرة فتسمى بالمتسلسلة الزمنية المستمرة [1].

يعتبر تحليل السلاسل الزمنية من الأساليب الإحصائية الهامة التي تُستخدم في التنبؤ بقيم الظواهر العشوائية في المستقبل، من خلال إيجاد نظام تنبؤ موثوق به يمكن الاعتماد عليه، وتتمثل العملية في نمذجة المشاهدات الزمنية المترابطة، وكيفية التنبؤ عن المشاهدات المستقبلية باستخدام البيانات السابقة، ويهدف تحليل السلاسل إلى [3]:

1- الحصول على وصف دقيق للملامح الخاصة للطور العشوائي الذي سيولد المتسلسلة الزمنية.

2- إنشاء نموذج لتفسير وشرح سلوك المتسلسلة الزمنية، وذلك بدلالة متغيرات أخرى تربط القيم المشاهدة ببعض قواعد هذا السلوك.

3- استخدام النتائج التي نحصل عليها من البندين السابقين للتنبؤ بسلوك المتسلسلة الزمنية في المستقبل وذلك اعتماداً على معلومات الماضي، فالبند الأول يفترض وجود قوة دافعة كافية من النظام تؤكد أن سلوك المتسلسلة الزمنية في الماضي هو نفس سلوكها الذي سيكون في المستقبل، وأما البند الثاني فيعطينا تبصراً أكبر بالقوة المؤثرة في الطور المولد للمتسلسلة الزمنية واستغلال ما سيبدو لنا للحصول على تنبؤات أكثر دقة .

4- التحكم في الطور العشوائي الذي سيولد المتسلسلة الزمنية، وذلك من خلال فحص ما يمكن حدوثه عند تغير وسيط أو أكثر من وسطاء النموذج المفترض، ومن ثم البحث في التوصل إلى أساسيات واستراتيجيات تستخدم للتدخل عندما ينحرف الطور العشوائي المولد للمتسلسلة الزمنية عن الهدف المحدد بأكثر من مقدار معين مسموح به .

3-2- أسلوب بوكس - جنكنز (Box - Jenkines) في تحليل السلاسل الزمنية:

يعتمد هذا الأسلوب على استنتاج التغيرات المتوقعة للبيانات المشاهدة، وتتجزأ السلسلة الزمنية إلى ثلاثة مرشحات خطية هي: مرشح السكون (المتكامل)، مرشح الانحدار الذاتي، مرشح المتوسطات المتحركة. ويمكن اعتبار أسلوب بوكس - جنكنز

النمذجة الاحصائية لتغيرات درجات الحرارة (محطة حمص المناخية نموذجاً)

سلسلة من المناخل تمر عبرها بيانات السلسلة الزمنية، وعند مرور البيانات خلالها فإنه يتبقى بعض العناصر المميزة للسلسلة [1].



3-2-1 - المرشح المتكامل :

يهدف المرشح المتكامل إلى تحويل سلسلة غير ساكنة No stationary data إلى سلسلة ساكنة إذا تحقق في السلسلة الآتي.

$$E(Z_t) = \mu$$

ثبات قيمة الوسط الحسابي للسلسلة

$$\text{Var}(z_t) = E[(z_t - \mu)^2] = \sigma^2$$

ثبات التباين لجميع قيم t

$$E[(z_t - \mu)(z_s - \mu)] / \sigma^2 = \rho_{t-s}$$

استقلال معاملات الارتباط الذاتي بين Z_s و Z_t عن كل من s و t وأنها تعتمد فقط على الفجوة الزمنية بين s و t .

حيث Z_t : قيمة السلسلة عند الخطوة t

Z_s قيمة السلسلة عند الخطوة التي تبعد فجوة s عن t

μ متوسط البيانات

σ الانحراف المعياري لبيانات السلسلة

ρ_{t-s} عامل الارتباط الذاتي للبيانات بين Z_s و Z_t

إن أغلب السلاسل الزمنية هي سلاسل غير ساكنة، ويمكن من الرسم البياني للسلسلة معرفة فيما إذا كانت السلسلة ساكنة أم لا، ويمكن تحويل السلسلة الزمنية غير الساكنة إلى سلسلة ساكنة باستخدام الخطوات الآتية:

3-2-1-1 - إزالة الاتجاه العام:

تتميز العديد من السلاسل الزمنية بوجود تغيرات ذات اتجاه عام أي تغير منتظم في مستوى السلسلة الزمنية، وقد اقترح الكثير من الباحثين طرقاً عدة لإزالة الاتجاه العام منها:

الاتجاه العام خطي: يمكن كتابة نموذج الانحدار وفق الصيغة الآتية:

$$Z_t = \beta_0 + \beta_1 t + a_t \quad (1)$$

الاتجاه العام كثير حدود: ويأخذ النموذج الصيغة الآتية:

$$Z_t = \beta_0 + \beta_1 t + \beta_2 t^2 + a_t \quad (2)$$

ويفترض في هذه النماذج أن الاتجاه العام ثابت ومحدد أي غير عشوائي.

طريقة الفروق: استخدم Box and Jenkins طريقة تسمى الفروق المتتالية (Consecutive Differencing)، وثبتت بالتجربة أنها من أفضل الطرق لإزالة الاتجاه العام من السلاسل الزمنية [6].

3-2-1-2 - تثبيت التباين:

يمكن تثبيت التباين باستخدام طريقة (Cox-Box)، من خلال إيجاد التحويل $T(z_t)$ ، الذي يحول السلسلة إلى سلسلة مستقرة ويستخدم معامل الالتواء (Skewness coefficient) لانحراف السلسلة عن التوزيع الطبيعي [2].

يعطي التحويل $y_t = T(z_t) = \frac{z_t^\lambda - 1}{\lambda}$ سلسلة مستقرة في التباين، حيث

$\lambda \in (-\infty, \infty)$ هو معلم التحويل ويمكن إيجاد قيمة λ باستخدام طريقة المحاولة والخطأ، بإيجاد قيمة λ التي تجعل السلسلة ذات توزيع طبيعي.

3-3-1-2 - التغيرات الموسمية:

تُظهر العديد من السلاسل الزمنية تأثيرات متشابهة سنوية أو شهرية بدرجة عالية من الانتظام، تُعرف هذه التأثيرات بالتغيرات الموسمية، وينصح بشكل عام بإزالة الاتجاه العام من السلسلة قبل دراسة أثر التغيرات الموسمية، وتوجد طرائق عديدة للتعامل مع التغيرات الموسمية، منها طريقة التعديل الذاتي أو طريقة الفروق الموسمية (seasonal differencing) لإزالة العنصر الموسمي.

3-4-1-2 - المركبة الدورية:

التغيرات الدورية هي قوى تنشأ عندما تكون السلسلة الزمنية إما سنوية أو فصلية، وتنشأ في فترات زمنية متساوية، وتتطلب فترة محددة لتعيد نفسها مرة أخرى .

3-2-2 - مرشح الانحدار الذاتي :

تتولد سلسلة زمنية ما $\{ z_1, z_2, \dots, z_{n-1}, z_n \}$ بناءً على عملية انحدار ذاتي من الدرجة (p) ويرمز له $AR(p)$ ، إذا أمكن التعبير عن المشاهدة الحالية للسلسلة Z_t كدالة خطية في المشاهدات السابقة لها، بالإضافة إلى متغير عشوائي [5]:

$$Z_t = \delta + \phi_1 Z_{t-1} + \phi_2 Z_{t-2} + \dots + \phi_p Z_{t-p} + a_t \quad (12)$$

حيث $\phi_p = \phi_1, \phi_2 \dots \phi_p$ هي معالم الانحدار الذاتي و a_t متغير عشوائي. أو الشكل

$$\phi_p(B)z_t = (1 - \phi_1 B - \phi_2 B^2 - \dots - \phi_p B^p)z_t \quad (13)$$

حيث B عامل الإزاحة الخلفي وله الشكل الآتي : $1 - Bz_t = z_{t-1}$

3-2-3 - نموذج المتوسط المتحرك :

تتولد سلسلة زمنية ما بناءً على عملية متوسط متحرك من الدرجة (q) ويرمز له $MA(q)$ إذا أمكن التعبير عن المشاهدة الحالية للسلسلة Z_t كدالة خطية في التغير الحالي a_t و التغيرات العشوائية السابقة a_{t-q} ويمكننا التعبير عن هذه العملية رياضياً كالتالي:

$$Z_t = \delta + a_t - \theta_1 a_{t-1} - \theta_2 a_{t-2} - \dots - \theta_q a_{t-q} \quad (14)$$

حيث: $\theta_1, \theta_2, \dots, \theta_q$ هي معالم المتوسط المتحرك .

$$\theta_q(B)a_t = (1 - \theta_1 B - \theta_2 B^2 - \dots - \theta_q B^q)a_t \quad (15) \text{ أو}$$

3-2-4 - مرشح الانحدار الذاتي - نموذج المتوسط المتحرك :

تولد سلسلة زمنية بناءً على عملية انحدار ذاتي _ متوسط متحرك من الدرجة (p , q) ويرمز له $ARMA(p, q)$ ، إذا أمكن التعبير عن المشاهدة الحالية للسلسلة Z_t ، كدالة خطية في المشاهدات السابقة و التغير الحالي a_t والتغيرات العشوائية السابقة a_{t-q} ويمكننا التعبير عن هذه العملية رياضياً على الشكل [4] :

$$Z_t = \delta + \phi_1 Z_{t-1} + \phi_2 Z_{t-2} + \dots + \phi_p Z_{t-p} + a_t - \theta_1 a_{t-1} - \theta_2 a_{t-2} - \dots - \theta_q a_{t-q} \quad (16)$$

$$\phi_p(B)Z_t = \delta + \theta_q(B)a_t \quad (17) \text{ أو}$$

3-2-5 نماذج السلاسل الزمنية غير المستقرة Nonstationary Time Series Models

يمكن دراسة السلسلة الزمنية غير الساكنة باستخدام نماذج الانحدار الذاتي والمتوسطات المتحركة التكاملية الموسمية $SARIMA(p,d,q)(P,D,Q)_s$ والتي لها الشكل [10]:

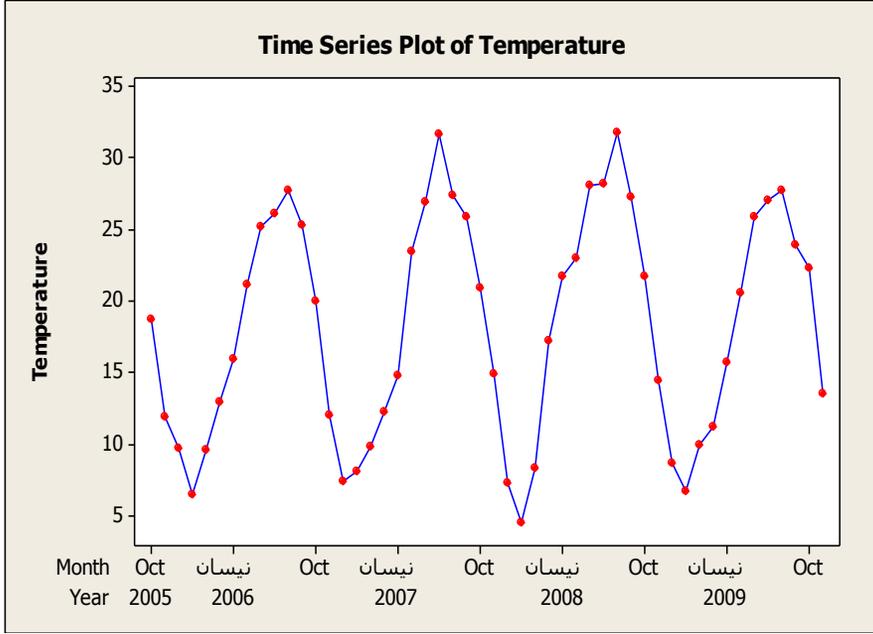
$$\phi_t(B)\Phi(B^s)(1-B)^d(1-B)^D z_t = \delta + \theta_q(B)\Theta(B^s)a_t \quad (18)$$

- p : رتبة عملية الانحدار الذاتي.
- d : عدد الفروق اللازمة لتحقيق السكون.
- q : رتبة عملية المتوسطات المتحركة.
- P : رتبة عملية الانحدار الذاتي الموسمية.
- D : عدد الفروق الموسمية اللازمة لتحقيق السكون.
- Q : رتبة عملية المتوسطات المتحركة الموسمية.
- Θ : معالم المتوسط المتحرك الموسمي.
- Φ : معالم الانحدار الذاتي الموسمي.

4- النتائج ومناقشتها:

- تحليل سلسلة درجات الحرارة :

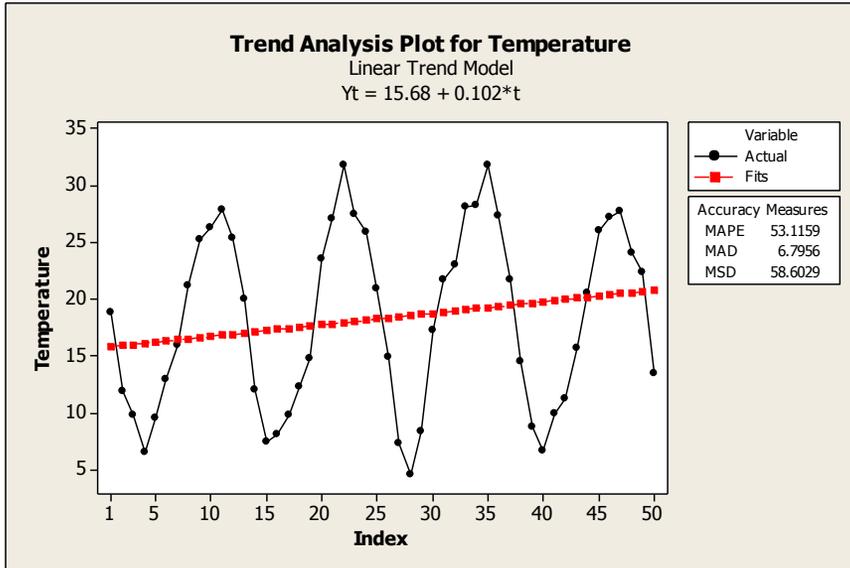
تتكون السلسلة الزمنية من قيم درجات الحرارة الشهرية من 2005/10 وحتى 2009/11، ويبين الشكل (1) الرسم البياني للسلسلة المدروسة .



الشكل (1) : سلسلة درجات الحرارة الشهرية

4 - 1 - إزالة الاتجاه العام:

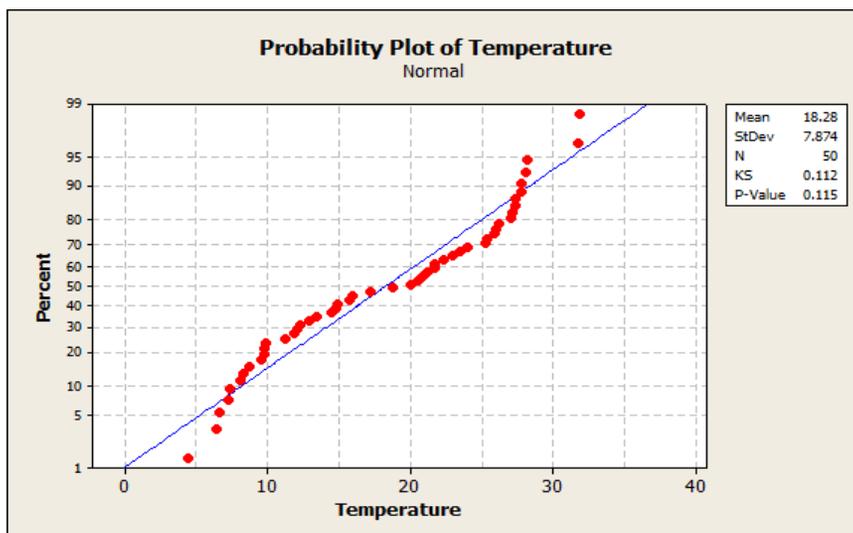
نوضح الاتجاه العام للسلسلة ومعادلته في الشكل رقم (2)



الشكل (2) : الاتجاه العام ومعادلته للسلسلة الزمنية لقيم درجة الحرارة

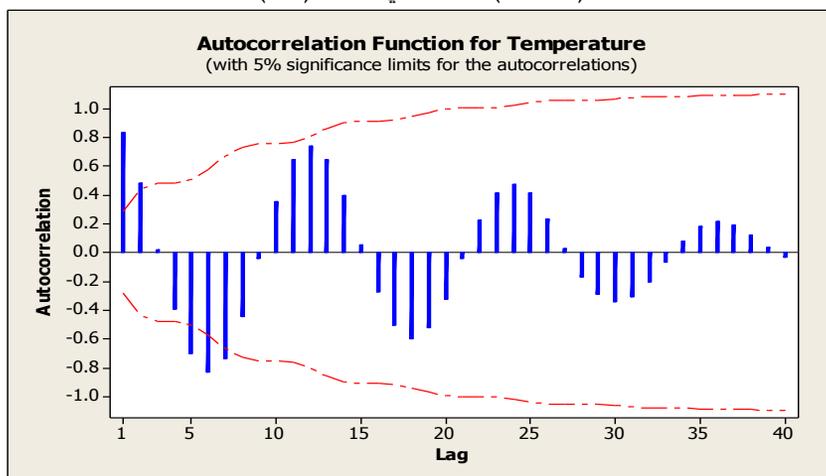
نلاحظ من الشكل (2) وجود اتجاه عام متزايد فالسلسلة غير مستقرة في المتوسط .

نقوم باختبار التوزيع الطبيعي للسلسلة من خلال طريقة (Kolmogorov – Smirnov) كما هو موضح في الشكل (3)



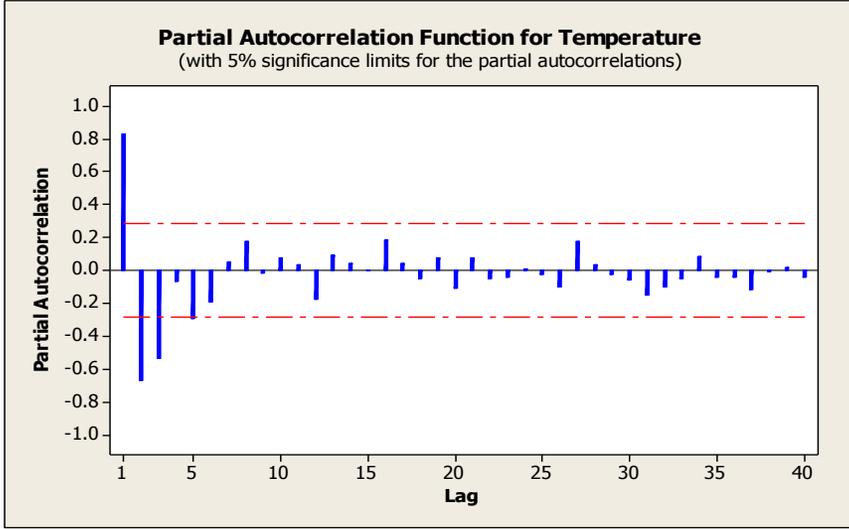
الشكل (3) : اختبار التوزيع الطبيعي لسلسلة درجات الحرارة

ونلاحظ أن السلسلة تخضع للتوزيع الطبيعي ($p\text{-value} > 0.05$) فالسلسلة مستقرة في التباين. ثم نوجد دالة الارتباط الذاتي (ACF) المبينة في الشكل (4) ودالة الارتباط الذاتي الجزئي (PACF) المبينة في الشكل (5)



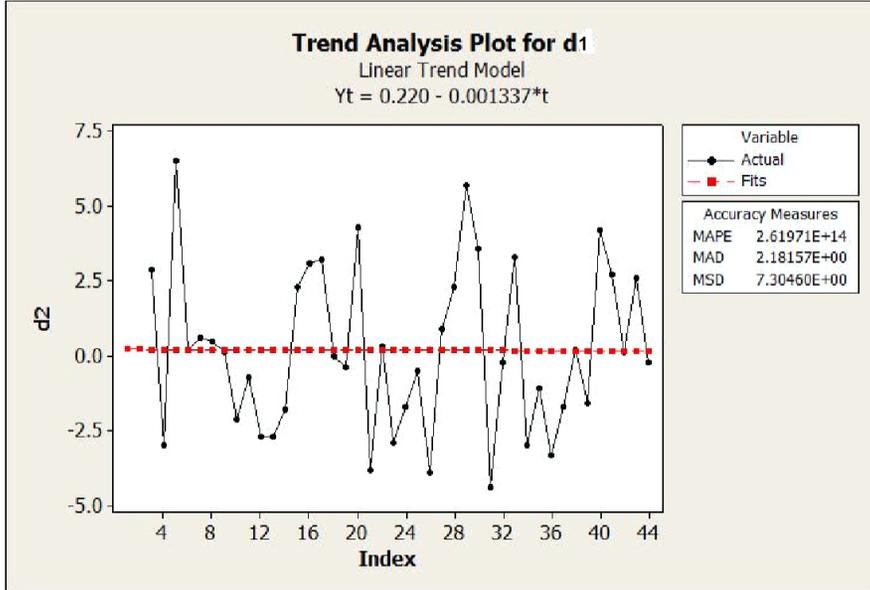
الشكل (4) دالة الارتباط الذاتي لسلسلة درجات الحرارة

النمذجة الاحصائية لتغيرات درجات الحرارة (محطة حمص المناخية نموذجاً)



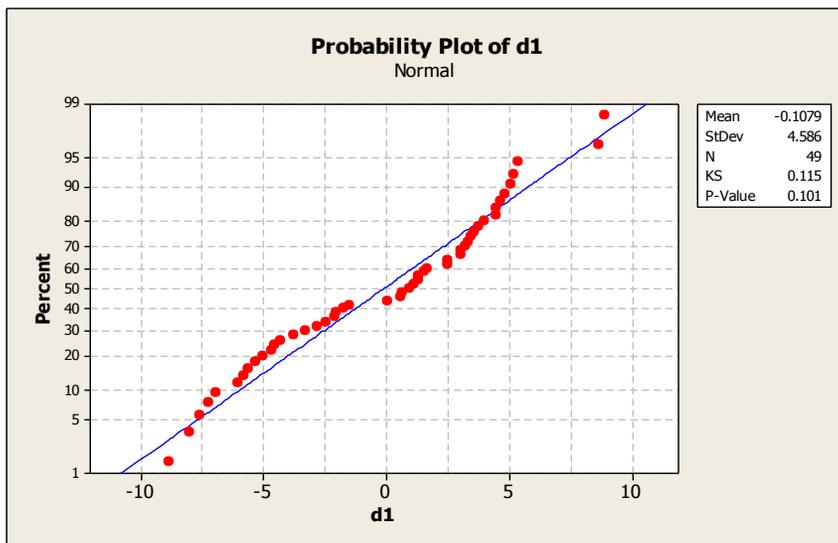
الشكل (5) دالة الارتباط الذاتي الجزئي لسلسلة درجات الحرارة

نلاحظ أن هذه السلسلة غير مستقرة ، نقوم بالتفريق الأول ونوضح السلسلة الجديدة والاتجاه العام لها في الشكل (6)



الشكل (6) الاتجاه العام للسلسلة الجديدة بعد التفريق الأول

نلاحظ ثبات المتوسط بعد التفريق الاول ، وبقاء السلسلة بتوزيع طبيعي كما هو مبين في الشكل (7).

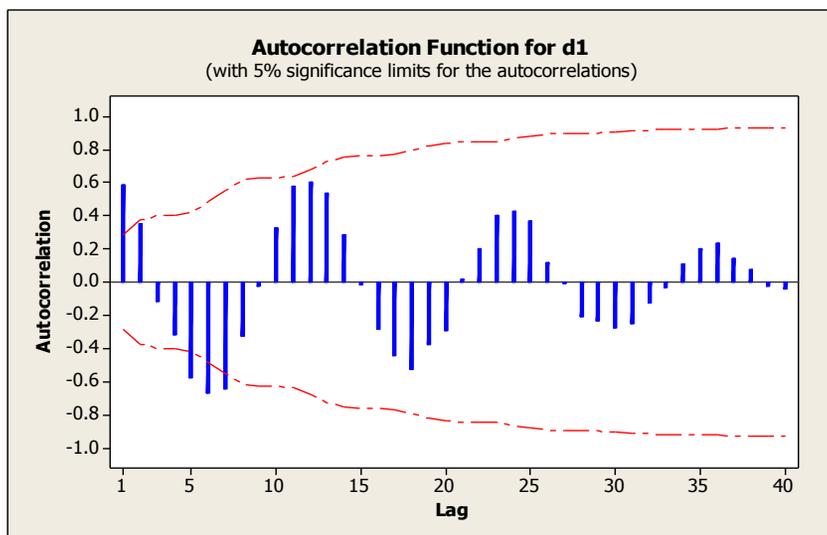


الشكل (7) : اختبار التوزيع الطبيعي للسلسلة الجديدة

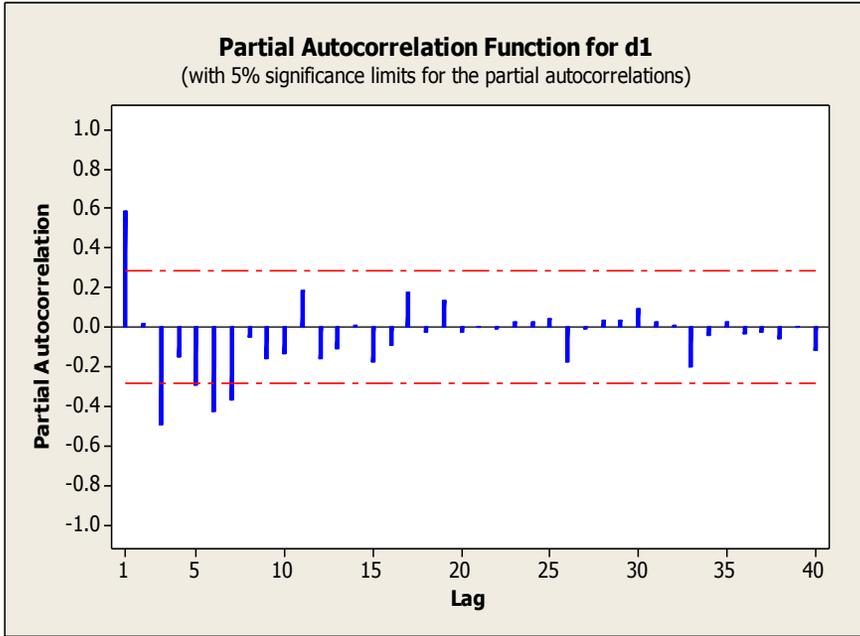
نلاحظ أن التفريق الاول أدى إلى تثبيت المتوسط مع بقاء التوزيع الطبيعي للسلسلة حيث أن $(P\text{-value} > 0.05)$.

نوجد دالة الارتباط الذاتي للسلسلة الجديدة الشكل (8) والذاتي الجزئي الشكل

(9)

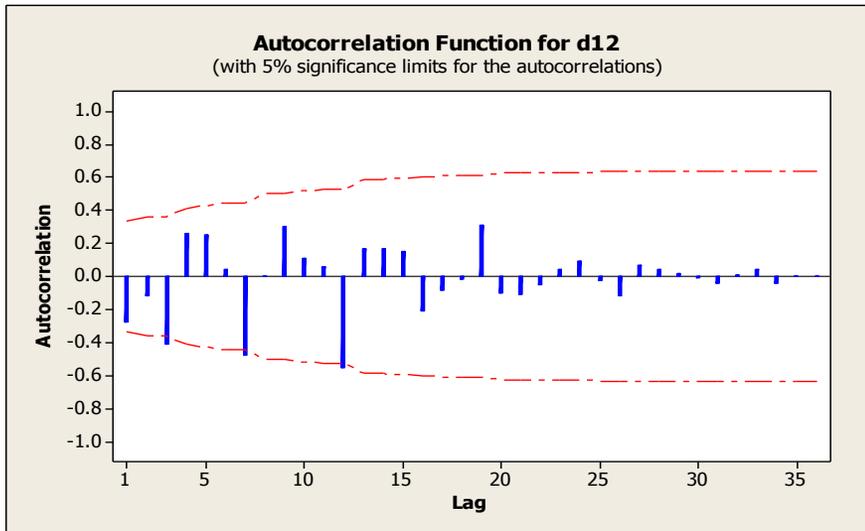


الشكل (8) دالة الارتباط الذاتي للسلسلة الجديدة بعد اجراء التفريق الاول

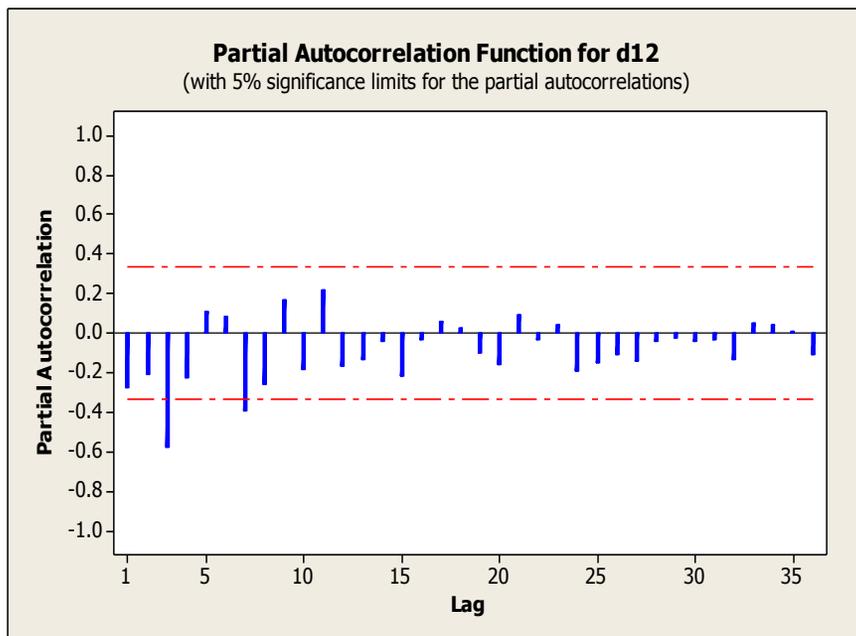


الشكل (9) دالة الارتباط الذاتي الجزئي للسلسلة الجديدة بعد اجراء التفريق الاول

نلاحظ من دالة الارتباط الذاتي والذاتي الجزئي أن السلسلة غير مستقرة موسمياً حيث يوجد تخامد بطيء بالإضافة إلى الدورية، مما يدل على وجود مركبة موسمية ضمن سلسلة البيانات، نجري التفريق 12 ونرسم الارتباط الذاتي الشكل (10)، والارتباط الذاتي الجزئي من جديد الشكل (11)



الشكل (10) دالة الارتباط الذاتي للسلسلة الجديدة بعد اجراء التفريق 12



الشكل (11) دالة الارتباط الذاتي الجزئي للسلسلة الجديدة بعد اجراء التفريق 12

نلاحظ استقرار السلسلة موسمياً وبالتالي أصبحت السلسلة مستقرة وجاهزة لبناء النموذج.

4 - 2 - بناء النموذج :

لقد تم اختيار عدة نماذج من نماذج ARIMA واختبارها بإجراء الاختبارات

التشخيصية وبين الجدول (1) نتائج الاختبار.

الجدول (1) نتائج اختبار نماذج ARIMA

Model	σ^2	m	AIC
(2,1,2)(0,1,0) ₁₂	2.39	6	52.37371
(2,1,3)(0,1,0) ₁₂	2.63	7	58.54562
(4,1,1)(0,1,0) ₁₂	2.41	7	54.75102
(4,1,1)(1,1,0) ₁₂	1.29	8	29.23494
(4,1,1)(1,1,1) ₁₂	0.92	9	16.4363

وباستخدام معيار إعلام أكاي Akaiki Information Criteria [7]،

يتبين أن النموذج المناسب SARIMA(4,1,1)(1,1,1)₁₂ وهو من الشكل:

$$(1 - \phi_1 B - \phi_2 B^2 - \phi_3 B^3 - \phi_4 B^4) (1 - \Phi B^{12})(1 - B) z_t = \delta + (1 - \theta B)(1 - \Theta B^{12}) a_t$$

حيث:

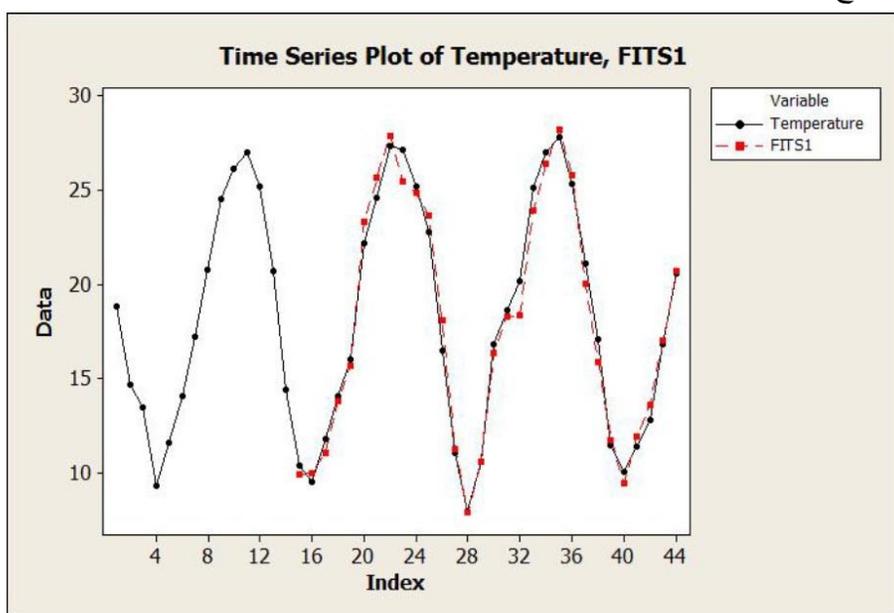
النمذجة الاحصائية لتغيرات درجات الحرارة (محطة حمص المناخية نموذجاً)

ϕ_1	ϕ_2	ϕ_3	ϕ_4	Φ	δ	θ	Θ
-0.8072	-1.0483	-0.8681	-0.8621	-0.9583	-0.17593	0.7254	0.7555

وبالتالي يكون النموذج:

$$(1 + 0.8072B + 1.0483B^2 + 0.8681B^3 + 0.8621B^4)(1 + 0.9583B^{12})(1 - B)z_t = -0.17593 + (1 - 0.7254B)(1 - 0.7555B^{12})a_t \quad a_t \approx (0, 0.92)$$

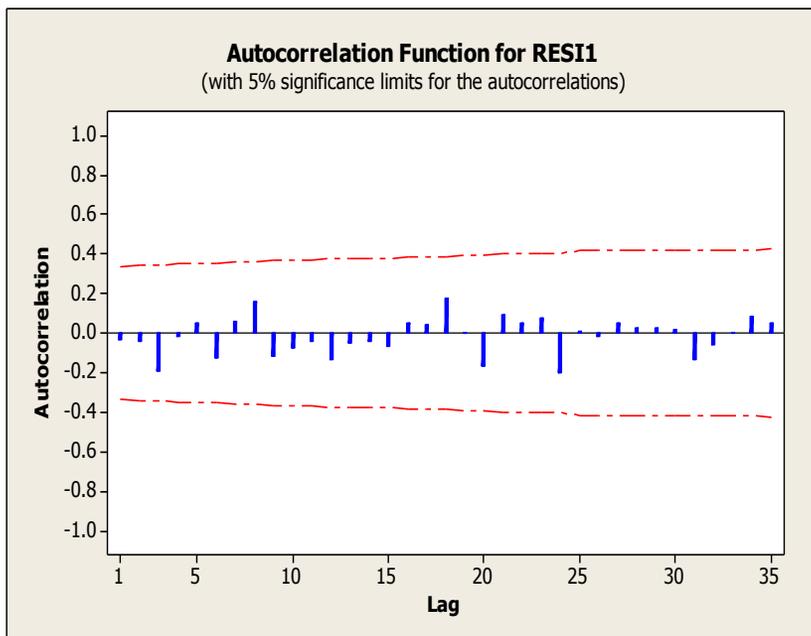
والشكل (12) يقارن بين القيم الحقيقية لدرجة الحرارة والقيم المتنبأ بها باستخدام النموذج المقترح



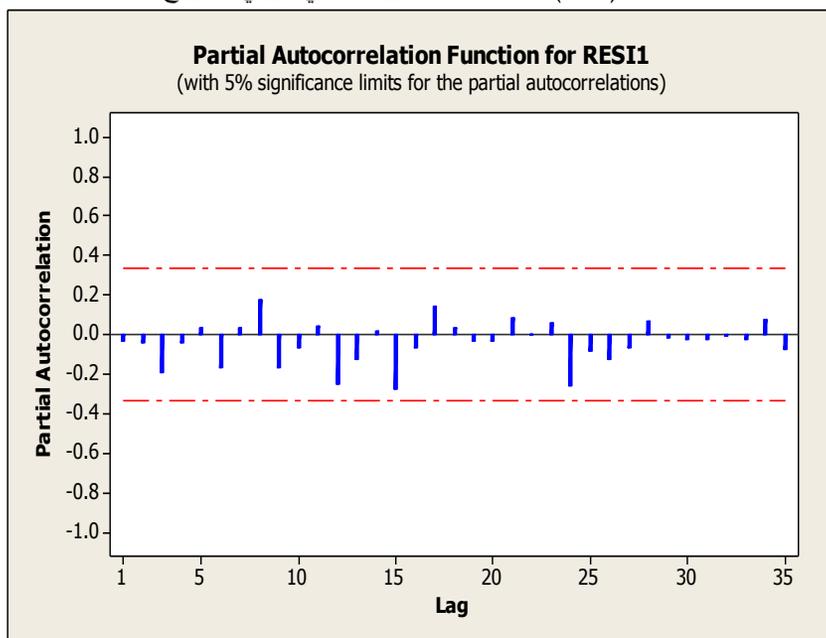
الشكل (12) يقارن السلسلة الحقيقية والسلسلة المتنبأ بها باستخدام النموذج المقترح

4 - 3 - تشخيص النموذج :

A. استقلال البواقي: بتفحص شكل دالتي الترابط الذاتي والترابط الذاتي الجزئي للبواقي (الشكلين 13 , 14)، نلاحظ أن معاملات الارتباط الذاتي لسلسلة البواقي تقع أغلبها ضمن حدود الثقة، ولها شكل سلسلة الضجة البيضاء والتي هي عبارة عن متتابعة من المشاهدات العشوائية المستقلة بمتوسط صفري وتباين ثابت [2]، وإن قيم معاملات الارتباط الذاتي لمعظم الفجوات الزمنية قريبة من الصفر وهذا يعني أن السلسلة مستقرة وأنه لا يوجد ترابط بين عناصر السلسلة.



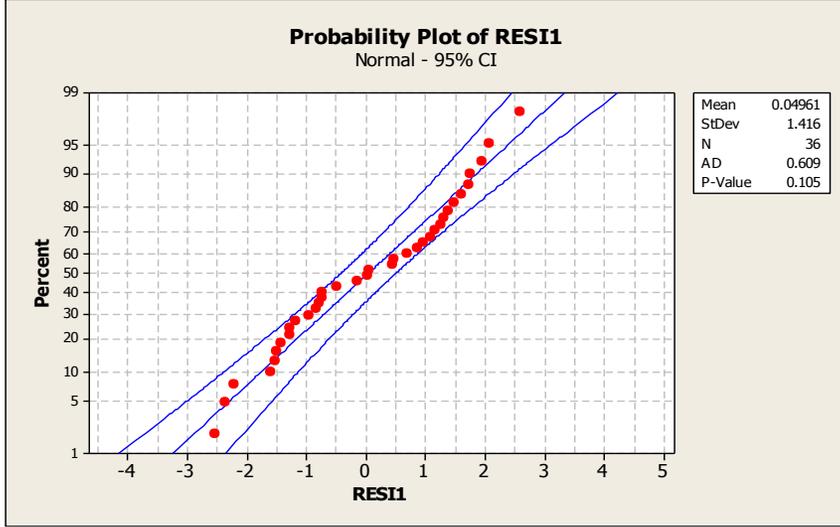
الشكل (13) : دالة الترابط الذاتي لبواقي النموذج



الشكل (14) : دالة الترابط الذاتي الجزئي لبواقي النموذج

B. بواقي ذات توزيع طبيعي :

لقد تم التأكد من ذلك باستخدام اختبار كولمغروف - سميرونوف [7] كما يوضح الشكل (15).



الشكل (15) : مخطط الاحتمال الطبيعي لبواقي نموذج SARIMA(4,1,1)(1,1,1)₁₂

C. للبواقي متوسط صفري:

ليبان أن متوسط بواقي النموذج مساوٍ للصفر، تم إجراء اختبار فرضية العدم $H_0 : \mu = 0$ ضد الفرضية البديلة $H_1 : \mu \neq 0$ ، وبين الجدول (2) نتائج الاختبار والذي يبين أنه يمكن اعتبار أن متوسط البواقي مساوٍ للصفر.

الجدول (2)

N	Mean	SE Mean	95% CI	Z	P
36	0.04961	0.684	(-1.456, 1.227)	-0.17	0.867

D. بواقي النموذج SARIMA(4,1,1)(1,1,1)₁₂ عشوائية :

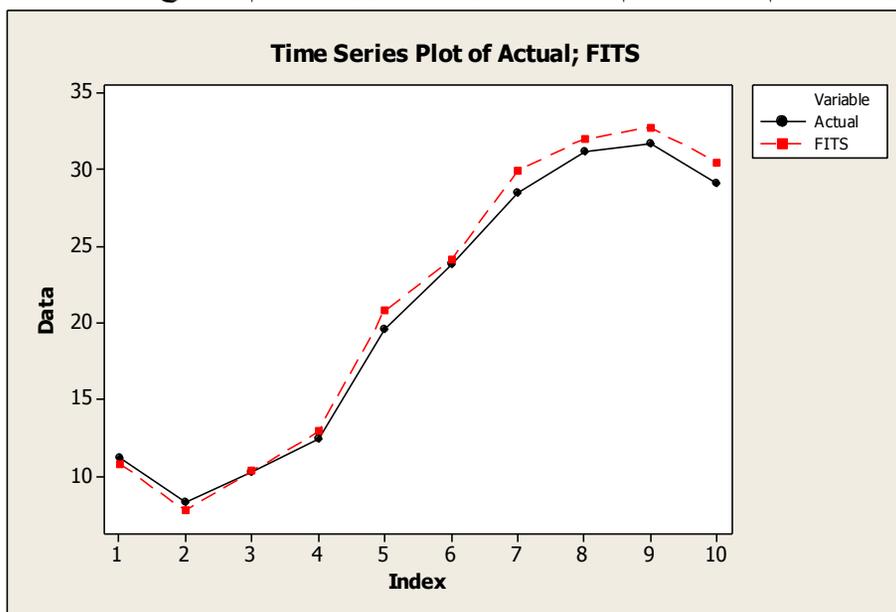
يبين الجدول (3) نتائج اختبار التعاقب على بواقي النموذج والذي يبين أن بواقي النموذج عشوائية.

الجدول (3) نتائج اختبار التعاقب على بواقي النموذج

21	العدد الملاحظ للتعاقبات
18.9444	عدد التعاقبات المتوقع
19	عدد المشاهدات الأكبر من المتوسط
17	عدد المشاهدات الأصغر من المتوسط
$0.486 > 0.05$	قيمة P

4 - 4 التنبؤ بالسلسلة المستقبلية :

بعد نجاح الاختبارات على البواقي، أصبح النموذج المقترح ملائماً للتنبؤ بدرجة الحرارة في المحطة المدروسة وتوليد سلسلة مستقبلية، تم توليد التنبؤات لقيم درجات الحرارة لعشرة أشهر باستخدام النموذج المقترح ومقارنتها مع القيم المقاسة وبين الشكل (16) مقارنة بين القيم المقاسة والقيم المتنبأ بها لدرجات الحرارة باستخدام النموذج.



الشكل (16) مقارنة بين تنبؤات النموذج والقيم الحقيقية لدرجة الحرارة

النمذجة الاحصائية لتغيرات درجات الحرارة (محطة حمص المناخية نموذجاً)

كما تم حساب النسب المئوية لأخطاء النموذج الجدول (4) ووجد أن أعلى قيمة للخطأ النسبي المئوي هي 7 % وهي أقل من القيمة المسموحة .

الجدول (4) النسبة المئوية لأخطاء النموذج

Temperature	Fit	Residuals	Persent Error
11.20	10.776	0.42	4%
8.30	7.686	0.61	7%
10.20	10.347	-0.15	-1%
12.40	12.884	-0.48	-4%
19.50	20.779	-1.28	-7%
23.80	24.101	-0.30	-1%
28.50	29.882	-1.38	-5%
31.10	31.997	-0.90	-3%
31.70	32.727	-1.03	-3%
29.10	30.438	-1.34	-5%

5 - الاستنتاجات والتوصيات:

- إن السلسلة الزمنية التي تمثل درجات الحرارة اليومية في مدينة حمص للفترة (2005-2009) غير مستقرة في الوسط الحسابي بسبب وجود إتجاه عام فيها (تزايد) .
- تتحقق حالة الإستقرارية للسلسلة الزمنية بعد أخذ الفرق الأول لها .
- إن النموذج SARIMA(4,1,1)(1,1,1)₁₂ هو النموذج المناسب للبيانات والذي يمكن الإعتماد عليه في إجراء تنبؤات لدرجات الحرارة في مدينة حمص .

6-المراجع :

- [1] Berri, A,2002-Statistical prediction methods. Saud king university, Saudi Arabia,342.
- [2] MASO A,2008-Satistics using Minitab. Aleppo university, second audition,Syria,446.
- [3] KAUFMANN R, KAUPPI M. and Stock J, 2011-Reconciling anthropogenic climate change with observed temperature 1998–2008. Proceedings of the National Academy of Sciences, 108 (29),11,790.
- [4] CHERDCHAI, M and NITTAYA, M 2016 Graphical display and statistical modeling of temperature changes in tropical and subtropical zones, Songklanakar J. Sci. Technol,38 (6), 715-721.
- [5] SALISBURY J. I., WIMBUSH M,2002- Using modern time series analysis techniqueto predict ENSO events from the SOI times series. *Nonlinear Proc. Geophys.*
- [6] ALI J, MAJEED A,2017-temperature analysis in Baghdad city using time series for the period (2015-2016),Alqadesiah university, Iraq,198p.
- [7] BROCKWELL P. J. & DAVIS R ,1991- Time series: theory and methods. New York: Springer .
- [8] Marshall E. Moss & Gary D. Tasker, 1987-The role of stochastic hydrology in dealingwith climatic variability .U.S. Geological Survey. Reston, Virginia, U.S.A.
- [9] GOLMAN D,1985- Stochastic Analysis of Drought Phenom- ena. US Army Crop of engineers HEC,U.S.A.
- [10] ABRAHAM B and BOX G.E.P, 1975- Linear Models, Time Series andOutliers 3: Stochastic Difference Equation Models. Department of Statistics, University of isc cons, Madison, 438.
- [11] BOX, G.E.P. and Jenkins G.M,1970- Time Series Analysis, Forecastingand Control . Holden-Day, San Francisco, CA.

