

استعمال نماذج الانحدار الذاتي والمتوسطات المتحركة التكاملية الموسمية بالتنبؤ بدرجات الحرارة العظمى لمدينة بعقوبة

م.م. أرشد حميد حسن¹، م.م. سارة عادل مظلوم²، م.م. شيماء محمد احمد³

¹ قسم الإحصاء، كلية الإدارة والاقتصاد، جامعة ديالى، ديالى، 32001، العراق

² قسم تقنيات التمريض، المعهد التقني الصويرة، الجامعة التقنية الوسطى، واسط، 52002، العراق

³ المعهد التقني بعقوبة الجامعة التقنية الوسطى قسم تقنيات المحاسبة

arshadhameed@uodiyala.edu.iq, sarahstatist@gmail.com, shymaam_mohammad@mtu.edu.iq

المخلص

تستخدم هذه الدراسة نموذج السلاسل الزمنية الموسمية Box-Jenkins لدراسة وتحليل بيانات درجة الحرارة القصوى الشهرية لمدينة بعقوبة خلال 2021-2023. يتميز النموذج بدقة عالية ومرونة تحليلية عالية، إذ ان اظهرت نتائج الجانب التطبيق للبحث والتي تم استخدام نماذج السلاسل الزمنية الموسمية فيها وهذه النماذج هي 12 (1,1,2) SARIMA و SARIMA (1,1,0) و SARIMA (1,1,1) و SARIMA (2,1,1) و SARIMA (1,1,0) وغيرها من النماذج وبالاتتماد على معايير جودة توافق الانموذج (معيار معلومات اكاكي ومعيار معلومات بيز ومعيار حنان كوين) تبين أن النموذج المناسب والفعال لتمثيل بيانات السلاسل الزمنية هو انموذج الانحدار الذاتي والمتوسطات المتحركة التكاملية الموسمية — SARIMA (1,1,0) (1,1,2) و SARIMA (1,1,0) وبناءً على تقديرات النموذج، تم التنبؤ بدرجات الحرارة للفترة من يناير 2021 حتى ديسمبر 2023، حيث تتوافق القيم مع القيم المقابلة في السلسلة الزمنية الأصلية.

الكلمات المفتاحية: السلاسل الزمنية الموسمية، نماذج SAR، نماذج SMA، نماذج SARIMA

Using of Autoregressive and Seasonal Integrated Moving Averages Models to Forecasting the Maximum Temperatures for the City of Baquba

Arshad Hamid Hassan¹, Sarah Adel Mazloum², Shaima Mohamed Ahmed³

¹Department of Statistics, College of Administration and Economics, Diyala University, Diyala, 32001, Iraq

² Nursing Techniques Department, Technical Institute of Al Suwaira, Middle technical university, 52002, Iraq

³ Department of Business Administration, Baquba Technical Institute, Middle Technical University, Diyala, 32001, Iraq

arshadeco@uodiyala.edu.iq, sarahstatist@gmail.com, shymaam_mohammad@mtu.edu.iq

Abstract

This study uses the Box-Jenkins seasonal time series model to study and analyze the monthly maximum temperature data for the city of Baqubah during 2021-2023. The model is characterized by high accuracy and high analytical flexibility, as the results showed by the application side of the research, in which seasonal time series models were used, and these models are SARIMA (1,1,0)(1,1,2) 12 and SARIMA(1,1,0). (2,1,1) 12 and SARIMA (1,1,0) (1,1,1) 12 and other models. Also based on the quality standards of model compatibility (Akaiki information criterion, Bayes information criterion, and Hanan Quinn criterion), it was found that the appropriate mode was Effective for representing time series data is SARIMA(1,1,0)(1,1,2) 12 and based on model estimates, temperatures are predicted for the period from January 2021 to December 2023, where the values align with the corresponding values in the original time series.

Keywords: Seasonal Time Series, SAR Models, SMA Models, SARIMA Models.

المقدمة

يمتاز العراق بوصفه جزء من الوطن العربي بموقعه في الشرق الأوسط الذي يعد جزءاً مكملًا لأجوائه ، وذلك لعدم وجود فواصل مناخية ذات قيمة تذكر بين أجزاء الوطن العربي ، حيث يمتد وطننا العربي من المنطقة الحارة جنوب دائرة خط الاستواء حتى المنطقة المعتدلة الشمالية ، وقد نتج عن هذا اختلاف في درجات الحرارة والرياح والأمطار ، حيث يتأثر بالرياح الغربية الآتية من المحيط الأطلسي والبحر المتوسط ، وهي رطبة ممطرة ، وكذلك بالرياح الجنوبية الشرقية الهابطة من بحر العرب والخليج العربي التي يرافق هبوبها سقوط الأمطار ، فضلا عن رياح باردة جافة تهب من أواسط آسيا ، أما في فصل الصيف فتهب رياح محلية تندفع من الصحراء العربية نحو الشمال ، وهي حارة جافة محملة بالغبار كرياح السموم على العراق . وكذلك الجبال والسهول والانهار والبحيرات كلها تؤثر على المناخ في العراق. ومحور دراستنا هو مدينة بعقوبة، وهي إحدى المدن الكبرى في العراق، يمر فيها نهر ديالى، ومناخها الذي يتميز بأنه حار جاف صيفا، بارد متذبذب الامطار شتاء، والمتأثر بهذه العوامل هو الانسان. إن هذه السلسلة من التغيرات يمكن أن تقاس بشكل زمني من خلال بيانات مرتبة ضمن فترات زمنية محددة تساعدنا على التنبؤ بالقيم المستقبلية. وتسمى هذه البيانات بـ (المشاهدات المسجلة) والتي تكون لفترة زمنية محددة تسمى بالسلاسل الزمنية. وسأحاول من خلال بحثي هذا تقديم عرض نظري عن تحليل السلاسل الزمنية وكيفية اختيار النماذج المناسبة لها. اما الجانب التطبيقي فيعنى ببيانات العدلات الشهرية لدرجات الحرارة في مدينة بعقوبة للفترة ٢٠١٦-٢٠٢٠ م.

مشكلة البحث

الطاقة الشمسية هي طاقة نظيفة ومتجددة تكتسب أهمية متزايدة في سوق الطاقة، إلى جانب مصادر الطاقة المتجددة الأخرى التي يتم الحصول عليها من الرياح وغيرها من المصادر الأخرى، مما يساهم في خفض تكاليف الإنتاج، لذلك نحتاج إلى معرفة مستويات درجات الحرارة المنبعثة من الطاقة الشمسية في مدينة بعقوبة من خلال البحث وعمل تنبؤات مستقبلية.

هدف البحث

يهدف البحث الى دراسة سلوك السلسلة الزمنية الخاصة بالمعدلات الشهرية والتنبؤ لدرجات الحرارة العظمى في مدينة بعقوبة للفترة كانون الثاني ٢٠٢٢ ولغاية كانون الأول ٢٠٢٣ من خلال استعمال نماذج الانحدار الذاتي والأوساط المتحركة المتكاملة والموسمية SARIMA.

Theoretical Side الجانب النظري

2.1 السلاسل الزمنية الموسمية Seasonal Time Series

وهي عبارة عن مجموعة من الملاحظات المترابطة، يتم إنشاؤها باستمرار على مدى سلسلة زمنية متصلة بما في ذلك الظواهر الموسمية. يشير إلى النمط المتماثل للحركات الزمنية للأشهر المقابلة في السنوات المتتالية، تتكرر السلسلة على فترات منتظمة، وتسمى هذه الفترة الموسمية ويرمز لها بالرمز (S)، حيث يمكن أن تكون (S) سنوات أو مواسم أو شهور، [1]: $f(t+s)$ والموسمية يصعب تمييزها عند دمجها مع الاتجاهات العامة. يمكن تجنب هذه المشكلة عن طريق تحديد الموسمية عندما تكون البيانات مستقرة، أي عند وجودها. يعني الاتجاه العام في البيانات أن البيانات غير مستقرة، لذلك يمكن استخدام الاختلافات لتحويلها إلى بيانات مستقرة.

بعد أن نحصل على بيانات مستقرة يتم تحديد الموسمية عن طريق فحص الارتباطات الذاتية للفترة الزمنية، فإذا وجد أن تلك الارتباطات لها فروق معنوية عند فترات زمنية ثابتة (تمثل طول الموسم) فإن السلسلة الزمنية المستقرة تكون موسمية. هناك العديد من المعايير الإحصائية المستخدمة لوصف جودة السلاسل الزمنية وتسهيل نمذجتها. [2]، منها:

:The Autocovariance and Autocorrelation Functions (ACF) والارتباط الذاتي

إذا كان لدينا سلسلة زمنية واحدة Z_t وارادنا دراسة العلاقة بين حاضرها وفترة مختلفة من ماضيها فإنها تسمى عندئذ بسلسلة زمنية متارة ذاتية، وان دالة التباين المشترك بين Z_t, Z_{t+k} تعرف كالآتي [3]:

$$\gamma_k = cov(Z_t, Z_{t+k}) = E(Z_t - \mu)(Z_{t+k} - \mu)$$

وان دالة الارتباط الذاتي بين Z_t, Z_{t+k} تعرف كالآتي:

$$\rho_k = \frac{cov(Z_t, Z_{t+k})}{\sqrt{var(Z_t)} \sqrt{var(Z_{t+k})}} = \frac{\gamma_k}{\gamma_0} \dots (1)$$

:Partial Autocorrelation Function (PACF) دالة الارتباط الذاتي الجزئي

دالة الارتباط الذاتي الجزئي ϕ_{kk} لفترة k تقيس الارتباط بين Z_t, Z_{t+k} بثبوت قيمة Z_t في بقية الفترات وتعرف كما يلي [4]:

$$\phi_{kk} = corr(Z_t, Z_{t+k} / Z_{t-1}, \dots, Z_{t+k-1})$$

ويمكن ان تحسب بالاعتماد على دالة الارتباط الذاتي وباستعمال (Gramer's rule) كما يلي:

$$(\phi_{kk}) = \frac{\begin{vmatrix} 1 & \rho_1 & \rho_{k-2} & \rho_1 \\ \rho_1 & 1 & \rho_{k-3} & \rho_2 \\ \cdot & \cdot & \cdot & \cdot \\ \rho_{k-1} & \rho_{k-2} & \rho_1 & \rho_k \end{vmatrix}}{\begin{vmatrix} 1 & \cdot & \rho_{k-2} & \rho_{k-1} \\ \rho_1 & \cdot & \rho_{k-3} & \rho_{k-2} \\ \cdot & \cdot & \cdot & \cdot \\ \rho_{k-1} & \cdot & \rho_1 & 1 \end{vmatrix}} \dots (2)$$

2.1 نماذج الانحدار الذاتي الموسمية (SAR) Seasonal Autoregressive Models

يقال للنموذج أنه نموذج انحدار ذاتي موسمي من الرتبة P إذا كانت المشاهدة عبارة عن دالة في مشاهدة السلسلة التي حصلنا عليها في نفس الموسم في السنوات السابقة المختلفة Z_{t-m} ويرمز له بالرمز $SAR(P)_m$ ويمكن صياغة هذا النموذج بالشكل التالي [5].

$$\varphi_P(B^m)\Delta_m^D Z_t = \varepsilon_t \dots (3)$$

$$\varphi_P(B^m) = 1 - \varphi_1(B^m) - \varphi_2(B^{2m}) \dots \dots - \varphi_P(B^{Pm})$$

حيث ان:

$\varphi_1, \varphi_2, \dots, \varphi_P$: معاملات أنموذج الانحدار الذاتي الموسمي.

Δ_m^D : مؤثر الفرق الموسمي.

Z_t : السلسلة الزمنية الخالية من الاتجاه العام وفيها تغيرات موسمية

D: درجة الفرق الموسمي.

M: طول الدورة الموسمية.

1.2.1 أنموذج المتوسطات المتحركة الموسمية (SMA) Seasonal Moving Averages Model

يقال للأنموذج أنه أنموذج متوسط متحرك موسمي من الرتبة Q إذا أمكن التعبير عن المشاهدة الحالية ولا كدالة في الخطأ العشوائي الحالي والأخطاء العشوائية السابقة التي حدثت في نفس المواسم من السنوات السابقة ويرمز له بالرمز SMA (Q) ويمكن صياغة هذا الانموذج كالتالي [6]:

$$\Delta_m^D Z_t = \vartheta_Q(B^m)\varepsilon_t \dots (4)$$

$$\vartheta_Q(B^m) = 1 - \vartheta_1(B^m) - \vartheta_2(B^{2m}) \dots \dots - \vartheta_Q(B^{Qm})$$

حيث ان:

$\vartheta_1, \vartheta_2, \dots, \vartheta_Q$: معاملات نماذج المتوسطات المتحركة الموسمية.

Q: رتبة الانموذج.

Z_t : سلسلة زمنية خالية من الاتجاه العام وبها تغيرات موسمية

2.2.1 أنموذج الانحدار الذاتي والمتوسطات المتحركة الموسمية (SARMA):

عند دمج أنموذج الانحدار الذاتي الموسمي مع أنموذج المتوسط المتحرك الموسمي نحصل على أنموذج مركب ويرمز له بالرمز m (P,Q SARMA) ويعبر عن هذه النماذج بالشكل التالي [7] [3]:

$$\varphi_P(B^m)\Delta_m^D Z_t = \vartheta_Q(B^m)\varepsilon_t \dots (5)$$

Z_t : سلسلة زمنية خالية من الاتجاه العام وبها تغيرات موسمية.

φ_P : متجه معاملات الانحدار الذاتي الموسمي.

ϑ_Q : متجه معاملات المتوسطات المتحركة الموسمية

1-2-3 نموذج الانحدار الذاتي والمتوسطات المتحركة التكاملية الموسمية: (SARIMA)

عند دمج النماذج الموسمية مع النماذج غير الموسمية نحصل على نموذج الانحدار الذاتي والمتوسطات المتحركة التكاملية الموسمية ويرمز له بالرمز $(P, D, Q)_m$ SARIMA(p,d,q) والذي يسمى بالأنموذج الموسمي المضاعف والذي تكون صيغته على النحو الآتي [3] [8]:

$$\phi_p(B)\varphi_P(B^m)\Delta_m^D\Delta^d Z_t = \theta_q(B)\vartheta_Q(B^m)\varepsilon_t \dots (6)$$

اذ ان p : رتبة انموذج الانحدار الذاتي غير الموسمي. d : درجة الفروق غير الموسمية، q : رتبة انموذج المتوسطات المتحركة غير الموسمي، Q : رتبة انموذج المتوسطات المتحركة غير الموسمي، $\phi_p(B)$: معاملات انموذج المتوسطات المتحركة غير الموسمي، $\Delta^d = (1 - B)^d$: معامل الفروق غير الموسمي، P : رتبة أنموذج الانحدار الذاتي الموسمي، D : درجة الفروق الموسمية، Q : رتبة أنموذج المتوسطات المتحركة الموسمي، $\varphi_P(B^m)$: معاملات أنموذج الانحدار الذاتي الموسمي. $\vartheta_Q(B^m)$: معاملات أنموذج المتوسطات المتحركة الموسمي، $\Delta_m^D = (1 - B^m)^D$: مؤثر الفروق الموسمي، Z_t : سلسلة زمنية تحتوي على اتجاه عام وتغيرات موسمية، m : طول الفترة الزمنية.

حيث يتم اتباع مراحل منهجية بوكس وجينكنز المعروفة عند دراسة السلاسل الزمنية الموسمية وهي: مرحلة فحص الاستقرارية ومرحلة التقدير ومرحلة التشخيص ومرحلة التنبؤ، وتعتبر الموسمية من أهم المشاكل التي تواجه الباحثين عند تحليل السلاسل الزمنية والتي تؤثر سلبا على دقة الانموذج الرياضي في حالة عدم معالجتها بصورة صحيحة، كما وتعتبر سبب اضافي لعدم سكون السلسلة في السلاسل الزمنية ذوات الاتجاه العام، في نماذج SARIMA أغلب الدراسات السابقة تستخدم مباشرة النموذج الضربي (المضاعف) بدون اختبار معنوية المعالم الضربية للأنموذج، وهذا يعني أن نماذج SARIMA الضربية تفترض معنوية المعالم كنتيجة للضرب بين المعالم الموسمية والمعالم غير الموسمية وعند دراسة السلاسل الزمنية الموسمية يتم اتباع نفس مراحل منهجية بوكس وجينكنز وهي [7]:

اولا: التشخيص Identification

بعد التأكد من استقراره السلسلة الزمنية ويقصد بالاستقرارية هنا من الناحية لإحصائية بان يكون الوسط الحسابي والتباين ثابتين. ويتم التأكد من الاستقرارية من خلال الرسم البياني للسلسلة واستعمال اختبار ديكي فولر الموسع. وإذا كانت السلسلة الزمنية غير مستقرة في المتوسط فيمكن تحويلها عن طريق اخذ عدد من الفروقات للبيانات واما إذا كانت السلسلة الزمنية ذو تباين غير ثابت فيتم استخدام بعض التحويلات الخاصة للحصول على تباين ثابت منها التحويل اللوغاريتمي أو يؤخذ لها الجذر التربيعي وتستخدم دالة الارتباط الذاتي ودالة الارتباط الذاتي الجزئي للكشف عن استقراريتها وعدم استقراره السلسلة الزمنية تعتبر هذه المرحلة من أهم المراحل لأنه يتم التعرف على الانموذج الأكثر توافقا مع السلسلة الزمنية وذلك من خلال دراسة دالة الارتباط الذاتي ودالة الارتباط الذاتي الجزئي وتحليل منحنياتها البيانية حيث يتم تحديد كل من (p,d,q) و في النماذج غير الموسمية $(P, D, Q)_m$ في النماذج الموسمية وذلك باستخدام دالتي ACF و PACF

ثانيا: مرحلة التقدير Estimation

تقديرية لمعاملات هذه النماذج بإحدى الطرق التالية يتم تقدير معالمه بإحدى طرائق التقدير الكفوة منها طريقة الامكان الاعظم التقريبية Approximate Maximum Likelihood والعزوم Moment، طريقة الامكان الاعظم المضبوطة Exact Maximum Likelihood وطريقة المربعات الصغرى Least Square وغيرها. والطريقة المستخدمة في تقدير المعلمات للأنموذج في البرنامج الاحصائي Eviews هي طريقة هي دالة الامكان الاعظم التقريبية

ثالثاً: تحديد ملائمة الانموذج Model order selection criteria:

بعد تقدير النموذج، نحتاج إلى اختبار مدى ملاءمته لتمثيل بيانات السلاسل الزمنية. هناك عدة طرق للقيام بذلك، بما في ذلك التحليل البوآقي. ويتم التحقق من عشوائية القيم المتبقية عن طريق اختبار دالة الارتباط الذاتي لبوآقي النموذج المشخص، حيث يتم ذلك باستخدام اختبار Box and Pierce و Ljung and Box.

رابعاً: التنبؤ Forecasting

إن المرحلة النهائية في خوارزمية (Box-Jenkins) هي التنبؤ إذ يتم إيجاد القيم المستقبلية للسلسلة الزمنية من خلال استخدام الأنموذج الملائم الذي تم الحصول عليه بموجب المراحل السابقة.

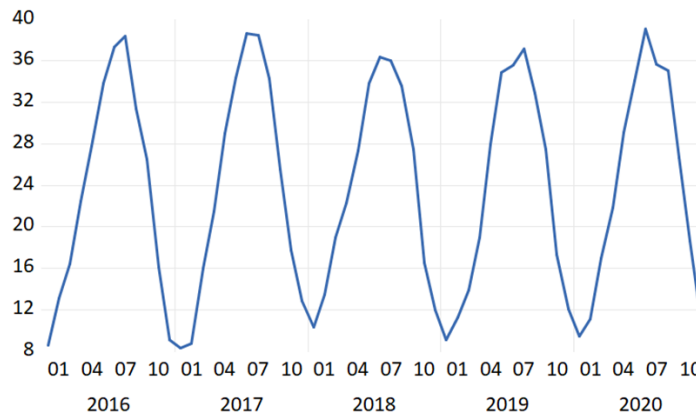
1- الجانب العملي Practical side

البيانات التي استخدمت في هذا البحث والتي نحن بصدد دراستها وتحليلها هي سلسلة زمنية بواقع 60 مشاهدة لدرجات الحرارة العظمى لمدينة بعقوبة للفترة من كانون الثاني لسنة 2016 إلى كانون الأول 2020 تم الحصول على عليها من دائرة الانواء الجوية والرصد الزلزالي في بغداد وقد تم الاعتماد على البرنامج EViews

1.2 تحليل السلسلة الزمنية Time Series Analysis

2, 1, 2 رسم السلسلة الزمنية

قبل البدء في تحليل السلاسل الزمنية، يبدو رسم بيانات السلاسل الزمنية لدرجة الحرارة في الشكل رقم (1)، ومن الشكل يمكننا أن نرى أن هناك اتجاه عام للزيادة مع مرور الوقت. إنه غير متكافئ وهذه التقلبات تتكرر بانتظام بنفس الوتيرة كل عام، والفرق في عدل الزيادة من سنة إلى أخرى يشير إلى وجود مكون اتجاه عام ومكون موسمي، ومن ثم الاختلاف في البيانات الأصلية.



الشكل رقم (1) السلسلة الزمنية الاصلية لدرجات الحرارة العظمى لمدينة بعقوبة

ولمزيد من الدقة يتم رسم دالة الارتباط الذاتي (ACF) والارتباط الذاتي الجزئي (PACF) على التوالي كما في الشكل رقم (2) ونفرض الفرضية التالية:

$$H_0: \rho_k = 0$$

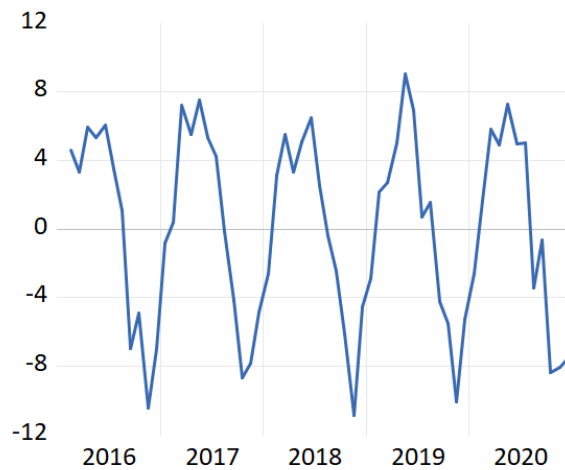
$$H_1: \rho_k \neq 0$$

فاذا كانت تقع داخل حدود الثقة يتم قبول فرضية العدم اي ان السلسلة الزمنية مستقرة والعكس صحيح نلاحظ من الشكل رقم (2) ان معاملات دالة الارتباط الذاتي والذاتي الجزئي لا تقع ضمن فترة الثقة وهذا مؤشر على عدم استقرار السلسلة الزمنية

Autocorrelation	Partial Correlation	AC	PAC	Q-Stat	Prob	
		1	0.798	0.798	40.126	0.000
		2	0.426	-0.579	51.751	0.000
		3	-0.033	-0.446	51.824	0.000
		4	-0.443	-0.240	64.867	0.000
		5	-0.728	-0.294	100.73	0.000
		6	-0.820	-0.231	147.02	0.000
		7	-0.712	-0.221	182.57	0.000
		8	-0.423	-0.112	195.38	0.000
		9	-0.029	-0.025	195.44	0.000
		10	0.390	0.165	206.78	0.000
		11	0.690	0.030	242.98	0.000
		12	0.764	-0.212	288.20	0.000
		13	0.624	-0.087	319.02	0.000
		14	0.316	-0.128	327.08	0.000
		15	-0.024	0.163	327.13	0.000
		16	-0.336	0.059	336.69	0.000
		17	-0.545	0.029	362.40	0.000
		18	-0.621	-0.039	396.55	0.000
		19	-0.537	-0.024	422.70	0.000
		20	-0.324	-0.080	432.46	0.000
		21	-0.029	-0.110	432.53	0.000
		22	0.270	0.022	439.69	0.000
		23	0.499	0.140	464.71	0.000
		24	0.566	0.025	497.85	0.000
		25	0.467	-0.083	521.00	0.000
		26	0.252	-0.122	527.96	0.000
		27	0.007	0.041	527.97	0.000
		28	-0.227	-0.039	533.94	0.000

شكل رقم (٢) يمثل دالة الارتباط الذاتي والارتباط الذاتي الجزئي حيث ظهرت المعاملات خارج حدود الثقة

من الشكل (٢) نجد ان قيمه معامل الارتباط الذاتي تتراوح بين -١,١ فعند درجة ابطاء (١) كانت قيمة معامل الارتباط الذاتي ٠,٧٩٨ وعند درجة ابطاء (٢) كانت ٠,٤٢٦، ولاختبار معنوية المعاملات الكلية لدالة الارتباط الذاتي باستخدام Ljung and box (إحصاء Q) كانت قيمتها حسب الجدول رقم (١) تساوي ٤٠,١٢٦ وان قيمة (Prob) التي تقابلها تساوي (0.000) وهذا يؤكد عدم استقرارية السلسلة في المتوسط لذا نرفض فرضية العدم ونقبل بالبديلة اي السلسلة غير مستقرة. ولغرض تحقيق الاستقرارية في السلسلة الزمنية يتم اخذ الفرق الاول للتخلص من الاتجاه العام ونرسم السلسلة الزمنية كما في الشكل رقم (٣)



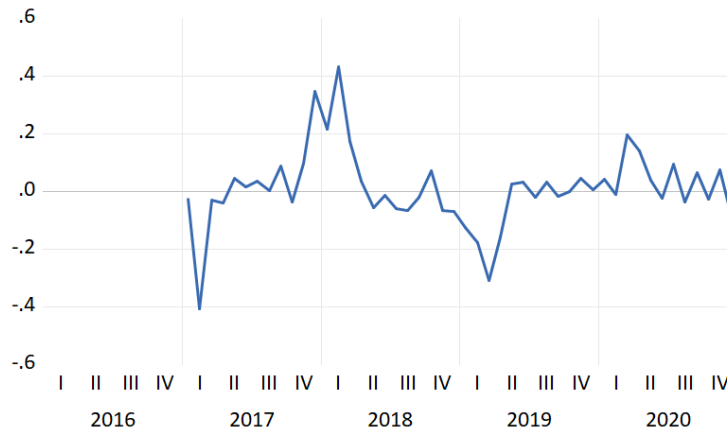
شكل رقم (3) رسم السلسلة الزمنية بعد أخذ الفرق الأول

وللتأكد من استقراريه السلسلة لابد من رسم كل من دالة الارتباط الذاتي والارتباط الذاتي الجزئي على التوالي وكما موضح في الشكل (٤)

Autocorrelation	Partial Correlation	AC	PAC	Q-Stat	Prob	
		1	0.748	0.748	34.686	0.000
		2	0.460	-0.224	48.053	0.000
		3	0.002	-0.601	48.054	0.000
		4	-0.385	-0.325	57.745	0.000
		5	-0.703	-0.318	90.719	0.000
		6	-0.795	-0.140	133.60	0.000
		7	-0.693	-0.024	166.83	0.000
		8	-0.422	-0.076	179.37	0.000
		9	-0.048	0.011	179.54	0.000
		10	0.324	0.041	187.25	0.000
		11	0.634	0.187	217.35	0.000
		12	0.719	-0.076	256.95	0.000
		13	0.635	-0.104	288.54	0.000
		14	0.349	-0.147	298.28	0.000
		15	0.029	0.058	298.35	0.000
		16	-0.302	0.146	306.00	0.000
		17	-0.506	0.138	327.93	0.000
		18	-0.614	-0.121	360.99	0.000
		19	-0.523	-0.046	385.60	0.000
		20	-0.338	-0.054	396.17	0.000
		21	-0.043	0.062	396.35	0.000
		22	0.213	-0.095	400.75	0.000
		23	0.453	0.073	421.28	0.000
		24	0.541	0.083	451.36	0.000

شكل (٤) يوضح دالتي الارتباط الذاتي والارتباط الذاتي الجزئي لسلسلة الفروق الأولى

يتضح ان أكبر معاملات الارتباط الذاتي كانت في الفترات ١ و ٢ و ٤ وهذا يدل على انها تحتوي على تأثيرات موسمية تعيد نفسها كل ١٢ شهر وهذا ما يوضحه الشكل للسلسلة الزمنية لذا سوف نأخذ الفرق الموسمي اللوغاريتمي للتخلص من إثر الموسمية وكما موضح في الشكل (٥)



الشكل رقم (٥) السلسلة الزمنية بعد اخذ الفرق الموسمي للتخلص من اثر الموسمية للسلسلة الزمنية

Autocorrelation	Partial Correlation	AC	PAC	Q-Stat	Prob	
		1	0.511	0.511	13.324	0.000
		2	0.376	0.156	20.714	0.000
		3	0.135	-0.148	21.690	0.000
		4	0.056	-0.017	21.864	0.000
		5	-0.058	-0.075	22.055	0.001
		6	0.003	0.093	22.055	0.001
		7	-0.005	0.014	22.056	0.002
		8	0.032	0.006	22.119	0.005
		9	-0.110	-0.195	22.860	0.007
		10	-0.235	-0.218	26.336	0.003
		11	-0.326	-0.110	33.222	0.000
		12	-0.564	-0.425	54.426	0.000
		13	-0.473	-0.044	69.746	0.000
		14	-0.330	0.079	77.419	0.000
		15	-0.179	-0.020	79.740	0.000
		16	-0.128	-0.096	80.965	0.000
		17	0.017	0.062	80.987	0.000
		18	0.002	0.009	80.987	0.000
		19	-0.050	-0.167	81.196	0.000
		20	-0.076	0.001	81.695	0.000
		21	0.056	0.103	81.974	0.000
		22	0.029	-0.261	82.050	0.000
		23	0.123	-0.068	83.514	0.000
		24	0.152	-0.148	85.818	0.000

شكل (٤) يوضح دالتي الارتباط الذاتي والارتباط الذاتي الجزئي لسلسلة بعد اخذ الفرق الموسمي

ولغرض التأكد من استقرارية السلسلة سوف نقوم بأجراء اختبار ديكي فولر الموسع وكما في الجدول (٣) الآتي:

جدول (٣) يوضح اختبار ديكي فولر الموسع

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-3.770260	0.0059
Test critical values:		
1% level	-3.577723	
5% level	-2.925169	
10% level	-2.600658	

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

من الجدول (٣) نلاحظ ان قيمة (Prob) للاختبار اقل من ٠,٠٥ مما يدل على استقرارية السلسلة الزمنية

2.2 تشخيص وتحديد رتبة الانموذج

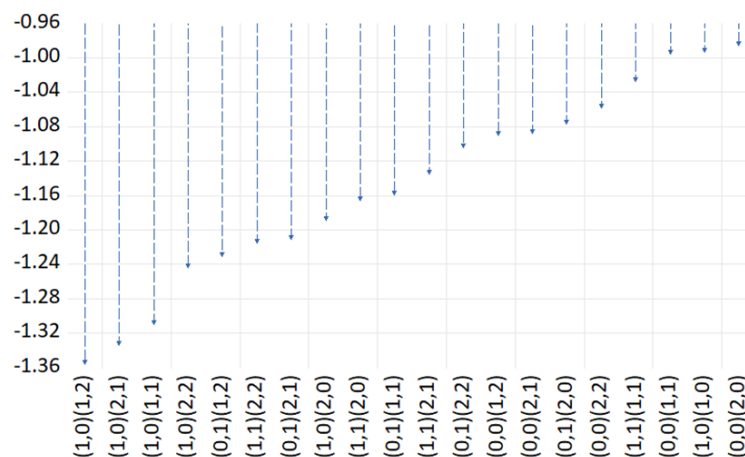
في هذه المرحلة يتم تحديد رتبة الانموذج المناسب للسلسلة الزمنية بعد معاينة النماذج الممكنة ومن خلال المفاضلة بين النماذج وبالاعتماد على معايير المقارنة (AIC,SIC,HQ) وكما موضحة في الجدول رقم (٤) تبين ان افضل أنموذج معنوي بعد ان تم المقارنة بينهم على اساس اقل الاخطاء اتضح الانموذج هو

$$SARIMA(1,1,0)(1,1,2)_{12}$$

جدول (٤) يوضح مقارنة النماذج

Model	LogL	AIC*	BIC	HQ
(1,0)(1,2)	46.632393	-1.354413	-1.144979	-1.272492
(1,0)(2,1)	45.944547	-1.331485	-1.122050	-1.249564
(1,0)(1,1)	44.237128	-1.307904	-1.133376	-1.239636
(1,0)(2,2)	44.252115	-1.241737	-0.997397	-1.146162
(0,1)(1,2)	42.874794	-1.229160	-1.019725	-1.147238
(1,1)(2,2)	44.408336	-1.213611	-0.934365	-1.104383
(0,1)(2,1)	42.283194	-1.209440	-1.000005	-1.127518
(1,0)(2,0)	40.613868	-1.187129	-1.012600	-1.118861
(1,1)(2,0)	40.910795	-1.163693	-0.954259	-1.081772
(0,1)(1,1)	39.733851	-1.157795	-0.983266	-1.089527
(1,1)(2,1)	40.989412	-1.132980	-0.888640	-1.037406
(0,1)(2,2)	40.082917	-1.102764	-0.858424	-1.007189
(0,0)(1,2)	37.650130	-1.088338	-0.913809	-1.020070
(0,0)(2,1)	37.578087	-1.085936	-0.911408	-1.017668
(0,1)(2,0)	37.249516	-1.074984	-0.900455	-1.006716
(0,0)(2,2)	37.691848	-1.056395	-0.846960	-0.974474
(1,1)(1,1)	36.754607	-1.025154	-0.815719	-0.943232
(0,0)(1,1)	33.801756	-0.993392	-0.853769	-0.938778
(1,0)(1,0)	33.730650	-0.991022	-0.851399	-0.936407
(0,0)(2,0)	33.516466	-0.983882	-0.844259	-0.929268
(1,1)(1,0)	33.731677	-0.957723	-0.783194	-0.889455
(1,1)(1,2)	32.268060	-0.842269	-0.597928	-0.746694
(0,1)(1,0)	28.413357	-0.813779	-0.674156	-0.759164
(0,0)(1,0)	20.183310	-0.572777	-0.468060	-0.531816
(1,1)(0,2)	21.376272	-0.512542	-0.303108	-0.430621
(1,1)(0,1)	19.246678	-0.474889	-0.300361	-0.406621
(1,0)(0,2)	18.728497	-0.457617	-0.283088	-0.389349
(1,0)(0,1)	11.361611	-0.245387	-0.105764	-0.190773
(0,1)(0,2)	10.065812	-0.168860	0.005668	-0.100593
(1,1)(0,0)	7.832663	-0.127755	0.011868	-0.073141
(0,1)(0,1)	4.823429	-0.027448	0.112175	0.027167
(1,0)(0,0)	-6.860958	0.328699	0.433416	0.369659
(0,0)(0,2)	-6.923269	0.364109	0.503732	0.418723
(0,1)(0,0)	-13.303175	0.543439	0.648156	0.584400
(0,0)(0,1)	-19.385129	0.746171	0.850888	0.787132
(0,0)(0,0)	-42.186404	1.472880	1.542692	1.500187

Akaike Information Criteria (top 20 models)



شكل (٥) يوضح مقارنة النماذج بالاعتماد على معيار AIC

3.2 تقدير معاملات الانموذج

لغرض تقدير معاملات الانموذج نستخدم طريقة دالة لإمكان الاعظم والتي تعتمد على تعظيم الدالة والجدول رقم (٥) يبين تقدير لمعاملات الانموذج الأفضل

جدول رقم (٥) يمثل تقدير الانموذج $SARIMA(1,1,0)(1,1,2)_{12}$

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	3.064276	0.311054	9.851264	0.0000
AR(1)	0.692129	0.103092	6.713729	0.0000
SAR(12)	1.000000	2.21E-05	45301.07	0.0000
MA(12)	0.001349	0.000215	6.266131	0.0000
MA(24)	-0.998651	0.182686	-5.466486	0.0000
SIGMASQ	0.008392	0.001491	5.626982	0.0000
R-squared	0.964873	Mean dependent var	3.056956	
Adjusted R-squared	0.961620	S.D. dependent var	0.492910	
S.E. of regression	0.096565	Akaike info criterion	-0.865197	
Sum squared resid	0.503540	Schwarz criterion	-0.655763	
Log likelihood	31.95591	Hannan-Quinn criter.	-0.783276	
F-statistic	296.6523	Durbin-Watson stat	1.852166	
Prob(F-statistic)	0.000000			

4.2 تحديد ملائمة الانموذج

في هذه المرحلة يتم فحص الانموذج المقدر واختبار مدى ملائمته لتمثيل بيانات السلسلة ويتم ذلك بتحليل البواقي من خلال فحص دالة الارتباط الذاتي للبواقي حيث تم فحص معاملات الارتباط الذاتي والجزئي للبواقي للنموذج المقدر $SARIMA(1,1,0)(1,1,2)_{12}$ ومن الشكل رقم (٦) نلاحظ ان جميع معاملات الارتباط الذاتي للبواقي تقع ضمن حدود الثقة اي انها خاليه من اي نتوءات خارج حدود الثقة ما عدا التأخير (١٢) مما يعني ان سلسلة البواقي عشوائية وان النموذج المستخدم جيد وملائم مما يدل على استقراريتها

Autocorrelation	Partial Correlation	AC	PAC	Q-Stat	Prob	
		1	0.003	0.003	0.0005	
		2	0.177	0.177	2.0146	
		3	-0.081	-0.084	2.4376	
		4	-0.104	-0.139	3.1498	
		5	-0.206	-0.185	6.0136	0.014
		6	-0.099	-0.068	6.6871	0.035
		7	-0.019	0.036	6.7118	0.082
		8	0.038	0.034	6.8157	0.146
		9	-0.049	-0.116	6.9896	0.221
		10	-0.049	-0.138	7.1684	0.306
		11	0.136	0.149	8.5680	0.285
		12	-0.424	-0.449	22.527	0.004
		13	0.039	-0.026	22.649	0.007
		14	-0.153	-0.052	24.552	0.006
		15	0.075	-0.014	25.014	0.009
		16	0.034	0.001	25.109	0.014
		17	0.085	-0.126	25.728	0.018
		18	0.082	-0.036	26.319	0.024
		19	-0.082	-0.214	26.925	0.029
		20	-0.115	-0.130	28.153	0.030
		21	0.110	0.108	29.313	0.032
		22	0.021	-0.057	29.355	0.044
		23	-0.058	-0.064	29.694	0.056
		24	0.261	0.011	36.741	0.013
		25	0.077	0.114	37.373	0.015
		26	0.119	-0.035	38.924	0.014
		27	-0.002	0.036	38.925	0.020
		28	-0.064	-0.072	39.402	0.025

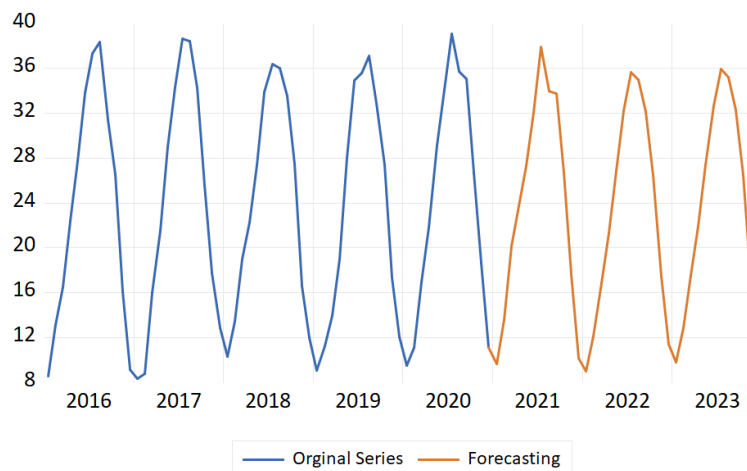
شكل (٦) يوضح دالتي الارتباط الذاتي والارتباط الجزئي لسلسلة البواقي للنموذج

٥,٢ التنبؤ

بعد ان تم فحص ملائمة الانموذج أصبح بالإمكان الاعتماد عليه للتنبؤ بدرجات الحرارة لمدينة بعقوبة للفترة من كانون الثاني ٢٠٢١ ولغاية كانون الأول ٢٠٢٣ حيث أظهرت هذه القيم تناسقا مع مثيلاتها في السلسلة الزمنية الأصلية كما هو واضح في الجدول الآتي: -

جدول (٦) يوضح القيم المتنبئ بها لدرجات الحرارة العظمى لمدينة بعقوبة للفترة تحت الدراسة

Months	2021	2022	2023
jan	9.640954	9.021631	9.783078
feb	13.61421	12.13394	12.83389
mar	20.1539	16.84221	17.50881
apr	23.75283	21.36481	21.94658
may	27.29615	26.85681	27.36087
jun	32.09998	32.22397	32.64137
jul	37.9423	35.62169	35.94041
aug	33.94092	34.97066	35.18692
sep	33.72248	32.127	32.26438
oct	26.66934	26.44684	26.52506
nov	17.59539	17.45019	17.4859
dec	10.124	11.38141	11.39753



شكل (٧) يوضح التنبؤ بدرجات الحرارة العظمى لمدينة بعقوبة للفترة ٢٠٢١-٢٠٢٢

الاستنتاجات

مما تقدم يمكن ان نستنتج الآتي:

١. تكمن أهمية التنبؤ بدرجات الحرارة لما له دوره في الجانب الاقتصادي والاداري بتعلق بكميات الانتاج كون ان درجات الحرارة تعتبر اهم مصادر الطاقة المتجددة
٢. بينت الاختبارات الإحصائية أن السلسلة الزمنية غير مستقرة في المتوسط وان هناك اتجاه عام واضح في السلسلة فضلا عن احتوائها على المركبة الموسمية حيث انها تعيد نفسها كل (١٢) شهرا ، ومن أجل توفير شروط الاستقرار في السلسلة قمنا

- بتعديلها أولا إزالة الاتجاه العام باستخدام الفروق من الدرجة الأولى البيانات وثانيا بإزالة المركبة الموسمية بعد أخذ الفروق من الدرجة (12)
٣. تم اختيار أفضل نموذج من بين النماذج الممكنة باستخدام معايير المفاضلة للنماذج واتضح أفضل نموذج هو الانموذج الموسمي $SARIMA(1,1,0)(1,1,2)_{12}$
٤. تم فحص ملائمة النموذج المقترح احصائيا من خلال فحص دالة الارتباط الذاتي للبقايا للنموذج المقدر $SARIMA(1,1,0)(1,1,2)_{12}$ حيث وجد انه ملائم للتنبؤ.
٥. وفقا لهذا النموذج تم التنبؤ بكميات درجات الحرارة لفترة (١٢) شهرا للسنوات ٢٠٢١ و ٢٠٢٢ و ٢٠٢٣. حيث أظهرت هذه القيم تناسقا مع مثيلاتها في السلسلة الأصلية، وقدمت لنا صورة مستقبلية لواقع درجات الحرارة في المدينة .
٦. الأخذ بنتائج هذا البحث و الصيغة المعتمدة للتنبؤ من قبل الجهات ذات العلاقة لاعتماده الأسلوب العلمي الملائم في التنبؤ .
٧. تعميم هذا البحث إلى دراسات مناظرة على مستوى المحافظة والاقضية الأخرى وعلى مستوى المحافظات الأخرى واجراء مقارنة بينها.

المصادر

- [1]. Box, George E. P. (2015). Time Series Analysis: Forecasting and Control. WILEY. ISBN 978-1-118-67502-1.
- [2]. Kaur H, Ahuja S (2019) ARIMA modeling for forecasting the electricity consumption of a health care building. Int J Innov Technol Explor Eng (IJITEE). 8(12):2795–2799. <https://doi.org/10.35940/ijitee.L2575.1081219>
- [3]. Hamilton, James (1994). Time Series Analysis. Princeton University Press. ISBN 9780691042893.
- [4]. Divisekara, R. W., Jayasinghe, G. J. M. S. R., & Kumari, K. W. S. N. (2020). Forecasting the red lentils commodity market price using SARIMA models. SN Business & Economics, 1(1). doi:10.1007/s43546-020-00020-x
- [5]. Adanacioglu H, Yercan M (2012) An analysis of tomato prices at wholesale level in Turkey: an application of SARIMA model. Cust E Agronegocio 8:52–75.
- [6]. Alibuhtto MC, Ariyaratna HR (2019) Forecasting weekly temperature using ARIMA model: a case study for Trincomalee in Sri Lanka. Int J Sci Environ Technol 8(1):124–131.
- [7]. كمال سلطان محمد سالم، محمد خلف عبد العال رفاعي (٢٠١٧)، مدى كفاءة استخدام نموذج SARIMA في التنبؤ بالأسعار العالمية الشهرية لمحاصيل الحبوب، مجلة الجمعية الإحصائية المصرية، العدد ٣٣، رقم ٢٠١٧. ١-
- [8]. كمال سلطان محمد سالم، محمد خلف عبد العال رفاعي (٢٠١٩)، مقارنة بين نموذج Winters-Holt ونموذج SARIMA في التنبؤ بالأسعار الشهرية لبعض منتجات الألبان، المجلة المصرية للاقتصاد الزراعي، العدد ٢٩، رقم ٢٠١٩. ٢-