

التنبؤ بمناسيب مياه شط العرب باستعمال نماذج الانحدار الذاتي والأوساط المتحركة الموسمية SARIMA

Forecasting of Shatt al-Arab water levels using autoregressive models and Seasonal Moving Average (SARIMA)

<https://doi.org/10.29124/kjeas.1547.8>

م. احمد هشام محمد⁽²⁾

أ. م. د. بهاء عبد الرزاق قاسم⁽¹⁾

L. Ahmed Husham Mohammed

Prof. Assist. Dr. Bahaa Abdul Razak Qasem

ahmed.albasrai@uobasrah.edu.iq

bahaa.kasem@uobasrah.edu.iq

جامعة البصرة/ كلية الإدارة والاقتصاد

المستخلص

يهدف البحث إلى تقديم دراسة تحليلية لمناسيب الشهرية لمياه شط العرب في محافظة البصرة باعتماد نماذج السلسلة الزمنية الموسمية، تعد مناسبات المياه من العوامل المؤثرة وبشكل مباشر في مستويات التراكيز الملحيّة من خلال دفع اللسان الملحي عن مياه شط العرب ، وهذا سيؤدي بالنتيجة إلى تقليل التأثيرات السلبية بيئياً واقتصادياً، لذا تم التوجّه نحو استعمال أحد نماذج السلسلة الزمنية المتمثّل بنماذج الانحدار المتكاملة والأوساط المتحركة الموسمية SARIMA للتنبؤ بمستويات مناسيب شط العرب، باعتماد بيانات المناسيب للمدة من كانون الثاني/2009 ولغاية كانون الأول/2021، وقد تمكّنت الدراسة من تحديد النموذج الملائم لبيانات السلسلة الزمنية بالنموذج SARIMA(1,1,1)(1,1,1)₁₂ اعتماداً على معايير حسن المطابقة (LogL, AIC, BIC, HQ) واختبارات التشخيص، وأظهرت القيم التنبؤية إلى وجود وتيرة متضاعفة في مناسيب مياه شط العرب للمدة ((Jan./2022-Dec./2030)).

الكلمات المفتاحية: السلسلة الزمنية، بوكس جنكيز، SARIMA

Abstract

The research aims to provide an analytical study of the monthly platforms of Shatt al-Arab waters in Basra governorate by adopting seasonal time chain models. Water tables are directly influencing the levels of salt concentrations by pushing the saline tongue from the Shatt al-Arab waters. This will result in reducing environmental and economic adverse effects, Thus, one of

the integration of SARIMA time series integrated regression models and seasonal moving circles to predict future levels of Arabian shatters using the Box-Jenkins methodology, using the data of the desks for the period from January 2009 to December 2021, Accordingly, the study was able to identify the appropriate template for time-series data in the SARIMA (1.1.1) (1.1.1)₁₂ model based on the criteria of good conformity (LogL, AIC, BIC, HQ) and diagnostic tests, where predictive values showed an increasing frequency in the Arab Shatt water levels for the duration (Jan. /2022 - Dec. /2030).

Keyword: time series, Box-Jen, SARIMA

1- المقدمة

تُعد السلسل الزمنية إحدى الأدوات الإحصائية المهمة في مجال التنبؤ بالظواهر المختلفة وإعطاء صورة واضحة ودقيقة حولها، وما يمكن أن يَتَّخِذ من قرار لمعالجة السلبيات أو تطوير الإيجابيات، ولأهمية هذا الأسلوب كانت هناك العديد من الإنجازات العلمية التي أسهمت في اقتراح العديد من المنهجيات والنماذج التي تحاكي الظواهر خلال الزمن الذي يُعد هو الآخر بُعداً مهما في عملية البناء والتقدير. من هذه النماذج نموذج (SARIMA) نموذج الارتباط الذاتي والأوساط المترافق المتكامل الموسمى الذي يُعد أحد النماذج الخطية التي تعالج الظواهر التي تحمل الصفة الموسمية ومن خلال اعتماد منهجية بوكس-جنكير يمكن بناؤه وتقدير معالمه ومن ثم التنبؤ بالقيم المستقبلية. ومن هنا توجّه الدراسة للتنبؤ بأحد أبعاد المياه النهرية وهي المناسب. بعد المياه عنصراً من عناصر ديمومة الحياة، وقال تعالى (وَجَعَلْنَا مِنَ الْمَاء كُلَّ شَيْءٍ حَيًّا). ولكن عنصر الحياة والنمو يمكن أن يتأثراً بالعديد من المتغيرات التي من الممكن أن تجعل منه سبباً رئيساً للإضرار بالبيئة المحيطة على المستوى: البشري، الحيوياني والنباتي فمن العوامل التي تؤثّر سلباً في مياه الأنهر والشواطئ هي مستوى المناسب، وهذا ما نلاحظه اليوم في العراق لا سيما في محافظة البصرة فانخفاض مناسب مياه شط العرب تعدّ سبباً رئيساً في ارتفاع التراكيز الملحوظة التي تُعدّ هي الأخرى إحدى المشاكل البيئية والصحية، لذا تكمّن أهمية الدراسة في كيفية تتطوّر الأساليب الإحصائية في السلسل الزمنية لغرض التنبؤ بإحدى العوامل المرتبطة بالبيئة المائية، وهي (المناسب) للتنبؤ بمستوياتها. لذا هدفت الدراسة إلى اعتماد أحد نماذج السلسل الزمنية التي تتسم بالطابع الموسمى (SARIMA) لغرض التنبؤ بمستويات المناسب في مياه شط العرب لما لها العامل من تأثير كبير على البيئة المائية. وقد قدّمت إسهامات عدّة من ناحية الأسلوب الإحصائي للسلسل الزمنية وأخرى باتجاه مناسب المياه، ولكن كانت محدودة منها دراسة (عبد الرحمن وعمار، 2013) التي هدفت إلى استعمال أساليب الإحصاء المكانى في دراسة وتحليلها مناسب المياه الجوفية باعتماد طريقتين هما: طريقة كرنج، وطريقة مقلوب المسافة باعتماد البيانات الأصلية لـ (42) بئراً. وتوصلت الدراسة إلى أن طريقة مقلوب المسافة IDW هي الأفضل من حيث تحقيقها نتائج هي الأقرب للنتائج الأصلية. دراسة (Adams, Mustapha, & Alumbugu, 2019). اقترحت الدراسة اعتماد نموذج السلسل الزمنية الموسمى لغرض التنبؤ بكميات هطول الأمطار في مدينة اوسون، وقد حددت الدراسة النموذج الملائم لهذه الظاهرة هو نموذج (1 ، 0 ، 1) SARIMA يناسب البيانات و تم استعماله للتنبؤ. دراسة (Alani & Alhiyali, 2021) عمدت

الدراسة إلى تحليل بيانات الأسعار لمصروف الطماطة في محافظة بغداد ولمدة من (ك 2 – 2010 ولغاية ك 1- 2015) باستعمال النموذج الموسمي (SARIMA). وقد اثبتت الدراسة أن النموذج الملائم للتنبؤ بأسعار الطماطة هو SARIMA (1,1,0)(1,1,0)₁₂.

2- المنهجية العلمية وأدوات البحث

1-2 مفهوم السلسلة الزمنية Times Series Concept

تُعد السلاسل الزمنية من الأساليب الإحصائية التي تستهدف التنبؤ بسلوك أي ظاهرة وتحديد أنماطها خلال مدة زمنية محددة (Hamel & Abdulwahhab, 2022, p. 118)، عليه يمكن أن نخلص إلى أن السلسلة الزمنية ترتبط بعدد من العوامل الرئيسية والمؤثرة في اتجاه الظاهرة وهي (الاتجاه العام، الموسمية، الدورية، والعارضية)، وتصنّف هذه العوامل الثلاثة الأولى أنها عوامل منتظمة. في حين العارضة تصنّف بأنّها عامل غير منتظم (غير نمطي)، أي لا يمكن اكتشاف سلوكه والتنبؤ به (شعراوي، 2005، صفحة 42). إن المنهج العام للسلاسل الزمنية هو بناء نموذج رياضي يتمكّن من تقدير سلوك الظاهرة وتحديد لها وفقاً لبياناتها سواءً أكانت (يومية، أم أسبوعية، أم شهرية أم سنوية) ومن ثم التوصل إلى نتائج مستقبلية تحاكي الواقع بالاعتماد على مبدأ أساس هو تقليل الخطأ المقدر إلى أقل ما يمكن (طاهر، 2020، صفحة 454). إن السلاسل الزمنية تعامل مع العديد من النماذج الرياضية ولكن سوف نختصّ هذه الورقة بنموذج يحاكي التغييرات الموسمية وهو نموح SARIMA.

2- اختبار استقرارية السلسلة Stationary Times Series

إن اختبار استقرارية السلسلة الزمنية تُعد من الجوانب المهمة التي يتطلّب اجراؤها قبل البدء بتحليل أي ظاهرة تخضع إلى الزمن إذ إن كلّ ظاهرة تتمّ بنمط معين (متزايد، متناقص)، لذا فإن صفة استقرارية السلسلة الزمنية يمكن أن تحدّد من خلال اتجاهين : (ثبات الأوساط الحسابية عبر الزمن، ثبات التباين عبر الزمن) (Box, Jenkins, Reinsel, & Ljung, 2016, p. 24)، ولاختبار السلسلة الزمنية هناك اختبارات عديدة منها (اختبار Q_{-Stat} ، اختبار دكي فولر الموسّع).

$$Q_{-Stat} = n \sum_{L=1}^m \hat{\rho}_L \quad \dots (1)$$

إذ إن L تمثل طول الفجوة الزمنية length of the time lag

وان الفرضية المتعلقة بهذا الاختبار

$$H_0: \rho_L = 0 ; \text{Stationary} \quad Vs \quad H_0: \rho_L \neq 0 \text{ Nonstationary}$$

$$\hat{\rho}_L = \frac{\sum_{t=L+1}^T (X_t - \bar{X})(X_{t-1} - \bar{X})}{\sum_{t=1}^T (X_t - \bar{X})^2} \quad \dots (2)$$

أما اختبار دكي فولر فهو من اختبارات جذر الوحدة التي يتم من خلالها اختبار استقرارية السلسلة. وقد طور هذا الاختبار من قبل العالم ديكى عام (1981) من خلال التحقق فيما إذا كان هناك ارتباطات ذاتية بين الأخطاء من خلال ثلاث نماذج، لهذا أطلق عليه باختبار دكي فولر الموسّع **Augmented Dickey Fuller** ، والذي يرمز له (ADF) (طاهر، 2020، صفحة 455). ومن خلال هذه الاختبارات إذا تبيّن لنا أن السلسلة غير مستقرّة، عندئذ نحدّد سبب عدم الاستقرارية، هل هو بسبب (الوسط أم التباين) ، فإذا كان سبب عدم الاستقرارية الوسط فهذا دليل على وجود الاتجاه بالسلسلة سواء أكانت بالزيادة أم بالنقصان، لذا يجب التخلص من عدم الاستقرارية. غالباً ما تكون السلسلة مستقرّة عند الفرق الثاني وذلك من خلالأخذ (d) من الفروق والتي تتحقّق بشكل تجريبي، و غالباً ما تستقرّ عند الفرق الثاني.

3-2 نموذج الارتباط الذاتي والأوسع المتحرّكة الموسمية **Seasonal Autoregressive and Moving Average Model (SARIMA)**

إن النقلبات الموسمية هي تغييرات تؤدي إلى حدوث نمط دوري منتظم Symmetric Periodical Pattern يتكرّر خلال المدة الزمنية (t). أي السلسلة تعيد نفسها بشكل ثابت ويرمز لهذا النوع من السلسلة بالرمز (S)، وعليه ستكون الدالة الرياضية للزمن هي (المحمدي و طعمه، 2011، صفحة 22):

$$g(t + S) = g(t) \quad \dots (3)$$

إن النموذج الموسمي SARIMA(p, d, q) هو حالة خاصة من النموذج المختلط التكامل ARIMA، والذي يمثل بنموذج الارتباط الذاتي $AR(p)$ بالدرجة (p) ونموذج الأوسع المتحرّكة $MA(q)$ بالدرجة (q)، وبدرجة فروق موسمية (d) (حسن و عبد الرحمن، 2016، صفحة 408) . ولغرض صياغة النموذج الرياضي الموسمي سيتّيّم عرض النماذج الأساسي في تشكيل النموذج وكما يأتي :

3-3 نموذج الارتباط الذاتي الموسمي **Seasonal Autoregressive Model**

وهو من نماذج السلسلة الزمنية الخطية التي تعتمد بشكل أساس على متوسّط الترجيح للمشاهدات السابقة فإذا فرضنا أن Z_t هي عملية عشوائية معرفة بالمدة (t) فيمكن صياغة النموذج (P) كما يأتي :

$$Z_t = \varphi_0 + \varphi_1 Z_{t-1} + \cdots + \varphi_p Z_{t-p} + \varepsilon_t \quad \dots (4)$$

وقد بيّن Box-Jenckes في عام 1970 أن نماذج الانحدار الذاتي الموسمية SAR(P) ضرورية ومهمة في تحليل السلسلة الزمنية التي تعاني من مشاكل كبيرة ومتّوّعة، لذا تم تأويل الصيغة (2) بأن تحاكي التغييرات الموسمية لحصل على الصيغة الآتية :

$$Z_t = \varphi_0 + \sum_{i=1}^p \varphi_i Z_{t-is} + \varepsilon_t \quad \dots (5)$$

إذ تدل φ_{is} على معلمة نموذج الانحدار الذاتي، أما بالنسبة Z_{t-is} والمعرفة ضمن المدة الموجودة بين بيانات السلسلة الزمنية والتي تتحدد بمضاعفات عدد الفترات لكل موسم، إذ تدل Z_{t-1s} على معلومات حول السلسلة الزمنية خلال المدة الأولى ، أما Z_{t-qs} فهي تمثل معلومات السلسلة الزمنية خلال المدة q إذ تتصف هذه السلسلة بظهور الصفة الموسمية (s)

(Otu, George, Jude, Ifeyinwa, & I., 2014, p. 18)

2-3-2 نموذج الأوساط المتحركة الموسمية Seasonal Moving Average Model

يمتاز نموذج $MA(q)$ بأن العمليّة العشوائية (Z_t) تكون مُفَسّرةً بواسطة الأوساط المرجحة لقيم السابقة للأخطاء العشوائية (ε_t) للمرة (q) إذ إن $1 > q$ عند ذيأخذ ذ النموذج الصيغة الآتية :

(امينة، 2014، صفحة 67):

$$Z_t = \varepsilon_t + \gamma_t \varepsilon_{t-1} + \dots + \gamma_{t-q} \varepsilon_{t-q} \quad \dots (6)$$

إذ تمثل γ_t معلمة النموذج عند المدة (t) أما ε_t فيمثل الخطأ العشوائي

أما عند ظهور الحالة الموسمية فإن النموذج سوف يقول إلى الصيغة الآتية :

$$Z_t = \varepsilon_{ts} + \sum_{i=1}^p \gamma_i \varepsilon_{t-is} \quad \dots (7)$$

3-3-2 النموذج المختلط الموسمي Seasonal Autoregressive & Moving Average Model

وهو من النماذج الخطية التي ترتكز على مبدأ الخلط ما بين نموذجي $AR(p)$ و $MA(q)$ ،والسبب يعود إلى عدم إمكانية تمثيل بعض السلسلة الزمنية المستقرة بأحد النماذجين؛ وذلك للامتنالك السلسلة خواص النماذجين عندئذ يتكون نموذج مختلط معروف بالرتبة (p,q) . ويمكن صياغة النموذج على وفق الصيغة الآتية

(طارق، 2014، صفحة 56):

$$Z_t = \varphi_0 + \varphi_1 Z_{t-1} + \dots + \varphi_p Z_{t-p} + \varepsilon_t + \gamma_t \varepsilon_{t-1} + \gamma_{t-q} \varepsilon_{t-q} \quad \dots (6)$$

وعندما تدخل الصفة الموسمية على النموذج المختلط كما في الصيغة (5) سيتولّد لدينا النموذج الموسمي المختلط :

(SARMA)

$$Z_t = \varphi_0 + \sum_{i=1}^p \varphi_i Z_{t-is} + \varepsilon_{ts} + \sum_{i=1}^p \gamma_i \varepsilon_{t-is} \quad \dots (7)$$

2-3-4 النموذج المختلط التكامل الموسمي

Seasonal Autoregressive Integrated Moving Average Model

إن الواقع الحقيقي لنماذج السلسل الزمنية هو الحالة غير المستقرة، وهذه الميزة غالباً ما يجعل تحليل النموذج والتنبؤ به يُعدّ أمراً معقداً، مما يتطلب إزالة عدم الاستقرارية وتحويلها إلى الحالة المستقرة ، من خلالأخذ الفروق (d). في هذه الحالة سنحصل على نموذج متجانس ومستقر، ويطلق عليه بنموذج المختلط المتكامل والمعرف ARIMA(p,d,q) إذ إن p تمثل درجة نموذج الارتباط الذاتي أما (q) فتمثل رتبة الأوساط المتحركة، و الرتبة (d) فتمثل رتبة الفرق التي تحقق الاستقرارية، يطبق بطبيعة الحال على هذه النماذج بنماذج Box and Jenkies (حسين و قاسم، 2019، صفحة 9). عندها يمتلك النموذج الصيغة (6) نفسها مع الأخذ بالحساب درجة الفرق (d) لتحقيق الاستقرارية (Otu, George, Jude, Ifeyinwa, & I., 2014, p. 18)، أما الحالة الموسمية فستأخذ صيغة النموذج (6) مع الأخذ بالحساب درجة الفرق (d) ، كما يمكن صياغة النموذج باستعمال معامل الارتداد الخلفي (Back shift) (β) كما موضحة بالصيغة الآتية

:(Dwivedl, Sharma, & Wandre, 2017, p. 186)

$$\varphi(\beta^s)Z(t) = \delta + \gamma(\beta^s)\varepsilon(t) \quad \dots (8)$$

$$\varphi_p(\beta) = 1 - \varphi_1(\beta^s) - \varphi_2(\beta^s) - \dots - \varphi_p(\beta^s)^p, \varphi_i \in R; i = 1, 2, \dots, p \quad \dots (9)$$

$$\gamma_p(\beta^s) = 1 - \gamma_1(\beta^s) - \gamma_2(\beta^{2s}) - \dots - \gamma_p(\beta)^{ps}, \gamma_i \in R; i = 1, 2, \dots, p \quad \dots (10)$$

إذ إن :

$Z(t)$: قيمة المتغير العشوائي عند الزمن (t) .

β^s فهو معامل الارتداد الموسمى.

φ_p ، γ_p : هي معاملات نموذج الانحدار الذاتي والأوساط المتحركة على التوالي.

s : تمثل طول المدة الموسمية

$\varepsilon(t) \sim N(0, \sigma^2)$: الخطاء العشوائي، والذي يمتلك خواص الضوضاء البيضاء

2-4 اختيار النموذج الملائم للتنبؤ بالظاهره

لفرض بناء نموذج السلسل الزمنية يتطلب ذلك معالجة دقة البيانات وإنَّ من الأساليب المستعملة والأكثر شهرة في مجال السلسل الزمنية هي منهجهة بوكس - جنكير، لذا سينتمي في الفقرات القادمة التطرق إلى أهم الخطوات التي يتطلب إجراؤها لفرض اختيار النموذج الملائم للتنبؤ بالظاهره (amineh، 2014، صفحة 67) :

2-4-1 مرحلة تحديد النموذج Model Identification

تعَد هذه المرحلة من المراحل الأساسية والمهامَّة بل هي الأصعب، لأنَّها ترتبط بجانبين مهمَّين الأول بناء مخطط زمني لبيانات السلسة لتحديد فيما إذا كان هناك أيَّ من الحالات الشاذة، أمَّا الثاني، يرتبط بتحديد رتبة النموذج الموسمى التكاملى، والذي يتطلب تحديد رتبة (p) والتي تمثل رتبة النموذج (AR)، والرتبة (d) التي تمثل رتبة الفرق التي يتحقق عندها استقرار النموذج التكاملى، والرتبة (q) التي تمثل رتبة النموذج (MA) ويتم تحديد رتبة النموذج من خلال حساب كُلًّا من دالة الارتباط الذاتي ACF الذي يقيس مقدار الارتباط الخطى بين مشاهدات السلسلة الزمنية بالرتبة (q)، ودالة الارتباط الجزئي PACF تُسمِّم في تحديد عدد الرتب الضرورية (p) (Chang, Gao, Wang, & Hou, 2013, p. 501)

2-4-2 مرحلة التقدير والاختيار Estimation

بعد أنَّ تمَّ تحديد النموذج الموسمى الملائم (SARIMA) نتُوجَّه إلى تقدير النماذج المقترحة باعتماد الطرق التقدير (Chang, Gao, (YW)Yule-Walker, (LSE) least square estimation, (ML) Maximum Likelihood (Wang, & Hou, 2013, p. 501) منْ تمَّ اعتماد معايير عدة لغرض المقارنة فيما بينها و اختيار النموذج الملائم لتمثيل الظاهرة. وهذه المعايير هي : معيار Akaike Information criterion (AIC)، معيار Bayesian Information criterion (BIC)، معيار SIC، معيار Hannan and Rissanen (HQ) وسيُنَمِّيَّ توضيح الصيغ الخاصة بهذا المعايير كما يأتي (طارق، 2014، صفحة 59):

$$AIC = \log(\hat{\sigma}_\varepsilon^2) + \frac{2G}{T} \quad \dots (9)$$

$$BIC = \log(\hat{\sigma}_\varepsilon^2) + G \frac{\log(T)}{T} \quad \dots (10)$$

$$HQ = \log(\hat{\sigma}_\varepsilon^2) + cG \frac{\log(T)}{T}; c > 2 \quad \dots (11)$$

إذ تمثل $\hat{\sigma}_\varepsilon^2$ تباين الباقي، G تمثل عدد المعالم المقدرة للنموذج، أمَّا T فتمثل عدد مشاهدات السلسلة الزمنية، ومن خلال المعايير المذكورة آنفًا يمكن أن نحدَّد النموذج الملائم، ويكون مبدأ اختيار النموذج على أساس أقلَّ قيم متحققة للمعايير (AIC, BIC, HQ).

2-4-3 مرحلة تشخيص النموذج Diagnostic Checking Model

في هذه المرحلة سيتم تشخيص النموذج الذي تم تحديده في المرحلة السابقة، والهدف منها هو اختبار البوافي (Normality Test) والتأكد من امتلاكها صفة التشويش الأبيض (White Noise) مع استقلاليتها عن بعضها البعض قبل أن يتم اعتماده في عملية التنبؤ (Dwivedi, Sharma, & Wandre, 2017, p. 190). وهناك العديد من الاختبارات التي يمكن من خلالها تشخيص النموذج: كاختبار حسن المطابقة لكمروف سمينوف ورسم شكل الاحتمال الطبيعي الذي يختبر طبيعة البوافي، اختبار دالة الارتباط الذاتي للبوافي، واختبار دالة الارتباط الذاتي لمربعات البوافي، في هذا الاختبار يتم التحقق من ثبات التباين للبوافي عن طريق رسم قيم الارتباطات الذاتية (نصر الله وقاسم، 2020، صفحة 240).

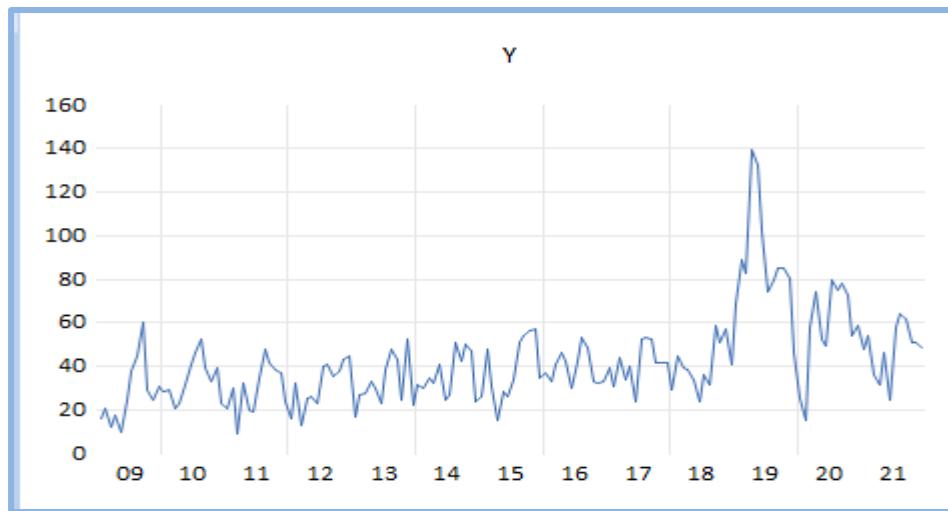
4-4-2 التنبؤ Forecasting

وهي المرحلة الأخيرة التي يتم من خلالها الحصول على القيم المستقبلية تبعاً للنموذج المقدر الذي تم تشخيصه و اختياره تبعاً للمعايير السابقة. وللتتأكد من أن القيم المتنبأ بها كفؤة لتقدير الظاهرة يتم رسم هذه القيم ومقارنتها مع البيانات الأصلية، فكما كانت القيم المتنبأ بها تقترب من القيم الآلية ذلك على جودة القيم المتنبأ بها.

3- الجانب التطبيقي

1-3 وصف عينة البحث

تمثل بيانات البحث مناسبات مياه شط العرب كسلسلة زمنية شهرية الواقع (156) مشاهدة مقاسة بالسنتيمتر مكعب للمدة (Des 2009 - Jan 2021) حسب سجلات قسم الموارد المائية في محافظة البصرة - بيانات غير منشورة، بمتوسط قدره (41.80) و قيمة قصوى (139.63) سجلت في الشهر (Apr.) لسنة (2019). وتتبادر هذه المشاهدات حول متوسطها بانحراف معياري قدره (20.44) وهو ما يشير إلى عدم تجانس بيانات السلسلة الزمنية، ويعزز بالشكل (1) طبيعة انتشار البيانات الأصلية.



الشكل(1):رسم الانتشار للسلسلة الزمنية لبيانات مناسبات مياه شط العرب شهرياً للمدة(2021-2009)

المصدر: مخرجات برنامج افیوز Eviews v.12

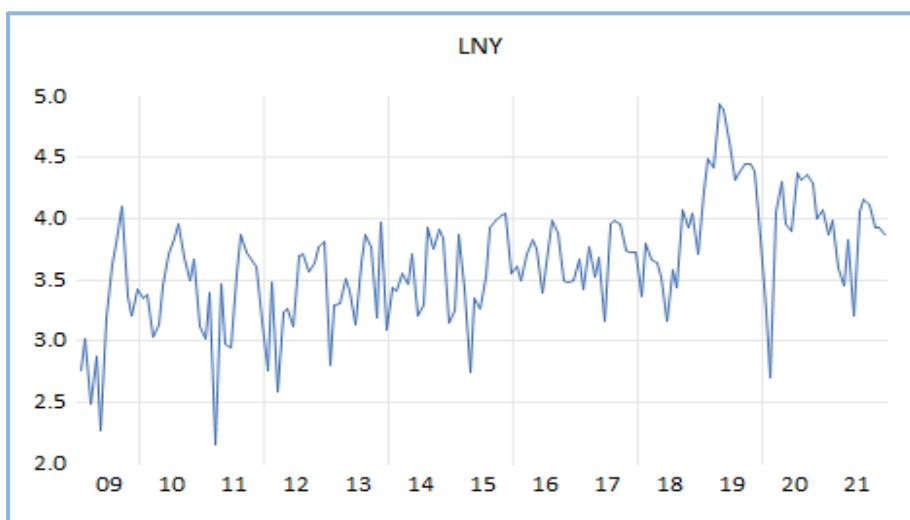
المصدر البيانات : سجلات قسم الموارد المائية – محافظة البصرة – بيانات غير منشورة

3-2 تحليل عينة البحث

3-2-1 استقرارية السلسلة الزمنية

يُوضح جلياً من الشكل(1) الخصائص الأولية للسلسلة الزمنية ، إذ نلاحظ وجود اتجاه عام متزايد فضلاً عن وجود تذبذبات متمثّلة في النتوءات والتعرّفات، وتكرّر هذه التذبذبات بانتظام كلّ 12 شهر تقريباً وبالوتيرة نفسها مع اختلاف شدّة هذه الوتيرة، وهذه التغييرات تدلّ على عدم استقرارية السلسلة الزمنية في الوسط والتباين.

ومن أجل معالجة عدم الاستقرارية فقد تم التخلّص من مشكلة عدم الاستقرارية في التباين أولاً بأخذ اللوغاريتم الطبيعي لبيانات السلسلة، والشكل (2) يُوضّح رسم الانتشار للسلسلة بعدأخذ اللوغاريتم الطبيعي، إذ نلاحظ أنّها أصبحت أقلّ حدّة في التذبذب محقّقة بذلك الاستقرارية في التباين لذا تم الاعتماد عليها عند التطبيق .



الشكل (2): رسم الانتشار للسلسلة الزمنية بعد اللوغاريتم الطبيعي $\ln(y)$

المصدر: مخرجات برنامج Eviews v.12

ولتأكيد عدم الاستقرارية في الاتجاه فقد تم إيجاد اختبار ديكى-فلور الموسّع للسلسلة المأخوذ لها اللوغاريتم الطبيعي والمبنية نتائجه في الجدول(1)، فضلاً عن رسم دالّي الارتباط الذاتي و الذاتي الجزئي لهما المبيّن في الشكل (2).

الجدول (1): اختبار ديكى-فولر الموسع للسلسلة $\ln(y)$

درجة التكامل	الفرق الأول $d=1$			عند المستوى			Statistic	المتغير
	الثابت والاتجاه	الثابت	بدون	الثابت والاتجاه	الثابت	بدون		
	-18.018	-	18.074	18.127	-7.67	-4.45		
1	0.000	0.000	0.000	0.000	0.0004	0.608	Sig	$\ln(y)$
	معنوي	معنوي	معنوي	معنوي	معنوي	غير معنوي	القرار	

المصدر: إعداد الباحثين بالاعتماد على مخرجات برنامج Eviews v.12

نلحظ من الجدول (2) أن السلسلة كانت غير مستقرة عند المستوى (البيانات قبل أخذ الفرق) لأن عدم معنوية اختبار ديكى-فولر في النماذج الثلاث: (بدون، الثابت، الثابت والاتجاه) إذ ظهرت قيمة مستوى المعنوية له ($prob=0.608$) عند النموذج (بدون) أكبر من 0.05، وعليه تم معالجة عدم الاستقرارية في الاتجاه من خلال أخذ الفرق الأول للسلسلة ($\ln(y)$ ، والتي ظهر فيها استقرارية السلسلة نتيجة معنوية اختبار ديكى-فولر عند النماذج الثلاث جميعها: (بدون، الثابت، الثابت والاتجاه) إذ كان مستوى المعنوية لها أقل من 0.05.

كما يعزّز الشكلان (3)،(4) النتيجة آنفًا إذ نلاحظ من الشكل (3) أن عدد الأعمدة لدالة الارتباط الذاتي الخارجية أكثر من 2 عمود، وهذا يدل على عدم استقرارية السلسلة، في حين نجد من الشكل (4) أن عدد الأعمدة الخارجية لدالة الارتباط مساويا إلى عمود واحد، والذي يدل على استقرارية السلسلة بعد أخذ الفرق الأول لها.

	Autocorrelation	Partial Correlation	AC	PAC	Q-Stat	Prob
1	0.615	0.615	60.164	0.000		
2	0.507	0.208	101.38	0.000		
3	0.383	0.013	124.96	0.000		
4	0.273	-0.038	137.01	0.000		
5	0.209	0.007	144.12	0.000		
6	0.172	0.033	148.99	0.000		
7	0.135	0.004	152.00	0.000		
8	0.108	-0.001	153.96	0.000		
9	0.206	0.201	161.10	0.000		
10	0.256	0.126	172.17	0.000		
11	0.299	0.076	187.36	0.000		
12	0.412	0.211	216.34	0.000		
13	0.335	-0.080	235.69	0.000		
14	0.323	0.009	253.85	0.000		
15	0.245	-0.067	264.36	0.000		
16	0.175	-0.051	269.76	0.000		
17	0.139	0.033	273.18	0.000		
18	0.177	0.137	278.79	0.000		
19	0.144	-0.002	282.53	0.000		
20	0.150	0.042	286.62	0.000		
21	0.180	0.002	292.51	0.000		
22	0.248	0.110	303.80	0.000		
23	0.257	-0.019	316.04	0.000		
24	0.322	0.050	335.45	0.000		
25	0.254	-0.065	347.59	0.000		
26	0.202	-0.054	355.35	0.000		

الشكل(3): دالة الارتباط الذاتي للبيانات الأصلية للسلسلة الزمنية $\ln(y)$

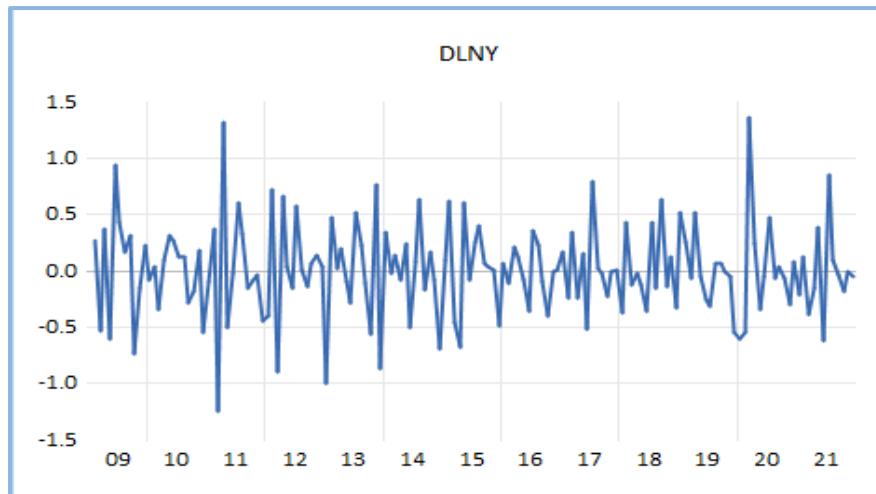
المصدر: مخرجات برنامج Eviews v.12

	Autocorrelation	Partial Correlation	AC	PAC	Q-Stat	Prob
1	-0.364	-0.364	20.889	0.000		
2	0.005	-0.147	20.892	0.000		
3	-0.009	-0.072	20.906	0.000		
4	-0.084	-0.134	22.032	0.000		
5	-0.004	-0.109	22.034	0.001		
6	0.025	-0.043	22.132	0.001		
7	-0.015	-0.043	22.171	0.002		
8	-0.152	-0.229	26.001	0.001		
9	0.038	-0.170	26.237	0.002		
10	0.000	-0.125	26.237	0.003		
11	-0.085	-0.236	27.457	0.004		
12	0.248	0.058	37.964	0.000		
13	-0.085	-0.016	39.211	0.000		
14	0.074	0.059	40.166	0.000		
15	-0.008	0.034	40.178	0.000		
16	-0.035	-0.016	40.391	0.001		
17	-0.092	-0.145	41.868	0.001		
18	0.105	-0.007	43.814	0.001		
19	-0.049	-0.045	44.242	0.001		
20	-0.045	-0.030	44.600	0.001		
21	-0.056	-0.131	45.178	0.002		
22	0.099	0.054	46.968	0.001		
23	-0.100	-0.052	48.803	0.001		
24	0.170	0.060	54.179	0.000		
25	-0.015	0.046	54.224	0.001		
26	-0.044	-0.024	54.587	0.001		
27	0.094	0.080	56.277	0.001		

الشكل(4): دالتي الارتباط الذاتي و الارتباط الذاتي الجزئي للسلسلة الزمنية $\ln(y)$ بعد أخذ الفرق الأول

المصدر: مخرجات برنامج Eviews v.12

أما موسمية السلسلة فلا تزال موجودة، وهذا ما يوضحه جلياً رسم السلسلة في الشكل(3)، إذ نلاحظ أن التأثيرات والتغيرات لا تزال موجودة، وعلى وتيرة كل 12 شهر تقريباً.



الشكل(5): رسم السلسلة الزمنية ($\ln(y)$) بعد أخذ الفرق الأول لها

المصدر: مخرجات برنامج Eviews v.12

2-2-3 التقدير

بعد معالجة مشكلة عدم استقرارية السلسلة الزمنية في الخطوة السابقة، تأتي مرحلة بناء النموذج SARIMA الملائم وتقديره. و يتبيّن من الشكل (5) أنّ رتبة الانحدار الذاتي للاريما مساوية إلى ($p=1$)؛ بسبب خروج عمود واحد دالة الارتباط الذاتي الجزئي، كما نجد أنّ رتبة المتوسطات المتحركة ($q=1$) لخروج عمود واحد من دالة الارتباط الذاتي، في حين نجد أنّ رتبة الانحدار الذاتي والمتوسطات المتحركة ($P=1, q=1$)؛ نتيجة لخروج الأعمدة عند الشهر 12 لدالّتي الارتباط الذاتي والذاتي الجزئي، فضلاً عن ذلك فقد تمّ تقدير نماذج عدّة من نماذج SARIMA($p,1,q)(P,1,Q)_{12}$ والمفاضلة بينها وفقاً للمعايير .
الملخصة بالشكل(5). (LogL, AIC, BIC, HQ).

Model Selection Criteria Table					
	Dependent Variable: DLOG(LNY)	Date: 02/09/23	Time: 10:54	Sample: 2009M01 2021M12	Included observations: 155
Model	LogL	AIC*	BIC	HQ	
(1,1)(1,1)	139.100903	-1.717431	-1.599621	-1.669579	
(1,1)(1,0)	134.930823	-1.676527	-1.578352	-1.636650	
(1,1)(0,1)	133.826931	-1.662283	-1.564108	-1.622407	
(0,1)(1,1)	133.562444	-1.658870	-1.560695	-1.618994	
(1,1)(0,0)	129.156789	-1.614926	-1.536386	-1.583025	
(0,1)(1,0)	128.852110	-1.610995	-1.532455	-1.579094	
(0,1)(0,1)	127.113063	-1.588556	-1.510016	-1.556654	
(1,0)(1,1)	127.063716	-1.575016	-1.476841	-1.535139	
(1,0)(1,0)	123.754114	-1.545214	-1.466674	-1.513313	
(1,0)(0,1)	122.601553	-1.530343	-1.451803	-1.498441	
(0,1)(0,0)	120.894471	-1.521219	-1.462314	-1.497293	
(1,0)(0,0)	117.435179	-1.476583	-1.417678	-1.452657	
(0,0)(1,1)	111.631374	-1.388792	-1.310252	-1.356891	
(0,0)(1,0)	109.250469	-1.370974	-1.312069	-1.347048	
(0,0)(0,1)	108.006412	-1.354921	-1.296016	-1.330996	
(0,0)(0,0)	102.795861	-1.300592	-1.261322	-1.284641	

الشكل(6): نتائج المفاضلة بين مجموعة من نماذج SARIMA(p,1,q)(P,1,Q)₁₂

المصدر: مخرجات برنامج Eviews v.12

إذ نلحظ من الشكل (6) أن النموذج SARIMA(1,1,1)(1,1,1)₁₂ أفضلها نتيجة؛ لامتلاكه أقل المعايير (LogL, AIC, BIC, HQ)، والشكل(7) يلخص تدبير هذا النموذج.

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.001598	0.000466	3.432261	0.0008
AR(1)	0.371534	0.058152	6.388967	0.0000
SAR(12)	0.890515	0.083790	10.62789	0.0000
MA(1)	-0.999999	87.84938	-0.011383	0.9909
SMA(12)	-0.693369	0.144127	-4.810830	0.0000
SIGMASQ	0.009325	0.020156	0.462638	0.6443

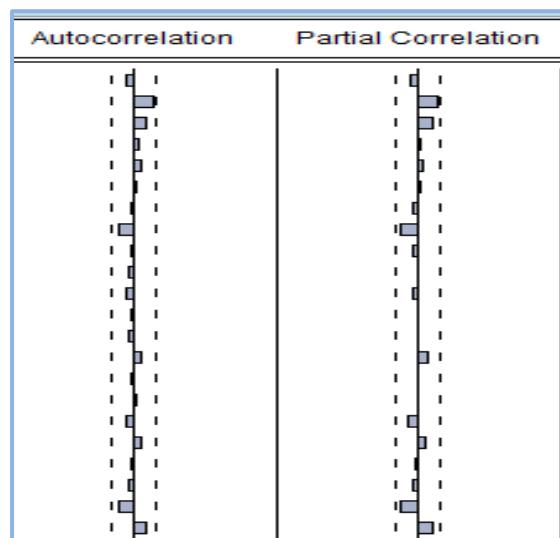
الشكل(7): نتائج تدبير نموذج SARIMA(1,1,1)(1,1,1)₁₂

المصدر: مخرجات برنامج Eviews v.12

3-2-3 التشخيص

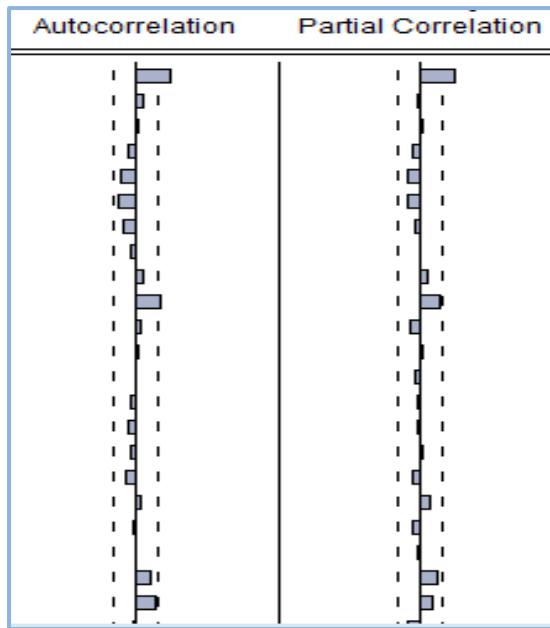
قبل اعتماد النموذج $SARIMA(1,1,1)(1,1,1)_{12}$ في التنبؤ لابد من تشخيصه، والتأكد من خلوه من المشاكل القياسية، والتي من أهمها التوزيع الطبيعي للبواقي بمتوسط صفر و تباين ثابت، والذي يكون من خلال رسم دالة الارتباط الذاتي للبواقي و مربعات البواقي والمبيئنة في الشكلين (8)، (9) الآتيين.

و نلاحظ من الشكل (8) أن جميع أعمدة دالة الارتباط الذاتي للبواقي تقع بين حدّي الثقة مما يؤكّد التوزيع الطبيعي للبيانات، كما نجد من الشكل (9) دالة الارتباط الذاتي لمربعات البواقي خروج عمود واحد فقط، وهذا يدل على تجانس البواقي .



الشكل (8): دالة الارتباط الذاتي والذاتي الجزئي لبواقي النموذج $SARIMA(1,1,1)(1,1,1)_{12}$

المصدر: مخرجات برنامج Eviews v.12



الشكل (9): دالة الارتباط الذاتي والذاتي الجزئي لمربعات الباقي التموذج₁₂ SAIMA(1,1,1)(1,1,1)12

المصدر: مخرجات برنامج Eviews v.12

3-2-4 التنبؤ لمناسيب مياه شط العرب:

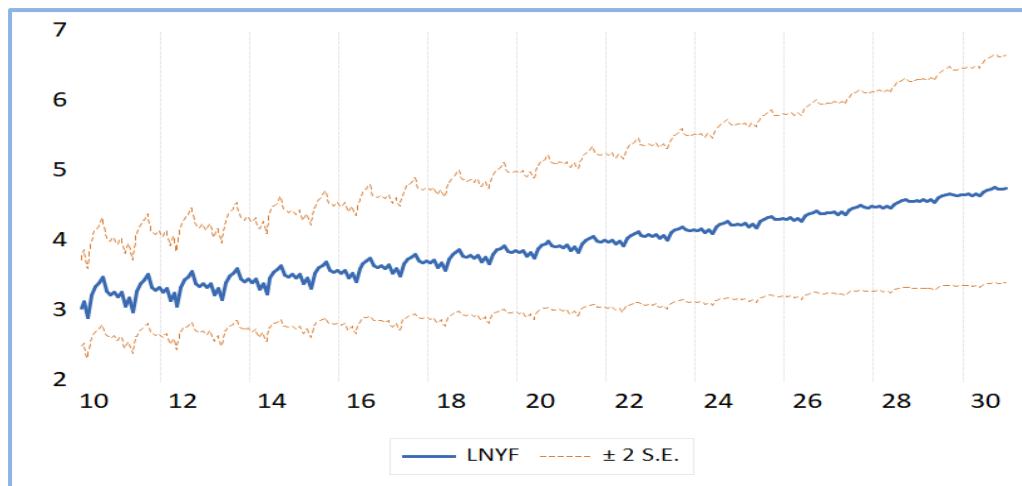
بعد تقدير التموذج وتشخيصه SARIMA(1,1,1)(1,1,1)12 تم التنبؤ بمناسيب مياه شط العرب للمدة (Jan./2022-2030 Dec.), إذ نلاحظ من الشكل (8) أن التموذج يتبع السلسلة الأصلية للبيانات فضلاً عن وقوعه بين حدود الثقة مما يؤكّد مرة أخرى جودة التموذج SARIMA(1,1,1)(1,1,1)12.

كما يتضح من الجدول (2) أن مناسيب مياه شط العرب المتنبأ بها للمدة المشار إليها يأخذ اتجاهها تصاعدياً متذبذباً، إذ يبلغ (54.39) في شهر Jan-2022 إلى أن يصل إلى (114.55) في نهاية المدة (Dec.-2030). وعليه نجد أن هذه النتائج تشير إلى وجود احتمال متقابل به باتجاه ارتفاع مناسيب مياه شط العرب، والذي بدوره يشير إلى وجود ارتفاع مناسيب مياه نهر دجلة والفرات.

الجدول (2): القيم التنبؤية لمناسيب مياه شط العرب للمدة (Jan./2022-Dec./2030)

Y. M.	2022	2023	2024	2025	2026	2027	2028	2029	2030
Jan.	54.39	58.87	63.80	69.24	76.61	82.93	89.95	97.75	106.45
Feb.	55.98	60.46	65.41	70.88	78.51	84.86	91.92	99.77	108.53
Mar.	52.49	57.07	62.12	67.68	75.38	81.85	89.03	97.00	105.88
Apr.	54.87	59.46	64.52	70.11	74.93	81.47	88.72	96.78	105.74
May	51.27	55.95	61.09	66.76	76.21	82.79	90.10	98.22	107.26
Jun.	57.28	61.92	67.04	72.70	75.25	81.91	89.30	97.50	106.64
Jul.	59.89	64.52	69.64	75.31	76.93	83.63	91.07	99.34	108.55
Aug.	61.12	65.76	70.91	76.61	73.82	80.62	88.16	96.53	105.84
Sep.	62.99	67.64	72.79	78.51	76.28	83.12	90.71	99.14	108.53
Oct.	59.48	64.26	69.54	75.38	73.02	79.95	87.62	96.15	105.63
Nov.	58.85	63.69	69.03	74.93	78.96	85.90	93.60	102.17	111.72
Dec.	60.03	64.90	70.27	76.21	81.59	88.56	96.31	104.93	114.55

المصدر: اعداد الباحثين بالاعتماد على مخرجات برنامج Eviews V.12



الشكل (10): شكل الانتشار لقيم التنبؤية والتقديرية لمناسيب مياه شط العرب

المصدر: مخرجات برنامج Eviews v.12

4. الاستنتاجات والتوصيات

بيّنت النتائج المذكورة آنفًا وجود تذبذب في مناسيب مياه شط العرب صعوداً ونقصاناً خلال مدة البحث، مما نتج عنه عدم استقرارية السلسلة الزمنية للبيانات في الوسط والتباين والذي اثبته اختبار ديكى-فولر الموسع ورسم دالة الارتباط الذاتي. كذلك تمثل النموذج الملائم لبيانات السلسلة الزمنية بالنموذج SARIMA(1,1,1)(1,1,1) اعتماداً على معايير حسن المطابقة (LogL, AIC, BIC, HQ) واختبارات التشخيص. كما أظهرت القيم التنبؤية بوجود وتيرة متصاعدة في مناسيب مياه شط العرب للمدة ((Jan./2022-Dec./2030)).

بالاعتماد على النتائج المذكورة آنفًا بالإمكان توسيعة الدراسات المستقبلية للت郢 بمناسيب المياه من خلال استعمال الشبكات العصبية وأساليب الذكاء الاصطناعي و النماذج الامثلمية والتي من شأنها أن ت العمل على معالجة مشكلة شحّ المياه والتي يعاني منها في الوقت الراهن بلدنا العزيز. كما تدعو الدراسة بشكل عام الجهات ذات العلاقة اتخاذ كافة الاجراءات كافة التي من شأنها المحافظة على المياه من الضياع: كإنشاء، السدود، أو بناء خزانات لتخزين مياه الأمطار و رفع التجاوزات على مجرى الأنهر وغيرها.

5- المصادر References

5-1 المصادر العربية

- أحمد هشام طاهر. (حزيران، 2020). استعمال نماذج ARIMA للت郢 بحجم البضائع المنولة في الموانئ العراقية، دراسة تطبيقية في الشركة العامة لموانئ العراق. مجلة العلوم الاقتصادية والإدارية، 26(120)، 452-472.

doi:<https://doi.org/10.33095/jeas.v26i120.1927>

- 2- بن قسمى طارق. (2014). استخدام نماذج السلسل الزمنية الموسمية للتنبؤ بمبيعات الطاقة الكهربائية - دراسة حالة الشركة الوطنية للكهرباء والغاز. جامعة محمد خضر - بسكرة- كلية العلوم الاقتصادية و التجارية و علوم التسيير، قسم علوم التسيير. رسالة ماجستير، جامعة محمد خضر - بسكرة- كلية العلوم الاقتصادية و التجارية و علوم التسيير.
- 3- جاسم ناصر حسين، وبهاء عبد الرزاق قاسم. (كانون الأول، 2019). استعمال نموذج الانحدار الذاتي والأوساط المتحركة المتكامل (للتنبؤ بانتاج التمور في العراق). مجلة الاقتصادي الخليجي، 35(43)، 1-26. تم الاسترداد من <https://www.iasj.net/iasj/article/196689>
- 4- دربال أمينة. (2014). محاولة التنبؤ بمؤشرات الأسواق المالية العربية باستعمال النماذج القياسية (دراسة حالة: مؤشر سوق دبي المالي). جامعة أبي بكر بلقايد، كلية العلوم الاقتصادية و علوم التسيير و العلوم التجارية، العلوم الاقتصادية، نقود، بنوك و مالية. كلية العلوم الاقتصادية و علوم التسيير و العلوم التجارية.
- 5- سمير مصطفى شعراوي. (2005). مقدمة في التحليل الحديث للسلسل الزمنية (الإصدار 1). المملكة العربية السعودية: جامعة الملك عبد العزيز، مطبع جامعة الملك عبد العزيز.
- 6- عباس عبد الرحمن، و غطافان عبد الكريم عمار. (2013). التنبؤ بخريطة تساوي مناسبات المياه الجوفية الحرة باستخدام طرائق الإحصاء المكانيفي سهل جبله-اللاذقية. مجلة جامعة تشرين للبحوث والدراسات العلمية-سلسلة العلوم الهندسية، 35(7)، 303-318.
- 7- فارس طاهر حسن، و سعد أحمد عبد الرحمن. (2016). التنبؤ الموسمي بالأعداد الشهرية للمصابين بالأمراض المزمنة في مدينة بغداد باستخدام نماذج SARIMA. مجلة العلوم الاقتصادية والإدارية، 22(87)، 405-438. تم الاسترداد من <https://www.iasj.net/iasj/article/108084>
- 8- مهدي وهاب نعمه نصر الله، وبهاء عبد الرزاق قاسم. (2020). استعمال منهجة بوكس- جينكز للتنبؤ بمعدلات البطالة في العراق. مجلة الإدارة والإقتصاد، 9(36)، 234-247. تم الاسترداد من <https://www.iasj.net/iasj/article/199238>
- 9- ناظم عبدالله المحمدي، و سعدية عبد الكريم طعمة. (2011). استخدام نماذج السلسل الزمنية الموسمية للتنبؤ باستهلاك الطاقة الكهربائية في مدينة الفلوجة (المجلد 4). مجلة جامعة الأنبار للعلوم الاقتصادية والإدارية: جامعة الأنبار، كلية الإدارية والاقتصاد. تم الاسترداد من <https://www.iasj.net/iasj/article/41065>

2- المصادر الاجنبية

- 10- Dwivedl, D. K., Sharma, G. R., & Wandre, S. S. (2017, Aug). FORECASTING MEAN TEMPERATURE USING SARIMA MODEL FOR JUNAGADH CITY OF GUJARAT. *International Journal of Agricultural Science and Research (IJASR)*, 7(4), 183-194. Retrieved from <http://www.tjprc.org/publishpapers/2-50-1499773536-23.IJASRAUG201723.pdf>
- 11- Adams, S. O., Mustapha, B., & Alumbugu, A. I. (2019). Seasonal Autoregressive Integrated Moving Average (SARIMA) Model for the Analysis of Frequency of Monthly Rainfall in Osun State, Nigeria. *Physical Science International Journal*, 22(4), 1-9.
- 12- Alani, R., & Alhiyali, A. .. (2021). Seasonality analysis of the tomato monthly price and its forecasting using seasonal time series models (SARIMA). *Jornal of Al-Muthanna for Agricultural Sciences*, 52-62. Retrieved from <https://www.iasj.net/iasj/article/215972>
- 13- Box, G. E., Jenkins, G. M., Reinsel, G. C., & Ljung, G. M. (2016). *Time Series Analysis Forecasting and Control* (5 ed.). John Wiley & Sons, Inc., Hoboken, New Jersey & simultaneously in Canada.
- 14- Chang, X., Gao, M., Wang, Y., & Hou, X. (2013, September 7). Seasonal Autoregressive Integrated Moving Average Model for Precipitation Time Series. *Journal of Mathematics and Statistics*, 8(4), 500-505. doi:<https://doi.org/10.3844/jmssp.2012.500.505>
- 15- Hamel, A. A., & Abdulwahhab, B. I. (2022). Using a hybrid SARIMA-NARNN Model to Forecast the Numbers of Infected with (COVID-19) in Iraq. *Journal of Economics and Administrative Sciences*, 28(132), 118-133.
doi:<https://doi.org/10.33095/jeas.v28i132.2276>
- 16- Otu, O. A., George, O., Jude, O., Ifeyinwa, M. H., & I., I. A. (2014). Application of Sarima Models in Modelling and Forecasting Nigeria's Inflation Rates Forecasting Nigeria's Inflation Rates. *American Journal of Applied Mathematics and Statistics*, 2(1), 16-28. doi: [10.12691/ajams-2-1-4](https://doi.org/10.12691/ajams-2-1-4)