



Forecasting the State of Climate Warming Using Time Series Analysis (Case Study: Aligudarz)

Yaser Sabzevari^{1*}, Saeed Islamian²

1- Ph.D. student, Department of Water Engineering, College of Agriculture, Isfahan University of Technology, Isfahan, Iran.

2- Professor, Department of Water Engineering, College of Agriculture, Isfahan University of Technology, Isfahan, Iran.

*Corresponding Author, E-mail address: Y.sabzevari@ag.iut.ac.ir

Received: 15 February 2024/ **Revised:** 03 March 2024/ **Accepted:** 05 March 2024

Abstract

The phenomenon of global warming has always affected different parts of the world. Therefore, it is necessary to investigate and predict the factors affecting it in different regions. In this study, the ARIMA time series method was used in order to investigate the future temperature changes in Aligudarz, Lorestan, Iran. For this purpose, the temperature data in the period of 1990-2021 was used from Aligudarz station. The results of the time series investigation showed that the model with the value of autocorrelation component=1, moving average=1 and differentiation=1 had the best result, so the forecasting was done with ARIMA (1,1,1) model. The forecast results showed that in the next five years (2022-2026) the temperature will decrease. In general, the results of this study showed the acceptable effectiveness of the time series model in temperature forecasting.

Keywords: Aligudarz, Autoregressive Model, Temperature, Time series.

پیش‌بینی وضعیت گرمایش اقلیمی با استفاده از تحلیل سری زمانی (مطالعه موردی: الیگودرز)

یاسر سبزواری^{۱*}، سعید اسلامیان^۲

۱- دانشجوی دکتری، گروه علوم و مهندسی آب، دانشگاه صنعتی اصفهان، اصفهان، ایران.

۲- استاد، گروه علوم و مهندسی آب، گروه علوم و مهندسی آب، دانشگاه صنعتی اصفهان، اصفهان، ایران.

*نویسنده مسئول، آدرس ایمیل: Y.sabzevari@ag.iut.ac.ir

دریافت: ۲۶ بهمن ماه ۱۴۰۲ / اصلاحات: ۱۳ اسفند ماه ۱۴۰۲ / پذیرش: ۱۵ اسفند ماه ۱۴۰۲

چکیده

پدیده گرمایش جهانی همواره نقاط مختلف جهان را تحت تاثیر قرار داده است به طوری که بر اساس گزارش‌های علمی، دمای کره‌ی زمین طی قرن بیستم به میزان ۰.۶ درجه سانتی‌گراد افزایش یافته است. از این‌رو بررسی و پیش‌بینی عوامل متاثر از آن در مناطق مختلف می‌تواند در شناخت بهتر این پدیده موثر باشد. در این مطالعه به منظور بررسی تغییرات آبی درجه حرارت در اقلیم الیگودرز، استان لرستان از مدل سری زمانی ARIMA استفاده شد. برای این منظور از اطلاعات درجه حرارت در بازه زمانی ۱۴۰۰-۱۳۶۹ در مقیاس سالانه ایستگاه الیگودرز استفاده شد. نتایج سری زمانی با بررسی P-value و پیش‌فرض‌های سری زمانی، نشان داد مدل با مقدار مولفه خودهمبستگی=1، میانگین متحرک=1 و تفاضل‌گیری=1 بهترین نتیجه را داشته است لذا پیش‌بینی با مدل ARIMA(1,1,1) انجام شد. نتایج پیش‌بینی نشان داد در دوره پنج سال آینده (۱۴۰۵-۱۴۰۱) مقدار درجه حرارت روندی کاهشی خواهد داشت. بطور کلی نتایج این مطالعه نشان از کارایی قابل قبول مدل سری زمانی در پیش‌بینی درجه حرارت داشت. کلمات کلیدی: الیگودرز، دما، سری زمانی، مدل خودهمبسته.

مقدمه

یکی از چالش‌های مهم زیست محیطی در عصر حاضر تغییرات و نوسانات اقلیمی است (Hulme et al., 1999). درک ما از تأثیرات بشر روی متغیرهای اقلیمی، به‌ویژه آن‌هایی که در ارتباط با گرم شدن ناشی از افزایش گازهای گلخانه‌ای هستند، نشان می‌دهد که تعدادی از پارامترهای اقلیمی در حال تغییر می‌باشند. تغییرات در روند آستانه‌های دمای هوا (دمای حداقل و دمای حداکثر) یکی از ویژگی‌های چرخه اتمسفر است که در یک منطقه اثرات شدیدی بر چرخه هیدرولوژی، منابع آب و در نتیجه بر عملکرد و نیاز آبی محصولات زراعی دارد. بر اساس گزارش‌های علمی، دمای کره‌ی زمین طی قرن بیستم به میزان ۰.۶ درجه سانتی‌گراد افزایش یافته است (Esmailpour and Dinpajouh, 2012). بنابراین بررسی و پیش‌بینی این متغیرها نقش مهمی در استفاده مفید از منابع و کاهش تبخیر و تعرق که یکی از مهمترین و تأثیرگذارترین اجزای بیلان آب در هر منطقه است (Feng et al., 2017) را ایفا می‌کند (Shabani et al., 2016; Zarei and Moghimi, 2016).

به‌منظور تعیین روند این تغییرات از روش‌های مختلفی استفاده می‌گردد. یکی از این روش‌ها تحلیل سری زمانی^۱ می‌باشد. سری زمانی مجموعه‌ای از مشاهدات دربارهِ یک متغیر است که در نقاط گسسته‌ای از زمان که معمولاً فاصله‌های مساوی دارند، اندازه‌گیری شده و بر حسب زمان مرتب شده‌اند (Khorami and Bozorgnia, 2007; Sabzevari and Eslamian, 2022). بنابراین یک سری زمانی از مشاهده یک پدیده در طول زمان بدست می‌آید. در این قبیل مدل‌ها تنها براساس الگوی گذشته پارامترهای اقلیمی، آینده آن‌ها را پیش‌بینی می‌کند. بر خلاف نمونه‌های تصادفی از یک جامعه که مستقل از یکدیگر هستند، داده‌های سری زمانی از هم مستقل نبوده و به طور متوالی به هم وابسته‌اند و این وابستگی بین مشاهدات، مورد توجه محققان قرار گرفته و در پیش‌بینی از آن استفاده می‌شود (Abdollahnejad, 2015). گانمن و سینها (Gautam and Sinha, 2016) به تحلیل سری زمانی ET₀ برای منطقه بوکارو و جهرخند هند پرداختند. نتایج نشان داد که از بین مدل‌های مختلف، مدل ARIMA (0,1,1)(0,1,4) بهترین نتایج را داشته است.

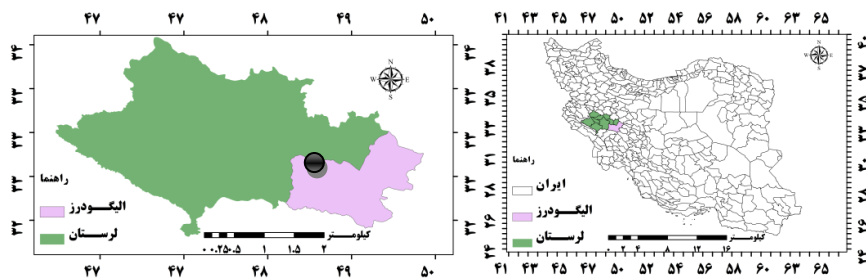
¹ - Time series

سیلویکاس و الهاق (Psilovikos and Elhag, 2013) با استفاده از مدل‌های فصلی ET_0 روزانه را در دلتای رود نیل پیش‌بینی نمودند و مدل مناسب منطقه را انتخاب کردند. آگولرا و همکاران (Aguilera et al., 2007) مدل آریمای با مدل مولفه اصلی (PCA) ترکیب کردند و مدلی کاربردی برای پیش‌بینی داده‌های دو طرف طول جغرافیایی ارائه داد. که آن را برای پیش‌بینی خطر پدیده تغییر اقلیم مناسب می‌داند. دودانگه و همکاران (Dodangeh et al., 2012) کاربرد مدل‌های سری زمانی به منظور تعیین روند پارامترهای اقلیمی در آینده را بررسی کرده و مدل‌های مختلف سری زمانی را بر روی پارامترهای اقلیمی برازش دادند و مقادیر را برای سال‌های آینده پیش‌بینی نمودند و در نهایت به منظور بررسی تغییر اقلیم، روند مقادیر پیش‌بینی شده را با استفاده از آزمون من-کندال تعیین نمودند. سبزواری و اسلامیان (Sabzevari and Eslamian, 2022) به پیش‌بینی مشخصه‌های دما در اقلیم خرم‌آباد پرداختند. نتایج نشان از دقت بالای مدل SARIMA داشت. همانطور که ذکر شد تحقیقات مختلفی در زمینه‌ی پیش‌بینی روند تغییرات پارامترهای مختلف اقلیمی صورت گرفته است. این موضوع نشان از اهمیت و کاربرد این موضوع دارد. از این رو در این مطالعه به پیش‌بینی روند تغییرات آینده مشخصه درجه حرارت منطقه الیگودرز پرداخته شد.

مواد و روش‌ها

منطقه مورد مطالعه

شهرستان الیگودرز بین ۴۹ درجه و ۴۲ دقیقه طول شرقی و ۳۳ درجه و ۲۴ دقیقه عرض شمالی با وسعت ۱۳۰ هکتار در شرق استان لرستان واقع شده است. این منطقه دارای ارتفاع ۲۰۲۲ متری از سطح دریا و متوسط بارش ۳۸۷/۷ میلی‌متر و تبخیر سالانه ۲۰۴۸/۲ میلی‌متر می‌باشد. طبق روش‌های طبقه‌بندی اقلیمی دمارتن و آمبرژه دارای اقلیم نیمه‌خشک و خشک سرد، با تابستان معتدل و زمستان بسیار سرد است. شکل ۱ نشان دهنده موقعیت جغرافیایی الیگودرز در لرستان و کشور می‌باشد. این شهرستان دارای یک ایستگاه سینوپتیک با عرض شمالی ۳۳ درجه و ۲۴ دقیقه و طول شرقی ۴۹ درجه و ۴۲ دقیقه و ارتفاع از سطح دریا ۲۰۲۲ متر بوده که در این مطالعه از اطلاعات این ایستگاه استفاده شده است. در این تحقیق جهت پیش‌بینی دما از اطلاعات دمای دوره زمانی (۱۴۰۰-۱۳۶۹) ایستگاه سینوپتیک الیگودرز استفاده گردید.



شکل ۱- موقعیت جغرافیایی الیگودرز در لرستان و ایران

Fig. 1. Geographical location of Aligodarz in Lorestan and Iran

سری زمانی

در تحلیل یک سری زمانی چندین هدف ممکن است وجود داشته باشد این اهداف را می‌توان به صورت توصیف، تشریح، پیش‌بینی، کنترل و برازش الگو رده بندی کرد (Chatfield, 1996). با رسم نمودار داده‌ها نسبت به زمان می‌توان تغییرات پارامترهای آماری سری نظیر میانگین، انحراف معیار و چولگی را به دست آورد (Daniel et al., 2005; Niroumand, 2012). توصیف سری زمانی شامل تشخیص ایستائی و نالیستائی آن و بررسی خودهمبستگی سری می‌باشد. سری زمانی وقتی ایستاست که تغییر منظمی در میانگین و واریانس آن وجود نداشته باشد و تغییرات دوره‌ای اکید در آن حذف شده باشد. سری‌های نالیستا را می‌توان با تفاضلی نمودن واریانس به سری‌های ایستا تبدیل کرد (Davis and Brockwell, 1996).

بررسی خودهمبستگی^۲

خود همبستگی عبارتست از وابستگی بین مقادیر دنباله‌ای بر حسب زمان. تابعی که خود همبستگی را بر حسب یک فاصله زمانی بین مشاهدات محاسبه می‌کند، تابع خود همبستگی نام دارد. می‌توان خود همبستگی را به صورت شباهت بین مشاهدات در نظر

²- Auto Correlation

گرفت. تابع خود همبستگی نیز به منظور اندازه‌گیری این شباهت تهیه شده است. برای بررسی خودهمبستگی به کمک نرم افزار Minitab، از تابع ACF استفاده شده است.

بررسی ایستایی^۳

یکی از خصوصیات اصلی و مهم در سری زمان، ایستایی است. سری زمانی که خاصیت ایستایی داشته باشد را می‌توان تجزیه و تحلیل کرد. سری زمانی را ایستا گویند اگر خصوصیات آماری آن مانند میانگین و واریانس در طول زمان ثابت باشد. در تحلیل سری زمانی، قبل از مدل‌سازی، باید سری را به صورت ایستا درآورد. به این منظور روش‌های بررسی ایستایی سری زمانی در ادامه مورد بررسی قرار می‌گیرند.

مدل‌های سری زمانی بطور کلی عبارتند از: (۱) مدل تصادفی اتورگرسیو^۴ یا خودهمبسته (p): اساس این مدل بر پایه زنجیره مارکف در زنجیره زمانی بنا نهاده شده است. (۲) مدل میانگین متحرک^۵ (q): در این مدل متغیر در زمان t از روی مقدار تصادفی همان لحظه به علاوه q برابر مقدار تصادفی مربوط به زمان‌های قبل از t برآورد می‌شود. (۳) مدل‌های ترکیبی. برخی از فرآیندها هستند که علاوه بر اینکه داری شرایط خودهمبستگی هستند، دارای ویژگی‌های میانگین متحرک نیز هستند. در این شرایط از مدل‌های ترکیبی مدل‌های خودهمبسته و میانگین متحرک و مدل‌های خودهمبسته میانگین متحرک جمع‌ی استفاده می‌شود (Soltani et al., 2017).

$$\phi(B)Z_t = \phi(B)(1-B)Z_t = \theta(B)at \quad (1)$$

که Z_t سری مشاهده شده است، $\phi(B)$ رتبه چند جمله‌ای p و $\theta(B)$ رتبه چند جمله‌ای q است. برای سری زمانی فصلی که بصورت چرخه‌ای هستند، تفاضل‌گیری فصلی به کار برده می‌شود که در اینجا مدل فصلی-ضربی را داریم:

$$\varphi_p(B)\Phi_p(B^s)\Delta^d\Delta_s^D(Z_t - \bar{Z}) = \theta_q(B)\Theta_q(B^s)a_t \quad (2)$$

که θ_q : چند جمله‌ای فصلی Q و Φ_p : چند جمله‌ای فصلی P هستند. رتبه مدل‌های آریمای فصلی-ضربی به شکل $(P, D, Q) \# (p, d, q)$ می‌باشد.

مرحله تعیین پارامتر و آزمون نکوئی برازش

پس از مشخص شدن مدل مناسب، بایستی برآوردی مؤثر از پارامترها انجام گیرد. پارامترها باید دو شرط ایستایی و معکوس پذیر بودن را برای میانگین متحرک و خودهمبسته داشته باشند. پارامترها باید از نظر معنی‌داری مورد آزمون قرار گیرند که با مقادیر خطای برآوردها و برآورد مقادیر t مرتبط می‌باشد (Box et al., 2015). چنانچه θ برآورد نقطه‌ای از پارامتر مورد نظر و S_θ خطای این برآورد باشد، مقدار t به صورت رابطه ۳ بدست می‌آید:

مرحله تعیین پارامتر و آزمون نکوئی برازش

پس از مشخص شدن مدل مناسب، بایستی برآوردی مؤثر از پارامترها انجام گیرد. پارامترها باید دو شرط ایستایی و معکوس پذیر بودن را برای میانگین متحرک و خودهمبسته داشته باشند. پارامترها باید از نظر معنی‌داری مورد آزمون قرار گیرند که با مقادیر خطای برآوردها و برآورد مقادیر t مرتبط می‌باشد (Box et al., 2015). چنانچه θ برآورد نقطه‌ای از پارامتر مورد نظر و S_θ خطای این برآورد باشد، مقدار t به صورت رابطه ۳ بدست می‌آید:

$$t = \frac{\theta}{S_\theta} \quad (3)$$

اگر با در نظر گرفتن احتمال خطای برابر یا بیشتر از $\alpha=0.05$ فرض صفر شود، در این صورت پارامتر معنی‌دار خواهد بود و در مدل باقی می‌ماند.

آزمون‌های نکوئی برازش صحت مدل‌ها را با استفاده از یکسری ابزارهایی بررسی می‌کنند. برای بررسی صحت مدل‌های برازش داده‌شده به داده‌ها، باقیمانده‌های مدل از نظر نرمال بودن خودهمبستگی بر اساس آزمون QQ Plot^۶، شاپیرو ویلک و کلموگروف-اسمیرنوف، مورد بررسی قرار گرفت. در این قسمت از نرم‌افزار SPSS و Minitab برای بررسی نرمال بودن داده‌ها و همگنی استفاده شد و

³- Stationary

⁴- Auto Rgressive

⁵- Moving Average

⁶- Quantile-Quantile Plot

همچنین از آماره تی (T) و پی ویلیو (P-VALUE) و معیار اطلاعات بییزی (BIC) ^۷ برای بررسی ارتباط داده‌های مشاهداتی و پیش‌بینی شده استفاده گردید (Niroumand, 2012). برای بررسی مناسب بودن مدل، از دو روش که مکمل همدیگر هستند استفاده می‌شود:

(۱) تجزیه و تحلیل باقیمانده‌های مدل برازش داده شده (در این روش تصادفی یا ناهمبسته بودن باقیمانده‌ها ثابت می‌شود).

(۲) تجزیه و تحلیل مدل‌هایی با پارامترهای بیشتر.

در تجزیه و تحلیل باقیمانده‌های مدل برازش داده شده، فرض‌های نرمال بودن داده‌ها، ثابت بودن واریانس باقیمانده‌ها، استقلال باقیمانده‌ها و نمودار باقیمانده‌ها در برابر زمان استنتاج می‌شود که با آزمون پرت-مانتو ^۸ انجام می‌گیرد. فرض نرمال بودن باقی‌مانده‌ها در صورتی پذیرفته می‌شود که نقاط تقریباً در اطراف یک خط راست قرار گرفته و از توزیع یکنواختی برخوردار باشند. از آزمون پرت مانو که براساس آماره اصلاح شده باکس-پیرسن ^۹ است، بعنوان یک روش رسمی تر در آزمون فرضیه ناهمبسته بودن باقیمانده‌ها استفاده می‌گردد. آزمون پرت مانو به صورت رابطه ۴ نوشته می‌شود (Abdollahnejad, 2015):

$$Q(LBQ) - n(n+2) \sum_{h=1}^k (n-h)^{-1} \rho_h^2 \quad (4)$$

که در آن: n تعداد مشاهدات، Q آماره آزمون که اصلاح شده آن LBQ لجانگ باکس ^{۱۰} است. تحت فرض H_0 تقریباً دارای توزیع کیدو است. شرط اول: هرگاه مقدار آماره Q از مقدار متناظر در جدول کیدو بیشتر باشد فرض H_0 رد می‌شود و یعنی داده‌ها همبسته هستند. شرط دوم: همچنین بایستی مقدار شاخص تصحیح از مقدار α بزرگتر باشد.

نتایج و بحث

داده‌های سری زمانی در تحلیل حاضر، شامل ۳۲ سال داده به صورت سالیانه است که در جدول (۱) ارائه شده است. در این گزارش، تحلیل داده‌ها و برازش مدل به کمک نرم افزار Minitab صورت گرفته است.

جدول ۱- سری زمانی مورد مطالعه

Table 1. The studied time series

سال	دما (°C)	سال	دما (°C)	سال	دما (°C)	سال	دما (°C)
1369	26.75	1377	22.75	1385	22.08	1393	21
1370	23.41	1378	21.75	1386	21.5	1394	20.4
1371	22.33	1379	21.75	1387	21.5	1395	21.09
1372	22.5	1380	22.41	1388	22.41	1396	20.54
1373	22.58	1381	21.16	1389	21.91	1397	19.12
1374	21.41	1382	20.33	1390	21.54	1398	19.57
1375	22.16	1383	22	1391	22.66	1399	21.61
1376	21.5	1384	20.33	1392	20.14	1400	20.75

بیشینه داده‌ها مربوط به سال ۱۳۶۹ معادل ۲۶/۷۵ و کمینه داده‌ها مربوط به سال ۱۳۹۷ معادل ۱۹/۵۷ است. در همین راستا نمودار سری زمانی ترسیم و به صورت شکل ۲ ارائه شده است. از آنجایی که امکان پیش‌بینی برای سری‌های زمانی نایستا به راحتی امکان پذیر نیست، بهتر است عواملی که باعث خارج شدن سری زمانی از حالت ایستایی هستند، حذف شوند. به این ترتیب باید مولفه‌های شناسایی شده در سری زمانی حذف شود که به این کار «هموار سازی» گفته می‌شود. بنابراین به منظور بررسی روند کلی داده‌ها و هموارسازی (حذف مولفه‌های شناسایی شده) از گزینه Smoother در نرم افزار استفاده شده است. همانگونه که مشخص است داده‌ها دارای روند نزولی هستند که با نزدیک شدن به انتهای دوره آماری این روند نزولی شدت بیشتری می‌گیرد.

بررسی خودهمبستگی

تابع خود همبستگی شامل دو خط قرمز رنگ (حدود بالا و پایین معنی داری در سطح ۵ درصد) و خط آبی (خودهمبستگی در گام‌های زمانی مختلف) است؛ در هر گام زمانی که خط آبی خطوط قرمز را قطع کند، خودهمبستگی معنی دار می‌باشد. به عبارت دیگر

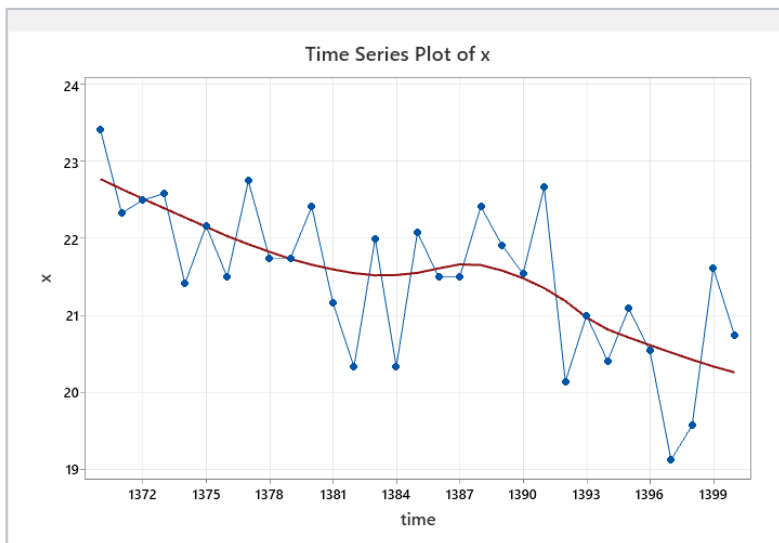
⁷ - Bayesian Information Criterion (BIC)

⁸ - Pert-Manto test

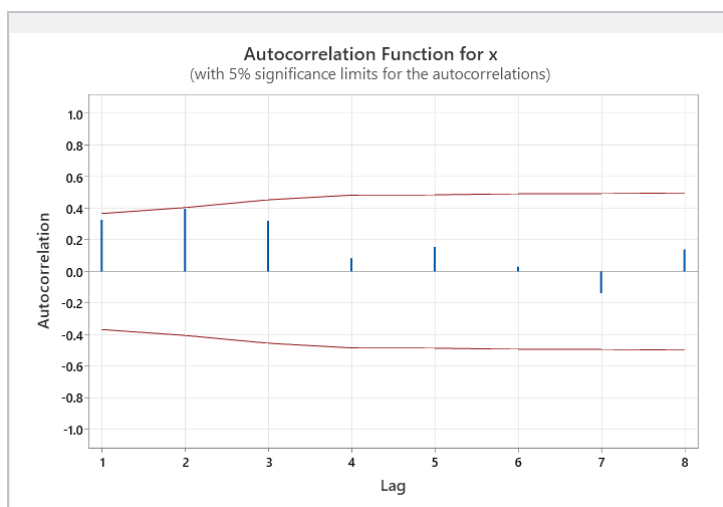
⁹ - Box-Pierson

¹⁰ - Box Logang

هرجا آماره T از ۱/۹۶ بزرگتر یا از ۱/۹۶- کوچکتر باشد، خودهمبستگی معنی دار است. در گزارش حاضر خود همبستگی مطابق شکل ۳ و جدول ۲ در گام دوم در سطح ۵٪ معنی دار است.



شکل ۲- نمودار اولیه سری زمانی
Fig. 2. Initial graph of the time series



شکل ۳- تابع ACF سری زمانی مورد مطالعه
Fig. 3. ACF function of the studied time series

جدول ۱- بررسی خودهمبستگی سری زمانی در گام‌های مختلف بر اساس آماره T

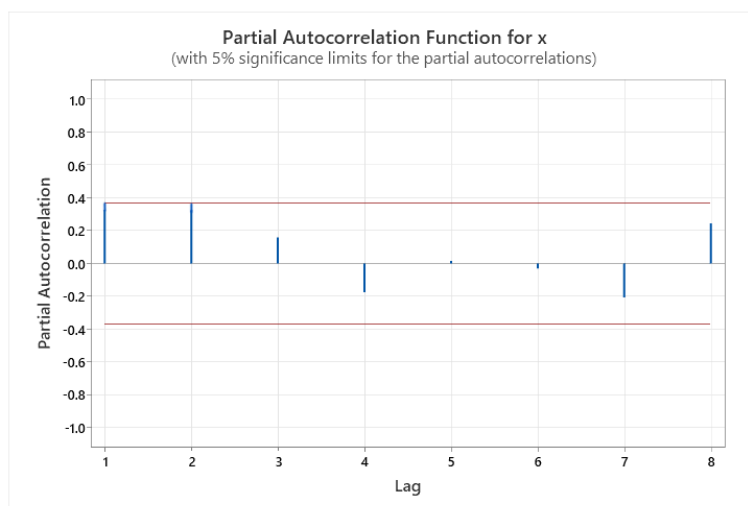
Table 2. Investigating the autocorrelation of the time series in different steps based on the T statistic

Lag	ACF	T
1	0.326201	1.82
2	0.396763	2.01
3	0.320450	1.44
4	0.084682	0.36
5	0.156019	0.66
6	0.030788	0.13
7	-0.136081	-0.57
8	0.139968	0.58

بررسی خودهمبستگی جزئی^{۱۱}

همبستگی جزئی یک سری زمانی ثابت را با مقادیر تاخیر^{۱۲} خود نشان می‌دهد. منظور از تاخیر فاصله زمانی است که بین مشاهدات در نظر گرفته می‌شود.

برای بررسی خودهمبستگی جزئی به کمک نرم افزار Minitab، از تابع PACF استفاده شده است. این تابع نیز به مانند تابع ACF، شامل دو خط قرمز رنگ (حدود بالا و پایین معنی داری در سطح ۵ درصد) و خط آبی (خودهمبستگی در گام‌های زمانی مختلف) است؛ در هر گام زمانی که خط آبی خطوط قرمز را قطع کند، خودهمبستگی معنی دار می‌باشد. به عبارت دیگر هر جا آماره T از $1/96$ بزرگتر یا از $-1/96$ کوچکتر باشد، خودهمبستگی معنی دار است. خود همبستگی مطابق شکل ۴ و جدول ۳ در همه گام‌ها فاقد معنی داری است.



شکل ۴- تابع PACF سری زمانی مورد مطالعه

Fig. 4. PACF function of the studied time series

جدول ۳- بررسی خودهمبستگی جزئی سری زمانی در گام‌های مختلف بر اساس آماره T

Table 3. Investigating partial autocorrelation function of time series in different steps based on T statistic

Lag	PACF	T
1	0.326201	1.82
2	0.324931	1.81
3	0.159008	0.89
4	-0.174861	-0.97
5	0.016554	0.09
6	-0.029403	-0.16
7	-0.206017	-1.15
8	0.244174	1.36

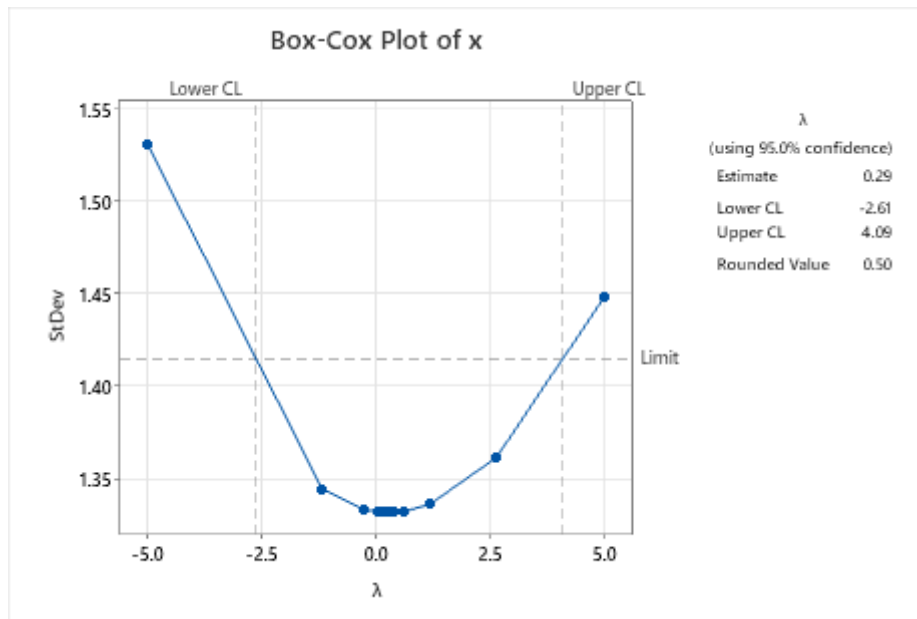
بررسی ایستایی

بررسی ایستایی در واریانس

بررسی ایستایی در واریانس در نرم افزار Minitab به کمک Box-Cox Plot صورت می‌گیرد. پس از ترسیم، چنانچه حد بالا و پایین در برگیرنده مقدار ۱ باشد، ایستایی در واریانس تایید می‌شود. در غیر این صورت لازم است تا تبدیل صورت گیرد. برخی از این تبدیل‌ها شامل تبدیل لگاریتمی یا نمایی هستند. در گزارش حاضر، حد بالا و پایین عدد ۱ را در بر می‌گیرد و می‌توان ایستایی در واریانس را تایید نمود (شکل ۵).

^{۱۱}- Partial Auto Correlation

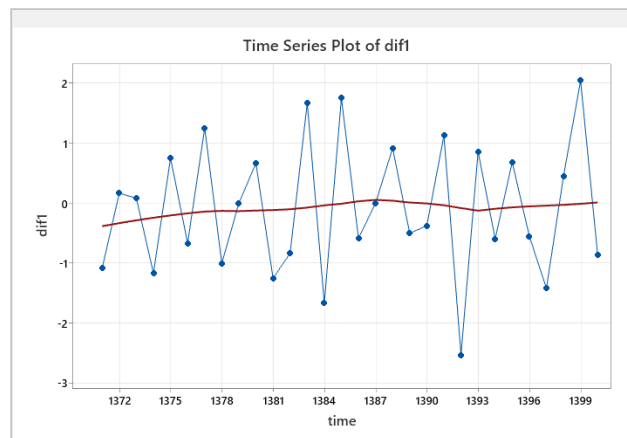
^{۱۲}- Lag



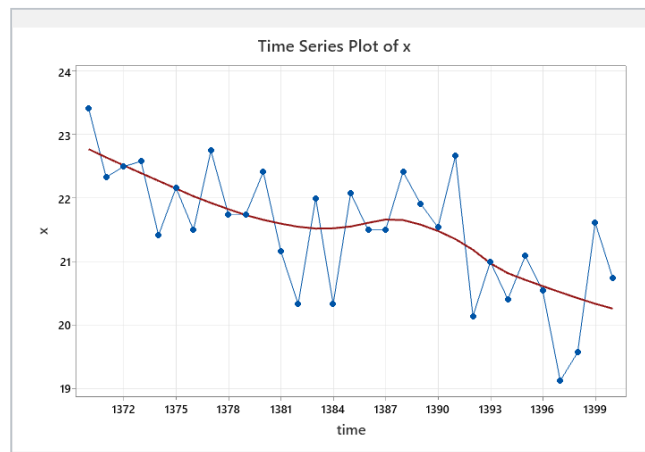
شکل ۵- بررسی ایستایی در واریانس به کمک Box-Cox Plot
Fig. 5. Checking stationarity in variance using Box-Cox Plot

بررسی ایستایی در میانگین

برای بررسی ایستایی در میانگین، لازم است تا داده‌ها با گام‌های زمانی مختلف با خود مقایسه شوند و پس از ترسیم، در صورتیکه خط Smoother یک خط افقی را نشان دهد، می‌توان ایستایی در میانگین را تایید و مقدار d در مدل ARIMA را نیز تعیین نمود. بنابراین در تحقیق حاضر نیز در دو گام زمانی مختلف اقدام به بررسی ایستایی در میانگین شده است که نتایج آن در شکل‌های ۶ و ۷ ارائه شده است. همانگونه که مشخص است با یک گام زمانی تاخیر، خط هموارسازی به شکل افقی در آمده و بنابراین می‌توان مقدار d را معادل ۱ در نظر گرفت. در گام زمانی دوم مجدداً داده‌ها دارای روند (نزولی) بوده و بنابراین گام دوم مورد قبول نمی‌باشد.



شکل ۶- بررسی ایستایی در میانگین با یک گام زمانی تاخیر ($Lag = 1$)
Fig. 6. Investigating stationarity in the mean with a lag time step ($Lag = 1$)



شکل ۷- بررسی ایستایی در میانگین با دو گام زمانی تاخیر (Lag = 2)
 Fig. 7. Investigating stationarity in the mean with two lags time step (Lag = 2)

برازش مدل

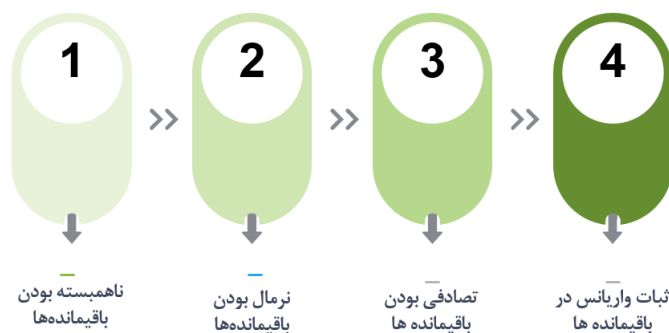
در گام نخست، با توجه به نتایج بخش‌های گذشته، مدل $ARIMA(1,1,1)$ برازش داده شده و نتایج آن در جدول (۴) ارائه شده است. نتایج بخش‌های قبلی شامل مقدار $Lag = 1$ برای بررسی ایستایی در میانگین بوده است که مقدار d در مدل $ARIMA$ را شامل می‌شود و همچنین مقدار خودهمبستگی که هم در تابع ACF و هم در تابع $PACF$ در دو گام نخست معنی دار بوده است و AR یا P نیز برابر یک (مقدار ≥ 2) در نظر گرفته شده است.

جدول ۴- نتایج مدل $ARIMA(1,1,1)$

Table 4. $ARIMA(1,1,1)$ model results

Type	Coef	SE Coef	T-Value	P-Value
AR 1	-0.054	0.208	-0.26	0.796
MA 1	0.935	0.133	7.01	0.000
Constant	-0.0741	0.0166	-4.47	0.000

با توجه به اینکه P -Value برای میانگین متحرک کمتر از 0.05 است، بنابراین مدل در این گام مورد قبول فرض شده و سایر شرایط مدل بررسی می‌گردند. سایر شرایط مورد بررسی در شکل ۸ نمایش داده شده است.



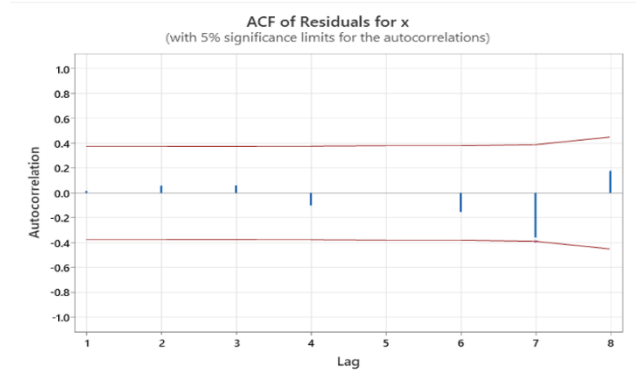
شکل ۸- بررسی شرایط مدل برازش شده $ARIMA(1,1,1)$
 Fig. 8. Examining the conditions of the fitted $ARIMA(1,1,1)$ model

نا همبسته بودن باقیمانده‌ها

ناهمبسته بودن باقیمانده به کمک Ljung-Box در نرم افزار Minitab مطابق جدول ۵ بررسی گردیده است. همانگونه که مشخص است مقادیر P -Value بزرگتر از 0.05 بوده و لذا می‌توان ناهمبسته بودن باقیمانده‌ها را تایید کرد. همچنین همبستگی باقیمانده‌ها به کمک تابع خود همبستگی و خودهمبستگی جزئی نیز بررسی و در شکل‌های ۹ و ۱۰ ارائه گردیده است. همانگونه که مشخص است در هیچ گام زمانی خط خود همبستگی، حدود بالا و پایین معنی داری در سطح اطمینان ۵ درصد را قطع نکرده است.

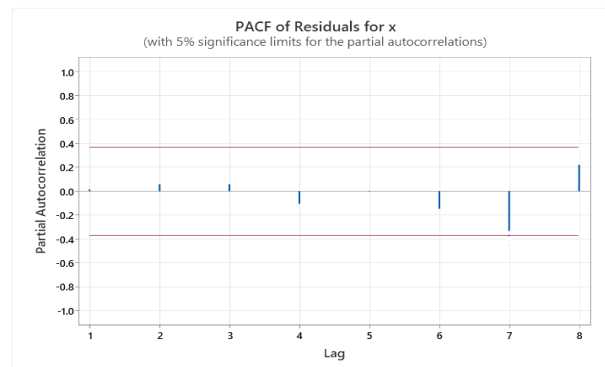
جدول ۵- بررسی ناهمبسته بودن باقیمانده‌ها بر اساس Ljung-Box
Table 5. Examination of uncorrelated residuals based on Ljung-Box

lag	12	24	36	48
Chi-Square	15.74	22.62	*	*
DF	9.00	21.00	*	*
P-Value	0.07	0.36	*	*



شکل ۹- ناهمبسته بودن باقیمانده‌ها با ترسیم تابع خود همبستگی

Fig. 9. Uncorrelatedness of the residuals by plotting the autocorrelation function



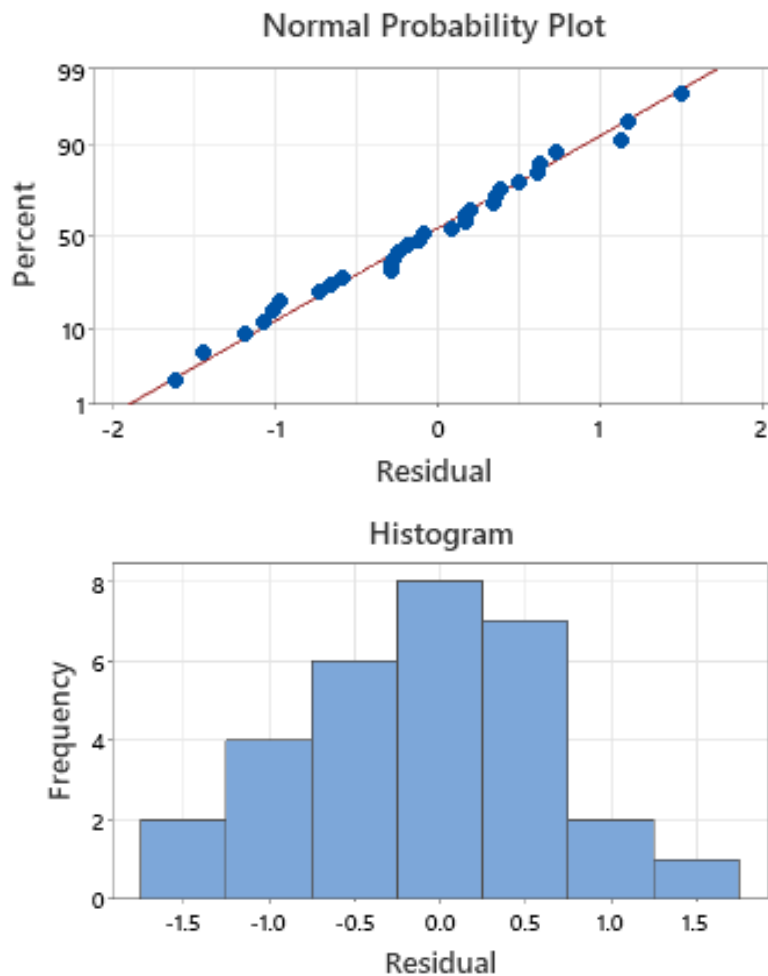
شکل ۱۰- ناهمبسته بودن باقیمانده‌ها با ترسیم تابع خود همبستگی جزئی

Fig. 10. Uncorrelatedness of the residuals by plotting the partial autocorrelation function

نرمال بودن باقیمانده‌ها

یکی دیگر از شروط برازش مدل ARIMA، تبعیت باقیمانده‌ها از توزیع نرمال است. برای بررسی نرمال بودن توزیع باقیمانده‌ها از دو روش استفاده شده است:

- ۱- روش ترسیمی به کمک نمودر 4 in 1 و Normal Probability plot و Histogram
- ۲- آزمون کولموگروف-اسمیرنوف



شکل ۱۱- بررسی نرمال بودن باقیمانده‌ها به کمک روش ترسیمی

Fig. 11. Checking the normality of the residuals using the drawing method

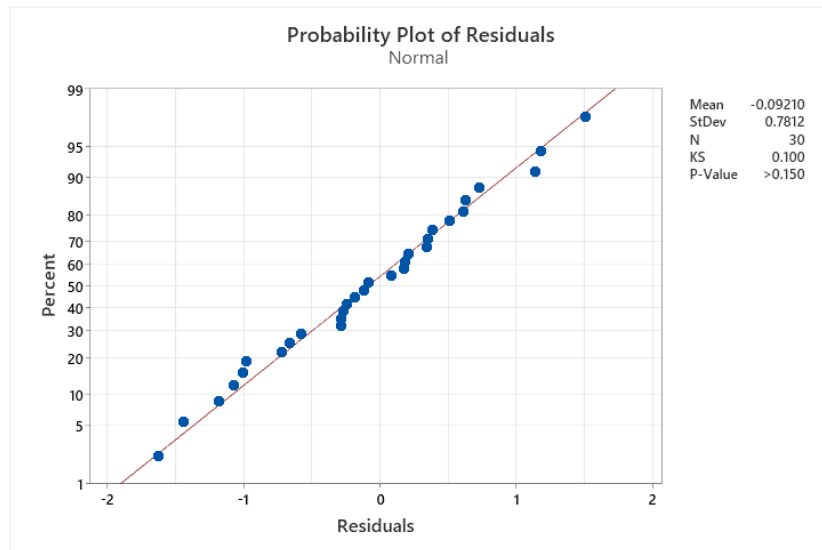
همچنین برای بررسی نرمال بودن باقیمانده‌ها، از آزمون کولموگروف-اسمیرنوف^{۱۳} نیز استفاده شده است. آزمون کولموگروف-اسمیرنوف یک آزمون آماری ناپارامتریک است که برای بررسی توزیع داده‌ها استفاده می‌شود. به بیان آماری، آزمون کولموگروف-اسمیرنوف نوعی آزمون نیکوئی برازش برای مقایسه یک توزیع نظری با توزیع مشاهده شده است. هنگام بررسی نرمال بودن داده‌ها، فرض صفر مبتنی بر اینکه توزیع داده‌ها نرمال است در سطح خطای ۵٪ بررسی می‌شود. برای آزمون نرمالیتت فرض‌های آماری به صورت زیر تنظیم می‌شود:

H0: توزیع داده‌های مربوط به هر یک از متغیرها نرمال است.

H1: توزیع داده‌های مربوط به هر یک از متغیرها نرمال نیست.

بنابراین اگر آماره آزمون بزرگتر مساوی ۰/۰۵ بدست آید، در این صورت دلیلی برای رد فرض صفر وجود نخواهد داشت. به عبارت دیگر توزیع داده‌ها نرمال است (شکل ۱۲).

¹³ -Kolmogorov-Smirnov

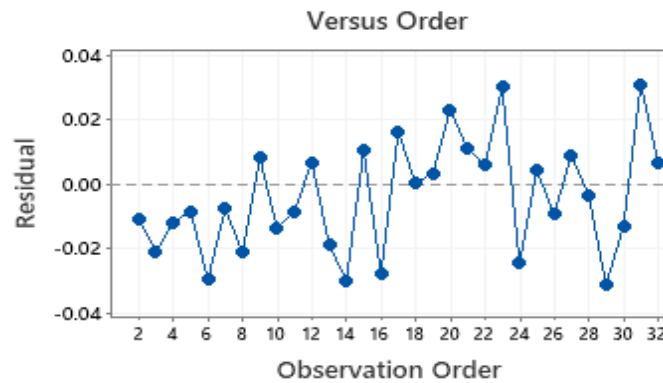


شکل ۱۲- بررسی نرمال بودن باقیمانده‌ها به کمک روش کولموگروف-اسمیرنوف

Fig. 12. Checking the normality of the residuals using the Kolmogorov-Smirnov test

تصادفی بودن باقیمانده‌ها

برای بررسی تصادفی بودن باقیمانده‌ها نیز از نمودار 4 in 1 استفاده می‌شود؛ بدین صورت که این نمودار نباید الگوی خاصی در پراکنش را نشان دهد. همانگونه که در شکل ۱۳ ارائه شده است، داده‌ها هیچ الگوی خاصی در پراکنش نداشته و می‌توان تصادفی بودن باقیمانده‌ها را تایید نمود.

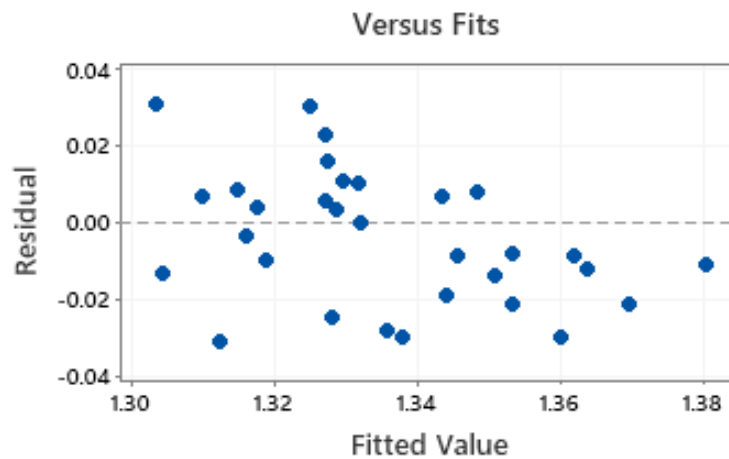


شکل ۱۳- بررسی تصادفی بودن باقیمانده‌ها به کمک روش ترسیمی

Fig. 13. Checking the randomness of the residuals using the drawing method

ثبات واریانس باقیمانده‌ها

باقیمانده‌ها نیز به مانند سری زمانی، بایستی ایستا باشند؛ بنابراین لازم است تا ثبات واریانس باقیمانده‌ها نیز بررسی گردد. این کار با استفاده از نمودار 4 in 1 و حدود بالا و پایین ترسیمی به وسیله کاربر تعیین می‌شود. همانگونه که در شکل ۱۴ مشخص است، خطوط افقی 0.04 عنوان حدود بالا و پایین ترسیم شده اند و در هیچ نقطه‌ای، باقیمانده‌ها با این حدود برخورد نداشته اند که می‌توان بر همین اساس ثبات واریانس باقیمانده‌ها را تایید نمود.



شکل ۱۴- بررسی ثبات واریانس باقیمانده‌ها به کمک روش ترسیمی

Fig. 14. Checking the stability of the variance of the residual series using the drawing method

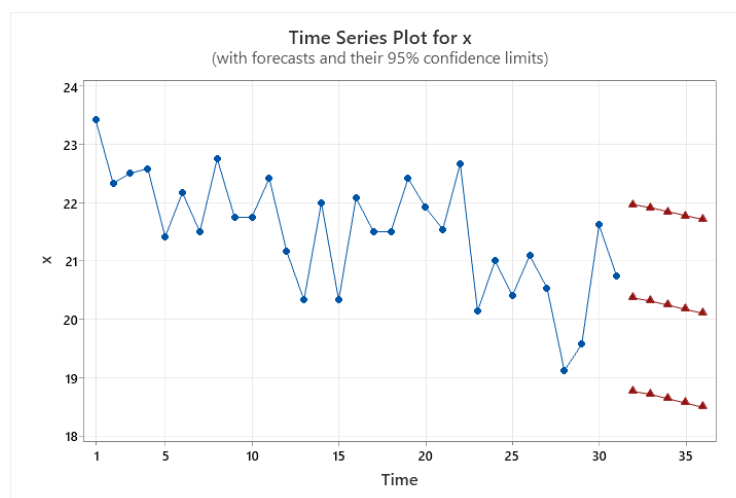
پیش‌بینی به کمک مدل ARIMA

در آخرین گام و بر اساس مدل $ARIMA(1,1,1)$ ، اقدام به پیش‌بینی داده‌ها برای بازه زمانی ۵ سال آینده گردیده است. دو خط قرمز بالا و پایین به عنوان حدود اطمینان و خط قرمز وسط به عنوان پیش‌بینی ارائه گردیده است (شکل ۱۵ و جدول ۶). آنگونه که مشخص است داده‌های پیش‌بینی شده در بازه ۵ سال آینده دارای روند نزولی خواهند بود. Sabzevari and Eslamian, 2022 در پژوهش خود با بررسی سری زمانی دما در دشت خرم‌آباد، نشان دادند در آینده دما افزایش خواهد یافت.

جدول ۶- مقادیر پیش‌بینی شده به کمک مدل $ARIMA(1,1,1)$

Table 6. Predicted values using the $ARIMA(1,1,1)$ model

سال	مقدار پیش‌بینی شده
1402	20.3662
1402	20.3130
1403	20.2418
1404	20.1716
1405	20.1013



شکل ۱۵- پیش‌بینی به کمک مدل ARIMA برای بازه ده ساله

Fig. 15. Prediction using the ARIMA model for a ten-year period

نتیجه‌گیری

این مطالعه با هدف پیش‌بینی روند تغییرات پارامتر دما در دوره آینده در اقلیم الیگودرز طی دوره زمانی ۱۳۶۹-۱۴۰۰، انجام شد. برای این منظور از تحلیل سری زمانی $ARIMA$ ، استفاده شد. نتایج این بررسی نشان داد که مدل $ARIMA$ در پیش‌بینی دما در اقلیم الیگودرز از کارایی قابل قبولی برخوردار است. بر اساس نتایج این مطالعه و پس از سعی و خطای مدل با مقادیر مختلف مولفه‌ها، مشخص

شد که مدل ARIMA با مقادیر مولفه‌های خودهمستگی، میانگین متحرک و تفاضل‌گیری به میزان ۱ بهترین عملکرد را دارد. از این رو این مدل برای پیش‌بینی مورد استفاده قرار گرفت. نتیجه پیش‌بینی برای پنج سال دوره آینده (۱۴۰۱-۱۴۰۵) حاکی از روند کاهشی دما برای آینده بود. با وجود قابل قبول بودن عملکرد این مدل در پیش‌بین سری زمانی دما، این مدل دارای محدودیت‌هایی از جمله عدم نظارت کاربر می‌باشد که موجب کاهش دقت در پیش‌بینی شده و در مقابل این مدل به دلیل کاربرپسند بودن و قابلیت پیش‌بینی روند برای دوره آینده نقش مهمی در فرآیند پیش‌بینی داراست.

منابع

- Abdollahnejad, K. (2015). Time series models in predicting monthly rainfall (Case study: Hashem Abad station, Gorgan). *Journal of Spatial Planning*, 5(17), 15-25. (In Persian)
- Aguilera, A. M., Escabias, M., & Valderrama, M.J. (2008). Forecasting binary longitudinal data by a Functional PC- ARIMA model. *Computational Statistical & Data Analysis*, 52, 3187-3197.
- Box, G.E., Jenkins, G.M., Reinsel, G.C., & Ljung, G.M. (2015). Time series analysis: forecasting and control. *John Wiley & Sons*.
- Brockwell, P.J., & Davis, R.A. (1996). Introduction to time series and forecasting. *Springer Verlag, New York, Inc.*
- Chatfield, C., (1996). The analysis of time series: an introduction. 5th edition. *Chapman and Hall, UK.*
- Daniel, P., Loucks, J, Stedinger, R., & Douglas, A. (2005). Water Resource Systems Planning and Analysis, *Mc Graw Hill*, 7, 50 -70.
- Gautam, R., & Sinha, A. K. (2016). Time series analysis of reference crop evapotranspiration for Bokaro District, Jharkhand, India. *Journal of Water and Land Development*, 30(1), 51-56.
- Hulme, M., Barrow, E.M., Arnell, N.W., Harisson, P.A., Joens, T.C., & Downing, T.E. (1999). Relative impact of human-induced climate change and natural climatic variability. *Nature*, 397, 688-691.
- Esmailpour, M., & Dinpajouh, Y. (2012). Long-term analysis of potential transpiration evaporation in the southern Aras Basin. *Journal of Geography and Environmental Planning*, 47(3), 193-21. (In Persian)
- Khorami, M., & Bozorgnia, A. (2017). Time Series Analysis with MiniTab Software 14. Sokhan Gostar Publishing, 336 pages. (In Persian)
- Niroumand, H. A. (2012). Seasonal analysis is a time-consuming method: one-dimensional and multi-dimensional. Ferdowsi University of Mashhad Publications. second edition. 602 pages. (in persian)
- Psilovikos, A., & Elhag M. (2013). Forecasting of remotely sensed daily evapotranspiration data over Nile Delta Region Egypt. *Water Resources Management*, 27, 4115-4130.
- Sabzevari, Y., & Eslamian, S. (2022). Predicting the Effect of Temperature Changes on Reference Evapotranspiration by Means of Time Series Modeling (Case Study: Khorramabad Basin). *Journal of Irrigation Sciences and Engineering*, 45(2), 125-138. doi: 10.22055/jise.2022.40355.2022
- Shabani, B., Mousavibaygani, M., & Jabbarinoghabi, M. (2016). Predicting changes in water needs of some agricultural products in Mashhad plain due to changes in air temperature. *Irrigation Science and Engineering (Scientific-Research Journal)*, 39(2), 10-23. (In Persian)
- Soltanigrdfaramarzi, S., Saberi, A., & Qeysouri, M., (2017). Selection of the best time series model for predicting rainfall in selected stations of West Azerbaijan province. *Journal of Applied Research in Geographical Sciences*, 44, 87-105. (In Persian)
- Zarei, A., & Moghimi, M. (2016). Predict and evaluate the average monthly temperature using Time series models. *Iranian Journal of Irrigation and Water Engineering*, 7(25), 10-21. (In Persian)