

مدل‌سازی آماری میانگین سالانه دما در ایستگاه مهرآباد تهران

آرمان جاهدی

دانشجوی دکتری، گروه جغرافیا، دانشکده علوم انسانی، دانشگاه زنجان، زنجان، ایران

(دریافت: ۱۴۰۰/۸/۵، پذیرش نهایی: ۱۴۰۰/۱۰/۲۰)

چکیده

با توجه به اهمیت پدیده تغییرات آب‌وهوایی و گرمایش جهانی، آگاهی از رفتار گذشته، حال و آینده عناصر آب‌وهوایی از اهمیت شایان توجهی برخوردار است. در همین راستا، در پژوهش حاضر تلاش می‌شود داده‌های میانگین سالانه دما در ایستگاه مهرآباد تهران از سال ۱۳۹۴ تا ۱۳۹۰ بررسی شود. بدین‌منظور و برای شناسایی تغییرات زمانی میانگین دمای سالانه، مدل‌سازی آماری-خانواده مدل‌های آریما (ARIMA) به کار گرفته شد. برای نیل به این هدف، معنی‌داری آماری مرابت و اجزای مختلف مدل، برای پیش‌بینی وارسی شد. در نهایت دو مدل $\text{ARIMA}(0,1,1)_{\text{con}}$ و $\text{ARIMA}(2,1,0)_{\text{con}}$ به عنوان مدل‌های رقیب انتخاب شدند. معیارهای نهایی نشان دادند که مدل $\text{ARIMA}(0,1,1)_{\text{con}}$ به عنوان مناسب‌ترین مدل برآزنده بر دمای سالانه ایستگاه مهرآباد تهران است. همچنین، آزمون‌های آماری خودهمبستگی، ضریب همبستگی پیرسون، همگنی نرمال استاندارد، وانیومن، انحرافات تجمعی، نقاط عطف، علامت و پورت مانتو برای وارسی رفتار باقی‌مانده‌های مدل پیش‌بین استفاده شد. علاوه‌بر این، شیوه‌های ترسیمی برای نرمال‌بودن باقی‌مانده‌ها، استقلال، ثابت‌بودن واریانس بر روی باقی‌مانده‌های مدل $\text{ARIMA}(0,1,1)_{\text{con}}$ ، در راستای بالا بردن اطمینان آماری عدم‌قطیعیت مدل پیش‌بین انجام شد. یافته‌های حاصل از مدل نشان می‌دهد که به طور میانگین هر سال نسبت به سال قبل از خود حدود میزان ۰/۰۳۸ درجه سلسیوس افزایش دما را تجربه می‌کند. میانگین دمای ۱۶ ساله پیش‌بینی به طور میانگین برابر ۱۷/۷۴۲ درجه سلسیوس خواهد بود. نتایج آزمون‌ها نیز نشان دادند باقی‌مانده‌های مدل $\text{ARIMA}(0,1,1)_{\text{con}}$ رفتار تصادفی دارند، که نشان می‌دهد مدل حاصل، برآزنده پیش‌بینی برای سری زمانی میانگین سالانه دما در ایستگاه مهرآباد تهران است.

واژه‌های کلیدی: مدل‌سازی آماری، مدل آریما، سری‌های زمانی، میانگین سالانه دما، مهرآباد.

۱. مقدمه

بدین دلیل پژوهش‌های پرشماری در زمینه بررسی تغییرات آب‌وهوایی و بهویژه تغییرات دمایی انجام شده است (مثالاً بابو و ردی، ۲۰۱۲؛ الملاح و الشرکاوی، ۲۰۱۶؛ نوری و همکاران، ۲۰۱۷؛ تانیا اسلام و زکریا، ۲۰۱۹). پژوهشگران ایرانی نیز وجود تغییرات آب‌وهوایی و اثرات آن بر زندگی را تأیید کرده‌اند (مثالاً صراف و همکاران، ۲۰۱۱؛ شمس‌نیا و همکاران، ۲۰۱۱؛ ویسی‌پور و همکاران، ۱۳۸۹؛ خانی تمیله و همکاران، ۱۳۹۸). روش‌های آماری و بهویژه روش‌های الگوسازی آریما برای ارزیابی عناصر آب‌وهوایی و مدل‌سازی آنها از جایگاه مهمی برخوردارند (عساکره، ۱۳۸۸). این الگوها به وسیله پژوهشگران پرشماری در جهان (کاتز و اسکاگر، ۱۹۸۱؛ ریچاردز، ۱۹۹۳؛ وودوارد و گری، ۱۹۹۳؛ ویسر و مولنار، ۱۹۹۵؛ مادن و جونز، ۱۹۹۷؛ ژنگ و همکاران، ۱۹۹۷؛ تولaram و الهی، ۲۰۱۰؛ عبدالعزیز و همکاران، ۱۳۱۳؛ محمد صالح و

ساختار پویای آب‌وهوایی به وسیله وارسی تغییرات در بارش و دما قابل ردیابی است (دمری و همکاران، ۲۰۲۰). از همین‌رو پژوهش‌های آب‌وهوایی دهه‌های گذشته بر واکاوای و مدل‌سازی عناصر آب‌وهوایی، بهویژه دما و بارش، به طور چشمگیری افزایش یافته است (یاموآ، ۲۰۱۵). از طرف دیگر تغییرات آب‌وهوایی به موضوعی حیاتی برای سیاست‌گذاران، پژوهشگران آب‌وهوایی و عموم مردم تبدیل شده است (جونز و همکاران، ۲۰۱۴). در این میان به نظر می‌رسد، که دما به عنوان یکی از عناصر مهم آب‌وهوایی دارای اهمیت بسیار زیادی در برنامه‌ریزی و تدوین راهبردها (آبه، ۲۰۲۰) و یکی از عامل‌های مهم محیطی می‌باشد (لایمینگ و همکاران، ۲۰۱۲) و در نتیجه گرمایش زمین در دهه‌های اخیر بدليل اهمیت اکولوژیکی، اقتصادی و اجتماعی مورد توجه محافل علمی جهان بوده است (خردمندنیا و عساکره، ۱۳۸۰).

شده است. این مشاهدات به لحاظ الگوپذیری در خانواده آریما (p,d,q) در معرض توجه قرار گرفته‌اند. این الگوها که به الگوهای خودهمبسته-میانگین متحرک جمع بسته نیز موسوم‌اند، از الگوهای خودهمبسته تصادفی، AR(p) و الگوهای میانگین متحرک، MA(q)، با مرتبه تفاضلی d تشکیل شده‌اند. در واقع اگر سری زمانی نایستا باشد، باید سری زمانی تفاضل گیری شود. d مرتبه تفاضل گیری است که درجه روند موجود در مشاهدات را نشان می‌دهد. بر حسب این که روند موجود در سری زمانی درجه ۱ (خطی) یا ۲ (سهمی) باشد، مرتبه تفاضل گیری (d) را می‌توان مشخص کرد. اولین شرط برای برآشش یک مدل آریما بر فرایند تصادفی (Z_t)، مانابی (Z_t) است. چنان‌چه سری‌های زمانی بنا به دلایلی نظیر روند، تناوب و یا پراش نایستا باشند، قبل از مدل‌سازی باید سری زمانی به حالت ایستا تبدیل شود، سپس مدل‌سازی صورت گیرد (آزاد طلاطیه و همکاران، ۱۳۹۱). برای برآشش یک مدل بر روی سری زمانی عملگر تفاضلی ($(1 - b)^d Z_t$) جهت ایستایی سری زمانی به کار می‌رود، و به صورت زیر نوشته می‌شود (خردمندیا و عساکره، ۱۳۸۰).

$$\emptyset_p(B)(1 - B^2)(w_t - \mu_w) = \theta_q(B)a_t \quad (1)$$

زمانی که سری تفاضل گیری شده از $\{Z_t\}$ به یک سری ایستا تبدیل شود، می‌توان سری تفاضل گیری شده را $\{W_t\}$ نامید، و مرتبه‌های اجزا مدل را با سری زمانی $\{W_t\}$ تعیین کرد. در اینجا مدل میانگین متحرک جمع بسته خودهمبستگی مرتبه (p,d,q) به صورت زیر می‌باشد.

$$w_t = \emptyset_1 w_{t-1} + \emptyset_2 w_{t-2} + \dots + \emptyset_p w_{t-p} - \theta_1 a_{t-1} - \theta_2 a_{t-2} - \dots - \theta_{t-q} a_{t-q} \quad (2)$$

با در نظر گرفتن رابطه (2) می‌توان گفت که این الگو، یک الگو آریما بر روی سری‌های است که به وسیله تفاضل گیری ایستا شده‌اند. وقتی یک الگو آریما بر روی یک سری زمانی نظیر $\{Z_t\}$ برآنده باشد، در این صورت سری $\{Z_t\}$ را یک فرایند آریما با درجه (p,d,q) می‌گوییم و می‌نویسیم:

احمد، ۲۰۱۴؛ ولی‌پور، ۲۰۱۵؛ بالیی و ترک ایلماز، ۲۰۱۵؛ نیاتوام و آگودزو، ۲۰۱۷؛ آکینبوولا و همکاران، ۲۰۱۸؛ چن و همکاران، ۲۰۱۸؛ مورات و همکاران، ۲۰۱۸؛ وانگ و همکاران، ۲۰۱۹؛ راهول و همکاران، ۲۰۲۱؛ لای و زومباک، ۲۰۲۰، ۲۰۲۱؛ سلمان و کانیگورو، ۲۰۲۱) و ایران (خردمندیا و عساکره، ۱۳۸۰؛ عساکره، ۱۳۸۸؛ بلیانی و همکاران، ۱۳۹۱؛ دودانگه و همکاران، ۱۳۹۱؛ میرزاچی، ۱۳۹۱؛ ستوده، ۱۳۹۳؛ مزیدی و همکاران، ۱۳۹۳؛ معروفی و همکاران، ۱۳۹۳؛ یاراحمدی و میریان، ۱۳۹۴؛ زارعی و مقیمی، ۱۳۹۵؛ بابازاده و شمس‌نیا، ۲۰۱۴؛ گودرزی و روزبهانی، ۱۳۹۶؛ تاران، ۱۳۹۷؛ حلیبان و هل فروش سلاماسی، ۱۳۹۷؛ پورکریم برآبادی و حیدری منفرد، ۱۳۹۸) به کار گرفته شده‌اند.

هدف پژوهش حاضر تحلیل سری‌های زمانی دمای ایستگاه مهرآباد است. یک سری زمانی ترتیبی از مشاهدات است که به صورت متوالی در طول زمان گرفته شده است (باکس و همکاران، ۲۰۱۶). مهم‌ترین هدف از واکاوی یک سری زمانی، یافتن مدلی است که بتوان بر اساس مشاهدات موجود، اندازه کمیت را در چند واحد زمانی آینده پیش‌بینی کرد (قهرمان و قره‌خانی، ۱۳۹۰). در پژوهش حاضر تلاش شده است که با استفاده از تجارت پیشین، ویژگی‌های زمانی و تغییرات بلند مدت دما در ایستگاه مهرآباد، به عنوان محلی که منعکس‌کننده تأثیر تغییرات ترافیک هوایی بر دماست، در معرض توجه قرار گیرد. در این راستا تلاش شده است که ضمن فهم ویژگی‌های دما، مراحل مختلف برآشش الگوهای آریما بر مشاهدات اقلیمی عرضه شود.

۲. داده‌ها و روش پژوهش

در این پژوهش میانگین سالانه دما در ایستگاه مهرآباد تهران از سال ۱۳۹۰ تا ۱۳۹۴ مورد واکاوی قرار گرفت. موقعیت این ایستگاه در زیر آمده است:

$N: 35^{\circ} 24' 36''$

$E: 51^{\circ} 11' 24''$

$ELEV: 1191m$

سری زمانی سالانه دما از سازمان هواشناسی کشور اخذ

شده‌اند، به صورت زیر محاسبه می‌شود (گلستانه و همکاران، ۱۳۷۷).

$$r_{(k)} = \frac{\sum_{t=1}^{N-K} (z_t - \bar{z})(z_{t+k} - \bar{z})}{\sum_{t=1}^N (z_t - \bar{z})^2} \quad (4)$$

$$r_{(j)} = \emptyset_{k1} r_{j-1} + \dots + \emptyset_{kk} r_{j-k} \quad k = 1, \dots, k \quad (5)$$

برای مرتبه میانگین متغیر (q) مقادیر خودهمبستگی نمونه (r_k) معنی دار برآوردگر مناسبی است. برای برآورد مرتبه خودهمبستگی (p) نیزتابع خودهمبستگی جزیی را می‌توان اختیار کرد. برای انجام این آزمون می‌توان به دو طریق عمل کرد؛ اول این‌که از آزمون t برای معنی‌داری ضرایب استفاده کرد، دوم این‌که از حدود اطمینان رسم شده در نمودار همبستگی نگار استفاده شود (عبدالله‌نژاد، ۱۳۹۴ب). بدین ترتیب مدل اولیه بر سری $\{w_t\}$ به شکل آریما (q,0) میانگین متغیر (p,0) خودهمبستگی تعیین می‌شود.

مرحله سوم: مدل‌های اولیه آریما (0,d,q) و آریما (p,d,0) با روش زیاد برازنده و با آزمون و خطا وارسی می‌شوند. در این مرحله با در نظر گرفتن چندین معیار معناداری مدل‌ها آزمون می‌شود:

- به کارگیری آماره‌های نظیر p-value و t-value بر اساس مقایسه با میزان خطای مجاز (۰/۵۰). در این زمینه، اگر مقدار p-value هر کدام از پارامترهای مدل برازش داده شده، کمتر از مقدار خطای مجاز باشد، پارامترهای مدل معنادار است (خرمی و بزرگ‌نیا، ۱۳۸۶).

- کمینه‌سازی معیار آکائیک اصلاح شده (AIC) که بر اساس شمار مشاهدات (n)، مجموع مربعات باقی‌مانده‌ها (RSS) شمار فراسنج‌های مدل، $(Q+P+q+p)m$ از رابطه (6) به دست می‌آید (گلابی و همکاران، ۱۳۹۳).

$$AIC = n(\log(\frac{2\pi RSS}{n}) + 1) + 2m \quad (6)$$

پدیده‌های طبیعی را نمی‌توان به طور قطعی پیش‌بینی کرد که در آینده چه اتفاقی خواهد افتاد (هیل و مکلثود، ۱۹۹۴)، از آنجاکه در کم از پویایی سیستم زمین ناقص است (لطیف، ۲۰۱۱) و عدم قطعیت نیز ویژگی اساسی هوا و آب‌وهوا فصلی (شورای پژوهش ملی،

$$z_t \sim ARIMA(p, d, q) \quad (3)$$

وقتی $p=0$ الگوی آریما (p,d,q) را یک الگوی IMA(d,q) و یا آریما (0,d,q) گویند. همچنین برای الگوی آریما با درجه (p,d,q) که در آن $d=0$ الگوی آریما (p,d) شناخته می‌شود.

برای انجام فرایند الگوسازی آریما بر مشاهدات مورد مطالعه، مراحل زیر به کار گرفته شد:

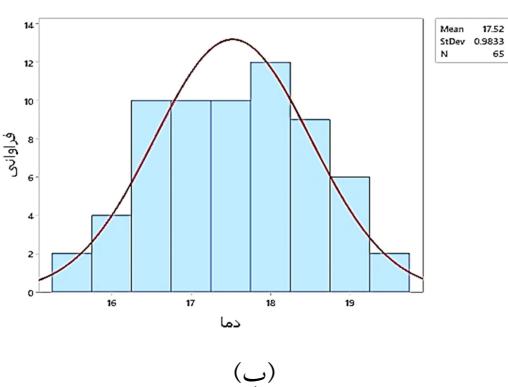
مرحله اول: نخستین گام در مدل‌سازی سری زمانی، رسم نمودار سری زمانی است که می‌تواند شناختی بصری از توزیع فراوانی مشاهدات، روند در میانگین و پراش سری زمانی به دست دهد (عبدالله نژاد، ۱۳۹۴الف). در صورتی که سری شکل توزیع نرمال نداشته باشد، باید تبدیل‌هایی شبہ‌نرمال نظیر تبدیل باکس-کاکس را بر مشاهدات اعمال کرد. برای وارسی ایستایی و نایستایی سری زمانی مشاهدات از روش‌های ترسیمی و محاسباتی استفاده شد، در حالت اول سری زمانی مشاهدات بر روی یک نمودار ترسیم شد و معادلات رگرسیون با مراتب مختلف بر مشاهدات برازش یافت. برازش معادلات رگرسیون از مرتبه اول آغاز و تا مراتبی که ضرایب رگرسیون در آن معنی‌دار باشد، ادامه یافت. آزمون معنی‌داری براساس آماره p (p-value) در سطح معنی‌داری ۰/۰۵ قضاوت شد. بدین ترتیب نوع روند برای تعیین درجه تفاضل‌گیری (d) شد. اگر $d=1$ باشد، تفاضل‌گیری مرتبه ۱ خواهد بود، اگر $d=2$ باشد، تفاضل‌گیری مرتبه ۲ خواهد بود. در تفاضل‌گیری مرتبه ۱ هر مشاهده از یک مشاهده قبل از خود، و در مرتبه ۲، هر مشاهده از ۲ مشاهده قبل از خود تفاضل گرفته می‌شود.

مرحله دوم: به کمک خودهمبستگی و خودهمبستگی جزیی مقادیر تفاضل‌گیری شده (w_t) می‌توان مراتب p و q از مدل آریما را مشخص کرد. رفتار این توابع در نمودار همبستگی نگار، یکی از مهم‌ترین معیارها برای تخمین الگوی سری زمانی است (گلابی و همکاران، ۱۳۹۳). تابع خودهمبستگی (r_k) و خودهمبستگی جزیی (r_j) مشاهدات سری زمانی که با k وقفه (تأخیر) زمانی جدا

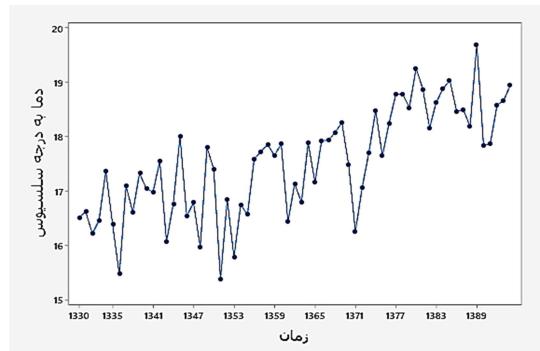
۳. نتایج و بحث

شکل‌های ۱-الف و ۱-ب ویژگی‌های عمومی میانگین سالانه دمای ایستگاه مهرآباد را نشان می‌دهد. در شکل ۱-الف می‌توان دید که سری زمانی دما در ایستگاه مهرآباد تهران دارای یک روند افزایشی خطی است. با عنایت به آنچه در شکل ۱-الف نمایان است، به نظر می‌رسد، رفتار سری زمانی میانگین سالانه دما در ایستگاه مهرآباد در سال‌های ۱۳۶۶، ۱۳۶۷، ۱۳۶۸، ۱۳۶۹ و ۱۳۷۰ در یک سطح بالاتری نسبت به سال‌های قبل تر می‌باشد، که در سال‌های ۱۳۶۸ و ۱۳۶۹ بسیار نمایان‌تر است. این نمود، همزمان با سال‌های جنگ دو کشور ایران و عراق می‌باشد، که در این سال‌ها تغییر ترافیک هوایی مناطق جنوبی در گیر جنگ به فرودگاه مهرآباد تهران صورت گرفته است. علاوه‌بر این، بعد از آن، یعنی از سال ۱۳۷۰ تا ۱۳۷۵ چنین رفتاری وجود ندارد. اما از سال‌های ۱۳۷۶ و ۱۳۷۷ به بعد رفتار سری زمانی مشاهدات دما در این ایستگاه، یک روند مشخص افزایشی را آشکار می‌کند. در اینجا، می‌توان استنباط کرد که به‌نظر می‌رسد عامل فعالیت‌های انسانی (به‌ویژه ترافیک هوایی) در نمود رفتار دما در سال‌های ۱۳۶۶ تا ۱۳۶۹ اثرگذار بوده است. در شکل ۱-ب توزیع فراوانی مشاهدات آورده شده است، چنان‌که ملاحظه می‌شود، سری زمانی دما در ایستگاه مهرآباد تهران از توزیعی «تقریباً قرینه برخوردار است.

۲۰۰۶)، حقیقتی در به کارگیری مدل‌ها (عساکره، ۱۳۸۸؛ ب)، زیربنای آمار توصیفی و استنباطی (ویلکس، ۲۰۱۹)، عاملی کلیدی در شکل‌دهی به سیاست‌های اقلیمی (مهتا و همکاران، ۲۰۱۹) است؛ بنابراین به‌نظر می‌رسد، اگر باقی‌مانده مدل‌های آماری-آریما (ARIMA) که بر عدم قطعیت استوارند، با آزمون‌های آماری که با میزان خطای قابل پذیرش همراه هستند، را آزمون کرد، عدم قطعیت حاصل از نتایج مدل‌های آماری را با اطمینان بیشتر می‌توان پذیرفت. از همین‌رو، باقی‌مانده‌های مدل پیش‌بین به لحاظ استقلال (خودهمبستگی باقی‌مانده‌ها، آزمون پورت مانتنشو)، تصادفی بودن (آزمون علامت و آزمون نقاط عطف)، وجود روند (آزمون همبستگی باقی‌مانده‌ها با زمان و نیز آزمون همگنی نرمال استاندارد)، همگنی، ثبات پراش (آزمون انحراف تجمعی، آزمون وانیومن) وارسی شدن (برای شناخت این آزمون‌ها به بیشاند (۱۹۸۲)، الکساندرسون و موبرگ (۱۹۹۶)، مدرسی و همکاران (۱۳۹۳)، دارند (۱۳۹۰)، عساکره (۱۳۹۰)، علیزاده (۱۳۹۳) و جاوری (۱۳۹۶) مراجعه کنید). علاوه‌بر آزمون‌های آماری برای وارسی باقی‌مانده مدل‌های آریما، از روش‌های ترسیمی نیز استفاده شد. در این زمینه نمودارهای باقی‌مانده‌ها در مقابل مقادیر برازش‌یافته، بافت‌نگار، احتمال توزیع نرمال و باقی‌مانده‌ها در برابر زمان ترسیم شد.



(ب)



(الف)

شکل ۱. (الف) نمودار سری زمانی دما در ایستگاه مهرآباد تهران، (ب) نمودار شکل توزیع نرمال سری زمانی دما در ایستگاه مهرآباد تهران.

از مرزهای معنی‌داری آماری بیرون زده‌اند. بر همین اساس مدل‌سازی سری زمانی دما در ایستگاه مهرآباد از مدل‌های اولیه زیر آغاز می‌شود.

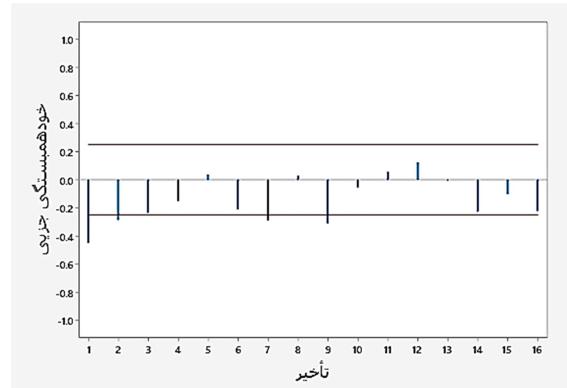
$$ARIMA=(0,1,1) \quad w_t = a_t + a_{t-1} \quad (9)$$

$$ARIMA=(1,1,0) \quad w_t = z_t + z_{t-1} \quad (10)$$

زیاد برآزandن بر الگوهای اولیه، یعنی آریما (0,1,1) و آریما (1,1,0) انجام شد. نتایج برای زیاد برآزandن الگوهای مختلف میانگین متغیر ک (تا مرتبه ۳) در جدول ۱ ارایه شده است. نتایج نشان داد که الگوی اولیه، آریما (0,1,1) با مقدار ثابت به لحاظ آماری معنی‌دار است. از همین رو الگوی اول برای سری زمانی دما در ایستگاه مهرآباد تهران به صورت زیر بیان می‌شود:

$$T_t = 0.038 + T_{t-1} + 0.757a_{t-1} + a_t \quad (11)$$

الگوی دوم نیز با مرتب آریما (1,1,0) بر سری زمانی برآزش داده شد، از همین رو نتایج برآزandن این الگو در جدول ۲ بیان شده است.



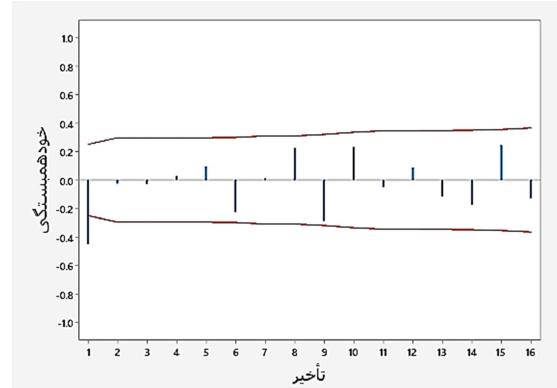
(ب)

برای الگوسازی رگرسیونی رفتار دمای هر سال (T_t)، دو مدل زیر بر مشاهدات بر برآذش یافت:

$$T_t = 16.223 + 0.03954t \quad (7)$$

$$T_t = 16.455 + 0.0186t + 0.00316t^2 \quad (8)$$

در رابطه‌های ۷ و ۸ t شماره سال و اعداد زیر ضرایب، آماره p (P-Value) است. بنابراین به نظر می‌رسد که رفتار سری زمانی دما در این ایستگاه به صورت خطی می‌باشد. از همین رو شواهد نشان می‌دهد که مرتبه d برابر ۱ است. از آنجاکه d=1 حاصل شد، تفاضل‌گیری مرتبه ۱ بر روی سری زمانی دما در ایستگاه مهرآباد تهران انجام شد. با عنایت به سری تفاضل‌گیری شده، خودهمبستگی و خودهمبستگی جزیی آنها برآورد شد. نتایج در شکل ۲-الف و ۲-ب) نمایان شده‌اند. نمودار خودهمبستگی نگار در شکل ۲-الف) نشان می‌دهد که سری زمانی تفاضل‌گیری شده در تأخیر ۱ معنادار می‌باشد و در شکل ۲-ب) سری زمانی میانگین سالانه دما در تأخیرهای ۱، ۲، ۷، ۹ معنادار می‌باشد. زیراکه شاخک‌های نمودار



(الف)

شکل ۲. (الف) نمودار خودهمبستگی، (ب) خودهمبستگی جزیی سری زمانی تفاضل‌گیری شده دما در ایستگاه مهرآباد تهران.

جدول ۱. نتایج برآزش الگوهای آریما (۰,۱,۱) برای انتخاب مدل معنادار از سری زمانی دما در ایستگاه مهرآباد تهران.

p-value	without constant	with constant	MA3	MA2	MA1	(p,d,q) الگو
(۰/۰۰۰,۰/۰۰۰)		۰/۰۳۸			۱/۰۰۲۵	ARIMA(0,1,1)
(۰/۰۰۰)					۰/۷۵۷	ARIMA(0,1,1)
(۰/۰۰۰,۰/۰۷۵,۰/۰۰۰)		۰/۰۳۴		۰/۲۲۱	۰/۹۷۷	ARIMA(0,1,2)
(۰/۰۰۰,۰/۰۷۰۳)				۰/۰۴۹	۰/۷۱۷	ARIAM(0,1,2)
(۰/۰۰۰,۰/۰۵۵,۰/۰۷۵,۰/۰۰۰)		۰/۰۳۸	۰/۰۵۵	۰/۰۹۸	۰/۸۰۸	ARIMA(0,1,3)
(۰/۰۰۰,۰/۰۷۶۸,۰/۰۹۸۳)			۰/۹۸۳	۰/۰۴۷	۰/۷۱۷	ARIMA(0,1,3)

جدول ۲. نتایج برآذش الگوهای آریما (۱,۱,۰) برای انتخاب مدل معنادار از سری زمانی دما در ایستگاه مهرآباد تهران.

p-value	without constant	with constant	AT3	AT2	AT1	(p,d,q) الگو
(۰/۰۰۰,۰/۵۷۸)		۰/۰۵۳			-۰/۴۵۲	ARIMA(1,1,0)
(۰/۰۰)					-۰/۴۵۰	ARIMA(1,1,0)
(۰/۰۰۰,۰/۰۲۲,۰/۴۵۶)		۰/۰۶۸		-۰/۲۸۹	-۰/۵۸۳	ARIMA(2,1,0)
(۰/۰۰۰,۰/۰۲۴)				-۰/۲۸۳	-۰/۵۷۷	ARIAM(2,1,0)
(۰/۰۰۰,۰/۰۰۳,۰/۰۵۶,۰/۳۵۸)		۰/۰۸۳	-۰/۲۴۷	-۰/۴۳۴	-۰/۶۵۵	ARIMA(3,1,0)
(۰/۰۰۰,۰/۰۰۴,۰/۰۶۴)			-۰/۲۳۸	۰/-۴۲۱	-۰/۶۴۶	ARIMA(3,1,0)

در برابر زمان، نمودار در اطراف سطح افقی صفر پراکندگی مستطیلی بدون روندی را نشان می‌دهد، شکل ۳-د، باقی مانده‌ها تقریباً شکل توزیع نرمال را دارند. علاوه بر این، همان‌طور که در نمودار شکل ۳-ه هم نمایان است، باقی مانده‌های مدل تا مرتبه ۱۶ فاقد معناداری آماری می‌باشند. در نمودار خودهمبستگی مانده‌ها می‌توان دید که مانده‌ها دو به دو مستقل هستند. درنتیجه شواهد کافی برای رد کردن فرض صفر، مبنی بر این که سری زمانی باقی مانده‌های مدل رفتار تصادفی دارند، یافت نشد. در نهایت، با عنایت به توضیحات مربوط به شکل ۳ می‌توان گفت که مانده‌های مدل ساختار سیماتیکی را نشان نمی‌دهند.

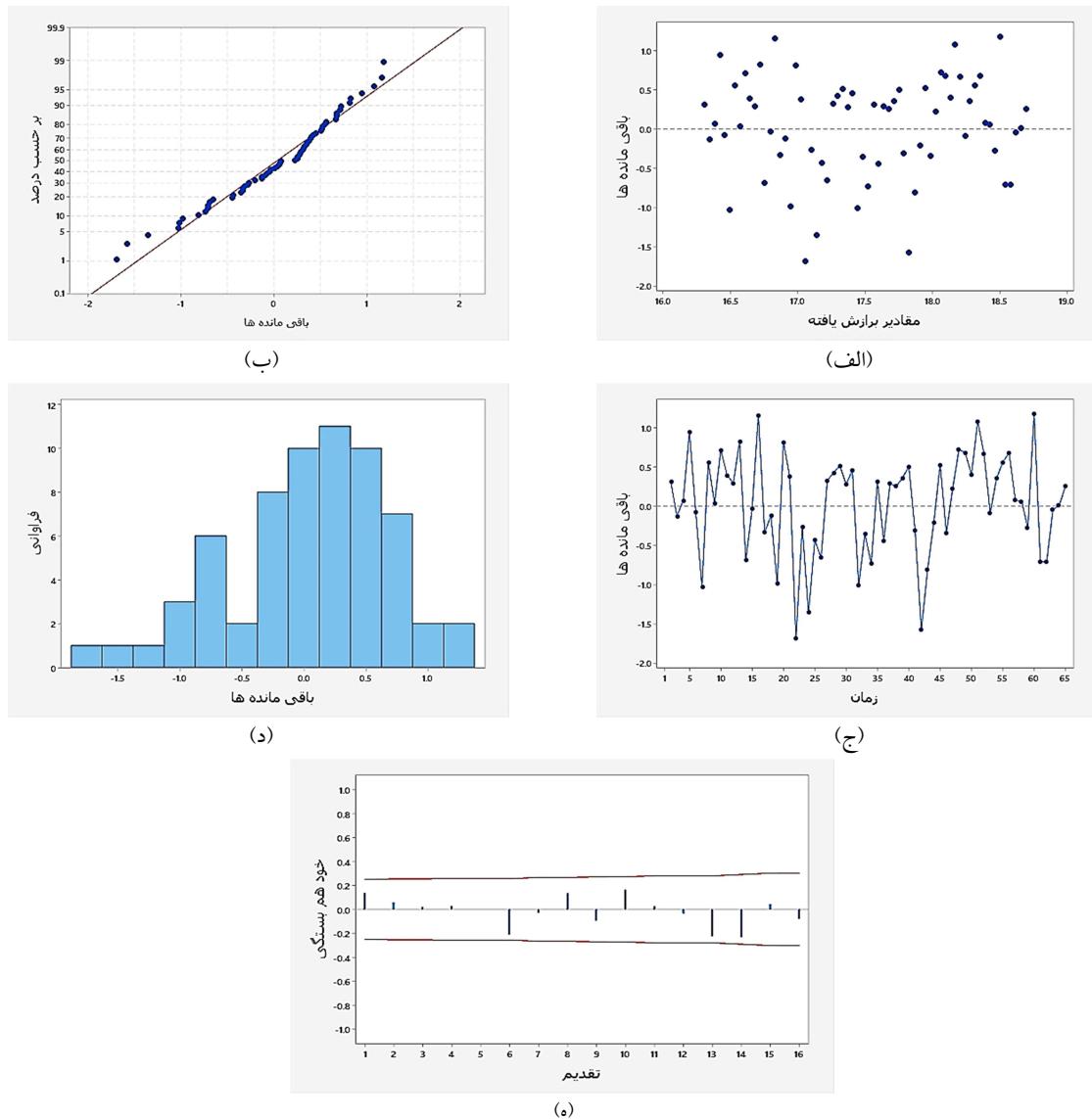
مقادیر پیش‌بینی شده میانگین دما در ایستگاه مهرآباد از مبدأ سال ۱۳۹۴ تا ۱۶ سال و فاصله اطمینان ۹۵ درصدی پیش‌بینی بر اساس الگوی آریما (۰,۱,۱) در جدول ۳ و شکل ۴ نمایان است. در سری زمانی پیش‌بینی شده هر سال نسبت به سال قبل از خود، به طور میانگین ۰/۰۳۸ درجه سلسیوس به دمای میانگین سالانه در ایستگاه مهرآباد تهران اضافه حواهد شد. میانگین دمای ۱۶ ساله پیش‌بینی به طور میانگین برابر ۱۷/۷۴۲ درجه سلسیوس خواهد بود.

با نتایج برآذاندن الگوی آریما (۱,۱,۰) در جدول ۲، به نظر می‌رسد، که مدل با مرتب آریما (۲,۱,۰) برآذش مناسبی بر داده‌ها دارد. از آنجاکه مرتبه ۲ اتورگرسیو نیز بدون مقدار ثابت معنادار می‌باشد، بنابراین می‌توان رابطه بالا را به صورت زیر بسط داد:

$$T_t = T_{t-1} - 0.5777T_{t-1} + 0.5777T_{t-2} - 0.283T_{t-2} + 0.283T_{t-3} \quad (12)$$

آماره آکائیک برای دو الگوی معنی‌دار سری زمانی دما در ایستگاه مهرآباد تهران به ترتیب آریما (۰,۱,۱) و آریما (۱,۱,۰) برآذش ترین مدل بر دمای سالانه مهرآباد باشد. باقی مانده‌های این الگو به لحاظ نرمال و تصادفی بودن، استقلال و ثبات واریانس تأیید شد. به منظور رعایت ایجاز برخی ویژگی‌های ترسیمی باقی مانده‌های مدل تنها به شکل ترسیمی در شکل ۳ آمده است.

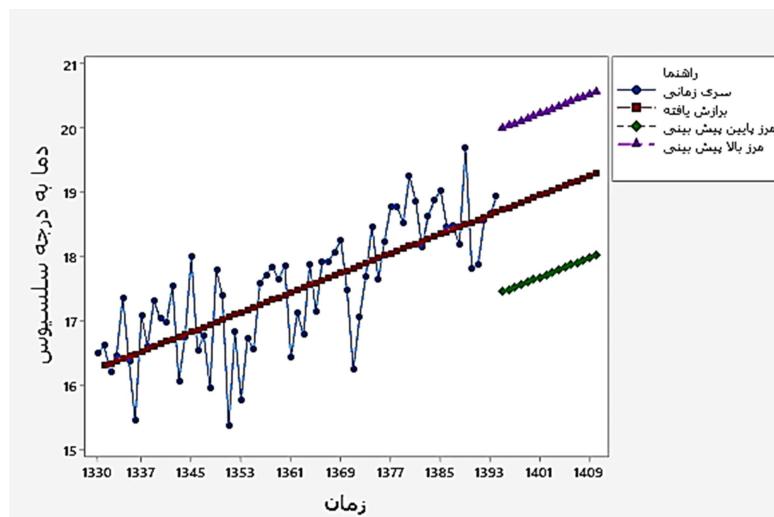
نرمال بودن باقی مانده‌ها، استقلال باقی مانده‌ها، ثبات بودن واریانس باقی مانده‌ها در شکل ۳ قابل مشاهده است. با توجه به شکل ۳-الف باقی مانده‌ها در مقابل مقادیر برآذش یافته ساختار خاصی را نشان نمی‌دهند، شکل ۳-ب، به صورت نرمال توزیع شده‌اند، شکل ۳-ج، باقی مانده‌ها



شکل ۳. (الف) مقادیر باقی مانده‌ها در برابر مقادیر برآورده شده. (ب) احتمال زمانی. (ج) باقی مانده‌ها در برابر زمان. (د) هیستوگرام باقی مانده‌ها. (ه) خودهمبستگی نگار سری زمانی باقی مانده‌های مدل آریما $\text{con}_{(0,1,1)}$ دما در ایستگاه مهرآباد تهران.

جدول ۳. نتایج حاصل از آزمون خودهمبستگی سری زمانی باقی مانده‌های مدل آریما $(1,1,1)$ با مقدار θ_0 در ایستگاه مهرآباد تهران.

مرتبه	r_c	r_0	مرتبه خودهمبستگی	مقایسه	r_c	r_0	مرتبه خودهمبستگی
-0/095<±0/245	±0/245	-0/095	۹	0/138<±0/245	±0/245	0/138	۱
0/164<±0/245	±0/245	0/164	۱۰	0/058<±0/245	±0/245	0/058	۲
0/023<±0/245	±0/245	0/023	۱۱	0/020<±0/245	±0/245	0/020	۳
0/036<±0/245	±0/245	0/036	۱۲	0/030<±0/245	±0/245	0/030	۴
-0/229<±0/245	±0/245	-0/229	۱۳	-0/002<±0/245	±0/245	-0/002	۵
-0/236<±0/245	±0/245	-0/236	۱۴	-0/213<±0/245	±0/245	-0/213	۶
0/040<±0/245	±0/245	0/040	۱۵	-0/029<±0/245	±0/245	-0/029	۷
-0/084<±0/245	±0/245	-0/084	۱۶	0/135<±0/245	±0/245	0/135	۸



شکل ۴. نمودار سری زمانی دمای میانگین سالانه، برازش یافته و مقادیر پیش‌بینی شده مدل آریما $\text{ARIMA}(0,1,1)_{\text{con}}$ در ایستگاه مهرآباد.

می‌دهد مدل حاصل، برازنده پیش‌بینی برای سری زمانی میانگین سالانه دما در ایستگاه مهرآباد تهران است.

تشکر و قدردانی

این نوشتہ، بدون یاری گری‌های استاد عزیزم، دکتر حسین عساکریه قابل انجام نمی‌بود، از همین‌رو سپاس خود را به وجود نازنین ایشان پیشکش می‌نمایم.

مراجع

آزاد طلاطیه، ن.، بهمنش، ج. و منتصری، م.، ۱۳۹۲، پیش‌بینی تغییر و تعرق پتانسیل با استفاده از مدل‌های سری زمانی (مطالعه موردی: ارومیه)، نشریه آب و خاک، ۱(۱)، ۲۲۳-۲۱۳.

بلیانی، ی.، فاضل‌نیا، غ. و بیات، ع.، ۱۳۹۱، تحلیل و مدل‌سازی دمای سالانه شهر شیراز با استفاده از مدل ARIMA، فصلنامه علمی-پژوهشی فضای جغرافیایی، ۱۲(۳۸)، ۱۲۷-۱۴۴.

پورکریم برآبادی، ر. و حیدری منفرد، ز.، ۱۳۹۸، ارزیابی مدل‌های سری زمانی جهت پیش‌بینی متوسط دما در نیمه جنوبی ایران (مطالعه موردی: ایستگاه‌های یزد و شیراز)، نشریه دگرگونی‌ها و مخاطرات آب‌وهوا، ۲(۲)، ۱۶۴-۱۸۹.

تاران، ز.، ۱۳۹۷، تحلیل و مدل‌سازی دمای سالانه با

۴. نتیجه‌گیری

در این پژوهش، با استفاده از الگوسازی در مجموعه مدل‌های آماری آریما، الگوهای بر سری زمانی میانگین سالانه دما در ایستگاه مهرآباد تهران از سال ۱۳۹۴ تا ۱۳۳۰ برازش داده شد، تا الگوی معنادار برای آزمون و خطا جهت شناسایی برازنده‌ترین الگو وارسی شود. از آنجاکه سری زمانی مشاهدات از توزیع نرمال برخوردار بودند، در نتیجه مدل‌سازی بر روی سری زمانی بدون اعمال تبدیل باکس-کاکس انجام شد. پس از وارسی معناداری مرتبه‌های اجزاء هر کدام از الگوها به ترتیب الگوی:

$$T_t = 0.038 + T_{t-1} + 0.757a_{t-1} + a_t \quad (13)$$

$$T_t = T_{t-1} - 0.5777T_{t-1} + 0.5777T_{t-2} - 0.283T_{t-2} + 0.283T_{t-3} \quad (14)$$

به عنوان الگوهای معنادار انتخاب شدند. این انتخاب الگوهای، پس از زیاد برازندن و ارزیابی ضرایب و مانده‌های مدل‌ها حاصل آمد. مدل نخست از بین دو مدل بالا برازنده‌تر بوده است. این مدل نمو سالانه دمای ایستگاه مهرآباد را حدود 0.038 درجه سلسیوس نشان می‌دهد. همچنین میانگین دمای ۱۶ ساله پیش‌بینی افزایشی و به طور متوسط 17.742 درجه سلسیوس برآورد شده است. نتایج آزمون‌ها و شیوه‌های ترسیمی نیز نشان دادند باقی مانده‌های مدل $\text{ARIMA}(0,1,1)_{\text{con}}$ رفتار تصادفی دارند، که نشان

- علمی و ترویجی نیوار، ۳۸(۸۷)، ۷۳-۸۳.
- عبدالله‌نژاد، م.، ۱۳۹۴، مدل‌های تصادفی سری زمانی در پیش‌بینی بارندگی ماهانه (مطالعه موردنی: ایستگاه هاشم آباد گرگان)، نشریه آمایش جغرافیایی فضای، فصلنامه علمی-پژوهشی دانشگاه گلستان، ۵(۱۷)، ۱۵-۲۵.
- جاوری، م.، ۱۳۹۶، روش‌های پیشرفته آماری در اقلیم شناسی، انتشارات جهاد دانشگاهی، جلد ۱، چاپ اول.
- حليبيان، ا.ح. و هل فروش سلامی، آ.، ۱۳۹۷، مدل‌سازی و پیش‌بینی تغییرات میانگین سالانه دمای تهران، پژوهش‌های محیط زیست، ۹(۱۸)، ۱۱۲-۱۰۱.
- خردمدند نیا، م. و عساکر، ح.، ۱۳۸۰، الگو‌سازی ARIMA برای میانگین سالانه دمای شهر تبریز. فصلنامه تحقیقات جغرافیایی، ۹۲-۱۵۶۲۲، ۱-۱۵۶۰.
- عساکر، ح.، ۱۳۹۰، مبانی اقلیم شناسی آماری، انتشارات دانشگاه زنجان، چاپ اول.
- علیزاده، ا.، ۱۳۹۳، اصول هیدرولوژی کاربردی، انتشارات دانشگاه امام رضا، چاپ سی و هفتم.
- قهرمان، ن. و قره‌خانی، ا.، ۱۳۹۰، ارزیابی مدل‌های تصادفی سری زمانی در برآورد تغییر از تشت (مطالعه موردنی: ایستگاه شیراز)، مجله پژوهش آب در کشاورزی (علوم خاک و آب)، ۲۵(۱)، ۸۱-۷۵.
- خانی تمیله، س.، خانی تمیله، ذ.ا.، حسینی صدیق، س.م.، کمانگر، م. و شمسی، ز.، ۱۳۹۸، مدل‌سازی و پیش‌بینی متوسط درجه حرارت ماهانه دمای اصفهان با استفاده از مدل SARIMA، مجله محیط زیست و مهندسی آب، ۵(۲۵)، ۱۱۴-۱۲۴.
- دودانگه، ا.، عابدی کوبائی، ج. و گوهري، س.ع.، ۱۳۹۱، کاربرد مدل‌های سری زمانی به منظور تعیین روند پارامترهای اقلیمی در آینده در راستای مدیریت منابع آب، مجله علوم و فنون کشاورزی و منابع طبیعی، علوم آب و خاک، ۱۶(۵۹)، ۵۹-۷۴.
- دارند، م.، ۱۳۹۳، واکاوی تغییرات مقادیر حدی بارش و دما در ارومیه به عنوان نشانه‌های از تغییر اقلیم، نشریه پژوهش‌های حفاظت آب و خاک، ۲۱(۲)، ۱-۲۹.
- زارعی، ع.ا. و مقیمی، م.م.، ۱۳۹۵، پیش‌بینی و بررسی متوسط دمای ماهانه با استفاده از مدل‌های سری زمانی، فصلنامه علمی-پژوهشی مهندسی آبیاری و آب، ۷(۲۵)، ۱۵۱-۱۴۲.
- ستوده، ف.، ۱۳۹۳، تحلیل و مدل‌سازی آماری میانگین دمای سالانه ایستگاه گرگان (۱۹۵۶-۲۰۰۵)، مجله
- گلابی، م.ر.، آخوند علی، ع.م.، رادمنش، ف. و کاشفی پور، م.، ۱۳۹۳، مقایسه دقت پیش‌بینی مدل‌های باکس-جنکیز در مدل‌سازی بارندگی فصلی (مطالعه موردنی: ایستگاه‌های منتخب استان خوزستان). فصلنامه تحقیقات جغرافیایی، ۳(۲۹)، ۷۲-۶۱.
- مژیدی، ا.، شفیعی، ش. و تقی‌زاده، ز.، ۱۳۹۳، تحلیل و مدل‌سازی دمای سالانه شهر یزد با استفاده از مدل ARIAM، نشریه کاوش‌های جغرافیایی مناطق بیابانی، ۲(۳)، ۱۴۰-۱۱۵.
- میرزابی، م.ر.، ۱۳۹۱، مدل‌سازی درجه حرارت ماهیانه، مطالعه موردنی: ایستگاه هیدرومتری شاه مختار، نشریه مهندسی و مدیریت آبخیز، ۴(۴)، ۱۸۸-۲۰۰.

- ۴۷۶-۴۸۹
- ویسی‌پور، ح.، سماکوش، ج. م. پ.، صحنه، ب. و یوسفی، ی.، ۱۳۸۹، تحلیل پیش‌بینی روند بارش و دما با استفاده از مدل‌های سری زمانی (ARIMA)، *فصلنامه علمی-پژوهشی جغرافیا*.
- یاراحمدی، د.، و میریان، م.، ۱۳۹۴، بررسی تغییرات و مدل‌سازی دمای سالانه ایستگاه سینوپتیکی تهران با استفاده از مدل سری‌های زمانی، *نشریه تحقیقات کاربردی علوم جغرافیایی*، ۳۸(۱۵)، ۱۸۵-۱۸۶.
- Alexandersson. H. and Moberg. A., 1996, Homogenization of Swedish temperature data. Part I: homogeneity test for linear trends. International journal of climatology. Vol. 17, 25-34.
- Abdul-Aziz, A. R., Anokye, M., Kwame, A., Munyakazi, L. and Nuamah-Nsowah, N. N. N., 2013, Modeling and Forecasting Rainfall Pattern in Ghana as a seasonal Arima Proccess: The Case of Ashanti Region. International Journal of Humanities and Social Science, 3(3), 224-233.
- Akinbobola, A., Okogube, E. C. and Ayansola, A. K., 2018, Statistical Modeling of Monthly Rainfall in Selected Stations in Forest and Savannah Eco-climatic Regions of Nigeria. J Climatol Weather Forecasting. 6: 226. Doi:10.4172/2332-2594.1000226. ISSN:2332-2594.
- Abebe, T. H., 2020, Time series analysis of montly average temperature and rainfall using seasonal ARIMA model (in case of Ambo Area, Ethiopia). International journal of theoretical and applies mathematics. 6(5), 76-87. Doi:10.11648/j.ijtam.20200605.13. ISSN: 2575-5072(Print). ISSN:2575-5080(online).
- Buishand, T. A., 1982, Some methods for testing the homogeneity of rainfall records. Journal of hydrology. 58, 11-27.
- Babu, C. N. and Reddy, B. E., 2012, Predictive data mining on Average Global Temperature using variants of ARIMA models. IEEE-International Conference On Advances In Engineering , Science And Management (ICAESM-2012), 2012. 256-260.
- Babazadeh, H. and Shamsnia, S. A., 2014, Modeling climate variables using time series analysis in arid and semi arid regions. African journal of Agricultural research, 9(26), 2018-2027. Doi:105897/AJAR11.1128. Article number:28c77845733. ISSN 1991-637X.
- Balibey, M. and Turkyilmaz, M., 2015, A Time Series Approach for Precipitation in Turkey. معروفی، ص.، سقائی، ص.، ارشادفتح، ف. و ختار، ب.، ۱۳۹۳، ارزیابی مدل‌های سری زمانی به منظور برآورد متوسط دمای ماهانه در ایستگاه‌های سینوپتیک قدیمی ایران طی دوره اماری ۱۹۷۷-۲۰۰۵. نشریه دانش آب و خاک، ۲۲۶، ۲۱۵-۲۲۶.
- مدرسی، ف.، عراقی نژاد، ش.، ابراهیمی، ک. و خلقی، م.، ۱۳۸۹، بررسی منطقه‌پذیده تغییر اقلیم با استفاده از آزمون‌های آماری (مطالعه مورد: حوضه آبریز گرگان‌ود-قره‌سو)، نشریه آب و خاک، ۲۴(۳).
- Gazi University Journal of Science, 28(4), 549-559.
- Box, G. E. P., Jenkins, G. M., Reinsel, G. C. and Ljung, G. M., 2016, Time series analysis: forecasting and control. Published by John Wiley & Sons, Inc., Hoboken, New jersy. ISBN 978-1-118-67502-1.P: 1.
- Chen, P., Niu, A., Liu, D., Jiang, W. and Ma, B., 2018, Time series forecasting of temerpature using SARIMA: An example from Nanjing. IOP Conf. Series: Materiale science and engineering 394052024. Doi:10.1088/1757-899X/394/5/052024.
- Dimri, T., Ahmad, S. and Sharif, M., 2020, Time series analysis of climate variables using seasonal ARIMA approach. Indian Academy of Sciences.129-149. <https://doi.org/10.1007/s12040-020-01408-x>.
- El-Mallah, E. S. and Elsharkawy, S. G., 2016, Time-Series Modeling and Short Term Prediction of Annual Temperature Trend on Coast Libya Using the Box-Jenkins ARIMA Model. Advances in Research. 1-11. DOI: 109734/AIR/2016/24175.
- Hipel, W. K. and Mcleod, A. I., 1994, Time Series Modeling of Water Resouces and Environmenatl Systems. Elsevier Science B. V. P.O. Box 211, 1000 AE Amsterdam, The Netherlands. ISBN: 0 444 89270-2. P: 65.
- Jones, J. R., Schwartz, J. S., Ellis, K. N., Hathaway, J. M. and Jawdy. C. M., 2014, Temporal variability of precipitation in the Upper Tennessee Valley. Journal of hydrology: Regional studies. 125-138.<http://dx.doi.org/10.1016/j.ejrh.10.006>.
- Katz, R. W. and Skaggs, R. H., 1981, On the Use of Autoregressive-Moving Average Processes to Model Meteorological Time Series. Journal Monthly Weather. 109(3), 479-484. DOI: [https://doi.org/10.1175/1520-0493\(1981\)109<0479:OTUOAM>2.0.CO;2](https://doi.org/10.1175/1520-0493(1981)109<0479:OTUOAM>2.0.CO;2).
- Latif, M., 2011, Uncertainty in climate change projections. Journal of Geochemical

- Exploration. 110(1), 1-7.
<https://doi.org/10.1016/j.gexplo.2010.09.011>.
- Liming, Y., Guixia, Y., Ranst, E. V. and Huajun, T., 2012, Time series modeling and prediction of global monthly absolute temperature for environmental decision making. *Advances in atmospheric sciences.* 30(2), 382-396.
- Lai, Y. and Dzombak, D. A., 2020, Use of the Autoregressive Intergrated Moving Average (ARIMA) Model to Forecast Near-Term Regional Temperature and Precipitation. *Journal Weather and Forecasting.* 35(3), 959-976. Doi: <https://doi.org/10.1175/WAF-D-19-0158.1>.
- Lai, Y. and Dzombak, D. A., 2021, Use of Intergrated Global Climate Model Simulations and Statistical Time series Forecasting to Project Regional Temperature and Precipitation. *Journal of Applied Meteorology and Climatology.* 60(5), 695-710. Doi: <https://doi.org/10.1175/JAMC-D20-0204.1>.
- Madden, R. A. and Jones, R. H., 1997, The Effect of Likely Biases in Estimating the Variance of Long Time Averages of Climatological Data. *Journal of Climate.* 10(2), 268-272. DOI: [https://doi.org/10.1175/1520-0442\(1997\)010<0268:TEOLBI>2.0.CO;2](https://doi.org/10.1175/1520-0442(1997)010<0268:TEOLBI>2.0.CO;2).
- Muhammad Salh, S. and A. Ahmed, S., 2014, Box-Jenkins Models For Forecasting The Daily Degrees Of Temperature In Sulaimania City. *Journal of Engineering Research and Applications.* ISSN: 2248-9622, 4(2), (Version 1), 280-292.
- Murat, M., Malinowska, I., Gos, M. and Krzyszczakw, J., 2018, Forcasting daily meteorologicla time series using ARIMA and regression modesl. *International Agrophysics.* 253-264. Doi:[10.1515/intag-2017-0007](https://doi.org/10.1515/intag-2017-0007).
- Mehta, L., Adam, H. N. and Srivastava, S., 2019, Unpacking uncertainty and climate change from 'above' and 'below'. *Journal of Regional Environment Change.* 19, 1529-1532. <https://doi.org/10.1007/s10113-019-01539-y>.
- National Research Council, 2006, Completing the Forcast: Characterizing and Communicating Uncertainty for Better Decisions Using Weather and Climate Forecasts. Washington, DC: The National Academics Press.<https://doi.org/10.17226/11699>.
- Nyatame, M. and Agodzo, S., 2017, Stochastic ARIMA model for annual rainfall and maximum temperature forecasting over Tordize watershed in Ghana. *Journal of water and land development.* 37(IV-IV), 127-140. PL ISSN 1429-7426.e-ISSN 2083-4535.
- Nury, A. H., Hasan, K. and Jahir Bin Alam, MD., 2017, Comparative study of wavelet-ARIMA and wavelet-ANN models for temperature time series data in northeastern Bangladesh. *Journal of King Saud University – Science.* 29(1), 47-61. DOI: <https://doi.org/10.1016/j.jksus.2015.12.002>.
- Richards, G. R., 1993, Change in Global Temperature: A Statistical Analysis. *Journal of Climate.* 6(3), 546-559. DOI: [https://doi.org/10.1175/1520-0442\(1993\)006<0546:CIGTAS>2.0.CO;2](https://doi.org/10.1175/1520-0442(1993)006<0546:CIGTAS>2.0.CO;2).
- Rahul, A., Shihhare, N., Kumar, S., Dwivedi, S. and Dikshit, P., 2021, Modelling of Daily Suspended Sediment Concentration Using FFBPNN and SVM Algorithms. *Journal of Soft Computing in Civil Engineering,* 5(2), 120-134. doi: [10.22115/scce.2021.283137.1305](https://doi.org/10.22115/scce.2021.283137.1305).
- Sarraf, A., Vahdat, S. F. and Behbahaninia, A., 2011, Relative humidity and mean monthly temperature forecasts in Ahwaz station with ARIMA model in time series analysis. International conference on environment and industrial innovation. IPCBEE vol.12. IACSIT Press. Singapore.
- Shamsnia, S. A., Shahidi, N., Liaghat, A., Sarraf, A. and Vahdat, S. F., 2011, International conference on environment and industrial innovation. IPCBEE vol.12 (2011)IACSIT press. Singapore.
- Scientific uncertainty, 2019. *Journal Nature Climate Change (Nacture climate change).* 9, 797. <https://doi.org/10.1038/s41558-019-0627-1>.
- Salman, A. G. and Kanigoro, B., 2021, Visibility Forecasting Using Autoregressive Intergrated Moving Average (ARIMA) Models. 5th International Conference on Computer Science and Computational Intelligence 2020. Procedia Computer Science. 179, 252-259.
- Tularam, G. A. and Ilahee, M., 2010, Time Series Analysis of Rainfall and Temperature Interactions in Costal Catchments. *Journal of Mathematics and statistics,* 6(3), 372-280, ISSN 1549-3644.
- Tania Islam, M. and Zakaria, M., 2019, Forecasting of maximum and minimum temperature in the Cox's Bazar Region of Bangladesh based on time sereies analysis. *IOSR Journal of Mathematics.* E-ISSN:2278-5728,p-ISSN:2319-76X. volume 15. 5 Ser. III. Pp 56-67.
- Visser, H. and Molenaar, J., 1995, Trend Estimation and Regression Analysis in Climatological Time Series: An Application of Structural Time Series Models and the Kalman Filter. *Journal of Climate.* 8(5), 969-979. DOI: [https://doi.org/10.1175/1520-0442\(1995\)008<0969:TEARAI>2.0.CO;2](https://doi.org/10.1175/1520-0442(1995)008<0969:TEARAI>2.0.CO;2).
- Valipour, M., 2015, Long-term runoff study using SARIMA and ARIMA models in the United States. METEOROLOGICAL

- APPLICATIONS, 22, 592-598. DOI: 10.1002/met.1491.
- Woodward, W. A. and Gray, H. L., 1993, Global Warming and the Problem of Testing for Trend in Time Series Data. *Journal of Climate*. 6(5), 953-962. DOI: [https://doi.org/10.1175/1520-0442\(1993\)006<0953:GWATPO>2.0.CO;2](https://doi.org/10.1175/1520-0442(1993)006<0953:GWATPO>2.0.CO;2).
- Wang, H., Huang, J., Zhou, H., Zhao, L. and Yuan, Y., 2019, An intergrated variational mode decomposition and ARIMA model to forecast air temperature. *Journal sustainability*. 11.4018. doi:[10.3390/su11154018](https://doi.org/10.3390/su11154018).
- Wilks, D. S., 2019, Statistical Methods in the Atmospheric Sciences. Publisher Elsevier 4th edition (June 25,2019). P 4.
- Yamoah., E. A., 2015, Application of ARIMA modsel in forcasting monthly average surface temperature of Broang Ahafo Region of Ghana. *International Journal of Statistics and Applications*. 5(5), 237-246. Doi:[10.5923/j.statistics.20150505.08](https://doi.org/10.5923/j.statistics.20150505.08).
- Zheng, X., Basher, R. E. and Thompson, C. S., 1997, Trend Detection in Regional-Mean Temperature Series: Maximum, Minimum, Mean, Diurnal Range, and SST. *Journal of Climate*. Vol 10: Issue 2. Pp: 317-326. DOI: [https://doi.org/10.1175/1520-0442\(1997\)010<0317:TDIRMT>2.0.CO;2](https://doi.org/10.1175/1520-0442(1997)010<0317:TDIRMT>2.0.CO;2).

Statistical modeling of the mean annual temperature at Mehrabad station, Tehran

Jahedi, A.*

Ph.D. Student, Department of Geography, Faculty of Humanities, University of Zanjan, Zanjan, Iran

(Received: 27 Oct 2021, Accepted: 10 Jan 2022)

Summary

Regarding climate changes and global warming, it seems that the behavior of climate elements in the future should be predicted and known. Therefore, in this study, using modeling by a set of ARIMA statistical models, models on the time series of the mean annual temperature at Mehrabad station in Tehran during 1951-2015 were fitted to investigate a significant model by trial and error in order to identify the most appropriate model. Since the time series of the observations had a normal distribution, modeling was performed on the time series without applying Box Cox transformation. First, for static and non-static investigations, the time series of annual mean temperature observations was plotted simply in diagrams. In addition, the first and second order regression line equations were used to further ensure the type of time series behavior of the mean annual temperature. The results showed that the time series behavior of temperature at this station is linear. Since the time series behavior was linear, the order $d = 1$ was determined. Second, the first-order differentiation was performed on the time series. In the third step, the order p and q were determined using autocorrelation and partial autocorrelation of the differentiated values (w_t). After investigating the significance of the order of the components of each of the models, the following models were selected as significant models, respectively:

- 1) $ARIMA(0,1,1)_{\theta_0}$
- 2) $ARIMA(2,1,0)_{\theta_0}$

Since the first significant model was observed with suspicion, as a result each of the components (p , d , q) of the above two models were tested up to the 3rd order. Finally, these two models were selected as significant models. Also, Akaike information criterion (AIC) was considered to determine the most appropriate model among the above two models. ARIMA model $(0,1,1)_{\theta_0}$ had the minimum value of AIC compared to the other model. As a result, using this model, the temperature time series at this station was predicted from the end of the period to ¼ of the first time series. Given the concept of uncertainty, which underlies descriptive and inferential statistics, as a result, it seems that uncertainties should be expressed with high statistical certainty. In this regard, we used statistical tests of autocorrelation, Pearson correlation coefficient, standard normal homogeneity, cumulative deviations, milestones, sign on the time series of ARIMA model residues $(0,1,1)_{\theta_0}$, and drawing methods for residual normality, residual independence, constant residual variance and portmanteau test to consider further criteria to increase the statistical reliability of the applied model. The results of all statistical tests showed the random residual time series of the model. These tests showed that the best model for modeling the time series of the mean annual temperature at Mehrabad station, Tehran is ARIMA model $(0,1,1)_{\theta_0}$. Since the upper and lower limits of the predicted series as well as the predicted observations show the same behavior of the temperature time series at Mehrabad station, it can be said that the estimation of the predicted numerical values is still appropriate for this model to predict the temperature variable at this station. Finally, the results showed that the mean temperature of the predicted series is likely to be 17.742 °C, and the mean annual temperature will increase by 0.038 °C compared to the previous year.

Keywords: Statistical modeling, ARIMA model, time series, mean annual temperature, Mehrabad.

* Corresponding author:

a.jahedi@znu.ac.ir