

مدل‌سازی و پیش‌بینی تغییرات میانگین سالانه دمای تهران

امیرحسین حلبیان^{۱*}، آیدا هل‌فروش سلماسی^۲

۱ دانشیار، گروه جغرافیا، دانشگاه پیام نور، تهران، ایران
۲ کارشناس ارشد آب و هواشناسی، دانشگاه پیام نور، ایران

(تاریخ دریافت: ۱۳۹۵/۱۰/۱۸؛ تاریخ تصویب: ۱۳۹۷/۰۷/۰۹)

چکیده

توجه به تاثیر دما در شرایط اقلیمی هر منطقه و اهمیت پیش‌بینی آن در برنامه‌ریزی‌های محیطی، استفاده از روش‌های آماری برای بررسی تغییرات و پیش‌بینی دما را اجتناب‌ناپذیر کرده است. روش‌های آماری ابزاری مفید برای شناخت و تحلیل رفتار متغیرهای اقلیمی هستند. امروزه، مدل‌سازی و پیش‌بینی فراسنج‌های اقلیمی به سبب تغییرات آب و هوایی، گرمایش جهانی و خشکسالی‌های اخیر اجتناب‌ناپذیر شده است. دما از جمله فراسنج‌های اقلیمی است که در برنامه‌ریزی‌های محیطی، مدیریت منابع آبی و کشاورزی دارای اهمیت است. در این نوشتار، با بهره‌گیری از آزمون آماری - گرافیکی من - کندال که یکی از شیوه‌های پیشنهادی سازمان هواشناسی جهانی برای تحلیل سری‌های زمانی است؛ روش شیب خط سن و مدل آریمای باکس - جنکیز، روند تغییرات میانگین دمای سالانه در تهران بررسی شد. برای بررسی این روند و دستیابی به یک الگوی مناسب در این زمینه، داده‌های میانگین دمای سالانه ایستگاه سینوپتیک تهران در بازه زمانی ۱۹۵۱-۲۰۱۴ از سازمان هواشناسی کشور اخذ شد. نتایج تحلیل روند نشان داد که روند صعودی معناداری در رفتار سری زمانی میانگین دمای سالانه وجود دارد. شیب روند محاسبه شده توسط آزمون سن نیز برابر با ۰/۰۳۷ در هر سال است. در ادامه، براساس روش‌های معمول الگوسازی در خانواده الگوهای ARIMA مدل $ARIMA(0, 1, 1)$ پس از مقایسه معیار آکاییک (AIC) به عنوان الگوی نهایی تعیین شد. در این مدل وجود درجه تفاضلی ۱ نشانگر روند حول یک خط است. این روند از وجود جمله ثابت در مدل (Con) قابل درک است. میزان این روند براساس مدل $ARIMA(0, 1, 1)$ حدود ۰/۰۳۳ درجه سلسیوس در سال است. بر اساس مدل برازش یافته، انتظار می‌رود دمای ۱۰ سال آینده به بالاترین مقدار خود یعنی ۱۸/۸۸ درجه سلسیوس برسد.

کلید واژه‌ها: مدل‌سازی، دمای سالانه، من کندال، تخمین گر شیب سن، آریما، روند، خودهمبستگی، خودهمبستگی جزئی، تهران

سرآغاز

در زمینه بررسی تغییرات، مدل‌سازی و پیش‌بینی فراسنج‌های اقلیمی غنی است؛ از جمله: باکس و جنکینز علت استفاده از مدل‌های میانگین متحرک تجمعی خود همبسته را در مطالعه خود، وجود خود همبستگی در داده‌های اقلیمی با دارا بودن اثر فصل و یا روند عنوان کرده‌اند (Box & Jenkins, 1976). تورکش و همکاران تغییرپذیری روند میانگین دمای سالانه را در ترکیه مورد مطالعه قرار داده‌اند. نتایج بررسی آنها در مقیاس ناحیه‌ای، روند افزایش دمای آناتولی شرقی و روند کاهش آن را در نواحی ساحلی ترکیه در دو دهه اخیر نشان می‌دهد (Turkes et al., 1996). لیت و پیکسوتو کاربرد مدل‌های اتورگرسیو را در بررسی تغییرات دما با استفاده از بلندترین سری‌های زمانی مورد بررسی قرار داده‌اند. مطالعه آنها نشان می‌دهد که مقادیر تغییرپذیری قابل توجهی در مقیاس‌های سالانه و دهه‌ای وجود دارد (Leite & peixoto, 1996). سن زکایی با تاکید بر اهمیت تعداد نمونه در تعیین تغییرات اقلیمی، اشاره کرده است که به علت وجود خود همبستگی در داده‌های اقلیمی مانند دما، روش مدل‌سازی آریمای معتبرترین روش‌های بررسی تغییرات اقلیمی است (Sen Zekai, 1998). استفورد و همکاران در پژوهشی دمای شبانه، روزانه و شبانه‌روزی ۲۵ ایستگاه در آلاسکا را بررسی و آشکار کردند که در تمام ایستگاه‌ها دما روندی افزایشی داشته است (Stofford et al., 2000). پائو و همکاران روندهای متوسط دما و بارش روزانه را در ایستگاه کائوهسیونگ (در تایوان) بررسی کرده‌اند (Pao et al., 2002). یو و همکاران روند دمای ماهانه، فصلی و سالانه ژاپن را در صد سال گذشته بررسی و نشان دادند که افزایش دمای سالانه ۴۶ ایستگاه بین ۰/۵۱ تا ۲/۷۷ درجه بوده است (Yue et al., 2003). گرم‌تر در مطالعه‌ای به منظور بررسی تغییرات ماهانه بارش، سیل، خشکسالی و رواناب در رودخانه یانگ تسه چین با بهره‌گیری از آمار روزانه ۱۳۷ ایستگاه از سال ۱۹۶۰ تا ۲۰۰۴ به این نتیجه دست یافت که در این دوره زمانی در بخش بالایی حوضه میزان رواناب رو به افزایش بوده؛ این در حالی است که در بخش میانی حوضه تعداد پدیده‌های خشکسالی روند افزایشی داشته است (Germer, 2008). کوربیس و همکاران روند افزایش دما، نقطه شبنم و بارش اروپای مرکزی را با استفاده از سری‌های ۱۱۲ ساله برای پوتسدام و سری‌های طولانی مدت مورد مطالعه قرار داده‌اند. نتایج این پژوهش نشان می‌دهد که زمستان‌های خیلی سرد فقط

بررسی روند تغییرات پارامترهای اقلیمی از اهمیت فراوانی برخوردار است و امروزه نظر بسیاری از محققین را به خود جلب کرده است. تغییرات اقلیمی در تمام جنبه‌ها، زندگی بشر را تهدید می‌کند؛ تاثیرات آن به صورت منطقه‌ای و فرامنطقه‌ای است و خود را به صورت نوسان‌های شدید اقلیمی نشان می‌دهد و با ایجاد خشکسالی‌ها و سیلاب‌ها خسارات فراوانی وارد می‌کند (Rahimzadeh, 1998). دما به عنوان یکی از شاخص‌های اصلی در مطالعه‌های اقلیمی در تعیین نقش سایر عناصر اقلیمی عامل موثری به شمار می‌رود. دما در چرخه انرژی با چرخه آب اثر انکارناپذیری بر فعالیت‌های انسانی و فرایندهای طبیعی از جمله تامین منابع آبی هر ناحیه دارد و تغییرات آن در برنامه‌ریزی‌های محیط‌زیستی، اقتصادی و اجتماعی عامل تعیین‌کننده‌ای به‌شمار می‌رود (Jahanbakhsh & Babapour, 2003). از این‌رو، یکی از اقدام‌های اساسی برای جلوگیری از این آثار انکارناپذیر، پیش‌بینی متغیرهای جوی با استفاده از دقیق‌ترین مدل‌ها و برآورد مقادیر برای سال‌های آینده است. یکی از شاخص‌های مناسب برای پیش‌بینی تغییرات اقلیمی بارش و دما در طی سال‌های آینده و در نتیجه پیش‌بینی دوره‌های آبی، بررسی سری‌های زمانی بارش و درجه حرارت در یک دوره آماری بلندمدت است (Daryabari, 2003). بنابراین، آینده از آن کسانی است که به نحو مناسبی برای آن برنامه‌ریزی کرده و با پیش‌بینی وضع آینده برنامه‌ریزی‌های لازم را به انجام برسانند. برای این منظور روش‌های آماری متعددی موجود است. در هر مورد آمار مربوط به متغیری که پیش‌بینی می‌شود باید در دوره زمانی گذشته موجود باشد. این آمار را اصطلاحاً سری زمانی می‌گویند. منظور از یک سری زمانی، مجموعه‌ای از داده‌های آماری است که در فواصل زمانی مساوی و منظمی جمع‌آوری شده باشند. روش‌های آماری که این‌گونه داده‌های آماری را مورد استفاده قرار می‌دهد، تحلیل سری‌های زمانی نامیده می‌شود. اساسی‌ترین فرض در تحلیل سری‌های زمانی این است که عواملی که چگونگی نوسان یک پارامتر اقلیمی را در گذشته تحت تاثیر قرار داده‌اند در آینده نیز کم و بیش به اثربخشی خویش ادامه خواهند داد. بنابراین، هدف اصلی تحلیل سری‌های زمانی و تفکیک و مشخص کردن این عوامل به منظور پیش‌بینی و برنامه‌ریزی آینده است (Eslahi, 2011). ادبیات اقلیم‌شناسی

روش پارامتری-t استیودنت و روش ناپارامتری من کندال بررسی شده است. نتایج حاصله عدم وجود هر نوع روند معنی‌داری در سری‌های بارش سالانه در ایستگاه‌های مورد مطالعه را تایید کرد؛ اما در سری‌های بارش فصلی روندهای افزایشی و کاهش‌ی قابل مشاهده بود (Khalili & Bazrafshan, 2004). الگویابی مدل آریمای برای میانگین سالانه دمای تبریز طی سال‌های (۱۹۵۱ تا ۲۰۰۵) به مدت ۵۵ سال الگوی نهایی $ARIMA(0,1,2)$ con را تعیین کرد. نتایج این پژوهش آشکار ساخت که دمای تبریز از روند قطعی $0/033$ درجه سلسیوس در سال برخوردار است. طبق مدل برازش یافته، این روند برای ۲۰ سال آینده ادامه خواهد داشت (Asakereh, 2009). در پژوهشی دیگر به تحلیل و مدل‌سازی آماری میانگین دمای سالانه ایستگاه گرگان پرداخته شده است. در این پژوهش برای شناسایی رفتار میانگین سالانه دمای گرگان طی دوره آماری ۱۹۵۶ تا ۲۰۰۵ از تکنیک‌های آماری شناخت روند، نوسان و افت و خیز استفاده شده است. آزمون Run test با خطای $0/05$ نشان داد که داده‌های میانگین دمای سالانه تصادفی هستند. نتایج آزمون‌های تعیین روند همبستگی پیرسون، اسپرمن و من-کندال و همچنین رگرسیون خطی نشان داد که سری زمانی میانگین دمای سالانه گرگان روند معنی‌داری ندارد. برای پیش‌بینی رفتار میانگین دمای سالانه گرگان نیز از مدل‌های $ARIMA$ استفاده شد. در این روش سه الگو به عنوان الگوهای اولیه برازش داده شد. آزمون آکاییک (AIC) نشان داد که الگوی سوم $(1, 1, 0)$ $ARIMA$ بهترین انتخاب برای پیش‌بینی دما است و بر همین اساس برای ۱۰ سال آینده $(2015-2006)$ با بازه اطمینان 95% پیش‌بینی دما صورت گرفته است (Setoudeh, 2014). در تحقیقی دیگر، به ارزیابی مدل سری زمانی به منظور برآورد متوسط دمای ماهانه در ایستگاه‌های سینوپتیک قدیمی ایران پرداخته شده است. در این پژوهش، با استفاده از مدل‌های خانواده آریمای، ابتدا با بررسی وجود یا عدم وجود روند و ارزیابی توابع خودهمبستگی (ACF) و خودهمبستگی جزئی (PACF) در دوره آماری $(2005-1977)$ پرداخته شده و سپس مدل‌های سری زمانی مختلف به داده‌های میانگین دمای ماهانه در ایستگاه‌های سینوپتیک ایران برازش داده شده است. نتایج این مطالعه بیانگر قابلیت مدل‌های غیرفصلی آریمای برای تعیین روند پارامتر دما در گستره ایران است

تا نیمه قرن بیستم رخ داده است؛ در حالی که زمستان‌های گرم روندی افزایشی را نشان می‌دهد (Kurbis et al., 2009). گیل‌الانا روندهای فصلی و بلندمدت میانگین دماهای ماهانه در آلاسکا را با استفاده از سری‌های زمانی مورد بررسی قرار داد (Gil-Alana, 2011). لاول کنی به بررسی مدل‌سازی مربوط به تغییرپذیری سری‌های زمانی بارش در شبه جزیره مالزی پرداخت. نتایج این پژوهش حاکی از مناسب بودن مدل آریمای فصلی برای سری‌های میانگین ماهانه بارش در این منطقه است (Lawal Kane, 2012). (Taei Semiroimi et al., 2014) با استفاده از خروجی‌های مدل‌های گردش عمومی جو و آزمون ناپارامتریک من کندال (Mann-Kendal) به بررسی روند متغیرهای اقلیمی در دوره مشاهداتی و شرایط تغییر اقلیم در حوضه آبخیز بار نیشابور پرداختند. نتایج آنان حاکی از افزایش دما و کاهش بارش می‌باشد. (Soltani et al., 2016) دریافتند که میانگین دماهای بیشینه و کمینه سالانه در ایران $0/31$ و $0/59$ درجه سلسیوس به ازای هر دهه افزایش داشته است. یورن و همکاران ضمن واکاوی تغییرات دما و بارش در منطقه هندوکش هیمالیا در صد سال اخیر به این نتیجه رسیدند که در میانگین دما، متوسط دمای بیشینه و کمینه روند افزایشی معناداری به ترتیب برابر با $0/104$ ، $0/077$ و $0/176$ درجه سلسیوس در دهه وجود داشته است (YuRen et al., 2017). در ایران نیز در سال‌های اخیر، پژوهش‌های متعددی در زمینه استفاده از مدل‌های سری زمانی انجام شده است و هر کدام از آنها برای دستیابی به هدف خاصی از این مدل‌ها بهره گرفته‌اند. در پژوهشی با استفاده از متوسط ماهانه 104 ساله دما در جاسک و براساس خود همبستگی (ACF)، خود همبستگی جزئی (ACFP) و مقایسه معیار اطلاع آکاییک (AIC) الگوی $SARIMA$ به عنوان مدل نهایی انتخاب شده است (Asakereh & Kheradmandnia, 2002). در تحقیقی دیگر به بررسی و پیش‌بینی متوسط دمای ماهانه تبریز با استفاده از مدل آریمای پرداخته شده است. در این پژوهش پس از مقایسه معیار آکاییک الگوهای $ARIMA(0,0,1)$ ، $(0,1,1)$ به عنوان مدل‌های محاسباتی انتخاب و بر اساس آنها تغییرات متوسط سالانه دمای تبریز تا سال ۲۰۱۰ پیش‌بینی شده است (Jahanbakhsh, & Babapour Baser, 2003). در پژوهشی روند تغییرات بارندگی‌های سالانه، فصلی و ماهانه ۵ ایستگاه قدیمی ایران در یک صد و شانزده سال گذشته با استفاده از

می‌دهند؛ پژوهش حاضر به آشکارسازی روند تغییرات دمای سالانه تهران در ده‌های اخیر و مدل‌سازی و پیش‌بینی آن می‌پردازد.

مواد و روش‌ها

در این پژوهش از آمار میانگین دمای سالانه ایستگاه هواسنجی تهران از سال ۱۹۵۱ تا سال ۲۰۱۴ استفاده شده است. ایستگاه هواسنجی تهران در ۲۹ درجه و ۳۲ دقیقه عرض شمالی و ۵۲ درجه و ۳۶ دقیقه طول شرقی قرار گرفته است. ارتفاع شهر تهران در محل ایستگاه هواشناسی ۱۴۸۴ متر است. در تحلیل روند دمای سالانه تهران به منظور بررسی وجود روند در داده‌ها از روش من کندال استفاده شد. میزان شیب خط روند نیز از روش برآوردکننده شیب خط سن برآورد شد. در ادامه، از روشی ساده برای الگوسازی ARIMA(p,d,q) دمای سالانه تهران $\{Z_t\}$ بهره گرفته شد.

آزمون من کندال ابتدا توسط (Mann, 1945) ارایه و سپس توسط (Kendall, 1975) بسط و توسعه یافت (Serrano, 1999) و کاربرد آن توسط سازمان جهانی هواشناسی (۱۹۶۶) توصیه شده است (KhAlili & Bazrafshan, 2004). این روش به طور متداول و گسترده‌ای در تحلیل روند سری‌های هیدرولوژیکی و هواشناسی به کار گرفته می‌شود (Lettenmaier, 1994). از نقاط قوت این روش می‌توان به مناسب بودن کاربرد آن برای سری‌های زمانی که از توزیع آماری خاصی پیروی نمی‌کنند اشاره نمود. اثرپذیری ناچیز این روش از مقادیر حدی که در برخی از سری‌های زمانی مشاهده می‌شوند نیز از دیگر مزایای استفاده از این روش است (Turgay & Ercan, 2005). این آزمون برای تعیین تصادفی بودن و روند در سری‌ها استفاده می‌شود. در صورت وجود روند، داده‌ها غیرتصادفی بوده و برای تعیین تصادفی بودن داده‌ها از رابطه (۱) استفاده می‌شود (Farajzadeh et al., 2010).

$$T = \frac{4P}{N(N-1)} - 1 \quad (1)$$

T آماره من کندال و P مجموع تعداد رتبه‌های بزرگتر از ردیف n_i که بعد از آن قرار می‌گیرند و از رابطه (۲) به دست می‌آید:

$$p = \sum_{i=1}^{N-1} n_i \quad (2)$$

و همچنین نشان داد به کمک الگوهای آماری به دست آمده برای هر ایستگاه می‌توان پارامتر دما را در مقیاس ماهانه در دوره‌های آتی پیش‌بینی نمود (Marofi et al., 2014). در پژوهشی تغییرات بارش‌های ماهانه شهرستان اردبیل با استفاده از مدل‌های آریمای، اتورگرسیو و وینترز پیش‌بینی و تحلیل شده است. در این پژوهش با استفاده از مدل‌های پیش‌بینی اتورگرسیو مرتبه ۲، وینترز و آریمای، بارش‌های ماهانه ایستگاه سینوپتیک اردبیل به عنوان نماینده شهرستان اردبیل برای یک دوره ۳۱ ساله (۲۰۰۷-۱۹۷۷) مورد تحلیل و بررسی قرار گرفته است. نتایج حاصل از بررسی پارامتر بارش با استفاده از مدل‌های مذکور، سیر نزولی پارامتر مجموع بارش ماهانه ایستگاه مورد مطالعه را طی سال‌های آتی نشان داد. در عین حال، نتایج حاصل از تحلیل و مدل‌سازی مجموع بارش ماهانه ایستگاه سینوپتیک اردبیل با استفاده از مدل‌های مذکور نشان داد که مدل آریمای با داشتن پایین‌ترین مقدار میانگین قدرمطلق درصد خطاها و بالاترین مقدار ضریب تعیین، بهتر از مدل‌های اتورگرسیو مرتبه ۲ و وینترز می‌باشد (Salahi & Maleki, 2015). در پژوهشی دیگر به بررسی روند بارش در ۳۲ ایستگاه سینوپتیک ایران با روش ناپارامتری در طی سال‌های ۱۹۷۰ تا ۲۰۰۵ پرداخته شده است. در این تحقیق سری‌های زمانی جمع متحرک بارش با مرتبه ۱ تا ۴۸ ماهه با استفاده از روش‌های ناپارامتری من-کندال (بعد از حذف اولین مقدار همبستگی از سری‌ها) و تخمین گر شیب سن در ۳۲ ایستگاه سینوپتیک کشور مورد بررسی قرار گرفته است. نتایج نشان‌دهنده فراوانی وجود روند (در کل ۶۰ درصد از روندهای به دست آمده به صورت نزولی معنادار، ۳۲ درصد به شکل صعودی معنادار و ۸ درصد نشان‌دهنده عدم روند معنادار) در سری‌های زمانی طولانی مدت نسبت به سری‌های کوتاه مدت (۱ تا ۶ ماهه) است. بررسی مکانی توزیع روندها نشان داد که بیشتر مناطق کشور دارای روندهای نزولی بارش قابل توجهی بوده است (Ekhtesasi et al., 2015). ارزیابی روند تغییرات دما و بارش در مناطق مختلف ایران نشان داد که دمای روزانه، کمینه، بیشینه و میانگین سالانه در بسیاری از مناطق ایران روندی افزایشی داشته است (Alizadeh-Choobari & Najafi, 2017). از آن جایی که فراسنج‌های اقلیمی و به ویژه دما با تغییرات کمی و کیفی خود شرایط محیطی را ولو به صورت بطئی و تدریجی تحت تاثیر قرار

۲. داده‌ها رتبه‌بندی می‌شوند که برای این منظور از آماره T (نسبت رتبه I به رتبه‌های ما قبل) استفاده می‌شود.
۳. امید ریاضی E_i ، واریانس V_i و شاخص من- کندال U_i براساس رابطه‌های زیر محاسبه می‌شوند:

$$E_i = ni(ni - 1) / 4 \quad (4)$$

$$V_i = ni(ni - 1)(2ni + 5) / 72 \quad (5)$$

$$U_i = (\sum ti - E_i) / \sqrt{V_i} \quad (6)$$

- در روابط فوق ni ترتیب زمانی داده‌ها می‌باشد. این شاخص دارای توزیع نرمال است بنابراین، برای شناسایی معنی‌دار بودن از جدول منحنی استفاده می‌شود. برای بررسی تغییرات باید شاخص U_i نیز محاسبه شود، مراحل محاسبه U_i بدین شرح است:
۱. داده‌ها رتبه‌بندی می‌شوند که برای این منظور از آماره T (نسبت رتبه I به رتبه‌های ما بعد) استفاده می‌شود.
۲. امید ریاضی E_i' ، واریانس V_i' و شاخص U_i' از رابطه‌های زیر محاسبه می‌شود:

$$E_i' = [N - (ni - 1)](N - ni) / 4 \quad (7)$$

$$V_i' = [N - (ni - 1)](N - ni)[2(N - (ni - 1))] + 5 / 72 \quad (8)$$

$$U_i' = -(\sum ti' - E_i') / \sqrt{V_i'} \quad (9)$$

(et al., 2010).

اگر روند در سری داده‌ها مشاهده شد، شیب واقعی (میزان تغییر در واحد زمان) را می‌توان با استفاده از روش ناپارامتری ساده‌ای که توسط سن (Sen's) توسعه داده شده برآورد نمود. این روش زمانی می‌تواند مورد استفاده قرار گیرد که روند موجود در سری زمانی یکی روند خطی باشد. این بدین معناست که Ft برابر است با:

$$f(t) = Qt + B$$

که Q، شیب خط روند و B، مقدار ثابت است. برای محاسبه شیب خط روند ابتدا باید شیب هر جفت داده متوالی سری را از رابطه زیر به دست آورد:

$$Q_i = \frac{(x_j - x_k)}{j - k} \text{ for } i = 1, 2, \dots, n \quad (10)$$

که در این رابطه x_j و x_k به ترتیب مقادیر داده‌ها در زمان‌های j و k است که با هم یک واحد زمانی اختلاف دارند. Q_i مقدار میانه n برآورد شده شیب نمودار سن است.

این آماره برای $N > 10$ به توزیع نرمال با میانگین صفر و واریانس $\frac{4N+10}{9N(N-1)}$ شبیه است. بنابراین آزمون معنی‌داری آن از رابطه (۳) قابل محاسبه می‌باشد:

$$(T)_i = \pm tg \sqrt{\frac{4N+10}{9N(N-1)}} \quad (3)$$

در این رابطه tg برابر با مقدار بحرانی توزیع نرمال استاندارد (z) بر اساس احتمال ۹۵ درصد برابر ۱/۹۶ است. برای شناسایی روندهای جزئی و کوتاه مدت، نقاط جهش و نقاط شروع روند سری‌های زمانی از نمودار سری زمانی بر حسب مقادیر U_i و U_i' استفاده می‌شود. در این پژوهش برای ترسیم نمودار سری زمانی مقادیر متوالی، آماره‌های U_i و U_i' با استفاده از آزمون من کندال محاسبه شد. مراحل محاسبه این آماره‌ها به قرار زیر است:

۱. داده‌ها به ترتیب وقوع ردیف می‌شوند و ترتیب زمانی داده‌ها را n در نظر می‌گیریم (Alizadeh et al, 2009).

در روابط فوق N تعداد سال‌های آماری مورد استفاده است در این روش مقادیر متوالی از مقدار U_i و U_i' حاصله از آزمون من- کندال به صورت گرافیکی نمایش داده می‌شود. محل تلاقی شاخص U_i و U_i' با محدوده ۹۵ درصد اطمینان نشان‌دهنده تغییرات سری زمانی بوده و رفتار U_i بعد از محل تلاقی، وضعیت روند (کاهشی یا افزایشی) سری را نشان می‌دهد (Goossens & Berger, 1986). زمانی که روند معنی‌داری در داده‌ها وجود داشته باشد، خطوط U_i و U_i' همدیگر را قطع می‌کنند (Azizi et al., 2008). اگر مقادیر U_i و U_i' از منحنی‌ها چندین بار روی هم قرار بگیرند روند یا تغییری وجود نخواهد داشت ولی در جایی که همدیگر را قطع می‌کنند منحنی‌ها محل شروع روند یا تغییرات را به صورت تقریبی به نمایش می‌گذارند. اگر منحنی‌ها همدیگر را در داخل محدوده $(\pm 1/96)$ قطع کنند نشانه زمان آغاز تغییر ناگهانی و در صورتی که خارج از محدوده بحرانی همدیگر را قطع کنند بیانگر وجود روند معنی‌دار در سری زمانی است. عدم تلاقی دو شاخص معرف عدم روند سری می‌باشد (Farajzadeh

توزیع نرمال است. در این صورت $\{a_t\}$ دنباله‌ای از متغیرهای تصادفی مستقل با توزیع $N(0, \sigma_a^2)$ است و به اختصار می‌نویسیم:

$$a_t \sim WN(0, \sigma^2) \quad (15)$$

عملگرهای به کار رفته در بالا به صورت زیر تعریف می‌شوند (Asakereh, 2009).

$$\phi_p(B) = 1 - \phi_1 B - \phi_2 B^2 - \dots - \phi_p B^p \quad (16)$$

$$\theta_q(B) = 1 - \theta_1 B - \theta_2 B^2 - \dots - \theta_q B^q \quad (17)$$

که در آن B عملگری است که به صورت $B^j Z_t = Z_{t-j}$ تعریف می‌شود. در این رابطه j یک عدد صحیح نامنفی است.

اگر سری تفاضلی $\{Z_t\}$ یعنی $\{W_t\}$ یک تحقق به اندازه کافی طولانی از فرآیند $\{W_t\}$ باشد و اگر فرضیه‌های حاکم بر مدل صحیح باشد، فاصله $\bar{W} \pm 1.96 \frac{s_w}{n}$ یک فاصله اطمینان ۹۵ درصد برای μ_w است که در آن \bar{W} ، s_w ، n به ترتیب میانگین، انحراف معیار و طول سری زمانی $\{W_t\}$ است. با استفاده از این فاصله اطمینان، می‌توان فرض صفر $\mu_w = 0$ را در مقابل $\mu_w \neq 0$ در سطح ۵ درصد خطا آزمود. میانگین سری زمانی $\{W_t\}$ یعنی \bar{W} ، برآورد مناسبی از μ_w می‌باشد. در عمل می‌توان سری زمانی $(W_t - \bar{W})$ را مورد مدل‌سازی قرار داد و سپس میانگین حذف شده را اضافه نمود. طریق دیگری که برای به حساب آوردن میانگین سری $\{W_t\}$ وجود دارد نوشتن مدل فوق به فرم معادله زیر است (Asakereh & Kheradmandnia, 2002).

$$\phi_p(B)(1-B)^d Z_t = \theta_0 + \theta_q(B)a_t \quad (18)$$

در این صورت، پس از برآورد پارامتر θ_0 فرض $\theta_0 = 0$ را می‌توان آزمود.

مدل $ARIMA(p, d, q)$ در واقع مدل میانگین متحرک مرتبه q جمع بسته خود همبسته مرتبه p و با d درجه تفاضلی است و سعی می‌کند مقادیر آینده را بر اساس مقادیر گذشته و نوع رفتار سری زمانی برآورد کند. مراحل انجام این مدل‌سازی به این شرح است:

۱. تعیین مرتبه d : اگر سری زمانی $\{Z_t\}$ حول یک محور افقی نوسان کند، $d=0$ قرار داده می‌شود. اگر حول یک خط

اگر n فرد باشد، برآوردکننده شیب سن به این صورت محاسبه خواهد شد:

$$Q_{med} = Q_{(n+2)/2} \quad (11)$$

و اگر n زوج باشد، برآوردکننده شیب سن از این رابطه به دست می‌آید:

$$Q_{med} = (Q_{(n)/2} + Q_{(n+2)/2})/2 \quad (12)$$

اگر مقدار Q_{med} با آزمون دوطرفه در سطح اطمینان $100(1-\alpha)\%$ بررسی شود شیب واقعی نمودار روند را می‌توان به دست آورد (Vivekanandan, 2007). اگر عدد صفر در دامنه بین دو شیب استخراج شده قرار بگیرد فرض صفر تایید شده و در نتیجه بر سری زمانی مورد آزمون نمی‌توان هیچ روندی را در سطح اطمینان موردنظر نسبت داد. در غیر این صورت فرض صفر رد شده و می‌توان پذیرفت که سری زمانی دارای روند معنی‌داری در سطح اطمینان مورد آزمون است.

رویدادهای اقلیمی به عنوان پدیده‌های تصادفی به طور دقیق قابل پیش‌بینی نیستند، ولی از مشاهده پیاپی آنها آگاهی‌های مفیدی به دست می‌آید که از طریق قوانین احتمالی قابل تعریف هستند. برای مثال، ممکن است یک فرآیند اقلیمی (مثل $\{Z_t\}$) از توزیع آماری خاصی و یا از مدل رفتاری مشخصی پیروی کند. در این پژوهش برای مدل‌سازی فراسنج میانگین دمای سالانه تهران از مدل $ARIMA$ استفاده شد. یکی از مدل‌های مناسب برای برازش بر فرآیندهای اقلیمی مدل‌های $ARIMA$ است. در این صورت، فرآیند تصادفی $\{Z_t\}$ را یک فرآیند $ARIMA$ با درجه (p, d, q) می‌گوییم و می‌نویسیم:

$$Z_t \sim ARIMA(p, d, q) \quad (13)$$

شرط نخست برای برازش یک مدل $ARIMA$ بر فرآیند تصادفی $\{Z_t\}$ مانایی (ایستایی) $\{Z_t\}$ است. اگر این شرط احراز نشود، برای برازش یک مدل، عملگر تفاضلی $\{W_t = (1-B)^d Z_t\}$ برای احراز مانایی و به فرم زیر ارائه می‌شود (Asakereh & Kheradmandnia, M. 2002).

$$\phi_p(B)(1-B)^d (w_t - \mu_w) = \theta_q(B)a_t \quad (14)$$

که در آن $a_t \sim WN(0, \sigma^2)$ ، $\mu_w = E(W_t)$ یعنی فرآیند $\{a_t\}$ دنباله‌ای از متغیرهای تصادفی هم توزیع و دو به دو ناهمبسته (نوفه سفید (White Noise)) با امید ریاضی صفر و واریانس ثابت (σ^2) است. معمولاً فرض می‌شود که a_t دارای

در این رابطه مدلی که کمترین مقدار را دارد باید انتخاب شود. به بیان دیگر، با استفاده از معیار AIC از بین چند مدل رقیب، مدلی با مقدار AIC کمینه برگزیده می شود. از معیارهای دیگر این است که باقی مانده های مدل $\{a_t\}$ دارای توزیع نرمال باشد و همچنین تصادفی بوده و معنادار نباشد. سومین معیار برای انتخاب یک مدل این است که مدل برازشی پیش بینی مناسبی در مورد رفتار سری ارایه دهد و در نهایت مدل انتخابی بیشترین برازندگی را بر مشاهده ها داشته باشد (Shirmohamadi, 2013). به عبارت دیگر، الگویی برگزیده می شود که بتواند رفتار مناسب تری را برای پیش بینی ارایه نماید.

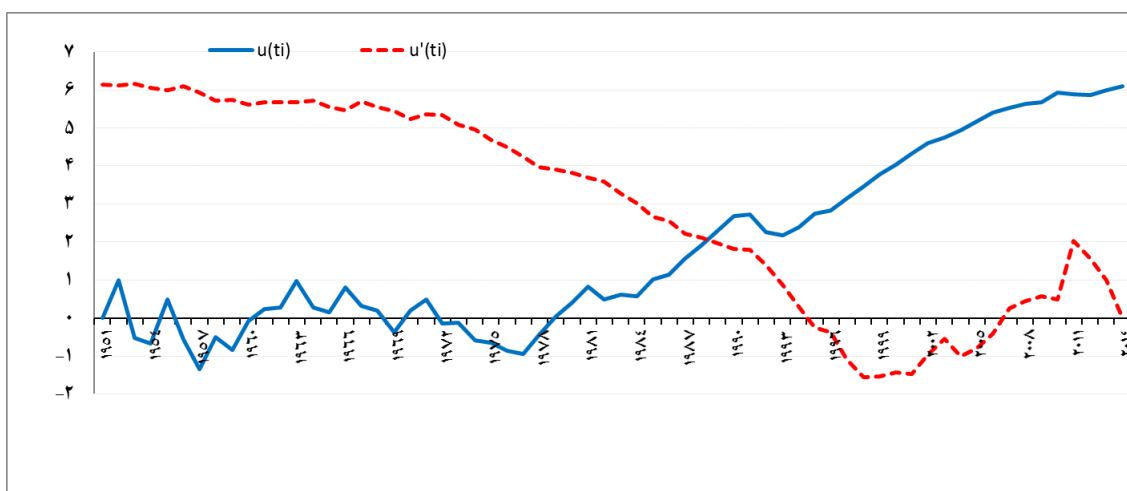
بحث و تحلیل

برای تعیین نوع و زمان تغییرات در ایستگاه مورد مطالعه با استفاده از مولفه های u_i و u'_i نمودار من کندال برای میانگین دمای سالانه تهران ترسیم شد. بررسی رفتار تغییرات مولفه های u_i و u'_i مربوط به متوسط دمای تهران نشان داد که جهش معنی داری در سال ۱۹۸۸ اتفاق افتاده است و از این سال روند مثبت معنی دار آغاز شده و سیر افزایشی با شیب تندی میل به صعود داشته است (شکل ۱).

مستقیم به طرف بالا یا پایین نوسان کند، $d=1$ و اگر حول یک سهمی نوسان کند، $d=2$ قرار داده می شود.
۲. تعیین مرتبه p و q : بر اساس نمودار خودهمبستگی نگار (ACF) و خودهمبستگی نگار جزئی (PACF) سری مقادیر p و q تعیین می شود. با توجه به شاخک های معنادار خود همبستگی نگار سری $\{W_t\}$ یک مدل حدسی $(0, q)$ ARMA و با استفاده از نمودار خود همبستگی جزئی سری $\{W_t\}$ یک الگوی حدسی $(p, 0)$ ARMA تعیین می شود.
۳. با روش زیاد برازاندن و آزمون و خطا هر یک از دو الگوی حدسی را آزمایش می کنیم تا در نهایت به الگویی برسیم که اضافه کردن و حذف هیچ پارامتری آن را بهتر و یا بدتر نکند. برای انتخاب مناسب ترین مدل از بین چند مدل برازش داده شده می توان از معیار اطلاع آکائیک (AKAIKE) استفاده کرد که از طریق رابطه زیر به دست می آید (Asakereh & Kheradmandnia, 2002, Shirmohamadi, 2013, Asakereh, 2009).

$$AIC = n \ln(s_{\alpha}^2) + 2m \quad (19)$$

s_{α}^2 برآورد حداکثر درستنمایی واریانس جامعه (σ_{α}^2)
 n طول سری $\{W_t\}$ و m تعداد پارامترهای مدل است.



شکل (۱): نمودار تغییرات مولفه های u_i و u'_i متوسط دمای سالانه تهران

آشکار شدن وجود روند در داده ها، میزان روند از طریق محاسبه شیب خط و با روش آزمون سن مورد بررسی و واکاوی قرار گرفت و سرانجام روند دمای سالانه تهران با بهره گیری از نرم افزار Minitab مدل سازی شد. میزان روند از طریق محاسبه شیب خط به روش آزمون سن در سطوح اطمینان مورد بررسی

همان گونه که جدول (۱) نشان می دهد، شواهد کافی برای عدم وجود روند در داده ها وجود ندارد و وجود روند در سری زمانی میانگین دمای سالانه تهران آشکار است. بر اساس جدول مزبور مقدار میانگین دمای سالانه روند صعودی معنی داری را نشان می دهد. نمره Z محاسبه شده این حالت را نشان می دهد. پس از

بدین ترتیب با توجه به میزان روند برآورد شده می‌توان گفت طی ۶۴ سال بازه آماری مطالعاتی تقریباً ۲/۴ درجه سلسیوس به دمای تهران افزوده شده است. معادله شیب خط روند مربوطه نیز به صورت زیر است:

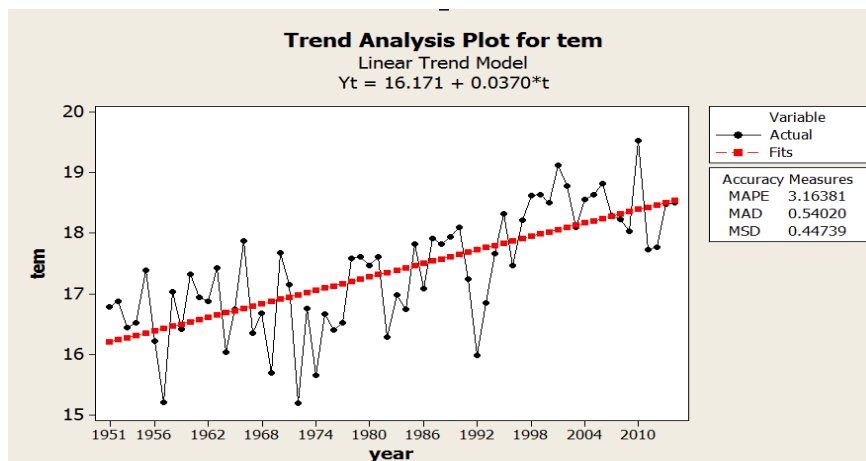
$$y_t = 16.171 + 0.037t$$

برازش این مدل بر نمودار سری زمانی (شکل ۲) نیز گویای روند افزایشی دمای سالانه تهران است.

۰/۰۳۷ درجه سلسیوس است. این بدان معنا است که در هر سال حدود ۰/۰۳۷ درجه سلسیوس به دمای میانگین سالانه افزوده می‌شود. این مقدار شیب خط در سطح اطمینان موردنظر (سطح خطای ۰/۰۵ درصد) کاملاً معنادار است. در عین حال، کمینه و بیشینه افزایش میانگین دمای سالانه تهران در سطح اطمینان ۹۹٪ به ترتیب برابر با ۰/۰۲۵ و ۰/۰۴۸ درجه سلسیوس بوده است. در حالی که کمینه و بیشینه افزایش دما در میانگین سالانه در سطح اطمینان ۹۵٪ نیز به ترتیب ۰/۰۲۷ و ۰/۰۴۶ بوده است.

جدول (۱): مقادیر آماره‌های آزمون‌های من‌کنندال و سن در تحلیل روند میانگین سالانه دمای تهران در سطوح اطمینان ۹۹٪ و ۹۵٪

Time series	First year	Last Year	n	Test Z	Q	Qmin 99%	Qmax 99%	B	Bmin 99%	Bmax 99%	Qmin 95%	Qmax 95%	Bmin 95%	Bmax 95%
متوسط‌ها	۱۹۵۱	۲۰۱۴	۶۴	۶/۱۱	۰/۰۳۷	۰/۰۲۵	۰/۰۴۸	۱۶/۳۸	۱۶/۱۶	۱۶/۰۳	۰/۰۲۷	۰/۰۴۶	۱۶/۶۷	۱۶/۱۲



شکل (۲): برازش معادله شیب خط روند بر سری زمانی میانگین دمای سالانه تهران (۱۹۵۱ - ۲۰۱۴)

آن چه از رفتار سری زمانی میانگین دمای سالانه تهران استنباط می‌شود، این است که نوسان حول یک خط رو به بالا است. بنابراین، در این سری زمانی مقدار d برابر با یک است که نشان از وجود روند و نایستایی سری دارد. به عبارت دیگر، به عنوان برآورد ابتدایی مقدار $d=1$ منطقی به نظر می‌رسد. پس از تفاضل‌گیری مرتبه اول، سری زمانی تبدیل یافته‌ای $\{W_t\}$ حاصل و داده‌های میانگین دمای تهران به صورت ایستا در آمد. در ادامه به منظور تعیین p و q نمودارهای خودهمبستگی و خودهمبستگی نگار جزئی ترسیم شد. شکل (۳) نمودار خودهمبستگی نگار و شکل (۴) نیز خودهمبستگی نگار جزئی سری تفاضل‌گیری شده را نشان می‌دهد. بر اساس نمودار همبستگی نگار شاخک اول معنادار است. بنابراین، یک الگوی

ARIMA(0,1,1) و از خودهمبستگی نگار جزئی نیز یک الگوی ARIMA(1,1,0) قابل استنباط و بررسی است. بر اساس شاخک‌های معنادار، الگوی ARIMA(0,1,1) برای مدل‌سازی برگزیده شد و مورد آزمایش و خطا قرار گرفت تا از میان این الگو و الگوی انتخابی همبستگی نگار جزئی ARIMA(1,1,0) بهترین انتخاب شود. الگوی موردنظر به این شرح است:

$$Z_t = a_t + \theta z_{t-1}$$

مدل برازش یافته نیز عبارت است از:

$$Z_t = 0.4947 + 0.7599z_{t-1}$$

(9.26)

لازم به توضیح است که عدد داخل پرانتز مقدار t برای آزمون معناداری پارامترها است. چنان چه قدرمطلق (t) بزرگتر از ۱/۹۶

در برازش این الگو نیز قدرمطلق t بزرگتر از $1/96$ است و نشان از معناداری مدل دارد.

بر اساس نمودار خودهمبستگی جزئی (شکل ۴) باید مدل $ARIMA(1,1,0)$ زیر بررسی شود:

$$Z_t = \theta z_{t-1} + a_t$$

مدل برازش یافته عبارت است از:

$$Z_t = -0.4526 z_{t-1} + 0.6043 \quad (-4.00)$$

در برازش این الگو نیز قدرمطلق t بزرگتر از $1/96$ است و نشان از معناداری مدل دارد.

بدین ترتیب، بر اساس نمودار همبستگی نگار (شکل های ۳ و ۴) و با آزمون و خطا و بعد از برازش و حذف جملات غیرمعنادار مدل های مناسب تعیین شد. بر اساس این رویکرد مدل های $ARIMA(0,1,1)$ ، $ARIMA(0,1,1)con$ و $ARIMA(1,1,0)$ پس از آزمون و خطا و روش زیاد برازاندن برای پیش بینی با حدود ۹۵٪ اطمینان برگزیده شد که با در نظر گرفتن کمینه معیار آکائیک مدل های انتخابی، مدل $ARIMA(0,1,1)con$ با مقدار آکائیک کمتر به عنوان مدل مناسب به منظور پیش بینی دمای سالانه تهران تا ۲۰۲۴ میلادی تعیین شد.

باشد، نشان دهنده معناداری مدل است و باید مدل را با روش زیاد برازندن مورد آزمایش و تعدیل قرار داد تا در نهایت مدل نهایی انتخاب و افزودن و حذف هر پارامتری مدل را بدتر کند. در این مدل با توجه به این که قدرمطلق آماره t بزرگتر از $1/96$ است، پس θ که همان عدد انتخابی بر اساس نمودار همبستگی نگار است حضوری معنادار دارد. به بیان دیگر، در این مدل مقدار t برای آزمون فرض برابری ضرایب با صفر بزرگتر از $1/96$ است. بنابراین، این ضرایب معنادار و مخالف صفر است. حال باید دید که آیا افزودن پارامتر ثابت (θ_0) مدل را به طور معنادار بهبود می بخشد یا خیر؟ یعنی الگوی:

$$Z_t = constant + \theta z_{t-1} + a_t$$

را بررسی می نماییم. مدل برازش یافته به صورت زیر است:

$$Z_t = 0.03353 + 0.8876z_{t-1} + 0.4778 \quad (3.14) \quad (15.11)$$

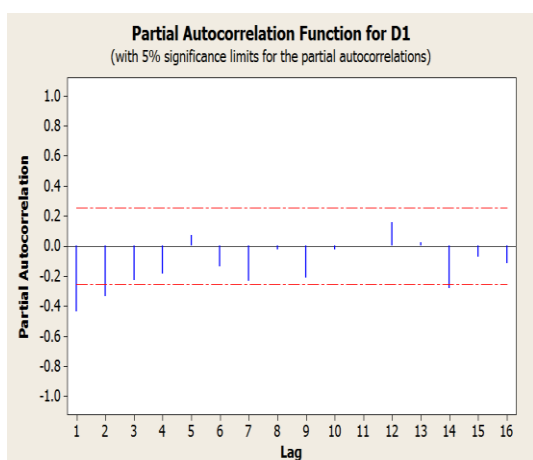
با توجه به این که قدرمطلق t بزرگتر از $1/96$ است؛ بنابراین، فرض $\theta_0 = 0$ رد می شود و θ_0 حضور معناداری در مدل دارد. در مرحله بعد، مدل $ARIMA(0,0,1)$ زیر را آزمون می کنیم:

$$Z_t = a_t + \theta z_{t-1} \\ Z_t = 82.10 - 0.9689z_{t-1} \quad (-21.72)$$

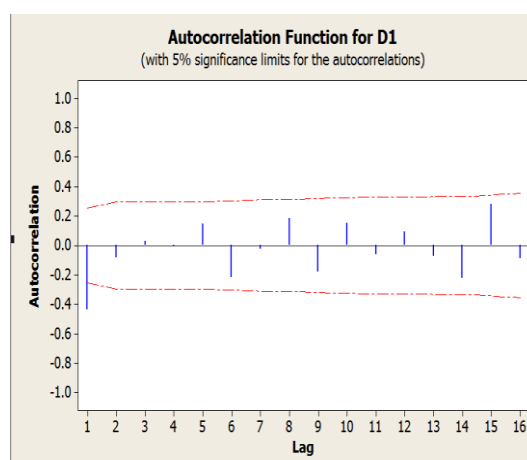
$$AIC(ARIMA 0, 1, 1) = 64 \ln(0.4947 \frac{2}{n}) + 2 * (1) = -86.0$$

$$AIC(ARIMA 0, 1, 1)con = 64 \ln(0.4778 \frac{2}{n}) + 2 * (3) = -90$$

$$AIC(ARIMA 1.1.0) = 64 \ln(0.6043 \frac{2}{n}) + 2 * (1) = -62.47$$



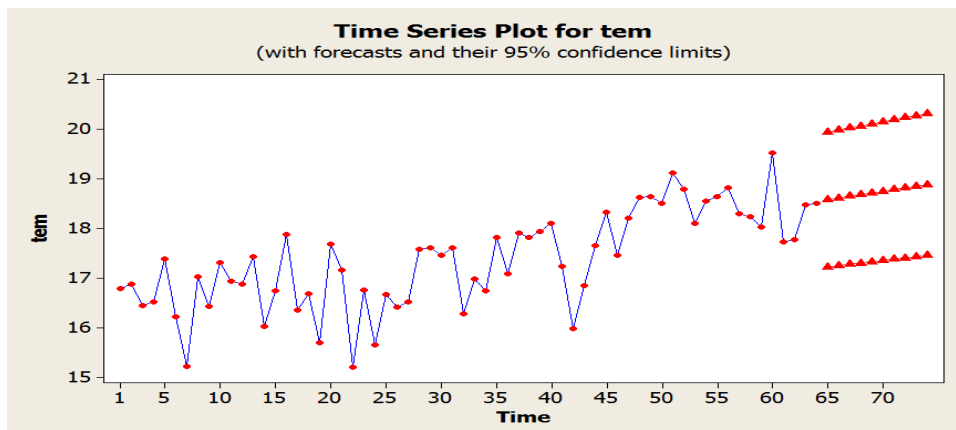
شکل (۴): خود همبستگی جزئی سری زمانی سالانه دمای تهران



شکل (۳): خود همبستگی سری زمانی سالانه دمای تهران

با توجه به بررسی حاضر و با استفاده از مدل آماری مذکور مشاهده می‌شود که دمای سالانه تهران با خیزی نسبتاً چشمگیر روندی افزایشی را تا سال ۲۰۲۴ میلادی با توجه به پدیده گرمایش جهانی و تغییر اقلیم در گستره سیاره‌ای از خود بروز می‌دهد.

همان‌گونه که پیش‌تر بیان شد، مدل $ARIMA(0,1,1)con$ به سبب مقدار آکائیک کمتر، مدل مناسب‌تری برای آینده‌نگری دمای سالانه تهران است. بدین ترتیب، پیش‌بینی و فواصل اطمینان ۹۵٪ مربوط به الگوی مزبور برای بازه زمانی ۲۰۲۴-۲۰۱۵ در شکل (۵) ارائه شده است.



شکل (۵): پیش‌بینی دمای تهران در بازه زمانی ۲۰۲۴-۲۰۱۵ میلادی بر مبنای مدل $ARIMA(0,1,1)con$

سلسیوس در دمای سالانه دیده می‌شود و با توجه به مدل انتخابی انتظار می‌رود تا سال ۲۰۲۴ میلادی میزان دمای سالانه تهران به بالاترین مقدار خود یعنی ۱۸/۸۸ درجه سلسیوس برسد.

جدول (۲) نیز مقادیر میانگین دمای سالانه پیش‌بینی شده در سال‌های ۲۰۱۵ تا ۲۰۲۴ در ایستگاه تهران را نشان می‌دهد. بر اساس این جدول در هر سال تقریباً افزایش ۰/۰۳۳ درجه

جدول (۲): مقادیر پیش‌بینی دمای سالانه تهران در بازه زمانی ۲۰۲۴-۲۰۱۵ میلادی بر مبنای مدل $ARIMA(0,1,1)con$

سال	مقادیر پیش‌بینی شده (بر اساس درجه سلسیوس)	کرانه پایین با حدود ۹۵ درصد اطمینان	کرانه بالا با حدود ۹۵ درصد اطمینان
۲۰۱۵	۱۸/۵۸	۱۷/۲۲	۱۹/۹۳
۲۰۱۶	۱۸/۶۱	۱۷/۲۵	۱۹/۹۸
۲۰۱۷	۱۸/۶۵	۱۷/۲۷	۲۰/۰۲
۲۰۱۸	۱۸/۶۸	۱۷/۳۰	۲۰/۰۶
۲۰۱۹	۱۸/۷۱	۱۷/۳۲	۲۰/۱۰
۲۰۲۰	۱۸/۷۵	۱۷/۳۵	۲۰/۱۴
۲۰۲۱	۱۸/۷۸	۱۷/۳۷	۲۰/۱۹
۲۰۲۲	۱۸/۸۱	۱۷/۴۰	۲۰/۲۳
۲۰۲۳	۱۸/۸۵	۱۷/۴۲	۲۰/۲۷
۲۰۲۴	۱۸/۸۸	۱۷/۴۵	۲۰/۳۱

نهاده‌های مهم اقلیمی نظیر دما و بررسی روند تغییرات درازمدت آن به شمار می‌رود. در این پژوهش روند تغییرات دمای میانگین سالانه تهران (۲۰۱۴-۱۹۵۱) با استفاده از روش‌های ناپارامتری من-کندال و شیب خط سن بررسی شد. نتایج نشان از ناپایداری سری سالانه دما و معناداری داده‌ها داشت. بر اساس آزمون من-

نتیجه‌گیری

شناسایی و تحلیل روند فراسنج‌های اقلیمی در مقیاس زمانی بلند اهمیت ویژه‌ای در پژوهش‌های تغییر اقلیم و آشکارسازی آن دارد. در این ارتباط، بهره‌گیری از شیوه‌های نوین آماری مانند مدل آریمای سودمند برای ارزیابی و مدل‌سازی رفتار

است که دمای هر سال تابعی خطی از دمای سال قبل و مؤلفه‌های تصادفی همان سال تا یک سال قبل است. این حالت نشانه نوعی روند در داده‌های دما است. بدین‌ترتیب می‌توان استنباط نمود که دمای سالانه تهران دارای روند و فاقد ایستایی است. مقدار و جهت روند از یک مقدار ثابت که در مدل‌سازی به روند قطعی (θ_0) موسوم است، قابل ادراک و برآورد است. همان‌گونه که در مدل مزبور مشاهده می‌شود دمای تهران از روند قطعی $0/033$ درجه سلسیوس در سال برخوردار است. به بیان دیگر، سالانه $0/033$ درجه سلسیوس بر دمای تهران افزوده می‌شود. بنابراین، با پیروی از روند افزایشی دما در سطح کره زمین و آشکار شدن پدیده گرمایش جهانی، دمای تهران نیز با خیزی نسبتاً چشمگیر روندی افزایشی را تجربه نموده است. بر اساس مدل برازش یافته، این روند برای ۱۰ سال آینده نیز ادامه خواهد داشت؛ به گونه‌ای که انتظار می‌رود تا سال ۲۰۲۴ میزان دمای سالانه به بالاترین مقدار خود یعنی $18/88$ درجه سلسیوس برسد.

کندال میانگین دمای سالانه تهران روند صعودی معنی‌داری داشته است. در این ارتباط، جهش معنی‌داری در سال ۱۹۸۸ اتفاق افتاده و از این سال روند مثبت معنی‌دار با شیب تند آغاز شده است. این تغییر از نوع نوسانات کوتاه مدت آب و هوایی و روند می‌باشند که در سری سالانه مشاهده می‌شود. با آشکار شدن روند، مقدار آن از طریق محاسبه شیب خط و با روش آزمون سن $0/037$ درجه سلسیوس برآورد شد. این بدان معنا است که در هر سال حدود $0/037$ درجه سلسیوس به دمای میانگین سالانه تهران افزوده می‌شود. این موضوع با پژوهش‌های (Soltani et al., 2016; Asakereh, 2002; Alizadeh-Choobari & Najafi, 2017) همخوانی دارد. در ادامه، برای مدل‌سازی و پیش‌بینی فراسنج میانگین دمای سالانه تهران از مدل ARIMA استفاده شد و پس از آزمون کردن مدل‌ها با استفاده از معیار آکاییک بهترین مدل شناسایی و بر اساس آن به پیش‌بینی دمای تهران پرداخته شد. بدین‌ترتیب، براساس آزمون و خطا یک مدل $ARIMA(0,1,1)con$ بر دمای سالانه تهران (Z_t) برازش یافت و به عنوان مدل مناسب و نهایی انتخاب شد. آن چه از مدل نهایی قابل استنباط است، این

فهرست منابع

- Alizadeh, A.; Kamali, Gh. A.; Mousavi, F. & Mousavi- Bygi, M. 2009. Weather and climate, 13th edition, Ferdowsi University Press, 382pp. (In persian)
- Alizadeh-Choobari, O. & Najafi, M. S. 2017. Trends and changes in air temperature and precipitation over different regions of Iran, *Earth and Space Physics*, 43(3): 569-584. (In persian)
- Asakereh, H. & Kheradmandnia, M. 2002. Modelling of monthly mean temperature (case study: Jask), *NIVAR*, 46-47: 41-54. (In persian)
- Asakereh, H. 2009. ARIMA modeling for Tabriz city annual temperature, *Geographical Research*, 24(2): 3-24. (In persian)
- Azizi, Q.; Shamsipour, A. & Yarahmadi, D. 2008. Detection climate change using multivariable statistical analysis in west of Iran, *Physical Geography Research*, 66: 19-35. (In persian)
- Box, G. E. P. & Jenkins, G. M. 1976. Time series analysis, forecasting and control. revised ed., Holden-Day, San Francisco.
- Daryabari, S. J. 2003. Study of temperature changes trend in Khazar sea coastal, *Regional Conference on Climate Change*. (In persian)
- Ekhtesasi, M. R.; Jahanbakhshi, F. & Kousari, M.R. 2015. Evaluating the trend of precipitation in 32 synoptic stations in Iran with nonparametric method and moving summation of data for the period of 1970 to 2005 with ranks of 1 to 48 months, *Iran-Water Resources Research*, 11(2): 151-156. (In persian)
- Eslahi, M. 2011. A survey of statistics methods for precipitation and temperature long term prediction (seasonal and annual) in east Azarbayejan, *East Azarbayejan Meteorological Organization, Third report*. (In persian)
- Farajzadeh, M.; Feizi, V. & Molashahi, M. 2010. Study of climate change in westnorth Iran using Mann- Kendall method, *Conference on Application of Physical Geography in Environmental Planning, Khoram Abad*. (In persian)
- Germer, M. 2008. Seasonal precipitation changes in the wet season and their influence on flood/drought hazards in the Yangtze River Basin, China, *Quaternary International*, 186(1): 12-21.

- Gil-Alana, L. A. 2011. Long memory, seasonality and time trends in the average monthly temperatures in Alaska. *Theor Appl Climatol*, *Dol* 10.1007/s00704-011-0539-0.
- Goossens C. & Berger A. 1986. Annual and seasonal climatic variations over the Northern Hemisphere and Europe during the century. *Annales Geophysicae* 4: 385-399.
- Jahanbakhsh, S. & Babapour Baser, A. A. 2003. The analysis and prediction of monthly average temperature changes in Tabriz using ARIMA model, *Geographical Research*, 18(3): 34-46. (In persian)
- Kendall, M. G. 1975. Rank correlation measures, Charles Griffin, London.
- Khalili, A. & Bazrafshan, J. 2004. A trend analysis of annual, seasonal and monthly precipitation over Iran during the last 116 years, *Biaban*, 9(1):25-34. (In persian)
- Kürbis, K.; Mudelsee, M.; Tetzlaff, G. & Brázdil, R. 2009. Trends in extremes of temperature, dew point, and precipitation from long instrumental series from central Europe, *Theor Appl Climatol*, 98:187-195.
- Lawal Kane, F.Y.I. 2012. Volatility modeling of rainfall time series. *Theor Appl Climatol*, *Dol* 10.1007/s00704-012-0778-8.
- Leite, S. M. & Peixoto, J. P. 1996. The autoregressive model of climatological time series an application to the longest time series in Portugal, *International Journal of Climatology*, 16:1165-1173.
- Lettenmaier, D. P.; Wood, E. F. & Wallis, J. R. 1994. Hydro-climatological trends in the continental United States, 1948-88. *J. Climate*, 7: 586-607.
- Mann, H. B. 1945. Nonparametric Tests against trend. *econometrica*, 13: 245-259.
- Marofi, S.; Saghae, S.; Ershadifath, F. & Khatar, B. 2014. Evaluating time series models to estimate monthly temperature of Iran's old synoptic stations during 1977-2005, *Water and Soil Science*, 24(4): 215-226. (In persian)
- Pao, Shan Yu; Tao, Chang Yang & Chin, Kang Wu. 2002. Impact of Climate Change on Resources in Southern Taiwan, *Journal of Hydrology*, 260: 161- 175.
- Rahimzadeh, F. 1998. Application of graphical Mann-Kendall test in climate change research, 4th Iranian Statistics Conference, Tehran. (In persian)
- Salahi, B. & Maleki Meresht, R. 2015. Forecasting and analysis of monthly rainfalls in Ardebil province by ARIMA and autoregressive and Winters models, *Journal of Water and Soil*, 29(5): 1391-1405. (In persian)
- Sen zekai. 1998. Small sample estimation of the variance of time averages in climate time series, *International Journal of Climatology*, 18: 1725-1732.
- Serrano, A.; Mateos, V. L. & Garcia, J. A. 1999. Trend analysis of monthly precipitation over the Iberian Peninsula for the Period 1921-1995. *phys. Chem. EARTH (B)*, 24(1-2):85-90.
- Setoudeh, F. 2014. Statistical analysis and modelling of annual mean temperature in Gorgan station (1956-2005), *NIVAR*, 38(86-87): 73-83. (In persian)
- Shirmohamadi, S. 2013. Investigating and modeling of time series of Zanjan temperature (1956-2005), *Geographical Research*, 27(4): 33-58. (In persian)
- Soltani, M.; Laux, P.; Kunstmann, H.; Stan, K.; Sohrabi, M. M.; Molanejad, M.; Sabziparvar. A. A.; Ranjbar SaadatAbadi, A. A.; Ranjbar, F.; Roustae, I.; Zawar-Reza, P.; Khoshakhlagh, F.; Soltanzadeh, I.; Babu, C. A.; Azizi, G. H. & Martin, M. V. 2016. Assessment of climate variations in temperature and precipitation extreme events over Iran, *Theoretical and Applied Climatology*, 126: 775-795.
- Stofford, J. M.; Wendler, G. & Curtis, J. 2000. Temperature and precipitation of Alaska: 50 years trend analysis, *theor, appl, climatol*, 67(1-2): 33-44.
- Taei Semiromi, S.; Moradi, H. R.; Davoudi Moghaddam, D. & Khodaghali, M. 2014. Future climate conditions and trend analysis of precipitation and temperature in Bar Watershed, Iran. *Journal of Scientific Research and Reports*, 3(15): 2037-2054.
- Turgay, P. & Ercan, K. 2005. Trend analysis in Turkish precipitation data. *Hydrological Processes*, 20: 2011-2026.
- Türkeş, M. 1996. Observed changes in maximum and minimum temperatures in Turkey. *International Journal of Climatology*, 16: 463-477.
- Vivekanandan, N. 2007. Analysis of trend in rainfall using non parametric statistical methods, international symposium on rainfall rate and radio wave propagation, American institute of physics. pp: 101-113.
- Yue, S. & Hoshinio, M. 2003. Temperature trends in Japan 1900-1996, *Theor, Appl, Climatol*, 75: 15- 27.
- YuRen, Y.; YuRen, G.; BaoSun, X.; BhaktaShrestha, A.; LongYou, Q.; JianZhan, Y.; Rajbhandari, R.; Pan-Feng, Z. & Kang-Min, W. 2017. Observed changes in surface air temperature and precipitation in the Hindu Kush Himalayan region over the last 100-plus years, *Advances in Climate Change Research*, 8:148-156.