

تحلیل و مدل‌سازی دمای سالانه شهر یزد با استفاده از مدل ARIMA

احمد مزیدی، دانشیار اقلیم‌شناسی، دانشگاه یزد، ایران
شهاب شفیع¹، دانشجوی دکتری آب و هواشناسی، دانشگاه یزد، ایران
زهره تقی‌زاده، دانشجوی دکتری آب و هواشناسی، دانشگاه یزد، ایران

چکیده

دما به عنوان یکی از عوامل مهم و تعیین‌کننده عناصر اقلیمی، شاخص مناسبی برای ردیابی تغییرات اقلیم به شمار می‌آید، به طوری که کوچک‌ترین تغییر در دمای یک مکان، تأثیرات کاملاً محسوس و مهمی در اکوسیستم‌ها به دنبال خواهد داشت. از این‌رو در این پژوهش از روش‌های آماری هم‌چون آزمون‌های آشکارسازی روند با استفاده از روش‌های پارامتریک و ناپارامتریک و از روش‌های نسبی برآورد روند بر روی مشاهدات جهت شناسایی رفتار دمایی شهر یزد و همچنین از تحلیل طیفی برای برآورد چرخه‌های نهان در دمای سالانه یزد استفاده شده است در این پژوهش از داده‌های سالانه دمای ایستگاه سینوپتیک یزد طی دوره آماری 2010 – 1962 استفاده شده که جهت رسیدن به اهداف پژوهش از مدل ARIMA بهره یافته است که بعد از آزمون الگوهای مختلف، الگو ARIMA (0,1,2) الگوی برانده‌تری برای دمای سالانه تعیین گردید. بر همین اساس برای 10 سال آینده با بازه اطمینان 95%، پیش‌بینی دما صورت گرفته است. نتایج آزمون گردش‌ها با 5/0% خطا نشان می‌دهد که مشاهدات سالانه دما تصادفی نیستند و تغییرات سالانه دمای یزد دارای روند معنی‌دار و افزایشی است، همچنین در سطح اطمینان 95% به جز همساز اول، همساز 22 همساز معنا دار دیگری در سری زمانی دما می‌باشد به عبارتی این ویژگی، گواه دیگری بر وجود روند در مشاهدات است.

کلمات کلیدی: مدل‌سازی، دمای سالانه، سری زمانی، مدل ARIMA، ایستگاه یزد

مقدمه

در سال‌های اخیر موضوع تغییر اقلیم در محافل علمی بیشتر قوت گرفته است؛ زیرا افزایش فعالیت‌های صنعتی انسان پیامدهایی چون افزایش دمای کره زمین را به دنبال داشته است. بنا به اهمیت دما در برنامه‌ریزی‌های اقتصادی - اجتماعی، مطالعه تغییرات دمایی دوره‌های بلند مدت از مطالب مهم مورد توجه دانشمندان می‌باشد. اثر تغییرات دما در زندگی انسان‌ها و حتی موجودات دیگر، انسان را با دغدغه دیگری در این دنیای صنعتی مواجه کرده است (طاوسی و همکاران، 1389). به عبارتی دما از محسوس‌ترین عناصر اقلیمی است که ارتباط تنگاتنگ با سایر عناصر اقلیمی دارد و تغییرات آن باعث یک سلسله واکنش‌های زنجیره‌ای زیست محیطی دامنه دار می‌گردد، همچنین تغییر اقلیم و افزایش دما از مسایل مهم زیست محیطی بشر به حساب می‌آید که با بررسی روند تغییرات میانگین دمای هوا می‌توان تغییرات اقلیمی در منطقه را ردیابی کرد (سبزی‌پور و همکاران، 1392)؛ لذا کوچک‌ترین تغییر در دمای یک مکان تاثیرات کاملاً محسوس و مهمی در اکوسیستم‌ها به دنبال دارد. توجه مجامع جهانی به پدیده گرم شدن زمین در سال‌های اخیر، موید همین مطلب است. شناسایی رفتار دما در حال حاضر و مدل سازی در راستای آینده نگری رفتار این عنصر اقلیمی برای مدیریت امروز و برنامه‌ریزی فردا بسیار حائز اهمیت است. در این میان روش‌های آماری در تشریح این تغییرات ابزاری مفید و کارآمد به شمار می‌آیند. از این رو شناخت و ارزیابی این عنصر در دراز مدت به ما این امکان را می‌دهد که مطالعات محیطی و مدیریت و برنامه‌ریزی با دقت بیشتری انجام پذیرد.

یکی از روش‌های متداول جهت تحلیل سری‌های زمانی هیدرومتئورولوژیکی، بررسی وجود یا عدم وجود روند در آن‌ها با استفاده از آزمون‌های آماری است. اصولاً وجود روند در سری‌های زمانی هیدرومتئورولوژیکی ممکن است ناشی از تغییرات تدریجی طبیعی و تغییر اقلیم یا اثر فعالیت‌های انسانی باشد (بروک و کارتر¹، 1953) که

1- Brooks and Carrthers

باعث شده در این رابطه تحقیقات زیادی صورت گیرد که از جمله این تحقیقات می‌توان به مطالعات کانه و تگزیبرا¹ (1991) که با استفاده از روش تحلیل طیفی بر روی سری زمانی بارش سالانه در ماساچوست، نشان دادند که چرخه‌های 17/8 ساله معنی‌دار است که فقط 12 درصد از واریانس‌ها را توضیح می‌دهند و یک چرخه 2/7 ساله را به وجود می‌آورد که آن را به تغییرات دو سالانه نسبت داده‌اند. مندولا² (2003) اثر پارامترهای هواشناسی را روی مدل بندی آلودگی هوای شهری مورد بررسی قرار داد و در آن پارامترهایی همچون دما و رطوبت، سرعت باد و فشار جوی را به عنوان پارامترهای آلودگی هوا به عنوان پارامترهای اصلی در مدل تابع تبدیل وارد کرده است، در این بررسی پارامترهای آلودگی هوا به عنوان متغیرهای ورودی مدل مورد استفاده قرار گرفته است و نیز یک مدل ARIMA نیز بر اساس آن پایه‌ریزی شده است. توشیچ و انکاشیچ³ (2005) با استفاده از روش تجزیه و تحلیل طیفی سری‌های زمانی بارندگی ماهانه، سالانه و فصلی را در ایستگاه بلگراد بررسی کرده و به این نتیجه رسیده‌اند که در بیست سال اخیر، سری‌های سالانه، پاییزی، بهاری و زمستانه، کاهش بارندگی صورت گرفته است. میشرای و دیسای⁴ (2005) در پژوهش خود از مدل‌های ARIMA و SARIMA برای پیش‌بینی خشکسالی استفاده کرده‌اند و به این نتیجه رسیده‌اند که این مدل‌ها برازش مناسبی را در بررسی مشاهدات نشان می‌دهند. اما مقادیر پیش‌بینی شده با افزایش میزان پیش‌بینی کاهش می‌یابد. ایشان مناسب‌ترین بازه پیش‌بینی خشکسالی را تا حدود دو ماه برآورد کرده‌اند. هارتمن⁵ و همکاران (2007) با روش تحلیل طیفی و با استفاده از آمار بارندگی 32 ایستگاه در چین به این نتیجه رسیدند که دوره تناوب غالب مناطق چین چرخه 2-3 ساله دارند. مومانی⁶ (2009) داده‌های بارش ماهانه ایستگاه فرودگاه عمان را طی 1999 - 1922 با استفاده از مدل ARIMA مورد بررسی

1 - Kane & Teixeira
2 - Mendola
3 - Tasic and nkasevic
4 - Mishra and Desai
5 - Hartman
6 - Momani

قرار داده است که از نتایج دو مدل $(0, 1, 1)$ و $(0, 0, 1)$ ARIMA، مدل توسعه یافته‌ای ارائه کرده و بر اساس آن بارش ماهانه را برای 10 سال پیش بینی نموده است. همچنین در این زمینه مطالعاتی در داخل کشور بر روی مناطق مختلف صورت گرفته است که از جمله این مطالعات پژوهش‌های عساکره و خردمندنیا (1380) است که به الگو سازی ARIMA برای متوسط درجه حرارت سالانه دما در جاسک پرداخته‌اند. آن‌ها با استفاده از روش‌های آماری خود همبستگی و خود همبستگی جزئی و کنترل نرمال بودن باقیمانده‌ها، نتیجه گرفتند که مدل‌سازی در خانواده چند جمله‌ای حاکی از یک روند افزایشی معنی دار حول یک خط بوده است. ترابی (1380) موضوع تغییر اقلیم را با استفاده از بررسی نوسان‌های دما و بارش به وسیله مدل ARIMA در ایران ارزیابی کرده است. در این تحقیق با استفاده از تحلیل‌های خوشه‌ای، پنج ناحیه اقلیمی برای ایران در نظر گرفته شده است. به طور کلی نتایج حاصل از این تحقیق نشان می‌دهد که در مناطق با عرض‌های بالاتر، هم تغییرات دمای حداقل و هم تغییرات دمای حداکثر معنی دار هستند.

عزیزی و همکاران (1384) ضمن مطالعه روند دمای چند دهه اخیر ایران، به ارتباط این روند با افزایش گاز جو پرداختند. آن‌ها با بررسی روی داده‌های CO_2 ، 12 ایستگاه هواشناسی برای تعیین صحت داده‌ها از آزمون خودهمبستگی مرحله اول و ران تست استفاده کردند و از آزمون ناپارامتریک من-کندال جهت تعیین میزان، جهت و معنی‌داری روند استفاده کرده‌اند. نتایج مطالعه آن‌ها نشان داد در اکثر ایستگاه‌های مورد مطالعه روند افزایشی دما با شدت‌های مختلف مشاهده می‌شود. کاویانی و عساکره (1384) با استفاده از روش پارامتری و ناپارامتری، روند بارش در ایستگاه اصفهان را در یک دوره 103 ساله بررسی کرده‌اند که نتایج حاصله وجود هیچ‌گونه روندی را نشان نداده است.

جهانبخش و ترابی (1386) به بررسی تغییرات دما و بارش ایران در فاصله سال‌های 1955 تا 1966 با استفاده از تحلیل ماهانه از مدل خطی میانگین متحرک تجمعی ضربی

(SARIMA) و روش واریانس نیز برای یافتن تغییرات اقلیمی ایستگاه‌ها استفاده کرده‌اند. نتایج حاصل از این بررسی‌ها نشان می‌دهد که مقادیر حداقل دما در مناطق شمالی (سواحل دریای خزر) و نواحی کوهستانی ایران دارای تفاوت‌های قابل ملاحظه‌ای است؛ ولی در مناطق دیگر کشور تغییرات زیادی ندارند. مجموع بارندگی ماهانه به جز در مناطق حاشیه کویرهای مرکزی، تغییرات آماری معنی‌داری ندارند؛ ولی بقیه مناطق کشور تغییرات زیادی ندارند. زاهدی و همکاران (1386) به بررسی تغییرات زمانی و مکانی دما شمال غربی ایران در 19 ایستگاه سینوپتیک پرداخته‌اند که نتایج پژوهش نشان داده است روند تغییرات دمای میانگین سالیانه در بیشتر مناطق شمال غرب کشور به تدریج افزایش یافته و از حیث بارشی نواحی سردتر و مرتفع‌تر نظام بارشی متغیری را تجربه کرده است. اکثر مناطق شمال غرب کشور با روند افزایش دما مواجه بوده و این گرمایش از غرب به شرق بارزتر است. جلالی و کارگر (1389) داده‌های دمای بوشهر را در دوره آماری (2005-1951) با استفاده از مدل ARIMA مورد بررسی قرار داده است که بر همین اساس دما را با بازه اطمینان 95 درصد برای 20 سال آینده پیش‌بینی کرده است. بلیانی و همکاران (1391)، در پژوهش خود به تحلیل و مدل‌سازی دمای سالانه شهر شیراز پرداخته‌اند؛ لذا به منظور آشکارسازی چرخه‌های غالب در دمای سالانه شهر شیراز از تکنیک تحلیل طیفی و جهت مدل سازی دما از الگوی آریمای (ARIMA) طی دوره آماری 55 ساله (1951-2005) بهره گرفته‌اند. نتایج مطالعه نشان داد که چرخه‌های 2/5 ساله، 3 ساله و 4 ساله بر دمای شیراز حاکم است. با مدل‌سازی دما در خانواده الگوهای آریمای، الگوی ARIMA (3, 1, 1) به عنوان الگوی بهینه نهایی انتخاب شد. این الگو حدود 0/2 درجه سلسیوس افزایش در میانگین دمای سالانه شهر شیراز پیش‌بینی کرد. فیروزی و همکاران (1391)، به مدل‌سازی، پیش‌بینی و بررسی روند بارش در ایستگاه‌های منتخب استان فارس پرداخته است. هدف این تحقیق مدل‌سازی و پیش‌بینی بارش در ایستگاه‌های مورد مطالعه استان فارس و بررسی روند بارش در این ایستگاه‌ها است. در این تحقیق سه

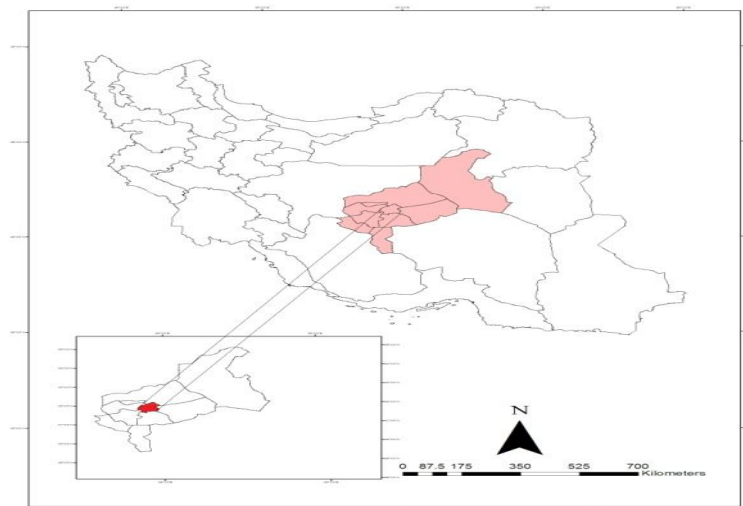
روش باکس جنکینز، تجزیه و هلت ویتترز مورد استفاده قرار گرفته‌اند و با توجه به میزان خطای پیش‌بینی سه روش، مناسب‌ترین مدل برای پیش‌بینی بارش هر ایستگاه انتخاب شد و در نهایت وجود روند مورد بررسی قرار گرفت. میرزایی (1391) به مدل سازی درجه حرارت ماهیانه، ایستگاه هیدرومتری شاه مختار در استان کهگیلویه و بویراحمد پرداخته است. در این مطالعه، بهترین برازش با توجه به کمترین مقدار برای معیار NBIC، مدل ARIMA (2, 1, 0) تعیین شد.

هدف مطالعه حاضر نیز با توجه به اهمیت پدیده تغییر و ارتباط تغییرات جهانی با تغییرات منطقه‌ای و محلی سعی شده است که رفتارهای بلند مدت و دوره‌ای نوسانات دمای شهر یزد با استفاده از مدل‌سازی مورد ارزیابی و تحلیل قرار گیرد.

داده‌ها و روش‌ها

اولین گام جهت این تحقیق جمع‌آوری اطلاعات کافی در مورد پارامترهای دمایی است. طول دوره آماری، عامل بسیار مهمی در بررسی‌های آماری می‌باشد، به طوری که هر اندازه طول دوره آماری بیشتر و در واقع آمار طولانی مدت از یک پارامتر در اختیار باشد، تجزیه و تحلیل انجام شده از دقت و اعتبار بیشتری برخوردار خواهد بود (سبزی پرور و همکاران، 1392). در این پژوهش از داده‌های سالانه دمای ایستگاه سینوپتیک یزد طی دوره آماری 2010 – 1962 استفاده شده است.

داده‌های مزبور از سایت سازمان هواشناسی کشور استخراج شده است. ایستگاه سینوپتیک یزد در موقعیت جغرافیایی $54^{\circ} 22'$ طول جغرافیایی و $31^{\circ} 55'$ عرض جغرافیایی واقع شده است که در ارتفاع 1230 متر از سطح دریا قرار گرفته است (شکل 1).



شکل 1. موقعیت جغرافیایی شهرستان یزد.

در این پژوهش جهت شناخت رفتار بلند مدت و دوره‌ای دما و تحلیل آن از روش‌های آماری مختلفی از جمله: روش‌های نسبی و رگرسیون، تحلیل طیفی، استفاده شده که در زیر توضیحات آن ارائه می‌گردد.

1- آزمون مشاهدات پرت

$$P_{H.out} = q_{0.75} + 3IQR \quad (1)$$

$$P_{L.out} = q_{0.25} - 3IQR \quad (2)$$

در این روابط $P_{L.out}$ و $P_{H.out}$ به ترتیب، آستانه‌های بالایی و پایینی هستند که اگر داده‌ای بالاتر از این آستانه و پایین‌تر از این آستانه قرار گیرد، به عنوان داده پرت تلقی می‌شود. $q_{0.75}$ و $q_{0.25}$ به ترتیب چارک‌های سوم و اول هستند و IQR تفاضل چارک سوم و اول است که به صورت زیر محاسبه می‌شود:

$$IQR = Q_3 - Q_1 \quad (3)$$

2- جهت کنترل کیفیت آماری مشاهدات از نمودار \bar{X} و \bar{S} استفاده شده است. در این نمودار حدود بالایی (UCL) و پایینی (LCL) و مرز میانی نمودار (\bar{X} و \bar{S}) به صورت زیر محاسبه می‌شود (هریدی و وو، 2009).

$$UCL, LCL = \bar{X} \pm \frac{3}{d^* \sqrt{n}} \bar{R} \quad (4)$$

3- جهت برآورد میزان روند از روش‌های نسبی و رگرسیون استفاده شده است. یکی از شکل‌های برآورد میزان روند بر اساس تفاضل مقادیر انتهای سری (X_N)، ابتدای سری (X_1) و میانگین سری (\bar{X})، $\Delta T = X_N - X_1$ می‌باشد و به صورت زیر محاسبه شده است (WMO, 1997).

$$Rt = \frac{\Delta T}{X_1} \quad (5)$$

$$Rt = \frac{\Delta T}{X_N} \quad (6)$$

$$Rt = \frac{\Delta T}{\bar{x}} \quad (7)$$

روش‌های رگرسیونی بر اساس وایازی دما - زمان، روش‌های دیگر در برآورد میزان روند که در منابع بسیاری از آن یاد شده است (عساکره، 1382) و (عساکره، 1386) مراجعه شود.

4- تحلیل طیفی یکی از روش‌های استخراج و تحلیل نوسان‌های اقلیمی آشکار و نهان با طول موج‌های مختلف است. در تحلیل طیفی که یک روش تعمیم یافته از تحلیل همساز است، تصادفی نبودن نوسانات در سری زمانی آزمون می‌شود (عساکره، 1388). تبدیل یک سری زمانی تناوبی به طول n به شرح زیر نوشته می‌شود:

$$z_t = a_0 + \sum_{i=1}^q (a_i \cos \pi f_i t + b_i \sin \pi f_i t) \quad (8)$$

z_t عنصر اقلیمی مورد بررسی در زمان t و f_i فراوانی تکرار مشاهدات است و با نشان داده می‌شود که در این جا $I=1,2,3,4,\dots,q$ است. در این جا در رابطه بالا مولفه‌های سینوسی و کسینوسی به صورت همسازهایی هستند که رفتار سری زمانی

را به صورت تناوبی بیان می‌کنند (غیور و عساکره، 1384). اگر طول دوره آماری فرد باشد، تعداد همسازها را از رابطه $q = \frac{(n-1)}{p}$ و ضرایب این الگو از روابط زیر به دست می‌آیند (عساکره، 1388).

$$a_{i=1} = \sum_{t=1}^n z_t = \bar{z} \quad (9)$$

$$a_{i=2} = \sum_{t=1}^n z_t \cos \sqrt{p} f_i t \quad (10)$$

$$b_{i=3} = \sum_{t=1}^n z_t \sin \sqrt{p} f_i t \quad (11)$$

علاوه بر این واریانس برای فرکانس f_i و طول دوره آماری فرد به شرح زیر به دست می‌آید:

$$)b_i^2 + a_i^2(I(f_i)) = \frac{n}{p} \quad (12)$$

$$i=1,2,3,\dots,q$$

بعد از محاسبه واریانس و ضرایب آن ($I = f_i$)، دوره نگار سری زمانی ترسیم شده است و نموداری که مقادیر $I(f_i)$ را در مقابل λ نشان دهد، دوره نگار نامیده می‌شود (عساکره، 1388). دوره نگار سهم واریانس هر یک از همسازها را نشان می‌دهد. برای آزمون دوره نگار از آزمون خی دو استفاده می‌شود که به صورت زیر محاسبه می‌گردد:

$$\lambda_k = \bar{S} \left[\frac{1-r^2}{1+r^2 - \cos \frac{2\pi k}{q}} \right] \quad (13)$$

در این رابطه، λ_k مرز معناداری همسازها است، r خودهمبستگی مرتبه اول و \bar{S} میانگین طیف‌ها است. آزمون معناداری طیف در سطح 95 و 5 درصد اطمینان به شرح زیر انجام می‌شود:

$$\lambda_k \frac{\lambda_p^*(1-\alpha)}{\lambda} \leq \hat{I}(f) \leq \lambda_k \frac{\lambda_p^*(1-\alpha)}{\lambda} \quad (14)$$

5- در نهایت با استفاده از مدل ARIMA دمای سالانه ایستگاه هواشناسی یزد تا سال 2020 میلادی پیش بینی شده است. در این روش بر اساس مقادیر گذشته، مقادیر کنونی و آینده سری زمانی برآورد می‌شود. فرآیند تصادفی (Z_t) را یک فرایند ARIMA با درجه (p,d,q) می‌نامند.

$$Z_t \sim \text{ARIMA}(p, d, q) \quad (15)$$

شرط نخست برای برازش یک مدل ARIMA بر فرآیند تصادفی (Z_t) ، مانایی (Z_t) است. اگر این شرط احراز نشود، برای برازش یک مدل، عملگر تفاضلی $\{W_t = (1 - B)^d Z_t\}$ جهت احراز مانایی به کار می‌رود و به فرم زیر نوشته می‌شود (خردمندیا و عساکره، 1380).

$$\phi_p(B)(1 - B^d)(W_t - \mu_w) - \theta_q(B)a_t \quad (16)$$

که در آن $\mu_w = E(W_t)$ و $a_t \sim WN(0, \sigma^2)$ ؛ یعنی فرآیند $\{a_t\}$ دنباله‌ای از متغیرهای تصادفی هم توزیع و دو به دو ناهمبسته با امید ریاضی صفر و واریانس ثابت (σ_a^2) است.

که در این پژوهش به منظور تحلیل‌های مربوط به سری زمانی و ترسیم نمودارهای آن از نرم افزارهای SPSS, MINITAB و MATLAB استفاده شده است.

نتایج و بحث

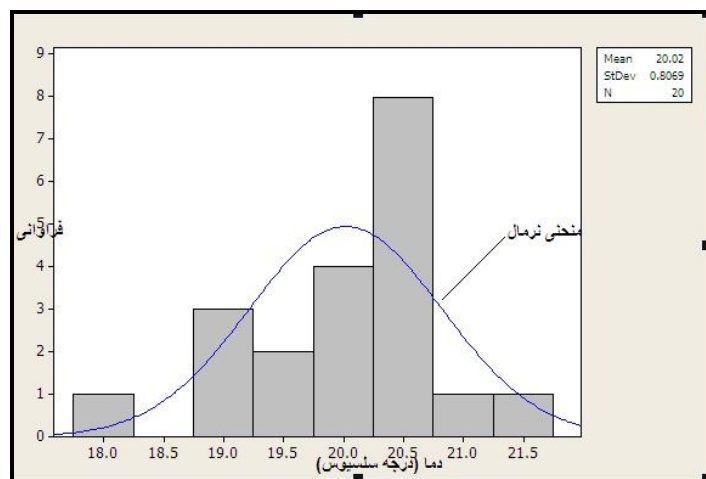
1- مشخصات توصیفی دمای یزد

بررسی ویژگی آماری بارش سالانه یزد نشان می‌دهد که میانگین دمای ایستگاه یزد طی دوره آماری 19/37 درجه سانتی‌گراد و دامنه تغییرات آن 4/16 درجه سانتی‌گراد

می‌باشد. هم چنین ضریب چولگی، 0/09 است که نشان دهنده فراوانی داده‌های کمتر از میانگین می‌باشد.

جدول 1. مشخصات آماری دمای سالانه ایستگاه سینوپتیک یزد

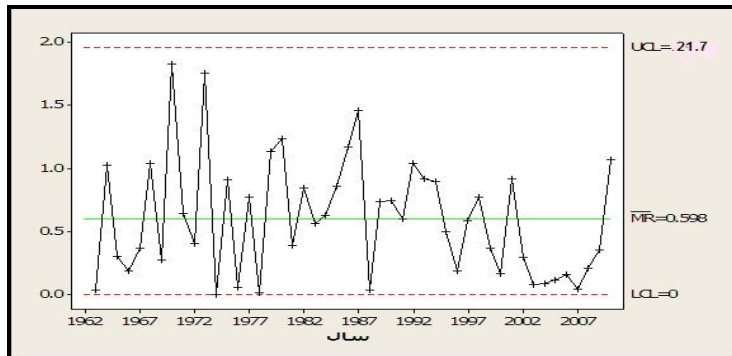
فراسنج	ارزش	فراسنج	ارزش
میانگین	19/37	انحراف معیار	0/96
حداکثر	21/58	حداقل	17/42
دامنه	4/16	کشیدگی	0-/59
چولگی	0/09	واریانس	0/92



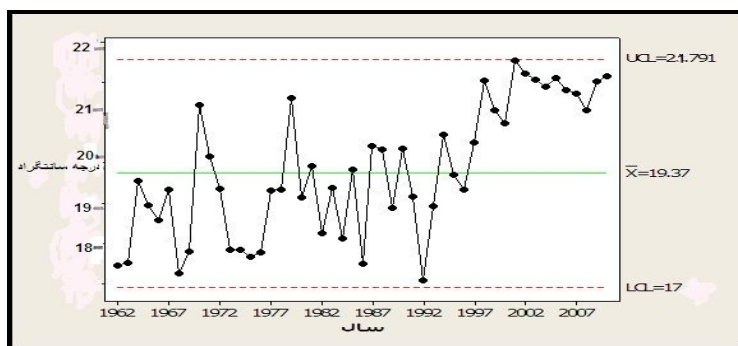
شکل 2. بافت نگار دمای سالانه شهر یزد.

2- کنترل کیفیت مشاهدات

جهت کنترل کیفیت آماری مشاهدات از نمودار \bar{R} و \bar{S} استفاده شده است. همان‌طور که دیده می‌شود، مشاهدات در بین دو حد، سه برابر انحراف از معیار در بالا و پایین میانگین نوسان دارند. با توجه به این نمودارها معلوم شد که در سری زمانی دمای سالانه داده پرت، گم شده و ناهنجار دیده نمی‌شود (شکل 3 و 2).



شکل 3. نمودار کنترل \bar{R} متوسط دمای سالانه ایستگاه یزد.



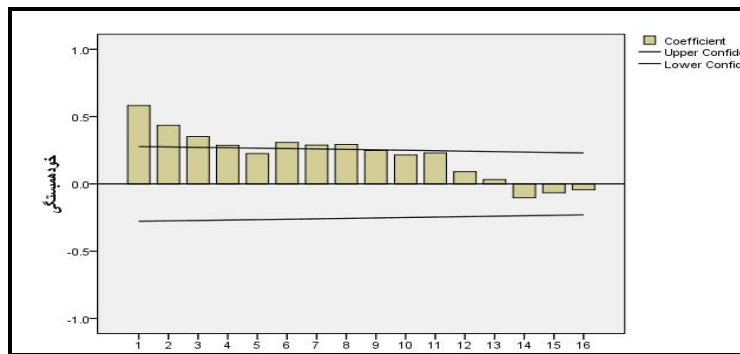
شکل 4. نمودار کنترل \bar{S} متوسط دمای سالانه ایستگاه یزد

به منظور تحلیل مفصل‌تر از رفتار ارائه شده در شکل (2) و با هدف واریسی تصادفی بودن مشاهدات از آزمون گردش‌ها بهره گرفته شده است. آزمون گردش‌ها با قطعیت و بدون هیچ خطایی در سطح 95 درصد عدم تصادفی بودن داده‌های دمای سالانه شهر یزد را نشان می‌دهد.

3- تحلیل روند دما

تحلیل روند در سری زمانی از طریق نمودار خود همبستگی نگار مورد آزمون قرار گرفت. میزان خود همبستگی در تاخیر یک بیش از تاخیرهای دیگر از نامانایی متاثر

می‌شود، بنابراین به بهترین وجهی قادر به ارائه روند است (عساکره، 1384). همان طوری که خود همبستگی (شکل 4) نشان می‌دهد، تأخیر اول معنادار می‌باشد و بر این اساس می‌توان وجود روند در سری زمانی را پذیرفت. علاوه بر این تاخیرهای 2، 3، 4، 6، 7 نیز معنادار است و گویای وجود چرخه‌هایی در بازه های 2، 3، 4، 6، 7 ساله می‌باشد. یعنی طی دوره آماری دماهای همسان هر 2، 3، 4، 6، 7 ساله تکرار شده است.



شکل 5. نمودار خودهمبستگی متوسط دمای سالانه ایستگاه یزد.

4- محاسبه روند نسبی دما

بر اساس داده های موجود X_1, X_N, \bar{X} به ترتیب $17/42, 21/58, 19/37$ درجه سانتی‌گراد است. بنابراین روند نسبی بر اساس روابط 5 تا 7 به ترتیب $0/23, 0/19$ و $0/21$ درجه سانتی‌گراد می‌باشد. این مقادیر گویای روند افزایشی در داده‌ها است. به منظور آشکار سازی روند از آزمون‌های همبستگی پارامتری پیرسون اسپیرمن و آزمون رتبه ای من کندال استفاده شد که نتایج در جدول 2 آمده است.

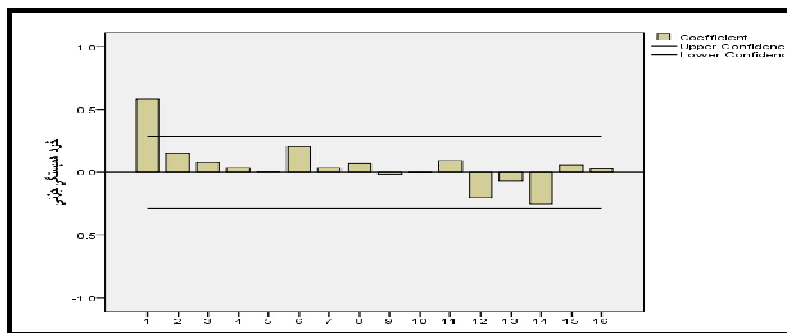
جدول 2. ضرایب همبستگی دما با زمان در ایستگاه یزد

مقدار برآورد	مقدار خطا (درصد)	روش
0/70	0	پیرسون
0/71	0	اسپیرمن
0/71	0	من کندال

برای حصول اطمینان بیشتر از وجود روند داده‌ها، ضرائب همبستگی دما- زمان بر اساس روش‌های همبستگی پیرسون، رتبه‌ای اسپیرمن و من - کندال نیز امتحان شد. در این روش‌ها نیز بدون هیچ خطایی در سطح 1% خطا، شواهد کافی برای قبول فرض صفر مبنی بر مانایی و عدم وجود روند در داده‌ها وجود ندارد و وجود روند در سری زمانی دمای سالانه یزد را تایید می‌کند.

یکی دیگر از روش‌های تحلیل روند، معادله رگرسیون می‌باشد. بررسی مقادیر داده‌های دمای ایستگاه هواشناسی یزد بر اساس این روش نشان می‌دهد که شیب خط روند افزایشی دارد. در این روش افزایش سالانه دمای یزد 0/047 درجه سانتی‌گراد در سال برآورد گردید. به عبارت دیگر به ازای هر سال 0/047 درجه سانتی‌گراد دما افزایش می‌یابد. این مقدار شیب خط بر اساس آزمون کمترین مربعات خطا محاسبه شد و با خطای 0/05 معنی دار بودن شیب خط پذیرفته شد. معادله خط به دست آمده و نمودار آن به صورت زیر است (شکل 5).

$$Rt = 18/79 + 0/047t$$

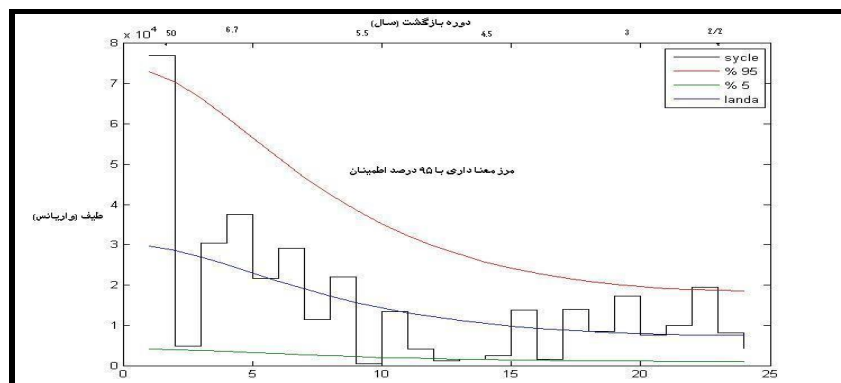


شکل 6. نمودار خود همبستگی جزئی متوسط دمای سالانه ایستگاه یزد.

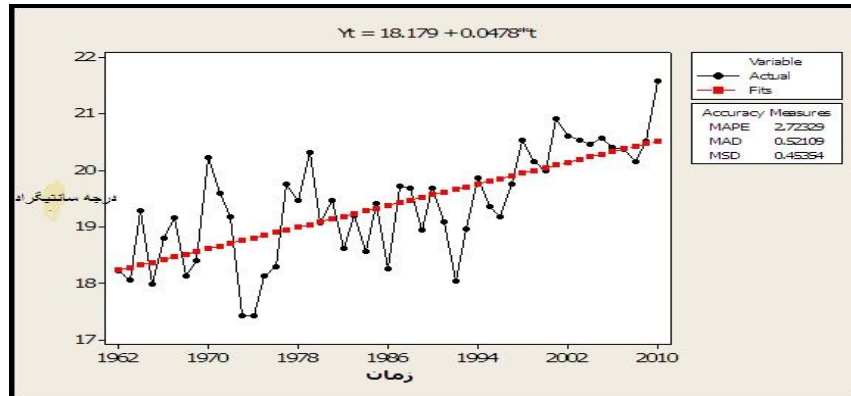
5- تحلیل طیفی

روش تحلیل طیفی، روشی است که سری‌های زمانی را به سری‌های فرکانس تبدیل می‌کند. بدین ترتیب طیف، اندازه‌ای از توابع واریانس را در امتداد تمامی طول موج‌های

ممکن سری زمانی به دست می‌دهد. در تحلیل طیفی تصادفی نبودن نوسانات در سری زمانی آزمون می‌شود. شکل (6) نمودار دوره نگار شهر یزد را نشان می‌دهد. معنی داری چرخه‌ها در سطح 95 و 5 درصد مورد آزمون قرار گرفته است. محور افقی پایین فرکانس (فراوانی) چرخه‌ها را نشان می‌دهد. محور افقی بالایی دوره بازگشت همسازها (چرخه‌ها) را نمایش می‌دهد و محور عمودی برآورد طیف (واریانس) را نمایش می‌دهد. خط شکسته، طیف (میزان واریانس) به ازای فرکانس (زمان)های مختلف است. از مشاهده شکل (6) می‌توان استنباط کرد که سری زمانی دما به شدت نامناست؛ چرا که میزان طیف از یک طول موج بزرگ‌تر به صورت توان کاسته شده است. در سطح 95 درصد اطمینان همسازهای 1 و 22 معنی‌دار هستند. فرکانس این همسازها به ترتیب 0/2 و 0/448 می‌باشد. دوره بازگشت این همسازها به ترتیب 50 سال و 2/2 سال است. با توجه به این‌که همساز اول به وجود روند داده‌ها نسبت داده می‌شود. بنابراین می‌توان نتیجه گرفت که بر دمای سالانه یزد در سطح 95 درصد اطمینان چرخه‌های 2/2 ساله حاکم است.



شکل 7. طیف و مرز معنا داری برای بارش سالانه ایستگاه سینوپتیک یزد.



شکل 8. نمودار سری زمانی دمای سالانه ایستگاه یزد.

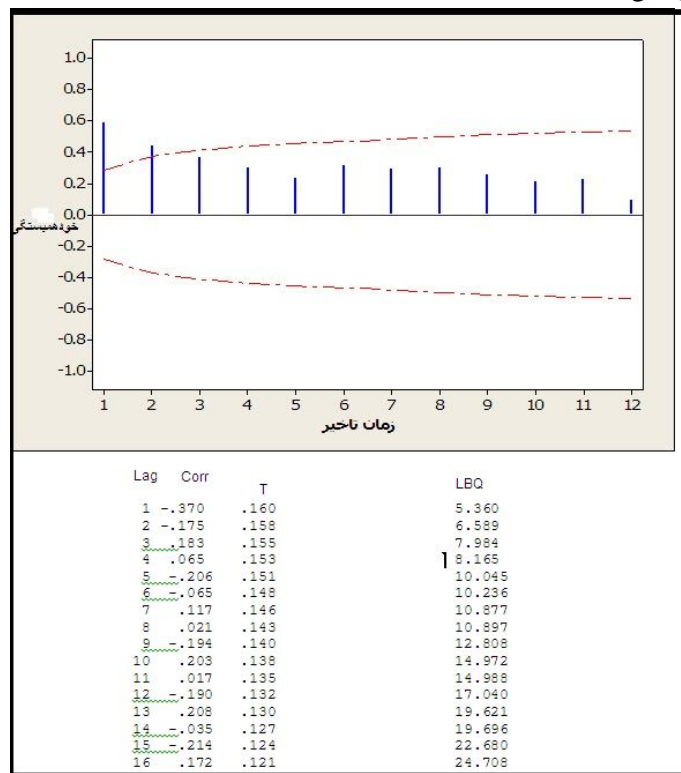
آنچه که از این شکل به دست می‌آید، نقش زیاد همساز اول در اعمال تغییرات بر روی سری زمانی است، البته این به تنهایی کافی نیست و باید مشخص شود که آیا سهم این همساز در تغییرات معنادار است یا خیر؟ برای پاسخ به این سوال طیف را بر اساس توزیع کی دو 95 درصد اطمینان آزمون شده است، مرز معناداری 95 درصد در دوره نگار اعمال شده و با استفاده از این مرز معناداری مشخص است که سهم همساز اول در سطح 95 درصد اطمینان در تغییرات کاملاً معنادار است و این تاییدی دیگر بر وجود روند دمای یزد است. علاوه بر همساز اول همساز 22 نیز در سطح 95 درصد اطمینان معنادار می‌باشد. با توجه به این که همسازهای 1 و 22 معنادار می‌باشند. بنابراین چرخه‌های 50 و 2/2 ساله در سری زمانی قابل مشاهده است (جدول 3).

جدول 3. احتمال بازگشت چرخه‌ها به سال و فرکانس

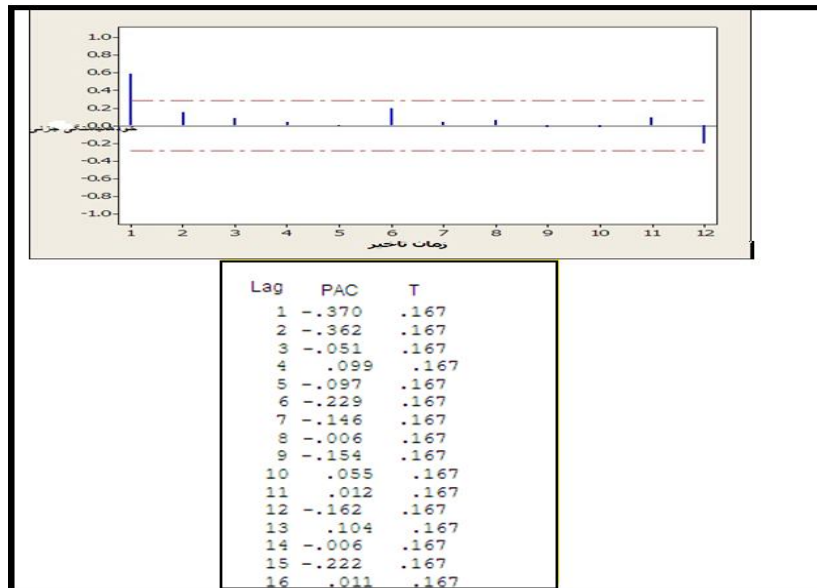
به فرکانس	به سال	احتمال بازگشت
0/2	50	چرخه اول
0/448	2/2	چرخه 22

6- مدل ARIMA

در ادامه جهت پیش بینی دمای ایستگاه یزد از مدل ARIMA استفاده شده است. در یک مدل ARIMA می‌بایست درجات خودهمبستگی (P)، تفاضل (d)، و میانگین متحرک (q) تعیین گردد. در ابتدا با استفاده از نتایج حاصل از تحلیل رگرسیون روند d (درجه تفاضل‌گیری) برابر 1 تعیین گردیده است. نمودار سری زمانی حاکی از نا ایستاد بودن میانگین دمای سالانه می‌باشد. بنابراین d خطی است و از این رو $d=1$ منظور می‌گردد. همبستگی نگار و همبستگی نگار جزئی مبین معناداری شاخک اول می‌باشد شکل (6 و 7). بنابراین به نظر می‌رسد الگوی ARIMA(0, 1,1) یعنی الگوی کاندید اولیه مناسب می‌باشد.



شکل 9. نمودار خودهمبستگی متوسط دمای سالانه ایستگاه یزد



شکل 10. نمودار خودهمبستگی جزئی متوسط دمای سالانه ایستگاه یزد.

$$z_t = z_{t-1} + a_t - \theta_1 a_{t-1}$$

از این پس هر جا در زیر برآورد پارامترها، اعداد دیگری داخل پرانتز آورده شود، قدرمطلق مقدار t برای معنی‌داری آزمون است.

مدل برازش شده به این صورت است:

$$z_t = z_{t-1} + a_t - (.297)a_{t-1}$$

(88/37)

با سطح 5% خطا فرض صفر مبنی بر $|t| > 2$ در این مدل همان‌گونه که پیداست، به دلیل آن‌که مقدار $\theta_1 = .297$ رد می‌شود. بنابراین ضریب حاصله معنی‌دار است. حال باید دید که با اضافه کردن مقدار ثابت θ_0 مدل بهتر می‌شود یا خیر؟ مدل با اضافه کردن مقدار ثابت به صورت زیر خواهد شد:

$$z_t = z_{t-1} + \theta_0 + a_t + \theta_1 a_{t-1}$$

$$z_t = Z_{t-1} + a_t - (0.867) a_t + (0.807) a_{t-1} \quad (13.67) \quad (15.7)$$

با توجه به این که مقدار $|t| > 2$ است؛ لذا فرض $\theta_1 = *$ رد می‌شود. بنابراین θ_1 حضور معنی داری در مدل دارد. پس مدل ARIMA (1, 0, 1) با مقدار ثابت θ_1 به عنوان مدل اولیه مدل مناسب و معقولی به نظر می‌رسد و این الگو را M1 می‌نامیم. $z_t = \theta Z_{t-1} - \theta_1 a_{t-1}$ یعنی الگوی: ARIMA (1, 0, 2) در ادامه با آزمون مدل، مدل برازش شده به صورت زیر می‌باشد:

$$z_t = (0/005) Z_{t-1} - (0/091) a_{t-1} \quad (28/8) \quad (22/1)$$

بنابراین چون $|t| > 2$ است با سطح 5% خطا فرض صفر $\theta_1 = 0$ رد می‌شود بنابراین θ_1 حضور معنی داری در مدل دارد. حال باید دید که با اضافه کردن مقدار ثابت θ_1 مدل بهتر خواهد شد یا خیر. در واقع با اضافه شدن مقدار ثابت به صورت زیر خواهد شد:

$$z_t = \theta Z_{t-1} + \theta_1 + a_t + \theta_1 a_{t-1}$$

مدل برازش شده به شکل زیر نوشته شده است:

$$z_t = (-0/09) Z_{t-1} + (0/01) + a_t + (0/03) a_{t-1} \quad (3/43) \quad (6/51) \quad (4/61)$$

با اضافه کردن θ_1 به مدل $|t| > 2$ است، لذا حضور θ_1 برای مدل معنی دار است و باید گفت که مدل فوق چه با مقدار ثابت چه بدون آن مدل مناسبی می‌باشد. پس مدل ARIMA (1, 0, 2) به عنوان مدل مناسب و معقول به نظر می‌رسد و این الگو را M2 می‌نامیم.

اکنون می‌خواهیم ببینیم که مدل با اضافه کردن θ_1 الگوی ARIMA (0, 1, 2) زیر حاصل می‌شود.

$$z_t = \theta Z_{t-1} - \theta_1 a_{t-1} - \theta_2 a_{t-1}$$

مدل برازش داده شده به شکل زیر است:

$$z_t = \left(\frac{0}{1691}\right)z_{t-1} - \left(\frac{0}{1698}\right)a_{t-1} - \left(\frac{0}{919}\right)a_{t-1}$$

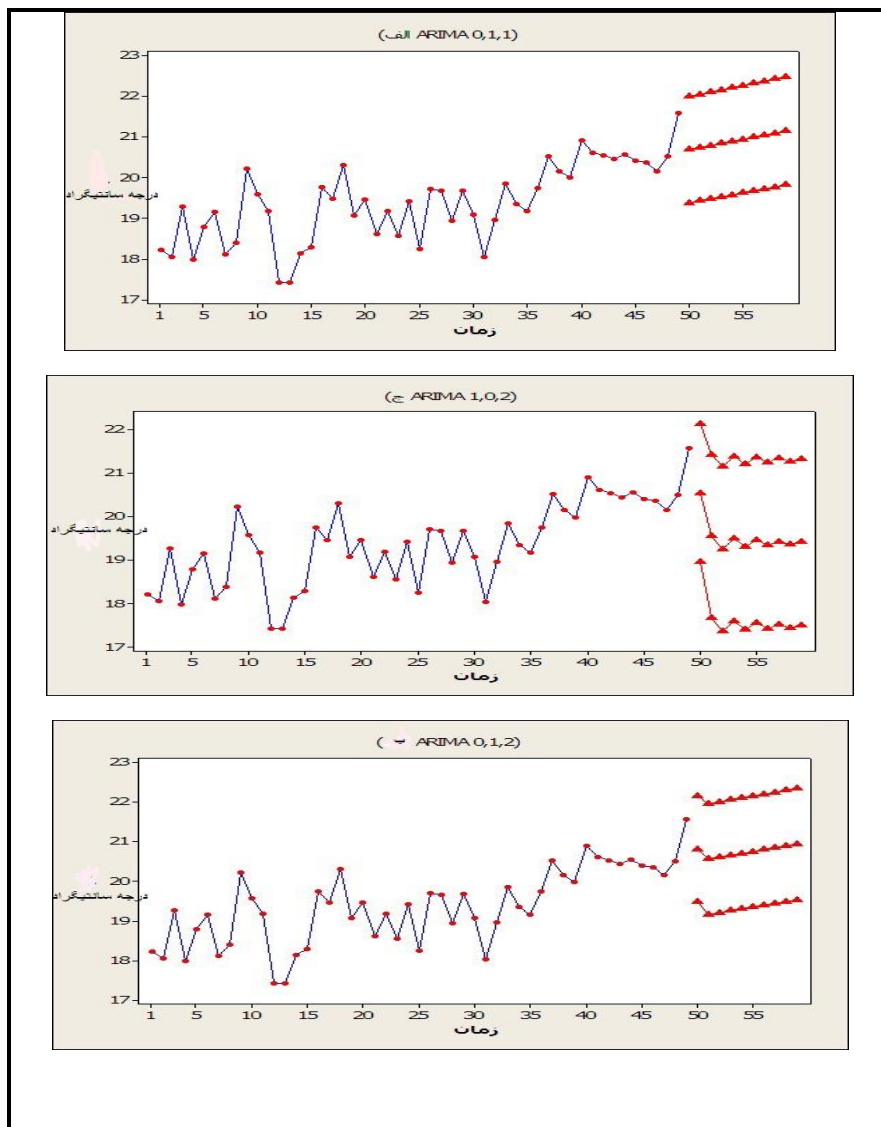
$$\left(\frac{-4}{51}\right) \quad \left(\frac{-1}{85}\right) \quad \left(\frac{-7}{07}\right)$$

در این برازش این الگو مقدار t برای آزمون فرض $\theta_p = *$ برابر $7/07$ به دست می‌آید و با توجه به اینکه همه پارامترها حضوری معنی‌دار دارند، بنابراین مدل $(0,1,2)$ ARIMA به عنوان کاندید سوم یعنی $M3$ در نظر گرفته می‌شود. بررسی باقیمانده‌های هر یک از سه الگوی $M1$ ، $M2$ و $M3$ حاکی از آن است که باقیمانده‌ها نرمال، دو به دو همبسته و سری زمانی باقی مانده‌ها دارای واریانس همگون است.

ملاحظه می‌شود که ظاهراً هر سه الگوی $M1$ ، $M2$ و $M3$ به خوبی می‌توانند به عنوان مولد سری مورد مطالعه باشند. برای انتخاب بهترین مدل باید باقیمانده هر سه مدل با استفاده از آزمون آکاییک AIC آزمون شود تا الگوی مناسب انتخاب گردد. معیار آکاییک به روش زیر محاسبه می‌شود:

$$AIC(M1) = 49 \ln(\text{sn}^2) + 2m$$

که sn^2 برآورد حداکثر درست‌نمایی σ^2 ، n طول سری و M تعداد پارامترهای مدل است. با توجه به نتایج به دست آمده از دیدگاه AIC، الگوی $M1$ نسبت به $M2$ و $M3$ برتری دارد. در شکل (9 الف، ب و ج) که به ترتیب متناظر با الگوهای $M1$ ، $M2$ ، $M3$ هستند. با فواصل اطمینان 95 درصد پیش‌بینی برای 10 سال آینده نشان داده شده است. به طوری که مشاهده می‌شود $M1$ در آینده نگری بهتر از $M2$ و $M3$ خواهد بود و از سال 2010 تا 2020 پیش‌بینی دما صورت گرفته که مقادیر آن در جدول (4) ارائه شده است.



شکل 11. پیش‌بینی 10 ساله و فاصله اطمینان 95% برای دمای یزد

جدول 4. مقادیر پیش بینی دمای یزد برای 10 سال آینده 0-1-1

سال	پیش بینی	حد پایین	حد بالا
2011	20/68	19/5	21/8
2012	20/73	19/3	21/9
2013	20/78	19/1	21/9
2014	20/84	19	22/1
2015	20/89	19	22/1
2016	20/94	19/9	22/1
2017	20/99	19/8	22/3
2018	21/04	20/1	22/4
2019	21/09	20/3	22/4
2020	21/14	20/3	22/4
2016	20/94	20/5	22/5

نتیجه گیری

بحث تغییر اقلیم طی دهه‌های اخیر، توجه بسیاری از دانشمندان و جوامع علمی را معطوف به خود ساخته است. در این راستا برای توجیه و همچنین پیش‌بینی رفتار عناصر اقلیمی از روش‌های آماری بهره بسیار گرفته شده است. با انجام تحلیل‌های آماری می‌توان روند نوسان و افت و خیزهای موجود در سری‌های زمانی که با چشم قابل رویت نیستند را استخراج کرد. در این پژوهش با کاربرد برخی از روش‌های آماری اقدام به تحلیل رفتار دمای سالانه یزد شده است. در مطالعات مشابه همچون مطالعات جلالی و کارگر (1389)، داده‌های دمای بوشهر با استفاده از مدل ARIMA مورد بررسی قرار گرفته که بر همین اساس دما را با بازه اطمینان 95 درصد برای 20 سال آینده پیش‌بینی کرده است. نتایج مطالعه بلیانی و همکاران (1391)، نشان داد که چرخه‌های 2/5 ساله، 3 ساله و 4 ساله بر دمای شیراز حاکم است و با مدل‌سازی دما در خانواده الگوهای آریمما، الگوی ARIMA (1,1,3) به عنوان الگوی بهینه نهایی انتخاب شد. فیروزی و همکاران (1391)، به مدل‌سازی، پیش‌بینی و بررسی روند بارش در ایستگاه‌های منتخب استان فارس پرداخته است. هدف این تحقیق مدل‌سازی و

پیش‌بینی بارش در ایستگاه‌های مورد مطالعه استان فارس و بررسی روند بارش در این ایستگاه‌ها می‌باشد. میرزایی (1391)، به مدل‌سازی درجه حرارت ماهیانه، ایستگاه هیدرومتری شاه مختار در استان کهگیلویه و بویراحمد پرداخته است. در این مطالعه، بهترین برازش با توجه به کمترین مقدار برای معیار NBIC، مدل ARIMA (0,1,2) تعیین شد. بنابراین با توجه به این مطالعات و مطالعه حاضر می‌توان نوسان و افت و خیزهای موجود در سری‌های زمانی که با چشم قابل رویت نیستند، استخراج کرد.

در این پژوهش، همچنین براساس نتایج به دست آمده از روش‌های تحلیل روند، می‌توان گفت که دمای سالانه یزد در سطح اطمینان 95% دارای روند معنی‌داری است و مشاهدات سالانه دما تصادفی نیست. همچنین دمای سالانه یزد دارای روند افزایشی است. تحلیل طیفی نیز جهت تعیین همسازهای موجود در دمای سالانه به کار گرفته شد. در سطح 95 درصد اطمینان همسازهای 1 و 22 معنی‌دار هستند. فرکانس این همسازها به ترتیب 0/2 و 0/448 می‌باشد. دوره بازگشت این همسازها به ترتیب 50 سال و 2/2 سال است. با توجه به اینکه همساز اول به وجود روند داده‌ها نسبت داده می‌شود. بنابراین می‌توان نتیجه گرفت که بر دمای سالانه یزد در سطح 95 درصد اطمینان چرخه‌های 2/2 ساله حاکم است. بر این اساس و با توجه به وجود روند در مشاهدات طی دوره آماری (1962-2010) از ابتدا تا انتهای دوره تغییر رخ داده و این تغییرات توأم با چرخه‌هایی است این چرخه‌ها طی 22 سال نوسان دارند. در نهایت جهت ارائه مدلی برای پیش‌بینی دمای یزد از روش مدل‌سازی ARIMA استفاده شد. بنابراین بعد از آزمون الگوهای مختلف، الگوی ARIMA (0,1,1) که پارامترهای آن معنادار، نرمال و مستقل بودند، باقیمانده‌های آن به اثبات رسید و چون مقدار آکائیک آن کمتر از سایر الگوها بود، به عنوان بهترین مدل برای آینده‌نگری دمای یزد شناخته شد و با استفاده از این مدل پیش‌بینی دما برای 10 سال آینده صورت گرفت که نشان‌دهنده روند افزایشی در دمای سالانه یزد است.

منابع

- بلیانی، یداله، غریب فاضل‌نیا و علی بیات، (1391)، تحلیل و مدل‌سازی دمای سالانه شهر شیراز با استفاده از مدل ARIMA، فضای جغرافیایی، سال 12، شماره 38، صص 127-144.
- ترابی، سیما، (1380)، بررسی و پیش‌بینی تغییرات دما و بارش در ایران، رساله دکتری، گروه جغرافیا طبیعی، استاد راهنما سعید جهانبخش، تبریز، دانشکده علوم اجتماعی و انسانی، ص 185
- جلالی، مسعود و حلیمه کارگر، (1389)، تحلیل و مدل‌سازی آماری دمای ایستگاه بوشهر فصلنامه فضای جغرافیایی، شماره 13، صص 149 - 173.
- جهانبخش، سعید و سیما ترابی، (1386)، بررسی و پیش‌بینی تغییرات دما و بارش در ایران، فصلنامه تحقیقات جغرافیایی، شماره 74، صص 104 - 125.
- خردمندینا، منوچهر و حسین عساکره، (1380)، الگوسازی ARIMA برای متوسط درجه حرارت سالانه هوا در جاسک، سومین سمینار احتمال و فرایندهای تصادفی دانشگاه اصفهان واحد خوانسار، صص 121 - 131.
- زاهدی، مجید، ساری بهرو صراف و جاوید جامعی، (1386)، تحلیل تغییرات زمانی- مکانی دمای منطقه شمال غرب ایران، جغرافیا و توسعه، شماره 10، صص 183 - 198.
- سبزی پرور، علی اکبر، زهرا سیف و فرشته قیامی، (1392)، تحلیل روند دما در برخی از ایستگاه‌های مناطق خشک و نیمه خشک کشور، جغرافیا و توسعه، شماره 30، صص 117 - 138.
- طاوسی، تقی، محمد ثریا و زیبا راحتی، (1389)، بررسی تغییرات روند دمای ماهانه شهر زاهدان، چهارمین کنگره جغرافیا دانان جهان اسلام، زاهدان، دانشگاه سیستان و بلوچستان.

طباطبایی، حسین و مهرداد حسینی، (1382)، بررسی تغییر اقلیم در شهر سمنان بر اساس پارامترهای بارش متوسط ماهیانه و متوسط دمای ماهیانه، سومین کنفرانس تغییر اقلیم، دانشگاه اصفهان، ص 91.

عزیزی، قاسم، مصطفی کریمی احمدآباد و زهرا سبک خیز، (1384)، روند دمایی چند دهه اخیر ایران و افزایش CO₂، نشریه تحقیقات علوم جغرافیایی دانشگاه تربیت معلم، شماره 5، جلد 4، صص 25-42.

عساکره، حسین، (1382)، بررسی آماری روند بارش سالانه تبریز، فصلنامه فضای جغرافیایی، شماره 10، صص 57-67.

عساکره، حسین، (1384)، تحلیل روند بارش سالانه اصفهان، فصلنامه نیوار، شماره 56 و 57.

عساکره، حسین، (1386)، کاربرد رگرسیون خطی و تحلیل روند بارش سالانه تبریز" فصلنامه تحقیقات جغرافیایی، انتشارات دانشگاه اصفهان، شماره 87، صص 57-67. فیروزی، فاطمه، حسین نگارش و محمود خسروی، (1391)، مدل‌سازی، پیش‌بینی و بررسی روند بارش در ایستگاه‌های منتخب استان فارس، پژوهش‌های برنامه‌ریزی، سال دوم، شماره 7، صص 77-91.

میرزایی، محمد رضا، (1391)، مدل‌سازی درجه حرارت ماهیانه، مطالعه موردی: ایستگاه هیدرومتری شاه مختار، نشریه مهندسی و مدیریت آب‌خیز داری، جلد 4، شماره 3، صص 188-200.

Brooks, C.E.P. and Carrthers, N, 1953. Handbook of Statistical Methods in Meteorology. London, H.M.S.O., pp 412.

Gemer .M, S.Becker, and T. Jiang, 2004 Observed monthly precipitation trends in China, 1951–2002, Theor. Appl. Climatol. 77, Pp 39–45.

Hartman, S. Becker, and L. King, 2007, Quasi Periodicities in Chinese Precipitation Time Series", Theor. Appl. Climatol. 92, 155-163.

Kane, R, P, and Teixeira, N B, 1991, power spectral characteristics of the annual rainfall series for Massachusetts (NE.U.S.A)"Climatic change, 13, Pp 317-336.

Mendola , Daria Lvoglio, 2003, Road traffic restriction and air pollution in an urban area, GRASPA working paper n. 16, p12 the Italian Group of Environmental statistics.

Mishra. A. K, Desai. V. R, 2005, Drought forecasting using stochastic models, Int. j. climatol. 16. Pp585 – 596.

Momani. M Nail. P. E, 2003, Time series And lysis model for Rainfall Data in Jordan: case study for usig Time series Analysis, Amrican journal of Environmental scinces, 5, Pp 559-604.

Tosic and M.u nkas evic, 2005, Analysis of precipitation series for Belgrade, Theor.APPL.climatol, 80: Pp67-77.

WMO, 1997, Progress Reports to CCL on Statistical Methods, WCDMP-No 32. WMO/TD. NO 834.