دانشگاه آزاد اسلامی واحد اهر
فصلنامه‌ی علمی- پژوهشی فضای جغرافیایی

سال یازدهم، شماره‌ی ۳۳
بهار ۱۳۹۰، صفحات ۱۷۳-۱۴۹

مسعود جلالی[۱]
حلیمه کارگر[۲]

تحلیل و مدل‌سازی آماری دمای ایستگاه بوشهر (۲۰۰۵-۱۹۵۱)

تاریخ دریافت مقاله: ۱۳۸۹/۸/٦ تاریخ پذیرش مقاله: ۱۳۸۹/۱۰/۹

چکیده

در این پژوهش از روش‌های آماری متفاوتی برای شناسایی رفتار (روند، افت و خیز، نوسان) دمای شهر بوشهر استفاده شده است. آزمون گردش‌های با ۰/۵٪ خطا نشان داد که مشاهدات سالانه دما تصادفی نیستند. آزمون‌های آشکارسازی روند با استفاده از روش‌های پارامتریک و ناپارامتری (همبستگی پیرسون، اسپیرمن، من- کندال) و نیز روش‌های نسبی برآورد روند بر روی مشاهدات انجام شد. نتایج نشان داد که مشاهدات سالانه دمای بوشهر روند معنی‌داری دارند. از تحلیل طیفی جهت برآورد چرخه‌های نهان در دمای سالانه به کار گرفته شده است، نتایج نشان می‌دهد که در سطح اطمینان ۰/۹۵ به جز همساز اول، همسازهای ۱۸ و ۲۱

۱- عضو هیات علمی گروه جغرافیای دانشگاه زنجان. E-mail: o.jalali@yahoo.com

۲- دانشجوی کارشناسی ارشد جغرافیای طبیعی (اقلیم شناسی)، دانشگاه زنجان.

همسازهای معنی‌دار دیگری در سری زمانی دما می‌باشند. این ویژگی، گواهی دیگر بر وجود روند در مشاهدات است. با استفاده اززنجیره‌ی مارکوف معلوم شد که داده‌های دمای ماهانه بوشهر ازمدل زنجیره مارکوف دو حالته پیروی می‌کنند و بر اساس این مدل احتمال وقوع ماه گرم در بوشهر ۰/٦۰۱۹ و احتمال وقوع ماه سرد ۰/۵۲۱۷ و دوره‌ای بازگشت ماه گرم حدود ۵ ماه و دوره‌های بازگشت ماه سرد حدود ۷ ماه می‌باشد. در پایان به منظور پیش بینی دمای سالانه بوشهر از مدل آریما استفاده شده است، در این روش سه الگوی اولیه برازش داده شد. آزمون نیکویی برازش مدل شامل آزمون ضرایب، نرمال و استقلال مانده‌های مدل، معیارآکاییک (ACI) و نیز قابلیت پیش بینی نشان داد که از بین سه الگوی برازش داده شده‌ی مدل آریما، الگوی (۰، ۱، ۱) ARIMA الگوی برآزنده تری بردمای سالانه می‌باشد. بر همین اساس برای ۲۰ سال آینده با بازه اطمینان ۰/۹۵پیش بینی دما صورت گرفت.

کلید واژه‌ها: روند، چرخه، تحلیل طیفی، همساز، زنجیره مارکف، مدل آریما، بوشهر.

مقدمه

دما به عنوان یکی از مهم‌ترین و تعیین کننده ترین عناصر اقلیمی، شاخص مناسبی برای رد یابی تغییرات اقلیم به شمار می‌آید. کوچک‌ترین تغییر در دمای یک مکان تاثیرات کاملا محسوس و مهمی در اکوسیستم‌ها به دنبال دارد. توجه مجامع جهانی به پدیده گرم شدن زمین در سال‌های اخیر موید همین مطلب می‌باشد. شناسایی رفتار دما در حال حاضر و مدل سازی در راستای آینده نگری رفتار این عنصر برای مدیریت امروز و برنامه ریزی فردا بسیار حائز اهمیت است. در این میان روش‌های آماری در تشریح این تغییرات ابزاری مفید و کارآمد به شمار می‌آیند. علاوه بر این روش‌های ریاضی و آماری امکان الگو سازی رفتار آینده عناصر و پدیده‌ها را نیز ممکن می‌سازند. برای مثال کانه[3] و تگزیرا[4] در سال (۱۹۹۱) با استفاده از روش

3- Kane
4- Teixeira

تحلیل طیفی روی داده‌های سری زمانی بارش سالانه برای ماساچوست، نشان دادند که چرخه‌های ۱۷/۸ ساله معنی دار می‌باشند که فقط ۱۲ درصد از واریانس را توضیح می‌دهند و یک چرخه ۲/۷ ساله به دست آوردند که آن را به تغییرات دو سالانه (QBO[5]) نسبت دادند. پائو[6] و همکاران (۲۰۰۲) تاثیر تغییر اقلیم بر روی منابع آب در جنوب تایوان را مورد بررسی قرار داده‌اند. در این پژوهش با استفاده از روش من- کندال به بررسی رونده‌ای متوسط دما و بارش روزانه در ایستگاه کائو- هسیونگ پرداخته شد، نتایج نشان داد که احتمالات تحول بارش روزانه تاثیر مهمی بر تغییر نوع بارش دارد. ژویو[7] و همکاران (۲۰۰٤) جریان رسوب رودخانه لانگچانگ را با آزمون من – کندال و روش ناپارامتری سن[8] مطالعه کردند. نتایج این مطالعات نشان داد که در جریان رسوبات این رودخانه افزایش مهمی از ۱۹۷۰ تا ۲۰۰۱ وجود داشته است. میشرا[9] و دیسای[10] (۲۰۰۵) با استفاده از مدل‌های ARIMA و SARIMA و همچنین با استفاده از شاخص SPI برای پیش بینی خشکسالی اقدام نمودند و به این نتیجه رسیدند که این مدل‌ها برازش مناسبی بر مشاهدات را نشان می‌دهند. اما مقادیر پیش بینی شده با افزایش بازه پیش بینی کاهش می‌یابد. ایشان مناسب‌ترین بازه پیش بینی خشکسالی تا حدود ۲ ماه برآورد نمودند. هارتمن[11] و همکاران (۲۰۰۷) به منظور کشف دوره‌های تناوبی در بارش چین از روش تحلیل طیفی و با استفاده از داده‌های بارش ۳۲ ایستگاه در چین به این نتیجه رسیدند که دوره تناوب غالب بیشتر مناطق چین چرخه‌های ۲-۳ ساله می‌باشد. ایشان این تناوب را به تغییرات دو سالانه (QBO) نسبت می‌دهند.

مومانی[12] (۲۰۰۹) داده‌های بارش ماهانه ایستگاه فرودگاه عمان را طی ۱۹۲۲-۱۹۹۹ با استفاده از مدل ARIMA مورد برررسی قرار داد. نتیجه حاصله دو مدل (۰، ۱، ۱) و (۰، ۰، ۱)

5- Quasi Binomial Oscillation(QGB)
6- Pao
7- Zhou
8- Sen
9- Mishra
10- Desai
11- Hartman
12- Momani

ARIMAمدل توسعه یافته‌ای ارائه کرد و بر اساس آن بارش ماهانه را برای ۱۰ سال پیش بینی کرد. از جمله تحقیقات صورت گرفته در ایران می‌توان به خردمند نیا و عساکره (۱۳۸۰) در زمینه برآورد روند دمای جاسک با برازش مدل (۲، ۱، ۰) ARIMA و غیور و عساکره (۱۳۸٤) در مدل سازی فوریه متوسط دمای ماهانه مشهد با استفاده از یک سری ۱۰٦ ساله اشاره نمود. جهان بخش و باباپور (۱۳۸۱) با استفاده از مدل آریما متوسط دمای ماهانه تبریز را برای یک دوره ٤۰ ساله را بررسی کردند. الگوی فصلی- ضربی ۱۲ (۱، ۱، ۰)، (۱، ۰، ۰) ARIMA را به عنوان مدل محاسباتی انتخاب کردند و بر اساس آن متوسط دمای ماهانه در ایستگاه تبریز را تا سال ۲۰۱۰ پیش بینی کردند. کاویانی و عساکره (۱۳۸٤) با بررسی بارش ۱۰۳ ساله ایستگاه اصفهان و با استفاده از روش‌های نا پارامتری مان کندال فقدان روند در مشاهدات را اثبات نمودند. عساکره (۱۳۸٤) روند تغییرات بارش پهنه‌ای استان اصفهان را با استفاده از تحلیل روند خطی و بر اساس روش‌های زمین آمار (روش کریجینگ) بررسی کرده و نشان داد که بارش استان حاوی روند سهمی است. از این رو با برازش یک مدل ARIMA بر میانگین بارش پهنه‌ای، بهترین الگو را (۰، ۲، ۲) ARIMA تشخیص داد. عساکره (۱۳۸٦) با استفاده از روش‌های زمین آمار و آمار کلاسیک تغییرات زمانی و مکانی بارش ایران زمین را بررسی کرده و نتایج حاصل نشان می‌دهد که حدود ٥۱/٤ درصد مساحت کشور در معرض تغییر بارش قرار دارد. حجام و همکاران (۱۳۸۷) با استفاده از روش ناپارامتری من- کندال روند تغییرات بارندگی فصلی و سالانه ایستگاه‌های منتخب در حوضه مرکزی ایران را مورد بررسی قرار دادند. نتیجه مطالعه آنها روندی کاهشی را در سری زمانی بارش نشان داد. از میان پژوهش‌های انجام شده که با استفاده از روش‌های تحلیل همسازها، بارش و دمای ایران را در معرض تحلیل قرار داده‌اند، می‌توان به انصاری بصیر (۱۳۸٦) اشاره نمود. وی با استفاده از ٤۲ ایستگاه همدید در فاصله سال‌های ۱۹٥۱ تا ۲۰۰۰ همسازهای بارش ایران را به روش نقطه‌ای استخراج نمود و با استفاده از روش‌های زمین آمار نقشه‌های مربوط را تهیه نمود. نتایج وی نشان می‌دهد که همساز اول تا ۸۰ درصد و همساز دوم تا ۱۰ درصد پراش داده‌ها را توجیه می‌کند. همچنین همسازهای دیگر جز برای جنوب و جنوب شرق کشور فاقد معنای آماری

است. عساکره (۱۳۸۸) با اعمال روش تحلیل طیفی بر داده‌های سالانه بارش تبریز، چرخه‌های ۲/٦-۲ ساله و ٤/٥-٥ را استخراج نمود. چرخه‌های مزبور در بسیاری از مطالعات مختلف مشاهده شده و به دوره فعالیت‌های نوسانات جنوبی- النینو، تغییر در فعالیت‌های خورشیدی و تغییرات مدار گردش جو نسبت داده شده است.، وی همچنین یک چرخه غیر سینوسی (روند) در مشاهدات دمای تبریز آشکار ساخت. عساکره و مازینی (۱۳۸۹) احتمال وقوع روزهای خشک در استان گلستان را با استفاده از مدل زنجیره مارکوف بررسی نموده‌اند.

در این تحقیق تلاش می‌شود که رفتارهای بلند مدت و دوره‌ای نوسانات دمای شهر بوشهر طی دوره آماری (۲۰۰۵-۱۹۵۱) مورد ارزیابی و بررسی قرار گیرد.

۱- داده‌ها و روش‌ها

در این مطالعه از میانگین دما سالانه و ماهانه ایستگاه بوشهر طی دوره آماری ۱۹۵۱تا۲۰۰۵ (۵۵ سال) استفاده شده است.

پژوهش حاضر در راستای شناخت رفتار دوره‌ای و طولانی مدت دما در ایستگاه بوشهر صورت گرفته است. جهت نیل به این هدف از روش‌های آماری مختلفی استفاده شده و در پایان به مدل سازی رفتار دما پرداخته شده است. روش‌ها و مراحل این پژوهش را می‌توان به شرح زیر برشمرد:

۱-جهت کنترل کیفیت آماری مشاهدات از نمودار $\overline{X}$ و $\overline{R}$ استفاده شده است (نقندریان، ۱۳۸۰، ۱۳۷). در این نمودارها مرزهای بالایی (UCL) و پایینی (LCL) و نیز مرزهای میانی $(\overline{\overline{X}})$ و $(\overline{\overline{R}})$ به صورت زیر برآورد می‌شود:

$$UCL, LCL = \overline{\overline{x}} \pm \frac{3}{d_2\sqrt{n}}\overline{\overline{R}} \qquad (1)$$

۲-یکی دیگر از تحلیل‌های آماری انجام شده در این پژوهش آشکار سازی و همچنین برآورد میزان روند می‌باشد. برای آشکار سازی روند از آماره رتبه‌ای اسپیرمن و همچنین از روش

همبستگی پیرسون و من- کندال و خودهمبستگی نگار استفاده شده است (ن.ک. کاویانی و عساکره، ١٣٨٤ و عساکره ١٣٨٢).

۳- برای برآورد مقدار روند از روش‌های نسبی و رگرسیونی بهره گرفته شد. یکی از شکل‌های برآورد مقدار روند که به روند نسبی موسوم است، بر اساس تفاضل مقادیر انتهای سری (X_n)، ابتدای سری (X_1) و میانگین سری $(\bar{x})$، $\Delta T = x_n - x_1$ و به صورت زیر محاسبه شده است:

$$R_t = \frac{\Delta T}{x_1} \qquad (٢)$$

$$R_t = \frac{\Delta T}{x_n} \qquad (٣)$$

$$R_t = \frac{\Delta T}{\bar{x}} \qquad (٤)$$

روش‌های رگرسیونی بر اساس وایازی دما- زمان، روش‌های دیگر در برآورد میزان روند که در منابع بسیاری ازآن یاد شده است برای مثال به عساکره (١٣٨٢) و عساکره (١٣٨٦، الف) مراجعه شود.

٤- تحلیل طیفی یکی از روش‌های استخراج و تحلیل نوسانات اقلیمی آشکار و نهان با طول موج‌های مختلف در مشاهدات است (عساکره، ١٣٨٨). تحلیل طیفی روشی است که سری‌های زمانی را به سری‌های فرکانسی تبدیل می‌کند، بدین معنی که تناوب‌هایی که در سری وجود دارد و به راحتی قابل دیدن نیستند را از سری جدا می‌کند. به عبارت دیگر طیف چگونگی توزیع واریانس بین دامنه پیوسته‌ای از بسامدها را نشان می‌دهد. در تحلیل طیفی که یک روش تعمیم یافته‌ای از تحلیل همساز هاست، تصادفی نبودن نوسانات در سری زمانی آزمون می‌شود. (عساکره، ١٣٨٨).

در این روش یک سری زمانی با طول n را می‌توان به فرم (مدل فوریه) زیر نوشت:

$$z_t = a_i + \sum_{i=1}^{q} (a_i Cos\, 2\pi f_i t + bSin\, 2\pi f_i t) \qquad (۵)$$

Zt عنصر اقلیمی مورد بررسی در زمان t و fi فراوانی تکرار مشاهدات است و با if= i / n نشان داده می‌شود. (به غیور وعساکره، ۱۳۸٤ مراجعه شود) i=1, 2, …, q در اینجا در رابطه فوق مولفه های سینوسی و کسینوسی به صورت همسازهایی هستند که رفتار یک سری تناوبی را نشان می‌دهد.

از آنجا که رفتار نوسانی حداقل از دو مولفه (سینوسی و کسینوسی) ترکیب شده است، تعداد همساز های یک سری زمانی تناوبی حداکثر نصف طول داده‌ها (q) می‌باشد. ضرایب این الگو از طریق روابط زیر به دست می‌آیند:

$$a_0 = \frac{1}{n} \sum_{t=1}^{n} zt = \bar{z} \qquad (٦)$$

$$a_i = \frac{1}{n} \sum_{t=1}^{n} zt \; \sin 2\pi fit \qquad (٧)$$

$$a_i = \frac{1}{n} \sum_{t=1}^{n} zt \; \cos 2\pi fit \qquad (٨)$$

علاوه بر این مقدار واریانس برای i*f* به شرح زیر محاسبه می‌شود:

$$I(f_i) = \frac{n}{2}(a_i^2 + b_i^2) \qquad i=1, 2, \ldots, q \qquad (۹)$$

بعداز محاسبه ضرایب و مقدار واریانس (i*f*) دوره نگار سری زمانی ترسیم شد. دوره نگار نموداری است که مقادیر I (i*f*) را در مقابل i نشان می‌دهد. (عساکره، ۱۳۸۸). دوره نگار در واقع سهم واریانس هریک از همسازها را نشان می‌دهد. برای آزمون دوره نگار از آزمون کی دو با درجه آزادی $\frac{2n \; \frac{q}{2}}{q}$ و بر اساس فرمول زیر محاسبه شده است:

$$\lambda_k = \bar{s}\left[\frac{1 - r_1^2}{1 + r_1^2 - 2r_1 \cos\frac{\pi k}{q}}\right] \qquad (۱۰)$$

در این فرمول. k=1, 2, …, q، r_1 خودهمبستگی مرتبه اول $\bar{s}$ متوسط طیف می‌باشد بـرای آزمون معنی داری طیف در سطح ۹۵ درصداطمینان، مقادیر زیر در معرض توجه قرار می‌گیـرد (عساکره، ۱۳۸۸).

$$\lambda_k = \frac{\chi_v^2(0.95)}{v} \qquad (۱۱)$$

در دوره نگارترسیم شده مقادیر برآورد شده در برابر فراوانی (چرخه در واحد زمان) و یـا در برابر دوره ترسیم می‌شود.

۵-زنجیره مارکوف یک روش ریاضی برای مدل بنـدی فراینـدهای تصـادفی اسـت (عسـاکره، ۱۳۷۸). فرایندهای تصادفی پدیده‌هایی هستند که نتایج آنها را قبل از وقوع نمی‌توان بـا سـطح اطمینان بالایی مشخص کرد. در واقع این روش برای مدل سازی سری‌های گسسته مـی‌باشـد. برای قالب عناصر اقلیمی که دارای مقادیر پیوسته هستند، این رویه را می‌توان از طریق گسسته سازی آنها انجام داد. هر کدام از نتایج فرایندهای تصادفی را یک برآیند می‌نامیم، برآمدهایی که به مقادیر بلافصل خود مرتبط هستند، دارای ویژگـی مـارکوفی مـی‌باشـند. زنجیـره مـارکوفی می‌تواند دو حالته و یا چند حالته باشـد. اولـین گـام در ایـن روش تعیـین یـک آسـتانه بـرای مشاهدات است، در این راستا برای هر کدام از ماه‌های سال (در اینجا کل دوره آماری یعنی ۵۵ سال) یک آستانه مربوط به همان ماه تعیین شد و سپس وضعیت آن ماه با توجه به آستانه همان ماه، مشخص شده و ماتریس شمارش فراوانی (دو وضعیتی) ایجاد می‌شود. در این مرحله برای آزمون نیکویی برازش این ماتریس فراوانی با زنجیره مارکوف دو حالته، آزمون کـی دو انجـام شد. در این آزمون فرض صفر مبنی بر استقلال داده‌ها و عدم پیروی از زنجیره مارکوف مرتبـه دو می‌باشد.

آماره آزمون از طریق رابطه‌های زیر محاسبه می‌شود:

$$e_{ij} = \left(\frac{n_i + n_j}{n}\right)$$

مجموع هریک ازسطرهای ماتریس فراوانی $n_{i}=n_{i1}+n_{i2}$

مجموع هریک از ستون‌های ماتریس فراوانی $n_{j}=n_{1j}+n_{2j}$

$$x_{o}^{2}=\sum_{i=1}^{n}\sum_{j=1}^{n}\frac{(n_{ij}-e_{ij})^{2}}{e_{ij}}$$

در مرحله بعد ماتریس احتمال تغییر وضعیت بر اساس روش درست نمایی بیشینه محاسبه شده و در نهایت با توان‌های مکرر این ماتریس، ماتریس احتمال پایا به دست آمده است. ماتریس احتمال پایا در واقع بیانگر تغییر وضعیت یک حالت در درازمدت می‌باشد. با مشخص شدن مقادیر احتمال پایا، دوره‌های بازگشت ماه‌های سرد و ماه‌های گرم براساس آستانه‌های تعیین شده (عساکره، ۱۳۸۷).

۵-در نهایت با بهره گیری از روش مدل سازی، از مدل‌های خانواده ARIMA دمای سالانه ۲۰ سال آینده پیش بینی شد. در این مدل یک متغیرتصادفی نظیر دما $\{Z_t\}$ را یک فرایند ARIMA با درجه (p ،d ،q) گوییم و می‌نویسیم $Z_t \approx ARIMA(p,d.q)$ بعضا سری زمانی تفاضلی $\{w_t=(1-B)^d z_t\}$ یک سری مانا و به فرم

$$\phi p(B)(1-B)^d(w_t-\mu_w)=\theta_q(B)a_t \tag{۱۲}$$

بوده و مدل برازش می‌یابد. در مدل بالاکه در آن $at \approx WN(0,\sigma^2 a), a_t=E(W_t)$، یعنـی فرایند $\{at\}$ دنباله‌ای از متغیرهای تصادفی هم توزیع و دو بـه دو و ناهبسـته بـا امیـد ریاضـی صفر و واریانس $\sigma^2 a$ می‌باشد (خردمندنیا و عساکره، ۱۳۸۰).

۲- بحث

۲-۱- مشخصات توصیفی دمای بوشهر

ویژگی های آماری دمای سالانه بوشهر در جدول (۱) ارائه شده است. شاخص‌های ارائه شده در جدول بالا شامل مقادیر مرکزی، مقیاس‌های پراکندگی برای کل دوره ۵۵ ساله مورد مطالعه می‌باشد.

میانگین دما ایستگاه طی دوره آماری (۲٤/۵۳) سانتی گراد بوده است. دامنه دما بین (۲۵/۹ – ۲۳/۱) درجه سانتی گراد بوده و بیشترین فراوانی دما در دامنه (۲۵ – ۲٤) میلی متر می‌باشد و شکل توزیع دما حاکی از توزیع نرمال می‌باشد.

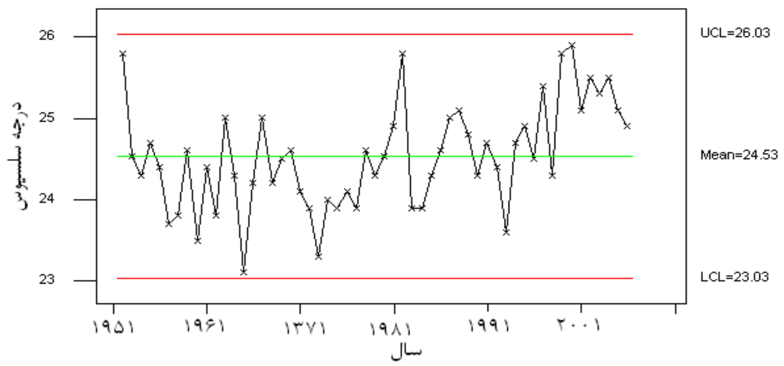
ضریب چولگی مثبت دما نشان می‌دهد که فراوانی مقادیر پایین‌تر از میانگین بیشتر از مقادیر بالاتر از میانگین می‌باشد و ضریب کشیدگی منفی نشان می‌دهد که مقادیر پرت بالاتر از میانگین در مشاهدات کمتر از مقادیر پرت پایین‌تر از میانگین است. لازم به توضیح مجدد است که مقدار چولگی اگر چه کم است، اما انتظار می‌رود که مقادیر روند افزایشی را تجربه کرده باشند.

جدول (۱) : ویژگی‌های عمومی دمای سالانه بوشهر

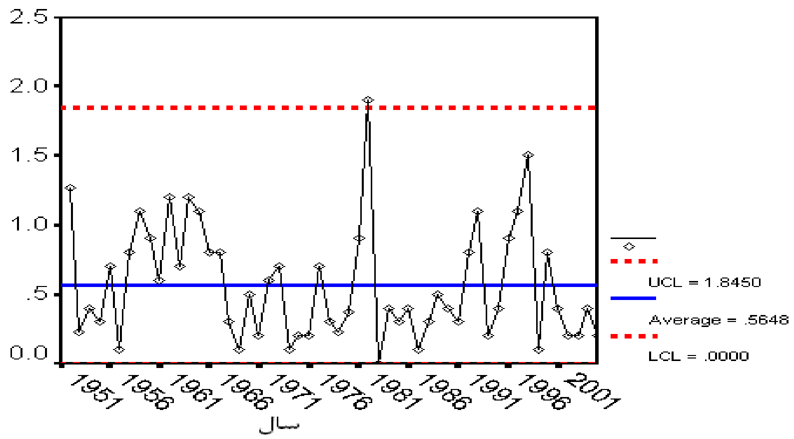
شاخص	ارزش	فراسنج	ارزش
میانگین	۲٤/۵۳	انحراف معیار	۰/٦٤
حداکثر	۲۵/۹	حداقل	۲۳/۱
دامنه	۲/۸	واریانس	۰/٤۱۹
چولگی	۰/۲	کشیدگی	-۰/۲٤۳

۲-۲-کنترل کیفیت مشاهدات

جهت کنترل کیفیت آماری مشاهدات از نمودار $\overline{X}$ و $\overline{R}$ 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 سری‌های زمانی دمای سالانه داده پرت، گم شده و ناهنجار دیده نمی‌شود شکل (۲، ۱).



شکل (۱) :نمودار کنترل $\bar{X}$ متوسط دمای سالانه بوشهر



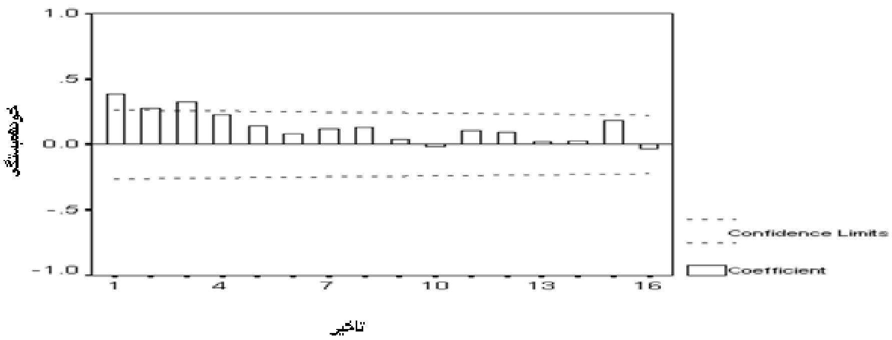
شکل (۲) :نمودار کنترل $\bar{R}$ متوسط دمای سالانه بوشهر

به منظور تحلیل مفصل‌تر از رفتار ارائه شده در شکل (۲) و با هدف وارسی تصادفی بودن مشاهدات از آزمون گردش‌ها[13] بهره گرفته شد. آزمون گردش‌ها نیز با قطعیت و بدون هیچ خطایی در سطح اصمینان ۹۵ درصد عدم تصادفی بودن داده‌های دمای سالانه شهر بوشهر را نشان می‌دهد.

13- Runtest

۲-۳- تحلیل روند دما

چنانکه بیان شد، وجود روند در سری زمانی دمای سالانه ابتدا از طریق خودهمبسستگی نگـار مورد آزمون قرار گرفت. میزان خود همبستگی در تـاخیر یـک بـیش از تـاخیر هـای دیگـر از نامانایی متاثر می‌شود، بنابراین به بهترین وجهی قادر به ارائه روند است (کاویـانی و عسـاکره، ۱۳۸٤). همانطوری که خود همبستگی (شکل ۳) نشان می‌دهد، تاخیر یک معنادار اسـت و بـر این اساس می‌توان وجود روند در سری زمانی را پذیرفت. علاوه بر این تاخیر هـای ۲، ۳ نیـز معنا دار است و گویای وجود چرخه‌هایی در بازه‌های ۱، ۲، ۳ ساله می‌باشـد. یعنـی طـی دوره آماری دماهای همسان هر ۱، ۲، ۳ ساله تکرار شده است.



شکل ۳: نمودار خودهمبستگی دمای سالانه بوشهر

به منظور آشکار سازی روند مشاهدات، از آزمون‌های همبستگی پیرسـون، اسـپیرمن و آزمـون رتبه‌ای من کندال استفاده شد. نتایج آزمون در جدول زیر ارائه شده است:

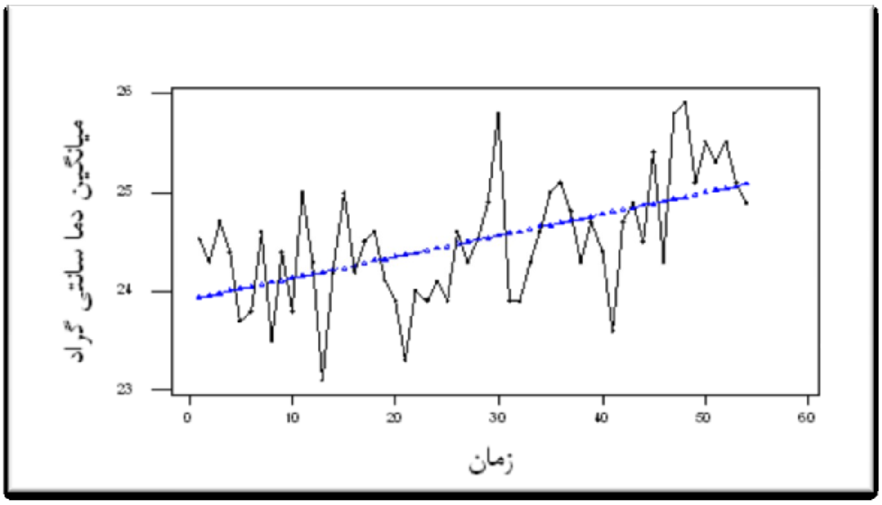
جدول (۲). ضرایب همبستگی دما با زمان در ایستگاه بوشهر

روش	مقدار برآورد	مقدار خطا (درصد)
پیرسون	۰/٤٤٤	۰
اسپیرمن	۰/٤٥٨	۰
من کندال	۰/۳۲۳	۰

برای حصول اطمینان بیشتر از وجود روند در داده ها، ضرایب همبستگی دما – زمان براساس روش‌های همبستگی پیرسون، روش‌های رتبه‌ای اسپیرمن و من- کندال نیز امتحان شد. در این روش‌ها نیز بدون هیچ خطایی در سطح ۰/۰۱ درصد خطا شواهد کافی برای قبول فرض صفر مبنی بر مانایی و عدم وجود روند در داده ها وجود ندارد و وجود روند در سری زمانی دمای سالانه بوشهر را تایید می‌کند.

بر اساس آمار موجود x_1، x_n، $\overline{x}$ به ترتیب ٥/ ٢٤، ٢٤/٩، ٢٤/٥ سانتی گراد می‌باشد. بنابراین روند نسبی بر اساس فرمول‌های ۲، ۳ و ٤ به ترتیب شامل ۰/۰۱٦، ۰/۰۱٦ و ۰/۰۱۵ درجه سانتی گراد می‌باشد این مقادیر گویای روند افزایشی در داده‌ها می‌باشد. هر یک از این اعداد افزایش دمای سالانه را بر اساس فرمول‌های ۲، ۳ و ٤ نشان می‌دهند. نتایج حاصل از روش‌های تحلیل روند معادله رگرسیون خطی بودن روند افزایش سال به سال دما ۲/۱٦ درجه سانتی گراد نشان می‌دهد، یعنی به ازای هر سال تقریبا ۲/۱٦ سانتی گراد دمای سالانه افزایش می‌یابد (شکل ٤). آزمونی که بر اساس کم‌ترین مربعات انجام شد با خطای ۰۱۰/. برای فرض آزمون شیب خط رد می‌شود. یعنی معنی دار بودن شیب خط پذیرفته می‌شود. معادله خط به دست آمده برای دما Z_t با زمان t به صورت زیر برازش یافته است.

Rt=۲۳/۹۱+۲/۱٦t

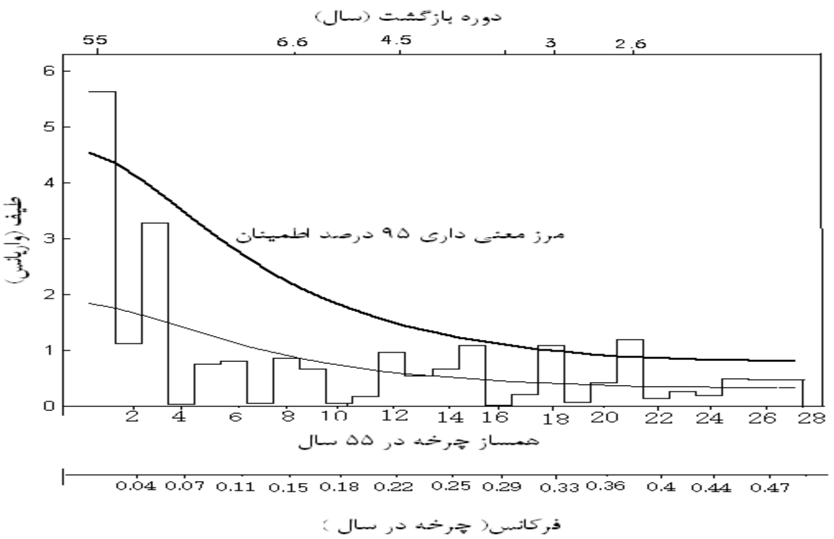


شکل ٤-نمودار سری زمانی دمای سالانه بوشهر

۲-٤- تحلیل طیفی

روش تحلیل طیفی روشی است که سری‌های زمانی را به سری‌های فرکانسی تبدیل می‌کند. بدین ترتیب طیف اندازه‌ای از توزیع 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 ٥ در واقع سهم هر همساز را در واریانس نشان می‌دهد. 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 با ۹٥ درصد اطمینان آزمون شد. مرز معناداری ۹٥ درصد اطمینان در دوره نگار منظور شده است. با استفاده از این مرز معنا داری مشخص است که همساز اول سهم کاملا معنا داری در تغییرات طیف دارد و این تاییدی دیگر بر وجود روند در دمای بوشهر است. گذشته از این همساز ۱۸ و ۲۱ نیز در سطح ۹٥ درصد معنا دار است. دومین مقدار واریانس در طیف را همساز ۳ به خود اختصاص داده است. با توجه به این که همسازهای ۱، ۱۸، ۲۱ معنادار می‌باشند، چرخه‌های ٥٥ ساله و ۳ و ۲/٦ ساله

در این سری زمانی قابل مشاهده است. بر این اساس طی دوره آماری (۱۹۵۱-۲۰۰۵) از ابتدا تا انتهای دوره تغییر رخ داده و این تغییرات توام با سیکل‌ها و چرخه‌های است و این چرخه‌ها طی ۱۸ تا ۲۱ سال نوسان دارند (شکل ۵).



شکل (۵). طیف و مرز معنی داری همسازها برای دمای بوشهر

۲-۵-زنجیره مارکوف

برای مدل سازی زنجیره مارکوف در این مقاله از داده‌های ماهانه برای ۵۵ سال بهره گرفته شده است.

زنجیره مارکوف برای محاسبه احتمال تداوم و تواتر ماه‌های گرم و ماه‌های سرد و دوره بازگشت آنها مورد استفاده قرار گرفته است. ماتریس فراوانی زیر وضعیت دمای ماهانه شهر بوشهر را به صورت دو وضعیتی نشان می‌دهد:

$$F=\begin{array}{c} \\ C \\ W \end{array}\begin{array}{c} \begin{array}{cc} C & W \end{array} \\ \begin{bmatrix} ۱۴۴ & ۱۲۹ \\ ۱۳۲ & ۱۹۵ \end{bmatrix} \end{array}$$

در این ماتریس عدد ١٤٤ نشان دهنده تغییر حالت از ماه سرد، به ماه سرد بعدی است و به همین ترتیب عدد ۱۲۹، تغییر حالت از ماه سرد به یک ماه گرم، ۱۳۲ تغییر وضعیت از یک ماه گرم به ماه سرد بعدی و ۱۹۵ تغییر حالت از یک ماه گرم به ماه گرم بعدی می‌باشد.

آزمون نیکویی برازش ماتریس فراوانی با زنجیره مارکوف مرتبه دو از طریق آزمون کی دو انجام شد. با توجه به این که آماره p برابر صفر است، در هر سطح دلخواهی معنادار بوده و مقایسه مقادیر بحرانی و مقادیر مشاهده شده مشخص می‌کند که شواهد کافی برای پذیرش فرض صفر مبنی بر استقلال داده‌ها و عدم پیروی از زنجیره مارکوف دو حالته وجود ندارد و ماتریس فراوانی از زنجیره مارکوف دو حالته پیروی می‌کند. لازم به ذکر است که در جدول زیر اعداد بالایی مقادیر مشاهده شده (O) واعداد داخل پرانتز مقادیر مورد انتظار (E) است.

جدول ۳. جدول دو بعدی مقادیر مشاهده شده و مقادیر مورد انتظار ماتریس فراوانی دو حالته

	C	W	∑
C	١٤٤ (١٢٥/٥٨)	١٢٩ (١٤٧/٤٢)	٢٧٣
W	١٣٢ (١٥٠/٤٢)	١٩٥ (١٧٦/٥٨)	٣٢٧
∑	٢٧٦	٣٢٤	٦٠٠

آماره آزمون به شرح زیر به دست آمده است:

Chi-Sq =2. 702+2. 302 +2. 256+ 1. 921 = 9. 181

از طریق روش درست نمایی بیشینه ماتریس احتمال انتقال به این صورت تشکیل شد:

$$P=\begin{array}{c|cc} & C & W \\ \hline C & ۰/۵۲۱۷ & ۰/۴۷۸۳ \\ W & ۰/۳۹۸۱ & ۰/۶۰۱۹ \end{array}$$

اعداد این ماتریس در واقع بیان کننده احتمال انتقال یک حالت به حالت دیگر می‌باشد. طبق این ماتریس احتمال تغییر حالت از ماه سرد به ماه سرد ۰/۵۲، احتمال تغییر حالت از ماه سرد به ماه گرم ۰/٤٧، احتمال تغییر حالت از ماه گرم به ماه سرد ۰/۳۹ و در نهایت احتمال تغییر حالت از ماه گرم به ماه گرم نیز ۰/٦۰ می‌باشد. علاوه بر این از طریق این ماتریس می‌توان مثلا احتمال بروز ۳ ماه گرم یا سرد متوالی را به دست آورد (مثلا احتمال تغییر وضعیت ماه گرم به ماه گرم بعدی و مجدداً ماه گرم). در اینجا برخی از احتمال‌های انتقال چند مرحله‌ای نشان داده می‌شود:

$$P[w\rightarrow w]\,P[w\rightarrow w]\,P[w\rightarrow w] = (\text{۰/٦۰})\,(\text{۰/٦۰})\,(\text{۰/٦۰}) = \text{۰/۲۱}$$

$$P[C\rightarrow C]\,P[C\rightarrow C]\,P[C\rightarrow C] = (\text{۰/۵۲})\,(\text{۰/۵۲})\,(\text{۰/۵۲}) = \text{۰/١٤}$$

$$P[w\rightarrow w]\,P[c\rightarrow c]\,P[w\rightarrow w] = (\text{۰/٦۰})\,(\text{۰/۵۲})\,(\text{۰/٦۰}) = \text{۰/۱۸}$$

$$P[w\rightarrow w]\,P[c\rightarrow c]\,P[c\rightarrow c] = (\text{۰/٦۰})\,(\text{۰/۵۲})\,(\text{۰/۵۲}) = \text{۰/١٦}$$

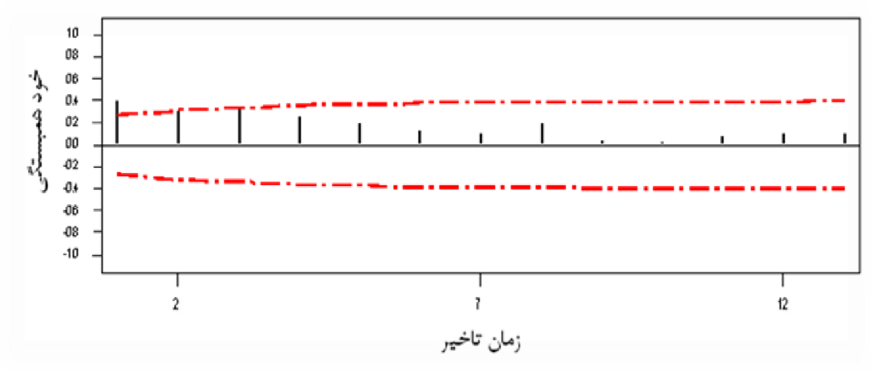
ماتریس احتمال انتقال دو وضعیتی دمای ماه‌های شهر بوشهر (طی دوره آماری ۵۵ ساله) بعد از رسیدن به توان‌های متوالی و مکرر در مرحله ششم و تا ٤ رقم اعشار به شرایط پایا و بدون تغییر رسید. این ماتریس به این صورت شکل گرفته است:

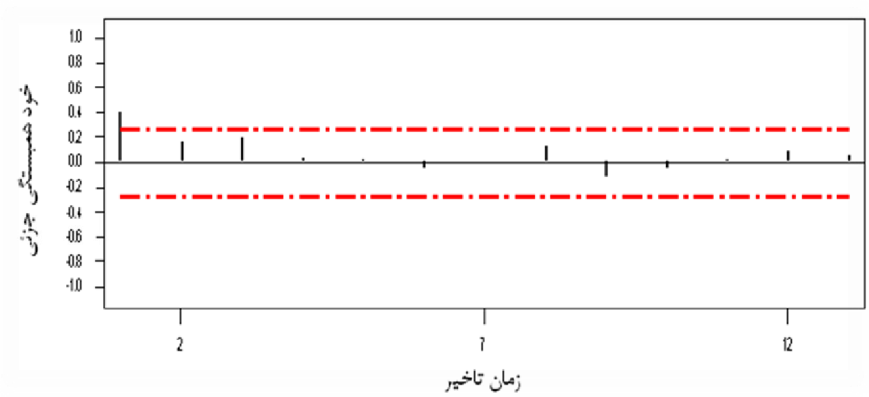
$$P^{\text{۶}} = \begin{array}{c} \\ c \\ w \end{array} \begin{array}{cc} c & w \\ \multicolumn{2}{c}{\begin{bmatrix} \text{۰/۴۵۴۲} & \text{۰/۵۴۵۸} \\ \text{۰/۴۵۴۲} & \text{۰/۵۴۵۸} \end{bmatrix}} \end{array}$$

این ماتریس وضعیت دراز مدت یک حالت را نشان می‌دهد. بر طبق این ماتریس احتمال وقوع ماه گرم در شهر بوشهر ۰/٥٤٥٨ و احتمال وقوع ماه سرد ۰/٤٥٤٢ می‌باشد. علاوه براین دوره‌های بازگشت ماه گرم در این شهر حدود ۵ ماه و دوره بازگشت ماه سرد حدود ۷ ماه می‌باشد.

۲-٦- مدل ARIMA

در ادامه جهت پیش بینی دمای ایستگاه بوشهر از مدل ARIMA استفاده شده است. دریک 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 تفاضل گیری) برابر ۱ تعیین گردید. *نمودار سری زمانی حاکی* از ناایستا بودن میانگین دما سالانه می‌باشد. بنابراین d خطی است و ازاین رو d=1 منظور می‌گردد. همبستگی نگار وهمبستگی نگار جزئی مبین معناداری شاخک اول می‌باشند شکل (٦). بنابراین به نظر می‌رسد الگوی ARIMA (0, 1, 1) یعنی الگوی کاندید اولیه مناسبی باشد.





شکل ٦- الف. خودهمبستگی نگار ب. خودهمبستگی نگار جزئی دمای سالانه بوشهر

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

از این پس هر جا در زیر برآورد پارامترها اعداد دیگری در داخل پرانتز آورده شده، قدر مطلق مقدار t برای آزمون معنی داری پارامترها می‌باشد.

مدل برازش شده به این صورت می‌باشد:

$$Z_t = Z_{t-1} + a_t - \underset{(9/52)}{(0/7978)}\, a_{t-1}$$

در این مدل همانگونه که پیداست، به دلیل آنکه مقدار $|t|\rangle 2$ می‌باشد، با سطح ۰/۰۵ خطا فرض صفر مبنی بر $\theta_1 = 0$، رد می‌شود. بنابراین ضریب حاصله معنی دار می‌باشند. 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:

$$Z_t = Z_{t-1} + \theta_0 + at - \theta_1 a_{t-1}$$

و مدل برازش شده آن

$$Z_t = Z_{t-1} + \underset{(110/10)}{(1/0383)} + a_t - \underset{(6/49)}{(0/0221)}\, a_{t-1}$$

با توجه به این که مقدار $|t| > 2$ لذا فرض $\theta_0 = 0$ رد می‌شود. بنابراین θ_0 حضور معنی داری در مدل دارد. پس مدل ARIMA (0, 1, 1) با مقدار ثابت θ_0 به عنوان مدل اولیه مدل مناسب و معقولی به نظر می‌رسد و این الگو را M1 می‌نامیم.

در ادامه با آزمون مدل ARIMA (1, 0, 1) یعنی الگوی

$$Z_t = \phi_1 Z_{t-1} - \theta_1 a_{t-1}$$

مدل برازش شده به صورت زیر می‌باشد:

$$Z_t = \underset{(1514/76)}{(1/0000)}\, z_{t-1} - \underset{(8/98)}{(0/8019)}\, a_{t-1}$$

بنابراین چون $|t| > 2$ می‌باشد با سطح ۰/۰۵ خطا فرض صفر مبنی بر $\phi_1 = 0$ رد می‌شود، بنابراین ϕ_1 حضور معنی داری در مدل دارد. حال باید دید که با اضافه کردن مقدار ثابت θ_0 مدل بهتر خواهد شد یا خیر. در واقع مدل با اضافه شدن مقدار ثابت به صورت زیر خواهد شد :

$$Z_t = \phi_1 Z_{t-1} + \theta_0 + a_t - \theta_1 a_{t-1}$$

مدل برازش شده به شکل زیر نوشته شده است:

$$Z_t = \underset{(7/62)}{(0/9342)}\, z_{t-1} + \underset{(56/53)}{(1/6176)} + a_t - \underset{(3/41)}{(0/6978)}\, a_{t-1}$$

با اضافه کردن θ_0 به مدل $|t| > 2$ می‌باشد، لذا حضور θ_0 برای مدل معنی دار می‌باشد و باید گفت که مدل فوق چه با مقدار ثابت و چه بدون آن مدل مناسبی می‌باشد. پس مدل ARIMA (1, 0, 1) به عنوان مدل مناسب و معقول دیگری به نظر می‌رسد و این الگو را M2 می‌نامیم.

اکنون می‌خواهیم ببینیم که مدل با اضافه کردن θ_2 الگوی ARIMA (1، 0 ،2) زیر حاصل می‌شود.

$$Z_t = \phi_1 Z_{t-1} - \theta_1 a_{t-1} - \theta_2 a_{t-1}$$

مدل برازش داده شده به شکل زیر است:

$$Z_t = \underset{(-9/08)}{(-0/8802)}\, z_{t-1} + \underset{(-51/87)}{(-1/2323)}\, a_{t-1} - \underset{(-4/50)}{(-0/2649)}\, a_{t-1}$$

در برازش این الگو مقدار t برای آزمون فرض $\theta_2 = 0$ برابر ۴/۵۰- به دست می‌آید؛ و با توجه به اینکه همه پارامترها حضوری معنی‌دار دارند، بنابراین مدل ARIMA (1, 0, 2) به عنوان کاندید سوم یعنی M3 در نظر گرفته می‌شود.

بررسی باقی مانده‌های هر یک از سه الگوی، M1, M2 M3 حاکی از آن است که باقی مانده‌ها نرمال، دو به دو ناهمبسته و سری زمانی باقی مانده‌ها دارای واریانس همگون است.

ملاحظه می‌شود که که ظاهرا هر دو الگوی M3، M2 .M1 به خوبی می‌توانند به عنوان مولد سری مورد مطالعه باشند.

برای انتخاب بهترین مدل باید باقی مانده هر دو مدل با استفاده از آزمون آکاییک AIC آزمون شود تا الگوی مناسب انتخاب شود. معیار آکاییک به روش زیر محاسبه می‌شود:

$$AIC = nLn(s_n^{\ 2}\ ) + 2m$$

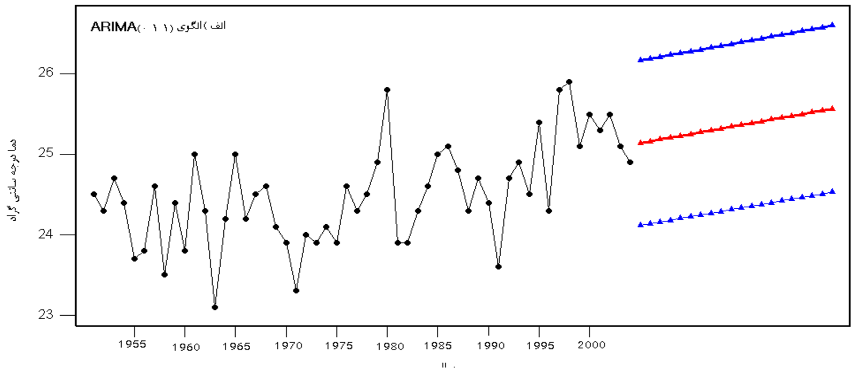
که s_n^2 برآورد حد اکثر درستنمایی δ^2، n طول سری و M تعداد پارامترهای مدل می‌باشد.

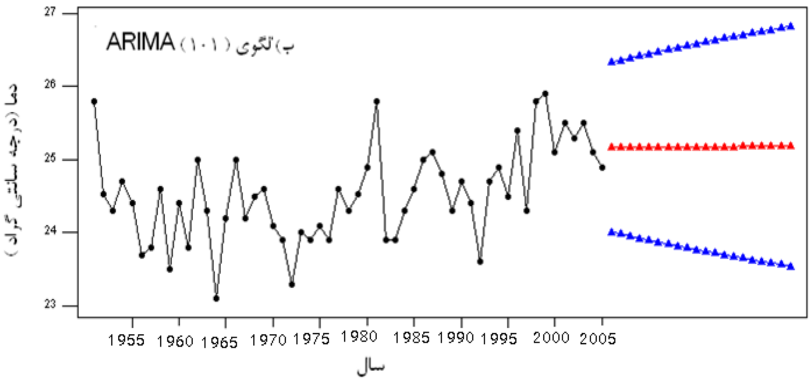
$$AIC(M1\ ) = 55Ln(0/3247) + 2(2) = -57/86$$

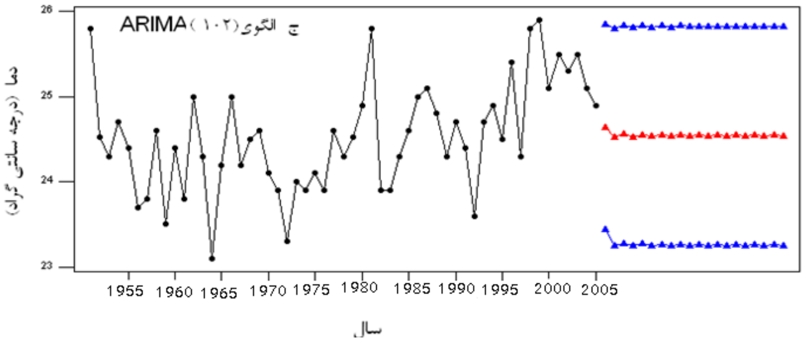
$$AIC(M2) = 55Ln(0/3489) + 2(2) = -53/91$$

$$AIC(M3) = 55Ln(0/3783) + 2(3) = -47/46$$

با توجه به اینکه $AIC(M1) < ACI(M2) < ACI(M3)$، لذا از دیدگاه ACI الگوی M1 نسبت به M2 ,M3 برتری دارد. در شکل (۸، الف، ب و ج) که به ترتیب متناظر با الگوهای ,M3 M2, M1 هستند. با فواصل اطمینان ۹۵ درصد پیش بینی برای ۲۰ سال آینده نشان داده شده است، به طوری که مشاهده می‌شود M1 در آینده نگری بهتر از M2, M3 خواهد بود. از سال ۲۰۰۶ تا ۲۰۲۵ پیش بینی دما صورت گرفته، مقادیر آن در جدول (٤) ارائه شده است.







شکل ۷. پیش بینی ۲۰ ساله و فاصله اطمنان ۹۵٪ برای دمای بوشهر

جدول ٤: مقادیر پیش بینی دمای بوشهر برای ۲۰ سال آینده

سال	پیش بینی	سال	پیش بینی
2006	25/14	2016	25/36
2007	25/16	2017	25/38
2008	25/18	2018	25/41
2009	25/20	2019	25/43
2010	25/23	2020	25/45
2011	25/25	2021	25/47
2012	25/27	2022	25/50
2013	25/29	2023	25/52
2014	25/32	2024	25/545
2015	25/34	2025	25/567

نتیجه‌گیری

بحث تغییر اقلیم طی دهه‌های اخیر، توجه بسیاری از دانشمندان و جوامع علمی را معطوف خود ساخته است. در این راستا برای توجیه و همچنین پیش بینی 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 استخراج کرد. در این پژوهش با کاربرد برخی از روش‌های آماری اقدام به تحلیل رفتار دمای سالانه بوشهر شده است. نتایج استفاده از روش‌های تحلیل روند نشان می‌دهد که دمای سالانه بوشهر در سطح اطمینان ۹۵ درصد دارای روند معنی داری می‌باشد و مشاهدات سالانه دما تصادفی نمی‌باشند. تحلیل طیفی نیز جهت تعیین همسازهای موجود در دمای سالانه به کار گرفته شد. نتایج نشان داد که نه تنها همساز اول که حاکی از روند است، معنا دار می‌باشد، بلکه همساز ۱۸ و ۲۱ نیز معنادار می‌باشد. بر این اساس و با توجه به وجود روند در مشاهدات طی دوره آماری مورد بررسی (۱۹۵۱–۲۰۰۵) از ابتدا تا انتهای دوره تغییر رخ داده و این تغییرات توام با چرخه‌های است این چرخه‌ها طی ۱۸ تا ۲۱ سال نوسان دارند. با استفاده از زنجیره‌ی مارکف معلوم شد که داده‌های دمای ماهانه بوشهر از مدل زنجیره مارکوف دو حالته پیروی می‌کنند و بر اساس این مدل احتمال وقوع ماه گرم در بوشهر ۰/۶۰۱۹ و احتمال وقوع ماه سرد ۰/۵۲۱۷ و دوره‌ی بازگشت ماه گرم حدود ۵ ماه و دوره‌های بازگشت ماه سرد حدود ۷ ماه می‌باشد. در نهایت جهت ارائه مدلی برای پیش بینی دمای بوشهر از روش مدل سازی ARIMA استفاده شد. در مدل آریما سه مدل برازش و با آزمون‌های معتبر بر مدل، مانده‌های مدل و نیز توان پیش بینی دما مشخص شد که از بین سه مدل برازش داده شده به روش ARIMA مدل ARIMA (0, 1, 1) به عنوان مدل بهترین در آینده نگری دمای بوشهر شناخته شد و با استفاده از این مدل پیش بینی دمای برای ۲۰ سال آینده صورت گرفت.

منابع

۱- انصاری بصیر، الف (۱۳۸٦). «ارزیابی رژیم‌های بارش فصلی در ایران با استفاده از روش هارمونی»، پایان نامه کارشناسی ارشد رشته هواشناسی کشاورزی، دانشکده کشاورزی شیراز.

۲- جهانبخش، س، باباپور باصر، ع، (۱۳۸۰)، «بررسی و پیش بینی متوسط دمای ماهانه تبریز با استفاده از مدل آریما (ARIMA)»، ***فصلنامه تحقیقات جغرافیایی***، شماره مقاله ۵۷۸، صص ٤٦-۳٤.

۳. حجام، س، خوشخو، ی و شمس الدین وندی، ر. (۱۳۸۷) «تحلیل روند تغییرات بارش سالانه، فصلی در چند ایستگاه منتخب در حوضه مرکزی ایران با استفاده از روش‌های ناپارامتری» ***پژوهش‌های جغرافیایی***، شماره ٦٤، صص ۱۵۷-۱٦۸.

٤- خردمندنیا، م و عساکره، ح. (۱۳۸۰)، «الگوسازی ARIMA برای متوسط درجه حرارت سالانه هوا در جاسک»، سومین سمینار احتمال و فرایندهای تصادفی، دانشگاه اصفهان، واحد خوانسار.

۵- عساکره، ح. (۱۳۸۲)، «بررسی آماری روند بارش سالانه تبریز»، ***فصلنامه فضای جغرافیایی***، ۱۰، صص ٦۷-۵۷.

٦- عساکره، ح. (۱۳۸٤) «تحلیل روند بارش سالانه استان اصفهان»، ***مجله نیوار***، شماره ۵٦ و ۵۷ مشهد.

۷- عساکره، ح. (۱۳۸٦، الف) «کاربرد رگرسیون خطی در تحلیل روند دمای سالانه تبریز»، ***فصلنامه تحقیقات جغرافیایی***، ۸۷، ۲٦-۳.

۸- عساکره، ح. (۱۳۸٦، ب)، «تغییرات زمانی- مکانی بارش ایران زمین طی دهه‌های اخیر»، ***مجله جغرافیا و توسعه***، سال پنجم، شماره ۱۰

۹-عساکره، ح. (۱۳۸۸)، «تحلیل طیفی سری‌های زمانی دمای سالانه تبریز»، ***تحقیقات جغرافیایی***، شماره ۹۳.

۱۰- عساکره، ح و مازینی، ف. (۱۳۸۹) «بررسی احتمال وقوع روزهای خشک در استان گلستان با استفاده از مدل زنجیره مارکوف»، ***جغرافیا و توسعه***، شماره ۱۷ صص ٤٤-۲۹.

۱۱- غیور، ح و عساکره، ح. (۱۳۸٤)، «کاربرد مدل‌ها فوریه در برآورد دمای ماهانه و آینده نگری آن، مطالعه موردی: دمای مشهد»، ***فصلنامه تحقیقات جغرافیایی***، ۷۷، صص ۹۹-۸٤.

۱۲- کاویانی، م و عساکره، ح. (۱۳۸٤)، «بررسی آماری روند بلند مدت بارش سالانه‌ی اصفهان»، ***مجله پژوهشی دانشگاه اصفهان***، جلد ۱۸، شماره ۱، صص ۱٦۲-۱٤۳.

۱۳. نقندریان، ک. (۱۳۸۰)، «***کنترل کیفیت***»، انتشارات دانشگاه علم و صنعت.

14- Mayez, J. (1996): "Spatial and Temporal Fluctuations of Monthly Rainfall in the British Isles and Variations in the Mid-latitude Westerly Circulation", ***Int. J. Climatol***. 16. 585-596.

15- Mishra. A. K, Desai. V. R, (2005), "***Drought forecasting using stochastic models***", Stoch. Environ. Res. Risk Assess. 19, 326–339.

16- Momani. M Naill. P. E (2009), Time Series Analysis Model for Rainfall Data in Jordan: Case Study for Using Time Series Analysis, ***American Journal of Environmental Sciences***, 5, 599-604.

17- Pao, Shan Yu, Tao, Chang Yang and Chin, Kang Wu, (2002), "Impact of Climate Change on Resources in Sourthern Taiwan", ***Journal of Hydrology***, 260, 161- 175.

18- Zhou, Yue, LU, Xixi, HUANG, Ying and ZHU, Yunmei, (2004), "Anthropogenic Impacts on the Sediment Flux in the Dry-hot Valleys of Southwest China—an Example of the Long chuan River", ***Journal of Mountain Science***, 1, 239-249.

19- Kane, R, P, and Teixeira, N B. (1991), "Power spectral characteristics of the annual rainfall series for Massachusetts (NE. U. S. A)", ***Climatic Change***, 13:317-336.

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