فصلنامه تحقیقات جغرافیایی، سال ۲۷، شماره چهارم، زمستان ۱۳۹۱، شماره پیاپی ۱۰۷

سهیلا شیر محمدی، کارشناسی ارشد اقلیم شناسی از دانشگاه زنجان

S. Shirmohammadi

E-mail: shirmohammadi@yahoo.com

شماره مقاله: ۸۷۵

شماره صفحه پیاپی ۱۸۵۴۰-۱۸۵۱۵

بررسی و مدل سازی سری‌های زمانی دمای زنجان (۲۰۰۵ – ۱۹۵۶)

چکیده

روش‌های آماری یکی از ابزارهای مفید برای تحلیل و بررسی رفتار عناصر اقلیمی به شمار می‌رود، علاوه بر این، این روش‌ها امکان مدل سازی و آینده نگری رفتار عنصر مورد نظر را با دقت بالایی فراهم می‌سازند. در این مقاله رفتار سری زمانی دمای سالانه زنجان طی دوره آماری ۲۰۰۵-۱۹۵۶ بررسی شده است. در این راستا براساس خودهمبستگی نگار، ضریب همبستگی و روش‌های اسپیرمن و مان – کندال وجود روند در داده‌ها مشخص شد. میزان روند سالانه براساس کمترین مربعات خطا ۰/۰۴- درجه سانتیگراد برآورد شده و براساس معادله خط رگرسیون جهت مدل سازی روند به دست آمده است. براساس تحلیل طیفی همسازهای معنادار دما از طریق دوره نگار و مرز معناداری ۹۵ درصد استخراج و چرخه‌های ۵۵ ساله که بیانگر روند بوده و نیز چرخه‌های ۲/۷ ساله و ۲/۳ ساله در دمای زنجان مشاهده شد. بهره گرفته شده است. دو مدل اولیه به دست آمد. یکی ARIMA برای آینده‌نگری دمای سالانه زنجان از مدل سازی باتوجه به آزمون مانده‌ها و نیز براساس معیار آکائیک مدل ARIMA (1,1,2) و دیگری ARIMA (0,1,1) مدل مناسب تشخیص داده شد. بر اساس این مدل پیش بینی دما برای ۲۰ سال آینده انجام گردید. علاوه بر ARIMA(1,1,2) علاوه بر این بررسی‌ها، مدل زنجیره مارکوف بر روی دمای ماهانه زنجان طی دوره آماری ۲۰۰۵- ۱۹۵۶ اعمال شد. داده‌های دمای ماهانه از مدل زنجیره مارکوف دو حالته پیروی می‌کنند و بر اساس این مدل احتمال وقوع ماه گرم در زنجان ۰/۱۶۰۷ و احتمال وقوع ماه سرد ۰/۸۳۹۳ و دوره بازگشت ماه گرم حدود ۶ ماه و دوره بازگشت ماه سرد حدود یک ماه است.

واژه‌های کلیدی: دمای زنجان، ARIMA سری زمانی، همساز، زنجیره مارکوف، مدل.

مقدمه:

دما به عنوان یکی از مهمترین و تعیین کننده‌ترین عناصر اقلیمی، شاخص مناسبی برای رد یابی تغییرات اقلیم به شمار می‌آید. 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 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. علاوه بر این تکنیک‌های ریاضی و آماری امکان الگو سازی رفتار آینده عناصر و پدیده‌ها را نیز ممکن می‌سازد.

شناسایی و تحلیل الگوهای رفتاری دما و به کار گیری روش‌های مختلف مدل سازی در مطالعات پر شماری مورد توجه بوده است. از جمله کامیفو (۱۹۸۴) با استفاده از دوره آماری ۱۹۸۱ – ۱۷۲۵ (۲۵۶ سال)، تغییرات بارش و فازهای بارش را در ایستگاه پادوا (ایتالیا) بر اساس حداقل مربعات رگرسیون مورد بررسی قرار داده است. وود وارد و گری (۱۹۹۳) تغییرات دمای جهانی را به وسیله مدل‌های ARIMA بررسی کرده‌اند. پائو و همکاران (۲۰۰۲) براساس روش مان-کندال روندهای متوسط دما و بارش روزانه را در ایستگاه کائو-هسیونگ (در کشور تایوان) بررسی کرده‌اند. میشرا و دیسای (۲۰۰۵) با استفاده از مدل ARIMA و SARIMA و همچنین با استفاده از شاخص SPI برای پیش بینی خشکسالی اقدام کردند. مومانی (۲۰۰۹) داده‌های بارش ایستگاه فرودگاه عمان را با استفاده از مدل ARIMA مورد بررسی قرار داده و دو مدل ARIMA(011) و ARIMA(100) را ارائه می‌دهد و بر اساس آن بارش ماهانه را برای ۱۰ سال پیش‌بینی می‌کند.

در ایران نیز مطالعات فراوانی در زمینه مطالعه و بررسی سری‌های زمانی صورت گرفته است، از آن جمله، رسولی (۱۳۸۱) بر اساس روش‌های پارامتری و با به کار گیری تکنیک

تجزیه مولفه‌های اصلی، سری زمانی دمای شهر تبریز را تحلیل نموده است. جهان بخش و بابا پور باصر(۱۳۸۲) با استفاده از مدلARIMA متوسط دمای ماهانه تبریز را دوره ۴۰ ساله بررسی کردند و الگوی فصلی – ضربی 12(011) و (001) ARIMA را به عنوان مدل محاسباتی انتخاب کرده و بر اساس آن متوسط دمای ماهانه ایستگاه تبریز را تا سال ۲۰۱۰ پیش بینی کرده اند. قائمی و عساکره (۱۳۸۲) رفتار دمای مشهد را با دوره آماری ۱۰۶ ساله مورد ارزیابی قرار داده و برای شناخت رابطه بین تغییرات دمای مشهد و نوسانات اطلس شمالی از روش‌های آماری، مدل‌های ARIMA و مدل‌های تابع انتقال استفاده کرده اند. عساکره (۱۳۸۳) تغییرات میانگین دمای سالانه زنجان را با استفاده از روش‌های آماری تحلیل کرده و نتیجه می‌گیرد که دمای سالانه شهر زنجان طی دهه‌های اخیر روند کاهشی را تجربه نموده است. کاویانی و عساکره (۱۳۸۴) روند بلند مدت بارش سالانه اصفهان را با استفاده از روش‌های آماری بررسی نموده است. رضیئی و همکاران(۱۳۸۶) با استفاده اززنجیره مارکوف مرتبه اول و نمایه SPI در مقیاس ۳ و ۶ ماهه، احتمال و قوع و گسترش خشکسالی را در استان سیستان و بلوچستان بررسی کرده اند. عساکره (۱۳۸۶) ضمن معرفی سه روش رگرسیون خطی، معادلات رگرسیون پارامتری (کمترین قدر مطلق انحراف‌ها و کمترن مربعات باقیمانده‌ها)، ناپارامتری و توزیع احتمال شرطی (روش بیزی) بر دمای سالانه تبریز برازش داده و بهترین مدل را رگرسیون ناپارامتری تشخیص داده است. عساکره (۱۳۸۷) احتمال تواتر و تداوم روزهای بارانی در شهر تبریز را با استفاده ازمدل زنجیره مارکوف بررسی کرده و نتیجه می‌گیرد که بیشترین احتمال وقوع روزهای بارانی در این شهر طی بهاربوده است. عساکره (۱۳۸۸) سری‌های زمانی دمای سالانه تبریز رابا استفاده از تحلیل طیفی بررسی نموده و چرخه‌های ۲/۶ - ۲ ساله و ساله ۵ – ۴/۵ و یک روند را در سری زمانی دمای تبریز استخراج می‌کند. عساکره و مازینی (۱۳۸۹) احتمال وقوع روزهای خشک در استان گلستان را با استفاده از مدل زنجیره مارکوف بررسی نموده‌اند.

داده‌ها و روش‌ها:

در این مقاله از آمار میانگین دمای سالانه و میانگین دمـای ماهانـه ایسـتگاه هواشناسـی زنجان از سال ۱۹۵۶ تا سال ۲۰۰۵ استفاده شده است. ایـن آمـار از طریـق سـایت سـازمان هواشناسی کشور تهیه گردیده است. ایستگاه هواشناسـی زنجـان در ۲۳ درجـه و ۴۱ دقیقـه عرض شمالی و ۴۸ درجه و۲۹ دقیقه طول شرقی در شمال غربی ایـران قـرار گرفتـه اسـت. ارتفاع شهر زنجان در محل ایستگاه هواشناسی ۱۶۶۳ متر است.

ماهانه هر سال داده‌ها $(\bar{s})$ و انحراف معیار $(\bar{x})$برای تحلیل و مدل سـازی دمـای شـهر زنجان ابتدا براساس میانگین

به لحاظ ویژگی‌های آماری کنترل و بررسی شده انـد. مبنـای کنتـرل کیفیـت آمـاری مشاهدات بدین شرح است. (نقندریان۱۳۹، ۱۳۸۷):

(۱)

$$\mathrm{LcL} = \bar{\mathrm{X}} - \mathrm{K}\boldsymbol{\delta}$$
$$cL = \bar{X}$$
$$UcL = \bar{X} + \mathrm{K}\boldsymbol{\delta}$$

ایستایی و یا ناایستایی داده‌ها در میانگین و واریانس بررسی شده است. بـرای $\bar{\mathrm{x}}$و $\bar{\mathrm{s}}$ بـا استفاده از نمودارهای کنترل که یک روش ناپارامتری محسوب می‌شود، بهـره گرفتـه Run test داده‌ها از نظر تصادفی بودن از آ زمون کنترل شد. علاوه بر این نمـودار جعبـه‌ای بـرای اطلاع از وجود داده‌های پرت و غیر نرمال در داده‌ها ترسیم شد. لازم به ذکر است کـه طـی دوره آماری مورد مطالعه (۲۰۰۵-۱۹۵۶) چندین داده گمشده در آمار میانگین دمای ماهانه و سالانه شهر زنجان وجود داشت که داده‌های مـذکور از طریـق روش‌هـای نسـبی بازسـازی شده‌اند. در روش‌های نسبی، داده‌ها بر اساس مشاهدات اطـراف بازسـازی مـی‌شـوند (بـرای اطلاعات بیشتر به علیزاده، ۱۳۷۴ مراجعه کنید).

در تحلیل روند دمای سالانه نخست با استفاده از خودهمبستگی نگار و سپس ضریب همبستگی پیرسون و همچنین روش‌های رتبه ای اسپیرمن و مان-کندال اقدام به آشکار سازی روند شد.

آزمون مان-کندال ابتدا توسط Mann (۱۹۴۵) ارائه و سپس توسط Kendall (۱۹۷۵) بسط و توسعه یافت. این روش به طور متداول و گسترده در تحلیل روند سری‌های هیدرولوژیکی و هواشناسی به کار گرفته می‌شود. از نقاط قوت این روش می‌توان به مناسب بودن کاربرد آن برای سری‌های زمانی ای که از توزیع آماری خاصی پیروی نمی‌کنند، اشاره نمود. اثرپذیری ناچیز این روش از مقادیر حدی که در برخی از سری‌های زمانی مشاهده می‌گردند نیز از دیگر مزایای این روش است. فرض صفر این آزمون بر تصادفی بودن و عدم وجود روند در سری داده‌ها دلالت دارد و پذیرش فرض یک (رد فرض صفر) دال بر وجود روند در سری داده‌هاست (حجام و همکاران، ۱۵۹، ۱۳۸۷). مراحل محاسبه این آزمون به شرح زیر است:

- مقایسه هریک از جملات سری زمانی $P_1, P_2, ..., P_n$ با جملات بعدی آن و محاسبه C_i که عبارتتست از تعداد داده‌هایی که بعد از داده iام قرار داشته و بزرگتر از آن باشند.

- با داشتن C_i برای هریک از عناصرسری زمانی تا عنصر n-1، مجموع سری $C_1, C_2, ..., C_{n-1}$ یا آماره رتبه ای τ از زابطه زیر تعیین می‌شود:

$$\tau = \sum_{i=1}^{n-1} Ci \qquad (۲)$$

تعیین امید ریاضی ($E(\tau)$) و واریانس ($V(\tau)$) از روابط زیر:

$$V(\tau) = \frac{n(n-1)(2n+5)}{72} \qquad (۳)$$

$$E(\tau) = \frac{n(n-1)}{4} \qquad (۴)$$

محاسبه آماره آزمون مان کندال از رابطه زیر:

$$MK = \frac{\tau - E(\tau)}{\sqrt{V(\tau)}} \quad (۵)$$

فرض صفر آزمون (عدم وجود روند) در مقابل فرض یک (وجود روند) در صورتی رد می‌شود که در یک فاصله اطمینان شرط زیر برقرار باشد (خلیلی و بذر افشان، ۲۷، ۱۳۸۳):

$$p=95\%$$

$$P_r\left(|Z| < |KM| \right) > p \quad (۶)$$

کاربرد آزمون رتبه ای اسپیرمن نیز در پژوهش‌های اقلیم شناختی به وسیله سازمان جهانی هواشناسی (۱۹۶۶و۲۰۰۰) پیشنهاد گردیده و در سطح وسیعی به کار گرفته شده است. در این روش ابتدا اختلاف بین رتبه هر مقدار (K_i) و ترتیب آن در سری (i) محاسبه مـی‌شـود تـا (d_i) به دست آید ($d_i = K_i - i$). سپس آماره اسپیرمن (r_s) از رابطه زیر محاسبه می‌شود:

$$r_s = 1 - \frac{6\sum d_i^2}{n(n^2-1)} \quad (۷)$$

$n >$ مقدار r_s بوسیله فرمول زیر از لحاظ معنی داری تعریف می‌شـود. ایـن آمـاره دارای توزیعی تقریبی t استیودنت با8 برای n-2 درجه آزادی است و به وسیله t دو دامنـه ارزیـابی می‌شود. با توجه به حدود بحرانی، فرض صفر (تصادفی بودن مقادیر) در ازای فـرض مقابـل (وجود روند در مقادیر) آزمون می‌شود (عساکره، ۴۹، ۱۳۸۷)

$$t_o = r_s\sqrt{\frac{n-2}{1-r_s^2}} \quad (۸)$$

شاخص آماری را که با آن می‌توان درجات مختلف ارتباط بـین دو متغیـر وابسـته را در یک مقیاس ثابت و محدود تعیین کرد، ضریب همبستگی می‌نامند. بـرای محاسـبه ضـریب همبستگی از فرمول‌های مختلفی استفاده می‌کنند که یکی از رایجترین آنها فرمـول پیرسـون است:

$$r = \frac{\sum(x-\bar{x})(Y-\bar{Y})}{\sqrt{\sum(x-\bar{x})^2\sum(Y-\bar{Y})^2}} \qquad (۹)$$

در این فرمول متغیرها به X و Y و میانگین آنها به $\bar{X}$ و $\bar{Y}$ نشان داده شده است.

بعد از مشخص شدن وجود روند در داده‌ها، میزان روند از طریق محاسبه شیب خط و با روش کمترین مربعات خطا به دست آمد و در نهایت روند دمای سالانه شهر زنجان با استفاده از نرم افزار Matlab مدل سازی شد.

از دیگر بررسی‌های انجام شده در این مقاله تحلیل طیفی سری‌های زمانی دمای سالانه شهر زنجان است. تحلیل طیفی یکی از روش‌های استخراج و تحلیل نوسانات اقلیمی آشکار و نهان با طول موج‌های مختلف است، طیف اندازه‌ای از توزیع واریانس را در امتداد تمامی طول موج‌های ممکن سری زمانی به دست می‌دهد. به عبارت دیگر طیف چگونگی توزیع واریانس بین دامنه پیوسته ای از بسامدها را نشان می‌دهد. در تحلیل طیفی که یک روش تعمیم یافته‌ای از تحلیل همسازهاست، تصادفی نبودن نوسانات در سری زمانی آزمون می‌شود. در این روش یک سری زمانی با طول n را میتوان به فرم (مدل فوریه) زیرنوشت (غیور و عساکره، ۱۳۸۴، ۸۷):

$$z_t = a_t + \sum_{i=1}^{q}(a_i Cos\, 2\pi f_i t + b Sin\, 2\pi f_i t) \qquad (۱۰)$$

Zt عنصر اقلیمی مورد بررسی در زمان t و fi فراوانی تکرار مشاهدات است و با i / n =fi نشان داده می‌شود. در این است. (به غیور و عساکره، ۱۳۸۴ مراجعه شود.)

i=1 , 2 , …, q

در رابطه فوق مولفه‌های سینوسی و کسینوسی به صورت همسازهایی هستند که رفتار یک سری تناوبی را نشان می‌دهد. از آنجایی که رفتار نوسانی حداقل از دو مولفه (سینوسی و کسینوسی) ترکیب شده است، تعداد همسازهای یک سری زمانی تناوبی حداکثر نصف طول داده‌ها(q) است. ضرایب این الگو از طریق روابط زیر به دست می‌آید (غیور و عساکره، ۱۳۸۴، ۸۸):

$$a_0 = \frac{1}{n}\sum_{t=1}^{n} zt = \bar{z}$$

$$a_i = \frac{1}{n}\sum_{t=1}^{n} zt \ \sin 2\pi f i t \qquad (۱۱)$$

$$a_i = \frac{1}{n}\sum_{t=1}^{n} zt \ \cos 2\pi f i t$$

علاوه بر این مقدار واریانس برای fi به شرح زیر محاسبه می‌شود: (غیور و عساکره، ۹۱، ۱۳۸۴)

$$I(f_i) = \frac{n}{2}(a_i^2 + b_i^2) \qquad i=1, 2, \ldots, q \qquad (۱۲)$$

بعداز محاسبه ضرایب و مقدار واریانس (fi) دوره نگار سری زمانی ترسیم شد. دوره نگار نموداری است که مقادیر$I(fi)$ را در مقابل i نشان می‌دهد. دوره نگار در واقع سهم واریانس هریک از همسازها را نشان می‌دهد. برای آزمون دوره نگار از آزمون کی دو با درجه آزادی $\frac{2n \ \frac{q}{2}}{q}$ وبراساس فرمول زیر محاسبه شده است (عساکره، ۱۳۸۸، ۱۰):

$$\lambda_K = \bar{S}\left[\frac{1-r_1^2}{1+r_1^2-2r_1\cos\frac{\pi K}{q}}\right] \qquad (۱۳)$$

$k=1, 2, \ldots, q$ است. مرتبه اول و خودهمبستگی r_1متوسط طیف و $\bar{S}$ در این فرمول

برای مدل سازی پارامتر دما نیز از مدل‌های زنجیره مارکوف و *ARIMA* بهره گرفته شده است. در مدل زنجیره مارکوف از داده‌های میانگین دمای ماهانه و در مدل *ARIMA* از میانگین دمای سالانه استفاده می‌شود. از مدل مارکوف برای بررسی احتمال تداوم و تواتر ماه‌های گرم و ماه‌های سرد استفاده شده است.

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

۱- تعیین مرتبه d اگر سری زمانی حول یک محور افقی نوسان کند، d صفر قرار داده می‌شود. اگر حول یک خط مستقیم به طرف بالا یا پایین نوسان کند، d یک و اگر حول یک سهمی نوسان کند، d ۲ قرار داده می‌شود.

۲- تعیین مرتبه p و q، با استفاده از نمودار خود همبستگی نگار و خود همبستگی نگار جزیی سری. با توجه به شاخک‌های معنا دار خود همبستگی نگار سری یک مدل حدسی (q و ۰) ARIMA و با استفاده از نمودار خود همبستگی جزئی سری یک مدل (۰ و p) ARIMA تعیین می‌شود.

۳- با روش زیاد برازاندن و آزمون و خطا هر یک از دو الگوی حدسی را آزمایش می‌کنیم تا در نهایت به الگویی برسیم که اضافه کردن و حذف هیچ پارامتری آن را بهتر ویا بدتر نکند. برای انتخاب مناسب‌ترین مدل از بین چند مدل برازش داده شده چندین معیار را می‌توان مد نظر قرار داد. آزمون ضرایب، مانده‌های مدل و نیز معیار آکائیک از جمله آنهاست که از طریق رابطه زیر به دست می‌آید(خردمندنیا وعساکره، ۱۳۸۰، ۱۲۶)

$$AIC = nLn(s_n^{\ 2}) + 2m \qquad (۱۴)$$

، n طول سری و m تعداد پارامترهای مدل است.

s_n^2 برآورد حد اکثر درستنمایی δ^2

در این رابطه مدلی که کمترین مقدار را دارد باید برگزیده شود. از معیارهای دیگر این است که باقی مانده‌های مدل (at) 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 ارائه دهد و در نهایت مدل انتخابی بیشترین برازندگی را بر مشاهدات داشته باشد.

زنجیره مارکوف یک روش ریاضی برای مدل بندی فرایندهای تصادفی است. فرایندهای تصادفی پدیده‌هایی هستند که نتایج آنها را قبل از وقوع نمی توان با سطح اطمینان بالایی مشخص کرد. در واقع این تکنیک برای مدل سازی سری‌های گسسته است. 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 برآمد می‌نامیم، برآمدهایی که به مقادیر بلافصل خود مرتبط هستند، دارای ویژگی مارکوفی می‌باشند. زنجیره مارکوفی می‌تواند دو حالته و یا چند حالته باشد. اولین گام در این تکنیک تعیین یک آستانه برای مشاهدات است، در این راستا برای هر کدام از ماه‌های سال (در این جا کل دوره آماری یعنی ۵۰ سال) یک آستانه مربوط به همان ماه تعیین شد، آستانه در نظر گرفته شده در این جا همان میانگین ۵۰ ساله برای ماه‌های مختلف به صورت جداگانه است و سپس وضعیت آن ماه با توجه به آستانه همان ماه، مشخص شده و ماتریس شمارش فراوانی (دو وضعیتی) ایجاد می‌شود. بنابراین در این بخش منظور از ماه سرد، ماهی با دمای کمتر از میانگین ۵۰ ساله آن ماه و ماه گرم ماهی با دمای بیش از میانگین ۵۰ ساله آن ماه است. در مرحله بعد برای آزمون نیکویی برازش این ماتریس فراوانی با زنجیره مارکوف دو حالته، آزمون کی دو انجام شد. در این آزمون فرض صفر مبنی بر استقلال داده‌ها و عدم پیروی از زنجیره مارکوف مرتبه دو است. آماره آزمون از طریق رابطه‌های زیر محاسبه می‌شود (عساکره، ۱۳۸۷، ۴۸):

$$e_{ij} = \frac{n_i + n_j}{n} \qquad (۱۵)$$

$n_i = n_{i1} + n_{i2}$ (مجموع هریک ازسطرهای ماتریس فراوانی)

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

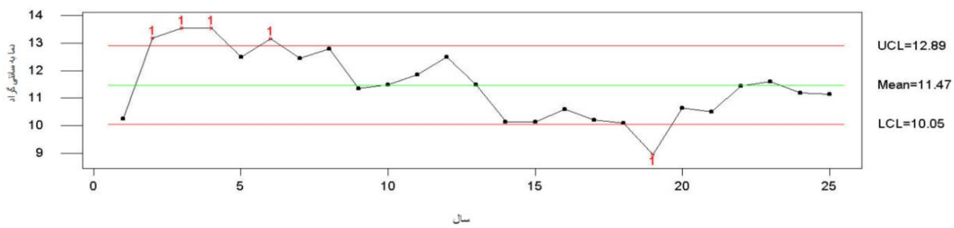
$$\chi_0^2 = \sum_{i=1}^{n} \sum_{j=1}^{n} \frac{(n_{ij} - e_{ij})^2}{e_{ij}} \qquad (۱۶)$$

در مرحله بعد ماتریس احتمال تغییر وضعیت بر اساس روش درستنمایی بیشینه محاسبه شده است 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 است. با مشخص شدن مقادیر احتمال پایا، دوره‌های بازگشت ماه‌های سرد و ماه‌های گرم براساس آستانه‌های تعیین شده و تداوم سه ماهه دوره‌های گرم و دوره‌های سرد محاسبه شده‌اند (برای اطلاعات بیشتر به عساکره، ۱۳۸۷ مراجعه کنید).

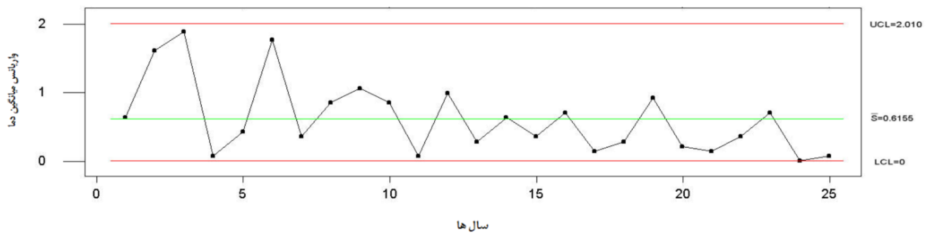
بحث و نتیجه گیری

ابتدا داده‌های گمشده سری زمانی دمای ماهانه و سالانه از طریق روش‌های نسبی بازسازی شده اند;در روش‌های نسبی داده‌ها نسبت به مشاهدات اطراف بازسازی می‌شوند. نمودار جعبه‌ای نیز عدم وجود داده‌های پرت و غیر نرمال را در داده‌های دما سالانه نشان می‌دهد. دمای سالانه (شکل ۱) نشان می‌دهد که این سری زمانی نا ایستا در میانگین هستند، وجود چندین داده در $\bar{x}$نمودار کنترل خارج از سطح کنترل بالایی و پایینی بیان کننده این موضوع است. در مقابل بر اساس نمودار کنترل $\check{S}$ (شکل ۲) سری زمانی دمای سالانه ایستا در واریانس هستند، بدین معنا که داده‌های سری زمانی طی دوره آماری مورد نظرتغییرات چندانی نداشته است و این تغییرات حول یک میانگین مشخصی در نوسان بوده است.

دمای سالانه (شکل ۱) نشان می‌دهد که این سری زمانی نا ایستا در میانگین هستند، وجود چندین داده در $\bar{x}$ نمودار کنترل خارج از سطح کنترل بالایی و پایینی بیان کننده این موضوع است. در مقابل بر اساس نمودار کنترل $\check{S}$ (شکل ۲) سری زمانی دمای سالانه ایستا در واریانس هستند، بدین معنا که داده‌های سری زمانی طی دوره آماری مورد نظرتغییرات چندانی نداشته است و این تغییرات حول یک میانگین مشخصی در نوسان بوده است.



شکل (۱): نمودار کنترل $\bar{X}$دمای سالانه زنجان (۲۰۰۵-۱۹۵۶)



شکل (۲): نمودار کنترل S̄ دمای سالانه زنجان (۲۰۰۵-۱۹۵۶)

سری‌های زمانی در واقع از دو جهت ایستا(مانا) و یا ناایستا (نامانا) می‌شوند، یکی میانگین سری و دیگری مقدار واریانس آن. طبق بررسی‌های انجام شده، سری زمانی دمای سالانه شهر زنجان ناایستا در میانگین و ایستا در واریانس هستند. آزمون Run test نیز با قطعیت و بدون هیچ خطایی در سطح اصمینان ۹۵ درصد عدم تصادفی بودن داده‌های دمای سالانه شهر زنجان را نشان می‌دهد. همچنان که این معناداری در ادامه بحث از طریق همبستگی نگار و روش‌های رتبه‌ای اسپیرمن و مان کندال ثابت خواهد شد.

مشخصات توصیفی دمای زنجان

مشخصات توصیفی دما سالانه زنجان در جدول ۱ ملاحظه می‌شود.

جدول(۱):ویژگی های آماری دمای سالانه زنجان

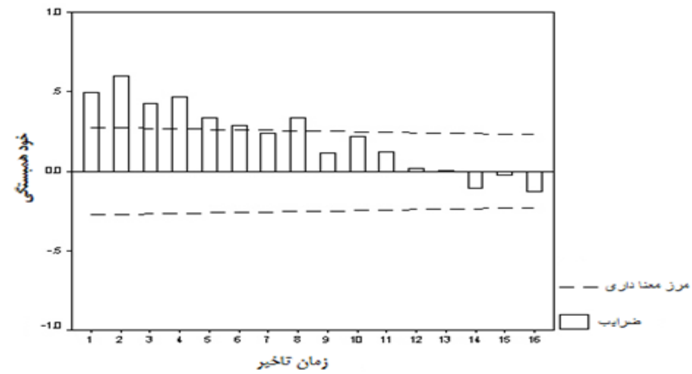
فراسنج	دما	فراسنج	دما
میانگین	۱۱/۴۱	کشیدگی	۰/۲۲
واریانس	۱/۶۲	چولگی	۰/۳۱
مد	۱۱/۲	حداقل	۸/۳
میانه	۱۱/۲	حداکثر	۱۴/۴

میانگین دمای سالانه زنجان ۱۱/۴۱ درجه سانتیگراد است و دمای ۱۱/۲ درجه سانتیگراد دارای بیشترین فراوانی بوده است. چولگی مثبت داده‌ها نشان می‌دهد که توزیع فراوانی مشاهدات چوله به راست است، ولی باتوجه به مقدار کم چولگی، می‌توان گفت فراوانی

مشاهدات تفاوت فاحشی با توزیع نرمال ندارد. این مسأله با توجه به مقـادیر بسـیار نزدیـک میانگین، میانه و مد اثبات می‌شود. همانطور که مشخص است مـد بـه میـانگین دمـا بسـیار نزدیک و با میانه برابر است که بیانگر نرمال بودن داده‌هاست. ضریب کشیدگی نیـز مثبـت است، این مسأله بیانگر آن است که داده‌ها حول میانگین متمرکز شده‌اند و به عبارت دیگـر پراکندگی داده‌ها کم است.

تحلیل روند:

آن چنان که بیـان شـد وجـود رونـد در سـری زمـانی دمـای سـالانه ابتـدا از طریـق خودهمبسستگی نگار محرز شد. میزان خود همبستگی در تاخیر یک بیش از تاخیرهای دیگر از نامانایی متاثر میشود، بنابراین به بهترین وجهی قادر بـه ارائـه رونـد اسـت (کاویـانی و عساکره، ۱۳۸۴، ۱۴۷). همان طوریکه خود همبستگی نگار (شکل ۳) نشان مـی‌دهـد تـاخیر یک معنادار است و بر این اساس می‌توان وجود روند در سری زمانی را پذیرفت. عـلاوه بـر این تاخیرهای ۸، ۲، ۳، ۴، ۵، ۶، ۱ نیز معنادار است و گویای وجود چرخه‌هایی در بازه‌هـای ۱، ۲، ۳، ۴، ۵، ۶ و ۸ ساله است. یعنی طی دوره آماری دماهای همسان هـر ۱، ۲، ۳، ۴، ۵، ۶، و ۸ ساله تکرار شده است.



شکل (۳): خود همبستگی نگار دمای سالانه زنجان (۲۰۰۵-۱۹۵۶)

برای حصول اطمینان بیشتر از وجود روند در داده‌ها، ضریب همبستگی دما – زمان براساس روش‌های همبستگی پیرسون، روش‌های رتبه ای اسپیرمن و مان- کندال نیز امتحان شد. همانگونه که جدول -۲- نشان می‌دهد، در این روش‌ها نیز بدون هیچ خطایی در سطح ۰/۰۱درصد 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 زنجان را متقن می‌سازد.

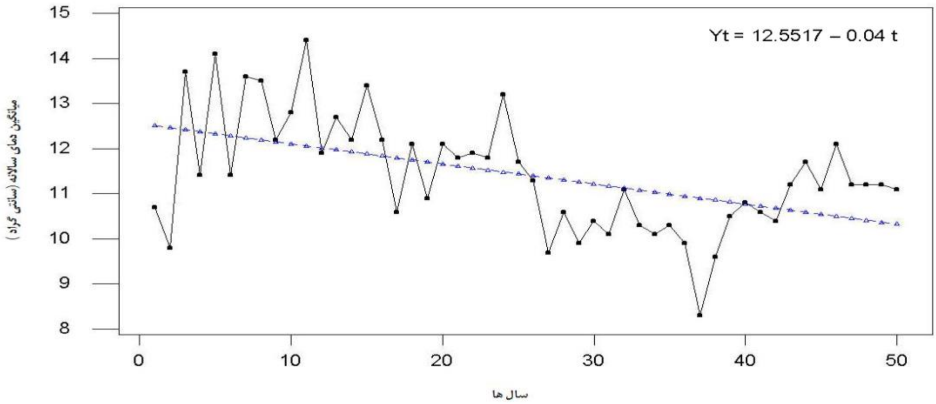
جدول ۲: مقادیر برآورد شده روند با روش‌های مختلف

روش	مقدار برآورد	مقدار خطا(درصد)
ضریب همبستگی پیرسون	-۰/۵	00
اسپیرمن	-۰/۵	00
مان- کندال	-۰/۳۵	00

میزان روند از طریق محاسبه شیب خط به روش کمترین مربعات خطا، ۰/۰۴- درجه سانتیگراد است، یعنی در هر سال حدود۰/۰۴ درجه سانتیگراد از دما کاسته می‌شود، علاوه بر این مقدار شیب خط در سطح اطمینان مورد نظر (سطح خطای ۰/۰۱ درصد) کاملاً معنا دار است. بنابراین با توجه به میزان روند باید گفت طی ۵۰ سال گذشته ۲ درجه سانتیگراد از دمای شهر زنجان کاسته شده است. معادله خط رگرسیون نیز به این صورت برازش یافته است:

$$Yt = ۱۲/۵۵۱۷ - ۰/۰۴\ t$$

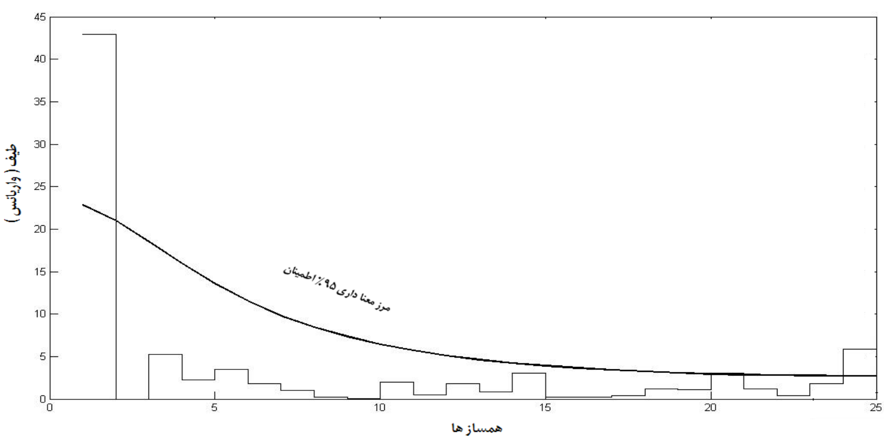
برازش این مدل بر نمودار سری زمانی (شکل ۴) نیز گویای روند کاهشی دمای سالانه زنجان است.



شکل (۴): برازش معادله خط رگرسیون بر سری زمانی دمای سالانه زنجان (۲۰۰۵ – ۱۹۵۶)

تحلیل چرخه‌های سالانه

از دیگر بررسی‌های انجام شده تحلیل طیفی دمای سالانه شهر زنجان است. همان طور که بیان شد 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 (۵) دوره نگارطیف و فاصله اطمینان آن را برای سری زمانی دمای سالانه زنجان را نشان می‌دهد.



شکل (۵): دوره نگار، طیف و مرزهای معناداری دمای سالانه زنجان (۲۰۰۵-۱۹۵۶)

شکل ۵ 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 براساس توزیع کی دو با ۹۵ درصد اطمینان آزمون شد. مرز معناداری ۹۵ درصد اطمینان در دوره نگارمنظور شده است. با استفاده از این مرز معنا داری مشخص است که همساز اول سهم کاملا معنا داری در تغییرات طیف دارد واین تاییدی دیگر بر معنی داری روند است. گذشته از این همساز ۲۴ و ۲۰ نیز در سطح ۹۵ درصد معنا دار است. دومین مقدار واریانس در طیف را همساز ۲۴ به خود اختصاص داده است. با توجه به این که همسازهای ۲۰، ۱، و ۲۴ معنادار می‌باشند، چرخه‌های ۵۵ ساله و ۲/۷ – ۲/۳ ساله در این سری زمانی قابل مشاهده است.

زنجیره مارکوف

برای مدل سازی زنجیره مارکوف در این مقاله از داده‌های ماهانه برای ۵۵ سال بهره گرفته شده است. از زنجیره مارکوف برای محاسبه احتمال تداوم و تواتر ماه‌های گرم و ماه‌های سرد و دوره بازگشت آنها استفاده شده است. ماتریس فراوانی زیر وضعیت دمای ماهانه شهر زنجان را به صورت دو وضعیتی نشان می‌دهد:

$$F = \begin{array}{cc} & \begin{array}{cc} C & W \end{array} \\ \begin{array}{c} C \\ W \end{array} & \begin{bmatrix} \text{۴۳۹} & \text{۶۵} \\ \text{۶۴} & \text{۳۱} \end{bmatrix} \end{array}$$

در این ماتریس عدد ۴۳۹ نشان دهنده تغییر حالت از ماه سرد، به ماه سرد بعدی است و به همین ترتیب عدد ۶۵، تغییر حالت از ماه سرد به یک ماه گرم، ۶۴ تغییر وضعیت از یک ماه گرم به ماه سرد بعدی و ۳۱ تغییر حالت از یک ماه گرم به ماه گرم بعدی است. همانطور که قبلا بیان شد مقصود از ماه سرد و ماه گرم در اینجا به ترتیب ماهی با دمای کمتر از میانگین ۵۰ ساله آن ماه و ماهی با دمای بیش از میانگین ۵۰ ساله آن ماه است.

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 صفرمبنی بر استقلال داده‌ها و عدم پیروی از زنجیره مارکوف دو حالته وجود ندارد و و ماتریس فراوانی از زنجیره مارکوف دو حالته پیروی می‌کند. لازم به ذکر است که در جدول زیر اعداد بالایی مقادیر مشاهده شد (O) واعداد داخل پرانتز مقادیر مورد انتظار(E) است.

جدول ۳: مقادیر مشاهده شده و مقادیر مورد انتظار ماتریس فراوانی

	C	W	$\sum$
C	٤٣٩ (٤٢٣/٢٣)	٦٥ (٨٠/٧٧)	٥٠٤
W	٦٤ (٧٩/٧٧)	٣١ (١٥/٢٣)	٩٥
$\sum$	٥٣	٩٦	٥٩٩

آماره آزمون به شرح زیر به دست آمده است:

$$\chi_0^2 = ۰/۵۸۸ + ۳/۰۸۱ + ۳/۱۱۹ + ۱۶/۳۴۴ = ۲۳/۱۳۲$$

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

$$P = \begin{array}{cc} & \begin{array}{cc} C & W \end{array} \\ \begin{array}{c} C \\ W \end{array} & \begin{bmatrix} ۰/۸۷۱۰ & ۰/۱۲۹۰ \\ ۰/۶۷۳۷ & ۰/۳۲۶۳ \end{bmatrix} \end{array}$$

اعداد این ماتریس در واقع بیان کننده احتمال انتقال یک حالت به حالت دیگر است. طبق این ماتریس احتمال تغییر حالت از ماه سرد به ماه سرد۰/۸۷، احتمال تغییر حالت از ماه

سرد به ماه گرم۰/۱۲، احتمال تغییر حالت از ماه گرم به ماه سرد ۰/۶۷ و در نهایت احتمال تغییر حالت از ماه گرم به ماه گرم نیز ۰/۳۲ است. علاوه بر این از طریق این ماتریس می‌توان مثلا احتمال بروز ۳ ماه گرم یا سرد متوالی را به دست آورد (مثلاً احتمال تغییر وضعیت ماه گرم به ماه گرم بعدی و مجددا ماه گرم). در این جا برخی از احتمال‌های انتقال چند مرحله‌ای نشان داده می‌شود:

$$P[c\rightarrow c]\,P[c\rightarrow c]\,P[w\rightarrow w] = (۰/۸۷)(۰/۸۷)(۰/۳۲) = ۰/۲۴$$

$$P[w\rightarrow w]\,P[w\rightarrow w]\,P[w\rightarrow w] = (۰/۳۲)(۰/۳۲)(۰/۳۲) = ۰/۰۳۲$$

$$P[c\rightarrow c]\,P[w\rightarrow w]\,P[c\rightarrow c] = (۰/۸۷)(۰/۳۲)(۰/۸۷) = ۰/۲۴$$

$$P[w\rightarrow w]\,P[c\rightarrow c]\,P[c\rightarrow c] = (۰/۳۲)(۰/۸۷)(۰/۸۷) = ۰/۲۴$$

ماتریس احتمال انتقال دو وضعیتی دمای ماه‌های شهر زنجان (طی دوره آماری ۵۰ ساله) بعداز رسیدن به توان‌های متوالی و مکرر در مرحله هشتم و تا ۴ رقم اعشار به شرایط پایا و بدون تغییر رسید. این ماتریس به این صورت شکل گرفته است:

$$P^{8} = \begin{array}{c c} & \begin{array}{cc} C & W \end{array} \\ \begin{array}{c} C \\ W \end{array} & \begin{bmatrix} ۰/۸۳۹۳ & ۰/۱۶۰۷ \\ ۰/۸۳۹۳ & ۰/۱۶۰۷ \end{bmatrix} \end{array}$$

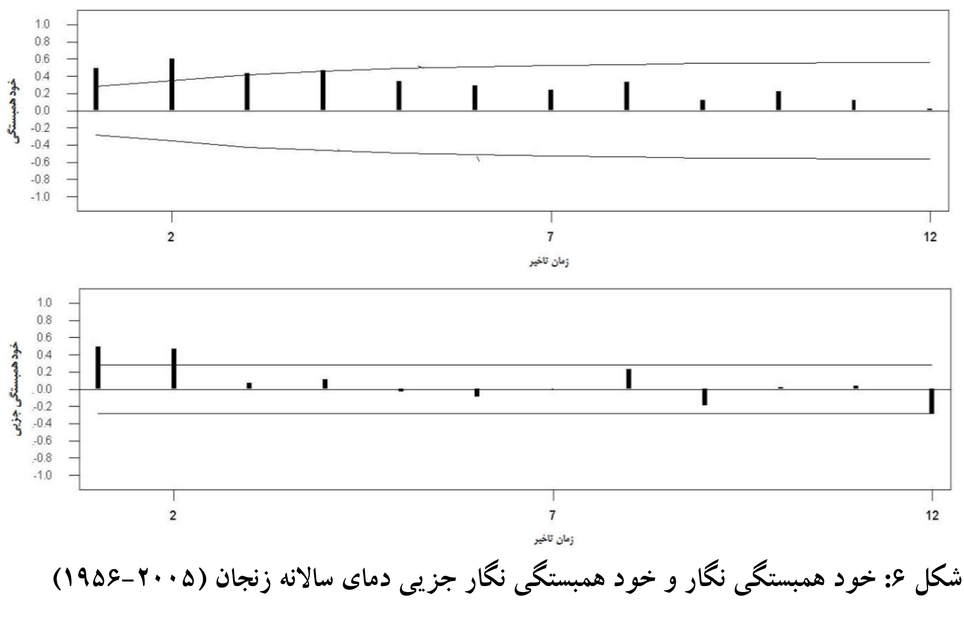
این ماتریس وضعیت دراز مدت یک حالت را نشان می‌دهد. بر طبق این ماتریس احتمال وقوع ماه گرم در شهر زنجان ۰/۱۶۰۷ و احتمال وقوع ماه سرد ۰/۸۳۹۳ است. علاوه براین دوره‌های بازگشت ماه گرم در این شهر حدود ۶ ماه و دوره بازگشت ماه سرد حدود ۱ ماه است. در جدول زیر احتمال تداوم سه ماهه گرما و سه ماهه سرما، همراه با دوره‌های بازگشت آنها ملاحظه می‌شود.

جدول ۴: احتمال تداوم دوره بازگشت سه ماهه سرد و گرم

	احتمال تداوم	دوره بازگشت
تداوم سه ماه گرم	۰/۰۲۱۷	۴۶ ماه
تداوم سه ماه سرد	۰/۱۱۳۲	۹ ماه

مدل سازی ARIMA

آنچه که رفتار سری زمانی دمای سالانه زنجان نشان می‌دهد، نوسان حول یک خط رو بـه پایین است، بنابراین در این سری مقدار d برابر با یک (d=۱) است که گویای وجود روند و ناایستایی سری است. به منظور تعیین p و q نمودارهای خود همبسـتگی و خـود همبسـتگی جزیی تا تاخیر ۱۲ ترسیم گردید.



شکل ۶: خود همبستگی نگار و خود همبستگی نگار جزیی دمای سالانه زنجان (۲۰۰۵-۱۹۵۶)

با توجه به شکل ۶ شاخک چهارم خود همبستگی نگار معنادار است، به نظر می‌آیـد کـه مدل را باید از ARIMA (0 1 4) شروع کنیم. الگوی مورد نظر به این شرح است:

$$z_t = z_{t-1} + a_t - \theta_1 a_{t-1} - \theta_2 a_{t-2} - \theta_3 a_{t-3} - \theta_4 a_{t-4}$$

مدل برازش شده عبارت است از:

$$\underset{}{z_t = z_{t-1} + a_t} - \underset{(4.54)}{0.6720 a_{t-1}} + \underset{(-1.31)}{0.2308 a_{t-2}} - \underset{(1.20)}{0.2117 a_{t-3}} + \underset{(-0.89)}{0.1324 a_{t-4}}$$

لازم به ذکر است اعدادی که داخل پرانتز هستند مقدار t برای آزمون معناداری پارامترها است.

را از الگو حذف نموده و مدل θ4 پذیرفته می‌شود $\theta_4 = 0$ در این مدل با توجه بـه ایـن که ۲>|۰/۸۹-|، پس فرض θ۱، θ۲، θ۳ برابر است با ۴/۹، ۱/۴۴-، ۰/۶۷ را بررسی می‌کنـیم. در این الگو مقادیر t متناظر با ARIMA (0 1 3) پذیرفته می‌شود. در این مدل با توجه بـه ایـن که ۲>|۰/۶۸|، فرض θ۳=۰ مقادیر t برای θ۱، θ۲ برابر با ۱/۶۷- و ۴/۹، پـس فـرض θ۲=۰ نیز مورد قبـول واقـع مـی‌شـود. (۲ > | ۱/۶۷-|) مـدل بعـدی کـه بایـد آزمـون شـود، ARIMA (0 1 1) است. یعنی الگوی زیر را بررسی می‌کنیم:

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

برازش این مدل به این صورت است:

$$z_t = z_{t-1} + a_t - \underset{(5.87)}{0.6443 a_{t-1}}$$

در این مدل با توجه به این که۲<|۵/۸۷| است، فرض θ۱=۰ در سطح ۰/۰۵ رد مـی‌شـود، بنابراین θ۱ حضور معناداری دارد. حال باید دید افزودن یک پارامتر ثابت به طور معنـاداری مدل را بهتر می‌کند یا نه. یعنی این الگو

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

مدل برازشی آن عبارت است از:

$$z_t = z_{t-1} - \underset{(-0.09)}{0.00487} + a_t - \underset{(5.84)}{0.6460 a_{t-1}}$$

در این مدل با عنایت به این که ۲>| ۰/۰۹-|، θ۰ حضور معناداری در مدل ندارد و باید از مدل حذف شود. در این مرحله Ø۱ را به این شرح به مدل اضافه می‌کنیم.

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

مدل برازش شده به این صورت است:

$$\underset{(-2.19)}{z_t = -0.4462 z_{t-1}} + a_t - \underset{(1.25)}{0.2734 a_{t-1}}$$

در این مدل ø۱ باعث کاهش مقدار t برای θ۱ می‌شود، بنابراین برای مدل مناسب نبوده و حذف می‌شود. با افزودن ø۲ به مدل، مقدار t برای آزمون ø۲=۰ برابر با ۱/۱۴- است، بنابراین آن را از مدل حذف می‌کنیم. با ARIMA (2 1 1) یعنی معنادار نیست. در نتیجه تا اینجا براساس ARIMA (0 1 1) بررسی‌های انجام شده اضافه کردن هیچ پارامتری برای مدل نمودار خود همبستگی مدل ARIMA (0 1 1) بدون مقدار ثابت الگوی مناسبی است که آن را M۱ می‌نامیم.

براساس نمودار خود همبستگی نگار جزیی شاخک دوم معنادار است، پس مدل ARIMA (2 1 0) را بررسی می‌کنیم. الگوی این مدل به شرح زیر است:

$$z_t = ø_1 z_{t-1} + ø_2 z_{t-2} + a_t$$

برازش مدل عبارت است از:

$$z_t = \underset{(-4.71)}{-0.6828 z_{t-1}} - \underset{(-0.72)}{0.1047 z_{t-2}} + a_t$$

از آنجایکه ۲>|۰/۷۲-| است، فرض ø۲ =۰ پذیرفته می‌شود، آن را حذف کرده و ARIMA (1 1 0) را آزمون می‌کنیم. الگو و برازش آن به صورت زیر است:

$$z_t = ø_1 z_{t-1} + a_t$$

$$z_t = \underset{(-5.51)}{-0.6222 z_{t-1}} + a_t$$

با توجه به این که ۲< | ۵/۵۱-|، پس ø۱ حضور معناداری در مدل دارد. حال مقدار θ۰ را به الگو اضافه می‌کنیم. الگو به این صورت شکل می‌گیرد:

$$z_t = ø_1 z_{t-1} + \theta_0 + a_t$$

برازش آن به این صورت است:

$$z_t = \underset{(-5.46)}{-0.6227 z_{t-1}} + \underset{(0.18)}{0.0264} + a_t$$

با توجه به این که ۲>|۰/۱۸|، لذا ۰= θ۰ است و حضور معناداری ندارد و از مدل حذف می‌شود.

در این مرحله باید پارامتر θ۲ را به مدل اضافه کنیم، با در نظر گرفتن این که مدل ARIMA (1 1 1) بر اساس نمودار خود همبستگی بررسی و عدم معناداری آن مشخص شد. در این جا θ۲ را به مدل ARIMA (1 1 0) اضافه می‌کنیم؛ یعنی ARIMA (1 1 2). آزمون مقدار t برای θ۲ برابر است با ۳۰/۱۶-، پس فرض ۰= θ۲ رد می‌شود. بنابراین θ۲ با الگوی زیر حضور معناداری در مدل دارد:

$$z_t = \emptyset_1 z_{t-1} + a_t - \theta_1 a_{t-1} - \theta_2 a_{t-1}$$

برازش مدل به صورت زیر است:

$$\underset{(12.41)}{z_t = 0.8833 z_{t-1}} + a_t - \underset{(22645.66)}{1.5781 a_{t-1}} + \underset{(-30.16)}{0.5618 a_{t-2}}$$

حال مقدار θ۰ را به الگو می‌افزا پیم. مقدار t متناظر با θ۰، ۰/۵۸- است. با توجه به این که ۲ > | ۰/۵۸-| در نتیجه θ۰ از مدل حذف می‌شود. با افزودن مقدار θ۳ به مدل ARIMA (1 1 2) الگو به این صورت شکل می‌گیرد:

$$z_t = \emptyset_1 z_{t-1} + a_t - \theta_1 a_{t-1} - \theta_2 a_{t-2} - \theta_3 a_{t-3}$$

برازش این الگو به این صورت است:

$$z_t = \underset{(-8.72)}{-0.9326 z_{t-1}} + a_t - \underset{(-1.42)}{0.2587 a_{t-1}} + \underset{(2.19)}{0.3716 a_{t-2}} + \underset{(-0.15)}{0.0243 a_{t-3}}$$

با عنایت به این که ۲>| ۰/۱۵-|، لذا ۰= θ۳ بوده و از مدل حذف می‌شود.

با آزمون و خطا مشخص شد که افزودن هیچ پارامتری مدل ARIMA (1 1 2) را بهتر نمی‌کند. در نتیجه مدل ARIMA (1 1 2) بدون مقدار ثابت بر اساس نمودار خود همبستگی جزئی که M۲ نامیده می‌شود، مدل مناسب دیگری است.

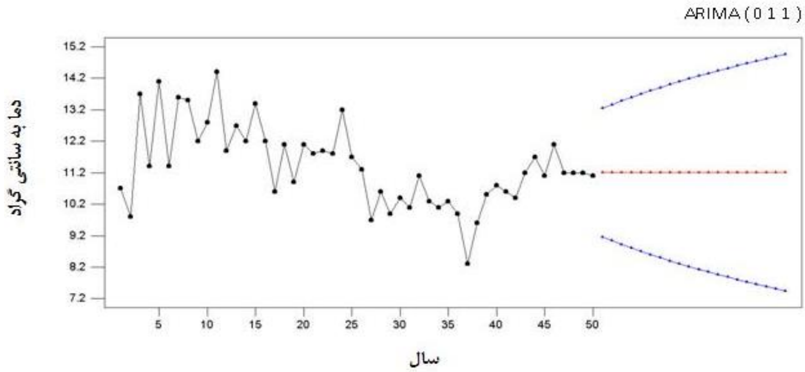
در هر دو مدل M۱ وM۲، باقی مانده‌ها نرمال و کاملاً مستقل هستند. علاوه بر این شکل توزیع نرمال باقی مانده‌های هر دو مدل تقریبا یکسان است. بنابراین از نظر این معیارها هر دو مدل مناسب هستند.

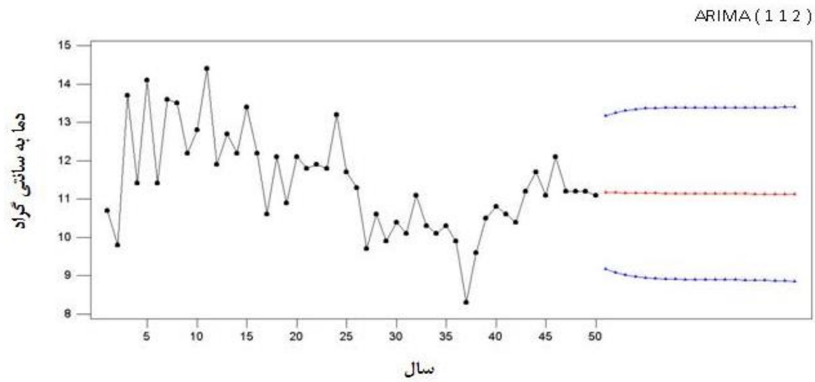
مقدار آکائیک محاسبه شده از طریق رابطه ۵ برای این دو مدل عبارتند از:

$$AIC(\text{M1}) = 50Ln(1.0818) + 2(2) = 7.93$$

$$AIC(\text{M2}) = 50Ln(1.0334) + 2(3) = 7.64$$

با توجه به این که مدل ARIMA (1 1 2) مقدار آکائیک کمتری دارد، مدل مناسب تری برای آینده نگری دمای زنجان است، علاوه براین در شکل ۷ فواصل اطمینان ۹۵ درصد پیش بینی برای ۲۰ سال آینده مشاهده می‌شود.





شکل ۷: پیش‌بینی ۲۰ ساله دما زنجان و فاصله اطمینان ۹۵ درصد برای آن

نتیجه گیری:

در این مقاله با استفاده از روش‌های مختلف ترسیمی و روش‌های آماری متوسط دمای ماهانه و سالانه شهر زنجان بررسی و یک مدل برای دمای سالانه زنجان برازش داده شد. نتایج

تحقیق نا ایستایی سری سالانه دما را در میانگین و ایستایی را در واریانس و همچنین عدم تصادفی بودن و معناداری داده‌ها را بیان می‌دارد. علاوه بر این نتایج حاکی از آن است که در سری زمانی دمای سالانه زنجان روند وجود دارد و میزان آن ۰/۰۴- سانتیگراد است. این نتیجه، روند کاهشی دمای سالانه زنجان را نشان می‌دهد. طی دوره آماری مورد مطالعه دماهای همسان هر ۸، ۶، ۵، ۴، ۳، ۲، و ۱ ساله تکرار شده اند. تکنیک تحلیل طیفی وجود چرخه‌های دمایی ۵۵ ساله و ۲/۷-۲/۳ ساله را در سری نشان می‌دهد.

مدل مناسب ARIMA بر سری زمانی دمای سالانه زنجان (112) ARIMA است. علاوه بر این مدل سازی مارکوف دمای ماهانه زنجان احتمال وقوع ماه گرم در شهر زنجان ۰/۱۶۰۷ و احتمال وقوع ماه سرد را ۰/۸۳۹۳ نشان می‌دهد. با استفاده از این این مدل دوره بازگشت ماه گرم در این شهر حدود ۶ ماه و دوره بازگشت ماه سرد حدود ۱ ماه برآورد شد.

منابع:

۱- جهانبخش، سعید و بابا پورباصر، علی اکبر، ۱۳۸۲، بررسی و پیش بینی متوسط دمای ماهانه تبریز با استفاده از مدل آریما، فصلنامه تحقیقات جغرافیایی سال ۱۱ شماره۳ صص۴۶-۳۴.

۲- حجام، سهراب، خوشخو، یونس و شمس الدین وندی، رضا، ۱۳۸۷، تحلیل تغییرات بارندگی‌های فصلی و سالانه چند ایستگاه منتخب در حوزه مرکزی ایران با استفاده از روش‌های ناپارامتری، پژوهش‌های جغرافیایی، شماره ۶۴، صص ۱۶۸ – ۱۵۷.

۳- خلیلی، علی و بذرافشان، جواد، ۱۳۸۳، تحلیل روند تغییرات بارندگی‌های سالانه، فصلی و ماهانه پنج ایستگاه قدیمی ایران در یکصدو شانزده سال گذشته، مجله بیابان، جلد ۹ شماره ۱، صص ۳۳ – ۲۵.

۴- خردمندنیا، منوچهر و عساکره، حسین، ۱۳۸۰، الگوسازی ARIMA برای متوسط درجه حرارت سالانه هوا در جاسک، مجموعه مقالات سومین سمینار احتمال و فرایندهای تصادفی، دانشگاه اصفهان صص ۱۳۱-۱۲۱.

۵- رسولی، علی اکبر، ۱۳۸۱،، تحلیل مقدماتی سری‌های زمانی دمای هوای شهر تبریز، مجله نیوار، ۴۷ و ۴۶، صص ۲۶ – ۷.

۶- رضیئی، طیب، دانش کار آراسته، پیمان، اختری، روح نگیز و ثقفیان، بهرام، ۱۳۸۶، بررسی خشکسالی هواشناسی (اقلیمی) در استان سیستان و بلوچستان با استفاده از نمایه SPI و مدل زنجیره مارکوف، تحقیقات منابع آب ایران، شماره۱ صص ۳۵- ۲۵.

۷- عساکره، حسین، ۱۳۸۳، تحلیلی آماری بر تغییرات میانگین سالانه دمای شهر زنجان طی دهه‌های اخیر، مجله نیوار، شماره ۵۳ و ۵۲ صص ۲۹-۹.

۸- عساکره، حسین، ۱۳۸۶، کاربرد رگرسیون خطی در تحلیل روند دمای سالانه تبریز، فصلنامه تحقیقات جغرافیایی، شماره ۸۷، صص ۲۶-۳.

۹- عساکره، حسین، ۱۳۸۷، بررسی احتمال تواتر و تدوام روزهای بارانی در شهر تبریز با استفاده از مدل زنجیره مارکوف، تحقیقات منابع آب ایران، شماره۲ صص۵۶-۴۷.

۱۰- عساکره، حسین، ۱۳۸۸، تحلیل طیفی سری‌های زمانی دمای سالانه تبریز، فصلنامه تحقیقات جغرافیایی، شماره ۹۳.

۱۱- عساکره، حسین و مازینی، فرشته، ۱۳۸۹، بررسی احتمال وقوع روزهای خشک در استان گلستان با استفاده از مدل زنجیره مارکوف، جغرافیا و توسعه، شماره ۱۷ صص ۴۴-۲۹.

۱۲- علیزاده، امین، ۱۳۷۴، اصول هیدرولوژی کاربردی، چاپ ششم، مشهد، انتشارات آستان قدس رضوی.

۱۳- غیور، حسنعلی، عساکره، حسین، ۱۳۸۴، کاربرد مدل‌ها فوریه در برآورد دمای ماهانه و آینده نگری آن، مطالعه موردی: دمای مشهد، فصل نامه تحقیقات جغرافیایی، ۷۷، صص ۹۹-۸۴.

۱۴- قائمی، هوشنگ و عساکره، حسین، ۱۳۸۲، تحلیلی آماری بر روند تغییرات دمای مشهد طی سده گذشته و رابطه آن با نوسانات اطلس شمالی، فصلنامه تحقیقات جغرافیایی، ۷۱.

۱۵- کاویانی، محمد رضا و عساکره، حسین، ۱۳۸۴، بررسی آماری روند بلند مدت بارش سالانه ی اصفهان، مجله پژوهشی دانشگاه اصفهان، جلد هیجدهم شماره ۱ صص ۱۶۲- ۱۴۳.

۱۶- نقندریان، کاظم، ۱۳۸۷، کنترل کیفیت آماری، چاپ سوم، تهران، مرکز انتشارات دانشگاه علم و صنعت ایران.

17-Camuffo,Dario,1984,Analysis of the Series of Precipition at Padova ,Italy, Climatic Change,6, 57-77

18- Mishra. A. K , Desai. V. R , Drought Forecasting Using Stochastic Models , 2005 , Stoch Environ Res Risk Assess , 19 , 326–339 .

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

20- 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 .

21- Woodward,Wayne. A and Gray,H. L ,1993,Global Warming and the Problem of Testing for Trend in Time Series Data , Jornal of climate,6,953-962 .