

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

S. Shirmohammadi

سهیلا شیر محمدی، کارشناسی ارشد اقلیم شناسی از دانشگاه زنجان

E-mail: shirmohammadi@yahoo.com

شماره مقاله: ۸۷۵

شماره صفحه پیاپی ۱۸۵۴۰-۱۸۵۱۵

بررسی و مدل سازی سری های زمانی دمای زنجان (۲۰۰۵ - ۱۹۵۶)

چکیده

روش های آماری یکی از ابزارهای مفید برای تحلیل و بررسی رفتار عناصر اقلیمی به شمار می رود، علاوه بر این، این روش ها امکان مدل سازی و آینده نگری رفتار عنصر مورد نظر را با دقت بالایی فراهم می سازند. 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 روش های اسپیرمن و مان ° کندال وجود روند در داده ها مشخص شد. میزان روند سالانه براساس کمترین مربعات خطا $0/04$ - 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 چرخه های ۵۵ ساله که بیانگر روند بوده و نیز چرخه های $2/7$ ساله و $2/3$ ساله در دمای زنجان مشاهده شد. بهره گرفته شده است. دو مدل اولیه به دست آمد. یکی ARIMA برای آینده نگری دمای سالانه زنجان از مدل سازی با توجه به آزمون مانده ها 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 بررسی ها، مدل زنجیره مارکوف بر روی دمای ماهانه زنجان طی دوره آماری ۲۰۰۵-۱۹۵۶ اعمال شد. داده های دمای ماهانه از مدل زنجیره مارکوف دو حالت پیروی می کنند و بر اساس این مدل احتمال وقوع ماه گرم در زنجان $0/1607$ و احتمال وقوع ماه سرد $0/8393$ 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 ردیابی 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 کارگیری 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. میشر 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 کارگیری تکنیک

تجزیه مولفه های اصلی، سری زمانی دمای شهر تبریز را تحلیل نموده است. جهان بخش و بابا پور باصر (۱۳۸۲) با استفاده از مدل ARIMA متوسط دمای ماهانه تبریز را دوره ۴۰ ساله بررسی کردند و الگوی فصلی ° ضربی 12(011) و ARIMA (001) 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 روش های آماری، مدل های ARIMA و مدل های تابع انتقال استفاده کرده اند. عساکره (۱۳۸۳) تغییرات میانگین دمای سالانه زنجان را با استفاده از روش های آماری تحلیل کرده و نتیجه می گیرد که دمای سالانه شهر زنجان طی دهه های اخیر روند کاهشی را تجربه نموده است. کاویانی و عساکره (۱۳۸۴) روند بلند مدت بارش سالانه اصفهان را با استفاده از روش های آماری بررسی نموده است. رضیعی و همکاران (۱۳۸۶) با استفاده از زنجیره مارکوف مرتبه اول و نمایه SPI در مقیاس ۳ و ۶ ماهه، احتمال وقوع 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 انحراف ها و کمترین مربعات باقیمانده ها)، ناپارامتری و توزیع احتمال شرطی (روش بیزی) بر دمای سالانه تبریز برآزش داده و بهترین مدل را رگرسیون ناپارامتری تشخیص داده است. عساکره (۱۳۸۷) احتمال تواتر و تداوم روزهای بارانی در شهر تبریز را با استفاده از مدل زنجیره مارکوف بررسی کرده و نتیجه می گیرد که بیشترین احتمال وقوع روزهای بارانی در این شهر طی بهار بوده است. عساکره (۱۳۸۸) سری های زمانی دمای سالانه تبریز را با استفاده از تحلیل طیفی بررسی نموده و چرخه های ۲/۶ - ۲ ساله و ۵/۴ - ۵ و یک روند را در سری زمانی دمای تبریز استخراج می کند. عساکره و مازینی (۱۳۸۹) احتمال وقوع روزهای خشک در استان گلستان را با استفاده از مدل زنجیره مارکوف بررسی نموده اند.

داده‌ها و روش‌ها:

در این مقاله از آمار میانگین دمای سالانه و میانگین دمای ماهانه ایستگاه هواشناسی زنجان از سال ۱۹۵۶ تا سال ۲۰۰۵ استفاده شده است. این آمار از طریق سایت سازمان هواشناسی کشور تهیه گردیده است. ایستگاه هواشناسی زنجان در ۲۳ درجه و ۴۱ دقیقه عرض شمالی و ۴۸ درجه و ۲۹ دقیقه طول شرقی در شمال غربی ایران قرار گرفته است. ارتفاع شهر زنجان در محل ایستگاه هواشناسی ۱۶۶۳ متر است.

ماهانه هر سال داده‌ها (\bar{X}) و انحراف معیار (\bar{S}) برای تحلیل و مدل سازی دمای شهر زنجان ابتدا براساس میانگین

به لحاظ ویژگی‌های آماری کنترل و بررسی شده اند. مبنای کنترل کیفیت آماری مشاهدات بدین شرح است. (نقندریان ۱۳۹۱، ۱۳۸۷):

(۱)

$$LcL = \bar{X} - K\delta$$

$$cL = \bar{X}$$

$$UcL = \bar{X} + K\delta$$

ایستایی و یا نایستایی داده‌ها در میانگین و واریانس بررسی شده است. برای \bar{X} و \bar{S} با استفاده از نمودارهای کنترل که یک روش ناپارامتری محسوب می‌شود، بهره گرفته Run test داده‌ها از نظر تصادفی بودن از آزمون کنترل شد. علاوه بر این نمودار جعبه‌ای برای اطلاع از وجود داده‌های پرت و غیر نرمال در داده‌ها ترسیم شد. لازم به ذکر است که طی دوره آماری مورد مطالعه (۱۹۵۶-۲۰۰۵) چندین داده گمشده در آمار میانگین دمای ماهانه و سالانه شهر زنجان وجود داشت که داده‌های مذکور از طریق روش‌های نسبی بازسازی شده‌اند. در روش‌های نسبی، داده‌ها بر اساس مشاهدات اطراف بازسازی می‌شوند (برای اطلاعات بیشتر به عزیزاده، ۱۳۷۴ مراجعه کنید).

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

آزمون مان-کندال ابتدا توسط aann (۱۹۴۵) ارائه و سپس توسط Kendall (۱۹۷۵) بسط و توسعه یافت. این روش به طور متداول و گسترده در تحلیل روند سری های هیدرولوژیکی و هواشناسی به کار گرفته می شود. از نقاط قوت این روش می توان به مناسب بودن کاربرد آن برای سری های زمانی ای که از توزیع آماری خاصی پیروی نمی کنند، اشاره نمود. اثرپذیری ناچیز این روش از مقادیر حدی که در برخی از سری های زمانی مشاهده می گردند نیز از دیگر مزایای این روش است. فرض صفر این آزمون بر تصادفی بودن و عدم وجود روند در سری داده ها دلالت دارد و پذیرش فرض یک (رد فرض صفر) دل بر وجود روند در سری داده هاست (حجام و همکاران، ۱۵۹، ۱۳۸۷). مراحل محاسبه این آزمون به شرح زیر است:

- مقایسه هریک از جملات سری زمانی P_1, P_2, \dots, P_n با جملات بعدی آن و محاسبه C_i که عبارتست از تعداد داده هایی که بعد از داده P_i قرار داشته و بزرگتر از آن باشند.
- با داشتن C_i برای هریک از عناصر سری زمانی تا عنصر $n-1$ مجموع سری C_1, C_2, \dots, C_{n-1} یا آماره رتبه ای از رابطه زیر تعیین می شود:

$$\tau = \sum_{i=1}^{n-1} C_i \quad (۳)$$

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

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

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

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 بذرافشان، ۲۷، ۱۳۸۳):

$$p=95\%$$

$$P_r (|Z| < |KM|) > p \quad (۶)$$

کاربرد آزمون رتبه ای اسپیرمن نیز در پژوهش‌های اقلیم شناختی به وسیله سازمان جهانی هواشناسی (۱۹۶۶ و ۲۰۰۰) 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 می‌شود تا (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 می‌شود. این آماره دارای توزیعی تقریبی t استیودنت با ۸ برای $n-2$ درجه آزادی است و به وسیله t دو دامنه ارزیابی می‌شود. با توجه به حدود بحرانی، فرض صفر (تصادفی بودن مقادیر) در ازای فرض مقابل (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 بین دو متغیر وابسته را در یک مقیاس ثابت و محدود تعیین کرد، ضریب همبستگی می‌نامند. برای محاسبه ضریب همبستگی از فرمول‌های مختلفی استفاده می‌کنند که یکی از رایجترین آنها فرمول پیرسون است:

$$r = \frac{\sum(x - \bar{x})(Y - \bar{Y})}{\sqrt{\sum(x - \bar{x})^2 \sum(Y - \bar{Y})^2}} \quad (9)$$

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 داده ها، 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 **aatlab** مدل سازی شد.

از دیگر بررسی های انجام شده در این مقاله تحلیل طیفی سری های زمانی دمای سالانه شهر زنجان است. تحلیل طیفی یکی از روش های استخراج و تحلیل نوسانات اقلیمی آشکار و نهان با طول موج های مختلف است، طیف اندازه ای از توزیع واریانس را در امتداد تمامی طول موج های ممکن سری زمانی به دست می دهد. به عبارت دیگر طیف چگونگی توزیع واریانس بین دامنه پیوسته ای از بسامدها را نشان می دهد. در تحلیل طیفی که یک روش تعمیم یافته ای از تحلیل همسازهاست، تصادفی نبودن نوسانات در سری زمانی آزمون می شود. در این روش یک سری زمانی با طول b را میتوان به فرم (مدل فوریه) زیرنوشت (غیور و عساکره، ۱۳۸۴، ۸۷):

$$z_t = a_i + \sum_{i=1}^q (a_i \cos 2\pi f_i t + b \sin 2\pi f_i t) \quad (10)$$

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

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

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

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

$$a_i = \frac{1}{n} \sum_{t=1}^n zt \sin 2\pi f i t \quad (11)$$

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

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

(۱۳۸۴)

$$I(f_i) = \frac{n}{2} (a_i^2 + b_i^2) \quad i=1, 2, \dots, q \quad (12)$$

بعداز محاسبه ضرایب و مقدار واریانس (I_i) دوره نگار سری زمانی ترسیم شد. دوره نگار نموداری است که مقادیر $I(f_i)$ 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 $\frac{2n}{2} q$ و براساس فرمول زیر محاسبه شده است (عساکره، ۱۳۸۸، ۱۰):

$$\lambda_K = \bar{S} \left[\frac{1-r_1^2}{1+r_1^2-2r_1 \cos \frac{\pi K}{q}} \right] \quad (13)$$

$q, 2, 1, k$ است. مرتبه اول و خودهمبستگی r_1 متوسط 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 $ARIMA(p,d,q)$ در واقع مدل میانگین متحرک مرتبه q جمع بسته خود همبسته مرتبه p و با d درجه تفاضلی است و سعی می‌کند مقادیر آینده را 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 می شود. 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 می شود.

۲- تعیین مرتبه p و q ، با استفاده از نمودار خود همبستگی نگار و خود همبستگی نگار جزئی سری. با توجه به شاخک های معنا دار خود همبستگی نگار سری یک مدل حدسی (q) و (p) $ARIMA$ و با استفاده از نمودار خود همبستگی جزئی سری یک مدل (p) و (q) $ARIMA$ تعیین می شود.

۳- با روش زیاد برازاندن و آزمون و خطا هر یک از دو الگوی حدسی را آزمایش می کنیم تا در نهایت به الگویی برسیم که اضافه کردن و حذف هیچ پارامتری آن را بهتر و یا بدتر نکند. برای انتخاب مناسب ترین مدل از بین چند مدل برازش داده شده چندین معیار را می توان مد نظر قرار داد. آزمون ضرایب، مانده های مدل و نیز معیار آکائیک از جمله آنهاست که از طریق رابطه زیر به دست می آید (خردمندنی و عساکره، ۱۳۸۰، ۱۲۶)

$$AIC = n \ln(s_n^2) + 2m \quad (14)$$

، n طول سری و m تعداد پارامترهای مدل است.

$$\delta^2 \text{ برآورد حد اکثر درستنمایی } s_n^2$$

در این رابطه مدلی که کمترین مقدار را دارد باید برگزیده شود. از معیارهای دیگر این است که باقی مانده های 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 پدیده هایی هستند که نتایج آنها را قبل از وقوع نمی توان با سطح اطمینان بالایی مشخص کرد. در واقع این تکنیک برای مدل سازی سری های گسسته است. برای قالب عناصر اقلیمی که دارای مقادیر پیوسته هستند، این رویه را می توان از طریق گسسته سازی

آنها انجام داد. هر کدام از نتایج فرایندهای تصادفی را یک برآمد می‌نامیم، برآمدهایی که به مقادیر بلا فصل خود مرتبط هستند، دارای ویژگی مارکوفی می‌باشند. زنجیره مارکوفی می‌تواند دو حالت و یا چند حالت 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 حالتی، 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):

$$e_{ij} = \frac{n_i + n_j}{n} \quad (15)$$

$$n_i = n_{i1} + n_{i2} \quad (\text{مجموع هریک از سطرهای ماتریس فراوانی})$$

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

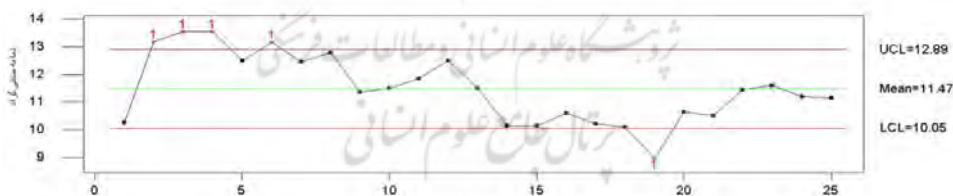
$$\chi_0^2 = \sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n \frac{(n_{ij} - e_{ij})^2}{e_{ij}} \quad (16)$$

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).

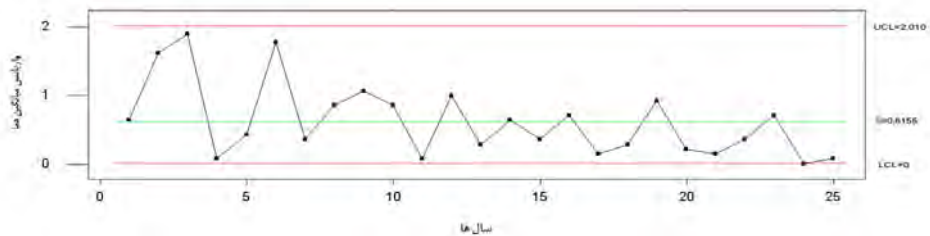
بحث و نتیجه گیری

ابتدا داده های گمشده سری زمانی دمای ماهانه و سالانه از طریق روش های نسبی بازسازی شده اند. در روش های نسبی داده ها نسبت به مشاهدات اطراف بازسازی می شوند. نمودار جعبه ای نیز عدم وجود داده های پرت و غیر نرمال را در داده های دما سالانه نشان می دهد. دمای سالانه (شکل ۱) نشان می دهد 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 (شکل ۲) سری زمانی دمای سالانه ایستا در واریانس هستند، بدین معنا که داده های سری زمانی طی دوره آماری مورد نظر تغییرات چندانی نداشته است و این تغییرات حول یک میانگین مشخصی در نوسان بوده است.

دمای سالانه (شکل ۱) نشان می دهد 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 (شکل ۲) سری زمانی دمای سالانه ایستا در واریانس هستند، بدین معنا که داده های سری زمانی طی دوره آماری مورد نظر تغییرات چندانی نداشته است و این تغییرات حول یک میانگین مشخصی در نوسان بوده است.



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



شکل (۲): نمودار کنترل \bar{X} دمای سالانه زنجان (۱۹۵۶-۲۰۰۵)

سری‌های زمانی در واقع از دو جهت ایستا(مانا) و یا نایستا (نامانا) می‌شوند، یکی میانگین سری و دیگری مقدار واریانس آن. طبق بررسی‌های انجام شده، سری زمانی دمای سالانه شهر زنجان نایستا در میانگین و ایستا در واریانس هستند. آزمون Run test نیز با قطعیت و بدون هیچ خطایی در سطح اصمیان 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): ویژگی‌های آماری دمای سالانه زنجان

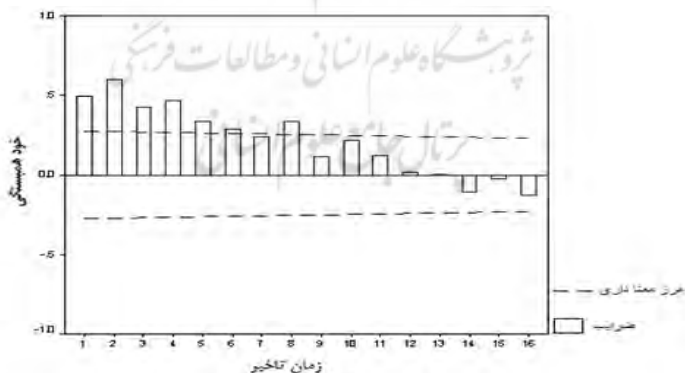
فرانسج	دما	فرانسج	دما
میانگین	۱۱/۴۱	کتبیدگی	۰/۲۲
واریانس	۱/۶۲	چولگی	۰/۳۱
مدر	۱۱/۲	خداقل	۸/۳
میان	۱۱/۲	حداکثر	۱۴/۴

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 با توجه به مقدار کم چولگی، می‌توان گفت فراوانی

مشاهدات تفاوت فاحشی با توزیع نرمال ندارد. این مسأله با توجه به مقادیر بسیار نزدیک میانگین، میانه و مد اثبات می شود. همانطور که مشخص است مد به میانگین دما بسیار نزدیک و با میانه برابر است که بیانگر نرمال بودن داده هاست. ضریب کشیدگی نیز مثبت است، این مسأله بیانگر آن است که داده ها حول میانگین متمرکز شده اند و به عبارت دیگر پراکندگی داده ها کم است.

تحلیل روند:

آن چنان که بیان شد وجود روند در سری زمانی دمای سالانه ابتدا از طریق خودهمبستگی نگار محرز شد. میزان خود همبستگی در تاخیر یک بیش از تاخیرهای دیگر از نامانایی متاثر میشود، بنابراین به بهترین وجهی قادر به ارائه روند است (کاویانی و عساکره، ۱۳۸۴، ۱۴۷). همان طوریکه خود همبستگی نگار (شکل ۳) نشان می دهد تاخیر یک معنادار است و بر این اساس می توان وجود روند در سری زمانی را پذیرفت. علاوه بر این تاخیرهای ۸، ۲، ۳، ۴، ۵، ۶، ۱ نیز معنادار است و گویای وجود چرخه هایی در بازه های ۱، ۲، ۳، ۴، ۵، ۶ و ۸ ساله است. یعنی طی دوره آماری دماهای همسان هر 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 ۰/۰۱ درصد 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.

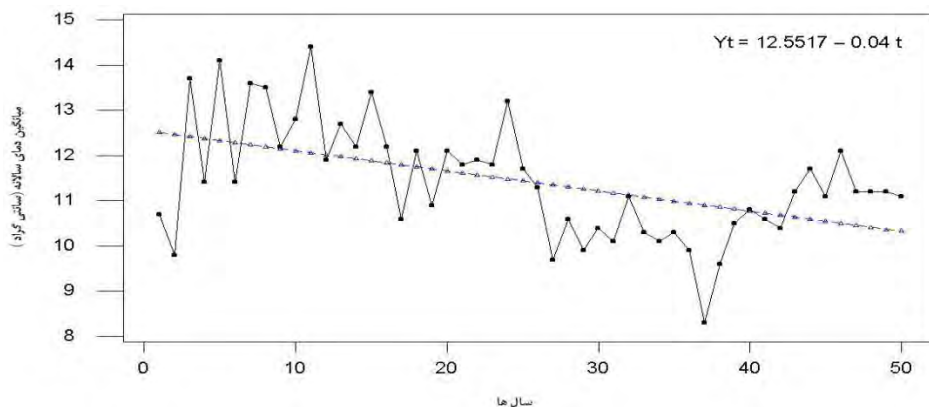
جدول ۲: مقادیر برآورد شده روند با روش‌های مختلف

روش	مقدار برآورد	مقدار خطا (درصد)
ضریب همبستگی پیرسون	-۰/۵	۰۰
اسپیرمن	-۰/۵	۰۰
مان-کندال	-۰/۳۵	۰۰

میزان روند از طریق محاسبه شیب خط به روش کمترین مربعات خطا، ۰/۰۴- درجه سانتیگراد است، یعنی در هر سال حدود ۰/۰۴ درجه سانتیگراد از دما کاسته می‌شود، علاوه بر این مقدار شیب خط در سطح اطمینان مورد نظر (سطح خطای ۰/۰۱ درصد) کاملاً معنادار 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 برآزش یافته است:

$$Y_t = 12/5517 - 0/04 t$$

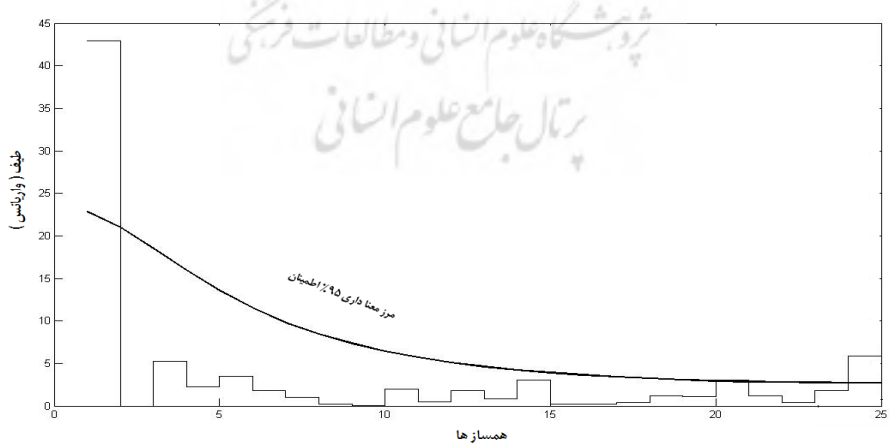
برآزش این مدل بر نمودار سری زمانی (شکل ۴) نیز گویای روند کاهشی دمای سالانه زنجان است.



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

تحلیل چرخه های سالانه

از دیگر بررسی های انجام شده تحلیل طیفی دمای سالانه شهر زنجان است. همان طور که بیان شد طیف اندازه ای از توزیع واریانس را در امتداد تمامی طول موج های ممکن سری زمانی به دست می دهد. در تحلیل طیفی تصادفی نبودن نوسانات در سری زمانی آزمون می شود. شکل (۵) دوره نگار طیف و فاصله اطمینان آن را برای سری زمانی دمای سالانه زنجان را نشان می دهد.



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

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 معناداری مشخص است که همساز اول سهم کاملاً معناداری در تغییرات طیف دارد و این تاییدی دیگر بر معنی داری روند است. گذشته از این همساز ۲۴ و ۲۰ نیز در سطح ۹۵ درصد معنادار 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 $2/7$ و $2/3$ 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 دمایی ماهانه شهر زنجان را به صورت دو وضعیتی نشان می‌دهد:

$$F = \begin{matrix} & \begin{matrix} C & W \end{matrix} \\ \begin{matrix} C \\ W \end{matrix} & \begin{bmatrix} 439 & 65 \\ 64 & 31 \end{bmatrix} \end{matrix}$$

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 قبلاً 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 می کند که شواهد کافی برای پذیرش فرض صفر مبنی بر استقلال داده ها و عدم پیروی از زنجیره مارکوف دو حالتی وجود ندارد و ماتریس فراوانی از زنجیره مارکوف دو حالتی پیروی می کند. لازم به ذکر است که در جدول زیر اعداد بالایی مقادیر مشاهده شد (O) و اعداد داخل پرانتز مقادیر مورد انتظار (E) است.

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

	C	W	Σ
C	۴۳۹ (۴۲۳/۲۳)	۶۵ (۸۰/۷۷)	۵۰۴
W	۶۴ (۷۹/۷۷)	۳۱ (۱۵/۲۳)	۹۵
Σ	۵۳	۹۶	۵۹۹

آماره آزمون به شرح زیر به دست آمده است:

$$\chi_0^2 = 0/588 + 3/0.81 + 3/1.19 + 16/3.44 = 23/132$$

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

$$P = \begin{matrix} & \begin{matrix} C & W \end{matrix} \\ \begin{matrix} C \\ W \end{matrix} & \begin{bmatrix} 0/8710 & 0/1290 \\ 0/6737 & 0/3263 \end{bmatrix} \end{matrix}$$

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 سرد ۰/۸۷، احتمال تغییر حالت از ماه

سرد به ماه گرم ۰/۱۲، 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 مثلاً احتمال بروز ۳ ماه گرم یا سرد متوالی را به دست آورد (مثلاً احتمال تغییر وضعیت ماه گرم به ماه گرم بعدی و مجدداً ماه گرم). در این جا برخی از احتمال‌های انتقال چند مرحله‌ای نشان داده می‌شود:

$$P[c \rightarrow c] P[c \rightarrow c] P[w \rightarrow w] = (0/87)(0/87)(0/32) = 0/24$$

$$P[w \rightarrow w] P[w \rightarrow w] P[w \rightarrow w] = (0/32)(0/32)(0/32) = 0/032$$

$$P[c \rightarrow c] P[w \rightarrow w] P[c \rightarrow c] = (0/87)(0/32)(0/87) = 0/24$$

$$P[w \rightarrow w] P[c \rightarrow c] P[c \rightarrow c] = (0/32)(0/87)(0/87) = 0/24$$

ماتریس احتمال انتقال دو وضعیتی دمای ماه‌های شهر زنجان (طی دوره آماری ۵۰ ساله) بعد از 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:

$$P^A = \begin{matrix} & \begin{matrix} C & W \end{matrix} \\ \begin{matrix} C \\ W \end{matrix} & \begin{bmatrix} 0/8393 & 0/1607 \\ 0/8393 & 0/1607 \end{bmatrix} \end{matrix}$$

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 بر این 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

دوره بازگشت	احتمال تداوم	
۴۶ ماه	+۰/۲۱۷	تداوم سه ماه گرم
۹ ماه	+۰/۱۱۳۲	تداوم سه ماه سرد

مدل سازی ARIMA

آنچه که رفتار سری زمانی دمای سالانه زنجان نشان می دهد، نوسان حول یک خط رو به پایین است، بنابراین در این سری مقدار d برابر با یک ($d=1$) است که گویای وجود روند و نایستایی سری است. به منظور تعیین p و q نمودارهای خود همبستگی و خود همبستگی جزئی تا تاخیر ۱۲ ترسیم گردید.



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

با توجه به شکل ۶ شاخک چهارم خود همبستگی نگار معنادار است، به نظر می‌آید که 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:

$$z_t = z_{t-1} + a_t - 0.6720a_{t-1} + 0.2308a_{t-2} - 0.2117a_{t-3} + 0.1324a_{t-4}$$

(4.54) (-1.31) (1.20) (-0.89)

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

را از الگو حذف نموده و مدل 4 پذیرفته می‌شود $\theta_4 = 0$ در این مدل با توجه به این که $|-0.89| < 2$ ، پس فرض ۱، ۲، ۳ برابر است با $4/9$ ، $-1/44$ ، $0/67$ را بررسی می‌کنیم. در این الگو مقادیر t متناظر با $ARIMA(0\ 1\ 3)$ پذیرفته می‌شود. در این مدل با توجه به این که $|-0.68| < 2$ ، فرض $3=0$ مقادیر t برای ۱، ۲ برابر با $-1/67$ و $4/9$ ، پس فرض $2=0$ نیز مورد قبول واقع می‌شود. ($|-1/67| < 2$) مدل بعدی که باید آزمون شود، $ARIMA(0\ 1\ 1)$ 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:

$$z_t = z_{t-1} + a_t - 0.6443a_{t-1}$$

(5.87)

در این مدل با توجه به این که $|5/87| > 2$ است، فرض $1=0$ در سطح $0/05$ رد می‌شود، بنابراین ۱ حضور معناداری دارد. حال باید دید افزودن یک پارامتر ثابت به طور معناداری 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:

$$z_t = z_{t-1} - 0.00487 + a_t - 0.6460a_{t-1}$$

(-0.09) (5.84)

در این مدل با عنایت به این که $|-0/09| < 2$ ، حضور معناداری در مدل ندارد و باید از مدل حذف شود. در این مرحله اگر به این شرح به مدل اضافه می‌کنیم.

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

مدل برازش شده به این صورت است:

$$z_t = -0.4462z_{t-1} + a_t - 0.2734a_{t-1}$$

(-2.19) (1.25)

در این مدل ۱ گ باعث کاهش مقدار t برای ۱ می شود، بنابراین برای مدل مناسب نبوده و حذف می شود. با افزودن ۲ گ به مدل، مقدار t برای آزمون $\chi^2 = 0$ برابر با ۱/۱۴- است، بنابراین آن را از مدل حذف می کنیم. با $ARIMA(2\ 1\ 1)$ یعنی معنادار نیست. در نتیجه تا اینجا براساس $ARIMA(0\ 1\ 1)$ بررسی های 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 M_1 می نامیم.

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

$$z_t = \phi_1 z_{t-1} + \phi_2 z_{t-2} + a_t$$

برازش مدل عبارت است از:

$$z_t = -0.6828z_{t-1} - 0.1047z_{t-2} + a_t$$

(-4.71) (-0.72)

از آنجاییکه $2 < |0.72| < 2$ است، فرض $\chi^2 = 0$ پذیرفته می شود، آن را حذف کرده و $ARIMA(1\ 1\ 0)$ را آزمون می کنیم. الگو و برازش آن به صورت زیر است:

$$z_t = \phi_1 z_{t-1} + a_t$$

$$z_t = -0.6222z_{t-1} + a_t$$

(-5.51)

با توجه به این که $2 > |0.51|$ پس ۱ گ حضور معناداری در مدل دارد. حال مقدار ۰ را به الگو اضافه می کنیم. الگو به این صورت شکل می گیرد:

$$z_t = \phi_1 z_{t-1} + \theta_0 + a_t$$

برازش آن به این صورت است:

$$z_t = -0.6227z_{t-1} + 0.0264 + a_t$$

(-5.46) (0.18)

با توجه به این که $2 < |0.18|$ ، لذا $0 = 0$ است و حضور معناداری ندارد و از مدل حذف می‌شود.

در این مرحله باید پارامتر ۲ را به مدل اضافه کنیم، با در نظر گرفتن این که مدل $ARIMA(111)$ بر اساس نمودار خود همبستگی بررسی و عدم معناداری آن مشخص شد. در این جا ۲ را به مدل $ARIMA(110)$ اضافه می‌کنیم؛ یعنی $ARIMA(112)$. آزمون مقدار t برای ۲ برابر است با $30/16$ ، پس فرض $0 = 2$ رد می‌شود. بنابراین ۲ با الگوی زیر حضور معناداری در مدل دارد:

$$z_t = \phi_1 z_{t-1} + a_t - \theta_1 a_{t-1} - \theta_2 a_{t-1}$$

برآزش مدل به صورت زیر است:

$$z_t = 0.8833z_{t-1} + a_t - 1.5781a_{t-1} + 0.5618a_{t-2}$$

(12.41) (22645.66) (-30.16)

حال مقدار ۰ را به الگو می‌افزاییم. مقدار t متناظر با ۰، 0.58 است. با توجه به این که $2 < |0.58|$ در نتیجه ۰ از مدل حذف می‌شود. با افزودن مقدار ۳ به مدل $ARIMA(112)$ الگو به این صورت شکل می‌گیرد:

$$z_t = \phi_1 z_{t-1} + a_t - \theta_1 a_{t-1} - \theta_2 a_{t-2} - \theta_3 a_{t-3}$$

برآزش این الگو به این صورت است:

$$z_t = -0.9326z_{t-1} + a_t - 0.2587a_{t-1} + 0.3716a_{t-2} + 0.0243a_{t-3}$$

(-8.72) (-1.42) (2.19) (-0.15)

با عنایت به این که $2 < |0.15|$ ، لذا $0 = 3$ بوده و از مدل حذف می‌شود. با آزمون و خطا مشخص شد که افزودن هیچ پارامتری مدل $ARIMA(112)$ را بهتر نمی‌کند. در نتیجه مدل $ARIMA(112)$ بدون مقدار ثابت بر اساس نمودار خود همبستگی جزئی که M_2 نامیده می‌شود، مدل مناسب دیگری است.

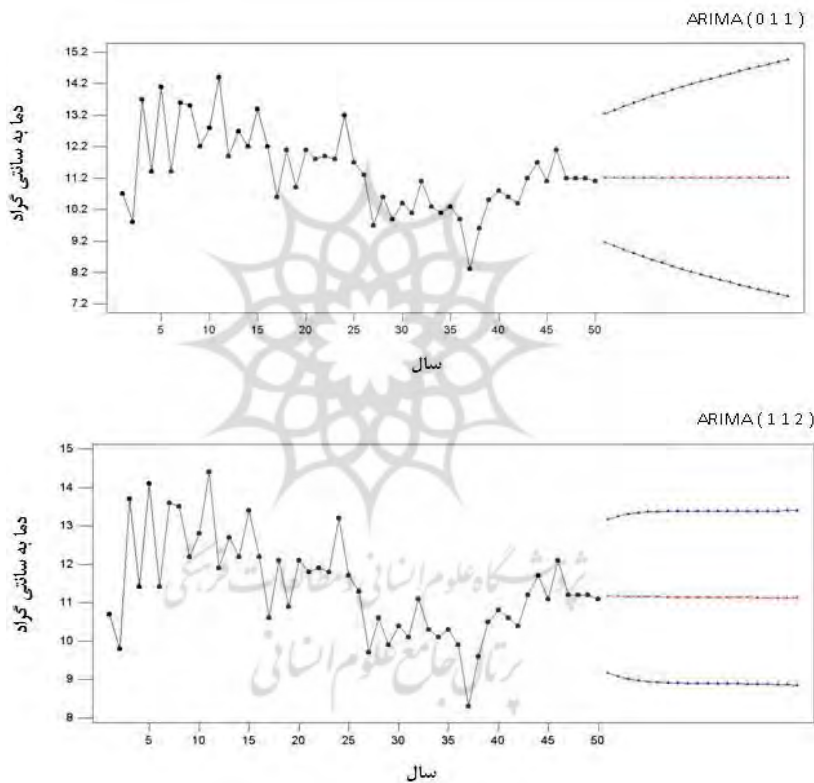
در هر دو مدل M_1 و M_2 ، باقی مانده‌ها نرمال و کاملاً مستقل هستند. علاوه بر این شکل توزیع نرمال باقی مانده‌های هر دو مدل تقریباً یکسان است. بنابراین از نظر این معیارها هر دو مدل مناسب هستند.

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

$$AIC(M1) = 50Ln(1.0818) + 2(2) = 7.93$$

$$AIC(M2) = 50Ln(1.0334) + 2(3) = 7.64$$

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



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

نتیجه گیری:

در این مقاله با استفاده از روش های مختلف ترسیمی و روش های 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 $0/04$ - 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 $2/7$ - $2/3$ 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 $0/1607$ و احتمال وقوع ماه سرد را $0/8393$ نشان می‌دهد. با استفاده از 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 شماره ۳ صص ۴۶-۳۴.
- ۲- حجام، سهراب، خوشخو، یونس و شمس الدین وندی، رضا، ۱۳۸۷، تحلیل تغییرات بارندگی های فصلی و سالانه چند ایستگاه منتخب در حوزه مرکزی ایران با استفاده از روش های ناپارامتری، پژوهش های جغرافیایی، شماره ۶۴، صص ۱۶۸ ° ۱۵۷.
- ۳- خلیلی، علی و بذرافشان، جواد، ۱۳۸۳، تحلیل روند تغییرات بارندگی های سالانه، فصلی و ماهانه پنج ایستگاه قدیمی ایران در یکصد و 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 سری های 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، شماره ۱ صص ۳۵-۲۵.
- ۷- عساکره، حسین، ۱۳۸۳، تحلیلی آماری بر تغییرات میانگین سالانه دمای شهر زنجان طی دهه های 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 تداوم روزهای بارانی در شهر تبریز با استفاده از مدل زنجیره مارکوف، تحقیقات منابع آب ایران، شماره ۲، صص ۴۷-۵۶.
- ۱۰- عساکره، حسین، ۱۳۸۸، تحلیل طیفی سری های 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 مدل ها 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 Precipitation 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 Southern 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 , Journal of climate, 6, 953-962 .



پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
پرتال جامع علوم انسانی