

بررسی تغییرات زمانی دما و بارش در ایستگاه هواشناسی اردبیل

سیدحسین میرموسوی^۱

(تاریخ پذیرش نهایی مقاله: ۸۶/۹/۳)

در این مقاله داده‌های مربوط به دما و بارش ماهانه و سالانه در یک دوره آماری ۴۶ ساله برای ایستگاه هواشناسی اردبیل جهت مطالعه تغییرات زمانی و پیش بینی این پارامترها به کار گرفته شده است. روش مورد استفاده در این پژوهش مدل‌های تابع انتقال می‌باشد که جزء روش‌های تجزیه و تحلیل سری‌های زمانی است. در این مطالعه داده‌های دما و بارش، مدلسازی شده و سپس تحلیل و پیش بینی انجام گرفته است. در نهایت با استفاده از آزمون روند، نتایج مورد آزمون قرار گرفته و معنی داری یا عدم معنی داری روند نوسانات دما و بارش در آن مشخص شده است. نتایج حاصل از این مطالعه نشان می‌دهد که میانگین دمای سالانه در این ایستگاه از روند معنی‌دار برخوردار نمی‌باشد. در زمینه بررسی روند بارندگی سالانه نیز، نتایج آزمون‌ها نشان‌دهنده روند معنی‌دار بوده و در این ایستگاه بارندگی روندی نزولی دارد. **کلمات کلیدی:** نوسان، دما و بارش سالانه، مدل تابع انتقال، پیش بینی، اردبیل.

چکیده

*

*

*

مقدمه

از جمله روش‌هایی که در زمینه بررسی روند نوسانات بارش، دما و سایر متغیرهای اقلیمی مورد توجه بوده است از روش تحلیل سری‌های زمانی در کامل‌ترین شکل آن یعنی مدلسازی اقلیمی می‌توان نام برد. روش تحلیل سری‌های زمانی به منظور استفاده از داده‌های موجود جهت پیش‌بینی مقادیر آینده توسط باکس-جنکینز در سال ۱۹۷۶ مطرح شد. از آنجا که داده‌های اقلیم‌شناسی دارای خودهمبستگی بوده و از سوی دیگر دارای اثر فصل یا روند می‌باشند، بنابراین از لحاظ ریاضی در بررسی تغییر عناصر یا پارامترهای اقلیمی نظیر دما و بارش جهت تعیین میزان واریانس و مقایسه تغییرات مشاهده شده در طول دوره آماری لازم است اثر خودهمبستگی‌ها در نظر گرفته شوند [۱۴].

اهمیت روش‌های مدل باکس-جنکینز در بررسی تغییرات اقلیمی از آنجا روشن می‌شود که در این روش‌ها اثر خودهمبستگی و اثر فصل و روند به خوبی در نظر گرفته می‌شوند. مقادیر متغیرهایی نظیر دما و بارش به طور تناوبی تکرار می‌شوند که به این اثر، اثر فصلی گفته می‌شود. اگر مقادیر دمای هر سال نسبت به سال قبل افزایش یا کاهش ممتد داشته باشد، یعنی به طور متوالی رو به کاهش یا افزایش باشد به این اثر، اثر روند گفته می‌شود [۴].

از جمله مطالعاتی که در این زمینه انجام شده است می‌توان به مطالعات رحیم زاده و گلستانه (۱۳۶۹) اشاره نمود. این محققان در مطالعات خود مجموع بارش‌های ماهانه، میانگین دمای ماهانه و میانگین فشار شهر تهران را با استفاده از سری‌های زمانی مدل‌بندی و مقادیر آینده را با استفاده از مدل به دست آمده پیش‌بینی نموده‌اند [۵]. طباطبائی و حسینی (۱۳۸۲) نیز در مطالعه‌ای با عنوان بررسی روند تغییر اقلیم در شهر سمنان براساس پارامترهای بارش ماهانه و متوسط دمای ماهانه، از روش‌های آزمون من-کندال در تحلیل داده‌ها استفاده نموده‌اند. نتایج این پژوهش حاکی از آن است که روند افزایش دما در میانگین دمای شهر سمنان در اکثر ایستگاه‌ها مشاهده شده است [۶]. در زمینه بارش، نتایج حاصل از تحلیل داده‌ها نشان می‌دهد که بارش در فصل زمستان روند افزایشی داشته (۵/۰ درصد) و در فصل تابستان این روند حالت معکوس دارد. بختیاری (۱۳۸۲) نیز در پژوهشی با عنوان تحلیلی بر تغییر اقلیم بارندگی و دمای شهر کرمان، موضوع تغییر اقلیم را در این منطقه ارزیابی نموده است. در این پژوهش با استفاده از روش‌های معمول سری‌های زمانی

به بررسی عناصر عمده اقلیمی دما و بارندگی در مقطع زمانی سالانه و فصلی در ایستگاه سینوپتیک کرمان طی یک دوره آماری ۲۹ ساله پرداخته شده است [۲]. در پژوهشی دیگر با عنوان برجستگی نوسان بارش در کشور نسبت به روند جهشی آن، عسگری و رحیم زاده (۱۳۸۲) موضوع روند بارش در کشور را مورد بررسی قرار داده‌اند. در این پژوهش بررسی روند بارش، با استفاده از گرایش درازمدت سری زمانی آن و محاسبه خط روند، انجام شده است. نتایج این مطالعه نشان می‌دهد که رفتارهای کاملاً متفاوتی از سری‌های بارش ایستگاه‌های سینوپتیک کشور که داده‌های آن از اعتبار بالایی برخوردار هستند مشاهده می‌شود [۷].

میمیکو^۱ (۱۹۹۵) در مطالعه نوسانات دما و بارش در یونان تغییرات فصلی دما و بارش را با استفاده از آمار بلندمدت مورد تجزیه و تحلیل قرار داده است. براساس نتایج این پژوهش، مقدار بارندگی یونان طی دوره مطالعه شده کاهش قابل ملاحظه‌ای داشته است، بطوری که در مجموع این روند نشان دهنده ۳۵٪ کاهش بارندگی متوسط سالانه یونان می‌باشد. این درحالی است که میانگین دمای سالانه روند افزایشی را در کل منطقه نشان می‌دهد [۱۶]. نیکلسون^۲ (۲۰۰۰) نیز در مطالعه‌ای در زمینه روند تغییر اقلیم براساس نوسانات بارش در مناطق مختلف قاره افریقا از روش‌های تحلیل سری‌های زمانی در تجزیه و تحلیل داده‌ها استفاده نموده است. نتایج این پژوهش نشان می‌دهد که میزان بارندگی طی دوره آماری مورد مطالعه در مناطق نیمه خشک غرب قاره افریقا دارای روند کاهشی بوده است [۱۷]. در پژوهشی دیگر که ماتیاس^۳ (۲۰۰۳) بر روی روند تغییرات بلندمدت بارندگی‌های رگباری در ونکور کانادا انجام داده است از روش تحلیل سری‌های زمانی در تجزیه و تحلیل آمار درازمدت ۱۲ ایستگاه موجود در این منطقه استفاده نموده است. براساس نتایج این پژوهش فراوانی وقوع بارش‌های رگباری در این منطقه افزایش یافته است [۱۵]. آلن^۴ و همکارانش (۲۰۰۴) با استفاده از تحلیل‌های مربوط به سری‌های زمانی و مدل تابع انتقال خطی، روند افزایش دمای کره زمین را مورد ارزیابی قرار داده‌اند. براساس نتایج حاصل از این پژوهش با افزایش ۱ درصد گاز CO₂ طی قرن

1. Mimikou
2. Nicholson
3. Matthias
4. Allen

بیستم، دمای کره زمین بطور متوسط به اندازه $1/3$ درجه سانتیگراد افزایش یافته است [۱۳]. آنتونی^۱ و همکارانش (۲۰۰۴) نیز در پژوهشی که در زمینه نوسانات پارامترهای اقلیمی در کشور نیجریه انجام دادند با استفاده از روش‌های مربوط به سری‌های زمانی، نوسانات دما و بارش را در این منطقه مورد بررسی قرار داده‌اند. نتایج این مطالعه نشان می‌دهد که در مناطقی از کشور ساحل عاج و سودان واقع در ۸ درجه عرض شمالی، روند نزولی در مقدار بارش سالانه وجود دارد [۱۲].

با عنایت به موارد مذکور، روش مورد استفاده در این پژوهش نیز مدل‌های تابع انتقال خطی گسسته است. در این نوع مدل، پیش‌بینی زوج‌های مشاهدات در فواصلی با طول مساوی مربوط به یک ورودی و یک خروجی از سیستم پویا می‌باشد. در این پژوهش از برنامه رایانه‌ای (نرم افزار spss و SAS) نیز برای محاسبات مربوط به برآورد پارامترهای مدل استفاده شده است [۱].

مواد و روش‌ها

داده‌ها

داده‌های مورد استفاده در این مقاله آمار مربوط به میانگین دما و بارش ماهانه و سالانه ایستگاه سینوپتیک اردبیل با دوره آماری ۴۶ ساله (۲۰۰۶-۱۹۶۰) می‌باشد. مواردی از نقص آماری ایستگاه مورد نظر، با استفاده از روش تفاضل و نسبت‌ها بازسازی شده است [۸].

روش‌ها

در پژوهش حاضر نیز از مدل‌های تابع انتقال خطی گسسته استفاده شده است. در این پژوهش ماهیت مدل تابع انتقال، شناسایی اولیه، برآورد پارامترها و ارزیابی مدل مورد بررسی قرار گرفته و برنامه رایانه‌ای (نرم افزار SAS) نیز برای محاسبات مربوط به برآورد پارامترهای مدل ارایه شده است. براساس نتایج حاصل از تحلیل آماری داده‌ها بر مبنای این الگو روند نوسانات دما و بارش بصورت سالانه در ایستگاه‌های مورد نظر، بررسی شده و

1. Antony

پیش‌بینی‌های مربوط به دما و بارندگی سالانه این ایستگاه‌ها نیز انجام پذیرفته است. مراحل انجام کار به اختصار به شرح ذیل می‌باشد:

فرض کنیم x_t و y_t سری‌های ایستا باشند. در یک سیستم خطی با یک ورودی و یک خروجی، سری خروجی y_t و سری ورودی x_t تحت یک صافی بصورت رابطه ۱ مرتبطند:

$$y_t = v_0 x_t + v_1 x_{t-1} + v_2 x_{t-2} + \dots + n_t = v(B)x_t + n_t \quad (1)$$

در این رابطه $v(B) = \sum_{j=-\infty}^{+\infty} v_j B^j$ توسط باکس و جنکینس تابع انتقال صافی نامیده شده و n_t سری اغتشاش سیستم بوده و مستقل از سری ورودی x_t است. باکس و جنکینس معادله (۱) را الگوی تابع انتقال نامیده‌اند. وقتی x_t و n_t دارای الگوی ARMA باشند، معادله (۱) را نیز الگوی ARMAX می‌نامند [۱۴].

در مرحله اول به منظور شناسایی مقدماتی مدل‌های تابع انتقال از مدل ترکیب شده تابع انتقال و سری اغتشاش، بصورت معادله زیر استفاده شده است:

$$y_t = \delta_r^{-1}(B) s(B) x_{t-b} + n_t \quad (2)$$

در مرحله بعدی تابع همبستگی متقابل نیز از رابطه زیر محاسبه شده است:

$$r_{xy}(-k) = r_{yx}(k) \quad (3)$$

به همان ترتیب که تابع خودهمبستگی برای شناسایی مدل‌های تصادفی بکار می‌رود، ابزار تحلیل داده‌هایی که برای شناسایی مدل‌های انتقال بکار گرفته می‌شود، تابع همبستگی متقابل بین ورودی و خروجی است [۳].

جهت تحلیل داده‌ها، مدل‌های تابع انتقال بایستی شناسایی شود. شیوه شناسایی عبارتند از:

- ۱- بدست آوردن برآوردهای تقریبی \hat{v}_j از وزن‌های پاسخ تپشی v_j .
- ۲- استفاده از برآوردهای \hat{v}_j که به این طریق بدست آمده‌اند به منظور حدس زدن مراتب r و s از عملگرهای طرف راست و طرف چپ رابطه موجود و پارامتر تاخیر b .
- ۳- جایگذاری برآوردهای \hat{v}_j در روابط موجود همراه با مقادیر r و s و b که از مرحله ۲ بدست آمده‌اند، برای بدست آوردن برآوردهای اولیه پارامترهای δ و ω در رابطه ۲.

در عمل، تابع همبستگی متقابل نظری $\rho_{\alpha\beta}(k)$ را نمی‌شناسیم بنابراین باید برآوردها را در رابطه موجود جایگذاری کنیم تا نتیجه شود:

$$\hat{v}_k = \frac{r_{\alpha\beta}(k)s_\beta}{s_\alpha} \quad k = 0, 1, 2, \dots \quad (۴)$$

برآوردهای مقدماتی \hat{v}_k که به این ترتیب بدست می‌آیند باز هم، بطور کلی از لحاظ آماری کارا نیستند اما می‌توانند مبنایی تقریبی برای انتخاب عملگرهای مناسب $\delta_r(B)$ و $\omega_s(B)$ مدل تابع انتقال را تدارک نمایند [۹].

به منظور شناخت الگوی اغتشاش، می‌توان الگوی مناسبی را برای این منظور با بررسی تابع خودهمبستگی (ACF) و خودهمبستگی جزئی (PACF) نمونه یا بوسیله ابزارهای شناخت سری‌های زمانی یک متغیری شناسایی کرد. بنابراین مدل ترکیب شده کامل تابع انتقال بصورت زیر ارائه می‌شود:

$$y_t = \frac{\omega_s(B)}{\delta_r(B)} x_{t-b} + \frac{\theta_x(B)}{\phi_x(B)} a_t \quad (۵)$$

در مرحله بعدی برای برازش و ارزیابی مدل‌های تابع انتقال از تابع مجموع مربعات شرطی استفاده شده است که معادله آن عبارت است از:

$$S_r(b, \phi, \theta, \omega, \delta) = \sum_{t=u+p+1}^n a_t^2(b, \phi, \theta, \omega, \delta | x_0, y_0, a_0) \quad (۶)$$

و با استفاده از باقیمانده‌ها می‌توان برای ارزیابی تشخیصی مدل استفاده نمود. بطور کلی نارسایی جدی مدل را می‌توان با بررسی توابع زیر مشخص کرد:

- تابع خود همبستگی $r_{\hat{a}\hat{a}}(k)$ مربوط به باقیمانده‌های $(\hat{b}, \hat{\phi}, \hat{\theta}, \hat{\omega}, \hat{\delta})$ از $\hat{a}_t = a_t(\hat{b}, \hat{\phi}, \hat{\theta}, \hat{\omega}, \hat{\delta})$ مدل برازش شده.

- تابع‌های همبستگی متقابل معین شامل ورودی و باقیمانده‌ها، بویژه تابع همبستگی متقابل $r_{\alpha\hat{a}}(k)$ بین ورودی پیش نوفه‌ای شده α_t و باقیمانده‌های \hat{a}_t .

در نتیجه، اگر مدل نادرستی انتخاب شود \hat{a}_t ‌ها خودهمبسته خواهند بود و α_t ‌ها که x_t ‌ها را به وجود می‌آورند با هم همبستگی متقابل خواهند داشت.

جهت بررسی خودهمبستگی، مناسب بودن الگوی اغتشاش را مورد بررسی قرار دادیم. برای یک الگوی مناسب، ACF و PACF نمونه \hat{a}_t نباید طرخی را نشان دهند. از کمیت

زیر نیز برای آزمون این مسئله می‌توان استفاده کرد [۱۱]. اگر نخستین k خودهمبستگی برآورد شده $r_{\hat{a}\hat{a}}(1), \dots, r_{\hat{a}\hat{a}}(k)$ را در نظر بگیریم و فرض کنیم k به اندازه کافی بزرگ انتخاب شده باشد که اگر مدل بصورت $y_t = v(B)x_t + \psi(B)a_t$ نوشته شود، وزن‌های ψ_i را بتوان به ازای $k > j$ قابل اغماض انگاشت. کمیت مربوطه بصورت زیر خواهد بود:

$$Q_1 = m \sum_{j=1}^k r_{\hat{a}\hat{a}}^*(j) \quad (7)$$

در رابطه فوق $m=n-s-b-p$ است. آماره Q_1 تقریباً از یک توزیع χ^2 با $(k-p-q)$ درجه آزادی که فقط به تعداد پارامترها در الگوی اغتشاش بستگی دارد، پیروی می‌کند [۹]. در مرحله بعد به منظور بررسی همبستگی متقابل، مستقل بودن سری اغتشاش a_t و سری ورودی x_t را مورد بررسی قرار می‌دهیم. اگر برای یک الگوی مناسب CCF نمونه $r_{\alpha\hat{a}}(k)$ بین \hat{a}_t و α_t طرحی را نشان ندهند و در داخل دو برابر خطای معیارشان واقع شوند، مشابه قسمت قبل از کمیت زیر برای آزمون کردن این مسئله استفاده می‌شود:

$$Q_2 = m \sum_{j=0}^k r_{\alpha\hat{a}}^*(j) \quad (8)$$

بطور خلاصه، برای این که یک الگوی تابع انتقال مناسب باشد، باید $r_{\alpha\hat{a}}(k)$ و $r_{\hat{a}\hat{a}}(k)$ معنی دار نبوده و طرحی را نشان ندهند چون الگوی اغتشاش با یک تابع انتقال نادرست آلوده می‌شود، در بررسی درستی تشخیص الگوهای تابع انتقال، بهتر است از همبستگی متقابل استفاده کنیم.

در مرحله بعد، به پیش‌بینی عددی پارامترها پرداخته شده است. غالباً، پیش‌بینی‌های یک سری زمانی Y_t, Y_{t-1}, \dots را می‌توان با استفاده از اطلاعات ناشی از نوعی سری مرتبط بطور قابل توجهی بهتر کرد. این موضوع مخصوصاً وقتی صادق است که تغییرات Y گرایش به قابل پیش‌بینی بودن بوسیله تغییرات X را داشته باشند. بدیهی است برای پیش‌بینی تغییرات Y ابتدا باید تغییرات X را پیش‌بینی کرد. اگر مدل تابع انتقال رسای X و Y بصورت زیر باشد:

$$\delta^*(B)Y_t = \omega^*(B)X_{t-b} + \theta^*(B)a_t \quad (8)$$

اگر برآورد پیش‌بینی Y_{t+1} را که از مبدأ t انجام شده با $\hat{Y}_t(I)$ نشان دهیم برای پیش‌بینی با زمان انتظار I داریم:

$$\hat{Y}_t(1) = \delta_1^* [Y_{t+1-1}] + \dots + \delta_{p+r}^* [Y_{t+1-p-r}] + \dots + \omega_s^* [X_{t+1-1}] - \dots - \omega_{p+s}^* [X_{t+1-b-p-s}] + [a_{t+1}] - \theta_1^* [a_{t+1-1}] - \dots - \theta_{q+r}^* [a_{t+1-q-r}] \quad (10)$$

در مرحله آخر، روند کلی داده‌ها بطور سالانه مورد آزمون قرار گرفته است. ضریب همبستگی رتبه‌ای اسپیرمن بصورت زیر بدست می‌آید:

- ۱- رتبه داده‌ها یعنی R_{y_i} را بدست می‌آوریم، بطوریکه بزرگترین مشاهده y_i دارای $R_{y_i} = 1$ و کوچکترین آن دارای رتبه n است. اگر مقدار چند مشاهده مساوی باشند، میانگین رتبه این چند مشاهده را به عنوان رتبه مشاهدات در نظر می‌گیریم.
- ۲- مقدار اختلاف $d_i = R_{y_i} - i$ را بدست می‌آوریم.
- ۳- ضریب روند r_y بصورت زیر محاسبه می‌شود:

$$r_y = 1 - \frac{\sum_{i=1}^n d_i^2}{n(n^2 - 1)} \quad (11)$$

مطابق فرض صفر، سری زمانی مربوطه دارای روند نیست. می‌توان نشان داد که متغیر:

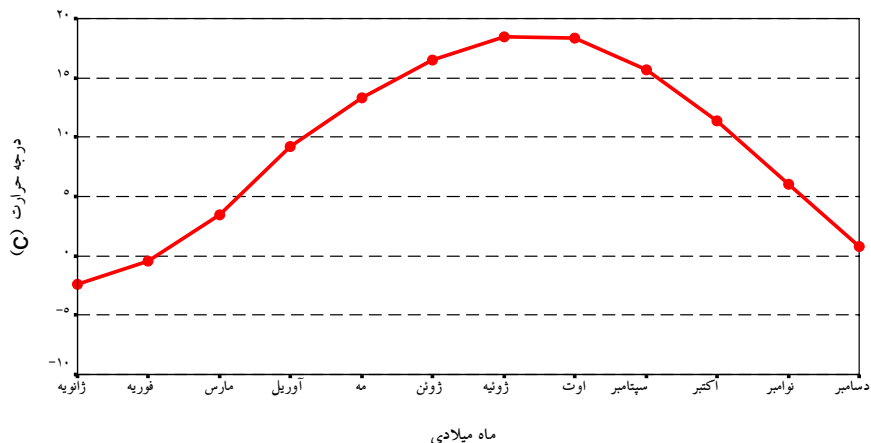
$$t = r_y \sqrt{\frac{n-2}{1-r_y^2}} \quad (12)$$

- ۴- دارای توزیع t -استیودنت با $n-2$ درجه آزادی است.
- مقادیر بحرانی براساس توزیع t -استیودنت بدست می‌آیند. بنابراین فرض صفر هنگامی رد می‌شود که $t > t_{\alpha/2}(n-2)$ و $t < -t_{\alpha/2}(n-2)$ باشد که در آن سطح معنی‌داری مقدار α است [۱۰]. همچنین به منظور انجام مقایسه از روش‌های توی-کندال و پیرسن نیز استفاده شده است.

بحث و بررسی

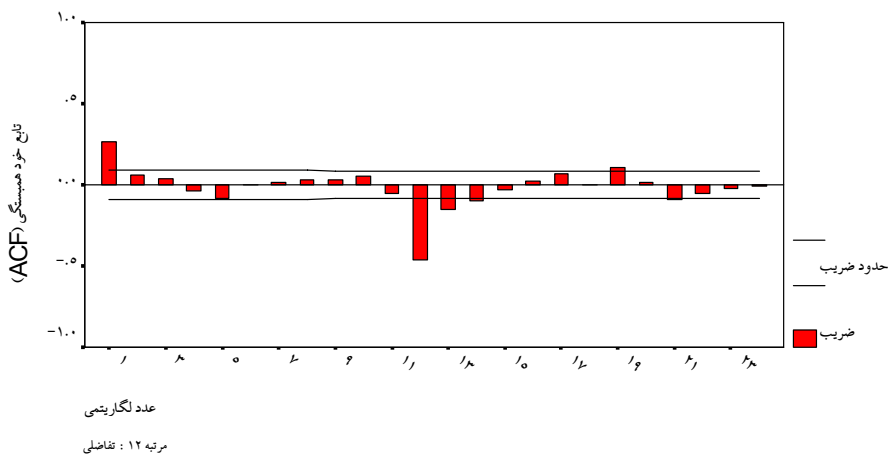
بررسی روند تغییرات دما و بارش ماهانه ایستگاه اردبیل

در مرحله اول جهت بررسی وضعیت اقلیمی، نمودار درجه حرارت نرمال بلندمدت ماهانه ایستگاه اردبیل رسم شده است (شکل ۱).

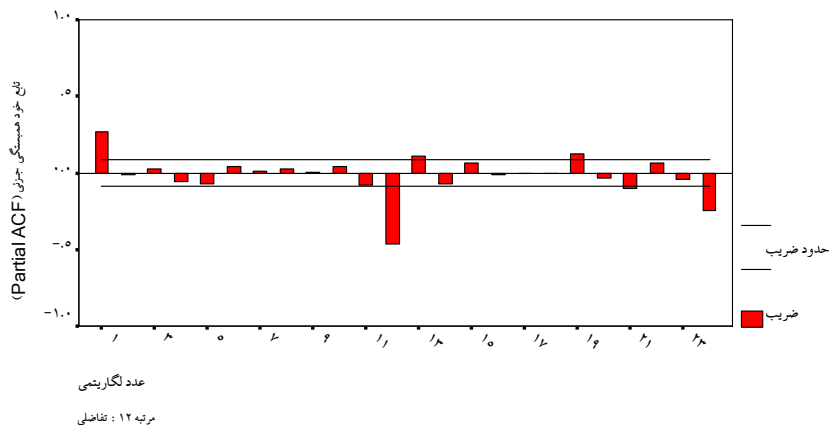


شکل ۱- دمای ماهانه نرمال بلندمدت ایستگاه اردبیل

پس از آن جهت مدل بندی سری زمانی دمای ماهانه ایستگاه، نمودار تابع خودهمبستگی (ACF) و تابع خودهمبستگی جزئی (PACF) سری زمانی تفاضلی شده مرتبه ۱۲ دمای ماهانه رسم و مورد بررسی قرار گرفته است (شکل های ۲ و ۳).



شکل ۲- تابع خودهمبستگی سری زمانی تفاضلی شده دمای ماهانه ایستگاه اردبیل



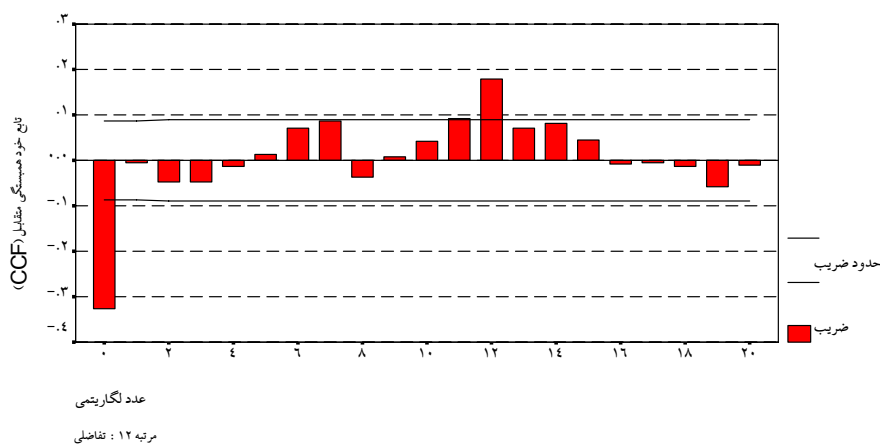
شکل ۳- تابع خودهمبستگی جزئی سری زمانی تفاضلی شده دمای ماهانه ایستگاه اردبیل

همانطور که مشاهده می‌شود، سری زمانی دمای ماهانه در قدم‌های مضارب ۱۲ دارای همبستگی معنی‌داری هستند. براساس ساختار تابع خودهمبستگی سری زمانی مدل مناسب سری زمانی دمای ماهانه که روند فصلی دارد، بصورت زیر می‌باشد:

$$(1-B^{12})(1-0.34284B)x_t = (1+0.3145B)(1-0.85997B^{12})a_t \quad (13)$$

که یک مدل سری زمانی فصلی ضربی $ARIMA(1,0,1)(0,1,1)_{12}$ است. با داشتن مدل سری زمانی دمای ماهانه از طریق این مدل تابع انتقال بارش ماهانه بدست می‌آید. در ابتدا با بدست آوردن نمودار تابع خودهمبستگی متقابل دما و بارش ماهانه شکل ۴ رابطه همبستگی بین دما و بارش ماهانه را مورد بررسی قرار می‌دهیم. لازم به ذکر است که در اینجا از تبدیل تفاضلی شده مرتبه ۱۲ دما و مجذور بارش ماهانه استفاده شده است. همانطور که از شکل ۴ مشخص است، در اینجا نیز همبستگی در قدم‌های صفر و ۱۲ معنی‌دار است. با بررسی شکل ۴ مدل تابع انتقال مناسب بارش ماهانه ایستگاه اردبیل بصورت زیر است:

$$(1-B^{12})y_t = \frac{0.87691}{(1+0.52466B+0.60838B^2)}(1-B^{12})x_t + \frac{(1-0.25604B)(1-0.85903B^{12})}{(1-0.49289B)}a_t \quad (14)$$



شکل ۴- تابع خودهمبستگی متقابل دما و بارندگی ماهانه ایستگاه اردبیل

برای بررسی کفایت مدل تابع انتقال نمودار خودهمبستگی باقیمانده‌های مدل در شکل ۵ ارائه شده است. همانطور که از در این شکل مشخص است، کلیه مقادیر خودهمبستگی باقیمانده‌های مدل بی معنی هستند و این امر نشان دهنده کفایت مدل است.

ارزیابی تشخیصی

قبل از پذیرفتن مدل فوق به عنوان نمایش رسایی از سیستم، بایستی ارزیابی‌های خودهمبستگی و خودهمبستگی متقابل، اعمال شوند. همبستگی‌های متقابل مربوطه بین \hat{a}_t و ورودی پیش نوفه‌ای شده α_t برای ۳۶ فاصله انتظار نخست، در رفتار همبستگی‌های متقابل شواهدی دال بر نارسایی مدل وجود ندارد. زیرا کلیه همبستگی‌ها از حد کران بالا و پایین خطای معیارشان تجاوز نکرده و طرح خاصی را نشان نمی‌دهند. این موضوع با محاسبه ملاک Q_p برابر است با:

$$Q_p = 46 \sum_{j=0}^{35} r_{\alpha \hat{a}}^2(j) = 23 / 629 \quad (15)$$

تایید می‌شود. مقایسه Q_p با جدول χ^2 به ازای $36 - 2 = 34$ درجه آزادی $(k+1) - (s+r+1) = 36 - 2 = 34$ دلایلی بر زیر سوال بردن رسایی مدل بدست نمی‌دهد.

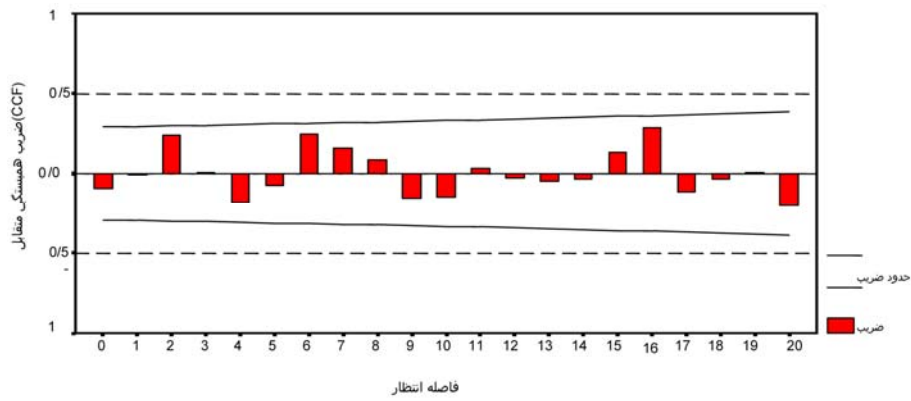
Lag	Covariance	Correlation	-1	9	8	7	6	5	4	3	2	1	0	1	2	3	4	5	6	7	8	9	1	Std Error
0	5.400485	1.00000												*****										0
1	0.0028984	0.00054										.	.											0.044151
2	0.0048780	0.00090										.	.											0.044151
3	-0.021445	-0.00397										.	.											0.044151
4	-0.268819	-0.04978										.*	.											0.044152
5	0.331328	0.06135										.	*											0.044261
6	0.253897	0.04701										.	*											0.044427
7	0.303088	0.05612										.	*											0.044523
8	0.276146	0.05113										.	*											0.044661
9	-0.431623	-0.07992										**	.											0.044775
10	0.136731	0.02532										.	*											0.045052
11	-0.065943	-0.01221										.	.											0.045080
12	0.220046	0.04075										.	*											0.045086
13	0.324215	0.06003										.	*											0.045158
14	0.371856	0.06886										.	*											0.045314
15	0.158851	0.02941										.	*											0.045517
16	-0.063832	-0.01182										.	.											0.045554
17	0.220528	0.04083										.	*											0.045560
18	0.172159	0.03188										.	*											0.045631
19	-0.224075	-0.04149										.*	.											0.045675
20	0.128198	0.02374										.	.											0.045748
21	0.094072	0.01742										.	.											0.045772
22	0.094850	0.01756										.	.											0.045785
23	-0.335929	-0.06220										.*	.											0.045798
24	0.082551	0.01529										.	.											0.045963
25	0.074017	0.01371										.	.											0.045972
26	0.336538	0.06232										.	*											0.045980
27	-0.0089793	-0.00166										.	.											0.046145
28	0.147431	0.02730										.	*											0.046145
29	0.076328	0.01413										.	.											0.046176
30	-0.027665	-0.00512										.	.											0.046185

شکل ۵- تابع خودهمبستگی باقیمانده‌های تابع انتقال بارش ماهانه ایستگاه اردبیل

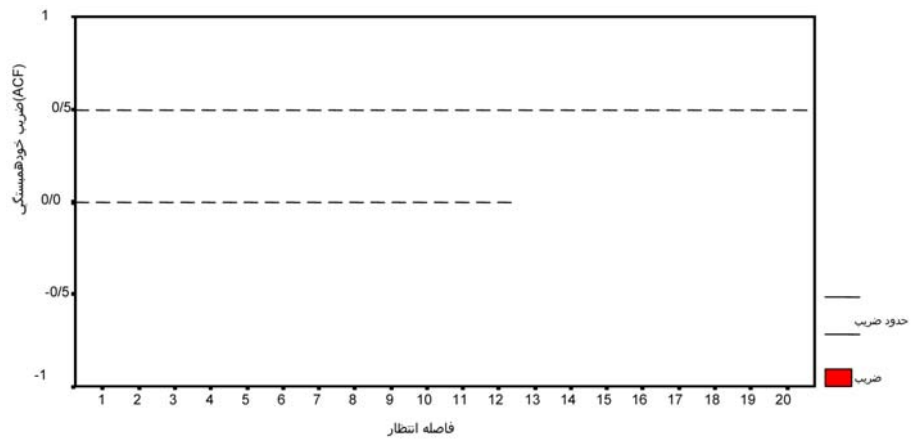
خودهمبستگی‌های باقیمانده‌ها برای ۳۶ فاصله انتظارنخست نیز در شکل‌های ۶ و ۷ نشان داده شده‌اند. در اینجا نیز خودهمبستگیها از حد بالا و پایین خطای معیارشان خارج نشده‌اند از طرف دیگر نمودار خودهمبستگی باقیمانده‌ها طرح خاصی را نشان نمی‌دهد. بنابراین شواهدی دال بر نارسایی مدل وجود ندارد. این موضوع با محاسبه ملاک Q_1 مورد تایید قرار می‌گیرد.

$$Q_1 = 46 \sum_{j=1}^{36} r_{\hat{\alpha}\hat{\alpha}}^2(j) = 22 / 847 \quad (16)$$

مقایسه Q_1 با جدول χ^2 به ازای $k-p-q = 36-1-1 = 34$ درجه آزادی این موضوع را تایید می کند.



شکل ۶- تابع همبستگی متقابل برآورد شده $\hat{\Gamma}_{\alpha\hat{\alpha}}(k)$ بین ورودی پیش نوفه‌ای شده و باقیمانده‌های خروجی برای داده‌های ایستگاه اردبیل

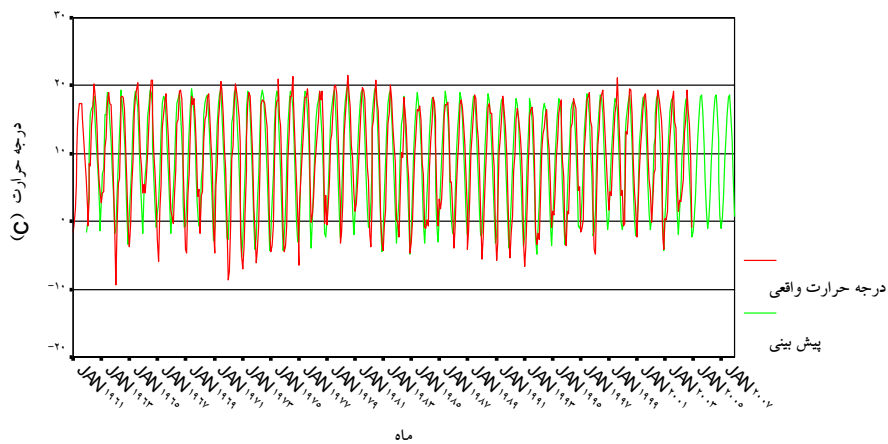


شکل ۷- تابع خودهمبستگی برآورد شده $\hat{\Gamma}_{\hat{\alpha}\hat{\alpha}}(k)$ باقیمانده‌های حاصل از مدل برازنده شده

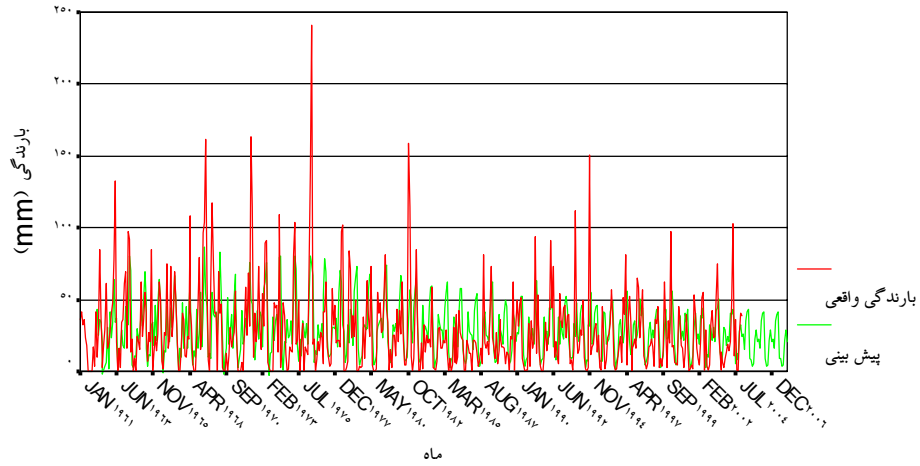
مقادیر پیش بینی شده دما و بارندگی ماهانه سال ۲۰۰۷ در جدول ۱ ارایه و این مقادیر در شکل‌های ۸ و ۹ نیز نمایش داده شده‌اند.

جدول ۱- مقادیر پیش بینی شده دما و بارندگی ماهانه ایستگاه اردبیل در سال ۲۰۰۷

ماه	دما	بارندگی
ژانویه	-۲/۹۴۱۷	۲۲/۸۲
فوریه	۰/۴۸۴۳	۱۶/۴۴
مارس	۳/۱۷۱۶	۳۵/۴۶
آوریل	۸/۶۰۵۴	۴۰/۱۳
می	۱۳/۳۱۶۳	۴۱/۴۳
ژوئن	۱۷/۵۷۶۱	۹/۲۱
ژوئیه	۲۲/۱۱۹۴	۸/۶۷
اوت	۲۳/۷۳۴۱	۳/۵۶
سپتامبر	۲۰/۱۹۴۹	۴/۸۸
اکتبر	۱۵/۵۹۷۰	۲۲/۰۰
نوامبر	۷/۵۰۸۱	۲۸/۶۱
دسامبر	-۰/۸۹۴۰	۲۰/۸۶



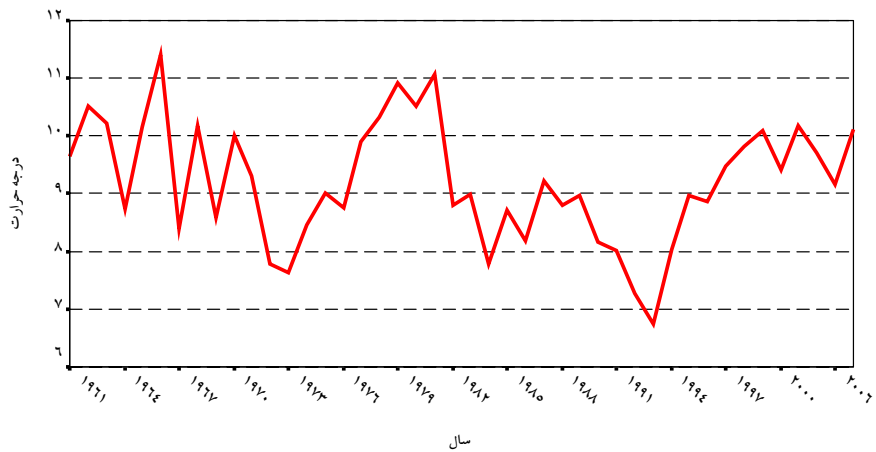
شکل ۸- مقادیر پیش بینی میانگین دمای ماهانه ایستگاه اردبیل طی سال ۲۰۰۷



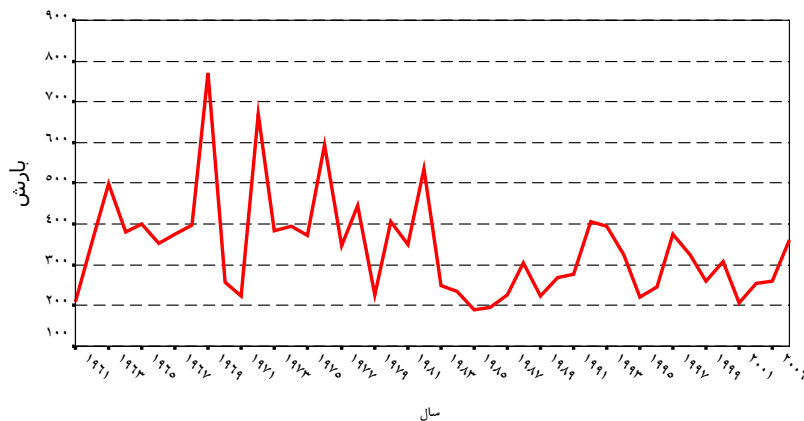
شکل ۹- مقادیر پیش‌بینی میانگین بارندگی ماهانه ایستگاه اردبیل طی سال ۲۰۰۷

بررسی روند تغییرات دما و بارش سالانه ایستگاه اردبیل

به منظور بررسی روند تغییرات دما و بارش سالانه ایستگاه اردبیل ابتدا نمودار سری زمانی بارش و دمای سالانه ترسیم شده است (شکل‌های ۱۰ و ۱۱).

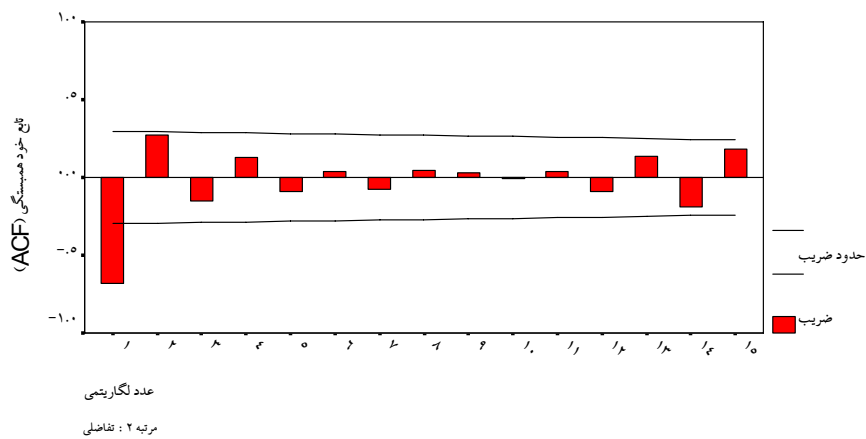


شکل ۱۰- روند تغییرات دمای سالانه ایستگاه اردبیل

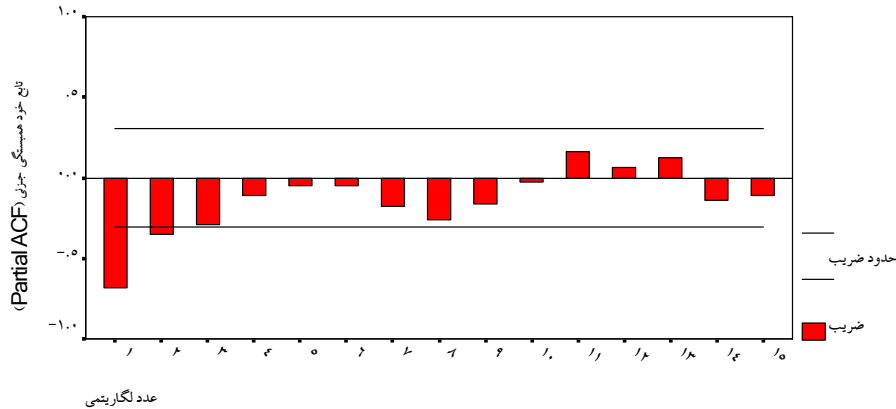


شکل ۱۱- روند تغییرات بارش سالانه ایستگاه اردبیل

برای مدل بندی سری زمانی دمای سالانه ابتدا تبدیل تفاضلی مرتبه دو جهت ایستار کردن بکار برده شده است. بنابراین نمودار تابع خودهمبستگی و خودهمبستگی جزئی سری تفاضلی شده مورد بررسی قرار گرفته است (شکل های ۱۲ و ۱۳).



شکل ۱۲- تابع خودهمبستگی سری زمانی تفاضلی شده دمای سالانه ایستگاه اردبیل



مرتبۀ ۲ : تفاضلی

شکل ۱۳- تابع خودهمبستگی جزئی سری زمانی تفاضلی شده دمای سالانه ایستگاه اردبیل

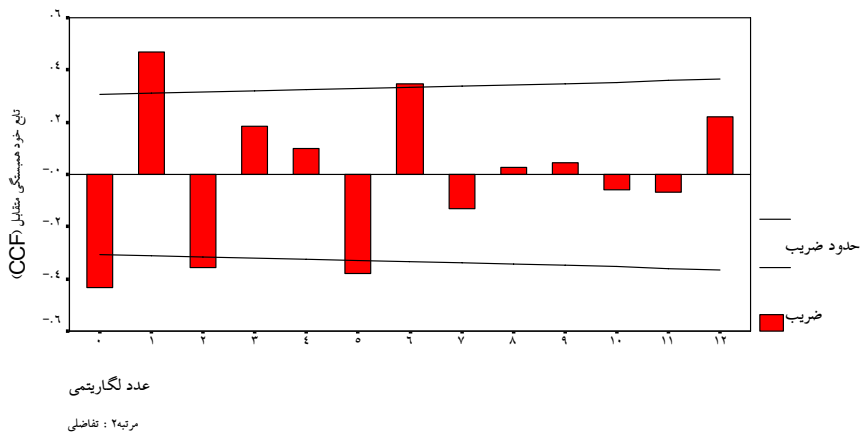
طبق این شکل‌ها مدل سری زمانی دمای سالانه بصورت زیر خواهد بود:

$$(1 + 0.38902B + 0.0805B^2)(1 + 0.87859B)^{-1}(1-B)^2 x_t = \alpha_t \quad (17)$$

که یک مدل $ARIMA(2,2,1)$ است.

برای مدل بندی تابع انتقال بارش سالانه، ابتدا نمودار تابع خودهمبستگی متقابل سری تفاضلی شده مرتبه دوم دمای سالانه و بارش سالانه رسم شده و مورد بررسی قرار گرفته است (شکل ۱۴). براساس این شکل مدل تابع انتقال مناسب بارش سالانه بصورت زیر خواهد بود:

$$(1-B)^2 y_t = \frac{-37/9562}{(1 - 0.24896B + 0.78734B^2)} (1-B)^2 x_t + \frac{(1 + 0.64083B + 0.58877B^2)}{(1 - 0.63747B)} a_t \quad (18)$$



شکل ۱۴- تابع خودهمبستگی متقابل سری تفاضلی شده دما و بارندگی سالانه ایستگاه اردبیل

برای بررسی کفایت مدل تابع انتقال نمودار خودهمبستگی باقیمانده‌های مدل در شکل ۱۵ ارایه شده است.

Lag	Covariance	Correlation	-1	9	8	7	6	5	4	3	2	1	0	1	2	3	4	5	6	7	8	9	1	Std Error
1	256.492	0.01743										*												0.158114
2	-894.940	-0.06082										*												0.158162
3	-2590.565	-0.17604										****												0.158745
4	-2246.293	-0.15265								*		***												0.163553
5	242.048	0.01645								*														0.167077
6	4387.881	0.29818								*					*****									0.167117
7	573.399	0.03897								*				*										0.179927
8	-2472.626	-0.16803								*		***												0.180138
9	-4270.806	-0.29022								*		*****												0.184015
10	-1246.510	-0.08471					*					**												0.195123

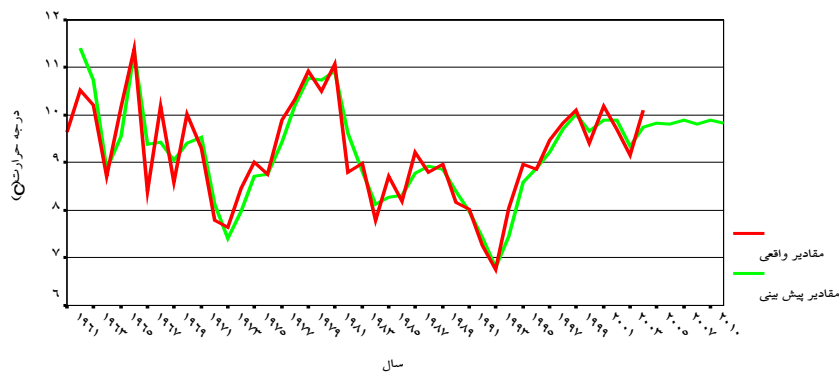
شکل ۱۵- ضرایب خودهمبستگی باقیمانده‌های مدل تابع انتقال بارش سالانه ایستگاه اردبیل

همانطور که از شکل فوق مشخص است، مقادیر k خودهمبستگی باقیمانده‌های مدل بی‌معنی هستند و این امر نشان دهنده کفایت مدل است. مقادیر پیش بینی شده دما و بارش سالانه طبق این مدل در جداول ۲ و ۳ ارایه و این مقادیر در شکل‌های ۱۶ و ۱۷ نیز نمایش داده شده است.

جدول ۲- مقادیر پیش‌بینی شده دمای سالانه ایستگاه اردبیل

طی سال‌های ۲۰۰۷ تا ۲۰۱۰

سال	پیش‌بینی	ضریب اطمینان ۹۵٪	
۲۰۰۷	۹/۸۹۲۲	۷/۳۴۲۰	۱۲/۵۴۲۳
۲۰۰۸	۹/۸۲۰۵	۶/۹۴۸۰	۱۲/۶۹۳۰
۲۰۰۹	۹/۸۸۵۹	۶/۶۷۲۹	۱۳/۰۹۸۸
۲۰۱۰	۹/۸۲۲۶	۶/۴۲۷۴	۱۳/۲۱۷۸



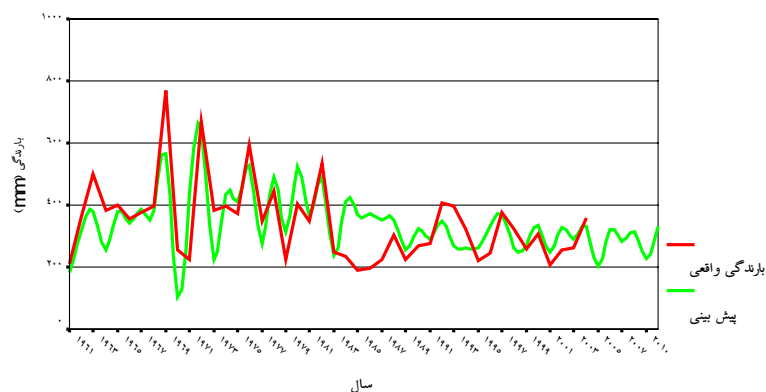
شکل ۱۶- مقادیر پیش‌بینی شده دمای سالانه ایستگاه اردبیل

طی سال‌های ۲۰۰۷ تا ۲۰۱۰

جدول ۳- مقادیر پیش‌بینی شده بارش سالانه ایستگاه اردبیل

طی سال‌های ۲۰۰۷ تا ۲۰۱۰

سال	پیش‌بینی	ضریب اطمینان ۹۵٪	
۲۰۰۷	۲۸۲/۴۹۳۱	۸/۳۵۳۰	۵۵۶/۶۳۳۲
۲۰۰۸	۳۱۴/۶۸۶۴	۲۶/۴۴۵۲	۶۰۲/۹۲۷۶
۲۰۰۹	۲۲۸/۵۸۷۶	-۸۸/۳۳۳۵	۵۴۵/۵۰۸۶
۲۰۱۰	۳۳۱/۸۲۶۹	۹/۷۹۸۱	۶۵۳/۸۵۵۶



شکل ۱۷- مقادیر پیش‌بینی شده بارش سالانه ایستگاه اردبیل در ۴ سال آینده

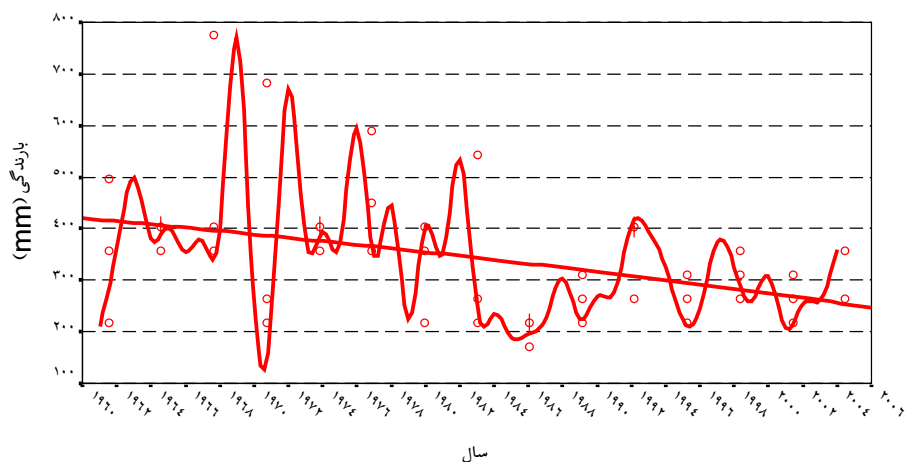
آزمون روند داده‌ها

آزمون روند در ارتباط با داده‌های میانگین دما و بارش سالانه براساس سه روش مطرح شده (اسپیرمن، پیرسن، توی-کندال) برای ایستگاه اردبیل انجام شده است. معیار ارزیابی آزمون‌ها مقدار P_value آنها است. اگر مقدار P_value کوچکتر از مقدار سطح معنی‌داری $\alpha=0/05$ باشد، نشاندهنده رد فرض صفر یا صفر نبودن همبستگی و در نتیجه وجود روند داده‌ها است. بر این اساس نتایج بدست آمده از این روش‌ها نشان‌دهنده عدم وجود روند معنی‌دار در داده‌های میانگین دمای سالانه و وجود روند معنی‌دار در کاهش میانگین بارش سالانه در ایستگاه اردبیل می‌باشد. نتایج حاصل از آزمون روند در جدول ۴ ارائه شده است.

جدول ۴- نتایج آزمون روند درجه حرارت و بارندگی سالانه ایستگاه اردبیل

پارامتر	ضریب همبستگی پیرسن	P_VALUE	ضریب همبستگی کندال	P_VALUE	ضریب همبستگی اسپیرمن	P_VALUE
درجه حرارت	-۰/۱۷۳	۰/۲۹۲	-۰/۰۷۰	۰/۵۰۴	-۰/۱۳۷	۰/۳۷۶
بارندگی	-۰/۳۸۳	۰/۰۱۰	-۰/۳۳۹	۰/۰۲۲	-۰/۳۷۳	۰/۰۱۳

بررسی شکل ۱۹ نیز مشخص‌کننده روند نزولی میزان بارندگی سالانه ایستگاه اردبیل طی دوره آماری مورد مطالعه است.



شکل ۱۹- روند تغییرات بارندگی ایستگاه اردبیل طی دوره آماری (۱۹۶۱-۲۰۰۶)

نتیجه گیری

در این تحقیق با بهره گیری از مدل تابع انتقال خطی که از جمله روش های تحلیل سری های زمانی است، تغییرات زمانی بارش و دما در ایستگاه سینوپتیک اردبیل مورد بررسی و تحلیل قرار گرفت. براساس این روش ها مشخص شد که روند بارش سالانه طی دوره آماری مورد مطالعه کاهش معنی داری داشته است درحالی که بررسی های به عمل آمده بر روی مدل، نشان دهنده عدم وجود روند معنی دار در میانگین دمای سالانه در این ایستگاه می باشد.

مدل انتخاب شده در این مطالعه برای بررسی سری های زمانی دمای ماهانه مدل $ARIMA(1,0,1)(0,1,1)_2$ که یک مدل سری زمانی فصلی ضربی است و مدل مناسب برای بررسی میانگین دمای سالانه مدل $ARIMA(2,2,1)$ انتخاب شده است.

منابع

- ۱- اسماعیلیان، م.، ۱۳۸۴، کتاب آموزشی spss12، انتشارات ناقوس، ص ۲۵۳.
- ۲- بختیاری، ب.، ۱۳۸۲، نگرش تحلیلی بر تغییر اقلیم بارندگی و دمای شهر کرمان، سومین کنفرانس تغییر اقلیم، دانشگاه اصفهان، ص ۱۸۱.
- ۳- بزرگ نیا، ا.، ۱۳۷۶، تجزیه و تحلیل سری های زمانی و پیش بینی، انتشارات آستان قدس رضوی.

- ۴- ترابی، س.، ۱۳۸۰، بررسی و پیش بینی تغییرات دما و بارش در ایران، استاد راهنما جهانبخش، سعید، دانشگاه تبریز، دانشکده علوم اجتماعی و انسانی، گروه جغرافیای طبیعی، رساله دکتری، ص ۱۸۵.
- ۵- رحیم زاده، ف.، ر.، گلستانه، ۱۳۶۹، مدل بندی و پیش بینی فاکتورهای مجموع بارندگی ماهانه، میانگین درجه حرارت ماهانه، میانگین فشار شهر تهران از دیدگاه سری های زمانی، سازمان هواشناسی کشور، ص ۵۸.
- ۶- طباطبایی، ح.، م.، حسینی، ۱۳۸۲، بررسی تغییر اقلیم در شهر سمنان براساس پارامترهای بارش متوسط ماهیانه و متوسط دمای ماهیانه، سومین کنفرانس تغییر اقلیم، دانشگاه اصفهان، ص ۹۱.
- ۷- عسگری، ا.، ف.، رحیم زاده، ۱۳۸۲، برجستگی نوسان بارش در کشور نسبت به روند و جهش آن، سومین کنفرانس تغییر اقلیم، دانشگاه اصفهان.
- ۸- علیزاده، ا.، غ.، کمالی، ف.، موسوی، م.، موسوی بایگی، ۱۳۸۰، هوا و اقلیم شناسی، دانشگاه فردوسی مشهد، ص ۳۰۸.
- ۹- مشکانی، م.، ۱۳۷۱، تحلیل سری های زمانی: پیش بینی و کنترل، دانشگاه شهید بهشتی.
- ۱۰- مهدوی، م.، م.، طاهرخانی، کاربرد آمار در جغرافیا، انتشارات قومس، ص ۱۵۳.
- ۱۱- ویلیام، دلبیو، اس. وی، ترجمه حسنعلی نیرومند، ۱۳۷۶، تحلیل سری های زمانی، روش های یک متغیری و چند متغیری، دانشگاه فردوسی مشهد.
- 12- Anthony, C., Anuforum and Juddy N., 2004, The influence of Climate Variability and Climate Change on Agricultural Production in Nigeria. EMS Annual Meeting abstracts. Vol. 1, pp. 449.
- 13- Allen, 2004, Observetional Costraints on Future Climate: Robust from Model Dependent Statements of Uncertainty in Climate Forecasting, Contribution to the IPCC Workshop on Communicating Uncrtainary and Risk, pp. 6.
- 14- Box, G.E.P. and Jenkins, G.M., 1976, Time Series Analysis Forecasting and Control, San Francisco.
- 15- Matthias Jacob and Mckendery, Ian and Rick Lee, 2003, Long-Term Changes in Rainfall Intensities in Vancouver, British Columbia, Canadian Water Resources journal, Vol. 28, No. 4, pp. 587.
- 16- Mimikou, M. and Kanellopoulou, S. and Baltas, E., 1995, Human Implication of Changes in the Hydrological Regime due to Climate Change in Northern Greece. Global Environmental Change, Elsevier Science Ltd, JGEC (9): 139-156
- 17- Nicholson S.E., 2000, The Nature of Rainfall Variability over Africa on Time Seals of Decades the Millennia, Global Planet Change, pp. 127-158.