



SARIMA Modeling of Seasonal Rainfalls  
(Case Study: Khorasan Province, Iran)

S. Ashgar Toosi<sup>1</sup>, A. Alizadeh<sup>2</sup>,  
R. Shirmohamadi<sup>3</sup>

**Abstract**

Khorasan province being located in an arid and semi-arid part of Iran, has often experienced drought during the recent years. Occurrence of consequent droughts during the last few years, has shown that drought prediction is a subject that deserves more attention. One way to achieve such goal is modeling the rainfall. In this research, annual rainfall data of the eleven synoptic stations of Khorasan province from 1970 to 2002 have been used. Seasonal autoregressive integrated moving average method (SARMA) was used for modeling the seasonal rainfalls of these stations. Based on this model, the amount of rainfall for spring, fall and winter was predicted. Anomaly zoning was also prepared for Khorasan province.

**Keywords:** Drought, Time series, SARIMA, Autocorrelation, Anomaly

مدل‌سازی SARIMA بارندگی‌های فصلی  
(مطالعه موردی: الگوسازی و پیش‌بینی بارندگی در  
استان خراسان)

شادی آشگر طوسی<sup>۱</sup>، امین علیزاده<sup>۲</sup>، رضا شیرمحمدی<sup>۳</sup>

**چکیده**

باتوجه به قرارگرفتن استان خراسان در ناحیه آب و هوایی خشک و نیمه خشک ایران و وقوع خشکسالی‌های مکرر در سال‌های اخیر، اهمیت پرداختن به مقوله پیش‌بینی خشکسالی بیش از پیش آشکار می‌شود. یکی از روش‌های دستیابی به این هدف مدل‌سازی بارندگی بر اساس الگوهای سری زمانی می‌باشد. در این تحقیق از آمار بارندگی سالانه یازده ایستگاه سینوپتیک استان خراسان طی سال‌های ۲۰۰۲ - ۱۹۷۰ استفاده گردید و با استفاده از الگوهای فصلی - ضربی باکس جنکینز SARIMA<sup>۱</sup> و نرم‌افزار MINITAB، بارندگی‌های فصلی این ایستگاه‌ها مدل‌سازی شد. همچنین براساس نمودارهای خودهمبستگی (ACF)، خودهمبستگی جزئی (PACF) و بررسی تمام الگوهای احتمالی به لحاظ نرمال بودن باقی‌مانده‌ها و ملاک کمترین مربعات خطا (MSE)، بهترین الگو برای بارندگی‌های فصلی بدست آمد. در نهایت با استفاده از مدل‌های بدست آمده در هر ایستگاه مقادیر بارندگی فصول بهار، پاییز و زمستان سال آتی پیش‌بینی و با مقایسه با میانگین درازمدت هر فصل، نقشه‌های آنومالی ترسیم گردید.

**کلمات کلیدی:** خشکسالی، سری زمانی، SARIMA،  
خودهمبستگی، آنومالی

1. Irrigation specialist, Toos-Ab Consulting Eng., Mashad, Iran  
2. Professor of irrigation, Ferdowsi, Univ. of Mashad, Iran, alizadeh@um.ac.ir  
3. Agronomist, Agricultural Regulation office, Mashad, Iran

۱- کارشناس ارشد آبیاری، مهندسین مشاور طوس‌آب، مشهد، ایران  
۲- استاد دانشگاه فردوسی، دانشکده کشاورزی، گروه آبیاری، مشهد، ایران  
۳- کارشناس کشاورزی، مشهد، سازمان نظام مهندسی کشاورزی

## ۱- مقدمه

Noakes et al. (1985) قدرت پیش‌بینی‌های کوتاه مدت در مدل‌های ARIMA فصلی، ARIMA غیرفصلی (اثرات فصلی در آن از بین رفته باشد) و مدل‌های اتورگرسیو دوره‌ای PAR را روی سری ۳۰ ماهه جریان مقایسه کرده و نشان دادند که مدل‌های اتورگرسیو دوره‌ای دقیق‌ترین پیش‌بینی را دارند. آنها همچنین برتری تبدیل لگاریتمی به دیگر تبدیل‌های باکس - کاکس را بر اساس روش حداکثر درست‌نمایی بدست آوردند.

Haltiner and Salas (1988) از یک مدل ARMA(1,1) فصلی در مدل‌سازی دو متغیره جریان ماهانه در رودخانه‌های Yampa و White در شمال غربی کالیفرنیا استفاده کردند. آنها پارامترهای مدل را از دو روش حداکثر درست‌نمایی و گشتاورها بدست آورده و با یکدیگر مقایسه کردند.

Noakes et al. (1988) قدرت پیش‌بینی‌های یک ساله در مدل‌های ARMA، ARMA جزئی، مدل‌های انحرافات جزئی، مدل مارکف و مدل‌های رگرسیون ناپارامتری را در سری سالانه جریان رودخانه مقایسه کردند و به این نتیجه رسیدند که تفاوت قابل ملاحظه‌ای بین روش‌های یاد شده وجود ندارد اما به نظر می‌رسد که مدل‌های جزئی ساده از چهار روش دیگر مناسب‌تر باشند.

Kendall and Dracup (1991) از یک مدل AR(1) در ساخت داده‌های مصنوعی سالانه در رودخانه کلرادو استفاده کردند، همچنین احتمال ذخیره آب در دریاچه‌های Powel و Mead را با استفاده از یک دوره شبیه‌سازی ۳۲ ساله بدست آوردند و نشان دادند که داده‌های تولید شده توسط مدل AR(1) توانایی ذخیره بیش از ۵۰٪ ظرفیت دریاچه را دارد.

Bulando et al. (1996) از مدل‌های ARIMA جهت پیش‌بینی بارندگی‌های ساعتی در زمان وقوع آن استفاده کردند و نتایج بدست آمده را با داده‌های باران سنج مقایسه کردند.

Toth et al. (1998) کاربرد مدل‌های تصادفی و مدل‌های فرضی را در به‌روزر کردن پیش‌بینی دبی سیلاب در هنگام وقوع آن مورد بررسی قرار دادند. آنها شش مدل تصادفی مختلف در رودخانه Fornacina Sieve را مورد آزمون قرار داده و پیش‌بینی‌ها را با یکدیگر مقایسه کردند. مقایسه مدل‌های مختلف نشان داد که مدل ARMA(1,1) مناسب‌ترین مقدار پیش‌بینی را نسبت به سایر مدل‌ها دارا می‌باشد. آنها همچنین نشان دادند که زمان تقدم پیش‌بینی نباید از حد آستانه ۴ ساعت بیشتر شود.

خشکسالی پدیده‌ای آرام و مرموز است که معمولاً با کاهش بارندگی و رطوبت نسبی، همچنین افزایش درجه حرارت و سرعت باد همراه است. عواقب ناشی از این پدیده در بخش‌های مختلف، بویژه بخش کشاورزی که عمده‌ترین مصرف‌کننده آب به شمار می‌رود، خسارات زیادی وارد می‌نماید. در دهه‌های اخیر در میان حوادث طبیعی که جمعیت‌های انسانی را تحت تأثیر قرار داده‌اند، تعداد و فراوانی این پدیده بیش از سایر حوادث بوده است (محمد نیا قرایی و همکاران، ۱۳۷۹). در همین راستا کشورهای مختلف تلاش کردند تا از روش‌هایی مناسب جهت مقابله با خشکسالی استفاده نمایند. جهت مقابله با خشکسالی که یک رخداد خزننده است دو نوع مدیریت وجود دارد:

۱- مدیریت بحران

۲- مدیریت ریسک

ارزیابی‌های انجام شده در زمینه خشکسالی، نشان داده است که اعمال مدیریت بحران منجر به واکنش‌های عجولانه، ناکافی و بی‌نتیجه بودن هماهنگی‌ها شده است و میزان آسیب‌پذیری در مقابل خشکسالی را افزایش می‌دهد و باعث صرف هزینه‌های کلانی جهت جبران این خسارت می‌گردد. استفاده از روش‌های مختلف پیش‌بینی و تهیه مقدمات احتمال وقوع خشکسالی، به ارائه طرح‌هایی برای آماده‌سازی در مقابل خشکسالی کمک می‌نماید. نتایج حاصل از این طرح‌ها، به کاهش خسارات ناشی از خشکسالی به عنوان یک بلای طبیعی منجر می‌شود. تحقیق حاضر با هدف مدل‌سازی داده‌های بارندگی به منظور پیش‌بینی بارندگی و خشکسالی انجام شده است. در زیر به برخی از تحقیقات انجام شده در زمینه مدل‌سازی با استفاده از سری‌های زمانی پرداخته می‌شود.

در زمینه استفاده از سری‌های زمانی در مدل‌سازی پارامترهای هیدرولوژیکی همچون بارندگی، درجه حرارت و جریان‌های رودخانه، پژوهش‌های متعددی صورت گرفته است. Rao and Padmanabhan (1984) سری‌های شاخص خشکسالی پالم را در ایالت آیوا طی سال‌های (۱۹۶۲-۱۹۳۰) و ایالت کانزاس (۱۹۶۲-۱۸۸۷) مورد بررسی قرار دادند. هدف اصلی آنها مدل‌سازی سری شاخص پالم جهت شبیه‌سازی و پیش‌بینی این شاخص می‌باشد. آنها قدرت پیش‌بینی مدل‌های اتورگرسیو را در ساخت سری پالم ماهانه و سالانه مورد بررسی قرار داده و به این نتیجه رسیدند که پیش‌بینی‌های سالانه دقت کمتری دارند. آنها از این مدل‌سازی در جهت تولید داده‌های مصنوعی که ویژگی‌های مهم آماری نظیر نوسانات شدید و طولانی‌مدت اولیه در آنها حفظ شده است، استفاده کردند.

## تعریف سری زمانی

سری زمانی به مجموعه‌ای از مشاهدات و یا مقادیر ثبت شده از یک متغیر اطلاق می‌شود که بر حسب زمان مرتب شده باشد. هدف از مطالعه سری زمانی تعیین قانونمندی و شناسایی رفتار آن جهت پیش‌بینی در آینده می‌باشد. سری‌های زمانی دارای انواع مختلف یک متغیره و چند متغیره، همبسته و ناهمبسته، ایستا و نایستا هستند. مفهوم ایستایی این است که قوانین احتمالاتی حاکم بر فرآیند در طول زمان تغییر نکند و یا به عبارت دیگر، روند حاکم بر فرآیند در طول زمان ثابت باشد. ایستایی در سری‌های زمانی خود بر چند قسم است:

- ۱- ایستایی در میانگین
- ۲- ایستایی در واریانس
- ۳- ایستایی در کواریانس

بر خلاف شرایط ایستا، چنانچه پارامترهای آماری سری زمانی ثابت نباشد، سری نایستا خواهد بود. نایستایی در سری‌های زمانی ممکن است به صورت نایستایی در روند، پرش و یا تغییرات دوره‌ای ظاهر شود. از آنجا که ایستایی شرط اولیه در مدل‌سازی سری‌های زمانی است، لذا در ابتدا لازم است تا سری داده‌ها ایستا گردند. جهت ایستا کردن سری‌های زمانی از دو روش تفاضلی کردن و تبدیلات پایداری واریانس استفاده می‌شود. که اولی جهت ایستا کردن در میانگین و دومی جهت ایستا کردن در واریانس داده‌ها بکار می‌رود. جزئیات بیشتر در مورد نحوه ایستا کردن و فرمول‌های بکار رفته جهت ایستایی داده‌ها در اکثر کتاب‌های سری زمانی موجود می‌باشد.

## مدل‌های اتورگرسیو - میانگین متحرک فصلی

$SARIMA(p,d,q)(P,D,Q)_s$

بطور کلی وقتی در یک سری، بعد از هر  $s$  فاصله زمانی پایه، شباهت‌هایی پیدا شود، گفته می‌شود که سری رفتار فصلی یا تناوبی با دوره تناوب  $s$  را از خود نشان می‌دهد. واقعیت بنیادی در مورد سری‌های زمانی فصلی با دوره تناوب  $s$  آن است که مشاهداتی که  $s$  فاصله از هم دور هستند، مشابه هم می‌باشند.

چنانچه  $\{Z_t\}$  به عنوان یک فرآیند فصلی ضربی  $ARIMA$  با درجات غیر فصلی  $(p,d,q)$ ، درجات فصلی  $(P,D,Q)$  و دوره تناوب  $s$  باشد آنگاه مدل فصلی ضربی باکس - جنکینز به صورت زیر خواهد بود:

$$\phi_p(B)\Phi_P(B^S)W_t = \theta_q(B)\Theta_Q(B^S)a_t \quad (1)$$

$$W_t = (I-B)^d(I-B^S)^D Z_t \quad (2)$$

(2001) Ooms and Franses از یک مدل  $ARFIMA$  جهت تولید مصنوعی داده‌های رودخانه Fraser در هلند استفاده کردند و ویژگی‌های طولانی‌مدت نظیر خودهمبستگی‌های فصلی را مورد بررسی قرار دادند و نشان دادند که این ویژگی‌ها با فصل متغیر است و لذا مدل آنها دارای ضرایب خودهمبستگی متفاوت در ماه‌های مختلف سال می‌باشد. نتایج تجزیه و تحلیل آنها نشان می‌دهد که خودهمبستگی طولانی فصلی خصوصاً در ماه‌های فصل بهار و پاییز حایز اهمیت است.

(2003) Hisdal and Tallaksen روش شبیه‌سازی  $Mont Carlo$  را جهت محاسبه احتمال مساحت تحت پوشش خشکسالی‌های هواشناسی و هیدرولوژیکی با استفاده از داده‌های ماهانه بارندگی و رواناب در دانمارک بکار بردند و از مدل  $AR(1)$  جهت بیان خودهمبستگی توابع فراوانی مدل استفاده کردند.

عساکره و خردمندی، (۱۳۸۱) از مدل‌های  $ARIMA$  و  $SARIMA$  در پیش‌بینی درجه حرارت سالانه و ماهانه در منطقه جاسک استفاده کردند. نتایج حاصل از مدل‌سازی سالانه، یک الگوی  $ARIMA(0,1,2)$  را پیش‌بینی می‌نماید که نشان‌دهنده روند افزایشی درجه حرارت سالانه حول یک خط می‌باشد. الگوی  $SARIMA(1,0,3)(0,1,1)$  نیز به عنوان مدل نهایی برای متوسط درجه حرارت ماهانه انتخاب شد. موسوی و همکاران (۱۳۸۱) نیز از مدل‌های  $SARIMA$  در ساخت سری‌های بارندگی و پیش‌بینی خشکسالی استفاده کردند. نتایج آنها نشان داد که این مدل برای مناطق مرطوب کشور (مانند انزلی) نسبت به مناطق خشک (مانند اصفهان) مناسب‌تر است.

## ۲- روش تحقیق

داده‌های اصلی این تحقیق را اطلاعات بارندگی ایستگاه‌های سینوپتیک استان خراسان در طول دوره آماری ۳۳ ساله (۲۰۰۲-۱۹۷۰) تشکیل می‌دهد که از سازمان هواشناسی کشور دریافت شده است. از مجموع ۱۵ ایستگاه سینوپتیک استان خراسان چهار ایستگاه نیشابور، قائن، نهبندان و بشرویه به دلیل وجود خلاءهای آماری زیاد از محاسبات حذف گردیدند. سپس یک الگوی فصلی ضربی  $ARIMA$  برای میانگین بارندگی‌های فصلی در ۱۱ ایستگاه سینوپتیک استان تعیین و پس از بررسی مدل از نظر درستی فرض‌ها، با استفاده از آن، میانگین بارندگی فصلی این ایستگاه‌ها در سال آتی تعیین و نقشه‌های پهنه‌بندی آنومالی بارندگی رسم گردید. شرح سری زمانی و مدل بکار رفته در این تحقیق در زیر آمده است.

که در فرمول بالا B عملگر انتقال پسرو،  $\phi_p$ ،  $\Phi_p$ ،  $\theta_q$  و  $\Theta_Q$  به ترتیب چند جمله‌ای‌هایی از مرتبه p، q، P، Q و هستند، d و D نیز به ترتیب مرتبه تفاضل‌گیری غیر فصلی و فصلی می‌باشند،  $\{a_t\}$  دنباله‌ای از متغیرهای تصادفی مستقل و هم توزیع با میانگین صفر و واریانس  $\sigma_a^2$  می‌باشد.

عملگرهای بکار رفته نیز به صورت زیر تعریف می‌گردند:

$$\phi_p(B) = 1 - \phi_1 B - \phi_2 B^2 - \dots - \phi_p B^p \quad (3)$$

$$\theta_q(B) = 1 - \theta_1 B - \theta_2 B^2 - \dots - \theta_q B^q \quad (4)$$

$$\Phi_p(B^S) = 1 - \Phi_1 B^S - \Phi_2 B^{2S} - \dots - \Phi_p B^{pS} \quad (5)$$

$$\Theta_Q(B^S) = 1 - \Theta_1 B^S - \Theta_2 B^{2S} - \dots - \Theta_Q B^{QS} \quad (6)$$

شرط کافی برای اینکه فرآیند تصادفی  $\{W_t\}$  ایستا باشد، این است که قدر مطلق هر یک از ریشه‌های دو معادله  $\phi_p(B) = 0$  و  $\Phi_p(B^S) = 0$  بزرگتر از واحد باشد و برای قابل استفاده بودن مدل در پیش‌بینی، شرط معکوس‌پذیری  $\{W_t\}$  نیز لازم است. یک شرط کافی برای معکوس‌پذیر بودن فرآیند  $\{W_t\}$  این است که قدر مطلق هر یک از ریشه‌های دو معادله  $\theta_q(B) = 0$  و  $\Theta_Q(B^S) = 0$  بزرگتر از واحد باشد.

### ساخت مدل SARIMA

مدل SARIMA(p,d,q)، حالت خاصی از رده کلی مدل‌های سری زمانی ARMA می‌باشد که اگر چه لزوماً ایستا نیست، اما همگن بوده و تفاضل مرتبه d آن یک فرآیند ARMA فصلی ایستا می‌باشد. ساخت سری‌های زمانی یک فرآیند تکراری شامل شناسایی، برآورد پارامترها و بررسی درستی تشخیص می‌باشد تا مدلی که از هر نظر مناسب است بدست آید.

قدم اول در شناسایی مدل، رسم نمودار سری زمانی است. از امتحان دقیق نمودار معمولاً ایده خوبی در مورد اینکه آیا سری زمانی دارای روند، ویژگی فصلی، واریانس غیر ثابت و یا پدیده‌های غیر طبیعی و ناپیوستگی دیگر است، بدست می‌آید. این درک معمولاً مبنایی را برای ایجاد یک تبدیل مناسب داده‌ها، فراهم می‌سازد. جهت تأیید درجه تفاضلی‌کردن، ACF و PACF سری اولیه رسم می‌گردد. چنانچه ACF نمونه، بسیار کند تنزل کند (هر ACF به تنهایی ممکن است بزرگ نباشد) و PACF نمونه بعد از تاخیر ۱ قطع گردد، لزوم تفاضلی‌کردن را نشان می‌دهد. با توجه به اینکه مراتب d و D معمولاً از ۲ بیشتر نمی‌شود، می‌توان ترکیب‌های مختلفی از تفاضل‌های فصلی و غیر فصلی با مراتب صفر، ۱ و ۲ را برای d و D در نظر گرفت و آنگاه واریانس سری تفاضلی شده را برای ترکیب‌های

مختلف بدست آورد. مرتبه d و D مناسب از روی سری که دارای کمترین مقدار واریانس است، بدست می‌آید. در مرحله بعد جهت تعیین مرتبه‌های p و q که بالاترین مرتبه از چند جمله‌ای اتورگرسیو  $(1 - \phi_1 B - \dots - \phi_p B^p)$  و q بالاترین مرتبه از چند جمله‌ای میانگین متحرک  $(1 - \theta_1 B - \dots - \theta_q B^q)$  می‌باشد، ACF و PACF نمونه سری که درست تبدیل و تفاضلی شده باشد، محاسبه می‌شود. معمولاً مرتبه‌های مورد نیاز p و q کمتر یا مساوی ۳ هستند. با فرض اینکه  $r(k)$  تابع خودهمبستگی نمونه مربوط به سری تفاضلی شده باشد، مقادیر p و q طوری تعیین می‌شود که  $r(1)$ ،  $r(2)$ ، ...،  $r(s-1)$  بطور معقولی منطبق بر تابع خودهمبستگی نظری فرآیند ARMA(p,q) باشد. سپس نمودار تابع خودهمبستگی نمونه مربوط به سری تفاضلی شده در تأخیرهایی که مضربی از s هستند مورد توجه قرار می‌گیرند. مقادیر P و Q نیز طوری تعیین می‌شوند که

$r(2s)$ ،  $r(3s)$  و... بطور معقولی منطبق بر تابع خودهمبستگی نظری فرآیند ARMA(P,Q) باشد (عساکره و خردمندنیاه، ۱۳۸۱).

پس از شناسایی مدل سری زمانی، پارامترهای مدل برآورد می‌گردند. روش‌های مختلفی جهت برآورد پارامترهای مدل سری زمانی وجود دارند که عبارتند از:

- ۱- روش گشتاورها
- ۲- برآورد کمترین مربعات
- ۳- برآورد حداکثر درست‌نمایی

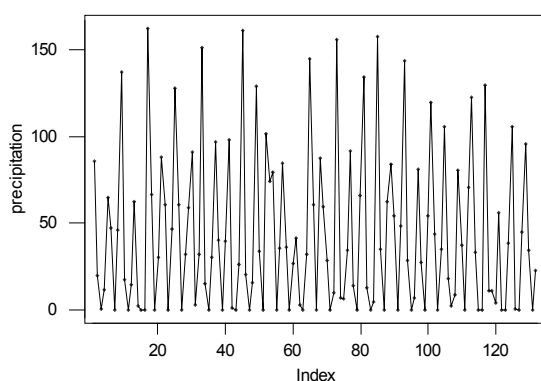
بعد از شناسایی و برآورد پارامترهای مدل، لازم است تا کفایت الگو را با بررسی اینکه آیا فرض‌های الگو برقرار هستند، مورد ارزیابی قرار داد. فرض اساسی این است که  $\{a_t\}$  سری تصادفی محض است یعنی  $a_t$ ها ضربه‌های تصادفی ناهمبسته با توزیع نرمال، میانگین صفر و واریانس ثابت هستند. جهت بررسی نرمال بودن سری باقیمانده‌ها، می‌توان از آزمون‌های K2 یا کولموگروف - اسمیرنوف استفاده نمود. همچنین جهت بررسی تصادفی بودن باقیمانده‌ها نیز می‌توان نمودار ACF و PACF سری باقیمانده‌ها را رسم نمود. این نمودارها نباید طرح خاصی را نشان دهند و ACF و PACF آنها نباید معنی‌دار باشد، به عبارتی چنانچه  $\alpha$  به عنوان سطح معنی‌داری آزمون‌های فوق باشد، اغلب محدوده  $\frac{\pm 2}{\sqrt{n}}$  انتخاب شده و انتظار می‌رود که خود همبستگی باقی‌مانده‌ها در داخل این محدوده قرار گیرد.

## – ملاک انتخاب الگو

توصیه می‌نماید که بر اساس مراحل تکراری حاصل شده است. در کاربردهای عملی مقادیر  $p$  و  $q$  معمولاً کمتر از ۳ بوده و در تعدادی از ایستگاه‌ها مقادیر این پارامترها بیشتر از ۳ برآورد گردیده است که این مطلب نشان دهنده آن است که این مدل بر مبنای طی کلیه مراحل ساخت و تشخیص مدل بهینه انجام شده است. مدل‌های ساده‌تر با یک یا دو تاخیر زمانی نظیر مدل‌های  $SARIMA(1,0,1)(1,1,1)$  و  $SARIMA(2,0,2)(1,1,1)$  و مدل‌های مشابه، در مورد این ایستگاه‌ها بررسی شد و نتایج نشان داد که پارامترهای  $p$  و  $q$  در آنها معنی‌دار نمی‌باشند لذا مدل بهینه بدست آمده در سایر ایستگاه‌ها بعد از طی کلیه مراحل به قرار زیر بدست آمد:

- ایستگاه‌های بجنورد، فردوس، گناباد، کاشمر، سرخس و سبزوار،  $SARIMA(3,0,3)(1,1,0)$
- ایستگاه‌های مشهد و تربت‌حیدریه،  $SARIMA(2,0,2)(2,1,0)$
- ایستگاه قوچان،  $SARIMA(3,0,3)(0,1,0)$
- ایستگاه گل‌مکان،  $SARIMA(3,0,3)(0,1,1)$

لازم به ذکر است که در تعدادی از ایستگاه‌ها به دلیل نالیستایی زیاد در واریانس داده‌ها و عدم وجود یک مدل مناسب بر روی داده‌های اصلی، از یک فرآیند تبدیلی مناسب استفاده گردید. تست نرمال بودن داده‌ها با رسم نمودار توزیع نرمال و استفاده از آزمون کولموگروف-اسمیرونوف انجام شد، بر همین اساس در ایستگاه‌هایی که سری داده‌ها نرمال نبودند از یک فرآیند تبدیلی مناسب استفاده گردید و نرمال بودن سری تبدیلی نیز با استفاده از همین روش آزمون گردید. مقدار  $\lambda$  مناسب در ایستگاه‌های فردوس و گناباد ۰/۵ و در ایستگاه کاشمر ۰/۲۵ بدست آمد، در بقیه ایستگاه‌ها تبدیلی صورت نگرفت.



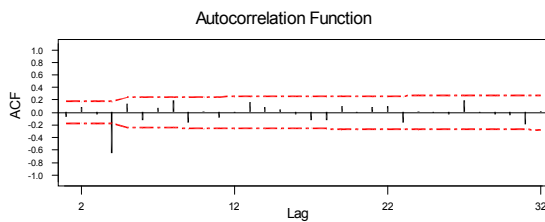
شکل ۱- نمودار سری زمانی بارندگی

در تحلیل سری‌های زمانی یا بطور کلی‌تر در تحلیل داده‌ها، ممکن است چندین الگوی مناسب برای نشان دادن یک مجموعه داده‌های معلوم مورد استفاده قرار گیرد. گاهی اوقات انتخاب آسان است ولی در مواقع دیگر، انتخاب می‌تواند بسیار مشکل باشد. بدین ترتیب، ملاک‌های بی‌شماری برای مقایسه الگوها معرفی شده‌اند که با روش‌های شناخت الگو متفاوت هستند. برخی از این ملاک‌ها بر مبنای آماره‌های خلاصه شده از باقی‌مانده‌ها (که از یک الگوی برازش شده محاسبه می‌شوند) قرار دارند و برخی دیگر بر پایه خطای پیش‌بینی (که از پیش‌بینی‌های خارج نمونه محاسبه می‌گردند) تعیین می‌شوند. در مورد روش اول می‌توان به محک AIC (اکایکه) و BIC، ملاک SBC (شوارتز)، ملاک CIA (پارزن) و در مورد انتخاب الگو بر مبنای خطای پیش‌بینی، می‌توان به روش میانگین درصد خطا (MPE)، میانگین مربعات خطا (MSE)، میانگین قدر مطلق خطا (MAE) و میانگین قدر مطلق خطا (MAPE)، اشاره کرد. مدلی که آماره‌های فوق در آنها کمتر باشد، به عنوان مدل مناسب انتخاب می‌گردد. آزمون و بررسی این ملاک‌ها توسط بسیاری از نرم‌افزارهای آماری قابل محاسبه است. در این مقاله از آماره MSE که یکی از ملاک‌های انتخاب الگو بر پایه خطای پیش‌بینی می‌باشد استفاده شده است.

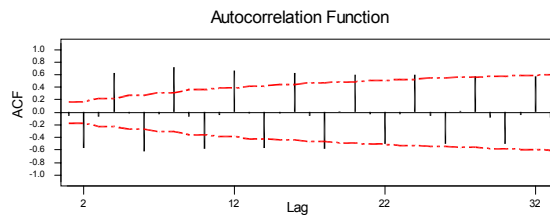
## ۳- نتیجه‌گیری

مطابق با مراحل ارائه شده در بالا در ابتدا نمودار سری زمانی داده‌های بارندگی و همچنین نمودارهای خودهمبستگی (ACF) و خودهمبستگی جزئی (PACF) سری مورد بررسی قرار گرفت. تمامی ایستگاه‌ها وجود یک روند فصلی و نالیستایی در سری را نشان می‌دهند. لذا در مرحله اول، داده‌ها تفاضلی شده تا ایستا گردند. این عمل با امتحان خودهمبستگی سری‌های تفاضلی شده مختلف تا پیدا کردن یک سری که نسبتاً سریع به صفر تنزل یابد و اثر فصلی تا اندازه زیادی حذف شود ادامه می‌یابد. نتایج حاصل از این مرحله، برای ایستگاه بیرجند در شکل‌های (۱) تا (۵) ارائه شده است. همانطور که از نمودارها مشخص است فرآیند تفاضل‌گیری فصلی مرتبه اول ( $D=1$ ) برای ایستا کردن سری‌های فصلی بارندگی کافی است.

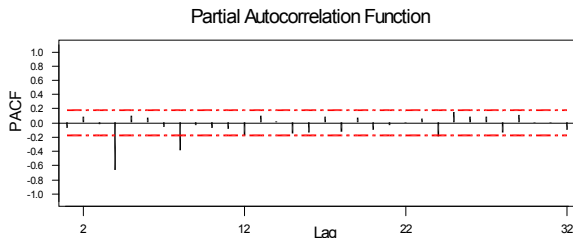
جهت اطمینان بیشتر مقادیر میانگین و واریانس سری تفاضل‌گیری شده مختلف برای ایستگاه بیرجند در جدول (۱) ارائه شده است. در این جدول  $\bar{W}$  میانگین و  $S_w^2$  واریانس سری تفاضل‌گیری شده می‌باشد. همانطور که از این جدول مشخص است سری تفاضلی شده فصلی مرتبه اول دارای کمترین میزان واریانس می‌باشد. نتایج الگوسازی در ایستگاه بیرجند مدل  $SARIMA(2,0,2)(2,1,0)$  را



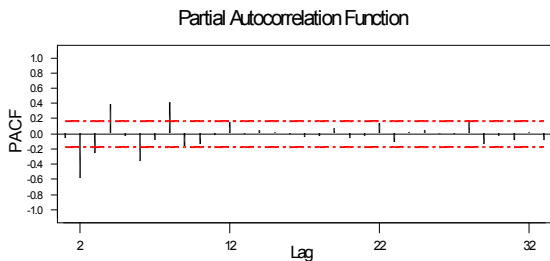
شکل ۴ - خودهمبستگی سری تفاضلی فصلی مرتبه اول (D=1)



شکل ۲ - خودهمبستگی بارندگی



شکل ۵ - خودهمبستگی جزئی سری تفاضلی فصلی مرتبه اول (D=1)



شکل ۳ - خودهمبستگی جزئی بارندگی

جدول ۱- مقایسه میانگین و واریانس سری‌های تفاضلی گیری شده در ایستگاه بیرجند

$S_w^2$	$\bar{W}$	n	D	d
۲۰۸۱/۲۷۶	۴۲/۹۵۵	۱۳۲	۰	۰
۱۵۲۱/۰۷۸	۰/۲۷۵۰۰	۱۲۸	۱	۰
۴۴۵۰/۰۹۱	-۰/۴۸۲۴۴	۱۳۱	۰	۱
۳۲۸۸/۷۹۳	-۰/۰۰۹۴۴۸۸	۱۲۷	۱	۱
۶۶۳۱/۳۳۳	-۰/۶۳۶۱۵	۱۳۰	۰	۲
۲۷۹۴/۶۰۲	-۰/۲۳۰۹۵	۱۲۶	۱	۲
۱۱۱۴۷/۱۳۶	-۰/۹۹۵۹۳	۱۲۳	۲	۱
۹۶۵۳/۶۵۲	-۰/۵۳۱۱۵	۱۲۲	۲	۲

پس از تشخیص الگوی فصلی آزمایشی در سری زمانی بارندگی‌های فصلی، لازم است تا پارامترهای الگو برآورد گردد. جهت برآورد پارامترهای الگو در Minitab از روش کمترین مربعات غیر شرطی استفاده می‌شود. نتایج حاصل از برآورد پارامترها، در ایستگاه‌های مورد بررسی، در جدول (۲) ارائه شده است. در این جدول، جهت بیان معنی‌داری ضرایب مدل از آماره t و مقدار p-value متناظر آن استفاده شده است. مقدار آماره t عبارت است از نسبت پارامترهای مدل به انحراف معیار متناظر آن. جهت بیان معنی‌داری ضرایب لازم است تا p-value متناظر آماره t مربوط به هر پارامتر، کمتر از ۰/۰۵ باشد که در تمامی ضرایب این شرط صادق است. مقدار SS (مجموع مربعات خطا) و MS (میانگین مربعات خطا) و DF (درجه آزادی) مربوط به هر مدل نیز در جدول (۳) ارائه شده است. با توجه به مطالب عنوان شده جهت بررسی درستی تشخیص مدل، لازم است تا نمودار باقی‌مانده‌ها از نظر نرمال بودن مورد

بررسی قرار گیرد. برای این منظور می‌توان از آماره t جهت بیان معنی‌داری آزمون استفاده کرد. برای نرمال بودن باقی‌مانده‌ها لازم است که p-value متناظر آن بزرگتر از ۰/۰۵ باشد. همچنین جهت بررسی تصادفی بودن، نمودار باقی‌مانده‌ها در مقابل مقادیر بدست آمده از مدل رسم گردید. اگر الگو مناسب باشد، انتظار می‌رود که این نمودار دارای یک توزیع مستطیلی بدون روند حول سطح افقی صفر باشد. جهت بررسی عدم همبستگی باقی‌مانده‌ها نیز نمودار ACF و PACF مربوط به آنها رسم گردید. بطور کلی در یک الگوی مناسب، باید خودهمبستگی برآورد شده از باقی‌مانده‌ها از خطای معیار آنها یعنی مقدار  $\pm \frac{2}{\sqrt{n}}$  که در نمودارهای مربوطه، با دو خط مرزی نمایش داده می‌شود، کمتر باشد. نمودارهای مربوط به این قسمت برای ایستگاه بیرجند در شکل‌های (۶) تا (۹) ارائه شده است که همگی صحت نتایج بدست آمده را تصدیق می‌نمایند.

جدول ۲- برآورد پارامترهای مدل

P	T	SE	مقدار	پارامتر	مدل	ایستگاه
۰/۰۱۹	-۲/۳۸	۰/۲۲۴۰	-۰/۵۳۳۲	$\phi_1$	SARIMA(2,0,2)(2,1,0)	بیرجند
۰/۰۳۲	-۲/۱۸	۰/۲۱۴۸	-۰/۴۶۷۲	$\phi_2$		
۰/۰۰۰	-۹/۱۱	۰/۰۹۵۷	-۰/۸۷۱۸	$\Phi_1$		
۰/۰۰۰	-۴/۱۹	۰/۰۹۳۷	-۰/۳۹۲۵	$\Phi_2$		
۰/۰۱۱	-۲/۵۹	۰/۱۸۴۷	-۰/۴۷۷۶	$\theta_1$		
۰/۰۰۰	-۴/۱۲	۰/۱۷۱۲	-۰/۷۰۴۶	$\theta_2$		
۰/۰۰۰	-۹/۷۰	۰/۰۹۲۱	-۰/۸۹۳۲	$\phi_1$	SARIMA(3,0,3)(1,1,0)	بجنورد
۰/۰۰۰	-۶/۳۰	۰/۱۱۶۵	-۰/۷۳۴۴	$\phi_2$		
۰/۰۰۰	-۳/۹۳	۰/۱۱۳۰	-۰/۴۴۳۷	$\phi_3$		
۰/۰۰۰	-۳/۹۲	۰/۱۰۸۰	-۰/۴۲۳۳	$\Phi_1$		
۰/۰۰۰	-۲۲/۰۳	۰/۰۴۵۵	-۱/۰۰۲۴	$\theta_1$		
۰/۰۰۰	-۱۷/۳۴	۰/۰۵۷۱	-۰/۹۸۹۹	$\theta_2$		
۰/۰۰۰	-۲۱/۲۳	۰/۰۴۵۰	-۰/۹۵۴۶	$\theta_3$		
۰/۰۱۶	-۲/۴۵	۰/۳۹۹۷	-۰/۹۷۹۱	$\phi_1$	SRIMA(2,0,2)(2,1,0)	تریت حیدریه
۰/۰۰۳	-۳/۰۴	۰/۲۵۸۷	-۰/۷۸۶۳	$\phi_2$		
۰/۰۰۰	-۸/۶۷	۰/۰۹۶۵	-۰/۸۳۶۵	$\Phi_1$		
۰/۰۰۰	-۴/۲۳	۰/۰۹۲۷	-۰/۳۹۲۳	$\Phi_2$		
۰/۰۱۰	-۲/۶۳	۰/۳۶۵۰	-۰/۹۶۰۲	$\theta_1$		
۰/۰۰۰	-۳/۷۳	۰/۲۲۲۹	-۰/۸۳۰۳	$\theta_2$		
۰/۰۰۰	۸/۷۵	۰/۰۹۷۷	۰/۸۵۴۹	$\phi_1$	SARIMA(3,0,3)(1,1,0)	سبزواری
۰/۰۰۰	-۴/۸۲	۰/۱۳۰۶	-۰/۶۲۹۸	$\phi_2$		
۰/۰۰۰	۳/۷۲	۰/۱۲۵۱	۰/۴۶۵۲	$\phi_3$		
۰/۰۰۵	-۲/۸۶	۰/۱۱۱۱	-۰/۳۱۸۰	$\Phi_1$		
۰/۰۰۰	۱۹/۹۵	۰/۰۴۹۰	۰/۹۷۷۰	$\theta_1$		
۰/۰۰۰	-۱۴/۱۱	۰/۰۶۷۷	-۰/۹۵۵۰	$\theta_2$		
۰/۰۰۰	۱۶/۵۸	۰/۰۵۷۸	۰/۹۵۸۹	$\theta_3$		
۰/۰۰۰	-۷/۴۰	۰/۰۹۵۰	-۰/۷۰۳۶	$\phi_1$	SARIMA(3,0,3)(1,1,0)	سرخس
۰/۰۰۰	-۴/۳۷	۰/۱۱۷۶	-۰/۵۱۳۶	$\phi_2$		
۰/۰۰۳	-۳/۰۸	۰/۱۱۹۲	-۰/۳۶۷۷	$\phi_3$		
۰/۰۰۴	-۲/۹۴	۰/۱۱۱۱	-۰/۳۲۶۹	$\Phi_1$		
۰/۰۰۰	-۲۷/۵۱	۰/۰۳۵۱	-۰/۹۶۶۷	$\theta_1$		
۰/۰۰۰	-۲۱/۰۹	۰/۰۴۵۰	-۰/۹۴۸۵	$\theta_2$		
۰/۰۰۰	-۲۴/۳۴	۰/۰۳۹۱	-۰/۹۵۱۸	$\theta_3$		
۰/۰۰۰	۸/۱۹	۰/۱۰۵۱	۰/۸۶۰۸	$\phi_1$	SARIMA(3,0,3)(1,1,0)	فردوس
۰/۰۰۰	-۴/۱۸	۰/۱۴۳۵	-۰/۶۰۰۵	$\phi_2$		
۰/۰۰۰	۳/۹۷	۰/۱۲۱۱	۰/۴۸۰۶	$\phi_3$		
۰/۰۰۰	-۴/۹۷	۰/۰۹۳۵	-۰/۴۶۴۸	$\Phi_1$		
۰/۰۰۰	۱۴/۶۲	۰/۰۶۵۲	۰/۹۵۳۳	$\theta_1$		
۰/۰۰۰	-۹/۸۸	۰/۰۹۴۸	-۰/۹۳۶۴	$\theta_2$		
۰/۰۰۰	۱۳/۵۰	۰/۰۶۹۷	۰/۹۴۰۱	$\theta_3$		
۰/۰۰۰	-۸/۶۰	۰/۰۹۷۵	-۰/۸۳۹۲	$\phi_1$	SARIMA(3,0,3)(0,1,0)	قوچان
۰/۰۰۰	-۵/۰۸	۰/۱۱۹۵	-۰/۶۰۷۳	$\phi_2$		
۰/۰۰۹	-۲/۶۶	۰/۱۰۴۳	-۰/۲۷۷۱	$\phi_3$		
۰/۰۰۰	-۱۸/۱۴	۰/۰۵۵۴	-۱/۰۰۵۸	$\theta_1$		
۰/۰۰۰	-۱۲/۷۴	۰/۰۷۷۵	-۰/۹۸۷۶	$\theta_2$		
۰/۰۰۰	-۱۵/۴۳	۰/۰۶۱۴	-۰/۹۴۷۳	$\theta_3$		

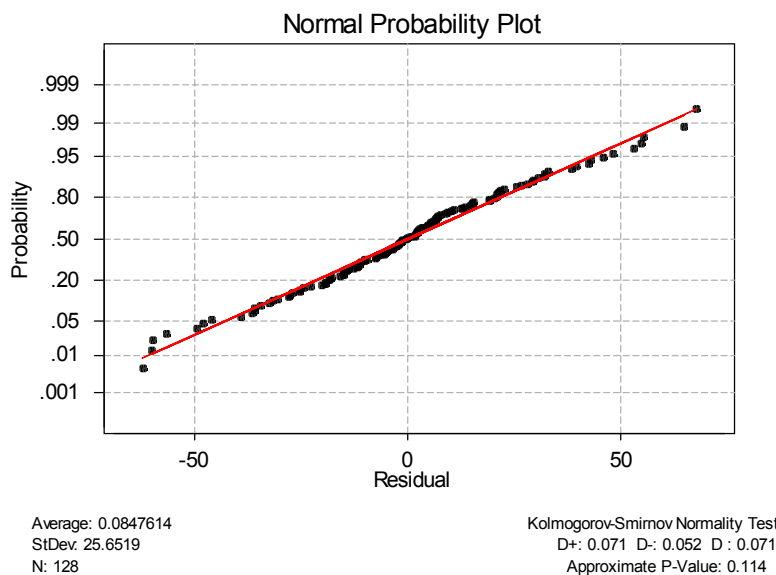
ادامه جدول ۲

P	T	SE	مقدار	پارامتر	مدل	ایستگاه
-/۰۰۰	۸/۱۹	۰/۱۰۵۱	۰/۸۶۰۸	$\phi_1$	SARIMA(3,0,3)(1,1,0)	فردوس
-/۰۰۰	-۴/۱۸	۰/۱۴۳۵	-۰/۶۰۰۵	$\phi_2$		
-/۰۰۰	۳/۹۷	۰/۱۲۱۱	۰/۴۸۰۶	$\phi_3$		
-/۰۰۰	-۴/۹۷	۰/۰۹۳۵	-۰/۴۶۴۸	$\Theta_1$		
-/۰۰۰	۱۴/۶۲	۰/۰۶۵۲	۰/۹۵۳۳	$\theta_1$		
-/۰۰۰	-۹/۸۸	۰/۰۹۴۸	-۰/۹۳۶۴	$\theta_2$		
-/۰۰۰	۱۳/۵۰	۰/۰۶۹۷	۰/۹۴۰۱	$\theta_3$		
-/۰۰۰	-۸/۶۰	۰/۰۹۷۵	-۰/۸۳۹۲	$\phi_1$	SARIMA(3,0,3)(0,1,0)	قوچان
-/۰۰۰	-۵/۰۸	۰/۱۱۹۵	-۰/۶۰۷۳	$\phi_2$		
-/۰۰۰۹	-۲/۶۶	۰/۱۰۴۳	-۰/۲۷۷۱	$\phi_3$		
-/۰۰۰	-۱۸/۱۴	۰/۰۵۵۴	-۱/۰۰۵۸	$\theta_1$		
-/۰۰۰	-۱۲/۷۴	۰/۰۷۷۵	-۰/۹۸۷۶	$\theta_2$		
-/۰۰۰	-۱۵/۴۳	۰/۰۶۱۴	-۰/۹۴۷۳	$\theta_3$		
-/۰۰۰	۸/۲۳	۰/۱۱۰۷	۰/۹۱۰۳	$\phi_1$	SARIMA(3,0,3)(1,1,0)	کاشمر
-/۰۰۰	-۷/۴۱	۰/۱۱۴۶	-۰/۸۴۹۲	$\phi_2$		
-/۰۰۰۱	۳/۲۵	۰/۱۳۲۹	-۰/۴۳۲۵	$\phi_3$		
-/۰۰۰۵	-۲/۸۶	۰/۱۱۷۲	-۰/۳۳۵۶	$\Theta_1$		
-/۰۰۰	۱۵/۲۴	۰/۰۶۳۴	۰/۹۶۶۶	$\theta_1$		
-/۰۰۰	-۱۴/۸۰	۰/۰۶۷۱	-۰/۹۹۳۳	$\theta_2$		
-/۰۰۰	۱۳/۳۴	۰/۰۶۶۹	۰/۸۹۲۹	$\theta_3$		
-/۰۰۰	۱۱/۳۷	۰/۱۰۴۳	۱/۱۸۵۹	$\phi_1$	SARIMA(3,0,3)(0,1,1)	گلمکان
-/۰۰۰۱	-۳/۳۹	۰/۱۴۱۶	-۰/۴۷۹۸	$\phi_2$		
-/۰۰۱۱	-۲/۵۸	۰/۱۰۶۸	-۰/۲۷۶۰	$\phi_3$		
-/۰۰۰	۱۹/۱۵	۰/۰۴۹۲	۰/۹۴۱۴	$\Theta_1$		
-/۰۰۰	۲۴/۹۹	۰/۰۴۳۷	۱/۰۹۳۲	$\theta_1$		
-/۰۰۰	-۹/۰۶	۰/۰۴۱۹	-۰/۳۷۹۳	$\theta_2$		
-/۰۰۰	-۱۰/۵۰	۰/۰۳۷۷	-۰/۳۹۵۸	$\theta_3$		
-/۰۰۰	۸/۲۸	۰/۰۹۹۴	۰/۸۲۲۲	$\phi_1$	SARIMA(3,0,3)(1,1,0)	گناباد
-/۰۰۰	-۵/۵۰	۰/۱۱۹۶	-۰/۶۵۸۰	$\phi_2$		
-/۰۰۰	۳/۹۹	۰/۱۲۱۵	۰/۴۸۴۶	$\phi_3$		
-/۰۰۰	-۴/۰۳	۰/۱۰۱۴	-۰/۴۰۸۴	$\Theta_1$		
-/۰۰۰	۱۷/۷۰	۰/۰۵۳۷	۰/۹۵۰۲	$\theta_1$		
-/۰۰۰	-۱۴/۷۰	۰/۰۶۵۴	-۰/۹۶۱۰	$\theta_2$		
-/۰۰۰	۱۵/۰۹	۰/۰۶۲۷	۰/۹۴۵۴	$\theta_3$		
-/۰۰۰	۴/۵۴	۰/۰۷۳۹	۰/۳۳۵۴	$\phi_1$	SARIMA(2,0,2)(2,1,0)	مشهد
-/۰۰۰	-۸/۴۸	۰/۰۸۶۳	-۰/۷۳۳۲	$\phi_2$		
-/۰۰۰	-۶/۱۲	۰/۰۹۸۱	-۰/۶۰۰۱	$\Theta_1$		
-/۰۰۰۴	-۲/۹۷	۰/۰۹۴۲	-۰/۲۷۹۵	$\Theta_2$		
-/۰۰۲۲	۲/۳۲	۰/۰۵۶۰	۰/۱۲۹۹	$\theta_1$		
-/۰۰۰	-۲۲/۰۸	۰/۰۴۴۱	-۰/۹۷۳۲	$\theta_2$		

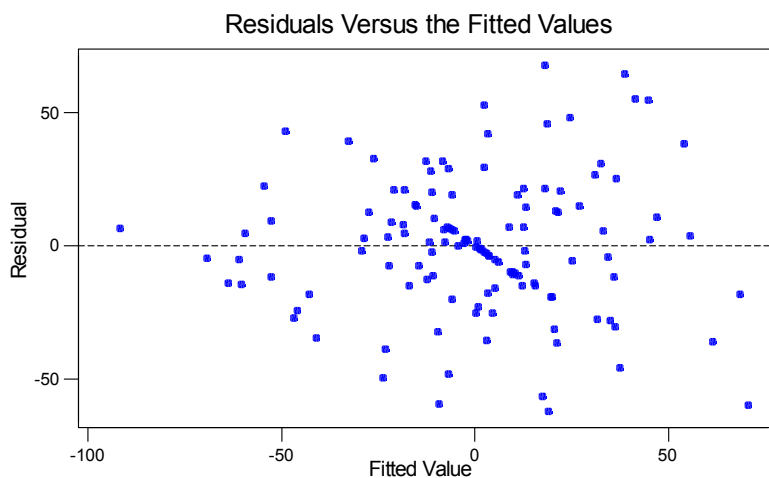


جدول ۳- تعیین درجه آزادی، میانگین و مجموع مربعات خطا در ایستگاه‌های سینوپتیک

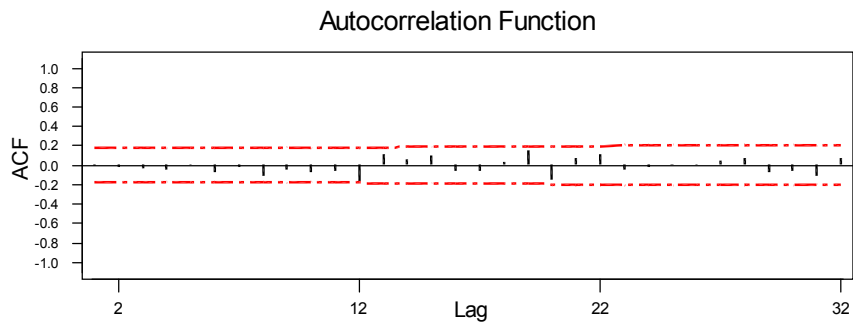
SSE	MSE	DF	ایستگاه
۸۳۵۶۹/۶	۶۸۵	۱۲۲	بیرجند
۸۴۸۳۲/۹	۷۰۱	۱۲۱	بجنورد
۲۶۳۸۴۸	۱۹۴۷	۱۲۲	تربت حیدریه
۹۹۹۵۷/۸	۸۲۶/۱	۱۲۱	سبزوار
۶۸۵۹۰/۴	۵۶۶/۹	۱۲۱	سرخس
۵۸۷/۴۱۱	۴/۸۵۵	۱۲۱	فردوس
۱۴۴۱۲۳	۱۱۸۱	۱۲۲	قوچان
۳۵/۵۷۳۳	۰/۲۹۴۰	۱۲۱	کاشمر
۷۱۸۶۷/۹	۵۹۳/۹	۱۲۱	گلمکان
۴۷۶/۵۶۹	۳/۹۳۹	۱۲۱	گناباد
۱۶۰۹۴۱	۱۳۱۹	۱۲۲	مشهد



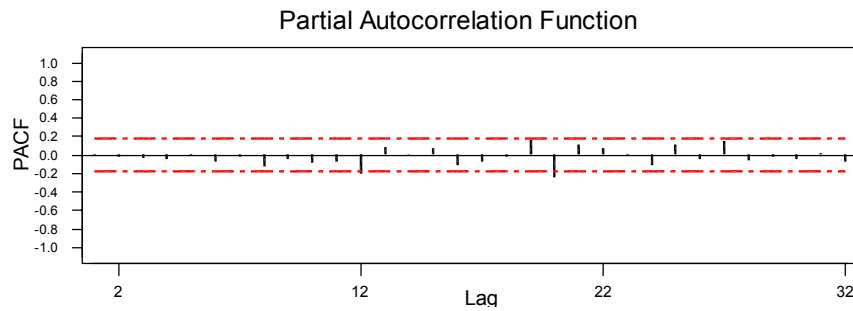
شکل ۶- آزمون نرمال بودن باقیمانده‌های مدل SARIMA (2,0,2)(2,1,0) در ایستگاه بیرجند



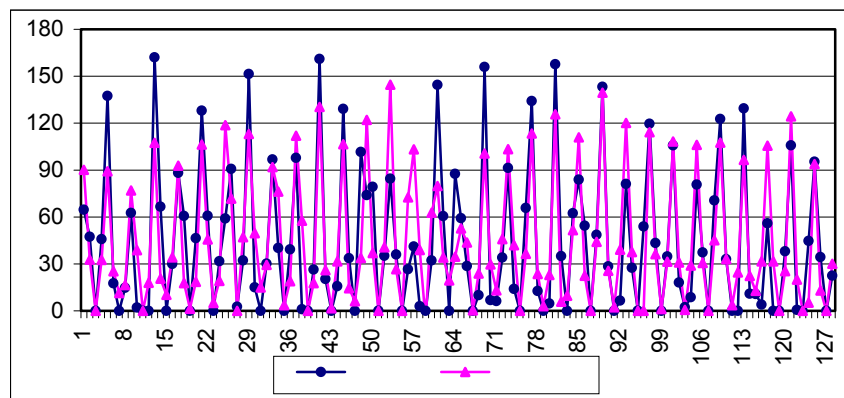
شکل ۷- باقیمانده‌ها در مقابل مقادیر بدست آمده از مدل SARIMA (2,0,2)(2,1,0) در ایستگاه بیرجند



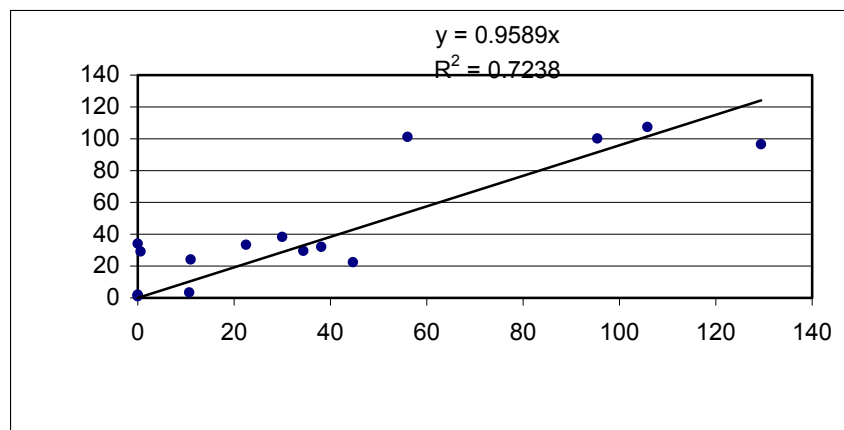
شکل ۸ - خودهمبستگی باقیمانده‌های مدل SARIMA (2,0,2)(2,1,0) در ایستگاه بیرجند



شکل ۹ - خود همبستگی جزئی باقیمانده‌های مدل SARIMA (2,0,2)(2,1,0) در ایستگاه بیرجند



شکل ۱۰ - مقایسه مقادیر واقعی و مدل سازی شده بارندگی در سال‌های آماری موجود در ایستگاه بیرجند



شکل ۱۱ - مقایسه مقادیر واقعی و پیش‌بینی شده در ۵ سال اخیر در ایستگاه بیرجند

نتایج حاصل از مدل‌سازی داده‌های بارندگی و مقایسه آن با مقادیر واقعی در طی دوره ۳۳ ساله ایستگاه‌های مورد بررسی با استفاده از برقراری یک رابطه رگرسیونی بین مقادیر واقعی و مدل‌سازی شده، نشان داد که مدل‌های بدست آمده بین ۵۰ تا ۷۶ درصد با مقادیر واقعی مشاهده شده در ایستگاه‌های مختلف همخوانی دارند. نمودار شکل (۱۰) مقایسه بین مقادیر واقعی و مدل‌سازی شده را در مدت ۳۳ سال در ایستگاه بیرجند نشان می‌دهد. برای دقت بیشتر، مدل برای سال‌های ۱۹۷۰ الی ۱۹۹۷ ساخته شده و برای ۵ سال اخیر پیش‌بینی انجام گرفت و سرانجام نتایج آن با مقادیر واقعی مقایسه شد. به عنوان نمونه نتایج حاصل از پیش‌بینی ۵ سال اخیر در ایستگاه بیرجند در شکل (۱۱) ارائه شده است.

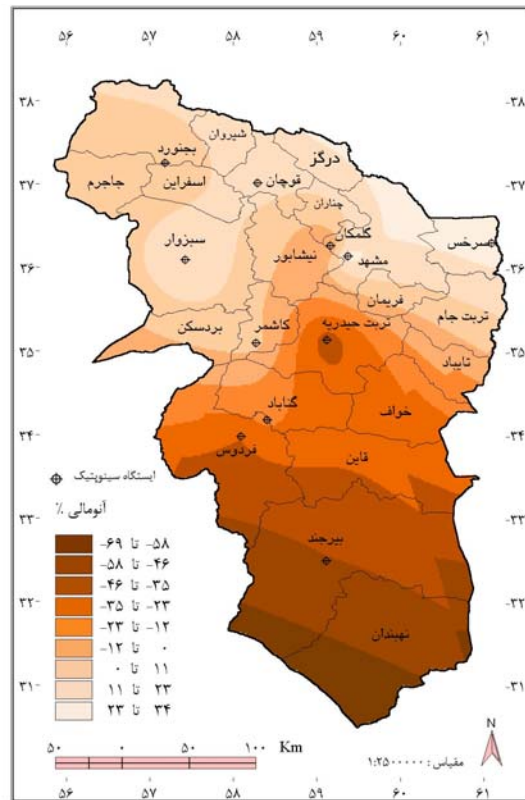
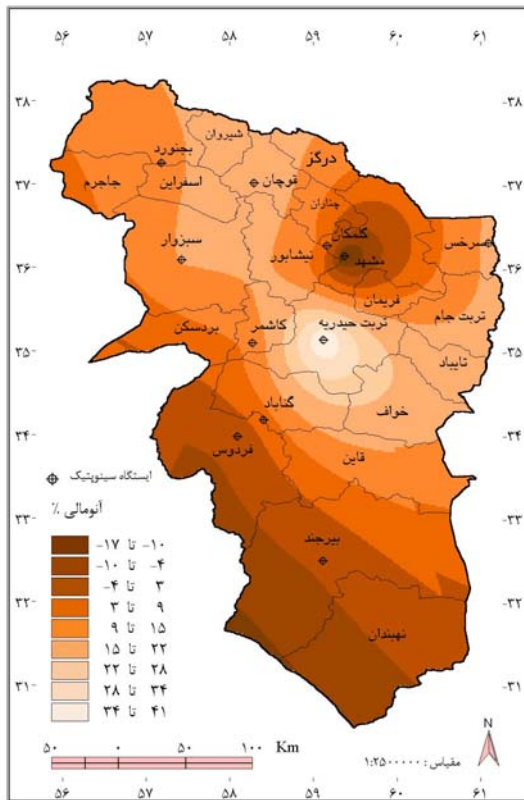
بر اساس مدل بهینه بدست آمده در هر یک از ایستگاه‌ها، مقادیر بارندگی و آنومالی آن در مقایسه با میانگین دراز مدت در هر فصل برای سال آتی تعیین شد و بر اساس آنومالی بدست آمده، نقشه‌های پهنه‌بندی برای فصول بهار، پاییز و زمستان ترسیم گردید نتایج این مرحله در جدول (۴) و شکل (۱۲) نشان داده شده است. جهت تعیین آنومالی نیز از رابطه زیر استفاده شد:

$$(7) \times 100 = \left[ \frac{\text{بارندگی پیش‌بینی شده}}{\text{متوسط دراز مدت}} - 1 \right] \times 100 = \text{آنومالی بارندگی}$$

مطابق نتایج به‌دست‌آمده از جدول (۴) و شکل (۱۲)، چنانچه محدوده ۱۰٪ بارندگی کمتر و بیشتر از میانگین، به عنوان شرایط نرمال پذیرفته شوند، به نظر می‌رسد که در فصل بهار نیمه شمالی استان خراسان (شهرستان‌های بجنورد، قوچان، شیروان، جاجرم، اسفراین، درگز، نیشابور، مشهد، گلکان، سبزوار، سرخس، کاشمر، فریمان و تربت‌جام) دارای وضعیت مرطوب و یا نرمال بوده و نیمه جنوبی استان دارای بارندگی کمتر از میانگین پیش‌بینی می‌باشند. کمترین و بیشترین آنومالی بارندگی در بین ایستگاه‌های مورد مطالعه، در فصل بهار به ترتیب مربوط به ایستگاه‌های بیرجند (۳/۴۶-٪) و سرخس (۵/۲۹٪) می‌باشد. با این حال در نهبندان و بخشی از منطقه بیرجند نیز آنومالی بارندگی کمتر از ۴۶-٪ پیش‌بینی می‌شود. در فصل پاییز، در تمام نقاط استان به جز بخش کوچکی از منطقه مشهد، وضعیت مرطوب یا نرمال پیش‌بینی می‌شود. کمترین و بیشترین آنومالی در این فصل به ترتیب مربوط به ایستگاه‌های مشهد (۸/۱۶-٪) و تربت‌حیدریه (۲/۴۱٪) می‌باشد. در فصل زمستان نیز برای اکثر مناطق استان (کاشمر، گناباد، فردوس، نهبندان، و بخش‌هایی از مناطق قاین، بیرجند، تربت‌حیدریه، مشهد، نیشابور و سبزوار) وضعیت خشکسالی، در نواحی شمالی استان (شهرستان‌های بجنورد، قوچان، شیروان و درگز) وضعیت مرطوب و در دیگر نقاط استان وضعیت نرمال پیش‌بینی می‌شود. در این فصل نیز کمترین و بیشترین آنومالی بارندگی در بین ایستگاه‌های مورد مطالعه به ترتیب به ایستگاه‌های کاشمر (۴/۳۸-٪) و قوچان (۱/۱۵٪) اختصاص دارد. با این حال در شیروان نیز آنومالی بیش از ۱۶٪ پیش‌بینی می‌شود.

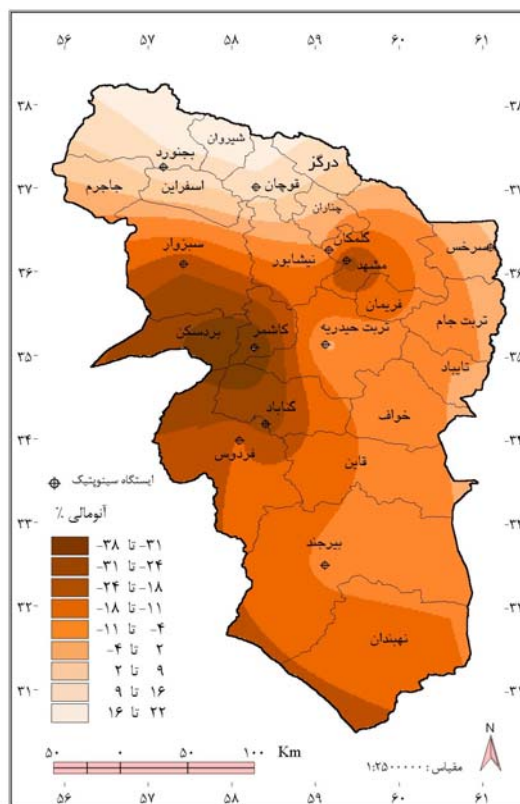
جدول ۴ - پیش‌بینی آنومالی بارندگی فصلی سال آتی میلادی

ایستگاه	آنومالی ٪		
	بهار	پاییز	زمستان
بجنورد	۲/۱	۱۳	۱۴/۱
بیرجند	-۴۶/۳	-۲/۱	-۸/۵
تربت‌حیدریه	-۴۱/۱	۴۱/۲	-۲
سبزوار	۲۲	۱۶/۲	-۲۱/۷
سرخس	۲۹/۵	۱۷/۳	۱/۸۷
فردوس	-۳۳/۹	-۱/۲	-۱۷/۴
قوچان	۱۶/۲	۲۰/۹	۱۵/۱
کاشمر	۳/۸	۱۰/۵	-۳۸/۴
گلکان	-۸/۶	۶/۸	-۵/۱
گناباد	-۱۹/۳	۶/۵	-۲۷/۳
مشهد	۲۷/۱	-۱۶/۸	-۲۷/۲



ب - پاییز

الف - بهار



ج- زمستان

شکل ۱۲- پهنه‌بندی پیش‌بینی انومالی بارندگی استان خراسان در سال آتی

## ۴- مراجع

- characteristics: a case study for Denmark”, *J. Hydrology*, 281, pp. 230-247.
- Kendall, D.R. and J.A. Dracup. (1991) “A comparison of index-sequential and AR(1) generated hydrologic sequences” *J. Hydrology*. 122. pp. 335-352.
- Maidment, D.R.(1993), *Handbook of Hydrology. Chapter 19 in: Analysis and state modeling of Hydrologic time series*. Salas, J. D, Engineering research center, Colorado State University, Fortcollins, Colorado, pp. 19.36-19.39.
- Noakes, D.J., McLeod, A.I. and Hipel, W., (1985), “Forecasting monthly riverflow time series”. *International Journal of Forecasting*, 1, pp. 179-190.
- Noakes, D.J., Hipel, K.W., McLeod, A.L., Jimenz, C., and Yakowitz, S. (1988), “Forecasting annual geophysical time series”. *International Journal of Forecasting*, 4, pp. 103-115.
- Ooms, M. , P. H. Franses, (2001). “A seasonal periodic long memory model for monthly river flows”. *Environmental Modeling and Software*, 16, pp. 559-569.
- Rao, R. and G.Padmanabhan, (1984), “Analysis and modeling of palmers drought index series”, *J. Hydrology*, 68 , pp. 211-229.
- Toth, E, A. Montanari and A. Brath.(1998), “Real-Time flood forecasting via combined use of conceptual and stochastic models”, *Phys. Cem. Earth (B)*, 24(7), pp. 793-798.
- عساکره، ح و م، خردمندی (۱۳۸۱)، “مدل‌سازی SARIMA برای متوسط درجه حرارت ماهانه جاسک”، نیوار، شماره ۴۶ و ۴۷، صفحه ۴۱-۵۴
- محمد نیا قرایی، س. ن، جاودانی. س، جوانمرد. ل، خزانه‌داری و م، خسروی (۱۳۷۹)، “بررسی شاخص ارزیابی و امکان سنجی شاخص شدت خشکسالی پالمر در ایران”، مجموعه مقالات کنفرانس خشکسالی کرمان.
- نیرومند، ح (۱۳۷۶)، “تحلیل سری‌های زمانی (روش‌های یک‌متغیره و چند متغیره)”، انتشارات دانشگاه فردوسی مشهد.
- Box, G. E. P and G. M. Jenkins. (1967) *Time series analysis forecasting and control*, Holden-Day, San Francisco.
- Burlando P, A.Montanari and R.Ranzi. (1996) “Forecasting of storm rainfall by combined use of radar, rain gages and linear models”, *J. Hydrology*, 42, pp. 199-216.
- Haltiner, J.P. and J.D. Salas. (1988) “Development and testing of a multivariate, Seasonal ARIMA(1,1) model”, *J. Hydrology*, 104, pp. 247-272.
- Hisdal, H., and Lena M. Tallaksen.(2003), “Estimation of regional meteorological and hydrological drought

تاریخ دریافت مقاله: ۲۰ شهریور ۱۳۸۳

تاریخ پذیرش مقاله: ۹ مهر ۱۳۸۴