

## مدل سازی و پیش بینی دمای حداکثر و حداقل ماهانه دشت مشهد با استفاده از مدل های سری زمانی

بهاره شعبانی<sup>\*۱</sup> - محمد موسوی بایگی<sup>۲</sup> - مهدی جباری نوقابی<sup>۳</sup> - بیژن قهرمان<sup>۴</sup>

تاریخ دریافت: ۱۳۹۱/۷/۲۲

تاریخ پذیرش: ۱۳۹۲/۵/۲۰

### چکیده

امروزه مدل سازی و پیش بینی پارامترهای اقلیمی به دلیل تغییرات اقلیمی، گرمایش جهانی و خشکسالی های اخیر، اجتناب ناپذیر شده است. از جمله پارامترهای اقلیمی که در مدیریت منابع آبی و در کشاورزی دارای اهمیت هستند دمای حداکثر و حداقل می باشند. در این پژوهش، به منظور مدل سازی دمای حداکثر و حداقل ماهانه دشت مشهد از آمار درازمدت میانگین گیری شده دو ایستگاه مشهد و گلکان برای دوره آماری مشترک از سال ۱۹۸۷ تا ۲۰۰۸ استفاده شد. با استفاده از سری های زمانی، مدل  $SARIMA(0,0,0)(0,1,1)_{12}$  برای دمای حداکثر ماهانه و مدل  $SARIMA(0,0,0)(2,1,1)_{12}$  برای دمای حداقل ماهانه به عنوان الگوهای نهایی تعیین شدند. ضریب همبستگی بالا در مرحله واسنجی و اعتبار سنجی مدل ها گویای انطباق قابل قبول مقادیر مدل سازی شده و واقعی است. در نهایت براساس مدل های برازش یافته، پیش بینی برای ۱۰ سال آتی (۲۰۰۹-۲۰۱۸) انجام شد. مقایسه نتایج دو دوره آتی (۲۰۰۹-۲۰۱۸) و دوره پایه (۲۰۰۸-۱۹۸۷) نشان دهنده افزایش میانگین دمای حداکثر به میزان ۱ درجه سانتی گراد و افزایش میانگین دمای حداقل به میزان ۱/۴ درجه سانتی گراد می باشد.

**واژه های کلیدی:** دمای حداکثر ماهانه، دمای حداقل ماهانه، سری زمانی، مدل سازی، پیش بینی

### مقدمه

می باشند لازم و ضروری است. مدل های اقلیمی که بر پایه اصول آماری - احتمالی بنا گذاشته شده اند از اهمیت ویژه و کاربرد پر شماری برخوردارند. کاربرد مدل های آماری در بازسازی مقادیر گذشته و باز آفرینی مقادیر آینده داده ها به تحلیل سری های زمانی موسوم است (۶). یک سری زمانی مجموعه مشاهداتی است که بر حسب زمان مرتب شده اند. بسیاری از محققین برای توصیف رفتار یک سری زمانی، اجزای زیر را برای آن در نظر می گیرند: روند، تغییرات دوره ای، تغییرات فصلی و تغییرات نامنظم. هدف از تجزیه و تحلیل سری های زمانی کشف و شناسایی مدل احتمالی مولد داده ها و پیش بینی مقادیر آینده سری است (۴). بسیاری از مدل های احتمالی سری های زمانی بر مبنای ایستایی سری استوار می باشند. مفهوم ایستایی این است که قوانین حاکم بر فرآیند با زمان تغییر نمی کند. یعنی فرآیند در تعادل آماری است (۱۰). به عبارت دیگر میانگین و واریانس سری در طول زمان ثابت می ماند. مدل های سری زمانی عبارت اند از: مدل تصادفی اتورگرسیو  $AR(p)$ <sup>۵</sup>: اساس این مدل بر پایه زنجیره مارکف در زنجیره

یکی از چالش های قرن ۲۱ میلادی موضوع نوسانات و تغییرات اقلیمی است. دما یکی از عمده ترین و اساسی ترین عناصر اقلیمی است که به علت اهمیت آن از دیر باز مورد توجه اقلیم شناسان بوده است (۷). براساس گزارش هیأت بین الدول تغییرات اقلیمی (۱۶) دمای سطح کره زمین در فاصله زمانی ۲۰۰۰-۱۸۶۱ میلادی حدود ۰/۶ درجه سانتی گراد افزایش یافته است. این در حالی است که رفتار فراسنج دمای حداقل و حداکثر با یکدیگر متفاوت بوده و دمای حداقل به طور آشکاری نرخ افزایشی داشته است، و با وجود افزایش دمای حداکثر، نرخ آن از نرخ دمای حداقل کمتر بوده است (۱۷). از این رو مدل سازی متغیرهای حدی دمای هوا که در مدیریت منابع آب و کشاورزی به خصوص در اقلیم های خشک و نیمه خشک حائز اهمیت

۱، ۲ و ۴- به ترتیب دانشجوی کارشناسی ارشد و استادان گروه مهندسی آب، دانشکده کشاورزی، دانشگاه فردوسی مشهد

\*- نویسنده مسئول: (Email: b.shabani20@yahoo.com)

۳- استادیار گروه آمار، دانشکده ریاضی، دانشگاه فردوسی مشهد

از کشور ساحل عاج و سودان واقع در ۸ درجه عرض شمالی روند نزولی در مقدار بارش سالانه وجود دارد. سن زکائی (۱۹) با تأکید بر اهمیت تعداد نمونه در تعیین تغییرات اقلیمی، اشاره کرده است که به علت وجود خودهمبستگی در داده‌های اقلیمی نظیر دما، روش مدل‌سازی آریمای معتبرترین روش‌های بررسی تغییرات اقلیمی است. باکس و جنکینز (۱۴) در مطالعه خود علت استفاده از مدل‌سازی آماری مدل‌های میانگین متحرک تجمعی خود همبسته را، وجود خودهمبستگی در داده‌های اقلیمی با دارا بودن اثر فصل یا روند ذکر کرده و پیشنهاد کردند به منظور تعیین اثر خودهمبستگی از روش ضریبی اتورگرسیو میانگین متحرک فصلی استفاده شود. وی (۲۰) بیان کرد که حداقل ۵۰ مشاهده برای ساخت یک مدل ARIMA مناسب لازم است. در ایران به لحاظ سابقه کوتاه در بهره‌گیری از روش‌های اندازه‌گیری مستقیم داده‌های جوی، از این روش کمتر استفاده شده است (۳). در این میان می‌توان به کار جلالی و کارگر (۲) در مدل سازی دمای سالانه ایستگاه بوشهر، فولادمند (۹) پیش بینی ماهانه تبخیر و تعرق پتانسیل گیاه مرجع در استان فارس، شریفان و قهرمان (۵) در ارزیابی پیش بینی باران با بکارگیری تکنیک SARIMA در استان گلستان اشاره کرد. ویسی پور و همکاران (۱۱) با استفاده از مدل‌های سری زمانی آریمای به تحلیل پیش بینی روند بارش و دما در شهرستان کرمانشاه برای دوره آماری ۱۹۶۰ تا ۲۰۰۶ پرداختند. نتایج این پژوهش حاکی از آن است که دمای حداکثر در سال‌های آینده در حال افزایش و بارش روند کاهشی خواهد داشت. همچنین جهانبخش و ترابی (۱) با استفاده از روش سری‌های زمانی و مدل آریمای، پنج ایستگاه معرف در پنج ناحیه اقلیمی ایران را در فاصله سال‌های ۱۹۵۱ تا ۱۹۹۵ مورد مطالعه قرار داده و نتیجه گرفتند که مقادیر حداکثر و حداقل دما به جز در مناطق نیمه خشک گرم ایران (ایستگاه‌های حاشیه کویر و مناطق کم ارتفاع جنوبی) در سایر مناطق از جمله نواحی دریای خزر و نواحی کوهستانی تغییرات دمایی داشته‌اند. بنابراین با توجه به آن چه گفته شد، دو هدف اصلی از انجام این پژوهش بر مبنای این فرضیه که در سال‌های آتی با افزایش دمای هوا همراه خواهیم بود دنبال خواهد شد، ۱- تعیین الگوهای مناسب برای دو پارامتر حدی دمای هوا ۲- پیش بینی تغییرات آن‌ها در آینده.

### مواد و روش‌ها

منطقه مورد مطالعه در تحقیق حاضر، دشت مشهد با وسعتی بالغ بر ۱۰۰۰۰ کیلومتر مربع می‌باشد که از نظر شرایط آب و هوایی جز مناطق با اقلیم نیمه خشک محسوب می‌شود. به منظور مدل‌سازی دمای حداکثر و حداقل ماهانه این دشت از آمار دراز مدت میانگین‌گیری شده بین دو ایستگاه معرف این دشت، ایستگاه مشهد با موقعیت جغرافیایی ۱۶°N ۳۶° و ۳۸°E ۵۹° با ارتفاع ۹۹۹/۲ متر از

زمانی بنا نهاده شده است. مدل میانگین متحرک<sup>۱</sup> MA(q): در این مدل متغیر در زمان t از روی مقدار تصادفی همان لحظه به علاوه q برابر مقدار تصادفی مربوط به زمان‌های قبل از t برآورد می‌شود. مدل اتورگرسیو-میانگین متحرک ARMA(p,q): هرگاه دو مدل قبلی در یکدیگر ادغام شوند مدل ARMA با مرتبه‌های p و q تصادفی مربوط به زمان‌های قبل از t برآورد می‌شود:

$$\varphi(B)x_t = \theta(B)z_t + \theta_0 \quad (1)$$

که در آن  $\theta(B)$  و  $\varphi(B)$  به ترتیب چند جمله‌ای مربوط به اتورگرسیو و میانگین متحرک می‌باشند و  $z_t$  جمله اغتشاش خالص و  $\theta_0$  به عنوان جمله ثابت مدل می‌باشند. مدل اتورگرسیو-میانگین متحرک تلفیق شده ARIMA(p,d,q): از آن جا که برای استفاده از مدل‌های فوق باید فرآیند ایستایی برقرار باشد، از این رو باکس و جنکینز (۱۴) در شرایط ناپایستایی مدل ARIMA را با در نظر گرفتن مرتبه تفاضلی d ارائه نمودند. مدل اتورگرسیو-میانگین متحرک فصلی SARIMA(p,d,q)(P,D,Q)<sub>s</sub>: هرگاه در یک سری زمانی بعد از هر فاصله زمانی مشخص s شباهت‌هایی پیدا شود، سری دارای رفتار فصلی یا تناوبی با دوره تناوب s می‌باشد. در زمینه استفاده از سری‌های زمانی در مدل‌سازی پارامترهای اقلیمی پژوهش‌ها و مطالعات فراوانی در سراسر جهان انجام گرفته است. آگیلرا (۱۲) با ترکیب مدل ARIMA با مدل تحلیل مؤلفه اصلی (PCA) مدلی کاربردی برای پیش بینی داده‌های دو طرف طول جغرافیایی ارائه داد که آن را برای پیش بینی خطر پدیده ال نینو مناسب می‌داند. یورک لی و همکاران (۲۱) شبیه سازی تغییرات اقلیمی را با استفاده از روش تصادفی انجام دادند. آن‌ها از مدل ARIMA جهت مدل‌سازی پارامترهای نظیر تابش خورشید، دمای هوا و رطوبت نسبی روزانه با هدف یکپارچه کردن نتایج حاصل از مدل‌سازی با استراتژی کنترل تولیدات کشاورزی برای دوره‌ی آماری ۵ ساله استفاده نمودند. هوگس و همکاران (۱۵) آنالیز آماری و مدل‌سازی سری‌زمانی را برای دمای حداکثر و حداقل ماهانه برای ایستگاه فارادی در بخش جنوبی اسپانیا برای دوره آماری ۲۰۰۴-۱۹۵۱ انجام دادند. تحلیل آماری سری زمانی دمای حداکثر و حداقل ماهانه نشان داده است که دمای حداکثر در طی ۵۳ سال از ۲۰۰۳-۱۹۵۱ تقریباً ۶/۷ درجه سانتی گراد افزایش داشته است در حالی که دمای حداکثر ماهانه در طول مدت مشابه تغییر قابل توجه‌ای نشان نداده است. همچنین در این مطالعه با استفاده از مدل اتورگرسیو میانگین متحرک خطی دمای حداکثر و حداقل را مدل سازی کردند. آنتونی و همکاران (۱۳) در پژوهشی در زمینه نوسانات پارامترهای اقلیمی در کشور نیجریه که با استفاده از روش‌های سری‌های زمانی انجام پذیرفته، نوسانات دما و بارش را در منطقه مورد بررسی قرار داده و نتایج آنها نشان می‌دهد که در مناطقی

1- Moving Average

$$T(x_t) = x_t^{(\lambda)} = \frac{x_t^\lambda - 1}{\lambda} \quad (۸)$$

که در آن  $x_t$ : مقدار اولیه واقعه در زمان  $t$ ،  $\lambda$ : پارامتر تبدیل و  $x_t^{(\lambda)}$ : مقدار تبدیل یافته است. تبدیل باکس - کاکس برای رفع نالیستایی در واریانس نیاز به وجود اطلاعات غیر صفر و مثبت دارد. از آن جایی که دمای حداقل ماهانه در برخی از ماه ها صفر و یا منفی است لذا با اضافه کردن عدد ثابتی مثل  $c=7$  بدون آن که تغییری در واریانس سری ایجاد شود، این تبدیل را می توان به کار برد. همچنین آزمون بارلت و لون یک روش متداول برای تشخیص نالیستایی در واریانس به شمار می آید. یک روش مناسب برای تعیین مقادیر  $D$  و  $d$  (به ترتیب مرتبه تفاضل گیری فصلی و غیر فصلی) کمینه کردن واریانس سری تفاضلی حاصل است. بنابراین با اختیار نمودن مقادیر  $D$  و  $d$  و مقایسه واریانس سری تفاضلی شده به ازای مقادیر مزبور، می توان درجه تفاضلی را برای مراتب فصلی و غیر فصلی تعیین نمود (۳). پس از رفع نالیستایی در میانگین و واریانس، مراتب مدل  $(P, Q, p, q)$  از روی نمودار توابع خودهمبستگی (ACF) و خودهمبستگی جزئی (PACF) سری تفاضلی شده قابل تشخیص می باشند. در مرحله ی برازش الگو، پارامترهای مجهول مدل براساس روش کمترین مربعات غیر شرطی برآورد می شود. و در مرحله ی بررسی مناسبت مدل، از دو روش مکمل یکدیگر استفاده می شود: (۱) تجزیه و تحلیل باقیمانده های مدل برازش داده شده که شامل بررسی فرض نرمال بودن باقیمانده ها، استقلال باقیمانده ها و ثابت بودن واریانس باقیمانده ها می باشد. (۲) برازش جامع تر. در نهایت در صورتی که برای یک مجموعه داده چندین الگوی مناسب وجود داشته باشد. برای تعیین الگوی بهتر از معیارهای مختلفی استفاده می شود. که در این پژوهش از معیار اطلاعات یا کائیک (AIC)، بیزی شواترز (SBC) براساس باقیمانده های مدل های برازش داده شده و معیار میانگین مربعات خطا که از پیش بینی های خارج از نمونه محاسبه می گردد (MSE)، استفاده شده است. این معیارها به صورت زیر تعریف می شوند:

$$AIC(M) = n \ln \hat{\sigma}_z^2 + 2M \quad (۹)$$

$$SBC(M) = n \ln \hat{\sigma}_z^2 + 2M \ln n \quad (۱۰)$$

$$MSE = \frac{\sum_{t=1}^m (x_t - \hat{x}_{t-1})^2}{n} \quad (۱۱)$$

در معیار AIC، M تعداد پارامترهای مدل،  $\hat{\sigma}_z^2$  برآورد درست نمایی ماکزیمم  $\sigma_z^2$  (واریانس باقیمانده های مدل) و تعداد مشاهدات سری و در معیار SBC، n مشاهدات مؤثر (تعداد باقیمانده هایی که از سری می توان محاسبه کرد) می باشد. و در معیار MSE،  $\hat{x}_t$  مقدار واقعی سری و  $\hat{x}_t$  مقدار پیش بینی شده متناظر با آن و n تعداد پیش بینی ها

سطح دریا و ایستگاه گلمکان با موقعیت جغرافیایی  $36^\circ 29' N$  و  $17^\circ 59' E$  با ارتفاع ۱۱۷۶ متر از سطح دریا برای دوره آماری مشترک از سال ۱۹۸۷ تا ۲۰۰۸ استفاده شده است. به منظور مدل سازی از روش سری های زمانی بهره گرفته شد. الگوی عمومی باکس - جنکینس از مرتبه  $p, q$  و  $D, P$  و  $Q$  به صورت زیر نوشته می شود:

$$\varphi_p(B)\Phi_p(B^s)\nabla^d\nabla_s^D x_t = \theta_q(B)\Theta_q(B^s)z_t + \theta_0 \quad (۲)$$

که به مدل آریمای فصلی ضربی باکس - جنکینز مشهور است و در آن:

$$\varphi_p(B) = 1 - \alpha_1 B - \alpha_2 B^2 - \dots - \alpha_p B^p \quad (۳)$$

عملگر اتورگرسیو غیر فصلی از مرتبه  $p$ ،

$$\Phi_p(B^s) = 1 - \lambda_1 B^s - \lambda_2 B^{2s} - \dots - \lambda_p B^{ps} \quad (۴)$$

عملگر اتورگرسیو فصلی از مرتبه  $P$ ،

$$\theta_q(B) = 1 - \beta_1 B - \beta_2 B^2 - \dots - \beta_q B^q \quad (۵)$$

عملگر میانگین متحرک غیر فصلی از مرتبه  $q$ ،

$$\Theta_q(B^s) = 1 - \gamma_1 B^s - \gamma_2 B^{2s} - \dots - \gamma_Q B^{Qs} \quad (۶)$$

عملگر میانگین متحرک فصلی از مرتبه  $Q$ ،

$$\theta_0 = \mu \varphi_p(B)\Phi_p(B^s) \quad (۷)$$

مقدار ثابت مدل می باشد که در آن  $\mu$  میانگین واقعی سری زمانی ایستایی است که مدل شده است.

جملات اغتشاش  $z_t, z_{t-1}, \dots$  یا تصادفی هستند که از توزیع نرمال پیروی می کنند.

پارامترهای  $\alpha_1, \dots, \alpha_p$  و  $\lambda_1, \dots, \lambda_p$  و  $\beta_1, \dots, \beta_q$  و  $\gamma_1, \dots, \gamma_Q$  و  $\theta_0$  پارامترهای مجهول و نامعلوم مدل هستند که بایستی از داده های نمونه برآورد گردند.

عملگر پسرو که به شکل  $B^m x_t = x_{t-m}$  تعریف می شود.

$\nabla^d$  عملگر غیر فصلی از مرتبه  $d$  نامیده می شود و به شکل  $\nabla^d = (1-B)^d$  تعریف می شود.

$\nabla_s^D$  عملگر فصلی از مرتبه  $D$  نامیده می شود و به شکل  $\nabla_s^D = (1-B^s)^D$  تعریف می شود.

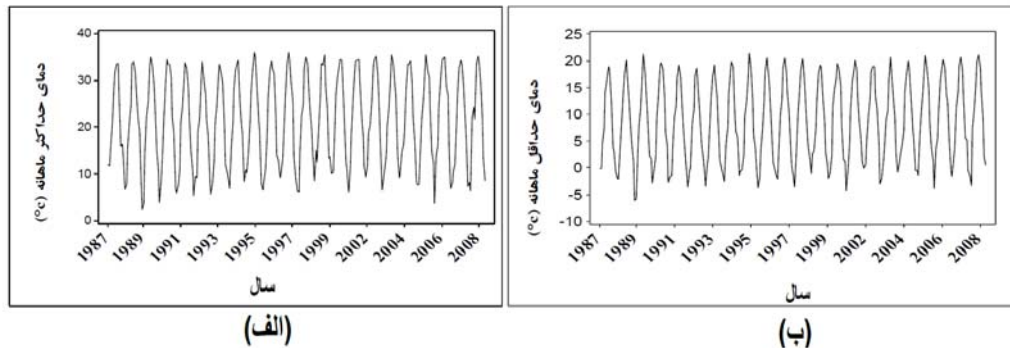
مراحل اصلی در ساخت الگوی پیش بینی باکس - جنکینز شامل تشخیص الگو، برازش الگو، بررسی مناسبت الگو می باشد. در مرحله ی تشخیص الگو اولین گام رسم نمودار سری زمانی می باشد. نمودار سری به شناسای پروند، نالیستایی در واریانس، فصلی بودن و شناسایی داده های پرت کمک شایانی می کند. از آن جایی که مدل های پیش بینی باکس - جنکینز با سری های زمانی ایستا سروکار دارند نالیستایی در واریانس را با استفاده از تبدیل توانی باکس - کاکس (رابطه ۸) و نالیستایی در میانگین را با استفاده از تفاضلی کردن می توان برطرف کرد:

نمی‌شود. ولی وجود تغییرات فصلی آشکار که هر ۱۲ ماه تکرار می‌شود کاملاً مشهود است. به منظور بررسی دقیق تر ناپیوستگی در واریانس، از آزمون بارتلت و لون استفاده شد نتایج آزمون در سطح اطمینان ۹۵ درصد ثابت بودن واریانس سری را تأیید می‌کند. همچنین براساس تبدیلات توانی باکس-کاکس برای سری دمای حداکثر و حداقل ماهانه، مقادیر پارامتر تبدیل (۱۸)، برابر با یک بدست آمد، که نشان دهنده‌ی ایستا بودن سری‌های مورد نظر می‌باشد.

است. نرم افزارهای آماری مورد استفاده در تحقیق حاضر جهت مدل‌سازی دمای حداکثر و حداقل ماهانه دشت مشهد، نرم‌افزار MINITAB 14 و نرم‌افزار JMP 4 می‌باشد.

### نتایج و بحث

با توجه به شکل ۱ (نمودار سری زمانی دمای حداکثر و حداقل ماهانه دشت مشهد در دوره آماری ۱۹۸۷-۲۰۰۸) سری تقریباً در واریانس ایستا می‌باشد و روندی هم در سری‌های مورد نظر مشاهده



شکل ۱- الف: سری زمانی دمای حداکثر ماهانه دشت مشهد، ب: سری زمانی دمای حداقل ماهانه دشت مشهد

جدول ۱- مقایسه واریانس سریهای تفاضلی شده دمای حداکثر و حداقل ماهانه با ترکیبات مختلفی از D (مرتبۀ تفاضل فصلی) و d (مرتبۀ تفاضل غیر فصلی)

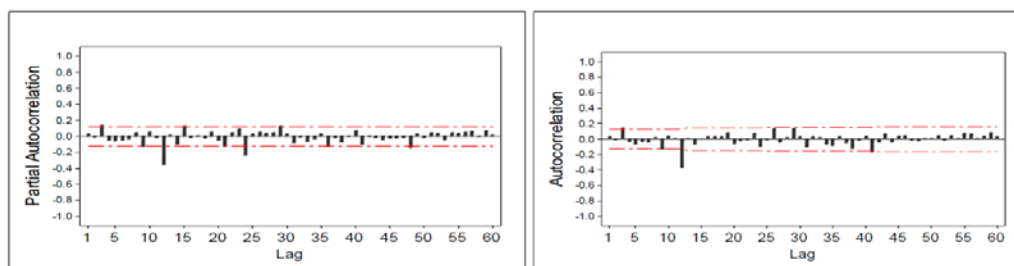
واریانس	میانگین	D	d	n (تعداد مشاهدات سری زمانی)
۳۲/۰۴۶	۰/۰۱۳	۰	۱	۲۶۳
۷/۶۵۶	۰/۰۰۱	۱	۰	۲۵۲
۱۴/۷۷۳	۰/۰۲۶	۱	۱	۲۵۱
۴۳/۷۷۲	۰/۰۱۷	۱	۲	۲۵۰
۴۱/۱۰۱	-۰/۰۰۱	۲	۱	۲۳۹
۲۰/۸۰۳	۰/۰۱۷	۲	۰	۲۴۰
۲۹/۶۰۴	-۰/۰۱۸	۰	۲	۲۶۲
۱۲۳/۷۸۸	۰/۰۳۷	۲	۲	۲۳۸
واریانس	میانگین	D	d	n (تعداد مشاهدات سری زمانی)
۱۹/۱۸۴	۰/۰۰۳	۰	۱	۲۶۳
۳/۶۶۷	-۰/۶۵۹	۱	۰	۲۵۲
۷/۷۳۴	۰/۰۱۱	۱	۱	۲۵۱
۴۳/۷۷۲	۰/۰۱۷	۱	۲	۲۵۰
۲۳/۴۴۵	-۰/۰۱۶	۲	۱	۲۳۹
۲۲/۰۴۳	۰/۰۱۲	۲	۰	۲۴۰
۱۰/۴۶۵	۰/۰۰۶	۰	۲	۲۶۲
۶۶/۵۸۶	۰/۰۱۳	۲	۲	۲۳۸

سمت راست: مربوط به سری زمانی دمای حداکثر ماهانه سمت چپ: مربوط به سری زمانی دمای حداقل ماهانه

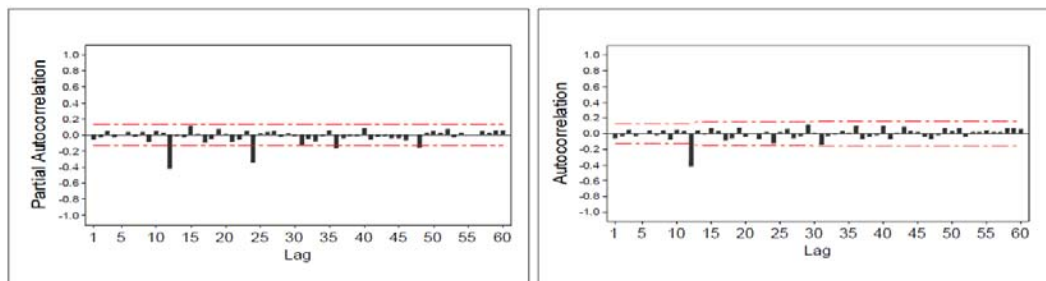
می‌شود که می‌توان فعلا به منظور انتخاب مدلی مناسب با تعداد پارامترهای کمتر از آن صرفه‌نظر کرد. ولی در تأخیر ۱۲ (اولین تأخیر فصلی) در نمودارهای ACF سری‌های تفاضلی دمای حداکثر و حداقل ماهانه، خودهمبستگی غیر صفر و معنی داری به ترتیب با مقداری برابر با  $0/367$  و  $-0/416$  - مشاهده می‌شود. که خارج از حدود استاندارد برای تابع خودهمبستگی  $(\frac{-2}{\sqrt{n}}, \frac{2}{\sqrt{n}})$  می‌باشد. همچنین با توجه به نمودارهای PACF برای سری‌های تفاضلی مزبور (شکل‌های ۲-ب و ۳-ب) ملاحظه می‌شود که مقادیر تابع خودهمبستگی جزئی در تأخیرهای فصلی (۱۲، ۲۴، ۳۶ و ۴۸) نسبت به مقادیر خودهمبستگی در نمودارهای ACF سری‌های تفاضلی شده با سرعت کمتری به سمت صفر میل می‌کنند. بنابراین مدل اولیه برای هر دو سری مزبور  $SARIMA(0,0,0)(0,1,1)_{12}$  تشخیص داده می‌شود به عبارت دیگر با استفاده از ACF و PACF سری‌های تفاضلی دمای حداکثر و حداقل ماهانه  $p=q=0$  و  $P=1$  و  $Q=1$  در نظر گرفته می‌شود.

همان‌طور که گفته شد به منظور تعیین مراتب تفاضل گیری فصلی (D) و غیر فصلی (d) از روش کمینه کردن واریانس سری استفاده نمودیم. با توجه به نتایج جدول ۱ مقادیر  $d=0$  و  $D=1$  هم برای سری دمای حداکثر ماهانه و هم برای سری دمای حداقل ماهانه دارای کمترین مقدار واریانس می‌باشند. البته با انجام آزمون معنی داری شیب خط روند برای سری‌های زمانی مورد نظر و عدم معنی داری شیب خط برای هر دو سری مزبور، می‌توان  $d=0$  را نتیجه گرفت. پس از اعمال مراتب تفاضل گیری فصلی و غیر فصلی بر سری‌های اولیه، دمای حداکثر و حداقل ماهانه، به منظور تشخیص مدل، از نمودارهای ACF و PACF سری‌های تفاضلی شده استفاده شد.

با توجه به نمودارهای ACF برای سری‌های مزبور (شکل‌های ۲-الف و ۳-الف)، مقادیر تابع خودهمبستگی در تمام تأخیرهای غیرفصلی صفر و غیر معنی دار شده است البته خودهمبستگی ناچیزی در تأخیر ۳ در نمودار ACF سری تفاضلی شده دمای حداکثر ماهانه مشاهده



شکل ۲- ACF و PACF سری تفاضلی شده دمای حداکثر ماهانه



شکل ۳- ACF و PACF سری تفاضلی شده دمای حداقل ماهانه

جدول ۲- نتایج برازش مدل  $SARIMA(0,0,0)(0,1,1)_{12}$  بر سری زمانی دمای حداکثر ماهانه

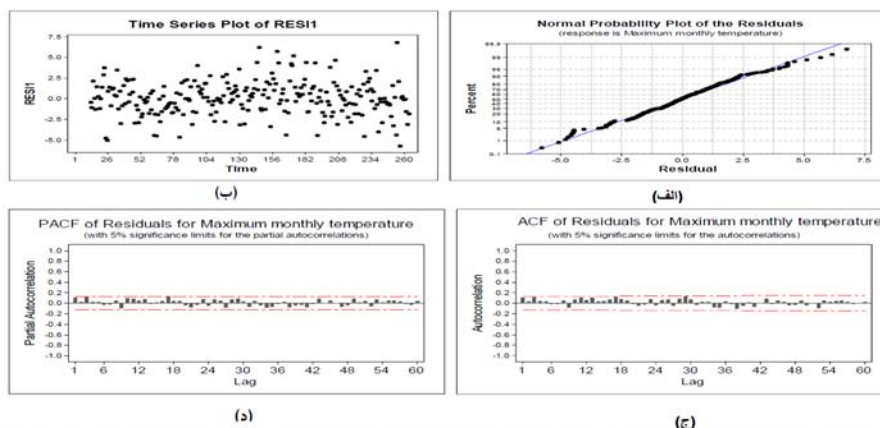
نوع	برآورد	خطای معیار برآورد	آماره t	p-مقدار
ضریب $(\gamma_1)$	۰/۹۲۷	۰/۰۳۶۸	۲۵/۲۲	۰/۰۰۰
جمله ثابت	۰/۰۶۴۸	۰/۰۱۷	۳/۸	۰/۰۰۰

جدول ۳- نتایج برازش مدل  $SARIMA(0,0,0)(0,1,1)_{12}$  بر سری زمانی دمای حداقل ماهانه

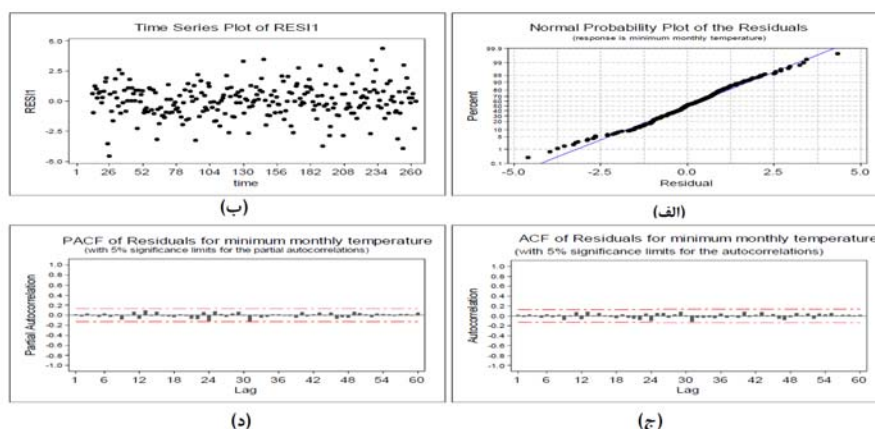
نوع	برآورد	خطای معیار برآورد	آماره t	p-مقدار
ضریب ( $\gamma_1$ )	۰/۹۲۵	۰/۰۳۷۸	۲۴/۴۴	۰/۰۰۰
جمله ثابت	۰/۰۸۲۲	۰/۰۱۰۹	۷/۵۸	۰/۰۰۰

نتایج حاصل از برازش مدل‌های اولیه بر سری‌های زمانی دمای حداکثر و حداقل ماهانه در جداول ۲ و ۳ نشان داده شده است با توجه به نتایج جدول ۲ (نتایج برازش مدل  $SARIMA(0,0,0)(0,1,1)_{12}$  بر سری دمای حداکثر ماهانه) پارامتر مدل فوق ( $\gamma_1$ ) با آماره t برابر  $25/22$  و سطح معنی داری صفر در سطح اطمینان ۹۵ درصد معنی دار شده است. همچنین فرض صفر، مبنی بر صفر بودن جمله ثابت در مدل نیز با آماره t برابر  $3/8$  و p-مقدار برابر با صفر تأیید نمی‌شود. حضور جمله ثابت در مدل به معنی وجود روند قطعی در مدل است. با توجه به نتایج جدول ۳ پارامترهای مجهول مدل اولیه

نتایج حاصل از برازش مدل‌های اولیه بر سری‌های زمانی دمای حداکثر و حداقل ماهانه در جداول ۲ و ۳ نشان داده شده است با توجه به نتایج جدول ۲ (نتایج برازش مدل  $SARIMA(0,0,0)(0,1,1)_{12}$  بر سری دمای حداکثر ماهانه) پارامتر مدل فوق ( $\gamma_1$ ) با آماره t برابر  $25/22$  و سطح معنی داری صفر در سطح اطمینان ۹۵ درصد معنی دار شده است. همچنین فرض صفر، مبنی بر صفر بودن جمله ثابت در مدل نیز با آماره t برابر  $3/8$  و p-مقدار برابر با صفر تأیید نمی‌شود. حضور جمله ثابت در مدل به معنی وجود روند قطعی در مدل است. با توجه به نتایج جدول ۳ پارامترهای مجهول مدل اولیه



شکل ۴- الف: نمودار احتمال نرمال باقیمانده ها ب: باقیمانده ها در برابر زمان ج: ACF باقیمانده‌ها د: PACF باقیمانده‌ها مدل دمای حداکثر ماهانه



شکل ۵- الف: نمودار احتمال نرمال باقیمانده ها ب: باقیمانده‌ها در برابر زمان ج: ACF باقیمانده‌ها د: PACF باقیمانده‌ها مدل دمای حداقل ماهانه

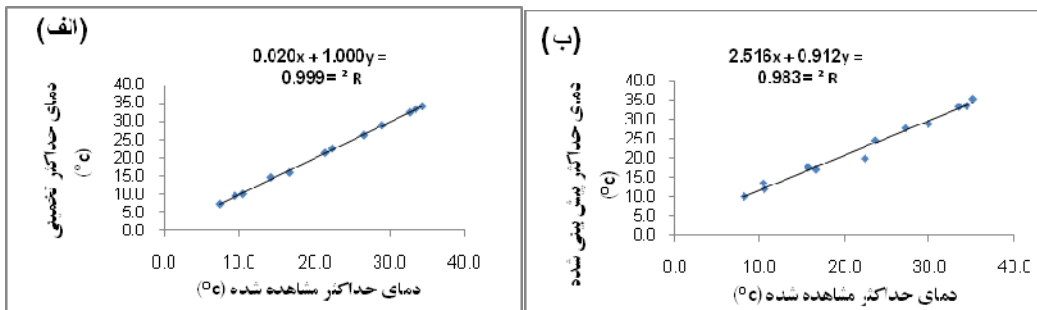
می‌گیرد انتخاب شدند. جهت انتخاب مدل نهایی از بین دو مدل مناسب برای هریک از دو سری زمانی دمای حداکثر و حداقل ماهانه از ملاک AIC، SBC و MSE استفاده شد. مدلی که کمترین مقدار را از نظر ملاک‌های فوق داشته باشد به عنوان مدل بهتر و نهایی انتخاب می‌شود. با توجه به نتایج جدول ۵ مدل  $SARIMA(0,0,0)(0,1,1)_{12}$  برای دمای حداکثر ماهانه نسبت به مدل  $SARIMA(0,0,2)(0,1,1)_{12}$  دارای کمترین مقدار AIC، SBC و MSE می‌باشد لذا به عنوان مدل نهایی انتخاب می‌شود. همچنین مدل  $SARIMA(0,0,0)(2,1,1)_{12}$  برای دمای حداقل ماهانه با کمترین مقدار از نظر ملاک‌های مورد نظر به عنوان مدل نهایی انتخاب می‌گردد.

فرض استقلال باقیمانده‌ها با توجه به نمودارهای PACF و ACF مربوط به باقیمانده‌های مدل دمای حداکثر ماهانه (شکل‌های ۴-ج و ۴-د) و باقیمانده‌های مدل دمای حداقل ماهانه (شکل‌های ۵-ج و ۵-د) به دلیل قرار گرفتن همه خودهمبستگی‌ها در حدود استانداردشان، تأیید می‌شود. همچنین فرض ثابت بودن واریانس باقیمانده‌های مدل‌های اولیه برای دمای حداکثر و حداقل ماهانه با توجه به نمودار باقیمانده‌ها در برابر زمان (شکل‌های ۴-ب و ۵-ب) که فاقد ساختار خاصی هستند پذیرفته می‌شود.

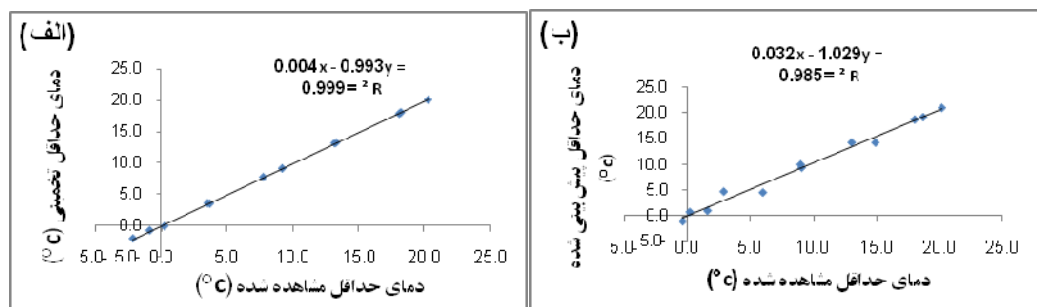
در روش برازش جامع‌تر جهت بررسی مناسبیت مدل، مدل  $SARIMA(0,0,2)(0,1,1)_{12}$  برای دمای حداکثر ماهانه و مدل  $SARIMA(0,0,0)(2,1,1)_{12}$  برای دمای حداقل ماهانه به عنوان دومین مدل مناسب که مدل اولیه را به عنوان مورد خاص در بر

جدول ۴- مقایسه مدل‌های انتخابی برای دمای حداکثر و حداقل ماهانه دشت مشهد

پارامترهای اقلیمی	مدل	AIC	SBC	MSE
دمای حداکثر ماهانه	$SARIMA(0,0,0)(0,1,1)_{12}$	۱۷۲/۴	۱۶۷/۵	۱/۱۶
	$SARIMA(0,0,2)(0,1,1)_{12}$	۱۷۵/۹	۱۶۹/۴	۱/۱۸
دمای حداقل ماهانه	$SARIMA(0,0,0)(0,1,1)_{12}$	۷۵/۱	۷۴/۶	۰/۹۰
	$SARIMA(0,0,0)(2,1,1)_{12}$	۷۴/۶	۷۲/۷	۰/۸۸



شکل ۶- نمودارهای همبستگی بین میانگین ماهانه دمای حداکثر مشاهده شده و نتایج مدل  $SARIMA(0,0,0)(0,1,1)_{12}$  در دوره واسنجی (الف) و در دوره ارزیابی (ب)



شکل ۷- نمودارهای همبستگی بین میانگین ماهانه دمای حداقل مشاهده شده و نتایج مدل  $SARIMA(0,0,0)(0,1,1)_{12}$  در دوره واسنجی (الف) و در دوره ارزیابی (ب)

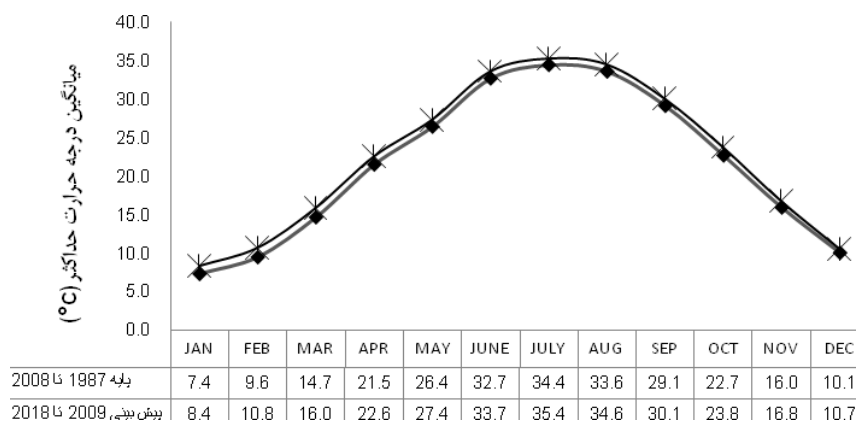
دوره ۱۰ ساله آتی از سال ۲۰۰۹ تا ۲۰۱۸ در دشت مشهد نشان می‌دهد. با توجه به پیش بینی انجام شده برای دوره آتی، میانگین دمای حداکثر در تمام ماهها نسبت به دوره پایه افزایش نشان می‌دهد. بیشترین افزایش دما متعلق به ماه مارس به میزان ۱/۳ درجه سانتی گراد می‌باشد. با توجه به شکل میزان افزایش دمای حداکثر در فصول گرم سال (بهار و تابستان) نسبت به فصول سرد (پاییز و زمستان) بیشتر خواهد بود. و به طور کلی میانگین سالانه دمای حداکثر در دوره آتی نسبت به دوره پایه به میزان یک درجه سانتی گراد افزایش پیدا خواهد کرد. شکل ۱۱ تغییرات دمای حداقل از سال ۱۹۸۷ تا ۲۰۰۸ را نسبت به دوره ۱۰ ساله آتی از سال ۲۰۰۹ تا ۲۰۱۸ در دشت مشهد نشان می‌دهد.

### واسنجی و ارزیابی مدل‌ها

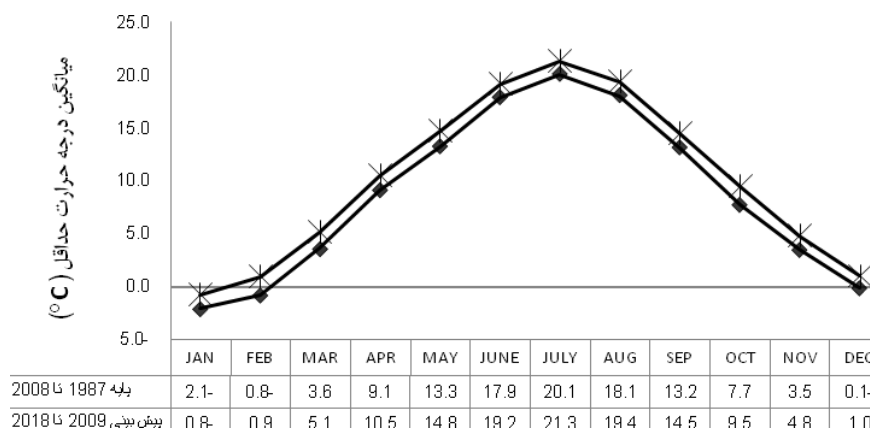
در اشکال ۵ و ۶ نمودارهای همبستگی بین میانگین ماهانه مقادیر واقعی و نتایج حاصل از مدل‌های مربوطه در دوره واسنجی (۱۹۸۷-۲۰۰۸) و در دوره ارزیابی (۲۰۰۹-۲۰۱۰) نشان داده شده است. مقدار ضریب تعیین در همه موارد بالا است و گویای انطباق قابل قبول مقادیر مدل سازی شده و واقعی می‌باشد.

### پیش بینی تغییرات دمای حداکثر و حداقل

پس از واسنجی و ارزیابی مدل‌های نهایی برای دمای حداکثر و حداقل ماهانه با استفاده از مدل‌های مربوطه برای ۱۰ سال آتی (۲۰۰۹-۲۰۱۸) پیش بینی و با دوره پایه (۱۹۸۷-۲۰۰۸) مقایسه شد. شکل ۱۰ تغییرات دمای حداکثر از سال ۱۹۸۷ تا ۲۰۰۸ را نسبت به



شکل ۸- مقایسه تغییرات میانگین دمای حداکثر از سال ۱۹۸۷ تا ۲۰۰۸ نسبت به دوره ۲۰۰۹-۲۰۱۸ در دشت مشهد



شکل ۹- مقایسه تغییرات میانگین دمای حداقل از سال ۱۹۸۷ تا ۲۰۰۸ نسبت به دوره ۲۰۰۹-۲۰۱۸ در دشت مشهد



با توجه به پیش‌بینی انجام شده برای دمای حداقل در دوره آتی، میانگین دمای حداقل در تمام ماه‌ها نسبت به دوره پایه افزایش خواهد داشت. و بیشترین افزایش دمای حداقل متعلق به ماه اکتبر به میزان ۱/۸ درجه سانتی‌گراد می‌باشد. نتایج پیش‌بینی حاکی از آن است که میزان افزایش دمای حداقل در فصول سرد نسبت به فصول گرم بیشتر خواهد بود. و به طور کلی میانگین سالانه دمای حداقل در دوره آتی نسبت به دوره پایه به میزان ۱/۴ درجه سانتی‌گراد افزایش خواهد یافت. نتایج تحقیق حاضر در افزایش دمای حداکثر و حداقل در سال‌های آتی، با نتایج بدست آمده توسط مارنگو و کامارگو (۱۸) در جنوب برزیل در بررسی روند دمای حداکثر و حداقل ماهانه و نتایج مطالعه علیزاده و همکاران (۸) در پیش‌بینی این دو پارامتر حدی دمای هوا براساس خروجی مدل گردش عمومی جو در حوضه کشف رود مطابقت دارد.

با توجه به پیش‌بینی انجام شده برای دمای حداقل در دوره آتی، میانگین دمای حداقل در تمام ماه‌ها نسبت به دوره پایه افزایش خواهد داشت. و بیشترین افزایش دمای حداقل متعلق به ماه اکتبر به میزان ۱/۸ درجه سانتی‌گراد می‌باشد. نتایج پیش‌بینی حاکی از آن است که میزان افزایش دمای حداقل در فصول سرد نسبت به فصول گرم بیشتر خواهد بود. و به طور کلی میانگین سالانه دمای حداقل در دوره آتی نسبت به دوره پایه به میزان ۱/۴ درجه سانتی‌گراد افزایش خواهد یافت. نتایج تحقیق حاضر در افزایش دمای حداکثر و حداقل در سال‌های آتی، با نتایج بدست آمده توسط مارنگو و کامارگو (۱۸) در جنوب برزیل در بررسی روند دمای حداکثر و حداقل ماهانه و نتایج مطالعه علیزاده و همکاران (۸) در پیش‌بینی این دو پارامتر حدی دمای هوا براساس خروجی مدل گردش عمومی جو در حوضه کشف رود مطابقت دارد.

## نتیجه گیری

در این پژوهش با کمک سری‌های زمانی مدل SARIMA(0,0,0)(0,1,1)<sub>12</sub> برای دمای حداکثر ماهانه و مدل

## منابع

- ۱- جهان بخش س و ترابی س. ۱۳۸۳. بررسی و پیش‌بینی تغییرات دما و بارش در ایران. فصلنامه تحقیقات جغرافیایی. ۷۴: ۱۰۴ تا ۱۲۵.
- ۲- جلالی م و کارگر ح. ۱۳۹۰. تحلیل و مدل‌سازی آماری دمای ایستگاه بوشهر (۲۰۰۵-۱۹۵۱). فصلنامه علمی- پژوهشی فضای جغرافیایی. ۳۳: ۱۴۹-۱۷۳.
- ۳- خردمندیان م و عساکره ح. ۱۳۸۰. الگوسازی ARIMA برای متوسط دمای سالانه هوا در جاسک. سومین سمینار احتمال و فرآیندهای تصادفی. ۳: ۱۲۱-۱۳۲.
- ۴- خرمی م. و بزرگ نیا. ۱۳۸۶. تجزیه و تحلیل سری‌های زمانی با نرم افزار 14 MNITAB. انتشارات سخن گستر. مشهد.
- ۵- شریفان ح. و قهرمان ب. ۱۳۸۶. ارزیابی پیش‌بینی باران با بکارگیری تکنیک SARIMA در استان گلستان. مجله علوم کشاورزی و منابع طبیعی. ۳: ۱۹۶-۲۰۹.
- ۶- عساکره ح. ۱۳۸۶. تغییر اقلیم. چاپ اول انتشارات دانشگاه زنجان. زنجان.
- ۷- عساکره ح. ۱۳۸۸. الگوسازی ARIMA برای میانگین سالانه دمای شهر تبریز. فصلنامه تحقیقات جغرافیایی. ۹۲: ۳-۲۴.
- ۸- علیزاده ا، سیاری ن، حسامی کرمانی م.ر، بنایان اول م. و فرید حسینی ع. ۱۳۸۹. بررسی پتانسیل اثرات تغییر اقلیمی بر منابع و مصارف آب کشاورزی (مطالعه موردی حوضه آبریز رودخانه کشف رود). نشریه آب و خاک، ۲۴ (۴): ۸۱۵ تا ۸۳۵.
- ۹- فولادمند ح. ۱۳۸۹. پیش‌بینی ماهانه تبخیر و تعرق گیاه مرجع در استان فارس. مجله دانش آب و خاک. ۴: ۱۵۷-۱۶۹.
- ۱۰- نیرومند ح. (ترجمه). ۱۳۸۹. تجزیه و تحلیل سری‌های زمانی. کرایر جانانان دی. انتشارات دانشگاه فردوسی مشهد. مشهد.
- ۱۱- ویسی پور ح، معصوم پور سماکوش ج، صحنه ب. و یوسفی ی. ۱۳۸۹. تحلیل پیش‌بینی روند بارش و دما با استفاده از مدل‌های سری زمانی (نمونه موردی: شهرستان کرمانشاه). فصلنامه علمی- پژوهشی جغرافیا. ۳: ۶۳-۷۷.
- 12- Aguilera A.M., Escabias M., Valderrama M.J. 2008. Forecasting binary longitudinal data by a Functional PC-ARIMA model. Computational Statistical & Data Analysis. 52: 3187-3197.
- 13- Anthony C., Anuforum and Juddy N. 2004. The influence of climate variability and climate change on agricultural production in Nigeria. EMS annual meeting abstracts. 1:449.

- 14- Box G.E.P., Jenkins G. 1976. Time series analysis, forecasting and control, revised. Holden-Day. San Francisco, CA.
- 15- Hughes G.L., SubbaRao S., SubbaRao T. 2007. statistical analysis and time-series models for minimum/maximum temperatures in the Antarctic Peninsula. Proceedings Royal Society of London A, 463: 241-260. .463:241-260
- 16- IPCC. 2001. Climate Change 2001: The Scientific Basis. Contribution of Working Group I to the Third Assessment Report of the Intergovernmental Panel on Climate Change. editors: J. T. Houghton, Y. Ding, D. J. Griggs, M. Noguer, P. J. Van der Linden, X. Dai, K. Maskell and C. A. Johnson. Cambridge. U. K. Cambridge University Press.
- 17- Karl T.R., and Coauthors. 1993. Asymmetric trends of daily Maximum and Minimum temperature. Bull. Amer. Meteor. 74: 1007 – 1023.
- 18- Marengo J.A., Camargo C.C. 2008. Surface air temperature trends in southern Brazil for 1960-2002 Int. International Journal Of Climatology. 28:893-904.
- 19- Senzekai. 1998. Small sample estimation of the variance of time averages in climate time series. International Journal Of Climatology. 18: 1725-1732.
- 20- Wei W.W.S. 1990. Time series analysis: Univariate and Multivariate Methods. Addison-wesley publishing company. New York.
- 21- Yurekli K., Simsek H., Cemek B., Karaman S. 2007. Simulating climatic variables by using stochastic approach. Building and Environment. 42: 3493-3499.



## Modeling and Prediction of Monthly Max & Min Temperatures of Mashhad Plain Using Time Series Models

B. Shabani<sup>1\*</sup> - M. Mousavi Baygi<sup>2</sup> - M. Jabari Noghbi<sup>3</sup> - B. Ghareman<sup>4</sup>

Received: 13-10-2012

Accepted: 11-08-2013

### Abstract

Nowadays, modeling and prediction of climatic parameters due to climate change, global warming and the recent droughts is inevitable. Maximum and minimum temperatures are including climatic parameters that are important in water resources management and agriculture. In order to model the maximum and minimum monthly temperatures of Mashhad plain, the long-term data of Mashhad and Golmakan were used for the joint period from 1987 to 2008. The SARIMA(0,0,0)(0,1,1)<sub>12</sub> model for maximum monthly temperature and the SARIMA(0,0,0)(2,1,1)<sub>12</sub> model for minimum monthly temperature were determined as the final models using time series. High correlation coefficients indicate acceptable adaptation of modeling and actual values in the calibration and validation of models. Finally, predictions were performed based on models fitted for the next 10 years (2009-2018). Comparison of results for future period (2009-2018) and the base period (1987-2008) represents maximum temperature mean 1 °C increase and minimum temperature mean 1.4 °C increase.

**Keywords:** Maximum monthly temperature, Minimum monthly temperature, Time series, Modeling, Prediction

---

1,2,4- MSc Student and Professors of Water Engineering Department, Faculty of Agriculture, Ferdowsi University of Mashhad, Respectively

(\*- Corresponding Author Email: b.shabani20@yahoo.com)

3- Assistant Professor of Statistic Department, Faculty of Math, Ferdowsi University of Mashhad