



## پیش بینی دمای حداکثر و حداقل ماهانه دشت مشهد با استفاده از مدل SARIMA

بهاره شعبانی<sup>۱</sup>، محمد موسوی بایگی<sup>۲</sup>

۱- دانشجوی کارشناسی ارشد هواشناسی کشاورزی، گروه مهندسی آب، دانشگاه فردوسی مشهد

۲- دانشیار هواشناسی گروه مهندسی آب، دانشکده کشاورزی، دانشگاه فردوسی مشهد

b\_shabani20@yahoo.com

### چکیده

امروزه مدل‌سازی و پیش‌بینی پارامترهای اقلیمی به دلیل تغییرات اقلیمی، گرمایش جهانی و خشکسالی‌های اخیر، اجتناب ناپذیر شده است. از جمله پارامترهای اقلیمی که در مدیریت منابع آبی و در کشاورزی دارای اهمیت هستند دمای حداکثر و حداقل می‌باشند. در این پژوهش، به منظور مدل‌سازی دمای حداکثر و حداقل ماهانه دشت مشهد از آمار درازمدت میانگین‌گیری شده دو ایستگاه مشهد و گل‌مکان برای دوره آماری مشترک از سال ۱۹۸۷ تا ۲۰۰۸ استفاده شد. با استفاده از سری‌های 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 مدل‌ها گویای انطباق قابل قبول مقادیر مدل‌سازی شده و واقعی است. در نهایت براساس مدل‌های برازش یافته، پیش‌بینی برای ۱۰ سال آتی (۲۰۰۹-۲۰۱۸) انجام شد. مقایسه نتایج دو دوره آتی (۲۰۰۹-۲۰۱۸) و دوره پایه (۱۹۸۷-۲۰۰۸) نشان داد که در دهه آتی دمای حداکثر و حداقل افزایش پیدا خواهد کرد به طوری که افزایش در دمای حداکثر بیشتر در فصول گرم سال (بهار و تابستان) و افزایش در دمای حداقل بیشتر در فصول سرد سال (پاییز و زمستان) مشهود خواهد بود.

واژه‌های کلیدی: دمای حداکثر ماهانه، دمای حداقل ماهانه، سری زمانی، مدل‌سازی، پیش‌بینی

### مقدمه

یکی از چالش‌های قرن ۲۱ میلادی موضوع نوسانات و تغییرات اقلیمی است. دما یکی از عمده‌ترین و اساسی‌ترین عناصر اقلیمی است که به علت اهمیت آن از دیر باز مورد توجه اقلیم‌شناسان بوده است (عساکره، ۱۳۸۸). براساس گزارش هیأت بین‌الدول تغییرات اقلیمی (IPCC, 2001) دمای سطح کره زمین در فاصله سال‌های ۲۰۰۰-۱۸۶۱ میلادی حدود ۰.۶ درجه سانتی‌گراد 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 (کارل و همکاران، ۱۹۹۳). از این رو مدل‌سازی متغیرهای حدی دمای هوا که در مدیریت منابع آب و کشاورزی به خصوص در اقلیم‌های خشک و نیمه خشک حائز اهمیت می‌باشند لازم و ضروری است. مدل‌های اقلیمی که بر پایه اصول آماری - احتمالی بنا گذاشته شده‌اند از اهمیت ویژه و کاربرد پر شماری برخوردارند. کاربرد مدل‌های آماری در بازسازی مقادیر گذشته و باز آفرینی



مقادیر آینده داده‌ها به تحلیل سری‌های زمانی موسوم است (عساکره، ۱۳۸۶). یک سری زمانی مجموعه مشاهداتی است که بر حسب زمان مرتب شده‌اند. بسیاری از محققین برای توصیف رفتار یک سری زمانی، اجزای زیر را برای آن در نظر می‌گیرند: روند، تغییرات دوره‌ای، تغییرات فصلی و تغییرات نامنظم. و هدف از تجزیه و تحلیل سری‌های زمانی کشف و شناسایی مدل احتمالی مولد داده‌ها و پیش‌بینی مقادیر آینده سری است (خرمی و بزرگ‌نیا، ۱۳۸۶). بسیاری از مدل‌های احتمالی سری‌های زمانی بر مبنای ایستایی سری استوار می‌باشند. مفهوم ایستایی این است که قوانین حاکم بر فرآیند با زمان تغییر نمی‌کند یعنی فرآیند در تعادل آماری است (نیرومند، ۱۳۸۹). به عبارت دیگر میانگین و واریانس سری در طول زمان ثابت می‌ماند. راه حل مناسب برای ایستا سازی یک سری زمانی که در میانگین نایستا است، تفاضلی کردن آن سری و برای یک سری نایستا در واریانس استفاده از تبدیل باکس-کاکس می‌باشد. مدل‌های باکس-جنکینس از مهم‌ترین مدل‌های سری زمانی می‌باشند و کاربرد گسترده‌ای در پیش‌بینی پدیده‌هایی دارند که در طول زمان شکل می‌گیرند. الگوی عمومی باکس-جنکینس از مرتبه  $p, q, d, D$  و  $P$  و  $Q$  به صورت زیر نوشته می‌شود:

$$\varphi_p(B)\Phi_P(B^S)\nabla^d\nabla_S^D x_t = \theta_q(B)\Theta_Q(B^S)z_t + \theta_0 \quad (1)$$

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

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

$$P \quad \Phi_P(B^S) = 1 - \lambda_1 B^S - \lambda_2 B^{2S} - \dots - \lambda_P B^{PS} - 2$$

$$q \quad \theta_q(B) = 1 - \beta_1 B - \beta_2 B^2 - \dots - \beta_q B^q - 3$$

$$Q \quad \Theta_Q(B^S) = 1 - \gamma_1 B^S - \gamma_2 B^{2S} - \dots - \gamma_Q B^{QS} - 4$$

۵-  $\theta_0 = \mu \varphi_p(B)\Phi_P(B^S)$  مقدار ثابت مدل می‌باشد که در آن  $\mu$  میانگین واقعی سری زمانی ایستایی است که مدل شده است.

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

۷-  $\alpha_1, \dots, \alpha_p$  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 داده‌های نمونه برآورد گردند.

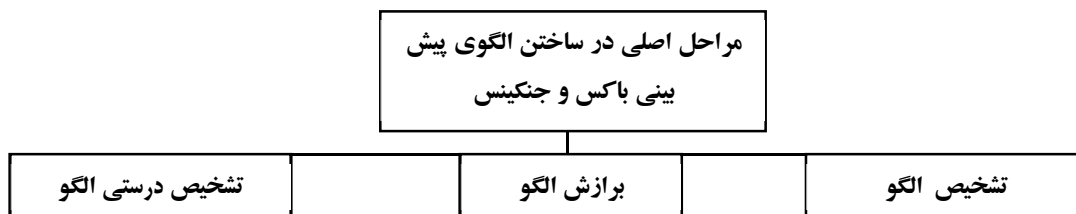
۸- عملگر پسرو که به شکل  $B^m x_t = x_{t-m}$  تعریف می‌شود.

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



۱۰-  $V_s^D$  عملگر فصلی از مرتبه  $D$  نامیده می‌شود و به شکل  $V_s^D = (1 - B^s)^D$  تعریف می‌شود.

مراحل اصلی در ساخت الگوی باکس - جنکینس در شکل ۱ خلاصه شده است:



شکل ۱. مراحل اصلی در ساختن الگوی باکس و جنکینس

در زمینه استفاده از سری‌های زمانی در مدل‌سازی پارامترهای اقلیمی پژوهش‌ها و مطالعات فراوانی در سراسر جهان انجام گرفته است. آگیلرا (۲۰۰۸) با ترکیب مدل ARIMA با مدل مؤلفه اصلی (PCA) مدلی کاربردی برای پیش‌بینی داده‌های دو طرف طول جغرافیایی ارائه داد. که آن را برای پیش‌بینی خطر پدیده ال نینو مناسب می‌داند. یورک لی و همکاران (۲۰۰۷) شبیه‌سازی تغییرات اقلیمی را با استفاده از روش تصادفی انجام دادند. آن‌ها از مدل ARIMA جهت پیش‌بینی پارامترهای نظیر تابش خورشید، دمای هوا، رطوبت نسبی روزانه با هدف یکپارچه کردن نتایج حاصل از مدل‌سازی با استراتژی کنترل تولیدات کشاورزی استفاده نمودند. هوگس و همکاران (۲۰۰۷) 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 حداقل در طی ۵۳ سال از ۲۰۰۳-۱۹۵۱ تقریباً ۶.۷ درجه سانتی‌گراد افزایش داشته است در حالی که دمای حداکثر ماهانه در طول مدت مشابه تغییر قابل توجهی نشان نداده است. همچنین در این مقاله با استفاده از مدل اتورگرسیون میانگین متحرک خطی دمای حداکثر و حداقل را مدل‌سازی کردند. در کشور ایران به لحاظ سابقه کوتاه در بهره‌گیری از روش‌های اندازه‌گیری مستقیم داده‌های جوی، از این روش کمتر استفاده شده است (خردمند نیا و عساکره، ۱۳۸۰). در این میان می‌توان به کار جلالی و کارگر (۱۳۹۰) در مدل‌سازی دمای سالانه ایستگاه بوشهر، فولادمند (۱۳۸۹) پیش‌بینی ماهانه تبخیر و تعرق پتانسیل گیاه مرجع در استان فارس، شریفیان و قهرمان (۱۳۸۶) در ارزیابی پیش‌بینی باران با بکارگیری تکنیک SARIMA در استان گلستان اشاره کرد.

## 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  $36^{\circ} 16' N$  و  $59^{\circ} 38' E$  با ارتفاع ۹۹۹.۲ متر از سطح دریا و ایستگاه گل‌مکان با موقعیت جغرافیایی  $36^{\circ} 29' N$  و  $59^{\circ} 17' E$  با ارتفاع ۱۱۷۶ متر از سطح دریا برای دوره آماری مشترک از سال ۱۹۸۷ تا ۲۰۰۸ استفاده شده است. به منظور مدل‌سازی از روش سری‌های زمانی بهره گرفته شده است.

الف) تشخیص الگو: اولین گام در مدل‌سازی یک سری زمانی رسم نمودار آن می‌باشد. از آن جایی که مدل‌های پیش‌بینی باکس-جنکینس با سری‌های زمانی ایستا سروکار دارند، نایستایی در واریانس را با استفاده از تبدیل توانی باکس - کاکس (رابطه ۳) و نایستایی در میانگین را با استفاده از تفاضلی کردن می‌توان برطرف کرد:

$$T(x_t) = x_t^{(\lambda)} = \frac{x_t^{\lambda} - 1}{\lambda} \quad (3)$$

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 نایستایی در واریانس نیاز به وجود اطلاعات غیر صفر و مثبت دارد. از آن جایی که دمای حداقل ماهانه در برخی از ماه‌ها 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 می‌توان به کار برد. همچنین آزمون بارتلت و لون یک روش متداول برای تشخیص نایستایی در واریانس به شمار می‌آید. 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، می‌توان درجه تفاضلی را برای مراتب فصلی و غیر فصلی تعیین نمود (خردمند نیا و عساکره، ۱۳۸۰). پس از رفع نایستایی در میانگین و واریانس مراتب مدل  $(P, Q, p, q)$  از روی نمودار توابع خودهمبستگی (ACF) و خودهمبستگی جزئی (PACF) قابل تشخیص می‌باشد.

ب) برازش الگو: برازش الگو به معنی برآورد پارامترهای مجهول مدل می‌باشد. که با استفاده از روش کمترین مربعات غیر شرطی با کمک نرم افزار MINITAB انجام می‌شود.

ج) بررسی مناسبت مدل: در بررسی مناسبت مدل از دو روش مکمل یکدیگر استفاده می‌شود: (۱) تجزیه و تحلیل باقیمانده‌های مدل برازش داده شده که شامل بررسی فرض نرمال بودن باقیمانده‌ها، استقلال باقیمانده‌ها و ثابت بودن واریانس باقیمانده‌ها می‌باشد. (۲) برازش جامع‌تر. در نهایت در



صورتی که برای یک مجموعه داده چندین الگوی مناسب وجود داشته باشد. برای تعیین الگوی بهتر از از معیار اطلاعاتی آکائیک (AIC) و بیزی شواترز (SBC) استفاده شده است. این معیارها به صورت زیر تعریف می‌شوند:

$$AIC(M) = n \ln \hat{\sigma}_z^2 + 2M \quad (۴) \quad SBC(M) = n \ln \hat{\sigma}_z^2 +$$

$$M \ln n \quad (۵)$$

M تعداد پارامترهای مدل،  $\hat{\sigma}_z^2$  برآورد درست‌نمایی ماکزیمم  $\sigma_z^2$  (واریانس باقیمانده‌های مدل) و n در معیار AIC تعداد مشاهدات و در معیار SBC، مشاهدات مؤثر (تعداد باقیمانده‌هایی که از سری می‌توان محاسبه کرد) می‌باشد. و در معیارهای دقت،  $x_t$  مقدار واقعی سری و  $\hat{x}_t$  مقدار پیش‌بینی شده متناظر با آن و n تعداد پیش‌بینی‌ها است. به منظور بررسی دقت مدل‌های نهائی در شبیه‌سازی و پیش‌بینی، به منظور بررسی دقت مدل‌های نهائی در شبیه‌سازی و پیش‌بینی پارامترهای اقلیمی از ضریب همبستگی ( $R^2$ ) بین نتایج مدل‌ها و مقادیر مشاهده‌ای و شاخص‌های خطا سنجی میانگین انحراف خطا (MBE)، میانگین قدرمطلق خطا (MSE) و جذر میانگین مربعات خطا (RMSE) استفاده شد.

$$MBE = \frac{\sum_{t=1}^n (x_t - \hat{x}_t)}{n} \quad \text{میانگین انحراف خطا} \quad (۶)$$

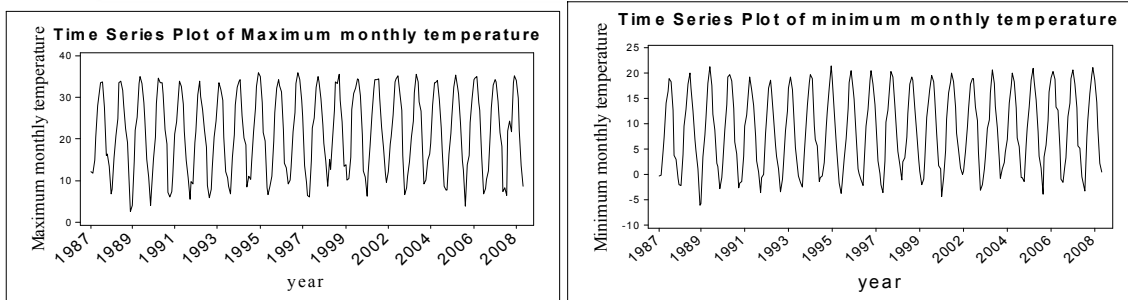
$$MAE = \frac{\sum_{t=1}^n |x_t - \hat{x}_t|}{n} \quad \text{میانگین قدرمطلق خطا} \quad (۷)$$

$$RMSE = \sqrt{\frac{\sum_{t=1}^n (x_t - \hat{x}_t)^2}{n}} \quad \text{جذر میانگین مربعات خطا} \quad (۸)$$

$$R^2 = \frac{[\sum_{i=1}^n (x_i - \bar{x})(y_i - \bar{y})]^2}{\sum_{i=1}^n (x_i - \bar{x})^2 \sum_{i=1}^n (y_i - \bar{y})^2} \quad \text{ضریب تعیین} \quad (۹)$$

## نتایج و بحث

با توجه به شکل ۲ (سمت راست: نمودار سری زمانی دمای حداقل ماهانه و سمت چپ: نمودار سری زمانی دمای حداکثر ماهانه دشت مشهد در دوره آماری ۱۹۸۷-۲۰۰۸) به منظور بررسی ناپایداری در واریانس، از آزمون بارتلت و لون استفاده شد نتایج آزمون با  $p\text{-value} = 1$  در سطح اطمینان ۹۵ درصد ثابت بودن واریانس سری را تأیید می‌کند. با توجه به شکل ۲ وجود تغییرات فصلی قوی که هر ۱۲ ماه تکرار می‌شود کاملاً مشهود است.



شکل ۲. (سمت راست) سری زمانی دمای حداقل ماهانه ، (سمت چپ) سری زمانی دمای حداکثر ماهانه

لذا به منظور تعیین مراتب تفاضل گیری فصلی و غیر فصلی از روش کمینه کردن واریانس سری استفاده نمودیم. با توجه به نتایج جداول ۱ و ۲ مقادیر  $d=0$  و  $D=1$  هم برای سری دمای حداکثر ماهانه و هم برای سری دمای حداقل ماهانه دارای کمترین مقدار واریانس می‌باشند. پس از اعمال مراتب تفاضل گیری فصلی و غیر فصلی بر سری‌های اولیه دمای حداکثر و حداقل ماهانه، جهت تشخیص مدل اولیه از نمودارهای ACF سری‌های تفاضلی استفاده نمودیم.

جدول ۱. مقایسه واریانس سری تفاضلی شده دمای حداکثر ماهانه با ترکیبات مختلفی از  $D$  و  $d$

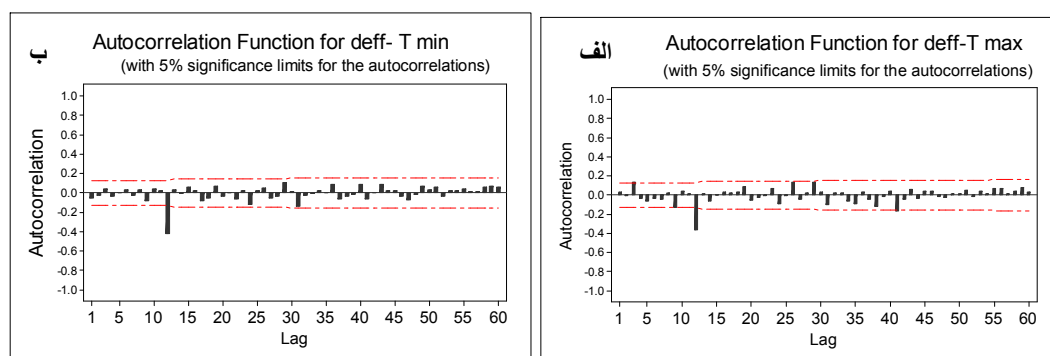
n	d	D	میانگین	واریانس
۲۶۳	۱	۰	۰.۰۱۳	۳۲.۰۴۶
۲۵۲	۰	۱	۰.۰۰۱	۷.۶۵۶
۲۵۱	۱	۱	۰.۰۲۶	۱۴.۷۷۳
۲۵۰	۲	۱	۰.۰۱۷	۴۳.۷۷۲
۲۳۹	۱	۲	-۰.۰۰۱	۴۱.۱۰۱
۲۳۸	۲	۲	۰.۰۳۷	۱۲۳.۷۸۸
۲۴۰	۰	۲	۰.۰۱۷	۲۰.۸۰۳
۲۶۲	۲	۰	-۰.۰۱۸	۲۹.۶۰۴

جدول ۲. مقایسه واریانس سری تفاضلی شده دمای حداقل ماهانه با ترکیبات مختلفی از  $D$  و  $d$

n	d	D	میانگین	واریانس
۲۶۳	۱	۰	۰.۰۱۳	۱۹.۱۸۴
۲۵۲	۰	۱	-۰.۶۵۹	۳.۶۶۷
۲۵۱	۱	۱	۰.۰۱۱	۷.۷۳۴
۲۵۰	۲	۱	۰.۰۱۷	۴۳.۷۷۲
۲۳۹	۱	۲	۰.۰۱۶	۲۳.۴۴۵
۲۳۸	۲	۲	۰.۰۱۳	۶۶.۵۸۶
۲۴۰	۰	۲	۰.۰۱۲	۲۲.۰۴۳
۲۶۲	۲	۰	۰.۰۰۶	۲۳.۴۴۵



با توجه به نمودارهای ACF برای سری‌های مزبور (شکل‌های ۴-الف و ۴-ب)، 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 می‌شود که می‌توان فعلا جهت امساک در پارامتر از آن صرفه‌نظر کرد. ولی در تأخیر ۱۲ (اولین لگ فصلی) در نمودارهای ACF سری‌های تفاضلی دمای حداکثر و حداقل ماهانه خودهمبستگی غیر صفر و معنی داری به ترتیب با مقداری برابر با ۰.۳۶۷- و ۰.۴۱۶- مشاهده می‌شود. که خارج از حدود استاندارد برای تابع خودهمبستگی  $(\frac{-2}{\sqrt{n}}, \frac{2}{\sqrt{n}})$  می‌باشد. بنابراین مدل اولیه برای هر دو سری مزبور، مدل SARIMA(0,0,0)(0,1,1)<sub>12</sub> تشخیص داده شد.



شکل ۴. ACF سری‌های تفاضلی شده دمای حداکثر و حداقل ماهانه

جدول ۳. نتایج برازش مدل SARIMA(0,0,0)(0,1,1)<sub>12</sub> بر سری زمانی دمای حداکثر ماهانه

p-value	T	SE Coef	Coef	Type
۰.۰۰۰	۲۵.۲۲	۰.۰۳۶۸	۰.۹۲۷	SMA 12
۰.۰۰۰	۳.۸	۰.۰۱۷	۰.۰۶۴۸	Constant

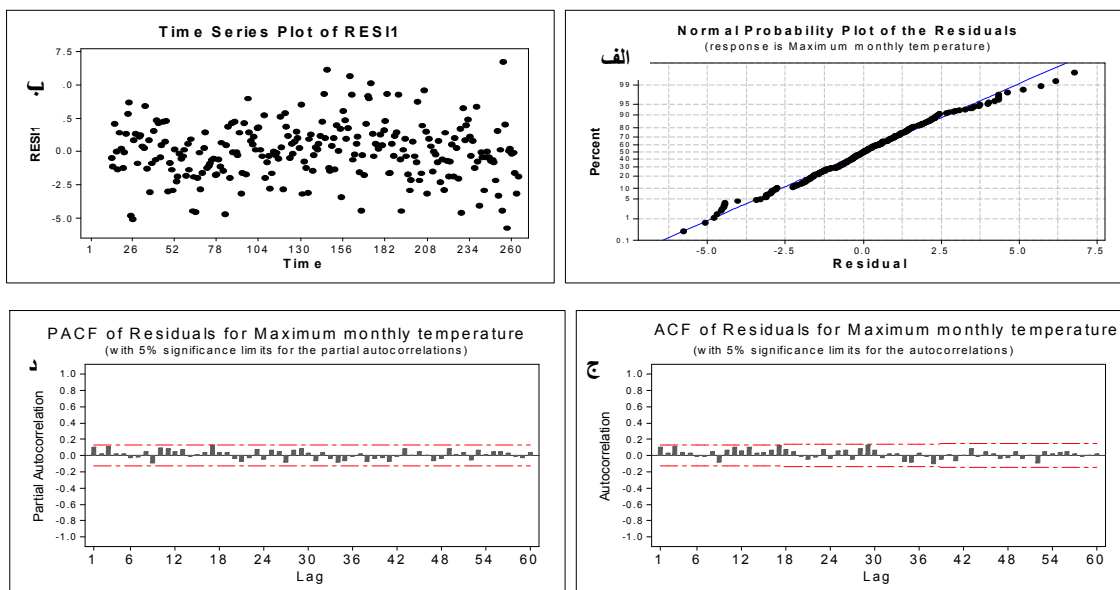
جدول ۴. نتایج برازش مدل SARIMA(0,0,0)(0,1,1)<sub>12</sub> بر سری زمانی دمای حداقل ماهانه

p-value	T	SE Coef	Coef	Type
۰.۰۰۰	۲۴.۴۴	۰.۰۳۷۸	۰.۹۲۵	SMA 12
۰.۰۰۰	۷.۵۸	۰.۰۱۰۹	۰.۰۸۲۲	Constant

نتایج حاصل از برازش مدل‌های اولیه بر سری‌های زمانی دمای حداکثر و حداقل ماهانه در جداول ۳ و ۴ نشان داده شده است با توجه به نتایج جدول ۳ (نتایج برازش مدل SARIMA(0,0,0)(0,1,1)<sub>12</sub> بر سری دمای حداکثر ماهانه) پارامتر مدل SMA 12 با آماره t برابر ۲۵.۲۲ و سطح معنی داری صفر در سطح اطمینان ۹۵ درصد معنی‌دار شده است. همچنین فرض صفر، مبنی بر صفر بودن جمله ثابت در مدل نیز با آماره t برابر ۳.۸ و p-value برابر با صفر رد می‌-

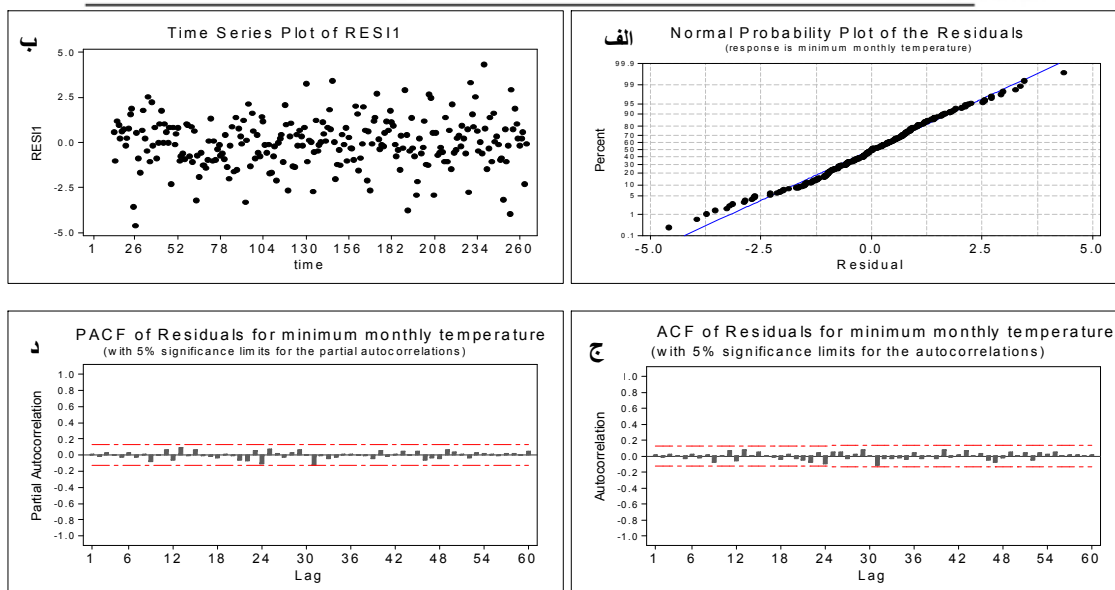


شود. حضور جمله ثابت در مدل به معنی وجود روند قطعی در مدل است. با توجه به نتایج جدول ۴ پارامترهای مجهول مدل اولیه دمای حداقل ماهانه (SMA 12 و جمله ثابت) نیز در سطح اطمینان ۹۵ درصد با p-value برابر با صفر معنی دار و مخالف صفر شده‌اند. چنانچه قبلاً گفته شد به منظور بررسی مناسبت مدل از دو روش مکمل یکدیگر استفاده می‌شود، در روش اول به بررسی فرض نرمال بودن، استقلال و ثابت بودن واریانس باقیمانده‌های مدل پرداخته می‌شود که در اشکال ۶ و ۷ نشان داده شده است. فرض نرمال بودن باقیمانده‌های مدل دمای حداکثر ماهانه و دمای حداقل ماهانه براساس آزمون نیکویی برازش در سطح اطمینان ۹۵ درصد با p-value به ترتیب بیشتر از ۰.۱۵ و ۰.۱۳۶ و با توجه به نمودار احتمال نرمال (اشکال ۶-الف و ۷-الف) که نقاط در امتداد خط راست قرار گرفته اند مورد تأیید قرار می‌گیرد. فرض استقلال باقیمانده‌ها با توجه به نمودارهای ACF و PACF مربوط به باقیمانده‌های مدل دمای حداکثر ماهانه (اشکال ۶-ج و ۷-د) و باقیمانده‌های مدل دمای حداقل ماهانه (اشکال ۷-ج و ۷-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 (اشکال ۶-ب و ۷-ب) که فاقد ساختار خاصی هستند پذیرفته می‌شود.



شکل ۶. الف: نمودار احتمال نرمال باقیمانده‌ها ب: باقیمانده‌ها در برابر زمان ج: ACF باقیمانده‌ها د: PACF باقیمانده‌ها مدل دمای حداکثر ماهانه





شکل ۷. الف: نمودار احتمال نرمال باقیمانده‌ها ب: باقیمانده‌ها در برابر زمان ج: ACF باقیمانده‌ها د: PACF باقیمانده‌ها دمای حداقل ماهانه

در روش برازش جامع‌تر جهت بررسی مناسبت مدل، مدل برای دمای حداکثر ماهانه و مدل  $SARIMA(0,0,0)(2,1,1)_{12}$  برای دمای  $SARIMA(0,0,2)(0,1,1)_{12}$  حداقل ماهانه به عنوان دومین مدل مناسب که مدل اولیه را به عنوان مورد خاص در بر می‌گیرد انتخاب شدند. جهت انتخاب مدل نهایی از بین دو مدل مناسب برای هر یک از دو سری زمانی دمای حداکثر و حداقل ماهانه از ملاک AIC و SBC 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 و SBC می‌باشد لذا به عنوان مدل نهایی انتخاب می‌شود. همچنین با توجه به نتایج جدول ۶ 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.

جدول ۵. مقایسه دو مدل انتخابی برای دمای حداکثر ماهانه دشت مشهد

SBC	AIC	مدل
۱۶۷.۵	۱۷۲.۴	$SARIMA(0,0,0)(0,1,1)_{12}$
۱۶۹.۴	۱۷۵.۹	$SARIMA(0,0,2)(0,1,1)_{12}$

جدول ۶. مقایسه دو مدل انتخابی برای دمای حداقل ماهانه دشت مشهد



SBC	AIC	مدل
۷۴.۶	۷۵.۱	SARIMA(0,0,0)(0,1,1) <sub>12</sub>
۷۲.۷	۷۴.۶	SARIMA(0,0,0)(2,1,1) <sub>12</sub>

## واسنجی و ارزیابی مدل‌ها

جداول ۷ و ۸، نتایج واسنجی و ارزیابی مدل‌های نهایی دمای حداکثر و حداقل ماهانه دشت مشهد را نشان می‌دهد. با توجه به نتایج، مقدار ضریب تعیین هم در مرحله واسنجی و هم در مرحله ارزیابی از میزان قابل توجهی برخوردار است. همچنین مقادیر شاخص‌های خطا سنجی نیز نسبتاً پایین می‌باشد که مؤید انطباق قابل قبول مقادیر واقعی و نتایج مدل است.

جدول ۷. بررسی شاخص‌های دقت مدل SARIMA(0,0,0)(0,1,1)<sub>12</sub> دمای حداکثر در دوره واسنجی و ارزیابی

R <sup>2</sup>	MBE	MAE	RMSE	شاخص‌های دقت مدل SARIMA(0,0,0)(0,1,1) <sub>12</sub>
۰.۹۵۴	۰.۰۵	۰.۲۹	۰.۳۷	دوره واسنجی (۱۹۸۸-۲۰۰۸)
۰.۹۴۴	-۰.۳۴	۰.۷۳	۰.۹۳	دوره ارزیابی (۲۰۰۹-۲۰۱۲)

جدول ۸. بررسی شاخص‌های دقت مدل SARIMA(0,0,0)(2,1,1)<sub>12</sub> دمای حداقل در دوره واسنجی و ارزیابی

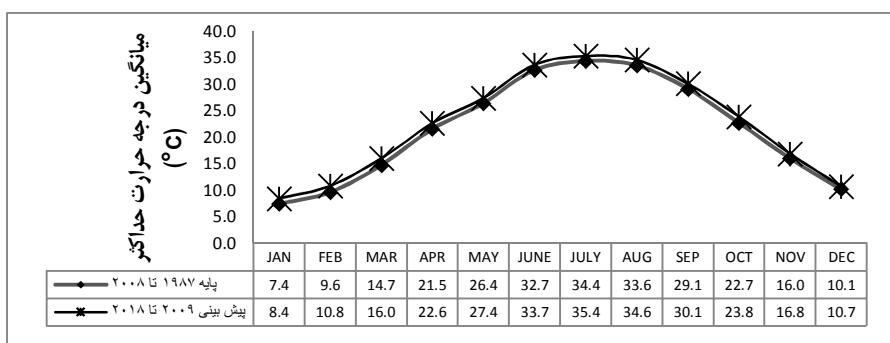
R <sup>2</sup>	MBE	MAE	RMSE	شاخص‌های دقت مدل SARIMA(0,0,0)(2,1,1) <sub>12</sub>
۰.۹۶۹	-۰.۰۶	۰.۴۳	۰.۵۳	دوره واسنجی (۱۹۸۸-۲۰۰۸)
۰.۹۶۸	-۰.۰۳	۰.۵۷	۰.۷۷	دوره ارزیابی (۲۰۰۹-۲۰۱۲)

## پیش بینی تغییرات دمای حداکثر و حداقل

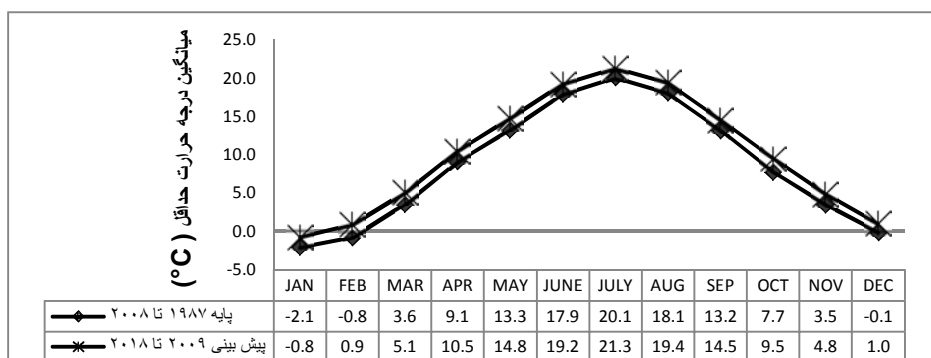
پس از واسنجی و ارزیابی مدل‌های نهایی برای دمای حداکثر و حداقل ماهانه با استفاده از مدل‌های مربوطه برای دوره ۱۰ سال آتی (۲۰۰۹-۲۰۱۸) پیش بینی و با دوره پایه (۱۹۸۷-۲۰۰۸) مقایسه شد. شکل ۸ تغییرات دمای حداکثر از سال ۱۹۸۷ تا ۲۰۰۸ را نسبت به دوره ۱۰ ساله آتی از سال ۲۰۰۹ تا ۲۰۱۸ در دشت مشهد نشان می‌دهد. با توجه 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. شکل ۹ 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. با توجه به پیش بینی 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 پیش بینی حاکی از آن است که میزان افزایش دمای حداقل در فصول سرد نسبت به فصول گرم بیشتر خواهد بود



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



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

## نتیجه گیری

در این پژوهش با کمک سری‌های 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 مدل‌های نهایی تعیین شدند. با توجه به نتایج مرحله واسنجی و صحت‌سنجی مدل‌ها و ضریب همبستگی بالا بین نتایج مدل و مقادیر واقعی دمای حداکثر و حداقل ماهانه می‌توان نتیجه گرفت که روش مدل‌سازی با به‌کارگیری تکنیک SARIMA یکی از روش‌های معتبر در شبیه‌سازی و پیش‌بینی مقادیر آینده پارامترهای



اقلیمی است. همچنین با توجه به نتایج پیش بینی حاصل از مدل‌ها می‌توان گفت در دشت مشهد پدیده گرمایش جهانی وجود داشته و افزایش دمای حداکثر به خصوص در فصول گرم و افزایش دمای حداقل به خصوص در فصول سرد سال نشان‌دهنده‌ی این است که در آینده ماه‌ها و سال‌های گرم‌تری را پیش رو خواهیم داشت.

## منابع

- ۱- جلالی، م و کارگر، ح. ۱۳۹۰. تحلیل و مدل‌سازی آماری دمای ایستگاه بوشهر (۲۰۰۵-۱۹۵۱). فصلنامه علمی- پژوهشی فضای جغرافیایی. ۳۳: ۱۴۹-۱۷۳.
- ۲- خردمندنیا، م و عساکره، ح. ۱۳۸۰. الگوسازی *ARIMA* برای متوسط دمای سالانه هوا در جاسک. سومین سمینار احتمال و فرآیند تصادفی. ۳: ۱۲۱-۱۳۲.
- ۳- شریفیان، حسین و قهرمان، ب. ۱۳۸۶. ارزیابی پیش بینی باران با بکارگیری تکنیک *SARIMA* در استان گلستان. مجله علوم کشاورزی و منابع طبیعی. ۳: ۱۹۶-۲۰۹.
- ۴- عساکره، ح. ۱۳۸۶. تغییر اقلیم. چاپ اول انتشارات دانشگاه زنجان. زنجان.
- ۵- عساکره، ح. ۱۳۸۸. الگوسازی *ARIMA* برای میانگین سالانه دمای شهر تبریز. فصلنامه تحقیقات جغرافیایی. ۹۲: ۳ تا ۲۴.
- ۶- فولادمنند، ح. ۱۳۸۹. پیش بینی ماهانه تبخیر و تعرق گیاه مرجع در استان فارس. مجله دانش آب و خاک. ۴: ۱۵۷ تا ۱۶۹.

- 7- 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.
- 8- Box, G. E. P., Jenkins, G. 1976. Time series Analysis, forecasting and control, revised. Holden-Day. San Francisco, CA.
- 9- Karl, T. R., and Coauthors. 1993. Asymmetric trends of daily Maximum and Minimum temperature. Bull. Amer. Meteor. 74: 1007 – 1023.
- 10- Hughes. G.L., Subba Rao, S., Subba Rao, 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
- 11- IPCC. 2001. a. Climate Change (2001): Contribution of Working Group I to The Third Assessment Report of The Intergovernmental Panel on Climate Change, Cambridge University Press.
- 12- Yurekli, K., Simsek, H., Cemek, B., Karaman, S. 2007. Simulating climatic variables by using stochastic approach. Building and Environment. 42: 3493-3499.



**دومین کنفرانس بین‌المللی مدل‌سازی گیاه، آب، خاک و هوا**

۱۸-۱۹ اردیبهشت ماه ۱۳۹۲ - کرمان

*The 2<sup>nd</sup> International Conference on Plant, Water, Soil and Weather Modeling*  
*8, 9 May 2013, Kerman, Iran*

