

## پیش‌بینی تبخیر-تعرق مرجع ماهانه با استفاده از مدل سری‌های زمانی

حمید زارع ایبانه<sup>1</sup> - علی افروزی<sup>2\*</sup> - محسن میرزائی<sup>3</sup> - حسین باقری<sup>4</sup>

تاریخ دریافت: 1393/05/20

تاریخ پذیرش: 1393/11/04

### چکیده

تبخیر-تعرق از مؤلفه‌های مهم در مدیریت و برنامه‌ریزی آبیاری در کشاورزی است که پیش‌بینی آن می‌تواند نقش مهمی در برنامه‌های آبی داشته باشد. به منظور پیش‌بینی تبخیر-تعرق می‌توان از مدل‌های سری زمانی استفاده کرد و با کاربرد اصولی و صحیح این مدل‌ها، در عین سادگی، پیش‌بینی‌های کوتاه‌مدت خوبی را برآورد نمود. در این راستا، تبخیر-تعرق مرجع ماهانه در دوره‌ای 41 ساله، بین سال‌های 1965 تا 2005 میلادی، در ایستگاه‌های سینوپتیک اصفهان، سمنان، شیراز، کرمان و یزد از روش فائو پنمن - مانیت محاسبه و سپس سری‌های زمانی آن تشکیل شدند. آزمون ریشه واحد برای بررسی مانایی سری‌های زمانی انجام شد و با توجه به روش باکس-جنکینز، مدل‌های ARIMA فصلی روی داده‌های نمونه برازش و مناسب‌ترین آن‌ها انتخاب شدند. سپس از مدل‌های ARIMA فصلی برای پیش‌بینی 12 ماهه استفاده شد که پیش‌بینی‌های خارج از نمونه خوبی به دست دادند، به طوری که در بین همه ایستگاه‌های مورد بررسی کمترین ضریب همبستگی پیرسون 0/988 و بیشترین جذر میانگین مربع خطا 0/515 میلی‌متر بر روز به دست آمد.

واژه‌های کلیدی: باکس-جنکینز، فائو پنمن-مانیت، SARIMA

### مقدمه

مدل‌ها مربوط به خانواده فرآیند اتورگرسیو-میانگین متحرک تلفیق شده فصلی<sup>5</sup> یا به اختصار مدل ARIMA فصلی هستند که عمدتاً بر مبنای روش باکس و جنکینز (6) و باکس و همکاران (7) مدل‌سازی می‌شوند. مدل‌های ARIMA کاربرد گسترده‌ای در مسائل هیدرولوژیکی و هواشناسی دارند. در این زمینه می‌توان به مطالعات جهانبخش و باباپورباصر (13)، جهانبخش و ترابی (14)، آشگر طوسی و همکاران (4)، جلالی و خنجر (15)، خورشید دوست و همکاران (17)، دودانگه و همکاران (8) و عساکره (3) اشاره کرد. لانداس و همکاران (18) به پیش‌بینی هفتگی تبخیر-تعرق با معادله هارگریوز-سامانی با استفاده از مدل‌های ARIMA در شمال اسپانیا پرداختند و این مدل‌ها را با پیش‌بینی‌های حاصل از شبکه عصبی مصنوعی (ANN) مقایسه نمودند. در این تحقیق نتایج نشان داد عملکرد مدل‌های ARIMA در ماه‌های سپتامبر تا نوامبر بهتر از مدل‌های ANN و در ماه‌های می تا آگوست عملکرد مدل‌های ANN بهتر از مدل‌های ARIMA می‌باشد. پسیلوویکوس و الحق (20) با استفاده از مدل‌های ARIMA فصلی تبخیر-تعرق روزانه را در دلتای رود نیل پیش‌بینی نمودند و مدل مناسب منطقه مورد بررسی را ارائه نمودند. ولی‌پور (23) به برآورد تبخیر-تعرق

تبخیر-تعرق گیاه مرجع (ET<sub>0</sub>) یکی از مهم‌ترین اجزاء چرخه هیدرولوژیکی می‌باشد که برآورد آن اهمیت بسزائی در مدیریت منابع آب، طراحی سازه‌های آبی، برنامه‌ریزی آبیاری و تعیین نیاز آبی گیاهان دارد. پیش‌بینی تبخیر-تعرق در مناطقی چون ایران که با محدودیت منابع آبی مواجه هستند جهت تعیین الگوی کشت و مدیریت مناسب منابع آب و خاک اهمیت دو چندان دارد. روش‌های گوناگونی جهت پیش‌بینی متغیرهای هیدرولوژیکی پیشنهاد شده است که استفاده از مدل‌های سری زمانی براساس روند مشاهدات در دوره‌های زمانی گذشته راهکاری مناسب است. به عبارت دیگر مدل‌های سری زمانی بر اساس تئوری بنا نمی‌گردند، بلکه تلاش بر آن است تا از نظر تجربی ویژگی‌های مربوط به داده‌های مشاهداتی تبیین گردند (22). در مدل‌های سری زمانی یک متغیره تلاش می‌شود تا متغیرهای آب و چرخه هیدرولوژی براساس مقادیر گذشته و جاری و مقادیر جاری و گذشته جملات خطا، مدل‌سازی و پیش‌بینی گردند. دسته مهمی از این

1، 2، 3 و 4-به ترتیب دانشیار، دانشجوی دکتری، دانش‌آموخته و دانشجوی دکتری گروه علوم و مهندسی آب، دانشکده کشاورزی، دانشگاه بوعلی سینا (\*- نویسنده مسئول: (Email: a.afrozi@yahoo.com

آب و ارائه بهترین مدل برای ایستگاه‌های اصفهان، سمنان، شیراز، کرمان و یزد می‌باشد. بدین منظور مدل‌های مختلف ARIMA فصلی مورد بررسی و ارزیابی قرار گرفتند و با استفاده از معیارهای آماری بهترین مدل برای هر ایستگاه پیشنهاد شد. مقادیر ماهانه تبخیر-تعرق مرجع برای سال 2004-2005 با استفاده از این مدل‌ها پیش‌بینی و با مقادیر واقعی محاسبه شده مقایسه شدند.

### مواد و روش‌ها

در این مطالعه با توجه به در دسترس بودن داده‌های لازم برای محاسبه تبخیر-تعرق، از داده‌های هواشناسی ایستگاه‌های سینوپتیک اصفهان، سمنان، شیراز، کرمان و یزد استفاده شد. ایستگاه‌های تحت مطالعه علاوه بر داشتن آمار معتبر با طول دوره آماری مشترک و قابل قبول، طبق طبقه‌بندی اقلیمی دوما رتن در اقلیم خشک و نیمه‌خشک قرار دارند (جدول 1). بدین ترتیب امکان مدل‌سازی و پیش‌بینی تبخیر-تعرق در اقلیم غالب کشور فراهم شد. متوسط ماهانه داده‌های بیشینه، میانگین و کمینه دما و رطوبت نسبی، دمای دماسنج خشک، تر و نقطه شبنم، سرعت وزش باد، مقدار بارندگی، فشار بخار هوا و ساعات آفتابی از سازمان هواشناسی کشور در طی یک دوره آماری 41 ساله در سال‌های 2005 - 1965 تهیه شدند. تمامی داده‌ها به تفکیک نوع و سال‌های آماری در پوشه‌های مجزا به صورت پایگاه اطلاعاتی جهت استفاده‌های بعدی در محیط نرم‌افزار SPSS آماده‌سازی شدند. خلاصه‌ای از مشخصات جغرافیایی و میانگینی از عوامل هواشناسی پنج ایستگاه مورد بررسی به تفکیک در جدول 1 ارائه شده است.

مرجع از هشت معادله مختلف در ایستگاه سینوپتیک مهرآباد تهران پرداخت. فولادمند (10) با استفاده از سری‌های زمانی به پیش‌بینی تبخیر-تعرق ماهانه در استان فارس پرداخت و نتیجه گرفت پیش‌بینی‌های مدل‌های ARIMA فصلی تفاوت معنی‌داری با مقادیر محاسبه شده از روش پنمن-مانتیت ندارند. قهرمان و قره‌خانی (11) با ارزیابی مدل‌های سری زمانی در برآورد تبخیر از تشت در شیراز به این نتیجه رسیدند که مدل  $ARIMA(1, 1, 1)$  با خطای کمتری مقادیر تبخیر روزانه از تشت را برآورد می‌کند. شیروانی و هنر (21) از مدل‌های ARIMA فصلی برای پیش‌بینی تبخیر-تعرق محاسبه شده از روش پنمن-فانو ماهانه و هفتگی در ایستگاه باجگاه دانشگاه شیراز استفاده کردند. آن‌ها با توجه به آماره خطاسنجی و معنی‌دار بودن ضرایب میانگین متحرک و اتورگرسیون، مدل‌های  $ARIMA(1, 0, 2) \times (0, 1, 1)_{52}$  و  $ARIMA(1, 0, 1) \times (0, 1, 1)_{12}$  را به ترتیب برای مقیاس زمانی هفتگی و ماهانه تبخیر-تعرق پیشنهاد نمودند. آزاد طلاتپه و همکاران (5) از سری‌های زمانی AR و ARMA در پیش‌بینی تبخیر-تعرق مرجع ماهانه در ایستگاه سینوپتیک ارومیه استفاده نمودند و مدل  $AR(11)$  را به‌عنوان مدلی مناسب معرفی کردند.

اغلب پژوهش‌های صورت گرفته با مدل‌های سری زمانی محدود به تعیین مدل مناسب و یا تخمین پارامترهای مدل پیشنهادی است. در حالی که برنامه‌ریزی آبیاری و مدیریت آن نیازمند پیش‌بینی‌های قابل قبول از تبخیر-تعرق می‌باشد. عدم اطلاع از اطلاعات جوی دوره‌های آبی از یک سو و دقت مدل‌های سری زمانی گذشته‌نگر در پیش‌بینی تبخیر-تعرق از سوی دیگر موجب به کارگیری مدل ARIMA شد. لذا هدف از تحقیق پیش‌رو ارزیابی مدل‌های ARIMA فصلی در پیش‌بینی تبخیر-تعرق مرجع ماهانه جهت برنامه‌ریزی در مدیریت منابع

جدول 1- مشخصات جغرافیایی و اقلیمی ایستگاه‌های مورد مطالعه

Table 1- The geographical location and climate conditions of the synoptic stations

ایستگاه Station	موقعیت جغرافیایی Geographical location		ارتفاع از سطح دریا Altitude (m)	میانگین دما هوا Mean air temperature (°C)		میانگین بارش Mean precipitation (mm)	اقلیم منطقه بر اساس شاخص طبقه‌بندی دو مارتون Climate, according to the De Martonne index classification
	طول شرقی Longitude (E)	عرض شمالی Latitude (N)		سالانه Annual	کمینه و بیشینه Min. and Max.		
اصفهان Esfahan	51° 40'	32° 37'	1550.4	16.36	9.4-23.3	122	خشک Arid
سمنان Semnan	53° 33'	35° 35'	1130.8	18.0	12.4-23.8	140	خشک Arid
شیراز Shiraz	52° 36'	29° 32'	1484	18.0	10.2-25.9	324	نیمه‌خشک Semi-arid
کرمان Kerman	56° 58'	30° 15'	1753.8	15.6	6.7-24.6	142	خشک Arid
یزد Yazd	54° 17'	31° 54'	1237.2	19.2	11.8-26.0	61	خشک Arid

$\Phi(B^s) = 0$  با درجه  $P$  است که در آن، برای مانایی فصلی، ریشه‌های  $\Phi(B^s) = 0$  خارج از دایره واحد قرار داشته باشند و  $\Phi_i$  برای  $i = 1, 2, \dots, P$  پارامترهای فصلی AR است؛  $\nabla_s^D = (1 - B^s)^D$  عملگر تفاضل‌گیری فصلی درجه  $D$  برای ایجاد مانایی فصلی از دیفرانسیل مرتبه  $D$  است؛  $w_t = \nabla_s^d \nabla_s^D z_t^{(\lambda)}$  سری‌های مانا هستند که از تفاضل‌گیری سری‌های  $z_t^{(\lambda)}$  شکل یافته است؛  $\mu$  حد میانگین فرآیند می‌باشد که به‌طور معمول مقدار متوسط سری‌های  $w_t$  در نظر گرفته می‌شود (اگر  $D + d > 0$  باشد اغلب  $\mu \approx 0$ )؛  $\theta(B) = 1 - \theta_1 B - \theta_2 B^2 - \dots - \theta_q B^q$  عملگر غیرفصلی میانگین متحرک (MA) یا چندجمله‌ای درجه  $q$  است که در آن، برای وارون‌پذیری، ریشه‌های  $\theta(B) = 0$  خارج از دایره واحد قرار داشته باشند و  $\theta_i$  برای  $i = 1, 2, \dots, P$  پارامترهای غیرفصلی است؛  $\Theta(B^s) = 1 - \Theta_1 B^s - \Theta_2 B^{2s} - \dots - \Theta_Q B^{Qs}$  عملگر فصلی MA با درجه  $Q$  می‌باشد که در آن، برای وارون‌پذیری، ریشه‌های  $\Theta(B^s) = 0$  خارج از دایره واحد قرار داشته و  $\Theta_i$  برای  $i = 1, 2, \dots, Q$  پارامترهای فصلی MA است. ARIMA  $(p, d, q) \times (P, D, Q)_s$  فصلی با  $(p, d, q)$  درجه عملگرهای غیرفصلی و  $(P, D, Q)$  درجه عملگرهای فصلی را شامل می‌شود.

در این مطالعه جهت محاسبه  $ET_0$  با معادله FAO PM از نرم‌افزار Ref-ET استفاده شد. نسخه‌های مختلفی از این نرم‌افزار توسط آن در طی سال‌های 1999 و 2011 ارائه شده است که توانایی محاسبه  $ET_0$  را با توجه به معادلات استاندارد فائو و ASCE<sup>3</sup> دارد (1). پس از محاسبه  $ET_0$  و آماده‌سازی آن‌ها به‌صورت سری‌های زمانی به تفکیک هر یک از ایستگاه‌ها، مدل‌سازی سری‌های زمانی  $ET_0$  بر اساس رابطه (3) در محیط نرم‌افزار Eviews صورت گرفت.

مدل‌سازی سری‌های زمانی در قالب مدل‌های ARIMA شامل سه مرحله تشخیص، تخمین و کنترل تشخیصی یا بازبینی اجرا می‌شود (6). در مرحله اول توابع خودهمبستگی  $(AC)$  و خودهمبستگی جزئی<sup>5</sup> (PAC) رسم شدند. تعداد وقفه‌ها در رسم این توابع بنا به توصیه هیپیل و همکاران (12) بین 20 تا 40 وقفه است که در این پژوهش 20 وقفه لحاظ شد. تفسیر AC و PAC برای تشخیص مدل وقتی از داده‌های واقعی استفاده می‌شود غالباً مشکل و نیازمند استدلال‌های ذهنی است، به‌همین دلیل در این مطالعه از معیارهای اطلاعات برای انتخاب مدل ARIMA استفاده شد. معیار اطلاعات شامل دو عامل است: (1) جمله‌ای که تابعی از مجموع مجذور باقی‌مانده‌ها (RSS) است و (2) جمله‌ای که زیان ناشی از کاهش درجه آزادی، به خاطر وارد نمودن

پس از بررسی همگنی داده‌ها با آزمون ران، تبخیر-تعرق گیاه مرجع از معادله فائو پنمن-مانتیث (FAO PM) برآورد شد. روش FAO PM، روشی استاندارد و توصیه‌شده برای اکثر اقلیم‌ها توسط فائو می‌باشد (1، 2، 9) که در گزارش کار گروه آب مورد نیاز گیاهان و مدیریت محصولات زراعی کمیته آبیاری و زهکشی ایران نیز به‌عنوان روشی استاندارد جهت برآورد  $ET_0$  معرفی شده است (16). بدین ترتیب از روش FAO PM به‌طور مشترک در پنج ایستگاه مورد بررسی استفاده شد که رابطه آن به‌صورت زیر است.

$$ET_0 = \frac{0.408 \Delta (R_n - G) + \gamma \frac{900}{T + 273} u_2 (e_s - e_a)}{\Delta + \gamma (1 + 0.34 u_2)} \quad (1)$$

در رابطه فوق  $ET_0$  تبخیر-تعرق گیاه مرجع چمن  $(mm \ day^{-1})$ ؛  $R_n$  تابش خالص در سطح محصول  $(MJ \ m^{-2} \ day^{-1})$ ؛  $G$  چگالی شار حرارتی خاک  $(MJ \ m^{-2} \ day)$ ؛  $T$  متوسط درجه حرارت هوای روزانه در ارتفاع 2 متری  $(^{\circ}C)$ ؛  $u_2$  سرعت باد در ارتفاع 2 متری  $(m \ s^{-1})$ ؛  $e_s$  فشار بخار اشباع  $(kPa)$ ؛  $e_a$  فشار بخار واقعی  $(kPa)$ ؛  $e_s - e_a$  کمبود فشار بخار اشباع  $(kPa)$ ؛  $\Delta$  شیب منحنی فشار بخار  $(kPa \ ^{\circ}C^{-1})$  و  $\gamma$  ثابت سایکرومتریک  $(kPa \ ^{\circ}C^{-1})$  می‌باشند.

مدل‌سازی سری‌های زمانی  $ET_0$  با مدل ARIMA فصلی انجام گرفت. این مدل، برای متغیر  $Z_1, Z_2, Z_3, \dots, Z_{t-1}, Z_t, Z_{t+1}, \dots, Z_N$  که یک سری زمانی گسسته اندازه‌گیری شده در فواصل زمانی برابر است، به‌صورت زیر نوشته می‌شود (6):

$$\phi(B) \Phi(B^s) \left\{ \left[ (1 - B)^d (1 - B^s)^D z_t^{(\lambda)} \right] - \mu \right\} = \theta(B) \Theta(B^s) a_t \quad (2)$$

رابطه فوق به شکل زیر نیز نوشته می‌شود.

$$\phi(B) \Phi(B^s) (w_t - \mu) = \theta(B) \Theta(B^s) a_t \quad (3)$$

که  $z_t^{(\lambda)}$  تبدیل مناسب برای سری زمانی  $z_t$  است؛ زیرنویس  $t$  زمان است؛  $s$  دوره فصلی سری زمانی است که برای داده‌های ماهانه تبخیر-تعرق برابر 12 است؛  $B$  عملگر پسرو<sup>1</sup> است که با  $B z_t^{(\lambda)} = z_{t-1}^{(\lambda)}$  و  $B^s z_t^{(\lambda)} = z_{t-s}^{(\lambda)}$  تعریف می‌شود؛  $a_t$  فرآیند نوفه‌ی سفید<sup>2</sup> مستقل با میانگین صفر و واریانس  $\sigma_a^2$  است؛  $\phi(B) = 1 - \phi_1 B - \phi_2 B^2 - \dots - \phi_p B^p$  عملگر اتورگرسیو غیرفصلی (AR) یا چندجمله‌ای درجه  $p$  است که در آن، برای مانایی غیرفصلی، ریشه‌های معادله مشخصه  $\phi(B) = 0$  خارج از دایره واحد قرار داشته باشند و  $\phi_i$  که  $i = 1, 2, \dots, p$  پارامترهای غیرفصلی AR است؛  $\nabla^d = (1 - B)^d$  عملگر تفاضل‌گیری غیرفصلی درجه  $d$  برای ایجاد مانایی غیر فصلی از دیفرانسیل مرتبه  $d$  است؛  $\Phi(B^s) = 1 - \Phi_1 B^s - \Phi_2 B^{2s} - \dots - \Phi_P B^{Ps}$  عملگر فصلی

3- American Society of Civil Engineers

4- Autocorrelation

5- Partial autocorrelation

1- Backward shift operator

2- White noise

خودهمبستگی کامل منفی است.

دو معیار آماری جذر میانگین مربع خطا<sup>5</sup> (RMSE) و ضریب همبستگی پیرسون<sup>6</sup> ( $r$ ) به منظور ارزیابی پیش‌بینی‌های صورت گرفته توسط مدل‌های ARIMA مورد استفاده قرار گرفت. این دو معیار به ترتیب زیر می‌باشند:

$$RMSE = \sqrt{\frac{\sum_{i=1}^n (P_i - O_i)^2}{n}} \quad (8)$$

$$r = \frac{\sum_{i=1}^n (P_i - \bar{P})(O_i - \bar{O})}{\sqrt{\sum_{i=1}^n (P_i - \bar{P})^2} \sqrt{\sum_{i=1}^n (O_i - \bar{O})^2}} \quad (9)$$

در دو رابطه فوق  $O_i$  داده مشاهداتی  $P_i$  داده پیش‌بینی شده  $i$ ام،  $n$  تعداد کل مشاهدات و  $\bar{O}$  و  $\bar{P}$  مقادیر متوسط  $O_i$  و  $P_i$  با  $i = 1, 2, \dots, n$  می‌باشند.

## نتایج و بحث

داده‌های ماهانه هواشناسی به نرم‌افزار Ref-ET وارد شد و تبخیر-تعرق ماهانه برای ایستگاه‌های مختلف محاسبه گردید که در شکل 1 آورده شده است. با توجه به نمودار جعبه‌ای ایستگاه‌های مختلف در شکل 1، متوسط تبخیر-تعرق سالانه مرجع در طول دوره مورد بررسی در ایستگاه‌های مختلف اصفهان، سمنان، شیراز، کرمان و یزد به ترتیب 4/42، 3/93، 5/05، 5/49 و 5/60 میلی‌متر در روز به دست آمد. هم‌چنین بیشترین و کمترین دامنه تغییرات در تبخیر-تعرق به ترتیب در ایستگاه‌های کرمان و شیراز با 10/98 و 8/57 بوده است. نتایج آزمون ریشه واحد دیکی-فولر تعمیم یافته (ADF)، برای بررسی مانایی سری‌های زمانی، در جدول 2 آورده شده است. جدول 2 نشان می‌دهد که در سطح 5 درصد به‌غیر از سری زمانی تبخیر-تعرق ایستگاه شیراز، سایر سری‌های زمانی دارای ریشه واحد هستند و نامانا می‌باشند. سری‌های زمانی نامانا با تفاضل‌گیری مرتبه اول به سری‌هایی مانا تبدیل شدند. نزدیک بودن مقادیر آماره دوربین-واتسون (DW) به 2 نشان می‌دهد مدل‌ها خودهمبستگی مرتبه اول ندارند و تعداد وقفه‌های در نظر گرفته شده برای آزمون ریشه واحد مناسب می‌باشند.

پارامترهای اضافی می‌باشد. بنابراین افزودن یک متغیر جدید یا دادن وقفه اضافی به مدل، دو اثر رقیب دارد که یکی موجب کاهش RSS می‌شود و دیگری درجه آزادی را کاهش می‌دهد. در این مطالعه از سه معیار اطلاعات آکائیک<sup>1</sup> (AIC)، شوارتز<sup>2</sup> (SC) و حنان-کوئین<sup>3</sup> (HQ) در قالب معادلات زیر استفاده شد.

$$AIC = (2k - 2 \ln(L)) / N \approx \ln(\hat{\sigma}^2) + 2k/N \quad (4)$$

$$SC = \ln(\hat{\sigma}^2) + k \frac{\ln N}{N} \quad (5)$$

$$HQ = \ln(\hat{\sigma}^2) + 2k \frac{\ln(\ln N)}{N} \quad (6)$$

که در روابط فوق روابط فوق L حداکثر تابع درست‌نمایی و  $\hat{\sigma}^2$  واریانس باقی‌مانده‌ها است که معادل با مجموع مجذور خطا تقسیم بر درجه آزادی آن یعنی  $n - k$  است که  $k = p - q + 1$  با  $N$  مشاهدات می‌باشد. در انتخاب مدل با توجه به روابط (4) تا (6) هدف این است که مقدار معیار اطلاعات حداقل گردد. معیار SC در مقایسه با AIC وزن بیشتری به زیان حاصل از کاهش درجه آزادی می‌دهد در حالی که HQ حالت بینابین دارد (22). هم‌چنین در این مطالعه از آماره  $R^2$  به‌عنوان معیار اطلاعات استفاده شد. افزودن تعداد وقفه‌ها باعث افزایش مقدار  $R^2$  می‌شود ولی هم‌زمان باعث کاهش درجه آزادی و به‌تبع آن کاهش مقدار  $R^2$  می‌شود. بنابراین برخلاف معیارهای سه‌گانه، افزایش  $R^2$  به معنای بهبود مدل است. در گام بعدی، مدل با روش حداقل مربعات معمولی<sup>4</sup> (OLS) برآورد و پس از آن مورد بازبینی قرار گرفت و کفایت مدل بررسی شد. در این مرحله می‌توان از دو روش پیشنهادی باکس و جنکینز (6) استفاده کرد که این دو روش بدین ترتیب هستند: (1) با افزودن مرتبه AR و MA مدل را برآورد می‌کنند. اگر مدل شناسایی شده در مرحله اول کفایت کند، افزودن مرتبه AR و MA هیچ کمکی نمی‌کند و معنی‌دار نخواهد بود. (2) روش دوم بازبینی باقی‌مانده‌ها است. بازبینی باقی‌مانده‌ها به معنی کنترل باقی‌مانده‌ها است که آیا شواهدی دال بر وابستگی خطی وجود دارد یا خیر. در این مقاله از هر دو روش برای بازبینی مدل‌ها استفاده شد.

در این مطالعه به منظور تشخیص خودهمبستگی مرتبه اول، در مدل‌های برازش داده شده، از آماره دوربین-واتسون (DW) استفاده شد. این آماره به صورت زیر تعریف می‌شود:

$$DW = \frac{\sum_{i=2}^n (e_i - e_{i-1})^2}{\sum_{i=2}^n e_i^2} \quad (7)$$

که در رابطه فوق  $e_i$  خطای مدل در برآورد مقدار واقعی اندازه‌گیری شده در زمان  $i$  می‌باشد. مقدار DW برابر صفر، 2 و 4 به ترتیب به معنی خودهمبستگی کامل مثبت، عدم خودهمبستگی و

1- Akaike information criterion

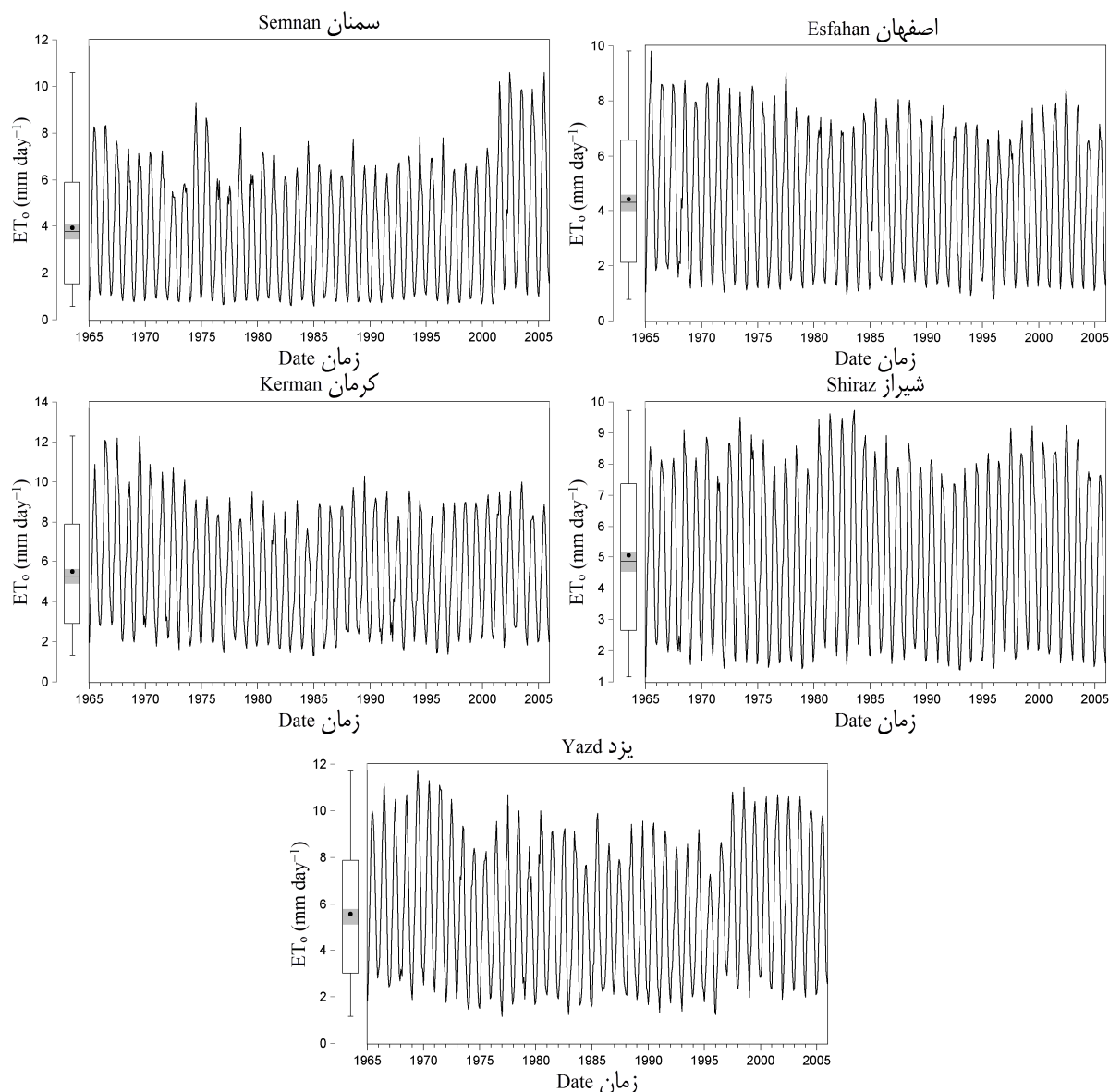
2- Schwarz criterion

3- Hannan-Quinn criterion

4- Ordinary least squares

5- Root mean square error

6- Pearson correlation coefficient



شکل 1- سری‌های زمانی تبخیر-تعرق ماهانه و نمودارهای جعبه‌ای در ایستگاه‌های مورد بررسی  
Figure 1- Monthly evapotranspiration time series and box plots in the stations

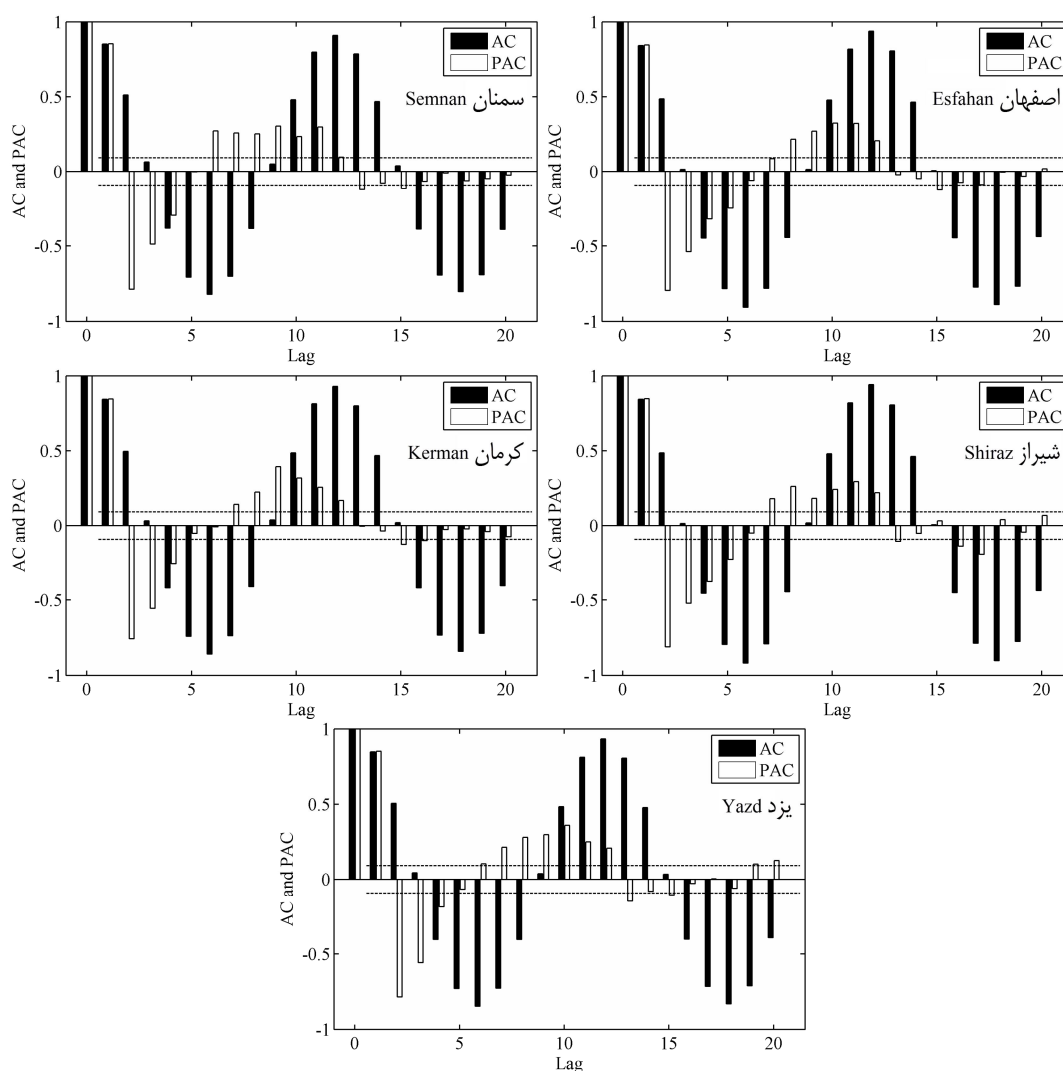
جدول 2- نتایج آزمون ریشه واحد برای سری‌های زمانی تبخیر-تعرق

Figure 1- The results of unit root test for the evapotranspiration time series

ایستگاه Station	آماره ADF محاسبه شده Augmented Dickey-Fuller test statistic	مقدار بحرانی آزمون در سطح 5 درصد Test critical values at 5 %	نتیجه آزمون Result of the test	آماره DW Durbin-Watson statistic
اصفهان Esfahan	-3.1014	-3.4192	نامانا Non-stationary	1.9924
سمنان Semnan	-1.7404	-3.4192	نامانا Non-stationary	2.0591
شیراز Shiraz	-3.7170	-3.4193	مانا Stationary	1.9805
کرمان Kerman	-2.1642	-3.4192	نامانا Non-stationary	2.0003
یزد Yazd	-2.1049	-3.4192	نامانا Non-stationary	2.0169

مدل سازی و پیش بینی تبخیر-تعرق می بایست از مدل های فصلی ARIMA استفاده نمود، تا ضمن استفاده از مدل برازشی با تعداد کمتر ضرایب، یک الگوی قوی از تأثیرات متقابل فصلی و غیرفصلی طراحی کرد. با برازش مدل های مختلف ARIMA فصلی بر روی هر یک از سری های زمانی، بهترین مدل برای هر ایستگاه بر اساس HQ، AIC، SC و ضریب تعیین ( $R^2$ )، بازبینی باقی مانده ها و آماره دوربین-واتسون (DW) انتخاب شدند، که نتایج در جدول 3 آورده شده اند. همچنین بررسی شد که قدر مطلق ریشه های معادله مشخصه هر مدل برازش شده اتورگرسیو (AR) و میانگین متحرک (MA) کوچکتر از یک باشند، به عبارت دیگر شرط مانایی فرآیندهای AR و MA مورد بررسی قرار گرفت.

نمودار توابع خودهمبستگی (AC) و خودهمبستگی جزئی (PAC) برای سری های زمانی مختلف در شکل 2 آورده شده است. معنی دار بودن مقادیر AC و PAC در این شکل نشان می دهد که سری زمانی تبخیر-تعرق از نوع فرآیندهای کاملاً تصادفی نبوده و می توان آن ها را بر اساس مقادیر گذشته شان پیش بینی نمود. با توجه به شکل 2 در تمامی ایستگاه ها، مقدار تابع AC به سرعت در وقفه سوم بی معنی و پس از آن مجدداً معنی دار می شود. این طرز تغییر در معنی داری مقادیر تابع AC نشان می دهد که سری های زمانی در ایستگاه های مورد بررسی روند محسوس ندارند. مقدار تابع AC در شکل 2 در وقفه های زمانی مضارب 12 به پیک محلی می رسد، که نشان می دهد سری زمانی تبخیر-تعرق روندی فصلی با دوره 12 دارد ( $s = 12$ ). بدین ترتیب در استفاده از مدل های سری زمانی برای



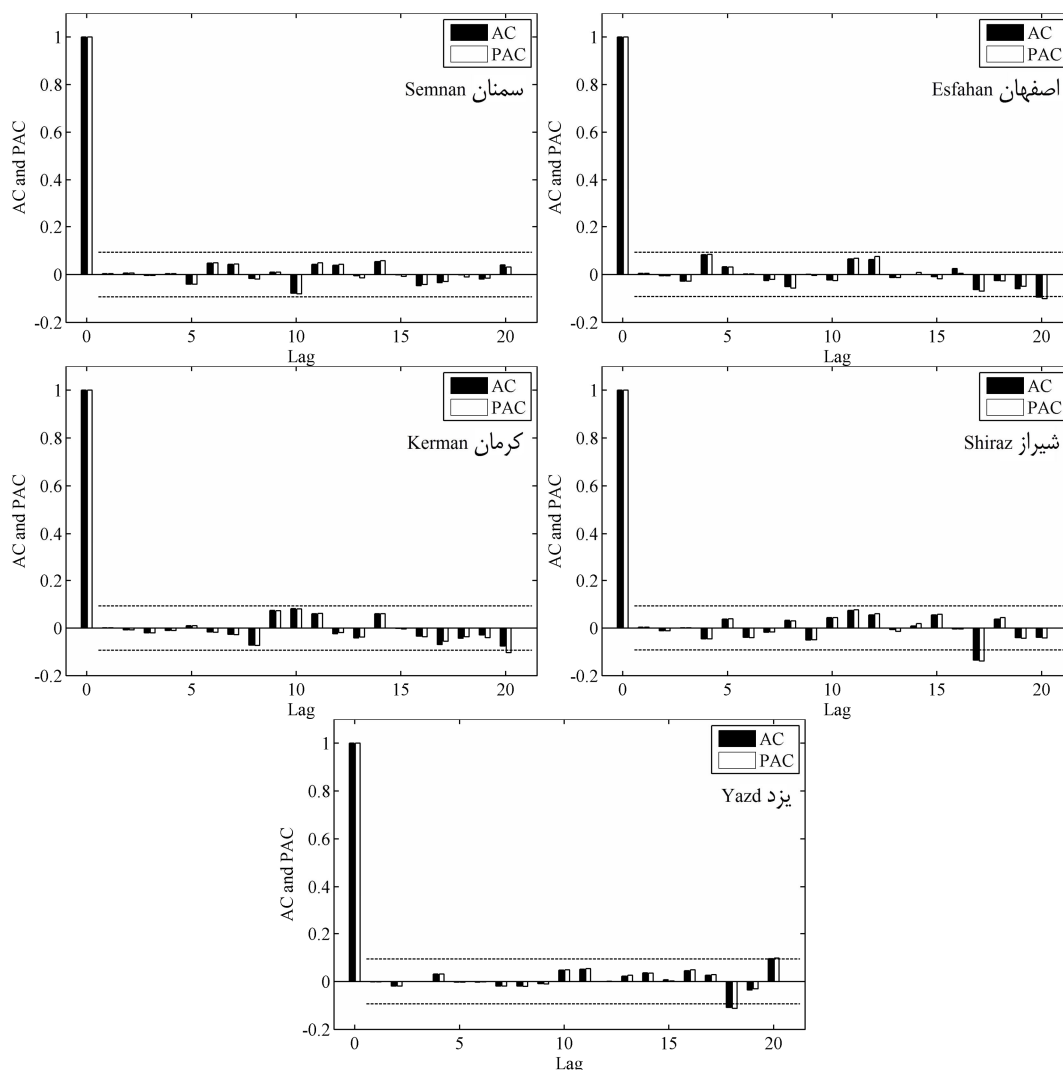
شکل 2- توابع خودهمبستگی و خودهمبستگی جزئی نمونه برای سری های زمانی مختلف؛ حدود معنی داری با خط چین نشان داده شده و عبور از این خطوط بیانگر معنی دار بودن AC یا PAC در وقفه مشخص است.

Figure 2- Autocorrelation and partial autocorrelation functions of the time series, the limits of significance are shown by dashed lines and crossing the line means that AC or PAC is significant at the lag

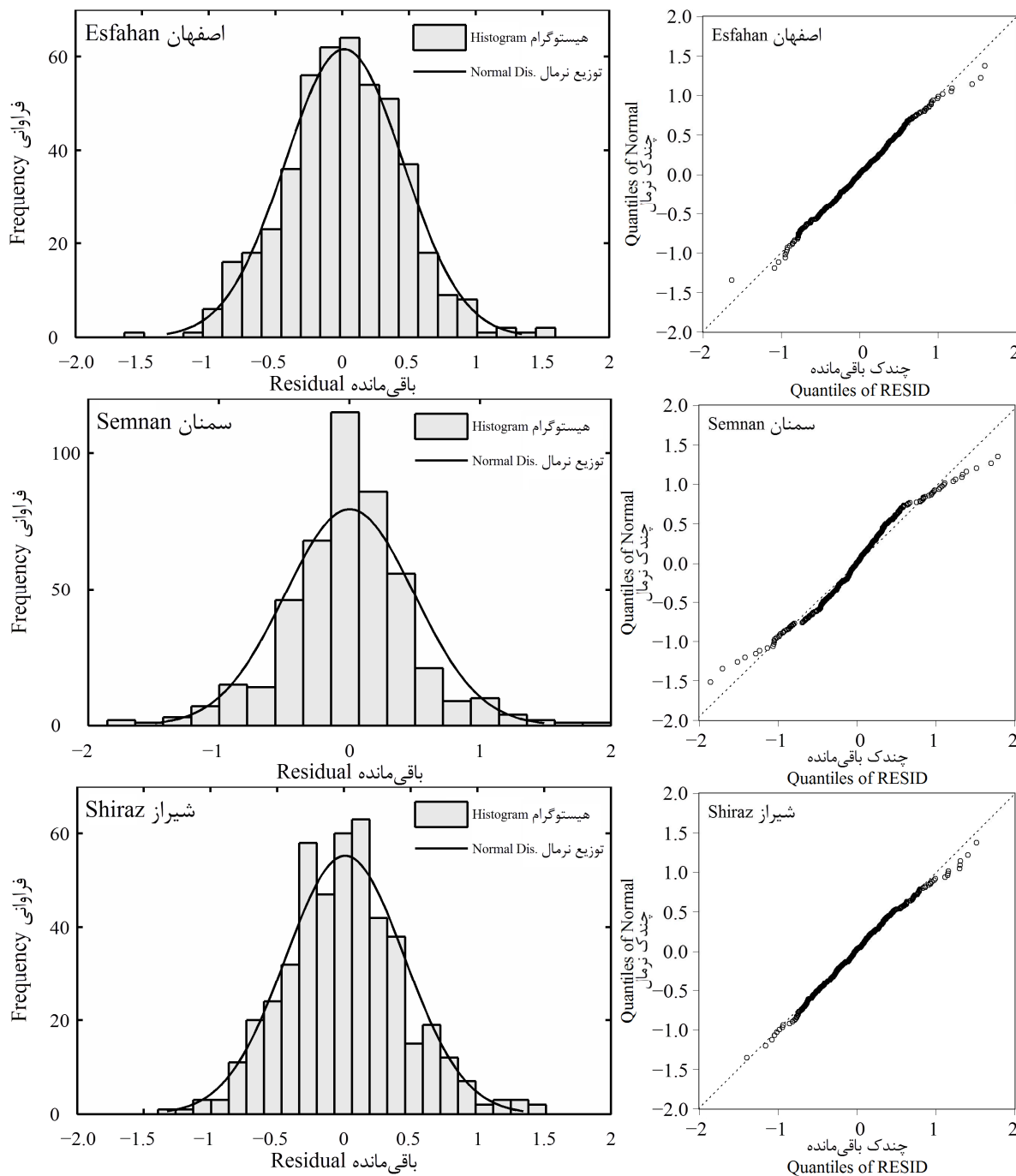
جدول 3- مدل‌های سری زمانی مناسب برای ایستگاه‌های مختلف

Table 3- The selected time series models for the stations

ایستگاه Station	مدل فصلی ARIMA Seasonal ARIMA model	معیارهای اطلاعات Information criteria			R <sup>2</sup>	DW
		AIC	HQ	SC		
اصفهان Esfahan	ARIMA(1, 1, 1)×(1, 0, 1) <sub>12</sub>	1.2396	1.2840	1.2571	0.8800	1.9987
سمنان Semnan	ARIMA(5, 1, 2)×(1, 0, 1) <sub>12</sub>	1.4770	1.5122	1.5665	0.8543	1.9911
شیراز Shiraz	ARIMA(2, 0, 3)×(1, 0, 1) <sub>12</sub>	1.2601	1.2881	1.3312	0.9665	1.9873
کرمان Kerman	ARIMA(5, 1, 1)×(1, 0, 1) <sub>12</sub>	1.7291	1.7608	1.8097	0.8557	2.0042
یزد Yazd	ARIMA(2, 1, 3)×(1, 1, 1) <sub>12</sub>	1.6746	1.7032	1.7472	0.5264	1.9943



شکل 3- نمودار توابع خودهمبستگی و خودهمبستگی جزئی برای باقی‌مانده‌های مدل‌های سری زمانی برازش داده شده  
Figure 3- Autocorrelation and partial autocorrelation functions of the residuals for the fitted time series models



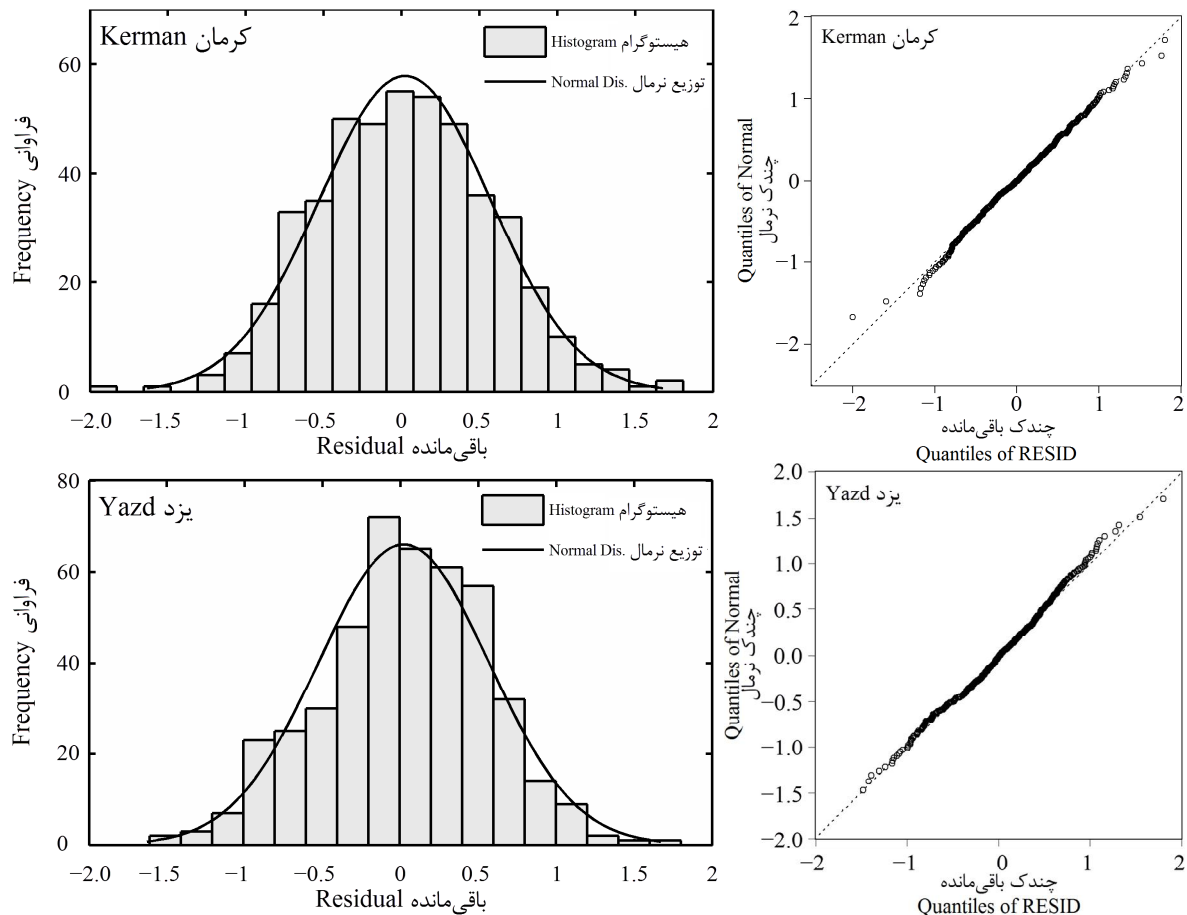
شکل 4- نمودارهای Q-Q و هیستوگرام برای مقادیر باقی مانده حاصل از برازش مدل های سری زمانی

Figure 4- Q-Q and histogram plots of the fitted time series models

نمودار Q-Q به خط 1:1 می توان نتیجه گرفت که مقادیر باقی مانده مدل های برازش شده سری زمانی توزیعی نرمال دارند. همچنین، در شکل 4 نزدیک بودن نمودار توزیع نرمال به هیستوگرام باقی مانده های حاصل از برازش مدل، نرمال و ناهمبسته بودن مقادیر باقی مانده را تأیید می کند.

با توجه به شکل های 3 و 4 بازبینی باقی مانده های مدل های برازش شده مورد بررسی قرار گرفت. شکل 3 نشان می دهد که مقادیر توابع PAC و AC باقی مانده ها در وقفه های مختلف تفاوت معنی داری از صفر ندارند، که بدین ترتیب می توان نتیجه گرفت باقی مانده ها مستقل و ناهمبسته هستند. در شکل 4 با توجه به نزدیک بودن نقاط





ادامه شکل 4- نمودارهای Q-Q و هیستوگرام برای مقادیر باقی‌مانده حاصل از برازش مدل‌های سری زمانی  
Continuation of Figure 4- Q-Q and histogram plots of the fitted time series models

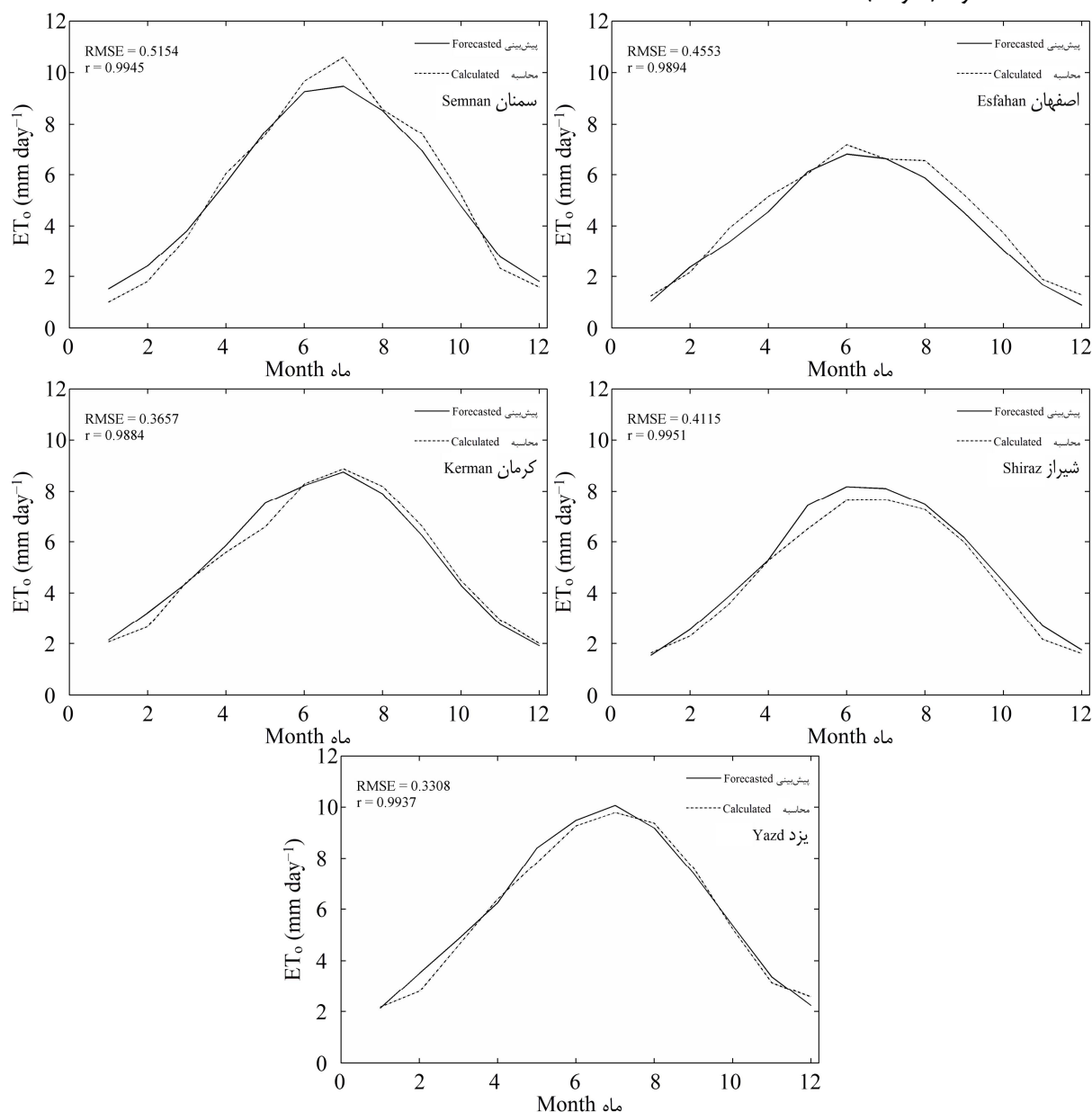
باقی‌مانده‌ها و آماره دوربین-واتسون، مدل‌های ARIMA فصلی مناسب بر سری‌های زمانی تبخیر-تعرق برازش داده شدند. سپس از مدل‌های انتخاب شده برای پیش‌بینی تبخیر-تعرق 12 ماهه که در انتخاب مدل دخالت داده نشده بودند (مدل آموزش ندیده است) استفاده و نتایج آن با مقادیر واقعی محاسبه شده مقایسه شد. نتایج این مقایسه نشان داد مدل‌های ARIMA فصلی پیشنهاد شده، پیش‌بینی بسیار مناسبی از تبخیر-تعرق مرجع به دست می‌دهند، به طوری که در همه ایستگاه‌ها مقادیر  $r$  بیشتر از 0/988 و RMSE کوچک‌تر از 0/515 میلی‌متر بر روز به دست آمد. بدین ترتیب می‌توان از مدل‌های ارائه شده در پیش‌بینی‌ها و محاسبه داده‌های گمشده استفاده نمود. استفاده از مدل‌های ARIMA برای پیش‌بینی‌های بلندمدت توصیه نمی‌شود، زیرا هرچه افق پیش‌بینی طولانی‌تر شود از کیفیت پیش‌بینی کاسته می‌شود. در پیش‌بینی باید به این نکته توجه داشت که پدیده‌های اقلیمی دارای طبیعتی تصادفی هستند، که افزایش طول دوره پیش‌بینی در آن‌ها باعث افزایش و تشدید خطاهای اندازه‌گیری و پیش‌بینی و در پی آن کاهش دقت پیش‌بینی می‌شود. بدین ترتیب پیشنهاد می‌شود سری‌های زمانی تنها در پیش‌بینی‌های

پیش‌بینی با استفاده از مدل‌های برازش شده ARIMA در ایستگاه‌های مختلف تنها برای 12 ماه صورت گرفت، زیرا پیش‌بینی‌های کوتاه‌مدت قابلیت اطمینان بیشتری نسبت به پیش‌بینی‌های بلندمدت دارند. شکل 5 مقادیر پیش‌بینی شده تبخیر-تعرق مرجع سال 2004-2005 را برای سری‌های زمانی مختلف نشان می‌دهد. این شکل و دو معیار آماری ارائه شده (جذر میانگین مربع خطا و ضریب همبستگی پیرسون) برای هر سری زمانی نشان می‌دهند، دقت مدل‌های ARIMA فصلی برازش شده در پیش‌بینی تبخیر-تعرق ماهانه برای یک سال آینده بسیار مناسب می‌باشد.

### نتیجه‌گیری کلی و پیشنهادها

در این مقاله تبخیر-تعرق مرجع ماهانه در پنج ایستگاه اصفهان، سمنان، شیراز، کرمان و یزد با روش فائو پنمن-مانتیت برای دوره‌ای 41 ساله محاسبه و سری زمانی تبخیر-تعرق مرجع ماهانه تشکیل شد. با استفاده از معیارهای اطلاعات، ضریب تعیین، بازبینی

کوتاه مدت استفاده شوند (11 و 19).



شکل 5- نمودارهای سری‌های زمانی متوسط تبخیر-تعرق ماهانه محاسباتی با استفاده از رابطه FAO PM و مقادیر پیش‌بینی شده با استفاده از

ARIMA فصلی برای سال 2004-2005 (مقادیر RMSE بر حسب میلی‌متر بر روز)

Figure 5- The time series plots of the mean calculated evapotranspiration by FAO PM equation and the forecasted values using seasonal ARIMA for the year 2004-2005 (the values of RMSE are in  $\text{mm day}^{-1}$ )

که برازش بهتری روی داده‌های نمونه دارد الزاماً پیش‌بینی بهتری را نیز به همراه خواهد داشت.

در مدل‌های سری زمانی غالباً چندین مدل می‌توان یافت که دارای برازش خوبی روی داده‌های نمونه باشند و پیش‌بینی از طریق تک‌تک آن‌ها امکان‌پذیر است. اما نباید به سادگی تصور نمود، مدلی

## منابع

- Allen R.G. 2011. REF-ET: Reference evapotranspiration calculation software for FAO and ASCE standardized equations. Version 3.1. for Windows, University of Idaho.

- 2- Allen R.G., Pereira L.S., Raes D., and Smith M. 1998. Crop evapotranspiration: guidelines for computing crop water requirements. Rome: FAO Irrigation and Drainage Paper No. 56.
- 3- Asakereh H. 2009. ARIMA Modeling of annual mean temperature of Tabriz city. *Geographical Research*, (2-93):3-24. (in Persian)
- 4- Ashgar Toosi S., Alizadeh, A., and Shirmohamadi R. 2005. SARIMA modeling of seasonal rainfalls (case study: Khorasan Province, Iran). *Iran-Water Resources Research* 1(3):41-53. (in Persian with English abstract)
- 5- Azad Talatapeh N., Behmanesh, J., and Montaseri, M. 2013. Predicting potential evapotranspiration using time series models (case study: Urmia). *Journal of Water and Soil*, 27(1):213-223. (in Persian with English abstract)
- 6- Box G.E.P., and Jenkins G.M. 1976. *Time Series Analysis: Forecasting and Control*. Revised Edition, Oakland, CA: Holden-Day.
- 7- Box G.E.P., Jenkins G.M., and Reinsel G.C. 2008. *Time Series Analysis: Forecasting and Control*. Fourth Edition, Hoboken, NJ: John Wiley & Sons, Inc.
- 8- Dodangeh S., Abedi Koupai J., and Gohari S.A. 2012. Application of time series modeling to investigate future climatic parameters trend for water resources management purposes. *Journal of Science and Technology of Agriculture and Natural Resources, Water and Soil Science*, 16(59):59-74. (in Persian with English abstract)
- 9- Droogers P., and Allen R.G. 2002. Estimating reference evapotranspiration under inaccurate data conditions. *Irrigation and Drainage Systems* (16):33-45.
- 10- Fooladmand HR. 2010. Monthly prediction of reference crop evapotranspiration in Fars Province. *Water and Soil Science*, 1(20):157-169. (in Persian with English abstract)
- 11- Ghahreman N., and Gharekhani A. 2011. Evaluation of the stochastic time series models in the evaporation assessment of the pan (case study: Shiraz station). *Journal of Water Research in Agriculture*, 25(1):75-81. (in Persian)
- 12- Hipel K.W., McLeod A.I., and Lennox W.C. 1977. Advances in Box-Jenkins modeling 1. model construction. *Water Resources Research*, 13(1):567-575.
- 13- Jahanbakhsh S., and Babapour Baser A.A. 2003. Evaluation and forecasting mean monthly temperature of Tabriz using the ARIMA model. *Geographical Research*, 18(3):34-46. (in Persian)
- 14- Jahanbakhsh S., and Torabi S. 2004. Evaluation and forecasting temperature and rainfall fluctuations in Iran. *Geographical Research*, 19(3):104-125. (in Persian)
- 15- Jalali O., and Khanjar S. 2009. Evaluation of the temperature fluctuations using time series and probability distribution (case study: Kermanshah County). *Journal of Geographic Space*, 9(27):115-132. (in Persian)
- 16- Kheirabi J., Tavakoli A.R., Entesari, M.R., and Salamat, A.R. 1997. Theoretical and practical aspects of Penman-Monteith method. *Iranian National Committee on Irrigation and Drainage (IRNCID)*, 165 pp. (in Persian)
- 17- Khorshiddoust A.M., Saniei R., and Ghavidel Rahimi Y. 2009. Forecasting Esfahan extremes temperature using time series. *Journal of Geographic Space*, 9(26):31-43. (in Persian)
- 18- Landeras G., Ortiz-Barredo A., and López J. J. 2009. Forecasting weekly evapotranspiration with ARIMA and artificial neural network models. *Journal of Irrigation and Drainage Engineering*, 135(3):323-334.
- 19- Mosaedi A., Dehghani A.A., and Eivazi M. 2009. Investigation on the predictable drought durations by using time series. 1st International Conference on Water Resources: Emphasis on Regional Development, University of Shahrood, Shahrood, Iran. (in Persian with English abstract)
- 20- Psilovikos A., and Elhag M. 2013. Forecasting of remotely sensed daily evapotranspiration data over Nile Delta Region, Egypt. *Water Resources Management*, 27:4115-4130.
- 21- Shirvani A., and Honar T. 2011. Application of time series models for evapotranspiration forecasting in Bajgah station. *Iranian Water Research Journal*, (8):135-142. (in Persian with English abstract)
- 22- Souri A. 2012. *Econometrics*. Tehran: Farhang Shenadi Publishing and Noor-e Elm Publishing, 343 pp. (in Persian)
- 23- Valipour M. 2012. Ability of Box-Jenkins models to estimate of reference potential evapotranspiration (A case study: Mehrabad synoptic station, Tehran, Iran). *IOSR Journal of Agriculture and Veterinary Science*, 1(5):1-11.

## Forecasting the Reference Evapotranspiration Using Time Series Model

H. Zare Abyaneh<sup>1</sup> - A. Afruzi<sup>2\*</sup> - M. Mirzaei<sup>3</sup> - H. Bagheri<sup>4</sup>

Received: 11-08-2014

Accepted: 24-01-2015

**Introduction:** Reference evapotranspiration is one of the most important factors in irrigation timing and field management. Moreover, reference evapotranspiration forecasting can play a vital role in future developments. Therefore in this study, the seasonal autoregressive integrated moving average (ARIMA) model was used to forecast the reference evapotranspiration time series in the Esfahan, Semnan, Shiraz, Kerman, and Yazd synoptic stations.

**Materials and Methods:** In the present study in all stations (characteristics of the synoptic stations are given in Table 1), the meteorological data, including mean, maximum and minimum air temperature, relative humidity, dry-and wet-bulb temperature, dew-point temperature, wind speed, precipitation, air vapor pressure and sunshine hours were collected from the Islamic Republic of Iran Meteorological Organization (IRIMO) for the 41 years from 1965 to 2005. The FAO Penman-Monteith equation was used to calculate the monthly reference evapotranspiration in the five synoptic stations and the evapotranspiration time series were formed. The unit root test was used to identify whether the time series was stationary, then using the Box-Jenkins method, seasonal ARIMA models were applied to the sample data.

Table 1. The geographical location and climate conditions of the synoptic stations

Station	Geographical location		Altitude (m)	Mean air temperature (°C)		Mean precipitation (mm)	Climate, according to the De Martonne index classification
	Longitude (E)	Latitude (N)		Annual	Min. and Max.		
Esfahan	51° 40'	32° 37'	1550.4	16.36	9.4-23.3	122	Arid
Semnan	53° 33'	35° 35'	1130.8	18.0	12.4-23.8	140	Arid
Shiraz	52° 36'	29° 32'	1484	18.0	10.2-25.9	324	Semi-arid
Kerman	56° 58'	30° 15'	1753.8	15.6	6.7-24.6	142	Arid
Yazd	54° 17'	31° 54'	1237.2	19.2	11.8-26.0	61	Arid

**Results and Discussion:** The monthly meteorological data were used as input for the Ref-ET software and monthly reference evapotranspiration were obtained. The mean values of evapotranspiration in the study period were 4.42, 3.93, 5.05, 5.49, and 5.60 mm day<sup>-1</sup> in Esfahan, Semnan, Shiraz, Kerman, and Yazd, respectively. The Augmented Dickey-Fuller (ADF) test was performed to the time series. The results showed that in all stations except Shiraz, time series had unit root and were non-stationary. The non-stationary time series became stationary at 1st difference. Using the EViews 7 software, the seasonal ARIMA models were applied to the evapotranspiration time series and R<sup>2</sup> coefficient of determination, Durbin-Watson statistic (DW), Hannan-Quinn (HQ), Schwarz (SC) and Akaike information criteria (AIC) were used to determine, the best models for the stations were selected. The selected models were listed in Table 2. Moreover, information criteria (AIC, SC, and HQ) were used to assess model parsimony. The independence assumption of the model residuals was confirmed by a sensitive diagnostic check. Furthermore, the homoscedasticity and normality assumptions were tested using other diagnostics tests.

Table 2- The selected time series models for the stations

Station	Seasonal ARIMA model	Information criteria			R <sup>2</sup>	DW
		SC	HQ	AIC		
Esfahan	ARIMA(1, 1, 1)×(1, 0, 1) <sub>12</sub>	1.2571	1.2840	1.2396	0.8800	1.9987
Semnan	ARIMA(5, 1, 2)×(1, 0, 1) <sub>12</sub>	1.5665	1.5122	1.4770	0.8543	1.9911
Shiraz	ARIMA(2, 0, 3)×(1, 0, 1) <sub>12</sub>	1.3312	1.2881	1.2601	0.9665	1.9873
Kerman	ARIMA(5, 1, 1)×(1, 0, 1) <sub>12</sub>	1.8097	1.7608	1.8097	0.8557	2.0042
Yazd	ARIMA(2, 1, 3)×(1, 1, 1) <sub>12</sub>	1.7472	1.7032	1.6746	0.5264	1.9943

1, 2, 3, 4- Associated Professor, ph.D Student, Former Student and ph.D Water Engineering Department, Faculty of Agriculture, Bu-Ali Sina University  
(\*-Corresponding Author Email: a.afruzi@yahoo.com)

The seasonal ARIMA models presented in Table 2, were used at the 12 months (2004-2005) forecasting horizon. The results showed that the models produce good out-of-sample forecasts, which in all the stations the lowest correlation coefficient and the highest root mean square error were obtained 0.988 and 0.515 mm day<sup>-1</sup>, respectively.

**Conclusion:** In the presented paper, reference evapotranspiration in the five synoptic stations, including Esfahan, Semnan, Shiraz, Kerman, and Yazd, were calculated using the FAO Penman-Monteith method for the 41 years, and the time series were formed. The selected models gave good out-of-sample forecasts of the monthly evapotranspiration for all the stations. The models can be used in the short-term prediction of monthly reference evapotranspiration. Note that, the use of models in long-term forecasting was not recommended. The time series model can be used in lost data. Even though more methods are available for model building, the use of time series models in water resources are advocated in modeling and forecasting. Time series can be used as a tool to find lost data.

**Keywords:** Box-Jenkins, FAO Penman-Monteith, SARIMA