

## ارزیابی کارایی مدل‌های سری زمانی در پیش‌بینی تبخیر از تشت در نمونه‌های اقلیمی استان هرمزگان

ام‌البین بذرافشان<sup>۱\*</sup>، عظیمه چشم‌براه<sup>۲</sup> و ارشک حلی‌ساز<sup>۳</sup>

<sup>۱</sup> استادیار، گروه مرتع و آبخیزداری، دانشکده کشاورزی و منابع طبیعی، دانشگاه هرمزگان، بندرعباس، ایران، <sup>۲</sup> دانش‌آموخته کارشناسی ارشد آبخیزداری، دانشکده کشاورزی و منابع طبیعی، دانشگاه هرمزگان، بندرعباس، ایران و <sup>۳</sup> استادیار، گروه مرتع و آبخیزداری، دانشکده کشاورزی و منابع طبیعی، دانشگاه هرمزگان، بندرعباس، ایران

تاریخ پذیرش: ۱۳۹۵/۰۷/۰۷

تاریخ دریافت: ۱۳۹۴/۱۲/۰۴

### چکیده

تبخیر یکی از مؤلفه‌های مهم و تاثیرگذار در برنامه‌ریزی و مدیریت منابع آب در مناطق خشک و نیمه‌خشک می‌باشد و برآورد آن در اقلیم‌های مختلف، به‌عنوان یکی از مهمترین عوامل اثرگذار جوی، از اهمیت ویژه‌ای در برنامه‌ریزی و مدیریت منابع آب در بخش کشاورزی، تعیین الگوی کشت و مدیریت صحیح مخازن آبی برخوردار است. یکی از روش‌های بررسی تغییرات تبخیر و پیش‌بینی آن، مدل‌های سری زمانی با نام عمومی مدل‌های ARIMA می‌باشد. بدین منظور، جهت تعیین بهترین مدل پیش‌بینی تبخیر از تشت در استان هرمزگان، پس از تعیین اقلیم با روش دومارتن اصلاح شده، در هر نمونه اقلیمی یک ایستگاه تبخیرسنجی انتخاب و مقادیر نرمال استاندارد شده تبخیر از تشت (SPEI) محاسبه و عملکرد هریک از مدل‌های استوکاستیک در برآورد و تخمین مقادیر آبی سری زمانی ماهانه SPEI در دوره آماری ۱۳۵۴-۱۳۵۳ تا ۱۳۸۹-۱۳۸۸ طی ۱۲ ماه آبی مورد بررسی قرار گرفت. نتایج نشان داد که در نمونه‌های اقلیمی استان هرمزگان مدل اتورگرسیو میانگین متحرک (ARMA) و اتورگرسیو (AR) بهترین عملکرد را داشته‌اند، به‌طوری که به‌ترتیب در اقلیم گرم و خشک، فراگرم خشک و فراگرم فراخشک به‌ترتیب در یک‌ماه آینده دارای معیار ضریب تبیین (R) ۰/۸۳، ۰/۷۱ و ۰/۷۰ و میزان ضرایب خطا (RMSE) به‌ترتیب ۰/۵۹، ۰/۸ و ۰/۸۸ است، به‌طوری که مدل AR در اقلیم گرم و خشک قادر است تا ۱۱ ماه بعد را به‌خوبی پیش‌بینی نماید. نتایج نشان‌دهنده کارایی مناسب‌تر مدل اتورگرسیو نسبت به مدل اتورگرسیو میانگین متحرک در برآورد ماهانه تبخیر از تشت در اقلیم مختلف در مناطق بیابانی ساحلی گرم و خشک است.

**واژه‌های کلیدی:** مدیریت منابع آب، نمونه‌های اقلیمی، مدل‌های استوکاستیک، مدل اتورگرسیو، ARIMA

### مقدمه

بنابراین، برنامه‌ریزی برای استفاده بهینه از منابع آبی با هدف رسیدن به توسعه پایدار در بخش کشاورزی، صنعت و شرب حایز اهمیت است (Behmanesh و همکاران، ۲۰۱۴). پیش‌بینی تبخیر و تعرق در مقیاس‌های زمانی مختلف در منطقه اقلیمی خاص،

تبخیر یکی از مولفه‌های مهم و تاثیرگذار در برنامه‌ریزی و مدیریت منابع آب می‌باشد و از طرفی ایران کشوری خشک و نیمه‌خشک محسوب شده و مدیریت استفاده صحیح از منابع آبی ضروری است.

\* مسئول مکاتبات: o.bazrafshan@hormozgan.ac.ir

مقادیر مشاهده شده و مقادیر برآورد شده، مقادیر قابل قبولی است. همچنین Qahreman و QhareKhani (۲۰۱۱) به پیش‌بینی تبخیر از تشت با استفاده از مدل‌های سری زمانی در ایستگاه شیراز پرداختند. Behmanesh و همکاران (۲۰۱۴) به ارزیابی مدل‌های سری زمانی خطی و غیرخطی بی‌لینیئر<sup>۱</sup> در پیش‌بینی تبخیر و تعرق گیاه مرجع در ایستگاه سینوپتیک ارومیه پرداختند. نتایج نشان دهنده کارایی بهتر مدل آریمای غیرفصلی در برآورد تبخیر و تعرق از تشت در دوره آماری مورد مطالعه است.

Noakes و همکاران (۱۹۸۵) قدرت پیش‌بینی کوتاه‌مدت مدل‌های ARIMA، SARIMA و مدل‌های خودهمبسته دوره‌ای (PAR) را بر روی سری جریان مقایسه کردند. آن‌ها نشان دادند که مدل‌های خودهمبسته دوره‌ای دقیق‌ترین پیش‌بینی را دارند. Burlando و همکاران (۱۹۹۶) از مدل‌های ARIMA جهت پیش‌بینی هم‌زمان بارندگی استفاده کردند. نتایج نشان داد که با افزایش تداوم بارندگی، پیش‌بینی‌ها روند دقیق‌تری داشته دارد. Leite و Peixoto (۱۹۹۶) کاربرد مدل‌های اتورگرسیو را در بررسی تغییرات دما با استفاده از طویل‌ترین سری‌های زمانی مورد بررسی قرار داده‌اند. نتایج مطالعه نشان می‌دهد که مقادیر تغییرپذیری قابل توجه‌ای در مقیاس‌های سالانه و دهه‌ای وجود دارد. Tiba و Fraidenraich (۲۰۰۴) در بررسی سری زمانی داده‌های ماهانه ساعات آفتابی و تابش خورشیدی در اقلیم‌های حاره‌ای برزیل به این نتیجه رسیدند که بهترین روش برای انجام این مطالعه استفاده از روش AR<sup>۲</sup> است. Mishra و Desai (۲۰۰۵) از مدل‌های خطی SARIMA و ARIMA برای پیش‌بینی خشکسالی استفاده کردند. نتایج نشان داد که مقادیر برآورد شده با داده‌های واقعی تا ۲-۳ گام در آینده مطابقت دارد.

با توجه به ماهیت آب و هوایی استان هرمزگان و تبخیر قابل توجهی که به‌طور پیوسته صورت می‌پذیرد، هر ساله بیش از ۶۰ درصد از منابع آب به‌وسیله تبخیر تلف می‌شود. تبخیر در این مناطق از دو جنبه حائز اهمیت است، اول این‌که سهم عمده در

به‌عنوان یکی از مهمترین پارامترهای جوی، از اهمیت ویژه‌ای در استفاده بهینه از منابع آبی برخوردار است. به علت پیچیدگی و عدم دانش کافی در مورد فرایندهای فیزیکی در چرخه هیدرولوژیک، ساخت مدل‌های آماری و گسترش آن‌ها برای بیان این فرایندها همیشه مورد توجه مهندسين هیدرولوژی بوده است. اساس بسیاری از تصمیم‌گیری‌ها در فرایندهای هیدرولوژیک و تصمیمات بهره‌برداری از منابع آب بر پایه پیش‌بینی و تحلیل سری‌های زمانی می‌باشد. استفاده از سری‌های زمانی امروزه به‌عنوان ابزاری مناسب برای پیش‌بینی‌های مختلف به کار می‌رود (Gharekhani و همکاران، ۲۰۱۳).

پیش‌بینی بر اساس تحلیل سری‌های زمانی با کاربرد مفهوم مدل ARIMA در منابع زیادی جهت پیش‌بینی‌های کوتاه‌مدت مورد استفاده قرار گرفته است (Hipel و McLeod، ۱۹۹۴). با توجه به مجهول بودن اطلاعات جوی در آینده برای برنامه‌ریزی منابع آب و روش‌های مدیریتی مناسب نیاز است تا به گونه‌ای تبخیر-تعرق در دوره‌های زمانی متفاوت جهت برنامه‌ریزی صحیح و استفاده بهینه و منطقی از منابع با ارزش آب و هم‌زمان حفظ این منابع برای نسل‌های آینده پیش‌بینی شود. در این راستا مطالعاتی انجام شده من جمله Azar و Momeni (۱۹۸۸) معتقد است، برای پیش‌بینی سری زمانی و تعیین مدل پیش‌بینی، دو روش کمی و کیفی تفکیک کرد. روش کمی، مدل‌های میانگین متحرک ساده و موزون، هموارسازی نمایی ساده و حالت وینترز، باکس جنکینز و روش‌های دلفی، طوفان مغزی و گروه اسمی را شامل می‌شود.

Fouladmand (۲۰۱۰) مقادیر تبخیر و تعرق را در مناطق مختلف استان فارس با استفاده از سری‌های زمانی پیش‌بینی کرد. نتایج او نشان داد که مدل سری زمانی مناسب برای پیش‌بینی تبخیر و تعرق در ایستگاه‌های مختلف یکسان می‌باشد. Shirvani و Honar (۲۰۱۱) مدل‌سازی و پیش‌بینی مقادیر تبخیر و تعرق را در ایستگاه باجگاه شیراز با استفاده از مدل‌های اتورگرسیو-میانگین متحرک تلفیق شده فصلی (SARIMA) مورد مطالعه قرار دادند. نتایج نشان داد که توان دوم ضریب همبستگی ( $R^2$ ) بین

<sup>1</sup> Bi linear

<sup>2</sup> Auto Regressive

حداکثر به ۱۰۰ درصدی می‌رسد. مقدار متوسط بارندگی سالانه ۲۱۵/۸ میلی‌متر و حجم تبخیر در استان ۱۳ میلیارد مترمکعب و میزان آب موجود در استان ۲۰ میلیارد مترمکعب است (Zabul Abbasi و همکاران، ۲۰۰۶).

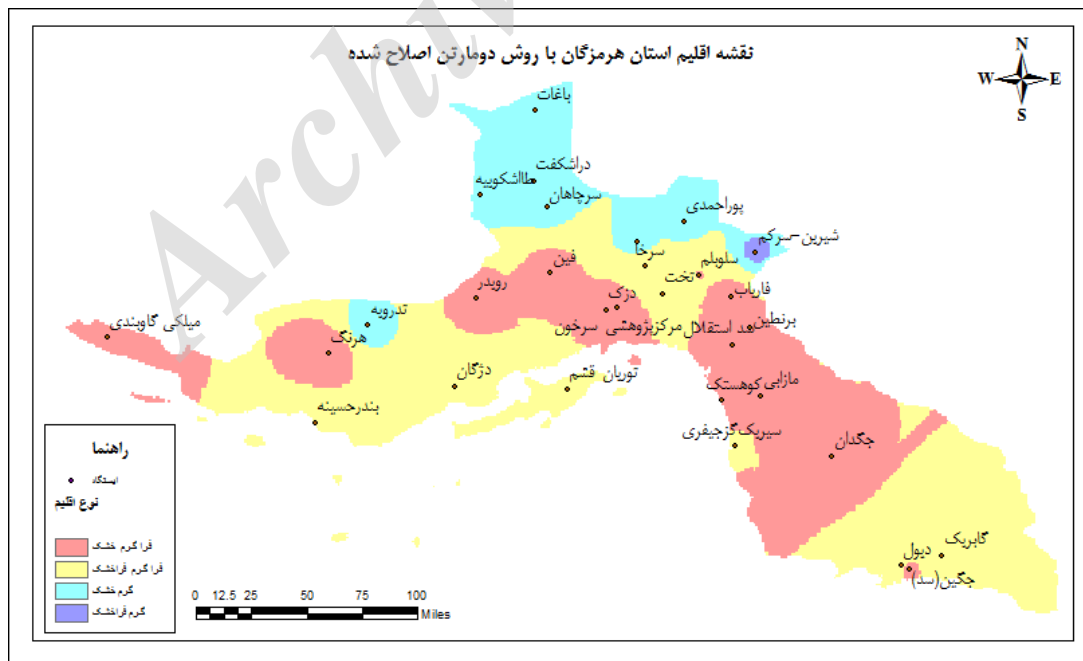
به منظور انتخاب ایستگاه‌ها، در ابتدا بر مبنای روش دومارتن گسترش یافته دکتر خلیلی و همکاران (Hijabi، ۲۰۱۱) به طبقه‌بندی اقلیمی کلیه ایستگاه‌های تبخیرسنجی سطح استان هرمزگان پرداخته شد، بر مبنای روش فوق استان هرمزگان دارای چهار اقلیم فراخشک گرم، فراگرم فراخشک، گرم و خشک و گرم فراخشک می‌باشد (شکل ۱)، لذا، داده‌های مورد نیاز برای مطالعه روند تبخیر از تشت در سه ایستگاه در سه نمونه اقلیمی در استان هرمزگان که دارای آمار نسبتاً طولانی و کاملی بودند در سال آبی ۱۳۵۴-۱۳۵۳ تا ۸۹-۱۳۸۸ مورد استفاده قرار گرفت. خلا آماری در هر یک از ایستگاه‌ها برطرف، آزمون همگنی داده‌ها با آزمون ران<sup>۱</sup> و آزمون کفایت آماری با آزمون هارست<sup>۲</sup> (Hurst، ۱۹۵۱) استفاده شد. از آنجا که آماره دو آزمون در همه موارد بیشتر از ۰/۵ بود، همگنی و کفایت داده‌ها مورد تأیید قرار گرفت.

هدر روی آب از خاک داشته و ثابا نقش زیادی در شور شدن خاک سطحی در این مناطق دارد. بنابراین استفاده از روش‌های دقیق‌تر جهت برآورد تبخیر در این مناطق از اهمیت زیادی برخوردار است (Tabatabai و همکاران، ۲۰۰۷).

همان‌طور که ملاحظه می‌شود، مطالعات محدودی در زمینه مدل‌سازی سری‌های زمانی در زمینه پیش‌بینی تبخیر صورت گرفته و از طرفی تحقیقی که به ارزیابی کارایی مدل‌های مختلف سری زمانی در برآورد تبخیر از تشت در اقلیم‌های مختلف بپردازد، صورت نپذیرفته، لذا براین اساس هدف از این تحقیق ارزیابی کارایی مدل‌های سری زمانی در پیش‌بینی تبخیر از تشت در نمونه‌های اقلیمی مختلف در استان هرمزگان است.

## مواد و روش‌ها

منطقه مورد مطالعه استان هرمزگان با وسعت حدود ۷۱۱۹۳ کیلومتر مربع در جنوب ایران و در کنار دریای عمان و خلیج فارس واقع شده است. گرمای متوسط سالانه این منطقه در حدود ۲۷ درجه سانتی‌گراد و رطوبت نسبی آن حداقل به ۱۹ درصد و



شکل ۱- نقشه پراکنش ایستگاه‌ها و طبقات اقلیمی استان هرمزگان بر اساس روش دومارتن گسترش یافته

<sup>1</sup> Run Test

<sup>2</sup> Hurst Test

جدول ۱- ویژگی ایستگاه‌های تبخیرسنجی مورد مطالعه در نمونه‌های اقلیمی استان هرمزگان

نام ایستگاه	ارتفاع از سطح دریا (m)	دمای متوسط (درجه)	بارش متوسط (mm)	متوسط تبخیر (mm)	عرض جغرافیایی	طول جغرافیایی	اقلیم (دومارتن اصلاح شده)
برنطین	۱۴۰	۲۵	۲۳۷	۲۸۷/۵۷	۵۵° ۱۶'	۲۷° ۱۶'	فراگرم فراخشک
دژگان	۴۵	۲۷	۱۶۰	۲۹۹/۱۹	۵۷° ۱۲'	۲۶° ۵'	فراگرم خشک
طاشکویه	۷۰۰	۲۵	۱۷۹	۳۱۴/۳۹	۵۵° ۲۶'	۲۸° ۸'	گرم و خشک

می‌شود. در صورت استفاده از عملگر تفاضل با تاخیر فصلی (W) مدل استوکاستیک فصلی و ترکیب دو مدل آریمای فصلی و غیرفصلی، مدل جدیدی به نام مدل آریمای مکرر<sup>۶</sup> را تشکیل می‌دهد که رابطه آن به صورت زیر است (Desai و Mishra، ۲۰۰۵).

$$\Phi_p(B^w)\varphi_p(B)(1-B^w)^D(1-B)^d Z_t = \Theta_q(B^w)\theta_q(B)\varepsilon_t \quad (2)$$

که در آن،  $p$  مرتبه مدل  $AR$  غیرفصلی،  $P$  مرتبه مدل  $AR$  فصلی،  $q$  مرتبه مدل  $MA$  غیرفصلی،  $Q$  مرتبه مدل  $MA$  فصلی،  $w$  طول فصل،  $\varepsilon_t$  متغیر تصادفی (اغتشاش خالص)،  $B$  عملگر تفاضل به صورت  $B(Z_t) = Z_t - 1$ ،  $(1-B)^d$  معادل  $d$  امین تفاضل غیر-فصلی و  $(1-B^w)^D$  معادل  $D$  امین تفاضل فصلی به اندازه  $w$  می‌باشد. به طور کلی چندین تیپ از  $ARIMA$  جهت مدل‌سازی جریان در مقیاس ماهانه یا فصلی وجود دارد که شامل  $SARIMA^7$ ،  $PARIMA^8$  و  $DARIMA^9$  هستند (Shalamu و همکاران، ۲۰۱۰).

مراحل توسعه مدل‌های سری زمانی شامل سه مرحله شناسایی، برآورد پارامترهای مدل و آزمون کفایت مدل می‌باشد. مرحله شناسایی به وسیله آزمون توابع خودهمبستگی  $ACF^{10}$  و خودهمبستگی جزئی  $PACF^{11}$  تعیین می‌شود (Box و Jenkins، ۱۹۷۶). سپس این اطلاعات برای تعیین شکل کلی مدل یک متغیره استفاده می‌شود، با توجه به تعداد گام‌های معنی‌دار در هر یک از نمودارهای  $ACF$  و  $PACF$  می‌توان محدوده تغییرات مرتبه مدل‌ها را به دست آورده و در نهایت با ترکیب آن‌ها به مدل‌های داوطلب

### محاسبه شاخص تبخیر از تشت استاندارد شده:

پس از بررسی روند داده‌های ماهانه تبخیر از تشت با روش‌های موجود، پس از حذف روند و نرمال‌سازی داده‌ها اقدام به استانداردسازی سری زمانی در هر ماه شد (رابطه ۱) (Bazrafshan و همکاران، ۲۰۱۵).

$$SPEI_{i,k} = \frac{X_{i,k} - \bar{X}_k}{SD_k} \quad (1)$$

که در آن،  $SPEI_{i,k}$  مقدار تبخیر استاندارد شده در ماه  $i$  و سال  $k$ ،  $X_{i,k}$  مقدار تبخیر در ماه  $i$  و سال  $k$  و  $SD_k$ ،  $\bar{X}_k$  مقدار میانگین و انحراف معیار در سال  $k$  است.

### مدل‌سازی استوکاستیک سری زمانی SPEI:

مدل‌های خودهمبسته<sup>۱</sup> ( $AR$ ) ساده‌ترین نوع مدل‌های استوکاستیک هستند که در دهه ۱۹۶۰ توسط Yevjevich (۱۹۷۲) برای مدل‌سازی در هیدرولوژی مورد استفاده قرار گرفته است (Salas و همکاران، ۱۹۸۸). از فرضیه‌های اولیه این مدل نرمال بودن سری زمانی است. این مدل‌ها زمانی استفاده می‌شوند، که در سری زمانی نوسان زیادی وجود نداشته باشد، اما اگر نوسان در سری زمانی زیاد باشد، می‌توان با اضافه کردن مولفه میانگین متحرک<sup>۲</sup> ( $MA$ ) به مدل  $AR$ ، نتایج مدل‌سازی را بهبود بخشید. به این دسته از مدل‌ها، مدل خودهمبسته میانگین متحرک<sup>۳</sup> ( $ARMA$ ) نامیده می‌شود. شرط استفاده از مدل  $ARMA$  ایستایی در سری زمانی است، اگر این شرط برقرار نباشد با عملگر تفاضل<sup>۴</sup> در  $d$  امین تفاضل سری، می‌توان سری زمانی را ایستا نمود که منجر به مدل اتورگرسیون میانگین متحرک تجمعی<sup>۵</sup> ( $ARIMA$ )

<sup>6</sup> Multiplicative ARIMA

<sup>7</sup> Seasonal ARIMA

<sup>8</sup> Periodic ARIMA

<sup>9</sup> Depersonalized ARIMA

<sup>10</sup> Autocorrelation Function

<sup>11</sup> Partial Autocorrelation Function

<sup>1</sup> Auto Regressive

<sup>2</sup> Moving Average

<sup>3</sup> Auto Regressive Moving Average

<sup>4</sup> Difference function

<sup>5</sup> Auto Regressive Integrated Moving Average

$$W = \frac{\sum_{i=1}^a a_i x_{(i)}^2}{\sum_{i=1}^a (x_i - \bar{x})^2} \quad (۶)$$

که در آن،  $x_{(i)}$  آمین آماره ترتیبی است و  $n$  تعداد داده‌هاست. چنانچه مقدار P-value معادل  $W$  از سطح معنی‌داری  $\alpha$  بزرگ‌تر باشد، فرضیه صفر مبنی بر نرمال بودن سری زمانی رد می‌شود (Liu و همکاران، ۲۰۱۶).

ج) **آزمون فقدان برازش Portmantea**: در این مطالعه آماره باکس-پیروز<sup>۵</sup> تصحیح شده برای آزمون کفایت مدل استفاده شد. آماره باکس-پیروز تصحیح شده یا  $Q(r)$  از رابطه زیر به دست می‌آید (Makridakis و همکاران، ۱۹۹۸).

$$Q(r) = n(n+2) \sum_{k=1}^L (n-k)^{-1} r_k^2 \quad (۷)$$

که در آن،  $n$  تعداد مشاهدات سری،  $L = 0.1n + p + q$  و  $r_k$  تابع ACF سری باقی‌مانده‌ها می‌باشد. مقادیر  $Q(r)$  با مقادیر  $\chi^2$  با درجه آزادی  $0.1n$  مقایسه می‌شود. چنانچه مقدار  $Q(r)$  کمتر از  $\chi^2$  باشد انتخاب مدل، صحیح می‌باشد.

**معیارهای ارزیابی و مقایسه عملکرد مدل‌ها در پیش‌بینی سری زمانی SPEI**: به منظور ارزیابی و مقایسه عملکرد مدل‌های مورد بررسی از معیارهای مختلف سنجش نکویی برازش، به شرح زیر استفاده شد (Bazrafshan و همکاران، ۲۰۱۵).

ریشه میانگین مربعات خطا (RMSE<sup>۶</sup>)

$$RMSE = \sqrt{\frac{\sum_{i=1}^n (O_i - E_i)^2}{n}} \quad (۸)$$

که در آن،  $O_i$  مقادیر مشاهده‌ای و  $E_i$  مقادیر پیش‌بینی شده است. پایین بودن ریشه میانگین مربعات خطا هر مدل نشان دهنده عملکرد بهتر آن است.

میانگین قدر مطلق خطا (MAE<sup>۷</sup>)

دست یافت. مدلی که حداقل  $AIC^1$ ،  $AICC^2$  و  $SBC^3$  را داشته باشد به‌عنوان بهترین مدل انتخاب و مورد مدل‌سازی قرار می‌گیرد (Davis و Brockwell، ۱۹۸۷).

فرمول ریاضی AIC (Akaike، ۱۹۷۴) به صورت زیر است:

$$AIC = -2 \log(L) + 2m \quad (۳)$$

که در آن،  $m = (p + q + P + Q)$  تعداد پارامترهای تخمین‌زده‌شده و  $L$  تابع درست‌نمایی مدل‌های ARIMA می‌باشد.

$$AICC(p, q, P, Q) = N \cdot \ln(\sigma^2(\epsilon)) + \frac{2(p + q + P + Q + 1)N}{(N - p - q - P - Q - 2)} \quad (۴)$$

که در آن،  $N$  تعداد داده‌ها و یا باقی‌مانده‌های مدل و  $\sigma^2(\epsilon)$  واریانس خطا است که با استفاده از روش حداکثر درست‌نمایی به دست می‌آید.

فرمول ریاضی SBC (Schwartz، ۱۹۷۸) به صورت زیر است.

$$SBC = -2 \log(L) + m \ln(n) \quad (۵)$$

که در آن،  $n$  تعداد مشاهدات می‌باشد. در مرحله آزمون کفایت مدل، سری باقی‌مانده‌ها را از تفاضل سری زمانی مشاهده‌شده SPEI و سری زمانی حاصل از برازش مدل منتخب بر سری زمانی SPEI به دست آورده، سپس آزمون‌های صحت‌سنجی روی باقی‌مانده‌ها، جهت بررسی کفایت مدل منتخب انجام شد، که عبارتند از:

الف) **نمودار ACF و PACF باقی‌مانده‌ها**: چنانچه مقادیر ACF و PACF سری باقی‌مانده‌ها داخل محدوده اطمینان قرار گیرد، همبستگی معنی‌داری بین باقی‌مانده‌ها وجود نداشته و باقی‌مانده‌ها اغتشاش خالص هستند (Desai و Mishra، ۲۰۰۵).

ب) **آزمون شاپیرو-ویلک<sup>۴</sup>**: این آزمون برای بررسی نرمال بودن سری زمانی که تعداد داده‌ها کم باشد، به کار می‌رود. آماره این آزمون به صورت زیر است.

<sup>1</sup> Akaike Information Criterion

<sup>2</sup> Akaike Information Criterion Corrected

<sup>3</sup> Schwarz Bayesian Criterion

<sup>4</sup> Shapiro-Wilk test

<sup>5</sup> Box-Pierce

<sup>6</sup> Root Mean Square Error

<sup>7</sup> Mean Absolute Error

مدل‌های داوطلب (بیش از ۳۰۰ مدل داوطلب)، بهترین مدل برای هر سری زمانی بر اساس حداقل مقدار AIC، AICC و SBC مشخص شد (جدول ۲). مقادیر پارامترهای هر یک از مدل‌های منتخب در جدول ۳ فهرست شده است. خطای استاندارد محاسبه شده برای هر یک از پارامترهای مدل‌های منتخب عموماً کوچک بودند. بنابراین بیشتر پارامترها از نظر آماری معنی‌دار هستند و می‌توان از این پارامترها در مدل‌سازی استفاده کرد. بر این اساس، بهترین مدل انتخاب شده در اقلیم گرم و خشک در استان هرمزگان، مدل AR و بهترین مدل منتخب در اقلیم فراگرم و خشک و فراگرم و فراخشک مدل ARMA معرفی شد که با نتایج بسیاری از محققین در زمینه مدل‌سازی سری‌های زمانی تبخیر از تشت مانند Fouladmand (۲۰۱۰) در استان فارس، Qahreman و Behmanesh (۲۰۱۴) در ایستگاه سینوپتیک ارومیه در ایران و Tiba و Fraidenraich (۲۰۰۴) در اقلیم حاره‌ای برزیل مطابقت دارد. اما با نتایج Shirvani و Honar (۲۰۱۱) در ایستگاه تبخیرسنجی باجگاه مبنی بر این‌که مدل‌های اتورگرسیو-میانگین متحرک تلفیق شده فصلی SARIMA بهترین پاسخ را در برآورد تبخیر از تشت داشته، مطابقت ندارد. به نظر می‌رسد تنها دلیل فصلی شدن مدل محققین فوق عدم حذف روند قبل از شروع مدل‌سازی بوده است. به نظر Bazrafshan و همکاران (۲۰۱۵) در مدل‌های سری زمانی به دلیل امکان حذف روند با روش تفاضل، عدم حذف روند خللی در مدل‌سازی وارد نمی‌نماید اما سبب افزایش مرتبه مدل و پیچیده شدن فرایند مدل‌سازی می‌شود. در بررسی مرتبه‌های مدل مشخص شد که با افزایش مرتبه مدل تفاوت ناچیزی در مقادیر AIC، AICC و SBC دیده می‌شود که طبق اصل امساک و توصیه Salas و همکاران (۱۹۹۸) هرچه تعداد مرتبه مدل کمتر باشد، مدل با پارامترهای کمتر انتخاب می‌شود چرا که با افزایش تعداد پارامترها خطای مدل‌سازی نیز افزایش می‌یابد که با نتایج Bazrafshan (۲۰۱۳)، Hijabi (۲۰۱۱) و Malmir (۲۰۰۶) مبنی بر پذیرش اصل امساک مطابقت دارد.

$$MAE = \frac{\sum_{i=1}^n |O_i - E_i|}{n} \quad (9)$$

پایین بودن قدرمطلق مربعات خطا هر مدل نشان دهنده عملکرد بهتر آن است. ضریب همبستگی<sup>۱</sup> بین مقادیر مشاهده‌ای و پیش‌بینی (R)

$$R^2 = \frac{\sum_{t=1}^n (x_t - \bar{x}_t)(\hat{x}_t - \bar{\hat{x}}_t)}{\sqrt{\sum_{t=1}^n (x_t - \bar{x}_t)^2 \sum_{t=1}^n (\hat{x}_t - \bar{\hat{x}}_t)^2}} \quad (10)$$

که در آن، مقادیر  $x_t$  مربوط به سری مشاهداتی و  $\bar{x}_t$  مربوط به سری پیش‌بینی شده است. بالا بودن این ضریب نشان دهنده توافق بیشتر بین مقادیر مشاهده‌ای یا مقادیر پیش‌بینی شده و عملکرد بهتر مدل است.

میانگین درصد خطای نسبی بین مقادیر مشاهده‌ای و پیش‌بینی

$$RME = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n RE_i \quad (11)$$

$$RE_i = \frac{|O_{obs} - O_{pre}|}{O_{obs}} \times 100$$

که در آن،  $O_{obs}$  مقادیر مشاهده‌ای و  $O_{pre}$  مقادیر پیش‌بینی شده و  $n$  مقادیر مشاهده‌ای است. پایین بودن میانگین درصد خطای نسبی هر مدل نشان دهنده عملکرد بهتر آن است.

ویژگی‌های آماری اصلی بین مقادیر مشاهده‌شده و پیش‌بینی‌شده با استفاده از آزمون Z برای میانگین و آزمون F برای انحراف استاندارد مقایسه شد. در این مطالعه سری‌های زمانی SPEI مربوط به دوره آماری ۱۳۵۴-۵۳ تا ۱۳۸۱-۸۰ برای توسعه مدل‌های استوکاستیک و ۱۳۸۲-۸۱ تا ۱۳۸۹-۸۸ برای صحت‌سنجی مدل استفاده شد.

### نتایج و بحث

با توجه به ACF و PACF سری‌های زمانی، ترکیب‌های داوطلب برای مدل‌سازی استوکاستیک کلیه سری‌های زمانی SPEI تعیین شد. از میان

<sup>1</sup> Root Square

باقی مانده‌ها (شکل ۲)، برای نمونه، نمودار ACF و PACF باقی مانده‌ها را برای سری زمانی ایستگاه برنطین نشان می‌دهند. با توجه به شکل‌ها، مشاهده می‌شود که بیشتر مقادیر ACF و PACF داخل محدوده اطمینان قرار می‌گیرند. بنابراین همبستگی معنی‌داری بین باقی مانده‌ها وجود ندارد.

برای آزمون کفایت مدل در این قسمت، در ابتدا سری باقی مانده‌ها از تفاضل سری زمانی مشاهده شده SPEI و سری زمانی حاصل از برازش مدل منتخب بر سری زمانی SPEI به دست آمد، سپس آزمون‌های صحت‌سنجی روی باقی مانده‌ها، جهت بررسی کفایت مدل منتخب انجام شد، که نمودار ACF و PACF

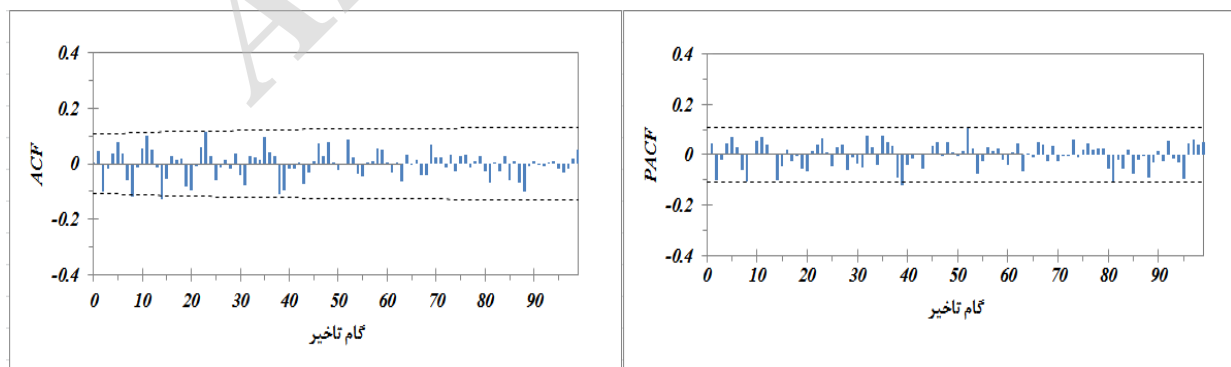
جدول ۲- مقادیر AIC، AICC و SBC مدل‌های منتخب سری‌های زمانی SPEI

ایستگاه	مدل منتخب	AIC	AICC	SBC
برنطین	ARMA (1,0,1)	۱۱۰۴/۳۳	۱۱۰۴/۴۲	۱۱۲۰/۵۹
	ARMA (2,0,2)	۱۱۰۴/۹۵	۱۱۰۵/۰۵	۱۱۲۱/۲۲
	ARMA (1,0,2) (1,0,0) <sub>12</sub>	۱۱۰۵/۳۳	۱۱۰۵/۴۲	۱۱۲۱/۵۹
دژگان	ARMA (2,0,1)	۱۱۱۶/۰۰	۱۱۱۶/۰۰	۱۱۲۹
	ARMA (2,1,1)	۱۱۱۵/۴۶	۱۱۱۵/۵۵	۱۱۳۱/۷۲
	ARMA (4,1, 1)	۱۱۱۴/۹۲	۱۱۱۵/۱۲	۱۱۳۹/۳۰
	ARMA (1,0,0)	۹۸۶/۱۳	۹۸۶/۱۶	۹۹۴/۲۶
طاشکویه	ARMA (1,0,2)	۹۸۹/۰۸	۹۸۹/۱۸	۱۰۰۵/۳۵
	ARMA (2,0,1) (1,0,0) <sub>12</sub>	۹۸۸/۷۶	۹۸۸/۸۵	۱۰۰۵/۰۲

\*ARIMA (p,d,q) (P,D,Q)<sub>w</sub>

جدول ۳- پارامترهای مدل‌های منتخب سری‌های زمانی SPEI

ایستگاه	مدل منتخب	پارامتر	مقدار	خطای استاندارد	P-value
برنطین	ARMA (1,0,1)	$\theta_1$	۰/۸۹	۰/۰۰۱	۰/۰۰
		$\phi_1$	۰/۳۲	۰/۰۴	۰/۰۰
دژگان	ARMA (2,0,1)	$\theta_1$	۰/۳۶	۰/۰۴	۰/۰۰
		$\theta_2$	۰/۱۴	۰/۰۴	۰/۰۰
طاشکویه	ARMA (1,0,0)	$\phi_1$	۰/۱۱	۰/۰۱	۰/۰۰
		$\theta_1$	۰/۶۴	۰/۰۳	۰/۰۰



شکل ۲- نمودار ضریب خودهمبستگی (ACF) و ضریب خودهمبستگی جزئی (PACF) باقی مانده‌های حاصل از برازش مدل استوکاستیک بر سری زمانی SPEI در ایستگاه برنطین

می‌شود. نتایج آزمون فقدان برازش بر روی سری باقی‌مانده‌های حاصل از برازش مدل استوکاستیک بر هر یک از سری‌های زمانی SPEI بیانگر آن است که فرضیه صفر در سطح خطای یک درصد در مورد کلیه مدل‌های منتخب پذیرفته می‌شود، از این رو انتخاب مدل‌های استوکاستیک منتخب، صحیح می‌باشد.

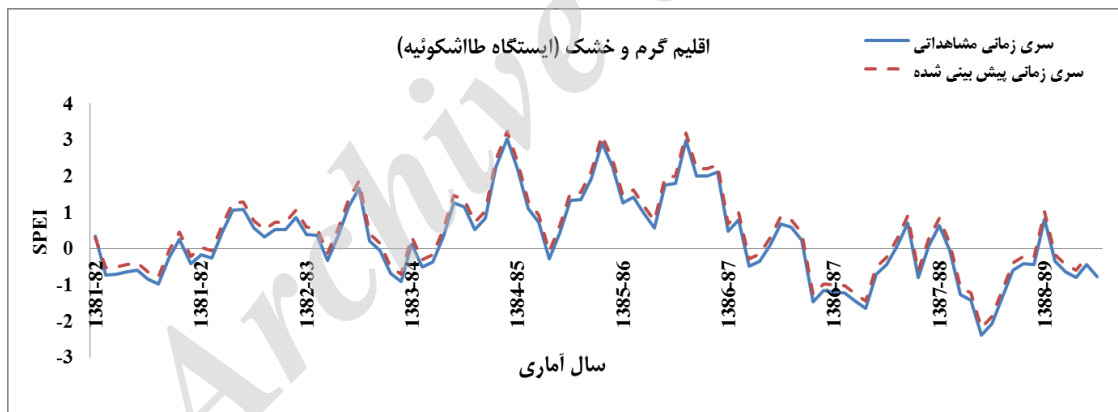
نتایج آزمون شاپیرو-ویلک و آزمون فقدان برازش بر روی سری باقی‌مانده‌ها در جدول ۴ ارائه شده است. نتایج بیانگر این است که در مورد سری باقی‌مانده‌های حاصل از برازش مدل استوکاستیک بر سری زمانی SPEI، فرضیه صفر مبنی بر نرمال بودن باقی‌مانده‌ها در کلیه ایستگاه‌ها در سطح اشتباه یک درصد پذیرفته

جدول ۴- نتایج آزمون شاپیرو-ویلکس و آزمون فقدان برازش پورت مونتو بر روی سری باقی‌مانده مدل منتخب (تعداد داده ۳۶۰)

ایستگاه	SPEI	آزمون شاپیرو-ویلکس		آزمون فقدان برازش	
		آماره S-W	P-value	df	$\chi^2$
برنطین	ARMA (1,0,1)	۰/۹۷۵	۰/۲۵	۴۴	۶۷/۴۳
دژگان	ARMA (2,0,1)	۰/۸	۰/۱۱	۴۵	۴۳/۷
طاشکویه	ARMA (1,0,0)	۰/۷۹	۰/۱۲۵	۴۶	۵۸/۳

استوکاستیک، استفاده شدند و پیش‌بینی‌های یک گام تا ۱۲ ماهه برای مقادیر SPEI صورت گرفت. شکل ۳، نمودارهای سری زمانی مشاهده شده و پیش‌بینی شده یک ماه بعد SPEI را در ایستگاه طاشکویه مورد مطالعه نشان می‌دهد.

پیش‌بینی خشکسالی به وسیله مدل‌های استوکاستیک منتخب: به منظور ارزیابی مدل‌های استوکاستیک منتخب، سری‌های زمانی مقیاس‌های سه‌گانه SPEI مربوط به سال‌های ۱۳۸۲ تا ۱۳۸۹ در هر یک از ایستگاه‌ها، برای صحت‌سنجی مدل‌های



شکل ۳- نمودار سری زمانی مشاهده شده و پیش‌بینی شده یک ماه بعد با استفاده از مدل استوکاستیک برای سری زمانی SPEI در ایستگاه طاشکویه

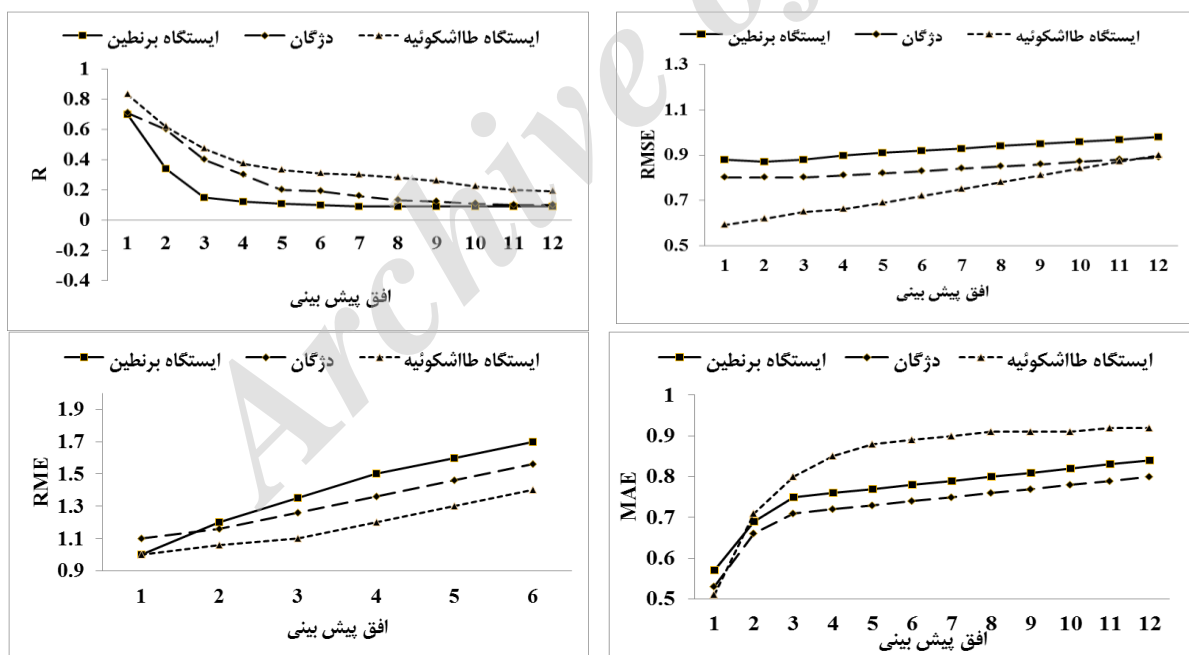
پیش‌بینی شده SPEI یک تا ۱۲ ماه بعد نشان می‌دهد. بررسی نتایج بیانگر این است که در اقلیم فراخشک فراگرم (ایستگاه برنطین) مدل ARMA(1,0,1) تنها قادر به پیش‌بینی دو ماه بعد را داشته و در گام‌های بیشتر از سه تقریباً ثابت می‌ماند. همچنین، شاخص‌های خطا نشان می‌دهند که پیش‌بینی یک ماه بعد در مقایسه با پیش‌بینی دو ماه بعد از دقت بیشتری برخوردار است. در ایستگاه دژگان نمونه

مقایسه عملکرد مدل‌ها در پیش‌بینی سری زمانی SPEI: به منظور بررسی کمی توانایی مدل‌های استوکاستیک در پیش‌بینی تبخیر از تشتک، سری‌های زمانی مشاهده شده و پیش‌بینی شده یک تا ۱۲ ماه بعد SPEI در دوره آماری ۸۲-۱۳۸۱ تا ۸۹-۱۳۸۸، از طریق محاسبه ضریب همبستگی و شاخص‌های خطا مورد مقایسه قرار گرفتند. شکل ۴ ضرایب همبستگی، RMSE، MAE و RME بین سری مشاهده شده و



و نمونه‌های اقلیمی مختلف، تنها حداکثر تا سه گام بعد را به‌طور قابل قبولی می‌توانند با خطای پائین پیش‌بینی نمایند که دلیل عمده آن استفاده از گام‌های زمانی قبل برای پیش‌بینی گام‌های بعدی است که به‌خودی‌خود سبب افزایش تجمعی خطا و کاهش سریع ضریب همبستگی بین مقادیر مشاهده‌ای و پیش‌بینی شده می‌شود که در مورد اقلیم گرم و خشک نتایج تا ۱۱ ماه بعد قابل قبول، اما مقایسه ضرایب خطا در ماه‌های مشابه دو اقلیم دیگر تقریباً بالا مشاهده شد. مقادیر درصد خطای نسبی RME تا پیش‌بینی شش ماه بعد قابل قبول و از ماه ششم به بعد افزایش بسیار زیادی را نشان می‌دهد. شاخص فوق به توصیه Mendenhall و همکاران (۱۹۸۹) در این تحقیق به‌کار گرفته شد، تا بتوان میزان کارایی مدل را در گام‌های زمانی ارزیابی نمود. نتایج نشان داد، تغییرات شاخص خطای فوق با تغییرات دو شاخص خطای دیگر همسوست.

اقلیمی گرم فراخشک مقدار ضریب همبستگی بین مقادیر مشاهده‌ای با پیش‌بینی شده نسبت به سایر اقلیم‌ها بسیار پائین بوده اما برخلاف اقلیم فراگرم خشک، مدل اتورگرسیو  $ARMA(2,0,1)$  قادر است تا دو ماه بعد را با ضریب معنی‌دار همبستگی پیش‌بینی نماید، اما خطای پیش‌بینی نسبت به مدل  $ARMA(1,0,1)$  بالاتر است. این مدل از گام شش به بعد دارای درصد خطای بالایی است. در اقلیم گرم و خشک در ایستگاه طاشکونیه که در واقع مرتفع‌ترین ایستگاه است، نتایج مدل بسیار قابل توجه است. طبق نتایج به‌دست آمده، با افزایش گام‌های پیش‌بینی مقدار ضریب همبستگی کاهش و مقدار ضرایب خطا افزایش می‌یابد. نکته قابل توجه در نتایج مدل‌سازی این است که در اقلیم گرم و خشک از گام سوم به بعد ضرایب خطا تغییرات بسیار ناچیز و قابل اعتماد تغییر می‌یابد. نتایج بسیاری از محققین من جمله Desai و Mishra (۲۰۱۳) و نیز Hijabi (۲۰۱۱) و Bazrafshan (۲۰۱۳) نیز نشان داد که مدل‌های سری زمانی در بسیاری از موارد



شکل ۴- ضریب همبستگی، RMSE، MAE و RME بین سری مشاهده شده و پیش‌بینی شده SPEI یک تا ۱۲ ماه بعد

تا ۸۹-۱۳۸۸، با استفاده از آزمون Z برای میانگین و آزمون F برای واریانس در برنامه Minitab 17 مقایسه شدند. نتایج در جدول ۵ ارائه شده است. نتایج آزمون مقایسه میانگین‌ها (آزمون Z) در اقلیم فراگرم

مقادیر مشاهده شده و پیش‌بینی شده سری زمانی SPEI: ویژگی‌های آماری اصلی بین سری زمانی مشاهده شده و سری زمانی پیش‌بینی شده گام‌های معنی‌دار گام SPEI در دوره آماری ۸۲-۱۳۸۱

میانگین سری زمانی مشاهداتی بوده و در مورد واریانس نیز قادر به تخمین صحیحی نبوده است. در اقلیم گرم و خشک (طاشکویه) نتایج نشان می‌دهد که در این اقلیم مدل مذکور (AR) خوبی در حفظ میانگین و واریانس سری مشاهده شده با سری پیش‌بینی شده داشته است. بنابراین ضعف مدل‌های استوکاستیک در پیش‌بینی SPEI در اقلیم‌های حدی بسیار مشهود است. نتایج Hijabi (۲۰۱۱) در کرمان، مشهد و بوشهر در پیش‌بینی خشکسالی نیز موید این مطلب است که هرچه میزان خطا در برآوردهای مدل سری زمانی کمتر باشد، میزان توافق بین مقادیر مشاهده‌ای و پیش‌بینی شده بیشتر است.

فراخشک (ایستگاه برنطین) بیانگر این است که فرضیه صفر مبنی بر برابری میانگین‌ها، در مورد سری زمانی SPEI در دو گام، در سطح اشتباه پنج درصد پذیرفته می‌شود. بنابراین، مشاهده می‌شود که مدل‌های استوکاستیک در مورد کلیه اقلیم‌های مورد مطالعه، میانگین سری مشاهده شده را به خوبی حفظ می‌کنند. اما نتایج آزمون مقایسه واریانس‌ها (آزمون F) بیانگر این بود که فرضیه صفر مبنی بر برابری واریانس‌ها، در مورد سری زمانی SPEI در ایستگاه برنطین در سطح اشتباه یک درصد پذیرفته نمی‌شود و فرضیه صفر رد می‌شود. در اقلیم فراخشک فراگرم (دژگان) تنها در یک ماه بعد مدل قادر به حفظ

جدول ۵- آزمون مقایسه میانگین و واریانس سری زمانی مشاهده شده و پیش‌بینی شده گام‌های معنی‌دار با استفاده از مدل استوکاستیک برای سری زمانی SPEI در دوره صحت‌سنجی

ایستگاه	گام معنی‌داری	واریانس مشاهده شده	واریانس پیش‌بینی شده	P-Value	میانگین مشاهده شده	میانگین پیش‌بینی شده	Z < 1/96
برنطین	۱	۰/۴۲	۰/۳۸	۰/۶۱	-۰/۳۵	-۰/۳۶	۰/۱*
	۲	۰/۴۲	۰/۴	۰/۶۷	-۰/۳۵	۰/۳۶	۰/۰۹*
دژگان	۱	۰/۷۴	۰/۱۴	۰/۱۳	-۰/۳۲	-۰/۱۵	۱/۵۷*
	۲	۰/۷۴	۰/۱۰	۰/۵۵	-۰/۳۲	-۰/۱۰	۲/۲۹
طاشکویه	۱	۱/۳۷	۰/۵۸	۰/۰۰*	۰/۳۳	۰/۲۲	۰/۸۱*
	۲	۱/۳۷	۰/۱۳	۰/۰۰*	۰/۳۳	۰/۲۴	۱/۴۹*

\* در سطح ۹۵ درصد اطمینان معنی‌دار است.

### نتیجه‌گیری

پیش‌بینی یک تا ۱۲ ماه بعد، توسعه هر یک از مدل‌های داوطلب بر روی مقادیر SPEI دوره آماری ۵۴-۱۳۵۳ تا ۸۱-۱۳۸۰ و صحت‌سنجی مدل‌ها طی دوره آماری ۸۲-۱۳۸۱ تا ۸۹-۱۳۸۸ صورت پذیرفت. سپس از طریق آزمون‌های آماری به مقایسه‌ی مقادیر مشاهده شده و پیش‌بینی شده پرداخته شد. علاوه بر این، به منظور بررسی توانایی مدل‌ها در پیش‌بینی SPEI، از ضرایب R، RMSE، MAE و RME جهت ارزیابی عملکرد استفاده شد که در ادامه به بررسی و بحث نتایج به‌دست آمده می‌پردازیم.

نتایج تعیین اقلیم با روش دومارتن اصلاح شده نشان می‌دهد که استان هرمزگان دارای سه نمونه اقلیمی غالب گرم است. به نظر می‌رسد تعیین اقلیم به روش دومارتن اصلاح شده شبیه به کلموگرام آمبرژه

این تحقیق با هدف مطالعه تطبیقی مدل‌های سری زمانی جهت پیش‌بینی شاخص تبخیر از تشت استاندارد شده (SPEI) در نمونه‌های اقلیمی استان هرمزگان شامل گرم و خشک، فراخشک فراگرم و فراگرم خشک در مقیاس زمانی ماهانه، پرداخته شد. برای این منظور داده‌های تبخیر از تشت سه ایستگاه تبخیرسنجی با طول دوره آماری مناسب در سطح استان (دوره آماری ۵۴-۱۳۵۳ تا ۸۹-۱۳۸۸) پس از اطمینان از صحت، همگنی داده‌ها و کفایت دوره آماری مورد استفاده قرار گرفتند. برای محاسبه SPEI ابتدا با استفاده از روش‌های موجود جهت تعیین روند، روند داده‌ها مشخص و در سطح ماهانه روند حذف، سپس نرمال و استاندارد شد. در گام بعد، به‌منظور

جهت بررسی خصوصیات آماری (میانگین و واریانس) مقادیر پیش‌بینی شده و مشاهده‌ای از آنالیز Z و F استفاده شد. نتایج نشان می‌دهد در اقلیم گرم و خشک مدل به‌خوبی توانسته میانگین و واریانس سری مشاهداتی را در برآورد SPEI حفظ نماید، اما در اقلیم فراگرم فراخشک و فراگرم و خشک تنها میزان میانگین را حفظ نموده است و در نهایت نتایج نشان می‌دهد، در نمونه‌های اقلیمی استان هرمزگان مدل ARMA بالاخص AR بهترین پاسخ را ارائه می‌نماید.

در این تحقیق روش‌های مختلف مدل‌های سری زمانی جهت پیش‌بینی تبخیر از تشتک، با رویکرد برنامه‌ریزی مدیریت منابع آبی جهت پیش‌بینی بلندمدت تبخیر صورت پذیرفت، لذا پیشنهاد می‌شود از مدل‌های غیرخطی استوکاستیک مثل NARMAX، شبکه عصبی مصنوعی و مدل هیبرید شبکه عصبی مصنوعی-آریمای استفاده و جهت معرفی مدلی مناسب، نتایج مدل‌سازی آن‌ها با روش‌های ARIMA مقایسه شود.

باشد، اما در روش آمبرژه تنها استان را دارای یک اقلیم می‌داند که با توجه به تغییرات ارتفاع از ساحل به شمال استان روش دومارتن اصلاح شده تخمین صحیحی از اقلیم استان داشته است.

نتایج واسنجی مدل (مدل‌سازی) در سه اقلیم نمونه در سطح استان نشان می‌دهد، رفتار شاخص تبخیر از تشت استاندارد شده (SPEI) ترکیبی از مدل اتورگرسیو و میانگین متحرک ARMA و یا مدل اتورگرسیو AR است.

بهترین مدل انتخاب شده در اقلیم گرم و خشک و فراگرم و فراخشک در استان هرمزگان، مدل AR و بهترین مدل منتخب در اقلیم فراگرم و خشک مدل ARMA معرفی شد.

در دو اقلیم فراگرم و خشک و فراگرم فراخشک ضرایب همبستگی مدل در دو گام اول راضی کننده و در ماه‌های بعد قادر به مدل‌سازی با توانایی مناسبی نبوده، اما ضرایب خطا در برآوردها نسبت به ضریب همبستگی مقادیر مناسب‌تری نشان داده است.

#### منابع مورد استفاده

1. Akaike, H. 1974. A new look at the statistical model identification. *Journal of IEEE Transactions on Automatic Control*, 19: 716-723.
2. Azar, A. and M. Momeni. 1998. *Statistics and its application in management*. Printing, Publishing Side, Tehran, 214 pages (in Persian).
3. Bazrafshan, O. 2013. *Hydrological drought prediction using remote link and smart models, case study: Abkhyz karkhh areas*. PhD Thesis, Tehran University, 311 pages (in Persian).
4. Bazrafshan, O., A. Salajegheh, J. Bazrafshan, M. Mahdavi and A. Fatehi Marj. 2015. Hydrological drought forecasting using ARIMA models, case study: Karkheh Basin. *ECOPERSIA*, 3(3): 1099-1117.
5. Behmanesh, J., N. Azad Tillyatepe, M. Montaseri and S. Besharat. 2014. Assessment of linear and nonlinear time series models bi-linear forecast reference evapotranspiration in Urmie synoptic stations. *Water in Agricultural Research Journal*, 28(1): 85-96 (in Persian).
6. Box, G. and G. Jenkins. 1976. *Time series analysis: forecasting and control*. Wiley, 598 pages.
7. Brockwell, P.J. and R.A. Davis. 1987. *Time Series: theory and methods*. New York: Springer-Verlag, 400 pages.
8. Burlando, P., A. Montana and R. Raze. 1996. Forecasting of storm rainfall by combined use of radar, rain gages and linear models. *Atmospheric Research*, 42: 199-216.
9. Fouladmand, H.R. 2010. Predicted monthly reference evapotranspiration in Fars province. *Journal of Soil and Water*, 20(4): 169-157 (in Persian).
10. Gharekhani, A., N. Qahreman and J. Bazrafshan. 2013. Study the climate of pan evaporation in a range of research and development. *Watershed Research*, 98: 85-97 (in Persian).
11. Hijabi, S. 2011. Comparative study of methods for prediction of meteorological drought in dry and wet climates. MSc Thesis, Department of Irrigation and Reclamation Engineering, College of Agriculture and Natural Resources, Tehran University, 240 pages (in Persian).
12. Hipel, K. and A.I. McLeod. 1994. *Time series modeling of water resources and environmental systems*. Amsterdam: Elsevier Science, 1012 pages.
13. Hurst, H. 1951. Long term storage capacity of reservoirs. *Transactions of the American Society of Civil Engineers*, 116: 770-799.

14. Leite, S. and J.P. Peixoto. 1996. The autoregressive model of climatological time series: an application to the longest time series in Portugal. *International Journal of Climatology*, 16: 1165-1173.
15. Liu, S., W. Kang and T. Wang. 2016. Drought variability in Inner Mongolia of northern China during 1960–2013 based on standardized precipitation evapotranspiration index. *Environmental Earth Sciences*, 75(2): 1-14.
16. Makridakis, S., S.C. Wheelwright and R.J. Hyndman. 1998. *Forecasting: methods and applications*. New York, John Wiley, 245 pages.
17. Malmir, M. 2006. *Blues predicting time series low river water resources engineering*. MSc Thesis, Department of Soil and Water Engineering, Tehran University, 170 pages (in Persian).
18. Mendenhall, W., J.E. Reinmuth and R. Beaver. 1989. *Statistics for management and economics*. Boston: PWS-Kent, 254 pages.
19. Mishra, A.K. and V.R. Desai. 2005. Drought forecasting using stochastic models. *Stochastic Environment Research Risk Assessment*, 19: 326-339.
20. Mishra, A.K. and V.R. Desai. 2006. Drought forecasting using feed-forward recursive neural network. *Journal of Ecological Modelling*, 198(1): 127-138.
21. Noakes, D.J., A.I. McLeod and W. Hipel. 1985. Forecasting monthly riverflow time series. *International Journal of Forecasting*, 1: 179-190.
22. Qahreman, N. and A. QhareKhani. 2011. Evaluated random time series models for estimating evaporation pan, case study: Shiraz stations. *Agricultural Water Research Journal*, 1: 75-81 (in Persian).
23. Salas, J.D., J.W. Delleur, V. Yevjevich and W.L. Lane. 1988. *Applied modeling of hydrological time series*. Colorado: Water Resources Publication, 254 pages.
24. Schwartz, G. 1978. Estimating the dimension of a model. *The Annals of Statistics*, 6(2): 461-464.
25. Shalamu, A., C. Chun-Liang, K. James and A. Kaiser. 2010. Comparison of performance of statistical models in forecasting monthly stream flow of Kizil River China. *Water Science and Engineering*, 3: 269-281.
26. Shirvani, A. and T. Honar. 2011. Use time series models to predict evapotranspiration Bajgah station. *Water's Research Magazine*, 8: 135-142 (in Persian).
27. Tiba, C. and N. Fraidenraich. 2004. Analysis of monthly time series of solar radiation and sunshine hours in tropical climates. *Renewable Energy*, 29: 1147-1160.
28. Yevjevich, V. 1972. *An approach to definition and investigation of continental hydrologic drought*. Colorado: Water Resources Publications, 345 pages.
29. Zabul Abbasi, F., A. Pour Asgharian and M. Sysypvr. 2006. Climate classification province. *The Bulletin of the National Center of Scientific and Research Institute of Climatology*, 3(4): 85-91 (in Persian).

## Evaluation of time series models in forecasting pan evaporation in different climates of Hormozgan province

Ommolbanin Bazrafshan<sup>\*1</sup>, Azimeh Chashmberah<sup>2</sup> and Arashk Holisaz<sup>3</sup>

<sup>1</sup> Assistant Professor, Faculty of Agriculture and Natural Resources, Hormozgan University, Bandar Abbas, Iran, <sup>2</sup> MSc, Faculty of Agriculture and Natural Resources, Hormozgan University, Bandar Abbas, Iran and <sup>3</sup> Assistant Professor, Faculty of Agriculture and Natural Resources, Hormozgan University, Bandar Abbas, Iran

Received: 23 February 2016

Accepted: 28 September 2016

### Abstract

Evaporation is one of the most important and effective factors in water resources planning and management in arid and semi-arid areas and examining its changes in time scales and different years as one of the most important climatic parameters, has an important role in planning and water resource management in agriculture section and determining cultivation pattern and proper water resource management. One of the methods to assess and forecast changes in evaporation is time series models by the generic name of ARIMA models. Therefore, in order to determine the best model to predict pan evaporation, after considering the climate using improved Domarton climatic classification method, in each climatic sample, one evaporation station was selected and standardized pan evaporation index (SPEI) was calculated for each of the stochastic model for estimation the amount of future monthly time series SPEI in the period of 1954-1955 to 2009-2010 over the next 12 months. Results showed that the Auto Regressive Moving Average model (ARMA) and Auto Regressive (AR) had the best performance, in Hormozgan province, so that, in the hot and dry, hyper hot arid and hyper hot hyper arid climates, in the next month, had the highest standard coefficient of determination (R) of 0.83, 0.71, 0.7 and the lowest value RMSE of 0.59, 0.8, 0.88, respectively and the AR model was able to predict the next 11 months, well. The results showed that AR model has better performance compared to ARMA model in estimating monthly pan evaporation in hot and dry climates in coastal wilderness areas.

**Key words:** ARIMA, Auto regressive model, Climatic samples, Stochastic models, Water resources Management

---

\* Corresponding Author: o.bazrafshan@hormozgan.ac.ir