

## پیش‌بینی تبخیر-تعرق پتانسیل با استفاده از مدل‌های سری زمانی (مطالعه موردی: ارومیه)

نسرین آزاد طلاپه<sup>۱</sup> - جواد بهمنش<sup>۲\*</sup> - مجید منتصری<sup>۳</sup>

تاریخ دریافت: ۱۳۹۱/۸/۲۰

تاریخ پذیرش: ۱۳۹۱/۱۲/۶

### چکیده

تبخیر-تعرق پتانسیل یکی از مهمترین و موثرترین مولفه‌ها در بهینه‌سازی مصرف آب کشاورزی و مدیریت منابع آب می‌باشد. یکی از روش‌های تخمین تبخیر-تعرق استفاده از سری‌های زمانی است. در این تحقیق، کاربرد سری‌های زمانی مختلف همچون AR و ARMA در پیش‌بینی ماهانه تبخیر-تعرق پتانسیل در ایستگاه سینوپتیک ارومیه مورد ارزیابی قرار گرفت. در این فرایند تبخیر-تعرق پتانسیل ماهانه از سال ۱۳۵۰ تا ۱۳۸۹ محاسبه شده و ۳۵ سال داده اولیه برای واسنجی مدل و ۵ سال داده آخر برای صحت‌سنجی آن مورد استفاده قرار گرفت. پس از انتخاب بهترین مدل، با استفاده از آن، مقادیر تبخیر-تعرق پتانسیل برای ۵ سال آینده پیش‌بینی گردید. نتایج نشان داد که مدل سری زمانی AR(11) دارای نتایج بهتری در مقایسه با دیگر مدل‌ها بوده و روند تغییرات سری زمانی AR(11) خطای کمتری داشت. مقادیر  $R^2$  و RMSE در مدل AR(11) به ترتیب ۰/۹۶ و ۱/۸۵ میلیمتر در ماه بدست آمد.

واژه‌های کلیدی: ایستگاه سینوپتیک ارومیه، پیش‌بینی، تبخیر-تعرق پتانسیل، سری زمانی، AR، ARMA

### مقدمه

تحلیل سری‌های زمانی می‌باشد. استفاده از سری‌های زمانی امروزه به عنوان ابزاری مناسب برای پیش‌بینی‌های مختلف به کار می‌رود. سری زمانی مجموعه‌ای از مشاهدات است که بر حسب زمان مرتب شده‌اند و چنانچه این مشاهدات به طور منظم و در فاصله‌های مساوی ثبت و یا اندازه‌گیری شده باشد، یک سری زمانی گسسته به دست می‌آید (۱۹). با استفاده از مدل‌های سری زمانی تولید داده‌های مصنوعی هیدرولوژیک، پیش‌بینی وقایع هیدرولوژیک، تشخیص روند و پرش در داده‌ها، تکمیل خلا آماری و تطویل دوره آماری امکان‌پذیر خواهد بود. مدل‌های سری زمانی از دو بخش یا مولفه اصلی شامل مولفه تصادفی و مولفه مدل تشکیل شده‌اند که مولفه مدل با استفاده از ارقام مشاهداتی و مولفه تصادفی با استفاده از روش‌های مختلف استوکاستیک بدست می‌آید. لذا ساختار مدل‌های سری زمانی می‌تواند با ساختار سری‌های هیدرولوژیک در صورت انتخاب درست مدل و محاسبات صحیح آن سازگاری و مطابقت ویژه‌ای داشته باشد (۲۷). مدل‌های مختلف آماری مانند مدل‌های خودهمبسته<sup>۴</sup> (AR)،

برآورد دقیق میزان تبخیر-تعرق گیاهی در راستای تعیین میزان دقیق برنامه زمان‌بندی و مقدار آبیاری ضروری است. با توجه به مسئله بحران آب و نیاز به برنامه‌ریزی دقیق، اطلاع از وضعیت آبی تبخیر-تعرق پتانسیل در مقیاس‌های زمانی مختلف می‌تواند به تصمیم‌گیری‌ها برای برنامه‌ریزی منابع آب و روش‌های مدیریتی مناسب برای آینده کمک کند. جهت برنامه‌ریزی صحیح و استفاده بهینه و منطقی از منابع با ارزش آب و همزمان حفظ این منابع برای نسل‌های آینده، استفاده از دانش روز هیدرولوژی اجتناب‌ناپذیر به نظر می‌رسد (۱۷). 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 بوده است. اساس بسیاری از تصمیم‌گیری‌ها در فرایندهای هیدرولوژیک و تصمیمات بهره‌برداری از منابع آب بر پایه پیش‌بینی و

۱، ۲ و ۳- دانشجوی کارشناسی ارشد و استادیاران گروه مهندسی آب، دانشکده کشاورزی، دانشگاه ارومیه

(Email: j.behmanesh@urmia.ac.ir

\*) نویسنده مسئول:

استفاده از سری‌های زمانی برای پیش‌بینی تبخیر-تعرق، شیروانی و هنر (۱۱) مدلسازی و پیش‌بینی مقادیر تبخیر-تعرق را برای آینده در ایستگاه باجگاه با استفاده از مدل‌های اتورگرسیو-میانگین متحرک تلفیق شده فصلی (SARIMA) مورد مطالعه قرار دادند. نتایج نشان داد که توان دوم ضریب همبستگی بین مقادیر مشاهده شده برای مقیاس زمانی هفتگی و ماهانه به ترتیب برابر ۰/۹۲ و ۰/۹۹ است. فولادمند (۱۵) مقادیر  $ET_0$  را در مناطق مختلف استان فارس با استفاده از سری‌های زمانی پیش‌بینی کرد. نتایج او نشان داد که مدل سری زمانی مناسب برای پیش‌بینی  $ET_0$  در ایستگاه‌های مختلف یکسان نمی‌باشد و در کلیه ایستگاه‌های ذکر شده بین مقادیر محاسبه شده و پیش‌بینی شده تفاوت معنی‌داری وجود ندارد. قهرمان و قره‌خانی (۱۶) توانمندی مدل‌های ARIMA در برآورد مقادیر روزانه تبخیر از تشت را در ایستگاه شیراز مورد مطالعه قرار دادند. نتایج آنها نشان داد که مدل سری زمانی  $ARIMA(1,1,1)$  عملکرد بسیار بهتری نسبت به سایر مدل‌های ARIMA دارد. چاتوپایی و هولم (۲۱) نیز داده‌های اندازه‌گیری شده و پیش‌بینی شده تبخیر از تشت را در هند مورد مقایسه قرار دادند. در سایر مناطق دنیا نیز تحقیقاتی در مورد پیش‌بینی  $ET_0$  انجام شده است که از آن جمله می‌توان به تحقیقات هولم و همکاران (۲۴)، توماس (۳۰)، سزیلاگی (۲۹)، پترسن (۲۶) و کوهن و همکاران (۲۲) اشاره نمود.

با توجه به مجهول بودن اطلاعات جوی در آینده برای برنامه‌ریزی منابع آب و مدیریت آبیاری در مزرعه نیاز است تا به گونه‌ای تبخیر-تعرق در دوره‌های زمانی متفاوت پیش‌بینی شود. از این رو در تحقیق حاضر کارایی مدل‌های خطی سری زمانی در مدلسازی و پیش‌بینی تبخیر-تعرق پتانسیل بررسی شده و مقادیر تبخیر - تعرق پتانسیل برای آینده در ایستگاه سینوپتیک ارومیه مدل‌سازی و پیش‌بینی شده است.

## مواد و روش‌ها

در این مطالعه جهت پیش‌بینی تبخیر-تعرق پتانسیل با استفاده از سری زمانی، از داده‌های ایستگاه سینوپتیک ارومیه با دوره آماری ۴۰ ساله (۱۳۸۹-۱۳۵۰) استفاده شده است. این ایستگاه در عرض جغرافیایی ۳۷ درجه و ۳۲ دقیقه شمالی و طول جغرافیایی ۴۵ درجه و ۵ دقیقه شرقی واقع شده و در ارتفاع ۱۳۳۰ متری از سطح دریا قرار دارد. شکل ۱ موقعیت منطقه مورد مطالعه را در استان آذربایجان غربی و ایران نشان می‌دهد.

پس از جمع‌آوری داده‌های مورد نیاز محاسبه تبخیر-تعرق پتانسیل از جمله درجه حرارت، درصد رطوبت، ساعات آفتابی و سرعت باد، در مواردی که در سری داده‌ها نقایص آماری وجود داشت. (داده-های ساعات آفتابی از سال ۱۳۵۶ تا ۱۳۶۰ در چند مورد ناقص بود)

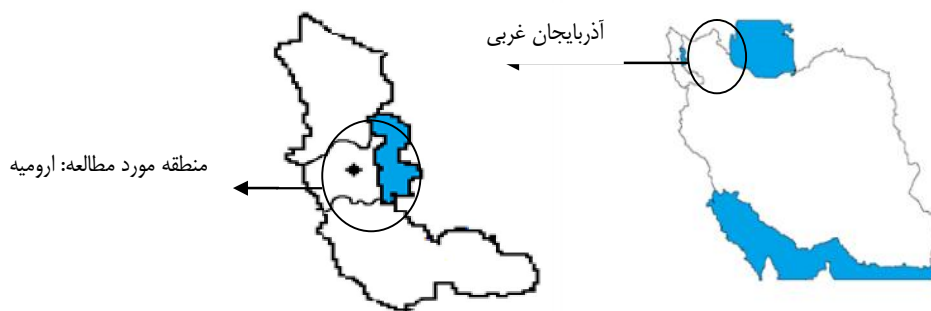
میانگین متحرک<sup>۱</sup> (MA)، خودهمبسته با میانگین متحرک<sup>۲</sup> (ARMA)، آریما<sup>۳</sup> (ARIMA) هر یک شامل مجموعه‌ای از مدل‌ها با پارامترهای گوناگون می‌باشند و می‌توانند به عنوان انتخاب‌های ممکن برای مدل‌سازی استفاده شوند. اگر یک فرایند تصادفی محض دارای میانگین صفر و واریانس مشخص و دارای یک الگوی رگرسیون چندگانه باشد به آن فرایند اتورگرسیو گفته می‌شود. فرایندهای اتورگرسیو میانگین متحرک یک سری زمانی دارای فرایند ایستا است و با نماد اختصاری  $ARMA(p,q)$  نشان داده می‌شود که در آن P مرتبه اتورگرسیو و q مرتبه میانگین متحرک است. از طرف دیگر به یک الگوی ناپایستای همگن الگوی اتورگرسیو تلفیق شده با میانگین متحرک گفته شده و با نماد اختصاری  $ARIMA(p,d,q)$  نشان داده می‌شود که در آن d مرتبه تفاضلی است که برای تبدیل سری ناپایستا به سری ایستا بکار می‌رود (۱۵). از جمله زمینه‌های بکارگیری تولید داده مصنوعی با استفاده از سری‌های زمانی، پیش‌بینی تبخیر-تعرق پتانسیل می‌باشد. نیرومند (۱۸) ضمن مروری بر کاربردهای تحلیل سری‌های زمانی در رشته‌های مختلف علوم مانند ژئوفیزیک، اقتصاد، مهندسی، ارتباطات، هواشناسی، اقلیم‌شناسی و ... توانمندی این تکنیک را نشان داد. پادیلو و همکاران (۲۵) مدل‌های استوکاستیک ARMA را برای تحلیل سری‌های زمانی دبی سه چشمه کارستی در اسپانیا و فرانسه به کار گرفتند. نتایج مطالعه آن‌ها نشان داد که می‌توان از مدل‌های استوکاستیک به منظور پیش‌بینی دبی استفاده کرد. همچنین آنها بهترین مدل ARMA را ارائه کردند. بورلانندو و همکاران (۲۰) از مدل‌های ARIMA جهت پیش‌بینی همزمان بارندگی‌های ساعتی استفاده کرده و مقادیر به دست آمده را با داده‌های باران سنجی مقایسه کردند. آنها در تحقیق خود به این نتیجه رسیدند که با افزایش تداوم بارندگی، پیش‌بینی‌ها روند دقیق‌تری داشته و با کوتاه‌تر شدن دوام بارندگی، اختلاف میزان بارش پیش‌بینی از مقدار واقعی متناظر خود بیشتر می‌شود. خلیلی و حصارلی (۶) روند خشکسالی هواشناسی ایستگاه سینوپتیک ارومیه را با استفاده از مدل‌های سری زمانی مطالعه کردند. همچنین در زمینه استفاده از سری‌های زمانی در پیش‌بینی دما می‌توان به کارهای جلالی و خنجر (۲) و خورشید دوست و همکاران (۹) و در زمینه پیش‌بینی جریان رودخانه به مطالعات علیزاده و صلوی تبار (۱۴)، صدقی (۱۲)، خلیلی (۴) و بیگلری و سامانی (۱) اشاره کرد. دودانگه و همکاران (۱۰) نیز کاربرد مدل‌های سری زمانی را به منظور تعیین روند پارامترهای اقلیمی از جمله درصد رطوبت، تبخیر، دمای هوا، سرعت باد و تعداد ساعات آفتابی در آینده برای اصفهان مورد ارزیابی قرار دادند. در زمینه

1- Moving Average

2- Auto Regressive Moving Average

3- Auto Regressive Integrated Moving Average

با استفاده از مدل توماس و فایرینگ اقدام به تولید داده شد.



شکل ۱- موقعیت منطقه مورد مطالعه در استان آذربایجان غربی و ایران

نمودن مدل  $AR(p)$  و مدل  $MA(q)$  (مدل میانگین متحرک)، مدل  $ARMA(p,q)$  ایجاد می‌گردد. فرم عمومی مدل  $MA$  به صورت رابطه ۲ می‌باشد.

$$Z_t = \sum_{j=1}^q (\theta_j \varepsilon_{t-j}) + \varepsilon_t \quad (2)$$

که در این رابطه  $q$  مرتبه مدل و  $\theta_j$  ضرایب مدل می‌باشند.  $\varepsilon_t$  و  $\varepsilon_{t-j}$  نیز به ترتیب سری تصادفی نرمال و استاندارد در زمان  $t$  و  $t-j$  می‌باشد. با در نظر گرفتن سری زمانی نرمال و استاندارد  $Z_t$  مدل میانگین متحرک خودهمبسته  $ARMA(p,q)$  را می‌توان به صورت رابطه ۳ نوشت.

$$Z_t = \sum_{i=1}^p (\varphi_i Z_{t-i}) - \sum_{j=1}^q (\theta_j \varepsilon_{t-j}) + \varepsilon_t \quad (3)$$

که در این رابطه  $p$  مرتبه مدل  $AR$  و  $q$  مرتبه مدل  $MA$  و  $\varphi_i$  و  $\theta_j$  ضرایب مدل می‌باشند.

در مرحله اول با توجه به فرضیات اساسی در مدل سازی سری-های زمانی یعنی نرمال بودن و ایستایی، قبل از مدل سازی باید از نرمال بودن و ایستا بودن سری داده‌ها اطمینان حاصل کرد. تقریباً در تمام روشهای تحلیل سری‌های زمانی خطی یا غیرخطی، سری زمانی ایستا فرض می‌شود در حالیکه اغلب سری‌های زمانی بنا به دلایل مختلف نظیر روند، تناوب و یا پرش نایبستا هستند که قبل از مدل سازی بایستی سری داده‌ها به حالت ایستا تبدیل شده و سپس مدل سازی صورت گیرد (۲۸). همانگونه که اشاره گردید، وجود روند یکی از مهمترین عوامل در نایبستا شدن یک سری زمانی است. روند عبارت از تغییرات دراز مدت در میانگین سری زمانی است (۱۹). در این مطالعه، به منظور تعیین روند تغییرات در سری زمانی از آزمون من-کندال<sup>۱</sup> استفاده گردید. آزمون من-کندال ابتدا توسط مان<sup>۲</sup> در

توماس و فایرینگ در سال ۱۹۶۲ میلادی با استفاده از زنجیره مارکوف فرمولی برای تولید داده ارائه کردند. این مدل مشخصه‌های آماری داده‌ها، از جمله میانگین و انحراف معیار را حفظ کرده و همچنین همبستگی داده‌های دو ماه متوالی مانند مهر با شهریور، آبان با مهر و ... دوباره تولید یا حفظ می‌کند. این مدل ۳۶ پارامتر دارد که به عنوان یکی از مزایای این روش به شمار می‌رود (۳).

همچنین با استفاده از آزمون ران-تست از همگنی داده‌ها اطمینان به عمل آمد. عملیات فوق بیانگر صحت فرض تصادفی و همگنی داده‌ها می‌باشد. در این تحقیق جهت برآورد تبخیر-تعرق گیاه مرجع از روش پنمن-مانتیث فائو استفاده شد (۱۳). مدت اطلاعات کل دوره مورد مطالعه شامل ۴۸۰ ماه بود که از این تعداد ۴۲۰ ماه برای مدل بندی سری زمانی مربوطه و سایر مقادیر جهت صحت سنجی مدل استفاده شد. پس از اطمینان از کارایی مدل انتخاب شده، تبخیر-تعرق پتانسیل در ۵ سال آینده یعنی تا سال ۱۳۹۴ پیش‌بینی گردید. الگوهای سری زمانی که برای پیش‌بینی تبخیر-تعرق پتانسیل در این مطالعه استفاده شد، مدل خود همبستگی ( $AR$ ) و مدل میانگین متحرک خود همبسته ( $ARMA$ ) بود. اساس مدل  $AR(p)$  بر پایه زنجیره مارکوف در زنجیره زمانی بنا شده است. اگر هر داده ثبت شده سری زمانی  $t$  با زمان بعد و یا زمان قبل از خود مرتبط باشد، در این صورت سری فوق از زنجیره مارکوف تبعیت می‌کند. این مدل از مدل‌های متداول در استوکاستیک است و همانگونه که از نام آن مشخص می‌باشد، بر روی جملات خود رگرسیون گیری را اعمال می‌کند و البته این رگرسیون گیری روی مقادیر گذشته  $Z_t$  انجام می‌گیرد. با در نظر گرفتن یک سری زمانی نرمال و استاندارد  $Z_t$ ، شکل کلی مدل خود همبستگی  $AR$  به صورت رابطه ۱ خواهد بود.

$$Z_t = \sum_{i=1}^p (\varphi_i Z_{t-i}) + \varepsilon_t \quad (1)$$

که در این رابطه  $p$  رسته یا مرتبه مدل و  $\varphi_i$  ضرایب مدل می‌باشند.  $\varepsilon_t$  نیز سری تصادفی نرمال و استاندارد می‌باشد. از ترکیب

1- Mann-Kendall

2- Mann

گردید. در صورتیکه داده‌های مشاهده‌ای استاندارد شده (داده‌های نرمال و استاندارد شده) در اطراف خط برازشی و در محدوده اطمینان قرار گیرند می‌توان نتیجه گرفت که داده‌ها دارای توزیع نرمال می‌باشند.

$$Y_i = \bar{Y} + S K_n \quad (V)$$

در این رابطه  $Y_i$  مقدار برازشی توزیع نرمال،  $K_n$  ضریب تناوب توزیع نرمال و  $\bar{Y}$  و  $S$  نیز به ترتیب میانگین و انحراف معیار داده‌های نرمال می‌باشند.

مرحله دوم تعیین رسته یا مرتبه مدل و انتخاب بهترین مدل می‌باشد. بدین منظور از تابع خودهمبستگی  $ACF^Y$  و تابع خودهمبستگی جزئی  $PACF^A$  یا روش  $AICC^9$  (تست آکائیکه) استفاده می‌شود. پس از محاسبه تابع خودهمبستگی جزئی، منحنی تابع خودهمبستگی جزئی نسبت به تاخیرهای مختلف ترسیم شده و با رسم حدود اطمینان، آخرین نقطه متوالی که خارج از حدود احتمال قرار گیرد، مشخص می‌گردد. از نقطه مزبور خطی بر محور  $X$  به صورت عمود وارد شده و تاخیر مربوطه قرائت می‌گردد. این تاخیر مرتبه مدل را مشخص می‌کند. روش دوم استفاده از تست آکائیکه  $AICC$  می‌باشد.  $AICC$  در واقع معیار آکائیکه اصلاح شده می‌باشد. در معیار آکائیکه به نحوی خطای مدل محاسبه می‌شود. این روش با استفاده از آزمون و خطا بوده و هر مدلی که  $AICC$  کمتری داشته باشد، برازش بهتری خواهد داشت. در این تحقیق برای محاسبه و ترسیم توابع  $ACF$  و  $PACF$  و همچنین محاسبه مقدار  $AICC$ ، از نرم افزار ITSM استفاده گردید (۵).

در مرحله سوم پس از انتخاب بهترین مدل، تولید آمار انجام می‌گیرد. در این تحقیق پارامترهای تصادفی مدل ( $\varepsilon_t$ ) در Excel محاسبه شدند. بدین ترتیب با توجه به شکل مدل و با داشتن ضرایب مدل و یک داده تصادفی نرمال و استاندارد می‌توان یک داده مصنوعی تولید کرد. داده‌های تولید شده به صورت نرمال و استاندارد می‌باشند که لازم است به اعداد حقیقی تبدیل شوند. یعنی بایستی داده‌ها از حالت استاندارد خارج شده و روشی که برای نرمال کردن داده‌ها بکار رفته است بصورت معکوس اجرا شود.

مرحله چهارم تعیین مقدار خطای مدل و آزمون نیکویی برازش مدل می‌باشد. در این مطالعه از ریشه مجذور میانگین خطا (RMSE) برای بررسی خطای مدل و همچنین از مقدار  $R^2$  جهت بیان میزان دقت مدل استفاده گردید. در مدل‌های سری زمانی برای آزمون نیکویی برازش از دو روش ترسیم تابع خودهمبستگی باقیمانده‌های

سال ۱۹۴۵ میلادی ارائه گردید و سپس کندال<sup>۱</sup> در سال ۱۹۷۵ میلادی آن را بسط و توسعه داد (۲۳). این روش بطور متداول و گسترده در تحلیل روند سری‌های هیدرولوژیک و هواشناسی بکار گرفته می‌شود. در این تحقیق جهت آزمون ایستایی از روش  $ADF^2$  با استفاده از نرم افزار Eviews استفاده گردید. نرم‌افزار Eviews یک نرم افزار کاربردی در رشته اقتصاد می‌باشد که توسط بانک جهانی طراحی و ارائه شده است. این نرم افزار در سری‌های زمانی هیدرولوژیک به منظور بررسی ایستایی مورد استفاده قرار می‌گیرد و در آن دو روش رایج  $ADF^3$  و  $KPSS^4$  جهت آزمون ایستایی سری زمانی هیدرولوژیک وجود دارد. این نرم افزار در واقع شکل پیشرفته تر و کامل تر نرم‌افزار Micro TSP است که تحت عامل ویندوز اجرا می‌شود (۷). روش  $ADF$  یکی از آزمون‌های ریشه واحد بوده و توسط دیکی<sup>۴</sup> و فولر<sup>۵</sup> در سال ۱۹۷۹ میلادی ارائه و توسط سید<sup>۶</sup> و دیکی در سال ۱۹۸۴ میلادی تصحیح شده است. مدل  $AR(1)$  که یک مدل خودهمبسته با تاخیر یک می‌باشد به صورت رابطه ۴ است.

$$Z_t = \varphi_1 Z_{t-1} + \varepsilon_t \quad (4)$$

که در این رابطه  $\varphi_1$  ضریب مدل و  $\varepsilon_t$  سری تصادفی نرمال و استاندارد می‌باشد. بر اساس روش  $ADF$  در صورتیکه قدر مطلق  $\varphi_1$  کمتر از ۱ باشد سری زمانی ایستا بوده و اگر برابر ۱ باشد سری نایستا است (۸).

روش رایج در مدل‌سازی‌های ارائه شده این است که ابتدا سری زمانی نرمال و استاندارد شده و سپس مدل مناسب برای سری تغییر یافته برازش داده شود (۲۸). در این تحقیق از رابطه ۵ برای نرمال کردن سری و سپس از رابطه ۶ برای استاندارد کردن سری نرمال استفاده گردید.

$$Y_t = \sqrt{X_t} \quad (5)$$

$$Z_t = \frac{Y_t - \bar{Y}}{S} \quad (6)$$

در این روابط،  $X_t$  سری زمانی اصلی،  $Y_t$  سری زمانی نرمال شده،  $\bar{Y}$  و  $S$  به ترتیب میانگین و انحراف معیار سری زمانی نرمال می‌باشد. جهت اطمینان از نرمال بودن داده‌ها با استفاده از معادله چاو (رابطه ۷) مقدار برازشی توزیع نرمال برای داده‌های استاندارد شده بدست آمده و حد بالا و حد پایین خط برازشی در سطح اطمینان ۹۵ درصد محاسبه شده و خط برازشی به همراه حدود اطمینان رسم

- 1- Kendall
- 2- Augmented Dickey - Fuller
- 3- Kwiatkowski Phillips Schmidt Shin
- 4- Dickey
- 5- Fuller
- 6- said

- 7- Autocorrelation Function
- 8- Partial Autocorrelation Function
- 9- Akaike Information Criteria Corrected

داده‌های ماهانه تبخیر-تعرق پتانسیل برازش داده شد. نمودارهای تابع خودهمبستگی و خودهمبستگی جزئی در شکل ۴ و نتایج حاصل از برازش مدل‌ها در جدول ۲ دیده می‌شود. همانطور که نمودار تابع خودهمبستگی نشان می‌دهد، تابع خودهمبستگی میرا می‌باشد ولی در شرایط لازم برای فرایند MA صدق نمی‌کند (بعد از تاخیر q قطع نمی‌شود) ولی نمودار تابع خودهمبستگی جزئی نشان می‌دهد که تابع تقریباً بعد از تاخیر ۱۱ به سمت صفر میل می‌کند. پس می‌توان الگوی AR(11) را پیشنهاد کرد. همچنین همانطور که شکل تابع خودهمبستگی نشان می‌دهد، به دلیل اینکه تمام خود همبستگی‌ها مثبت اند، پس مقدار  $\varphi_1$  مثبت می‌باشد. طبق نتایج بدست آمده از جدول ۲ نیز مدل AR(11) نسبت به سایر مدل‌ها مقدار AICC کمتری دارد. بنابراین از این مدل جهت تولید داده استفاده شد.

جهت بررسی دقت مدل و صحت‌سنجی آن، با استفاده از مدل انتخاب شده (AR(11))، یک سری ۵ ساله از داده‌های ماهانه از سال ۱۳۸۵ تا ۱۳۸۹ تولید شد. داده‌های تولید شده به همراه داده‌های واقعی این ۵ سال در شکل ۵ ارائه شده است. همانگونه که این شکل نشان می‌دهد روند داده‌های پیش‌بینی و واقعی یکسان بوده و از این مدل می‌توان برای پیش‌بینی مقادیر تبخیر-تعرق پتانسیل در آینده استفاده کرد.

در این تحقیق مقدار RMSE در مدل AR(11) ۰/۸۵ میلیمتر در ماه و مقدار  $R^2$  همانطور که در شکل ۶ نشان داده شده است ۰/۹۶ بدست آمد. در صورتی که در مدل ARMA(2,2) که در میان سایر مرتبه‌های مدل ARMA کمترین مقدار AICC را داشت مقدار RMSE و  $R^2$  به ترتیب ۱/۹۸ میلیمتر در ماه و ۰/۹۵ بدست آمد. نتایج نشان می‌دهد مقدار خطای مدل AR(11) ناچیز و دقت آن بسیار بالا می‌باشد. همچنین جهت آزمون نکویی برازش مدل AR(11) از دو روش ترسیم تابع خودهمبستگی باقیمانده‌های حاصل از مدل برازشی و آزمون پورت مانتو استفاده شد که نتایج حاصل در شکل ۷ و جدول ۳ ارائه شده است. همانگونه که شکل ۷ نشان می‌دهد نقاط ضریب همبستگی در محدوده اطمینان قرار گرفته اند و آزمون نیکویی برازش مورد قبول می‌باشد. آزمون پورت مانتو نیز نشان می‌دهد که مقدار آماره آزمون کمتر از مقدار  $K^2$  جدول می‌باشد. بنابراین آزمون نکویی برازش صحت و کفایت مدل برازشی را تایید می‌نماید. در نتیجه می‌توان از این مدل جهت پیش‌بینی مقادیر آینده تبخیر-تعرق پتانسیل در ایستگاه سینوپتیک ارومیه استفاده کرد. پس از آزمون نکویی برازش و تایید مدل AR(11) به عنوان مدل مناسب، از این مدل جهت پیش‌بینی تبخیر-تعرق پتانسیل به مدت ۵ سال یعنی از سال ۱۳۹۰ تا ۱۳۹۴ استفاده شد. نتایج گرافیکی این پیش‌بینی در شکل ۸ نشان داده شده است.

حاصل از مدل برازشی و روش پورت مانتو<sup>۱</sup> استفاده می‌شود (۲۸). در این تحقیق از هر دو روش استفاده شد. در روش ترسیم تابع خودهمبستگی سری باقیمانده مدل، در صورتی که نقاط ضریب همبستگی در محدوده اطمینان قرار گیرند آزمون نیکویی برازش مورد قبول می‌باشد. در روش پورت مانتو نیز ابتدا سری باقیمانده مدل بدست آمده سپس برای تاخیر مشخص ضرایب همبستگی سری محاسبه می‌گردد. سپس آماره پورت مانتو به صورت رابطه ۸ محاسبه می‌شود.

$$Q = N \sum_{K=1}^L r_K^2(\varepsilon_t) \quad (8)$$

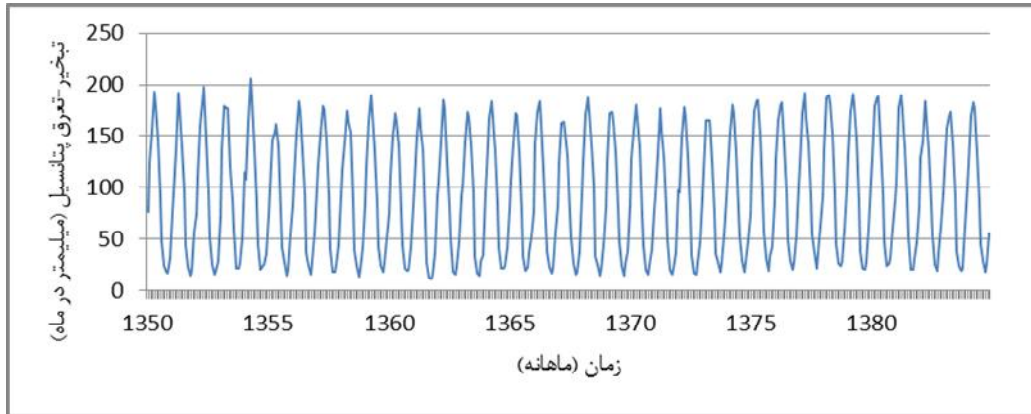
که در آن:  $N$  تعداد داده،  $L$  حداکثر تاخیر در نظر گرفته شده،  $r_K$  ضریب همبستگی در تاخیر  $K$  ام و  $\varepsilon_t$  سری باقیمانده مدل می‌باشد. در صورتیکه مقدار  $Q$  کمتر از مقدار کای اسکور جدول با درجه آزادی  $L-p-q$  باشد آزمون مورد قبول بوده و سری باقیمانده‌های مدل مستقل بوده و مدل کفایت لازم را دارد (۲۸). پس از اطمینان از کارایی مدل می‌توان مقادیر آینده تبخیر-تعرق پتانسیل را پیش‌بینی کرد.

## نتایج و بحث

اولین مرحله در آنالیز سری‌های زمانی مشاهده گرافیکی داده‌ها می‌باشد. روند تغییرات تبخیر-تعرق پتانسیل از سال ۱۳۵۰ تا ۱۳۸۴ در شکل ۲ ارائه شده است. همانطور که این شکل نشان می‌دهد هیچ گونه روندی در سری داده‌ها وجود ندارد. نتایج آزمون من-کنندال نیز این موضوع را تأیید می‌کند. نتایج آزمون ADF با استفاده از نرم افزار Eviews نیز نشان داد که داده‌ها ایستا می‌باشند. نتایج آزمون من-کنندال و ADF در جدول ۱ ارائه شده است. در آزمون روند در صورتیکه قدر مطلق مقدار آماره آزمون کمتر از مقدار بحرانی باشد سری زمانی فاقد روند بوده و میانگین سری زمانی تغییر نمی‌کند و در آزمون ADF در صورتیکه مقدار آماره آزمون کمتر از مقدار بحرانی باشد سری زمانی ایستا می‌باشد.

همانطور که اشاره گردید در این تحقیق جهت تست نرمال بوده داده‌ها از رسم گرافیکی داده‌ها در نمودار توزیع نرمال استفاده شد. خط برازشی توزیع نرمال به همراه حدود اطمینان (در سطح اطمینان ۹۵ درصد) و داده‌های مشاهده‌ای نرمال و استاندارد شده در شکل ۳ نشان داده شده است. با توجه به اینکه داده‌های مشاهده‌ای در محدوده اطمینان خط نرمال قرار گرفته‌اند، می‌توان نتیجه گرفت که داده‌ها دارای توزیع نرمال می‌باشند.

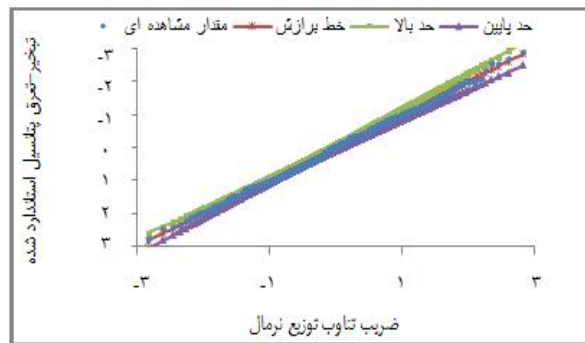
در این مطالعه دو مدل سری زمانی AR و ARMA بر روی



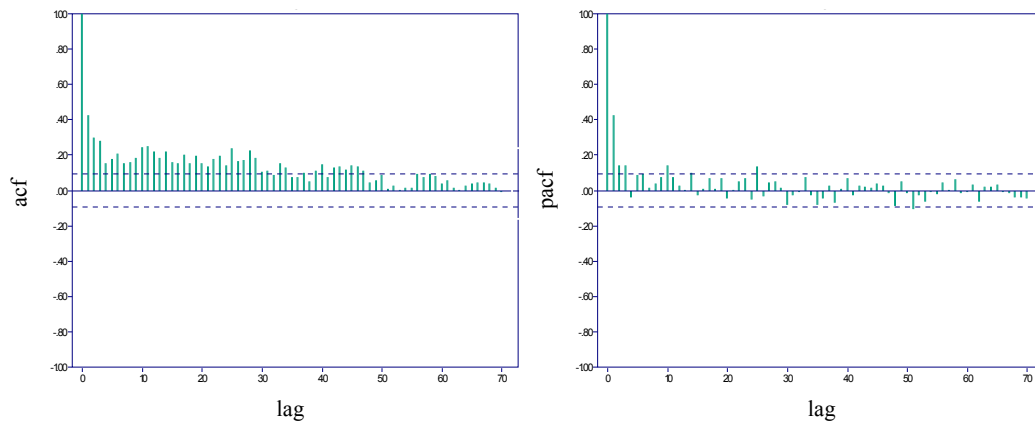
شکل ۲- روند تغییرات تبخیر-تعرق پتانسیل ماهانه از سال ۱۳۵۰ تا ۱۳۸۴ در ایستگاه سینوپتیک ارومیه

جدول ۱- نتایج آزمون من-کندال و ADF بر روی داده های ماهانه تبخیر-تعرق پتانسیل

آزمون	مقدار آماره آزمون	مقدار بحرانی آزمون در سطح اطمینان ۹۵ درصد	نتیجه آزمون
من کندال	۰/۵۳	۱/۹۶	سری زمانی فاقد روند می باشد
ADF	-۷/۴۳	-۲/۸۷	سری زمانی ایستا می باشد

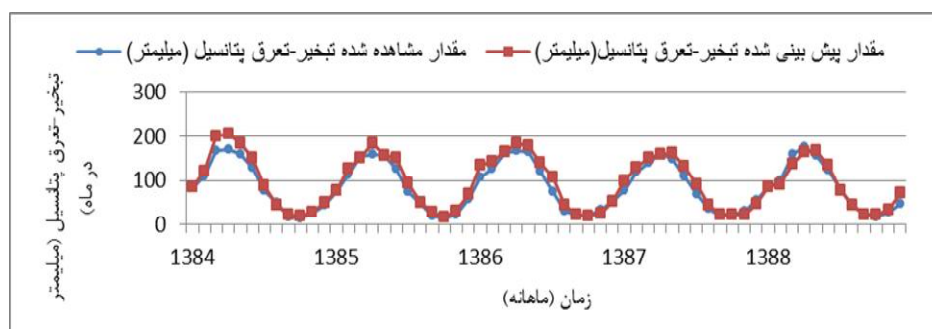


شکل ۳- خط توزیع نرمال، حدود اطمینان و داده های مشاهده ای نرمال و استاندارد شده

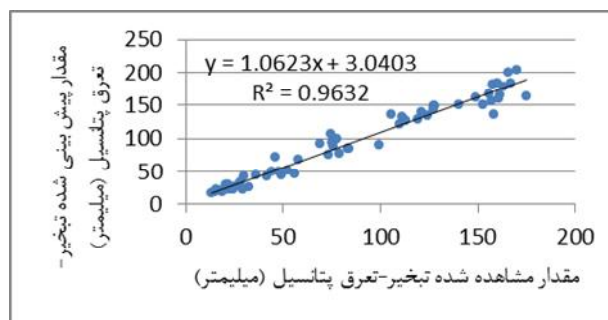


شکل ۴- نمودار تابع خودهمبستگی (ACF) و تابع خودهمبستگی جزئی (PACF) سری استاندارد شده ماهانه جدول ۲- مقادیر AICC در مدل های مختلف برازش داده شده بر روی سری استاندارد شده ماهانه

مدل	AICC	مدل	AICC
AR(1)	۱۰۹۹/۴۴	AR(12)	۱۰۸۳/۳۹
AR(2)	۱۰۹۳/۳۲	AR(13)	۱۰۸۵/۵۱
AR(3)	۱۰۸۷/۰۱	ARMA(1,1)	۱۰۸۸/۶۴
AR(4)	۱۰۸۸/۳۷	ARMA(1,2)	۱۰۹۰/۰۴
AR(5)	۱۰۸۷/۱۱	ARMA(2,1)	۱۰۹۰/۸۳
AR(6)	۱۰۸۵/۵۵	ARMA(2,2)	۱۰۸۶/۶۰
AR(7)	۱۰۸۷/۵۴	ARMA(3,1)	۱۰۸۹/۸۷
AR(8)	۱۰۸۹/۰۴	ARMA(3,2)	۱۰۸۸/۸۸
AR(9)	۱۰۸۸/۸۰	ARMA(3,3)	۱۰۹۶/۶۲
AR(10)	۱۰۸۲/۰۱	ARMA(1,3)	۱۰۹۱/۰۶
AR(11)	۱۰۸۱/۶۳	ARMA(2,3)	۱۰۸۸/۲۸



شکل ۵- نمودار سری‌های زمانی مشاهده شده و پیش‌بینی شده تبخیر-تعرق پتانسیل ماهانه در مدل AR(11)

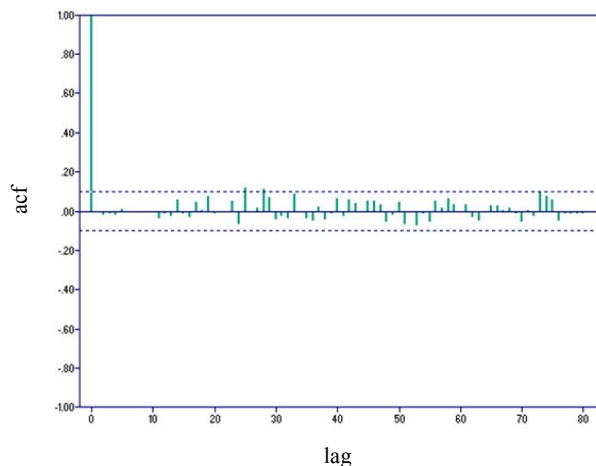


شکل ۶- همبستگی مقادیر مشاهده شده و پیش‌بینی شده تبخیر-تعرق پتانسیل ماهانه

داده هر ماه به یازده ماه قبل وابسته بوده و این مدل برای مدل‌سازی مقادیر ماهانه تبخیر-تعرق پتانسیل از یازده ماه قبل استفاده می‌کند. مدل AR دارای دو مولفه قطعی و تصادفی می‌باشد ولی مدل MA فقط مولفه تصادفی داشته و از داده‌های تاریخی استفاده نمی‌کند. تبخیر-تعرق پتانسیل همچون درجه حرارت خاصیت تصادفی کمی داشته و به داده‌های قبلی وابسته است لذا در این تحقیق مدل AR نسبت به مدل ARMA که ترکیبی از مدل AR و MA بوده و مولفه تصادفی در آن بیشتر استفاده شده است، نتایج بهتری داشته است.

## نتیجه‌گیری

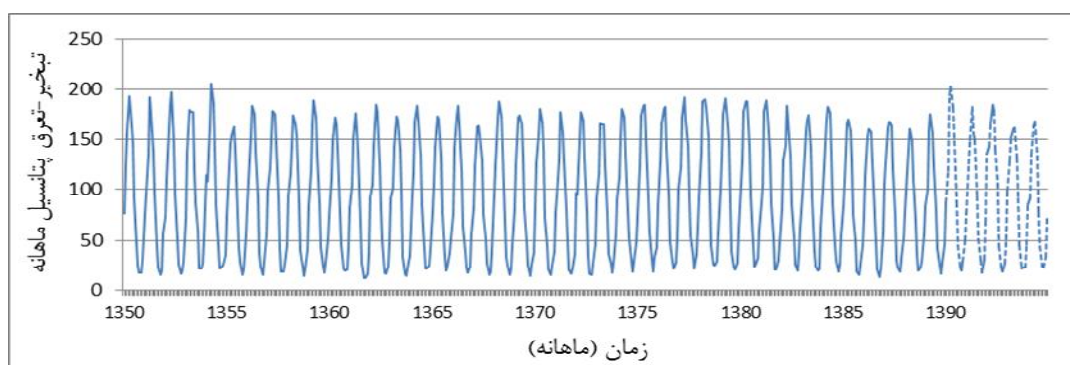
نتایج این تحقیق نشان داد که استفاده از سری‌های زمانی ابزار دقیق و مناسبی برای پیش‌بینی مقادیر تبخیر-تعرق پتانسیل می‌باشد. نتایج مطالعات فولادمنند (۱۵) در نقاط مختلف استان فارس و شیروانی و هنر (۱۱) در ایستگاه باجگاه در مورد تبخیر-تعرق پتانسیل و قهرمان و قره‌خانی (۱۶) در رابطه با تبخیر از تشت در ایستگاه شیراز نیز تأیید کننده این موضوع می‌باشد. همچنین نتایج این تحقیق نشان داد که در میان انواع مدل‌های سری زمانی، مدل AR(11) نسبت به سایر مدل‌ها نتایج بهتری داشته و روند تغییرات سری زمانی را با خطای کمتری شبیه‌سازی می‌کند. ماهیت این مدل طوری می‌باشد که مقدار



شکل ۷- نمودار تابع خودهمبستگی سری باقیمانده مدل AR(11)

جدول ۳- نتایج آزمون پورت مانتو در مدل AR(11) برازشی بر روی سری تبخیر-تعرق پتانسیل ماهانه

تعداد داده	تاخیر (L)	Q آزمون	مقدار کای اسکور جدول	نتیجه آزمون
۴۲۰	۸۰	۶۹/۵	۸۹/۴	مورد قبول



شکل ۸- مقادیر تبخیر-تعرق پتانسیل ماهانه (خط ممتد: مقادیر واقعی از سال ۱۳۵۰ تا ۱۳۸۹، خط چین: مقادیر پیش‌بینی شده با استفاده از مدل AR(11) از سال ۱۳۹۰ تا ۱۳۹۴)

### سپاسگزاری

بدینوسیله از اداره هواشناسی ارومیه که اطلاعات لازم را در اختیار این تحقیق قرار دادند قدردانی می‌گردد.

پیشنهاد می‌گردد استفاده از سری‌های زمانی برای پیش‌بینی تبخیر-تعرق پتانسیل در سایر ایستگاه‌های هواشناسی و با استفاده از دیگر معادله‌های تخمین تبخیر-تعرق استفاده گردد. همچنین می‌توان از مدل‌های سری زمانی جهت پیش‌بینی سایر پارامترهای هواشناسی و بررسی وجود تغییر اقلیم در آینده استفاده کرد.

### منابع

- ۱- بیگلری ب. و سامانی م. ۱۳۸۲. بررسی سری زمانی بارش-رواناب سطح و مطالعات زمان تاخیر در حوضه آبریز بافت. هفتمین همایش انجمن زمین‌شناسی ایران. دانشگاه اصفهان.
- ۲- جلالی ا. و خنجر س. ۱۳۸۸. بررسی نوسانات دمایی با استفاده از مدل سری‌های زمانی و توزیع احتمالاتی (مطالعه موردی شهرستان کرمانشاه). فضای جغرافیایی. جلد ۹. ۲۷: ۱۳۲-۱۱۵.



- ۳- حیدری کهلی ج. ۱۳۸۹. ارزیابی عملکرد مدل‌های مختلف تولید داده‌ی مصنوعی در تحلیل سیستم مخازن ذخیره (مطالعه موردی: سد‌های باراندوز، نازلو و شهرچای در استان آذربایجان غربی). پایان‌نامه کارشناسی ارشد. دانشکده کشاورزی. دانشگاه ارومیه.
- ۴- خلیلی ک. ۱۳۸۰. آنالیز فرکانس خشکسالی و طرح مخازن برای مصارف کشاورزی و شرب (مطالعه موردی شهرچای ارومیه). پایان‌نامه کارشناسی ارشد. دانشگاه تبریز.
- ۵- خلیلی ک. ۱۳۸۹. کاربرد مدل‌های سری زمانی غیرخطی جهت مدلسازی جریان‌های کوتاه مدت رودخانه. پایان‌نامه دکتری. دانشگاه تبریز.
- ۶- خلیلی ک. و حصارى ب. ۱۳۸۳. پیش‌بینی روند خشکسالی هواشناسی توسط مدل‌های سری زمانی (مطالعه موردی ایستگاه سینوپتیک ارومیه). اولین کنفرانس سالانه مدیریت منابع آب ایران. دانشگاه تهران.
- ۷- خلیلی ک.، وردی نژاد ر. و پرچی ن. ۱۳۹۰. تحلیل ایستایی سری‌های زمانی هیدرولوژیکی با استفاده از نرم‌افزار Eviews (مطالعه موردی رودخانه شهرچای ارومیه). یازدهمین سمینار سراسری آبیاری و کاهش تبخیر.
- ۸- خلیلی ک.، فاخری فردا، دین‌پژوه ی. و قربانی م. ع. ۱۳۸۹. تحلیل روند و ایستایی جریان رودخانه به منظور مدل‌سازی سری‌های زمانی هیدرولوژیکی. مجله دانش آب و خاک، جلد ۲۰/۱: ۶۱-۷۲.
- ۹- خورشید دوست ع.، صنیعی ر. و قویدل رحیمی ی. ۱۳۸۸. پیش‌بینی دماهای کرانگین اصفهان با استفاده از روش سری‌های زمانی. فضای جغرافیایی. جلد ۹. ۲۶: ۳۱-۴۸.
- ۱۰- دودانگه ا.، عابدی کوپائی ج. و گوهری س. ع. ۱۳۹۱. کاربرد مدل‌های سری‌های زمانی به منظور تعیین روند پارامترهای اقلیمی در آینده در راستای مدیریت منابع آب. مجله علوم و فنون کشاورزی و منابع طبیعی. علوم آب و خاک، سال شانزدهم. ۵۹: ۷۴-۵۹.
- ۱۱- شیروانی ا. و هنر ت. ۱۳۹۰. کاربرد مدل‌های سری‌های زمانی برای پیش‌بینی تبخیر-تعرق در ایستگاه باجگاه. مجله پژوهش آب ایران. سال پنجم. ۸: ۱۴۲-۱۳۵.
- ۱۲- صدقی ح. ۱۳۷۹. پیش‌بینی تغییرات طول مدت دبی رودخانه کارون با استفاده از سری‌های زمانی. اولین کنفرانس ملی بررسی راهکارهای مبارزه با کم‌آبی. دانشگاه شهید باهنر کرمان.
- ۱۳- علیزاده ا. ۱۳۸۵. طراحی سیستم‌های آبیاری. جلد اول. انتشارات دانشگاه امام رضا (ع). مشهد.
- ۱۴- علیزاده م. ت. و صلوی تبار ع. ۱۳۷۵. تولید آمار آبدی رودخانه. مجموعه مقالات اولین کنفرانس هیدرولوژی ایران. ۳۱۷-۳۴۰.
- ۱۵- فولادمند ح. ۱۳۸۹. پیش‌بینی ماهانه تبخیر-تعرق پتانسیل گیاه مرجع در استان فارس. مجله دانش آب و خاک. جلد ۲۰/۱: ۴: ۱۶۹-۱۵۷.
- ۱۶- قهرمان ن. و قره‌خانی ا. ۱۳۹۰. ارزیابی مدل‌های تصادفی سری‌های زمانی در برآورد تبخیر از تشت (مطالعه موردی: ایستگاه شیراز). مجله پژوهش آب در کشاورزی. جلد ۲۵. ۱: ۸۱-۷۵.
- ۱۷- مهدوی م. ۱۳۸۵. هیدرولوژی کاربردی. انتشارات دانشگاه تهران.
- ۱۸- نیرومند ح. ۱۳۷۸. تجزیه و تحلیل سری‌های زمانی (ترجمه). انتشارات دانشگاه مشهد.
- ۱۹- نیرومند ح. و بزرگنیا ا. ۱۳۸۷. سری‌های زمانی. انتشارات دانشگاه پیام نور.
- 20- Burlando P., Montana A., and Raze R. 1996. Forecasting of storm rainfall by combined use of radar, rain gages and linear models, *Atmospheric Research*, 42: 199-216.
- 21- Chattopahyay N., and Hulme M. 1997. Evaporation and potential evapotranspiration in India under conditions of recent and future climate change. *Agricultural and Forest Meteorology*, 87: 55-73.
- 22- Cohen S., Iantez A., and Stanhill G. 2002. Evaporative climate changes at Bet Dagan 1964-1998. *Agricultural and Forest Meteorology*, 111: 83-91.
- 23- Hajjam S., Khoshkhoo Y., and Shams'edin Vandi R. 2007. Analysis of Seasonal and Annual Precipitation Trends in some Sites Located in Central Iran, using non-parametric methods. *J. of Geographical Research*, 64: 157-168.
- 24- Hulme M.Z., Zhao C., and Jiang T. 1994. Recent and future climate change in east Asia. *International Journal of Climatology*, 14: 637-658.
- 25- Padilla A., Puldo-Bosch A., Cavache M., and Vallejos A. 1996. The ARMA model applied to the flow of Karst Spring. *Water resources bulletin*, 32: 917-928.
- 26- Peterson T.C. 2002. Analysis of trends in US and the former USSR pan evaporation. National Climate Data Center. NOAA.
- 27- Salas J.D. 1993. Analysis and modeling of hydrological time series. In: *Handbook of Hydrology*, edited by David R. Maidment. McGraw-Hill, New York.

- 28- Salas J.D., Dellear J.W., Yevjevich V., and Lane W.L. 1980. Applied modeling of hydrologic time series. Water Resources Publications. Littelton , Colorado.
- 29- Szilagy J. 2001. Modeled area evaporation trend over the conterminous United States. Journal of Irrigation and Drainage Engineering, 127(4): 196-200.
- 30- Thomas A. 2000. Spatial and temporal characteristics of potential evapotranspiration trends over China. International Journal of Climatology, 20 : 381-396.



## Predicting Potential Evapotranspiration Using Time Series Models (Case Study: Urmia)

N. Azad Talatapeh<sup>1</sup> - J. Behmanesh<sup>2\*</sup> - M. Montaseri<sup>3</sup>

Received: 10-11-2012

Accepted: 24-02-2013

### Abstract

Potential evapotranspiration is one of the most important and effective factors for optimizing agricultural water consumption and water resources management. One of methods for prediction of evapotranspiration is to use the time series models. In this research, application of different time series models, such as AR and ARMA, in order to predicting monthly potential evapotranspiration in Urmia synoptic station were evaluated. In this process, monthly potential evapotranspiration since 1971 to 2010 was determined and the first 35 years and last 5 years were used for model calibration and validation respectively. After selecting the best model, the potential evapotranspiration were predicted for the next 5 years. The results showed that AR(11) time series model had the best results in comparing the other models and the trend of AR(11) time series model had least error. The values of  $R^2$  and RMSE in AR(11) model were 0.96 and 1.85 mm/month, respectively.

**Keywords:** AR, ARMA, Predicting, Potential Evapotranspiration, Time Series, Urmia Synoptic Station

---

1,2,3- Msc Student and Assitant Professors, Department of Water Engineering, Faculty of Agriculture, Urmia University, Respectively

(\* - Corresponding Author Email: j.behmanesh@urmia.ac.ir)