

ارزیابی مدل‌های سری زمانی خطی و غیر خطی بی‌لینیئر در پیش‌بینی تبخیر-تعرق گیاه مرجع در ایستگاه سینوپتیک ارومیه

جواد بهمنش^{۱*}، نسرين آزاد طلاتپه، مجید منتصری و سینا بشارت

دانشیار گروه مهندسی آب، دانشکده کشاورزی، دانشگاه ارومیه.

j.bhmanesh@urmia.ac.ir

دانشجوی کارشناسی ارشد گروه مهندسی آب، دانشکده کشاورزی، دانشگاه ارومیه.

n.azad86@yahoo.com

دانشیار گروه مهندسی آب، دانشکده کشاورزی، دانشگاه ارومیه.

m.montaseri@urmia.ac.ir

استادیار گروه مهندسی آب، دانشکده کشاورزی، دانشگاه ارومیه.

s.basharat@urmia.ac.ir

چکیده

پیش‌بینی تبخیر-تعرق گیاه مرجع یکی از مهمترین عناصر در بهینه‌سازی مصرف آب کشاورزی است. یکی از روش‌های پیش‌بینی مقادیر تبخیر-تعرق گیاه مرجع استفاده از مدل‌های استوکاستیک سری زمانی است. در این پژوهش مدل‌های خطی $AR(p)$ و $ARMA(p,q)$ به همراه مدل غیر خطی بی‌لینیئر در پیش‌بینی مقادیر ماهانه تبخیر-تعرق گیاه مرجع در ایستگاه سینوپتیک ارومیه مورد مقایسه قرار گرفت. برای انجام پژوهش، مقادیر ماهانه تبخیر-تعرق گیاه مرجع از سال ۱۳۵۰ تا ۱۳۸۹ محاسبه شده و داده‌های یاد شده در طول سال‌های ۱۳۵۰-۱۳۸۴ و ۱۳۸۵-۱۳۸۹ به ترتیب برای واسنجی و صحت‌سنجی مدل‌ها بکار گرفته شد. در مرحله بعد، مدل خطی مناسب انتخاب شد و سپس نتایج این مدل و نتایج مدل غیر خطی بی‌لینیئر با مقادیر استاندارد فائو-پنمن-مونتیث مورد مقایسه قرار گرفت. نتایج نشان داد مدل سری زمانی $AR(11)$ نتایج بهتری در مقایسه با مدل‌های خطی دیگر داشت. مقایسه نتایج مدل $AR(11)$ و نتایج مدل $BL(11,0,1,1)$ نسبت به مقادیر ماهانه فائو-پنمن-مونتیث نیز نشان داد که ریشه میانگین مربعات خطا (RMSE) و درصد خطای نسبی (VE) در مدل $AR(11)$ به ترتیب ۱/۸۵ میلی‌متر و ۳/۸ درصد و در مدل $BL(11,0,1,1)$ نیز به ترتیب ۱/۷۶ میلی‌متر و ۳/۶ درصد است. بنابراین، مدل غیر خطی بی-لینیئر توانایی بیشتری در مدل‌سازی و پیش‌بینی مقادیر ماهانه تبخیر-تعرق گیاه مرجع در مقایسه با مدل خطی داشت. در مرحله بعد مقادیر ماهانه تبخیر-تعرق گیاه مرجع برای پنج سال آینده با استفاده از مدل غیرخطی بی‌لینیئر پیش‌بینی گردید.

واژه‌های کلیدی: مدل خودهمبسته، مدل خودهمبسته با میانگین متحرک، مدل بی‌لینیئر.

۱- آدرس نویسنده مسئول: ارومیه، دانشگاه ارومیه، دانشکده کشاورزی، گروه مهندسی آب

* دریافت: بهمن ۱۳۹۱ و پذیرش: اردیبهشت ۱۳۹۳

مقدمه

برآورد مقدار تبخیر- تعرق گیاهی به منظور تعیین میزان آب آبیاری و برنامه زمان‌بندی آن ضروری است. با توجه به مسئله بحران آب و نیاز به برنامه‌ریزی دقیق، اطلاع از وضعیت آبی تبخیر- تعرق مرجع می‌تواند به تصمیم‌گیری‌ها برای برنامه‌ریزی منابع آب و روش‌های مدیریتی مناسب برای آینده کمک کند. امروزه سری‌های زمانی به عنوان ابزاری مناسب برای پیش‌بینی‌های مختلف به کار می‌رود. سری زمانی مجموعه‌ای از مشاهدات است که بر حسب زمان مرتب شده باشد و چنانچه این مشاهدات به طور منظم و در فاصله‌های مساوی ثبت و یا اندازه‌گیری شده باشد، یک سری زمانی گسسته به دست می‌آید (نیرومند و بزرگنیا، ۱۳۸۴). مدل‌های سری زمانی از دو مولفه اصلی شامل مولفه تصادفی و مولفه قطعی تشکیل شده‌اند که مولفه قطعی با استفاده از ارقام مشاهداتی و مولفه تصادفی با استفاده از روش‌های مختلف استوکاستیک به دست 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 (سالاس، ۱۹۹۳). از جمله مدل‌های سری زمانی که به منظور مدل‌سازی و پیش‌بینی استفاده می‌شود، می‌توان به مدل‌های خطی و غیر خطی اشاره نمود. مدل‌های خطی خود حالت خاصی از مدل‌های غیر خطی می‌باشند. مدل‌های مختلف آماری مانند مدل‌های خودهمبسته^۲ (AR)، میانگین متحرک^۳ (MA)، خودهمبسته با میانگین متحرک^۴ (ARMA)، آریما^۵ (ARIMA) از جمله مدل‌های خطی سری زمانی هستند که هر یک شامل مجموعه‌ای از مدل‌ها با پارامترهای گوناگون می‌باشند و می‌توانند به عنوان انتخاب‌های ممکن برای مدل‌سازی و پیش‌بینی استفاده شوند. اولین کاربرد

مدل‌های خطی سری‌های زمانی در هیدرولوژی توسط توماس و فایرینگ در سال ۱۹۶۲ میلادی انجام شد که در آن نامبردگان مدل خودهمبسته AR با تاخیر یک را برای مدل‌سازی سری‌های جریان رودخانه به‌کار بردند (سالاس، ۱۹۹۳). پس از ایشان مطالعات متعددی انجام گرفت که از بین آن‌ها می‌توان به مطالعات هیپیل و مک لود (۱۹۹۴) و یورکلی و همکاران (۲۰۰۵) اشاره کرد. مدل غیر خطی بی‌لینیر توسط گرانگر و آندرسون (۱۹۷۸) معرفی شد و تحقیقات فراوانی پس از آن بر روی این مدل به عمل آمد که از جمله آن‌ها می‌توان به کارهای سوبارائو و گابریل (۱۹۸۴)، لیو و براکول (۱۹۸۸)، کیم و همکاران (۱۹۹۰) و دای و بیلارد (۲۰۰۳) اشاره کرد.

در زمینه استفاده از مدل‌های سری زمانی در پیش‌بینی تبخیر-تعرق گیاه مرجع و سایر پدیده‌های هواشناسی و هیدرولوژی تاکنون تحقیقات زیادی صورت گرفته است. مارتین و همکاران (۱۹۹۹) جهت باد و تاثیر آن در اقلیم منطقه المازورا^۶ در سواحل مدیترانه‌ای اسپانیا را با استفاده از مدل‌سازی سری زمانی بررسی کرده و نشان دادند که این مدل‌سازی در پیش‌بینی سرعت باد بویژه در مناطقی که الگوهای چرخه‌ای باد وجود دارد مناسب می‌باشد. پادایلا و همکاران (۱۹۹۶) مدل‌های استوکاستیک خودهمبسته با میانگین متحرک را برای تحلیل سری‌های زمانی دبی سه چشمه کارستی در اسپانیا و فرانسه به کار گرفتند. آن‌ها برای ایستا کردن سری زمانی از تفاضل‌گیری استفاده کرده و در نهایت با استفاده از داده‌های ایستا شده ضرایب مورد نیاز مدل را تعیین کردند.

نتایج مطالعه آن‌ها نشان داد که می‌توان از مدل‌های سری زمانی در پیش‌بینی دبی استفاده کرد. بورلان‌دو و همکاران (۱۹۹۶) از مدل‌های آریما برای پیش‌بینی بارندگی‌های ساعتی استفاده کرده و مقادیر به دست آمده را با داده‌های باران سنجی مقایسه کردند. آن‌ها در این مطالعه از مدل سری زمانی $ARIMA(1,1,0)$ جهت

^۲- Auto Regressive

^۳- Moving Average

^۴- Auto Regressive Moving Average

^۵- Auto Regressive Integrated Moving Average

^۶- Almazora

از ترکیب مدل خطی ARMA و غیر خطی GARCH برای برآزش واریانس و میانگین روزانه جریان رودخانه زرد در چین استفاده کردند. نتایج این مطالعه نشان داد که مدل ARMA-GARCH نتایج بسیار سودمندی در مدلسازی سری روزانه جریان رودخانه ارائه می‌کند.

کومورنیک و همکاران (۲۰۰۶) عملکرد مدل-های غیر خطی TAR و SETAR را در پیش‌بینی داده-های میانگین ماهانه جریان رودخانه آلباین در اسلواکی مورد مقایسه قرار دادند. نتایج این تحقیق نشان داد که مدل TAR نسبت به مدل SETAR پیش‌بینی‌های دقیق-تری ارائه می‌نماید. کایادو (۲۰۰۷) با بررسی عملکرد مدل‌های یک پارامتری سری‌های زمانی در پیش‌بینی میزان آب مصرفی در مقیاس‌های روزانه و هفتگی اسپانیا از سال ۲۰۰۱ تا ۲۰۰۶، کارایی مدل‌های خطی ARIMA و غیر خطی GARCH را تایید کرده و برای بهبود نتایج پیش-بینی، پیشنهاد کرد که از مدل‌های ترکیبی استفاده شود.

هدف از پژوهش حاضر، کاربرد مدل غیر خطی بی‌لینیر برای مدل‌بندی و پیش‌بینی تبخیر-تعرق گیاه مرجع در ایستگاه سینوپتیک ارومیه و مقایسه نتایج آن با دو مدل خطی خودهمبسته (AR) و میانگین متحرک خودهمبسته (ARMA) بود. مدل غیر خطی بی‌لینیر به طور گسترده در شاخه‌های مختلف علوم اقتصاد مورد استفاده قرار گرفته است. ولی بکارگیری مدل مذکور در مدل‌بندی تبخیر-تعرق گیاه مرجع در منابع گزارش نشده و یا مولفین به مقاله‌ای در این زمینه تا اتمام پژوهش دسترسی پیدا نکرده‌اند.

مواد و روش‌ها

در این مطالعه برای محاسبه تبخیر-تعرق گیاه مرجع، از داده‌های ایستگاه سینوپتیک ارومیه با دوره آماری ۴۰ ساله (۱۳۵۰-۱۳۸۹) استفاده شد. این ایستگاه در عرض جغرافیایی ۳۷ درجه و ۳۲ دقیقه شمالی و طول جغرافیایی ۴۵ درجه و پنج دقیقه شرقی و در ارتفاع ۱۳۳۰ متری از سطح دریا قرار دارد. شهر ارومیه از نظر تقسیم-

پیش‌بینی استفاده کردند. زاهدی و همکاران (۱۳۸۵) با استفاده از داده‌های ۵۰ ساله بارش ماهانه ایستگاه‌های ارومیه و تبریز مقادیر بارش را در سال‌های آتی با استفاده از الگوی آریمای فصلی پیش‌بینی کردند. ضریب همبستگی بالای بین بارش پیش‌بینی و مشاهده شده برای سال‌های ۲۰۰۱ و ۲۰۰۲ حاکی از توانایی الگوی انتخاب شده در برآورد بارش ایستگاه‌های مورد مطالعه می‌باشد.

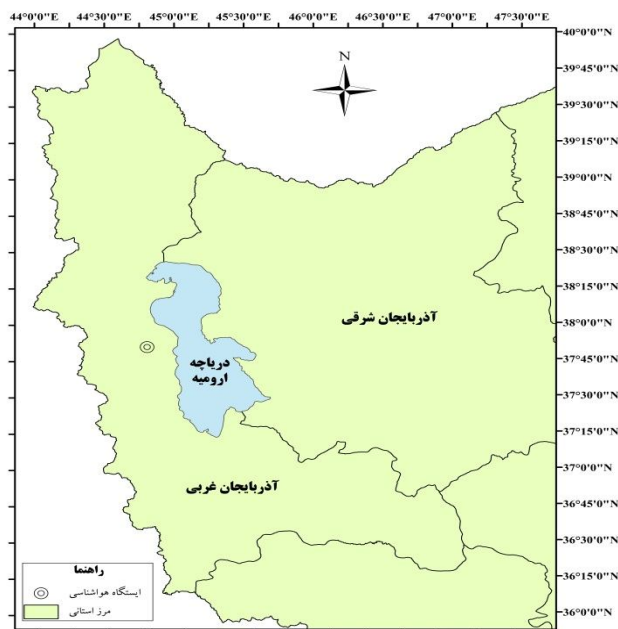
دودانگه و همکاران (۱۳۹۱) کاربرد مدل‌های سری زمانی را به منظور تعیین روند پارامترهای اقلیمی از جمله درصد رطوبت، تبخیر، دمای هوا، سرعت باد و تعداد ساعات آفتابی در آینده برای اصفهان مورد ارزیابی قرار دادند و در نهایت مدل آریمای برای پیش‌بینی پارامترهای یاد شده استفاده کردند. شیروانی و هنر (۱۳۹۰) مدل‌سازی و پیش‌بینی مقادیر تبخیر-تعرق برای آینده را در ایستگاه باجگاه با استفاده از مدل‌های اتورگرسیو میانگین متحرک تلفیق شده فصلی مورد مطالعه قرار دادند. نتایج نشان داد که ضریب تبیین (R^2) بین مقادیر مشاهده شده برای مقیاس زمانی هفتگی و ماهانه به ترتیب برابر ۰/۹۲ و ۰/۹۹ بدست آمد. فولادمنند (۱۳۸۹) مقادیر تبخیر-تعرق گیاه مرجع را در مناطق مختلف استان فارس با استفاده از سری‌های زمانی پیش‌بینی کرد.

در این مطالعه مرتبه‌های مختلف مدل اتورگرسیو میانگین متحرک تلفیق شده فصلی در هشت ایستگاه در استان فارس برآزش داده شده و بهترین مدل در هر ایستگاه انتخاب شد. نتایج نشان داد که مدل سری زمانی مناسب برای پیش‌بینی تبخیر-تعرق گیاه مرجع در ایستگاه‌های مختلف یکسان نمی‌باشد و در کلیه ایستگاه-های یاد شده بین مقادیر محاسبه شده و پیش‌بینی شده تفاوت معنی‌داری وجود ندارد. قهرمان و قره‌خانی (۱۳۹۰) توانمندی مدل‌های آریمای در برآورد مقادیر روزانه تبخیر از تشت در ایستگاه شیراز مورد مطالعه قرار دادند.

نتایج مطالعه آنها نشان داد که مدل سری زمانی $ARIMA(1,1,1)$ عملکرد بسیار بهتری نسبت به سایر مدل‌های ARIMA دارد. وانگ و همکاران (۲۰۰۵)

فصل زمستان بوده و ماه‌های فروردین و اردیبهشت بیشترین روزهای بارانی را دارا می‌باشند (حیدری کهلی، ۱۳۸۹). شکل (۱) موقعیت منطقه مورد مطالعه را نشان می‌دهد

بندی اقلیمی آبرژه دارای اقلیم نیمه‌خشک سرد و براساس طبقه‌بندی دومارتن دارای اقلیم نیمه‌خشک میانه می‌باشد. بر اساس میانگین بلندمدت داده‌های هواشناسی، در این شهر سردترین ماه‌های سال دی و بهمن و گرم‌ترین ماه‌های سال تیر و مرداد است. حداکثر بارندگی در



شکل ۱- موقعیت منطقه مورد مطالعه در استان آذربایجان غربی

در صورتی که مقدار قدر مطلق t_u از مقدار t استیودنت با درجه آزادی $n-2$ کمتر باشد داده‌ها فاقد روند خواهند بود. نرمال بودن داده‌ها از طریق رسم گرافیکی داده‌ها در نمودار توزیع نرمال مورد بررسی قرار گرفت. به این منظور ابتدا با استفاده از معادله چاو (رابطه ۳) مقدار برازشی توزیع نرمال برای داده‌های استاندارد شده بدست آمده و حد بالا و حد پایین خط برازشی در سطح اطمینان ۹۵ درصد محاسبه شد. سپس، خط برازشی به همراه حدود اطمینان رسم شد. در صورتی که داده‌های مشاهده‌ای استاندارد شده در اطراف خط برازشی و در محدوده اطمینان قرار گیرند، می‌توان نتیجه گرفت که داده‌ها دارای توزیع نرمال می‌باشند.

$$Y_i = \bar{Y} + S_y K_n \quad (3)$$

که در آن: Y_i مقدار

برازشی توزیع نرمال، K_n ضریب تناوب توزیع نرمال

قبل از انجام مدل‌سازی، نرمال بودن و ایستایی سری داده‌ها مورد بررسی قرار گرفت. برای بررسی ایستایی سری داده‌ها از آزمون اسپیرمن استفاده شد (حیدری کهلی، ۱۳۸۹). در این آزمون پس از مرتب کردن نزولی داده‌ها، با استفاده از شماره ردیف مقادیر مرتب شده (r_{ui}) ، ردیف سال وقوع (t_{ui}) و تعداد داده (n_u) ، ضریب روند t_r با استفاده از رابطه (۱) و سپس پارامتر t_u از رابطه (۲) محاسبه می‌شود (حیدری کهلی، ۱۳۸۹).

$$t_r = 1 - \frac{6 \sum_{i=1}^{n_u} (t_{ui} - r_{ui})^2}{n_u^3 - n_u} \quad (1)$$

$$t_u = t_r \left[\frac{n_u - 2}{1 - t_r^2} \right]^{1/2} \quad (2)$$

که در این رابطه Z_t سری زمانی نرمال و استاندارد، p ، q ، r و s رسته یا مرتبه مدل، φ_i ، θ_j و $\beta_{i,j}$ ضرایب مدل و ε_t سری تصادفی نرمال و استاندارد می‌باشد. مدل بی‌لینیر در واقع مدل ARMA (خطی) بسط داده شده می‌باشد که عبارت غیر خطی به سمت راست آن اضافه شده است (آینکاران، ۲۰۰۴). در این تحقیق جهت محاسبه تبخیر-تعرق گیاه مرجع از روش استاندارد فائو-پنمن - مانیتث استفاده شد (علیزاده، ۱۳۸۶).

بدین منظور ابتدا مقادیر روزانه تبخیر-تعرق گیاه مرجع محاسبه شده و سپس مجموع مقادیر ماهانه تبخیر-تعرق گیاه مرجع جهت مدل‌سازی و پیش‌بینی مورد استفاده قرار گرفت. مدت اطلاعات دوره مطالعه شامل ۴۸۰ ماه بود که از این تعداد ۴۲۰ ماه برای مدل‌بندی و سایر مقادیر جهت صحت‌سنجی مدل‌ها استفاده شد. برای مدل‌سازی ابتدا داده‌های سری زمانی نرمال و استاندارد شد و سپس مدل مناسب برای سری تغییر یافته برآزش داده شد (سالاس و همکاران، ۱۹۸۰). پس از اطمینان از کارایی مدل انتخاب شده، تبخیر-تعرق گیاه مرجع تا سال ۱۳۹۴ پیش‌بینی گردید. برای تعیین مرتبه مدل از آزمون AICC، طبق رابطه (۷) استفاده شد. این روش بر اساس آزمون و خطا بوده و هر مدلی که AICC کمتری داشته

$$AICC = -2 \ln L(\varphi_p, \theta_q, \frac{S(\varphi_p, \theta_q)}{n}) + \frac{2(p+q+1)}{n-p-q-2} \quad (7)$$

باشد، برآزش بهتری بر داده‌ها خواهد داشت (خلیلی، ۱۳۸۹).

در این رابطه θ_q و φ_p ضرایب مدل در رسته های p و q تعداد داده و عبارت

$$L(\varphi_p, \theta_q, \frac{S(\varphi_p, \theta_q)}{n})$$

پارامترهای ماکزیمم لایکلیهود^۷ نامیده می‌شود. در این پژوهش برای محاسبه

و \bar{Y} و S_y نیز به ترتیب میانگین و انحراف معیار داده‌ها می‌باشند. الگوهای سری زمانی که برای پیش‌بینی تبخیر-تعرق گیاه مرجع در این مطالعه استفاده شد مدل خطی خودهمبستگی (AR)، مدل خطی میانگین متحرک خود-همبسته (ARMA) و مدل غیر خطی بی‌لینیر بود. اساس مدل AR(p) بر پایه زنجیره مارکوف در زنجیره زمانی بنا شده است.

یک سری زمانی از زنجیره مارکوف تبعیت می‌کند اگر هر داده ثبت شده سری زمانی t با زمان بعد و یا زمان قبل از خود مرتبط باشد. این مدل از مدل‌های متداول استوکاستیک است که بر روی جملات آن رگرسیون‌گیری اعمال می‌شود و البته این رگرسیون‌گیری روی مقادیر گذشته Z_t انجام می‌گیرد. با در نظر گرفتن یک سری زمانی نرمال و استاندارد Z_t شکل کلی مدل خودهمبستگی AR(p) و مدل میانگین متحرک خودهمبسته ARMA(p,q) به ترتیب به صورت روابط (۴) و (۵) خواهد بود (خلیلی، ۱۳۸۹).

$$Z_t = \sum_{i=1}^p (\varphi_i Z_{t-i}) + \varepsilon_t \quad (4)$$

$$Z_t = \sum_{i=1}^p (\varphi_i Z_{t-i}) - \sum_{j=1}^q (\theta_j \varepsilon_{t-j}) + \varepsilon_t \quad (5)$$

که در این روابط p و q رسته یا مرتبه مدل، φ_i و θ_j ضرایب مدل و ε_t سری تصادفی نرمال و استاندارد می‌باشد. مدل‌های خطی سری زمانی در واقع بسط مرتبه اول سری تیلور می‌باشند. ایده اصلی مدل بی-لینیر نیز غیر خطی بودن بسط مرتبه دوم سری تیلور است. شکل کلی مدل بی‌لینیر به صورت رابطه (۶) می‌باشد (آینکاران، ۲۰۰۴).

$$Z_t = \sum_{i=1}^p (\varphi_i Z_{t-i}) - \sum_{j=1}^q (\theta_j \varepsilon_{t-j}) + \sum_{i=1}^r \sum_{j=1}^s (\beta_{i,j} Z_{t-i} \varepsilon_{t-j}) + \varepsilon_t \quad (6)$$

⁷ - Maximum Likelihood

که در آن: N تعداد داده، L حداکثر تاخیر در نظر گرفته شده، r_K ضریب همبستگی در تاخیر K ام و ε_t سری باقیمانده مدل می‌باشد. در صورتی که مقدار Q کمتر از مقدار کای اسکور جدول با درجه آزادی $L-p-q$ می‌شد آزمون مورد قبول گشته و سری باقیمانده‌های مدل مستقل بوده و مدل کفایت لازم را داشت (سالاس و همکاران، ۱۹۸۰).

نتایج

نتایج آزمون اسپیرمن در جدول (۱) ارائه شده است. همانگونه که این جدول نشان می‌دهد، سری داده‌ها ایستا است. همچنین، آزمون نرمال بودن داده‌ها در شکل (۲) نشان داده شده است. در این شکل، خط برازشی توزیع نرمال به همراه حدود اطمینان (در سطح اطمینان ۹۵ درصد) و داده‌های محاسبه شده نشان داده شده است. با توجه به شکل ملاحظه می‌شود داده‌ها در محدوده اطمینان خط نرمال قرار گرفتند، بنابراین داده‌ها دارای توزیع نرمال بودند.

مقدار AICC و ضرایب مدل از نرم افزار ITSM2000 استفاده شد. در آخرین مرحله از تحقیق، مقدار خطای مدل تعیین شده و آزمون نکویی بر مدل برازش شد. در این مطالعه از ریشه میانگین مربعات خطا ($RMSE$) و درصد خطای نسبی (VE) طبق روابط (۸) و (۹) برای بررسی خطای مدل و همچنین از مقدار ضریب تبیین (R^2)، طبق رابطه (۱۰) برای بیان میزان دقت مدل و همبستگی بین مقادیر مشاهده شده و پیش‌بینی شده استفاده شد.

$$RMSE = \sqrt{\frac{\sum (X_o - X_p)^2}{n}} \quad (۸)$$

$$VE = \sum \frac{\left| \frac{X_o - X_p}{X_o} \right|}{n} \times 100 \quad (۹)$$

$$R^2 = \frac{\sum (X_o - \bar{X}_o)(X_p - \bar{X}_p)}{\sqrt{\sum (X_o - \bar{X}_o)^2 \sum (X_p - \bar{X}_p)^2}} \quad (۱۰)$$

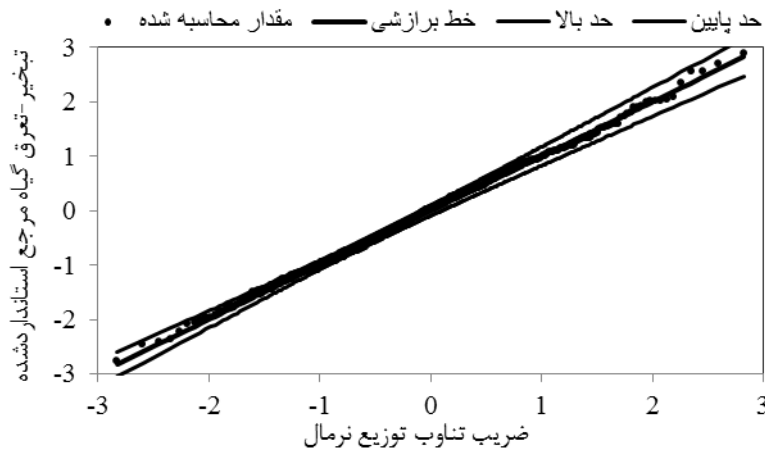
که در آن‌ها: X_o مقدار مشاهده‌ای، X_p مقدار پیش‌بینی شده و n تعداد داده‌ها می‌باشد.

برای آزمون نکویی برازش از دو روش ترسیم تابع خودهمبستگی باقیمانده‌های حاصل از مدل برازشی و روش پورت‌مانتئو^۸ استفاده شد (سالاس و همکاران، ۱۹۸۰). در روش ترسیم تابع خودهمبستگی سری باقیمانده مدل، ابتدا سری باقیمانده مدل بدست آمده سپس تابع خودهمبستگی سری مذکور رسم شد. در صورتی که نقاط ضریب همبستگی در محدوده اطمینان قرار می‌گرفت آزمون نکویی برازش مورد قبول واقع می‌شد. در روش پورت‌مانتئو نیز برای تاخیر مشخص، ضرایب همبستگی سری باقی‌مانده مدل محاسبه شده و در نهایت آماره پورت‌مانتئو به صورت رابطه (۱۱) محاسبه شد (خلیلی، ۱۳۸۹).

$$Q = N \sum_{K=1}^L r_K^2(\varepsilon_t) \quad (۱۱)$$

جدول ۱- نتایج آزمون اسپیرمن بر روی داده‌های تبخیر-تعرق گیاه مرجع

آزمون	مقدار آماره آزمون	مقدار student t در سطح اطمینان ۹۹ درصد	نتیجه آزمون
اسپیرمن	-۲/۴۷	۲/۷۴	سری زمانی ایستا می‌باشد



شکل ۲- خط توزیع نرمال، حدود اطمینان و داده‌های محاسبه شده

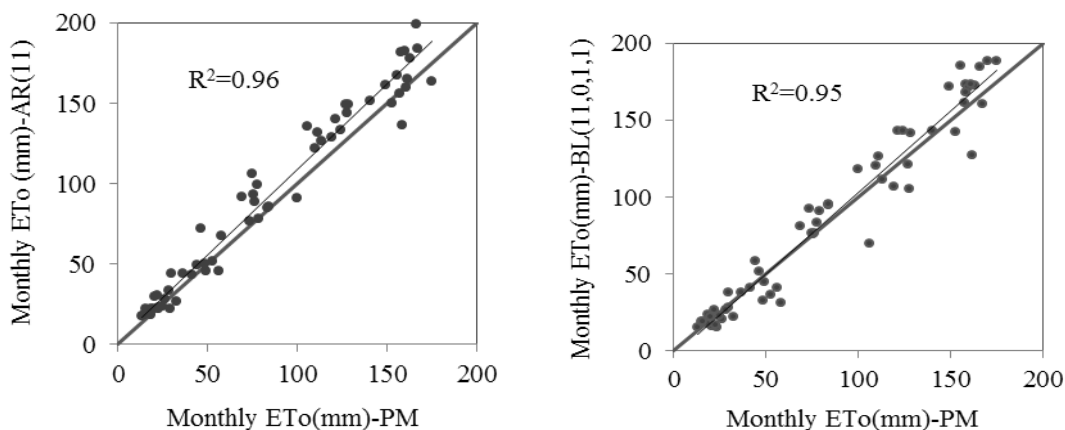
ماهانه تبخیر-تعرق گیاه مرجع پیش‌بینی شده با مقادیر محاسبه شده از طریق فرمول پنمن-مونتیث فائو در دو مدل مذکور را نشان می‌دهد. میزان همبستگی بین مقادیر محاسبه شده و پیش‌بینی شده در هر دو مدل بسیار بالا می‌باشد.

شکل (۳) نیز تغییرات مقادیر ماهانه تبخیر-تعرق گیاه مرجع محاسبه شده نسبت به مقادیر پیش‌بینی شده با استفاده از مدل را برای دوره پنج ساله تولید شده نشان می‌دهد. در شکل مشاهده می‌شود روند داده‌های پیش‌بینی شده و محاسبه شده در هر دو مدل یکسان می‌باشد.

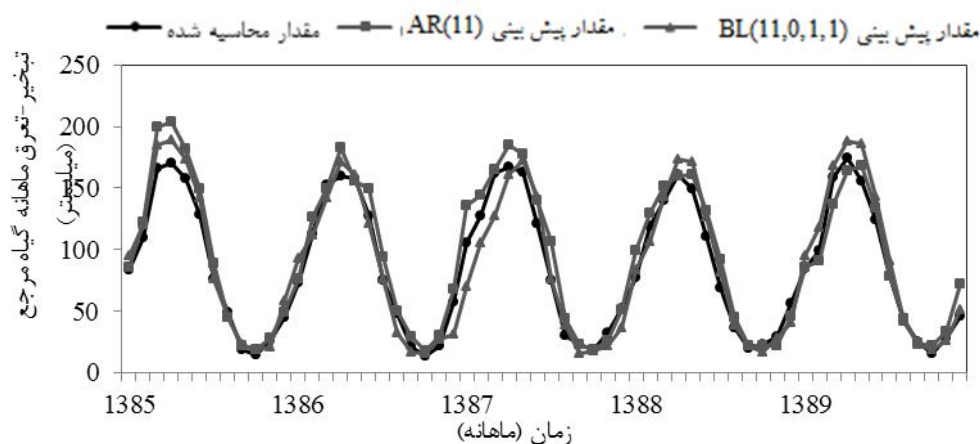
در این پژوهش پس از برازش مدل‌های خطی AR و ARMA بر روی داده‌های ماهانه تبخیر-تعرق گیاه مرجع، مدل AR(11) با داشتن کمترین مقدار AICC (۱۰۸۱/۶) به عنوان بهترین مدل خطی انتخاب شد (جدول ۲). از میان مدل‌های غیر خطی بی‌لینیر نیز مدل BL(11,0,1,1) با داشتن ضریب $\beta_{i,j}$ برابر با ۰/۱- کمترین خطا را در میان سایر ضرایب داشته و به عنوان مدل مناسب انتخاب گردید. مقدار AICC در مدل مذکور ۱۰۸۵/۹ بدست آمد. با استفاده از مدل‌های AR(11) و BL(11,0,1,1) یک سری پنج ساله از داده‌های ماهانه از سال ۱۳۸۵ تا ۱۳۸۹ تولید شد. شکل (۳) همبستگی مقادیر

جدول ۲- مقادیر AICC در مدل‌های مختلف سری زمانی AR و ARMA

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



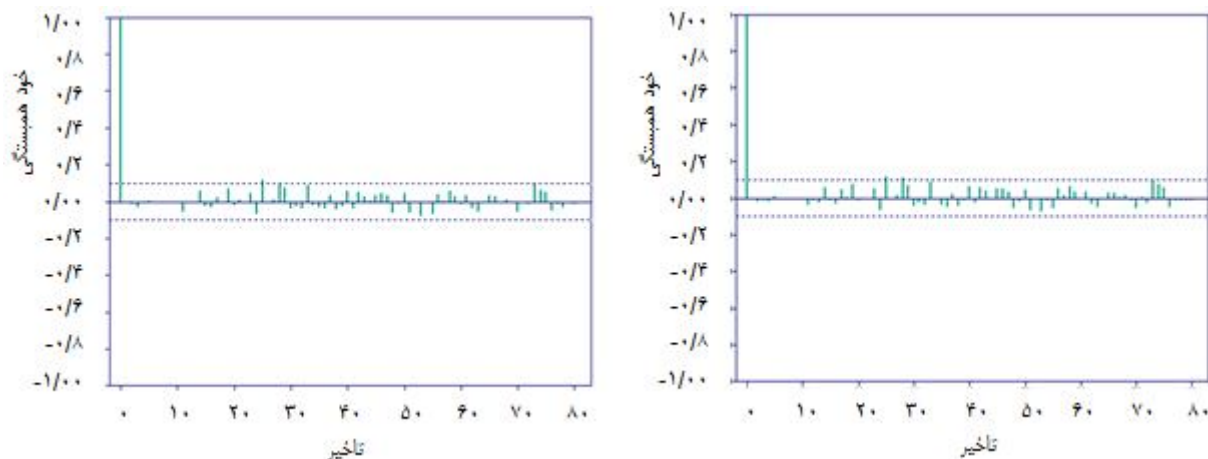
شکل ۳- همبستگی مقادیر ماهانه تبخیر-تعرق گیاه مرجع محاسبه و پیش‌بینی شده در مدل AR(11) و مدل BL(11,0,1,1)



شکل ۴- مقادیر ماهانه تبخیر-تعرق گیاه مرجع محاسبه و پیش‌بینی شده با استفاده از مدل‌های AR(11) و BL(11,0,1,1) از سال ۱۳۸۵ تا ۱۳۸۹

آزمون نکویی برازش مورد قبول قرار گرفت. نتایج جدول (۳) نیز نشان داد که مقدار آماره آزمون پورت مانثو در هر دو مدل کمتر از مقدار کای اسکور جدول بود. بنابراین آزمون نکویی برازش، صحت و کفایت مدل‌های برازشی را تایید نمود.

شکل (۵) نتایج آزمون نکویی برازش با استفاده از روش ترسیم تابع خودهمبستگی و جدول (۳) نتایج این آزمون از طریق آزمون پورت مانثو را نشان می‌دهد. همان‌گونه که شکل (۵) نشان می‌دهد، نقاط ضریب همبستگی در هر دو مدل در محدوده اطمینان قرار گرفتند. بنابراین



شکل ۵- نمودار تابع خودهمبستگی سری باقیمانده مدل AR(11) (شکل سمت راست) و مدل BL(11,0,1,1) (شکل سمت چپ)

جدول ۳- نتایج آزمون پورت مانتو در مدل AR(11) و BL(11,0,1,1) برازشی بر روی سری مقادیر ماهانه تبخیر-تعرق گیاه مرجع

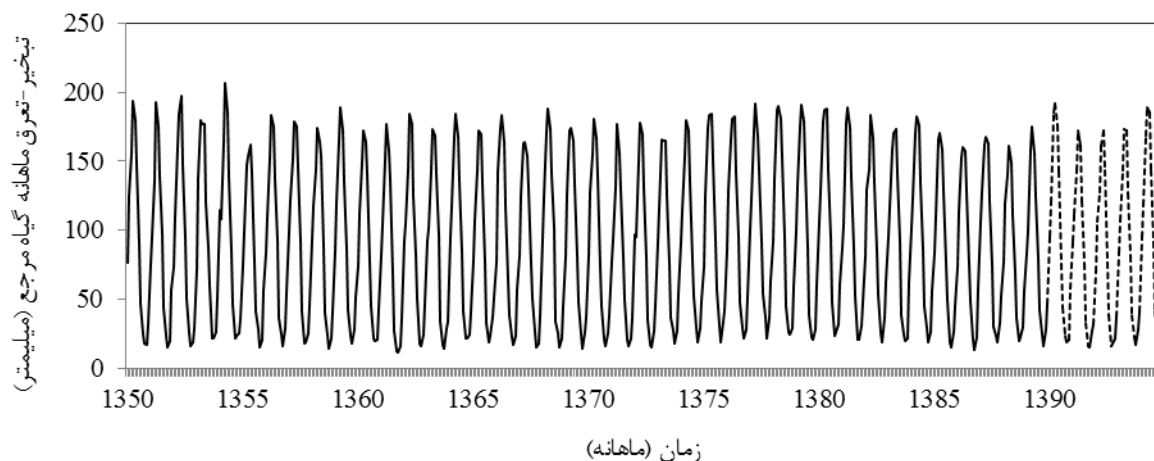
مدل	تعداد داده	تاخیر (L)	Q آزمون	مقدار کای اسکور جدول	نتیجه آزمون
AR(11)	۴۲۰	۸۰	۶۹/۵	۸۹/۴	مورد قبول
BL(11,0,1,1)	۴۲۰	۸۰	۶۶/۱	۸۷/۱	مورد قبول

AR(11) بود، از مدل بی‌لینیر جهت پیش‌بینی تبخیر-تعرق گیاه مرجع به مدت ۵ سال آینده یعنی از سال ۱۳۹۰ تا ۱۳۹۴ استفاده شد. نتایج گرافیکی این پیش‌بینی در شکل (۶) نشان داده شده است.

جدول (۴) نتایج مقایسه خطای پیش‌بینی مقادیر ماهانه تبخیر-تعرق گیاه مرجع توسط مدل‌های AR(11) و BL(11,0,1,1) نسبت به مقادیر فائو-پنمن-مونتیث را برای سال‌های ۱۳۸۵ تا ۱۳۸۹ نشان می‌دهد. با توجه به این که مقدار خطا در مدل BL(11,0,1,1) کمتر از مدل

جدول ۴- مقایسه عملکرد مدل‌های سری زمانی در پیش‌بینی مقادیر ماهانه تبخیر-تعرق گیاه مرجع نسبت به مقادیر فائو-پنمن-مونتیث

نوع مدل	RMSE	VE(%)
AR(11)	۱/۸۵	۳/۸
BL(11,0,1,1)	۱/۷۶	۳/۶



شکل ۶- مقادیر ماهانه تبخیر-تعرق گیاه مرجع (خط ممتد: مقادیر واقعی از سال ۱۳۵۰ تا ۱۳۸۹، خط چین: مقادیر پیش‌بینی شده با استفاده از مدل BL(11,0,1,1) از سال ۱۳۹۰ تا ۱۳۹۴)

لذا، در این گونه پدیده‌ها بین داده‌های ماهانه همبستگی قابل توجهی مورد انتظار بوده و باید این ساختمان همبستگی در مدل کردن چنین داده‌هایی مورد نظر قرار گیرد (متصری و آدلوی، ۲۰۰۴). با توجه به نتایج حاصل از این تحقیق، مدل AR(11) به دلیل حفظ این ساختمان همبستگی به عنوان مدل خطی مناسب نتایج

نتایج و بحث

نتایج این پژوهش نشان داد که مدل AR(11) در میان انواع مدل‌های خطی سری زمانی به عنوان مدل مناسب انتخاب شد. پدیده‌های هیدرولوژیک دارای رفتارهای بلندمدت و کوتاه‌مدت بوده و در آن‌ها گرایش‌ها و همبستگی‌های بلندمدت و کوتاه‌مدت مشاهده می‌شود.

گیرد (خلیلی، ۱۳۸۹). به دلیل این که معمولاً "سری‌های کوتاه مدت اقلیمی مانند سری‌های روزانه و ماهانه منشا غیر خطی دارند (خلیلی، ۱۳۸۹)، انتظار می‌رود تبخیر-تعرق نیز در مقیاس روزانه و با شدت کمتری در مقیاس ماهانه غیرخطی باشد. بطور کلی نتایج این تحقیق نشان داد که استفاده از سری‌های زمانی ابزار دقیق و مناسبی برای پیش‌بینی مقادیر تبخیر-تعرق گیاه مرجع می‌باشد. نتایج مطالعات فولادمنند (۱۳۸۹) در نقاط مختلف استان فارس و شیروانی و هنر (۱۳۹۰) در ایستگاه باجگاه در مورد تبخیر-تعرق گیاه مرجع و قهرمان و قره-خانی (۱۳۹۰) در رابطه با تبخیر از تشت در ایستگاه شیراز نیز تاییدکننده این موضوع می‌باشد.

پیشنهادات

پیشنهاد می‌گردد از مدل‌های سری زمانی برای پیش‌بینی تبخیر-تعرق گیاه مرجع در سایر ایستگاه‌های هواشناسی استفاده گردد. همچنین پیشنهاد می‌شود مدل‌های سری زمانی سایر پارامترهای هواشناسی پیش‌بینی شود.

دقیقی ارائه کرد. ماهیت این مدل طوری می‌باشد که مقدار داده هر ماه به یازده ماه قبل وابسته بوده و این مدل به منظور مدل‌سازی مقادیر ماهانه تبخیر-تعرق گیاه مرجع 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 (سالاس و همکاران، ۱۹۸۰). تبخیر-تعرق گیاه مرجع همچون درجه حرارت خاصیت تصادفی و دامنه تغییرات کمی داشته و به داده‌های قبلی وابسته است (کارآموز و عراقی نژاد، ۱۳۸۴).

لذا، در این پژوهش مدل AR نسبت به مدل ARMA که ترکیبی از مدل‌های AR و MA بوده و مولفه تصادفی در آن بیشتر استفاده شده است، نتایج بهتری داشته است. از طرف دیگر استفاده از مدل سری زمانی غیرخطی بی‌لینیر، که در آن قسمت غیرخطی به قسمت خطی سری زمانی AR اضافه شده است (خلیلی، ۱۳۸۹)، توانست مقدار خطای پیش‌بینی را کاهش دهد. مدل غیر خطی بی‌لینیر به دلیل شباهت زیاد به ساختار مدل‌های سری زمانی رایج ARMA و سادگی ساختار آن نسبت به سایر مدل‌های غیر خطی سری زمانی می‌تواند در مدل‌سازی و پیش‌بینی به سهولت مورد استفاده قرار

فهرست منابع

۱. دودانگه، ا. عابدی کوپائی، ج و گوهری، ع. ۱۳۹۱. کاربرد مدل‌های سری 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. ۵۹: ۷۴-۵۹.
۲. فولادمنند، ح. ۱۳۸۹. پیش‌بینی ماهانه تبخیر-تعرق پتانسیل گیاه مرجع در استان فارس. مجله دانش آب و خاک، جلد ۲۰/۱. ۴: ۱۵۷-۱۶۹.
۳. قهرمان، ن و قره‌خانی، ا. ۱۳۹۰. ارزیابی مدل‌های تصادفی سری زمانی در برآورد تبخیر از تشت (مطالعه موردی: ایستگاه شیراز). مجله پژوهش آب در کشاورزی، جلد ۲۵. ۱: ۷۵-۸۱.
۴. 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). پایان نامه کارشناسی ارشد، دانشگاه ارومیه. ۲۹۱ صفحه.
۵. خلیلی، ک. ۱۳۸۹. کاربرد مدل‌های سری زمانی غیرخطی جهت مدل‌سازی جریان‌های کوتاه‌مدت رودخانه (مطالعه موردی رودخانه شهرچای ارومیه). رساله دکتری، دانشگاه تبریز. ۱۴۴ صفحه.

۶. کارآموز، م و عراقی نژاد، ش. ۱۳۸۴. هیدرولوژی پیشرفته. انتشارات دانشگاه صنعتی امیرکبیر.
۷. نیرومند، ح و بزرگنیا، ا. ۱۳۸۴. سریهای زمانی. انتشارات دانشگاه پیام نور. تهران.
۸. شیروانی، ا و هنر، ت. ۱۳۹۰. کاربرد مدل‌های سری‌های زمانی برای پیش‌بینی تبخیر-تغرق در ایستگاه باجگاه. مجله پژوهش آب ایران، سال پنجم. ۸: ۱۴۲-۱۳۵.
۹. زاهدی، م. ساری‌صراف، ب و جامعی، ج. ۱۳۸۵. الگوسازی بارش ایستگاه‌های ارومیه و تبریز. مجله جغرافیا و توسعه ناحیه‌ای. ۷: ۱۶-۱.
10. Allen, R.G., Pereira, L.S., Raes, D. and Smith, M. 1998. Crop evapotranspiration Guidelines for computing crop water requirements. Irrigation and Drainage Paper 56. UN-FAO, Rome, Italy.
11. Ainkaran, P. 2004. Analysis of some linear and nonlinear time series models. M.Sc. Thesis, School of Mathematics and Statistics. University of Sydney, Australia, Available online at: <http://ses.library.usyd.edu.au/bitstream/2123/582/1/ad-NU20041110.11480302whol.Pdf>.
12. 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.
13. Caiado, J. 2007. Forecasting water consumption in Spain using univariate time series models. Munich Personal RePEc Archive, No: 6610. Available online at: <http://mpra.ub.uni-muenchen.de/6610>.
14. Dai, Y. and Billard, L. 2003. Maximum likelihood estimation in space time bilinear models. Journal of Time Series Analysis, 24(1): 25-44.
15. Granger, C.W.J. and Andersen, A.P. 1978. An Introduction to Bilinear Time Series Models. Vandenhoeck and Ruprecht: Göttingen. North Holland Publishing Company Press.
16. Hipel, K.W. and McLeod, A.I. 1994. Time series modeling of water resources and environmental systems. Elsevier Press, Amsterdam, Netherlands.
17. Kim, W.K., Billard, L. and Basawa, I.V. 1990. Estimation of first order diagonal bilinear time series model. Journal of Time Series Analysis, 11: 215-230.
18. Komornik, J., Komornikova, M., Mesiar, R., Szokeova, D. and Szolgay, J. 2006. Comparison of forecasting performance of nonlinear models of hydrological time series. Physics and Chemistry of the Earth, 31: 1127-1145.
19. Liu, J. and Brockwell, P.J. 1988. On the general bilinear time-series model. Journal of Applied Probability, 25: 553-564.
20. Martin, M., Cremades, L.V. and Santabarbara, J.M. 1999. Analysis and modeling of time series of surface wind speed and direction. International Journal of climatology, 19:197-209.
- 21- Montaseri, M. and Adeloey, A.J. 2004. A graphical rule for volumetric evaporation loss correction in reservoir capacity-yield-performance planning in Urmia region, Iran. Water Resource Management, 18: 55-74.
- 22- 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.
23. Salas, J.D. 1993. Analysis and modeling of hydrological time series. In: Handbook of Hydrology, Edited by Maidment, D.R, McGraw-Hill, New York, USA.
24. Salas, J. D., Dellea, J. W., Yevjevich, V. and Lane, W. L. 1980. Applied modeling of hydrologic time series. Water Resources Publications, Littleton, Colorado.
25. Subba Rao, T. and Gabr M.M. 1984. An Introduction to Bispectral Analysis and Bilinear Time Series Models. Lecture Notes in Statistics, NO. 24, Springer-Verlag: New York, Available online at: http://www.stat.tamu.edu/~suhasini/subba_rao_bilinear_book.pdf.

26. Wang, W., Van Gelder, P.H., Vrijling, J.K. and Ma, J. 2005. Testing and modelling autoregressive conditional heteroskedasticity of streamflow processes. *Nonlinear Processes Geophysics*, 12: 55–66.
27. Yurekli, K., Kurung, A. and Ozturk, F. 2005. Testing the Residuals of an ARIMA Model on the Cekerek Stream Watershed in Turkey. *Turkish Journal of Engineering and Environment Sciences*, 29: 61-74.