

## تحلیل روند تبخیر از مخزن سد و پیش‌بینی آن به کمک سری‌های زمانی

رامین بهمنی<sup>۱\*</sup>، فریدون رادمنش<sup>۲</sup>، سیدسعید اسلیمیان<sup>۳</sup> و غلامعلی پرهام<sup>۴</sup>

\* - نویسنده مسئول، دانشجوی کارشناسی ارشد مهندسی منابع آب، دانشگاه شهید چمران اهواز ram89\_scu@yahoo.com

۲- استادیار دانشکده مهندسی علوم آب، دانشگاه شهید چمران اهواز

۳- دانشیار دانشکده کشاورزی، دانشگاه صنعتی اصفهان

۴- دانشیار دانشکده علوم ریاضی و کامپیوتر، گروه آمار، دانشگاه شهید چمران اهواز

تاریخ پذیرش: ۹۱/۱۲/۱

تاریخ دریافت: ۹۱/۲/۲

### چکیده

تبخیر از عوامل مهم در هدر رفت آب ذخیره شده در پشت سدها می‌باشد. از این رو پیش‌بینی هرچه دقیق‌تر آن به برنامه‌ریزی در بهره‌برداری صحیح از آب ذخیره شده در مخزن سدها کمک شایانی می‌کند. در این مطالعه سعی شد با داده‌های ثبت شده تبخیر از تشتک ابتدا به کمک آزمون من-کندال فصلی روند تبخیر تعیین گردد. سپس با روش سری زمانی تبخیر از مخازن پیش-بینی شود. به وسیله آزمون من-کندال فصلی، ایستگاه بهبهان فاقد روند و در ایستگاه‌های دز و پای پل در سطح پنج درصد روند تشخیص داده شد. سپس با مشخص شدن وضعیت ایستایی داده‌ها، مدل‌های SARIMA(0,0,1)×(2,0,2)<sub>12</sub>، SARIMA(1,0,0)×(1,1,1)<sub>12</sub> و SARIMA(1,0,0)×(2,1,2)<sub>12</sub> به ترتیب برای ایستگاه‌های بهبهان، دز و پای پل مناسب تشخیص داده شد. نتایج نشان داد به خاطر محدودیت‌های داده‌ها و فرضیه‌های به کار گرفته شده در روش سری زمانی این مدل‌ها برای پیش‌بینی‌های کوتاه مدت قابل اطمینان هستند.

کلیدواژه‌ها: سری زمانی، آزمون من-کندال فصلی، SARIMA، خودهمبستگی، تبخیر

## Reservoir Evaporation Trend Analysis and Its Prediction using Time Series

R. Bahmani<sup>1</sup>, F. Radmanesh<sup>2</sup>, S. Eslamian<sup>3</sup> and Gh. Parham<sup>4</sup>

1- M.Sc. Student, Dept. of Water Resources, Shahid Chamran University.

2- Assistant Professor, Dept. of Water Resources, Shahid Chamran University.

3- Associate Professor, Dept. of Agriculture, Isfahan University Technology

4- Associate Professor, College of math and Computer Dept. of Sats.

Received: 22.April.2012

Accepted: 20.Feb.2013

### Abstract

Evaporation is one of the important factors in water loss from dam reservoirs. Therefore, the accurate prediction highly helps the reservoir planning and optimum water usage. In this study, using the recorded pan data the evaporation trend is determined by seasonal Mann-Kendal Test, then the reservoir evaporation is predicted by the time series analysis. After determining the stationary situation of data, the models SARIMA(0,0,1)×(2,0,2)<sub>12</sub>, SARIMA(1,0,0)×(1,1,1)<sub>12</sub> and SARIMA(1,0,0)×(2,1,2)<sub>12</sub> are found to be suitable for stations Behbahan, Dez and Pay-pol respectively. The results show that due to the data limitation and the predominant assumptions in Time Series method, these models are reliable for the short term prediction.

**Keyword:** Time series, seasonal Mann-Kendal test, SARIMA, Autocorrelation, Evaporation.

### مقدمه

تبخیر در بسیاری از طرح‌های هیدرولوژیک و سیستم‌های هیدرولیکی نظیر مخازن سدها و سیستم‌های آبیاری تأثیر زیادی

در بین پدیده‌های مختلف چرخه هیدرولوژی، اندازه‌گیری تبخیر مشکل‌ترین آن‌هاست (علیزاده، ۱۳۷۸). از آنجا که مقدار

رودخانه کانسباتی<sup>۵</sup> در هند به کار گرفته شدند و مدل مناسب با مقایسه‌ی مقادیر پیش‌بینی شده از مدل و مقادیر مشاهده‌ای انتخاب شد. این مقایسه نشان داد که نتایج مدل‌ها با داده‌های واقعی با یک فاصله زمانی یک تا دو ماه مطابقت قابل قبولی دارد. ابودو<sup>۶</sup> و همکاران (۲۰۱۲) از مدل ARIMA، TFN و شبکه عصبی مصنوعی جهت پیش‌بینی مجموع ذرات جامد محلول آب، در ریوگرنده<sup>۷</sup> در تگزاس استفاده کردند. تحلیل پیش‌بینی بین بارش، دما، نرخ جریان و مجموع ذرات جامد محلول ماهانه با استفاده از آزمون‌های آماری همبستگی انجام شد. نتایج آزمون کای اسکور نشان داد که دمای متوسط ماهانه و بارندگی، پیش‌بینی معنی‌داری از مجموع ذرات جامد محلول ماهانه نمی‌دهند. بنابراین از مقادیر نرخ جریان برای پیش‌بینی مجموع ذرات جامد محلول استفاده شد. اجرای مدل پیش‌بینی یک تا سه ماه قبل برای دوره ۱۹۸۴ تا ۱۹۹۴ نشان داد که مدل ARIMA با ساختار ساده و صریح و عملکردی مشابه TFN و ANN می‌تواند برای پیش‌بینی TDS در مکان مورد مطالعه به کار رود. یکی از مسائل مهم در مدل‌سازی سری‌های زمانی هیدرولوژیک بررسی وجود روند و رسیدن به یک سری زمانی ایستا است. بررسی روند می‌تواند در تفسیر رابطه بین فرآیندهای هیدرولوژیک و تغییرات محیطی در مناطق مورد مطالعه کمک مؤثری باشد (خلیلی و همکاران، ۱۳۸۹). روند یک تغییر افزایشی یا کاهشی در مقدار میانگین یک سری است (کارآموز و عراقی‌نژاد، ۱۳۸۹). آزمون من-کندال را می‌توان به عنوان آزمونی برای تعیین اینکه آیا مقدار  $y$  گرایش به افزایش یا کاهش به همراه  $t$  دارد یا خیر استفاده کرد. چپو<sup>۸</sup> و همکاران (۲۰۱۱) هفت مکان در حوضه آبریز را برای تعیین پارامترهای کیفی مطابق با استانداردهای آب آشامیدنی، بررسی و از آزمون ناپارامتری فصلی من-کندال برای تعیین معنی‌داری روند برای هر پارامتر استفاده کردند. صفارینی و عدت<sup>۹</sup> (۲۰۰۸) به تحلیل سری زمانی آلودگی سالانه هوا در شهر الهاشمیه در مرکز اردن پرداختند. نتیجه‌ی مطالعه آن‌ها تغییرات بلند مدت آلودگی هوا را نشان داد. در این مطالعه مدل‌های اتورگرسیون<sup>۱۰</sup>، یکپارچه و میانگین متحرک<sup>۱۱</sup> برای پیش‌بینی مقادیر آینده استفاده شد. نتایج نشان داد که آلودگی هوا در این شهر برای دوره ۱۹۹۲ تا ۲۰۰۴ در آلاینده‌های  $NO_2$ ،  $CO$ ،  $H_2S$ ،  $NO_x$  و  $PM_{10}$  و سرب یک روند افزایشی وجود دارد در حالی که مقدار  $SO_2$  تغییراتی را نشان نمی‌داد.

دارد، لذا اندازه‌گیری مستقیم آن می‌تواند به عنوان شاخصی از مقدار تبخیر در منطقه مورد مطالعه باشد. به هر حال اندازه‌گیری مستقیم تبخیر از مخازن بزرگ نظیر سدها به سادگی امکان پذیر نبوده و با تقریب همراه است (صفوی، ۱۳۸۵). اندازه‌گیری مستقیم تبخیر توسط تشک‌های استاندارد تبخیر صورت می‌گیرد. از روی آمار تشک تبخیر می‌توان مقدار تبخیر از سطح آب را تخمین زد (علیزاده، ۱۳۸۷). در هیدرولوژی برآورد تبخیر از سطوح آزاد آب معمولاً برای محاسبه تلفات آب در مخازن صورت می‌گیرد. در این فرایند فرض می‌شود که همیشه آب برای تبخیر وجود داشته باشد یعنی موجودیت آب بیش از توان تبخیر محیط باشد. تبخیر از تشک یکی از مؤلفه‌های مهم و تأثیرگذار در برنامه‌ریزی و مدیریت منابع آب می‌باشد و برآورد آن در مقیاس‌های زمانی مختلف، به عنوان یکی از مهم‌ترین پارامترهای جوی از اهمیت ویژه‌ای در برنامه‌ریزی آب برخوردار است (قهرمان و قره‌خانی، ۱۳۹۰).

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 شده باشد. دو هدف عمده در تحلیل سری‌های زمانی وجود دارد. یکی شناخت مدلی که داده‌ها از آن به دست آمده‌اند و دیگری پیش‌بینی آینده از مدلی که در قسمت اول به دست آمده است.

لی<sup>۱</sup> (۲۰۰۹) داده‌های دمای ماهانه استکهلم را بررسی کرد. بر اساس ویژگی‌های داده‌های سال ۱۷۵۶ تا ۲۰۰۷ داده‌ها به سه دوره ۱۹۲۵ - ۱۷۵۶، ۱۹۹۵ - ۱۹۲۶ و ۲۰۰۷ - ۱۹۹۶ تقسیم شد و مدل‌های ARIMA و GLM در این سه دوره به داده‌ها برازش داده شد. سپس دمای ماهانه سال ۲۰۰۸ پیش‌بینی و با مقادیر واقعی مقایسه شد. نتیجه‌ی مقایسه نشان داد که مدل فصلی ARIMA نسبت به مدل GLM نتایج بهتری داده است. یوریکلی و کورونک<sup>۲</sup> دبی حداقل ماهانه سه ایستگاه آب‌سنجی آبراهه سکرک<sup>۳</sup> را بررسی کردند. ابتدا آزمون ناپارامتری برای تشخیص روند استفاده شد سپس دو مدل ARIMA و Thomas-Feiring برای شبیه‌سازی داده‌های حداقل دبی ماهانه مورد استفاده قرار گرفت. برای مقایسه دو مدل و انتخاب مدل مناسب‌تر خطای پیش‌بینی دو مدل برآورد شد و این مقایسه نشان داد که نتایج مدل ARIMA کمی بهتر از روش Thomas-Feiring است. با این حال هر دو روش برای شبیه‌سازی داده‌های حداقل آبدی ماهانه در سه ایستگاه مناسب شناخته شدند. میشر و دسای<sup>۴</sup> (۲۰۰۵) از مدل‌های خطی ARIMA و SARIMA برای پیش‌بینی خشکسالی بر اساس روش توسعه‌ی مدل استفاده کردند. این مدل‌ها برای پیش‌بینی خشکسالی با استفاده از شاخص بارش استاندارد در حوضه‌ی

5- Kansabati  
6- Abudu  
7- Rio Grande  
8- Chiueh  
9- Saffarini and Odat  
10- Autocorrelation  
11- ARIMA

1- Li  
2- Yurekli and Kurunc  
3- Cekerek  
4- Mishra and Desai

جدول ۱- سدهای موجود در استان خوزستان به همراه خصوصیات آن‌ها

نام سد	ایستگاه تبخیرسنجی	نزدیک‌ترین شهر و فاصله از آن به کیلومتر	دوره آماری (سال)	ارتفاع از سطح دریا (m)	طول جغرافیایی	عرض جغرافیایی
مسجد سلیمان	شهید عباسپور	مسجد سلیمان، ۲۵	۲۴	۸۲۰	۳۲°، ۰۱'، ۰۰"N	۴۹°، ۲۴'، ۰۰"E
مارون	بهبهان	بهبهان، ۱۹	۲۱	۳۳۳	۳۰°، ۴۵'، ۰۵"N	۵۰°، ۲۴'، ۲۴"E
کرخه	پای پل	اندیمشک، ۲۱	۱۸	۹۰	۳۲°، ۳۰'، ۵۱"N	۴۸°، ۰۱'، ۳۳"E
کارون ۳	کارون ۳	ایذه، ۲۸	۲۴	۷۰۰	۳۱°، ۴۸'، ۰۸"N	۵۰°، ۰۵'، ۴۱"E
شهید عباس پور	شهید عباسپور	مسجد سلیمان، ۵۵	۲۴	۸۲۰	۳۲°، ۰۷'، ۰۰"N	۴۹°، ۳۷'، ۰۰"E
دز	دز	اندیمشک، ۲۱	۲۴	۵۲۵	۳۲°، ۳۶'، ۲۰"N	۴۸°، ۲۷'، ۵۰"E

جزئی ابزاری مهم در تشخیص نوع و مرتبه مدل است. خودهمبستگی عبارت است از همبستگی بین مشاهداتی که  $k$  واحد زمانی با یکدیگر فاصله دارند و به صورت زیر تعریف شده است:

$$\rho_k = \frac{\text{cov}(X_t, X_{t+k})}{\text{Var}(X_t)} = \frac{\gamma(k)}{\gamma(0)} \quad (1)$$

در این معادله  $\gamma(k)$  اتوکوریانس<sup>۱</sup> در تأخیر  $k$  می‌باشد. نمودار  $\Gamma_k$  در مقابل تأخیر  $k$  را نمودار همبستگی نگار می‌نامند. ضریب خودهمبستگی جزئی، همبستگی بین  $X_t$  و  $X_{t+k}$  بعد از حذف اثر متغیرهای  $X_{t+1}, X_{t+2}, \dots, X_{t+k-1}$  است و با  $\phi_k$  نشان داده می‌شود. تابع خودهمبستگی جزئی بین  $X_t$  و  $X_{t+k}$  به صورت زیر تعریف می‌شود:

$$\phi_k = \frac{\text{cov}[(X_t - \hat{X}_t), (X_{t+k} - \hat{X}_{t+k})]}{\sqrt{\text{Var}(X_t - \hat{X}_t)} \sqrt{\text{Var}(X_{t+k} - \hat{X}_{t+k})}} \quad (2)$$

مدل احتمالی سری زمانی برای سری ایستا در میانگین و واریانس تعریف شده است. بنابراین ایستایی سری زمانی ابتدا در واریانس و سپس در میانگین بررسی می‌شود. در این مطالعه برای بررسی ایستایی واریانس از تبدیل باکس-کاکس<sup>۲</sup> و برای بررسی روند از آزمون من-کندال فصلی استفاده شد. تبدیل باکس-کاکس به صورت زیر تعریف شده:

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

قنبرپور و همکاران (۲۰۱۰) جریانات زیر حوزه سنگ سوراخ را مطالعه نمودند. نتایج آن‌ها نشان داد که مدل‌های اتورگرسیو یکپارچه با میانگین متحرک دارای عملکرد بهتری نسبت به مدل‌های غیر فصلی اتورگرسیو با میانگین متحرک برای پیش‌بینی جریان در مقیاس‌های زمانی هفتگی، ماهانه و دو ماهه می‌باشد.

با توجه به اینکه هر ساله بخش عظیمی از منابع آب ذخیره شده در پشت سدها توسط تبخیر تلف می‌شود در این مطالعه تصمیم گرفته شد روند تبخیر از مخازن سدهای بزرگ استان خوزستان توسط آزمون ناپارامتری من-کندال فصلی مورد بررسی قرار گیرد و سپس این پارامتر توسط روش آماری سری زمانی پیش‌بینی شود.

### مواد و روش‌ها

استان خوزستان دارای بیشترین منابع آب سطحی کشور است و بیشتر سدهای بزرگ در این منطقه واقع شده است. با توجه به ماهیت آب و هوایی این منطقه و تبخیر قابل توجهی که به طور پیوسته از این مخازن صورت می‌پذیرد شش سد اصلی استان خوزستان برای این مطالعه در نظر گرفته شده است. در جدول (۱) مشخصات سدها و ایستگاه‌های مرتبط با آن‌ها آورده شده است. از بین ایستگاه‌های نام‌برده شده، ایستگاه‌های شهید عباسپور و کارون ۳ داده‌های گم‌شده زیادی دارند و برای روش سری زمانی قابل استفاده نمی‌باشند. سایر ایستگاه‌ها دارای داده‌های ماهانه قابل اعتمادی می‌باشند که در این تحقیق از داده‌های ماهانه ایستگاه‌های بهبهان، پای پل و دز استفاده شده است.

اولین مرحله در مدل‌سازی یک سری زمانی رسم نمودار آن است. این نمودار در شناسایی روند، ناپیوستگی در واریانس و فصلی بودن داده‌ها مفید است. برای استفاده از روش سری زمانی ابتدا باید عدم استقلال داده‌ها اثبات شود. برای اثبات این موضوع از خودهمبستگی استفاده می‌شود. خودهمبستگی و خودهمبستگی

1- Autocovariance  
2- Box-Cox

جدول ۲- تبدیل‌های متداول برای  $\lambda$

مقدار $\lambda$	تبدیل مناسب
-۱	$X_t^{-1}$
-۰/۵	$X_t^{-0.5}$
۰	$\ln(X_t)$
۰/۵	$X_t^{0.5}$
۱	نیازی به تبدیل نیست

$\sigma_{S'_t}$ : کوواریانس بین آماره کندال در فصل  $g$  و فصل  $h$  را نشان می‌دهد. با فرض استقلال داده‌ها می‌توان فرض کرد که  $\text{cov}(S_g, S_h) = 0$  در این صورت مقدار آماره  $Z'$  از رابطه زیر به دست می‌آید:

$$Z' = \begin{cases} \frac{(S' - 1)}{\sigma_{S'}}, S' > 0 \\ \sigma_{S'} & S' = 0 \\ \frac{(S' + 1)}{\sigma_{S'}}, S' < 0 \end{cases} \quad (۹)$$

مقدار  $\tau$  کلی نیز از میانگین وزنی  $\tau_j$  برای  $p$  فصل از روش من-کندال محاسبه می‌شود (هلسل و میرچ، ۲۰۰۲).

$$\tau = \frac{\sum_{j=1}^p n_j \tau_j}{\sum_{j=1}^p n_j} \quad (۱۰)$$

بعد از حذف روند، مدل مناسب بر داده‌ها برازش می‌شود. برازش مدل به معنی برآورد پارامترهای مجهول مدل است. در بررسی مناسبت بودن مدل از تجزیه و تحلیل باقیمانده‌های مدل برازش شده استفاده شد. چنانچه مدل درست تشخیص داده شده باشد باقیمانده‌های حاصل از مدل باید دارای خواص متغیرهای تصادفی نرمال مستقل هم توزیع با میانگین صفر و واریانس ثابت باشد.

اگر برای یک مجموعه داده چند مدل قابل قبول وجود داشته باشد انتخاب مدل بهتر بر مبنای آماره‌های خلاصه شده‌ای است که از باقیمانده‌های مدل برازش شده محاسبه می‌شود. در این تحقیق با استفاده از معیار آکائیک<sup>۱</sup> که بر مبنای باقیمانده‌های مدل برازش شده است، مدل مناسب از بین چند مدل انتخاب گردید:

$\lambda$ : پارامتر تبدیل،  $X_t$ : مقدار اولیه متغیر در زمان  $t$  و  $T(X)$ : مقدار تبدیل یافته نظیر می‌باشد. در جدول (۲) تبدیل‌های  $\lambda$  که معمولاً مورد استفاده قرار می‌گیرد نشان داده شده است. این تبدیل باید قبل از تفاضلی کردن صورت گیرد، همچنین این تبدیل فقط جهت پایداری واریانس نیست بلکه تقریب بهتر برای نرمال بودن است.

برای بررسی روند از آزمون کندال فصلی استفاده شد. در آزمون کندال فصلی مقایسه در عرض مرزهای فصول انجام نمی‌گردد. آماره  $S$  کندال برای هر فصل محاسبه شده و با یکدیگر جمع می‌گردند تا آماره کلی  $S'$  حاصل شود (اسلامیان و همکاران، ۱۳۸۴). آماره  $S'$  به صورت زیر محاسبه می‌شود:

$$S' = \sum_{j=1}^n S_j \quad (۴)$$

که در آن  $S$  برابر:

$$S = \sum_{i=1}^{n-1} \sum_{j=i+1}^n \text{sgn}(x_i - x_j) \quad (۵)$$

$$\tau = \frac{2S}{N(N-1)} \quad (۶)$$

که  $N$ : تعداد ماه‌ها یا فصل.  $S_j$ : آماره من-کندال برابر ماه  $j$  است. در صورت عدم وجود همبستگی متوالی در داده‌ها واریانس  $S'$  از رابطه (۷) به دست آمده و اگر در داده‌های سری زمانی همبستگی متوالی وجود داشته باشد از رابطه (۸) واریانس  $S'$  قابل محاسبه است:

$$\sigma_{S'}^2 = \sum_{j=1}^p \text{Var}(S_j) \quad (۷)$$

$$\sigma_{S'}^2 = \sum_{j=1}^p \text{Var}(S_j) + \sum_{g=1}^{p-1} \sum_{h=g+1}^p \sigma_{gh} \quad (۸)$$

1- Helsen and Hirsch  
2- AIC

از رابطه زیر به دست می‌آید:

که  $N$ : تعداد اطلاعات در سری زمانی و  $\sigma$ : انحراف معیار سری می‌باشد. در رابطه فوق  $R$  برابر است با تفاوت بین مقادیر مثبت و منفی انحراف از میانگین سری‌های زمانی که به صورت تجمعی محاسبه شده باشد:

$$R = S^+ - S^- \quad (۱۴)$$

مقادیر ضریب هرست برابر با  $0/5$  برای سری زمانی نشان دهنده یک سری مستقل نرمال می‌باشد. هرچه این ضریب از  $0/5$  بیشتر باشد نشان دهنده این مطلب است که حافظه بلند مدت در سری زمانی بیشتر است بدین معنی که نیازی برای تطویل اطلاعات سری نمی‌باشد (کارآموز و عراقی‌نژاد، ۱۳۸۹).

### نتایج و بحث

بعد از مشخص شدن ایستگاه‌های با دوره آماری مناسب، داده‌ها برای تحلیل‌های مورد نیاز وارد نرم افزار MINITAB شد. شکل‌های (۱)، (۲) و (۳) به ترتیب نمودار سری زمانی تبخیر ماهانه ایستگاه‌های بهبهان، دز و پای پل را بر حسب میلی متر نشان می‌دهد. شکل‌های (۴) تا (۹) به ترتیب نمودار خودهمبستگی و خودهمبستگی جزئی ایستگاه‌های بهبهان، دز و پای پل است.

$$AIC = -2LnL(\phi_p, \theta_p, \frac{S(\phi_p, \theta_p)}{n} + \frac{2(p+q+1)n}{n-p-q-2}) \quad (۱۱)$$

که در آن  $\phi_p$  و  $\theta_p$ : به ترتیب ضرایب خودهمبستگی مرتبه  $p$  و مدل میانگین متحرک مرتبه  $q$  و  $n$ : تعداد داده‌ها می‌باشد. رابطه ریاضی معیار آکائیک به صورت زیر است:

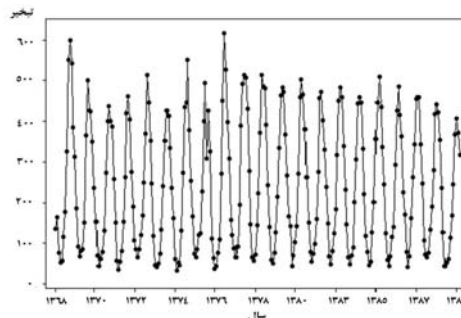
$$AIC = n(\ln(2 * \pi * RSS / n + 1) + 2 * m) \quad (۱۲)$$

که  $m = (p+q+P+Q)$  برابر مجموع تعداد پارامترها مدل است و  $RSS$  مجموع مربعات باقیمانده‌ها است.

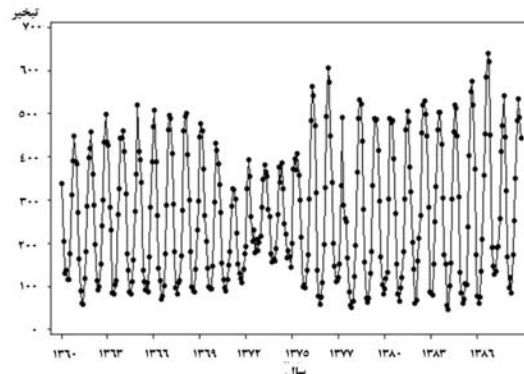
اگر در سری زمانی بعد از هر فاصله زمانی پایه، شباهت‌هایی پیدا شود سری زمانی رفتار فصلی یا تناوبی دارد که به آن الگوی اتورگرسو تلفیق شده با میانگین متحرک فصلی گفته شده و با نماد اختصاری  $SARIMA(p,d,q) \times (P,D,Q)_s$  نشان داده می‌شود (فولادمند، ۱۳۸۹).

### آزمون کفایت داده‌ها

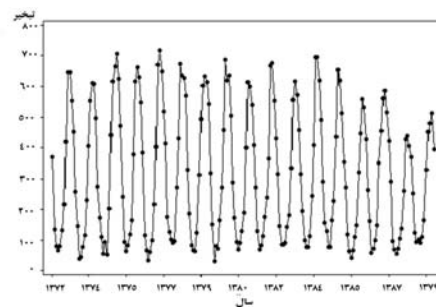
یکی از روش‌ها برای آزمودن کفایت طول داده‌ها استفاده از ضریب هرست است. ضریب هرست یک آماره برای سنجش کفایت اطلاعات به لحاظ طول دوره آماری است. ضریب هرست



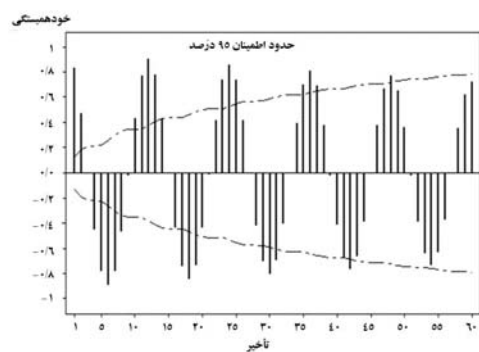
شکل ۱- نمودار سری زمانی تبخیر ایستگاه بهبهان



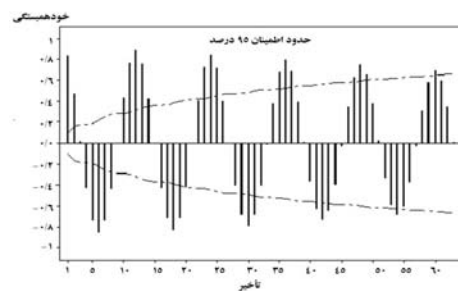
شکل ۲- نمودار سری زمانی تبخیر ایستگاه دز



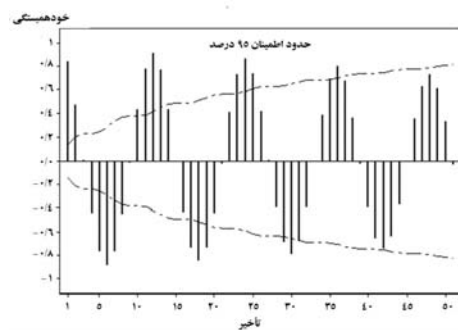
شکل ۳- نمودار سری زمانی تبخیر ایستگاه پای پل



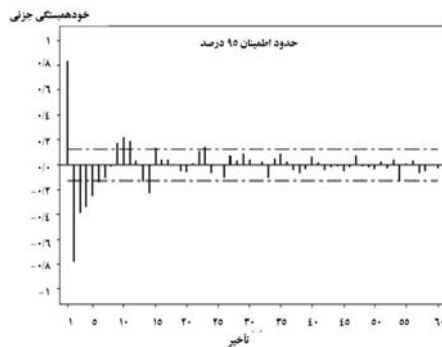
شکل ۴- نمودار خودهمبستگی ایستگاه بهبهان



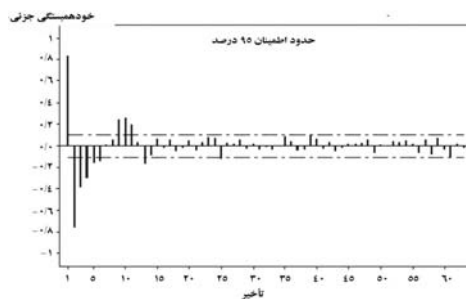
شکل ۵- نمودار خودهمبستگی ایستگاه دز



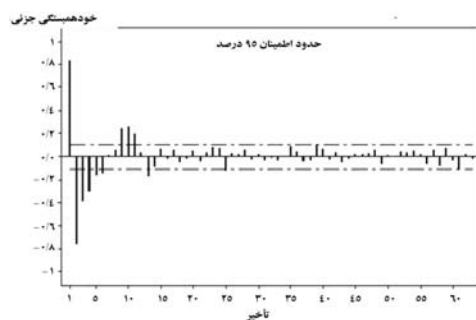
شکل ۶- نمودار خودهمبستگی ایستگاه پای پل



شکل ۷- نمودار خودهمبستگی جزئی ایستگاه بهبهان



شکل ۸- نمودار خودهمبستگی جزئی ایستگاه دز



شکل ۹- نمودار خودهمبستگی جزئی ایستگاه پای پل

جدول ۳- نتایج تبدیل باکس-کاکس و آزمون کندال فصلی

ایستگاه	تعداد مشاهدات	حداقل (mm)	حداکثر (mm)	میانگین (mm)	انحراف معیار	$\lambda$	$\tau$	$S'$	p-value
بهبهان	۲۵۲	۳۵/۵	۶۱۷/۱	۲۴۰/۳۷	۱۵۹	۰/۳۷۴۵	-۰/۰۳۳	-۸۳	۰/۴۷۵
دز	۲۸۸	۴۵/۵	۶۴۰/۲	۲۶۳/۷۷	۱۵۱/۷۶	۰/۳۵۲۹	۰/۱۱۰	۵۳۷	۰/۰۰۴
پای پل	۲۱۶	۳۰/۸	۷۱۷/۷	۳۰۸/۴۹	۲۱۳/۶	۰/۳۸۵۴	-۰/۲۰۷	-۳۳۸	<۰/۰۰۰۱

در جدول (۳) نتایج بررسی ایستایی در واریانس و میانگین توسط تبدیل باکس-کاکس و آزمون کندال فصلی نشان داده شده است.

از نمودار همبستگی نگار داده‌ها مشخص می‌شود که داده‌ها استقلال ندارند و چون نمودار تغییرات سینوسی دارد پس داده‌ها دارای روند فصلی می‌باشند.

در مورد سد دز افزایشی و در مورد سد پای پل کاهشی است. بعد از مشخص شدن وضعیت ایستایی داده‌ها بهترین مدل با توجه به معیار AIC مشخص گردید. در این مرحله از داده‌های تبخیر تا مهر ۱۳۸۵ جهت تعیین مدل و از مهر ۱۳۸۵ تا مهر ۱۳۸۹ جهت ارزیابی مدل انتخابی استفاده شد. نتایج در جدول‌های (۴) تا (۷) نشان داده شده است.

از مقادیر محاسبه شده جدول (۳) مشخص گردید که هر سه ایستگاه در واریانس ناپایدار می‌باشند، بنابراین باید ابتدا تبدیل مناسب بر روی داده‌ها انجام شود. در آزمون کندال فصلی فرض  $H_0$  بر این است که داده‌ها فاقد روند هستند. با توجه به مقدار  $p$ -value محاسبه شده فرض  $H_0$  برای ایستگاه بهبهان را نمی‌توان رد کرد ولی برای ایستگاه‌های دز و پای پل این فرض رد می‌شود. پس در سطح پنج درصد داده‌ها دارای روند می‌باشند که این روند

جدول ۴- ضرایب محاسبه شده برای ایستگاه بهبهان

نوع مدل	ضریب	SE ضریب	T	P-Value
SAR 12	۱/۶۲۴۰	۰/۰۸۳۳	۱۹/۵۰	۰/۰۰۰
SAR 24	-۰/۶۲۴۳	۰/۰۸۲۷	-۷/۵۵	۰/۰۰۰
MA 1	-۰/۴۶۶۸	۰/۰۵۶۶	-۸/۲۴	۰/۰۰۰
SMA 12	۱/۶۳۵۶	۰/۰۷۳۱	۲۲/۳۸	۰/۰۰۰
SMA 24	-۰/۶۷۶۰	۰/۰۵۵۳	-۱۲/۲۳	۰/۰۰۰

جدول ۵- ضرایب محاسبه شده برای ایستگاه دز

نوع مدل	ضریب	SE ضریب	T	P-Value
AR 1	۰/۶۵۵۴	۰/۰۴۱۲	۱۵/۸۹	۰/۰۰۰
SAR 12	۰/۱۵۹۷	۰/۰۶۲۴	۲/۴۹	۰/۰۱۳
SMA 12	۰/۹۲۴۲	۰/۰۳۴۷	۶۰/۲۶	۰/۰۰۰

جدول ۶- ضرایب محاسبه شده برای ایستگاه پای پل

نوع مدل	ضریب	SE ضریب	T	P-Value
AR 1	۰/۴۵۵۰	۰/۰۶۹۲	۶/۵۷	۰/۰۰۰
SAR 12	-۰/۳۷۸۲	۰/۱۶۲۶	-۲/۳۳	۰/۰۲۱
SAR 24	-۰/۲۹۸۲	۰/۱۱۶۸	-۲/۵۵	۰/۰۱۲
SMA 12	۱/۳۵۲۲	۰/۱۵۱۹	۸/۹۰	۰/۰۰۰
SMA 24	-۰/۴۳۳۶	۰/۱۶۸۶	-۲/۵۷	۰/۰۱۱
Constant	-۰/۰۱۷۱۳۸	۰/۰۰۴۰۹۰	-۴/۱۹	۰/۰۰۰

جدول ۷- مدل مناسب برای هر ایستگاه

ایستگاه	مدل	AIC
بهبهان	$SARIMA(0,0,1) \times (2,0,2)_{12}$	۳۷/۸۵
دز	$SARIMA(1,0,0) \times (1,1,1)_{12}$	۳۰/۶۵
پای پل	$SARIMA(1,0,0) \times (2,1,2)_{12}$	۵۴/۱۲
بهبهان	$(1 - 1.624\beta^{12} + 0.6243\beta^{24})x_t = (1 + 0.4668\beta)(1 - 0.6356\beta^{12} + 0.676\beta^{24})e_t$	
دز	$(1 - \beta^{12})(1 - 0.6545\beta)(1 - 0.1597\beta^{12})x_t = (1 - 0.9242\beta^{12})e_t$	
پای پل	$(1 - \beta^{12})(1 - 0.455\beta)(1 + 0.3782\beta^{12} + 0.2982\beta^{24})x_t = -0.01714 + (1 - 1.3522\beta^{12} + 0.4336\beta^{24})e_t$	



برای اطمینان از صحت مدل انتخاب شده به تجزیه و تحلیل باقیمانده‌های مدل برازش شده پرداخته شد. نرمال بودن باقیمانده‌ها توسط آزمون کلموگروف-اسمیرنوف<sup>۱</sup> بررسی گردید. همچنین برای بررسی نرمال بودن باقیمانده‌ها، هیستوگرام باقیمانده‌ها رسم شد. در جدول (۸) نتایج آزمون کلموگروف-اسمیرنوف و در شکل‌های (۱۰) تا (۱۸) نمودار باقیمانده‌ها، نمودار باقیمانده‌ها در مقابل مقادیر برازش داده شده و نمودار باقیمانده‌ها در طول زمان نشان داده شده است.

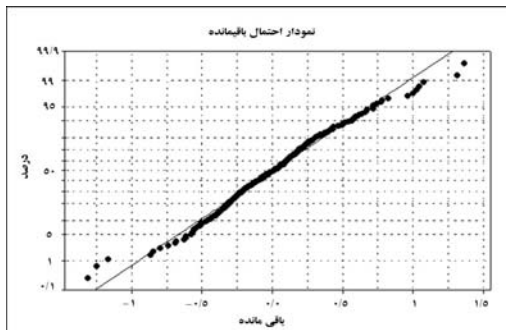
برای نوشتن فرم عمومی مدل  $ARIMA(p,d,q) \times (P,D,Q)_s$  از حالت کلی زیر استفاده می‌شود (دان، ۲۰۰۵):

$$(1 - \beta)^d (1 - \beta^s)^D \phi(\beta) \Phi(\beta) x_t = \theta(\beta) \Theta(\beta) e_t \quad (15)$$

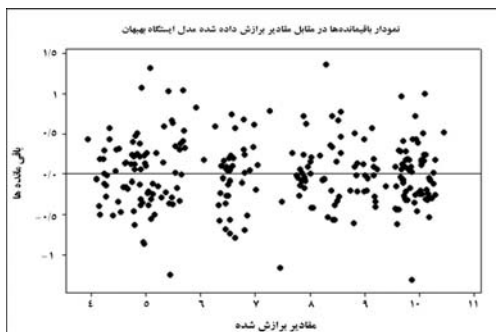
که  $\phi(\beta)$ : مربوط به AR غیر فصلی،  $\Phi(\beta)$ : مربوط به AR فصلی و  $\theta(\beta)$  و  $\Theta(\beta)$ : مربوط به MA غیر فصلی،  $\Theta(\beta)$ : مربوط به MA فصلی است و  $\beta$ : عامل عقب برنده است.

### جدول ۸- نتایج آزمون کلموگروف-اسمیرنوف

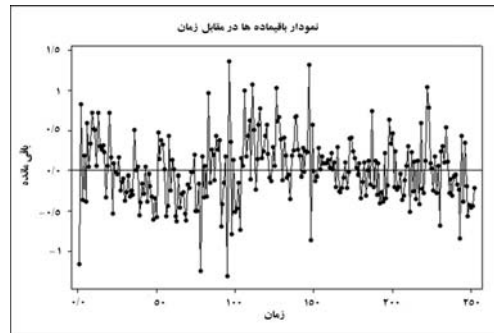
کلموگروف-اسمیرنوف	بهینان	دز	پای پل
P-Value	۰/۱۳۳	۰/۰۸۳	>۰/۱۵۰



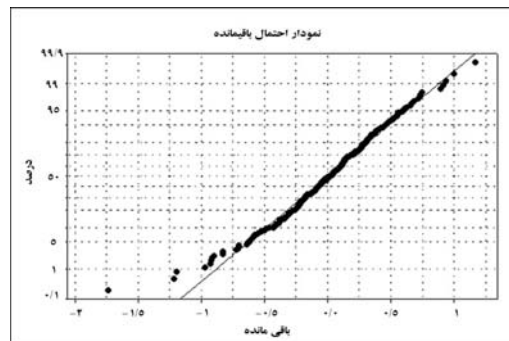
شکل ۱۰- نمودار احتمال نرمال باقی مانده مدل ایستگاه بهینان



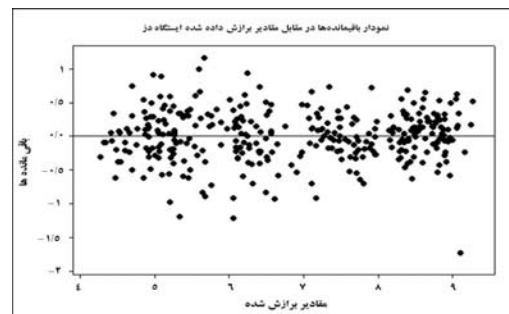
شکل ۱۱- نمودار باقیمانده‌ها در مقابل مقادیر برازش داده شده مدل ایستگاه بهینان



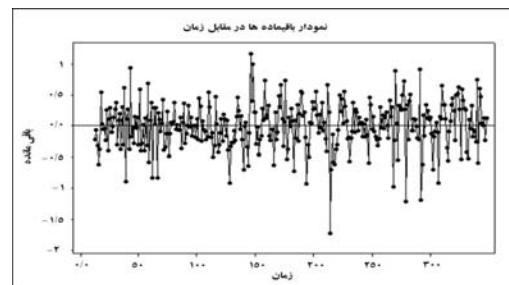
شکل ۱۲- نمودار باقیمانده‌ها در طول زمان مدل ایستگاه بهبهان



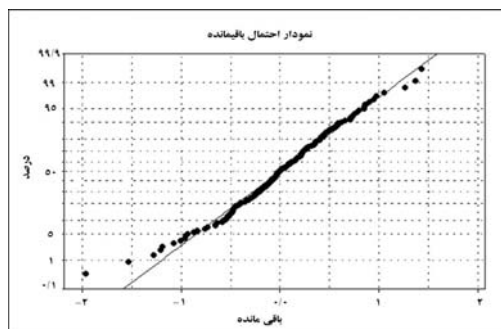
شکل ۱۳- نمودار احتمال نرمال باقیمانده مدل ایستگاه دز



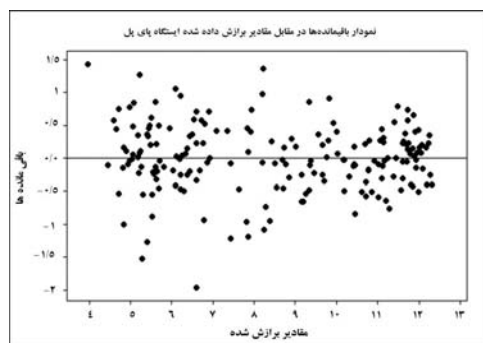
شکل ۱۴- نمودار باقیمانده‌ها در مقابل مقادیر برازش داده شده مدل ایستگاه دز



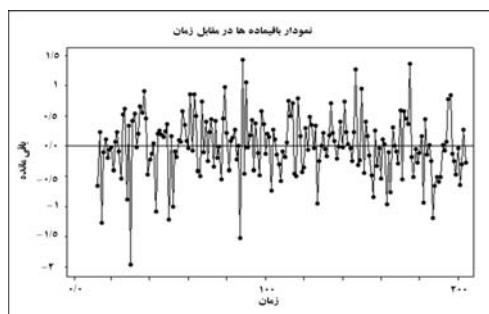
شکل ۱۵- نمودار باقیمانده‌ها در طول زمان مدل ایستگاه دز



شکل ۱۶- نمودار احتمال نرمال باقیمانده مدل ایستگاه پای پل



شکل ۱۷- نمودار باقیمانده‌ها در مقابل مقادیر برازش داده شده مدل ایستگاه پای پل

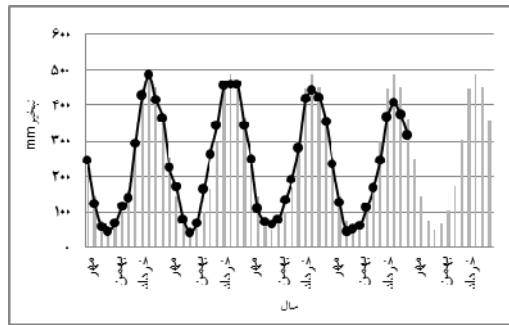


شکل ۱۸- نمودار باقیمانده‌ها در طول زمان مدل ایستگاه پای پل

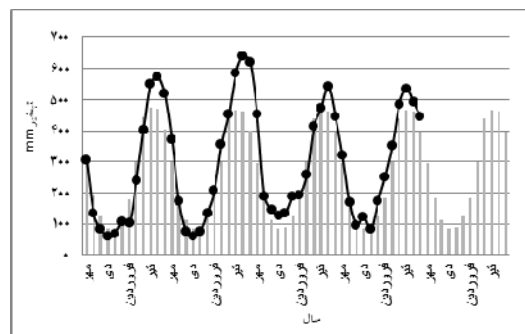
شده است. با توجه به مدل‌های انتخاب شده مقدار تبخیر برای سال آبی ۱۳۸۹-۱۳۹۰ پیش‌بینی گردید. باید توجه کرد که عکس تبدیل انجام شده بر روی خروجی مدل اعمال شود. نتایج پیش‌بینی در جدول (۹) آورده شده است. نمودار تبخیر واقعی و پیش‌بینی در بازه زمانی ۱۳۸۵-۱۳۸۹ و پیش‌بینی تبخیر سال آبی ۱۳۸۹-۱۳۹۰ در شکل‌های (۱۹)، (۲۰) و (۲۱) نشان داده شده‌اند. نمودارهای میله‌ای مقادیر پیش‌بینی و منحنی‌ها مقادیر واقعی را بر حسب میلی متر نشان می‌دهد.

با توجه به آزمون کلموگروف-اسمیرنوف فرض نرمال بودن باقیمانده‌ها در سطح پنج درصد برقرار است. به کمک نمودار احتمال نرمال باقیمانده، نرمال بودن داده تأیید می‌شود. همچنین با توجه به نمودار باقیمانده‌ها در مقابل مقادیر برازش داده شده و نمودار باقیمانده‌ها در طول زمان مشخص گردید که باقیمانده‌ها از روند خاصی پیروی نمی‌کنند و در طول زمان ثابت باقی می‌ماند. بنابراین می‌توان صحت مدل-های برازش شده را تأیید کرد.

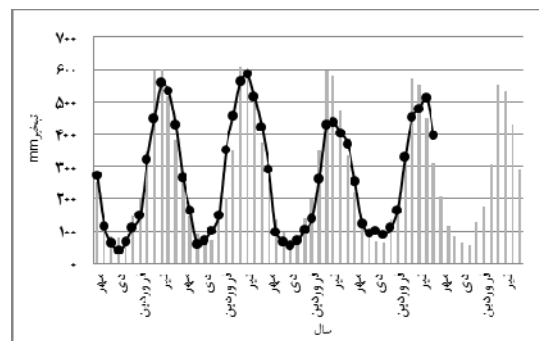
به منظور بررسی ارتباط بین مقادیر واقعی تبخیر و مقادیر شبیه سازی توسط مدل در بازه زمانی ۱۳۸۵ تا ۱۳۸۹ از آزمون پیرسون کمک گرفته شد. نتایج ارزیابی در جدول (۱۰) نشان داده



شکل ۱۹- نمودار تبخیر واقعی و پیش‌بینی در بازه زمانی ۱۳۸۵-۱۳۸۹ و پیش‌بینی تبخیر سال آبی ۱۳۸۹-۱۳۹۰ ایستگاه بهبهان



شکل ۲۰- نمودار تبخیر واقعی و پیش‌بینی پیش‌بینی در بازه زمانی ۱۳۸۵-۱۳۸۹ و پیش‌بینی تبخیر سال آبی ۱۳۸۹-۱۳۹۰ ایستگاه دز



شکل ۲۱- نمودار تبخیر واقعی و پیش‌بینی در بازه زمانی ۱۳۸۵-۱۳۸۹ و پیش‌بینی تبخیر سال آبی ۱۳۸۹-۱۳۹۰ ایستگاه پای پل

جدول ۹- نتایج پیش‌بینی تبخیر سال آبی ۱۳۸۹-۱۳۹۰ بر حسب میلی متر

پای پل	دز	بهبهان	سال	ماه
۲۹۵/۰۶	۲۹۵/۵۸	۲۵۱/۳۱	۱۳۸۹	مهر
۱۱۷/۳۱	۱۸۲/۴۶	۱۴۴	۱۳۸۹	آبان
۸۳/۸۸	۱۱۲/۷۵	۷۶/۴۹	۱۳۸۹	آذر
۶۵/۳	۸۶	۵۰/۶۲	۱۳۸۹	دی
۵۷/۸۹	۹۰/۰۹	۶۷/۷	۱۳۸۹	بهمن
۱۲۷/۹۳	۱۲۷/۴۹	۱۰۳/۱۱	۱۳۸۹	اسفند
۱۷۵/۳۹	۱۸۳/۴۶	۱۷۰/۳۲	۱۳۹۰	فروردین
۳۰۷/۲۷	۲۹۸/۳	۳۰۳/۲	۱۳۹۰	اردیبهشت
۵۵۳/۰۶	۴۳۸/۸	۴۴۷/۴۷	۱۳۹۰	خرداد
۵۳۵/۶۵	۴۶۶/۸۴	۴۸۷/۴۲	۱۳۹۰	تیر
۴۲۸/۹۹	۴۶۰/۵۸	۴۴۹/۰۲	۱۳۹۰	مرداد
۲۹۲/۷۷	۳۹۷/۳۹	۳۶۰	۱۳۹۰	شهریور

جدول ۱۰- ضرایب پیرسون محاسبه شده

پای پل	دز	بهبهان	
۰/۹۴۷	۰/۹۵۳	۰/۹۸	R
۰/۸۹۶۷	۰/۹۰۷۷	۰/۹۶۰۶	R <sup>2</sup>

جدول ۱۱- نتایج آزمون هرست

پای پل	دز	بهبهان	
۰/۳۹۱۲	۰/۳۹۴۵	۰/۳۹۴۸	K

دارد ولی ضریب هرست پایین است که این نشان می‌دهد مدل-های انتخاب شده در این مطالعه برای پیش‌بینی‌های کوتاه مدت قابل اطمینان است و برای پیش‌بینی‌های میان مدت و بلند مدت فاقد اعتبار است. در واقع در مدل‌سازی به روش سری زمانی به ۱۰۰ و یا حداقل ۵۰ مشاهده نیاز است. در این مطالعه برای سد بهبهان، دز و پای پل به ترتیب ۲۵۲، ۲۸۸ و ۲۱۶ مشاهده وجود دارد اما باید توجه کرد که هر سه ایستگاه مورد مطالعه دارای روند فصلی هستند. بنابراین برای هر فصل (ماه) حداقل ۵۰ مشاهده نیاز است. یعنی برای مهر ماه ۵۰ مشاهده، برای آبان ماه ۵۰ مشاهده و ... نیاز است. به عبارت دیگر اگر داده‌های دارای روند فصلی با دوره ۱۲ ماهه باشند به حداقل ۶۰۰ مشاهده نیاز است. این مقدار ثبت داده در تعداد اندکی ایستگاه هواشناسی یا سایر ایستگاه‌های مربوط به مطالعات هیدرولوژیک وجود دارد و این یکی از محدودیت‌های پیش‌بینی توسط مدل‌های سری زمانی در مطالعات هیدرولوژیک دارای روند فصلی است. این محدودیت در این مطالعات باعث شده که پیش‌بینی‌های میان مدت و بلند مدت تبخیر توسط سری زمانی امکان‌پذیر نباشد.

نتایج نمایش داده شده در جدول (۱۰) نشان می‌دهد که ارتباط قوی بین مقادیر واقعی و شبیه‌سازی وجود دارد. با توجه به ضریب همبستگی به دست آمده در هر سه ایستگاه اختلاف معنی داری در سطح پنج درصد بین مقادیر پیش‌بینی و واقعی وجود ندارد. در مورد ایستگاه‌های بهبهان، دز و پای پل به ترتیب ۹۶، ۹۰ و ۸۹ درصد مقادیر مشاهده‌ای با خروجی مدل‌های انتخاب شده در سطح پنج درصد توجیه می‌شوند. حافظه یک سری زمانی بر اساس مشاهده رویدادهای حدی آن در یک بازه زمانی معین از سری تعریف می‌شود و با توجه به ضریب هرست محاسبه شده در جدول (۱۱) اعتبار دوره پیش‌بینی بررسی گردید. ضرایب هرست محاسبه برای هر سه ایستگاه کمتر از نیم می‌باشد که نشان دهنده عدم کفایت طول داده‌های مورد مطالعه برای پیش‌بینی میان مدت و بلند مدت می‌باشد.

### نتیجه‌گیری

در پیش‌بینی‌های انجام شده نشان داده شد بین نتایج مدل و واقعیت همبستگی و ارتباط معنی دار در سطح پنج درصد وجود

## منابع

- ۱- اسلامیان، س. س. سلطانی، س. و. ا. زارعی. ۱۳۸۴. کاربرد روش‌های آماری در منابع آب، انتشارات ارکان، اصفهان.
- ۲- خلیلی، ک. فاخری‌فرد، ا. دین‌پژوه، ی. و. م. قربانی. ۱۳۸۹. تحلیل روند و ایستایی جریان رودخانه به منظور مدل‌سازی سری‌های زمانی هیدرولوژیکی. مجله دانش آب و خاک. ۱(۱): ۶۱-۷۲.
- ۳- صفوی، ح. ۱۳۸۵. هیدرولوژی مهندسی، چاپ اول، انتشارات ارکان، اصفهان.
- ۴- علیزاده، ا. ۱۳۸۷. اصول هیدرولوژی کاربردی، چاپ بیست و چهارم، انتشارات دانشگاه امام رضا (ع)، مشهد.
- ۵- فولادمند، ح. ۱۳۸۹. پیش‌بینی ماهیانه تبخیر-تعرق پتانسیل گیاه مرجع در استان فارس. مجله دانش آب و خاک. ۱(۴): ۱۵۷-۱۶۹.
- ۶- قهرمان، ن. و. ا. قره‌خانی. ۱۳۹۰. ارزیابی مدل‌های تصافی سری زمانی در برآورد تبخیر از تشت. مجله پژوهش آب در کشاورزی. ۱(۱): ۷۵-۸۱.
- ۷- کارآموز، م. و. ش. عراقی‌نژاد. ۱۳۸۹. هیدرولوژی پیشرفته، چاپ دوم، انتشارات دانشگاه صنعتی امیرکبیر، تهران.
- 8- Abudu, S. Phillip King, J. and Z. Sheng. 2012. Comparison of the performance of statistical model in forecasting monthly total dissolved solids in the rio gravde. Journal of the American Water Resources Association. 48(1): 10-23.
- 9- Chiueh, P. T. Wu, H. T. and S. L. LO. 2011. Seasonal water quality trends in the feitsui reservoir watershed taiwan. World Academy of Science. Engineering and Technology. 58: 497-500.
- 10- Dunn, P. 2005. Statistics for climate research. The University of Southern Queensland, 160 Pp.
- 11- Ghanbarpour, M.R. Abbaspour, K.C. Jalalvand, D. G. and G.A. Moghadam. 2010. Stochastic modeling of surface stream flow at different time scales: Sangsoorakh karst basi, Iran. Journal of Cave and Karst Studies. 72: 1-10.
- 12- Helsel, D. R. and R.M. Hirsch. 2002. Hydrologic analysis and interpretation, USGS, Book 4, Chapter A3.
- 13- Mishra, A. K. and V. R. Desai. 2005. Drought forecasting using stochastic models. Stoch Environ Reserch Risk Assessment. 19: 326-339.
- 14- Saffarini, G. and S. Odat. 2008. Time series analysis of air pollution in Al-Hashimeya town Zarqa, Jordan. Jordan Journal of Earth and Environmental Sciences. 1(2): 63-72.
- 15- Li, X. 2009. Applying GLM model and ARIMA model to the analysis of monthly temperature of Stockholm. Department of Economics and Society, Dalarna University., 10 Pp.
- 16- Yurekli, K. and A. Kurunc. Unknown. Performances of stochastic approaches in generating low streamflow data for drought analysis. Journal of Spatial Hydrology. 5(1): 20-32.