

## تحلیل روند و ایستایی جریان رودخانه به منظور مدل سازی سری های زمانی هیدرولوژیکی

کیوان خلیلی<sup>۱\*</sup>، احمد فاخری فرد<sup>۲</sup>، یعقوب دین پژوه<sup>۳</sup> و محمدعلی قربانی<sup>۳</sup>

تاریخ دریافت: ۸۷/۸/۱۲

تاریخ پذیرش: ۸۷/۳/۱۰

۱- دانشجوی دکترا گروه مهندسی آب، دانشکده کشاورزی، دانشگاه تبریز

۲ و ۳- به ترتیب دانشیار، استادیار گروه مهندسی آب، دانشکده کشاورزی، دانشگاه تبریز

\*مسئول مکاتبه E-mail: [khalili2006@gmail.com](mailto:khalili2006@gmail.com)

### چکیده

بسیاری از سری های زمانی هیدرولوژیکی دارای روند بوده و نایبستا هستند. از طرفی یکی از مسائل مهم در مدل سازی سری های زمانی هیدرولوژیکی بررسی وجود روند و رسیدن به یک سری زمانی ایستاست. بنابراین ارائه روش هایی که بتواند روند و ایستایی را بررسی کرده و قبل از مدل سازی در تشخیص وجود یا عدم وجود ایستایی به ما کمک کند، بسیار مفید خواهد بود. از طرف دیگر بررسی روند می تواند در تفسیر رابطه بین فرآیندهای هیدرولوژیکی و تغییرات محیطی در مناطق مورد مطالعه کمک مؤثری باشد. هدف از این مطالعه بررسی روند و ایستایی داده های روزانه، ده روزه، ماهانه و سالانه دبی جریان رودخانه شهرچای ارومیه واقع در استان آذربایجان غربی است که در طول 31 سال آماری ثبت شده است. ابتدا روند، که یکی از عوامل مهم نایبستایی سری زمانی است با استفاده از آزمون های من - کندال و کندال فصلی بررسی گردید. در سری های سالانه جریان روند مشخصی مشاهده نگردید ولی سری های ماهانه دارای روند نزولی در ماه های مشخصی بودند. ایستایی سری های زمانی پس از حذف روند با استفاده از آزمون های ADF و KPSS بررسی گردید که در بیشتر حالتها سری های سالانه و ماهانه ایستا بوده و در تمام حالتها سری های ده روزه و روزانه ایستا بودند. نتایج نشان داد که هر چه مقیاس زمانی کوتاهتر می شود، روند کاهشی در داده ها مشهودتر بوده و می توان انتظار داشت با حذف روند از این داده ها به سری ایستاتری دست یافت. با حذف روند از داده های ماهانه، ده روزه و روزانه، سری به ایستایی بیشتری دست پیدا کرده اما سری سالانه جریان به دلیل عدم وجود روند از ایستایی قابل قبولی برخوردار می باشد. نایبستایی می تواند به علل دیگری نظیر تناوب یا فصلی بودن باشد که در این حالت تنها با حذف روند نمی توان به سری زمانی ایستا دست پیدا کرد و لازم است از روشها و مدل های مختلف ریاضی جهت رسیدن به سری ایستا استفاده کرد.

واژه های کلیدی: آزمون های ایستایی، آزمون های من-کندال، آزمون ADF، آزمون KPSS، سری زمانی، کندال فصلی، رودخانه شهرچای، روند

## Trend and Stationarity Analysis of Streamflow for the Purpose of Hydrological Time Series Modeling

K Khalili<sup>1\*</sup>, A Fakheri Fard<sup>2</sup>, Y Dinpazhoh<sup>3</sup> and MA Gorbani<sup>3</sup>

Received: 12 August 2008

Accepted: 10 March 2009

<sup>1</sup>Ph.D Student, Dept. of Water Engin. University of Tabriz, Iran

<sup>2,3</sup>Assoc. Prof. and Assist. Prof, University of Tabriz, Iran

### Abstract

Many hydrological time series exhibit trending behavior or nonstationarity. An important task of hydrological time series is to determine if there exists any trend in the data, and how to achieve stationarity. Therefore, presenting any method to analyze trend and stationarity will be useful. On the other hand, detecting trend and stationarity in hydrological time series may help us to understand the possible links between hydrological processes and global environmental changes. Data of Shaharchai river in Urmia of West Azarbaijan province of Iran with records from 1973-2008 (31 years) consisting of daily, 10-day, monthly and yearly streamflow rates were employed. Trend analyses with Mann-Kendall and seasonal Kendall test show that there is no trend in annual mean discharge but monthly flow series exhibit significant downward trend in specific months. Stationarity of time series after deseasonalizing were investigated using ADF and KPSS tests. All daily and 10-day streamflow series appear to be significantly stationary and most monthly and annual series are stationary. The results imply that in smaller time scales such as daily and 10-day, trend is more obvious and detrending can help series to be stationary. Nonstationarity may be because of existing seasonality or periodic behavior in streamflow time series. For removing seasonality in order to reach stationarity mathematical models can be used.

**Keywords:** ADF test, KPSS test, Mann-Kendall test, Seasonal Kendall, Shaharchai river, Streamflow time series, Trend

## مقدمه

داده‌های هواشناسی و هیدرولوژیکی به عنوان اطلاعات پایه و اساسی در طراحی و مدیریت پروژه‌های منابع آب به کار می‌رود. تمام مسائل مهندسی آب بر مبنای فرضیه ایستایی یا ایستا بودن<sup>1</sup> سری زمانی<sup>2</sup> مورد مطالعه قرار می‌گیرند در حالیکه بسیاری از سری‌های زمانی هیدرولوژیکی بنا به دلایل مختلف نظیر تغییرات آب و هوایی، دارای روند<sup>3</sup> بوده و یا در میانگین نایستا هستند. بنابراین بررسی روند و ایستایی در سری‌های زمانی هیدرولوژیکی می‌تواند در تفسیر رابطه بین فرآیندهای هیدرولوژیکی و تغییرات محیطی در مناطق مورد مطالعه کمک موثری داشته باشد. ون به له و هوگس (1984) روند کیفیت آب رودخانه را مورد بررسی قرار دادند. لنتمایر و همکاران (1994) الگوی روند بالادست رودخانه را مطالعه کردند. تورکس و همکاران (1995) آزمونهای مختلف غیر پارامتری را جهت تعیین روند در داده‌های 63 ساله میانگین درجه حرارت ترکیه به کار بردند. همچنین تورکس (1996) با استفاده از داده‌های میانگین سالانه درجه حرارت 18 ایستگاه در ترکیه روند افزایشی را در این مناطق مشاهده کرد. ژانگ و همکاران (2001) و برن و حق‌النور (2002) روند جریان رودخانه‌های کانادا را مورد آزمون قرار دادند. لینز و اسلک (1999) و مک کابه (2002) روند جریان رودخانه‌های امریکا را با در نظر گرفتن تغییرات اقلیمی بررسی کردند. رابسون و همکاران (1998) مدارک معتبری جهت تاثیر اقلیم رفتار سیل نیافتند. ون گلبر و همکاران (2000) بین روند افزایشی دبی جریان رودخانه راین در اروپا با تغییرات اقلیمی روابط معتبری به دست نیاوردند. دی ویت (2001) داده‌های دبی جریان رودخانه‌های بلژیک را مطالعه کرده و مشاهده کردند که داده‌های دبی متوسط سالانه و فصلی رودخانه‌ها در قرن اخیر به شدت روند افزایشی داشته و در حالیکه به

نظر می‌رسید دبی حداکثر روزانه در زمستان افزایش یابد، با این حال دبی های حداقل تابستان افزایش یافته است. اگرچه این مطالعات روند فرایندهای هیدرولوژیکی را برای برخی مناطق به طور موضعی بررسی کرده اند اما نتایج بدست آمده نیز به صورت منطقی ای خواهد بود (فیستر و همکاران 2000). کایا و کالایچی (2004) روند جریان رودخانه‌های 26 حوضه را در ترکیه مورد مطالعه قرار دادند که در بیشتر حوضه‌ها روند کاهش مشاهده گردید که می‌تواند به دلیل کاهش بارندگی و افزایش درجه حرارت باشد. وانگ و همکاران (2005) روند و ایستایی رودخانه‌های غرب اروپا را بررسی کرده که در اکثر سری ماهانه و سالانه جریان روند وجود نداشت و ایستا بودن ولی سری روزانه جریان دو رودخانه دانوب ایستا نبودند. بیرسان و همکاران (2004) روند جریان روزانه رودخانه‌های سوئیس را بررسی کرده و به روابط بین روند و تغییرات بارندگی و درجه حرارت دست یافتند. همچنین بیرسان و همکاران (2008) در نیمه دوم قرن بیستم روند جریان رودخانه‌های رومانی را نیز به روش مشابهی بررسی کرده و به نتایج مشابهی دست یافتند. کارالا و همکاران (2008) روند تغییرات جریان رودخانه‌های امریکا را بررسی کرده که در مناطق می‌سی‌سی‌پی روند افزایشی و دیگر مناطق روند کاهش مشاهده گردید. هدف از این مقاله بررسی روند تغییرات دبی میانگین رودخانه شهرچای ارومیه با استفاده از روش‌های غیرپارامتری<sup>4</sup> رایج من - کندال<sup>5</sup> و کندال فصلی<sup>6</sup> در مقاطع زمانی سالانه، ماهانه و ده روزه و همچنین بررسی ایستایی سری‌های زمانی سالانه، ماهانه، ده روزه و روزانه پس از حذف روند با استفاده از آزمون‌های ریشه واحد<sup>7</sup> دیکی - فولر (1979) یا ADF و آزمون KPSS که توسط کوویاتکوفسکی و همکاران (1992) انجام و از مطالعات اقتصادی نشات گرفته،

<sup>4</sup>Nonparametric<sup>5</sup>Mann-Kendall<sup>6</sup>Seasonal Kendall<sup>7</sup>Unit root test<sup>1</sup>Stationary<sup>2</sup>Time series<sup>3</sup>Trend

هیدرولوژی دارد می‌توان استفاده کرد (ژانگ و همکاران 2001). در ضمن روش‌های غیرپارامتری جهت بررسی روند از روش‌های پارامتری حساسیت کمتری نسبت به مقادیر حدی دارند همچنین آزمون غیرپارامتری را می‌توان برای سری زمانی بدون در نظر گرفتن خطی یا غیرخطی بودن روند، به کار برد (وانگ و همکاران 2005).

## 2-2-1- آزمون من - کندال (MK)

کندال (1938) متغیر  $\tau$  را جهت اندازه‌گیری رابطه بین  $x$  و  $y$  ارائه کرد و من (1945) با استفاده از آزمون کندال یکی از متغیرها را زمان در نظر گرفت تا روند را مورد آزمون قرار دهد. این آزمون را به صورت MK نیز نشان می‌دهند. در این آزمون فرض صفر ( $H_0$ ) بدین معنی است که مشاهدات نمونه  $\{x_1, x_2, \dots, x_N\}$  مستقل از هم بوده و با متغیرهای تصادفی توزیع شده و در نتیجه روند وجود ندارد (یو و همکاران 1993). آزمون آماری MK به صورت زیر است:

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

که در آن  $\text{sgn}(x_j - x_i) = \begin{cases} +1, & x_j > x_i \\ 0, & x_j = x_i \\ -1, & x_j < x_i \end{cases}$  و  $N$  تعداد سال-های آماری است.

$$t = 2S / (N(N-1)) \quad [2]$$

$$s_s = \sqrt{\frac{1}{18} [N(N-1)(2N+5) - \sum_{i=1}^m t_i(t_i-1)(2t_i+5)]} \quad [3]$$

که در آن  $t_i$  تعداد داده‌ها در گره<sup>2</sup> نام می‌باشد. در شرایطی که تعداد نمونه از 10 بزرگتر باشد، مقدار متغیر نرمال و استاندارد  $Z$  از رابطه زیر بدست می‌آید (دوگلاس و همکاران 2000).

$$Z = \begin{cases} (S-1)/s_s, & S > 0 \\ 0, & S = 0 \\ (S+1)/s_s, & S < 0 \end{cases} \quad [4]$$

می‌باشد. با توجه به اینکه بسیاری از مطالعات انجام گرفته بر روی سری‌های زمانی هیدرولوژیکی در داخل و خارج کشور با فرض ایستا بودن سری زمانی پس از حذف روند مطالعه گردیده نتایج این تحقیق می‌تواند به این سؤال که آیا سری زمانی پس از حذف نایستایی ناشی از روند ایستاست یا خیر و می‌توان مدل‌سازی سری زمانی بر روی آن انجام داد، پاسخ دقیقتری دهد.

## 2- مواد و روش‌ها

### 2-1- موقعیت منطقه مورد مطالعه

حوضه شهرچای ارومیه در استان آذربایجان غربی و در غرب دریاچه ارومیه قرار دارد. رودخانه شهرچای یکی از رودخانه‌های 13 گانه‌ای است که به دریاچه ارومیه تخلیه می‌گردد. در این تحقیق از داده‌های روزانه 31 ساله ایستگاه هیدرومتری میرآباد از سال آبی 1352 الی 1382 واقع در بالادست حوضه به طول شرقی 52°-44° و عرض شمالی 26°-37° استفاده گردیده است. در این مطالعه، آمار روزانه 31 ساله دبی جریان رودخانه شهرچای ارومیه در ایستگاه میرآباد طی دوره آماری 1355 تا 1382 مورد استفاده قرار گرفته است. مقدار میانگین ده روزه، ماهانه و سالانه از آمار روزانه بدست آمده است. در داده‌ها هیچ خلأ آماری وجود ندارد.

### 2-2- تحلیل روند

هدف از آزمون روند این است که وجود و یا عدم وجود سیر صعودی یا نزولی در سری داده‌ها بررسی گردد. به این دلیل که در روش‌های پارامتری<sup>1</sup> فرضیاتی نظیر نرمال بودن، ایستایی و مستقل بودن متغیرها وجود داشته و این فرضیات برای متغیرهای هیدرولوژیکی اعتبار ندارد، از روش غیرپارامتری من - کندال (MK) که کاربرد بیشتری در مطالعات هواشناسی و

<sup>2</sup>Tie

<sup>1</sup>Parametric

$$S_{S'}^2 = \sum_{j=1}^P \text{Var}(S_j) + \sum_{g=1}^{P-1} \sum_{h=g+1}^P S_{gh} \quad [7]$$

که در آن  $S_{gh}$  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 بدست آمده که دارای توزیع نرمال و استاندارد می‌باشد.

$$\begin{aligned} Z' &= \frac{(S' - 1)}{S_{S'}}, \quad S' > 0 \\ Z' &= 0, \quad S' = 0 \\ Z' &= \frac{(S' + 1)}{S_{S'}}, \quad S' < 0 \end{aligned} \quad [8]$$

مقدار  $t$  کلی نیز از میانگین وزنی  $t_j$  ها برای  $P$  فصل از روش MK بدست می‌آید.

$$t = \frac{\sum_{j=1}^P n_j t_j}{\sum_{j=1}^P n_j} \quad [9]$$

آزمون کندال فصلی در صورتی اعتبار دارد که روند تمام ماهها یا فصول در یک جهت باشد. به عبارت دیگر روند همگن<sup>3</sup> باشد. در غیر این صورت یعنی وجود روند در جهات مختلف سال ون به‌له و هوگس (1984) رابطه زیر را جهت آزمون همگنی روند ارائه کردند.

$$X^2_{\text{homogeneous}} = \sum_{j=1}^P Z_j^2 - P\bar{Z}^2 \quad [10]$$

که در آن

$$\begin{cases} Z_j = \frac{S_j - E(S_j)}{[\text{Var}(S_j)]^{1/2}} \\ \bar{Z} = \frac{1}{P} \sum_{j=1}^P Z_j \end{cases} \quad [11]$$

$p$  عبارت است از تعداد فصل و  $Z_j$  مقدار  $Z$  برای فصل  $p$  یا ماه  $j$  ام است.  $X^2_{\text{homogeneous}}$  آزمون کای اسکوئر با درجه آزادی  $(P-1)$  می‌باشد. اگر  $X^2$  جدول در سطح معنی‌داری  $\alpha$  از  $X^2_{\text{homogeneous}}$  بزرگتر یا مساوی با آن باشد در این صورت در تمام فصول یا ماهها همگنی در

با توجه به آزمون آماری دوطرفه اگر  $X^2_{\text{het}} = \sum_{j=1}^P Z_j^2 - P\bar{Z}^2$  در سطح معنی‌داری معین  $\alpha$  باشد، فرض صفر ( $H_0$ ) پذیرفته شده و روند وجود ندارد. مقادیر مثبت  $S$  روند صعودی و مقادیر منفی نیز روند نزولی را نشان می‌دهند. مطالعات نشان داده که وجود همبستگی متوالی<sup>1</sup> در سری زمانی سبب تغییر واریانس  $S$  در آزمون من - کندال و افزایش امکان عدم روند خواهد بود (ون استورچ 1995). همچنین این روش برای سری داده‌هایی که در آنها خاصیت تناوب یا فصلی<sup>2</sup> وجود ندارد مناسب است و برای داده‌هایی نظیر دبی ماهانه جریان و مقیاس زمانی کوچکتر که در آنها تناوب وجود دارد، می‌توان از روش تعدیل شده کندال به نام کندال فصلی استفاده کرد (هیرش و همکاران 1982 و هیرش و اسلک 1984).

## 2-2-2- آزمون کندال فصلی (SK)

این روش برای سری زمانی با تغییرات فصلی به کار می‌رود که نیازی به نرمال بودن سری زمانی نیز ندارد (یو و همکاران 1993). در این روش آماره  $S$  مانند روش MK برای هر فصل به طور جداگانه محاسبه شده، سپس مجموع آنها بدست می‌آید.

$$S' = \sum_{j=1}^n S_j \quad j = 1, 2, \dots, n \quad [5]$$

که در  $n$  تعداد ماهها یا فصل و  $S_j$  آماره من کندال برابر ماه  $j$  ام است.

در صورت عدم وجود همبستگی متوالی در داده‌ها واریانس  $S'$  از رابطه [6] بدست آمده و اگر در داده‌های سری زمانی همبستگی متوالی وجود داشته باشد، از رابطه [7] واریانس  $S'$  قابل محاسبه خواهد بود.

$$S_{S'}^2 = \sum_{j=1}^P \text{Var}(S_j) \quad [6]$$

<sup>1</sup>Serial correlation

<sup>2</sup>Seasonality

<sup>3</sup>Homogeneity

یک روند خطی بوجود آمده است. مدل AR(1) که یک مدل خودهمبسته<sup>8</sup> با تأخیر یک می باشد عبارت است از:

$$x_t = r.x_{t-1} + e_t \quad t=1,2,\dots,N \quad [12]$$

که در آن  $\varepsilon_t$  سری تصادفی نرمال و استاندارد و مستقل با میانگین صفر و واریانس  $\sigma^2$  می باشد. در صورتیکه  $|r| < 1$  باشد سری  $\{x_t\}$  ایستا بوده و اگر  $r = 1$  باشد، سری نایستاست. با استفاده از روش حداکثر درست نمایی مقدار  $\hat{r}$  به صورت زیر محاسبه می گردد.

$$\hat{r} = \left( \sum_{t=2}^N X_{t-1}^2 \right)^{-1} \cdot \sum_{t=2}^N X_{t-1} \cdot X_t \quad [13]$$

$$\hat{t} = \frac{\hat{r} - 1}{\hat{S}_p} \quad [14]$$

که در آن  $\hat{S}_p$  خطای استاندارد OLS برای ضریب  $\hat{r}$  می باشد. دیکی و فولر حد توزیع آزمون  $t$  را در شرایط فرض  $H_0$  و  $H_1$  مورد بررسی قرار دارند که عبارتند از:

$$\begin{cases} H_0 : r = 1 \\ H_1 : |r| < 1 \end{cases} \quad [15]$$

در صورت احراز شرایط فرض  $H_0$  سری نایستا بوده و در شرایط فرض  $H_1$  سری ایستا خواهد بود. برای آزمون ریشه واحد می توان مرتبه خودهمبستگی را افزایش داد تا با مدل های عمومی ARMA(p,q) با مرتبه های نامعین تطبیق داده شود (سد و دیکی 1984 و همیلتن 1994).

### 2-3-2-2- KPSS آزمون

این آزمون توسط کوویاتکوفسکی و همکاران (1992) ارائه گردید که ایستایی حول یک روند معین و ایستایی حول یک سطح ثابت را آزمون می کند. این آزمون را می توان به صورت یک آزمون ریشه واحد نیز تصحیح کرد که شین و اشمید (1992) نشان دادند که KPSS جهت آزمون ایستایی طراحی شده و جهت آزمون های

یک جهت بوده پذیرفته می شود و می توان از کندال فصلی استفاده کرد.

### 2-3-2-3- آزمون ایستایی<sup>1</sup>

هدف از آزمون ایستایی مشخص کردن این موضوع است که آیا مقادیر میانگین و واریانس نسبت به زمان تغییر می کنند یا خیر. تقریباً در تمام روش های تحلیل سری های زمانی<sup>2</sup> خطی یا غیرخطی، سری زمانی ایستا فرض می شود در حالیکه اغلب سری های زمانی بنا به دلایل مختلف نظیر روند، تناوب<sup>3</sup> و یا پرش<sup>4</sup> نایستا هستند که قبل از مدل سازی بایستی سری داده ها به حالت ایستا تبدیل شده و سپس مدل سازی صورت گیرد (سالاس و همکاران 1980). بنابراین آزمون ایستایی جهت استفاده از مدل های مورد نظر ضروری است. از طرفی در برخی مواقع بررسی نایستایی در سری می تواند کمک مؤثری در درک مکانیسم فیزیکی موجود باشد که این امر اهمیت آزمون ایستایی را در تحلیل سری های زمانی هیدرولوژیکی نشان می دهد (وانگ و همکاران، 2005). در این تحقیق از دو روش مختلف که کاربرد بیشتری داشته اند، جهت آزمون ایستایی استفاده شده است.

### 2-3-2-1- آزمون ریشه واحد<sup>5</sup> دیکی - فولر<sup>6</sup> (ADF)

آزمون ریشه واحد ADF در ابتدا توسط دیکی و فولر (1979) ارائه گردید سپس توسط سید و دیکی (1984) تصحیح گردید. آزمون ریشه واحد دیکی - فولر از طریق تخمین OLS<sup>7</sup> یا مدل های رگرسیونی با وجود

<sup>1</sup>Stationary test

<sup>2</sup>Time series analysis

<sup>3</sup>Periodicity

<sup>4</sup>Shift

<sup>5</sup>Unit root test

<sup>6</sup>Augmented dickey - fuller

<sup>7</sup>Ordinary least square

<sup>8</sup>Autoregression

$$KPSS = N^{-2} \sum_{t=1}^N \frac{S_t^2}{\hat{S}_{(P)}^2} \quad [20]$$

در آزمون KPSS برخلاف دیگر آزمون ها فرض صفر به صورت  $H_0: r \leq 1$  می باشد که در این شرایط سری ایستاست. مقدار حدی و محاسبات آماری KPSS توسط کوویاتکوفسکی و همکاران (1992) ارائه گردیده است. برن و النور (2002) دوره زمانی حداقل 25 ساله را جهت تحلیل روند معتبر دانسته اند. جهت بررسی روند در سری های سالانه دبی جریان، از آزمون من - کندال استفاده شده است. برای دوره های زمانی کوتاه تر نظیر ماهانه و ده روزه به دلیل وجود خاصیت فصلی یا دوره ای در سری زمانی از آزمون کندال فصلی استفاده گردیده است. با توجه به اینکه هر دو روش آزمون ایستایی بر مبنای رگرسیون خطی و توزیع نرمال می باشند، بایستی از سری داده های واقعی لگاریتم بگیریم تا روند نمایی به خطی تبدیل شود (همیلتن 1994 و گیمنو و همکاران 1999). همچنین به دلیل وجود خاصیت تناوب یا دوره ای در سری های زمانی بایستی تناوب از داده ها حذف شود که این امر با استاندارد کردن داده ها یعنی کسر میانگین داده ها (روزانه، یک سوم ماه، ماهانه و سالانه) و تقسیم بر انحراف معیار آنها بدست آمده است. یکی از مسائل مهم در آزمون های ایستایی تعیین مقدار تأخیر  $P$  می باشد زیرا این روشها به ویژه آزمون KPSS حساسیت زیادی نسبت به مقدار انتخابی  $P$  دارند. بطوریکه مقدار آماره آزمون با افزایش  $P$  کاهش می یابد و اگر  $P$  خیلی کوچک باشد، خطای باقیمانده همبستگی باعث خطای آزمون می گردد (کوویاتکوفسکی و همکاران 1992). در این تحقیق مقدار  $P$  برای سری های ماهانه، ده روزه و روزانه بر مبنای برازش مدل AR و بر اساس معیار آکایکه  $(AIC)^3$ ، همچنین رابطه شورت (1989) و کوویاتکوفسکی و

استاندارد دیگر به خوبی آزمون های ریشه واحد نمی باشد. سری  $\{X_t\}$  را که در آن  $t=1,2,\dots,N$  در نظر بگیرد. فرض کنید بتوان سری را به مجموع یک روند معین<sup>1</sup>، رندم واک<sup>2</sup> و یک خطای ایستایی با در نظر گرفتن مدل رگرسیونی خطی زیر تجزیه نمود.

$$X_t = r_t + b_t + e_t \quad [16]$$

که در آن  $r_t = r_{t-1} + U_t$  به صورت رندم واک،  $b_t$  روند معین و  $e_t$  خطای ایستایی باشد. در این آزمون اگر سری  $X_t$  دارای یک روند معین باشد، سری ها حول یک روند معین ایستا بوده و فرض صفر به صورت  $S_{ii}^2 = 0$  خواهد بود. در حالت دیگر ایستایی، ایستایی حول یک سطح ثابت بوده که در این شرایط فرض صفر به صورت  $b = 0$  خواهد بود. بنابراین در حالت ایستایی حول یک روند معین، باقیمانده های  $e_t$  که در آن  $t=1,2,\dots,N$  می باشد، از رگرسیون  $X$  و زمان بوده و  $e_t = e_t$  خواهد بود در حالیکه در ایستایی حول یک سطح ثابت، باقیمانده های  $e_t$  به صورت  $e_t = X_t - \bar{X}$  بدست می آید. اگر مجموع  $e_t$  را به صورت زیر با  $S$  نمایش دهیم:

$$S = \sum_{j=1}^t e_j \quad [17]$$

اگر  $S^2$  واریانس  $e_t$  باشد، خواهیم داشت:

$$S^2 = \lim N^{-1} E[S_N^2] \quad [18]$$

حال می توان  $S^2$  تخمینی را با استفاده از باقیمانده ها به صورت زیر محاسبه نمود:

$$\hat{S}^2(P) = \frac{1}{N} \sum_{t=1}^N e_t^2 + \frac{2}{N} \sum_{j=1}^P w_j(P) \cdot \sum_{t=j+1}^N e_t \cdot e_{t-j} \quad [19]$$

که در آن  $P$  مقدار تأخیر و  $w_j(P)$  تابع وزنی مؤلفه ای بوده که بارتلت (1950) به صورت  $w_j(P) = 1 - \frac{j}{(P+1)}$  تعریف نمود. نهایتاً آزمون

KPSS به صورت زیر قابل محاسبه خواهد بود:

<sup>3</sup>Akaike information criterion

<sup>1</sup>Deterministic trend

<sup>2</sup>Random walk

جدول ۲- نتایج آزمون کندال فصلی بر روی داده‌های متوسط دبی جریان ماهانه رودخانه شهرچای

| برازش کندال فصلی       | $P_{adj}$ | P     | Z      | S     | $tau(t)$ |
|------------------------|-----------|-------|--------|-------|----------|
| $Y = 2/129 - 0/2184 T$ | 0/307     | 0/000 | -5/025 | -1021 | -0/184   |

همچنین برای هر ماه به طور جداگانه و با استفاده از آزمون من - کندال روند بررسی شده که نتایج آزمون در جدول 3 ارائه گردیده است. نتایج آزمون روند در داده‌های ده روزه نیز در جدول 4 ارائه شده است. با توجه به نتایج بدست آمده در جدول 1، برای مقادیر دبی متوسط سالانه جریان شهرچای، روند نزولی بسیار کمی دیده می‌شود که با نتایج کایا و کالایچی (2004) همخوانی دارد. نتایج جدول 2 نشان می‌دهد که در مقادیر دبی متوسط ماهانه جریان روند نزولی مشخصی وجود دارد که جهت بررسی دقیق‌تر برای هر ماه به طور جداگانه آزمون من - کندال صورت گرفته و در جدول 3 نتایج حاصله ارائه گردیده است. طبق نتایج بدست آمده در ماه‌های مهر، آذر و شهریور روند نزولی بارز و در ماه مرداد و دی و بهمن ناچیز می‌باشد. در دیگر ماه‌های سال روند مشخصی وجود ندارد. می‌توان چنین نتیجه گرفت که از اواسط تابستان (اوایل مرداد ماه) تا اوایل پاییز (اواخر مهرماه) روند نزولی مشخصی وجود دارد و از اواخر پاییز (اوایل آذرماه) تا اواخر زمستان (اواخر بهمن‌ماه) روند نزولی کمی دیده می‌شود و در فصل بهار هیچ روندی وجود ندارد. به عنوان نمونه نمودار سری زمانی رودخانه شهرچای ارومیه در مهرماه به همراه خط روند در شکل 2 نشان داده شده است. طبق نتایج بدست آمده از جدول 4 برای داده‌های ده روزه نیز فرض  $H_0$  مورد قبول نبوده و با توجه به اینکه مقدار P نزدیک به صفر بوده و  $t \neq 0$  است، روند وجود دارد که بازهم در جهت کاهش مقدار جریان می‌باشد.

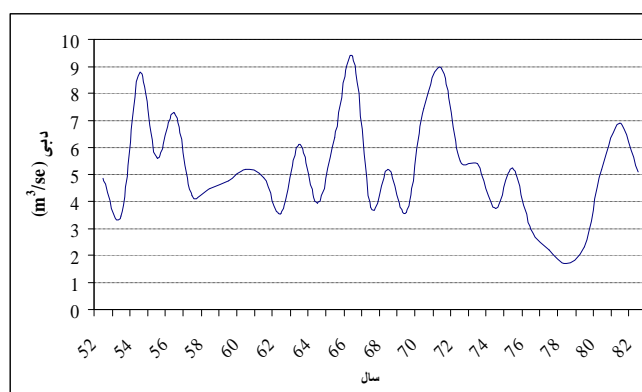
همکاران (1992) به صورت  $P = \int X \left(\frac{N}{100}\right)^{\frac{1}{4}}$  که در آن

$X=4,12$  می‌باشد، بدست آمده است. برای سری‌های سالانه دبی جریان مقدار  $P=2$  در نظر گرفته شده است.

### 3- نتایج و بحث

#### 3-1 نتایج آزمون روند

اولین مرحله در آنالیز سری‌های زمانی مشاهده گرافیکی داده است. تغییرات دبی جریان متوسط سالانه در شکل 1 نشان داده شده است. با توجه به شکل مذکور روند نزولی نامحسوسی در داده‌ها مشاهده می‌گردد. نتایج آزمون من - کندال برای سری متوسط سالانه در جدول 1 ارائه گردیده است.



شکل 1- روند تغییرات دبی جریان سالانه رودخانه شهرچای

جدول 1- نتایج آزمون من - کندال بر روی داده‌های دبی متوسط جریان سالانه رودخانه شهرچای

| برازش من - کندال     | P      | Z     | S   | $tau(t)$ |
|----------------------|--------|-------|-----|----------|
| $Y = 73/43 - 0/05 X$ | 0/3587 | 0/918 | -55 | -0/118   |

با استفاده از آزمون کندال فصلی و با توجه به وجود تناوب در داده‌های ماهانه و ده روزه، روند مورد بررسی قرار گرفته که نتایج در جدول 2 ارائه شده است.



آزمون ایستایی با استفاده از روش ADF و KPSS در جدول 5 ارائه شده است.

جدول 5- نتایج آزمون ایستایی برای سری های استاندارد شده جریان رودخانه

| آزمون KPSS |         | آزمون ADF |         | تاخیر | سری    |
|------------|---------|-----------|---------|-------|--------|
| نتایج      | P-value | نتایج     | P-value |       |        |
| 0/5        | >0/05   | -3/033    | 0/0882  | 2     | سالانه |
| 1/08       | >0/01   | -4/041    | 0/072   | 5     | ماهانه |
| 0/512      | >0/05   | -2/716    | 0/0014  | 16    |        |
| 1/988      | >0/1    | -5/707    | 0/0000  | 7     | یک سوم |
| 0/940      | >0/1    | -3/44     | 0/0097  | 21    | ماه    |
| 4/933      | >0/1    | -11/89    | 0/0000  | 13    | روزانه |
| 2/133      | >0/1    | -8/377    | 0/0000  | 39    |        |

با توجه به نتایج بدست آمده از جدول 5 مشاهده می‌گردد که برای سری‌های سالانه دبی جریان، از روش ADF در سطح احتمال 5 درصد فرض  $H_0$  مورد قبول نبوده و سری ایستاست ولی در سطح احتمال 1 درصد فرض  $H_0$  قبول شده و سری نایستاست. نتایج بدست آمده از روش KPSS برای سری‌های سالانه جریان نیز نشان می‌دهد که در دو سطح احتمال 5 و 10 درصد سری ایستاست. برای سری‌های ماهانه جریان به روش ADF در تأخیر 5 سری ایستا بوده و در تأخیر 16 سری در سطح احتمال 5 درصد نایستا و در سطح احتمال 10 درصد ایستاست. در روش KPSS برای تأخیر 5 سری در تمام سطوح احتمال ایستا بوده و برای تأخیر 16، سری در سطح احتمال 1 درصد نایستا و در سطح احتمال 5 و 10 درصد ایستاست. برای سری‌های ده روزه (1/3 ماه) و روزانه با هر دو روش ADF و KPSS در تمام تأخیرها سری ایستاست.

#### 4- نتیجه‌گیری

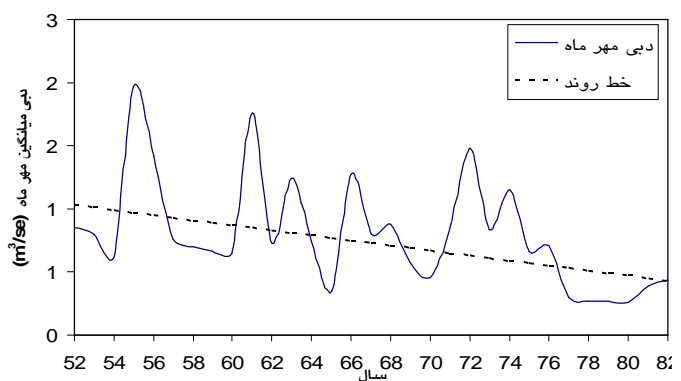
طبق نتایج بدست آمده از آزمون‌های من - کندال و کندال فصلی، در داده‌های سالانه روند مشخصی وجود نداشته ولی در داده‌های ماهانه و ده روزه روند کاهشی

جدول 3- نتایج آزمون من کندال بر روی داده‌های متوسط دبی جریان ماهانه رودخانه شهرچای

| ماه      | $tau(t)$ | S    | Z      | P      | برازش کندال فصلی     |
|----------|----------|------|--------|--------|----------------------|
| مهر      | -0/351   | -163 | -2/755 | 0/0059 | $Y = 28/07 - 0/02 X$ |
| آبان     | -0/106   | -46  | -0/803 | 0/422  | $Y = 23/06 - 0/01 X$ |
| آذر      | -0/248   | -108 | -1/909 | 0/0562 | $Y = 37/01 - 0/02 X$ |
| دی       | -0/193   | -84  | -1/482 | 0/1383 | $Y = 24/02 - 0/01 X$ |
| بهمن     | -0/207   | -90  | -1/589 | 0/1121 | $Y = 24/9 - 0/017 X$ |
| اسفند    | -0/002   | 1    | 0/00   | 1      | $Y = 1/985 - 0/00 X$ |
| فروردین  | -0/129   | -56  | -0/981 | 0/326  | $Y = 63/05 - 0/04 X$ |
| اردیبهشت | -0/087   | -38  | -0/66  | 0/5091 | $Y = 74/81 - 0/04 X$ |
| خرداد    | -0/159   | -69  | -1/213 | 0/2251 | $Y = 316/4 - 0/02 X$ |
| تیر      | -0/145   | -63  | -1/106 | 0/2687 | $Y = 123/3 - 0/08 X$ |
| مرداد    | -0/198   | -86  | -1/517 | 0/1293 | $Y = 34/5 - 0/024 X$ |
| شهریور   | -0/28    | -122 | -2/159 | 0/0308 | $Y = 26/6 - 0/019 X$ |

جدول 4- نتایج آزمون کندال فصلی بر روی داده‌های متوسط یک سوم ماه جریان رودخانه شهرچای

| $tau(t)$ | S     | Z     | P     | $P_{adj}$ | برازش کندال فصلی    |
|----------|-------|-------|-------|-----------|---------------------|
| -0/159   | -2667 | -7/55 | 0/000 | 0/0406    | $Y = 2/1 - 0/024 T$ |



شکل 2- خط روند تغییرات دبی جریان مهر ماه رودخانه شهرچای

#### 3-2- نتایج آزمون ایستایی

قبل از انجام آزمون ایستایی، لازم است روند از داده‌ها حذف گردد که با استاندارد کردن داده‌ها و با روشی که در بخش مواد و روش ذکر گردید روند میانگین و انحراف معیار از داده‌ها حذف شد. نتایج

بیشتری دارد و روش KPSS نسبت به تشخیص آن توانایی کمتری دارد و هنوز نحوه تأثیر تناوب در آزمون ایستایی مشخص نیست. همچنین حساسیت روش KPSS به تعیین مقدار تأخیر  $P$  بالا بوده بطوریکه در تأخیرهای بیشتر نایستایی سری بیشتر می‌شود (وانگ و همکاران 2005). برای حذف نایستایی ناشی از رفتار تناوب یا فصلی بودن می‌توان از مدل‌های مختلف ریاضی نظیر تحلیل طیفی سری زمانی که بر اساس بسط سری‌های فوریه می‌باشد، استفاده کرد (کارآموز و عراقی نژاد 1384).

#### سپاسگزاری

نگارندگان از همکاری و مساعدت مهندس سید جمال رضوی در اداره کل منابع طبیعی استان آذربایجانغربی بخش آبخیزداری کمال تشکر و قدردانی را دارد.

دیده می‌شود که می‌تواند به دلیل تغییرات ایجاد شده توسط انسان نظیر برداشت آب، جهش آبی ناشی از نصب ایستگاه‌های هیدرومتری، سازه‌های تنظیم و انحراف آب و غیره باشد. برای بررسی اثرات احتمالی گرم شدن منطقه‌ای هوا بر روند کاهشی جریان رودخانه بایستی تعداد بیشتری از رودخانه‌های منطقه، مورد مطالعه قرار گیرند. هر چه فاصله زمانی کوتاهتر می‌شود، روند کاهشی در داده‌ها مشهودتر بوده و می‌توان انتظار داشت با حذف روند از این داده‌ها به سری ایستاتری دست یافت. همانطوری که نتایج حاصل از آزمون‌های ADF و KPSS نشان می‌دهد، با حذف روند از داده‌های ماهانه، ده روزه و روزانه، سری به ایستایی بیشتری می‌رسد و سری سالانه جریان از ایستایی قابل قبولی برخوردار می‌باشد. نایستایی سری‌های کوتاه مدت نظیر ماهانه و روزانه می‌تواند به علل دیگری نظیر تناوب یا فصلی بودن، روند یا پرش (شیفت) باشد که در فرآیند جریان رودخانه تناوب اهمیت

#### منابع مورد استفاده

کارآموز م و عراقی نژاد ش، 1384. هیدرولوژی پیشرفته، چاپ اول، انتشارات دانشگاه صنعتی امیر کبیر (پلی تکنیک تهران).

Bartlett MS, 1950. Periodogram analysis and continuous spectra. *Biometrika*, 37: 1-16.

Brisan M, Molnar P, Burlando P and Pfaundler M, 2004. Streamflow trends in Switzerland., *Geophysical Research Abstracts* 6: 05810.

Brisan M, Zaharia L, Branescu E and Chendes V, 2008. Trends in Romanian stream flow over the second half of the 20<sup>th</sup> Century, *Geophysical Research Abstracts* 10: EGU 2008–A–10880: 1607 – 7962.

Burn DH and Hag Elnur MA, 2002. Detection of hydrologic trends and variability. *Journal of hydrology* 255: 107-122.

De Wit MJM, 2001. Effect of climate change on the hydrology of the river meuse Report 104, Wageningen University Environmental Sciences, The Netherland.

Dickey DA and Fuller WA, 1979. Distribution of the estimators for autoregressive time series with a unit root, *Journal of American Statistical Association*, 74,427-431.

- Gimeno R, Manchado B and Mingues R, 1999. Stationarity tests for financial time series. *Physica A*, 269: 72-78.
- Hamilton JD, 1994. *Time series analysis*. Princeton University Press, Princeton, U.S.A.
- Hirsch RM, Slack JR and Smith RA, 1982. Techniques of trend analysis for monthly water quality data. *Water Resources Research*, 18: 107-121.
- Hirsch RM and Slack JR, 1984. A nonparametric trend test for seasonal data with serial dependence. *Water Resources Research*, 20: 727-732.
- Kahya E and Kalayci S, 2004. Trend analysis of streamflow in Turkey. *Journal of hydrology* 289: 128-144.
- Karla A, Piechota TC, Davies R and Tootle GA, 2008. Changes in US streamflow and western U.S. Snowpack. *Journal of Hydrologic Engineering ASCE*, 13:156-163.
- Kendall MG, 1938. A new measure of rank correlation. *Biometrika* 36: 81-93.
- Kwiatkowski D, Phillips PCB, Schmidt P and Shin Y, 1992. Testing the null of stationarity against the alternative of a unit root: How sure are we the economic time series have a unit root? *Journal Economics* 54: 159-178.
- Lettenmaier DP, Wood AW, Palmer RN, Wood EF and Stakhiv EZ, 1999. Water resources implications of global warming. A U.S. regional perspective. *Climate Change* 43: 537-579.
- Lins HF and Slack JR, 1999. Streamflow trends in United States. *Geophysical Research Letters* 26: 227-230.
- Mann HB, 1945. Nonparametric test against trend. *Econometrica* 13: 245-259.
- MCCabe GJ and Wolock DM, 2002. A Step increase in streamflow in the conterminous United States. *Geophysical Research Letters*, 29: 2185.
- Pfister L, Humbert J and Hoffmann L, 2000. Recent trends in rainfall – runoff characteristics in Alzette river basin, Luxembourg. *Climate Change* 45: 323-337.
- Robson AJ, Jones TK, Read DW and Bayliss AC, 1998. A Study of national trend and variations in UK floods. *International Journal of Climatology* 18: 165-182.
- Said SE and Dicky D, 1984. Testing for unit roots in autoregressive moving average models with unknown order. *Biometrika* 71: 599-607.
- Salas JD, Delleur JW, Yevjevich V and Lane WL, 1980. *Applied modeling of hydrologic time series*. Water Resources Publications, Littleton, Colorado.
- Shin Y and Schmidt P, 1992. The KPSS stationarity test as a unit root test. *Economic Letters* 38: 387-392.
- Shwert GW, 1989. Test for unit roots: a Monte Carlo investigation. *Journal of Business and Economics Statistics* 7: 147-159.

- Turkes M, 1996. Spatial and temporal analysis of annual rainfall variations in Turkey. *International Journal of Climatology* 16: 1057-1076.
- Turkes, M, Utku MS and Kolic G, 1995. Variations and trends in annual mean air temperature in Turkey with respect to climatic variability. *International Journal of Climatology* 15: 557-569.
- Van Belle G and Hughes JP, 1984. Nonparametric tests for trend in water quality. *Water Resources Research* 20: 127-136.
- Van Gelber P, Kuzmin V and Visser P, 2000. Analysis and statistical forecasting of trends of hydrological processes in climate change. PP D13-D22. *Proceedings of the International Symposium on Flood Defence*. Vol. 1 Kassel, Germany.
- Von Storch H, 1995. Misuses of statistical analysis in climate research, pp. 11-26. *In: Storch HV and Navarra A (eds). Analysis of climate variability: Applications of statistical techniques*, Springer Verlag, New York,
- Wang W, Van Gelder PHAJM and Vrijling JK, 2005. Trend and stationary analysis for streamflow processes of rivers in western Europe in 20<sup>th</sup> century, IWA International conference on water economics, statistics and finance. Rethymno, Greece.
- YU YS, Zou S and Whittemore D, 1993. Non-parametric trend analysis of water quality data of rivers in Kansas. *Journal of Hydrology*, 150: 61-80.
- Zhang X, Harvey KD, Hogg WD and Yuzyk R, 2001. Trends in Canadian streamflow. *Water Resources Research* 37: 987-998.