

بررسی آماری تغییرات رژیم هیدرولوژیک رودخانه‌های بخش غربی حوزه آبخیز دریاچه ارومیه

مهدی تیموری^۱، علی فتح‌زاده^{۲*}

^۱ عضو هیأت علمی دانشکده کشاورزی و منابع طبیعی شیروان، دانشگاه فردوسی مشهد، ایران

^۲ استادیار دانشکده کشاورزی و منابع طبیعی، مجتمع آموزش عالی اردکان، ایران

(تاریخ دریافت: ۹۰/۳/۳۱، تاریخ تصویب: ۹۰/۱۱/۱۹)

چکیده

برای بهره‌گیری از داده‌های جرگن رودخانه در مدل سازی‌های هیدرولوژیک باید داده‌های مناسب، طولی مدت و دارای شرایط ویژه مانند داده‌های فاقد روند، بدون جهش، تصادفی و نیز تعیین بهترین تابع توزیع در اختیار داشت. در این پژوهش به بررسی شرایط فوق در داده‌های متوسط سالانه جرگن ۱۰ ایستگاه هیدرومتری در استان آذربایجان غربی در بازه زمانی ۳۱ ساله (۱۳۵۳-۱۳۸۳) پرداخته شده است. به این منظور برای بررسی روند از روش ناپارامتری ضریب همبستگی اسپرمن و آزمون من‌کندل، در مورد تصادفی بودن داده‌ها از آزمون ناپارامتری ران آزمون، برای بررسی جهش از آزمون ناپارامتری بدون توزیع مجموع تراکمی و برای مطالعه بهترین تابع توزیع از آماره کلموگروف اسمینوف برای مقایسه توابع احتمالاتی مختلف استفاده گردید. نتایج این پژوهش نشان داد که تمام ایستگاه‌ها دارای داده‌های تصادفی، بدون جهش و فاقد روند (بجز ایستگاه پل بهراملو) بودند. همچنین بیشتر آنها از تابع توزیع احتمالاتی گاما تبعیت می‌کنند.

واژه‌های کلیدی: دبی جریان، پراکندگی، روند، جهش، بهترین برازش

مقدمه

تغییرپذیری طبیعی اقلیمی و یا تغییرات مصنوعی ایجاد شده توسط انسان همانند تغییر کاربری اراضی یکی از مسائلی بوده که مناطق خشک و نیمه خشک به عنوان یکی از شکننده ترین سیستم‌های اکولوژیکی با آن مواجه بوده‌اند. از سویی شناخت تغییرات داده‌های هیدرولوژیک در سری‌های زمانی بلند مدت از جمله مسائل و مشکلات مهم در طراحی، برنامه‌ریزی و مدیته سازه‌های مرتبط با آب می‌باشد که باید با بررسی ویژگی‌های آماری سری داده‌ها و بهره‌گیری از آزمون‌های معتبر به درک صحیحی از آنها دست یافت. این در حالی است که عدم کفایت داده‌های مشاهداتی جرطن باعث افزایش عدم قطعیت در آنالیزهای مربوطه می‌شود (Ganji et al., 2001). لذا برای استخراج داده‌های با دوره بازگشت طولانی مدت از آنها می‌بایست از توزیع‌های آماری بهره جست که بیشتر آنالیزهای مربوطه رهن بر اساس فرض‌های همگرایی، عدم وجود روند و تصادفی بودن استوار می‌باشد. به عنوان نمونه وجود روند جرطن به بررسی همبستگی معنی‌دار مثبت طی منفی بین مشاهدات جرطن و زمان می‌پردازد و در اثر عوامل انسان‌ی مثل تغییرات کاربری طی عوامل طبیعی مثل تغییر اقلیم رخ می‌دهد. تصادفی بودن داده‌ها رهن ناشی از این موضوع است که داده‌ها در شرایط طبیعی اتفاق افتاده و عامل خارج‌ی باعث برهم زدن شرایط طبیعی حاکم بر جرطن نگردیده است.

Mahdavi et al. (2010) به بررسی روند در سری‌های هیدرولوژیکی دارای خود همبستگی در سه رودخانه قزل‌اوزن، جاجرود و نمرود پرداختند. نتایج حاصله نشان داد که در رودخانه قزل‌اوزن مدل‌های مختلف روندی را تشخیص نداده و در دو رودخانه دیگر بسته به این که خود همبستگی و روند مثبت یا منفی باشد مدل‌های مختلف عملکرد متفاوتی دارند. Zare et al. (2010) روند داده‌های هیدروکلیماتیک استان آذربایجان غربی را با بهره‌گیری از آزمون رگرسیون خطی و من-کندال مورد بررسی قرار دادند. نتایج این پژوهش بیانگر این بود که داده‌های دبی در ایستگاه مورد مطالعه فاقد روند بوده و مشابهت زیادی بین نتایج آنالیز روند با روش‌های پارامتریک و ناپارامتریک وجود دارد. Fathzadeh et al.

(2011) در پژوهش خود به مقایسه روش‌های نقطه بازگشت و اسپیرمن در تعیین روند داده‌های دبی رودخانه زاینده‌رود پرداختند. نتایج حاصل از این پژوهش از یک سو بیانگر عدم تفاوت نتایج حاصله از دو روش و از یک سو نشان‌دهنده وجود روند نزولی در داده‌های دبی بود. مقدار Z در روش نقطه بازگشت برابر ۲/۱۲- و مقدار t در روش اسپیرمن برابر ۳/۰۹- بدست آمد.

Fanta et al. (2001) به بررسی تغییرات جرطن سالانه داده‌های ۵۰۲ ایستگاه هیدرومتری در جنوب آفریقا پرداختند. آنها از آزمون فشر برای بررسی تصادفی بودن داده‌ها، از رگرسیون خطی ساده برای بررسی روند و از روش هوبرت (Hubert, 2000) برای بررسی جهش در سری داده‌ها استفاده نمودند. Adeloye & Montaseri (2002) رهن در پژوهش خود به آنالیز همبستگی، روند، پراکنش و برازش توزیع مناسب تعدادی از رودخانه‌های ایران و انگلستان پرداختند. آنها برای بررسی روند از آزمون اسپیرمن و برای بررسی پراکنش داده‌ها از آزمون ناپارامتری ران آزمون استفاده نموده و بهترین تابع توزیع برازش را با بهره‌گیری از روش ضریب همبستگی ترسیمی احتمالاتی برای رودخانه‌های ایران لوگ نرمال سه پارامتری و برای رودخانه‌های انگلستان لوگ پیسون سه پارامتری معرفی نمودند. Kahya & Kalayci (2004) به آنالیز روند داده‌های دبی در ترکیه پرداختند و به این نتیجه رسیدند که دبی رودخانه‌های واقع در غرب ترکیه دارای روند و رودخانه‌های واقع در شرق ترکیه فاقد روند می‌باشند. Cigizoglo et al. (2005) رهن برای بررسی روند داده‌های دبی حداقل، متوسط و حداکثر تعدادی از رودخانه‌های ترکیه از آزمون ناپارامتری من-کندال و آزمون پارامتری t استفاده نموده و وجود روند را بخصوص در رودخانه‌های غرب و جنوب ترکیه شناسایی نمودند.

همچرهن Aksoy (2007) در مطالعه خود در بررسی تغییرات پراکنش، جهش، روند و تابع توزیع احتمالاتی مناسب در دو رودخانه در غرب ترک‌یه روند و جهش معنی‌داری را مشاهده نکرد و تابع توزیع مناسب را تابع گاما عنوان نمود. Hamed (2008) در پژوهش خود به بررسی وجود روند در داده‌های هیدرولوژیک ۵۱ رودخانه مهم دنیا پرداخت. بدین منظور او از آزمون من-کندال

این پژوهش از داده‌های دبی روزانه جرطن تعدادی از ایستگاه‌های قدیمی و معتبر استان آذربایجان غربی برای تهیه داده‌های سالانه استفاده گردید. هدف از این پژوهش بررسی مولفه‌های اساسی در مطالعه تغییرپذیری جرطن و مقایسه متداول‌ترین آزمون‌های مورد استفاده به منظور شناخت تغییرات هیدرولوژیک (روند، پراکندگی، جهش و توزیع آماری مناسب) تعدادی از رودخانه‌های مهم استان آذربایجان غربی با طول دوره آماری مناسب (۳۱ سال) است.

مواد و روش‌ها

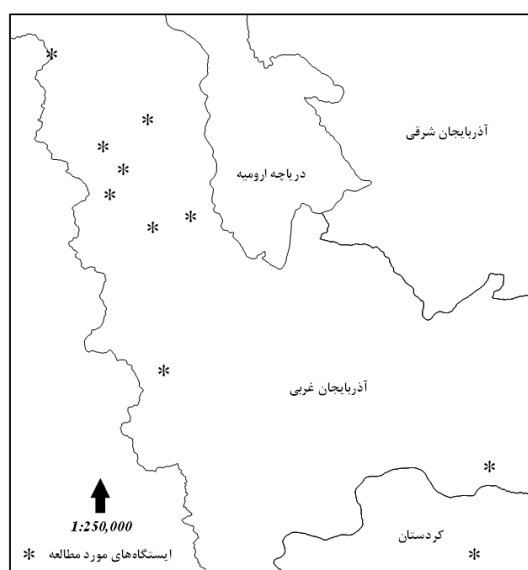
در این پژوهش از تعدادی از ایستگاه‌های هیدرومتری واقع در رودخانه‌های مهم استان آذربایجان غربی و به‌خصوص رودخانه‌های منتهی به درلچه ارومیه استفاده شده است (جدول ۱). لازم به توضیح است که سهم آب ورودی به درلچه ارومیه از رودخانه‌های استان آذربایجان غربی به مقدار ۸۵ درصد و از رودخانه‌های استان آذربایجان شرقی ۱۵ درصد می‌باشد (شرکت سهامی آب منطقه‌ای استان آذربایجان غربی). همچنین طول دوره آماری در ایستگاه‌های منتخب ۳۱ سال و بین سال‌های ۱۳۵۳ الی ۱۳۸۳ بوده است. در شکل ۱ نقشه پراکنش ایستگاه‌های مورد مطالعه نشان داده شده است.

استفاده نمود و رابطه اصلاح شده من‌کندال را برای تأثیر مقیاس در مطالعات مربوطه ارائه نمود. Kim et al. (2010) به بررسی تغییرات فصلی جریان رودخانه در حوزه آبخیز بروک آمریکا پرداختند. آنها دریافتند که داده‌های سیلابی در دو دهه اخیر روند صعودی به خود گرفته است. Ghorbani et al. (2010) به بررسی مناسب‌ترین توزیع آماری برای آنالیز فراوانی سیلاب در رودخانه‌های تبریز با بهره‌گیری از نرم‌افزار *Mathematica* پرداختند. Moran et al. (2011) به بررسی روند تغییرات رژیم هیدرولوژیکی رودخانه‌ای در یک دوره ۴۵ ساله در شمال اسپانیا پرداختند. نتایج حاصل پژوهش این پژوهشگران مشخص کرد که رژیم هیدرولوژیک رودخانه به سمت کاهش حجم رواناب و در مقابل افزایش دبی پیک سیلابی متمایل گشته است.

انتخاب ایستگاه مناسب در بررسی مطالعات مذکور اهمیت بسزایی دارد، زیرا بهره‌گیری از این مطالعات در زمینه‌هایی همچون بررسی تغییر اقلیم بخاطر فرآیندهایی مثل بارش، ذخیره و تلفاتی که در حوضه صورت می‌گیرد بسکله پیچیده است، همچنین بررسی پدیده‌ای مثل تغییر اقلیم ممکن است ناشی از فرآیندهای پیچیده ناشناخته‌ای باشد که تمام این عوامل اهمیت انتخاب محل و تعداد مناسب سال‌های آماری مطلوب برای بررسی دقیق مطالعات مزبور را روشن می‌سازد. به همین دلیل در انجام

جدول ۱- پارامترهای آماری رودخانه‌های مورد بررسی

میانگین (m ³ /s)	انحراف معیار	ضریب تغییرات (%)	ضریب چولگی	ضریب خود همبستگی
۵/۲۰۹	۲/۲۰۶	۴۲/۳۵	۰/۷۴	۰/۳۲
۶/۴۲	۲/۱۶	۳۳/۶	۰/۸۸	۰/۱۵
۸/۲۲	۳/۲۳	۳۹/۳	۰/۴۶	۰/۴۱
۷/۵۲	۲/۵۸	۳۴/۴۱	۰/۵۶	۰/۴۵
۲/۶۸	۱/۳۱	۴۸/۷۲	۰/۴۸	۰/۳۳
۵/۱۶	۱/۹۳	۳۷/۳۷	۰/۵۲	۰/۲۱
۵۴/۷۱	۲۵/۷۳	۴۶/۹۶	۰/۸۷	۰/۱۶
۸/۶۵	۳/۸۵	۴۴/۵	۰/۷	۰/۴۵
۱۲/۱۱	۵/۴۴	۴۴/۹۷	۰/۸۵	۰/۲۲۵
۱۸/۴۵	۷/۹۸	۴۳/۲۸	۰/۵۳	۰/۲۱



شکل ۱- پراکنش ایستگاه‌های مورد مطالعه

ابتدا به تمام x ها برحسب مقادیرشان رتبه می دهیم و همین کار را نیز برای y ها انجام می دهیم، سپس تفاضل بین رتبه‌های هر زوج را که با d_i نشان می دهیم محاسبه نموده، در مرحله بعد توان دوم d ها را تعیین و در پایان با بهره‌گیری از معادله (۲) ضریب همبستگی رتبه ای بدست می آید.

$$r_s = 1 - \frac{6 \sum_{i=1}^k d_i^2}{n(n^2 - 1)} \quad (2)$$

تحت فرض صفر (H_0) در این آزمون که بکن می کند همبستگی وجود ندارد می توان نشان داد:

$$t = r_s \sqrt{\frac{n-2}{1-r_s^2}} \quad (3)$$

که t توزیع t استودنت با درجه آزادی $n-2$ می باشد. سپس مقادیر بحرانی توزیع t استودنت برای سطح معنی داری انتخاب شده α و درجه آزادی $n-2$ بدست می آید. در نهایت مقادیر t با مقادیر بحرانی مقایسه

آزمون‌های بررسی ویژگی‌های جریان

- روند

متداول ترین روشی که برای تشخیص روند استفاده می شود ایجاد یک مدل خطی بین مقادیر داده ها و زمان (معادله ۱) است (Hameed *et al.*, 1998):

$$Y_i = a + bi + v_i \quad (1)$$

که Y_i ، $i=1,2,\dots,n$ مقادیر داده ها در زمان i ، a و b ضرایب رگرسیون و v_i خطای تصادفی با میانگین صفر و واریانس s_v^2 است. در صورت وجود روند، شیب خط بطور معنی داری بالاست، در غیر این صورت ادعای وجود روند مشکل است. آزمون ناپارامتری ضریب همبستگی رتبه ای اسپیرمن با در نظر گرفتن سطوح معنی داری مختلف یکی از گزینه های مناسب برای بررسی روند می باشد (Adeloye & Montaseri, 2002). طرز محاسبه ضریب همبستگی رتبه ای برای داده های زوجی (x_i, y_i) برای $i=1,2,\dots,k$ که در منابع مختلف مانند Adeloye & Montaseri (2002) و Aksoy (2007) رهن آمده است به شرح زیر می باشد:

$$Z = \begin{cases} \frac{S-1}{\sqrt{\text{Var}(S)}} & \text{if } S > 0 \\ 0 & \text{if } S = 0 \\ \frac{S+1}{\sqrt{\text{Var}(S)}} & \text{if } S < 0 \end{cases} \quad (۷)$$

این آزمون، یک آزمون دو طرفه است. بنابراین در صورتی که $|Z| \leq Z_{\alpha/2}$ باشد، در سطح اطمینان α فرض صفر پذیرفته می‌شود و در غیر این صورت، فرض صفر رد خواهد شد. در حالت رد فرض صفر (وجود روند در داده‌ها) در صورتی که $S > 0$ باشد، سری زمانی دارای روند مثبت (صعودی) و در صورتی که $S < 0$ باشد، سری زمانی دارای روند منفی (نزولی) است.

- تصادفی بودن

تصادفی بودن در م‌کنگن سری‌های زمانی به این معناست که داده‌ها در شرایط طبیعی به وقوع پیوسته اند و عدم تصادفی بودن داده‌ها به‌کنگر ضریب همبستگی متوالی یعنی سری داده‌ها می‌باشد (Aksoy, 2007). برای بررسی این امر از آزمون ناپارامتری موسوم به Run Test استفاده شده است که مراحل انجام آن به شرح زیر می‌باشد:

بعد از تعیین م‌کنه داده‌ها به بررسی تجاوز می‌عدم تجاوز سری داده‌ها از عدد م‌کنه پرداخته می‌شود. حالت‌های اول و دوم مذکور با علامت‌های اختصاری S و F مشخص شده و تعداد آنها به ترتیب با n_1 و n_2 م‌کن می‌گردد. تعداد کل توالی‌ها یعنی با R مشخص شده و در نهایت آماره مذکور توسط معادله (۸) بدست می‌آید.

$$z = \frac{R - \left(\frac{2n_1n_2}{n_1 + n_2} - 1 \right)}{\sqrt{\frac{2n_1n_2(2n_1n_2 - n_1 - n_2)}{(n_1 + n_2)^2(n_1 + n_2 - 1)}}} \quad (۸)$$

که z توزیع نرمال استاندارد تحت فرض صفر تصادفی بودن داده‌ها می‌باشد. سپس مقادیر بحرانی توزیع نرمال

می‌شوند و اگر $t > t_{\alpha/2, n-2}$ یا $t < -t_{\alpha/2, n-2}$ آنگاه H_0 رد می‌شود.

یکی دیگر از آزمون‌های تعیین روند آزمون ناپارامتری من-کندال می‌باشد که بر پایه رتبه داده‌ها در یک سری زمانی استوار می‌باشد. مزیت این آزمون بهره‌گیری از رتبه داده‌ها در سری زمانی بدون در نظر داشتن مقدار متغیرها است که به دلیل وجود چنین خاصیتی، می‌توان از این آزمون برای داده‌های دارای چولگی نیز استفاده کرد (Partal & Kahya, 2006). در آزمون من-کندال، اگر x_1, x_2, \dots, x_n داده‌های مشاهده‌ای باشند، آنگاه:

$$S = \sum_{k=1}^{n-1} \sum_{j=k+1}^n \text{sign}(x_j - x_k) \quad (۹)$$

(۵)

$$\text{sign}(x_j - x_k) = \begin{cases} +1 & \text{if } (x_j - x_k) > 0 \\ 0 & \text{if } (x_j - x_k) = 0 \\ -1 & \text{if } (x_j - x_k) < 0 \end{cases}$$

در واقع در این آزمون هر داده با تمامی داده‌های پس از خود مقایسه می‌شوند. در این مرحله می‌توان به جای بهره‌گیری از مقادیر اصلی داده‌ها، از مرتبه داده‌ها در مجموعه مورد نظر استفاده کرد و مرتبه‌ها را به همین روش مقایسه نمود.

با فرض این که داده‌ها مستقل بوده و توزیع یکنواخت دارند، واریانس S از رابطه (۶) بدست می‌آید:

$$\text{Var}(S) = \left[n(n-1)(2n+5) - \sum_{i=1}^m t_i(t_i-1)(2t_i+5) \right] / 18 \quad (۶)$$

که در آن:

n: تعداد داده‌ها، m: تعداد گره‌ها و t: تعداد داده در هر گره می‌باشد. منظور از گره این است که اگر از یک مقدار داده، بیشتر از یکی وجود داشته باشد، این مقدار مساوی، تشکیل یک گره را می‌دهند و تعداد این مقادیر مساوی در گره m ام برابر t می‌باشد.

آماره این آزمون از رابطه (۷) بدست آورده می‌شود:

مقدار منفی V_k بیانگر آنست که قسمت انتهایی داده‌ها مایلگن بیشتر نسبت به قسمت ابتدایی داده‌ها دارد و بالعکس.

- برآزش تابع توزیع

به منظور شناخت تابع چگالی مناسب برای داده‌های سری مورد مطالعه روش‌های متعددی وجود دارد. این روش‌ها بر ویژگی‌های داده‌ها و جداول توزیع فراوانی بنا شده‌اند. از ترس عمده داده‌ها (کاغذ احتمالاتی) کمک می‌گیرند. یکی از آزمون‌هایی که برای سنجش تبعیت توزیع یک نمونه از یک توزیع خاص استفاده می‌شود آزمون ناپارامتری کلموگروف اسمینوف است. آماره D_{max} که به آماره یک نمونه ای $k.s$ معروف است به صورت معادله (۱۱) تعریف می‌شود.

$$D_{max} = \sup |F_n(x) - F(x)| \quad (11)$$

در این رابطه $F(x)$ تابع توزیع جامعه است که نمونه از آن استخراج شده و $F_n(x)$ توزیع تجربی نمونه است. مادام که $F(x)$ پیوسته باشد، توزیع احتمال D_{max} به $F(x)$ بستگی ندارد. بنابراین، D_{max} یک آماره آزاد توزیع است. از میان توزیع‌های مورد بررسی توزیع‌های کمتری D_{max} را دارد نسبت به سایرین مناسب‌تر به نظر می‌رسد (Rezaee Pazhand, 2001).

نتایج

به منظور بررسی تغییرپذیری ویژگی‌های هیدرولوژیک داده‌های سالانه ایستگاه‌های مورد نظر در بازه زمانی سال‌های ۱۳۵۳ تا ۱۳۸۳ از آزمایشات روند، پراکندگی، جهش و برآزش بهترین تابع توزیع که در بخش قبل تشریح گردید استفاده شد. ویژگی‌های آماری مرتبط با جریانی رودخانه‌های مذکور در جدول ۱ آمده است. همانطور که مشاهده می‌شود میانگین جریان سالانه رودخانه‌های مذکور در محدوده متغیری از کم (ایستگاه مرز سرو) تا زیاد (ایستگاه ساری قمیش) قرار دارند.

استاندارد برای سطوح معنی‌داری مختلف بدست می‌آید و در نهایت آماره Z با مقادیر بحرانی مقایسه می‌گردند. اگر $Z > Z_{\alpha/2}$ یا $Z < -Z_{\alpha/2}$ باشد آنگاه H_0 رد می‌شود.

- جهش

یکی از اقسام مختلف غیرایستایی است که پرش یا ناگهاری در سری را نشان داده و معمولاً در صورت دخالت مستقیم یا غیرمستقیم بشر در سیستم‌های طبیعی بوقوع می‌پیوندد. در این پژوهش برای بررسی جهش از آزمون ناپارامتری بدون توزیع مجموع تراکمی (CUSUM) که یک آزمون رتبه‌ای و برپایه تفاوت بین دو قسمت مشکوک به غیرایستایی بودن است استفاده می‌شود (Chiew & McMaahon, 1993). آماره این آزمون حداکثر مجموع تجمعی مربوط به انحراف مقادیر نمونه از مقدار هدف نمونه‌ها را نشان می‌دهد. سری زمانی x_1, x_2, \dots, x_n را در نظر بگیرید، آماره آزمون به صورت معادله (۹) بیان می‌شود:

(۹)

$$V_k = \sum_{i=1}^k \text{sgn}(x_i - x_{\text{median}}) \quad k=1,2,3,\dots,n$$

$$\text{sgn}(x) = 1 \quad \text{for } x > 0$$

$$\text{sgn}(x) = 0 \quad \text{for } x = 0$$

$$\text{sgn}(x) = -1 \quad \text{for } x < 0$$

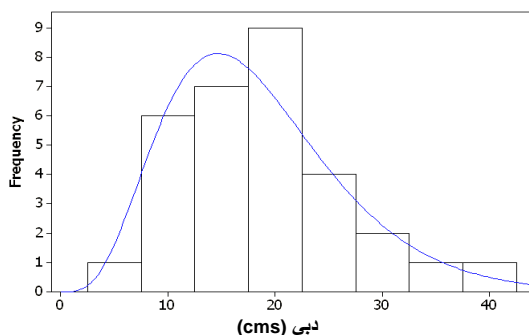
و x_{median} میانه مقادیر سری داده‌های x_i می‌باشد. توزیع V_k از آماره دو نمونه ای کلموگروف اسمینوف $(KS = (2/n) \max |V_k|)$ با مقادیر بحرانی حداکثر $|V_k|$ به صورت زیر تبعیت می‌کند:

$$\alpha = 0.10 \quad 1.22\sqrt{n} \quad (10)$$

$$\alpha = 0.05 \quad 1.36\sqrt{n}$$

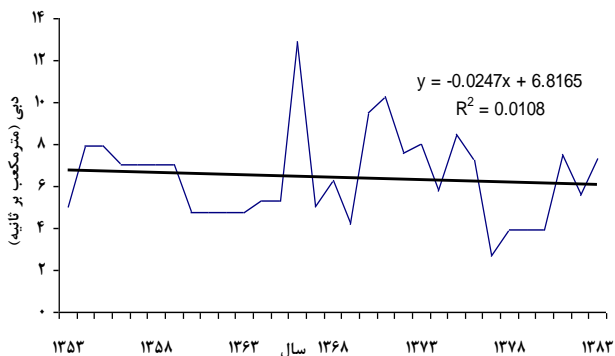
$$\alpha = 0.01 \quad 1.63\sqrt{n}$$

جامعی در مورد شرایط داده‌های مورد بررسی و شرایط مطلوب داده‌ها برای ملاحظات بعدی دست یافت. بر پایه جدول ضریب تغیرات ایستگاه‌های مذکور تغیرپذیری متوسطی دارند که با توجه به اینکه حوضه‌های مورد نظر در منطقه ریه خشک قرار دارند امری بدیهی است. شکل ۲ ریزه‌هیستوگرام فراوانی سری سالانه ایستگاه پل آرطن را به همراه سری زمانی متناظر آن نشان می‌دهد. همانطور که ملاحظه می‌شود داده‌ها با چولگی مثبت از شرایط نرمال تبعیت نمی‌کنند.



شکل ۲- هیستوگرام فراوانی سری پل آرطن به همراه توزیع گامای برازش یافته بر آن

همچنین بر پایه یافته‌های جدول ۲ می‌توان دریافت که هیچ دلیلی دال بر رد فرض صفر که داده‌ها تصادفی می‌باشند در هیچ یک از ایستگاه‌ها در سطح معنی‌داری ۵٪ وجود ندارد. البته نتایج فوق با یافته‌های حاصل از مقادیر کم ضریب خودهمبستگی با تاخیر ۱ (جدول ۱) نیز مطابقت دارد.



شکل ۳- نوسانات سری سالانه متوسط جریان ایستگاه درابکای خانه به همراه روند خطی برازش شده بر آن

انتخاب ایستگاه‌های با مقدار پراکندگی جرطن بالا به این دلیل است که بتوان نتایج را تا حدی به شرایط مختلف حوضه‌ها تعمیم داد. ضریب چولگی مثبت داده‌ها نیز حاکی از کشیدگی منحنی فراوانی داده‌ها و عدم پیروی احتمالی داده‌ها از شرایط نرمال می‌باشد. ضریب خودهمبستگی نسبتاً پایین مقدار جرطن نیز بیانگر ارتباط ضعیف داده‌ها با یکدیگر و عدم تاثیر داده‌های قبلی بر داده‌های بعدی جرطن است. با بررسی جدول ۱ به تنهایی می‌توان به شناخت کلی و اطلاعات به نسبت

مقادیر آماره‌های آزمون همبستگی اسپرمن هر ایستگاه با توجه به مقدار بحراری آن در سطح معنی‌داری ۵٪ در جدول ۲ آمده است. با توجه به مقدار آن می‌توان نتیجه گرفت که هیچ روند مشخصی (بجز مقداری روند کاهشی در ایستگاه پل بهراملو) در داده‌های جرطن سالانه در رودخانه‌های مورد نظر وجود ندارد و فرض ایستایی داده‌ها در سطح معنی‌داری فوق رد نمی‌شود. نمونه‌ای از نتایج گرافیکی مربوط به ایستگاه درابکای خانه در شکل ۳ آمده است. ضریب همبستگی پایین سری داده‌ها با زمان که در جدول ۱ آمده است نیز بیانگر روند غیر معنی‌دار سری است. همچنین نتایج حاصل از بررسی آزمون من‌کندال نیز بیانگر این نکته است که در هیچ یک از ایستگاه‌های مورد مطالعه روند معنی‌داری وجود ندارد و فرض صفر مبنی بر عدم وجود روند در داده‌های مشاهداتی رد نمی‌شود. در این ارتباط صرفاً سیر نزولی داده‌ها در ایستگاه پل بهراملو مشاهده گردید (جدول ۲).

جدول ۲- نتایج بررسی آزمون روند و آماره‌های آزمون همبستگی اسپیرمن و من - کندال

ایستگاه	r_s	t	t_{cr}	S	p	tau	Z
بند ارومیه	۰/۰۱۹	۰/۱۰۵	۲/۰۴۵	-۱۰	۰/۸۷۸	-۰/۰۲۲	-۰/۱۵۳
درابکای خانه	۰/۰۸۴	۰/۴۵۲		-۳۸	۰/۵۲۸	-۰/۰۸۲	-۰/۶۳۱
دیزج	۰/۲۳۶	۱/۳۳		-۶۰	۰/۳۱۶	-۰/۱۲۹	-۱/۰۰۳
هاشم آباد	۰/۰۸۳	۰/۴۵۶		-۱۳	۰/۸۳۹	-۰/۰۲۸	-۰/۲۰۴
مرز سرو	۰/۲۵۵	۱/۴۲		-۸۴	۰/۱۵۸	-۰/۱۸۱	-۱/۴۱۳
میرآباد	۰/۱۵۹	۰/۸۶۹		-۵۸	۰/۳۳۳	-۰/۱۲۵	-۰/۹۶۹
ساری قمیش	۰/۰۰۴	۰/۰۲۳		-۱۲	۰/۸۵۱	-۰/۰۲۶	-۰/۱۸۷
بابارود	۰/۱۶۳	۰/۸۸۷		-۵۵	۰/۳۵۹	-۰/۱۱۸	-۰/۹۱۸
پل بهراملو	۰/۳۶۱	۲/۰۸۵		-۱۰۴	۰/۰۸۰	-۰/۲۲۴	-۱/۷۵۳
پل آنیان	۰/۱۴	۰/۷۶		-۶۲	۰/۳۰۰	-۰/۱۳۳	-۱/۰۳۸

(2001). همانطور که در جدول ۴ نیز مشاهده می شود تمام رودخانه ها در مقطعی از سری دارای سال های مشکوک بوده اند که با بهره گیری از آزمون CUSUM به بررسی معنی داری جهش های مذکور پرداخته شده است . نمونه های از تغییرات آماره آزمون مذکور و حداکثر آن در شکل ۵ آمده است . همانطور که ملاحظه می شود آماره آزمون تمام ایستگاه ها از مقادیر بحرانی کمتر بوده که نشان دهنده غیرمعنی دار بودن تفاوت دبی های متوسط جریان قبل و بعد از سال های مشکوک به جهش بوده است.

آزمون بررسی توزیع آماری برازش یافته مناسب به سری سالانه جریان ایستگاه های مورد نظر نیز با توجه به آماره کلموگروف اسمیرنوف انجام گردید . توزیعی که کمترین آماره مورد نظر را دارد به عنوان توزیع مناسب انتخاب می شود. همانطور که در شکل ۲ نیز دیده شد هیستوگرام فراوانی داده ها از شکل نرمال تبعیت نمی کند و بایستی احتمالا سری مناسبتری را به داده ها برازش داد . نمونه مناسب برازش در شکل ۶ دیده می شود.

. مقادی کم ضرر خود همبستگی رین باینگر تصادفی بودن داده ها می باشد. به علاوه با توجه به روند منفی موجود در ایستگاه پل بهراملو احتمال غی تصادفی بودن در داده های ایستگاه مذکور وجود دارد که با توجه به مقدار p آن در جدول ۳ بخش پنجمی فوق صحیح بوده و مقدار آن از سطح مجاز بیشتر است و فرض غی تصادفی بودن داده ها تقویت می گردد. جدول ۳ به بررسی تصادفی بودن داده ها با توجه به مقدار Z و p آنها در سطح معنی داری ۵٪ پرداخته است.

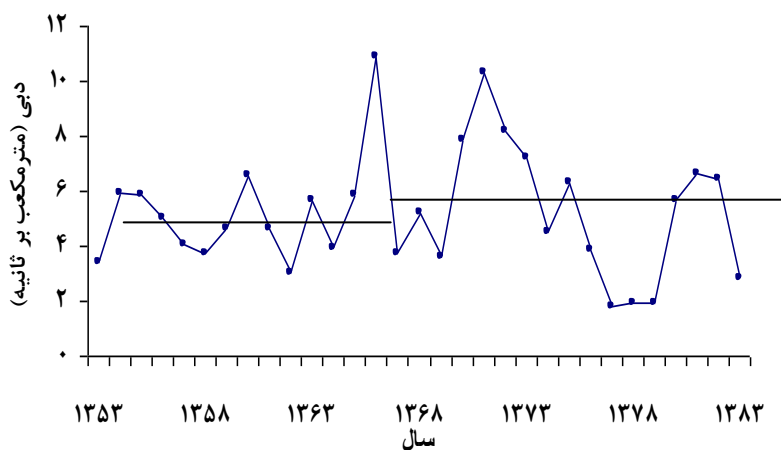
برای بررسی جهش در رودخانه های مذکور ابتدا سری به مقاطع مختلف مشابه که در بین آنها سال های مشکوک به جهش وجود داشت تقسیم گردید . شکل ۴ نمونه ای از این تغییره را در قبل و بعد از سال ۶۴ در ایستگاه بند ارومیه نشان می دهد. در خصوص این تغییرات لازم به ذکر است که معمولا داده های منابع آب به ندرت به طور کامل همگن هستند. علاوه بر منبع تولید رواناب (باران یا ذوب برف) ایجاد سازه های مختلف در مسیر جریان ، برداشتهای پراکنده آب و نیز تغییرات کاربری اراضی در ایجاد این ناهمگنی موثر می باشند (Rezaee Pazhand,

جدول ۳- نتایج آزمون تصادفی بودن بر اساس آماره RUN

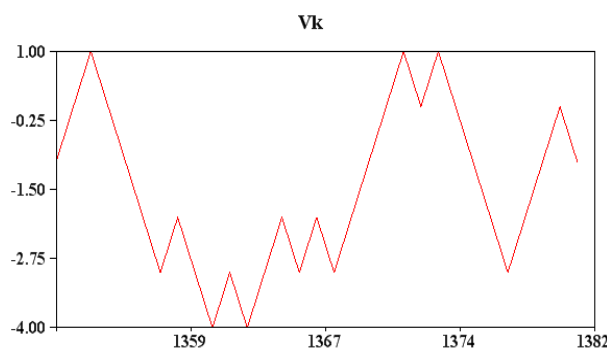
ایستگاه	Z	P value	t _{cr}
بند ارومیه	۰/۰۰۶	۰/۸۵	۱/۹۶
درابکای خانه	-۰/۷۲۶	۰/۱۰۱	
دیزج	-۱/۰۹۱	۰/۲۰۳	
هاشم آباد	-۱/۰۹۱	۰/۲۹۶	
مرز سرو	-۰/۳۶	۰/۶۸	
میرآباد	۰	۰/۸۵	
ساری قمیش	۰	۰/۷۳	
بابارود	-۱/۰۹۱	۰/۲۰۳	
پل بهراملو	۰/۳۶	۰/۰۵۶	
پل آنیان	-۱/۴۲۲	۰/۱۵۲	

جدول ۴- نتایج آزمون جهش در ایستگاه‌های مورد مطالعه

ایستگاه	حداکثر انحراف	سال مشکوک به جهش	مقادیر بحرانی در سطوح معنی‌داری مختلف
بند ارومیه	۴	۱۳۶۴	$\alpha = 0.1; 6/793$ $\alpha = 0.05; 7/572$ $\alpha = 0.01; 9/075$
درابکای خانه	۵	۱۳۵۹	
دیزج	۳	۱۳۷۵	
هاشم آباد	۳	۱۳۷۵	
مرز سرو	۴	۱۳۶۴	
میرآباد	۳	۱۳۷۵	
ساری قمیش	۴	۱۳۸۰	
بابارود	۵	۱۳۷۵	
پل بهراملو	۵	۱۳۸۲	
پل آنیان	۵	۱۳۷۹	



شکل ۴- بررسی تغییرات جهش در ایستگاه بند ارومیه



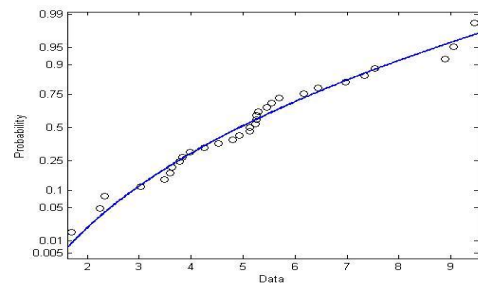
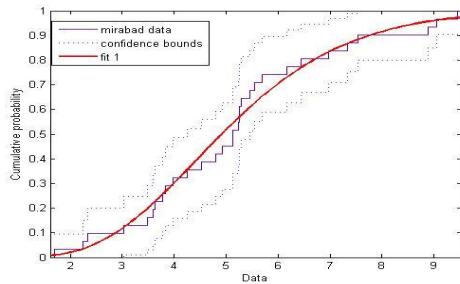
شکل ۵- بررسی مقادیر V_k در ایستگاه بند ارومیه

جدول ۵- توزیع‌های آماری برازش یافته به سری زمانی جریان سالانه رودخانه‌های مختلف و مقادیر آماره کلموگروف اسمیرنوف آنها

گاما	لوگ پیرسون ۳ پارامتری	پیرسون	لوگ نرمال ۳ پارامتری	لوگ نرمال	نرمال	
۰/۰۸۶	۰/۸۱	۰/۰۸۷	۰/۰۸۷	۰/۱۰۶	۰/۰۹۵	بند ارومیه
۰/۱۳۳	۰/۱۴۳	۰/۱۴۹	۰/۱۴۸	۰/۱۵۲	۰/۱۱۴	درابکای خانه
۰/۱۳۳	۰/۱۲	۰/۱۱۲	۰/۱۱۲	۰/۱۷۵	۰/۱۰۹	دیزج
۰/۱۴۵	۰/۱۴۷	۰/۱۴۲	۰/۱۴۳	۰/۱۲۵	۰/۱۸۹	هاشم آباد
۰/۱۱۳	۰/۰۹۶	۰/۱۱۱	۰/۱۱۱	۰/۱۱	۰/۱۱۵	مرز سرو
۰/۰۹۱	۰/۱۰۷	۰/۰۹۶	۰/۰۹۶	۰/۱۱۵	۰/۱۳۳	میرآباد
۰/۱۴۹	۰/۱۷۹	۰/۱۵۶	۰/۱۵۷	۰/۱۷۹	۰/۲۰۹	ساری قمیش
۰/۱۲۸	۰/۱۷۳	۰/۱۴	۰/۱۴۱	۰/۱۲	۰/۱۷۷	بابارود
۰/۱۳۷	۰/۱۷۲	۰/۱۴۸	۰/۱۴۹	۰/۱۴۳	۰/۱۹۵	پل بهراملو
۰/۱۳	۰/۱۶۶	۰/۱۴۷	۰/۱۴۷	۰/۱۷۲	۰/۱۸۸	پل آنیان

نرمال تبعیت کرده (جدول ۵) که این امر با توجه به چولگی مثبت داده‌ها و یافته‌های Adeloye & Montaseri (2002) و Aksoy (2007) در انتخاب توزیع مناسب‌ترین منطقی به نظر می‌رسد. حتی در سالی رودخانه‌ها نیز که توزیع گاما توزیع منتخب نمی‌باشد مقادیر آماره توزیع مذکور اختلاف کمی با توزیع منتخب دارد که انتخاب این توزیع را به عنوان مناسب‌ترین توزیع پیشنهاد می‌کند.

همانطور که ملاحظه می‌گردد توزیع گامای برازش یافته بر آن علاوه بر قرار گرفتن در داخل محدوده اطمینان سطح معنی‌داری ۰/۰۵، بر سری مشاهده شده نیز تناسب مناسبی دارد. مقدار خطای کم آماره کلموگروف اسمیرنوف نیز در مقایسه با سایر آماره‌های دیگر این امر را تایید می‌کند. با بررسی شش توزیع آماری متداول در سری جرطن سالانه رودخانه مشاهده گردید که تمام رودخانه‌ها نیز از سری واحدی تبعیت نمی‌کنند، بلکه بیشتر آنها از توزیع گاما و سپس لوگ پیرسون تک‌پارامتری، لوگ نرمال و



شکل ۶- توزیع احتمالاتی گامای برازش یافته بر سری ایستگاه میرآباد (سمت راست) و محدوده اطمینان آن در سطح ۰.۹۵٪ در احتمال تجمعی آن (سمت چپ)

بحث و نتیجه گیری

در این پژوهش به بررسی و تحلیل داده های سالانه جرگن ۱۰ ایستگاه هیدرومتری در استان آذربایجان غربی در بازه زمانی سال های ۱۳۵۳ تا ۱۳۸۳ پرداخته شده است. آنالیزهای مذکور شامل تحلیل روند، پراکنش، جهش و انتخاب بهترین تابع توزیع آماری برای مدل سازی داده ها است. نتایج نشان داد که اگرچه منطقه مورد مطالعه دارای تغییرات اقلیمی مختلف مثل خشکسالی های اخی و مداخلات انسانی در بهره برداری از آب های زیرزمینی، سطحی و تغیرات کاربری اراضی حوضه ها بوده است ولی تمام ایستگاه ها دارای رژیم جرگن تصادفی بوده اند که نشان دهنده عدم وابستگی بین داده ها در سال های متوالی است. همچنین بجز ایستگاه پل بهراملو روند معنی داری در بقیه ایستگاه ها دیده نشد. دلیل این مساله ممکن است قرار داشتن این ایستگاه بر روی رودخانه گادارچای باشد که متفاوت از بقیه ایستگاه ها است و تغیرات کاربری اراضی در حوضه مناطق اطراف رودخانه و برداشت از آن باعث روند کاهشی جرگن شده است. مقایسه دو روش آزمون روند نیز حاکی از تطابق کامل دو روش مبنی بر عدم وجود روند در داده های مشاهداتی است. نکته قابل توجه این که هر دو روش ایستگاه پل بهراملو را نسبت به سایر ایستگاه های مورد مطالعه به عنوان ایستگاهی که سیر نزولی داده های مشاهداتی در آن وجود داشته و در آستانه تبدیل به روند شدن می باشد معرفی نمودند. در این خصوص Mahdavi *et al.* (2010) نیز در پژوهش خود عدم وجود روند در

رودخانه قزل اوزن را تایید نمودند. همچنین نتایج این پژوهش با نتایج پژوهش Zare *et al.* (2010) که در منطقه آذربایجان انجام شد انطباق کامل دارد. این در حالی است که Fathzadeh *et al.* (2011) و Kim *et al.* (2010) وجود روند در دبی های مشاهداتی رودخانه های مورد مطالعه خود را تایید نمودند.

نتایج آزمون جهش در سال ۱۳۸۲ روند جهش غیر معریداری را نشان می دهد که با توجه به انحراف معطر و ضریب چولگی بالای آن قابل توجه است. Adeloeye & Montasari (2002) و Aksoy (2007) روند جهش، روند پراکندگی معریداری در سری جرگن رودخانه های مورد مطالعه خود را یافتند. بررسی جهش توسط آزمون CUSUM روند جهش خاصی را در سری های مختلف این پژوهش نشان نداد.

توزیع های مختلف آماری برازش یافته بر سری داده ها روند حاکی از تطابق بهتر و بیشتر داده ها با توزیع گاما دارد، هر چند سالی توزیع ها مثل لوگ نرمال روندی در بعضی ایستگاه ها تطابق خوبی دارند. در پژوهش انجام شده توسط Adeloeye & Montasari (2002) روند توزیع لوگ نرمال در ایران و توزیع نرمال در رودخانه های انگلستان برازش بهتری داشته که با توجه به چولگی و ضریب تغیرات کم داده ها در رودخانه های انگلستان و مقدار متناظر زنگ آنها در ایران طبیعتی به نظر می رسد؛ همچنین Aksoy (2007) توزیع گاما را به عنوان توزیع مناسب داده های مورد مطالعه خود در کشور ترکیه انتخاب نموده بود که با توجه به چولگی و ضریب تغیرات مشابه داده های مورد بررسی ایشان با داده های مورد

اطمینان بیشتری نسبت به انتخاب بهتر این توزیع اقدام گردد.

سپاسگزاری

نگارندگان مقاله بر خود لازم می‌دانند از رهنمودها و نقطه نظرات ارزشمند داوران محترم این مقاله تشکر و سپاسگزاری نمایند.

مطالعه در این مقاله نتایج مشابهی به دست آمده است. این در حالی است که Ghorbani *et al.* (2010) توزیع گامای معکوس را به عنوان مناسب ترین توزیع در حوزه‌های آبخیز لبقوان و مشیران تبریز برگزیدند. البته پیشنهاد می‌شود که برای معرفی دقیق توزیع مناسب تر از داده‌های با سال‌های طولانی‌تر استفاده شود تا با

References

- Adeloye, A. J. and Montaseri, M. 2002. Preliminary streamflow data analyses prior to water resources planning study. *Hydrological Sciences Journal* 47(5), 679-692.
- Aksoy, H., 2007. Hydrological variability of the European part of turkey. *Iranian Journal of Science & Technology, Transaction B, Engineering* 31 B2, 225-236.
- Chiew F.H.S. and McMahon, T.A. 1993. Detection of trend or change in annual flow of Australian rivers. *International Journal of Climatology* 13, 643-653.
- Cigizoglu, H.K., Bayazit, M. and Onoz, B. 2005. Trends in the maximum, mean, and low flows of Turkish rivers. *Journal of Hydrometeorology* 6(3), 280-290.
- Fanta, B., Zaake, B.T. and Kachroo, R.K. 2001. A study of variability of annual river flow of the southern African region. *Hydrological Sciences Journal* 46(4), 513-524.
- Fathzadeh, A., Lotfi, A. and Ghavam Poor, M. 2011. Comparison of Turning Point and Spearman Methods in Trend Determination of Discharge Data, 7th Conference of Watershed Engineering, Industrial University of Esfahan. Esfahan, Iran. (In Persian)
- Ganji, A., Khalili, D. and Javan, M. 2001. Uncertainty in the design and simulation of reservoirs. *Iranian Journal of Science and Technology* 25 B3, 729-736. (In Persian)
- Ghahraman, N. and Ghareh Khani, A. 2010. Trend analysis of mean wind speed in different climatic regions of Iran, *Iranian Journal of irrigation and drainage* 1(4), 31-43. (In Persian)
- Ghorbani M.A., Ruskeep H.A.A., Singh V.P. and Sivakumar B. 2010. Flood frequency analysis using Mathematica, *Turkish Journal of Engineering and Environmental Sciences* 34, 171 – 188.
- Hamed, K. 2008. Trend detection in hydrologic data: The Mann-Kendall trend test under the scaling hypothesis. *Journal of Hydrology* 349, 350- 363.
- Hameed, T., Marino, M.A., DeVries, J.J. and Tracy, J.C. 1998. Method for trend detection in climatological variables. *Journal of Hydrologic Engineering*. ASCE 2(4), 154-160.
- Hubert, P. 2000. The segmentation procedure as a tool for discrete modeling of hydrometeorological regimes. *Stochastic Environmental Research and Risk Assessment* 14, 297-304.
- Kahya, E. and Kalayc, K. 2004. Trend Analysis of Streamflow in Turkey. *Journal of Hydrology* 289, 128-144.
- Kim, J.S., Jain, S. and Norton, S.A. 2010. Streamflow variability and hydroclimatic change at the Bear Brook Watershed in Maine (BBWM), USA, *Environmental Monitoring and Assessment* 171, 47-58
- Lettenmaier, D.P., Wood, E.F. and Wallis, J.R. 1994. Hydroclimatological trends in the continental United States, 1948-88. *Journal of Climate* 7, 586-607.
- Mahdavi, M., Malekian, A. and Fathabadi, A. 2010. Trend Analysis in Auto Regression Hydrological Data, 6th Conference of Watershed Engineering, Tarbiat Modarres Uni. Noor, Iran. (In Persian)
- Morán Tejada, E., López Moreno, J.A., Ceballos Barbancho. A. and Vicente Serrano, S.M. 2011. River Regimes and Recent Hydrological Changes in the Duero Basin (Spain). *Journal of Hydrology* 404, 241-258.
- Partal T. and Kahya E. 2006. Trend analysis in Turkish precipitation data, *Hydrological processes* 20, 2011-2026.

- Rezaee Pazhand, H. 2001. Application of Probability and Statistics in Water Resources, 1st Edition, Sokhan Gostar Press. Mashhad, 456 p. (In Persian)
- West Azarbayejan Regional Water Authority. 2010. Orumieh Lake. Available online at: <http://www.agrw.ir/Farsi/Orumieh.asp?Id=11>
- Zare, A., Yavarzade, M., Sheyday, A. and Hamdami, Gh. 2010. Trend Determination of Hydroclimatic data using Regression and Maan-Kendall Method, 6th Conference of Watershed Engineering, Tarbiat Modarres Uni. Noor, Iran. (In Persian)

Statistical Analysis of Hydrological Regime Changes in Rivers of Western Part of Orumieh Lake Basin

M. Teimouri¹ and A. Fathzadeh^{*2}

¹ Instructor, College of Agriculture and Natural Resources of Shirvan, Ferdowsi University of Mashhad, Shirvan, I.R. Iran

² Assistant Prof., College of Agriculture and Natural Resources, Higher Education Complex of Ardakan, Ardakan, I.R. Iran

(Received:2011/June/21 , Accepted:2012/February/08)

Abstract

The discharge data used for hydrological modeling should be the long-term suitable random data without trend and jump which is followed a specific statistical distribution. In this study, the above mentioned conditions were evaluated for 31 years period (1974-2004) of annual mean discharge data of 10 gauging stations of West Azarbaijan province. For this purpose, the non-parametric Spearman correlation coefficient as well as Mann-Kendall method, non-parametric Run-test, non-parametric without distribution test of CUSUM and Kolmogorov–Smirnov test were used to trend, jump, stochastic and distribution analysis of data, respectively. The results showed that data of all stations were stochastic with no jump and trend (except Pol-e-Bahramloo gauging station). Also, data of most of the stations followed the gamma probability distribution function.

Keywords: Discharge, Dispersion index, Trend, Jump, Best fitting