بررسي آماري تغييرات رژيم هيدرولوژيك رودخانه‌هاي بخش غربي حوزة آبخيز درياچه اروميه

مهدي تيموري[1]، علي فتح‌زاده*[2]

[1] عضو هيأت علمي دانشكده كشاورزي و منابع طبيعي شيروان ، دانشگاه فردوسي مشهد، ايران

[2] استاديار دانشكده كشاورزی و منابع طبيعي، مجتمع آموزش عالی اردکان، ايران

(تاريخ دريافت: ٩٠/٣/٣١، تاريخ تصويب: ٩٠/١١/١٩)

چكيده

براي بهره‌گيري از داده‌هاي جريان رودخانه در مدل سازي‌هاي هيدرولوژيک بايد داده‌هاي مناسب، طولاني مدت و داراي شرايط ويژه مانند داده‌هاي فاقد روند، بدون جهش، تصادفي و نيز تعيين بهترين تابع توزيع در اختيار داشت. در اين پژوهش به بررسي شرايط فوق در داده‌هاي متوسط سالانه جريان ١٠ ايستگاه هيدرومتري در استان آذربايجان غربي در بازه زماني ٣١ ساله (١٣٨٣-١٣٥٣) پرداخته شده است. به اين منظور براي بررسي روند از روش ناپارامتري ضريب همبستگي اسپيرمن و آزمون من‌كندال، در مورد تصادفي بودن داده‌ها از آزمون ناپارامتري ران آزمون، براي بررسي جهش از آزمون ناپارامتري بدون توزيع مجموع تراكمي و براي مطالعه بهترين تابع توزيع از آماره كلموگروف اسميرنوف براي مقايسه توابع احتمالاتي مختلف استفاده گرديد. نتايج اين پژوهش نشان داد كه تمام ايستگاه‌ها داراي داده‌هاي تصادفي، بدون جهش و فاقد روند (بجز ايستگاه پل بهراملو) بودند. همچنين بيشتر آنها از تابع توزيع احتمالاتي گاما تبعيت مي‌كنند.

واژه‌هاي كليدي: دبي جريان، پراكندگي، روند، جهش، بهترين برازش

* نويسنده مسئول: تلفن: ٧٢٢٠٩٠٩ - ٠٣٥٢ فاكس: ٧٢٢٦٧٦٧ - ٠٣٥٢ E-mail: afathzadeh@yazd.ac.ir

مقدمه

تغييرپذيري طبيعي اقليمي و يا تغييرات مصنوعي ايجاد شده توسط انسان همانند تغيير كاربري اراضي يكي از مسائلي بوده كه مناطق خشك و نيمه خشك به عنوان يكي از شكننده‌ترين سيستم‌هاي اكولوژيكي با آن مواجه بوده‌اند. از سويي شناخت تغييرات داده‌هاي هيدرولوژيک در سري‌هاي زماني بلند مدت از جمله مسائل و مشكلات مهم در طراحي، برنامه‌ريزي و مديريت سازه‌هاي مرتبط با آب مي‌باشد كه بايد با بررسي ويژگي‌هاي آماري سري داده‌ها و بهره‌گيري از آزمون‌هاي معتبر به درک صحيحي از آنها دست يافت. اين در حالي است كه عدم كفايت داده‌هاي مشاهداتي جريان باعث افزايش عدم قطعيت در آناليزهاي مربوطه مي‌شود (Ganji *et al*., 2001). لذا براي استخراج داده‌هاي با دوره بازگشت طولاني مدت از آنها مي‌بايست از توزيع‌هاي آماري بهره جست كه بيشتر آناليزهاي مربوطه نيز بر اساس فرضيه‌هاي همگني، عدم وجود روند و تصادفي بودن استوار مي‌باشد. به عنوان نمونه وجود روند جريان به بررسي همبستگي معني‌دار مثبت يا منفي بين مشاهدات جريان و زمان مي‌پردازد و در اثر عوامل انساني مثل تغييرات كاربري يا عوامل طبيعي مثل تغيير اقليم رخ مي‌دهد. تصادفي بودن داده‌ها نيز ناشي از اين موضوع است كه داده‌ها در شرايط طبيعي اتفاق افتاده و عامل خارجي باعث بر هم زدن شرايط طبيعي حاكم بر جريان نگرديده است.

Mahdavi *et al.* (2010) به بررسي روند در سري‌هاي هيدرولوژيكي داراي خود همبستگي در سه رودخانه قزل اوزن، جاجرود و نمرود پرداختند. نتايج حاصله نشان داد كه در رودخانه قزل اوزن مدل‌هاي مختلف روندي را تشخيص نداده و در دو رودخانه ديگر بسته به اين كه خود همبستگي و روند مثبت يا منفي باشد مدل‌هاي مختلف عملكرد متفاوتي دارند. Zare *et al.* (2010) روند داده‌هاي هيدروكليماتيك استان آذربايجان غربي را با بهره‌گيري از آزمون رگرسيون خطي و من-كندال مورد بررسي قرار دادند. نتايج اين پژوهش بيانگر اين بود كه داده‌هاي دبي در ايستگاه مورد مطالعه فاقد روند بوده و مشابهت زيادي بين نتايج آناليز روند با روش‌هاي پارامتريك و ناپارامتريك وجود دارد. Fathzadeh *et al.* (2011) در پژوهش خود به مقايسه روش‌هاي نقطه بازگشت و اسپيرمن در تعيين روند داده‌هاي دبي رودخانه زاينده‌رود پرداختند. نتايج حاصل از اين پژوهش از يك سو بيانگر عدم تفاوت نتايج حاصله از دو روش و از يك سو نشاندهنده وجود روند نزولي در داده‌هاي دبي بود. مقدار z در روش نقطه بازگشت برابر ۲/۱۲- و مقدار t در روش اسپيرمن برابر ۳/۰۹- بدست آمد.

Fanta *et al.* (2001) به بررسي تغييرات جريان سالانه داده‌هاي ۵۰۲ ايستگاه هيدرومتري در جنوب آفريقا پرداختند. آنها از آزمون فيشر براي بررسي تصادفي بودن داده‌ها، از رگرسيون خطي ساده براي بررسي روند و از روش هوبرت (Hubert, 2000) براي بررسي جهش در سري داده‌ها استفاده نمودند. Adeloye & Montaseri (2002) نيز در پژوهش خود به آناليز پيوستگي، روند، پراكنش و برازش توزيع مناسب تعدادي از رودخانه‌هاي ايران و انگلستان پرداختند. آنها براي بررسي روند از آزمون اسپيرمن و براي بررسي پراكندگي داده‌ها از آزمون ناپارامتري ران آزمون استفاده نموده و بهترين تابع توزيع برازش را با بهره‌گيري از روش ضريب همبستگي ترسيمي احتمالاتي براي رودخانه‌هاي ايران لوگ نرمال سه پارامتري و براي رودخانه‌هاي انگلستان لوگ پيرسون سه پارامتري معرفي نمودند. Kahya & Kalayci (2004) به آناليز روند داده‌هاي دبي در تركيه پرداختند و به اين نتيجه رسيدند كه دبي رودخانه‌هاي واقع در غرب تركيه داراي روند و رودخانه‌هاي واقع در شرق تركيه فاقد روند مي‌باشند. Cigizoglo *et al.* (2005) نيز براي بررسي روند داده‌هاي دبي حداقل، متوسط و حداكثر تعدادي از رودخانه‌هاي تركيه از آزمون ناپارامتري من كندال و آزمون پارامتري t استفاده نموده و وجود روند را بخصوص در رودخانه‌هاي غرب و جنوب تركيه شناسايي نمودند.

همچنين Aksoy (2007) در مطالعه خود در بررسي تغييرات پراكندگي، جهش، روند و تابع توزيع احتمالاتي مناسب در دو رودخانه در غرب تركيه روند و جهش معني‌داري را مشاهده نكرد و تابع توزيع مناسب را تابع گاما عنوان نمود. Hamed (2008) در پژوهش خود به بررسي وجود روند در داده‌هاي هيدرولوژيك ۵۱ رودخانه مهم دنيا پرداخت. بدين منظور او از آزمون من‌كندال

استفاده نمود و رابطه اصلاح شده من‌كندال را براي تأثير مقياس در مطالعات مربوطه ارائه نمود. Kim *et al.* (2010) به بررسي تغييرات فصلي جريان رودخانه در حوزه آبخيز بروك آمريكا پرداختند. آنها دريافتند كه داده‌هاي سيلابي در دو دهه اخير روند صعودي به خود گرفته است. Ghorbani *et al.* (2010) به بررسي مناسب‌ترين توزيع آماري براي آناليز فراواني سيلاب در رودخانه‌هاي تبريز با بهره‌گيري از نرم‌افزار *Mathematica* پرداختند. Moran *et al.* (2011) به بررسي روند تغييرات رژيم هيدرولوژيكي رودخانه‌اي در يك دوره ۴۵ ساله در شمال اسپانيا پرداختند. نتايج حاصل پژوهش اين پژوهشگران مشخص كرد كه رژيم هيدرولوژيك رودخانه به سمت كاهش حجم رواناب و در مقابل افزايش دبي پيك سيلابي متمايل گشته است.

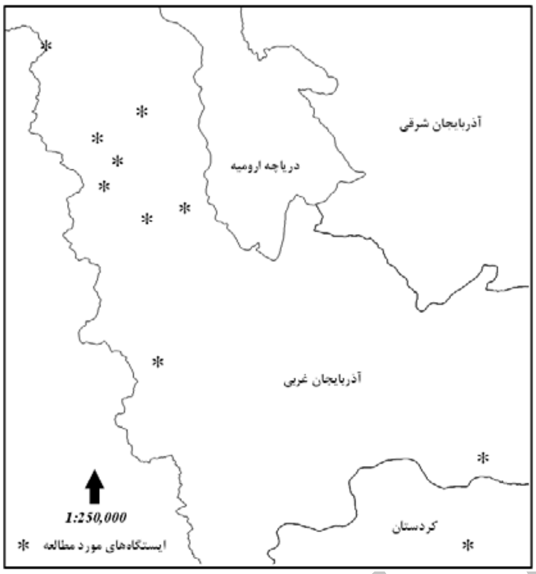
انتخاب ايستگاه مناسب در بررسي مطالعات مذكور نيز اهميت بسزايي دارد، زيرا بهره‌گيري از اين مطالعات در زمينه‌هايي همچون بررسي تغيير اقليم بخاطر فرآيندهايي مثل بارش، ذخيره و تلفاتي كه در حوضه صورت مي‌گيرد بسيار پيچيده است، همچنين بررسي پديده‌اي مثل تغيير اقليم ممكن است ناشي از فرآيندهاي پيچيده ناشناخته‌اي باشد كه تمام اين عوامل اهميت انتخاب محل و تعداد مناسب سال‌هاي آماري مطلوب براي بررسي دقيق مطالعات مزبور را روشن مي‌سازد. به همين دليل در انجام اين پژوهش از داده‌هاي دبي روزانه جريان تعدادي از ايستگاه‌هاي قديمي و معتبر استان آذربايجان غربي براي تهيه داده‌هاي سالانه استفاده گرديد. هدف از اين پژوهش بررسي مولفه‌هاي اساسي در مطالعه تغييرپذيري جريان و مقايسه متداول‌ترين آزمون‌هاي مورد استفاده به منظور شناخت تغييرات هيدرولوژيک (روند، پراكندگي، جهش و توزيع آماري مناسب) تعدادي از رودخانه‌هاي مهم استان آذربايجان غربي با طول دوره آماري مناسب (۳۱ سال) است.

مواد و روش‌ها

در اين پژوهش از تعدادي از ايستگاه‌هاي هيدرومتري واقع در رودخانه‌هاي مهم استان آذربايجان غربي و به‌خصوص رودخانه‌هاي منتهي به درياچه اروميه استفاده شده است (جدول ۱). لازم به توضيح است كه سهم آب ورودي به درياچه اروميه از رودخانه‌هاي استان آذربايجان غربي به مقدار ۸۵ درصد و از رودخانه‌هاي استان آذربايجان شرقي ۱۵ درصد مي‌باشد (شركت سهامي آب منطقه‌اي استان آذربايجان غربي). همچنين طول دوره آماري در ايستگاه‌هاي منتخب ۳۱ سال و بين سال‌هاي ۱۳۵۳ الي ۱۳۸۳ بوده است. در شكل ۱ نقشه پراكنش ايستگاه‌هاي مورد مطالعه نشان داده شده است.

جدول ۱- پارامترهاي آماري رودخانه‌هاي مورد بررسي

	ميانگين (m3/s)	انحراف معيار	ضريب تغييرات(%)	ضريب چولگي	ضريب خود همبستگي
بند اروميه	٥/٢٠٩	٢/٢٠٦	٤٢/٣٥	٠/٧٤	٠/٣٢
درابكاي خانه	٦/٤٢	٢/١٦	٣٣/٦	٠/٨٨	٠/١٥
ديزج	٨/٢٢	٣/٢٣	٣٩/٣	٠/٤٦	٠/٤١
هاشم آباد	٧/٥٢	٢/٥٨	٣٤/٤١	٠/٥٦	٠/٤٥
مرز سرو	٢/٦٨	١/٣١	٤٨/٧٢	٠/٤٨	٠/٣٣
ميرآباد	٥/١٦	١/٩٣	٣٧/٣٧	٠/٥٢	٠/٢١
ساري قميش	٥٤/٧١	٢٥/٧٣	٤٦/٩٦	٠/٨٧	٠/١٦
بابارود	٨/٦٥	٣/٨٥	٤٤/٥	٠/٧	٠/٤٥
پل بهراملو	١٢/١١	٥/٤٤	٤٤/٩٧	٠/٨٥	٠/٢٢٥
پل آنيان	١٨/٤٥	٧/٩٨	٤٣/٢٨	٠/٥٣	٠/٢١



شکل ۱- پراکنش ایستگاه‌هاي مورد مطالعه

آزمون‌هاي بررسي ويژگي‌هاي جريان

- روند

متداول‌ترين روشي که براي تشخيص روند استفاده مي‌شود ايجاد يک مدل خطي بين مقادير داده‌ها و زمان (معادله ۱) است (Hameed *et al.*, 1998):

$$Y_i = a + b.i + v_i \qquad (۱)$$

که Y_i، $i = 1,2,...,n$ مقادير داده‌ها در زمان i، a و b ضرايب رگرسيون و v_i خطاي تصادفي با ميانگين صفر و واريانس s_v^2 است. در صورت وجود روند، شيب خط بطور معني‌داري بالاست، در غير اينصورت ادعاي وجود روند مشکل است. آزمون ناپارامتري ضريب همبستگي رتبه‌اي اسپيرمن با در نظر گرفتن سطوح معني‌داري مختلف يکي از گزينه‌هاي مناسب براي بررسي روند مي‌باشد (Adeloye & Montaseri, 2002). طرز محاسبة ضريب همبستگي رتبه‌اي براي داده‌هاي زوجي (x_i, y_i) براي $i = 1,2,\ldots,k$ که در منابع مختلف مانند Adeloye & Montaseri (2002) و Aksoy (2007) نيز آمده است به شرح زير مي‌باشد:

ابتدا به تمام xها برحسب مقاديرشان رتبه مي‌دهيم و همين کار را نيز براي yها انجام مي‌دهيم، سپس تفاضل بين رتبه‌هاي هر زوج را که با d_i نشان مي‌دهيم محاسبه نموده، در مرحله بعد توان دوم dها را تعيين و در پايان با بهره‌گيري از معادله (۲) ضريب همبستگي رتبه‌اي بدست مي‌آيد.

$$r_s = 1 - \frac{6\sum_{i=1}^{k} d_i^2}{n(n^2 - 1)} \qquad (۲)$$

تحت فرض صفر (H_0) در اين آزمون که بيان مي‌کند همبستگي وجود ندارد مي‌توان نشان داد:

$$t = r_s\sqrt{\frac{n-2}{1-r_s^2}} \qquad (۳)$$

که t توزيع t استيودنت با درجه آزادي $n-2$ مي‌باشد. سپس مقادير بحراني توزيع t استيودنت براي سطح معني‌داري انتخاب شده α و درجه آزادي $n-2$ بدست مي‌آيد. در نهايت مقادير t با مقادير بحراني مقايسه

مي‌شوند و اگر $t > t_{\alpha/2,n-2}$ يا $t < -t_{\alpha/2,n-2}$، آنگاه H_0 رد مي‌شود.

يكي ديگر از آزمون‌هاي تعيين روند آزمون ناپارامتري من- كندال مي‌باشد كه بر پايه رتبه داده‌ها در يك سري زماني استوار مي‌باشد. مزيت اين آزمون بهره‌گيري از رتبه داده‌ها در سري زماني بدون در نظر داشتن مقدار متغييرها است كه به دليل وجود چنين خاصيتي، مي‌توان از اين آزمون براي داده‌هاي داراي چولگي نيز استفاده كرد (Partal & Kahya, 2006).

در آزمون من - كندال، اگر $x_1, x_2, \ldots, x_n$ داده‌هاي مشاهده‌اي باشند، آنگاه:

$$S = \sum_{k=1}^{n-1} \sum_{j=k+1}^{n} \operatorname{sign}(x_i - x_k) \tag{٤}$$

$$\operatorname{sign}(x_j - x_k) = \begin{cases} +1 & \text{if} \quad (x_j - x_k) > 0 \\ 0 & \text{if} \quad (x_j - x_k) = 0 \\ -1 & \text{if} \quad (x_j - x_k) < 0 \end{cases} \tag{٥}$$

در واقع در اين آزمون هر داده با تمامي داده‌هاي پس از خود مقايسه مي‌شوند. در اين مرحله مي‌توان به جاي بهره‌گيري از مقادير اصلي داده‌ها، از مرتبه داده‌ها در مجموعه مورد نظر استفاده كرد و مرتبه‌ها را به همين روش مقايسه نمود.

با فرض اين كه داده‌ها مستقل بوده و توزيع يكنواخت دارند، واريانس S از رابطه (٦) بدست مي‌آيد:

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

كه در آن:

n: تعداد داده‌ها، m: تعداد گره‌ها و t: تعداد داده در هر گره مي‌باشد. منظور از گره اين است كه اگر از يك مقدار داده، بيشتر از يكي وجود داشته باشد، اين مقدار مساوي، تشكيل يك گره را مي‌دهند و تعداد اين مقادير مساوي در گره m ام برابر t مي‌باشد.

آماره اين آزمون از رابطه (٧) بدست آورده مي‌شود:

$$Z = \begin{cases} \dfrac{S-1}{\sqrt{\operatorname{Var}(S)}} & \text{if} \quad S > 0 \\ 0 & \text{if} \quad S = 0 \\ \dfrac{S+1}{\sqrt{\operatorname{Var}(S)}} & \text{if} \quad S < 0 \end{cases} \tag{٧}$$

اين آزمون، يك آزمون دو طرفه است. بنابراين در صورتي كه $|Z| \le Z_{\alpha/2}$ باشد، در سطح اطمينان α فرض صفر پذيرفته مي‌شود و در غير اين صورت، فرض صفر رد خواهد شد. در حالت رد فرض صفر (وجود روند در داده‌ها) در صورتي كه $S > 0$ باشد، سري زماني داراي روند مثبت (صعودي) و در صورتي كه $S < 0$ باشد، سري زماني داراي روند منفي (نزولي) است.

- تصادفي بودن

تصادفي بودن در ميانگين سري‌هاي زماني به اين معناست كه داده‌ها در شرايط طبيعي به وقوع پيوسته اند و عدم تصادفي بودن داده‌ها بيانگر ضريب همبستگي متوالي بين سري داده‌ها مي‌باشد (Aksoy, 2007). براي بررسي اين امر از آزمون ناپارامتري موسوم به Run Test استفاده شده است كه مراحل انجام آن به شرح زير مي‌باشد:

بعد از تعيين ميانه داده‌ها به بررسي تجاوز يا عدم تجاوز سري داده‌ها از عدد ميانه پرداخته مي‌شود. حالت‌هاي اول و دوم مذكور با علامت‌هاي اختياري S و F مشخص شده و تعداد آنها به ترتيب با n_1 و n_2 بيان مي‌گردد. تعداد كل توالي‌ها نيز با R مشخص شده و در نهايت آماره مذكور توسط معادله (٨) بدست مي‌آيد.

$$z = \frac{R - \left(\dfrac{2n_1 n_2}{n_1 + n_2} - 1 \right)}{\sqrt{\dfrac{2n_1 n_2 (2n_1 n_2 - n_1 - n_2)}{(n_1 + n_2)^2 (n_1 + n_2 - 1)}}} \tag{٨}$$

كه z توزيع نرمال استاندارد تحت فرض صفر تصادفي بودن داده‌ها مي‌باشد. سپس مقادير بحراني توزيع نرمال

استاندارد براي سطوح معني‌داري مختلف بدست مي‌آيد و در نهايت آماره z با مقادير بحراني مقايسه مي‌گردند. اگر $z > z_{\alpha/2}$ يا $z < -z_{\alpha/2}$ باشد آنگاه H_0 رد مي‌شود.

- جهش

يکي از اقسام مختلف غيرايستايي است که پرش يا افت ناگهاني در سري را نشان داده و معمولا در صورت دخالت مستقيم يا غيرمستقيم بشر در سيستم‌هاي طبيعي بوقوع مي‌پيوندد. در اين پژوهش براي بررسي جهش از آزمون ناپارامتري بدون توزيع مجموع تراکمي (CUSUM)که يک آزمون رتبه‌اي و بر پايه تفاوت بين ميانه دو قسمت مشکوک به غير ايستايي بودن است استفاده مي‌شود (Chiew & McMaahon, 1993). آماره اين آزمون حداکثر مجموع تجمعي مربوط به انحراف مقادير نمونه از مقدار هدف نمونه‌ها را نشان مي‌دهد. سري زماني $x_1, x_{2,} ..., x_n$ را در نظر بگيريد، آماره آزمون به صورت معادله (۹) بيان مي‌شود:

$$V_k = \sum_{i=1}^{k} sgn(x_i - x_{median}) \qquad k = 1,2,3,...,n \tag{۹}$$

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

و x_{median} ميانه مقادير سري داده‌هاي x_i مي‌باشد.

توزيع V_k از آماره دو نمونه‌اي کلموگروف اسميرنوف ($KS = (2/n)\, max|V_k|$) با مقادير بحراني حداکثر $|V_k|$ به صورت زير تبعيت مي‌کند:

$$\alpha = 0.10 \quad 1.22\sqrt{n} \tag{۱۰}$$
$$\alpha = 0.05 \quad 1.36\sqrt{n}$$
$$\alpha = 0.01 \quad 1.63\sqrt{n}$$

مقدار منفي V_k بيانگر اينست که قسمت انتهايي داده‌ها ميانگين بيشتري نسبت به قسمت ابتدايي داده‌ها دارد و بالعکس.

- برازش تابع توزيع

به منظور شناخت تابع چگالي مناسب براي داده‌هاي سري مورد مطالعه روش‌هاي متعددي وجود دارد. اين روش‌ها بر ويژگي‌هاي داده‌ها و جداول توزيع فراواني بنا شده يا از ترسيم داده‌ها (کاغذ احتمالاتي) کمک مي‌گيرند. يکي از آزمون‌هايي که براي سنجش تبعيت توزيع يک نمونه از يک توزيع خاص استفاده مي‌شود آزمون ناپارامتري کلموگروف اسميرنوف است. آماره D_{max} که به آماره يک نمونه‌اي $k.s$ معروف است به صورت معادله (۱۱) تعريف مي‌شود.

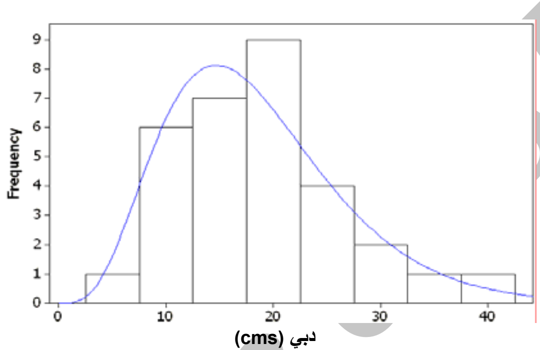
$$D_{max} = \sup|F_n(x) - F(x)| \tag{۱۱}$$

در اين رابطه $F(x)$ تابع توزيع جامعه است که نمونه از آن استخراج شده و $F_n(x)$ توزيع تجربي نمونه است. مادام که $F(x)$ پيوسته باشد، توزيع احتمال D_{max} به $F(x)$ بستگي ندارد. بنابراين، D_{max} يك آماره آزاد توزيع است. از ميان توزيع‌هاي مورد بررسي توزيعي که کمترين D_{max} را دارد نسبت به سايرين مناسب‌تر به نظر مي‌رسد (Rezaee Pazhand, 2001).

نتايج

به منظور بررسي تغييرپذيري ويژگي‌هاي هيدرولوژيک داده‌هاي سالانه ايستگاه‌هاي مورد نظر در بازه زماني سال‌هاي ۱۳۵۳ تا ۱۳۸۳ از آزمايشات روند، پراکندگي، جهش و برازش بهترين تابع توزيع که در بخش قبل تشريح گرديد استفاده شد. ويژگي‌هاي آماري مرتبط با جريان رودخانه‌هاي مذکور در جدول ۱ آمده است. همانطور که مشاهده مي‌شود ميانگين جريان سالانه رودخانه‌هاي مذکور در محدوده متغيري از کم (ايستگاه مرز سرو) تا زياد (ايستگاه ساري قميش) قرار دارند.

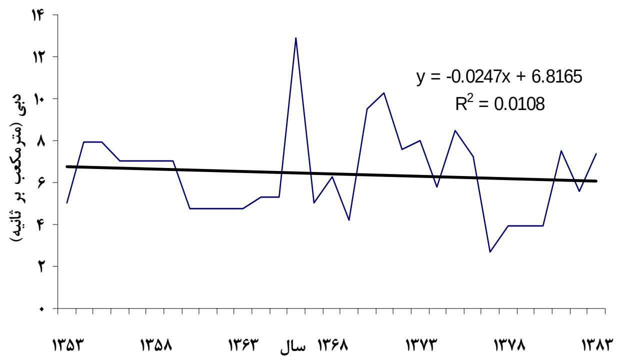
انتخاب ايستگاه‌هاي با مقدار پراكندگي جريان بالا به اين دليل است كه بتوان نتايج را تا حدي به شرايط مختلف حوضه‌ها تعميم داد. ضريب چولگي مثبت داده‌ها نيز حاكي از كشيدگي منحني فراواني داده‌ها و عدم پيروي احتمالي داده‌ها از شرايط نرمال مي‌باشد. ضريب خودهمبستگي نسبتاً پايين مقادير جريان نيز بيانگر ارتباط ضعيف داده‌ها با يكديگر و عدم تاثير داده‌هاي قبلي بر داده‌هاي بعدي جريان است. با بررسي جدول ١ به تنهايي مي‌توان به شناخت كلي و اطلاعات به نسبت جامعي در مورد شرايط داده‌هاي مورد بررسي و شرايط مطلوب داده‌ها براي ملاحظات بعدي دست يافت. بر پايه جدول ضريب تغييرات ايستگاه‌هاي مذكور تغييرپذيري متوسطي دارند كه با توجه به اينكه حوضه‌هاي مورد نظر در منطقه نيمه خشك قرار دارند امري بديهي است. شكل ٢ نيز هيستوگرام فراواني سري سالانه ايستگاه پل آنيان را به همراه سري زماني متناظر آن نشان مي‌دهد. همانطور كه ملاحظه مي‌شود داده‌ها با چولگي مثبت از شرايط نرمال تبعيت نمي‌كنند.



شكل ٢- هيستوگرام فراواني سري پل آنيان به همراه توزيع گاماي برازش يافته بر آن

مقادير آماره‌هاي آزمون همبستگي اسپيرمن هر ايستگاه با توجه به مقادير بحراني آن در سطح معني‌داري ٥% در جدول ٢ آمده است. با توجه به مقادير آن مي‌توان نتيجه گرفت كه هيچ روند مشخصي (بجز مقداري روند كاهشي در ايستگاه پل بهراملو) در داده‌هاي جريان سالانه در رودخانه‌هاي مورد نظر وجود ندارد و فرض ايستايي داده‌ها در سطح معني‌داري فوق رد نمي‌شود. نمونه‌اي از نتايج گرافيكي مربوط به ايستگاه درابكاي خانه در شكل ٣ آمده است. ضريب همبستگي پايين سري داده‌ها با زمان كه در جدول ١ آمده است نيز بيانگر روند غير معني‌دار سري است. همچنين نتايج حاصل از بررسي آزمون من كندال نيز بيانگر اين نكته است كه در هيچ يك از ايستگاه‌هاي مورد مطالعه روند معني‌داري وجود ندارد و فرض صفر مبني بر عدم وجود روند در داده‌هاي مشاهداتي رد نمي‌شود. در اين ارتباط صرفا سير نزولي داده‌ها در ايستگاه پل بهراملو مشاهده گرديد (جدول ٢).

همچنين بر پايه يافته‌هاي جدول ٢ مي‌توان دريافت كه هيچ دليلي دال بر رد فرض صفر كه داده‌ها تصادفي مي‌باشند در هيچ یک از ايستگاه‌ها در سطح معني‌داري ٥% وجود ندارد. البته نتايج فوق با يافته‌هاي حاصل از مقادير كم ضريب خودهمبستگي با تاخير ١ (جدول١) نيز مطابقت دارد



شكل ٣- نوسانات سري سالانه متوسط جريان ايستگاه درابكاي خانه به همراه روند خطي برازش داده شده بر آن

جدول ۲- نتايج بررسي آزمون روند و آماره‌هاي آزمون همبستگي اسپيرمن و من - كندال

ايستگاه	r_s	t	t_{cr}	S	p	tau	Z
بند اروميه	۰/۰۱۹	۰/۱۰۵		-۱۰	۰/۸۷۸	-۰/۰۲۲	-۰/۱۵۳
درابكاي خانه	۰/۰۸٤	۰/٤٥۲		-۳۸	۰/۵۲۸	-۰/۰۸۲	-۰/٦۳۱
ديزج	۰/۲۳٦	۱/۳۳		-٦۰	۰/۳۱٦	-۰/۱۲۹	-۱/۰۰۳
هاشم آباد	۰/۰۸۳	۰/٤٥٦		-۱۳	۰/۸۳۹	-۰/۰۲۸	-۰/۲۰٤
مرز سرو	۰/۲۵۵	۱/٤۲	۲/۰٤۵	-۸٤	۰/۱۵۸	-۰/۱۸۱	-۱/٤۱۳
ميرآباد	۰/۱۵۹	۰/۸٦۹		-۵۸	۰/۳۳۳	-۰/۱۲۵	-۰/۹٦۹
ساري قميش	۰/۰۰٤	۰/۰۲۳		-۱۲	۰/۸۵۱	-۰/۰۲٦	-۰/۱۸۷
بابارود	۰/۱٦۳	۰/۸۸۷		-۵۵	۰/۳۵۹	-۰/۱۱۸	-۰/۹۱۸
پل بهراملو	۰/۳٦۱	۲/۰۸۵		-۱۰٤	۰/۰۸۰	-۰/۲۲٤	-۱/۷۵۳
پل آنيان	۰/۱٤	۰/۷٦		-٦۲	۰/۳۰۰	-۰/۱۳۳	-۱/۰۳۸

. مقادير كم ضريب خود همبستگي نيز بيانگر تصادفي بودن داده‌ها مي‌باشد. به علاوه با توجه به روند منفي موجود در ايستگاه پل بهراملو احتمال غير تصادفي بودن در داده‌هاي ايستگاه مذكور وجود دارد كه با توجه به مقدار p آن در جدول ۳ پيش‌بيني فوق صحيح بوده و مقدار آن از سطح مجاز بيشتر است و فرض غير تصادفي بودن داده‌ها تقويت مي‌گردد. جدول ۳ به بررسي تصادفي بودن داده‌ها با توجه به مقادير z و p آنها در سطح معني‌داري ۵% پرداخته است.

براي بررسي جهش در رودخانه‌هاي مذكور ابتدا سري به مقاطع مختلف مشابه كه در بين آنها سال‌هاي مشكوك به جهش وجود داشت تقسيم گرديد. شكل ۴ نمونه‌اي از اين تغييرها را در قبل و بعد از سال ۶۴ در ايستگاه بند اروميه نشان مي‌دهد. در خصوص اين تغييرات لازم به ذكر است كه معمولا داده‌هاي منابع آب به ندرت به طور كامل همگن هستند. علاوه بر منبع توليد رواناب (باران يا ذوب برف) ايجاد سازه‌هاي مختلف در مسير جريان ، برداشت‌هاي پراكنده آب و نيز تغييرات كاربري اراضي در ايجاد اين ناهمگني موثر مي‌باشند (Rezaee Pazhand, 2001). همانطور كه در جدول ۴ نيز مشاهده مي‌شود تمام رودخانه‌ها در مقاطعي از سري داراي سال‌هاي مشكوك بوده‌اند كه با بهره‌گيري از آزمون CUSUM به بررسي معني‌داري جهش‌هاي مذكور پرداخته شده است. نمونه‌اي از تغييرات آماره آزمون مذكور و حداكثر آن در شكل ۵ آمده است. همانطور كه ملاحظه مي‌شود آماره آزمون تمام ايستگاه‌ها از مقادير بحراني كمتر بوده كه نشان‌دهنده غيرمعني‌دار بودن تفاوت دبي‌هاي متوسط جريان قبل و بعد از سال‌هاي مشكوك به جهش بوده است.

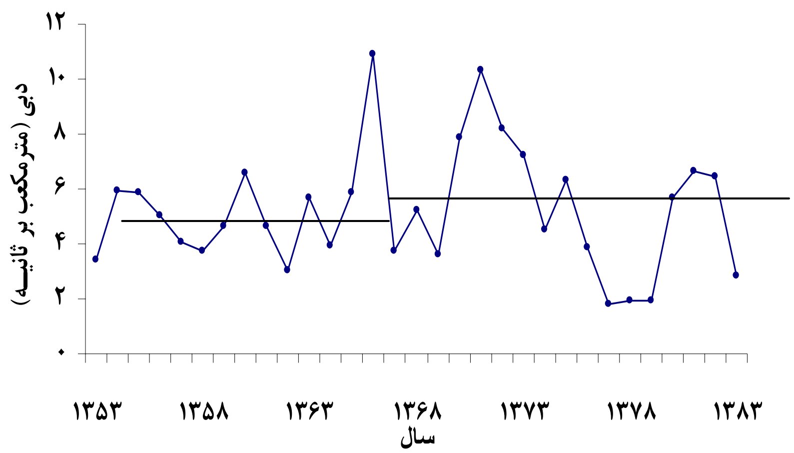
آزمون بررسي توزيع آماري برازش يافته مناسب به سري سالانه جريان ايستگاه‌هاي مورد نظر نيز با توجه به آماره كلموگروف اسميرنوف انجام گرديد. توزيعي كه كمترين آماره مورد نظر را دارد به عنوان توزيع مناسب انتخاب مي‌شود. همانطور كه در شكل ۲ نيز ديده شد هيستوگرام فراواني داده‌ها از شكل نرمال تبعيت نمي‌كند و بايستي احتمالا سري مناسبتري را به داده‌ها برازش داد. نمونه مناسب برازش در شكل ۶ ديده مي‌شود.

جدول ٣- نتایج آزمون تصادفي بودن بر اساس آماره **RUN**

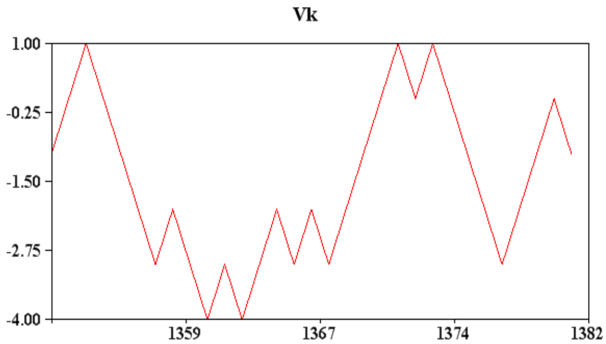
ایستگاه	z	P value	t_{cr}
بند ارومیه	۰/۰۰۶	۰/۸۵	
درابکاي خانه	-۰/۷۲٦	۰/۱۰۱	
دیزج	-۱/۰۹۱	۰/۲۰۳	
هاشم آباد	-۱/۰۹۱	۰/۲۹٦	
مرز سرو	-۰/۳٦	۰/٦۸	۱/۹٦
میرآباد	۰	۰/۸۵	
ساري قمیش	۰	۰/۷۳	
بابارود	-۱/۰۹۱	۰/۲۰۳	
پل بهراملو	۰/۳٦	۰/۰٥٦	
پل آنیان	-۱/٤۲۲	۰/۱٥۲	

جدول ۴- نتایج آزمون جهش در ایستگاه‌هاي مورد مطالعه

ایستگاه	حداکثر انحراف	سال مشکوک به جهش	مقادیر بحراني در سطوح معني‌داري مختلف
بند ارومیه	٤	۱۳۶۴	
درابکاي خانه	٥	۱۳۵۹	
دیزج	۳	۱۳۷۵	
هاشم آباد	۳	۱۳۷۵	
مرز سرو	٤	۱۳۶۴	α= ۰/۱; ۶/۷۹۳
میرآباد	۳	۱۳۷۵	α= ۰/۰۵; ۷/۵۷۲
ساري قمیش	٤	۱۳۸۰	α= ۰/۰۱; ۹/۰۷۵
بابارود	٥	۱۳۷۵	
پل بهراملو	٥	۱۳۸۲	
پل آنیان	٥	۱۳۷۹	



شکل ۴- بررسي تغییرات جهش در ایستگاه بند ارومیه

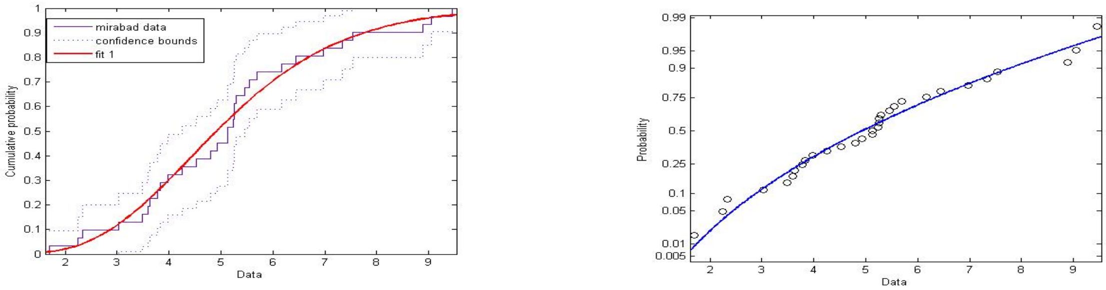


شكل ۵- بررسي مقادير V_k در ايستگاه بند اروميه

جدول ۵- توزيع‌هاي آماري برازش يافته به سري زماني جريان سالانه رودخانه‌هاي مختلف و مقادير آماره كلموگروف اسميرنوف آنها

	نرمال	لوگ نرمال	لوگ نرمال ۳ پارامتري	پيرسون	لوگ پيرسون ۳ پارامتري	گاما
بند اروميه	۰/۰۹۵	۰/۱۰۶	۰/۰۸۷	۰/۰۸۷	۰/۸۱	۰/۰۸۶
درابكاي خانه	۰/۱۱۴	۰/۱۵۲	۰/۱۴۸	۰/۱۴۹	۰/۱۴۳	۰/۱۳۳
ديزج	۰/۱۰۹	۰/۱۷۵	۰/۱۱۲	۰/۱۱۲	۰/۱۲	۰/۱۳۳
هاشم آباد	۰/۱۸۹	۰/۱۲۵	۰/۱۴۳	۰/۱۴۲	۰/۱۴۷	۰/۱۴۵
مرز سرو	۰/۱۱۵	۰/۱۱	۰/۱۱۱	۰/۱۱۱	۰/۰۹۶	۰/۱۱۳
ميرآباد	۰/۱۳۳	۰/۱۱۵	۰/۰۹۶	۰/۰۹۶	۰/۱۰۷	۰/۰۹۱
ساري قميش	۰/۲۰۹	۰/۱۷۹	۰/۱۵۷	۰/۱۵۶	۰/۱۷۹	۰/۱۴۹
بابارود	۰/۱۷۷	۰/۱۲	۰/۱۴۱	۰/۱۴	۰/۱۷۳	۰/۱۲۸
پل بهراملو	۰/۱۹۵	۰/۱۴۳	۰/۱۴۹	۰/۱۴۸	۰/۱۷۲	۰/۱۳۷
پل آنيان	۰/۱۸۸	۰/۱۷۲	۰/۱۴۷	۰/۱۴۷	۰/۱۶۶	۰/۱۳

همانطور كه ملاحظه مي‌گردد توزيع گاماي برازش يافته بر آن علاوه بر قرار گرفتن در داخل محدوده اطمينان سطح معني‌داري ۹۵%، بر سري مشاهده شده نيز تناسب مناسبي دارد. مقدار خيلي كم آماره كلموگروف اسميرنوف نيز در مقايسه با ساير آماره‌هاي ديگر اين امر را تاييد مي‌كند. با بررسي شش توزيع آماري متداول در سري جريان سالانه رودخانه مشاهده گرديد كه تمام رودخانه‌ها نيز از سري واحدي تبعيت نمي‌كنند، بلكه بيشتر آنها از توزيع گاما و سپس لوگ پيرسون تيپ ۳، لوگ نرمال و نرمال تبعيت كرده (جدول ۵) كه اين امر با توجه به چولگي مثبت داده‌ها و يافته‌هاي Adeloye & Montaseri (2002) و Aksoy (2007) در انتخاب توزيع مناسب نيز منطقي به نظر مي‌رسد. حتي در ساير رودخانه‌ها نيز كه توزيع گاما توزيع منتخب نمي‌باشد مقادير آماره توزيع مذكور اختلاف كمي با توزيع منتخب دارد كه انتخاب اين توزيع را به عنوان مناسب‌ترين توزيع پيشنهاد مي‌كند.



شكل ۶- توزيع احتمالاتي گاماي برازش يافته بر سري ايستگاه ميرآباد (سمت راست) و محدوده اطمينان آن در سطح ۹۵%
در احتمال تجمعي آن (سمت چپ)

بحث و نتيجه‌گيري

در اين پژوهش به بررسي و تحليل داده‌هاي سالانه جريان ١٠ ايستگاه هيدرومتري در استان آذربايجان غربي در بازه زماني سال‌هاي ١٣٥٣ تا ١٣٨٣ پرداخته شده است. آناليزهاي مذكور شامل تحليل روند، پراكنش، جهش و انتخاب بهترين تابع توزيع آماري براي مدل‌سازي داده‌ها است. نتايج نشان داد كه اگرچه منطقه مورد مطالعه داراي تاثيرات اقليمي مختلف مثل خشكسالي‌هاي اخير و مداخلات انساني در بهره برداري از آب‌هاي زيرزميني، سطحي و تغييرات كاربري اراضي حوضه‌ها بوده است ولي تمام ايستگاه‌ها داراي رژيم جريان تصادفي بوده‌اند كه نشاندهنده عدم وابستگي بين داده‌ها در سال‌هاي متوالي است. همچنين بجز ايستگاه پل بهراملو روند معني‌داري در بقيه ايستگاه‌ها ديده نشد. دليل اين مساله ممكن است قرار داشتن اين ايستگاه بر روي رودخانه گادارچاي باشد كه متفاوت از بقيه ايستگاه‌هاست و تغييرات كاربري اراضي در حوضه مناطق اطراف رودخانه و برداشت از آن باعث روند كاهشي جريان شده است. مقايسه دو روش آزمون روند نيز حاكي از تطابق كامل دو روش مبني بر عدم وجود روند در داده‌هاي مشاهداتي است. نكته قابل توجه اين كه هر دو روش ايستگاه پل بهراملو را نسبت به ساير ايستگاه‌هاي مورد مطالعه به عنوان ايستگاهي كه سير نزولي داده‌هاي مشاهداتي در آن وجود داشته و در آستانه تبديل به روند شدن مي‌باشد معرفي نمودند. در اين خصوص Mahdavi *et al.* (2010) نيز در پژوهش خود عدم وجود روند در رودخانه قزل اوزن را تاييد نمودند. همچنين نتايج اين پژوهش با نتايج پژوهش Zare et al. (2010) كه در منطقه آذربايجان انجام شد انطباق كامل دارد. اين در حالي است كه Fathzadeh *et al.* (2011) و Kim *et al.* (2010) وجود روند در دبي‌هاي مشاهداتي رودخانه‌هاي مورد مطالعه خود را تاييد نمودند.

نتايج آزمون جهش در سال ١٣٨٢ نيز جهش غير معني‌داري را نشان مي‌دهد كه با توجه به انحراف معيار و ضريب چولگي بالاي آن قابل توجيه است. Adeloye & Montaseri (2002) و Aksoy (2007) نيز جهش، روند و پراكندگي معني‌داري در سري جريان رودخانه‌هاي مورد مطالعه خود نيافتند. بررسي جهش توسط آزمون CUSUM نيز جهش خاصي را در سري‌هاي مختلف اين پژوهش نشان نداد.

توزيع‌هاي مختلف آماري برازش يافته بر سري داده‌ها نيز حاكي از تطابق بهتر و بيشتر داده‌ها با توزيع گاما دارد، هرچند ساير توزيع‌ها مثل لوگ نرمال نيز در بعضي ايستگاه‌ها تطابق خوبي دارند. در پژوهش انجام شده توسط Adeloye & Montaseri (2002) نيز توزيع لوگ نرمال در ايران و توزيع نرمال در رودخانه‌هاي انگلستان برازش بهتري داشته كه با توجه به چولگي و ضريب تغييرات كم داده‌ها در رودخانه‌هاي انگلستان و مقدار متناظر زياد آنها در ايران طبيعي به نظر مي‌رسد؛ همچنين Aksoy (2007) توزيع گاما را به عنوان توزيع مناسب داده‌هاي مورد مطالعه خود در كشور تركيه انتخاب نموده بود كه با توجه به چولگي و ضريب تغييرات مشابه داده‌هاي مورد بررسي ايشان با داده‌هاي مورد

مطالعه در اين مقاله نتايج مشابهي به دست آمده است. اين در حالي است كه Ghorbani *et al.* (2010) توزيع گاماي معكوس را به عنوان مناسب‌ترين توزيع در حوزه‌هاي آبخيز ليقوان و مشيران تبريز برگزيدند. البته پيشنهاد مي‌شود كه براي معرفي دقيق توزيع مناسب‌تر از داده‌هاي با سال‌هاي آماري طولاني‌تر استفاده شود تا با اطمينان بيشتري نسبت به انتخاب بهترين توزيع اقدام گردد.

سپاسگزاري

نگارندگان مقاله بر خود لازم مي‌دانند از رهنمودها و نقطه نظرات ارزشمند داوران محترم اين مقاله تشكر و سپاسگزاري نمايند.

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 Tracv, 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 Tejeda, 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. Teimouri[1] 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

*Corresponding author: Tel: +98 352 7220909 Fax: +98 352 7226767 E-mail: afathzadeh@yazd.ac.ir