



دانشگاه گوارز و منابع آب

نشریه پژوهش‌های حفاظت آب و خاک
جلد بیست و یکم، شماره اول، ۱۳۹۳
<http://jwsc.gau.ac.ir>

تعیین مناطق همگن هیدرولوژیک و توابع توزیع منطقه‌ای به روش گشتاورهای خطی در استان گلستان

آرزو علی‌عسگری کاشانی^۱، * مهدی ذاکری‌نیا^۲، مجید حیدری‌زاده^۳ و حسین شریفان^۲

^۱ دانشجوی کارشناسی‌ارشد گروه مهندسی منابع آب، دانشگاه علوم کشاورزی و منابع طبیعی گرگان، استادیار گروه مهندسی آب، دانشگاه علوم کشاورزی و منابع طبیعی گرگان، ^۲ استادیار مؤسسه تحقیقات حفاظت خاک و آبخیزداری کرج تاریخ دریافت: ۹۱/۹/۲۲؛ تاریخ پذیرش: ۹۲/۵/۲۳

چکیده

یکی از عوامل مورد نیاز در آنالیز منطقه‌ای به‌دست آوردن مناطق همگن هیدرولوژیک و تعیین مناسب‌ترین تابع توزیع آماری در هر یک از مناطق همگن می‌باشد. در این پژوهش از روش گشتاورهای خطی و تجزیه خوشه‌ای SPSS برای همگن‌بندی و از برنامه HAYFA برای انتخاب بهترین توزیع منطقه‌ای برای جریان‌های حداقل پرداخته شده است. به این منظور تعداد ۲۹ ایستگاه هیدرومتری که دارای طول دوره آماری مناسب بودند با پراکنش یکنواخت در سطح استان گلستان انتخاب شد. حداقل دوره آماری جریان‌های روزانه در این پژوهش ۱۱ سال و مربوط به ایستگاه نومل و حداکثر طول دوره آماری ۴۴ سال و مربوط به ایستگاه گالیش بود. پس از مرتب کردن جریان‌های روزانه، دوره‌های با جریان‌های حداقل در هر سال و ماکزیمم دوره‌هایی که دارای جریان‌های حداقل بود، مشخص شد. منطقه از نظر ماکزیمم دوره‌های با جریان‌های حداقل و با استفاده از روش گشتاورهای خطی از تجزیه خوشه‌ای در نرم‌افزار SPSS به ۴ گروه همگن تقسیم شد. استفاده از دو آماره همگنی هاسکینگ و والیس ($H=0/87$ و $D<3$) در حوضه نشان داد که در منطقه ایستگاه ناجور وجود نداشته و کاملاً همگن است. در نهایت با استفاده از شاخص Z^{DIS} با استفاده از فایل اجرایی برنامه FORTRAN بهترین تابع توزیع منطقه‌ای برای گروه‌های همگن مختلف استخراجی مشخص گردید. براساس ماکزیمم دوره‌های با جریان‌های حداقل تابع توزیع پیرسون تیپ ۳ برای گروه ۱ و گروه ۳، توزیع پارتو برای گروه‌های ۴، توزیع نرمال برای گروه ۲ به‌عنوان بهترین توابع توزیع منطقه‌ای شناخته شدند.

واژه‌های کلیدی: استان گلستان، آنالیز منطقه‌ای، خشک‌سالی، روزهای بدون جریان

* مسئول مکاتبه: a_zakerinia@yahoo.com

مقدمه

خشک‌سالی از جمله بلاای طبیعی است که رخداد آن اثرات زیان‌بار بر محیط اکولوژیک وارد می‌سازد خشک‌سالی هیدرولوژیک را می‌توان به صورت دوره‌ای که در آن مقدار جریان آب رودخانه‌ها و مخازن آب زیرزمینی از حد بحرانی کم‌تر شود، تعریف نمود. محاسبه جریان کم^۱ و یا در حقیقت همان حداقل آب جاری در رودخانه و همچنین دانستن ویژگی‌های آن در مطالعات هیدرولوژیکی مختلف مانند مدیریت کیفیت آب، تعیین حداقل دبی مورد نیاز برای تولید برق، طراحی سیستم‌های آبیاری و ارزیابی تأثیر دوره‌های خشک‌سالی طولانی مدت بر اکوسیستم‌های آبی بسیار با اهمیت است. پژوهش‌گران علوم مختلف مرتبط با خشک‌سالی تعریف‌های مختلفی را از این پدیده ارایه نمودند و بنابراین روش‌های مطالعاتی خاصی را با توجه به شاخص‌های مورد توجه خود به کار گرفتند. از میان روش‌های برآورد جریان‌های حداقل در مناطق بدون آمار کافی، تحلیل منطقه‌ای این نوع از جریان‌ها یکی از مهم‌ترین روش‌های مطالعه خشک‌سالی می‌باشد و برای این منظور استفاده از توزیع‌های آماری که مبتنی بر داده‌های کمی به دست آمده از ایستگاه‌های هیدرومتری است، از قابلیت بالایی برخوردار است. با توجه به بررسی منابع بر می‌آید که در بین هیدرولوژیست‌ها هیچ توافقی در مورد استفاده از یک تابع توزیع خاص وجود ندارد و تاکنون در طراحی پروژه‌ها روش استاندارد در انتخاب نوع توزیع ملاحظه نشده است. وفاخواه و مهدوی (۱۹۹۹) با به کارگیری هشت تابع توزیع آماری، تابع توزیع لوگ نرمال سه پارامتری را به عنوان مناسب‌ترین توزیع منطقه‌ای در منطقه مورد مطالعه انتخاب نمود. ماتالاس (۱۹۶۳) با مطالعه جریان‌های حداقل در ۳۴ حوضه کانادا به این نتیجه رسید که توزیع ویبول بهترین نوع برای برازش داده‌های جریان حداقل می‌باشد. کراف و رانتز (۱۹۶۵) شش منحنی توزیع جریان‌های حداکثر را در کالیفرنیا بررسی و نتیجه گرفتند که توزیع پیرسون تیپ ۳ بهترین آن‌ها می‌باشد.

توماس و بنسونبا (۱۹۶۸) با استفاده از ۷۰ پارامتر جریان رودخانه‌ای و ۳۱ مشخصه حوضه نتیجه گرفتند که سطح حوضه، ذخیره نزولات و شدت تواتر آن، تبخیر و حرارت مهم‌ترین مشخصه‌های یک حوضه هستند که قادرند در تدوین معادله‌های تناوب سیل حوضه نقش ایفا کنند. لوگ‌ناتان و همکاران (۱۹۸۵) توزیع‌های لوگ پیرسون تیپ ۳ و ویبول را به عنوان بهترین توزیع برای جریان‌های حداقل معرفی کردند. ووگل و کرول (۱۹۹۲) نشان دادند به دست آوردن مدلی که پایه و اساس فیزیکی داشته و واکنش جریان‌های حداقل یک حوضه را به پارامترهای ژئومتریکی و ژئوهیدرولوژیک مناسب ربط

1- Low Flow

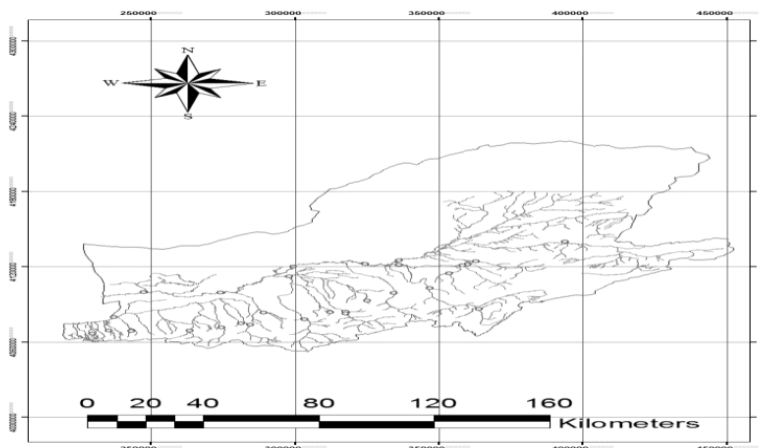
دهد، منجر به بهبود مدل‌های رگرسیون به‌دست آمده خواهد شد. آن‌ها یک مدل فیزیکی برای ثابت فروکش جریان‌های حداقل به‌دست آورند. غلامی (۲۰۰۰) در بررسی توزیع‌های احتمالی مناسب برای دبی‌های حداقل با استفاده از روش گشتاور خطی در استان مازندران به این نتیجه دست یافت که در ۸۸ درصد ایستگاه‌ها توزیع گمبل و روش گشتاور خطی و در ۱۲ درصد ایستگاه‌ها توزیع لوگ نرمال سه‌متغیره و روش گشتاور معمولی مناسب است. روحانی (۲۰۰۰) توزیع لوگ پیرسون تیپ ۳ را به‌عنوان مناسب‌ترین توزیع در تحلیل منطقه‌ای سیلاب در مناطق خشک و نیمه‌خشک خراسان معرفی نمود. نصرتی (۲۰۰۲) در بررسی حوضه اترک، توزیع لوگ پیرسون تیپ ۳ را به‌عنوان مناسب‌ترین توزیع منطقه‌ای معرفی کرد که در بین عوامل مختلف، مساحت، شیب متوسط حوضه، متوسط بارش سالانه و درصد سازندهای نفوذپذیر به‌عنوان مهم‌ترین عوامل شناخته شدند. زرین (۲۰۰۵) در بررسی جریان‌های کمینه در حوضه‌های کرخه و کارون، مهم‌ترین عوامل مؤثر بر این جریان‌ها را با استفاده از روش تجزیه و تحلیل عاملی عوامل بارش متوسط حوضه، مساحت، ارتفاع متوسط حوضه، ضریب گراولیوس و شیب آبراهه اصلی با توانایی توضیح ۸۰/۱ درصد از تغییرات در داده‌های اصلی به‌دست آورد. هم‌چنین مدل‌های ارایه شده توسط این پژوهش‌گر به‌منظور برآورد جریان کمینه با توجه به عوامل مؤثر نام برده، در سطح ۹۹ درصد معنی‌دار نشان دادند.

مواد و روش‌ها

در این مطالعه با بررسی ایستگاه‌های هیدرومتری موجود در استان گلستان ۲۹ ایستگاه هیدرومتری مناسب انتخاب شد (شکل ۱). طول دوره آماری هر یک از ایستگاه‌های منتخب نیز در جدول ۱، نمایش داده شده است. سپس با استفاده از آمار دبی روزانه ۲۹ ایستگاه هیدرومتری منتخب، جدولی از دبی روزانه در هر سال آبی به‌طور متوالی تهیه شد. سپس دبی جریان کم برای دوره ۷ روزه، با بهره‌گیری از میانگین متحرک محاسبه و از آن‌جا برای هر سال کم‌ترین میانگین متحرک تعیین شد. آن‌گاه برای تعیین احتمال رخداد جریان کم با تداوم‌های موردنظر، مناسب‌ترین تابع توزیع آماری جریان‌های کم، گزینش شده و از آن‌جا دبی آستانه به‌دست آمد. سپس تعداد دوره‌های با جریان‌های حداقل در هر سال و ماکزیمم روزهایی که دارای جریان‌های حداقل می‌باشد مشخص شد. از آن‌جا که در تحلیل پدیده‌های هیدرولوژیکی، نبود روند و نبود همگنی تأثیرگذار است، بنابراین قبل از پرداختن به تحلیل، آزمون‌هایی برای بررسی همگنی و روند انجام می‌شود.

جدول ۱- طول دوره آماری ایستگاه‌های منتخب در استان گلستان.

ردیف	۱	۲	۳	۴	۵	۷	۸
نام ایستگاه	شصت‌کلاته	پل جاده- غازمحله	زرینگل	سرمو	زرینگل- سرمه‌رود	پل اردوگاه	ورودی سد کوثر- نومل
دوره آماری	۲۴	۳۱	۳۲	۳۲	۲۴	۲۷	۱۱
ردیف	۹	۱۰	۱۱	۱۲	۱۳	۱۴	۱۵
نام ایستگاه	آق‌فلا- پهلوی دژ	سالیان‌تپه- باغه‌سال	لزوره	گالیکش	گنبد	نهارخوران	تقی‌آباد- گرگان
دوره آماری	۴۴	۳۲	۴۱	۴۴	۴۴	۳۶	۳۳



شکل ۱- نقشه پراکنندگی ایستگاه‌های منتخب در استان گلستان.

فرایندهای اقلیمی را معمولاً فرایندهایی ایستا در نظر می‌گیرند تا مطالعه آنها راحت‌تر و ساده‌تر انجام شود. با این وجود ثابت شده است که تغییرات طبیعی و انسانی باعث تغییرات مهمی در فرایندهای هیدرولوژیکی شده و باعث ایجاد نبود همگنی یا روند در پدیده‌های هیدرواقلمی می‌شود. از آنجا که در تحلیل فراوانی پدیده‌های هیدرولوژیکی، نبود روند، نبود همگنی و تصادفی بودن مفروض است قبل از پرداختن به تحلیل فراوانی، آزمون‌هایی برای بررسی همگنی، روند و تصادفی بودن داده‌ها انجام می‌شود.

آزمون توالی: در این آزمون سری زمانی x_i ، که در آن $i=1, 2, \dots, n$ و میانه x_{med} است در نظر گرفته می‌شود. با تبدیل کردن این سری به دو سری a و b به طوری که سری اول مقادیر $x_i > x_{med}$ و سری دوم مقادیر $x_i < x_{med}$ را در خود داشته باشند، هر دسته که بدون تغییر باقی مانده است را یک توالی (run) می‌نامند. اگر تعداد توالی‌ها (R) دارای توزیع نرمال با میانگین و انحراف معیار طبق رابطه‌های ۱ و ۲ باشد، سری مورد مطالعه همگن خواهد بود:

$$E(R) = \frac{N+2}{2} \quad (1)$$

$$Var(R) = \frac{N(N-2)}{4(N-1)} \quad (2)$$

آماره Z نیز به صورت رابطه ۳ تعریف می‌شود:

$$Z = \frac{R - E(R)}{\sqrt{Var(R)}} \quad (3)$$

در این حالت آزمون صفر مبنی بر همگنی سری در سطح ۱ درصد و ۵ درصد تأیید می‌شود اگر مقدار Z به ترتیب $|Z| \leq 2/58$ و $|Z| \leq 1/64$ باشند. در ادامه برای بررسی روند داده‌ها از روش من-کندال استفاده شده است. آماره من-کندال (MK) به صورت رابطه ۴ محاسبه می‌شود:

$$S = \sum_{i=1}^{n-1} \sum_{j=i+1}^n \text{sgn}(x_j - x_i) \quad (4)$$

که در آن، x_j : داده‌های مرتب شده و n : طول دوره آماری است.

$$\text{sgn}(\kappa) = \begin{cases} 1 & \text{if } \kappa > 0 \\ 0 & \text{if } \kappa = 0 \\ -1 & \text{if } \kappa < 0 \end{cases} \quad (5)$$

میانگین و واریانس این آماره در رابطه‌های ۶ و ۷ ذکر گردیده است:

$$E(S) = \dots \quad (6)$$

$$V(S) = \frac{n(n-1)(2n+5) - \sum_{i=1}^n t_i i(i-1)(2i+5)}{18} \quad (7)$$

که در آن‌ها، t_i : تعداد افزایش‌ها در بازه i است. آماره استاندارد به صورت رابطه ۸ نوشته می‌شود:

$$Z_{MK} = \begin{cases} \frac{s-1}{\sqrt{Var(S)}} & S > \dots \\ \dots & S = \dots \\ \frac{s+1}{\sqrt{Var(S)}} & S < \dots \end{cases} \quad (8)$$

آماره استاندارد شده دارای توزیع نرمال با میانگین صفر و واریانس ۱ است. در هر سطح معنی‌داری α ، اگر احتمال معادل Z ، (p) ، کوچک‌تر از سطح معنی‌داری باشد ($p \leq \alpha$)، فرض صفر رد شده و روند وجود دارد.

برای تعیین مناطق همگن اولیه از نمودارهای گشتاور خطی استفاده شد. به این منظور با ترسیم نمودار گشتاورهای خطی براساس گشتاور خطی ضریب تغییرات (L-CV)، گشتاور خطی ضریب چولگی (L-CS) و گشتاور خطی ضریب کشیدگی (L-CK) گروه‌های همگن اولیه تعیین می‌شوند. **گشتاورهای وزنی احتمال یا گشتاورهای خطی:** گشتاورهای وزنی احتمال ($M_{p,r,s}$) که توسط گرینوود و همکاران (۱۹۷۹) ارائه گردید به صورت رابطه ۹ تعریف می‌شود:

$$M_{p,r,s} = \int_0^1 [(F)]^p F^r (1-F)^s dF \quad (9)$$

که در آن، F : یک توزیع با تابع چگالی احتمال $f(x)$ با k پارامتر است. معمولاً دو گشتاور زیر از بقیه گشتاورها کاربردی‌تر هستند (رائو و حامد، ۱۹۹۷):

$$M_{1,s} = \alpha_s = \int_0^1 x(F)(1-F)^s dF \quad (10)$$

$$M_{1,r} = \beta_r = \int_0^1 x(F)F^r dF \quad (11)$$

که در آن‌ها، p ، r و s اعداد حقیقی هستند. وقتی که r و s مساوی صفر باشند و p عددی غیر منفی باشد، $M_{p,r,s}$ مشخص‌کننده گشتاور متداول مرتبه p حول مبدا است. و α_s و β_r به صورت رابطه‌های ۱۲ و ۱۳ نوشته می‌شوند:

$$\alpha_s = \sum_{k=0}^s \binom{s}{k} (-1)^k \beta_k \quad (12)$$

$$\beta_r = \sum_{k=0}^r \binom{r}{k} (-1)^k \alpha_k \quad (13)$$

هاسکینگ و والیس (۱۹۹۳) گشتاورهای خطی λ_{r+1} را براساس α_s و β_r به صورت رابطه‌های ۱۴ و ۱۵ تعریف کرد:

$$\lambda_{r+1} = (-1)^r \sum_{k=0}^r p_{r,k}^* \alpha_k = \sum_{k=0}^r p_{r,k}^* \beta_k \quad (14)$$

که در آن،

$$p_{r,k}^* = (-1)^{r-k} \binom{r}{k} \binom{r+k}{k} \quad (15)$$

گشتاورهای خطی نمونه به صورت رابطه‌های ۱۶ و ۱۷ محاسبه می‌شوند:

$$a_s = \hat{\alpha}_s = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n (1 - P_{in})^s x_i \quad (16)$$

$$b_r = \hat{\beta}_r = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n P_{in}^r x_i \quad (17)$$

که در آن‌ها، P_{in} موقعیت نقطه در کاغذ احتمال است. استفاده از کاغذ احتمالات یک روش بصری برای مقایسه تابع توزیع فراوانی جامعه و نمونه است. در این مطالعه از روش هاسکینگ (۱۹۸۶) که به صورت $P_{in} = (i - 0.5) / n$ نوشته می‌شود، استفاده گردید. نسبت گشتاورهای خطی که مبنای بصری انتخاب تابع توزیع نقطه‌ای و منطقه‌ای است به صورت رابطه‌های ۱۸ و ۱۹ نوشته می‌شوند:

$$\tau = \lambda_1 / \lambda_r \quad (18)$$

$$\tau_r = \lambda_r / \lambda_r \quad r \geq 3 \quad (19)$$

که در آن‌ها، λ_1 : شاخص مکان، τ : شاخص مقیاس یا پراکنش (LCV)، τ_r : شاخص چولگی (LCs) و τ_i : شاخص کشیدگی (LCk) هستند. نمودار نسبت گشتاورهای خطی روشی مناسب در تعیین همگنی نمونه محسوب می‌شود.

آزمون ناهمگونی: برای تعیین همگنی از روش هاسکینگ و والیس (۱۹۹۳) که از دو آماره شامل آماره ناهمگونی (ناجوری) D و آماره همگنی H برای آزمون همگنی ناحیه‌ای استنتاج کردند، استفاده شد. آزمون ناهمگونی، ایستگاه ناجور را مشخص می‌کند. انتخاب یک میزان برای D_i (معیار ناجوری در ایستگاه i) به‌عنوان ملاک تصمیم‌گیری حتی برای یک ایستگاه ناجور چندان آسان نیست. یک ایستگاه وقتی ناجور است که میزان D_i بالاتر از میزان بحرانی ۳ باشد ($D_i \geq 3$). اما این میزان برای مناطق کوچک رضایت‌بخش نیست. D_i را با محدوده جبری می‌توان به‌صورت رابطه ۲۰ نشان داد:

$$D_i \leq (N-1) / 3 \quad (20)$$

که در آن، N : تعداد ایستگاه‌ها می‌باشد.

برای بعضی از مقادیر، به‌منظور انتخاب ملاک ناجوری باید یک تابع افزایشی از تعداد ایستگاه‌ها در منطقه وجود داشته باشد. به‌دلیل این‌که در مناطق بزرگ، احتمال وجود ایستگاه‌های با D_i بالا بیش‌تر است. بنابراین هم‌چنان پیشنهاد می‌شود که اگر ایستگاهی دارای $D_i \geq 3$ باشد، آن ایستگاه ناجور محسوب گردد (هاسکینگ و والیس، ۲۰۰۱).

نکته قابل ذکر در مورد معیار ناجوری (D) این است که این شاخص به اندازه نمونه وابسته نیست چون این آماره براساس گشتاورهای خطی محاسبه می‌شود و نسبت به اندازه نمونه حساسیت کم‌تری دارند. در حالی‌که گشتاورهای معمولی مانند میانگین و انحراف معیار وابستگی شدیدی به اندازه نمونه و به‌ویژه داده‌های پرت دارند. به همین دلیل روش گشتاورهای خطی و آزمون ناجوری در این روش در مورد سری‌های آماری با اندازه‌های مختلف در این مطالعه مورد استفاده قرار گرفت. زیرا اندازه نمونه در این روش تأثیری در شناخت یک ایستگاه به‌عنوان ایستگاه ناجور نخواهد داشت (هاسکینگ و والیس، ۲۰۰۱).

-
- 1- Discordancy
 - 2- Homogeneity

آماره ناجوری به صورت رابطه ۲۳ محاسبه می‌شود، که در این معادله مقادیر \bar{u} و S به ترتیب با رابطه‌های ۲۱ و ۲۲ به دست می‌آید:

$$\bar{u} = N^{-1} \sum_{i=1}^N u_i \quad (21)$$

$$\bar{u} = (N-1)^{-1} \sum_{i=1}^N (u_i - \bar{u})(u_i - \bar{u})^T \quad (22)$$

$$D_i = \frac{1}{3} (u_i - \bar{u})^T S^{-1} (u_i - \bar{u}) \quad (23)$$

که در آن‌ها، $u_i = [\tau_v^i, \tau_p^i, \tau_s^i]^T$: ماتریس گشتاورهای خطی در ایستگاه i ، N : تعداد ایستگاه‌ها و S : ماتریس کوواریانس نمونه است (۱۱ و ۱۳).

آماره همگنی شامل سه معیار H_1 ، H_2 و H_3 است. اگر مقدار این آماره کم‌تر از ۱ باشد، منطقه همگن، اگر بین ۱-۲ باشد، منطقه تا حدی همگن و اگر بزرگ‌تر از ۳ باشد، منطقه کاملاً ناهمگن است. در عمل عنوان می‌شود معیار H_1 برای این آزمون مناسب‌تر است (رائو و حامد، ۲۰۰۱). مقدار این آماره از رابطه‌های ۲۴ و ۲۵ به دست می‌آید:

$$H_i = (V_{obs} - \mu_V) / \sigma_V \quad (24)$$

$$V = \left\{ \frac{\sum_{i=1}^N n_i (\tau_v^i - \tau_v^R)^2}{\sum_{i=1}^N n_i} \right\}^{1/2} \quad (25)$$

که در آن، n_i : اندازه نمونه در ایستگاه i ، τ_v^i : گشتاور خطی نمونه (L-CV)، τ_v^R : میانگین نقطه‌ای گشتاور خطی نمونه (L-CV)، μ_V : میانگین مقادیر V و σ_V : انحراف معیار مقادیر V هستند. انتخاب توزیع مناسب منطقه‌ای: آزمون نکویی برازش تابع توزیع منطقه‌ای، به منظور انتخاب بهترین تابع توزیع منطقه‌ای در حوضه مورد بررسی واقع گردید. این آزمون شامل محاسبه آماره Z^{DIST} است.

تابع توزیع مناسب تابعی است که $|Z^{DIST}| < 1/64$ باشد. این تابع به‌عنوان تابع منطقه‌ای شناخته شده و مقادیر دبی در دوره‌های برگشت مختلف با استفاده از آن به‌دست می‌آید. این آماره به شکل رابطه‌های ۲۶، ۲۷ و ۲۸ تعریف می‌شود:

$$Z^{DIST} = (\tau_{\xi}^{DIST} - \bar{\tau}_{\xi} + \beta_{\xi}) / \sigma_{\xi} \quad (26)$$

$$\beta_{\xi} = N_{sim}^{-1} \sum_{m=1}^{N_{sim}} (\bar{\tau}_{\xi m} - \bar{\tau}_{\xi}) = (\tau_{\xi}^{DIST} - \bar{\tau}_{\xi}) / \sigma_{\xi} \quad (27)$$

$$\sigma_{\xi} = \left\{ (N_{sim} - 1)^{-1} \sum_{m=1}^{N_{sim}} (\bar{\tau}_{\xi m} - \bar{\tau}_{\xi})^2 - N_{sim} \beta_{\xi}^2 \right\}^{1/2} \quad (28)$$

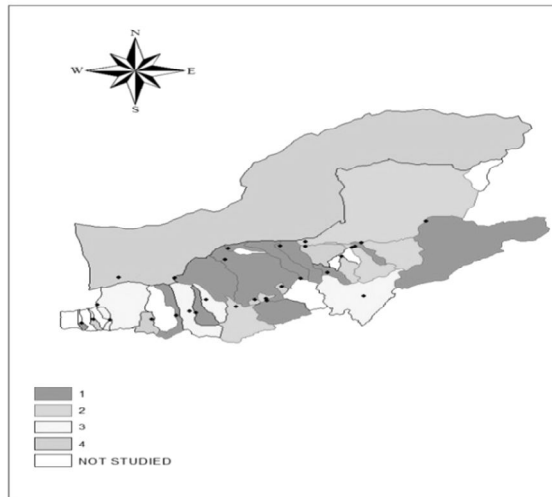
که در آن‌ها، $DIST$: به مفهوم توزیع، τ_{ξ}^{DIST} : گشتاور خطی برجستگی جامعه (L-CK)، $\bar{\tau}_{\xi}$: میانگین ناحیه‌ای گشتاور خطی برجستگی نمونه، β_{ξ} : مقدار اریبی ناحیه‌ای از گشتاور بالا، σ_{ξ} : انحراف معیار ناحیه‌ای گشتاور بالا و N_{sim} : تعداد نواحی شبیه‌سازی شده و برابر ۵۰۰ است. در این مرحله ۵ تابع توزیع فراوانی شامل مقادیر حدی تعمیم‌یافته (GEV)^۱، لجستیک تعمیم‌یافته^۲، پیرسون تیپ ۳، لوگ نرمال ۳ پارامتری و پارتو تعمیم‌یافته به‌عنوان تابع منطقه‌ای در نظر گرفته شد. تابعی که دارای حداقل مقدار $|Z^{DIST}|$ بود به‌عنوان بهترین تابع توزیع منطقه‌ای در نظر گرفته می‌شود.

نتایج و بحث

در تعیین زیرحوضه‌های همگن، ۲۹ زیرحوضه ایستگاه‌های هیدرومتری با بهره‌گیری از مشخصه دبی ویژه جریان‌های کم ۷ روزه مورد بررسی قرار گرفتند و با به‌دست آوردن آماره‌های گشتاورهای خطی به تجزیه خوشه‌ای در نرم‌افزار SPSS، پرداخته شد و از ماکزیمم روزهایی که دارای جریان‌های حداقل بود، استفاده شد (جدول ۲ و شکل ۲).

1- Generalized Extreme Values

2- Generalized Logistic



شکل ۲- تقسیم‌بندی زیرحوضه‌های ایستگاه‌های هیدرومتری استان گلستان.

جدول ۲- آماره‌های گشتاورهای خطی.

L-CV	L-SKEW	L-KURT	نام ایستگاه	L-CV	L-SKEW	L-KURT	نام ایستگاه
۰/۳۳۹۱	۰/۱۸۶۸	۰/۰۶۵۸	نوده- خرمالو	۰/۵۶۹۱	۰/۲۹۷۳	۰/۷۰۹۴	وطنا
۰/۵۵۰۷	۰/۳۴۸۵	۰/۱۳۴۲	پس‌پشته	۰/۸۳۴۴	۰/۶۴۷۲	۰/۸۳۸۱	باغو- جنگلیبانی
۰/۲۹۰۷	۰/۲۹۰۳	۰/۲۶۲۳	آق‌قلا- پهلوی دژ	۰/۴۱۸۷	۰/۳۳۳۷	۰/۴۶۴۳	شصت‌کلاته
۰/۳۳۵۶	۰/۰۳۹۱	۰/۰۴۷۹	سالیان‌تپه- باغه‌سال	۰/۷۲۹۷	۰/۴۵۴	۰/۷۵۱۲	پل جاده- غازمحله
۰/۵۴۳۶	۰/۲۴۶۵	-۰/۰۰۹	ارازکوسه	۰/۷۰۴۵	۰/۴۸۲	۰/۷۴۹۷	زرینگل- زرینگل
۰/۳۲۰۳	-۰/۰۰۳۱	-۰/۰۲۵۳	لزوره	۰/۶۷۴۵	۰/۴۰۳۸	۰/۷۷۴	کیودوال
۰/۶۱۴	۰/۴۸۹	۰/۲۶۴۷	قلی‌تپه	۰/۴۱۵۳	۰/۲۲۰۹	۰/۵۶۴۳	سرمو
۰/۷۷۲۴	۰/۶۷۳۶	۰/۴۲۷۳	سد گرگان- وشمگیر	۰/۱۶۲۷	۰/۰۵۳	۰/۴۵۷	زرینگل- سرمه‌رود
۰/۶۵۹۹	۰/۴۸۸	۰/۱۶۳۹	رامیان	۰/۳۵۳۴	۰/۰۸۶۶	۰/۶۰۶۳	پل اردوگاه
۰/۱۷۸۳	۰/۱۶۲۸	۰/۱۶۹۳	قزاقلی	۰/۲۸۱۷	۰/۰۰۷۹	۰/۵۶۸۶	نهارخوران
۰/۵۵۹۵	۰/۲۳۷۹	-۰/۰۲۰۳	گالیکش	۰/۳۹۴۹	۰/۱۶۳۶	۰/۵۷۵۴	تقی‌آباد- گرگان
۰/۱۹۸۴	۰/۰۵۶۵	۰/۲۰۴۷	تنگراه	۰/۸۹۵۲	۰/۷۵۷۱	۰/۸۲۳۸	ورودی سد کوثر- نومل
۰/۰۸۵۴	۰/۱۳۹۲	۰/۴۴۷۹	گنبد	۰/۵۲۵۶	۰/۲۹۸۲	۰/۶۳۸۹	شیرآباد- سیاه‌جوی
۰/۴۲۲۲	۰/۲۶۷۳	۰/۰۷۳۱	بصیرآباد	۰/۰۷۹۹	۰/۱۱۰۳	۰/۳۰۷۹	سیاه‌آب
				۰/۱۶۵۱	-۰/۰۱۴۷	۰/۴۷۷۸	تیل‌آباد

نتایج آزمون همگنی با استفاده از آزمون توالی در جدول ۳ نشان داده شده است. نتایج بیانگر آن بود که هیچ‌یک از ایستگاه‌ها در سطح ۰/۰۵ فرض صفر را رد نمی‌کند و بنابراین تمامی ایستگاه‌ها همگن می‌باشند. از آن‌جا که به‌منظور آزمون روند، حداقل ۳۰ سال آمار لازم است، بنابراین از بین ۲۹ ایستگاه مورد بررسی، ۹ ایستگاه که دارای طول دوره آماری کم‌تر از ۳۰ سال بودند حذف شدند و ۲۰ ایستگاه که دارای طول دوره مناسب برای تحلیل روند بودند، برای آزمون روند مورد استفاده قرار گرفت. جدول ۴ نتایج آزمون من-کندال را برای ۲۰ ایستگاه نام برده نشان می‌دهد. هیچ‌یک از ایستگاه‌ها در سطح ۰/۰۵ فرض صفر را رد نمی‌کند.

جدول ۳- مقادیر آماره‌های آزمون توالی در ایستگاه‌های مختلف.

ایستگاه هیدرومتری	آماره آزمون توالی	سطح احتمال آماره توالی	ایستگاه هیدرومتری	آماره آزمون توالی	سطح احتمال آماره توالی
قزاقلی	-۰/۶۲۴	-۰/۶۲۴	سرمو	۰/۲۷۰	۰/۲۷۰
رامیان	-۱/۶۰۸	-۱/۶۰۸	گنبد	۰	۱
سد گرگان- وشمگیر	۰/۰۰۳	۱	لزوره	۰/۷۳۷	۰/۷۳۷
قلی‌تپه	-۰/۱۴۶	-۰/۱۴۶	گالیکش	-۲/۰۶۸	-۲/۰۶۸
ارازکوسه	۰	۱	زرینگل - سرمه‌رود	-۰/۲۴۳	-۰/۲۴۳
پس‌پشته	۰/۷۸۱	۰/۷۸۱	سالیان‌تپه - باغه‌سال	۰/۲۰۹	۰/۲۰۹
نوده- خرمالو	۰/۰۱۱	۰/۰۱۱	پل اردوگاه	۰/۲۷۰	۰/۲۷۰
تیل‌آباد	-۰/۹۵۱	-۰/۹۵۱	زرینگل	-۰/۶۵۵	-۰/۶۵۵
سیاه‌آب	۰/۰۰۵	۰	تنگراه	-۰/۴۳۸	-۰/۴۳۸
شیرآباد- سیاه‌جوی	-۱/۳۹۲	-۱/۳۹۲	آق‌فلا- پهلوی دژ	۰/۱۴۶	۰/۱۴۶
ورودی سد کوثر- نومل	-۰/۲۸۶	-۰/۲۸۶	نهارخوران	-۰/۸۴۶	-۰/۸۴۶
کبودوال	-۰/۸۸۷	-۰/۸۸۷	پل جاده- غازمحل	-۰/۸۴۰	-۰/۸۴۰
وطنا	-۰/۵۰۴	-۰/۵۰۴	تقی‌آباد- گرگان	-۲/۱۵۸	-۲/۱۵۸
باغو- جنگلبانی	-۰/۱۸۶	-۰/۱۸۶	شصت‌کلاته	۱	۰
			بصیرآباد	۱	۰

آرزو علی‌عسگری کاشانی و همکاران

جدول ۴- مقادیر آماره‌های آزمون من- کندال در ایستگاه‌های مختلف.

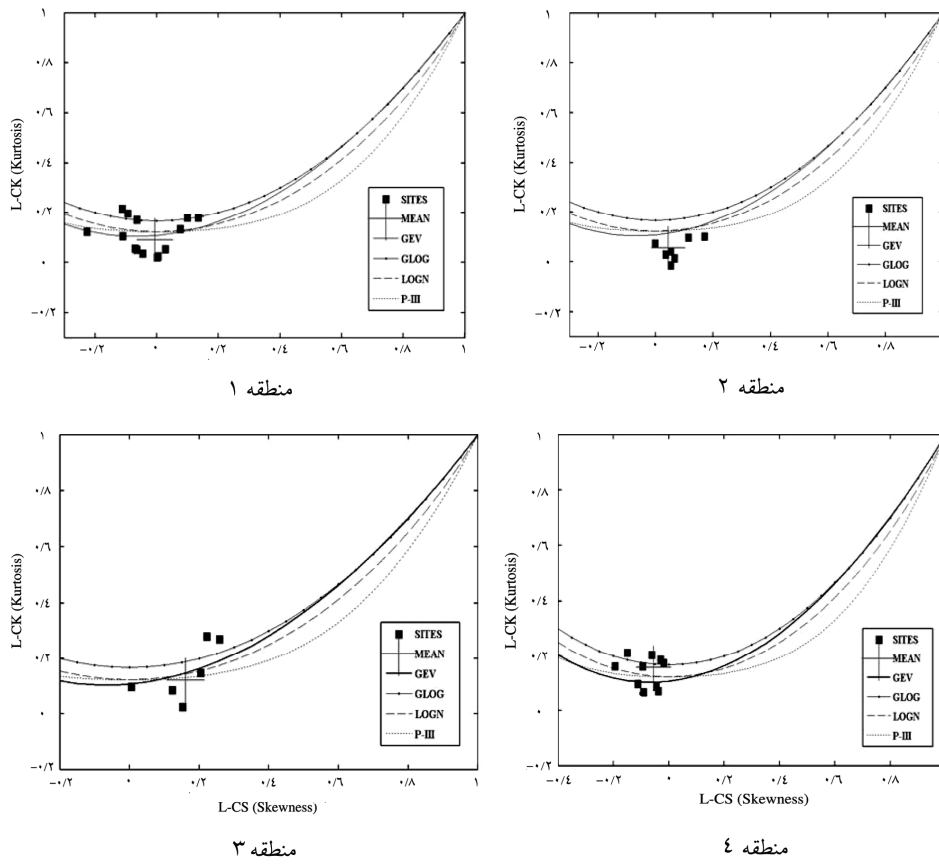
ایستگاه هیدرومتری	مقدار p آزمون من- کندال	مقدار آماره	ایستگاه هیدرومتری	مقدار p آزمون من- کندال	مقدار آماره
پل اردوگاه	-۰/۰۵۲	-۰/۰۵۲	پل جاده- غازمحلہ	-۰/۱۵۲	-۰/۱۵۲
ورودی سد کوثر- نومل	-۰/۰۰۴	-۰/۰۰۴	زرینگل	۰/۱۳۶	۰/۱۳۶
شیرآباد- سیاه‌جوی	-۰/۱۱۱	-۰/۱۱۱	سرمو	-۰/۰۰۴	-۰/۰۰۴
سیاه‌آب	-۰/۰۵۸	-۰/۰۵۸	نهارخوران	-۰/۱۱۱	-۰/۱۱۱
تیل‌آباد	۰/۰۶۳	۰/۰۶۳	تقی‌آباد- گرگان	-۰/۰۵۸	-۰/۰۵۸
نوده- خرمالو	۰/۰۴۲	۰/۰۴۲	آق‌قلا- پهلوی دژ	-۰/۰۱	-۰/۰۱
پس‌پشته	۰/۰۳۵	۰/۰۳۵	سالیان‌تپه- باغه‌سال	۰/۰۶۹	۰/۰۶۹
ارازکوسه	۰/۱۶۲	۰/۱۶۲	لروره	-۰/۱	-۰/۱
قلی‌تپه	۰/۱۶۸	۰/۱۶۸	قزاقلی	-۰/۰۹۱	-۰/۰۹۱
سد گرگان- وشمگیر	-۰/۰۵۷	-۰/۰۵۷	گالیکش	-۰/۱۵۹	-۰/۱۵۹
رامیان	-۰/۰۹۱	-۰/۰۹۱	وطنا	-۰/۰۶۲	-۰/۰۶۲
تنگراه	-۰/۱۱۹	-۰/۱۱۹	باغو- جنگلبانی	-۰/۰۹	-۰/۰۹
گنبد	۰/۰۳۲	۰/۰۳۲	شصت‌کلاته	-۰/۰۵۶	-۰/۰۵۶
بصیرآباد	-۰/۱۳	-۰/۱۳	کیودوال	۰/۰۳۵	۰/۰۳۵
			زرینگل- سرمه‌رود	-۰/۱۷۱	-۰/۱۷۱

بررسی همگنی گروه‌های استخراجی از آنالیز خوشه‌بندی: برای اطمینان از نبود ایستگاه‌های ناهمگن در منطقه آماره D محاسبه شد (جدول ۵). مقدار آماره D در تمامی ایستگاه‌ها کم‌تر از ۳ بوده و بیانگر این واقعیت است که ایستگاه ناهمگن و ناجوری در منطقه وجود ندارد و هم‌چنین با توجه به مقدار آماره H (کم‌تر از ۱) مشخص گردید منطقه کاملاً همگن است (جدول ۶).

جدول ۵- مقادیر آماره‌های توصیفی در ایستگاه‌های مختلف.

نام ایستگاه	کد	D	نام ایستگاه	کد	D
وطنا	۲۵	۰/۱۱۳۱	قزاقلی	۱۰	۰/۰۰۷۹
سرمو	۳۱	۰/۴۲۷۳	آق‌قلا- پهلوی دژ	۱۷	۰/۰۷۹۵
گنبد	۴	۰/۷۲۹۷	نهارخوران	۲۰	۰/۱۳۴۲
لزوره	۵	۰/۷۰۴۵	سیاه‌آب	۳۵	۰/۱۱۴۸
گالیکش	۲	۰/۸۳۴۴	پل جاده- غازمحله	۲۳	۰/۰۴۷۹
زرینگل- سرمه‌رود	۱۳	۰/۷۵۷۱	تیل‌آباد	۲۸	-۰/۰۲۵۳
سالیان‌تپه- باغه‌سال	۱۴	۰/۲۹۸۲	تقی‌آباد- گرگان	۱۵	۰/۱۱۰۳
پل اردوگاه	۳۲	۰/۱۶۳۹	ورودی سد کوثر- نومل	۳۶	۰/۲۰۴۷
زرینگل	۲۹	۰/۲۶۴۷	شیرآباد- سیاه‌جوی	۱۲	۰/۲۰۰۸
تنگراه	۱	۰/۵۶۹۱	سد گرگان- وشمگیر	۱۶	۰/۳۴
قلی‌تپه	۳	۰/۵۷۴۵	باغو- جنگلبانی	۲۴	۰/۱۹۰۲
نوده- خرمالو	۷	۰/۴۱۵۳	پس‌پشته	۸	۰/۵۷
ارازکوسه	۱۱	۰/۱۶۳۶	بصیرآباد	۱۸	-۰/۰۱۴۷
رامیان	۹	۰/۳۵۳۴	کبودال	۳۰	۰/۴۲۲۲
شصت‌کلاته	۶	۰/۶۸			

پس از محاسبه شاخص D، گشتاورهای خطی محاسبه و نمودار گشتاورهای خطی برای هر منطقه ترسیم گردید (شکل ۳). همان‌طورکه این شکل‌ها نشان می‌دهند، گشتاورهای خطی پراکنش مناسبی را نسبت به میانگین نشان می‌دهند و در نگاه اول همگن به نظر می‌رسد. با این حال، محاسبه شاخص همگنی (شاخص H) به منظور تأیید این موضوع انجام می‌شود که نتایج آن در جدول ۶ آمده است. با توجه به مقدار آماره H (کمتر از ۱) مشخص است، گروه‌های ۴ و ۳ به‌عنوان گروه‌های کاملاً همگن تلقی می‌گردند و گروه ۲ و ۱ به‌عنوان گروه‌های همگن شناسایی می‌شوند.

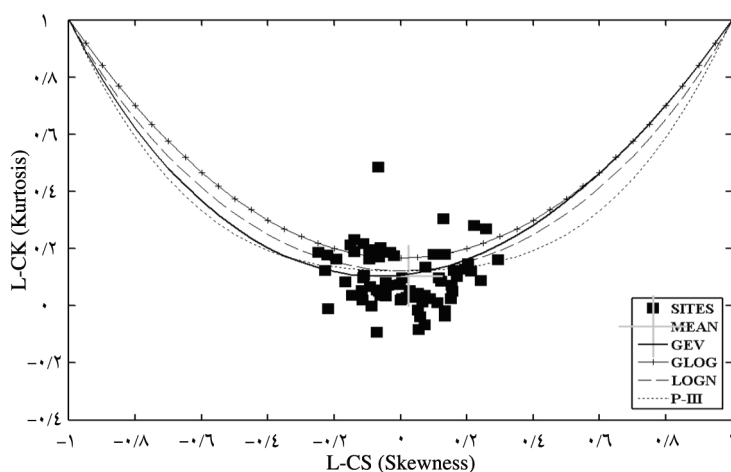


شکل ۳- نمودار گشتاورهای خطی L-CS در مقابل L-CK چهار منطقه همگن.

جدول ۶- نتایج شاخص H در هر یک از گروه‌های استخراجی.

گروه ۴	گروه ۳	گروه ۲	گروه ۱	
۰/۲۹	۰/۰۲	-۱/۱۹	۰/۰۷	H _۱
۰/۴۶	۰/۷۲	-۰/۷۳	۰/۸۸	H _۲
-۰/۶۵	۰/۳۰	-۰/۵۵	۱/۰۵	H _۳

برآورد مقادیر و نکوئی برآزش: از آماره Z^{DIST} هاسکینگ و والیس (۱۹۹۳) با استفاده از فایل اجرایی برنامه فترن برای انتخاب بهترین توزیع منطقه‌ای استفاده گردید. در ابتدا از دیاگرام نسبی L-Ck در مقابل L-Cs که در شکل ۴ آمده است، برای انتخاب تابع توزیع منطقه‌ای استفاده گردید. با توجه به این نمودار به نظر می‌آید که تابع توزیع GEV می‌تواند به‌عنوان بهترین تابع توزیع برای داده شناخته شود، اما با توجه به ناهمگنی منطقه، این موضوع قابل پذیرش نخواهد بود. بنابراین باید در مناطق همگن استخراجی مبادرت به تعیین بهترین تابع توزیع منطقه‌ای نمود. تابع توزیع پیرسون تیپ ۳ برای گروه ۱ و گروه ۳، توزیع پارتو برای گروه‌های ۴، توزیع نرمال برای گروه ۲ به‌عنوان بهترین توابع توزیع منطقه‌ای شناخته شدند (جدول ۷).



شکل ۴- دیاگرام نسبی مقادیر LCs در برابر LCK برای همه ایستگاه‌های مورد مطالعه.

جدول ۷- مقادیر شاخص Z^{DIS} در هر یک از گروه‌های همگن مطالعاتی.

توزیع آماری	گروه ۱	گروه ۲	گروه ۳	گروه ۴
پارتو	۲/۴۷	۱/۰۴	-۴/۲۰	-۰/۶۵
نرمال	۳/۶۸	۰/۵۴	۰/۱۳	۱/۴۸
لجستیک	۵/۶۷	۱/۳۱	۱/۷۷	۲/۹۵
پیرسون تیپ ۳	۱/۵۳	-۰/۵۸	۰/۰۹	۰/۷۱

آرزو علی‌عسگری کاشانی و همکاران

با استفاده از تابع منتخب برای هر ایستگاه، مقادیر ماکزیمم دوره‌های با جریان‌های حداقل در دوره‌های برگشت مختلف محاسبه گردید (جدول ۸).

جدول ۸- مقادیر ماکزیمم دوره‌های با جریان‌های حداقل در دوره‌های برگشت مختلف را نشان می‌دهد.

نام ایستگاه	دوره بازگشت (سال)					
	۲۰۰	۱۰۰	۵۰	۲۰	۱۰	۵
وطنا	۱۶۳/۵۶	۱۵۲/۲۹	۱۳۹/۹۸	۱۲۱/۵۲	۱۰۵/۱۱	۸۵/۲۴
زرینگل - زرینگل	۷۰/۷۳	۶۵/۴۲	۵۹/۶۲	۵۰/۹۲	۴۳/۲۰	۳۳/۸۴
پل اردوگاه	۵۹/۱۲	۵۴/۶۹	۴۹/۸۵	۴۲/۵۸	۳۶/۱۳	۲۸/۳۱
نهارخوران	۳۵۵/۰۰	۲۹۷/۲۶	۲۴۳/۳۷	۱۷۷/۶۰	۱۳۱/۶۸	۸۸/۸۲
نوده - خرمالو	۲۰/۶۳	۱۹/۹۱	۱۸/۹۳	۱۷/۰۵	۱۵/۰۱	۱۲/۲۰
آق فلا - پهلوی دژ	۲۰۰/۳۳	۱۵۰/۷۹	۱۱/۴۴	۷۱/۵۸	۴۸/۵۴	۳۰/۲۵
سالیان تپه - باغه سال	۶۱/۹۳	۵۷/۲۱	۵۲/۰۶	۴۴/۳۳	۳۷/۴۶	۲۹/۱۵
سد گرگان - وشمگیر	۲۶۷/۲۴	۱۹۱/۷۳	۱۳۵/۳۳	۸۲/۰۷	۵۳/۴۴	۳۲/۰۶
رامیان	۱۱۷/۰۹	۱۰۵/۰۵	۹۲/۱۹	۷۳/۸۰	۵۸/۷۸	۴۲/۷۱
قزاقلی	۹۹/۹۱	۹۲/۹۰	۸۵/۲۴	۷۳/۷۶	۶۳/۵۵	۵۱/۲۰
تنگراه	۱۵۴/۴۰	۱۴۲/۳۴	۱۲۹/۱۵	۱۰۹/۳۸	۹۱/۸۲	۷۰/۵۴
گالیکش	۱۰۴/۶۱	۹۵/۶۸	۸۵/۹۲	۷۱/۲۷	۵۸/۲۷	۴۲/۵۱
گنبد	۵۰/۴۵	۴۶/۳۵	۴۱/۸۶	۳۵/۱۳	۲۹/۱۶	۲۱/۹۲
لزوره	۸۲/۷۰	۷۵/۸۰	۶۸/۲۶	۵۶/۹۶	۴۶/۹۱	۳۴/۷۴
پس پشته	۱۳۰/۷۲	۱۲۰/۱۲	۱۰۸/۵۴	۹۱/۱۷	۷۵/۷۳	۵۷/۰۴
زرینگل - سرمه‌رود	۶۸/۶۳	۶۲/۶۹	۵۶/۲۱	۴۶/۴۸	۳۷/۸۴	۲۷/۳۸
سرمو	۱۳۹/۹۳	۱۲۸/۵۱	۱۱۶/۰۱	۹۷/۲۵	۸۰/۵۸	۶۰/۳۹
تقی آباد - گرگان	۱۶۰/۲۴	۱۴۸/۵۸	۱۳۶/۲۸	۱۱۸/۷۱	۱۰۳/۹۷	۸۷/۱۸
پل جاده - غاز محله	۲۳۶/۱۲	۲۲۰/۵۸	۲۰۳/۹۲	۱۷۹/۵۵	۱۵۸/۵۱	۱۳۳/۸۱
تیل آباد	۵۵۱/۱۷	۵۱۹/۷۱	۴۸۵/۳۴	۴۳۳/۷۸	۳۸۷/۹۷	۳۳۲/۵۰
سیاه آب	۱۹۸/۱۰	۱۸۷/۶۵	۱۷۶/۲۳	۱۵۹/۱۰	۱۴۳/۸۸	۱۲۵/۴۵
ورودی سد کوثر - نومل	۴۳۵/۱۶	۴۱۶/۴۴	۳۹۵/۹۷	۳۶۵/۲۸	۳۳۸/۰۱	۳۰۴/۹۹
ارازکوسه	۱۰۰/۴۷	۹۵/۷۸	۸۹/۷۰	۷۸/۸۱	۶۷/۶۸	۵۳/۲۵
شیرآباد - سیاه جوی	۱۹۷/۲۲	۱۸۶/۲۸	۱۷۳/۲۱	۱۵۱/۹۷	۱۳۲/۲۶	۱۰۸/۷۳
بصیرآباد	۱۴۲/۹۵	۱۳۳/۴۶	۱۲۳/۱۰	۱۰۷/۵۶	۹۳/۷۵	۷۷/۰۳
شصت کلاته	۳۷۴/۹۶	۳۵۸/۶۸	۳۳۷/۴۰	۲۹۸/۹۶	۲۵۹/۳۸	۲۰۷/۶۶
باغو - جنگلبانی	۱۷۱/۴۸	۱۶۶/۴۶	۱۵۹/۲۷	۱۴۴/۸۲	۱۲۸/۳۲	۱۰۴/۷۱
کیودوال	۱۴۳/۱۰	۱۳۶/۵۸	۱۲۸/۱۹	۱۱۳/۳۱	۹۸/۲۷	۷۸/۹۳

بحث و نتیجه‌گیری

نبود اطلاعات و یا کمبود اطلاعات نیاز به استفاده از روش‌های قدرتمند که به داده‌های کم حساس نباشند را ضروری می‌سازد. در این مطالعه همگن‌بندی و به‌دست آوردن بهترین تابع توزیع آماری با استفاده از گشتاورهای خطی انجام گردید که با وجود اهمیت زیاد و مناسب بودن در کشور ما بسیار کم استفاده شده است. تعیین داده‌های پرت در دوره آماری موجود بسیار مشکل است که در این‌جا در ابتدا همگنی منطقه با استفاده از آماره‌های D و H هاسکینگ و والیس (۱۹۹۳) صورت پذیرفت و مشخص گردید که ایستگاه ناهمگن و ناجوری در منطقه وجود ندارد و منطقه از نظر هیدرولوژیکی کاملاً همگن می‌باشد. در ادامه روند و همگنی ایستگاه‌های مورد مطالعه در مناطق همگن مورد آزمون قرار گرفت چرا که تغییرات بلندمدت این متغیر را می‌توان به‌عنوان شاخصی از تغییر اقلیم در یک ناحیه در نظر گرفت. این موضوع در مطالعات مختلفی از جمله چین، اروپا و آمریکای شمالی مورد پژوهش قرار گرفته است. نتایج تحلیل روند نشان داد هیچ‌یک از ایستگاه‌ها در سطح ۵ درصد فرض صفر را رد نمی‌کند و با استفاده از آماره Z^{DIS} بهترین توزیع منطقه‌ای انتخاب گردید که نتایج پژوهش‌های ووگل و فنسی (۱۹۹۳) را تأیید می‌کند. از نتایج این پژوهش می‌توان برای تحلیل فراوانی سیل و جریان‌های رودخانه‌ای استفاده کرد. هم‌چنین می‌توان برای مکان‌هایی که داده‌های آن‌ها در دسترس نیست استفاده کرد و تحلیل در این مناطق براساس داده‌های همگن‌بندی صورت می‌گیرد و برای مکان‌هایی که داده‌های آن‌ها در دسترس است، استفاده هم‌زمان از داده‌های اندازه‌گیری شده در خود مکان موردنظر و نتایج به‌دست آمده از همگن‌بندی در چند ایستگاه، اطلاعات بهتر و کامل‌تری را برای اینکه توزیع احتمال قابلیت اعتماد بیش‌تری داشته باشد در اختیار قرار می‌دهد و هم‌چنین برای به‌دست آوردن دبی با دوره بازگشت‌های مختلف و ریسک هیدرولوژیک و اولویت‌بندی حوضه‌ها از نظر خشک‌سالی هیدرولوژیک می‌توان از این توابع استفاده کرد. در جمع‌بندی کلی مشخص گردید که تابع توزیع پیرسون تیپ ۳ برای گروه ۱ و گروه ۳، توزیع پارتو برای گروه‌های ۴، توزیع نرمال برای گروه ۲ مناسب‌ترین تابع توزیع احتمال برای تحلیل جریان‌های کمینه در حوضه مورد مطالعه می‌باشد و می‌توان با استفاده از روش‌های مختلف تجزیه و تحلیل منطقه‌ای جریان کمینه مدل‌هایی را ارائه کرد و به پیروی آن خشک‌سالی هیدرولوژیک را پیش‌بینی نمود. ارائه مدلی که بتواند رابطه بین ماکزیمم دوره‌های با جریان‌های حداقل و ویژگی‌های حوضه را نشان دهد برای استفاده در حوضه‌های مشابه که بدون آمار می‌باشند، بسیار مفید است. از این‌رو روش ایجاد روابط بین ماکزیمم دوره‌های با جریان‌های

حداقل در دوره بازگشت‌های مختلف و ویژگی‌های حوزه‌های آب‌خیز کاربرد وسیعی در منطقه‌های بدون آمار داشته و تاکنون پژوهش‌گران زیادی از این روش‌ها برای تخمین در محل‌های بدون اندازه‌گیری استفاده کرده‌اند. با توجه به سال‌های کوتاه آماربرداری تحلیل منطقه‌ای جریان کمینه می‌تواند برای برنامه‌ریزان و مدیران منابع آب کشور مفید واقع شود.

منابع

1. Cruff, R.W., and Rantz, S.E. 1965. A comparison of methods used in flood frequency studies for coastal basin California. USGS Water Supply Series, U.S. Department of the Interior, Geological Survey, Pp: 1580-1589.
2. Gholami, A. 2000. Choosing of the best probabilistic distributions for maximum mean and minimum discharges using L momentum method. (Case Study: Mazandaran province) M.Sc. Thesis, Tarbiat Modares University, 112p.
3. Greenwood, J.A., Landwehr, J.M., Matalas, N.C., and Wallis, J.R. 1979. Probability weighted moments: Definition and relation to parameters of several distributions expressible in inverse form. *Water Resources Research*. 15: 5. 1049-1054.
4. Hosking, J.R.M. 1986. The theory of probability weighted moments. Res. Rep. RC 12210, IBM Research Division, Yorktown Heights, NY. 17p.
5. Hosking, J.R.M., and Wallis, J.R. 1993. Somestatistical useful in regional frequency analysis. *Water Resources Research*. 29: 2. 271-281.
6. Hosking, J.R.M., and Wallis, J.R. 2001. *Regional Frequency Analysis An Approach Based on L-Moment*, Cambridge University. 535: 557.
7. Lognathan, G.V., Kuo, C.Y., and Mc Cormic, T.C. 1985. Frequency analysis of flow flows. *Nordic Hydrology*. 16: 16. 105-128.
8. Matalas, N.C. 1963. Probability distribution of flows. USGS professional papers, 434p.
9. Nosrati, K. 2002. Analysis of Regional Frequency of minimum flow in arid and semiarid. M.Sc. Thesis University of Tehran. 106p.
10. Rao, A.R., and Hamed, K.H. 1997. Regional frequency analysis of Wabash river flood data by L-moments. *J. Hydr. Engin.* 2: 4. 169-179.
11. Rohani, H. 2000. Flood Frequency analysis in arid and semi-arid hybrid method (Case study: Khorasan province), M.Sc. Thesis, University of Tehran, 98p.
12. Thomas, W.O., and Benson, M.A. 1968. Uniform flood frequency estimating methods for Federal Agencies. *Water Resources Geology*. Pp: 891-908.
13. Vafakhah, M., and Mahdavi, M. 1999. Proposing a mathematical model for hydrologic drought prediction in arid central region of Iran. 2th regional conference of Climate change. Meteorological organization of Iran. 8p.

14. Vogel, R.M., and Fennessey, N.M. 1993. L-moment diagram should replace product moment diagram. *Water Resources Research*. 29: 6. 1745-1752.
15. Vogel, R.M., and Kroll, C.N. 1992. Regional geohydrologic-geomorphic relationships for the estimation of low statistic. *Water resources Research*. 28: 9. 2451-2458.
16. Zarrin, H. 2005. Investigation of low flows in Karkheh and Karun river basins to estimate the discharge. M.Sc. Thesis, Tarbiat Modares University, 108p.



Gorgan University of Agricultural
Sciences and Natural Resources

J. of Water and Soil Conservation, Vol. 21(1), 2014
<http://jwsc.gau.ac.ir>

Assessing the hydrologic homogeneous regions and regional distribution functions with linear moments method in Golestan Province

A. Aliasgari Kashani¹, *M. Zakerinia², M. Heydarizadeh³ and H. Sharifan²

¹M.Sc. Student, Dept. of Water Resources Engineering, Gorgan University of Agricultural Sciences and Natural Resources, ²Assistant Prof., Dept. of Water Engineering, Gorgan University of Agricultural Sciences and Natural Resources, ³Research Assistant Prof., Soil and Watershed Conservation Research Institute, Karaj

Received: 12/12/2012; Accepted: 08/14/2013

Abstract

One of the factors that are required in the regional analysis is obtaining hydraulic homogeneous regions and assessing the appropriate statistical distribution function in each homogeneous region. In this study, the methods of linear moments and Cluster analysis in SPSS were used for making homogeneous groups. And to select the good distribution, HAYFA was used to determine the best regional distribution by low flow. 29 hydrometric stations with appropriate long duration and uniform distribution in Golestan province were selected. The minimum duration of daily flow records was 11 years for Nomel station and the maximum duration of 44 years was for Galish station. After sorting the daily flow the number of courses was characterized with low flow and also the maximum days number with low flow was determined. The method of linear moment and cluster analysis in SPSS, was used to assess homogeneous regions. The study area is divided to 4 regional homogeneous categories based on maximum days with low flow. Using both homogeneous Hosking and Wallis statistic method, there is no awkward station and region is quite homogeneous. Finally, using the index z and executive file in FORTRAN, the best regional distribution function for different extracted homogeneous groups was determined. Based on maximum days with low flow, distribution function of Pearson type 3 for regional 1, 3 and normal for regional 2, pareto for regional 4 were the best methods.

Keywords: Drought, Golestan province, Low flow, Regional analysis

* Corresponding Author; Email: a_zakerinia@yahoo.com

