

تحلیل منطقه‌ای فراوانی سیلاب با استفاده از روش گشتاورهای خطی برای حوضه‌های آبخیز

استان گیلان

محسن رستمی کامرود*^۱، زمان شامحمدی حیدری^۲، پرویز حقیقت‌جو^۳ و علیرضا مقدم‌نیا^۴

تاریخ دریافت: ۸۹/۱۱/۲۴ تاریخ پذیرش: ۹۰/۲/۲

چکیده

با استفاده از تجزیه و تحلیل فراوانی سیلاب منطقه‌ای، رابطه‌ای تعمیم یافته برای برآورد بزرگی سیلاب‌های به وقوع پیوسته در حوضه‌های آبخیز فاقد ایستگاه یا با داده‌های اندازه‌گیری شده‌ی محدود، برقرار می‌گردد. تجزیه و تحلیل فراوانی سیلاب منطقه‌ای معمولاً شامل شناسایی نواحی همگن، انتخاب توزیع‌های فراوانی منطقه‌ای مناسب و برآورد چندک‌های سیلاب در حوضه‌های آبخیز مورد نظر می‌گردد. در این مقاله، از روش گشتاورهای خطی برای تحلیل فراوانی سیلاب حوضه‌های استان گیلان استفاده شده است. در روش‌های رایج منطقه‌ای کردن، بر اساس ویژگی‌های حوضه‌ی آبخیز نظیر: ویژگی‌های گیتاشناسی، موقعیت جغرافیایی و آمار سیلاب در هر ایستگاه، مناطق همگن آب‌شناسی شناسایی می‌شوند. در این مطالعه با استفاده از الگوریتم خوشه‌بندی K-means منطقه‌ی مورد مطالعه که شامل ۵۸ ایستگاه آب‌سنجی می‌باشد، به دو زیر منطقه تقسیم شد. برای تعیین تعداد خوشه‌های بهینه و اندازه‌گیری نکویی خوشه‌بندی سراگروه، از شاخص‌های میانگین عرض سیلهوت، دیویس بولدین و دان استفاده شد. همگنی مناطق تعیین شده با استفاده از آزمون ناهماهنگی و آزمون ناهمگنی بررسی شد. بهترین توزیع منطقه‌ای با استفاده از آزمون نکویی برازش Z^{DIST} بررسی و تابع توزیع لجستیک تعمیم یافته برای مناطق ۱ و ۲ به عنوان بهترین توزیع منطقه‌ای تعیین گردید. در نهایت، فراسنج‌های منطقه‌ای توزیع‌های منتخب و مقادیر چندک‌های احتمال با دوره‌های بازگشت گوناگون محاسبه شد.

واژه‌های کلیدی: تحلیل منطقه‌ای سیلاب، گشتاورهای خطی، خوشه‌بندی، همگنی منطقه‌ای، استان گیلان.

۱- دانشجوی کارشناسی ارشد آبیاری و زهکشی، دانشکده کشاورزی دانشگاه زابل

۲- دانشیار گروه آبیاری و زهکشی، دانشکده کشاورزی، دانشگاه زابل

۳- استادیار گروه آبیاری و زهکشی، دانشکده کشاورزی، دانشگاه زابل

۴- استادیار گروه مرتع و آبخیزداری، دانشکده منابع طبیعی، دانشگاه زابل

*- نویسنده‌ی مسئول مقاله: mohsen.rostami.66@Gmail.com

مقدمه

با توجه به کمبود ایستگاههای آب سنجی و بعضاً کوتاه بودن دوره‌ی آماری، همیشه نمی‌توان از تحلیل فراوانی سیلاب برای رسیدن به چندک‌های سیل استفاده کرد. آب‌شناسان برای رفع این مشکل، به جای استفاده از آمار یک ایستگاه، از آمار و ویژگی‌های مجموعه‌ای از ایستگاههای مشابه استفاده می‌کنند. یک گروه از ایستگاههای مشابه با واکنش‌های سیل مشابه یک منطقه‌ی همگن آب‌شناسی را تشکیل می‌دهند. تحلیل فراوانی منطقه‌ای سیلاب در طراحی و اجرای سازه‌های مهار کردن آب از قبیل آبگذر، پل‌ها و همچنین، نقشه‌ی کاربری اراضی، بیمه‌ی سیل، حفاظت از مناطق مسکونی و ارزیابی اقتصادی طرح‌های منابع آب استفاده می‌شود (رائو و اگروهنیوس، ۲۰۰۵). در تحلیل فراوانی منطقه‌ای سیلاب با استفاده از داده‌های چند ایستگاه، می‌توان چندک‌های سیلاب را در ایستگاههایی با طول دوره‌ی آماری کمتر از $5T$ تخمین زد که T دوره‌ی بازگشت است (رید و همکاران، ۱۹۹۹). پیرسون (۱۹۹۱) با استفاده از نمودارهای گشتاورهای خطی به گروه‌بندی ۲۷۵ ایستگاه در نیوزلند پرداخت. نتایج پژوهش نشان داد که گروههای سیلاب سالانه‌ی جنوب کانتربری با توزیع مقادیر حدی نوع دوم برآزش بهتری دارد، در حالی که در نتایج پژوهش‌های قبلی، مقادیر حدی نوع نخست به عنوان بهترین توزیع برای این منطقه معرفی شده بود. هاسکینگ و والیس (۱۹۹۳)، با گسترش گشتاورهای وزنی احتمال، برای نخستین بار گشتاورهای خطی را ارائه کردند. نمودارهای نسبت گشتاورهای خطی که به وسیله‌ی هاسکینگ و والیس ارائه شد، ابزاری مناسب در گروه‌بندی هیدرولوژیک حوضه‌های آبخیز می‌باشد. ووگل و همکاران (۱۹۹۳) با استفاده از گشتاورهای خطی به بررسی تناوب سیلاب حوضه‌های آبخیز استرالیا با استفاده از ۶۱ ایستگاه آبسنجی پرداختند. در این مطالعه، توزیع‌های مقادیر حدی تعمیم یافته، ویبکی و پارتو تعمیم یافته به عنوان بهترین توزیع‌های سیل معرفی شدند. آدامفسکی (۲۰۰۰)، با استفاده از داده‌های پیشینه‌ی دبی سالیانه و گروههای جزئی سیلاب به مقایسه‌ی روش‌های نا فراسنجی و گشتاورهای خطی در تحلیل منطقه‌ای سیلاب حوضه‌های

واقع در استان‌های انتاریو و کبک کانادا پرداخت. نتایج نشان داد که مدل‌های نا فراسنجی، در جداسازی ساز و کارهای گوناگون سیلاب ناکارآمدند. اسلامیان و بروجنی (۱۳۸۲)، تئوری گشتاورهای خطی را در تحلیل تناوب سیل برای ۲۷ ایستگاه آبسنجی در حوضه‌های آبخیز مرکزی ایران بررسی کردند. در نهایت، با استفاده از آزمون نکویی برازش Z^{DIST} توزیع‌های لجستیک تعمیم یافته، نرمال تعمیم یافته، پیرسون نوع ۳ و پارتو تعمیم یافته به عنوان مناسب‌ترین توزیع‌های منطقه‌ای شناخته شدند. جینگ ئی و هال (۲۰۰۴)، با استفاده از تئوری گشتاورهای خطی به بررسی تناوب سیلاب در حوضه‌ی آبخیز گان-مینگ در چین پرداخته و برای خوشه‌بندی از روش فازی استفاده کردند. آن‌ها در نهایت توزیع مقادیر حدی تعمیم یافته را به عنوان بهترین توزیع منطقه‌ای سیل معرفی کردند. کومار و چاترجی (۲۰۰۵)، با استفاده از آزمون‌های ناهماهنگی و ناهمگنی، نمودارهای نسبت گشتاورهای خطی و آزمون نکویی برازش به تحلیل فراوانی سیلاب منطقه‌ای پرداختند. نتایج نشان داد که تابع توزیع مقادیر حدی تعمیم یافته بهترین برازش را با آمار سیلاب حوضه‌ی آبخیز براهماپوترای شمالی هند دارد. لئوناردو و گفردو (۲۰۰۸) با استفاده از تئوری گشتاورهای خطی به بررسی تناوب سیلاب در سیسیل ایتالیا پرداختند. آن‌ها برای همگنی منطقه‌ای با استفاده از روش خوشه‌بندی، منطقه را به ۵ زیر ناحیه تقسیم کردند و با استفاده از آزمون نکویی برازش توزیع مقادیر حدی تعمیم یافته را به عنوان بهترین توزیع منطقه‌ای سیلاب معرفی کردند. سرحدی و همکاران (۱۳۸۷) به بررسی فراوانی منطقه‌ای مقادیر جریان کم در منطقه جیرفت با استفاده از روش گشتاورهای خطی پرداختند و بر اساس آماره‌های همگنی هاسکینگ و والیس منطقه‌ی مورد مطالعه را بررسی کردند. نتایج نشان داد که ایستگاه ناهماهنگ وجود ندارد و منطقه کاملاً همگن است و در نتیجه، با استفاده از آزمون نکویی برازش Z^{DIST} توزیع پیرسون نوع ۳ را به عنوان بهترین توزیع منطقه‌ای معرفی کردند. رستمی و همکاران (۱۳۸۸)، با استفاده از روش خوشه‌بندی سلسله مراتبی اقدام به تحلیل منطقه‌ای سیلاب در حوضه‌ی آبخیز دز پرداختند. آن‌ها منطقه‌ی مورد مطالعه را به سه

تک مورد بررسی قرار گرفتند و پس از بررسی‌های انجام شده، ۵۸ ایستگاه آب‌سنجی که دارای حداقل دوره‌ی آماری ۱۰ ساله بودند، انتخاب گردیدند.



شکل ۱- استان گیلان (منطقه‌ی مورد مطالعه).

ناحیه‌ی همگن تقسیم نمودند و توزیع‌های مقادیر حدی تعمیم یافته و لجستیک تعمیم یافته را به عنوان بهترین توزیع‌های منطقه‌ای معرفی کردند. شامکوئیان و همکاران (۱۳۸۸)، با استفاده از تئوری گشتاورهای خطی به بررسی تناوب سیلاب در استان‌های خراسان پرداخت. وی با استفاده از خوشه‌بندی سلسله مراتبی و غیر سلسله مراتبی، منطقه‌ی مورد مطالعه را به هفت ناحیه‌ی همگن تقسیم کرد. در نهایت، انتخاب نهایی توابع توزیع برتر بر اساس آزمون نکویی برازش کلموگروف-اسمیرنوف صورت گرفت که توابع توزیع لوگ نرمال سه فراسنجی، مقادیر حدی تعمیم یافته، پارتو تعمیم یافته، لوجستیک تعمیم یافته و پیرسون نوع ۳ یافته انتخاب شد.

هدف از این مطالعه منطقه‌ای کردن حوضه‌های استان گیلان با استفاده از روش خوشه‌بندی K-means، ارزیابی شاخص‌های خوشه‌بندی و در نهایت، تحلیل فراوانی منطقه‌ای سیلاب حوضه‌های آبخیز استان گیلان با استفاده از روش گشتاورهای خطی می‌باشد.

مواد و روش‌ها

منطقه مورد مطالعه

استان گیلان در شمال ایران و در غرب دریای خزر قرار دارد (شکل ۱). این استان با مساحتی بالغ بر ۱۴۷۱۱ کیلومتر مربع در محدوده‌ی ۳۲' ۴۸° تا ۳۳' ۵۰° شرقی و ۳۳' ۳۶° تا ۲۹' ۳۸° شمالی قرار دارد. آب و هوای این استان مرطوب و میانگین بارندگی سالانه‌ی آن در حدود ۱۰۰۰ میلی‌متر است (ثقفیان، ۲۰۰۹). در استان گیلان ۵۲ رود وجود دارد که از مناطق مرتفع در غرب و جنوب استان سرچشمه گرفته و به دریای خزر می‌ریزند. آمار سیل‌های موجود در بانک سیل مدیریت آبخیزداری استان گیلان وجود حدود ۳۰ رود سیل‌خیز را در استان به اثبات می‌رساند. در این میان، سفیدرود به تنهایی مرکب از آبراهه‌های کوچک و بزرگ متعددی است که به لحاظ سیل‌خیزی و اثرات منفی ناشی از بروز سیل دارای اهمیت فراوان است. آمار بیشینه‌ی دبی سالانه و ویژگی‌های حوضه‌های آبخیز این استان از شرکت مدیریت منابع آب ایران (تماب) تهیه گردید. بمنظور تشخیص داده‌های پرت و تکراری، تمامی داده‌های مورد استفاده به صورت تک

الگوریتم خوشه‌بندی

در این مطالعه برای تقسیم حوضه‌های آبخیز استان گیلان به مناطق همگن آب‌شناسی، از الگوریتم خوشه‌بندی K-means استفاده شد. در واقع، خوشه‌بندی K-means یکی از الگوریتم‌های خوشه‌بندی سخت^۱ می‌باشد که طی آن بردارهای مشخصه را برای به کمینه کردن تابع هدف (معادله‌ی ۱) از خوشه‌ای به خوشه‌ی دیگر منتقل می‌کنند. یک بردار مشخصه شامل چندین مشخصه است که برای تحلیل فراوانی منطقه‌ای سیلاب بکار می‌روند؛ مانند مشخصات فیزیوگرافیک و جغرافیایی حوضه‌ی آبخیز. این کار تا زمانی که تغییری در مرکز خوشه ایجاد نشود، ادامه می‌یابد (رائو و گروه‌نیواس، ۲۰۰۵).

$$F = \sum_{k=1}^K \sum_{j=1}^n \sum_{i=1}^{N_k} d^2(x_{ij}^k - x_{\bullet j}^k) \quad (1)$$

که در آن تعداد خوشه، N_k تعداد بردارهای مشخصه در خوشه‌ی k ، d فاصله بین دو مشخصه و x_{ij}^k بردار

^۱ - hard cluster

۱- است که هر چه این مقدار به ۱ نزدیک‌تر باشد، نشان دهنده‌ی تعداد خوشه‌ی بهینه است.

شاخص دیویس-بولدین

شاخص دیویس-بولدین تابعی از نسبت مجموع پراکندگی درون خوشه‌ها می‌باشد (رائو و اگروهنیواس، ۲۰۰۵). اگر N بردار مشخصه در K خوشه وجود داشته باشد، در نتیجه:

$$\sum_{k=1}^K N_k = N \quad (5)$$

پراکندگی در خوشه‌ی k ام با معادله‌ی زیر قابل محاسبه است:

$$S_{k,q} = \left(\frac{1}{N} \sum_{y_i \in C_k} \|y_i - z_k\|_q \right) \quad (6)$$

فاصله‌ی بین مرکز خوشه C_j و C_k از معادله‌ی زیر تعیین می‌شود:

$$d_{jk,t} = \|z_j - z_k\|_t \quad (7)$$

در نهایت، شاخص دیویس-بولدین از رابطه‌ی زیر تعیین می‌شود:

$$DB = \frac{1}{K} \sum_{k=1}^K \max_{j, j \neq k} \left\{ \frac{S_{k,q} + S_{j,q}}{d_{jk,t}} \right\} \quad (8)$$

که $S_{k,q}$ پراکندگی در خوشه‌ی k ام از مرتبه‌ی q ، $S_{j,q}$ پراکندگی در خوشه‌ی j ام از مرتبه‌ی q ، $d_{jk,t}$ فاصله‌ی مینکوفسکی^۴ از مرتبه‌ی t بین مرکز خوشه‌ی j و k ، K تعداد خوشه‌ها و DB شاخص دیویس-بولدین می‌باشد. شمار خوشه‌ی بهینه به ازای کم‌ترین مقدار شاخص دیویس-بولدین بدست می‌آید.

شاخص دان

شاخص دان بر اساس بیش‌ترین فشردگی درون خوشه‌ها و تا حد امکان بیش‌ترین فاصله‌ی بین خوشه‌ها تعریف می‌شود (رائو و اگروهنیواس، ۲۰۰۵). شاخص دان از معادله‌ی زیر محاسبه می‌شود:

مشخصه‌ی معیار شده‌ی خوشه‌ی k می‌باشد که. برای بی اثر کردن اختلاف در پراکندگی آن‌ها، به وسیله‌ی یک تابع انتقال مناسب به مقیاس کوچک‌تر تبدیل می‌شود (رائو و گروهنیواس، ۲۰۰۵). مقدار نیز x_{ij}^k از رابطه‌ی زیر محاسبه می‌شود:

$$x_{ij} = \frac{w_j}{\sigma_j} [f(y_{ij})] \quad \text{for } j=1, \dots, n \quad (2)$$

که $f(\cdot)$ تابع انتقال، (y_{ij}) بردار مشخصه، x_{ij} مقدار معیار شده y_{ij} ، w_j وزن تعیین شده برای هر مشخصه و σ_j انحراف معیار بردار مشخصه y_{ij} است و x_{ij}^k میانگین مقدار مشخصه j در خوشه k می‌باشد و از رابطه‌ی زیر محاسبه می‌شود:

$$x_{ij}^k = \frac{\sum_{i=1}^{N_k} x_{ij}^k}{N_k} \quad (3)$$

شاخص‌های ارزیابی خوشه‌بندی

شاخص‌های ارزیابی خوشه‌بندی برای تعیین تعداد خوشه‌ی بهینه از مجموعه داده‌ها مورد استفاده قرار می‌گیرد (هالکیدو و همکاران، ۲۰۰۱). در این مطالعه، از ۳ شاخص خوشه‌بندی میانگین عرض سیلهوت^۱، شاخص دیویس-بولدین^۲ و شاخص دان^۳ استفاده شد (رائو و گروهنیواس، ۲۰۰۵).

میانگین عرض سیلهوت

میانگین عرض سیلهوت معیاری برای مقایسه‌ی یک بردار مشخصه در یک خوشه با بردار مشخصه‌ای در همان خوشه یا در خوشه‌های دیگر است (رائو و گروهنیواس، ۲۰۰۵). شاخص سیلهوت برای بردار مشخصه‌ی A در خوشه‌ی k به صورت زیر تعیین می‌شود:

$$s(i) = \frac{b(i) - a(i)}{\max\{a(i), b(i)\}} \quad (4)$$

که $a(i)$ میانگین فاصله از بردار مشخصه‌ی A به تمام بردار مشخصه‌های خوشه‌ی k و $b(i)$ حداقل میانگین فاصله از بردار مشخصه‌ی A به تمام بردار مشخصه‌ها در خوشه‌های دیگر است. مقدار شاخص سیلهوت بین ۰ و ۱+

¹ - average silhouette width

² - davies - bouldin index

³ - dunn's index

⁴ - minkowski

$$Lskew(\tau_3) = \frac{\lambda_3}{\lambda_2} \quad (18)$$

$$Lkurtosis(\tau_4) = \frac{\lambda_4}{\lambda_2} \quad (19)$$

که به ترتیب ضرایب پراکندگی خطی، چولگی خطی و کشیدگی خطی می‌باشند. نمودارهای نسبت گشتاورهای خطی^۲ به عنوان روشی بصری برای تعیین ایستگاههای ناهمگن و همچنین، تعیین توزیع منتخب مورد استفاده قرار می‌گیرد. هاسکینگ و والیس (۱۹۹۳)، برای محاسبه‌ی دقیق‌تر ایستگاههای ناهمگن و تعیین توزیع منتخب، آزمون‌های همگنی را معرفی کردند.

آزمون‌های گشتاورهای خطی

آزمون ناهمگنی منطقه‌ای

اگر تغییر پذیری یا فضای پراکنش ایستگاهها بزرگ باشد، احتمال تعلق این ایستگاهها به یک مجموعه‌ی واحد را می‌توان به وسیله‌ی آزمون ناهمگنی گشتاورهای خطی بررسی کرد که شامل سه آماره‌ی H_1 ، H_2 و H_3 است (هاسکینگ و والیس، ۱۹۹۳)؛ برای بررسی ضریب تغییرات خطی، H_2 برای بررسی ترکیبی از ضریب تغییرات خطی و ضریب چولگی و آماره‌ی H_3 برای بررسی ترکیبی از ضریب چولگی خطی و ضریب کشیدگی خطی مورد استفاده قرار می‌گیرد. اگر مقدار این آماره‌ها کم‌تر از یک باشد، منطقه همگن و اگر بین ۱ تا ۲ باشد، نسبتاً ناهمگن و اگر بزرگ‌تر از ۲ باشد، کاملاً ناهمگن است. در عمل عنوان می‌شود که معیار H_1 بمنظور بررسی این آزمون مناسب‌تر است (هاسکینگ و والیس، ۱۹۹۷). مقدار این آماره‌ها از رابطه‌ی زیر بدست می‌آید:

$$H_i = (V_{obs} - \mu_v) / \sigma_v \quad (20)$$

سه معیار تغییرپذیری V_1 ، V_2 و V_3 برای مقادیر H_1 ، H_2 و H_3 به صورت زیر تعریف می‌شود:

بر اساس ضریب تغییرات خطی انحراف معیار وزنی شده صورت زیر تعریف کرد:

$$V_1 = \sum_{i=1}^{NS} N_i (t^{(i)} - \bar{t})^2 / \sum_{i=1}^{NS} N_i \quad (21)$$

$$D = \min_{1 \leq i \leq K} \left\{ \min_{1 \leq k \leq K} \left\{ \frac{\delta(C_i, C_j)}{\max_{1 \leq k \leq K} \Delta(C_k)} \right\} \right\} \quad (9)$$

که در آن $\delta(C_i, C_j)$ فاصله‌ی بین خوشه‌های C_i و C_j می‌باشد و از معادله‌ی زیر محاسبه می‌شود:

$$\delta(C_i, C_j) = \max_{y_i \in C_i, y_j \in C_j} \{d(y_i, y_j)\} \quad (10)$$

و $\Delta(C_k)$ فاصله‌ی درون خوشه C_k را نشان می‌دهد و از رابطه‌ی زیر محاسبه می‌شود:

$$\Delta(C_k) = \max_{y_{i,j} \in C_k} \{d(y_i, y_j)\} \quad (11)$$

و $d(y_i, y_j)$ فاصله‌ی بین بردار مشخصه y_i و y_j می‌باشد. تعداد خوشه‌ی بهینه به ازای بیش‌ترین مقدار شاخص دان بدست می‌آید.

گشتاورهای خطی

گشتاورهای وزنی احتمال^۱ (PWM_S) به وسیله‌ی گرین‌وود و همکاران (۱۹۷۹) به صورت زیر تعریف شده است:

$$\beta_r = E\{X[F(X)]^r\} \quad (12)$$

که در آن $F(X)$ تابع توزیع تجمعی (cdf) برای x و $X(F)$ معکوس تابع توزیع تجمعی از x محاسبه شده برای احتمال F و $r=0,1,2,\dots$ یک عدد صحیح غیر منفی است که برای $r=0$ ، β_0 برابر با میانگین توزیع می‌باشد ($\mu = E[X]$).

هاسکینگ (۱۹۹۰) گشتاورهای خطی را پیشنهاد کرد که ترکیباتی از گشتاورهای وزنی است. گشتاورهای خطی وابسته به گشتاورهای وزنی احتمال عبارتند از:

$$\lambda_1 = \beta_0 \quad (13)$$

$$\lambda_2 = 2\beta_1 - \beta_0 \quad (14)$$

$$\lambda_3 = 6\beta_2 - 6\beta_1 + \beta_0 \quad (15)$$

$$\lambda_4 = 20\beta_3 - 20\beta_2 + 12\beta_1 - \beta_0 \quad (16)$$

هاسکینگ معیارهای بدون بعد گشتاورهای خطی را به صورت زیر تعریف کرد:

$$Lcv(\tau_2) = \frac{\lambda_2}{\lambda_1} \quad (17)$$

² - moments ratio diagrams (MRD_s)

¹ - probability weighted moments (PWMs)

انتخاب بهترین تابع توزیع منطقه‌ای

این آزمون بمنظور انتخاب بهترین تابع توزیع منطقه‌ای انجام می‌شود (۲۰۰۴) و شامل آماره‌ی Z^{DIST} می‌باشد. تابع توزیع مناسب تابعی است که $|Z^{DIST}| < 1/64$ باشد. این تابع به عنوان تابع منطقه‌ای شناخته می‌شود و به صورت زیر تعریف می‌شود:

$$Z^{DIST} = (\tau_4^{DIST} - \bar{\tau}_4 + \beta_4) / \sigma_4 \quad (28)$$

$$\beta_4 = N_{sim}^{-1} \sum_{m=1}^{N_{sim}} (\bar{\tau}_{4m} - \bar{\tau}_4) \quad (29)$$

$$\sigma_4 = \left\{ (N_{sim} - 1)^{-1} \sum_{m=1}^{N_{sim}} (\bar{\tau}_{4m} - \bar{\tau}_4)^2 - N_{sim} \beta_4^2 \right\}^{1/2} \quad (30)$$

که در آن‌ها $DIST$ اشاره به توزیع منتخب می‌کند. ضریب کشیدگی خطی توزیع منتخب، $\bar{\tau}_4$ میانگین کشیدگی خطی منطقه، β_4 مقدار اربیبی ناحیه‌ای از گشتاور بالا، σ_4 انحراف معیار ناحیه‌ای گشتاور بالا و N_{sim} تعداد نواحی شبیه سازی شده و برابر ۵۰۰ است (هاسکینگ، ۱۹۹۰).

توزیع‌های آماری مورد استفاده

در این پژوهش از توزیع‌های آماری لجستیک تعمیم یافته، مقادیر حدی تعمیم یافته، نرمال تعمیم یافته، پیرسون نوع ۳ و پارتو تعمیم یافته استفاده شد. تابع توزیع لجستیک تعمیم یافته به صورت زیر است:

$$F(x) = \left[1 + \left\{ 1 - k \left(\frac{x - \varepsilon}{\alpha} \right) \right\}^{1/k} \right]^{-1}$$

به ترتیب فرانسجهای موقعیت، مقیاس و شکل می‌باشند. متغیر x در دامنه‌ی زیر قرار می‌گیرد:

$$\varepsilon + \frac{\alpha}{k} \leq x < \infty \quad k < 0, -\infty \leq x < \varepsilon + \frac{\alpha}{k} \quad k > 0$$

تابع توزیع مقادیر حدی تعمیم یافته به صورت زیر است:

$$F(x) = \frac{1}{\alpha} \left[1 - k \left(\frac{k - \varepsilon}{\alpha} \right) \right]^{1/k - 1} e^{-\left[1 + k \left(\frac{x - \alpha}{\alpha} \right) \right]^{1/k}}$$

به ترتیب فرانسجهای موقعیت، مقیاس و شکل می‌باشند. متغیر x در دامنه زیر قرار می‌گیرد:

بر اساس ضرایب تغییرات خطی و چولگی خطی فاصله‌ی میانگین وزنی شده از مکان تا میانگین وزنی شده‌ی گروه در یک نمودار t در مقابل t_3 به این صورت محاسبه می‌شود:

$$V_2 = \sum_{i=1}^{NS} N_i \left\{ (t^{(i)} - \bar{t})^2 (t_3 - \bar{t}_3)^2 \right\}^{1/2} / \sum_{i=1}^{NS} N_i \quad (22)$$

بر اساس چولگی خطی و کشیدگی خطی، فاصله‌ی میانگین وزنی شده از مکان تا میانگین وزنی شده‌ی گروه در یک نمودار t_3 در مقابل t_4 از راه معادله زیر بدست می‌آید:

$$V_3 = \sum_{i=1}^{NS} N_i \left\{ (t_3^{(i)} - \bar{t}_3)^2 (t_4^{(i)} - \bar{t}_4)^2 \right\}^{1/2} / \sum_{i=1}^{NS} N_i \quad (23)$$

که مقدار میانگین $t^{(i)}$ از رابطه‌ی زیر بدست می‌آید:

$$\bar{t} = \left(\sum_{i=1}^{NS} N_i t^{(i)} \right) / \left(\sum_{i=1}^{NS} N_i \right) \quad (24)$$

که N_i اندازه‌ی نمونه در ایستگاه i نسبت گشتاورهای خطی نمونه، μ_V میانگین مقادیر V و σ_V انحراف معیار مقادیر V می‌باشد.

آزمون ناهمگونی^۱

آزمون ناهمگونی، مکان‌های ناهماهنگ را نسبت به کل گروه مشخص می‌کند. اگر مقدار D بزرگ‌تر از ۳ باشد، ایستگاه ناهماهنگ بوده و از گروه حذف می‌شود. معیار ناهماهنگی به صورت زیر محاسبه می‌شود:

$$D_i = \frac{1}{3} (u_i - \bar{u})^T S^{-1} (u_i - \bar{u}) \quad (25)$$

$$S = (NS - 1)^{-1} \sum_{i=1}^{NS} (u_i - \bar{u})(u_i - \bar{u})^T \quad (26)$$

$$\bar{u} = \frac{1}{NS} \sum_{i=1}^{NS} u_i \quad (27)$$

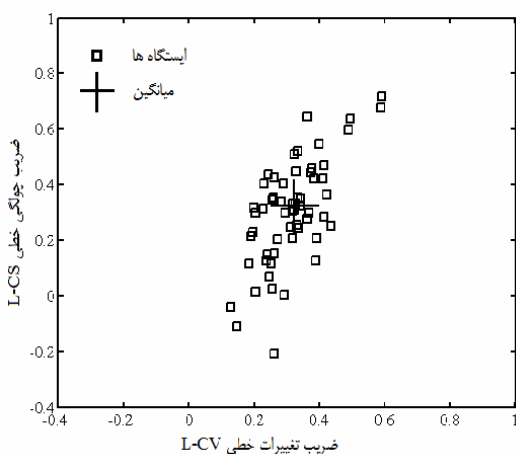
که در آن‌ها $u_i = [\tau^i, \tau_3^i, \tau_4^i]^T$ ماتریس ترانهاده‌ی گشتاورهای خطی در ایستگاه i ، N تعداد ایستگاه، S ماتریس کوواریانس نمونه و \bar{u} میانگین گروه برای NS مکانند.

^۱ - discordancy

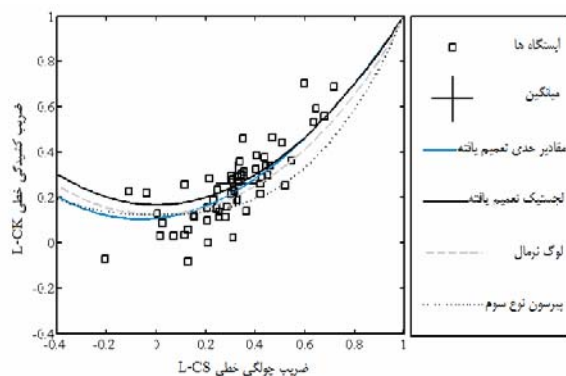
گوناگون می‌باشد. تمام مراحل ذکر شده در بخش مواد و روش‌ها با نرم افزارهای MATLAB و FORTRAN انجام شده است.

نتایج

تمامی داده‌های مورد استفاده بمنظور تشخیص داده‌های پرت به وسیله‌ی آزمون گرویز و بک مورد بررسی قرار گرفت. در این مطالعه، از آمار بیشینه‌ی دبی سالانه‌ی ۵۸ ایستگاه آب‌سنجی با کمینه ۱۰ و بیشینه ۵۰ سال و برخی ویژگی‌های فیزیوگرافی حوضه‌های آبخیز استفاده شد (جدول ۱). در تجزیه و تحلیل اولیه‌ی داده‌ها برای تعیین ایستگاههای ناهماهنگ و همچنین، بررسی همگنی منطقه‌ای، نمودارهای گشتاورهای خطی بدون بعد (شکل ۲ و ۳) رسم گردید.



شکل ۲- نمودار نسبت گشتاورهای خطی L-CV-



شکل ۳- نمودار نسبت گشتاورهای خطی LCK-LCv

$$\varepsilon + \frac{\alpha}{k} \leq x < \infty \quad k < 0, -\infty \leq x < \varepsilon + \frac{\alpha}{k} \quad k > 0$$

تابع توزیع نرمال تعمیم یافته به صورت زیر می‌باشد:

$$F(x) = \frac{1}{\sigma\sqrt{2\pi}} e^{-\frac{1}{2\sigma^2}(x-\mu)^2}$$

α, μ به ترتیب فراسنج‌های موقعیت و مقیاس می‌باشند. برای متغیر x مقادیری از $-\infty$ تا $+\infty$ را می‌توان اختیار کرد.

تابع توزیع پیرسون نوع ۳ به صورت زیر می‌باشد:

$$F(x) = \frac{1}{\beta\Gamma(\alpha)} \left(\frac{x-\varepsilon}{\beta}\right)^{\alpha-1} e^{-\left(\frac{x-\varepsilon}{\beta}\right)}$$

فراسنج‌های معادله‌ی بالا با استفاده از روابط زیر محاسبه می‌شوند:

$$\alpha = \frac{4}{\gamma^2}, \beta = \frac{1}{2}\sigma|\gamma|, \varepsilon = \mu - \frac{2\sigma}{\gamma}$$

که γ, α, μ به ترتیب فراسنج‌های موقعیت، مقیاس و شکل می‌باشند. متغیر x در دامنه‌ی $\varepsilon \leq x < \infty$ قرار می‌گیرد.

تابع توزیع پارتو تعمیم یافته به صورت زیر می‌باشد:

$$F(x) = \frac{1}{\alpha} \left[1 - \frac{k}{\alpha}(x - \varepsilon)\right]^{1/k-1}$$

که k, α, ε به ترتیب فراسنج‌های موقعیت، مقیاس و شکل می‌باشند. متغیر x در دامنه‌ی زیر قرار می‌گیرد:

$$\varepsilon \leq x < \infty \quad k \leq 0, \varepsilon \leq x < \varepsilon + \frac{\alpha}{k} \quad k > 0$$

برآورد سیلاب منطقه‌ای

در این مطالعه از روش گشتاورهای خطی، فراسنج‌های توابع توزیع منتخب برای هر منطقه برآورد می‌شود و با استفاده از فراسنج‌های توزیع، چندک هر یک از نواحی بدست می‌آید و در نهایت، با استفاده از رابطه‌ی زیر مقدار سیلاب برای دوره‌های بازگشت گوناگون بدست می‌آید (هاسکینگ و والیس، ۱۹۹۷):

$$\hat{Q}_i(F) = l_i^i \hat{q}(F) \quad (31)$$

که $\hat{q}(F)$ چندک بدست آمده از فراسنج منتخب و l_i^i $\hat{Q}_i(F)$ مقادیر سیلاب برآورد شده در دوره‌های بازگشت

جدول ۱- مشخصات ایستگاههای آبرسنجی و حوضه‌های بالادست آن‌ها.

شماره	ایستگاه	طول دوره آماری	مساحت حوضه‌ی آبخیز	شیب شاخه اصلی	میانگین سیلاب سالانه	میانگین بارندگی سالانه	طول جغرافیایی	عرض جغرافیایی
۱	درازلات	۴۹	۱۵۸۳/۹۹	۳/۲۷	۱۱۹/۵۹	۱۲۹۸	۵۰°۱۰'۵۰"	۳۶°۴۷'۴۹"
۲	هراتبر	۵۰	۱۰۰/۳۶	۹/۱۸	۳۳/۳۲	۱۳۲۸	۵۰°۲۰'۰۷"	۳۶°۵۵'۱۳"
۳	שלמן	۳۸	۳۶۰/۶۵	۰/۶۴	۱۷۲/۰۳	۱۱۲۸	۵۰°۰۳'۲۶"	۳۷°۰۲'۵۰"
۴	کلنادران	۱۸	۱۶۳/۴۹	۳/۲۹	۵۶/۰۴	۱۵۲۸	۴۹°۵۴'۰۸"	۳۷°۰۰'۵۴"
۵	باجیگواپر	۱۹	۱۰۰/۷۸	۹/۹۶	۴۶/۷۲	۷۵۰	۵۰°۲۵'۲۷"	۳۶°۵۵'۰۰"
۶	کلچال	۲۰	۱۳۳/۶۶	۴/۴۶	۴۵/۸	۱۱۹۴	۵۰°۰۱'۴۸"	۳۶°۵۸'۵۷"
۷	گیشکجان	۲۴	۸۳/۵۷	۰/۹۸	۷۵/۶۱	۹۰۰	۵۰°۱۳'۲۷"	۳۷°۰۲'۵۱"
۸	توتکی	۱۵	۱۳۱/۵۱	۴/۸۸	۵۲/۵	۱۲۸۱	۴۹°۵۴'۲۴"	۳۶°۵۹'۵۲"
۹	پالشی	۲۴	۱۷۲	۲/۸۵	۱۴/۵۷	۱۰۸۰	۴۸°۵۰'۴۶"	۳۸°۱۳'۰۴"
۱۰	توتکابین	۳۴	۴۳۷	۳/۲	۳۸/۸۶	۵۰۹	۴۹°۴۰'۲۰"	۳۶°۴۸'۳۰"
۱۱	تاریک	۱۵	۱۵۴	۳/۵	۳۸/۹۸	۷۴۰	۴۹°۲۷'۳۸"	۳۶°۵۸'۱۴"
۱۲	براکور	۱۵	۶۳/۳	۵/۷۹	۱۶/۶۹	۶۶۰	۴۹°۳۶'۴۱"	۳۶°۵۶'۴۵"
۱۳	زلیکی رود	۳۱	۲۵۰	۲/۴	۱۰۲/۵۷	۱۲۴۶	۴۹°۴۵'۵۵"	۳۶°۵۶'۴۵"
۱۴	سازمان آب	۳۰	۱۳۵	۰/۶۳	۷۱/۶۳	۱۱۲۵	۴۹°۳۸'۵۲"	۳۷°۰۸'۵۹"
۱۵	پاشاکی	۳۶	۱۲۲	۳/۶	۱۰۲/۴۲	۹۸۰	۴۹°۴۸'۲۳"	۳۷°۰۳'۱۸"
۱۶	شیرین سو	۱۰	۳۸۲	۳/۸۱	۲۰/۱۸	۸۰۵	۴۸°۴۴'۰۸"	۳۷°۲۰'۲۳"
۱۷	یهدان	۱۵	۸۲	۱	۵۰/۸۹	۱۱۵۰	۴۹°۳۸'۱۰"	۳۷°۰۵'۳۳"
۱۸	لاکان	۱۵	۳۲/۵	۱/۲	۲۴/۲۲	۱۱۰۰	۴۹°۳۳'۵۰"	۳۷°۰۸'۴۷"
۱۹	قلعه رودخان	۱۷	۱۰۹/۲	۹/۳۷	۵۰/۸۹	۲۵۰۰	۴۹°۱۱'۵۱"	۳۷°۰۳'۴۴"
۲۰	کسما	۱۲	۳۸۲	۳/۸۸	۵۱/۱۶	۹۵۰	۴۹°۰۰'۱۰"	۳۷°۱۱'۲۳"
۲۱	اباتر	۱۲	۱۳۹/۸	۲/۶	۹۴/۲۱	۹۶۰	۴۹°۱۰'۰۲"	۳۷°۱۶'۴۴"
۲۲	ظاهر گوراب	۱۲	۳۱۰	۵/۰۷	۴۸/۹۵	۷۱۰	۴۸°۵۸'۵۳"	۳۷°۱۷'۳۸"
۲۳	شاندزمن	۱۲	۲۵۷/۵	۵/۹۳	۲۰/۵	۷۰۰	۴۸°۵۵'۵۶"	۳۷°۲۱'۴۷"
۲۴	رودبار سرا	۳۰	۱۲۷	۳/۶	۲۶/۲	۵۷۰	۴۸°۴۷'۲۸"	۳۷°۲۶'۴۵"
۲۵	پونل	۴۹	۳۴۵	۳/۵	۷۳/۹۲	۸۴۰	۴۸°۵۲'۱۵"	۳۷°۳۰'۴۲"
۲۶	زینگوله	۲۵	۱۹۰	۵/۲۵	۴۸/۱۴	۹۱۵	۴۸°۵۰'۱۸"	۳۷°۳۴'۴۸"
۲۷	خاله سرا	۱۷	۸۸/۲	۶/۱۶	۳۳/۹۲	۱۰۳۳	۴۸°۵۶'۳۱"	۳۷°۳۹'۳۹"
۲۸	خرگیل	۳۸	۲۷۴	۶/۳	۶۳/۶۵	۸۵۰	۴۸°۴۴'۲۳"	۳۷°۴۰'۱۵"
۲۹	ماشین خانه	۴۹	۵۲۳	۴/۵۴	۶۵/۲۲	۶۹۰	۴۸°۴۲'۲۹"	۳۷°۵۰'۱۳"
۳۰	یل هشتپر	۱۴	۵۷۲	۴/۶۷	۵۲/۸۶	۷۴۵	۴۸°۴۴'۱۳"	۳۷°۵۰'۱۳"
۳۱	اوستاقاسم محله	۳۷	۸۳	۸/۶۲	۲۹/۲۷	۶۵۰	۴۸°۴۰'۴۴"	۳۷°۴۰'۱۱"
۳۲	یل حویق	۲۵	۱۴۹/۲	۹/۴۹	۴۷/۹۱	۶۷۰	۴۸°۴۵'۰۹"	۳۸°۰۷'۳۶"
۳۳	بالا محله	۲۴	۶۶	۷/۶	۲۸/۲۱	۷۴۵	۴۸°۴۶'۰۱"	۳۸°۱۰'۴۹"
۳۴	یلاسی	۱۲	۱۴/۴	۹/۷۶	۱۲/۵۴	۱۰۶۰	۴۸°۵۰'۳۷"	۳۸°۱۳'۴۰"
۳۵	یل لمبر	۲۶	۱۰۴/۲	۵/۰۱	۳۵/۳۴	۷۹۵	۴۸°۴۵'۵۳"	۳۸°۱۴'۱۶"
۳۶	یل چلونند	۱۳	۷۴	۸/۲۴	۲۸/۸۵	۸۲۰	۴۸°۴۵'۲۵"	۳۸°۱۷'۱۸"
۳۷	باش محله	۳۴	۳۷/۱	۹/۲	۲۲/۸۱	۸۱۰	۴۸°۴۴'۴۳"	۳۸°۱۹'۱۸"
۳۸	سیبلی	۳۲	۴۴/۳	۶/۱۵	۱۹/۱۳	۹۸۰	۴۸°۴۷'۰۵"	۳۸°۲۱'۱۵"
۳۹	یل آستارا	۱۴	۵۶	۳/۴	۶۹/۵۹	۱۱۰۰	۴۸°۴۸'۰۶"	۳۸°۲۴'۳۱"
۴۰	آشیک آغاسی	۳۶	۵۶/۳	۹/۴۸	۱۲/۱۶	۸۰۵	۴۸°۴۹'۳۹"	۳۸°۰۰'۲۹"
۴۱	قلعه رودخان	۲۰	۸۴	۵/۹	۳۷/۳۴	۱۸۶۰	۴۹°۱۰'۴۴"	۳۷°۰۳'۳۱"
۴۲	پیرسرا	۲۰	۷۵	۸/۴۱	۳۳/۸۷	۱۲۵۰	۴۹°۰۷'۵۹"	۳۷°۰۵'۱۹"
۴۳	کمدول	۲۴	۲۱۴	۶/۲	۳۶/۹۵	۹۵۰	۴۹°۰۱'۴۰"	۳۷°۰۸'۴۷"
۴۴	طاسکوه	۲۳	۲۲۰	۶/۴	۴۲/۹۳	۷۲۰	۴۸°۵۸'۵۵"	۳۷°۱۶'۰۵"

ادامه‌ی جدول ۱

۳۷° ۲۱' ۵۴"	۴۸° ۵۵' ۰۰"	۶۷۵	۳۴/۷۸	۵/۳	۲۳۱	۲۰	امامزاده شفیع	۴۵
۳۸° ۰۷' ۱۸"	۴۸° ۴۴' ۲۹"	۶۴۰	۴۱/۰۴	۶/۶	۱۲۵/۶	۱۱	صفر محله	۴۶
۳۸° ۱۷' ۱۸"	۴۸° ۴۴' ۲۹"	۷۷۰	۴۰/۵۹	۵/۳	۶۵	۱۹	خان حیاطی	۴۷
۳۷° ۵۱' ۰۷"	۴۸° ۵۱' ۵۹"	۹۹۰	۹/۶۱	۶/۲۳	۴۸/۵	۲۳	سراکاه	۴۸
۳۸° ۲۴' ۲۵"	۴۸° ۴۷' ۵۸"	۱۰۸۰	۲۶/۴	۲/۷	۳۷/۴	۲۰	جبرائیل محله	۴۹
۳۷° ۰۷' ۱۱"	۴۹° ۲۵' ۳۶"	۱۱۰۰	۲۷۶/۹۵	۰/۷۳	۷۸۰/۶	۲۰	نوخاله	۵۰
۳۷° ۱۰' ۴۰"	۴۹° ۱۸' ۳۱"	۱۲۵۰	۱۳۳/۶	۰/۳۸	۴۴۱/۸	۲۰	لاکسار	۵۱
۳۷° ۱۳' ۵۶"	۴۹° ۱۳' ۳۸"	۱۱۱۰	۶۴/۱۵	۲/۲۱	۳۵۵	۱۹	چومثقال	۵۲
۳۷° ۱۷' ۴۱"	۴۹° ۱۰' ۳۷"	۹۷۵	۸۳/۵۳	۴۶۰	۲۵۵/۶	۱۸	کلسر	۵۳
۳۷° ۳۹' ۳۶"	۴۸° ۵۴' ۱۷"	۱۱۰۰	۲۴/۴۵	۷/۲۹	۴۷/۳	۱۶	کله سرا	۵۴
۳۷° ۲۲' ۱۳"	۴۸° ۵۶' ۰۹"	۷۱۵	۶۰/۲۸	۴/۴۸	۳۱۸/۸	۳۸	کنمجان	۵۵
۳۷° ۲۷' ۲۸"	۴۹° ۰۸' ۳۹"	۱۱۸۰	۳۴/۱۳	۰/۳۴	۱۰۰/۳	۱۹	آقامحله	۵۶
۳۷° ۰۰' ۲۸"	۴۹° ۲۱' ۴۳"	۹۱۵	۵۱/۷۵	۷/۴۲	۱۲۱/۵	۱۳	مبارک آباد	۵۷
۳۸° ۲۱' ۳۰"	۴۸° ۴۰' ۴۰"	۶۳۵	۱۹/۶۴	۵/۵۶	۳۸/۸	۱۶	بهارستان	۵۸

جغرافیایی) استفاده شد. انتخاب این بردارهای مشخصه بر اساس همبستگی آن‌ها با متغیرهای وابسته به سیلاب (میانگین و میانه سیلاب سالانه، میانگین و میانه‌ی سیلاب سالانه تقسیم بر مساحت حوضه‌ی آبخیز، میانگین سیلاب سالانه تقسیم بر میانگین بارندگی سالانه) می‌باشد. تمام پنج مشخصه به وسیله‌ی معادله‌ی ۲ معیار شد. به دلیل پراکندگی زیاد در مساحت حوضه‌ی آبخیز و به دلیل بی اثر کردن اختلاف در پراکندگی از تابع انتقال لگاریتمی استفاده شده است (هاسکینگ و والیس، ۱۹۹۳ و رائو و اگروهنیواس، ۲۰۰۵). به دلیل اهمیت یکسان مشخصه‌ها، وزن تمام مشخصه‌ها $\frac{1}{5}$ در نظر گرفته شد. برای تعیین تعداد خوشه‌ی بهینه شاخص‌های میانگین عرض سیلوت، دیویس-بولدین و دان به ازای تعداد خوشه $2 < K < 10$ محاسبه شد (جدول ۲).

ایستگاهها در شکل ۲ به صورت گسترده پراکنده شده‌اند. این نمودار از نسبت ضریب چولگی خطی به ضریب تغییرات خطی رسم شده و میزان پراکنش ایستگاهها حول میانگین را نشان می‌دهد. از سوی دیگر، در شکل ۳ نیز این ایستگاهها به صورت خوشه‌ای حول یک توزیع مشخص پراکنش پیدا نکرده‌اند. این نمودار نیز از نسبت ضریب چولگی خطی و ضریب کشیدگی خطی رسم شده است. هر دوی این عوامل نشان می‌دهند که استان گیلان در حالت کلی ناهمگن است. از این رو می‌توان از روش خوشه‌بندی برای تقسیم منطقه به نواحی همگن استفاده نمود. در این پژوهش برای خوشه‌بندی حوضه‌های آبخیز استان گیلان از پنج مشخصه (جدول ۱) که شامل دو خصوصیت فیزیوگرافی حوضه (مساحت و شیب)، یک خصوصیت هواسنجی (میانگین بارندگی سالانه) و دو خصوصیت مکانی ایستگاهها (طول و عرض

جدول ۲- مقادیر شاخص‌های ارزیابی خوشه‌بندی.

تعداد خوشه	میانگین عرض سیلوت	شاخص دیویس-بولدین	شاخص دان
۲	۰/۳۸	۱/۰۹	۱/۵۴
۳	۰/۲۳	۱/۳	۱/۱۹
۴	۰/۲۹	۱/۲۲	۱/۰۸
۵	۰/۳	۰/۹۸	۱/۱۵
۶	۰/۳۱	۰/۹۹	۱/۱۳
۷	۰/۲۸	۱/۲۳	۰/۹۲
۸	۰/۲۲	۰/۹۳	۰/۸۷
۹	۰/۲۳	۰/۹۲	۰/۶۸
۱۰	۰/۲۱	۰/۹۶	۰/۳۴

نتایج بدست آمده از شاخص‌های میانگین عرض سیلپهوت و دان تعداد ۹ خوشه‌ی غیر منطقی بنظر می‌رسد. با توجه به توضیحات یاد شده، تعداد خوشه برابر ۲ برای مرحله‌ی بعدی محاسبات انتخاب شد. از الگوریتم خوشه‌بندی K-means برای تعیین ایستگاههای خوشه‌های ۱ و ۲ استفاده شد که ۲۸ ایستگاه در خوشه‌ی ۱ و ۳۰ ایستگاه در خوشه‌ی ۲ قرار گرفت. نتایج اولیه همگنی در جدول ۳ نشان ارایه شده است.

بیش‌ترین مقدار میانگین عرض سیلپهوت برابر ۰/۳۸ برای تعداد خوشه برابر ۲ حاصل شد. مقدار شاخص دان نیز به ازای تعداد خوشه برابر با ۲ بیش‌ترین مقدار بدست آمد که نشان دهنده‌ی تعداد خوشه‌ی بهینه برابر ۲ می‌باشد. کم‌ترین مقدار شاخص دیویس-بولدین برابر با ۰/۹۲ می‌باشد که به ازای تعداد خوشه برابر با ۹ می‌باشد. با تقسیم استان گیلان به ۹ خوشه دیده می‌شود که ایستگاهها در خوشه‌های گوناگون با یکدیگر تداخل دارند. در ضمن، با توجه به

جدول ۳- بررسی همگنی مناطق پیش و پس از تعدیل همگنی.

شماره‌ی منطقه	پیش از تعدیل همگنی				پس از تعدیل همگنی			
	تعداد ایستگاه	H_1	H_2	H_3	تعداد ایستگاه	H_1	H_2	H_3
۱	۲۸	۱/۸۴*	۱/۰۳*	۰/۰۱	۲۸	۰/۷۴	-۰/۰۸	-۰/۸۳
۲	۳۰	۲/۱۶**	۱/۳۲*	۰/۶۷	۲۵	۰/۷۴	۰/۳۵	۰/۰۷

بین گزینه‌های مطرح شده‌ی بالا، سه گزینه‌ی نخست در کاستن مقدار شاخص ناهمگنی (H) مفیدترند. حال آن که ۵ گزینه‌ی آخر تضمین‌کننده‌ی حداقل اندازه‌ی هر منطقه است. در این پژوهش از گزینه‌های ۱ و ۲ برای تعدیل مناطق ناهمگن استفاده شد. ایستگاههای طاهرگوراب و طاسکوه از خوشه‌ی ۲ به خوشه‌ی ۱ منتقل شد و ایستگاههای نوحاله و لاکسار بر اساس بالا بودن مقدار آماره‌ی ناهمگنی (D) از مجموعه ایستگاهها حذف گردید. در خوشه‌ی ۲ نیز ایستگاههای آب‌ویر، پلاسی و پل‌آستارا بر اساس بالا بودن مقدار آماره‌ی ناهمگنی (D) از مجموعه‌ی ایستگاهها حذف گردید و این خوشه نیز همگن شد. مقادیر آماره‌ی ناهمگنی پیش و پس از تعدیل در جدول ۳ نشان داده شده است. شکل ۴ مناطق همگن نهایی را پس از تعدیل نشان می‌دهد.

همان‌گونه که در جدول مشاهده می‌شود، برای منطقه-۱ مقدار H_1 بزرگ‌تر از یک می‌باشد که نشان می‌دهد این منطقه نسبتاً ناهمگن است، همچنین، مقدار H_2 نیز این موضوع را تأیید می‌کند. در منطقه‌ی ۲ نیز مقدار H_1 بزرگ‌تر از ۲ می‌باشد که نشان می‌دهد این منطقه ناهمگن است. زمانی که مجموعه‌ی جامعی از متغیرهای تأثیر گذار در تحلیل فراوانی منطقه‌ای وجود ندارد، معمولاً مناطق شکل گرفته برای تحلیل فراوانی منطقه‌ای سیلاب همگن نخواهند بود و نیاز به تعدیل برای بهبود همگنی آن وجود دارد. این حقیقت در آب‌شناسی کاملاً شناخته شده است، از این رو آب‌شناسان پیشنهاد می‌کنند با تعدیل، این مناطق به گروههای همگن اصلاح شود (هاسکینگ و والیس ۱۹۹۷). هاسکینگ و والیس (۱۹۹۷)، گزینه‌هایی را برای تعدیل مناطق ناهمگن ارایه کردند که شامل: ۱- حذف یک یا چند ایستگاه، ۲- انتقال یک یا چند ایستگاه از یک منطقه به مناطق دیگر، ۳- تقسیم یک منطقه به دو یا چند منطقه‌ی جدید، ۴- به اشتراک گذاشتن یک ایستگاه در چند منطقه، ۵- حذف یک منطقه به وسیله‌ی انتقال ایستگاههای آن به مناطق دیگر، ۶- ادغام کردن یک منطقه با مناطق دیگر، ۷- ادغام دو یا چند منطقه و تعیین دوباره‌ی مناطق و ۸- استفاده از بردارهای مشخصه‌ی بیش‌تر و تعیین دوباره‌ی مناطق می‌باشد. از

است که مقدار این فراسنج‌ها برای مناطق ۱ و ۲ در جدول ۵ نشان داده شده است. مقدار چندک‌های احتمال توزیع لجستیک تعمیم یافته برای دوره‌های بازگشت گوناگون در جدول ۶ نشان داده شده است. در نهایت، با استفاده از معادله‌ی ۳۱ می‌توان مقدار جریان را برای دوره‌های بازگشت گوناگون در هر ایستگاه محاسبه کرد.

جدول ۵- فراسنج‌های توزیع لجستیک تعمیم یافته.

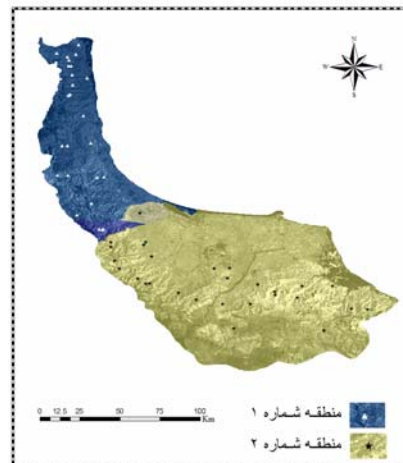
شماره‌ی منطقه	ξ (موقعیت)	فراسنج‌های توزیع لجستیک تعمیم یافته	
		α (مقیاس)	k (شکل)
۱	۰/۸۷۵	۰/۲۵۲	-۰/۳۰۸
۲	۰/۸۱۴	۰/۲۸۴	-۰/۳۴۴

جدول ۶- چندک‌های احتمال.

شماره‌ی منطقه	دوره‌های بازگشت			
	۲	۱۰	۲۰	۱۰۰
۱	۰/۸۵۷	۱/۶۴۸	۲/۰۶۴	۳/۴۰۵
۲	۰/۸۱۴	۱/۷۴۸	۲/۲۶۴	۴/۰۰۵

نتیجه‌گیری

در این مطالعه از ۵۸ ایستگاه آب‌سنجی در استان گیلان استفاده شد. منطقه‌ی مورد مطالعه در حالت کلی به صورت ناهمگن بود. با استفاده از الگوریتم خوشه‌بندی K-means و با استفاده از شاخص‌های ارزیابی خوشه‌بندی میانگین عرض سیلهوت، دیویس بولدین و دان منطقه‌ی مورد مطالعه به دو خوشه تقسیم شد. نتایج این ارزیابی نشان دهنده‌ی ناکارآمدی شاخص دیویس- بولدین در مقایسه با شاخص‌های میانگین عرض سیلهوت و دان است. در پژوهش‌های شامکوئیان و همکاران (۱۳۸۸)، نیز شاخص میانگین عرض سیلهوت به عنوان شاخص کارآمدتر شناخته شد. با استفاده از آزمون ناهماهنگی (D_i) ایستگاه‌های لاکسار و نوخاله از خوشه‌ی ۱ و ایستگاه‌های آب ویر، پلاسی و پل آستارا از خوشه‌ی ۲ حذف شدند. نتایج همگنی دو خوشه‌ی ایجاد شده بر اساس آزمون ناهمگنی (H_i) نشان داد که منطقه‌ی مورد



شکل ۴- مناطق همگن شده به همراه ایستگاه‌های آسنجی.

در مرحله‌ی بعد، بمنظور انتخاب بهترین توزیع منطقه‌ای، آماره‌ی Z^{DIST} هر منطقه با استفاده از برنامه‌ی نوشته شده به زبان فرترن برای توزیع‌های ۳ فراسنجی محاسبه شد (جدول ۴).

جدول ۴- انتخاب بهترین توزیع آماری.

مقادیر آماری	توزیع آماری	
	منطقه ۱	منطقه ۲
Z^{DIST}	۱	۲
مقادیر آماری		
لوجستیک تعمیم یافته	*-۱/۳۴	*-۰/۵۱
مقادیر حدی تعمیم یافته	-۲/۳۹	*-۱/۴۰
نرمال تعمیم یافته	-۳/۲۹	-۲/۴۵
پیرسون نوع ۳	-۴/۸۳	-۴/۲۵
پارتو تعمیم یافته	-۵/۳۰	-۴/۰۵

*توزیع آماری منتخب

در خوشه‌ی یک مقدار آماره Z^{DIST} برای تابع توزیع لجستیک تعمیم یافته کم‌تر از ۱/۱۶ است و در خوشه‌ی دو مقدار این آماره برای تابع‌های توزیع‌های لجستیک تعمیم یافته و مقادیر حدی تعمیم یافته کم‌تر از ۱/۱۶ است، اما توزیع لجستیک تعمیم یافته کم‌ترین مقدار را بین دو توزیع یاد شده دارد. بنابراین، توزیع لجستیک تعمیم یافته برای مناطق یک و دو با فراسنج‌های گوناگون به عنوان توزیع منتخب شناخته شد. توزیع لجستیک تعمیم یافته دارای ۳ فراسنج موقعیت، مقیاس و شکل

parameters of several distributions expressible in inverse form. *Water Resour. Res.* 15: 1049-1054.

8- Halkidi, M., Y. Batistakis., and M. Vazirgiannis. 2001. on clustering validation techniques. *J. Intel. Infor. Sys.* 17: 107-145.

9- Hosking, J. R. M. 1990 L-moments: analyzing and estimation of distributions using linear combinations of order statistics. *J. Stat. Soc. B.* 52: 105-124.

10- Hosking, J. R. M., and J. R. Wallis. 1993. Some statistics useful in regional frequency analysis. *Water Recour. Res.* 29: 271-281.

11- Hosking, J. R. M., and J. R. Wallis. 1997. Regional frequency analysis an approach based on L-moments. Cambridge University Press: New York.

12- Jingyi, Z., and M. J. Hall. 2004. Regional flood frequency analysis for the Gan-Ming river basin in China. *J. Hydrol.* 296: 98-117.

13- Kumar, R., and C. Chatterjee. 2005. Regional flood frequency analysis using L-moments for North Brahmaputra region of India. *J. Hydrol. Eng.* 10: 1-7.

14- Leonardo, V. N., and L. L. Goffredo. 2008. Use of L-moments approach for regional flood frequency analysis in Sicily, Italy. *Water Resour. Manage.* 23: 2207-2229.

15- Pearson, C. P. 1991. New Zealand regional flood frequency analysis using L-moment. *J. Hydrol.* 30: 53-63.

16- Rao, R. A., and V. V. Srinivas. 2005. Regionalization of watersheds by hybrid-cluster analysis. *J. Hydrol.* 318: 37-56.

17- Reed, D. W., D. Jakob., and A. J. Robson. 1999. Statistical procedures for flood frequency estimation, flood estimation handbook, vol. 3, institute of hydrology, Wallingford, UK p. 28-39.

18- Saghafian, B. 2009. Regional hydrologic mapping of flows in streams networks. *Int. J. Appl. Earth Obs. Geo.* 11: 317-323.

19- Tallaksen, L. M., H. Madsen., and H. Hisdal. 2004. Frequency analysis, hydrological drought-processes and estimation methods for stream flow and groundwater. *Developments in Water Sciences* 48. Elsevier Science Publisher: The Netherlands.

20- Vogel, R. M., T. A. McMahon., and F. H. S. Chiew. 1993. Floodflow frequency model selection in Australia. *J. Hydrol.* 146: 421-449.

مطالعه همگن است. با استفاده از آزمون نکویی برازش Z^{DIST} توزیع‌های گوناگون مورد ارزیابی قرار گرفت که توزیع لجستیک تعمیم‌یافته در منطقه‌ی ۱ به عنوان بهترین توزیع منطقه‌ای شناخته شد و در منطقه‌ی ۲ نیز هر دو توزیع لجستیک تعمیم یافته و توزیع مقادیر حدی تعمیم‌یافته به عنوان توزیع‌های منتخب شناخته شدند. از آن‌جا که مقدار آماره‌ی Z^{DIST} در توزیع لجستیک تعمیم‌یافته کم‌تر از توزیع مقادیر حدی تعمیم‌یافته بود، توزیع لجستیک تعمیم‌یافته به عنوان بهترین توزیع در منطقه‌ی ۲ شناخته شد. فراسنج‌های توزیع منتخب و چندک‌های احتمال در دوره‌های بازگشت گوناگون برای مناطق ۱ و ۲ بدست آمدند. بنابراین، می‌توان از تحلیل فراوانی منطقه‌ای با روش گشتاورهای خطی به عنوان روشی که دارای قابلیت برآورد ناریب و حساسیت کم به اندازه‌ی نمونه است، سود جست.

منابع

- ۱- اسلامیان، س. و س. چاوشی بروجنی. ۱۳۸۲. کاربرد تئوری گشتاورهای خطی در تحلیل تناوب سیل حوضه‌های آبخیز مرکزی ایران. علوم و فنون کشاورزی و منابع طبیعی. ۱(۱): ۱-۱۸.
- ۲- رستمی، ر.، ح. صدقی و ع. معتمدی. ۱۳۸۸. تحلیل سیلاب حوضه‌ی دز. مجله مهندسی آب. ۲: ۶۱-۷۰.
- ۳- سرحدی، ع.، س. سلطانی و ر. مدرس. ۱۳۸۷. تحلیل فراوانی منطقه‌ای مقادیر جریان کم در منطقه جیرفت با استفاده از روش گشتاورهای خطی. مجله پژوهشی آب ایران. ۳: ۴۵-۵۴.
- ۴- شامکوئیان، ح.، ب. قهرمان، ک. داوری و م. سرمد. ۱۳۸۸. تحلیل فراوانی منطقه‌ای با استفاده از تئوری گشتاورهای خطی و سیلاب نمایه در حوضه‌های آبخیز استان‌های خراسان. مجله آب و خاک (علوم و صنایع کشاورزی). ۲۰: ۳۱-۴۳.
- 5- Adamowski, K. 2000. Regional analysis of annual maximum and partial flood data by nonparametric and L-moments methods. *J. Hydrol.* 229: 219-231.
- 6- Chow, V. T., D. R. Maidment., and L.W. Mays. 1988. Applied hydrology. McGraw-Hill Inc., New York.
- 7- Greenwood, J. A., J. M. Landwehr., N. C. Matalas., and J. R. Wallis. 1979. Probability weighted moments: definition and relation to