دانشگاه علوم کشاورزی و منابع طبیعی ساری
پژوهشنامه مدیریت حوزه آبخیز

مطالعه نقش داده های پرت در تحلیل فراوانی هیدرولوژیک در حوزه هلیل رود با استفاده از روش گشتاورهای خطی

ف. سلیمانی ساردو[1] و ن. برومند[2]

۱- مربی، دانشکده منابع طبیعی، دانشگاه جیرفت، نویسنده مسئول: fsolaimani@gmail.com
۲- استادیار، دانشکده منابع طبیعی، دانشگاه جیرفت

چکیده

در هیدرولوژی نمی‌توان زمان دقیق وقوع یک پدیده مانند سیلاب و بارش را تعیین نمود ولی می توان نحوه وقوع حوادث قبلی را بررسی کرد و احتمال وقوع متوسط آنها را به دست آورد و مقدار آن را در دوره بازگشت های مختلف برآورد کرد. یکی از مهمترین فاکتور های لازم در تحلیل فراوانی داشتن سری داده های صحیح و طولانی است در میان سری داده‌ها، داده های پرت می توانند نقش منفی در پیش بینی مقادیر داشته باشند. هدف از این مطالعه تعیین نقش داده های پرت در تحلیل فراوانی سری داده های هیدرولوژیک منطقه هلیل رود جیرفت می باشد. در این تحقیق ابتدا با استفاده از روش گشتاور های خطی با سری کامل داده ها تحلیل فراوانی روی سری های حداکثر سالانه بارش انجام شد و در مرحله بعد مقادیر پرت شناسایی و از سری داده‌ها حذف شداند و بدون مقادیر پرت تحلیل فراوانی صورت گرفت. نتایج نشان داد که داده های پرت روی توزیع منطقه‌ای تاثیر ندارند ولی در برازش مناسب ترین توزیع آماری به داده های یک ایستگاه نقش به سزایی دارند و در نتیجه در مقادیر داده‌ها در دوره بازگشت‌های مختلف بسیار تاثیر گذار می باشند.

واژه های کلیدی: داده های پرت، گشتاورهای خطی، توزیع منطقه ای، هلیل رود جیرفت

مقدمه

امروزه با استفاده از علم آمار و احتمالات در هیدرولوژی می توان ابعاد سازه‌ها را متناسب با مقادیر حاصل از تحلیل فراوانی داده‌های بارش و یا سیل طراحی کرد. با توجه به اینکه بیش از نیمی از وسعت کشور ایران را مناطق خشک و نیمه خشک فرا گرفته است، بنابراین بارش‌های این مناطق دارای ماهیت رگباری هستند، به عبارتی شدت‌های زیاد در پایه زمانی کوتاه از خصوصیات بارز این بارش ها است. نتیجه این گونه بارش ها، سیلاب های آنی است که خسارات زیادی را به بار می آورند. سیلاب های که در مدت زمان کوتاهی به نقطه اوج خود رسیده و قدرت تخریب بالایی دارند. بنابراین یکی از کاربردی ترین راه‌کارهای لازم جهت مقابله با

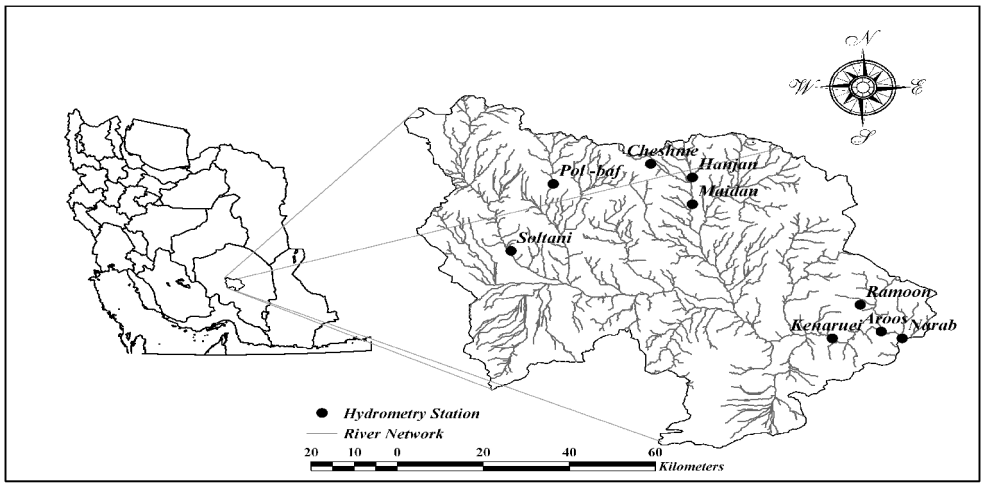
[Downloaded from jwmr.sanru.ac.ir on 2026-04-30]

این سیلاب‌ها طراحی سازه‌های هیدرولیکی براساس علم تحلیل فراوانی است که با توجه به وقایع رخ داده می تواند مقدار این واقعه را در دوره بازگشت‌های مختلف برآورد نماید. تحلیل داده‌های بارندگی در یک ایستگاه جهت برنامه ریزی و طراحی منطقه ای ناکافی به نظر می رسد. از اینرو تحلیل فراوانی منطقه‌ای جهت تعمیم نتایج حاصل به یک ناحیه مورد استفاده قرار می‌گیرد. در عمل، تحلیل فراوانی در حوزه‌های دارای آمار کافی با برازش چند تابع توزیع نظری به سری‌های حداکثر سالانه صورت می‌گیرد. اولین گام در تحلیل منطقه‌ای بارندگی تعیین منطقه همگن براساس شباهت بین عوامل موثر بر بروز آن است (۱۷). روش‌های مختلفی به منظور ناحیه ای کردن در دهه‌های گذشته مورد استفاده قرار گرفته است که از جمله آنها می‌توان به روش رگرسیون چند متغیره (۱، ۴ و ۱۹)، روش ناحیه- اثر[1] (۳ و ۶)، روش شاخص سیل (۱۲) و روش تحلیل مولفه‌های اصلی و همبستگی کانونی[2] (۱ و ۱۴) اشاره کرد. در این تحقیق با استفاده از روش گشتاورهای خطی که توسط هاسکینگ و والیس (۱۱) ابداع شده است، نقش داده‌های پرت را در تحلیل فراوانی منطقه‌ای بارش در حوزه هلیل رود مشخص می‌نماید.

مواد و روشها

موقعیت جغرافیایی منطقه مورد مطالعه

منطقه مورد مطالعه حوزه بالا دست سد هلیل رود جیرفت می‌باشد که با مساحتی بالغ بر ۶۰۰ هزار هکتار در محدوده بین ۲۸ درجه تا ۲۹ درجه و ۵۸ دقیقه عرض شمالی و ۵۶ درجه و ۲۹ دقیقه تا ۵۸ درجه و ۵۸ دقیقه طول شرقی در جنوب شرقی ایران قرار دارد (شکل ۱).



شکل۱- موقعیت جغرافیایی منطقه مورد مطالعه.

1- Region of Influence
2- Canonical correlation

[Downloaded from jwmr.sanru.ac.ir on 2026-04-30]

داده های استفاده شده

در محدوده مطالعاتی ۸ ایستگاه باران سنجی با دوره آماری نسبتاً مناسب وجود داشت که اطلاعات مربوط به این ایستگاه‌ها در جدول ۱ نشان داده شده است.

جدول ۱- موقعیت و اطلاعات مربوط به ایستگاه های مطالعاتی

ردیف	نام ایستگاه	طول جغرافیایی	عرض جغرافیایی	طول دوره آماری (سال)
۱	سلطانی	۵۶ ، ۳۱	۲۹ ،۰۱	۴۰
۲	عروس و داماد	۵۷ ، ۲۵	۲۸ ، ۵۴	۱۶
۳	میدان	۵۶ ، ۵۸	۲۹ ، ۱۲	۱۹
۴	هنجان	۵۶ ، ۵۸	۲۹ ، ۱۶	۱۱
۵	چشمه عروس	۵۶ ، ۲۰	۲۹ ، ۲۰	۱۷
۶	نراب	۵۷ ، ۳۰	۲۸ ، ۵۴	۳۳
۷	کناروییه	۵۷ ، ۱۵	۲۸ ، ۵۱	۱۳
۸	بافت	۵۶ ، ۳۷	۲۹ ، ۱۴	۲۵

تعیین داده‌های پرت (Testing for outliers)

داده‌های پرت داده‌هایی هستند که به مقدار زیادی از روند داده‌ها بیشتر و یا کمتر می باشند. این به عهده کارشناس است که داده‌های پرت را حذف کند و یا اینکه آنها را در زنجیره داده‌ها حفظ کند براساس پیشنهاد انجمن آب امریکا در سال ۱۹۸۱ (۱۳) چناچنه ضریب چولگی داده‌ها بیش از ۰/۴ باشد آزمون داده‌های پرت برای مقادیر زیاد باید انجام گیرد. هنگامی که ضریب چولگی داده‌ها کمتر از ۰/۴- باشد آزمون برای داده‌های کم انجام می‌گیرد و چنانچه ضریب چولگی داده‌ها بین ۰/۴ و ۰/۴- باشد، آزمون داده‌های پرت برای داده‌های زیاد و کم انجام می‌گیرد. برای آزمون داده‌های پرت برای مقادیر زیاد و کم می توان از رابطه‌های زیر استفاده کرد.

$$y_h = \bar{y} + K_N S_y \quad (۱)$$

$$y_l = \bar{y} - K_N S_y \quad (۲)$$

در روابط ۱ (برای داده‌های زیاد) و ۲ (برای داده‌های کم) y_h و y_l لگاریتم اعشاری آستانه‌های بالا و پایین داده های پرت $\bar{y}$، میانگین لگاریتم داده‌ها، K_N ضریب روش داده‌های پرت که از جداول مربوطه به دست می‌آید این جداول توسط انجمن منابع آب آمریکا[1] (۱۳) در سطح اطمینان ده درصد و یک سویه (*one-side*) داده شده است، Sy انحراف معیار لگاریتم داده‌ها می‌باشد. چنانچه در بین داده‌های موجود داده‌هایی وجود داشته باشند که از y_h بیشتر و یا از y_l کمتر باشند جزء داده‌های پرت به حساب می آیند. داده‌های پرت کمتر از آستانه پایینی، در مقادیر حداکثر باید از مجموعه داده‌ها حذف شده و سپس براساس داده‌های باقی مانده، توزیع مناسب انتخاب گردد. البته چون این تحقیق روی سری داده‌های حداکثر بارش صورت گرفته نیاز به شناسای داده‌های پرت آستانه بالایی نیست از اینرو در مطالعه

1- American water society

[Downloaded from jwmr.sanru.ac.ir on 2026-04-30]

سری‌های حداقل هم نیاز به شناسایی داده‌های پرت آستانه پایین نمی باشد.

گشتاور های خطی

هاسکینگ (۹) گشتاورهای خطی را معرفی کردکه توابعی از گشتاورهای وزنی احتمال می‌باشند. گشتاورهای خطی مناسب تر و آسان تر از گشتاورهای وزنی احتمال هستند، چون می توانند مستقیماً به اندازه‌هایی از مقیاس و شکل توزیع‌های احتمال تشریح شوند و از این نظر آنها مشابه و قابل قیاس با گشتاورهای متداول می باشند.

منحنی نسبت گشتاورهای خطی توسط هاسکینگ (۹) معرفی گردید که نشان دهنده ارتباط بین $L-\tau_4$ (گشتاور ضریب کشیدگی) و $L-\tau_3$ (گشتاور ضریب چولگی) است. در منحنی $L-\tau_4$ در مقابل $L-\tau_3$ هر سه پارامتر توزیع توسط منحنی نشان داده می‌شوند. یک منحنی (منحنی نسبت گشتاورهای خطی) نشان دهنده سازگاری چندین توزیع است. اگر چه هیچ تست آماری در ارتباط با این منحنی جهت انتخاب توزیع تعریف نمی شود، اما از فاصله نقاط نمونه از منحنی، می توان بعنوان مبنائی جهت انتخاب یک توزیع استفاده کرد (۱۸ و ۱۹).

گشتاورهای خطی یک سیستم تناوبی از توصیف شکل‌های توزیع احتمال اند که در ابتدا توسط گرین وود (۸)، گشتاورهای وزنی احتمال نامیده شدندکه براساس یک متغیر تصادفی X با تابع توزیع تجمعی، این چنین تعریف شدند.

(۳)

$$M_{p,r,s}=E\left[X^{P}\{F(X)\}^{r}\{1-F(X)^{s}\}\right]$$

که در r، s و p اعداد حقیقی هستند وقتی که s و r مساوی صفر باشند و p عددی غیرمنفی باشد (۵).

$M_{p,0,0}$ مشخص کننده گشتاورهای متداول مرتبه p حول مبدا می‌باشد جنبه‌های خاص و مفید گشتاورهای وزنی احتمال $\alpha_r = M_{1,0,r}$ و $\beta_r = M_{1,r,0}$ هستند. برای یک توزیع که دارای تابع مقدار $x(u)$ است، α و β بصورت زیر تعریف می شود:

$$\alpha_r = \int_0^1 x(u)(1-u)^r\,du. \qquad (۴)$$

$$\beta_r = \int_0^1 x(u)u^r\,du.$$

این معادلات ممکن است براساس تعریف گشتاورهای معمولی تغییر کنند، بطوری که می توان نوشت:

$$E\left(X^r\right)=\int_0^1[x(u)]^r\,du. \qquad (۵)$$

برای یک متغیر تصادفی X با تابع مقدار $x(u)$ گشتاورهای خطی بصورت زیر تعریف می شوند:

$$\lambda_r = \int_0^1 x(u)P_r^*\,du. \qquad (۶)$$

بطور کلی گشتاورهای خطی برحسب گشتاورهای وزنی احتمال، بصورت زیر تعریف می‌شوند:

(۷)

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

$$p^{*}_{r,k} = (-1)^{r-k}\binom{r}{k}\binom{r+k}{k} \qquad (۸)$$

بدین ترتیب می توان انواع بدون بعد گشتاورهای خطی را تعریف کرد که این امر از

[Downloaded from jwmr.sanru.ac.ir on 2026-04-30]

طریق تقسیم گشتاورهای رتبه بالاتر به λ_2 بدست می آید. نسبت گشتاورهای خطی بصورت زیر تعریف می شوند:

$$\tau = \lambda_1 / \lambda_2 \qquad (۹)$$

$$\tau_r = \lambda_r / \lambda_2 \qquad r = 3,4,... \qquad (۱۰)$$

R=2، گشتاور نوع دوم که به گشتاور نوع دوم تقسیم شده و مساوی ۱ می باشد به همین خاطر از r= 3, 4, … به بالا استفاده می کنند. هدف گشتاورهای خطی و *PWM* خلاصه کردن توزیع های تئوری و نمونه‌های مشاهداتی است. بنابراین گشتاورهای خطی می توانند جهت برآورد پارامتر، برآورد فاصله و آزمون فرضیه بکار برده شوند (۱۲).

از چندین روش در برآورد پارامترها استفاده می‌شود که می‌توان به روش گشتاورها[1] (MOM)، روش حداکثر درستنمائی[2] (MLM)، روش گشتاورهای وزنی احتمال[3] (PWM)، روش حداقل مربعات، روش بی‌نظمی حداکثر، روش گشتاورهای مخلوط، روش تعمیم یافته گشتاورها، و روش میانگین‌های ناتمام و گشتاورهای خطی اشاره کرد. در بین این روشها سه روش گشتاورها، حداکثر درستنمائی و گشتاور وزنی احتمال کاربرد بیشتری دارند (۱۷).

نمودار گشتاور خطی (نمودار LC_v در برابر LC_s و نمودار LC_s در برابر LC_k) یک روش بصری مناسب برای انتخاب تابع منطقه ای است و همواره به روشهای معمولی برآورد ضرایب توابع توزیع (ضریب تغییرات، ضریب چولگی و ضریب برجستگی) ترجیح داده می شود (۱۶).

با این حال نمودار گشتاورهای خطی احتمال اشتباه را بوجود می آورد. به همین دلیل هاسکینگ و والیس با ارائه آماره‌های ناهمگونی، همگنی ناحیه‌ای و نکوئی برازش، تحلیل منطقه‌ای متغیرهای هیدرولوژیک را آسان و قابل اطمینان کردند (۱۱).

آزمون های ناهمگونی (D)

آزمون نا همگونی (ناجوری) و همگنی، به ترتیب، شامل محاسبه آماره D است. آزمون ناهمگنی (ناجوری) قصد دارد مکانهای ناجور با کل گروه را مشخص کند. اگر مقدار D بزرگتر از سه باشد، ایستگاه ناجور بوده و از گروه حذف می شود. نکته قابل ذکر در مورد معیار ناجوری (D) این است که این شاخص به اندازه نمونه وابسته نیست چراکه این آماره براساس گشتاورهای خطی محاسبه می‌شوند که نسبت به اندازه نمونه حساسیت کمتری دارد. در حالیکه گشتاورهای معمولی مانند میانگین و انحراف معیار وابستگی شدیدی به اندازه نمونه و به ویژه داده‌های پرت دارند (۱۰). به همین دلیل استفاده از روش گشتاورهای خطی و آزمون ناجوری در این روش در مورد سری‌های آماری با اندازه مختلف توصیه می‌شود. چرا که اندازه نمونه در این روش تاثیری در شناخت یک ایستگاه به عنوان ایستگاه ناجور ندارد.

آماره ناجوری به شکل زیر نوشته می‌شود:

$$\bar{u} = N^{-1}\sum_{i=1}^{N} u_i \qquad (۱۱)$$

$$S=(N-1)^{-1}\sum_{i=1}^{N}(u_i-\bar{u})(u_i-\bar{u})^T \qquad (۱۲)$$

$$D_i = \frac{1}{3}(u_i-\bar{u})^T S^{-1}(u_i-\bar{u}) \qquad (۱۳)$$

1- Method of Moments 2- Maximum likelihood method 3- Probability weighted moments

[Downloaded from jwmr.sanru.ac.ir on 2026-04-30]

که در اینجا $u_i = [\tau_2^i, \tau_3^i, \tau_4^i]^T$ ماتریس گشتاورهای خطی در ایستگاه i و N تعداد ایستگاه ها و S ماتریس کوواریانس نمونه T دوره بازگشت معین است.

آزمون همگنی (H)

آماره همگنی شامل سه معیار H_1، H_2 و H_3 است. اگر مقدار این آماره کمتر از یک باشد، منطقه همگن، اگر بین ۱ تا ۲ باشد، منطقه تا حدی همگن و اگر بزرگتر از ۲ باشد، منطقه کاملا نا همگن است. در عمل عنوان می شود معیار H_1 به منظور این آزمون مناسب تر است (۱۷). مقدار این آماره از رابطه زیر بدست می آید:

$$H = (V_{obs} - \mu_V)/\sigma_V \qquad (۱۴)$$

$$V = \left\{ \frac{\sum_{i=1}^{N} n_i (\tau_2^i - \tau_2^R)^2}{\sum_{i=1}^{N} n_i} \right\}^{1/2} \qquad (۱۵)$$

که در آن n_i اندازه نمونه در ایستگاه i، τ_2^i گشتاور خطی نمونه (L-CV)، τ_2^R میانگین نطقه‌ای گشتاور خطی نمونه (L-CV)، μ_V میانگین مقادیر V و σ_V انحراف معیار مقادیر V_{obs} هستند.

آزمون نکوئی برازش

آزمون نکوئی برازش تابع توزیع منطقه‌ای به منظور انتخاب بهترین تابع توزیع منطقه‌ای انجام می‌شود و شامل محاسبه آماره Z^{DIST} است. تابع توزیع مناسب تابعی است که $|Z^{Dist}| < 1.64$ باشد. این تابع به عنوان تابع منطقه‌ای شناخته شده و مقادیر بارندگی ناحیه‌ای در دوره‌های برگشت مختلف با استفاده از آن بدست می‌آید. این آماره به شکل زیر تعریف می‌شود:

$$Z^{DIST} = (\tau_4^{DIST} - \bar{\tau}_4 + \beta_4)/\sigma_4 \qquad (۱۶)$$

$$\beta_4 = N_{sim}^{-1} \sum_{m=1}^{N_{sim}} (\bar{\tau}_{4m} - \bar{\tau}_4) \qquad (۱۷)$$

$$\sigma_4 = \left\{ (N_{sim}-1)^{-1} \sum_{m=1}^{N_{sim}} (\bar{\tau}_{4m} - \bar{\tau}_4)^2 - N_{sim}\beta_4^2 \right\}^{1/2} \qquad (۱۸)$$

در اینجا، DIST به مفهوم توزیع، τ_4^{DIST} گشتاور خطی برجستگی جامعه (L-CK)، $\bar{\tau}_4$ میانگین ناحیه‌ای گشتاور خطی برجستگی نمونه، β_4 مقدار اریبی ناحیه‌ای از گشتاور فوق، σ_4 انحراف معیارناحیه‌ای گشتاور فوق و N_{sim} تعداد نواحی شبیه سازی شده و برابر ۵۰۰ است.

نتایج و بحث

بررسی آزمون ناهمگونی و همگنی

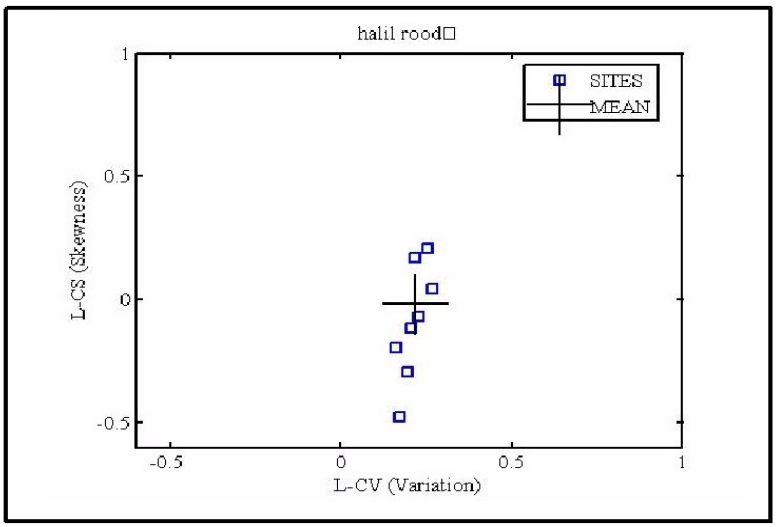
در جدول ۲ آمار توصیفی گشتاورهای خطی ایستگاه‌های منطقه مشخص است در اشکال ۲ و ۳ نمودار گشتاورهای خطی ایستگاه های مورد مطالعه مشخص گردیده است. با توجه به این نمودارها ایستگاه‌ها حول میانگین پراکنش کمی دارند. به عبارت دیگر داده‌ها در اطراف میانگین جمع شده‌اند و می توان به صورت چشمی گفت که منطقه همگن بوده و ایستگاه ناجوری در منطقه و جود ندارد. به علت خطایی که در این انتخاب وجود دارد ، به محاسبه آماره D پرداختیم که با توجه به جدول ۲ مقدار این آماره در همه ایستگاه‌ها کمتر از سه بوده بنابراین ایستگاه ناجوری در منطقه وجود ندارد. در ادامه برای بررسی همگنی سری حداکثرهای سالانه به

[Downloaded from jwmr.sanru.ac.ir on 2026-04-30]

محاسبه آماره های H_1، H_2 و H_3 پرداختیم، نتایج نشان داد که مقدار این آماره H_1: -۰/۴، H_2: ۰/۰۲ و H_3: -۰/۰۹ به ویژه آماره اول از یک کمتر بوده این منطقه از لحاظ سری‌های حداکثر بارندگی سالانه همگن هست.

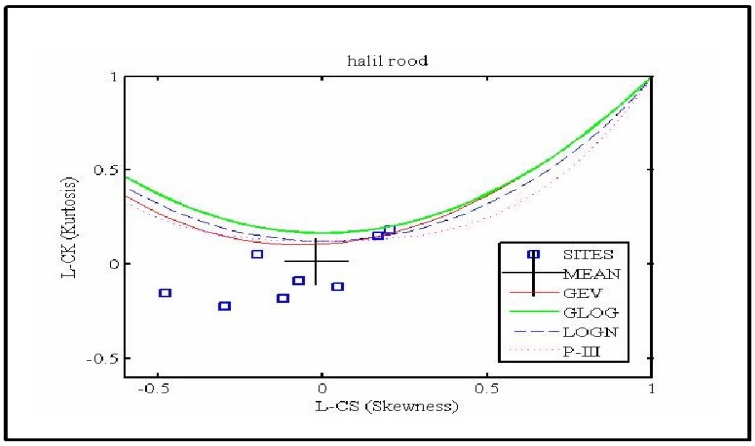
جدول ۲- آمار توصیفی گشتاورهای حوزه هلیل رود

Station number	*Station name*	*Samplel size*	*L-Cv*	*L-Cs*	*L-Ck*	*D*
1	*Soltani*	40	۰/۲۲۸۷	۰/۲۹۹۴	۰/۲۷۲۳	۱
2	*Aroos va damad*	16	۰/۳۰۳۷	۰/۳۱۲۱	۰/۱۴۴۲	۱/۲۲
3	*Narab*	33	۰/۲۷۱۵	۰/۳۴۶۵	۰/۳۲۷۲	۰/۹
4	*Baft*	25	۰/۱۷۸۱	۰/۰۷۲۷	۰/۲۳۶۴	۱/۰۸
5	*Konaroieie*	13	۰/۲۰۸۶	-۰/۰۰۸	۰/۱۶۲	۱/۷۶
6	*Maidan*	19	۰/۲۳۲۸	۰/۱۶۲۹	۰/۰۴۳۸	۱/۵۳
7	*Hanjan*	11	۰/۲۳۹۲	۰/۱۸۹۲	۰/۱۵۱۶	۰/۱۲
8	*raman*	12	۰/۲۷۰۴	۰/۳۲۲۹	۰/۲۷۰۶	۰/۳۹



شکل ۲- نمودار گشتاورهای خطی $L\text{-}C_S$ -$L\text{-}C_V$ ایستگاه‌های مورد بررسی.

[Downloaded from jwmr.sanru.ac.ir on 2026-04-30]



شکل ۳- نمودار گشتاورهای خطی $L\text{-}C_S$ -$L\text{-}C_k$ ایستگاه‌های مورد بررسی.

برآورد مقادیر و آزمون نکوئی برازش

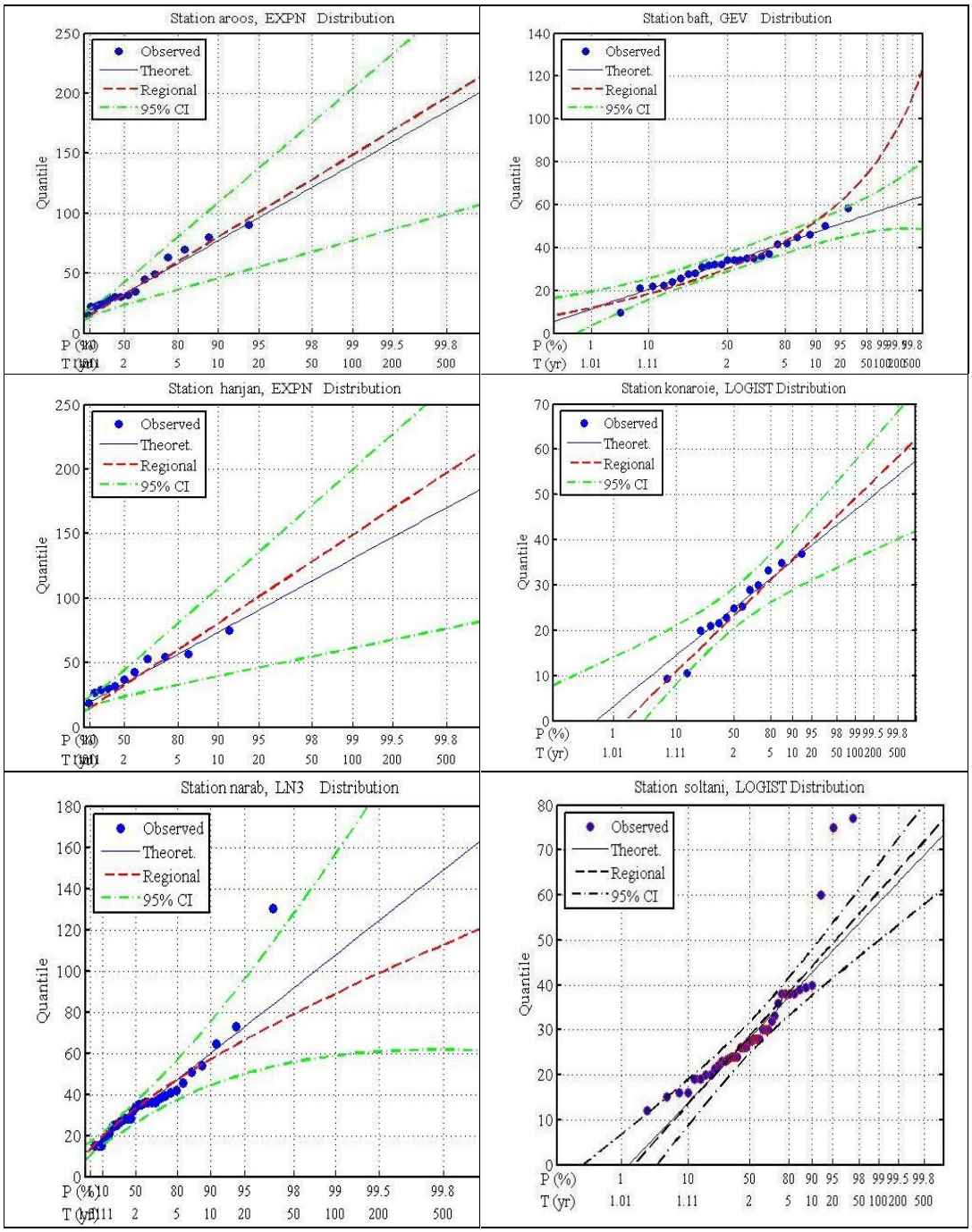
مهمترین قسمت در تحلیل فراوانی برآورد مقادیر (چندک‌های توزیع) می‌باشد. جهت انجام تحلیل فراوانی منطقه‌ای و همچنین در محل ایستگاه‌ها توزیع‌های متعددی بکار برده شد. جهت برآورد چندک‌های توزیع از روش حداکثر درستنمائی و جهت انتخاب بهترین توزیع در هر ایستگاه، از مجذور میانگین خطای مربعات استفاده گردید. جدول ۳ نتایج برآورد مقادیرحداکثر بارش سالانه با دوره بازگشت‌های مختلف را برای تعدادی از ایستگاه‌ها که دارای داده پرت بوده اند نشان می‌دهد. لازم به ذکر است که در ایستگاه میدان داده پرت وجود نداشت.

جدول ۳- برآورد مقادیر حداکثر بارش با دوره بازگشت های مختلف در ایستگاه های محدوده مورد مطالعه

ایستگاه	کناروییه	بافت	سلطانی	هنجان	عروس داماد	نراب	چشمه عروس
دوره بازگشت (سال)	بهترین توزیع انتخاب شده						
	LOGE	*GEV*	*LOGE*	*EXPEN*	*LN2*	*LN3*	*EXPEN*
۲	۱۰/۹	۱۰/۵	۱۳/۴۵	۲۰/۲	۱۶/۵	۱۷/۱۵	۱۴/۶
۵	۱۵/۶	۲۱/۲۳	۲۴/۱۶	۳۹/۱۴	۲۱/۷	۲۸/۲۸	۲۱/۶
۱۰	۲۱/۲۳	۳۵/۴۴	۳۱/۱۴	۴۸/۳۵	۳۴/۳۲	۴۸/۵۴	۳۴/۳۲
۲۰	۳۵/۱۴	۴۸/۵۱	۵۹/۱۸	۵۹/۴۲	۵۱/۴۵	۸۷/۱۶	۴۵/۶
۵۰	۵۹/۲۴	۶۷/۱۸	۸۷/۲۴	۸۹/۹۶	۷۹/۶	۱۲۸/۵۴	۱۵۶/۱۲
۱۰۰	۷۲/۵۴	۹۴/۳۵	۱۱۴/۶۵	۱۰۷/۶۸۴	۱۲۱/۶۵	۲۹۴/۶۳	۲۴۵/۲۳

در شکل ۴ موقعیت مقادیر بارش حداکثر سالانه با دوره بازگشت‌های مختلف در محل تعدادی از ایستگاها به عنوان نمونه با استفاده از فرمول تعیین موقعیت $Pi:n= (i-0.35)/n$ نشان داده شده است که در آن بهترین توزیعی که پراکندگی نمونه‌ها اطراف آن بهتر از سایرین باشد، انتخاب گردیده است.

[Downloaded from jwmr.sanru.ac.ir on 2026-04-30]



شکل ۴- موقعیت مقادیر بارش حداکثر سالانه با دوره بازگشت های مختلف.

انتخاب تابع توزیع منطقه ای با وجود داده های پرت

بنابراین در گام آخر نوبت به تعیین تابع توزیع فراوانی منطقه ای براساس آماره Z^{DIST} است. این آماره برای منطقه مورد مطالعه و توابع توزیع مختلف به شرح زیر است:

تابع توزیع لجستیک تعمیم یافته

Z^{DIST}= -۰/۸۳

[Downloaded from jwmr.sanru.ac.ir on 2026-04-30]

تابع توزیع مقادیر حدی تعمیم‌یافته $Z^{DIST}= -۱/۶$

تابع توزیع لوگ نرمال ۳ پارامتری $Z^{DIST}= ۱/۹۱$

توزیع پیرسون تیپ ۳: $Z^{DIST}= -۲/۴۵$

توزیع پارتوی تعمیم یافته: $Z^{DIST}= -۳/۵$

به این ترتیب توابع توزیع لجستیک تعمیم یافته و مقادیر حدی تعمیم یافته دارای Z^{DIST} کمتر از ۱/۶۴ می‌باشند، و می توان این دو تابع را به عنوان تابع توزیع منطقه‌ای در نظر گرفت. با این حال از آنجا که تابع توزیع مقادیر لجستیک تعمیم یافته دارای کمترین مقدار قدر مطلق Z^{DIST} است، به عنوان تابع توزیع منطقه‌ای انتخاب می شود.

تحلیل فراوانی با حذف داده های پرت

در ادامه جهت تحلیل فراوانی بدون داده‌های پرت ابتدا با استفاده از رابطه ۲ مقادیر پرت شناسایی و حذف گردیدند. بدین صورت که با استفاده از رابطه ۲ آستانه مورد نظر جهت شناسایی داده‌های پرت تعیین گردید و مقادیری که از آستانه تعیین شده کمتر بوده اند به عنوان داده پرت در نظر گرفته شداند که اطلاعات مربوط به آنها در جدول ۴ آورده شده است. جدول ۵ نتایج برآورد مقادیر حداکثر بارش سالانه با دوره بازگشت‌های مختلف را برای ایستگاه‌ها که دارای داده پرت بوده اند نشان می‌دهد. لازم به ذکر است که در ایستگاه میدان داده پرت وجود نداشت.

جدول ۴- اطلاعات مربوط به داده های پرت ایستگاه های مورد مطالعه

ردیف	ایستگاه	K_N	میانگین لگاریتم داده ها	انحراف معیار لگاریتم داده ها	آستانه پایینی	تعداد داده های پرت
۱	عروس داماد	۲/۴۶۷	۱/۵۸	۰/۲۳	۱۰/۲۳	۵
۲	بافت	۲/۵۷۷	۱/۵	۰/۰۸	۱۹/۹۵	۴
۳	هنجان	۲/۴۶۷	۱/۵۹	۰/۱۷	۱۴/۷۹	۳
۴	کناروییه	۲/۵۳۴	۱/۳۷	۰/۱۸	۸/۱۸	۶
۵	میدان	۲/۵۱۹	۱/۵۵	۰/۱۸	۱۲/۴۷	-
۶	نراب	۲/۶۸۲	۱/۴۴	۰/۲۲	۷/۰۷	۸
۷	سلطانی	۲/۶۷۱	۱/۵۸	۰/۲۳	۹/۲۲	۴
۸	چشمه عروس	۲/۶۰۴	۱/۴۰	۰/۱۵	۱۰/۲	۵

انتخاب تابع توزیع منطقه ای بدون داده‌های پرت

در ادامه تابع توزیع فراوانی منطقه ای بدون دادهای پرت براساس آماره Z^{DIST} برای منطقه مورد مطالعه مشخص گردید که به شرح زیر است:

تابع توزیع لجستیک تعمیم‌یافته $Z^{DIST}= -۰/۷۴$

تابع توزیع مقادیر حدی تعمیم‌یافته $Z^{DIST}= -۱/۵۴$

تابع توزیع لوگ نرمال ۳ پارامتری $Z^{DIST}= -۱/۸۱$

[Downloaded from jwmr.sanru.ac.ir on 2026-04-30]

توزیع پیرسون تیپ ۳: Z^{DIST}= -۲/۵۴

توزیع پارتوی تعمیم یافته: Z^{DIST}= -۳/۶

به این ترتیب توابع توزیع لجستیک تعمیم یافته و مقادیر حدی تعمیم یافته دارای Z^{DIST} کمتر از ۱/۶۴ می‌باشند، می توان این دو تابع را به عنوان تابع توزیع منطقه‌ای در نظر گرفت. با این حال از آنجا که تابع توزیع مقادیر لجستیک تعمیم یافته دارای کمترین مقدار قدر مطلق Z^{DIST} است، به عنوان تابع توزیع منطقه‌ای انتخاب می شود.

جدول ۵- برآورد مقادیر حداکثر بارش با دوره بازگشت های مختلف در ایستگاه های محدوده مورد مطالعه

ایستگاه	کناروییه	بافت	سلطانی	هنجان	عروس داماد	نراب	چشمه عروس
	بهترین توزیع انتخاب شده						
دوره بازگشت (سال)	GEV	GEV	LOGE	EXPEN	LP3	LN2	LOGE
۲	۱۱/۵	۱۰/۵	۱۳/۴۵	۲۰/۲	۱۴/۳	۱۸/۴۷	۱۲/۱
۵	۱۶/۴۱	۲۱/۲۳	۲۴/۱۶	۳۹/۱۴	۲۵/۶	۲۳/۲۴	۱۸/۶
۱۰	۲۴/۳۳	۳۵/۴۴	۳۱/۱۴	۴۸/۳۵	۳۹/۳۲	۵۴/۵۱	۳۱/۳۲
۲۰	۳۷/۱۶	۴۸/۵۱	۵۹/۱۸	۵۹/۴۲	۴۷/۵۴	۸۱/۲۴	۵۱/۵
۵۰	۶۱/۳۴	۶۷/۱۸	۸۷/۲۴	۸۹/۹۶	۷۸/۲۳	۱۶۸/۵۳	۱۴۹/۱۳
۱۰۰	۷۶/۵۴	۹۴/۳۵	۱۱۴/۶۵	۱۰۷/۶۸	۱۱۳/۵۴	۲۵۷/۵۱	۲۴۷/۲۱

نتایج به دست آمده نشان می‌دهد که داده‌های پرت در ایستگاه‌های مورد نظر نقش به سزایی در آنالیز تحلیل فراوانی ایفا می‌کنند به طوری که حتی مناسب ترین تابع توزیع را هم می‌توانند تغییر دهند. به عبارتی در منطقه مورد مطالعه در ایستگاه‌های کناروییه، چشمه عروس، عروس داماد، نراب که دارای داده پرت بودند بعد از انجام تحلیل فراوانی بدون داده‌های پرت بهترین توزیع برازش داده شده به داده‌ها تغییر پیدا کرد و در نتیجه مقادیر بارش در دوره بازگشت‌های مختلف نیز متفاوت گشتند و این داده‌ها را کم و زیاد کرد. البته نتایج نشان داد که تعداد داده‌ای پرت هم از اهمیت خاصی برخوردار است به طوری که از نتایج این تحقیق مشخص شد در ایستگاه‌های که تعداد داده پرت آنها کمتر از ۵ عدد در طول دوره آماری بود نتایج تحلیل فراوانی نسبت به حالت وجود داده های پرت تغییر پیدا نمی‌کرد به عبارتی آستانه تعداد داده‌های پرت موثر در تحلیل فراوانی در این تحقیق ۵ عدد بدست آمد. در ادامه با توجه به نتایج به دست آمده مشخص گردید که داده‌های پرت روی توابع توزیع منطقه ای تاثیر ندارند به طوری که قبل از حذف داده‌های پرت تابع توزیع مقادیر لجستیک تعمیم یافته دارای کمترین مقدار قدر مطلق Z^{DIST} بود و به عنوان تابع توزیع منطقه‌ای انتخاب شد و بعد از حذف داده‌های پرت هم تابع توزیع مقادیر لجستیک تعمیم یافته دارای کمترین مقدار قدر مطلق Z^{DIST} بود و به عنوان

[Downloaded from jwmr.sanru.ac.ir on 2026-04-30]

تابع توزیع منطقه ای انتخاب شد. این نشان می‌دهد که دامنه اثر داده‌های پرت دارای گستردگی کمی است و در هنگامی که با انبوهی از داده سروکار داشته باشیم اثر داده‌های پرت از بین می‌رود.

منابع

1. Acreman, M. and C.D. Sinclair. 1986. Classification of drainage basins according to their physical characteristics: an application for flood frequency analysis in Scotland. J. Hydrol., 84: 365-380.
2. Bates, B.C., A. Rahman, R.G. Mein and P.E. Weinmann. 1998. Climatic and physical factors that influence the homogeneity o regional floods in southeastern Australia, Water Resour. Res., 34: 3369-3381.
3. Burn, D. 1990. Evaluation of regional flood frequency analysis with a region of influence approach. Water Resour. Res., 26: 2257-2265.
4. Chiang, SM., T.K. Tsay and S.J. Nix. 2002. Hydrologic regionalization of watersheds. I: Methodology development, J. Water Resour. Plan. Manag., 128: 3-11.
5. Cicioni, G., G. Guiliano and F.M. Spaziani. 1973. Best fitting of probability function to a set of data for flood studies. Flood and Droughts, Proc. 2nd Int. Symp. in Hydrology 11-13 September, Fort Collins, Co. Water Resour. Pub: 304-314.
6. Eng, K., G.D. Tasker and P.C.D. Milly. 2005. An analysis of region-of-influence methods for flood regionalization in the Gulf-Atlantic rolling plains. J. American Water Resour. Assos. (JAWRA), 41: 135-143.
7. Eslamian, S. and S. Soltani. 2002. Flood frequency Analyses, Arcan publication. 59-62.
8. Greenwood, J.A., J.M. Landwahr, N.C. Matalas and J.R. Wallis. 1979. Probability weighted moments: Definition and relation to parameters of several distributions expressible in inverse form. Water Resour. Res., 15(5): 1049-1054.
9. Hosking, J.R.M. 1990. L-moments: analyzing and estimation of distributions using linear combinations of order statistics. Journal of Royal Statistical Society B, 52: 105-124.
10. Hosking, J.R.M. and J.R. Wallis. 1997. Regional Frequency Analysis An Approach Based on L-Moment. Cambridge University Press, London, UK.
11. Hosking, J.R.M. and J.R. Wallis. 1993. Some statistical useful in regional frequency analysis. Water Resour. Res., 29: 271-281.
12. Kjeldson, T.R., J.C. Smithers and R.E. Schulze. 2002. Regional flood frequency analysis in the Kwa Zulu-Natal Province, South Africa, using the index-flood method, J. Hydrol., 255: 194-211.
13. Mahdavi, M. 2005. Applied Hydrology, vol. 2, Tehran University press 440 pp.
14. Manuel, A.B. 1959. Channel-slope factor in flood frequency analysis. Journal of the Hydraulics Division. 85(4): 1-9.
15. Ouarda, T., C. Girard, G.S. Cavadias and B. Bobee. 2001. Regional flood frequency estimation with canonical correlation analysis. J. Hydrol., 254: 157-173.
16. Rao, R. and Kh. H. Hamed. 2000. Flood Frequency-Analysis, CRC Press, Boca Raton, FL.

[Downloaded from jwmr.sanru.ac.ir on 2026-04-30]

17. Rao, R. and Kh.H. Hamed. 1997. Regional frequency analysis of Wabash River flood data by L-moments. J. Hydrol. Eng., 2: 169-179.
18. Vogel, R.M. and N.M. Fennessey. 1993. L-moment diagram should replace product moment diagram. Water Resour. Res., 29: 1745-1752.
19. Vogel, R.M. and T.A. McMahon.1993. Floods-flow frequency model selection in Austalia. J. Hydrol., 146: 421-449.

[Downloaded from jwmr.sanru.ac.ir on 2026-04-30]

Study the Role of Outlying Data in Hydrological Frequency Analysis using L-moments in Halilroud Basin

F. Solaimani Sardoo[1] and N. Broumand[2]

1- Instructor, College of Natural Resources, University of Jiroft,
(Corresponding author: fsolaimani@gmail.com)
2- Assistant Professor, College of Natural Resources, University of Jiroft

Abstract

The exact time of hydrological events occurrence is not predictable, but it is possible to investigate previous extreme events and estimate probability of future occurrences in different return periods. Having a long time series of hydrological variables is important parameter in frequency analysis and outlying data has an important role in quintiles prediction. In present study, we investigate the effect of outlying data in rainfall frequency analysis using L-moment method in Halilroud basin. First, all of recorded maximum annual rainfall was used in frequency analysis and then outlaying data were identified and removed form time series. In this stage, frequency analysis was done without these data. Results showed that outlying data don't have any effect on regional distribution function, but affect at-site distribution function and consequent estimated quintiles in different return periods.

Keywords: Outlying data, L-moment, Regional distribution, Halilroud basin

[Downloaded from jwmr.sanru.ac.ir on 2026-04-30]