



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

ف. سلیمانی ساردو<sup>۱</sup> و ن. برومند<sup>۲</sup>

۱- مریم، 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 می‌توان نحوه وقوع حوادث قبلی را بررسی کرد و احتمال وقوع متوجه آنها را به دست آورد و مقدار آن را در دوره بازگشت های مختلف برآورد کرد. یکی از مهمترین فاکتورهای لازم در تحلیل فراوانی داشتن سری داده های صحیح و طولانی است در میان سری داده ها، 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 گشتاورهای خطی با سری کامل داده ها تحلیل فراوانی روی سری های حداقل سالانه بارش انجام شد و در مرحله بعد مقادیر پرت شناسایی و از سری داده ها حذف شدند و بدون مقادیر پرت تحلیل فراوانی صورت گرفت. نتایج نشان داد که داده های پرت روی توزیع منطقه ای تاثیر ندارند ولی در برآش مناسب ترین توزیع آماری به داده های یک ایستگاه نقش به سزایی دارند و در نتیجه در مقادیر داده ها در دوره بازگشت های مختلف بسیار تاثیر گذار می باشند.

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

رگباری هستند، به عبارتی شدت های 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 راه کارهای لازم جهت مقابله با

### مقدمه

امروزه با استفاده از علم آمار و احتمالات در هیدرولوژی می توان ابعاد سازه ها را متناسب با مقادیر حاصل از تحلیل فراوانی داده های 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 بارش های این مناطق دارای ماهیت

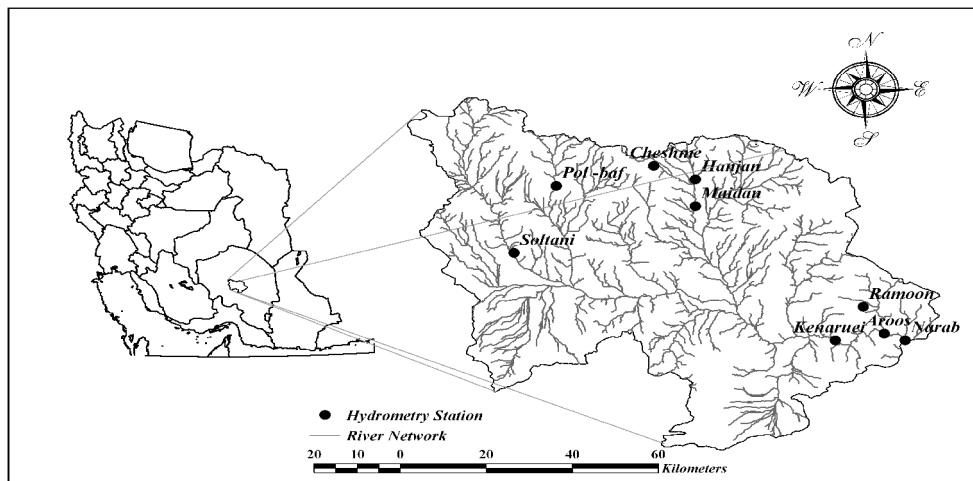
ناحیه- اثر<sup>۱</sup> (۳ و ۶)، روش شاخص سیل (۱۲) و روش تحلیل مولفه های اصلی و همبستگی کانونی<sup>۲</sup> (۱۴) اشاره کرد. در این تحقیق با استفاده از روش گشتاورهای خطی که توسط هاسکینگ و والیس (۱۱) ابداع شده است، نقش داده های پرت را در تحلیل فراوانی منطقه ای بارش در حوزه هلیل رود مشخص می نماید.

### مواد و روشها

#### موقعیت جغرافیایی منطقه مورد مطالعه

منطقه مورد مطالعه حوزه بالا دست سد هلیل رود جیرفت می باشد 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).

این سیلابها طراحی سازه های هیدرولیکی بر اساس علم تحلیل فراوانی است که با توجه به وقایع رخ داده می تواند مقدار این واقعه را در دوره بازگشت های مختلف برآورد نماید. تحلیل داده های بارندگی در یک ایستگاه جهت برنامه ریزی و طراحی منطقه ای ناکافی به نظر می رسد. از اینرو تحلیل فراوانی منطقه ای جهت تعمیم نتایج حاصل به یک ناحیه مورد استفاده قرار می گیرد. در عمل، تحلیل فراوانی در حوزه های دارای آمار کافی با برآش چند تابع توزیع نظری به سری های حداکثر سالانه صورت می گیرد. اولین گام در تحلیل منطقه ای بارندگی تعیین منطقه همگن بر اساس شباهت بین عوامل موثر بر بروز آن است (۱۷). روش های مختلفی به منظور ناحیه ای کردن در دهه های گذشته مورد استفاده قرار گرفته است که از جمله آنها می توان به روش رگرسیون چند متغیره (۱، ۴ و ۱۹)، روش



شکل ۱- موقعیت جغرافیایی منطقه مورد مطالعه.

## داده های استفاده شده

داشت که اطلاعات مربوط به این ایستگاهها در جدول ۱ نشان داده شده است.

در محدوده مطالعاتی ۸ ایستگاه باران سنجی با دوره آماری نسبتاً مناسب وجود

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	چشمہ 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

در روابط ۱ (برای داده های زیاد) و ۲ (برای داده های کم)  $y_h$  و  $y_l$  لگاریتم اعشاری آستانه های بالا و پایین داده های پرت  $\bar{y}$ ، میانگین لگاریتم داده ها،  $K_N$  ضریب روش داده های پرت که از جداول مربوطه به دست می آید این جداول توسط انجمن منابع آب امریکا<sup>۱</sup> (۱۳) در سطح اطمینان ۹۵ درصد و یک سویه (one-side) داده شده است،  $S_y$  انحراف معیار لگاریتم داده ها می باشد. چنانچه در بین داده های موجود داده هایی وجود داشته باشند که از  $y_h$  بیشتر و یا از  $y_l$  کمتر باشند. جزء داده های پرت به حساب می آیند. داده های پرت کمتر از آستانه پایینی، در مقادیر حداقلش باید از مجموعه داده ها حذف شده و سپس براساس داده های باقی مانده، توزیع مناسب انتخاب گردد. البته چون این تحقیق روی سری داده های حداقلش بارش صورت گرفته نیاز به شناسایی داده های پرت آستانه بالایی نیست از اینرو در مطالعه

## تعیین داده های پرت (Testing for outliers)

داده های پرت داده هایی هستند که به مقدار زیادی از روند داده ها بیشتر و یا کمتر می باشند. این به عهده کارشناس است که داده های پرت را حذف کند و یا اینکه آنها را در زنجیره داده ها حفظ کند براساس پیشنهاد انجمن آب امریکا در سال ۱۹۸۱ (۱۳) چنانچه ضریب چولگی داده ها بیش از  $0/4$  باشد آزمون داده های پرت برای مقادیر زیاد باید انجام گیرد. هنگامی که ضریب چولگی داده ها کمتر از  $-0/4$  باشد آزمون برای داده های کم انجام می گیرد و چنانچه ضریب چولگی داده ها بین  $0/4$  و  $-0/4$  باشد، آزمون انجام داده های پرت برای داده های زیاد و کم انجام می گیرد. برای آزمون داده های پرت برای مقادیر زیاد و کم می توان از رابطه های زیر استفاده کرد.

$$y_h = \bar{y} + K_N S_y \quad (1)$$

$$y_l = \bar{y} - K_N S_y \quad (2)$$

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

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

$$\alpha_r = \int_0^1 x(u) (1-u)^r du. \quad (4)$$

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

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

$$E(X^r) = \int_0^1 [x(u)]^r du. \quad (5)$$

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

$$\lambda_r = \int_0^1 x(u) P_r^* du. \quad (6)$$

بطور کلی گشتاورهای  
خطی بر حسب گشتاورهای وزنی احتمال،  
بصورت زیر تعریف می شوند:

$$\lambda_{r+1} = (-1)^r \sum_{k=0}^r p_{r,k}^* \alpha_k = \sum_{k=0}^r p_{r,k}^* \beta_k \quad (7)$$

$$p_{r,k}^* = (-1)^{r-k} \binom{r}{k} \binom{r+k}{k} \quad (8)$$

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

سری های حداقل هم نیاز به شناسایی  
داده های پرت آستانه پایین نمی باشد.

### گشتاورهای خطی

هاسکینگ (۹) گشتاورهای خطی را  
معرفی کرد که توابعی از گشتاورهای وزنی  
احتمال می باشند. گشتاورهای خطی  
مناسب تر و آسان تر از گشتاورهای وزنی  
احتمال هستند، چون می توانند مستقیماً به  
اندازه هایی از مقیاس و شکل توزیع های  
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  
می شوند. 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 مبنای جهت انتخاب  
یک توزیع استفاده کرد (۱۸ و ۱۹).

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

$$M_{p,r,s} = E \left[ X^p \{F(X)\}^r \{1-F(X)\}^s \right] \quad (3)$$

۹۹ .....  
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 برآش، تحلیل منطقه‌ای متغیرهای هیدرولوژیک را آسان و قابل اطمینان کردند (۱۱).

#### آزمون‌های ناهمگونی (D)

آزمون ناهمگونی (ناجوری) و همگنی، به ترتیب، شامل محاسبه آماره D است. آزمون ناهمگونی (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:

$$\bar{u} = N^{-1} \sum_{i=1}^N u_i \quad (11)$$

$$S = (N-1)^{-1} \sum_{i=1}^N (u_i - \bar{u})(u_i - \bar{u})^T \quad (12)$$

$$D_i = \frac{1}{3} (u_i - \bar{u})^T S^{-1} (u_i - \bar{u}) \quad (13)$$

طريق تقسیم گشتاورهای رتبه بالاتر به  $\lambda_2$  بدست می آید. نسبت گشتاورهای خطی بصورت زیر تعریف می شوند:

$$\tau = \lambda_1 / \lambda_2 \quad (9)$$

$$\tau_r = \lambda_r / \lambda_2 \quad r = 3, 4, \dots \quad (10)$$

R=2، گشتاور نوع دوم که به گشتاور نوع دوم تقسیم شده و مساوی ۱ می باشد به همین خاطر از  $r=3, 4, \dots$  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 برد شوند (۱۲).

از چندین روش در برآورد پارامترها استفاده می‌شود که می‌توان به روش گشتاورها<sup>۱</sup> (MOM)، روش حداکثر درستنمایی<sup>۲</sup> (MLM)، روش گشتاورهای وزنی احتمال<sup>۳</sup> (PWM)، روش حداقل مربعات، روش بی‌نظمی حداکثر، روش گشتاورهای مخلوط، روش تعییم یافته گشتاورها، و روش میانگین‌های ناتمام و گشتاورهای خطی اشاره کرد. در بین این روشها سه روش گشتاورها،حداکثر درستنمایی و گشتاور وزنی احتمال کاربرد بیشتری دارند (۱۷).

نمودار گشتاور خطی (نمودار  $LC_v$  در برابر  $LC_s$  و نمودار  $LC_k$  در برابر  $LC_s$ ) یک روش بصری مناسب برای انتخابتابع منطقه‌ای است و همواره به روش‌های معمولی برآورد ضرایب توابع توزیع (ضریب تغییرات، ضریب چولگی و ضریب بر جستگی) ترجیح داده می‌شود (۱۶).

شكل زیر تعریف می شود:

$$Z^{\text{DIST}} = (\tau_4^{\text{DIST}} - \bar{\tau}_4 + \beta_4) / \sigma_4 \quad (16)$$

$$\beta_4 = N_{\text{sim}}^{-1} \sum_{m=1}^{N_{\text{sim}}} (\bar{\tau}_{4m} - \bar{\tau}_4) \quad (17)$$

$$\sigma_4 = \left\{ (N_{\text{sim}} - 1) \sum_{m=1}^{N_{\text{sim}}} (\bar{\tau}_{4m} - \bar{\tau}_4)^2 - N_{\text{sim}} \beta_4^2 \right\}^{1/2} \quad (18)$$

در اینجا،  $\tau_4^{\text{DIST}}$  به مفهوم توزیع،  $\bar{\tau}_4$  گشتاور خطی برجستگی جامعه (L-CK)،  $\beta_4$  میانگین ناحیه‌ای گشتاور خطی برجستگی نمونه،  $\sigma_4$  مقدار اربیبی ناحیه‌ای از گشتاور فوق،  $N_{\text{sim}}$  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 ایستگاه‌های 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 می‌توان به صورت چشمی گفت که منطقه همگن بوده و ایستگاه ناجوری در منطقه وجود 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

که در اینجا  $u_i = [\tau_2^i, \tau_3^i, \tau_4^i]^T$  ماتریس

گشتاورهای خطی در ایستگاه i و N تعداد

ایستگاه‌ها 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 کاملاً ناهمگن است. در عمل عنوان می‌شود معیار  $H_1$  به منظور این آزمون مناسب‌تر است (17). مقدار این آماره از رابطه زیر بدست می‌آید:

$$H = (V_{\text{obs}} - \mu_V) / \sigma_V \quad (14)$$

$$V = \left\{ \frac{\sum_{i=1}^N n_i (\tau_2^i - \tau_2^R)^2}{\sum_{i=1}^N n_i} \right\}^{1/2} \quad (15)$$

که در آن  $n_i$  اندازه نمونه در ایستگاه i،  $\tau_2^i$  گشتاور خطی نمونه (L-CV)،  $\tau_2^R$  میانگین نطقه‌ای گشتاور خطی نمونه (L-CV)،  $\mu_V$  میانگین مقادیر V و  $\sigma_V$  انحراف معیار مقادیر  $V_{\text{obs}}$  هستند.

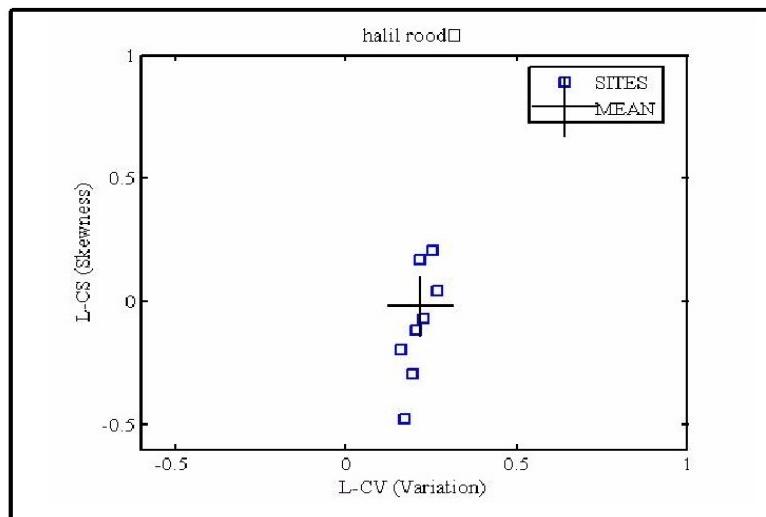
## آزمون نکوئی برازش

آزمون نکوئی برازشتابع توزیع منطقه‌ای به منظور انتخاب بهترینتابع توزیع منطقه‌ای  $Z^{\text{DIST}}$  انجام می‌شود و شامل محاسبه آماره  $|Z^{\text{Dist}}|$  است. تابع توزیع مناسب تابعی است که  $|Z^{\text{Dist}}| < 1.64$  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

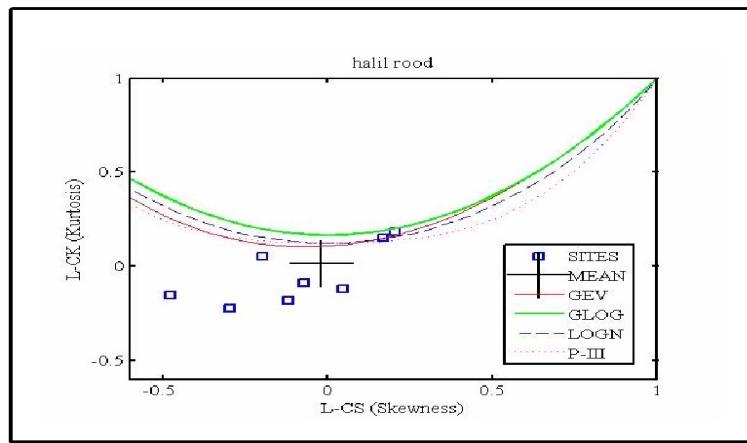
پژوهشنامه مدیریت حوزه آبخیز/ سال اول/ شماره ۲/ پائیز و زمستان ۱۳۸۹ ..... ۱۰۱  
 یک کمتر بوده این منطقه از لحاظ سری‌های  
 حداکثر بارندگی سالانه همگن هست.  
 محاسبه آماره های  $H_1$ ,  $H_2$  و  $H_3$  پرداختیم،  
 نتایج نشان داد که مقدار این آماره  $H_1 = 0.4$ ,  $H_2 = 0.9$  و  $H_3 = 0.2$  به ویژه آماره اول از

جدول ۲- آمار توصیفی گشتاورهای حوزه هلیل رود

Station number	Station name	Sample size	$L-Cv$	$L-Cs$	$L-Ck$	D
1	Soltani	40	-0.2287	-0.2994	-0.2723	1
2	Aroos va damad	16	-0.3037	-0.3121	-0.1442	1/22
3	Narab	33	-0.2715	-0.3465	-0.3272	0/9
4	Bafit	25	-0.1781	-0.0727	-0.2364	1/08
5	Konaroieie	13	-0.2086	-0.0008	-0.162	1/76
6	Maidan	19	-0.2328	-0.1629	-0.0438	1/53
7	Hanjan	11	-0.2392	-0.1892	-0.1516	0/12
8	raman	12	-0.2704	-0.3229	-0.2706	0/39



شکل ۲- نمودار گشتاورهای خطی  $L-Cv$ - $L-Cs$  ایستگاههای مورد بررسی.

شکل ۳- نمودار گشتاورهای خطی L-C<sub>S</sub>-L-C<sub>k</sub> ایستگاههای مورد بررسی.

توزیع در هر ایستگاه، از مجدور میانگین خطای مربعات استفاده گردید. جدول ۳ نتایج برآورد مقادیر حداکثر بارش سالانه با دوره بازگشت های مختلف را برای تعدادی از ایستگاهها که دارای داده پرت بوده اند نشان می دهد. لازم به ذکر است که در ایستگاه میدان داده پرت وجود نداشت.

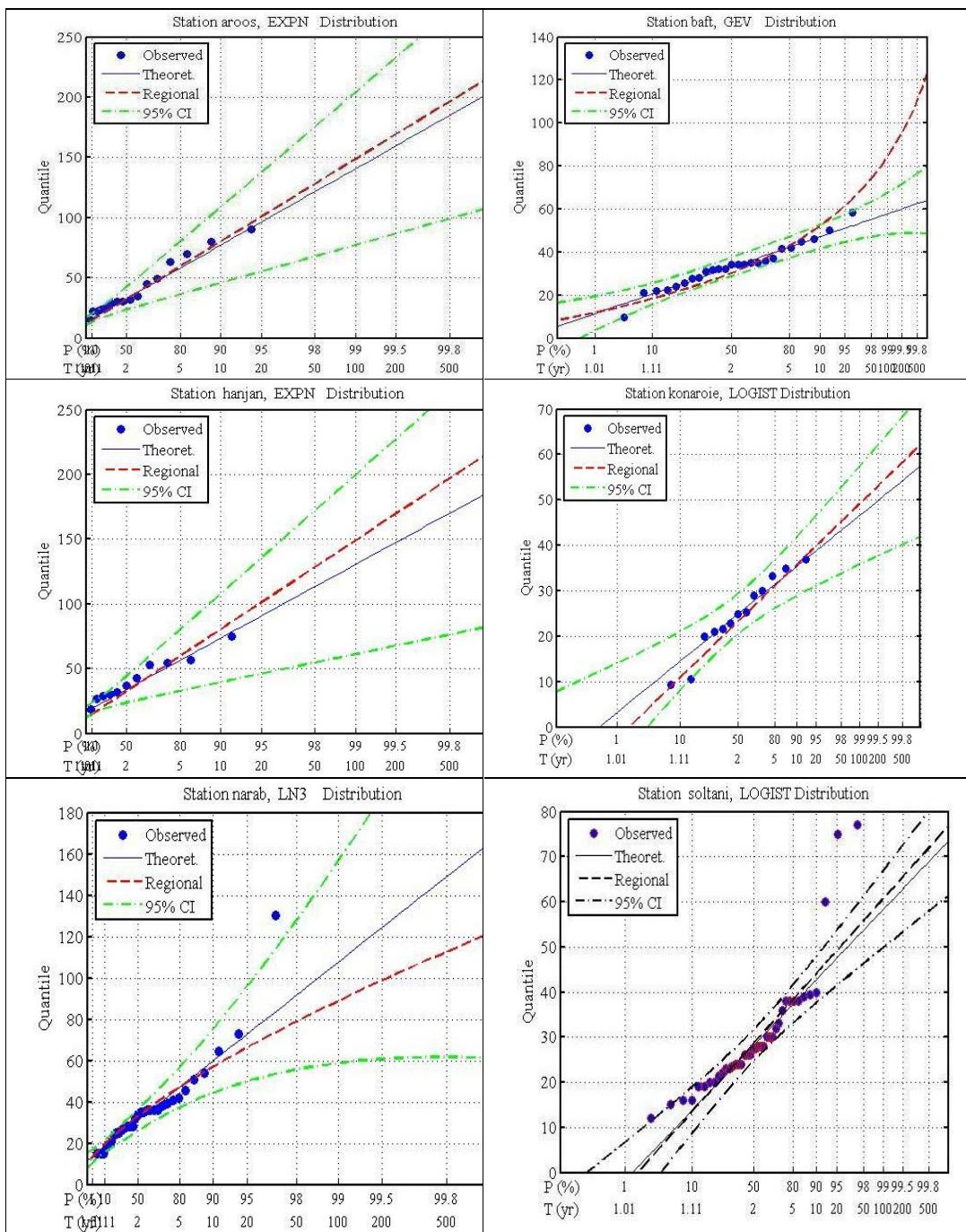
**برآورد مقادیر و آزمون نکوئی برازش**  
 مهمترین قسمت در تحلیل فراوانی برآورد مقادیر (چندک های توزیع) می باشد. جهت انجام تحلیل فراوانی منطقه ای و همچنین در محل ایستگاهها توزیع های متعددی بکار برد شد. جهت برآورد چندک های توزیع از روش حداکثر درستنمایی و جهت انتخاب بهترین

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

ایستگاه	کناروییه							دوره بازگشت (سال)
	پافت	سلطانی	هنجان	عروس داماد	نراب	چشم عروس	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	

نشان داده شده است که در آن بهترین توزیعی که پراکندگی نمونه ها اطراف آن بهتر از سایرین باشد، انتخاب گردیده است.

در شکل ۴ موقعیت مقادیر بارش حداکثر سالانه با دوره بازگشت های مختلف در محل تعدادی از ایستگاهها به عنوان نمونه با استفاده از فرمول تعیین موقعیت  $P_i:n = (i-0.35)/n$



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

است. این آماره برای منطقه مورد مطالعه و توابع توزیع مختلف به شرح زیر است:  
 تابع توزیع لجستیک تعمیم یافته  
 $Z^{\text{DIST}} = -\frac{1}{83}$

انتخاب تابع توزیع منطقه ای با وجود داده های پرت  
 بنابراین در گام آخر نوبت به تعیین تابع توزیع فراوانی منطقه ای براساس آماره  $Z^{\text{DIST}}$

مطالعه نقش داده های پرت در تحلیل فراوانی هیدرولوژیک در حوزه هلیل رود جیرفت ..... ۱۰۴

در ادامه جهت تحلیل فراوانی بدون داده های 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 داده های پرت تعیین گردید و مقادیری که از آستانه تعیین شده کمتر بوده اند به عنوان داده پرت در نظر گرفته شدند که اطلاعات مربوط به آنها در جدول ۴ آورده شده است. جدول ۵ نتایج برآورد مقادیر حداکثر بارش سالانه با دوره بازگشت های مختلف را برای ایستگاه ها که دارای داده پرت بوده اند نشان می دهد. لازم به ذکر است که در ایستگاه میدان داده پرت وجود نداشت.

تابع توزیع مقادیر حدی تعمیم یافته  $Z^{DIST} = -1/6$

تابع توزیع لوگ نرمال ۳ پارامتری  $Z^{DIST} = 1/91$

توزیع پیرسون تیپ ۳:  $Z^{DIST} = -2/45$

توزیع پارتی تعمیم یافته: به این ترتیب توابع توزیع لجستیک تعمیم یافته و مقادیر حدی تعمیم یافته دارای  $Z^{DIST}$  کمتر از  $1/64$  می باشند، و می توان این دو تابع را به عنوان تابع توزیع منطقه ای 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 منطقه ای انتخاب می شود.

#### تحلیل فراوانی با حذف داده های پرت

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 پاییزی	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	زراب	۲/۶۸۲	۱/۴۴	۰/۲۲	۷/۰۷	۸
۷	سلطانی	۲/۶۷۱	۱/۵۸	۰/۲۳	۹/۲۲	۴
۸	چشم عروس	۲/۶۰۴	۱/۴۰	۰/۱۵	۱۰/۲	۵

انتخاب تابع توزیع منطقه ای بدون داده های پرت تعمیم یافته  $Z^{DIST} = -0/74$

تابع توزیع مقادیر حدی تعمیم یافته  $Z^{DIST} = -1/54$

تابع توزیع لوگ نرمال ۳ پارامتری  $Z^{DIST} = -1/81$

انتخاب تابع توزیع منطقه ای بدون داده های پرت

در ادامه تابع توزیع فراوانی منطقه ای بدون داده های پرت براساس آماره  $Z^{DIST}$  برای

منطقه مورد مطالعه مشخص گردید که به شرح زیر است:

پژوهشنامه مدیریت حوزه آبخیز / سال اول / شماره ۲ / پائیز و زمستان ۱۳۸۹ ..... ۱۰۵

با این حال از آنجا که تابع توزیع مقدار لجستیک تعیمیم یافته دارای کمترین مقدار قدر مطلق  $Z^{DIST}$  است، به عنوان تابع توزیع منطقه‌ای انتخاب می‌شود.

$Z^{DIST} = -2/54$ : توزیع پیرسون تیپ ۳

$Z^{DIST} = -3/6$ : توزیع پارتوفی تعیمیم یافته: به این ترتیب تابع توزیع لجستیک تعیمیم یافته و مقدار حدی تعیمیم یافته دارای  $Z^{DIST}$  کمتر از  $1/64$  می‌باشد، می‌توان این دو تابع را به عنوان تابع توزیع منطقه‌ای در نظر گرفت.

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

ایستگاه	کناروییه	بافت	سلطانی	هنچان	عروس داماد	نزاب	چشم عروس	بهترین توزیع انتخاب شده
LOGE	LN2	LP3	EXPEN	LOGE	GEV	GEV	GEV	دوره بازگشت (سال)
۱۲/۱	۱۸/۴۷	۱۴/۳	۲۰/۲	۱۳/۴۵	۱۰/۵	۱۱/۵	۱۱/۵	۲
۱۸/۶	۲۲/۲۴	۲۵/۶	۳۹/۱۴	۲۴/۱۶	۲۱/۲۳	۱۶/۴۱	۱۶/۴۱	۵
۳۱/۳۲	۵۴/۵۱	۳۹/۳۲	۴۸/۳۵	۳۱/۱۴	۳۵/۴۴	۲۴/۳۳	۲۴/۳۳	۱۰
۵۱/۵	۸۱/۲۴	۴۷/۵۴	۵۹/۴۲	۵۹/۱۸	۴۸/۵۱	۳۷/۱۶	۳۷/۱۶	۲۰
۱۴۹/۱۳	۱۶۸/۵۳	۷۸/۲۳	۸۹/۹۶	۸۷/۲۴	۶۷/۱۸	۶۱/۳۴	۶۱/۳۴	۵۰
۲۴۷/۲۱	۲۵۷/۵۱	۱۱۳/۵۴	۱۰۷/۶۸	۱۱۴/۶۵	۹۴/۳۵	۷۶/۵۴	۷۶/۵۴	۱۰۰

ایستگاه‌های که تعداد داده پرت آنها کمتر از ۵ عدد در طول دوره آماری بود نتایج تحلیل فراوانی نسبت به حالت وجود داده‌های پرت تغییر پیدا نمی‌کرد به عبارتی آستانه تعداد داده‌های پرت موثر در تحلیل فراوانی در این تحقیق ۵ عدد بdst آمد. در ادامه با توجه به نتایج به دست آمده مشخص گردید که داده‌های پرت روی تابع توزیع منطقه‌ای تاثیر ندارند به طوری که قبل از حذف داده‌های پرت تابع توزیع مقدار لجستیک تعیمیم 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 مقدار لجستیک تعیمیم یافته دارای کمترین مقدار قدر مطلق  $Z^{DIST}$  بود و به عنوان

نتایج به دست آمده نشان می‌دهد که داده‌های پرت در ایستگاه‌های مورد نظر نقش به سزاگی 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، چشم عروس، عروس داماد، نزاب 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 مقدار 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

۱۰۶ ..... مطالعه نقش داده های پرت در تحلیل فراوانی هیدرولوژیک در حوزه هلیل رود جیرفت  
 تابع توزیع منطقه ای انتخاب شد. این نشان انبوهای از داده سروکار داشته باشیم اثر  
 می دهد که دامنه اثر داده های پرت دارای داده های پرت از بین می رود.  
 گستردگی کمی است و در هنگامی که با

## 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. Giuliano and F.M. Spaziani. 1973. Best fitting of probability function to a set of data for flood studies. *Flood and Droughts, Proc. 2<sup>nd</sup> 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.

- ۱۰۷ ..... پژوهشنامه مدیریت حوزه آبخیز / سال اول / شماره ۲ / پائیز و زمستان ۱۳۸۹
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 Australia. *J. Hydrol.*, 146: 421-449.

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

F. Solaimani Sardoo<sup>1</sup> and N. Broumand<sup>2</sup>

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