تحليل فراواني منطقه‌اي سيل با بهره‌گيری از روش گشتاورهاي خطي در حوزه هليل‌رود (جيرفت)

علي سرحدي[1]، سعيد سلطاني[2]، رضا مدرس[3]، سيد جمال‌الدين خواجه‌الدين[4]

[1] كارشناسي‌ارشد بيابان زدايي، دانشكده منابع طبيعي، دانشگاه صنعتي اصفهان، ايران

[2] دانشيار دانشكده منابع طبيعي، دانشگاه صنعتي اصفهان، ايران

[3] كارشناسي‌ارشد بيابان‌زدايي، دانشكده منابع طبيعي، دانشگاه صنعتي اصفهان، ايران

[4] دانشيار دانشكده منابع طبيعي، دانشگاه صنعتي اصفهان، ايران

(تاريخ دريافت: ٨٦/٣/١٦، تاريخ تصويب: ٨٧/٢/٢)

چكيده

در ميان انواع خطرهاي طبيعي، سيل شايد به عنوان ويرانگرترين عامل شناخته شود كه آسيب های زيادي را به جامعه های انساني، تاسيسات،مراكز صنعتي و اراضي كشاورزي تحميل مي‌كند. تحليل فراواني و اطلاع از احتمال رخداد و يا دوره بازگشت رخدادهای سيلابي مي‌تواند كمك شاياني برای برنامه ريزي و كاهش خطرهای ناشي از اين پديده طبيعي نمايد. در اين پژوهش روشL-moment برای تحليل فراواني منطقه‌اي در حوزه هليل رود جيرفت بكار برده شد. همگني منطقه‌اي و آگاهي از وجود ايستگاه‌هاي ناجور با بهره‌گيری از آماره‌هاي H و D مشخص شد. پس از آزمون نكوئي برازش در ايستگاه‌هاي مورد بررسی و گزينش بهترين توزيع، با بهره‌گيری از آماره Z^{DIST} توزيع LN3 به عنوان بهترين توزيع منطقه‌اي گزينش شد. برای برآورد ميزان دبي با دوره بازگشت‌هاي مختلف در مناطق بدون آمار از ويژگي‌هاي اقليمي و فيزيكي حوزه بهره‌گيری، و با استفاده از رگرسيون خطي، سطح حوزه به عنوان مهم‌ترين مشخصه وارد مدل شد.

كلمات كليدي: سيل، گشتاورهاي خطي، همگني، تابع توزيع LN3 ، حوزه هليل‌رود

* نويسنده مسئول: تلفن: ٠٣١١-٣٩١٣٥٥٥ فاكس: ٠٣١١-٣٩١٢٨٤٠ E-mail: asarhadi@na.iut.ac.ir

مقدمه

با توجه به تغییرهای مکاني و زماني بارش و همچنين وجود شرايط سيل خيزي در کشور ما، اطلاع از احتمال رخداد و يا دوره بازگشت سيلاب‌ها و همچنين اطلاع از محدوده گسترش سيل مي‌تواند برنامه ريزان کشور را در زمينه راهکارهاي کنترل اين پديده مخرب ياري نمايد. اگر احداث سازه‌هاي مختلف و همچنين گسترش شهرها و روستاها بر پايه پيش بيني سيل و اطلاع از بزرگي و محدوده گسترش آن صورت پذيرد، تا حدود زيادي مي‌تواند خطر آسيب‌های ناشي از سيل را کاهش دهد. اين امر بدون بهره‌گيری ازتحليل فراواني سيل ميسر نخواهد بود. تحليل فراواني بيشترين حوزه فعاليت تحقيقات آمار و احتمالات را در علم هيدرولوژي در بر مي‌گيرد. مهم‌ترين مشکل در مهندسي منابع آب برآورد بزرگي سيلاب براي يک دوره بازگشت معين مي‌باشد (۱۹). هدف اوليه تحليل فراواني، ارتباط دادن بزرگي رويدادهای حدي به فراواني رخداد آنان از راه بهره‌گيری از توزيع‌هاي آماري مي‌باشد (۳، ۱۵). در واقع تحليل فراواني، برآورد اين مساله است که چگونه يک رخداد خاص اتفاق خواهد افتاد (۷).

تاريخچه بهره‌گيری از توزيع‌هاي آماري به بررسی هيزن و ماركوويچ (۱۱) بر مي‌گردد. گوپتا روش‌هايي را براي پيدا كردن توزيع‌هاي مناسب ارائه كرد و مك كوئين و راولز (۱۹۷۹) روش‌هاي تحليل فراواني را طبقه‌بندي كردند (۱۳). مك كوئين (۱۹۷۹) واژه‌هاي آماري مورد بهره‌گيری در تحليل فراواني را مشخص و تشريح كرد. كمپبل و سيدل (۱۹۸٤) براي طراحي راهكارهاي دفع سيلاب از توزيع‌هاي آماري بهره گرفتنند.

از مهم‌ترين روش‌هايي كه در تحليل منطقه‌اي سيلاب بهره‌گيری مي‌شود، مي‌توان به روش شاخص سيل، رگرسيون چند متغيره، روش ناحيه- اثر، روش تحليل مولفه‌هاي اصلي و همبستگي كانوني اشاره كرد. اما اين روش‌ها گاهي ممكن است به ايجاد مناطق همگن هيدرولوژيكي نيانجامد بويژه اگر تغيير پذيري ويژگی های هيدرولوژيكي يا فيزيوگرافي زياد باشد. به علاوه اين روش‌ها ممكن است خطاهاي قابل توجهي در برآورد ميزان براي حوزه‌هاي كوچک نسبت به نواحي منطقه‌اي ايجاد كنند (هاسكينگ و واليس، ۱۹۹۷).

يک راه آسان براي دست يابي به تابع منطقه‌اي بهره‌گيری از نمودار گشتاورهاي خطي[۱] است. نمودار گشتاور خطي (نمودار $L\text{-}C_v$ در برابر LC_s و نمودار LC_s در برابر LC_k) يک روش بصري مناسب براي گزينش تابع منطقه‌اي است و همواره به روش‌هاي معمولي برآورد با بهره‌گيری از ضريب های توابع توزيع (ضريب تغييرات، ضريب چولگي و ضريب كشيدگي) ترجيح داده مي‌شود (۱۶).

گرين وود و همكاران (۱۹۷۹) مفهوم گشتاورهاي وزني احتمال (PWM)[۲] را معرفي كردند. هاسكينگ (۱۹۸۶، ۱۹۹۰) گشتاورهاي خطي را به عنوان تركيب های خطي PWM تعريف كرد. هاسكينگ و واليس (۱۹۹۷) كاربرد گشتاورهاي خطي را گسترش دادند و آماره‌هاي مفيدي را براي تحليل فراواني منطقه‌اي برای محاسبه ناهمگوني، همگني ناحيه‌اي و نكوئي برازش بكار بردند.

يكي از مهم‌ترين توزيع‌هاي آماري توزيع پيرسون است كه جزء خانواده توابع نمائي بوده و كاربرد گسترده‌ای در تحليل فراواني مجموعه های اوج سيلابي دارد. سيسيوني و همكاران (۱۹۷۳) در ايتاليا توزيع‌هاي $LN2$، $LN3$، پيرسون نوع III و توزيع GEV را براي ۱۰۸ ايستگاه آبسنجی با طول دوره آماري ۲۷ سال را بررسي كردند. و از آزمون‌هاي χ^2، كلوموگرف-اسميرنوف و آزمون اندرسون- دارلينگ برای گزينش توزيع آماري بهره گرفتند و در نهايت توزيع $LN2$ توسط آزمون ساي، و توزيع GEV و $LN3$ توسط ساير آزمون ها گزينش شد. بيرد(۱۹۷۴) سيل ۱۰۰۰ ساله را در ۳۰۰ ايستگاه آبسنجی آمريكا مورد بررسي قرار داد و به‌اين نتيجه رسيد كه توزيع‌هاي $LN2$ و $LP3$ بيشترين

۱- L-Moment diagram

۲- Probability Weighted Moments

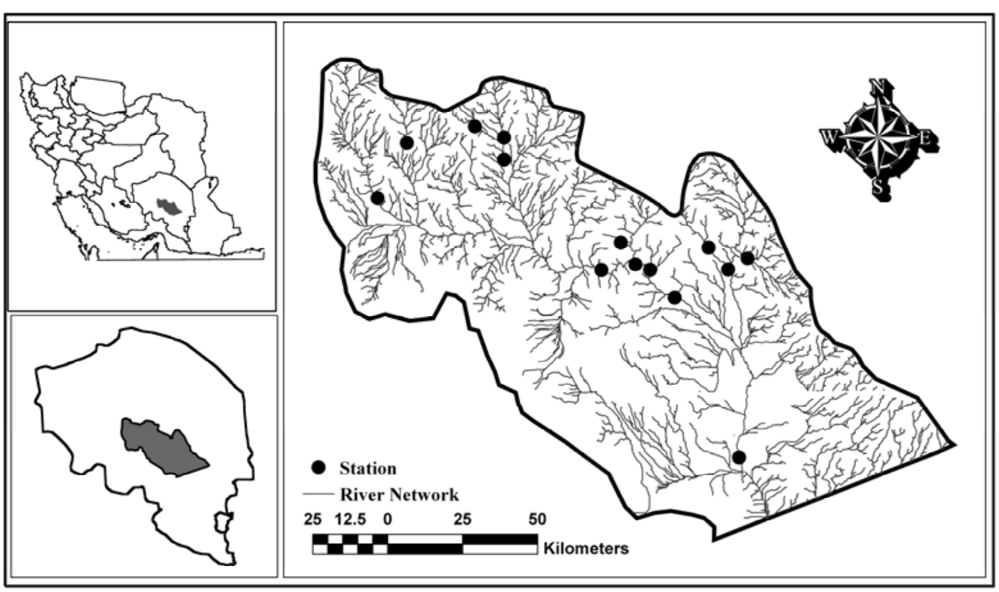
سازگاري را دارند. ووگل و همکاران (۱۹۹۳) داده‌هاي سيل ۶۱ ايستگاه را در استراليا با دوره آماري بيشتر از۲۰ سال مورد تحليل قرار دادند. آنان منحني گشتاورهاي خطي را براي مقايسه توزيع‌هاي مختلف بکار بردند. و به اين نتيجه رسيدند که GPA بهترين توزيع است و توزيع‌هاي GEV، $LN3$ و $LP3$ سازگاري به نسبت خوبي را نشان مي‌دهند.

متاسفانه درکشورمان از روش گشتاورهاي خطي به خيلی‌کم بهره‌گيری شده است. اسلاميان و چاوشي (۱۳۸۲) از روش گشتاور هاي خطي به منظور تحليل فراواني منطقه اي سيل در دوره‌هاي برگشت مختلف در حوزه آبريز مرکزي بهره‌گيری کردند. آنان توابع توزيع لجستيک تعميم يافته، ميزان حدي تعميم يافته و نرمال ۳ پارامتري را به عنوان بهترين توابع مناطق همگن معرفي کردند. همچنين مدرس (۲۰۰۶) به منظور گروه بندي بارش و توابع توزيع فراواني از روش گشتاورهاي خطي بهره‌گيری کرد. وي ۸ گروه بارشي را در ايران تشخيص داده و توابع نرمال ۳ پارامتري را براي کل ايران پيشنهاد کرد.

در اين بررسی با بهره‌گيری از گشتاورهاي خطي، همگني منطقه مورد بررسي قرار گرفت و بهترين تابع توزيع منطقه‌اي براي منطقه همگن تعيين شد. در پايان نيز رابطه دبي سيلابي-مساحت حوزه با بهره‌گيری از روش رگرسيون براي برآورد دبي بيشينه لحظه‌اي در مناطق بدون آمار بدست آمد.

منطقه مورد بررسی

منطقه مورد بررسی حوزه هليل رود در منطقه جيرفت مي‌باشد. اين حوزه با مساحتي بالغ بر ۱/۶ ميليون هکتار در محدوده بين ۲۸ درجه تا ۲۹ درجه و ۵۸ دقيقه عرض شمالي و ۵۶ درجه و ۲۹ دقيقه تا ۵۸ درجه و ۵۸ دقيقه طول شرقي در جنوب شرقي ايران قرار دارد(شکل۱). اين منطقه با ميانگين بارندگي ۲۹۵/۳ ميليمتر و ارتفاع ميانگين ۱۷۷۴ متر داراي آب و هواي خشک و نيمه خشک مي‌باشد.



شکل -۱ موقعيت حوزه هليل‌رود و ايستگاه‌هاي مورد بررسی

مواد و روش‌ها

تحليل منطقه‌اي سيل

آزمون نا همگوني

هاسكينگ و واليس(۱۹۹۳) دو آماره را براى آزمون همگني ناحيه‌اي استنتاج كردند كه شامل آماره ناهمگوني (ناجوري) D [۱] آماره همگني H [۲] است. آزمون ناهمگوني، مكان‌هاي ناجور با كل گروه را مشخص مي‌كند. گزينش يک ميزان براي D_i (معيار ناجوري در ايستگاه i) به عنوان ملاک تصميم گيري حتي براي يک ايستگاه ناجور چندان آسان نيست. هاسكينگ و واليس (۱۹۹۷) پيشنهاد كردند كه‌يک ايستگاه وقتي ناجور است كه ميزان D_i بالاتر از يک ميزان بحراني باشد. آنان در آغاز ملاک $D_i \geq 3$ را پيشنهاد كردند. اما اين ميزان براي مناطق كوچک رضايت بخش نيست. D_i را با محدوده جبري مي‌توان به صورت زير نشان داد:

$$D_i \leq (N-1)/3 \quad (۱)$$

كه در آن N شمار ايستگاه‌ها مي‌باشد.

براي بعضي از ميزان، براى گزينش ملاک ناجوري بايستي يک تابع افزايشي از شمار ايستگاه‌ها در منطقه وجود داشته باشد. به دليل اينكه در مناطق بزرگ، احتمال وجود ايستگاه‌هاي با D_i بالا بيشتر است. بنابراين همچنان پيشنهاد مي‌شود كه اگر ايستگاهي داراي $D_i > 3$ باشد، آن ايستگاه ناجور به شمار می‌آيد (۷).

نكته قابل يادآوری در مورد معيار ناجوري (D) اين است كه‌اين شاخص به اندازه نمونه وابسته نيست چون اين آماره بر پايه گشتاورهاي خطي محاسبه مي‌شود كه نسبت به اندازه نمونه حساسيت كمتري دارد. در حالي كه گشتاورهاي معمولي مانند ميانگين و انحراف معيار وابستگي شديدي به اندازه نمونه و به ويژه داده‌هاي پرت دارند. به همين دليل بهره‌گيری از روش گشتاورهاي خطي و آزمون ناجوري در اين روش در مورد مجموعه هاي آماري با اندازه مختلف توصيه مي‌شود زيرا اندازه نمونه در اين روش تاثيري در شناخت يک ايستگاه به عنوان ايستگاه ناجور ندارد (۷).

آماره ناجوري به شكل زير نوشته مي‌شود:

$$\bar{u} = N^{-1}\sum_{i=1}^{N} u_i \quad (۲)$$

$$S = (N-1)^{-1}\sum_{i=1}^{N}(u_i - \bar{u})(u_i - \bar{u})^T \quad (۳)$$

$$D_i = \frac{1}{3}(u_i - \bar{u})^T S^{-1}(u_i - \bar{u}) \quad (٤)$$

كه در اينجا $u_i = \left[\tau_2^i, \tau_3^i, \tau_4^i\right]^T$ ماتريس گشتاورهاي خطي در ايستگاه i و N شمار ايستگاه‌ها و S ماتريس كوواريانس نمونه است(۷،۸).

آماره همگني شامل سه معيار H_1، H_2 و H_3 است. اگر ميزان اين آماره كمتر از يک باشد، منطقه همگن، اگر بين ۱ تا ۲ باشد، منطقه تا حدي همگن و اگر بزرگتر از ۳ باشد، منطقه به طوركامل ناهمگن است. در عمل عنوان مي‌شود معيار H_1 براي اين آزمون مناسب‌تر است (۱۵). ميزان اين آماره از رابطه زير بدست مي‌آيد:

$$H_i = (V_{obs} - \mu_V)/\sigma_V \quad (۵)$$

$$V_{obs} = \left\{ \frac{\sum_{i=1}^{N} n_i (\tau_2^i - \tau_2^R)^2}{\sum_{i=1}^{N} n_i} \right\}^{1/2} \quad (٦)$$

كه در آن n_i اندازه نمونه در ايستگاه i، τ_2^i گشتاور خطي نمونه (*L-CV*)، τ_2^R ميانگين نقطه‌اي گشتاور خطي نمونه

۱- Discordancy

۲- Homogeneity

(*L-CV*)، μ_V میانگین میزان V_{obs} و σ_V انحراف معیار میزان V_{obs} هستند (۷، ۸).

براي گزينش بهترين توزيع در يک منطقه مي‌توان توزيعي که در مجموع برازش بهتري نسبت به بقيه توزيع‌ها در منطقه نشان مي‌دهد، را گزينش کرد. روش‌هاي زيادي مي‌تواند براي آزمون توزيع‌ها مورد بهره‌گيری قرار گيرد. اما اين روش‌ها نمي‌توانند به عنوان آزمون‌هاي به طورکامل جدا کننده يک توزيع از ديگر توزيع‌ها باشد. آزمون‌هائي که امروزه از آنان براي گزينش توزيع بهره‌گيری مي‌شود، مي‌توان به آزمون کاي وساي χ^2، آزمون کلوموگرف و اسميرنوف، آزمون *PPCC*[1]، آزمون ضريب خود همبستگي (به عنوان مثال توزيع نرمال و لوگ نرمال و پيرسون تيپ۳)، معيار داده‌هاي آکائيك، آزمون اندرسون- دارلينگ و منحني گشتاورهاي خطي اشاره کرد(۷، ۱۶،۱۹). در اين پژوهش از آماره ارائه شده توسط هاسينگ و واليس بهره‌گيری مي‌شود.

در اين روش آزمون نکوئي برازش تابع توزيع منطقه‌اي به منظور گزينش بهترين تابع توزيع منطقه‌اي انجام مي‌شود و شامل محاسبه آماره Z^{DIST} است. تابع توزيع مناسب تابعي است که $|Z^{Dist}| < 1.64$ باشد. اين تابع به عنوان تابع منطقه‌اي شناخته شده و ميزان دبي ناحيه‌اي در دوره‌هاي برگشت مختلف با بهره‌گيری از آن بدست مي‌آيد. اين آماره به شکل زير تعريف مي‌شود:

$$Z^{DIST} = (\tau_4^{DIST} - \bar{\tau}_4 + \beta_4)/\sigma_4 \qquad (۷)$$

$$\beta_4 = N_{sim}^{-1} \sum_{m=1}^{N_{sim}} (\bar{\tau}_{4m} - \bar{\tau}_4) \qquad (۸)$$

(۹)

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

۱- Probability Plot Correlation Cofficient

در اينجا، DIST به مفهوم توزيع، τ_4^{DIST} گشتاور خطي برجستگي جامعه ($L\text{-}C_K$)، $\bar{\tau}_4$ ميانگين ناحيه‌اي گشتاور خطي برجستگي نمونه، β_4 ميزان اريبي ناحيه‌اي از گشتاور فوق، σ_4 انحراف معيارناحيه‌اي گشتاور يادشده و Nsim شمار نواحي شبيه سازي شده و برابر ۵۰۰ است.

گشتاورهاي خطي[2] و نمودار گشتاورهاي خطي[3]

در سال‌هاي پيش از نمودار گشتاورهاي معمولي براي مشخص کردن بهترين توزيع منطقه‌اي بهره‌گيری مي‌شد. اما امروزه بهره‌گيری از روش نمودار گشتاورهاي خطي به جاي گشتاورهاي معمولي مورد توجه قرار گرفته است. زيرا گشتاورهاي معمولي نه تنها ضريب تغييرات و ضريب اريبي زياد دارند، بلکه در نمونه‌هاي کوچک خيلي تغيير مي‌کنند. و از طرفي براي لگاريتم‌هاي نمونه، اهميت ميزان کوچک را خيلي افزايش مي‌دهند. در صورتي که برتري گشتاورهاي خطي برآورد غير اريب آنهاست (۵،۷).

هاسکينگ (۱۹۹۰) گشتاورهاي خطي را معرفي کردکه توابعي از گشتاورهاي وزني احتمال مي‌باشند. گشتاورهاي خطي مناسب تر و آسان تر از گشتاورهاي وزني احتمال هستند، چون مي‌توانند به طور مستقيم به اندازه‌هايي از مقياس و شکل توزيع‌هاي احتمال تشريح شوند و از اين نظر آنان همانند و قابل قياس با گشتاورهاي متداول مي‌باشند.

منحني نسبت گشتاورهاي خطي توسط هاسکينگ (۱۹۹۰) معرفي شد که نشان‌دهنده ارتباط بين $L-\tau_4$ و $L-\tau_3$ (يا $L-\tau$ و $L-\tau_3$) است. در منحني $L-\tau_4$ در مقابل $L-\tau_3$ هر سه پارامتر توزيع با منحني نشان داده مي‌شوند. يک منحني نشان دهنده سازگاري چندين توزيع است. اگر چه هيچ آزمون آماري در ارتباط با اين منحني براي گزينش توزيع تعريف نمي‌شود، اما از فاصله نقاط نمونه از منحني،

۲- L- Moment

۳- Moment Ratio Diagram

مي‌توان به عنوان پايه‌ای برای گزينش يک توزيع بهره‌گيری کرد(۱۸).

گشتاورهاي خطي يک سامانه تناوبي از توصيف شکل‌هاي توزيع احتمال اند که در آغاز توسط گرين وود (۱۹۷۹)، گشتاورهاي وزني احتمال ناميده شدند.

گشتاورهاي وزني احتمال يک متغير تصادفي X با تابع توزيع تجمعي $F(.)$ توسط گرين وود (۱۹۷۹)اين چنين تعريف شدند:(۳،۷)

$$M_{p,r,s} = E\left[X^P \{F(X)\}^r \{1-F(X)\}^s\right] \qquad (۹)$$

جنبه‌هاي ويژه و مفيد گشتاورهاي وزني احتمال $\alpha_r = M_{1,0,r}$ و $\beta_r = M_{1,r,0}$ هستند. براي يک توزيع که داراي تابع ميزان $x(u)$ است، α و β به صورت زير تعريف مي‌شود:

$$\beta_r = \int_0^1 x(u) u^r du. \quad \alpha_r = \int_0^1 x(u)(1-u)^r du. \qquad (۱۰)$$

اين معادله‌ها ممکن است بر پايه تعريف گشتاورهاي معمولي تغيير کنند؛ به طوري که مي‌توان نوشت:

$$E(X^r) = \int_0^1 \{x(u)\}^r du. \qquad (۱۱)$$

براي يک متغير تصادفي x با تابع ميزان $x(u)$ گشتاورهاي خطي به صورت زير تعريف مي‌شوند:

$$\lambda_y = \int_0^1 x(u)\, p_r^* du. \qquad (۱۲)$$

برحسب گشتاورهاي وزني احتمال، گشتاورهاي خطي به صورت زير تعريف مي‌شوند:

$$\lambda_1 = \alpha_0 = \beta_0 \qquad (۱۳)$$

$$\lambda_2 = \alpha_0 - 2\alpha_1 = 2\beta_1 - \beta_0 \qquad (۱۴)$$

$$\lambda_3 = \alpha_0 - 6\alpha_1 + 6\alpha_2 = 6\beta_2 - 6\beta_1 + \beta_0 \qquad (۱۵)$$

$$\lambda_4 = \alpha_0 - 12\alpha_1 + 30\alpha_2 - 20\alpha_3 = 20\beta_3 - 30\beta_2 + 12\beta_1 - \beta_0 \qquad (۱۶)$$

و بطور کلي

$$\lambda_{r+1} = (-1)^r \sum_{k=0}^{r} p_{r,k}{}^* \alpha_k = \sum_{k=0}^{r} p^*{}_{r,k}\ \beta_k \qquad (۱۷)$$

بدين ترتيب مي‌توان انواع بدون بعد گشتاورهاي خطي را تعريف کرد که‌اين امر از راه تقسيم گشتاورهاي رتبه بالاتر به λ_2 بدست مي‌آيد. نسبت گشتاورهاي خطي به صورت زير تعريف مي‌شوند:

$$r = 3,4,\ldots \qquad \tau_r = \lambda_r / \lambda_2 \qquad (۱۸)$$

هدف گشتاورهاي خطي و PWM خلاصه کردن توزيع‌هاي نظری و نمونه‌هاي مشاهده شده است. بنابراين گشتاورهاي خطي مي‌توانند برای برآورد پارامتر، برآورد فاصله و آزمون فرضيه بکار برده شوند (۱۰).

از چندين روش در برآورد پارامترها بهره‌گيری مي‌شود که مي‌توان به روش گشتاورها (MOM)، روش بيشينه درستنمائي (MLM)، روش گشتاورهاي وزني احتمال (PWM)، روش حداقل مربعات، روش بي‌نظمي بيشينه، روش گشتاورهاي مخلوط، روش تعميم يافته گشتاورها، و روش ميانگين‌هاي ناتمام و گشتاورهاي خطي اشاره کرد. دربين اين روش‌ها سه روش گشتاورها، بيشينه درستنمائي و گشتاور وزني احتمال کاربرد بيشتري دارند (١٦).

روش بيشينه درست نمائي يکي از کامل‌ترين روش‌ها در برآورد پارامتر هاي توزيع بشمار مي‌آيد. و به علت اينکه

کمترين واريانس نمونه‌گيري از پارامترهاي برآورد شده را ارائه مي‌کند، از اين رو چندک‌هاي برآورد شده آن قابل مقايسه با ديگر روش‌ها مي‌باشد، هر چندكه روش بيشينه درستنمائي در برآورد نمونه‌هاي كوچك همراه با خطا است(۱۶). در روش گشتاورهاي وزني احتمال برآورد پارامترهاي مدل در برخي موارد با روش بيشينه درستنمائي قابل مقايسه بوده و صحت بيشتري دارند (٤،٦،٩). تخمين پارامترهاي مدل، با بهره‌گيری از روش‌هاي فوق براي هر مدل متفاوت است. در اين بررسی بر پايه خطاي استاندارد برآورد چندكها و تطبيق چشمي، روشي كه كمترين خطا را دارد و تطبيق بهتري با تابع تجربي داشته باشد، برای تعيين دبي بيشينه لحظه‌اي با دوره بازگشت معين بهره‌گيری مي‌شود.

برآورد مقادير و نكوئي برازش

مهم‌ترين قسمت در تحليل فراواني سيل برآورد مقادير مي‌باشد. براي گزينش بهترين توزيع در یک منطقه مي‌توان توزيعي كه در كل برازش بهتري نسبت به بقيه توزيع‌ها در منطقه نشان مي‌دهد، را گزينش كرد. روش‌هاي زيادي مي‌تواند برای آزمون توزيع‌ها مورد بهره‌گيری قرار گيرد. اما اين روش‌ها نمي‌توانند به عنوان آزمون‌هاي به طور كامل جدا كننده یک توزيع از ديگر توزيع‌ها باشد. آزمون‌هائي كه امروزه از آنان برای گزينش توزيع بهره‌گيری مي‌شود، مي‌توان به آزمون كاي وساي χ^2، آزمون كلموگروف و اسميرنوف، آزمون $PPCC$[۱]، آزمون ضريب خود همبستگي (به عنوان مثال توزيع نرمال و لوگ نرمال و پيرسون تيپ۳)، معيار داده های آكائيك، آزمون اندرسون- دارلينگ و منحني گشتاورهاي خطي اشاره كرد (۷، ۱۶ و ۱۹).

در اين بررسی برای انجام تحليل فراواني منطقه‌اي و همچنين در محل ايستگاه‌ها توزيع‌هاي بيشماری بكار برده شد. برای برآورد چندک‌هاي توزيع از روش بيشينه درستنمائي و برای گزينش بهترين توزيع در هر ايستگاه، از مجذور ميانگين خطاي مربعات[۲] بهره‌گيری شد. از آماره Z^{DIST} هاسكينگ و واليس (۱۹۹۳) با بهره‌گيری از سابقه اجرائي برنامه FORTRAN برای گزينش بهترين توزيع منطقه‌اي بهره‌گيری شد.

بررسي رابطه دبي با دوره بازگشت‌هاي مختلف و ويژگي‌هاي حوزه

به منظور تعيين دبي سيل در دوره‌هاي برگشت مختلف در حوزه‌هاي بدون آمار و توسعه مدل منطقه اي سيل از روش رگرسيون چند متغيره بهره‌گيری شد. برای برآورد دبي با دوره بازگشت‌هاي مختلف در حوزه‌هاي بدون آمار، مشخصه هايي چون سطح حوزه، ميزان و شدت بارندگي، تراكم زهكشي، شيب ميانگين حوزه، ارتفاع ميانگين و بيشينه حوزه، طول بزرگترين آبراهه و زمان تمركز در حوزه‌هاي مختلف تعيين و به عنوان متغير مستقل به كار گرفته شد. دبي با دوره‌هاي برگشت مختلف نيز به عنوان متغير وابسته در نظر گرفته مي‌شود.

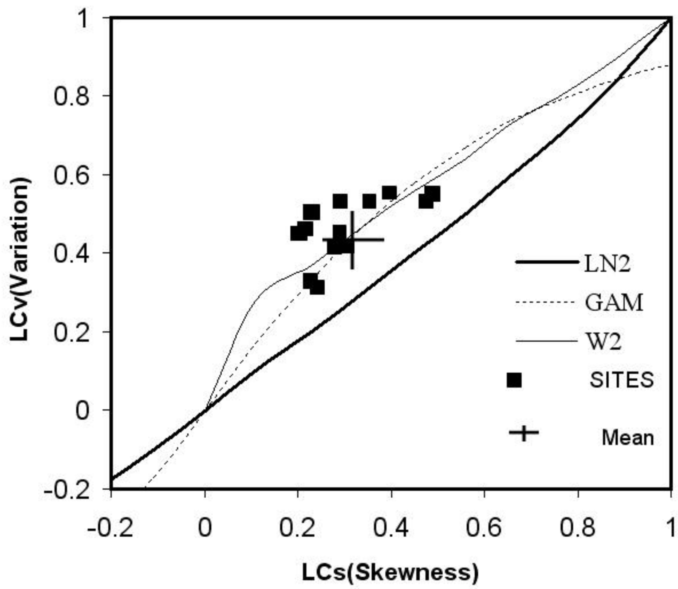
نتايج

در اين بررسی دبي بيشينه لحظه‌اي ۱۳ ايستگاه آبسنجی در حوزه هليل رود مورد بررسي قرار گرفت و ميزان دبي پيک در هر سال برای انجام تحليل فراواني بكار برده شد. اولين مرحله در تحليل فراواني منطقه‌اي، مشخص كردن مناطق همگن است. در منطقه همگن مجموعه ايستگاه‌ها از لحاظ توزيع فراواني بايستي به تقريب همانند باشند. منطقه همگن، واحد اصلي تحليل فراواني منطقه‌اي را تشكيل مي‌دهد. در مناطق همگن، نياز نيست كه منطقه از لحاظ جغرافيايي همگن باشد، اما بايستي ايستگاه‌ها داراي ميزان های همانند باشند. زيرا ويژگی های ايستگاه‌ها توزيع فراواني را مشخص خواهد كرد. شكل ۲ و ۳ نمودار گشتاورهاي خطي را براي ايستگاه‌هاي منطقه نشان مي‌دهد. همان طور كه در شكل مشخص است

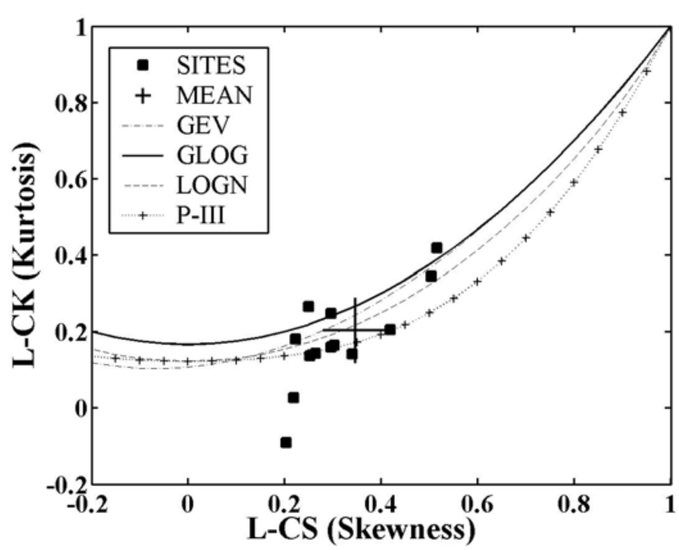
۱- Probability Plot Correlation Cofficient

۲- Root mean square error

این گشتاورها در پیرامون میانگین دارای پراکندگی مناسبی‌اند. که خود بیان کننده آن است که‌این ایستگاه‌ها از یک توزیع واحد تبعیت می‌کنند. اما با این وجود از آماره D برای اطمینان از نبود ایستگاه‌هاي ناهمگن در منطقه بهره‌گیری شد. در جدول ۱ محاسبه های آمار توصیفي و گشتاورهاي خطي نمونه براي ایستگاه‌هاي مورد بررسي را نشان داده شده است. همان گونه که در جدول مشخص است میزان آماره D در همه ایستگاه‌ها کمتر از ۳ مي‌باشد و بیانگر این واقعیت است که ایستگاه ناهمگن و ناجوري در منطقه وجود ندارد. همچنین با توجه به میزان آماره H (کمتر از ۱) مشخص شد منطقه به طورکامل همگن مي‌باشد.



شکل ۲- نمودار گشتاورهاي خطي $L\text{-}C_S$ $L\text{-}C_V$ ایستگاه‌هاي مورد بررسي



شکل ۳- نمودار گشتاورهاي خطي $L\text{-}C_S$ $L\text{-}C_K$ ایستگاه‌هاي مورد بررسي

جدول ۱- ميزان آماره‌هاي توصيفي و گشتاورهاي خطي ايستگاه‌هاي منطقه

شماره ايستگاه	نام ايستگاه	شمار سال‌هاي آماري	LCv	LCs	LCk	D
۱	عروس	۱۰	۰/۳۱۰	۰/۲۵۰	۰/۲۳۰	۱/۱۹
۲	دهرود	۳۰	۰/۵۰۷	۰/۵	۰/۳۸۴	۱/۵۵
۳	هنجان	١٤	۰/۵۳۱	۰/۲۲۵	۰	۱/۷
٤	حسين آباد	٣٦	۰/۵۶۳	۰/۵۰۴	۰/۳۲۳	۱/۵۳
۵	كهنک	۱۸	۰/۴۵۰	۰/۲۶۱	۰/۱۴۴	۱/۱۲
٦	كلدان	۱۷	۰/۴۴۳	۰/۲۳۳	۰/۰۶۴	۰/۷۸
۷	كناروئيه	۱۰	۰/۴۰	۰/۲۶۹	۰/۱۵۰	۰/۶
۸	ميدان	۱۷	۰/۴۶	۰/۲۹۹	۰/۱۶۲	۰/۰۴
۹	نراب	۱۰	۰/۳۰۴	۰/۲۲۹	۰/۱۸۶	۱/۵۸
۱۰	پل بافت	۲۲	۰/۴۵۴	۰/۳۰۴	۰/۱۶۸	۰/۰۱
۱۱	سلطاني	٣٤	۰/۵۳۸	۰/۳۴	۰/۱۴۷	۰/۴۸
۱۲	تيغ سياه	١٦	۰/۵۶۱	۰/۴۰۶	۰/۱۹۶	۰/۶۷
۱۳	زارين	۱۹	۰/۴۲۲	۰/۲۹۸	۰/۲۲۹	۱/۷۷
	۴۴/H1=۰ ۰۵/H2=-۰ ۶۱/H3=-۰					

گزينش توزيع فراواني براى تحليل فراواني منطقه‌اي

جدول-۲ نتايج برآورد ميزان دبي با دوره بازگشت‌هاي مختلف را براي شماري از ايستگاه‌ها نشان مي‌دهد. بهترين تابع توزيع بر پايه حداقل مربعات خطا از بين ۱۵ تابع توزيع گزينش شده اند.

در ضميمه ۱ موقعيت ميزان دبي با دوره بازگشت‌هاي مختلف در محل ايستگاه‌ها با بهره‌گيرى از فرمول تعين موقعيت $Pi:n= (i-0.35)/n$ نشان داده شده است كه در آن بهترين توزيعي كه پراكندگي نمونه‌ها پيرامون آن بهتر از سايرين باشد، گزينش شده است.

آماره Z^{DIST} كه با بهره‌گيرى از سابقه و داده هاى اجرائي برنامه FORTRAN محاسبه شده است و بهترين تابع توزيع منطقه اي را نشان مي‌دهد در جدول ۳ نشان داده شده است. با توجه به اينكه ميزان Z^{DIST} توزيع لوگ نرمال ۳ پارامتري كمترين مقدار است، توزيع ۳ پارامتري LN3 به عنوان بهترين تابع توزيع منطقه‌اي گزينش شد. هر چند كه توزيع‌هاي GEV و PIII نيز مناسب شناخته شدند. همان طور كه در شكل ۲ نيز ديده مي‌شود بر خلاف اينكه بيشتر ايستگاه‌ها با توزيع‌هاي ۲ پارامتري برازش بهتري نشان مي‌دهند، شكل ۳ كه نمودار نسبي L-Ck در مقابل L-Cs را براي ايستگاه‌هاي همگن نشان مي‌دهد نيز اين مسئله كه پراكندگي نمونه‌ها پيرامون توزيع لوگ نرمال بهتر از ديگر توزيع‌هاست را نشان مي‌دهد و نتايج بررسى هاى پيل و همكاران(۲۰۰۱) را كه در مناطق همگن ميانگين نمونه، يک شاخص مناسب براى گزينش بهترين توزيع منطقه‌اي مي‌باشد را تاييد مي‌كند.

جدول ۲- برآورد ميزان جريان كم با دوره بازگشت‌هاي مختلف درايستگاه‌هاي دهرود، زارين، حسين آباد، پل بافت، سلطاني، هنجان، كهنك.

ایستگاه	عروس	کلدان	حسین آباد	زارین	سلطاني	تیغ سیاه	کهنک
دوره بازگشت (سال)	بهترین توزیع گزینش شده						
	LN2	***EV1***	***LN2***	***LN3***	***LPIII***	***LN2***	***EV1***
۲	۸۸/۵	۱٦/۰٤	۹۷/۳۵	۲۰/۷۱	۲۳/٤۷	۸/۱۵	۱۷۸/٦۷
۵	۱٤۷/۱۵	۲۸/۲۸	۲٦٤/۷	۳۹/۱٤	٦۲/۱٦	۲۳/۳۳	۳۱۷/۳۲
۱۰	۱۹۲	۳٦/۳۸	٤٤٦/۵۳	۵۳/۳٦	۸۹/٤٦	٤۰/٤٤	٤۰۹/۱۲
۲۰	۱۳/۲۳۹	٤٤/۱٦	٦۸۷/٦۸	٦۸/٤۲	۱۱۳/۳۱	٦۳/٦۸	٤۹۷/۱۷
۵۰	۳۰٦/۱٦	۵٤/۲۲	۱۱۱۸/۰٤	۸۹/۹٦	۱۳۹/۰٤	۱۰٦/۱۷	٦۱۱/۱۵
۱۰۰	۳۰٦/۹۸	٦۱/۷٦	۱۵٤۵/۸۷	۱۰۷/٦۸	۱۵٤/۳۸	۱٤۹/۲۷	٦۹٦/۵٦
۲۰۰	٤۱۹/۷۱	٦۹/۲۷	۲۰۷۹/٤۷	۱۲٦/۷۵	۱٦٦/٦	۲۰۳/۸۹	۷۸۱/٦٦
۵۰۰	۵۰۳/۸٤	۷۹/۱۹	۲۹۷۸/٦۳	۱۵٤/۱۸	۱۷۸/۷۱	۲۹۷/۵۲	۸۹۳/۹۳
۱۰۰۰	۵۷۲/۷۳	۸٦/٦۸	۳۸۳۲/۵٤	۱۷٦/۷٤	۱۸۵/۳۸	۳۸۷/۸۳	۹۷۸/۷۹

جدول ۳- آزمون نكوئي برازش آماره (**Z^{dist}**) براي منطقه موردبررسی

ناحیه	**GLOG**	**GEV**	**LN3**	**P3**	**GPAR**
حوزه هلیل رود	۱/٤٦	۰/۸۲	*۰/۰۵	-۱/۲۸	-۱/۰۹
توزیع منطقه‌اي قابل قبول *					

بررسي رابطه دبي با دوره بازگشت‌هاي مختلف و ويژگي‌هاي حوزه

تركيب‌هاي مختلفي از ويژگي‌هاي حوزه براى ورود به مدل رگرسيون به روش گام به گام مورد بررسي قرار گرفتند. و در نهايت در تركيب‌هايي كه دبي با دوره بازگشت‌هاي مختلف متغير وابسته و سطح حوزه (A) متغير راه‌يافته به مدل است، بيشترين ضريب همبستگي و كمترين خطاي استاندارد بدست آمد. در ادامه معادله ها ی رگرسيون خطي، لگاريتمي، تواني و نمايي مدل منطقه‌اي محاسبه شد. براى گزينش بهترين معادله رگرسيون معيار ضريب همبستگي، خطاي نسبي و خطاي برآورد استاندارد (SEE) براى مقايسه بكار برده شد و نتايج نشان داد كه رگرسيون تواني بهترين دقت را داراست. همه معادله ها به جز دوره بازگشت ۱۰۰۰ ساله در سطح ۱% معني دارند:

$$Q_2 = 0.006(A)^{0.45} \quad (۱۹)$$

$$Q_5 = 0.025(A)^{0.41} \quad (۲۰)$$

$$Q_{10} = 0.047(A)^{0.4} \quad (۲۱)$$

$$Q_{20} = 0.075(A)^{0.38} \quad (۲۲)$$

$$Q_{50} = 0.12(A)^{0.37} \quad (۲۳)$$

$$Q_{100} = 0.16(A)^{0.36} \quad (۲۴)$$

$$Q_{200} = 0.206(A)^{0.36} \quad (۲۵)$$

$$Q_{500} = 0.277(A)^{035} \quad (۲۶)$$

بحث

برآورد دبي سيلابي در مناطق بدون آمار مهم‌ترين مشكل برنامه ريزان و مديران منابع آب است. نبود داده‌ها و يا كمبود داده‌ها، نياز به بهره‌گيری از روش‌هاي كارآمد كه به داده‌هاي كم حساس نباشند را ضروري مي‌سازد. در اين بررسی تحليل فراواني سيل به روش گشتاورهاي خطي انجام شد كه با وجود اهميت زياد و مناسب بودن در كشور ما بسيار كم و از آن بهره‌گيری شده است.

در آغاز همگني منطقه با بهره‌گيری از آماره‌هاي D و H هاسكينگ و واليس(۱۹۹۳) صورت پذيرفت و مشخص شد ايستگاه ناهمگن و ناجوري در منطقه وجود ندارد و منطقه به لحاظ هيدرولوژيكي به طور كامل همگن مي‌باشد. به عبارت ديگر تابع توزيع احتمالي سيل در حوزه مورد بررسی تغيير نمي‌كند و در نتيجه مي‌توان اذعان كرد عامل های موثر در بروز سيل و تغييرهای مكاني احتمال رخداد سيل به طور يكنواختي در منطقه توزيع شده اند.

برای گزينش بهترين توزيع در هر ايستگاه، از مجذور ميانگين خطاي مربعات، و همچنين برای برآورد چندک‌هاي توزيع از روش بيشينه درستنمائي بهره‌گيری شد. با بهره‌گيری از آماره Z^{DIST} تابع توزيع LN3 به عنوان بهترين توزيع منطقه‌اي گزينش شد كه نتايج بررسی های ووگل و همكاران (۱۹۹۳) وسيسيوني و همكاران (۱۹۷۳) را تاييد مي‌كند. همچنين اسلاميان و چاوشي نيز تابع توزيع لوگ نرمال ۳ پارامتري را به عنوان يكي از توابع برگزيده خود معرفي كرده بودند. تابع توزيع لوگ نرمال به همراه توزيع حدي نوع ۱ (گمبل) داراي بيشترين توابع گزينش شده براي ايستگاه‌ها نيز هستند كه نشان دهنده قابليت بالاتر اين توابع در منطقه ايران مركزي است كه حوزه‌هاي اين پژوهش و پژوهش اسلاميان و چاووشي در آن قرار دارند.

يكي ديگر از نتايج مهم اين پژوهش به منظور برآورد دبي با دوره بازگشت‌هاي مختلف در ارتباط با ويژگی‌های فيزيكي و اقليمي‌حوزه اين است كه گستره حوزه به عنوان اصلي ترين مشخصه موثر بر دبي سيلابي در اين منطقه وارد مدل رگرسيون مي‌شود. اين موضوع نشان مي‌دهد مشخصه های فيزيكي اندكي در تغييرهای مكاني دبي سيل موثر است. به عبارت ديگر مساحت حوزه آبريز در تغييرهای مكاني سيل بيشترين تاثير را دارد كه‌اين موضوع همگن‌بودن منطقه را به لحاظ عامل های موثر بر سيل را نشان مي‌دهد. د نهايت معادله های رگرسيون خطي، لگاريتمي، تواني و نمايي مدل منطقه‌اي با بهره‌گيری از روش‌هاي معيار ضريب همبستگي، خطاي نسبي و خطاي برآورد استاندارد (SEE) مقايسه شد و رگرسيون تواني بهترين دقت را دارا بود. به طوري‌كه مي‌توان با داشتن گستره حوزه دبي در دوره‌هاي برگشت مختلف را برآورد كرد.

در پايان يادآوری اين نكته ضروري است كه با توجه به طول دوره آماري كوتاه بيشتر ايستگاه‌هاي آبسنجی كشور و همچنين تغيير پذيري و ضريب اريبي زياد گشتاورهاي معمولي و حساسيت آنان به اندازه نمونه كوچک، و از طرفي قابليت برآورد غير اريب گشتاورهاي خطي، پيشنهاد مي‌شود كه تحليل فراواني رخدادهای سيلابي با بهره‌گيری از روش گشتاورهاي خطي كه داراي دقت و اعتبار بيشتري مي‌باشند، صورت پذيرد.

منابع

۱- اسلاميان، س. س.، چاوشي، س. ۱۳۸۲. كاربرد تئوري گشتاور هاي خطي در تحليل تناوب سيل حوزه‌هاي آبخيز ايران مركزي. مجله علوم و فنون كشاورزي و منابع طبيعي. سال ففتم، شماره اول، ۱-۱۵

2- Beard, L.R.1974.Flood frequency techniques.center of Res. In Water Resour., University of Texas, Austin.

3- Campbell, A. J., and R. C. Sidel, 1984. "Prediction of peak flows on small watersheds in Oregon for use in culvert design", *Water Resour. Bulletin*, Vol. 20, No.1, pp. 9-14.

4- Cicioni, G., Guiliano, G. and Spaziani, F.M. 1973. Best fitting of probability function to a set of data for flood studies. Flood and Droughts, Proc. 2nd Int. Sump. In Hydrol. 11-13 september, Front Collins, CO. Water Resour. Pub., pp.304-314.

5- Greenwood, J. A., Landwahr, J. M., Matalas, N. C., Wallis, J. R., 1979. Probanility weighted moments: Definition and relation to parameters of several distributions expressible in inverse form. Water Resources Research, 15 (5), 1049-1054.

6- 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.

7- Hosking, J. R. M., 1986. The theory of probability weighted moments. Res. Rep. RC 12210, IBM Research Division, Yorktown Heights, NY. 10598.

8- Hosking, J. R. M., and J. R. Wallis.1997."Regional Frequency Analysis An Approach Based on L-Moment. Cambridge University.

9- Hosking, J. R. M., and Wallis, J.R.(1993). Some statistical useful in regional frequency analysis. Water Resources Research, 29, PP. 271-281.

10- Landwehr, J. M., N. C. Matalas and J. R. Wallis, 1979. "Probability weighted moments compared with traditional techniques in estimating gumbel parameters and quantiles", *Water Resour. Res.*, Vol. 15, No. 5, pp. 1055-1064.

11- Manuel, a.,Benson(1959) "Channel- slope factor in flood frequency analysis". Journal of the hydrolics division. Vol:85, no:HY4,PP.1-9.

12- Markovic, R. D., 1965. "Probability functions of best fit distributions of annual precipitation and runoff", Col. State University, Hydrology Paper, No. 8, Fort. Collins, CO.

13- McCueen, R. H., 1979. "Statistical terminology: definitions and interpretation for flood peak estimation", *Water Resour. Bulletin*, Vol. 15, No. 4, pp. 1106-1116.

14- McCueen, R. H., and W. J. Rawls, 1979. "Classification of evaluation of flood flow frequency estimation techniques", *Water Resour. Bulletin*, Vol. 15, No. 1, pp. 88-93.

15- Modarres, R., 2006. Regional precipitation climates of Iran. Journal of Hydrology- New Zealand, 45, 13-27

16- Peel, M. C., Wang, Q, J., Vogel, R. M., McMahon, T. A., 2001. The utility of Lmoment ratio diagrams for selecting a regional probability distribution. Hydrol. Sci. J. 46 (1), 147-155.

17- Rao, A. R., Hamed, K. H., 1997. Regional frequency analysis of Wabash river flood data by L-moments. Journal of Hydrologic Engineering, 2 (4): 169-179.

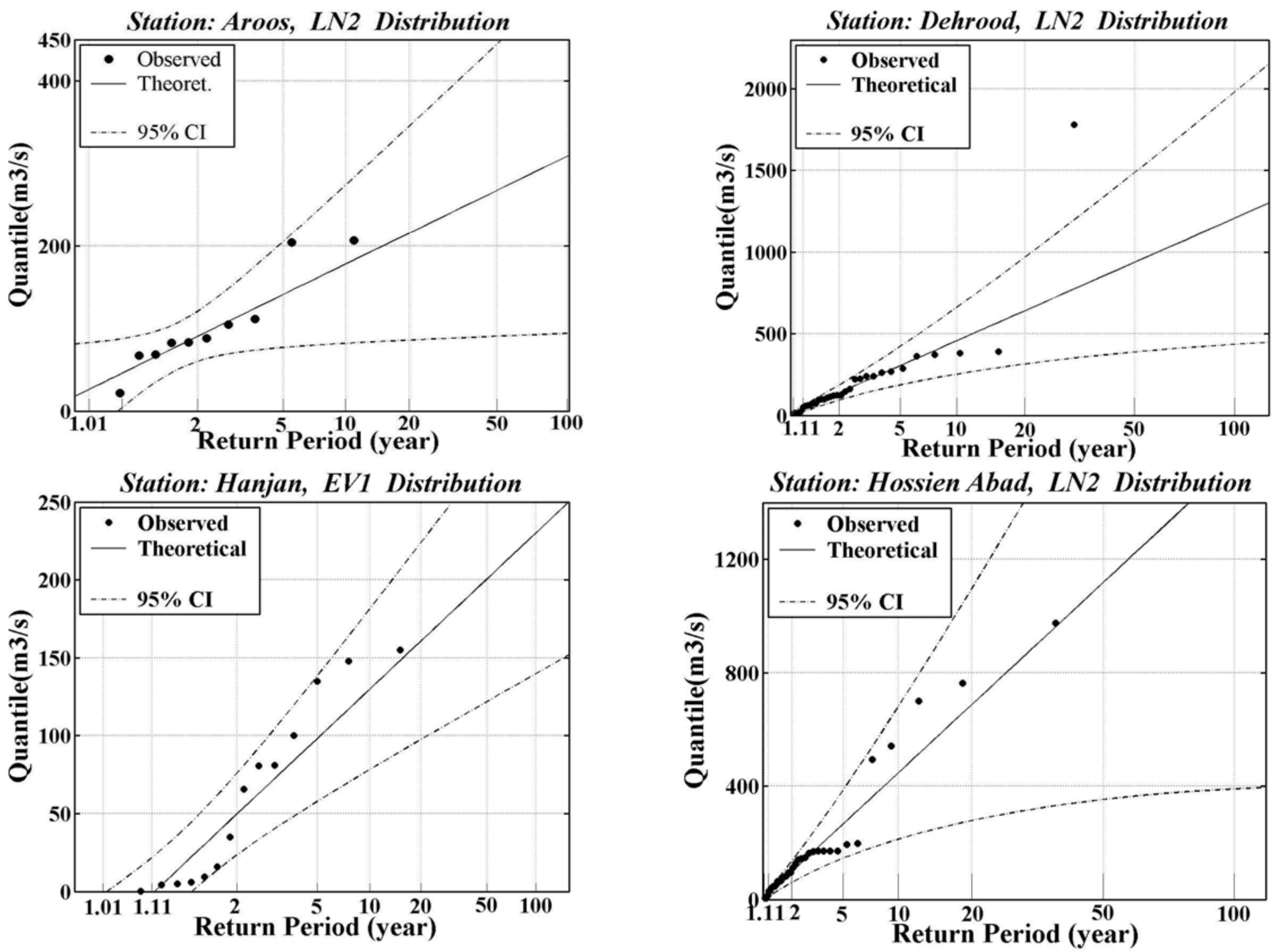
18- Rao, A. Ramachandra and Khaled H. Hamed (2000). *Flood Frequency Analysis,* CRC Press LLc, Boca Raton, FL.

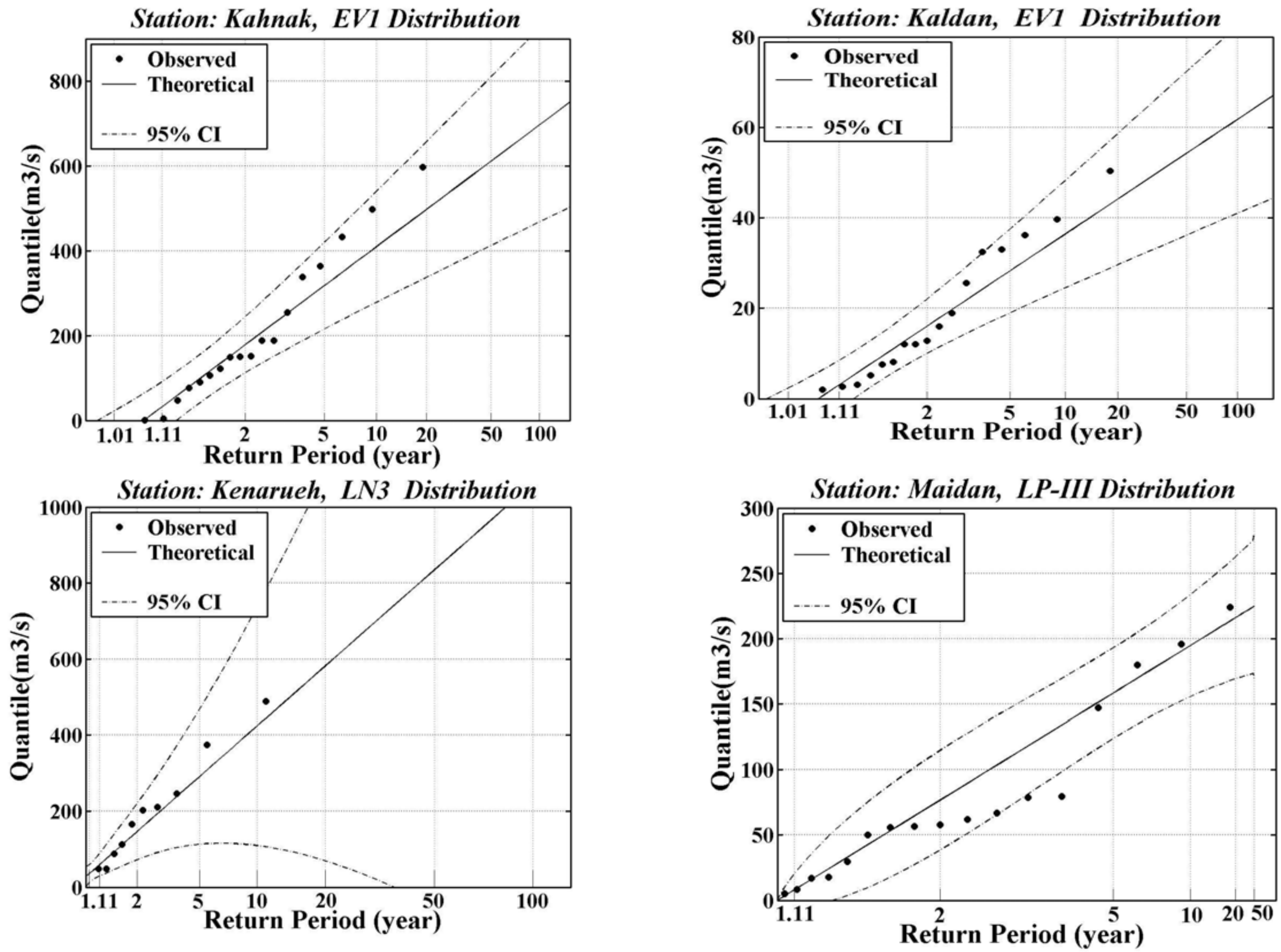
19- Vogel, R. M., Fennessey, N. M., 1993. L-moment diagram should replace product moment diagram. Water Resources Research. 29 (6), 1745-1752.

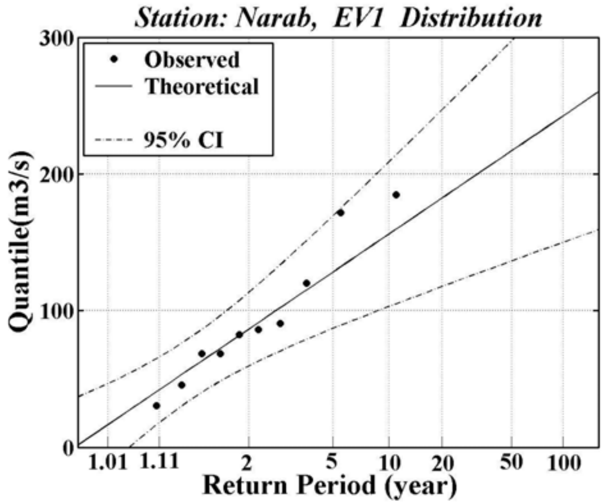
20- Vogel, R.M., McMahon, T.A. and chiew, F.H.S.1993. Flood flow frequency model selection in Australia. J. Hydrol., 146: 421-449.

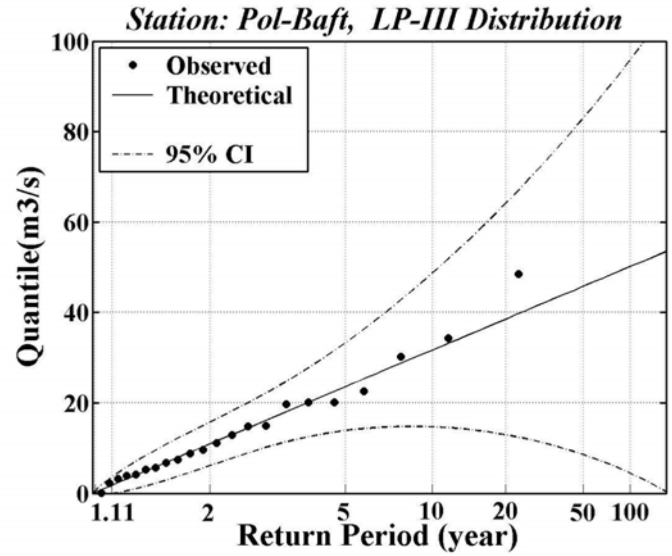
21- Walter,c., Boughton, m. asce.(1976)." Flood estimation from short records " Journal of the Hhydraulics Division. Vol: 102, no: HY3, PP.241-253.

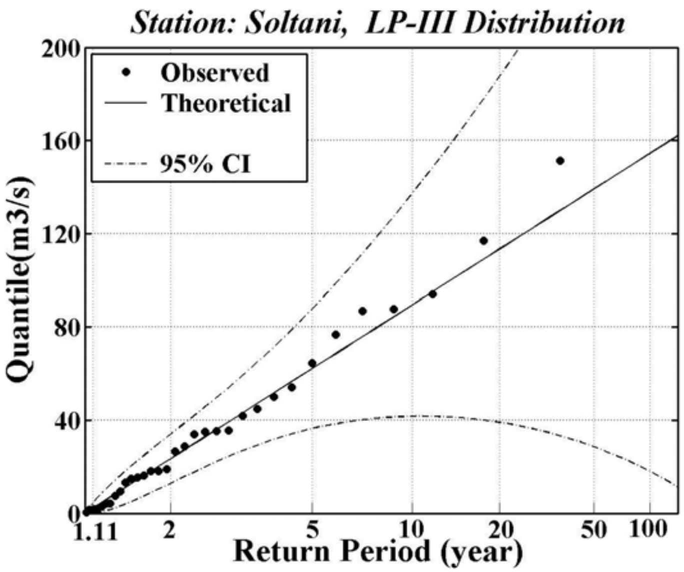
ضميمه ۱- توابع توزيع فراواني تجمعي (**CDF**) ايستگاه‌هاي منطقه

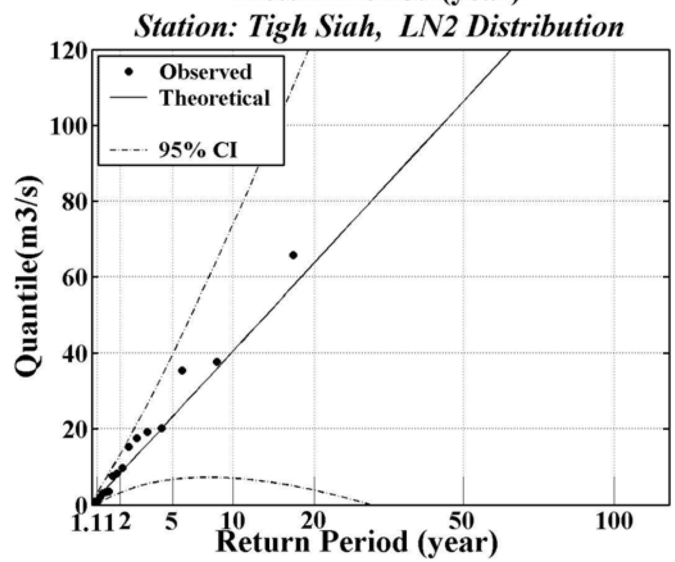


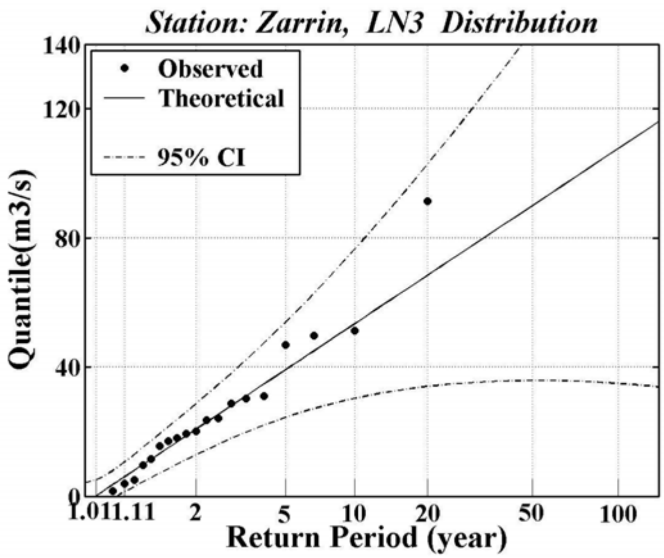

Station: Kahnak, EV1 Distribution
Observed
Theoretical
95% CI
Quantile(m3/s)
Return Period (year)
Station: Kaldan, EV1 Distribution
Observed
Theoretical
95% CI
Quantile(m3/s)
Return Period (year)
Station: Kenarueh, LN3 Distribution
Observed
Theoretical
95% CI
Quantile(m3/s)
Return Period (year)
Station: Maidan, LP-III Distribution
Observed
Theoretical
95% CI
Quantile(m3/s)
Return Period (year)


Station: Narab, EV1 Distribution
Observed
Theoretical
95% CI
Quantile(m3/s)
Return Period (year)


Station: Pol-Baft, LP-III Distribution
Observed
Theoretical
95% CI
Quantile(m3/s)
Return Period (year)


Station: Soltani, LP-III Distribution
Observed
Theoretical
95% CI
Quantile(m3/s)
Return Period (year)


Station: Tigh Siah, LN2 Distribution
Observed
Theoretical
95% CI
Quantile(m3/s)
Return Period (year)


Station: Zarrin, LN3 Distribution
Observed
Theoretical
95% CI
Quantile(m3/s)
140
120
80
40
0
1.01
1.11
2
5
10
20
50
100
Return Period (year)

Regional flood frequency analysis by L-Moments method in Halil Roud Basin (Jiroft)

A. Sarhadi[*1], S. Soltani[2], R. Modarres[3] and S. Jamalaldin Khajedin[2]
MSc. Graduate, Faculty of Natural Resources, Isfahan University of Technology, I. R. Iran
[2] Associate Prof, Faculty of Natural Resources, Isfahan University of Technology, I. R. Iran
[3] MSc. Graduate, Faculty of Natural Resources, Isfahan University of Technology, I. R. Iran
[4] Associate Prof, Faculty of Natural Resources, Isfahan University of Technology, I. R. Iran
(Received: 6 June 2007, Accepted: 21 April 2008)

Abstract
Among natural hazards, flood is perhaps the most destructive one which imposes high damage to human communities, facilities, industrial and agricultural areas. Frequency analysis and our knowledge of the probability of occurrence or return period of floods will help us in planning and risk reduction of the floods. In this study, the method of L-moments was applied for regional flood frequency analysis in Halil Rood basin, Jiroft. For regional homogeneity and finding discordant stations, two H and D measurements showed that the region is homogeneous without discordant station. After selecting at-site distribution, the goodness-of-fit-test, Z^{DIST} showed the LN3 distribution to be the best regional distribution. The area of watershed was also found the parameter of multiple regressions which is used for estimation of flood with different return periods at ungauged watersheds.

Key words: Flood, L-Moment, Homogeneity, LN3 function of distribution, Halil Rood basin

* Corresponding author: Tel: +98 311 3913555 , Fax: +98 311 3912840 E-mail: asarhadi@na.iut.ac.ir