

ارزیابی تاثیر به کارگیری سیلاب‌های استثنایی در تحلیل فراوانی سیلاب

باقر حیدرپور^۱، بهرام ثقفیان^{۲*}، ابوالفضل شمسایی^۲ و سعید گلپان^۲

^۱ دانشجوی دکتری، دانشگاه آزاد اسلامی، واحد علوم و تحقیقات تهران، آ استاد، دانشگاه آزاد اسلامی، واحد علوم و تحقیقات تهران و
^۲ استادیار، دانشکده مهندسی عمران، دانشگاه شاهرود

تاریخ پذیرش: ۱۳۹۳/۱۰/۱۳

تاریخ دریافت: ۱۳۹۳/۰۴/۲۵

چکیده

وجود سیلاب‌های استثنایی بزرگ که در دوره آماربرداری منظم و سیستماتیک در ایستگاه‌های آب‌سنجی مشاهده می‌شوند، باعث دشواری‌هایی در اجرای روش کلاسیک تحلیل فراوانی سیلاب می‌شوند. در این پژوهش در ابتدا شناسایی سیلاب‌های استثنایی به وسیله یکی از آزمون‌های متداول تعیین مقادیر پرت نظیر دیکسون، گرابز و گرابز-بک در ایستگاه‌های منطقه مورد مطالعه (حوزه آبخیز سد گلستان) صورت گرفت. به منظور تعیین تابع توزیع احتمال و تعیین تاثیر کاربرد مستقیم این سیلاب‌ها در نتایج تحلیل فراوانی سیلاب، تحلیلی با سری کامل و سپس با حذف آن‌ها انجام شد. در این مرحله، ۱۵ تابع توزیع احتمالاتی مختلف به کار گرفته شد و برآورد عوامل در دو حالت اریب و ناریب، به سه روش گشتاورها، بیشینه درست‌نمایی و گشتاورهای وزنی انجام شد. با توجه به نتایج آزمون‌های خوبی برازش مربع کای و کلموگروف-اسمیرنوف و محاسبه شاخص‌های خطا، توزیع لوگ پیرسون تیپ سه به عنوان توزیع برتر در سری کامل و پس از حذف مقادیر سیل‌های استثنایی انتخاب شد. نتایج تحلیل فراوانی سیلاب در این مرحله نشان داد که هر چند حذف مقادیر سیلاب‌های استثنایی باعث تغییر نوع توزیع احتمالاتی نشد، لیکن در نتایج برآورد سیلاب بسیار تاثیرگذار است. در مرحله بعد، به منظور تلفیق سیلاب‌های استثنایی با بقیه داده‌های مشاهداتی، روش کمیته منابع آب ایالات متحده به کار گرفته شد. دوره تاریخی سیلاب‌های استثنایی به وسیله تحلیل حساسیت در ایستگاه‌های تنگراه، تمر و گالیکش به ترتیب برابر ۳۰۰، ۶۰ و ۸۰ سال محاسبه شد. با اعمال دوره تاریخی محاسبه شده، مقادیر سیلاب در دوره برگشت‌های مختلف برآورد شد. بر این اساس، به طور مثال میزان دبی در دوره برگشت ۱۰۰۰ ساله در ایستگاه‌های مذکور به ترتیب از رقم‌های ۱۴۹۴۶، ۱۶۳۹ و ۲۶۳۵ مترمکعب بر ثانیه (در سری کامل عادی) به مقدار ۱۴۳۴، ۱۴۲۳ و ۱۲۹۶ (در سری کامل، پس از اصلاح عوامل تابع توزیع احتمال) کاهش یافت. بنابراین، کاربرد روش مورد استفاده این پژوهش، در کاهش هزینه‌های ساخت سازه‌های هیدرولیکی بسیار تاثیرگذار خواهد بود.

واژه‌های کلیدی: اصلاح عوامل، توزیع آماری، سیلاب استثنایی، سیل طرح، حوزه آبخیز سد گلستان، کاهش هزینه

مقدمه

می‌رود، سیل طراحی نام دارد. محاسبه سیلاب طراحی سدهای بزرگ، یکی از مهمترین مراحل در مطالعات مهندسی سد محسوب می‌شود. ابعاد خسارات حاصل از شکست سدها در مقابل منافع حاصل از ساخت و

کمیت سیلی که برای طراحی سازه‌های تحت تاثیر وقایع هیدرولوژیکی با توجه به عواملی چون ایمنی سازه، هزینه، طول عمر و خسارت محتمل به کار

سیلاب‌های استثنایی^۱ بیشینه‌ای که در یک منطقه مشاهده می‌شوند، معمولاً در سه دسته طبقه‌بندی می‌شوند. (۱) مشاهدات ناشی از خطای جمع‌آوری و یا خطای ثبت داده‌ها، (۲) مشاهدات ناشی از عوامل طبیعی و (۳) مشاهدات ناشی از عوامل غیرطبیعی نظیر شکست سد (Transportation)، (۲۰۰۱). به‌کارگیری و یا حذف این‌گونه داده‌ها می‌تواند تأثیر بسیار زیادی در نتایج برآورد سیلاب داشته باشد و در نتیجه، هزینه ساخت یک سازه هیدرولیکی را تحت‌الشعاع قرار دهد. وجود سیلاب‌های استثنایی هنگام برازش یک تابع توزیع احتمالاتی به داده‌ها باعث بروز مشکلاتی در برآورد سیلاب طرح می‌شوند که چند نمونه آن عبارت‌اند از: ۱- انتخاب توزیع احتمالاتی به‌درستی صورت نمی‌گیرد، ۲- برآورد عوامل توزیع‌های احتمالاتی تحت تأثیر این داده‌ها قرار گرفته و برآورد همراه با خطا خواهد بود و ۳- سیلاب‌های حدی باعث برآورد زیاد نتایج سیلاب طرح شده که این موجب بالا رفتن هزینه‌های ساخت سازه‌های آبی می‌شود (Nouri Ghidari, ۲۰۱۰).

چنانچه در بین آمار و اطلاعات ثبت شده سیلاب‌های استثنایی ناشی از عوامل طبیعی شناسایی شوند، ابتدا باید با داده‌های تاریخی و یا داده‌های حوضه‌های مجاور مقایسه شوند. چنانچه اطلاعات موجود نشان دهد که یک داده پرت می‌تواند به‌عنوان داده بیشینه در مدت طولانی، مورد قبول واقع شود، می‌توان آن را یک سیلاب تاریخی^۲ به حساب آورد. فقط باید بررسی‌های لازم صورت گیرد تا مشاهدات ناشی از خطای جمع‌آوری و یا ثبت داده و همچنین، ناشی از عوامل غیرطبیعی نباشد. سیلاب‌های تاریخی، داده‌هایی هستند که در خارج از دوره آماربرداری منظم و سیستماتیک و با استفاده از اسناد و اطلاعات و گزارش‌های تاریخی و یا مطالعات دیرینه سیلاب^۳ به‌دست آمده‌اند (JACWD, ۱۹۸۲؛ Mahdavi, ۲۰۰۵).

روش‌های تلفیق سیلاب‌هایی استثنایی بیشینه با بقیه داده‌های مشاهداتی، عمدتاً در خصوص

بهربرداری بهینه از آن‌ها، حساسیت بسیار بالای انتخاب سیل طراحی به‌منظور حفظ پایداری سدها را نشان می‌دهد. روگذری از سد عمدتاً به‌علت وقوع سیلابی بزرگ‌تر از ظرفیت تعدیل مخزن و افزون بر قدرت تخلیه سرریز و در واقع به‌دلیل برآوردهای نادرست سیلاب حادث می‌شود. برخی از گزارش‌ها حاکی از آن است که بیش از ۴۰ درصد سدهای تخریب‌شده دنیا به‌دلیل عدم توانایی سرریزهای آن‌ها در عبور جریان سیل می‌باشند (Saghafian و همکاران، ۲۰۱۳).

برای محاسبه سیل طرح، روش‌های متعددی پیشنهاد شده است که مهمترین این روش‌ها تحلیل فراوانی، تحلیل منطقه‌ای، مدل‌های بارش-رواناب، روابط تجربی، منحنی پوش سیلاب و استفاده از سیلاب‌های تاریخی می‌باشند. در روش تحلیل فراوانی سیلاب که روش مورد استفاده در این پژوهش است، وجود سیلاب‌های استثنایی بزرگ که در دوره آماربرداری منظم و سیستماتیک در ایستگاه‌های آب‌سنجی مشاهده شده‌اند، باعث دشواری‌هایی در اجرای روش کلاسیک تحلیل‌های آماری سیلاب‌ها می‌شوند. این سیلاب‌ها اطلاعات بسیار مفید و ارزشمندی را برای تعریف بخش‌های انتهایی نمودار فراوانی وقوع که مربوط به رخدادهایی با دوره برگشت طولانی است، را ارائه می‌کنند. از این‌رو کارشناسان و محققین کوشیده‌اند، از این ارقام استثنایی که بر حسب تصادف در طول دوره کوتاه آماری موجود رخ داده‌اند، استفاده مقتضی به‌عمل آورند. به‌طوری که به هیچ عنوان نمی‌توان این داده‌ها را در تحلیل فراوانی سیلاب نادیده گرفت. در صورتی که ارزش و جایگاه این‌گونه سیلاب‌ها به درستی تعیین نشود و به کلیه اطلاعات ارزش یکسان داده شود، سیلاب‌های طراحی برآورد شده، ممکن است، هیچ‌گونه سازگاری با حوزه آبخیز مورد مطالعه نداشته باشد. در نتیجه هزینه‌های مصروف برای ساخت سازه‌های بتنی حجیم، بر مبنای این سیلاب‌ها را می‌توان به حق، بیمه‌گرافی تشبیه نمود که در مقابل حوادث موهوم و خیالی باید پرداخت شود. هم‌اکنون، روش‌های آماری پیشرفته امکان استفاده از داده‌های آماری متناسب با ارزش آن‌ها را فراهم می‌آورند (Bashoul, ۲۰۰۵).

¹ Extraordinary floods

² Historical floods

³ Paleoflood

برآورد سیلاب طراحی، روش تحلیل فراوانی سیلاب یک‌بار با سری کامل و بار دیگر با حذف مقادیر پرت به کار گرفته شد. سپس سهم و وزن مناسب این داده‌ها، با اختصاص یک دوره تاریخی طی یک تحلیل حساسیت تعیین شد. عوامل آماری سری داده‌ها با توجه به حضور این گونه ارقام استثنایی اصلاح و تعدیل شدند. متعاقباً تابع توزیع احتمال منتخب با عوامل اصلاح شده، با داده‌ها تطابق داده شد. در پایان مقادیر نهایی سیلاب طراحی در دوره برگشت‌های مختلف محاسبه و نتایج آن با روش تأثیر دخالت مستقیم سیلاب‌های استثنایی در سری داده‌ها مقایسه شد.

مواد و روش‌ها

منطقه مورد پژوهش: حوزه آبخیز سد گلستان به علت وقوع چندین سیلاب استثنایی به عنوان منطقه مطالعاتی انتخاب شد. این حوضه یکی از مناطق سیل خیز کشور محسوب می‌شود که به علت وجود شهرها و روستاهای واقع در مسیر رودخانه در سال‌های اخیر دچار سیلاب‌های مخربی شده است. حوزه آبخیز مورد مطالعه بخشی از شمال استان سمنان، غرب استان خراسان شمالی و شرق استان گلستان را در بر گرفته است. موقعیت جغرافیایی این حوضه در حدفاصل طول جغرافیایی $10^{\circ} 55'$ تا 30° 56° شرقی و عرض‌های جغرافیایی $50^{\circ} 36'$ تا 24° 37° شمالی قرار دارد.

این حوضه از شمال به کپه‌داغ، رشته کوه میرداوود و حد جنوبی حوزه آبخیز اترک، از جنوب به گردنه خوش‌سیلاق و ارتفاعات جنوبی نردین (قسمتی از رشته کوه البرز)، از شرق به منطقه رباط قره‌بیل و کوه‌های آلاداغ و بینالود، از غرب به اراضی شرق گنبد و سد گلستان محدود شده است. ارتفاع متوسط حوضه ۹۳۵ متر از سطح دریای آزاد است. با توجه به ویژگی‌های توپوگرافی، شبکه آبراهه‌ها، موقعیت ایستگاه‌های هیدرومتری و نقاط پیش‌بینی در رودخانه‌ها، به سه حوضه بزرگ تمر، مادرسو و گالیکش تقسیم شده است که رودخانه اصلی آن‌ها به یکدیگر پیوسته و سپس وارد سد گلستان می‌شوند. مرتفع‌ترین نقطه حوضه با ۲۰۵۰ متر در بالادست زیرحوضه گالیکش واقع شده است و پست‌ترین نقطه

سیلاب‌های تاریخی و یا سیلاب‌های دیرینه به کار گرفته شده‌اند. توسعه و ارائه این روش‌ها دارای سابقه طولانی در هیدرولوژی می‌باشند. در این خصوص می‌توان به برخی از پژوهش‌های اخیر که به وسیله England Jr و همکاران، ۲۰۰۳، Naulet و همکاران، ۲۰۰۵، Reimann و همکاران، ۲۰۰۵، Griffis و Stedinger، ۲۰۰۷، Gruenewald، ۲۰۱۰، Macdonald و Black، ۲۰۱۰ و Neppel و همکاران، ۲۰۱۰ انجام شده است، اشاره نمود. در این مطالعات با توجه به نوع توزیع آماری مورد استفاده و روش برآورد عوامل آن، طریقه اصلاح عوامل آن توزیع، طریقه اصلاح روابط تعیین موقعیت تجربی داده‌ها، روش‌های حد آستانه و تعریف انواع آن برای دخالت سیلاب‌های تاریخی و تحلیل عدم قطعیت برای تعیین عوامل تأثیرگذار در نتایج برآوردها، به تفصیل بحث شده‌اند. عوامل توزیع‌های آماری و همچنین، نتایج برآوردها در دوره بازگشت‌های بالا با استفاده از سیلاب‌های تاریخی و باستانی، هم به صحت بزرگی سیلاب و هم به طول دوره تاریخی اختصاص داده شده بسیار حساس می‌باشند. مشکل اساسی در این خصوص مربوط به در دسترس بودن، جامعیت، کیفیت و اعتبار اسناد تاریخی است (Strupczewski و همکاران، ۲۰۱۴).

عوامل مختلف تأثیرگذار در تحلیل فراوانی سیلاب با استفاده از داده‌های تاریخی به وسیله Payrastre و همکاران (۲۰۱۳)، مورد بررسی قرار گرفتند. بدین منظور، عوامل مختلفی از جمله تأثیر عدم دخالت داده‌های تاریخی، استفاده از یک داده تاریخی بیشینه اصلی، استفاده از روش حد آستانه و دخالت چند داده تاریخی، تأثیر تعیین پیک سیلاب‌های بیشینه تاریخی نامعلوم با استفاده از روش‌های عدم قطعیت و همچنین، تأثیر دخالت داده‌های تاریخی در دسترس معلوم را در تحلیل حساسیت مشخص نمودند. نتایج این بررسی‌ها، حساسیت بالای نتایج برآورد سیلاب را نسبت به طول دوره تاریخی اختصاص داده، نشان داد. در این پژوهش در ابتدا سیلاب‌های استثنایی بیشینه در سری داده‌های موجود با استفاده از آزمون‌هایی تعیین مقادیر پرت شناسایی شدند. به منظور تعیین تأثیر دخالت مستقیم این گونه در نتایج

کامپیوتری CFA^۱ (Harvey و Pilon، ۱۹۹۴) انجام شد. سپس تحلیل فراوانی و میزان انطباق توزیع‌های مختلف آماری بر سری داده‌های دبی بیشینه لحظه‌ای با استفاده از نرم‌افزار FREQ توسعه داده شده به وسیله Hamed و Rao (۱۹۹۹)، صورت گرفت. برای این منظور، از توزیع‌های نرمال، لوگ نرمال دو عاملی، لوگ نرمال سه عاملی، گامای دو عاملی، پیرسون تیپ سه، لوگ پیرسون تیپ سه، مقدار حدی تعمیم‌یافته، مقدار حدی نوع یک (گامبل)، ویبول، ویک‌بی چهار عاملی، ویک‌بی پنج عاملی، لجستیک و لجستیک تعمیم‌یافته استفاده شد. برآورد عوامل توزیع‌ها در دو حالت اریب^۲ و غیراریب^۳ با استفاده از روش گشتاورها^۴ (MOM)، روش بیشینه درست‌نمایی^۵ (MLM) و روش گشتاورهای وزنی احتمال^۶ (PWM) صورت گرفت.

برای بررسی همگنی ناحیه‌ای از آزمون Wiltshire استفاده شد. در این آزمون آماره S به صورت رابطه (۱) محاسبه می‌شود.

$$S = \sum_{j=1}^N (C_{vj} - C_{vo}) / U_j \quad (1)$$

که در آن، N تعداد مکان‌های یک ناحیه، C_{vj} ضریب تغییرات مکان j بوده و C_{vo} به وسیله روابط (۲) الی (۵) مشخص می‌شود. در این معادلات n_j طول دوره آماری در مکان z و V واریانس ناحیه‌ای می‌باشد. آماره S در رابطه (۱) شکلی از آماره χ^2 است. اگر مقدار S کمتر از مقدار بحرانی $\chi^2_{(N-1)}$ در یک سطح اعتماد خاص باشد، فرض همگن بودن ناحیه‌ای تأیید می‌شود (Rao و Hamed، ۱۹۹۹).

$$C_{vo} = \left(\sum_{j=1}^N C_{vj} / U_j \right) / \left(\sum_{j=1}^N U_j \right) \quad (2)$$

$$U_j = \frac{V}{n_j} \quad (3)$$

$$V = \frac{1}{N} \sum_{j=1}^N n_j v_j \quad (4)$$

$$v_j = (n_j - 1) \sum_{l=1}^{n_j} \left[C_{v_{n-1}}^{(i)} - \left(\sum_{l=1}^{n_j} C_{v_{n-1}}^{(l)} \right) / n_j \right]^2 / n_j \quad (5)$$

با ۵۳ متر در زیرحوضه گرکز از حوضه مادرسو در نزدیکی سد گلستان قرار دارد. مساحت و محیط حوضه سد گلستان تا خروجی به ترتیب برابر ۵۱۵۵ کیلومتر مربع و ۴۴۲ کیلومتر است (Sheshangosht و همکاران، ۲۰۱۰). شکل ۱، موقعیت زیرحوضه‌ها، ایستگاه‌های هیدرومتری و شبکه آبراهه‌ای حوضه آبخیز گلستان را نشان می‌دهد.

روش پژوهش:

تحلیل فراوانی سیلاب: تحلیل فراوانی سیلاب بررسی احتمالی متغیر تصادفی سیل است که شامل، جمع‌آوری نمونه (دبی بیشینه لحظه‌ای سالانه)، تکمیل داده‌های نمونه، آزمون آماری، انتخاب توزیع احتمالاتی مناسب (تابع چگالی احتمال f(x) یا تابع توزیع تجمعی احتمال F(x))، برآورد عوامل تابع چگالی، آزمون‌های مورد نیاز برای برازش تابع چگالی، انتخاب بهترین توزیع احتمال و بالاخره برآورد سیلاب به ازای یک دوره بازگشت مشخص است (Hemmadi و همکاران، ۲۰۰۷).

در این پژوهش، تحلیل فراوانی برای مقادیر سیلاب بیشینه لحظه‌ای سالیانه در محل ایستگاه‌های هیدرومتری حوضه آبخیز گلستان انجام گرفت. اطلاعات مذکور از دفتر مطالعات پایه شرکت آب منطقه‌ای گلستان دریافت شد. حوضه مورد مطالعه دارای سه ایستگاه هیدرومتری تمر، تنگراه و گالیکش می‌باشد. مشخصات این ایستگاه‌ها در جدول ۱ ارائه شده است. شکل ۲، روند تغییرات مقادیر دبی بیشینه لحظه‌ای در ایستگاه‌های هیدرومتری را طی سال‌های آماری نشان می‌دهد. بر اساس جدول ۱، ایستگاه تنگراه دارای دو سال آمار ناقص است که به منظور تکمیل آمار در این دو سال از آمار بیشینه روزانه در این ایستگاه و همچنین، آمار بیشینه لحظه‌ای در ایستگاه‌های هم‌جوار استفاده شد.

با توجه به پایین بودن ضرایب رگرسیونی، آمار ناقص در ایستگاه تنگراه به‌عنوان داده‌های مفقود در نظر گرفته شد. در ادامه ضمن بررسی به‌منظور صحت آمار، آزمون‌های آماری لازم شامل تصادفی بودن، روند، استقلال و همگن بودن داده‌ها با استفاده برنامه

¹ Consolidated Frequency Analysis

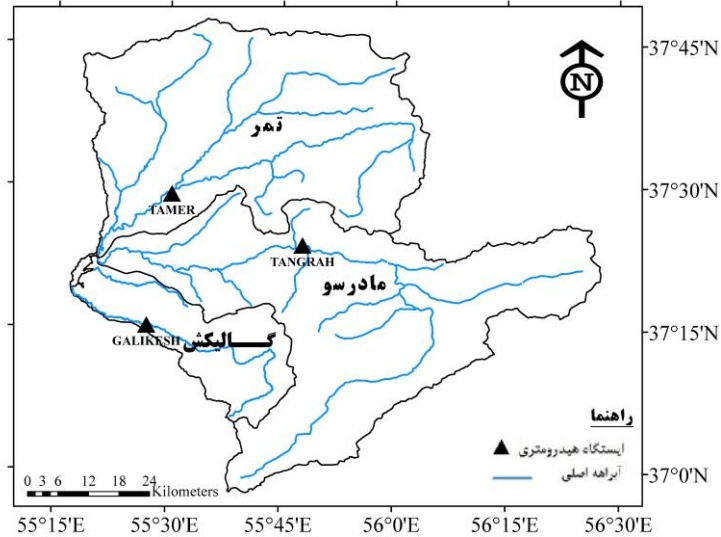
² Biased

³ Unbiased

⁴ Method of Moments

⁵ Maximum Likelihood

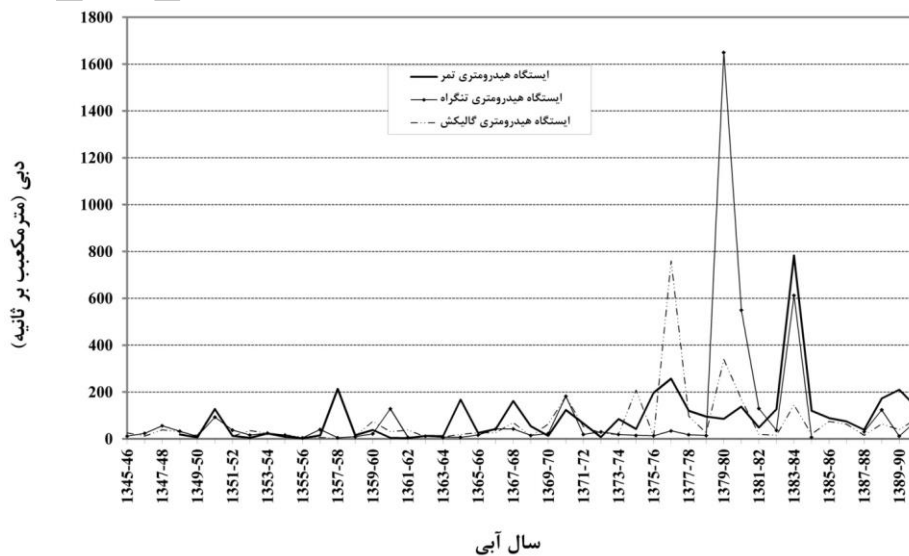
⁶ Probability Weighted Moments



شکل ۱- موقعیت زیرحوضه‌های اصلی، شبکه آبراه‌های و موقعیت ایستگاه‌های هیدرومتری حوضه سد گلستان

جدول ۱- مشخصات ایستگاه‌های هیدرومتری حوزه آبخیز سد گلستان

ارتفاع از سطح دریا (m)	مساحت حوضه (km ²)	طول جغرافیایی	عرض جغرافیایی	سال‌های آبی با نقص آماری	سال‌های آماری در دسترس	کد ایستگاه	نام ایستگاه
۱۳۲	۱۵۲۴	۵۵° ۳۰'	۳۷° ۲۹'	-	۱۳۴۸-۴۹ ۱۳۹۰-۹۱	۱۲-۰۰۵	تمر
۳۳۰	۱۷۹۲	۵۵° ۴۷'	۳۷° ۲۳'	۱۳۸۵-۸۶ ۱۳۸۶-۸۷	۱۳۴۵-۴۶ ۱۳۹۰-۹۱	۱۲-۰۰۱	تنگراه
۲۵۰	۴۰۴	۵۵° ۲۸'	۳۷° ۱۵'	-	۱۳۴۵-۴۶ ۱۳۹۰-۹۱	۱۲-۰۰۷	گالیکش



شکل ۲- روند تغییرات دبی بیشینه لحظه‌ای سیلاب در ایستگاه‌های هیدرومتری در طول سال‌های آبی

باید برای بقیه داده‌ها مجدداً تکرار شود. در این آزمون‌ها فرض بر این است که داده‌ها از توزیع نرمال پیروی می‌کنند؛ بنابراین، چنانچه توزیع داده‌ها غیر نرمال باشد، با یکی از تبدیل‌هایی متداول آن‌ها را به توزیع نرمال تبدیل نمود و آزمون مقادیر پرت را برای سری نرمال شده انجام داد. در این پژوهش داده‌های مورد استفاده پس از تبدیل لگاریتمی به توزیع نرمال تبدیل شدند (Spencer و McCuen، ۱۹۹۶).

در آزمون دیکسون آماره D مطابق رابطه (۹) محاسبه می‌شود. این آماره با مقدار بحرانی ارائه شده در سطح اعتماد مورد نظر مقایسه می‌شود. چنانچه مقدار محاسباتی از مقدار بحرانی جدول بیشتر باشد، آنگاه بیشینه داده مشاهداتی به‌عنوان داده پرت مشخص می‌شود. مقادیر بحرانی آزمون دیکسون را در سطوح اعتماد ۰/۵ تا ۳۰ درصد و برای تعداد بیشینه داده در جداول آماری ارائه شده است. در این رابطه X_n بزرگ‌ترین داده مشاهداتی در سری داده‌ها، X_{n-1} دومین داده مشاهداتی بیشینه و X_1 کوچک‌ترین داده مشاهداتی می‌باشد (Verma و Quiroz-Ruiz، ۲۰۰۶). آماره آزمون گرویز (T) از رابطه (۱۰) محاسبه می‌شود.

$$D = \frac{X_n - X_{n-1}}{X_n - X_1} \quad (9)$$

که در آن، X_n کوچک‌ترین یا بزرگ‌ترین مقدار در سری داده‌ها، \bar{X} میانگین داده‌ها و S انحراف معیار داده‌ها می‌باشند. همانند آزمون دیکسون در صورتی وجود کمینه یک داده پرت، مقدار آماره محاسباتی از مقدار بحرانی جدول در سطح اعتماد مورد نظر بیشتر خواهد بود (Spencer و McCuen، ۱۹۹۶).

$$T = \frac{X_n - \bar{X}}{S} \quad (10)$$

آزمونی که بیشتر در هیدرولوژی برای تشخیص داده‌های پرت مورد استفاده قرار گیرد، آزمون گرویز و یک می‌باشد. در این آزمون کمیت‌های X_L و X_H به‌وسیله روابط (۱۱) و (۱۲) محاسبه می‌شوند. در این روابط \bar{X} و S به‌ترتیب میانگین و انحراف معیار لگاریتم طبیعی داده‌های نمونه است. K_N ضریب روش داده‌های پرت بوده که در سطح اعتماد ۱۰ درصد به‌صورت رابطه (۱۳) ارائه شده است. در این رابطه N اندازه نمونه است. مقادیر نمونه بزرگ‌تر از X_H

به‌منظور انطباق مدل‌های توزیع احتمالاتی بر داده‌های مشاهداتی از آزمون‌های خوبی برازش مربع کای^۱ و کلموگروف-اسمیرنوف^۲ استفاده شد. اگر میزان تطابق در سطح اعتماد در نظر گرفته شده در حد قابل قبولی بود، مدل پذیرفته می‌شود. پس از کنترل آماری خوبی برازش و تعیین توزیع‌های مورد قبول، برای انتخاب بهترین توزیع آماره‌های میانگین مطلق انحراف نسبی^۳ (ARD) و میانگین مربع انحراف نسبی^۴ (MSD) را مطابق روابط (۶) و (۷) محاسبه شد. از بین توزیع‌های مختلف، آن توزیعی بهترین برازش را دارد که عوامل مذکور در آن کوچک‌تر باشد (England Jr و همکاران، ۲۰۰۳) که در آن‌ها $Q_i(T)$ داده مشاهده شده مرتبه i ام، $\hat{Q}_i(T)$ مقدار برآورده شده آن، N تعداد داده‌ها است.

$$ARD = \frac{1}{N} \sum_{i=1}^N |q_i(T)| \quad (6)$$

$$MSD = \frac{1}{N} \sum_{i=1}^N [q_i(T)]^2 \quad (7)$$

$$q_i(T) = \frac{\hat{Q}_i(T) - Q_i(T)}{Q_i(T)} \quad (8)$$

شناسایی سیلاب‌های استثنایی: برای شناسایی سیلاب‌های استثنایی از آزمون‌های تعیین مقادیر پرت استفاده می‌شود. بر اساس پیشنهاد انجمن منابع آب آمریکا، چنانچه ضریب چولگی داده‌ها بیش از ۰/۴ باشد، آزمون داده‌های پرت برای مقادیر زیاد باید انجام گیرد. هنگامی که چولگی داده‌ها کمتر از ۰/۴- باشد، آزمون برای مقادیر کم و چنانچه ضریب چولگی بین ۰/۴ و ۰/۴- باشد، آزمون برای داده‌های زیاد و کم انجام می‌گیرد (JACWD، ۱۹۸۲).

از جمله رایج‌ترین روش‌های تعیین مقادیر پرت آزمون‌های دیکسون^۵، گرویز^۶ و گرویز و بک^۷ می‌باشند. این روش‌ها دارای سابقه استفاده طولانی در علم آمار و همچنین، هیدرولوژی می‌باشند. بر اساس این آزمون‌ها در هر مرحله یک داده پرت تشخیص داده می‌شود؛ بنابراین، به‌منظور شناسایی چند داده پرت، این آزمون

¹ Chi-Square

² Kolmogorov-Smirnov

³ Mean absolute Deviation

⁴ Mean Square Relative Deviation

⁵ Dixon's Test

⁶ Grubbs Test

⁷ Grubbs and Beck Test

که در آن‌ها، i ردیف مشاهدات در ترتیب صعودی، ضریب ثابت برای ترسیم موقعیت تجربی داده‌ها (در این پژوهش از رابطه‌های ترسیم موقعیت ویبول^۳، کیونین^۴ و هازن^۵ با مقادیر عوامل به ترتیب برابر صفر، ۰/۴ و ۰/۵ استفاده شد)، W عامل وزن، H طول دوره ثبت سیلاب تاریخی یا استثنایی (سال)، S طول دوره ثبت سیستماتیک داده‌ها (سال)، N کل دوره ثبت داده‌ها به سال ($N=S+H$)، K تعداد کل سیلاب‌های تاریخی، X لگاریتم داده‌های دبی جریان، $\hat{\mu}$ میانگین اصلاح شده، $\hat{\sigma}^2$ پراش اصلاح شده و $\hat{\gamma}$ ضریب چولگی تصحیح شده می‌باشند. در شکل ۳، نمونه‌ای از وضعیت داده‌های سیلاب در دوره سیستماتیک و دوره تاریخی را نشان می‌دهد. همان‌طور که در روابط (۱۵) الی (۱۸) مشخص است، اصلاح عوامل توزیع آماری و همچنین، اصلاح احتمال تجربی نقاط به عامل وزن (W) بستگی دارد. از آنجایی که سیلاب‌هایی استثنایی بیشینه در طول دوره مشاهداتی به ثبت شده‌اند، بنابراین مقدار H یا دوره تاریخی عامل وزن (W) در آن‌ها مشخص نیست. بدین منظور برای تعیین مقدار بهینه این عامل با استفاده از تحلیل حساسیت و با کمترین میزان شاخص خطاهای (ARD, MSD) به ازای ۲۴ دوره تاریخی مختلف از ۵۰ تا ۱۰۰۰ سال به‌دست آمد (England Jr و همکاران، ۲۰۰۳).

به‌منظور کاربرد روش مذکور، از نرم‌افزار آماری HEC-SSP نسخه 2.0 رسته مهندسی ارتش آمریکا استفاده شد. نسخه اولیه و آزمایشی این نرم‌افزار در سال ۲۰۰۶ میلادی ارائه شده است و بر اساس بولتن B17 کمیته منابع آب ایالات متحده امکان تجزیه تحلیل آماری داده‌های هیدرولوژیکی را فراهم می‌کند. نسخه جدید نرم‌افزار مذکور که در این پژوهش از آن استفاده شد، در سال ۲۰۱۰ میلادی ارائه شد. لازم به ذکر است، توزیع احتمالاتی به‌کار رفته در بولتن B17، نرم‌افزار لوگ پیروسون تیپ سه است و برآورد عوامل نیز به روش غیرمستقیم گشتاورها انجام می‌گیرد. در این روش لگاریتم داده‌های سیلاب گرفته می‌شود و

به‌عنوان مقادیر پرت بالا^۱ و مقادیر کمتر از X_L به‌عنوان مقادیر پرت پایین^۲ در نظر گرفته می‌شود (JACWD, ۱۹۸۲).

$$X_H = \exp(\bar{X} + K_N \cdot S) \quad (11)$$

$$X_L = \exp(\bar{X} - K_N \cdot S) \quad (12)$$

$$K_N = -3.62201 + 6.28446N^{\frac{1}{4}} - 2.49835N^{\frac{1}{2}} + 0.491436N^{\frac{3}{4}} - 0.037911N \quad (13)$$

برای پی بردن به نقش داده پرت در تخمین سیلاب‌های طراحی با دوره برگشت‌های مختلف، تحلیل فراوانی سیلاب با استفاده از نرم‌افزار FREQ، یک‌بار با سری کامل و بار دوم با حذف داده پرت انجام گرفت.

تلفیق سیلاب‌های استثنایی با بقیه داده‌های

سیستماتیک: به‌منظور تلفیق سیلاب‌های استثنایی که در آزمون تعیین مقادیر پرت شناسایی شده‌اند، با بقیه داده‌های سیستماتیک، از روش کمیته منابع آب ایالات‌متحده برای اصلاح عوامل توزیع آماری، شامل اصلاح میانگین، پراش و ضریب چولگی، ارائه شده، استفاده شد (England Jr و همکاران، ۲۰۰۳). این اصلاحات بدون حضور داده پرت پایین با استفاده از روابط (۱۴) الی (۱۷) انجام می‌گیرد.

$$W = \frac{N - k}{S} \quad (14)$$

$$\hat{\mu} = \frac{W \sum_{i=1}^K X_i + \sum_{j=K+1}^N X_j}{N} \quad (15)$$

$$\hat{\sigma}^2 = \frac{W \sum_{i=1}^K (X_i - \hat{\mu})^2 + \sum_{j=K+1}^N (X_j - \hat{\mu})^2}{N - 1} \quad (16)$$

$$\hat{\gamma} = \frac{W \sum_{i=1}^K (X_i - \hat{\mu})^3 + \sum_{j=K+1}^N (X_j - \hat{\mu})^3}{(N - 1)(N - 2)\hat{\sigma}^3} \quad (17)$$

اصلاح احتمال تجربی نقاط $p(i)$ با استفاده از رابطه (۱۸) انجام می‌گیرد.

$$p(i) = \begin{cases} \frac{i - a}{N + 1 - 2a} & i = 1, \dots, K \\ \frac{Wi - (W - 1)(K + 0.5) - a}{N + 1 - 2a} & i = K + 1, \dots, N \end{cases} \quad (18)$$

³ Weibull

⁴ Hazen

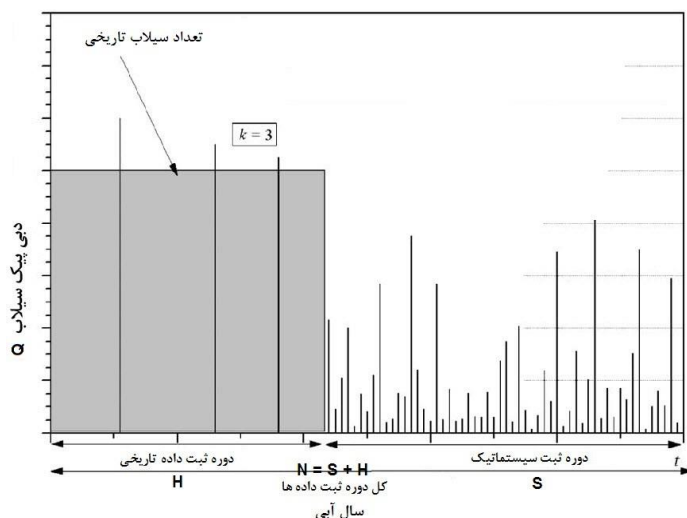
⁵ Cunnane

¹ High Outlier

² Low Outlier

تیپ سه به کار می‌رود.

سپس روش تخمین گشتاورها برای توزیع پیرسون



شکل ۳- نمونه‌ای از وضعیت داده‌های سیلاب در دوره سیستماتیک و دوره تاریخی (England Jr و همکاران، ۲۰۰۳)

نتایج و بحث

در ایستگاه تمر فقط بر اساس آزمون دیکسون وقوع یک داده پرت تعیین شد. بر اساس این آزمون و با توجه تفاوت نسبتاً زیاد دبی بیشینه مشاهده شده در این ایستگاه (۷۸۳ مترمکعب بر ثانیه در سال آبی ۸۴-۱۳۸۳) به داده دبی بیشینه بعدی (۲۳۰ مترمکعب بر ثانیه در سال آبی ۷۷-۱۳۷۶) که نسبت آن‌ها در حدود ۳/۴ می‌باشد، مقدار دبی بیشینه در این ایستگاه به‌عنوان داده پرت منظور شد. در ایستگاه گالیکش نیز کلیه آزمون‌ها سیلاب ۷۶۰ مترمکعب بر ثانیه که در سال آبی ۷۷-۱۳۷۶ مشاهده شده است را به‌عنوان مقدار پرت بیشینه شناسایی نمودند. نمودارهای طرح احتمال در شکل ۴ نیز نتایج آزمون‌های آماری برای شناسایی مقادیر پرت را مورد تأیید قرار می‌دهند.

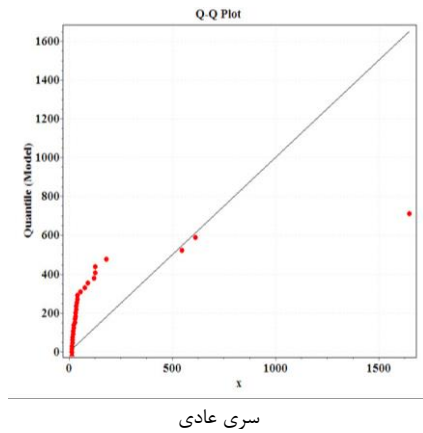
در جدول ۳، خصوصیات آماری سری عادی و لگاریتم طبیعی داده‌های بیشینه سیلاب لحظه‌ای سالانه در ایستگاه‌های هیدرومتری برای سری کامل و پس از حذف داده پرت (سیلاب‌های استثنایی) ارائه شده است. واضح است که برآورد عوامل در حالت اریب نسبت به حالت ناریب دارای مقادیر به نسبت کمتری است. نتایج آزمون همگنی ویلشتایر نیز برای سری کامل و پس از حذف مقادیر پرت، فرض همگن بودن ایستگاه‌های هیدرومتری منطقه مورد پژوهش را در

نتایج بررسی نرمال بودن سری داده‌ها با استفاده از نمودار طرح احتمال برای سری عادی و لگاریتم طبیعی داده‌ها در شکل ۴ نشان داده شده است. با توجه به نمودارها و مقادیر P-Value ارائه شده در شکل مذکور، داده‌های مورد استفاده پس از تبدیل لگاریتمی به سری نرمال تبدیل شده‌اند. با توجه ضرایب چولگی داده‌های مورد استفاده که برای سری عادی و لگاریتمی بیشتر از ۰/۴ بود، بر اساس پیشنهاد انجمن منابع آب آمریکا آزمون تعیین مقادیر پرت فقط برای شناسایی مقادیر پرت بیشینه انجام شد.

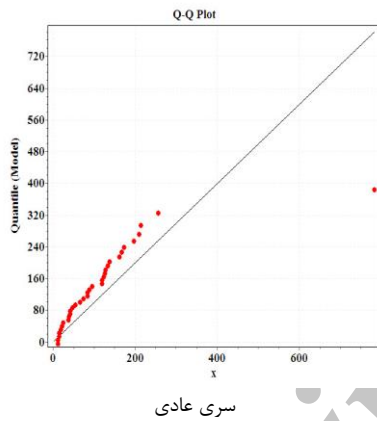
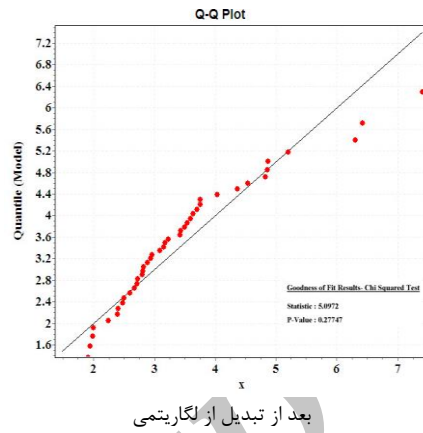
در جدول ۲، نتایج تعیین داده‌های پرت بیشینه با استفاده از آزمون‌های دیکسون، گروبز و گروبر و بک، برای سری نرمال شده (لگاریتم طبیعی داده‌ها) ارائه شده است. بر اساس جدول مذکور، در ایستگاه تنگراه بر اساس نتایج آزمون گرابز و گرابز-بک وجود سه داده پرت بالا و نتایج آزمون دیکسون دو داده پرت بیشینه اول و سوم را تأیید می‌کند. وقوع سه داده پرت بیشینه در این ایستگاه مورد شناسایی قرار گرفت. سیلاب‌هایی که به‌عنوان مقادیر پرت در نظر گرفته شدند، دارای مقادیر دبی ۱۶۵۰، ۶۱۳ و ۵۵۰ مترمکعب بر ثانیه که به‌ترتیب در سال‌های آبی ۸۰-۱۳۷۹، ۸۴-۱۳۸۳ و ۸۱-۱۳۸۰ مشاهده شدند.

برابر ۲/۴۲ و ۰/۳۵۱ در سری کامل و ۲/۳۱ و ۰/۲۵۶ پس از حذف مقادیر پرت است.

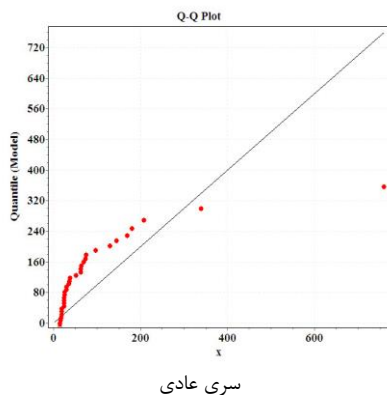
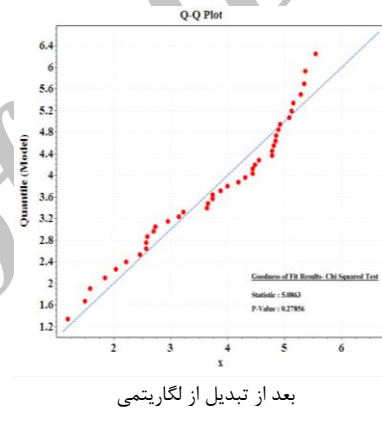
سطح اعتماد یک درصد مورد تأیید قرار می‌دهد. مقادیر آماره S و P-Value در این آزمون به ترتیب



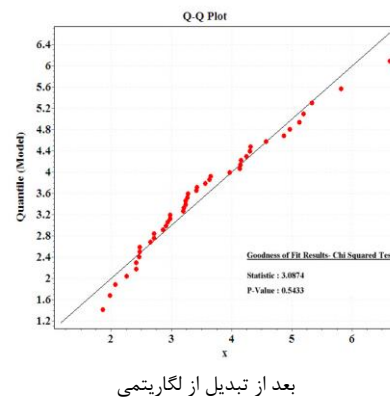
ایستگاه تنگراه



ایستگاه تهر



ایستگاه گالیکش



شکل ۴- طرح احتمال قبل و بعد از تبدیل لگاریتمی

برتر است. بر این اساس، از بین ۱۵ تابع توزیع احتمالاتی که در آزمون‌های خوبی برازش مربع کای و کلموگروف-اسمیرنوف مورد قبول واقع شدند، آماره‌های ARD و MSD محاسباتی برای توزیع لوگ پیرسون تیپ سه دارای کمترین مقدار است.

نتایج برازش توابع توزیع احتمالاتی مختلف برای مقادیر دبی بیشینه لحظه‌ای ایستگاه‌های منطقه مورد مطالعه با استفاده از نرم‌افزار FREQ نشان داد که توزیع لوگ پیرسون تیپ سه برای سری کامل و پس از حذف مقادیر سیلاب‌های استثنایی به‌عنوان توزیع

جدول ۲- خلاصه نتایج تعیین مقادیر داده پرت در روش‌های مختلف

نام آزمون	ایستگاه تنگراه		ایستگاه تمر		ایستگاه گالیکش	
	مقدار بحرانی جدول یا داده مشاهداتی	آماره محاسباتی	مقدار بحرانی جدول یا داده مشاهداتی	آماره محاسباتی	مقدار بحرانی جدول یا داده مشاهداتی	آماره محاسباتی
دیکسون	Max1	۰/۱۴۴۱ (SL=۲۰%)	۰/۱۶۷۱	۰/۱۹۱۵	۰/۲۰۰۷	۰/۱۴۷۵
	Max2	-	۰/۰۲۲۰	(SL=۱۰%)	۰/۰۴۱۳	۰/۱۰۴۷
	Max3	۰/۱۹۳ (SL=۱۰%)	۰/۲۲۸۸	-	۰/۰۰۴۴	۰/۰۳۳۷
	Max4	-	۰/۰۹۰۸	-	۰/۰۱۵۱	۰/۰۱۶۱
گرايز	Max1	۳/۰۷۵ (SL=۲/۵%)	۳/۱۴۹۸	-	۲/۱۱۷۹	۲/۷۶۹۴
	Max2	۲/۷۱ (SL=۱۰%)	۲/۷۶۸۷	-	۱/۴۰۹۲	۲/۳۰۱۷
	Max3	۲/۸۸۷ (SL=۵%)	۳/۰۰۰۸	-	۱/۳۱۹۲	۱/۹۸۷۶
	Max4	-	۲/۲۴۸۳	-	۱/۳۵۱۱	۱/۹۶۳
گرايز و بک	Max1	۱۶۵۰ (SL=۱۰%)	۹۵۱/۴	۷۸۳	۱۷۴۶/۹	۷۳۲/۲
	Max2	۶۱۳ (SL=۱۰%)	۵۷۳/۷	۲۵۷	۱۳۶۷/۶	۵۲۷/۵
	Max3	۵۵۰ (SL=۱۰%)	۴۰۳/۶	۲۱۴	۱۲۳۴/۹	۴۲۶/۸
	Max4	۱۸۲/۳	۲۷۴	۲۱۰	۱۱۲۹/۵	۳۶۶/۶

جدول ۳- خصوصیات آماری داده‌های بیشینه سیلاب لحظه‌ای سالانه (دبی مترمکعب بر ثانیه)

عوامل آماری	روش برآورد عوامل	تنگراه		تمر		گالیکش	
		با حذف مقادیر پرت	کل داده‌ها	با حذف مقادیر پرت	کل داده‌ها	با حذف مقادیر پرت	کل داده‌ها
تعداد داده		۴۱	۴۴	۴۲	۴۳	۴۳	۴۴
کمینه		۱/۴۸۴	۴/۴۱	۱/۱۱۲	۳/۰۴	۱/۱۱۲	۳/۰۴
بیشینه		۵/۲۰۶	۱۸۲/۳	۵/۵۴۹	۲۵۷	۶/۶۶۳	۷۸۳
میانگین		۳/۱۴	۳۶/۰۳	۳/۷۳	۷۶/۷	۳/۷۹	۹۳/۱۳
انحراف معیار	اریب گشتاورها ناریب-ناریب اریب-ناریب بیشینه درست‌نمایی	۰/۹۱	۳۹/۹	۱/۲۸	۲۶۵/۵	۱/۲۶	۲۶۵/۵
ضریب تغییرات Cv	اریب گشتاورها ناریب-ناریب اریب-ناریب بیشینه درست‌نمایی	۰/۲۹	۱/۱۱	۰/۳۴	۲/۷۲	۰/۳۷	۲/۷۲
ضریب چولگی Cs	اریب گشتاورها ناریب-ناریب اریب-ناریب بیشینه درست‌نمایی	۰/۴۴	۲/۰۸	۰/۴۵	۴/۸	۱/۲	۲/۰۸
ضریب پخمیگی Ck	اریب گشتاورها ناریب-ناریب اریب-ناریب بیشینه درست‌نمایی	۲/۶۲	۶/۶۸	۴/۴	۲۷/۱	۱/۹۹	۲۷/۱

درصد افزایش میزان دبی در سری کامل نسبت به سری داده‌های بدون مقادیر پرت محاسبه شده است. بر این اساس و با توجه به آن، می‌توان گفت هرچند داده پرت باعث تغییر نوع توزیع آماری منتخب نشده است، اما در نتایج برآورد سیل به‌خصوص در دوره برگشت‌های بالا بسیار تاثیرگذار بوده است.

در جدول ۴، نتایج برآورد دبی در دوره برگشت‌های مختلف را برای مقادیر دبی بیشینه لحظه‌ای سالانه، با استفاده از توزیع منتخب (لوگ پیرسون تیپ سه)، در حالت ناریب و در سری کامل (بدون اصلاح عوامل تابع توزیع احتمال) و پس از حذف مقادیر پرت ارائه شده است. در جدول مذکور،

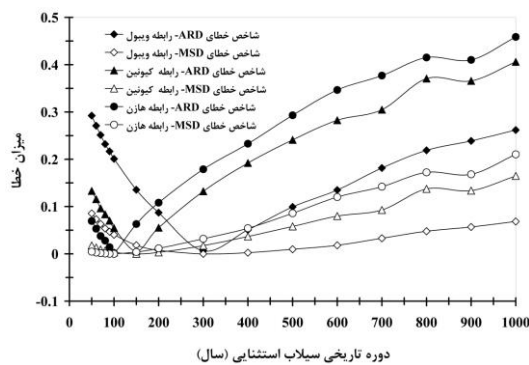
جدول ۴- نتایج برآورد دبی در دوره بازگشت‌های مختلف با استفاده از توزیع لوگ پیرسون تیپ سه در سری کامل عادی و پس از حذف مقادیر پرت (دبی مترمکعب بر ثانیه)

دوره بازگشت (سال)						سری داده‌ها	نام ایستگاه	روش برآورد عوامل
۱۰۰۰	۵۰۰	۲۰۰	۱۰۰	۵۰	۲۰			
۹۵۸	۶۸۶	۴۳۵	۳۰۳	۲۰۸	۱۲۲	بدون مقادیر پرت	تنگراه	بدون مقادیر پرت
۱۲۰۸۳	۶۴۵۸	۲۷۹۷	۱۴۷۲	۷۶۶	۳۱۵	سری کامل		
۱۱۶۱	۸۴۱	۵۴۳	۳۸۶	۲۶۸	۱۵۸	درصد افزایش		
-	-	-	-	-	-	بدون مقادیر پرت	تمر	بیشینه درست‌نمایی (ML)
-	-	-	-	-	-	سری کامل		
-	-	-	-	-	-	درصد افزایش		
۱۲۷۳	۹۴۴	۶۲۲	۴۴۶	۳۱۳	۱۸۷	بدون مقادیر پرت	گالیکش	بدون مقادیر پرت
۲۵۰۱	۱۷۲۶	۱۰۳۵	۶۹۰	۴۵۰	۲۴۵	سری کامل		
۹۶	۸۳	۶۶	۵۵	۴۴	۳۱	درصد افزایش		
۷۲۱	۵۴۰	۳۶۳	۲۶۴	۱۸۹	۱۱۷	بدون مقادیر پرت	تنگراه	بدون مقادیر پرت
۱۴۹۴۶	۷۸۶۱	۳۳۱۷	۱۷۰۴	۸۶۳	۳۴۱	سری کامل		
۱۹۷۳	۱۳۵۶	۸۱۴	۵۴۵	۳۵۷	۱۹۱	درصد افزایش		
۹۷۲	۸۳۲	۶۵۸	۵۳۶	۴۲۳	۲۸۹	بدون مقادیر پرت	تمر	گشتاورها غیرمستقیم (MOM-Indirect)
۱۶۳۹	۱۳۳۶	۹۸۹	۷۶۵	۵۷۳	۳۶۵	سری کامل		
۶۹	۶۱	۵۰	۴۳	۳۵	۲۶	درصد افزایش		
۱۱۵۷	۸۷۳	۵۸۹	۴۲۸	۳۰۵	۱۸۶	بدون مقادیر پرت	گالیکش	بدون مقادیر پرت
۲۶۳۵	۱۸۱۰	۱۰۷۹	۷۱۵	۴۶۴	۲۵۰	سری کامل		
۱۲۸	۱۰۷	۸۳	۶۷	۵۲	۳۴	درصد افزایش		
۲۷۳	۲۵۰	۲۱۶	۱۸۸	۱۵۹	۱۱۹	بدون مقادیر پرت	تنگراه	بدون مقادیر پرت
۳۰۴۷	۲۶۶۵	۲۰۸۱	۱۶۰۴	۱۱۳۲	۵۸۱	سری کامل		
۱۰۱۶	۹۶۶	۸۶۳	۷۵۳	۶۱۲	۳۸۸	درصد افزایش		
۲۶۳	۲۶۳	۲۶۳	۲۶۳	۲۵۵	۲۲۸	بدون مقادیر پرت	تمر	گشتاورها مستقیم (MOM-direct)
۱۱۶۳	۹۸۶	۷۷۰	۶۲۱	۴۸۶	۳۲۸	سری کامل		
۳۴۲	۲۷۵	۱۹۳	۱۳۶	۹۱	۴۴	درصد افزایش		
۴۸۳	۴۳۴	۳۶۶	۳۱۳	۲۵۹	۱۸۷	بدون مقادیر پرت	گالیکش	بدون مقادیر پرت
۱۱۵۶	۹۸۲	۷۶۱	۶۰۴	۴۵۹	۲۹۰	سری کامل		
۱۳۹	۱۲۶	۱۰۸	۹۳	۷۷	۵۵	درصد افزایش		
۹۵۸	۶۹۰	۴۴۰	۳۰۸	۲۱۲	۱۲۵	بدون مقادیر پرت	تنگراه	بدون مقادیر پرت
۱۰۹۲۵	۴۱۶۴	۲۰۰۰	۹۵۵	۳۵۴	۱۸۶	سری کامل		
۱۰۴۰	۵۰۳	۳۵۵	۲۱۰	۶۷	۴۹	درصد افزایش		
۵۷۰	۵۲۵	۴۵۸	۴۰۳	۳۴۵	۲۶۲	بدون مقادیر پرت	تمر	گشتاورهای وزنی احتمال (PWM)
۹۷۹	۸۶۰	۷۰۳	۵۸۷	۴۷۴	۳۳۳	سری کامل		
۷۲	۶۴	۵۳	۴۶	۳۷	۲۷	درصد افزایش		
۱۶۷۲	۱۱۹۷	۷۵۵	۵۲۲	۳۵۴	۲۰۳	بدون مقادیر پرت	گالیکش	بدون مقادیر پرت
۳۶۶۵	۲۳۹۷	۱۳۴۲	۸۵۰	۵۲۷	۲۶۹	سری کامل		
۱۱۹	۱۰۰	۷۸	۶۳	۴۹	۳۳	درصد افزایش		

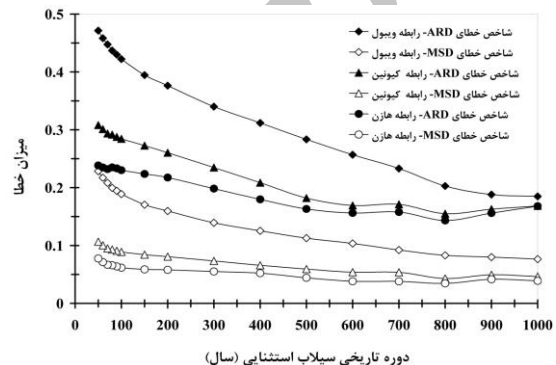
مذکور، درصد کاهش سیلاب به‌خصوص در دوره برگشت‌های بالا نسبت به حالتی که سیلاب‌های استثنایی به‌صورت مستقیم و بدون اصلاح عوامل توزیع احتمال به‌کار گرفته شده‌اند (ارقام مندرج در جدول ۴ و برای ردیف سری کامل ایستگاه‌ها)، دارای کاهش قابل‌بسیار چشمگیری است. به‌طور مثال در ایستگاه تنگراه مقدار سیلاب در دوره بازگشت ۱۰۰۰ ساله پس از کاربرد روش تلفیق سیلاب‌های تاریخی و استثنایی از رقم ۱۴۹۴۶ مترمکعب (مندرج در جدول ۴ و برای روش غیرمستقیم گشتاورها) به ۱۴۳۴ مترمکعب بر ثانیه کاهش یافته است.

نتایج تحلیل حساسیت به‌منظور تعیین دوره تاریخی سیلاب‌های استثنایی ایستگاه‌های منطقه مورد مطالعه در شکل ۵ نشان داده شده است. بر اساس شکل مذکور و با بررسی میزان مقادیر محاسباتی شاخص‌های خطا، دوره تاریخی سیلاب‌های بیشینه در ایستگاه تنگراه برابر ۳۰۰ سال، در ایستگاه تمر برابر ۶۰ سال و در ایستگاه گالیکش برابر ۸۰ سال با استفاده از رابطه تعیین موقعیت هازن محاسبه شد.

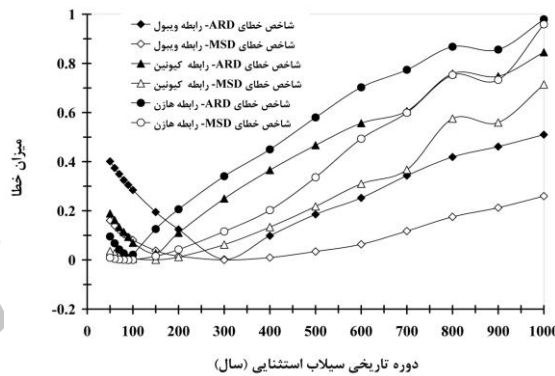
در جدول ۵، مقادیر نهایی برآورد سیلاب در دوره برگشت‌های مختلف با اعمال دوره تاریخی محاسبه شده در مرحله قبل ارائه شده است. با توجه به جدول



ایستگاه تمر



ایستگاه تنگراه



ایستگاه گالیکش

شکل ۵- نمودار تغییرات شاخص خطاهای MSD، ARD نسبت به دوره تاریخی سیلاب استثنایی

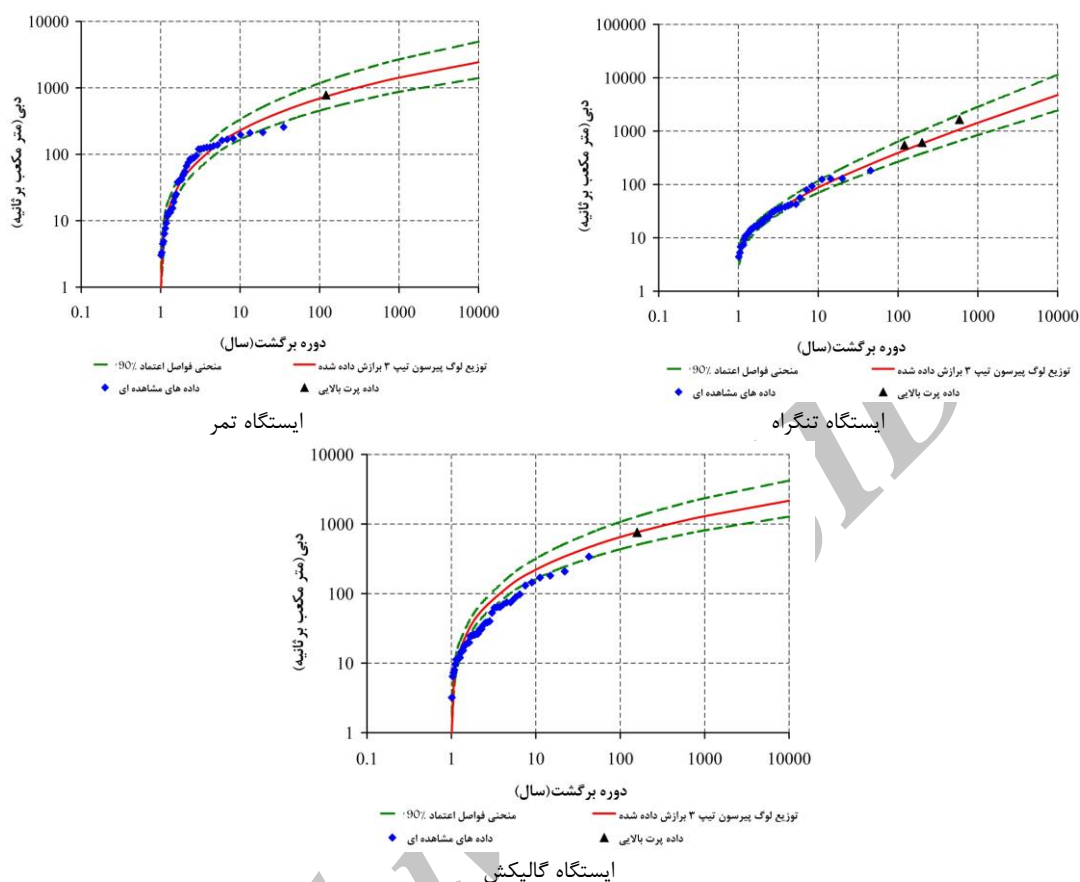
جدول ۵- مقادیر نهایی برآورد سیلاب در دوره بازگشت‌های مختلف (دبی مترمکعب بر ثانیه)

نام ایستگاه	دوره بازگشت (سال)				
	۱۰۰۰	۵۰۰	۲۰۰	۱۰۰	۵۰
تنگراه	۱۴۳۴	۹۸۳	۵۸۷	۳۹۲	۲۵۷
درصد کاهش*	۹۴۲	۷۰۰	۴۶۵	۳۳۵	۲۳۶
تمر	۱۴۲۳	۱۱۷۴	۸۸۳	۶۹۲	۵۲۶
درصد کاهش	۱۵	۱۴	۱۲	۱۱	۹
گالیکش	۱۲۹۶	۱۰۷۸	۸۲۱	۶۴۹	۴۹۷
درصد کاهش	۱۰۳	۶۸	۳۱	۱۰	۷

* درصد کاهش نسبت به نتایج مندرج در جدول ۴- روش غیرمستقیم گشتاورها

مشاهداتی و داده‌های پرت بالا در نمودار مذکور با استفاده از رابطه هازن تعیین شده است.

شکل ۶، نمودار دبی مشاهده‌ای و برآورد شده را دوره برگشت‌های مختلف به همراه فواصل اعتماد ۹۰ درصد نشان می‌دهد. موقعیت تجربی داده‌های



شکل ۶- مقادیر دبی مشاهده‌ای و برآورد شده در دوره برگشت‌های مختلف به همراه فواصل اعتماد ۹۰ درصد

استفاده شد. پس از انجام بررسی‌های لازم برای حفظ این سیلاب‌ها به‌عنوان مجموعه‌ای ارزشمند در سری داده‌های مشاهداتی، تابع توزیع احتمالاتی مورد استفاده پس از اصلاح عوامل آن به کار گرفته شد. دوره تاریخی سیلاب‌های استثنایی نیز با استفاده از تحلیل حساسیت و پس از محاسبه شاخص‌های خطا تعیین شد. با توجه به کاهش بسیار قابل توجه نتایج برآورد سیلاب به‌خصوص در دوره برگشت‌های بالا، کاربرد این روش در طراحی سازه‌های هیدرولیکی به‌منظور کاهش هزینه‌ها بسیار تأثیرگذار خواهد بود. به‌منظور انجام بررسی‌های بعدی موارد زیر پیشنهاد می‌شود.

- ۱- انتخاب مناطق دیگری با ایستگاه‌های با طول دوره آماری بیشتر و کامل‌تر.
- ۲- استفاده از توابع توزیع احتمالاتی از بالا کران‌دار

نتیجه‌گیری

نتایج این پژوهش نشان داد که روش تلفیق سیلاب‌های استثنایی با بقیه سیلاب‌های سیستماتیک مشاهداتی که با تعیین ارزش و جایگاه واقعی این‌گونه سیلاب‌ها و اصلاح عوامل توزیع آماری صورت می‌گیرد، در نتایج برآورد سیلاب طراحی بسیار تأثیرگذار می‌باشد. مقایسه نتایج برآورد سیلاب در دوره برگشت‌های مختلف با استفاده از روش مذکور، نسبت به حالتی که تابع توزیع احتمال منتخب (توزیع لوگ پیرسون تپ سه) در سری کامل داده‌ها و بدون اصلاح عوامل مورد استفاده قرار گیرد، دارای کاهش قابل توجهی است. به‌منظور شناسایی سیلاب‌های استثنایی در دوره ثبت سیستماتیک، از آزمون‌های تعیین مقادیر پرت شامل دیکسون، گرابز و گرابز-بک

(Upper bounded) .
 ۳- بررسی سایر روش‌های تلفیق سیلاب‌های تاریخی با داده‌های مشاهداتی نظیر الگوریتم EMA
 (Expected Moments Algorithm) .
 ۴- مقایسه نتایج تحلیل فراوانی سیلاب با مقادیر بیشینه سیلاب محتمل (PMF).

منابع مورد استفاده

1. Bashoul, R. 2005. Effect of historical floods on estimation of larg dams design floods. Journal of Consulting Engineer, 4(26): 69-73 (in Persian).
2. England Jr, J.F., R.D. Jarrett and J.D. Salas. 2003. Data-based comparisons of moments estimators using historical and paleoflood data. Journal of Hydrology, 278(1): 172-196.
3. Griffis, V.W. and J.R. Stedinger. 2007. Evolution of flood frequency analysis with Bulletin 17. Journal of Hydrologic Engineering, 12(3): 283-297.
4. Gruenewald, U. 2010. On the use of historical flood records. Hydrologie und Wasserbewirtschaftung, 54(2): 85-92.
5. Hamed, K. and A.R. Rao. 1999. Flood frequency analysis. CRC press, 126 pages.
6. Hemmadi, K., A.M. Akhlood-Ali, A.K. Behnia and D.R. Arab. 2007. The role of updating statistical series in assessment of design flood, a case study of Jareh Storage Dam. Iranian Watershed Management Science and Engineering, 1(2): 23-33 (in Persian).
7. IACWD. 1982. Guidelines for determining flood flow frequency: Bulletin 17B, U.S. Geological Survey, Office of Water Data Coordination, Reston, VA.
8. Macdonald, N. and A.R. Black. 2010. Reassessment of flood frequency using historical information for the River Ouse at York, UK (1200–2000). Hydrological Sciences Journal–Journal des Sciences Hydrologiques, 55(7): 1152-1162.
9. Mahdavi, M. 2005. Applied hydrology. Tehran University Press, 324 pages (in Persian).
10. Naulet, R., M. Lang, T.B. Ouarda, D. Coeur, B. Bobée, A. Recking and D. Moussay. 2005. Flood frequency analysis on the Ardeche River using French documentary sources from the last two centuries. Journal of Hydrology, 313(1): 58-78.
11. Neppel, L., B. Renard, M. Lang, P.-A. Ayrat, D. Coeur, E. Gaume, N. Jacob, O. Payrastre, K. Pobanz and F. Vinet. 2010. Flood frequency analysis using historical data: accounting for random and systematic errors. Hydrological Sciences Journal–Journal des Sciences Hydrologiques, 55(2): 192-208.
12. Nouri Ghidari, M.H. 2010. Regional flood frequency analysis to detect outliers using principal component analysis method. In 5th National Congress on Civil Engineering. Ferdwosi University of Mashhad, Mashhad, Iran (in Persian).
13. Payrastre, O., E. Gaume and H. Andrieu. 2013. Historical information and flood frequency analyses: which optimal features for historical floods inventories? Houille Blanche-Revue Internationale De L Eau, (3): 5-11.
14. Pilon, P. and K. Harvey. 1994. Consolidated frequency analysis (CFA). Reference Manual. Environment Canada, Ottawa, 144 pages.
15. Reimann, C., P. Filzmoser and R.G. Garrett. 2005. Background and threshold: critical comparison of methods of determination. Science of the Total Environment, 346(1): 1-16.
16. Saghafian, B., A. Heidari, B. Heidarpour, A. Telvari and E. Fattahi. 2013. Instruction for determination of probable maximum flood (Publication No 647): deputy of strategic supervision, President deputy strategic planning and supervision, Islamic Republic of Iran (in Persian).
17. Sheshangosht, S., B. Saghafian and F. Koochian afzal. 2010. Developemnt of Golestan Dam (Gorganrud river) flood warning system, physiographic studies. Interagency Advisory Committee on Water Data, Technical report Water research institute (in Persian).
18. Spencer, C.S. and R.H. McCuen. 1996. Detection of outliers in Pearson type III data. Journal of Hydrologic Engineering, 1(1): 2-10.
19. Strupczewski, W., K. Kochanek and E. Bogdanowicz. 2014. Flood frequency analysis supported by the largest historical flood. Natural Hazards and Earth System Science, 14(6): 1543-1551.
20. Transportation, A. 2001. Guidelines on Flood Frequency Analysis. Civil Projects Branch.
21. Verma, S.P. and A. Quiroz-Ruiz. 2006. Critical values for six Dixon tests for outliers in normal samples up to sizes 100, and applications in science and engineering. Revista Mexicana de Ciencias Geológicas, 23(2): 133-161.

Evaluating the impacts of using extraordinary floods in flood frequency analysis

Bagher Heidarpour^{*}, Bahram Saghafian^{*2}, Abolfazl Shamsai² and Saeed Golian³

¹ PhD Student, Sciences and Researches Unit, Islamic Azad University, Iran, ² Professor, Sciences and Researches Unit, Islamic Azad University, Iran and ³ Assistant Professor, Faculty of Civil Engineering, Shahrood University of Technology, Iran

Received: 16 July 2014

Accepted: 03 January 2015

Abstract

In present research, the exceptional floods of study area at Golestan Dam watershed were identified using one of the standard tests of identifying outlier values, e.g. Dixon, Grubbs and Grubbs and Beck. In order to determine the probability distribution function and the effect of direct application of the floods in flood frequency analysis, two sets of analysis were performed one with the whole data series and the other with deleting the outliers. At this stage, 15 different probability distribution functions were applied with biased and unbiased estimates of the parameters using three estimation methods namely method of moments, maximum likelihood and Probability Weighted Moments methods. According to Kolmogorov-Smirnov and Chi-square goodness-of-fit tests and index error calculation, the log Pearson Type III distribution was determined as the best distribution for both complete data series and data without exceptional floods. Results of the Flood frequency analysis at this stage showed that the probability distribution did not change after removing the exceptional floods, but was highly influential in the magnitude of design flood. In the next step, the method of Water Resources Committee of the United States was used to combine the exceptional floods with other observational data. Using the sensitivity analysis, the historical period for exceptional floods at Tangrah, Tamer and Galikesh stations were calculated to be 300, 60 and 80 years, respectively. The derived historical period were considered in calculation of the flood values for different return periods. For example, 1000-year design flood for the complete data series were calculated to be 14946, 1639 and 2635 cms for the aforementioned stations respectively and reduced to 1434, 1423 and 1296 for the complete data series with modification of the parameters for the probability distribution functions. Therefore, the technique used in this study effectively reduced the cost of the designed hydraulic structures.

Key words: Cost Reduction, Design flood, Exceptional floods, Golestan Dam Watershed, Statistical distribution

* Corresponding author: b.saghafian@gmail.com