

مقاله علمی-پژوهشی

انتخاب توزیع احتمال بهینه برای تحلیل فراوانی حداکثر دبی جریان در حوضه آبریز بلوچستان جنوبی

حمید نظری پور^{۱*}، محسن حمیدیان پور^۲

تاریخ دریافت: ۱۴۰۳/۱۰/۰۹ تاریخ پذیرش: ۱۴۰۳/۱۲/۳۰

چکیده

تحلیل فراوانی سیلاب، روشی مستقیم برای برآورد فراوانی سیلاب در یک مکان خاص است. انتخاب بهینه توزیع احتمال و روش برآورد پارامترها برای تحلیل فراوانی سیلاب اهمیت زیادی دارد. حوضه آبریز بلوچستان جنوبی اغلب سیل‌های ویرانگر را متحمل و به دلیل غیرقابل پیش‌بینی بودن بزرگی سیل، چالش‌های مهمی را برای مدیریت سیل ایجاد نموده است. تجزیه و تحلیل فراوانی سیلاب می‌تواند یک راهکار مؤثر برای برنامه‌ریزی و کاهش اثرات سیلاب باشد. این مطالعه تمرکز بر حل این چالش با استفاده از تجزیه و تحلیل کمی دقیق از داده‌های حداکثر دبی جریان در بلندمدت (۲۰۱۸-۱۹۷۲) دارد. هدف اصلی یافتن مناسب‌ترین توزیع احتمال در ایستگاه‌های هیدرومتری مختلف حوضه آبریز بلوچستان جنوبی برای مدیریت صحیح سیل است. داده‌های بازسازی شده از جریان روزانه رودخانه در هفت ایستگاه هیدرومتری، اساس این پژوهش می‌باشند. تحلیل حاضر از مدل‌های توزیع مقادیر حدی تعمیم‌یافته (GEV)، توزیع لگاریتم پیرسون تیپ سه (LP3)، توزیع گاما (GAMMA)، توزیع گمبل (GUM) و توزیع لگاریتم نرمال سه پارامتری (LN3) برای تخمین چندک‌های سیلاب در دوره بازگشت‌های مختلف استفاده نموده است. برآورد پارامترهای توزیع‌های احتمال از روش‌های برآورد درستمایی بیشینه (MLE) و گشتاور خطی (LM) انجام و عملکرد این توزیع‌ها بر اساس آزمون‌های نیکویی برازش و معیارهای دقت ارزیابی شده است. نتایج نشان داده است که در اغلب ایستگاه‌های آب‌سنجی، به ترتیب توزیع‌های GEV و LP3 با روش برآورد LM موفق‌تر بوده‌اند. توزیع GEV در ایستگاه‌های باهوکلات، پیشین، کهیر و پیردان به ترتیب دارای رتبه‌های ۲۴، ۲۳، ۲۲ و ۲۴ بوده است. در حالی که توزیع LP3 در ایستگاه‌های پیرسهراب، چندوکان و رابج همواره بالاترین جایگاه (۲۵) را داشته است. این توزیع‌های بهینه برای پیش‌بینی حداکثر دبی جریان در دوره‌های بازگشت مختلف استفاده شده است. در دوره بازگشت‌های طولانی (۵۰، ۱۰۰ و ۵۰۰ سال) حداکثر دبی جریان در تمامی ایستگاه‌های آب‌سنجی افزایشی بوده و بنابراین نیاز به استراتژی‌های مدیریت سیلاب وجود دارد.

واژه‌های کلیدی: تحلیل فراوانی سیلاب، توزیع احتمال، دوره بازگشت، حداکثر دبی جریان.

مقدمه

زمین‌های کشاورزی، مرگ و میر و زیان‌های اقتصادی را به بار می‌آورند. بسیاری از مدل‌های توزیع فراوانی برای تعیین فراوانی هیدرولوژیکی توسعه یافته‌اند، اما هیچ یک از آن‌ها به‌عنوان یک توزیع جهانی برای توصیف فراوانی سیلاب پذیرفته نشده است. انتخاب یک توزیع مناسب معمولاً به ویژگی داده‌های موجود در یک ایستگاه هیدرومتری خاص بستگی دارد. بزرگی سیل در یک مکان خاص برای اهداف مختلف از جمله ساخت سازه‌های هیدرولوژیکی (سیل‌بند، کانال، سد، سرریز و خاکریز)، مطالعات بیمه، برنامه‌ریزی مدیریت سیل و عملیات امداد و نجات تخمین زده می‌شود. مرور ادبیات بیانگر فراوانی روش‌های تخمین بزرگی سیل هستند، اما تحلیل فراوانی سیل مستقیم‌ترین روش برای برآورد فراوانی سیل در یک مکان خاص است. برآوردهای دقیق تحلیل فراوانی سیلاب برای طراحی سازه‌ها و

سیل‌ها خطرات طبیعی بوده و زیان‌های شدیدی را در سراسر جهان ایجاد می‌کنند. از دلایل اصلی سیل می‌توان به بارندگی شدید، آب شدن برف و یخ، شکستن سدها و کمبود ظرفیت رودخانه برای انتقال آب اضافی اشاره نمود. سیل‌ها پدیده‌های طبیعی هستند که بلایایی از جمله تخریب زیرساخت‌ها، آسیب به محیط زیست و

۱- دانشیار اقلیم‌شناسی، گروه جغرافیای طبیعی، دانشگاه سیستان و بلوچستان، زاهدان، ایران

۲- دانشیار اقلیم‌شناسی، گروه جغرافیای طبیعی، دانشگاه سیستان و بلوچستان، زاهدان، ایران

(نویسنده مسئول: h.nazaripour@gep.usb.ac.ir)

رودخانه جهلم (پاکستان) مناسب‌تر بوده است (Bhat et al., 2019). برخی از مطالعات نیز بر تحلیل فراوانی بارش‌های بیشینه متمرکز شده‌اند که پتانسیل ایجاد سیل را دارا می‌باشند. در این راستا، برترین توزیع احتمالاتی حداکثر بارش ماهانه در بنگلادش بررسی شده است. توزیع‌های GEV، P3 و LP3 به ترتیب در ۳۶٪، ۲۶٪ و ۲۵٪ درصد از ایستگاه‌های باران‌سنجی (۳۵ مورد) بهترین نتایج را داشته‌اند (Alam et al., 2018). توزیع‌های احتمالی نرمال تعمیم‌یافته (GNO)، مقادیر حدی تعمیم‌یافته (GEV) و پیرسون تیپ سه (PE3)، برترین مدل‌های توزیع احتمالاتی برای توصیف توزیع حداکثر بارندگی روزانه منطقه اوتاریو (کانادا) بر اساس رویکرد ارزیابی سیستماتیک تعیین شده‌اند. با این وجود، توزیع GEV نسبت به GNO و PE3 به دلیل مبنای نظری محکم‌تر برای نمایش توزیع متغیرهای تصادفی شدید، ترجیح داده شده است (Nguyen et al., 2017). توزیع احتمالاتی مقادیر حدی تعمیم‌یافته (GEV) با استفاده از روش گشتاورهای وزن دار بهترین برآزش تحلیل فراوانی حداکثر بارش روزانه را برای دوره بازگشت‌های مختلف در دوره بازگشت‌های مختلف برای تعداد ۳۶۲ ایستگاه باران‌سنجی در سراسر کلمبیا را ارائه نموده است (Coronado-Hernández et al., 2020). آمین و همکاران (Amin et al., 2016) دریافته‌اند که توزیع لگاریتم پیرسون تیپ سه (LP3) بهترین توزیع برای برآورد حداکثر بارندگی سالانه در مناطق شمالی پاکستان می‌باشد. اسلیمان و همکاران (Eslamian et al., 2007) پیشنهاد کرده‌اند که توزیع مقادیر حدی تعمیم‌یافته (GEV) و توزیع لگاریتم پیرسون تیپ سه (LP3) برترین برآزش‌ها برای تخمین حداکثر بارندگی ماهانه به عنوان یک رویداد شدید را در مناطق مرکزی ایران (استان اصفهان) فراهم می‌کنند. توزیع لگاریتم پیرسون تیپ سه (LP3) برترین برآزش را برای توزیع بارندگی در تایوان (Lee, 2005) و نیجریه (Ogunlela, 2001) ارزیابی شده است.

مداول‌ترین روش‌های مورد استفاده برای تخمین پارامترها در تحلیل فراوانی سیل عبارت‌اند از روش برآورد درستنمایی بیشینه (MLE)، روش گشتاور معمولی (MOM)، گشتاور خطی (LM) و روش گشتاورهای وزنی احتمالاتی (PWM). روش MLE یک روش کارآمد و رایج در تخمین پارامترهای مدل‌های توزیع احتمالاتی است. اخیراً روش‌های LM در ادبیات هیدرولوژیکی برای تخمین پارامترهای توزیع‌های احتمالاتی در کانون توجه پژوهشگران قرار گرفته است. در این پژوهش از روش‌های MLE و LM برای تخمین پارامترهای توزیع‌های احتمالاتی منتخب استفاده شده است.

یکی از رایج‌ترین چالش‌ها در تحلیل فراوانی سیل، تعداد محدود از مشاهدات موجود است (Rahman et al., 2013; Ahmed et al., 2023) که می‌تواند منجر به انتخاب نادرست مدل‌های احتمالاتی و تخمین نادرست پارامترها گردد (Archer et al., 2007; Pan et al., 2007).

مدل‌سازی دشت سیلابی بسیار مهم است (Rizwan et al., 2018). برآورد دوره بازگشت، گام اولیه در تحلیل فراوانی سیلاب است و دقت آن به طور مستقیم بر مدیریت و برنامه‌ریزی سازه‌های هیدرولوژیکی تأثیر می‌گذارد. بهره‌گیری از سوابق زیاد داده‌های جریان برای تحلیل فراوانی سیل ضروری است، زیرا دوره‌های طولانی‌تر از مشاهدات، تخمین‌های قابل‌اعتمادتری از فرین‌های هیدرولوژیکی ارائه می‌دهد (U Hassan et al., 2019). برای رویدادهای شدید با دوره بازگشت طولانی‌تر، ورودی داده‌های هواشناسی مازاد برای بهبود دقت تجزیه و تحلیل ضروری است (Salas et al., 2014). ارزیابی دقیق اوج‌های سیلاب برای اطمینان از ایمنی سازه‌های مدیریت آب حیاتی است (Brazdil et al., 2006). هیدرولوژیست‌ها به طور جدی روش‌های مختلفی را برای افزایش دقت تخمین سیل توسعه داده‌اند (Murtaza et al., 2022). با این حال، از تحقیقات این حوزه مشخص است که هیچ مدل واحدی از مقبولیت جهانی برخوردار نیست و اثربخشی آن‌ها تابع تنوع نمونه‌ها و مشخصه‌های ایستگاه‌های اندازه‌گیری جریان است (Wilson et al., 2011). به همین دلیل، روش‌های مختلف توزیع فراوانی به طور کامل مورد استفاده قرار می‌گیرند (Ramasamy et al., 2022). دو رویکرد رایج برای تحلیل فراوانی سیلاب، رویکرد حداکثر بلوک (BM) و رویکرد پیک بالاتر از آستانه (POT) می‌باشد. روش‌های تحلیل فراوانی مبتنی بر رویکرد حداکثر بلوک از مقدار پیک سالانه استفاده می‌کنند، در حالی که رویکرد پیک بالاتر از آستانه، مقادیری را که بالای یک آستانه خاص قرار دارند را در نظر می‌گیرند. مطالعات متعددی در مورد فراوانی سیل بر شناسایی روش مناسب متمرکز شده‌اند. روش‌های توزیع متداول شامل لگاریتم نرمال با دو یا سه پارامتر، گمبل، لگاریتم پیرسون تیپ ۳، پیرسون تیپ ۳ و توزیع مقادیر حدی تعمیم‌یافته (GEV) می‌باشند (Peel et al., 2001). این توزیع‌ها برای تحلیل فراوانی سیل در کشورهای مختلف استفاده شده‌اند (Castellarin et al., 2012). تابع توزیع مقادیر حدی تعمیم‌یافته به‌عنوان برترین توزیع احتمالی در تحلیل فراوانی سیلاب حوضه‌های آبریز استان گلستان انتخاب و مقادیر چندک‌های احتمال و دوره‌های بازگشت مختلف از طریق آن برآورد شده است (رستمی کامرود و همکاران، ۱۳۹۹). مطالعات هیدرولوژیکی در حوضه تاپی (هندوستان) به مقایسه توزیع‌های ارزش فرین تیپ یک (EV1)، گمبل و لگاریتم پیرسون تیپ سه (LP3) پرداخته و دبی تخمینی در دوره‌های بازگشت مختلف را محاسبه نموده‌اند (Hire, 2000). در شش منطقه هیدرولوژیکی ایالات متحده آمریکا بررسی شده است که GEV همراه با برآورد درستنمایی بیشینه (MLE) با عدم قطعیت بزرگ‌تری همراه بوده است؛ در حالی که توزیع لگاریتم پیرسون تیپ سه (LP3) عدم قطعیت کمتری را نشان داده است (Hu et al., 2020). توزیع لگاریتم پیرسون تیپ ۳ نسبت به توزیع گمبل در تحلیل فراوانی سیلاب

ایالت بلوچستان پاکستان و از سمت غرب با حوضه آبریز رودخانه‌های بین بندرعباس و سدیج در استان هرمزگان همجوار می‌باشد (شکل ۱). از نظر اقلیم‌شناختی این حوضه آبریز دارای اقلیم گرم و خشک با میانگین بارش سالانه ۱۲۵ میلی‌متر شناخته می‌شود (Aryanmanesh et al., 2024). بارش اندک، دما و تبخیر سالانه بالا، سبب گردیده تا عمده رودخانه‌های این حوضه آبریز از نوع جریان فصلی باشند. تنها رودخانه دائمی این منطقه، رودخانه سرباز می‌باشد که شریان حیاتی سکونت‌گاه‌های قدیمی و خطی در این قسمت از سرزمین ایران می‌باشد (پهلوان هاشمی و همکاران، ۱۴۰۰). منطقه مورد مطالعه، دارای دو رژیم غالب بارندگی فصلی (زمستانه و تابستانه) می‌باشد. به سبب خشکی محیط جغرافیایی و نزدیکی به منابع رطوبت فراوان دریا، بارش‌های شدید تبدیل به سیلاب گردیده و سبب بروز خسارت‌های هنگفت به زیرساخت‌ها و زیست بوم جغرافیایی آن می‌گردد. بنابراین، حوضه آبریز بلوچستان جنوبی اغلب تحت تأثیر سیلاب‌های سهمگین قرار می‌گیرد.

داده‌های بازسازی شده جریان روزانه (Aryanmanesh et al., 2024) در هفت ایستگاه آب‌سنجی واقع بر روی رودخانه‌های مهم حوضه آبریز بلوچستان جنوبی اساس این پژوهش را شکل می‌دهند. طول دوره سری زمانی جریان رودخانه‌ها به طور مشابه ۴۷ سال می‌باشد. خلاصه‌ای از مشخصات ایستگاه‌های آب‌سنجی مورد استفاده در این پژوهش در جدول (۱) آورده شده است.

براساس رویکرد حداکثر بلوک (BM)، مقدار اوج دبی سالانه (MFD) هریک از ایستگاه‌های آب‌سنجی از داده‌های جریان روزانه استخراج و یک آرایه به ابعاد 47×7 ایجاد گردیده که سطرها و ستون‌های آن به ترتیب بیانگر سال و ایستگاه‌های آب‌سنجی می‌باشند. این آرایه مبنای تحلیل فراوانی سیلاب (FFA) در حوضه آبریز بلوچستان جنوبی با هدف انتخاب مناسب‌ترین مدل توزیع احتمالاتی و برآورد دبی‌های سیلاب برای دوره بازگشت‌های مختلف قرار گرفته است.

روش شناسی توزیع‌های احتمالاتی

برای توصیف فراوانی سیل در یک مکان خاص، انتخاب یک توزیع احتمال مناسب، همیشه مهم است. توزیع مقادیر حدی تعمیم‌یافته (GEV)، توزیع لگاریتم پیرسون تیپ سه (LP3)، توزیع گاما (GAMMA)، توزیع گمبل (GUM) و توزیع لگاریتم نرمال سه پارامتری (LN3) برای تجزیه و تحلیل فراوانی سیل در هفت ایستگاه آب‌سنجی حوضه آبریز بلوچستان جنوبی انتخاب شده‌اند. مشخصات این توزیع‌ها از جمله تابع چگالی احتمال (PDF) و تابع چنک در

2023). به طور معمول، حداقل ۳۰ سال داده مداوم برای انجام تحلیل فراوانی سیل در شرایط عادی مورد نیاز است (Douglas et al., 2000; Mishra et al., 2024). حوضه آبریز بلوچستان جنوبی در جنوب شرق ایران هر ساله سیل‌های مخربی را تجربه کرده که خسارت‌های قابل توجهی را به بار آورده و بر چشم‌انداز محیطی تأثیر می‌گذارد. ریسک سیلاب در منطقه به دلیل ساخت و ساز در مناطق مستعد سیل، کاهش ظرفیت رودخانه‌ها، عدم وجود طرح‌های جامع آبخیزداری و کنترل سیلاب و غیره، تشدید شده است. این ریسک فزاینده مستلزم درک بهتر و مدیریت مؤثر است. نرخ فزاینده طغیان رودخانه‌ها در حوضه بلوچستان جنوبی حیاتی و در عین حال ناشناخته است. ارزیابی جامع از تحلیل فراوانی سیلاب در حوضه آبریز بلوچستان جنوبی وجود ندارد. اندک مطالعات نیز بر روی مجموعه محدودی از مدل‌ها در سطح یک رودخانه متمرکز شده‌اند. با توجه به ماهیت پیچیده سیل در حوضه آبریز بلوچستان جنوبی تحت تأثیر عواملی مانند تغییر اقلیم (افزایش شدت بارش) و رفتارهای انسانی (تغییر کاربری برنامه‌ریزی نشده)، بررسی دقیق مدل‌های تحلیل فراوانی سیل ضروری است.

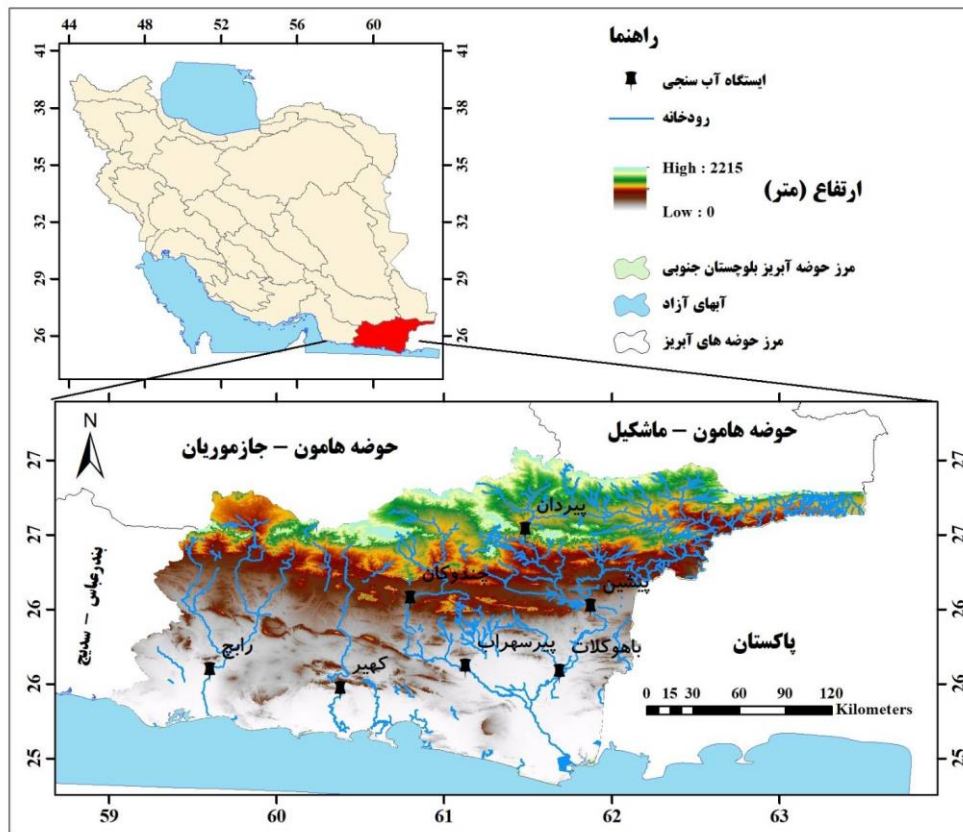
پژوهش حاضر با ارزیابی دقیق چندین روش تحلیل فراوانی سیل، از جمله توزیع مقادیر حدی تعمیم‌یافته (GEV)، توزیع لگاریتم پیرسون تیپ سه (LP3)، توزیع گاما (GAMMA)، توزیع گمبل (GUM) و توزیع لگاریتم نرمال سه پارامتری (LN3) در هفت ایستگاه آب‌سنجی، در پی تکمیل این شکاف مطالعاتی می‌باشد؛ بنابراین اهداف این مطالعه شامل (۱) ارزیابی اثربخشی مدل‌های احتمالاتی مختلف در تخمین دبی‌های سیلاب برای دوره بازگشت‌های مختلف (۲) مقایسه و تعیین مناسب‌ترین مدل‌های تحلیل فراوانی سیل از طریق آزمون‌های نیکویی برآزش. تا به حال، پژوهشی با عنوان تحلیل فراوانی سیلاب در حوضه آبریز بلوچستان جنوبی صورت نگرفته است؛ بنابراین پژوهش جاری از این لحاظ دارای نوآوری بوده و انتظار می‌رود نتایج آن در استراتژی‌های مقابله و سازگاری با سیلاب در این حوضه مفید واقع گردد.

داده و روش شناسی منطقه مورد مطالعه و داده

حوضه آبریز بلوچستان جنوبی با کد هیدرولوژیکی ۲۹، زیر مجموعه حوضه آبریز خلیج فارس و دریای عمان (درجه یک) می‌باشد که در گوشه جنوب‌شرقی آن واقع و خشک و کم آب می‌باشد (معروفی و همکاران، ۱۳۹۶). این حوضه آبریز، به نام‌های رودخانه‌های بلوچستان جنوبی، رایج- باهو کلات نیز معروف بوده و با حدود بین سدیج و مرکز پاکستان شناخته می‌شود. مساحت این حوضه آبریز $48523/7$ کیلومتر مربع بوده و از شمال با حوضه آبریز جازموریان و حوضه مشکیل، از سمت جنوب با خلیج عمان، از سمت شرق با

جدول (۲) آورده شده است. این توزیع‌های احتمالاتی در ادبیات هیدرولوژی مرسوم بوده و برای تجزیه و تحلیل فراوانی سیل در بسیاری از مناطق توصیه شده‌اند (Castellarin et al., 2012; Opere et al., 2006; Rahman et al., 2013). جزئیات روش تخمین پارامترهای مدل (MLE و LM) در زیر تشریح شده‌اند (جدول ۲).

جدول (۲) آورده شده است. این توزیع‌های احتمالاتی در ادبیات هیدرولوژی مرسوم بوده و برای تجزیه و تحلیل فراوانی سیل در بسیاری از مناطق توصیه شده‌اند (Castellarin et al., 2012; Opere et al., 2006; Rahman et al., 2013). جزئیات روش تخمین پارامترهای مدل (MLE و LM) در زیر تشریح شده‌اند (جدول ۲).



شکل ۱ - موقعیت منطقه مورد مطالعه، رودخانه‌ها و ایستگاه‌های آب‌سنجی

جدول ۱- مشخصات ایستگاه‌های آب‌سنجی در حوضه آبریز بلوچستان جنوبی

دوره سری زمانی	حوضه آبریز درجه ۲	طول جغرافیایی	عرض جغرافیایی	رودخانه	ایستگاه آب‌سنجی
۲۰۱۸-۱۹۷۳	بلوچستان جنوبی	۶۱/۴۲	۲۵/۷۲	باهوکلات	باهوکلات
۲۰۱۸-۱۹۷۳	بلوچستان جنوبی	۶۱/۶۰	۲۶/۱۰	سرباز	پیشین
۲۰۱۸-۱۹۷۳	بلوچستان جنوبی	۶۰/۸۷	۲۵/۷۵	کاجو	پیرسهراب
۲۰۱۸-۱۹۷۳	بلوچستان جنوبی	۶۰/۵۵	۲۶/۱۵	کاجو	چندوکان
۲۰۱۸-۱۹۷۳	بلوچستان جنوبی	۶۰/۱۴	۲۵/۶۲	کهیر	کهیر
۲۰۱۸-۱۹۷۳	بلوچستان جنوبی	۵۹/۳۸	۲۵/۷۳	کارسانی	رایج
۲۰۱۸-۱۹۷۳	بلوچستان جنوبی	۶۱/۲۲	۲۶/۵۵	سرباز	پیردان

وجود داشته باشد. هر y_i دارای یک تابع چگالی احتمال $f(y_i; \mu)$ می‌باشد. در این جا، $\mu = (\mu_1, \mu_2, \dots, \mu_k)$ بردار پارامترهای ناشناخته‌ای است که باید تخمین زده شود. سپس تابع لگاریتم درستنمایی به صورت زیر $l(\mu) = \sum_{i=1}^n \log f(y_i; \mu)$ تعریف می‌شود. برآورد درستنمایی بیشینه از μ یک ارزش از بردار پارامتر μ

روش‌های برآورد پارامترها

روش برآورد درستنمایی بیشینه (MLE)

روش برآورد درستنمایی بیشینه (MLE) پارامترها را با به حداکثر رساندن تابع لگاریتم درستنمایی از توزیع احتمال تخمین می‌زند. فرض کنید n مشاهدات مستقل با توزیع یکسان y_1, y_2, \dots, y_n

تفاضلی و غیره در ادبیات موجود هستند. در این جا از روش نلدر-مید برای بهینه‌سازی عددی پیشنهاد شده توسط نلدر - مید استفاده کرده‌ایم (Nelder and Mead, 1965).

است که بیشینه $l(\mu)$ برای داده Y است. در این جا از روش‌های بهینه‌سازی عددی برای جستجو در μ استفاده می‌شود که حداکثر مقدار را $l(\mu)$ ارائه می‌دهد. بسیاری از روش‌های بهینه‌سازی عددی، به عنوان مثال، روش نیوتن رافسون، روش نلدر-مید، روش تکاملی

جدول ۲- مشخصات توزیع‌های احتمالاتی منتخب

Distribution	Probability density function (PDF)	Quantile function	Parameter
GEV	$\frac{1}{a} [1 - \kappa (\frac{y - \mu}{\alpha})]^{\frac{1}{\kappa} - 1} \exp \left\{ - [1 - \kappa (\frac{y - \mu}{\alpha})]^{\frac{1}{\kappa}} \right\}$	$\mu + \frac{\alpha}{\kappa} [1 - (-\log F)^\kappa]$	κ, α, μ
LP3	$\frac{ a }{\Gamma(\kappa)x} [a(\ln x - \mu)]^{\kappa-1} \exp[-a(\ln x - \mu)]$	شکل واحدی موجود نیست.	κ, α, μ
GAMMA	$f(x) = \frac{1}{\alpha^2 \Gamma(\kappa)} (x - \mu)^{\kappa-1} e^{-\frac{(x-\mu)}{\alpha}}$	$\mu + \alpha \log(F)$	α, μ
GUM	$\frac{1}{\alpha} \exp \left[-\frac{y - \mu}{\alpha} - \exp \left(-\frac{y - \mu}{\alpha} \right) \right]$	$\mu - \alpha \log(-\log F)$	α, μ
LN3	$\frac{1}{\alpha\sqrt{2\pi}} \exp \left[-\log \left\{ \frac{1 - \kappa(y - \mu)}{\alpha} \right\} - \frac{1}{2} \left[-\frac{1}{\kappa} \log \left\{ \frac{1 - \kappa(y - \mu)}{\alpha} \right\} \right]^2 \right]$	شکل واحدی موجود نیست.	κ, α, μ

$$\begin{aligned}
 b_0 &= n^{-1} \sum_{j=1}^n y_{j:n} \\
 b_1 &= n^{-1} \sum_{j=2}^n \frac{(j-1)}{(n-1)} y_{j:n} \\
 b_2 &= n^{-1} \sum_{j=3}^n \frac{(j-1)(j-2)}{(n-1)(n-2)} y_{j:n} \\
 b_3 &= n^{-1} \sum_{j=4}^n \frac{(j-1)(j-2)(j-3)}{(n-1)(n-2)(n-3)} y_{j:n}
 \end{aligned} \tag{۴}$$

که در آن داده $(y_{1:n})$ یک نمونه مرتب شده به ترتیب صعودی از 1 تا n است.

خطای استاندارد (SE) پارامترهای برآورد شده

ریشه میانگین مربعات خطا (SE) پارامترهای تخمین زده شده، معیاری از قابلیت اطمینان تخمین‌ها و عملکرد تکنیک تخمین را نشان می‌دهد. در این مطالعه، SE پارامترهای برآورد شده با روش شبیه‌سازی مونت کارلو به دست آمده است. شرح این روش به شرح زیر است: (۱) از پارامترهای تخمین زده شده با روش MLE و LM در هر ایستگاه آب‌سنجی استفاده و ۱۰۰۰ نمونه به اندازه طول داده از هر توزیع احتمال ترسیم می‌گردد. (۲) برای هر نمونه شبیه‌سازی شده، برآوردهای MLE و LM را برای پارامترهای توزیع به دست می‌آید. (۳) برای هر ایستگاه آب‌سنجی، SE با لحاظ انحراف استاندارد ۱۰۰۰ تخمین از MLE و LM پارامترهای هر توزیع به دست می‌آید.

تئوری گشتاور خطی (LM)

گشتاورهای خطی (LM) توسط هاسکینگ (Hosking, 1990) معرفی شده‌اند که توابع خطی از گشتاورهای وزنی احتمالی ($PWM'S$) هستند. گشتاورهای خطی جایگزین گشتاورهای معمولی هستند، اما از ترکیبات خطی آماره‌های سفارشی محاسبه می‌شوند. گشتاورهای خطی (LM) را می‌توان برای هر متغیر تصادفی Y تعریف کرد که میانگین آن وجود دارد (Hosking, 1990). مرتبه r th گشتاورهای وزنی احتمالی (β) به صورت زیر تعریف می‌شود:

$$\beta_r = \int_0^1 y(F) F(y)^r dF r = 0, 1, 2, \dots \tag{۱}$$

که در آن $F(y)$ یک توزیع احتمال تجمعی و $y(F)$ یک تابع چنک از توزیع است. چهار گشتاور خطی اول از نظر ترکیب خطی از PWM هستند که به صورت زیر تعریف شده است.

$$\begin{aligned}
 \lambda_1 &= \beta_0 \\
 \lambda_2 &= 2\beta_1 - \beta_0 \\
 \lambda_3 &= 6\beta_2 - 6\beta_1 + \beta_0 \\
 \lambda_4 &= 20\beta_3 - 30\beta_2 + 12\beta_1 - \beta_0
 \end{aligned} \tag{۲}$$

گشتاور مرتبه اول (λ_1) معیار مکان است (میانگین)، در حالی که گشتاور مرتبه دوم بیانگر پراکندگی است. در نهایت، نسبت‌های LM تعریف شده توسط (Hosking, 1990) در زیر آورده شده است:

$$\begin{aligned}
 \text{L-Coefficient of variation } (\tau_2) &= \frac{\lambda_2}{\lambda_1} \\
 \text{L-Skewness } (\tau_3) &= \frac{\lambda_3}{\lambda_2} \\
 \text{L-Kurtosis } (\tau_4) &= \frac{\lambda_4}{\lambda_2}
 \end{aligned} \tag{۳}$$

برآوردهای غیربایاس نمونه از β_i از چهار $PWMs$ اول برای هر توزیع را می‌توان به صورت زیر محاسبه کرد:

آزمون‌های نیکویی برازش

از آزمون‌های نیکویی برازش برای آزمایش این که آیا داده‌های مشاهده شده از توزیع خاصی پیروی می‌کنند استفاده می‌شود. در این جا، آزمون اندرسون - دارلینگ (AD) برای این منظور استفاده شده است. این آزمون اغلب در تجزیه و تحلیل فراوانی سیلاب استفاده و عملکرد خوبی را در مورد حجم نمونه کوچک و دم سنگین (heavy-tailed) نشان داده است (Lai, 2004). آماره آزمون برای آزمون AD به صورت زیر تعریف شده است:

$$AD = -n - S \quad (5)$$

where $\sum_{i=1}^n \left[\frac{2i-1}{n} (\log(1 - F(y_{n-i+1})) + \log(F(y_i))) \right]$

در این جا، $F(y_i)$ بیانگر تابع توزیع تجمعی (CDF) برای هر توزیع خاص می‌باشد.

روش‌های ارزیابی دقت

در روش‌های اندازه‌گیری دقت (AM)، از میانگین خطای مطلق (MAE)، میانگین درصد قدر مطلق خطا (MAPE)، ریشه میانگین مربعات خطا (RMSE) و ضریب همبستگی (R^2) برای آزمون این که چگونه یک توزیع معین به اندازه کافی با داده‌های مشاهده شده مطابقت دارد، استفاده شده که به شرح زیر تعریف شده‌اند:

$$MAE = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n |F(y_i) - F(\hat{y}_i)|$$

$$MAPE = \frac{100}{n} \sum_{i=1}^n \left| \frac{F(y_i) - F(\hat{y}_i)}{F(y_i)} \right|$$

$$RMSE = \sqrt{\frac{\sum_{i=1}^n (F(y_i) - \bar{F}(\hat{y}_i))^2}{n}} \quad (6)$$

$$R^2 = \frac{\sum_{i=1}^n (F(\hat{y}_i) - \bar{F}(\hat{y}_i))^2}{\sum_{i=1}^n (F(\hat{y}_i) - \bar{F}(\hat{y}_i))^2 + \sum_{i=1}^n (F(y_i) - F(\hat{y}_i))^2}$$

در این جا، $F(\hat{y}_i) = \frac{\sum_{i=1}^n F(\hat{y}_i)}{n}$ و n اندازه سری داده‌ها را نشان می‌دهد. در تمامی معیارهای دقت بالا، $F(y_i)$ تابع توزیع تجمعی (CDF) تجربی از داده‌ها (ارزش‌های منظم مشاهده شده) و $F(\hat{y}_i)$ دلالت بر تابع توزیع تجمعی (CDF) نظری از توزیع (مقادیر منظم تخمین زده شده از توزیع) دارد.

برآورد چندک

پس از انتخاب برترین توزیع احتمالاتی، هدف اصلی تجزیه و تحلیل فراوانی سیل، تخمین چندک y_T برای یک دوره بازگشت (T) با ارتباط علمی است. $P(Y \geq y_T) = \frac{1}{T}$

فراگذشت) از y_T سطح سیل یک بار در سال‌های T است. احتمال تجمعی از عدم فراگذشت به صورت زیر تعریف می‌گردد:

$$F = F(y_T) = P(Y \leq y_T) = 1 - P(Y \geq y_T) \quad (7)$$

$$= 1 - \frac{1}{T}$$

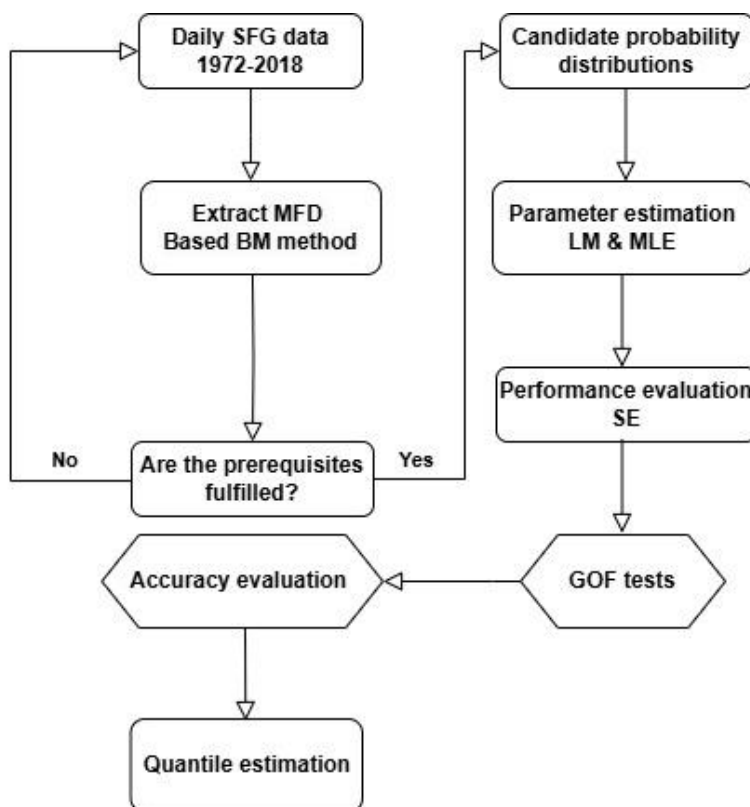
تابع توزیع $F(y_T)$ را می‌توان به صورت معکوس $y_T = y(F)$ بیان کرد، و می‌توان مستقیماً با جایگزین نمودن F چندک برآورده شده y_T را ارزیابی نمود. گاهی اوقات، معکوس $F(y_T)$ به صورت تحلیلی وجود ندارد، آن گاه، از روش عددی برای ارزیابی y_T برای ارزش داده شده F استفاده می‌گردد. عبارت‌های تابع چندک از توزیع‌های منتخب در جدول (۲) خلاصه شده است. برآورد چندک برای سال‌های T با جایگزین کردن ارزش $F = 1 - \frac{1}{T}$ در عبارات چندکی جدول (۲) محاسبه می‌گردد. خطای استاندارد چندک‌های برآورد شده نشان‌دهنده عدم قطعیت در تخمین فراوانی سیل در دوره‌های بازگشت است. فاصله اطمینان از چندک سیل یک محدوده تخمینی از مقادیر را ارائه می‌دهد که احتمالاً شامل فراوانی سیل دوره‌های بازگشت است. در این پژوهش، از یک روش بوت‌استرپ پارامتریک برای تخمین خطای استاندارد چندک‌های برآورد شده و فاصله اطمینان چندک‌های سیل در دوره‌های بازگشت استفاده شده است. این روش دقیق‌تر از محاسبات مجانبی است هنگامی که n کوچک است. جزئیات این رویه شامل روش بوت‌استرپ پارامتریک در (Meylan et al., 2012) موجود است. تجزیه و تحلیل داده‌ها شامل آزمون‌های آماری در بستر نرم افزار متلب و تحلیل فراوانی سیلاب با برنامه رایگان FFD 2.1 انجام گرفته است. نمایش تصویری مراحل تحلیل فراوانی سیلاب در شکل (۲) نمایش داده شده است.

نتایج و بحث

آماره‌های توصیفی از هفت ایستگاه آب‌سنجی در جدول (۳) خلاصه شده است. تمام داده‌های مربوط به ایستگاه‌های اندازه‌گیری جریان آب در جدول، به متر مکعب بر ثانیه می‌باشد. مشخص است که تمام داده‌ها در این ایستگاه‌های آب‌سنجی دارای انحراف می‌باشند. این شواهد کافی برای مدل‌سازی داده‌ها با توزیع غیر نرمال است. در تحلیل فراوانی سیل، مفروضات آماری اساسی، استقلال، تصادفی بودن و ایستایی سری داده‌ها است (Kite, 2019). استقلال و تصادفی بودن سری داده‌ها در ایستگاه‌های اندازه‌گیری جریان به ترتیب با استفاده از ضریب همبستگی پیرسون (r) در تأخیر یک و آزمون ناپارامتری والد-ولفویتز (WW) مورد آزمایش قرار گرفته است. برای بررسی ثابت بودن سری زمانی داده‌ها، از آزمون من-کندال (MK) استفاده شده است. نتایج تأیید مفروضات در جدول ۴ خلاصه شده است. نتایج جدول (۴) نشان می‌دهد که سری داده‌ها در هر ایستگاه اندازه‌گیری جریان، برای تجزیه و تحلیل فراوانی سیل و

قرار می‌گیرد. آزمون ناپارامتری والد-ولفویتز نیز نشان می‌دهد که ترتیب قرارگیری داده‌ها تصادفی و مستقل از یکدیگر است. نتایج آزمون من-کنندال نیز روند معنی‌دار (افزایشی یا کاهش‌ی) را در سری زمانی داده‌ها نشان نداده است.

تخمین تابع چگالی احتمال، مناسب می‌باشد. به گونه‌ای که مقدار ضریب همبستگی پیرسون در هر ایستگاه آب‌سنجی معنی‌دار نمی‌باشند. به این معنی که، داده‌های اوج دبی سالانه با تأخیر یک، دارای همبستگی معنی‌دار نمی‌باشند و استقلال مشاهدات مورد تأیید



شکل ۲- دیاگرام روش‌شناسی مراحل تحلیل فراوانی سیلاب

جدول ۳- آماره‌های توصیفی ($m^3 \cdot s^{-1}$) هفت ایستگاه آب‌سنجی در حوضه آبریز بلوچستان جنوبی

ایستگاه	n	Mean	Median	S	CV	Skewness	Kurtosis	Min.	Max.
باهوکالات	۴۷	۴۴۴/۶	۳۵۹	۴۲۲/۴	۰/۹۵	۱/۹۵	۵/۱۷	۹/۹	۲۱۲۵
پیشین	۴۷	۴۲۴/۷	۲۶۸	۵۹۷/۸	۱/۴۱	۳/۳۸	۱۲/۷۱	۳/۹	۳۰۱۲
پیرسهراب	۴۷	۳۸۳/۸	۳۴۴	۳۴۶	-۰/۹۰	۱/۶۷	۳/۱۹	۱۱/۸	۱۵۸۰
چندوکان	۴۷	۲۵۰	۱۳۰/۵	۲۷۴/۲	۱/۱۰	۱/۵۷	۲/۴۹	۷/۶	۱۱۸۸
کهنیر	۴۷	۵۴۸/۱	۳۶۸	۹۵۴/۵	۱/۷۴	۱/۷۴	۴/۶۱	۱۲	۵۸۸۲
رابچ	۴۷	۴۸۵/۴	۳۵۶	۵۰۴/۵	۱/۰۴	۲/۴۴	۷/۸۹	۱۵/۱	۲۶۶۷
پیردان	۴۷	۱۵۰	۶۳/۸	۲۸۸/۱	۱/۹۱	۵/۲۹	۳۲/۲۶	۱/۱	۱۹۲۲

در جدول (۷) رتبه‌بندی شده است. به هر یک از توزیع‌ها امتیازی بین ۱ تا ۱۰ در آزمون‌های نیکویی برازش و اندازه‌گیری دقت لحاظ شده است. رتبه ۱۰ برای برترین و رتبه ۱ برای بدترین توزیع اختصاص داده شده است. طرح نمره رتبه بر اساس مقدار نسبی معیارهای دقت و مقدار P-value آزمون AD است. توزیع با کمترین مقدار RMSE،

پارامترهای برآورده شده برای هر توزیع در هر یک از ایستگاه‌های آب‌سنجی با استفاده از روش تخمین MLE و ML به ترتیب در جدول (۵) و (۶) همراه با خطای استاندارد (SE) گزارش شده است. برای شناسایی برترین توزیع در هر یک از ایستگاه‌های آب‌سنجی از آزمون‌های نیکویی برازش و اندازه‌گیری دقت استفاده شده و نتایج آن

با روش تخمین از قبل تعیین شده بر مبنای خطای استاندارد (SE) در هر ایستگاه آب‌سنجی بر اساس نمره رتبه کل در آزمون‌های نیکویی برازش و روش‌های اندازه‌گیری دقت، شناسایی شده‌اند.

MAEP، MAE یا بالاترین R^2 ، دارای بالاترین ارزش نمره رتبه (۱۰) می‌باشد. در آزمون AD، توزیعی که بالاترین مقدار P-value را داشته باشد، دارای بالاترین ارزش نمره رتبه می‌باشد. برترین توزیع‌ها

جدول ۴- نتایج مفروضات هفت ایستگاه آب‌سنجی در حوضه آبریز بلوچستان جنوبی

ایستگاه	n	r	Pvalue	Mann-Kendall test		Wald-Wolfowitz test
				Test statistics	Pvalue	Pvalue
باهوکلالت	۴۷	-۰/۳۷	۰/۲۱	-۶۲/۳۰	۰/۰۶	۰/۱۵
پیشین	۴۷	-۰/۰۲	۰/۸۷	۸/۴۷	۰/۷۴	۰/۸۴
پیرسهراب	۴۷	-۰/۰۸	۰/۳۵	-۱۵/۰۷	۰/۴۹	۰/۹۶
چندوکان	۴۷	-۰/۲۲	۰/۱۳	-۵/۱۰	۰/۷۷	۰/۱۳
کهپیر	۴۷	-۰/۰۰	۰/۹۶	-۱۶/۳۳	۰/۵۵	۰/۱۷
رابج	۴۷	-۰/۲۲	۰/۱۴	۸۸/۷۸	۰/۰۷	۰/۳۰
پیردان	۴۷	-۰/۰۶	۰/۶۹	-۱۱/۶۰	۰/۳۸	۰/۹۱

در این جا، n نشان دهنده اندازه نمونه سری‌های زمانی و r بیانگر ضریب همبستگی پیرسون است.

جدول ۵- پارامترهای برآورد شده به روش MLE در هفت ایستگاه آب‌سنجی در حوضه آبریز بلوچستان جنوبی

Station	Probability distributions												
	GEV			LP3			GAMMA		GUM		LN3		
	κ	α	μ	κ	α	μ	α	μ	α	μ	κ	α	μ
باهوکلالت	-۰/۱۹	۲۵۰/۳	۲۴۳	-۰/۲۱	۲۲/۳	۰/۱۱	۱/۱۱	۴۰۱/۲۴	۲۶۶/۷	۳۰۸/۳	۵/۵۷	۱/۲۰	۱/۴۵
پیشین	-۰/۴۳	۱۹۳/۱	۱۷۰/۴	-۰/۲۸	۱۳/۱	۰/۱۷	۰/۵۰	۸۴۱/۳۸	۲۲۰/۶	۳۵۳/۶	۵/۲۷	۱/۴۸	۰/۵۷
پیرسهراب	-۰/۱۷	۲۱۱/۴	۲۱۷	-۰/۲۱	۲۲	۰/۱۱	۱/۲۳	۳۱۱/۹۲	۲۳۵/۷	۲۵۶/۶	۴/۴۸	۱/۳۷	۱/۱۱
چندوکان	-۰/۲۸	۱۴۶/۱	۱۱۰/۹	-۰/۲۸	۱۲/۷	۰/۱۶	۰/۸۳	۳۰۰/۵۹	۱۳۲/۴	۲۰۴	۵/۴۵	۱/۱۹	۱/۷۲
کهپیر	-۰/۵۲	۲۰۵/۳	۲۱۰/۵	-۰/۲۱	۲۲/۱	۰/۱۱	۰/۳۳	۱۶۶۲/۳۱	۲۸۲	۴۶۱/۱	۵/۲۷	۱/۴۸	۰/۵۷
رابج	-۰/۲۷	۲۵۲	۲۴۶/۸	-۰/۲۰	۲۴/۷	۰/۰۹	۰/۹۳	۵۲۴/۴۷	۲۸۳/۳	۳۵۰	۵/۵۷	۱/۲۰	۱/۴۵
پیردان	-۰/۵۲	۶۲/۷	۴۷/۹	-۰/۳۶	۷/۵	۰/۲۳	۰/۲۷	۵۵۰/۴۸	۶۹/۷	۱۴۰/۶	۵/۴۵	۱/۱۹	۱/۷۲

جدول ۶- پارامترهای برآورد شده به روش LM در هفت ایستگاه آب‌سنجی در حوضه آبریز بلوچستان جنوبی

Station	Probability distributions												
	GEV			LP3			GAMMA		GUM		LN3		
	κ	α	μ	κ	α	μ	α	μ	α	μ	κ	α	μ
باهوکلالت	-۰/۱۷	۲۴۸/۳	۲۳۹	-۰/۱۸	۲۱/۱	۰/۰۸	۱/۰۲	۳۹۵/۳۲	۲۵۹/۳	۳۰۳/۲	۴/۷۷	۱/۱۸	۱/۳۸
پیشین	-۰/۳۸	۱۹۰/۳	۱۷۲/۶	-۰/۲۷	۱۲/۳۱	۰/۱۵	-۰/۴۸	۸۳۱/۷۸	۲۱۷/۴	۳۵۲/۴	۵/۱۸	۱/۳۷	-۰/۵۳
پیرسهراب	-۰/۱۴	۲۰۵/۲	۲۱۱/۳	-۰/۱۸	۲۱/۴	۰/۰۸	۱/۱۸	۳۰۹/۲۸	۲۳۲/۴	۲۵۳/۴	۴/۳۲	۱/۳۱	۱/۰۶
چندوکان	-۰/۲۶	۱۴۴/۵	۱۰۷/۶	-۰/۲۶	۱۱/۶	۰/۱۴	۰/۷۳	۲۹۴/۳۲	۱۳۰/۱	۲۰۲/۳	۵/۲۱	۱/۱۴	۱/۶۷
کهپیر	-۰/۴۸	۲۰۲/۴	۲۰۶/۳	-۰/۱۹	۱۹/۸	۰/۰۹	-۰/۲۸	۱۶۵۷/۲۱	۲۷۹/۴	۴۵۸/۵	۵/۰۶	۱/۴۳	-۰/۵۶
رابج	-۰/۲۹	۲۵۸	۲۴۸/۳	-۰/۱۷	۲۲/۳	۰/۱۰	-۰/۸۶	۵۱۹/۷۷	۲۸۱/۵	۳۴۶/۱	۵/۳۵	۱/۱۶	۱/۳۹
پیردان	-۰/۴۶	۵۹/۴	۴۵/۳	-۰/۳۳	۶/۶	۰/۲۲	-۰/۲۴	۵۴۲/۳۲	۷۰/۳	۱۳۸/۴	۵/۱۵	۱/۱۴	۱/۶۸

سایر توزیع‌ها بوده‌اند. در حالی که در ایستگاه آب‌سنجی چندوکان، توزیع LP3 با روش تخمین پارامتر MLE توزیع برتر بوده است. هرچند در این مطالعه یک توزیع واحد به عنوان برترین توزیع برای همه ایستگاه‌های آب‌سنجی مشخص نشده است؛ با این وجود،

نمره رتبه کل در جدول (۷) نشان می‌دهد که توزیع GEV با روش تخمین پارامتر LM برای ایستگاه‌های آب‌سنجی باهوکلالت، پیشین، پیردان و کهپیر برترین بوده‌اند. برای ایستگاه‌های آب‌سنجی رابج و پیرسهراب توزیع LP3 با روش تخمین پارامتر LM برتر از

با روش تخمین MLE در ایستگاه آب‌سنجی چندوکان مشاهده شده است که دارای انحراف معیار، کشیدگی و چولگی کمتر نسبت به بقیه ایستگاه‌ها بوده و حداقل و حداکثر جریان رودخانه نیز در این ایستگاه آب‌سنجی کمتر از سایر ایستگاه‌ها می‌باشد (جدول‌های ۴ و ۷).

توزیع‌های GEV و LP3 با روش تخمین پارامتر LM به عنوان توزیع‌های برتر در اغلب ایستگاه‌ها بوده‌اند. این مورد با نتایج پژوهش (Drissia et al., 2019) همسو بوده است. به طور کلی، روش تخمین LM برای شناسایی توزیع مناسب، عملکرد بهتری داشته است که مشابه نتایج (Ahmad et al., 2015) می‌باشد. مناسب‌ترین توزیع

جدول ۷- رتبه توزیع‌ها در آزمون‌های نیکویی برازش و ارزیابی دقت در حوضه آبریز بلوچستان جنوبی

ایستگاه	Distribution	Method	AD	RMSE	MAE	MAEP	R^2	Total rank
باهوکلات	GEV		۴	۵	۵	۵	۵	۲۴
	LP3		۵	۳	۴	۳	۴	۱۹
	GAMMA	LM	۲	۳	۱	۳	۲	۱۲
	GUM		۳	۳	۳	۲	۳	۱۴
	LN3		۱	۲	۱	۲	۱	۷
پیشین	GEV		۴	۴	۵	۵	۵	۲۳
	LP3		۵	۳	۴	۴	۳	۱۹
	GAMMA	LM	۳	۳	۳	۴	۲	۱۵
	GUM		۲	۳	۲	۳	۲	۱۲
	LN3		۳	۲	۱	۲	۱	۹
بیرسهراب	GEV		۴	۵	۴	۴	۴	۲۱
	LP3		۵	۵	۵	۵	۵	۲۵
	GAMMA	LM	۳	۴	۳	۴	۳	۱۷
	GUM		۳	۲	۲	۲	۳	۱۲
	LN3		۲	۱	۲	۳	۲	۱۰
چندوکان	GEV		۴	۵	۳	۴	۳	۱۹
	LP3		۵	۵	۵	۵	۵	۲۵
	GAMMA	MLE	۳	۳	۴	۳	۳	۱۶
	GUM		۲	۳	۲	۲	۱	۱۰
	LN3		۱	۲	۱	۲	۱	۷
کهپیر	GEV		۵	۵	۳	۵	۴	۲۲
	LP3		۴	۴	۵	۴	۴	۲۱
	GAMMA	LM	۳	۲	۳	۴	۳	۱۵
	GUM		۲	۲	۲	۲	۴	۱۲
	LN3		۲	۱	۲	۱	۱	۷
رابج	GEV		۴	۴	۵	۴	۴	۲۱
	LP3		۵	۵	۵	۵	۵	۲۵
	GAMMA	LM	۳	۴	۳	۳	۴	۱۷
	GUM		۳	۲	۲	۱	۱	۹
	LN3		۱	۱	۲	۲	۱	۷
بیردان	GEV		۵	۵	۵	۵	۴	۲۴
	LP3		۴	۵	۴	۲	۳	۱۸
	GAMMA	LM	۴	۳	۴	۳	۲	۱۶
	GUM		۳	۱	۱	۲	۳	۱۰
	LN3		۲	۱	۲	۱	۱	۷

مقادیر پُررنگ، نمره رتبه برای توزیع مناسب می‌باشند.

یکی از اهداف اصلی تجزیه و تحلیل فراوانی سیلاب، تخمین چندک‌ها در برترین توزیع در هر ایستگاه آب‌سنجی می‌باشد. تخمین چندک‌ها برای دوره بازگشت‌های ۲، ۵، ۱۰، ۲۰، ۵۰، ۱۰۰ و ۵۰۰ سال با استفاده از تابع چندکی و ارزش پارامترهای توزیع برتر برآزش شده صورت گرفته است. تخمین چندکی γ_T با احتمال تجاوز (فراگذشت) F برای برترین توزیع‌های برآزش شده در جدول (۸) آورده شده است. برآورد عدم قطعیت (σ_s) در تخمین چندک و فواصل اطمینان ۹۵٪ از چندک‌های سیل در دوره بازگشت‌های مختلف نیز در جدول (۸) آورده شده است.

به نظر می‌رسد روش برآورد LM در ایستگاه‌های آب‌سنجی که دارای سیلاب‌های سهمگین‌تر بوده و دبی حداکثر سالانه در آن بزرگ‌تر می‌باشد، موفق‌تر عمل می‌کند. علاوه بر آن، ویژگی‌های شکل‌شناختی حوضه آبریز رودخانه‌ای نیز در ایستگاه چندوکان واقع بر روی قسمت سرآب رودخانه کاجو از لحاظ گستره و ناهمواری تفاوت بارزی با سایر ایستگاه‌ها دارد. هرچند اندازه نمونه سری‌های زمانی در این پژوهش مشابه می‌باشند؛ در تحقیقات پیشین تأیید شده است اندازه نمونه سری‌های زمانی نمی‌تواند عامل مهمی به نفع توزیع یا روش تخمین پارامتر خاص باشد (UI Hassan et al., 2019).

جدول ۸ - برآوردهای چندکی با ۹۵٪ سطح اطمینان در هفت ایستگاه آب‌سنجی در حوضه آبریز بلوچستان جنوبی

ایستگاه	توزیع	روش	آماره	Non-exceedance probability and return periods (years)						
				۰/۵۰	۰/۸۰	۰/۹۰	۰/۹۵	۰/۹۸	۰/۹۹	۱/۰۰
				۲/۰۰	۵/۰۰	۱۰/۰۰	۲۰/۰۰	۵۰/۰۰	۱۰۰/۰۰	۵۰۰/۰۰
باهوکلان	GEV	LM	Lower	۲۵۲/۳	۵۷۲/۲	۸۲۴/۳	۱۱۰۲/۲	۱۵۲۳/۱	۱۸۹۰/۹	۲۹۵۲/۰
			Fit	۳۳۸/۰	۶۷۷/۲	۹۴۵/۳	۱۲۴۰/۹	۱۶۸۸/۵	۲۰۷۹/۷	۳۲۰۸/۴
			Upper	۴۳۹/۳	۸۰۲/۸	۱۰۹۰/۱	۱۴۰۶/۸	۱۸۸۶/۴	۲۳۰۵/۶	۳۵۱۵/۰
			σ_s	۹/۱۲	۱۲/۳۸	۱۹/۶۷	۲۵/۶۴	۳۲/۱۵	۴۱/۱۱	۵۶/۱۸
			Lower	۱۷۸/۰	۴۶۵/۴	۷۴۹/۸	۱۱۲۴/۹	۱۸۲۱/۰	۲۵۶۱/۳	۳۵۴۲/۱
پیشین	GEV	LM	Lower	۲۴۷/۱	۵۷۸/۲	۹۰۶/۱	۱۳۳۸/۳	۲۱۴۰/۵	۲۹۹۳/۶	۶۳۰۰/۰
			Fit	۳۴۴/۸	۷۲۱/۵	۱۱۰۴/۳	۱۶۰۹/۰	۲۵۴۵/۹	۳۵۴۲/۱	۷۴۰۳/۴
			Upper	۷/۲۶	۱۰/۲۸	۱۳/۹۸	۱۹/۶۴	۲۵/۴۲	۴۸/۶۷	۶۶/۳۷
			σ_s	۲۰۹/۹	۴۶۹/۷	۶۴۹/۸	۸۱۶/۲	۱۰۱۵/۶	۱۱۵۱/۴	۱۴۲۰/۰
			Lower	۲۷۷/۸	۶۳۶/۲	۹۰۳/۱	۱۱۵۹/۸	۱۴۷۸/۱	۱۷۰۰/۵	۲۱۵۲/۲
پیرسهراب	LP3	LM	Lower	۳۷۱/۳	۹۱۵/۱	۱۳۶۱/۴	۱۸۱۵/۲	۲۴۰۴/۳	۲۸۳۰/۹	۳۷۲۹/۸
			Fit	۱۷/۸۰	۲۷/۱۲	۳۹/۵۴	۶۳/۲۵	۷۴/۲۰	۹۲/۱۸	۱۲۸/۳۵
			Upper	۹۲/۹	۲۷۰/۴	۴۴۶/۳	۶۶۰/۳	۱۰۰۶/۱	۱۳۱۸/۵	۲۲۲۷/۵
			σ_s	۱۲۸/۷	۳۸۴	۶۶۰/۵	۱۰۱۸/۹	۱۶۳۴	۲۲۱۸/۷	۴۰۳۲/۷
			Lower	۱۷۹	۵۸۴/۴	۱۰۸۳	۱۷۸۷/۹	۳۱۰۵/۴	۴۴۵۰/۷	۹۰۲۴/۴
چندوکان	LP3	MLE	Lower	۷/۱۹	۲۶/۳۸	۵۶/۲۱	۸۹/۶۴	۱۰۱/۲۹	۱۶۵/۲۵	۲۵۳/۹۸
			Fit	۲۱۹/۱	۵۴۳/۹	۸۹۳/۴	۱۲۸۶/۱	۲۳۷۳/۴	۳۵۰۲/۸	۸۴۰۴/۱
			Upper	۲۹۳/۵	۶۷۸/۷	۱۰۹۳/۲	۱۶۷۷/۶	۲۸۴۸/۵	۴۱۸۸/۱	۱۰۰۰۱/۱
			σ_s	۳۹۳/۸	۸۶۰/۵	۱۳۶۲/۶	۲۰۷۰/۵	۳۴۸۹	۵۱۱۱/۷	۱۲۱۵۳/۸
			Lower	۲۴۹/۳	۵۷۳/۱	۸۱۷/۵	۱۰۶۰/۴	۱۳۷۷	۱۶۱۱/۴	۲۱۳۲/۶
کهبیر	GEV	LM	Lower	۳۲۸/۲	۷۷۱/۶	۱۱۳۲/۶	۱۵۰۸/۲	۲۰۱۷/۸	۲۴۰۷/۳	۳۳۰۳/۹
			Fit	۴۳۵/۲	۱۱۰۲/۱	۱۷۰۳/۹	۲۳۷۰/۳	۳۳۲۵/۲	۴۰۸۷/۷	۵۹۳۰/۸
			Upper	۱۲/۷۰	۲۲/۶۵	۴۳/۲۸	۶۶/۳۹	۹۳/۸۷	۱۳۲/۱۰	۱۵۲/۳۷
			σ_s	۵۰/۵۰	۱۴۹/۷	۲۵۶/۳	۴۰۶/۵	۷۰۷/۴	۱۰۵۱/۵	۲۵۴۳/۱
			Lower	۷۳/۲	۱۹۰/۸	۳۱۷/۲	۴۹۵/۴	۸۵۲/۱	۱۲۶۰	۳۰۲۸/۶
پیردان	GEV	LM	Lower	۱۰۳/۹	۲۴۶/۴	۳۹۹/۶	۶۱۵/۴	۱۰۴۷/۸	۱۵۴۱/۸	۳۶۸۴/۶
			Fit	۴/۳۵	۱۲/۸۹	۲۵/۶۲	۵۶/۶۸	۶۸/۹۵	۹۲/۲۸	۱۰۲/۲۵
			Upper							
			σ_s							
			Lower							

آبریز رودخانه بلوچستان جنوبی بود. برترین توزیع فراوانی سیلاب در هر یک از ایستگاه‌های آب‌سنجی بر اساس بالاترین نمره رتبه کل در آزمون‌های نیکویی برازش و معیارهای دقت انتخاب گردید. نتایج نشان داد که توزیع GEV با استفاده از روش تخمین پارامتر MLE در ایستگاه‌های آب‌سنجی باهوکلالت، پیشین، کهیر و پیردان، بهتر از سایر توزیع‌ها بوده‌اند. توزیع LP3 با روش تخمین پارامتر MLE در ایستگاه آب‌سنجی چندوکان و با روش تخمین LM در ایستگاه‌های رایج و پیرسهراب مناسب‌تر بوده‌اند. به طور کلی، توزیع GEV نسبت سایر توزیع‌های انتخابی، به دلیل مبنای نظری محکم‌تر برای نمایش توزیع متغیرهای تصادفی شدید، مناسب‌تر بوده که همسو با نتایج (Nguyen et al., 2017) بوده است. از طرف دیگر، روش تخمین LM برای شناسایی توزیع مناسب، عملکرد بهتری داشته است که مشابه نتایج (Ahmad et al., 2015) بوده است. هرچند مقدار دبی سیلاب‌های حداکثر در دوره بازگشت‌های طولانی دارای عدم قطعیت‌های بیشتر می‌باشد؛ ولیکن، با ملاحظه ظرفیت زهکشی حوضه آبریز رودخانه‌های بلوچستان جنوبی می‌تواند بسیار مخاطره آمیز باشد.

نتایج حاصل از این پژوهش می‌تواند در برنامه‌ریزی منابع آب و طراحی سازه‌های هیدرولیکی در حوضه آبریز بلوچستان جنوبی و حوضه‌های همجوار و مشابه آن مورد استفاده قرار گیرد. حوضه آبریز بلوچستان جنوبی دارای شرایط هیدرواقلمی منحصر به فرد در میان حوضه‌های آبریز ایران می‌باشد. به عنوان مثال، رژیم بارش موسمی تابستانه با بارش‌های سیل‌آسا تنها در این حوضه آبریز رخ می‌دهد و بنابراین تعمیم نتایج این پژوهش به سایر حوضه‌های آبریز ایران توصیه نمی‌گردد. سازه‌های موجود در حوضه بلوچستان جنوبی در زمینه کنترل سیلاب‌ها، نه تنها جوابگوی شرایط امروزی نیست؛ بلکه شرایط آینده نیز در آن‌ها لحاظ نشده است. با توجه به وضعیت ناهمواری، پوشش گیاهی و سایر پارامترهای کنترل رواناب در حوضه آبریز بلوچستان جنوبی، ضریب رواناب در رویدادهای بارش سیل‌آسا بسیار فراتر بوده و حجم رواناب ایجاد شده فراتر از انتظار می‌باشد. سالانه صدها میلیون مترمکعب آب ناشی از این سیلاب‌ها از دسترس خارج و هربار هزاران میلیارد تومان خسارت به زیرساخت‌ها ایجاد می‌کند. در صورتی که می‌توان با کنترل و ذخیره سیلاب، از این منابع آب برای حل مشکل کم‌آبی استان، طرح‌های کشاورزی با بهره‌وری بالا و تخصیص به صنایع و روستاها و شهرهای نیازمند آب استفاده کرد. این امر از طریق بهبود و مدرنیزه‌سازی دانش بومی با تأکید بر نقش فناوری‌های نوین در جهت افزایش بهره‌وری و کارایی و پیش‌نگری و هشدار سیلاب ممکن است.

خطای استاندارد نشان می‌دهد که دوره‌های بازگشت طولانی‌تر، عدم قطعیت‌های بیشتری در مورد تخمین چندک سیل دارند. به عنوان نمونه، میانگین دبی حداکثر در ایستگاه باهوکلالت ۴۴۴/۶ متر مکعب بر ثانیه می‌باشد (جدول ۳)، در حالی که در دوره بازگشت‌های ۱۰، ۲۰، ۵۰ و ۱۰۰ سال به ترتیب ۹۴۵/۳، ۱۲۴۰/۹، ۱۶۸۸/۵ و ۲۰۷۹/۷ خواهد بود. برای سایر ایستگاه‌های آب‌سنجی و رودخانه‌ها شرایط به همین منوال می‌باشند. منتها در دوره بازگشت‌های طولانی‌تر مانند ۵۰، ۱۰۰ و ۵۰۰ سال، عدم قطعیت‌ها بیشتر می‌گردد. محدوده پایین صدک ۵ام و محدوده بالایی صدک ۹۵ام از توزیع چندک است. انحراف معیار از یک توزیع چندک برابر σ_S است که بیانگر خطای استاندارد از برآوردهای چندک است. برآوردهای چندک سیلاب برای دوره بازگشت‌های متفاوت با ارزش پُررنگ نشان داده شده است.

نتیجه‌گیری

سیلاب ماهیت اقلیم حوضه آبریز بلوچستان جنوبی در جنوب شرقی ایران است. تمرکز زمانی و افزایش شدت بارش در هم‌افزایی با خشکی محیط و فقر پوشش گیاهی، منجر به سیلاب‌های سهمگین در این حوضه آبریز گردیده و عمدتاً به دلایلی از قبیل عدم پیش‌بینی دقیق سیلاب خسارت‌های اقتصادی زیادی به بار می‌آورد. اقلیم خشک و فراخشک با جریان‌های موقتی و انزوای جغرافیایی سبب شده است که کمتر در کانون مطالعات قرار گیرد. با این وجود، سازگاری خود مختار (مستقل) ساکنان این سرزمین با سیلاب، این مخاطره محیطی را به یک فرصت تبدیل نموده است. تاکنون مطالعه جامعی بر تحلیل فراوانی سیل در حوضه آبریز بلوچستان جنوبی انجام نگرفته است. پیش‌آگاهی از وضعیت احتمالی سیلاب در دهه‌های آینده می‌تواند سطح آمادگی و پذیرش جامعه محلی را ارتقا داده و خسارت‌های سیلاب را کاهش دهد. از این رو، مطالعه حاضر به بررسی فراوانی سیلاب در حوضه آبریز بلوچستان جنوبی با رویکرد جامع پرداخته است.

در این مطالعه، سری جریان حداکثر سالانه در هفت ایستگاه آب‌سنجی واقع بر روی رودخانه‌های حوضه آبریز بلوچستان جنوبی مورد بررسی قرار گرفته‌اند. تحلیل فراوانی سیلاب با استفاده از توزیع مقادیر حدی تعمیم‌یافته (GEV)، توزیع لگاریتم پیرسون تیپ سه (LP3)، توزیع گاما (GAMMA)، توزیع گمبل (GUM) و توزیع لگاریتم نرمال سه پارامتری (LN3) انجام شده است. تکنیک‌های برآورد پارامتر شامل LM و MLE نیز برای برآورد پارامترهای توزیع‌ها مورد استفاده قرار گرفته‌اند. هدف این مطالعه، انتخاب برترین توزیع احتمال و روش تخمین برای تخمین فراوانی سیلاب در حوضه

منابع

- Castellarin, A., Kohnová, S., Gaál, L., Fleig, A., Salinas, J. L., Toumazis, A., Kjeldsen, T. R. and Macdonald, N. 2012. Review of applied statistical methods for flood frequency analysis in Europe: WG2 of COST action ES0901.
- Coronado-Hernández, Ó. E., Merlano-Sabalza, E., Díaz-Vergara, Z. and Coronado-Hernández, J. R. 2020. Selection of hydrological probability distributions for extreme rainfall events in the regions of Colombia. *Water*. 12(5):1397.
- Douglas, E. M., Vogel, R. M. and Kroll, C. N. 2000. Trends in floods and low flows in the United States: impact of spatial correlation. *Journal of Hydrology*. 240(1-2):90-105.
- Drissia, T. K., Jothiprakash, V. and Anitha, A. B. 2019. Flood frequency analysis using L moments: a comparison between at-site and regional approach. *Water Resources Management*. 33:1013-1037.
- Eslamian, S. S. and Feizi, H. 2007. Maximum monthly rainfall analysis using L-moments for an arid region in Isfahan Province, Iran. *Journal of Applied Meteorology and Climatology*. 46(4):494-503.
- Hire, P. S. 2000. Geomorphologic and hydrologic studies of floods in the Tapi basin (Doctoral dissertation). <https://doi.org/10.13140/RG.2.2.29414.86084>.
- Hosking, J. R. 1990. L-moments: analysis and estimation of distributions using linear combinations of order statistics. *Journal of the Royal Statistical Society Series B: Statistical Methodology*. 52(1):105-124.
- Hu, J., Liao, X., Vardanyan, L. G., Huang, Y., Inglett, K. S., Wright, A. L. and Reddy, K. R. 2020. Duration and frequency of drainage and flooding events interactively affect soil biogeochemistry and N flux in subtropical peat soils. *Science of the Total Environment*. 727:138740.
- Kite, G. W. 1977. Frequency and risk analyses in hydrology. *Water Resources Publications*, 224.
- Laio, F. 2004. Cramer-von Mises and Anderson-Darling goodness of fit tests for extreme value distributions with unknown parameters. *Water Resources Research*. 40(9). 1-10.
- Lee, C. 2005. Application of rainfall frequency analysis on studying rainfall distribution characteristics of Chia-Nan plain area in Southern Taiwan. *Crop Environ. Bioinf.* 2(1):31-38.
- Meylan, P., Favre, A. C. and Musy, A. 2012. Predictive hydrology: a frequency analysis approach. CRC Press, Boca Raton.
- پهلوان هاشمی، س. م.، شعبانی گورجی، ک. و رهنما راد، ج. ۱۴۰۰. تحلیل ویژگی‌های بافتی رسوبات رودخانه سرباز و برآورد رسوبی رودخانه در حوضه آبخیز سد پیشین، شرق استان سیستان و بلوچستان، *جغرافیا و برنامه‌ریزی منطقه‌ای*. ۱۱۲(۱): ۶۶۷-۶۵۳.
- رستمی کامرود، م.، شامحمدی حیدری، ز.، حقیقت جو، پ. و مقدم‌نیا، ع. ۱۳۹۰. تحلیل منطقه‌ای فراوانی سیلاب با استفاده از روش گشتاورهای خطی برای حوضه‌های آبخیز استان گیلان، *فصلنامه علمی مهندسی منابع آب*. ۴(۹): ۵۰-۳۹.
- معروفی، ص.، نوروز ولاشیدی، ر. و گلکار، ف. ۱۳۹۶. مدل‌سازی و پیش‌بینی بارش ماهانه در حوضه آبریز بلوچستان جنوبی، *تحقیقات جغرافیایی*. ۳۲(۱): ۱۶۲-۱۴۹.
- Ahmad, I., Fawad, M. and Mahmood, I. 2015. At-Site Flood Frequency Analysis of Annual Maximum Stream Flows in Pakistan Using Robust Estimation Methods. *Polish Journal of Environmental Studies*. 24(6):2345-2353
- Ahmed, A., Yildirim, G., Haddad, K. and Rahman, A. 2023. Regional flood frequency analysis: A bibliometric overview. *Water*. 15(9):1658.
- Alam, A., Bhat, M. S., Farooq, H., Ahmad, B., Ahmad, S. and Sheikh, A. H. 2018. Flood risk assessment of Srinagar city in Jammu and Kashmir, India. *International Journal of Disaster Resilience in the Built Environment*. 9(2):114-129.
- Amin, M. T., Rizwan, M. and Alazba, A. A. 2016. A best-fit probability distribution for the estimation of rainfall in northern regions of Pakistan. *Open Life Sciences*. 11(1):432-440.
- Archer, D. R., Leesch, F. and Harwood, K. 2007. Assessment of severity of the extreme River Tyne flood in January 2005 using gauged and historical information. *Hydrological Sciences Journal*. 52(5):992-1003.
- Aryanmanesh, J., Nazaripour, H., Mahmoodi, P. and Khosravi, P. 2024. Reconstruction of Missing Daily Streamflow Data using the MissForest Algorithm in Southern Baluchestan Basin, Iran. *Journal of Watershed Management*. 15(2):49-64.
- Bhat, M. S., Ahmad, B., Alam, A., Farooq, H. and Ahmad, S. 2019. Flood hazard assessment of the Kashmir Valley using historical hydrology. *Journal of Flood Risk Management*. 12:e12521.
- Brázdil, R., Kundzewicz, Z. W. and Benito, G. 2006. Historical hydrology for studying flood risk in Europe. *Hydrological Sciences Journal*. 51(5):739-764.

- Rahman, A. S., Rahman, A., Zaman, M. A., Haddad, K., Ahsan, A. and Imteaz, M. 2013. A study on selection of probability distributions for at-site flood frequency analysis in Australia. *Natural Hazards*. 69:1803-1813.
- Ramasamy, M., Nagan, S. and Kumar, P. S. 2022. A case study of flood frequency analysis by intercomparison of graphical linear log-regression method and Gumbel's analytical method in the Vaigai river basin of Tamil Nadu, India. *Chemosphere*. 286:131571.
- Rizwan, M., Guo, S., Xiong, F. and Yin, J. 2018. Evaluation of various probability distributions for deriving design flood featuring right-tail events in Pakistan. *Water*. 10(11):1603.
- Salas, J. D., Govindaraju, R. S., Anderson, M., Arabi, M., Francés, F., Suarez, W. and Green, T. R. 2014. Introduction to hydrology. *Modern water resources engineering*. 1-126.
- Ul Hassan, M., Hayat, O. and Noreen, Z. 2019. Selecting the best probability distribution for at-site flood frequency analysis; a study of Torne River. *SN Applied Sciences*. 1(12):1629.
- Vivekanandan, N. 2015. Frequency analysis of annual maximum flood discharge using method of moments and maximum likelihood method of gamma and extreme value family of probability distributions. *International Journal of Mathematics and Computational Science*. 1(3):141-146.
- Wilson, D., Fleig, A. K., Lawrence, D., Hisdal, H., Pettersson, L. E. and Holmqvist, E. 2011. A review of NVE's flood frequency estimation procedures. *NVE report*. 9.
- Mishra, B. K., Kobayashi, K., Murata, A., Fukui, S. and Suzuki, K. 2024. Hydrologic modeling and flood-frequency analysis under climate change scenario. *Modeling Earth Systems and Environment*, 10(4):5621-5633.
- Murtaza, D., Roshni, T. and Himayoun, D. 2022. The investigation of runoff variations and the flood frequency estimates of the Jhelum River, India. *Sustainable Water Resources Management*. 8(3):60.
- Nelder, J. A. and Mead, R. 1965. A simplex method for function minimization. *The Computer Journal*. 7(4):308-313.
- Nguyen, T. H., El Outayek, S. and Lim, S. H. 2017. A systematic approach to selecting the best probability models for annual maximum rainfalls—A case study using data in Ontario (Canada). *Journal of Hydrology*. 553:49-58.
- Ogunlela, A. O. 2001. Stochastic analysis of rainfall events in Ilorin, Nigeria. *Journal of Agricultural Research and Development*. 1(1):39-50.
- Opere, A. O., Mkhanda, S. and Willems, P. 2006. At site flood frequency analysis for the Nile Equatorial basins. *Physics and Chemistry of the Earth, Parts A/B/C*, 31(15-16):919-927.
- Pan, X., Rahman, A., Haddad, K., Ouarda, T. B. and Sharma, A. 2023. Regional flood frequency analysis based on peaks-over-threshold approach: A case study for South-Eastern Australia. *Journal of Hydrology: Regional Studies*. 47:101407.
- Peel, M. C., Wang, Q. J., Vogel, R. M. and McMahon, T. A. 2001. The utility of L-moment ratio diagrams for selecting a regional probability distribution. *Hydrological Sciences Journal*. 46(1):147-155.

Selecting the Best Probability Distribution for Frequency Analysis of Maximum Streamflow Discharge in the Southern Baluchestan Basin, Iran

H. Nazaripour^{*1} M. Hamidianpour²

Received: Dec.29, 2024

Accepted: Mar.20, 2025

Abstract

Flood frequency analysis is a direct method of estimation of flood frequency at a particular site. The appropriate selection of probability distribution and a parameter estimation method are important for flood frequency analysis. The Southern Baluchestan Basin (SBB) has frequently endured devastating floods, presenting significant challenges for flood management due to unpredictable flood magnitudes and limited pre-disaster preparedness. Flood frequency analysis serves as a valuable approach for the planning and reduction of flood-related impacts. This research seeks to address these challenges by utilizing a comprehensive quantitative analysis of annual peak discharge data spanning a 47-year timeframe from 1972 to 2018. The primary objective is to identify the most suitable probability distribution across various hydrometric stations within the SBB to facilitate effective flood management. Reconstructed data derived from daily streamflow at seven sites serve as the foundation for this research. Generalized Extreme Value (GEV), Log Pearson type-III (LP3), Gamma (GAMMA), Gumbel (GUM) and three-parameter log-normal (LN3) distributions have been considered to describe the annual maximum steamflow at seven gauging sites of SBB in Iran. The parameters of distributions are estimated using maximum likelihood estimation and L-moments methods. The effectiveness of these distributions is evaluated through goodness-of-fit tests and accuracy metrics. At most sites, the GEV and LP3 distributions were more successful with the LM estimation method. The GEV distribution at Bahookalat, Pishin, Kahir, and Pirdan stations had ranks of 24, 23, 22, and 24, respectively. On the other hand, the LP3 distribution at Pirsohrab, Chandookan, and Rabach stations consistently held the highest rank (25). Finally, the most suitable distribution at each site is used to predict the maximum flood magnitude for different return periods. For long return periods (50, 100, and 500 years), the maximum flow discharge has increased at all hydrometric stations, highlighting the need for flood management strategies.

Keywords: Flood Frequency Analysis, Probability Distribution, Return Period, Maximum Flood Discharge (MFD)

1- Associate Professor of Climatology, Department of Physical Geography, University of Sistan and Baluchestan, Zahedan, Iran. Corresponding Author E-mail

2- Associate Professor of Climatology, Department of Physical Geography, University of Sistan and Baluchestan, Zahedan, Iran

(*- Corresponding Author Email: h.nazaripour@gep.usb.ac.ir)