

تأثیر بارش بر تحلیل فراوانی غیرایستای جریان در حوضه کرخه

محمد رضا اکبری¹، عیسی روانخواه اصل²، رامین روانخواه مهر³*

1- کارشناسی ارشد مهندسی و مدیریت منابع آب - دانشگاه آزاد اسلامی واحد اهواز mr.akbari826@gmail.com

2- دانشجوی کارشناسی ارشد مهندسی و مدیریت منابع آب - دانشگاه چمران اهواز E.ravankhah76@gmail.com

3- دانشجوی دکتری سازه - دانشگاه آزاد اسلامی واحد اهواز r.ravankhahmehri@iau.ac.ir

چکیده

شرایط اقلیمی رو به تغییر و عوامل متأثر از فعالیت های انسانی مثل انتشار گاز کربنیک، گسترش شهرنشینی و رشد جمعیت می تواند باعث تغییراتی در آب و هوا و رویدادهای حدی اقلیمی شود. در این تحقیق، از تحلیل مقدار حدی غیرایستای مبتنی بر اطلاعات فرایند به منظور بررسی تأثیر تغییرات مقادیر بارش بر حداکثر دبی سالانه در حوضه کرخه استفاده شد. تحلیل مقدار حدی غیرایستای مبتنی بر اطلاعات فرایند، از روش هیبریدی جدید مونت کارلو بر اساس زنجیره مارکوف برای تخمین پارامترهای عددی و ارزیابی عدم قطعیت استفاده می کند. این امر، باعث می شود تخمین های عدم قطعیت بهتری از دوره های بازگشت رویدادهای حدی اقلیمی در هر دو حالت ایستا و غیرایستا ارائه گردد. تغییرات دبی سیلاب حداکثر سالانه در ایستگاه جلوگیر به ازای دوره بازگشت های مختلف براساس مدل غیرایستا نسبت به پارامترهای موقعیت و مقیاس توزیع مقادیر حدی تحت شرایط تغییر مقادیر بارش به عنوان متغیر کمکی نشان می دهد که با افزایش دوره بازگشت، دامنه تغییرات دبی حداکثر سالانه افزایش می یابد. نتایج مربوط به تأثیر بارش بر دبی حداکثر سیلاب سالانه نشان می دهد که به ازای متوسط بارش در سطح حوضه برابر با 50 میلی متر، دبی حداکثر سیلاب سالانه با دوره بازگشت های 2، 10، 25، 50 و 100 سال به ترتیب برابر با 900، 1900، 2500، 3000 و 3400 مترمکعب در ثانیه می باشد.

کلمات کلیدی: مدل غیرایستا، کرخه، ایستگاه جلوگیر، بارش، دوره بازگشت.

خطرات طبیعی تهدیدهای مهمی برای امنیت عمومی، یکپارچگی زیرساخت‌ها، منابع طبیعی و توسعه اقتصادی در سراسر جهان به شمار می‌آید. در سال‌های اخیر، فراوانی و تأثیر شرایط حدی غیرایستا در بسیاری از مناطق جهان به میزان قابل توجهی افزایش یافته است به همین دلیل، علاقه زیادی به درک چگونگی تغییر رویدادهای شدید در آینده وجود دارد. مشاهدات تاریخی منبع اصلی اطلاعات در مورد شرایط حدی غیرایستا است و از مدل‌های آماری برای استنباط فراوانی و تغییرپذیری شرایط حدی غیرایستا بر اساس سوابق تاریخی استفاده می‌شود (کاتز، 2002). مدل‌های آماری مورد استفاده برای مطالعه شرایط حدی غیرایستا را می‌توان به طور کلی در دو گروه ثابت و غیرثابت طبقه‌بندی کرد (سرینالدی و کلیسی، 2015). در یک مدل ثابت، فرض بر این است که مشاهدات از یک تابع توزیع احتمال با پارامترهای ثابت (به عنوان مثال، آمار شرایط غیرعادی در طول زمان یا با توجه به متغیر دیگری تغییر نمی‌کند) گرفته می‌شود. در یک مدل غیرثابت، تا به حال، پارامترهای تابع توزیع احتمال اساسی با گذشت زمان یا در پاسخ به یک متغیر معین تغییر می‌کنند (صادق² و همکاران، 2015). شیوه‌های تحلیل منابع آب (به عنوان مثال، تجزیه و تحلیل فراوانی سیل و بارندگی) به طور سنتی مدل‌های ثابت را به کار گرفته‌اند. با این حال، در طول دهه‌های گذشته، افزایش درجه حرارت سطح، حوادث شدید بارندگی، تغییرات در تخلیه رودخانه و افزایش سطح دریا مشاهده شده است و تا حد زیادی به فعالیت‌های انسانی (به عنوان مثال، تغییرات آب و هوایی ناشی از انسان، شهرنشینی) نسبت داده شده است (هایق³، 2010).

در اصطلاح هواشناسی و اقلیم‌شناسی انحراف زیاد از وضعیت اقلیمی متوسط، رویداد حدی نامیده می‌شود. به عبارت دیگر، رویدادهای حدی حوادث جوی بسیار نادر و شدیدی هستند که اثرات شدیدی بر روی جامعه و سیستم‌های بیوفیزیکی دارند (مانگو، 2010). در چند دهه‌ی گذشته تغییرات آب و هوایی سریع و شدید از جمله روزهای گرم در حال افزایش می‌باشد (الکساندر⁴ و همکاران، 2006). مطالعات اخیر نیز وقایع همزمان شدیدی را همچون شرایط گرم و خشک و گرم و مرطوب که به طور قابل ملاحظه‌ای در حال افزایش هستند، گزارش می‌کنند (رینگو⁵ و همکاران، 2019). بررسی شواهد موجود نشان می‌دهد، تحول در شرایط آب و هوایی و عوامل انسانی، مانند انتشار دی‌اکسیدکربن، شهرنشینی و رشد جمعیت، باعث تغییر شدید در شرایط جوی و آب و هوایی شده است و تأثیر روند جهانی گرم شدن زمین بر فراوانی و شدت تغییرات و ایجاد الگوهای خاص آب و هوایی تأکید شده است (جیکوب⁶، 2013، کارلین⁷ و همکاران، 2007).

روش‌های آماری متعددی برای تحلیل مقادیر حدی متغیرهای هواشناسی و هیدرولوژیکی ارائه شده است که به طور کلی در دو دسته پارامتری و ناپارامتری قابل تقسیم‌بندی می‌باشند. بررسی منابع متعدد نشان می‌دهد که روش‌های ناپارامتری از کاربرد وسیع‌تری نسبت به روش‌های پارامتری برخوردارند (تاکوچی⁸ و همکاران، 2003). این مطالعه سعی بر آن دارد تا بر اساس چارچوبی مبتنی بر روش بیزین به تجزیه و تحلیل مقادیر غیر ایستا (NEVA) بپردازد. تحلیل استنباط بیزین ابزار تحلیلی قدرتمند برای

¹ - Serinaldi and Kilsby

² - Sadegh

³ - Haigh

⁴ - Alexander

⁵ - Reagno

⁶ - Jakob

⁷ - Karlolin

⁸ - Takeuchi

مدل‌سازی آماری، تفسیر نتایج و پیش‌بینی داده‌هاست. از این رویکرد، می‌توان زمانی استفاده کرد که روش‌های استاندارد مبتنی بر فراوانی (کلاسیک) در دسترس نیستند و یا روش‌های کلاسیک موجود موفقیت چندانی ندارند.

استنباط‌های رویکرد بیزی بر اساس قاعده ساده بیز هستند که برای همه مدل‌های پارامتریک به کار می‌رود. همین مساله منجر به جامعیت و نیز سهولت کاربرد و تفسیر آن می‌شود. در تحلیل بیزی می‌توان از اطلاعات قبلی که ممکن است بر اساس شواهد آزمایشی و یا باور شخصی به دست آیند استفاده کرد تا نتایج دقیق‌تری به دست آورد. برای مثال، وارد کردن اطلاعات قبلی می‌تواند اثرات منفی اندازه کم نمونه را کاهش دهد. مهم‌تر از آن این است که اطلاعات پیشین می‌تواند از چارچوب نظری و مفهومی به دست آید. استنباط بیزین به دلیل استفاده از توزیع پسین در مرحله برآورد و پیش‌بینی، دقت بالایی دارد. به این دلیل که این روش پارامترهای توزیع GEV و GP با حدود اطمینان بالا، در سری‌های زمانی و با استفاده از Matlab تحلیل می‌نماید و پارامترهای توزیع را به عنوان تابعی از زمان مدل‌سازی می‌کند و منحنی سطح بازگشت بر اساس زمان مورد انتظار و سطح بازگشت موثر نیز محاسبه می‌نماید. روش بیزین دارای این مزیت است که فرد می‌تواند فواصل احتمال پسین (مرزهای عدم قطعیت) از سطح بازگشت تخمین زده شده و میزان عدم اطمینان را در تمام پارامترهای مدل در نظر بگیرد.

منطقه مورد مطالعه، حوضه کرخه بوده که با توجه به اینکه دارای شرایط اکولوژیکی و هیدرولوژیکی ویژه‌ای است، دارای اهمیت حیاتی در اقتصاد و تولید منابع آب و انرژی کشور می‌باشد. حوضه آبریز کرخه یکی از مهم‌ترین حوضه‌های آبریز کشور است که در جنوب غرب ایران واقع شده است. حوضه کرخه از نظر پتانسیل و منابع آب و انرژی از نقش حیاتی و مهمی در کشور برخوردار است. از نکات قابل توجه و مهم در رابطه با خطر وقوع بارش‌های حدی و به تبع آن رخداد سیلاب در حوضه مذکور، وجود شهرهای صنعتی و بزرگی نظیر کلان شهر اهواز در پایین دست و همچنین شهرها و روستاهای زیاد در بخش میانی حوضه آبریز کرخه می‌باشد.

با توجه به این نکته که مقدار دبی جریان در ایستگاه‌های هیدرومتری وابسته به مقادیر متغیرهای اقلیمی به ویژه بارش است، در این تحقیق به تحلیل فراوانی غیریستات مقادیر حدی دبی جریان در شرایط تغییر متغیرهای اقلیمی شامل بارش پرداخته شده است.

2- رخداد حدی هواشناسی

مقادیر حدی "رخدادهایی هستند که در مکان و زمان خاصی در سال نادر هستند". تعاریف "نادر" می‌توانند متغیر باشند (گزارشات چهارمین ارزیابی هیات بین‌المللی تغییر اقلیم ۱، 2007). بر حسب اهداف، روش‌ها و نوع عنصر اقلیمی مورد بررسی، تعاریف پرشمار و متنوعی از حدهای اقلیمی انجام شده است. رویداد حدی به شرایط یا رویدادهای شدید غیرمعمول فیزیکی گفته می‌شود که به لحاظ آماری مقادیر بزرگ یا کوچک عناصر یک مجموعه را شامل می‌شود (بگوریا 2، 2005). بکر 3 و همکاران (2007) نیز معتقدند که رویداد حدی به رویدادی گفته می‌شود که مقدار آن از یک آستانه فراتر می‌رود و برای یک متغیر فرضی در یک دوره

¹ - IPCC

² -Beguria

³ -Beker

معین، مشاهداتی بیشتر یا کمتر از حد معمول رخ داده، بتوان در نواحی مختلف، آستانه‌های متفاوتی برای آن‌ها تعریف نمود (بارتولینی^۱ و همکاران، ۲۰۰۸). بنابراین رویدادهای حدی جوی به حوادث نادر و دور از شرایط بهنجار گفته می‌شود (عسکری و همکاران، ۲۰۰۷). یک رویداد بارشی حدی باید نادرتر از صدک دهم یا نودم تابع تراکم بارش حدی احتمالی مشاهده شده باشد، یا ممکن است از طریق رویکردهای آماری در قالب مقادیر فرین یا مقادیر حدی در روش‌های آستانه‌های (POT) تعریف شود (بنستاد^۲، ۲۰۰۶). علاوه بر این، رویداد بارش حدی ممکن است از منطقه‌ای به منطقه دیگر متغیر باشد (گزارشات چهارمین ارزیابی هیات بین‌المللی تغییر اقلیم، ۲۰۰۷).

مطالعات صورت گرفته در زمینه تغییرات مقادیر حدی غیرایستا نشان می‌دهد که تغییر اندکی در بارش به عنوان پارامترهای مهم اقلیمی در یک منطقه به طور محسوسی سبب رخداد پدیده‌های حدی نظیر سیل، تگرگ، طوفان‌های حاره‌ای و خشکسالی شده است. مقادیر آستانه‌ای حدی اقلیمی حداکثر و حداقل با توجه به فراوانی، شدت و دوره بازگشت اهمیت بسیار مهمتری نسبت به مقادیر متوسط اقلیمی دارند. به عنوان مثال روزهای داغ‌تر یا بارش‌های رگباری سنگین‌تر در دوره‌های طولانی آثار مخرب چشم‌گیرتری روی محیط زیست و زندگی انسان دارند. لذا شناخت دقیق این مقادیر حدی آستانه در جهت کاهش این آثار و مدیریت درست بحران، نیازمند مطالعات علمی و جامع می‌باشد (دیفن باخ و جورجیا^۳، ۲۰۱۲).

گزارش ویژه بین‌المللی درباره تغییرات آب و هوایی (IPCC) در زمینه مدیریت خطرات حوادث شدید و بلایا (فیلد و همکاران ۲۰۱۲) تأکید کرد که ادامه گرم شدن زمین، تغییرات، میزان و الگوی فضایی مناطق اقلیمی را تغییر می‌دهد. اخیراً، اوضاع اقلیمی به طور گسترده‌ای در طیف وسیعی از مقیاس‌های مکانی و زمانی مورد بررسی قرار گرفته است (جیکوب^۴، ۲۰۱۳؛ آقاچوک^۵ و همکاران، ۲۰۱۳؛ دیفن باخ و جورجیا^۶، ۲۰۱۲؛ کارین^۷، ۲۰۰۷؛ استرلینگ^۸، ۲۰۰۰). اوضاع اقلیمی، از جمله شدت بارندگی و شدت روزهای گرم، در چند دهه گذشته به طور قابل توجهی افزایش یافته است (الکساندر^۹ و همکاران، ۲۰۰۶؛ وست^{۱۰} و همکاران، ۲۰۰۵).

اخیراً حدهای بالا و دنباله بالایی توزیع فراوانی بارش مورد توجه بسیار بوده‌اند. در این راستا به فراخور ویژگی‌های جغرافیایی هر پهنه، آستانه‌های متعدد و متنوعی برای این ویژگی بارش معرفی و به کار گرفته شده است. یکی از نمایه‌های پرکاربرد مربوط به بارش روزانه، با استفاده از استنباط بیزین مقادیر حدی است، که در ایران این روش برای تعیین آستانه بارش‌های حدی به کار گرفته نشده است.

۳- منطقه مورد مطالعه

¹ -Barrtolini

² -Benestad

³ - Diffenbaugh and Giorg

⁴ - Jakob

⁵ - AghaKouchak

⁶ - Diffenbaugh and Giorg

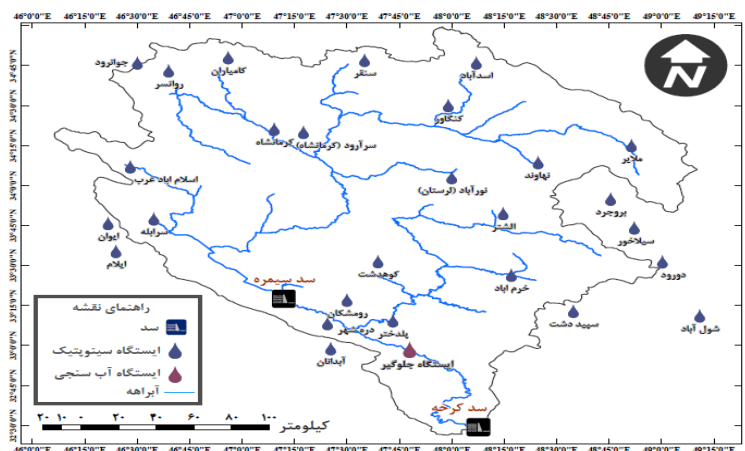
⁷ -Kharin

⁸ -Easterling

⁹ -Alexander

¹⁰ -Vose

رودخانه کرخه از مناطق میانی و جنوب غربی رشته کوه‌های زاگرس در نواحی غرب و شمال غرب کشور سرچشمه گرفته و پس از طی مسافتی در حدود ۹۰۰ کیلومتر در امتداد شمال به جنوب، سرانجام در مرز مشترک ایران و عراق به مرداب هورالعظیم می‌رسد. رودخانه کرخه پس از رودخانه‌های کارون و دز سومین رودخانه بزرگ ایران از نقطه نظر آبدهی محسوب می‌شود. حوضه آبریز کرخه بزرگ شامل بیش از نیمی از استان‌های لرستان و کرمانشاه و بخش‌هایی از استان‌های کردستان، همدان، ایلام و خوزستان است. آبراهه‌ی اصلی حوضه، رود کرخه است که از تلاقی رودهای سیمره و زال در جنوب پل دختر تشکیل شده‌است. رود سیمره نیز از به هم رسیدن رودهای گاماسیاب و قره‌سو شکل گرفته است. رود گاماسیاب از دامنه‌های کوه گرین نهاوند و قره‌سو از شمال کرمانشاه سرچشمه می‌گیرند. این دو رود در جنوب هرسین با یکدیگر می‌آمیزند و از آنجا به بعد با نام سیمره خوانده می‌شوند که خط مرزی استان‌های لرستان و ایلام است. رود کشکان نیز از ارتفاعات شرق و شمال خرم‌آباد سرچشمه می‌گیرد و به رود سیمره می‌پیوندد که پس از تلاقی سیمره و زال، کرخه نامیده می‌شود. رود کرخه در غرب سوسنگرد به هورالعظیم می‌ریزد و وارد عراق می‌شود.



شکل 1- موقعیت ایستگاه‌های مختلف در حوضه کرخه

در این مطالعه از آمار روزانه بارش ایستگاه‌های سینوپتیک هواشناسی واقع در داخل و اطراف حوضه کرخه استفاده شده است. همچنین مقادیر دبی جریان حداکثر سالانه در ایستگاه‌های هیدرومتری واقع در سطح حوضه تحلیل شده است. جدول 1 اسامی و مشخصات ایستگاه‌های سینوپتیک مورد استفاده را نشان می‌دهد. جدول 2 اسامی و مشخصات ایستگاه‌های هیدرومتری مورد استفاده را نشان می‌دهد.

جدول 1- موقعیت ایستگاه‌های سینوپتیک

ایستگاه	سال شروع برداشت	ارتفاع (m)	Longitude (deg-min)	Latitude (deg-min)
تویسرکان	2003	1783.2	48-26	34-33
الشتر	1997	1567.1	48-15	33-49
پلدختر	1998	713.5	47-43	33-9
خرم‌آباد	1951	1147.8	48-19	33-26
دره شهر	2002	670	47-25	33-8

روانسر	1988	1380	46-39	34-43
سرآرود (کرمانشاه)	1989	1361.7	47-17	34-20
کرمانشاه	1951	1318.5	47-9	34-21
کوه‌دشت	1977	1197.8	47-39	33-31
ملایر	1992	1776.5	48-51	34-15
نهادند	1966	1677.8	48-24	34-8
نورآباد (لرستان)	2000	1859	48-00	34-3
اسلام‌آباد غرب	1987	1348.8	46-28	34-7
کنگاور	1987	1468	47-58	34-30

جدول 2- موقعیت ایستگاه هیدرومتری

نام ایستگاه	نام رودخانه	کد ایستگاه
جلوگیر	کرخه	21-185

4- روش اجرای پژوهش

در این پژوهش چارچوبی برای تخمین میزان بازگشت ثابت، غیرثابت و دوره‌های بازگشت و خطرات شدید اقلیمی (مقادیر حدی غیرایستابارش و جریان رودخانه در حوضه کرخه) با استفاده از استنباط بیزی معرفی می‌شود. این چارچوب در بسته نرم‌افزاری تجزیه و تحلیل ارزش فوق‌العاده غیرثابت (NEVA) اجرا می‌شود، که صریحاً برای تسهیل تحلیل استنباطی طراحی شده است. در یک رویکرد بیزی، NEVA پارامترهای مقدار شدید را با یک رویکرد زنجیره تکامل دیفرانسیل (DE-MC) برای بهینه‌سازی کلی در فضای پارامتر تخمین می‌زند. NEVA شامل فواصل احتمال خلفی (حدود عدم قطعیت) سطح بازده تخمینی از طریق استنباط بیزی، با مزایای ذاتی آن در کمی‌سازی عدم قطعیت است. این نرم‌افزار نتایج تجزیه و تحلیل مقدار شدید غیرثابت را با استفاده از روش‌های مختلف احتمال بیش از حد ارائه می‌دهد.

4-1- روش استنباط بیزی

روش استنباط بیزی از پارامترهای استاتیک مدل فضای حالت پویا پیشنهاد شده است. این روش مبتنی بر مشاهده است که بسیاری از مدل‌های فضای حالت پویا دارای تعداد نسبتاً کمی پارامترهای ساکن (یا بیش از حد پارامترها) هستند، بنابراین در اصل می‌توان خلفی را در یک شبکه گسسته از اندازه عملی قابل ردیابی محاسبه و ذخیره کرد. به صورت پویا علاوه بر این، این روش قادر به استفاده از هر روش موجود است که توزیع فیلتر و پیش‌بینی روند دولت را محاسبه می‌کند. در استنباط آماری، دو روش برای تفسیر احتمال وجود دارد که شامل استنتاج فراوان گرایانه (یا کلاسیک) و استنباط بیزی است. این معمولاً از نظر ماهیت کلاسیک احتمال با یکدیگر متفاوت است. استنباط کلاسیک احتمال را به عنوان حد فراوانی نسبی

یک رویداد برای تعداد زیادی آزمایش و فقط به معنای آزمایش‌های تصادفی که کاملاً مشخص شده است، تعریف می‌کند. از طرف دیگر، استنتاج بیزی می‌تواند احتمالات را به هر گزاره تحمیل کند در حالی که یک فرآیند تصادفی مرتبط نیست. به معنای بیزی، احتمال روشی است برای نشان دادن میزان اعتقاد فرد در گزاره. استنباط بیزی تفسیرهای مختلفی از احتمال است و همچنین رویکردهای مختلف به این تفاسیر بستگی دارد. قضیه بیز نسبت را در مورد دو احتمال شرطی ارائه می‌دهد که معکوس هر چیز دیگری است. حروف اول اصطلاح قضیه بیز به احترام کشیش توماس بیز است و از آن به عنوان قانون بیز یاد می‌شود. این قضیه نشان می‌دهد احتمال شرطی یا احتمال خلفی یک واقعه A پس از مشاهده B از نظر احتمال قبلی A، احتمال قبلی B و احتمال شرط B داده شده A در تمام تفاسیر احتمال معتبر است. فرمول Bayes چگونگی بازنگری در عبارات احتمال با استفاده از داده است. قانون بیز (یا قانون بیز) است.

$$P(A|B) = \frac{P(B|A)P(A)}{P(B)} \quad (1)$$

تعریف احتمال شرطی به شرح زیر تعریف شده است:

$$P(A \cap B) = P(A|B)P(B) = P(B|A)P(A) \quad (2)$$

4-2- تحلیل مقادیر حدی غیرایستا با استفاده از استنباط بیزین

Extreme Value Theory (EVT) چارچوبی دقیق برای تجزیه و تحلیل شرایط غیرعادی آب و هوایی و میزان بازگشت آن‌ها فراهم می‌کند (Coles 2001؛ Katz et al. 2002). تحت دامنه وسیعی از شرایط، توزیع حداکثر یا حداقل به یکی از سه توزیع محدود: گومبل، فرشت یا ویبول همسان می‌شود (کاتز و همکاران 2002؛ لیدبتر و همکاران 1983؛ گومبل 1958). ترکیب این سه توزیع در یک دسته به عنوان توزیع عمومی (GEV) (Extreme Value Extreme) یاد می‌شود. مطالعات مختلفی GEV را برای تجزیه و تحلیل موارد غیرعادی اعمال می‌کنند (Katz 2013؛ Towler et al. 2010). این روش اغلب به عنوان رویکرد با حداکثر بلوک شناخته می‌شود. شکل دیگری از EVT به عنوان روش اوج آستانه (POT) شناخته می‌شود، که در آن مقادیر غیرعادی بالای یک آستانه با استفاده از توزیع عمومی پارتو مورد تجزیه و تحلیل قرار می‌گیرد (Coles 2001؛ Smith 1987). حداکثر شرایط سالانه و POT به طور گسترده‌ای در مطالعه وقایع شدید آب و هوایی استفاده می‌شود (ویلارینی و همکاران 2011؛ لی و همکاران 2005؛ دیویسون و اسمیت 1990). عملکرد توزیع تجمعی GEV را می‌توان به صورت زیر بیان کرد: (Coles 2001):

$$\Psi(x) = \exp \left\{ - \left(1 + \xi \left(\frac{x-\mu}{\sigma} \right) \right)^{-\frac{1}{\xi}} \right\}, \quad \left(1 + \xi \left(\frac{x-\mu}{\sigma} \right) \right) > 0 \quad (3)$$

توزیع GEV برای مدل‌سازی شرایط مختلف غیر عادی با سه پارامتر توزیع $\theta = (\mu, \sigma, \xi)$ تغییرپذیر است: (1) پارامتر مکان (μ) مرکز توزیع را مشخص می‌کند. (2) پارامتر مقیاس (σ) اندازه انحرافات را در اطراف پارامتر مکان تعیین می‌کند و (3) پارامتر شکل (ξ) رفتار توزیع GEV را کنترل می‌کند. مورد محدود $\rightarrow 0$ به توزیع Gumbel، $\xi < 0$ توزیع Weibull و $\xi > 0$ توزیع Fréchet می‌دهد. نظریه شرایط غیرعادی برای توالی‌های تصادفی ثابت به طور گسترده مورد مطالعه قرار گرفته است

(Papalexiou و Koutsoyiannis 2013). در این مطالعه، فرضیه ثابت به عنوان عدم تغییر زمان در خصوصیات غیرعادی تعریف شده است (Leadbetter و همکاران 1983). برای یک فرایند غیرثابت، پارامترهای تابع توزیع اساسی وابسته به زمان هستند (Renard و همکاران 2013؛ Gilleland and Katz 2011؛ Katz 2010؛ Cooley 2009) و از این‌رو، خصوصیات توزیع با زمان متفاوت خواهد بود (Meehl و همکاران 2000). در NEVA، پارامتر مکان یک تابع خطی از زمان برای محاسبه عدم ثبات (معادله 2) فرض می‌شود، در حالی که پارامترهای مقیاس و شکل را ثابت نگه می‌دارد:

$$\mu(t) = \mu_1 t + \mu_0 \quad (4)$$

که در آن t زمان است (در سال) و $(\mu_1, \mu_0, \sigma, \xi)$ پارامترها هستند. ممکن است از مدل‌های جایگزین استفاده شود، مانند روندهای چند جمله‌ای، تغییرات مرحله، روند مقیاس یا پارامتر شکل و غیره (Renard و همکاران 2013). روش ارائه شده در این مطالعه می‌تواند با انواع مختلف روند پارامتر مکان مورد استفاده قرار گیرد. در گزارشات هیدرولوژی و آب و هوا، هنگام جستجوی روندهای وقوع حوادث غیرطبیعی، معمولاً مدل‌های خطی یا log-linear ترجیح داده می‌شوند (Beguería et al. 2011). همچنین در این مطالعه NEVA، σ غیرثابت و $\xi(t) = \xi_0 + \xi_1(t)$ و $\sigma(t) = \sigma_0 + \sigma_1(t)$ ، تنها غیرثابت بودن با توجه به μ مورد بحث قرار گرفته است. دلیل اصلی این است که مدل‌سازی تغییرات زمانی σ و ξ به مشاهدات طولانی مدت نیاز دارد که اغلب برای کاربردهای عملی در دسترس نیستند. NEVA با استفاده از آزمون روند مان-کندال (کندال 1976؛ مان 1945) با توجه به انتخاب سطح اهمیت کاربر، وجود روندها و عدم ثبات در داده‌های گذشته را تشخیص می‌دهد. سطح معنی‌داری پیش فرض $\alpha = 0/05$ به طور گسترده در تحقیقات هیدرولوژیکی استفاده می‌شود (ژانگ و همکاران 2004). این آزمون فرضیه غیرپارامتری از ایجاد فرض در مورد عملکرد اصلی توزیع (به عنوان مثال، با فرض توزیع داده‌ها به طور عادی) از متغیرهای هیدرولوژیکی جلوگیری می‌کند (Kundzewicz و Robson 2004). اگر آزمون آماری $|ZS|$ ، فرضیه عدم صفر رد شود روند بزرگتر از مقدار بحرانی $Z\alpha/2$ می‌شود. وقتی آزمون 0 شود، بازگشت $|ZS|$ برابر با $Z\alpha/2$ می‌شود (فرض عدم صفر را نمی‌توان رد کرد) یا وقتی آزمون برابر 1 شود آزمون برابر $|ZS| > Z\alpha/2$ می‌شود (فرضیه عدم صفر رد می‌شود). اگر فرضیه صفر رد نشود، NEVA تجزیه و تحلیل مقدار شرایط غیرعادی را با فرض ثابت انجام می‌دهد. با تشخیص روند در سطح معنی‌داری 5٪ ($\alpha = 0/05$)، پارامترهای توزیع GEV تحت فرض غیرثابت، ثابت می‌شوند (معادله 2). این امکان را می‌دهد که مقادیر بازگشتی را به روشی واقع بینانه‌تر و مطابق با شرایط اقلیمی مطابقت دهید. NEVA از یک روش بیزی برای استنباط پارامترهای توزیع GEV در شرایط ثابت و غیرثابت استفاده می‌کند. رویکرد Monte Carlo (MCMC) زنجیره مارکوف مستقر در بیزی برای به دست آوردن توزیع قبلی پارامترها از یک توزیع دلخواه، به طور فزاینده‌ای محبوب شده است و در چندین مطالعه درباره شرایط غیرعادی مورد استفاده قرار می‌گیرد (Tawn 2004؛ Stephenson and Climatic Change 2014) 127: 353–369؛ کولز و پاول 1996).

این روش ترکیبی از دانش حاصل از توزیع قبلی و بردار $\vec{y} = (y_t)_{t=1:N_t}$ (معادلات 4 و 5) در توزیع قبلی پارامترهای $\theta = (\mu, \sigma, \xi)$ مشاهده شده است. در اینجا، N_t تعداد مشاهدات (به عنوان مثال، حداکثر سالانه) را در بردار مشاهده y نشان می‌دهد. پیش فرض‌های پارامترهای مکان و مقیاس، توزیع‌های عادی غیر مفید هستند، در حالی که پیش فرض برای پارامترهای شکل، توزیع عادی با انحراف استاندارد 0.3 است که در Renard و همکاران (2013) پیشنهاد شده است. پیشینه‌های پیش فرض را می‌توان به پیشروهای مفید تغییر داد و سایر گزینه‌های توزیع را می‌توان در NEVA استفاده کرد. توزیع‌های قبلی برای همه

پارامترها مستقل فرض می‌شوند. با فرض استقلال بین مشاهدات، قضیه بیز برای تخمین پارامترهای GEV تحت فرض غیر ثابت می‌تواند به این صورت بیان شود (Coles 2001؛ 2006, Renard et al. 2013):

$$p(\beta|\vec{y}, x) \propto p(\vec{y}|\beta, x)p(\beta|x) \quad (5)$$

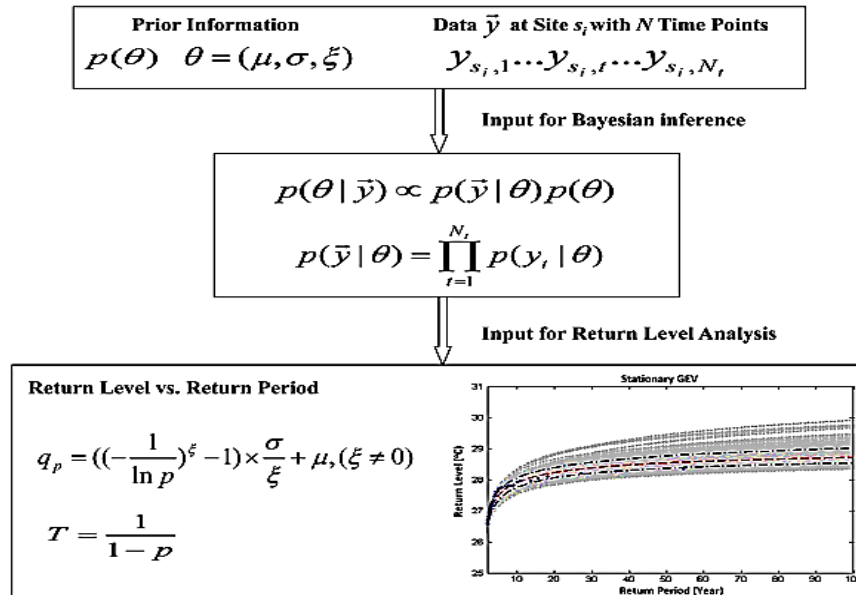
$$p(\vec{y}|\beta, x) = \prod_{t=1}^{N_t} p(y_t|\beta, x(t)) = \prod_{t=1}^{N_t} p(y_t|\mu(t), \sigma, \xi) \quad (6)$$

که در آن $\beta = (\mu_0, \mu_1, \sigma, \xi)$ پارامترها هستند. ثابت بودن را می‌توان به عنوان یک مورد خاص از معادله فوق بدون x (t) در نظر گرفت:

$$p(\theta|\vec{y}) \propto p(\vec{y}|\theta)p(\theta) = \prod_{t=1}^{N_t} p(y_t|\theta)p(\theta) \quad (7)$$

که در آن $x(t)$ مجموعه تمام مقادیر متغیر را در فرض غیر ثابت نشان می‌دهد. توزیع‌های قبلی حاصل $p(\theta|\vec{y})$ و $p(\beta|\vec{y}, x)$ اطلاعاتی را در مورد پارامترهای تحت ثابت $\theta = (\mu, \sigma, \xi)$ یا غیر ثابت $\beta = (\mu_0, \mu_1, \sigma, \xi)$ ارائه می‌دهد. کل فرآیند استنباط پارامترهای توزیع در NEVA به ترتیب در شکل 2 و شکل 3 برای شرایط ثابت و غیر ثابت خلاصه شده است. NEVA تعداد زیادی از توزیع قبلی پارامتر با استفاده از زنجیره تکامل متغیر مارکوف (DE-MC) ایجاد می‌کند (Vrugt et al. 2009؛ Ter Braak and Vrugt 2008؛ Ter Braak 2006). DE-MC با استفاده از روش MCMC از الگوریتم ژنتیک تکامل متغیر (DE) برای بهینه‌سازی جهانی در فضای پارامتر استفاده می‌کند. سادگی، سرعت محاسبه و همگرایی DE-MC آن را نسبت به MCMC معمولی مطلوب می‌کند (Ter Braak 2006). انگیزه اصلی برای ترکیب DE-MC با استنباط بیزی این است که می‌توان فواصل احتمال قبلی (مرزهای عدم قطعیت) سطح بازده تخمینی را با در نظر گرفتن عدم اطمینان در تمام پارامترهای مدل بدست آورد (غیر ثابت: $\mu_0, \mu_1, \sigma, \xi$ ؛ ثابت: μ, σ, ξ). شایان ذکر است که NEVA همگرایی روش نمونه‌گیری را از نظر آماری ارزیابی می‌کند. روشی که به عنوان معیار R_b شناخته می‌شود و توسط (Gelman and K. Shirley 2011) پیشنهاد شده است، و برای بررسی همگرایی در NEVA تعبیه شده است. این روش نشان می‌دهد که مقادیر R_b باید زیر مقدار بحرانی 1.1 باقی بماند (برای جزئیات بیشتر در مورد محاسبه R_b به Gelman and K. Shirley 2011 مراجعه کنید). علاوه بر آزمون مان-کندال، برای مقایسه تناسب دو مدل تودرتو می‌توان از آزمون نسبت احتمال استفاده کرد: مدل تهی حالت ثابت (بدون روند) (L_{null})، گزینه غیر ثابت است (روند خطی) مورد ($L_{alternative}$) است. نسبت احتمال ورود به سیستم را می‌توان به صورت زیر بیان کرد: (Coles 2001):

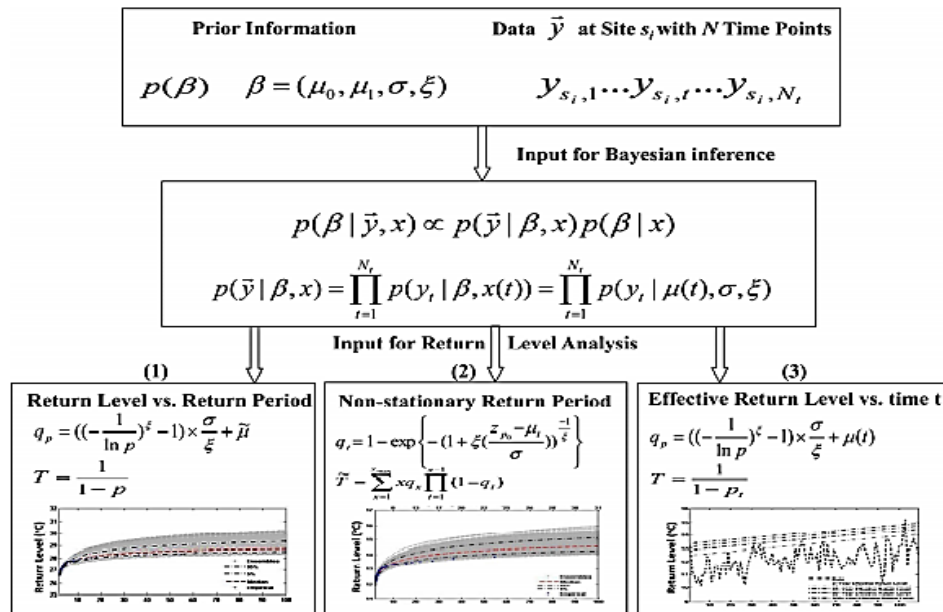
$$D = -2 \ln \frac{L_{Null}}{L_{Alternative}} \quad (8)$$



شکل 2: چارچوب ثابت GEV NEVA برای تجزیه و تحلیل مقدار شرایط غیر عادی. خروجی ها سطح بازگشت در مقابل دوره قبلی

در این پژوهش، از حالت‌های توزیع قبلی به عنوان برآورد پارامتر آزمون نسبت احتمال به جای تخمین‌های حداکثر احتمال استفاده می‌شود تا اطمینان حاصل شود که آزمون هنوز برای تجزیه و تحلیل بیزی معتبر است. سپس می‌توان از نسبت احتمال استفاده کرد تا (به عنوان مثال، در سطح معنی داری $\alpha = 0.05$) اینکه آیا مدل صفر را به نفع گزینه رد می‌کند، آزمایش شود. این آزمون وقتی که مدل غیرثابت به طور قابل توجهی بهتر از مدل ثابت نیست 0 را برمی‌گرداند و وقتی که مدل غیرثابت به طور قابل توجهی بهتر از مدل ثابت است، 1 را برمی‌گرداند. توجه داشته باشید که آزمون‌های مان و کندال و نسبت احتمال هر دو در حال آزمایش روندها هستند، اما با فرض‌های مختلف: آزمون مان کندال امکان ایجاد روندهای غیرخطی در پارامتر مکان و هر نوع توزیع را فراهم می‌کند، در حالی که آزمون نسبت احتمال توزیع GEV را فرض می‌کند و فقط به یک روند خطی در پارامتر مکان اجازه می‌دهد. به منظور ارزیابی بیشتر تناسب مدل M_1 null (به عنوان مثال حالت ثابت) و مدل جایگزین M_2 (به عنوان مثال مورد غیرثابت) بر اساس توزیع قبلی پارامترهای نمونه، ضریب بیز به این صورت محاسبه می‌شود:

$$K = \frac{Pr(DA|M_1)}{Pr(DA|M_2)} = \frac{\int Pr(\theta_1|M_1)Pr(DA|\theta_1, M_1)d\theta_1}{\int Pr(\theta_2|M_2)Pr(DA|\theta_2, M_2)d\theta_2} \quad (9)$$



شکل 3: چارچوب GEV غیر ثابت NEVA برای تجزیه و تحلیل مقدار شرایط غیر عادی. خروجی های مدل شامل: (1) سطح بازگشت استاندارد با احتمال بیش از حد طراحی. (2) سطح بازگشت استاندارد با احتمال تغییر بیش از حد زمان. و (3) سطح بازگشت موثر

که DA داده ورودی را نشان می‌دهد و θ مخفف پارامترهای مدل است. اصطلاح $Pr(DA|M)$ را می‌توان با استفاده از برآورد یکپارچه‌سازی مونت کارلو به عنوان $\left\{ \frac{1}{m} \sum_{i=1}^m Pr(DA|O^{(i)}, M) \right\}^{-1}$ که اندازه نمونه m است بیان کرد (برای جزئیات بیشتر به Kass and Raftery 1995 مراجعه کنید). مقدار $K < 1$ نشان می‌دهد که مدل غیر ثابت (M_2) بهتر از مدل ثابت (M_1) متناسب است. داشتن چندین تست برای تشخیص عدم ثبات یا عدم ایستایی، ارزیابی دقیق‌تری از برازش را فراهم می‌کند. در حالی که NEVA اصلی برای تجزیه و تحلیل حداکثر در سری‌های زمانی طراحی شده است، کاربران می‌توانند برای تجزیه و تحلیل حداقل‌های سری زمانی NEVA با استفاده از تحول زیر استفاده کنند (Coles 2001):

$$\min(X_1, \dots, X_n) = -\max(-X_1, \dots, -X_n) \quad (10)$$

که $X_1, \dots, X_n$ یک سری زمانی از i.i.d متغیرهای تصادفی هستند. با استفاده از توزیع GEV، NEVA دوره بازگشت و میزان بازگشت شرایط غیرعادی را محاسبه می‌کند. در این روش، سطح بازگشت به عنوان تابعی از دوره بازگشت T بیان می‌شود: (کولی 2013):

$$T = \frac{1}{1-p} \quad (11)$$

که در آن p احتمال وقوع بیش از حد در یک سال معین است (تحت ثابت بودن ثابت فرض می‌شود). سطح بازگشت بازده qp حاصل از توزیع GEV می‌تواند به صورت زیر بیان شود (Coles 2001):

$$q_p = \left(\left(-\frac{1}{\ln p} \right)^\xi - 1 \right) * \frac{\sigma}{\xi} + \mu, (\xi \neq 0) \quad (12)$$

در NEVA، پارامتر متغیر زمان $(\mu(t))$ را می‌توان با استفاده از مقادیر مختلف از DE-MC استخراج کرد. به عنوان مثال، در این پژوهش، $\mu(t)$ به صورت زیر محاسبه می‌شود: (الف) میانه $\mu(t)$ (اشاره به سطح بازگشت موثر برای سال مربوط به نقطه میانی سری زمانی دارد) و (ب) 95 صدم از DE-MC نمونه‌های $\mu(t)$ نمونه‌برداری شده. در نظر گرفتن 95 درصد از مقادیر $\mu(t)$ در مشاهدات گذشته برای استفاده در تجزیه و تحلیل در آینده (به عنوان مثال، میزان بازده موثر برای یک سال نزدیک به پایان رکورد). سپس از پارامترهای مدل برای تخمین میزان بازگشت غیر ثابت به صورت زیر استفاده می‌شود:

$$\tilde{\mu} = Q_k(\mu_{t1}, \mu_{t2}, \dots, \mu_{tn}), (\mu(t) = \mu_1 t + \mu_0) \quad (13)$$

$$q_p = \left(\left(-\frac{1}{\ln p} \right)^\xi - 1 \right) * \frac{\sigma}{\xi} + \tilde{\mu}, (\xi \neq 0) \quad (14)$$

که $\kappa = 0.5$ میانه پارامترهای مکان $(\mu_{t1}, \mu_{t2}, \dots, \mu_{tn})$ را برمی‌گرداند و $\kappa = 0.95$ مربوط به 95 صدم پارامترهای مکان است (یک میکروئیل دارای مقدار زیاد نشانگر تجزیه و تحلیل مقدار شرایط غیر عادی است). این روش شبیه حالت ثابت است، اما در نظر گرفتن تغییر در پارامتر مکان با گذشت زمان امکان پذیر است. این مفهوم در این پژوهش احتمال بیش از حد طراحی نامیده می‌شود.

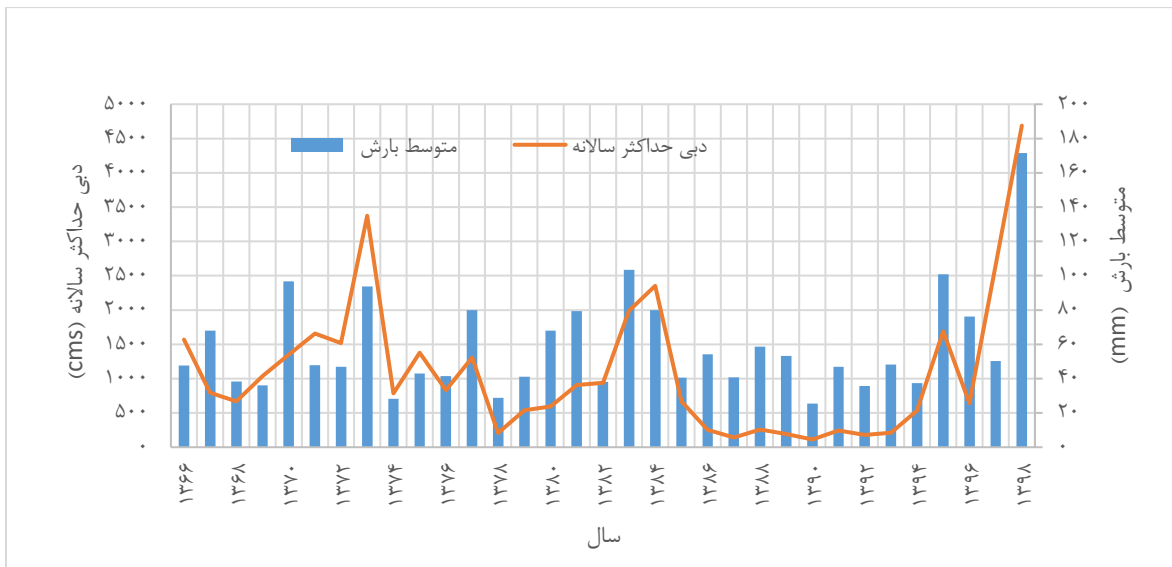
5- تأثیر بارش بر تحلیل غیرایستا دبی جریان

جهت تحلیل غیرایستا متغیر دبی در ایستگاه هیدرومتری جلوگیری تحت شرایط تغییر مقادیر بارش متوسط سطح حوضه از توزیع آماری مقادیر حدی عمومی (GEV) استفاده شد. توزیع پیشین برای پارامترهای موقعیت (Location)، مقیاس (scale) و شکل (shape) توزیع GEV، یکنواخت (uniform) در نظر گرفته شد. جدول 3 مشخصات توزیع آماری برای تحلیل غیرایستا حداکثر دبی جریان را نشان می‌دهد. با توجه به جدول 3، محدوده تغییرات پارامتر موقعیت بین صفر تا 100 در نظر گرفته شد. همچنین محدوده تغییرات پارامتر مقیاس بین صفر تا 10 در نظر گرفته شد. محدوده تغییرات پارامتر شکل بین صفر تا 0.2 در نظر گرفته شد. علاوه بر این روند تغییرات مقادیر پارامترهای موقعیت، مقیاس و شکل، خطی در نظر گرفته شد.

جدول 3: مشخصات توزیع مقادیر حدی عمومی (GEV) برای تحلیل غیرایستا حداکثر دبی جریان

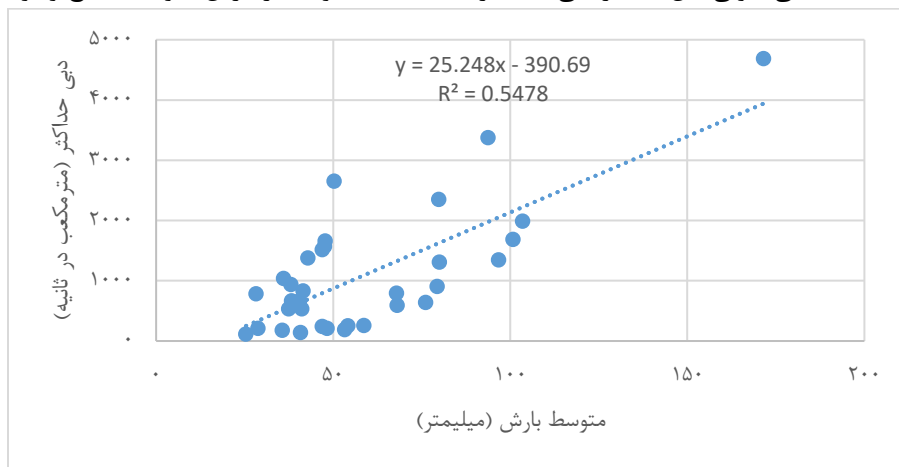
پارامتر	توزیع پیشین	محدوده تغییرات پارامتر		روند
		حداقل	حداکثر	
موقعیت	یکنواخت	0	100	خطی
مقیاس	یکنواخت	0	10	خطی
شکل	یکنواخت	0	0.2	خطی

شکل 4 تغییرات سالانه مقادیر حداکثر دبی سیلاب در ایستگاه جلوگیر و بارش متوسط سطح متناظر با زمان وقوع سیل را نشان می‌دهد. با توجه به اینکه متوسط مقادیر بارش مولد حداکثر سیلاب سالانه در طول دوره آماری برابر با 59 میلیمتر است، در اکثر سال‌ها به ویژه سال‌های 1385 تا 1394 کمتر از 59 میلیمتر است.



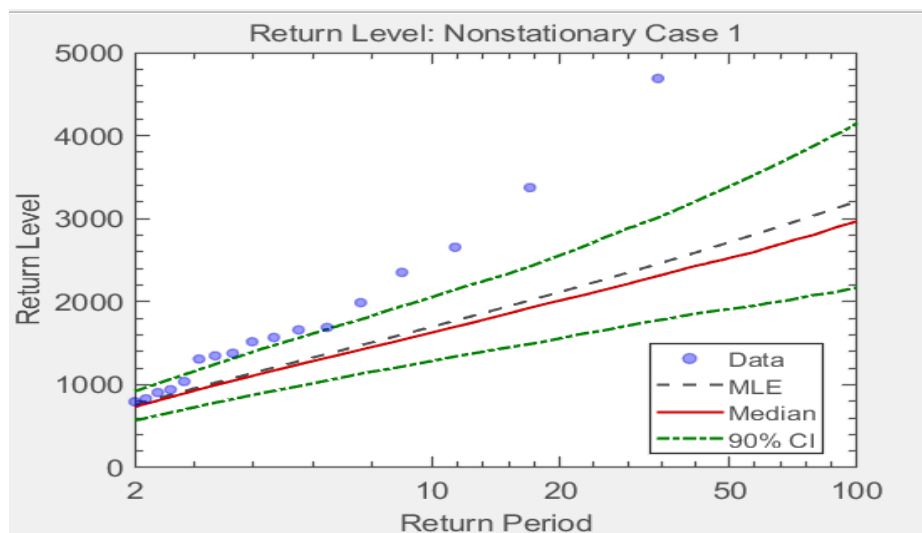
شکل 4: تغییرات مقادیر دبی سیلاب حداکثر سالانه در ایستگاه جلوگیر و بارش متوسط سطح متناظر با زمان وقوع سیل

شکل 5 تغییرات دبی حداکثر سیلاب سالانه به صورت تابعی از مقدار بارش متوسط سطح را نشان می‌دهد. با توجه به شکل 5 می‌توان دریافت که همبستگی خوبی بین مقادیر دبی حداکثر سیلاب سالانه و مقدار بارش متوسط سطح وجود دارد.



شکل 5: تغییرات دبی حداکثر سیلاب سالانه نسبت به مقدار بارش متوسط سطح

شکل 6 تغییرات دبی سیلاب حداکثر سالانه در ایستگاه جلوگیر به ازای دوره بازگشت‌های مختلف براساس مدل غیرایستا نسبت به پارامتر موقعیت توزیع مقادیر حدی تحت شرایط تغییر مقادیر بارش به عنوان متغیر کمکی را نشان می‌دهد. علاوه بر این، در شکل 6 تغییرات دبی با روش حداکثر درست نمایی، حد بالا و پائین 90٪ اطمینان و میانه مقادیر دبی نسبت به دوره بازگشت‌های مختلف نشان داده شده است. با توجه به شکل 6، می‌توان دریافت که با افزایش دوره بازگشت، دامنه تغییرات دبی حداکثر سالانه افزایش می‌یابد.



شکل 6: تغییرات دبی سیلاب حداکثر سالانه در ایستگاه جلوگیر به ازای دوره بازگشت‌های مختلف

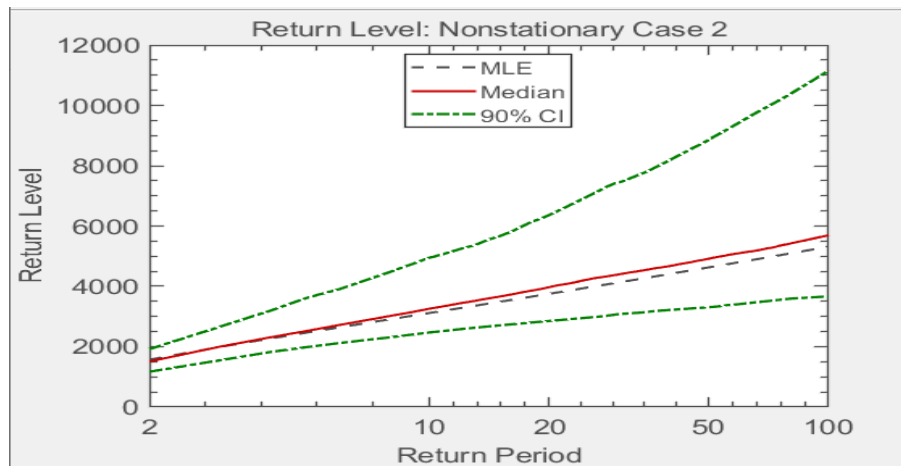
در جدول 4 مقادیر دبی حداکثر سالانه با روش حداکثر درست نمایی، حد بالا و پائین 90٪ اطمینان و میانه مقادیر دبی نسبت به دوره بازگشت‌های مختلف نشان داده شده است. در جدول 4، QMLE، LB و UB به ترتیب بیانگر دبی به ازای روش حداکثر درست نمایی، حد پائین دبی و حد بالا دبی هستند. مقادیر حد بالا و پائین، بر اساس شکل 6، به ازای دوره بازگشت‌های مختلف به دست آمده است. دامنه عدم قطعیت دبی از تفاضل حد بالا و پائین دبی بدست آمده است. درصد عدم قطعیت از تقسیم نصف دامنه عدم قطعیت بر دبی بر مبنای روش حداکثر درست نمایی به دست آمده است. با توجه به جدول 4، با افزایش دوره بازگشت، دامنه و درصد عدم قطعیت در برآورد دبی حداکثر سیلاب سالانه افزایش می‌یابد.

جدول 4: مقادیر دبی حداکثر سالانه در ایستگاه جلوگیر با روش حداکثر درست نمایی

دوره بازگشت	QMLE (cms)	LB (cms)	UB (cms)	دامنه عدم قطعیت (مترمکعب در ثانیه)	درصد عدم قطعیت
2	800	600	900	300	18.8
5	1100	800	1300	500	22.7
10	1600	1200	2000	800	25.0
20	2000	1400	2450	1050	26.3
25	2200	1500	2700	1200	27.3

50	2600	1700	3200	1500	28.8
100	3100	2000	4200	2200	35.5

شکل 7 تغییرات دبی سیلاب حداکثر سالانه در ایستگاه جلوگیری به ازای دوره بازگشت‌های مختلف تحت شرایط تغییر مقادیر بارش براساس مدل غیرایستا نسبت به پارامتر مقیاس توزیع مقادیر حدی را نشان می‌دهد. علاوه بر این، در شکل 7 تغییرات دبی با روش حداکثر درست نمایی، حد بالا و پائین 90٪ اطمینان و میانه مقادیر دبی نسبت به دوره بازگشت‌های مختلف نشان داده شده است. با توجه به شکل 7، می‌توان دریافت که با افزایش دوره بازگشت، دامنه تغییرات دبی حداکثر سالانه افزایش می‌یابد. در جدول 5 مقادیر دبی حداکثر سالانه با روش حداکثر درست نمایی، حد بالا و پائین 90٪ اطمینان و میانه مقادیر دبی نسبت به دوره بازگشت‌های مختلف نشان داده شده است. در جدول 5، QMLE، LB و UB به ترتیب بیانگر دبی به ازای روش حداکثر درست نمایی، حد پائین دبی و حد بالا دبی هستند. مقادیر حد بالا و پایین، بر اساس شکل 7، به ازای دوره بازگشت‌های مختلف به دست آمده است. دامنه عدم قطعیت دبی از تفاضل حد بالا و پائین دبی به دست آمده است. درصد عدم قطعیت از تقسیم نصف دامنه عدم قطعیت بر دبی بر مبنای روش حداکثر درست نمایی به دست آمده است. با توجه به جدول 5، با افزایش دوره بازگشت، دامنه و درصد عدم قطعیت در برآورد دبی حداکثر سیلاب سالانه افزایش می‌یابد.



شکل 7: تغییرات دبی سیلاب حداکثر سالانه در ایستگاه براساس مدل غیرایستا نسبت به پارامتر مقیاس توزیع مقادیر حدی

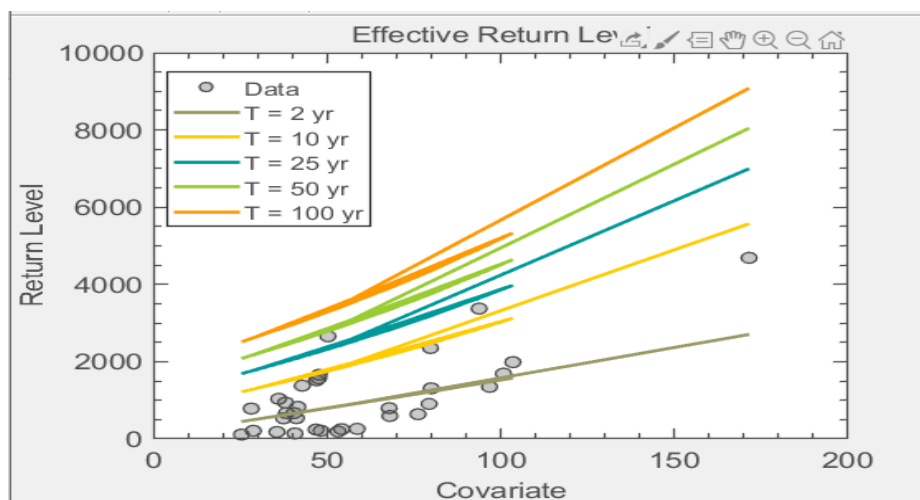
جدول 5: مقادیر دبی حداکثر سالانه در ایستگاه جلوگیری با روش حداکثر درست نمایی

دوره بازگشت	QMLE (cms)	LB (cms)	UB (cms)	دامنه عدم قطعیت (مترمکعب در ثانیه)	درصد عدم قطعیت
2	1500	1050	2000	950	31.7
5	2000	1500	3000	1500	37.5
10	3000	2200	4950	2750	45.8
20	3500	2450	6500	4050	57.9

25	3600	2550	6850	4300	59.7
50	4300	3000	8500	5500	64.0
100	5000	3500	11000	7500	75.0

شکل 8 منحنی های سطح بازگشت موثر (دبی حداکثر سیلاب سالانه در ایستگاه جلوگیر) نسبت به مقدار بارش متوسط سطح به عنوان متغیر کمکی نشان داده شده است. در شکل 8، Return level در محور عمودی، دبی حداکثر سیلاب سالانه در ایستگاه جلوگیر است. همچنین Covariate بیانگر مقادیر بارش متوسط در سطح حوضه متناظر با زمان وقوع حداکثر سیلاب است. در این شکل تاثیر مقادیر بارش بر دبی حداکثر سیلاب سالانه با دوره بازگشت های مختلف با توصیف حداکثر سیلاب سالانه بصورت تابعی از مقادیر بارش نشان داده شده است.

با توجه به شکل 8، به ازای یک دوره بازگشت معین، با افزایش مقادیر بارش در سطح حوضه، دبی حداکثر سیلاب سالانه افزایش می یابد. همچنین به ازای یک مقدار بارش مشخص، با افزایش دوره بازگشت مقادیر دبی حداکثر سیلاب سالانه افزایش می یابد.



شکل 8: منحنی های سطح بازگشت موثر نسبت به مقدار بارش متوسط سطح به عنوان متغیر کمکی

در جدول 6 مقادیر دبی حداکثر سیلاب سالانه با دوره بازگشت های 2، 10، 25، 50 و 100 سال به ازای مقادیر مختلف بارش متوسط در سطح حوضه آمده است. با توجه به جدول 6، به ازای متوسط بارش در سطح حوضه برابر با 50 میلیمتر، دبی حداکثر سیلاب سالانه با دوره بازگشت های 2، 10، 25، 50 و 100 سال به ترتیب برابر با 900، 1900، 2500، 3000 و 3400 مترمکعب در ثانیه خواهد بود.

علاوه بر این به ازای متوسط بارش در سطح حوضه برابر با 100 میلیمتر، دبی حداکثر سیلاب سالانه با دوره بازگشت های 2، 10، 25، 50 و 100 سال به ترتیب برابر با 1500، 3200، 4400، 5000 و 5500 مترمکعب در ثانیه بدست می آید. همچنین به ازای متوسط بارش در سطح حوضه برابر با 150 میلیمتر، دبی حداکثر سیلاب سالانه با دوره بازگشت های 2، 10، 25، 50 و 100 سال به ترتیب برابر با 2500، 4750، 6000، 7000 و 8000 مترمکعب در ثانیه برآورد می شود.

جدول 6: مقادیر دبی حداکثر سیلاب سالانه با دوره بازگشت های مختلف به ازای مقادیر مختلف بارش متوسط در

سطح حوضه

دوره بازگشت (سال)	بارش 50 میلیمتر	بارش 100 میلیمتر	بارش 150 میلیمتر
2	900	1500	2500
10	1900	3200	4750
25	2500	4400	6000
50	3000	5000	7000
100	3400	5500	8000

6- نتیجه گیری

1- تغییرات دبی سیلاب حداکثر سالانه در ایستگاه جلوگیر به ازای دوره بازگشت های مختلف براساس مدل غیرایستا نسبت به پارامتر موقعیت و مقیاس توزیع مقادیر حدی تحت شرایط تغییر مقادیر بارش به عنوان متغیر کمکی نشان می دهد که با افزایش دوره بازگشت، دامنه تغییرات دبی حداکثر سالانه افزایش می یابد.

2- منحنی های سطح بازگشت موثر (دبی حداکثر سیلاب سالانه در ایستگاه جلوگیر) نسبت به مقدار بارش متوسط سطح به عنوان متغیر کمکی نشان می دهد که به ازای یک دوره بازگشت معین، با افزایش مقادیر بارش در سطح حوضه، دبی حداکثر سیلاب سالانه افزایش می یابد. همچنین به ازای یک مقدار بارش مشخص، با افزایش دوره بازگشت مقادیر دبی حداکثر سیلاب سالانه افزایش می یابد.

3- نتایج مربوط به تاثیر بارش بر دبی حداکثر سیلاب سالانه نشان می دهد که به ازای متوسط بارش در سطح حوضه برابر با 50 میلیمتر، دبی حداکثر سیلاب سالانه با دوره بازگشت های 2، 10، 25، 50 و 100 سال به ترتیب برابر با 900، 1900، 2500، 3000 و 3400 مترمکعب در ثانیه می باشد. علاوه بر این به ازای متوسط بارش در سطح حوضه برابر با 100 میلیمتر، دبی حداکثر سیلاب سالانه با دوره بازگشت های 2، 10، 25، 50 و 100 سال به ترتیب برابر با 1500، 3200، 4400، 5000 و 5500 مترمکعب در ثانیه حاصل می شود. همچنین به ازای متوسط بارش در سطح حوضه برابر با 150 میلیمتر، دبی حداکثر سیلاب سالانه با دوره بازگشت های 2، 10، 25، 50 و 100 سال به ترتیب برابر با 2500، 4750، 6000، 7000 و 8000 مترمکعب در ثانیه برآورد می شود.

منابع

- احمدی امید، علمداری پریسا، ثروتی مسلم، خوشزمان تورج، مراجع شاهبایی کوتنایی علی (1398) بررسی و تحلیل دوره‌های بازگشت دما و بارش با استفاده از تحلیل طیفی و تأثیر آن بر مدیریت اراضی، مطالعه موردی: خداآفرین، آذربایجان شرقی، مجله علوم آب و خاک. ۲۳ (۱): ۲۲۳-۲۰.
- افروشه، رضا، رسولی، علی اکبر، مختاری، داود، جلالی، طاهره (1397)، کاربرد توزیع مقادیر دماهای حدی در استان کرمانشاه، دوره 24، شماره 2؛ صص 107 - 125.
- افشین، یدالله (1373) رودخانه‌های ایران، جلد اول، وزارت نیرو و شرکت مهندسين مشاور جاماب، ص 92، 95.
- بهلولی، م منتظری نمین، م. (1387) شبیه‌سازی موج ناشی از شکست سد، مطالعه موردی چهارمین کنگره ملی مهندسی عمران: شبیه‌سازی موج ناشی از شکست سد مارون 2.
- جلالی، طاهره (1394). مطالعه روند تغییرات شاخص‌های حدی اقلیمی دما و بارش در جنوب غرب ایران دوره 8، شماره 28، صص: 43-63.
- جهانبخش اصل، سعید، خورشیددوست، علی محمد، دین پژوه، یعقوب، سرافروزه، فاطمه (1393) تحلیل روند و تخمین دوره‌های بازگشت دما و بارش‌های حدی در تبریز، دوره 18، شماره 50، صفحه 107-133
- سعدی، توفیق، علیجانی، بهلول، مساح بوانی، علیرضا، اکبری، مهری (1395)، آشکارسازی تغییرات بارش‌های حدی و نسبت‌دهی به تغییر اقلیم با استفاده از روش استاندارد انگشت نگاشت بهینه (مطالعه موردی: جنوب غرب ایران). (۳)، صص: ۶۵-۸۰.
- ظهراپی، نرگس. مساح بوانی، علیرضا. تلوری، ع.ر. و صدقی، ح. (1392). آشکارسازی تغییر اقلیم و نسبت‌دهی آن به گازهای گلخانه‌ای با استفاده از مدل‌های گردش عمومی اقیانوس-اتمسفر و توزیع نرمال دو متغیره در حوضه آبریز کارون بزرگ. مجله تحقیقات منابع آب ایران، سال نهم، شماره 8، پاییز، تهران، صفحات 2-9.
- مساعدی، ابوالفضل، قبابی سوق، محمد (1391) تعیین رخدادهای خشکسالی و ترسالی بر پایه مدل چند متغیر اسکالوگرام، دوره 43، شماره 4؛ از صفحه 361 تا صفحه 373 .
- موسسه تحقیقات آب وزارت نیرو (1389) گزارش مطالعات شکست سد در حوضه‌های کارون، کرخه و دز دانشگاه تهران، شرکت توسعه آب و نیروی ایران.
- نوری قیداری، محمدحسن (1391)، تعیین حداکثر شدت بارش طراحی با استفاده از روش تلفیقی تئوری فرکتال و توزیع احتمالاتی مقادیر حدی تعمیم یافته، دوره 35، شماره 2؛ صص: 83 تا 90.

AghaKouchak A, Nasrollahi N (2010) "Semi-parametric and parametric inference of extreme value models for rainfall data.". Water Resour Manag 24:1229-1249.

Alexander, L.V., Zhang, X., Peterson, T.C., Caesar, J., Gleason, B., Klein Tank, A.M., Haylock, M., Collins, D., Trewin, B., Rahimzadeh, F., Tagipour, A., Rupa Kumar, K., Revadekar, J., Griffiths, G., Vincent, L., Stephenson, D.B., Burn, J., Aguilar, E., Brunet, M., Taylor, M., New, M., Zhai, P., Rusticucci, M., Vazquez-Aguirre, J. (2006). Global observed changes in daily climate

extremes of temperature and precipitation. J. Geophys. Res. Atmosph. 111 (5), 1–22. <https://doi.org/10.1029/2005JD006290> .

Asakereh .S Arabian. precipitable of cycles and Anomalies(2015). decades recent in Iran over water .9576-9569(11)(8, Geosciences of Journal .

Asakereh .S, Ashrafi., & S, Jahanbakhsh., H (2019) 14 cyclones of changes frequency the Onbasin Zard Rood the in precipitation affecting .413(13)12, Geosciences of Journal Arabian. Iran

Beniston M et al (2007) “Future extreme events in European climate: an exploration of regional climate model projections.”. Clim Chang 81:71–95

Camargo .C. C, Marengo ,J. A.(2008). Surface air temperature trends in Southern Brazil for 1960-2002. International Journal of Climatology. 28: 893-904.

Cheng, L., AghaKouchak, A., Gilleland, E., Katz, R.W., (2014). Non-stationary extreme value analysis in a changing climate. Clim Change 127 (2), 353–369. <https://doi.org/10.1007/s10584-014-1254-5> .

Coles, S.G., 2001. An Introduction to Statistical Modeling of Extreme Values. Springer. <https://doi.org/10.1007/978-1-4471-3675-0> .

El Adlouni S et al (2007) Generalized maximum likelihood estimators for the nonstationary generalized extreme value model. Water Resour Res 43

Gilleland, E., Katz, R.W., (2016). extRemes 2.0: an extreme value analysis package in R. J. Stat. Softw. 72 (8). <https://doi.org/10.18637/jss.v072.i08> .

Gumbel, E., (1942)“On the frequency distribution of extreme values in meteorological data”. B. Am. Meteorol.Soc., 23.

Jakob D (2013) Nonstationarity in extremes and engineering design. Extremes in a Changing Climate,Netherlands.

Karlolin, T.R., Knight, R.W. and Easterling, D.R., (2007). Quayle, Indices of climatic change for the USA. Bulletin of American Meteorological Society. 77: 279–292.

Katz, R.W.,(2013). Statistical methods for nonstationary extremes. In: AghaKouchak, A., Easterling, D., Hsu, K., Schubert, S., Sorooshian, S. (Eds.), Extremes in a Changing Climate: Detection, Analysis and Uncertainty. Springer Netherlands, Dordrecht, pp. 15–37. https://doi.org/10.1007/978-94-007-4479-0_2 .

Katz, R.W., Parlange, M.B., Naveau, P.(2002). Statistics of extremes in hydrology. Adv. Water Resour. 25 (8–12), 1287–1304. [https://doi.org/10.1016/S0309-1708\(02\)00056-8](https://doi.org/10.1016/S0309-1708(02)00056-8) .

Kumar, P.V., Bindi, M., Crisci, A. and Maracchi, G., (2013) Detection of variations in precipitation at different time scales of twentieth century at three locations of Italy. Weather and Climate Extremes, pp. 27–15.

Kumar, P.V., Bindi, M., Crisci, A. and Maracchi, G. (2013). Detection of variations in precipitation at different time scales of twentieth century at three locations of Italy. *Weather and Climate Extremes*, pp. 27–15.

Luke, A., Vrugt, J.A., AghaKouchak, A., Matthew, R., Sanders, B.F., (2017). Predicting nonstationary flood frequencies: evidence supports an updated stationarity thesis in the United States. *Water Resour. Res.* 53 (7), 5469–5494. <https://doi.org/10.1002/2016WR019676>.

Marengo, J. A. and Camargo, C. C., (2008) Surface air temperature trends in Southern Brazil for 1960–2002. *International Journal of Climatology*. 28: 893–904.

Marengo, J.A. (2010). An intercomparison of observed and simulated extreme rainfall and temperature events during the last half of the twentieth century. Part 2: Historical trends. *Climatic Change*. 98:509–529.

Ragno, E., AghaKouchak, A., Cheng, L., Sadegh, M. (2019) A generalized framework for process-informed nonstationary extreme value analysis. *Advances in Water Resources journal homepage*. 130 (2019) 270–282

Salas, J., Obeysekera, J., Vogel, R., (2018). Techniques for assessing water infrastructure for nonstationary extreme events: a review. *Hydrol. Sci. J.* 00 (00). <https://doi.org/10.1080/02626667.2018.1426858>.

Sarhadi, A., Soulis, E.D., 2017. Time-varying extreme rainfall intensity-duration-frequency curves in a changing climate. *Geophys. Res. Lett.* 1–10. <https://doi.org/10.1002/2016GL072201>.

Smith, R. (2001) “Extreme value statistics in meteorology and environment. *Environmental statistics*”. Chapter 8:300–357

Takeuchi, K. and Ishidaira, H., (2003). Monitoring Trend Step Changes Japanese in Precipitation. *Journal of hydrology*. 279: 144–150

Towler, E., B. Rajagopalan, et al., (2010) “Modeling hydrologic and water quality extremes in a changing climate: A statistical approach based on extreme value theory”, *Water Resour. Res.*, 46.

Tramen, E., Rajagopalan, B., Gilleland, E., Summers, R.S., Yates, D., Katz, R.W., (2014). Modeling hydrologic and water quality extremes in a changing climate: a statistical approach based on extreme value theory. *Water Resour. Res.* 46 (11). <https://doi.org/10.1029/2009WR008876>

Trammell, J. (2016) Yung, Y., & K. E, Chang, J. G, Zhang precipitation of variability spatial and Temporal of Journal. *models and observations from*. 2555–2543), 7(29, *Climat*

Villarini, G., Smith, J.A., Serinaldi, F., Bales, J., Bates, P.D., Krajewski, W.F., (2009b). Flood frequency analysis for nonstationary annual peak records in an urban drainage basin. *Adv. Water Resour.* 32 (8), 1255–1266. <https://doi.org/10.1016/j.advwatres.2009.05.003>.

Volpi, E., Fiori, A., Grimaldi, S., Lombardo, F., Koutsoyiannis, D., 2015. One hundred years of return period: strengths and limitations. *Water Resour. Res.* 51 (10), 8570–8585. <https://doi.org/10.1002/2015WR017820>

Wigley, T.M., 2009. The effect of changing climate on the frequency of absolute extreme events. *Clim. Change* 97 (1), 67–76. <https://doi.org/10.1007/s10584-009-9654-7> .

Yan, H., Sun, N., Wigmosta, M., Skaggs, R., Hou, Z., Leung, R., (2018). Next-Generation intensity-Duration-Frequency curves for hydrologic design in snow-Dominated environments. *Water Resour. Res.* 1–16. <https://doi.org/10.1002/2017WR021290> .

Zhang X et al (2001) “Spatial and temporal characteristics of heavy precipitation events over Canada”. *J Clim* 14(9):1923–1936.