

مقاله پژوهشی

برآورد دوره بازگشت دبی اوج و حجم سیلاب مبتنی بر آنالیز دومتغیره بارندگی در حوضه بارز

بابک صباغی^۱، محمود شفاعی بجستان^{۲*} و بابک امین نژاد^۳

چکیده

پیش‌بینی بروز سیلاب یا رواناب بر پایه ریسک فرایندی است که به محققان اجازه می‌دهد عدم قطعیت‌های مؤثر بر فرایند تصمیم‌گیری را در نظر گرفته و سطح اعتمادپذیری رویدادهای هیدرولوژیک را تعیین کنند. این تحقیق به منظور کاربرد عدم قطعیت‌های هیدرولوژیک در برآورد احتمالاتی سیلاب‌های دشت بارز در استان خوزستان واقع در جنوب غربی ایران انجام شد. تأثیر منابع عدم قطعیت بر مشخصه‌های بارندگی و رواناب با استفاده از توسعه یک مدل احتمالاتی چندمتغیره بر پایه توابع توزیع کاپولا تعیین شد. برای دستیابی به این هدف، سری‌های زمانی اطلاعات شامل حداکثر دبی لحظه‌ای و حداکثر حجم سیلاب برای یک دوره ۳۷ ساله گردآوری شد. در این راستا از توابع توزیع احتمالاتی تک‌متغیره برای متغیرهای بارندگی و رواناب و از توابع کاپولا برای برازش چندمتغیره اطلاعات هیدرولوژیک استفاده شد. در بخش بهینه‌سازی واکنش فازی دو تابع هدف متضاد شامل کمینه‌سازی و بیشینه‌سازی تابع پیش‌بینی رواناب در ساختار یک مدل شبیه‌سازی-بهینه‌سازی الگوریتم ژنتیک چندهدفه مبتنی بر رتبه‌بندی نامغلوب تعریف و برای رسیدن به بهترین مقادیر متغیرهای تصمیم اجرا شد. توابع توزیع گاما، لوگ نرمال، مقادیر حدی تعمیم‌یافته، لوگ پیرسون و تابع ارشمیدسی کلایتون گزینه‌های منتخب به ترتیب برای شدت بارندگی، عمق بارش، پیک جریان، حجم رواناب و محاسبه دوره بازگشت دومتغیره هستند. همچنین نتایج نشان داد که همبستگی بین مشخصه‌های بارندگی ۰/۷۳ و بین شدت بارندگی و رواناب ۰/۸۶ براساس شاخص پیرسون است.

واژه‌های کلیدی: عدم قطعیت، رتبه‌بندی نامغلوب، بهینه‌سازی چندهدفه، تحلیل هیدرولوژیک.

ارجاع: صباغی ب.، شفاعی بجستان م. و امین‌نژاد ب. ۱۴۰۰. برآورد دوره بازگشت دبی اوج و حجم سیلاب مبتنی بر آنالیز دومتغیره بارندگی در حوضه بارز. مجله پژوهش آب ایران. ۴۳: ۱۰۷-۱۲۰.

۱- گروه مهندسی عمران، واحد بین‌المللی کیش، دانشگاه آزاد اسلامی، جزیره کیش، ایران.

۲- دانشگاه شهید چمران اهواز، اهواز، ایران.

۳- گروه مهندسی عمران، واحد رودهن، دانشگاه آزاد اسلامی، رودهن، ایران.

* نویسنده مسئول: m-shafaeibejestan@scu.ac.ir

تاریخ پذیرش: ۱۴۰۰/۰۸/۲۴

تاریخ دریافت: ۱۴۰۰/۰۳/۱۲

مقدمه

تحلیل عدم قطعیت در بهره‌برداری منابع آب به‌عنوان یک جنبه منطقی در برآوردهای مهندسی در دهه‌های اخیر مورد توجه بوده است. عدم قطعیت به‌طور کلی بیانگر این مفهوم است که دانش کامل از رفتار یک سیستم و مقدارهای ویژه‌ای که متغیرهای آن اختیار می‌کنند، وجود ندارد. یک متغیر می‌تواند غیرقطعی باشد، اگر متغیر دارای ماهیتی یگانه مقدار، معین و ثابت باشد، اما دانش کامل از مقدار آن موجود نباشد، یا اینکه مقدار آن با یک روند کاملاً تصادفی دائماً در حال نوسان باشد. در هر دو حالت عدم قطعیت متغیر می‌تواند با یک توزیع احتمالاتی بیان شود.

هال (۲۰۰۳) عدم قطعیت را به دو نوع عدم قطعیت ذاتی و عدم قطعیت شناختی طبقه‌بندی کردند. عدم قطعیت ذاتی تصادفی بودن و تغییرپذیری مشاهدات در طبیعت را بیان می‌کند و عدم قطعیت شناختی به سطح دانش موجود از یک سیستم فیزیکی و توانایی ما در اندازه‌گیری و مدل‌سازی آن اشاره دارد. به‌طور کلی روش‌های تحلیل عدم قطعیت تانگ (۲۰۰۶) می‌تواند به گروه‌های مختلف شامل روش‌های تحلیلی (با معلوم بودن توزیع احتمالاتی برخی متغیرها، از طریق ارتباط تابعی بین متغیرها، مقدار متغیر مجهول تعیین می‌شود)، روش‌های تقریبی (نظیر روش ممان دوم مرتبه اول، روش‌های مبتنی بر نمونه‌گیری و شبیه‌سازی (روش مونت کارلو)، روش بیزین (مبتنی بر نمونه‌گیری و شبیه‌سازی مونت کارلو هستند که از رویکرد بیزین استفاده می‌کنند)، روش‌های مبتنی بر تحلیل خطاهای مدل (عدم قطعیت را براساس اختلاف داده‌های مشاهداتی و مدل‌سازی و محاسبه باقی‌مانده خطاهای مدل تخمین می‌زنند) و روش‌های مبتنی بر تئوری مجموعه‌های فازی (برای احتساب ابهامات و عدم‌صراحت‌ها) می‌شوند (دهقانی و همکاران، ۲۰۱۴؛ حقیقی و زاهدی اصل، ۲۰۱۴؛ لاله‌زاری و کراچیان، ۲۰۲۰).

به‌طور کلی اقدامات انجام‌شده در زمینه علم هیدرولوژی در دو زمینه هیدرولوژی کاربردی یا مهندسی و هیدرولوژی نظری یا تحلیلی است. این دو قطب هیدرولوژی محدوده وسیعی از فعالیت‌ها و مطالعات را دربرمی‌گیرند. هیدرولوژی نظری نیز به دو بخش قطعی (فیزیکی) و تصادفی (آماري-احتمالاتی-تجربی در دو دوره کلاسیک و

نوین) تقسیم می‌شود. نخستین محققان هیدرولوژی، بر پایه مشاهدات مستقیم خود از طبیعت اظهار داشته‌اند که همه متغیرهای هیدرولوژیک ذاتاً تصادفی‌اند و به مقدار کم یا زیاد تحت قوانین احتمال هستند. بررسی تغییرات مکانی-زمانی متغیرها به‌عنوان روش‌های استوکاستیک معرفی شده است (دهقانی و همکاران، ۲۰۱۹؛ دانگ و همکاران، ۲۰۱۹). در گذشته مدل‌های احتمالاتی تک‌متغیره برای پیش‌بینی رویدادهای هیدرولوژیک مورد استفاده قرار گرفته است؛ اما امروزه نشان داده شده است که پدیده‌های هیدرولوژیک مانند بارش، رواناب، سیل، خشکسالی، تصادفی و چندمتغیره بوده و توسط مشخصه‌های شدت، مدت و بزرگی بیان می‌شوند. این مشخصه‌ها به هم وابسته بوده، به‌صورت مستقل از هم تغییر نکرده و هرکدام بر دیگری تأثیر می‌گذارند؛ بنابراین با تحلیل پدیده‌های هیدرولوژیک به‌صورت تک‌متغیره نمی‌توان معادله همبستگی بین مشخصه‌های آن را نشان داده و ارزیابی کامل و دقیقی از آن ارائه کرد؛ ازاین‌رو برای داده‌های هیدرولوژیک بایستی توابع احتمالاتی مناسب تعیین و ترسیم شود تا با استفاده از آن‌ها بتوان مقدار متغیر موردنظر را به‌ازای احتمالات مختلف محاسبه کرد که به این فرایند تحلیل عدم قطعیت هیدرولوژیک گفته می‌شود. از نظر تئوری توابع توزیع احتمالاتی مختلفی وجود دارد که معادله‌های آنان مشخص است. داده‌هایی که به‌صورت تجربی اندازه‌گیری و ثبت شده‌اند، با این توابع توزیع تئوری برازش داده شده و بهترین تابعی که با داده‌ها مطابقت دارد، به‌عنوان تابع توزیع احتمال برگزیده می‌شود؛ سپس به کمک این توابع به‌ازای هر احتمال موردنظر مقدار متغیر هیدرولوژی به‌دست آید. ذکر این نکته ضروری است که هیچ توزیع آماری نمی‌تواند دقیقاً بر داده‌های مشاهده‌ای برازش بهینه مطلق را داشته باشد و انتخاب هر تابع در مقایسه نسبی با سایر توزیع‌ها گزینش می‌شود.

در حیطه مدیریت و برنامه‌ریزی منابع آب، آنالیز عدم قطعیت هیدرولوژیک در حوضه رودخانه کارون بر پایه عملگرهای چندهدفه سیستم‌های منابع آب مورد بررسی قرار گرفته است (بیگلریگی و همکاران، ۲۰۱۸). در این پژوهش طراحی بهینه سیستم با تحلیل و جمع‌آوری داده‌های مشاهداتی جریان و نرخ تبخیر به‌دست آمد. نتایج نتیجه‌شده از آنالیز عددی نشان داد که عملگرهای سیستم

مدل شبیه‌سازی استفاده شد. این فرایند توسط یک مدل احتمالاتی چندمتغیره ارزیابی شد. تولید و برازش توابع تک‌متغیره و چندمتغیره و محاسبه دوره‌های بازگشت در این بخش مورد بررسی قرار می‌گیرد. در این مطالعه، سعی شده است اطلاعات طولانی‌مدت بارندگی و رواناب برای تولید سیستم تصمیم‌گیری در دشت بارز مورد تجزیه و تحلیل قرار گیرد. مؤلفه‌های اصلی مورد نیاز برای تخمین رواناب با استفاده از روش پیشنهادی عبارتند از: (۱) مدل‌سازی احتمالات چندمتغیره، (۲) رابطه بارندگی - رواناب، (۳) تحلیل عدم قطعیت و (۴) بهینه‌سازی چندهدفه. اطلاعات هیدرولوژیک مورد استفاده در این مطالعه شامل مقدار بارندگی و رواناب ثبت شده در مقیاس زمانی روزانه است. تجزیه و تحلیل داده‌های موجود حدود ۳۷ رویداد بارشی را که منجر به سیلاب شده است، نشان داد. دو ویژگی بارندگی حداکثر بارندگی روزانه (میلی‌متر در روز) و عمق تجمعی بارندگی در یک رویداد (میلی‌متر) و دو ویژگی هیدروگراف رواناب شامل اوج جریان هیدروگراف (مترمکعب در ثانیه) و حجم رواناب (میلیون مترمکعب) از اطلاعات روزانه بارندگی و رواناب محاسبه شد. شکل ۱ هیدروگراف یک رویداد سیلاب حاصل از بارندگی ۴ روزه با مقدار بیشینه ۶۹ میلی‌متر بر روز را نشان می‌دهد. حداکثر مقدار بارندگی برابر با بالاترین میزان ثبت شده در روز و عمق باران کل بارندگی در یک رویداد است. حجم رواناب نیز برابر با مساحت زیر منحنی هیدروگراف هنگام حذف جریان پایه است. مقادیر ثبت شده برای عمق بارش در ۳۷ رویداد مطالعه شده در شکل ۲ نشان داده شده است. این متغیر از مجموع بارندگی روزانه ثبت شده در یک دوره که منجر به تولید سیلاب می‌شود، به دست آمده است. بیشترین بارندگی به مقدار ۲۵۸ میلی‌متر در رویداد شش اتفاق افتاده است. پارامتر دوم بارندگی حداکثر شدت بارندگی روزانه است که در شکل ۳ نشان داده شده است. مقایسه دو شکل نشان می‌دهد که شدت و عمق بارندگی دارای همبستگی نسبی بوده که در ادامه محاسبه خواهد شد. این دو مشخصه بارندگی در مدت زمان یک رویداد به هم پیوسته تخمین زده شده‌اند که این مدت زمان بر حسب روز در شکل ۴ نشان داده شده است. مدت بارش از مشخصه‌های اصلی بارندگی است که در این تحقیق به آن پرداخته نشده است. بیشترین مدت بارش هماهنگ با

به عدم قطعیت‌های تبخیر و جریان سیلاب حساسیت نشان می‌دهند. یکی از روش‌هایی که به عنوان ابزار در تحلیل عدم قطعیت کاربرد دارد، الگوریتم‌های بهینه‌سازی هستند که می‌توانند نقاط نامعلوم فضای تصمیم‌گیری را جست‌وجو کرده و دامنه‌های ریسک‌پذیری را تعیین کنند. از جمله روش‌های تقریبی مورد بحث در سال‌های اخیر می‌توان به روش‌های تکاملی و فراکاوشی اشاره کرد. این روش‌ها با الهام از طبیعت و با مشارکت مفاهیم متفاوتی از جمله ژنتیک، بیولوژی، هوش مصنوعی، ریاضی و فیزیک، علوم عصبی و... ابداع شده‌اند.

در این تحقیق به منظور برآورد مشخصه‌های سیلاب در دشت بارز از مدل ترکیبی احتمالاتی-فازی استفاده شد. شدت و عمق بارندگی در مقابل دبی پیک و حجم سیلاب به صورت تک‌متغیره تحلیل و دوره بازگشت دومتغیره آن‌ها محاسبه شد. با تشکیل ارتباط فازی بین بارندگی و سیلاب از الگوریتم ژنتیک مبتنی بر رتبه‌بندی نامغلوب برای تعیین حدود فازی مشخصه‌های سیلاب در دوره بازگشت‌های مختلف استفاده شد.

مواد و روش‌ها

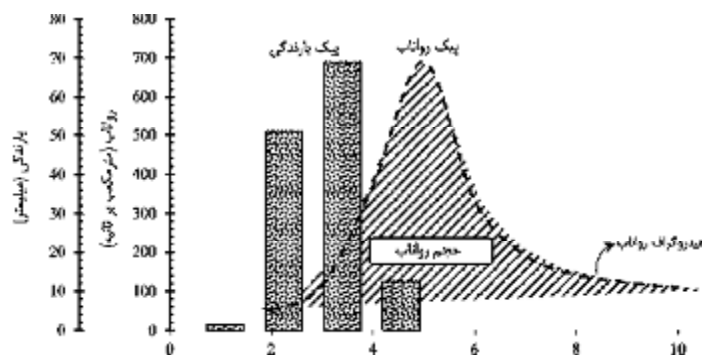
محدوده مورد مطالعه

چارچوب مطالعه برای تحلیل رابطه بین ۳۷ هیدروگراف سیلاب در دوره سال‌های ۱۳۵۲ تا ۱۳۹۹ در دشت بارز برنامه‌ریزی شد. دشت بارز در شمال شرقی استان خوزستان، ایران، در طول جغرافیایی ۳۱ درجه و ۱۸ دقیقه تا ۳۱ درجه و ۲۸ دقیقه و طول جغرافیایی ۵۰ درجه و ۱۸ دقیقه تا ۵۱ درجه و ۲۶ دقیقه واقع شده است. برای این منظور یک مدل احتمالی توسط برنامه MATLAB توسعه داده شد. در این مدل، توابع توزیع حاشیه‌ای، تحلیل فراوانی متغیرها و محاسبه دوره بازگشت برای ویژگی‌های بارندگی مورد ارزیابی قرار گرفت؛ علاوه بر این، یک زیربرنامه آنالیز مجموعه فازی برای انتقال اثرات بارندگی به رواناب تهیه شد. این فرایند در چارچوب یک برنامه بهینه‌سازی چندهدفه توسعه یافته است که با استفاده از روش NSGAII حل شده است.

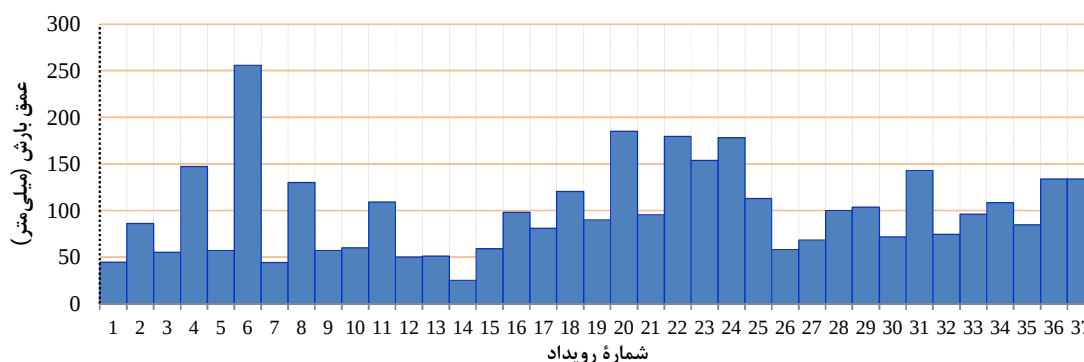
تحلیل هیدرولوژیک

اطلاعات هیدرولوژیک بلندمدت منطقه مورد مطالعه به صورت روزانه جمع‌آوری و تحلیل شده و به عنوان پایه

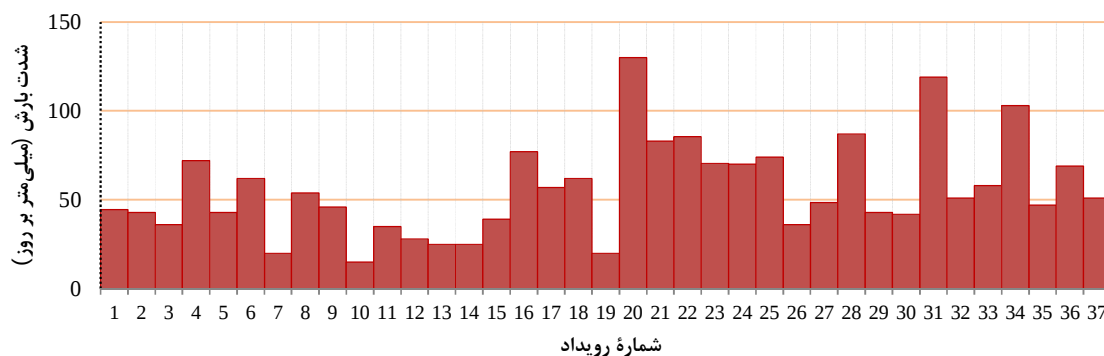
عمق بارش در رویداد شش اتفاق افتاده و کمترین آن نیز بارش رابطه معکوس داشته است. در رویداد چهارده به دست آمده است. بارش نسبت به شدت



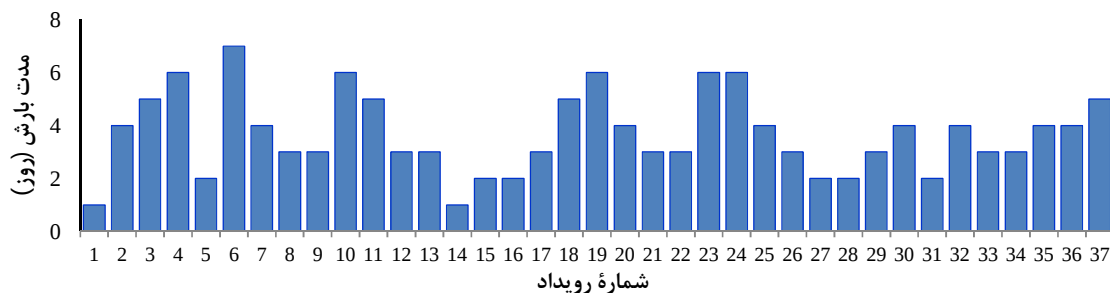
شکل ۱- شماتیک یک رویداد بارندگی و رواناب



شکل ۲- عمق بارندگی در ۳۷ رویداد ثبت شده در دوره مطالعه



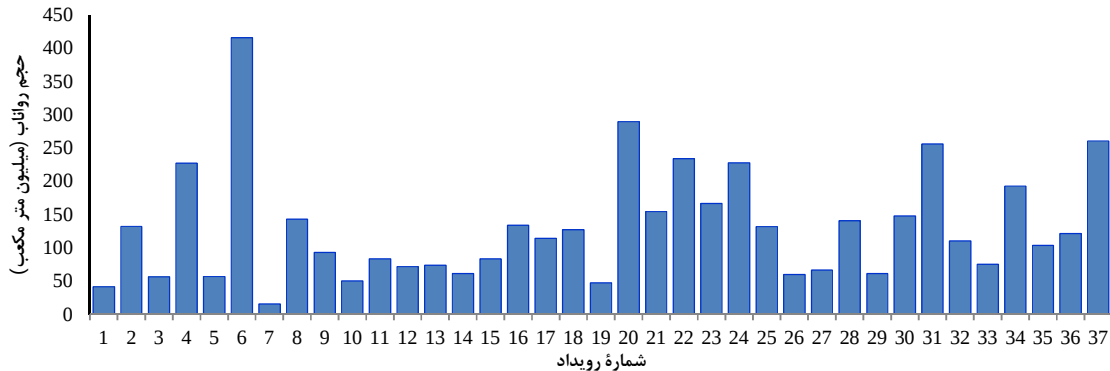
شکل ۳- بیشترین شدت بارش در هر رویداد مطالعه شده بر حسب میلی متر بر روز



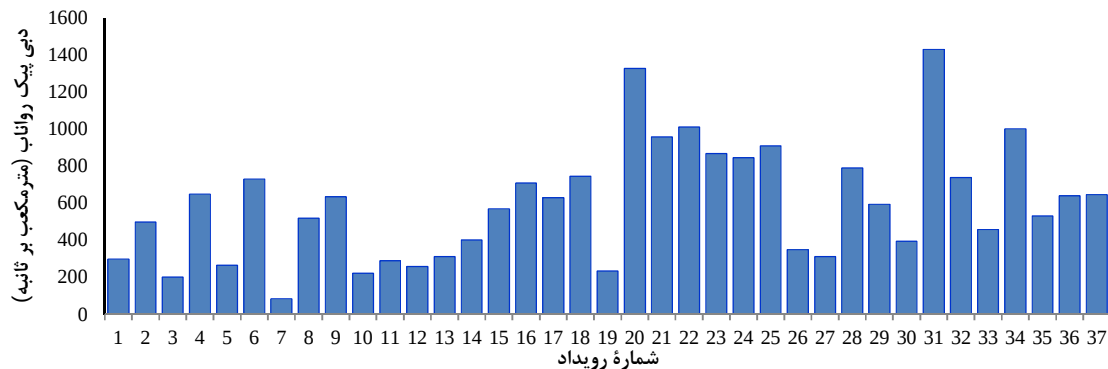
شکل ۴- مدت بارندگی (روز) برای هر رویداد منجر به سیلابی شدن بارش

بین عمق و زمان بارش با حجم رواناب درخصوص رویداد شش قابل مشاهده است. ارتباط و میزان همبستگی این دو متغیر در ادامه تحلیل می شود.

حجم رواناب و پیک هیدروگراف رواناب دو متغیر دیگر تخمین زده شده از اطلاعات هیدرومتری دشت بارز به ترتیب در شکل ۵ و ۶ ترسیم شده اند. ارتباط مستقیم



شکل ۵- حجم سیلاب برای هر رویداد مورد مطالعه در دشت بارز



شکل ۶- بیشترین شدت رواناب برای هر رویداد (مترمکعب بر ثانیه)

که در آن $X = (X_1, X_2, \dots, X_K)^T$ یک بردار K تایی از متغیرهای تصادفی و تابع چگالی توأم آن ها است. تکنیک نمونه گیری لاتین هایپرکیوب، دامنه قابل قبول هریک از متغیرها را به M بازه با احتمال برابر تقسیم می کند. برای هر بازه، یک داده تصادف انتخاب می شود. در نتیجه برای هر متغیر، M داده تصادفی تولید خواهد شد. در نتیجه مقدار مورد انتظار به صورت زیر تخمین زده می شود:

$$\bar{G} = \frac{1}{M} \sum_{K=1}^M g(X_{K1}, X_{K2}, \dots, X_{Km}) \quad (2)$$

که X_{Km} داده تولید شده برای متغیر تصادفی k در m امین بازه است. به طور دقیق تر اگر متغیر X_K بر روی بازه $[x_k, x_{k+1}]$ که از تابع چگالی احتمال پیروی می کند، در نظر گرفته شود، در روش نمونه گیری لاتین هایپرکیوب بازه $[x_k, x_{k+1}]$ به M بازه افراز می شود؛ به طوری که در آن برای همه نقاط انتهایی فواصل با حل رابطه زیر تعیین می شوند:

معادلات از پیش تعیین شده مختلفی در تئوری اساسی توابع توزیع احتمال وجود دارد. داده های اندازه گیری شده و ثبت شده آزمایشی با این توابع توزیع نظری مجهز شده است و بهترین تابع منطبق بر داده ها به عنوان تابع توزیع احتمال انتخاب می شود. توجه به این نکته، مهم است که هیچ توزیع آماری ای نمی تواند برازش مطلق بر داده های مشاهده شده داشته باشد و انتخاب هر تابع در مقایسه با توزیع های دیگر انتخاب می شود.

در هنگام تحلیل عدم قطعیت در قالب توابع توزیع احتمالاتی استفاده از نمونه گیری لاتین هایپرکیوب استفاده شد. در این روش نمونه گیری یک انتگرال چندگانه شامل K متغیر تصادفی به صورت زیر در نظر گرفته می شود:

$$G = \int g(X) f_X(X) dX = E[g(X)] \quad (1)$$

و برازش داده‌ها، آزمون نیکویی برازش توابع احتمالاتی است. برای این منظور، آزمون‌های بر مبنای توزیع تجربی اختلاف بین تابع توزیع تحت فرض صفر و تابع توزیع تجربی را اندازه می‌گیرند. این آزمون به دو خانواده کلی کرامر و کلموگروف تقسیم می‌شوند. خانواده کرامر شامل آماره‌های کرامر-ون مایسس، واتسون و اندرسون دارلینگ و خانواده کلموگروف شامل آماره‌های کلموگروف-اسمیرنوف و کیور است. پس از انتخاب مدل باید پارامترهای توزیع شناسایی شده و به وسیله این پارامترها تعداد زیادی داده‌های جدید بازتولید می‌شوند. مهم‌ترین آزمون‌هایی که به منظور نیکویی برازش به کار می‌روند، کای-اسکوئر، کلموگروف-اسمیرنوف و اندرسون-دارلینگ هستند.

آزمون کای-اسکوئر

تصادفی بودن داده‌ها، مستقل بودن نمونه‌ها، بزرگ بودن نمونه به اندازه کافی شرایط استفاده از آزمون کای-اسکوئر محسوب می‌شود. برای آزمون کای-اسکوئر بایستی در ابتدا فراوانی‌های مورد انتظار را با استفاده از توزیع مورد آزمون تعیین و آماره χ^2 را محاسبه کرد، سپس مقدار بحرانی را از جدول کای دو با سطح خطای مورد نظر و درجه آزادی $n-k-1$ (n تعداد طبقات و k تعداد متغیرهای برآورده شده هستند) به دست آورد. رابطه کلی کای-اسکوئر به شکل زیر ارائه شده است:

$$\chi^2 = \sum \frac{(f_o - f_e)^2}{f_e} \quad (6)$$

در معادله فوق، f_o فراوانی مشاهده شده و f_e فراوانی مورد انتظار است. از آنجاکه توزیع کای-اسکوئر از توزیع نرمال به دست می‌آید، اگر متغیر x متعلق به جامعه نرمال با میانگین μ و انحراف معیار σ باشد و از این جامعه n نمونه تصادفی انتخاب شود، سپس هریک از اعضای نمونه با استفاده از رابطه ذیل به حالت استاندارد تبدیل شوند، توزیع ذیل با درجه آزادی n به دست خواهد آمد:

$$\chi^2 = z_1^2 + z_2^2 + \dots + z_n^2 \quad (7)$$

رابطه توزیع کای-اسکوئر با درجه آزادی k ، میانگین k و واریانس $2k$ به صورت معادله ذیل است.

$$F(x) = \frac{1}{(k/2 - 1)!} \frac{1}{2^{k/2}} x^{(k/2-1)} e^{-x/2} \quad (8)$$

$$P(X_{km} \leq X_k \leq X_{k,m+1}) = \frac{1}{M} m \quad (3)$$

$$m = 0, 1, 2, \dots, M-1$$

$$X_K = X_{K0} < X_{K1} < X_{K2} < \dots < X_{K,M-1} < X_{K,M} = \bar{X}_K \quad (4)$$

که در این معادله F_K تابع چگالی تجمعی متغیر تصادفی X_K است. در روش نمونه‌گیری لاتین هاپرکیوب برای به دست آوردن M نمونه از متغیر X_K زمانی که نقاط انتهایی برای همه بازه‌ها تعیین شد، به طور تصادفی از هریک از بازه‌ها یک نمونه انتخاب می‌شود. برای این منظور ابتدا بایستی متغیرهای دارای عدم قطعیت شناسایی شود؛ به عنوان نمونه، پیش‌بینی مشخصه‌های سیلاب و بارندگی در سیستم‌های هیدرولوژی دارای عدم قطعیت است.

تولید N_K نمونه از بردار متغیرهای دارای عدم قطعیت $a = [a_1, a_2, \dots, a_{N_K}]$ که هریک از متغیرها دارای توزیع‌های احتمالاتی DI هستند، براساس روش نمونه‌گیری لاتین هاپرکیوب به شرح زیر است (هلتون و دیویس، ۲۰۰۳).

دامنه هریک از متغیرهای دارای عدم قطعیت به N_K قسمت (بازه) با احتمالات برابر $\frac{1}{N_K}$ تقسیم می‌شود.

برای هریک از متغیرها یک مقدار به صورت تصادفی از هریک از بازه‌ها انتخاب می‌شود.

تعداد N_K مقدار نمونه‌گیری شده از متغیر به صورت تصادفی با N_K مقدار نمونه‌گیری شده از متغیر a_2 جفت می‌شوند.

در این مرحله N_K به صورت تصادفی با N_K مقدار نمونه‌گیری شده از متغیر a_3 ترکیب می‌شوند.

این فرایند تا جایی ادامه می‌یابد که N_K مقدار نمونه‌گیری شده برای ترکیب همه متغیرها تکمیل شود.

آنگاه N_K بردار تصادفی به صورت زیر به دست می‌آید:

$$a_j = [a_{j1}, a_{j2}, \dots, a_{jN_K}] \quad j=1, 2, \dots, N_K \quad (5)$$

مدل سازی احتمالاتی

در هیدرولوژی تعداد زیادی توزیع‌های فراوانی مورد استفاده قرار گرفته است که با شرایط و داده‌های مختلف برازش داده شده‌اند. با استفاده از توابع حاشیه‌ای می‌توان تعداد و احتمال یک رویداد با ویژگی‌های مشخص را برآورد کرد. یکی از مهم‌ترین مراحل تحلیل توزیع فراوانی

آزمون کلموگروف-اسمرینف

آزمون کلموگروف-اسمرینف یکی دیگر از آزمون‌هایی است که در جهت سنجش تبعیت توزیع داده‌ها از یک الگوی خاص استفاده می‌شود. آزمون کای-اسکوئر هنگامی که تعداد نمونه‌ها به اندازه کافی بزرگ باشد تا در هر کلاس حداقل ۵ داده قرار بگیرد، عملکرد مطلوبی دارد (چن و جیو، ۲۰۱۹). در غیر این صورت استفاده از آزمون کلموگروف-اسمرینف توصیه می‌شود. آماره این آزمون بیشترین قدرمطلق اختلاف بین فراوانی‌های مورد انتظار و اندازه‌گیری شده در دسته‌های مختلف است. جهت انجام این آزمون، نخست فراوانی نسبی تجمعی یک نمونه برای بازه‌های مختلف با استفاده از توزیع آماری تئوری یا از روی سایر اطلاعات برآورد شده و سپس قدرمطلق تفاضل دو فراوانی به‌دست‌آمده در هر بازه محاسبه می‌شود. بیشترین مقدار تفاضل به‌دست‌آمده به‌عنوان آماره آزمون کلموگروف-اسمرینف (D) شناخته می‌شود. در ادامه Da به‌عنوان تابعی از میزان خطا (a) و تعداد نمونه (n) از جدول مربوط استخراج می‌شود. اگر D از Da کمتر باشد، فرض تبعیت نمونه از توزیع در نظر گرفته شده پذیرفته شده و در غیر این صورت رد می‌شود.

آزمون اندرسون-دارلینگ

این آزمون نسبت به آزمون‌های کای-اسکوئر و کلموگروف-اسمرینف از قابلیت بهتری برخوردار است؛ به عبارتی، بین آزمون‌های نامبرده برای بررسی نیکویی برازش توزیع‌ها، در بعضی موارد آزمون کای-اسکوئر دارای کمترین توان و اندرسون-دارلینگ دارای بیشترین توان است. همانند سایر معیارها، در آزمون اندرسون-دارلینگ نیز افزایش مقدار آماره آزمون نشانه دور بودن توزیع فراوانی مشاهده شده از توزیع آماری مورد آزمون است. مقادیر بالاتر آماره اندرسون-دارلینگ اختلاف معناداری را بین تابع توزیع تجربی و تابع توزیع مفروض نشان می‌دهد؛ بنابراین فرض صفر رد می‌شود. معادله این آزمون را می‌توان به صورت ذیل بیان کرد:

$$A^2 = n \int_{-\infty}^{\infty} [F_n(x) - F(x)]^2 [F(x)(1 - F(x))]^{-1} dF(x) \quad (9)$$

حل این معادله با استفاده از روش تقریبی استفنز (۱۹۸۶) به صورت معادله ذیل است:

$$A^2 \cong -n - \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n (2i-1) [\log P_{(i)} + \log(1 - P_{(n+1-i)})] \quad (10)$$

که در آن $P_i = F(x_i, \alpha)$ و به دلیل اینکه پارامتر شکل α مجهول است، از روش تخمین حداکثر درست‌نمایی با بیشینه‌سازی رابطه ذیل بر حسب α به دست می‌آید.

$$L(x_1, \dots, x_n) = n \ln(\alpha + 1) - n \ln \alpha + \sum_{i=1}^n \ln(1 - e^{-\alpha x_i}) \quad (11)$$

تابع چندمتغیره کاپولا

تابع کاپولا امکان ترکیب چند توزیع یک متغیره با خانواده‌های مختلف معلوم را برای ساخت یک توزیع چندمتغیره با در نظر گرفتن وابستگی بین متغیرها به وجود می‌آورد. در واقع می‌توان گفت که تابع مفصل، یک تابع توزیع تجمعی است که دارای توزیع‌های حاشیه‌ای یک‌متغیره یکنواخت بر فاصله (۰،۱) است. ویژگی مهم تابع مفصل این است که ساختار چندمتغیره آن با ساختار چندمتغیره تابع توزیع توأم یکسان است. بنا بر تئوری اسکالر (۱۹۵۹)، اگر F تابع توزیع تجمعی m بُعدی با حاشیه‌های پیوسته $F_1, F_2, \dots, F_m$ باشد، یک تابع مفصل منحصر به فرد n بُعدی C به صورت زیر وجود دارد، به طوری که C نگاشت $C: [0,1]^m \rightarrow [0,1]$ است.

$$F(x_1, \dots, x_m) = C(F_1(x_1), \dots, F_m(x_m)) = C(u_1, \dots, u_m) \quad (12)$$

در معادله فوق، $u_i = F_i(x_i)$ توابع توزیع تجمعی حاشیه‌ای پیوسته است. کاپولا متشکل از توابع مختلفی است که برای مسائل گوناگون بایستی مورد ارزیابی و گزینش قرار گیرند. توابع مفصل ارشمیدسی بخشی از این توابع هستند که در طیف گسترده‌ای از مطالعات هیدرولوژی بکار گرفته شده‌اند. کاربرد کاپولا در مسائل مختلف مهندسی آب توسط چن و جیو (۲۰۱۹) تشریح شده است.

برای شناسایی و انتخاب مناسب‌ترین تابع کاپولا از بین توابع مختلفی که در بالا به آن اشاره شده است بایستی متغیرها و توابع توزیع حاشیه‌ای برازش شده به آنها ارزیابی شده و همبستگی متغیرها به روش‌های تائو کندانال و رتو اسپیرمن تعیین شود، سپس با استفاده از روش‌های عکس تائو کندانال و عکس رتو اسپیرمن پارامتر θ از خانواده کاپولا $c(u, v)$ برآورد شده و تابع مولد کاپولا محاسبه

هستند. تابع مفصلی مناسب‌تر است که معیار آکائیک (AIC) و معیار بیزی (BIC) آن کمتر باشد.

تعیین دوره بازگشت با استفاده از کاپولا

تابع کاپولا به‌عنوان یک تابع چندمتغیره با تعیین همبستگی بین مشخصه‌های جریان برای تخمین مقدار و شدت بارندگی یا سیلاب طراحی و ریسک مربوط به آن به‌کار برده شده است (داوطلب و همکاران، ۲۰۱۷). بدین‌منظور یک تابع کاپولا توابع توزیع حاشیه‌ای را به یک تابع چندمتغیره ارتباط می‌دهد. اگر $X_1, X_2, \dots, X_d$ داده‌های تصادفی باشند و F یک تابع d بُعدی در نظر گرفته شود، کاپولا C می‌تواند توسط معادله ذیل محاسبه شود (کنگ و همکاران، ۲۰۱۸):

$$F(x_1, \dots, x_d) = C(F_1(x_1), F_2(x_2), \dots, F_d(x_d)) \quad (19)$$

که $F_1, F_2, \dots, F_d$ توابع توزیع حاشیه‌ای یک‌متغیره و $x_1, x_2, \dots, x_d$ مقادیر متغیرهای تصادفی $X_1, X_2, \dots, X_d$ هستند. دو حالت در توزیع پیوسته به‌نام‌های «و» و «یا» وجود دارد که در این تحقیق از حالت «یا» استفاده شده است.

$$T_{or} = \frac{\mu}{P[Q > q_c \text{ or } W > w]} = \frac{\mu}{1 - F(q, w)} \quad (20)$$

در این معادلات $F(q)$ و $F(w)$ توابع توزیع حاشیه‌ای و $F(q, w)$ تابع کاپولا است. برای داده‌های سالانه، μ برابر است با یک.

آنالیز فازی

تجزیه و تحلیل فازی در این مطالعه براساس روش گسست آلفا α -cut انجام شد. استفاده از این روش در تحلیل رواناب فازی نیاز به تعریف پارامترهای ورودی به‌عنوان یک بازه غیرقطعی دارد؛ بنابراین عمق بارش به‌عنوان دامنه عملی زیر تعیین می‌شود.

$$(R_{p,min})_{\alpha=\alpha^*} < R < (R_{p,max})_{\alpha=\alpha^*} \quad (21)$$

که، $(R_{p,min})_{\alpha=\alpha^*}$ and $(R_{p,max})_{\alpha=\alpha^*}$ مرزهای حداکثر و حداقل احتمال بارندگی در دوره بازگشت p در سطح α و $\alpha^* = 0$ با ساختار توصیف شده است. اعداد فازی به $a = 0.5$ و $a = 1$ گسسته شده و پاسخ‌های فازی براساس توابع مثلثی تجزیه و تحلیل شد. در هر برش آلفا برای تجزیه و تحلیل فازی به یک مسئله بهینه‌سازی برای

می‌شود. در نهایت با آزمون برازش کاپولاهای اشاره شده برازش تابع برتر جهت تخمین دوره بازگشت انتخاب خواهد شد. بر این اساس در انتخاب کاپولای مناسب تخمین پارامتر هر یک از توابع کاپولا و سپس محاسبه مقدار مولد، برازش داده‌ها و گزینش کاپولای منتخب اهمیت فراوانی دارد. تخمین پارامتر θ به‌عنوان یک گام اساسی در این تحقیق با استفاده از روش گشتاورها بر پایه عکس دو گشتاور تاوکندال و رئواسپیرمن است که به ترتیب توسط روابط ذیل تعریف شده‌اند (گنست و فاور، ۲۰۰۷).

$$\tau_{X,Y} = 4 \int_0^1 \int_0^1 C(u,v) d(u,v) - 1 \quad (13)$$

$$\rho_c = 12 \int_0^1 \int_0^1 (C - u, v) dudv \quad (14)$$

در نهایت تحلیل فراوانی چندمتغیره با استفاده از توابع کاپولا نیازمند انجام آزمون نیکویی برازش برای انتخاب بهترین تابع کاپولا است. برای تعیین میزان نزدیکی مقادیر کاپولاهای با مقدار ناپارامتری مفصل تجربی متناظر، از روش کرامر-ون مایسس (کوجادین، یچ و یان، ۲۰۱۰)، معیار اطلاعات آکائیک (آکائیک، ۱۹۷۴) و معیار اطلاعات بیزی استفاده شد. روش کرامر-ون مایسس از دقت و کارایی بالایی بدین‌منظور برخوردار است و به‌صورت ذیل ارائه شده است:

$$S_n = \sum_{i=1}^n \left(C_n \left(\frac{R_i}{n+1}, \frac{S_i}{n+1} \right) - C_{\theta n} \left(\frac{R_i}{n+1}, \frac{S_i}{n+1} \right) \right)^2 \quad (15)$$

C_n کاپولای ناپارامتریک و براساس رتبه است (رکونا و همکاران، ۲۰۱۳).

$$C_n(u, v) = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n \left(\frac{R_i}{n+1} \leq u, \frac{S_i}{n+1} \leq v \right) \quad (16)$$

هرچه مقدار این معیار در سطح قابل قبول p کمتر باشد، نشان‌دهنده برازش بهتر کاپولا بر داده‌ها است. دو معیار اطلاعات آکائیک و معیار اطلاعات بیزی نیز به‌ترتیب توسط روابط ذیل برآورد می‌شوند.

$$AIC = N \log(MSE) + 2p \quad (17)$$

$$BIC = [N \log(MSE) + p \times \log(N)] \quad (18)$$

که در آن‌ها AIC و BIC به‌ترتیب نماد معیارهای اطلاعات آکائیک و اطلاعات بیزی، p تعداد پارامترهای برازش داده شده، MSE میانگین مربعات خطا و N تعداد مشاهدات

قابل بررسی از مهم ترین مزایای NSGAII نسبت به MOGAs هستند. در این تحقیق روش NSGAII برای جست و جوی مقادیر حدی فضای فازی به کار برده شده و با تشکیل مجموعه پاسخ های بهینه که به جبهه پارتو معروف هستند، پاسخ های مرزی گزینش شد.

نتایج و بحث

در این بخش ابتدا تحلیل هیدرولوژیک و برازش توابع توزیع تک متغیره و چند متغیره مورد بحث قرار خواهد گرفت و بهترین توابع برازش یافته معرفی و ارزیابی می شوند. نهایتاً ارزیابی نتایج به دست آمده در جبهه پارتو نسبت به فضای تصمیم گیری فازی انجام شده و پاسخ های واقع در حدود فازی انتخاب خواهند شد.

تحلیل هیدرولوژیک

تحلیل هیدرولوژیک به مفهوم شناسایی و محاسبه پارامترهای هیدرولوژیک مؤثر بر رابطه بارندگی و رواناب در دوره های آماری موجود و تعمیم آن به دوره های بازگشت طولانی مدت با استفاده از قوانین احتمالاتی است. در این راستا از توابع توزیع فراوانی تک متغیره و دو متغیره استفاده شد. استفاده از این توابع مستلزم برازش آن ها بر اطلاعات، گزینش بهترین تابع و تحلیل آماری توسط توابع منتخب است. همان گونه که قبلاً اشاره شد برای تخمین پارامترهای توابع توزیع تک متغیره یا حاشیه ای چند زیر برنامه مجزا در جهت شبیه سازی توابع توزیع و یافتن بهترین مقادیر برای ضرایب هر تابع تهیه شده است.

برازش توابع توزیع حاشیه ای

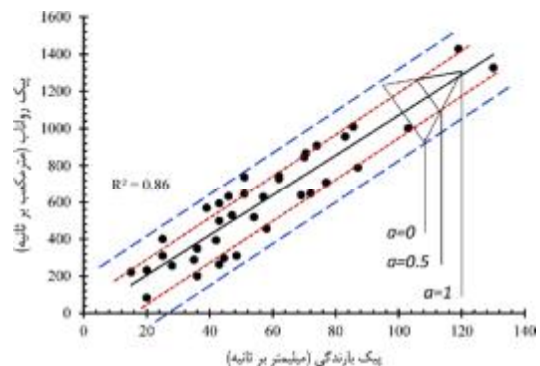
جدول ۲ مقایسه توابع توزیع حاشیه ای و ضرایب توابع برازش یافته را نشان می دهد. با استفاده از ضرایب بهینه به دست آمده، توابع توزیع فراوانی برای این ایستگاه با یکدیگر مقایسه و بهترین تابع برای هر کدام از سری داده ها براساس رتبه و آماره های محاسبه شده مشخص شد. براساس مقایسه صورت گرفته، توابع توزیع حاشیه ای اجرا شده در تجزیه و تحلیل احتمالی مقدار و شدت بارندگی و پیک جریان و حجم رواناب توسط آزمون های کای-اسکوئر، اندرسون-دارلینگ و کلموگروف-اسمرینف، گامای تعمیم یافته چهار پارمتری (GG4)، لوگ نرمال (LN3)، مقادیر حدی تعمیم یافته (GEV) و لوگ پیرسون

پیدا کردن نقاط حدی راه حل ها به شرح زیر تبدیل می شود:

$$Runoff = F(R_{p1}, R_{p2}, \dots, R_{pn}) \quad (22)$$

در بهینه سازی سیستم فازی، پاسخ های مرزی فقط برای تعیین نقاط شدید دامنه فازی مورد نیاز است؛ بنابراین از معیار ضریب همبستگی استفاده می شود.

رابطه بین بارندگی و ویژگی های رواناب براساس اطلاعات هیدروگراف ها در شکل ۷ نشان داده شده است. مطابق با شکل، رابطه فازی بین حداکثر مقدار بارندگی و اوج تخلیه رواناب می تواند از تئوری فازی الهام گرفته و یک رابطه منطقی ایجاد کند.



شکل ۷- رابطه بین حداکثر شدت بارش و پیک جریان رواناب و سطوح فازی

محاسبه حدود فازی توسط NSGAII

کاربرد روش های بهینه سازی در علوم و مهندسی آب با گسترش استفاده از رایانه و محاسبات سریع افزایش چشم گیری داشته است. این روش ها از لحاظ تعداد توابع هدف مورد ارزیابی، فرایند جست و جوی پاسخ مسئله و سرعت و دقت رسیدن به آن طیف وسیعی از ابزارهای بهینه سازی را تشکیل می دهند. معمولاً از روش های مختلفی برای تولید راه حل بهینه استفاده می شود که متداول ترین روش آن اعمال محدودیت ها برای تعریف یک دامنه عملی است. مدل NSGA نخستین بار برای کاربرد چندین هدف در یک مدل بهینه سازی توسط اسرینواس و دب (۱۹۹۴) ارائه شد و در آخرین اصلاحات با چندین اصلاح برای حل مسائل و مشکلات مدل الگوریتم ژنتیک کلاسیک به صورت NSGAII تکمیل شد (دب و همکاران، ۲۰۰۲). سرعت بیشتر در رسیدن به همگرایی؛ استفاده از عملگر مقایسه پرجمعیت و پراکندگی یکنواخت جبهه پارتو؛ دارای طرح رتبه بندی مؤثر برای کاهش پیچیدگی حاکم بر الگوریتم و قیده های بهینه سازی مفهوم و

(LP) به ترتیب بهترین گزینه‌ها برای تخمین حداکثر شدت و عمق بارندگی و پیک جریان و حجم رواناب بودند.

جدول ۲- مقایسه توابع توزیع حاشیه‌ای برازش یافته به داده‌های شدت بارش

متغیر	تابع توزیع	کلو مگروف اسمرینف	آماره	رتبه	آماره	رتبه	آماره	رتبه	کای اسکوتر
شدت بارش	گامای تعمیم یافته	۰/۰۷۶	۲	۰/۲۳۴	۱	۰/۳۷۵	۲		
عمق بارش	لوگ نرمال	۰/۰۶۵	۱	۰/۲۵۸	۳	۰/۲۶۱	۱		
پیک رواناب	مقادیر حدی تعمیم یافته	۰/۰۶۴	۱	۰/۱۶۲	۴	۱/۹۲۶	۱۳		
حجم رواناب	لوگ پیرسون	۰/۰۹۲	۹	۰/۱۸۷	۱	۰/۷۲۵	۸		

ضرایب همبستگی

همبستگی داده‌ها با توجه به روش‌های تاو کندال (τ_k)، رتو اسپیرمن (ρ_s) و پیرسون (ρ_p) ارزیابی شد. همبستگی بین پارامترهای بارندگی و رواناب در جدول ۳ مقایسه شده است. با توجه به جدول، همبستگی بین مشخصه‌های بارندگی بیش از همبستگی بین مؤلفه‌های رواناب است. به دلیل تغییر مدت زمان بارندگی و در نتیجه تغییر دامنه هیدروگراف همبستگی بین دبی و حجم رواناب مقادیر متوسطی را داشته است؛ علاوه بر این همبستگی بین حداکثر شدت بارندگی و دبی پیک رواناب که در ستون آخر جدول آمده است، بیش از همبستگی بین مشخصه‌های یک رویداد بارندگی یا رواناب از دیدگاه شاخص‌های تاو کندال و رتواسپیرمن گزارش شده است.

جدول ۴- مقایسه توابع کاپولا با استفاده از روش MLE

Ali-Michael-Hagh	Gamble-Hoggard	Joe	Gamble	MLE	Frank	Clayton	توابع اتصال
۱۸/۴	۲۴/۱	۱۷/۹	۲۳/۴	۱۴/۸	۱۶/۱	۱۳/۶	MLE

دوره بازگشت

استفاده از مفهوم دوره بازگشت در مطالعات هیدرولوژیک یک واژه کلیدی در پیش‌بینی وقایع آینده است. شکل‌های ۸ تا ۱۱ دوره‌های بازگشت خصوصیات بارندگی و متغیرهای رواناب را نشان می‌دهد. حداکثر عمق و مقدار بارش پیش‌بینی شده با دوره بازگشت ۵۰۰ ساله در منطقه مورد مطالعه به ترتیب ۳۹۴ میلی‌متر و ۳۸۲ میلی‌متر در روز پیش‌بینی شده است. مطالعات گذشته نشان داد که تخمین دوره بازگشت با استفاده از توابع توزیع چندمتغیره می‌تواند در ارزیابی پروژه‌های مربوط به سیل مؤثر باشد (مارر و همکاران، ۲۰۱۸؛ سالاس و همکاران، ۲۰۱۹).

این کاپولا توسط کلایتون (۱۹۷۸) ارائه شده و بیانگر وابستگی بیشتر در دنباله منفی نسبت به دنباله مثبت است:

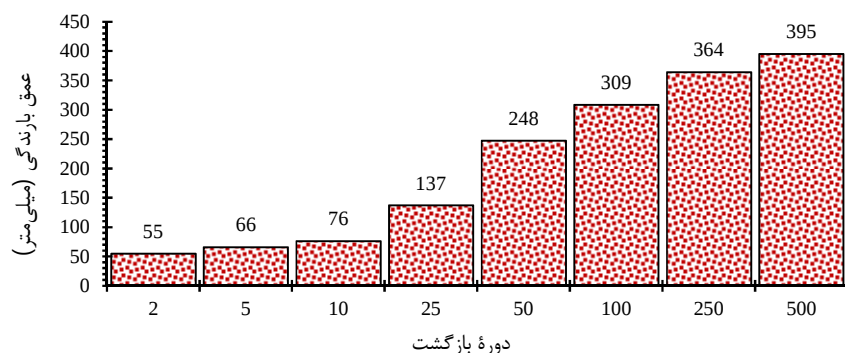
$$C(u_1, u_2; \theta) = \max(u_1^{-\theta} + u_2^{-\theta} - 1, 0)^{-1/\theta} \quad (23)$$

مولد این تابع از رابطه ذیل به دست می‌آید:

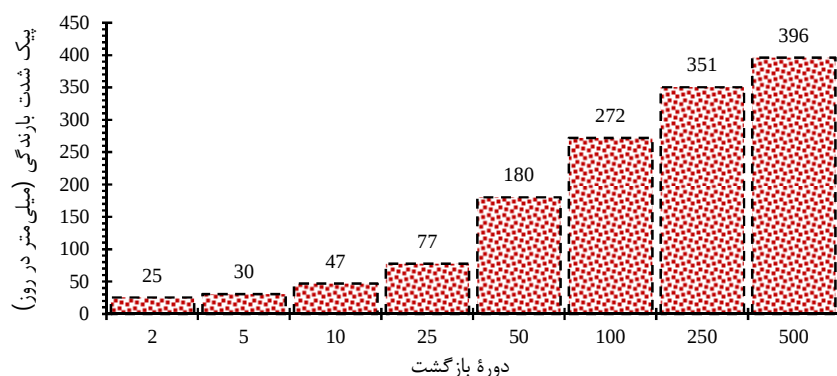
$$\varphi_{\theta}(t) = \frac{1}{\theta}(t^{-\theta} - 1) \quad (24)$$

که در آن θ پارامتر همبستگی بین ۱- تا بی‌نهایت قرار دارد. رابطه بین تاو کندال و پارامتر تنای کاپولای کلایتون به صورت معادله ذیل محاسبه می‌شود.

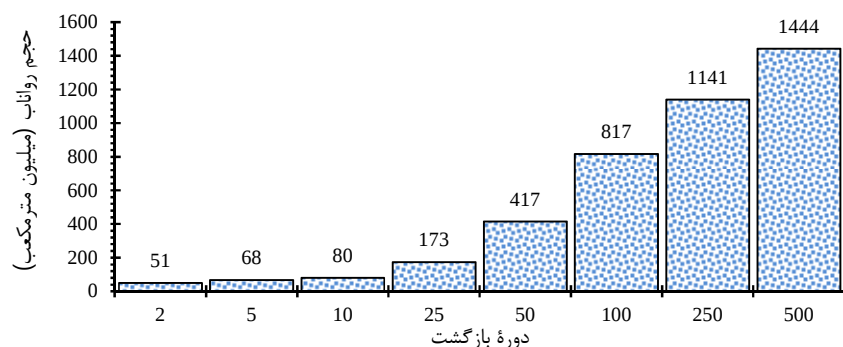
$$\theta = \frac{2\tau}{1 - \tau} \quad (25)$$



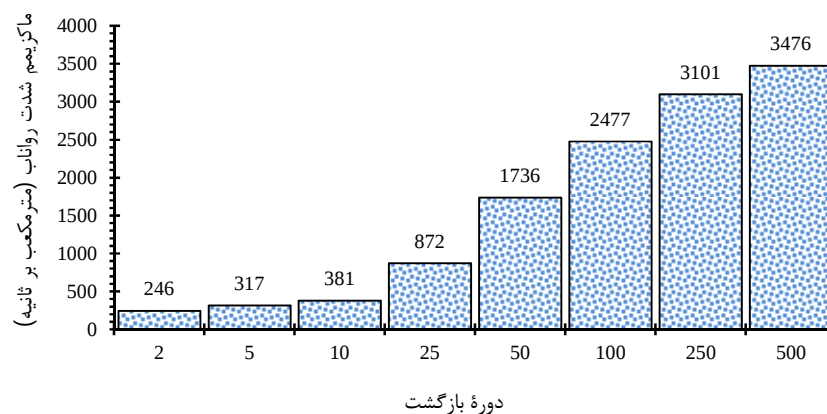
شکل ۸- عمق بازگشت پیش‌بینی شده در دوره بازگشت‌های ۲ تا ۵۰۰ سال



شکل ۹- شدت بازگشت پیش‌بینی شده در دوره بازگشت‌های ۲ تا ۵۰۰ سال



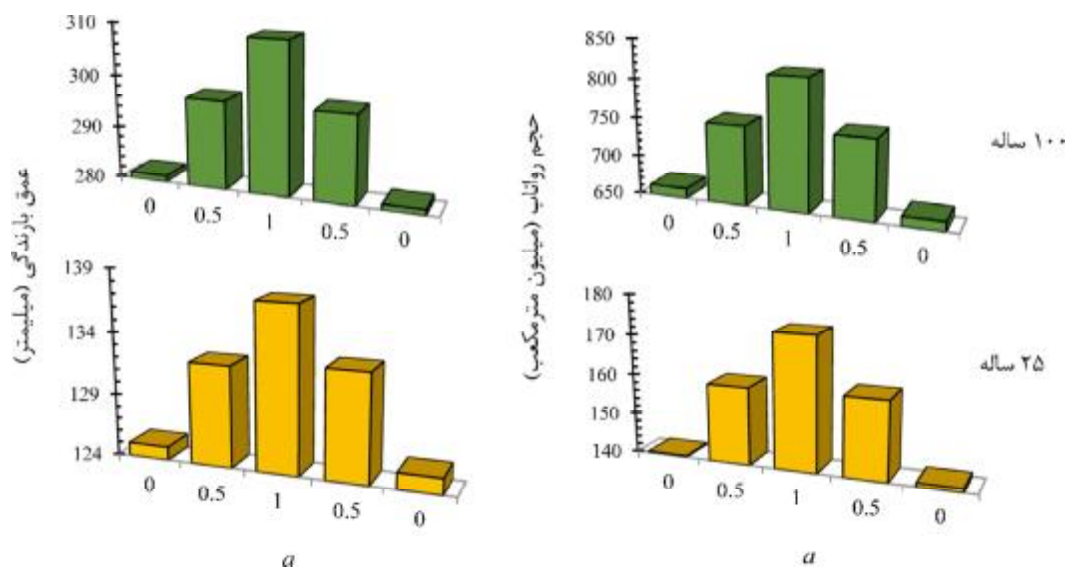
شکل ۱۰- حجم رواناب پیش‌بینی شده در دوره بازگشت‌های ۲ تا ۵۰۰ سال



شکل ۱۱- شدت رواناب پیش‌بینی شده در دوره بازگشت‌های ۲ تا ۵۰۰ سال

پاسخ فازی مدل

سیستم مثلی فازی توسعه یافته برای متغیرهای بارندگی منجر به برآورد احتمالی فازی متغیرهای رواناب شد. مدل بهینه سازی NSGAII متغیرهای بارندگی را برای هر دوره بازگشت فضای فازی جستجو می کند و نقاط حدی سطوح مختلف برش آلفا را به ترتیب برای متغیرهای بارندگی و رواناب محاسبه می کند (شکل ۱۲). براساس مفاهیم توسعه یافته، رواناب پیش بینی شده برای دشت بارز بین ۶۵۰ تا ۸۵۰ میلیون مترمکعب برای یک دوره



شکل ۱۲- پاسخ فازی حجم رواناب (میلیون مترمکعب) به عمق بارندگی (میلی متر)

نتیجه گیری

این تحقیق پیش بینی رواناب یا سیلاب را با محاسبه پاسخ های فازی در قالب احتمالاتی ارائه کرده است. این شیوه در مسائل مهندسی که دارای خطای ذاتی ناشی از عوامل محیطی هستند یا برآورد دقیقی از پارامترهای ورودی مسئله در دسترس نیست، اهمیت انکارناپذیری دارد. در این مطالعه، یک سیستم احتمالی فازی برای فرموله سازی ساختاری برای پیش بینی حجم و اوج جریان هیدروگراف با استفاده از اطلاعات بارندگی ایجاد شد. مدل احتمالی براساس تجزیه و تحلیل متغیر بین ویژگی های بارندگی و توابع مداوم انجام شد. تحلیل وقایع هیدرولوژیک با توسعه مدل توزیع فراوانی دومتغیره در قالب تابع کاپولا انجام شد. برای این منظور توابع توزیع حاشیه ای تک متغیره به هریک از عامل های بارندگی و سیلاب برازش داده شد و بهترین توابع به دست آمده برای

کاربرد در توزیع فراوانی دومتغیره به کار گرفته شد. دوره بازگشت بارندگی به ازای حالت «یا» از تابع کاپولا محاسبه و از طریق ارتباط فازی برای پیش بینی رواناب به کار گرفته شد؛ علاوه بر این پارامترهای رواناب با دو هدف کمینه سازی و بیشینه سازی تابع رواناب در محیط فازی توسط الگوریتم ژنتیک مبتنی بر رتبه بندی نامغلوب بهینه سازی شد. نتایج نشان داد حداکثر دبی محاسبه شده در اوج هیدروگراف برای توابع احتمالاتی دوهدفه با دوره بازگشت های مختلف بیش از مقادیر معادل به دست آمده توسط توابع توزیع حاشیه ای است. همچنین استفاده از اطلاعات طولانی مدت موجب افزایش دقت در محاسبه دبی اوج هیدروگراف شد. وقوع بارش های با عمق و شدت بیشتر موجب کم برآوردی دبی اوج هیدروگراف رواناب بوده است؛ بنابراین در شرایط خشکسالی محاسبه دوره بازگشت می تواند از خطای کمتری در پیش بینی برخوردار باشد. بهترین توابع

6. Deb K. Pratap A. Agarwal S. and Meyarivan T. 2002. A fast and elitist multi-objective genetic algorithm: NSGA-II. IEEE Transaction on Evolutionary Computation, 6: 181-197
7. Dehghani M. Saghafeian B. and Zargar M. 2019. Probabilistic hydrological drought index forecasting based on meteorological drought index using Archimedean copulas. Hydrology Research. 50: 1230-1251.
8. Dehghani M. Saghafeian B. Nasiri Saleh F. Farokhnia A. and Noori R. 2014. Uncertainty analysis of streamflow drought forecast using artificial neural networks and Monte-Carlo simulation. Int Journal Climatology. 34: 1169-1180.
9. Dong N. D. Agilan V. and Jayakumar K. V. 2019. Bivariate flood frequency analysis of nonstationary flood characteristics. Journal Hydrologic Engineering. 24(4): 04019007
10. Genest C. and Favre A.C. 2007. Everything you always wanted to know about Copula modeling but were afraid to ask. Journal of Hydrologic Engineering. 12(4): 347-368.
11. Haghighi A. and Zahedi A. 2014. Uncertainty analysis of water supply networks using the fuzzy set theory and NSGA-II. Engineering Applications of Artificial Intelligence. 32: 270-282.
12. Hall J. 2003. Handling uncertainty in the hydroinformatics process, Journal of Hydroinformatics. 05(4): 215-232.
13. Helton J. C. and Davis F. J. 2003. Latin hypercube sampling and the propagation of uncertainty in analyses of complex systems. Reliability Engineering & System Safety. 81(1): 23-69.
14. Kojadinovic I. and Yan J. 2010. Package Copula. Version 0.9-7, May 28. <http://cran.r-project.org/web/packages/copula/coupla>.
15. Kong X. M. Huang G. H. Li Y. P. Fan Y. R. Zeng X. T. and Zhu Y. 2018. Inexact copula-based stochastic programming method for water resources management under multiple uncertainties. J Water Resour Plann Manage. 144(11): 04018069.0
16. Lalehzari R. and Kerachian R. 2020. Developing a Framework for Daily Common Pool Groundwater Allocation to Demands in Agricultural Regions. Agricultural Water Management. 241(1): 106278.
17. Maurer E. P. Kayser G. Doyle L. and Wood A. W. 2018. Adjusting flood peak frequency changes to account for climate change impacts in the western United States. J Water Resour Plann Manage 144(3): 05017025.
18. Requena A. I. Mediero L. and Garrote L. 2013. A bivariate return period based on

حاشیه‌ای برازش‌یافته به حداکثر دبی لحظه‌ای رواناب و حداکثر حجم سیلاب به‌ترتیب مقادیر حدی تعمیم‌یافته، لوگ پیرسون بود. بهترین توابع توزیع حاشیه‌ای برای متغیرهای بارندگی گامای چهارپارامتری و لوگ نرمال سه پارامتری به‌ترتیب برای حداکثر شدت و عمق بارش بوده‌اند. نتایج نشان داد که اختلاف بین روش‌های لوگ نرمال، مقادیر حدی تعمیم‌یافته، گاما و لوگ پیرسون در پیش‌بینی احتمالاتی بارندگی اختلاف قابل‌توجهی نداشته است. تابع کاپولای ارشمیدسی کلاسیون بهترین تابع پیشنهادی برای بررسی چندمتغیره مشخصه‌های بارندگی در حوضه بارز به‌شمار می‌رود. تفاوت بین توابع کاپولا ارشمیدسی برای محاسبه دوره‌های بازگشت اختلاف زیادی به‌ویژه در دوره‌های بازگشت کمتر از پانصد سال ایجاد نخواهد کرد. در حالت کلی بهره‌گیری از توابع توزیع چندمتغیره موجب می‌شود در یک دوره بازگشت یکسان، حداکثر دبی لحظه‌ای یا حجم سیلاب نسبت به حالت تک‌متغیره مقادیر عددی بزرگتری در مسئله پیشنهاد شود؛ از این‌رو، به هر میزان همبستگی بین متغیرها کاهش داشته باشد اختلاف بین دوره بازگشت به‌دست‌آمده توسط روش‌های تک‌متغیره و دومتغیره افزایش یافته است.

منابع

1. Akaike H. 1974. A new look at the statistical model identification. IEEE Transactions on Automatic Control. 19(6): 716-722.
2. Biglarbeigi P. Giuliani M. and Castelletti A. 2018 Partitioning the impacts of streamflow and evaporation uncertainty on the operations of multipurpose reservoirs in arid regions. J Water Resour Plann Manage. 144(7): 05018008
3. Chen L. and Guo S. 2019. Copulas and Its Application in Hydrology and Water Resources. Springer <https://doi.org/10.1007/978-981-13-0574-0>.
4. Clayton, D.G. 1978. A model for association in bivariate life tables and its application in epidemiological studies of familial tendency in chronic disease incidence. Biometrika. 65: 141-151.
5. Davtalab R. Mirchi A. Khatami S. Gyawali R. Massah A. R. Farajzadeh M. and Madani K. 2017. Improving continuous hydrologic modeling of data-poor river basin using hydrologic engineering center's hydrologic modelling system: case study of Karkheh River basin. Journal Hydrol Eng, 05017011-1.

- copulas for hydrologic dam design: accounting for reservoir routing in risk estimation. *Hydrology and Earth System Sciences*. 17: 3023-3038.
19. Salas J. D. and Obeysekera J. 2019. Probability distribution and risk of the first occurrence of k extreme hydrologic events. *Journal of Hydrologic Engineering*. 24(10): 04019032.
20. Sklar A. 1959. *Fonction de re'partition a'n dimensions et leurs marges*. [Distribution functions, dimensions and margins]. Publications of the Institute of Statistics, University of Paris, Paris. 229–231.
21. Srinivas N. and Deb K. 1994. Multi-objective optimization using non-dominated sorting in genetic algorithms. *Evolutionary Computation*. 2: 221-248.
22. Stephens M. A. 1986. Tests based on EDF statistics, *Goodness-of-fit Techniques*. 68: 97-193.
23. Tung Y. K. Yen B. C. and Melching C. S. 2006. *Hydrosystems engineering reliability assessments and risk analysis*, McGraw-Hill, New York. 735 p.