

تحلیل شدت، مدت و بزرگی خشکسالی هیدرولوژیکی با استفاده از توابع کاپولا (مطالعه موردی: حوضه آبخیز کل مهران و بندر سدیج)

زهرا ازدری^۱، ام‌البنین بذرافشان^{۲*}، مرضیه شکاری^۳، حسین زمانی^۳

۱. دانشجوی دکترای علوم و مهندسی آبخیزداری، گروه مهندسی منابع طبیعی، دانشکده کشاورزی و منابع طبیعی، دانشگاه

هرمزگان

۲. دانشیار گروه مهندسی منابع طبیعی و مدیر هسته پژوهشی تجزیه و تحلیل داده در علوم محیطی، گروه مهندسی منابع طبیعی،

دانشکده کشاورزی و منابع طبیعی، دانشگاه هرمزگان

۳. استادیار گروه آمار و ریاضی و عضو هسته پژوهشی تجزیه و تحلیل داده در علوم محیطی، گروه ریاضیات و آمار، دانشکده

علوم پایه، دانشگاه هرمزگان

(تاریخ دریافت ۱۳۹۸/۸/۱۵؛ تاریخ تصویب ۱۳۹۸/۱۲/۱۹)

چکیده

همبستگی میان مشخصه‌های خشکسالی زیاد است. تحلیل‌های تک‌متغیره خشکسالی قادر به وارد کردن تأثیرات این همبستگی در محاسبات نیستند. بنابراین، بهترین روش برای پایش خشکسالی، تحلیل هم‌زمان مشخصه‌های آن است. هدف از تحقیق حاضر، بررسی خشکسالی هیدرولوژیکی در حوضه آبخیز کل مهران و بندر سدیج است. به این منظور، از توابع کاپولای تجربی برای محاسبه تابع توزیع تجمعی رواناب و محاسبه شاخص کمبود هم‌زمان (JDI) استفاده شد. بعد از محاسبه JDI، سه مشخصه شدت، مدت و بزرگی خشکسالی استخراج شده و کاپولاهای تئوری خانواده ارشمیدسی و بیضوی بر آنها برازش داده شد. سپس، کوپل سه‌متغیره مشخصه‌های خشکسالی صورت پذیرفت. نتایج بررسی JDI و SRI-12 در منطقه مطالعه شده نشان داد شاخص کمبود هم‌زمان، برای پایش خشکسالی هیدرولوژیکی مناسب است و تخمین دقیق‌تری نسبت به SRI-12 از خشکسالی می‌دهد. نتایج نشان داد دوره بازگشت سه‌متغیره هم‌زمان مقادیر بزرگ‌تری را نسبت به دوره بازگشت سه‌متغیره شرطی نشان می‌دهد. بنابراین، احتمال هم‌زمان یا شرطی با مقادیر زیاد و یا کم دوره بازگشت، برای پیش‌آگاهی از وقایع خشکسالی بسیار بااهمیت است، چرا که با کم‌برآورد یا بیش‌برآورد خطر خشکسالی، در بررسی تأثیر منفی خشکسالی بر منابع طبیعی، رطوبت خاک و کیفیت آب، بسیار کارا هستند. در مجموع، کاپولاهای چندبعدی می‌توانند روشی مطمئن برای حل رابطه پیچیده و غیرخطی بین مشخصه‌های خشکسالی و ارائه یک شاخص جامع خشکسالی فراهم کنند.

کلیدواژگان: تابع کاپولا، خشکسالی هیدرولوژیکی، شاخص کمبود هم‌زمان، مشخصه‌های خشکسالی.

مقدمه

خشکسالی‌ها را می‌توان رویدادهای طبیعی با ماهیت تصادفی دانست که بسته به ویژگی‌ها و پیامدهایشان، می‌توانند در چهار طبقه بررسی شوند: خشکسالی هواشناسی، خشکسالی کشاورزی، خشکسالی هیدرولوژیکی و خشکسالی اقتصادی-اجتماعی [۱-۴]. از مهم‌ترین ویژگی‌های خشکسالی می‌توان به زمان آغاز و پایان آن، شدت، وسعت و فراوانی خشکسالی اشاره کرد. در مقایسه با دیگر بلاهای طبیعی مانند سیل و توفان، گستردگی مکانی خشکسالی‌ها معمولاً بسیار بزرگ‌تر است [۵]. هنگامی که خشکسالی در یک فصل یا دوره طولانی مدت گسترش یابد، به کمبود آب منجر شده و عواقب آن سبب زیان‌های هنگفت اقتصادی و عدم تعادل محیطی می‌شود [۶]. از آنجا که خشکسالی یک پدیده چندمتغیره است که با تغییرپذیری و در دسترس بودن منابع آب ارتباط نزدیکی دارند، ارزیابی مشخصه‌های خشکسالی از جمله شدت و مدت و بزرگی برای مدیریت منابع آب و پایش یکپارچه خشکسالی اهمیت درخور توجهی دارد. برای تعیین رابطه بین مشخصه‌های خشکسالی و توصیف شرایط خشکسالی از توابع مفصل استفاده شده است.

در تحلیل فراوانی خشکسالی به‌عنوان یک پدیده چندوجهی، خلاصه کردن بزرگی رویداد در یک متغیر، می‌تواند موجب کاهش دقت یک مطالعه و اعتمادپذیری نتایج آن شود. تحلیل فراوانی دومتغیره و چندمتغیره خشکسالی، این امکان را فراهم می‌کند که دوره بازگشت یک رویداد خشکسالی با شدت و تداوم مشخص برآورد شود. روش‌های مختلفی تا کنون برای ارزیابی‌های چندمتغیره توسعه داده شده‌اند، که می‌توان به روش‌های کاپولا و آنتروپی اشاره کرد [۵]. نظریه مفصل (کاپولا) که ابتدا توسط اسکالر^۱ [۷] معرفی شد، کاربرد درخور توجهی در تحلیل فراوانی دومتغیره و چندمتغیره خشکسالی داشته است. توابع مفصل توابع توزیع‌های تک‌متغیره را به‌منظور تشکیل توابع توزیع چندمتغیره به یکدیگر پیوند می‌دهند. کاپولاها در واقع توابع ریاضی‌ای هستند که می‌توان براساس توزیع‌های احتمالاتی تک‌متغیره اختصاص داده‌شده به متغیرهای بررسی‌شده، یک توزیع احتمالاتی

مشترک از متغیرهای یادشده استخراج کرد [۸]. تحلیل خشکسالی با استفاده از توابع مفصل موضوع جدیدی است که سابقه آن به سال ۲۰۰۶ برمی‌گردد [۹]. کاربرد توابع مفصل در مطالعات خشکسالی همچنان در حال گسترش است که در ادامه به چند مطالعه پرداخته می‌شود. سرینالدی و همکاران در ۴۰ ایستگاه بارندگی، چهار متغیر مدت خشکسالی، میانگین SPI، حداقل SPI و سطح تأثیر ایستگاه بارندگی را برای توصیف خشکسالی در نظر گرفتند. سپس، آنها برای مدل‌سازی همبستگی متغیرها، توابع مفصل چهاربعدی را برای متغیرها برآزش دادند و همچنین دوره‌های بازگشت هم‌زمان برای دوبه‌دوی متغیرها را به دست آوردند [۱۰]. سونگ و سینگ برای تحلیل فراوانی خشکسالی داده‌های بارش ماهانه یک ایستگاه باران‌سنجی در تگزاس آمریکا، از مفصل‌های دوبعدی استفاده کردند. نتایج پژوهش آنها نشان داد کاپولا پلاکت^۲ قادر است توزیع احتمال دومتغیره و سه‌متغیره متغیرهای خشکسالی همبسته‌شده را به دست آورد [۱۱]. لیو و همکاران با استفاده از داده‌های ۱۲۷ ایستگاه بارندگی، وضعیت خشکسالی را بررسی کرده و به ازای دوره‌های بازگشت یکسان، شدت و مدت خشکسالی ایستگاه‌ها را با هم مقایسه کردند. در نهایت، مناطقی که شدت و مدت خشکسالی بیشتری داشتند را به عنوان مناطق با ریسک خشکسالی بیشتر معرفی کردند [۱۲]. ژانگ و همکاران ویژگی‌های خشکسالی هیدرولوژیکی دومتغیره (شدت و مدت) را با استفاده از توابع مفصل در حوضه رودخانه شرقی چین ارزیابی کردند و به این ترتیب، دوره بازگشت را در موقعیت‌های مختلف تعیین کردند و چارچوبی برای مدیریت منابع آب با هدف حفظ محیط زیست پیشنهاد دادند [۱۳]. میرعباسی و همکاران با استفاده از توابع مفصل و شاخص JDI خشکسالی‌های منطقه شمال غرب ایران را بررسی کردند و یک روش جدید برای پیش‌بینی شرایط رطوبتی در ماه‌های آینده بر اساس سطح آستانه احتمالی بهینه توسعه دادند. نتایج پژوهش آنها نشان داد روش پیشنهادی توانست شرایط رطوبتی ۱ و ۳ ماه آینده را با دقت زیادی پیش‌بینی کند [۱۴]. بذرافشان و همکاران [۱۵] به مقایسه دو شاخص

مواد و روش‌ها

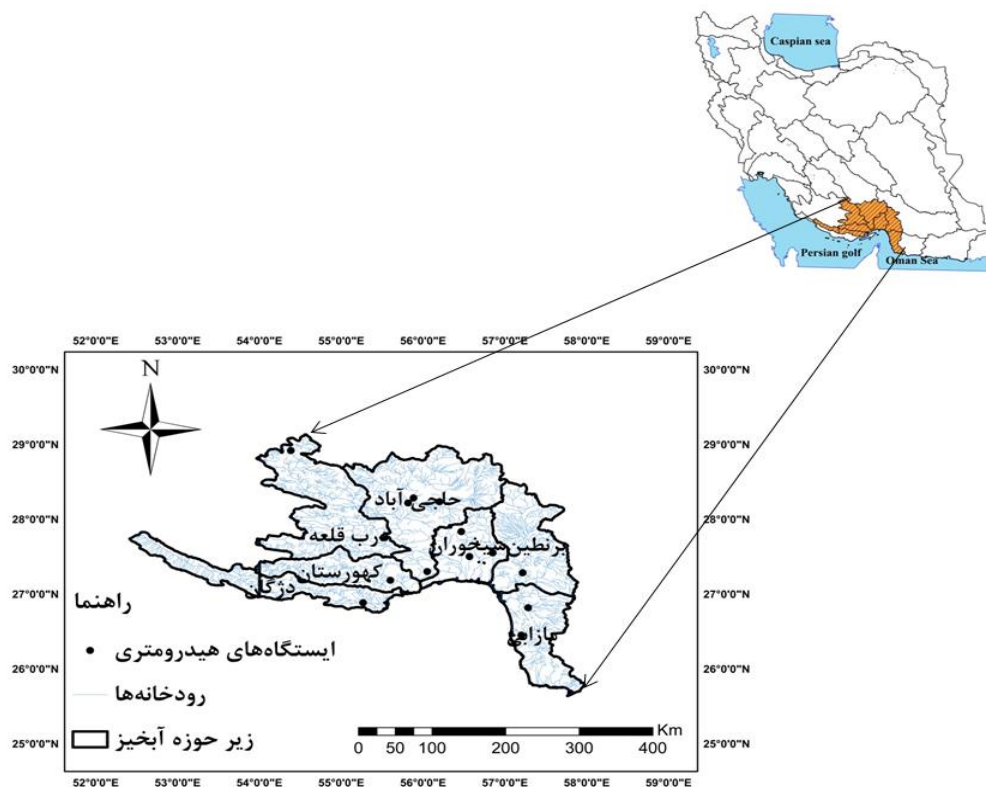
منطقه مطالعه شده

حوضه آبخیز مطالعه شده بخشی از حوضه آبخیز بزرگ کل مهران و بندر سدیج در جنوب ایران است. این حوضه در خط مرزی ساحلی خلیج فارس و دریای عمان با مختصات جغرافیایی ۲۵/۷۵ تا ۲۹ درجه شمالی و ۵۲/۴۵ تا ۵۷/۹۵ درجه شرقی واقع شده است. منطقه مطالعه شده شامل ۷ زیرحوضه به نام‌های درب قلعه، کهورستان، دژگان، سیخوران، حاجی آباد، مازابی و برنطین می‌شود. متوسط بارندگی در کل حوضه، ۱۹۴ میلی‌متر با حداقل ۱۷۴ میلی‌متر در غرب و حداکثر ۱۲۳۱ میلی‌متر در شمال است. متوسط دبی ۳ مترمکعب بر ثانیه است که حداقل آن ۰/۰۱ مترمکعب بر ثانیه و حداکثر آن ۱۲ مترمکعب بر ثانیه به ترتیب در زیرحوضه‌های مازابی و برنطین است. این حوضه در مناطق خشک ایران با آب‌وهوای گرم و خشک واقع شده است [۱۵]. شکل ۱ موقعیت منطقه مطالعه شده در کشور ایران و حوضه خلیج فارس و دریای عمان را نشان می‌دهد. همچنین، زیرحوضه‌های مطالعه شده در نقشه به نمایش گذاشته شده است (شکل ۱).

JDI و SPI در مناطق خشک و نیمه‌خشک ایران پرداختند. نتایج پژوهش آنها نشان داد شاخص JDI کارایی مناسبی در پایش خشکسالی دارد.

اساس ارزیابی، پایش و پیش‌بینی خشکسالی در آینده، داشتن شناخت کافی از وقایع این پدیده پیچیده است. پدیده خشکسالی، پدیده‌ای چندمتغیره است [۱۵] که مهم‌ترین متغیرهای آن را می‌توان شدت، مدت، بزرگی، گستره مکانی، فراوانی کلاس‌های خشکسالی و اوج معرفی کرد. ارزیابی ریسک کلاسیک فقط از یک متغیر استفاده می‌کند، بنابراین نمی‌تواند منعکس‌کننده ویژگی‌های پنهانی و پیچیده پدیده‌های خشکسالی باشد، بنابراین با توابع مفصل می‌توان یک توزیع احتمالاتی مشترک از متغیرهای یادشده استخراج کرد [۱۱].

بنابراین، اهدافی که پژوهش حاضر دنبال می‌کند عبارت‌اند از: محاسبه شاخص کمبود هم‌زمان (JDI) بر اساس تابع تجربی کندال، محاسبه همبستگی بین سه مشخصه خشکسالی هیدرولوژیکی و محاسبه دوره بازگشت چندمتغیره خشکسالی با استفاده از توابع مفصل تئوری در حوضه آبخیز کل مهران و بندر سدیج.



شکل ۱. موقعیت منطقه مطالعه شده

روش کار

شاخص رواناب استاندارد شده (SRI)

جمع آوری می‌شوند. واضح است تا زمانی که $w \leq 12$ باشد، نمونه‌ها هیچ‌گونه هم‌پوشانی و خودهمبستگی ندارند [۱۵]. چگونگی محاسبه آن به شکل رابطه ۲ است.

$$SRI_w^{\text{mod}} = \phi^{-1}(u_w^{\text{month}}) = \phi^{-1}(F_{X_w^{\text{month}}}(X_w^{\text{month}})) \quad (2)$$

حاشیه‌های بارش (توابع توزیع احتمال تراکمی تک‌متغیره) $\{u_1, u_2, \dots, u_{12}\}$ با بازه‌های زمانی مختلف از ۱ تا ۱۲ ماهه را می‌توان از طریق SRI^{mod} ایجاد کرد. u_1 وضعیت بارش ماه گذشته u_1 برای تشخیص دادن آغاز خشکسالی مهم است) و u_{12} وضعیت بارش سال گذشته (برای تشخیص خشکسالی‌های طولانی‌مدت مهم است) را نشان می‌دهد. چگونگی محاسبه شاخص SRI اصلاح شده همانند شاخص SPI است با این تفاوت که داده‌های دبی به کار می‌رود.

شاخص کمبود هم‌زمان خشکسالی (JDI)

JDI یک شاخص چندبعدی کمبود آب مبتنی بر اصول احتمالات است. این شاخص نه تنها توانایی انعکاس آغاز رویدادهای خشکسالی و توصیف خشکسالی‌های بلندمدت را دارد، بلکه امکان ارزیابی خشکسالی را به صورت ماه‌به‌ماه میسر می‌سازد. یکی از فرایندهای جامع آماری، ایجاد توزیع هم‌زمان SRI^{mod} های چندگانه از طریق مفصل‌هاست که حاصل جمع مقادیر بارش طی ۱۲ ماه گذشته است. بنابراین، در مقاله حاضر برای مشخص کردن وضعیت کلی خشکسالی، مقادیر شاخص رواناب اصلاح شده مربوط به هر ماه در مقیاس‌های زمانی مختلف توسط توابع مفصل با یکدیگر تلفیق شد و یک شاخص هم‌زمان توسعه داده شد که همان شاخص کمبود هم‌زمان است. کائو و گاندراجو [۱۷] این شاخص را با استفاده از تابع توزیع مفصل‌ها مبتنی بر اصول احتمالات برای ارائه توصیف علمی از وضعیت کلی خشکسالی بیان کردند. به منظور ایجاد شاخص JDI می‌توان از مفصل‌های گاوسی و تجربی برای ایجاد ساختار وابستگی مجموعه $\{U_1, U_2, \dots, U_{12}\}$ استفاده کرد. البته، با توجه به پیچیدگی ریاضیاتی مفصل‌های گاوسی ۱۲ بعدی، می‌توان از مفصل‌های تجربی استفاده کرد. انتخاب $\{U_1, U_2, \dots, U_{12}\}$ در تشکیل دادن مفصل‌های با ابعاد زیاد، پیچیدگی مدل وابستگی را افزایش

شاخص رواناب استاندارد شده توسط شوکلا و ود در سال ۲۰۰۸ [۱۶] ارائه شده است. در این شاخص فرض بر این است که یک سری زمانی ماهانه از دبی رودخانه $Q_{i,j}$ موجود است که در آن i بیانگر سال هیدرولوژیکی و j ماه در آن سال هیدرولوژیکی است (رابطه ۱) که براساس حجم تجمعی رواناب رودخانه‌ای $R_{i,k}$ شاخص رواناب استاندارد شده (SRI) برای هر دوره k از سال آبی i از طریق زیر برآورد می‌شود. شاخص SRI بر پایه شاخص بارش استاندارد شده SPI استوار است.

$$SRI_{i,k} = \frac{R_{i,k} - \bar{R}_k}{S_{R,K}} \quad (1)$$

در این معادله \bar{R}_k و $S_{R,K}$ به ترتیب انحراف معیار و میانگین رواناب تجمعی برای دوره K هستند که این آماره‌ها برای دوره‌های زمانی طولانی استفاده می‌شوند. جدول ۱ توصیف کلاس‌های خشکسالی را نشان می‌دهد.

جدول ۱. نمایه SRI

نمایه SRI	وضعیت خشکسالی
۲ و بیشتر	ترسالی بسیار شدید
۱/۵ تا ۲	ترسالی شدید
۱ تا ۱/۵	ترسالی متوسط
۰ و ۱	نرمال
۰ و -۱	نزدیک نرمال
-۱/۵ و -۱	خشکسالی متوسط
-۱/۵ و -۲	خشکسالی شدید
کمتر از -۲	خشکسالی بسیار شدید

شاخص SPI اصلاح شده

شاخص SPI اصلاح شده یا SPI^{mod} ، به خلاف شاخص SPI از مقادیر جمع بارش ماه‌های گذشته استفاده می‌کند. به این صورت که X_w را با ماه انتهایی به آن جمع و به صورت X_w^{month} نشان داده شود که در آن رونویس month نشان‌دهنده یکی از ماه‌های ژانویه، فوریه،... و دسامبر است. برای مثال، X_1^{Jan} بیانگر بارش ژانویه و X_{12}^{Dec} نشان‌دهنده کل بارش دوازده‌ماهه از ژانویه تا دسامبر است. به این ترتیب، نمونه‌ها در هر گروه X_w^{month} به طور سالانه

متغیرهای خشکسالی و برازش بهترین تابع حاشیه‌ای در مطالعه حاضر سه متغیر مهم خشکسالی (شدت، مدت و بزرگی) در نظر گرفته شده است. مدت خشکسالی از زمانی شروع می‌شود که مقادیر شاخص کمبود هم‌زمان (JDI) برای چندین دوره پی‌درپی منفی باشد و با بازگشت SRI به مقادیر مثبت خاتمه یابد. شدت خشکسالی به عنوان تجمع طول مدت خشکسالی تعریف می‌شود، در حالی که میزان خشکسالی نسبت شدت خشکسالی به مدت خشکسالی است [۱]. پس از استخراج متغیرها از شاخص کمبود هم‌زمان رواناب، ضریب همبستگی از جمله پیرسون، اسپیرمن رتبه‌ای و کندال - تاو محاسبه شد. بهترین توابع حاشیه‌ای بر اساس معیارهای AIC و BIC و پارامترها نیز با استفاده از روش L-moment محاسبه شد. محاسبات یادشده با کمک نرم‌افزار R صورت پذیرفت.

توابع کاپولای تئوری (نظری)

کاپولاهای ارشمیدسی و بیضوی به طور گسترده در تجزیه و تحلیل خشکسالی به کار می‌رود. در مطالعه حاضر از کاپولای ارشمیدسی (فرانک، کلایتون و جوی) و بیضوی (گوسین و تی استیودنت) استفاده شده است (جدول ۲). برای تخمین پارامترها از روش MLE استفاده شد. بهترین کاپولا بر اساس AIC و BIC [۱۸]، که همگی در پکیج کاپولا در نرم‌افزار R موجود است [۱۹].

می‌دهد. بنابراین، با توجه به اینکه مدت خشکسالی‌ها تغییرات زمانی وسیعی را نشان می‌دهد، فقط با در نظر گرفتن مدت‌های زمانی بین ۱ تا ۱۲ ماهه می‌توان خشکسالی‌ها را به خوبی توصیف کرد. بنابراین، در مطالعه حاضر برای ایجاد شاخص JDI فقط ۱۲ تا SRI اصلاح‌شده در نظر گرفته شده است. K_C تابع توزیع مفصل همان احتمال تجمعی $[C(u_1, u_1, \dots, u_{12}) \leq t]$ است، استفاده از K_C این امکان را می‌دهد که معیار احتمالاتی شرایط کمبود هم‌زمان محاسبه شود که می‌تواند به عنوان یک شاخص خشکسالی کمبود هم‌زمان تفسیر شود. شاخص کمبود هم‌زمان JDI به صورت رابطه ۳ تعریف می‌شود.

$$JDI = \Phi^{-1} K_C \quad (3)$$

در واقع، K_C همان CDF هم‌زمان $\{C_1, C_2, \dots, C_{12}\}$ است. همانند SRI مقدار $K_C > 0.5$ نشان‌دهنده شرایط مرطوب (JDI مثبت) و $K_C < 0.5$ نشان‌دهنده شرایط خشکی (JDI منفی) و $K_C = 0.5$ نشان‌دهنده شرایط نرمال (JDI=0) است. از آنجا که JDI مانند SRI روی یک مقیاس نرمال معکوس است، بنابراین طبقه‌بندی‌های خشکسالی بر اساس شاخص SRI می‌تواند برای شاخص JDI هم استفاده شود.

جدول ۲. انواع کاپولاهای خانواده ارشمیدسی و بیضوی

انواع کاپولاهای	کاپولای دو متغیره $C_\theta(u, v)$	پارامترها θ
کاپولای بیضوی		
تی استیودنت	$\int_{-\infty}^{t_\theta^{-1}(u)} \int_{-\infty}^{t_\theta^{-1}(v)} \frac{1}{2\pi\sqrt{1-r^2}} \left\{ 1 + \frac{x^2 - 2rxy + y^2}{\theta(1-r^2)} \right\}^{-\frac{\theta+2}{2}} dx dy$	$\theta > 2, r \in (0, 1]$
گوسین	$t_\theta(x) = \int_{-\infty}^x \frac{\Gamma\left(\frac{\theta+1}{2}\right)}{\sqrt{\pi\theta}\Gamma(\theta/2)} (1+y^2/\theta)^{-\frac{\theta+1}{2}} dy$	$-1 \leq \rho \leq 1$
کاپولای ارشمیدسی		
کلایتون	$(u^{-\theta} + v^{-\theta} - 1)^{-1/\theta}$	$\theta \in [-1, 0) \cup (0, \infty)$
فرانک	$-\frac{1}{\theta} \log \left[1 + \frac{(e^{-\theta u} - 1)(e^{-\theta v} - 1)}{e^{-\theta} - 1} \right]$	$\theta \in [-\infty, 0) \cup (0, \infty)$
جوی	$1 - \left[(1-u)^\theta + (1-v)^\theta - (1-u)^\theta (1-v)^\theta \right]^{1/\theta}$	$\theta \in [1, \infty)$

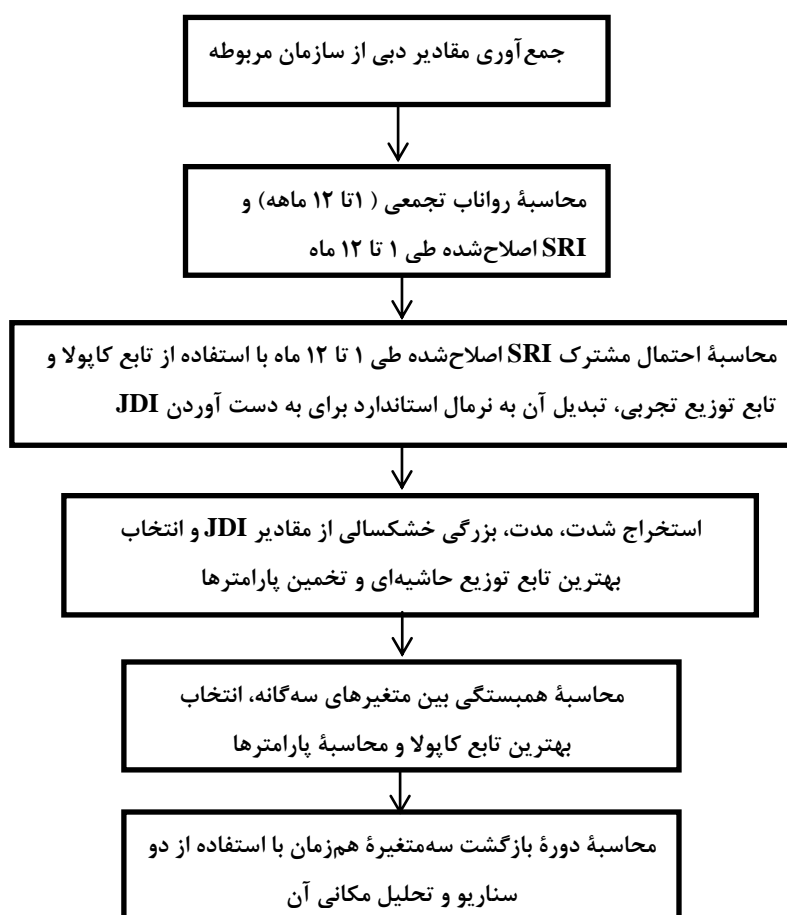
صورت هم‌زمان و شرطی بر اساس روابط ۴ و ۵ محاسبه شد.

روند مطالعه پژوهش حاضر در شکل ۲ آورده شده است.

$$T \cup_{DSM} = \frac{1}{1 - F_{DSM}(d, s, m)} = \frac{1}{1 - C_{DSM}(u_d, u_s, u_m)} \quad (۴)$$

$$T \cap_{DSM} = \frac{1}{1 - F_D(d) - F_S(s) - F_M(m) + F_{DS}(d, s) + F_{DM}(d, m) + F_{SM}(s, m) - F_{DSM}(d, s, m)} \quad (۵)$$

$$= \frac{1}{1 - F_D(d) - F_S(s) - F_M(m) + C_{DS}(u_d, u_s) + C_{DM}(u_d, u_m) + C_{SM}(u_s, u_m) - C_{DSM}(u_d, u_s, u_m)}$$



شکل ۲. روندنمای مراحل انجام پژوهش

ارزیابی AIC و BIC برازش داده شد (جدول ۳ برای نمونه در زیرحوضه مازایی ارائه شده است). نتایج نشان داد در هفت زیرحوضه، عموماً تابع لوگ نرمال بهترین برازش را بر داده‌های دبی دارد. به این ترتیب، بر اساس بهترین تابع توزیع حاشیه‌ای به‌دست‌آمده، مقدار SRI و SRImod برآورد شد. همچنین، بر اساس کوپل حاشیه‌های SRImod، شاخص JDI در هر ایستگاه برآورد شد.

یافته‌ها

برازش توابع حاشیه‌ای بر مقادیر دبی و محاسبه شاخص SRI و JDI

در این مرحله شش تابع توزیع احتمال حاشیه‌ای پارامتری شامل نرمال، لوگ نرمال، گاما، ویبول، لجستیک و نمایی با استفاده از نرم‌افزار آماری RGui بر مقادیر دبی در هفت زیرحوضه مطالعه‌شده طی دوره آماری مد نظر، با استفاده از آماره نکویی برازش کلموگروف-اسمیرنوف و معیار

خشکسالی، توصیف خشکسالی‌های بلندمدت و شناسایی شروع و پایان زمان وقوع خشکسالی نسبت به SPI دقیق‌تر است. JDI وقایع خشکسالی را به صورت ماه‌به‌ماه بررسی می‌کند و به این ترتیب، ارزیابی دقیق‌تری از شرایط خشکسالی نسبت به SPI ارائه می‌دهد.

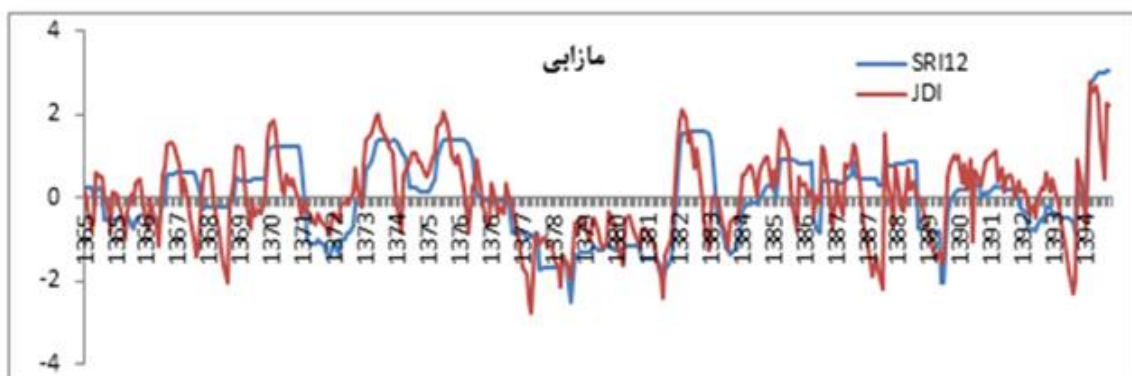
شکل ۴ نیز تغییرات SRI اصلاح‌شده SRI-12 و JDI را طی ماه‌های آبان تا بهمن ۱۳۸۸ نشان می‌دهد. در آبان‌ماه ۱۳۸۸، شرایط از پنج ماه قبل از آن، یعنی از مهر تا خرداد (w8 تا w12)، شاخص رواناب اصلاح‌شده شرایط ترسالی را نشان می‌دهد، اما قبل از آن (w7 تا w1) شرایط خشکسالی شدید تا خیلی شدید دارد. در این ماه، شاخص خشکسالی SRI-12 وضعیت را نرمال (۰/۳۳) و JDI که حاصل برآیند w1 تا w12 ماه گذشته است، وضعیت خشکسالی شدید (۱/۹۸-) را نشان می‌دهد. طی آذر تا بهمن ۱۳۸۸، تعداد ماه‌های خشک نسبت به آبان به ۱۰ ماه افزایش می‌یابد و این حالت، سبب نزدیک شدن شاخص JDI به وضعیت خشکسالی خیلی شدید می‌شود؛ اما شاخص SPI-12 ماهه، همچنان با تغییرات کمی، وضعیت نرمال را نشان می‌دهد.

پایش خشکسالی با استفاده از شاخص تک‌متغیره و چندمتغیره

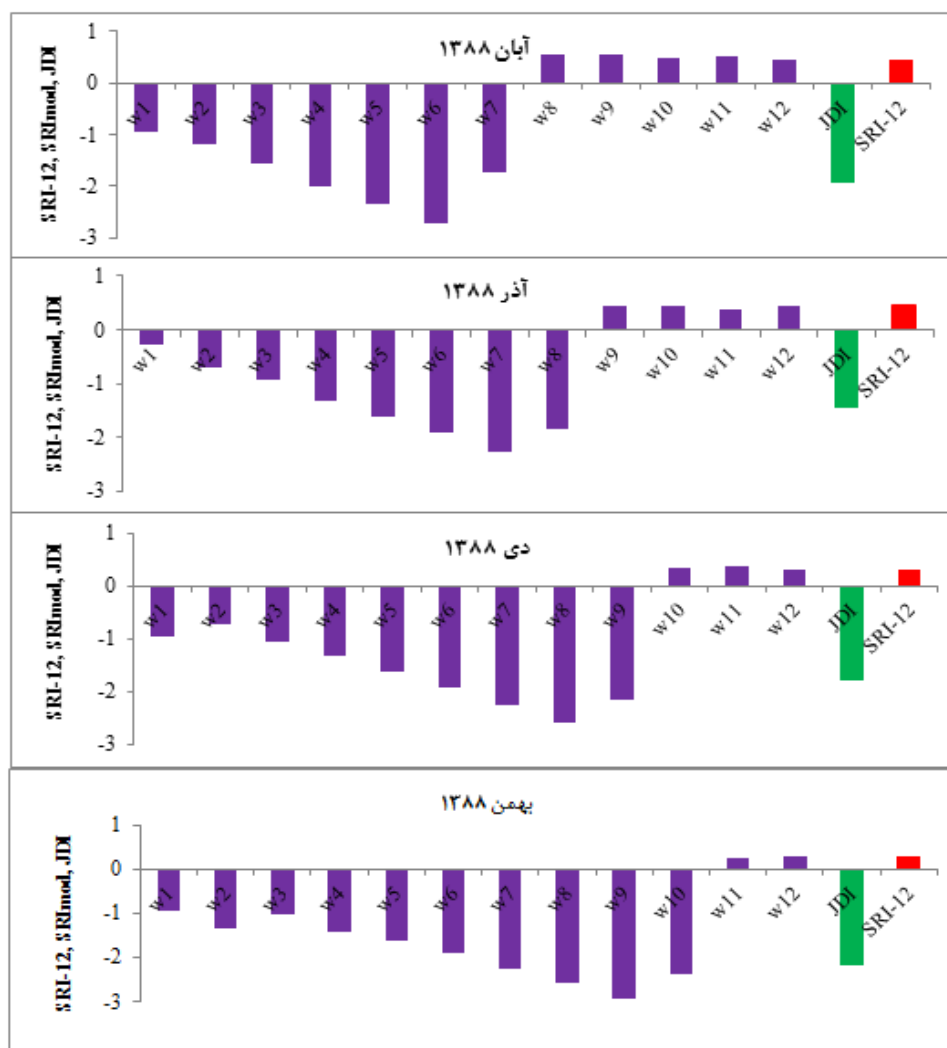
پس از محاسبه JDI، سری زمانی SRI12 و JDI در هفت زیرحوضه مطالعه شده مقایسه شد. شکل ۳ برای نمونه در ایستگاه مازابی ارائه شده است. طبق نتایج به‌دست‌آمده JDI و SRI12 روند مشابهی را طی می‌کنند. اما عموم وقایع برآوردشده توسط JDI شدت بیشتری نسبت به SRI-12 دارد. برای مثال، در مهر ۱۳۹۰ مقدار SRI-12، ۰/۸۱- (خشکسالی نزدیک به نرمال) است که مقدار JDI را برابر با ۱/۳۱- (خشکسالی متوسط) تخمین می‌زند. همچنین با توجه به شکل ۳، مقدار SRI-12 از ماه آبان تا بهمن ۱۳۸۸ به ترتیب برابر با ۰/۴۵، ۰/۴۶، ۰/۲۹، و ۰/۲۸ است، اما مقدار JDI را برابر با ۱/۹۱-، ۱/۴۴-، ۱/۷۶- و ۲/۲۰- تخمین زده شده است که برآورد دقیق‌تر JDI نسبت به SRI-12 را نشان می‌دهد که با نتایج بذرافشان و همکاران [۱۵]، کائو و گوینداراجو [۱۷] و میرعباسی و همکاران [۱۴] مطابقت دارد. نتایج پژوهش محققان یادشده نشان داد JDI در انعکاس آغاز رویدادهای

جدول ۳. آزمون نکویی برازش توابع حاشیه‌ای برمقادیر دبی

شاخص ارزیابی	آزمون K-S	پارامترها	تابع	زیرحوضه
AIC=۵۸/۴۷; BIC=۶۶/۲۵	۰/۲۴	$\mu = -۲/۲۵; \sigma = ۲/۴۷$	لوگ نرمال	مازابی
AIC=۱۵۶/۵۳; BIC=۱۶۴/۳۱	۰/۲۱	$a = ۰/۳۷; b = ۰/۳۸$	ویبول	
AIC=۳۲۲/۲۶; BIC=۳۳۱/۰۴	۰/۲۱	$\beta = ۰/۲۲; \sigma = ۰/۰۸$	گاما	
AIC=۳۱۵۷/۷۵; BIC=۳۱۶۵/۵۳	۰/۴۴	$\mu = ۲/۷۴; \sigma = ۱۹/۰۸$	نرمال	
AIC=۲۲۷۲/۲۹; BIC=۲۲۸۰/۰۷	۰/۴۱	$\mu = ۰/۸۰; \sigma = ۲/۴۰$	لجستیک	
AIC=۱۴۵۲/۷۲; BIC=۱۴۵۶/۶۱	۰/۵۵	$\mu = ۰/۳۶$	نمایی	



شکل ۳. مقایسه سری زمانی شاخص JDI و SRI-12 در ایستگاه هیدرومتری مازابی



شکل ۴. مقایسه SRI-mod، SRI-12 و JDI در زیرحوضه مازابی

همبستگی بین متغیرهای شدت-مدت، شدت-بزرگی و مدت-بزرگی بر اساس روش‌های همبستگی اسپیرمن محاسبه شد. شکل ۶ توزیع مکانی همبستگی بین زوج متغیرهای شدت-مدت، شدت-بزرگی و مدت-بزرگی را نشان می‌دهد. همبستگی بین تمام متغیرها زیاد و معنادار است.

پس از اثبات همبستگی بین متغیرها، در هر زیرحوضه توابع حاشیه‌ای بر متغیرها برازش داده شد. جدول ۴ پارامترهای توابع حاشیه‌ای مناسب و آزمون نکویی برازش را برای کل زیرحوضه‌ها نشان می‌دهد. در پژوهش حاضر از توابع لوگ نرمال، گاما، ویبول، نرمال، لوگ لجستیک و نمایی استفاده شد. در مازابی برای هر سه شاخص شدت و مدت و بزرگی تابع لوگ نرمال بهترین برازش را داشت. در سایر زیرحوضه‌ها همان‌گونه که در جدول ۴ مشاهده می‌شود، شدت و مدت و بزرگی با تابع لوگ نرمال و سایر

استخراج مقادیر شدت، مدت و بزرگی خشکسالی و بررسی ساختار همبستگی بین آنها

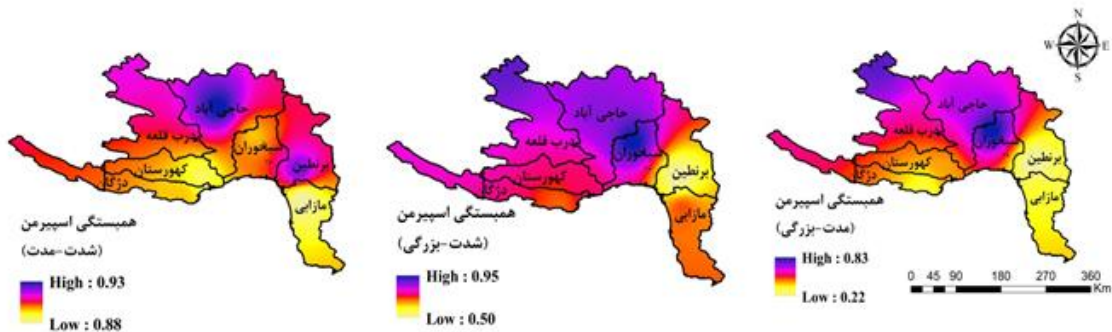
بعد از محاسبه JDI مقادیر شدت و مدت و بزرگی از آن استخراج می‌شود. شکل ۵ توزیع مکانی ماکزیمم شدت، مدت و بزرگی خشکسالی را نشان می‌دهد. با توجه به شکل ماکزیمم، شدت و مدت خشکسالی در بخش شمال غربی زیرحوضه درب قلعه است. به طور کلی، شدت خشکی از غرب به سمت شرق حوضه مطالعه شده کاهش می‌یابد و هم‌زمان با کاهش شدت، زمان تداوم خشکسالی نیز کاهش می‌یابد و کمترین میزان شدت و تداوم خشکسالی در جنوب شرق حوضه در زیرحوضه مازابی است. بزرگی خشکسالی از رابطه شدت خشکسالی به مدت خشکسالی به دست می‌آید و ماکزیمم بزرگی خشکسالی در حوضه مد نظر در غرب زیرحوضه کهورستان است.

آنها را در هر زیرحوضه نشان می‌دهد. براساس نتایج، از میان توابع برازش داده‌شده، در عموم ایستگاه‌ها، توابع مفصل جو، فرانک، تی و نرمال انتخاب شدند.

توابع برازش مناسبی داشتند. پس از انتخاب توابع حاشیه‌ای، باید توابع مفصل بر متغیرها برازش داده شود. جدول ۵ بهترین مفصل‌های برازش داده‌شده و پارامترهای



شکل ۵. پهنه‌بندی مکانی ماکزیمم شدت، مدت و بزرگی خشکسالی



شکل ۶. توزیع مکانی همبستگی بین مشخصه‌های خشکسالی

جدول ۴. برازش توابع توزیع حاشیه‌ای بر سه متغیر شدت، مدت و بزرگی

متغیر	زیرحوضه	تابع	پارامترها	آزمون K-S	شاخص ارزیابی
شدت	دزگان	نمایی	$\mu = 0.13$	0/1	AIC=116/48 ; BIC=117/42
	کهورستان	لوگ نرمال	$\mu = 1/50 ; \sigma = 1/28$	0/12	AIC= 92/89 ; BIC= 94/16
	درب قلعه	لوگ نرمال	$\mu = 0.77 ; \sigma = 1/76$	0/13	AIC= 59/24 ; BIC= 59/84
	حاجی‌آباد	لوگ نرمال	$\mu = 1/49 ; \sigma = 1/29$	0/12	AIC= 86/63 ; BIC= 87/76
	سیخوران	نمایی	$\mu = 0.06$	0/33	AIC= 63/84 ; BIC= 63/92
	برنطین	نمایی	$\mu = 0.06$	0/14	AIC= 69/66 ; BIC= 69/85
مدت	مازایی	لوگ نرمال	$\mu = 0.8 ; \sigma = 1/10$	0/18	AIC= 125/035 ; BIC= 127/55
	دزگان	لوگ نرمال	$\mu = 1/94 ; \sigma = 0.75$	1/084	AIC= 121/29 ; BIC= 123/18
	کهورستان	لوگ نرمال	$\mu = 2/03 ; \sigma = 0.93$	0/16	AIC= 98/81 ; BIC= 100/09
	درب قلعه	لوگ نرمال	$\mu = 2/04 ; \sigma = 1/09$	0/24	AIC= 75/00 ; BIC= 75/61
	حاجی‌آباد	لوگ نرمال	$\mu = 2/30 ; \sigma = 0.80$	0/14	AIC= 95/11 ; BIC= 96/24
	سیخوران	نمایی	$\mu = 0.05$	0/2	AIC= 67/54 ; BIC= 67/62
بزرگی	برنطین	نمایی	$\mu = 0.05$	0/14	AIC= 73/62 ; BIC= 73/81
	مازایی	لوگ نرمال	$\mu = 1/40 ; \sigma = 0.80$	0/19	AIC= 140/20 ; BIC= 142/71
	دزگان	گاما	$\beta = 3/88 ; \alpha = 5/1$	0/12	AIC= 28/18 ; BIC= 20/17
	کهورستان	گاما	$\beta = 3/03 ; \alpha = 4/36$	0/15	AIC= 14/68 ; BIC= 15/96
	درب قلعه	لوگ نرمال	$\mu = 1/26 ; \sigma = 0.77$	0/19	AIC= 21/01 ; BIC= 2/61
	حاجی‌آباد	گاما	$\beta = 3/01 ; \alpha = 5/66$	0/15	AIC= 7/04 ; BIC= 8/17
	سیخوران	نمایی	$\mu = 1/65$	0/2	AIC= 9/90 ; BIC= 9/98
	برنطین	نرمال	$\mu = 0.72 ; \sigma = 0.28$	0/18	AIC= 12/32 ; BIC= 12/71
	مازایی	لوگ نرمال	$\mu = -0.6 ; \sigma = 0.48$	0/15	AIC= 8/57 ; BIC= 11/08

جدول ۵. نکویی برازش توابع کاپولای سه متغیره بر سه ویژگی شدت، مدت و بزرگی خشکسالی

متغیر	زیرحوضه	تابع	پارامتر	Sn	p-value
شدت-مدت-بزرگی	دژگان	کلایتون	۳/۰۳	۰/۰۲۸	۰/۹۷
	کهورستان	فرائک	۸/۱۵	۰/۰۴۴	۰/۷۹
	درب قلعه	جو	۷/۷۰	۰/۰۵۹	۰/۲۵
	حاجی آباد	جو	۶/۵۲	۰/۰۴	۰/۸
	سیخوران	نرمال	۰/۹۲	۰/۰۶۷	۰/۷۴
	برنطین	نرمال	۰/۵۷	۰/۱۰	۰/۲۳
	مازابی	کلایتون	۳/۱۵	۰/۱۲	۰/۱۲

جدول ۶. دوره بازگشت هم زمان سه متغیره در زیرحوضه های مطالعه شده

دوره بازگشت	حاجی آباد	کهورستان	برنطین	دژگان	مازابی	سیخوران	درب قلعه
۲	S	۴/۴۷	۱۳/۳۳	۴/۴۹	۱۰/۹۵	۲/۲۴	۲/۱۶
	D	۹/۹۷	۱۶/۶۸	۱۳/۶۴	۶/۹۵	۴/۰۸	۷/۶۹
	M	۰/۴۷	۰/۶۲	۰/۷۲	۰/۶۹	۰/۵۴	۰/۲۸
	T_{SMD}^{\cap}	۳/۰۱	۳/۲۵	۳/۳۷	۳/۲۳	۳/۳۱	۲/۴۴
	T_{SMD}^{\cup}	۱/۶۹	۱/۵۸	۱/۳۷	۱/۵۵	۱/۵۶	۱/۷۳
۵	S	۱۳/۳۳	۱۳/۲۶	۲۵/۴۲	۱۲/۰۴	۵/۶۸	۹/۵۸
	D	۱۹/۶۲	۱۶/۸۱	۳۱/۶۸	۱۳/۱۸	۸/۰۹	۱۹/۳۳
	M	۰/۷۵	۰/۹۹	۱/۰۵	۱/۰۵	۰/۸۲	۰/۵۴
	T_{SMD}^{\cap}	۸/۰۶	۹/۴۲	۱۲/۳۱	۷/۷۷	۵/۰۳	۶/۱۸
	T_{SMD}^{\cup}	۴/۲۲	۳/۱۵	۲/۶۸	۲/۷۶	۲/۷۸	۴/۳۳
۱۰	S	۲۳/۶۰	۲۳/۳۶	۳۶/۳۷	۱۷/۲۳	۹/۲۴	۲۰/۵۸
	D	۲۷/۹۴	۲۵/۳۲	۴۵/۳۲	۱۸/۴۰	۱۱/۵۷	۳۱/۲۸
	M	۰/۹۴	۱/۲۳	۱/۳۱	۱/۲۷	۱/۰۱	۰/۷۶
	T_{SMD}^{\cap}	۱۶/۱۹	۱۵/۴۶	۲۷/۹۱	۱۴/۱۰	۷/۳۰	۱۲/۳۷
	T_{SMD}^{\cup}	۸/۴۴	۵/۲۱	۴/۷۹	۴/۵۳	۴/۵۶	۸/۶۷
۲۰	S	۳۷/۸۲	۳۷/۲۹	۴۷/۳۲	۲۲/۴۲	۱۳/۸۲	۳۹/۶۲
	D	۳۷/۴۲	۳۵/۵۱	۵۸/۹۷	۲۴/۲۵	۱۵/۵۴	۴۶/۵۴
	M	۱/۱۱	۱/۴۵	۱/۳۵	۱/۴۸	۱/۲۱	۱/۰۱
	T_{SMD}^{\cap}	۳۲/۳۹	۲۳/۷۴	۵۸/۰۳	۲۵/۷۵	۱۱/۸۸	۲۴/۷۵
	T_{SMD}^{\cup}	۱۶/۸۹	۸/۸۶	۸/۸۴	۷/۹۳	۷/۹۶	۱۷/۳۴
۵۰	S	۶۴/۳۱	۶۳/۱۲	۶۱/۸۰	۲۹/۲۸	۲۱/۷۲	۸۱/۶۱
	D	۵۱/۹۹	۵۱/۹۵	۷۷/۰۰	۳۳/۰۷	۲۱/۶۶	۷۲/۸۰
	M	۱/۳۳	۱/۷۳	۱/۵۱	۱/۷۴	۱/۴۷	۱/۳۸
	T_{SMD}^{\cap}	۸۰/۹۹	۴۵/۸۳	۱۴۱/۶۶	۵۹/۵۷	۲۵/۷۱	۶۱/۸۹
	T_{SMD}^{\cup}	۴۲/۲۴	۱۹/۱۳	۲۰/۴۵	۱۷/۹۷	۱۸/۰۱	۳۵/۴۳
۱۰۰	S	۹۱/۶۱	۸۹/۶۵	۷۲/۷۵	۳۴/۴۶	۲۹/۳۶	۱۳۲/۱۱
	D	۶۴/۷۴	۶۶/۹۴	۹۰/۶۵	۴۰/۶۷	۲۷/۰۳	۹۸/۱۰
	M	۱/۴۸	۱/۹۳	۱/۶۲	۱/۹۳	۱/۶۸	۱/۷۱
	T_{SMD}^{\cap}	۱۶۱/۹۹	۸۲/۰۵	۲۸۶/۳۰	۱۱۵/۵۲	۴۸/۷۷	۱۲۳/۷۹
	T_{SMD}^{\cup}	۸۴/۴۸	۳۵/۹۱	۳۹/۴۴	۳۴/۶۶	۳۴/۶۹	۸۶/۷۱
۱۰۰۰	S	۲۴۶/۹۳	۲۳۹/۶۳	۱۰۹/۱۲	۵۱/۷۰	۶۸/۳۶	۵۰۹/۵۰
	D	۱۱۹/۶۴	۱۳۶/۲۷	۱۳۵/۹۷	۷۲/۶۳	۵۰/۲۶	۲۲۶/۲۶
	M	۱/۹۸	۲/۵۸	۱/۹۱	۲/۵۱	۲/۴۳	۳/۱۰۸
	T_{SMD}^{\cap}	۱۶۱۹/۹۲	۷۳۵/۲۶	۲۲۹۸/۵۸	۱۱۲۰/۵۴	۴۶۳/۸۴	۱۲۳۷/۹۱
	T_{SMD}^{\cup}	۸۴۴/۸۶	۳۳۶/۰۳	۳۵۵/۱۳	۳۳۴/۶۷	۳۳۴/۷۱	۸۶۷/۱۴

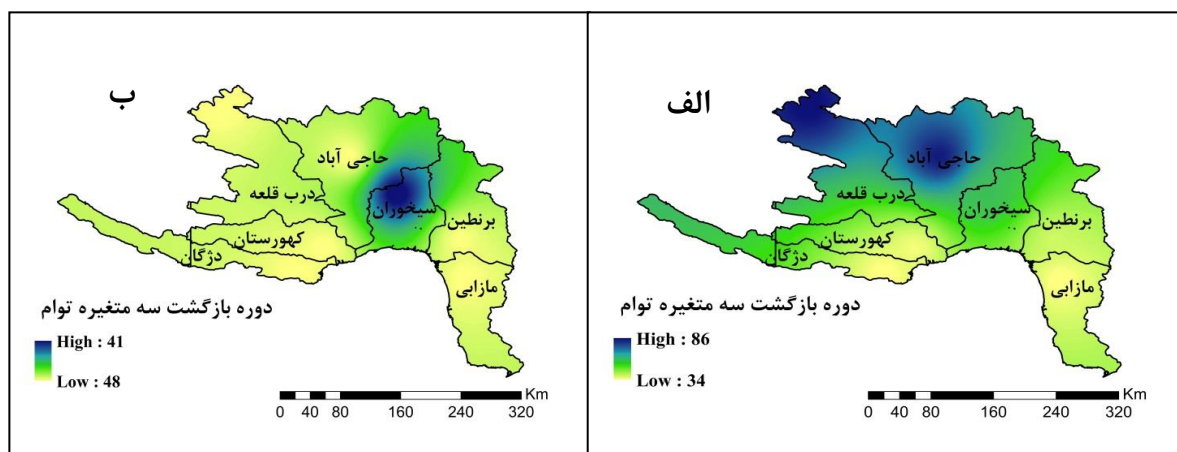
اینکه به‌طور هم‌زمان شدت، مدت و بزرگی با مقادیر یادشده رخ دهد، در حالت هم‌زمان AND هر ۲۵/۷۱ سال یک بار و در حالت شرطی، OR هر ۱۸ سال یک بار، به‌طور متوسط رخ خواهد داد.

با توجه به شکل ۷ الف، در دوره بازگشت صدساله، در حالت هم‌زمان (OR) بخش‌های شمالی و شمال غرب حوضه بیشترین ریسک را متحمل خواهند بود که تا ۸۶ سال خواهد رسید. اما در حالت شرطی (AND) بخش مرکزی شامل سیخوران و بخشی از برنظین بیشترین ریسک خشکسالی را خواهند داشت. همان‌طور که در شکل ۷ مشخص است، دوره بازگشت هم‌زمان AND از OR بزرگ‌تر است. به این مفهوم که وقتی احتمال وقوع سه متغیر با هم در نظر گرفته شود، مقادیر ریسک بسیار بزرگ برآورد می‌شود، در حالی که در حالت شرطی، وقتی یک متغیر به شرط دو متغیر دیگر در نظر گرفته شود، ریسک کمتر می‌شود و به بیانی کم‌برآورد رخ می‌دهد.

دوره بازگشت هم‌زمان سه‌متغیره و تحلیل مکانی آن در سطح حوضه آبخیز

مقادیر دوره بازگشت هم‌زمان در دو حالت (AND) و (OR) برای کل حوضه در دوره‌های بازگشت ۲ تا ۱۰۰۰ ساله برآورد شده و در جدول ۶ ارائه شد. همچنین، توزیع مکانی بزرگی دوره بازگشت وقایع سه‌متغیره خشکسالی ۱۰۰ ساله در شکل ۱۲ الف و ب نمایش داده شده است.

برای نمونه در زیرحوضه مازابی، مقدار شدت، مدت و بزرگی در دوره بازگشت ۲ ساله، به ترتیب ۲/۲۴، ۴/۰۸ و ۰/۵۴ ماه است، اما چنانچه این سه متغیر به‌صورت هم‌زمان در منطقه بررسی شوند، احتمال اینکه به‌طور هم‌زمان شدت، مدت و بزرگی با مقادیر یادشده رخ دهد، در حالت AND هر ۳/۳۱ سال یک بار و در حالت OR هر ۱/۵۶ سال، به‌طور متوسط رخ خواهد داد. یا در مثالی دیگر، مقدار شدت، مدت و بزرگی در دوره بازگشت ۵۰ ساله، به ترتیب ۲۱/۷۲، ۲۱/۶۶ و ۱/۴۷ ماه است، احتمال



شکل ۷. تحلیل مکانی دوره بازگشت شرطی (OR) (الف) و هم‌زمان (AND) (ب) ۱۰۰ ساله در منطقه مطالعه‌شده

شد. سپس، با استفاده از روش‌های همبستگی مرسوم، همبستگی بین مشخصه‌های خشکسالی بررسی شد. سپس، با برازش توزیع‌های تک‌متغیره مختلف بر این مشخصه‌ها، بهترین تابع توزیع حاشیه‌ای انتخاب شد و بعد از کوپل مشخصه‌های خشکسالی، دوره بازگشت سه‌متغیره هم‌زمان در حالت AND و OR محاسبه شد و در نهایت، تحلیل مکانی دوره بازگشت سه‌متغیره هم‌زمان صورت پذیرفت. نتایج بررسی توابع حاشیه‌ای بر مقادیر متغیر اولیه یعنی دبی در منطقه مطالعه‌شده نشان داد در بیشتر

بحث و نتیجه‌گیری

در مطالعه حاضر، از توابع مفصل به عنوان ابزاری برای تحلیل چندمتغیره خصوصیات خشکسالی استفاده شد. پدیده بررسی شده خشکسالی هیدرولوژیکی و مشخصه‌های مختلف آن شامل شدت، مدت و بزرگی است. ابتدا توابع حاشیه‌ای بر داده‌های رواناب برازش داده شد و با استفاده از مفصل تجربی، تابع توزیع تجمعی رواناب به‌دست آمد و سپس مقدار JDI محاسبه شد. از JDI مشخصه‌های خشکسالی شامل شدت، مدت و بزرگی خشکسالی استخراج

شدت و بزرگی، مدت و بزرگی وجود دارد و بیشترین همبستگی بین دو مشخصه شدت و بزرگی وجود داشت.

برازش توابع حاشیه‌ای بر مقادیر شدت و مدت و بزرگی نشان داد بهترین تابع حاشیه‌ای برازش شده بر متغیر شدت و مدت، توابع لوگ نرمال و نمایی است و بر متغیر بزرگی سه تابع لوگ نرمال، گاما و نمایی بهترین برازش را داشتند. از طرفی، نتایج برازش توابع کاپولا بر سه متغیر نشان داد کاپولاهای کلایتون، فرانک و جو و نرمال بهترین برازش را بر سه مشخصه شدت، مدت و بزرگی داشتند.

نتایج دوره بازگشت هم‌زمان سه‌متغیره و تحلیل مکانی آن در سطح حوضه آبخیز نشان داد دوره بازگشت AND بزرگ‌تر از دوره بازگشت OR است که با نتایج پژوهش هیومین و همکاران [۲۲] و گنگلی و ردی [۲۳] مطابقت دارد که گفتند دوره بازگشت دو و سه متغیره AND مقادیر خشکسالی را بیشتر از دوره بازگشت دو و سه متغیره OR نشان می‌دهد و ابزاری مناسب برای تحلیل ریسک سیل و خشکسالی است.

به طور کلی، نتایج تحقیق حاضر نشان داد تداوم، شدت و بزرگی خشکسالی هیدرولوژیکی در سال‌های اخیر در حوضه آبخیز مطالعه شده شایان توجه است. که یکی از دلایل آن مربوط به خصوصیات فیزیکی حوضه، خاک، ژئومورفولوژی و شرایط اقلیمی منطقه مطالعه شده است، چرا که بافت خاک نامناسب و پوشش گیاهی ناچیز، موجب ذخیره ضعیف آب در بافت خاک شده، بنابراین تلفات آب و به تبع فرسایش و هدررفت خاک در منطقه جدی است. از طرفی، رژیم بارش در منطقه با شدت زیاد و تداوم کم است که ذخیره آن آسان نیست. علاوه بر این، میزان تابش نور خورشید در حوضه مطالعه شده زیاد است که به تبخیر و تعرق بیشتر منجر می‌شود. بنابراین، مقاومت منطقه در برابر خشکسالی ضعیف است. از این رو، نتایج پژوهش حاضر می‌تواند اطلاعات ارزشمندی را برای مدیران منابع آب و سیاست‌گذاران برای مقابله با حوادث خشکسالی به‌ویژه در مناطق کم‌باران فراهم کند. از طرفی، با توجه به تغییرات اقلیمی در سال‌های اخیر، یافته‌های مطالعه حاضر می‌تواند برای کاهش آثار خشکسالی بر منابع زیست‌محیطی و توسعه منابع آبی در جنوب ایران مفید باشد.

زیرحوضه‌ها تابع لوگ نرمال بهترین برازش را بر مقادیر دبی داشت. نتایج پژوهش شوکلا و وود [۱۶] نشان داد در حوضه‌های آبخیز کوچک اغلب تابع لوگ نرمال و در حوضه‌های بزرگ، تابع گاما بهترین برازش را دارد.

مقایسه پایش خشکسالی با شاخص تک و چند متغیره نشان داد JDI تخمین واقعی‌تری از شرایط خشکسالی را فراهم می‌کند، زیرا ساختار وابستگی بین مشاهدات را در نظر می‌گیرد و به خلاف SRI-12 که متغیر خشکسالی را در ماه دوازدهم نشان می‌دهد، JDI از اطلاعات SRI اصلاح شده ۱۲ ماهه برای شبیه‌سازی شرایط خشکسالی استفاده می‌کند. علاوه بر این، JDI احتمال هم‌زمان SRI اصلاح شده را در نظر می‌گیرد و دید جامعی از شرایط خشکسالی نشان می‌دهد. مزیت این شاخص نسبت به شاخص‌های خشکسالی متداول این است که شاخص JDI علاوه بر توصیف علمی وضعیت کلی خشکسالی، قابلیت مشخص کردن آغاز خشکسالی‌ها و همچنین خشکسالی‌های طولانی مدت را به صورت یکجا دارد. این شاخص همچنین ارزیابی خشکسالی به صورت ماه‌به‌ماه را نیز میسر می‌سازد، به طوری که می‌توان مقدار رواناب مورد نیاز برای رسیدن به شرایط نرمال ($JDI=0$) در ماه‌های آینده را محاسبه کرد. عمق رواناب مورد نیاز همراه با احتمال تجاوز آن تفسیر خوبی از وضعیت خشکسالی در آینده را در اختیار می‌گذارد. بنابراین، شاخص JDI قابلیت‌هایی فراتر از آنچه که شاخص‌های قبلی فراهم می‌کردند، در اختیار می‌گذارد. از طرف دیگر، SRI-12 یک تخمین اساسی از خشکسالی تاریخی در سال ۱۳۹۱ ایجاد می‌کند که این نتایج توسط بذرافشان و همکاران [۱۵]، چراغعلی‌زاده و همکاران [۲۰]، میرعباسی و همکاران [۱۴] و کائو و گواندراجو [۲۱] تأیید شده است.

استخراج مقادیر شدت، مدت و بزرگی خشکسالی از شاخص JDI و توزیع مکانی ماکزیم شدت و مدت و بزرگی نشان داد بیشترین مقدار شدت و مدت در زیرحوضه درب قلعه و بیشترین مقدار بزرگی خشکسالی در زیرحوضه کهورستان است. بنابراین، بیشترین میزان خشکسالی در بخش غربی حوضه مطالعه شده است.

بررسی همبستگی بین مشخصه‌های خشکسالی نشان داد همبستگی زیادی بین مشخصه‌های شدت و مدت،

منابع

- [1]. Zamani H, Bazrafshan O. Modeling Wet Period Rainfall magnitude in the North and South Coasts of Iran Using the Generalized Gamma Model. *Iranian journal of Ecohydrology*. 2019; 6(3): 739-751. [Persian]
- [2]. Gerkani Nezhad Moshizi Z, Teimouri F, Bazrafshan O. Optimization of the number of rain gage stations based on interpolation methods and principal components analysis in Iran. *Iranian journal of Ecohydrology*, 2017; 4(3): 897-910. [Persian]
- [3]. Heim Jr RR. A review of twentieth-century drought indices used in the United States. *Bulletin of the American Meteorological Society*. 2002;83(8):1149-66.
- [4]. Tosunoğlu F, Onof C. Joint modelling of drought characteristics derived from historical and synthetic rainfalls: Application of Generalized Linear Models and Copulas. *Journal of Hydrology: Regional Studies*. 2017; 14:167-81.
- [5]. Nalbantis I, Tsakiris G. Assessment of hydrological drought revisited. *Water Resources Management*. 2009; 23(5):881-97.
- [6]. Wilhite DA, editor. *Droughts: A global assesment*. Natural Hazards and Disasters Series, U.K: Routledge Publishers; 2016.
- [7]. Sklar A. Distribution functions of n dimensions and margins. *Publications of the Institute of Statistics of the University of Paris*. 1959; 8:229-31.
- [8]. De Michele C, Salvadori G. A generalized Pareto intensity-duration model of storm rainfall exploiting 2-copulas. *Journal of Geophysical Research: Atmospheres*. 2003 Jan 27;108(D2).
- [9]. Shiau JT. Fitting drought duration and severity with two-dimensional copulas. *Water resources management*. 2006; 20(5):795-815.
- [10]. Serinaldi F, Bonaccorso B, Cancelliere A, Grimaldi S. Probabilistic characterization of drought properties through copulas. *Physics and Chemistry of the Earth, Parts a/B/C*. 2009 Jan 1;34(10-12):596-605.
- [11]. Song S, Singh VP. Frequency analysis of droughts using the Plackett copula and parameter estimation by genetic algorithm. *Stochastic Environmental Research and Risk Assessment*. 2010; 24(5):783-805.
- [12]. Liu, Chun-Ling, Qiang Zhang, Vijay P. Singh, and Ying Cui. "Copula-based evaluations of drought variations in Guangdong, South China." *Natural Hazards*. 2011: 1533-1546.
- [13]. Zhang Q, Li J, Singh VP, Xu CY. Copula-based spatio-temporal patterns of precipitation extremes in China. *international Journal of Climatology*. 2013; 33(5):1140-52.
- [14]. Mirabbasi R, Anagnostou EN, Fakheri-Fard A, Dinpashoh Y, Eslamian S. Analysis of meteorological drought in northwest Iran using the Joint Deficit Index. *Journal of Hydrology*. 2013 Jun 7;492:35-48.
- [15]. Bazrafshan O, Zamani H, Shekari M. A copula-based index for drought analysis in arid and semi-arid regions of Iran. *Natural Resource Modeling*. 2020; 33(1):e12237.
- [16]. Shukla S, Wood AW. Use of a standardized runoff index for characterizing hydrologic drought. *Geophysical research letters*. 2008;35(2).
- [17]. Kao SC, Govindaraju RS. A copula-based joint deficit index for droughts. *Journal of Hydrology*. 2010; 380(1-2):121-34.
- [18]. Requena AI, Mediero L, Garrote L. A bivariate return period based on copulas for hydrologic dam design: accounting for reservoir routing in risk estimation. *Hydrology and Earth System Sciences*. 2013; 17(8):3023.
- [19]. Hofert M, Mächler M. Nested Archimedean copulas meet R: The nacopula package. *Journal of Statistical Software*. 2011; 39(9).
- [20]. Cheraghali Zadeh M, Nazi Ghomeshloo A, and Bazrafshan J. Integrated monitoring of Hydro-meteorological droughts in Kasilian catchment (Mazandaran province). *Earth and Space Physics*. 2018;44 (2), 463-477. (in Persian).
- [21]. Kao SC, Govindaraju RS. Trivariate statistical analysis of extreme rainfall events via the Plackett family of copulas. *Water Resources Research*. 2008; 44(2).
- [22]. Hui-Mean F, Yusof F, Yusop Z, Suhaila J. Trivariate copula in drought analysis: a case study in peninsular Malaysia. *Theoretical and Applied Climatology*. 2019; 138(1-2):657-71.
- [23]. Ganguli P, Reddy MJ. Probabilistic assessment of flood risks using trivariate copulas. *Theoretical and Applied Climatology*. 2013;111(1-2):341-60.