



دانشگاه ارومیه

نشریه پژوهش‌های حفاظت آب و خاک
جلد بیست و هفتم، شماره سوم، ۱۳۹۹
۱۴۴-۱۲۵

<http://jwsc.gau.ac.ir>

DOI: 10.22069/jwsc.2020.17271.3273

مقاله کامل علمی - پژوهشی

تحلیل دومتغیره ریسک خشک‌سالی در غرب و شمال‌غرب ایران با استفاده از الگوریتم PSO و توابع مفصل

ذبیح‌الله خانی تملیه^۱، *حسین رضایی^۲ و رسول میرعباسی نجف‌آبادی^۳

^۱دانشجوی دکتری مهندسی منابع آب، گروه مهندسی آب، دانشگاه ارومیه، استاد گروه مهندسی آب، دانشگاه ارومیه،

^۲دانشیار گروه مهندسی آب، دانشگاه شهرکرد

تاریخ دریافت: ۱۳۹۸/۰۷/۲۸؛ تاریخ پذیرش: ۱۳۹۹/۰۲/۰۹

چکیده

سابقه و هدف: خشک‌سالی به‌عنوان یک وضعیت کمبود آب طولانی‌مدت، موضوعی چالش‌برانگیز در مدیریت منابع آب است. این پدیده یکی از بلاهای طبیعی پرهزینه و کم‌تر شناخته شده است. پایش و پیش‌بینی خشک‌سالی‌ها، به‌ویژه تعیین دقیق زمان شروع و تداوم آن و همچنین تحلیل ریسک خشک‌سالی، اهمیت ویژه‌ای در مدیریت منابع آبی، تعیین الگوی کشت مناسب و برنامه‌ریزی جهت کاهش اثرات مخرب خشک‌سالی دارد. با توجه به این‌که خشک‌سالی پدیده‌ای چندمتغیره است، بنابراین برای نیل به شناخت جامع از آن باید از روش‌های تحلیل چندمتغیره استفاده نمود. هدف از این پژوهش، تحلیل دومتغیره شدت و مدت خشک‌سالی‌های هواشناسی هشت ایستگاه واقع در غرب و شمال‌غرب ایران با استفاده از توابع مفصل، شاخص ریسک خشک‌سالی و الگوریتم بهینه‌سازی ازدحام ذرات (PSO) است. بدین‌منظور، برازش ۱۰ تابع مختلف مفصل برای ایجاد توزیع توأم متغیرهای شدت و مدت خشک‌سالی مورد آزمون قرار گرفت. هم‌چنین ریسک خشک‌سالی بر اساس شاخص‌های برگشت‌پذیری، آسیب‌پذیری، اعتمادپذیری و شاخص ریسک خشک‌سالی مورد ارزیابی قرار گرفت. به‌کار بردن توابع مفصل متعدد، محاسبه ریسک خشک‌سالی براساس شاخص‌های آن، بکار بردن الگوریتم PSO جهت تعیین ضرایب بهینه شاخص‌ها و استفاده از شاخص SPI^{mod} برای استخراج مشخصه‌های خشک‌سالی از اهم نوآوری‌های این پژوهش است.

مواد و روش‌ها: در این پژوهش، از توابع مفصل به‌منظور ایجاد توزیع توأم دومتغیره خشک‌سالی (شدت و مدت) در مناطق غرب و شمال‌غرب کشور استفاده شد. پس از محاسبه مقادیر شاخص بارش استاندارد شده اصلاحی (SPI^{mod}) در هر ایستگاه، متغیرهای شدت و مدت خشک‌سالی استخراج گردید. هم‌چنین تابع مفصل برتر در هر ایستگاه پس از بررسی برازش ۱۰ تابع مفصل مختلف براساس آماره‌های ارزیابی تعیین گردید. ریسک خشک‌سالی (DRI) بر اساس شاخص‌های برگشت‌پذیری، آسیب‌پذیری و اعتمادپذیری محاسبه شد. به‌منظور تعیین مقدار بهینه ریسک از الگوریتم PSO استفاده شد. در پژوهش‌های دیگری در سطح دنیا قبلاً شاخص ریسک بر مبنای روش DRI و روش‌های دیگر ریسک محاسبه شده است، اما مبنای کار آن‌ها الگوریتم PSO و شاخص SPI^{mod} نبوده است، هم‌چنین در آن‌ها تعداد

* مسئول مکاتبه: h.rezaie@urmia.ac.ir

توابع مفصل کم‌تری به‌کار برده شده است. لازم به ذکر است که به‌منظور انجام محاسبات، مراحل مختلف در محیط نرم‌افزار متلب کدنویسی شد.

یافته‌ها: در ابتدا همبستگی متغیرهای مورد مطالعه با آماره تاو کندال مورد بررسی قرار گرفت. نتایج نشان داد در منطقه مورد مطالعه بین متغیرهای شدت و مدت خشک‌سالی هواشناسی همبستگی بالایی وجود دارد. سپس برآزش چند خانواده از مفصل‌های دوبعدی به‌منظور ایجاد توزیع توأم مدت و شدت خشک‌سالی مورد آزمون قرار گرفت و مناسب‌ترین تابع مفصل بر اساس آماره‌های میانگین مربعات خطا و حداکثر لگاریتم درستنمایی (Maximum log-likelihood) برای هر ایستگاه انتخاب شد. پس از ایجاد توابع توزیع توأم مبتنی بر مفصل برتر در هر ایستگاه، برخی از خصوصیات احتمالاتی خشک‌سالی مانند احتمالات توأم، دوره‌های بازگشت دومتغیره، احتمالات شرطی و دوره‌های بازگشت شرطی محاسبه شد. هم‌چنین مقادیر دوره بازگشت کندال محاسبه و با تعریف استاندارد دوره بازگشت توأم مقایسه شد. نتایج نشان داد که در یک سطح احتمال بحرانی معین، t ، مقدار دوره بازگشت کندال بزرگ‌تر از دوره بازگشت استاندارد متناظر است و این تفاوت با افزایش مقدار t ، افزایش می‌یابد. در ادامه جهت محاسبه مقدار ریسک خشک‌سالی، ابتدا مدت‌زمان خشک‌سالی برای هر ایستگاه با استفاده از شاخص SPI^{mod} استخراج گردید، سپس مقادیر شاخص‌های آسیب‌پذیری، اعتماد‌پذیری و برگشت‌پذیری محاسبه گردید و با استفاده از الگوریتم PSO مقادیر بهینه ضرایب W_1 ، W_2 و W_3 برای ایستگاه‌های مورد مطالعه به ترتیب $0/08$ ، $0/7$ و $0/22$ به‌دست آمد که به‌ازای ضرایب مذکور، شاخص ریسک هر ایستگاه کمینه می‌گردد. سپس مقدار بهینه شاخص ریسک خشک‌سالی که برای مقادیر وزن مذکور کمینه شده، برای هر ایستگاه محاسبه گردید. نتایج نشان داد که کم‌ترین میزان ریسک مربوط به ایستگاه خرم‌آباد (برابر $0/565$) و بیش‌ترین آن مربوط به ایستگاه کرمانشاه (برابر $0/617$) است.

نتیجه‌گیری: در این مطالعه، به تحلیل دومتغیره خشک‌سالی‌های هواشناسی در غرب و شمال‌غرب ایران پرداخته شد. بدین‌منظور، ابتدا سری زمانی شاخص SPI^{mod} در ۸ ایستگاه مورد مطالعه، محاسبه شد. این شاخص وضعیت خشک‌سالی را به‌صورت بازگشتی پیش می‌کند، بدین معنی که با استفاده از توزیع گاما اثرات ماه‌های خشک قبل را در وضعیت فعلی منعکس می‌کند. این امر سبب می‌گردد که با افزایش طول دوره خشک این شاخص شدت بیش‌تری را برای خشک‌سالی نمایش دهد. نقش دیگر این خاصیت، کاهش تأثیر نوسانات بارش در مقیاس‌های زمانی بزرگ‌تر این شاخص است. نتایج تحلیل فراوانی تک متغیره مشخصه‌های خشک‌سالی نشان داد که تابع توزیع نمایی بر مدت خشک‌سالی و تابع توزیع گاما بر شدت خشک‌سالی برآزش قابل‌قبولی داشتند. تحلیل ساختار وابستگی مشخصه‌های مدت و شدت خشک‌سالی‌های منطقه غرب و شمال‌غرب ایران نشان داد که این مشخصه‌ها در ایستگاه‌های مورد مطالعه از همبستگی بالایی برخوردار می‌باشند. بنابراین تحلیل تک‌متغیره این مشخصه‌ها توصیف دقیقی از خشک‌سالی‌ها ارائه نخواهد کرد. بنابراین به‌منظور دستیابی به شناخت دقیق‌تر خشک‌سالی‌های منطقه مورد مطالعه از توابع مفصل جهت ایجاد توزیع دومتغیره شدت و مدت خشک‌سالی استفاده شد. برای تحلیل ریسک خشک‌سالی از الگوریتم PSO استفاده گردید. نتایج حاصل از تحلیل ریسک نشان داد که ریسک خشک‌سالی در منطقه مورد مطالعه تقریباً در یک سطح بوده است. با این حال منطقه کرمانشاه نسبت به سایر مناطق بیش‌تر در معرض خطر ریسک خشک‌سالی قرار دارد. نتایج این مطالعه می‌تواند اطلاعات مفیدی در اختیار مدیران منابع آب و کشاورزی منطقه جهت طراحی برنامه‌های مقتضی برای کاهش اثرات نامطلوب خشک‌سالی‌ها قرار دهد.

واژه‌های کلیدی: الگوریتم بهینه‌سازی ازدحام ذرات (PSO)، تابع مفصل، تحلیل دومتغیره، خشک‌سالی هواشناسی، ریسک

مقدمه

خشک‌سالی نتیجه کاهش میزان بارندگی در یک دوره زمانی طولانی است که بسته به نوع اقلیم آن منطقه، ممکن است در مقیاس زمانی هفته، ماه، سال و یا چندین سال حادث گردد. خشک‌سالی پدیده‌ای اجتناب‌ناپذیر و ازجمله بلایایی است که باید آن را بدون امکان پیشگیری تلقی نمود، اما می‌توان این پدیده را مدیریت و ساماندهی کرد (۲۶). در زمینه خشک‌سالی مطالعات متعددی در دنیا صورت گرفته است. قبادی و همکاران (۲۰۱۷) پایش زمانی و مکانی شدت خشک‌سالی با استفاده از دو شاخص SPI و SDI در غرب دریاچه ارومیه مورد مطالعه قرار دادند. نتایج حاصل از پژوهش آن‌ها نشان داد که توجه به نوسانات شدید میزان بارندگی در سال‌های اخیر و تأثیراتی که بر حجم جریان عبوری دارد، تدوین و اجرای مؤثر برنامه‌ها و بهره‌برداری بهینه از منابع آب و آگاهی از تأثیر زمانی خشک‌سالی هواشناسی بر نوسانات حجم جریان عبوری می‌تواند خسارات وارده بر منابع آب را تا حد زیادی کاهش داده و گام مؤثری در احیاء دریاچه ارومیه باشد (۶). بیش‌تر پژوهشگران برای مطالعه پدیده خشک‌سالی ترجیحاً از شاخص‌های تک‌پارامتره بر اساس بارندگی سالانه یا ۱۲ ماهه ثابت، به دلیل سادگی و قابل‌دسترس بودن داده‌های بارندگی در مناطق مختلف دنیا استفاده می‌کنند (۱۲ و ۲۰). درحالی‌که این پدیده ذاتاً با چندین متغیر تصادفی وابسته توصیف می‌شود. چون تحلیل چندمتغیره پدیده خشک‌سالی نیاز به داده‌های زیاد و محاسبات ریاضی پیچیده‌ای دارد، در پژوهش‌های کمی به صورت چندمتغیره به آن پرداخته شده است (۱۷، ۱۸ و ۲۳). تعدادی از پژوهشگران هم حاصل ضرب توزیع شرطی خشک‌سالی برای مقدار مدت خشک‌سالی داده‌شده و توزیع‌های حاشیه‌ای مدت خشک‌سالی را برای به‌دست آوردن توزیع توأم شدت و مدت خشک‌سالی به‌کار گرفته‌اند (۱۳، ۲۷ و ۲۸). تحلیل رفتار و

ویژگی‌های دو متغیر تصادفی از طریق توزیع توأم آن‌ها میسر است. یکی از روش‌های تعیین توزیع توأم دو متغیر تصادفی استفاده از توابع مفصل است. به‌طورکلی توابع مفصل ابزاری قوی برای ساخت توابع توزیع چندمتغیره براساس حاشیه‌های متفاوت هستند که نوع و چگونگی ارتباط بین متغیرها را نشان می‌دهند. توابع مفصل اولین بار توسط اسکالر (۱۹۵۹) برای ایجاد توزیع‌های چندمتغیره ارائه شد (۲۵). این توابع اولین بار در مطالعات هیدرولوژی به‌وسیله دی‌میکله و سالوادوری (۲۰۰۳) برای ایجاد یک مدل دو متغیره توصیف‌کننده شدت و مدت رگبار به‌کار برده شدند (۲۲). پس‌از آن مفهوم توابع مفصل به‌سرعت در زمینه تحلیل چندمتغیره خصوصیات خشک‌سالی به‌کار گرفته شدند (۳ و ۱۵). موسوی ندوشن و همکاران (۲۰۱۸) تحلیل فراوانی دو متغیره خشک‌سالی در حوضه آبریز قره‌سو- گرگان‌رود با استفاده از توابع مفصل را مورد بررسی قرار دادند و از سه تابع مفصل کلایتون، فرانک و گامبل-هوگارد استفاده کردند. نتایج نشان داد که افزایش تجمعی شدت خشک‌سالی هواشناسی تا حد زیادی ناشی از افزایش تداوم رویداد خشک‌سالی است. هم‌چنین تابع مفصل گامبل- هوگارد به‌عنوان تابع مفصل برتر در مطالعه آن‌ها جهت تحلیل دو متغیره خشک‌سالی شناخته شد (۱۹). یکی از کاربردهای توابع مفصل در زمینه مطالعات مربوط به ریسک خشک‌سالی است. آیانتوبو و همکاران (۲۰۱۸) نیز از چندین تابع مفصل پرکاربرد برای استخراج مدل‌های منطقه‌ای و مکانی ارزیابی ریسک خشک‌سالی در نواحی اصلی سرزمینی چین طی سال‌های ۱۹۶۱ تا ۲۰۱۳ استفاده کردند (۲). فن دیفایفر و فن دنبرگ (۲۰۱۸) یک رابطه جدید شدت- مدت- فراوانی^۱ (SDF) خشک‌سالی ارائه کردند که بر مبنای ویژگی چندمقیاسه فرمول‌بندی شده بود. هم‌چنین یک مدل مفصل گاوسی^۲ جدید

1- Severity-Duration-Frequency

2- Gaussian Copula Model

شاخص ریسک خشک‌سالی (DRI) را محاسبه کردند. (۳۰). مطالعاتی دیگری که در زمینه ریسک خشک‌سالی و تحلیل دومتغیره در دنیا صورت گرفته است (۱، ۵، ۳ و ۲۸). در مطالعه حاضر، تحلیل دومتغیره خشک‌سالی‌های هواشناسی مناطق غربی و شمال‌غربی کشور با استفاده از توابع مفصل انجام گرفت. هم‌چنین ریسک خشک‌سالی با استفاده از شاخص‌های اعتمادپذیری، آسیب‌پذیری، برگشت‌پذیری مورد ارزیابی قرار گرفت. بدین‌منظور از الگوریتم بهینه‌سازی ازدحام ذرات (PSO) برای محاسبه ضرایب وزنی شاخص‌ها استفاده شد.

مواد و روش‌ها

معرفی منطقه مورد مطالعه: در این مطالعه، از داده‌های بارش ۸ ایستگاه منتخب در غرب و شمال‌غربی کشور در یک دوره آماری ۴۷ ساله (۱۹۷۱-۲۰۱۷) در مقیاس ماهانه استفاده گردید. این ایستگاه‌ها شامل ارومیه، تبریز، خرم‌آباد، خوی، سقز، سنندج، کرمانشاه و همدان بودند که موقعیت آن‌ها در شکل ۱ نشان داده شده است، هم‌چنین مشخصات آماری داده‌های بارش ایستگاه‌های مورد مطالعه در جدول ۱ آورده شده است.

شاخص بارش استاندارد اصلاح شده (SPI^{mod}): در هر رویداد خشک‌سالی با تغییر مقیاس زمانی در محاسبه SPI، مدت خشک‌سالی و مقدار SPI متناظر، تغییر می‌کنند. بنابراین، این شاخص ممکن است به‌طور کامل و دقیق نتواند شرایط خشک‌سالی را نشان دهد و با انتخاب مقیاس‌های زمانی مختلف گاهی نتایج متناقضی ارائه می‌دهد. این مسأله باعث سردرگمی استفاده‌کنندگان از این شاخص شده است. به‌علاوه SPI‌های بلندمدت نمی‌توانند ظهور خشک‌سالی‌ها را دقیقاً مشخص کنند. هم‌چنین خشک‌سالی‌ها طولانی ممکن است به‌وسیله یک SPI

برای محاسبه شاخص کمبود توأم^۱ (JDI) ارائه شد (۲۷). هالوترا و همکاران (۲۰۱۵) با استفاده از منحنی‌های شدت-مدت-فراوانی، به بررسی ریسک خشک‌سالی و برنامه‌ریزی آن در اکوسیستم در استرالیا پرداختند. آن‌ها از داده‌های ۱۱ ایستگاه هواشناسی کشاورزی در شرق استرالیا و سه شاخص خشک‌سالی RDI^2 ، SPI^3 و $SPEI^4$ جهت بررسی خشک‌سالی‌های کوتاه‌مدت و بلندمدت استفاده کردند. نتایج حاصل از این پژوهش نشان داد با استفاده از منحنی‌های شدت-مدت-فراوانی در بازه‌های زمانی مختلف می‌توان اثرات مخرب خشک‌سالی را کمینه و با این استراتژی‌ها ریسک خشک‌سالی را بر اساس فواصل برگشت خشک‌سالی و شرایط زیست‌محیطی مدیریت کرد (۷). دبانی (۲۰۱۸) به ارزیابی ریسک خشک‌سالی با استفاده از شاخص‌های خطر و آسیب‌پذیری برای ۸۱ منطقه در ترکیه پرداخت. سپس از حاصل ضرب دو شاخص خطر^۵ (DHI) و آسیب‌پذیری^۶ (DVI)، شاخص ریسک خشک‌سالی^۷ (DRI) را به‌دست آوردند. نتایج نشان داد که ۷۳ منطقه در معرض ریسک خفیف خشک‌سالی هستند و شش منطقه در معرض خشک‌سالی متوسط و یک منطقه (کنیا) در معرض خشک‌سالی شدید قرار دارد (۴). یو و همکاران (۲۰۱۸) به ارزیابی منطقه‌ای ریسک خشک‌سالی تحت شرایط تغییر اقلیم در کره جنوبی پرداختند. آن‌ها در پژوهش خود از سه شاخص اعتمادپذیری، آسیب‌پذیری و برگشت‌پذیری استفاده کردند و با تکیه بر تحلیل دومتغیره خشک‌سالی و توابع مفصل گامبل، فرانک و کلایتون و با اعمال ضرایب مهندسی و مدیریتی برای سه شاخص مذکور،

- 1- Joint Deficit Index
- 2- Reconnaissance Drought Index (RDI)
- 3- Standardized Precipitation Index
- 4- Standardized Precipitation-Evapotranspiration Index (SPEI)
- 5- Drought Hazard Index
- 6- Drought Vulnerability Index
- 7- Drought Risk Index

جدول ۱- مشخصات آماری بارش ایستگاه‌های مورد مطالعه.

Table 1. Statistical characteristics of precipitation of studied stations.

همدان Hamedan	کرمانشاه Kermanshah	سنندج Senandaj	سقز Saghez	خوی Khoy	خرم‌آباد Khoramabad	تبریز Tabriz	ارومیه Urmia	ایستگاه Station
320.24	431.67	423.69	470.96	288.36	485.44	265.8	316.24	میانگین (میلی‌متر) Mean(mm)
70.35	108.28	117.55	118.43	75.58	121.30	63.72	91.72	انحراف معیار (میلی‌متر) Standard Deviation (mm)
0.22	0.25	0.28	0.25	0.26	0.25	0.24	0.29	ضریب تغییرات Coefficient of Variation
10.26	15.80	17.15	17.28	11.02	17.69	9.29	13.38	خطای معیار (میلی‌متر) Standard Error (mm)
0.15	0.64	0.35	0.57	0.79	0.12	0.41	0.93	چولگی Skewness
149.2	215.8	200.1	272.5	168	237.1	148	167.2	کمینه (میلی‌متر) Minimum (mm)
4465.2	702.4	747.5	790.7	525.7	771.1	402.8	579.5	بیشینه (میلی‌متر) Maximum (mm)

اثرات توزیع‌های حاشیه‌ای مجزا کنند. هم‌چنین برای ایجاد توزیع چندمتغیره لازم نیست نوع توزیع‌های حاشیه‌ای یکسان باشد. فرض کنید X و Y دو متغیر تصادفی وابسته مانند شدت و مدت خشک‌سالی، با توابع توزیع دومتغیره F_{XY} و توابع حاشیه‌ای F_X و F_Y باشند، آن‌گاه تابع مفصل دومتغیره C به صورت رابطه‌های ۲ و ۳ تعریف می‌شود (۱۶):

$$F_{XY}(x,y) = C(F_X(x), F_Y(y)) \quad (2)$$

$$F_{DS}(d,s) = C(F_D(d), F_S(s)) = C(u,v) \quad (3)$$

که در آن، s و d به ترتیب شدت و مدت خشک‌سالی و F_s و F_d به ترتیب توابع توزیع حاشیه‌ای شدت و مدت خشک‌سالی هستند.

تحلیل دومتغیره مشخصه‌های خشک‌سالی: در این مطالعه مشخصه‌های خشک‌سالی (شدت و مدت) از سری زمانی شاخص بارش اصلاحی (SPI^{mod})

در مطالعه حاضر، به منظور ارزیابی وضعیت نواحی مورد مطالعه دیدگاه خشک‌سالی هواشناسی، آمار بارندگی ماهانه به طول ۴۷ سال (۲۰۱۷-۱۹۷۱) برای محاسبه شاخص بارش استاندارد شده اصلاح شده (SPI^{mod}) مورد استفاده قرار گرفت. بنا بر توصیه لوکاس و واسیلیاس (۲۰۰۴) در این پژوهش آستانه خشک‌سالی صفر در نظر گرفته شد (۱۳) و سایر پژوهشگران نیز همین توصیه را مبنا قرار دادند (۱۶ و ۲۴).

توابع مفصل: در این پژوهش، از توابع مفصل جهت مدل کردن ساختار وابستگی بین شدت و مدت خشک‌سالی‌های هواشناسی در ایستگاه‌های مورد مطالعه استفاده گردید. توابع مفصل براساس تئوری اسکالر (۱۹۵۹) تعریف شدند. از این توابع برای ایجاد توزیع‌های چندمتغیره با پیوند توزیع‌های حاشیه‌ای تک‌متغیره استفاده می‌شود (۲۵). مزیت استفاده از این توابع نسبت به توزیع‌های چندمتغیره معمولی این است که توابع مفصل می‌توانند اثرات وابستگی را از

که در آن، $\ln L_e$ تابع لگاریتم درست‌نمایی تابع چگالی مفصل‌ها می‌باشند. با جاگذاری پارامترهای تخمینی $\hat{\lambda}$ ، $\hat{\alpha}$ و $\hat{\beta}$ که در مرحله اول به‌دست آمده بودند، تابع لگاریتم درست‌نمایی $\ln L$ برای به‌دست آوردن پارامتر مفصل تخمینی $\hat{\theta}$ بیشینه می‌شود. در نهایت، نتایج هر کدام از مفصل‌ها با نتایج حاصل از احتمال توأم تجربی مقایسه گردید و هر مفصلی که مقادیر آن به مقادیر مفصل تجربی نزدیک‌تر بود، به‌عنوان مفصل مناسب انتخاب گردید. برای تعیین میزان نزدیکی مقادیر مفصل‌ها با مقدار ناپارامتری مفصل تجربی متناظر از معیار RMSE، رابطه ۵ استفاده شد.

$$RMSE = \sqrt{\frac{1}{n} \sum_{i=1}^n [C_{pi} - C_{ei}]^2} \quad (5)$$

که در آن، n اندازه نمونه، C_p مقادیر محاسبه‌شده مفصل پارامتری، C_e مقادیر مشاهداتی احتمال به‌دست آمده از مفصل تجربی، \bar{C}_e میانگین مقادیر مشاهداتی احتمال به‌دست آمده از مفصل تجربی است. هرچه مقادیر RMSE به صفر نزدیک‌تر باشد، مفصل موردبررسی برازش بهتری بر داده‌های مشاهداتی دارد. در این مطالعه، برای تحلیل فراوانی دو متغیره شدت و مدت خشک‌سالی از توابع مفصل کلایتون، فرانک، گلامبوس، پلاکت، گامبل - هوگارد، علی - میخائیل - حق، فارلی - گامبل - مورنگستن، HRT، فیلیپ - گامبل و جوئی استفاده شد که فرمول‌بندی و مشخصات آن‌ها در جدول ۲ ارائه شده است (با توجه به محدودیت تعداد صفحات روابط و اشکال به‌صورت تجمیع شده ذکر گردیده است).

استخراج گردید. مدت خشک‌سالی به‌صورت دوره زمانی پیوسته‌ای که در آن مقادیر SPI^{mod} منفی هستند، در نظر گرفته شد و شدت خشک‌سالی برابر قدرمطلق مقادیر تجمعی SPI^{mod} در طول مدت یک رویداد خشک‌سالی محاسبه شد (۲۴). تحلیل تک‌متغیره خشک‌سالی‌ها به‌دلیل وجود همبستگی بین شدت و مدت خشک‌سالی، به‌طور کامل نمی‌تواند شرایط خشک‌سالی‌ها را توصیف کند. بنابراین، بهتر است از تحلیل دو متغیره استفاده شود. با توجه به این‌که شدت و مدت خشک‌سالی عموماً با توابع توزیع متفاوت مدل می‌شوند، برای ایجاد مدل دو متغیره از توابع مفصل استفاده می‌شود. در این مطالعه، برای انتخاب تابع مفصل مناسب جهت ایجاد تابع توزیع دو متغیره، به‌ترتیب زیر عمل شد. بعد از انتخاب و برازش توزیع حاشیه‌ای مناسب بر هر کدام از متغیرهای موردبررسی، پارامترهای توابع توزیع حاشیه‌ای با روش حداکثر درست‌نمایی تخمین زده شد. بدین‌منظور، برای n جفت مشاهده مدت و شدت خشک‌سالی، (d_i, s_i) ، توابع جایگاه درست‌نمایی برای مدت و شدت خشک‌سالی، $L_D(d; \lambda)$ و $L_S(s; \alpha, \beta)$ به‌منظور استخراج پارامترهای توزیع مربوطه بیشینه شدند. برای توزیع دو متغیره مدت و شدت خشک‌سالی، تابع لوگ درست‌نمایی به‌صورت رابطه ۴ تعریف شد (۱۶ و ۲۴):

$$\begin{aligned} \ln L(d, s; \lambda, \alpha, \beta, \theta) = & \\ \ln L_C(F_D(d), F_S(s); \theta) + \ln L_D(d; \hat{\lambda}) + & \\ \ln L_S(s; \hat{\alpha}, \hat{\beta}) & \end{aligned} \quad (4)$$

جدول ۲- روابط توابع مفصل مورد بررسی در این مطالعه (۱۶).

Table 2. Equations of the considered copula functions in the present study (16).

رابطه تابع مفصل	تابع مفصل Copula function
$1-C(u, v) = \exp\{-[-\ln u]^\theta + [-\ln v]^\theta\}^{-\frac{1}{\theta}} \quad \theta \geq 1$	۱- گامبل - هوگارد Gumbel Hougaard
$2-C(u, v) = uv \exp\left\{\left[(-\ln u)^{-\theta} + (-\ln v)^{-\theta}\right]^{-\frac{1}{\theta}}\right\} \quad \theta \geq 0$	۲- گالامبوس Galambos
$3-C(u, v) = -\frac{1}{\theta} \ln \left[1 + \frac{(e^{-\theta u} - 1)(e^{-\theta v} - 1)}{e^{-\theta} - 1}\right] \quad \theta \neq 0$	۳- فرانک Frank
$4-C(u, v) = (u^{-\theta} + v^{-\theta} - 1)^{-1/\theta} \quad \theta \geq 0$	۴- کلایتون Clyton
$5-C(u, v) = \frac{1}{2\theta-1} \left\{ \frac{1 + (\theta-1)(u+v) - \left[(1 + (\theta-1)(u+v))^2 - 4\theta(\theta-1)uv \right]^{1/2}}{2} \right\} \quad \theta \geq 0$	۵- پلاکت Plackett
$6-C(u, v) = uv [1 + \theta(1-u)(1-v)] \quad -1 \leq \theta \leq 1$	۶- فارلی - گامبل - مورگنسترن Farli Gumbel Morgenstern
$7-C(u, v) = 1 - \left[(1-u)^\theta + (1-v)^\theta - ((1-u)(1-v))^\theta \right]^{1/\theta} \quad \theta \geq 0$	۷- جوئی Joe
$8-C(u, v) = \frac{uv}{1 - \theta(1-u)(1-v)} \quad -1 \leq \theta \leq 1$	۸- علی - میخائیل - حق Ali- Mikhail Haq
$9-C(u, v) = \left(1 + \frac{1}{\theta} \left[(1-u)^{\frac{1}{\theta}} + (1-v)^{\frac{1}{\theta}} - 1 \right]\right)^{\theta-2}$	۹- چوله به راست شدید (دم کلفت) HRT Heavy Right Tail
$[(1-u)(1-v)]^{-1/\theta} \quad \theta > 0$	
$10-C(u, v) = u + v - 1 + \exp\left\{-\left[-\ln(1-u)^\theta\right] + \left[-\ln(1-v)^\theta\right]\right\}^{-\frac{1}{\theta}} \quad \theta \geq 1$	۱۰- فیلیپ گامبل Filip Gumbel

بازگشت توأم روابط (۶-a) و (۶-b)، شرطی (۶-c) و دوره بازگشت کنдал (۶-d) با توجه به روابط زیر ارائه شده در ادامه، محاسبه شدند (۱۶).

پس از انتخاب تابع مفصل مناسب، توزیع دومتغیره شدت و مدت خشک‌سالی ایجاد و با استفاده از آن مقادیر احتمال توأم، احتمالات شرطی، دوره‌های

$$T_{is} = \frac{E(L)}{P(D \geq d, S \geq s)} = \frac{E(L)}{1 - F_d(d) - F_s(s) + C(F_d(d), F_s(s))} \quad (a)$$

$$T'_{is} = \frac{E(L)}{P(D \geq d \text{ or } S \geq s)} = \frac{E(L)}{1 - C(F_d(d), F_s(s))} \quad (b)$$

$$T_{D|S \geq s} = \frac{T_s}{P(D \geq d, S \geq s)} = \frac{E(L)}{[1 - F_s(s)] \cdot [1 - F_d(d) - F_s(s) + C(F_d(d), F_s(s))]} \quad (c)$$

$$T_p = \frac{E(L)}{1 - K_c(t)} \quad (d)$$

(۶)

شاخص آسیب‌پذیری، Vul' بی‌بعد شده آسیب‌پذیری و DRI شاخص ریسک خشک‌سالی است. در این پژوهش، جهت محاسبه مقدار ریسک خشک‌سالی با روابط فوق، با استفاده از الگوریتم PSO (۱۲ و ۱۳) ضرایب بهینه برای w_1 ، w_2 و w_3 محاسبه گردید که نوآوری این مطالعه محسوب می‌شود. لازم به ذکر است که علاوه بر الگوریتم PSO محاسبه ریسک براساس شاخص‌های عملکرد و تعداد توابع مفصل زیادی که به‌کار گرفته شده است از جمله نوآوری‌های دیگر این پژوهش است. نحوه انتخاب بهترین ضرایب w جهت برآورد ریسک است که در رابطه ۱۱ آمده است (به‌صورت رابطه ریاضی). براساس مطالعات انجام‌گرفته مجموع مقادیر وزنی w باید برابر با یک باشد (۳۰). برابر گرفتن این ضرایب به‌منزله اعمال حالت بحرانی ریسک در مطالعات مربوط به تحلیل خشک‌سالی و مخزن است و این موضوع مدیریتی بوده و بسته به تعیین شرایط توسط مدیران دارد. اثبات ریاضی این موضوع جهت ارزیابی و تحلیل ریسک ناشی از سیلاب توسط ین (۱۹۷۰) ارائه‌شده است (۲۹). جهت تعیین مقدار اولیه ریسک که به‌عنوان ریسک مبنا در نظر گرفته می‌شود، مقادیر اولیه w ها برابر در نظر گرفته شد ($w_1=w_2=w_3$) که مقدار هرکدام برابر یک‌سوم است و به‌ازای این مقادیر ریسک مبنا محاسبه گردید. سپس با استفاده از الگوریتم PSO مقادیر بهینه ضرایب w محاسبه شد. در الگوریتم PSO تعدادی از موجودات وجود دارند که به آن‌ها ذره گفته می‌شود و در فضای جستجوی تابعی که هدف کمینه کردن (و یا بهینه کردن) مقدار آن است، پخش شده‌اند. هر ذره مقدار تابع هدف را در موقعیتی از فضا که در آن قرار گرفته است، محاسبه می‌کند (۹). سپس با استفاده از ترکیب اطلاعات محل فعلی‌اش و بهترین محلی که در گذشته در آن بوده است و هم‌چنین اطلاعات یک یا چند ذره

شاخص ریسک خشک‌سالی: برای محاسبه شاخص ریسک در این پژوهش از شاخص‌های عملکرد در سامانه‌های منابع آب استفاده گردید. این شاخص‌ها توسط هاشمیتو و همکاران (۱۹۸۲) در زمینه سامانه‌های منابع آب توسعه و معرفی شده است و به‌طور گسترده در سراسر دنیا مورداستفاده قرار گرفته‌اند (۸). این شاخص‌ها شامل شاخص‌های اعتمادپذیری^۱ رابطه ۷، برگشت‌پذیری^۲ رابطه ۸ و آسیب‌پذیری^۳ روابط ۹-a,b در یک سیستم می‌باشند. مفهوم این شاخص‌ها می‌تواند در زمینه‌های مختلف متفاوت باشد (۱۱، ۱۵ و ۳۰). با توجه به روابط مذکور شاخص ریسک خشک‌سالی از رابطه ۱۰ محاسبه گردید.

$$Rel = 1 - \frac{\sum_{j=1}^m d(j)}{T} \quad (7)$$

$$Res = \left(\frac{1}{M} \sum_{j=1}^m d(j) \right)^{-1} \quad (8)$$

$$Vul = \frac{1}{M} \sum_{j=1}^m d(j) \quad (a) \quad (9)$$

$$vul' = \frac{vul - \min(d_i)}{\max(d_i) - \min(d_i)} \quad (b)$$

$$DRI = w_1 * (1 - Rel) + w_2 * (1 - Res) + w_3 * Vul' \quad (10)$$

که در آن‌ها، d بیانگر مدت خشک‌سالی، M تعداد کل خشک‌سالی‌ها، T تعداد فواصل زمانی، Rel شاخص اعتمادپذیری، Res شاخص برگشت‌پذیری، Vul

- 1- Reliability
- 2- Resiliency
- 3- Vulnerability

الگوریتم چنین است: ۱- مقداردهی اولیه، ۲- تخمین، ۳- بروزرسانی رابطه ۱۲، ۴- خاتمه و متوقف کردن الگوریتم روابط ۱۲ و ۱۳. برای این منظور از رابطه حداقل میانگین مربعات خطا (RMSE) استفاده گردید. جهت محاسبه ریسک بهینه به‌ازای ضرایب w ها در پژوهش به‌صورت رابطه ۱۱ عمل شد.

از بهترین ذرات موجود در جمع، جهتی را برای حرکت انتخاب می‌کند. همه ذرات جهتی برای حرکت انتخاب می‌کنند و پس از انجام حرکت، یک مرحله از الگوریتم به پایان می‌رسد. این مراحل چندین بار تکرار می‌شوند تا آن‌که جواب موردنظر به‌دست آید. درواقع انبوه ذرات که مقدار کمینه یک تابع را جستجو می‌کنند (۱۰). مراحل این

$$0.0099 < w_1 < 1, 0.0099 < w_2 < 1, 0.0099 < w_3 < 1$$

$$w_1 + w_2 + w_3 = 1$$

$$Y_i = ((Reli(i) * w_1) + Res(i) * w_2) + Vul(i) * w_3 - DRIBase)^2 \quad (11)$$

$$RMSE = \frac{Y_i}{n}$$

$$v[] = v[] + c1 * rand() * (pbest[] - position[]) + c2 * rand() * (gbest[] - position[]) \quad (12)$$

$$position[] = position[] + v[] \quad (13)$$

مقابل اگر فقط قسمت اول رابطه ۱۲ را در نظر گرفته شود، ذرات راه عادی خود را می‌روند تا به دیواره محدوده برسند و به‌نوعی جستجویی سرتاسری را انجام می‌دهند (۱۰).

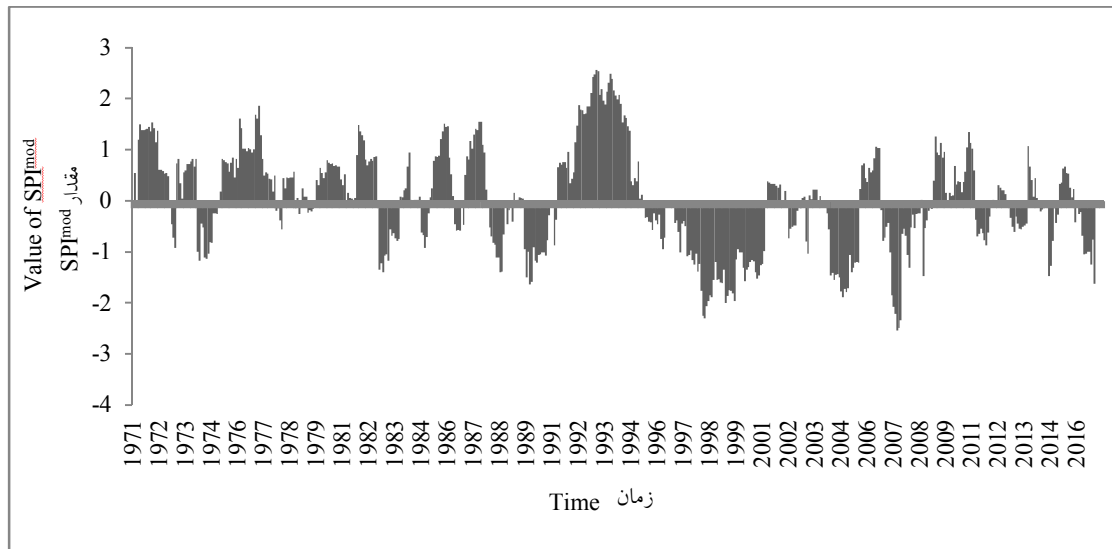
نتایج و بحث

تحلیل نتایج شاخص SPI^{mod} و آزمون نیکویی برازش توزیع دو متغیره: در محاسبه شاخص SPI^{mod} داده‌های بارش با مقیاس زمانی موردنظر با ماه مختوم به آن جمع گردید و داده‌ها براساس ماه مختوم و مقیاس دسته‌بندی شدند. سپس به هر دسته به‌طور مجزا توزیع آماری مناسب برازش داده شد و درنهایت به متغیر نرمال استاندارد تبدیل تا مقادیر شاخص

سمت راست رابطه ۱۲ از سه قسمت تشکیل شده است که قسمت اول، سرعت فعلی ذره است و قسمت‌های دوم و سوم تغییر سرعت ذره و چرخش آن به سمت بهترین تجربه ذره و بهترین تجربه جمع را به عهده دارند. اگر قسمت اول را در این رابطه در نظر گرفته نشود، آن‌گاه سرعت ذرات تنها با توجه به موقعیت فعلی و بهترین تجربه ذره و بهترین تجربه جمع تعیین می‌شود. به‌این ترتیب، بهترین ذره جمع، در جای خود ثابت می‌ماند و سایرین به سمت آن ذره حرکت می‌کنند. درواقع حرکت دسته‌جمعی ذرات بدون قسمت اول رابطه ۱۲، فرآیندی خواهد بود که طی آن فضای جستجو به تدریج کوچک می‌شود و جستجویی محلی حول بهترین ذره شکل می‌گیرد. در

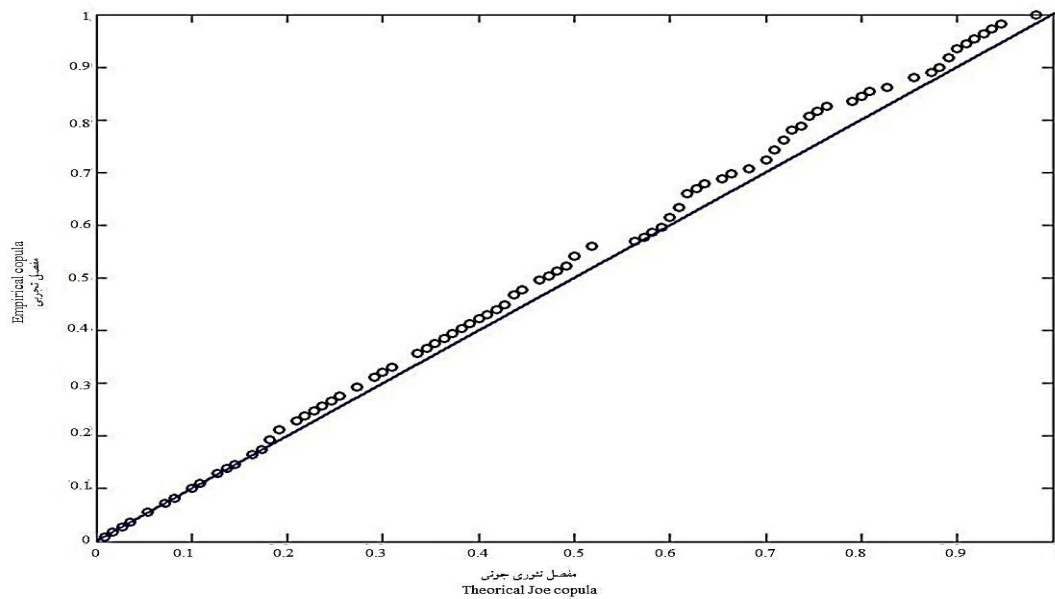
بنابراین، می‌توان نتیجه گرفت که تعداد ماه‌های تر در سال‌های اخیر در اکثریت ایستگاه‌های موردبررسی افزایش یافته است که دلیل این امر با ماهیت شاخص SPI^{mod} برمی‌گردد. در ادامه این مطالعه، برای آزمون نیکویی برازش از دو روش استفاده شد: روش اول مقادیر ناپارامتری مفصل تجربی با مقادیر متناظر حاصل از مفصل‌های پارامتری مقایسه گردید و هر مفصلی که مقادیر آن به مقادیر مفصل تجربی نزدیک‌تر بود، به‌عنوان مفصل مناسب انتخاب گردید. برای تعیین میزان نزدیکی مقادیر مفصل‌ها با مقدار ناپارامتری آن از معیار $RMSE$ استفاده شد. در روش دوم که در بسیاری از مطالعات استفاده شده است، معیار انتخاب مفصل مناسب مقدار لگاریتم تابع حداکثر درست‌نمایی (ML) است. بدین‌صورت که فرض می‌شد هر مفصلی که لگاریتم تابع درست‌نمایی بزرگ‌تری داشته باشد، برازش بهتری بر داده‌های مشاهداتی داشته است (۲۱). مقادیر تابع حداکثر درست‌نمایی و $RMSE$ برای مفصل‌های مختلف در ایستگاه‌های مورد مطالعه در جدول ۳ آورده شده است. مقادیر مفصل تجربی در برابر مفصل جوئی برازش داده‌شده بر داده‌های شدت و مدت خشک‌سالی ایستگاه ارومیه در شکل ۳ نشان داده شده است که نقاط به خط ۴۵ درجه بسیار نزدیک می‌باشند که نشانگر برازش قابل قبول مقادیر مفصل جوئی بر داده‌های ایستگاه ارومیه است.

SPI^{mod} برای مقیاس موردنظر به‌دست آید. در SPI^{mod} بلندمدت به‌دلیل این‌که مقادیر بارش ماه فعلی با مقادیر بارش ماه یا ماه‌های قبل ترکیب می‌شود، ممکن است ترسالی ماه یا ماه‌های قبل اثر خشکی ماه فعلی را خنثی کنند و شاخص SPI^{mod} چندماهه در نهایت حالت ترسالی را گزارش کند. همچنین ممکن است خشک‌سالی‌های طولانی به‌وسیله یک SPI^{mod} مثبت کوتاه‌مدت منقطع گردند. برای مشخص کردن وضعیت کلی خشک‌سالی، باید SPI^{mod} ‌ها با مقیاس‌های زمانی مختلف با یکدیگر موردبررسی قرار گیرند براساس این شاخص مقادیر شدت و مدت خشک‌سالی استخراج گردید. در شکل ۲ سری زمانی شاخص SPI^{mod} دوازده‌ماهه مربوط به ایستگاه ارومیه برای نمونه آورده شده است. در دوره آماری ۱۹۷۱-۲۰۱۷ از کل ۵۵۲ ماه موردبررسی در ایستگاه ارومیه ۲۷۵ ماه، ماه خشک ($SPI^{mod} < 0$) و ۲۷۷ ماه، ماه تر ($SPI^{mod} > 0$) بوده است. همان‌گونه که در شکل ۲ مشخص است، در ایستگاه ارومیه در سال‌های اخیر (به‌ویژه بعد از سال ۱۹۹۸) تعداد ماه‌های تر اندکی بیش‌تر از ماه‌های خشک بوده است. به‌طوری‌که در این دوره ۴۹/۸ درصد ماه‌ها خشک و ۵۰/۲ درصد تر بوده‌اند. نتایج مربوط به ایستگاه‌های تبریز، خرم‌آباد، خوی، سقز، سنندج، کرمانشاه و همدان در جدول ۳ ارائه شده است که بیانگر آن است که میانگین بلندمدت ماه‌های خشک در این ایستگاه‌ها به‌طور متوسط ۴۸ درصد و ماه‌های تر ۵۲ درصد است.



شکل ۲- سری زمانی شاخص SPI^{mod} دوازده‌ماهه در ایستگاه ارومیه.

Figure 2. SPI^{mod} time series for 12 months scale in Urmia station.



شکل ۳- مقادیر مفصل تجربی در برابر مفصل تئوری جوئی برازش داده‌شده بر داده‌های شدت و مدت خشک‌سالی ایستگاه ارومیه.

Figure 3. Empirical copula values versus corresponding theoretical copula of Joe fitted on the drought severity and duration data of Urmia station.

جدول ۳- تعداد و درصد ماه‌های خشک بر اساس شاخص ۱۲- ماهه SPI^{mod} برای دوره آماری (۱۹۷۱-۲۰۱۷) و پارامترهای تعیین تابع مفصل برتر برای ایستگاه‌های مورد مطالعه.

Table 3. Number and percentage of dry months based on SPI^{mod} in the period of 1971- 2017 and determining the superior copula function at the studied stations.

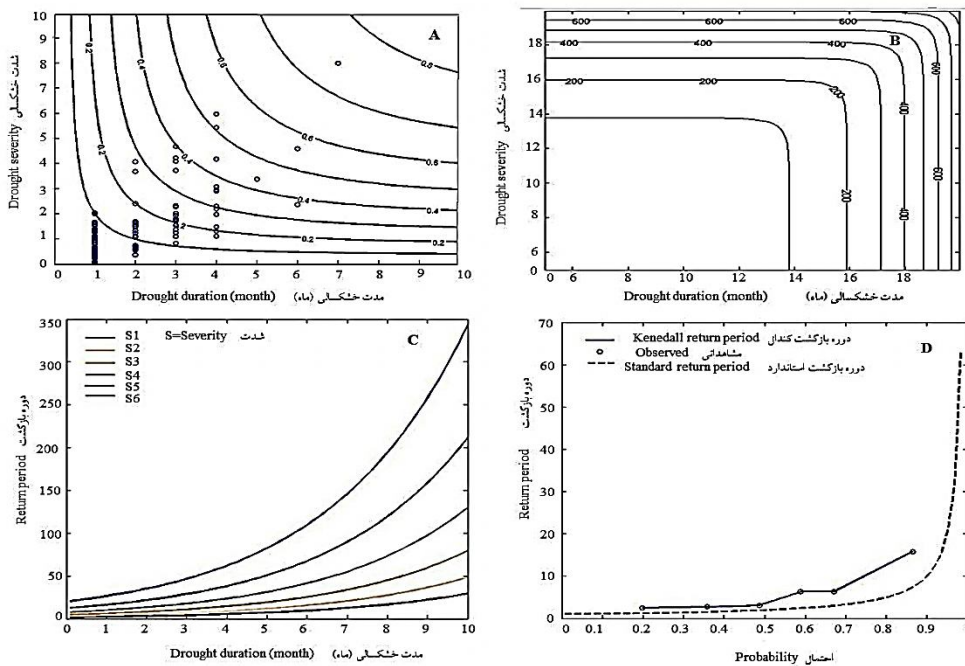
ایستگاه Station	ارومیه Urmia	تبریز Tabriz	خرم‌آباد Khoramabad	خوی Khoy	سنقر Saghez	سنندج Senandaj	کرم‌شاه Kermanshah	همدان Hamedan
تعداد ماه خشک Dry month	275	244	274	227	284	293	264	264
تعداد ماه تر Wet month	277	308	278	276	268	259	288	288
درصد ماه خشک Percent of dry months	49.8	44.2	49.6	41	51.4	53.3	47.8	47.8
درصد ماه تر Percent of wet months	50.2	55.8	50.4	59	48.6	46.7	52.2	52.2
میانگین مربعات خطا RMSE	0.05	0.25	0.23	0.1971	0.20	0.19	0.02	0.02
حداکثر لگاریتم درست نمایی Maximum log-likelihood	-172.12	-290.09	-169.14	-325.14	-155.03	-180.68	-172.74	-226.80
پارامتر وابستگی teta parameter	5.37	0.2871	1	0.4236	7.28	1	0.1206	1

به‌طور هم‌زمان از سطوح آستانه معین بیش‌تر باشند، اطلاعات مفیدی در اختیار مدیران و برنامه‌ریزان جهت بهبود مدیریت منابع آبی تحت شرایط خشک‌سالی می‌گذارد. برای مثال، در شکل A-۴ احتمال وقوع خشک‌سالی با مدت بیش از ۶ ماه و شدت بزرگ‌تر از ۵ در ایستگاه ارومیه حدود ۰/۵ است. پارامتر تابع مفصل برتر که مفصل جوئی است $\theta = 5.37$ به‌دست آمد. دوره‌های بازگشت توأم برای ترکیبات مختلف شدت و مدت خشک‌سالی را می‌توان مشابه با احتمالات توأم توسط منحنی‌های هم‌رقوم ارائه نمود. شکل B-۴ (منحنی‌های هم‌تراز شدت- مدت- فراوانی (SDF) خشک‌سالی‌های ایستگاه ارومیه را نشان می‌دهند. همان‌طور که از شکل

احتمالات توأم دوره‌های بازگشت توأم، دوره بازگشت کندال، دوره بازگشت شرطی: پس از تعیین تابع مفصل مناسب و تعیین پارامتر وابستگی مفصل، می‌توان با جایگذاری مقادیر توزیع تراکمی حاشیه‌های شدت و مدت خشک‌سالی در تابع مفصل منتخب، احتمالات توأم را محاسبه نمود. از آن‌جایی که ترکیبات مختلف مدت و شدت خشک‌سالی می‌تواند به‌احتمال یکسانی منجر شود، احتمالات توأم به‌وسیله خطوط تراز نمایش داده می‌شوند. شکل A-۴ منحنی‌تر از احتمالات توأم شدت و مدت خشک‌سالی‌های ایستگاه ارومیه که با استفاده از مفصل جوئی رسم شده‌اند را به همراه مقادیر مشاهداتی نشان می‌دهد. احتمال اینکه هر دوی شدت و مدت خشک‌سالی

بر اساس تعاریف هیدرولوژیکی، استفاده از تعریف استاندارد دوره بازگشت منجر به تخمینی کم‌تر از مقدار واقعی خواهد شد. برای رفع این مسأله دوره بازگشت کندال براساس تابع توزیع کندال محاسبه شد (۳۲). در اینجا به منظور مقایسه این دو تعریف از دوره بازگشت، در شکل ۴-D دوره‌های بازگشت کندال به همراه دوره‌های بازگشت استاندارد برای همه سطوح احتمالاتی بحرانی ($P \in I$) در ایستگاه ارومیه رسم شده است. قابل ذکر است که به دلیل تعداد کم داده‌های مشاهداتی، برآوردها برای دوره‌های بازگشت بزرگ وجود ندارد. همچنین شکستگی ایجاد شده در منحنی دوره بازگشت کندال به دلیل کم بودن تعداد داده‌های مشاهداتی است. همان‌گونه که در شکل ۴-D مشخص است، تفاوت بین دوره‌های بازگشت کندال و دوره‌های بازگشت استاندارد، به‌ویژه در $P > 0.85$ فراوان است. برای مثال، طبق شکل ۴-D دوره بازگشت متناظر با سطح احتمال بحرانی $P = 0.9$ برابر با ۱۲ سال است، درحالی‌که دوره بازگشت کندال متناظر حدود ۳۰ سال به‌دست آمده است. به‌علاوه، می‌توان مشاهده نمود که تفاوت بین دوره‌های بازگشت کندال و دوره‌های بازگشت استاندارد با افزایش مقدار P ، افزایش می‌یابد، این موضوع برای ایستگاه‌های مختلف متفاوت است که در این مقاله برای نمونه، نتایج ایستگاه ارومیه ارائه گردیده است.

B-۴) مشخص است دوره بازگشت برای مواردی که مدت خشک‌سالی و شدت خشک‌سالی به‌طور هم‌زمان از حدود آستانه معین بیش‌تر باشند، قابل تعیین است. برای مثال، در ایستگاه ارومیه، دوره بازگشت توأم برای مدت خشک‌سالی $D \geq 14$ ماه و شدت خشک‌سالی $S \geq 14$ حدود ۱۱۰ ساله است. در این مطالعه، دوره‌های بازگشت شرطی بر اساس توابع مفصل برای شدت و مدت خشک‌سالی برای دو حالت محاسبه شدند: حالت اول، دوره بازگشت مدت خشک‌سالی برای حالتی که شدت خشک‌سالی از یک حد آستانه معین تجاوز کند ($T_{D|S>s}$)؛ حالت دوم دوره بازگشت شدت خشک‌سالی برای حالتی که مدت خشک‌سالی از یک حد آستانه معین تجاوز کند ($T_{S|D \geq d}$) که قبلاً به آن‌ها اشاره گردید. دوره‌های بازگشت توأم و شرطی مشخصات خشک‌سالی (شدت و مدت) اطلاعات مفیدی برای ارزیابی ریسک در اختیار می‌گذارند و می‌تواند توسط مدیران و مهندسان منابع آب به‌عنوان معیارهای طراحی مورد استفاده قرار گیرند. برای نمونه، شکل ۴-C دوره‌های بازگشت شرطی شدت و مدت خشک‌سالی برای ایستگاه ارومیه نشان می‌دهد. برای مثال، اگر یک سیستم تأمین آب نتواند آب کافی برای شرایط خشک‌سالی که شدت آن از ۳ بیش‌تر و مدت آن بیش از ۲ ماه باشد، تأمین نماید، طبق شکل ۴-C دوره بازگشت برای چنین شرایطی ۶/۱۶ سال است.



شکل ۴- نمودار تراز احتمال توأم شدت و مدت (A)، دوره بازگشت توأم شدت و مدت برای حالت $T_{DS}(D \geq d \text{ and } S \geq s)$ ، دوره بازگشت شرطی مدت خشکسالی برای حالت‌هایی که شدت خشکسالی از یک حد آستانه معین، s ، بیشتر باشد (C)؛ دوره بازگشت کندال، T_p ، براساس تابع توزیع کندال تجربی و دوره بازگشت استاندارد، T'_{DS} ، براساس تابع مفصل جوئی (D).

Figure 4. Counter diagram of joint probability of severity and duration (A), The joint return period of severity and duration (B), The conditional return period for given drought duration if the drought severity exceed from a certain threshold, s (C), The Kendall return period, based on the empirical Kendall distribution function versus standard return period based on the Joe copula function (D), for Urmia station.

جهت محاسبه ریسک کمینه در ایستگاه‌ها، ابتدا مقدار ریسک مبنا محاسبه گردید. جهت محاسبه ریسک مبنا، ضرایب w ها برابر در نظر گرفته شدند $(w_1=w_2=w_3=1/3)$. در نهایت با استفاده از الگوریتم PSO ضرایب بهینه تعیین گردید و مقدار ریسک کمینه برای هر ایستگاه تعیین گردید (مطالعات انجام شده در دنیا بر مبنای ضرایب فرضی صورت گرفته اما در این پژوهش حالتی دقیق‌تر و علمی‌تر بر مبنای روش‌های بهینه‌سازی ضرایب بهینه تعیین شدند) نتایج این بخش از پژوهش با مطالعات میتی و همکاران (۲۰۱۳) در هندوستان و یو همکاران (۲۰۱۸) در کره جنوبی مطابقت دارد (۱۴ و ۳۰). نتایج حاصل نشان داد که مقادیر بهینه w ها برای ایستگاه‌ها مورد مطالعه به ترتیب ۰/۰۸، ۰/۷ و ۰/۲۲

تحلیل ریسک خشکسالی: روش مرسوم برای مدیریت خشکسالی، مدیریت بحران است. با توجه به اشکالات وارده به مدیریت بحران، روش مدیریت ریسک پیشنهاد شده است. با توجه به لزوم تغییر رویه از مدیریت بحران به سمت مدیریت ریسک، در این مطالعه، ریسک خشکسالی برای تعدادی از ایستگاه‌های غرب و شمال غرب کشور برای اولین بار مورد بررسی قرار گرفت. همان‌طور که از مطالعات مختلف برمی‌آید ریسک خشکسالی تابعی از خطر و آسیب‌پذیری است و برای محاسبه آن روش‌های متفاوتی وجود دارد. در این پژوهش، با استفاده از سه شاخص آسیب‌پذیری، برگشت‌پذیری و اعتمادپذیری و با استفاده از الگوریتم PSO شاخص ریسک خشکسالی برای منطقه مورد مطالعه محاسبه گردید.

مناسب، برای هر ایستگاه تابع مفصل مناسب جهت ایجاد توزیع دو متغیره انتخاب شد. سپس براساس تابع مفصل انتخابی در هر ایستگاه، مقادیر احتمال توأم، دوره‌های بازگشت توأم و شرطی و همچنین دوره بازگشت کندال محاسبه و به صورت نمودارهایی ارائه شدند. در ادامه، با استفاده از الگوریتم PSO ضرایب بهینه شاخص‌های آسیب‌پذیری، برگشت‌پذیری و اعتمادپذیری تعیین گردید. سپس شاخص ریسک خشک‌سالی (DRI) محاسبه گردید. نتایج حاصل از ارزیابی ریسک توأم شدت و مدت خشک‌سالی در منطقه مورد مطالعه نشان داد که تقریباً تمام مناطق در سطح یکسانی از ریسک قرار دارند، اما در ایستگاه کرمانشاه میزان ریسک نسبت به بقیه ایستگاه‌ها بیشتر و در ایستگاه خرم‌آباد کم‌ترین ریسک به دست آمد. نتایج حاصل از دوره‌های بازگشت توأم و شرطی این امکان را برای مهندسی منابع آب فراهم می‌کند که طراحی سیستم‌های منابع آب را بر اساس بحرانی‌ترین حالت انجام دهند، به طوری که سیستم منابع آب بتواند در شرایط خشک‌سالی‌های شدید، نیاز آبی منطقه مورد مطالعه را تأمین نماید.

است. سپس به‌ازای این ضرایب مقدار ریسک بهینه هر ایستگاه محاسبه گردید. نتایج تحلیل توأم ریسک شدت و مدت خشک‌سالی منطقه مورد مطالعه برای ایستگاه ارومیه ۰/۵۷۶، تبریز ۰/۵۷۷، خرم‌آباد ۰/۵۶۵، خوی ۰/۵۸۹، سقز ۰/۵۷۹، سنندج ۰/۵۷۶، کرمانشاه ۰/۶۱۷ و همدان ۰/۵۷۱ به دست آمد. نتایج نشان می‌دهد که در بیش‌تر مناطق ریسک خشک‌سالی به هم نزدیک بوده است، به طوری که بیش‌ترین ریسک خشک‌سالی مربوط به ایستگاه کرمانشاه و کم‌ترین آن مربوط به ایستگاه خرم‌آباد است.

نتیجه‌گیری کلی

خشک‌سالی یکی از بلایای طبیعی ناشی از فرآیندهای آب و هوایی است که از فراوانی و گستردگی فراوانی برخوردار است. در این مطالعه، خشک‌سالی‌های منطقه غرب و شمال‌غرب ایران با استفاده از شاخص SPI^{mod} مورد مطالعه قرار گرفت. بدین منظور، خصوصیات خشک‌سالی مانند شدت و مدت خشک‌سالی با استفاده از این شاخص برای ایستگاه‌های مورد مطالعه استخراج گردید. نتایج حاصل از شاخص پس از برآزش توزیع‌های حاشیه‌ای

منابع

1. Amirataee, B., Montaseri, M., and Rezaie, H. 2018. Regional analysis and derivation of copula-based drought Severity-Area Frequency curve in Lake Urmia basin, Iran. *J. Environ. Manage.* 31: 4. 1260-1277. (In Persian)
2. Ayantobo, O.O., Li, Y., Song, S., Javed, T., and Yao, N. 2018. Probabilistic modelling of drought events in China via 2-dimensional joint copula. *J. Hydrol.* 559: 373-391.
3. Chang, J.X., Li, Y.Y., Wang, Y.M., and Yuan, M. 2016. Copula-based drought risk assessment combined with an integrated index in the Wei River basin, China. *J. Hydrol.* 540: 64. 824-834.
4. Dabanli, I. 2018. Drought hazard, vulnerability, and risk assessment in Turkey. *Arab J. Geosci.* 11: 18. 1-12.
5. Dahal, P., Shree Shrestha, N., Shrestha, M.L., Krakauer, N.Y., Panthi, J., Soni Pradhanang, M., Jha, A., and Lakhankar, T. 2016. Drought risk assessment in central Nepal: temporal and spatial analysis. *Natural Hazards*, 80: 1913-1932.
6. Ghobadi, S., Abghari, H., and Erfanian, M. 2017. Monitoring the spatial and temporal distribution of the intensity droughts using the isoSDI and isoSPI in the west of lake Urmia. *J. Water Soil Cons.* 24: 5. 111-127. (In Persian)

7. Halwatura, D., Lechner, A.M., and Arnold, S. 2015. Drought severity-duration-frequency curves: a foundation for risk assessment and planning tool for ecosystem establishment in post-mining landscapes. *Hydrology and Earth System Sciences*, 19: 2. 1069-1091.
8. Hashimoto, T., Stedinger, J.R., and Loucks, D.P. 1982. Reliability, resiliency and vulnerability criteria for water resource system performance evaluation. *Water Resources Research*, 18: 1. 14-20.
9. Heppner, F., and Grenander, U. 1990. A stochastic nonlinear model for coordinated bird flocks, P 233-238. In: Krasner, S. (ed.), *The Ubiquity of Chaos*, ISBN: 0871683504, AAAS Publications, Washington, DC. 579p.
10. Hoorfar, A. 2007. Evolutionary programming in electromagnetic optimization, *IEEE transactions on antennas and propagation*, 55: 3. 523-537.
11. Joe, H. 1997. *Multivariate Models and Dependence Concepts*. London: Chapman & Hall. 399p.
12. Kao, S.C., and Govindaraju, R.S. 2010. A copula-based joint deficit index for droughts. *J. Hydrol.* 380: 1-2. 121-134.
13. Loukas, A., and Vasiliades, L. 2004. Probabilistic analysis of drought spatiotemporal characteristics in Thessaly region, Greece, *Natural Hazards and Earth System Sciences*, 4: 5-6. 719-731.
14. Maity, R., Sharma, A., Nagesh Kumar, D., and Chanda, K. 2013. Characterizing drought using the reliability-resilience-vulnerability concept. *J. Hydrol. Engin.* 18: 7. 859-869.
15. McKee, T.B., Doesken, N.J., and Kleist, J. 1993. The relationship of drought frequency and duration to time scales, paper presented at Eighth Conference on Applied Climatology. Am. Meteorol. Soc., Anaheim, CA.
16. Mirabbasi, R., Fakheri-Fard, A., and Dinpashoh, Y. 2012. Bivariate drought frequency analysis using the copula method. *Theoretical and Applied Climatology*, 108: 1-2. 191-206.
17. Mirakbari, M., Ganji, A., and Fallah, S.R. 2010. Regional bivariate frequency analysis of meteorological droughts. *J. Hydrol. Engin.* 15: 12. 985-1000.
18. Mishra, A.K., and Singh, V.P. 2010. A review of drought concepts. *J. Hydrol.* 391: 202-216.
19. Mosaedi, A., Mohamadi Moghadam, S., and Kavakebi, G. 2017. Drought characteristics based on reconnaissance drought index and its variations in different time periods and regions of Iran. *J. Water Soil Cons.* 23: 6. 27-52. (In Persian)
20. Mousavi Nadoushani, S., Alimohammadi, S., Ahani, A., Behrouz, M., and Mousavi, S. 2018. Bivariate drought frequency analysis in Gharesoo-Gorganrud basin by using copulas. *J. Water Soil Cons.* 25: 4. 71-91. (In Persian)
21. Salas, J.D., Fu, C., Cancelliere, A., Dustin, D., Bode, D., Pineda, A., and Vincent, E. 2005. Characterizing the severity and risk of drought in the Poudre River, Colorado, *J. Water Resour. Plan. Manage. ASCE*. 131: 5. 383-393.
22. De Michele, C., and Salvadori, G. 2003. A Generalized Pareto intensity-duration model of storm rainfall exploiting 2-copulas. *J. Geophysic. Res.* 108: D2. 4067.
23. Shiau, J.T. 2003. Return period of bivariate distributed hydrological events. *Stochastic Environmental Research and Risk Assessment*, 17: 1-2. 42-57.
24. Shiau, J.T., and Modarres, R. 2009. Copula-based drought severity-duration-frequency analysis in Iran. *Meteorological Applications*, 16: 4. 481-489.
25. Sklar, A. 1959. Distribution functions of n dimensions and margins. *Publications of the Institute of Statistics of the University of Paris*, 8: 229-231.
26. Smakhtin, V.U., and Hughes, D.A. 2004. Review, Automated estimation and analyses of drought indices in south Asia. Working Paper 83. Colombo, Sri Lanka: International Water Management Institute. 32p.
27. Van de Vyver, H., and Van den Bergh, J. 2018. The Gaussian copula model for the joint deficit index for droughts. *J. Hydrol.* 561: 987-999.

28. Yang, J., Chang, J., Wang, Y., Li, Y., Hu, H., Chen, Y., Huang, Q., and Yao, J. 2018. Comprehensive drought characteristics analysis based on a nonlinear multivariate drought index. *J. Hydrol.* 557: 651-667.
29. Yen, B.C. 1970. Risks in hydrologic engineering projects, *J. Hydraul. Div.* 96: 4. 959-966.
30. Yu, J., Choi, S.J., Kwon, H.H., and Kim, T.W. 2018. Assessment of regional drought risk under climate change using bivariate frequency analysis. *Stochastic Environmental Research and Risk Assessment*, 32: 3439-3453.



Gorgan University of Agricultural
Sciences and Natural Resources

J. of Water and Soil Conservation, Vol. 27(3), 2020
<http://jwsc.gau.ac.ir>
DOI: 10.22069/jwsc.2020.17271.3273

Research Full Paper

Bivariate Analysis of Drought Risk in West and Northwest of Iran Using PSO Algorithm and Copula Functions

Z. Khani Temelieh¹, *H. Rezaie² and R. Mirabbasi Najafabadi³

¹Ph.D. Student of Water Resources Engineering, Dept. of Water Engineering, Urmia University,

²Professor, Dept. of Water Engineering, Urmia University,

³Associate Prof., Dept. of Water Engineering, Shahrekord University

Received: 10.20.2019; Accepted: 04.28.2020

Abstract

Background and Objectives: Drought as a long-term water scarcity situation is a challenging issue in water resources management. This phenomenon is one of the expensive and less known natural disasters. Monitoring and forecasting of droughts, especially the precise timing of its onset and its duration, and also the risk analysis of drought is of particular importance in water resources management, determining suitable cropping patterns and planning to decrease the adverse effects of droughts. Since drought is a multivariate phenomenon, therefore, in order to gain a comprehensive understanding of this phenomenon, the multivariate analysis methods should be applied. The aim of this study was to analyze the bivariate analysis of the severity and duration of meteorological droughts in eight stations located in west and northwest of Iran using copula functions, drought risk index and particle swarm optimization (PSO) algorithm. For this purpose, the fitness of 10 different copula functions was examined to create a joint distribution of drought severity and duration variables. The drought risk was also evaluated based on the indices of resiliency, vulnerability, reliability, and drought risk index. The use of numerous copula functions, calculating the drought risk based on its indices, applying the PSO algorithm to determine optimal weight coefficients of indices, using the SPI^{mod} index for extracting the drought characteristics are the important innovations of this research.

Materials and Methods: In this study, the copula functions were used to create a bivariate drought distribution (severity and duration) in the western and northwestern regions of the country. After calculating the SPI^{mod} index values at each station, drought severity and duration variables were extracted. Also, the best copula function at each station was determined after evaluating the fitness of 10 different copula functions based on the evaluation statistics. Drought risk index (DRI) was calculated based on the indices of resiliency, vulnerability, and reliability. The PSO algorithm was used to determine the optimum risk value. Other research around the world has previously calculated the risk index has been calculated based on the DRI method and other risk methods, but the PSO algorithm and SPI^{mod} index have not been used, also the fewer number of copula functions have been used. It should be noted that the various phases of this research were written as codes in the Matlab software environment.

Results: At first, the correlation of the studied variables was investigated with the Kendall's Tau statistic. The results showed that there is a high correlation between severity and duration of meteorological drought in the study area. Then, the fitness of some two-dimensional copula families was examined based on the mean square error and maximum log-likelihood statistics to

* Corresponding Author; Email: h.rezaie@urmia.ac.ir

select the best fitted copula for each station. After constructing the joint distribution based on the selected copula functions at each station, some probability properties of drought, such as joint probabilities, bivariate return periods, conditional joint probabilities and conditional return periods were calculated. Also, the Kendall return period values were calculated and compared with the standard definition of the joint return period. The results showed that at a certain critical probability level, t , the Kendall return period is greater than the corresponding standard joint return period, and this difference increases with increasing the t value. To calculate the drought risk value, at first the drought duration for each station was extracted by SPI^{mod} index, then the values of vulnerability, reliability and resiliency indices were calculated and the optimal values of w_1 , w_2 , w_3 coefficients were obtained equal to 0.08, 0.7 and 0.22, respectively by the PSO algorithm. For the obtained coefficients the drought risk index of each station is minimized. Then, the value of the optimal risk index, which was minimized for the mentioned coefficients of the risk index were calculated for each station. The results showed that the lowest risk was belonged to the Khoramabad station (0.565) and the highest one was related to the Kermanshah station (0.617).

Conclusion: In this study, bivariate analysis of drought in west and northwest of Iran was performed. For this purpose, at first, the time series of the SPI^{mod} index at 8 stations were calculated. This index monitors the drought situation recursively, which means it reflects the effects of the preceding dry months to the current state using the gamma distribution. This causes the index to present higher intensity of drought for longer dry periods. Another role of this property is to reduce the effect of rainfall fluctuations at larger time scales of this index. The results of the univariate frequency analysis of drought characteristics showed that the exponential and gamma distribution functions had the acceptable fitness on drought duration and severity, respectively. Analysis of the dependency structure of drought duration and severity in the west and northwest of Iran showed that these characteristics were highly correlated in the studied stations. Therefore, univariate analysis of these characteristics will not provide an accurate description of the drought. Therefore, in order to gain a more accurate understanding of the droughts in the study area, the copula functions were used to create a bivariate distribution of drought severity and duration. The PSO algorithm was used to analyze the drought risk. The results of the risk analysis showed that the risk of drought in the study area was almost at the same level. However, the Kermanshah area is at a higher risk of drought than other areas. The results of the present study can provide useful information for water resources and agricultural managers to design appropriate programs for reducing the undesirable effects of drought in the study area.

Keywords: Bivariate analysis, Copula function, Meteorological drought, Particle swarm optimization (PSO) algorithm, Risk