

مطالعات جغرافیایی مناطق خشک

دوره یازدهم، شماره چهل و چهارم، تابستان ۱۴۰۰

دریافت مقاله: ۱۳۹۹/۰۱/۱۸ تأیید نهایی: ۱۴۰۰/۰۶/۳۰

صص ۱-۲۰

تحلیل توأم ریسک خشک‌سالی‌های هواشناسی (مطالعه‌ی موردی: شرق ایران)

ذبیح‌الله خانی تملیه، دانشجوی دکترای مهندسی منابع آب-دانشگاه ارومیه

حسین رضایی*، استاد گروه مهندسی آب-دانشگاه ارومیه

رسول میرعباسی نجف‌آبادی، دانشیار گروه مهندسی آب-دانشگاه شهرکرد

چکیده

خشک‌سالی‌ها پدیده‌های حدی هستند که بر اساس خصوصیات تداوم در زمان و با توجه به اثرات مکانی آن‌ها توصیف می‌شوند و می‌توانند در هر وضعیت اقلیمی رخ دهند. شناخت و رفتار خشک‌سالی‌ها که ارتباط تنگاتنگ و بی‌واسطه‌ای با مدیریت منابع آب دارد، از اهمیت ویژه‌ای برخوردار است. هدف اصلی این مطالعه، ارزیابی ریسک خشک‌سالی با استفاده از توابع مفصل، در تحلیل دومتغیره پدیده‌ی خشک‌سالی در شرق کشور است. بدین منظور، ابتدا با استفاده از شاخص بارش استاندارد شده‌ی اصلاحی (SPI^{mod}) خصوصیات خشک‌سالی شامل شدت و مدت استخراج گردید. در ادامه جهت ارزیابی ریسک خشک‌سالی و تحلیل دومتغیره‌ی آن، عملکرد ۹ تابع مفصل کلایتون، علی-میخائیل-حق، فارلی-گامبل-مورگنسترن، فرانک، گامبل، گامبل-هوگارد، پلاکت، فیلیپ-گامبل و جوئی برآزش بر داده‌های شدت و مدت خشک‌سالی مورد آزمون قرار گرفت. جهت تشخیص تابع مفصل برتر از معیارهای آکائیکه، حداکثر درست‌نمایی و ضریب نش-ساتکلیف استفاده گردید. نتایج نشان داد که توابع توزیع گاما و نمایی به‌عنوان توابع توزیع حاشیه‌ای برتر به ترتیب برای متغیرهای شدت و مدت خشک‌سالی شناسایی شدند و ضریب نش-ساتکلیف در محدوده‌ی ۰/۷۶ تا ۰/۹۹، میانگین مربعات خطا در محدوده‌ی ۰/۰۰۷ تا ۰/۰۳۴، جهت تعیین تابع مفصل برتر به دست آمد که تابع مفصل جوئی تابع برتر برای ایجاد توزیع دومتغیره در منطقه‌ی مورد مطالعه شناخته شد. همچنین نتایج حاصل از ارزیابی ریسک خشک‌سالی با استفاده از دوره‌ی بازگشت توأم نشان داد که بیش‌ترین خطر ریسک مربوط به ایستگاه‌های بجنورد، سبزوار، تربت حیدریه و مشهد است؛ به‌طوری‌که در ایستگاه سبزوار حدود ۵۳ درصد از کل ماه‌ها در طی دوره‌ی آماری خشک بوده است و برای ایستگاه بجنورد حدود ۵۵ درصد است. نتایج حاصل از تحلیل ریسک بر مبنای دوره‌ی بازگشت و توابع مفصل می‌تواند اطلاعات مفیدی را در اختیار برنامه‌ریزان منابع آب، مسائل زیست‌محیطی، کشاورزان قرار دهد.

واژگان کلیدی: تابع مفصل، تحلیل دومتغیره، دوره‌ی بازگشت، ریسک خشک‌سالی، شاخص SP^{mod} .

*Email: h.rezaie@urmia.ac.ir

نویسنده‌ی مسئول:

مقاله‌ی حاضر مستخرج از رساله‌ی دکترای ذبیح‌الله خانی تملیه تحت عنوان "تحلیل خشک‌سالی و مشخصات آن با استفاده از توابع مفصل و ارزیابی ریسک آن (مطالعه‌ی موردی ایران)" است.

۱- مقدمه

پدیده‌ی خشک‌سالی یکی از مخرب‌ترین پدیده‌های اقلیمی است که در تمام نواحی اقلیمی اعم از مناطق خشک، نیمه‌خشک و مناطق مرطوب و نیمه‌مرطوب رخ می‌دهد. درحالی‌که خشکی یک پدیده‌ی دائمی است که از کاهش غیرمنتظره رطوبت به وجود می‌آید (ادیب و گرجی‌زاده، ۱۳۹۵:۱۷۴). معمولاً برای ارزیابی خشک‌سالی‌ها از شاخص‌های خشک‌سالی استفاده می‌شود. تاکنون شاخص مختلفی توسط محققان برای ارزیابی شرایط رطوبتی توسعه داده شده است که در ادامه به برخی از این مطالعات اشاره شده است. تامرا هنری^۱ (۲۰۲۰) به مقایسه‌ی کارایی شاخص‌های خشک‌سالی مختلف در حوضه‌ی آبخیز ریو مینو در جامائیکا پرداختند. ایشان در تحقیق خود با استفاده از شاخص‌های SPI^۲، DI^۳ و SDI^۴ به بررسی خشک‌سالی‌های هواشناسی و هیدرولوژیکی طی دوره‌ی آماری ۲۰۱۴-۱۹۷۰ پرداختند. نتایج نشان داد که تمام شاخص‌های مورد استفاده وضعیت رضایت‌بخش از شرایط خشک‌سالی و شرایط رطوبتی را در طی دوره‌ی مورد بررسی ارائه می‌دهند. علاوه بر این، شاخص SPI فراوانی بالاتری از وقوع خشک‌سالی‌ها را نشان می‌دهد و شاخص SDI مدت خشک‌سالی‌ها را طولانی‌تر نشان می‌دهد. کریمی و همکاران (۱۳۹۵) به بررسی خشک‌سالی‌های هواشناسی و هیدرولوژیکی در حوضه‌ی آبریز قره‌سو طی دوره‌ی آماری ۱۳۹۱-۱۳۷۰ با استفاده از شاخص‌های RAI^۵، SPI، SDI و SWSI^۶ پرداختند. نتایج حاصل از تحقیق آن‌ها نشان داد که شدت خشک‌سالی از سال ۱۳۷۸ به تدریج افزایش یافته است که بر اساس هر یک از شاخص‌ها شدیدترین خشک‌سالی در سال ۱۳۸۶ و طولانی‌ترین خشک‌سالی طی سال‌های ۱۳۸۶ تا ۱۳۹۱ رخ داده است. ازدری و همکاران (۱۳۹۹) تحلیل شدت، مدت و بزرگی خشک‌سالی هیدرولوژیک را با استفاده از توابع مفصل در حوضه‌ی آبخیز کل مهران و بندر سیچ مورد مطالعه قرار دادند. نتایج حاصل از تحقیق‌شان نشان داد که دوره‌ی بازگشت سه متغیره هم‌زمان مقادیر بزرگ‌تری را نسبت به دوره‌ی بازگشت سه متغیره‌ی شرطی نشان می‌دهد؛ بنابراین احتمال هم‌زمان یا شرطی با مقادیر زیاد و یا کم دوره‌ی بازگشت برای پیش‌آگاهی از وقایع خشک‌سالی بسیار بااهمیت است. خانی تملیه و همکاران (۱۳۹۹) تحلیل چند متغیره خشک‌سالی‌های هواشناسی (شدت، مدت و فاصله بین دو خشک‌سالی) در ایران با استفاده از شاخص کمبود توأم (JDI)^۷ مورد مطالعه قرار دادند. آن‌ها برای این منظور از نه تابع مفصل استفاده کردند. نتایج حاصل از تحقیق‌شان نشان داد که همبستگی بین مشخصه‌های خشک‌سالی بالای ۰/۷ بوده و نیز تابع فارلی-گامبل-مورگنسترن به‌عنوان تابع مفصل برتر برای غالب ایستگاه‌هاست. تحلیل و پیش‌بینی خشک‌سالی می‌تواند اطلاعات مفیدی برای مقابله با اثرات مخرب آن در اختیار مدیران و برنامه‌ریزان قرار دهد. تاکنون روش‌های مختلفی برای مدل‌سازی و پیش‌بینی خشک‌سالی ارائه شده، ولی با توجه به پیچیدگی این پدیده، استفاده از روش‌های احتمالاتی بیش‌تر مورد توجه محققان قرار گرفته است. نتایج مطالعات مختلف نشان می‌دهد که خشک‌سالی‌ها بر مشخصه‌های مختلفی قابل توصیف هستند که این مشخصه‌ها عموماً دارای وابستگی هستند، لذا تحلیل بر مبنای یک متغیر نمی‌تواند توصیف دقیقی از خشک‌سالی‌ها ارائه دهد. اغلب مطالعات در زمینه‌ی خشک‌سالی بر اساس تحلیل تک‌متغیره بوده است و تعداد کمی از مطالعات با استفاده از توزیع‌های دو یا سه متغیره به تحلیل چندمتغیره خشک‌سالی پرداخته‌اند که در ادامه به آن‌ها اشاره شده است. هرچند تحلیل چندمتغیره خشک‌سالی با توزیع‌های چندمتغیره کلاسیک به دلیل فرضیاتی از قبیل تبعیت متغیرها از توزیع حاشیه‌ای یکسان با محدودیت همراه بوده است. یکی از ابزارهای آماری کارآمد برای ایجاد

1- Tamara Henry

2- Standard Precipitation Index

3- Decile Index

4- Stream Drought Index

5- Raifall Anomaly Index

6- Surface Water Supply Index

7- Joint Deficit Index

توزیع چندمتغیره، توابع مفصل می‌باشند که اولین بار توسط اسکالر^۸ (۱۹۵۹) مطرح شد که توابع توزیع تک‌متغیره را برای ایجاد توزیع چندمتغیره به هم پیوند می‌دهد. در ایجاد توزیع چندمتغیره توسط تابع مفصل، توابع توزیع حاشیه‌ای می‌توانند از انواع متفاوتی باشند. تحلیل چندمتغیره خشک‌سالی با استفاده از توابع مفصل مورد توجه محققین مختلفی قرار گرفته است که می‌توان به موارد زیر اشاره کرد:

لی^۹ و همکاران (۲۰۱۱) اثر شکل دم توابع مفصل مختلف (گامبل، فرانک، کلایتون و گاوسی) را روی تحلیل دومتغیره خشک‌سالی مورد بررسی قرار دادند. مشخصه‌های خشک‌سالی از سری زمانی شاخص SPI چهار ایستگاه بارانسجی واقع در کانادا و ایران (انزلی و زاهدان) استخراج شدند. نتایج نشان داد که مفصل کلایتون برای تحلیل مشخصه‌های خشک‌سالی مناسب نیست. در عوض مفصل‌های فرانک و گامبل عملکرد بهتری برای تحلیل فراوانی دومتغیره خشک‌سالی نشان دادند. چن^{۱۰} و همکاران (۲۰۱۳) برای تحلیل خشک‌سالی منطقه‌ای در بالادست رودخانه‌ی هان در چین از توابع مفصل استفاده کردند. بدین‌منظور شاخص SPI برای داده‌های بارش ۹ ایستگاه باران‌سنجی طی دوره‌ی آماری ۱۹۶۱-۲۰۰۷ محاسبه شد و مشخصه‌های خشک‌سالی استخراج گردید. نتایج نشان داد که وضعیت خشک‌سالی تمام متغیرها نشان‌دهنده‌ی وابستگی مثبت و یک ارتباط همبسته است. برای ایستگاه‌های خشک بعضی از متغیرهای خشک‌سالی یک همبستگی کوچک منفی نشان می‌دهند. ردی و گانگولی^{۱۱} (۲۰۱۳) به تحلیل زمانی و مکانی خشک‌سالی در منطقه‌ی کانساباتی^{۱۲} هند بر اساس داده‌های شبکه‌بندی شده با تفکیک مکانی نیم‌درجه با استفاده از توابع مفصل (سه تابع مفصل گامبل، فرانک و پلاکت) پرداختند و نمودارهای شدت-مساحت-فراوانی خشک‌سالی را برای این منطقه توسعه دادند. منگ^{۱۳} و همکاران (۲۰۱۷) تغییرات الگوهای زمانی-مکانی خشک‌سالی را برای ۷۰ ایستگاه کلیماتولوژی در کره جنوبی طی دوره‌ی آماری ۱۹۸۰-۲۰۱۵ مورد بررسی قرار دادند. آن‌ها خصوصیات خشک‌سالی را بر اساس شاخص SPI محاسبه نموده و سپس برازش ۶ تابع مفصل بیضوی و ارشمیدسی شامل مفصل‌های کلایتون، فرانک، گامبل، جوئی، t استیودنت و گاوسی برای ایجاد توزیع توأم مورد آزمون قرار دادند. نتایج محاسبه‌ی دوره‌ی بازگشت مکانی اولیه و ثانویه نشان داد که به دلیل غیریکنواختی بارش، ریسک خشک‌سالی در مناطق ساحلی غربی بالاتر است و در ایستگاه اولجین و مناطق شمال غربی ریسک نسبتاً پایین است.

میرعباسی و همکاران (۲۰۱۲) توزیع توأم شدت و مدت خشک‌سالی‌های ایستگاه باران‌سنجی شرفخانه را با استفاده از مفصل‌های دوبعدی مدل کردند. سپس توزیع‌های گاما و نمایی به ترتیب بر شدت و مدت خشک‌سالی برازش دادند. بدین منظور ۷ نوع مفصل، شامل مفصل‌های علی-میخائیل-حق، کلایتون، گامبل-مورگنسترن، فرانک، گالامبوس، گامبل-هوگارد و پلاکت برای ایجاد توزیع دو متغیره شدت و مدت خشک‌سالی مورد بررسی قرار گرفت. نتایج نشان داد که مناسب‌ترین مفصل برای تحلیل دومتغیره شدت و مدت خشک‌سالی در ایستگاه شرفخانه، مفصل گالامبوس می‌باشد. همچنین آن‌ها دریافتند که احتمال وقوع خشک‌سالی‌های شدید و بلندمدت در این ایستگاه بالا بوده و وقوع چنین خشک‌سالی‌هایی در این منطقه امری معمول است. از جمله مطالعات دیگری که در زمینه‌ی تحلیل خشک‌سالی‌ها با استفاده از توابع مفصل صورت گرفته است، می‌توان به مطالعات ورگنی^{۱۴} و همکاران (۲۰۱۹) در تحلیل دومتغیره شدت و مدت خشک‌سالی جهت برنامه‌ریزی آبیاری در مناطق مرکزی ایتالیا، سو روسو و باردوسی^{۱۵} (۲۰۱۸) در بررسی

8- Sklar

9- Li et al

10 - Chen et al

11- Reddy and Ganguli

12- Kansabati

13- Maeng et al

14- Vergni

15- Suroso and Bárdossy

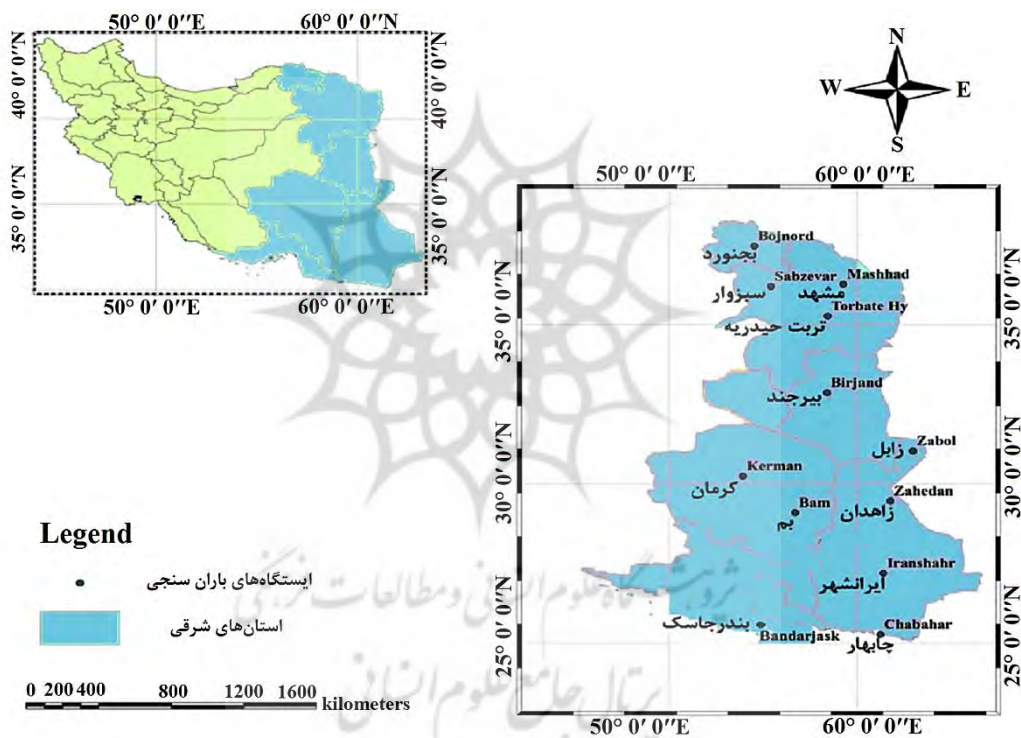
وابستگی مکانی نامتقارن با استفاده از توابع مفصل تجربی دومتغیره در جنوب شرقی سنگاپور و منطقه باواریا^{۱۶} در جنوب آلمان، رضانی و همکاران (۲۰۲۰) در تحلیل خشک‌سالی‌های شرق ایران با استفاده از توابع مفصل اشاره کرد. در زمینه‌ی تحلیل ریسک خشک‌سالی، گانگولی و ردی (۲۰۱۲) ریسک خشک‌سالی در ایالت گوجرات^{۱۷} هندوستان را با استفاده از توابع مفصل دومتغیره مورد ارزیابی قرار دادند. آن‌ها مشخصه‌های خشک‌سالی را بر اساس شاخص بارش استانداردشده‌ی ۶ ماهه در دوره‌ی زمانی ۲۰۰۸-۱۹۰۰ میلادی استخراج نمودند و با استفاده از مدل‌های مختلف با روش‌های پارامتری و غیرپارامتری مورد مطالعه قرار دادند. نتایج حاصل از مطالعات آن‌ها نشان داد که بهترین توزیع برای برآورد شدت خشک‌سالی روش‌های غیرپارامتری با استفاده از تابع چگالی احتمال (تابع کرنل) است، در حالی که بهترین توزیع برای برآورد مدت خشک‌سالی، توزیع نمایی است. قاسمی‌نژاد و همکاران (۱۳۹۳) برای ارزیابی ریسک خشک‌سالی‌های استان اصفهان از داده‌های ۴۷ ایستگاه باران‌سنجی طی دوره‌ی آماری ۲۰۰۷-۱۹۷۵ استفاده کردند. ایشان پس از محاسبه‌ی سری زمانی شاخص SPI، درصد وقوع خشک‌سالی در هر یک از شدت‌های خشک‌سالی را تعیین و در نهایت، نقشه‌ی شاخص خطر خشک‌سالی‌های این استان را رسم کردند. نتایج نشان داد که مناطق مرکزی استان نسبت به وقوع خشک‌سالی بسیار شدید و مناطق شمال و شمال شرق به خشک‌سالی شدید، مستعدتر است. مناطق جنوب غرب نیز به خشک‌سالی متوسط بیش‌تر از سایر مناطق حساسیت نشان دادند. نقشه‌ی شاخص آسیب‌پذیری نشان داد که بیش‌ترین آسیب‌پذیری در غرب، جنوب و شمال استان و به صورت پراکنده در شرق استان وجود دارد. نقشه‌ی ریسک خشک‌سالی نشان داد که قسمت‌های شمالی استان در ریسک بالای خشک‌سالی قرار دارند. از جمله مطالعات دیگری که در زمینه‌ی ریسک خشک‌سالی در ایران انجام شده است، می‌توان به مطالعات پورطاهری و همکاران (۱۳۹۲) در بررسی رویکرد مدیریت ریسک خشک‌سالی در کاهش آسیب‌پذیری اقتصادی-اجتماعی کشاورزان روستایی در سولدوز آذربایجان غربی، قاهره و همکاران (۱۳۹۲) در پهنه‌بندی خطر خشک‌سالی در استان همدان اشاره کرد. همچنین در سال‌های اخیر تحلیل ریسک خشک‌سالی مورد توجه محققان در نقاط مختلف دنیا قرار گرفته است. برای مثال می‌توان به مطالعات هارو^{۱۸} و همکاران (۲۰۱۴) در اریگو^{۱۹} اسپانیا، ژائو و همکاران (۲۰۱۷) رودخانه‌ی ویهه^{۲۰} در چین، تینگ سن کالی و پیریا وانگ (۲۰۱۸)^{۲۱} در تایلند، جیانگ^{۲۲} و همکاران (۲۰۱۸) در چین، ایولینا بونا^{۲۳} (۲۰۱۹) در مونتینیای^{۲۴} رومانی، هو^{۲۵} و همکاران (۲۰۲۱) در استان یوننان^{۲۶} چین، وو^{۲۷} و همکاران (۲۰۲۱) در چین اشاره کرد. هدف از مطالعه‌ی حاضر، تحلیل دومتغیره‌ی ریسک خشک‌سالی‌های هواشناسی در منطقه‌ی شرق ایران با استفاده از توابع مفصل است. بدین منظور مشخصه‌های خشک‌سالی شامل شدت و مدت بر اساس شاخص SPI^{mod} محاسبه و مورد تحلیل قرار گرفتند.

-
- 16- Bavaria
 - 17- Gujarat
 - 18 - Haro
 - 19- Orbigo
 - 20- Weihe
 - 21- Tingsanchal andPiriyawong
 - 22- Jiang
 - 23- Iulina Bunea
 - 24- Muntenia
 - 25- Hou
 - 26- Yunnan
 - 27- Wu

۲- مواد و روش‌ها

۲-۱- منطقه‌ی مورد مطالعه

در این مطالعه، ابتدا داده‌های ماهانه‌ی بارش ۱۲ ایستگاه هواشناسی در شرق کشور طی دوره‌ی آماری ۲۰۱۷-۱۹۷۱ از سازمان هواشناسی دریافت گردید. در شکل (۱) موقعیت منطقه‌ی مورد مطالعه و ایستگاه‌های مورد بررسی نشان داده شده است در جدول (۱) مشخصات آماری ایستگاه‌های مورد مطالعه آورده شده است. در ادامه، با استفاده از شاخص بارش استاندارد شده‌ی اصلاحی (SPI^{mod}) مشخصه‌های خشک‌سالی شامل شدت و مدت استخراج گردید و بر این داده‌ها توزیع‌های مختلف آماری برازش داده شد و توزیع برتر مربوط به هر مشخصه خشک‌سالی تعیین گردید. سپس با توجه به تابع مفصل برتر برای هر منطقه احتمال توأم، دوره‌ی بازگشت توأم و سایر خصوصیات آماری جهت تحلیل ریسک خشک‌سالی محاسبه گردید. جهت تحلیل دومتغیره‌ی خشک‌سالی برازش ۹ تابع مفصل شامل کلایتون، علی-میخائیل-حق، فارلی-گامبل-مورگنسترن، فرانک، گامبل، گامبل-هوگارد، پلاکت، فیلیپ-گامبل و جوئی مورد آزمون قرار گرفت.



شکل ۱: موقعیت ایستگاه‌های مورد مطالعه

جدول ۱: مشخصات آماری داده‌های بارش ایستگاه‌های مورد مطالعه

ایستگاه	میانگین درازمدت (میلی متر)	انحراف معیار	ضریب تغییرات	خطای معیار	ضریب چولگی	کشیدگی
ایرانشهر	۱۱۰/۲	۶۰/۴	۰/۵۵	۸/۸	۰/۴۶	۰/۱۶
بجنورد	۲۵۸/۲	۶۴/۵	۰/۲۵	۹/۴	-۰/۱۲	-۰/۷۲
بم	۵۷/۳	۲۵/۳	۰/۴۴	۳/۷	۰/۵۳	-۰/۱۲
بندر جاسک	۱۳۳/۳	۱۱۸/۶	۰/۸۸	۱۷/۳	۲/۳	۶/۸
بیرجند	۱۵۹/۹	۵۴/۴	۰/۳۳	۷/۹	۰/۲۱	-۰/۲۷

ایستگاه	میانگین درازمدت (میلی‌متر)	انحراف معیار	ضریب تغییرات	خطای معیار	ضریب چولگی	کشیدگی
ترتید حیدریه	۲۶۴/۹	۸۳/۵	۰/۳۲	۱۲/۲	۰/۰۵	-۰/۷۴
چابهار	۲۲۳/۳	۸۵/۲	۰/۳۸	۱۲/۴	۰/۴۶	۰/۵۶
زابل	۵۵/۳	۳۱/۶	۰/۵۷	۴/۶	۰/۴۹	-۰/۳۷
زاهدان	۷۴/۱	۳۸/۳	۰/۵۲	۵/۶	۰/۹۹	۰/۲۱
سبزوار	۱۵۹/۹	۵۴/۴	۰/۳۴	۷/۹	۰/۲۲	-۰/۲۷
کرمان	۱۳۷/۱	۴۷/۹	۰/۳۵	۶/۹	۰/۴۷	۰/۴۲
مشهد	۲۵۵/۹	۷۰/۶	۰/۲۸	۱۰/۳	۰/۴۷	-۰/۲۸

۳- روش کار

۳-۱- محاسبه‌ی شاخص SPI^{mod}

برای محاسبه‌ی شاخص SPI^{mod} کائو و گووینداراجو^{۲۸} (۲۰۱۰) پیشنهاد کردند که X_w را با ماه مختوم به آن جمع و به صورت X_w^{month} نشان داده شود که در آن بالانویس month نشان‌دهنده‌ی یکی از ماه‌های ژانویه، فوریه، دسامبر... است. به عبارت دیگر، سری زمانی بارش در بازه‌ی زمانی W ماهه، $X_w(t)$ ، به ۱۲ زیر سری تقسیم می‌شود (Kao and Govindaraju, 2010: 124).

$$X_w^{month}(g) = X_w(12(g-1) + m) = X_w(t) \quad \text{رابطه‌ی ۱}$$

که در آن، g: شاخص سال و m: شاخص ماه و برابر ۱ (ژانویه)، ۲ (فوریه)،...، ۱۲ (دسامبر) و t: شاخص زمان و برابر $t = 12(g-1) + m$ است. برای مثال، X_1^{Jan} بیانگر بارش ژانویه و X_5^{Aug} بیانگر کل بارش ۵ ماهه از آوریل تا اوت است. به این ترتیب، نمونه‌ها در هر گروه X_w^{month} به طور سالانه جمع‌آوری می‌شوند. واضح است تا زمانی که $w \leq 12$ باشد، نمونه‌ها هیچ‌گونه هم‌پوشانی نخواهند داشت؛ به عبارت دیگر، درجه‌ی خودهمبستگی بین داده‌ها به مقدار زیادی کاهش خواهد یافت. از طرف دیگر، نمونه‌های داخل گروه یکسان X_w^{month} تحت اثرات فصلی مشابه قرار دارند، بنابراین تغییرات فصلی به یک شیوه‌ی مناسب در نظر گرفته می‌شوند. با برازش دادن توزیع آماری بر هر گروه به طور مجزا (ایجاد کردن $u_w^{Jan} = F_{X_w^{Jan}}(x_w^{Jan})$ ، $u_w^{Feb} = F_{X_w^{Feb}}(x_w^{Feb})$ ، ... و $u_w^{Dec} = F_{X_w^{Dec}}(x_w^{Dec})$)، SPI^{mod} به شیوه‌ی مشابه با SPI متداول محاسبه می‌شود (Kao and Govindaraju, 2010: 124).

$$SPI_w^{mod} = \phi^{-1}(u_w^{month}) = \phi^{-1}(F_{X_w^{month}}(x_w^{month})) \quad \text{رابطه‌ی ۲}$$

با توجه به اینکه برای هر ماه SPI^{mod} ۱۲ متناظر با بازه‌های زمانی مختلف $W = 1, 2, \dots, 12$ محاسبه می‌شود، تعداد SPI^{mod} ‌های محاسبه‌شده ۱۲ بار بیش‌تر از SPI ‌های متداول است. در واقع، تفاوت دو شیوه‌ی SPI متداول و SPI^{mod} اصلاح شده، در این است که در شیوه‌ی متداول برای هر ایستگاه و هر مقیاس زمانی (۳، ۶، ۱۲، ۲۴، ۴۸ ماه و غیره) پارامترهای توزیع گاما محاسبه می‌شود، ولی در شیوه‌ی اصلاح‌شده برای هر ایستگاه، هر مقیاس زمانی (۳، ۶، ۱۲، ۲۴، ۴۸ ماه و غیره) و برای هر ماه سال (ژانویه، فوریه و...)، پارامترهای α و β مربوط به تابع چگالی احتمال گاما به طور جداگانه برآورد می‌شوند. بعد از استخراج مشخصات شدت و مدت خشک‌سالی با استفاده از شاخص SPI^{mod} با در نظر

گرفتن این متغیرها به عنوان متغیرهای تصادفی می توان آن‌ها را مدل نمود. در اغلب مطالعات قبلی نظیر (2019:109) Ayantobo et al, (Ayantobo et al, 2019:6)، (Shiau, 2006:799)، (Shiau, 2009: 485) و رضایی و همکاران، (۱۳۹۱: ۱۲۹)، مدت خشک‌سالی با تابع توزیع نمایی و شدت خشک‌سالی با تابع توزیع گاما مدل شده‌اند. مطابق توصیه‌ی مطالعات قبلی در این تحقیق دو توزیع گاما و نمایی انتخاب گردید و سپس با تست کلموگروف-اسمیرنوف برآزش آن‌ها آزموده شد که نتایج حاصل در سطح معنی داری ۵٪ قابل قبول بوده است. روابط مربوط به توابع گاما برای شدت رابطه‌ی (۳) و توزیع نمایی برای مدت خشک‌سالی رابطه‌ی (۴) به عنوان توابع توزیع برتر ذکر گردیده است.

$$f_D(d) = \frac{1}{\lambda} e^{-d/\lambda}, \quad d > 0, \lambda \neq 0 \quad \text{رابطه‌ی ۳}$$

$$f_S(s) = \frac{s^{\alpha-1}}{\beta^\alpha \Gamma(\alpha)} e^{-s/\beta}, \quad s > 0, \alpha > 0, \beta > 0 \quad \text{رابطه‌ی ۴}$$

که در آن، λ : پارامتر توزیع نمایی، α و β : پارامترهای توزیع گاما و d و s به ترتیب نشان‌دهنده‌ی متغیرهای تصادفی مدت و شدت خشک‌سالی می‌باشند.

۳-۲- توابع مفصل

خشک‌سالی‌ها پدیده‌هایی چند متغیره‌اند، به دلیل آنکه غالباً همبستگی میان مشخصه‌های خشک‌سالی زیاد است، از این رو تحلیل‌های تک‌متغیره‌ی خشک‌سالی قادر به لحاظ کردن اثرات این همبستگی در محاسبات نمی‌باشند؛ بنابراین بهترین روش برای تحلیل چندمتغیره‌ی خشک‌سالی، استفاده از توابع مفصل است. توابع مفصل تابعی هستند که امکان ترکیب توزیع‌های تک‌متغیره متفاوت را جهت تشکیل یک توزیع چندمتغیره فراهم می‌سازند. این روش از انعطاف‌پذیری بالایی برخوردار است؛ زیرا برای ساخت یک مدل چند متغیره، توزیع‌های حاشیه‌ای می‌توانند به صورت متفاوت از هم انتخاب شوند و ضروری نیست که مانند توابع توزیع دو متغیره، توابع حاشیه‌ای از توزیع یکسانی تبعیت کنند. برای حالت دو متغیره، اگر X و Y دو متغیر تصادفی وابسته مانند شدت و مدت خشک‌سالی، با تابع توزیع حاشیه‌ای به ترتیب F_X و F_Y باشند، آنگاه تابع مفصل دو متغیره C را می‌توان به صورت رابطه‌ی (۵) برای ایجاد توزیع توأم دو متغیره بکار برد (Shiau, 2006: 800).

$$F_{XY}(x, y) = C(F_X(x), F_Y(y)) \quad \text{رابطه‌ی ۵}$$

به بیان دیگر، برای توابع توزیع مفروض و پیوسته F_X و F_Y و تابع مفصل C تابع توزیع F_{XY} یک تابع توزیع دو متغیره با توزیع‌های حاشیه‌ای F_X و F_Y خواهد بود (رابطه‌ی ۶). اگر F_X و F_Y توابع توزیع حاشیه‌ای پیوسته باشند، تابع مفصل C واحد خواهد بود. با فرض اینکه توابع حاشیه‌ای پیوسته‌اند و داری تابع چگالی $f(x)$ و $f(y)$ می‌باشند، تابع چگالی مفصل دو متغیره به صورت رابطه‌ی (۷) بیان می‌شود.

$$f(x, y) = C(F_X(x), F_Y(y)) f_x(x) f_y(y) \quad \text{رابطه‌ی ۶}$$

$$c(u, v) = \frac{\partial^2 C(u, v)}{\partial u \partial v} \quad u > 0, v \leq 1 \quad \text{رابطه‌ی ۷}$$

که در این روابط u و v : مقادیر احتمال حاشیه‌ای هر یک از متغیرهای شدت و مدت خشک‌سالی و c : تابع چگالی دو متغیره‌ی مفصل است که از مشتق تابع توزیع مفصل نسبت به دو متغیر حاصل می‌شود (Nelsen, 2006: 21). در این مطالعه، از ۹ تابع مفصل استفاده گردید که روابط مربوط به آن‌ها در جدول (۲) آورده شده است. در این جدول θ پارامتر وابستگی مفصل است.

جدول ۲: روابط توابع مفصل مورد استفاده در این مطالعه (Nelsen, 2006: 116-118)

دامنه‌ی پارامتر تابع مفصل	رابطه‌ی تابع مفصل	تابع مفصل
$-1 \leq \theta \leq 1$	$C(u, v) = \frac{uv}{1 - \theta(1-u)(1-v)}$	علی- میخائیل- حق Ali- Haq Mikhail
$\theta \geq 0$	$C(u, v) = (u^{-\theta} + v^{-\theta} - 1)^{-1/\theta}$	کلایتون Clyton
$-1 \leq \theta \leq 1$	$C(u, v) = uv [1 + \theta(1-u)(1-v)]$	فارلی- گامبل- مورگنسترن Farlie-Gumbel- Morgenstern
$\theta \neq 0$	$C(u, v) = -\frac{1}{\theta} \ln \left[1 + \frac{(e^{-\theta u} - 1)(e^{-\theta v} - 1)}{(e^{-\theta} - 1)} \right]$	فرانک Frank
$\theta \geq 0$	$C(u, v) = uv \exp\{[(-\ln u)^{-\theta} + (-\ln v)^{-\theta}]^{\frac{1}{\theta}}\}$	گالامبوس Galambos
$\theta \in [0, 1)$	$C(u, v) = uv \exp(-\theta \ln u \ln v)$	گامبل- بارت Gumble Barent
$\theta \geq 1$	$C(u, v) = \frac{[(-\ln u)(-\ln v)]^{\theta-1}}{uv} \left[(-\ln u)^{\theta} + (-\ln v)^{\theta} \right]^{\frac{2}{\theta}-2}$	گامبل- هوگارد Gumble Hougaard
$\theta \geq 0$	$C(u, v) = 1 - \left[(1-u)^{\theta} + (1-v)^{\theta} - ((1-u)(1-v))^{\theta} \right]^{\frac{1}{\theta}}$	جوئی Joe
$\theta \geq 0$	$C(u, v) = \frac{[1 + (\theta-1)(u+v)] - \sqrt{[1 + (\theta-1)(u+v)]^2 - 4uv}}{2(\theta-1)}$	پلاکت Plackett

۳-۳- بررسی ضرایب همبستگی

مسئله‌ی سنجش میزان ارتباط و یا وابستگی بین متغیرهای مورد بررسی، یکی از مسائل مهم به‌ویژه در تحلیل مقادیر حدی است. شرط استفاده از توابع مفصل، وجود همبستگی بین متغیرهای موجود است. در این مطالعه، جهت بررسی همبستگی بین شدت و مدت خشک‌سالی از ضرایب همبستگی تاو کندال و پیرسون که در مطالعات (Joe, 1997: 32) و (Nelsen, 2006: 158, 167, 170) به کار گرفته شده است، استفاده گردید. اگر n داده‌ی مشاهداتی داشته باشیم که شامل $(x_1, y_1), \dots, (x_n, y_n)$ باشند، مقادیر ضرایب همبستگی تاو کندال و پیرسون به ترتیب از روابط (۸)، (۹) و (۱۰) محاسبه می‌شوند.

$$\hat{\tau} = \binom{n}{2}^{-1} \sum_{1 \leq i < j \leq n} \text{sgn}[(x_i - x_j)(y_i - y_j)]$$

$$\text{sgn}(\psi) = \begin{cases} 1 & \text{if } \psi > 0 \\ 0 & \text{if } \psi = 0 \\ -1 & \text{if } \psi < 0 \end{cases}$$

رابطه‌ی ۸

$$r = \frac{E[(X - \bar{x})(Y - \bar{y})]}{Std[X]Std[Y]} \quad \text{رابطه‌ی ۹}$$

$$\rho = 1 - \frac{6 \sum_{i=1}^n (d_i)^2}{n(n^2 - 1)} \quad \text{رابطه‌ی ۱۰}$$

که در رابطه‌ی (۸)، $i, j = 1, 2, \dots, n$ و $\text{sgn}[\cdot]$ تابع علامت است. در رابطه‌ی (۹) \bar{x} و \bar{y} : به ترتیب میانگین متغیرهای X و Y می‌باشند و $E[\cdot]$: امید ریاضی و $Std[\cdot]$: انحراف معیار پیشامدها و در رابطه‌ی (۱۰) d_i اختلاف بین رتبه داده‌ها و n تعداد داده‌هاست.

۳-۴- تخمین پارامتر وابستگی و تعیین تابع مفصل برتر

تاکنون روش‌های مختلفی برای تخمین پارامتر وابستگی مفصل توسعه داده شده‌اند، از جمله روش گشتاورها، روش حداکثر درست‌نمایی، روش توابع منطقی برای حاشیه‌ها (IFM) (۹)، روش حداکثر درست‌نمایی کانونیکال (۳) می‌باشند که در این مطالعه از روش IFM استفاده گردید. این روش، متداول‌ترین روش برای تخمین پارامترهای مفصل است که توسط (Joe, 1997) ارائه گردیده و شامل دو مرحله‌ی مجزا به شرح زیر است: مرحله‌ی اول بیشینه نمودن دو تابع درست‌نمایی هر یک از توزیع‌های حاشیه‌ای تک‌متغیره جهت تخمین پارامترهای توزیع‌های حاشیه‌ای تک‌متغیره و مرحله‌ی دوم شامل بیشینه نمودن تابع درست‌نمایی مفصل جهت تخمین پارامتر وابستگی مفصل، θ است. این روش از نظر محاسباتی بسیار کارآمدتر از حداکثر درست‌نمایی است. برای موارد دومتغیره، دو متغیر تصادفی همبسته‌ی X و Y که به ترتیب به صورت توابع $f_X(x; \alpha_1, \alpha_2, \dots, \alpha_p)$ و $f_Y(y; \lambda_1, \lambda_2, \dots, \lambda_r)$ توزیع شده‌اند و $\alpha_1, \alpha_2, \dots, \alpha_p$ پارامترهای توزیع $f_X(x)$ و $\lambda_1, \lambda_2, \dots, \lambda_r$ پارامترهای توزیع $f_Y(y)$ هستند. تعداد واقعی پارامترها بستگی به نوع توزیع‌های حاشیه‌ای تک‌متغیره دارد. برای n جفت مشاهده مستقل، تابع لگاریتم درست‌نمایی برای X و Y ؛ یعنی $\ln L_X(x; \alpha_1, \alpha_2, \dots, \alpha_p)$ و $\ln L_Y(y; \lambda_1, \lambda_2, \dots, \lambda_r)$ به‌طور مجزا جهت تخمین پارامترها بیشینه می‌شوند. پارامترهای $\hat{\alpha}_1, \hat{\alpha}_2, \dots, \hat{\alpha}_p$ و $\hat{\lambda}_1, \hat{\lambda}_2, \dots, \hat{\lambda}_r$ پارامترهای تخمینی می‌باشند. تابع لگاریتم درست‌نمایی تابع چگالی احتمال توأم $f_{X,Y}(x, y)$ به صورت رابطه‌ی (۱۱) است:

$$\ln L(x, y; \hat{\alpha}_1, \hat{\alpha}_2, \dots, \hat{\alpha}_p, \hat{\lambda}_1, \hat{\lambda}_2, \dots, \hat{\lambda}_r, \theta) = \ln L_C(x, y; F_X(x), F_Y(y), \theta) + \ln L_X(x; \hat{\alpha}_1, \hat{\alpha}_2, \dots, \hat{\alpha}_p) + \ln L_Y(y; \hat{\lambda}_1, \hat{\lambda}_2, \dots, \hat{\lambda}_r) \quad \text{رابطه‌ی ۱۱}$$

که در آن، $\ln L_C$: تابع لگاریتم درست‌نمایی تابع چگالی مفصل‌ها است. با جایگذاری مقادیر تخمین زده شده برای $\hat{\alpha}_1, \hat{\alpha}_2, \dots, \hat{\alpha}_p$ و $\hat{\lambda}_1, \hat{\lambda}_2, \dots, \hat{\lambda}_r$ در رابطه‌ی (۱۱)، تابع لگاریتم درست‌نمایی $\ln L$ برای به دست آوردن پارامتر مفصل تخمینی $\hat{\theta}$ بیشینه می‌شود. برای انتخاب مناسب‌ترین مفصل، به این صورت عمل شد که بعد از انتخاب و برآزش توزیع‌های حاشیه‌ای مناسب بر هر کدام از متغیرهای موردبررسی و تخمین پارامترهای توزیع به روش حداکثر درست‌نمایی، چند نوع تابع مفصل مختلف برای پیوند این دو تابع توزیع حاشیه‌ای در نظر گرفته شدند و پارامتر وابستگی توابع مفصل با روش IFM برآورد گردید. سپس با مقایسه‌ی نتایج هر کدام از مفصل‌ها با نتایج حاصل از احتمال توأم تجربی، مفصل مناسب برای داده‌های موردنظر انتخاب شد. علاوه بر حداکثر لگاریتم درست‌نمایی، از معیار اطلاعات آکائیکه (AIC) رابطه‌ی (۱۲) (Akaike, 1974: 719)، میانگین مربعات خطا (RMSE) رابطه‌ی (۱۳)

(رضایی و همکاران، ۱۳۹۹:۱۳۱)، (NSE)، رابطه‌ی (۱۴) (Nash and Sutcliffe, 1970: 286) جهت تعیین بهترین تابع مفصل استفاده شد.

$$AIC = -2\ln ML + 2k \quad \text{رابطه‌ی ۱۲}$$

$$RMSE = \sqrt{\frac{1}{n} \sum_{i=1}^n [C_{pi} - C_{ei}]^2} \quad \text{رابطه‌ی ۱۳}$$

$$NSE = 1 - \frac{\sum_{i=1}^n (C_{pi} - C_{ei})^2}{\sum_{i=1}^n (C_{ei} - \bar{C}_e)^2} \quad \text{رابطه‌ی ۱۴}$$

که در آن، C_p : مقادیر محاسباتی تابع مفصل پارامتری، C_e : مقادیر مشاهداتی احتمال به‌دست‌آمده از تابع مفصل تجربی است و در رابطه‌ی (۱۴) ML : حداکثر درست‌نمایی و k : تعداد پارامترها است.

۳-۵- احتمال شرطی توأم خشک‌سالی

احتمالات شرطی دومتغیره را نیز می‌توان به سادگی بر اساس توابع مفصل تعریف نمود. بدین‌صورت که اگر هدف بررسی احتمال وقوع یک متغیر در حالت فرضی تجاوز متغیر دیگر از آستانه‌ی خاصی باشد، می‌توان با روابط احتمال شرطی مقدار آن را محاسبه نمود (Shiau, 2006: 807). در تحلیل خشک‌سالی، احتمال شرطی توزیع شدت خشک‌سالی در حالتی که مدت خشک‌سالی از یک حد آستانه‌ی معین، d' ، تجاوز کند، از رابطه‌ی (۱۵) به دست می‌آید. همچنین احتمال شرطی توزیع مدت خشک‌سالی برای زمانی که شدت خشک‌سالی از یک حد آستانه‌ی معین، s' ، تجاوز کند، از رابطه‌ی (۱۶) محاسبه می‌شود.

$$P(S \leq s | D \geq d') = \frac{F_S(s) - C(F_D(d'), F_S(s))}{1 - F_D(d')} \quad \text{رابطه‌ی ۱۵}$$

$$P(D \leq d | S \geq s') = \frac{F_D(d) - C(F_D(d), F_S(s'))}{1 - F_S(s')}$$

رابطه‌ی ۱۶

۳-۶- دوره‌ی بازگشت تک‌متغیره و دومتغیره‌ی خشک‌سالی

دوره‌ی بازگشت به صورت میانگین فاصله زمانی بین رویدادهای با بزرگی یکسان تعریف می‌گردد. در تحلیل فراوانی تک‌متغیره، نگاهت یک‌به‌یک بین تابع توزیع و دوره‌ی بازگشت وجود دارد؛ یعنی یک مقدار معین از تابع توزیع به‌طور منحصربه‌فرد، یک دوره‌ی بازگشت معین را تعریف می‌کند (و برعکس). هرچند، اجتماع دو دوره‌ی بازگشت تک‌متغیره مجزا هیچ وابستگی معنی‌داری را بین متغیرهای تصادفی همبسته آشکار نمی‌کند. برای ارزیابی ریسک متغیرهای تصادفی همبسته به‌طور هم‌زمان به تحلیل فراوانی دومتغیره نیازاست. تحلیل فراوانی دومتغیره در مورد دو متغیر تصادفی همبسته تعریف می‌گردد. برای محاسبه‌ی دوره‌ی بازگشت پدیده‌های هیدرولوژیک دومتغیره (Shiau, 2003:47) رابطه‌ی (۱۷) را برای زمانی که مقدار مشاهده‌شده از x یا y تجاوز نموده باشد و رابطه‌ی (۱۸) جفت مشاهده‌شده هم از x و هم از y تجاوز نموده باشد، پیشنهاد کرد. این روابط توسط محققین دیگری از (Salvadori, 2004:9 and De Michele, 2012:202) و (Mesbahzadeh et al, 2019:6) مورد استفاده قرار گرفته‌اند.

$$T_{XY} = \frac{E(l)}{P(X > x \text{ or } Y > y)} = \frac{E(l)}{1 - F_{X,Y}(x, y)} = \frac{E(l)}{1 - C(F_X(x), F_Y(y))} \quad \text{رابطه‌ی ۱۷}$$

$$T'_{XY} = \frac{E(l)}{P(X > x \text{ and } Y > y)} = \frac{E(l)}{1 - F_X(x) - F_Y(y) + F_{XY}(x, y)} \quad \text{رابطه ی ۱۸}$$

$$= \frac{E(l)}{1 - F_X(x) - F_Y(y) + C(F_X(x), F_Y(y))}$$

دوره‌های بازگشت شرطی را نیز می‌توان بر اساس توابع مفصل برای شدت و مدت خشک‌سالی برای دو حالت تعریف نمود: الف) دوره‌ی بازگشت مدت خشک‌سالی برای حالتی که شدت خشک‌سالی از یک حد آستانه‌ی معین تجاوز کند که از رابطه‌ی (۱۹) به دست می‌آید و ب) دوره‌ی بازگشت شدت خشک‌سالی برای حالتی که مدت خشک‌سالی از یک حد آستانه‌ی معین تجاوز کند که با رابطه‌ی (۲۰) به دست می‌آید (Shiau, 2006:810):

$$T_{D|S \geq s} = \frac{T_S}{P(D \geq d, S \geq s)} = \frac{E(L)}{[1 - F_S(s)][1 - F_D(d) - F_S(s) + C(F_D(d), F_S(s))]} \quad \text{رابطه ی ۱۹}$$

$$T_{S|D \geq d} = \frac{T_D}{P(D \geq d, S \geq s)} = \frac{E(L)}{[1 - F_D(d)][1 - F_D(d) - F_S(s) + C(F_D(d), F_S(s))]} \quad \text{رابطه ی ۲۰}$$

که در آن، $E(L)$: امید ریاضی فاصله زمانی خشک‌سالی‌ها، $T_{D|S \geq s}$: دوره‌ی بازگشت شرطی خشک‌سالی برای D با شرط $S \geq s$ و بالعکس.

۳-۷ تحلیل ریسک

برنامه‌ریزی مدیریت خشک‌سالی می‌تواند به صورت ناحیه‌ای ملی منطقه‌ای و حتی جهانی انجام شود و در هر مورد شامل طرح‌ها و راهکارهای کوتاه‌مدت میان‌مدت و بلندمدت باشد. در این تحقیق، با به‌کارگیری مفهوم دوره‌ی بازگشت به ارزیابی ریسک خشک‌سالی هواشناسی در شرق ایران با استفاده از تحلیل دومتغیره‌ی خشک‌سالی پرداخته شد. برای این منظور با استفاده از شاخص SPI^{mod} مشخصه‌های خشک‌سالی استخراج گردید. سپس جهت انجام محاسبات دوره‌ی بازگشت به‌منظور محاسبه ریسک خشک‌سالی از زبان برنامه‌نویسی متلب (MATLAB) و نرم‌افزار Excell استفاده گردید. واژه‌ی ریسک در هیدرولوژی به معنی احتمال وقوع یک حادثه در یک دوره‌ی زمانی مشخص است. مثلاً گفته می‌شود ریسک اینکه یک رویداد هیدرولوژیکی نظیر باران یا سیل T ساله در n سال آینده رخ ندهد، چقدر است؟ (رابطه‌ی ۲۱)؛ بنابراین احتمال رخ دادن این حادثه در طی n سال آینده برابر خواهد بود با رابطه‌ی (۲۲) (علیزاده، ۱۳۹۱: ۸۱۷).

$$NC = (1 - p)^n \quad \text{رابطه ی ۲۱}$$

$$Risk = 1 - (1 - P)^n \quad \text{رابطه ی ۲۲}$$

رابطه‌ی (۲۲) بیان می‌دارد که اگر احتمال وقوع هر حادثه در هر سال برابر P باشد، ریسک اینکه در n سال آینده حداقل یک‌بار چنین حادثه‌ای رخ دهد برابر با رابطه مذکور خواهد بود و ریسک اینکه در n سال آینده حداقل k مرتبه چنین حادثه‌ای رخ دهد، عبارت است از:

$$Risk_k = \binom{n}{k} (1 - P)^{n-k} P^k \quad \text{رابطه ی ۲۳}$$

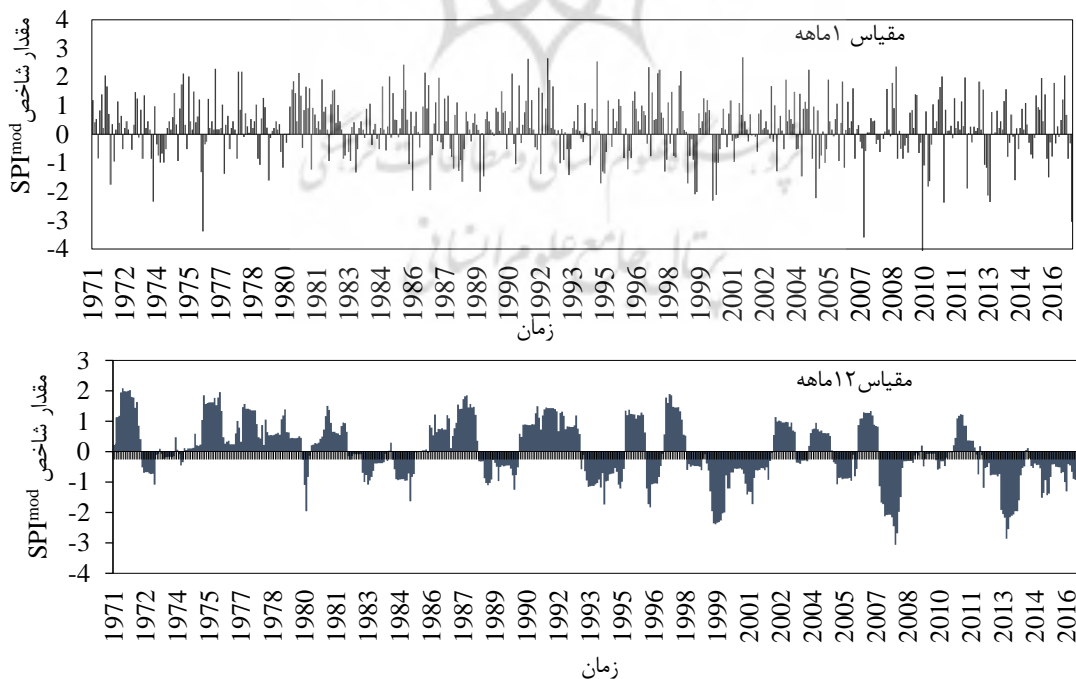
در رابطه‌ی (۲۳) با محاسبه دوره‌ی بازگشت در حالت دومتغیره مقدار احتمال برای دوره‌ی بازگشت‌های مختلف $Tdsor$ و $Tdsand$ محاسبه گردید، سپس با استفاده از دوره‌ی بازگشت میزان ریسک به‌ازاء دور بازگشت‌های مختلف محاسبه گردید؛ از این‌رو زمان مناسب برای انجام مطالعات و تدوین برنامه‌ی جامع قبل از وقوع خشک‌سالی‌ها ضروری

است و این موضوع به کنترل مدیریت خطرات احتمالی ناشی از ریسک خشک‌سالی کمک می‌کند، در محاسبه‌ی ریسک پدیده‌های ناشی از شروع تداوم و شدت خشک‌سالی محاسبه گردید. این موضوع برای اولین بار و با بکار بردن توابع ریاضی مفصل و رابطه‌ی رایج ریسک در مطالعات هیدرولوژی در این تحقیق به کار گرفته شد.

۴- نتایج و بحث

۴-۱- نتایج شاخص بارش اصلاحی SPI^{mod}

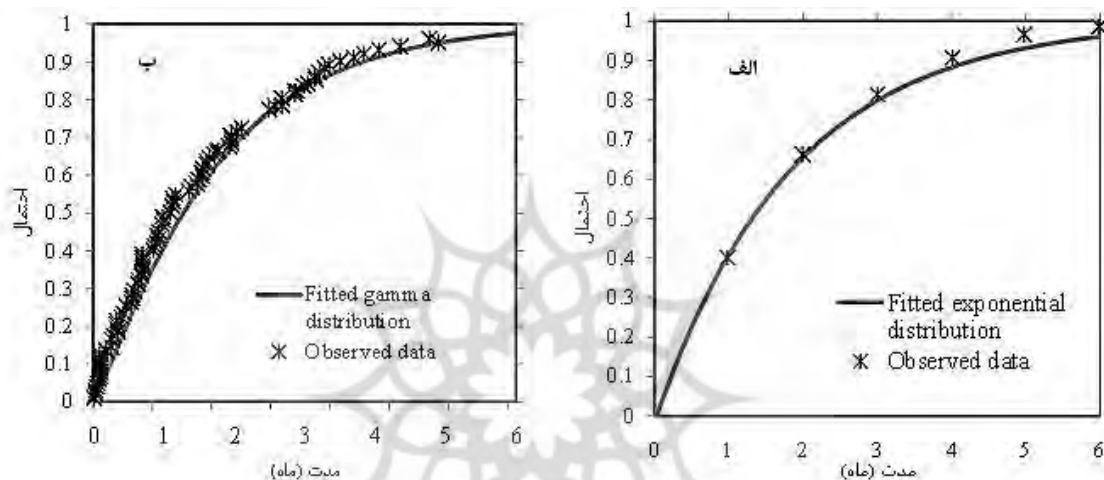
محاسبه‌ی شاخص SPI^{mod} ۱۲ توزیع گاما بر داده‌های ۱۲ ماه سال به‌طور جداگانه برازش داده شد؛ بنابراین، برای هر ماه از سال یک توزیع گاما با جفت پارامترهای منحصربه‌فرد به دست آمد، به طوری که شاخص SPI^{mod} بر مبنای میانگین بارش ماهانه محاسبه گردید. نتایج حاصل نشان داد که نوسانات آن بیش‌تر از SPI متداول است؛ از این‌رو در این تحقیق از شاخص بارش اصلاحی جهت تحلیل خشک‌سالی استفاده گردید. سری زمانی شاخص بارش اصلاحی (SPI^{mod}) برای نمونه در ایستگاه سبزوار برای دو مقیاس ۱ ماهه و ۱۲ ماهه در شکل (۲) نشان داده شده است. نتایج حاصل نشان می‌دهد که بر اساس این دو مقیاس شدیدترین خشک‌سالی در سال ۲۰۰۷ رخ داده است که کم‌ترین میزان شاخص بارش اصلاحی برای مقیاس ۱ ماهه $-۳/۸۵$ و برای مقیاس ۱۲ ماهه $-۳/۰۶$ است. بر اساس این شاخص در مقیاس ۱ ماهه از بین ۵۵۲ ماه دوره‌ی آماری ۱۸۹ ماه به‌عنوان ماه خشک مشخص شده است، در حالی که بر اساس مقیاس ۱۲ ماهه ۲۹۵ ماه خشک رخ داده است. بر اساس مقیاس ۱ ماهه، بیش‌ترین تعداد ماه‌های تر یا به عبارتی، کم‌ترین میزان خشک‌سالی مربوط به ایستگاه بندر جاسک با تعداد ۴۳۴ ماه تر و ۱۱۸ ماه خشک است و بیش‌ترین فراوانی خشک‌سالی مربوط به ایستگاه بجنورد با تعداد ۳۰۳ ماه تر و ۲۴۹ ماه خشک است. بر اساس مقیاس ۱۲ ماهه، کم‌ترین میزان خشک‌سالی مربوط به ایستگاه بیرجند با ۳۲۲ ماه تر و ۲۳۰ ماه خشک است و بیش‌ترین میزان خشک‌سالی مربوط به ایستگاه سبزوار است که حدود ۵۳ درصد از ماه‌های سال در طی دوره‌ی آماری مورد مطالعه خشک بوده است. نتایج حاکی از آن است که تحلیل بر مبنای مقیاس ۱۲ ماهه نتایج منطقی‌تر و نزدیک‌تر به واقعیت ارائه می‌دهد که دلیل این امر ناشی از فقدان حافظه طولانی‌مدت شاخص SPI^{mod} در مقیاس‌های کوچک‌تر نسبت به مقیاس ۱۲ ماهه این شاخص است.



شکل ۲: سری زمانی شاخص SPI^{mod} در مقیاس‌های زمانی ۱ و ۱۲ ماهه در ایستگاه سبزوار

۴-۲- برازش توزیع‌های آماری بر شدت و مدت خشک‌سالی

به‌منظور تحلیل تک‌متغیره‌ی مشخصه‌های شدت و مدت خشک‌سالی و ایجاد توابع توزیع حاشیه‌ای پس از تشکیل سری زمانی مدت و شدت خشک‌سالی، تابع توزیع‌نمایی بر مدت خشک‌سالی و تابع توزیع گاما بر شدت خشک‌سالی‌ها برازش داده شد. پارامترهای این توزیع‌های با روش حداکثر درست‌نمایی برآورد گردیدند. در مرحله‌ی بعد آزمون نیکویی برازش به روش کلموگروف-اسمیرنوف (KS) انجام گرفت. در هر ایستگاه با توجه به تعداد نمونه (تعداد رویدادهای خشک‌سالی) مقدار آماره‌ی کلموگروف-اسمیرنوف در سطح معنی‌داری ۵ درصد از جدول مربوط استخراج گردید و با آماره‌ی مشاهداتی ایستگاه موردنظر مقایسه شد. شکل‌های (۳: الف) و (۳: ب) به ترتیب مقادیر مشاهداتی و توزیع آماری برازش داده شده بر داده‌های مدت و شدت خشک‌سالی ایستگاه سبزواری را نشان می‌دهند. همان‌گونه که در شکل (۳) مشاهده می‌شود، در سطح معنی‌داری ۵ درصد، در ایستگاه سبزواری و سایر ایستگاه‌ها توزیع‌های نمایی و گاما به ترتیب بر مدت و شدت خشک‌سالی از برازش قابل قبولی برخوردار بودند.



شکل ۳: الف- برازش توزیع نمایی بر داده‌های مدت خشک‌سالی و ب- توزیع گاما بر شدت خشک‌سالی

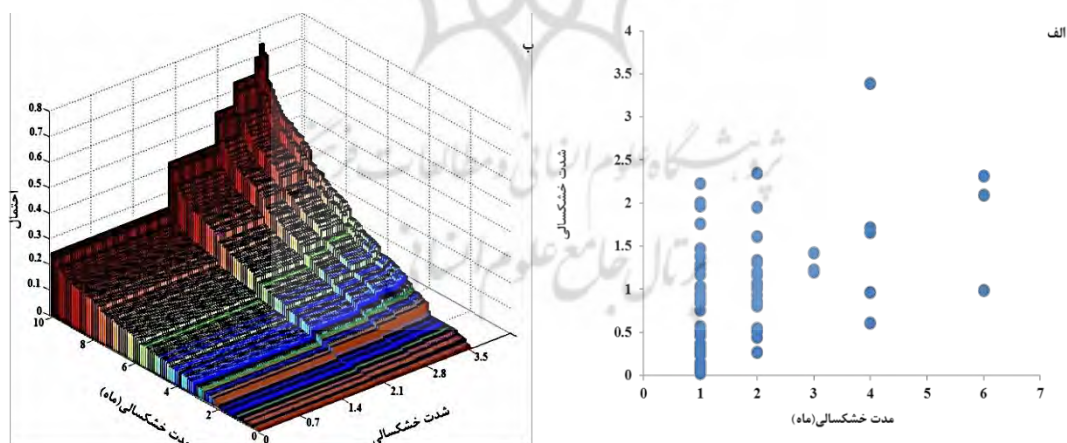
۴-۳- بررسی ضرایب همبستگی و پارامتر تابع مفصل برتر

جهت تحلیل چند متغیره‌ی خشک‌سالی با استفاده از توابع مفصل مختلف لازم است که ابتدا ضرایب همبستگی بررسی گردد؛ چراکه شرط استفاده از توابع مفصل وجود همبستگی بین متغیرها است. برای این منظور از ضرایب همبستگی پیرسون، راول اسپیرمن و تاو کندال جهت تحلیل استفاده گردید که مقادیر این ضرایب برای ایستگاه سبزواری به ترتیب ۰/۷۶۳، ۰/۵۷۶ و ۰/۹۴۹ به دست آمد. نتایج محاسبه‌ی ضرایب همبستگی پیرسون، راول اسپیرمن و تاو کندال مربوط به ایستگاه‌های مورد مطالعه در جدول (۳) آمده است. نتایج حاصل از همبستگی بین شدت و مدت خشک‌سالی در ایستگاه‌ها نشان داد که همبستگی بین داده‌های شدت و مدت مناسب بوده و برای تمامی ایستگاه‌ها این عدد بالا ۰/۷ به دست آمد. پراکنش مقادیر شدت و مدت خشک‌سالی در ایستگاه سبزواری برای نمونه در شکل (۴: الف) و مقادیر شدت و مدت خشک‌سالی برای سطوح مختلف احتمالاتی به صورت سه‌بعدی در شکل (۴: ب) ارائه شده است. در ادامه جهت تعیین مفصل برتر، مقادیر ناپارامتری مفصل تجربی با مقادیر متناظر مفصل‌های تئوری مقایسه گردید و هر مفصلی که مقادیر آن به مقادیر مفصل تجربی نزدیک‌تر بود، به‌عنوان مفصل مناسب انتخاب شد. در این مطالعه، برای تعیین میزان نزدیکی مقادیر مفصل‌های تئوری با مقدار ناپارامتری آن از معیارهای حداکثر درست‌نمایی (ML)، ریشه‌ی میانگین مربعات خطا (RMSE) و ضریب کارایی نش ساتکلیف (NSE) استفاده شد. بدین ترتیب هر تابعی که حداکثر درست‌نمایی و ضریب نش-ساتکلیف و حداقل ریشه‌ی میانگین مربعات خطا را داشته باشد، به‌عنوان تابع مفصل برتر شناخته می‌شود. مقادیر ML، NSE و RMSE برای ایستگاه سبزواری به ترتیب ۱۵۴-، ۰/۹۹۶ و ۰/۰۱۹ به دست آمد.

بعد از محاسبه‌ی مقادیر مذکور، پارامتر وابستگی (θ) مفصل با روش IFM مربوط به هر ایستگاه محاسبه گردید. نتایج حاصل نشان داد که تابع مفصل جوئی از بین ۹ تابع مفصل مورد مطالعه در تحقیق به‌عنوان تابع برتر شناخته شد و ادامه‌ی تحلیل‌ها بر مبنای آن صورت گرفت. نتایج مربوط به سایر ایستگاه‌ها در جدول (۳) آورده شده است. قابل ذکر است که در بسیاری از مطالعات معیار انتخاب مفصل مناسب مقدار لگاریتم تابع حداکثر درست‌نمایی است، بدین‌صورت که فرض می‌شد هر مفصلی که لگاریتم تابع درست‌نمایی بزرگ‌تری داشته باشد، برازش بهتری بر داده‌های مشاهداتی داشته است که می‌توان به مطالعات (Shiau, 2006: 802) و (میرعباسی و همکاران، ۲۰۱۲: ۱۰۶) اشاره کرد.

جدول ۳: ضرایب همبستگی و پارامتر تابع مفصل برتر

ایستگاه	Teta	NSE	RMSE	R	Rho-spearman	Tau-kendal	Log-Likelihood
ایرانشهر	۱	۰/۹۸۷	۰/۰۳۴	۰/۷۷۸	۰/۴۹۳	۰/۷۲۶	-۵۴
بجنورد	۱	۰/۹۹۸	۰/۰۱۱	۰/۸۰۳	۰/۵۴۵	۰/۸۹۶	-۱۹۴
بم	۱	۰/۹۹۸	۰/۰۱۵	۰/۷۲۴	۰/۴۹۸	۰/۸۱۸	-۴۷
بندر جاسک	۱	۰/۷۶۲	۰/۰۰۷	۰/۷۸۷	۰/۴۹۹	۰/۹۳۱	-۳۷
بیرجند	۱	۰/۹۹۷	۰/۰۱۹	۰/۶۸۶	۰/۵۷۶	۰/۹۹۸	-۱۲۸
تربت حیدریه	۱	۰/۹۹۴	۰/۰۲۳	۰/۷۹۹	۰/۵۸۸	۰/۹۳۰	-۱۵۶
چابهار	۱	۰/۹۹۶	۰/۰۲۰	۰/۸۰۶	۰/۵۶۸	۰/۹۴۳	-۱۵۳
زابل	۱	۰/۹۹۵	۰/۰۲۴	۰/۷۸۴	۰/۵۵۱	۰/۹۳۶	-۶۰
زاهدان	۱	۰/۹۹۵	۰/۰۲۲	۰/۷۴۱	۰/۵۲۶	۰/۸۰۹	-۸۸
سبزوار	۱	۰/۹۹۶	۰/۰۱۹	۰/۷۶۳	۰/۵۷۶	۰/۹۴۹	-۱۵۴
کرمان	۱	۰/۹۹۲	۰/۰۰۳	۰/۷۷۹	۰/۴۸۷	۰/۹۳۹	-۱۰۴
مشهد	۱	۰/۹۹۸	۰/۰۱۲	۰/۸۰۸	۰/۴۸۷	۰/۸۸۲	-۱۵۷

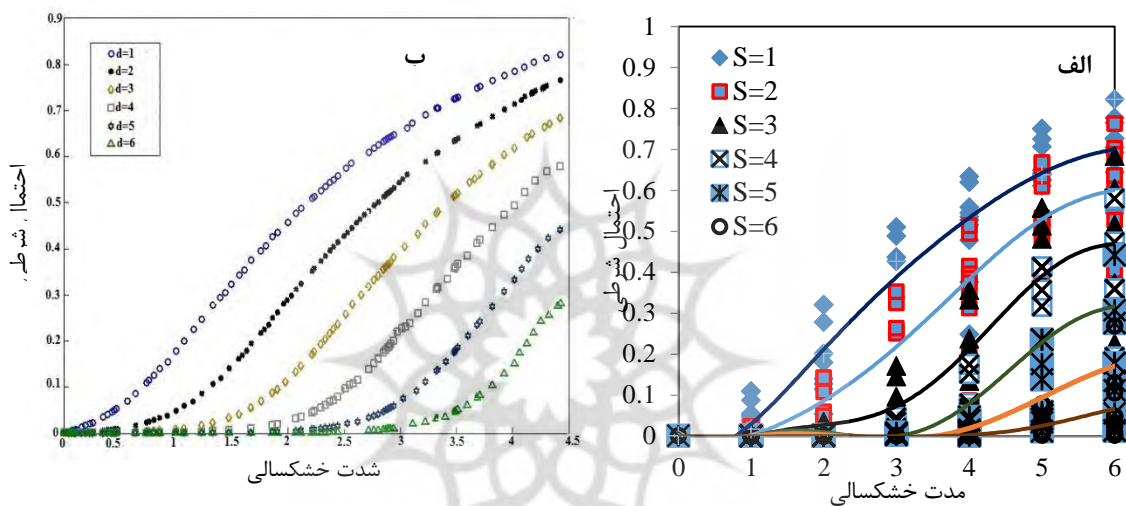


شکل ۴: الف- پراکنش شدت و مدت خشک‌سالی، ب- نمایش سه‌بعدی شدت و مدت خشک‌سالی در مقابل احتمال

۴-۴- احتمال توأم و شرطی

پس از تعیین تابع مفصل مناسب برای داده‌های شدت و مدت خشک‌سالی در هر ایستگاه و تعیین توابع توزیع حاشیه‌ای آن‌ها، تابع توزیع دومتغیره‌ی آن را ایجاد گردید و با استفاده از آن احتمالات توأم و شرطی، دوره‌های بازگشت توأم و شرطی محاسبه شد که در ادامه به تحلیل موارد فوق پرداخته شده است. احتمال شرطی توزیع شدت خشک‌سالی در حالتی که مدت خشک‌سالی از یک حد آستانه‌ی معین، d ، تجاوز کند و همچنین احتمال شرطی توزیع

مدت خشک‌سالی برای زمانی که شدت خشک‌سالی از یک حد آستانه‌ی معین، s ، تجاوز کند، بر اساس روابطی که ذکر شد، محاسبه گردید. به‌عنوان نمونه در شکل‌های (۵: الف) و (۵: ب) به ترتیب احتمال توأم و شرطی را برای ایستگاه سبزواری نشان داده شده است. به‌عنوان مثال، در شکل (۵: الف) برای مقادیر مدت خشک‌سالی $d=4$ و $d=5$ و شدت $s=2$ احتمال وقوع خشک‌سالی به ترتیب $P=0/55$ و $P=0/65$ است، حال اگر مدت $d=6$ و شدت $s=2$ باشد، احتمال وقوع به ترتیب $P=0/75$ و $P=0/65$ است. به‌طور مشابه، در شکل (۵: ب) اگر شدت خشک‌سالی $s=3$ به شرط اینکه مدت $d=2$ باشد، احتمال وقوع خشک‌سالی $P=0/5$ و برای شدت $s=4$ با شرط همین مدت $d=2$ ، احتمال وقوع $P=0/7$ خواهد بود. حال با دانستن از احتمال وقوع خشک‌سالی‌ها می‌توان بهره‌برداری از منابع آبی در شرایط پرتنش و در بخش‌های مختلف از قبیل شرب، زیست‌محیطی، کشاورزی و برقایی و سایر مسائل مرتبط با حوضه‌ی آب را مدیریت کرد. این منحنی‌ها جهت برنامه‌ریزی‌های منابع آب که ارتباط تنگاتنگی با مسائل اجتماعی، اقتصادی و زیست‌محیطی دارند، می‌توانند اطلاعات مفیدی را در اختیار سازمان‌های مرتبط قرار دهند.

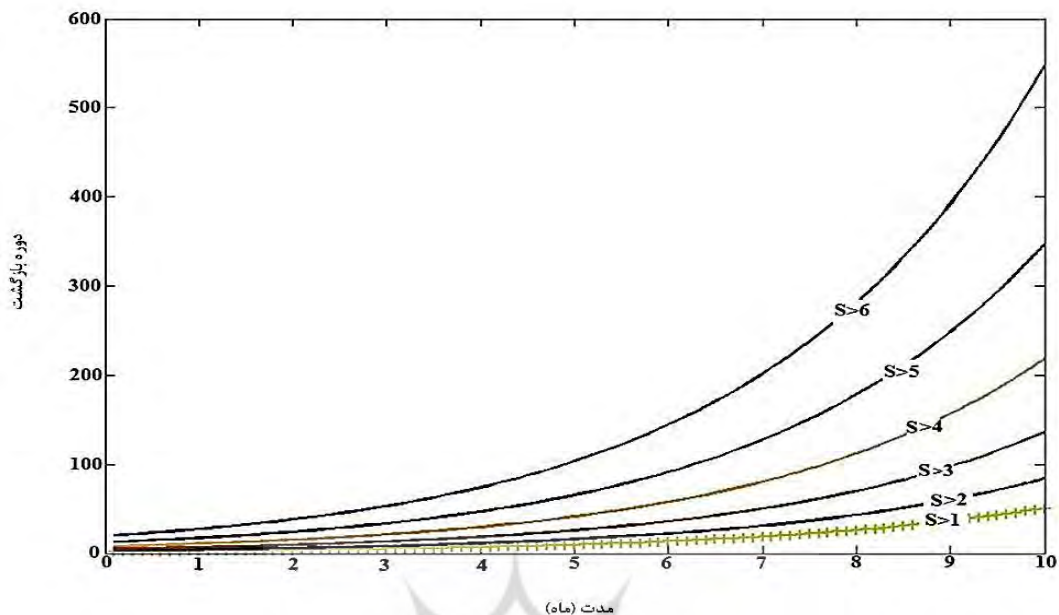


شکل ۵: الف- احتمال شرطی توزیع مدت خشک‌سالی برای ایستگاه سبزواری در حالتی که شدت خشک‌سالی از یک حد آستانه‌ی معین s ، تجاوز کند، ب- احتمال شرطی توزیع شدت خشک‌سالی در حالتی که مدت خشک‌سالی از یک حد آستانه معین d ، تجاوز کند

۴-۵- دوره‌ی بازگشت توأم و شرطی

پس از تعیین تابع مفصل مناسب برای داده‌های شدت و مدت خشک‌سالی در هر ایستگاه، تابع توزیع دومتغیره‌ی آن با استفاده از تابع مفصل مناسب ایجاد گردید و سپس با استفاده از آن دوره‌های بازگشت توأم محاسبه شد. همچنین دوره‌ی بازگشت شدت خشک‌سالی به شرطی که مدت خشک‌سالی از یک حد معین تجاوز کند $T_{S|D \geq d}$ و دوره‌ی بازگشت مدت خشک‌سالی به شرطی که شدت خشک‌سالی از یک حد آستانه‌ی معین تجاوز کند $T_{D|S > s}$ محاسبه شدند. دوره‌های بازگشت توأم و شرطی مشخصه‌های خشک‌سالی (شدت و مدت) اطلاعات مفیدی برای ارزیابی ریسک در اختیار می‌گذارند که در این تحقیق جهت محاسبه‌ی ریسک خشک‌سالی مورد استفاده قرار گرفتند. برای مثال، در شکل (۶) برای ایستگاه سبزواری برای شدت خشک‌سالی بزرگ‌تر از ۳ ($S > 3$) و مدت کمتر از ۳ ماه ($d < 3$) دوره‌ی بازگشت کمتر از ۱۰ سال ($T < 10$) است که نتایج محاسبات این عدد را ۸/۵ سال نشان داد و برای مدت بیش‌تر از سه ماه ($d > 3$) این مقدار افزایش یافته تا جایی که این دوره‌ی بازگشت برای مدت ۸ ماه و شدت ($S > 3$) به ۹۷/۶ سال می‌رسد. مهندسان و مدیران منابع آب می‌توانند از این اطلاعات به‌عنوان معیار طراحی برای شرایط بحرانی و پرتنش آبی استفاده کنند و همچنین در زمینه‌ی کشاورزی زارعین می‌توانند الگوی کشت خود را بر اساس پیش‌بینی‌های

احتمالاتی از مدت و شدت خشک‌سالی تعیین کنند. نتایج مربوط به سایر دوره‌ی بازگشت‌ها در ادامه‌ی این تحقیق آورده شده است.



شکل ۶: دوره‌ی بازگشت شرطی مدت خشک‌سالی برای حالت‌هایی که شدت خشک‌سالی از یک حد آستانه‌ی معین، S ، بیش‌تر باشد برای ایستگاه سبزوار

۴-۶- تحلیل توأم ریسک دومتغیره‌ی خشک‌سالی

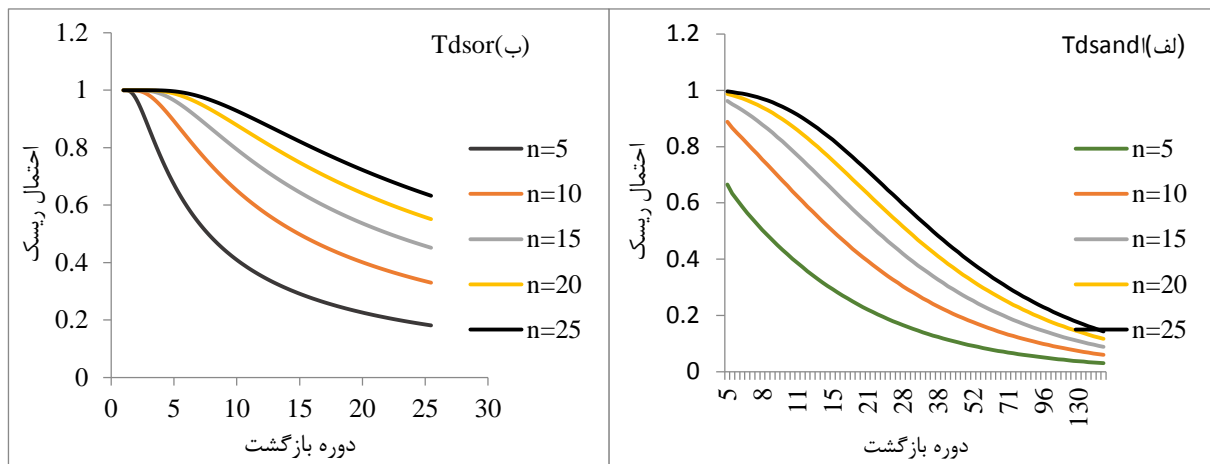
تحلیل ریسک خشک‌سالی یکی از اقدامات گسترده‌ای است که قبل از وقوع خشک‌سالی جهت مدیریت آن صورت می‌گیرد و سبب می‌شود که آسیب‌پذیری ناشی از خشک‌سالی به حداقل مقدار خود برسد. از آنجایی که خشک‌سالی‌ها در قالب یک سیکل طبیعی و به‌طور متناوب تکرار می‌شوند و از طرفی ریسک خشک‌سالی به دوره‌ی بازگشت وابسته است، احتمال رخ دادن آن‌ها در دوره‌های آتی نیز وجود دارد. لذا در این مطالعه، پس‌از آنکه دوره‌ی بازگشت در حالت‌های مختلف برای ایستگاه‌های مورد مطالعه تعیین گردید، بر اساس روش رایج و متداول، ریسک خشک‌سالی برای پنج حالت رخ داده $n = 5, 10, 15, 20, 25$ برای دوره‌ی بازگشت‌های مختلف محاسبه گردید. به‌عنوان مثال، برای ایستگاه سبزوار برای دو رخداد $n = 5, 25$ مقادیر حداکثر ریسک حالت $Tdsand$ (رابطه‌ی ۱۸ اجتماع) به ترتیب $0/665$ و $0/995$ و مقادیر حداقل آن به ترتیب $0/030$ و $0/143$ است. برای حالت $Tdsor$ (رابطه‌ی ۱۷ اشتراک) مقادیر حداکثر ریسک برای ایستگاه مذکور این مقادیر به ترتیب $0/937$ و $0/999$ و مقادیر حداقل آن $0/181$ و $0/663$ به دست آمد. این مقادیر برای دوره‌ی بازگشت‌های مختلف محاسبه گردیده است که در متن تحقیق به موارد حداکثر و حداقل اشاره شد. نمودار مربوط به ریسک خشک‌سالی برای ایستگاه سبزوار در دو حالت در شکل (۷: الف) و (۷: ب) و همچنین نتایج مربوط به ریسک سایر ایستگاه‌ها برای دوره‌ی بازگشت‌های مختلف (دوره‌ی بازگشت‌هایی که بر اساس آن‌ها ریسک ماکزیمم و مینیمم گردیده است) در جداول (۴) و (۵) آمده است. نتایج حاصل نشان داد از آنجایی که خشک‌سالی‌ها به صورت منطقه‌ای می‌باشند، لذا در ایستگاه‌هایی با شرایط اقلیمی مشابه میزان ریسک در سطوح مختلف به هم نزدیک است که بیش‌ترین خطر ریسک خشک‌سالی در منطقه‌ی مورد مطالعه مربوط به ایستگاه‌هایی هست که متوسط بارش آن‌ها بیش‌تر است (بجنورد، تربت حیدریه، سبزوار و مشهد). از آنجایی که خشک‌سالی‌ها به صورت منطقه‌ای می‌باشند، نتایج حاصل از محاسبات ریسک خشک‌سالی بحث منطقه‌ای بودن خشک‌سالی تأیید می‌کند، نتایج حاصل از این بخش با مطالعات (Zhang et al, 2020) مطابقت دارد.

جدول ۴: ریسک خشک‌سالی در دوره‌ی بازگشت‌های مختلف برای حالت Tdsand

مینیم					ماکزیمم					ایستگاه‌ها
n=۲۵	n=۱۵	n=۲۰	n=۱۰	n=۵	n=۲۵	n=۱۵	n=۲۰	n=۱۰	n=۵	
۰/۱۶۲	۰/۱۳۲	۰/۱۰۰	۰/۰۶۸	۰/۰۳۴	۰/۹۹۹	۰/۹۹۹	۰/۹۹۹	۰/۹۹۵	۰/۹۳۴	ایران‌شهر
۰/۱۴۹	۰/۱۲۱	۰/۰۹۲	۰/۰۶۲	۰/۰۳۱	۰/۹۹۴	۰/۹۸۵	۰/۹۵۸	۰/۸۷۹	۰/۶۵۳	بجنورد
۰/۱۸۵	۰/۱۵۱	۰/۱۱۵	۰/۰۷۸	۰/۰۴۰	۰/۹۹۹	۰/۹۹۹	۰/۹۹۹	۰/۹۹۴	۰/۹۲۵	بم
۰/۱۷۱	۰/۱۳۹	۰/۱۰۶	۰/۰۷۲	۰/۰۳۶	۰/۹۹۹	۰/۹۹۹	۰/۹۹۷	۰/۹۸۳	۰/۸۷۳	بندر جاسک
۰/۷۱۶	۰/۶۳۴	۰/۵۳۰	۰/۳۹۵	۰/۲۲۲	۰/۹۹۹	۰/۹۹۹	۰/۹۹۶	۰/۹۷۶	۰/۸۴۶	بیرجند
۰/۴۷۴	۰/۴۰۲	۰/۳۲۰	۰/۲۲۷	۰/۱۲۰	۰/۹۹۷	۰/۹۹۰	۰/۹۷۰	۰/۹۰۴	۰/۶۹۰	ترت حیدریه
۰/۱۵۹	۰/۱۲۹	۰/۰۹۸	۰/۰۶۷	۰/۰۳۴	۰/۹۶۷	۰/۹۳۵	۰/۸۷۲	۰/۷۴۶	۰/۴۹۶	چابهار
۰/۲۱۳	۰/۱۷۵	۰/۱۳۴	۰/۰۹۱	۰/۰۴۷	۰/۹۹۹	۰/۹۹۹	۰/۹۹۸	۰/۹۸۹	۰/۸۹۹	زابل
۰/۱۶۱	۰/۱۳۱	۰/۱۰۰	۰/۰۶۸	۰/۰۳۴	۰/۹۹۹	۰/۹۹۹	۰/۹۹۹	۰/۹۹۶	۰/۹۴۲	زاهدان
۰/۱۴۳	۰/۱۱۶	۰/۰۸۹	۰/۰۶۰	۰/۰۳۰	۰/۹۹۵	۰/۹۸۷	۰/۹۶۲	۰/۸۸۸	۰/۶۶۵	سبزوار
۰/۱۹۹	۰/۱۶۳	۰/۱۲۵	۰/۰۸۵	۰/۰۴۳	۰/۹۵۷	۰/۹۱۹	۰/۸۴۹	۰/۷۱۶	۰/۴۶۷	کرمان
۰/۴۱۰	۰/۳۴۵	۰/۲۷۲	۰/۱۹۰	۰/۱۰۰	۰/۹۸۶	۰/۹۶۷	۰/۹۲۳	۰/۸۱۹	۰/۵۷۵	مشهد

جدول ۵: ریسک خشک‌سالی در دوره‌ی بازگشت‌های مختلف برای حالت Tdsor

مینیم					ماکزیمم					ایستگاه‌ها
n=۲۵	n=۱۵	n=۲۰	n=۱۰	n=۵	n=۲۵	n=۱۵	n=۲۰	n=۱۰	n=۵	
۰/۲۴۶	۰/۲۴۶	۰/۱۹۱	۰/۱۳۲	۰/۰۶۸	۱	۰/۹۹۹	۰/۹۹۹	۰/۹۹۸	۰/۹۵۵	ایران‌شهر
۰/۱۴۹	۰/۱۲۱	۰/۰۹۲	۰/۰۶۲	۰/۰۳۱	۰/۹۹۴	۰/۹۸۵	۰/۹۵۸	۰/۸۷۹	۰/۶۵۳	بجنورد
۰/۳۲۸	۰/۲۷۲	۰/۲۱۲	۰/۱۴۷	۰/۰۷۶	۱	۰/۹۹۹	۰/۹۹۹	۰/۹۹۸	۰/۹۵۹	بم
۰/۳۱۱	۰/۲۵۸	۰/۲۰۱	۰/۱۳۸	۰/۰۷۱	۰/۹۹۹	۰/۹۹۹	۰/۹۹۹	۰/۹۹۵	۰/۹۳۶	بندر جاسک
۰/۸۱۷	۰/۷۴۳	۰/۶۳۹	۰/۴۹۳	۰/۲۸۸	۰/۹۹۹	۰/۹۹۹	۰/۹۹۸	۰/۹۸۴	۰/۸۷۷	بیرجند
۰/۵۷۹	۰/۵۰۰	۰/۴۰۵	۰/۲۹۲	۰/۱۵۹	۰/۹۹۸	۰/۹۹۴	۰/۹۷۹	۰/۹۲۵	۰/۷۲۷	ترت حیدریه
۰/۲۷۱	۰/۲۲۳	۰/۱۷۲	۰/۱۱۸	۰/۰۶۱	۰/۹۸۰	۰/۹۵۶	۰/۹۰۴	۰/۷۹۰	۰/۵۴۲	چابهار
۰/۲۱۴	۰/۱۷۵	۰/۱۳۴	۰/۰۹۱	۰/۰۴۷	۰/۹۹۹	۰/۹۹۹	۰/۹۹۸	۰/۹۸۹	۰/۸۹۹	زابل
۰/۲۷۸	۰/۲۲۹	۰/۱۷۷	۰/۱۲۲	۰/۰۶۳	۱	۰/۹۹۹	۰/۹۹۹	۰/۹۹۸	۰/۹۶۱	زاهدان
۰/۶۳۲	۰/۵۵۱	۰/۴۵۱	۰/۳۳۰	۰/۱۸۱	۰/۹۹۹	۰/۹۹۹	۰/۹۹۹	۰/۹۹۶	۰/۹۳۷	سبزوار
۰/۳۰۰	۰/۲۴۸	۰/۱۹۳	۰/۱۳۳	۰/۰۶۹	۰/۹۷۴	۰/۹۴۶	۰/۸۸۸	۰/۷۶۸	۰/۵۱۸	کرمان
۰/۵۲۱	۰/۴۴۵	۰/۳۵۷	۰/۲۵۵	۰/۱۳۷	۰/۹۹۱	۰/۹۷۷	۰/۹۴۲	۰/۸۵۱	۰/۶۱۴	مشهد



شکل ۷: نمودار ریسک خشک‌سالی برای ایستگاه سبزوار بر اساس دوره‌ی بازگشت؛ الف- Tdsand و ب- Tdsor

۵- نتیجه‌گیری

خشک‌سالی یک رویداد اقلیمی است، این پدیده از ویژگی‌های اصلی و تکرارشونده اقلیم‌های مختلف به شمار می‌رود که به‌عنوان یک وضعیت کمبود آب طولانی‌مدت، موضوعی چالش‌برانگیز در مدیریت منابع آب است. این پدیده یکی از بلایای طبیعی پرهزینه و کم‌تر شناخته‌شده است. پایش و پیش‌بینی خشک‌سالی‌ها، به‌ویژه تعیین دقیق زمان شروع و تداوم آن، اهمیت ویژه‌ای در مدیریت منابع آبی و برنامه‌ریزی جهت کاهش اثرات مخرب خشک‌سالی دارد. در این تحقیق، جهت تحلیل توأم ریسک خشک‌سالی برای ۱۲ ایستگاه در شرق کشور ابتدا مشخصه‌های خشک‌سالی (شدت و مدت) از سری زمانی شاخص بارش اصلاحی (SPI^{mod}) استخراج شدند. به‌منظور محاسبه‌ی شاخص SPI^{mod} از داده‌های ماهانه‌ی بارش طی دوره‌ی آماری ۲۰۱۷-۱۹۷۱ استفاده گردید. پس از برازش توابع توزیع حاشیه‌ای بر مشخصه‌های خشک‌سالی، برازش نه تابع مفصل (علی-میخائیل-حق، فارلی-گامبل-مورگنسترن، فرانک، کلایتون، گلامبوس، گامبل-هوگارد، گامبل-بارنت، پلاکت و جوئی) برای ایجاد توزیع دومتغیره مورد آزمون قرار گرفت. نتایج حاصل از شاخص بارش اصلاحی در دو مقیاس ۱ ماهه و ۱۲ ماهه نشان داد که بر اساس مقیاس ۱ ماهه بیش‌ترین فراوانی ماه خشک مربوط به ایستگاه بجنورد با ۳۰۳ ماه خشک (از بین ۵۵۲ ماه دوره‌ی آماری) و کم‌ترین میزان خشک‌سالی مربوط به بندر جاسک با ۱۱۸ ماه خشک است. بر اساس مقیاس ۱۲ ماهه بیش‌ترین فراوانی ماه خشک مربوط به ایستگاه سبزوار با ۲۵۷ ماه (۰/۵۳ از ماه‌های دوره‌ی زمانی مورد مطالعه خشک بوده است) و کم‌ترین فراوانی ماه خشک مربوط به ایستگاه بیرجند با ۲۳۰ ماه خشک است. همچنین نتایج نشان داد در منطقه‌ی مورد مطالعه تابع مفصل جوئی بهترین برازش را بر مقادیر مشاهداتی دارد و به‌عنوان تابع مفصل برتر انتخاب شد. بر اساس این تابع مفصل مقادیر پارامترهای تابع مفصل به صورت زیر به دست آمد: پارامتر وابستگی تابع مفصل (تتا) برای تمامی ایستگاه‌ها در دامنه نوسان عدد یک، ضریب نش-ساتکلیف در محدوده‌ی ۰/۷۶ تا ۰/۹۹، ریشه‌ی میانگین مربعات خطا در محدوده‌ی ۰/۰۰۷ تا ۰/۰۳۴، ضریب همبستگی خطی ۰/۶۸ تا ۰/۸۱، ضریب همبستگی اسپیرمن ۰/۴۹ تا ۰/۵۸، تاو کندال ۰/۷۲ تا ۰/۹۹ و حداکثر درست‌نمایی ۵۴- تا ۱۹۴- به دست آمد. محدوده‌ی مقادیر مذکور نشان از دقت و صحت این تابع مفصل در ایجاد توزیع دومتغیره‌ی خشک‌سالی در منطقه‌ی مورد مطالعه است. تحلیل توأم خشک‌سالی و تحلیل ریسک آن بر اساس مقادیر مختلف شدت و مدت نشان داد که مناطق پربارش نسبت به مناطق کم‌بارش در معرض ریسک خشک‌سالی‌های شدیدتری قرار دارند و بیش‌ترین میزان ریسک خشک‌سالی مربوط به ایستگاه‌های بجنورد، تربت حیدریه، سبزوار و مشهد است. آگاهی از دوره‌ی بازگشت خشک‌سالی‌ها، خطر ریسک را نشان می‌دهد و این موضوع می‌تواند در جهت برنامه‌ریزی‌های منابع آب، طراحی، بهره‌برداری از مخازن، تعیین الگوی کشت، زیست‌محیطی،

صنعت، شرب و سایر حوضه‌های مرتبط با بخش آب اطلاعات مفیدی را در اختیار نهادها و سازمان‌های مرتبط قرار دهد تا بتوانند با آگاهی از وقوع خشک‌سالی‌ها خسارات ناشی از آن را به حداقل مقدار ممکن برسانند.

۶- منابع

- ۱- ادیب، آرش، گرجی‌زاده، علی (۱۳۹۵). بررسی و پایش خشک‌سالی با استفاده از شاخص‌های خشک‌سالی (مطالعه‌ی موردی: حوضه‌ی آبریز دز)، نشریه‌ی علمی پژوهشی مهندسی آبیاری و آب ایران، سال ۷، شماره‌ی ۲، صص ۱۷۳-۱۸۵.
- ۲- اژدری، زهرا، بذرافشان، ام‌البنین، شکاری، مرضیه، زمانی، حسین (۱۳۹۹). تحلیل شدت، مدت و بزرگی خشک‌سالی هیدرولوژیک با استفاده از توابع کاپولا، (مطالعه‌ی موردی: حوضه‌ی آبخیز کل مهران و بندر سیچ)، مجله‌ی آکو هیدرولوژی، دوره‌ی ۷، شماره‌ی ۱، صص ۲۴۹-۲۳۷.
- ۳- پورطاهری، مهدی، رکن‌الدین افتخاری، عبدالرضا، کاظمی، نسرین (۱۳۹۲). نقش رویکرد مدیریت ریسک خشک‌سالی در کاهش آسیب‌پذیری اقتصادی-اجتماعی کشاورزان روستایی، پژوهش‌های روستایی، شماره‌ی یکم، دوره‌ی ۴، پیاپی ۱۳، صص ۱-۲۲.
- ۴- خانی تملیه، ذبیح اله، رضایی، حسین، میرعباسی نجف‌آبادی، رسول (۱۳۹۹). تحلیل چندمتغیره خشک‌سالی‌های هواشناسی در ایران با استفاده از شاخص کمبود توأم (JDI) هواشناسی کشاورزی، شماره‌ی یکم، دوره‌ی ۸، صص ۲۶-۳۹.
- ۵- رضایی، حسین، میرعباسی نجف‌آبادی، رسول، خانی تملیه، ذبیح اله (۱۳۹۹). تحلیل دومتغیره‌ی ریسک خشک‌سالی در غرب و شمال غرب ایران با استفاده از الگوریتم PSO و توابع مفصل، مجله‌ی پژوهش‌های حفاظت آب‌و‌خاک، شماره‌ی سوم، دوره‌ی ۲۷، صص ۱۴۴-۱۲۵.
- ۶- علیزاده، امین (۱۳۹۱). اصول هیدرولوژی کاربردی، ویرایش پنجم، چاپ سی پنجم، دانشگاه امام رضا (ع)، صص ۹۲۸.
- ۷- فلاح قالهری، غلام‌عباس، حاجی محمدی، حسن، کشاورزی، حمید (۱۳۹۲). پهنه‌بندی خطر خشک‌سالی استان همدان با استفاده از شاخص بارش استاندارد (SPI)، پنجمین کنفرانس مدیریت منابع آب ایران، تهران، انجمن علوم و مهندسی منابع آب ایران، دانشگاه شهید بهشتی.
- ۸- قاسمی‌نژاد، سعیده، سلطانی، سعید، سفیانیان، علیرضا (۱۳۹۳). ارزیابی ریسک خشک‌سالی استان اصفهان، مجله‌ی علوم و فنون کشاورزی و منابع طبیعی، علوم آب‌و‌خاک، جلد ۱۸، شماره‌ی ۶۸، صص ۲۲۶-۲۱۳.
- ۹- کریمی، مهشید، شاهدی، کاکا، خسروی، خه‌بات (۱۳۹۵). بررسی خشک‌سالی هواشناسی و هیدرولوژیکی با استفاده از شاخص‌های خشک‌سالی در حوضه‌ی آبخیز قره‌سو، مجله‌ی فیزیک زمین و فضا، دوره‌ی ۴۲، شماره‌ی ۵، صص ۱۷۰-۱۵۹.
- 10- Akaike, H. (1974). A new look at Statistical Model Identification. *IEEE Transactions on Automatic Control*, 19: 716- 723.
- 11- Ayantobo, O.O., Li, Y., Song, S. (2019). Copula-based trivariate drought frequency analysis approach in seven climatic sub-regions of mainland China over 1961–2013. *Theoretical and Applied Climatology*, 137: 2217- 2237.
- 12- Ayantobo, O. O., Li, Y., & Song, S. (2019). Multivariate drought frequency analysis using four-variate symmetric and asymmetric Archimedean copula functions. *Water Resources Management*, 33(1), 103-127.
- 13- Chen, L. Singh, V.P., Guo, S., Mishra, A.K., Guo, J. (2013). Drought analysis using copulas. *Journal of Hydrologic Engineering*, 18(7): 797–808.
- 14- Ganguli, P., Reddy, M.J. (2012). Risk assessment of droughts in Gujarat using bivariate copulas, *Water Resources Management*, 26: 3301-3327.
- 15- Haro, D., Abel, S., Javier, P., Joaquín, A. (2014). Methodology for drought risk assessment in within- year regulated reservoir systems: Application to the Orbigo, River System (Spain). *Water Resources Management*, 28(11): 3801-3814.
- 16- Hou, W., Yan, P., Feng, G., Zuo, D. (2021). A 3D Copula Method for the Impact and Risk Assessment of Drought Disaster and an Example Application. *Frontiers in Physics*, 9, 156.
- 17- Iuliana Bunea, A. (2019). Drought risk assessment by means of drought hazard and vulnerability indices in Muntenia Region. *RISCURI ȘI CATASTROFE*, NR. XIX, 25: 73-84.

- 18- Jiang, S., Yang, R., Cui, N., Zhao, L., (2018). Analysis of drought vulnerability characteristics and risk assessment based on information distribution and diffusion in Southwest China. *Atmosphere*, 9(7): 239.
- 19- Joe, H., (1997). *Multivariate Models and Dependence Concepts*. London: Chapman & Hall. 399 pp.
- 20- Kao, S.C., Govindaraju, R.S. (2010). A copula-based joint deficit index for droughts. *Journal of Hydrology*, 380: 121-134.
- 21- Li, J., Bardossy, A., Guenni, L., Liu, M. (2011). A copula based observation network design approach. *Environmental Modelling & Software*, 26 (11): 1349-1357.
- 22- Maeng, S.J., Azam, M., Kim, H.S., Hwang, J.H. (2017). Analysis of changes in spatio-temporal patterns of drought across South Korea. *Water*, 9, 679.
- 23- Mesbahzadeh, T., Mirakbari, M., Mohseni Saravi, M., Soleimani Sardoo, F., Miglietta, M.M. (2019). Meteorological drought analysis using copula theory and drought indicators under climate change scenarios (RCP), *Meteorological Application*, 27(1): 1-20.
- 24- Mirabbasi, R., Fakheri-Fard, A., Dinpashoh, Y. (2012). Bivariate drought frequency analysis using the copulamethod. *Theoretical and Applied Climatology*, 108: 191–206.
- 25- Nash, J.E., and Sutcliffe, J.V., (1970). River flow forecasting through conceptual models. A discussion of principles. *Journal of Hydrology*, 10: 282–290.
- 26- Nelsen, R.B., (2006). *An Introduction to Copulas*, Springer, New York. 269 pp.
- 27- Ramezani, Y., Nazeri Tahroudi, M., Ahmadi, F. (2020). Analyzing the droughts in Iran and its eastern neighboring countries using copula functions. *Quarterly Journal of the Hungarian Meteorological Service*, 123(4): 435-453.
- 28- Reddy, M.J., Ganguli, P. (2013). Spatio-temporal analysis and derivation of copula-based intensity-area-frequency curves for droughts in western Rajasthan (India). *Stochastic Environmental Research and Risk Assessment*, 27: 1975–1989.
- 29- Salvadori, G., De Michele, C. (2004). Frequency analysis via copulas: theoretical aspects and applications to hydrological events. *Water Resources Research*, 40:W12511.
- 30- Shiau, J.T. (2003). Return period of bivariate distributed hydrological events. *Stochastic Environmental Research and Risk Assessment*, 17(1–2): 42–57.
- 31- Shiau, J.T. (2006). Fitting drought duration and severity with two-dimensional copulas. *Water Resources Management*, 20: 795–815.
- 32- Shiau, J.T., Modarres R. (2009). Copula-based drought severity-duration-frequency analysis in Iran. *Meteorological Applications*, 16: 481–489.
- 33- Sklar, A. (1959.) Fonctions de répartition à n dimensions et leurs marges, *Publications de l'Institut de Statistique de L'Université de Paris*, 8: 229-231.
- 34- Suroso, S., Bárdossy, A. (2018). Investigation of asymmetric spatial dependence of precipita using empirical bivariate copulas. *Journal of Hydrology*, 565: 685- 697.
- 35- Tamara Henry, S. (2020). Comparison of drought indices in the Rio Minho Watershed, Jamaica. *Journal of Geografia (Londrina)* 29(1): 125- 139.
- 36- Tingsanchali, T., Piriya Wong, T. (2018). Drought Risk Assessment of Irrigation Project Areas in a River Basin. *Engineering Journal*, 22(1): 280-286.
- 37- Vergni, L., Todisco, F., Bruno, D. L., Mannocchi, F. (2019) .Bivariate analysis of drought duration and severity for irrigation planning. *Agricultural Water Management*, 229: 105926.
- 38- Wu, C., Yeh, P. J. F., Chen, Y. Y., Lv, W., Hu, B. X., Huang, G. (2021). Copula-based risk evaluation of global meteorological drought in the 21st century based on CMIP5 multi-model ensemble projections. *Journal of Hydrology*, 598, 126265.
- 39- Zhang, L., Wang, Y., Chen, Y., Bai, Y., Zhang, Q. (2020) Drought risk assessment in Central Asia using a probabilistic copula function approach. *Water*, 12, 421.
- 40- Zhao, P., Lü, H., Fu, G., Zhu, Y., Su, J., & Wang, J. (2017). Uncertainty of hydrological drought characteristics with copula functions and probability distributions: a case study of Weihe River, China. *Water*, 9(5), 334.