

## ارزیابی عملکرد مدل‌های CMIP5 در تحلیل فراوانی دو متغیره مفصل-مبنای ویژگی‌های خشکسالی در بخش جنوبی حوضه آبریز کارون

منصوره کوهی<sup>۱\*</sup> و مرتضی پاکدامن<sup>۱</sup>

۱. استادیار، پژوهشکده اقلیم‌شناسی و تغییر اقلیم، پژوهشگاه هوشناسی و علوم جو، مشهد، ایران

(دریافت: ۱۴۰۰/۴/۸، پذیرش نهایی: ۱۴۰۰/۱۰/۲۰)

### چکیده

تجزیه و تحلیل احتمالی وقایع خشکسالی در مدیریت و برنامه‌ریزی مناسب سیستم‌های منابع آب نقش مهمی دارد. به‌طور خاص، برآورد دوره‌های بازگشت این پدیده می‌تواند اطلاعات مفیدی برای استفاده مناسب از آب در شرایط خشکسالی فراهم کند. در این مطالعه، توانمندی دو مدل سری CMIP5 در شبیه‌سازی ویژگی‌های احتمالاتی توأم شدت و مدت این بلیه با استفاده از مفصل مورد بررسی قرار گرفته و تحلیل فراوانی دو متغیره مفصل-مبنای بر حسب شدت و مدت SPEI3 برای دوره پایه و دوره آتی در بخش جنوبی حوضه کارون انجام شده است. رویداد خشکسالی در سری SPEI3 به‌صورت تعدادی متوالی از این رویداد در فواصل زمانی که مقادیر SPEI کمتر از -۱ است تعیین شد. پس از شناسایی خشکسالی، چندین ویژگی مانند شدت، مدت، سختی و... را می‌توان تعیین کرد. از توابع مفصل و توزیع‌های حاشیه‌ای برای محاسبه دوره‌های بازگشت توأم شدت و مدت به دو صورت "و" و "یا" استفاده و تأثیرات تغییر اقلیمی بر ویژگی‌های خشکسالی آینده با استفاده از دو مدل اقلیم HadGEM2-es و IPSL-CM4-MR تحت سناریوهای RCP4.5 و RCP8.5 طی دوره ۲۰۲۱-۲۰۵۰ ارزیابی شد. نتایج نشان داد که توابع فرانک (ایستگاهی) و گامبل (CRU) و دو مدل اقلیمی بهترین انتخاب برای برازش بر مقادیر مدت و شدت استخراج شده از سری SPEI-3 بودند. مدل HadGem توانمندی خوبی را در شبیه‌سازی رفتار احتمالاتی توأم خشکسالی طی دوره پایه نشان داد. همچنین پیش‌نگری‌ها نشان داد اهواز در آینده نزدیک در مقایسه با دوره پایه تحت دو سناریو، خشکسالی‌های شدیدتری به‌ویژه در شبیه‌سازی مدل HadGEM2-es تجربه خواهد کرد.

واژه‌های کلیدی: اهواز، دوره بازگشت، تغییر اقلیم، ویژگی‌های احتمالاتی.

### ۱. مقدمه

با توجه بروز خسارات گسترده در زمان خشکسالی در مناطق مختلف ایران (امیرخانی و شیزری، ۲۰۱۰؛ رضیئی و همکاران، ۲۰۰۹؛ USDA، ۲۰۰۸؛ شهابفر و آیتزینگر، ۲۰۰۸) و از طرفی بحث تغییر اقلیم، مسئله پیش‌بینی این رویدادها طی دوره‌های آتی با لحاظ سناریوهای تغییر اقلیم، به‌عنوان نیازی واقعی برای بخش‌های مدیریتی و کاربردی و تعهدی ضروری برای سازمان‌های مسئول، به‌منظور دوری از صدمات بالقوه ناشی از این پدیده، مطرح می‌باشد چراکه پیش‌بینی و پیش‌نگری قابل قبول این رخدادهای منجر به فراهم آوردن فرصتی مناسب برای تعدیل اثرات آن و اعمال مدیریت ریسک این بلیه در دوره‌های آتی خواهد شد. با وجود آن‌که اغلب پژوهش‌ها، بر پیش‌بینی دقیق زمان وقوع خشکسالی‌های آتی متمرکز شده است، به نظر می‌رسد انجام پژوهش‌هایی در رابطه با اثرات تغییر اقلیم بر ویژگی‌های احتمالاتی

خشکی، مشخصه همیشگی اقلیم است و محدود به مناطقی با بارش کم می‌شود. اما خشکسالی، یک نابهنجاری موقت است که تقریباً در تمامی نواحی اقلیمی از مناطق بسیار پرباران تا مناطق بسیار کم باران اتفاق می‌افتد. متغیرهای متفاوت هوشناسی و عوامل اجتماعی-اقتصادی گوناگون، بعلاوه طبیعت تصادفی تقاضای آب در مناطق مختلف دنیا، موانعی بزرگی برای ارائه تعریفی دقیق از این رویداد به‌منظور بررسی آن، محسوب می‌شود (یوویویچ، ۱۹۶۷). در کل، خشکسالی، کمبود آب در یک دوره زمانی پیوسته در مقایسه با شرایط نرمال است به‌طوری‌که این پدیده برای چندین هفته، ماه و حتی سال استمرار می‌یابد و منطقه بزرگی را تحت تأثیر قرار می‌دهد (سو و همکاران Intergovernmental of Climate Change، ۲۰۱۵)، (IPCC، ۲۰۰۷). خشکسالی دارای چهار طبقه هوشناسی، هیدرولوژیکی، کشاورزی و اقتصادی-اجتماعی است.

خشکسالی‌های آتی نیز مورد نیاز باشد.

تحلیل‌های متفاوت احتمالاتی را می‌توان برای بررسی جنبه‌های مختلف خشکسالی انجام داد. رهیافت مشترک دیگر برای توصیف این رویدادها، شامل برازش توابع توزیع احتمالاتی بر نمونه‌ای از ویژگی‌های خشکسالی و محاسبه دوره بازگشت این متغیرها می‌باشد. تحلیل فراوانی خشکسالی (به‌ویژه برای انواع شدید آن) در انتخاب معیارهای تعدیل و به‌منظور مدیریت ریسک این پدیده ضروری است (سو و همکاران، ۲۰۱۵). این تحلیل‌ها شامل تحلیل‌های تک‌متغیره، چند متغیره و تحلیل زمانی-مکانی این پدیده می‌باشد.

معمولاً ویژگی‌های خشکسالی به‌صورت جداگانه با استفاده از تحلیل فراوانی تک‌متغیره هر ویژگی نشان داده می‌شود. اما از آنجایی که خشکسالی پدیده پیچیده‌ایست، یک متغیر نمی‌تواند ارزیابی جامعی از این پدیده را ارائه نماید. از طرف دیگر، تحلیل جداگانه از توزیع مدت و شدت خشکسالی قادر به بیان وابستگی معنی‌دار موجود بین این متغیرها نیست. با توجه به این موارد، رهیافت بهتر برای توصیف ویژگی‌های خشکسالی، استخراج توزیع توأم متغیرهای خشکسالی به‌جای استفاده از تحلیل‌های تک‌متغیره آن است. اگرچه روش‌های متفاوتی برای شناسایی توزیع توأم ویژگی‌های خشکسالی همانند شدت، مدت یا سختی پیشنهاد شده است اما در استفاده از این روش‌ها محدودیت‌هایی وجود دارد. بزرگ‌ترین مشکل توزیع‌های کلاسیک دو متغیره، شامل استنتاجات پیچیده ریاضی برای برازش پارامترهای به‌دست آمده از داده‌های تولیدی یا مشاهداتی است (شی‌یا، ۲۰۰۶)؛ همچنین در چنین توزیع‌هایی، وابستگی موجود بین متغیرها لحاظ نمی‌شود.

برای این منظور و رفع نواقص فوق، اسکالر (۱۹۵۹) توابع مفصل را به‌عنوان گزینه مناسبی معرفی کرد چراکه این توابع، ضمن آن‌که امکان تحلیل توأم دو متغیره (یا بالاتر) را فراهم می‌آورند، ساختار و میزان وابستگی بین متغیرها را نیز در محاسبات دخالت می‌دهند. در واقع، مفصل‌ها،

ابزاری مفید برای ساختن توزیع‌های توأم با توابع توزیع کناری متفاوت می‌باشند.

در دهه هشتاد میلادی، استفاده از این توابع در علم اقتصاد و محاسبات مالی برای مدل‌سازی وابستگی خسارات، مرگ‌ومیر، مدیریت ریسک و قیمت‌گذاری اشتقاقی آغاز شد. برای اولین بار از این ابزار برای بررسی توأم متغیرهای مدت و سختی خشکسالی استفاده شد (شی‌یا، ۲۰۰۶؛ فرز و والدز، ۱۹۹۸). این پژوهشگران در قالب تحلیل دو متغیره، پنج نوع تابع مفصل دو بعدی را برای ساخت توزیع توأم بین شدت (توزیع گاما) و مدت (توزیع نمایی) خشکسالی به‌کار بردند. در زمینه هیدرولوژی، این توابع اولین بار برای تحلیل فراوانی بارش به‌کار رفتند (سالوادوری و دی‌میگله، ۲۰۰۷). از آن زمان به‌بعد، توزیع‌های مفصل-منا به‌طور روزافزونی در زمینه‌های مهندسی آب شامل تحلیل دوره‌های بازگشت متغیرهای حدی هیدروکلیمایی شامل رویدادهای سیلابی (شی‌یا، ۲۰۰۳، دی‌میگله و همکاران، ۲۰۰۵، شی‌یا، ۲۰۰۶؛ کائو و گویندراجو، ۲۰۱۰، چن و همکاران، ۲۰۱۲، رحیمی و همکاران، ۲۰۱۴، احمدی و همکاران، ۱۳۹۶)، حجم آب و اوج جریان برای فراوانی بارش (ژانگ و سانگ، ۲۰۰۷)، بارش‌های حدی (لیو و همکاران، ۲۰۱۴) و رویدادهای خشکسالی (شی‌یا، ۲۰۰۶؛ شی‌یا و همکاران، ۲۰۰۷؛ سرینالدی و همکاران، ۲۰۰۹؛ شی‌یا و مدرس، ۲۰۰۹؛ کائو و گویندراجو، ۲۰۱۰؛ وانگ و همکاران، ۲۰۱۰؛ سانگ و سینگ، ۲۰۱۰؛ میرعباسی و همکاران، ۲۰۱۲؛ ریدی و گانگولی، ۲۰۱۲؛ عزیزآبادی و همکاران، ۱۳۹۵؛ گی و همکاران، ۲۰۱۶؛ خانی تملیه و همکاران، ۱۳۹۹). به‌کار رفته‌اند. در رابطه با کاربرد توابع مفصل در تحلیل‌های دو متغیره خشکسالی در ایران نیز پژوهش‌هایی انجام شده است (میرعباسی و همکاران، ۲۰۱۲؛ کوهی، ۱۳۹۶؛ مصباح‌زاده و همکاران، ۲۰۲۰).

در زمینه پیش‌نگری این پدیده، مددگار و مرادخانی (۲۰۱۳) اقدام به تحلیل خشکسالی‌های هیدرولوژیکی تحت شرایط تغییر اقلیم با استفاده از توابع مفصل سه

RCP ۸/۵ به‌ازای مدت و شدت معین در مقایسه با دوره پایه کاهش می‌یابد. متولی باشی و همکاران (۲۰۱۹) به‌دلیل همبستگی زیاد بین خصوصیات خشکسالی چند تابع مفصل از خانواده‌های ارشمیدسی و بیضوی، برای ایجاد توزیع توأم و ارزیابی دوره‌های بازگشت خشکسالی در حوضه زاینده رود، استفاده کردند. نتایج حاکی از آن بود که دوره بازگشت خشکسالی شدید معیار در دوره تاریخی حدود پنج سال بوده و این مقدار به حدود ۸۰ سال در آینده افزایش خواهد یافت.

هدف اصلی این پژوهش، ارزیابی توانمندی دو مدل اقلیمی جهانی از سری CMIP5 در شبیه‌سازی مشخصات احتمالاتی خشکسالی و تحلیل فراوانی آن تحت شرایط تغییر اقلیم با استفاده از توابع مفصل است؛ بدین منظور شناسایی و تعیین مفصل‌های مناسب دو متغیره شدت و مدت خشکسالی برای تحلیل و بررسی اثر تغییر اقلیم بر دوره‌های بازگشت آن با کاربرد نمایه بارش-تبخیر-تعرق استاندارد شده SPEI (-Standardized Precipitation-Evapotranspiration Index) انجام شده است. از آنجایی که در محاسبه این نمایه، از متغیر تبخیر-تعرق استفاده می‌شود، کاربرد آن، فرصتی برای ارزیابی مستقیم اثر دما بر فراوانی و شدت خشکسالی‌ها را فراهم می‌آورد. پیش فرض‌های این پژوهش شامل: ۱- پارامترهای توزیع گاما در آینده بدون تغییر خواهد ماند. به عبارتی دیگر پدیده خشکسالی تحت مطالعه تا حدی ایستا می‌باشد؛ ۲- متغیرهای شدت و مدت خشکسالی به‌عنوان داده‌های پیوسته در نظر گرفته می‌شوند و ۳- در تخمین پارامترهای توابع مفصل عدم قطعیت وجود دارد.

## ۲. روش پژوهش

### ۲-۱. موقعیت جغرافیایی و اقلیم منطقه

حوضه آبریز کارون بزرگ در جنوب غرب ایران واقع شده و دارای بزرگ‌ترین پتانسیل آبی کشور و واجد بیشترین و عظیم‌ترین طرح‌های آبی می‌باشد. مساحت آن ۶۷۲۵۷ کیلومتر مربع است (۵ درصد از مساحت کل

متغیره در بالا دست رودخانه کالمت در ایالات متحده آمریکا کردند. نتایج این پژوهش نشان داد در مقایسه با رویدادهای دوره پایه، کاهش کلی در شدت و مدت خشکسالی برای منطقه مورد بررسی طی دوره زمانی ۲۰۹۰-۲۰۲۰ به‌دست آمد. وانگ و همکاران (۲۰۱۰)، توزیع‌های شرطی شدت خشکسالی و دوره‌های بازگشت توأم برای دو دوره زمانی ۲۰۰۹-۱۹۲۰ و ۲۰۹۰-۲۰۲۰ با استفاده از پروتاد مدل‌های آرشیو در CMIP3 (The Coupled Model Intercomparison Project) تحت سناریوی A1B بررسی کردند. چن و همکاران (۲۰۱۳)، از سری زمانی نمایه ماهانه استاندارد بارش، ویژگی‌های خشکسالی شامل مدت، شدت، فاصله زمانی و مقادیر حداقل SPI را استخراج کردند. توزیع‌های نمایی برای مدل‌سازی مدت و فاصله زمانی، توزیع گاما برای مدل‌سازی شدت خشکسالی و توزیع پارتو برای مقادیر حداقل SPI و چندین مفصل ارشمیدسی و فامیل‌های متا-بیضوی برای ساخت توزیع‌های توأم چهاربعدی مورد استفاده قرار گرفت. همچنین از مفصل به‌منظور ارائه یک نمایه ترکیبی از SPI و EDDI به‌منظور بررسی اثرات تغییر اقلیم نیز استفاده شده است (ون و همکاران، ۲۰۲۰). مصباح‌زاده و همکاران (۲۰۲۰) در ایران اثرات تغییر اقلیم بر خشکسالی در استان یزد تحت سناریوهای RCP (Representative Concentration Pathways) را بررسی کردند. نتایج این پژوهش نشان داد این منطقه طی دوره‌های آتی با خشکسالی‌های شدیدتری روبه‌رو خواهد بود. عزیزآبادی و همکاران (۱۳۹۵) نیز به بررسی اثرات تغییر اقلیم بر منحنی‌های شدت-مدت-فراوانی حوضه آبریز قره‌سو پرداختند. نتایج نشان داد در دوره پایه، دوره بازگشت یک رویداد خشکسالی به میزان سختی ۱۰ و مدت برابر یا کمتر از ۶ ماه، ۵ سال می‌باشد. دوره بازگشت همین رویداد خشکسالی تحت سناریوهای نماینده خط سیر غلظت گازهای گلخانه‌ای RCP ۲/۶، RCP ۴/۵ و RCP ۸/۵ به ترتیب برابر ۲۱، ۱۷ و ۴ سال به‌دست آمد. بنابراین دوره‌های بازگشت تحت سناریوی

از داده‌های شبکه‌ای سری‌های زمانی واحد تحقیقات اقلیمی (CRUTS3.23) انگلستان استفاده شده است. از سوی دیگر، خروجی‌های مدل‌های اقلیمی مورد استفاده در این پژوهش نسبت به این داده‌های شبکه‌ای، ریزمقیاس و تصحیح اریبی شده‌اند که این امر دلیل دیگر استفاده از این سری داده‌های شبکه‌ای CRU می‌باشد. بررسی‌ها نشان داده است همخوانی مناسب و قابل قبولی بین مقادیر دما و بارش ماهانه این سطوح اقلیمی با مقادیر ایستگاهی اهواز وجود دارد (کوهی، ۱۳۹۶).

### ۳. نتایج

#### ۳-۱. برون‌داد مدل‌های اقلیمی

مدل‌های گردش عمومی جو-اقیانوس AOGCM (Atmosphere-Ocean General Circulation Model)، مدل‌های استاندارد هستند که در ارزیابی گزارش چهارم هیات بین‌الدول تغییر اقلیم (AR4) به کار رفته‌اند. تابع اصلی این مدل‌ها، شناخت مولفه‌های فیزیکی و دینامیکی سامانه اقلیم (جو، اقیانوس، سطح زمین و یخ دریا) است و پیش‌بینی‌های این مدل‌ها بر اساس واداشت گازهای گلخانه‌ای و آثروسل‌ها می‌باشد. طی سال ۲۰۱۲-۲۰۱۳، WCRP پیش‌بینی‌های جهانی اقلیم بر اساس فاز پنجم CMIP، در اختیار جامعه علمی قرار داد (تیلور و همکاران، ۲۰۱۲، IPCC، ۲۰۱۳). مزیت CMIP5 نسبت به نسخه قبلی، قدرت تفکیک بالاتر مدل‌ها، تعداد بیشتر مدل و مجموعه غنی‌تری از میدان‌های خروجی (علاوه بر دما و بارش) است. در این پژوهش از عضو اسمبل اول (r1i1p1) هر مدل استفاده شده است. در مدل‌های پروژه هم سنج مدل جفت شده، از سناریوهای جدید به نام «نماینده خط سیر غلظت گازهای گلخانه‌ای» (RCP) استفاده شده است (IPCC، ۲۰۱۳) (جدول ۱).

کشور). دو رودخانه بزرگ یعنی کارون و دز، پس از طی مسیرهای کوهستانی به‌طور جداگانه وارد دشت خوزستان شده و در محل بند قیر (۵۰ کیلومتری شمال اهواز) به یکدیگر متصل شده و در نهایت به خلیج فارس می‌ریزند. این حوضه دارای انواع اقلیم‌های خشک بیابانی، نیمه‌خشک، نیمه‌مرطوب، خیلی‌مرطوب مدیترانه‌ای و سرد مرطوب است. رژیم بارش این حوضه، مدیترانه‌ای است. حدود ۹۶ درصد بارش‌ها، در فاصله ماه‌های آبان تا اردیبهشت رخ می‌دهند و مقدار بارش از ۱۵۰ میلی‌متر تا بیش از ۱۰۰۰ میلی‌متر در ارتفاعات متغیر است. آبریز حوضه کارون بزرگ به چهار بخش مجزا از نظر اقلیمی شامل بخش کوهستانی حوضه آبریز رودخانه کارون، بخش کوهستانی حوضه آبریز رودخانه دز، بخش میانی حوضه آبریز کارون بزرگ و بخش جنوبی حوضه آبریز کارون بزرگ (از اهواز تا مصب رودخانه) تقسیم می‌شود.

#### ۲-۲. داده‌های مشاهداتی نقطه‌ای و شبکه‌ای

در این پژوهش، از اطلاعات هواشناسی ایستگاه همدیدی اهواز که در طول جغرافیایی ۴۸/۷، عرض جغرافیایی ۳۱/۳ درجه و ارتفاع ۲۲/۵ متر از سطح دریا قرار دارد به‌عنوان نماینده بخش جنوبی حوضه کارون بزرگ استفاده شده است. اقلیم این منطقه خشک و گرم با میانگین دمای هوا در این ایستگاه طی دوره آماری ۲۰۱۰-۱۹۷۱، ۲۵/۴°C و میانگین بارش سالانه ۲۰۹/۲ میلی‌متر می‌باشد.

در مقایسه با داده‌های ایستگاه-مبنا، داده‌های شبکه‌ای با قدرت تفکیک بالا برای جستجوی الگوهای مکانی خشکسالی‌ها بسیار مفید می‌باشند. از آنجایی که با استفاده از داده‌های شبکه‌ای نیازی به انجام میان‌یابی مکانی ویژگی‌های خشکسالی به‌دست آمده از تحلیل‌های ایستگاه-مبنا نیست (مسعود و همکاران، ۲۰۱۵)، در این پژوهش

جدول ۱. مشخصات سناریوهای RCP (IPCC, ۲۰۱۳).

سناریو	غلظت دی اکسید کربن (ppm) تا سال ۲۱۰۰	واداشت تابشی ( $Wm^2$ ) تا سال ۲۱۰۰	کشور و مؤسسه طراح	فرض‌های کلیدی
RCP8.5	۱۳۷۰	۸/۵	تیم مدل‌سازی MESSAGE و مؤسسه بین‌المللی آنالیز سیستم‌های کاربردی اتریش (IIASA)	بدون اتخاذ هیچ گونه سیاستی در رابطه با کاهش آثار و مقابله با پیامدهای تغییر اقلیم، آب و هوای کره زمین در خط سیر انتشار پیش خواهد رفت به طوری که ادامه این روند منجر به واداشت تابشی به میزان ۸/۵ وات بر متر مربع در سال ۲۱۰۰ می‌شود. در این هنگام غلظت دی اکسید کربن به بیش از ۱۰۰۰ ppm رسیده و همچنان روند افزایشی خواهد داشت.
RCP6	۸۵۰	۶	گروه مدل‌سازی AIM در مؤسسه ملی مطالعات محیطی ژاپن	واداشت تابشی بعد از سال ۲۱۰۰، به دلیل استفاده از فناوری‌های جدید و سیاست‌های کاهش گازهای گلخانه‌ای ثابت می‌ماند.
RCP4.5	۶۵۰	۴/۵	گروه مدل‌سازی MiniCAM و مؤسسه (JGCRI) در شمال غرب اقیانوس آرام	واداشت تابشی ناشی از این گازها، قبل از سال ۲۱۰۰ به میزان ۴/۵ وات بر متر مربع ثابت می‌ماند.
RCP2.6	۴۹۰	۲/۶	تیم مدل‌سازی IMAGE از مؤسسه ارزیابی‌های محیطی هلند	واداشت تابشی در اواسط این قرن به حدود ۳/۱ رسیده و سپس کاهش یافته و به ۲/۶ وات بر متر مربع در سال ۲۱۰۰ می‌رسد. برای رسیدن به این سطح واداشت تابشی بایستی گازهای گلخانه‌ای به میزان قابل توجهی کاهش یابند.

خشکسالی (تساکیریس و وانگلیس، ۲۰۰۵) و SPEI، نمایه‌های استاندارد شده (SIs) نامیده می‌شوند که قادرند ناهنجاری‌ها متغیر خشکسالی مد نظر را نسبت به وضعیت میانگین رطوبت یک منطقه، ارائه دهند. متغیرهای هواشناسی یا هیدرولوژیکی به کار رفته در یک SI، شامل بارش، رطوبت خاک یا مقدار تجمعی نسبت یا تفاضل دو متغیر هواشناسی (بارش و تبخیر-تعرق) در یک مقیاس زمانی خاص باشد (مانند RDI و SPEI). محاسبه هر نمایه در هر مکان، با استفاده از رکوردهای طولانی مدت در دوره زمانی موردنظر انجام می‌شود. در این پژوهش از نمایه SPEI استفاده شده است. برای نحوه محاسبه به (وینست سراتو و همکاران، ۲۰۱۰) مراجعه شود.

پیش‌نیاز تحلیل فراوانی خشکسالی، بررسی ویژگی‌های خشکسالی (شکل ۱) است. مدت عبارت است از طول

در این پژوهش از دو مدل HadGEM-es (گروه مدل‌سازی مرکز هدلی دفتر هواشناسی انگلیس) و مدل IPSL-CM5A-LR (مؤسسه پیر-سیمون لاپلاس-فرانسه) به ترتیب با قدرت تفکیک  $1^\circ \times 1^\circ$  و  $3^\circ/8^\circ \times 1^\circ/8^\circ$  استفاده شده است. که در متن مقاله به صورت خلاصه با نام HadGEM و IPSL ذکر خواهند شد. با توجه به قدرت تفکیک پایین برون‌داد مدل‌های اقلیمی و لزوم انجام عمل مقیاس‌گامی در پژوهش‌های کاربردی، در این پژوهش از داده‌های مقیاس‌گامی (۰/۵ درجه) به روش تصحیح‌اریبی و مقیاس‌گامی آماری (BCSD) استفاده شده است (برکه و همکاران، ۲۰۱۴).

۲-۳. محاسبه نمایه‌های استاندارد شده خشکسالی در مطالعات خشکسالی، نمایه‌هایی مشابه نمایه شناسایی

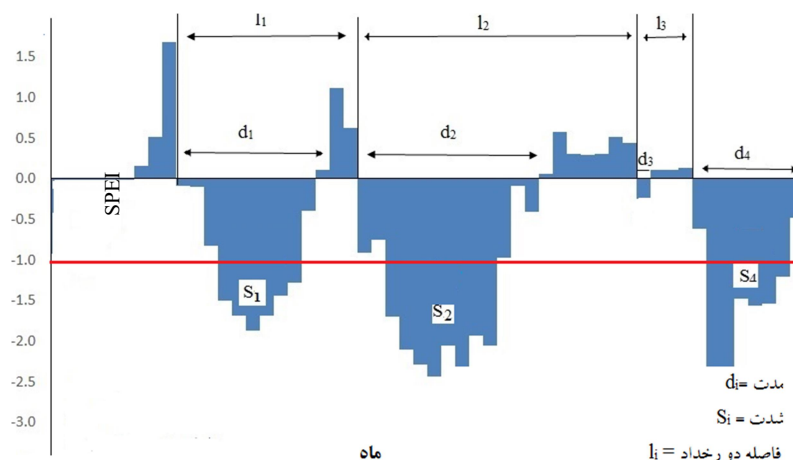
تمام این موارد نیز بر دانش و شناخت ما از فراوانی رویدادهای خشکسالی تکیه دارد (لویت و چن، ۲۰۰۵). زمانی که مفهوم کلی دوره بازگشت برای ویژگی‌های این رویداد (متغیرهای شدت، مدت و...) به کار می‌رود، به معنی میانگین زمانی بین وقوع رویدادهایی با مقدار بزرگی معین و یا بیشتر از آن مقدار می‌باشد. در کل، در تعریف دوره بازگشت باید توجه داشت که دوره‌های خشک رویداد به رویداد رخ می‌دهند. رویدادهای مختلف در دامنه‌های گسترده‌ای از دوره‌های زمانی طول می‌کشند که ممکن است چندین سال را هم شامل شود. بنابراین ارزیابی دوره‌های بازگشت خشکسالی با استفاده از رهیافت‌های معمول که برای رویدادهای حدی بین سالی و با لحاظ بیشینه سالانه به کار می‌روند کارایی چندانی ندارند (گی و همکاران، ۲۰۱۶).

پس از ارائه مفهوم ران توسط یوویویچ (۱۹۶۷)، تا اواخر دهه ۱۹۹۰، تحلیل فراوانی متغیرهای خشکسالی مانند محاسبه دوره بازگشت، در قالب رهیافت تحلیل تک‌متغیره انجام می‌شد (فریک و همکاران، ۱۹۹۰، روسی و همکاران، ۱۹۹۲). رهیافت مشترک برای توصیف تک‌متغیره این پدیده شامل برازش توزیع‌های فراوانی بر یک نمونه داده از ویژگی‌های خشکسالی است. در شرایط وجود وابستگی بین متغیرها، تحلیل تک‌متغیره، تفسیر دقیقی از ماهیت پدیده خشکسالی ارائه نمی‌دهد.

مدت زمانی که در آن مقادیر نمایه کمتر از آستانه انتخابی می‌باشد. شدت اشاره به درجه کاهش بارش دارد و به صورت مقدار تجمعی نمایه (S) طی مدت خشکسالی محاسبه می‌شود. سختی شاخصی برای ارزیابی اثرات مرتبط با کاهش بارش محسوب می‌شود. سختی حاصل تقسیم شدت بر مدت خشکسالی است. فراوانی وقوع خشکسالی به عنوان تعداد کل رویدادها در دوره مورد مطالعه در نظر گرفته می‌شود (توما و همکاران، ۲۰۱۵). از دیگر ویژگی‌های خشکسالی، اوج شدت ( $S_{max}$ ) آن است که به صورت بزرگ‌ترین مقدار شدت طی مدت هر رویداد، در نظر گرفته می‌شود. زمان مورد انتظار بین شروع دو رخداد، ویژگی دیگری از هر رویداد است که فاصله بین شروع یک رویداد تا آغاز رویداد بعدی را نشان می‌دهد (سالوادوری و همکاران، ۲۰۱۱). به طور کلی، بزرگی اثرات خشکسالی به زمان شروع کمبود بارش، شدت این کمبود و مدت رویداد بستگی دارد.

### ۳-۳. تحلیل فراوانی

ارتباط خشکسالی‌های گذشته با رویدادهای آتی در حوزه تحلیل فراوانی خشکسالی بررسی می‌شود. تخمین چگونگی رخداد یک رویداد خاص، اهمیت زیادی در برنامه ریزی برای انجام اقدامات فوری، مدیریت مخازن آب، کنترل آلودگی و محاسبات ریسک بیمه دارد که



شکل ۱. نمایش ویژگی‌های خشکسالی.

مقاله در مورد مفصل با عنوان «وابستگی بین متغیرهای تصادفی» منتشر شد (شوارزر و ولف، ۱۹۸۱). در سال ۱۹۹۷ این روش، گسترش بیشتری یافت (جو، ۱۹۹۷؛ نلسن، ۲۰۰۷).

### ۳-۴-۱. قضیه اسکالر

اسکالر نشان داد که برای هر تابع توزیع  $n$  بعدی،  $F$  می‌تواند به صورت زیر باشد:

$$F(\mathbf{x}_1, \dots, \mathbf{x}_n) = C(F_1(\mathbf{x}_1), \dots, F_n(\mathbf{x}_n)) \quad (1)$$

$F_1$  تا  $F_n$  توابع توزیع کناری هستند. اگر توابع پیوسته باشند یک تابع مفصل به نام  $C$  وجود دارد؛ به طوری که:

$$C(\mathbf{u}_1, \dots, \mathbf{u}_n) = F(F_1^{-1}(\mathbf{u}_1), \dots, F_n^{-1}(\mathbf{u}_n)), \quad 0 \leq \mathbf{u}_1, \dots, \mathbf{u}_n \leq 1 \quad (2)$$

که در این معادله  $(F_1^{-1}(\mathbf{u}_1), \dots, F_n^{-1}(\mathbf{u}_n))$  تابع توزیع در مقابل تابع کناری می‌باشد.

به عبارتی دیگر، فرض کنید  $H$  یک تابع توزیع توأم با توزیع‌های کناری  $F(x)$  و  $F(y)$  باشد، در این صورت تابع مفصل مانند  $C$  موجود دارد به طوری که برای هر  $x$  و  $y$ ، توابع توزیع توأم و کناری با رابطه (۳) به هم مرتبط می‌شوند:

$$F(\mathbf{x}) = \mathbf{u}, F(\mathbf{y}) = \mathbf{v} \rightarrow H(\mathbf{x}, \mathbf{y}) = C(F(\mathbf{x}), F(\mathbf{y})) \quad (3)$$

$F(x)$  و  $F(y)$  توابع توزیع کناری هستند که اگر پیوسته باشند، آنگاه تابع مفصل  $C$  یکتاست و به صورت رابطه زیر نوشته می‌شود:

$$C(\mathbf{u}, \mathbf{v}) = H(F^{-1}(\mathbf{u}), F^{-1}(\mathbf{v})), \quad 0 \leq \mathbf{u}, \mathbf{v} \leq 1 \quad (4)$$

در این معادله،  $\mathbf{u}$  و  $\mathbf{v}$  توابع کناری  $F(x)$  و  $F(y)$  می‌باشند (جو، ۱۹۹۷). مفصل به روش‌های دیگری همچون روش‌های هندسی و جبری نیز ساخته می‌شود (نلسن، ۲۰۰۷). این توابع، در چندین خانواده طبقه‌بندی می‌شوند. مفصل‌های ارشمیدسی و بیضوی (جدول ۲) پرکاربردترین مفصل‌ها در زمینه‌های مختلف مهندسی و علوم هستند

در واقع مستقل فرض کردن این متغیرها منجر به کم برآورد یا بیش برآورد نتایج شده و صحت نتایج نهایی مدل‌سازی را زیر سوال خواهد برد (رینال و سالاس، ۱۹۸۷؛ دی میگله و همکاران، ۲۰۰۵). به عبارتی دیگر، چارچوب تجزیه و تحلیل فراوانی دو متغیره می‌تواند حدی بودن وقایع خشکسالی را نشان دهد زیرا همبستگی بین ویژگی‌های خشکسالی متناسب با پتانسیل آسیب آن به دست می‌آید. به عنوان مثال، تأثیرات منفی مرتبط با یک خشکسالی کوتاه اما بسیار شدید ممکن است از خشکسالی با شدت کمتر ولی طولانی‌تر، بیشتر باشد (پونتز فیلهو، ۲۰۲۰).

توزیع‌های چند متغیره رایج، در واقع حالات توسعه یافته توزیع‌های تک متغیره هستند مانند نرمال دو متغیره (گول و همکاران، ۱۹۹۸)، توزیع نمایی دو متغیره (سانگ و سینگ، ۲۰۰۹)، توزیع گاما دو متغیره (یو، ۲۰۰۱) و توزیع گامبل دو متغیره (شی‌یا، ۲۰۰۳؛ یو و همکاران، ۱۹۹۹). اما این نوع توزیع‌ها دارای محدودیت‌هایی هستند که مهم‌ترین آنها عبارت‌اند از: لزوم مشخص بودن توزیع‌های کناری و یکسان بودن این توزیع‌ها، پارامتری بودن توابع توزیع حاشیه‌ای. علاوه بر این موارد، توابع توزیع چندمتغیره معمول، فقط از ضریب همبستگی پارامتری یا همان ضریب همبستگی پیرسون استفاده می‌کنند و بنابراین وابستگی‌های غیرخطی را در نظر نمی‌گیرند. همچنین، افزایش تعداد متغیرها به بیش از دو مقدار موجب ایجاد فرمول‌های پیچیده ریاضی می‌شود که جداسازی رفتار کناری و توأم متغیرها را دشوار می‌سازد. طی سالیان اخیر، روش مفصل به منظور رفع محدودیت‌های ذکر شده استفاده شده است.

### ۳-۴. تاریخچه مفصل

کلمه مفصل برای اولین بار توسط اسکالر (۱۹۵۹) به کار رفت که از کلمه لاتین «به هم پیوستن» گرفته شده است. مفصل‌ها، تابع‌هایی هستند که تابع‌های توزیع یک متغیره را به فرم تابع‌های توزیع چند متغیره پیوند می‌دهند. اولین

ترسیمی از نمودار کندال و نمودار کای (Chi Plot) استفاده می‌شود. این دو نمودار، رتبه‌ای هستند و در ارزیابی وابستگی دو متغیر تصادفی به کار می‌روند. نمودار پراکندگی رتبه‌ای دو زوج متغیر به‌عنوان بهترین ابزار برای تشخیص مفصل مناسب پیشنهاد شده است (جنست و فارو، ۲۰۰۷).

### ۳-۵-۲. ضرایب وابستگی دمی

اندازه‌های وابستگی دمی، وابستگی بین متغیرهای تصادفی را در گوشه یک چهارم بالای سمت راست مربع  $I^2$  و در گوشه یک چهارم پایین سمت چپ آن بررسی می‌کنند (سی بویا، ۱۹۶۰؛ نلسن، ۲۰۰۷). که به‌منظور انتخاب نوع مفصل کاربرد دارد.

### ۳-۵-۳. روش برآورد پارامتر

به‌طور کلی برآورد پارامترهای مفصل به دو روش پارامتری و نیمه‌پارامتری انجام می‌شود. روش‌های پارامتری شامل روش برآوردگر بیشینه درست‌نمایی (MLE) و توابع استنباط کناری (IFM) می‌باشند. روش‌های نیمه‌پارامتری عبارت‌اند از دو روش برآوردگر کمینه فاصله (MD) و برآوردگر بیشینه درست‌نمایی تاوانیده (MPL). این روش تعدیل‌یافته، روش MLE می‌باشد. در این روش، توزیع‌های کناری تجربی به‌جای توزیع‌های حاشیه‌ای پارامتری به کار می‌روند (جو، ۱۹۹۷؛ دوپیس، ۲۰۰۷).

(نلسن، ۲۰۰۷؛ امبرتس و همکاران، ۲۰۰۳). مفصل‌های گامبل، فرانک و کلایتون به‌طور غالب به‌عنوان مفصل‌های تک‌پارامتره به کار می‌روند. مفصل گامبل در تقسیم‌بندی نامتقارن نشان داده است که بهترین برازش را برای متغیرهای هیدرولوژیکی دارد (دوپیس، ۲۰۰۷؛ وانگ و همکاران، ۲۰۱۰، مددگار و مرادخانی، ۲۰۱۳).

### ۳-۵-۵. انتخاب مفصل

در بحث انتخاب مفصل، از بین توابع موجود، تابع مفصلی که به بهترین نحو ساختار وابستگی را نشان می‌دهد، مناسب‌تر خواهد بود. انتخاب شامل مراحل زیر است:  
الف) ارزیابی ساختار وابستگی و شدت وابستگی،  
ب) ارزیابی وابستگی‌های دمی،  
ج) برازش توزیع‌های حاشیه‌ای و پارامتر وابستگی،  
د) آزمون‌های نیکویی برازش.

۳-۵-۱. معیارهای ارزیابی وابستگی متغیرهای تصادفی  
اندازه‌های وابستگی برای بررسی ساختار وابستگی توزیع‌های دو متغیره به کار می‌روند. ارزیابی وابستگی بین متغیرهای تصادفی وابسته، با هدف تعیین نوع وابستگی بین متغیرها انجام می‌شود. تعیین ساختار و شدت وابستگی هم به‌صورت ترسیمی و هم با استفاده از مقادیر وابستگی قابل انجام است. دو ضریب وابستگی رتبه‌ای کندال و اسپیرمن، آماره‌هایی ناپارامتری هستند که برای سنجش وابستگی بین دو متغیر تصادفی به کار می‌روند. برای ارزیابی

جدول ۲. توابع مولد و پارامترهای مرتبط مفصل‌های ارشمیدسی.

خانواده	$C_{\theta}(u, v)$	$\theta \in$	مولد $\varphi$	معکوس مولد
کلایتون	$(u^{-\theta} + v^{-\theta} - 1)^{-\frac{1}{\theta}}$	$(0, \infty)$	$\frac{[t^{-\theta} - 1]}{\theta}$	$(1 + s)^{-\frac{1}{\theta}}$
فرانک	$-\frac{1}{\theta} \ln \left[ 1 + \frac{(e^{-\theta u} - 1)(e^{-\theta v} - 1)}{e^{-\theta} - 1} \right]$	R	$-\ln \frac{e^{-\theta t} - 1}{e^{-\theta} - 1}$	$-\theta^{-1} \ln(1 + e^s(e^{-\theta} - 1))$
گامبل	$\exp \left\{ -[(-\ln u)^{\theta} + (-\ln v)^{\theta}]^{\frac{1}{\theta}} \right\}$	$[1, \infty)$	$(-\ln t)^{\theta}$	$\exp(-s^{\frac{1}{\theta}})$
جو	$1 - \left( \sum_{i=1}^n (1 - u_i)^{\theta} - \prod_{i=1}^n (1 - u_i)^{\theta} \right)^{\frac{1}{\theta}}$	$[1, \infty)$	$-\ln \frac{(e^{-\theta t} - 1)}{(e^{-\theta} - 1)}$	$-\frac{1}{\theta} \ln \left[ 1 + \frac{(e^{-\theta u} - 1)(e^{-\theta v} - 1)}{(e^{-\theta} - 1)} \right]$



## ۳-۵-۴. آزمون نیکویی برازش

- توزیع‌های کناری: برای انتخاب بهترین توزیع کناری بر مبنای آزمون کلموگروف-اسمیرونوف (چاکرابورتی و همکاران، ۱۹۶۷)، آزمون آندرسون-دارلینگ (AD) (شولز و استیونز، ۱۹۸۷) و معیار اطلاعاتی آکائیکه (۱۹۷۴) عمل شد. آماره آزمون K-S یعنی D، بیشترین فاصله بین CDF تجربی و CDF توزیع مرجع را اندازه می‌گیرد. آزمون K-S مناسب بودن برازش یک توزیع خاص را بر مجموعه داده‌ها ارزیابی می‌کند و AIC قادر است بهترین جایگزین را از بین گروهی از توزیع‌ها پیدا کند. با توجه به این که در محاسبه آماره آزمون AD به دم‌های توزیع وزن بیشتری داده می‌شود لذا در انتخاب توزیع‌ها با تاکید بر بدنه و دم توزیع، به نتیجه این آماره توجه خاصی می‌شود.

- تابع مفصل: مرور روش‌های متفاوت رتبه مبنا شامل آزمون‌هایی بر مبنای مفصل تجربی، آزمون‌هایی بر مبنای تبدیل کندال و آزمون‌هایی بر مبنای تبدیل روزنبلات نشان داده است که آماره کرامر ون-میسز  $S_n$  (بر مبنای مفصل تجربی) دارای بهترین رفتار در بین تمام مدل‌های مفصل است و امکان تمایز بین مفصل‌های مقدار حدی را فراهم می‌آورد (جنست و همکاران، ۲۰۰۹). آزمون، شامل مقایسه فاصله بر مبنای رتبه بین مفصل تجربی  $(C_n(\cdot))$  و مفصل‌های خانواده پارامتری برآورد شده  $(C_\theta(\cdot))$  می‌باشد.

## ۳-۶. اصلاح گره‌ها با وارد کردن اغتشاش تصادفی به

## داده‌ها

داده‌های تکراری در اصطلاح آماری گره نامیده می‌شوند. وجود رویدادهایی با مقادیر یکسان از متغیرها (گره‌ها) برای تحلیل‌های آماری بر مبنای مفصل که در آن، رتبه متغیرها اهمیت زیادی دارد، مناسب نیست. زیرا رتبه‌بندی با وجود مقادیر یکسان، مبهم است. در این پژوهش از روش وارد کردن اغتشاش تصادفی به داده‌ها استفاده می‌شود (واندنبرگ و همکاران، ۲۰۱۰) که در پژوهش‌های اخیر استفاده شده است (سو و همکاران،

۲۰۱۵؛ گی و همکاران، ۲۰۱۶).

## ۳-۷. دوره‌های بازگشت تک و دو متغیره

رابطه (۵) برای محاسبه دوره بازگشت تک متغیره هر یک از ویژگی‌های خشکسالی در ارتباط با زمان مورد انتظار بین دو شروع خشکسالی ارائه شده است (شی‌یا، ۲۰۰۶). که بر این اساس، دوره‌های بازگشت بر مبنای تنها یک متغیر (شدت، مدت یا سختی) به صورت مقدار بیشتر یا مساوی یک مقدار معین محاسبه می‌شود (بانوکورسو و همکاران، ۲۰۰۳؛ گی و همکاران، ۲۰۱۶).

$$T = \frac{E(L)}{1-P} = \frac{E(L)}{1-F_x(x_p)} \quad (5)$$

که در این رابطه P و  $F_x(x_p)$  مقدار CDF هر آستانه موردنظر  $(x_p)$  می‌باشد. E(L) فاصله مورد انتظار بین دو شروع رخداد است. برای بررسی دوره بازگشت وقایع در حالت توأم، بنابر نیاز طراحی، می‌توان از دوره بازگشت توأم در دو حالت «و» (احتمال تجاوز عطفی)، «یا» (احتمال تجاوز فصلی) یا دوره بازگشت توأم شرطی از روابط زیر استفاده کرد.

$$T_{Dns} = \frac{E(L)}{P(D \geq d, S \geq s)} = \frac{E(L)}{1 - F_D(d) - F_S(s) + F_{DS}(d, s)} = \frac{E(L)}{1 - F_D(d) - F_S(s) + C(F_D(d), F_S(s))} \quad (6)$$

$$T_{DUS} = \frac{E(L)}{P(D \geq d \text{ or } S \geq s)} = \frac{E(L)}{1 - F_{DS}(d, s)} = \frac{E(L)}{1 - C(F_D(d), F_S(s))} \quad (7)$$

در این روابط: S، شدت خشکسالی، D، مدت خشکسالی، E(L) فاصله مورد انتظار بین دو شروع خشکسالی،  $T_{Dns}$ ، نشان‌دهنده دوره بازگشت توأم برای  $D \geq d$  و  $S \geq s$ ، نشان‌دهنده دوره بازگشت توأم برای  $D \geq d$  یا  $S \geq s$  است.

## ۴. بحث

## ۴-۱. مدل‌سازی خشکسالی با استفاده از توابع مفصل

در این بخش، ابتدا نتایج مربوط به بررسی وابستگی بین متغیرهای شدت و مدت خشکسالی طی دوره پایه برای سه

مدت به خوبی توسط دو مدل برآورده شده است. مقادیر شدت و مدت در مدل HadGEM دارای بالاترین مقدار ضریب وابستگی کنдал هستند.

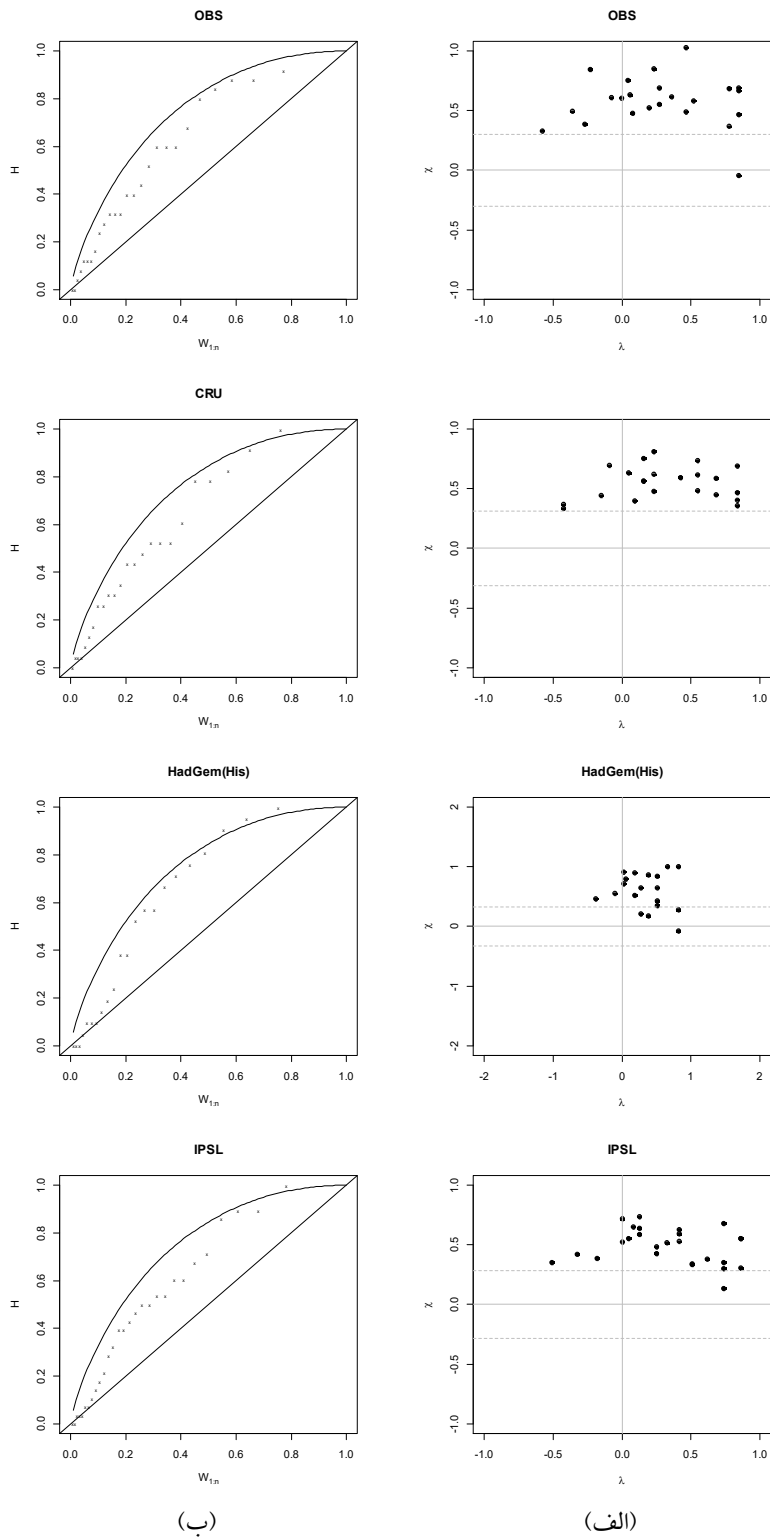
#### ۴-۱-۱. برآورد وابستگی

همانطور که در مقدمه ذکر شد اولین گام در برازش مفصل، بررسی وابستگی دو یا چند متغیر مورد بررسی است. بر اساس ضریب وابستگی کنдал (جدول ۳)، این دو متغیر در سه سری نمایه محاسبه شده با مقادیر ایستگاهی، CRU و مدل‌های اقلیمی (HadGEM و IPSL) دارای شدت وابستگی بالایی هستند. لذا می‌توان از تابع مفصل برای ساخت توزیع توأم دو متغیر شدت و مدت خشکسالی استفاده کرد. در شکل ۲، برای بررسی ساختار وابستگی داده‌ها از نمودار کای و کنдал استفاده شده است. در نمودار کای، تجمع داده‌ها در گوشه سمت راست بالا، نشان دهنده وابستگی مثبت بین دو متغیر می‌باشد. با قرارگیری داده‌ها با فاصله در بالای خط مورب در نمودار کنдал نیز وابستگی مثبت داده‌ها (بیشترین مقدار در مدل HadGEM) مورد تأیید قرار می‌گیرد.

مجموعه داده مشاهداتی، CRU و برون‌داد مدل‌های اقلیمی منتخب و در ادامه نمودارها و محاسبات مربوط به دوره‌های بازگشت تک و دو متغیره ارائه می‌شود. در انتها نیز پیش‌نگری‌های انجام شده بر اساس برون‌داد دو مدل HadGEM و IPSL آورده می‌شود. توانمندی این دو مدل در شبیه‌سازی دما و بارش بررسی شده و نتایج نشان داده است که به ویژه مدل HadGEM از توانمندی مناسبی در شبیه‌سازی این دو متغیر برخوردار است (کوهی، ۱۴۰۰). در جدول ۳، فراوانی رویدادهای خشکسالی سری SPEI3 برآورد شده (با آستانه -۱) به همراه میانگین این رویدادها و بیشینه شدت و مدت (شدیدترین رخداد خشکسالی) آورده شده است. همانطور که مشاهده می‌شود در دو سری داده‌های مشاهداتی ایستگاهی و CRU، مقادیر ویژگی‌ها، تفاوت کمی دارند. دو مدل اقلیمی مورد بررسی تفاوت‌هایی را در مقادیر فراوانی و بیشینه شدت و مدت نشان می‌دهند به طوری که مدل HadGEM فراوانی کمتر (۲۲ رویداد)، بیشینه شدت و مدت بالاتری را نسبت به رویدادهای مشاهداتی برآورد کرده است، در مقابل مدل IPSL فراوانی بیشتری نشان می‌دهد. با این وجود، میانگین شدت و

جدول ۳. ویژگی‌های خشکسالی مستخرج از سری SPEI3.

	بیشینه شدت	بیشینه مدت	میانگین شدت	میانگین مدت	فاصله	فراوانی	$\tau$
OBS	۳/۳	۴/۲	۰/۹	۲/۳	۱۳/۴	۲۶	۰/۶۵
CRU	۳/۸	۴	۱	۲/۵	۱۴/۶	۲۴	۰/۶۵
HadGEM	۸/۶	۹	۱/۲	۲/۵	۱۶/۸	۲۲	۰/۷۶
IPSL	۳/۸	۸	۰/۹۲	۲/۱	۱۱	۲۹	۰/۶۰



شکل ۲. نمودار کای (الف) و نمودار کندال (ب) داده‌های شدت و مدت.

کناری مدت و شدت است. به‌طور معمول برای مدت خشکسالی از توزیع نمایی (شی‌یا، ۲۰۰۶)، توزیع‌های وایبول و لوگ نرمال (وانگ، ۲۰۱۰؛ مددگار و مرادخانی،

۲-۱-۴. آزمون نیکویی برازش توزیع تک‌متغیره و توأم شدت و مدت گام بعدی در تعیین تابع توزیع توأم، تعیین توزیع‌های

ابتدا با استفاده از روش MPL پارامتر مفصل‌های مورد بررسی برآورد و سپس آزمون نیکویی برازش با روش کرامر-ون-میسز انجام و مناسب‌ترین مفصل انتخاب شد که نتایج برای سه سری داده در جدول‌های ۵ تا ۸ آمده است.

برای داده‌های ایستگاهی، در بین مفصل‌های مورد بررسی، بیشترین مقدار احتمال متعلق به مفصل فرانک می‌باشد. مقدار احتمال مفصل کلیتون کمتر از سطح معنی‌داری موردنظر (۰/۰۵) است؛ بنابراین می‌توان نتیجه‌گیری کرد که این مفصل برازش مناسبی بر داده‌ها ندارد. مفصل گامبل نیز برازش مناسبی بر داده‌ها دارد؛ ولی به دلیل عدم وجود وابستگی دمی بالا در داده‌های مشاهداتی، مفصل فرانک انتخاب شد. همان‌طور که مشاهده می‌شود مفصل گامبل برای داده‌های CRU، HadGEM و IPSL بهترین برازش را بر داده‌های مذکور داشته‌اند که نشان دهنده وابستگی دمی بالا در این داده‌ها می‌باشد.

(۲۰۱۳) و توزیع گاما (چن و همکاران، ۲۰۱۳) استفاده می‌شود درحالی‌که برای شدت خشکسالی، توزیع گاما توصیه شده است (شی‌یا، ۲۰۰۶؛ مددگار و مرادخانی، ۲۰۱۳). در این پژوهش، چندین تابع توزیع رایج انتخاب و پارامترهای توزیع‌های موردنظر با روش MPL برآورد شد. برای انتخاب بهترین توزیع برای دو متغیر شدت و مدت خشکسالی، نیکویی برازش این توزیع‌ها بر داده‌ها مورد آزمون قرار گرفت (جدول ۴).

جدول ۴. توابع توزیع کناری منتخب برای مقادیر شدت و مدت.

مدت	شدت	
ویبول	نمایی	OBS
ویبول	نمایی	CRU
ویبول	ویبول	HadGEM
گاما	گاما	IPSL

به‌منظور انتخاب مفصل مناسب از بین مفصل‌هایی چون جو، گامبل، فرانک، نرمال (استفاده از این مفصل‌ها در پژوهش‌های مرتبط با خشکسالی و سیل رایج می‌باشد)،

جدول ۵. مقدار پارامترهای برآوردشده مفصل‌های مختلف ( $\Theta$ )، آماره نیکویی برازش  $S_n$  (داده‌های مشاهداتی).

مفصل	$\Theta$	آزمون Cv-M		وابستگی دمی	
		آماره	p-value	$\tau$	$\lambda_l$
جو	۳/۸	۰/۲	۰/۳۶	۰/۶۰	۰/۷۹
گامبل	۲/۸	۰/۰۴	۰/۸۸	۰/۶۵	۰/۷۲
فرانک	۸/۹	۰/۰۴	۰/۹۴	۰/۶۵	۰
نرمال	۰/۸۳	۰/۰۵	۰/۸۴	۰/۶۳	۰
کلیتون	۱/۹	۰/۱۴	۰/۱۶	۰/۴۹	۰/۶۹

جدول ۶. مقدار پارامترهای برآوردشده مفصل‌های مختلف ( $\Theta$ ) (CRU)، آماره نیکویی برازش به روش  $S_n$  و p-value آن.

مفصل	$\Theta$	آزمون Cv-M		وابستگی دمی	
		آماره	p-value	$\tau$	$\lambda_l$
جو	۳/۵	۰/۳۳	۰/۲۴	۰/۵۶	۰/۷۸
گامبل	۲/۷	۰/۰۶	۰/۶۰	۰/۶۴	۰/۷۰
فرانک	۸/۵	۰/۰۷	۰/۴۶	۰/۶۲	۰
نرمال	۰/۸۶	۰/۰۷	۰/۳۴	۰/۶۶	۰
کلیتون	۲/۸	۰/۰۷	۰/۵۰	۰/۵۹	۰/۷۸

جدول ۷. مقدار پارامترهای برآورد شده مفصل‌های مختلف  $(\theta)$  (HadGEM). آماره نیکویی برازش به روش Sn و p-value آن.

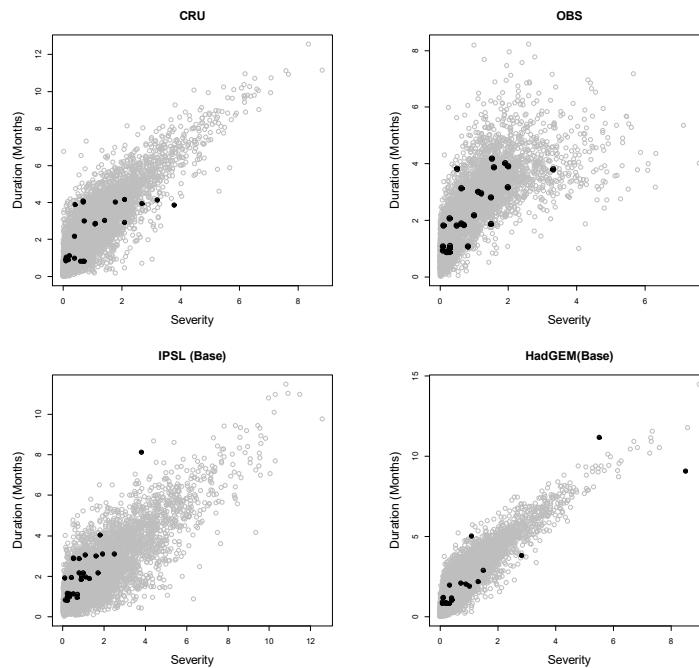
مفصل	$\theta$	آزمون Cv-M		وابستگی دمی	
		آماره	p-value	$\lambda_l$	$\lambda_u$
جو	۴/۶	۰/۲	۰/۲۸	۰/۶۶	۰/۸۳
گامبل	۳/۵	۰/۰۷	۰/۳۲	۰/۷۲	۰/۷۸
فرانک	۱۱/۴	۰/۰۹	۰/۱۲	۰/۷۰	۰
نرمال	۰/۹۰	۰/۱	۰/۰۶	۰/۷۲	۰
کلیتون	۳	۰/۱۷	۰/۰۶	۰/۶	۰/۷۹

جدول ۸. مقدار پارامترهای برآورد شده مفصل‌های مختلف  $(\theta)$ . آماره نیکویی برازش به روش Sn و p-value آن (IPSL).

مفصل	$\theta$	آزمون Cv-M		وابستگی دمی	
		آماره	p-value	$\lambda_l$	$\lambda_u$
جو	۳/۶	۰/۲	۰/۶۶	۰/۵۸	۰/۷۰
گامبل	۲/۶	۰/۰۳	۰/۹۴	۰/۶۳	۰/۶۹
فرانک	۷/۶	۰/۰۵	۰/۸۶	۰/۵۹	۰
نرمال	۰/۸۲	۰/۰۴	۰/۹	۰/۶۱	۰
کلیتون	۱/۸	۰/۱۲	۰/۱۴	۰/۵۹	۰/۶۸

(شکل ۳). همان‌طور که مشاهده می‌شود داده‌های شدت و مدت از سه سری داده طی دوره پایه، در داخل ابر داده تولیدی از مفصل‌های منتخب قرار دارند که نشان دهنده انتخاب مناسب توابع مذکور می‌باشد.

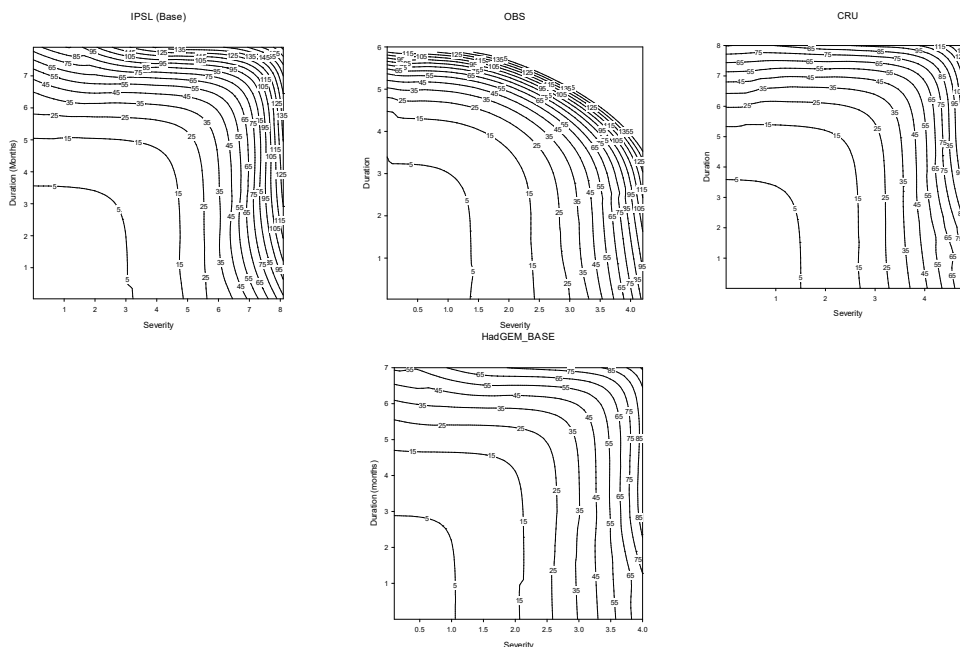
با هدف مقایسه ترسیمی، با استفاده از توابع مفصل‌های جدول ۵ تا ۸، نمونه تصادفی ۵۰۰۰ تایی از زوج شدت و مدت تولید با استفاده از توابع کناری تک‌متغیره به واحد اصلی آن برگردانده و با مقادیر مشاهداتی مقایسه شد



شکل ۳. نمودار پراکنش مقادیر تولید شده از توزیع توأم در مقایسه با مقادیر ایستگاهی، CRU و GCMs طی دوره پایه.

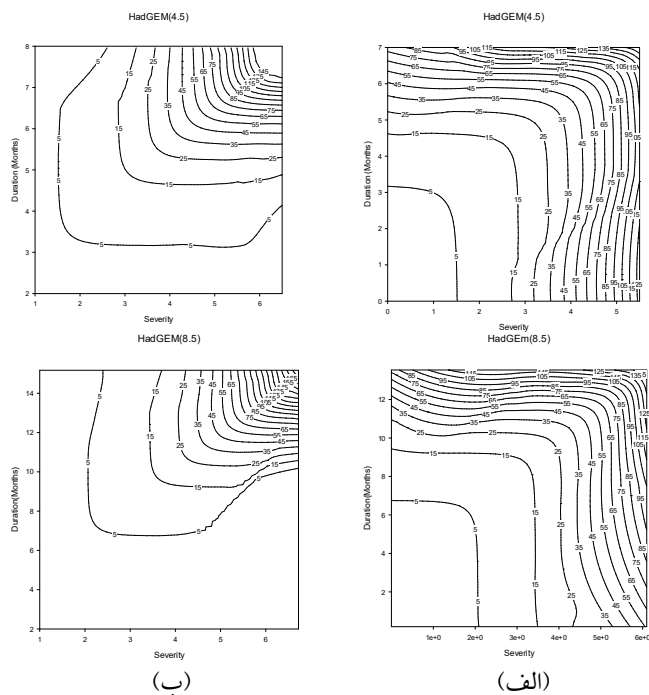
آمد. به ترتیب در مدل IPSL، ۹ و ۴/۷ و در مدل HadGEM مقدار ۴۵ و ۱۲ سال به دست آمد. همان طور که نتایج نشان می‌دهد در دوره پایه، مدل HadGEM دوره‌های بازگشت دو متغیره را نزدیک تر به مقادیر ایستگاهی برآورد کرده است که نشان‌دهنده توانمندی این مدل در ارائه ویژگی‌های احتمالاتی خشکسالی برای این ایستگاه می‌باشد. مدل IPSL مقادیر شدت و مدت را به‌ازای دوره‌های بازگشت یکسان، بیش برآورد کرده است. دوره‌های بازگشت توأم را می‌توان به صورت خط کانتور نمایش داد (شکل ۴ و ۵) به طوری که مقایسه بین منحنی‌های مختلف که نماینده ریسک‌های متفاوت هستند قابل انجام باشد (شی، یا، ۲۰۰۶). در واقع، مطابق تعریف مفصل، برای یک احتمال توأم یا یک دوره بازگشت، مقادیر یکسانی از متغیرها (مدت و شدت) وجود ندارد لذا بهتر است از خطوط کانتور برای نمایش دوره‌های بازگشت استفاده شود.

۲-۴. دوره‌های بازگشت تک‌متغیره و توأم خشکسالی پس از تعیین مفصل، می‌توان توابع چگالی و توزیع توأم را نیز بر حسب مفصل محاسبه کرد که این توابع، در محاسبات مربوط به دوره بازگشت مورد استفاده قرار می‌گیرد. دوره بازگشت رویدادهای خشکسالی با عبور از یک احتمال معین مرتبط است. میانگین مدت زمان بین دو شروع (E(L)) در ایستگاه اهواز در جدول ۳ برای دوره پایه آورده شده است. با استفاده از این مقدار و توزیع‌های کناری و تابع توزیع مفصل منتخب، دوره‌های بازگشت توأم متغیره‌های شدت و مدت بر حسب نوع توزیع توابع مفصل و حاشیه‌ای بر اساس رابطه ۶ و ۷ محاسبه شد. بر اساس مقادیر به دست آمده، دوره بازگشت توأم شدت و مدت طولانی‌ترین و شدیدترین خشکسالی اهواز یعنی دوره بازگشت توأم برای خشکسالی با مدت بیش از ۴/۲ ماه و (یا) شدت بیش از ۳/۳،  $T_{SND} = 68$ ،  $T_{SUD} = 11/3$  سال به دست آمد. مقدار دوره بازگشت در حالت "و" و "یا" برای داده‌های CRU به ترتیب ۲۵/۱ و ۶/۳ به دست

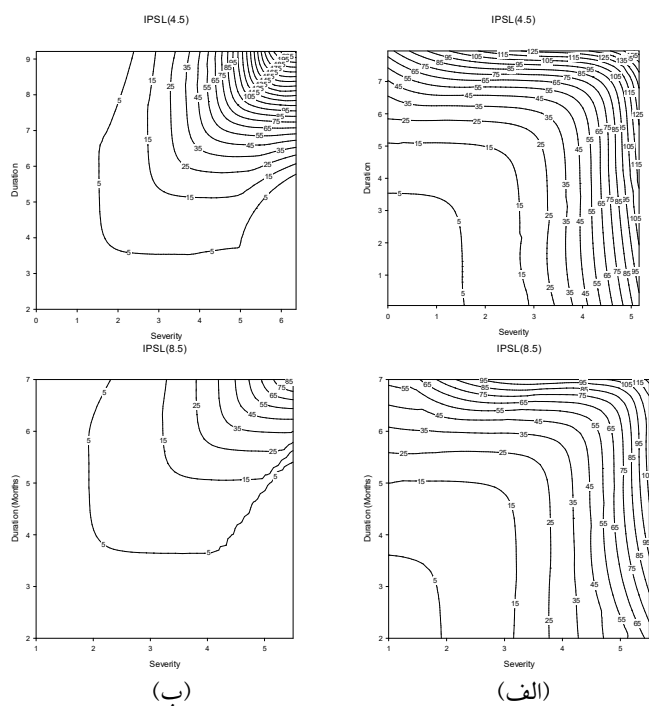


شکل ۴. نمودار کانتوری دوره‌های بازگشت توأم دو متغیره حالت "و" شدت و مدت خشکسالی طی دوره پایه.





شکل ۶. نمودار کانتوری دوره‌های بازگشت توأم دو متغیره حالت "و" (الف) و "یا" (ب) شدت و مدت خشکسالی HadGEM دوره ۲۰۵۰-۲۰۲۱.



شکل ۷. نمودار کانتوری دوره‌های بازگشت توأم دو متغیره حالت "و" (الف) و "یا" (ب) شدت و مدت خشکسالی IPSL دوره ۲۰۵۰-۲۰۲۱.

دوره پایه و به‌ازای دوره‌های بازگشت یکسان، شدت و مدت رویدادها افزایش خواهند یافت که این افزایش تحت سناریوی RCP8.5 چشم‌گیر و قابل ملاحظه است (شکل ۶). بر اساس پیش‌نگری انجام شده، در مدل IPSL

در ادامه و بر اساس رابطه ۶ و ۷ دوره‌های بازگشت توأم "و" و "یا" محاسبه و نمودار کانتوری آن ترسیم شد. نتایج نشان داد در مدل HadGEM، همان‌طور که انتظار می‌رود در هر دو حالت توأم عطفی و فصلی، نسبت به



صورت پذیرد.

بر خلاف باور عمومیت یافته ناشی از بارش‌های حدی اواخر سال ۱۳۹۷ و اوایل ۱۳۹۸ و همچنین بارش‌های رخ داده در سال ۱۳۹۹، اگر روند فعلی انتشار گازهای گلخانه‌ای (فرض شده در سناریوی RCP8.5) ادامه یابد در ایستگاه اهواز، خشکسالی‌های متوسط تا شدید با فراوانی بیشتری طی دوره آینده نزدیک (۲۰۵۰-۲۰۲۱) رخ خواهند داد (کوهی، ۱۴۰۰). در این پژوهش نیز نتایج پیش‌نگری بر اساس مدل HadGEM نشان داد، به‌ازای دوره‌های بازگشت یکسان، رویدادهایی با شدت و مدت بالاتر نسبت به دوره پایه قابل انتظار است. نتایج این پژوهش به‌منظور بررسی و تجدید نظر در تصمیمات مرتبط با دوره‌های بازگشت برای ۳۰ سال آتی در بخش‌های کشاورزی و آب می‌تواند مفید باشد. استفاده از تعداد بیشتری از مدل‌های اقلیمی تحت سناریوهای جدید خط سیر اقتصادی-اجتماعی (SSPs)، The Shared Socioeconomic Pathways (Socioeconomic Pathways) می‌تواند به ارائه چشم‌انداز بروزتری از وضعیت خشکسالی در این حوضه و کاهش عدم قطعیت در نتایج بیانجامد. همچنین تحلیل سه متغیره خشکسالی و لحاظ سایر ویژگی‌ها در برآورد دوره‌های بازگشت می‌تواند در بخش مدیریت ریسک این پدیده کارایی بیشتری داشته باشد.

#### مراجع

احمدی، ف.، رادمنش، ف.، پرهام، غ. و میرعباسی نجف‌آبادی، ر.، ۱۳۹۶، کاربرد توابع مفصل ارشمیدسی در تحلیل فراوانی سیلاب (مطالعه موردی: حوضه آبریز دز)، م. تحقیقات آب و خاک ایران (علوم کشاورزی ایران)، (۳) ۴۸، ۴۷۷-۴۸۹.

خانی تملیه، ذ.، رضایی، ح. و میرعباسی، ر.، ۱۳۹۹، کاربرد توابع مفصل تودرتو برای تحلیل فراوانی چهار متغیره خشکسالی‌های هواشناسی (مطالعه موردی: غرب ایران)، نشریه حفاظت منابع آب و خاک، (۱) ۱۰، ۹۳-۱۱۲.

تحت هر دو سناریو، به ازای دوره‌های بازگشت یکسان، خشکسالی‌ها، به‌رغم مدت مشابه از شدت کمتری نسبت به دوره پایه برخوردار خواهند بود. با این وجود شدت رویدادها در سناریوی RCP8.5 بیش از سناریوی مقابل برآورد شده است (شکل ۷).

#### ۵. نتیجه‌گیری

انتظار می‌رود طی قرن بیست‌ویکم، به‌علت اثرات ترکیبی تغییر اقلیم و افزایش مداخله انسان، تغییراتی در چرخه آب رخ دهد. با گرم‌تر شدن کره زمین، ظرفیت نگهداری آب در جو افزایش یابد که این امر منجر به افزایش تبخیر، فراوانی بارش‌های حدی، افزایش دوره‌های خشک و تشدید خشکسالی‌ها خواهد شد. چنین تغییراتی به‌طور بالقوه، افزایش احتمال بروز مناقشات و درگیری‌ها در بین بخش‌های مختلف مصرف‌کننده آب در برخی از مناطق دنیا را در پی خواهد داشت. در چنین شرایطی، ارزیابی میزان تغییر در ویژگی‌های خشکسالی و تحلیل احتمالاتی رویدادهای این پدیده برای مدیریت منابع آب در شرایط تغییر اقلیم ضروریست. علی‌رغم مطالعات بسیاری که بر روی این موضوع انجام شده است اما شناسایی دقیق ساختار احتمالاتی ویژگی‌های خشکسالی به‌ویژه زمانی که بیش از یک متغیر (مانند شدت و مدت) مد نظر است، هنوز قابل طرح و بررسی است. اثر ناشی از یک رویداد خشکسالی ممکن است با توجه به مدت و شدت آن متفاوت باشد. اگرچه این ویژگی‌ها با هم ارتباط دارند، رفتار مرتبط با آنها می‌تواند تأثیرات هم‌افزایی داشته باشند که تأثیر ممکن است با یک رویکرد بررسی تک‌متغیره نادیده گرفته شود (پونتر فیلهو و همکاران، ۲۰۲۰). هدف اصلی این پژوهش، بررسی توانمندی دو مدل اقلیمی در برآورد توزیع احتمالاتی توأم ویژگی‌های خشکسالی و پیش‌نگری تغییرات آن طی دوره آینده نزدیک بود که تلاش شده است تا با انجام آزمون‌های آماری توصیه شده، انتخاب صحیح توابع کناری و مفصل‌های مناسب، با دقت بالایی

- عزیزآبادی، م.، بختیاری، ب.، قادری، ک. و رضاپور، م.، ۱۳۹۵، بررسی تأثیر تغییر اقلیم بر منحنی‌های سختی-مدت-فراوانی خشکسالی حوزه آبریز قره‌سو با استفاده از توابع مفصل، مجله تحقیقات منابع آب ایران، (۴) ۷۴۳-۷۵۴.
- کوهی، م.، ۱۴۰۰، پیش‌نگری ویژگی‌های خشکسالی آتی تحت سناریوهای RCP در چند نمونه اقلیمی ایران، نشریه پژوهش‌های اقلیم‌شناسی، شماره ۴۷، پاییز ۱۴۰۰.
- کوهی، م.، ۱۳۹۶، تحلیل و بررسی خشکسالی تحت شرایط تغییر اقلیم با استفاده از توابع مفصل، پایان‌نامه دکتری، گروه مهندسی آب، دانشگاه فردوسی مشهد.
- Amirkhani, S. and Chizari, M. 2010, Factors influencing drought management in Varamin Township. Proceedings of the Third Congress of Agricultural Extension and Natural Resources, pp. 107-118.
- Bonaccorso, B., Cancelliere, A. and Rossi, G., 2003, An analytical formulation of return period of drought severity. Stochastic Environmental Research Risk, 17 (3), 157-174.
- Brekke, L., Wood, A. and Pruitt, T., 2014, Downscaled CMIP3 and CMIP5 Hydrology Projections: Release of Hydrology Projections, Comparison with Preceding Information, and Summary of User Needs; US Department of the Interior Bureau of Reclamation: Denver, CO, USA.
- Chakravarti, I.M., Laha, R.G. and Roy, J., 1967, Handbook of methods of applied statistics. Wiley Series in Probability and Mathematical Statistics (USA) eng.
- Chen, L., Singh, V.P., Guo, S., Hao, Z. and Li, T. 2012, Flood coincidence risk analysis using multivariate Copula functions. Journal of Hydrologic Engineering 17(6), 742-755.
- Chen, L., Singh, V. P., Guo, S., Mishra, A. K. and Guo, J., 2013, Drought analysis using copulas. Journal of Hydrological Engineering, 18 (7), 797-808.
- De Michele, C., Salvadori, G., Canossi, M., Petaccia, A. and Rosso, R., 2005, Bivariate statistical approach to check adequacy of dam spillway. Journal of Hydrologic Engineering, 10(1), 50-57.
- Salvadori, G., De Michele, C. and Durante, F., 2011, On the return period and design in a multivariate framework .HYPERLINK "http://www.hydro-earth-syst-sci.net "/Hydrology and Earth System Sciences, (11)15, 3293-3305.
- Dupuis, D. J., 2007, Using Copulas in Hydrology: Benefits, Cautions, and Issues. Journal of Hydrologic Engineering, 12(4), 381-393.
- Embrechts, P., Lindskog, F. and McNeil, A., 2003, Modelling Dependence with Copulas and Applications to Risk Management. In Rachev S. (eds), in Handbook of Heavy Tailed Distributions in Finance, 1<sup>st</sup> ed. North Holland.
- Frees, E. W. and Valdez, E. A., 1998, Understanding relationships using copulas. North American Actuarial Journal, 2(1), 1-25.
- Frick, D. M., Bode, D. and Salas, J. D., 1990, Effect of drought on urban water supplies. I: Drought analysis. Journal of Hydraulic Engineering, 116(6), 733-753.
- Ge, Y., Cai, X., Zhu, T. and Ringler, C., 2016, Drought frequency change: An assessment in northern India palins. Agricultural Water Management, 176, 111-121.
- Genest, C. and Favre, A. C., 2007, Everything you always wanted to know about copula modeling but were afraid to ask. Journal of Hydrologic Engineering, 12(4).
- Genest, C., Remillard, B. and Beaudoin, D., 2009, Goodness-of-fit tests for copulas: A review and a power study, Insurance: Mathematics and Economics, 44, 199-213.
- Goel, N. K., Seth, S. M. and Chandra, S., 1998, Multivariate modeling of flood flows. Journal of Hydraulic Engineering, 124(2), 146-155.
- Ghamghami, M. and Irannejad, P., 2019, An analysis of droughts in Iran during 1988-2017. SN Applied Sciences, 1(10), 1-21.
- Intergovernmental Panel on Climate Change. 2007. The Fourth Assessment Report. Parry, M. L., Canziani, O. F., Palutikof, J. P., van der Linden, P. J., Hanson, C. E., [http://www.cambridge.org/features/earth\\_environmental/climatechange/wg2.htm](http://www.cambridge.org/features/earth_environmental/climatechange/wg2.htm) \t "\_blank " Cambridge University Press, Cambridge, United Kingdom and New York, NY, USA. htm" \t "\_blank "Cambridge University Press, Cambridge, United Kingdom and New York, NY, USA.
- Intergovernmental Panel on Climate Change, 2013, Climate Change 2013: The Physical Science Basis. Contribution of Working Group I to the Fifth Assessment Report of the Intergovernmental Panel on Climate Change. Cambridge Univ. Press, Cambridge.
- Joe, H., 1997, Multivariate Models and Dependence Concepts, Chapman & Hall, London.
- Kao, S. C. and Govindaraju, R. S., 2010, A copula-historical joint deficit index for droughts. Journal of Hydrology, 380, 121-134.
- Leavitt, P. and Chen, G., 2005, Prairie Drought Limnology Project, University of Regina. Sustainable Agriculture in Western Canada: Planning for Droughts Using the Past.

- <http://www.uregina.ca/biology/faculty/leavitt/drought/drought1.htm>. Accessed July 2005.
- Liu, M., Xu, X., Sun, A.Y., Wang, K., Liu, W. and Zhang, X., 2014, Is southwestern China experiencing more frequent precipitation extremes? *Environmental Research Letters*, 9, 1-12.
- Madadgar, S. and Moradkhani, H., 2013, Drought analysis under climate change using copula. *Journal of Hydrologic Engineering*, 18 (7), 746-759.
- Modarres, R., Sarhadi, A. and Burn, D. H., 2016, Changes of extreme drought and flood events in Iran. *Global and Planetary Change*, 144, 67-81.
- Masoud, M. B., Khaliq, M. N. and Wheeler, H. S., 2015, Analysis of meteorological droughts for the Saskatchewan River Basin using univariate and bivariate approach. *Journal of Hydrology*, 522, 452-466.
- Mesbahzadeh, T., Mirakbari, M., Mohseni Saravi, M., Soleimani Sardoo, F. and Miglietta, M. M., 2020, Meteorological drought analysis using copula theory and drought indicators under climate change scenarios (RCP). *Meteorological Applications*, 27(1), p.e1856.
- Mirabbasi, R., Fakheri-Fard, A. and Dinpashoh, Y., 2012, Bivariate drought frequency analysis using the Copula method. *Theoretical and Applied Climatology* 108, 191-206.
- MotevaliBashi naeini, E., Akhond Ali, A. M. Radmanesh, F., Sharifi, M. and Abedi Koupaei, J., 2019, Zoning Map of Drought Characteristics under Climate Change Scenarios using Copula Method in the Zayandeh Roud River Catchment, *Irrigation Sciences and Engineering (JISE)*, 42 (1), 145-160. [persina]
- Nelsen, R. B., 2007, *An introduction to copulas*. Springer. 3<sup>th</sup> edition, New York. 269 pp.
- Pontes Filho, J. D., Souza Filho, F. D. A., Martins, E. S. P. R. and Studart, T. M. D. C., 2020, Copula-Historicald Multivariate Frequency Analysis of the 2012-2018 Drought in Northeast Brazil. *Water*, 12(3), 834.
- Rahimi, L., Dehghani, A. A., Abdolhosseini, M. and Ghorbani, Kh., 2014, Flood Frequency Analysis Using Archimedean Copula Functions Historicald on Annual Maximum Series (Case Study: Arazkuseh Hydrometric Station in Golestan Province), *Iranian Journal of Irrigation and Drainage* No. 2, Vol. 8, May-June 2014, p. 353-365.
- Reddy, M. J. and Ganguli, P., 2012, Application of copulas for derivation of drought severity - duration-frequency curves. *Hydrological Process*. 26, 1672-1685.
- Salami, H., Shahnooshi, N. and Thomson, K. J., 2009, The economic impacts of drought on the economy of Iran: An integration of linear programming and macroeconomic modelling approaches. *Ecological Economics*, 68(4), 1032-1039.
- Rossi, G., Benedini, M., Tsakiris, G. and Giakoumakis, S., 1992, On regional drought estimation and analysis. *Water Resources Management*, 6(4), 249-277.
- Salvadori, G. and De Michele, C., 2007, On the use of copulas in hydrology: Theory and practice, *Journal of Hydrologic Engineering*, 12(4), 369-380.
- Scholz, F. W. and Stephens, M. A., 1987, K-sample Anderson-Darling tests. *Journal of the American Statistical Association*, 82(399), 918-924.
- Schweizer, B. and Wolff, E. F., 1981, On Nonparametric Measures of Dependence of Random Variables. *The Annals of Statistics*, 9(4), 879-885.
- Shahabfar, A. and Eitzinger, J., 2008, Spatial and temporal analysis of drought in Iran by using drought indices, *European Meteorological Society (EMS), Proceedings of the 7th European Conference on Applied Climatology (ECAC) (EMS2008), Amsterdam, The Netherlands, SEP 29th-OCT 3rd, 2008*.
- Shi, H., Li, T. and Wei, J., 2017, Evaluation of the gridded CRU TS precipitation dataset with the point raingauge records over the Three-River Headwaters Region. *Journal of Hydrology*, 548, 322-332.
- Shiau, J., 2003, Return period of bivariate distributed extreme hydrological events. *Stochastic Environmental Research Risk Assessment*, 17 (1-2), 42-57.
- Shiau, J. T., 2006, Fitting drought duration and severity with two-dimensional copulas. *Water Resources Management* 20, 795-815.
- Shiau, J. T., Feng, S. and Nadarajah, S., 2007, Assessment of hydrological droughts for the Yellow River, China, using copulas. *Hydrological Processes*, 21(16), 2157-2163.
- Shiau, J.T. and Modarres, R., 2009, Copula-based drought severity-duration-frequency analysis in Iran. *Meteorological Applications*, 16, 481-489.
- Sibuya, M., 1960, Bivariate extreme statistics. *Annals of the Institute of Statistical Mathematics (Tokyo)* 11, 195-210.
- Sklar, A., 1959, Distribution functions of n Dimensions and Margins, *Publications of the Institute of Statistics of the University of Paris* 8, 229-231. (in French).
- Song, S. and Singh, V. P., 2010, Frequency analysis of droughts using the Plackett copula and parameter estimation by genetic algorithm. *Stochastic Environmental Research and Risk Assessment*, 24, 783-805.
- Song, S. and Singh, V. P., 2009, Meta-elliptical copulas for drought frequency analysis of periodic hydrologic data. *Stochastic Environmental*

- Research and Risk Assessment, 24 (3), 425–444.
- Taylor, K. E., Stouffer, R. J. and Meehl, G. A., 2012, An overview of CMIP5 and the experiment design. *Bulletin of the American Meteorological Society*, 93, 485–498.
- Touma, D., Ashfaq, M., Nayak, M. A., Kao, S. and Diffenbaugh, N. S., 2015, A multi-model and multi-index evaluation of drought characteristics in the 21st century. *Journal of Hydrology*, 526, 196–207.
- Tsakiris, G. and Vangelis, H. J. E. W., 2005, Establishing a drought index incorporating evapotranspiration. *European water*, 9(10), 3-11.
- United States Department of Agriculture, Foreign Agricultural Service, 2008, IRAN: Wheat Production Declines Due to Drought, *Commodity Intelligence Report*, May9, 2008.
- Vandenberghe, S., Verhoest, N.E.C. and De Baets, B., 2010, Fitting bivariate copulas to the dependence structure between storm characteristics: A detailed analysis, historical on 105 year 10 min rainfall. *Water Resources Research*, 46, 1-17.
- Vicente-Serrano, S. M., Beguería, S. and López-Moreno, J. I., 2010, A multiscalar drought index sensitive to global warming: the standardized precipitation evapotranspiration index. *Journal of climate*, 23(7), 1696-1718.
- Won, J., Choi, J., Lee, O. and Kim, S., 2020, Copula-historical Joint Drought Index using SPI and EDDI and its application to climate change. *Science of the Total Environment*, 744, p.140701.
- Wong, G., Lambert, M. F., Leonard, M. and Metcalfe, A. V., 2010, Drought Analysis Using Trivariate Copulas Conditional on Climatic States. *Journal of Hydrologic Engineering*, 15(2), 129-141.
- World Meteorological Organization, 2011, Weather extremes in a changing climate: hindsight on foresight. *WCDMP*, 63, 11075-6.
- Xu, K., Yang, D., Yang, H., Li, Z., Qin, Y. and Shen, Y., 2015, Spatio-temporal variation of drought in China during 1961–2012: a climatic perspective. *Journal of Hydrology*, 526, 253–264.
- Yevjevich, V., 1967, An objective approach to definitions and investigations of continental hydrologic droughts. Colorado State University.
- Yue, S., Ouarda, T. B. M. J., Bobée, B., Legendre, P. and Bruneau, P., 1999, The Gumbel mixed model for flood frequency analysis. *Journal of Hydrology*, 226(1-2), 88–100.
- Yue, S., 2001., A Bivariate Extreme Value Distribution Applied to flood Frequency Analysis. *Nordic Hydrology*, 32(1), 49-64.
- Zhang, L. and Singh, V. P. 2007, Gumbel-Hougaard copula for trivariate rainfall frequency analysis. *Journal of Hydrologic Engineering*, 12, 409–419.

## Assessing the Performance of CMIP5 GCMs in Copula-Based Bivariate Frequency Analysis of Drought Characteristics in the Southern Part of Karun Catchment

Kouhi, M.<sup>1\*</sup> and Pakdaman, M.<sup>1</sup>

1. Assistant Professor, Climate Research Institute, Atmospheric Science and Meteorological Research Center, Mashhad, Iran

(Received: 29 June 2021, Accepted: 10 Jan 2022)

### Summary

Drought is an extreme event and is a creeping phenomenon as compared with other natural disasters, which has great effects on the environment and human life. During 1997 to 2001, a severe 40-year return period drought affected half of Iran's provinces, with a loss in the agricultural sector estimated at more than US\$ 10 billion (National Center for Agricultural Drought Management, <http://www.ncadm.ir>) and a Gross Domestic Product (GDP) reduction of about 4.4% was reported (Salami et al., 2009). A more severe drought period (2007–2009) devastated the country on a larger scale than the previous drought period. A 20% average reduction of precipitation has been reported for 2008 compared with a 30-year average (Modarres, et al. 2016). It was found that the longest and most severe drought episodes have occurred in the last 15–20 years (1998-2017) (Ghamghami and Irannejad, 2019). A drought is characterized by severity, duration and frequency. These characteristics are not independent of each other, and droughts cause significant economic, social and ecosystem impacts worldwide (IPCC, 2013). Probabilistic analysis of drought events plays an important role for an appropriate planning and management of water resources systems and agriculture, especially in arid or semi-arid regions. In particular, estimation of drought return periods can provide useful information for different water sectors under drought conditions. In this study, the capability of two CMIP5 GCMs in estimating the joint return period of severity and duration of drought using copula have been investigated in the Southern part of the Karun Basin.

In this study, three type data have been used. These include monthly precipitation and temperature observed at synoptic stations and gridded data in 1975-2005 were obtained from IRIMO (the Iranian Meteorological Organization) and CRU (<http://crudata.uea.ac.uk/cru/data>) as well as the outputs of two GCM (HadGEM2-ES and IPSL-CM5A-MR) from CMIP5 (<http://cmip-pcmdi.llnl.gov/CMIP5/>) in the period of 1975-2005 for historical. Following the Intergovernmental Panel on Climate Change (IPCC, 2013), the first ensemble member (r1i1p1) from two GCMs were selected. RCPs are estimation of radiative forcing (RF), where RCP2.6 and RCP4.5 represents 2.6 and 4.5 W.m<sup>-2</sup> and RCP8.5 represents 8.5 W.m<sup>-2</sup> at the end of the 21th century (Goswami, 2018). Assuming a drought period as a consecutive number of intervals where SPEI (Vicente-Serrano et al. 2010) values are less than -1, two characteristics are determined, namely: extreme drought length and severity. Hydrological phenomena are often multidimensional and hence require the joint modeling of several random variables. Copulas model have become a popular multivariate modeling tool in many fields where multivariate dependence is of interest and the usual multivariate normality is in question. Among the copula-based drought frequency analysis, Elliptical and Archimedean copulas have been the most popular used equations. In this paper, we focus on copulas based multivariate drought frequency analysis considering drought duration and severity. Return period is defined as “the average time elapsing between two successive realizations of a prescribed event” (Salvadori et al., 2011). In the univariate setting, the return period is generally defined as (Bonaccorso, et al., 2003):

$$T = \frac{E(T)}{1-F_X(x)} \quad (1)$$

In this equation T is return period with a single variable, X (duration (D) or severity (S) of drought), greater or equal to a certain value, FX (.) are percentiles of CDF with X and E(T) is expected inter-arrival time of sequential droughts within the study period.

The bivariate analysis of drought return period is calculated as (Shiau, 2006):

$$T_{D \cap S} = \frac{E(L)}{P(D \geq d, S \geq s)} = \frac{E(L)}{1-F_D(d)-F_S(s)+F_{DS}(d,s)} = \frac{E(L)}{1-F_D(d)-F_S(s)+C(F_D(d),F_S(s))} \quad (2)$$

$$T_{D \cup S} = \frac{E(L)}{P(D \geq d \text{ or } S \geq s)} = \frac{E(L)}{1-F_{DS}(d,s)} = \frac{E(L)}{1-C(F_D(d),F_S(s))} \quad (3)$$

Where  $T_{D \cap S}$  denotes the joint return period for  $D \geq d$  and  $S \geq s$ ;  $T_{D \cup S}$  denotes the joint return period for  $D \geq d$  or  $S \geq s$ .

Results of a preliminary analysis based on Kendall's correlation and upper tail dependence coefficient, computed on different datasets show significant dependence properties between the considered pair. Archimedean copulas (Clayton, Frank, and Gumbel) are fitted to the joint S-D datasets (observation, CRU, HadGEM-es and IPSL-CM4-MR) by Maximum Pseudo Likelihood Estimator (MPLE). The selected copula functions and marginal distributions were used to calculate the joint return periods of severity and duration in the conditions of "and" and "or". The results showed that HadGem has a good skill in simulating the joint probability characterization of drought. Results of the bivariate analysis using copula showed that the study area will experience droughts with greater severity and duration in future as compared with the historical period. Projected changes in characteristics of drought throughout the 21st century can help inform climate change assessments across drought-sensitive sectors. However, the ability of global climate models (GCMs) to reproduce statistical attributes of observed drought should be investigated. We evaluated the fidelity of GCMs to simulate probabilistic characteristics of drought in Southwest of Karoun where drought plays a key climate impact.

**Keywords:** Copula, Ahwaz, Return Periods, Climate Change, Probabilistic Characterization.

\* Corresponding author:

man\_koohi@yahoo.com