

پایش خشکسالی هواشناسی در استان هرمزگان مبتنی بر شاخص‌های چندمتغیره آماری و احتمالاتی (مقاله پژوهشی)

۱- زهرا اژدری، دانشجوی دکتری علوم و مهندسی آبخیزداری، دانشگاه هرمزگان، هرمزگان، ایران

۲- ام‌البنین بذرافشان*، دانشیار گروه مهندسی منابع طبیعی، دانشگاه هرمزگان، عضو هسته پژوهشی تجزیه و تحلیل داده در علوم محیطی، هرمزگان، ایران

O.bazrafshan@hormozgan.ac.ir

۳- جواد بذرافشان، دانشیار گروه مهندسی آبیاری و آبادانی، دانشگاه تهران، پردیس کشاورزی و منابع طبیعی، کرج، ایران

۴- مرضیه شکاری، استادیار گروه آمار و ریاضی، دانشگاه هرمزگان و عضو هسته پژوهشی تجزیه و تحلیل داده در علوم محیطی، هرمزگان، ایران

۵- حسین زمانی، استادیار گروه آمار و ریاضی، دانشگاه هرمزگان و عضو هسته پژوهشی تجزیه و تحلیل داده در علوم محیطی، هرمزگان، ایران

دریافت: ۱۳۹۹/۰۶/۱۷

پذیرش: ۱۳۹۹/۱۰/۲۵

چکیده

خشکسالی یک پدیده پیچیده چندمتغیره است که بدون شک، بررسی همه آثار آن با استفاده از شاخص‌های تک متغیره مرسوم امکان‌پذیر نیست. در مطالعه حاضر خشکسالی هواشناسی استان هرمزگان در دوره آماری ۱۳۶۵ تا ۱۳۹۵ با استفاده از دو دیدگاه تحلیل آماری چندمتغیره و توابع مفصل مورد تجزیه و تحلیل قرار می‌گیرد. نخست، شاخص چند متغیره بارش استاندارد شده با استفاده از تحلیل مؤلفه‌های اصلی و شاخص کمبود توأم با استفاده از تابع مفصل تجربی کندهال محاسبه شد. سپس کارایی دو شاخص در بررسی مشخصه‌های خشکسالی مقایسه شد. نتایج نشان داد که در پایش خشکسالی دوره مورد مطالعه، شاخص چند متغیره بارش استاندارد شده مقادیر شدت‌های بیشینه را بیشتر از شاخص کمبود توأم برآورد می‌کند. در بررسی خشکسالی تاریخی سال ۱۳۸۰، شاخص چند متغیره بارش استاندارد شده نسبت به شاخص کمبود توأم تصویر واقع‌بینانه‌تری از خشکسالی را ارائه می‌کند. همبستگی بین مشخصه‌های خشکسالی (شدت، مدت و بزرگی) در بیشتر موارد در شاخص چند متغیره بارش استاندارد شده بیشتر از شاخص کمبود توأم بوده، بدین معنی که ساختار همبستگی را بهتر از توابع مفصل برآورد می‌نماید. برآورد درصد فراوانی طبقات خشکسالی از ملایم تا خیلی شدید نشان داد، شاخص چند متغیره بارش استاندارد شده در برآورد کلاس‌های خشکسالی شدید و خیلی شدید کارایی بهتری داشته و برآورد صحیح‌تری از کلاس‌های خشکسالی دارد. در آخر، شاخص چند متغیره بارش استاندارد شده قادر است تصویر صحیحی از خشکسالی را برای ارزیابی تفضیلی خشکسالی چندمتغیره داشته باشد.

واژگان کلیدی: خشکسالی هواشناسی، تحلیل مؤلفه‌های اصلی، شاخص بارش استاندارد چند متغیره، شاخص کمبود توأم

مقدمه

استاندارد (SPI)^۱ اولین بار توسط مک کی و همکاران [۲۰] شرح داده شد. شاخص بارش استاندارد برای هر محل بر اساس آمار بارندگی بلندمدت در مقیاس خاص محاسبه می‌شود.

هر چند SPI به‌عنوان یک ابزار رایج برای ارزیابی خشکسالی پذیرفته شده است با این وجود دارای محدودیت‌هایی نیز است [۲۲]. یکی از این محدودیت‌ها

خشکسالی به‌عنوان یک وضعیت طولانی مدت کمبود آب، موضوعی چالش‌برانگیز در مدیریت منابع آب بوده و به‌عنوان یکی از خسارت‌زاترین و ناشناخته‌ترین بلاهای طبیعی تلقی می‌شود [۱۳]. شاخص‌های خشکسالی به‌عنوان کلیدی جهت کمی‌سازی تعریف خشکسالی در اجرای برنامه‌های خشکسالی [۲۹ و ۳۰] و مقایسه شدت و مدت و گستردگی خشکسالی در مناطق با رژیم اقلیمی و هیدرولوژیکی متفاوت به کار می‌رود [۲۸]. شاخص بارش

^۱- Standardized Precipitation Index

ترکیب‌های خطی مختلف، به تعداد ابعاد مسئله، تشکیل شده است. این ترکیب‌های خطی از محاسبه بردار ویژه و مقادیر ویژه، با استفاده از ماتریس همبستگی به دست می‌آید. بردارهای ویژه میزان همبستگی بین داده‌ها و ترکیبات خطی متناظر با آن‌ها از سری زمانی را نشان می‌دهند [۲۷]. بنابراین PCA قادر است تغییرپذیری موجود در تعداد زیادی متغیر وابسته را در تعداد کمتری مؤلفه اصلی خلاصه کند [۳۱]. در زمینه محاسبه شاخص‌های چند متغیره مطالعات فراوانی صورت گرفته است.

میرعباسی و همکاران (۲۰۱۳) خشکسالی‌های شمال غرب ایران را با استفاده از توابع مفصل و شاخص JDI بررسی نمود. نتایج تحلیل خطا نشان داد که روش پیشنهادی می‌تواند شرایط رطوبتی ۱ و ۳ ماه آینده را با دقت بالایی پیش‌بینی کند [۲۱].

بذرافشان و همکاران (۲۰۱۹) به تحلیل کارکرد دو شاخص SPI-12 و JDI در پایش خشکسالی مناطق خشک و نیمه‌خشک ایران پرداختند. نتایج نشان داد که شاخص JDI قادر است افزون بر نشان دادن تصویر درستی از خشکسالی ماه‌های قبل، زمان شروع خشکسالی را نیز دقیق‌تر تخمین بزند [۱].

شاخص خشکسالی کمبود توأم تحت شرایط اقلیمی ایران به دو شکل تجربی و نظری مطالعه شد [۱۲]. نتایج نشان داد که محاسبه شاخص کمبود توأم نظری بر مبنای تابع مفصل تی در تمام ایستگاه‌ها نتایج بهتری نسبت به سایر توابع مفصل نشان می‌دهد.

در تحقیقی به مقایسه شاخص MSPI و شاخص JDI در بازه زمانی ۱ تا ۱۲ ماهه در دوره آماری ۱۹۶۶ تا ۲۰۱۰ در ۴۲ ایستگاه در مناطق مختلف ایران پرداخته شد [۴]. نتایج نشان داد که شاخص MSPI نسبت به شاخص JDI برای پایش خشکسالی بهتر است.

در پژوهشی به پهنه‌بندی حوضه دریاچه ارومیه از نظر خشکسالی به روش PCA پرداخته شد. آن‌ها آمار بارش‌های ماهانه ۳۰ ایستگاه هواشناسی در دوره آماری ۱۹۷۲ تا ۲۰۰۹ استفاده شد. SPI برای هر یک از ایستگاه‌های منتخب در دو مقیاس ۳ و ۱۲ ماهه محاسبه شد. نتایج تجزیه مؤلفه‌های اصلی SPI سه‌ماهه (دوازده ماهه) نشان داد که تعداد پنج (شش) عامل ویژه بزرگ‌تر از

تعریف نشدن طول دوره استاندارد برای SPI است. این شاخص تحت مقیاس‌های زمانی مختلف، گاهی نتایج متفاوتی ارائه می‌دهد. بنابراین، به منظور ارزیابی کلی خشکسالی‌های یک منطقه باید SPI‌های چندگانه را با مقیاس‌های زمانی مختلف (برای مثال، ۱، ۳، ۶، ۹، ۱۲، ۲۴ و ۴۸ ماهه) به طور همزمان بررسی نمود. به منظور برطرف کردن محدودیت‌های موجود در شاخص SPI، شاخص SPI اصلاح‌شده^۱ پیشنهاد شد [۱۴].

برخلاف SPI متداول که میانگین کلی (از ابتدای دوره آماری تا انتهای آن) را برای تفکیک دوره‌های تر و خشک در نظر می‌گیرد، در شاخص SPI اصلاح‌شده، حد آستانه بر اساس میانگین ماهانه است. باید توجه داشت که هرچند SPI اصلاح‌شده حاوی مفاهیم آماری بهتری است، اما برای به دست آوردن توزیع‌های حاشیه‌ای قابل اطمینان، به آمار ثبت‌شده طولانی‌تری نیاز دارد. همچنین در محاسبه SPI اصلاح‌شده مشابه با SPI متداول، انتخاب مقیاس‌های زمانی مختلف منجر به نتایج متفاوت می‌شود برای رفع این مشکل SPI‌های اصلاح‌شده مربوط به هر ماه با مقیاس‌های زمانی مختلف را به وسیله توابع مفصل^۲ با یکدیگر تلفیق و یک شاخص توأم را توسعه داده شد [۱۴]. این شاخص که به شاخص کمبود توأم^۳ (JDI) موسوم است، یک شاخص چندبعدی کمبود آب مبتنی بر اصول احتمالات است [۱۴].

به جای استفاده از سری‌های زمانی مختلف شاخص SPI که ممکن است باعث سردرگمی محققان گردد، می‌توان از شاخص MSPI استفاده نمود [۲]. این امر، نه تنها سبب کاهش تعداد سری‌های زمانی شاخص SPI می‌شود بلکه دربرگیرنده اطلاعات تمامی آن‌ها نیز است. بنابراین، هر دو شاخص JDI و MSPI بر اساس شاخص بارش استاندارد (SPI) است.

مشکل اصلی در مطالعه حاضر مقیاس‌های زمانی SPI و روشی برای کم کردن ابعاد داده‌ها است. برای این منظور، از روش تحلیل مؤلفه‌های اصلی (PCA)^۴ برای محاسبه شاخص MSPI استفاده خواهد شد. PCA از

1 - Modified Standardized Precipitation Index

2 - Copula Functions

3 - Joint Deficit Index

4- Principal Component Analysis

ویژگی‌های کلی خشکسالی است. نتایج نشان داد که مدل پیشنهادی یک مدل منطقی برای ترکیب چند شاخص احتمالی است [۱۱].

لی و همکاران (۲۰۱۵) برای توسعه یک شاخص چندمتغیره خشکسالی (MDI^۳) در حوضه رودخانه هوایه چین از داده‌های رواناب، رطوبت خاک، تبخیر و تعرق و بارش بر اساس تجزیه مؤلفه‌های اصلی استفاده نمودند. نتایج شاخص چندمتغیره توسعه داده‌شده برای وقایع خشکسالی با نتایج شاخص‌های SC-PDSI^۴ و SPI مقایسه شدند که نتایج نشان‌دهنده برتری شاخص‌های MDI و بارش استاندارد شده نسبت به شاخص SC-PDSI است که دلیل آن ساختار و توانایی شاخص MDI برای در نظر گرفتن متغیرهای مهم و موثر بر خشکسالی بیان نمودند [۱۸].

دهبان و همکاران (۲۰۱۵) شاخص چند متغیره خشکسالی اصلاح‌شده MRDI^۵ را بر پایه شاخص خشکسالی RDI^۶ در پنجره‌های زمانی ۳ تا ۲۴ ماهه با استفاده از روش PCA در هفت ایستگاه تبخیرسنجی حوضه گرگان‌رود ارائه و نتایج آن را با شاخص MSPI مقایسه نمودند. نتایج نشان داد که تفاوت معنی‌داری بین شاخص‌های چند متغیره MRDI و MSPI در ایستگاه‌های مورد بررسی وجود ندارد [۶].

بورناسکو و همکاران (۲۰۰۳) تجزیه و تحلیل خشکسالی را با استفاده از شاخص SPI در طی سال‌های ۱۹۹۶ تا ۱۹۲۶ در جزیره سیسیلی انجام دادند. برای بررسی تغییرپذیری بلندمدت خشکسالی، روش تجزیه مؤلفه‌های اصلی (PCA) را روی SPI های محاسبه شده اعمال کردند. نتایج نشان داد که کل جزیره سیسیلی درگیر خشکسالی‌های بلندمدت از سال ۱۹۷۰ به بعد بوده است [۵].

بیشتر تحقیقات در خصوص خشکسالی از شاخص‌های تک و دومتغیره استفاده کرده و یا در تحقیقات جدید از روش احتمالاتی چندمتغیره (مفصل) استفاده می‌کنند، اما کمتر تحقیقی به مقایسه دو دیدگاه آماری چندمتغیره و

یک دارند و ۶۸/۰۸ (۷۸/۸۸) درصد از واریانس کل را در مجموع توجیه می‌کند [۱۰].

به منظور توسعه شاخص تجمیعی خشکسالی مبتنی بر روش PCA با محاسبه‌ی ۵ شاخص بارش استاندارد شده (SPI)، بارش-تبخیر و تعرق استاندارد شده (SPEI)، شاخص (Z مشتق شده از پالمر) شاخص خشکسالی پالمر (PDSI) و شاخص رطوبت خاک (SMI)، شاخص ترکیبی ADI از ترکیب خطی مؤلفه‌های ایجاد شده را توسعه دادند و برای پایش خشکسالی کشاورزی در استان گلستان استفاده نمودند [۹]. نتایج نشان داد که شاخص ADI با شاخص SPEI در ماه‌های مختلف سال به ویژه ماه‌های اردیبهشت و خرداد نشان می‌دهد که شاخص ADI به عنوان یک شاخص جامع می‌تواند اثرات شاخص‌های خشکسالی ورودی نظیر رطوبت خاک را منعکس و پایش جامع‌تری را در اختیار دهد.

در پژوهشی به‌منظور پهنه‌بندی خشکسالی نیمه جنوبی استان گلستان از شاخص خشکسالی SPI و روش تجزیه مؤلفه‌های اصلی (PCA) استفاده شد. برای این منظور از داده‌های بارندگی ماهانه ۱۶ ایستگاه هواشناسی با پراکنش مناسب در منطقه طی یک دوره ۴۳ ساله استفاده کردند. شاخص بارش استاندارد، برای هر یک از ایستگاه‌های منتخب در دو مقیاس ۳ و ۱۲ ماهه محاسبه شد. تجزیه مؤلفه‌های اصلی مربوط به داده‌های SPI برای پهنه‌بندی خشکسالی انجام شد. نتایج تجزیه مؤلفه‌های اصلی این شاخص در مقیاس سه ماهه و دوازده ماهه نشان داد که تعداد ۶ عامل ویژه بزرگ‌تر از یک برای مقیاس سه ماهه و ۷ عامل ویژه برای مقیاس دوازده ماهه وجود دارد که بیش از ۵۸ و ۷۲ درصد از واریانس کل را در مجموع برای شاخص ۳ و ۱۲ ماهه توجیه می‌کند [۱۹]. هائو و آقاچوک در مقاله خود با استفاده از شاخص بارش استاندارد (SPI) و شاخص رطوبت خاک (SSI^۱) یک شاخص ترکیبی چند متغیره به نام شاخص خشکسالی استاندارد شده چند متغیره (MSDI^۲) ایجاد کردند. به عبارت دیگر MDSI ترکیبی از شاخص خشکسالی هواشناسی و خشکسالی کشاورزی برای توصیف

³- Multivariate Drought Index

⁴- Self-Calibrating Palmer Drought Severity Index I

⁵- Modified Reconnaissance Drought Index

⁶- Reconnaissance Drought Index

¹- Standardized Soil Moisture Index

²- Multivariate Standardized Drought Index

این استان از شمال و شمال شرق با استان کرمان، از جنوب با دریای عمان و خلیج فارس و از شرق با استان‌های فارس و بوشهر همسایه است.

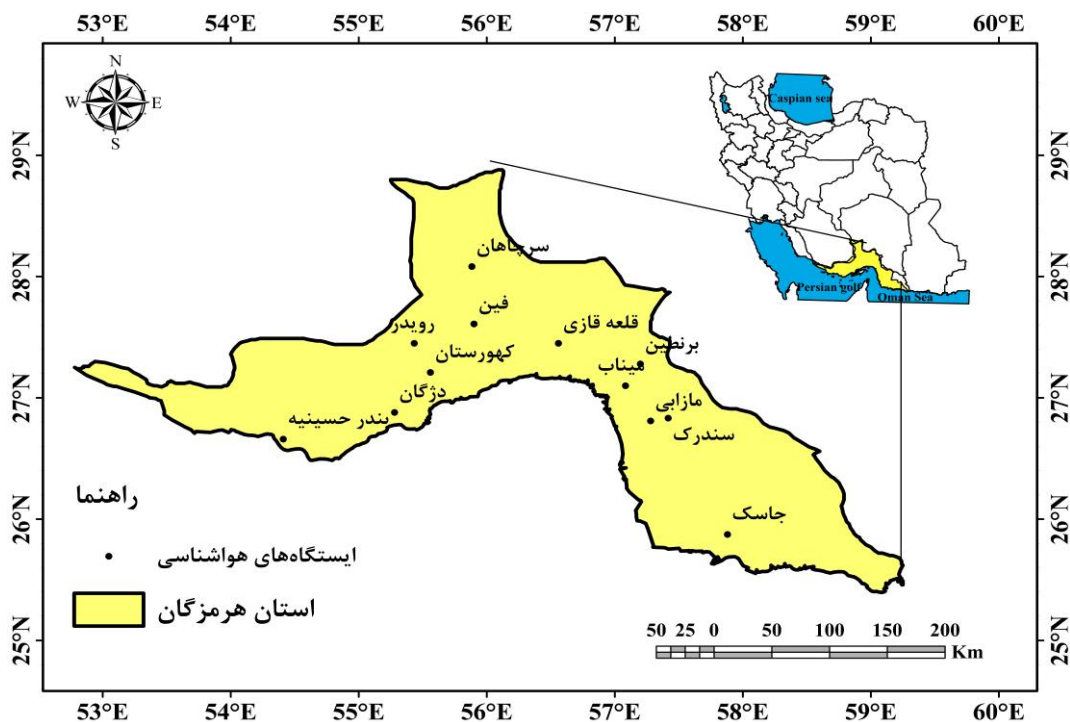
استان هرمزگان از مناطق گرم و خشک ایران است و اقلیم آن تحت تأثیر آب و هوای بیابانی و نیمه بیابانی قرار دارد. میانگین دمای سالانه این منطقه حدود 27°C و مقدار متوسط بارندگی سالانه $215/8$ میلی‌متر است. نقشه استان هرمزگان و موقعیت ایستگاه‌های هواشناسی مورد مطالعه در شکل ۱ نشان داده شده است. در این تحقیق از سری‌های زمانی بارندگی ماهانه ایستگاه‌های هواشناسی منتخب در فاصله زمانی ۱۳۶۵ تا ۱۳۹۵ برای محاسبه دو شاخص JDI و MSPI استفاده شد. جدول ۱ مشخصات ایستگاه‌های هواشناسی مورد مطالعه را نشان می‌دهد. داده‌های مورد نیاز از سازمان هواشناسی اخذ گردیده است.

احتمالاتی چندمتغیره در بررسی خشکسالی در جنوب ایران پرداخته است. بنابراین، هدف از مطالعه حاضر، بررسی خشکسالی هواشناسی استان هرمزگان مبتنی بر روش‌های چندمتغیره آماری و توابع مفصل و مقایسه کارایی دو شاخص در پایش مشخصه‌های خشکسالی است.

مواد و روش‌ها

موقعیت منطقه مورد مطالعه

منطقه مورد مطالعه استان هرمزگان با وسعت $68475/8$ کیلومتر مربع در جنوب ایران بین مختصات جغرافیایی 25° درجه و 23° دقیقه تا 28° درجه و 57° دقیقه عرض شمالی و 52° درجه و 41° دقیقه تا 59° درجه و 15° دقیقه طول شرقی از نصف‌النهار گرینویچ واقع شده است.



شکل ۱- موقعیت منطقه مورد مطالعه و ایستگاه‌های هواشناسی

جدول ۱- مشخصات ایستگاه‌های مورد بررسی

ایستگاه‌ها	طول جغرافیایی	عرض جغرافیایی	ارتفاع (m)	حداکثر بارش سالانه (mm)	حداقل بارش سالانه (mm)	میانگین بارش سالانه (mm)
دژگان	۵۵°۱۶'۴۶"	۲۶°۵۴'۰۱"	۴۵	۴۶۲	۸/۵	۱۳۰/۸۷
مازایی	۵۷°۱۶'۴۶"	۲۶°۴۶'۴۲"	۶۰	۵۰۷	۲۷	۱۹۴/۸۴
سندرک	۵۷°۲۵'۲۳"	۲۶°۵۰'۲۶"	۲۱۰	۴۹۳	۲۸	۱۹۷/۵۸
برنطین	۵۷°۱۲'۴۷"	۲۷°۱۶'۴۴"	۱۴۰	۷۳۳	۲۳	۲۳۱/۲۰
قلعه قازی	۵۶°۳۲'۵۵"	۲۷°۲۷'۲۶"	۶۰	۵۲۱	۸/۸	۱۷۲/۳۰
فین	۵۵°۵۴'۲۱"	۲۷°۳۸'۰۳"	۳۳۰	۶۷۷	۴۱	۱۸۷/۹۸
رویدر	۵۵°۲۵'۰۱"	۲۷°۲۸'۱۴"	۳۶۰	۶۴۲	۴۰/۳	۱۹۵/۳۰
کهورستان	۵۵°۳۲'۵۴"	۲۷°۱۱'۴۶"	۴۰	۵۰۳	۱۶	۱۴۳/۳۷
بندر حسینی	۵۴°۲۱'۵۱"	۲۶°۳۹'۲۷"	۸	۴۰۵	۲۰	۱۲۷/۱۸
سرچاهان	۵۵°۵۲'۵۲"	۲۸°۰۴'۰۷"	۶۸۰	۵۶۴	۶۰/۵	۱۸۷/۸۷
میناب	۵۷°۱۶'۴۸"	۲۷°۰۶'۰۰"	۴۰	۴۹۵	۴۸	۱۹۴/۴۲
جاسک	۵۷°۴۷'۳۸"	۲۵°۳۹'۵۲"	۵	۳۵۴	۶/۴	۱۱۱/۹۳

روش تحقیق

توابع مفصل و تئوری اسکالر

مفصل تابعی است که توابع توزیع حاشیه‌ای تک متغیره را برای تشکیل یک تابع توزیع دو یا چندمتغیره، به هم پیوند می‌دهد. مفصل‌ها توابع توزیع چندمتغیره هستند که حاشیه‌های یک بعدی آن‌ها بر بازه (۰ و ۱) یکنواخت باشند. معرفی و ارائه مفصل به اسکالر نسبت داده شده است [۲۶]. چگونگی تبدیل توابع توزیع تک متغیره به شکل توزیع‌های چندمتغیره در تئوری توصیف شده است. اسکالر نشان داد که برای متغیرهای تصادفی پیوسته d بعدی $\{X_1, \dots, X_d\}$ با CDFهای حاشیه ای $u_j = F_{X_j}(x_j)$ که $j=1, \dots, d$ ، یک مفصل d بعدی یکتای C_{U_1, \dots, U_d} وجود دارد به طوری که:

$$C_{U_1, \dots, U_d}(u_1, \dots, u_d) = H_{X_1, \dots, X_d}(x_1, \dots, x_d) \quad (1)$$

که در آن:

u_j ، j امین حاشیه و H_{X_1, \dots, X_d} همان CDF توأم $\{X_1, \dots, X_d\}$ است. چون برای متغیرهای تصادفی پیوسته تابع CDF حاشیه‌ها از ۰ تا ۱ غیر کاهشی می‌باشند، می‌توان مفصل C_{U_1, \dots, U_d} را به عنوان تبدیل H_{X_1, \dots, X_d} از $[-\infty, \infty]^d$ به $[0, 1]^d$ در نظر گرفت. نتیجه این تبدیل این است که توزیع‌های حاشیه‌ای از H_{X_1, \dots, X_d} جدا می‌گردند، بنابراین، C_{U_1, \dots, U_d} تنها به

ارتباط بین متغیرها مربوط می‌شوند و توصیف کاملی از ساختار وابستگی کلی ارائه می‌دهند [۲۴]. با وجود این که تئوری اسکالر برای ابعاد کلی ($d \geq 2$) پیشنهاد شده بود ولی پیچیدگی مفصل‌ها با افزایش تعداد متغیرها به سرعت افزایش می‌یابد. بیشتر پژوهشگران در تحلیل چند متغیره از مفصل‌های تجربی^۱ (به ویژه در ابعاد بالاتر از ۲) استفاده می‌نمایند. مفهوم مفصل‌های تجربی، در حقیقت مشابه با مفهوم روابط موقعیت نموداری^۲ است که در تحلیل آماری تک متغیره (مثلاً رابطه ویبول)، به کار می‌روند. این مفصل‌ها معیارهای احتمالی تجمعی توأم رتبه‌ای هستند [۲۴]. برای نمونه با اندازه n ، مفصل تجربی d بعدی C_n به صورت زیر است:

$$C_n\left(\frac{k_1}{n}, \frac{k_2}{n}, \dots, \frac{k_d}{n}\right) = \frac{a}{n} \quad (2)$$

که در آن:

a برابر با آن تعداد از مشاهدات (X_1, \dots, X_d) است که شرط $X_1 \leq x_{1(k_1)}, \dots, X_d \leq x_{d(k_d)}$ داشته و در آن $x_{1(k_1)}, \dots, x_{d(k_d)}$ با $1 \leq k_1, \dots, k_d \leq n$ آماره‌های ترتیبی نمونه هستند. در شیوه‌ای مشابه، تابع توزیع تجربی (K_{C_n}) را می‌توان به صورت زیر توصیف نمود [۸]:

¹ - Empirical copula

² - Plotting position

و به صورت X_w^{month} نشان داده شود که در آن month نشان دهنده یکی از ماه‌های ژانویه، فوریه، ... و دسامبر است. برای مثال، X_1^{Jan} بیانگر بارش ژانویه و X_5^{Aug} بیانگر کل بارش پنج ماهه از آوریل تا اوت می‌باشد. به این ترتیب، نمونه‌ها در هر گروه X_w^{month} به‌طور سالانه جمع آوری می‌شوند. واضح است تا زمانی که $w \leq 12$ باشد نمونه‌ها هیچ‌گونه هم‌پوشانی ندارند. به عبارت دیگر، درجه خودهمبستگی بین داده‌ها به مقدار زیادی کاهش خواهد یافت. از طرف دیگر، نمونه‌های داخل گروه یکسان X_w^{month} تحت تأثیر فصلی مشابه قرار دارند. بنابراین، تغییرات فصلی به یک شیوه مناسب در نظر گرفته می‌شوند. با برآزش دادن توزیع آماری بر هر گروه به‌طور مجزا SPI^{mod} مشابه با SPI متداول از رابطه زیر محاسبه شد:

$$SPI_w^{mod} = \phi^{-1}(u_w^{month}) = \phi^{-1}(F_{X_w^{month}}(x_w^{month})) \quad (۶)$$

حاشیه‌های بارش (توابع توزیع احتمال تراکمی تک‌متغیره) $\{u_1, u_2, \dots, u_{12}\}$ با بازه‌های زمانی مختلف از ۱ تا ۱۲ ماهه را می‌توان از طریق شیوه SPI^{mod} ایجاد نمود. u_1 وضعیت بارش ماه گذشته (u_1 برای تشخیص دادن آغاز خشکسالی مهم است) و u_{12} وضعیت بارش سال گذشته (برای تشخیص خشکسالی‌های طولانی مدت مهم است) را نشان می‌دهد. باید توجه داشت که هیچ‌یک از u_i ها نمی‌تواند به تنهایی اطلاعات u_j های دیگر را انعکاس دهد و هر u_i منفرد می‌تواند فقط یک دید جزئی از خشکسالی هواشناختی را بازتاب دهد [۱۵].

شاخص کمبود توأم خشکسالی (JDI)

به منظور ایجاد شاخص JDI می‌توان از مفصل‌های گوسی و تجربی برای ایجاد ساختار وابستگی مجموعه $\{U_1, U_2, \dots, U_{12}\}$ استفاده کرد. البته با توجه به پیچیدگی ریاضیاتی مفصل‌های گوسی ۱۲ بعدی، می‌توان از مفصل‌های تجربی استفاده کرد. انتخاب از مفصل‌های $\{U_1, U_2, \dots, U_{12}\}$ در تشکیل دادن مفصل‌های با ابعاد زیاد، پیچیدگی مدل وابستگی را افزایش می‌دهد. بنابراین، با توجه به اینکه مدت خشکسالی‌ها تغییرات زمانی وسیعی را نشان می‌دهد، فقط با در نظر گرفتن مدت‌های زمانی

$$K_{C_n}\left(\frac{1}{n}\right) = \frac{b}{n} \quad (۳)$$

که در آن:

$$b \text{ تعداد نمونه‌ها } (x_1, \dots, x_d) \text{ است.} \\ C_n(k_1/n, \dots, k_d/n) \leq 1/n \text{ است.}$$

$$K_{C_n}(t) = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n I(e_{jn} \leq t) \quad (۴)$$

که در آن e_{jn} به صورت زیر تعریف می‌شود:

$$e_{jn} = \frac{1}{n-1} \sum_{i=1}^n I(x_{1(k)} \leq x_{1(j)}, \dots, x_{d(k)} \leq x_{d(j)}) \quad (۵)$$

که در آن:

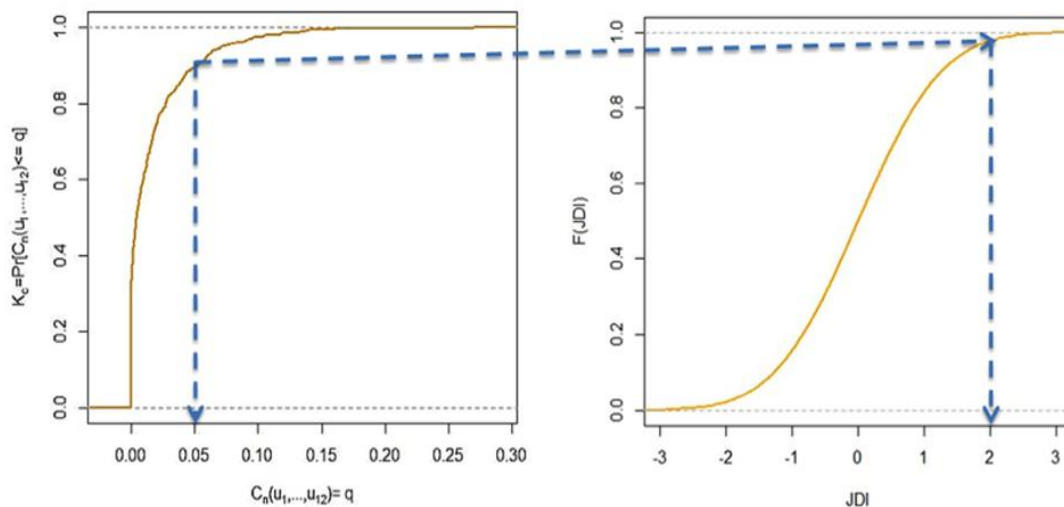
n اندازه نمونه و $I(A)$ متغیر نشانگر عبارت منطقی A است. اگر عبارت A درست باشد، مقدار ۱ و اگر نادرست باشد مقدار صفر به خود می‌گیرد. R_{i1}, \dots, R_{id} به ترتیب رتبه داده مشاهداتی u_1, \dots, u_d می‌باشند. u_w مقادیر تابع توزیع تجمعی مربوط به داده‌ها می‌باشند. مفصل‌های تجربی C_n و تابع توزیع تجربی K_{C_n} اغلب برای صحت‌سنجی مدل به کار می‌روند و به‌عنوان ساختار وابستگی مشاهده شده (واقعی) تلقی می‌شوند. زمانی که یک نمونه به اندازه کافی بزرگ در دسترس باشد، مفصل‌های تجربی را می‌توان برای ایجاد توزیع‌های احتمالاتی تجربی توأم غیرپارامتری به کار برد که از نظر محاسباتی کارآمدی بیشتری دارند.

شاخص SPI اصلاح شده

برای محاسبه شاخص SPI اصلاح شده (SPI^{mod})، [۱۳] پیشنهاد کردند که X_w را با ماه مختوم به آن جمع

$$JDI = \Phi^{-1} K_C \quad (7)$$

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



شکل ۲. پلات تبدیل تابع توزیع کندانال تجربی به JDI

مختلف زمانی را در یک یا چند سری زمانی مشخص خلاصه نمود. در این مطالعه برای کاهش ابعاد داده‌ها و محاسبه شاخص چند متغیره MSPI از روش تحلیل مؤلفه‌های اصلی استفاده شد.

تجزیه و تحلیل مؤلفه‌های اصلی

تحلیل مؤلفه‌های اصلی، تبدیلی در فضای برداری است که اغلب برای کاهش ابعاد مجموعه داده‌ها مورد استفاده قرار می‌گیرد. این تحلیل شامل تجزیه مقادیر ویژه ماتریس کواریانس است. تحلیل مؤلفه‌های اصلی در تعریف ریاضی یک تبدیل خطی متعامد است که داده را به دستگاه مختصات جدید می‌برد، به طوری که اولین بزرگترین واریانس داده بر روی اولین محور مختصات، دومین بزرگترین واریانس بر روی دومین محور مختصات قرار می‌گیرد و به همین منوال برای بقیه. تحلیل

بین ۱ تا ۱۲ ماهه می‌توان خشکسالی‌ها را به خوبی توصیف کرد؛ بنابراین در این مطالعه برای ایجاد شاخص JDI فقط ۱۲ تا SPI اصلاح‌شده در نظر گرفته شده است. K_C تابع توزیع مفصل همان احتمال تجمعی $C(u_1, \dots, u_{12}) \leq t$ است استفاده از K_C این امکان را می‌دهد که معیار احتمالاتی شرایط کمبود توأم محاسبه شود که می‌تواند به‌عنوان یک شاخص خشکسالی کمبود توأم تفسیر شود. شاخص کمبود توأم JDI به‌صورت زیر تعریف می‌شود (شکل ۲).

محاسبه شاخص بارندگی استاندارد چند متغیره (MSPI)

نیاز اولیه شاخص بارندگی استاندارد چند متغیره (MSPI) تعدادی سری زمانی شاخص بارندگی استاندارد (SPI)، هر یک معرف یک مقیاس زمانی خاص است. در این پژوهش، SPI در ۱۲ مقیاس زمانی (۱ تا ۱۲ ماه) در هر یک از ایستگاه‌های منتخب محاسبه گردید. هرچند، بررسی همزمان ۱۲ سری زمانی می‌تواند اطلاعات زیادی در مورد ویژگی‌های انواع خشکسالی ارائه دهد، با این وجود، تعدد مقیاس‌های زمانی نیز ممکن است سبب سردرگمی محققان و عدم جمع‌بندی مساله شود. برای رفع مشکل باید ابعاد داده‌ها را کاهش داد. منظور از کاهش ابعاد داده‌ها عدم محاسبه SPI در برخی مقیاس‌های زمانی نیست، بلکه اتخاذ روشی است که به کمک آن بتوان بخش زیادی از تغییرپذیری شدت خشکسالی در مقیاس‌های

برخوردار نیست [۱۶]. بنابراین لازم است سری زمانی PC_1 نسبت به میانگین و انحراف معیار ماه‌های مختلف استاندارد شود:

$$z_{1ym} = \frac{PC_{1ym} - \overline{PC_{1m}}}{SD_{1m}} \approx \frac{PC_{1ym}}{SD_{1m}} \quad (9)$$

که در آن:

z_{1ym} : مقدار استاندارد شده PC_1 در سال Y ام و پنجره زمانی m ام، $\overline{PC_{1m}}$ میانگین PC_1 در پنجره زمانی m ام، SD_{1m} : انحراف معیار PC_1 در پنجره زمانی m ام است. مقدار $\overline{PC_{1m}}$ به لحاظ آماری ناچیز و نزدیک به صفر است و می‌توان آن را از صورت کسر معادله (۲) حذف کرد [۱۶]. کلاس‌های شدت خشکسالی (طبقه‌بندی MSPI) در جدول (۲) نمایش داده شده است.

جدول ۲. حدود احتمال و مقادیر SPI برای طبقات مختلف شدت خشکسالی

وضعیت	حدود طبقات SPI
ترسالی خیلی شدید	$\geq +2$
ترسالی شدید	$+1.5$ تا $+2$
ترسالی متوسط	$+1$ تا $+1.5$
نرمال	$+1$ تا -1
خشکسالی متوسط	-1 تا -1.5
خشکسالی شدید	-1.5 تا -2
خشکسالی خیلی شدید	≤ -2

نتایج

تحلیل مؤلفه‌های اصلی سری‌های زمانی SPI

در شکل ۳، اسکرین پلات ۱۲ متغیر SPI برای هر یک از مؤلفه‌های اصلی در ایستگاه هواشناسی دژگان ترسیم شده است. با توجه به شکل، مشاهده می‌شود که مؤلفه اصلی نخست (PC_1) درصد بالایی از تغییرپذیری در متغیرهای SPI را در ایستگاه منتخب توجیه می‌کند؛ به طوری که واریانس مؤلفه اول در ایستگاه مورد نظر ۶۰ درصد تغییرپذیری در متغیرهای اولیه را توجیه می‌کند. در همه ایستگاه‌ها، درصد تغییرپذیری توجیه شده توسط سایر مؤلفه‌های اصلی به طور چشمگیری کاهش می‌یابد که این نتیجه، اهمیت PC_1 را در نمایش رفتار متغیرهای

مؤلفه‌های اصلی می‌تواند برای کاهش ابعاد داده مورد استفاده قرار گیرد. به این ترتیب مؤلفه‌هایی از مجموعه داده را که بیشترین تاثیر در واریانس را دارند حفظ می‌کند. این روش یکی از روش‌هایی است که می‌تواند به آشکارسازی الگوهای ساده‌تر در درون مجموعه‌ای از متغیرها کمک کند. این روش به دنبال کشف تغییرات در حالت‌هایی است که متغیرها را می‌توان تا حد زیادی به تعداد بسیار کمتری توضیح داد.

تجزیه و تحلیل مؤلفه‌های اصلی (PCA) یک ترکیب خطی از متغیرهای اصلی K به صورت زیر است:

$$PC_i = E_i^T X = \sum_{K=1}^K e_{Ki} X_K, \quad K=1,2,3,\dots, \quad (8)$$

که در آن:

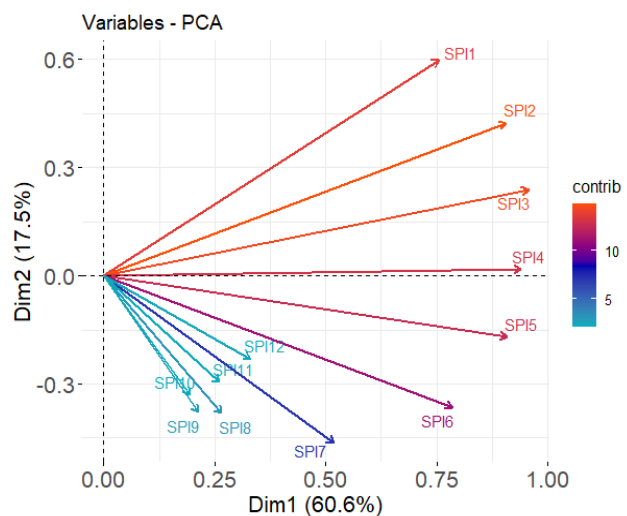
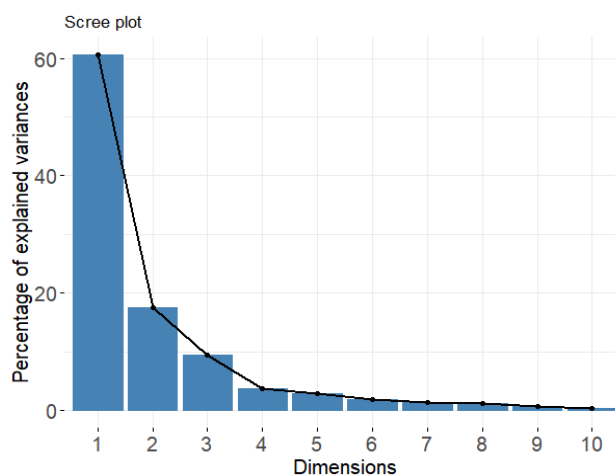
PC_i مؤلفه اصلی i ام، E_i^T بردار ویژه i ام، X_K متغیر اولیه K ام و e_{Ki} عنصر k ام بردار ویژه i ام است. این ترکیبات خطی، بر هم عمود و مستقل از یکدیگر هستند. تعداد آن‌ها نیز می‌تواند حداکثر به اندازه تعداد متغیرهای اولیه باشد و سوما به گونه‌ای استخراج می‌شوند که اولین مؤلفه اصلی (PC_1) بتواند درصد زیادی از واریانس K متغیر اصلی را توجیه کند [۲۵]. روش PCA هنگامی مفید است که همبستگی بین متغیرهای اصلی زیاد باشد. این وضعیت سبب می‌شود که اولین مؤلفه اصلی بتواند بخش زیادی از واریانس موجود در متغیرهای اولیه را توجیه کند [۳۱]. تشکیل ماتریس ضرایب همبستگی بین متغیرهای اولیه، پیش‌نیاز تحلیل مؤلفه‌های اصلی است.

در مطالعه حاضر برای بررسی خشکسالی هواشناسی استان هرمزگان در بخشی از حوزه آبخیز کل مهران و بندر سدیچ از شاخص خشکسالی SPI استفاده شد. برای این منظور مؤلفه اصلی اول (PC_1) شاخص SPI محاسبه شد. PC_1 ترکیبی خطی از K متغیر اولیه است که می‌تواند بیشترین درصد تغییرپذیری در K متغیر اولیه را توضیح دهد. به دلیل خصلت جبری PC_1 ، مقادیر آن نیز بین سال‌ها و مکان‌های مختلف قابل مقایسه نیست، یعنی بر خلاف شاخص‌هایی مانند SPI، SPEI یا SDI که دارای میانگین صفر و واریانس یک هستند، PC_1 از چنین ویژگی

اولیه آشکار می‌کند.

PC2 سری‌های زمانی SPI1-SPI3 بیشترین سهم را دارند. از بین آن‌ها بیشترین سهم شامل SPI1 است که مقدار ۶۰ درصد را شامل می‌شود. سهم هر ۱۲ سری زمانی SPI در PC1 در همه ایستگاه‌ها مثبت است. از نظر سهم آن‌ها در PC2، می‌توان ۱۲ متغیر SPI را در دو گروه تفکیک نمود: گروه ۱) سری‌های زمانی SPI با مقیاس زمانی کمتر از ۴ ماه (که سهم آن‌ها در PC2 مثبت است) و گروه ۲) سری‌های زمانی SPI با مقیاس زمانی مساوی یا بزرگ‌تر از ۵ ماه (که سهم آن‌ها در PC2 منفی است).

علاوه بر اسکری پلات، نمایش سهم هر یک از متغیرهای اولیه در مؤلفه‌های اصلی (بای پلات) نیز می‌تواند در تحلیل رفتار متغیرها سودمند باشد. بای پلات دو مؤلفه اصلی PC₁ و PC₂ (Dim1, Dim2) نیز در ایستگاه موردبررسی در شکل ۳ نشان داده شده است. همان‌طور که از شکل برمی‌آید، سری‌های زمانی SPI1-SPI7 سهم بالایی در PC1 دارند. بیشترین سهم در PC1 مربوط به SPI3 است که حدود ۹۵ درصد است اما در



شکل ۳. بای پلات و اسکری پلات SPI در ایستگاه هواشناسی دژگان

ماه‌های مهر، آبان، آذر و دی نشان می‌دهد. همان‌گونه که در شکل مشاهده می‌شود طی ماه‌های مهر تا دی شاخص JDI که میانگینی از دوازده ماه گذشته است شرایط خشکسالی متوسط تا ترسالی را نشان می‌دهد درحالی‌که شاخص MSPI، شرایط خشکسالی بسیار شدید را نشان می‌دهد.

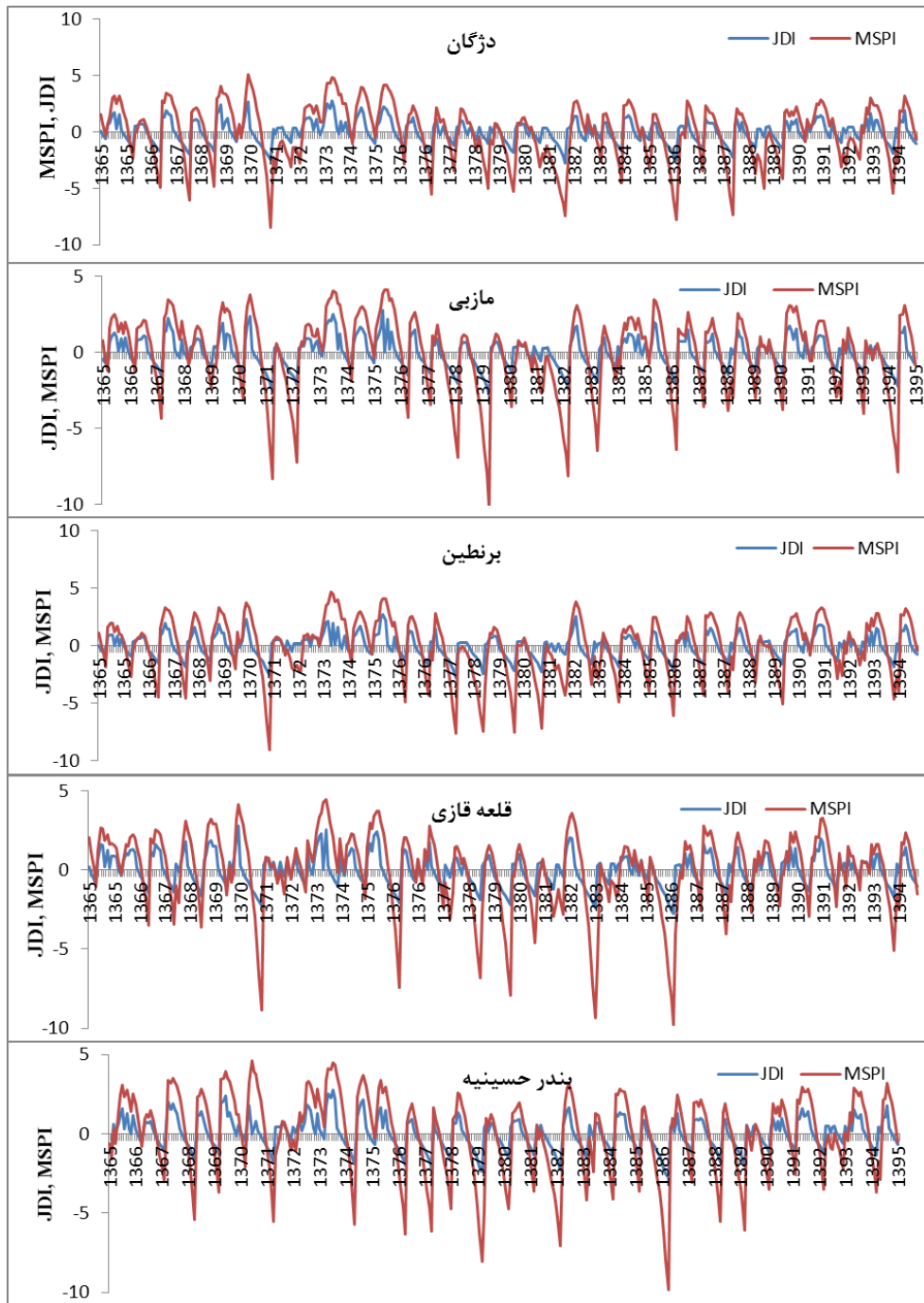
در مهر ۱۳۸۰، از w1 تا w3 (فروردین تا خرداد) خشکسالی نرمال تا متوسط را نشان می‌دهد. ماه چهارم تا پنجم خشکسالی شدید تا خیلی شدید و از w6 تا w12 نیز خشکسالی نرمال تا متوسط را نشان می‌دهد. در ماه‌های آبان و آذر و دی نیز روند به همین منوال با یک نوبت متوالی انجام می‌شود و خشکسالی بسیار شدید از یک ماه در مهرماه به دو ماه در طی ماه‌های آبان تا دی افزایش می‌یابد.

پایش خشکسالی با استفاده از شاخص‌های چندمتغیره JDI و MSPI

شاخص کمبود توأم (JDI) و شاخص بارندگی استاندارد چند متغیره (MSPI) در مقیاس زمانی یک‌ماهه تا ۱۲ ماهه بین سال‌های ۱۳۶۵ تا ۱۳۹۵ در ایستگاه‌های مورد مطالعه محاسبه و سری زمانی ۵ ایستگاه به صورت منتخب در شکل (۴) نمایش داده شده است. با توجه به شکل مشاهده می‌شود که MSPI به خوبی توانسته است نوسانات سری زمانی JDI، به‌ویژه در دوره‌های ممتد خشکسالی و ترسالی را دنبال کند.

توزیع زمانی و مکانی خشکسالی تاریخی با دو شاخص موردبررسی

شکل (۵) تغییرات SPI اصلاح شده، JDI و MSPI را در



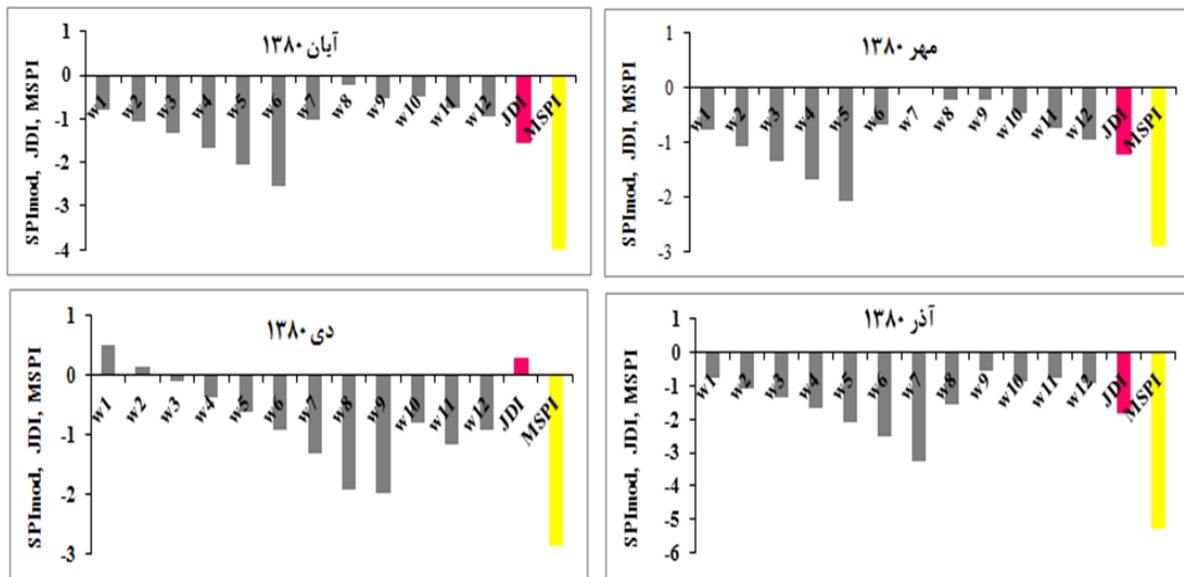
شکل ۴. نمودار مقایسه سری زمانی JDI و MSPI در ۵ ایستگاه هواشناسی استان هرمزگان

بر اساس شاخص JDI، بیشترین بخش منطقه مورد مطالعه خشکسالی متوسط و نرمال را دنبال می‌کند و فقط در بخش شمال غرب حوضه خشکسالی شدید مشاهده می‌شود.

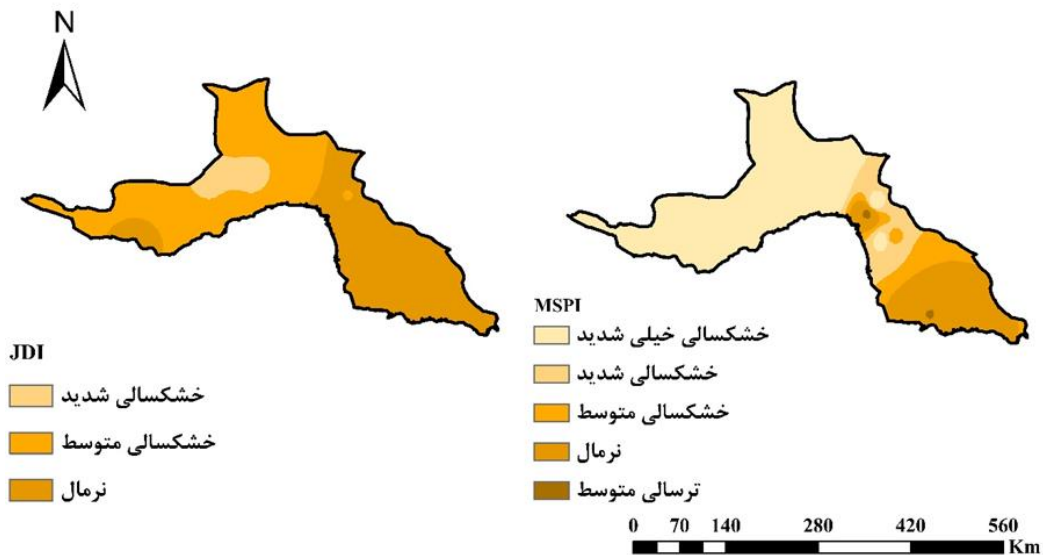
در هردو روش دامنه جنوب شرقی حوضه حالت نرمال دارند. چنانچه مشاهده می‌شود شاخص MSPI نتایج خشکسالی را دقیق‌تر از شاخص JDI نشان می‌دهد.

شکل ۶، توزیع مکانی دو شاخص JDI و MSPI ایستگاه‌های منتخب را در مهر ۱۳۸۰ با استفاده از روش درون‌یابی روش عکس فاصله^۱ می‌دهد. بر اساس شکل ۶، شاخص MSPI سه کلاس خشکسالی از خیلی شدید تا شدید و همچنین دو کلاس نرمال و ترسالی متوسط را در کل منطقه مورد مطالعه نشان می‌دهد، اما شاخص JDI کلاس خشکسالی نرمال تا شدید را نشان می‌دهد.

^۱- Inverse Distance Weighting



شکل ۵. نمودار SPI^{mod} ، JDI و MSPI ایستگاه هواشناسی دژگان



شکل ۶. توزیع مکانی شاخص‌های JDI و MSPI مربوط به مهر ۱۳۸۰

درحالی‌که شاخص JDI خشکسالی خیلی شدید تا شدید را نشان می‌دهد. بنابراین شاخص MSPI بازتاب بهتری از رویدادهای خشکسالی هواشناسی ارائه می‌دهد.

جدول (۲) خشکسالی تاریخی دو شاخص خشکسالی JDI و MSPI در ایستگاه هواشناسی دژگان را نشان می‌دهد. شاخص MSPI خشکسالی تاریخی خیلی شدید را در طی پنج سال از دوره آماری (۱۳۶۵ تا ۱۳۹۵) نشان می‌دهد که بیشترین آن در دی‌ماه سال ۱۳۷۱ است،

جدول ۲- خشکسالی‌های تاریخی ثبت‌شده بر اساس دو شاخص JDI و MSPI

سال	ماه	MSPI	توصیف کیفی	JDI	توصیف کیفی
۱۳۷۱	دی	-۸/۴۵	خیلی شدید	-۲/۲۰	خیلی شدید
۱۳۸۲	آبان	-۷/۴۷	خیلی شدید	-۲/۷۷	خیلی شدید
۱۳۸۶	آذر	-۷/۷۹	خیلی شدید	-۲/۵۴	خیلی شدید
۱۳۸۸	دی	-۷/۳۶	خیلی شدید	-۲/۲۸	خیلی شدید
۱۳۹۴	آذر	-۵/۳۹	خیلی شدید	-۱/۹۱	شدید

شدت، مدت و بزرگی خشکسالی در دو شاخص مورد بررسی

بعد از محاسبه JDI با استفاده از روش مفصل تجربی و محاسبه MSPI با روش تحلیل مؤلفه‌های اصلی (PCA) مشخصه‌های خشکسالی استخراج گردید. سپس حداکثر و میانگین مشخصه‌های خشکسالی مورد بررسی قرار گرفت. به‌عنوان مثال، در ایستگاه هواشناسی دژگان، شاخص MSPI ۱۵۳، ماه خشکسالی از ۳۶۱ ماه مورد بررسی نشان می‌دهد درحالی‌که شاخص JDI ۱۶۶، ماه خشکسالی نشان می‌دهد. طبق جدول (۳)، بیشینه و میانگین شدت و مدت خشکسالی با شاخص MSPI بزرگ‌تر از شاخص JDI است. همچنین میانگین شاخص MSPI نسبت به شاخص JDI بزرگ‌تر است.

بررسی ساختار همبستگی بین مشخصه‌های خشکسالی

همبستگی توأم شدت و مدت (SD)، شدت و بزرگی (SM) و مدت و بزرگی (DM) برای دو شاخص JDI و MSPI در ایستگاه دژگان در شکل ۷ نشان داده شده است. دو مشخصه SD در هر دو شاخص مورد بررسی همبستگی بالایی دارند به طوری که میزان همبستگی SD برای دو شاخص JDI و MSPI به ترتیب برابر با ۰/۹۴ و ۰/۹۰ است. دو مشخصه DM نیز با همدیگر همبستگی دارند، هرچند میزان همبستگی میان این دو مشخصه در JDI بیشتر از MSPI بوده و به ترتیب برابر با ۰/۹۱ و ۰/۱۹ است. مشخصه‌های SM نیز با یکدیگر همبستگی داشته اما همانند مشخصه‌های DM میزان همبستگی با شاخص JDI بیشتر از شاخص MSPI (۰/۹۵) است.

تحلیل فراوانی خشکسالی در طبقات مختلف

جدول (۴) فراوانی خشکسالی هر شاخص را در طبقه‌های مختلف خشکسالی نشان می‌دهد. فراوانی نسبی به‌صورت نسبت فراوانی کلاس‌ها در کل وقایع خشکسالی تعریف می‌شود. همان‌گونه که از جدول برآورد می‌شود شاخص چند متغیره MSPI نسبت به JDI در تخمین شدت و کلاس خشکسالی شدید عملکرد بهتری دارد.

بحث و نتیجه‌گیری

در پژوهش حاضر از دو شاخص JDI و شاخص چند متغیره MSPI برای پایش خشکسالی در استان هرمزگان استفاده شد. برای محاسبه شاخص JDI و MSPI به ترتیب از روش‌های مفصل تجربی و تحلیل مؤلفه‌های اصلی (PCA) استفاده شد. بنابراین، هر دو روش مورد استفاده، ورودی یکسانی دارند (شاخص SPI اصلاح‌شده)، تنها تفاوت در روش آماری مورد استفاده آن‌ها است. پس از محاسبه دو شاخص چند متغیره، مشخصه‌های خشکسالی شامل شدت، مدت و بزرگی خشکسالی استخراج گردید و میزان همبستگی بین مشخصه‌های خشکسالی دو شاخص بررسی شد.

نتایج بررسی مؤلفه‌های اصلی با اسکری پلات نشان داد که مؤلفه اصلی نخست (PC_1) درصد بالایی از تغییرپذیری در ۱۲ متغیر SPI را در ایستگاه منتخب توجیه می‌کند. میزان درصد تغییرپذیری توجیه شده توسط سایر مؤلفه‌های اصلی به طور چشمگیری کاهش می‌یابد به طوری که در مؤلفه هفتم به بعد به صفر می‌رسد.

جدول ۳. مقایسه حداکثر و میانگین شدت و مدت و بزرگی خشکسالی در ایستگاه‌های مورد مطالعه

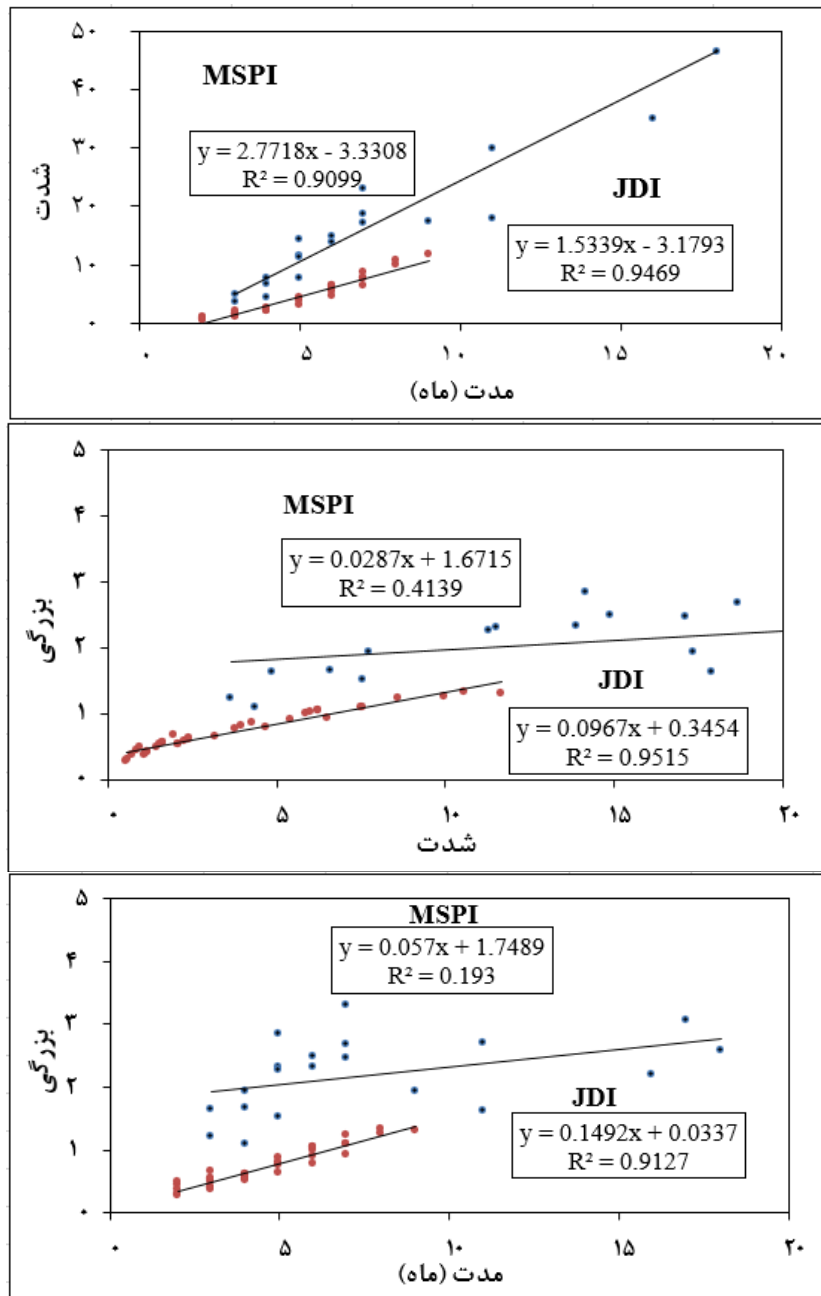
ایستگاه‌ها	شاخص‌ها	تعداد کل خشکسالی‌ها	حداکثر شدت	حداکثر مدت	حداکثر بزرگی	میانگین شدت	میانگین مدت	میانگین بزرگی
دژگان	MSPI	۱۵۳	۵۱/۸۰	۱۸	۳/۲۸	۱۷/۸۷	۷/۶۵	۲/۱۸
	JDI	۱۶۶	۱۱/۶۴	۹	۱/۳۲	۳/۸۹	۴/۶۱	۰/۷۲
مازابی	MSPI	۱۴۴	۴۶/۰۰	۱۸	۳/۸۱	۱۳/۲۲	۵/۵۳	۲/۰۵
	JDI	۱۷۰	۱۲/۲۵	۹	۱/۳۶	۴/۴۱	۵/۳۱	۰/۷۱
سندرک	MSPI	۱۳۶	۶۵/۸۲	۱۶	۴/۱۱	۱۲/۷۸	۵/۰۴	۲/۰۹۵
	JDI	۱۷۵	۱۲/۴۸	۱۰	۱/۳۵	۴/۲۹	۵/۳۰	۰/۶۹
برنطین	MSPI	۱۵۲	۵۴/۴۲	۲۰	۳/۷۵	۱۲/۵۸	۵/۶۲	۲/۰۲
	JDI	۱۶۵	۱۰/۵۲	۸	۱/۳۲	۴/۱۳	۴/۸۵	۰/۷۳
قلعه قازی	MSPI	۱۴۴	۴۶/۱۶	۱۳	۴/۸۴	۱۰/۸۴	۴/۸۸	۱/۷۹
	JDI	۱۶۲	۱۳/۸۷	۱۰	۱/۳۹	۴/۰۹	۴/۷۶	۰/۷۲
فین	MSPI	۱۸۹	۳۶/۶۰	۲۲	۴/۴۰	۱۶/۳۸	۸/۵۹	۱/۷۴
	JDI	۱۵۹	۱۶/۰۲	۱۲	۱/۵۹	۳/۰۸	۳/۶۱	۰/۷۴
رویدر	MSPI	۱۶۶	۴۵/۸۹	۱۴	۴/۱۱	۱۳/۶۶	۶/۳۸	۱/۸۳
	JDI	۱۵۴	۱۲/۸۲	۱۳	۱/۶۰	۳/۳۶	۳/۹۵	۰/۷۷
کهورستان	MSPI	۱۵۲	۴۹/۹۵	۱۸	۴/۰۶	۱۵/۴۹	۶/۹۰	۲/۰۹
	JDI	۱۶۴	۱۲/۱۱	۹	۱/۳۵	۳/۲۴	۳/۸۱	۰/۶۹
بندر حسینیه	MSPI	۱۵۱	۳۸/۶۵	۱۰	۳/۸۶	۱۲/۷۵	۵/۳۹	۲/۱۶
	JDI	۱۷۰	۱۳/۶۳	۱۰	۳/۱۴	۴/۵۷	۵/۴۸	۰/۷۹
سرچاهان	MSPI	۱۵۳	۵۱/۸۱	۱۸	۳/۲۹	۱۷/۸۷	۷/۶۵	۲/۱۸
	JDI	۱۶۶	۱۱/۶۴	۹	۱/۳۲	۳/۸۹	۴/۶۱	۰/۷۲
میناب	MSPI	۱۵۸	۴۳/۹۸	۱۹	۴/۳۹	۱۳/۰۷	۵/۸۸	۲/۰۵
	JDI	۱۷۹	۵/۹۱	۱۲	۱/۴۸	۲/۴۸	۳/۳۰	۰/۷۶
جاسک	MSPI	۱۷۳	۶۶/۱۳	۳۰	۳/۸۵	۱۵/۶۷	۷/۴۳	۱/۹۸
	JDI	۱۸۲	۵/۶۱	۶	۱/۳۱	۲/۲۷	۳/۰۲	۰/۷۵

متغیره آسان‌تر از شاخص تک متغیره در مقیاس زمانی مختلف است.

نتایج مقایسه پنجره زمانی بارش ماهانه (W1-W12) و شاخص‌های MSPI و JDI نشان داد که شاخص MSPI تخمین واقعی‌تری از شرایط خشکسالی را فراهم می‌کند که با نتایج بذرافشان و همکاران [۲] نیز همخوانی دارد. مقایسه توزیع مکانی شاخص‌های MSPI و JDI نشان داد که شاخص MSPI شرایط خشکسالی را دقیق‌تر تخمین می‌زند و پنج طبقه خشکسالی خیلی شدید، شدید، متوسط، نرمال و ترسالی متوسط نشان می‌دهد اما شاخص JDI خشکسالی را در سه کلاس نرمال، متوسط و شدید نشان می‌دهد.

افزون بر این، نتایج بای پلات نیز نشان داد که سهم ۱۲ متغیر در مؤلفه PC1 به‌صورت کلی ۶۰/۶ و در مؤلفه PC2، ۱۷/۵ درصد است. بنابراین، مؤلفه اصلی نخست سهم بالایی در درصد تغییرپذیری ۱۲ متغیر را نسبت به PC2 دارد.

نتایج پایش خشکسالی با استفاده از شاخص JDI و MSPI نشان داد که شاخص MSPI به‌خوبی توانسته است شاخص JDI را شبیه‌سازی کند که با نتایج بذرافشان و همکاران [۲] تطابق دارد. زیرا شاخص‌های چند متغیره به دلیل لحاظ کردن مقیاس‌های زمانی و مکانی مختلف در خود و ارائه آن‌ها به‌صورت یک شاخص واحد می‌توانند نسبت به شاخص‌های تک متغیره بهتر عمل کنند. این شاخص‌ها همزمان می‌توانند خشکسالی کوتاه مدت و خشکسالی بلندمدت را به صورت یک شاخص واحد تفسیر کنند. بدین ترتیب تصمیم‌گیری بر اساس شاخص چند



شکل ۷. مقایسه رابطه بین شدت، مدت و بزرگی خشکسالی در ایستگاه هواشناسی دژگان

مشخصه‌های خشکسالی شاخص MSPI از شاخص JDI بیشتر است.

نتایج مقایسه همبستگی بین مشخصه‌های خشکسالی با دو شاخص MSPI و JDI نشان داد که بیشترین همبستگی بین مشخصه شدت و مدت هر دو شاخص وجود دارد. هرچند همبستگی بین دو مشخصه شدت و مدت با بزرگی با شاخص MSPI کم بوده، ولی با شاخص JDI همبستگی بالایی دارد.

مقایسه خشکسالی تاریخی نیز نشان داد که هر دو شاخص، سال‌های ۱۳۷۱، ۱۳۸۲، ۱۳۸۶ و ۱۳۸۸ را خشکسالی بسیار شدید نشان می‌دهند که در طی ماه‌های آبان و آذر و دی اتفاق می‌افتد و با نتایج تحقیقات اقتدارنژاد و همکاران [۷] و بذرافشان و همکاران [۳] در سواحل جنوبی ایران همخوانی دارد.

مقایسه حداکثر و میانگین مشخصه‌های خشکسالی با هر دو شاخص نشان داد که میزان حداکثر و میانگین

جدول ۴. فراوانی خشکسالی شاخص‌های JDI و MSPI در ایستگاه‌های مورد مطالعه

ایستگاه‌ها	شاخص‌ها	نرمال	ملايم	متوسط	شدید	خیلی شدید
دژگان	MSPI	۱۹۷	۴۹	۲۲	۱۵	۷۸
	JDI	۱۸۱	۱۲۳	۳۳	۱۶	۸
مازایی	MSPI	۲۱۲	۵۰	۱۸	۱۷	۶۴
	JDI	۱۸۱	۱۲۳	۳۳	۱۶	۸
سندرک	MSPI	۲۱۸	۴۳	۱۴	۱۴	۷۲
	JDI	۱۸۱	۱۲۳	۳۳	۱۶	۸
برنطین	MSPI	۲۰۴	۵۲	۱۸	۱۸	۶۹
	JDI	۱۸۱	۱۲۳	۳۳	۱۶	۸
قلعه قازی	MSPI	۲۰۸	۵۸	۲۲	۱۳	۶۰
	JDI	۱۸۱	۱۲۳	۳۳	۱۶	۸
فین	MSPI	۱۶۹	۶۴	۳۰	۲۴	۷۴
	JDI	۱۸۱	۱۲۳	۳۳	۱۶	۸
رویدر	MSPI	۱۹۳	۵۳	۱۷	۲۷	۷۱
	JDI	۱۸۱	۱۲۳	۳۳	۱۶	۸
کهورستان	MSPI	۱۹۹	۵۷	۲۲	۱۵	۶۸
	JDI	۱۸۱	۱۲۳	۳۳	۱۶	۸
بندر حسینیہ	MSPI	۲۰۴	۴۷	۲۱	۱۴	۷۵
	JDI	۱۸۱	۱۲۳	۳۳	۱۶	۸
سرچاهان	MSPI	۱۹۷	۴۹	۲۲	۱۵	۷۸
	JDI	۱۸۱	۱۲۳	۳۳	۱۶	۸
میناب	MSPI	۲۰۳	۵۶	۲۱	۱۵	۶۶
	JDI	۱۸۲	۱۲۳	۳۴	۱۴	۸
جاسک	MSPI	۱۸۸	۵۶	۲۵	۲۰	۷۲
	JDI	۱۷۹	۱۲۶	۳۲	۲۴	۰

به طور کلی نتایج نشان داد که شاخص چند متغیره MSPI در مقایسه با شاخص JDI برای تخمین شرایط خشکسالی در مناطق خشک بهتر عمل می کند. بنابراین،

استفاده از شاخص‌های خشکسالی چند متغیره برای پیش‌بینی خشکسالی برای مدیران و برنامه ریزان منابع آب می تواند بسیار مؤثر باشد.

References

- [1]. Bazrafshan, O., Zamani, H., & Shekari, M. (2020). A copula- based index for drought analysis in arid and semi- arid regions of Iran. *Natural Resource Modeling*, 33(1), e12237.
- [2]. Bazrafshan, J., Hejabi, S., & Rahimi, J. (2014). Drought monitoring using the multivariate standardized precipitation index (MSPI). *Water resources management*, 28(4), 1045-1060.
- [3]. Bazrafshan, O., Mahmudzadeh, F., & Bazrafshan, J. (2017). Evaluation of temporal trends of the drought indices SPI and SPEI in the Southern Coast of Iran. *Desert Management*, 4(8), 54-69. (in Farsi)
- [4]. Bazrafshan, J., Nadi, M., & Ghorbani, K. (2015). Comparison of empirical copula-based joint deficit index (JDI) and multivariate standardized precipitation index (MSPI) for drought monitoring in Iran. *Water Resources Management*, 29(6), 2027-2044.
- [5]. Bonaccorso, B., Bordi, I., Cancelliere, A., Rossi, G., & Sutera, A. (2003). Spatial variability of drought: an analysis of the SPI in Sicily. *Water resources management*, 17(4), 273-296.
- [6]. Dehban, H., & Ebrahimi, K., & Araghinejad, S. (2015). Introduction and assessment of a new drought monitoring index, mrdi – case study: gorganroud basin,

- iran. *Iranian Journal Of Soil and Water Research*, 46(1), 19-30. (in Farsi)
- [7]. Eghtedar Nezhad, M., Bazrafshan, O., & Sadeghi Lari, A. (2017). Adaptive Evaluation of SPI, RDI and SDI Indices in Analyzing the Meteorological and Hydrological Drought Characteristics (Case Study: Bam Plain). *Water and Soil Science*, 26(4.2), 69-81. (in Farsi)
- [8]. Genest, C., & Rivest, L. P. (1993). Statistical inference procedures for bivariate Archimedean copulas. *Journal of the American statistical Association*, 88(423), 1034-1043.
- [9]. Ghabaei sough, M., & Zare Abyaneh, H., & Mosaedi, a. (2017). development of adi, the aggregate drought index, based on principle component analysis for monitoring agricultural drought in golestan province, iran. *iran-water resources research*, 13(2), 56-73. (in Farsi)
- [10]. Ghorbani AghdamM., Dinpazhuh, Y., Fakheri FardA., & DarbandiS. (2012). Regionalization of Urmia Lake Basin from the View of Drought Using Factor Analysis. *Journal of Water and Soil*, 26(5), 1268-1276. (in Farsi)
- [11]. Hao, Z., & AghaKouchak, A. (2013). Multivariate standardized drought index: a parametric multi-index model. *Advances in Water Resources*, 57, 12-18.
- [12]. Hashemi, NA., Bazrafshan, J., & Nazi, G. A. (2015). Joint Deficit Index (JDI) is computed based on combination of the 12 modified standardize percipittion index. *journal of soil and water resources conservation*, 4(3), 53-64. (in Farsi)
- [13]. Kao, S. C., & Govindaraju, R. S. (2010). A copula-based joint deficit index for droughts. *Journal of Hydrology*, 380(1-2), 121-134.
- [14]. Kao, S. C., & Govindaraju, R. S. (2010). Reply to comment by TP Hutchinson on "Trivariate statistical analysis of extreme rainfall events via the Plackett family of copulas". *Water Resources Research*, 46(4).
- [15]. Kao, S. C., & Govindaraju, R. S. (2008). Trivariate statistical analysis of extreme rainfall events via the Plackett family of copulas. *Water Resources Research*, 44(2).
- [16]. Keyantash, J. A., & Dracup, J. A. (2004). An aggregate drought index: Assessing drought severity based on fluctuations in the hydrologic cycle and surface water storage. *Water Resources Research*, 40(9).
- [17]. Khani Temeliyeh, Z., Rezaei, H., Mirabbasi Najafabadi, R. (2020). Multivariate Analysis of Meteorological Droughts in Iran Using Joint Deficit Index (JDI). *Journal of Agricultural Meteorology*, 8(1), 26-39. (in Farsi)
- [18]. Li, Q., Zeng, M., Wang, H., Li, P., Wang, K., & Yu, M. (2015). Drought assessment using a multivariate drought index in the Huaihe River basin of Eastern China. *Proceedings of the International Association of Hydrological Sciences*, 369, 61-67.
- [19]. Amiri, M., Ebrahimi, M., & Aminirakan, A. (2019). Simulation of climate change effects on potato crop yield using AquaCrop plant growth model. *Irrigation and Water Engineering*, 9(3), 125-142. (in Farsi)
- [20]. McKee, T. B., Doesken, N. J., & Kleist, J. (1993, January). The relationship of drought frequency and duration to time scales. In *Proceedings of the 8th Conference on Applied Climatology* (Vol. 17, No. 22, pp. 179-183).
- [21]. Mirabbasi, R., Anagnostou, E. N., Fakheri-Fard, A., Dinpashoh, Y., & Eslamian, S. (2013). Analysis of meteorological drought in northwest Iran using the Joint Deficit Index. *Journal of Hydrology*, 492, 35-48.
- [22]. Mishra, A. K., & Singh, V. P. (2011). Drought modeling—A review. *Journal of Hydrology*, 403(1-2), 157-175.
- [23]. Nalbantis, I., & Tsakiris, G. (2009). Assessment of hydrological drought revisited. *Water resources management*, 23(5), 881-897..
- [24]. Nelsen, R. B. (2006). Archimedean Copulas. *An Introduction to Copulas*, 109-155.
- [25]. Sharma, T. C., & Panu, U. S. (2010). Analytical procedures for weekly hydrological droughts: a case of Canadian rivers. *Hydrological Sciences Journal—Journal des Sciences Hydrologiques*, 55(1), 79-92.
- [26]. Sklar, A. (1959). Distribution functions of n dimensions and margins. *Publications of*

- the Institute of Statistics of the University of Paris*, 8, 229-231.
- [27]. Soule, P. T. (1990). Spatial patterns of multiple drought types in the contiguous United States: A seasonal comparison. *Climate Research*, 1, 13-21.
- [28]. Stagge, J. H., Tallaksen, L. M., Gudmundsson, L., Van Loon, A. F., & Stahl, K. (2015). Candidate distributions for climatological drought indices (SPI and SPEI). *International Journal of Climatology*, 35(13), 4027-4040.
- [29]. Wilhite, D. A. (1996). A methodology for drought preparedness. *Natural Hazards*, 13(3), 229-252.
- [30]. Wilhite, D. A., Svoboda, M. D., & Hayes, M. J. (2007). Understanding the complex impacts of drought: A key to enhancing drought mitigation and preparedness. *Water resources management*, 21(5), 763-774.
- [31]. Wilks, D. S. (2011). *Statistical methods in the atmospheric sciences* (Vol. 100). Academic press.

Meteorological drought monitoring based on multivariate statistical and probability indices in Hormozgan province

- 1- Zahra Azhdari, Department of Natural Resources, Faculty of Agriculture and Natural Resources, University of Hormozgan, Hormozgan, Iran.
- 2- Ommolbanin Bazrafshan*, Department of Natural Resources, Faculty of Agriculture and Natural Resources, University of Hormozgan, Hormozgan, Iran.
O.bazrafshan@hormozgan.ac.ir
- 3- Javad Bazrafshan, Department of Irrigation and Reclamation Engineering, University College of Agriculture and Natural Resources, University of Tehran, Iran.
- 4- Marzieh Shekari, Department of Mathematics and Statistics, Faculty of Science, University of Hormozgan, Hormozgan, Iran.
- 5- Hossein Zamani, Department of Mathematics and Statistics, Faculty of Science, University of Hormozgan, Hormozgan, Iran.

Received: 07 Sep 2020

Accepted: 14 Jan 2021

Abstract

Drought is a complex multivariate phenomenon that cannot be investigated using conventional univariate indices. In the current study, the meteorological drought has been assessed based on multivariate statistical and probability indices in Hormozgan province during 1986-2016. Therefore, the MSPI standardized multivariate precipitation index was calculated using Principal Component Analysis (PCA) and JDI using Kendall's empirical function. Next, the drought characteristics were extracted to compare the efficiency of the two indices. The results showed: 1) In drought monitoring of the study period, MSPI estimated the maximum intensity values more than JDI, 2) In assessment of a historical drought in 2001, the MSPI provided a more realistic image of the drought than JDI, 3) The correlation between drought characteristics (severity, duration, and magnitude) in most cases in MSPI was higher than JDI, which means that the correlation structure is better than the joint functions, and 4) Estimates of the frequency of drought classes from mild to extreme showed that MSPI was better at these classes and was more accurate than the drought classes. Finally, the MSPI is capable to provide a realistic image of the drought for a multivariate drought assessment.

Keywords: Meteorological Drought, Principal Component Analysis, Multivariate Standard Precipitation Index, Joint Deficit Index