تحقیقات آب و خاک ایران، دورهٔ ۴۶، شمارهٔ ۳، پاییز ۱۳۹۴ (ص ۴۴۲-۴۳۱)

کاربرد شاخص کمبود توأم (JDI) در تحلیل خشک‌سالی‌های حاشیهٔ جنوبی دریای خزر

فرشاد احمدی[1*]، رسول میرعباسی نجف آبادی[2] و فریدون رادمنش[3]

۱. دانشجوی دکتری مهندسی منابع آب دانشکدهٔ علوم آب دانشگاه شهید چمران اهواز

۲. استادیار گروه مهندسی آب دانشکدهٔ کشاورزی دانشگاه شهرکرد

۳. استادیار گروه مهندسی منابع آب دانشکدهٔ علوم آب دانشگاه شهید چمران اهواز

(تاریخ دریافت: ۱۳۹۳/۸/۲۷- تاریخ تصویب: ۱۳۹۴/۲/۱۹)

چکیده

خشک‌سالی پدیده‌ای اقلیمی است که به‌کندی شروع می‌شود و طبیعتی پنهان دارد. مدت زمان وقوع آن طولانی است و خسارت‌های ناشی از آن در بخش‌های مختلف، مانند کشاورزی و محیط زیست و اقتصاد، به صورت تدریجی ظاهر می‌شود. پایش و پیش‌بینی خشک‌سالی‌ها، به‌ویژه تعیین دقیق زمان شروع و تداوم آن، در مدیریت منابع آبی و برنامه‌ریزی جهت کاهش آثار مخرب خشک‌سالی اهمیتی ویژه دارد. در این مطالعه، خشک‌سالی‌های سه استان گلستان، گیلان و مازندران (استان‌های حاشیهٔ دریای خزر) با استفاده از شاخص کمبود توأم (JDI) ارزیابی شد. همچنین عملکرد شاخص JDI با دو شاخص بارش استانداردشده (SPI) و SPI اصلاح‌شده (SPI^{mod}) مقایسه شد. بدین منظور، از داده‌های بارش ماهیانهٔ پنج ایستگاه سینوپتیک بابلسر، بندرانزلی، رامسر، گرگان، و رشت، در دورهٔ آماری ۱۹۷۱ تا ۲۰۱۱، برای محاسبهٔ شاخص‌های مورد بررسی استفاده شد. نتایج نشان داد در سال‌های اخیر تعداد ماه‌های خشک در منطقهٔ مطالعه‌شده افزایش یافته است؛ طوری که در همهٔ ایستگاه‌ها (به جز بابلسر) درصد ماه‌های خشک به بیش از ۵۰ درصد در دَه سال اخیر (۲۰۰۲ـ ۲۰۱۱) رسیده است. بر اساس محاسبات انجام‌شده برای شاخص‌های JDI و SPI و SPI^{mod} ، هر چه فاصلهٔ ایستگاه‌ها از دریای خزر بیشتر می‌شود مقدار خشکی‌ها و کمبود بارش نیز افزایش می‌یابد. همچنین، نتایج نشان داد شاخص JDI، علاوه بر توصیف علمی وضعیت کلی خشک‌سالی، قابلیت مشخص کردن ظهور (آغاز) خشک‌سالی‌ها و نیز خشک‌سالی‌های طولانی‌مدت را دارد و ارزیابی وضعیت خشک‌سالی را به صورت ماه‌به‌ماه میسر می‌سازد.

کلیدواژگان: توابع مفصل، خشک‌سالی، دریای خزر، شاخص کمبود توأم.

مقدمه

تغییرات بارش از لحاظ مقدار، شدت، مدت، و پراکندگی باعث می‌شود خشک‌سالی هر چند سال یک بار در منطقه‌ای حادث و خسارات زیادی در ابعاد مختلف ایجاد شود. البته شدت و مدت خشک‌سالی‌ها در اقلیم‌های مختلف به طور چشمگیر متفاوت است (Wilhite, 1993). این پدیده یکی از بلایای طبیعی پرهزینه و کمتر شناخته‌شده است که بیش از هر بلای طبیعی دیگر خسارات کشاورزی، زیست‌محیطی، اقتصادی، و اجتماعی به همراه دارد (Wilhite, 2000). مثلاً، خشک‌سالی سال‌های ۱۳۷۷ـ ۱۳۷۸ تا ۱۳۷۹ـ ۱۳۸۰، که یکی از خشک‌سالی‌های وخیم ثبت‌شده در ایران است، حدود نصف جمعیت کشور را تحت تأثیر قرار داد و خسارات وارده به بخش کشاورزی و دام در این خشک‌سالی حدود ۲/۵ میلیارد دلار برآورده شد (Agrawala *et al.*, 2001).

زمانی که خشک‌سالی رخ می‌دهد، کمبود رطوبت در بسیاری از متغیرهای هیدرولوژیکی- از قبیل بارش، جریان رودخانه، رطوبت خاک، تودهٔ برف، سطح آب زیرزمینی، و ذخیرهٔ مخزن- مشاهده می‌شود. البته باید توجه داشت که تأثیر خشک‌سالی بر بخش‌های مختلف یکسان نیست. در شرایطی که منطقه‌ای با کاهش محسوس بارندگی مواجه شده باشد این امکان وجود دارد که تأثیر آن بر منابع آب هنوز ملموس نشده یا کاهش منابع آب‌های سطحی تأثیری بر تولیدات کشاورزی نداشته باشد. از این رو، نیازها و زمینه‌های کاری مختلف موجب شده محققان، با تمرکز بر انواع مختلف کمبودها، خشک‌سالی‌ها را طبقه‌بندی کنند. بر این اساس خشک‌سالی‌ها به چهار طبقهٔ عمده، شامل خشک‌سالی هواشناختی، کشاورزی، هیدرولوژی، و اقتصادی- اجتماعی، تقسیم شده‌اند (Dracup *et al.*, 1980).

* نویسنده مسئول: Farshad.paper@yahoo.com

Archive of SID
www.SID.ir

عوامل شناخته‌شده و ناشناختهٔ زیادی می‌توانند موجب وقوع و تداوم خشک‌سالی شوند؛ از جمله گرم شدن زیاد منطقه، افزایش گازهای گلخانه‌ای، کاهش میزان بارندگی، اثر تغییر مکان مراکز کم‌فشار و پرفشار، اثر سلسله‌کوه‌های مرتفع، و غیره. پیچیدگی عوامل ایجاد خشک‌سالی مانع ارائهٔ تعریفی جامع برای آن می‌شود. بنابراین، طی سال‌ها، محققان برای خشک‌سالی تعاریف و شاخص‌های متعددی ارائه کرده‌اند و تصمیم‌گیری دربارهٔ مدیریت خشک‌سالی‌ها بر اساس این شاخص‌ها صورت می‌پذیرد. شاخص‌های خشک‌سالی در واقع شکل استانداردشدهٔ معرف‌ها هستند که بررسی شدت، توسعه، و مقایسهٔ نسبی آن‌ها را در زمان و مکان فراهم می‌سازند.

یکی از شاخص‌های پرکاربرد خشک‌سالی شاخص بارش استانداردشده[1] (SPI) است که McKee و همکاران (1993) آن را معرفی کردند. شاخص بارش استانداردشده برای هر محل بر اساس آمار بارندگی بلندمدت برای مقیاسی خاص محاسبه می‌شود. مزیت اساسی SPI این است که می‌تواند برای مقیاس‌های زمانی مختلف محاسبه شود. این تطبیق‌پذیری پایش کوتاه‌مدت منابع آبی، از قبیل رطوبت خاک، که برای تولیدات کشاورزی اهمیت دارد، و پایش بلندمدت منابع آبی، مانند منابع آب زیرزمینی و جریان و سطح آب دریاچه‌ها و مخازن، را امکان‌پذیر می‌کند. شرایط رطوبت خاک به بی‌هنجاری‌های بارش در مدت‌زمانی نسبتاً کوتاه پاسخ می‌دهد. طبیعت احتمالاتی SPI مقایسهٔ آن را در مناطق مختلف و بر مبنای متغیرهای گوناگون امکان‌پذیر می‌سازد. از طرفی می‌توان آن را برحسب دوره‌های بازگشت تفسیر کرد. به‌رغم اینکه SPI به طور گسترده به مثابهٔ یک ابزار عمومی رایج برای ارزیابی خشک‌سالی پذیرفته شده است، محدودیت‌هایی نیز دارد (Mishra and Singh, 2010). یکی از این محدودیت‌ها این است که طول دورهٔ استاندارد برای SPI مشخص نشده است و این شاخص تحت مقیاس‌های زمانی مختلف گاه نتایجی متناقض ارائه می‌دهد. بنابراین، به منظور ارزیابی کلی خشک‌سالی‌های یک منطقه باید SPIهای چندگانه با مقیاس‌های زمانی مختلف (مثلاً ۱، ۳، ۶، ۹، ۱۲، ۲۴، ۴۸ ماهه) به طور هم‌زمان بررسی شوند. به علاوه، SPI نمی‌تواند تغییرپذیری فصلی را توصیف کند؛ یعنی زمانی که فصل خشک با فصل بارش مقایسه می‌شود یک مقدار معین بارش باید معنای ضمنی متفاوتی داشته باشد، ولی با توجه به اینکه شاخص SPI بر اساس میانگین کلی بیان می‌شود مقدار آن برای ماه‌ها و فصل‌های مختلف معنایی یکسان دارد و این حالت با واقعیت مطابقت ندارد (Kao and Govindaraju, 2010).

به منظور برطرف کردن محدودیت‌های موجود در شاخص SPI، Kao and Govindaraju (2010) شاخص SPI اصلاح‌شده (Modified Standardized Precipitation Index) SPI^{mod} را پیشنهاد کردند. برخلاف SPI متداول، که میانگین کلی (از ابتدای دورهٔ آماری تا انتهای آن) را برای تفکیک دوره‌های تر و خشک در نظر می‌گیرد، در شاخص SPI^{mod} حد آستانه بر اساس میانگین ماهیانه است. باید توجه داشت هرچند SPI^{mod} حاوی مفاهیم آماری بهتر است، برای به دست آوردن توزیع‌های حاشیه‌ای قابل اطمینان به آمار ثبت‌شدهٔ طولانی‌تری نیاز دارد. همچنین در محاسبهٔ SPI اصلاح‌شدهٔ مشابه با SPI متداول انتخاب مقیاس‌های زمانی مختلف (مانند ۱، ۳، ...، ۲۴ ماهه) به نتایجی متفاوت منجر می‌شود. برای رفع این مشکل Kao and Govindaraju (2010) SPIهای اصلاح‌شدهٔ هر ماه را با مقیاس‌های زمانی مختلف به کمک توابع مفصل[2] با یکدیگر تلفیق کردند و یک شاخص توأم را توسعه دادند. این شاخص، که به شاخص کمبود توأم[3] (JDI) موسوم است، یک شاخص چندبعدی کمبود آب، مبتنی بر اصول احتمالات، است. این شاخص، نه‌تنها توانایی انعکاس آغاز رویدادهای خشک‌سالی و توصیف خشک‌سالی‌های بلندمدت را دارد، بلکه امکان ارزیابی خشک‌سالی را به صورت ماه‌به‌ماه میسر می‌سازد. به این ترتیب، می‌توان در یک دورهٔ خشک مقدار بارش مورد نیاز برای رسیدن به شرایط نرمال در آینده را محاسبه کرد (Mirabbasi *et al.*, 2013).

توابع مفصل را اولین بار Sklar (1959) برای ایجاد توزیع‌های چندمتغیره ارائه کرد. این توابع را نخستین بار De Michele and Salvadori (2003) در مطالعات هیدرولوژی، برای ایجاد یک مدل دومتغیرهٔ توصیف‌کنندهٔ شدت و مدت رگبار، به کار بردند. پس از آن، مفهوم توابع مفصل به‌سرعت در زمینه‌های مختلف هیدرولوژی، از جمله خشک‌سالی، به کار رفت. تحلیل خشک‌سالی، با استفاده از توابع مفصل، موضوعی جدید است که سابقهٔ آن به سال ۲۰۰۶ برمی‌گردد (Shiau, 2006). در زمینهٔ کاربرد مفصل‌ها در تحلیل خشک‌سالی می‌توان به مطالعاتی اشاره کرد که در ادامه می‌آید.

Wong *et al.* (2010) تحلیل خشک‌سالی را بر اساس حالت‌های اقلیمی النینو، لانینا، و انسو با استفاده از مفصل

1. Standardized Precipitation Index

2. Copula Functions
3. Joint Deficit Index

Archive of SID

www.SID.ir

سه‌بعدی گامبل- هوگارد و t در دو حوضهٔ استرالیا انجام دادند. آن‌ها سه خصوصیت خشک‌سالی، شامل مدت و شدت حداکثر و شدت متوسط، را بر اساس شاخص SPI مشخص کردند. Song and Singh (2010a) برای تحلیل فراوانی خشک‌سالی داده‌های بارش ماهیانهٔ یک ایستگاه باران‌سنجی در تکزاس ایالات متحده از مفصل‌های دوبعدی استفاده کردند. بدین منظور آن‌ها چندین تابع مفصل نیمه‌بیضوی و مفصل‌های گامبل- هوگارد، علی- میخائیل- حق، فرانک، و کلایتون را برای تعیین بهترین مفصل بررسی کردند. آن‌ها سه خصوصیت خشک‌سالی، شامل شدت و مدت و زمان بین آغاز دو خشک‌سالی، را بر اساس تئوری ران تعیین و به صورت دوبه‌دو با انواع توابع مفصل مدل کردند. در مطالعهٔ دیگر Song and Singh (2010b) مفصل‌های پلاکت دوبعدی و سه‌بعدی را برای مدل کردن توزیع توأم خصوصیات خشک‌سالی، شامل شدت و مدت و زمان بین آغاز دو خشک‌سالی متوالی، در سه ایستگاه هیدرومتری در حوضهٔ رودخانهٔ وی[1] در چین به کار بردند. Kao and Govindaraju (2010) تحلیل خشک‌سالی مبتنی بر مفصل را با استفاده از مجموعهٔ داده‌های بارش ماهیانهٔ بلندمدت برای مناطق میانی ایالات متحده انجام دادند. روابط وابستگی زمانی- مکانی بین متغیرهای خشک‌سالی مختلف بررسی و توزیع احتمالاتی توأم آن‌ها با ترکیب کردن حاشیه‌های خشک‌سالی و ساختار وابستگی ایجاد شد. شاخص JDI برای توصیف علمی (مبتنی بر احتمال) وضعیت کلی خشک‌سالی ارائه و نتایج آن با شاخص شدت خشک‌سالی پالمر مقایسه شد. Omidi *et al.* (2010) در پژوهشی خشک‌سالی‌های استان تهران را با استفاده از توابع مفصل بررسی کردند. آن‌ها داده‌های بارش ماهیانهٔ شش ایستگاه در سطح استان تهران و شاخص بارندگی استانداردشدهٔ (SPI) سه‌ماهه را به کار بردند و ضمن برآورد مقادیر شدت- مدت و فراوانی خشک‌سالی در ایستگاه‌های مطالعه‌شده مقایسه‌ای نیز بین آن‌ها انجام دادند. نتایج نشان داد، بر اساس شاخص SPI، مقادیر شدت- مدت و فراوانی در ایستگاه‌های مطالعه‌شده شباهتی نسبی دارند و از این رو امکان تحلیل منطقه‌ای نیز فراهم می‌شود. Mirabbasi *et al.* (2013) با استفاده از توابع مفصل و شاخص JDI خشک‌سالی‌های منطقهٔ شمال‌غرب ایران را بررسی کردند و روشی جدید برای پیش‌بینی شرایط رطوبتی در ماه‌های آینده بر اساس سطح آستانهٔ احتمالی بهینه توسعه دادند. نتایج تحلیل خطا نشان داد روش پیشنهادی می‌تواند شرایط رطوبتی یک و سه ماه آینده را با دقتی مناسب پیش‌بینی کند. Bazrafshan *et al.* (2015) دو شاخص JDI و MSPI[2] را، به منظور تحلیل خشک‌سالی‌های چهل و دو ایستگاه سینوپتیک ایران، به کار بردند و نشان دادند شاخص MSPI نسبت به JDI در تحلیل خشک‌سالی‌ها عملکرد بهتری دارد.

ساحل جنوبی دریای خزر، که سه استان مهم گیلان و مازندران و گلستان را در خود جای داده است، یکی از قطب‌های مهم کشاورزی است و بروز خشک‌سالی در این منطقه می‌تواند امنیت غذایی کشور را به مخاطره بیندازد. هدف مطالعهٔ حاضر بررسی وضعیت خشک‌سالی در منطقهٔ شمال کشور (حاشیهٔ دریای خزر) با استفاده از شاخص JDI و مقایسهٔ عملکرد این شاخص با شاخص SPI اصلاح‌شده است.

مواد و روش‌ها

داده‌های استفاده‌شده و منطقهٔ مورد مطالعه

در این مطالعه، از داده‌های ماهیانهٔ بارش ایستگاه‌های سینوپتیک استان‌های گلستان، گیلان و مازندران در دورهٔ آماری ۱۹۷۱ تا ۲۰۱۱ استفاده شد. بررسی‌های مقدماتی بر داده‌های جمع‌آوری‌شده نشان داد از بین هفده ایستگاه سینوپتیک موجود در منطقهٔ مطالعه‌شده پنج ایستگاه (شکل ۱) دارای آمار طولانی‌مدت (چهل و یک ساله) و مناسب برای این تحقیق‌اند. مشخصات ایستگاه‌های منتخب در جدول ۱ می‌آید. بر اساس آمار بارش‌های استخراج‌شده از ایستگاه‌های سینوپتیک مطالعه‌شده، متوسط بارندگی سالیانه در منطقه برابر ۱۱۶۹ میلی‌متر محاسبه شد.

خشک‌سالی‌های هواشناختی بر اساس شاخص SPI

برای ارزیابی خشک‌سالی‌های هواشناختی ابتدا از شاخص SPI استفاده شد. این شاخص را اولین بار McKee *et al.* (1993) پیشنهاد کردند. اگر X_w نشان‌دهندهٔ کل بارش در خلال یک بازهٔ زمانی w ماهه باشد، با برازش توزیع دوپارامتری Gamma به سری زمانی X_w تابع توزیع تراکمی یا CDF حاشیه‌ای $u_w = F_{X_w(x_w)}$ به دست می‌آید. سپس شاخص SPI نظیر هر مشاهده با تابع معکوس نرمال یا $\phi^{-1}(u_w)$ محاسبه می‌شود. به عبارت دیگر، به جای نشان دادن احتمال تجمعی، SPI با یک متغیر نرمال استاندارد (با میانگین ۰ و انحراف معیار ۱) توصیف می‌شود. جدول ۲ طبقه‌بندی شدت خشک‌سالی را بر اساس مقادیر SPI نشان می‌دهد. این شاخص معمولاً برای کمّی کردن کمبود بارش در مقیاس‌های زمانی ۱، ۳، ۶، ۱۲، ۲۴، و ۴۸ ماهه

1. Wei

2. Multivariate Standardized Precipitation Index

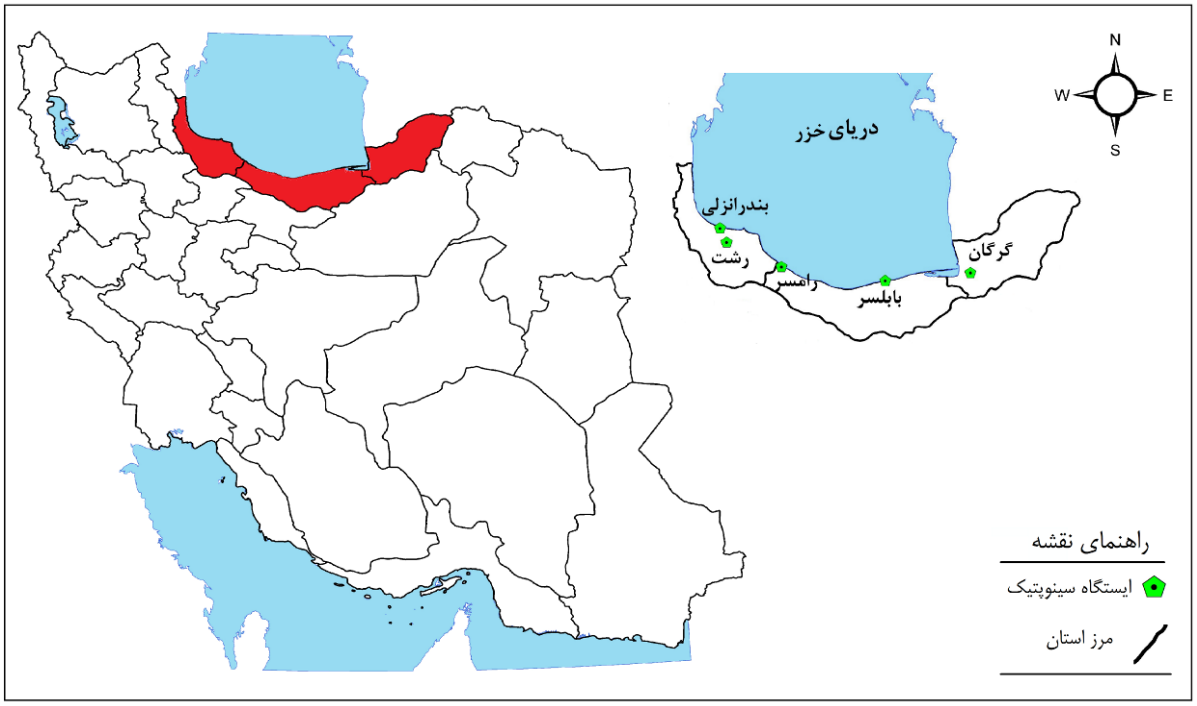
Archive of SID

www.SID.ir

به کار می‌رود. بر طبق تعریف McKee و همکاران (1993) یک دورهٔ خشکی زمانی آغاز می‌شود که مقدار SPI به طور مداوم منفی و مساوی یا کمتر از ۱- باشد. این دوره هنگامی خاتمه می‌یابد که SPI به مقادیر مثبت برگردد. بنابراین، هر حادثهٔ خشک‌سالی دارای یک دورهٔ زمانی است که به کمک شروع و خاتمهٔ آن تعریف می‌شود. البته باید توجه داشت که در برخی رویدادهای خشک‌سالی، با اینکه شاخص SPI هیچ‌گاه به کمتر از ۱- نرسیده، با توجه به مدت طولانی این رویدادها، مقدار تجمعی کمبود و در نتیجه اثر آن‌ها بیشتر از خشک‌سالی‌هایی بوده که مقدار SPI در آن‌ها به کمتر از ۱- رسیده، ولی مدت خشک‌سالی و در نتیجه شدت آن کمتر بوده است. مشکلات حاد منابع آب در زمان خشک‌سالی عموماً مربوط به این رویدادهای طولانی‌مدت است (Shiau, 2006).

جدول ۱. مشخصات ایستگاه‌های سینوپتیک منتخب در حاشیهٔ دریای خزر

ردیف	ایستگاه	طول جغرافیایی		عرض جغرافیایی		ارتفاع (متر)	بارش سالیانه (میلی‌متر)
		دقیقه	درجه	دقیقه	درجه		
۱	بابلسر	۳۹	۵۲	۴۳	۳۶	-۲۱٫۰۰	۸۸۹٫۳۰
۲	بندرانزلی	۲۷	۴۹	۲۹	۳۷	-۲۳٫۶۰	۱۸۳۰٫۵۰
۳	رامسر	۴۰	۵۰	۵۴	۳۶	-۲۰٫۰۰	۱۲۰۶٫۲۰
۴	رشت	۳۷	۴۹	۱۹	۳۷	-۸٫۶۰	۱۳۳۷٫۵۰
۵	گرگان	۲۴	۵۴	۵۴	۳۶	۰٫۰۰	۵۸۳٫۸۰



شکل ۱. موقعیت ایستگاه‌های سینوپتیک منتخب در حاشیهٔ دریای خزر

در این مطالعه، طبق توصیهٔ Loukas and Vasiliades (2004)، رویداد خشک‌سالی به صورت دوره‌ای که در آن مقادیر SPI کمتر از ۰ باشند تعریف شد. برخی محققان دیگر، از جمله Shiau (2006) و Shiau and Modarres (2009) و Mirabbasi *et al.* (2012)، خشک‌سالی را به همین صورت تعریف کرده‌اند. با اینکه روش محاسبهٔ SPI، از نظر ظاهری، منطقی به نظر می‌رسد، ایراداتی نیز دارد. مثلاً در مشاهدات ممکن است خودهمبستگی معنادار وجود داشته باشد و به اریب شدن برازش احتمالاتی بینجامد. این مشکل برای wهای بزرگ‌تر تشدید می‌شود؛ چون برای بازه‌های زمانی بزرگ‌تر نمونه‌ها همپوشانی بیشتری دارند (Kao and Govindaraju, 2010). برای حل این مشکل، بنا به توصیهٔ Kao and Govindaraju (2010)، از شاخص SPI اصلاح‌شده (SPI^{mod}) استفاده شد.

Archive of SID
www.SID.ir

جدول۲. طبقه‌بندی خشک‌سالی بر اساس شاخص بارش استانداردشده (McKee *et al*., 1993)

توصیف وضعیت	مقدار SPI
خشک‌سالی ملایم	۰ تا ۰٫۹۹-
خشک‌سالی متوسط	۱- تا ۱٫۴۹-
خشک‌سالی شدید	۱٫۵- تا ۱٫۹۹-
خشک‌سالی بسیار شدید	کمتر از ۲-

شاخص SPI اصلاح‌شده یا SPI^{mod}

برای محاسبهٔ شاخص SPI اصلاح‌شده یا SPI^{mod} Kao and Govindaraju (2010) پیشنهاد کردند X_w با ماه مختوم به آن جمع و به صورت X_w^{month} نشان داده شود که در آن بالانویس month نشان‌دهندهٔ یکی از ماه‌های ژانویه، فوریه، ...، دسامبر است. مثلاً X_1^{Jan} بیانگر بارش ژانویه و X_5^{Aug} بیانگر کل بارش پنج‌ماهه، از آوریل تا اوت، است. به این ترتیب، نمونه‌ها در هر گروه X_w^{month} به طور سالیانه جمع‌آوری می‌شوند. واضح است تا زمانی که $w \le 12$ باشد نمونه‌ها هیچ‌گونه همپوشانی نخواهند داشت. به عبارت دیگر، درجهٔ خودهمبستگی بین داده‌ها به مقدار زیادی کاهش خواهد یافت. از طرف دیگر، نمونه‌های داخل گروه یکسان X_w^{month} تحت آثار فصلی مشابه‌اند. بنابراین، تغییرات فصلی به یک شیوه مناسب در نظر گرفته می‌شوند. با برازش دادن توزیع آماری بر هر گروه به طور مجزا SPI^{mod} مشابه با SPI متداول با رابطهٔ ۱ محاسبه شد:

$$SPI_w^{mod} = \phi^{-1}(u_w^{month}) = \phi^{-1}(F_{X_w^{month}}(x_w^{month})) \quad \text{(رابطهٔ ۱)}$$

حاشیه‌های بارش (توابع توزیع احتمال تراکمی تک‌متغیره) $\{u_1,u_2...,u_{12}\}$ با بازه‌های زمانی مختلف از یک تا دوازده ماه را می‌توان از طریق شیوهٔ SPI^{mod} ایجاد کرد. u_1 وضعیت بارش ماه گذشته (که برای تشخیص آغاز خشک‌سالی مهم است) و u_{12} وضعیت بارش سال گذشته (که برای تشخیص خشک‌سالی‌های طولانی‌مدت مهم است) را نشان می‌دهد. باید توجه داشت که هیچ‌یک از u_iها نمی‌توانند به‌تنهایی اطلاعات u_jهای دیگر را انعکاس دهند و هر u_i منفرد می‌تواند فقط یک دید جزئی از خشک‌سالی هواشناختی را بازتاب دهد (Kao and Govindaraju, 2010).

توابع مفصل و تئوری Sklar

مفصل‌ها شیوه‌ای انعطاف‌پذیر برای ایجاد توزیع‌های توأم آماری با توابع توزیع حاشیه‌ای متفاوت‌اند. در واقع، مفصل تابعی است که توابع توزیع حاشیه‌ای تک‌متغیره را برای تشکیل یک تابع توزیع دو یا چندمتغیره به هم پیوند می‌دهد. مفصل‌ها توابع توزیع چندمتغیره‌اند که حاشیه‌های یک‌بعدی آن‌ها بر بازهٔ ۱ و ۰ یکنواخت باشند. معرفی و ارائهٔ مفصل به Sklar (1959) نسبت داده شده است که در یک تئوری توصیف می‌کند چگونه توابع توزیع تک‌متغیره می‌تواند به فرم توزیع‌های چندمتغیره ترکیب شود.

اسکلار نشان داد برای متغیرهای تصادفی پیوسته d بعدی $\{X_1,....,X_d\}$ با CDFهای حاشیه‌ای $u_j=F_{X_j}(x_j)$ که $j=1,...,d$ یک مفصل d بعدی یکتای $C_{U_1,...,U_d}$ وجود دارد؛ به طوری که:

$$C_{U_1,...,U_d}(u_1,...,u_d)=H_{X_1,...,X_d}(x_1,...,x_d) \quad \text{(رابطهٔ ۲)}$$

u_j ،jامین حاشیه و $H_{X_1,...,X_d}$ همان CDF توأم $\{X_1,....,X_d\}$ است. چون برای متغیرهای تصادفی پیوسته تابع CDF حاشیه‌ها از ۰ تا ۱ غیر کاهشی است، می‌توان مفصل $C_{U_1,...,U_d}$ را به منزلهٔ تبدیل $H_{X_1,...,X_d}$ از $[-\infty,\infty]^d$ به $[0,1]^d$ در نظر گرفت. نتیجهٔ این تبدیل آن است که توزیع‌های حاشیه‌ای از $H_{X_1,...,X_d}$ جدا می‌شوند و $C_{U_1,...,U_d}$ فقط به ارتباط بین متغیرها مربوط می‌شوند و توصیف کاملی از ساختار وابستگی کلی ارائه می‌دهند (Nelsen, 2006). با اینکه تئوری Sklar برای ابعاد کلی ($d \ge 2$) پیشنهاد شده بود، پیچیدگی مفصل‌ها با افزایش تعداد متغیرها به‌سرعت افزایش می‌یابد. بنابراین، اغلب محققان در تحلیل چندمتغیرهٔ از مفصل‌های تجربی (به‌ویژه در ابعاد بالاتر از ۲) استفاده می‌کنند. مفهوم مفصل‌های تجربی، در حقیقت، مشابه مفهوم فرمول‌های موقعیت نموداری[1] است که در تحلیل آماری تک‌متغیره (مثلاً فرمول Weibull) به کار می‌روند. این مفصل‌ها معیارهای احتمالی تجمعی توأم رتبه‌ای‌اند (Nelsen, 2006). مثلاً با اندازهٔ n مفصل تجربی d بعدی C_n به صورت رابطهٔ ۳ است:

$$C_n\left(\frac{k_1}{n},\frac{k_2}{n},\ldots,\frac{k_d}{n}\right)=\frac{a}{n} \quad \text{(رابطهٔ ۳)}$$

a برابر با آن تعداد از مشاهدات $(x_1,...,x_d)$ است که شرط $x_1 \le x_{1(k_1)},...,x_d \le x_{d(k_d)}$ را ارضا نمایند که در آن $x_{1(k_1)},\ldots,x_{d(k_d)}$ با $1 \le k_1,...,k_d \le n$ آماره‌های ترتیبی نمونه‌اند. در شیوه‌ای مشابه، تابع توزیع تجربی[2] را می‌توان به صورت رابطهٔ ۴ توصیف کرد (Genest and Rivest, 1993):

1. Plotting Position
2. Plotting Position

Archive of SID

www.SID.ir

$$K_{C_n}(\frac{1}{n}) = \frac{b}{n}$$ (رابطهٔ ۴)

b برابر تعدادی از نمونه‌های $(x_1,...,x_d)$ است که شرط $C_n(k_1/n,....,k_d/n) \le 1/n$ را ارضا کنند. رابطهٔ ۴ را می‌توان به صورت رابطهٔ ۵ نیز بیان کرد:

$$K_{C_n}(t) = \frac{1}{n}\sum_{i=1}^{n} I(e_{jn} \le t)$$ (رابطهٔ ۵)

e_{jn} به صورت رابطهٔ ۶ تعریف می‌شود:

$$e_{jn} = \frac{1}{n-1}\sum_{i=1}^{n} I\left(x_{1(k)} \le x_{1(j)},...,x_{d(k)} \le x_{d(j)}\right)$$ (رابطهٔ ۶)

n اندازهٔ نمونه و $I(A)$ متغیر نشان‌دهندهٔ عبارت منطقی A است. اگر عبارت A درست باشد، مقدار ۱ و اگر نادرست باشد، مقدار ۰ به خود می‌گیرد. $R_{i1},...,R_{id}$ به ترتیب رتبهٔ داده مشاهداتی iام یا همان $u_1,...,u_d$ هستند. u_w مقادیر تابع توزیع تجمعی داده‌ها هستند. مفصل‌های تجربی C_n و تابع توزیع تجربی K_{C_n} اغلب برای صحت‌سنجی مدل به کار می‌روند و ساختار وابستگی مشاهده‌شده (واقعی) تلقی می‌شوند. زمانی که یک نمونه به اندازهٔ کافی بزرگ در دسترس باشد، مفصل‌های تجربی را می‌توان برای ایجاد توزیع‌های احتمالاتی تجربی توأم ناپارامتری به کار برد که از نظر محاسباتی کارآمدترند.

شاخص کمبود توأم (JDI)

برای مشخص کردن وضعیت کلی خشک‌سالی، مقادیر SPI^{mod}ها با مقیاس‌های زمانی مختلف بررسی شد. یکی از فرایندهای جامع آماری ایجاد توزیع توأم SPI^{mod}های چندگانه از طریق مفصل‌هاست. Kao and Govindaraju (2010) شاخص JDI را با استفاده از تابع توزیع مفصل‌ها برای ارائهٔ توصیفی علمی (مبتنی بر احتمال) از وضعیت کلی خشک‌سالی تعریف کردند. به منظور ایجاد شاخص JDI می‌توان از مفصل‌های گاوسی و تجربی برای ایجاد ساختار وابستگی مجموعهٔ $\{u_1,u_2...,u_{12}\}$ استفاده کرد. البته با توجه به پیچیدگی ریاضیاتی مفصل‌های گاوسی دوازده‌بعدی Kao and Govindaraju (2010) از مفصل‌های تجربی استفاده کردند. از آنجا که طول داده‌های استفاده‌شده در این مطالعه تقریباً بزرگ است (۴۸۱ دادهٔ نقطه‌ای، که حاصل چهل و یک سال در دوازده ماه است؛ البته برای یازده ماه ابتدایی نمی‌توان u_{12} را محاسبه کرد) کاربرد مفصل‌های تجربی قابل اطمینان است (Kao and Govindaraju, 2010). انتخاب $\{u_1,u_2...,u_{12}\}$ در تشکیل دادن مفصل‌هایی با ابعاد بالا پیچیدگی مدل وابستگی را افزایش می‌دهد. با وجود این، به دلیل آنکه مدت خشک‌سالی‌ها تغییرات زمانی وسیعی را نشان می‌دهند، فقط با در نظر گرفتن مدت‌های مختلف (از یک تا دوازده ماه) می‌توان خشک‌سالی‌ها را به‌خوبی توصیف کرد. زیرا، چرخهٔ سالیانه به طور طبیعی آثار فصلی را لحاظ می‌کند. علاوه بر این، این ساختار امکان ارزیابی ماه‌به‌ماه را برای شرایط آینده در اختیار می‌گذارد. Kao and Govindaraju (2010) حاشیه‌های بلندتر از دوازده ماه ($j>12$) را لحاظ نکردند. زیرا نمونه‌های به‌کاررفته برای $j>12$ شروع به همپوشانی کردند و حتی بعد از به‌کاربردن فرایند SPI اصلاح‌شده باعث اریب شدن نتایج شدند. بنابراین، در این مطالعه نیز برای ایجاد شاخص JDI دوازده SPI اصلاح‌شده در نظر گرفته شد.

یک مفصل در واقع احتمال تجمعی $P[U_1 \le u_1,...U_{12} \le u_{12}] = t$ حاشیه‌های نمونه $\{u_1,u_2...,u_{12}\}$ است. همان‌گونه که هر حاشیه شرایط کمبود رطوبت را برای هر بازهٔ زمانی معین نشان می‌دهد، شرایط کمبود توأم با t مشخص می‌شود. به طور واضح، احتمال تجمعی t کوچک‌تر بر شرایط خشک‌تر (خشکی روی مقیاس‌های زمانی مختلف) و مقدار بزرگ‌تر t بر شرایط مرطوب‌تر دلالت دارد. با فرض اینکه t شدت خشک‌سالی توأم را بازتاب دهد، احتمال وقوع رویدادهایی با مقادیر مفصل کوچک‌تر یا برابر t (رویدادهای خشک‌تر از حد آستانه‌ای معین) بسیار سودمند خواهد بود. برای این منظور از تعریف تابع توزیع مفصل K_C استفاده می‌شود. زیرا تابع توزیع مفصل در واقع همان احتمال تجمعی $K_C(t) = P[C_{U_1,U_2,...,U_{12}}(u_1,u_1,...,u_{12}) \le t]$ است. مزیت ویژهٔ استفاده از K_C این است که امکان می‌دهد معیار احتمالاتی شرایط کمبود توأم محاسبه شود که می‌تواند به منزلهٔ یک شاخص خشک‌سالی توأم تفسیر شود.

در واقع K_C همان CDF توأم $C_{U_1,U_2,...,U_{12}}$ است. بنابراین، شاخص کمبود توأم (JDI) مشابه SPI به صورت رابطهٔ ۷ تعریف شد (Kao and Govindaraju, 2010):

$$JDI = \phi^{-1}(K_C)$$ (رابطهٔ ۷)

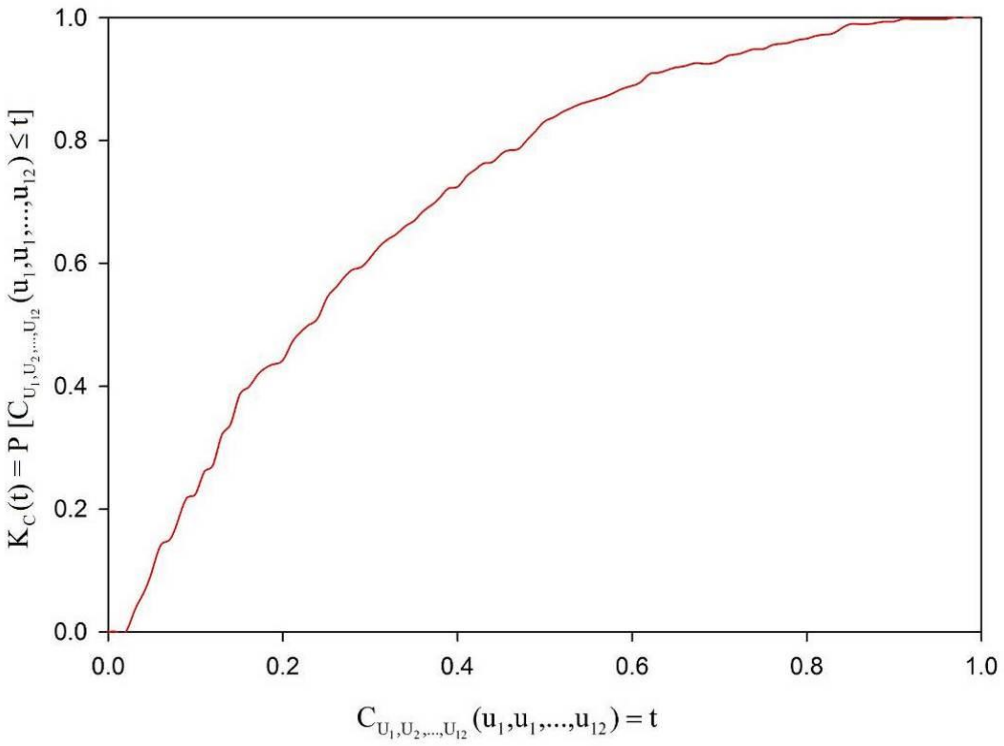
مشابه SPI، مقدار JDI مثبت ($K_C > 0.5$) نشان‌دهندهٔ شرایط مرطوب کلی، JDI منفی ($K_C < 0.5$) نشان‌دهندهٔ وضعیت خشکی کلی، و JDI = 0 ($K_C = 0.5$) نشان‌دهندهٔ وضعیت نرمال است. از آنجا که JDI روی یک مقیاس نرمال معکوس است (مشابه SPI)، طبقه‌بندی خشک‌سالی‌ها بر اساس شاخص SPI (جدول ۲) می‌تواند برای شاخص JDI هم به کار رود. مهم‌ترین خصوصیت JDI ارزیابی شرایط کمبود کلی مبتنی بر ساختار وابستگی شاخص‌های کمبود با بازه‌های زمانی مختلف است.

Archive of SID
www.SID.ir

یافته‌ها و بحث

در این مطالعه، به منظور محاسبهٔ SPI متداول از تابع توزیع دومتغیرهٔ Gamma استفاده شد که در آن پارامترهای توزیع با روش حداکثر درست‌نمایی برآورد شدند. نتایج نشان داد بر اساس آزمون Kolmogorov-Smirnov در سطح معناداری ۵ درصد توزیع Gamma برای داده‌های بارش ایستگاه‌های مطالعه‌شده مناسب است.

شکل ۲ مقدار تابع توزیع مفصل در مقادیر مختلف احتمال $C_{U_1,U_2,...,U_{12}}(u_1,u_1,...,u_{12}) = t$ را برای داده‌های بارش ایستگاه رشت، که با رابطهٔ ۵ محاسبه شده، نشان می‌دهد. در شکل ۲، احتمال رویدادها با مقدار مفصل t کمتر از ۰٫۲ حدود ۰٫۴۰ است. در واقع، K_C همان CDF توأم $C_{U_1,U_2,...,U_{12}}$ است.



شکل ۲. تابع توزیع $K_C(t)$ در مقادیر مختلف مفصل‌های $C_{U_1,U_2,...,U_{12}}$ ایستگاه سینوپتیک رشت

در دورهٔ آماری مطالعه‌شده (۱۹۷۲ـ ۲۰۱۱) از کل چهارصد و هشتاد ماه بررسی‌شده، بر اساس شاخص JDI، در ایستگاه‌های بابلسر و رشت، دویست و چهل و یک ماه و در سایر ایستگاه‌ها (بندرانزلی، رامسر، گرگان) دویست و چهل ماه خشک (JDI<0) بوده است. سری زمانی شاخص JDI برای ایستگاه‌های مطالعه‌شده در شکل ۳ می‌آید. با توجه به این شکل می‌توان دریافت که در چهار ایستگاه از پنج ایستگاه بررسی‌شده در دههٔ اخیر (۲۰۰۲ـ ۲۰۱۱) تعداد ماه‌های خشک بیشتر از ماه‌های مرطوب بوده است. به‌ویژه در ایستگاه گرگان این روند کامل مشهود است و از کل صد و بیست ماه این دوره در ایستگاه‌های بابلسر، بندرانزلی، رامسر، رشت، و گرگان به ترتیب ۵۸، ۶۵، ۶۱، ۷۱، و ۸۰ ماه خشک بوده است. به عبارت دیگر، بیش از نیمی از ماه‌ها (۵۵٫۸٪) در این دوره کمبود رطوبت داشته‌اند.

در جدول ۳ درصد ماه‌های خشک در ایستگاه‌های بررسی‌شده در کل دوره همراه دوره‌های دَه‌ساله در چهار دهه مقایسه می‌شوند. با توجه به جدول ۳، در سال‌های اخیر تعداد رویدادهای خشک‌سالی در ایستگاه گرگان به‌شدت افزایش یافته است؛ طوری که میانگین تعداد ماه‌های خشک در دَه سال اخیر در این ایستگاه به ۶۷ درصد رسیده است و این در شرایطی است که میانگین بلندمدت تعداد ماه‌های خشک آن ۵۰ درصد بوده است. اما در ایستگاه بابلسر تعداد ماه‌های خشک در دَه سال اخیر (۴۸٪) نسبت به میانگین بلندمدت (۵۰٪) آن کاهش یافته است (جدول ۳). همچنین، با دقت بیشتر در جدول ۳ می‌توان مشاهده کرد، بر اساس شاخص JDI، در دههٔ اول همهٔ ایستگاه‌ها در حالت مرطوب بوده‌اند، در دههٔ دوم دو ایستگاه بابلسر و رامسر ماه‌های خشک بیشتری نسبت به سایر ایستگاه‌ها داشته‌اند، در دههٔ سوم وضعیت خشک‌سالی در بابلسر و گرگان بهبود یافته است، اما در دههٔ چهارم ایستگاه گرگان خشک‌سالی

www.SID.ir

شدیدتری را نسبت به دوره‌های قبل پشت سر گذاشته است. همان‌گونه که اشاره شد، شاخص JDI برای هر ماه محاسبه می‌شود. ولی، به‌رغم اینکه به‌ظاهر شاخصی ماهیانه است، شرایط رطوبتی دوازده ماه گذشته را انعکاس می‌دهد. بنابراین، می‌توان نتیجه گرفت در سال‌های اخیر منطقه با کمبود شدید بارش مواجه بوده است که می‌تواند پیامدهای زیست‌محیطی، اقتصادی، و اجتماعی شایان توجهی را به دنبال بیاورد.

در این مطالعه از شاخص‌های SPI و SPI^{mod} ماهیانه نیز به منظور بررسی وضعیت خشک‌سالی منطقهٔ مطالعه‌شده استفاده شد. بر اساس نتایج جدول ۳، شاخص SPI^{mod} ماهیانه در طول دورهٔ آماری ۱۹۷۲ـ ۲۰۱۱، از بین چهارصد و هشتاد ماه بررسی‌شده، تعداد ماه‌های خشک کمتری را برای همهٔ ایستگاه‌ها (به جز ایستگاه بندرانزلی) نسبت به JDI برآورد می‌کند. همچنین این شاخص مانند JDI وضعیت رطوبتی را در دَه سال اخیر بحرانی برآورد می‌کند و نشان‌دهندهٔ افزایش خشکی‌هاست. SPI ماهیانه نیز در یک دههٔ اخیر رفتاری تقریباً مشابه SPI^{mod} ماهیانه از خود نشان می‌دهد.

جدول ۳. مقایسهٔ درصد ماه‌های خشک در کل دورهٔ بررسی‌شده بر اساس شاخص‌های SPI، SPI^{mod}، و JDI

شاخص	دورهٔ آماری	بابلسر	بندرانزلی	رامسر	رشت	گرگان
JDI	کل دوره ۱۹۷۲ـ ۲۰۰۱	۵۰	۵۰	۵۰	۵۰	۵۰
	دههٔ اول ۱۹۷۲ـ ۱۹۸۱	۴۸	۴۰	۲۳	۴۹	۴۶
	دههٔ دوم ۱۹۸۲ـ ۱۹۹۱	۵۹	۴۲	۵۵	۴۴	۴۷
	دههٔ سوم ۱۹۹۲ـ ۲۰۰۱	۴۵	۶۴	۵۵	۵۶	۴۹
	دههٔ چهارم ۲۰۰۲ـ ۲۰۱۱	۴۸	۵۴	۵۱	۵۹	۶۷
SPI^{mod}	کل دوره ۱۹۷۲ـ ۲۰۱۱	۵۱	۵۱	۵۱	۵۰	۴۳
	دههٔ اول ۱۹۷۲ـ ۱۹۸۱	۴۷	۴۵	۱۰	۴۸	۴۶
	دههٔ دوم ۱۹۸۲ـ ۱۹۹۱	۵۱	۴۰	۵۱	۳۹	۴۷
	دههٔ سوم ۱۹۹۲ـ ۲۰۰۱	۵۹	۵۸	۵۱	۶۳	۴۹
	دههٔ چهارم ۲۰۰۲ـ ۲۰۱۱	۴۸	۶۳	۶۳	۵۳	۵۹
SPI	کل دوره ۱۹۷۲ـ ۲۰۱۱	۵۱	۵۰	۵۰	۴۹	۴۴
	دههٔ اول ۱۹۷۲ـ ۱۹۸۱	۴۳	۴۳	۱۰	۴۷	۴۰
	دههٔ دوم ۱۹۸۲ـ ۱۹۹۱	۵۳	۴۱	۵۸	۳۳	۳۳
	دههٔ سوم ۱۹۹۲ـ ۲۰۰۱	۵۹	۶۲	۴۹	۶۰	۶۰
	دههٔ چهارم ۲۰۰۲ـ ۲۰۱۱	۴۸	۵۷	۵۹	۵۸	۶۱

در شکل‌های ۴ و ۵ نمودار جعبه و خط[1] شاخص JDI برای ایستگاه‌های بابلسر، بندرانزلی، رامسر، رشت، و گرگان در یک دههٔ اخیر (۲۰۰۲ـ ۲۰۱۱) و دههٔ اول مطالعاتی (۱۹۷۲ـ ۱۹۸۱) ارائه می‌شود. در شکل‌های ۴ و ۵ خط رسم‌شده در داخل مستطیل‌ها میانهٔ شاخص JDI را در ایستگاه‌های مطالعه‌شده نشان می‌دهد. عرض مستطیل‌ها در قسمت فوقانی صدک ۷۵ و در قسمت تحتانی صدک ۲۵ است. همچنین قسمت‌های انتهایی خطوط قائم در قسمت فوقانی و تحتانی، به ترتیب، نشان‌دهندهٔ حداکثر و حداقل مقدار JDI است. با توجه به شکل ۵، ایستگاه بابلسر میانه‌ای بالاتر از ۰ دارد که به معنی شرایط نرمال آن در یک دههٔ اخیر است. اما، در مقابل، ایستگاه‌های رشت و گرگان در یک دههٔ اخیر دچار کمبود رطوبت بوده‌اند و بارش‌های این دو ایستگاه کاهش داشته است. یکی از پیامدهای این کاهش آتش‌سوزی‌های گسترده در جنگل‌های استان گلستان است که در سال‌های اخیر خسارات زیادی به منابع طبیعی کشور وارد کرده است. علاوه بر این، با توجه به شکل‌های ۴ و ۵ و محاسبات انجام‌شده برای شاخص‌های JDI و SPI و SPI^{mod} ، در منطقهٔ مطالعه‌شده تعداد ماه‌های خشک در دههٔ اخیر رو به افزایش است. این وضعیت دلیلی روشن دارد که در ادامه می‌آید.

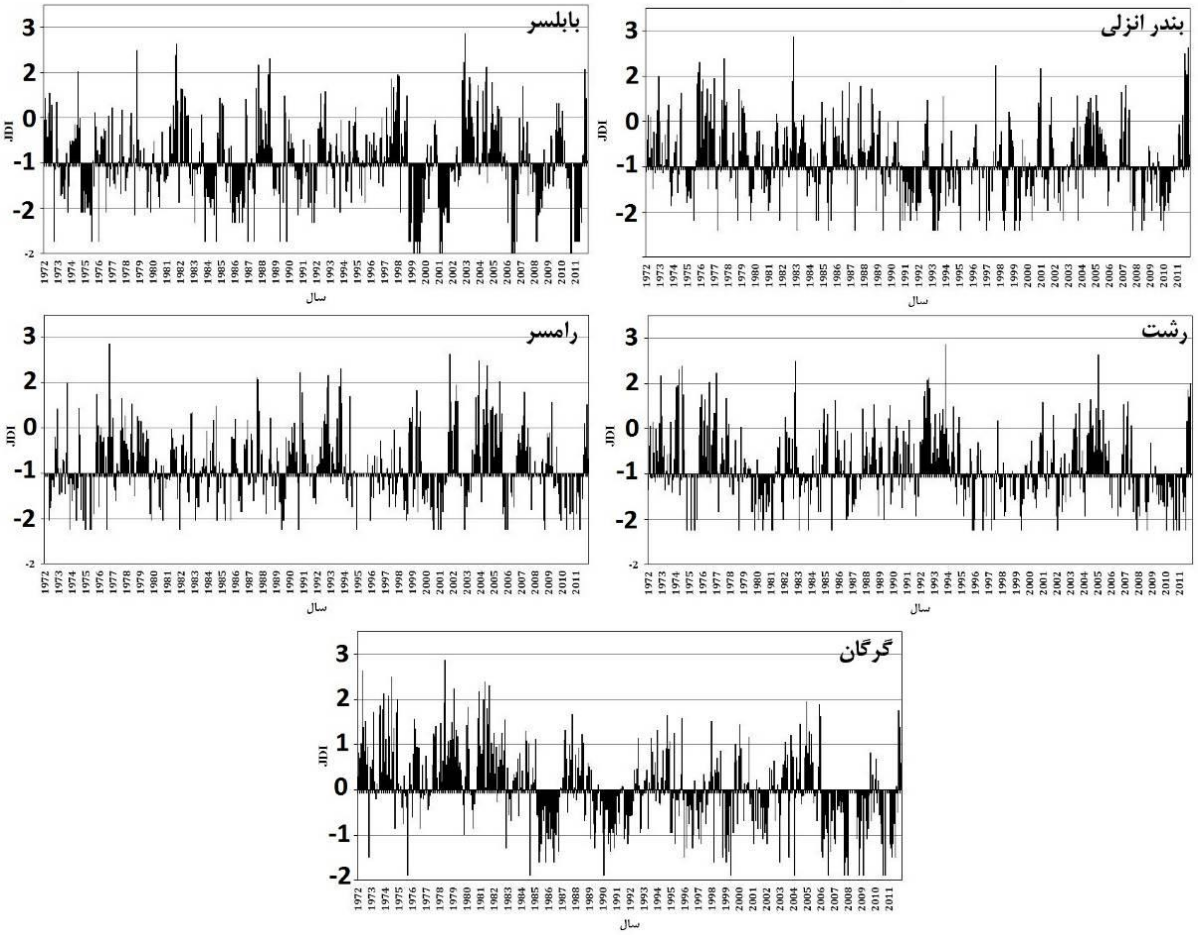
Moradi (2004) در مطالعه‌ای به بررسی نقش دریای خزر در بارش‌های حاشیهٔ جنوبی آن پرداخت و نشان داد سه نوع

1. Box and Whisker

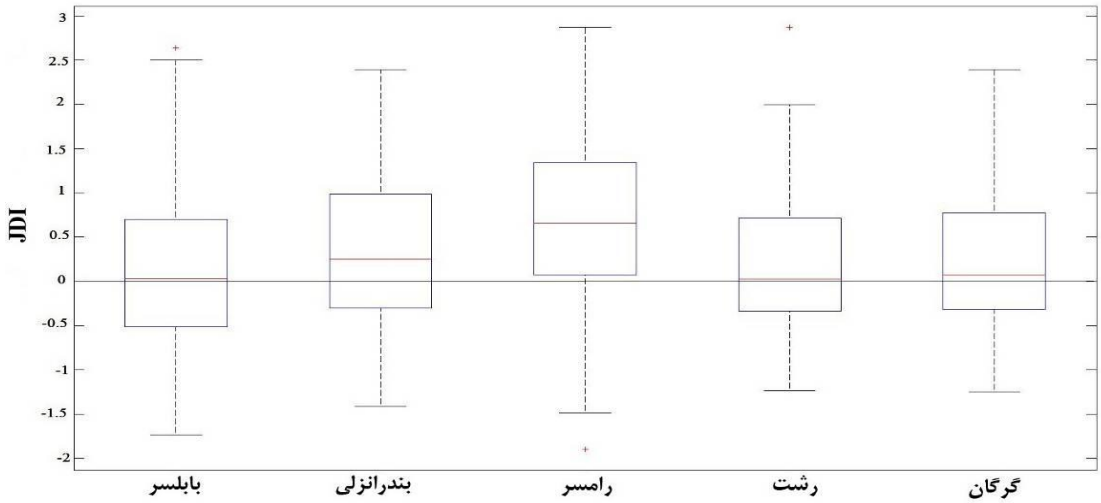
Archive of SID

www.SID.ir

سیستم فشاری در ریزش بارش‌های سواحل جنوبی دریای خزر موثر است: فرابار سیبری، سیستم‌های کم‌فشار، واچرخندهای مهاجر. از این سه عامل بارش‌های با منشأ فرابار سیبری فراوانی وقوع بیشتری دارد و رطوبت مورد نیاز این نوع بارش‌ها نیز از تبخیر آب دریای خزر تأمین می‌شود. Alijani *et al.* (2005) نیز در مطالعه‌ای به تحلیل خشک‌سالی‌های جنوبی دریای خزر پرداختند و علت خشک‌سالی‌های سواحل جنوبی آن را عدم وزش جریان‌های سرد شمالی بر فراز دریای خزر اعلام کردند. حال، با توجه به مطالعات فوق، می‌تواند دلیل کاهش بارندگی در منطقهٔ مطالعه‌شده را عدم انتقال رطوبت مورد نیاز برای وقوع بارش دانست.

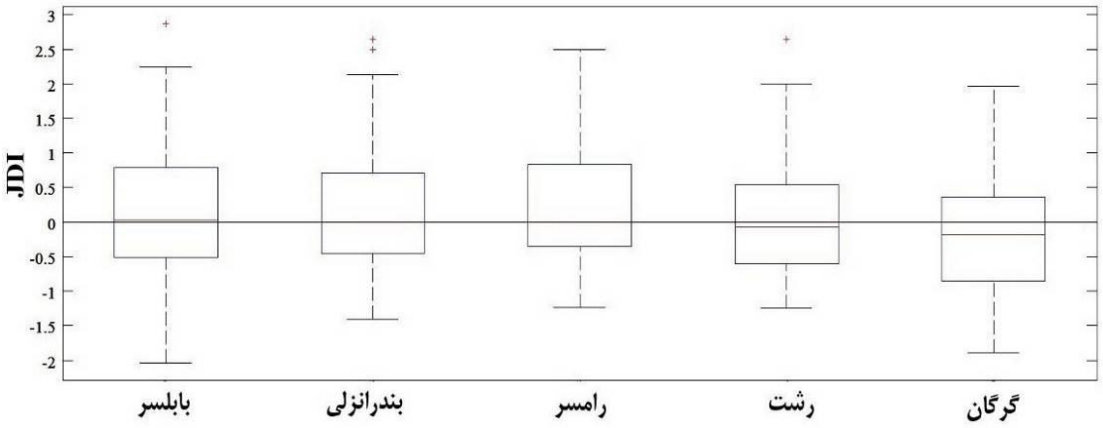


شکل ۳. سری زمانی شاخص JDI برای ایستگاه‌های بابلسر، بندرانزلی، رامسر، رشت، و گرگان (۱۹۷۱ـ ۲۰۱۱)

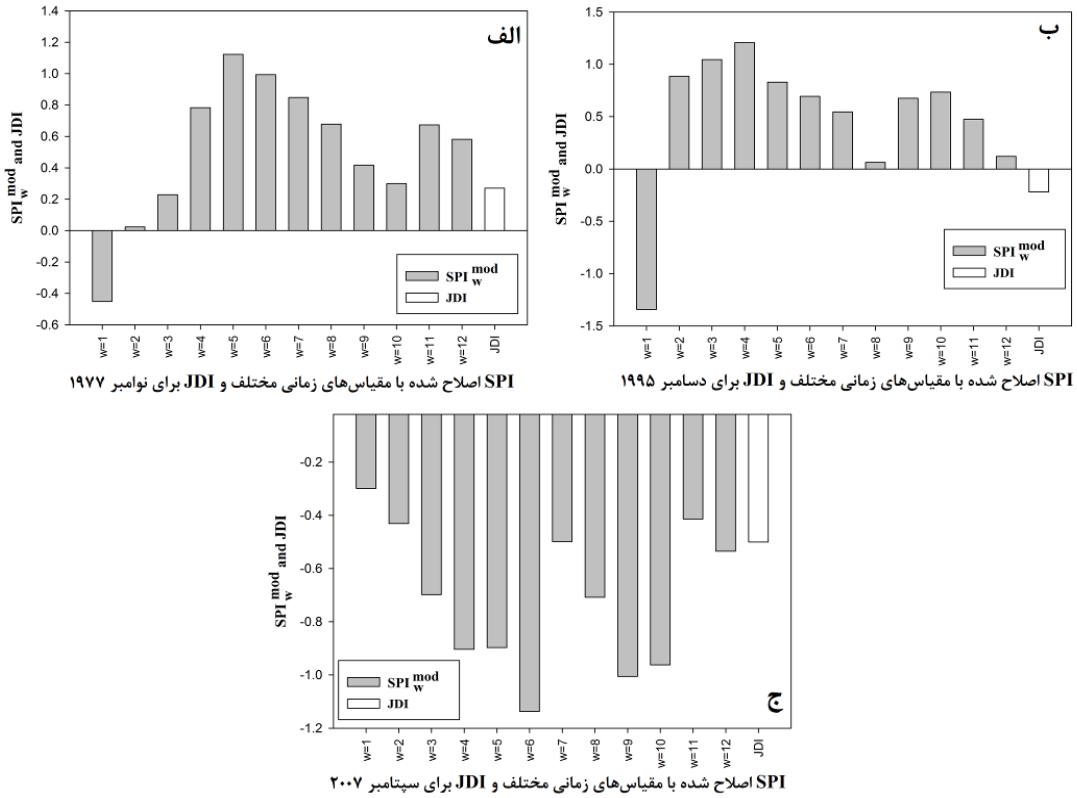


شکل ۴. نمودار جعبه و خط شاخص JDI برای ایستگاه‌های مطالعه‌شده در دههٔ ۱۹۷۲ـ ۱۹۸۱

www.SID.ir



شکل ۵. نمودار جعبه و خط شاخص JDI برای ایستگاه‌های مطالعه‌شده در یک دههٔ اخیر ۲۰۰۲ـ ۲۰۱۱



شکل ۶. حالت‌های مختلف شاخص‌های JDI و SPI^{mod} در ایستگاه گرگان

شکل ۶ مقادیر JDI را با استفاده از حاشیه‌های بارش ایستگاه گرگان نشان می‌دهد. در شکل ۶ دو شاخص JDI و SPI_w^{mod} در مقیاس‌های $w = 1,2,...,12$ برای دو دورهٔ انتخابی ارائه می‌شود. در شکل ۶ الف مقادیر SPI_w^{mod} مشاهده‌شده در همهٔ بازه‌های زمانی (به جز SPI_1^{mod}) برای ماه نوامبر ۱۹۷۷ نشان‌دهندهٔ وضعیت ترسالی است. این واقعیت را JDI هم تأیید می‌کند؛ هرچند SPI_1^{mod}، به‌غلط نشان می‌دهد وضعیت در حالت خشکی است. زیرا SPI_1^{mod} فاقد حافظهٔ بلندمدت است. شکل ۶ ب نمونه‌ای از ظهور خشک‌سالی را در دسامبر ۱۹۹۵ برای ایستگاه گرگان نشان می‌دهد که در آن SPI_1^{mod} به دلیل کمبود شدید بارش کاملاً کوچک است؛ در حالی که SPI_w^{mod}های دیگر بالاتر از وضعیت نرمال (خط ۰) هستند. تفسیر این وضعیت چندان آسان نیست. بیشتر شاخص‌ها خشک‌سالی‌ها را در یک روش به‌هنگام تشخیص نمی‌دهند. اما JDI شرایط خشک‌سالی را بر اساس ساختار وابستگی کلی بیان می‌کند. به عبارت دیگر، در این مورد به‌رغم ترسالی ماه‌های قبلی میزان کمبود بارش در ماه دسامبر ۱۹۹۵ به قدری شدید بوده است که باعث منفی شدن شاخص JDI شده است. شکل ۶ ج نیز یک خشک‌سالی طولانی در سپتامبر ۲۰۰۷ را نشان می‌دهد که در آن همهٔ SPI_w^{mod}های

www.SID.ir

محاسبه‌شده وجود خشک‌سالی شدید را، مانند شاخص JDI، گزارش می‌کنند. همچنین، شاخص JDI برای ارائهٔ نتایج بهتر و کامل‌تر در مقایسه با SPI_w^{mod} به آمار طولانی‌تری نیاز دارد.

باید توجه کرد در این مثال SPIهای اصلاح‌شده با مقیاس زمانی مختلف نتایج متفاوتی ارائه می‌کنند؛ در حالی که JDI مبتنی بر احتمال مشترک همهٔ SPI_w^{mod} است و یک دید جامع از شرایط خشک‌سالی ارائه می‌کند. با توجه به شکل ۶ الف و ب می‌توان نتیجه گرفت شاخص JDI از ظهور خشک‌سالی (در ماه دسامبر ۱۹۹۵) و ترسالی (نوامبر ۱۹۷۷) در گرگان انعکاس بهتری ارائه کرده است. بنابراین، می‌توان چنین استنباط کرد که JDI می‌تواند احتمال وضعیت کمبود مشترک را به طور دقیق و واقعی‌تر از شاخص SPI^{mod} ارائه کند. این نتیجه با یافته‌های Kao and Govindaraju (2010) و Mirabbasi *et al.* (2013) کاملاً منطبق است.

نتیجه‌گیری

در مطالعهٔ حاضر شرایط رطوبتی حاشیهٔ دریای خزر در دورهٔ آماری ۱۹۷۱ـ ۲۰۱۱ با استفاده از شاخص کمبود توأم (JDI)، که یک شاخص خشک‌سالی چندمتغیره مبتنی بر احتمال از یک مجموعهٔ SPI^{mod}ها با بازه‌های زمانی مختلف (یک تا دوازده ماه) است، بررسی شد. نتایج ارزیابی وضعیت رطوبتی این منطقه نشان داد در سال‌های اخیر تعداد ماه‌های خشک در اغلب ایستگاه‌های بررسی‌شده افزایش یافته است؛ طوری که در ایستگاه گرگان درصد ماه‌های خشک از ۵۰ درصد در کل دورهٔ بررسی‌شده به ۶۷ درصد در دَه سال اخیر (۲۰۰۲ـ ۲۰۱۱) رسیده است. بنابراین، می‌توان نتیجه گرفت در سال‌های اخیر منطقه با کمبود شدید بارش مواجه بوده است.

Bari Abarghouei *et al.* (2011) روند تغییرات شاخص SPI در مقیاس‌های زمانی ۳، ۶، ...، ۲۴ ماهه را در برخی ایستگاه‌های سینوپتیک ایران، از جمله بندرانزلی و رشت و گرگان، در دورهٔ ۱۹۷۵ـ ۲۰۰۵ با آزمون ناپارامتری Mann – Kendall بررسی کردند. نتایج نشان داد شاخص SPI در هر سه ایستگاه مذکور دارای روند منفی معنادار بوده و شیب این روند منفی با افزایش مقیاس زمانی افزایش یافته است. همچنین، در ایستگاه بابلسر، SPI در مقیاس‌های زمانی مختلف روندی افزایشی داشته است. این نتایج با نتایج مطالعهٔ حاضر کاملاً مطابقت دارد. با توجه به روند افزایشی دما در منطقهٔ مطالعه‌شده، که Ahmadi and Radmanesh (2014) و Kousari *et al.* (2011) آن را اثبات کردند، می‌توان روند کاهشی بارش را یکی از پیامدهای آن دانست. کاهش بارندگی‌های حاشیهٔ دریای خزر را محققانی همچون Kousari *et al.* (2011) و Kouasari *et al.* (2011) برای ایستگاه‌های بررسی‌شده در این مطالعه اعلام کرده‌اند. Mirabbasi and Dinpashoh (2012) نیز به یافته‌های مشابهی در زمینهٔ ارتباط بارش و دما برای شمال‌غرب کشور دست یافتند. نتایج نشان داد، به‌رغم پیچیده‌تر بودن محاسبهٔ شاخص JDI نسبت به شاخص‌های دیگر، به دلیل ترکیب شاخص‌ها با مقیاس‌های زمانی مختلف در یک شاخص و در نتیجه کاهش حجم نتایج، تفسیر آن‌ها ساده‌تر است. به عبارت دیگر، برای هر ماه فقط یک شاخص JDI محاسبه می‌شود؛ در حالی که مثلاً برای بررسی جامع شرایط خشک‌سالی در هر ماه شاخص SPI با مقیاس‌های زمانی متفاوت باید بررسی شود که بعضاً نتایجی متناقض ارائه می‌کنند. مزیت دیگر این شاخص نسبت به شاخص‌های خشک‌سالی متداول این است که شاخص JDI، علاوه بر توصیف علمی وضعیت کلی خشک‌سالی، قابلیت مشخص کردن آغاز خشک‌سالی‌ها و نیز خشک‌سالی‌های طولانی‌مدت را به صورت توأم دارد.

REFERENCES

Agrawala, S., Barlow, M., Cullen, H., and Lyon, B. (2001). The Drought and Humanitarian Crisis in Central and Southwest Asia: A Climate Perspective, IRI Special Report N. 01-11. *International Research Institute for Climate Prediction, Palisades*, p. 24.

Alijani, B., Jafarpour, Z., and Ghobadi, G, J. (2005).Analysis of the Droughts in the Southern coastal areas of the Caspian Sea. *Journal of Territory*, 2(7), 11-23.

Ahmadi, F. and Radmanesh, F. (2014). Trend analysis of monthly and annual mean temperature of the northern half of Iran over the last 50 years. *Journal of Water and Soil*, 28(4), 757-768.

Bari Abarghouei, H., Asadi Zarch, M. A., Dastorani, M. T., Kousari, M. R., and Safari Zarch, M. (2011). The survey of climatic drought trend in Iran. *Stochastic Environmental Research and Risk Assessment*, 25,851–863.

Bazrafshan, J., Nadi, M., and 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*, 1-18. DOI 10.1007/s11269-015-0926-x

De Michele, C. and Salvadori, G. (2003). A Generalized Pareto intensity-duration model of storm rainfall exploiting 2-copulas. *Journal of Geophysical Research*, 108(D2), 4067.

Archive of SID

www.SID.ir

Dracup, J. A. Lee, K. S., and Paulson, E. G. R. (1980). On the definition of droughts. *Water Resources Research*, 16, 297-302.

Genest, C. and Rivest, L. P. (1993). Statistical inference procedures for bivariate Archimedean copulas. *Journal of the American Statistical Association*, 88 (423), 1034–1043.

Kao, S. C. and Govindaraju, R. S. (2010). A copula-based joint deficit index for droughts. *Journal of Hydrology*, 380, 121-134.

Kousari, M. R. and Asadi Zarch, M. A. (2011). Minimum, maximum, and mean annual temperatures, relative humidity, and precipitation trends in arid and semi-arid regions of Iran. *Arabian Journal of Geosciences*, 4(6), 907-914.

Loukas, A. and Vasiliades, L. (2004). Probabilistic analysis of drought spatiotemporal characteristics in Thessaly region, Greece. *Natural Hazards and Earth System Sciences*, 4, 719–731.

McKee, T. B., Doeskin, N. J., and Kleist, J. (1993). The relationship of drought frequency and duration to time scales. *In Proceedings of the 8th Conference on Applied Climatology*, Pp. 179-184. January 17-22, Anaheim, California.

Mirabbasi, R., Anagnostou, E. N., Fakheri-Fardm, A., Dinpashoh, Y., and Eslamian, S. (2013). Analysis of Meteorological Drought in Northwest Iran using the Joint Deficit Index. *Journal of Hydrology*, 492, 35-48.

Mirabbas, R. and Dinpashoh, Y. (2012). Trend analysis of precipitation of NW of Iran over the past half of the century. *Irrigation Sciences and Engineering (Scientific Journal of Agriculture)*, 35(4), 60-73. (In Farsi)

Mirabbasi R., Fakheri-Fard, A., and Dinpashoh, Y. (2012). Bivariate drought frequency analysis using the Copula method. Theoretical and Applied Climatology. 108: 191–206.

Mishra, A. K. and Singh, V. P. (2010). A review of drought concepts. *Journal of Hydrology*, 391, 202–216.

Moradi, H. R. (2004). Effect of Caspian Sea in the precipitation of northern costs of Iran. *Journal of Marine Science and Technology*, 3(2), 77-87.

Nelsen, R. B. (2006). An Introduction to Copulas. *Springer, New York*, 269 pp.

Omidi, M. Mohammadzadeh, M. and Morid, S. (2010). The Probabilistic Analysis of Drought Severity–Duration in Tehran Province using Copula Functions. *Iranian Journal of Soil and Water Research*, 41(1): 95-101. (In Farsi)

Shiau, J. T. (2006). Fitting drought duration and severity with two-dimensional copulas. *Water Resources Management*, 20, 795–815.

Shiau, J. T. and Modarres, R. (2009). Copula-based drought severity-duration-frequency analysis in Iran. *Meteorological Applications*, 16, 481–489.

Sklar, A. (1959). Distribution functions of n Dimensions and Margins. *Publications of the Institute of Statistics of the University of Paris*, 8, 229-231.

Song, S. and Singh, V. P. (2010a). Meta-elliptical copulas for drought frequency analysis of periodic hydrologic data. *Stochastic Environmental Research and Risk Assessment*, 24, 425–444.

Song, S. and Singh, V. P. (2010b). Frequency analysis of droughts using the Plackett copula and parameter estimation by genetic algorithm. *Stochastic Environmental Research and Risk Assessment*, 24, 783–805.

Wilhite, D. A. (1993). Drought Assessment, Management and Planning: Theory and Case Studies. *Kluwer Academic Publishers, USA*, 293 pp.

Wilhite, D. A. (2000). Drought as a natural hazard: concepts and definitions.*Drought, a global assessment*, *1*, 3-18.

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.

Archive of SID

www.SID.ir