

ارزیابی شاخص خشکسالی کمبود توأم تحت شرایط اقلیمی ایران

آیدا هاشمی نسب^۱، جواد بذرافشان^{۲*} و آرزو نازی قمشلو^۳

۱) دانشجوی سابق کارشناسی ارشد؛ گروه مهندسی آبیاری و آبادانی؛ دانشگاه تهران؛ کرج؛ ایران

۲*) استادیار؛ گروه مهندسی آبیاری و آبادانی؛ دانشگاه تهران؛ کرج؛ ایران

*نویسنده مسئول مکاتبات: jbazr@ut.ac.ir

۳) استادیار؛ گروه مهندسی آبیاری و آبادانی؛ دانشگاه تهران؛ کرج؛ ایران

تاریخ دریافت: ۱۳۹۳/۰۷/۱۸ تاریخ پذیرش: ۱۳۹۴/۰۳/۳۱

چکیده

شاخص کمبود توأم از ترکیب دوازده متغیر شاخص اصلاح شده بارندگی استاندارد (SPImod) متناظر با پنجره‌های زمانی ۱ تا ۱۲ ماه با استفاده از توابع همبند تجربی و نظری محاسبه می‌شود. به دلیل دشواری و زمانبر بودن محاسبه توابع همبند نظری، محققان استفاده از فرم تجربی JDI را پیشنهاد می‌کنند. هدف از این مطالعه، مقایسه شاخص کمبود توأم در دو حالت تجربی و نظری تحت شرایط اقلیمی ایران است. در این مطالعه، از داده‌های بارندگی ماهانه ۴۲ ایستگاه سینوپتیک ایران در طی دوره آماری ۲۰۱۰-۱۹۶۶ جهت محاسبه شاخص کمبود توأم استفاده شده است. در حالی که محاسبه شاخص همبند تجربی (EJDI) مبتنی بر روش پیچیده‌ای نمی‌باشد، در محاسبه شاخص کمبود توأم نظری (TJDI) می‌بایست مناسبترین فرم تابع همبند از بین چند تابع همبند داوطلب (تی-استیودنت، کلاپتون، گامبل، و فرانک) بر مبنای چند معیار اطلاعات تعیین گردد. نتایج نشان داد که در تمام ایستگاهها، مناسبترین تابع همبند نظری، تابع همبند تی-استیودنت است. مقایسه سرهای زمانی EJDI و TJDI نشان داد که هر دو دارای رفتار تقریباً مشابهی هستند، ولی EJDI دو مشکل اساسی در تمام ایستگاه‌های مورد نظر نشان می‌دهد: الف- کمینه مقدار EJDI به طور مکرر در بخشهای مختلف سری‌های زمانی تکرار می‌شود، ب- EJDI نمی‌تواند اوج سختی خشکسالی را در طی دوره‌های بحرانی خشکسالی تشخیص دهد. این در حالی است که مشکلات ذکر شده در TJDI دیده نمی‌شود. نتایج بدست آمده نشان دهنده ارجحیت استفاده از شاخص کمبود توأم نظری جهت پایش خشکسالی تحت شرایط مختلف اقلیمی ایران می‌باشد.

کلید واژه‌ها: ایران؛ پایش خشکسالی؛ تابع همبند؛ شاخص کمبود توأم

مقدمه

کمبود آب نوشیدنی مواجه شدند، میزان جریان آبهای سطحی تا ۵۵٪ کاهش یافت و منابع آبی و سدهای ایران به دلیل جریان کم آب و دمای بالای هوا کمترین حجم آب قابل انتقال را داشتند (Abbaspour and Sabetrafar, 2005).

خشکسالی پدیده‌ای است که در تمام نواحی اقلیمی جهان از خیلی خشک تا خیلی مرطوب رخ می‌دهد و به کاهش در مقدار متغیرهای هیدرومتئورولوژی در مقایسه با

در طول یک دهه گذشته، خشکسالی که یکی از پرهزینه‌ترین بلایای طبیعی است، چالش بزرگی در مدیریت منابع آب ایران ایجاد کرده است. در طی سالهای ۲۰۰۰-۱۹۹۸، ایران یکی از بدترین و پرهزینه‌ترین خشکسالی‌های اتفاق افتاده در طی ۵۰ سال اخیر را تجربه کرده است. در طی این سه سال در بیش از ۲۷۰ شهر کمبود آب به نقطه بحرانی رسید، هزاران روستا با

and Vangelis, 2005) و شاخص تبخیر-تعرق بارش استاندارد شده (SPEI) (Vicente-Serrano et al., 2010). کلیه این شاخص ها به دو متغیر هواشناسی داده های بارش و دما نیاز دارند. ج) شاخص هایی با سه یا بیش از سه متغیر، مانند شاخص ذخیره آب سطحی (SWSI) (Shafer and Dezman, 1982) و شاخص خشکسالی جامع (ADI) (Keyantash and Dracup, 2004). این دو شاخص از متغیرهای آب-هواشناسی مانند بارش، تبخیر-تعرق، جریان رودخانه، ذخیره منابع آب و برف بدست می آیند.

محققین بر این موضوع متفق القول هستند که استفاده تنها از یک شاخص برای پایش و تشخیص خشکسالی کافی نیست (Wu et al, 2001, Paulo and Pereira, 2006, Smakhtin and Hughes, 2007). خشکسالی، استفاده همزمان از اطلاعات چندین شاخص مورد نیاز است (Kao and Govindaraju, 2010). بنابراین، بعضی از شاخص ها بر اساس ترکیب چند شاخص توسعه یافته اند مانند شاخص کمبود توام (JDI) (Kao and Govindaraju, 2010). میرعباسی و همکاران (۲۰۱۳، Hao and Aghakouchak, 2013) و شاخص بارش استاندارد شده چند متغیره (MSPI) (بذرافشان و همکاران، ۲۰۱۴). شاخص JDI بر اساس شاخص بارش استاندارد شده (SPI) است که توسط McKee و همکاران (۱۹۹۳) توسعه یافته است و اخیراً توسط Kao و Govindaraju (۲۰۱۰) اصلاح شده است. اهدافی که در این تحقیق دنبال می شود عبارتند از: الف) مقایسه شاخص کمبود توام (JDI) در دو فرم تجربی و نظری و ب) بررسی مشکلات محاسباتی شاخص کمبود توام تجربی در داده های بارندگی ایران.

مواد و روش ها

گردآوری داده های بارندگی و کنترل کیفی

در این مطالعه، داده های ۴۲ ایستگاه هواشناسی سینوپتیک با بارش ماهانه طولانی مدت که دامنه اقلیمی

میانگین طولانی مدت آن ها مربوط می شود (قمقامی و بذرافشان، ۱۳۹۱، Mishra and Guttman, 1999). چندین متغیر آب-هواشناسی برای تشخیص خشکسالی های مرتبط با آب وجود دارد از جمله: بارش، رطوبت خاک، جریان رودخانه، سطح منابع آبی و سطح آبهای زیرزمینی. برای تشخیص خشکسالی هواشناسی از متغیر بارش، برای تشخیص خشکسالی کشاورزی از متغیر رطوبت خاک و از سایر متغیرهای سیکل هیدرولوژیک برای تشخیص خشکسالی هیدرولوژیک استفاده می کنند (Tsakiris and Vangelis, 2005, Mishra and Singh, 2010). خشکسالی هواشناسی به عنوان منشا انواع خشکسالی های دیگر شناخته می شود. در واقع خشکسالی های هیدرولوژیک و کشاورزی از خشکسالی هواشناسی به وجود می آیند (Boken et al., 2005). بنابراین استفاده از متغیرهای هواشناسی برای مطالعه انواع خشکسالی ها می تواند مناسب باشد، مخصوصاً در مناطقی که سایر متغیرها اندازه گیری نشده اند.

شاخص های خشکسالی به عنوان کلیدی جهت کمی سازی تعریف خشکسالی در اجرای برنامه های خشکسالی به شمار می روند (Wilhite et al., 1996). شاخص های خشکسالی آب-هواشناسی می توانند بر اساس تعداد متغیرهای آب-هواشناسی به کار گرفته شده در آن ها به چند گروه دسته بندی شوند: الف) شاخص های تک متغیره، مانند شاخص بارش استاندارد شده (SPI) (McKee et al., 1993)، شاخص خشکسالی موثر (EDI) (Byun and Wilhite, 1999) و شاخص خشکسالی جریان رودخانه (SDI) (Nalbantis and Tsakiris, 2009) می باشند. دو شاخص اول بر اساس داده های بارش می باشند و شاخص آخر بر اساس داده های جریان رودخانه است. ب) شاخص های دو متغیره مانند شاخص شدت خشکسالی پالمر (PDSI) (Palmer, 1965)، شاخص شناسایی خشکسالی (RDI) (Tsakiris

شاخص بارش استاندارد اصلاح شده

Kao و Govindaraju (۲۰۱۰) شاخص بارندگی استاندارد (SPI) را به دو دلیل زیر اصلاح کردند:

- شاخص SPI در رژیم سالانه بارندگی نمی‌تواند تغییرات فصلی را محاسبه کند. به بیان دیگر، این شاخص به دلیل برآزش یک توزیع احتمالاتی بر کل داده‌ها نمی‌تواند مقادیر بارندگی فصل پر باران را از مقادیر مشابه آن در فصل خشک جدا کند.
- همپوشانی مقادیر مختلف بارندگی در پنجره زمانی معین (W) در طول سری زمانی ممکن است خودهمبستگی مشخصی را در طول سری $X_w(t)$ ایجاد کند و موجب برآزش نارایب توزیع‌های احتمالاتی شود. این مشکل برای پنجره‌های زمانی بزرگتر حادتر است، به دلیل اینکه سری زمانی با پنجره بزرگتر بیشتر همپوشانی پیدا می‌کند.

برای حل این مشکلات، Kao و Govindaraju (۲۰۱۰) پیشنهاد دادند که بارندگی جمع شده برای پنجره زمانی معین $X_w(t)$ بر اساس ماه پایانی گروه‌بندی شود. به بیان دیگر برای پنجره زمانی معین، سری $X_w(t)$ به ۱۲ سری کوچکتر بر اساس ۱۲ ماه سال تقسیم می‌شود. بنابراین، در نسخه اصلاح شده SPI، $X_w(t)$ به $X_w^m(y)$ تغییر پیدا می‌کند که m شاخص ماه برای ماه پایانی پنجره زمانی w است و $m=1(\text{Jan})$ ، $m=2(\text{Feb})$ ، ...، $m=12(\text{Dec})$ تعریف می‌شود و y شاخص سال است که $y=1,2,\dots,k$ (k تعداد کل سال‌ها) است. به طور مثال $X_5^{10}(y)$ نشان دهنده سری‌های k ساله بارندگی در مقیاس زمانی ۵ ماهه از ماه می تا اکتبر است. در انجام این کار نمونه‌ها در هر مجموعه $X_w^m(y)$ به صورت سالانه جمع می‌شوند و در صورتی که $w \leq 12$ باشد دیگر همپوشانی نخواهند داشت. به بیان دیگر، درجه خودهمبستگی بین نمونه‌ها به شدت کاهش خواهد یافت.

آن‌ها شامل مناطق بسیار خشک تا بسیار مرطوب ایران است، از سازمان هواشناسی کشور گردآوری شد. در جدول ۱ نام ایستگاه‌ها، مشخصات جغرافیایی (شامل عرض، طول، ارتفاع)، میانگین بارش سالانه و طول دوره آماری ایستگاه‌های منتخب آورده شده است. با توجه به جدول مذکور، طول دوره آماری از ایستگاهی به ایستگاه دیگر تغییر می‌کند و فاصله سال‌های ۱۹۰۱ تا ۲۰۱۰ را پوشش می‌دهد. طول دوره آماری چهار ایستگاه شامل تهران، اصفهان، مشهد و بوشهر بیش از ۱۰۰ سال است. در این مطالعه، دوره آماری ۴۵ ساله (۲۰۱۰-۱۹۶۶) به عنوان دوره مشترک برای همه ایستگاه‌ها مورد استفاده قرار گرفته است. ایستگاه‌های منتخب در دامنه ارتفاعی ۲۶-۲۰۴۹ متر (بندر انزلی در شمال ایران) تا ۲۰۴۹ متر (شهرکرد در غرب ایران) قرار می‌گیرند. میانگین سالانه بارش در ایستگاه‌های منتخب از ۱۷۷۵/۵ میلی‌متر در سال برای ایستگاه بندر انزلی (بیشترین) تا ۶۰/۲ میلی‌متر در سال برای ایستگاه یزد (کمترین) متغیر است. ملاحظه می‌شود که ایستگاه‌های منتخب از نواحی با بارندگی کم و زیاد کشور انتخاب شده‌اند. در مرحله کنترل کیفی داده‌های بارندگی، ابتدا داده‌های مفقود ایستگاه‌ها با استفاده از رگرسیون خطی بین ایستگاه پایه (مقادیر مفقود) و ایستگاه مناسب هم‌جوار آن کامل شد. قبل از استفاده از داده‌های بارش در این مطالعه، کیفیت داده‌ها با استفاده از بعضی آزمون‌های آماری مانند آزمون والد-ولفویتز (Shahin et al., 1993) برای تصادفی بودن داده‌ها، آزمون هارست (Hurst, 1951) برای حافظه طولانی مدت داده‌ها و قاعده دامنه بین چارکی (Wilks, 2011) برای بررسی پرت بودن داده‌ها استفاده شد. تصادفی بودن، همگنی و کفایت سری داده‌ها در سطح اطمینان ۵٪ تایید شد. اگرچه بر مبنای قاعده دامنه بین چارکی، داده‌های پرت در چند ایستگاه شناسایی شد، ولی در بررسی فراداده‌های ایستگاه‌ها هیچ‌گونه مدرکی برای حذف این داده‌ها یافت نشد.

جدول ۱. مشخصات جغرافیایی و آماری بارندگی برای ایستگاه‌های منتخب هواشناسی ایران

شماره ایستگاه	نام ایستگاه	عرض (°N)	طول (°E)	ارتفاع (m)	بارندگی سالانه (mm)	دوره آماری
۱	خوی	۳۸/۵۵	۴۴/۹۷	۱۱۰۳	۲۹۷/۲۵	۱۹۵۹-۲۰۱۰
۲	ارومیه	۳۷/۵۳	۴۵/۰۸	۱۳۱۶	۳۳۶/۹۸	۱۹۵۱-۲۰۱۰
۳	تبریز	۳۸/۰۸	۴۶/۲۸	۱۳۶۱	۲۷۷/۵۸	۱۹۵۱-۲۰۱۰
۴	سقز	۳۶/۲۵	۴۶/۲۷	۱۵۲۳	۴۹۷/۹۸	۱۹۶۱-۲۰۱۰
۵	سنندج	۳۵/۳۳	۴۷	۱۳۷۳	۴۵۷/۴۷	۱۹۵۹-۲۰۱۰
۶	کرمانشاه	۳۴/۳۵	۴۷/۱۵	۱۳۱۸	۴۶۲/۰۹	۱۹۵۱-۲۰۱۰
۷	همدان	۳۵/۲۰	۴۸/۷۲	۱۶۸۰	۳۳۳/۳۲	۱۹۵۱-۲۰۱۰
۸	زنجان	۳۶/۶۸	۴۸/۴۸	۱۶۶۳	۳۰۷/۵۹	۱۹۵۵-۲۰۱۰
۹	قزوین	۳۶/۲۵	۵۰/۰۵	۱۲۷۹	۳۲۶/۴۵	۱۹۵۹-۲۰۱۰
۱۰	تهران	۳۵/۶۸	۵۱/۳۲	۱۱۹۱	۲۴۴/۸۲	۱۹۰۱-۲۰۱۰
۱۱	سمنان	۳۵/۵۸	۵۳/۵۵	۱۱۳۰	۱۴۵/۵۰	۱۹۶۱-۲۰۱۰
۱۲	بندر انزلی	۳۷/۴۷	۴۹/۴۷	-۲۶/۲	۱۷۷۵/۸۱	۱۹۵۱-۲۰۱۰
۱۳	رشت	۳۷/۲۵	۴۹/۶۰	-۶/۹	۱۳۶۳/۶۸	۱۹۵۶-۲۰۱۰
۱۴	رامسر	۳۶/۹۰	۵۰/۶۷	-۲۰	۱۲۰۷/۱۵	۱۹۵۵-۲۰۱۰
۱۵	بایلسر	۳۶/۷۲	۵۲/۶۵	-۲۱	۹۳۱/۸۹	۱۹۵۱-۲۰۱۰
۱۶	گرگان	۳۶/۸۵	۵۴/۲۷	۱۳/۳	۵۸۵/۶۸	۱۹۵۲-۲۰۱۰
۱۷	شاهرود	۳۶/۴۲	۵۴/۹۵	۱۳۴۵	۱۶۷/۱۹	۱۹۵۱-۲۰۱۰
۱۸	اراک	۳۴/۱۰	۴۹/۷۷	۱۷۰۸	۳۴/۳۹	۱۹۵۵-۲۰۱۰
۱۹	کاشان	۳۳/۹۸	۵۱/۴۵	۹۸۲	۱۳۹/۳۲	۱۹۶۶-۲۰۱۰
۲۰	اصفهان	۳۲/۶۲	۵۱/۶۷	۱۵۵۰	۱۲۶/۶۲	۱۹۰۱-۲۰۱۰
۲۱	شهرکرد	۳۲/۲۸	۵۰/۸۵	۲۰۴۹	۳۳۸/۶۵	۱۹۵۵-۲۰۱۰
۲۲	اهواز	۳۱/۳۳	۴۸/۶۷	۲۳	۲۴۱/۷۴	۱۹۵۱-۲۰۱۰
۲۳	آبادان	۳۰/۳۷	۴۸/۲۵	۶/۶	۱۶۶/۶۹	۱۹۵۱-۲۰۱۰
۲۴	دزفول	۳۲/۴۰	۴۸/۳۸	۱۴۳	۴۰۹/۶۲	۱۹۶۱-۲۰۱۰
۲۵	خرم آباد	۳۳/۴۳	۴۸/۲۸	۱۱۴۸	۵۱۴/۸۴	۱۹۵۱-۲۰۱۰
۲۶	بوشهر	۲۸/۹۸	۵۰/۸۳	۱۹/۶	۲۶۱/۳۶	۱۹۰۱-۲۰۱۰
۲۷	شیراز	۲۹/۵۳	۵۲/۶۰	۱۴۸۴	۳۲۹/۷۶	۱۹۵۱-۲۰۱۰
۲۸	فسا	۲۸/۹۸	۵۳/۶۸	۱۲۸۸	۲۹۵/۱۶	۱۹۶۶-۲۰۱۰
۲۹	یزد	۳۱/۹۰	۵۴/۲۸	۱۲۳۷	۶۰/۱۲	۱۹۵۲-۲۰۱۰
۳۰	بندر لنگه	۲۶/۵۳	۵۴/۸۳	۲۲/۷	۱۴۱/۶۳	۱۹۶۶-۲۰۱۰
۳۱	بندرعباس	۲۷/۲۲	۵۶/۳۷	۹/۸	۱۸۰/۸۹	۱۹۵۷-۲۰۱۰
۳۲	چابهار	۲۵/۲۸	۶۰/۶۲	۸	۱۲۰/۶۰	۱۹۶۳-۲۰۱۰
۳۳	ایرانشهر	۲۷/۲۰	۶۰/۷۰	۵۹۱	۱۱۵/۲۳	۱۹۶۴-۲۰۱۰
۳۴	بم	۲۹/۱۰	۵۸/۳۵	۱۰۶۷	۵۷/۷۷	۱۹۵۶-۲۰۱۰
۳۵	کرمان	۳۰/۲۵	۵۶/۹۷	۱۷۵۴	۱۴۰/۳۵	۱۹۵۱-۲۰۱۰
۳۶	زاهدان	۲۹/۴۷	۶۰/۸۸	۱۳۷۰	۷۹/۲۸	۱۹۵۱-۲۰۱۰
۳۷	زابل	۳۱/۰۳	۶۱/۴۸	۴۸۹	۵۹/۰۷	۱۹۶۲-۲۰۱۰
۳۸	بیرجند	۳۲/۸۷	۵۹/۲۰	۱۴۹۱	۱۷۰/۶۰	۱۹۵۵-۲۰۱۰
۳۹	طبس	۳۳/۶۰	۵۶/۹۲	۷۱۱	۸۶/۰۱	۱۹۶۰-۲۰۱۰
۴۰	تربت حیدریه	۳۵/۲۷	۵۹/۲۲	۱۴۵۱	۲۷۸/۲۱	۱۹۵۹-۲۰۱۰
۴۱	سبزوار	۳۶/۲۰	۵۷/۷۲	۹۷۷	۲۰۰/۲۲	۱۹۵۴-۲۰۱۰
۴۲	مشهد	۳۶/۲۷	۵۹/۶۳	۹۹۹	۲۶۰/۲۳	۱۹۰۱-۲۰۱۰

$w=1, \dots, 12$ است.

جدول ۲. مقیاس طبقه بندی مقادیر SPI (McKee et al., 1993)
(این طبقه بندی می تواند برای شاخص SPI اصلاح شده و JDI هم مورد استفاده قرار گیرد)

حدود SPI	کلاس های SPI
$SPI \geq 2$	ترسالی خیلی شدید
$2 \geq SPI \geq 1/5$	ترسالی شدید
$1/5 \geq SPI \geq 1$	ترسالی متوسط
$1 \geq SPI \geq -1$	نرمال
$-1 \geq SPI \geq -1/5$	خشکی متوسط
$-1/5 \geq SPI \geq -2$	خشکی شدید
$SPI \leq -2$	خشکی خیلی شدید

توجه داشته باشید که $C_n(u_1, \dots, u_{12})$ در معادله (۲) احتمال تجمعی توام از ۱۲ احتمال حاشیه ای $\{u_1, \dots, u_{12}\}$ تولید می کند (یعنی، $P[U_1 \leq u_1, \dots, U_{12} \leq u_{12}] = q$ در فضای احتمالاتی ۱۲-بعدی ممکن است ترکیب های متفاوتی از $\{u_1, \dots, u_{12}\}$ با مقدار مشابه احتمال تجمعی q وجود داشته باشد. فرض بر آن است که رخدادهای با مقدار مشابه q تاثیر مشابهی روی منابع آبی دارند. به طور مثال q کوچکتر نشان دهنده شرایط خشکسالی در حالی که q بزرگتر نشان دهنده شرایط ترسالی است. تابع توزیع احتمال مقادیر مختلف q اصطلاحاً تابع توزیع کندال (K_c) نامیده می شود که به صورت زیر تعریف می شود:

$$K_c(q) = P[C_n(u_1, \dots, u_{12}) \leq q] \quad (3)$$

K_c می تواند ابعاد داده ها را به یک بعد کاهش دهد. همانند تئوری SPI، می توان شاخص استاندارد شده را از تابع توزیع کندال بدست آورد:

$$JDI = \varphi^{-1}(K_c(q)) = \varphi^{-1}(P[C_n(u_1, \dots, u_{12}) \leq q]) \quad (4)$$

JDI شاخص کمبود توام تجربی می باشد و $\varphi^{-1}(K_c(q))$ معکوس نرمال است. مقادیر مثبت JDI (یا < 1) $(0 < K_c(q) < 0.5)$ نشان دهنده شرایط ترسالی، مقادیر منفی JDI (یا $0 < K_c(q) < 0.5$) نشان دهنده شرایط خشک می

نکته اصلی در محاسبه SPI اصلاح شده برآزش توزیع احتمالاتی مناسب به سری $X_w^m(y)$ است. در نسخه قدیمی SPI، توزیع گاما به عنوان توزیع مناسب برای $X_w(t)$ معرفی شده است (Edwards and McKee, 1997)، ولی (Guttman 1999) با بررسی مدل های احتمالاتی مختلف توزیع پیرسون نوع سه را معرفی کرد. با برآزش توزیع های جداگانه برای هر گروه یعنی $u_w^m = F_{X_w^m}(X_w^m)$, $w = 1, 2, \dots, 12$, $m = 1, 2, \dots, 12$ ، SPI اصلاح شده می تواند با تبدیل u_w^m به متغیر نرمال استاندارد محاسبه شود:

$$SPI_w^m = \varphi^{-1}(u_w^m) \quad (1)$$

$\varphi^{-1}(u_w^m)$ تابع معکوس توزیع نرمال استاندارد با میانگین صفر و انحراف معیار یک است.

شاخص کمبود توام (JDI)^۱

بر طبق نظر Kao و Govindaraju (۲۰۱۰)، برای محاسبه JDI، باید ابعاد مدل همبند انتخاب شده به اندازه کافی بزرگ باشد تا بتواند ساختار وابستگی و پیچیده خشکسالی را توصیف کند. بر این اساس، ایشان ۱۲ پنجره زمانی ($w = 1, \dots, 12$) را انتخاب کردند. به همین دلیل به تابع همبند با ۱۲ بعد جهت ایجاد توزیع توام ۱۲-بعدی توسط توزیع های حاشیه ای تک متغیره برای هر پنجره زمانی (u_w^{month} , $w=1, \dots, 12$) نیاز داریم. در این مطالعه شاخص JDI هم به صورت نظری و هم به صورت تجربی محاسبه شده است که در ادامه تشریح می شوند. فرم کلی تابع همبند (Copula) تجربی ۱۲ بعدی عبارت است از:

$$c_n(u_1, \dots, u_{12}) = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n I\left(\frac{R_{i1}}{n+1} \leq u_1, \dots, \frac{R_{i12}}{n+1} \leq u_{12}\right) \quad (2)$$

$I(A)$ شاخص عبارت منطقی A است، اگر A غلط باشد مقدار شاخص $I(A)$ صفر و اگر درست باشد برابر ۱ در نظر گرفته می شود. R_{i1}, \dots, R_{i12} به ترتیب رتبه ی داده مشاهده شده n ام در سری n تایی است که با u_1, \dots, u_{12} نشان داده شده اند و u_w مقدار احتمال تجمعی u_w^m که

¹ Joint Deficit Index

Govindaraju در سال ۲۰۱۰، میرعباسی و همکاران در سال ۲۰۱۳ و Mckee و همکاران در سال ۱۹۹۳ به عنوان بهترین توزیع پیشنهاد شده است، فقط در درصد موارد بهترین توزیع تشخیص داده شده است. ذکر این نکته لازم است که Govindaraju و Kao (۲۰۱۰) و میرعباسی و همکاران (۲۰۱۳) فقط توزیع گاما را بر سری $X_W^m(y)$ برازش داده اند. در این مطالعه، تعداد کل توزیع های برازش یافته ۶۰۴۸ مورد (۴۲ ایستگاه، ۱۲ پنجره زمانی با ۱۲ ماه پایانی) است که این تعداد به ۵۰۴ مورد زمانی که در SPI قدیمی محاسبه می شود (۴۲ ایستگاه و ۱۲ پنجره زمانی)، کاهش می یابد.

قبل از محاسبه شاخص کمبود توام نظری (TJDI) مناسب ترین تابع همبند از بین چهار تابع T, Clayton, Gumbel و Frank انتخاب شد. نتایج در جدول ۳ آورده شده است. با توجه به جدول مذکور، ملاحظه می شود که در تمام ایستگاهها مدل همبند T بهتر از دیگر مدلها است زیرا کمترین مقدار AIC را دارد و AIC آن اختلاف قابل توجهی با سایر مدلها دارد. بنابراین از مدل همبند T برای محاسبه TJDI استفاده شد.

شکل ۱ سری های زمانی شاخص های کمبود توام تجربی (EJDI) و نظری (TJDI) را در چهار ایستگاه نمونه نشان می دهد. با توجه به شکل مشاهده می شود که هر دو سری دارای رفتار تقریباً مشابهی هستند ولی EJDI دارای دو مشکل اساسی است که در همه ایستگاهها وجود دارند:

- تکرار مقادیر کمینه شاخص کمبود توام تجربی: به طور مثال، در ایستگاه ارومیه کمینه مقادیر شاخص (مقدار ۱/۱۳-) به طور مکرر (۵۰ بار) در طول دوره آماری تکرار می شود. فراوانی تکرار برای ایستگاه های دیگر بین ۲۰ تا ۶۰ بار می باشد.

باشد و JDI صفر ($K_c(q)=0$) نشان دهنده شرایط نرمال است. توجه داشته باشید که خشکسالی خیلی شدید در مقدار کم q بدست می آید و JDI هم، احتمال کمی خواهد داشت. طبقه بندی JDI در جدول ۲ آمده است. شیوه کلی محاسبه JDI نظری همانند تجربی است. تنها تفاوت آنها استفاده از تابع همبند نظری یا پارامتری است. در این تحقیق، چهار تابع همبند نظری شامل T, Clayton, Gumbel و Frank استفاده شد. جهت برآورد پارامترهای مدل های همبند از روش حداکثر درستنمایی استفاده شد. مناسبترین تابع همبند با معیار اطلاعات آکائیک (AIC) تعیین شد که به فرم زیر تعریف شده است (Akaike, 1974):

$$AIC = \left(\frac{2n}{n-k-1}\right)k - 2 \ln(L_{max}) \quad (5)$$

که در آن، n، تعداد داده ها، k، تعداد پارامترها و L_{max} مقدار حداکثر درستنمایی شده مدل همبند است. L_{max} حین محاسبه پارامترهای مدل به دست می آید. از بین چند مدل مفروض، مدلی مناسب تر است که AIC کمتر داشته باشد و تعداد پارامترهای کمتری را در محاسبه به کار گیرد.

نتایج و بحث

در این مطالعه، با استفاده از آزمون کولموگروف-اسمیرنوف برازش هشت توزیع احتمال پارامتری شامل Normal(N)، Gamma(G)، Weibull(W)، Exponential(E)، General Extreme Value(EV)، General Pareto(GP)، Extreme Value(GEV) بر سری های $X_W^m(y)$ برای همه ایستگاههای منتخب ارزیابی شد. نتایج نشان داد که توزیع General Extreme Value (GEV) در مقایسه با سایر توزیعها در بیش از ۵۰٪ موارد بیشترین فراوانی انتخاب را دارد. توزیع Weibull(w) با ۱۶٪/۵ و توزیع General pareto با ۱۳٪/۵ به ترتیب در رده های دوم و سوم قرار دارند. توزیع گاما که توسط Kao

جدول ۳. مقادیر پارمترها و AIC برای انواع مدل های Copula در ایستگاه‌های منتخب

Frank		Gumbel		Clayton		T		نام ایستگاه
AIC	پارامتر	AIC	پارامتر	AIC	پارامتر	AIC	پارامتر	
-۵۰۰۹	۴/۸۱	-۴۸۹۶	۱/۷۱	-۴۳۵۴	۰/۹۰	-۱۰۹۳۸	۱۸/۲۶	خوی
-۵۵۲۸	۵/۱۹	-۵۴۳۰	۱/۷۸	-۴۴۷۱	۰/۹۱	-۱۱۰۱۴	۴۲/۱۵	ارومیه
-۴۵۸۵	۴/۵۴	-۴۷۰۱	۱/۶۸	-۴۳۱۹	۰/۹۵	-۱۱۵۲	۱۱/۰۲	تبریز
-۴۶۱۲	۴/۴۹	-۴۵۶۸	۱/۶۶	-۴۲۹۲	۰/۹۳	-۱۰۴۸۱	۹/۲۴	سقز
-۵۲۰۲	۴/۹۵	-۵۱۵۷	۱/۷۴	-۴۷۵۶	۱/۰۲	-۱۱۴۹۶	۹/۴۶	سنندج
-۴۵۰۰	۴/۴۲	-۴۵۷۰	۱/۶۵	-۴۰۲۸	۰/۸۵	-۱۰۴۰۷	۹/۳۴	کرمانشاه
-۴۶۰۳	۴/۴۸	-۴۶۶۲	۱/۶۶	-۴۱۸۳	۰/۹۰	-۱۰۸۶۳	۱۱/۸۶	همدان
-۴۷۶۸	۴/۵۴	-۴۸۴۰	۱/۶۸	-۴۱۹۷	۰/۸۷	-۱۰۵۶۵	۲۰/۶۰	زنجان
-۴۵۰۸	۴/۳۳	-۴۵۶۲	۱/۶۴	-۳۹۰۵	۰/۸۳	-۱۰۴۷۸	۱۲/۳۳	قزوین
-۴۵۵۵	۴/۴۹	-۴۵۹۴	۱/۶۶	-۴۱۶۲	۰/۹۱	-۱۰۵۵۳	۱۱/۳۰	تهران
-۴۷۱۳	۴/۴۸	-۴۶۸۹	۱/۶۷	-۴۲۶۵	۰/۹۱	-۱۰۶۷۹	۱۰/۵۱	سمنان
-۳۷۵۰	۳/۷۴	-۳۸۰۴	۱/۵۳	-۳۳۶۰	۰/۷۰	-۹۰۵۰	۱۷/۱۳	بندرانزلی
-۴۲۲۲	۴/۰۵	-۴۲۲۸	۱/۵۸	-۳۶۱۷	۰/۷۳	-۹۵۴۰	۲۴/۱۴	رشت
-۴۲۱۵	۴/۲۴	-۴۱۵۷	۱/۶۱	-۳۸۴۰	۰/۸۳	-۹۸۴۰	۹/۰۴	رامسر
-۴۵۵۸	۴/۳۴	-۶۲۲۸	۱/۶۴	-۴۱۷۳	۰/۸۹	-۹۷۶۰	۱۱/۲۰	بابلسر
-۵۰۴۰	۴/۷۲	-۴۸۹۴	۱/۶۹	-۴۳۶۷	۰/۸۸	-۱۰۴۳۳	۳۷/۶۳	گرگان
-۵۱۳۴	۴/۸۶	-۵۱۲۳	۱/۷۳	-۴۴۵۴	۰/۹۳	-۱۰۸۵۷	۱۰/۷۹	شاهرود
-۴۸۶۱	۴/۶۱	-۴۹۱۴	۱/۶۹	-۴۱۹۷	۰/۸۸	-۱۰۹۳۳	۱۱/۶۶	اراک
-۴۷۱۳	۴/۵۹	-۴۶۸۹	۱/۶۷	-۴۲۶۵	۰/۹۱	-۱۰۴۱۳	۹/۴۳	کاشان
-۴۵۵۴	۴/۳۵	-۴۵۸۴	۱/۶۴	-۴۰۳۶	۰/۸۴	-۱۰۲۱۲	۱۲/۸۷	اصفهان
-۴۲۰۱	۴/۱۴	-۴۱۵۲	۱/۵۹	-۳۷۲۲	۰/۷۷	-۹۵۴۵	۱۰/۶۲	شهرکرد
-۳۶۱۲	۳/۷۳	-۳۵۹۰	۱/۵۲	-۳۴۹۳	۰/۷۵	-۸۶۲۴	۸/۶۳	اهواز
-۳۳۴۷	۳/۴۲	-۳۳۲۷	۱/۴۶	-۳۱۰۸	۰/۶۶	-۸۵۶۵	۷/۸۸	آبادان
-۳۵۷۷	۳/۶۲	-۳۵۸۲	۱/۵۰	-۳۲۴۱	۰/۶۸	-۸۴۵۷	۷/۹۴	دزفول
-۴۶۵۲	۴/۴۵	-۴۶۳۳	۱/۶۴	-۴۱۲۶	۰/۸۵	-۱۰۴۲۲	۱۲/۴۰	خرم آباد
-۳۵۱۰	۳/۵۶	-۳۶۴۹	۱/۵۰	-۳۳۴۸	۰/۷۳	-۹۵۱۰	۴/۳۹	بوشهر
-۳۶۴۷	۳/۷۲	-۳۶۹۶	۱/۵۲	-۳۵۵۳	۰/۷۸	-۸۹۵۶	۸/۰۳	شیراز
-۳۵۷۹	۳/۸۱	-۳۶۵۹	۱/۵۵	-۳۴۸۱	۰/۷۷	-۸۹۷۳	۶/۴۳	فسا
-۳۸۰۸	۳/۸۶	-۳۷۸۶	۱/۵۵	-۳۷۵۶	۰/۸۱	-۹۳۸۷	۶/۹۷	یزد
-۳۵۸۹	۳/۶۱	-۳۵۵۶	۱/۵۰	-۳۵۲۶	۰/۷۶	-۹۴۸۰	۶/۳۹	بندر لنگه
-۳۸۵۳	۳/۶۸	-۳۹۳۵	۱/۵۳	-۳۳۰۹	۰/۶۷	-۸۰۹۸	۱۱/۴۳	بندرعباس
-۴۷۲۳	۴/۰۹	-۴۶۷۸	۱/۶۱	-۴۴۴۶	۰/۸۵	-۱۱۰۹۶	۷/۹۲	چابهار
-۴۷۲۳	۴/۵۸	-۴۶۷۸	۱/۶۸	-۴۴۴۶	۰/۹۵	-۱۱۰۹۶	۹/۰۹	ایرانشهر
-۳۹۳۴	۳/۸۳	-۴۰۰۸	۱/۵۵	-۳۴۷۴	۰/۷۰	-۸۹۳۳	۱۱/۶۳	بم
-۳۸۶۰	۳/۸۴	-۴۰۱۰	۱/۵۶	-۳۷۵۳	۰/۸۲	-۹۰۲۱	۸/۰۴	کرمان
-۴۳۷	۴/۳۲	-۴۳۹۰	۱/۶۲	-۴۰۳۵	۰/۸۴	-۱۰۳۷۹	۱۰/۰۳	زاهدان
-۳۸۳۴	۳/۹۷	-۳۸۳۸	۱/۵۷	-۴۰۰۴	۰/۹۰	-۹۱۶۱	۶/۲۷	زابل
-۴۱۵۴	۴/۱۹	-۴۰۴۴	۱/۵۸	-۴۲۳۲	۰/۹۲	-۹۶۶۴	۸/۸۶	بیرجند
-۳۸۴۳	۳/۸۷	-۳۷۸۷	۱/۵۴	-۳۸۵۴	۰/۸۳	-۹۵۱۹	۵/۹۵	طیس
-۵۰۲۸	۴/۸۳	-۴۸۶۷	۱/۷۰	-۴۶۹۲	۱	-۱۰۲۵۸	۱۳/۶۸	تربت حیدریه
-۴۷۹۵	۴/۶۰	-۴۸۷۸	۱/۶۹	-۴۶۴۲	۱/۰۲	-۱۰۹۴۲	۹/۶۹	سبزوار
-۵۲۴۸	۵	-۵۱۱۱	۱/۷۳	-۴۷۰۰	۱	-۱۱۲۸۴	۱۱/۳۶	مشهد

شکل ۲ مشاهده می‌شود، مقادیر JDI تجربی برای کل هفت ماه در مقدار ۱/۳۱- (این مقدار کمترین مقدار JDI در طول دوره آماری است) باقی می‌ماند، در حالی که

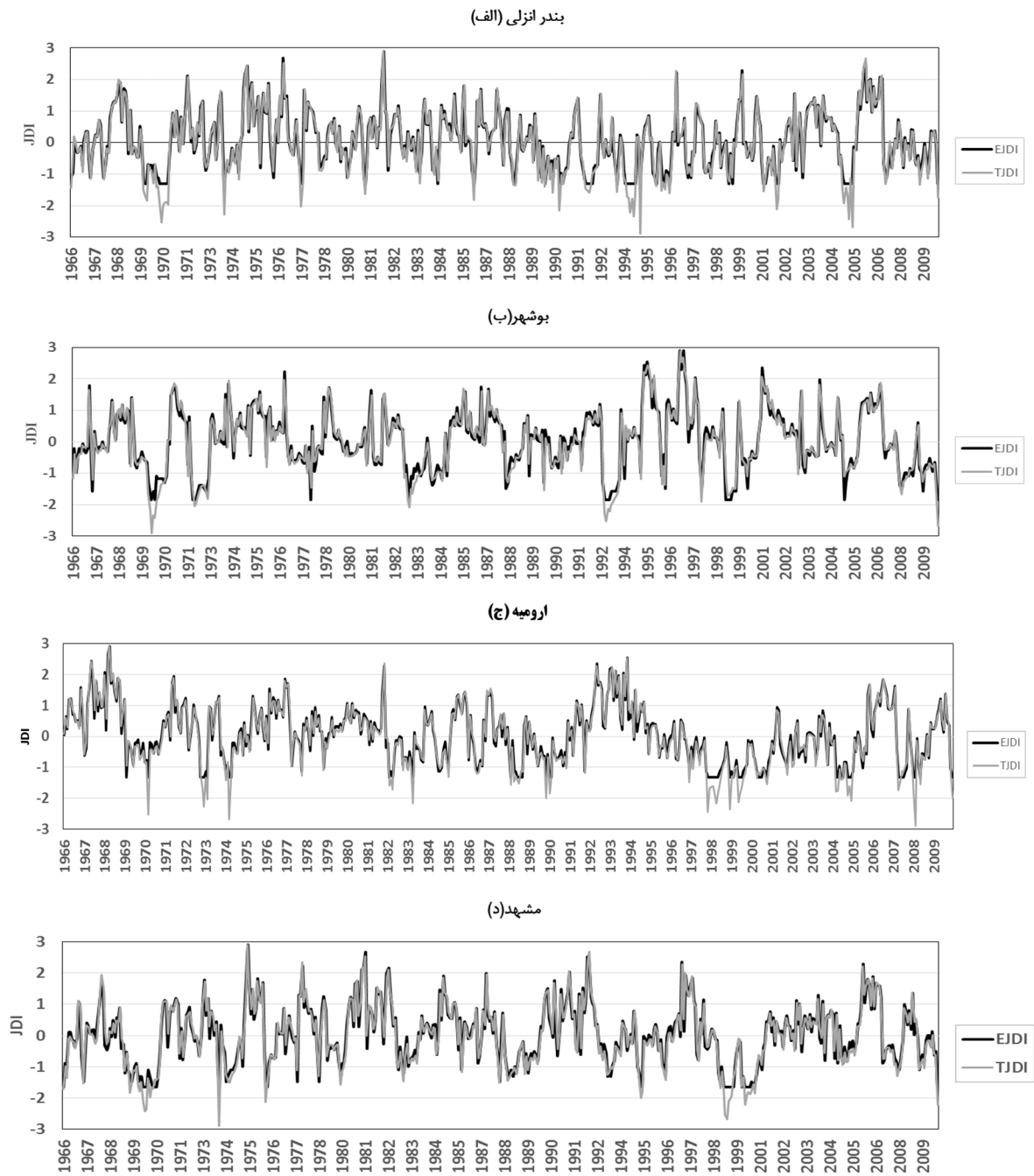
عدم تشخیص اوج شدت خشکسالی های بحرانی: شکل ۲ این وضعیت را برای ایستگاه ارومیه از ماه نوامبر سال ۱۹۹۷ تا ماه می سال ۱۹۹۸ نشان می‌دهد. همانطور که در

چهار ایستگاه با دوره آماری طولانی مدت (۱۱۰ سال) در ایران (مشهد، تهران، اصفهان و بوشهر) دوباره محاسبه شد. متأسفانه، افزایش داده‌ها مشکل ذکر شده (فرکانس بالای مقادیر کمینه JDI) را برطرف نکرد. اما پس از محاسبه JDI نظری مشاهده شد که مشکل ذکر شده اتفاق نمی‌افتد.

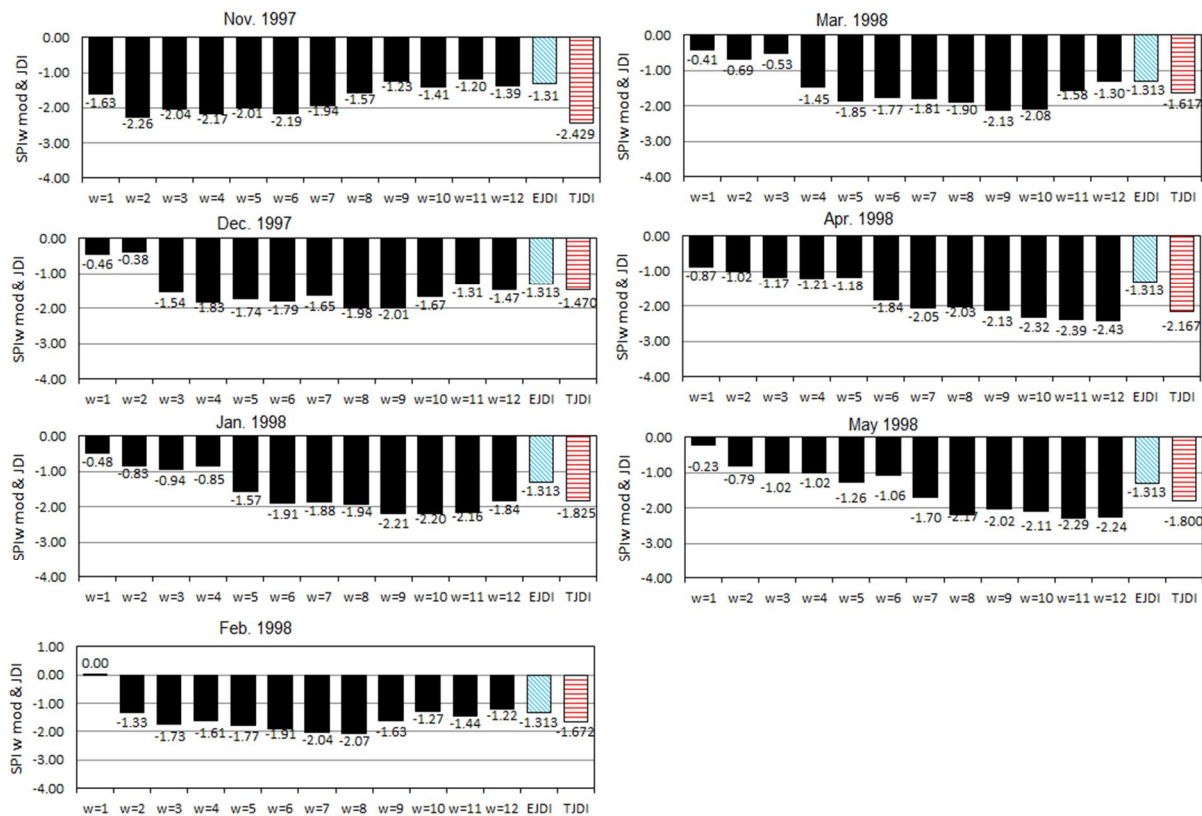
عدم صحت در نتایج SPI اصلاح شده در ایستگاههای مورد نظر: این وضعیت ممکن است به دلیل کثرت مقادیر صفر داده‌های بارندگی مخصوصاً در ماههای کم باران سال رخ دهد. SPI اصلاح شده در پنجره زمانی کمتر از سه ماه ممکن است برای بعضی از ایستگاهها صحیح نباشد. بنابراین در این ایستگاهها، JDI تجربی فقط بر اساس پنجره زمانی بزرگتر مساوی ۳ ماه SPI اصلاح شده محاسبه شد و فرکانس بالای مقادیر کمینه JDI تجربی دوباره مشاهده شد. بنابراین مشکل فرکانس بالای مقادیر کمینه JDI تجربی نمی‌تواند مربوط به عدم صحت در نتایج SPI اصلاح شده باشد. ذکر این نکته لازم است که این مساله در ایستگاههایی با بارندگی زیاد مثل بندر انزلی (که مشکل کثرت مقادیر صفر بارندگی ندارند) هم مشاهده شد.

شدت خشکسالی به طور قابل ملاحظه‌ای برای پنجره‌های زمانی مختلف SPI اصلاح شده از ماهی به ماه دیگر تغییر می‌کند. به طور مثال، برای اولین ماه این دوره (ماه نوامبر سال ۱۹۹۷) خشکسالی شدید در پنجره زمانی ۲ تا ۶ ماه بر اساس شاخص SPI اصلاح شده رخ می‌دهد. با حرکت از ماه اول (ماه نوامبر سال ۱۹۹۷) به ماه آخر (ماه می سال ۱۹۹۸) دوره آماری مشاهده می‌شود که جایگاه خشکسالی شدید بر اساس شاخص SPI اصلاح شده به پنجره زمانی بزرگتر (یعنی، ۷ تا ۱۲ ماه) انتقال می‌یابد. مشابه این وضعیت برای سایر دوره‌های خشک و در ایستگاه‌های دیگر هم مشاهده می‌شود. در نتیجه، JDI تجربی نمی‌تواند اوج دوره خشکسالی را در ایستگاهها نشان دهد، ولی JDI نظری این مشکل را نشان نمی‌دهد. با توجه به شکل ۲ مشاهده می‌شود که مقادیر JDI نظری در ترکیبات مختلف SPI اصلاح شده تغییر می‌کند. در مواردی که مقادیر SPI اصلاح شده زیاد بزرگ نیست (مقادیر منفی بزرگ در ماههای ذکر شده رخ نمی‌دهد)، JDI نظری هم، چندان بزرگ نخواهد بود. در حالی که در کل دوره هفت ماهه، مقدار شاخص JDI نظری بین $-1/47$ تا $-2/42$ تغییر می‌کند ولی EJDI در مقدار $-1/31$ باقی مانده است. دو دلیل می‌تواند برای مشکل JDI تجربی به صورت زیر ذکر شود:

کم بودن طول دوره بارندگی ثبت شده: JDI تجربی برای



شکل ۱. سری زمانی JDI تجربی (EJDI) در مقایسه با JDI نظری (TJDI) برای چهار ایستگاه نمونه



شکل ۲. مقایسه مقادیر JDI تجربی (EJDI) با JDI نظری (TJDI) در ترکیبات مختلف SPI اصلاح شده در ایستگاه ارومیه در طول دوره آماری نوامبر ۱۹۹۷ تا می ۱۹۹۸.

نتیجه‌گیری

و آن را با دو مشکل اساسی روبرو می‌سازد: الف) تکرار کمترین مقدار شاخص در دوره آماری در تمام ایستگاهها و ب) ناتوانی شاخص تجربی در پایش خشکسالی‌های بسیار شدید تقریباً در همه ایستگاههای مورد بررسی. بنابراین، توصیه می‌شود در تمام ایستگاهها از فرم نظری برای پایش خشکسالی استفاده شود.

محاسبه شاخص کمبود توام نظری بر مبنای تابع همبند T در تمام ایستگاهها نتایج بهتری نسبت به دیگر توابع همبند عاید می‌سازد. بررسی نتایج بدست آمده از محاسبه شاخص کمبود توام در دو حالت نظری و تجربی نشان داد که طول دوره آماری برای صحت نتایج پایش خشکسالی در حالت استفاده از فرم تجربی کافی نمی‌باشد

فهرست منابع

قمقما، م. و بذرافشان، ج. ۱۳۹۱. پیش آگاهی وضعیت خشکسالی هواشناسی در گستره ایران با استفاده از مدل زنجیره مارکف. حفاظت منابع آب و خاک، ۱ (۳): ۱-۱۲.

Abbaspour M. and Sabetraftar A. 2005. Review of cycles and indices of drought and their effect on water resources, ecological, biological, agricultural, social and economical issues in Iran. International Journal of Environmental Studies, 62(6): 709-724.

Akaike H. 1974. A new look at Statistical Model Identification. IEEE Transactions on Automatic Control, 19: 716-723.

Bazrafshan J., Hejabi S. and Rahimi J. 2014. Drought monitoring using the Multivariate Standardized Precipitation index (MSPI). Water Resources Management, 28(4):1045-1060.

Boken V., Cracknell A. and Heathcote R. 2005. Monitoring and predicting agricultural drought.

- Byun H. and Wilhite D. 1999. Objective quantification of drought severity and duration. *Journal of Climate*, 12: 2747-2756.
- Guttman N. 1999. Accepting the standardized precipitation index: a calculation algorithm. *J Am Water Resources Association*, 35: 311-322.
- Hao Z. and AghaKouchak A. 2013. Multivariate Standardized Drought Index: A parametric multi-index model. *Advances in Water Resources*, 57: 12-18.
- Hurst H. 1951. Long term storage capacity of reservoirs. *Transactions of the American Society of Civil Engineers*, 116: 770-199.
- Kao S.-C., and Govindaraju R. S. 2010. A copula-based joint deficit index for droughts. *Journal of Hydrology*, 380: 121-134.
- Keyantash J. A. and 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: n/a-n/a.
- McKee T., Doesken N. and Kleist J. 1993. The relationship of drought frequency and duration to time scales. *Proc Eighth Conference Appl Climatol*, American Meteorological Society, Boston pp, 179-184.
- Mirabbasi R., Anagnostou E. N., Fakheri-Fard 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.
- Mishra A. K. and Singh V. P. 2011. Drought modeling – A review. *Journal of Hydrology*, 403: 157-175.
- Nalbantis I. and Tsakiris G. 2009. Assessment of hydrological drought revisited. *Water Resources Management*, 23: 881-897.
- Palmer W. 1965. Meteorological drought. Tech. Report no. 45, U.S. Department of Commerce Weather Bureau Research, Washington, DC.
- Paulo A. A. and Pereira L. S. 2006. Drought concepts and characterization comparing drought indices applied at local and regional scales. *Water International*, 31(1): 37-49.
- Shafer B. and Dezman L. 1982. Development of a Surface Water Supply Index (SWSI) to assess the severity of drought conditions in snowpack runoff areas. . IN *Proceedings of the (50th) 1982 Annual Western Snow Conference*, pp 164-75 Fort Collins, CO: Colorado State University.
- Shahin M., Van Oorschot H. and De Lange S. 1993. *Statistical Analysis in Water Resources Engineering*, A.A. Balkema, Rotterdam, the Netherlands, 394 pp.
- Smakhtin V. U. and Hughes D. A. 2007. Automated estimation and analyses of meteorological drought characteristics from monthly rainfall data. *Environmental Model Software*, 22: 880-890.
- Tsakiris G. and Vangelis H. 2005. Establishing a drought index incorporating evapotranspiration. *European Water*, 9-10: 1-9.
- Vicente-Serrano S., Beguería S. and López-Moreno J. 2010. A multiscalar drought index sensitive to global warming: the standardized precipitation evapotranspiration index. *Journal of Climate*, 23: 1696-1718.
- Wilhite D., Svoboda M. and Hayes M. 2007. Understanding the complex impacts of drought: A key to enhancing drought mitigation and preparedness. *Water Resources Management*, 21: 763-774.
- Wilhite D. 1996. A methodology for drought preparedness. *Natural Hazards*, 13(3): 229-252.
- Wilks D. 2011. *Statistical methods in the atmospheric sciences*. Academic press.
- Wu H., Hayes M. J., Weiss A. and Hu Q. 2001. An evaluation of the Standardized Precipitation Index, the China-Z Index and the statistical Z-Score. *International Journal of Climatology*, 21: 745-758.



Assessment of joint deficit drought index under climatic conditions of Iran

Aida Hashemi Nasab¹, Javad Bazrafshan^{2*} and Arezoo Nazi Ghameshlou³

1) M.Sc., Department of Irrigation and Reclamation Engineering, University of Tehran, Karaj, Iran

2*) Assistant Professor, Department of Irrigation and Reclamation Engineering, University of Tehran, Karaj, Iran

*Corresponding author email: jbazr@ut.ac.ir

3) Assistant Professor, Department of Irrigation and Reclamation Engineering, University of Tehran, Karaj, Iran

Received: 10-10-2014

Accepted: 21-06-2015

Abstract

Joint Deficit Index (JDI) is computed based on combination of the 12 modified Standardized Precipitation Index (SPI_{mod}) corresponding to the 12 time scales 1-12 month using the empirical and theoretical copula functions. Researchers suggest calculating the JDI as empirically due to difficulty and time-consuming in computing its theoretical form. The aim of this paper is to compare the empirical and theoretical copula-based joint deficit indices at 42 weather stations in Iran for the common period 1966-2010. For calculating the theoretical JDI (TJDI), we chosen the best copula function from the four candidate functions including Student's t, Clayton, Gumbel and Frank using two information criteria. In contrast, calculation of the empirical JDI (EJDI) not need fitting any copula function to data, and therefore it can be computed more simply than TJDI. Results showed that the Student's t copula is the best function at all selected stations; therefore, the theoretical JDI was computed based on this copula function. Although both indices, i.e. EJDI and TJDI showed a similar behavior of drought severity, the EJDI faced two problems in all selected stations: 1) The lowest value in the EJDI time series is frequently repeated in different parts of its time series, 2) The EJDI was not able to identify the peak of drought severity during the critical drought periods. In contrast, the TJDI did not face the mentioned issues and therefore that is suggested for monitoring overall status of droughts in the study area.

Keywords: copula function, drought monitoring, Iran, joint deficit index