

پایش بلند مدت خشکسالی‌های ارومیه با استفاده از شاخص کمبود توأم

رسول میرعباسی نجف آبادی^{1*}، احمد فاخری فرد²، یعقوب دین پژوه³ و سید سعید اسلامیان⁴

تاریخ دریافت: 91/07/11 تاریخ پذیرش: 91/12/20

¹ دانشجوی سابق دکتری، گروه مهندسی آب، دانشکده کشاورزی، دانشگاه تبریز

^{2,3} به ترتیب استاد و دانشیار گروه مهندسی آب، دانشکده کشاورزی، دانشگاه تبریز

⁴ دانشیار گروه مهندسی آب، دانشکده کشاورزی، دانشگاه صنعتی اصفهان

* مسئول مکاتبات، پست الکترونیکی: mirabbasi_r@yahoo.com

چکیده

پایش و پیش‌بینی خشکسالی‌ها، بویژه تعیین دقیق زمان شروع و تداوم آن، اهمیت ویژه‌ای در مدیریت منابع آبی و برنامه‌ریزی جهت کاهش اثرات مخرب خشکسالی دارد. در این مطالعه خشکسالی‌های هواشناختی ارومیه در دوره آماري 1951-2011 با استفاده از شاخص کمبود توأم (JDI) و شاخص بارش استاندارد شده متداول (SPI) و شاخص SPI اصلاح شده (SPI^{mod}) مورد بررسی قرار گرفت. نتایج نشان داد که استفاده از شاخص SPI^{mod} تا حدود زیادی معایب SPI متداول را برطرف می‌کند و تغییرات فصلی بارش را در محاسبه شاخص SPI لحاظ می‌نماید. با این حال شاخص SPI^{mod} نیز همانند شاخص SPI متداول به مقیاس زمانی حساسیت نشان می‌دهد، زیرا ممکن است نتایج ناسازگار در مقیاس‌های زمانی مختلف ظاهر شود و این موضوع باعث سردرگمی محققان در ارزیابی خشکسالی‌ها می‌شود. برای حل این مشکل از شاخص کمبود توأم استفاده شد. شاخص JDI با ایجاد توزیع توأم شاخص‌های SPI^{mod} با مقیاس‌های زمانی 1 تا 12 ماهه با استفاده از توابع مفصل بدست می‌آید. نتایج محاسبه شاخص JDI نشان داد که ارومیه یک سلسله خشکسالی بلندمدت و شدید ($JDI < -1$) را در خلال سال‌های 1996 تا 2011 تجربه کرده است. بطوریکه در این دوره (1996-2011) از کل 192 ماه، 101 ماه خشک ($JDI < 0$) بوده است. همچنین دوره‌های خشک از شدت بیشتری (نسبت به دوره‌های تر) برخوردار بوده‌اند. این خشکسالی‌ها عواقب زیست محیطی و خیمی از جمله خشک شدن دریاچه ارومیه را به همراه داشته است.

واژه‌های کلیدی: ارومیه، توابع مفصل، خشکسالی، شاخص بارش استاندارد شده (SPI)، شاخص کمبود توأم (JDI)

Longterm Drought Monitoring of Urmia Using Joint Deficit Index (JDI)

R Mirabbasi Najafabadi^{1*}, A Fakheri-Fard², Y Dinpashoh³ and SS Eslamian⁴

Received: 2 October 2012 Accepted: 10 March 2013

¹Former Ph.D Student, Water Eng. Dept. Faculty of Agric. Univ. of Tabriz, Iran

^{2,3}Respectively Prof., and Assoc.Prof., Water Eng. Dept. Faculty of Agric. Univ. of Tabriz, Iran

⁴Assoc. Prof., Water Eng. Dept. Faculty of Agric. Isfahan Univ. of Technology, Isfahan, Iran

*Corresponding Author Email: mirabbasi_r@yahoo.com

Abstract

Monitoring and prediction of droughts, especially accurate determination of its emersion time and duration, are very important in water resources management and developing drought mitigation strategies. In this study, meteorological drought conditions in Urmia station during 1951-2011 were evaluated by means of the modified Standardized Precipitation Index (SPI^{mod}) and the Joint Deficit Index (JDI). Results showed that use of the modified SPI covered some flaws of the traditional SPI, and took into account the seasonal variation of precipitation. Nevertheless, the modified SPI same as the traditional SPI is sensitive to the time scale and it can lead to confusion because inconsistent results may emerge under different time scales. In order to resolve this issue, the JDI was used. The JDI was calculated through constructing the joint distributions of multiple modified SPIs with time scales 1 to 12 months using copula functions. The results indicated that the Urmia station had experienced a prolonged and sever (JDI<-1) drought during 1996-2011, as 101 out of 192 months were dry (JDI<0). Also, the dry periods had more severity than the wet periods. These drought events led to serious environmental consequences such as Urmia Lake drying up.

Keywords: Copula, Drought, Joint Deficit Index, Standardized Precipitation Index, Urmia

ذخیره مخزن مشاهده می‌شود. با تمرکز بر انواع مختلف کمبودها، خشکسالی‌ها به‌طور متفاوت طبقه بندی شده‌اند. برای مثال، خشکسالی‌های هواشناسی بر اساس کمبود در بارش، خشکسالی‌های کشاورزی بر اساس کمبود در رطوبت خاک و خشکسالی‌های هیدرولوژیکی بر اساس کمبود در جریان رودخانه تعریف می‌شوند (دراکوپ و همکاران 1980). گرچه انواع مختلف کمبودها به محرک یکسان پاسخ تقریباً مشابهی نشان می‌دهند، اما در

مقدمه

با توجه به این‌که بیش از 90 درصد از مساحت کشور در منطقه خشک و نیمه‌خشک قرار دارد، لذا مشکلات ناشی از خشکسالی‌ها همواره یکی از عمده‌ترین دغدغه‌های سیاست‌گذاران کشور بوده است. زمانی‌که یک پیشامد خشکسالی رخ می‌دهد، کمبود رطوبت در متغیرهای هیدرولوژیکی زیادی از قبیل بارش، جریان رودخانه، رطوبت خاک، توده برف، سطح آب‌زیرزمینی و

است (میشرا و سینگ 2010). به منظور ارزیابی کلی خشکسالی‌های یک منطقه باید SPI های چندگانه با مقیاس‌های زمانی مختلف (برای مثال، 1، 3، 6، 9 و 12 ماهه) بطور همزمان بررسی شوند. افزون بر این، شاخص SPI تغییرپذیری فصلی بارش را نمی‌تواند توصیف نماید، بعبارت دیگر، زمانی که فصل خشک با فصل مرطوب مقایسه می‌شود، یک مقدار معین بارش باید اثر متفاوتی داشته باشد ولی با توجه به اینکه شاخص SPI بر اساس میانگین کلی بارش بیان می‌گردد، مقدار آن برای ماه‌ها و فصل‌های مختلف معنای یکسانی دارد که این با واقعیت مطابقت ندارد (کائو و گویندراجو 2010). سومین محدودیت در استفاده از SPI برای ارزیابی خشکسالی‌ها، تعیین طول دقیق دوره‌های خشکسالی است. این مسئله بویژه در مواردی که یک دوره ترسالی کوتاه‌مدت مابین دو دوره خشکی با مدت و شدت بزرگ قرار می‌گیرد، نمود پیدا می‌کند. در این حالت، بر اساس SPI دو رویداد خشکسالی مجزا روی داده است، درحالی‌که واقعیت این است که در منطقه مورد مطالعه یک رویداد خشکسالی بلندمدت رخ داده است، زیرا مقدار بارش‌ها در دوره ترسالی کمتر از آن بوده که بتواند کمبود ایجاد شده توسط خشکسالی اول را جبران کند و بلافاصله رویداد خشکسالی دوم اتفاق افتاده است.

برای حل کردن محدودیت‌های فوق‌الذکر، کائو و گویندراجو (2010) شاخص SPI اصلاح شده را پیشنهاد نمودند. 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 اصلاح شده، حد آستانه بر اساس میانگین ماهانه می‌باشد. باید توجه داشت که هرچند SPI اصلاح شده حاوی مفاهیم آماری بهتری است، اما برای بدست آوردن توزیع‌های حاشیه‌ای قابل اطمینان، به آمار ثبت شده طولانی‌تری نیاز دارد. همچنین در محاسبه SPI اصلاح شده، مشابه با SPI متداول، انتخاب مقیاس‌های زمانی مختلف (مانند 1، 3، ...

مقیاس‌های زمانی و مکانی متفاوتی بروز می‌کنند. بنابراین، ارائه یک شاخص کلی که چندین نوع کمبود را با مقیاس‌های مختلف زمانی پوشش دهد، بعلت وابستگی‌های پیچیده در متغیرهایی که برای مشخص کردن خشکسالی‌ها استفاده می‌شوند، مشکل است. وضعیت خشکسالی‌ها، به دلیل طبیعت مبهم آنها، اغلب بوسیله شاخص‌های مختلف که از متغیرهای هیدرولوژیکی مشتق شده‌اند، ارزیابی می‌شود. هیم (2002) و میشرا و سینگ (2010) مرور جامعی بر انواع شاخص‌های خشکسالی و مزایا و معایب هر کدام ارائه داده‌اند. برخی از شاخص‌های خشکسالی عبارتند از: شاخص بلومن استوک (بلومن استوک 1942)، شاخص پالمر¹ (پالمر 1965) و شاخص تأمین آب سطحی² (SWSI)، (شافر و دزمان 1982). شاخص معروف دیگر، شاخص بارش استاندارد شده³ (SPI) می‌باشد که توسط مک کی و همکاران (1993) برای بررسی خشکسالی‌های هواشناختی معرفی گردیده است.

طبیعت احتمالاتی SPI این امکان را فراهم می‌کند که بتوان دوره های خشکی و مشخصه‌های آن را در ایستگاه‌های مختلف مقایسه نمود و این مشخصه‌ها را برحسب دوره‌های بازگشت تفسیر کرد. این شاخص بطور گسترده توسط محققان مختلف برای تحلیل خشکسالی‌ها در نواحی مختلف جهان بکار رفته است (هیز و همکاران 1999، کانسلیور و همکاران 2007، موریرا و همکاران 2008 و ابوالوردی و خلیلی 2010).

گرچه شاخص SPI بطور گسترده به عنوان یک ابزار عمومی رایج برای ارزیابی خشکسالی پذیرفته شده است، ولی دارای محدودیت‌هایی می‌باشد. اول اینکه طول دوره استاندارد برای SPI مشخص نشده است و این شاخص تحت مقیاس‌های زمانی مختلف، نتایج متناقضی می‌دهد که این مسئله باعث سردرگمی کاربران آن شده

¹ Palmer

² Surface Water Supply Index

³ Standardized Precipitation Index

شیائو (2006) توزیع توأم مدت و شدت خشکسالی‌های ایستگاه واشنتو در تایوان (که با SPI محاسبه شده بود) را با مفصل‌های دوبعدی مدل کرد. وی توزیع فراوانی مدت و شدت خشکسالی را به ترتیب نمایی و گاما فرض نمود. او هفت نوع مفصل شامل مفصل‌های علی-میخائیل-حق، کلایتون، فارلی-گامبل-مورگسترن، فرانک، گالامبوس، گامبل-هوگارد و پلاکت را برای ایجاد توزیع دومتغیره شدت و مدت خشکسالی مورد بررسی قرار داد و نتیجه گرفت که مفصل گالامبوس مناسب‌ترین مفصل برای تحلیل دومتغیره شدت و مدت خشکسالی در ایستگاه مذکور می‌باشد. شیائو و همکاران (2007) ارزیابی شدت-مدت خشکسالی هیدرولوژیکی رودخانه زرد چین را با استفاده از مفصل دو بعدی کلایتون انجام دادند. لاوکس و همکاران (2009) توزیع دومتغیره از خشکسالی‌های حوضه ولتا در غرب آفریقا را با استفاده از مفصل کلایتون ایجاد نمودند. سرینالدی و همکاران (2009) از مفصل‌ها در تحلیل احتمالاتی خصوصیات خشکسالی-های جزیره سیسیل (ایتالیا) بین سال‌های 1921 و 2003 استفاده کردند. آنها یک مدل مبتنی بر مفصل چهار بعدی از چندین مشخصه با نام طول خشکسالی، میانگین و مینیمم مقادیر SPI و میانگین وسعت منطقه‌ای خشکسالی ارائه نمودند. وانگ و همکاران (2010) تحلیل خشکسالی را براساس حالت‌های اقلیمی النینو، لانینا و انسو با استفاده از مفصل سه‌بعدی گامبل-هوگارد و t در دو حوضه استرالیا انجام دادند. آنها سه خصوصیت خشکسالی شامل مدت، شدت حداکثر و شدت متوسط را بر اساس شاخص SPI مشخص نمودند. سونگ و سینگ (2010a) برای تحلیل فراوانی خشکسالی داده‌های بارش ماهانه یک ایستگاه باران‌سنجی در تکزاس، ایالات متحده از مفصل‌های دوبعدی استفاده نمودند. بدین منظور آنها چندین مفصل نیمه‌بیضوی و مفصل‌های گامبل-هوگارد، علی-میخائیل-حق، فرانک و کلایتون را برای تعیین بهترین مفصل مورد بررسی قرار دادند. آنها سه

و 24 ماهه) منجر به نتایج متفاوتی می‌شود. برای رفع این مشکل کائو و گوینداراجو (2010) SPI های اصلاح شده مربوط به هر ماه با مقیاس‌های مختلف را توسط توابع مفصل¹ با یکدیگر تلفیق نموده و یک شاخص توأم را توسعه دادند. این شاخص که به شاخص کمبود توأم² (JDI) مرسوم است، یک شاخص چندبعدی کمبود آب مبتنی بر اصول احتمالات می‌باشد. این شاخص نه تنها توانایی انعکاس آغاز رویدادهای خشکسالی و توصیف خشکسالی‌های بلندمدت را دارد، بلکه امکان ارزیابی خشکسالی بصورت ماه به ماه را نیز میسر می‌سازد، به این ترتیب می‌توان در یک دوره خشک مقدار بارش موردنیاز برای رسیدن به شرایط نرمال در آینده را محاسبه نمود.

توابع مفصل اولین بار توسط اسکالر (1959) برای ایجاد توزیع‌های چندمتغیره ارائه شد. این توابع اولین بار در مطالعات هیدرولوژی بوسیله دی میچله و سالوادوری (2003) برای ایجاد یک مدل دومتغیره توصیف کننده شدت و مدت رگبار بکار برده شدند. پس از آن مفهوم توابع مفصل به سرعت در زمینه‌های مختلف هیدرولوژی شامل تحلیل فراوانی سیلاب (دی میچله و همکاران 2005، شیائو و همکاران 2006، گینست و همکاران 2007، چبنا و اوآدرا 2009a، زو و همکاران 2010 و چن و همکاران 2012)، تحلیل چندمتغیره خصوصیات بارش (سالوادوری و دی میچله 2006، ژانگ و سینگ 2007، کائو و گوینداراجو 2008، سرینالدی 2008، سردینالدی 2009، زو و همکاران 2010 و ژانگ و همکاران 2012) و خشکسالی بکار گرفته شد. تحلیل خشکسالی با استفاده از توابع مفصل موضوع جدیدی است که سابقه آن به سال 2006 بر می‌گردد. در زمینه کاربرد مفصل‌ها در تحلیل خشکسالی می‌توان به مطالعات زیر اشاره نمود:

¹ Copula Functions

² Joint Deficit Index

به ترتیب مفصل‌های جوئی و فرانک انتخاب شدند. شیائو و مدرس (2009) یک مدل مفصل دوبعدی برای ایجاد تابع توزیع توأم شدت و مدت خشکسالی در دوره 2003-1954 از 2 ایستگاه اندازه‌گیری آبادان و انزلی ارائه نمودند. آنها برای ایجاد توزیع دومتغیره از مفصل کلایتون استفاده نمودند. نتایج نشان داد که چنانچه نوسانات بارش در ایستگاه زیاد باشد، شدت خشکسالی در ناحیه مرطوب شدیدتر از ناحیه خشک خواهد بود. امیدی و همکاران (1389) تحلیل شدت و مدت خشکسالی‌های هواشناختی استان تهران را با استفاده از توابع مفصل انجام دادند. برای ایجاد توزیع دومتغیره شدت- مدت خشکسالی‌ها، هشت تابع مفصل شامل پلاکت، جو، کلایتون، فرانک، گلامبوس، گامبل-بارنت، گامبل-هوگارد و علی-میخائیل-حق مورد بررسی قرار دادند و مناسب‌ترین تابع مفصل را برای هر ایستگاه مشخص کردند. میراکبری و همکاران (2010) شدت و مدت خشکسالی‌های استان خوزستان را با استفاده از مفصل‌های دوبعدی مدل کردند. آنها خصوصیات خشکسالی را بر اساس SPI تعیین نمودند و پس از تعیین نواحی همگن با روش گشتاورهای خطی تک-متغیره، برای هر منطقه همگن یک تابع مفصل معرفی کردند. اخیراً میرعباسی و همکاران (2012) توزیع توأم شدت و مدت خشکسالی‌های ایستگاه باران‌سنجی شرفخانه را با استفاده از مفصل‌های دوبعدی مدل کردند. توزیع‌های گاما و نمایی بترتیب بر شدت و مدت خشکسالی برآزش داده شدند. هفت نوع مفصل شامل مفصل‌های علی-میخائیل-حق، کلایتون، گامبل-مورگنسترن، فرانک، گلامبوس، گامبل-هوگارد و پلاکت برای ایجاد توزیع دومتغیره شدت و مدت خشکسالی مورد بررسی قرار گرفت. نتایج نشان داد که مناسب‌ترین مفصل برای تحلیل دومتغیره شدت و مدت خشکسالی در ایستگاه شرفخانه، مفصل گلامبوس می‌باشد.

هدف از این مطالعه، بررسی خشکسالی‌های

هواشناختی ارومیه با استفاده از شاخص کمبود مشترک

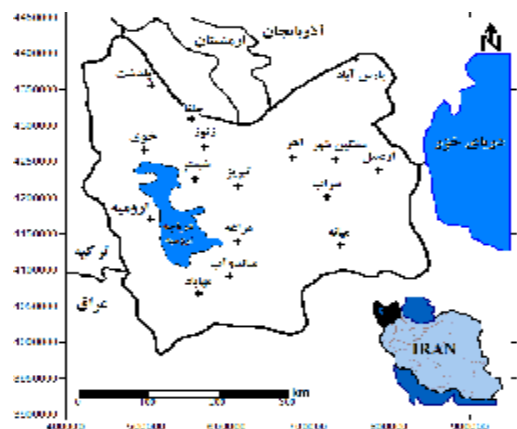
خصوصیت خشکسالی شامل شدت، مدت و زمان بین آغاز دو خشکسالی را بر اساس تئوری ران تعیین و بصورت دو به دو با انواع توابع مفصل مدل کردند. در مطالعه دیگر، سونگ و سینگ (2010b) مفصل‌های پلاکت دوبعدی و سه‌بعدی را برای مدل کردن توزیع توأم خصوصیات خشکسالی شامل شدت، مدت و زمان بین آغاز دو خشکسالی متوالی در سه ایستگاه هیدرومتری در حوضه رودخانه وی¹ در چین مورد استفاده قرار دادند. کائو و گویندراجو (2010) تحلیل خشکسالی مبتنی بر مفصل با استفاده از مجموعه داده‌های بارش ماهانه بلندمدت برای ایالت‌های میانی ایالات متحده انجام دادند. روابط وابستگی زمانی- مکانی بین متغیرهای خشکسالی مختلف مورد بررسی قرار گرفتند و توزیع احتمالاتی توأم آنها با ترکیب کردن حاشیه‌های خشکسالی و ساختار وابستگی ایجاد گردید. شاخص JDI برای توصیف علمی (مبتنی بر احتمال) وضعیت کلی خشکسالی ارائه شد و نتایج آن با شاخص شدت خشکسالی پالمر مقایسه گردید.

بررسی منابع نشان می‌دهد که استفاده از توابع مفصل در بررسی خشکسالی‌ها در کشور ما در مراحل اولیه قرار دارد. برخی از مطالعات انجام شده در ایران بشرح زیر می‌باشد:

فرخ نیا و مرید (1387) شدت و مدت خشکسالی‌های هواشناختی ایستگاه مهرآباد تهران را با استفاده از توابع مفصل دوبعدی تحلیل نمودند. آنها خصوصیات خشکسالی را بر اساس دو شاخص SPI و شاخص خشکسالی موثر² (EDI) تعریف و توزیع حاشیه‌ای مدت خشکسالی را نمایی و توزیع حاشیه‌ای شدت خشکسالی را گاما در نظر گرفتند. پس از بررسی انواع مختلف مفصل‌ها، مناسب‌ترین مفصل بر اساس بیشترین مقدار تابع حداکثر درست‌نمایی انتخاب گردید. بر این اساس مناسب‌ترین تابع مفصل برای شاخص‌های SPI و EDI

¹ Wei

² Effective Drought Index (EDI)



شکل 1- موقعیت جغرافیایی ایستگاه سینوپتیک ارومیه.

بر طبق تعریف مککی و همکاران (1993) یک دوره خشکی زمانی آغاز می‌شود که مقدار SPI بطور مداوم منفی و مساوی یا کمتر از -1 باشد. این دوره زمانی خاتمه می‌یابد که SPI به مقادیر مثبت برگردد. بنابراین، هر حادثه خشکسالی دارای یک دوره زمانی می‌باشد که بوسیله شروع و خاتمه آن تعریف می‌شود. البته باید توجه داشت که در برخی از رویدادهای خشکسالی، با اینکه شاخص SPI هیچگاه به کمتر از -1 نرسیده است، اما با توجه به مدت طولانی این رویدادها، مقدار تجمعی کمبود و در نتیجه اثر آنها بیشتر از خشکسالی‌هایی است که مقدار SPI در آنها به کمتر از -1 می‌رسد ولی مدت خشکسالی و در نتیجه شدت آن تا حدودی کم می‌باشد. مشکلات حاد منابع آب در زمان خشکسالی عموماً مربوط به چنین رویدادهای طولانی مدت می‌باشد. در این مطالعه، بر طبق توصیه لوکاس و واسیلیادز (2004) رویداد خشکسالی بصورت دوره‌ای که در آن مقادیر SPI کمتر از صفر هستند، تعریف شد. برخی محققین دیگر از جمله شیائو (2006)، شیائو و مدرس (2009) و میرعباسی و همکاران (2011) خشکسالی را به همین صورت تعریف نموده‌اند.

(JDI) و مقایسه آن با نتایج حاصل از شاخص‌های SPI متداول و SPI اصلاح شده می‌باشد.

مواد و روش‌ها

منطقه مورد مطالعه و داده‌های مورد استفاده

در این مطالعه، از داده‌های بارش ماهانه ایستگاه سینوپتیک ارومیه طی سال‌های 1951 تا 2011 برای محاسبه شاخص JDI استفاده شد. این ایستگاه در عرض جغرافیایی 45 درجه و 5 دقیقه شمالی و طول جغرافیایی 37 درجه و 32 دقیقه شرقی واقع شده است (شکل 1). میانگین بارش سالانه ایستگاه ارومیه 338/8 میلی‌متر و میانگین درجه حرارت هوا در مقیاس سالانه 11/5 درجه سلسیوس می‌باشد. داده‌های مورد نیاز از سازمان هواشناسی اخذ گردید. داده‌های گمشده با استفاده از اطلاعات ایستگاه‌های مجاور با روش نسبت‌ها بازسازی شدند.

روش‌های مورد استفاده

خشکسالی‌های هواشناختی بر اساس شاخص SPI

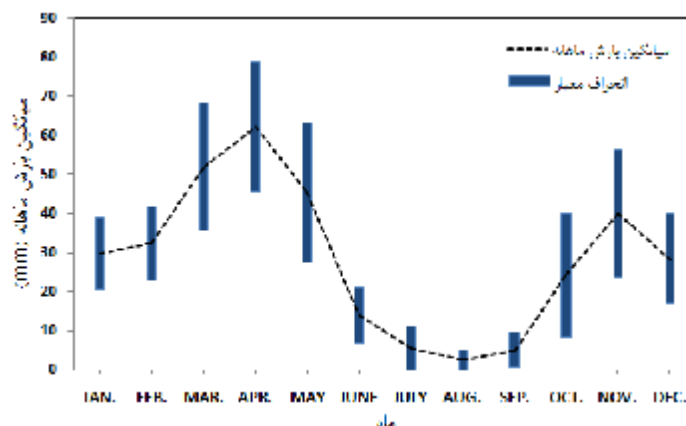
برای ارزیابی خشکسالی‌های هواشناختی ابتدا از شاخص SPI استفاده شد. این شاخص اول بار توسط مککی و همکاران (1993) پیشنهاد شد. اگر X_w نشان‌دهنده کل بارش در خلال یک بازه زمانی w ماهه باشد، با برآزش توزیع گامای دو پارامتری به سری زمانی X_w ، تابع توزیع تراکمی یا CDF حاشیه‌ای $u_w = F_{X_w}(x_w)$ بدست آمد. سپس شاخص SPI نظیر هر مشاهده با تابع معکوس نرمال یا $f^{-1}(u_w)$ محاسبه شد. به عبارت دیگر، بجای نشان دادن احتمال تجمعی، SPI با یک متغیر نرمال استاندارد (با میانگین صفر و انحراف معیار 1) توصیف گردید. جدول 1 طبقه بندی شدت خشکسالی بر اساس مقادیر SPI را نشان می‌دهد. این شاخص معمولاً برای کمی کردن کمبود بارش در مقیاس‌های زمانی 1، 3، 6، 12، 24 و 48 ماهه به کار می‌رود.

جدول 1- طبقه‌بندی خشکسالی بر اساس شاخص بارش استاندارد شده (مک کی و همکاران 1993).

مقدار SPI	توصیف وضعیت
0 تا -0/99	خشکسالی ملایم
-1 تا -1/49	خشکسالی متوسط
-1/5 تا -1/99	خشکسالی شدید
کمتر از -2	خشکسالی بسیار شدید

ماهانه در برابر انحراف معیار متناظر برای ایستگاه باران‌سنجی ارومیه در شکل 2 نشان داده شده است. با توجه به این شکل، ماه اوت خشک‌ترین ماه و آوریل مرطوب‌ترین ماه در ارومیه می‌باشد. چنین الگویی در دیگر ایستگاه‌های منطقه شمال غرب ایران نیز مشاهده شده است (رضئی و همکاران 2009). از شکل 2 می‌توان استنباط کرد که الگوهای فصلی قوی در سری زمانی داده‌های بارش ارومیه وجود دارند. بنابراین، یک مقدار معین بارندگی، بسته به اینکه در چه ماهی از سال مشاهده شده باشد، حالت کمبود رطوبت متفاوتی را بازتاب می‌کند (برای مثال، 10 میلی‌متر بارش ماهانه در ماه آوریل از مقدار میانگین آن ماه کمتر است، در حالیکه همین مقدار در ماه اوت حدود چهار برابر بیشتر از میانگین بلندمدت می‌باشد). هرچند، این تفاوت فصلی در شاخص SPI متداول قابل انعکاس نیست. برای حل این مشکل، بنا به توصیه کائو و گویندراجو (2010) از شاخص SPI اصلاح شده استفاده شد.

با اینکه روش محاسبه SPI از نظر ظاهری، منطقی به نظر می‌رسد، با این حال ایراداتی نیز دارد. برای نمونه، در مشاهدات ممکن است خودهمبستگی معنی دار وجود داشته باشد و منجر به اریب شدن برازش احتمالاتی شود. این مشکل برای w های بزرگتر تشدید می‌شود، چون برای بازه‌های زمانی بزرگتر نمونه‌ها همپوشانی بیشتری دارند (کائو و گویندراجو 2010). مسئله دیگر در مورد تغییرپذیری فصلی بارش است. برای روشن شدن این موضوع، بارش میانگین



شکل 2- میانگین و انحراف معیار بارش‌های ماهانه ایستگاه سینوپتیک ارومیه در دوره آماری 1951-2011.

نشان داده شود که در آن رونویس month نشان دهنده یکی از ماه‌های ژانویه، فوریه، ... و دسامبر می‌باشد. برای مثال، بیانگر بارش ژانویه و X_5^{Aug} بیانگر کل بارش 5 ماهه از آوریل تا اوت می‌باشد. به این

شاخص SPI اصلاح شده (SPI^{mod})

برای محاسبه شاخص SPI اصلاح شده یا SPI^{mod} ، کائو و گویندراجو (2010) پیشنهاد کردند که X_w^{month} را با ماه مختوم به آن جمع و بصورت

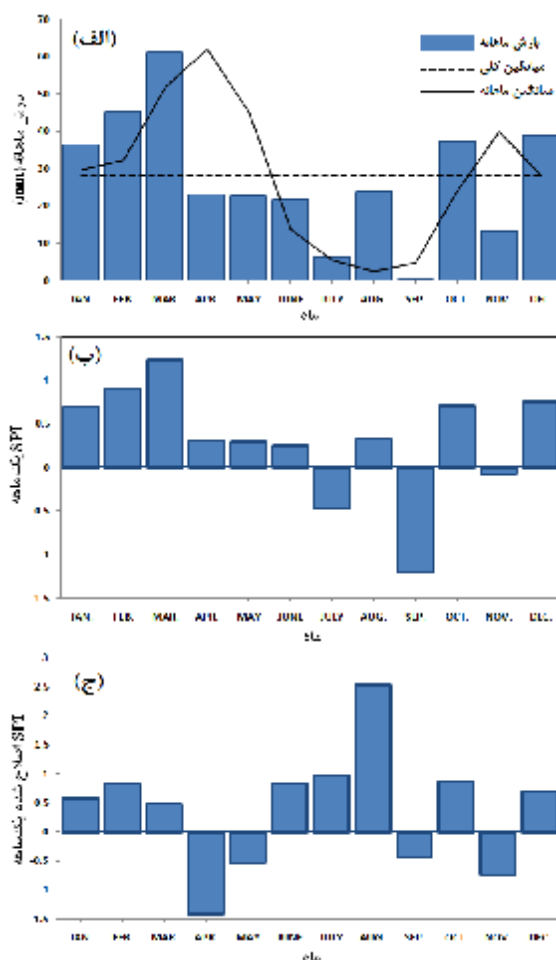
آوریل در مقایسه با شرایط نرمال این ماه بسیار کم است، در حالیکه همین مقدار بارندگی برای ماه می کم، برای ماه ژوئن نرمال و برای ماه اوت بسیار زیاد می‌باشد. این‌گونه موارد با شاخص SPI متداول قابل پیش‌نبوده ولی توسط SPI^{mod} بخوبی امکان‌پذیر می‌باشد. به عبارت دیگر، می‌توان نتیجه گرفت که بی‌قاعدگی‌های رطوبتی (انحراف از مقدار درازمدت) گزارش شده توسط SPI^{mod} متناظر با میانگین ماهانه است ولی در SPI متداول، متناظر با میانگین کلی می‌باشد (شکل 3-الف).

حاشیه‌های بارش (توابع توزیع احتمال تراکمی تک‌متغیره) $\{u_1, u_2, \mathbf{K}, u_{12}\}$ با بازه‌های زمانی مختلف از 1 تا 12 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 خشکسالی-های طولانی‌مدت مهم است) را نشان می‌دهد. باید توجه داشت که هیچ‌یک از u_i ها نمی‌تواند به تنهایی اطلاعات u_i های دیگر را انعکاس دهد و هر u_i منفرد می‌تواند فقط یک دید جزئی از خشکسالی هواشناختی را بازتاب دهد (کائو و گوینداراجو 2010).

ترتیب، نمونه‌ها در هر گروه X_w^{month} بطور سالانه جمع آوری می‌شوند. واضح است تا زمانی که $w \leq 12$ باشد نمونه‌ها هیچگونه همپوشانی نخواهند داشت. به عبارت دیگر، درجه خودهمبستگی بین داده‌ها به مقدار زیادی کاهش خواهد یافت. از طرف دیگر، نمونه‌های داخل گروه یکسان X_w^{month} تحت اثرات فصلی مشابه قرار دارند و بنابراین، تغییرات فصلی به یک شیوه مناسب در نظر گرفته می‌شوند. با برآزش دادن توزیع آماری بر هر گروه به طور مجزا (یعنی ایجاد کردن $F_{X_w^{Jan}}$ ، $F_{X_w^{Feb}}$ ، ... و $F_{X_w^{Dec}}$)، SPI^{mod} مشابه با SPI متداول از رابطه زیر محاسبه شد:

$$SPI_w^{mod} = F^{-1}(u_w^{month}) = F^{-1}(F_{X_w^{month}}(x_w^{month})) \quad [1]$$

شکل 3 نمودار تغییرات بارش ماهانه سال 1988 ایستگاه ارومیه را به همراه شاخص‌های SPI و SPI^{mod} ، نشان می‌دهد. در این شکل می‌توان مشاهده نمود که مقادیر مشابه بارش (حدود 23 میلی‌متر) در ماه‌های آوریل، می، ژوئن و اوت مشاهده شده‌اند (شکل 3-الف) بنابراین، مقادیر SPI در همه این ماه‌ها نزدیک به یکدیگر می‌باشند (شکل 3-ب). با این وجود، از آنجائیکه در این ایستگاه ماه آوریل مرطوبترین و ماه اوت خشک‌ترین ماه سال می‌باشند (شکل 2)، 23 میلی‌متر بارش برای ماه



شکل 3- نمودار الف) بارش ماهانه، ب) شاخص SPI متداول و ج) SPI اصلاح شده یک‌ماهه (SPI_1^{mod}) در ایستگاه ارومیه در سال 1988.

داده شده است که در یک تئوری توصیف می‌کند چگونه توابع توزیع تک‌بعدي می‌تواند به فرم توزیع‌های چندمتغیره ترکیب شوند. برای متغیرهای تصادفی پیوسته d بعدی $\{X_1, \mathbf{K}, X_d\}$ با CDF های حاشیه-ای $u_j = F_{X_j}(x_j)$ که $j=1, \mathbf{K}, d$ ، اسکالر نشان داد که یک مفصل d بعدی یکتای C_{U_1, \mathbf{K}, U_d} وجود دارد، بطوری‌که

$$C_{U_1, \mathbf{K}, U_d}(u_1, \mathbf{K}, u_d) = H_{X_1, \mathbf{K}, X_d}(x_1, \mathbf{K}, x_d) \quad [2]$$

که در آن u_j ، j امین حاشیه و H_{X_1, \mathbf{K}, X_d} همان CDF توأم $\{X_1, \mathbf{K}, X_d\}$ می باشد. چون برای متغیرهای تصادفی پیوسته حاشیه‌ها از 0 تا 1 غیرکاهشی می‌باشند، می‌توان مفصل‌های C_{U_1, \mathbf{K}, U_d} را

شاخص کمبود توأم خشکسالی (JDI)

برای مشخص کردن وضعیت کلی خشکسالی، مقادیر SPI^{mod} ها با مقیاس‌های زمانی مختلف مورد بررسی قرار گرفت. یکی از فرآیندهای جامع آماری ایجاد توزیع توأم SPI^{mod} های چندگانه از طریق مفصل‌ها می‌باشد. کائو و گوینداراجو (2010) شاخص JDI را با استفاده از تابع توزیع مفصل‌ها برای ارائه توصیفی علمی (مبتنی بر احتمال) از وضعیت کلی خشکسالی تعریف کردند.

مفصل‌ها یک شیوه انعطاف‌پذیر برای ایجاد توزیع‌های توأم آماری با حاشیه‌های غیراجباری می‌باشند. اولین کاربرد مفصل به اسکالر (1959) نسبت

مفهوم فرمول‌های موقعیت نموداری⁴ است که در تحلیل آماری تک‌متغیره بکار می‌روند. این مفصل‌ها معیارهای احتمالی تجمعی توأم رتبه‌ای می‌باشند (نلسن 2006). برای نمونه با اندازه n ، مفصل تجربی d بعدی C_n بصورت زیر می‌باشد:

$$C_n \left(\frac{k_1}{n}, \frac{k_2}{n}, \mathbf{K}, \frac{k_d}{n} \right) = \frac{a}{n} \quad [4]$$

که در آن، a تعداد نمونه‌ها $\{x_1, \mathbf{K}, x_d\}$ با $x_1 \leq x_{1(k_1)}, \mathbf{K}, x_d \leq x_{d(k_d)}$ و $1 \leq k_1, \mathbf{K}, k_d \leq n$ آماره‌های ترتیبی نمونه می‌باشند. در شیوه‌ای مشابه، تابع توزیع تجربی (K_{C_n}) را می‌توان بصورت زیر توصیف نمود (گینست و ریوست 1993):

$$K_{C_n} \left(\frac{1}{n} \right) = \frac{b}{n} \quad [5]$$

که در آن b تعداد نمونه‌ها $\{x_1, \mathbf{K}, x_d\}$ با $C_n(k_1/n, \mathbf{K}, k_d/n) \leq 1/n$ می‌باشد. رابطه (5) را بصورت زیر نیز می‌توان بیان نمود:

$$K_{C_n}(t) = \frac{1}{n} \sum_{j=1}^n I(e_{jn} \leq t) \quad [6]$$

که در آن e_{jn} بصورت زیر تعریف گردید:

$$e_{jn} = \frac{1}{n-1} \sum_{k=1}^n I(x_{1(k)} \leq x_{1(j)}, \mathbf{K}, x_{d(k)} \leq x_{d(j)}) \quad [7]$$

که در آن $I(A)$ متغیر نشانگر عبارت منطقی A می‌باشد، بطوریکه اگر عبارت A درست باشد، مقدار 1 و اگر نادرست باشد مقدار صفر به آن نسبت داده می‌شود. مفصل‌های تجربی C_n و تابع توزیع تجربی K_{C_n} اغلب برای صحت سنجی مدل بکار می‌روند و به عنوان ساختار وابستگی مشاهده شده (واقعی) تلقی می‌شوند. اگر نمونه با اندازه بقدر کافی بزرگ در دسترس باشد، مفصل‌های تجربی را می‌توان برای ایجاد توزیع‌های احتمالاتی تجربی توأم ناپارامتری که از نظر محاسباتی کارآمد هستند، بکار برد.

بعنوان تبدیل H_{X_1, \mathbf{K}, 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, \mathbf{K}, X_d} جدا می‌گردند. بنابراین، C_{U_1, \mathbf{K}, U_d} تنها ارتباط بین متغیرها مربوط می‌شوند و توصیف کاملی از ساختار وابستگی کلی ارائه می‌دهد (نلسن 2006).

برای انتخاب مناسب‌ترین مفصل، در مرحله اول، توزیع‌های مختلف تک‌متغیره بر متغیرهای حاشیه‌ای برازش داده شده و پارامترهای توزیع با روش حداکثر درستمائی¹ (MLM) برآورد شد. سپس توزیع حاشیه‌ای مناسب برای هر کدام از متغیرها با روش کلموگروف-اسمیرنوف² (KS) انتخاب گردید. در مرحله بعد، چند نوع تابع مفصل مختلف برای پیوند این دو تابع توزیع حاشیه‌ای در نظر گرفته شد. آنگاه پارامتر تابع مفصل با روش تابع استنباطی برای حاشیه‌ها³ IFM (جوئی 1997) برآورد شد. مناسب‌ترین مفصل با مقایسه نتایج هر کدام از مفصل‌ها با نتایج حاصل از احتمال تجربی، برای داده‌های موردنظر انتخاب گردید.

یکی از خصوصیات آماری که بر اساس مفصل‌ها تعریف می‌شود، تابع توزیع مفصل (K_C) می‌باشد که یک معیار احتمالاتی تجمعی برای مجموعه $\{u_1, \mathbf{K}, u_d\} \in [0, 1]^d \mid C_{U_1, \mathbf{K}, U_d}(u_1, \mathbf{K}, u_d) \leq t$ ارائه می‌دهد. تابع توزیع مفصل (K_C) بصورت زیر تعریف می‌شود:

$$K_C(t) = P[C_{U_1, \mathbf{K}, U_d}(u_1, \mathbf{K}, u_d) \leq t] \quad [3]$$

کائو و گویندراجو (2010) از تابع توزیع مفصل برای تعریف شاخص کمبود توأم استفاده نمودند. گرچه تئوری اسکالر برای ابعاد کلی پیشنهاد شده بود، ولیکن پیچیدگی مفصل‌ها با افزایش تعداد متغیرها افزایش می‌یابد. بنابراین، اغلب محققین در ابعاد بالاتر از دو، از مفصل‌های تجربی در تحلیل چند متغیره استفاده می‌نمایند. مفهوم مفصل‌های تجربی، در حقیقت مشابه با

¹ Maximum Likelihood Method

² Kolmogorov-Smirnov

³ Inference Functions for Margins

⁴ Plotting position

بود. برای این منظور از تعریف تابع توزیع مفصل (K_C) استفاده می‌شود. مزیت ویژه استفاده از K_C این است که اجازه می‌دهد معیار احتمالاتی شرایط کمبود توأم را محاسبه نمائیم که می‌تواند به عنوان یک شاخص خشکسالی توأم تفسیر شود. بنابراین، تعریف شاخص کمبود توأم (JDI) می‌تواند مشابه با SPI بیان شود (کائو و گویندراجو 2010):

$$JDI = f^{-1}(K_C) \quad [8]$$

مشابه با SPI، JDI مثبت ($K_C > 0.5$) نشان دهنده شرایط مرطوب کلی، JDI منفی ($K_C < 0.5$) نشان دهنده وضعیت خشکی کلی و $JDI=0$ ($K_C = 0.5$) وضعیت نرمال را نشان می‌دهد. در واقع، برای محاسبه JDI، ابتدا 12 عدد تابع توزیع احتمال تراکمی تک‌متغیره u_i^{month} ($i=1,2,\mathbf{K},12$) که تابع توزیع احتمال تراکمی $F_{X_1^{month}}$ ، $F_{X_2^{month}}$ و غیره می‌باشند، از طریق تابع مفصل تجربی (رابطه 4) با یکدیگر یک توزیع 12 متغیره را تشکیل می‌دهند. سپس با رابطه 6 تابع توزیع مفصل محاسبه شده که مقدار آن با رابطه 8 بصورت متغیر نرمال استاندارد بیان می‌گردد. از آنجائیکه JDI روی یک مقیاس نرمال معکوس می‌باشد (مشابه SPI)، طبقه بندی جدول 1 را می‌توان برای JDI هم بکار برد.

در این مطالعه به منظور محاسبه شاخص‌های SPI متداول، SPI اصلاح شده و JDI، برنامه‌ای در زبان مطلب¹ نوشته شد.

نتایج و بحث

بطوری‌که اشاره شد در این مطالعه برای محاسبه SPI متداول و اصلاح شده از تابع توزیع گامای دو متغیره استفاده شد که در آن پارامترهای توزیع با روش MLM برآورد شدند، سپس نیکویی برازش آن با آزمون کلموگروف-اسمیرنوف (KS) در سطح معنی داری 5٪

به منظور ایجاد شاخص JDI می‌توان از مفصل‌های گاوسی و تجربی برای ایجاد ساختار وابستگی مجموعه $\{u_1, u_2, \mathbf{K}, u_{12}\}$ استفاده نمود. البته با توجه به اینکه توصیف ریاضی مفصل‌های گاوسی 12 بعدی بسیار پیچیده است بنابراین، کائو و گویندراجو (2010) برای این منظور از مفصل‌های تجربی استفاده کردند. از آنجائیکه طول داده‌های مورد استفاده در این مطالعه نسبتاً بزرگ می‌باشد (732 داده نقطه ای)، کاربرد مفصل‌های تجربی قابل اطمینان است. انتخاب 12 عدد تابع توزیع احتمال تراکمی $\{u_1, u_2, \mathbf{K}, u_{12}\}$ در تشکیل دادن مفصل‌های با ابعاد بالا، پیچیدگی مدل وابستگی را افزایش می‌دهد. با این وجود، بدلیل اینکه مدت خشکسالی‌ها تغییرات زمانی وسیعی را نشان می‌دهند، تنها با در نظر گرفتن مدت‌های مختلف (از 1 تا 12 ماهه) می‌توان خشکسالی‌ها را بخوبی توصیف نمود. زیرا، چرخه سالانه بطور طبیعی اثرات فصلی را لحاظ می‌کند. بعلاوه، این ساختار امکان یک ارزیابی ماه به ماه خشکسالی را برای شرایط آینده در اختیار می‌گذارد. کائو و گویندراجو (2010) حاشیه‌های بلندتر از 12 ماه ($w > 12$) را لحاظ نکردند. زیرا آنها مشاهده نمودند که نمونه‌های بکار رفته برای $w > 12$ شروع به همپوشانی می‌کنند و حتی بعد از بکار بردن فرایند SPI اصلاح شده باعث اریب شدن نتایج می‌شوند.

یک مفصل، در واقع احتمال تجمعی $P[U_1 \leq u_1, \mathbf{K}, U_{12} \leq u_{12}] = t$ حاشیه‌های نمونه $\{u_1, u_2, \mathbf{K}, u_{12}\}$ می‌باشد. همان‌گونه که هر حاشیه شرایط کمبود رطوبت را برای هر بازه زمانی معین نشان می‌دهد، شرایط کمبود توأم با t مشخص می‌شود. بطور واضح، احتمال تجمعی t کمتر بر شرایط خشک‌تر (خشکی روی مقیاس‌های زمانی مختلف) و t بیشتر بر شرایط مرطوب‌تر دلالت دارد. با فرض اینکه t شدت خشکسالی توأم را بازتاب کند، احتمال وقوع رویدادهای با مقادیر مفصل کوچک‌تر یا برابر با t (یعنی رویدادهای خشک‌تر از یک حد آستانه معین) بسیار سودمند خواهد

¹ MATLAB

شده‌اند. در شکل 6-الف مقادیر SPI_w^{mod} مشاهده شده در همه بازه‌های زمانی برای ماه می 1987 کمبودهای بارش جدی که نشانگر یک خشکسالی شدید می‌باشد را نشان می‌دهند که این واقعیت توسط JDI هم تأیید شده است. در این ماه، بارش کمی ثبت شده و بنابراین SPI_1^{mod} شرایط خشکی شدید را نشان می‌دهد. هرچند، SPI_{12}^{mod} خشکی ملایم را نشان می‌دهد زیرا حافظه بلند مدت آن، واکنش به آغاز یک خشکسالی را به تأخیر می‌اندازد. با این وجود، فقط با توسل به JDI می‌توان وضعیت خشکسالی کلی را بصورت یک شاخص مبتنی بر احتمال بیان نمود. شکل 6-ب حالت برعکس را نشان می‌دهد که در آن JDI و SPI_w^{mod} مشاهده شده در همه بازه‌های زمانی برای دسامبر 1986 بارش کافی را نشان می‌دهند. در این ماه، بارش تقریباً نرمال مشاهده شد اما بارش تجمعی از ماه‌های قبل، همان‌گونه که توسط SPI_{12}^{mod} نشان می‌دهد، باعث شده که در کل این ماه از نظر رطوبت در شرایط خوبی باشد، شاخص JDI نیز بخوبی این موضوع را نشان می‌دهد. هرچند، SPI_1^{mod} به غلط نشان می‌دهد که وضعیت در حالت نرمال است زیرا SPI_1^{mod} فاقد حافظه بلند مدت می‌باشد. باید توجه نمود که در این مثال SPI های اصلاح شده با مقیاس زمانی مختلف نتایج متفاوتی ارائه می‌کنند، درحالی‌که JDI مبتنی بر احتمال مشترک همه SPI_w^{mod} می‌باشد و یک دید جامع از شرایط خشکسالی ارائه می‌کند. با توجه به این دو شکل می‌توان نتیجه گرفت که شاخص JDI، انعکاس بهتری از ظهور خشکسالی (در ماه می 1987) و ترسالی (دسامبر 1986) در ارومیه ارائه می‌دهد. شکل 6-ج نمونه‌ای از ظهور خشکسالی را در ژوئن 2002 در ارومیه نشان می‌دهد که در آن SPI_1^{mod} به دلیل کمبود شدید بارش در ژوئن کاملاً کوچک است در حالی‌که SPI_w^{mod} های دیگر بالاتر از وضعیت نرمال (خط صفر) هستند. تفسیر این مورد چندان آسان نمی‌باشد. بیشتر شاخص‌ها، خشکسالی‌ها را در یک روش بهنگام تشخیص نمی‌دهند، اما JDI شرایط خشکسالی را

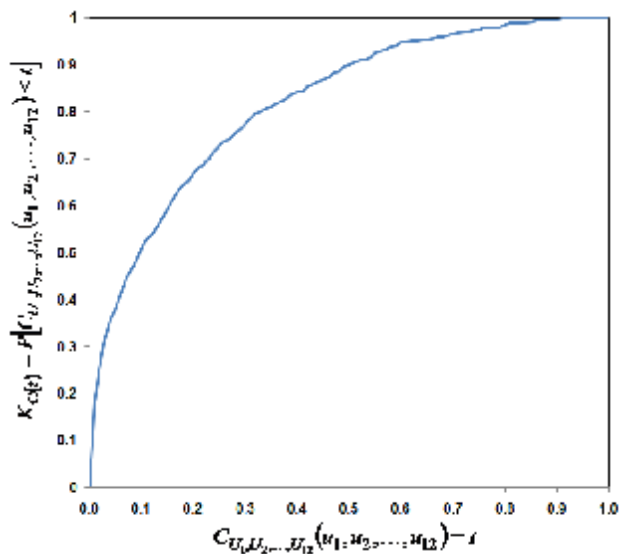
تست گردید. نتایج نشان داد که توزیع گاما در سطح معنی‌داری 5% بر داده‌های بارش ماهانه ایستگاه ارومیه برازش قابل قبولی دارد.

شکل 4 مقدار تابع توزیع مفصل در مقادیر مختلف احتمال $t = C_{U_1, U_2, K, U_{12}}(u_1, u_2, K, u_{12})$ را برای داده‌های بارش ایستگاه ارومیه که با رابطه (6) محاسبه شده است نشان می‌دهد. در این شکل، احتمال رویدادها با مقدار مفصل t کمتر از 0/3 حدود 0/75 می‌باشد. در واقع، K_C همان CDF توأم $C_{U_1, U_2, K, U_{12}}$ می‌باشد.

شکل 5 شاخص JDI محاسبه شده با استفاده از داده‌های بارش ایستگاه ارومیه در دوره آماری 1951 تا 2011 را نشان می‌دهد. همانگونه که در این شکل مشاهده می‌شود، براساس شاخص JDI تا قبل از سال 1996 اغلب ماه‌ها مرطوب بوده‌اند ولی از سال 1996 تا 2011 ارومیه با یک رشته خشکسالی‌های شدید و پی‌در پی مواجه بوده بطوریکه در این دوره (1996-2011) از کل 192 ماه، 101 ماه خشک ($JDI < 0$) بوده است. این درحالیست که شدت خشکسالی‌ها در این دوره بسیار بیشتر شدت ترسالی‌ها بوده است. درحالی‌که بر اساس شاخص‌های SPI و SPI^{mod} در دوره 1996-2011 به ترتیب 88 و 84 ماه خشک بوده‌اند. بری ابرقویی و همکاران (2011) روند تغییرات شاخص SPI در مقیاس‌های زمانی 3، 6، ... و 24 ماهه را در برخی از ایستگاه‌های سینوپتیک ایران از جمله ارومیه در دوره 2005-1975 با آزمون ناپارامتری مان-کندال¹ مورد بررسی قرار دادند. نتایج نشان داد که شاخص SPI در ایستگاه ارومیه دارای روند منفی معنی دار بوده است و شیب این روند منفی با افزایش مقیاس زمانی افزایش یافته است. این نتایج با نتایج مطالعه حاضر کاملاً مطابقت دارد.

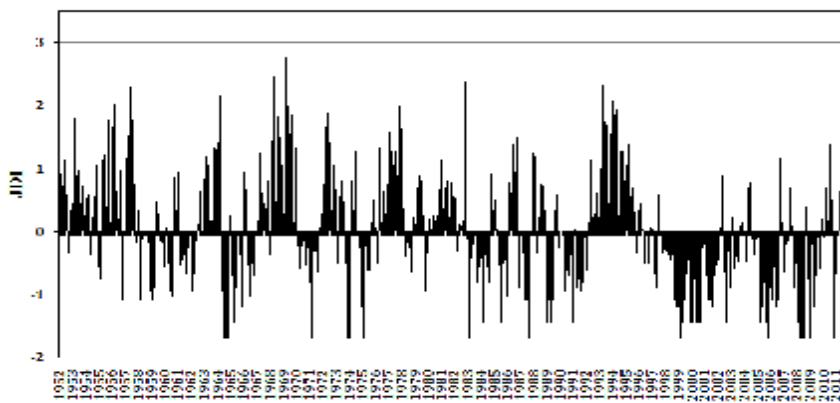
شکل 6 مقادیر JDI با استفاده از حاشیه‌های بارش ایستگاه ارومیه را نشان می‌دهد. در این شکل دو شاخص JDI و SPI_w^{mod} در مقیاس‌های $w = 1, 2, K, 12$ و بارش 12 ماهه متناظر برای چهار دوره انتخابی ارائه

¹ Mann-Kendall



شکل 4- تابع توزیع $K_{C(t)}$ در مقادیر مختلف مفصل-های $C_{U_1, U_2, \dots, U_{12}}$ ایستگاه سینوپتیک ارومیه.

بر اساس ساختار وابستگی کلی بیان می‌کند. بعبارت دیگر، در این مورد علیرغم ترسالی ماه‌های قبلی، میزان کمبود بارش در ماه ژوئن 2002 بقدری شدید بوده است که باعث منفی شدن شاخص JDI شده است. شکل 6-د یک خشکسالی طولانی در اوت 2005 را نشان می‌دهد که در آن SPI_1^{mod} و SPI_2^{mod} بارش کافی را در ماه‌های اوت و ژوئیه گزارش می‌کنند درحالی‌که SPI_w^{mod} های دیگر کمبود بارش را به دلیل خشکسالی شدید قبلی (مقایسه بارش ماهانه با شکل 3-الف) گزارش می‌کنند. همین مسئله باعث شده که علیرغم بارش بالای میانگین در اوت، شاخص JDI یک خشکسالی ملایم را نشان دهد. بنابراین، می‌توان نتیجه گرفت که JDI می‌تواند احتمال وضعیت کمبود مشترک را بطور دقیق و واقعی‌تر از شاخص SPI^{mod} ارائه کند. این نتیجه با یافته‌های کائو و گویندراجو (2010) کاملاً منطبق می‌باشد.



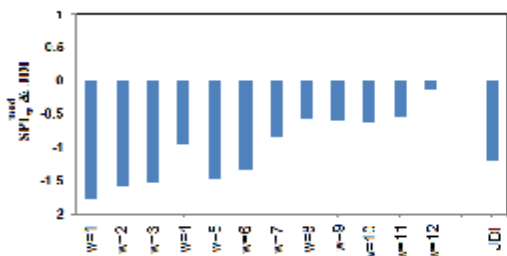
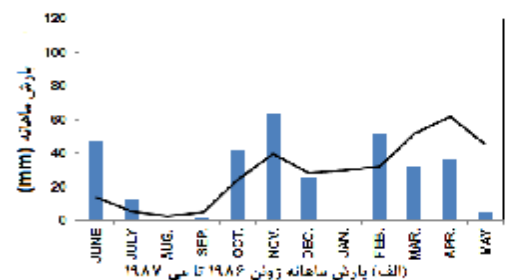
شکل 5- شاخص کمبود توأم (JDI) برای ایستگاه سینوپتیک ارومیه در دوره آماری 1951-2011.

دلخواه برای بارش ماه بعد فرض شد و سپس شاخص JDI را بر اساس بارش فرض شده برای ماه بعد و مقادیر مشاهده شده در ماه‌های قبلی محاسبه گردید. چنانچه $JDI=0$ ($K_C=0.5$) می‌شد، جواب مسئله بوده، در غیراینصورت با تغییر فرض اولیه میزان بارش موردنیاز برای رسیدن به $JDI=0$ بدست آمد. برای نمونه، میزان بارش مورد نیاز جهت رسیدن به شرایط نرمال در ژانویه 2001 در ایستگاه ارومیه برابر 45/9

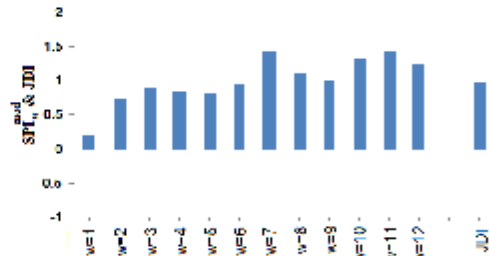
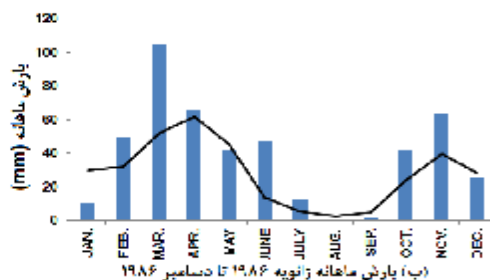
مزیت دیگر شاخص JDI ارزیابی دوره‌های خشکی بصورت ماه به ماه می‌باشد، بطوریکه می‌توان حداقل مقدار بارش مورد نیاز برای رسیدن به شرایط نرمال در ماه‌های آینده را محاسبه نمود. به منظور تعیین حداقل مقدار بارش موردنیاز برای رسیدن به شرایط مرطوب (چنانچه ماه کنونی خشک باشد) و یا باقی ماندن در شرایط مرطوب (چنانچه ماه کنونی مرطوب باشد) با روش سعی و خطا ابتدا مقداری

میلی‌متر بوده که نشان‌دهنده استمرار شرایط خشکسالی در این ماه می‌باشد. میزان بارش مورد نیاز طی چند ماه بعد ($2 \leq w \leq 12$) نیز با فرض یک مقدار اولیه برای بارش تجمعی طی دوره زمانی مورد نظر مطابق روش فوق قابل تعیین می‌باشد. در این حالت احتمال تجاوز از رابطه $1 - u_w^{month}$ محاسبه می‌گردد.

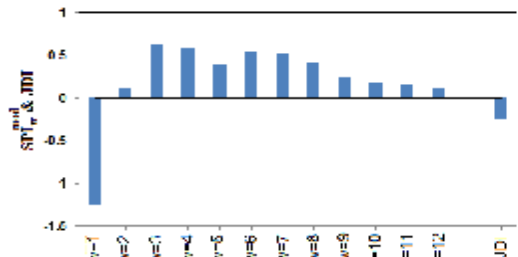
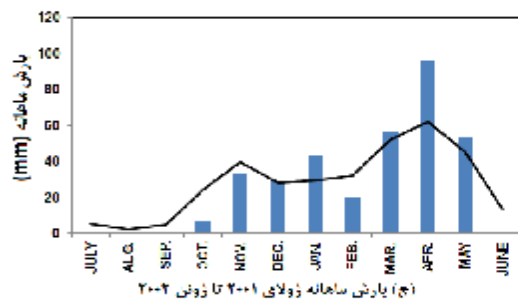
میلی‌متر محاسبه گردید که این مقدار حدود 1/5 برابر میانگین بلندمدت بارندگی ماه ژانویه (29/8 میلیمتر) در این ایستگاه می‌باشد (شکل 3). برای پیش بینی وضعیت رطوبت ماه بعد می‌توان احتمال تجاوز متناظر با این مقدار بارش ($1 - u_1^{Jan}$) را محاسبه نمود که برابر 0/18 می‌باشد. بنابراین، احتمال رسیدن به شرایط نرمال در ژانویه 2001 بسیار کم می‌باشد. مقدار بارش مشاهده شده در ماه ژانویه 2001 در ایستگاه ارومیه 25/6



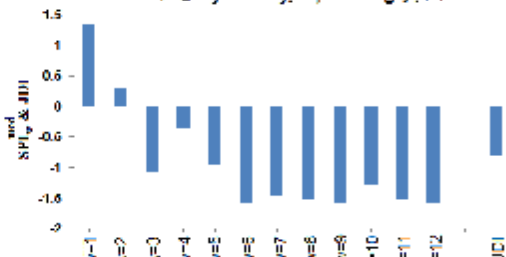
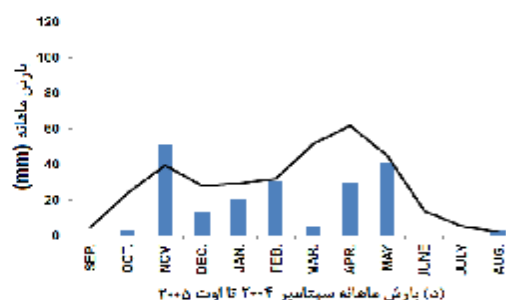
شکل 6 الف) بارش ماهانه ژوئن تا اکتبر 1988 و SPI اصلاح شده با مقیاس‌های زمانی مختلف و JDI برای ماه می 1987



شکل 6 ب) بارش ماهانه ژانویه تا دسامبر 1986 و SPI اصلاح شده با مقیاس‌های زمانی مختلف و JDI برای ماه دسامبر 1986



شکل 6 ج) بارش ماهانه ژوئای 2002 تا ژوئن 2003 و SPI اصلاح شده با مقیاس‌های زمانی مختلف و JDI برای ماه ژوئن 2002



شکل 6 د) بارش ماهانه سپتامبر 2004 تا اوت 2005 و SPI اصلاح شده با مقیاس‌های زمانی مختلف و JDI برای ماه اوت 2005

شکل 6- نمونه‌هایی از شاخص کمبود توأم (JDI) و شاخص SPI اصلاح شده برای مقیاس‌های زمانی 1 تا 12 ماهه در ایستگاه سینوپتیک ارومیه (خط پیوسته میانگین بلند مدت بارش ماهانه را نشان می‌دهد).

نتیجه‌گیری کلی

در این مطالعه خشکسالی‌های ارومیه با سه شاخص SPI متداول، SPI اصلاح شده و شاخص کمبود توأم (JDI) مورد بررسی قرار گرفت. مقایسه این سه شاخص نشان داد که استفاده از SPI اصلاح شده تا حدود زیادی معایب SPI متداول را برطرف می‌کند و تغییرات فصلی بارش را در محاسبه شاخص SPI لحاظ می‌نماید. هرچند در محاسبه SPI اصلاح شده، مشابه با SPI متداول، انتخاب مقیاس‌های زمانی مختلف (1 ماهه، 3 ماهه، ...، 24 ماهه) اغلب نتایج متفاوتی ارائه می‌دهد و این موضوع باعث سردرگمی محققان در ارزیابی خشکسالی‌ها می‌شود.

شاخص JDI یک شاخص خشکسالی مبتنی بر احتمال بوده و از یک مجموعه SPI^{mod} ‌ها با اندازه بازه‌های زمانی مختلف بدست می‌آید. مزیت 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 طولانی مدت را بصورت یکجا دارد. همچنین این شاخص ارزیابی خشکسالی بصورت ماه به ماه را نیز میسر می‌سازد، چنانکه می‌توان مقدار بارش مورد نیاز برای رسیدن به شرایط نرمال در ماه‌های آینده را محاسبه نمود.

نتایج محاسبه شاخص JDI برای ایستگاه سینوپتیک ارومیه نشان داد که تا قبل از سال 1996 اغلب

ماه‌ها در وضعیت مرطوب بوده اند ولی از سال 1996 تا 2011 یک رشته خشکسالی‌های شدید و پی در پی روی داده است، بطوریکه در این دوره (2011-1996) از کل 192 ماه، 101 ماه خشک ($JDI < 0$) بوده است. همچنین دوره‌های خشک از شدت بسیار بیشتری نسبت به دوره‌های تر برخوردار بودند. این خشکسالی‌ها اثرات بسیار نامطلوبی بر منابع آب و محیط زیست این منطقه از جمله کاهش شدید تراز آب دریاچه ارومیه گذاشته که بی‌تردید پیامدهای وخیمی برای وضعیت محیط‌زیست، حیات وحش، اکوسیستم و اقتصاد کل منطقه و احیاناً نواحی مجاور بدنبال خواهد داشت.

با توجه به قابلیت‌های شاخص JDI در تحلیل و پیش بینی خشکسالی، پیشنهاد می‌شود این شاخص برای بررسی خشکسالی‌ها در مناطق دیگر کشور مورد استفاده قرار گیرد. هرچند در این مطالعه شاخص JDI بر اساس کمبود بارش جهت تحلیل خشکسالی‌های هواشناختی محاسبه گردید، این شاخص به متغیرهای هیدرولوژیکی مختلف قابل تعمیم می‌باشد و می‌تواند در محاسبه شدت خشکسالی بین‌متغیری نیز بکار رود.

سپاسگزاری

نویسندگان این مقاله از شرکت آب منطقه‌ای آذربایجان شرقی به دلیل در اختیار قرار دادن داده‌ها و اطلاعات موردنیاز و همچنین حمایت مالی این مطالعه تشکر و قدردانی می‌نمایند.

منابع مورد استفاده

- امیدی م، محمدزاده م و مرید س، 1389. تحلیل احتمالاتی شدت- مدت خشکسالی در استان تهران با استفاده از توابع مفصل، مجله تحقیقات آب و خاک ایران، جلد 41، شماره 1 صفحه های 95 تا 102.
- فرخ نیا ا و مرید س، 1387. تحلیل شدت و مدت خشکسالی با استفاده از توابع مفصل، چهارمین کنگره ملی مهندسی عمران، دانشگاه تهران، اردیبهشت 1387.

- Blumenstock G, Jr, 1942. Drought in the United States analyzed by means of the theory of probability. USDA Tech. Bull. 819.
- Cancelliere A, Di Mauro G, Bonaccorso B and Rossi G, 2007. Drought forecasting using the Standardized Precipitation Index. *Water Resources Management* 21:801–819.
- Chebana F and Ouarda TBMJ, 2009. Index-flood based multivariate regional frequency analysis. *Water Resources Research* 45, W10435, doi:10.1029/2008WR007490.
- Chen L, Singh VP, Guo S, Hao Z and Li T, 2012. Flood coincidence risk analysis using multivariate Copula functions. *Journal of Hydrologic Engineering* 17(6): 742-755.
- 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.
- De Michele C, Salvadori G, Canossi M, Petaccia A, and Rosso R, 2005. Bivariate statistical approach to check adequacy of dam spillway. *Journal of Hydrologic Engineering* 10(1): 50–57.
- Dracup JA, Lee KS, and Paulson EGR, 1980. On the definition of droughts. *Water Resources Research*, 16: 297-302.
- Edwards DC and McKee TB, 1997. Characteristics of 20th century drought in the United States at multiple time scales. *Atmospheric Science Paper*, 634: 1–30.
- Genest C, Favre AC, Beliveau J and Jacques C, 2007. Metaelliptical copulas and their use in frequency analysis of multivariate hydrological data. *Water Resources Research* 43: W09401.
- Genest C and Rivest LP, 1993. Statistical inference procedures for bivariate Archimedean copulas, *Journal of the American Statistical Association* 88 (423): 1034–1043.
- Hayes MJ, Svoboda MD, Wilhite DA, and Vanyarkho, OV, 1999. Monitoring the 1996 drought using the standardized precipitation index. *Bulletin of the American Meteorological Society* 80(3): 429–438.
- Heim RR, Jr. 2002. A review of twentieth-century drought indices used in the United States, *B. Am. Meteorol. Soc.* 83(8): 1149-1165.
- Joe H, 1997. *Multivariate Models and Dependence Concepts*. London: Chapman & Hall. 399 pp.
- Kao SC and Govindaraju RS, 2008. Trivariate statistical analysis of extreme rainfall events via the Plackett family of copulas. *Water Resources Research* 44, W02415.
- Kao SC, and Govindaraju RS, 2010. A copula-based joint deficit index for droughts. *Journal of Hydrology* 380: 121-134.
- Laux P, Wagner S, Wagner A, Jacobeit J, Bardossy A and Kunstmann H, 2009. Modelling daily precipitation features in the Volta Basin of West Africa. *International Journal of Climatology* 29 (7): 937-954.
- 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 TB, Doeskin NJ 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, Fakheri-Fard A and Dinpashoh Y, 2012. Bivariate drought frequency analysis using the Copula method. *Theoretical and Applied Climatology* 108, 191–206
- Mirakbari M, Ganji A and Fallah SR, 2010. Regional bivariate frequency analysis of meteorological droughts. *Journal of Hydrologic Engineering* 15(12): 958-1000.
- Mishra AK and Singh VP, 2010. A review of drought concepts. *Journal of Hydrology* 391: 202–216.
- Moreira EE, Coelho CA, Paulo AA, Pereira LS and Mexia JT, 2008. SPI-based drought category prediction using log linear models. *Journal of Hydrology* 354, 116-130.
- Nelsen RB, 2006. *An Introduction to Copulas*. Springer, New York. 269 pp.
- Palmer WC, 1965. *Meteorological drought*. Research. Paper No. 45, U.S. Weather Bureau, Washington, D.C., 58 p.
- Rao AR and Hamed KH, 2000. *Flood Frequency Analysis*. CRC Press, Boca Raton, FL. 350 p.
- Raziei T, Saghafian B, Paulo AA, Pereira LS and Bordi I, 2009. Spatial patterns and temporal variability of drought in western Iran. *Water Resources Management* 23(3):439–455.
- Salvadori G and De Michele C, 2006. Statistical characterization of temporal structure of storms. *Advances in Water Resources* 29(6): 827–842.
- Serinaldi F, 2008. Copula-based mixed models for bivariate rainfall data: An empirical study in regression perspective. *Stochastic Environmental Research and Risk Assessment* 23(5), 677-693.
- Serinaldi F, 2009. A multisite daily rainfall generator driven by bivariate copula-based mixed distributions. *Journal of Geophysical Research Atmospheres* 114: D10103, DOI: 10.1029/2008JD011258.
- Serinaldi F, Bonaccorso B, Cancelliere A and Grimaldi S, 2009. Probabilistic characterization of drought properties through copulas. *Journal of Physics and Chemistry of the Earth* 34, 596–605.
- Shafer BA and Dezman, LE, 1982. Development of a surface water supply index (SWSI) to assess the severity of drought conditions in snowpack runoff areas, in *Proceedings of the Western Snow Conference*, 164-175, Colorado State University, Fort Collins, Colorado.
- Shiau JT and Modarres R, 2009. Copula-based drought severity-duration-frequency analysis in Iran. *Meteorological Applications* 16: 481–489.

- Shiau JT, 2006. Fitting drought duration and severity with two-dimensional copulas. *Water Resources Management* 20, 795–815.
- Shiau JT, Feng S and Nadarajah S, 2007. Assessment of hydrological droughts for the Yellow River, China, using copulas. *Hydrological Processes* 21(16): 2157–2163.
- Shiau JT, Wang HY and Tsai CT, 2006. Bivariate frequency analysis of floods using copulas. *Journal of American Water Resources Association* 42 (6): 1549–1564.
- Sklar A, 1959. Distribution functions of n Dimensions and Margins, *Publications of the Institute of Statistics of the University of Paris* 8, 229-231. (in French)
- Song S and Singh VP, 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 VP, 2010b. Frequency analysis of droughts using the Plackett copula and parameter estimation by genetic algorithm. *Stochastic Environmental Research and Risk Assessment* 24: 783–805.
- Wong G, Lambert MF, Leonard M and Metcalfe AV, 2010. Drought analysis using trivariate copulas conditional on climatic states. *Journal of Hydrologic Engineering* 15(2): 129-141.
- Xu YP, Booij MJ and Tong YB, 2010. Uncertainty analysis in statistical modeling of extreme hydrological events. *Stochastic Environmental Research and Risk Assessment* 24(5): 567–578.
- Zhang L and Singh VP, 2007. Bivariate rainfall frequency distributions using Archimedean copulas. *Journal of Hydrology* 332: 93-109.
- Zhang Q, Li J, Singh VP and Xu CY, 2012. Copula-based spatio-temporal patterns of precipitation extremes in China. *International Journal of Climatology* 35(5): 1140-1152. DOI: 10.1002/joc.3499.