دانشگاه علوم کشاورزی و منابع طبیعی ساری
پژوهشنامه مدیریت حوزه آبخیز

"گزارش فنی"

تحلیل روند خصوصیات خشکسالی‌های هواشناسی استان همدان

علی اکبر مجیدی[۱]، مهدی رادفر[۲]، رسول میرعباسی نجف‌آبادی[۲] و صفر معروفی[۳]

۱- دانشجوی کارشناسی ارشد مهندسی منابع آب، دانشگاه شهرکرد، (نویسنده مسوول: majidialiakbar@yahoo.com)
۲- استادیار، گروه مهندسی آب، دانشگاه شهرکرد
۳- استاد، گروه مهندسی آب، دانشگاه بوعلی سینا همدان
تاریخ دریافت: ۹۳/۱۱/۲۷ تاریخ پذیرش: ۹۵/۱/۲۳

چکیده

هدف از مطالعه حاضر تحلیل روند خصوصیات خشکسالی‌های استان همدان می‌باشد. بدین منظور شاخص بارش استاندارد شده اصلاحی (SPI^{mod}) بر اساس داده‌های بارش ماهانه ۱۱ ایستگاه سینوپتیک و باران‌سنجی استان همدان طی سال‌های ۱۳۶۳ تا ۱۳۹۲ محاسبه شد. خصوصیات خشکسالی، شامل شدت، مدت و زمان بین آغاز دو خشکسالی متوالی، بر اساس شاخص SPI^{mod} تعریف و استخراج گردیدند. سپس روند خصوصیات خشکسالی‌ها با آزمون ناپارامتری من-کندال محاسبه گردید. شیب خط روند با روش ناپارامتری برآوردگر سن محاسبه شد. نتایج نشان داد که در اکثر ایستگاه‌ها مدت خشکسالی دارای روند نزولی غیر معنی‌دار بوده و شدت خشکسالی هم در بیش از نیمی از ایستگاه‌ها دارای روند غیر معنی‌دار کاهشی بود. زمان بین آغاز دو خشکسالی متوالی بجز ایستگاه وراینه که دارای روند افزایشی معنی دار در سطح ۱٪ بود، در سایر ایستگاه‌ها کاهشی غیرمعنی‌دار بودند. روند بارش ماهانه در اکثر ایستگاه‌ها دارای روند غیرمعنی‌دار افزایشی بوده بجز ایستگاه کیتو که دارای روند غیرمعنی‌دار کاهشی بود.

واژه‌های کلیدی: خشکسالی، شدت، مدت، روند، شاخص SPI اصلاح شده، همدان

مقدمه

خشکسالی بعنوان یک وضعیت کمبود آب طولانی‌مدت، موضوعی چالش برانگیز در مدیریت منابع آب می‌باشد. خشکسالی در میان بلایای طبیعی از جمله وقایع بی سر و صدایی است که در جهان شکل گرفته و بصورت منطقه‌ای عمل می‌کند. این پدیده اقلیمی معمولاً بصورت کند آغاز می‌شود و بتدریج بر وسعت منطقه درگیر خشکسالی افزوده می‌شود. خشکسالی زمانی قابل لمس است که اثرات اقتصادی، اجتماعی و زیست‌محیطی آن در منطقه آشکار شود. پدیده خشکسالی بخش‌های مختلفی از جامعه را درگیر کرده و خسارات ناشی از آن بطور مستقیم و غیرمستقیم بر وضعیت جامعه اثر می‌گذارد، لذا جهت هدفمند کردن تحقیقات پدیده خشکسالی، آن را در چهار گروه هواشناسی، کشاورزی، آب‌شناختی و اقتصادی- اجتماعی تقسیم‌بندی می نمایند (۳۵). خشکسالی هواشناختی پیش از سایر خشکسالی‌ها ظاهر شده و وقوع آن شرط لازم برای خشکسالی‌های دیگر است (۳۴). در این نوع خشکسالی درجه خشکی غالباً بر اساس مقایسه میزان بارش با متوسط درازمدت یا میزان نرمال آن تعیین می‌شود. مک کی و همکاران (۱۹) به منظور پایش وضعیت خشکسالی، شاخص بارش استاندارد شده (SPI) را ارائه نمودند. گرچه شاخص SPI بطور گسترده به عنوان یک ابزار رایج برای ارزیابی خشکسالی پذیرفته شده است، ولی دارای محدودیت‌هایی می‌باشد (۲۵،۳۷،۳۶،۳۳،۱۴).

برای حل کردن محدودیت‌های شاخص SPI، کائو و گویندراجو (۸) شاخص SPI اصلاح شده را پیشنهاد نمودند. میرعباسی و همکاران (۲۰) با بررسی پایش بلندمدت خشکسالی‌های ارومیه با استفاده از شاخص‌های مختلف، به این نتیجه رسیدند که شاخص SPI اصلاح‌شده نتایج بهتری در بررسی خشکسالی نسبت به شاخص SPI را در پی دارد. همچنین محمودی و میرعباسی (۱۷) در استان کهکیلویه و بویراحمد با مقایسه دو شاخص SPI و SPI اصلاح‌شده به این نتیجه رسیدند که شاخص SPI نمی‌تواند تغییرات فصلی بارش را به طور دقیق برآورد کند و SPI اصلاح‌شده جایگزینی مناسبی برای آن می‌باشد. مجیدی و همکاران (۱۶) با بررسی ۴ شاخص خشکسالی z چینی، z چینی اصلاح‌شده، SPI و SPI اصلاح‌شده در دشت قهاوند- رزن (استان همدان) به این نتیجه رسیدند که شاخص SPI اصلاح‌شده عملکرد بهتری در توصیف خشکسالی‌های شدید نسبت به دیگر شاخص‌ها دارد.

از طرفی پدیده گرمایش جهانی در سال‌های اخیر منجر به تغییراتی در روند برخی مولفه‌های چرخه هیدرولوژی موثر بر خشکسالی‌ها از جمله بارش و جریان آبراهه‌ای در نقاط مختلف جهان شده است. به همین دلیل در دهه‌های اخیر مطالعات زیادی در رابطه با بررسی روند تغییرات متغیرهای مختلف هواشناسی و هیدرولوژیکی با روش‌های پارامتری و ناپارامتری انجام شده است. در این میان، روش‌های ناپارامتری از اقبال بیشتری نزد محققان برخوردار بوده‌اند. آزمون من- کندال (MK) یکی از پرکاربردترین روش‌های ناپارامتری برای تحلیل روند داده‌ها است (۹،۱۸). این آزمون در سال‌های اخیر، توسط بسیاری از محققین به عنوان بهترین گزینه برای بررسی وجود روند یکنواخت در سری داده‌ها به کار رفته است.

[Downloaded from jwmr.sanru.ac.ir on 2026-10-31]
[DOR: 20.1001.1.22516174.1397.9.17.1.3]
[DOI: 10.29252/jwmr.9.17.295]

برای مثال می توان در این زمینه به مطالعات لتنمایر و همکاران (۱۳)، پارتال و کایا (۲۷)، میرعباسی و دین پژوه (۲۰، ۲۱) و دین پژوه و همکاران (۵)، انصاری و همکاران (۱) و خوش روش و همکاران (۱۰) اشاره نمود.

فرض اصلی اغلب مطالعات تحلیل روند با استفاده از آزمون MK این است که داده‌های نمونه، خودهمبستگی معنی‌داری ندارند، با این حال ممکن است برخی سری‌های هیدرولوژیکی نظیر دبی جریان آب رودخانه‌ها، بارندگی و داده‌های کیفی آب دارای ضریب خودهمبستگی معنی‌دار باشند (۲۱). چنانچه یک سری دارای ضرایب خودهمبستگی مثبت باشد، احتمال اینکه آزمون MK وجود روند را در این سری نشان دهد، افزایش می‌یابد. در این صورت فرض صفر، مبنی بر عدم وجود روند، رد می‌شود، در حالیکه حقیقت این است که فرض صفر نباید رد می‌شد (دین پژوه و همکاران، ۵). بنابراین، برای حذف اثر خودهمبستگی روی آزمون MK ضروری است که اجزاء خودهمبستگی، از قبیل فرایند خودهمبستگی مرتبه اول (AR(1))، قبل از اعمال آزمون MK برای ارزیابی معنی‌دار بودن روند از سری داده‌ها حذف گردد. این فرآیند اصطلاحاً "پیش سفید کردن" نامیده می‌شود.

داگلاس و همکاران (۴) در تحلیل روند سیلاب‌ها و جریان‌های کم در ایالات متحده با آزمون MK سعی کردند که اثر خودهمبستگی را با روش پیش سفید کردن کاهش دهند. آنها دریافتند که تعداد روندهای معنی‌دار بعد از پیش سفید کردن کمتر از موارد مشاهده شده قبل از آن بود. این روش در تحلیل روند داده‌های دما و بارش کانادا توسط ژانگ و همکاران (۳۹) به کار برده شد.

رحمت و همکاران (۲۸) با تجزیه و تحلیل روند خشکسالی، با استفاده از آزمون ناپارامتری من-کندال و اسپیرمن برای پنج ایستگاه هواشناسی انتخاب شده در ویکتوریای استرالیا به این نتیجه رسیدند که خشکسالی در آینده بیشتر اتفاق خواهد افتاد و اصلی‌ترین علت آن را ناشی از تغییرات اقلیمی دانستند.

گودموندسون و سنویراتنه (۶) روند خشکسالی در کل اروپا را بررسی کردند، این بررسی نشان داد که خشکسالی در شمال اروپا در دهه‌های گذشته روند نزولی داشته و این در حالی است که به احتمال زیاد روند رخداد خشکسالی‌ها در آینده در مناطق جنوبی، صعودی خواهد بود.

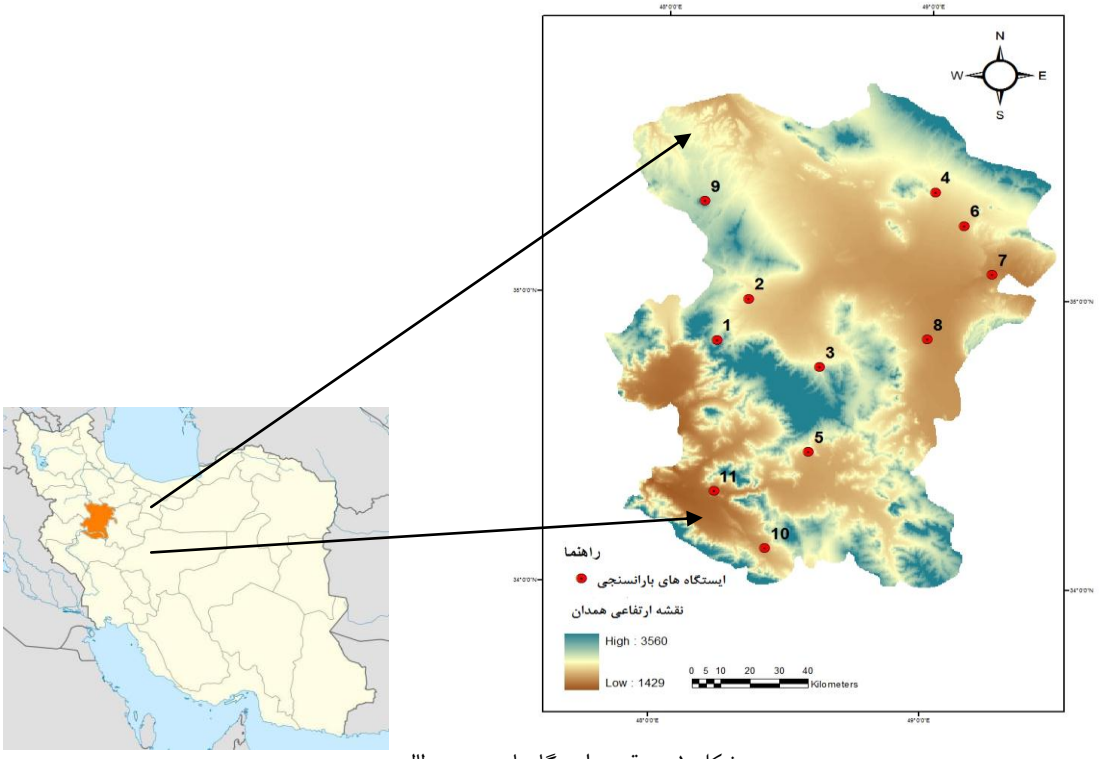
هدف از این مطالعه ارزیابی وضعیت خشکسالی‌های استان همدان با استفاده از شاخص SPI^{mod} و تحلیل روند خصوصیات خشکسالی این دشت شامل شدت، مدت و فاصله زمانی بین آغاز دو خشکسالی متوالی با روش من- کندال پس از حذف کامل اثر خودهمبستگی معنی‌دار می‌باشد.

مواد و روش‌ها

منطقه مورد مطالعه و داده‌های مورد استفاده

در این مطالعه، برای بررسی وضعیت خشکسالی‌های استان همدان، از داده‌های بارش ماهانه طولانی مدت و مشترک ایستگاه‌های باران‌سنجی و سینوپتیک این استان (۱۳۶۳-۱۳۹۲) استفاده شده است. استان همدان در گستره‌ای به مساحت ۱۹۴۹۳ کیلومتر مربع، در غرب ایران در موقعیت جغرافیایی ۳۳ درجه و ۵۹ دقیقه تا ۳۵ درجه و ۴۸ دقیقه عرض شمالی و ۴۷ درجه و ۳۴ دقیقه تا ۴۹ درجه و ۳۶ دقیقه طول شرقی قرار گرفته است. وجود کوه الوند با ارتفاع ۳۵۷۴ متر و قرار گرفتن منطقه همدان در بلندای۱۸۰۰ متری از سطح دریا موجب ایجاد شرایط آب و هوایی کوهستانی با زمستان‌های سرد و تابستان‌های نسبتاً معتدل شده است (۳۰). میانگین نزولات جوی سالانه استان همدان ۳۱۷ میلی‌متر برآورد شده است که حدود ۲۶ درصد از متوسط کشور بیشتر است. به دلیل قرار گرفتن این استان در رشته کوه‌های زاگرس، ویژگی‌های هیدرولوژیکی آن دارای تغییرات نسبتاً زیادی می‌باشند. موقعیت منطقه مورد مطالعه در شکل ۱ و خصوصیات ایستگاه‌های مورد بررسی در جدول ۱ ارائه شده‌اند.

[Downloaded from jwmr.sanru.ac.ir on 2026-10-31]
[DOR: 20.1001.1.22516174.1397.9.17.1.3]
[DOI: 10.29252/jwmr.9.17.295]



شکل ۱- موقعیت ایستگاه‌های مورد مطالعه
Figure 1. Location of the studied stations

روش‌های مورد استفاده

شاخص بارش استاندارد شده (SPI)

شاخص بارش استاندارد شده در سال ۱۹۹۳ توسط مک کی و همکاران (۱۹) ارائه گردید که بر اساس احتمال بارندگی در مقیاس‌های زمانی هفتگی، ماهانه و سالانه بنا نهاده شد. شاخص SPI به علت سادگی محاسبات، استفاده از داده‌های قابل دسترس بارندگی، قابلیت محاسبه برای هر مقیاس زمانی دلخواه و قابلیت بسیار زیاد در مقایسه مکانی نتایج، به عنوان مناسب‌ترین شاخص برای تحلیل خشکسالی شناخته می‌شود. هرچند که این شاخص به عنوان شاخص متداولی مطرح است اما دارای محدودیت‌هایی هم می باشد، اول اینکه طول دوره استانداردی برای SPI مشخص نشده است و این شاخص تحت مقیاس‌های زمانی مختلف، گاها نتایج متناقضی می‌دهد که این مسئله باعث سردرگمی کاربران آن شده است (۲۴). به منظور ارزیابی کلی خشکسالی‌های یک منطقه باید SPI های چندگانه با مقیاس‌های زمانی مختلف (برای مثال، ۱، ۳، ۶، ۹ و ۱۲ 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 (۹). سومین محدودیت در استفاده از SPI برای ارزیابی خشکسالی‌ها، تعیین طول دقیق دوره‌های خشکسالی است. این مسئله به‌ویژه 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 مرطوب کمتر از آن بوده که بتواند کمبود ایجاد شده توسط دوره خشک اول را جبران کند و بلافاصله دوره خشک دوم اتفاق افتاده است (۲۲). شاخص SPI اصلاح شده تا حدودی این محدودیت‌ها را برطرف کرده است.

شاخص SPI اصلاح شده (SPI^{mod})

این شاخص با هدف اصلاح معایب روش SPI، توسط کائو و گویندراجو (۸) در سال ۲۰۱۰ ارائه گردید. 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.

در این روش ابتدا داده‌های بارندگی ماهانه استخراج و بعد سری‌های زمانی X_w^{month} در مقیاس w ماهه (۱۲، ...،۶،...،۱=w) برای هر ماه سال به صورت زیر تشکیل می‌شود:

$$X_w^{month}(g) = X_w(12(g-1)+m) = X_w(t) \quad (۱)$$

که در آن g شاخص سال و m شاخص ماه و برابر ۱ (ژانویه)، ۲ (فوریه)، ۱۲ (دسامبر) و t شاخص زمان و برابر

[Downloaded from jwmr.sanru.ac.ir on 2026-10-31]
[DOR: 20.1001.1.22516174.1397.9.17.1.3]
[DOI: 10.29252/jwmr.9.17.295]

$t=12(g-1)+m$ می‌باشد. در ادامه توزیع آماری گاما بر هر سری X_w^{month} به شرح زیر برازش داده شده و پارامترهای α و β برای هر ماه سال تخمین زده می‌شود. تابع توزیع گامای دو پارامتری بصورت زیر می‌باشد:

(۲)
$$f(x)=\frac{1}{\beta^{\alpha}\Gamma(\alpha)}x^{\alpha-1}e^{-\frac{x}{\beta}}$$

که در آن α پارامتر شکل، β پارامتر مقیاس، x مقدار بارش در مقیاس زمانی مشخص (X_w^{month}) و $\Gamma(\alpha)$ تابع گاما می‌باشد که بصورت زیر تعریف می‌شود:

(۳)
$$\Gamma(\alpha)=\int_{\circ}^{\infty}y^{\alpha-1}e^{-y}dy$$

سپس احتمالات تجمعی توزیع گاما برای هر ماه سال محاسبه شده و تبدیل احتمال توزیع تجمعی گاما به نرمال به شرح زیر انجام می‌گیرد.

(۴)
$$F(x)=\frac{1}{\beta^{\alpha}\Gamma(\alpha)}\int_{\circ}^{x}x^{\alpha-1}e^{-\frac{x}{\beta}}dx$$

از آنجائیکه تابع توزیع گاما در نقطه صفر تعریف نشده و مقادیر بارش ممکن است شامل داده صفر نیز باشند، لذا در این حالت احتمال تجمعی از رابطه زیر محاسبه می‌گردد:

(۵)
$$H(x)=q+(1-q).F(x)$$

که در آن q احتمال بارش ماهانه صفر است. در مرحله بعد احتمال تجمعی $H(x)$ به متغیر نرمال استاندارد Z با میانگین صفر و واریانس ۱ تبدیل می‌گردد که برابر با شاخص SPI می‌باشد. در این مطالعه، برای تبدیل احتمال تجمعی گاما به متغیر نرمال استاندارد از روش پیشنهادی آبراموویتز و استگان (۲) استفاده گردید. در این روش مقادیر متغیر نرمال استاندارد (Z) به‌ترتیب زیر محاسبه می‌شود:

(۶) برای $\circ<H(x)\le 0.5$

$$Z=SPI=-\left(t-\frac{C_{\circ}+C_1.t+C_2.t^2}{1+d_1.t+d_2.t^2+d_3.t^3}\right)$$

برای $0.5<H(x)<1$

$$Z=SPI=+\left(t-\frac{C_{\circ}+C_1.t+C_2.t^2}{1+d_1.t+d_2.t^2+d_3.t^3}\right)$$

که در آن (۷)

$$t=\sqrt{\ln\left(\frac{1}{(H(x))^2}\right)}\qquad \circ<H(x)\le 0.5$$

$$t=\sqrt{\ln\left(\frac{1}{(1-H(x))^2}\right)}\qquad 0.5<H(x)<1$$

که در روابط فوق $C_{\circ}$، C_1، C_2، d_1، d_2 و d_3 به‌ترتیب برابر ۲/۵۲، ۰/۸۰، ۰/۰۱، ۱/۴۳، ۰/۱۲ و ۰/۰۰۱ می‌باشند.

آنگاه متغیر تصادفی Z_w^{month} یا SPI_w^{month} مربوط به هر مقدار بارندگی در سطوح هم احتمال از منحنی احتمالات تجمعی نرمال استخراج خواهد شد:

(۸)
$$SPI_w^{\mathrm{mod}}=\phi^{-1}\left(u_w^{month}\right)=\phi^{-1}\left(F_{X_w^{month}}\left(x_w^{month}\right)\right)$$

و در نهایت SPI_w^{month} به ترتیب زمانی و تشکیل سری زمانی SPI_w^{month} ها مرتب می‌گردد.

جدول ۱- مشخصات ایستگاه‌های مورد مطالعه در استان همدان (سال آماری ۹۲-۱۳۶۳)

Table 1. Characteristics of studied stations in Hamedan Province (Statistical year 1984-2014)

ردیف	ایستگاه	عرض جغرافیایی		طول جغرافیایی		ارتفاع از سطح	میانگین بارش	ضریب
		دقیقه	درجه	دقیقه	درجه	دریا	سالانه	تغییرات
۱	آقاجانبلاغی	۵۰	۳۴	۰۳	۴۸	۱۸۰۳	۳۲۸	۰/۴۳
۲	آق کهریز	۵۹	۳۴	۱۹	۴۸	۱۸۳۵	۳۱۷	۰/۲۹
۳	اکباتان	۴۵	۳۴	۳۶	۴۸	۱۹۵۷	۳۴۶	۰/۲۵
۴	خمیگان	۲۲	۳۵	۰۱	۴۹	۱۸۶۹	۲۹۰	۰/۲۶
۵	خیر آباد	۲۷	۳۴	۳۴	۴۸	۱۷۶۳	۳۵۷	۰/۲۵
۶	زهتران	۱۵	۳۵	۰۸	۴۹	۱۷۶۶	۲۷۱	۰/۳۲
۷	عمرآباد	۰۵	۳۵	۱۴	۴۹	۱۶۲۰	۲۵۳	۰/۲۴
۸	قهاوند	۵۱	۳۴	۰	۴۹	۱۶۲۵	۲۴۶	۰/۳۱
۹	کیتو	۱۹	۳۵	۰۹	۴۸	۲۰۹۶	۳۶۰	۰/۲۵
۱۰	ورانبه	۰۷	۳۴	۲۴	۴۸	۱۷۶۰	۵۲۳	۰/۲۵
۱۱	وسج	۱۹	۳۴	۱۳	۴۸	۱۵۳۵	۳۸۲	۰/۲۵

[Downloaded from jwmr.sanru.ac.ir on 2026-10-31]
[DOR: 20.1001.1.22516174.1397.9.17.1.3]
[DOI: 10.29252/jwmr.9.17.295]

بر طبق تعریف مک کی و همکاران (۱۹) یک دوره خشکی زمانی آغاز می شود که مقدار SPI بطور مداوم منفی و مساوی یا کمتر از ۱- باشد (شکل ۲). این دوره زمانی خاتمه می یابد که SPI به مقادیر مثبت برگردد. بنابراین، هر حادثه خشکسالی دارای یک دوره زمانی می‌باشد که بوسیله شروع و خاتمه آن تعریف می‌شود. طبقه‌بندی شدت خشکسالی بر اساس مقادیر SPI در جدول ۲ آورده شده است. در این مطالعه، بر طبق توصیه لوکاس و واسیلیادز (۱۵) رویداد خشکسالی بصورت دوره‌ای که در آن مقادیر SPI کمتر از صفر هستند، تعریف شد. برخی محققین دیگر از جمله شیائو (۳۱)، شیائو و مدرس (۳۲) و میرعباسی و همکاران (۲۳) خشکسالی را به همین صورت تعریف نموده‌اند. بنابراین مدت خشکسالی[1] به‌صورت دوره زمانی پیوسته‌ای که در آن مقادیر SPI^{mod} منفی هستند، تعریف می‌گردد و شدت خشکسالی[2] برابر قدرمطلق مجموع مقادیر SPI^{mod} در طول مدت یک رویداد خشکسالی در نظر گرفته می‌شود:

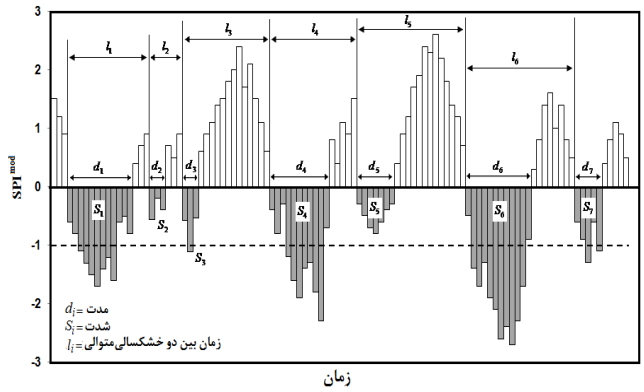
$$S=-\sum_{i=1}^{D} SPI_i^{\mathrm{mod}} \qquad (۹)$$

که در آن D مدت خشکسالی و S شدت خشکسالی می‌باشد. خصوصیت سوم که در این مطالعه مورد بررسی قرار گرفت، فاصله زمانی بین آغاز دو خشکسالی متوالی است[3] که در شکل ۲ نشان داده شده است.

جدول ۲- طبقه بندی خشکسالی بر اساس شاخص بارش استاندارد (۱۷).

Table 2. Drought classification based on the standardized precipitation index (17)

توصیف وضعیت	طبقات شاخص 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-



شکل ۲- تعریف خصوصیات خشکسالی بر اساس شاخص SPI اصلاح شده (۲۱).

Figure 2. Definition of drought characteristics based on modified SPI index (21).

آزمون MK

در این روش، ابتدا باید آماره S برای انجام آزمون MK با رابطه (۱۰) محاسبه شود:

$$S=\sum_{i=1}^{n-1}\sum_{j=i+1}^{n}\mathrm{sgn}\left(x_j-x_i\right) \qquad (۱۰)$$

که در آن x_j مقدار داده j ام، n تعداد داده‌ها و $\mathrm{sgn}(\theta)$ تابع علامت بوده که با رابطه (۱۱) تعیین می‌شود:

$$\mathrm{sgn}(\theta)=\begin{cases}1 & if \quad \theta>0\\ 0 & if \quad \theta=0\\ -1 & if \quad \theta<0\end{cases} \qquad (۱۱)$$

آماره S به ازای $n\geq 8$ دارای توزیع نرمال بوده و میانگین و واریانس آن بشرح روابط (۱۲) و (۱۳) می‌باشد:

$$E(S)=0 \qquad (۱۲)$$

$$Var(S)=\frac{n(n-1)(2n+5)-\sum_{i=1}^{n} t_i(t_i-1)(2t_i+5)}{18} \qquad (۱۳)$$

که در آن t_i تعداد داده‌های یکسان در دسته i ام می‌باشند. آماره آزمون MK یا Z با رابطه (۱۴) محاسبه می‌شود:

$$Z=\begin{cases}\dfrac{S-1}{\sqrt{Var(S)}} & S>0\\ 0 & S=0\\ \dfrac{S+1}{\sqrt{Var(S)}} & S<0\end{cases} \qquad (۱۴)$$

1- Duration 2- Severity 3- Interarrival Time

[Downloaded from jwmr.sanru.ac.ir on 2026-10-31]
[DOR: 20.1001.1.22516174.1397.9.17.1.3]
[DOI: 10.29252/jwmr.9.17.295]

فرض صفر (عدم وجود روند در سطح معنی‌داری α) به شرط $-Z_{1-\alpha/2} \le Z \le Z_{1-\alpha/2}$ رد نمی‌شود و در غیر اینصورت این فرض رد و فرض مخالف (وجود روند در سطح معنی‌داری α) پذیرفته می‌شود.

آزمون معنی‌داری ضریب خودهمبستگی مرتبه k ام

در این آزمون ضریب خودهمبستگی مرتبه k ام (r_k) از رابطه زیر محاسبه می‌شود:

(۱۵)
$$r_k = \frac{\frac{1}{n-k}\sum_{i=1}^{n-k}(x_i - \bar{x})(x_{i+k} - \bar{x})}{\frac{1}{n}\sum_{i=1}^{n}(x_i - \bar{x})^2}$$

که در آن $k = 1,2,\ldots,\frac{n}{4}$ می‌باشد.

اگر $\frac{1-1.645\sqrt{n-k-1}}{n-k} \le r_k \le \frac{1+1.645\sqrt{n-k-1}}{n-k}$ باشد، آنگاه داده‌ها در سطح معنی‌داری ۱۰ درصد مستقل فرض می‌شود. در غیر اینصورت ضریب خودهمبستگی مرتبه k ام معنی‌دار فرض می‌شود.

همانطور که قبلاً اشاره شد، شرط لازم برای استفاده از این آزمون عدم وجود ضریب خودهمبستگی معنی‌دار در سری زمانی داده‌ها است. بنابراین، در این مطالعه از آزمون MK اصلاح شده (آزمون کلاسیک پس از حذف کامل اثر تمام ضرایب خودهمبستگی معنی‌دار) که از این به بعد با MMK نشان داده می‌شود، در تحلیل روند خصوصیات خشکسالی‌های استان همدان استفاده شد. این آزمون در ادامه شرح داده شده است:

آزمون MMK

این روش توسط حامد و رائو (۷) ارائه و توسط کومار و همکاران (۱۱) نیز شرح داده شده است. اثرات همه ضرایب خودهمبستگی معنی‌دار در این آزمون از سری زمانی حذف می شود. برای این کار، ابتدا واریانس اصلاح‌شده، $V(S)^*$، با رابطه (۱۶) محاسبه می‌شود:

(۱۶)
$$Var(S)^* = Var(S)\frac{n}{n^*}$$

که $\frac{n}{n^*}$ از رابطه (۱۷) بدست می‌آید:

(۱۷)
$$\frac{n}{n^*} = 1 + \frac{2}{n(n-1)(n-2)} \sum_{i=1}^{n-1}(n-i)(n-i-1)(n-i-2)r_i$$

که در آن r_i ضرایب خودهمبستگی با تأخیر i از رابطه (۱۵) و $Var(S)$ از رابطه (۱۳) تخمین زده می‌شوند. حامد و رائو (۶) نشان دادند که اگر واریانس اصلاح‌شده $Var(S)^*$ جایگزین $Var(S)$ شود، آنگاه نتایج دقیق‌تری حاصل می‌شود. برای محاسبه آماره Z من-کندال اصلاح شده از این جایگزینی استفاده شده است. برای سری هایی که r_k آنها معنی‌دار نمی‌شود از روش MK و برای سری هایی که r_k آنها معنی‌دار می‌شود، از روش MMK برای تشخیص وجود روند استفاده می‌گردد.

تخمین شیب خط روند با روش تخمین‌گر Sen

در این مطالعه، شیب خط روند با روش تخمین‌گر Sen[1] (۲۵) از رابطه ناپارامتری زیر برآورد شد:

(۱۸)
$$\beta = Median\left(\frac{x_j - x_l}{j-l}\right) \quad \forall l < j$$

که در آن β برآوردگر شیب خط روند و x_l مقدار مشاهده l ام می‌باشد. مقادیر مثبت (منفی) β نشان‌دهنده روند افزایشی (کاهشی) در سری داده‌هاست.

نتایج و بحث

در این مطالعه روند تغییرات مشخصه‌های خشکسالی‌های استان همدان در دوره آماری ۱۳۹۲-۱۳۶۳، که بر اساس شاخص بارش استاندارد اصلاح‌شده (SPI^{mod}) در مقیاس زمانی یک ماهه محاسبه شده بود، مورد ارزیابی قرار گرفت. مشخصه‌های خشکسالی شامل مدت (D)، شدت (S) و فاصله زمانی بین آغاز دو خشکسالی متوالی (L) برای ایستگاه‌های سینوپتیک و باران‌سنجی استان همدان محاسبه گردید. سپس به منظور تحلیل روند از آزمون من-کندال پس از حذف اثر کلیه ضرایب خودهمبستگی معنی‌دار (MMK) و برای بررسی شیب خط روند از آزمون برآوردگر Sen استفاده شد. نتایج حاصل از آزمون MMK در جداول ۳ و ۴ آورده شده است. نتایج نشان داد که در ایستگاه‌های آقاجانبلاغی، زهتران و قهاوند شدت خشکسالی دارای روند نزولی معنی‌دار در سطح ۵٪ می‌باشد و ایستگاه‌های کیتو و وسج دارای روند افزایشی غیرمعنی‌دار می‌باشند. سایر ایستگاه‌ها دارای روند کاهشی غیرمعنی‌دار هستند. مدت خشکسالی در تمام ایستگاه ها بجز ایستگاه کیتو (که دارای روند صعودی معنی‌دار در سطح ۱۰ درصد است) دارای روند نزولی می‌باشد که این روند در ایستگاه‌های آقاجانبلاغی و ورانیه به ترتیب در سطوح ۱ و ۱۰ درصد معنی‌دار می‌باشد. همچنین فاصله زمانی بین آغاز دو خشکسالی متوالی فقط در ایستگاه ورانیه دارای روند نزولی معنی‌دار در سطح ۱ درصد می‌باشد و در سایر ایستگاه‌های مورد مطالعه دارای روندهای مثبت و منفی غیرمعنی‌دار بوده است. نتایج بررسی روند بارش ماهانه ایستگاه‌های بارانسنجی نشان می‌دهد که بجز ایستگاه کیتو، سایر ایستگاه‌های مورد بررسی دارای روند مثبت می‌باشند که در این میان روند صعودی بارش ایستگاه‌های آغاجانبلاغی و زهتران به ترتیب در سطح ۵ و ۱۰ درصد معنی‌دار می‌باشند. همچنین نتایج بدست آمده از آزمون برآوردگر Sen (جدول ۴) نشان‌دهنده این است که تمام ایستگاه‌ها برای مدت خشکسالی و بارش ماهانه شیب خط روند برابر صفر می‌باشد که بیانگر عدم تغییر محسوس در این متغیرها می باشد و برای شدت خشکسالی در نیمی از ایستگاه‌ها شیب خط روند منفی می‌باشد. برای زمان بین آغاز دو خشکسالی متوالی بجز ایستگاه‌های آقاجانبلاغی و ورانیه که دارای شیب منفی می‌باشند، شیب خط روند در بقیه ایستگاه‌ها برابر صفر می‌باشد. در شکل‌های

1- Sen's estimator

[Downloaded from jwmr.sanru.ac.ir on 2026-10-31]
[DOR: 20.1001.1.22516174.1397.9.17.1.3]
[DOI: 10.29252/jwmr.9.17.295]

۳ و ۴ به ترتیب میانگین مدت و شدت خشکسالی استان همدان با توجه به نتایج، آورده شده است. در شکل ۳ ایستگاه آقاجانبلاغی با میانگین ۱/۹۶ ماه دارای بیشترین مدت و ایستگاه خیرآباد با میانگین ۱/۵ ماه دارای کمترین مدت خشکسالی می‌باشد. در شکل ۴ که نمایشگر میانگین شدت خشکسالی می‌باشد، ایستگاه آقاجانبلاغی با مقدار ۱/۵۹ بیشترین شدت را به خود اختصاص داده است و کمترین مقدار شدت را به ترتیب ایستگاه‌های خیرآباد و وراینه با مقادیر ۱/۱۷ و ۱/۲۲ متحمل شدند.

در یک مقایسه کلی بین ایستگاه‌ها، ایستگاه کیتو دارای بیشترین تفاوت می‌باشد. این ایستگاه در شمالغربی استان واقع شده است و از لحاظ ارتفاعی، بالاترین ارتفاع را با مقدار ۲۰۹۶ متر فاصله از سطح دریا، در بین سایر ایستگاه‌های مورد بررسی دارا می‌باشد و تنها ایستگاهی است که بارش در آن دارای روند نزولی می‌باشد.

ایستگاه آقاجانلاغی در بین سایر ایستگاه‌ها دارای بیشترین روند صعودی بارش می‌باشد، لذا با توجه به نتایج بدست آمده از شاخص بارش استاندارد اصلاح‌شده یک ماهه، مدت خشکسالی این ایستگاه دارای بیشترین روند نزولی می‌باشد.

ایستگاه‌های خیرآباد، آق‌کهریز و قهاوند با توجه به شکل ۳ به ترتیب دارای کمترین مقدار مدت خشکسالی هستند که این مقادیر تا حدود زیادی با مقادیر بدست آمده از روند من-کندال با توجه به جدول ۳ مطابقت دارد.

جدول ۳- مقادیر آماره Z من- کندال پس از حذف کامل اثر ضرایب خودهمبستگی معنی‌دار برای سری‌های بارش ماهانه و خصوصیات خشکسالی در استان همدان (۹۲-۱۳۶۳)

Table 3. Man-Kendall –Z Values after the complete elimination of the effect of significant correlation coefficients for monthly rainfall series and drought characteristics in Hamadan province (1984-2013)

ردیف	ایستگاه	مدت	شدت	زمان بین آغاز دو خشکسالی متوالی	بارش ماهانه
۱	آقاجانبلاغی	**-۲/۶۸****	**-۲/۱۸***	-۱/۴۸	**۲/۱۵***
۲	آق کهریز	-۰/۴۹	-۰/۳۸	-۰/۹۱	۰/۶۸
۳	اکباتان	-۱/۱۹	-۰/۱۴	۰-/۹۰	۰/۵۵
۴	خمیگان	-۰/۲۵	-۱/۱۸	۰	۰/۵۸
۵	خیر آباد	-۰/۱۷	۰-/۵۶	-۰/۴۷	۰/۳۲
۶	زهتران	-۱/۲۷	**-۲/۴۰****	۰/۶۸	**۱/۸۷**
۷	عمرآباد	-۰/۴۹	۰-/۳۸	-۰/۴۲	۱/۱۶
۸	قهاوند	-۱/۱۷	**-۲/۴۰****	-۰/۰۹	۱/۵۰
۹	کیتو	**۱/۷۹**	۱/۰۰	۰/۴۷	-۰/۲۹
۱۰	وراینه	**-۱/۷۸**	-۰/۶۹	**-۲/۴۲****	۰/۰۳
۱۱	وسج	-۱/۳۳	۰/۵۳	۱/۱۹	۱/۱۱

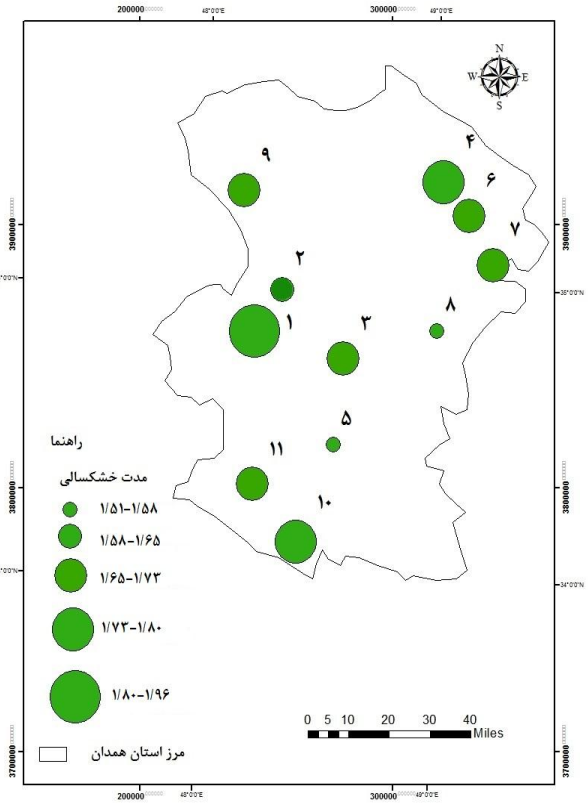
توضیح: روند معنی‌دار بصورت ارقام پررنگ در سطح معنی‌داری ۱۰، ۵ و ۱ درصد به ترتیب بدون ستاره، با یک ستاره و دو ستاره مشخص شده‌اند.

جدول ۴- مقادیر آماره شیب خط روند (β) سری‌های بارش ماهانه و خصوصیات خشکسالی استان همدان (۹۲-۱۳۶۳)

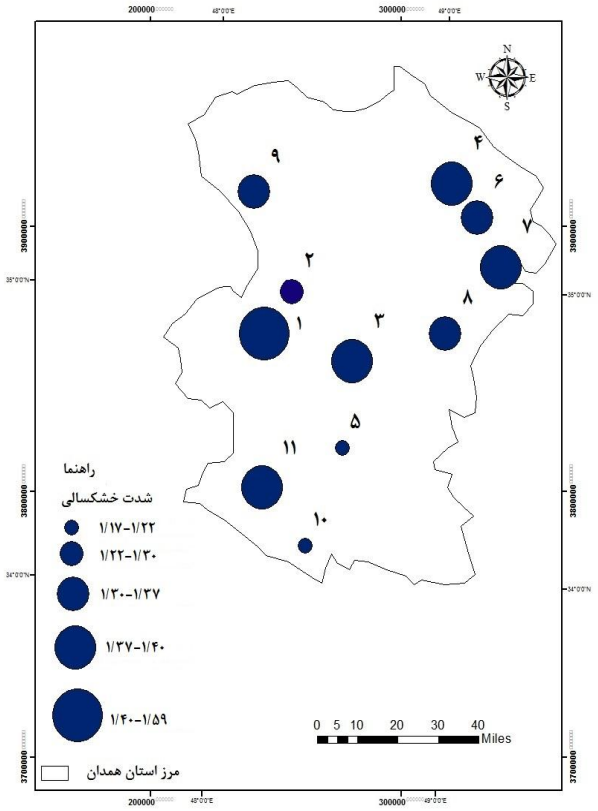
Table 4. The values of slope (β) for monthly rainfall series and drought characteristics in Hamadan province (1984-2013)

ردیف	**ایستگاه**	مدت	شدت	زمان بین آغاز دو خشکسالی متوالی	بارش ماهانه
۱	آقاجانبلاغی	۰	-۰/۰۴	-۰/۰۴	۰
۲	آق کهریز	۰	۰	۰	۰
۳	اکباتان	۰	۰	۰	۰
۴	خمیگان	۰	-۰/۰۱	۰	۰
۵	خیر آباد	۰	۰	۰	۰
۶	زهتران	۰	-۰/۰۲	۰	۰
۷	عمرآباد	۰	۰	۰	۰
۸	قهاوند	۰	-۰/۰۲	۰	۰
۹	کیتو	۰	-۰/۰۲	۰	۰
۱۰	وراینه	۰	۰	-۰/۰۲	۰
۱۱	وسج	۰	۰	۰	۰

[Downloaded from jwmr.sanru.ac.ir on 2026-10-31]
[DOR: 20.1001.1.22516174.1397.9.17.1.3]
[DOI: 10.29252/jwmr.9.17.295]



شکل ۳- میانگین مدت خشکسالی استان همدان (ماه)
Figure 3. The average duration of droughts in Hamadan province (months)



شکل ۴- میانگین شدت خشکسالی استان همدان
Figure 4. The average severity of droughts in Hamadan province

در مطالعات مشابه یساول‌حسینی و همکاران (۳۸) با استفاده از شاخص SPI در ۱۱ ایستگاه استان آذربایجان شرقی روند صعودی در شدت خشکسالی مشاهده کردند. ولی نتایج ما نشان می‌دهد که روند شدت خشکسالی با روش جدید به کار برده شده نزولی است، هر چند که این روند نزولی به جز ۳ ایستگاه در سطح ۱۰ معنی‌دار نمی‌باشد. لشنی‌زند (۱۲) با استفاده از سری‌های زمانی شاخص SPI برای شش حوضه واقع در غرب و شمال غرب کشور روند متوسطی را برای شدت خشکسالی، استخراج نمود، که در مقایسه با نتایج مطالعه ما در چندین ایستگاه مطابقت ندارد. لیوید و ساندرز (۱۴) روند معنی‌داری در سری SPI در کل اروپا بین سال‌های ۱۹۹۹-۱۹۰۱ مشاهده نکردند. مرادی و همکاران (۲۶) در بررسی روند شدت خشکسالی‌های استان فارس مشاهده کردند که به جز یک ایستگاه در بقیه ایستگاه‌ها شدت خشکسالی‌ها دارای روند صعودی معنی‌داری می‌باشد. مرادی‌دشت‌آبادی و همکاران (۳) روند شاخص SPI را در مناطق خشک و نیمه خشک ایران با روش MK بررسی نمودند که نتایج حاکی از روند کاهشی این شاخص در ایستگاه‌های مورد بررسی بود که این به معنی افزایش شدت خشکسالی‌ها می باشد که نتایج آن با مطالعه حاضر متفاوت می‌باشد که این تفاوت احتمالاً به دلیل استفاده از شاخص اصلاح‌شده بارش استاندارد می‌باشد.

در این مطالعه خصوصیات خشکسالی‌های استان همدان شامل شدت، مدت و زمان بین آغاز دو خشکسالی متوالی بر اساس شاخص بارش استاندارد شده اصلاحی (SPI^{mod}) در دوره آماری ۹۲-۱۳۶۳ استخراج گردید. سپس روند خصوصیات خشکسالی و بارش در مقیاس زمانی ماهانه و سالانه این استان با آزمون ناپارامتری من-کندال پس از حذف کلیه ضرایب خودهمبستگی معنی‌دار بررسی گردید. نتایج نشان داد که در اکثر ایستگاه‌ها مدت خشکسالی دارای روند نزولی غیرمعنی‌دار بود و شدت خشکسالی هم در بیش از نیمی از ایستگاه‌های مورد بررسی، دارای روند کاهشی غیرمعنی‌دار بود. زمان بین آغاز دو خشکسالی متوالی بجز ایستگاه وراینه، در تمام ایستگاه‌ها کاهشی غیرمعنی‌دار بودند. روند بارش ماهانه در اکثر ایستگاه‌ها دارای روند غیرمعنی‌دار افزایشی بوده، بجز ایستگاه کیتو که دارای روند کاهشی غیرمعنی‌دار بود. شیب خط روند هم باتوجه به آزمون برآوردگر Sen برای مدت خشکسالی و بارش ماهانه برابر صفر، برای شدت خشکسالی در نیمی از ایستگاه‌ها منفی و برای زمان بین آغاز دو خشکسالی متوالی بجز ایستگاه‌های آقاجانبلاغی و وراینه که دارای شیب منفی می‌باشند، شیب خط روند برابر صفر می‌باشد. بیشترین شدت و مدت خشکسالی را ایستگاه آقاجانبلاغی و کمترین مقدار شدت و مدت خشکسالی را ایستگاه خیرآباد به خود اختصاص دادند.

[Downloaded from jwmr.sanru.ac.ir on 2026-10-31]
[DOR: 20.1001.1.22516174.1397.9.17.1.3]
[DOI: 10.29252/jwmr.9.17.295]

منابع

1 Ansari, M., G. Noori and S. Fotohi. 2016. Investigation of temperature precipitation and flow trend using nonparametric Mankendall (Case study: Kaju river in sistan and baluchestan). Journal of Watershed Management Research, 7(14): 152-158 (In Persian).
2 Abramowitz, M. and I.A. Stegun. 1965. Handbook of Mathematical Functions with Formulas, Graphs, and Mathematical Tables. (eds.), Dover Publications, 1046 pp. Inc., New York, USA.
3 Dashtpagerdi, M.M., M.R. Kousari, H. Ahani Kousari, M.R. Hosseini, M.E.H. Vagharfard and D. Ghonchepour. 2014. An investigation of drought magnitude trend during 1975–2005 in arid and semi-arid regions of Iranian Journal of Earth Sciences, DOI 10.1007/s12665-014-3477-1
4 Douglas, E.M., R.M. Vogel and C.N. Kroll. 2000. Trends in floods and low flows in the United States: Impact of spatial correlation. Journal of Hydrology, 240: 90-105.
5 Dinpashoh, Y., R. Mirabbasi Najafabadi, D. Jhajharia, H. Zare Abianeh and A. Mostafaeipour. 2014. Effect of short term and long-term persistence on identification of temporal trends. Journal of Hydrologic Engineering, 19(3): 617-625.
6 Gudmundsson, L. and S.I. Seneviratne. 2015. European drought trends. IAHS, 369:75-79, 2015
7 Hamed, K.H. and A.R. Rao. 1998. A modified Mann–Kendall trend test for auto correlated data. Journal of Hydrology, 204: 182-196.
8 Kao, S.C. and R.S. Govindaraju. 2010. A copula-based joint deficit index for droughts. Journal of Hydrology, 380: 121-134.
9 Kendall, M.G. 1975. Rank Correlation Measures. Charles Griffin, London
10 Khoshravesh, M., M. Mirnaseri and M. Pesarakloo. 2017. Change Detection of Precipitation Trend of Northern Part of Iran using Mann-Kendall Non-Parametric Test. Journal of Watershed Management Research, 8(16): 223-231 (In Persian).
11 Kumar, S., V. Merwade, J. Kam and K. Thurner. 2009. Streamflow trends in Indiana: Effects of long term persistence, precipitation and subsurface drains. Journal of Hydrology, 374(1-2): 171-183
12 Lashni-zand, M. 2003. Consideration of severity, duration and frequency of climatic drought. Third Regional Conference and the First National Conference on Climate Change. Tehran University, 3(1): 257-266 (In Persian).
13 Lettenmaier, D.P., E.F. Wood and J.R. Wallis. 1994. Hydro-climatological trends in the continental United States, 1948-88. Journal of Climate, 7: 586-607.
14 Lioyd-Hunghes, B. and M.A. Saunders. 1998. Mediterranean terrestrial ecosystems: research patrollers on global change effects. Global Ecol Biogeography, 7: 157-166.
15 Loukas, A. and L. Vasiliades. 2004. Probabilistic analysis of drought spatiotemporal characteristics in Thessaly region, Greece. Natural Hazards and Earth System Sciences, 4: 719-731.
16 Majidi, A.A., M. Radfar, R. Mirabbasi Najafabadi and S. Marofi. 2015. Assessment meteorological drought Ghahavand- Razan plain by drought indices. 9th National Conference on World Environment Day. University of Tehran, Mey 2015.Tehran, Iran (In Persian).
17 Mahmoodi, A. and R. Mirabbasi Najafabadi. 2014. Comparison of the SPI, and SPI modified methods in diagnosis of drought occurred (Case Study: Dehdasht city, Kohkeloye and Bouyer Ahmad). 2th National Conference of water crisis, university of shahrekord, September 2014. Shahrekord, Iran (In Persian).
18 Mann, H.B. 1945. Non-parametric tests against trend. Econometrica, 13, MathSci Net, pp: 245-259.
19 McKee, T.B., N.J. Doeskin and J. Kleist. 1993. The relationship of drought frequency and duration to time scales, in Proceedings of the 8th Conference on Applied Climatology, 179-184, January 17-22, Anaheim, California.
20 Mirabbasi Najafabadi, R. and Y. Dinpashoh. 2010. Trend analysis of stream flow across the north west of iran in recent three decades. Journal of Water and Soil, 24: 757-768 (In Persian).
21 .Mirabbasi Najafabadi, R. and Y. Dinpashoh. 2012. Trend analysis of precipitation of NW of Iran over the past half of the century. Irrigation Sciences and Engineering, 35(4): 59-73 (In Persian).
22 Mirabbasi Najafabadi R., A. Fakheri-Fard, Y. Dinpashoh and S.S. Eslamian. 2014. Longterm Drought monitoring of Urmia using Joint Deficit Index (JDI). Water and Soil Science, 35(4): 87-103 (In Persian).
23 Mirabbasi, R., A. Fakheri-Fard and Y. Dinpashoh. 2012. Bivariate drought frequency analysis using the Copula method. Theoretical and Applied Climatology, 108: 191-206.
24 Mishra, A.K. and V.P. Singh. 2010. A review of drought concepts. Journal of Hydrology, 391: 202-216.
25 Mishra, A.K., V.P. Singh and V.R. Desai. 2009. Drought characterization: a probabilistic approach. Stochastic Environmental Research and Risk Assessment, 23: 41-55.
26 Moradi, H.R., M. Rajabi and M. Faragzadeh. 2007. Trend analysis and spatial characteristics of droughts intensity in Fars province. Iranian Journal of Range and Desert Research, 14: 97-109 (In Persian).
27 Partal, T. and E. Kahya. 2006. Trend analysis in Turkish precipitation data. Hydological Processes, 20: 2011-2026.
28 Rahmat, S., N. Jayasuriya and M. Bhuiyan. 2012. 'Trend analysis of drought using standard precipitation index (SPI) in Victoria, Australia', in Dr Seth Westra (ed.) 34th Hydrology & Water Resources Symposium , pp: 441-448, Sydney, Australia.
29 Sen, P.K. 1968. Estimates of the regression coefficients based on Kendall's tau. Journal of the American Statistical Association, 63: 1379-1389.
30 Shadmani, M., S. Marofi, K. Mohammadi and A.A. Sabziparvar. 2010. Regional modeling of flood discharge in Hamedan Province. Journal of Soil and Water Conservation, 18(40): 21-42 (In Persian).

[Downloaded from jwmr.sanru.ac.ir on 2026-10-31]
[DOR: 20.1001.1.22516174.1397.9.17.1.3]
[DOI: 10.29252/jwmr.9.17.295]

31 Shiau, J.T. 2006. Fitting drought duration and severity with two-dimensional copulas. Water Resources Management, 20: 795-815
32 Shiau, J.T. and R. Modarres. 2009. Copula based drought severity-duration frequency analysis in Iran. Meteorological Applications, 16: 481-489.
33 Sonmez, F.K., A.U. Komuscu, A. Erkan and E. Turgu. 2005. An analysis of spatial and temporal dimension of drought vulnerability in Turkey using the standardized precipitation index. Natural Hazards, 35: 243-264.
34 Wilhite, D.A. 2000. Drought as a Natural Hazard: Concepts and Definitions. Drought: A Global Assessment. UK. pp: 3-18., Routledge, London.
35 Wilhite, D.A. and M.H. Glantz. 1985. The Drought Phenomenon: The Role of Definitions. Water International, 10(3): 111-120.
36 Wu, H., M.J. Hayes, D.A. Wilhite and M.D. Svoboda. 2005. The effect of the length of record on the standardized precipitation index calculation. International Journal of Climatology, 25: 505-520.
37 Wu, H., M.D. Svoboda, M.J. Hayes, D.A Wilhite and F. Wen. 2007. Appropriate application of the standardized precipitation index in arid locations and dry seasons. International Journal of Climatology, 27: 65-79.
38 Yasavol Hoseini, A., F. Bostani, S. Shamsnia and A. Fakheri-fard. 2009. Consideration of severity, duration and frequency of hydrological drought using Standardized Precipitation Index (SPI). The National Conference on Water Crisis Management, Marvdasht, Fars (In Persian).
39 Zhang, X., L.A. Vincent, W.D. Hogg and A. Niitsoo. 2000. Temperature and precipitation trends in Canada during the 20th century. Atmosphere-Ocean, 38: 395-429.

[Downloaded from jwmr.sanru.ac.ir on 2026-10-31]
[DOR: 20.1001.1.22516174.1397.9.17.1.3]
[DOI: 10.29252/jwmr.9.17.295]

"Technical Report"

Trend Analysis of Meteorological Drought Characteristics in Hamedan Province

Ali Akbar Majidi[1], Mahdi Radfar[2], Rasoul Mirabbasi Najafabadi[2] and Safar Marofi[3]

1- M.Sc. Student of Water Resources Engineering, Department of Water Engineering, Shahrekord University
(Corresponding Author: majidialiakbar@yahoo.com)
2- Assistant Professor, Department of Water Engineering, Shahrekord University
3- Professor, Department of Water Engineering, Buali Sina University
Received: February 16, 2015 Accepted: April 11, 2016

Abstract

The purpose of this study is analyzing the trend of drought characteristics in Hamedan Province In this regard, the corrected standardized precipitation index (SPI^{mod}) was calculated based on the monthly precipitation data from 11 synoptic and rain gauge stations during the period of 1985-2013. Drought characteristics, including severity, duration and interarrival time were defined and extracted based on the SPI^{mod}. The Sen's estimator was used to estimate the slopes of trend lines. The results show that in most of the stations, drought duration had a non-significant decreasing trend, while the drought severity in over half of the stations had a non-significant decreasing trend. The drought interarrival time witnessed a non-significant decreasing trend in all of the stations, except at the Varayeneh station, which experienced a significant increasing trend at 1%. The monthly rainfall experienced a non-significant increasing trend in most of the stations except Keyto which experienced a non-significant decreasing trend**.**

Keywords: Drought, Severity, Duration, Trend, Modified SPI, Hamedan

[Downloaded from jwmr.sanru.ac.ir on 2026-10-31]

[DOR: 20.1001.1.22516174.1397.9.17.1.3]

[DOI: 10.29252/jwmr.9.17.295]