شناسایی روند تغییرات دما و بارش سالانه در حوضه آبریز کرخه

نرگس ظهرابی[1*]
علیرضا مساح بوانی[2]
الهه گودرزی[3]
محمد حیدر نژاد[4]

۱، ۴. استادیار گروه علوم و مهندسی آب، واحد اهواز، دانشگاه آزاد اسلامی، اهواز، ایران
۲. دانشیار، گروه منابع آب، پردیس ابوریحان، دانشگاه تهران، پاکدشت، ایران
۳. دانش‌آموخته کارشناسی ارشد آبخیزداری، دانشکده منابع طبیعی و کویرشناسی، دانشگاه یزد، ایران
***مسئول مکاتبات:**
nargeszohrabi@gmail.com

کد مقاله:۱۳۹۵۰۲۰۱۵۶
تاریخ دریافت: ۱۳۹۳/۱۰/۰۶
تاریخ پذیرش: ۱۳۹۴/۰۳/۱۴
این مقاله برگرفته از برگرفته از طرح پژوهشی است.

چکیده

دما و بارش از عناصر اساسی شکل‌گیری اقلیم هستند که تغییرات آن‌ها می‌تواند ساختار آب و هوایی هر محل را دگرگون سازد. این پژوهش به بررسی تغییرات زمانی و مکانی متغیرهای اقلیمی دما و بارش در حوضه آبریز کرخه واقع در غرب کشور ایران پرداخته است. به این منظور پس از همگنی و صحت سنجی داده‌ها، ۲۲ ایستگاه باران‌سنجی، تبخیرسنجی و سینوپتیک با دوره آماری ۲۰۱۱-۱۹۷۱ انتخاب شد. هدف این پژوهش، ارزیابی روند تغییرات سری‌های زمانی متغیرهای دما و بارش با استفاده از آزمون‌های آماری من‌کندال، اسپیرمن و تخمینگر سن است. نتایج آزمون‌های آماری برای سری‌های زمانی دما و بارش سالانه به ترتیب روند افزایشی و کاهشی با سطوح معنی‌داری بالای ۱ و ۵ درصد را برای اکثر ایستگاه‌های موردمطالعه نشان داده است. تخمینگر سن شیب تغییرات کاهشی را برای متغیر دما از ۰/۱۲ (+) تا ۰/۶۱ (+) درجه سانتی‌گراد/دهه نشان می‌داد. بیشترین و کمترین مقدار کاهش بارش سالانه در ایستگاه‌های قورباغستان واقع در استان کرمانشاه و دهنود به ترتیب با شیب تغییرات ۸/۷۷ (-) و ۱/۲۷ (-) میلی‌متر در سال بود. ازنظر مکانی تقریباً تمامی ایستگاه‌های واقع در بخش شرقی حوضه کرخه، روند تغییرات بارش را یک‌روند بدون معنی نشان دادند. بیشترین تغییرات معنی‌دار کاهشی در بخش‌های غرب و جنوب حوضه کرخه مشاهده شد. در مناطق مرکزی و شرقی علیرغم روند کاهش مقادیر بارش، این روندها معنی‌دار نبود. به‌طورکلی آشکارسازی روند تغییرات متغیرها، به‌جز موارد استثنایی، با آخرین یافته‌های مطالعات جهانی همخوانی داشت.

واژگان کلیدی: آشکارسازی، روند بارش و دما، آزمون‌های آماری، حوضه کرخه.

مقدمه

بر اساس گزارش‌های چهارم هیئت بین‌الدول تغییر اقلیم تحت عنوان « گزارش‌ها ارزیابی تغییرات اقلیم » گرمایش جهانی دما و وقوع تغییر اقلیم با استفاده از مشاهدات دما که از سطح خشکی‌ها و آب‌های جهان به‌دست‌آمده، تأییدشده است. افزایش دما یکی از نشانه‌های تغییر اقلیم است که در بلندمدت باعث تغییر در آب‌های سطحی و زیرزمینی خواهد شد که به‌تدریج منجر به بروز خشک‌سالی هیدرولوژیکی می‌گردد. بارش نیز یکی از متغیرهای مهم در تشخیص تغییرات آب و هوایی و همچنین پاسخ آشکار محیط به تغییر آب‌وهوا در مقیاس منطقه‌ای است (Cannarozzo *et al*., 2006). تغییرات آب‌وهوایی ممکن است عناصر چرخه هیدرولوژیکی از قبیل توزیع مجدد بارش، تجمع برف و آب ناشی از ذوب برف، تبخیر و تعرق و سطح آب‌های سطحی و زیرسطحی را تحت تأثیر قرار دهد (IPCC, 2007). اکثر نمایه‌های حدی اقلیمی و تغییرپذیری آن‌ها که شامل تعداد روزهای یخبندان سالانه و روزها و شب‌های سرد و گرم هستند، نشان‌دهنده تغییرات ناشی از گرمایش جهانی می‌باشند. (IPCC, 2001)؛ بنابراین دما و بارش از شاخص‌های اصلی در مطالعات اقلیمی بوده و همچنین در تعیین نقش سایر عناصر اقلیمی نیز عامل مؤثری به شمار می‌رود. داده‌های هیدرولوژیکی و هواشناختی و روش‌های تحلیل و بررسی روند آن‌ها در ارزیابی منابع آب

[Downloaded from jweb.ahvaz.iau.ir on 2026-10-31]

کنونی و آینده ارزش اقتـصادی زیـادی دارد چراکه بر طرح‌های توسعه اقتصادی و اجتماعی کشور که مرتبط با آب هستند تأثیر می‌گذارد. Maugeri و Nanni (۱۹۹۸) در بررسی تغییرات دمای ایتالیا به کمک آزمون من کندان، روند افزایشی دمای سالانه و فصلی ایتالیا را در طی ۲۰ سال گذشته گزارش کردند. در قرن حاضر، مطالعات گسترده‌ای روی تغییرات درروند تغییرات دما و بارش سالانه در سطح جهانی و منطقه‌ای صورت گرفته است (Karl *et al*., 1996; Thompson *et al*., 1999; Grieser *et al*., 2002; Brunetti *et al*., 2006; Su *et al*., 2008; Marengo and Camargo 2008; Qin *et al*., 2010; Fu *et al*., 2010; Marengo *et al*., 2010; Caloiero *et al*., 2011; Fu *et al*., 2013). Rio و همکاران (۲۰۱۱) روند تغییرات دما را با استفاده از آزمون نا پارامتری من‌کندال موردمطالعه قراردادند و نتایج این تحقیق نشان داد که بیش از ۶۰ درصد ایستگاه‌های موردمطالعه در اسپانیا در فصل‌های بهار و تابستان دارای روند مثبت بوده و درجه حرارت سالانه در تمام ایستگاه‌ها حدود ۰/۱ تا ۰/۲ درجه سانتی‌گراد افزایش داشته است. در مقابل متغیر دما که گزارش‌ها جهانی عموماً حاکی از روند افزایشی آن بوده، نتایج رفتار بارندگی متفاوت بوده است. بررسی تغییرات بارش‌های قرن بیستم در سه منطقه در ایتالیا توسط Kumarو همکاران (۲۰۱۳) نشان از افزایش روند معنی‌دار تعداد روزهای با بارش کمتر از یک میلی‌متر و کاهش وقوع بارش‌های ۱۵-۵ میلی-متر در طول ۴ یا ۵ روز در مناطق موردمطالعه داد.

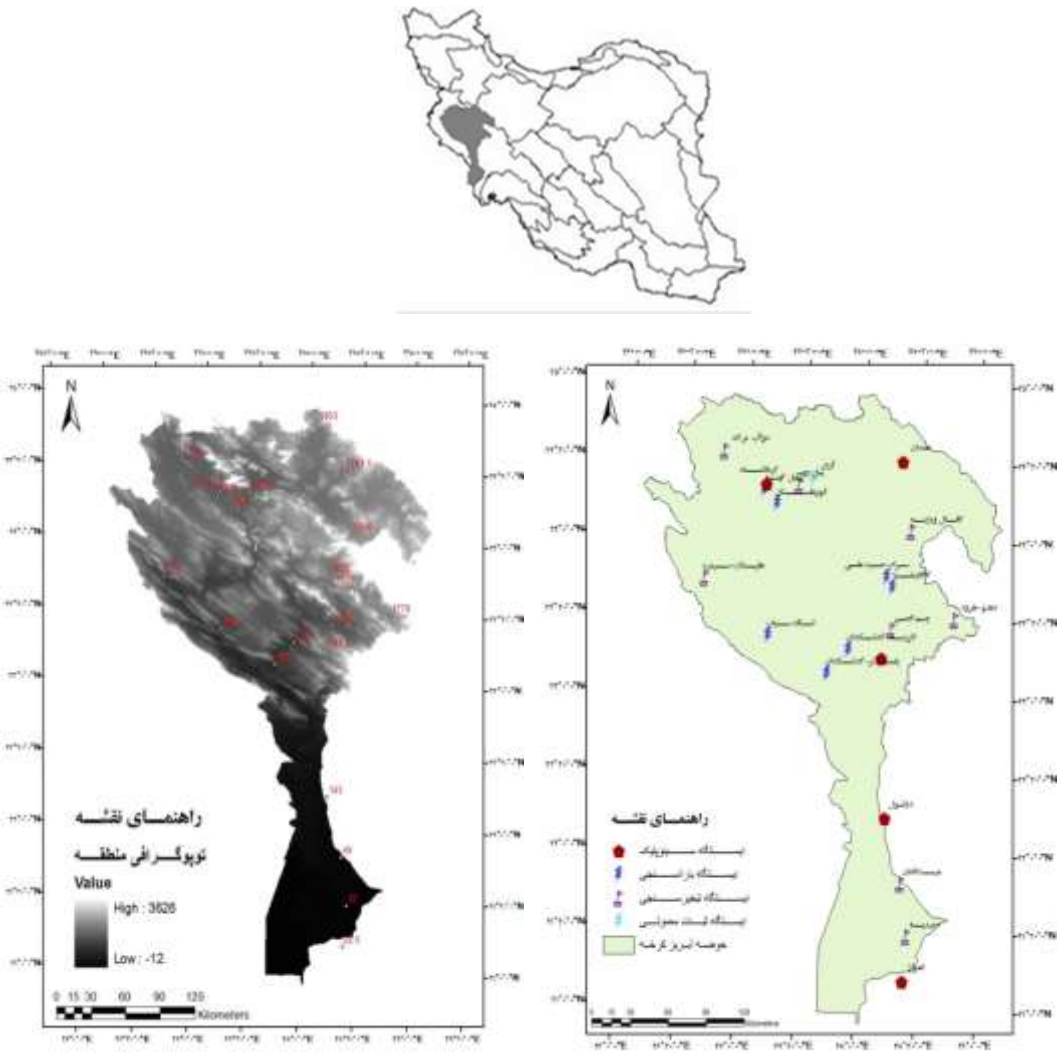
در کشور ایران نیز مطالعات متعددی درزمینهٔ آشکارسازی روند مؤلفه‌های اقلیمی دما و بارش در نقاط مختلف کشور انجام‌شده است (جهانبخش و ترابی، ۱۳۸۳؛ ابراهیمی و همکاران، ۱۳۸۴؛ نور محمدی ۱۳۸۷؛ رحیم زاده و عسگری ۱۳۸۳؛ طباطبایی و حسینی، ۱۳۸۲؛ جهادی طرقی، ۱۳۸۷؛ Tabari *et al*., 2011a, b؛ آذرخشی و همکاران، ۱۳۹۲). احمدی و رادمنش (۱۳۹۳) در بررسی روند تغییرات دمای ماهانه و سالانه در نیمه شمالی کشور به کمک آزمون من‌کندال، روند افزایشی معنی‌دار دمای سالانه را در ۶۱ درصد از ایستگاه‌ها نشان دادند. همچنین در مقیاس ماهانه تعداد ماه‌های با روند افزایشی بیشتر از تعداد ماه‌ها با روند کاهشی بوده است. اسدی و حیدری (۱۳۹۰) به روند افزایشی دمای سالانه به میزان ۱/۹ درجه سانتی‌گراد نقریبا در هر چهار فصل سال صحه گذاردند. Tabari و Hosseinzadeh Talaee (۲۰۱۱) روند داده‌های ماهانه، فصلی و سالانه‌ی حداقل و حداکثر درجه حرارت را برای غرب کشور بررسی کردند که در اکثر این ایستگاه‌ها روند افزایشی مشاهده گردید. ملاحظه شد دما و بارش از شاخص‌های اصلی در مطالعات اقلیمی بوده و همچنین در تعیین نقش سایر عناصر اقلیمی نیز عامل مؤثری به شمار می‌رود. تحولات اقلیمی عمدتاً ناشی از افت و خیز، نوسان یا تغییر عناصر اقلیمی به ویژه دما و بارش است. این تحولات اثرات انکارناپذیری بر پدیده های مکانی به جا می‌گذارد، از این رو شواهد اقلیم گذشته را می‌توان در همه محیط‌های آبی و خشکی، گرم، سرد، عرصه های زیستی ردیابی نمود (غیور و عساکره، ۱۳۸۴). بر اساس تحقیقات بسیاری که در سراسر جهان انجام شده، برحسب روند اخیر، اثر انتشار گسترده گازهای گلخانه‌ای جهانی است و تغییرات آب و هوایی را نمی‌توان دست‌کم گرفت. روند افزایشی تشخیص داده شده در فصول گرم و تطابقشان با فصل رشد در اکثر نقاط ایران یک واقعیت است که نمی‌توان به‌راحتی دست‌کم گرفته شود. واضح است که درجه حرارت یک نوع عنصر آب‌وهوایی غالب است و عناصر دیگر اکوسیستم را می‌توان با تغییرات آن تحت تأثیر قرارداد. به‌عنوان‌مثال، پوشش‌های گیاهی و ترکیب و توزیع آن‌ها ممکن است تغییرات جدیدی باشد که می‌تواند در مقیاس‌های مختلف مکانی مانند ملی، منطقه‌ای یا محلی شناسایی شود. هدف از این پژوهش، روندیابی تغییرات دما و بارندگی سالانه در حوضه آبریز کرخه با استفاده از آزمون‌های ناپارامتری من‌کندال، اسپیرمن و تخمینگر سن می‌باشد.

مواد و روش‌ها

حوضه آبریز رودخانه کرخه با مساحت حدود ۵۱۶۴۳ کیلومترمربع در غرب کشور، در مناطق میانی و جنوب غربی رشته‌کوه‌های زاگرس قرار دارد که به لحاظ تقسیم‌بندی هیدرولوژی ایران جزئی از حوضه آبریز خلیج‌فارس به شمار می‌رود. این حوضه آبریز از شمال به حوضه رودخانه‌های سیروان، سفیدرود و قره‌چای، از مغرب به حوضه رودخانه دز و از جنوب به قسمتی از مرز غربی کشور محدود می‌گردد. میانگین

[Downloaded from jweb.ahvaz.iau.ir on 2026-10-31]

بارندگی در حوضه آبریز کرخه از حدود ۱۵۰ میلی‌متر در سال در مناطق جنوبی تا فراتر از ۱۰۰۰ میلی‌متر در سال در ارتفاعات شمالی و مناطق شرقی کرخه تغییر می‌نماید و رژیم بارش آن مدیترانه‌ای است. آمار و اطلاعات داده‌ها از سازمان آب و برق خوزستان، سازمان مدیریت منابع آب کشور و سازمان هواشناسی کشور تهیه گردیده است. پس از همگنی و صحت سنجی داده‌ها، بیست ایستگاه باران‌سنجی، تبخیرسنجی و سینوپتیک با دوره آماری ۲۰۱۱-۱۹۷۱ انتخاب شد. شکل ۱ و جدول ۱ به ترتیب موقعیت و مشخصات جغرافیایی ایستگاه‌های موردمطالعه را نشان می‌دهد (مطالعات شرکت سهامی آب منطقه‌ای استان کرمانشاه، ۱۳۹۰).



شکل ۱: موقعیت و پراکندگی ایستگاه‌های موردمطالعه در ایران و در حوضه آبریز کرخه.

[Downloaded from jweb.ahvaz.iau.ir on 2026-10-31]

جدول ۱: نام و نوع ایستگاه‌های موردمطالعه در حوضه آبریز کرخه

ایستگاه	نام رودخانه	موقعیت جغرافیایی (عرض* طول)	ارتفاع از سطح دریا (متر)	نوع ایستگاه
کرمانشاه	–	۴۶° ۱۷′ – ۳۸° ۰۵′	۱۳۱۸/۶	سینوپتیک
همدان	–	۴۷° ۰۴′ – ۳۸° ۲۶′	۱۷۴۱/۵	سینوپتیک
خرم‌آباد	–	۴۵° ۴۰′ – ۳۸° ۴۵′	۱۱۴۷/۸	سینوپتیک
اهواز	–	۴۴° ۳۶′ – ۳۸° ۰۵′	۲۲/۵	سینوپتیک
دزفول	–	۴۷° ۴۲′ – ۳۷° ۲۰′	۱۴۳	سینوپتیک
آران غرب	خرم رود	۴۷° ۳۳′ – ۳۴° ۲۴′	۱۱۴۳	ثبات معمولی
آغاجانبلاغی	شهاب	۴۸° ۰۳′ – ۳۴° ۵۰′	۱۸۳۰	باران‌سنجی
پل کهنه	قره‌سو	۴۷° ۰۸′ – ۳۴° ۱۹′	۱۳۱۸	باران‌سنجی
قورباغستان	قره‌سو	۴۷° ۱۵′ – ۳۴° ۱۴′	۱۳۳۹	باران‌سنجی
تنگ سیاب	دره دزدان	۴۷° ۱۲′ – ۳۳° ۲۳′	۸۸۰	باران‌سنجی
کاکارضا	هر رود	۴۸° ۱۵′ – ۳۳° ۴۳′	۱۵۳۰	باران‌سنجی
سراب صید علی	دوآب الشتر	۴۸° ۱۲′ – ۳۳° ۴۷′	۱۵۲۰	باران‌سنجی
افرینه کشکان	کشکان	۴۷° ۵۳,۲′ – ۳۳° ۱۸,۹′	۸۲۰	باران‌سنجی
پل‌دختر کشکان	کشکان	۴۷° ۴۲,۸′ – ۳۳° ۰۹′	۶۵۰	باران‌سنجی
دلیلان	سیم ره	۴۶° ۳۹′ – ۳۳° ۴۴′	۷۰۳	تبخیرسنجی
چم انجیر	خرم‌آباد	۴۸° ۱۵′ – ۳۳° ۲۶,۵′	۱۱۴۰	تبخیرسنجی
عبد الخان	کرخه	۴۸° ۲۲,۴′ – ۳۱° ۴۹,۳′	۴۰	تبخیرسنجی
حمیدیه	کرخه	۴۸° ۲۵,۸′ – ۳۱° ۲۹′	۲۲	تبخیرسنجی
کانال ورای نه	گاماسیاب	۴۸° ۲۴′ – ۳۴° ۴,۵۶′	۱۷۶۰	تبخیرسنجی
پل چهر	گاماسیاب	۴۷° ۲۶′ – ۳۴° ۲۱′	۱۲۸۰	تبخیرسنجی
مرک–دوآب	قره‌سو	۴۶° ۴۷′ – ۳۴° ۳۳′	۱۳۱۰	تبخیرسنجی
دهنود	هررود	۴۸° ۴۷′ – ۳۳° ۳۱′	۱۷۷۰	تبخیرسنجی

روش‌های آماری متعددی برای تحلیل روند سری‌های زمانی ارائه‌شده است که به‌طورکلی در دودسته پارامتری و ناپارمتری قابل تقسیم‌بندی می‌باشند. بررسی منابع متعدد نشان می‌دهد که روش‌های ناپارامتری از کاربرد وسیع‌تری نسبت به روش‌های پارامتری برخوردارند (Takeuchi *et al.*, 2003). به منظور دستیابی به روند تغییرات متغیرهای اقلیمی دما و بارش سالانه در دوره های گذشته در بخش‌های مختلف حوضه آبریز کرخه از آزمون‌های آماری من‌کندال، اسپیرمن و تخمینگر سن استفاده شده است.

آزمون روند من کندال یکی از متداول‌ترین روش‌های ناپارامتری تحلیل روند سری‌های هیدرولوژیکی و هواشناسی به شمار می‌رود. این آزمون ابتدا توسط Mann در سال ۱۹۴۵ ارائه و سپس توسط Kendall در سال ۱۹۴۸ توسعه یافت. به‌منظور بررسی فرضیه فقدان روند در سری زمانی مقادیر مشاهداتی، از آماره من کندال (رابطه ۱) استفاده می‌گردد:

رابطه ۱:

$$s = \sum_{i=1}^{N-1} \sum_{j=i+1}^{N} \mathrm{sgn}(x_j - x_i)$$

[Downloaded from jweb.ahvaz.iau.ir on 2026-10-31]

که در آن Xi و Xj مقدار داده‌های متوالی سری زمانی برای $i, j \leq N$ و $i \neq j$ است، N طول دوره آماری و $\mathrm{sgn}(\theta) = \mathrm{sgn}(x_j \quad x_i)$ تابع علامت با نشانگر θ است که به شکل زیر تعیین می‌شود (رابطه ۲):

رابطه ۲:

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

مقدار مثبت یا منفی S نشان دهنده روند افزایشی یا کاهشی است. برای $N \geq 8$ من و کندال ثابت نمودند اگر فرض نبودن روند صحیح باشد در آن صورت S تقریباً به‌صورت نرمال توزیع‌شده است و میانگین و انحراف معیار آن برابر (رابطه ۳ و ۴):

رابطه ۳:

$$E(S) = 0$$

رابطه ۴:

$$Var(S) = \left[n(n-1)(2n+5)\right]/18$$

در ادامه آماره استانداردشده Z نشان داده در رابطه زیر نیز از توزیع نرمال پیروی می‌کند (رابطه ۵):

رابطه ۵:

$$z = \begin{cases} S / \sqrt{Var(S)} & S > 0 \\ 0 & S = 0 \\ S / \sqrt{Var(S)} & S < 0 \end{cases}$$

مقدار بحرانی آماره Z از جدول نرمال در سطوح معنی‌داری مختلف به دست می‌آید.

در سطح معنی‌دار α_L فرض نبودن هیچ‌گونه روندی رد می‌شود اگر $|Z| \geq Z_{1-\alpha/2}$ باشد.

اغلب در سری‌های زمانی هیدرولوژیکی، به‌خصوص برای زمان‌های کوتاه‌تر از سال، شدت یک متغیر در زمان‌های خاص بستگی به‌شدت آن متغیر در زمان بعد و یا زمان‌های قبل خود دارد. این همبستگی را اصطلاح همبستگی زنجیره یا همبستگی به خود (Auto-correlation) و یا همبستگی درونی گویند. در آنالیز سری‌های زمانی وجود همبستگی سریالی تأثیر زیادی بر نتایج آزمون روند دارد. همبستگی زنجیره مثبت احتمال تخمین بیش‌ازحد روند و همبستگی منفی احتمال برآورد کمتر را دارد. برای برطرف کردن این موقعیتVon Storch (۱۹۹۵) پیشنهاد نمود که همبستگی سریالی سری زمانی قبل از استفاده در آزمون روند بررسی شود که این بررسی را با اصطلاح علمی Pre- whitened یا (PW) معرفی نمود. به دنبال این پیشنهاد (Zhang *et al*., 2001; Yue *et al*., 2002; Cunderlik and Ourda, 2009) و همچنین محققین دیگر از روش PW به‌منظور تخمین روند در سری‌های زمانی جریان و سیلاب استفاده نمودند. گام‌های اصلی برای انجام دادن این روش به شرح زیر است.

۱- ابتدا ضریب خودهمبستگی مرتبه یک (r_1) را برای n داده محاسبه می‌نماییم. مرتبه خودهمبستگی مربوط به فاصله زمانی، تأخیر یا گام زمانی (Lag) می‌باشد. همبستگی مقادیر بارش و دمای هرسال با سال قبل از آن گام زمانی یک است.

ضریب خودهمبستگی مرتبه یک (r_1) از رابطه زیر به دست می‌آید (رابطه ۶):

رابطه ۶:

$$r_1 = \frac{\left[\sum_{i=1}^{n-1}(x_i - \bar{x})(x_{i+1} - \bar{x})\right]}{\sum_{i=1}^{n}(x_i - \bar{x})^2}$$

[Downloaded from jweb.ahvaz.iau.ir on 2026-10-31]

اگر سری زمانی داده‌ها به‌صورت تصادفی توزیع‌شده باشند در آن صورت میانگین و انحراف معیار (r_1) از روابط ۷، ۸ و ۹ به دست می‌آید:

رابطه ۷: $E(r_1) = -1/n$

رابطه ۸: $Var(r_1) = (n^3 - 3n^2 + 4)/[n^2 - 1)]$

رابطه ۹: $Z = | r_1 - E(r_1) | / V_{ar}(r_1)^{0.5}$

۲- در ادامه آماره استانداردشده Z نشان داده‌شده در رابطه (۹) محاسبه و نسبت به مقدار بحرانی آماره Z که از جدول نرمال در سطوح معنی‌داری α_L به دست می‌آید، مقایسه می‌شود. اگر r_1 در سطح معنی‌دار α_L معنی‌دار نبود از آزمون تعیین روند با استفاده از داده‌های اصلی سری زمانی (x1,x2,x3,….xn) استفاده می‌شود در غیر این صورت آزمون تعیین روند به‌وسیله سری زمانی PW شده به شکل زیر انجام می‌شود (رابطه ۱۰):

رابطه ۱۰: $X_6 = x_2 - r_1 x_1 + x_3 - r_1 x_2 + x_4 - r_1 x_3 + \ldots x_{n_1+1} - r_1 x_n$

آزمون اسپرمن یکی دیگر از آزمون‌های ناپارامتری رتبه‌ای است که معنی‌دار بودن همبستگی بین دو متغیر را نشان می‌دهد. در تجزیه‌وتحلیل روند یک متغیر به‌عنوان زمان و متغیر دیگر به‌عنوان داده‌های سری زمانی در نظر گرفته می‌شود (Sneyers 1990; Chiew and Siriwardena, 2005) (رابطه‌های ۱۱، ۱۲، ۱۳ و ۱۴)

رابطه ۱۱: $\rho_s = S_{xy}/(S_x S_y)$

رابطه ۱۲: $S_x = \int_{i=1}^{n} (x_i - \bar{x})^2$

رابطه ۱۳: $Sy = \sum_{i=1}^{n} (y_i - \bar{y})^2$

رابطه ۱۴: $S_x S_y = \sum_{i=1}^{n} (x_i - \bar{x})(y_i - \bar{y})^2$

p_s: ضریب همبستگی بین متغیرها

xi: متغیر زمان

yi: متغیر وابسته

yi: متغیر وابسته

Sen (۱۹۶۸) با توسعه و بسط یک سری مطالعات آماری که Thiel (۱۹۵۰) به انجام رسانده بود یک روش ناپارامتری را جهت تحلیل سری‌های زمانی ارائه نمود. این روش نیز همانند روش من‌کندال از تحلیل تفاوت بین مشاهدات یک سری زمانی بهره می‌گیرد. نقاط قوتی که درروش منال ذکر گردیدند، این روش نیز داراست. همچنین این آزمون در هنگام وجود داده‌های گمشده، به‌راحتی قابل‌استفاده می‌باشد. اساس این روش بر محاسبه یک شیب میانه برای سری زمانی و قضاوت نمودن در مورد معنی‌داری شیب به‌دست‌آمده در سطوح اعتماد مختلف می‌باشد. مراحل کلی انجام این آزمون به شرح زیر می‌باشد:

الف) محاسبه شیب بین هر جفت داده مشاهده‌ای با استفاده از رابطه ۱۵:

رابطه ۱۵: $Q = \frac{x_t - x_s}{t - s}$

[Downloaded from jweb.ahvaz.iau.ir on 2026-10-31]

در این رابطه، xt و xs به ترتیب داده‌های مشاهده‌ای در زمان‌های t و s بوده و t یک واحد زمانی بعد از زمان s می باشد. با اعمال این رابطه برای هر دو جفت داده مشاهده‌ای، یک سری زمانی از شیب‌های محاسبه‌شده به دست می‌آید که از محاسبه میانه این سری زمانی شیب‌خط روند (Q_{med}) حاصل می‌آید. مقدار مثبت Q_{med} حاکی از صعودی بودن روند و مقدار منفی آن نشان‌دهنده نزولی بودن روند می‌باشد.

ب) محاسبه پارامتر C_α در سطوح اطمینان مورد آزمون به کمک رابطه ۱۶:

رابطه ۱۶:

$$c_\alpha = z_{1-\alpha/2} \times \sqrt{\mathrm{var}(s)}$$

که در آن Z آماره توزیع نرمال استاندارد می‌باشد و در یک آزمون دو دامنه بسته به سطوح اطمینان در نظر گرفته شده می‌تواند مقادیر مختلفی به خود بگیرد. این آماره ($C\alpha$) برای سطوح اطمینان ۹۵ و ۹۹ درصد به ترتیب برابر با Z=۱/۹۶ و Z=۲/۵۸ می‌باشد (Salmi *et al.*, 2002).

ج) محاسبه حدود اعتماد بالا و پایین (M_2 و M_1) به کمک رابطه ۱۷:

رابطه ۱۷:

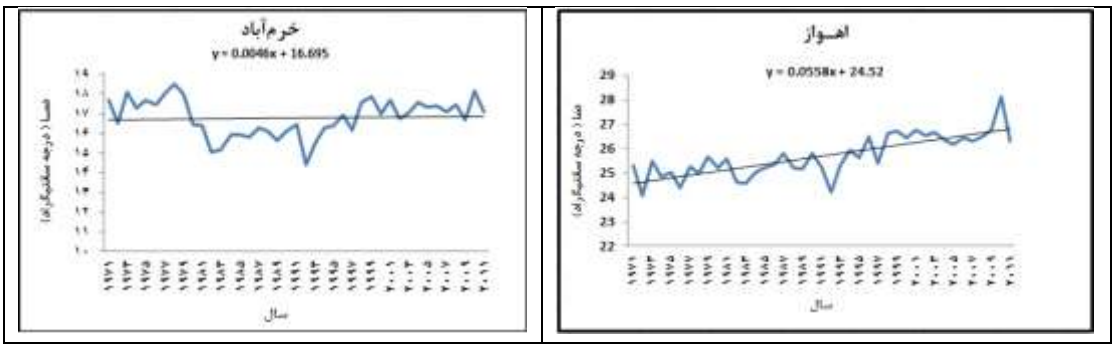
$$\begin{cases} M_1 = \dfrac{N' + C_\alpha}{2} \\ M_2 = \dfrac{N' - C_\alpha}{2} \end{cases}$$

که 'N تعداد شیب‌های محاسبه شده در بند الف می‌باشد.

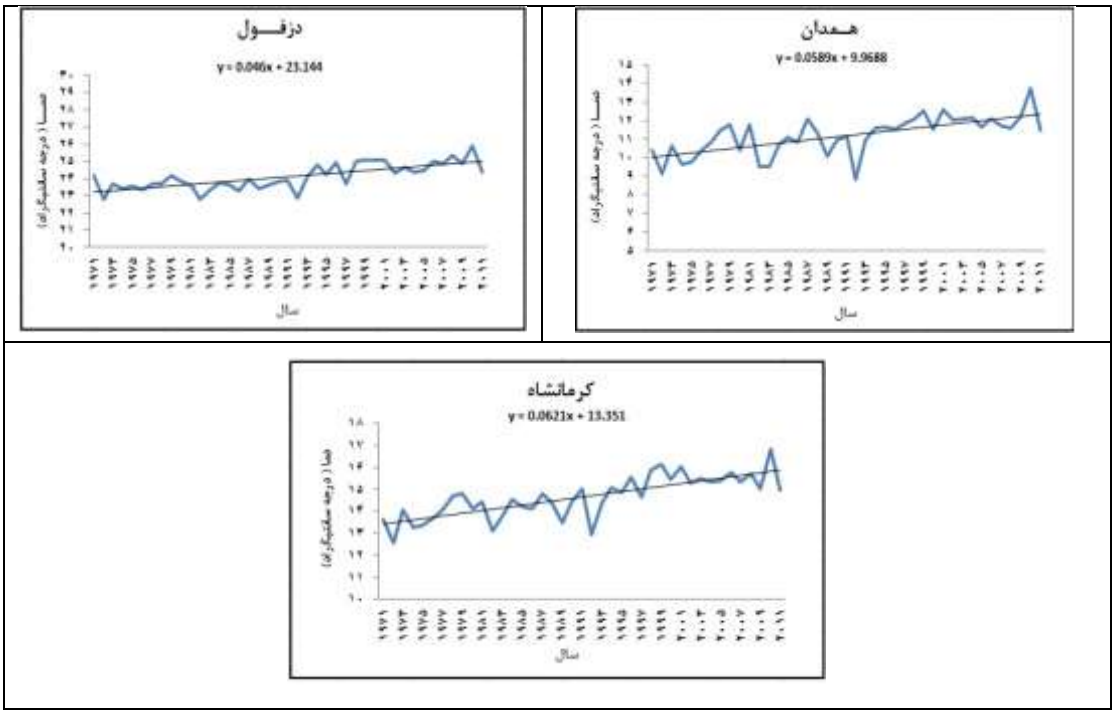
د) مرحله نهایی آزمون سن، بررسی حدود اطمینان محاسبه شده می‌باشد. بدین صورت که از بین شیب‌های محاسبه شده توسط رابطه ۱۷، M_1 امین و (M_{2+1}) امین شیب‌ها استخراج می‌گردند. درصورتی‌که عدد صفر در دامنه بین دو شیب استخراج‌شده فوق قرار گیرد، فرض صفر پذیرفته‌شده و به سری زمانی مورد آزمون، نمی‌توان هیچ روندی در سطح اطمینان موردنظر نسبت داد. در غیر این صورت، فرض صفر رد شده و حاکی از وجود یک‌روند معنی‌دار در سری زمانی موردبررسی می‌باشد.

نتایج

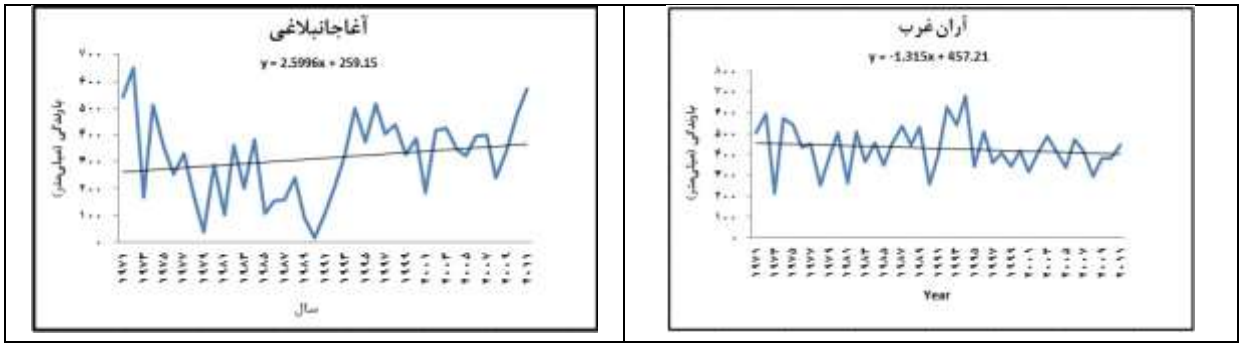
روند خطی در سری‌های زمانی دما و بارش سالانه در ایستگاه‌های منتخب حوضه آبریز کرخه به ترتیب در شکل‌های ۲ و ۳ نشان داده‌شده است. همان‌طور که مشاهده می‌شود که روندهای خطی مقادیر دمای سالانه، در تمامی ایستگاه‌های موردمطالعه، افزایشی است. همچنین ملاحظه می‌گردد که روندهای خطی مشاهده‌شده در مقادیر بارش سالانه، در اکثر ایستگاه‌ها، به‌جز ایستگاه‌های آغاجانبلاغی، کاکا رضا و کانال واریته کاهشی است.



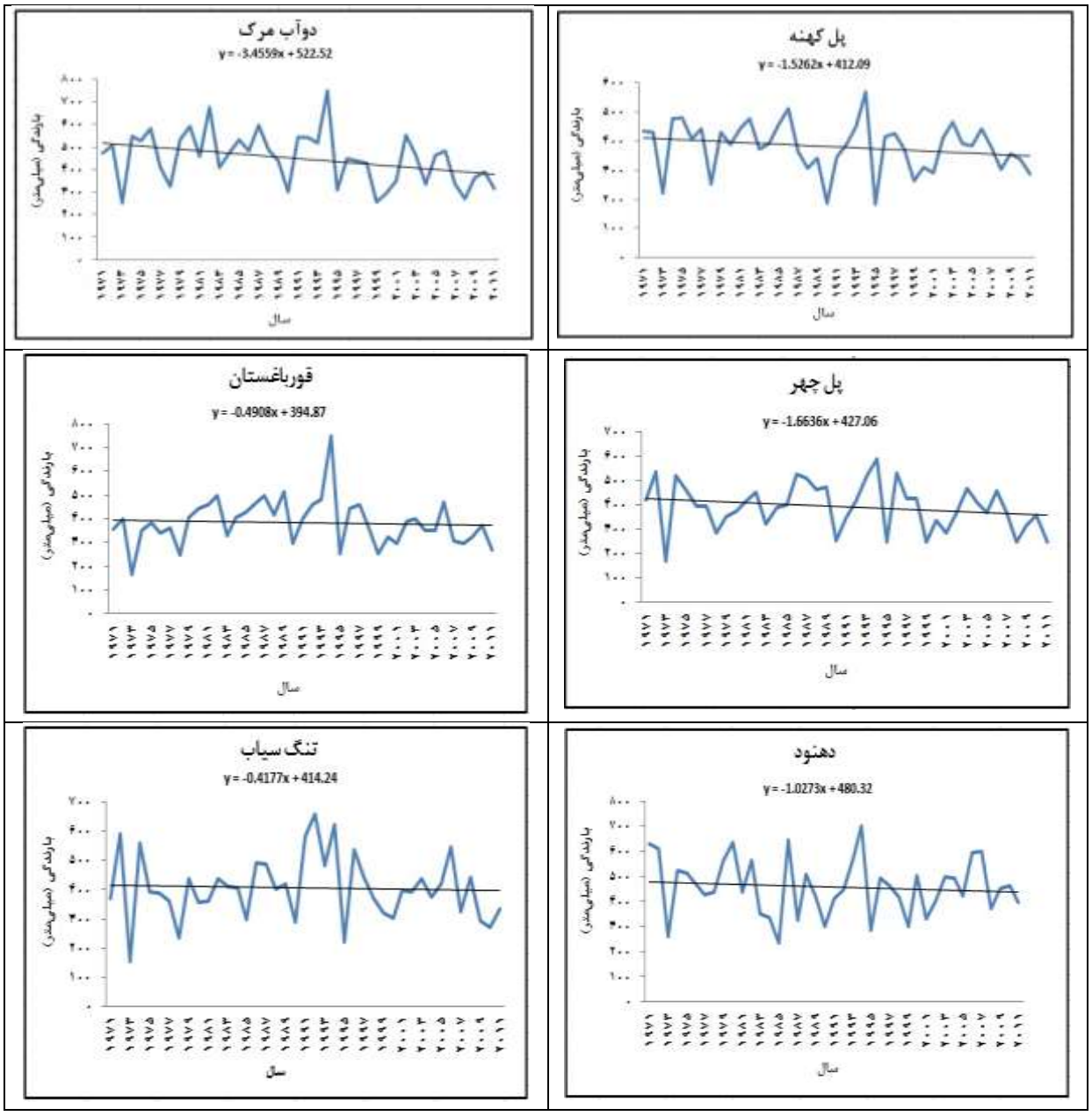
[Downloaded from jweb.ahvaz.iau.ir on 2026-10-31]



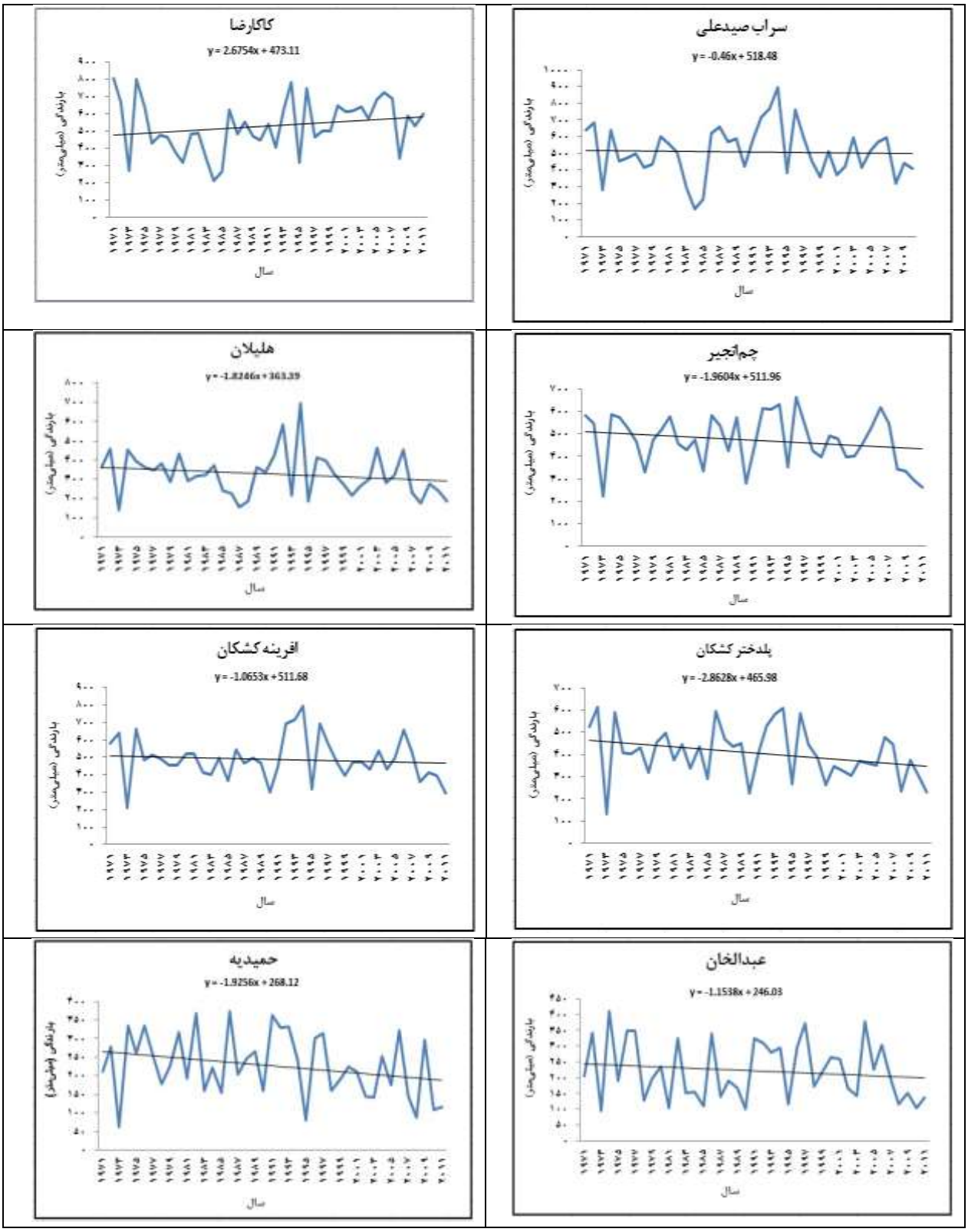
شکل ۲: روند خطی در سری زمانی میانگین دمای سالانه در ایستگاه‌های منتخب در حوضه آبریز کرخه (۲۰۱۱-۱۹۷۱).



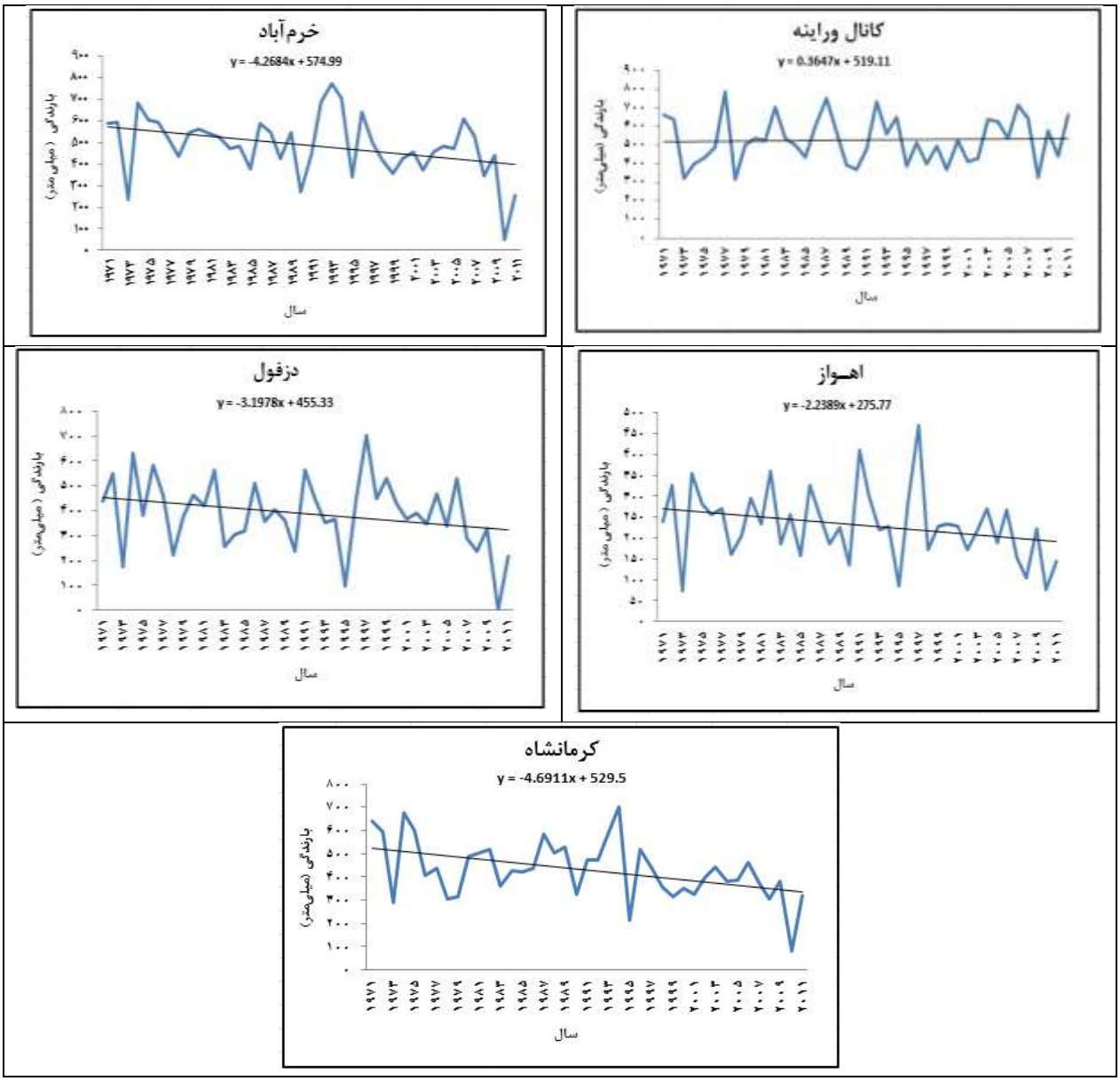
[Downloaded from jweb.ahvaz.iau.ir on 2026-10-31]



[Downloaded from jweb.ahvaz.iau.ir on 2026-10-31]



[Downloaded from jweb.ahvaz.iau.ir on 2026-10-31]



شکل ۳: روند خطی در سری زمانی میانگین بارش سالانه در ایستگاه‌های منتخب در حوضه آبریز کرخه (۲۰۱۱-۱۹۷۱).

در ادامه به‌منظور بررسی معنی‌داری روند در سری‌های زمانی دما و بارش سالانه حوضه از آزمون‌های آماری من‌کندال، اسپیرمن و جهت بررسی بزرگی شیب تغییرات از تخمینگر سن استفاده شد. جدول ۲ نتایج آزمون‌های آماری برای سری‌های زمانی دمای سالانه در محدوده مطالعاتی را نشان می‌دهد.

[Downloaded from jweb.ahvaz.iau.ir on 2026-10-31]

جدول ۲: نتایج آزمون‌های آماری برای سری‌های زمانی دمای سالانه در محدوده مطالعاتی در دوره آماری ۲۰۱۱-۱۹۷۱.

نام ایستگاه	روند مشاهده شده	آزمون من کندال	آزمون اسپیرمن	تخمینگر سن
		Z	Z	Q_{med} (درجه سانتی‌گراد/ دهه)
کرمانشاه	افزایشی	۵/۴۳۶**	۵/۱۸۳**	۰/۶۱
همدان	افزایشی	۴/۷۹۶**	۴/۵۷۵**	۰/۵
خرم‌آباد	–	۰/۶۷۴	۰/۳۶۴	۰/۱۲
اهواز	افزایشی	۲/۴۱۲*	۲/۳۵۵+	۰/۵
دزفول	افزایشی	۲/۵۰۵*	۲/۵۱۶*	۰/۴

Z: Statistic of the Mann–Kendall and Spearman's Rho tests, Qmed: Sen's slop estimator
*Statistically significant trends at the 95% confidence level.
**Statistically significant trends at the 99% confidence level.
+Statistically significant trends at the 90% confidence level

بر اساس نتایج جدول ۲، اکثر ایستگاه‌های سینوپتیک موردمطالعه در محدوده حوضه کرخه روند افزایشی دمای سالانه را با سطوح معنی-داری بالا (۱ درصد) با استفاده از آزمون‌های من‌کندال و اسپیرمن نشان می‌دهند. همچنین تخمینگر سن، روند افزایشی دما را با شیب تغییرات از ۰/۱۲ (+) تا ۰/۶۱ (+) درجه سانتی‌گراد/دهه، در این محدوده تأیید می‌کند. در این میان ایستگاه خرم‌آباد روند افزایشی دما در دوره مطالعه با یک شیب اندک ۰/۱۲(+) درجه سانتی‌گراد/دهه نشان می‌دهد. همچنین براساس نتایج آزمون‌های آماری در این ایستگاه، روند معنی‌داری مشاهده نشده است. با توجه به نتایج به‌دست‌آمده از تخمینگر سن، بیشترین و کمترین مقدار کاهش معنی‌دار دمای سالانه در ایستگاه‌های کرمانشاه و دزفول به ترتیب با شیب تغییرات ۰/۶۱ (+) و ۰/۱۲ (+) مشاهده‌شده است.

جدول ۳: نتایج آزمون‌های آماری برای سری‌های زمانی بارش سالانه در محدوده مطالعاتی در دوره آماری ۲۰۱۱-۱۹۷۱.

نام ایستگاه		آزمون من کندال	آزمون اسپیرمن	تخمینگر سن
	روند مشاهده‌شده	Z	Z	Q_{med} (میلی‌متر/ روز)
کرمانشاه	کاهشی	−۲/۵۵*	−۲/۵۸۱**	−۴/۸۵
خرم‌آباد	کاهشی	−۲/۵۰۵*	−۲/۴۱۷*	−۴/۳۹
اهواز	کاهشی	−۲/۲۳*	−۲/۱۲۹*	−۲/۲۴
دزفول	کاهشی	−۱/۸۳۱+	−۱/۷۱۶*	−۳/۱۷
آغاجانبلاغی	افزایشی	۱/۸۷۶+	۱/۷۰۱+	۳/۵۳
آران غرب	کاهشی	−۱/۲۹۲	−۱/۴۰۲	−۲/۰۵
پل کهنه	کاهشی	−۲/۰۱۱*	−۱/۹۷*	−۲/۱۴
قورباغستان	کاهشی	−۰/۶۳۳	−۰/۸۹۴	−۸/۷۷
تنگ سیاب	کاهشی	−۰/۳۷۱	−۰/۳۷۷	−۸/۳۳
کاکارضا	افزایشی	۱/۶۲۹	۱/۵۱۸	۳/۷۳
سراب صیدعلی	کاهشی	−۰/۶۱۸	−۰/۷۴۲	−۱/۳۲
هلیلان	کاهشی	−۱/۸۵۳	−۱/۷۱۶	−۲/۷۵
افرینه کشکان	کاهشی	−۱/۱۶۸	−۱/۰۸۲	−۲/۱۸

[Downloaded from jweb.ahvaz.iau.ir on 2026-10-31]

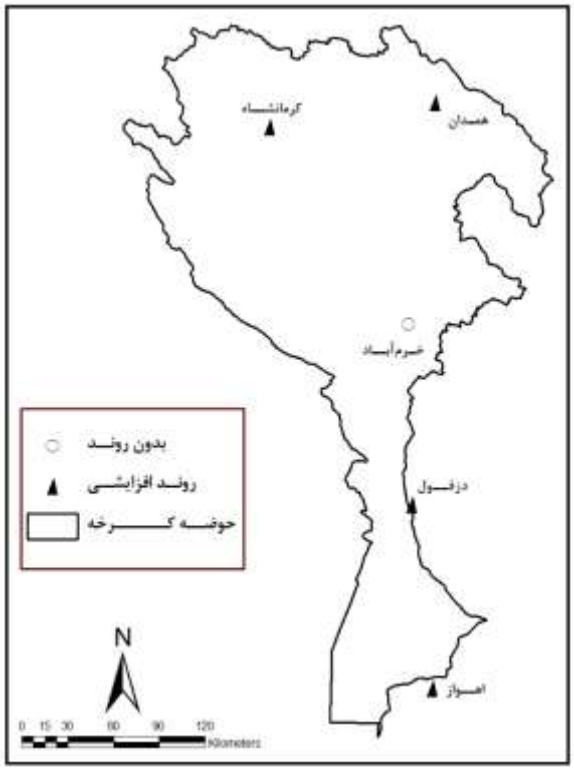
پلدختر کشکان	کاهشی	-۲/۱۱۲*	-۲/۱۴۲*	-۳/۵۴
چم انجیر	کاهشی	-۱/۵۵	-۱/۴۱۱	-۲/۶۵
عبدالخان	کاهشی	-۱/۰۲۲	-۰/۸۲۹	-۱/۵
حمیدیه	کاهشی	-۲/۰۴۴	-۱/۹۲۲	-۲/۴۶
کانال وراینه	افزایشی	۰/۳۹۳	۰/۴۹۴	۰/۹۶
پل چهر	کاهشی	-۱/۴۷۱	-۱/۵۶۶	-۱/۸۱
مرک-دوآب	کاهشی	-۲/۲۳۵*	-۲/۴۲۲*	-۳/۸۸
دهنود	کاهشی	-۰/۹۵۵	-۰/۹۸	-۱/۲۷

Z: Statistic of the Mann–Kendall and Spearman's Rho tests, Qmed: Sen's slop estimator
*Statistically significant trends at the 95% confidence level.
**Statistically significant trends at the 99% confidence level.
+Statistically significant trends at the 90% confidence level

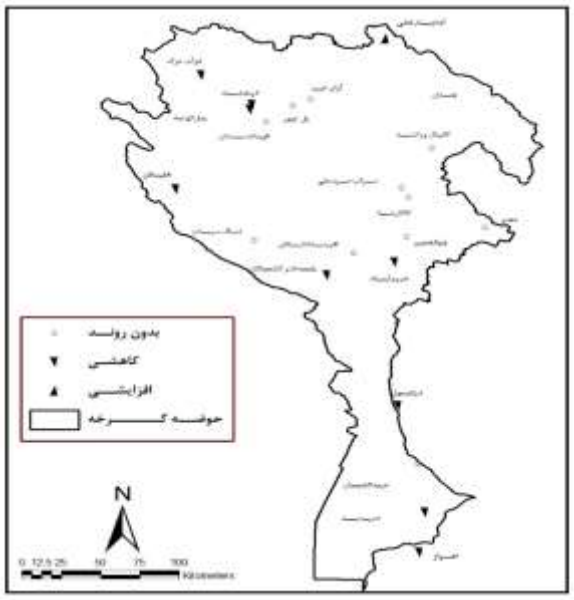
با توجه به نتایج جدول ۳، ۴۳ درصد ایستگاه‌ها روند کاهشی معنی‌دار در سطوح مختلف را در بارش سالانه نشان می‌دهند. ایستگاه‌های باران‌سنجی شامل؛ پل‌کهنه، هلیلان، پل‌دخترکشکان، حمیدیه، مرک‌دوآب، کرمانشاه، خرم آباد و اهواز روند کاهشی بارش سالانه را در حوضه کرخه با سطوح معنی‌داری ۵ درصد نشان می‌دهد. تمامی ایستگاه‌های سینوپتیک واقع در محدوده حوضه مورد مطالعه از شمال تا جنوب حوضه کرخه، کاهش بارش سالانه را با سطوح معنی‌داری ۱ و ۵ درصد نشان می‌دهد. بر این اساس، آزمون سن شیب تغییرات را از ۲/۲۴ (-) تا ۴/۸۵ (-) به ترتیب در ایستگاه‌های اهواز و کرمانشاه برآورد کرده است. بر اساس نتایج به‌دست‌آمده از تخمینگر سن، بیشترین و کمترین مقدار کاهش بارش سالانه در ایستگاه‌های قورباغستان واقع در استان کرمانشاه و دهنود به ترتیب با شیب تغییرات ۸/۷۷ (-) و ۱/۲۷ (-) است. از میان ایستگاه‌های مورد مطالعه، تنها ایستگاه‌های آغاجانبلاغی، کاکارضا و کانال واریته روند افزایشی بارش سالانه را با شیب تغییرات به ترتیب ۳/۵۳ (+)، ۳/۷۳ (+) و ۰/۹۶ (+) نشان می‌دهند. در مورد سایر ایستگاه‌های باران‌سنجی و تبخیرسنجی واقع در حوضه کرخه، اگرچه آزمون‌های آماری من کندال و اسپیرمن روند معنی‌داری را نشان نداده‌اند، اما روند کاهشی بارش سالانه در دوره آماری موردمطالعه دیده شد. تخمینگر سن شیب تغییرات میزان بارش را در این ایستگاه‌ها را با برآورد مقادیر منفی اثبات می‌کند.

شکل‌های ۴ و ۵ به ترتیب پراکنش مکانی روند سری‌های زمانی دما و بارش سالانه را بر اساس نتایج حاصل از آزمون‌های آماری، در سراسر حوضه کرخه نشان می‌دهند.

[Downloaded from jweb.ahvaz.iau.ir on 2026-10-31]



شکل ۴: پراکنش مکانی ایستگاه‌ها با روندهای افزایشی (▲) و بدون روند (○) با سطح معنی‌داری بالای ۱ درصد برای سری‌های زمانی دمای سالانه در دوره آماری ۲۰۱۱-۱۹۷۱ در حوضه کرخه.



شکل ۵: پراکنش مکانی ایستگاه‌ها با روندهای افزایشی (▲)، کاهشی (▼) و بدون روند (○) با سطح معنی‌داری بالای ۵ و ۱۰ درصد برای سری‌های زمانی بارش سالانه در دوره آماری ۲۰۱۱-۱۹۷۱ در حوضه کرخه.

[Downloaded from jweb.ahvaz.iau.ir on 2026-10-31]

بر اساس شکل ۴ ایستگاه‌های سینوپتیک روند افزایشی دمای سالانه را در سطح معنی‌داری بالای ۱ درصد در سطح منطقه در دوره آماری ۲۰۱۱-۱۹۷۱ نمایش می‌دهند. همان‌طور که شکل ۵ نشان می‌دهد، تقریباً تمامی ایستگاه‌های واقع در بخش شرقی حوضه کرخه، روند تغییرات بارش را یک‌روند بدون معنی نشان می‌دارند. ایستگاه آغاجانبلاغی واقع در بخش شمالی حوضه، یک‌روند افزایشی بارش را در سطح معنی‌داری ۱۰ درصد نشان داد. بیشترین تغییرات معنی‌دار کاهشی در بخش‌های غرب و جنوب حوضه کرخه مشاهده شد. در مناطق مرکزی و شرقی علی‌رغم روند کاهشی مقادیر بارش، این روند معنی‌دار نبوده است. غیور و مسعودیان (۱۳۷۵) نیز با بررسی تغییرات مکانی و زمانی بارندگی کشور به این نتیجه رسیدند که تغییرات مکانی بارش در ایران از الگوی ناهمواری‌ها پیروی می‌کند.

بحث و نتیجه‌گیری

تحلیل نتایج روند خطی و آزمون‌های آماری من‌کندال و اسپیرمن برای سری‌های زمانی دمای سالانه با دروه آماری ۲۰۱۱-۱۹۷۱، روند افزایشی با سطوح معنی‌داری بالای ۱ درصد در اکثر ایستگاه‌های موردمطالعه نشان داده است. مطالعات Kousari و همکاران (۲۰۱۳) نیز در بیش از ۳۲ ایستگاه سینوپتیک کشور وجود روند مثبت قابل توجه معنی‌دار دمای حداکثر در ماه‌ها و فصل‌های گرم سال را نشان داده است. آزمون سن شیب این تغییرات را در محدوده مطالعاتی از ۰/۱۲ (+) تا ۰/۶۱ (+) درجه سانتی‌گراد/دهه، تخمین زده است. Some'e و همکاران (۲۰۱۱) نیز در یک دوره آماری ۴۰ ساله حدود ۷۹ درصد از ایستگاه‌های سینوپتیک کشور روند منفی بارش را نشان دادند. آزمون سن با تخمین شیب تغییرات از ۰/۹۶ (+) تا ۸/۷۷ (-) (میلی‌متر در روز) در ایستگاه‌های موجود در محدوده حوضه کرخه نشان از تغییرات وسیع بارش در قسمت‌های مختلف تحت تأثیر شرایط توپوگرافی حوضه دارد. به‌طورکلی، نتایج استفاده از آزمون‌های آماری من‌کندال و تخمینگر سن اشاره به عملکرد موافقی می‌کند که در شناسایی روند متغیرهای هواشناسی وجود دارد. یافته‌های این مطالعه می‌تواند در تجزیه‌وتحلیل بیشتر از علل احتمالی افزایش یا کاهش تبخیر و تعرق کمک کند. علاوه بر این، تحقیقات بیشتری در مقایسه بین نتایج حاصل از آزمون من کندال و دیگر آزمون‌های شناسایی روند توصیه می‌شود. تغییرات کاربری اراضی در ایران می‌تواند به‌عنوان یک عامل مهم برای روند رو به بالای درجه حرارت علی‌الخصوص T_{max} معرفی شود (Tabari and Hossein zadeh Talaee, 2011). تحقیقات نتایج روند دوبعدی آنومالی دما و بارندگی برای نیم‌قرن اخیر نسبت به دوره پایه در هر یک از قسمت‌های حوضه آبریز کارون بزرگ نیز، نشان از روند افزایشی دما و کاهش بارندگی دارد (ظهرابی و همکاران، ۱۳۹۲). مطالعات آشکارسازی و شناسایی روند تغییرات در متغیرهای اقلیمی وهیدرولوژیکی اولین گام در مطالعات پیدیه تغییر اقلیم می‌باشد. لذا پیشنهاد می‌گردد به‌منظور نسبت‌دهی تغییرات رخداده به تغییر اقلیم (افزایش گازهای گلخانه‌ای) نسبت‌دهی این تغییرات به پدیده تغییر اقلیم از طریق متغیرهای اقلیمی (دما و بارش) و با توجه به فرایندهای اقلیمی و با استفاده از مدل‌های AOGCM و در نظر گرفتن عدم قطعیت‌های مربوطه انجام گیرد.

سپاسگزاری

این تحقیق حاصل طرح پژوهشی با عنوان " بررسی نوسانات زمانی و مکانی اقلیم در دوره‌های گذشته و نسبت دهی آن به گازهای گلخانه‌ای در حوضه کرخه " در دانشگاه آزاد اسلامی واحد اهواز می‌باشد و بدین جهت نویسندگان مقاله مراتب تشکر و قدردانی خود را از آن دانشگاه، سازمان مدیریت منابع آب کشور، سازمان آب و برق خوزستان و همچنین سازمان هواشناسی کشور اعلام می‌دارد.

[Downloaded from jweb.ahvaz.iau.ir on 2026-10-31]

منابع

ابراهیمی، ح.، علیزاده، ا. و جوانمرد، س.، ۱۳۸۴. بررسی وجود تغییر دما در دشت مشهد به عنوان نمایه تغییر اقلیم در منطقه. فصلنامه تحقیقات جغرافیایی، شماره پیاپی ۷۹، زمستان، مشهد. صفحات ۱۸-۵.

احمدی، ف. و رادمنش، ف.، ۱۳۹۳. بررسی روند تغییرات متوسط دمای ماهانه و سالانه نیمه شمالی کشور در نیم قرن اخیر. نشریه آب و خاک (علوم و صنایع کشاورزی). جلد ۲۸، شماره ۴، صفحات ۸۶۵-۸۵۵.

آذرخشی، م.، فرزادمهر، ج.، اصلاح، م. و صحابی، ح.، ۱۳۹۲. بررسی روند تغییرات سالانه و فصلی بارش و پارامترهای دما در مناطق مختلف آب و هوایی ایران. نشریه مرتع و آبخیزداری، مجله منابع طبیعی ایران، دوره ۶۶ شماره ۱.

اسدی، ا. و حیدری، عل.، ۱۳۹۰. تحلیل تغییرات سری‌های دما و بارش شیراز طی دوره ۲۰۰۵-۱۹۵۱. مجله جغرافیا و برنامه‌ریزی محیطی، سال ۲۲، شماره پیاپی ۴۱، شماره ۱، صفحات ۱۵۲-۱۴۷.

جهادی طرقی، م.، ۱۳۷۸. تعیین روند تغییرات -دما و بارش شهر مشهد طی دوره آماری ۱۹۹۴-۱۹۵۱. فصلنامه تحقیقات جغرافیایی، شماره پیاپی. ۵۴ و ۵۵، پاییز و زمستان، مشهد، صفحه ۱۵۱.

جهانبخش، س. و ترابی، س.،۱۳۸۳. بررسی و پیش بینی تغییرات دما و بارش در ایران. فصلنامه تحقیقات جغرافیایی، شماره پیاپی ۷۴، صفحات ۱۲۵-۱۰۴. پاییز، مشهد.

رحیم‌زاده، ف. و عسگری، ا.، ۱۳۸۳. نگرشی بر تفاوت نرخ افزایش دمای حداقل و حداکثر و کاهش دامنه شبانه‌روزی دمای کشور. فصلنامه تحقیقات جغرافیایی، شماره پیاپی ۷۳، تابستان، مشهد، صفحه ۱۵۵.

طباطبایی، ع و حسینی، م.، ۱۳۸۲. بررسی تغییر اقلیم در شهر سمنان بر اساس پارامترهای بارش ماهیانه و متوسط دمای ماهیانه. سومین اجلاس منطقه‌ای و اولین اجلاس ملی تغییر، اقلیم، اصفهان، صفحه ۹۴.

ظهرابی، ن.، مساح بوانی، ع.، تلوری، ع.ر. و صدقی، ح.، ۱۳۹۲. آشکار سازی تغییر اقلیم و نسبت‌دهی آن به گازهای گلخانه‌ای با استفاده از مدل‌های گردش عمومی اقیانوس- اتمسفر و توزیع نرمال دو متغیره در حوضه‌آبریز کارون بزرگ. مجله تحقیقات منابع آب ایران، سال نهم، شماره ۲، پاییز، تهران، صفحات ۸-۱.

غیور ح. و عساکره ح.، ۱۳۸۴. کاربرد مدل‌های فوریه در برآورد دمای ماهانه و آینده‌نگری آن. مطالعه موردی: دمای مشهد. تحقیقات جغرافیایی، دوره ۲۰، (۷۷) صفحات ۹۹-۸۳.

غیور ح. و مسعودیان س ا.، ۱۳۷۵. بررسی مکانی رابطه بارندگی با ارتفاع در ایران زمین. فصلنامه تحقیقات جغرافیایی. شماره ۴۱، صفحات ۱۴۴-۱۲۴.

نورمحمدی، م.، ۱۳۸۷. تعیین نقاط تغییر در دمای جو بالای تهران به منظور بررسی تغییرات احتمالی اقلیم با استفاده از مدل‌های خطی پویا. پایان‌نامه کارشناسی ارشد، دانشگاه شهید بهشتی، دانشکده علوم ریاضی، گروه آمار، تهران، صفحه ۱۱۷.

شرکت سهامی آب منطقه‌ای استان کرمانشاه، ۱۳۹۰. بهنگام‌سازی تلفیق مطالعات منابع آب حوزه آبریز رودخانه کرخه. مهندسین مشاور ساز آب شفق، خرداد ۹۰.

Brunetti, M., Maugeri, M., Monti, F. and Nanni, T., 2006. Temperature and precipitation variability in Italy in the last two centuries from homogenised instrumental time series. International Journal of Climatology. 26: 345–381.

Caloiero, T., Coscarelli, R., Ferrari, E. and Mancini, M., 2011. Trend detection of annual and seasonal rainfall in Calabria (Southern Italy). International Journal of Climatology. International Journal of Climatology. 31: 44–56.

Cannarozzo, M., Noto, L. V. and Viola, F., 2006. Spatial distribution of rainfall trends in Sicily (1921–2000), Phys. Physics and Chemistry of the Earth. 31: 1201–1211.

Chiew F. and Siriwardena L., 2005. User Guide for first full release of TREND version 1.0.2. CRC for Catchment Hydrology. Australia.

Cunderlik, J.M. and Ouarda, T.B.M.J., 2009. Trends in the timing and magnitude of floods in Canada. Journal of Hydrology. 375, 471–480.

Fu, G.B., Viney, N.R., Charles, S.P., Liu, J.R., 2010. Long-term temporal variation of extreme rainfall events in Australia, 1910–2006. Journal of Hydrometrology. 11: 951–966.

[Downloaded from jweb.ahvaz.iau.ir on 2026-10-31]

Fu, G.B., Yu, J., Yu, X., Ouyang, R., Zhang, Y., Wang, P., Liu, W. and Min, L., 2013. Temporal variation of extreme rainfall events in China, 1961–2009. Journal of Hydrometrology. 487: 48-59.

Grieser, J., S., Tromel, C. and Schonwiese, D., 2002. Statistical time series decomposition into significant components and application to European temperature. Theor. Appl. Climate Research. 71: 171-183.

IPCC, 2001. Climate change 2001. The science of climate change. Contribution of working group I to the second assessment report of the intergovernmental panel on climate change. eds. Houghton, J.T., Filho, L.G.M., Callander, B.A., Harris, N., Attenberg, A. & Maskell K., 572. P. Cambridge University Press, Cambridge.

IPCC, 2007. Summary for Policymarkers, in: Climate Change 2007. Solomon, S., D. Qin, M. Manning, Z.Chen, M. Marquis, K.B. Averyt, M.Tignor and H.L. Miller (eds.) (2007) Climate Change 2007: The PhysicalScience Basis, Contribution of Working Group I to the Fourth Assessment Report of the Intergovernmental Panel on Climate Change, Cambridge University Press, Cambridge, pp. 1-18.

Karl, T.R., Knight, R.W. and Easterling, D.R., 1996. Quayle, Indices of climatic change for the USA. Bulletin of American Meteorolological Society. 77: 279–292.

Kendall, M.G., 1975. Rank correlation methods. Charles Griffin, London.

Kumar, P.V., Bindi, M., Crisci, A. and Maracchi, G., 2013. Detection of variations in precipitation at different time scales of twentieth century at three locations of Italy. Weather and Climate Extremes, pp. 27–15.

Kousari, M., Ahani, H. and Hendizadeh, R., 2013. Temporal and spatial trend detection of maximum air temperature in Iran during 1960–2005. Global and Planetary Change. 111: 97–110.

Mann, H.B., 1945. Nonparametric tests against trend. Economietrica, 13: 71–84.

Marengo, J. A. and Camargo, C. C., 2008. Surface air temperature trends in Southern Brazil for 1960-2002. International Journal of Climatology. 28: 893-904.

Marengo, J.A., Rusticucci, M., Penalba, O. and Renom, M., 2010. An intercomparison of observed and simulated extreme rainfall and temperature events during the last half of the twentieth century. Part 2: Historical trends. Climatic Change. 98:509–529.

Maugeri, M. and Nanni, T., 1998. Surface Air Temperature variations in Italy: Recent Trends and an update to 1993. Theorical and Applied Climatology. 61: 191-196.

Qin, N., Chen, X., Fu, G., Zhai, J. and Xue, X., 2010. Precipitation and temperature trends for the Southwest China: 1960–2007. Hydrological Processes, 24: 3733–3744.

Rio, S.D., Herrero, L., Pinto-Gomes, C. and Peras, A., 2011. Spatial analysis of mean temperature trends in Spain over the period 1961-2006. Global and Planetary change.78: 65-75.

Salmi, T., Maatta, A., Anttila, P., Ruoho-Airola, T. and Amnell, T., 2002. Detecting trends of annual values of atmospheric pollutants by the Mann–Kendall test and Sen's slope estimates. Publications on Air Quality, Helsinki, Finland. 31p.

Sen, P.K., 1968. Estimates of the regression coefficient based on Kendall's tau. Journal of American Statistical Association. 63: 1379–1389.

Sneyers, R., 1990. On The Statistical Analysis of Series of Observations. World Meteorological Observation. Geneva Switzerland, pp. 192, 199.

Some'e, B., Ezani, A. and Tabari, H., 2012. Spatiotemporal trends and change point of precipitation in Iran. Atmospheric Research. 113: 1–12.

Su, B., Gemmer, M. and Jiang, T., 2008. Spatial and temporal variation of extreme precipitation over the Yangtze River Basin. Quaternary International. 186, 22–31.

Tabari, H. and Hosseinzadeh Talaee, P., 2011. Recent trends of mean maximum and minimum air temperatures in the western half of Iran. Journal of Meteorological Atmosphere Physics. 111:121–131.

Tabari, H. and Hosseinzadeh Talaee P., 2011b. Temporal variability of precipitation over Iran: 1966–2005. Journal of Hydrometrology. 396: 313–320.

Tabari, H., Shifteh Somee, B. and Rezaeian Zadeh, M. 2011. Testing for long-term trends in climatic variables in Iran. Atmospheric Research. 100:132–140.

[Downloaded from jweb.ahvaz.iau.ir on 2026-10-31]

Takeuchi, K. and Ishidaira, H., 2003. Monitoring Trend Step Changes Japanesei in Precipitation. Journal of hydrology. 279: 144-150.

Theil H., 1950. A rank invariant method of linear and polynomial regression analysis, part 3. Netherlands Akademie van Wettenschappen, Proceedings. 53. pp. 1397–1412.

Thompson, R., 1999. A time series analysis of the changing seasonality of precipitation in the British Isles and neighbouring areas. Journal of Hydrometrology. 224: 169–183.

Von Storch, H., 1995. Misuses of statistical analysis in climate research. In: vonStorch, H., Navarra, A. (Eds.), Analysis of Climate Variability: Applications of Statistical Techniques. Springer-Verlag, Berlin, pp. 11–26.

Yue, Sh., Pilon, P., Phinney, B. and Cavadias G., 2002. The influence of autocorrelation on the ability to detect trend in hydrological series. Hydrological Processes. 16: 1807–1829.

Zhang, X., Harvey, K.D., Hogg, W.D. and Yuzyk, T.R., 2001. Trends in Canadian streamflow. Water Resources Research. 37 (4): 987–998.

[Downloaded from jweb.ahvaz.iau.ir on 2026-10-31]