



دانشگاه گوارز و منابع طبیعی

نشریه پژوهش‌های حفاظت آب و خاک  
جلد بیست و یکم، شماره دوم، ۱۳۹۳  
<http://jwsc.gau.ac.ir>

## واکاوی تغییرات مقادیر حدی بارش و دما در ارومیه به‌عنوان نشانه‌هایی از تغییر اقلیم

محمد دارند\*

استادیار گروه آب و هواشناسی، دانشگاه کردستان  
تاریخ دریافت: ۹۱/۹/۶؛ تاریخ پذیرش: ۹۲/۲/۲۲

### چکیده

برای انجام این پژوهش از داده‌های روزانه بارش، دمای کمینه (شبانه) و بیشینه (روزانه) ایستگاه همدید ارومیه طی دوره زمانی ۴۵ ساله بین سال‌های ۲۰۰۵-۱۹۶۱ استفاده شد. برای شناسایی تغییر اقلیم از ۲۷ نمایه پیشنهاد شده توسط تیم تحقیقاتی شناسایی تغییر اقلیم و نمایه‌ها بهره بردیم. برای بررسی همگنی سری زمانی نمایه‌ها از دو آزمون همگنی توصیه شده توسط سازمان هواشناسی جهانی به نام آزمون انحرافات جمعی و آزمون درست‌نمایی ورسلی استفاده شد. همگنی سری زمانی نمایه‌ها در ۳ سطح اطمینان ۹۰، ۹۵ و ۹۹ درصد مورد آزمون قرار گرفت. همچنین نقاط جهش و تغییر در سری زمانی نمایه‌ها نیز به کمک دو آزمون همگنی یاد شده، شناسایی و معناداری نقاط جهش به کمک آزمون من‌وینتی آزمون شد. از دو آزمون ناپارامتریک من‌کندال و من‌کندال اصلاح شده برای معناداری روند نمایه‌ها و از تخمین‌گر شیب سن برای برآورد شیب و نرخ روند نمایه‌ها استفاده شد. یافته‌های این پژوهش بیانگر همگن نبودن سری زمانی نمایه‌های فرین بارش و دما در ایستگاه همدید ارومیه است. بر پایه دو دوره قبل و بعد از سال جهش نمایه‌های فرین دما، نمایه‌های فرین گرم (روزهای تابستانی (SU25)، روزهای گرم (TX90p) و امواج گرما (WSDI)) طی دوره مورد پژوهش روند صعودی و نمایه‌های فرین سرد (روزهای یخبندان (FD)، کوچک‌ترین دمای بیشینه (TXn) و شب‌های سرد (TN10p)) روند نزولی را تجربه کرده‌اند. تغییرات بیش‌تر نمایه‌های بارش فرین طی دوره مورد مطالعه روند نزولی معناداری را نشان می‌دهند. طی چند سال اخیر از بسامد رخداد بارش‌های سنگین، ابرسنگین و میزان کل بارش سالانه ارومیه به‌شدت کاسته شده است.

واژه‌های کلیدی: تغییر اقلیم، ارومیه، نمایه‌های فرین، روند

\* مسئول مکاتبه: [m.darand@uok.ac.ir](mailto:m.darand@uok.ac.ir)

## مقدمه

یافته‌های پژوهشگران علوم جوی نشان می‌دهد که تغییرات شدید رفتار سنج‌های جوی به‌ویژه طی قرن بیستم و بیست و یکم بیانگر نشانه‌هایی از رخداد تغییر اقلیم است. علاوه بر تغییرات در مقادیر میانگین، مقادیر فرین نیز دست‌خوش تغییرات شده‌اند. نرخ تغییرات در مقادیر فرین شدیدتر و آشکارتر است. هیأت بین‌دول تغییر اقلیم نرخ افزایش متوسط دمای جهانی را طی این قرن بین  $1/1-6/4$  درجه سانتی‌گراد پیش‌بینی می‌کند (هیأت بین‌دول تغییر اقلیم، ۲۰۰۷). براساس گزارش سال ۲۰۰۱ این هیأت مناطق آسیایی در مقابل تغییر اقلیم آسیب‌پذیرند و تراز آب دریاچه‌ها نسبت به اقلیم پارامترهای مرتبط با آن واکنش معناداری نشان می‌دهند (مهاجر و همکاران، ۲۰۱۱). بنابراین نوسانات دریاچه‌ها را می‌توان به‌واسطه این عوامل و فاکتورهای آن تجزیه و تحلیل کرد (هاریسون، ۱۹۸۹). به‌دنبال طرح جدی مسأله تغییر اقلیم ناشی از فعالیت‌های بشر در چند دهه اخیر ضرورت مطالعاتی در این زمینه در کشور بیش از پیش احساس شده است. در این راستا مطالعات بسیار وسیعی در سطح ملی و منطقه‌ای در دهه‌های اخیر انجام شده است. پژوهش‌های انجام شده را می‌توان در ۲ دسته کلی قرار داد. گروه اول پژوهش‌هایی هستند که تنها به کمک نمایه‌ها تغییر اقلیم را شناسایی کرده‌اند ولی دسته دوم علاوه بر شناسایی تغییر اقلیم نقش آن را بر روی رفتار منابع آب، کشاورزی و... بررسی و واکاوی کرده‌اند. برای نمونه می‌توان به پژوهش‌های زیر اشاره کرد. مهدی‌زاده و همکاران (۲۰۱۱) نقش تغییر اقلیم را بر میزان بارش دریافتی حوضه سد گلستان در دو ایستگاه مورد بررسی قرار دادند. نتایج آن‌ها نشان داد که به‌طورکلی در فصل‌های بهار و تابستان نرخ بارش کاهشی است ولی در فصل‌های زمستان و پاییز افزایشی است. مساح‌بوانی و مرید (۲۰۰۵) اثرات تغییر اقلیم را بر جریان رودخانه زاینده‌رود اصفهان مطالعه کردند. ایشان به کمک دو سناریوی اقلیمی و برای دو دوره سی‌ساله ۲۰۳۹-۲۰۱۰ و ۲۰۹۹-۲۰۷۰ میلادی این پژوهش را انجام دادند. نتایج این پژوهش بیانگر کاهش بارندگی و افزایش درجه حرارت در هر دو دوره و به‌ویژه در دوره دوم است به‌طوری‌که طی این دوره‌ها میزان کاهش بارندگی ۱۶-۱۰ درصد و افزایش درجه حرارت به‌میزان  $3/2-4/6$  درجه سانتی‌گراد به‌ترتیب در سناریوهای A2 و B2 پیش‌بینی می‌شود. کریمی‌خاکی و سپهری (۲۰۱۰) روند تغییر اقلیم را برای دو دوره در همدان و تبریز مطالعه و بررسی کردند. کاهش بارش سالانه و زمستان، رطوبت نسبی در طول سال و سرعت باد در تابستان و از طرفی افزایش کمینه، بیشینه و متوسط دمای سالانه و تابستان از نتایج این پژوهش است. همچنین در همدان کاهش بارندگی بهاره و افزایش

سرعت باد در مقادیر سالانه، بهار و تابستان و افزایش بیشینه دمای سالانه و اواخر زمستان تا اوایل پاییز آشکار است. کوچکی و همکاران (۲۰۰۷) شاخص‌های هواشناسی ایران در شرایط تغییر اقلیم را بررسی کردند. نتایج این پژوهش نشان داد که متوسط افزایش دمای فصل بهار برای سال‌های ۲۰۲۵ و ۲۰۵۰ در کل ایستگاه‌های مطالعه شده به ترتیب ۳/۱ و ۳/۹، برای ماه‌های فصل تابستان به ترتیب ۳/۷ و ۴/۷، برای فصل پاییز ۲/۳ و ۳ و برای زمستان ۲ و ۲/۴ درجه سانتی‌گراد است. افزایش دما از شمال به جنوب و از غرب به شرق تشدید خواهد شد. شدت کاهش بارندگی در مناطق خشک و نیمه‌خشک کشور بارزتر از مناطق مرطوب بوده و کاهش بارندگی در پاییز و زمستان بیش‌تر از بهار و تابستان خواهد بود. مهسافر و همکاران (۲۰۱۱) اثرات تغییر اقلیم را بر بیلان آبی دریاچه ارومیه مورد مطالعه قرار دادند. این پژوهش نشان داد که تحت سناریوی A2 میانگین دمای سالانه افزایش یافته و میانگین سالانه تراز سطح دریاچه به ترتیب ۲/۸ درجه سانتی‌گراد و ۴/۶ متر است. نتایج سناریوی B2 نیز بیانگر افزایش میانگین دمای سالانه ۲/۳۵ درجه سانتی‌گراد و کاهش تراز سطح آب دریاچه ۳/۹۳ متر به دست آمد. سیاری و همکاران (۲۰۱۱) به مقایسه دو مدل گردش عمومی جو (CGCM2, HadCM3) در پیش‌بینی پارامترهای اقلیمی و نیاز آبی گیاهان تحت تغییر اقلیم در حوضه کشف رود پرداختند. نتایج آن‌ها نشان داد که میانگین بارش سالانه با مدل CGCM2 و تحت دو سناریوی A2 و B2 به ترتیب ۱۳ و ۱۶ درصد کاهش پیدا می‌کند در صورتی‌که برای مدل HadCM3 و دو سناریوی A2 و B2 میانگین بارش سالانه ۲ و ۸ درصد به ترتیب افزوده می‌شود. دمای حداکثر و حداقل ماهانه پیش‌بینی شده برای هر دو مدل و دو سناریو افزایش یافت. مانتون و همکاران (۲۰۰۱) برای جنوب‌شرق آسیا و جنوب اقیانوس آرام از سال ۹۸-۱۹۶۱ روند دما را به کمک ۸ شاخص محاسبه کردند. بسامد روزها با بیشینه دمای بالای میانگین صدک ۹۹م دوره مینا (۹۰-۱۹۶۱) به‌عنوان روزهای گرم (داغ) و بسامد روزها با کمینه دمای بالای میانگین صدک ۹۹م دوره مینا (۹۰-۱۹۶۱) به‌عنوان شب‌های گرم (داغ) در نظر گرفته شد. یافته‌های آن‌ها بیانگر افزایش قابل‌ملاحظه هر دو شاخص است. روستیسوسی و رینوم (۲۰۰۸) تغییرات و روند شاخص دماهای فرین روزانه را در اروگوئه بررسی کردند. آن‌ها برای انجام این کار از داده‌های ۷ ایستگاه استفاده کردند و شاخص دماهای فرین را به ۴ گروه دسته‌بندی کردند. (۱) روزهای گرم (TX90)، (۲) روزهای سرد (TX10)، (۳) شب‌های گرم (TN90) و (۴) شب‌های سرد (TN10). نتایج آن‌ها نشان داد که شب‌های سرد و روزهای سرد طی دوره مورد مطالعه دارای روند منفی است. بیش‌ترین روند منفی مربوط به شب‌های سرد می‌باشد. در حالی‌که روزهای گرم و

شب‌های گرم روند مثبتی را نشان می‌دهند. روادیکار و همکاران (۲۰۰۹) نقش النینو و لائینا را بر فرین‌های دمایی هند مطالعه کردند. نتایج آن‌ها نشان داد که نوسان جنوبی النینو با فرین‌های دمایی در زمان آغاز مونسون در ژوئن ارتباط دارد. النینو با فراوانی اندک رخداد‌های فرین گرم در ماه‌های قبل از رخداد مونسون و با فراوانی بالای فرین‌های گرم هم‌زمان با فصل رخداد النینو و بعد از آن ارتباط دارد. برای لائینا شرایط دقیقاً برعکس است. سهرابی و همکاران (۲۰۰۹) رخداد فرین‌های دما و بارش را در سمنان مطالعه کردند. نتایج پژوهش آن‌ها نیز هماهنگ با گرمایش جهانی است و اقلیم استان سمنان به اقلیم کاملاً خشک نزدیک می‌شود. وارفی و همکاران (۲۰۰۹) ویژگی‌های روزهای فرین‌های گرم و سرد را در یونان بررسی کردند. ایشان به کمک داده‌های کمینه و بیشینه دما بر روی ۱۷ ایستگاه هم‌دیدگی و بر پایه یک سری آستانه‌های صدکی نسبت به دوره پایه هواشناسی ۲۰۰۰-۱۹۶۱، روزهای فرین سرد و گرم را شناسایی کردند. نتایج آن‌ها نشان داد که فرین‌های سرد روند نزولی و فرین‌های گرم رو به افزایش است. لوسیو و همکاران (۲۰۱۰) تغییرات رخداد دماهای فرین مناطق قاره‌ای پرتغال را بررسی کردند. نتایج آن‌ها نشان داد که فراوانی رخداد دماهای فرین قابل ملاحظه است. آن‌ها دلیل این امر را تغییرپذیری طبیعی سیستم‌های اقلیمی و فعالیت‌های انسان که منجر به افزایش گازهای گلخانه‌ای و تمرکز آن در جو می‌شود، می‌دانند. مارتینز و همکاران (۲۰۱۰) نیز روند دماهای کمینه و بیشینه کاتالونیا را طی بازه زمانی ۲۰۰۴-۱۹۷۵ بررسی کرده‌اند نتایج آن‌ها نشان داد که دمای بیشینه کمینه سالانه در فصل بهار و تابستان ۰/۵ درجه سلسیوس در هر دهه روبه افزایش است. برای فصل زمستان روند افزایشی به ۰/۷ درجه سلسیوس به‌ازای هر دهه می‌رسد. در حالی که در فصل پاییز روند دمای کمینه و بیشینه کاهش یافته است و میزان آن برابر ۰/۵- درجه سانتی‌گراد در هر دهه است. کوثری و همکاران (۲۰۱۱) روند کمینه، بیشینه و میانگین دمای سالانه، رطوبت نسبی و بارش را در مناطق خشک و نیمه‌خشک ایران مطالعه کردند و نشان دادند که روند دمای کمینه و میانگین معنادار است و رو به افزایش است. ژائو و همکاران (۲۰۱۲) به تحلیل منطقه‌ای نمایه‌های فرین دمای حوضه رودخانه هایه‌چی طی دوره ۲۰۰۹-۱۹۶۰ پرداختند. نتایج نشان داد که در سراسر حوضه نمایه‌های فرین سرد روزهای یخبندان (FD)، روزهای یخی (ID)، شب‌های سرد (TN10p)، روزهای سرد (TX10p)، دوام امواج سرما (CSDI) و دامنه دمای شبانه‌روزی (DTR) روند منفی معناداری را نشان می‌دهند در حالی که نمایه‌های گرم فرین از جمله روزهای تابستانی (SU25)، طول دوره رشد (GSL)، میانگین دمای بیشینه (TMAXmean)، میانگین دمای کمینه (TMINmean)، کوچک‌ترین

دمای کمینه (TNn)، شب‌های گرم (TN90p)، روزهای گرم (TX90p) و امواج گرما (WSDI) روند مثبت و معناداری را نشان می‌دهند. نرخ افزایش دمای کمینه بیش‌تر از دمای بیشینه است. هدف این پژوهش واکاوی و شناسایی تغییرات مقادیر حدی بارش و دما به‌عنوان نشانه‌هایی از تغییر اقلیم در ارومیه است.

**داده و روش شناسی:** ایستگاه همدید ارومیه قدیمی‌ترین ایستگاه دیده‌بانی سنجه‌های جوی در استان آذربایجان غربی است که در سال ۱۳۳۰ در داخل شهر ارومیه تاسیس شد و در سال ۱۳۴۷ (۱۹۶۸) به بیرون شهر (فرودگاه) جابه‌جا شده است. دو سنجه بارش و دما از مهم‌ترین عناصر جوی هستند که برای شناسایی تغییر اقلیم توسط مراکز پژوهشی شناسایی تغییر اقلیم و پژوهشگران مختلف استفاده شده‌اند. برای انجام این پژوهش از داده‌های روزانه بارش، دمای کمینه (شبانه) و بیشینه (روزانه) ایستگاه همدید ارومیه طی بازه زمانی ۱۹۶۱/۱/۱ تا ۲۰۰۵/۱۲/۳۱ استفاده شد. به دلیل دسترسی نداشتن به داده‌های روزانه سنجه‌های جوی طی چند سال اخیر، در این پژوهش محاسبه‌ها بر روی داده‌های موجود (تا اواخر سال ۲۰۰۵) انجام شده است. در جدول‌های ۱ و ۲ فهرست نمایه‌های معرفی شده توسط تیم تحقیقاتی شناسایی تغییر اقلیم و نمایه‌ها (ETCCDI)<sup>۱</sup> آمده است. همان‌طور که قابل ملاحظه است از ۲۷ نمایه، ۱۶ نمایه مربوط به فرین‌های دما و ۱۱ نمایه مربوط به فرین‌های بارش است. قبل از انجام هر گونه تحلیلی ابتدا داده‌ها کنترل کیفی شدند و مقادیر پرت و اشتباه از سری زمانی داده‌ها حذف شدند. برای آگاهی در مورد رخداد تغییر اقلیم در ارومیه از آزمون‌های آماری پیشنهاد شده توسط سازمان هواشناسی جهانی (WMO) برای واکاوی تغییر اقلیم بهره بردیم. از آزمون‌های انحرافات تجمعی (CDT) و آزمون نسبت درست‌نمایی ورسلی (WLRT) برای شناسایی همگنی یا ناهمگنی داده‌ها و مشخص کردن نقاط جهش و تغییر در داده‌ها استفاده شد. معناداری روند هر کدام از ۲۷ نمایه فرین یاد شده توسط روش ناپارامتریک من‌کنندال و من‌کنندال اصلاح شده مورد آزمون قرار گرفت.

**همگنی داده‌ها:** در مطالعات تغییر اقلیم، بررسی همگنی داده‌ها از اهمیت ویژه‌ای برخوردار است و از این‌رو آزمون‌های همگنی خاصی در تأیید و یا نبود تأیید آن به‌کار برده می‌شوند (رحیم‌زاده و عسگری، ۲۰۰۵). در این پژوهش از دو آزمون انحرافات تجمعی (CDT) و آزمون نسبت بیشینه درست‌نمایی ورسلی (WLRT) که توسط سازمان هواشناسی جهانی (WMO) پیشنهاد شده است، برای شناسایی همگنی داده‌ها و مشخص کردن نقاط جهش و تغییر در داده‌ها استفاده شد.

معناداری همگنی داده‌ها در ۳ سطح اطمینان ۹۰، ۹۵ و ۹۹ درصد مورد آزمون قرار گرفت. در زیر نحوه محاسبه این دو آزمون آمده است.

آزمون همگنی انحرافات تجمعی (Cumulative Deviation Test): این آزمون ابتدا توسط بیشاند (۱۹۸۲) ارائه شد و بر پایه جمع‌های جزئی تعدیل شده یا انحرافات تجمعی از میانگین بنا نهاده شده است (مدرسی و همکاران، ۲۰۱۰؛ رحیم‌زاده و عسگری، ۲۰۰۵). در آزمون‌های همگنی، فرض صفر بیانگر ایستایی میانگین و همگنی داده‌ها و فرض مقابل بر نایستایی میانگین و ناهمگنی داده‌ها دلالت دارد. اگر  $x_1, x_2, \dots, x_n$  مشاهدات مربوط به سنجه موردنظر ما باشد، آن‌گاه طبق رابطه‌های زیر عمل می‌کنیم.

$$S_0^* = 0, \quad S_n^* = 0 \quad (1)$$

$$S_k^* = \sum_{i=1}^k (x_i - \bar{x}) \quad k = 1, 2, \dots, n-1 \quad (2)$$

$$\bar{x} = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n x_i \quad (3)$$

جمع‌های جزئی در مقیاس کوچک ( $S_k^{**}$ ) با تقسیم  $S_k^*$  بر واریانس داده‌ها  $D_x^y$  به دست می‌آیند:

$$D_x^y = \frac{\sum_{i=1}^n (x_i - \bar{x})^2}{n} \quad (4)$$

$$S_k^{**} = \frac{S_k^*}{D_x^y} \quad k = 1, 2, \dots, n \quad (5)$$

آماره این آزمون به کمک رابطه زیر به دست می‌آید:

$$Q = \max |S_k^{**}| \quad 0 \leq k \leq n \quad (6)$$

مقادیر بزرگ  $Q$  بیانگر تغییرات و نایستایی داده‌هاست. مقادیر بحرانی برای این آزمون در جدول پیوست مقاله آمده است. در صورتی که آماره محاسبه شده  $Q/\sqrt{n}$  بزرگ‌تر از مقدار بحرانی آماره آزمون جدول باشد، سری زمانی ناهمگن است.

آزمون همگنی نسبت درست‌نمایی ورسلی (Worseley,s Likelihood Ratio Test): این آزمون توسط ورسلی (۱۹۷۹) ارایه شده است. در این آزمون همانند آزمون انحرافات تجمعی، آماره  $Z_k^*$  بر پایه  $S_k^*$  و  $D_x$  و به کمک رابطه‌های زیر قابل محاسبه است.

$$Z_k^* = \sum k(n-k)^{-\frac{1}{2}} S_k^* \quad 1 \leq k \leq n-1 \quad (7)$$

$$Z_k^{**} = \frac{Z_k^*}{D_y} \quad (8)$$

و آن‌گاه داریم:

$$V = \text{Max} |Z_k^{**}| \quad 1 \leq k \leq n-1 \quad (9)$$

در نهایت آماره آزمون ورسلی به کمک رابطه زیر به دست می‌آید:

$$W = \frac{(n-2)^{\frac{1}{2}} V}{(1-V^2)^{\frac{1}{2}}} \quad (10)$$

برای این آزمون نیز مقادیر بحرانی در جدول پیوست آمده است. همانند آزمون انحرافات تجمعی در صورتی که مقدار آماره آزمون محاسبه شده  $W$  بزرگ‌تر از مقدار بحرانی آماره جدول باشد، بیانگر ناهمگنی داده‌هاست و فرض صفر تأیید نمی‌شود. یکی دیگر از کاربردهای دو آزمون همگنی یاد شده شناسایی نقاط جهش در سری زمانی است.

#### روند نمایه‌ها

آزمون ناپارامتریک من کندال: این آزمون ابتدا توسط من (۱۹۴۵) ارایه و سپس توسط کندال (۱۹۷۵) بسط و گسترش یافت. این آزمون را می‌توان بر روی یک سری زمانی که نرمال نیست و از هیچ توزیع خاصی پیروی نمی‌کند برآزش داد. از این روش برای آزمون فرض تصادفی بودن توالی داده‌ها در مقابل وجود روند استفاده می‌گردد. کاربرد این روش توسط سازمان جهانی هواشناسی توصیه شده است. مراحل محاسبه آماره این آزمون به شرح زیر می‌باشد:

گام اول محاسبه اختلاف بین تک‌تک مشاهده‌ها با یکدیگر و اعمال تابع علامت و استخراج پارامتر  $S$  به صورت زیر:

$$S = \sum_{k=1}^{n-1} \sum_{j=k+1}^n \text{sgn}(x_j - x_k) \quad (11)$$

که در آن،  $n$ : تعداد مشاهدات سری و  $x_j$  و  $x_k$  به ترتیب داده‌های  $j$  ام و  $k$  ام سری هستند. تابع علامت نیز به صورت زیر محاسبه می‌گردد:

$$\text{sgn}(x) = \begin{cases} +1 & \text{if } (x_j - x_k) > 0 \\ 0 & \text{if } (x_j - x_k) = 0 \\ -1 & \text{if } (x_j - x_k) < 0 \end{cases} \quad (12)$$

گام دوم محاسبه واریانس به کمک یکی از رابطه‌های زیر:

$$\text{Var}(S) = \frac{n(n-1)(2n+5) - \sum_{i=1}^m t_i(t_i-1)(2t_i+5)}{18} \quad \text{if } n > 10 \quad (13)$$

$$\text{Var}(S) = \frac{n(n-1)(2n+5)}{18} \quad \text{if } n < 10 \quad (14)$$

که در آن،  $n$ : تعداد داده‌های مشاهده‌ای،  $m$ : معرف تعداد سری‌هایی است که در آن‌ها حداقل یک داده تکراری وجود دارد و  $t$ : نشان‌دهنده فراوانی داده‌های با ارزش یکسان می‌باشد. در گام سوم آماره  $Z$  توسط یکی از رابطه‌های زیر تعیین می‌گردد:

$$Z = \begin{cases} \frac{S-1}{\sqrt{\text{Var}(S)}} & \text{if } S > 0 \\ 0 & \text{if } S = 0 \\ \frac{S+1}{\sqrt{\text{Var}(S)}} & \text{if } S < 0 \end{cases} \quad (15)$$



گام چهارم آزمون فرض است. فرض صفر بر نبود روند و تصادفی بودن آن دلالت دارد. به بیانی دیگر  $Z$  از نظر آماری معنی‌دار نیست (سری زمانی نمایه موردنظر از خود روندی نشان نمی‌دهد). زمانی این فرض تأیید می‌شود که  $Z_{\alpha/2} < |Z| < Z_{\alpha/2} -$  باشد. مقادیر  $Z_{\alpha/2}$  انحراف نرمال استاندارد ( $Z$  جدول) است و  $\alpha$  سطح معنی‌داری است که برای آزمون در نظر گرفته می‌شود. فرض مقابل یا فرض یک بر وجود روند دلالت دارد و به این معنی است که  $Z$  از نظر آماری معنی‌دار است. زمانی این فرض تأیید می‌شود که  $Z < -Z_{\alpha/2}$  یا  $Z > Z_{\alpha/2}$  باشد (گان، ۱۹۹۸). اگر  $Z$  کوچک‌تر از صفر باشد، روند منفی سری زمانی نمایه موردنظر را تأیید می‌کنیم و در صورتی که  $Z$  بزرگ‌تر از صفر باشد، روند مثبت سری زمانی را رد نمی‌کنیم.

**آزمون من- کندال اصلاح‌شده:** این آزمون توسط حامد و راثو (۱۹۹۸) ارائه شد. هدف این آزمون حذف اثرات ضرایب خود همبستگی معنی‌دار از سری زمانی است چرا که فرض اصلی استفاده از روش ناپارامتریک من‌کندال برای واکاوی تغییرات سری زمانی و روند، آن است که در مشاهدات خودهمبستگی معناداری وجود نداشته باشد. اگر سری دارای ضرایب خودهمبستگی مثبت باشد، احتمال این که آزمون من‌کندال وجود روند را در سری نشان دهد، افزایش می‌یابد. ممکن است سری در واقعیت بدون روند باشد. بنابراین برای حذف خودهمبستگی لازم است که اجزا خودهمبستگی، مانند فرایند خودهمبستگی مرتبه اول قبل از انجام آزمون من‌کندال از سری زمانی داده‌ها حذف شود، این فرایند را پیش‌سفیدکردن<sup>۱</sup> نام‌گذاری می‌کنند (میرعباسی نجف‌آبادی و دین‌پژوه، ۲۰۱۰). گام اول محاسبه آزمون ضریب خود همبستگی مرتبه  $K$  ام ( $rk$ ) براساس رابطه زیر است:

$$r_k = \frac{\frac{1}{n-k} \sum_{i=1}^{n-k} (x_i - \bar{x})(x_{i+k} - \bar{x})}{\frac{1}{n} \sum_{i=1}^n (x_i - \bar{x})^2} \quad (16)$$

که در آن،  $k = 1, 2, \dots, \frac{n}{4}$  می‌باشد. اگر  $\frac{1-1/96\sqrt{n-k-1}}{n-k} \leq r_k \leq \frac{1+1/96\sqrt{n-k-1}}{n-k}$  باشد آن‌گاه داده‌ها در سطح ۵ درصد مستقل فرض می‌شوند و واکاوی روند به کمک روش من- کندال شناسایی

## 1- Pre-Whitening

می‌شود اما اگر ضریب خود همبستگی مرتبه  $k$  ام غیرمستقل و معنی‌دار فرض شود ابتدا واریانس اصلاح شده  $(V(S))^*$  از رابطه ۱۷ محاسبه می‌شود:

$$Var(s)^* = Var(s) \frac{n}{n^*} \quad (17)$$

$$\frac{n}{n^*} = 1 + \frac{\sum_{i=1}^{n-1} (n-i)(n-i-1)(n-i-2)r_i}{n(n-1)(n-2)} \quad (18)$$

که در آن،  $r_i$ : ضرایب همبستگی با تأخیر  $i$  می‌باشد که از رابطه ۱۹ محاسبه می‌شود و برای محاسبه  $Z$  از  $Var(S)^*$  استفاده می‌شود.

شیب سن (Sen): تخمینگر شیب سن یک روش ساده ناپارامتریک است که توسط سن (۱۹۶۸) ارائه شد. اگر مدل خطی  $f(t)$  به صورت زیر باشد

$$f(t) = Qt + B \quad (19)$$

که در آن،  $Q$ : شیب و  $B$ : ثابت و عرض از مبدأ است. برای محاسبه شیب  $Q$ ، شیب همه جفت داده‌ها به کمک رابطه زیر محاسبه می‌شود.

$$Q_i = \frac{(x_j - x_k)}{j - k}, i = 1, 2, \dots, N, j > k \quad (20)$$

اگر سری زمانی  $x$  دارای  $n$  مقدار باشد، تعداد شیب‌های محاسبه شده  $Q$  برابر با  $N = n(n-1)/2$  خواهد بود. تخمینگر شیب سن برابر با میانه  $N$  مقدار  $Q_i$  است. مقادیر  $Q_i$  از کوچک به بزرگ مرتب می‌شود و شیب سن به کمک رابطه زیر محاسبه می‌شود.

$$Q = \begin{cases} \frac{Q_{N+1}}{2} \\ \frac{1}{2} \left( \frac{Q_N}{2} + \frac{Q_{N+2}}{2} \right) \end{cases} \quad (21)$$

اگر  $N$  فرد باشد از رابطه اول و اگر زوج باشد از رابطه دوم استفاده می‌شود. فاصله اطمینان آزمون دوطرفه روش ناپارامتریک شیب سن بر پایه توزیع نرمال به دست می‌آید. گام بعد محاسبه  $C_a$  در سطوح اطمینان موردنظر است که به کمک رابطه زیر به دست می‌آید:

$$C_a = Z_{\frac{1-\alpha}{2}} * \sqrt{Var(S)} \quad (22)$$

که در آن،  $Z$ : آماره توزیع نرمال استاندارد است که برای سطح اطمینان ۹۰، ۹۵ و ۹۹ درصد به ترتیب برابر با ۱/۶۴، ۱/۹۶ و ۲/۵۸ خواهد بود. گام بعد محاسبه حدود اعتماد بالا و پایین ( $M_1$  و  $M_2$ ) است که بر پایه رابطه‌های زیر به دست خواهد آمد.

$$\begin{cases} M_1 = \frac{N' + C_a}{2} \\ M_2 = \frac{N' - C_a}{2} \end{cases} \quad (23)$$

که در آن،  $N'$ : تعداد شیب‌های محاسبه شده در گام‌های نخستین است. گام نهایی آزمون فرض است که بر پایه شیب‌های محاسبه شده  $M_1$  امین و  $M_2 + 1$  امین شیب‌ها استخراج می‌شود. اگر عدد صفر بین دو شیب استخراج شده قرار گیرد فرض صفر تأیید می‌شود و سری زمانی داده‌ها بدون روند است. در صورتی که عدد صفر بین دو شیب محاسبه شده قرار نگیرد سری زمانی موردنظر در سطح اطمینان موردنظر روند معناداری از خود نشان می‌دهد.

#### معناداری جهش در نمایه‌ها

آزمون من‌وینتی: آزمون ناپارامتریک من‌وینتی در سال ۱۹۴۷ توسط من و وینتی ارائه شد. در این پژوهش، از این آزمون برای معناداری نقاط جهش در سری زمانی نمایه‌ها استفاده شده است. نقاط جهش به کمک آزمون‌های همگنی انحرافات تجمعی و بیشینه درست‌نمایی ورسلی برای ۲۷ نمایه مشخص شد و معناداری نقاط جهش به کمک آزمون من‌وینتی در سه سطح اطمینان ۹۰، ۹۵ و ۹۹ درصد مورد آزمون قرار گرفت.

اگر سری زمانی ما به دو گروه  $\{x_1, x_2, \dots, x_t\}$  و  $\{x_{t+1}, x_{t+2}, \dots, x_T\}$  تقسیم شود به طوری که تعداد  $N_1$  و  $N_2$  برابر با  $N$  باشد، سری جدیدی با مرتب کردن سری دو مجموعه به نام  $Z_i$  به دست می‌آید.

$$U_1 = n_1 n_2 \frac{n_1(n_1 + 1)}{2} - R_1 \quad (24)$$

$$U_2 = n_1 n_2 \frac{n_2(n_2 + 1)}{2} - R_2 \quad (25)$$

که در آن،  $R_1$  و  $R_2$  به ترتیب جمع رتبه‌های افراد نمونه اول و دوم است. آماره آزمون من‌ویتنی برای نمونه‌های بزرگ‌تر از ۲۰ مشاهده به کمک رابطه زیر محاسبه می‌شود و از توزیع نرمال استاندارد پیروی می‌کند (عساکره، ۲۰۱۱):

$$Z_o = \frac{U - \frac{n_1 n_2}{2}}{\sqrt{\frac{(n_1 n_2)(n_1 + n_2 + 1)}{12}}} \quad (26)$$

آماره آزمون محاسبه شده  $Z_o$  با جدول توزیع نرمال مقایسه می‌شود. در صورتی که  $Z_o$  بزرگ‌تر از  $Z$  جدول باشد فرض صفر (برای دو سری تفکیک شده براساس نقطه جهش) تأیید نمی‌شود و سری زمانی در دو طرف نقطه جهش (در این پژوهش سال جهش) با همدیگر رفتار متفاوتی از خود نشان می‌دهند. ولی برعکس اگر  $Z_o$  کوچک‌تر از  $Z$  جدول باشد فرض صفر (برای دو سری تفکیک شده براساس نقطه جهش) تأیید می‌شود. در نمونه‌های کوچک‌تر از ۲۰ مشاهده  $U$  بحرانی از جدول مخصوص آزمون استخراج می‌شود و با  $U$  کوچک‌تر در رابطه‌های بالا مقایسه می‌شود.

جدول ۱- نمایه‌های فرین دما بر گرفته از وبسایت گروه متخصص شناسایی تغییر اقلیم و نمایه‌ها  
<http://cccma.seos.ubic.ca/ETCCDI>

نمایه	تعریف	یکا
FD	روزهای یخبندان: تعداد روزهایی از سال که دمای کمینه روزانه کوچکتر از صفر درجه سانتی‌گراد باشد.	روز
SU25	روزهای تابستانی: تعداد روزهایی از سال که دمای بیشینه روزانه بزرگتر از ۲۵ درجه سانتی‌گراد باشد.	روز
ID	روزهای یخی: تعداد روزهایی از سال که دمای بیشینه روزانه کوچکتر از صفر درجه سانتی‌گراد باشد.	روز
TR20	شب‌های حاره‌ای: تعداد روزهایی از سال که دمای کمینه بیش‌تر از ۲۰ درجه سانتی‌گراد باشد.	روز
GSL	طول فصل رشد در سال (اول ژانویه تا ۳۱ دسامبر در نیم‌کره شمالی؛ اول ژوئیه تا ۳۰ ژوئن در نیم‌کره جنوبی): تعداد روزهایی از سال که بین اولین رخدادی که دست‌کم ۶ روز پی‌پی میانگین دمای روزانه بیش‌تر از ۵ درجه سانتی‌گراد و اولین رخدادی که دست‌کم ۶ روز پی‌پی بعد از اول ژوئیه (اول ژانویه در نیم‌کره جنوبی) میانگین دمای روزانه کوچکتر از ۵ درجه سانتی‌گراد باشد را طول فصل رشد گویند.	روز
TXx	بزرگ‌ترین دمای بیشینه: میزان حداکثر دمای بیشینه روزانه در ماه	سانتی‌گراد
TXn	کوچک‌ترین دمای بیشینه: میزان حداقل دمای کمینه روزانه در ماه	سانتی‌گراد
TNx	بزرگ‌ترین دمای کمینه: میزان حداکثر دمای کمینه در ماه	سانتی‌گراد
TNn	کوچک‌ترین دمای کمینه: میزان حداقل دمای کمینه در ماه	سانتی‌گراد
TN10p	شب‌های سرد: درصدی از روزها که دمای شبانه کوچکتر از صدک ۱۰ام دوره مینا (۲۰۰۰-۱۹۷۱) باشد.	روز
TX10p	روزهای سرد: درصدی از روزها که دمای روزانه کوچکتر از صدک ۱۰ام دوره مینا (۲۰۰۰-۱۹۷۱) باشد.	روز
TN90p	شب‌های گرم: درصدی از روزها که دمای شبانه بزرگتر از صدک ۹۰ام دوره مینا (۲۰۰۰-۱۹۷۱) باشد.	روز
TX90p	روزهای گرم: درصدی از روزها که دمای روزانه بزرگتر از صدک ۹۰ام دوره مینا (۲۰۰۰-۱۹۷۱) باشد.	روز
WSDI*	موج گرما: تعداد روزهای از سال که حداقل ۶ روز پی‌پی دمای روزانه بیش‌تر از صدک ۹۰ام دوره مینا (۲۰۰۰-۱۹۷۱) باشد.	روز
CSDI*	موج سرما: تعداد روزهای از سال که حداقل ۶ روز متوالی دمای شبانه کوچکتر از صدک ۱۰ام دوره مینا (۲۰۰۰-۱۹۷۱) باشد.	روز
DTR	دامنه دمای شبانه‌روزی: تفاوت میانگین ماهانه دمای روزانه و شبانه. فرض کنید که $Tx_{ij}$ و $Tn_{ij}$ به ترتیب دمای بیشینه روزانه و دمای کمینه روزانه در روز $i$ ام در دوره $j$ ام است. اگر $I$ بیانگر تعداد روزهای دوره $j$ ام باشد، بنابراین دامنه دمای روزانه از رابطه زیر به دست می‌آید.	سانتی‌گراد
$DTR_j = \frac{\sum_{i=1}^I (Tx_{ij} - Tn_{ij})}{I}$		

جدول ۲- نمایه‌های بارش فرین بر گرفته از وبسایت گروه متخصص شناسایی تغییر اقلیم و نمایه‌ها

<http://cccma.seos.uvic.ca/ETCCDI>

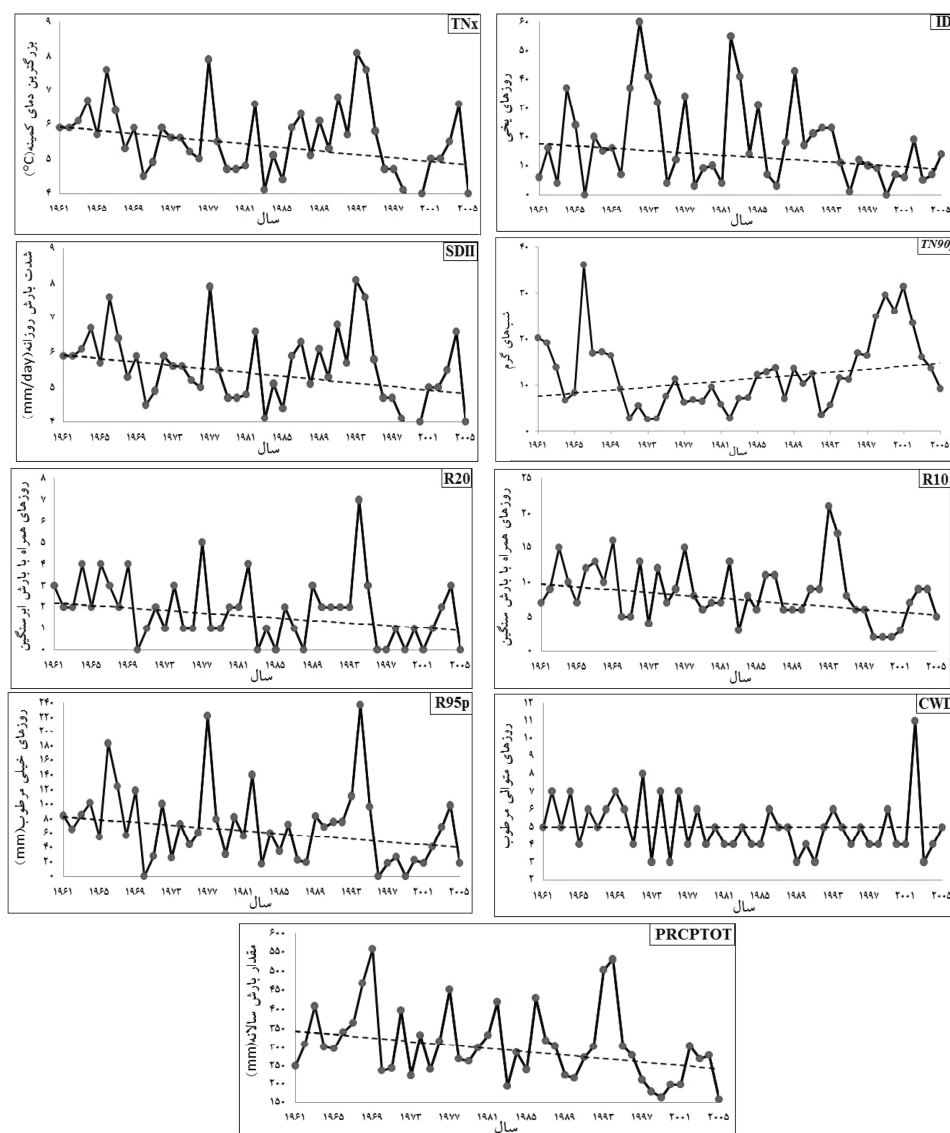
نمایه	تعریف	یکا
RX1day	بیشترین مقدار بارش یکروزه: بیشترین بارش یکروزه در ماه	میلی‌متر
RX5day	بیشترین مقدار بارش پنجروزه: بیشترین بارش ۵ روز متوالی در ماه	میلی‌متر
SDII	نمایه ساده شدت بارش روزانه: از تقسیم مقدار کل بارش سالانه بر تعداد روزهای بارشی (دست‌کم ۱ میلی‌متر) سالانه به دست می‌آید. فرض کنید که $RR_{Wj}$ مقدار بارش روزانه در روزهای مرطوب (دست‌کم ۱ میلی‌متر) در دوره $W$ است. اگر $W$ بیانگر تعداد روزهای مرطوب در دوره $W$ باشد، بنابراین نمایه ساده شدت بارش روزانه از رابطه زیر به دست می‌آید.	میلی‌متر در روز
	$SDII_j = \frac{\sum_{w=1}^W RR_{Wj}}{W}$	
R10	تعداد روزهای همراه با بارش سنگین: تعداد روزهایی که در سال بارش دست‌کم ۱۰ میلی‌متر باشد.	روز
R20	تعداد روزهای همراه با بارش ابر سنگین: تعداد روزهایی که در سال بارش دست‌کم ۲۰ میلی‌متر باشد.	روز
R25	تعداد روزهای با بارش بیش‌تر از ۲۵ میلی‌متر: تعداد روزهایی که در سال بارش دست‌کم ۲۵ میلی‌متر باشد.	روز
CDD*	روزهای متوالی خشک: بیشترین تعداد روزهای متوالی که بارش کم‌تر از ۱ میلی‌متر باشد.	روز
CWD*	روزهای متوالی مرطوب: بیشترین تعداد روزهای متوالی که بارش بیش‌تر از ۱ میلی‌متر باشد.	روز
R95p	روزهای خیلی مرطوب: مجموع مقدار بارش روزهایی از سال که مقدار بارش بیش از صدک ۹۵ دوره مینا (۱۹۷۱-۲۰۰۰) باشد. فرض کنید که $RR_{Wj}$ مقدار بارش روزانه در روزهای مرطوب (دست‌کم ۱ میلی‌متر) در دوره $W$ است و $RR_{Wm95}$ صدک ۹۵ام بارش روزهای مرطوب در دوره مینا (۱۹۷۱-۲۰۰۰) است. اگر $W$ بیانگر تعداد روزهای مرطوب در دوره مینا باشد، بنابراین روزهای خیلی مرطوب از رابطه زیر به دست می‌آید.	میلی‌متر
	$R95p_j = \sum_{w=1}^W RR_{Wj} \text{ where } RR_{Wj} > RR_{Wm95}$	
R99p	روزهای بسیار مرطوب: مجموع مقدار بارش روزهایی از سال که مقدار بارش بیش از صدک ۹۹ دوره مینا (۱۹۷۱-۲۰۰۰) باشد. فرض کنید که $RR_{Wj}$ مقدار بارش روزانه در روزهای مرطوب (دست‌کم ۱ میلی‌متر) در دوره $W$ است و $RR_{Wm99}$ صدک ۹۹ام بارش روزهای مرطوب در دوره مینا (۱۹۷۱-۲۰۰۰) است. اگر $W$ بیانگر تعداد روزهای مرطوب در دوره مینا باشد، بنابراین روزهای بسیار مرطوب از رابطه زیر به دست می‌آید.	میلی‌متر
	$R99p_j = \sum_{w=1}^W RR_{Wj} \text{ where } RR_{Wj} > RR_{Wm99}$	
PRCPTOT	مقدار کل بارش روزهای مرطوب سالانه: مقدار کل بارش روزهای مرطوب (مقدار بارش دست‌کم از ۱ میلی‌متر بیش‌تر باشد) سالانه	میلی‌متر

**یافته‌های پژوهش:** داده‌های اقلیمی شرایط اقلیمی مشاهده شده یک مکان طی زمان خاصی را نشان می‌دهند که به کمک ابزارهای اندازه‌گیری و با یک سری روش‌های استاندارد ثبت می‌شوند. ممکن است به دلایلی طبیعی یا غیرطبیعی سری زمانی داده‌های ثبت شده دچار ناهمگنی شوند. تغییر در تجهیزات و دستگاه‌های اندازه‌گیری سنجه‌های جوی، تغییر در شرایط محیطی و یا جابه‌جایی مکانی ایستگاه‌ها را می‌توان از دلایل ناهمگنی داده‌ها برشمرد که گاه این تغییرات سبب جهش‌های ناگهانی، رفتارهای غیرطبیعی و غیرقابل تفسیر در سری زمانی می‌شوند (رحیم‌زاده، ۲۰۱۱). تغییر اقلیم نیز یکی دیگر از عوامل ایجاد ناهمگنی داده‌هاست. بنابراین قبل از پرداختن به هر گونه تحلیل اقلیمی به‌ویژه نوسان و تغییرات اقلیمی آگاهی از همگنی سری زمانی سنجه‌های جوی بسیار ضروری است. در این پژوهش به کمک دو آزمون پیشنهاد شده توسط سازمان هواشناسی جهانی (آزمون انحرافات تجمعی و نسبت بیشینه درست‌نمایی ورسلی) همگنی سری زمانی نمایه‌ها در سطح اطمینان ۹۰، ۹۵ و ۹۹ درصد مورد آزمون قرار گرفت. نتایج در جدول ۳ برای هر نمایه جداگانه نشان داده شده است. همچنین معناداری  $Z_0$  مشاهده شده آزمون من‌کندال و من‌کندال اصلاح‌شده نیز در ستون سوم و چهارم جدول آمده است. یافته‌ها نشان می‌دهد که آزمون درست‌نمایی ورسلی ناهمگنی کل سری زمانی نمایه‌ها به‌جز نمایه R۹۹p را تأیید می‌کند. نمایه R۹۹p نیز به‌دلیل بسامد کم و نبود رخداد در برخی از سال‌های قابل انتظار جهش در سری به ظاهر همگن است. طبق یافته‌های این پژوهش می‌توان گفت که معناداری ناهمگنی داده‌ها بیانگر روند در داده‌هاست که به کمک آزمون ناپارامتریک من‌کندال و من‌کندال اصلاح‌شده شناسایی شد، ولی الزاماً معنادار نیست. آزمون انحرافات تجمعی برای حالتی که تغییر میانگین در میانه و وسط سری زمانی داده‌ها رخ دهد مناسب است در حالی که آزمون درست‌نمایی ورسلی تغییر میانگین در ابتدا و انتهای سری را بهتر نمایان می‌کند. بنابراین به کمک این دو آزمون می‌توان تغییرات میانگین سری را بهتر آشکار و شناسایی کرد (بیشاند، ۱۹۸۲ به نقل از مدرسی و همکاران، ۲۰۱۰). به‌نظر می‌رسد که یافته‌های این پژوهش نیز تأییدی بر این موضوع است چرا که با توجه به سری زمانی نمایه‌ها بیش‌ترین نقاط جهش در سال‌های نخستین سری و یا در بخش‌های پایانی آن رخ داده است که توسط این دو آزمون شناسایی شده‌اند. نظر به این‌که سری زمانی نمایه‌ها ناهمگن هستند از آزمون من‌کندال و من‌کندال اصلاح‌شده برای معناداری روند و از شیب سن برای محاسبه شیب روند استفاده شد. مقادیر  $Z_0$  در ستون سوم و چهارم دو آزمون روند در جدول ۳ علاوه‌بر معناداری روند به نوعی نوع روند (مثبت یا منفی) را نیز نشان می‌دهند. در بیش‌تر نمایه‌ها خودهمبستگی از نظر آماری معنادار بود. بنابراین از آزمون من‌کندال اصلاح‌شده برای حذف خودهمبستگی در سری زمانی نمایه‌ها استفاده شد. مقادیر  $Z_0$  برای دو آزمون روند، برای بیش‌تر

نمایه‌ها مشابه بود تنها برای برخی نمایه‌ها متفاوت بود. در بین نمایه‌های فرین دما، روزهای یخبندان (FD)، روزهای یخی (ID)، طول فصل رشد (GSL)، شب‌های سرد (TN۱۰p)، روزهای سرد (TX۱۰p) و دامنه دمای شبانه‌روزی (DTR) روند کاهشی از خود نشان می‌دهند و بسامد رخداد آن‌ها نزولی است. در حالی‌که بسامد رخداد نمایه‌های روزهای تابستانی (SU۲۵)، شب‌های حاره‌ای (TR۲۰)، بزرگ‌ترین دمای بیشینه (TXx)، کوچک‌ترین دمای بیشینه (TXn)، بزرگ‌ترین دمای کمینه (TNx)، شب‌های گرم (TN۹۰p)، روزهای گرم (TX۹۰p) و تعداد امواج گرما (WSDI) افزایش یافته است. در بین نمایه‌های فرین دما طبق آزمون من‌کنندال تنها روند بزرگ‌ترین دمای کمینه (TNx) معنادار است ولی بر پایه آزمون من‌کنندال اصلاح شده علاوه‌بر نمایه بزرگ‌ترین دمای کمینه (TNx)، روزهای یخی (ID) و شب‌های گرم (TN۹۰p) تغییرات معناداری را از خود نشان می‌دهند. در جدول ۴ شیب و نرخ تغییرات نمایه‌ها همراه با حد بالا و پایین مقادیر آن برای دو سطح اطمینان ۹۵ و ۹۹ درصد به‌ازای هر دهه آمده است. نرخ تغییرات روزهای یخی در بین نمایه‌ها از همه بیش‌تر است و بیانگر کاهش بسامد رخداد ۲ روز به‌ازای هر دهه است. نرخ افزایشی بزرگ‌ترین دمای کمینه (TNx)، ۰/۲۸ درجه سلسیوس به‌ازای هر دهه و برای نمایه شب‌های گرم (TN۹۰p)، ۱/۶ روز به‌ازای هر دهه است. نمایه‌های فرین بارش نسبت به فرین‌های دما تغییرات بیش‌تری را نشان می‌دهند و تغییرات آن‌ها معنادارتر است. به‌جز نمایه روزهای متوالی خشک (CDD) که روند نزولی از خود نشان می‌دهد، برای کل نمایه‌های بارش روند نزولی مشاهده شد. جدول ۵ نرخ تغییرات مقادیر شیب به همراه حد بالا و پایین آن در سطوح اطمینان ۹۵ و ۹۹ درصد را نشان می‌دهد. در بین نمایه‌های فرین بارش، نمایه ساده شدت بارش روزانه (SDII)، تعداد روزهای همراه با بارش سنگین (R۱۰)، تعداد روزهای همراه با بارش ابرسنگین (R۲۵)، روزهای متوالی مرطوب (CWD)، روزهای خیلی مرطوب (R۹۵p) و مقدار کل بارش روزهای مرطوب سالانه (PRCPTOT) روند معناداری از خود نشان می‌دهند. روند نمایه‌های یاد شده در سطح اطمینان ۹۰ درصد معنادار است. نمایه‌های بیش‌ترین مقدار بارش یک‌روزه (RX1day)، بیش‌ترین مقدار بارش پنج‌روزه (RX۵day)، تعداد روزهای با بارش بیش‌تر از ۲۵ میلی‌متر (R25)، روزهای متوالی خشک (CDD) و روزهای بسیار مرطوب (R۹۵p) طی دوره مورد مطالعه روند معناداری از خود نشان نمی‌دهد. در بین نمایه‌های فرین بارش بیش‌ترین نرخ تغییرات مربوط به نمایه مقدار کل بارش روزهای مرطوب سالانه (PRCPTOT) است. میزان نرخ کاهشی آن بسیار شدید و برابر با ۲۳/۵ میلی‌متر به‌ازای هر دهه است. مقدار بارش در روزهای خیلی مرطوب (R۹۵p) نیز کاهشی است و نرخ کاهشی آن ۹/۵ میلی‌متر به‌ازای هر دهه است. نرخ کاهشی تعداد روزهای همراه با بارش سنگین حدود ۱ روز به‌ازای هر دهه است. با توجه به نتایج این پژوهش



می‌توان گفت که در ایستگاه همدید ارومیه نه تنها مقدار بارش سالانه با شیب بسیار تندی رو به کاهش است بلکه بسامد رخداد تعداد روزهای همراه با بارش سنگین، ابرسنگین و شاخص شدت بارش روزانه نیز روند کاهشی معناداری از خود نشان می‌دهد.



شکل ۱- برازش تخمینگر شیب سن بر روی سری زمانی نمایه‌های معنادار.

نشریه پژوهش‌های حفاظت آب و خاک جلد (۲۱)، شماره (۲) ۱۳۹۳

جدول ۳- معناداری همگنی و روند نمایه‌های فرین بارش و دما.

نمایه	همگنی		روند
	آزمون انحرافات تجمعی	آزمون درست‌نمایی ورسلی	
FD	۱/۱	۲/۸۲***	من‌کندال اصلاح شده
SU۲۵	۱/۰۱	۳/۲۳***	آزمون من - کندال
ID	۱/۱	۲/۶۲***	من‌کندال
TR۲۰	۱/۱۸*	۳/۱۳***	من‌کندال اصلاح شده
GSL	۱/۱۶*	۳/۴۲***	من - کندال
TXx	۰/۸۳	۲/۲۵**	من‌کندال
TXn	۰/۸۹	۲/۰۳**	من‌کندال
TNx	۱/۳۵**	۲/۹۹***	من‌کندال
TNn	۰/۹۶	۱/۹۵**	من‌کندال
TN۱۰p	۱/۱۷*	۲/۸۱***	من‌کندال
TX۱۰p	۱	۲/۳۹**	من‌کندال
TN۹۰p	۱/۵۲**	۴/۲۴***	من‌کندال
TX۹۰p	۱/۱۹*	۴/۰۲***	من‌کندال
WSDI	۱/۳۵**	۴/۸۳***	من‌کندال
CSDI	۱/۰۲	۲/۱۳**	من‌کندال
DTR	۰/۸	۲/۵۹***	من‌کندال
RX۱day	۰/۸۵	۲/۰۵**	من‌کندال
RX۵day	۱/۲۷**	۳/۳۷***	من‌کندال
SDII	۱/۱۸*	۳/۰۶***	من‌کندال
R۱۰	۱/۲۲*	۳/۱۴***	من‌کندال
R۲۰	۱/۰۲	۲/۵۹***	من‌کندال
R۲۵	۰/۶۹	۱/۶۸*	من‌کندال
CDD	۰/۹۲	۱/۸۶*	من‌کندال
CWD	۰/۹۳	۲/۱۷**	من‌کندال
R۹۵p	۱/۰۶	۲/۷**	من‌کندال
R۹۹p	۰/۷	۱/۶۵	من‌کندال
PRCPTOT	۱/۲۵*	۳/۳۱***	من‌کندال

\* معنادار در سطح اطمینان ۹۰ درصد، \*\* معنادار در سطح اطمینان ۹۵ درصد و \*\*\* معنادار در سطح اطمینان ۹۹ درصد.

جدول ۴- نرخ تغییرات نمایه‌های فرین دما به‌ازای هر دهه به کمک آزمون من‌کنندال.

Qmax <sup>۹۹</sup>	Qmin <sup>۹۹</sup>	Qmax <sup>۹۵</sup>	Qmin <sup>۹۵</sup>	Q		نمایه
۳/۷	-۵	۲/۳	-۴	-۰/۳	۲۰۰۵-۱۹۶۱	FD
۵	-۳/۵	۴/۱	-۲/۵	۰/۷۳	۲۰۰۵-۱۹۶۱	SU <sub>۲۵</sub>
۱/۶	-۶/۸	۰/۷	-۵/۲	-۲*	۲۰۰۵-۱۹۶۱	ID
۰/۵۶	۰	۰/۳۷	۰	۰	۲۰۰۵-۱۹۶۱	TR <sub>۲۰</sub>
۵	-۸/۲	۴	-۶/۱	-۰/۵۵	۲۰۰۵-۱۹۶۱	GSL
۰/۵	-۰/۰۳	۰/۴	-۰/۲	۰/۰۹	۲۰۰۵-۱۹۶۱	TX <sub>x</sub>
۰/۱۱	-۰/۲۸	۰/۹۴	-۰/۱۴	۰/۳۲	۲۰۰۵-۱۹۶۱	TX <sub>n</sub>
۰/۷۲	-۰/۱۳	۰/۶	-۰/۰۱	۰/۲۸*	۲۰۰۵-۱۹۶۱	TN <sub>x</sub>
۱/۷	-۰/۶۶	۱/۴	-۰/۳۱	۰/۵۱	۲۰۰۵-۱۹۶۱	TN <sub>n</sub>
۱/۵	-۲/۵	۰/۹۷	-۱/۸	-۰/۳	۲۰۰۵-۱۹۶۱	TN <sub>۱۰p</sub>
۱	-۱/۸	۰/۷۷	-۱/۲	-۰/۱۵	۲۰۰۵-۱۹۶۱	TX <sub>۱۰p</sub>
۴	-۰/۹۴	۳/۳	-۰/۳۵	۱/۶***	۲۰۰۵-۱۹۶۱	TN <sub>۹۰p</sub>
۴	-۱/۲	۳/۵	-۰/۵۳	۱/۶	۲۰۰۵-۱۹۶۱	TX <sub>۹۰p</sub>
۳/۷	-۰/۰۲	۲/۹	۰	۰	۲۰۰۵-۱۹۶۱	WSDI
-	-	-	-	-	-	CSDI
۰/۱۴	-۰/۲۸	۰/۰۸	-۰/۲۳	-۰/۰۹	۲۰۰۵-۱۹۶۱	DTR

\* معنادار در سطح اطمینان ۹۰ درصد، \*\* معنادار در سطح اطمینان ۹۵ درصد و \*\*\* معنادار در سطح اطمینان ۹۹ درصد.

جدول ۵- نرخ تغییرات نمایه‌های فرین بارش به‌ازای هر دهه به کمک آزمون من‌کنندال.

Qmax <sup>۹۹</sup>	Qmin <sup>۹۹</sup>	Qmax <sup>۹۵</sup>	Qmin <sup>۹۵</sup>	Q		نمایه
۲/۲	-۳/۲	۱/۴	-۲/۲	-۰/۸	۲۰۰۵-۱۹۶۱	RX <sub>۱day</sub>
۲/۱	-۷/۴	۱/۰	-۶/۳	-۶/۲	۲۰۰۵-۱۹۶۱	RX <sub>۵day</sub>
۰/۰۶	-۰/۵۵	۰	-۰/۴۸	-۰/۲۵*	۲۰۰۵-۱۹۶۱	SDII
۰	-۲/۱۷	۰	-۱/۹	-۱*	۲۰۰۵-۱۹۶۱	R <sub>۱۰</sub>
۰	-۰/۷۴	۰	-۰/۶۱	-۰/۲۹*	۲۰۰۵-۱۹۶۱	R <sub>۲۰</sub>
۰	-۰/۳۴	۰	-۰/۲۶	۰	۲۰۰۵-۱۹۶۱	R <sub>۲۵</sub>
۱۳/۳	-۲/۸	۱۱/۱	-۱/۳	۴/۵	۲۰۰۵-۱۹۶۱	CDD
۰	-۰/۷۱	۰	-۰/۵۹	۰*	۲۰۰۵-۱۹۶۱	CWD
۳/۷	-۲۲/۸	۰/۰۲	-۱۹	-۹/۷*	۲۰۰۵-۱۹۶۱	R <sub>۹۵p</sub>
-	-	-	-	-	۲۰۰۵-۱۹۶۱	R <sub>۹۹p</sub>
۰/۶	-۴۹/۴	-۶/۶	-۴۱/۳	-۲۳/۵*	۲۰۰۵-۱۹۶۱	PRCPTOT

\* معنادار در سطح اطمینان ۹۰ درصد، \*\* معنادار در سطح اطمینان ۹۵ درصد و \*\*\* معنادار در سطح اطمینان ۹۹ درصد.

همان‌طورکه در بحث داده و روش‌شناسی پژوهش گفته شد آزمون‌های همگنی نه تنها همگنی سری زمانی نمایه‌ها را مورد آزمون قرار می‌دهند بلکه نقاط جهش و تغییر در سری زمانی نمایه‌ها را نیز آشکار می‌سازند. سال جهش در سری زمانی نمایه‌ها به کمک دو آزمون همگنی آزمون انحرافات تجمعی و آزمون درست‌نمایی ورسلی برای هر نمایه جداگانه در جدول ۶ آمده است و معناداری جهش سری زمانی به کمک آزمون من‌وینتی در سطوح اطمینان ۹۰، ۹۵ و ۹۹ درصد مورد آزمون قرار گرفت. با توجه به نتایج این پژوهش می‌توان گفت که جهش در سری زمانی بیش‌تر نمایه‌ها معنادار است. سری زمانی نمایه‌های فرین دما هم در اوایل سری زمانی و هم در سال‌های پایانی سری دچار تغییر و جهش ناگهانی شده‌اند. بیش‌تر نمایه‌های فرین دما در سال‌های ۶۸-۱۹۶۷ دچار جهش شده‌اند. برخی دیگر از نمایه‌های فرین دما در سال‌های ۱۹۸۴ و ۱۹۹۴ دچار جهش ناگهانی و تغییر شده‌اند. اما برای نمایه‌های فرین بارش، بیش‌تر سال همراه با جهش در سال‌های پایانی سری زمانی، در سال‌های ۱۹۹۵ و ۱۹۹۶ رخ داده است. به‌نظر می‌رسد که دلیل جهش ناگهانی نمایه‌های فرین دما در سال‌های ۶۸-۱۹۶۷ جابه‌جایی ایستگاه همدید ارومیه است چرا که همان‌طورکه در بحث داده و روش‌شناسی گفته شد ایستگاه همدید ارومیه در سال ۱۳۴۷ (۱۹۶۸) به‌سمت بیرون شهر و فرودگاه جابه‌جا شده است. اما به‌نظر می‌رسد که دگرگونی و تغییر اقلیم دلیل جهش‌های پایانی سری زمانی نمایه‌ها باشد. همان‌طورکه بر همگان روشن است طی چند سال اخیر شدت تغییرات در رفتار سنجه‌های جوی بسیار زیاد شده است. جدول ۷ نرخ تغییرات نمایه‌های فرین معنادار دما را برای قبل و بعد از سال جهش نشان می‌دهد. در شکل ۲ نیز نمودار برآزش تخمینگر شیب سن را برای دو دوره یاد شده به همراه نقاط جهش نشان می‌دهد. نقطه جهش برای هر نمایه به‌صورت دایره سبزرنگ نشان داده شده است. نمایه روزهای یخبندان (FD) در سال ۱۹۷۱ دچار جهش و تغییر معنادار شده است. قبل از سال جهش روند این نمایه مثبت بوده ولی از نظر آماری در سطوح اطمینان موردنظر در این پژوهش معنادار نیست. از سال ۱۹۷۲ به بعد بسامد رخداد روزهای یخبندان کاهش یافته است و در سطح اطمینان ۹۹ درصد نرخ کاهشی این نمایه ۷/۵ روز به‌ازای هر دهه است. نمایه روزهای تابستانی (SU۲۵) در سال ۱۹۶۷ دچار جهش و تغییرات معنادار شده است که از نظر آماری روند تغییرات از سال جهش معنادار نیست ولی بعد از سال جهش از سال ۱۹۶۸ به

بعد بسامد رخداد تعداد روزهای تابستانی افزایش معناداری در سطح اطمینان ۹۵ درصد نشان می‌دهد و نرخ تغییرات بسامد رخداد ۵ روز به‌ازای هر دهه افزایش یافته است. یکی دیگر از نمایه‌های فرین دما که تغییرات رفتار آن بعد از سال جهش معنادار است نمایه کوچک‌ترین دمای بیشینه (TXn) است. یافته‌ها بیانگر آن است که تغییرات این نمایه بر خلاف دو نمایه قبلی در اواخر سری زمانی نمایه در سال ۱۹۹۵ دچار تغییر و جهش معنادار شده است. قبل از سال جهش روند آن مثبت ولی معنادار نیست ولی از سال ۱۹۹۵ تا سال ۲۰۰۵ روند این نمایه منفی و در سطح اطمینان ۹۵ درصد معنادار است. نرخ تغییرات این نمایه  $1/7$  - درجه سانتی‌گراد به‌ازای هر دهه است. بسامد رخداد نمایه شب‌های سرد (TN۱۰p) بر خلاف دیگر نمایه‌ها در اواسط دوره و سری زمانی دچار جهش و تغییر شده است و تغییرات بسامد رخداد این نمایه هم برای دوره قبل از سال جهش و هم برای سال‌های بعد از جهش در سطح اطمینان ۹۵ درصد معنادار است ولی روند آن‌ها عکس همدیگر است. برای دوره قبل از سال جهش روند مثبت ولی برای دوره بعد از سال جهش روند منفی است. از سال ۱۹۸۴-۲۰۰۵ از بسامد رخداد شب‌های سرد ۴ روز کاسته شده است. دو نمایه روزهای گرم (TX۹۰p) و امواج گرما (WSDI) در سال ۱۹۶۷ دچار جهش و تغییرات معناداری شده‌اند. در دوره بعد از سال جهش (۱۹۶۸-۲۰۰۵) بسامد رخداد آن‌ها افزایش یافته و در سطح اطمینان ۹۹ درصد تغییرات رفتار آن‌ها معنادار است اما برای سال‌های قبل از سال جهش تغییرات معنادار نیست. یافته‌های این پژوهش گویای آن است که بسامد رخداد روزهای گرم و امواج گرما به‌ترتیب  $3/8$  و  $3/2$  روز افزایش یافته است. اگرچه جهش نمایه‌های فرین بارش در سال‌های پایانی سری زمانی موردنظر معنادار است ولی روند تغییرات آن‌ها برای دوره قبل از سال جهش و بعد از سال جهش از نظر آماری در هیچ‌یک از سطوح اطمینان آماری موردنظر معنادار نیست به همین دلیل نتایج به‌دست آمده از برازش روند ناپارامتریک من‌کندال بر روی نمایه‌های بارش فرین برای دوره قبل و بعد سال جهش در این پژوهش نیامده است. به‌طورکلی یافته‌های پژوهش نشان می‌دهد که تغییرات و جهش نمایه‌های فرین دما در ایستگاه همدید ارومیه در مقایسه با نمایه‌های فرین بارش، نسبت به جابه‌جایی مکانی ایستگاه حساس‌تر است. اگر تغییرات نمایه‌های فرین دما را طی کل دوره مورد مطالعه در این پژوهش (۱۹۶۱-۲۰۰۵) به‌صورت یک سری زمانی واحد در نظر بگیریم

براساس آزمون روند ناپارامتریک من‌کنندال تنها نمایه بزرگ‌ترین دمای کمینه ( $TN_x$ ) روند معناداری از خود نشان می‌دهد. در حالی که اگر سری زمانی نمایه‌های فرین دما را براساس آزمون‌های همگنی و معناداری نقاط جهش و تغییرات مورد واکاوی قرار دهیم واقعیت‌های نهان تغییرات خود را به‌خوبی آشکار خواهند کرد و نمایه‌های بیش‌تری از جمله روزهای یخبندان (FD)، روزهای تابستانی ( $SU_{25}$ )، کوچک‌ترین دمای بیشینه ( $TX_n$ )، شب‌های سرد ( $TN_{10p}$ )، روزهای گرم ( $TX_{90p}$ ) و امواج گرما روند معناداری را نشان می‌دهند. نکته قابل‌توجه آن است که طی دو دوره نه تنها نرخ تغییرات متفاوت است بلکه نوع روند نیز کاملاً عکس‌همدیگر است. در حالی که برای نمایه‌های فرین بارش اگرچه نقاط جهش در پایان سری زمانی نمایه‌ها معنادار است ولی روند نمایه‌ها در قبل و بعد از نقاط جهش از نظر آماری در سطوح اطمینان ۹۰، ۹۵ و ۹۹ درصد معنادار نیست. نکته دیگر این‌که بارش و نمایه‌های فرین بارش در ایستگاه همدید ارومیه به جابه‌جایی مکانی که برای ایستگاه در سال ۶۸-۱۹۶۷ رخ داده است، چندان حساس نیست چرا که سری زمانی نمایه‌های بارش فرین دچار جهش معناداری نشده‌اند. جهش نمایه‌های فرین بارش در اواخر دوره و سری زمانی نمایه‌ها به‌ویژه در سال ۱۹۹۵ مشاهده شده است. اگر روند نمایه‌ها را طی کل دوره مورد مطالعه بر پایه آزمون روند ناپارامتریک من‌کنندال واکاوی کنیم به این نکته پی می‌بریم که تغییرات بیش‌تر نمایه‌های بارش فرین طی دوره مورد مطالعه روند نزولی معناداری را تجربه کرده‌اند. اگرچه روند نمایه‌ها قبل و بعد از سال جهش معنادار نیست ولی این خود بیانگر آن است که روند نمایه‌های فرین بارش طی چند سال اخیر تغییرات بیش‌تری نسبت به کل دوره مورد پژوهش از خود نشان می‌دهند و با شدت بیش‌تری از بسامد رخداد بارش‌های سنگین و ابرسنگین و میزان بارش سالانه کاسته شده است.

جدول ۶- معناداری سال جهش در سری زمانی نمایه‌ها.

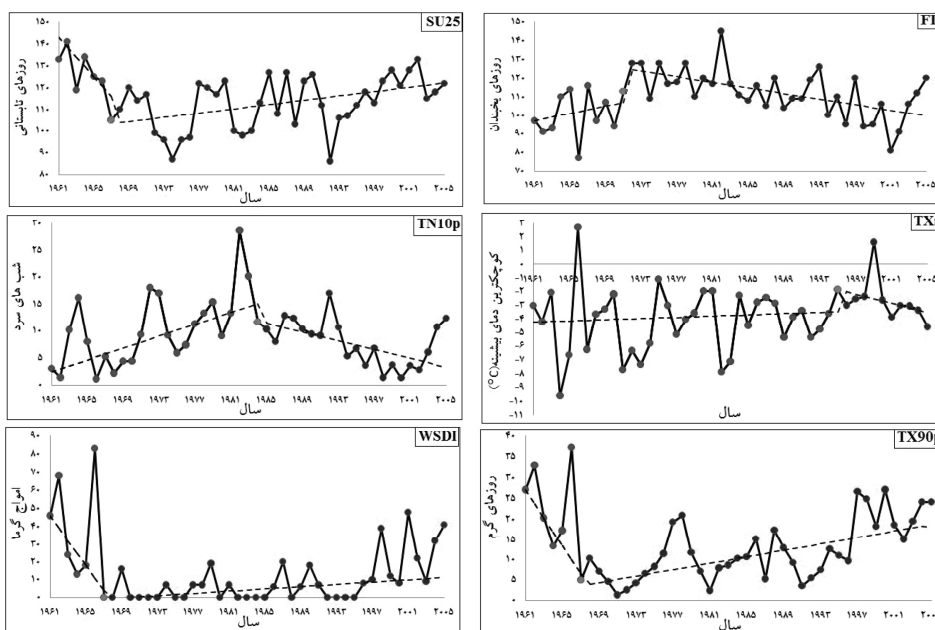
معناداری سال جهش		سال جهش		
آزمون من‌وینتی		آزمون درست‌نمایی ورسلی	آزمون انحرافات تجمعی	
-۴/۴۲**		۱۹۷۱	۱۹۷۱	FD
-۲/۴۱**		۱۹۶۷	۱۹۶۷	SU۲۵
-۲/۴۳**		۱۹۹۴	۱۹۹۴	ID
-۱/۴۷	-۲/۳۷**	۱۹۹۹	۱۹۹۶	TR۲۰
-۱/۹۲**	-۲**	۱۹۶۷	۱۹۶۹	GSL
	-۱/۷۸*	۱۹۹۸	۱۹۹۸	TXx
-۱/۵۲	-۱/۲۵	۱۹۹۵	۱۹۸۴	TXn
-۲/۴۱**	-۲/۶***	۱۹۹۶	۱۹۸۵	TNx
	-۱/۵۹	۱۹۸۴	۱۹۸۴	TNn
	-۱	۱۹۸۴	۱۹۸۴	TN۱۰p
-۲/۳۳**	-۲/۶۵***	۱۹۹۵	۱۹۹۴	TX۱۰p
	-۳***	۱۹۹۶	۱۹۹۶	TN۹۰p
	-۲/۳**	۱۹۶۷	۱۹۶۷	TX۹۰p
	-۲/۶۵***	۱۹۶۷	۱۹۶۷	WSDI
-۱/۹۴*	-۲/۱۷**	۱۹۸۸	۱۹۸۷	CSDI
-۲/۷۶***	-۱/۹۲*	۱۹۶۵	۱۹۶۷	DTR
-۱/۷۵*	-۲/۲۳**	۱۹۹۶	۱۹۹۵	RX\day
	-۲/۶۹***	۱۹۹۶	۱۹۹۶	RXoday
	-۲/۷۲***	۱۹۹۶	۱۹۹۶	SDII
-۲/۸۲***	-۲/۹۹***	۱۹۹۶	۱۹۹۵	R۱۰
	-۲/۲۸**	۱۹۹۶	۱۹۹۶	R۲۰
	-۱/۵۵	۱۹۹۶	۱۹۹۶	R۲۵
	-۱/۶*	۱۹۸۴	۱۹۸۴	CDD
	-۲/۰۶**	۱۹۷۳	۱۹۷۳	CWD
	-۲/۵۱**	۱۹۹۶	۱۹۹۶	R۹۵p
	-۱/۳۴	۱۹۹۵	۱۹۹۵	R۹۹p
-۲/۹۹***	-۳/۲۴***	۱۹۹۷	۱۹۹۵	PRCPTOT

\* معنادار در سطح اطمینان ۹۰ درصد، \*\* معنادار در سطح اطمینان ۹۵ درصد و \*\*\* معنادار در سطح اطمینان ۹۹ درصد.

جدول ۷- نرخ تخمینگر شیب سن نمایه‌های فرین معنادر قبل و بعد از سال جهش.

Qmax۹۹	Qmin۹۹	Qmax۹۵	Qmin۹۵	Q	نمایه
۵۷/۴	-۳۹/۹	۴۲/۵	-۲۰	۱۰	۱۹۷۱-۱۹۶۱
-۱/۶	-۱۲/۸	-۳	-۱۱/۴	***-۷/۵	۲۰۰۵-۱۹۷۲
-	-	-	-	-	۱۹۶۷-۱۹۶۱
۹/۲	۰	۷/۹	۱/۳	۵**	۲۰۰۵-۱۹۶۸
۱/۳	-۰/۸۳	۱/۱	-۰/۵۶	۰/۲۳	۱۹۹۵-۱۹۶۱
۲	-۹/۷	-۰/۰۶	-۴/۵	-۱/۷**	۲۰۰۵-۱۹۹۶
۱۰/۵	۱/۳	۸/۹	۲/۳	۵/۵**	۱۹۸۴-۱۹۶۱
۰/۷۶	-۷/۹	-۰/۱۸	-۶/۶	-۴**	۲۰۰۵-۱۹۸۴
-	-	-	-	-	۱۹۶۷-۱۹۶۱
۶/۲۹	۱/۵	۵/۵	۲/۱	۳/۸***	۲۰۰۵-۱۹۶۸
-	-	-	-	-	۱۹۶۷-۱۹۶۱
۸/۲	۰	۶/۶	۰	۳/۲۱***	۲۰۰۵-۱۹۶۸

\* معنادر در سطح اطمینان ۹۰ درصد، \*\* معنادر در سطح اطمینان ۹۵ درصد و \*\*\* معنادر در سطح اطمینان ۹۹ درصد.



شکل ۲- برازش تخمینگر شیب سن بر روی سری زمانی نمایه‌های معنادر قبل و بعد از نقاط جهش‌دار (دایره‌های آبی‌رنگ مقادیر قبل از جهش، دایره‌های قرمز رنگ مقادیر بعد از جهش و دایره سبزرنگ نقطه جهش را نشان می‌دهند).



## نتیجه گیری

یافته‌های این پژوهش نشان داد که تغییرات و جهش نمایه‌های فرین دما در ایستگاه همدید ارومیه در مقایسه با نمایه‌های فرین بارش، نسبت به جابه‌جایی مکانی ایستگاه حساسیت بیشتری نشان می‌دهند. اگر تغییرات نمایه‌های فرین دما را طی کل دوره مورد مطالعه در این پژوهش (۲۰۰۵-۱۹۶۱) به صورت یک سری زمانی واحد در نظر بگیریم براساس آزمون روند ناپارامتریک من‌کندال تنها نمایه بزرگ‌ترین دمای کمینه (TNx) و براساس آزمون من‌کندال اصلاح شده دو نمایه روزهای یخی (ID) و شب‌های گرم (TN۹۰p) روند معناداری از خود نشان می‌دهد. در حالی که اگر سری زمانی نمایه‌های فرین دما را براساس آزمون‌های همگنی و معناداری نقاط جهش و تغییرات مورد واکاوی قرار دهیم واقعیت‌های نهان تغییرات خود را به خوبی آشکار خواهند کرد و نمایه‌های بیشتری از جمله روزهای یخبندان (FD)، روزهای تابستانی (SU۲۵)، کوچک‌ترین دمای بیشینه (TXn)، شب‌های سرد (TN۱۰p)، روزهای گرم (TX۹۰p) و امواج گرما روند معناداری را نشان می‌دهند. نکته قابل توجه آن است که طی دو دوره نه تنها نرخ تغییرات متفاوت است بلکه نوع روند نیز کاملاً عکس‌همدیگر است. در حالی که برای نمایه‌های فرین بارش اگرچه نقاط جهش در پایان سری زمانی نمایه‌ها معنادار است ولی روند نمایه‌ها در قبل و بعد از نقاط جهش از نظر آماری در سطوح اطمینان ۹۰، ۹۵ و ۹۹ درصد معنادار نیست. نکته دیگر این که بارش و نمایه‌های فرین بارش در ایستگاه همدید ارومیه به جابه‌جایی مکانی که برای ایستگاه در سال ۶۸-۱۹۶۷ رخ داده است، چندان حساس نیست چرا که سری زمانی نمایه‌های بارش فرین دچار جهش معناداری نشده‌اند. جهش نمایه‌های فرین بارش در اواخر دوره و سری زمانی نمایه‌ها به‌ویژه در سال ۱۹۹۵ مشاهده شده است. روند نمایه‌های فرین بارش قبل و بعد از سال جهش معنادار نیست. در صورتی که اگر روند نمایه‌ها را طی کل دوره مورد مطالعه بر پایه آزمون روند ناپارامتریک من‌کندال واکاوی کنیم به این نکته پی می‌بریم که تغییرات بیشتر نمایه‌های بارش فرین طی دوره مورد مطالعه روند نزولی معناداری را تجربه کرده‌اند. در بین نمایه‌های فرین بارش مقدار کل بارش روزهای مرطوب سالانه روند منفی بسیار قوی و معناداری در سطح اطمینان ۹۵ درصد نشان می‌دهد. نرخ روند این نمایه نشان داد که به‌ازای هر دهه از میزان کل بارش سالانه در ارومیه ۲۳/۵ میلی‌متر کاسته شده است. به‌طور کلی می‌توان گفت که اگرچه نمایه‌های فرین گرم در ارومیه افزایش یافته و روند گرمایشی آن طی چند سال اخیر روند رو به رشدی داشته است ولی به نظر می‌رسد که تغییرات رفتار سنجه بارش در تغییر اقلیم ارومیه سهم بیشتری در تغییر

اقلیم منطقه دارد. یکی از دلایل بسیار مهم کاهش بسامد رخداد بارش، بارش‌های سنگین و ابرسنگین در ارومیه، تضعیف سامانه‌های چرخندی بارش‌زای منطقه است. کاهش فعالیت سامانه‌های چرخندی منطقه (مدیترانه) و سامانه‌های ادغامی (سودان و مدیترانه) توسط رسولی و همکاران (۲۰۱۲) و دارند (۲۰۱۳) تأیید شده است.

### منابع

1. Asakereh, H. 2011. Fundamentals of Statistical Climatology, University of Zanjan Press. 548p. (In Persian)
2. Buishand, T.A. 1982. Some methods for testing the homogeneity of rainfall records. *J. Hydrol.* 58: 11-27.
3. Darand, M. 2013. The recognition of changes in intensity of synoptic systems impacting on the Iran's climate, First National Conference on Climatology of Iran, 21 may-22 may, Kerman, Iran. (In Press). (In Persian)
4. Gan, TY. 1998. Hydro climatic trends and possible climatic warming in the Canadian Prairies, *Water. Resour. Res.* 34: 1. 3009-3015.
5. Hamed, K.H., and Rao, A.R. 1998. A modified Mann-Kendall trend test for autocorrelated data. *J. Hydrol.* 204: 182-196.
6. Harison, S.P. 1989. Lake Level and climate changes in eastern north America, *Clim. Dynam.* Pp: 157-167.
7. IPCC. 2007. Fourth assessment report climate change. Paris, <http://www.IPCC.ch>. *J. Am. Stat. Assoc.* 74: 365-367.
8. Karimi, K., and Sepehr, A. 2010. Climate Change Trends During Two Periods in Hamedan and Tabriz. *J. Wat. Soil. Sci.* 4: 143-155.
9. Kendall, M.G. 1975. Rank Correlation Methods. Charles Griffin, London. 272p.
10. Koocheki, A., Nassiri, M., and Kamali, Gh.A. 2007. Climate indices of Iran under climate change. *Iran. J. Fiel. Cro. Res.* 1: 133-142.
11. Kousari, M.R., Ekhtesasi, M.R., Tazeh, M., Saremi Naeini, M.A., and Asadi Zarch, M.A. 2011. An investigation of the Iranian climatic changes by considering the precipitation, temperature and relative humidity parameters. *Theor. Appl. Climatol.* 103: 321-335.
12. Lucio, P.S., Silva, A.M., and Serrano, A.I. 2010. Changes in occurrences of temperature extremes in continental Portugal: a stochastic approach, *Meteorol. Appl.* DOI: 10.1002/met.171.
13. Mahsafari, H., Maknoon, R., and Saghafian, B. 2011. The Impact of Climate Change on Urmia Lake Water Level. *Iran. Wat. Rec. Res.* 7: 47-58.
14. Mann, H.B. 1945. Nonparametric tests against trend. *Econometrica.* 13: 245-259.

15. Mann, H.B., and Whitney, D.R. 1947. On a test of whether one of 2 random variables is stochastically larger than the other. *Annual. Math. Stasis.* 18: 50-60.
16. Manton, M.J., Della-Marta, P.M., Haylock, M.R., Hennes, K.J., Nicholls, N., Chambers, L.E., Collins, D.A., Daw, G., Finet, A., Gunawan, D., Inape, K.H., Isobe, T.S., Kestin, P., Lefale, C.H., Leyu, T., Lwin, L., Maitrepierre, N., Ouprasitwong, C.M., Page, J., Pahalad, N., Plummer, M.J., Salinger, R., Suppiah, V.L., Tran, B., Trewin Tibig, I., and Yee, D. 2001. Trends in extreme daily rainfall and temperature in southeast Asia and the South Pacific: 1916-199. *Int. J. Clim.* 21: 269-284.
17. Martinez, M.D., Serra, C., Burgueno, A., and Lana, X. 2010. Time trends of daily maximum and minimum temperatures in Catalonia (ne Spain) for the period 1975-2004, *Int. J. Clim.* 30: 267-290.
18. MasahBovani, A.R., and Morid, S. 2005. The effect of Climate Change on the Isfahan's ZayendehRod River Flow, *Agri. Nat. Res. Sci. Tech.* 4: 17-27.
19. Mehdizadeh, S., Meftah Halghi, M., Seyed Ghasemi, S., and Mosaedi, A. 2011, Study of precipitation variation due to climate change (Case study: Golestan dam basin). *J. Water. Soil Conserv.* 18: 3. 117-132.
20. Mirabbasi Najafabadi, R., and Dinpazhoh, Y. 2010. Trend Analysis of Streamflow Across the North West of Iran in Recent Three Decades, *J. Water. Soil.* 24: 4. 757-768.
21. Modaresi, F., Eraghinezhad, Sh., Abrahimi, K., and Kholghi, M. 2010. Regional Assessment of Climate Change Using Statistical Tests: Case Study of Gorganroud-Gharehsou Basin. *J. Water. Soil.* 24: 3. 476-489.
22. Rahimzadeh, F., and Asgari, A. 2005. A look at difference of increase rates of minimum with maximum temperature and at decrease rates of Diurnal Temperature Range (DTR) in Iran. *Iran. Quart. Geog. Res. J.* 73: 153-171.
23. Rahimzadeh, F. 2011. *Statistical methods in meteorology and climatology research*, Seyed Hossieni Press, 436p.
24. Rasoli, A.K., Babaeian, E., Ghaemi, H., and Zavarreza, P. 2012. Analysis of pressure time series of centers synoptic patterns impacting seasonal precipitation Iran, *Geography and Development.* 27: 77-88.
25. Revadekar, J.V., Kothawale, D.R., and Rupa Kumar, K. 2009. Role of El Ni no/La Nina in temperature extremes over India, *Int. J. Clim.* 29: 2121-2129.
26. Rusticucci, M., and Renom, M. 2008. Variability and trends in indices of quality-controlled daily temperature extremes in Uruguay. *Int. J. Clim.* 28: 1083-1095.
27. Sayari, N., Alizadeh, A., Bannayan Awal, M., Farid Hossaini, A., and Hesami Kermani, M.R. 2011. Comparison of Two GCM Models (HadCM3 and CGCM2) for the Prediction of Climate Parameters and Crop Water Use under Climate Change (Case study: Kashafrud Basin). *J. Wat. Soil.* 25: 912-925.

28. Sen, P.K. 1968. Estimate of the regression coefficients based on Kendals tau. J. Am. Pharm. Assoc. 63: 1379-1389.
29. Sohrabi, M.M., Marofi, S., and Ababaei, B. 2009. Investigation of temperature and precipitation indices by using RClimDex and R software in Semnan province. International Conference on Water Resources, 16-18 August. Pp: 341-348.
30. Varfi, M.S., Karacostas, T.S., Makrogiannis, T.J., and Flocas, A.A. 2009. Characteristics of the extreme warm and cold days over Greece, Adv. Geosci. 20: 45-50.
31. Worsley, K.J. 1979. On the likelihood ratio test for a shift in location of normal populations. J. Am. Stat. Assoc. 74: 366. 365-367.
32. Zhao, C., Wang, W., and Xing, W. 2012. Regional Analysis of Extreme Temperature Indices for the Haihe River Basin from 1960 to 2009. International Conference on Modern Hydraulic Engineering. 28: 604-607.



Gorgan University of Agricultural  
Sciences and Natural Resources

*J. of Water and Soil Conservation, Vol. 21(2), 2014*  
<http://jwsc.gau.ac.ir>

## **Analysis of variations in extreme temperature and precipitation in Oromieh indices as the signs of climate change**

**\*M. Darand**

Assistant Prof., Dept. of Climatology, University of Kordestan

Received: 11/26/2012; Accepted: 05/12/2013

### **Abstract**

The precipitation, minimum and maximum daily data from synoptic station of Oromieh during 1961 to 2005 has been extracted. In order to detect climate changes 27 indices recommended by Expert Team of Climate Change and Indices (ETCCDI) have been used. In order to test homogeneity of indices, two test that has been recommended by World Meteorological Organization Cumulative Deviation Test and Worsley's Likelihood Ratio Test have been used. The change point of data series tested by two mentioned test and significance of changing in the points tested by Mann-Whitney in the three significant level (90, 95 and 99%). Mann-Kendal and Mann-Kendal Modified tests have been used to detect significant trend and Sen Estimator fitted on the indices series for reorganization of the slope. The results of this study indicate non-homogeneity of temperature and precipitation extreme indices series in the Synoptic station of Oromieh during the study period. The results indicated that the indices including summer days (SU25), Warm Days (TX90p) and Warm Spell Duration Index (WSDI) increased during the study period. The Frost Days (FD), Minimum Daily temperature (TXn) and Warm Spell Duration Index (WSDI) are decreasing. The changes of the most of the extreme precipitations were significant and decreased. During recent years, the indices of annual total precipitation (PRCPTOT), very wet (R95p) and extremely wet days (R99p) have been extremely decreased in Oromieh.

**Keywords:** Climate change, Oromieh, Extreme indices, Trend

---

\* Corresponding Author; Email: [m.darand@uok.ac.ir](mailto:m.darand@uok.ac.ir)

