

تحلیل همگنی داده‌های دما و بارش در ایران با رویکرد اقلیمی

سعید بازگیر^۱، استادیار هواشناسی کشاورزی، دانشکده جغرافیا، دانشگاه تهران.
فائزه عباسی، دانشجوی دکتری آب و هواشناسی کشاورزی، دانشکده جغرافیا، دانشگاه تهران،
ابراهیم اسعدی اسکویی، استادیار هواشناسی کشاورزی، پژوهشکده هواشناسی.
مسعود حقیقت، کارشناس هواشناسی کشاورزی، سازمان هواشناسی کشور.
پرویز رضازاده، کارشناس هواشناسی همدیدی، سازمان هواشناسی کشور.

پذیرش نهایی: ۱۳۹۷/۱۰/۱۹

دریافت مقاله: ۱۳۹۷/۰۸/۲۵

چکیده

در دسترس بودن داده سالم و قابل اعتماد در مطالعات اقلیمی مهم بوده و استفاده از داده های اشتباه اولین مخاطره در تحلیل مخاطرات طبیعی خواهد بود. در این مطالعه همگنی سری‌های زمانی میانگین سالانه‌ی دمای کمینه، بیشینه و بارش ۳۶ ایستگاه همدید کشور در ۶ طبقه اقلیمی مورد بررسی قرار گرفت. آزمون‌های نرمال استاندارد، پتی، انحراف تجمعی و راستی آزمایشی و ورسلی برای تشخیص ناهمگنی داده‌ها انتخاب شدند. نتایج این مطالعه نشان داد که % ۹۱/۵ و % ۸۸/۵ از داده های کمینه و بیشینه دما در طبقه غیر همگن قرار گرفته اند. اگر چه داده های دمای کمینه ایستگاه های هواشناسی اصفهان، سقز، و گرگان و داده های دمای بیشینه ایستگاه های بندر انزلی، شهر کرد، کاشان و سقز دارای شرایط همگن با سطح معنی داری ۵ درصد بودند. درخصوص داده های بارش، هر چهار آزمون، همگنی ۲۸ ایستگاه را نشان دادند. ولی داده های بارش ایستگاه های بیرجند، کرمان، کرمانشاه، سقز، سنندج و تبریز ناهمگن تشخیص داده شدند. نتایج نشان داد که سال شروع تغییرات دمای بیشینه، در اکثر ایستگاه‌ها سال ۱۹۹۸ بوده ولی در خصوص دمای کمینه و بارش شروع تغییرات در ایستگاه های مختلف، متفاوت بود. از نکات قابل توجه این مطالعه بایستی به کاهش ۸۰ تا ۱۵۰ میلی متری بارش در ایستگاه های غرب و شمال غرب مانند تبریز، سنندج، سقز و کرمانشاه و همچنین ۲۵ تا ۴۵ میلی متری در ایستگاه های بیرجند، زابل و کرمان اشاره نمود. نتایج این مطالعه نشان داد که نوع اقلیم در کاربرد نوع آزمون همگنی تأثیری نداشته و هر یک از آزمون های همگنی می تواند در هر اقلیمی مورد استفاده قرار گیرد.

کلیدواژه ها: آزمون‌های همگنی، داده های اقلیمی، ایستگاه هواشناسی، فراداده.

مقدمه

ارزیابی کیفی و روایی متغیرهای جوی مانند دما و بارش از مهمترین شروط انجام تحلیل‌های آماری در پژوهش‌های اقلیم‌شناسی و آب‌شناسی و سایر علوم مرتبط می‌باشد. (جهانگیری و رحیم‌زاده، ۱۳۸۴). بعلاوه امروزه داده‌ها و اطلاعات هواشناسی به دلیل کاربرد وسیع در بخش‌های حمل و نقل (هوانوردی، دریایی، ریلی و جاده‌ای)، کشاورزی، آب‌شناسی، پزشکی و شهرسازی نقش ویژه‌ای را در زندگی مردم ایفا می‌کنند. برای نمونه می‌توان به پیش‌بینی وضعیت جو با داده‌های صحیح اشاره نمود که تاثیر بسزایی در تصمیم‌گیری به موقع سازمان‌های دولتی در کاهش خسارت جانی و مالی ناشی از مخاطرات طبیعی از قبیل سیل، بهمن، تگرگ، طوفان، رعد و برق و آتش‌سوزی جنگل دارد. و یا چنانچه طراحی پل‌ها بر اساس حداکثر بارش محتمل (PMP)، با داده‌های اشتباه بارش محاسبه شده باشد، خطر شکست پل با هر رخداد سیل ممکن بوده که می‌تواند سبب خسارت‌های جبران‌ناپذیری شود. بنابراین می‌توان اذعان داشت که مهمترین بخش در مطالعات آب و هواشناسی در دسترس بودن داده سالم و قابل اعتماد می‌باشد و وجود داده‌های اشتباه اولین مخاطره در تحلیل مخاطرات طبیعی خواهد بود (Hallegatte, 2012; WMO, 2017). در زمینه توسعه روش‌های بررسی همگنی سری زمانی داده‌ها، می‌توان به دو گروه کلی روش‌های مستقل (مطلق) و وابسته (نسبی) اشاره نمود (علیزاده، ۱۳۹۳). در گروه اول، آزمون همگنی برای هر ایستگاه بدون توجه به ایستگاه‌های دیگر و به طور مستقل انجام می‌شود. در مقابل و در گروه دوم، ایستگاه‌های مجاور و مرجع در آزمون همگنی مشارکت دارند. به دلیل دشواری یافتن ایستگاه مرجع که با ایستگاه مورد آزمون دارای همبستگی بالا و ساختار همگن مشترک باشند، اقبال روش‌های مستقل (مطلق) بیش از روش‌های وابسته است (Costa & Soare, 2009). از آنجا که روش‌های مختلف همگن‌سازی اغلب کارایی مختلفی در یافتن و اصلاح خطاهای غیراقلیمی دارند، دستیابی به تفسیر عینی و درست از تغییرات اقلیمی و تغییرپذیری اقلیمی، ارزیابی مخاطرات طبیعی نیازمند داده‌های ورودی صحیح هستند. از این‌رو، اقلیم‌شناسان در پی یافتن بهترین روش(های) همگن‌سازی داده‌ها می‌باشند. انتخاب مناسب‌ترین روش نیز نیازمند سنجش آزمون‌های مختلف است و تنها استفاده از یک روش ارزیابی نمی‌تواند در ارزیابی روش‌های همگنی موثر واقع شود (قاجارنیا، ۱۳۹۴؛ Ribeiro *et al.*, 2016). نیز در پژوهشی جامع، ضمن بررسی کارایی روش‌های همگن‌سازی داده‌ها، بر استفاده از خطای ریشه میانگین مربعات (RMSE)^۱ به جای مشخص کردن نقاط تغییر تاکید کرد. هرچند در برخی دیگر از مطالعات مانند (Costa and Soares, 2009) بر استفاده از رویکردهای نوین زمین‌آمار به جای روش‌های مرسوم در بررسی همگنی تاکید دارند. از آنجایی که پدیده تغییراقلیم نیز به دلیل ایجاد روندهای بلندمدت بین داده‌ها، یکی از مهمترین عوامل طبیعی ایجاد ناهمگنی در میان داده‌های اقلیمی است (مدرسی و همکاران، ۱۳۸۹). لذا، سازمان جهانی هواشناسی علاوه بر آزمون‌های تحلیل روند، آزمون‌های بررسی همگنی را نیز برای آشکارسازی پدیده تغییراقلیم پیشنهاد کرده است (پیشگاه هادیان، ۱۳۹۵). با توجه به این‌که تغییرات عمق برف نشانه‌ای از تاثیر تغییراقلیم در مناطق کوهستانی است، در پژوهشی (Marcolini *et al.*, 2017)، همگنی سری زمانی عمق برف با استفاده از روش نرمال استاندارد در منطقه‌ی ترنتو در شمال شرق ایتالیا مورد بررسی و تنها ناهمگنی ۲۰ درصد از داده‌ها نشان داده شد. این در حالی است که عوامل غیرطبیعی نظیر جابجایی ایستگاه‌های هواشناسی، تغییر ادوات اندازه‌گیری، تغییر در محیط اطراف ایستگاه‌ها (تاثیر جزیره گرمایی (Sahin and Cigizoglu 2010))، تغییر در روش‌های دیدبانی و تغییر روابط ریاضی برای محاسبه میانگین‌ها نیز بر کیفیت داده‌ها تاثیر می‌گذارد. از این‌رو نمی‌توان هرگونه تغییری در روند سری‌های زمانی را به تغییراقلیم نسبت داد بلکه ابتدا باید به بررسی فراداده ایستگاه‌های هواشناسی پرداخت (خورشیددوست و همکاران، ۱۳۹۵). ژهانگ و همکاران (Zhang *et al.*, 2014)، نشان دادند تغییر روند ایجاد شده در داده‌های دما به دلیل جابجایی ایستگاه Huairou به حومه‌ی شهر پکن از سال ۱۹۶۰ و تاثیر محیط

¹ Root Mean Square Error

شهری بر آن بوده است، به گونه‌ای که میانگین دمای بیشینه و کمینه به ترتیب ۰/۲۷۱ و ۱/۳۷۷ درجه سلسیوس کاهش یافته است. بنابه اهمیت داده های سالم و قابل اعتماد در تحلیل مخاطرات جوی و اقلیمی، این پژوهش با هدف بررسی همگنی دماهای کمینه و بیشینه و بارش ۳۶ ایستگاه هواشناسی همدیدی ایران در طبقات اقلیمی مختلف سعی دارد ضمن مقایسه آزمون‌های مختلف، کارایی و کیفیت آن‌ها را در هر طبقه اقلیمی کشور ارزیابی کند. از طرف دیگر در این پژوهش به دنبال آن هستیم که آیا نوع اقلیم می‌تواند در انتخاب نوع آزمون همگنی تاثیرگذار باشد؟

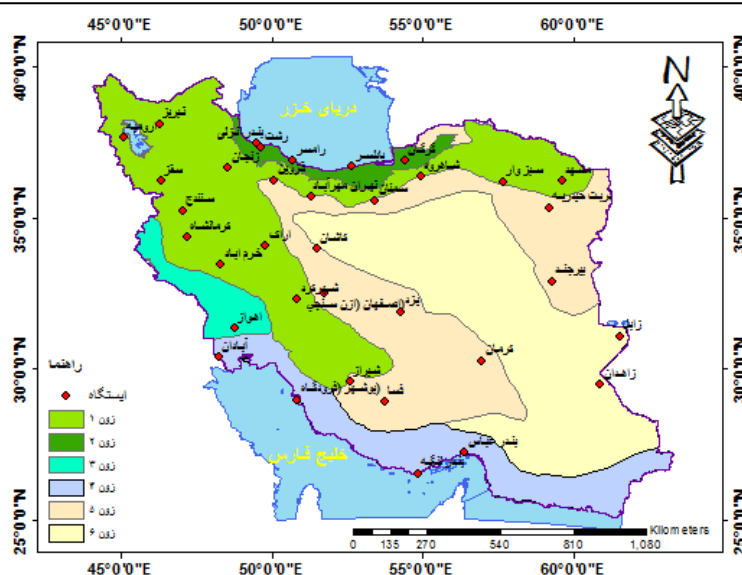
داده ها و روش کار

داده‌های سری زمانی دماهای کمینه، بیشینه، و بارش روزانه مربوط به ۳۶ ایستگاه هواشناسی همدیدی در دوره زمانی ۵۰ ساله (۲۰۱۵-۱۹۶۶) از سازمان هواشناسی کشور اخذ (جدول ۱) و پس از کنترل کیفی، با استفاده از میانگین داده‌های روزانه هر یک از ایستگاه‌ها اقدام به بازسازی آن‌ها شد. مبنای بازسازی داده‌ها، گزارش سازمان جهانی هواشناسی (گزارش ۱۱۸۶، ۲۰۰۳، Aguilar et al.) مبنی بر عدم بازسازی بیش از حد داده‌ها (بیش از ۱۰ درصد) بود. در میان ۳۶ ایستگاه مورد مطالعه، تنها خلا دمای کمینه در ایستگاه بندرانزلی (۱۱/۱ درصد)، از مقدار مجاز تعدی کرده و در سایر ایستگاه‌ها این میزان بسیار کم بوده و تعداد داده‌های خلا در هر سه متغیر دمای کمینه، بیشینه و بارش عمدتاً در طبقه ۱-۰ درصد قرار داشتند (جدو ۱). سپس با استفاده از میانگین بلندمدت روزانه‌ی هر یک از ایستگاه‌ها اقدام به بازسازی داده‌ها شد. با توجه به تنوع اقلیمی کشور برای بررسی اینکه آیا شرایط اقلیمی بر انتخاب نوع آزمون نیز اثرگذار خواهد بود، به انتخاب ایستگاه‌ها در طبقات اقلیمی (۶ طبقه اقلیمی) پرداخته شد (شکل ۱).

جدول ۱: درصد خلا آماری دما و بارش ایستگاه‌های هواشناسی همدیدی مورد مطالعه (۲۰۱۵-۱۹۶۶)

نام ایستگاه	دمای کمینه	دمای بیشینه	بارش
اراک	۲/۳۹	۰/۰۹۶	۰/۰۴
ارومیه	۱/۹۵	۰/۸۱	۰/۰۳
اصفهان (ازن سنجی)	۰/۱۹	۰/۱۵	۰/۰۹
اهواز	۰/۲۹	۰/۳	۰/۲۲
آبادان	۷/۶۴	۵/۲۵	۰/۳۳
بابلسر	۰/۰۱۴	۰/۰۶	۰
بندر انزلی	۱۱/۱	۵/۴۴	۰/۱
بندر عباس	۵/۸۱	۱/۱۱	۰/۰۳
بندر لنگه	۱/۸	۳/۰۳	۰/۰۸
بوشهر (فرودگاه)	۰/۲۶	۰/۴۶	۲/۹۲
بیرجند	۰/۰۰۹	۳/۳۶	۳/۲
تبریز	۶/۳۹	۴/۱۴	۰/۰۲
تربت حیدریه	۰/۳۴	۰/۳۶	۰/۱۳
تهران مهرآباد	۰/۰۷	۰/۰۹	۰
خرم آباد	۰/۱۵	۰/۱۲	۰
رامسر	۷/۱	۴/۶۴	۰/۱۴
رشت	۶/۸۸	۴/۴۲	۰/۱۷
زابل	۰/۳۲	۱/۳۲	۰/۲۴
زاهدان	۰/۰۸	۰/۱۵	۰
زنجان	۰/۱۳	۰/۰۹	۰/۱۴
سبزوار	۵/۸۱	۲/۶۵	۰/۰۱
سقز	۷/۷۱	۳/۶۴	۰/۴۷
سمنان	۲/۶۹	۲/۴	۰/۱۶
سنندج	۴/۳۱	۰/۶۲	۰
شاهرود	۰/۱۳	۰/۱۳	۰/۰۰۹

۰/۰۰۴	۰/۰۵	۰/۰۴	شهرکرد
۰/۱۲	۲/۷۳	۴/۱۷	شیراز
۰/۰۳	۲/۷	۲/۰۶	فسا
۰/۰۰۴	۱/۹۴	۵/۷۳	قزوین
۰/۱۴	۱/۶۹	۶/۵	کاشان
۰/۰۰۹	۰/۰۷	۰/۰۶	کرمان
۰/۱۲	۰/۲۷	۰/۳۱	کرمانشاه
۰/۰۲	۲/۹۶	۳/۲۸	گرگان
۰/۰۰۴	۵/۰۴	۴/۲۶	مشهد
۰/۰۳	۰/۱۴	۲/۲۵	یزد



شکل ۱: نقشه منطقه مورد مطالعه به همراه ایستگاه‌های هواشناسی در طبقات اقلیمی مختلف (ماخذ: سازمان هواشناسی کشور، ۱۳۹۲)

از آنجایی که دیدگاه یک اقلیم‌شناس و یا هواشناس با تجربه می‌تواند ابزار مهمی در داوری ناهمگنی سری‌های جوی و اقلیمی باشد، در این پژوهش نیز به استناد نظر کارشناسان سازمان هواشناسی در عدم دستیابی به ایستگاه‌های مرجع، بررسی همگنی داده‌ها با استفاده از آزمون‌های مستقل، انجام شد (رفعتی و کریمی، ۱۳۹۷). لازم به ذکر است آزمون‌ها تحت فرض صفر یعنی همگنی داده‌ها بررسی شدند. برای دو آزمون نرمال استاندارد و پتی از نرم‌افزار XLSTAT و برای دو آزمون دیگر (انحرافات تجمعی و بیشینه راستی آزمایشی ورسلی) در محیط متلب کدنویسی شد. شرح آزمون‌های مورد استفاده در ادامه آمده است.

● آزمون همگنی انحرافات تجمعی (Cumulation Deviation Test)

این آزمون توسط بیشاند (Buishand, 1982) ارائه و براساس جمع‌های جزئی $S_k^* = \sum_{i=1}^k (x_i - \bar{x})$ $k = 1, 2, \dots, n-1$ تعدیل شده یا انحرافات تجمعی از میانگین، پایه‌گذاری شده است. در این آزمون، اگر $X_1, X_2, X_3, \dots, X_n$ مشاهدات مورد نظر باشند، آنگاه داریم:

رابطه (۱)

$$D_x^2 = \sum_{i=1}^n \frac{(x_i - \bar{x})^2}{n} \quad \text{رابطه (۲)}$$

مجموع‌های جزئی در مقیاس کوچک (S_k^{**}) با تقسیم S_k^* بر انحراف معیار داده‌ها (D_x)

به دست می آید (روابط ۳ و ۴) و آماره آزمون از رابطه (۵) بدست می آید که مقادیر بزرگ Q نشانه‌ی تغییر در میانگین است.

$$S_k^{**} = \frac{S_k^*}{D_x} \quad k=1,2,\dots,n \quad \text{رابطه (۳)}$$

$$Q = \text{Max} |S_k^{**}| \quad 0 \leq k \leq n \quad \text{رابطه (۴)}$$

$$Z_k^* = [k(n-k)]^{-\frac{1}{2}} S_k^* \quad 1 \leq k \leq n-1 \quad \text{رابطه (۵)}$$

$$Z_k^{**} = \frac{Z_k^*}{D_x}$$

• آزمون همگنی راستی آزمایی ورسلی (Worsley's Liklyhood (Ratio Test)

این آزمون توسط ورسلی (Worsley, 1979) ارائه شده و آماره آزمون ورسلی (W) مطابق روابط ۶ و ۷ محاسبه می شوند.

$$V = \text{Max} |Z_k^{**}| \quad 1 \leq k \leq n-1 \quad \text{رابطه (۶)}$$

$$W = \frac{(n-2)^{\frac{1}{2}} V}{(1-V^2)^{\frac{1}{2}}} \quad \text{رابطه (۷)}$$

آزمون انحرافات تجمعی برای حالتی که تغییر میانگین در میانه یک سری رخ دهد مناسب است در حالی که آزمون راستی آزمایی ورسلی برای حالت تغییر میانگین در ابتدا یا انتهای سری مناسب است. لذا بهتر می توان تغییرات میانگین را با انجام این دو آزمون در کنار هم شناسایی کرد. استفاده همزمان از آزمون های همگنی انحرافات تجمعی و راستی آزمایی ورسلی سبب می شود که رخداد هر گونه تغییر در میانگین در هر بخشی از سری زمانی کشف شود (مدرسی و همکاران، ۱۳۸۹). دو آزمون فوق از آزمون های پیشنهادی سازمان جهانی هواشناسی برای مطالعات همگنی هستند. فرض صفر در این آزمون ها زمانی پذیرفته می شود که آماره آزمون در سطح اطمینان خاصی از مقدار بحرانی کوچکتر یا مساوی باشد، و در غیر این صورت، فرض صفر رد خواهد شد (جدول ۳).

جدول (۳): مقادیر بحرانی آزمون های بکاررفته در سطوح معنی داری مختلف

آزمون	۱ درصد	۵ درصد	۱۰ درصد
انحرافات تجمعی	۱/۶۳	۱/۳۶	۱/۲۲
راستی آزمایی ورسلی	۳/۷۹	۳/۱۶	۲/۸۷

• آزمون همگنی نرمال استاندارد (SNHT)

این روش، یکی از پرکاربردترین روش های آزمون همگنی در تحقیقات است (Kinsanola and Ogunjobi, 2017; Arikan and Kahya, 2017) گرچه این روش قادر است زمان ایجاد ناپیوستگی و یا بروز ناهمگنی را در سری داده ها یافته و گزارش کند، اما روش SNHT حساسیت بیشتری در یافتن ناهمگنی های آغازین و انتهایی سری زمانی داده ها دارد. به علاوه فرض اولیه این آزمون، نرمال بودن توزیع آماری داده ها است. بر اساس رابطه ۸، سری Q_i با انجام محاسبات به سری استاندارد Z_i با میانگین صفر و انحراف معیار واحد تبدیل می شود.

رابطه (۸)

که در آن: \bar{Q} و σ_Q به ترتیب میانگین و انحراف معیار سری Q_i هستند. برای یک تغییر ناگهانی در میانگین، داده مورد نظر، فرض صفر و فرض یک به صورت رابطه ۹ تعریف می شوند:

$$Z_i = (Q_i - \bar{Q}) / \sigma_Q$$

رابطه (۹)

$$H_0: Z_i \approx N(0,1) \quad \text{for } i=1,\dots,n \quad \text{and}$$

$$H_1: \begin{cases} Z_i \approx N(\mu_1,1) & \text{for } i=1,\dots,a \\ Z_i \approx N(\mu_2,1) & \text{for } i=a+1,\dots,n \end{cases}$$

که در آن، N معرف توزیع نرمال با پارامترهای مربوطه (میانگین و انحراف معیار) است. Alexanderson and Moberg (1997)، برای آزمودن درستی هر یک از فرض‌های صفر و یک مسئله، یک روش آماری براساس نسبت راستی‌آزمایی ارائه کردند و نسبت احتمال درستی H_1 به احتمال درستی H_0 برای سری داده مشاهده شده Z_i براساس رابطه (۱۰) محاسبه می‌شود:

$$SNHT| = \max \left\{ a\bar{Z}_1^2 + (n-a)\bar{Z}_2^2 \right\}, \quad 1 \leq a \leq n-1 \quad \text{رابطه (۱۰)}$$

که در آن، Z_1 و Z_2 مقادیر میانگین Z_i قبل و بعد از تغییر هستند. مقدار a نیز محتمل‌ترین زمان بروز تغییر ناگهانی در داده‌ها و یا به بیان دیگر آخرین زمان در سری زمانی جزئی با میانگین Z_1 است. اگر مقدار آماره از مقدار بحرانی آزمون برای سطح بحرانی مشخص بیشتر باشد، آن‌گاه فرض همگنی صفر در سطح اطمینان مربوطه رد می‌شود. (قاجارنیا و همکاران، ۱۳۹۳).

• آزمون همگنی پتی

این آزمون توسط Pettit (1979) ارائه شد که یک آزمون ناپارامتری است و نیازمند فرض نرمال بودن سری زمانی نمی‌باشد. این آزمون نیز دارای فرض صفر به صورت استقلال مقادیر مختلف سری زمانی از یکدیگر و همگنی آن‌ها است. در مقابل در صورتی که شکستگی و ناپیوستگی در مقدار میانگین سری زمانی وجود داشته باشد، مطابق فرض یک این آزمون، سری زمانی ناهمگن است. این روش آزمون همگنی نیز همچون آزمون بیشاند در یافتن ناهمگنی‌های نقاط میانی سری زمانی توانایی بیشتری داشته و از جمله آزمون‌هایی است که زمان بروز ناهمگنی را گزارش می‌کند (Costa and Soares, 2009). در این آزمون، ابتدا مقادیر Y_i در سری زمانی بر اساس مقدارشان مرتب می‌شوند و رتبه‌های r_i برای مقادیر متناظر Y_i مشخص می‌شوند. سپس، با استفاده از روابط ۱۱ و ۱۲ مقدار آماره X_k محاسبه شده و با مقادیر بحرانی ارائه شده توسط پتی مقایسه می‌شوند. در صورت عبور آماره از مقادیر بحرانی، زمان

معادله (۱۱)

$$Q = \max_{0 \leq d \leq n} |S_d^*|/n \quad \text{معادله (۱۲)}$$

مربوط به داده بیشینه X_k معادل زمان بروز ناهمگنی است. ویژگی هر یک $y=1,2,\dots,n$ $X_y = 2 \sum_{i=1}^y r_i - y(n+1)$ آماره‌های آزمون برای بررسی صحت فرضیات در جدول ۲ آورده شده است.

$$X_k = \max_{1 \leq y \leq n} |X_y|$$

جدول ۲: مشخصات آزمون‌های همگنی مورد استفاده

نویسنده	فرض صفر	نوع	آزمون
Alexanderson & Moberg(1997)	$H_0 : \alpha < 0.05$	پارامتری	همگنی نرمال استاندارد
Pettit (1979)	$H_0 : \alpha < 0.05$	ناپارامتری	پتی
Buishand (1982)	$H_0 : Q \leq 1.36$	پارامتری	انحرافات تجمعی
Worsley(1979)	$H_0 : W \leq 3.16$	پارامتری	همگنی راستی‌آزمایی ورسلی

شرح و تفسیر نتایج

همگنی سری‌های زمانی دمای کمینه، میانگین و بیشینه دما و بارش ۳۶ ایستگاه هواشناسی همدیدی کشور با طول دوره آماری ۵۰ سال در ۶ پهنه اقلیمی مختلف، به چهار روش بررسی شد. ابتدا نتایج نهایی همگنی با چهار روش در سه دسته به شرح زیر طبقه بندی شدند (Wijngaard et al. 2003):

الف- کلاس همگن: سری داده‌هایی که در تمام چهار آزمون مورد بررسی در سطح اطمینان ۵ درصد، فرض صفر را تایید کنند و یا فقط در یکی از آن‌ها به فرض یک برسند، در این کلاس قرار می‌گیرند. داده‌های این کلاس همگن بوده و با اطمینان می‌توان از آن‌ها در محاسبات بعدی استفاده کرد.

ب- کلاس مشکوک: سری داده‌هایی که از بین چهار آزمون فوق در دو مورد در سطح اطمینان ۵ درصد به فرض یک برسند در این کلاس قرار می‌گیرند. در این صورت، برای استفاده از این داده‌ها باید آنها با دقت بیشتری بررسی شوند.

ج- کلاس ناهمگن: در صورتی که سری داده‌ها در سه یا چهار آزمون مورد بررسی در سطح ۵ درصد به فرض یک برسند در این طبقه قرار می‌گیرند که به عنوان داده‌های ناهمگن در نظر گرفته می‌شود و باید اصلاح و یا از روند مطالعات حذف شوند. براساس نتایج جدول ۳، در بررسی متغیر دمای کمینه، ۹۱/۵٪ از ایستگاه‌ها در کلاس ناهمگن قرار گرفته‌اند و تنها سه ایستگاه اصفهان، سقز و گرگان به ترتیب با میانگین ۹/۶۱، ۳/۲۱ و ۱۲/۶۳ درجه سلسیوس در هر چهار آزمون مورد بررسی با سطح اطمینان ۵ درصد، فرض صفر را تایید کرده و از روند همگنی برخوردار بودند. سطح معنی داری دمای کمینه ۱۶ ایستگاه به صورت موردی در جدول ۴ نشان داده شده است. بررسی متغیر دمای بیشینه نیز حاکی از تغییر روند و ناهمگنی در اکثر ایستگاه‌های هواشناسی همدیدی کشور داشت. براین اساس، تنها همگنی ۴ ایستگاه بندرانزلی، شهرکرد، کاشان، سقز تایید شد و ۸۸/۵٪ از ایستگاه‌ها در کلاس ناهمگن قرار گرفتند. میانگین دمای بیشینه ۴ ایستگاه همگن به ترتیب ۱۹/۲۵، ۲۰/۳، ۲۶/۲ و ۱۹/۱۹ درجه سلسیوس بود. سطح معنی داری دمای بیشینه در ایستگاه‌های مورد بررسی در جدول ۵ آورده شده است. در حالی که اکثر ایستگاه‌های مورد بررسی در طبقات اقلیمی مختلف، تغییر در روند داده‌های دو متغیر دمای کمینه و بیشینه را نشان دادند، بررسی متغیر بارش نتایج کاملاً متفاوتی را نشان داد، به طوری که برخلاف متغیرهای دما در اکثر ایستگاه‌ها همگنی در سطح ۵ درصد به اثبات رسید. ۲۸ ایستگاه در هر یک از ۴ آزمون مورد بررسی و در طول دوره مطالعاتی (۱۹۶۶-۲۰۱۵)، تغییری در روند را نشان ندادند، تنها ایستگاهی که در کلاس مشکوک قرار گرفت ایستگاه ارومیه بود و ۷ ایستگاه بیرجند، تبریز، سقز، سنندج، کرمان، کرمانشاه و گرگان در هر چهار آزمون مورد بررسی فرض یک را تایید کردند (جدول ۶). لازم به ذکر است که نتایج تنها برای ۱۶ ایستگاه به صورت موردی آورده شده است.

جدول ۳: طبقه‌بندی نتایج آزمون‌های همگنی

طبقه	دمای کمینه (درجه سلسیوس)	دمای بیشینه (درجه سلسیوس)	بارش (میلی‌متر)
همگن	۳	۴	۲۸
مشکوک	۰	۰	۱
ناهمگن	۳۲	۳۱	۷

همان‌گونه که پیش‌تر نیز اشاره شد، این مطالعه برآن بود تا با بررسی چندین آزمون در طبقات اقلیمی مختلف نشان دهد که آیا تفاوت‌های اقلیمی بر نوع آزمون مورد بررسی تاثیرگذار است و اساساً در هر طبقه‌ی اقلیمی، آزمون همگنی غالب را مشخص کند. نتایج این بررسی نشان داد، تنوع اقلیمی کشور تاثیری بر آماره‌های مورد بررسی نداشته است. به عبارت دیگر، نتایج هر چهار آزمون همگنی مورد بررسی برای متغیرهای دمای کمینه، بیشینه و بارش در طبقات

اقلیمی مختلف هم‌پوشانی داشته است. برای مثال، می‌توان به متغیر دمای کمینه در ایستگاه‌های مشهد (زون ۱)، رامسر، رشت و بندرانزلی در (زون ۲)، اهواز (زون ۳)، بندرعباس (زون ۴)، یزد (زون ۵) و زاهدان (زون ۶) اشاره کرد که هریک در طبقات اقلیمی مختلف قرار دارند و در هر یک از چهار آزمون مورد بررسی (پارامتری و ناپارامتری)، روند ناهمگنی را نشان دادند. همین ویژگی را نیز می‌توان در دمای بیشینه مشاهده کرد. حتی متغیر بارش اکثر ایستگاه‌ها همگنی را نشان می‌دهد. این ویژگی توسط هر چهار آزمون مورد تایید قرار گرفت و هیچ یک از آزمون‌ها تحت‌تاثیر ویژگی‌های اقلیمی منطقه قرار نگرفتند.

جدول ۴: مقادیر P-Value و بحرانی آزمون‌های همگنی دمای کمینه

ایستگاه	پتی	نرمال استاندارد	انحراف استاندارد	درست نمایی ورسلی
ارومیه	۰/۰۳۸	۰/۰۰۲	۱/۵۹	۴/۲۶
اصفهان	۰/۰۵	۰/۰۰۴	۱/۳۳	۳/۱
اهواز	<۰/۰۰۱	<۰/۰۰۱	۳/۰۰۶	۱۰/۳۹
بندر انزلی	<۰/۰۰۱	<۰/۰۰۱	۲/۷۴	۸/۱۲
بیرجند	۰/۰۱۱	۰/۰۰۳	۱/۸۹	۴/۲۶
تبریز	<۰/۰۰۱	<۰/۰۰۱	۲/۳۵	۵/۹
تهران	<۰/۰۰۱	<۰/۰۰۱	۲/۶۷	۸/۲۶
زابل	<۰/۰۰۱	<۰/۰۰۱	۲/۶۱	۷/۴
سقز	۰/۰۸۸	۰/۱۴۱	۱/۳۵	۲/۹۸
سنندج	<۰/۰۰۱	<۰/۰۰۱	۲/۳۹	۶/۰۲
شهرکرد	<۰/۰۰۱	<۰/۰۰۱	۲/۲۸	۶/۹۷
کاشان	۰/۰۰۱	۰/۰۰۱	۱/۹۴	۴/۳۹
کرمان	<۰/۰۰۱	<۰/۰۰۱	۲/۵۲	۶/۹۷
کرمانشاه	<۰/۰۰۱	<۰/۰۰۱	۲/۵۳	۷/۱۲
گرگان	۰/۴۷	۰/۳۹	۱/۰۰۲	۲/۰۸
مشهد	<۰/۰۰۱	<۰/۰۰۱	۳/۰۸	۱۲/۹۳

جدول ۵: مقادیر P-Value و بحرانی آزمون‌های همگنی دمای بیشینه

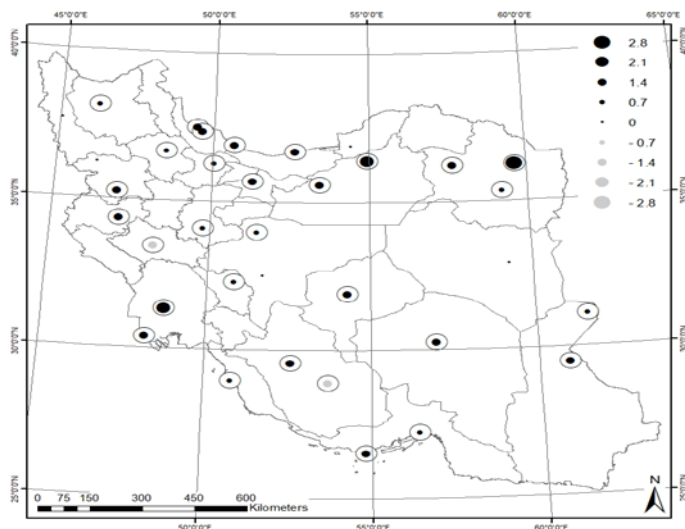
ایستگاه	پتی	نرمال استاندارد	انحراف استاندارد	درست نمایی ورسلی
ارومیه	<۰/۰۰۰۱	<۰/۰۰۰۱	۲/۳۴	۶/۰۲
اصفهان	<۰/۰۰۰۱	<۰/۰۰۰۱	۲/۵	۷/۹۱
اهواز	<۰/۰۰۰۱	<۰/۰۰۰۱	۲/۱۹	۵/۴۱
بندر انزلی	۰/۴۷۵	۰/۱۱۷	۱/۳۴	۲/۶۷
بیرجند	۰/۰۰۱	۰/۰۰۱	۱/۸۶	۴/۱۹
تبریز	<۰/۰۰۰۱	<۰/۰۰۰۱	۲/۳۸	۶/۲۹
تهران	۰	<۰/۰۰۰۱	۲/۲۱	۵/۴۹
زابل	<۰/۰۰۰۱	<۰/۰۰۰۱	۲/۴۶	۶/۹۳
سقز	۰/۷	۰/۸۴	۰/۶۶	۱/۴۱
سنندج	۰	<۰/۰۰۰۱	۲/۲۶	۵/۷
شهرکرد	۰/۳۶۲	۰/۱۱۸	۱/۲۵	۲/۸۹
کاشان	۰/۱۳	۰/۴۲	۱/۰۰۱	۲/۲۸
کرمان	<۰/۰۰۰۱	<۰/۰۰۰۱	۲/۶	۷/۵
کرمانشاه	<۰/۰۰۰۱	<۰/۰۰۰۱	۲/۷۳	۷/۹۹
گرگان	<۰/۰۰۰۱	<۰/۰۰۰۱	۲/۲۳	۵/۵
مشهد	<۰/۰۰۰۱	<۰/۰۰۰۱	۲/۴۲	۶/۴۹

جدول ۶: مقادیر P-Value و بحرانی آزمون‌های همگنی بارش

ایستگاه	پتی	نرمال استاندارد	انحراف استاندارد	درست نمایی ورسلی
ارومیه	۰/۱۲۹	۰/۰۶۱	۱/۴۸	۳/۷۸
اصفهان	۰/۸۷۷	۰/۸۳	۰/۷۳	۱/۹۱
اهواز	۰/۰۹۹	۰/۱۱۶	۱/۳۲	۳/۰۴
بندر انزلی	۰/۴۶	۰/۴۵	۰/۹۹	۲/۱۱
بیرجند	۰/۰۴۶	۰/۰۴۱	۱/۴	۲/۹۲
تبریز	۰/۰۱۲	۰/۰۱۴	۱/۵۹	۳/۸۱
تهران	۰/۷۸	۰/۲۶	۰/۷۷	۲/۱۵
زابل	۰/۰۲	۰/۲۱۴	۱/۱۳	۲/۴۶
سقز	۰/۰۰۵	۰/۰۰۶	۱/۷۳	۳/۸۶
سندج	< ۰/۰۰۰۱	۰	۱/۹	۴/۷۶
شهرکرد	۰/۰۷۹	۰/۶۵۷	۰/۵۹	۱/۷۸
کاشان	۰/۰۱۳	۰/۰۹۴۱	۰/۴۷	۰/۹۳
کرمان	۰/۰۲۸	۰/۰۲۵	۱/۵	۳/۲
کرمانشاه	۰/۰۱۶	۰/۰۵۹	۱/۴۶	۳/۷۳
گرگان	۰/۰۰۳	۰/۰۰۱	۱/۸۲	۴/۶۹
مشهد	۰/۳	۰/۲۹	۱/۱	۲/۳

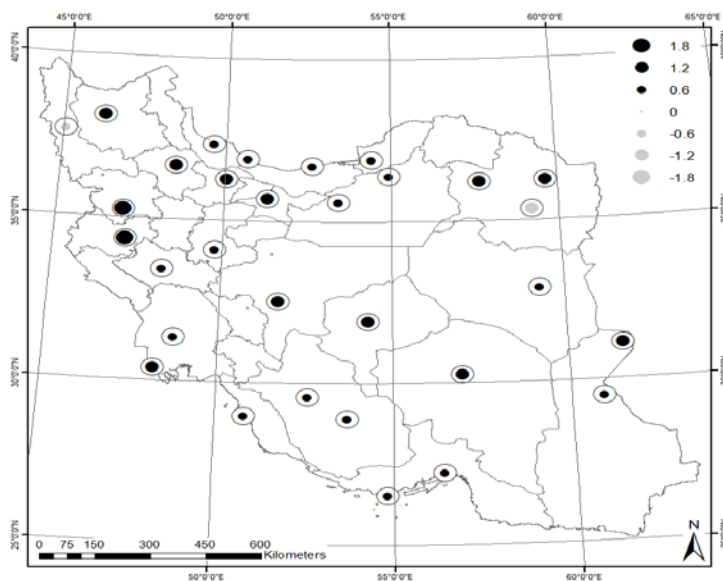
• نتایج همگنی میانگین سالانه دماهای کمینه و بیشینه

توزیع مکانی تغییرات روند میانگین دمای کمینه در طبقات اقلیمی کشور بین $۲/۸+ تا ۲/۸-$ درجه سلسیوس رخ داده است (شکل ۲). بیشترین تغییرات در شمال شرق کشور و کمترین آن مربوط به شمال غرب و مناطق مرکزی ایران بوده که بیشتر این مناطق دارای روندی افزایشی معنی دار بوده اند. شکل ۳، توزیع مکانی تغییرات روند میانگین دمای بیشینه را نشان می دهد. بر اساس این شکل تغییرات معنی دار در بیشتر مناطق کشور و به خصوص در نیمه شمالی کشور دیده می شود. اشکال ۴ و ۵، به ترتیب نمودارهای تغییرات روند میانگین دماهای کمینه و بیشینه در ایستگاه های منتخب مناطق اقلیمی کشور را نشان می دهند. در خصوص دمای کمینه می توان اذعان داشت که جهش های قابل ملاحظه ای در اکثر ایستگاه ها اتفاق افتاده است. میانگین این تغییرات در اکثر ایستگاه ها $۱/۷$ درجه سلسیوس می باشد. نقطه شروع این تغییرات به طور عمده سال های ۱۹۹۸، ۱۹۹۴ و ۱۹۸۵ است. بیشینه این تغییرات برای ایستگاه های مشهد، شاهرود، اهواز، یزد و سمنان به ترتیب با $۲/۸$ ، $۲/۳$ ، $۲/۲$ و ۲ مثبت درجه سلسیوس و کمینه ی مثبت آن مربوط به ایستگاه بیرجند، ارومیه و بندرعباس با میانگین $۰/۶$ درجه سلسیوس است. در ایستگاه مشهد، روند مثبت دمای کمینه از سال ۱۹۶۰ تا ۱۹۹۳، با میانگین $۶/۳$ و پس از آن با جهش $۲/۸$ درجه ای به $۹/۱$ درجه سلسیوس رسیده است. با توجه به این که در اکثر ایستگاه های کشور روند تغییرات دمای کمینه به شکل صعودی دیده شد، در دو ایستگاه خرم آباد و فسا به میزان ۲ و $۱/۶$ درجه سلسیوس میانگین دمای کمینه روندی نزولی داشته، به طوری که میانگین دمای کمینه ی ایستگاه خرم آباد از $۱۰/۳۴$ به $۸/۳۴$ درجه سلسیوس و در ایستگاه فسا از $۱۱/۸$ به $۱۰/۲$ درجه سلسیوس رسیده است. ایستگاه هایی که نماینده اقلیم شمال کشور هستند، رامسر، بندرانزلی، رشت و بابلسر، به طور میانگین افزایش $۱/۵$ درجه سلسیوس را نشان می دهند. بررسی تغییرات در شرق کشور نیز نشان داد که اکثر ایستگاه ها در سال ۱۹۹۷ تغییرات روند داشته اند. بر این اساس، ایستگاه های زاهدان، بیرجند و تربت حیدریه، سبزوار، روند افزایشی به ترتیب با میانگین $۱/۵$ ، $۱/۵$ ، $۱/۵$ و $۰/۶$ درجه سلسیوس را نشان می دهند. نتایج به دست آمده از بررسی همگنی میانگین دمای بیشینه نیز نشان می دهد که در اکثر ایستگاه ها سال ۱۹۹۸ میلادی سال شروع تغییرات است. دامنه ی تغییرات آن بین $۱/۸+$ تا $۱/۸-$ درجه سلسیوس بوده است (شکل ۵).



شکل ۲: توزیع مکانی روند تغییرات میانگین دمای کمینه (۱۹۶۶-۲۰۱۶)، دایره‌های توخالی معنی داری در سطح ۵ درصد ($p < 0.05$) را نشان می‌دهند.

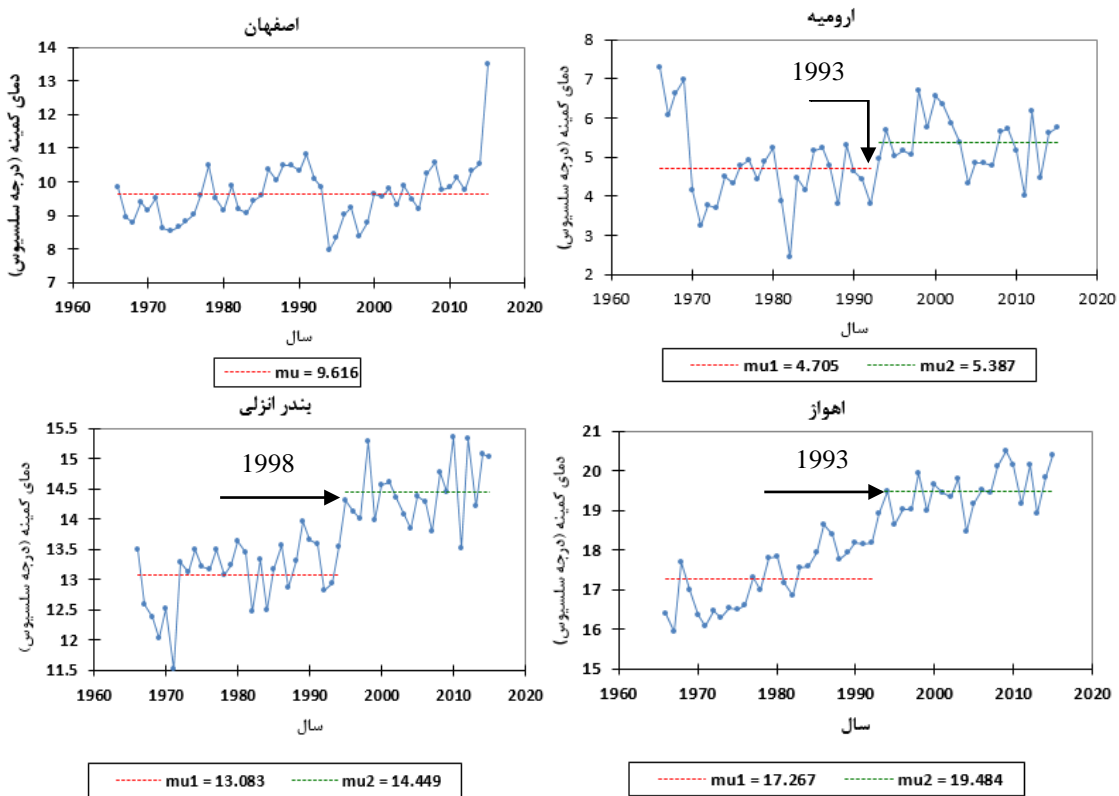
بیشینه این تغییرات صعودی (مثبت) مربوط به ایستگاه کرمانشاه (+۱/۸) و کمینه‌ی آن در ایستگاه بابلسر (+۰/۸) دیده شد. از میان ایستگاه‌های مورد بررسی، تمامی ایستگاه‌ها روند صعودی دمای بیشینه را نشان می‌دهند به جز ایستگاه تربت حیدریه که کاهش ۱/۲ درجه سلسیوس را داشته، به گونه‌ای که دمای بیشینه‌ی آن از ۲۱/۹ به ۲۰/۷ درجه سلسیوس کاهش یافته است. در مجموع، دامنه‌ی تغییرات دمای بیشینه کمتر از دمای کمینه بوده است.

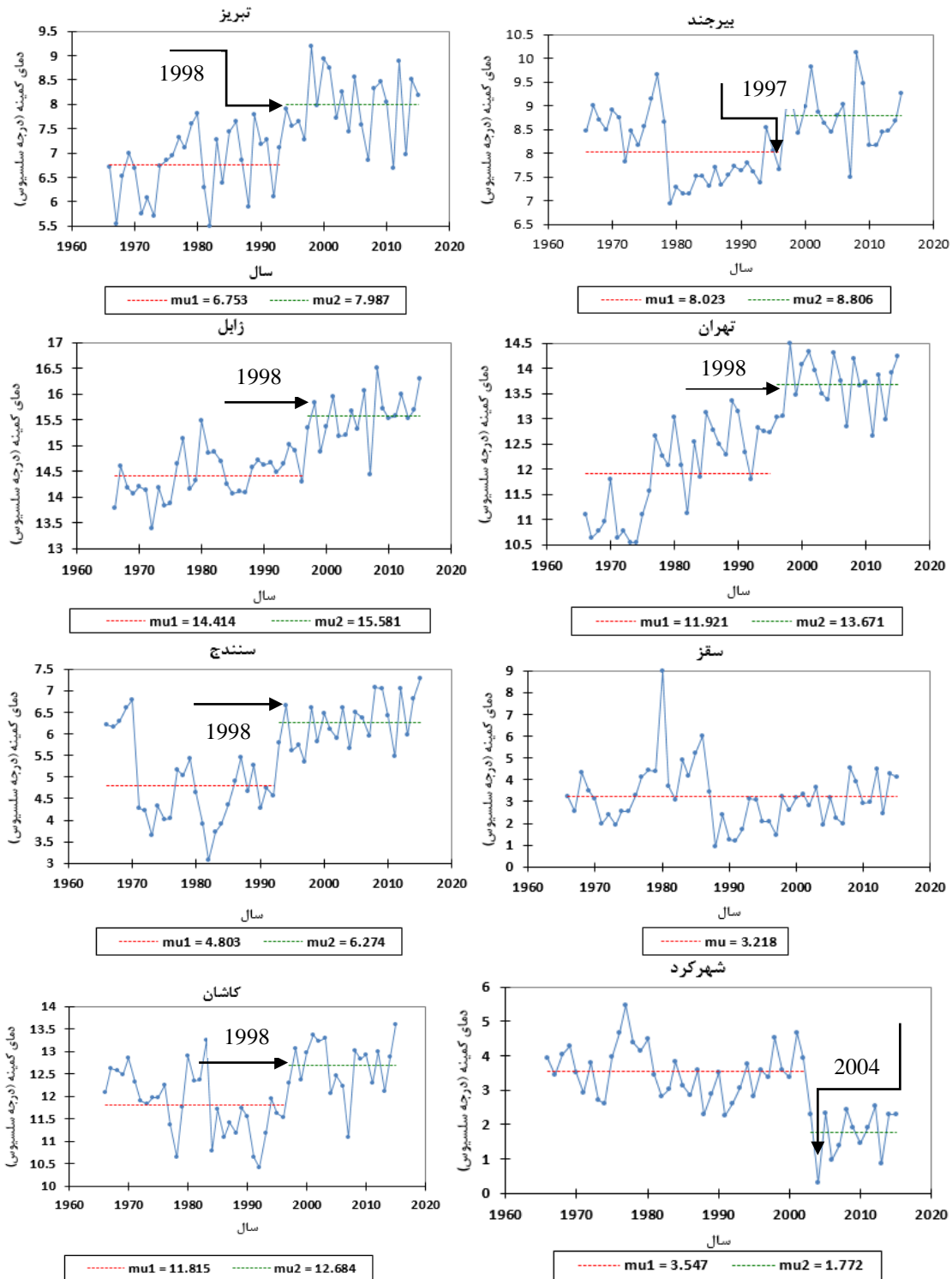


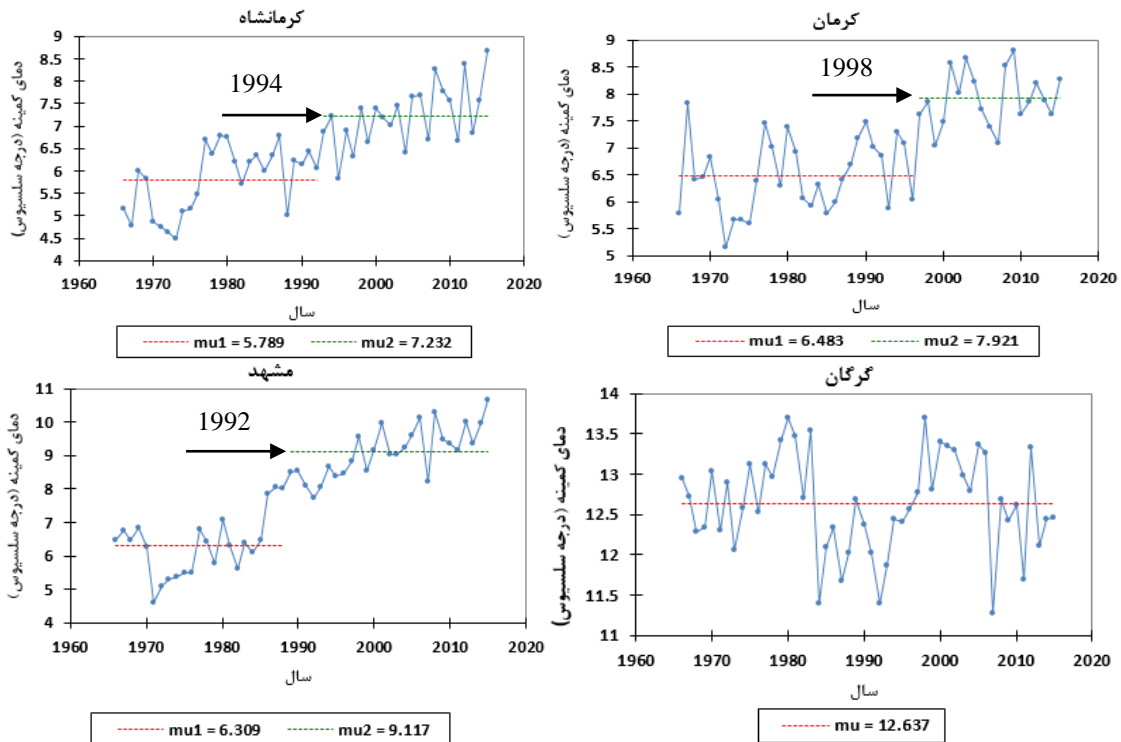
شکل (۳): روند تغییرات میانگین دمای بیشینه (۱۹۶۶-۲۰۱۶)، دایره‌های توخالی معنی داری در سطح ۵ درصد ($p < 0.05$) را نشان می‌دهند.

برای دستیابی به تحلیل‌های دقیق‌تر از علل ناهمگنی‌های رخ داده، بهتر است که اطلاعات مربوط به تغییرات مکانی ایستگاه‌های مورد مطالعه (تاریخچه ایستگاه‌ها) نیز جمع آوری و مورد بررسی قرار گیرد (رفعتی و کریمی، ۱۳۹۷). بر این اساس نتایج این بررسی مشخص نمود که در اکثر ایستگاه‌ها تغییر روند وجود دارد و سال شروع جهش‌ها با جابجایی‌های صورت گرفته همخوانی ندارد. با توجه به این‌که ثبت دمای حداقل در ساعات ابتدایی صبح است و بخش

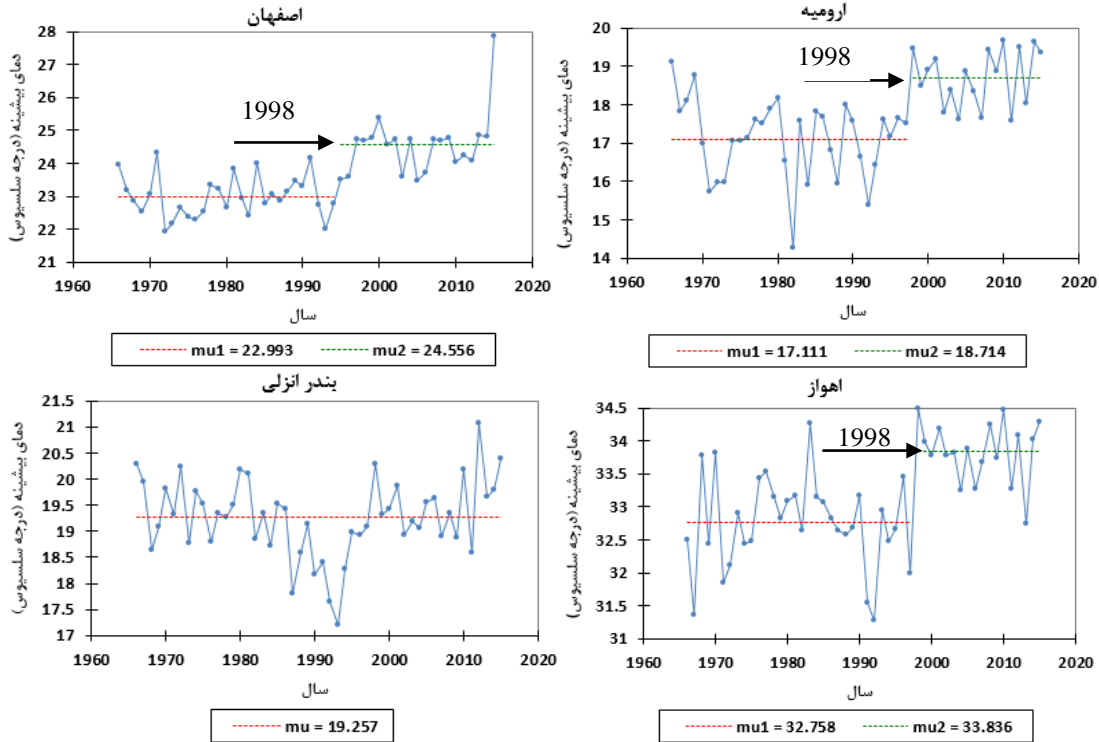
بزرگی از گرمای موجود در این ساعات مربوط به بازتابش نورخورشید از سطح زمین است (پیشگاه هادیان، ۱۳۹۵)، این فرض تقویت می‌شود که شاید بتوان این روند را به روند صعودی گرمایش جهانی نسبت داد. اما در خصوص ایستگاه‌هایی که میزان این تغییرات بزرگتر از میانگین رخ داده است، دلیل زیاد بودن شدت تغییرات دمای حداقل را می‌توان در تاثیر تغییرات مکانی دانست. بررسی‌ها نشان داد که گسترش شهرنشینی و تاثیر جزیره گرمایی شهری (مانند ایستگاه مشهد، تهران) را باید از دلایل اصلی این تغییرات معرفی کرد. بررسی فراداده‌ی دو ایستگاه خرم‌آباد و فسا مشخص کرد که روند کاهشی میانگین دمای کمینه در ارتباط با جابجایی آن‌ها از شهر به حومه‌ی شهر (ایستگاه خرم‌آباد (۱۹۸۰)، فسا (۱۹۸۵) و تربت حیدریه (۱۹۸۵)) (سازمان هواشناسی کشور، ۲۰۱۳) قابل توجه است، همان‌طور که اشاره شد، بخش زیادی از گرمای موجود در ساعات برداشت دمای کمینه مربوط به بازتابش نورخورشید از سطح زمین است، با توجه به تفاوت میکروکلیمایی محیط حومه‌ی و شهر روند کاهشی دما چندان دور از انتظار نیست. اما در خصوص دمای بیشینه، با توجه به اینکه ایستگاه‌های مورد مطالعه در عرض‌های جغرافیایی متفاوتی قرار دارند، و سال‌هایی که در آن روند میانگین سری‌های زمانی تغییر یافته عمدتاً هم‌پوشانی دارد، شاید بتوان این تغییرات را به روند افزایشی دمای جهانی نسبت داد (عباسی، ۱۳۹۳؛ عزیزی و همکاران، ۱۳۹۶) و آن را شاهد معتبری برای اثبات تاثیرپذیری از گرمایش جهانی عنوان کرد.

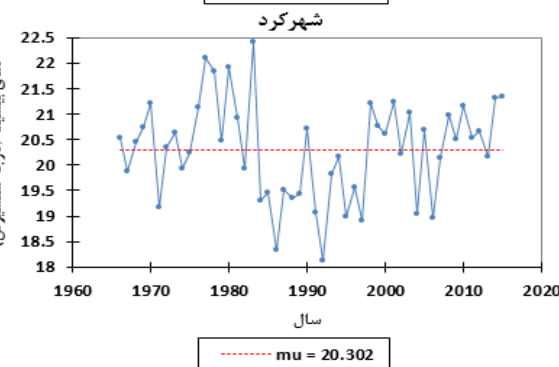
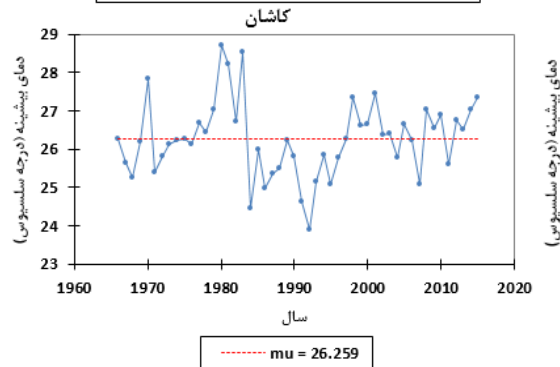
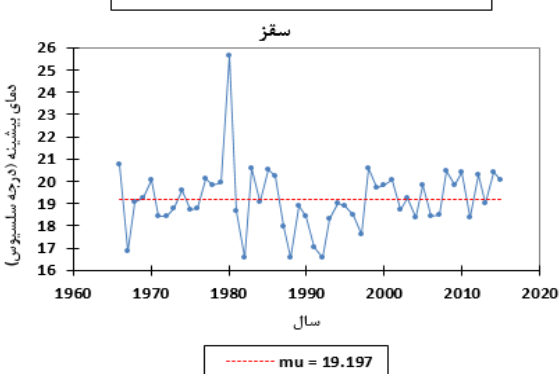
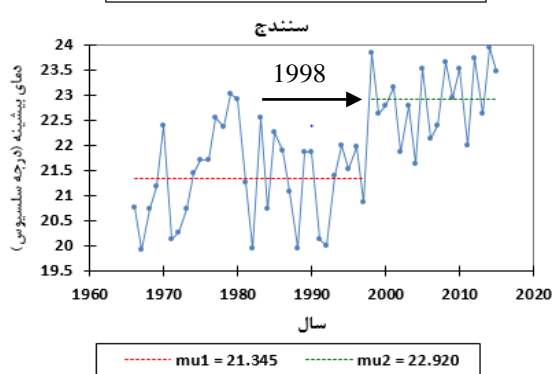
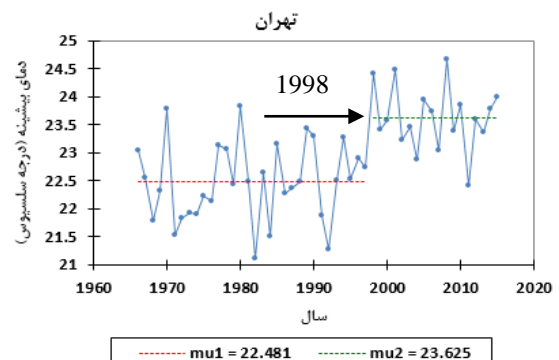
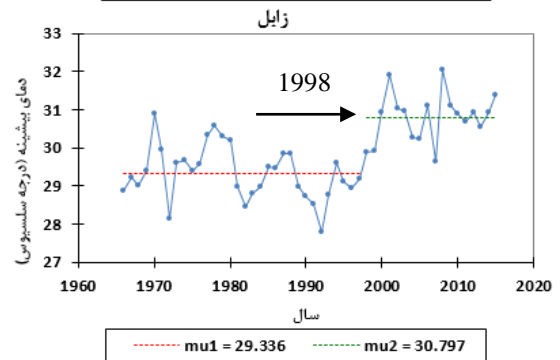
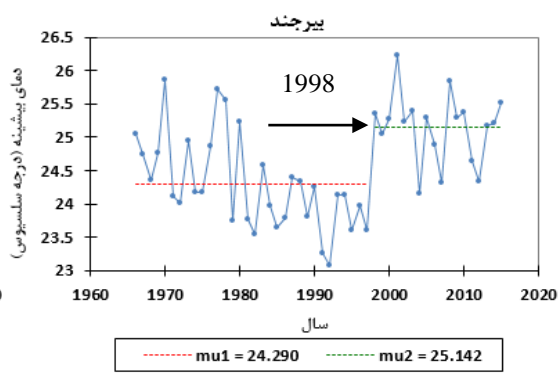
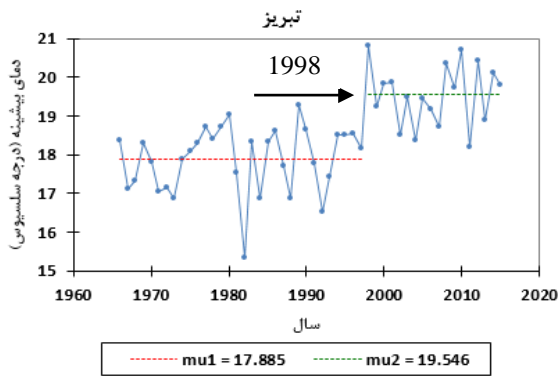


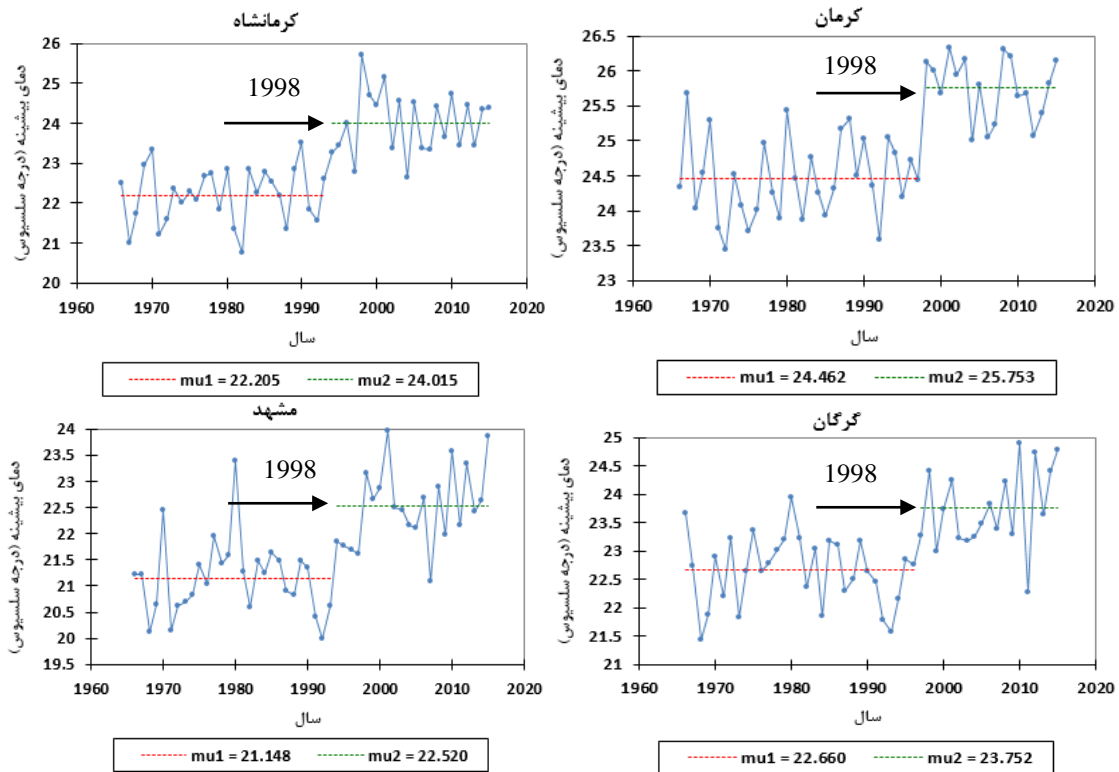




شکل (۴): روند تغییرات میانگین دمای کمینه، براساس آزمون پتی (اعداد روی فلش ها بیانگر سال تغییر می باشد) ارومیه



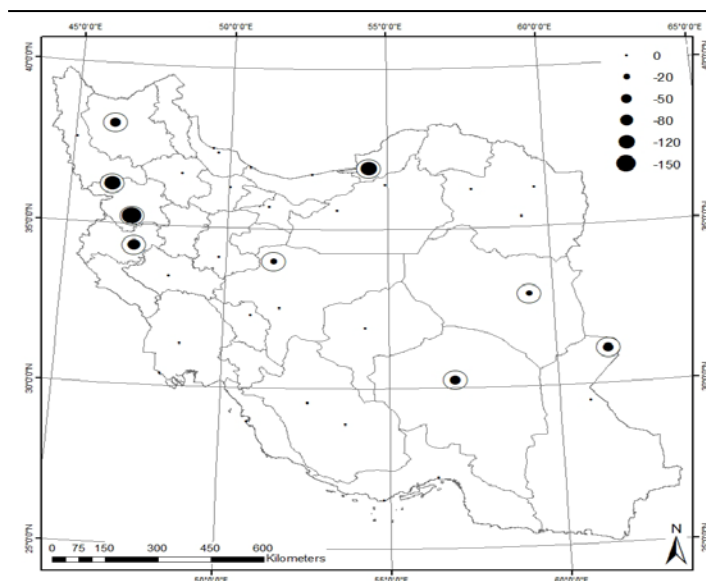




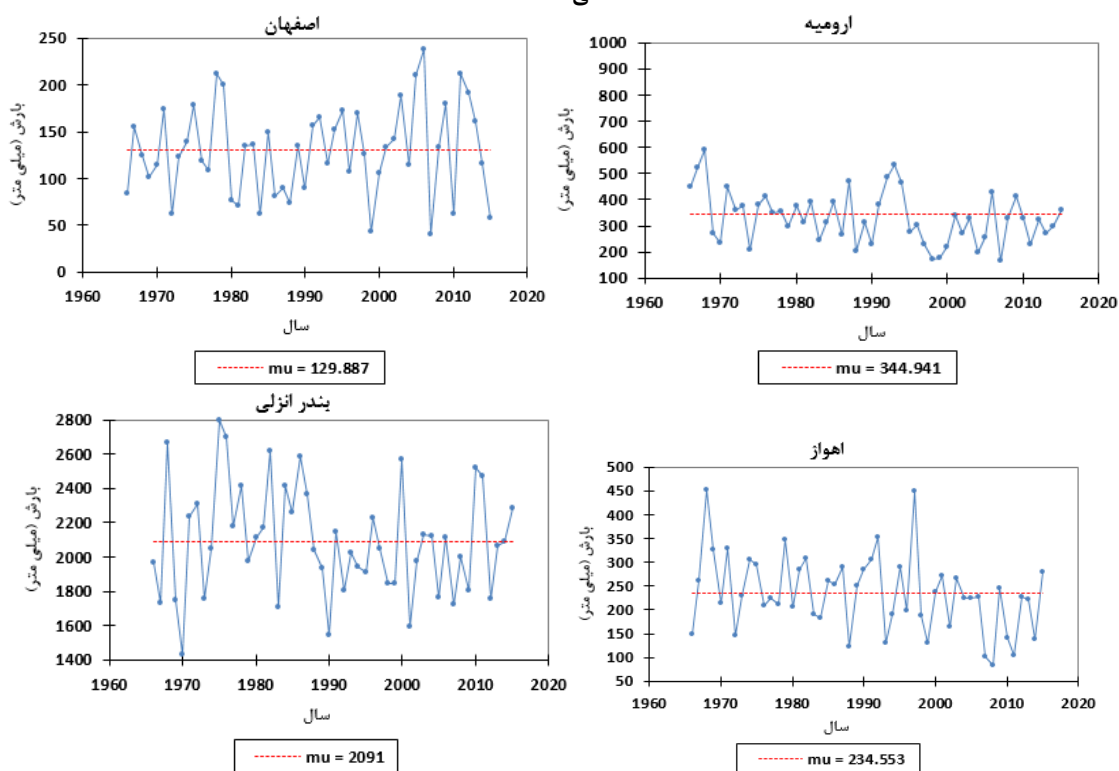
شکل (۵): روند تغییرات میانگین دمای بیشینه، براساس آزمون پتی (اعداد روی فلش ها بیانگر سال تغییر می باشد)

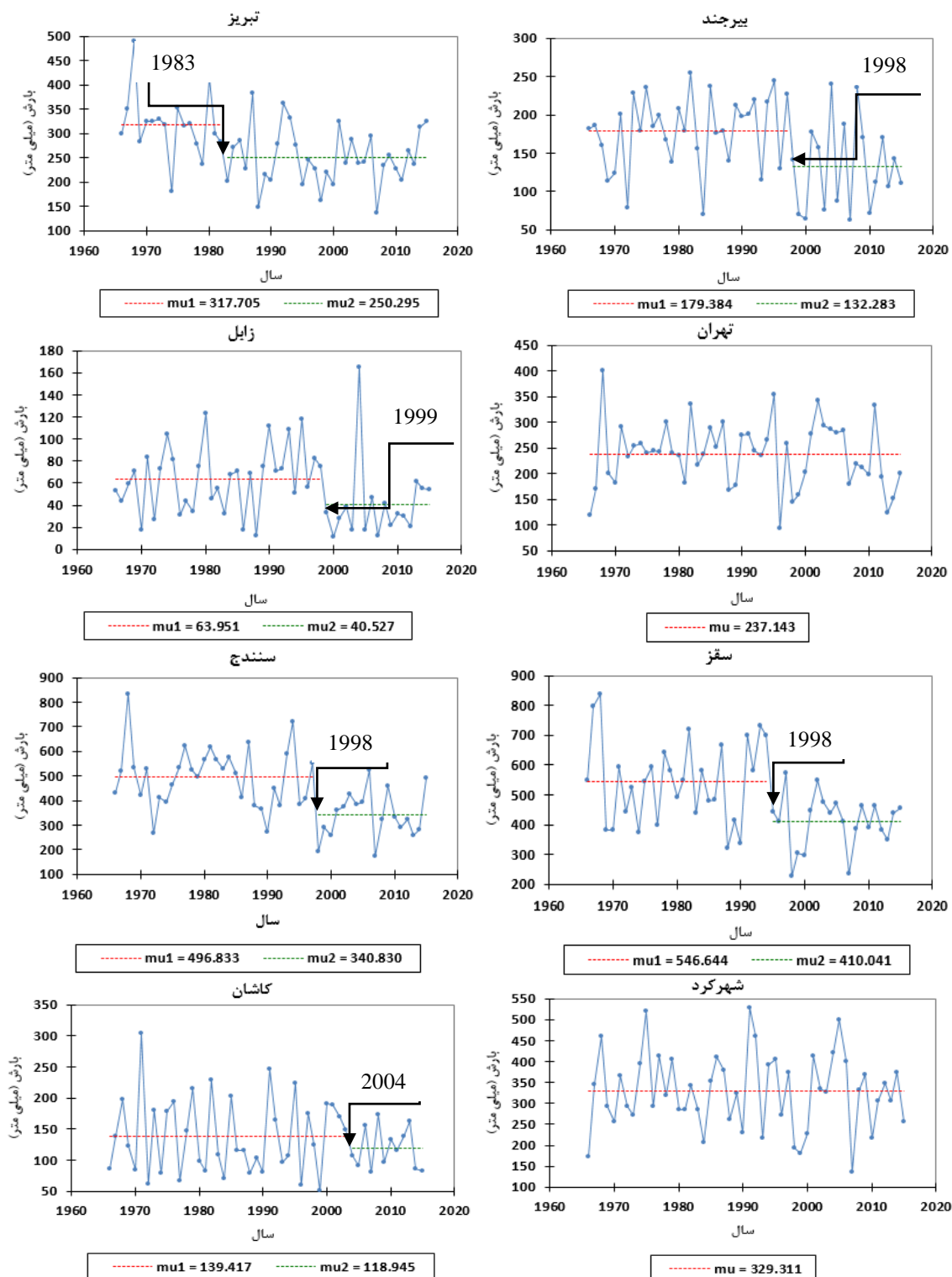
• نتایج همگنی میانگین سالانه بارش

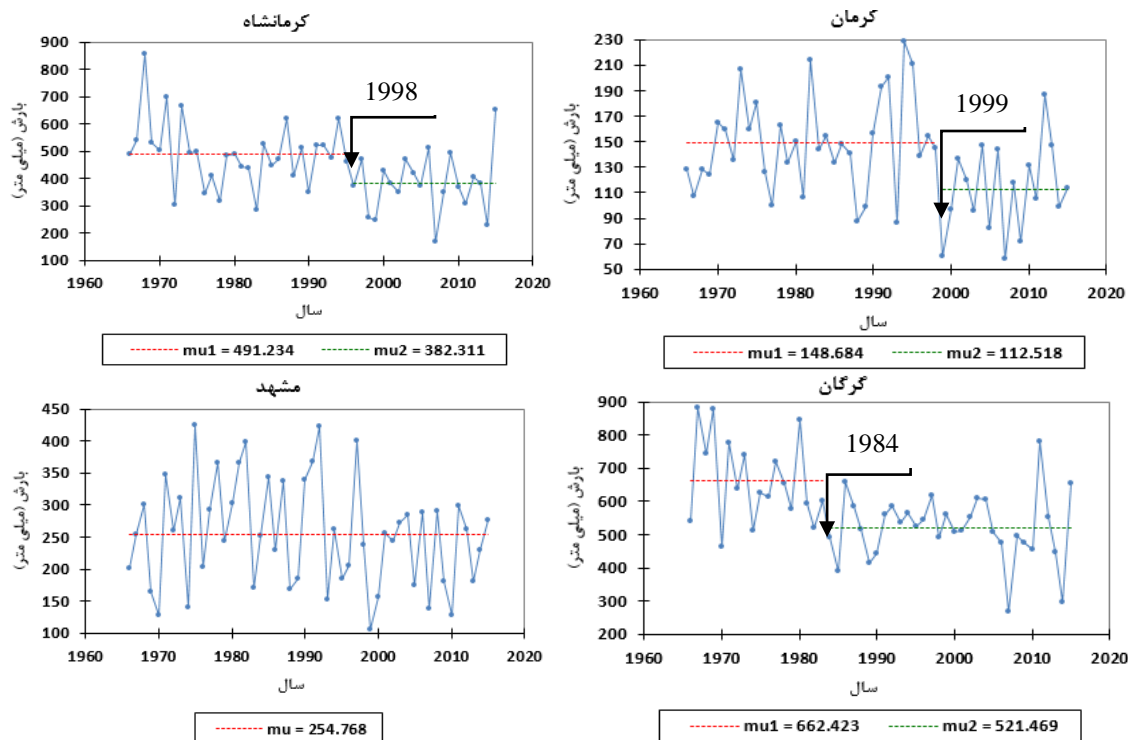
بررسی نتایج آزمون همگنی در ۳۶ ایستگاه کشور نشان داد که بارش در اکثر ایستگاه‌ها از روندی همگن برخوردار است و تنها در ۹ ایستگاه (سنندج، گرگان، سقز، کرمانشاه، تبریز، بیرجند، کرمان، زابل و کاشان) ناهمگنی را نشان داده که بیانگر معنی دار بودن این تغییرات در سطح معنی داری ۵ درصد بوده است (شکل ۶). بیشینه و کمینه‌ی این تغییرات به ترتیب مربوط به ایستگاه سنندج با ۱۵۶ میلی‌متر و کاشان با ۲۰/۵ میلی‌متر می‌باشد. در خصوص ارتباط جابجایی مکانی با شروع تغییر به نظر می‌رسد، در ایستگاه‌های، تبریز و گرگان نیز تغییر در روند میانگین بارش با سال جابجایی ایستگاه‌ها همخوانی را نشان می‌دهد. تغییرات در میانگین این متغیر برای ۱۶ ایستگاه به صورت موردی در شکل ۷ نشان داده شده است، براین اساس ایستگاه‌های مهرآباد تهران، مشهد، اهواز، اصفهان، بندرانزلی و شهرکرد همگنی را نشان داده‌اند و ایستگاه‌های سنندج، گرگان، سقز، کرمانشاه، تبریز، بیرجند، کرمان، زابل، کاشان و ارومیه به ترتیب ناهمگنی را با میزان تغییر به ترتیب ۱۵۶، ۱۴۱، ۱۳۶/۶، ۱۳۶/۶، ۱۰۸/۹، ۶۷/۵، ۴۷، ۲۳/۴، ۲۰/۵، میلی‌متری را براساس نتایج آزمون پتی نشان می‌دهند. در سایر آزمون‌ها نیز همگنی این ایستگاه‌ها در فرض صفر تایید نشد. سال شروع تغییرات در سنندج، سقز و بیرجند ۱۹۹۸، کرمان و زابل ۱۹۹۹، کرمانشاه ۱۹۹۶، گرگان و تبریز ۱۹۸۴ و کاشان ۲۰۰۴ است. با توجه به قرارگیری ایستگاه‌های ناهمگن در طبقات مختلف اقلیمی کشور و وقوع تغییر در روند میانگین بارش در سال‌های مختلف تعیین اثرگذاری نقش هر یک از عوامل طبیعی یا انسانی تا حدودی دشوار است و نمی‌توان به الگوی خاصی دست یافت. با این حال به نظر می‌رسد علل این تغییرات را باید در اثرگذاری عوامل انسانی جستجو کرد و دستیابی به پاسخ صحیح‌تر نیازمند پژوهش‌های بیشتر در این زمینه است.



شکل (۶): روند تغییرات میانگین بارش (۱۹۶۶-۲۰۱۶)، دایره‌های توخالی معنی‌داری در سطح ۵ درصد ($p < 0.05$) را نشان می‌دهند.







شکل (۷): روند تغییرات میانگین بارش، آزمون پتی (اعداد روی فلش‌ها بیانگر سال تغییر می باشد)

نتیجه‌گیری

با توجه به نقش پررنگ دسترسی به آمار و اطلاعات دقیق در رابطه با مخاطرات طبیعی مرتبط با علوم جوی و آب شناسی، در تحقیق حاضر، روند متغیرهای اقلیمی شامل میانگین دمای کمینه، بیشینه و بارش ۳۶ ایستگاه همدید کشور با پراکندگی فضایی در ۶ طبقه‌ی اقلیمی مختلف به وسیله آزمون‌های همگنی (پتی، نرمال استاندارد، انحرافات جمعی و بیشینه راستی آزمایی ورسلی) برای بازه زمانی ۲۰۱۵-۱۹۶۶ بررسی شد. سری‌های زمانی دمای کمینه و بیشینه از نظر همگنی توسط هر چهار آزمون مورد بررسی در بیش از ۹۰٪ از ایستگاه‌ها مورد تایید واقع نشد. نتایج تحلیل روند نیز حاکی از افزایش میانگین‌های بلندمدت در اکثر ایستگاه‌ها برای اغلب متغیرها است، به طوری که نتایج بدست آمده نشان دهنده‌ی بروز تغییرات محسوس در میانگین دمای کمینه و بیشینه اکثر ایستگاه‌های مورد مطالعه است. پس از بررسی علل ناهمگنی مشخص شد از میان متغیرهای مورد بررسی، تغییرات سری‌های اقلیمی دمای کمینه‌ی برخی ایستگاه‌ها در ارتباط با تغییرات مکانی (مشهد، تهران، خرم‌آباد و فسا) توجیه‌پذیر است که این بخش از پژوهش با نتایج خورشید دوست و همکاران، ۱۳۹۵ که در آن سری زمانی دمای کمینه ایستگاه‌های ناحیه خزری نسبت به جابجایی مکانی ایستگاه‌ها حساس‌تر بودند و دیگر پژوهش‌ها (دارند، ۱۳۹۳) در خصوص ایستگاه‌های حوضه آبریز ارومیه همخوانی دارد. اما با نتایج برخی پژوهش‌ها (Rahimzadeh et al., 2009; Rahimzadeh and Nassaji, 2014) که علت اصلی ناهمگنی در داده‌های دمای کلیه ایستگاه‌های کشور را جابجایی معرفی کرده‌اند مغایرت دارد. چرا که بررسی سال وقوع تغییر روند در میانگین متغیر دمای کمینه و بیشینه با جابجایی اکثر ایستگاه‌ها همخوانی نداشته است. اما همان‌گونه که اشاره شد در تعداد محدودی از ایستگاه‌ها جابجایی را باید از علل اصلی بروز ناهمگنی برشمرد که پژوهش‌هایی از جمله ژهانگ (Zhang et al., 2014) و مامارا (Mamara et al., 2014) مبنی بر تاثیر جابجایی مکانی ایستگاه‌ها بر متغیرهای دمایی بویژه دمای کمینه، نتایج این پژوهش را تایید می‌کند. روند تغییرات دمای کمینه در مقایسه با سایر متغیرها از شدت بالایی برخوردار بود که این بخش نیز در تطابق با مطالعه رفعتی و

کریمی، ۱۳۹۷ می باشد. در خصوص متغیر دمای بیشینه نیز با توجه به اینکه سال شروع تغییرات در اغلب ایستگاه‌ها یکسان است (۱۹۹۸)، این‌گونه به نظر می‌رسد که این تغییرات ناشی از افزایش میانگین دمای جهانی است. این بخش از نتایج در راستای یافته‌های استیرو و کوت سوهاینس (Steirou and Koutsoyiannis, 2012) است. از دیگر یافته‌های این پژوهش می‌توان به بزرگتر بودن دامنه‌ی تغییرات دمای کمینه نسبت به دمای بیشینه اشاره کرد که هم‌راستا با نتایج رحیم زاده و همکاران (Rahimzadeh, et al., 2014) می‌باشد. بررسی همگنی متغیر بارش نیز نشان داد که همگنی ۸۰٪ از داده‌ها قابل تایید است. نتایج این بخش از تحقیق با پژوهش حسین زاده طلائی و همکاران (Hosseinzadeh, Talae et al., 2013) که همگنی داده‌های بارش سالانه و ماهانه را در ۴۱ ایستگاه کشور با استفاده از دیگر آزمون‌های همگنی بررسی کرده‌اند، همسو بود. وجود روند کاهشی بارش در ۸ ایستگاه ناهمگن از جمله مهرآباد تهران نیز با نتایج رحیم زاده و همکاران (Rahimzadeh, et al., 2009) مطابقت دارد. از نکات قابل توجه این مطالعه بایستی به کاهش ۸۰ تا ۱۵۰ میلی متری بارش در ایستگاه‌های غرب و شمال غرب مانند تبریز، سنندج، سقز و کرمانشاه و همچنین ۲۵ تا ۴۵ میلی متری در ایستگاه‌های بیرجند، زابل و کرمان اشاره نمود. نتایج این مطالعه نشان داد که نوع اقلیم در کاربرد نوع آزمون همگنی تاثیری نداشته و هر یک از آزمون‌های همگنی می‌تواند در هر اقلیمی مورد استفاده قرار گیرد.

• سیاست‌گذاری

این مقاله در قالب طرح پژوهشی با حمایت مالی صندوق حمایت از پژوهشگران و فناوران کشور با شماره ۹۵۸۳۸۸۹۳ مصوب تاریخ ۹۵/۱۲/۱ در دانشگاه تهران انجام شده که بدین وسیله از همکاران صندوق قدردانی می‌شود. همچنین از سازمان هواشناسی کشور به سبب در اختیار قرار دادن داده‌های اقلیمی و همکاری علمی سیاست‌گذاری می‌شود.

منابع

- پیشگاه هادیان، پدram؛ اقبال احسان‌زاده و رامتین معینی. ۱۳۹۵. مقایسه عملکرد روش‌های مختلف در بررسی روند تغییرات متغیرهای اقلیمی (حوضه سد سفیدرود). *تحقیقات منابع آب ایران*، ۱۲: ۴۹-۶۶.
- جهانگیری، زهره و فاطمه رحیم‌زاده. ۱۳۸۴. ضرورت قابل اعتماد بودن اطلاعات هواشناسی در مسائل اقلیم و تغییر اقلیم. *نیوار*، ۵۷-۵۶: ۹۱-۱۰۵.
- خورشیددوست، علی محمد؛ علی اکبر رسولی؛ علی سلاجقه و مجتبی نساجی زواره. ۱۳۹۵. ارزیابی همگنی سری‌های زمانی دمای بیشینه و کمینه سالانه و فصلی (مطالعه موردی، ناحیه خزر). *نشریه جغرافیا و برنامه ریزی*، ۵۷: ۱۴۹-۱۳۳.
- دارند، محمد. ۱۳۹۳. واکاوی تغییرات مقادیر حدی بارش و دما در ارومیه به عنوان نشانه‌هایی از تغییر اقلیم. *پژوهش‌های حفاظت آب و خاک*، ۲۱: ۳۰-۱.
- سازمان هواشناسی کشور (۱۳۹۲). گزارش طرح توسعه هواشناسی کاربردی (تهک)، شماره ۱، هواشناسی کشاورزی. عباسی، فائزه. ۱۳۹۳. *ارزیابی سهم تغییر اقلیم بر کاهش تراز آب دریاچه ارومیه*. پایان نامه کارشناسی ارشد، دانشگاه تهران.
- عزیزی، قاسم؛ سارا نظیف و فائزه عباسی. ۱۳۹۶. ارزیابی سهم اقلیم بر کاهش تراز آب دریاچه ارومیه. *فصل نامه مطالعات میان رشته‌ای در علوم انسانی*، ۳۶: ۲۱-۱.
- علیزاده، امین. ۱۳۹۳. *اصول هیدرولوژی کاربردی*، چاپ سی و هشتم. انتشارات دانشگاه امام رضا (ع)، مشهد.
- قاجارنیا، نوید؛ عبدالمجید لیاقت و پیمان دانش کار آراسته. ۱۳۹۴. صحت‌سنجی داده‌های بارندگی ایستگاه‌های غیرثبات سازمان هواشناسی و تماب در حوضه آبریز دریاچه ارومیه. *حفاظت منابع آب و خاک*، ۴: ۹۱-۱۰۹.

- مدرسی، فرشته؛ شهاب عراقی‌نژاد؛ کیومرث ابراهیمی و مجید خلقی. ۱۳۸۹. بررسی منطقه‌ای پدیده تغییر اقلیم با استفاده از آزمون‌های آماری (مطالعه موردی: حوضه آبریز گرگانرود- قره‌سو). *نشریه آب و خاک*، ۲۴: ۴۸۹-۴۷۶.
- Aguilar, E.; I. Auer, M. Brunet, T. C. Peterson, and J. Wieringa. 2003. Guidelines on climate metadata and homogenization. World Climate Programme Data and Monitoring WCDMP-No. 53, WMO-TD No. 1186. *World Meteorological Organization*, Geneva.
- Akinsanola, A. A.; and K. O. Ogunjobi. 2017. Recent homogeneity analysis and long-term spatio-temporal rainfall trends in Nigeria. *Theoretical and applied climatology*, **128**: 275-289.
- Arikan, B. B.; and E. Kahya. 2017. Homogeneity revisited: analysis of updated precipitation series in Turkey. *Theoretical and Applied Climatology*, **1-2**: 1-10.
- Buishand, T.A. 1982. Some methods for testing the homogeneity of rainfall records. *Journal of Hydrology*, **58**: 11-27.
- Costa, A. C.; and A. Soares. 2009. Homogenization of climate data: review and new perspectives using geostatistics. *Mathematical Geosciences*, **41**: 291-305.
- Hallegatte, S. 2012. "A cost effective solution to reduce disaster losses in developing countries: Hydrometeorological Services, Early Warning, and Evacuation." Policy Research Working Paper 6058, World Bank, Washington, DC.
- Hosseinzadeh Talae, P.; M. Kouchakzadeh, and B. Shifteh Some'e. 2013. Homogeneity Analysis of Precipitation Series in Iran. *Theoretical and Applied Climatology*. **118**: 297-305.
- Mamara, A.; A. A. Argiriou, and M. Anadranistakis. 2014. Detection and correction of inhomogeneities in Greek climate temperature series. *International Journal of Climatology*, **34**: 3024-3043.
- Marcolini, G.; A. Bellin, and G. Chiogna. 2017. Performance of the Standard Normal Homogeneity Test for the homogenization of mean seasonal snow depth time series. *International Journal of Climatology*, **37**: 1267-1277.
- Rahimzadeh, F.; A. Asgari, and E. Fattahi. 2009. Variability of extreme temperature and precipitation in Iran during recent decades. *International Journal of Climatology*, **29**: 329-343.
- Rahimzadeh, F.; and M. Nassaji Zavareh. 2014. Effects of adjustment for non-climatic discontinuities on determination of temperature trends and variability over Iran. *International Journal of Climatology*, **34**: 2079-2096.
- Ribeiro, S.; J. Caineta, and A. C. Costa. 2016. Review and discussion of homogenisation methods for climate data. *Physics and Chemistry of the Earth*, **94**: 167-179.
- Sahin, S.; and H. K. Cigizoglu. 2010. Homogeneity analysis of Turkish meteorological data set. *Hydrological Processes*, **24**: 981-992.
- Steirou, E.; and D. Koutsoyiannis. 2012. Investigation of methods for hydroclimatic data homogenization. *Geophysical Research Abstracts*, **14**: 956-1
- Wijngaard, J. B.; A. K. Tank, and G. P. Können. 2003. Homogeneity of 20th century European daily temperature and precipitation series. *International Journal of Climatology*, **23**: 679-692.
- WMO (World Meteorological Organization). 2017. Climate information for disaster risk reduction, Disaster risk reduction program. Communications and public affairs office, WMO Fact Sheets.
- Worsley, K. J. 1979. On the likelihood ratio test for a shift in location of normal populations. *Journal of the American Statistical Association*, **74**: 365-367.
- Zhang, L.; G. Y. Ren, Y. Y. Ren, A. Y. Zhang, Z. Y. Chu, and Y. Q. Zhou. 2014. Effect of data homogenization on estimate of temperature trend: a case of Huairou station in Beijing Municipality. *Theoretical and applied climatology*, **115**: 365-373.