

فصلنامه تحقیقات جغرافیایی، سال ۲۹، شماره چهارم، زمستان ۱۳۹۳، شماره پیاپی ۱۱۵

F. Rahimzadeh
M. Nassaji Zavareh

فاطمه رحیم زاده، عضو هیأت علمی پژوهشکده هواشناسی، تهران
مجتبی نساجی زواره، عضو هیأت علمی مؤسسه آموزش عالی علمی-کاربردی جهاد کشاورزی: تهران

شماره مقاله: ۹۹۲ صص: ۱۹۶-۱۸۱

وصول: ۹۲/۱۰/۵ پذیرش: ۹۳/۷/۳

E-mail: rahimzadeh_f@yahoo.com

روند و تغییر پذیری دما در ایران در دوره ۲۰۱۰-۱۹۶۰ پس از تعدیل ناهمگنی‌های غیر اقلیمی موجود در داده‌ها

چکیده

این مقاله، تخمین جدیدی از روند منطقه‌ای دمای کمینه و بیشینه سالانه در ایران را پس از کشف نقاط ناهمگنی طبیعی و مصنوعی داده‌های ۳۳ ایستگاه همدیدی کشور که دوره ۲۰۱۰-۱۹۶۰ را پوشش می‌دهند، ارائه می‌دهد. ۲۲ ایستگاه دیگر با طول دوره کمتر، برای تأیید تغییرات و نوسان‌ها در دوره‌های مشترک آماری و به عنوان شاهد استفاده شدند. همگنی داده‌ها با استفاده از آزمون همگنی استاندارد نرمال (SNHT) از نوع مطلق، نظریات کارشناسی و استفاده از فراداده‌ها بررسی گردید. نتایج نشان داد کشور می‌تواند به ده زیرناحیه برحسب نوسان‌ها، تغییرات و روند دمایی یکنواخت طبقه‌بندی شود. همچنین، نشان داده شد که کشور ایران با دارا بودن اقلیم‌های متفاوت، ضمن افت و خیزهای نسبی یکنواخت، شاهد روند افزایشی میانگین دماهای کمینه و بیشینه سالانه به ترتیب با نرخ‌هایی حدود ۰/۴-۰/۵ و ۰/۳-۰/۲ درجه سلسیوس بر دهه بوده است. روندهای منفی ارائه شده در مطالعات قبلی صرفاً به علت جابه‌جایی و تغییر در شرایط محیطی ایستگاه‌ها بوده است. نادیده گرفتن این ناهمگنی‌های دمایی در مطالعات قبلی، خطاهایی در مشخصه‌های آماری و عدم قطعیت‌هایی در روندهای دراز مدت را نیز به دنبال داشته است.

واژه‌های کلیدی: ایران، دمای کمینه، دمای بیشینه روند، همگنی، تعدیل

مقدمه

گزارش چهارم ارزیابی (AR4) هیأت بین‌الدول تغییر اقلیم (IPCC)، به این مسأله اشاره کرده است که دمای هوای کمینه و بیشینه روزانه در اغلب نقاط جهان، طی دهه‌های اخیر بالاتر رفته و تنها در مواردی نادر، برخی مناطق، سرمایه‌های ضعیف را تجربه کرده‌اند (IPCC, 2007). مطالعات بسیاری به منظور بررسی دما در مقیاس‌های مختلف جهانی، منطقه‌ای و کشوری انجام شده است. اغلب این مطالعات با چالش‌هایی در زمینه خطاهای موجود در فراسنج‌های اقلیمی ثبت شده، مواجه بوده‌اند (موبرگ و الکساندرسون، ۱۹۹۷؛ وینست و گالت، ۱۹۹۹؛ وینست و همکاران، ۲۰۰۲؛ فنگک و همکاران، ۲۰۰۴؛ بگرت و همکاران، ۲۰۰۵؛ وینست و همکاران، ۲۰۰۵؛ برونیتی و همکاران، ۲۰۰۶؛ برانت و همکاران، ۲۰۰۶؛ کیسر و همکاران، ۲۰۰۶؛ کالینز و همکاران، ۲۰۰۹؛ سیراکووا و استفانووا، ۲۰۰۹؛ سهین و سیگیزدو، ۲۰۱۰).

مواردی از جمله توزیع مکانی ناکافی ایستگاه ها، طول دوره آماری کوتاه مدت، داده های گمشده، جابه جایی ایستگاه، وسایل اندازه گیری جدید، کالیبراسیون سنسورها و یا تغییر در روش های نگهداری آنها، روش های دیدبانی، تغییر کدها، تغییر در زمان دیدبانی، تأثیرات محیطی نظیر تغییرات پوشش گیاهی و عدم دسترسی به فراداده ها، از جمله مسائلی بوده اند که در مقالات فوق به آن ها اشاره شده است. عدم قطعیت در چگونگی تأثیر جزیره های حرارتی شهری بر روی سری دماهای ثبت شده، از دیگر مواردی است که روند حقیقی این فراسنج ها را متأثر می نماید (پیترسون و همکاران، ۱۹۹۸؛ گاتمن، ۱۹۸۸؛ وینسنت، ۱۹۹۸؛ آگویلار و همکاران، ۲۰۰۳). هر یک از مسائل مطرح شده در بالا، مشکلات ویژه ای را تولید می کنند؛ برای مثال، در مورد جزیره حرارتی شهری این سؤال مطرح می گردد که آیا اثر جزیره حرارتی به کل طول دوره برمی گردد یا خیر؟ زیرا واضح نیست که داده های دمای به دست آمده از ایستگاه های شهری، در چه بخشی از کل دوره آماریشان و با چه میزانی، در روند حاصل از توسعه شهری مؤثر بوده اند (پیترسون و اوون، ۲۰۰۵؛ پارکر و همکاران، ۲۰۰۹؛ رن و همکاران، ۲۰۰۷).

در ایران نیز مطالعات بسیاری در خصوص روند دماهای کمینه و بیشینه به طور جداگانه برای استان ها و همچنین، برای کل کشور صورت پذیرفته است؛ اما در اغلب آنها مسأله همگنی یا نادیده گرفته شده و یا به طور کامل و جدی بررسی نشده است. در یکی از اولین مطالعات در رابطه با آشکارسازی تغییرات اقلیم در کشور که همگنی داده ها را مد نظر قرار داده، رحیم زاده و عسگری (۲۰۰۳ و ۱۳۸۳)، یازده عنصر اقلیمی شامل دمای کمینه و بیشینه را برای ۳۳ ایستگاه سینوپتیک طی دوره آماری ۱۹۹۷-۱۹۵۱ مطالعه کردند. با استفاده از انجام آزمون های همگنی توصیه شده توسط شون وایز (۱۹۹۷) ناپوستگی هایی که باعث ناهمگنی سری های زمانی بودند، مشخص و با استفاده از اطلاعات موجود در فراداده ناهمگنی های غیراقلیمی آن تعیین گردید؛ اما در تحلیل روند در کشور، ایستگاه های با ناهمگنی های ناشی از علل غیراقلیمی، همچون: خرم آباد و همدان دخالت داده نشدند. در دوره مورد مطالعه، برای برخی ایستگاه ها، همچون ارومیه و بیرجند روند منفی دما ارائه شد؛ هر چند این روندهای منفی گویای عدم قطعیت ها در بررسی این فراسنج ها می بود. تشخیص داده شد که ناهمگنی های موجود در اغلب سری های زمانی دما در اواخر دهه ۱۹۷۰، از نوع طبیعی است. شیرغلامی و قهرمان (۲۰۰۵)، ۳۴ ایستگاه همدیدی کشور را در اقلیم های مختلف براساس طبقه بندی کوپن، مطالعه کردند و نشان دادند که ۵۹ درصد ایستگاه ها روند مثبتی را در متوسط دمای سالانه نشان می دهند. مسعودیان (۲۰۰۶)، روندهای مثبت و منفی سری های دما را طی سال های ۲۰۰۰-۱۹۵۱ بررسی کردند. پژوهشکده هواشناسی (۱۳۸۶) با استفاده از اطلاعات فراداده بروز شده، تغییرات ناگهانی ناشی از جابه جایی و دیگر دلایل غیراقلیمی در طی دوره ۲۰۰۵-۱۹۵۰ را تعدیل و نتایج بهبود یافته ای را ارائه نمودند. اگرچه نتایج کار مذکور نسبت به کارهای گذشته بهبود یافته بود؛ اما همچنان عدم قطعیت هایی برای روندهای منفی در ایستگاه های واقع در دامنه رشته کوه های زاگرس و همچنین شرق کشور وجود داشت. نتایج کلی حاصل از این مطالعه نشان داد که، روند میانگین دمای فصلی و سالانه از زمان آغاز دیدبانی های هواشناسی در ایران (سال ۱۹۵۱)، پس از حذف ناهمگنی ها افزایشی بوده است (نوریان و همکاران، ۱۳۸۷). کوثری و اسدی زرخ (۲۰۱۰) روند افزایش قابل ملاحظه ای را برای دماهای کمینه و متوسط در نواحی خشک و

نیمه خشک ایران؛ مخصوصاً طی چند سال منتهی به سال ۲۰۰۰ را نشان داده‌اند. در دهه‌های اخیر، کارشناسان خبره مسائل اقلیمی تأکید نموده‌اند که ناهمگنی در داده‌ها به منظور تعیین یک برآورد دقیق برای روند و از بین بردن عدم قطعیت‌های موجود در داده‌های اقلیمی و همچنین، اصلاح نتایج روندیابی و تغییرپذیری‌ها، امری ضروری است (موبرگ و الکساندرسون، ۱۹۹۷؛ وینسنت و همکاران، ۲۰۰۲، برانت و همکاران، ۲۰۰۶؛ ژانگ و همکاران، ۲۰۰۵؛ سیراکووا و استفانووا، ۲۰۰۹). در این مقاله سعی شده است، تغییرات و روند دمای کمینه و بیشینه هوا طی سال‌های ۱۹۶۰-۲۰۱۰ در ایستگاه‌های همدیدی کشور، با توجه به شناخت نسبتاً کاملی از این ناهمگنی‌ها و اصلاح ناهمگنی‌های غیراقلیمی موجود در داده‌های ثبت شده، به شرح زیر ارائه گردد: در بخش دوم درباره پایگاه‌های داده‌های موجود ایستگاه‌های همدیدی کشور بحث خواهد شد. همچنین، جزئیات مسائل و مشکلات مرتبط با ناهمگنی داده‌ها، در بخش سوم مطرح خواهد شد. بخش چهارم به استفاده از روش‌های همگنی و اصلاح و تعدیل داده‌ها اختصاص یافته است. روندهای سالانه و فصلی دمای کمینه و بیشینه سطح زمین در کشور، در فصل پنجم و نتیجه‌گیری در بخش ششم ارائه خواهند شد.

پایگاه داده‌ها

شبکه ایستگاه‌های همدیدی ایران به طور یکنواخت در کل کشور توزیع نشده‌اند. مناطق پرجمعیت‌تر، دسترسی به منابع آب بیشتر، تسهیلات بیشتر برای کشاورزی و امکانات صنعتی (شمال شرق و شمال غرب ایران)، دارای شبکه مترکم‌تری هستند. پراکندگی ایستگاه‌ها در اطراف نواحی مرکزی ایران همچون کویر، تنک است. طول دوره آماری متفاوت این ایستگاه‌ها از دیگر مشکلات به شمار می‌رود. سال ۱۹۵۱ زمان آغازین اندازه‌گیری فراسنج‌های هواشناسی در ایستگاه‌های همدیدی کشور بوده؛ اما تعداد قابل‌توجهی از آنها در سه دهه اخیر تأسیس شده‌اند. داده‌های گمشده یا مشکوک بسیاری در دوره آماری ۶۰-۱۹۵۱ مشاهده می‌شوند که سبب می‌شوند تحلیل آنها عدم قطعیت‌های زیادی را در نتایج به همراه داشته باشد. به همین علت، ما بر آن شدیم تا این دوره را از تحلیل‌های این کار حذف نماییم. در کل، تعداد ایستگاه‌هایی که کل دوره ۲۰۱۰-۱۹۶۰ را تحت پوشش قرار می‌دهند، ۳۳ ایستگاه همدیدی بوده است.

مقادیر گمشده برای اغلب این ۳۳ ایستگاه بسیار کم بوده که می‌توانند با اطمینان بالایی با استفاده از روابط رگرسیونی معنی‌دار با ایستگاه‌های مجاور برآورد شوند. تاریخ تأسیس دو ایستگاه زابل و سمنان به دو و سه سال بعد از سال ۱۹۶۰ بر می‌گردد. این دوره‌های کوتاه با استفاده از روابط رگرسیونی خطی معنی‌دار بین ایستگاه‌های مجاور گسترش داده شده است. داده‌های مشکوک و غیرقابل اطمینان برای دو ایستگاه رشت بین دوره ۷۳-۱۹۷۰ و بندرعباس ۷۰-۱۹۶۰ حذف و به وسیله رابطه خطی معنی‌دار بین ایستگاه‌های همسایه بازسازی شده‌اند. جابه‌جایی ایستگاه‌ها؛ به ویژه از داخل به خارج از شهرها همراه با تغییر ارتفاع به منظور حفظ استانداردهای لازم که در نتیجه توسعه و گسترش شهرنشینی از بین رفته و ساخت بنا در نزدیک ایستگاه و تغییر در پوشش گیاهی اطراف؛ از جمله علل اصلی ناهمگنی سری‌های دمای در ایران هستند. ایستگاه‌های همدیدی اصلی، همچون: آبادان، اهواز، اراک، بندرعباس، اصفهان، همدان، کرمانشاه، خرم‌آباد، مشهد، ارومیه، سبزوار، شهرکرد، شیراز، تبریز و زابل از جمله این موارد هستند. در نتیجه، باید انتظار داشت که اثر این جابه‌جایی به خارج از محدوده شهرها به صورت جهش در سری داده‌های دما مشاهده شود.

بنابراین، وجود نتایج ناسازگاری، با آنچه در منطقه رخ داده است، مانند روند منفی دما برای ایستگاه‌های خاصی در مناطق مختلف اقلیمی ایران، همچون: بیرجند در شرق و شهرکرد در رشته کوه های زاگرس که در تعدادی از مطالعات اخیر دیده شده است؛ در حقیقت، فقط به علت همین ناهمگنی‌ها به دست آمده است. چالش دیگری که در زمان بررسی سری های زمانی مربوط به جابه‌جایی ایستگاه‌ها وجود دارد، عدم دسترسی به فراداده‌های صحیح برخی ایستگاه‌ها مانند سبزوار، عدم سازگاری بین فراداده و داده های ثبت شده در ایستگاه‌هایی همچون رشت و عدم ثبت تاریخ جابه‌جایی در برخی از ایستگاه‌ها همچون زابل، جابه‌جایی های مکرر برای چند ایستگاه؛ از جمله سبزوار در پایان دوره دیدبانی و نبود اطلاعات صحیح از شرایط محیطی قبل و بعد از تغییر مکان ایستگاه‌هایی نظیر زنجان بوده است. به دلیل پوشش ناکافی ایستگاهی برای برخی نواحی، ایستگاه‌هایی با دوره کوتاه‌تر دیدبانی، به منظور تأیید نوسان‌ها و تغییرات دمایی به کار گرفته شد. ایستگاه‌های نزدیک به شهرهای بزرگ مانند تهران که تغییر مکان نیر نداشته‌اند، گرچه از نظر وجودی غالباً اهمیت ویژه‌ای داشته‌اند؛ اما باید به این نکته نیز توجه نمود که تحت تأثیر توسعه شهرنشینی نیز بوده‌اند. شکل (۱) پراکندگی ایستگاه‌های مورد مطالعه برای بررسی تغییرات دمایی و روند آن، در دوره ۲۰۱۰-۱۹۶۰ را در ایران نشان می‌دهد.



شکل (۱) توزیع مکانی ایستگاه‌های همدیدی منتخب در بررسی تغییرپذیری دما و روند در دوره ۲۰۱۰-۱۹۶۰ در ایران

داده‌ها و روش پژوهش

در دهه‌های اخیر، روش‌های بسیاری برای تعیین ناهمگنی داده‌ها به منظور یافتن نقاط تغییر و غیرهمگن، تعدیل و اصلاح آنها توسعه یافته‌اند (وینسنت و همکاران، ۲۰۰۲؛ وانگ، ۲۰۰۳). پیترسون و همکاران (۱۹۹۸) و آگویلار (۲۰۰۳) روش‌های مختلف همگنی و تعدیل را بررسی کرده و فلسفه کاربرد این روش‌ها را در مطالعات اقلیمی و داده‌های هواشناسی مورد بحث قرار داده‌اند. در اغلب روش‌ها، رفتارهای مشابه اقلیمی منطقه‌ای از طریق به کارگیری عامل کمی همبستگی بین ایستگاه‌ها به کار گرفته می‌شود. انتخاب روش مناسب، به شرایط ایستگاه، اقلیم منطقه و مشکلات رایج در شبکه دیدبانی بستگی داشته است. هنگام همگن سازی عوامل دیگری همچون کیفیت داده در ایستگاه‌های همسایه و همچنین، قابلیت اعتماد به فراداده ایستگاه‌ها و برآورد داده‌های گمشده نیز بررسی می‌شوند (آگویلار و همکاران، ۲۰۰۳).

آزمون استاندارد نرمال همگنی (SNHT) با آزمونی با راندمان بالا است که می‌تواند به هر دو صورت مطلق و نسبی استفاده شود (الکساندرسون، ۱۹۸۶؛ الکساندرسون و موبرگ، ۱۹۹۷؛ سیراکووا و استفانووا، ۲۰۰۹؛ پندیک و لیکسو، ۲۰۱۰؛ ویسنه سرانو و همکاران، ۲۰۱۰؛ مارتینز و همکاران، ۲۰۱۰؛ ساهین و سیزیگ اوقلو، ۲۰۱۰). در این کار، برای بررسی همگنی سری‌های فصلی و سالانه دمای هوا، روش SNHT (الکساندرسون و موبرگ، ۱۹۹۷) از نوع مطلق آن، به همراه بررسی‌های کارشناسی از طریق مقایسه سری کاندید با سری‌های ایستگاه‌های مجاور با اقلیم‌های مشابه، به کار گرفته شد.

فرض صفر آزمون همگنی سری استاندارد شده به صورت زیر است (الکساندرسون، ۱۹۹۷؛ رحیم زاده، ۱۳۹۰):

سری $x_i = 1, 2, \dots, n$ همگن است و هر زیرمجموعه‌ای از z_i دارای توزیع صفر و یک است، که در آن $z_i = \frac{x_i - \bar{x}}{S}$ و \bar{x} میانگین و S انحراف استاندارد سری هستند.	H_0
سری $x_i = 1, 2, \dots, n$ ناهمگن است و نقطه‌ای مانند k در سری z_i وجود دارد که میانگین k نقطه اول برابر μ_1 و $n-k$ داده دیگر دارای میانگینی برابر μ_2 ؛ اما هر دو با واریانس برابر یک هستند.	H_1

برای انجام این آزمون، ابتدا دنباله T_k به ازای $k = 1, 2, \dots, n$ از رابطه (۱) محاسبه می‌شود.

$$T_k = k\bar{z}_k^2 + (n-k)\bar{z}_{n-k}^2 \quad (1)$$

در این رابطه \bar{z}_k میانگین k داده اول و \bar{z}_{n-k} میانگین $n-k$ داده باقی است. در صورتی که این دنباله به ازای $k = 1, 2, \dots, n$ رسم شود، نقاط عطف نقاط تغییر احتمالی را مشخص می‌کنند. آماره این آزمون $T_0 = \text{Max} T_k$ است، که به عنوان نقطه تغییر نیز شناخته می‌شود (الکساندرسون و موبرگ، ۱۹۹۷). چنانچه شکستی در نزدیکی $k=K$ وجود

داشته باشد، مقدار T_k به میزان بیشترین (جابه‌جایی منفی) و یا کمترین (جابه‌جایی مثبت) خود در نزدیکی $k=K$ خواهد رسید. مقدار بحرانی برای ۵۱ نمونه (تعداد مورد نظر این مقاله) بر اساس جداول الکساندرسون و موبرگ، (۱۹۹۷) در سطح معنی‌داری ۵٪ برای یک شکست در جامعه آماری برابر ۸/۴۵ است.

روش‌های مختلفی برای تعدیل سری‌های زمانی ماهانه، فصلی یا سالانه و محاسبه فاکتور تعدیل، همچون متوسط تفاوت میان سری مرجع و سری داده‌های ناهمگن و همچنین، روابط رگرسیونی وجود دارد (گاتمن، ۱۹۹۸). در این مطالعه از فاکتور متوسط چندساله $\Delta \varepsilon$ (رابطه ۲) به ازای $m = 5$ استفاده شده است (یان و همکاران، ۲۰۱۰).

$$\Delta \varepsilon = \left(\frac{\sum_{i=k}^k X_i}{m} - \frac{\sum_{i=k+1}^{k+m-1} X_i}{m} \right) \quad (2)$$

در این معادله k زمان جابه‌جایی و m تعداد سال‌های قبل و بعد از نقطه شکست بوده است. در ضمن، فاکتور تعدیل برای متوسط‌های فصلی کمینه و بیشینه دما بر اساس توصیه‌های کارشناسان (پیترسون، ۱۹۸۸). به طور جداگانه محاسبه و اعمال شده است. همبستگی معنی‌دار بین داده‌های تعدیل شده در ایستگاه‌های واقع در مناطق مختلف نشان داد که این روش تعدیل، دارای کارایی لازم است. این روش مشکل داشتن سری‌های ناهمگن در نواحی بدون سری مرجع را رفع نمود؛ مخصوصاً زمانی که فراداده صحیح و کاملی برای ایستگاه‌ها موجود بوده است.

شایان ذکر است در این کار، مقادیر گمشده به شرط محدود بودن با استفاده از رگرسیون خطی معنی‌دار بین سری‌های ایستگاه‌های مجاور، برآورد شده‌اند.

برای ارائه میانگین در هر منطقه و همچنین برای کشور، ابتدا سری‌های زمانی استاندارد شده اقلیمی هر ایستگاه با کم کردن متوسط دوره زمانی ۱۹۹۰-۱۹۶۰ خود آن ایستگاه از مقادیر سری زمانی آن ایستگاه، به دست آورده شده است. سپس میانگین این سری‌های استاندارد در هر منطقه محاسبه گردید. این گونه میانگین‌گیری، ناهمگنی‌های احتمالی باقیمانده در قسمت‌های ناهمگن سری‌های زمانی را کم کرده، نمایش مناسب‌تری از تغییرات دما را ارائه می‌کند. برآورد روند خطی با روش حداقل مربعات، تنها برای ارائه نرخ روند به کار گرفته شد.

یافته‌های پژوهش

تحلیل آماری-اقلیمی سری‌های دمایی کمینه و بیشینه، شامل بررسی همگنی آن‌ها و حذف ناهمگنی‌های غیراقلیمی، سبب طبقه‌بندی کشور به ده ناحیه شامل مناطق واقع شده در دامنه رشته کوه زاگرس، نواحی ساحلی اطراف دریای خزر، جنوب رشته کوه البرز، نواحی ساحلی اطراف دریای عمان و خلیج فارس، بخش‌های مرکزی، شمال غرب، شمال شرق، شرق، جنوب شرق و جنوب غرب از دیدگاه دارا بودن تغییرات و نوسان‌های یکنواخت در سری‌های دمای آن‌ها گردید؛ لیکن قبل از پرداختن به نتایج کلی، با نمایش جزئیات تحلیل دمای کمینه در بخش‌هایی از کشورمان، صرفاً نحوه چگونگی رسیدن به داده‌های همگن در یک منطقه، به منظور برآورد مناسب‌تر از روند بیان می‌شود. بدیهی است برای هر یک از دو فراسنج و همه بخش‌های کشور، کار با دقت کامل انجام شده؛ لیکن به علت محدودیت فضا، فقط تعداد محدودی از آن‌ها در این مقاله ارائه می‌شود. شکل (۲) سری‌های زمانی سالانه متوسط دمای کمینه را که از داده‌های ثبت

شده در پایگاه داده‌های ایستگاه‌های همدیدی کشور به دست آمده، برای ایستگاه‌های دامنه زاگرس (خرم‌آباد، شهرکرد، کرمانشاه، سنندج، ایگودرز، کوهرنگ)، شرق (بیرجند، قائن، نهبندان و یزد)، شمال شرق (مشهد، سبزوار، تربت حیدریه، قوچان، بجنورد، سرخس و گناباد...)، مرکزی (اصفهان، شیراز، کرمان، بم و یزد)، نواحی ساحلی اطراف دریای عمان و خلیج فارس (بندر عباس، بندر لنگه، بوشهر و جاسک...)، و شمال غرب کشور (ارومیه، قزوین، سنندج، خوی و تبریز) را قبل از همگن سازی نمایش می‌دهد. ملاحظه می‌شود که تعدادی از ایستگاه‌ها دارای دوره آماری کوتاه مدت تر هستند که به عنوان شاهد به کار گرفته شده‌اند. تعدادی از آنها مانند یزد در دو ناحیه مرکزی و شرق کشور هر دو ارائه شده است. تغییرات دمای یزد همسو با مناطق مرکزی است؛ اما از آنجایی که در منطقه شرق به جز بیرجند ایستگاهی با پوشش دوره ۱۹۶۰-۲۰۱۰ وجود ندارد، از آن به عنوان شاهد در این منطقه نیز استفاده شده است. مشابهت نحوه تغییرات و نوسان‌های سری‌های زمانی دمای کمینه در این ناحیه‌ها به گونه‌ای است که قبل از محاسبه میزان همبستگی آن‌ها و از روی نمودار هم قابل تشخیص است؛ برای مثال، می‌توان به کاهش شدید دما در سال ۱۹۶۴ برای کلیه ایستگاه‌ها، کاهش نسبی دما در دوره ۲۰۱۰-۲۰۰۵ در شمال شرق کشور و کاهش دما در سال‌های ۱۹۹۲ و ۱۹۸۲ در شمال غرب کشور و دامنه زاگرس و سایر نوسان‌ها که در نمودارها مشخص است، اشاره نمود. گرچه این موارد ناهمگنی در سری‌ها را سبب می‌شود؛ اما با توجه به عمومیت داشتن در منطقه نوع آن طبیعی و نتیجه تأثیرپذیری از سیستم‌های جوی در کشور است؛ اما مواردی از جمله کاهش ناگهانی دما در خرم‌آباد در سال ۱۹۸۰ و دو کاهش ناگهانی در سال‌های ۱۹۷۹ و ۲۰۰۳ در شهرکرد و کاهش دما در سنندج در سال ۷۳ نسبت به سایر ایستگاه‌های مجاور و افزایش مجدد آن در سال ۸۷ (شکل ۲- الف)، افزایش معنی‌دار تفاوت دمای کمینه سبزوار نسبت به سایر ایستگاه‌های منطقه از سال ۱۹۷۲ به بعد (شکل ۲- ب)، افزایش معنی‌دار تفاوت دمای کمینه بیرجند نسبت به سایر ایستگاه‌های مجاور از سال ۱۹۷۹ به بعد (شکل ۲- ج)، رفتار سری‌های دمای کمینه شیراز و اصفهان بعد از دهه ۹۰ در ناحیه مرکزی کشور (شکل ۲- د)، ناسازگاری دمای کمینه ایستگاه بندرعباس با سایر ایستگاه‌های واقع در حاشیه خلیج فارس و دریای عمان تا سال ۱۹۷۲ (شکل ۲- ه) رفتار ناسازگار دمای کمینه ایستگاه ارومیه با سایر ایستگاه‌ها در شمال غرب کشور در دوره ۷۵-۱۹۶۰ و همچنین، مخدوش بودن اطلاعات در دوره ۸۵-۱۹۷۵ (شکل ۲- و) نیز مشاهده می‌شود که در حقیقت، همان ناهمگنی اطلاعات از نوع غیراقليمی محسوب می‌شود که صرفاً به واسطه تغییرات محیطی و جابه‌جایی در ایستگاه‌ها به وجود آمده‌اند. شایان ذکر است ناهمگنی‌های جدی نیز در ایستگاه‌های رشت، گرگان و بندر انزلی، واقع در نواحی حاشیه دریای خزر، اهواز و آبادان در جنوب غرب کشور، سمنان و اراک در ناحیه جنوب رشته کوه البرز نیز موجود بوده‌اند که مورد توجه قرار گرفتند.

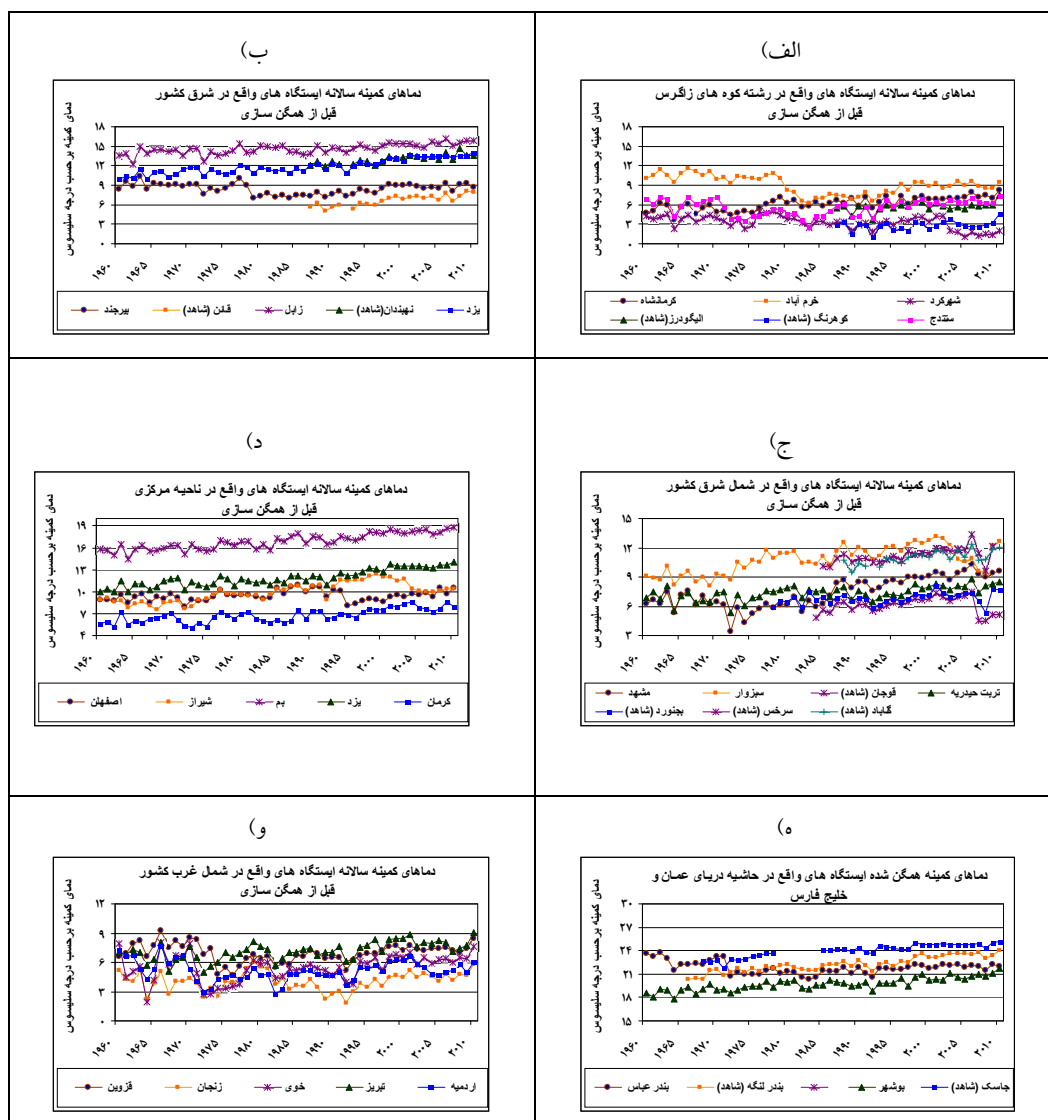
نظریات ذکر شده کارشناسی بوده؛ اما از دیدگاه آماری و استفاده از آزمون استاندارد نرمال و همچنین، رجوع به اطلاعات فراداده کلیه ایستگاه‌های منتخب مورد بحث و بررسی قرار گرفت. در این مقاله، به عنوان نمونه دنباله T_k به دست آمده از آزمون استاندارد نرمال (SNHT) بر روی سری‌های زمانی دمای کمینه فصلی و سالانه بیرجند، شهرکرد، خرم‌آباد، ارومیه، شیراز و سبزوار است، در شکل (۳) ارائه شده است. با توجه به تعریف ارائه شده، نقاط عطفی همچون سال‌های ۱۹۶۳، ۷۲-۱۹۷۱، ...، ۲۰۰۲ برای شهرکرد (شکل ۳- الف) و ۱۹۷۱ و ۱۹۷۹ برای خرم‌آباد (شکل ۳- ب)، ۱۹۷۱، ۱۹۷۸، ... و ۲۰۰۵ برای بیرجند (شکل ۳- ج)، و ۱۹۷۲ و ۱۹۸۶ برای سبزوار (شکل ۳- د)،

۱۹۶۹، ۱۹۶۲، ۲۰۰۹... برای ارومیه (شکل ۳-ه) و ۱۹۶۹، ۱۹۷۵، ... و ۱۹۹۲ (شکل ۳-و) در این نمودارها شاخص است که البته از نظر آماری تعدادی از آنها معنی دار هستند.

مقایسه نقاط تغییر در سری شهر کرد با دیگر ایستگاه‌های رشته کوه زاگرس (شکل ۲-الف)، و همچنین، مراجعه به فراداده ایستگاه‌ها، دو تغییر را در سال‌های ۱۹۷۹ و ۲۰۰۲، مطابق با جابه‌جایی ایستگاه شهر کرد و تغییر مکان آن به ناحیه‌ای با شرایط متفاوت نشان می‌دهد. نقاط عطف دیگر مرتبط با نوسان‌های دمای کمینه در منطقه بوده‌اند. شایان ذکر است که کلیه سری‌های زمانی فصلی شهر کرد دو ناپیوستگی اقلیمی را در سال‌های ۱۹۷۹ و ۲۰۰۲ تجربه کرده بودند. آزمون استاندارد نرمال تغییرات معنی داری را در سایر ایستگاه‌های منطقه زاگرس؛ از جمله ۱۹۷۱ و ۱۹۷۹ برای خرم‌آباد (شکل ۳-ب) و سال‌های ۱۹۷۴ و ۱۹۸۸ برای سنندج، نشان داده است. اطلاعات فراداده به روشنی تغییر مکان ایستگاه خرم‌آباد و جابه‌جایی آن را به بیرون از شهر و به ارتفاع بالاتر در سال ۱۹۸۰ و همچنین، تغییر مکان درخور توجهی در سال ۱۹۷۴ را برای سنندج توجیه می‌کنند؛ اما بقیه تغییرات با توجه به نوسان‌ها در ایستگاه‌های مجاور طبیعی هستند.

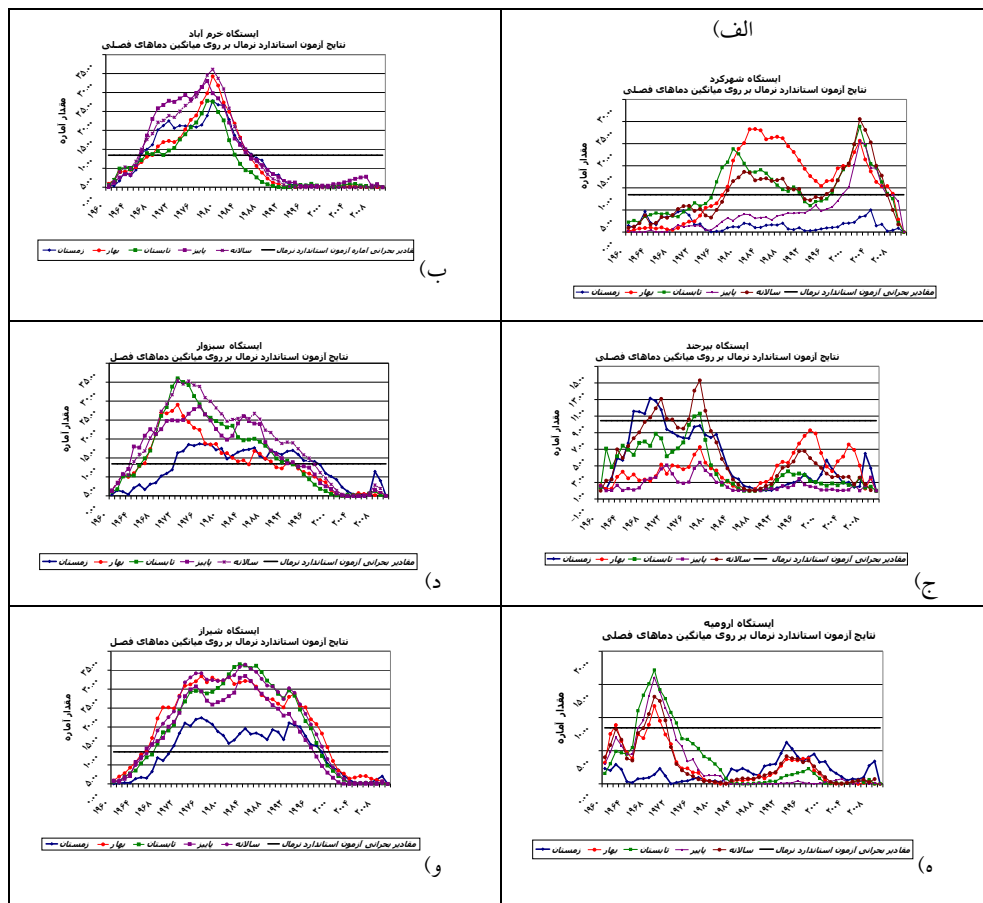
برای بررسی همگنی ایستگاه بیرجند در شرق کشور ناچار به استفاده از ایستگاه‌های مناطق دیگر، شامل یزد و زابل شدیم (شکل ۲-ج). ملاحظه می‌شود نوسان‌های این ایستگاه‌ها و همچنین ایستگاه‌های شاهد کاملاً هم‌نوا و یکنواخت است. با در نظر گرفتن این مطلب که تفاوت دمای کمینه در ایستگاه بیرجند قبل از سال ۱۹۸۰، با سایر ایستگاه‌ها بسیار کمتر بوده است، آزمون استاندارد نرمال این ناهمگنی را نیز تأیید می‌کند (شکل ۳-ج). گرچه اطلاعات فراداده این ایستگاه ناقص است؛ اما از نظر کارشناسی ما به این باور رسیده‌ایم که زمان جابه‌جایی ایستگاه و ناهمگنی غیرطبیعی آن همین سال ۱۹۸۰ بوده است.

در منطقه شمال شرق آزمون‌ها نشان داد دو نقطه ناپیوستگی غیراقلیمی برای مشهد در ۱۹۶۹ و ۱۹۸۶ و یک نقطه برای تربت حیدریه برای ۱۹۸۲ وجود دارد که مطابق با جابه‌جایی ایستگاه‌ها در اطلاعات فراداده و نتایج حاصل از آزمون‌هاست؛ ولی سایر نقاط پیوستگی مربوط به نوسان‌ها طبیعی بوده است (شکل ۲-ج). برای ایستگاه سبزوار (شکل ۳-ج) چندین ناپیوستگی معنی دار در پایان دوره تحت مطالعه در نتیجه جابه‌جایی سال‌های ۲۰۰۴، ۲۰۰۶ و ۲۰۰۸ دیده شده است؛ اما اطلاعاتی در مورد جابه‌جایی در دهه ۱۹۷۰ مطابق با نقطه ناپیوستگی معنی دار برای ایستگاه وجود ندارد. رفتار سری‌های ایستگاه‌های مجاور نشان می‌دهند که در این سال به احتمال بالایی ناپیوستگی غیراقلیمی وجود دارد. چنین چالش‌هایی برای ایستگاه‌هایی چون، شیراز و اصفهان در منطقه مرکزی مربوط به دهه ۹۰ به بعد (شکل ۲-د)، بندر عباس قبل از دهه ۹۰ مربوط به ناحیه حاشیه خلیج فارس و دریای عمان (شکل ۲-ه) و ارومیه در شمال غرب کشور (شکل ۲-و) سایر مناطق کشور دیده می‌شود. آزمون‌های استاندارد نرمال موارد ناهمگنی فوق را تشخیص داده و تأیید نموده‌اند.



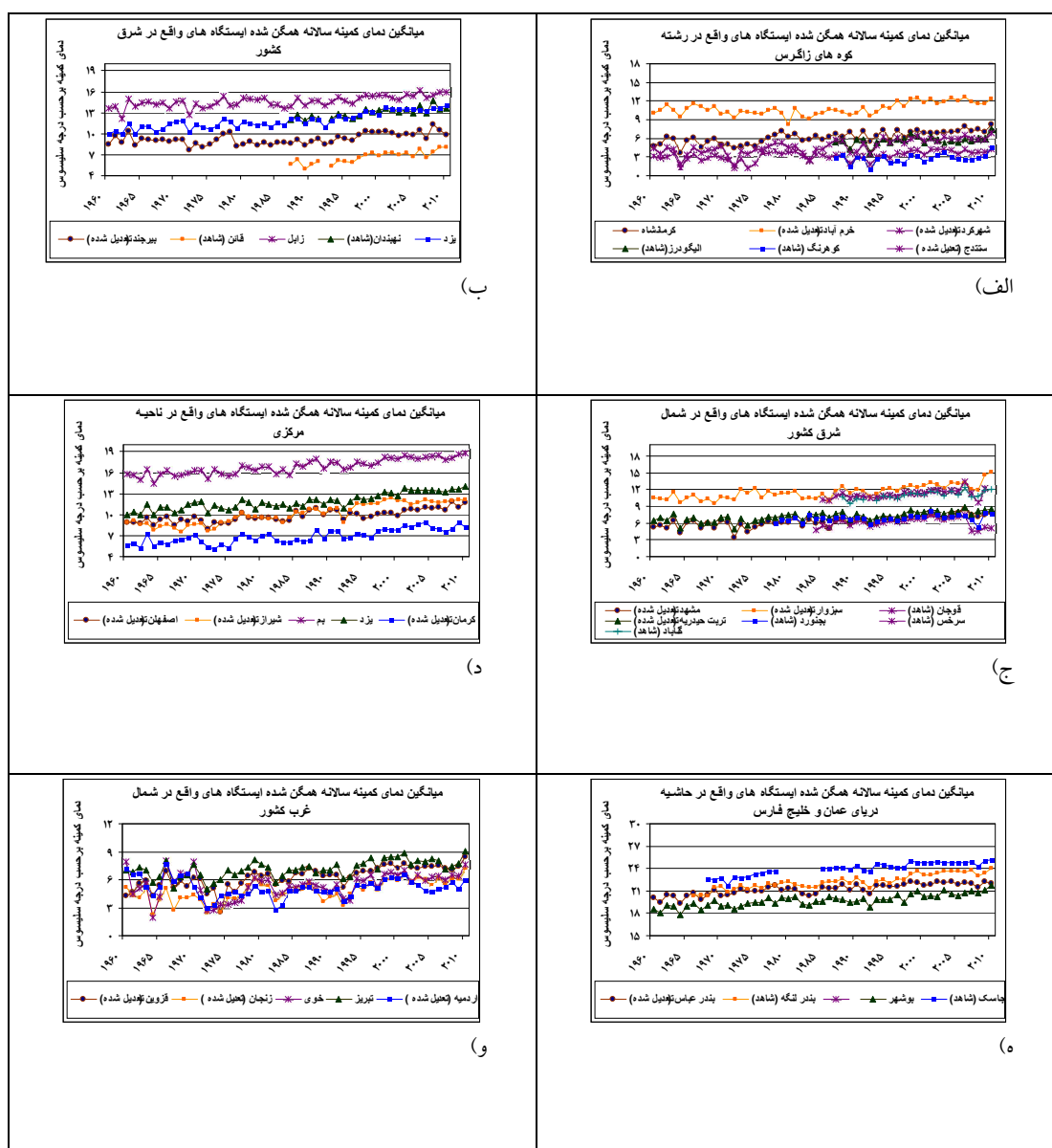
شکل ۲) سری‌های زمانی سالانه متوسط دمای کمینه ایستگاه‌های هم‌بندی کشور برای ایستگاه‌های مناطق:

الف) دامنه زاگرس؛ ب) شرق؛ ج) شمال شرق؛ د) مرکزی؛ ه) نواحی ساحلی اطراف دریای عمان و خلیج فارس؛
و) شمال غرب کشور.



شکل ۳) نتایج آزمون همگنی استاندارد نرمال بر روی سری‌های فصلی و سالانه ایستگاه‌های: الف) شهرکرد؛ ب) خرم‌آباد؛ ج) بیرجند؛ د) سبزوار؛ ه) ارومیه و و) شیراز.

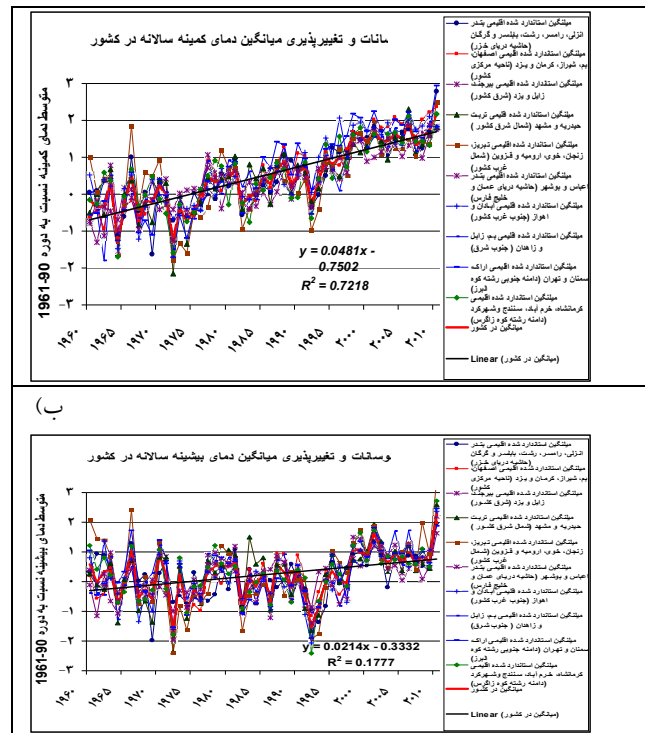
در نتیجه، پس از اطمینان از وجود ناهمگنی غیرطبیعی تغییرات در این سری‌های زمانی دمای کمینه، همچون: خرم‌آباد و سنندج، شهرکرد، اصفهان، شیراز و... با استفاده از رابطه (۲) تعدیل شدند. شکل (۴) سری‌های دمای کمینه شش منطقه از بین ده منطقه به‌دست آمده از نتایج این مقاله (مطابق با شکل ۲) را پس از تعدیل‌های انجام شده نشان می‌دهد. واضح است که نحوه تغییرات ایستگاه‌ها با دوره بلندمدت، قبل و بعد از جابه‌جایی مشابه بوده و آهنگ روند یکنواخت شده است. تغییرات در ایستگاه‌های دارای دوره کوتاه‌تر در طول دوره مشترک، بسیار مشابه با دوره بلندمدت این ایستگاه‌ها بوده است. این مشابهت برای سری‌های دمایی بیشینه هم در این نواحی وجود داشته است. مهم‌ترین نتیجه این بخش از مطالعه آن است که روند برای دمای کمینه و بیشینه برای ایستگاه‌های واقع در ناحیه تحت مطالعه تقریباً برابر بوده است.



شکل ۴) سری زمانی سری‌های زمانی همگن شده سالانه متوسط دمای کمینه ایستگاه‌های همدیدی کشور: الف) دامنه زاگرس؛ ب) شرق؛ ج) شمال شرق؛ د) مرکزی؛ ه) نواحی ساحلی اطراف دریای عمان و خلیج فارس؛ و) شمال غرب کشور.

پس از تعدیل سری‌ها در ده منطقه ذکر شده، سری‌های استاندارد شده اقلیمی، میانگین منطقه‌ای و روند هر منطقه به عنوان نماینده‌ای برای آن ناحیه به دست آمده است. شکل (۵) نوسان‌ها و تغییرات سری نماینده سالانه تغییرات و نوسان‌های دمای کمینه و بیشینه همه مناطق را پس از حذف ناهمگنی‌های غیراقلیمی نسبت به دوره ۲۰۱۰-۱۹۶۰ برای ایستگاه‌های مناطق مختلف ایران نشان می‌دهد. تغییرات و نوسان‌ها و همبستگی قوی بین آنها نشان می‌دهد که روند در مناطق مختلف کشور تفاوت معنی‌داری ندارد و دارای افت‌وخیزهای یکسانی نیز هست.

(الف)



شکل ۵) نوسان‌ها و تغییرپذیری سالانه منطقه‌ای برای دوره ۱۹۶۰-۲۰۱۰ برحسب درجه سلسیوس نسبت به میانگین استاندارد اقلیمی ۱۹۶۱-۹۰ برای نواحی مختلف ایران به همراه میانگین آنها برای کل کشور (الف) دمای کمینه و (ب) دمای بیشینه.

روندهای ارائه شده نشان می‌دهند که دماهای کمینه و بیشینه سالانه برای تمام نواحی به ترتیب با نرخ $^{\circ}C/decade$ $0/4-0/5$ و همچنین، $0/3$ تا $0/2$ همراه با افت و خیزهایی افزایشی بوده است. نوسان‌های اقلیمی مهم (سرمایش و گرمایش) برای دوره تحت مطالعه کشور مشاهده شده است. روند کلی دمای کمینه و بیشینه در کل کشور به طور سالانه $0/48$ درجه سلسیوس و $0/21$ درجه سلسیوس بر دهه کشور برآورد شده است. در طول دوره سرمایش در میان گرمایش وقفه ایجاد کرده است که این نتیجه با تحقیقات اخیر انجام شده، از جمله استرلینگ و ونر (۲۰۰۹) برای امریکا سازگار بوده است. کاهش معنی‌دار دمای هوا طی سال‌های ۸۴-۱۹۸۲ و ۹۴-۱۹۹۲ برای تمامی کشور، نمونه‌ای برجسته برای بیان این نوسان اقلیمی است. مارتینز و همکاران (۲۰۱۰) در دوره‌های فوق کاهش دمایی در اسپانیا را مشاهده کردند و آنها را به فعالیت‌های آتشفشانی ال‌چیچواون^۳ در مارس و آوریل ۱۹۸۲ در مکزیک و آتشفشان پیناتوبو^۴ در ژوئن ۱۹۹۱ در فیلیپین مرتبط نمودند. این کاهش دما مربوط به تزریق مقادیر بالای SO_2 به جو بوده که موجب کاهش تابش خورشیدی رسیده به سطح زمین و در نتیجه، کاهش دما و تغییرات در الگوی چرخشی تا حدود ۲ سال بعد از رخداد این فوران‌ها بوده است. از ۱۹۶۰ به بعد، سرمایش در شمال غرب، بخش جنوبی رشته کوه زاگرس و شمال شرق و شرق برای ۱۵ سال ادامه یافته است. تعدادی امواج گرمایی و سرمایی دمایی در کشور طی سال‌های ۶۴-

3- El Chich'on, Mexico
4-Pinatubo, Philippines

۱۹۶۳ و ۷۰-۱۹۶۹، ۱۹۷۲ و ۲۰۰۸ نیز مشاهده می‌شود. در این سال‌ها سیستم‌های پرفشار سبیری و اسکاندیناوی بر کشور ما نفوذ داشته و موجب کاهش دما تا 3°C - شده‌اند. سرمایه‌های اخیری که توسط لیمن و همکاران (۲۰۰۹) گزارش شده است، تنها در نیمه شمالی دیده شده و به نظر می‌رسد در پایان ۲۰۱۰ خاتمه یافته است. سرمایه‌های در سال ۲۰۰۸ به دلیل لاینیای متوسط تا قوی بوده که در اواخر سال ۲۰۰۷ توسعه یافته بود (پیترسون و همکاران، ۲۰۰۹). ایران نیز در این دوره امواج سرمای شدید را که بسیار سردتر از شرایط متوسط سرما با دمای متوسط ۰ تا 4°C درجه سانتی گراد زیر متوسط بلندمدت ایران در زمستان تجربه کرده است. این مسأله باید مورد توجه قرار گیرد که موج سرمای سال ۲۰۰۸ نتوانست متوسط کمینه دمای پایین سالانه‌ای به اندازه موج سرمای سال ۱۹۶۴ ایجاد کند. تغییرات درون سالانه بزرگی در سری‌های دمایی نواحی کوهستانی و همچنین، تغییرات درون سالانه کوچکتری در بخش شمالی کشور وجود داشته است.

نتیجه‌گیری

با وجود مطالعات بسیار بر روی روند دماهای کمینه و بیشینه سالانه در کشور به علت عدم توجه به ناهمگنی‌های موجود در داده‌های طولانی مدت ایستگاه‌های همدیدی، عدم قطعیت‌هایی در روند‌های ارائه شده برای دمای ایستگاه‌های ایران در مطالعات قبلی ملاحظه می‌شود. جابه‌جایی، علت اصلی ناهمگنی داده‌های دما در ایستگاه‌های هواشناسی کشور بوده است. به علاوه، ارائه نشدن اطلاعات کامل در فراداده‌های ایستگاه‌ها در کنار داده‌ها سبب شده است که کاربران، به طور جدی به این مسأله نپردازند.

نرخ افزایشی دمای کمینه و بیشینه سالانه ایران به ترتیب در حدود $0/5^{\circ}\text{C}$ - $0/4^{\circ}\text{C}$ و $0/3^{\circ}\text{C}$ - $0/2^{\circ}\text{C}$ در دهه برای دوره پنجاه ساله ۲۰۱۰-۱۹۶۰ تخمین زده می‌شود. همان‌طور که ملاحظه می‌شود، این نتایج با نتایج کارهای قبلی که برای کشور انجام شده و ناهمگنی‌های ناشی از جابه‌جایی به طور کامل تعدیل نشده، کمی متفاوت است (رحیم زاده، ۱۳۸۳؛ شیرغلامی و قهرمان، ۲۰۰۵؛ مسعودیان، ۱۳۸۳؛ کوثری و اسدی زرخ، ۲۰۱۰؛ نوریان و همکاران، ۱۳۸۷؛ محمدیان، ۲۰۱۰). این مقادیر گویای آنند که نرخ افزایشی متوسط دمای کمینه تقریباً دو برابر نرخ دمای بیشینه برای اکثر مناطق ایران بوده است. ملاحظه می‌شود که این نرخ از مقادیر مورد انتظار IPCC برای کره زمین نیز بیشتر بوده است (IPCC, 2007).

بر اساس نتایج به دست آمده از این تحقیق، نرخ روندهای سالانه و فصلی برای دماهای کمینه و بیشینه برای تمامی مناطق ایران در دوره ۲۰۱۰-۱۹۶۰ تقریباً برابر است.

گرچه روندهای سالانه محاسبه شده نسبت به مطالعات پیشین بهبود یافته‌اند؛ اما به نظر می‌رسد؛ همچنان عدم قطعیت‌هایی در روندهای فصلی وجود دارد، که بررسی‌های بیشتری را می‌طلبد.

منابع

- ۱- پژوهشکده هواشناسی. (۱۳۸۶). پروژه مدل‌سازی اقلیم و مطالعه تغییر اقلیم در ایران، تهران، ایران.
- ۲- حیدری، حسن و بهلول علیجانی. (۱۳۷۸). طبقه بندی اقلیمی ایران با استفاده از تکنیک‌های آماری چندمتغیره، پژوهش‌های جغرافیایی، ش ۳۷.
- ۳- دین پژوه، یعقوب. (۱۳۸۲). پهنه‌بندی اقلیمی ایران با استفاده از تحلیل‌های چندمتغیره برای استفاده در مطالعات کشاورزی، مجله علمی-پژوهشی دانش کشاورزی دانشکده کشاورزی دانشگاه تبریز، ش ۱، ج ۱۳.
- ۴- رحیم‌زاده، فاطمه و احمد عسگری. (۱۳۸۳). نگرشی بر تفاوت نرخ افزایش دمای حداقل و حداکثر و کاهش دامنه شبانه‌روزی دما در کشور، تحقیقات جغرافیایی، ش ۷۳، ص ۱۷۱-۱۵۳.
- ۵- رحیم‌زاده، فاطمه. (۱۳۹۰). روش‌های آماری در مطالعات هواشناسی و اقلیم‌شناسی، انتشارات حسینی.
- ۶- علیجانی، بهلول. (۱۳۸۱). اقلیم‌شناسی سینوپتیکی، تهران: سمت.
- ۷- مسعودیان، سید ابوالفضل. (۱۳۸۲). نواحی اقلیمی ایران، جغرافیا و توسعه، سال اول شماره پیاپی ۲، ص ۱۸۴-۱۷۱.
- ۸- _____ (۱۳۸۳). بررسی روند دمای ایران در نیم سده گذشته، جغرافیا و توسعه، سال دوم شماره پیاپی ۳، ص ۱۰۶-۸۹.
- ۹- نوریان، علیمحمد، فاطمه رحیم‌زاده، عبد... صداقت کردار. (۱۳۸۷). گرمایش در کشور و تبعات آن بر دیگر پارامترهای اقلیمی در دوره ۲۰۰۵-۱۹۵۱، چهارمین کنفرانس مدیریت منابع آب تبریز، دانشگاه تبریز.
- 10- Aguilar, E., I. Auer, M. Brunet, T.C. Peterson, and J. Wieringa, 2003: Guidelines on Climate Metadata and Homogenization. WCDMP-No. 53, WMO-TD No. 1186, 55 pp., World Meteorological Organization, Geneva.
- 11- Alexandersson H. 1986: A homogeneity test applied to precipitation data. Journal of Climatol., 6, 661-675.
- 12- Alexandersson, H., and A. Moberg, 1997: Homogenization of Swedish temperature data. Part I: homogeneity test for linear trends. Int. J. Climatol., 24, 643-662
- 13- Badripour H. 1992: Islamic Republic of Iran (FAO, Report on the round table on pastoralism. FAO Technical Cooperation Programme, Project TCP/IRA/2255, Rome. FAOSTAT. 2004 (http://www.fao.org/waicent/portal/statistics_en.asp)
- 14- Begret, M., T. Schiegel and W. Tekeirchhoffer, 2005: Homogenous temperature and precipitation series of Switzerland from 1864 to 2000. Int. J. Climatol., 25, 65-80.
- 15- Brunet, M., and Coauthors, 2006: The development of a new dataset of Spanish daily adjusted temperature series (SDATS) (1850-2003). Int. J. Climatol., 26, 1777-1802.
- 16- Brunetti, M., M. Maugeri, F. Monti, and T. Nanni, 2006: Temperature and precipitation variability in Italy in the last two centuries from homogenized instrumental time series. Int. J. Climatol., 26, 345-381.
- 17- Caesar, J., L. Alexander, and R. Vose, 2006: Large-scale changes in observed daily maximum and minimum temperatures: Creation and analysis of a new gridded data set. J. Geophys. Res., 111, D05101, doi: 10.1029/2005JD006280.
- 18- Collins, J. M., R. R. Chaves, and V. D. S. Marques, 2009: Temperature variability over South America. J. Climate., 22, 5854-5869.
- 19- Craddock, J. M., 1979: Methods of comparing annual rainfall records for climatic purposes. Weather, 34, 332-346.
- 20- Easterling, D. R., and M. F. Wehner, 2009: Is the climate warming or cooling? Geophys. Res. Lett., 36, L08706, doi: 10.1029/2009GL037810.

- 21- Feng, S., Q. Hu, and W. Qian, 2004: Quality control of daily meteorological data in China, 1951–2000: A new dataset. *Int.J. Climatol.*, 24, 853–870.
- 22- Guttman N. 1998, Homogeneity, Data Adjustments and Climatic Normals National Climatic Data Center, (<http://www.stat.washington.edu/peter/7IMSC/Normals.pdf>)
- 23- IPCC (Intergovernmental Panel on Climate Change) , 2007,. *Climate Change (2007), “The Physical Science Basis, A Contribution of Working Groups. I, to the Forth Assessment Report of the Intergovernmental Panel on Climate Change, Solomon and the Core Writing Team (eds) ”*. Cambridge University press. Cambridge United Kingdom , and New York, USA.
- 24- Kousari, M. R., and M. A. Asadi Zarch, 2010: Minimum, maximum, and mean annual temperatures, relative humidity, and precipitation trends in arid and semi-arid regions of Iran, *Arabian J. Geosciences*, DOI: 10.1007/s12517-009-0113-6
- 25- Liebmann, B., R. M. Dole, C. Jones, I. Bladé, and D. Allured, 2010: Influence of choice of time period on global surface temperature trend estimates. *Bull. Amer. Meteor. Soc.*, 91, 1485-1491.
- 26- Martínez, M. D., C. Serra, A. Burgueño, and X. Lana, 2010: Time trends of daily maximum and minimum temperatures in Catalonia (ne Spain) for the period 1975–2004. *Int. J. Climatol.*, 30, 267–290.
- 27- Moberg, A., and H. Alexandersson, 1997: Homogenization of Swedish temperature data. Part II: homogenized gridded air temperature compared with a subset of global gridded air temperature since 1861. *Int. J. Climatol.*, 17, 35–54.
- 28- Parker, D. E., H. Wilson, P. D. Jones, J. R. Christy, and C. K. Folland, 1996: The impact of Mount Pinatubo on world-wide temperatures. *Int. J. Climatol.*, 16, 487–497.
- 29- Pandžić, K., and T. Likso, 2010: Homogeneity of average annual air temperature time series for Croatia. *Int. J. Climatol.*, 30, 1215–1225.
- 30- Peterson, T. C., and Coauthors, 1998: Homogeneity adjustments of in situ atmospheric climate data: A review. *Int. J. Climatol.*, 18, 1493–1517.
- 31- Peterson, T. C., and M. O. Baringer, 2009: State of climate 2008. *Bull. Amer. Meteor. Soc.*, 8, S1-S196.
- 32- Peterson, T. C., and T.W. Owen, 2005: Urban heat island assessment: metadata are important. *J. Climate*, 18, 2637–2646.
- 33- Rahimzadeh, F, and Asgari A., 2003: A Survey on recent climate change over Iran. *Proceeding of 14th Global Warming international conference and expo. Boston, USA.*
- 34- Ren, G., Y. Zhou., Z. Chu, J. Zhou, A. Zhang, J. Guo, and X. Liu, 2008: Urbanization effects on observed surface air temperature trends in North China. *J. climate*, 21, 1333-1348.
- 35- Sahin, S., and H. K. Cigizoglu, 2010: Homogeneity analysis of Turkish meteorological data set. *Hydrol. Processes*, 24, 981–992.
- 36- Schönwiese, C.D., 1997: *Statistical Analysis of Observed Climate Trends and Statistical Signal Detection Analysis*. WMO Publication. No. 834, Geneva.
- 37- Shirgholami, H., and B. Ghahraman, 2005: Study of time trend changes in annual mean temperature of Iran. *J.Science and technology and natural resources*, 9, 9-23.
- 38- Tavacolian, M., and H. Mohammadian, 2011: GIS based considerations for development in different Iranian climatic regions, *j. Amer. science*, 7, 182-187.
- 39- Vicente-serrano M. S., S. Beguería, J. L. López-Mereno, M. A. García-vera, and P. Stepanek, 2010: A complete daily precipitation database for northeast Spain: reconstruction, quality control, and homogeneity. *Int. J. Climatol.*, 30, 1146–1163.
- 40- Vincent L. A., and D. W. Gullett, 1999: Canadian historical and homogenous temperature dataset for climate. *Int. J. Climatol.*, 19, 1375–1388.
- 41- Vincent, L. A., 1998: A technique for the identification of inhomogeneities in Canadian temperature series. *J. climate*, 11, 1094–1104.
- 42- Vincent, L. A., and Coauthors, 2005: Observed trends in indices of daily temperature extremes in South America 1960-2000. *J. Climate*, 18, 5011–5023.
- 43- Vincent, L. A., X. Zhang, B. R. Bonsal, and W. D. Hogg, 2002: Homogenization of daily temperatures over Canada. *J. Climate*, 15, 1322–1334.

- 44- Wang, X. L., 2003: Comments on "Detection of undocumented changepoints: A revision of the two-phase regression model". *J. Climate*, 16, 3383-3385.
- 45- Yan, Z., Z. Li, Q. Li, and P. Jones, 2010: Effects of site change and urbanisation in the Beijing temperature series 1977–2006. *Int. J. Climatol.*, 30, 1226–1234.