

بررسی همگنی داده‌های اقلیمی و روند تغییر دما

سمیه رفعتی^{۱*} و مصطفی کریمی^۲

۱. استادیار، گروه جغرافیا، دانشگاه سیدجمال‌الدین اسدآبادی، اسدآباد، همدان، ایران

۲. استادیار، گروه جغرافیای طبیعی، دانشکده جغرافیا، دانشگاه تهران، ایران

(دریافت: ۹۵/۱۰/۷، پذیرش نهایی: ۹۶/۳/۲)

چکیده

در این بررسی همگنی داده‌های دمای میانگین ماهانه ۳۳ ایستگاه همدید در ایران با کاربرد الگوریتم PMFred مورد آزمون قرار گرفت. روند خطی تغییر، پیش و پس از همگن‌سازی داده‌ها، برآورد و تأثیر همگنی داده‌ها بر نتایج حاصل از روند ارزیابی شد. همچنین به منظور تسهیل در تشخیص معناداری روند تغییر، مقادیر شیب رگرسیون با تقسیم‌شدن بر نصف فاصله اطمینان (در این مطالعه ۹۵٪) استاندارد شدند.

نتایج نشان داد، به‌کارگیری یک آزمون مطلق همگنی در صورت نبود فراداده کامل و قابل اطمینان، بدون دخالت اطلاعات حاصل از ایستگاه‌های دیگر و دیدگاه‌های کارشناسی ممکن است با خطا همراه باشد. همچنین ناهمگنی یا جهش‌های مصنوعی در متغیرهای دمای میانگین ماهانه همان‌طور که انتظار می‌رود به مقدار زیادی برآوردهای روند خطی را منحرف می‌کند. بعد از اصلاح ناهمگنی‌ها مشخص شد روند افزایشی میانگین دمای ماهانه در بیشتر نقاط کشور معنادار است و در مناطق نسبتاً محدودی نیز دما افزایش معناداری نشان نمی‌دهد. علاوه بر آن الگوی نواری با جهتی تقریباً شمالی-جنوبی در شدت افزایش دما در ایران قابل مشاهده است.

واژه‌های کلیدی: الگوی تغییر دما، روند تغییر دما، همگنی داده‌ها، الگوریتم PMFred.

۱. مقدمه

داده‌های اقلیمی معمولاً شامل تغییرات ناگهانی غیرطبیعی هستند که به دلیل تکامل پیوسته تکنولوژی پایش اقلیمی و تغییر در ابزار مشاهده، دیدبان، مکان و ویژگی‌های محیطی که در دوره جمع‌آوری داده‌ها رخ می‌دهد، ایجاد می‌شوند. شناسایی نقاط تغییر ناگهانی در اقلیم مهم است، چون این تغییرات غیرطبیعی می‌تواند به طور قابل ملاحظه‌ای نتایج روندهای اقلیمی، تغییرپذیری و تحلیل فرین‌ها را تغییر دهد. این تغییرات، به‌ویژه در رکوردهای طولانی‌مدت اغلب اجتناب‌ناپذیر است و می‌تواند سبب ناهمگنی‌هایی در سری داده‌ها شود. بنابراین تصحیح و همگن‌سازی داده‌ها برای مطالعات اقلیمی و دیگر کاربردها امری ضروری است. نتایج بررسی‌های سری‌های اقلیمی به پیوستگی فرآیند اندازه‌گیری، یعنی نبود نقطه تغییر وابسته است. بسیاری از محققان (استرلینگ و پترسون، ۱۹۹۵؛ هنسیاک و ونگ، ۲۰۰۵؛ لو و همکاران، ۲۰۰۵؛ ونگ، ۲۰۰۶) بیان کردند که برآورد روند خطی تنها وقتی قابل اطمینان است که سری‌ها همگن باشند. قبل

تغییر اقلیم به‌طور کلی عبارت است از تغییر الگوی اقلیمی جهانی یا منطقه‌ای و به‌طور خاص‌تر عبارت است از تغییر آشکار اقلیم در سده گذشته که در اثر افزایش سطح دی‌اکسیدکربن تولیدشده از سوخت‌های فسیلی ایجاد شده است. در مناطق مختلف دنیا، مطالعات زیادی درباره تغییر اقلیم انجام گرفته که نتایج آن‌ها نشان‌دهنده تغییر عوامل اقلیمی به‌ویژه بارش و دما است. دمای جهان از ۱۸۸۰ تا ۲۰۱۲ به طور میانگین حدود ۰/۸۵ درجه سانتی‌گراد افزایش یافته است (ای.پی.سی.سی.، ۲۰۱۳). هرچند این گرم‌شدن ممکن است از نظر مکانی و زمانی یکنواخت نباشد؛ آن‌چنان که قاره‌ها بیشتر از اقیانوس‌ها گرم شده‌اند.

مطالعات بسیاری به منظور بررسی دما در مقیاس‌های مختلف انجام گرفته است. اغلب این مطالعات با چالش‌هایی در زمینه خطاهای موجود در فراسنج‌های اقلیمی ثبت‌شده، مواجه بوده‌اند. موفقیت در پایش تغییر اقلیم به کیفیت داده‌های اقلیمی وابسته است. سری

از مطالعات روند، همگنی نسبی سری باید بررسی شود. سری زمانی اقلیمی همگن به عنوان یک سری که تغییراتش تنها به وسیله تغییرات در هوا و اقلیم ایجاد می‌شود، تعریف شده است (کنراد و پولاک، ۱۹۵۰). برخی تغییرات باعث ایجاد ناهمگنی ناگهانی و برخی دیگر، به‌طور ویژه تغییرات در محیط اطراف ایستگاه، سبب ایجاد انحراف‌های تدریجی در داده‌ها می‌شوند. همه این ناهمگنی‌ها می‌تواند به تفسیر اشتباه اقلیم مورد بررسی منجر شود.

چون فراداده‌ها اغلب کامل نیستند یا وجود ندارند، عموماً در اقلیم‌شناسی از روش‌های آماری برای شناسایی تغییرات ناگهانی (به عبارت دیگر جهش‌ها) و برآورد بزرگی جهش‌های شناسایی شده در سری داده‌های اقلیمی استفاده می‌شود (ونگ، ۲۰۰۸a).

روش‌های بررسی همگنی بر اساس کاربرد یا عدم کاربرد سری داده اقلیمی رفرنس می‌تواند به دو گروه روش‌های بررسی همگنی مطلق و نسبی طبقه‌بندی شوند. روش‌های مطلق سری‌های زمانی یک ایستگاه منفرد را برای شناسایی و تعدیل ناهمگنی بررسی می‌کنند، در حالی که روش‌های نسبی داده‌های ایستگاه‌های اطراف (ایستگاه‌های رفرنس) را برای بررسی همگنی یا همگن‌سازی سری داده موردنظر به کار می‌برند. برخی دیدگاه‌های نسبی بر اساس مقایسه دو به دوی سری‌های پایه با داده‌های ایستگاه رفرنس است، در حالی که روش‌های دیگر بر اساس سری‌های رفرنس ترکیبی حاصل از تفاوت‌ها (برای دما یا فشار) یا ضریب (برای بارش) بین ایستگاه‌های پایه و رفرنس هستند. با کاربرد روش‌های مطلق بدون وجود فراداده، تشخیص این امر مشکل است که نقطه تغییر شناسایی شده، تغییری طبیعی است یا مصنوعی. در واقع این مسئله محدودیتی آشکار در ظرفیت روش‌های مطلق برای جداسازی ناپیوستگی‌ها از علائم اقلیمی حقیقی است (بگرت و همکاران، ۲۰۰۵؛ جیارو، ۲۰۱۱). ایستگاه‌های مجاور اغلب در معرض علائم اقلیمی یکسان هستند. روش‌های همگن‌سازی نسبی اگر تراکم فضایی و ارتباط

سری داده‌های اقلیمی امکان کاربرد آن‌ها را ایجاد کند، مطلوب هستند، چون نوسانات اقلیمی برای منطقه مورد مطالعه در تفاوت‌های بین ایستگاه‌های مورد بررسی و همسایه ظاهر نمی‌شوند (دومنکاس، ۲۰۱۴). سری‌های زمانی تفاوت می‌تواند برای شناسایی ناهمگنی به کار رود، اما اگر یک نقطه تغییر شناسایی شود، ممکن است روشن نباشد که متعلق به کدام یک از ایستگاه‌ها است. همچنین روش‌های نسبی تنها اگر ایستگاه‌های اطراف همگن باشند و با سری کاندید همبستگی بالایی داشته باشند، مؤثر هستند (ریوس و همکاران، ۲۰۰۷). کاربرد یک سری رفرنس که همگن نیست یا علائم اقلیمی (روند و دوره تناوب) متفاوتی دارد، شناسایی و تعدیل نقطه تغییر را با مشکل مواجه می‌سازد.

چندین روش آماری برای شناسایی جهش‌های غیرمستند (در فراداده) پیشنهاد شده است. برخی از محققان نیز به مقایسه روش‌های مختلف پرداخته‌اند (مثل: استرلینگ و پترسون، ۱۹۹۵؛ پترسون و همکاران، ۱۹۹۸؛ دیگانانو، ۲۰۰۶؛ ریوس و همکاران، ۲۰۰۷). ریوس و همکاران (۲۰۰۷)، هشت روش مختلف شامل آزمون همگنی نرمال استاندارد (SNHT) برای سری زمانی داده‌های بدون روند (الکساندرسون، ۱۹۸۶)، مدل رگرسیون دوفازه با روند عمومی بر اساس آزمون F بیشینه (TPR3) را برای سری‌هایی با روند خطی (ونگ، ۲۰۰۳) و مدل رگرسیون دوفازه بر اساس آزمون F بیشینه (TPR4) را برای سری‌هایی که هم‌زمان هم در میانگین و هم در روند خطی شامل تغییرات ناگهانی هستند (لاند و ریوس، ۲۰۰۲) مقایسه کردند. نتایج این مطالعه نشان داد که TPR3 روش بهینه‌ای برای اغلب سری‌های اقلیمی است، در حالی که آزمون همگنی نرمال استاندارد وقتی که روند و اثرات دوره‌ای از راه کاربرد سری رفرنس مناسب کاهش یابد، روش مناسبی است. برای انتخاب بهترین تکنیک برای همگن‌سازی در نظر گرفتن عواملی مثل نوع عنصر، تغییرپذیری فضایی و زمانی - بسته به بخشی از جهان که ایستگاه‌ها واقع شده‌اند - طول دوره و کامل بودن داده‌ها،

از زمان آغاز دیدبانی‌های هواشناسی در ایران پس از حذف ناهمگنی‌ها افزایشی بوده است (نوریان و همکاران، ۱۳۸۷ به نقل از رحیم‌زاده و نساجی زواره ۱۳۹۳). رحیم‌زاده و همکاران (۱۳۹۰) به منظور بررسی همگنی داده‌ها از روش رگرسیون چندمرحله‌ای و برای تعیین نمایه‌های حدی از روش‌های مختلف آماری، چندک‌های تجربی، نمایه‌های درصدی و تعیین نقاط بحرانی دوره پایه بهره بردند. نتایج کلی حاصل از این بررسی، تشدید گرمایش و کاهش بارش به همراه افزایش نوسانات شدید بارش و مقادیر حدی را در استان هرمزگان نشان داد. علیجانی و همکاران (۱۳۹۱) تغییرپذیری فرین‌های دما را در دهه‌های اخیر در ایران بررسی کرده‌اند. نتایج این مطالعه نشان داد روندهای حاکی از سردشدن تنها در منطقه زاگرس جنوبی و به‌ویژه ایستگاه شهرکرد وجود دارد و دما در بیشتر مناطق کشور در حال افزایش است و مقدار افزایش در مناطق مرکزی که دارای آب و هوای خشک و نیمه‌خشک هستند، از شدت بیشتری برخوردار است. رحیم‌زاده و نساجی‌زواره (۱۳۹۳) روند و تغییرپذیری میانگین دماهای کمینه و بیشینه سالانه در ایران در دوره ۲۰۱۰-۱۹۶۰ پس از تعدیل ناهمگنی‌های غیراقلیمی موجود در داده‌ها را بررسی کردند. در این مطالعه همگنی داده‌ها با استفاده از آزمون همگنی استاندارد نرمال (SNHT) مطلق و فراداده‌ها بررسی گردید. نتایج این مطالعه نشان داد کشور ایران با دارا بودن اقلیم‌های متفاوت شاهد روند افزایشی میانگین دماهای کمینه و بیشینه سالانه به ترتیب با نرخ‌هایی حدود ۰/۴-۰/۵ و ۰/۳-۰/۲ درجه سانتی‌گراد در دهه بوده است و روندهای اقلیمی منفی ارائه شده در مطالعات قبلی صرفاً به علت جابه‌جایی و تغییر در شرایط محیطی ایستگاه‌ها بوده است.

با توجه به اهمیت بررسی همگنی و تصحیح داده‌ها در مطالعه تغییر اقلیم و نیاز به کاربرد مدل‌های مختلف برای این منظور و قیاس نتایج آن‌ها و از سوی دیگر با توجه به این که در مطالعات گذشته کمتر به آن پرداخته شده است،

موجود بودن فراداده و تراکم ایستگاه‌ها مهم است. برای مثال بهترین تکنیک برای شبکه ایستگاه باران منطقه‌ای متراکم در ناحیه برون حاره‌ای مرطوب ممکن است برای یک شبکه نیمه‌خشک جنب حاره‌ای تنک مناسب نباشد.

در ایران مطالعات بسیاری در رابطه با روند تغییر متغیرهای اقلیمی از جمله دما انجام گرفته است، اما اغلب این مطالعات یا همگنی داده‌های مورد استفاده را بررسی نکرده یا نتایج دقیقی در مورد این بررسی و چگونگی اصلاح داده‌ها عنوان نکرده‌اند (مسعودیان، ۱۳۸۳؛ ابراهیمی و همکاران، ۱۳۸۵؛ عزیزی و روشنی، ۱۳۸۸؛ زارع و همکاران، ۱۳۹۰؛ محمدی، ۱۳۹۰؛ سالاری و گندم‌کار، ۱۳۹۱؛ آذرخشی و همکاران، ۱۳۹۲؛ فرخ‌نیا و مرید، ۱۳۹۳؛ خلیلی و همکاران، ۱۳۹۴؛ احمدی و همکاران، ۱۳۹۴). برخی از مطالعات نیز تنها با کنارگذاشتن ایستگاه‌های مشکوک به دارا بودن داده‌های ناهمگن، بررسی‌های مربوط به تغییر اقلیم را انجام دادند (شماسی و همکاران، ۱۳۹۰؛ علیجانی و همکاران، ۱۳۹۱؛ رحیم‌زاده و عسگری، ۱۳۸۳). رحیم‌زاده و عسگری (۱۳۸۳)، ناهمگنی‌های غیراقلیمی یازده عنصر اقلیمی را برای ۳۳ ایستگاه سینوپتیک طی دوره آماری ۱۹۹۷-۱۹۹۵۱ توسط آزمون همگنی توصیه‌شده توسط شون وایز و فراداده ایستگاه‌ها بررسی کردند و روند تغییرات را تنها برای ایستگاه‌های با آمار همگن مورد بررسی قرار دادند. در این مطالعه مشخص شد که ناهمگنی‌های موجود در اغلب سری‌های زمانی دما در اواخر دهه ۱۹۷۰ از نوع طبیعی است. پژوهشکده هواشناسی (۱۳۸۶) با استفاده از اطلاعات فراداده به‌روزشده، تغییرات ناگهانی ناشی از جابه‌جایی و دیگر دلایل غیراقلیمی طی دوره ۲۰۰۵-۱۹۵۰ را تعدیل و نتایج بهبود یافته‌ای را ارائه کرد. اگرچه نتایج کار مذکور در مقایسه با کارهای گذشته بهبود یافته بود، اما همچنان عدم قطعیت‌هایی برای روندهای منفی در ایستگاه‌های واقع در دامنه رشته‌کوه‌های زاگرس و همچنین شرق کشور وجود داشت. نتایج کلی حاصل از این مطالعه نشان داد که روند میانگین دمای فصلی و سالانه

زمان‌های $t_1 < \dots < t_i < \dots < t_N$ باشد، با فرض اینکه حداکثر یک نقطه تغییر در این سری زمانی وجود دارد، مدل رگرسیون دوفازه زیر برای آزمون تغییر ناگهانی در زمان t_c توسعه یافته است:

$$X_i = \begin{cases} \mu_1 + \beta_1 t_i + \varepsilon_i & 1 \leq i \leq c \\ \mu_2 + \beta_2 t_i + \varepsilon_i & c + 1 \leq i \leq N \end{cases} \quad (1)$$

خطاها $\{\varepsilon_i\}$ متغیرهای تصادفی توزیع شده به‌طور نرمال و مستقل با میانگین صفر و واریانس σ^2 فرض می‌شوند.

$$\mu(t_i, c, \theta) = \begin{cases} \mu_1 + \beta_1 t_i & 1 \leq i \leq c \\ \mu_2 + \beta_2 t_i & c + 1 \leq i \leq N \end{cases} \quad (2)$$

اگر $(\mu_1, \beta_1) \neq (\mu_2, \beta_2)$ برای هر $c \in \{N_{min}, N_{min} + 1, \dots, N - N_{min}\}$ حداقل تعداد داده‌های یک بخش، یک تغییر ناگهانی در زمان t_c وجود دارد (بین t_c و t_{c+1}).

به دلیل فراداده‌های ناقص یا غیردقیق زمان تغییر t_c اغلب نامعلوم است. آزمون F بیشینه برای برآورد زمان نقطه تغییر و برای آزمون معناداری آماری آن توسعه یافته است. فرض صفر (رابطه ۳) که مدل صفر نامیده می‌شود) در مقابل فرض یک (رابطه ۱) که مدل کامل نامیده می‌شود) با استفاده از آماره F_{max} (رابطه ۴) آزمون می‌شود.

$$X_i = \mu + \beta t_i + \varepsilon_i \quad 1 \leq i \leq N \quad (3)$$

$$F_{max} = \max_{N_{min} \leq c \leq N - N_{min}} F_c \quad (4)$$

$$F_c = \frac{(s_0^2 - s^2(c))/k_d}{s^2(c)/(N-k)} \quad (5)$$

S_0^2 : مجموع مربع خطاهای برازش مدل صفر
 $S^2(c)$: مجموع مربع خطاهای برازش مدل کامل با یک نقطه تغییر در زمان t_c

k : تعداد پارامترهای رگرسیون آزاد تحت مدل کامل
 k_d : تفاوت تعداد پارامترهای رگرسیون آزاد بین مدل‌های صفر و کامل

اگر $\mu_1 \neq \mu_2$ و $\beta_1 \neq \beta_2$ (جهش به همراه تغییر روند)، $k_d = 2$ و $k = 4$ و آزمون F بیشینه آزمون TPR4 خواهد بود. برای مواردی که در آن $\mu_1 \neq \mu_2$ اما $\beta_1 = \beta_2 = \beta$ (جهش بدون تغییر روند)، $k_d = 1$ و

هدف این مطالعه بررسی همگنی داده‌های دمای میانگین ماهانه ایستگاه‌های ایران با کاربرد مدل رگرسیون دوفازه پیشنهاد شده توسط (ونگ، ۲۰۰۸) و برآورد روند خطی تغییر و همچنین ارزیابی تأثیر همگنی داده‌ها بر نتایج حاصل از روند این متغیر است تا گامی مؤثر در جهت بهبود مطالعات مرتبط با بررسی‌های تغییر اقلیم برداشته شود.

۲. روش پژوهش

در این مطالعه داده‌های دمای میانگین ماهانه مربوط به ۳۳ ایستگاه همدید که دارای آمار طولانی‌مدت (۵۴ سال) بودند، در دوره آماری ۱۹۶۰ تا ۲۰۱۴ (جدول ۱) از سایت سازمان هواشناسی استخراج شد و همگنی و روند تغییر دمای آن‌ها بررسی شد. علاوه بر آن داده‌های مربوط به ۱۱ ایستگاه سینوپتیک دیگر که دست کم در دوره‌ای ۴۰ ساله شامل داده بودند، نیز استخراج شدند و به عنوان ایستگاه‌های شاهد برای تشخیص جهش‌های طبیعی یا اقلیمی از جهش‌های مصنوعی یا غیراقلیمی به کار رفتند. برای بررسی همگنی و اصلاح داده‌ها الگوریتم و کد (RHtestsV4) توسعه یافته توسط ونگ (ونگ، ۲۰۰۳؛ ونگ و همکاران، ۲۰۰۷؛ ونگ، ۲۰۰۸a, b) بر اساس مدل رگرسیون دوفازه و نرم‌افزار R i386 به کار گرفته شد.

۲-۱. آزمون بررسی همگنی داده‌ها

دو آزمون F بیشینه (penalized maximal F) برای شناسایی نقاط تغییر پیشنهاد شده است: آزمون two-phase regression (TPR4) که توسط لاند و ریوس (لاند و ریوس، ۲۰۰۲) برای شناسایی جهش در میانگین که ممکن است با تغییر روند همراه باشد، توسعه یافته است و آزمون TPR3 که توسط ونگ (ونگ، ۲۰۰۳) برای شناسایی جهش در میانگین که با تغییر روند همراه نیست، ارائه شده است (TPR رگرسیون دوفازه است). در زیر به طور مختصر این آزمون‌ها توضیح داده شده است.

اگر $\{X_i, i = 1, \dots, N\}$ سری داده مشاهده شده در

۲-۲. اصلاح جهش و بررسی روند تغییر

بعد از شناسایی همه جهش‌های معنادار، سری داده‌های مورد مطالعه باید همگن شوند. در این مطالعه مقداری که برابر اندازه جهش بود، برای اصلاح همه داده‌های بخش پیش از نقطه تغییر به آن‌ها اضافه یا از آن‌ها کسر شد (Mean adjustment).

روند خطی در این مطالعه با کاربرد الگوریتم PMFred برآورد شد (ونگ، ۲۰۰۸a,b). مقدار p روند خطی به وسیله آماره آزمون t از پارامتر شیب تعیین می‌شود. مقدار p احتمال بزرگ‌تر از صفر بودن برای روند برآوردشده مثبت یا کوچک‌تر از صفر بودن برای روند برآوردشده منفی است. همچنین فاصله اطمینان ۹۵ درصد از روند برآوردشده ارائه می‌شود که حاصل آزمون دو طرفه t است. برای نشان دادن اثر ناپیوستگی بر روند برآوردشده، روند خطی هم برای داده‌های خام و هم برای سری میانگین ماهانه همگن‌شده متغیرهای مورد بررسی محاسبه شد. به منظور تسهیل در تشخیص معناداری مقادیر شیب رگرسیون استاندارد شدند. برای استاندارد کردن این مقادیر روش توصیه شده توسط هات و پاکرنا (۲۰۰۵) به کار گرفته شد. بر اساس این روش مقادیر روند با تقسیم شدن بر نصف فاصله اطمینان (در این مطالعه ۹۵٪)، استاندارد می‌شوند. به این ترتیب روندهای معنادار در سطح اطمینان مورد نظر بزرگ‌تر از قدرمطلق یک هستند و مقادیر بین $+1$ و -1 از نظر آماری با صفر تفاوتی ندارند. هرچه مقدار قدر مطلق روند استانداردشده بیشتر باشد، تغییر معنادارتر است. همچنین لازم است اشاره شود که مقادیر استانداردشده شیب رگرسیون با شدت تغییر نیز رابطه مستقیم و معنادار نشان می‌دهند.

۳. بحث

۳-۱. بررسی همگنی داده‌های دما

در این بررسی نخست آزمون PMFred برای شناسایی نقاط تغییر معنادار به لحاظ آماری در سطح اطمینان ۹۹ درصد و نقاط تغییری که به لحاظ آماری معنادار

$k = 3$ و آزمون F بیشینه آزمون TPR3 خواهد بود. در آزمون TPR3 مدل صفر در مقابل مدل کامل زیر (رابطه ۶) آزمون می‌شود:

$$X_i = \begin{cases} \mu_1 + \beta t_i + \varepsilon_i & 1 \leq i \leq c \\ \mu_2 + \beta t_i + \varepsilon_i & c + 1 \leq i \leq N \end{cases} \quad (6)$$

برای جزئیات بیشتر به ونگ (۲۰۰۳) و ریوس و همکاران (۲۰۰۷) مراجعه شود.

روش‌های شناسایی نقطه تغییر بالا شامل فرضیاتی مانند توزیع نرمال خطاها $\{\varepsilon_i\}$ ، واریانس ثابت و وجود تنها یک نقطه تغییر است. این فرضیات اغلب در مورد داده‌های اقلیمی برقرار نیست و درست‌نبودن این فرضیات می‌تواند بر اعتبار این روش تأثیر بگذارد. ونگ و همکاران، (۲۰۰۷) الگوریتم PMTred را برای آزمون همگنی سری‌های اقلیمی توسعه داد. این الگوریتم برای شناسایی و تصحیح جهش‌ها در سری زمانی بدون روند و با خطاهای دارای توزیع نرمال یا خودهمبستگی مرتبه اول به کار می‌رود. چون ممکن است این فرضیات در مورد داده‌های اقلیمی صحیح نباشد، برای کاهش مؤلفه‌های روند و دوره‌ای، این الگوریتم با یک سری رفرنس که همگن و دارای ویژگی‌های اقلیمی (مثل روند و مؤلفه‌های دوره‌ای) مشابه با سری پایه است، استفاده می‌شود؛ به طوری که فرضیاتی مثل روند صفر و توزیع گوسین خطاها برای سری‌های زمانی مورد آزمون (سری پایه منهای سری رفرنس) معتبر است. عمومی‌ترین روش برای ایجاد سری‌های رفرنس مناسب استفاده از ایستگاه‌های همسایه است. هرچند سری رفرنس مناسب، همیشه موجود نیست. به همین دلیل ونگ (۲۰۰۸ a,b) الگوریتم PMFred (الگوریتم اصلاح‌شده TPR3) را توسعه داد که برای شناسایی و تعدیل جهش‌ها در سری زمانی با یک روند ثابت و دارای خودهمبستگی مرتبه اول، بدون استفاده از سری رفرنس، به کار می‌رود. در الگوریتم PMFred روند خطی، سیکل سالانه، خودهمبستگی مرتبه اول و جهش‌های سری زمانی پشت سر هم برآورد می‌شوند (ونگ، ۲۰۰۸a).

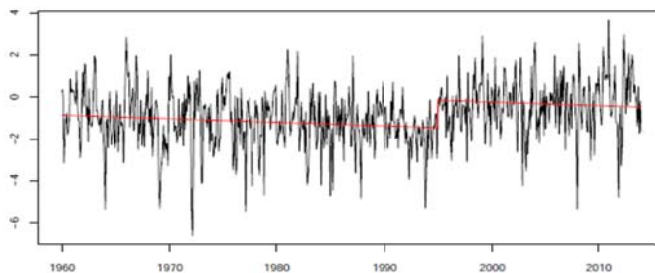
ایستگاهی با داده‌های همگن وجود داشت (به استناد آزمون PMFred) که با آن ضریب همبستگی بالایی نیز نشان می‌داد، از آزمون PMTred (آزمون همگنی نسبی با استفاده از سری رفرنس) برای شناسایی نقاط تغییر استفاده شد (چهار ایستگاه کرمانشاه، سنندج، گرگان و رشت).

نتایج آزمون‌های همگنی و اطلاعات موجود در فراداده در جدول ۱ نشان داده شده‌اند. همان‌طور که ملاحظه می‌شود میانگین دمای ماهانه ایستگاه‌های ارومیه، تبریز، اصفهان، شیراز، سبزوار و بندرانزلی با وجود تغییر مکان ایستگاه یا احداث پلت‌فرم جدید (به ترتیب در سال‌های ۱۹۸۴، ۱۹۸۳، ۱۹۹۴، ۱۹۸۵، ۱۹۹۲ و ۱۹۸۵) همگن تشخیص داده شدند (جهش‌های شناسایی شده در داده‌های ایستگاه‌های ارومیه در می ۱۹۷۰، سبزوار در مارس ۱۹۶۵ و بندرانزلی در ۱۹۹۴ از نوع جهش‌های طبیعی شناخته شدند). در این ایستگاه‌ها سال رخداد تغییر بر اساس فراداده برای تعیین مقدار جهش به نرم‌افزار اجرای آزمون وارد شد، اما همچنان بدون جهش مصنوعی تشخیص داده شدند. این نشان می‌دهد که تغییر در محل ایستگاه یا احداث پلت‌فرم جدید تأثیری بر دمای میانگین ماهانه نداشته است، هرچند این مسئله به سایر پارامترهای اقلیمی و حتی سایر شاخص‌های مربوط به دما قابل تعمیم نیست، چنان‌چه رحیم‌زاده و نساجی‌زواره (۱۳۹۳) نشان دادند دمای کمینه و بیشینه سالانه در ایستگاه سبزوار در سال‌های ۱۹۷۰ دچار تغییر ناگهانی شده است؛ هرچند که با اطلاعات موجود در فراداده مطابقت ندارد. نمودارهای آنومالی دمای ماهانه به همراه خط رگرسیون برازش داده شده به آن‌ها برای ایستگاه‌های بندرانزلی و تبریز در شکل ۱ نشان داده شده است. همان‌طور که ملاحظه می‌شود، ایستگاه تبریز فاقد هر نوع جهش و ایستگاه بندرانزلی دارای یک جهش اقلیمی است.

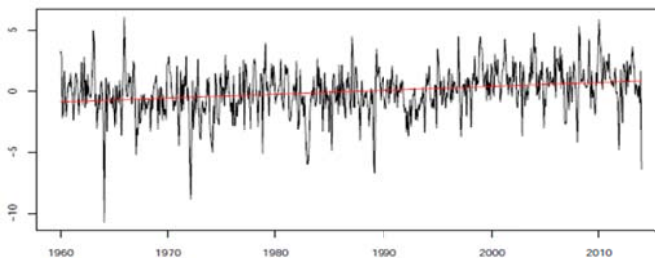
نیستند، اما در صورت تأیید توسط فراداده می‌تواند به عنوان جهش معرفی شوند، برای داده‌های دمای میانگین ماهانه تمامی ایستگاه‌ها انجام گرفت. در مرحله بعد مقایسه‌ای بین نتایج این آزمون و فراداده‌های موجود برای داده‌های ایستگاهی انجام گرفت. فراداده‌ها برای تمامی ایستگاه‌ها موجود نیستند و برای ایستگاه‌های که موجودند ناقص هستند، به طوری که عمدتاً شامل اطلاعاتی در مورد تغییر محل ایستگاه هستند. برای هر ایستگاهی که فراداده مرتبط با آن موجود بود، چنان‌چه سال تغییر محل ایستگاه به عنوان نقطه جهش شناسایی نشده بود، به لیست جهش اضافه شده و میزان جهش و اهمیت آن بررسی شد. از آنجا که این آزمون قابلیت تفکیک جهش‌های طبیعی یا اقلیمی را از جهش‌های مصنوعی یا غیراقلیمی ندارد، سعی شد با مقایسه جهش‌های شناسایی شده برای ایستگاه‌های همسایه با ضریب همبستگی بالا، جهش‌های طبیعی در متغیر مورد بررسی تعیین شوند و از لیست جهش‌های شناسایی شده حذف گردند. برای این منظور نخست اینکه علاوه بر ایستگاه‌های مورد مطالعه، از ایستگاه‌های دیگری که آمار به قدر کافی طولانی داشتند (۳۰ سال) نیز استفاده شد (۴۴ ایستگاه). دوم اینکه سطح اطمینان پایین‌تری برای شناسایی جهش‌ها (جهش‌های کوچک‌تر) به کار رفت. به این ترتیب تشخیص جهش‌های طبیعی با احتمال بیشتری صورت می‌گرفت. در صورتی که یک جهش مشابه (به لحاظ افزایشی یا کاهش‌ی بودن جهش) در مقطع زمانی نسبتاً نزدیکی در ایستگاه‌های همسایه شناسایی می‌شد و در فراداده نیز به عنوان یک جهش غیراقلیمی مستند نمی‌بود، جهش طبیعی و اقلیمی قلمداد و از لیست جهش‌های ایستگاه‌های همسایه حذف می‌شد. برای داده‌های ایستگاه‌هایی که نتایج آزمون PMFred آن مورد تردید بود و در نزدیکی آن

جدول ۱. جهش‌های شناسایی شده در داده‌های دمای میانگین ماهانه هر ایستگاه و نتیجه همگنی آن‌ها.

نام ایستگاه	فرایده	تعداد و زمان جهش	نوع جهش	نتیجه بررسی همگنی
خوی	-	سپتامبر ۱۹۷۱	اقلیمی	همگن
ارومیه	احداث پلت‌فرم جدید و قطع درختان در سال ۱۹۸۴	می ۱۹۷۰	اقلیمی	همگن
تبریز	احداث پلت‌فرم جدید در سال ۱۹۸۳	-	-	همگن
زنجان	تغییر مکان در سال ۱۹۸۴	اکتبر ۱۹۹۸ مارس ۱۹۸۴	اقلیمی غیر اقلیمی	ناهمگن
سقز	-	جولای ۱۹۸۷	غیر اقلیمی	ناهمگن
سنندج	تغییر مکان در سال ۱۹۷۴ و ۱۹۸۸	دسامبر ۱۹۸۴	غیر اقلیمی	ناهمگن
کرمانشاه	تغییر مکان در سال ۱۹۸۶	دسامبر ۱۹۷۱	غیر اقلیمی	ناهمگن
خرم‌آباد	تغییر مکان در سال ۱۹۸۰	نوامبر ۱۹۷۹ مارس ۱۹۹۸	غیر اقلیمی اقلیمی	ناهمگن
همدان‌نورژه	-	-	-	همگن
شهر کرد	تغییر مکان در سال ۱۹۷۹ و ۲۰۰۲	آگوست ۱۹۸۱ مارس ۲۰۰۴	غیر اقلیمی	ناهمگن
اهواز	-	سپتامبر ۱۹۸۲	غیر اقلیمی	ناهمگن
آبادان	تغییر مکان ایستگاه در سال ۱۹۸۵	فوریه ۱۹۸۵	غیر اقلیمی	ناهمگن
اصفهان	تغییر مکان در سال ۱۹۹۴	-	-	همگن
یزد	-	ژانویه ۱۹۶۹ دسامبر ۱۹۷۱ جولای ۱۹۹۷	غیر اقلیمی غیر اقلیمی اقلیمی	ناهمگن
شیراز	تغییر مکان در سال ۱۹۸۵	-	-	همگن
بندرعباس	تغییر مکان در سال ۱۹۷۰	فوریه ۱۹۶۳ دسامبر ۱۹۷۰ مارس ۱۹۹۸	غیر اقلیمی غیر اقلیمی اقلیمی	ناهمگن
بم	تغییر مکان در سال ۱۹۸۶	فوریه ۱۹۶۹ جون ۱۹۹۸	غیر اقلیمی اقلیمی	ناهمگن
کرمان	تغییر مکان در سال ۱۹۸۵	اکتبر ۱۹۶۵ سپتامبر ۱۹۶۹ آوریل ۱۹۷۶ فوریه ۱۹۷۷	غیر اقلیمی غیر اقلیمی غیر اقلیمی غیر اقلیمی	ناهمگن
زاهدان	تغییر مکان	مارس ۱۹۶۱	غیر اقلیمی	ناهمگن
زابل	بدون تغییر مکان	فوریه ۱۹۸۶	غیر اقلیمی	ناهمگن
بیرجند	بدون تغییر مکان	اکتبر ۱۹۸۲	غیر اقلیمی	ناهمگن
مشهد	تغییر مکان در سال ۱۹۸۵	سپتامبر ۱۹۶۶	غیر اقلیمی	ناهمگن
سیزوار	تغییر مکان در سال ۱۹۹۲	مارس ۱۹۶۵	اقلیمی	همگن
تربت حیدریه	تغییر مکان در سال ۱۹۸۲	دسامبر ۱۹۶۴ جون ۱۹۸۲ جولای ۱۹۹۸	اقلیمی غیر اقلیمی اقلیمی	ناهمگن
شاهرود	-	دسامبر ۱۹۷۱	اقلیمی	همگن
گرگان	تغییر مکان در سال ۱۹۸۴ و ۲۰۰۶	ژانویه ۱۹۷۶ ژانویه ۱۹۸۴ اکتبر ۱۹۹۴	غیر اقلیمی غیر اقلیمی اقلیمی	ناهمگن
باپلسر	بدون تغییر مکان	اکتبر ۱۹۹۴	اقلیمی	همگن
رامسر	بدون تغییر مکان	دسامبر ۱۹۶۸	غیر اقلیمی	ناهمگن
رشت	تغییر مکان در سال ۱۹۹۶	سپتامبر ۱۹۷۱ دسامبر ۱۹۸۱ آوریل ۱۹۹۵	غیر اقلیمی غیر اقلیمی غیر اقلیمی	ناهمگن
بندرانزلی	تغییر مکان در سال ۱۹۸۵	دسامبر ۱۹۹۴	اقلیمی	همگن
تهران	بدون تغییر مکان	-	-	همگن
قزوین	احداث پلت‌فرم جدید در سال ۱۹۸۴	دسامبر ۱۹۷۱ مارس ۱۹۸۱	غیر اقلیمی	ناهمگن
اراک	-	جون ۱۹۷۹	غیر اقلیمی	ناهمگن



(الف)



(ب)

شکل ۱. نمودار آنومالی دمای ماهانه به همراه خط رگرسیون برازش داده شده به آن برای ایستگاه الف) بندرانزلی با یک جهش طبیعی، ب) تبریز بدون جهش.

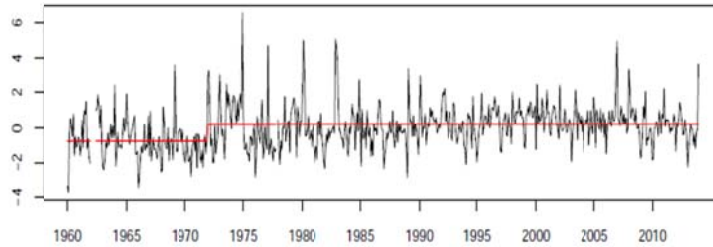
همراه خط رگرسیون برازش داده شده به آن در ایستگاه‌های مشهد و نمودار تفاوت سری پایه و رفرنس برای ایستگاه کرمانشاه (ایستگاه همدان نوزه به عنوان سری رفرنس به کار رفت) در شکل ۲ نشان داده شده است.

ایستگاه‌های خرم‌آباد در سال ۱۹۸۰، شهرکرد در سال‌های ۱۹۷۹ و ۲۰۰۲، رشت در سال ۱۹۹۶، گرگان در سال ۱۹۸۴، سنندج در سال‌های ۱۹۷۴ و ۱۹۸۸ بر اساس فراداده جابه‌جایی و تغییراتی در ایستگاه داشته‌اند؛ این تغییرات گاه به همراه جهش‌های بیشتری و با مقداری تفاوت زمانی توسط آزمون PMFred یا آزمون PMTred در میانگین ماهانه دما شناسایی شده‌اند (نوامبر ۱۹۷۰ در ایستگاه خرم‌آباد، آگوست ۱۹۸۱ و مارس ۲۰۰۴ در ایستگاه شهرکرد، سپتامبر ۱۹۷۱، دسامبر ۱۹۸۱ و آوریل ۱۹۹۵ در ایستگاه رشت، ژانویه ۱۹۷۶ و ژانویه ۱۹۸۴ در ایستگاه گرگان و دسامبر ۱۹۸۴ در ایستگاه سنندج). همان‌طور که ملاحظه می‌شود، در برخی موارد آزمون موفق به شناسایی دقیق زمان رخداد جهش نشده است. در این موارد بعد از اصلاح زمان نقطه تغییر در لیست جهش همچنان به عنوان

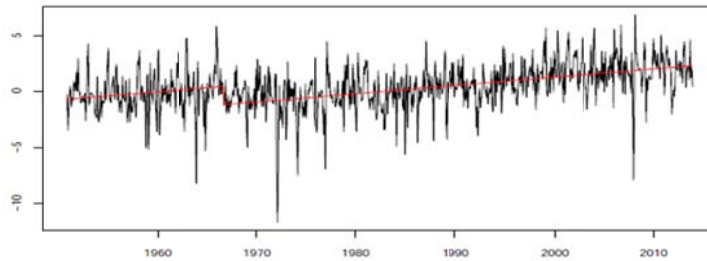
در ایستگاه‌های کرمان، بم، کرمانشاه، مشهد و قزوین که دمای میانگین ماهانه آن‌ها بر اساس آزمون مورد استفاده ناهمگن تشخیص داده شد، زمان تغییر مکان ایستگاه بر اساس فراداده (سال‌های ۱۹۸۴ تا ۱۹۸۶) با زمان نقطه تغییر شناسایی شده متفاوت بوده است. در داده‌های ایستگاه کرمان چهار جهش غیراقليمی در اکتبر ۱۹۶۵، سپتامبر ۱۹۶۹، آوریل ۱۹۷۶ و فوریه ۱۹۷۷، در داده‌های ایستگاه بم یک جهش غیراقليمی در فوریه ۱۹۶۹ و یک جهش اقليمي در جون ۱۹۹۸، در داده‌های ایستگاه کرمانشاه یک جهش غیراقليمی در دسامبر ۱۹۷۱ و نهایتاً در داده‌های ایستگاه قزوین دو جهش غیراقليمی در دسامبر ۱۹۷۱ و مارس ۱۹۸۱ شناسایی شد. در مورد این ایستگاه‌ها اگر زمان نقطه تغییر در لیست جهش بر اساس زمان ذکر شده در فراداده تغییر می‌کرد، نقطه تغییر دیگر به عنوان یک جهش قابل شناسایی نمی‌بود. به عبارت دیگر تغییر مکان ایستگاه تأثیری بر دمای میانگین ماهانه نداشته است، اما تغییر یا تغییرات دیگری که در فراداده ذکر نشده است، منجر به رخداد جهشی مصنوعی در داده‌های این ایستگاه‌ها شده است. نمودارهای آنومالی دمای ماهانه به

آنومالی دمای ماهانه به همراه خط رگرسیون برازش داده‌شده به آن در ایستگاه‌های شهرکرد، تربت‌حیدریه، زنجان و همچنین نمودار تفاوت سری پایه و رفرنس برای ایستگاه رشت (ایستگاه بندرانزلی به عنوان سری رفرنس به کار رفت) در شکل‌های ۳ و ۴ نشان داده شده است.

یک جهش قابل شناسایی بوده است؛ بنابراین زمان ذکر شده در فراداده مورد پذیرش قرار گرفت. همچنین در چهار ایستگاه تربت‌حیدریه، آبادان، بندرعباس و زنجان وارد کردن نقطه تغییر موجود در فراداده (به ترتیب در سال‌های ۱۹۸۲، ۱۹۸۵، ۱۹۷۰، ۱۹۸۴) امکان شناسایی جهش مصنوعی را در داده‌ها فراهم کرد. نمودارهای

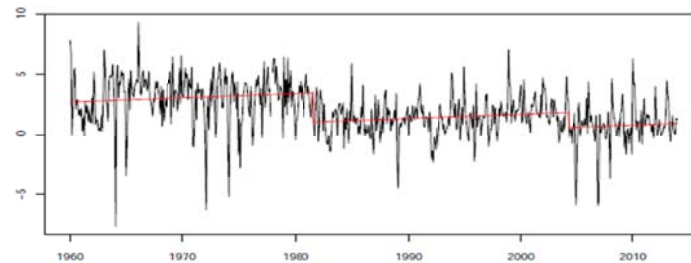


(الف)

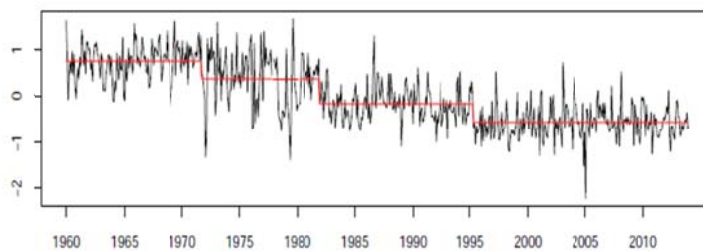


(ب)

شکل ۲. الف) نمودار تفاوت سری پایه و رفرنس برای ایستگاه کرمانشاه به همراه خط رگرسیون برازش داده شده به آن، ب) نمودار آنومالی دمای ماهانه به همراه خط رگرسیون برازش داده شده به آن برای ایستگاه مشهد.

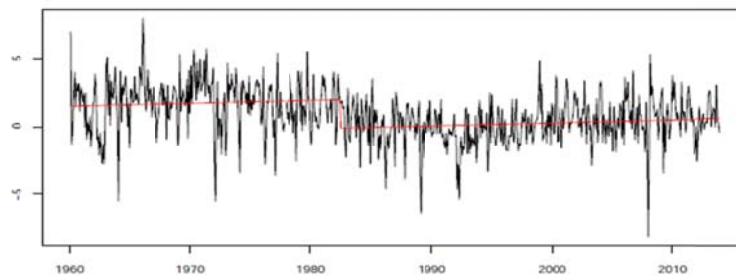


(الف)

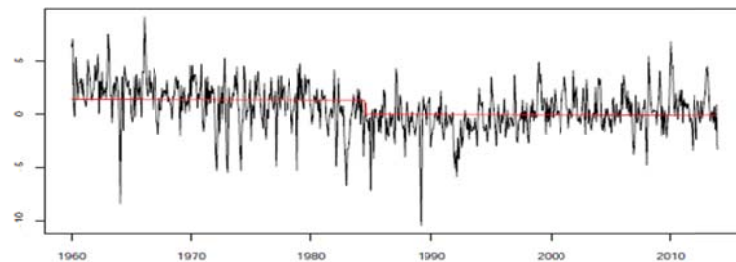


(ب)

شکل ۳. الف) نمودار آنومالی دمای ماهانه به همراه خط رگرسیون برازش داده شده به آن برای ایستگاه شهرکرد، ب) نمودار تفاوت سری پایه و رفرنس برای ایستگاه رشت به همراه خط رگرسیون برازش داده‌شده به آن.



(الف)

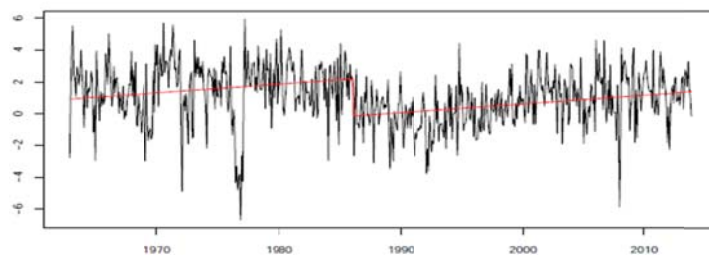


(ب)

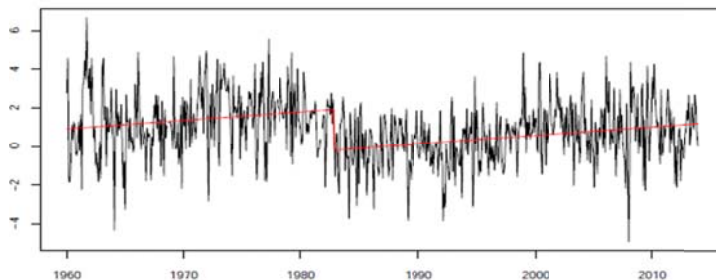
شکل ۴. نمودار آنومالی دمای ماهانه به همراه خط رگرسیون برازش داده شده به آن برای ایستگاه الف) تربت حیدریه، ب) زنجان.

یا در ویژگی‌های محیط اطراف ایستگاه) است که در فراداده عنوان نشده است. نمودارهای آنومالی دمای ماهانه به همراه خط رگرسیون برازش داده شده به آن در ایستگاه‌های زابل و بیرجند در شکل ۵ نشان داده شده است.

در مورد ایستگاه‌هایی مثل زابل، بیرجند و رامسر با وجود اینکه در فراداده به روشنی از عدم تغییر مکان ایستگاه یاد شد، ناهمگنی آشکاری در داده‌ها دیده شد. از آن‌جا که اغلب فراداده‌ها ناقص هستند، می‌توان گفت این جهش مصنوعی در نتیجه تغییری (مثل تغییر در ابزار اندازه‌گیری



(الف)



(ب)

شکل ۵. نمودار آنومالی دمای ماهانه به همراه خط رگرسیون برازش داده شده به آن برای ایستگاه الف) زابل، ب) بیرجند.

ایستگاه‌های بیرجند، اهواز و زابل در سطح اطمینان ۹۵ درصد قابل قبول و معنادار بوده است. اما پس از اصلاح داده‌ها روند کاهشی تمام این ایستگاه‌ها به جز ایستگاه تربت حیدریه، زنجان و بندرعباس به روند افزایشی معنادار و قابل قبول در سطح ۹۹ درصد تغییر کرده است؛ البته روند افزایشی ایستگاه سقز در سطح ۹۵ درصد قابل قبول است و ایستگاه‌های تربت حیدریه، زنجان و بندرعباس فاقد روند معنادار هستند. داده‌های ایستگاه‌های اراک و کرمان نیز که پیش از اصلاح بدون روند معناداری بودند، پس از اصلاح داده‌ها روند افزایشی معناداری در سطح ۹۹ درصد نشان دادند. علاوه بر این مقدار شیب رگرسیون باقی ایستگاه‌های ناهمگن نیز با اصلاح داده‌ها دچار تغییر شده است.

بنابراین همان‌طور که در شکل (۶-ب) نشان داده شده است، دمای اغلب ایستگاه‌های ایران افزایش معناداری در سطح اطمینان ۹۹ درصد نشان می‌دهد. روند افزایشی ایستگاه‌های سقز، سنندج، کرمانشاه و همدان نوژه در سطح ۹۵ درصد قابل قبول است و داده‌های ایستگاه‌های سبزوار، تربت حیدریه، شاهرود، بم، کرمان، بندرعباس، زنجان، خوی و ارومیه فاقد روند معنادار هستند.

برای تهیه نقشه الگوی روند تغییر، شیب رگرسیون با کاربرد روش پیشنهاد شده توسط هات و پاکرنا (۲۰۰۵) استاندارد شد، شیب‌های استاندارد شده بین مقادیر ۱- تا ۱+ از نظر آماری در سطح اطمینان ۹۵ درصد معنادار نمی‌باشند، همچنین مقادیر استاندارد شده شیب رگرسیون با شدت تغییر نیز رابطه مستقیم و معنادار نشان می‌دهند. همان‌طور که شکل ۷ نشان می‌دهد، روند افزایشی میانگین دمای ماهانه در بیشتر نقاط کشور معنادار است؛ در مناطق نسبتاً محدودی (شمال غرب به استثنای تبریز و در امتداد نواری شمالی-جنوبی از سبزوار و شاهرود تا بندرعباس) نیز دما روند معناداری نشان نمی‌دهد. الگویی نواری با جهتی تقریباً شمالی-جنوبی در شدت افزایش دما در سطح ایران قابل مشاهده است. به عبارت دیگر بخش‌های شمال غربی کشور روند تغییر شدیدی نشان نمی‌دهند، در

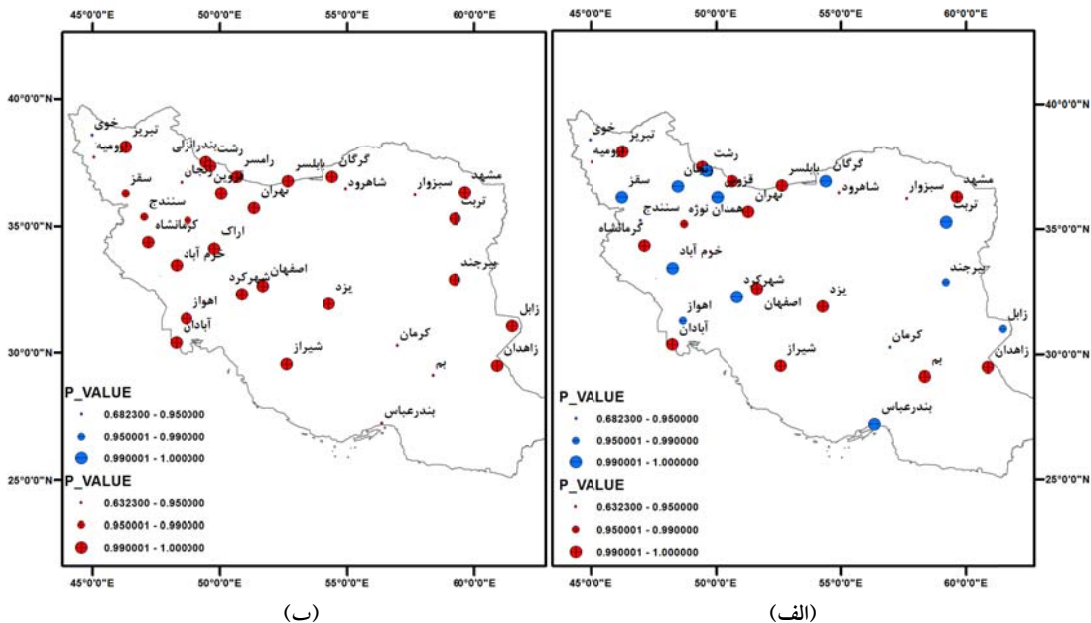
در نهایت با بررسی نتایج حاصل از آزمون، اطلاعات موجود در فراداده و نتایج حاصل از ایستگاه‌های همسایه در مورد همگنی داده‌های میانگین دمای ماهانه هر ایستگاه تصمیم‌گیری شد. به طوری که داده‌های میانگین دمای ماهانه ایستگاه‌های تهران، شیراز، اصفهان، همدان نوژه و تبریز که فاقد هر نوع جهش بودند و ایستگاه‌های خوی، ارومیه، سبزوار، شاهرود، بابلسر و بندرانزلی که هر کدام شامل یک جهش طبیعی بودند، به عنوان داده‌های همگن شناسایی شدند. داده‌های میانگین دمای ماهانه ایستگاه‌های زنجان، سقز، سنندج، کرمانشاه، خرم‌آباد، شهرکرد، اهواز، آبادان، یزد، بندرعباس، بم، کرمان، زاهدان، زابل، مشهد، تربت حیدریه، گرگان، رامسر، رشت، قزوین و اراک هریک با یک یا چند جهش مصنوعی ناهمگن تشخیص داده شدند. در این بین داده‌های ایستگاه رشت با سه جهش مصنوعی و داده‌های ایستگاه کرمان با چهار جهش مصنوعی بیشترین ناهمگنی را دارا بودند. داده‌های ایستگاه‌های زنجان، خرم‌آباد، یزد، بندرعباس، بم، تربت حیدریه و گرگان علاوه بر جهش‌های مصنوعی شامل یک یا دو جهش اقلیمی نیز بودند.

۳-۲. بررسی الگوی روند تغییر میانگین دمای ماهانه در سطح ایران

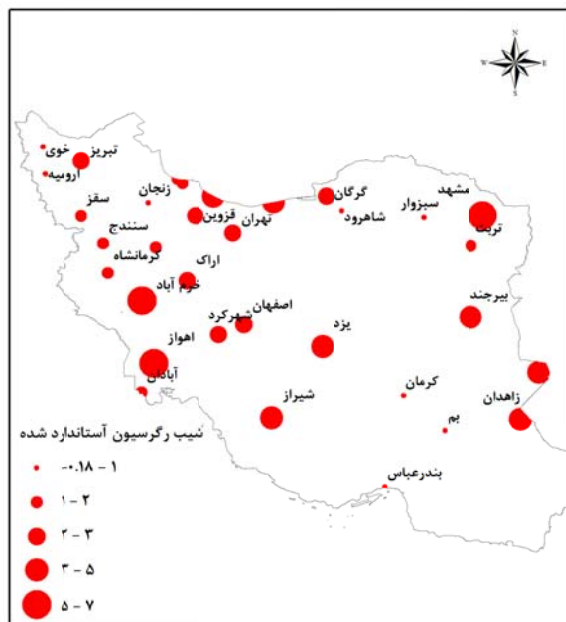
پس از اصلاح داده‌ها در تمام ایستگاه‌هایی که بر اساس آزمون‌های PMFred یا PMTred ناهمگن تشخیص داده شدند، شیب رگرسیون و سطح معناداری آن پیش و پس از همگن‌سازی مقایسه شدند تا تأثیر ناهمگنی داده‌های دما بر نتایج روند تغییر بررسی شود. نوع روند (کاهشی یا افزایشی) و معناداری روند داده‌های میانگین ماهانه دما در ایستگاه‌های منتخب پیش از همگن‌سازی در شکل (۶-الف) و پس از همگن‌سازی در شکل (۶-ب) نشان داده شده است. همان‌طور که ملاحظه می‌شود، پیش از همگن‌سازی روند کاهشی دما در ایستگاه‌های تربت حیدریه، گرگان، قزوین، زنجان، رشت، سقز، خرم‌آباد، شهرکرد، و بندرعباس در سطح اطمینان ۹۹ درصد و در

افزایش دما معنادار و قابل قبول نیست و در نهایت شرقی‌ترین ایستگاه‌های ایران نیز افزایش شدیدی را تجربه کرده‌اند؛ بنابراین الگوی شدت افزایش دما در ایران تنها تابع گسترش شهر و صنعتی شدن نبوده و عوامل دیگری در این رابطه تأثیرگذارند که می‌تواند مورد توجه و بررسی‌های بیشتر قرار گیرند.

حالی‌که نواری شمالی-جنوبی از محدوده شمال ایران (غرب استان مازندران و شرق استان گیلان) تا بخش‌های مرکزی و جنوب‌غربی ایران روند افزایشی شدیدی نشان داده‌اند (افزایشی در حدود ۰/۰۳ درجه سانتی‌گراد در هر ماه). در امتداد نواری شمالی-جنوبی در شرق این بخش (سبزوار و شاهرود تا بم، کرمان و بندرعباس) بازهم



شکل ۶. نوع و معناداری روند داده‌های میانگین ماهانه دما در ایستگاه‌های مورد مطالعه: (الف) پیش از همگن‌سازی، (ب) پس از همگن‌سازی.



شکل ۷. الگوی شدت افزایش دما در سطح ایران.

۴. نتیجه‌گیری

هدف از این مطالعه بررسی همگنی داده‌های دمای میانگین ماهانه ایستگاه‌های ایران و برآورد روند خطی تغییر با کاربرد الگوریتم PMFred (ونگ، ۲۰۰۸a,b) و همچنین ارزیابی تأثیر همگنی داده‌ها بر نتایج حاصل از روند این متغیر بوده است. احتمال بزرگ‌تر از صفر بودن برای روند برآوردشده مثبت یا کوچک‌تر از صفر بودن برای روند برآوردشده منفی (مقدار p) به وسیله آماره آزمون t از پارامتر شیب تعیین شد. همچنین فاصله اطمینان ۹۵ درصد از روند برآوردشده ارائه شد که حاصل آزمون دو طرفه t است. برای نشان دادن اثر ناپوستگی بر روند برآوردشده، روند خطی هم برای داده‌های خام و هم برای سری میانگین ماهانه همگن‌شده متغیرهای مورد بررسی محاسبه شد. همچنین به منظور تسهیل در تشخیص معناداری، مقادیر شیب رگرسیون با تقسیم شدن بر نصف فاصله اطمینان (در این مطالعه ۹۵ درصد) استاندارد شدند. به این ترتیب روندهای معنادار در سطح اطمینان مورد نظر بزرگ‌تر از قدر مطلق یک هستند و مقادیر بین $+1$ و -1 از نظر آماری با صفر تفاوتی ندارند.

با بررسی نتایج حاصل از الگوریتم همگنی PMFred مشخص شده است به کارگیری این الگوریتم در صورت عدم وجود فراداده کامل و قابل اطمینان (که اغلب هم وجود ندارد) بدون دخالت اطلاعات حاصل از ایستگاه‌های دیگر و دیدگاه‌های کارشناسی ممکن است با خطا همراه باشد. به عبارت دیگر از آنجا که آزمون‌های همگنی مطلق توانایی تفکیک جهش‌های طبیعی را از جهش‌های مصنوعی ندارند، نباید به صورت خودکار و بدون بررسی‌های کیفی به کار روند؛ بنابراین در این مطالعه سعی شد علاوه بر اطلاعات فراداده‌ای که هر چند به طور ناقص در دسترس بود، از اطلاعات ایستگاه‌های مجاور برای تشخیص جهش‌های طبیعی استفاده شود. علاوه بر آن برای داده‌های ایستگاه‌هایی که نتایج آزمون PMFred آن مورد تردید بوده و در نزدیکی آن ایستگاهی با داده‌های همگن وجود داشته است (به استناد آزمون

PMFred) که با آن ضریب همبستگی بالایی نیز نشان می‌داد، از آزمون PMTred (آزمون همگنی نسبی با استفاده از سری رفرنس (ونگ و همکاران، ۲۰۰۷)) برای شناسایی نقاط تغییر استفاده شد.

داده‌های میانگین دمای ماهانه ایستگاه‌های تهران، شیراز، اصفهان، همدان، نوره و تبریز که فاقد هر نوع جهش بودند، همگن تشخیص داده شدند. در ایستگاه‌های خوی، ارومیه، سبزوار، شاهرود، بابل و بندرانزلی یک جهش شناسایی شد، اما با توجه به اینکه جهش شناسایی شده در ایستگاه‌های همسایه نیز شناسایی شده بود، یک رخداد طبیعی تلقی گردید و بنابراین داده‌های این ایستگاه‌ها نیز همگن تشخیص داده شدند. داده‌های میانگین دمای ماهانه ایستگاه‌های زنجان، سقز، سنندج، کرمانشاه، خرم‌آباد، شهرکرد، اهواز، آبادان، یزد، بندرعباس، بم، کرمان، زاهدان، زابل، مشهد، تربت حیدریه، گرگان، رامسر، رشت، قزوین و اراک هریک با یک یا چند جهش مصنوعی ناهمگن تشخیص داده شدند.

مقایسه نتایج با نتایج حاصل از مطالعه رحیم‌زاده و نساجی‌زواره (۱۹۹۳) که به بررسی همگنی داده‌های دمای بیشینه و کمینه سالانه با کاربرد آزمون SNHT از نوع مطلق پرداخته بودند، نشان داد که نتایج همگنی و جهش‌های شناسایی شده در مورد تمامی ایستگاه‌ها یکسان نیست. بررسی‌های بیشتر در این مطالعه نشان داد این تفاوت‌ها بیشتر از آنکه ناشی از تفاوت آزمون مورد استفاده باشد، تا اندازه زیادی به تفاوت متغیر مورد بررسی (در این مطالعه میانگین دمای ماهانه بررسی شد) مربوط می‌شود؛ به عبارت دیگر متغیرهای مختلف دما نسبت به تغییرات ایجادشده در ویژگی‌های ایستگاه و ثبت داده واکنش مشابهی ندارند. مثلاً ممکن است یک تغییر ویژه باعث رخداد جهش مصنوعی در دمای کمینه شده باشد، در حالی که در دمای میانگین قابل مشاهده و اندازه‌گیری تغییری رخ نداده باشد. در این مطالعه مشخص شد که برای تشخیص همگنی سری زمانی داده‌های اقلیمی تنها استناد به فراداده آن‌چنان که در برخی مطالعات (مثل بنایان

شرقی‌ترین بخش‌های ایران نیز افزایش دمای شدیدی را تجربه کرده‌اند؛ بنابراین الگوی شدت افزایش دما در ایران تنها تابع گسترش شهر و صنعتی شدن نبوده و عوامل دیگری در این رابطه تأثیرگذارند که می‌تواند مورد توجه و بررسی‌های بیشتر قرار گیرند.

مراجع

ابراهیمی، ح.، علیزاده، ا. و جوانمرد، س.، ۱۳۸۵، بررسی وجود تغییر دما در دشت مشهد به عنوان نمایه تغییر اقلیم در منطقه، ف. تحقیقات جغرافیایی، ۷۹، ۱۸-۵.

احمدی، م.، لشکری، ح.، کیخسروی، ق. و آزادی، م.، ۱۳۹۴، تحلیل شاخص‌های حدی دما در آشکارسازی تغییر اقلیم خراسان بزرگ، جغرافیا (فصلنامه علمی-پژوهشی و بین‌المللی انجمن جغرافیای ایران)، ۴۵، ۷۵-۵۳.

آذرخشی، م.، فرزادمه‌ر، ج.، اصلاح، م. و صحابی، ح.، ۱۳۹۲، بررسی روند تغییرات سالانه و فصلی بارش و پارامترها دما در مناطق مختلف آب‌وهوایی ایران، م. مرتع و آبخیزداری-منابع طبیعی ایران، ۶۶، ۱۶-۱.

بنایان، م.، محمدیان، آ. و علیزاده، ا.، ۱۳۸۹، بررسی نوسان‌پذیری اقلیمی در شمال شرق ایران، نشریه آب و خاک، ۲۴، ۱۳۱-۱۱۸.

خلیلی، ک.، ناظری، م. و احمدی، ف.، ۱۳۹۴، کاربرد شاخص PCI در بررسی الگوی بارش ایران و تحلیل روند تغییرات آن در مقیاس سالانه و فصلی طی نیم قرن اخیر، نشریه آبیاری و زهکشی ایران، ۹، ۲۰۸-۱۹۵.

رحیم‌زاده، ف. و عسگری، ا.، ۱۳۸۳، نگرشی بر تفاوت نرخ افزایش دمای حداقل و حداکثر و کاهش دامنه شبانه‌روزی دما در کشور، م. تحقیقات جغرافیایی، ۷۳، ۱۷۱-۱۵۳.

رحیم‌زاده، ف. و نساجی‌زواره، م.، ۱۳۹۳، روند و تغییرپذیری دما در ایران در دوره ۱۹۶۰-۲۰۱۰ پس از تعدیل ناهمگنی‌های غیراقلیمی موجود در داده‌ها، م.

و همکاران، ۱۳۸۹) دیده شده است، کافی نیست. چون در برخی موارد با وجود اینکه در فراداده به روشنی از عدم تغییر ایستگاه یاد شد، ناهمگنی آشکاری، به استناد آزمون همگنی مورد استفاده، در داده‌ها دیده شد. به عبارت دیگر اغلب فراداده‌ها ناقص هستند و تاریخچه ایستگاه (مثل تغییر در ابزار اندازه‌گیری یا در ویژگی‌های محیط اطراف ایستگاه) به طور کامل در فراداده عنوان نشده است. از سوی دیگر استناد به آزمون همگنی نیز به‌تنهایی ممکن است نتایج صحیحی ارائه ندهد، چون در برخی موارد آزمون موفق به شناسایی جهش یا شناسایی دقیق زمان رخداد جهش نمی‌شود.

همچنین نتایج نشان داد ناهمگنی یا جهش‌های مصنوعی در متغیرهای دمای میانگین ماهانه همان‌طور که انتظار می‌رود به‌اندازه‌ی زیادی برآوردهای روند خطی را منحرف می‌کند. بعد از اصلاح ناهمگنی‌ها مشخص شد روند افزایشی میانگین دمای ماهانه در بیشتر نقاط کشور معنادار است و همان‌طور که رحیم‌زاده و نساجی‌زواره (۱۳۹۳) بیان کردند، روندهای منفی گزارش شده از پارامترهای مربوط به دما در مطالعات گذشته (مثل مسعودیان، ۱۳۸۳؛ سالاری و گندم‌کار، ۱۳۹۱) به دلیل وجود ناهمگنی داده‌ها بوده است. در مناطق نسبتاً محدودی (شمال غرب به استثنای تبریز و در امتداد نواری شمالی-جنوبی از سبزوار و شاهرود تا بندرعباس) نیز دما افزایش معناداری نشان نمی‌دهد. علاوه بر آن الگویی نواری با جهتی تقریباً شمالی-جنوبی در شدت افزایش دما در سطح ایران قابل مشاهده است. به عبارت دیگر بخش‌های شمال غربی کشور روند تغییر شدیدی نشان نداده‌اند، در حالی که نواری تقریباً شمالی-جنوبی از محدوده شمال ایران (غرب استان مازندران و شرق استان گیلان) تا بخش‌های مرکزی و جنوب غربی ایران روند افزایشی شدیدی نشان داده‌اند (افزایشی در حدود ۰/۰۰۳ درجه سانتی‌گراد در هر ماه).

در امتداد نواری شمالی-جنوبی در شرق این بخش (سبزوار و شاهرود تا بم، کرمان و بندرعباس) بازهم افزایش دما معنادار و قابل قبول نیست و در نهایت

- تحقیقات جغرافیایی، ۱۱۵، ۱۹۶-۱۸۱.
- رحیم‌زاده، ف.، هدایت، ا. و پوراصغریان، آ.، ۱۳۹۰، ارزیابی روند و جهش نمایه‌های حدی دما و بارش در استان هرمزگان، م. جغرافیا و توسعه، ۲۱، ۹۷-۱۱۶.
- زارع ایبانه، ح.، بیات ورکشی، م. و یزدانی، و.، ۱۳۹۰، تحلیل روند تغییرات سالانه و فصلی دما، بارش و خشکسالی‌های استان همدان، م. مهندسی آبیاری و آب، ۳، ۴۸-۵۷.
- سالاری، ع. و گندم‌کار، ا.، ۱۳۹۱، بررسی روند تغییرات دما در بندرعباس و جزیره قشم با استفاده از آزمون ناپارامتری من-کندال، م. جغرافیای سرزمین، ۳۵، ۹۲-۷۷.
- شمامی، ف.، معروفی، ص.، سبزی‌پور، ع.، زارع، ح. و حیدری، م.، ۱۳۹۰، آشکارسازی تغییر اقلیم در غرب ایران با توجه به تغییرات دما، ف. مهندسی آبیاری و آب، ۶، ۲۵-۱۰.
- عزیزی، ق. و روشنی، م.، ۱۳۸۸، تحلیلی بر مفاهیم و weather trends in the Canadian Arctic, J. Climate, 18, 3140-3156.
- Huth, R. and Pokorna, L., 2005, Simultaneous analysis of climatic trends in multiple variables. International Journal of Climatology, 25, 469-484.
- IPCC, 2013, Summary for Policymakers. In: Climate Change 2013: The Physical Science Basis. Contribution of Working Group I to the Fifth Assessment Report of the Intergovernmental Panel on Climate Change [Stocker, T. F., D. Qin, G.-K. Plattner, M. Tignor, S.K. Allen, J. Boschung, A. Nauels, Y. Xia, V. Bex and P.M. Midgley (eds.)]. Cambridge University Press, Cambridge, United Kingdom and New York, NY, USA.
- Lu, Q., Lund, R. and Seymour, L., 2005, An update of U.S. temperature trends. J. Climate, 18, 4906-4914.
- Lund, R. and Reeves, J., 2002, Detection of undocumented change points: A revision of the two-phase regression model, J. Climate, 15, 2547-2554.
- Peterson, T. C., Easterling, D. R., Karl, T. R., Groisman, P., Nicholls, N., Plummer, N., Torok, S., Auer, I., Boehm, R., Gullett, D., Vincent, L., Heino, R., Tuomenvirta, H., Mestre, O., Szentimrey, T., Salinger, J., Forland, E., Hanssen, I., Alexandersson, H., اثرات تغییر اقلیم بروی دما و تقویم زراعی برنج در گیلان، ف. چشم‌انداز جغرافیایی، ۸، ۱۵۵-۱۴۳.
- علیجانی، ب.، روشنی، ا.، پرک، ف. و حیدری، ر.، ۱۳۹۱، روند تغییرپذیری فرین‌های دما با استفاده از شاخص‌های تغییر اقلیمی در ایران، م. جغرافیا و مخاطرات محیطی، ۲، ۲۸-۱۷.
- فرخ‌نیا، ا. و مرید، س.، ۱۳۹۳، ارزیابی اثر تغییرات بارش و دما بر روند جریان رودخانه‌های حوضه آبریز دریاچه ارومیه، آب و فاضلاب، ۳، ۹۷-۸۶.
- محمدی، ب.، ۱۳۹۰، تحلیل روند بارش سالانه ایران، م. جغرافیای و برنامه‌ریزی محیطی، ۴۳، ۱۰۶-۹۵.
- مسعودیان، ا.، ۱۳۸۳، بررسی روند دمای ایران در نیم سده گذشته، م. جغرافیا و توسعه، ۱۰۶-۸۹.
- نوریان، ع.، رحیم‌زاده، ف. و صداقت‌کردار، ع.، ۱۳۸۷، گرمایش در کشور و تبعات آن بر دیگر پارامترهای اقلیمی در دوره ۲۰۰۵-۱۹۵۱، چهارمین کنفرانس مدیریت منابع آب تبریز، دانشگاه تبریز.
- Alexandersson, H., 1986, A homogeneity test applied to precipitation data, Int. J. Climatol., 6, 661-675.
- Begert, M., Schlegel, T. and Kirchhofer, W., 2005, Homogeneous temperature and precipitation series of Switzerland from 1864 to 2000, Int. J. Climatol., 25 (1), 65-80. <http://dx.doi.org/10.1002/joc.1118>.
- Conrad, V. and Pollak, C., 1950, Methods in Climatology, Harvard University Press, Cambridge, MA, 459 pp.
- DeGaetano, A. T., 2006, Attributes of several methods for detecting discontinuities in mean temperature series, J. Climate, 19, 838-853.
- Domonkos, P., 2014, Homogenization of precipitation time series with ACMANT. Theor. Appl. Climatol., <http://dx.doi.org/10.1007/s00704-014-1298-5>.
- Easterling, D. R. and Peterson, T. C., 1995, A new method for detecting undocumented discontinuities in climatological time series. Int. J. Climatol., 1, 369-377.
- Guijarro, J., 2011, Influence of network density on homogenization performance. Seventh Seminar for Homogenization and Quality Control in Climatological Databases, World Meteorological Organization, Budapest, Hungary, 2-10.
- Hanesiak, J. M. and Wang, X. L., 2005, Adverse

- Jonsel, P. and Parker, D., 1998, Homogeneity adjustments of in situ atmospheric climate data: A review, *Int. J. Climatol.*, 18, 1493–1517.
- Reeves, J., Chen, J., Wang, X. L., Lund, R. and Lu, Q., 2007, A review and comparison of changepoint detection techniques for climate data, *J. Appl. Meteor. Climatol.*, 46, 900–915.
- Wang, X. L., 2006, Climatology and trends in some adverse and fair weather conditions in Canada, 1953–2004, *J. Geophys. Res.*, 111, D09105, doi:10.1029/2005JD006155.
- Wang, X. L., 2008a, Accounting for autocorrelation in detecting mean-shifts in climate data series using the penalized maximal t or F test. *J. Appl. Meteor. Climatol.*, 47, 2423-2444.
- Wang, X. L., 2008b, Penalized maximal F test for detecting undocumented mean shift without trend change. *J. Atmos. Oceanic Technol.*, 25, 368–384. DOI:10.1175/2007/JTECHA982.1.
- Wang, X. L., Wen, Q. H. and Wu, Y., 2007, Penalized maximal t test for detecting undocumented mean change in climate data series. *J. Appl. Meteor. Climatol.*, 46 (6), 916-931. DOI:10.1175/JAM2504.1.
- Wang, X. L., 2003, Comments on Detection of Undocumented Changepoints: A Revision of the Two-Phase Regression Model. *J. Climate*, 16, 3383-3385.

Assessment of homogenization of climate data and trend of temperature

Rafati, S.^{1*} and Karimi, M.²

1. Assistant Professor, Department of Physical Geography, Sayyed Jamaledin Asadabadi University, Asadabad, Hamedan, Iran

2. Assistant Professor, Department of Physical Geography, Faculty of Geography, University of Tehran, Iran

(Received: 27 Dec 2016, Accepted: 23 May 2017)

Summary

Climate data series usually contain artificial shifts due to inevitable changes in observing instrument or observer, location, environment and observing practices/procedures taking place during the period of data collection. Data discontinuities also arise from the continuously evolving technology of climate monitoring. It is important to detect artificial change points in climate data series, because these artificial changes could considerably bias the results of climate trends and variability analysis. Thus, corrections and homogenization of climate data are imperative for the assessment of observed climate trends.

In this study homogenization of mean monthly temperature was assessed for 33 synoptic stations in Iran using PMFred algorithm and also linear trend estimates were obtained using this algorithm. The p value of the linear trend was determined by the t-test statistic of the slope parameter. The p value is the probability for an estimated positive trend to be greater than zero, or for an estimated negative trend to be smaller than zero. The probability for the estimated trend to be within these intervals is 95%. Linear trend was estimated for raw and homogenized data in order to evaluate the homogenization effect on trend analysis. Linear trend was normalized via half of confidence interval (95% confidence level) so that absolute value of significant trend (at this confidence level) would be greater than one. Then distribution map of mean monthly temperature trend was provided.

This study showed that assessment of homogenization using an absolute test can lead to wrong results without the usage of adjacent stations data comparison, if there is no complete and reliable metadata. Because absolute homogenization tests could not realize between natural and artificial shifts and thus should not be used automatically and without subjective qualitative check. Thus adjacent stations data along with metadata (if it exists) was used for the detection of artificial shifts. Mean monthly temperature data was recognized homogeneous in Tehran, Shiraz, Esfahan, Hamedan-Nojeh, Tabriz, Khoy, Oromieh, Sabzevar, Shahrood, Babolsar and Bandar-Anzali stations and it was recognized inhomogeneous in Zanjan, Saqez, Sanandaj, Kermanshah, Khoram-Abad, Shahrekord, Ahvaz, Abadan, Yazd, Bandar-Abbas, Bam, Kerman, Zahedan, Zabol, Mashhad, Torbat-Heydarieh, Gorgan, Ramsar, Rasht, Qazvin, Birjand and Arak Stations. The results showed that the estimates could be biased by the unaccounted shifts in the series as expected. In the other words, it was observed negative trend before adjustment in mean monthly temperature in many stations which have inhomogeneous data, while they showed positive trend after adjustment (Torbat-Heydarieh, Birjand, Zabol, Gorgan, Bandar-Abbas, Khoram-Abad, Shahrekord, Ahvaz, Zanjan, Rasht, Qazvin, Saqez stations). Estimation of linear trend for homogenized data revealed that mean monthly temperature has increased significantly in most stations in Iran. Also, it has not been increased significantly in northwest, except Tabriz station and in Sabzevar- Shahrud to Bandar-Abbas, in a north-south direction. Also a north-south pattern was observed in intensity of increased trend in Iran. That is temperature has not increased in the northwest, while it has increased in north to central and southwest of Iran relatively severely (about 0.003 degrees Celsius in each month). It has not increased significantly in east of this region. Also, it has increased in east of Iran severely.

Keywords: Temperature trend, Data homogenization, PMFred algorithm, Temperature trend pattern.

* Corresponding author:

Rafati@sjau.ac.ir