



دانشگاه گوارزی و منابع طبیعی گوار

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

الگوی فصلی و مکانی تغییر اقلیم دمای هوا در ایران

*خلیل قربانی

استادیار گروه مهندسی آب، دانشگاه علوم کشاورزی و منابع طبیعی گرگان

تاریخ دریافت: ۹۱/۱۱/۱۳؛ تاریخ پذیرش: ۹۲/۳/۲۷

چکیده

این پژوهش روند تغییرات دمای هوا را در پهنه جغرافیایی ایران براساس داده‌های مدل گردش عمومی جو NCEP تحت سناریوی AIB بررسی می‌کند. داده‌ها به دو دوره زمانی ۱۹۹۰-۱۹۶۱ و ۲۰۵۰-۱۹۹۱ دسته‌بندی شدند و برای هر دوره زمانی آزمون من-کندال اصلاح‌شده و تخمین‌گر شیب سن برای تشخیص روند و شیب خط روند فصلی استفاده شد، سپس مقادیر به‌دست آمده برای هر یک از نقاط شبکه مدل گردش عمومی جو، پهنه‌بندی شدند. نتایج نشان داد که در دوره زمانی اول فقط در برخی از مناطق و در فصل‌های تابستان و زمستان ولی در دوره زمانی دوم در تمام مناطق و فصل‌ها روند مشاهده می‌شود. همچنین شیب خط روند در فصل تابستان بیش‌تر و در فصل زمستان کم‌تر از بقیه فصل‌ها می‌باشد و این تغییرات شیب در مناطق غرب و شمال‌غرب بیش‌تر از دیگر مناطق مشاهده می‌شود.

واژه‌های کلیدی: تخمین‌گر شیب سن، دمای هوا، روند، مدل گردش عمومی جو، من-کندال اصلاح‌شده

*مسئول مکاتبه: ghorbani.khalil@yahoo.com

مقدمه

با توجه به صنعتی شدن و افزایش مصرف سوخت‌های فسیلی، انتشار گازهای گلخانه‌ای در جو افزایش یافته است. طبق گزارش هیأت بین‌المللی تغییر اقلیم (IPCC)^۱ غلظت این گازها از ۲۸۰ پی.پی.ام در سال ۱۷۵۰ به ۳۷۹ پی.پی.ام در سال ۲۰۰۵ رسیده و در صورت ادامه این روند، غلظت این گاز تا پایان قرن ۲۱ از ۶۰۰ پی.پی.ام نیز تجاوز خواهد کرد (IPCC, ۲۰۰۷). گازهای گلخانه‌ای امواج حرارتی مادون قرمز ساطع شده از سطح زمین را جذب می‌کنند و بخشی از آن را دوباره به سطح زمین بر می‌گردانند. این عمل باعث برهم زدن توازن حرارتی زمین و در نتیجه گرم شدن زمین می‌شود. براساس گزارش هیأت بین‌المللی تغییر اقلیم، شواهد موجود نشان داده است که دمای هوا در جهان طی صد سال گذشته به‌طور متوسط ۰/۶-۰/۳ درجه افزایش یافته است. به‌دنبال گرمایش جهانی، گردش عمومی جو نیز تحت‌تأثیر قرار می‌گیرد و باعث تغییراتی در مقدار، شدت، مدت، زمان وقوع بارش، تغییر دما و دیگر پارامترهای هواشناسی و به‌طور کلی تغییر اقلیم در نقاط مختلف کره زمین می‌شود. تغییر اقلیم در واقع تغییر برگشت‌ناپذیر در متوسط شرایط آب و هوایی است که در یک ناحیه اتفاق می‌افتد. تشخیص پدیده تغییر اقلیم، ارزیابی مدل‌ها و سناریوهای تغییر اقلیم، اثر تغییر اقلیم و روش‌های ریزمقیاس‌نمایی مدل‌های گردش عمومی جو نمونه مطالعاتی است که در زمینه تغییر اقلیم انجام شده است. گزارش افزایش روند بارش در آرژانتین (ویگلیزو و همکاران، ۱۹۹۵)، استرالیا (سوفیا و همکاران، ۱۹۹۸)، نیوزلند (پلومرو و همکاران، ۱۹۹۹) و کاهش روند بارش در روسیه (گروزا و همکاران، ۱۹۹۹)، ترکیه (تورک، ۱۹۹۶)، آفریقا (هس و همکاران، ۱۹۹۵)؛ میسون و همکاران، ۱۹۹۹)، و چین (ژای و همکاران، ۱۹۹۹)، کاهش بارش در حوضه زاینده‌رود (مساح‌بوانی و مرید، ۲۰۰۶) و کاهش بارش در فصل‌های زمستان و بهار و افزایش آن در فصل‌های تابستان، پاییز و نیز مقطع سالانه در شهر تبریز (خورشیددوست و قویدل‌رحیمی، ۲۰۰۶) مطالعاتی است که در زمینه روند تغییرات بارش و تشخیص پدیده تغییر اقلیم انجام شده است. همچنین افزایش میانگین دمای فصلی در شهرهای بزرگ ایران طی دوره آماری ۲۰۰۵-۱۹۶۱ با کم‌ترین مقدار روند در زمستان نسبت به بقیه فصل‌های سال (صبحی و سلطانی، ۲۰۰۹)، افزایش دمای سالانه در استان خراسان‌رضوی طی دوره ۲۰۳۹-۲۰۱۰ (عباسی و همکاران، ۲۰۱۰)، افزایش دمای حدی در چند نمونه اقلیمی ایران طی دوره ۲۰۰۴-۱۹۶۱ (ورشایان و همکاران، ۲۰۱۱) و افزایش دمای تبریز در همه مقاطع ماهانه، فصلی و

سالانه (خورشیددوست و قویدلرحیمی، ۲۰۰۶) طی دوره‌های آینده نیز مطالعاتی است که در زمینه روند تغییرات دمای هوا در اثر تغییر اقلیم انجام شده است.

برای تشخیص روند در سری‌های زمانی، در بسیاری از مطالعات آزمون ناپارامتری من-کندال مورد استفاده قرار گرفته است. برتری این آزمون نسبت به آزمون‌های پارامتری تعیین روند، استفاده از مرتبه داده‌ها در سری زمانی بدون در نظر داشتن مقدار متغیرها می‌باشد که به دلیل وجود چنین خاصیتی، می‌توان از این آزمون برای داده‌های دارای چولگی نیز استفاده کرد و نیازی نیست که داده‌ها در قالب توزیع خاصی درآیند (تورگای و ایرکان، ۲۰۰۵). در این زمینه می‌توان به مطالعات حجام و همکاران (۲۰۰۸) با عنوان "تحلیل روند تغییرات بارندگی‌های فصلی و سالانه چند ایستگاه منتخب در حوزه مرکزی ایران با استفاده از روش‌های ناپارامتری" اشاره کرد که کارایی دو روش من-کندال و روش تخمین‌گر شیب سن را در تشخیص روند مورد ارزیابی قرار دادند. فرض اصلی بیش‌تر مطالعات تحلیل روند با استفاده از آزمون من-کندال این است که داده‌های نمونه خودهمبستگی معنی‌داری ندارند، چنان‌چه یک سری دارای ضرایب خودهمبستگی مثبت باشد، احتمال این‌که آزمون من-کندال وجود روند را در این سری نشان دهد افزایش می‌یابد. در این صورت فرض صفر، مبنی بر نبود روند، رد می‌شود. اثر وجود خودهمبستگی در داده‌های مورد استفاده در تحلیل روند با روش‌های ناپارامتری توسط حامد و راثو (۱۹۹۸) ارزیابی شد. آن‌ها با ارائه روابط تئوری برای حذف اثر خودهمبستگی در روند داده‌های بارش و جریان نشان دادند که استفاده از روش من-کندال با حذف اثر خودهمبستگی نه تنها از دقت بیش‌تری برخوردار است، بلکه توان آزمون نیز به قوت خود باقی می‌ماند.

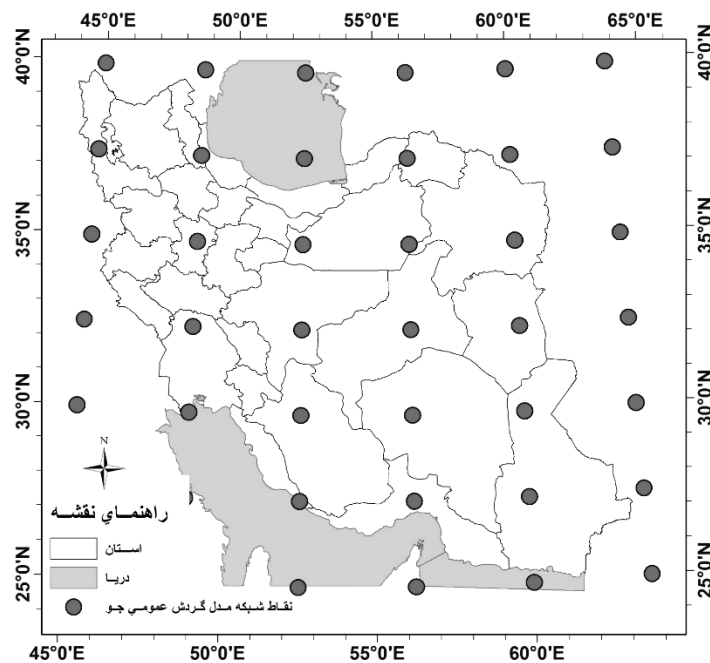
با بررسی پیشینه پژوهش چنین استنباط می‌شود که مطالعه جامعی روی روند دمای هوا در کل پهنه جغرافیایی ایران انجام نشده است و مطالعات بیش‌تر به صورت موردی می‌باشد، بنابراین هدف این مطالعه بررسی روند تغییرات دمای هوا در مقیاس‌های فصلی و سالانه می‌باشد که با روش ناپارامتری من-کندال اصلاح شده با استفاده از داده‌های مدل NCEP برای دو دوره آماری گذشته و آینده در کل پهنه جغرافیایی ایران در محیط GIS انجام می‌شود.

مواد و روش‌ها

منطقه مطالعاتی در این پژوهش پهنه جغرافیایی ایران و این پژوهش براساس داده‌های مدل گردش عمومی جو مرکز هادلی NCEP^۱ مطابق با چهارمین گزارش ارزیابی AR4^۲ که از سال ۲۰۰۷ به بعد ارائه شده، می‌باشد. کمیته بین‌المللی تغییر اقلیم تا به امروز چهار گزارش ارزیابی در سه بخش مبانی علمی، آسیب‌پذیری و سازگاری و فرونشانی تغییر اقلیم ارائه کرده است. پیش‌بینی مدل‌های گردش عمومی براساس افزایش انتشار گازهای گلخانه‌ای جو زمین شامل دی‌اکسیدکربن، متان، اکسید نیتروژن، بخار آب و ذرات سولفات می‌باشد که در اثر فعالیت بشر تولید می‌شوند. این پیش‌بینی‌ها براساس سناریوهای مختلفی صورت می‌گیرد که هر یک بیانگر وضعیتی از تولید گازهای گلخانه‌ای و عوامل مؤثر بر کنترل تولید این گازها می‌باشد. هر کدام از این سناریوها بر مبنای فرضیات مختلفی راجع به رشد جمعیت، توسعه اقتصادی، تحول فن‌آوری، سطح زندگی و گزینه‌های موجود تولید انرژی استوار می‌باشند که به آن‌ها سناریوی انتشار نیز گفته می‌شود (IPCC, ۲۰۰۱). این سناریوها در چهار شاخه اصلی یا خانواده سناریوهای (A1, A2, B1 و B2) قرار می‌گیرند (IPCC, ۲۰۰۱). این پژوهش براساس داده‌های آنومالی دمای هوا تحت سناریوی A1B از سری خانواده A1 انجام شده است. در سناریوهای سری A1، رشد اقتصادی بسیار سریع با افزایش جهانی شدن، افزایش در ثروت عمومی، همگرایی و کاهش اختلاف درآمد سرانه بین مناطق، غلبه ارزش‌های ماتریالیستی- مصرفی، همراه با تغییرات سریع تکنولوژی در نظر گرفته شده است. سه نوع دیگر این خانواده فرض‌های متفاوتی درباره منابع انرژی برای این رشد سریع اعمال می‌کنند: تشدید سوخت‌های فسیلی (A1F1)، سوخت‌های غیرفسیلی (AIT)، یا تعادلی بین تمام منابع (A1B). برای انجام این پژوهش داده‌های سناریوی A1B از مدل گردش عمومی NCEP به‌صورت روزانه طی دوره آماری ۱۹۶۱-۲۰۵۰ برای نقاط شبکه مطابق با شکل ۱ مورد استفاده قرار گرفت.

1- NCEP: National Centers for Environmental Prediction

2- AR4: Assessment Report No.4



شکل ۱- نقاط شبکه مدل گردش عمومی جو در منطقه مطالعاتی.

آزمون‌های تعیین روند

آزمون من - کندال: آزمون ناپارامتری من - کندال که توسط من (۱۹۴۵) ارایه شد و سپس توسط کندال در سال ۱۹۷۵ تکمیل گردید، بر پایه مرتبه داده‌ها در یک سری زمانی استوار است. این آزمون برای بررسی تصادفی بودن داده‌ها (نبود روند) در مقابل وجود روند در سری‌های زمانی هیدرولوژیکی و هواشناسی مورد استفاده قرار می‌گیرد (زانگ و همکاران، ۲۰۰۰).

فرض مورد بررسی در این آزمون به صورت زیر می‌باشد:

H_0 : داده‌ها به صورت تصادفی توزیع شده‌اند (روند ندارند).

H_1 : داده‌ها دارای روند هستند.

در این آزمون، اگر x_1, x_2, \dots, x_n مشاهده‌های مورد نظر باشند، آنگاه داریم:

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

$$\operatorname{sgn}(x) = \begin{cases} +1 & \text{if } (x_j - x_k) > 0 \\ 0 & \text{if } (x_j - x_k) = 0 \\ -1 & \text{if } (x_j - x_k) < 0 \end{cases} \quad (2)$$

در واقع در این آزمون هر داده با تمامی داده‌های پس از خود مقایسه می‌شود. در این مرحله می‌توان به‌جای استفاده از مقادیر اصلی داده‌ها، از مرتبه داده‌ها در مجموعه مورد نظر (سری زمانی) استفاده کرده و مرتبه‌ها را به همین روش مقایسه نمود. به این دلیل، این آزمون یک آزمون بر پایه مرتبه داده‌ها می‌باشد.

با فرض این که داده‌ها مستقل بوده و توزیع یکنواخت دارند، میانگین و واریانس S از رابطه‌های زیر به‌دست می‌آید:

$$E(S) = 0 \quad (3)$$

$$\operatorname{Var}(S) = \frac{n(n-1)(2n+5) - \sum_{i=1}^m t_i(t_i-1)(2t_i+5)}{18} \quad (4)$$

که در آن، n : تعداد داده‌ها، m : تعداد گره‌ها و t : تعداد داده در هر گره می‌باشد. منظور از گره این است که اگر از یک مقدار داده، بیش‌تر از یکی وجود داشته باشد، این مقادیر مساوی، تشکیل یک گره را می‌دهند و تعداد این مقادیر مساوی در گره m ام برابر t می‌باشد. آماره این آزمون (Z) دارای توزیع نرمال بوده و از رابطه زیر به‌دست می‌آید:

$$Z = \begin{cases} \frac{S-1}{\sqrt{\operatorname{Var}(S)}} & \text{if } S > 0 \\ 0 & \text{if } S = 0 \\ \frac{S+1}{\sqrt{\operatorname{Var}(S)}} & \text{if } S < 0 \end{cases} \quad (5)$$

این آزمون، یک آزمون دو طرفه است. بنابراین در صورتی که $|Z| \leq Z_{\alpha/2}$ باشد، در سطح اطمینان α فرض صفر پذیرفته می‌شود و در غیر این صورت، فرض صفر رد خواهد شد. در حالت رد فرض صفر (وجود روند)، در صورتی که $S > 0$ باشد، سری زمانی دارای روند مثبت (صعودی) و در صورتی که $S < 0$ باشد، سری زمانی دارای روند منفی (نزولی) خواهد بود.

آزمون من - کندال اصلاح شده: در این آزمون که توسط حامد و رائو (۱۹۹۸) ارایه شده است اثرات ضرایب خودهمبستگی معنی دار از سری زمانی حذف می شود. برای این کار ابتدا آزمون ضریب خود همبستگی مرتبه K ام (r_k) براساس رابطه زیر انجام می شود:

$$r_k = \frac{\frac{1}{n-k} \sum_{i=1}^{n-k} (x_i - \bar{x})(x_{i+k} - \bar{x})}{\frac{1}{n} \sum_{i=1}^n (x_i - \bar{x})^2} \quad (6)$$

که در آن، $k = 1, 2, \dots, n/4$ می باشد. اگر $\frac{1-1/645\sqrt{n-k-1}}{n-k} \leq r_k \leq \frac{1+1/645\sqrt{n-k-1}}{n-k}$ باشد آن گاه داده ها در سطح ۱۰ درصد مستقل فرض می شود و روند از همان روش من - کندال تشخیص داده می شود اما اگر ضریب خود همبستگی مرتبه k ام غیرمستقل و معنی دار فرض شود ابتدا واریانس اصلاح شده $(V(S))^*$ از رابطه ۷ محاسبه می شود:

$$Var(s)^* = Var(s) \frac{n}{n^*} \quad (7)$$

$$\frac{n}{n^*} = 1 + \frac{2}{n(n-1)(n-2)} \sum_{i=1}^{n-1} (n-i)(n-i-1)(n-i-2)r_i \quad (8)$$

که در آن، r_i : ضرایب همبستگی با تأخیر i می باشد که از رابطه ۶ محاسبه می شود. تخمین شیب خط روند با روش تخمین گر سن: تخمین شیب خط روند توسط سن (۱۹۶۸) برای تشخیص روند در یک سری زمانی داده ها ارایه شد. این روش، یک روش ناپارامتری است که با استفاده از تحلیل تفاوت بین مشاهده های یک سری زمانی، یک شیب میانه را برای سری زمانی داده ها از رابطه ۹ محاسبه می کند. در روش سن برای هر دو جفت داده متوالی یک شیب محاسبه می شود. شیب های محاسبه شده تشکیل یک سری زمانی می دهند که میانه آنها شیب خط روند را نشان می دهد.

$$\beta = Median\left(\frac{x_j - x_l}{j - l}\right) \quad \forall j > l \quad (9)$$

که در آن، β : برآوردگر شیب خط روند، X_t : مقدار مشاهده t ام، X_L : مقدار مشاهده L ام می‌باشد و t : یک واحد زمانی بعد از L می‌باشد. مقادیر مثبت (منفی) β نشان‌دهنده روند افزایشی (کاهشی) در سری داده‌هاست (سن، ۱۹۶۸).

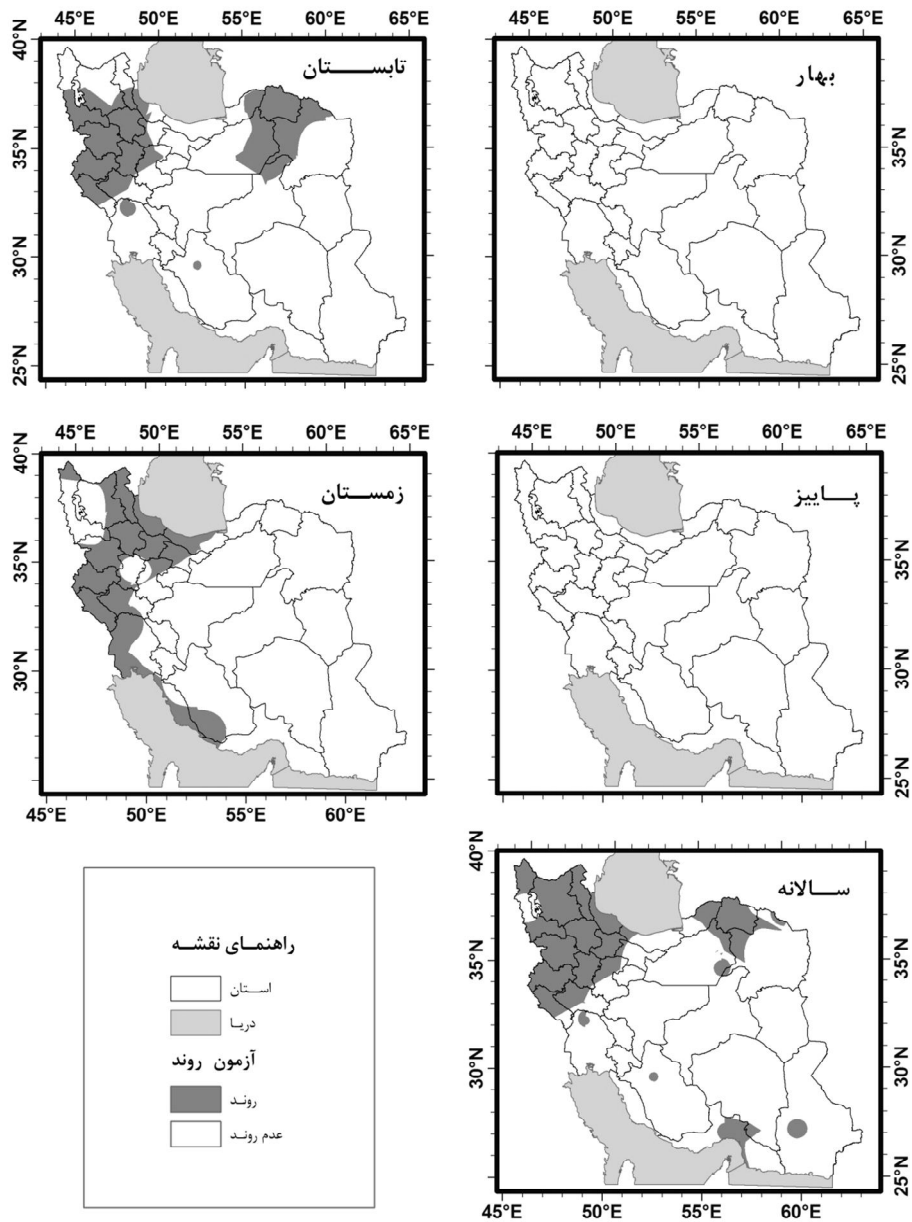
داده‌ها به دو دوره ۱۹۶۱-۱۹۹۰ و دوره ۱۹۹۱-۲۰۵۰ دسته‌بندی شدند و برای هر دوره در هر یک از نقاط شبکه GCM آزمون تشخیص روند براساس آزمون من-کندال اصلاح شده در فصل‌های مختلف سال و کل سال انجام شد. معیار P-Value برای قبول یا رد کردن فرض صفر در سطوح مختلف محاسبه شد و سپس این مقادیر به روش عکس وزن فاصله‌ها برای کل پهنه ایران درون‌یابی شد.

نتایج

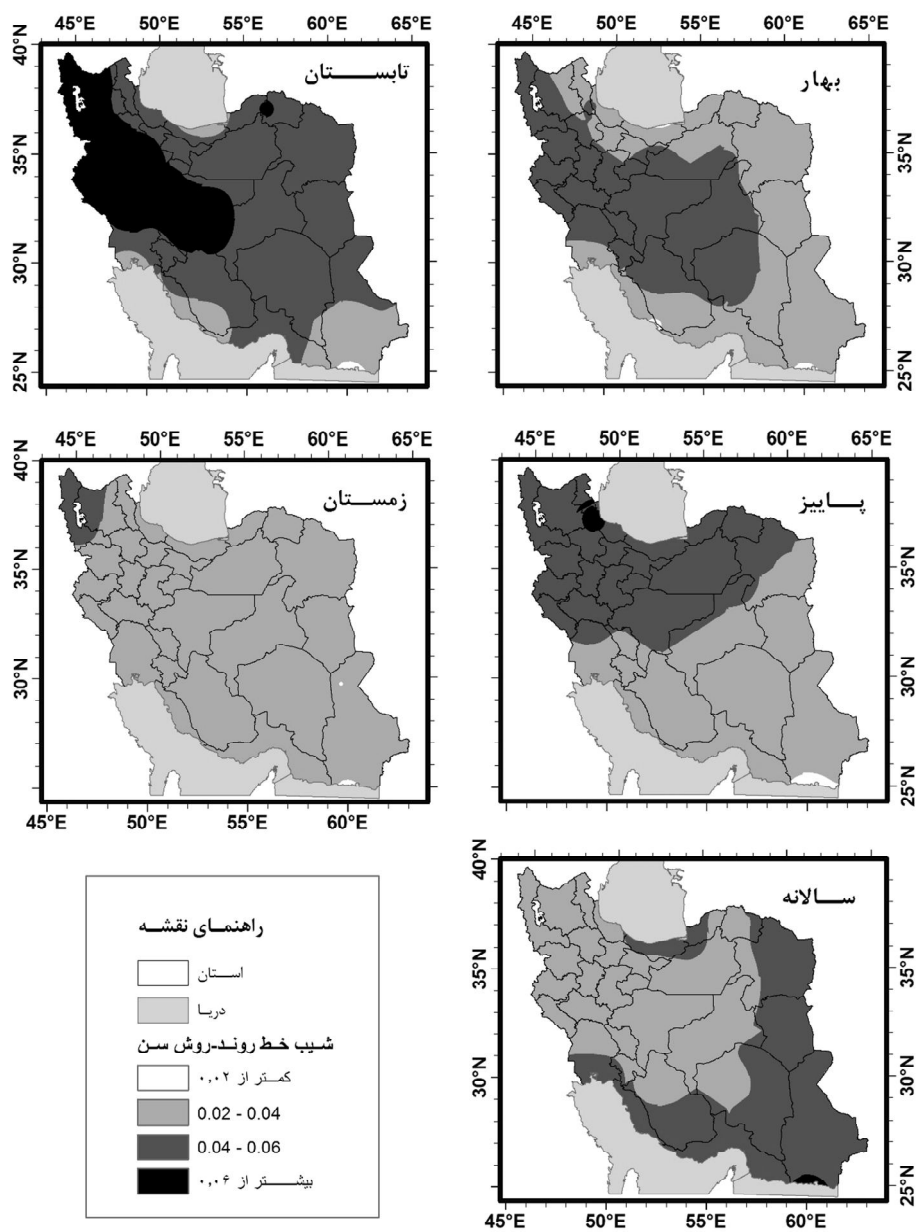
در این پژوهش برای بررسی روند تغییرات دمای هوا در پهنه جغرافیایی ایران، از روش من-کندال اصلاح شده و برای آزمون معنی‌داری روند از معیار P-Value استفاده شد. بعد از محاسبه و سپس پهنه‌بندی مقادیر P-Value برای فصل‌های مختلف و کل سال، منطقه مطالعاتی به مناطق با P-Value کم‌تر از ۰/۰۵ یا مناطق دارای روند و مناطق با P-Value بیش‌تر از ۰/۰۵ یا مناطق دارای روند طبقه‌بندی شدند (شکل ۲). نتایج این پهنه‌بندی نشان می‌دهد که روند تغییرات اقلیمی دما طی فصل‌ها و دوره‌های زمانی مختلف متفاوت می‌باشد به‌طوری‌که طی دوره آماری ۱۹۶۱-۱۹۹۰ در فصل‌های بهار و پاییز در هیچ‌یک از بخش‌های ایران روند تغییرات دما مشاهده نمی‌شود ولی در فصل‌های تابستان و زمستان در برخی از مناطق روند تغییرات دما مشاهده می‌شود. در فصل تابستان بیش‌تر نیمه شمالی ایران به‌ویژه مناطق شمال‌غربی و شمال‌شرقی شاهد افزایش معنی‌دار دمای هوا می‌باشند ولی در فصل زمستان بیش‌تر در مناطق غربی کشور افزایش دما مشاهده می‌شود. همچنین طی این دوره آماری، میانگین سالانه دمای هوا بیش‌تر در نیمه شمالی ایران دارای روند افزایشی دمای هوا می‌باشد. البته در استان‌های ساحلی دریای خزر این روند افزایش دما کم‌تر دیده می‌شود. طی دوره آماری ۱۹۹۱-۲۰۵۰ نیز برای تشخیص روند به همین روش عمل شد و مقادیر P-Value برای فصل‌های مختلف و کل سال پهنه‌بندی شدند و نتایج نشان داد در تمام فصل‌های سال، در سراسر ایران مقادیر P-Value کم‌تر از ۰/۰۵ و در نتیجه روند تغییرات دما معنی‌دار می‌باشد. بر این اساس می‌توان

نتیجه گرفت تحت سناریوی AIB از سری سناریوهای انتشار گازهای گلخانه‌ای، اقلیم دمایی ایران تغییر خواهد کرد و این تغییرات باعث افزایش دما در سراسر ایران خواهد شد. اما نرخ افزایش دما در همه مناطق یکسان نخواهد بود بلکه در برخی از مناطق روند افزایش دما بیش‌تر از دیگر مناطق خواهد بود. برای نشان دادن این مطلب، بعد از آزمون تشخیص روند با روش من- کندال اصلاح شده، شیب خط روند نیز با استفاده از روش سن برای دوره آماری ۱۹۹۱-۲۰۵۰ یعنی دوره‌ای که در تمام منطقه مطالعاتی روند معنی‌دار افزایش دمای هوا مشاهده شده بود استفاده شد. با محاسبه این شیب برای تمام نقاط شبکه مدل گردش عمومی جو، مقادیر آن نیز با روش عکس وزن فاصله‌ها درون‌یابی و پهنه‌بندی شد (شکل ۳). نتایج به‌دست آمده از این پهنه‌بندی نشان داد که در تمام فصل‌های سال طی دوره‌های آتی، دمای هوا روندی صعودی دارد و هوا گرم‌تر می‌شود ولی این روند افزایش دما در فصل تابستان با بیش‌ترین نرخ همراه خواهد به‌طوری‌که بیش‌تر مناطق ایران در این فصل سال با شیب بیش‌تر از ۰/۰۴ درجه سانتی‌گراد در سال افزایش دما خواهند داشت. اما در بین فصل‌های مختلف سال، نرخ افزایش دما در فصل زمستان کم‌تر از فصل‌های دیگر سال است و در این فصل سال بیش‌تر مناطق ایران با نرخ ۰/۰۴-۰/۰۲ درجه سانتی‌گراد در سال افزایش دما خواهند داشت. همچنین در فصل پاییز نیمه شمالی ایران بیش‌تر از نیمه جنوبی و برای فصل بهار مرکز، غرب و شمال‌غرب ایران نسبت به بقیه مناطق با شیب بیش‌تری گرم می‌شوند. در این دو فصل سال نیز بیش از ۹۰ درصد مناطق کشور با نرخ ۰/۰۶-۰/۰۲ درجه سانتی‌گراد در سال افزایش دما خواهند داشت. روند تغییرات سالانه دما نیز نشان می‌دهد که مناطق مرکزی، شمال‌غرب و غرب ایران با نرخ ۰/۰۶-۰/۰۴ درجه سانتی‌گراد در سال افزایش دمای بیش‌تری را نسبت به دیگر مناطق ایران خواهند داشت.

در این پژوهش سعی شد تا تغییرات مکانی و فصلی دمای هوا در سراسر ایران با روش من- کندال اصلاح شده که اثر خودهمبستگی را در یک سری زمانی حذف می‌کند براساس داده‌های مدل گردش عمومی جو NCEP تحت سناریوی انتشار AIB بررسی شود و نتایج آن به‌صورت نقشه‌های مختلف ارائه شود. نتایج این پژوهش با نتایج دیگر پژوهشگران که به‌صورت ایستگاهی روند تغییر دما را بررسی کرده‌اند مانند خورشیددوست و قویدل (۲۰۰۶) و عباسی و همکاران (۲۰۱۰) و روند افزایش دما را طی دوره‌های آینده گزارش کرده‌اند کاملاً همخوانی دارد.



شکل ۲- تشخیص روند تغییرات دما طی دوره آماری ۱۹۹۰-۱۹۶۱ به روش من- کندال اصلاح شده.



شکل ۳- شیب خط روند طی دوره آماری ۱۹۹۱-۲۰۵۰ با استفاده از روش تخمین گر شیب سن.

نتیجه‌گیری

در این پژوهش روند تغییر دما طی دو دوره آماری ۱۹۹۰-۱۹۶۱ و ۲۰۵۰-۱۹۹۱ به روش من-کندال اصلاح شده و روش تخمین‌گر شیب سن در پهنه جغرافیایی ایران بررسی شد نتایج بیانگر آن است که در دوره مطالعاتی ۱۹۹۰-۱۹۶۱ در برخی از فصل‌ها مانند بهار و پاییز هیچ روندی وجود ندارد و در فصل‌های تابستان و زمستان بخش اندکی از مناطق غرب و شمال‌غرب و شمال‌شرق ایران روند را نشان می‌دهند ولی طی دوره آماری ۲۰۵۰-۱۹۹۱ کل منطقه مطالعاتی روند تغییر دما را نشان می‌دهند. استفاده از تخمین‌گر شیب سن نیز وجود روند را طی این دوره تأیید می‌کند که در نقاط مختلف و فصل‌های مختلف دارای شیب خط روند متفاوتی می‌باشند. در طی این دوره شیب خط روند صعودی دما در فصل تابستان از جنوب‌شرقی به شمال‌غربی افزایش داشته و مقدار آن بیش‌تر از فصل زمستان است. به‌علاوه، با توجه به نتایج یکسان دو روش تشخیص روند می‌توان بیان کرد که مدل گردش عمومی جو NCEP تحت سناریوی A1B افزایش دما طی دوره‌های آینده در کل ایران را پیش‌بینی می‌کند.

منابع

1. Abassi, F., Malbusi, S., Babaeian, I., Asmari, M., and Borhani, R. 2010. Climate Change Prediction of South Khorasan Province During 2010-2039 by using statistical downscaling of ECHO-G data. *J. Water Soil.* 24: 2. 218-233. (In Persian)
2. Gruza, G., Rankova, E., Razuvaev, V., and Bulygina, O. 1999. Indicators of climate change for the Russian Federation. *Climatic Change.* 42: 219-242.
3. Hajjam, S., Khoshkho, Y., and Shamsodin Vandi, R. 2008. Annual and Seasonal Precipitation Trend Analysis of Some Selective Meteorological Stations in Central Region of Iran Using Non-Parametric Methods. *University of Tehran, Geographical research quarterly.* 64: 157-168. (In Persian)
4. Hamed, K.H., and Rao, A.R. 1998. A modified Mann-Kendall trend test for auto correlated data. *J. Hydrol.* 204: 182-196.
5. Hess, T.M., Stephens, W., and Maryah, U.M. 1995. Rainfall trends in the north east arid zone of Nigeria 1961-1990. *Agric. For. Meteorol.* 74: 87-97.
6. IPCC. 2001. The Scientific Basis of Climate Change, Contribution of Working Group I to the Third Assessment Report of the Intergovernmental Panel on Climate Change. Cambridge University Press, Cambridge. 881p.
7. IPCC. 2007. Climate Change: The Physical Science Basis. Contribution of Working Group I to the Fourth Assessment Report of the Intergovernmental Panel on Climate Change. Cambridge University Press, Cambridge. 996p.

8. Kendall, M.G. 1975. Rank Correlation Methods, Charles Griffin, London. 272p.
9. Khorshiddoust, M.A., and Ghavidel Rahimi, Y. 2006. The Simulation of Atmospheric Carbon Dioxide Doubling Impacts on Climatic Changes in Tabriz Using Geophysical Fluid Dynamics Laboratory(GFDL) General Circulation Model. *J. Environ. Stud.* 32: 39. 1-10.
10. Mann H.B. 1945. Non-parametric tests against trend. *Econometrica.* 13: 3. 245-259.
11. Mason, S.J., Waylen, P.R., Mimmack, G.M., Rajaratnam, B., and Harrison, J.M. 1999. Changes in extreme rainfall events in South Africa. *Climatic Change.* 41: 249-257.
12. Massah Bavani, A.R., and Morid, S. 2006. Impact of Climate Change on the Water Resources of Zayandeh Rud Basin. *JWSS-Isfahan University of Technology.* 9: 4. 17-28. (In Persian)
13. Plummer, N., Salinger, M.J., Nicholls, N., Suppiah, R., Hennessy, K.J., Leighton, R.M., Trewin, B., Page, C.M., and Lough, J.M. 1999. Changes in climate extremes over the Australian region and New Zealand during the twentieth century. *Climatic Change.* 42: 183-202.
14. Sabohi, R., and Soltani, S. 2009. Trend Analysis of Climatic Factors in Great Cities of Iran. *JWSS-Isfahan University of Technology.* 12: 46. 303-321. (In Persian)
15. Sen, P.K. 1968. Estimates of the regression coefficients based on Kendall's tau. *J. Amer. Stat. Assoc.* 63: 1379-1389.
16. Suppiah, R., and Hennessy, K. 1998. Trends in total rainfall, heavy rain events and number of dry days in Australia, 1910-1990. *Int. J. Climatol.* 10: 1141-1164.
17. Turgay, P., and Ercan, K. 2005. Trend analysis in Turkish precipitation data. *Hydrological processes.* Interscience. 20: 2011-2026.
18. Turke, S.M. 1996. Spatial and temporal analysis of annual rainfall variations in Turkey. *Int. J. Climatol.* 16: 1057-1076.
19. Varshavian, V., Khalili, A., Ghahreman, N., and Hajjam, S. 2011. Trend analysis of minimum, maximum, and mean daily temperature extremes in several climatic regions of Iran. *J. Earth Space Physic.* 37: 1. 169-179.
20. Viglizzo, E.F., Roberto, Z.E., Filippin, M.C., and Pordomingo, A.J. 1995. Climate variability and agroecological change in the central Pampas of Argentina. *Agric. Ecosyst. Environ.* 55: 7-16.
21. Zhai, P., Sun, A., Ren, F., Liu, X., Gao, B., and Zhang, Q. 1999. Changes of climate extremes in China. *Climatic Change.* 42: 203-218.
22. Zhang, X., Vincent, L.A., Hogg, W.D., and Niitsoo, A. 2000. Temperature and rainfall trends in Canada during the 20th century. *Atmospheric Ocean.* 38: 395-429.



Gorgan University of Agricultural
Sciences and Natural Resources

J. of Water and Soil Conservation, Vol. 21(5), 2015
<http://jwsc.gau.ac.ir>

Spatial and seasonal pattern in climate change, temperatures across Iran

***Kh. Ghorbani**

Assistant Prof., Dept. of Water Engineering, Gorgan University of
Agricultural Sciences and Natural Resources

Received: 02/01/2013; Accepted: 06/17/2013

Abstract

The present study is mainly concerned with the changing trend of temperature of Iran based on NCEP data from atmospheric general circulation model under A1B scenario. The data were divided into two periods 1961-1990 and 1991-2050 and for each period, modified Mann-Kendall test have been used together with the Sen's Slope Estimator for the determination of seasonal trend and slope magnitude. The resulting values for each grid point of atmospheric general circulation model network were then classified. The result showed that in the first period, trend were detected only in summer and winter seasons in some areas but in the second period, trend were detected in all seasons and areas. Also slope of trend line were greatest in summer and smallest in winter and this gradient in west and southwest of Iran was greater than other area.

Keywords: Sen's Slope Estimator, Air temperature, Trend, General circulation model, Modified Mann-Kendall

* Corresponding Author; Email: ghorbani.khalil@yahoo.com