نشریه علمی- پژوهشی جغرافیا و برنامه‌ریزی، سال ۲۰، شماره ۵۷، پاییز ۱۳۹۵، صفحات ۱۴۹-۱۳۳

تاریخ دریافت: ۱۳۹۲/۰۳/۲۱ تاریخ پذیرش نهایی: ۱۳۹۲/۱۱/۲۰

ارزیابی همگنی سری‌های زمانی دمای بیشینه و کمینه سالانه و فصلی (مطالعه موردی ناحیه خزر)

علی محمدخورشیددوست[۱]
علی‌اکبر رسولی[۲]
علی سلاجقه[۳]
مجتبی نساجی زواره[٤]

چکیده

تحلیل دقیق سری‌های زمانی دما یکی از بحث‌های مهم در بررسی تغییرپذیری اقلیم و تغییر اقلیم می‌باشد. برای این منظور سری‌های زمانی مورد استفاده باید همگن باشند. سری‌های دمای حداکثر و حداقل سالانه و فصلی ۵ ایستگاه همدید در ناحیه خزر که دارای آمار طولانی مدت می‌باشند مورد بررسی قرار گرفتند. در این تحلیل از دو روش مستقیم و غیرمستقیم استفاده گردید. در روش مستقیم از شناسه تاریخی ایستگاه استفاده گردید. در روش غیرمستقیم از دو روش آزمون همگنی نرمال استاندارد مطلق و نسبی استفاده گردید. نتایج نشان می‌دهد ناهمگنی از روش آماری با شناسه تاریخی ایستگاه مطابقت دارد. در بین روش‌های آماری آزمون همگنی نرمال استاندارد نسبی مناسب‌تر از روش همگنی نرمال استاندارد مطلق است. ارزیابی همگنی بین سری‌های زمانی سالانه و فصلی دمای حداقل و حداکثر نشان می‌دهد که سری‌های زمانی دمای حداقل ناهمگنی بیش‌تری

۱ـ استاد گروه اقلیم‌شناسی، دانشگاه تبریز.
۲ـ استاد گروه اقلیم‌شناسی، دانشگاه تبریز.
۳ـ دانشیار دانشکده منابع طبیعی، دانشگاه تهران.
۴ـ دانشجوی دکتری اقلیم‌شناسی دانشگاه تبریز، عضو هیأت علمی موسسه آموزش عالی علمی کاربردی جهاد کشاورزی، سازمان تحقیقات، آموزش و ترویج کشاورزی، تهران. Email:nassaji.m.z@gmail.com

نسبت به سری‌های زمانی دمای حداکثر دارند. مقایسه نتایج همگنی بین سری‌های زمانی دمای بیشینه و کمینه فصول سرد و گرم نشان می‌دهد که سری‌های زمانی دمای فصول سرد نسبت به عوامل ایجاد ناهمگنی پایدارتر می‌باشند. در تعدادی از ایستگاه‌ها، جابجایی ایستگاه در سری‌های زمانی دمای حداکثر سالانه و فصلی باعث ایجاد ناهمگنی نشده است.

واژگان کلیدی: همگنی، دمای حداکثر و حداقل، آزمون همگنی نرمال استاندارد، ناحیه خزر.

مقدمه

داده‌های اقلیمی اطلاعات زیادی را در مورد محیط اتمسفر دارند. این داده‌ها برای اکثر فعالیت‌های انسان مورد استفاده قرار می‌گیرند. برای مثال در محاسبات مربوط به دوره بازگشت سیل به منظور ایجاد تأسیسات، محاسبه تبخیر - تعرق برای تعیین نیاز آبی گیاهان، تعیین بیلان آبی حوضه‌ها جهت برنامه‌ریزی منابع آب، بررسی تغییر طول فصول رشد گیاهان در مناطق مختلف، برنامه‌ریزی در برابر تغییرات در تقاضای انرژی گرمایی و... مورد استفاده قرار گیرد. در هر صورت برای موضوعات فوق و تحلیل‌های اقلیمی طولانی مدت و به‌خصوص بررسی‌های مربوط به تغییر اقلیم و تغییرپذیری اقلیم، داده‌های اقلیمی باید همگن[۵] باشند (Peterson et al, 1986: 1493). یک سری زمانی اقلیمی در صورتی همگن است که تغییرات آن تنها به‌دلیل تغییرات آب و هوایی ایجاد شده باشد (Conrad & Pollak, 1950). اغلب سری‌های زمانی اقلیمی طولانی مدت به وسیله عوامل غیر اقلیمی تحت تأثیر قرار می‌گیرند. بنابراین چنین داده‌ها نمی‌توانند تغییرات اقلیمی واقعی در طول زمان را نشان دهند. عوامل مختلفی در ناهمگنی[۶] داده‌های اقلیمی تأثیرگذار هستند. این عوامل عبارتند از: تغییر در تجهیزات هواشناسی، عملیات دیده‌بانی، محل ایستگاه، فرمول‌های محاسبه میانگین و محیط اطراف ایستگاه می‌باشد (Karls & Williams 1987: 1744; Peterson et al, 1998: 1494; Aguiler et al 2003, و رحیم‌زاده ۱۳۹۰). تعدادی از

۵- Homogeneous

۶- Inhomogeniety

تغییرات فوق باعث جهش در سری داده‌ها می‌گردد و تعدادی دیگر باعث انحراف تدریجی سری داده‌ها می‌شود. در هر صورت ناهمگنی به هر دلیل که در سری داده‌ها اقلیمی صورت پذیرفته باشد باعث نتایج نادرست در مطالعات اقلیمی می‌گردد. بنابراین تشخیص و تعدیل[۷] ناهمگنی داده‌ها و تبدیل آن به داده‌های همگن از اهمیت ویژه‌ای برخوردار است.

روش‌های مختلفی برای تشخیص ناهمگنی داده‌ها وجود دارد که شامل روش‌های مستقیم و غیرمستقیم می‌باشد. در روش‌های مستقم از شناسه تاریخی[۸] ایستگاه و مقایسه اطلاعات به‌دست آمده از ادوات هواشناسی در کنار همدیگر استفاده می‌شود. روش‌های غیرمستقیم شامل روش‌های آماری در تشخیص ناهمگنی داده‌ها می‌باشد. با توجه به اینکه اغلب ایستگاه‌های هواشناسی و اقلیم‌شناسی فاقد شناسه تاریخی می‌باشند استفاده از روش‌های غیرمستقیم در تحقیقات مربوط به همگنی مرسوم می‌باشد (Peterson, et al 1998; Aguiler et al, 2003).

محققان مختلف برای بررسی همگنی داده‌ها از روش‌های آماری متفاوتی استفاده می‌کنند. این روش‌ها شامل روش همگنی نرمال استاندارد[۹] (SNHT)، آزمون پاتر[۱۰]، آزمون کرادک[۱۱]، آزمون رگرسیون دو مرحله‌ای[۱۲]، آزمون دامنه بیشاند[۱۳]، آزمون پتیت[۱۴]، آزمون نسبت ون نیومن[۱۵] می‌باشد. اما در بین روش‌های فوق یکی از متداول‌ترین روش‌های بررسی همگنی داده‌ها، روش همگنی نرمال استاندارد (SNHT) می‌باشد که توسط محققان مختلف مورد استفاده قرار گرفته است (Hanssen-Bauer & Forland, 1994: 1001-

۷- Adjust
۸- Metadata
۹- Standard normal homogeneity test
۱۰ - Potter test
۱۱- Craddock test
۱۲- Two-phase regression
۱۳- Buishand range test
۱۴- Pettitt test
۱۵- Von Neumann ratio test

1002; Moberge & Alexandersson, 1997: 38-39; Moberg & Bergstorm, 1997: 670-671, Kieser and Griffiths, 1997:498, Toumanvirta, 2001:496, Gonzales-Rouco et al, 2001: 966-967, Wijngard et al, 2003:680, Ducre-Robitaile 2003:1090, Begert et al 2005:69, Karabork et al, 2007:3204-3205, Staudt et al 2007:1814, Beaulieu et al, 2008:5, Gokturk et al, 2008:3212, Syrakora & Stefanara 2009:1838, Sahin & Cigizoglu 2010:989-990, Pandezic & Likso 2010:1216-1217, Vicente- serano et al, 2010:1153, Kenawy et al, 2013:91-92, Bushand & et al, 2013:818).

اگر چه تحقیقات در زمینه‌های مختلف تغییر اقلیم با استفاده از داده‌های هواشناسی در کشورمان صورت پذیرفته است. اما تحقیقی در زمینه بررسی همگنی داده‌های اقلیمی جهت استفاده در موضوعات مختلف تغییر اقلیم صورت نگرفته است. هدف این مقاله بررسی اهمیت همگنی با استفاده از روش‌های آماری و شناسه تاریخی ایستگاه‌های همدید ناحیه خزر می‌باشد.

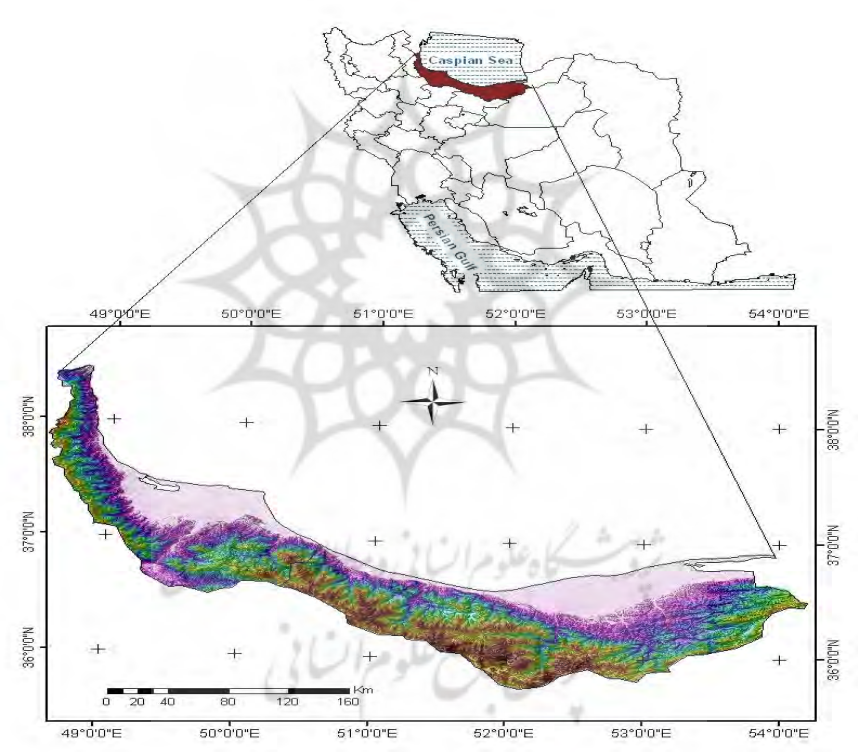
مواد و روش‌ها

منطقه مطالعه

منطقه مورد مطالعه ناحیه اقلیمی شمال کشور می‌باشد. این منطقه دارای شرایط اقلیمی مجزا از کل کشورمان می‌باشد و تحت تأثیر دو سیستم اقلیمی پرفشار سیبری و کم‌فشار مدیترانه قرار می‌گیرد. داده‌های مورد استفاده شامل سری‌های زمانی دمای بیشینه و کمینه ماهانه ایستگاه‌های همدید این منطقه است. این داده‌ها برای بررسی همگنی فصلی و سالانه ایستگاه‌های مورد مطالعه استفاده گردیدند و باید دارای آمار طولانی مدت باشد. بدین منظور ایستگاه‌های بندرانزلی، رشت، رامسر، بابلسر و گرگان انتخاب گردیده است. جدول (۱) مشخصات این ایستگاه‌ها و طول دوره آماری آن‌ها و شکل (۱) وضعیت این منطقه و ایستگاه‌های مورد مطالعه را نشان می‌دهد. برای محاسبه سری‌های زمانی فصلی دمای بیشینه و کمینه از میانگین سری‌های زمانی ماه‌های میلادی استفاده گردید.

جدول (۱) مشخصات ایستگاه‌های مورد مطالعه

نام ایستگاه	کد ایستگاه	عرض جغرافیایی	طول جغرافیایی	ارتفاع (متر)	طول دوره آماری
بندر انزلی	۴۰۷۱۸	۳۷ ۲۸	۴۹ ۲۸	-۲۶/۲	۱۹۶۰-۲۰۱۰
رشت	۴۰۷۱۹	۳۷ ۱۵	۴۹ ۳۶	-۶/۹	۱۹۶۰-۲۰۱۰
رامسر	۴۰۷۳۲	۳۶ ۵۴	۵۰ ۴۰	-۲۰	۱۹۶۰-۲۰۱۰
بابلسر	۴۰۷۳۶	۳۶ ۴۳	۵۲ ۳۹	-۲۱	۱۹۶۰-۲۰۱۰
گرگان	۴۰۷۳۸	۳۶ ۵۱	۵۴ ۱۶	۱۳/۳	۱۹۶۰-۲۰۱۰



شکل (۱) موقعیت منطقه مورد مطالعه

روش مطالعه

برای بررسی همگنی سری‌های زمانی در این مقاله از دو روش همگنی مستقیم و غیرمستقیم

استفاده گردیده است. در روش مستقیم مبنا استفاده از شناسه تاریخی ایستگاه‌ها می‌باشد. اما در روش غیرمستقیم با استفاده از آزمون SNHT همگنی داده‌ها بررسی شده است. برای آزمون همگنی SNHT دو روش قابل استفاده است این روش‌ها شامل روش همگنی نرمال استاندارد مطلق[۱۶]و نسبی[۱۷] می‌باشد. در روش SNHT مطلق این آزمون تنها در داخل خود سری به کار گرفته می‌شود اما در روش نسبی این آزمون برای هر ایستگاه با توجه به ایستگاه‌های مجاور به‌کار گرفته می‌شود. در این مقاله با توجه به روش‌های مورد استفاده در صورتی داده‌ها ناهمگن فرض می‌شود که یک آزمون و شناسه تاریخی ایستگاه ناهمگنی داده‌ها را تائید نماید.

آزمون همگنی نرمال استاندارد مطلق

فرض صفر این آزمون، همگنی سری را همراه با توزیع نرمال با میانگین صفر و واریانس یک در مقابل ناهمگنی سری و وجود حداقل یک نقطه مانند M که داده‌های قبل از آن با میانگین μ_1 و داده‌های بعد از آن با میانگین μ_2 باشند را ارائه می‌کند (Alexandersson, 1986). برای انجام این آزمون سری به‌صورت سری استاندارد شده Z_i i=1,2,..,n در می‌آید. سپس دنباله T_k از رابطه زیر محاسبه می‌شود.

$$T_k = K\bar{z}\,{}^{2}_{k} + (n-k)\bar{z}\,{}^{2}_{n-k} \qquad (۱)$$

که در آن برای k= 1,2,..n -1 که در آن $\bar{z}_k$ میانگین K داده اول و $\bar{z}_{n-k}$ میانگین n-k داده باقی است، رسم می‌شود. راهکارهای دیگری نیز برای بررسی بیش از چند نقطه ناهمگن برای این آزمون در نظر گرفته شده است. آماره این آزمون در حقیقت بیشینه T_o= Max T_k می‌باشد، که به‌عنوان نقطه تغییر نیز شناخته می‌شود (Alexanderson & Moberg, 1997:27).

۱۶- Absolute Standard Normal Homogeneity Test

۱۷- Relative Standard Normal Homogeneity Test

رابطه بین آماره آزمون T_n و T_0 به‌صورت زیر تعریف می‌گردد.

$$T_0 = \frac{n(T_n)^2}{n-2+(T_n)^2} \qquad (۲)$$

جداولی به‌شرح زیر توسط (Alexanderson & Moberg, 1997: 34) برای مقادیر بحرانی ارائه شده است. مقادیر بحرانی در سطح اطمینان ۵٪ و ۱٪ در جدول زیر آمده است.

جدول (۲) مقادیر بحرانی در سطح اطمینان ۵٪ و ۱٪ آماره SNHT

N	۲۰	۳۰	٤۰	۵۰	۷۰	۱۰۰
٪۱	۹/۵۶	۱۰/۴۵	۱۱/۰۱	۱۱/۲۸	۱۱/۸۹	۱۲/۳۲
٪۵	۶/۹۵	۷/۶۵	۸/۱	۸/۴۵	۸/۸	۹/۱۵

آزمون همگنی نرمال استاندارد نسبی

در این روش سری‌های زمانی دمای تست بر اساس پایداری تفاوت پارامتر d بین دما در ایستگاه تست و ایستگاه همسایه (سری مرجع[۱۸]) پایه‌گذاری شده است. ناهمگنی در سری تست توسط تغییرات در سری d آشکار می‌گردد. برای کاهش تاثیر مکانی روی مقادیر دما از رابطه ($t-\bar{t}$) استفاده گردیده است. که $\bar{t}$ متوسط مقادیر دما است. برای مثال ($t_{io} - \bar{t}_o$) در ایستگاه تست و ($t_{ij} - \bar{t}_j$) در هر ایستگاه مرجع می‌باشد. پارامتر d در هر گام زمانی i بر اساس فرمول زیر محاسبه می‌گردد.

$$d_i = t_{io} - \left[\frac{\sum_{i=1}^{j}(t_{ij}-\bar{t}_j-\bar{t}_o)r_j^2}{\sum_{i=1}^{k} r_j^2}\right] \qquad (۳)$$

$$i= 1,2,..,n$$

۱۸-Reference seri

بنابراین متوسط‌ها و ضرایب همبستگی برای دوره‌های زمانی اصلی برای سری‌های تست و مرجع محاسبه می‌شود. آزمون SNHT بر روی سری‌های استاندارد d به شکل زیر انجام می‌شود.

$$i= 1,2,..., n \qquad Z_i = \frac{(d_i - \bar{d})}{\delta_d} \qquad (۴)$$

در اینجا $\bar{d}$ متوسط مقدار d و δ_d انحراف استاندارد d می‌باشد. آماره T با استفاده از معادله (۱) محاسبه می‌گردد.

یافته‌ها و بحث

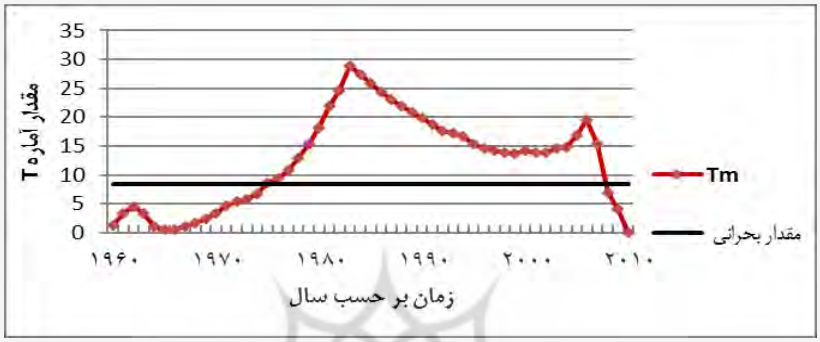
برای اجرای روش کار توضیح داده شده در این مقاله ابتدا نیاز به بررسی اولیه در خصوص شناسه تاریخی ایستگاه‌های مورد مطالعه می‌باشد. بررسی‌های انجام شده در این زمینه نشان داد که اطلاعات مناسب و طبقه‌بندی شده در این زمینه وجود ندارد و بررسی محققان این مقاله از کارشناسان هواشناسی منجر به تهیه جدول (۳) گردیده است.

جدول (۳) شناسه تاریخی ایستگاه‌های مورد مطالعه

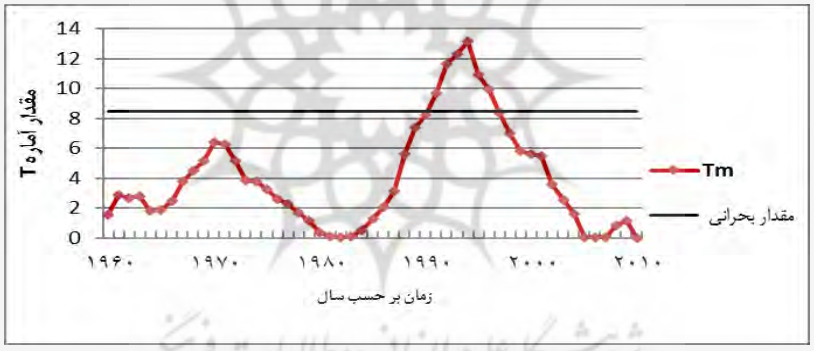
ردیف	نام ایستگاه	شناسه تاریخی
۱	بندر انزلی	در سال ۱۹۸۵ ایستگاه قدیم به علت قرار گرفتن خانه سازمانی در اطراف آن و در نتیجه غیراستاندارد شدن آن، به محل فعلی که نزدیک ساحل است، تغییر مکان یافته است.
۲	رشت	این ایستگاه در سال ۱۹۹۶ جابجایی مکان داشته است
۳	رامسر	شناسه این ایستگاه کامل نیست
۴	بابلسر	این ایستگاه تغییر مکان نداشته، اما از شرایط کاملاً استانداردی نیز برخوردار نبوده است.
۵	گرگان	این ایستگاه در سال ۱۹۸۴ میلادی (۱۳۶۳ هجری شمسی) ضمن تغییر در طول و عرض جغرافیائی تغییر مکان داشته و ارتفاع آن حدود ۱۳ متر تغییر کرده است و شرایط محیطی ایستگاه کاملاً دگرگون شده است. این ایستگاه مجددا در سال ۲۰۰۶ تغییر مکان داشته است.

در روش غـیرمستقیم با استفاده از آزمون هـمگنی نرمال استاندارد مطلق و نسبی بر روی سری‌های دمای بیشینه و کمینه فصلی و سالانه ایستگاه‌های مورد مطالعه سری‌های ناهمگن و همگن مشخص می‌گردد. برای مثال نتایج بررسی همگنی دمای کمینه سالانه

ایستگاه گرگان و دمای بیشینه سالانه ایستگاه رشت از طریق این دو آزمون در شکل (۲) و (۳) مشخص شده است.



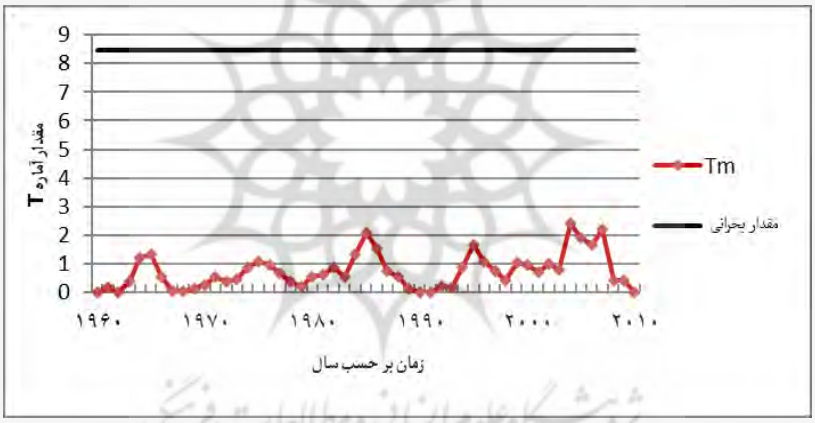
شکل(۲) تغییرات آماره T دمای کمینه سالانه ایستگاه گرگان از روش آزمون همگنی نرمال استاندارد نسبی



شکل (۳) تغییرات آماره T دمای کمینه فصل تابستان ایستگاه رشت از روش آزمون همگنی نرمال استاندارد نسبی

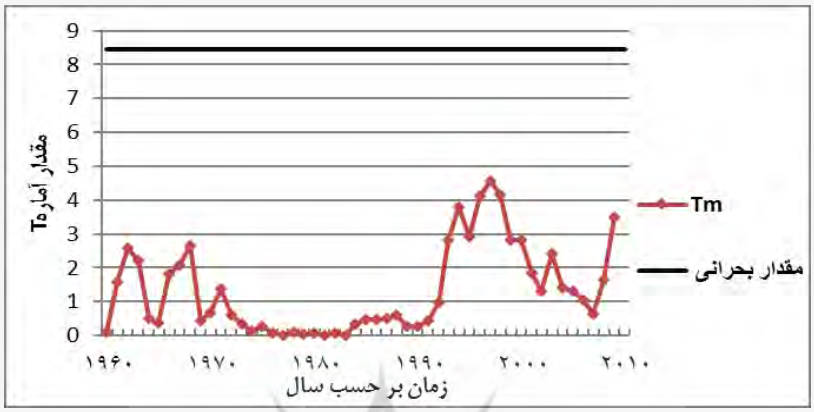
پرتال جامع علوم انسانی

شکل (٤) تغییرات آماره T دمای کمینه فصل تابستان ایستگاه رشت از روش آزمون همگنی نرمال استاندارد مطلق



شکل (٥) تغییرات آماره T دمای بیشینه سالانه ایستگاه رشت از روش آزمون همگنی نرمال استاندارد نسبی

پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
پرتال جامع علوم انسانی



شکل (٦) تغییرات آماره T دمای بیشینه سالانه ایستگاه رشت از روش آزمون همگنی نرمال استاندارد مطلق

شکل (۲) تغییرات آماره T دمای کمینه ایستگاه گرگان از روش همگنی نرمال استاندارد نسبی در سطح معنی‌داری ۵ درصد را نشان می‌دهد. بر این اساس اطلاعات جدول (۳) مربوط به شناسه تاریخی، این ایستگاه دو مرتبه جابجایی داشته است یک جابجایی مربوط به سال ۱۹۸۴ و دومین جابجایی مربوط به سال ۲۰۰۶ می‌باشد. بر مبنای این آزمون ناهمگنی‌ها با شناسه تاریخی ایستگاه تطابق دارد. هم‌چنین در شکل (۳) مقدار تغییرات آماره T از روش همگنی نرمال استاندارد نسبی در دوره آماری ۵۰ ساله دمای مینیم فصلی تابستان ایستگاه رشت مشخص شده است. همانطور که در این شکل دیده می‌شود ناهمگنی در سال ۱۹۹۶ با شناسه تاریخی ایستگاه مطابقت دارد. بنابراین از شکل‌های شماره (۳) و(۴) می‌توان نتیجه گرفت تطابق شناسه تاریخی و آزمون آماری روش قابل اعتمادی برای تشخیص ناهمگنی سری‌های فصلی و سالانه دما است (Toumanvirta, 2001). شکل (۴) تغییرات آماره T از روش آزمون همگنی نرمال استاندارد مطلق را نشان می‌دهد. در این شکل ناهمگنی در سال‌های مختلف موجود می‌باشد این ناهمگنی‌ها تنها در سال ۱۹۹۶ به دلیل جابجایی ایستگاه می‌باشد. دلیل ناهمگنی در روش همگنی نرمال استاندارد مطلق در سال‌های دیگر مربوط به نوسانات جوی بوده است. بنابراین می‌توان نتیجه گرفت که روش آزمون همگنی نرمال استاندارد نسبی مناسب‌تر از روش آزمون همگنی نرمال استاندارد

مطلق است این نتیجه با نتایج Peterson et al, 1998 و Wijngard et al 2003 مطابقت دارد. مقایسه شکل‌های (۳) و (۴) نشان می‌دهد که در روش آزمون همگنی نرمال استاندارد مطلق نوسانات جوی همانند موج‌های گرمایی یا سرمایی می‌تواند در خود سری ایجاد ناهمگنی نماید در صورتیکه روش همگنی نرمال استاندارد نسبی می‌تواند چنین ناهمگنی‌ها را از سری داده‌ها حذف نماید. شکل (۵) تغییرات آماره T دمای بیشینه سالانه ایستگاه رشت را نشان می‌دهد با توجه به این شکل می‌توان نتیجه گرفت که داده‌های دمای بیشینه سالانه همگن می‌باشند و جابجایی ایستگاه بر روی دمای حداکثر تاثیری نداشته است. مقایسه شکل (۵) و (۶) تغییرات این آماره را از دو روش همگنی نرمال استاندارد مطلق و نسبی را نشان می‌دهد.

به‌منظور بررسی و ارزیابی همگنی سری‌های زمانی دمای بیشینه و کمینه سالانه و فصلی ایستگاه‌های مورد مطالعه دو روش همگنی نرمال استاندارد نسبی و مطلق را به‌کار گرفتیم. نتایج آزمون بر روی این سری‌ها در جدول (۲) موجود است.

پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
پرتال جامع علوم انسانی

جدول (۲) نتایج آزمون همگنی دمای کمینه سالانه و فصلی از دو روش همگنی نرمال استاندار مطلق و نسبی

ردیف	ایستگاه	آزمون همگنی نرمال استاندارد مطلق					آزمون همگنی نرمال استاندارد نسبی				
		سالانه	پاییز	زمستان	بهار	تابستان	سالانه	پاییز	زمستان	بهار	تابستان
۱	بندرانزلی	ناهمگن	ناهمگن	ناهمگن	ناهمگن	ناهمگن	ناهمگن	همگن	ناهمگن	همگن	ناهمگن
۲	رشت	ناهمگن	همگن	همگن	ناهمگن	ناهمگن	همگن	همگن	همگن	ناهمگن	ناهمگن
۳	رامسر	ناهمگن	ناهمگن	ناهمگن	ناهمگن	ناهمگن	ناهمگن	ناهمگن	ناهمگن	ناهمگن	ناهمگن
۴	بابلسر	ناهمگن	ناهمگن	ناهمگن	ناهمگن	ناهمگن	ناهمگن	ناهمگن	ناهمگن	ناهمگن	ناهمگن
۵	گرگان	ناهمگن	ناهمگن	ناهمگن	ناهمگن	ناهمگن	ناهمگن	ناهمگن	ناهمگن	ناهمگن	ناهمگن

جدول (۳) نتایج آزمون همگنی دمای بیشینه سالانه و فصلی از دو روش همگنی نرمال استاندار مطلق و نسبی

ردیف	ایستگاه	آزمون همگنی نرمال استاندارد مطلق					آزمون همگنی نرمال استاندارد نسبی				
		سالانه	پاییز	زمستان	بهار	تابستان	سالانه	پاییز	زمستان	بهار	تابستان
۱	بندرانزلی	ناهمگن	همگن	همگن	ناهمگن	ناهمگن	ناهمگن	همگن	ناهمگن	ناهمگن	ناهمگن
۲	رشت	همگن	همگن	همگن	همگن	همگن	همگن	همگن	همگن	همگن	همگن
۳	رامسر	همگن	همگن	همگن	همگن	ناهمگن	همگن	همگن	همگن	همگن	همگن
۴	بابلسر	ناهمگن	همگن	همگن	همگن	ناهمگن	ناهمگن	ناهمگن	ناهمگن	همگن	ناهمگن
۵	گرگان	ناهمگن	همگن	همگن	همگن	ناهمگن	ناهمگن	همگن	همگن	همگن	ناهمگن

نتایج جدول (۲) نشان می‌دهد که در اکثر سری‌های زمانی سالانه و فصلی دمای حداقل ناهمگنی وجود دارد. ناهمگنی در سری‌های زمانی دمای حداقل در روش آزمون همگنی نرمال استاندارد مطلق بیش‌تر از روش همگنی نرمال استاندارد نسبی می‌باشد. دلیل این موضوع این است که تعدادی از نوسانات جوی در روش همگنی نرمال استاندارد مطلق به اشتباه به‌صورت ناهمگنی نشان داده می‌شود. در بین ایستگاه‌های مورد مطالعه شدیدترین ناهمگنی مربوط به ایستگاه گرگان می‌باشد که دارای دو جابجایی مکانی با تغییر ارتفاع داشته است. هم‌چنان که در جداول (۲) و (۳) مشخص است اکثر سری‌های زمانی دما کمینه و تعدادی از سری‌های زمانی دمای بیشینه ناهمگن می‌باشند. با مقایسه نتایج جدول (۲) و (۳) مشخص مـی‌گردد که سری‌های دمای حداقل ناهمگنی بیش‌تری نسبت به سری‌های دمای حداکثر دارند این نتیجه‌گیری با نتایج (Toumanvirta, 2001) مطابقت

دارد. نتایج جدول (۲) و (۳) نشان می‌دهد ناهمگنی در فصل‌های سرد در سری‌های زمانی دمای بیشینه و کمینه کم‌تر از فصول گرم سال می‌باشد. این نتیجه بدین معنا است که سری‌های زمانی فصول سرد حساسیت کم‌تری نسبت به جابجایی یا عوامل ایجاد ناهمگنی نسبت به سری‌های زمانی فصول گرم دارند (Syrakora & Stefanara, 2009).

نتیجه‌گیری

به‌منظور بررسی سری‌های زمانی در تحلیل‌های اقلیمی به‌خصوص برای آنالیز تغییرات اقلیمی و تغییرپذیری اقلیمی سری‌های زمانی باید همگن باشد. اغلب سری‌های زمانی طولانی مدت تحت تاثیر عوامل غیر اقلیمی قرار گرفته‌اند و نمی‌توانند تغییرات مربوط به آب و هوا را نشان دهند. بنابراین بررسی همگنی داده‌ها موضوع با اهمیتی می‌باشد. برای این منظور سری‌های دمای حداقل و حداکثر سالانه و فصلی ناحیه خزر مورد بررسی قرار گرفت. ۵ ایستگاه همدید دارای آمار طولانی مدت بندرانزلی، رشت، رامسر، بابلسر و گرگان ارزیابی شدند. شناسه تاریخی ایستگاه‌ها نشان می‌دهد که ۳ ایستگاه جابجایی مکانی داشته‌اند و ۲ ایستگاه دارای شناسه تاریخی دقیق نیستند اما این دو ایستگاه‌ها نیز دارای شرایط استاندارد نبوده‌اند.

برای تحلیل دقیق داده‌ها از آزمون همگنی نرمال استاندارد مطلق و نسبی استفاده گردیده است. نتایج هر دو آزمون ناهمگنی سری‌های مورد مطالعه را مطابق با شناسه تاریخی ایستگاه تأئید می‌نماید. مطابق آزمون همگنی نرمال استاندارد مطلق و نسبی، ناهمگنی در اکثر سری‌های زمانی دمای کمینه دیده می‌شود در صورتی‌که ناهمگنی در تعداد کمی از سری‌های زمانی دمای بیشینه وجود دارد و اکثر سری‌های زمانی سالانه و فصلی دمای بیشینه همگن می‌باشند و در بیش‌تر مواقع حتی جابجایی ایستگاه سبب ناهمگنی آن‌ها نشده است. بنابراین می‌توان نتیجه گرفت سری‌های زمانی دمای حداقل نسبت به سری‌های زمانی دمای حداکثر به عوامل ایجادکننده ناهمگنی حساس‌تر می‌باشند. همچنین مقایسه بین سری‌های زمانی دما در فصول سرد و گرم نشان می‌دهد که

سری‌های زمانی دمای بیشینه و کمینه فصول سرد دارای ناهمگنی بیش‌تری نسبت به سری‌های زمانی فصول گرم می‌باشند.

مهم‌ترین عامل ایجاد ناهمگنی در ایستگاه‌های مورد مطالعه جابجایی مکانی می‌باشد. بنابراین بر اساس روش مطالعه در این مقاله می‌توان گفت که سری‌های زمانی فصلی و سالانه دمای کمینه ایستگاه‌های بندر انزلی، رشت و گرگان ناهمگن می‌باشند. زیرا آزمون آماری و شناسه تاریخی ایستگاه ناهمگنی سری‌های زمانی دمای کمینه را تائید می‌نماید. در صورتی‌که سری‌های زمانی دمای کمینه ایستگاه رامسر و بابلسر را نمی‌توان کاملاً ناهمگن دانست زیرا تنها آزمون ناهمگنی آن را تائید می‌نماید و شناسه تاریخی آن کاملاً مشخص نیست.

پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
پرتال جامع علوم انسانی

منابع

ـ رحیم‌زاده، فاطمه (۱۳۹۰)، «روش‌های آماری در مطالعات هواشناسی و اقلیم‌شناسی»، انتشارات سیدباقر حسینی، تهران.

-Aguilar, E., Auer, I., Brunet, M., Peterson. T.C, & Wieringa, J. (2003), Guidelines on climate metadata and homogenization , ***World Meteorological Organization*** TD-1186, World Meteorological Organization: Geneva, 52 pp.

-Alexandersson, H., (1986), A homogeneity test applied to precipitation data , ***International Journal of Climatology***, 6: 661˚675

-Alexandersson, H. & Moberg, A. (1997), Homogenization of Swedish temperature data, Part I: homogeneity test for linear trends , ***International Journal of Climatology***, 24: 643˚662

-Begert, M., Schlegel, T. and Kirchhofer, W. (2005), Homogeneous temperature and precipitation series of Switzerland from 1864 to 2000 , ***International Journal of Climatology***, 25: 65˚80.

-Brunetti, M., Maugeri, M., Monti, F. & Nannia, T. (2006), "Temperature and precipitation variability in Italy in the last two centuries from homogenised instrumental time series , ***International Journal of Climatology***, 26: 345˚381.

-Buishand, T.A, Martino, G. De, Spreeuw, J. N. & Brandsma T. (2013), Homogeneity of precipitation series in the Netherlands and their trends in the past century , ***International Journal of Climatology***, 33: 815˚833.

-Beaulieu, C., Seidou, O., Ouarda, T.B.M.J., Zhang, X., Boulet, G. & Yagouti, A. (2008), Intercomparison of homogenization techniques for precipitation data , ***Water Resources Research***, 44, W02425, doi: 10.1029/2006WR005615.

-Conrad, V. & Pollak, C. (1950), ***Methods in Climatology*** , Harvard University Press: Cambridge, MA.

-Ducr´e-Robitaille, J.F., Boulet, G. & Vincent, L.A. (2003), Comparison of techniques for detection of discontinuities in temperature series , ***International Journal of Climatology***, 23: 1087˚2003.

-Göktürk, O.M., Bozkurt, D., Sen, ö.L. & Karaca, M. (2008), "Quality control and homogeneity of Turkish precipitation data , ***Hydrological Processes***, 22: 3210˚3218.

-Gonz´alez-Rouco, J.F., Jim´enez, J.L., Quesada, V. & Valero, F. (2000), Quality control and homogeneity of precipitation data in the Southwest of Europe , ***Journal of Climate***, 14: 964˚978.

-Hanssen-Bauer, I. & Forland, E.J. (1994), Long Norwegian precipitation series , ***Journal of Climate***, 7: 1001-1013.

-Karabork, M.C., Kahya, E. & Komuscu, A.U. (2007), Analysis of Turkish precipitation data: homogeneity and the Southern Oscillation forcings on frequency distributions , ***Hydrological Processes***, 21: 3203˚3210.

-Karl, T.R. & Williams, Jr., C.N. (1987), An approach to adjusting climatological time series for discontinuous inhomogeneities , ***Journal of Climate Applied Meteorology***, 26: 1744-1763.

-Kenawy, A. El., L´opez-Moreno, J. I., Stepanek, P. & Vicente-Serrano, S.M., (2013), An assessment of the role of homogenization protocol in the performance of daily temperature series and trends: application to northeastern Spain , ***International Journal of Climatology*** 33: 87˚108.

-Keiser, D.T. & Griffiths, J.F. (1997), Problems associated with homogeneity tesing in climate variation studies: a case study of temperature in North Great Plains, USA , ***International Journal of Climatology***, 17:497˚510.

-Moberg, A. & Alexandersson, H. (1997), Homogenization of Swedish temperature data. Part II: homogenized gridded air temperature compared with a subset of global gridded air temperature since 1861 , ***International Journal of Climatology***, 17: 35˚54

-Moberg, A. & Bergstr¨om, H. (1997), Homogenization of Swedish temperature data. Part III: The long temperature records from Uppsala andStockholm , ***International Journal of Climatology***, 17: 667˚699.

-Pand ziچ K. & Likso, T.v(2010), Homogeneity of average annual air temperature time series for Croatia , ***International Journal of Climatology***, 30: 1215˚1225.

-Peterson, T.C., Easterling, D.R., Karl, T.R., Groisman, P., Nicholls, N., Plummer, N., Torok, S., Auer, I., Böhm, R., Gullett, D., Vincent, L., Heino,

R., Tuomenvirta, H., Mestre, O., Szentimrey, T., Salinger, J., Førland, E.J., Hanssen-Bauer, I., Alexandersson, H., Jones, P.e & Parker, D. (1998), Homogeneity adjustments of in situ atmospheric climate data: a review , ***International Journal of Climatology***, 18, 1493-1517.

-Sahin, S. & Cigizoglu, H.K. (2010), Homogeneity analysis of Turkish meteorological data set , ***Hydrological Processes***, 24: 981-992.

-Staudt, M., Esteban-Parra, J. & Castro-Díez, Y. (2007), Homogenization of long-term monthly Spanish temperature data , ***International Journal of Climatology***, 27: 1809˚1823.

-Syrakova, M. & Stefanova, M. (2009), Homogenization of Bulgarian temperature series , ***International Journal of Climatology***, 29: 1835˚1849

-Tuomenvirta, H. (2001), Homogeneity adjustments of temperature and precipitation series-Finish and Nordic data , ***International Journal of Climatology***, 21: 495˚506.

-Vicente-serrano, M.L., Beguería, S., López-Mereno, J.I., García-vera, M.A. & Stepanek, P. (2010), A complete daily precipitation database for northeast Spain: reconstruction, quality control, and homogeneity , ***International Journal of Climatology*** 30: 1146˚1163.

-Wijngaard, J.B., Klein Tank, A.M.G. & K¨onnen, G.P. (2003), Homogeneity of the 20th century European daily temperature and precipitation series , ***International Journal of Climatology*** 23: 679˚692.

پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
پرتال جامع علوم انسانی