

## آشکارسازی نوسانات اقلیمی با استفاده از روش آزمون همگنی نرمال استاندارد (مطالعه موردی: ایستگاه خرم‌آباد)

کبری بهاروندی<sup>۱</sup>

علی محمد خورشید دوست<sup>۲</sup>

مجتبی نساجی زواره<sup>۳</sup>

### چکیده

دماهای فرین امروزه از مهم‌ترین پارامترهای اقلیمی است که برای اثبات تغییر اقلیم در یک منطقه روند آن را طی سال‌های گذشته مورد ارزیابی قرار می‌دهند. تحلیل روند سری‌های زمانی شاخص‌های حدی دما سبب شناخت بهتر رفتار گذشته و حال تغییرات اقلیمی می‌شود. پژوهش‌های انجام شده در جهان نیز به‌طور عمده نشانگر افزایش تدریجی میانگین دما است. در این تحقیق به‌منظور شناسایی نوسانات اقلیمی پارامترهای دمای حداقل و روزهای یخبندان از مشاهدات ایستگاه سینوپتیک خرم‌آباد در دوره آماری ۲۰۱۳ - ۱۹۸۴ استفاده شده است. هدف از این مطالعه در ابتدا آشکارسازی روند دمای حداقل به‌صورت ماهانه بوده است. از طرف دیگر برای تحلیل روند، سری‌های زمانی فصلی انتخاب گردید. روش‌های به‌کار رفته در این پژوهش برای تحلیل روند دمای حداقل استفاده از آزمون همگنی نرمال استاندارد مطلق (SNHT) بود. برای ترسیم نمودارهای تحلیل روند از آزمون آماری من - کندال استفاده شده است. نتایج به‌دست آمده از روش‌های آماری استفاده شده در این پژوهش نشان داد که سری‌های دما فاقد ناهمگنی معنی‌دار بودند و فراداده ایستگاه این همگنی را تایید می‌کند. بیش‌ترین و کم‌ترین تغییرات دمای حداقل به‌ترتیب در فصل زمستان و پاییز رخ داده است. آماره T من - کندال برای دوره زمانی مورد مطالعه نشان از افزایش معنی‌داری دمای حداقل در بیشتر ماه‌ها داشته است. ولی روند دما در فصل پاییز دارای کمتری نسبت به دیگر فصول مطالعه شده می‌باشد. بر همین اساس با مطالعه روند روزهای یخبندان در طول دوره آماری مورد مطالعه در فصل زمستان نتایج نشان داد که از شدت یخبندان کاسته شده است.

**واژگان کلیدی:** نوسان اقلیمی، دما و یخبندان، آزمون همگنی نرمال استاندارد مطلق (SNHT)، آزمون من - کندال، خرم‌آباد.

### مقدمه

امروزه داده‌های ثبت شده در سازمان هواشناسی جز مهم‌ترین اطلاعاتی می‌باشند که در پژوهش‌های اقلیم‌شناسی مورد استفاده قرار می‌گیرند. بر اساس نتایج تحقیقات، تغییر هر چند کم دما موجب تغییر در وقوع پدیده‌های حدی نظیر خشکسالی، بارش‌های سنگین و طوفان می‌شود (بالینگ<sup>۴</sup> و آیداسو<sup>۵</sup>: ۱۹۹۹: ۱۴۷ - ۱۴۳). از این رو ابتدا باید به جمع‌آوری داده‌ها و اطلاعات ایستگاه‌ها پرداخت. اگر داده‌های هواشناسی برای استفاده‌ی آینده جمع‌آوری می‌شوند، سوال این خواهد بود که این داده‌ها کجا و توسط چه کسی جمع‌آوری شده است. مستندات ایستگاه‌ها اطلاعاتی را در مورد داده‌ها دارند که آن را فراداده<sup>۶</sup> (داده‌ها در مورد داده‌ها) ایستگاه می‌نامند. فراداده باید

Email: bairanwand63@gmail.com - Tel: 06633404648

<sup>۱</sup> دانشجوی کارشناسی ارشد آب و هواشناسی دانشگاه تبریز (نویسنده مسئول)

<sup>۲</sup> استاد گروه آب و هواشناسی، دانشکده برنامه ریزی و علوم محیطی، دانشگاه تبریز

<sup>۳</sup> عضو هیات علمی موسسه علمی - کاربردی جهاد دانشگاهی تهران، گروه آب و هواشناسی

<sup>۱</sup> - Balling

<sup>۲</sup> - Idso

<sup>۳</sup> - Metadata

مشخص نماید که داده‌ها چگونه، کجا، چه وقت و توسط چه کسی جمع‌آوری شده است. یک فراداده کامل باید همه تغییرات ایستگاه از بدو تاسیس تا به حال را داشته باشد. اطلاعات تکمیلی در خصوص مشاهدات نظیر نوع تجهیزات در تفسیر مقادیر مشاهدات مفید است. در بعضی مواقع زمانی که تجهیزات تغییر می‌نماید جهش در داده‌ها مشاهده می‌گردد. چنین جهش‌هایی در داده‌ها نمونه‌ای از ناهمگنی<sup>۱</sup> است و باید برای از بین بردن اثرات ناهمگنی، داده‌ها تعدیل<sup>۲</sup> گردند. اگر یک سری زمانی اقلیمی همگن<sup>۳</sup> باشد تمامی تغییرات<sup>۴</sup> و تغییرپذیری<sup>۵</sup> آن در نتیجه رفتار جو است. فراداده خوب محققان را از نتیجه تحلیل داده‌ها مطمئن می‌سازد. برای مثال آگاهی از زمان و تغییر ادوات به حذف اثرات عوامل غیر آب‌وهوایی کمک می‌نماید. داده‌های طولانی مدت همگن و با کیفیت در ارزیابی‌های اقلیمی مورد نیاز می‌باشد. فراداده ایستگاه نقش اساسی در تهیه این داده‌ها دارد و باعث می‌گردد از نتایج حاصل از تحلیل‌ها مطمئن‌تر شد. و بنابراین تغییرات باقی مانده در سری‌های زمانی را به تغییرات و تغییرپذیری اقلیمی نسبت داد (نساجی زواره، ۱۳۹۲: ۳۵).

سری زمانی اقلیمی در صورتی همگن است که تغییرات آن تنها به دلیل تغییرات آب‌وهوایی ایجاد شده باشد (کند و پلک<sup>۶</sup> ۱۹۵۰: ۳۰۲). اغلب سری‌های زمانی اقلیمی طولانی مدت به وسیله عوامل غیر اقلیمی تحت تاثیر قرار می‌گیرند. بنابراین چنین داده‌هایی نمی‌توانند تغییرات اقلیمی واقعی در طول زمان را نشان دهند. عوامل مختلفی در ناهمگنی داده‌های اقلیمی تاثیرگذار هستند. این عوامل عبارتند از: تغییر در تجهیزات هواشناسی، عملیات دیده‌بانی، محل ایستگاه، فرمول‌های محاسبه میانگین و محیط اطراف ایستگاه (کارل و ویلیامز<sup>۷</sup> ۱۹۸۷: ۱۷۶۳ - ۱۷۴۴، گاتمن<sup>۸</sup> ۱۹۹۸: ۲۴۵، پیترسون و همکاران<sup>۹</sup> ۱۹۹۸: ۱۵۱۷ - ۱۴۹۳، و رحیم زاده ۱۳۹۰: ۲۲۵). تعدادی از تغییرات فوق باعث جهش در سری داده‌ها و گروهی دیگر باعث انحراف تدریجی در سری داده‌ها می‌شوند. در هر صورت ناهمگنی به هر دلیل که در سری داده‌های اقلیمی صورت پذیرفته باشد می‌تواند به نتایج نادرست در مطالعات اقلیمی منجر گردد. بنابراین تشخیص و تعدیل ناهمگنی داده‌ها و تبدیل آن‌ها 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 مستقیم از فراداده ایستگاه و مقایسه اطلاعات به دست آمده از ادوات هواشناسی در کنار همدیگر استفاده می‌شود. روش‌های غیرمستقیم شامل روش‌های آماری برای تشخیص ناهمگنی داده‌ها می‌باشد. با توجه به این که اغلب ایستگاه‌های هواشناسی و اقلیم‌شناسی فاقد فراداده می‌باشند، استفاده از روش‌های غیرمستقیم در تحقیقات مربوط به همگنی مرسوم می‌باشد (پیترسون و همکاران ۱۹۹۸، آگیولر<sup>۱۰</sup>، ۲۰۰۵: ۱۱۴۵ - ۱۱۳۲). برای آشکارسازی ناهمگنی در سری‌های زمانی اقلیمی می‌توان از روش‌های مطلق<sup>۱۱</sup> و نسبی<sup>۱۲</sup> استفاده نمود. در روش همگنی مطلق، آزمون آماری فقط برای سری‌های زمانی هر ایستگاه به کار می‌رود. در صورتی که در روش همگنی نسبی، آزمون با توجه به ایستگاه‌های مجاور مورد استفاده قرار می‌گیرد. استفاده از روش‌های مطلق ممکن است محققان را در تفسیر دچار گمراهی نماید و بعضی از نوسانات جوی را

1 - Inhomogeneity

2 - Adjust

3 - Homogeneous

4 - Change

5 - Variability

6 - Conrad & Pollak

7 - Karl. & Williams.

8 - Guttman

9 - Peterson & al

10 - Aguilar

11 - Absolute method

12 - Relative method



به صورت ناهمگنی نمایش دهد. از طرف دیگر در صورت عدم وجود همبستگی بین ایستگاه کاندید و ایستگاه‌های مرجع<sup>۱</sup> پژوهشگر مجبور به استفاده از روش‌های مطلق خواهد بود. اصولاً در صورت همبستگی مناسب بین ایستگاه‌های همسایه، روش‌های همگنی نسبی توصیه گردیده است (پیترسون و همکاران ۱۹۹۸). در بین روش‌های مختلف بررسی همگنی، روش همگنی نرمال استاندارد<sup>۲</sup> به عنوان یک روش متداول مورد استفاده اکثر محققان می‌باشد (سیراکوا و استفانوا<sup>۳</sup> ۲۰۰۹ : ۱۸۴۹ - ۱۸۳۵، پاندزیک و لیکسو<sup>۴</sup> ۲۰۱۰ : ۱۲۲۵ - ۱۲۱۵). نتیجه تشخیص و تعدیل ناهمگنی ایجاد سری‌های زمانی همگن بوده که تحلیل دقیق‌تری از روند را نشان می‌دهد. همچنین نتایج تحقیقات مختلف بیانگر این موضوع است که تعدادی از ناهمگنی‌ها باعث افزایش خطا و تعداد دیگری از ناهمگنی‌ها باعث اشتباه فاحش در تحلیل روند می‌گردند (پیترسون و همکاران ۱۹۹۸). در ایران وسایر نقاط جهان مطالعات زیادی صورت گرفته است که در این بخش به برخی از آن‌ها اشاره می‌شود: رضایی بنفشه و همکاران (۱۳۸۹ : ۷۴ - ۴۳)، به منظور بررسی تغییر عناصر اقلیمی حوضه دریاچه ارومیه داده‌های دمای حداکثر، حداقل و بارندگی روزانه ۱۴ ایستگاه در طی دوره‌ی آماری (۲۰۰۶ - ۱۹۸۴) مورد بررسی قرار دادند. روند این نمایه‌ها با استفاده از روش حداقل مربعات تعیین گردید و برای تشخیص معنی‌داری آن‌ها آزمون من - کندال به کار رفت. نتایج نشان داد که شرایط اقلیمی در طی دوره‌ی مورد مطالعه در این منطقه تغییر پیدا کرده است، همچنین در طی دوره مورد مطالعه تعداد روزهای متوالی مرطوب به طور معنی‌داری کاهش پیدا کرده است، و روزهای متوالی خشک افزایش معنی‌داری داشته است. شیراوند و همکاران (۱۳۸۹ : ۵۰)، با بررسی دما و بارش ایستگاه‌های سینوپتیک استان لرستان طی دهه‌های آتی، و با استفاده از روش خروجی‌های مدل گردش عمومی جو (ECHO-G)، برای دوره زمانی ۲۰۳۹ - ۲۰۱۰ و با استفاده از مدل ریز مقیاس (LARS - WG) منطقه را ارزیابی کردند. نتایج نشان‌دهنده روند کاهش میزان بارندگی و افزایش دماهای ایستگاه‌های مورد بررسی در این استان بود است. میرعباسی نجف آبادی و دین پژوه (۱۳۹۲ : ۳۰۱ - ۲۷۷)، با بررسی ۲۲ ایستگاه در سطح کشور طی سال‌های (۲۰۰۵ - ۱۹۶۶)، به تحلیل تغییرات سرعت باد سطحی در مقیاس ماهانه و سالانه با روش ناپارامتری من - کندال پرداختند. در این پژوهش نشان داده شد که گرچه پارامترها ماهانه تجربه شده است، ولی تعداد ایستگاه‌های با روند منفی در مقایسه با تعداد ایستگاه‌های با روند مثبت بیش‌تر است. بنابراین در حالت کلی می‌توان نتیجه گرفت که در اکثر ایستگاه‌های ایران روند سرعت باد در ماه‌های سال نزولی است. خورشیددوست و همکاران (۱۳۹۵ : ۱۴۹ - ۱۳۳) سری‌های زمانی دمای حداکثر و حداقل سالانه و فصلی ۵ ایستگاه همدید در ناحیه خزر را که دارای آمار طولانی مدت می‌باشند مورد بررسی قرار دادند. 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 شد. 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 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، جابه‌جایی ایستگاه در سری‌های زمانی دمای حداکثر سالانه و فصلی باعث ایجاد ناهمگنی نشده است. بهمنش و آزاد طلاتپه (۱۳۹۲ : ۵۸ - ۴۱)، با پارامترهای درجه حرارت، بارندگی، درصد رطوبت، ساعات آفتابی، تبخیر و تعرق) موجود در ایستگاه ارومیه طی سال‌های (۱۳۸۹ - ۱۳۵۰) به بررسی تغییر اقلیم در این منطقه پرداختند. آن‌ها با استفاده از روش من - کندال نشان دادند که متوسط درجه حرارت در همه ماه‌های سال شیب مثبت داشته است، اما در همه ماه‌های سال

1 - Reference station

2 - Standard Normal Homogeneity Test

3 - Syrakova & Stefanova

4 - Pandžic & Likso

معنی دار نبوده، سایر پارامترها در برخی ماه‌ها دارای شیب افزایشی و در برخی ماه‌ها شیب کاهش داشته است. تیبیا<sup>۱</sup> و فریدن رایچ<sup>۲</sup> (۲۰۰۴ : ۱۱۶۰ - ۱۱۴۷)، در بررسی سری‌های زمانی داده‌های ساعات آفتابی و تابش خورشیدی در اقلیم هوای حاره‌ای برزیل و با استفاده از روش خود رگرسیون (ARIMA) بیان کردند که این ضریب در نواحی شمالی برزیل بین ۰/۴۷ - ۰/۳۰ و در نواحی دیگر صفر است. مارنگو و مارگو<sup>۳</sup> (۲۰۰۸ : ۱۰۷۳ - ۱۰۵۱)، در ایستگاه‌های جنوب برزیل با بررسی سری‌های بلند مدت دمای حداکثر و حداقل و با استفاده از روش رگرسیون خطی و آزمون ناپارامتریک من - کندال به این نتیجه رسیدند که روند دمای حداقل افزایش شیب داشته اما روند دمای حداکثر دارای شیب ملایم بوده است. سهین و سیگزلو<sup>۴</sup> (۲۰۱۰ : ۹۹۲ - ۹۸۱)، ۶ متغیر هواشناسی شامل دمای حداکثر، دمای حداقل و متوسط، کل بارش، رطوبت نسبی و فشار محلی ۲۳۲ ایستگاه هواشناسی برای دوره زمانی ۲۹ ساله در کشور ترکیه را مورد بررسی قرار دادند، و از روش‌های آزمون همگنی (SNHT) و درون‌یابی مقادیر مفقود شده برای سری‌های زمانی استفاده کردند؛ و از آزمون دو متغیره تحلیل داده‌ها استفاده شد. طبق این آزمون ۳۰ ایستگاه از ۲۳۲ ایستگاه بارش ناهمگن بودند. اغلب ناهمگنی‌های آماری مربوط به تغییرات طولانی مدت، و روند معنی‌دار داشتند. مامارا و همکاران<sup>۵</sup> (۲۰۱۲ : ۲۶۶۶ - ۲۶۴۹)، دمای متوسط ماهانه در کشور یونان را مورد بررسی قرار دادند. برای این منظور از دو روش همگنی MASH و CLIMATOL در دوره آماری ۳۵ تا ۴۵ سال استفاده شد. نتایج این تحقیق نشان داد که روند دمای متوسط سالانه و فصلی تغییرات معنی‌داری را قبل و بعد از همگنی دارد و روند افزایش دمای متوسط نمایان‌تر بوده است. هدف از این تحقیق تحلیل روند دما در ایستگاه خرم‌آباد می‌باشد، و تلاش بر این بوده است که روشی مناسب برای اطمینان از صحت داده‌ها ارائه گردد که برای این ایستگاه اولین بار است که مورد استفاده قرار می‌گیرد دلیل استفاده از سال‌های آماری (۲۰۱۳ - ۱۹۸۴) این بوده است که داده‌ها در این سال‌ها به صورت منسجم و منظم ثبت و ضبط شده است و دسترسی به این داده‌ها آسان‌تر بوده است. با توجه به موضوعات گفته شده، این تحقیق در نظر دارد تا در مرحله اول ضمن بررسی صحت همگنی داده‌ها قبل از تحلیل روند ناهمگنی‌های ممکن را تا حد امکان شناسایی نموده و تعدیل نماید. در مرحله دوم تحلیل روند دمای حداقل را در طول ۳۰ سال مورد ارزیابی قرار دهد.

### مواد و روش‌ها

شهرستان خرم‌آباد مرکز استان لرستان با مساحتی حدود ۶۲۳۳ کیلومتر مربع بزرگ‌ترین شهر استان به حساب می‌آید، این شهرستان در غرب ایران و در حاشیه جنوب‌غربی آبریز کرخه با وسعتی معادل ۱۸۰۸۵ کیلومتر مربع و با ارتفاع ۱۲۶۰ متر از سطح دریا واقع شده است. (گزارش نیمه تفضیلی آب زیرزمینی خرم‌آباد شرکت آب منطقه‌ای استان لرستان سال ۱۳۹۱)، شکل (۱).

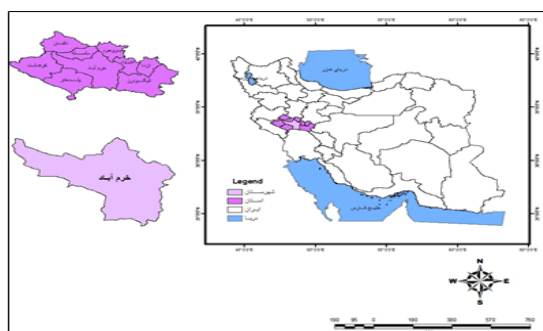
<sup>۱</sup> - Tiba

<sup>۲</sup> - Frieden Reich

<sup>۳</sup> - Marengo & margo

<sup>۴</sup> - Sahin & Cigizolu

<sup>۵</sup> - Mamara & al



شکل (۱). نقشه منطقه مورد مطالعه

در این تحقیق از روش کتابخانه‌ای استفاده شده است. اطلاعات مورد نیاز درباره عناصر آب‌وهوایی با مراجعه به منابع گوناگون محلی و اینترنتی از جمله: سایت سازمان هواشناسی استان و ادارات و نهادهای مرتبط استخراج شده است. ابتدا داده‌های ساعتی ثبت شده درجه حرارت ایستگاه خرم‌آباد در هشت نوبت مختلف روزانه طبق ساعت گرینویچ گردآوری شده، و در طول ۳۰ سال دمای حداقل آن به صورت جداگانه استخراج گردید. سپس داده‌ها را به بانک اطلاعاتی Excel وارد نموده و با رسم نمودارهای آماری و محاسبه شاخص‌های مرکزی و تحلیل دیگر یافته‌های تحقیق پرداخته شده است.

روش SNHT<sup>۱</sup> (آزمون همگنی نرمال استاندارد)، یکی از متداول‌ترین روش‌ها برای بررسی همگنی داده‌های دما و بارش می‌باشد که توسط محققان زیادی در سراسر دنیا مورد استفاده قرار گرفته است. این روش توسط پژوهشگران مختلف ارائه داده شده و برای دقت بیشتر در تشخیص نوسانات جوی از ناهمگنی‌ها توسط عوامل غیر جوی. این آزمون با در نظر گرفتن سری‌های مرجع<sup>۲</sup> مورد استفاده قرار می‌گیرد. در این روش سری‌های زمانی مورد آزمون بر اساس پایداری تفاوت پارامتر  $d$  بین دما در ایستگاه مورد آزمون و سری مرجع پایه گذاری شده است. ناهمگنی در سری آزمون توسط تغییرات در سری  $d$  آشکار می‌گردد. برای کاهش تاثیر مکانی روی مقادیر دما از رابطه  $(t - t_j)$  استفاده گردیده که  $t$  متوسط مقادیر دما و  $t_j$  ضریب همبستگی بین ایستگاه آزمودنی و مرجع برای مثال  $(t_{io} - t_o)$  و  $(t_{jr} - t_j)$  (j) به ترتیب مقادیر دما در ایستگاه مورد آزمون و در هر ایستگاه مرجع می‌باشد. پارامتر  $d$  در هر گام زمانی  $i$  برای  $k$  ایستگاه مرجع بر اساس معادله زیر محاسبه می‌گردد. این آزمون از دو روش همگنی نرمال استاندارد مطلق و همگنی نرمال استاندارد نسبی انجام می‌گیرد که در اینجا با توجه به اینکه فقط سری زمانی یک ایستگاه مورد بررسی قرار می‌گیرد، از روش همگنی نرمال استاندارد مطلق استفاده شده است. در واقع این روش یک ضرورت برای پژوهش‌های اقلیمی است که باید قبل از هر محاسباتی انجام شود، و پس از تایید همگنی داده‌ها توسط آزمون می‌توان بقیه روند مطالعات تحقیق را ادامه داد (نساجی زواره، ۱۳۹۲: ۵۸).

در روش همگنی نرمال استاندارد مطلق فرض صفر، 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  $\mu_1$  و داده‌های بعد از آن با میانگین  $\mu_2$  باشند را ارائه می‌کند (الکساندرسون<sup>۳</sup> ۱۹۸۶: ۶۷۵ - ۶۷۱، رحیم زاده ۱۳۹۰). برای انجام این آزمون سری به صورت سری استاندارد شده  $i = 1, \dots, n$  در  $Z_i$  و ۲ می‌آید. سپس دنباله  $T_K$  از رابطه زیر محاسبه می‌شود.

$$T_K = K \bar{Z}_k^2 + (n-k) \bar{Z}_{n-k}^2 \quad (۱)$$

<sup>۱</sup>- Standard Normal Homogeneity Test

<sup>۲</sup>- Reference Series

<sup>۳</sup>- Alexanderson

برای  $k = 1, 2, \dots, n-1$  که در آن میانگین  $\bar{Z}_k$  میانگین  $k$  داده اول و  $\bar{Z}_{n-k}$  میانگین  $n-k$  داده باقی مانده 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  $T_0 = \max T_k$  می‌باشد که به‌عنوان نقطه تغییر نیز شناخته می‌شود (الکساندرسون و موبرگ<sup>۱</sup> ۱۹۹۷: ۶۶۲-۶۴۳). رابطه بین آزمون  $T_0, T_n$  به‌صورت زیر تعریف می‌گردد:

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

جدولی به شرح زیر توسط (الکساندرسون و موبرگ ۱۹۹۷)، برای مقادیر بحرانی ارائه گردید. مقادیر بحرانی برای دوره‌های آماری طولانی مدت توسط خلیق<sup>۲</sup> و اواردا<sup>۳</sup> (۲۰۰۷: ۶۸۷-۶۸۱) اصلاح شد. مقادیر بحرانی در سطح اطمینان ۵٪ و ۱٪ در جدول (۱) آمده است.

جدول (۱). مقادیر بحرانی  $T_k$  در سطح اطمینان ۵٪ و ۱٪ آماره SNHT

| N  | ۲۰   | ۳۰    | ۴۰    | ۵۰    | ۷۰    | ۱۰۰   |
|----|------|-------|-------|-------|-------|-------|
| ٪۱ | ۹/۵۶ | ۱۰/۴۵ | ۱۰/۰۱ | ۱۱/۲۸ | ۱۱/۸۹ | ۱۲/۳۲ |
| ٪۵ | ۶/۹۵ | ۷/۶۵  | ۸/۱   | ۸/۴۵  | ۸/۸   | ۹/۱۵  |

همگنی به معنی این است که داده‌ها مربوط به یک جامعه آماری تصادفی باشند. برای ملاحظه این که آیا داده‌ها و ارقامی که تحلیل می‌شوند همگن هستند یا خیر، روش‌های زیادی وجود دارد که می‌توان آن‌ها را در دو گروه دسته‌بندی کرد: یکی روش‌های نموداری و دیگری روش‌های غیر نموداری. روش‌های نموداری از این جهت که معیار کمی برای حالت همگنی یا غیرهمگنی در آن‌ها وجود ندارد، روش‌های کاملی به شمار نمی‌روند. در این تحقیق برای آزمون همگنی داده‌ها، از آزمون همگنی حول میانگین یا ران تست استفاده شده است (عیسی پور، ۱۳۹۲: ۳۲) که اساس کار در این روش رده‌بندی داده‌ها بر مبنای سال وقوع، محاسبه میانگین داده‌ها و مشخص کردن داده‌های دو طرف میانگین به‌عنوان عدد وسط بود، و در واقع ایجاد یک فاصله اطمینان برای میانه و میانگین داده‌ها است.

برای تحلیل وجود یا عدم وجود روند از دو دسته روش‌های پارامتریک و ناپارامتریک استفاده می‌شوند. روش‌های پارامتریک عمدتاً بر اساس رابطه رگرسیونی بین سری‌های با زمان استوار می‌باشند. روش‌های ناپارامتریک از کاربرد نسبتاً وسیع‌تری نسبت به روش‌های پارامتریک برخوردارند. برای سری‌هایی که توزیع آماری خاصی بر آن‌ها قابل برازش نیست و چولگی یا کشیدگی زیادی دارند، استفاده از روش‌های ناپارامتریک مناسب‌تر است. آزمون روند من - کندال (من، ۱۹۴۵: ۲۵۹-۲۴۵ و کندال، ۱۹۷۵: ۲۲۲-۲۰۰) یکی از گسترده‌ترین روش‌ها برای تعیین معنی‌داری روند می‌باشد. این آزمون تابعی از رتبه مشاهدات تا مقادیر واقعی آن می‌باشد و تحت تاثیر توزیع واقعی داده‌ها قرار نمی‌گیرد و به مقادیر داده‌های پرت حساس نیست. اگر چه آزمون‌های روند پارامتریک قوی‌تر هستند، اما نیاز به داده‌های با توزیع نرمال دارند. از نقاط قوت این روش می‌توان به مناسب‌تر بودن کاربرد آن برای سری‌های زمانی که از توزیع آماری خاصی پیروی نمی‌کنند، اشاره نمود. اثرپذیری ناچیز این روش از مقادیر حدی که در برخی از سری‌های زمانی مشاهده می‌گردند، نیز از مزایای استفاده از این روش است. فرض صفر این آزمون بر تصادفی بودن و عدم وجود روند در سری داده‌ها دلالت دارد، و پذیرش فرض یک دال بر وجود روند در سری داده‌ها می‌باشد. این آزمون به دو روش محاسبه می‌شود:

آزمون آماره  $(T)$  من - کندال چنین بیان می‌شود (کاوایی و عساکره، ۱۳۸۲: ۲۵).

<sup>2</sup>- Moberg

<sup>2</sup>- Khaliq

<sup>3</sup>- Ouarda



$$\tau_2 = \frac{\sum_{i=1}^{n-1} \sum_{j=i+1}^n \text{sgn}(a_i - a_j)}{\frac{1}{2}} = \frac{p}{\sqrt{\frac{1}{n} [n(n-1)(2n+5) - \sum b_1(b_1-1)(2b_1+5)]}} \quad (3)$$

در فرمول بالا:

$b_1$  = تعداد داده های همسان

$n$  = طول دوره های آماری

$\text{Sgn} =$  نشانه همه مقادیر محتمل داده ها  $(a_i, a_j)$  است که در آن تفاضل  $i > j$  (یعنی رتبه  $i$  ام و  $j$  ام) است که در این صورت:

(۴)

$$\text{Sng}(a_i - a_j) = \begin{bmatrix} +1 & a_i > a_j \\ 0 & a_i = a_j \\ -1 & a_i < a_j \end{bmatrix}$$

۱ - داده ها رتبه بندی شده و به ترتیب وقوع آن ها در ستون مقابل شان نوشته می شود.

۲ - آماره  $p$  از طریق محاسبه ی تعداد مقادیر پایین تر و بالاتر از هر جمله در سری به دست می آید (عساکره، ۱۳۹۰ : ۱۷۰).

از آزمون نموداری من \_ کندال جهت بررسی معنی داری روند و آشکارسازی جهش در سری های زمانی استفاده می شود. در این روش دو عامل  $U$  و  $\hat{U}$  بر اساس  $i$  به صورت نموداری رسم می شود، در حالت معناداری روند، دو نمودار در نقطه شروع پدیده در خارج از محدوده  $\pm 1/96$  یکدیگر را قطع کرده و در خلاف جهت یکدیگر حرکت خواهند کرد، به این نقطه برخورد جهش گفته می شود. در حالی که اگر روند وجود نداشته باشد دو دنباله  $U$  و  $\hat{U}$  تقریباً به صورت موازی حرکت خواهند کرد، و یا با چند بار برخورد به طوری که به تعبیر جهت منجر نشود عمل خواهند کرد. نمودار  $U$  نسبت به سال (محور  $Y$ ) رسم شده و برای اینکه معنی داری روند و نقطه جهش آن به دست آید، دنباله ی  $\hat{U}$  تعریف می شود که مراحل به دست آوردن  $\hat{U}$  همانند  $U$  است. با این تفاوت که سال ها به ترتیب نزولی قرار می گیرند، و مراحل محاسبه  $U$  برای  $\hat{U}$  نیز تکرار می شود. در مواقعی که  $-1/96 < U < +1/96$  باشد، سری تصادفی است و روند خاصی نمی توان برای آن تصور کرد. در حالی که  $U > +1/96$  نشان دهنده ی روند مثبت و  $U < -1/96$  نشان دهنده ی روند منفی می باشد. به این نقطه برخورد جهش گفته می شود. برای انجام این آزمون ابتدا سری های آماری رتبه بندی می شوند و برای میزان تغییر یا روند از رابطه زیر استفاده می شود، و برای برآورد آن از آماره  $T$  استفاده شد (همتی ۱۳۹۰ : ۵).

- داده های دما به ترتیب وقوع ردیف شده و ترتیب زمانی داده ها  $n$  در نظر گرفته شد.

- داده ها رتبه بندی شدند که برای این منظور از آماره  $T$  استفاده گردید.

- امید ریاضی  $E_i$ ، واریانس  $V_i$  و شاخص من \_ کندال  $U_i$  بر اساس روابط زیر محاسبه شد.

$$V_i = \frac{ni(ni-1)(2ni+5)}{72} \quad (5)$$

$$U_i = \frac{(\sum ti - E_i)}{\sqrt{V_i}} \quad (6)$$

در روابط بالا  $n_i$  تعداد داده ها است. برای شناسایی روند در سری داده ها برای نقاط جهش و شروع روند از مقادیر  $U$  و  $U^1$  استفاده شد. به منظور ترسیم نمودار سری زمانی مقادیر متوالی آماره های  $U$  و  $U^1$  با استفاده از آزمون من \_ کندال (معادله ۵ و ۳) محاسبه شد. برای بررسی تغییرات باید شاخص  $U^1$  نیز محاسبه می شد. مراحل محاسبه  $U^1$  به شرح زیر بوده است :

- داده‌ها رتبه‌بندی شدند که برای این منظور از آماره T استفاده گردید.

- امید ریاضی  $E_i$ ، واریانس  $V_i$  و شاخص  $U_i$  از روابط زیر محاسبه شد:

$$E_i = \frac{[N(n1)](Nni)}{4} \quad (7)$$

$$V_i = \frac{[N(n1)](Nni)[2(N(n1))] + 5}{72} \quad (8)$$

$$U_i = \frac{(\sum T_i E_i)}{\sqrt{V_i}} \quad (9)$$

در روابط بالا N تعداد سال‌های آماری مورد استفاده است. محل تلاقی شاخص U و  $U^1$  با محدوده‌ی ۹۵ درصد اطمینان نشان دهنده‌ی تغییرات سری زمانی، و شاخص U بعد از محل تلاقی وضعیت روند کاهش یا افزایش سری را نشان داده است (همتی ۱۳۹۰: ۵).

### یافته‌ها و بحث:

#### جدول (۲). نتایج حاصل از آزمون ران تست

| متغیر مورد استفاده |            |
|--------------------|------------|
| روزهای یخبندان     | درجه حرارت |
| P-value=0          | P-value=0  |

همان‌طور که مشاهده می‌شود، شاخص (P - Value) برای دو متغیر مورد استفاده کمتر از ۱٪ است، و این بدین معنی است که داده‌های مورد استفاده دارای روند بوده و غیرتصادفی می‌باشند. اولین گام در بررسی سری‌های زمانی تهیه فراداده ایستگاه می‌باشد. بررسی‌های انجام شده نشان داد که اطلاعات مناسب و طبقه‌بندی شده در این زمینه وجود دارد و بر اساس بررسی‌های صورت گرفته توسط پژوهشکده هواشناسی اطلاعات زیر به دست آمده که در جدول شماره (۳) نمایش داده شده است:

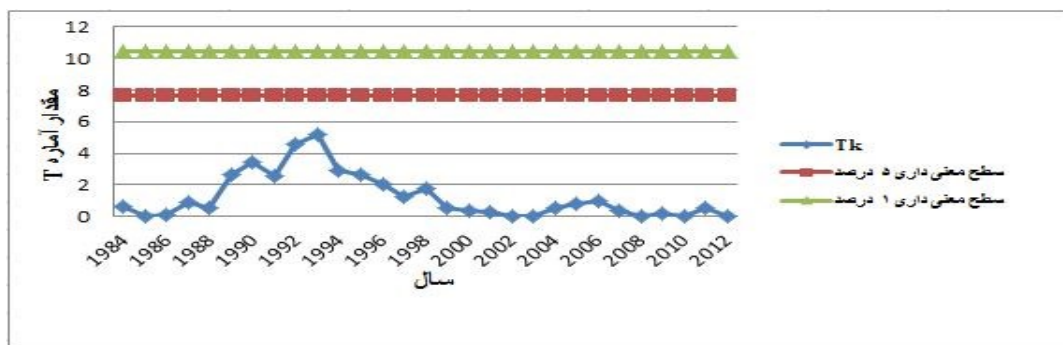
#### جدول (۳). فراداده ایستگاه مورد مطالعه

| ایستگاه  | دوره آماری | شماره | طول جغرافیایی | عرض جغرافیایی | ارتفاع | ملاحظات  |
|----------|------------|-------|---------------|---------------|--------|--|
| خرم آباد | ۱۹۸۴-۲۰۱۳  | ۴۰۷۸۲ | ۴۸° ۲۲'       | ۳۳° ۲۹'       | ۱۱۲۵/۰ | سال ۱۹۸۱ از مرکز شهر به داخل فرودگاه انتقال یافته که ضمن انتقال طول و عرض جغرافیایی و ارتفاع آن تغییر یافته است. |

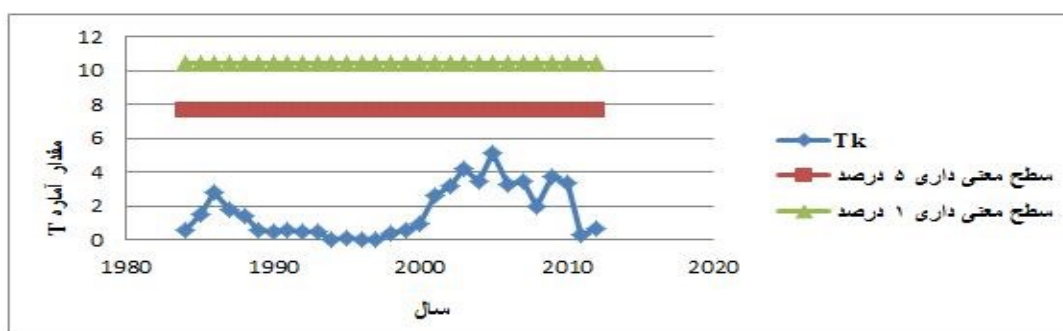
در این تحقیق به دلیل عدم وجود ایستگاه‌های مجاور در طول دوره آماری در منطقه، برای بررسی همگنی داده‌ها از روش همگنی نرمال استاندارد مطلق استفاده شده است. این آزمون برای سری‌های زمانی ماهانه مورد استفاده قرار گرفت. نتایج آزمون اکثر سری‌های زمانی ماهانه را همگن نشان داد. در تعدادی از ماه‌ها ناهمگنی‌هایی در سری زمانی دیده شد. به دلیل این که نوع آزمون مورد استفاده آزمون مطلق بود و فراداده نیز این ناهمگنی را تایید نمی‌نماید این ناهمگنی‌ها را می‌توان به نوسانات طبیعی جوی نسبت داد. این نتیجه با تحقیقات پیترسون و همکاران (۱۹۹۸) متناسب است. تحلیل نمودارهای ترسیم شده نشان می‌دهد که بر اساس این آزمون ناهمگنی وجود نداشته، که فراداده موجود در جدول (۳)، این مطلب را نیز تایید می‌کند. زیرا ایستگاه هواشناسی شهرستان خرم‌آباد از سال ۱۹۸۱ از مرکز شهر به خارج از شهر انتقال یافته است. بنابراین داده‌های ثبت شده از سال ۱۹۸۱ به بعد استاندارد و قابل قبول می‌باشند. نتایج همگن‌سازی داده‌ها به روش آزمون همگنی مطلق برای هر ماه جداگانه به صورت ۳۰ ساله انجام شد، و در اینجا به عنوان نمونه دو نمودار آن‌ها جداگانه آورده شده است.

#### نمودارهای مستخرج از آزمون همگنی نرمال استاندارد





شکل (۲). نمودار تغییرات آماره T ژانویه ۲۰۱۳ - ۱۹۸۴ از روش آزمون همگنی نرمال استاندارد مطلق



شکل (۳). نمودار تغییرات آماره T دسامبر ۲۰۱۳ - ۱۹۸۴ از روش آزمون همگنی نرمال استاندارد مطلق

از بررسی نمودارهای ماهانه دوره آماری مورد مطالعه دمای حداقل ایستگاه خرم‌آباد، دو نتیجه برداشت می‌شود:

۱ - دمای حداقل دوره آماری ۳۰ ساله از همگنی قابل قبولی برخوردار است.

۲ - برخی ناهمگنی‌ها که در ماه‌های آوریل، می، ژوئن و ژوئیه مشاهده شده، حاصل شرایط جوی بوده است.

نتایج آزمون آماره (T) من - کندال: در بررسی نتایج این آزمون سه مولفه اصلی وجود دارد، که به بیان آن‌ها پرداخته می‌شود، تغییرات ناگهانی: اگر محل برخورد دو منحنی U و  $\bar{U}$  در داخل محدوده بحرانی  $\pm 1/96$  باشد و منحنی U از محدوده بحرانی خارج شود و دوباره به داخل محدوده برگردد، تغییرات از نوع ناگهانی خواهد بود. روند: اگر منحنی U پس از خروج از محدوده معنی‌داری دوباره به داخل محدوده برگردد، روند معنی‌دار خواهد بود و به طرف تغییرات مثبت، روند مثبت و به طرف مقادیر منفی، روند منفی خواهد بود. بدون تغییر: اگر دو منحنی ذکر شده در داخل محدوده بحرانی با هم برخورد کنند و از محدوده بحرانی خارج شوند و یا هیچ تلاقی نباشد، هیچ گونه تغییر و روند معنی‌داری مشاهده نمی‌شود. هر یک از آماره‌ها در دو سطح اطمینان ۹۹٪ و ۹۵٪ بررسی شد و نتایج حاصل از آن در جدول (۴) آورده شده است. مبنای کلیه روش‌های آماری مطرح نمودن دو فرضیه صفر ( $H_0$ ) و یک ( $H_1$ ) می‌باشد. پذیرفته شدن فرض صفر یعنی عدم وجود روند و پذیرش فرض یک به منزله وجود روند معنی‌دار در سری‌ها می‌باشد. نتایج آماره T نمایانگر میزان افزایش دمای حداقل در ماه‌های مطالعه شده می‌باشد. ماه‌های (فوریه، آوریل، می، ژوئن، ژوئیه، آگوست و سپتامبر) دارای روند می‌باشد. ولی این روند طبق نتایج آماره Z معنی‌دار نیست. روند میانگین ماهانه دمای سی ساله در ماه‌های (فوریه، آوریل، می، ژوئن، ژوئیه، آگوست و سپتامبر)، دارای روند مثبت و افزایشی است و طبق آماره Z معنی‌دار نیز می‌باشد، ولی در داده‌ها جهش و جابه‌جایی ناگهانی مشاهده نشده است.

جدول (۴). نتایج حاصل از آزمون آماره T من - کندال

| شاخص اقلیمی |   | دمای حداقل | یخبندان |
|-------------|---|------------|---------|
| ژانویه      | S | ۴۵         | ۵۷      |

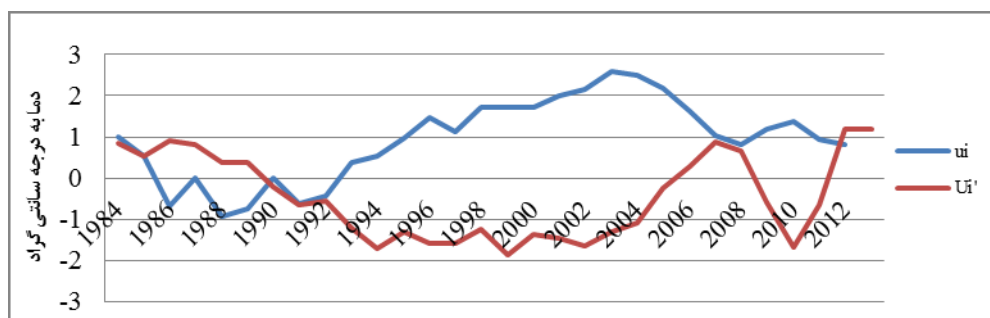
|         |   |       |      |
|---------|---|-------|------|
|         | Z | ۰/۷۹  | ۱    |
| فوریه   | S | ۱۳۸   | ۷۷   |
|         | Z | *۲/۴۴ | ۱/۳۶ |
| مارس    | S | ۱۰۶   | ۱۱۳  |
|         | Z | ۱/۸۷  | ۲    |
| آوریل   | S | ۱۸۵   | -    |
|         | Z | *۳/۲۸ | -    |
| می      | S | ۲۸۱   | -    |
|         | Z | *۵    | -    |
| ژوئن    | S | ۲۷۶   | -    |
|         | Z | *۴/۹۱ | -    |
| ژوئیه   | S | ۱۸۳   | -    |
|         | Z | *۳/۲۵ | -    |
| اگوست   | S | ۱۹۶   | -    |
|         | Z | *۳/۴۸ | -    |
| سپتامبر | S | ۱۵۷   | -    |
|         | Z | *۲/۷۸ | -    |
| اکتبر   | S | ۹۸    | -    |
|         | Z | ۱/۷۳  | -    |
| نوامبر  | S | ۴۳    | -    |
|         | Z | ۰/۷۵  | -    |
| دسامبر  | S | -۴۳   | -    |
|         | Z | -۰/۷۵ | -    |

Z - آماره من - کندال.

S - مجموع ضرایب همبستگی جفت شده.

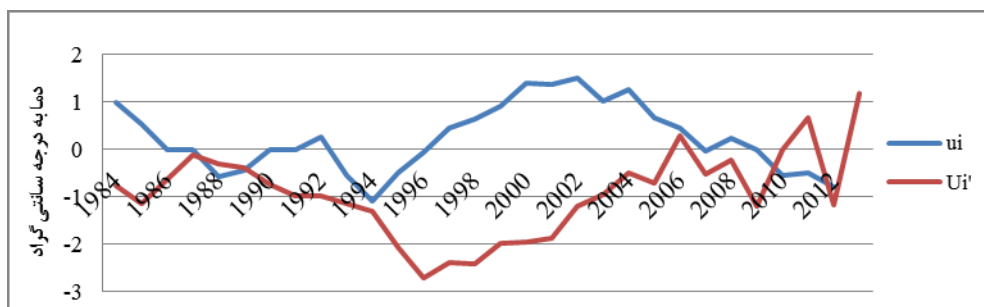
\*علامت در کنار هر عدد بیانگر معنی‌دار بودن پارامتر در بازه‌ی زمانی مشخص شده است.

پس از محاسبات و ترسیم نمودارهای مربوطه وجود هر گونه روند در سری‌ها به صورت منفی یا مثبت ظاهر می‌شود. زمانی که روند معنی‌داری در داده‌ها وجود داشته باشد، خطوط U و  $\bar{U}$  همدیگر را قطع می‌کنند، اگر خطوط مذکور در داخل محدوده بحرانی همدیگر را قطع کنند بیانگر وجود روند در سری زمانی است (سایرس، ۱۹۹۰: ۲)، نتایج به دست آمده از به‌کارگیری آزمون T مشخص می‌کند که در مجموع میانگین دمای حداقل ماهانه در بیشتر ماه‌های مورد مطالعه دارای روند بوده و تغییر در اکثر ماه‌ها روند افزایشی داشته است. که نتایج این محاسبات در شکل‌های (۴) و (۵)، نشان داده شده است (به پیوست مراجعه شود).





شکل (۴). نمودار تغییرات مولفه های  $u$  و  $\bar{U}$  متوسط دمای حداقل ژانویه ایستگاه خرم آباد



شکل (۵). نمودار تغییرات مولفه های  $u$  و  $\bar{U}$  متوسط دمای حداقل دسامبر ایستگاه خرم آباد

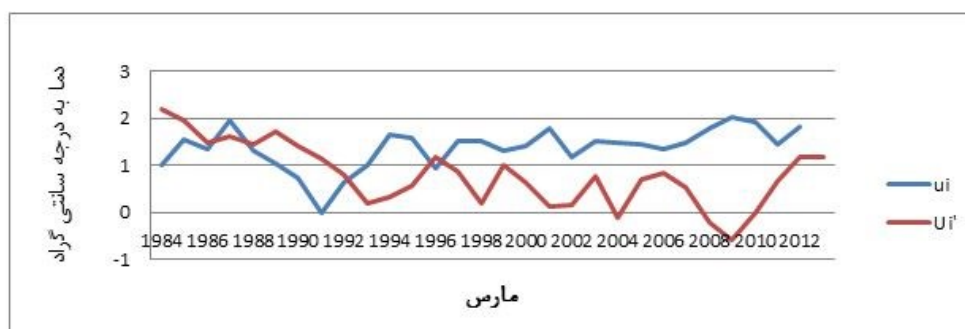
برای تحلیل داده‌های روزهای یخبندان از نرم‌افزار مینی‌تب در طول دوره آماری سی سال استفاده شد و مبنای کار نیز برای ماه‌های ژانویه، فوریه و مارس بوده است.

نتایج آزمون آماره (T) من\_کندال

طبق آماره T روند یخبندان در ماه مارس معنی‌دار می‌باشد، و در اینجا عدد ۲ نشان دهنده‌ی افزایش دما در روزهای با پدیده یخبندان و گویای کاهش شدت یخبندان در طول دوره آماری مورد مطالعه می‌باشد.

نتایج آزمون نموداری من\_کندال

نمودارهای ترسیم شده در آزمون نموداری نشان می‌دهد که مقادیر آماره  $U$  و  $\bar{U}$  در ماه‌های (ژانویه، فوریه و مارس) با هم برخورد داشته‌اند، ولی این برخورد فقط در ماه مارس معنادار می‌باشد. در نتیجه داده‌ها دارای روند می‌باشند و روند آن‌ها از نوع افزایشی می‌باشد.



شکل (۶). نمودار تغییرات مولفه های  $u$  و  $\bar{U}$  متوسط دمای حداقل زمستان ایستگاه خرم آباد

### نتیجه گیری:

پس از بررسی روند با استفاده از روش من - کندال در سری زمانی دمای حداقل ایستگاه مورد مطالعه به اثبات رسید که دمای حداقل روزی رو به کاهش دارد و این روند در فصل گرم از معناداری بیشتری برخوردار است. روش آزمون همگنی نرمال استاندارد مطلق که برای اولین بار برای همگنی داده‌های روزانه شهرستان خرم‌آباد مورد استفاده قرار گرفته است همگن بودن این داده‌ها را نشان می‌دهد.

۱ - نتایج آزمون SNHT بر روی داده‌ها نشان داد که یک سری ناهمگن در روند داده‌ها در طول ۳۰ سال دیده می‌شود ولی مربوط به جابه‌جایی ایستگاه نمی‌باشد، و به شرایط جوی مربوط می‌شود.

۲ - نتایج آزمون ناپارامتریک من\_کندال بر روی داده‌ها و طی ۳۰ سال دوره آماری نشان داد که مقدار آماره T در بیشتر ماه‌ها معنی‌دار است و روند آن نیز مثبت می‌باشد.

۳ - با توجه به آماره T روش ناپارامتریک من - کندال روند شدت یخبندان در ایستگاه خرم‌آباد کاهش می‌باشد یعنی روزهایی که در این ایستگاه یخبندان داشته‌ایم رو به کاهش می‌باشد و نشانگر این حقیقت است که هوا در شهرستان خرم‌آباد روندی افزایشی را در پی دارد. نتایج این تحقیق با تحقیقات دیگر پژوهشگرانی هم‌چون رحیم‌زاده (۱۳۹۰)، و شیراوند و همکاران (۱۳۸۹)، هماهنگ می‌باشد. در رابطه با پاسخگویی به سوالات تحقیق باید بیان داشت که این پژوهش با توجه به‌عنوان آن تحلیل روند دمای حداقل و روزهای یخبندان در طول ۳۰ سال می‌باشد. امید است که در تحقیقات دیگر محققان به‌صورت جامع‌تر به این بحث پرداخته شود و این پاسخ‌ها فقط با استفاده از روش‌های آماری مورد مطالعه به اثبات رسیده‌اند، در صورتی که علاوه بر عوامل جوی دیگر عواملی مانند جزیره حرارتی در مرکز شهر، کاهش فضای سبز، افزایش دی اکسید کربن و .... همیشه بر روی اقلیم مناطق مختلف تاثیر داشته‌اند. پس باید در بررسی نوسانات اقلیمی یک منطقه تمام عوامل را در نظر گرفت که در این تحقیق با توجه به‌عنوان آن مجال برای تحقیق و توصیف عوامل نامبرده نمی‌باشد.



## منابع:

- بهمنش، جواد، آزاد طلا تپه، نسرین، (۱۳۹۲)، بررسی تغییرات پارامترهای هواشناسی موثر بر اقلیم ارومیه، نشریه جغرافیا و برنامه‌ریزی، سال ۱۹، شماره ۵۱، بهار ۹۴، صفحات ۵۸ - ۴۱.
- خورشیددوست، علی محمد؛ رسولی، علی اکبر، سلاجقه، علی و نساجی زواره، مجتبی (۱۳۹۵)، ارزیابی همگنی سری‌های زمانی دمای بیشینه و کمینه سالانه و فصلی (مطالعه موردی ناحیه خزر)، نشریه جغرافیا و برنامه‌ریزی، ۲۰(۵۷): ۱۴۹-۱۳۳.
- رحیم زاده، فاطمه؛ (۱۳۹۰)، روش آماری در مطالعات هواشناسی و اقلیم‌شناسی، انتشارات سید باقر حسینی، تهران. صفحه ۲۲۵
- رضایی بنفشه، مجید، سرافروزه، فاطمه، جلالی، طاهره، (۱۳۸۹)، بررسی روند دما و بارش روزانه حدی در حوضه ارومیه، نشریه جغرافیا و برنامه‌ریزی، سال ۱۶، شماره ۳۸، زمستان ۱۳۹۰، صفحات ۷۴ - ۴۳.
- شیرواند، هنگامه؛ درگاهیان، فاطمه؛ لشنی زند، مهران؛ نورالدین سپهوند؛ (۱۳۸۹)، بررسی روند دما و بارش ایستگاه‌های سینوپتیک استان لرستان طی دهه‌های آتی بر اساس مدل LARS - WG، اولین کنفرانس بین‌المللی مدل‌سازی گیاه، آب، خاک و هوا. صفحه ۹.
- عساکره، حسین؛ (۱۳۹۰)، مبانی اقلیم‌شناسی آماری، انتشارات طیف نگار، انتشارات دانشگاه زنجان، چاپ اول.
- عیسی پور، مصطفی؛ (۱۳۹۲)، تحلیل و پیش‌بینی سری‌های زمانی دما در استان خراسان رضوی با استفاده از مدل باکس - جنکینز، دوره آماری از ابتدای تاسیس ایستگاه تا سال ۲۰۱۱، پایان‌نامه، دانشگاه شهید بهشتی. صفحه ۳۲.
- کاویانی، محمدرضا؛ عساکره، حسین؛ (۱۳۸۲)، بررسی آماری روند بلند مدت بارش سالانه اصفهان، سومین کنفرانس منطقه و اولین کنفرانس ملی تغییر اقلیم، دانشگاه اصفهان. صفحه ۱۶۲ - ۱۴۳.
- گزارش نیمه تفضیلی آب زیرزمینی خرم‌آباد، شرکت آب منطقه‌ای استان لرستان، سال (۱۳۹۱).
- میرعباسی نجف‌آبادی، رسول، دین‌پژوه، یعقوب، (۱۳۹۲)، بررسی روند تغییرات سرعت باد در ایستگاه‌های منتخب ایران، نشریه جغرافیا و برنامه‌ریزی، سال ۱۹، شماره ۵۲، تابستان ۹۴، صفحات ۳۰۱ - ۲۷۷.
- نساجی زواره، مجتبی؛ (۱۳۹۲)، آشکارسازی تاثیر تغییرات دما و بارش بر دبی ایستگاه‌های منتخب ناحیه خزر، پایان‌نامه دکتری. دانشکده جغرافیا و برنامه‌ریزی. دانشگاه تبریز. صفحه ۳۵.
- همتی، رسول؛ (۱۳۹۰)، تفسیر آزمون گرافیکی من-کندال، مرکز تحقیقات هواشناسی کاربردی اردبیل. صفحه ۵.
- Alexandersson, H. (1986). A homogeneity test applied to precipitation data. *Journal of Climatology*, 6: 661 - 675.
- Alexandersson, H., A. M. Oberg (1997). Homogenization of Swedish temperature data. Part I: homogeneity test for liner trends. *International Journal of Climatology*, 24: 643 - 662.
- Aguilar (2005). Metadata and Homogenization. WCDMP- No. WMO-TD. 1186, 55 pp., World Meteorological Organization, Geneva. PP: 1132- 1145.
- Balling, JR, C, Idso. S, B (1999). Effects of Greenhouse Warning on Maximum Summer Temperature. *Agric. for Meteorol.*, 53,143-147.
- Conrad, V., and C. Pollak, (1950). *Methods in Climatology*. 2d ed. Harvard Press University 45pp.
- Guttman, N., (1998). Homogeneity, Data Adjustments and Climatic Normal National Climatic Data Center, Retrieved September 5, (2013). [http://www. Stat. Washington. edu/peter/71MSC/Normals.pdf](http://www.Stat.Washington.edu/peter/71MSC/Normals.pdf). PP: 245.

- Karl, T.R. and Williams Jr., CN.(1987). An Approach to Adjusting Climatological Time Series for Discontinuous Inhomogeneity, *Journal of Climate and Applied Climatology* 26, 1744-1763.
- Kendall, M, G, 1975. *Rank Correlation Methods*. Charles Griffin London.201.PP: 200- 222.
- Khaliq, M. N., T. B. J. Ouarda, (2007). On the critical values of the Standard Normal Homogeneity Test (SNHT). *International Journal Climatology*, 27: 681 – 687.
- Marengo, J. and Canmargo, C. C. (2008), Surface Air Temperature Trends in A Mediterranean Area (Valencia Region), *Int. J. Climatol.*, 26:1051-1073.
- Mamara, A., A.A. Argiriou, M. Anadranistakis, 2012. Homogenization of mean monthly temperature time series of Greece. *International Journal of Climatology*, 33: 2649 – 2666.
- Mann, H. B. 1945. Nonparametric Tests, *Econometrica* 13, 245 – 259.
- Peterson, T.C., Easterling, D.R., Karl, T.R., Groisman, p., Nicholls, N., Torok, S., Auer, I., Bohm, R., Gullett, D., Vincent, L., Heino, r., Tuomenvirta, H., Mester, O., Szentimrey, T., Salinger, J., Forland, E.J., Hanssen-Bauer, I., Alexandersson, H., Jones, P.E and Parker, D.(1998). Homogeneity adjustments of in situ atmospheric climate data: A review, *International Journal of Climatology*, 18, 1493 – 1517.
- Pandžic, K., T. Likso, (2010). Homogeneity of average annual air temperature time series for Croatia. *International Journal of Climatology*, 30, 1215 – 1225.
- Sneyers. R., (1990), on the Statistical Analysis of Series of Observation, *WMO*, No 415, pp 2.
- Syrakova, M., M. Stefanova,( 2009). Homogenization of Bulgarian temperature series. *International Journal of Climatology*, 29:1835 – 1849.
- Sahin, S., and H. K. Cigizolu, (2010). Homogeneity Analysis of Turkish meteorological data set. *Hydrological Processes*, 24: 981 – 992.
- Tiba, C, and Fraidenraich, N.(2004). Analysis of Monthly Time Series of Solar Radiation and sunshine hours in Tropical Clim. TES. *Renewable Energy*, 29:1147-1160.