Climate Change & Climate Disasters

Print ISSN: 2783-0551

University Zanjan

Examining the homogeneity of temperature data of Tabriz airport meteorological station

Nafiseh Rahimi [1]

1. Department of Geography, Faculty of Geographical Sciences, Zanjan University, Zanjan, Iran.

Article Info:

Article type:
Research Article

history:
Received:
2024/5/3
Received:
2024/6/30
Accepted:
2024/7/25
Published:
2024/8/5

Keywords:
data homogeneity, temperature time series, graphical statistical methods, quantitative-analytical.

Abstract: Investigating the time series of the 70-year temperature of the meteorological station of Tabriz city (1951-2020) while investigating the historical identifier of the station, using graphical and quantitative-analytical statistical methods (such as absolute standard normal tests, Cramer test, autocorrelation test, Von Neumann test) and quantile distance, sign test and landmark test) all types of inhomogeneities (such as outliers, jumps, etc.) were investigated and classified according to the homogeneity classification of the World Meteorological Organization. The findings of the present study showed that based on the methods used in the present study, only one of the tests used indicated the homogeneity of the data. The results of graphical statistics methods are also similar to the results of quantitative-analytical statistics. Therefore, based on the evidence and comparison of various methods, it was determined that the observations of the total annual average temperature of the weather station of Tabriz city airport were heterogeneous, and based on the classification of homogeneity, it was placed in class 4.

Cite this article: Rahimi ,N (2024). Examining the homogeneity of temperature data of Tabriz airport meteorological station. Climat Chenge and Climat Disasters, 3(5), 1-26.
© The Author(s).

Homepage: cccd.znu.ac.ir **Publisher:** University of Zanjan

دگرگونی ها و مخاطرات آب و هوایی
شاپا چاپی: ۲۷۸۳-۰۵۵۱
دانشگاه زنجان

بررسی همگنی داده‌های دما ایستگاه هواشناسی فرودگاه شهر تبریز

نفیسه رحیمی ✉ [1]

۱. دانشجوی دکتری، گروه جغرافیا، دانشکده ادبیات و علوم انسانی، دانشگاه زنجان، زنجان، ایران

اطلاعات مقاله:

نوع مقاله: پژوهشی

تاریخ‌ها:

دریافت: ۱۴۰۳/۲/۱۲

بازنگری: ۱۴۰۳/۴/۱۰

پذیرش: ۱۴۰۳/۴/۲۵

انتشار: ۱۴۰۳/۵/۱۵

واژگان کلیدی:

آماری ترسیمی، سری زمانی دما، همگنی داده‌ها، روش‌های کمی-تحلیلی.

چکیده: بررسی همگنی داده‌های هواشناسی به دلیل اهمیت آن در برنامه‌ریزی‌های مبتنی بر دانسته‌های اقلیمی، همواره از جنبه‌های مختلف مورد توجه پژوهشگران است. در مطالعات پیشین با بهره¬گیری از تعداد پرشماری ایستگاه و تمرکز بر تعداد معدودی روش‌های ارزیابی همگنی، مشاهدات ثبت شده در ایستگاه بررسی می‌شد، اما در پژوهش حاضر سری زمانی دمای ۷۰ ساله‌ی ایستگاه هواشناسی فرودگاه شهر تبریز (۲۰۲۰-۱۹۵۱) ضمن بررسی شناسه تاریخی ایستگاه، با استفاده از روش‌های آمار ترسیمی و کمی-تحلیلی (نظیر آزمون‌های نرمال استاندارد مطلق، آزمون کرامر، آزمون خودهمبستگی، آزمون وان نیومن و فاصله چندکی، آزمون علامت و آزمون نقاط عطف) انواع ناهمگنی‌ها (نظیر مشاهدات پرت، جهش و...) بررسی گردید و مطابق با کلاسه‌بندی همگنی سازمان جهانی هواشناسی طبقه بندی شد. یافته‌های پژوهش حاضر نشان داد که براساس روش‌های به‌کار رفته در پژوهش حاضر از میان آزمون‌های مورد استفاده تنها یک آزمون بر همگنی داده‌ها دلالت داشته است. نتایج حاصل از روش-های آمار ترسیمی نیز مشابه نتایج آمار کمی-تحلیلی است. از این‌رو براساس شواهد و مقایسه انواع روش‌ها مشخص شد که مشاهدات میانگین مجموع دمای سالانه‌ی ایستگاه هواشناسی فرودگاه شهر تبریز ناهمگن بوده و براساس کلاسه‌بندی همگنی در کلاس ۴ قرار گرفته است. رخداد ناهمگنی در دمای تبریز، با توجه به روند صعودی دما و تاثیرپذیری دما در ترازهای پایین جو از عوامل انسان‌ساز نظیر جابه‌جایی ایستگاه، تغیر یا تعویض ادوات، شرایط موجود در اطراف ایستگاه نظیر گسترش شهرنشینی و ساخت‌و سازهای صورت گرفته در اطراف ایستگاه‌های هواشناسی، و غیره حاصل مسائل جوی و انسانی است.

استناد: رحیمی، نفیسه (۱۴۰۳). بررسی همگنی داده های دما ایستگاه هواشناسی فرودگاه شهر تبریز. دگرگونی ها و مخاطرات آب و هوایی, ۳(۵), ۱-۲۶

© نویسندگان .

ناشر: دانشگاه زنجان.

Homepage: cccd.znu.ac.ir

مقدمه

رخداد مخاطرات آب و هوایی از مهمترین بحران‌های زیست محیطی جهان محسوب می‌شود که اثرات منفی بسیاری بر سلامت انسانی، گیاهی و جانوری گذاشته و خسارت‌های جبران ناپذیری را ایجاد می‌کند(فرج زاده،۱۳۹۹:۵). انواع متعددی از مخاطرات آب و هوایی در مناطق جغرافیایی مختلف وجود دارد که آمادگی برای رویارویی و کاهش خسارت‌های آن، نیازمند دسترسی به داده‌ها و پارامترهای هواشناسی است، تا با بکارگیری این داده‌ها بتوان راهکارهایی را متناسب با نوع مخاطره با هدف کاهش شدت مخاطرات اقلیمی در فرایندهای برنامه‌ریزی، ارزیابی ریسک و کاهش آن بکار برد. نقص و یا ضعف در زمینه‌های علمی و اطلاعاتی داده‌ها همراه با خسارت‌های جبران‌ناپذیری است که با دسترسی به داده‌های اقلیمی با روایی بالا می‌توان تا حدودی خسارت‌های ناشی از این مخاطرات را کاهش داد. وجود داده‌های سالم و قابل اعتماد مهمترین بخش در مطالعات اقلیم‌شناسی می‌باشد و داده‌های اشتباه اولین مخاطره در تحلیل مخاطرات طبیعی است (WMO,۲۰۱۷). بنابراین در بررسی مخاطرات طبیعی ما نیازمند داده‌های ورودی سالم و قابل اعتماد یا به اصطلاح همگن هستیم، همگن بودن یک سری زمانی به این معنا است که سری میبایست نمونه‌ای از یک جامعه‌ی واحد باشد و مشخصات آماری هر زیرمجموعه از سری زمانی مورد بررسی با مشخصات آماری کل سری زمانی و جامعه مورد بررسی یکسان باشد(پیشگاه‌هادیان و همکاران ،۱۳۹۵). همچنین تغییرات سری زمانی اقلیمی زمانی که تنها به دلیل تغییرات آب‌وهوایی ایجاد شده باشد، نیز همگن نامیده می‌شود(۱۹۵۰:۴۵۹ Pollak &Conrad,). ناهمگنی در سری دادها به دو شکل طبیعی و غیرطبیعی ایجاد می‌شود، در بیشتر موارد یافتن ریشه اصلی ناهمگنی سری داده‌ها دشوار است (Buishand,۱۹۸۲) یکی از مهمترین عوامل طبیعی ایجاد ناهمگنی در میان داده‌های اقلیمی، پدیده تغییراقلیم به دلیل ایجاد روندهای بلندمدت بین داده‌ها، است (مدرسی و همکاران،۲۰۱۰).با این وجود اغلب سری‌های زمانی اقلیمی طولانی مدت

تحت تأثیرعوامل غیراقلیمی‌اند، بنابراین چنین داده‌هایی ناهمگن خوانده می‌شوند که بدلیل عوامل غیرطبیعی پرشماری نظیر تغییر در تجهیزات هواشناسی، عملیات دیده‌بانی، تعویض یا جابه‌جایی محل ایستگاه، فرمول‌های مورد استفاده وغیره رخ می دهند(Williams &, Karl,۱۹۸۷). لذا ناهمگنی‌های حاصل از عوامل غیرطبیعی به هر دلیل که در سری داده‌های اقلیمی صورت پذیرفته باشد، باعث نتایج نادرست در مطالعات اقلیمی می‌گردد. بنابراین تشخیص و تعدیل ناهمگنی داده‌ها و تبدیل آن به داده‌های همگن از اهمیت ویژه‌ای برخوردار است. تشخیص ناهمگنی داده‌ها با آزمون‌های متعدد و متفاوت انجام می‌شود که می‌توان آنها را در دو گروه کلی روش‌های مستقل (آزمون همگنی هر ایستگاه بدون توجه به ایستگاههای دیگر) و وابسته (آزمون همگنی با مشارکت ایستگاه‌های مجاور و مرجع) قرار داد (علیزاده،۱۳۹۳). از اینرو، اقلیم‌شناسان درصدد یافتن بهترین روش‌های همگن‌سازی داده‌ها هستند. لذا انتخاب مناسب‌ترین روش نیازمند سنجشِ آزمون‌های مختلف است و تنها استفاده از یک روش نمی‌تواند در ارزیابی روش‌های همگنی موثر واقع شود(قاجارنیا، ۱۳۹۴).

با توجه به اهمیت ارزیابی کنترل کیفیت متغیرهای جوی، مطالعات متنوع و گسترده‌ای بر روی این مسئله صورت گرفته است که می‌توان به چند مورد زیر اشاره کرد. Liu (۲۰۰۰) به کمک روش آزمون نرمال‌استاندارد، سری‌های زمانی سالانه سرعت باد را در بازده زمانی ۱۹۵۱-۱۹۹۰ برای ۶۹۰ ایستگاه مطالعه نمود و نتیجه گرفت که علل اصلی اغلب ناهمگنی‌های ایجاد شده، جابه‌جایی ایستگاه‌ها و تغییر تجهیزات آنها بوده است. Fidel Gonza´lez-Rouco و همکارانش (۲۰۰۰) همگنی داده‌های بارش ماهانه جنوب‌غربی اروپا (شبه جزیره ایبری) ، جنوب فرانسه و شمال آفریقا را برای دوره زمانی ۱۸۹۹-۱۹۸۹ با استفاده از روش نرمال‌استاندارد بررسی نمودند و نشان دادند که ۴۰ درصد داده‌ها همگن و بقیه ناهمگن‌اند. ۷۰ درصد این ناهمگنی‌ها در نتیجه تغییر اقلیم و ۳۰ درصد از ناهمگنی‌ها مربوط به تاریخچه ایستگاه بودند، که مورد بازبینی قرار گرفتند و تصحیح شدند. Tuomenvirta

(۲۰۰۱) همگنی داده‌های دما و بارش اطلس‌شمالی را در دوره زمانی ۱۸۹۰-۱۹۹۰ و دمای بیشینه و کمینه متوسط روزانه فنلاند را در دوره زمانی ۱۹۱۰-۱۹۹۵ بررسی کرد و نشان داد که جهش دماهای کمینه و بیشینه و متوسط روزانه طولانی مدت، بصورت تصادفی در این داده‌ها ظاهر شده است. Begert &et و همکاران (۲۰۰۵) همگنی مجموعه‌ای از داده‌های بارش و دمای متوسط ماهانه ایستگاه‌های سوئیس را از سال ۱۸۶۴ تا ۲۰۰۰ با استفاده از روش همگنی نرمال‌استاندارد بررسی نمودند و به این نتیجه رسیدند که بین ۲۴ سری تنها یک سری همگن‌اند و بقیه‌ی سری‌ها دارای یک یا چند جهش و روند در دوره آماری فوق دارند. Dewi G. C و همکاران (۲۰۰۷) در پژوهش خود با بهره‌گیری از روش آزمون دومتغیره به تشخیص ناهمگنی‌ها در سری زمانی تبخیر در سراسر ایستگاه‌های استرالیا پرداختند. ۹۲ درصد از ناهمگنی‌های تشخیص داده شده توسط آزمون دو متغیره، با داده‌های ایستگاه سازگار است. این پژوهشگران نشان دادند که علت ناهمگنی‌ها در سری‌های دما و بارش، جابه‌جایی ایستگاه‌ها بوده است. Karabork و همکاران (۲۰۰۷) همگنی داده‌های بارش ۲۱۲ ایستگاه در کشور ترکیه را در بازده زمانی ۱۹۷۳-۲۰۰۲ به کمک آزمون همگنی نرمال-استاندارد و پتیت بررسی کردند و نشان دادند که در ۴۳ ایستگاه مورد بررسی ناهمگنی بر اثر پدیده النینو و لانینا رخ داده است. Gokturk و همکاران (۲۰۰۸) همگنی داده‌های بارش ۲۶۷ ایستگاه هواشناسی را در ترکیه با آزمون همگنی نرمال‌استاندارد بررسی نمود و به این نتیجه رسید که وجود مقادیر پرت در سری‌های بارش، ناشی از رخداد حدی بارش بوده است و وقوع این مقادیر نه به دلیل خطا، بلکه به دلیل رفتار سیستم بارش کشور ترکیه بوده است. Firat و همکاران (۲۰۱۰) در پژوهش خود به بررسی همگنی داده‌های بارش در ترکیه در طی دوره آماری ۱۹۶۸-۱۹۹۸ با روش‌های آزمون همگنی نرمال استاندارد و پتیت و ران-تست و حداکثر تابع درستنمایی[1]، پرداختند. آنها با بهره گیری آزمون همگنی نرمال استاندارد و پتیت و ران

1 -Expectation maximization

تست توانستند ناهمگنی ۵۰ ایستگاه شناسایی کنند و با بهره‌گیری از روش حداکثر تابع‌درستنمایی مقادیر از دست رفته ۶۸ ایستگاه را اصلاح نمودند. Sahin & Cigizolu (۲۰۱۰) متغیرهای هواشناسی ازجمله دمای-حداکثر، دمای‌حداقل و میانگین، کل بارش، رطوبت نسبی و فشار محلی ۲۳۲ ایستگاه هواشناسی را در دوره زمانی ۲۹ ساله برای کشور ترکیه برررسی کردند، بدیم منظور از روش‌های آزمون همگنی و درونیابی مقادیر مفقود شده برای سری‌های زمانی استفاده کردند؛ و آزمون دو متغیره تحلیل داده‌ها را بکار بردند. طبق این آزمون بارش در ۳۰ ایستگاه از ۲۳۲ ایستگاه ناهمگن بودند که اغلب ناهمگنی‌های آماری تغییرات طولانی‌مدت، و روند معنی‌داری داشتند. Stephanie Hänsel و همکارانش (۲۰۱۶) همگنی داده‌های دما و بارش شمال‌شرقی برزیل را برای دوره زمانی ۱۹۶۱-۲۰۱۱ با استفاده از روش همگنی نرمال‌استاندارد و وان‌نیومن و پتیت بررسی نمودند و نشان دادند که بین ناهمگنی سری‌های زمانی و سیستم‌های هواشناسی تأثیرگذار در منطقه رابطه معنی‌داری وجود داشته است. طبق بررسی انجام شده ناهمگنی در داده‌های دما بیش از داده‌های بارش بوده و بیشتر مجموعه‌های دما درگروه "مشکوک" و بارش در گروه "عادی" طبقه‌بندی شده‌بودند. Tommaso Caloiero و همکارانش (۲۰۲۰) همگنی مجموعه‌ای از داده‌های بارش منطقه کالابریا واقع در ایتالیای‌جنوبی را برای دوره زمانی ۱۹۱۶-۲۰۱۸ با استفاده از روش همگنی نرمال‌استاندارد بررسی نمودند، ضمن آشکار شدن چهار جهش در دوره آماری فوق مشخص شد که از بین ۷۹ سری تنها ۴۴ سری همگن‌اند و ۳۵ مورد ناهمگن بودند که تبدیل به همگن شدند. از بین مطالعات انجام شده در ایران در زمینه همگنی سری‌های زمانی اقلیمی می توان به مطالعات رحیم‌زاده و همکاران (۱۳۹۰) اشاره کرد. وی به‌منظور بررسی همگنی داده‌ها از روش رگرسیون-چندمرحله‌ای و برای تعیین نمایه‌های حدی از روش‌های مختلف آماری، چندک‌های تجربی، نمایه‌های درصدی و تعیین نقاط بحرانی دوره‌ی پایه استفاده کرده است. نتایج کلی حاصل از این بررسی، ضمن تائید همگنی تشدید گرمایش و کاهش بارش به همراه افزایش نوسانات

شدید بارش و مقادیر حدی را در استان هرمزگان نشان دادند. خورشیددوست و همکاران (۱۳۹۲)، همگنی سری‌های زمانی دمای‌حداکثر و حداقل‌سالانه و فصلی ۵ ایستگاه همدید در ناحیه خزر را با روش مستقیم (شناسه تاریخی ایستگاه) و غیرمستقیم (روش آزمون همگنی نرمال‌استانداردمطلق و نسبی) بررسی کردند و به این نتیجه رسیدند که سری‌های زمانی دمای‌حداقل ناهمگنی بیشتری نسبت به سری‌های زمانی دمای‌حداکثر دارد. همچنین مقایسه نتایج همگنی بین سری‌های زمانی دمای بیشینه و کمینه فصول سرد و گرم نشان داد که سری‌های زمانی دمای فصول سرد نسبت به عوامل ایجاد ناهمگنی پایدارتر می‌باشند. در تعدادی از ایستگاه‌ها، جابه‌جایی ایستگاه در سری‌های زمانی دمای‌حداکثر سالانه و فصلی باعث ایجاد ناهمگنی نشده است. رحیم‌زاده و نساجی‌زواره (۱۳۹۳) روند و تغییرپذیری میانگین دماهای کمینه و بیشینه سالانه در ایران را برای دوره ۲۰۱۰-۱۹۶۰ پس از تعدیل ناهمگنی‌های غیراقلیمی موجود در داده‌ها بررسی کردند. در این مطالعه همگنی داده‌ها با استفاده از آزمون همگنی‌استانداردنرمال‌مطلق و فراداده-ها بررسی گردید. نتایج نشان داد که کشور ایران با دارا بودن اقلیم‌های متفاوت شاهد روند افزایشی میانگین دماهای کمینه و بیشینهٔ سالانه به ترتیب با نرخ‌هایی حدود ۰.۵-۰.۴ 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. رفعتی و همکاران (۱۳۹۷)، همگنی داده‌های دمای میانگین ماهانه ۳۳ ایستگاه همدید در ایران را با الگوریتم PMFred مورد بررسی قرار دادند، همچنین روند داده‌ها را قبل و بعد از همگنی ارزیابی کردند، نتایج نشان داد، به کارگیری آزمون مطلق همگنی در صورت نبود فراداده کامل و قابل اطمینان، با خطا همراه است. بنابراین وجود ناهمگنی در متغیرهای دمای میانگین ماهانه روند خطی را منحرف می‌کند، لذا پس از اصلاح ناهمگنی‌ها روند افزایشی میانگین دمای ماهانه در بیشتر نقاط کشور معنی‌دار بود. بهاروندی و همکاران (۱۴۰۰) نوسانات اقلیمی پارامترهای دمای حداقل و روزهای

یخبندان ایستگاه سینوپتیک خرم‌آباد را در دوره آماری ۲۰۱۳ – ۱۹۸۴ با استفاده از روش آزمون همگنی نرمال-استاندارد مطلق، بررسی نمودند و نشان دادند که سری‌های دما فاقد ناهمگنی معنی‌دارند. همچنین با بررسی روند با آزمون من-کندال نشان دادند که بیشترین و کمترین تغییرات دمای حداقل به ترتیب در فصل زمستان و پاییز رخ داده است.

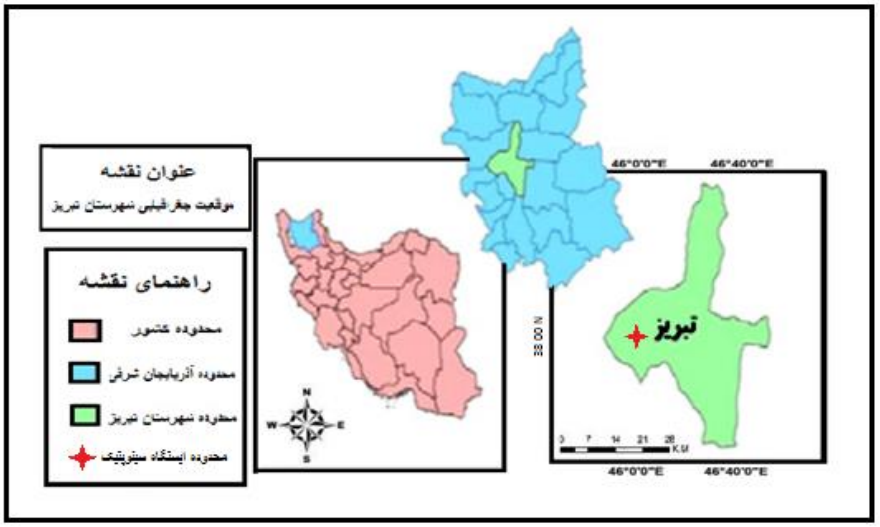
عموماً روش‌های مختلف و پرشماری برای تشخیص ناهمگنی داده‌ها وجود دارد. و هر کدام از این روش‌ها در مناطق اقلیمی مختلف و یا در ارتباط با یک پارامتر جوی خاص قابلیت متفاوتی در تشخیص ناهمگنی دارند. در پژوهش حاضر به منظور معرفی چند روش آزمون همگنی و نیز به منظور شناسایی ناهمگنی در دمای سالانهٔ ایستگاه تبریز طی دوره آماری ۱۹۵۱-۲۰۲۰ (۷۰ سال) آزمون های آماری توصیفی و آماری استنباطی در معرض توجه قرار گرفت. در این پژوهش تمام آزمون‌های مورد استفاده تنها بر یک ایستگاه (تبریز) بکار گرفته‌شد تا با بهره‌گیری از روش‌های بیشتری همگنی را در ایستگاه تبریز مورد بررسی قرار دهیم و تصویری واضح تر و آشکارتر از شرایط همگنی مشاهدات دمای سالانهٔ این ایستگاه بدست آوریم تا گامی مؤثر در جهت بهبود مطالعات مرتبط با بررسی‌های تغییر اقلیم برداشته شود.

۱. داده‌ها و روش‌ها

۱.۱. منطقه موردمطالعه و داده ها

شهر تبریز در غرب استان آذربایجان شرقی و در منتهی‌الیه شرق و جنوب شرق جلگه تبریز قرار گرفته است، ارتفاع آن از سطح دریا ۱۳۰۰ تا ۲۱۰۰ متر و وسعت آن به‌طور تقریبی ۱۷۸۱ کیلومترمربع است. این شهرستان در ۴۶ درجه و ۱۷ دقیقه طول شرقی و ۳۸ درجه و ۰.۵ دقیقه عرض شمالی از نصف‌النهار گرینویچ واقع شده است[۱]. در شکل (۱) موقعیت ایستگاه هواشناسی همدیدی تبریز نشان داده شده است.

۱.جغرافیای استان آذربایجان‌شرقی، سازمان پژوهش و برنامه‌ریزی آموزشی. چ۳، تهران: شرکت چاپ و نشر کتاب‌های درسی ایران، ۱۳۸۱، ص ۳ و ۷.



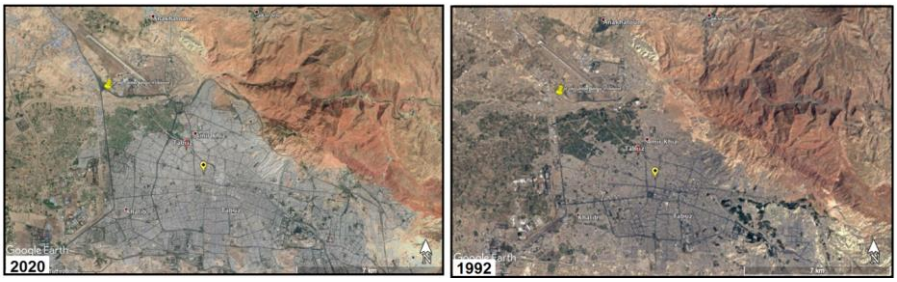
شکل۱: موقعیت مکانی ایستگاه مورد مطالعه (منبع: نگارنده)

در این پژوهش بمنظور شناسایی ناهمگنی سری‌های زمانی میانگین دمای سالانه، داده‌های دمای روزانه در بازده زمانی ۲۰۲۰-۱۹۵۱ در هشت نوبت از ایستگاه سینوپتیک تبریز که در فرودگاه امام خمینی شهر تبریز واقع شده است، اخذ و مورد تحلیل قرار گرفت. به منظور پی‌بردن به نقش عوامل طبیعی و عوامل انسانی در ایجاد ناهمگنی ابتدا شناسه تاریخی ایستگاه تبریز با توجه به تحولات و تغییرات مکانی ایستگاه مذکور با بررسی‌های اسناد موجود و استعلام از مسئولین مربوط به دست آمد، برخی از این تغییرات مثل تغییر در ابزار اندازه‌گیری یا جابه‌جایی محل سریع بودند که در جدول ۱ برخی از این ویژگی‌ها، گردآوری شده‌است. همچنین برخی از تغییرات مثل افزایش شهرنشینی در مجاورت ایستگاه و ساخت‌و سازهای صورت گرفته در اطراف ایستگاه، افزایش ترافیک زمینی و هوایی تدریجی بودند(شکل ۱)، که در هر دو حالت روی ارزیابی همگنی داده‌ها تأثیر بسزایی می‌گذارند(wmo-no-100)، در ادامه همگنی داده‌های دمای میانگین سالانه ایستگاه هواشناسی فرودگاه شهر تبریز در دو گام اصلی با روش‌های مختلفی بر اساس دستورالعمل های سازمان جهانی هواشناسی اجرا شد،

سپس ناهمگنی آنها با توجه به تاریخچه تغییرات ایستگاه مورد ارزیابی قرار گرفت. شرح آزمون‌های مورد استفاده در ادامه آمده است.

جدول ۱: تاریخچه ایستگاه سینوپتیک تبریز (*منبع: هواشناسی تبریز*)

نام ایستگاه	شناسه تاریخی	توضیحات
سینوپتیک تبریز	سال‌تاسیس: ۱۹۵۱(۱۳۳۰)	جابه‌جایی ایستگاه تنها در درون خود فرودگاه در سال ۱۹۹۳ و ۲۰۰۵ بوده است.
		ادوات هواشناسی در دو تاریخ به ترتیب در سال‌های ۱۹۸۲ و ۱۹۹۳ میلادی تغییر کرده است. در سال ۱۹۹۳ دماسنج اعماق خاک، تشت تبخیر و تشعشع سنج اضافه شده است.
		رکوردهای ثبت داده سه بار تغییر کرده است. دوره اول ۸۰ کاراکتری، دوره دوم ۱۲۰ کاراکتری و دوره فعلی ۲۰۰ کاراکتری شده است
		موقعیت جغرافیایی فعلی ایستگاه سینوپتیک ´۱۴ °۴۶ و ´۰۷ ° ۳۸ با ارتفاع ۱۳۶۴ است.



شکل۲: عکس هوایی از موقعیت ایستگاه هواشناسی تبریز در سال ۲۰۲۰ (منبع: Google Earth)

گام اول: بررسی آماری ترسیمی

در این مرحله به کمک روش‌های آماری–ترسیمی با هدف درک کلی از توزیع مشاهدات (مثل پراکندگی داده‌ها، ایستایی و پیایی . . .)، با استناد به یافته‌های عساکره و مازینی، (۱۳۸۹) و Ben-Gai و همکاران، (۱۳۹۸) مبادرت به تحلیل اکتشافی داده‌ها شد. برای بررسی داده‌های پرت و ناهمگنی‌ها، آنومالی هایی که از آستانه‌های تعیین شده، تجاوز کردند به عنوان داده پرت در نظر گرفته شدند. این آستانه‌ها در نمودار کنترل کیفیت با استفاده از میانگین، انحراف‌معیار و دامنه-تغییرات با فاصله اطمینان ۹۵ درصد(مقدار

L=3) بررسی شد، در نمودار صدک نیز آستانه شناسایی آنومالی‌ها مقادیر بالاتر و پایین‌تر از صدک نود و ده درصد بود. ضمن اینکه در نمودار ایستایی و پیایی برای کشف آنومالی داده‌ها هیچ پیش فرضی در نظر گرفته نشد و توصیف با استفاده از خود نمودار صورت پذیرفت.

گام دوم: بررسی کمی – تحلیلی

هدف از بکارگیری آزمون‌های کمی-تحلیلی، تعیین حکمی درباره درست یا نادرست بودن پارامتر مجهول جامعه است. زمانیکه یک ادعا درباره پارامتر مجهول جامعه از طریق تایید آن ثابت شود و یا رد شود، ادعای مورد نظر را به ترتیب به عنوان فرضیه یک و فرض صفر می‌توان درنظر گرفت. در کل اساس را بر درستی فرضیه صفر قرار می‌دهند و اگرمورد تائید قرار نگیرد، درستی فرضیه یک و معنی‌داری آن تائید می‌گردد(مرتضی‌پور و همکاران،۱۳۹۸). در آزمون‌های پیش‌رو همگنی سری داده‌ها با فرض صفر و ناهمگنی آن با فرض یک در سطح اعتماد ۹۵ درصد نشان داده شد. در این مرحله با هدف، شناسایی ناهمگنی نقطه‌ای، جهشی و روند و بررسی ناهمگنی در واریانس و میانگین در سری زمانی داده‌ها از روش کمی-تحلیلی که شامل آزمون پارامتری و ناپارامتری بود، استفاده شد. با توجه به اینکه بررسی همگنی سری داده‌ها توسط چندین آزمون منجر به کسب نتایج قابل اعتماد تری می‌گردد، در این گام از ۷ آزمون فاصله چندکی، آزمون کرامرفن-میزس، آزمون تابع خودهمبستگی، آزمون همگنی نرمال استاندارد مطلق، آزمون نسبت وان نیومن، آزمون ران‌تست و آزمون علامت استفاده شد.

در آخر براساس قراردادهای تعریفی ارایه شده برای کلاسه‌بندی کردن ایستگاه‌ها و داده‌ها توسط سازمان جهانی هواشناسی در سال ۱۹۹۷، کلاسه بندی سری زمانی میانگین دمای سالانه ایستگاه هواشناسی فرودگاه تبریز صورت گرفت.

جدول۲: کلاس‌های همگنی(WCDMP-32 WMO/TD-NO.834)

کلاس	نتیجه آزمون‌های همگنی برای سری داده‌ها
۱	همه آزمون‌ها همگنی را تایید کنند.
۲	همه آزمون‌ها به‌جز یکی همگنی را تایید کنند.
۳	تعدادی از آزمون‌ها همگنی را تایید کنند.
۴	همه آزمون‌ها به‌جز یکی ناهمگنی را تایید کنند.
۵	همه آزمون‌ها ناهمگنی را تایید کنند.

۲-۱.روش‌ها

آزمون فاصله چندکی[1]

فاصله چندکی یک روش آماری ناپارامتری است که ضمن ارائه تصویری کامل و جامع از داده‌ها، امکان سنجش متغیر را بدون نیاز به نرمال بودن داده-ها، حتی در حضور نقاط دور افتاده فراهم می‌کند. این آزمون با شناسایی نقاط پرت، مجموعه داده‌ها را مقایسه و تحلیل می‌کند. براساس رابطه (۲) x مجموعه‌ای از داده‌هاست، (Q_1) و (Q_3) به ترتیب چارک اول و سوم x، و (IQR) دامنه میان چارکی x است(بابانگیدا ابراهیم بابورا، ۲۰۱۸):

رابطه (۲)

$$P_{U\text{-}out}= Q3+1.5IQR\rightarrow Q3+[1.5(Q3-Q1)]$$

$$P_{l\text{-}out}= Q1+1.5IQR\rightarrow Q1+[1.5(Q3-Q1)]$$

$$H_1 \quad if \quad Q_1< IQR < Q_3$$

$P_{U\text{-}out}$ مرز دامنه پرت بالا و $P_{U\text{-}out}$ مرز دامنه پرت پایین است، که از تفاضل چارک اول و سوم بدست می‌آید.

آزمون همگنی نرمال استاندارد مطلق[2] (SNHT)

این روش قادر است، زمان ایجاد ناپیوستگی و یا بروز ناهمگنی را در سری داده‌ها یافته و گزارش کند، فرض اولیه این آزمون، نرمال بودن توزیع آماری داده‌ها است. براساس رابطه زیر، سری Q_i با انجام محاسبات به سری استاندارد Z_i با میانگین صفر و انحراف معیار واحد تبدیل می شود:

(۱)

$$Z_i=Q_i-\bar{Q}/\sigma_Q$$

که در آن: $\bar{Q}$ و σ_Q به ترتیب میانگین و انحراف معیار سری Qi هستند، برای یک تغییر ناگهانی در میانگین سری داده‌ها موردنظر، فرض صفر و فرض یک به صورت رابطه ۱-۲ تعریف می شوند:

(۲)

$$H_0: Z_i \approx N(0,1) \quad for \quad i=1, \ldots, n \quad and$$

$$H_1: \begin{cases} Z_i \approx N(\mu_1,1) & for\ i= 1, \ldots, a \\ Z_i \approx N(\mu_2,1) & for\ i=a+1. \ldots n \end{cases}$$

که در آن، N معرف توزیع نرمال با پارامترهای مربوطه (میانگین و انحراف معیار) است. الکساندر و مومبرگ (۲۰۰۶) برای آزمودن درستی هر یک از

1 -quantile distance

2 -Absolute Standard Normal Homogeneity Test

فرض‌های صفر و یک مسئله، یک روش آماری براساس نسبت راستی آزمایی ارائه کردند و نسبت احتمال درستی H_1 وH_0 برای سری داده Z_i مشاهده شده براساس رابطه (۱-۳) محاسبه می شود. (۳

$$T_0=\max\left\{a\bar{Z}_1^2+(n-a)Z_2^2 \qquad a=1,2,\ldots,n\right.$$

$$1\leq a\leq n-1$$

که در آن، Z_1 و Z_2 مقادیر میانگین Z_i قبل و بعد از تغییر هستند. مقدار α نیز محتمل ترین زمان بروز تغییر ناگهانی در داده‌ها است. اگر مقدار آماره از مقدار بحرانی آزمون برای سطح بحرانی مشخص بیشتر باشد، آنگاه فرض همگنی صفر در سطح اطمینان مربوطه رد می‌شود (قاجارنیا و همکارن، ۱۹۹۳).

آزمون کرامر- فُن میزس[1]

این آزمون برای شناسایی همگنی داده-های هواشناسی و همگنی در زیر دوره-های سری زمانی استفاده شد. این آزمون ضمن بررسی جهش (اعم از مثبت یا منفی) و یا نبود آن (صفر)، مشخص می‌کند که آیا علائم جهش در زیر دوره‌ها، به طور تصادفی توزیع شده و یا از نظمی خاص تبعیت می‌کنند. این آزمون ضمن آشکار کردن جهش، محل جهش را نیز مشخص می‌کند. فرض صفر این آزمون مبنی براین است که میانگین کل سالانه در ایستگاه مذکور با میانگین زیر دوره‌ها تفاوت ندارد و فرضیه یک آن نشان می‌دهد که میانگین کل سالانه دما در ایستگاه مذکور با میانگین زیر دوره‌های آن تفاوت دارد(ایران‌نژاد، ۱۳۸۸). در رابطه(۴)، ($\bar{x}$) میانگین، (s) انحراف-معیار سری و ($\bar{x}_k$) میانگین زیر دوره (n) است:

(۴-۱)

$$\bar{x}_k=\frac{\sum_{i=k+1}^{k+n} x_i}{n} \qquad (۴-۲)$$

$$r_k=\frac{\bar{x}_k-\bar{x}}{s}$$

(۴-۳)

$$t_k=\frac{\sqrt{n(N-2)}}{N_{-1}\left(1-z_k^2\right)}\times z_k$$

آزمون تابع خودهمبستگی[2]

تابع خودهمبستگی به‌منظور شناسایی رفتار فرآیند برحسب زمان یا مکان بکارمی‌رود، تابعی که خودهمبستگی را برحسب یک فاصله زمانی بین مشاهدات

1 -Cramer-Von Mises

2 -Correlogram

محاسبه می‌کند، " تابع خودهمبستگی" نامیده می‌شود. در واقع این آزمون رابطه خطی موجود میان مشاهدات سری زمانی که با K وقفه زمانی از هم جدا شده‌اند را اندازه‌گیری می‌کند که بین ۱+ و ۱- می‌باشد(عساکره، ۱۳۸۳:۱۴۶). چنانچه مقادیر r(k) به عدد ۱ نزدیک باشند، این مفهوم را در برمی‌گیرند که مشاهدات با K وقفه زمانی جدا شده‌اند، تمایل به حرکت با یکدیگر در مسیر خطی و با شیبی مثبت دارند و مقادیر r(k) که به ۱- نزدیک می‌باشند نشان‌دهنده این است که مشاهدات K وقفه زمانی تمایلی شدید به حرکت با یکدیگر در مسیر خطی و با شیبی منفی دارند که گویای نوسان مقادیر می‌باشند (کاویانی و عساکره، ۱۳۸۴:۱۴۷). زمانیکه در سری‌زمانی الگو یا روند وجود نداشته باشد سری زمانی ما ایستا فرض می شود. برای محاسبه آزمون مذکور از رابطه (۵) استفاده می‌گردد(جاوری، ۱۳۸۸:۷۳).

(۵)

$$r_k=\frac{\sum(x_i-\bar{x})(x_{i+k}-\bar{x})}{\sum(x_i-\bar{x})^2}$$

$H_0: P_k = 0$

$H_0: P_k \neq 0$

قاعده تصمیم‌گیری

$H_1: \ if\ |r_k| > \frac{2}{\sqrt{n}}\ H_0$

آزمون نسبت وان نیومن[1]

آزمون نسبت وان نیومن یکی از آزمون‌های مهم عاملی است که برای سنجش یا تصادفی بودن سری‌ها استفاده می‌گردد. این آزمون در واقع نسبت میانگین مربع تفاوت‌های اولیه به واریانس ساده است. فرض صفر این آزمون بیانگر این است که پراش مشاهدات در مقاطع مختلف سری زمانی باهم تفاوتی ندارند. برای محاسبه این آزمون از رابطه (۶) استفاده می‌شود (جاوری،۱۳۸۸، ۷۰).

(۱-۶)

$$M=\frac{SS_{\Delta Y}}{SS_{YY}}$$

(۲-۶)

$$SS_{\Delta Y}=\sum_2^n (y_t-y_{t-1})^2$$

(۳-۶)

$$SS_{yy}=\sum_1^n (y_t-\bar{y})^2$$

قاعده تصمیم گیری

$if \quad M > M_{1-\alpha/2}\ H_0$

بر مبنای فرمول فوق، y_t مشاهدات دما، y_{t-1} مشاهدات با یک

1 -Von Neumann ratio test

تقدم زمانی، $\bar{y}$ میانگین مشاهدات، n طول دوره آماری است.

آزمون ران‌تست[1]

این آزمون یکی از ساده‌ترین آزمون‌های ناپارامتری است که توسط والد - ولفوویتس پیشنهاد گردیده است و در بررسی تصادفی بودن داده‌ها مورد استفاده قرار می گیرد.در این آزمون فرض اولیه براین مبنا است که توزیع داده‌ها تصادفی است(همگن‌اند)، در معیار پذیریش یا رد فرضیه اولیه، مقدار سطح معنی‌داری دوطرفه است، اگر $sig>a$ باشد، فرضیه اولیه رد نمی- شود و اگر $sig\leq a$ باشد فرض اولیه رد می‌شود و داده‌ها ناهمگن تشخیص داده می‌شوند(بایزدی و همکاران،۲۰۱۱).

آزمون علامت[2]

در این آزمون برای بررسی توزیع مشاهدات از علامت (+،-) یا مقدار عددی (0 یا 1) استفاده می‌شود. به این ترتیب که اگر روند در ایستگاه مورد نظر مثبت باشد، در گروه مثبت‌ها (+) و یا مقدار عددی (۱) و اگر روند منفی باشد در گروه منفی‌ها(-) مقدار عددی (0) جای می‌گیرند (گونزالس هیدالگو و همکاران،2003)، لذا توزیع سری های زمانی ما تصادفی است، در این آزمون فرض صفر ما مبنی بر تصادفی بودن مشاهدات و فرض مقابل بر تصادفی نبودن مشاهدات و ناهمگنی آن دلالت دارد.

۲. یافته‌ها و نتایج

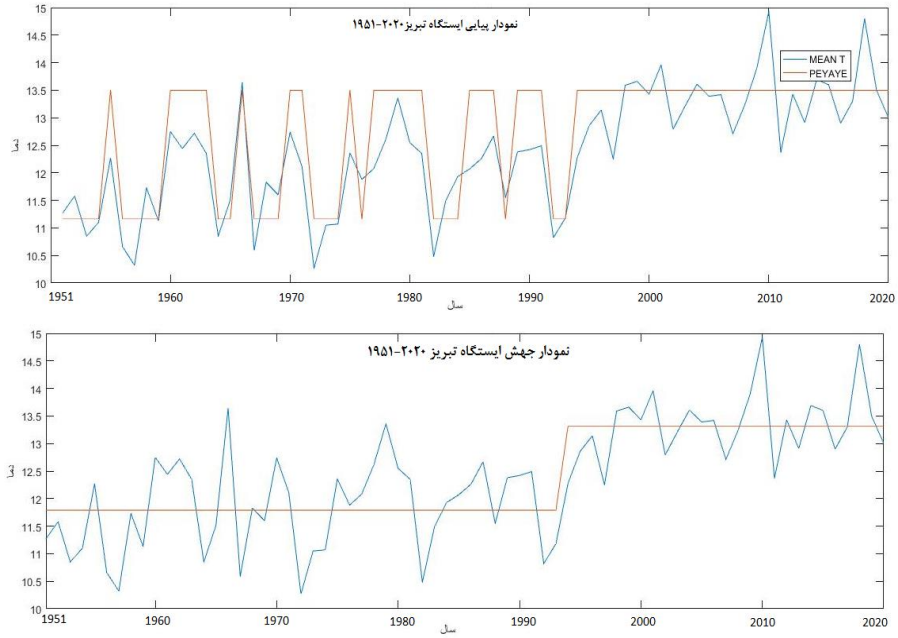
ویژگی‌های اساسی سری زمانی دمای تبریز، بدلیل زیاد بودن مقادیر داده‌ها، نیازمند درک کلی از توزیع داده‌ها و مشاهدات، دنباله مشاهدات و غیره است. بنابراین اولین قدم دستیابی به درک کلی از توزیع داده‌ها، به منظور شناسایی داده‌های مشکوک، نمایش بصری توزیع مقادیر مشاهده شده بود، بکارگیری نمودار پیایی با این هدف نشان داد که توزیع دمای ایستگاه هواشناسی فرودگاه شهر تبریز دارای دوالگو است. در الگوی اول پیایی دما به شکل نوسان‌های کوتاه مدت مشاهده شد این الگو بیشتر در سال‌های ابتدایی دوره مورد مطالعه مشهود بود و حاکی از ناایستایی پیایی‌ها بود، اما در الگو دوم که بیشتر در سالهای اخیر رخ داده است و ایستایی در پیایی‌ها دیده شد بطوری

1 -Run -test

2-Sign Test

که از سال ۱۹۹۸ تا ۲۰۲۰، حدود ۲۳ پیایی گرم رخ دادهاست شکل (۳- الف). در شکل (۳-ب) نیز نوسانات دما در دو سطح متفاوت اتفاق افتاده بود، سطح اول از سال ۱۹۹۴-۱۹۵۱ با میانگین ۱۱.۸۹، سطح دوم از سال ۲۰۲۰-۱۹۹۵ با میانگین ۳۶.۱۳ بود. هر چه از سال‌های ۱۹۵۱ به دهه‌های اخیر نزدیک می‌شدیم، داده‌های سری زمانی از فرین پایین فاصله بیشتری گرفته و به سمت فرین بالا تمایل پیدا کرده و روند صعودی داشته است، وجود روند خود حاکی از ناهمگنی غیر طبیعی در سری زمانی داده‌های دما است.

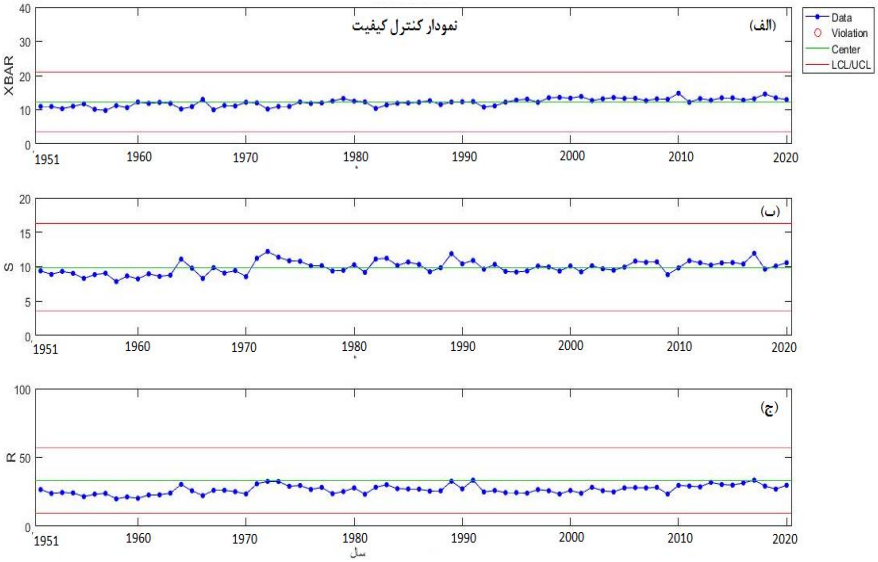
برازش نمودارهای کنترل کیفیت برای داده‌های دمای ایستگاه هواشناسی شهر تبریز در بازه $\bar{x} \pm 3S$ برای نمودار میانگین و انحراف استاندار و دامنه تغییرات نشان داد که کلیه نقاط در محدوده کنترل بوده و روند یا تغییرات ناگهانی نداشته است، براساس شکل ۴، در سری زمانی ۷۰ ساله ایستگاه هواشناسی شهر تبریز، در تغییرات آب وهوایی یکنواختی نسبی با توزیع نرمال ۹۵ درصد حاکم بوده است، و مقادیر بالاتر و پایین تر از آستانه تعیین شده برای میانگین و واریانس و دامنه تغییرات رخ نداده است. براساس آنومالی بالاتر و پایین تر از آستانه مشخص شده در نمودار صدک داده‌های ایستگاه هواشناسی فرودگاه تبریز دارای داده‌هایی پرت اند. طی سال ۱۹۵۱ تا سال ۱۹۹۰، حدود ۶ آنومالی پایین‌تر از آستانه‌های صدک دهم اتفاق افتاده بود، اما آنومالی های بالاتر از صدک نود که از سال ۱۹۹۹ به بعد دیده شد، به ۷ مورد رسیده است(شکل ۵).



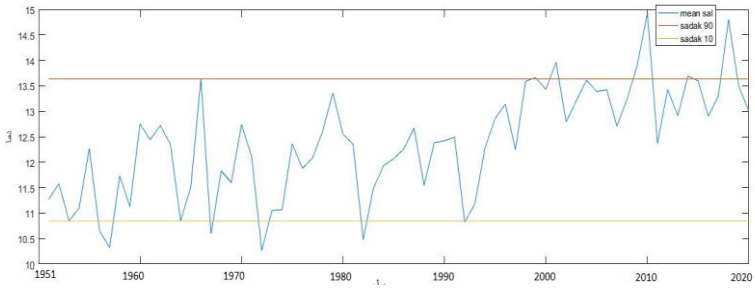
شکل۳: نمودار سری زمانی دمای تبریز (الف)پیایی(ب) جهش ۲۰۲۰-۱۹۵۱

در گام دوم، ابتدا همگنی داده ها با آزمون فاصله چندکی و ازمون خودهمبستگی بررسی شد، برازش آزمون فاصله چندکی برداده‌های دما ایستگاه هواشناسی فرودگاه تبریز، گویای نرمال بودن توزیع مشاهدات بود. در این روش نبود نقاط پراکنده در توزیع داده‌ها حاکی از عدم وقوع رویدادهای پرت بود، لذا با با توجه به نمودار جعبه‌ای در شکل (۶)، که انتهای بازوهای پایین ۱.۵ برابر اختلاف چارک‌های اول و سوم را از چارک اول کم کرده و انتهای بازوی بالا ۱.۵ برابر اختلاف چارک‌های اول و سوم را به چارک سوم اضافه کرده است که به ترتیب برابر با ۱۱.۵۸ و ۱۳.۲۴ بود، و آماره آزمون و براساس فرضیات توزیعی و با سطح اطمینان ۹۵ درصد، همگنی داده ها مورد تائید قرار گرفت. برازش آزمون خودهمبستگی تا تاخیر ۲۰ بر روی سری زمانی دما نشان داد که مجموع کل دمای سالانه دارای روند معنادار و مثبت می‌باشد و هیچ یک از ستون‌ها ازخط معنی‌داری منفی عبور نکرده‌اند. با توجه به شکل (۷)، و بررسی نوسان‌های کوچک در نمودار، ستوهایی که از مرز معنی‌داری مثبت عبور کرده- بودند(ستوهای۱-۲-۳-۴-۵-۶-۸-۹-

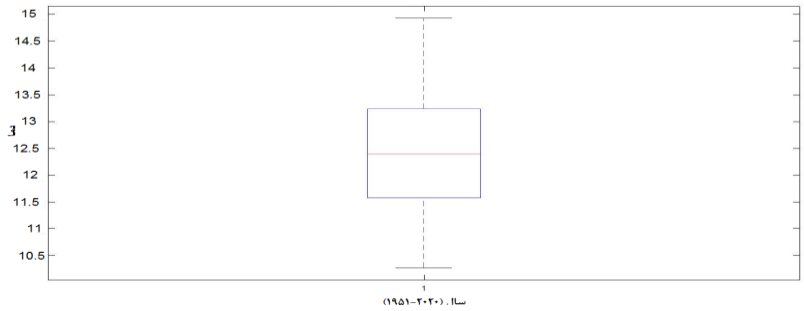
۱۰-۱۱)، ارتباط قوی و مثبتی با دمای سال قبل داشتند و خودهمبستگی آنها کسب شده و قاعده تصمیم‌گیری آزمون خودهمبستگی در سطوح اطمینان ۹۵ به لحاظ آماری معنی‌دار بود. طبق نتایج درصد، داده‌های دما ناهمگن اند.



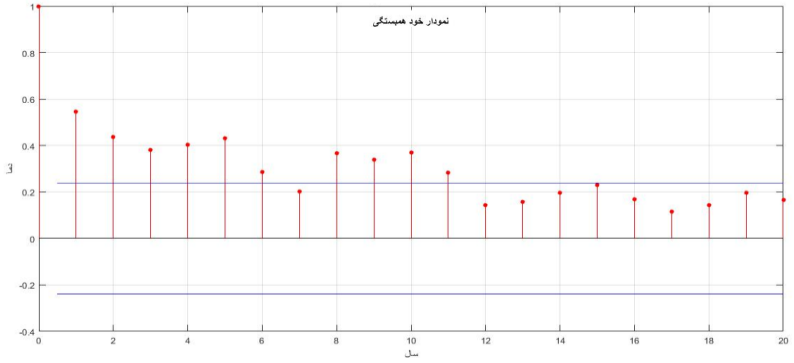
شکل۴: نمودار کنترل کیفیت میانگین (الف)،انحراف معیار(ب)، دامنه تغییرات(ج) ایستگاه تبریز ۲۰۲۰-۱۹۵۱



شکل ۵: نمودار صدک میانگین دمای ایستگاه تبریز ۲۰۲۰-۱۹۵۱

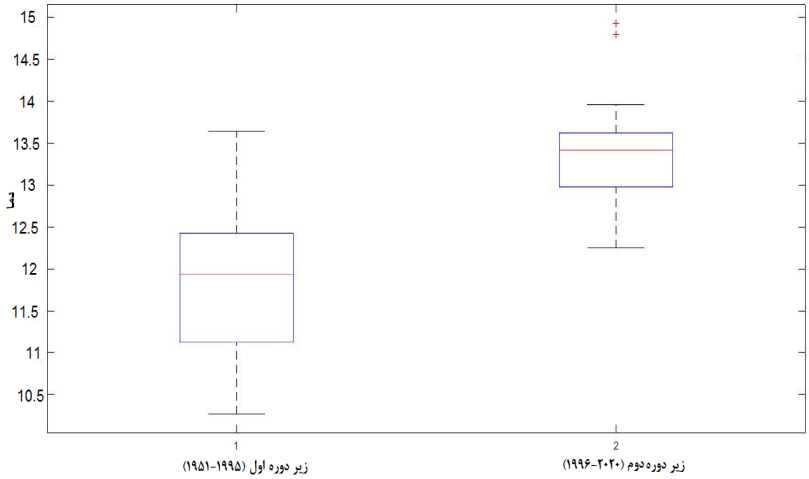


شکل۶: نمودار فاصله چندکی میانگین دمای سالانه ایستگاه تبریز ۲۰۲۰-۱۹۵۱



شکل۷: نمودار تابع خود همبستگی میانگین دمای سالانه تبریز.

با توجه به اینکه بکارگیری دو آزمون فوق ضمن آشکار سازی همگنی وناهمگنی، نتوانسته زمان بروز ناهمگنی را نشان دهد، بدین دلیل در ادامه از آزمون های دیگری نیز استفاده شد تا ضمن آشکارسازی همگنی و ناهمگنی، وجود جهش در میانگین، واریانس و زیر دوره‌ها و زمان دقیق جهش را نیز شناسایی کند. بررسی همگنی در پراش داده های سالانه، به کمک آزمون وان-نیومن با سطح اطمینان ۹۵ درصد نشان داد که مقدار ضریب محاسبه شده آزمون(M =۰.۸۸۷) از ضریب بحرانی جدول کوچکتر است، بنابراین با استنباط به نتایج حاصل شده توسط آزمون وان‌نیومن و قاعده تصمیم‌گیری فرض صفر رد و ناهمگنی داده‌ها تائید شد. بمنظور بررسی معناداری جهش در سری زمانی دما، با تقسیم داده ها به دو دوره (۱۹۹۵-۱۹۵۱) و (۲۰۲۰-۱۹۹۶) به کمک آزمون کرامر آشکار شد که در زیر دوره اول و دوم با سطح اطمینان ۹۵و ۹۰ درصد جهش ما معنادار است، ضمن اینکه در سری زمانی زیر دوره دوم وجود دو نقطه پرت در داده‌های دما شناسایی شد(جدول ۲).



شکل۸: نمودار جعبه ای میانگین دمای ایستگاه تبریز برای دو زیر دوره ۲۰۲۰-۱۹۵۱

جدول ۲: آماره بحرانی و محاسباتی برای آزمون کرامر در ایستگاه همدید تبریز ۲۰۲۰-۱۹۵۱

نمایه	زیر دوره ها	تعداد پرت	مشاهدات	معنی‌داری	(Z_C)	(Z_k)	روش سنتی
میانگین دمای سالانه	زیر دوره اول (۴۵ سال)	–		*** **	۲.۰۶	-۸.۳۱	$Z_k > Z_C$
	زیر دوره دوم (۲۵ سال)	۲		*** **	۲.۰۱	۴.۷۳	$Z_k > Z_C$

معناداری در سطح اطمینان۹۰ **و ۹۵ درصد*(۰.۵؛ ۰.۰۲۵=α/2).

با انجام آزمون همگنی نرمال استاندارد و تعیین اولین نقطه ناهمگنی،ضمن اینکه اختلاف میانگین دو سری فوق مشخص شد، میانگین دو سری آماری قبل و بعد از نقطه مورد نظر نیز مقادیر مثبت بود که این کمیت نشان دهنده این است که میانگین سری بعد از نقطه ناهمگن بیشتر از میانگین سری قبل از نقطه ناهمگن است و بیانگر وجود روند صعودی در داده‌های متوسط سالانه دما می‌باشد. در این آزمون T_0= ۳۵.۱۸ با سطح اطمینان ۹۵ درصد بزگتر از ۸.۸= T_K است، لذا مقدار آماره آزمون از مقدار بحرانی آزمون برای سطح بحرانی مشخص شده بیشتر است، بنابراین فرض همگنی صفر در سطح اطمینان مربوطه رد شد. در این روش، زمان ایجاد ناپیوستگی و یا بروز ناهمگنی در سری داده‌های دمای ایستگاه تبریز سال ۱۹۹۴ بود، که نزدیک به تاریخ تغییر

مکان ایستگاه هواشناسی فرودگاه تبریز و تغییر در ابزار اندزه گیری است، مطابق تاریخچه ایستگاه هواشناسی فرودگاه تبریز در جدول (۱) با توجه به تغییر کاربری محل و پوشش سطح زمین و تغییر بدلیل جابه‌جایی ایستگاه در سال‌های ۱۹۹۳ و ۲۰۰۵ و ابزار اندازه-گیری در سال۱۹۸۲ و ۱۹۹۳ بوده است، لذا می توان گفت جهشی که رخ داده است، بی ارتباط با تغییر و تحول مکانی ایستگاه مذکور نبوده است. بکارگیری آزمون ناپارامتری علامت برای تشخیص همگنی بین مشاهدات، با توجه به تعداد علامت‌های مثبت و منفی و مقایسه آماره مشاهداتی با آماره بحرانی این نتیجه حاصل شد که آماره مشاهداتی (۶.۷۹) بزرگتر از آماره بحرانی (۱.۹۶) است، لذا با توجه به نتایج حاصل همگنی میانگین سالانه دمای ایستگاه هواشناسی فرودگاه تبریز رد شد. بررسی روند و همگنی داده‌ها با آزمون ناپارامتری ران‌تست مورد سنجش قرار گرفت، نتایج حاکی از آن بود که مقدار آماره آزمون (۲.۶۰) بزرگتر از آماره بحرانی (۱.۹۶) است و شواهد کافی برای پذیرش صفر وجود نداشت، بنابراین ناهمگنی مشاهدات در سطح اطمینان ۹۵ درصد تائید شد.

نتیجه‌گیری

هدف از این مطالعه بررسی همگنی میانگین دما سالانه‌ی ایستگاه هواشناسی فرودگاه شهر تبریز به کمک آزمون‌های آماری— توصیفی و آزمون های کمی-تحلیلی، با توجه به تاریخچه فراداده در دسترس ایستگاه مورد مطالعه بود. در این راستا با آزمون‌های آماری-توصیفی که شامل آزمون صدک، کنترل کیفیت و نمودار پیایی و ایستایی بود، همگنی داده‌ها بجز در آزمون کنترل کیفیت، تائید نشد. با بررسی ۷ آزمون همگنی (پارامتری و ناپارامتری) برای سری داده‌های دما، همگنی داده‌ها توسط آزمون-های همگنی نرمال استانداردمطلق، وان-نیومن، خودهمبستگی، کرامر و آزمون‌های ران‌تست و علامت مورد تایید واقع نشد. لذا با توجه به اینکه ناهمگنی همه آزمون‌ها به-جز آزمون فاصله چندکی تایید شد، ایستگاه هواشناسی فرودگاه شهر تبریز در کلاسه بندی ایستگاه‌ها و داده ها توسط سازمان جهانی هواشناسی، در کلاس ۴ جای گرفت. یافته‌های این مطالعه با نتایج بازیگر و همکاران (۱۳۹۷) و رحیم‌زاده و همکاران(۱۹۹۳) برای ایستگاه تبریز همسو

است و با نتایج حاصل از مطالعه رفعتی و کریمی (۱۳۹۵) همسو نیست. البته یکسان نبودن نتایج با بررسی رفعتی بدلیل تفاوت در متغیر مورد بررسی (در این تحقیق میانگین سالانه بررسی شد) است چون متغیرهای مختلف دما نسبت به تغییرات ایجادشده در ویژگی‌های ایستگاه و ثبت داده واکنش مشابهی ندارند. در راستای دستیابی به تحلیل‌های دقیق‌تر از علل ناهمگنی‌های رخداده، با بررسی تغییر و تحول مکانی ایستگاه مورد مطالعه مشخص شد که نقاط ناهمگنی سری و زمان جهش در حد قابل ملاحظه ای مطابق با تاریخچه ایستگاه مورد نظر بوده است. بکارگیری آزمون همگنی نرمال استاندارد مطلق نشان‌دهنده این بود که زمان ایجاد ناپیوستگی و یا بروز ناهمگنی در سری داده‌های دمای ایستگاه مذکور سال ۱۹۹۴ بود، که نزدیک به تاریخ تغییر مکان ایستگاه هواشناسی فرودگاه تبریز و تغییر در ابزار اندزه گیری (۱۹۹۳) است، برای دستیابی به تحلیل‌های دقیق‌تر از علل ناهمگنی‌های رخداده، با بررسی نتایج مربوط به تغییرات مکانی ایستگاه مورد مطالعه (تاریخچه ایستگاه) مشخص شد که سال شروع جهش صرفا مربوط به جابه‌جایی ایستگاه نمی‌باشد، بلکه نوسانات جوی و صعودی بودن روند دما در این جهش دخیل است، صعودی بودن دمای ایستگاه این فرض را تقویت می‌کند که این ناهمگنی هچنین می‌تواند حاصل مسائل جوی و انسانی باشد و به عنوان نتیجه تغییر اقلیم که در اثر عوامل انسان‌ساز ایجاد شده، مطرح شود. لذا می-توان گسترش شهرنشینی در اطراف ایستگاه و تاثیر جزیره گرمایی شهری را، مرتبط با این ناهگنی دانست که نیازمند بررسی های بیشتری است که می‌توان در تحقیقات آتی آن را مورد توجه و بررسی بیشتر قرار داد.

ملاحظات اخلاقی

حامی مالی: این پژوهش هیچ کمک مالی از سازمان های تأمین مالی دریافت نکرده است.

تعارض منافع: طبق اظهار نویسندگان، این مقاله تعارض منافع ندارد.

برگرفته از پایان نامه/رساله: این مقاله برگرفته از پایان نامه/رساله نبوده است.

منابع

- ایران‌نژاد، پرویز؛ کتیرایی بروجردی، پری‌سیما؛ حجام، سهراب. (۱۳۸۸). توزیع مکانی روند بارش سالانه در ایران در دوره ۱۹۶۰-۲۰۰۵. *مجله فیزیک زمین و فضا*، ۳۵ (۴):۹۴-۷۹.
- بایزدی، مطلب. (۲۰۱۱). تحلیل خشکسالی هیدرولوژیکی براساس سری جریان روزانه. آکادمی جهانی علوم مهندسی و فناوری، ۵۰: ۴۹۶-۴۹۱.
- بهاروندی، کبری.؛ خورشیددوست، محمدعلی.؛ نساجی‌زواره، مجتبی.(۱۴۰۰). آشکارسازی نوسانات اقلیمی با استفاده از روش آزمون همگنی نرمال استاندارد(مطالعه موردی:ایستگاه خرم‌آباد)، فصلنامه جغرافیا و برنامه‌ریزی، ۷۵ :۶۳-۵۱.
- پیشگاه هادیان، پدرام.؛ احسانزاده، اقبال.؛ معینی، رامتین.(۱۳۹۵). مقایسه عملکرد روشهای مختلف در بررسی روند تغییرات متغیرهای اقلیمی (مطالعه موردی :حوضه سد سفیدرود)، تحقیقات منابع آب ایران، سال دوازدهم، ۴۹-۶۶:۲.
- جاوری، مجید. (۱۳۸۸). شیوه‌های تجزیه و تحلیل کمی در اقلیم‌شناسی با تاکید بر مدل‌های روند، چاپ اول. انتشارات پیم راسن، تهران.
- جهانگیری، زهره.؛ رحیم‌زاده.؛ فاطمه. (۱۳۸۴). ضرورت قابل اعتماد بودن اطلاعات هواشناسی در مسائل اقلیم و تغییر اقلیم، نشریه نیوار، ۵۶(۱۰۵): ۹۱-۵۷.
- خورشیددوست، علی محمد.؛ رسولی، علی‌اکبر.؛ سلاجقه ، علی .؛ نساجی زواره، مجتبی. (۱۳۹۲). ارزیابی همگنی سری‌های زمانی دمای بیشینه و کمینه سالانه و فصلی(مطالعه موردی ناحیه خزر)، فصلنامه جغرافیا و برنامه‌ریزی، ۵۷ : ۱۳۳-۱۴۹.
- رحیم‌زاده، فاطمه. (۱۳۹۰). روش‌های آماری در مطالعات هواشناسی و اقیلم-شناسی، چاپ اول. انتشارات سید باقر حسینی، تهران.
- رحیم‌زاده، فاطمه.؛ هدایتی دزفولی، اکرم.؛ پوراصغریان، آرزو. (۱۳۹۰). ارزیابی روند و جهش در نمایه‌های حدی دما و بارش در استان هرمزگان، فصلنامه جغرافیا و توسعه، ۲۱: ۱۱۶-۹۷.
- رحیم‌زاده، فاطمه.؛ نساجی‌زواره، مجنبی. (۱۳۹۳). روند و تغییرپذیری دما در ایران در دوره ۲۰۱۰-۱۹۶۰

پس از تعدیل ناهمگنی های غیراقلیمی موجود در داده ها، فصلنامه تحقیقات جغرافیایی، ۲۹ (۴):۱۹۶-۱۸۱.

- رفعتی، سمیه.؛ کریمی، مصطفی. (۱۳۹۷). بررسی همگنی داده‌های اقلیمی و روند تغییر دما، مجله فیزیک زمین و فضا، ۴۴ (۱):۱۹۹-۲۱۴.
- سازمان پژوهش و برنامه‌ریزی آموزشی. (۱۳۸۱). جغرافیای استان آذربایجان-شرقی، چاپ سوم. شرکت چاپ و نشر کتاب‌های درسی ایران، تهران.
- عساکره، حسین. (۱۳۸۳). تحلیلی آماری بر تغیرات میانگین سالانه دمای شهر زنجان طی دهه‌های اخیر، نشریه نیوار، ۵۳-۵۲ :۳۰-۹.
- عساکره، حسین.؛ مازینی، فرشته. (۱۳۸۹). تحلیل توزیع احتمال بارش سالانه گلستان استان، تحقیقات منابع آب ایران، ۶(۱): ۶۳-۵۲.
- علیزاده، امین. (۱۳۹۴). اصول هیدرولوژی کاربردی، چاپ چهلم. دانشگاه اما رضا، مشهد.
- فرجزاده، منوچهر.؛ باغبانان، پرستو.(۱۳۹۷). مدیریت مخاطرات آب و هوایی، چاپ اول. نشر انتخاب، تهران.
- قاجارنیا، نوید.؛ لیاقت، عبدالمجید.؛ دانش کارآراسته، پیمان. (۱۳۹۳). صحت‌سنجی داده‌های بارندگی ایستگاه‌های غیرثبات سازمان هواشناسی و تماب در حوضه آبریز دریاچه ارومیه، حفاظت منابع آب و خاک، ۴(۱):۱۰۹-۹۱.
- کاویانی، محمدرضا.؛ عساکره، حسین.(۱۳۸۴). بررسی آماری روند بلندمدت بارش سالانه اصفهان، مجله پژوهشی علوم انسانی دانشگاه اصفهان، ۱۸(۱):۱۴۳-۱۶۲.
- مدرسی، فرشته.؛ عراقی‌نژاد ، شهاب.؛ ابراهیمی، کیومرث.؛ خیاط خلقی، مجید. (۱۳۸۹). بررسی منطقه‌ای پدیده تغییراقلیم با استفاده از آزمون-های آماری، مطالعه موردی :حوضه آبریز گرگانرود-قره‌سو. نشریه آب و خاک، ۴۸۹:۳-۴۷۶.
- مرتضی پور، سامان.؛ اسعدی اسکویی، ابراهیم.؛ عباسی، فائزه. (۱۳۹۹). ارزیابی کارآیی چند آزمون همگنی در شناسایی جهش در داده های اقلیمی دما، بارش و فشار (مطالعه موردی: ایستگاه فرودگاهی رشت). *نیوار.۴۴:(۱۰۹-۱۰۸)۳۰-۱۱* .

- نقندریان، کاظم. (۱۳۸۸). کنترل کیفیت آماری، چاپ پنجم. انتشارات دانشگاه علم و صنعت ایران، تهران.
- Babura, I.B.; Adam, M.B.; Fitrianto, A.; A. Rahim. (2018). Enhancement of Boxplot Characters for Model Diagnostic of Block Maximum Extremal Events .*ASM Science journal*, 11(2), 102-86.
- Begert, M.; Schlegel, T.; Kirchhofer. W.(2005). Homogeneous temperature and precipitation series of Switzerland from 1864 to 2000. International Journal of Climatology, 25: 65–80.
- Ben-Gai, T.; Bitan, A.; Manes, A.; Alpert, P.; Rubin. s.; (1998) Spatial and Temporal Changes in Rainfall Frequency Distribution Patterns in Israel. Theorical and Applied Climatology, 61: 177-190.
- Buishand, T. A.; (1982). Some methods for testing the homogeneity of rainfall records. Journal of Hydrology. 58 (1):11-27.
- Caloiero, T.; Filice, E.; Coscarelli, R.; Pellicone, G.; (2020). A Homogeneous Dataset for Rainfall Trend Analysis in the Calabria Region (Southern Italy). Journal of MDPI, 12(9):1-18.
- Conrad, V.; Pollak, C.;(1950). Methods in Climatology, Harvard University Press, Cambrige, MA, p 459.
- Dewi, G.; Kirono, C.; Roger, J.(2007). A bivariate for detecting inhomogeneities in pan evaporation time series. Australian Meteorological Magazine, 56(2): 98-103.
- Fidel Gonza´lez-Rouco, J.; Luis Jime´nez, J.; Quesada, V.; Valero, F. (2000). Quality Control and Homogeneity of Precipitation Data in the Southwest of Europe. Journal of climate, 14(5): 964-978.
- Firat, M.; Dikbas, F.; A. koc, C.; Gongor. M. (2010). Missing data analysis and homogeneity test for Turkish precipitation series. Sadhana, 35: 707-720.
- Gokturk, O. m.; Bozkurt, D.; Lutfi sen, O.; Karaca, M. (2008). Quality control and homogeneity of Turkish precipitation data. Hydrological Process, 22(16): 321-3218.
- Hänsel, S.; Medeiros, DM.; Matschullat, J.; Petta, R.A. ; deMendonça Silva, I.(2016).

temperature data. International Journal of Climatology, 18(11):1169–1179.
- Sahin, S.; Cigizolu, H. K. (2010). Homogeneity Analysis of Turkish meteorological data set. Hydrological Processes, 24: 981–992.
- Tuomenvirta, H. (2001). Homogeneity adjustments of temperature and precipitation series-Finish and Nordic data. International Journal of Climatology, 21: 495–506.
- WCDMP, No. 32. (1997). Progress report to CCl on statistical methods (prepared by C. D. Schonwiese). WMO/TD No. 834, World Meteorological Organization, Geneva.
- World Meteorological Organization .(1983). Guide to Climatological Practices. WMO, No. 100, p153.
- World Meteorological Organization. (2017). WMO Guidelines on the Calculation of Climate Normals. WMO-No.1203.

Assessing Homogeneity and Climate Variability of Temperature and PrecipitationSeriesin the Capitals of North-EasternBrazil. Frontiers in Earth Science, Front. Earth Sci. 4: 1-29.
- Karabork, M.C.; Kahya, E.; Komuscu. A.U. (2007). Analysis of Turkish precipitation data: homogeneity and the Southern Oscillation forcing on frequency distributions. Hydrological Processes, 21(23): 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(12):1744-1763.
- Liu, X. N. (2000). The homogeneity test on mean annual wind speed over China. Journal of Applied Meteorological Science, 11: 2734-275.
- Peterson, T.C.; Vose, R.; Schmoyer, R.; Razuvaev, V. (1998). Global Historical Climatology Network (GHCN) quality control of monthly