

Identifying and removing point mutations in precipitation data series using homogeneity tests (case study: 18 rainfall gauge stations in Jiroft Basin)

Leila Sheikhmamoo¹, Marzieh Mohseni^{2*}

¹MSc. student, Department of Civil Engineering, Faculty of Civil Engineering, Sirjan University of Technology, Sirjan, Iran

²Assistant Professor, Department of Civil Engineering, Faculty of Civil Engineering, Sirjan University of Technology, Sirjan, Iran

Corresponding Author's E-mail: mohseni_m@sirjantech.ac.ir

Received: 07 Nov. 2023 Accepted: 16 Nov. 2024
Revised: 29 Jan. 2024 Published: 26 Apr. 2025



Homepage: ijwer.uoz.ac.ir

Abstract: Precipitation is a key variable in identifying climate changes in a region. In the present study, in the first stage, the homogeneity and trend test for the rainfall data of 18 stations in the watershed of Jiroft Dam, in the period from 1991 to 2020, was carried out using the Petit, Buishand, and normal standard tests and the non-parametric Mann-Kendall test. After that, in order to correct and remove outlier data, homogeneity and change-points were checked in the second stage, and by repeating the test for the intervals separated in each stage of the test, the time of occurrence of other change-points was also identified. By examining all the stages of separation, non-homogeneity in precipitation data was observed in all stations. The results of the homogeneity tests are different in different stations. In a certain station, the change-points were identified by different tests in different years. In general, 41.29% of non-homogeneity cases were diagnosed by Buishand's test, 34.83% by normal standard test and 23.88% by Petit's test. The results of the Mann-Kendall test showed that 15.86% of the data have a trend, 4.83% of the data have a decreasing trend, and 11.03% of the data have an increasing trend. The most trending cases were observed in Jamilabad station with three decreasing trends and one increasing trend. However, no significant trend was observed. In addition, there was no clear relationship between the significance of the homogeneity tests and the existence of trend in data series. The study results are useful for water resource management, drought reduction and sustainable agricultural planning in the region.

Keywords: Buishand test, Mann-Kendall, nonparametric trend tests, normal standard test, Petit test

Introduction: Precipitation is a very key variable in identifying climate changes in a region. Changes in precipitation may lead to floods, droughts, loss of biodiversity, agricultural productivity, and hydropower generation. An important and inseparable part of meteorological and hydrological studies is to ensure the accuracy of the data used (Hallegatte 2012; WMO 2017). Before ensuring the accuracy and quality of data and time series, it is not possible to use them and extract the next results (Mohammadi and BiAzar, 2017). In order to ensure the accuracy of the data series, different validation tests such as homogeneity and trend tests have been presented by researchers. Knowledge of the time range of data changes can be useful in choosing the right test, but unfortunately, this information is not available in Jiroft basin. Since the performance of tests in identifying homogeneity and change-points is dependent on environmental conditions, and it is not possible to say for sure which test has better performance, therefore, in this study, homogeneity and trend of precipitation data series was analyzed using three homogeneity tests: normal standard, Petit, Buishand and Mann-Kendall test.

Methodology: In the present study, the homogeneity and trend of average monthly rainfall data for 18 rain gauge locations in Jiroft Dam catchment from 1991 to 2020 were investigated. For this purpose, Petit, standard normal and Buishand homogeneity tests were used to check homogeneity and identify possible change-points. Since, at each step of tests, only one change-point is detected, so with each change-point detection, the desired time period is separated into years before and after the change-point, and the tests are repeated, this process continues until all change-points are detected. This process is stopped when the time period under review is less than 5 years. The

non-parametric Mann-Kendall test was used to evaluate the trend of the data series.

Results and Discussion: The results of the tests and the process of separation of time intervals are given in [Tables 2](#) and [3](#) and [Fig. 2](#). In each station, the abilities of the tests were investigated separately. The results of homogeneity tests showed that the results of the tests are highly dependent on the location of the station and the time of data measurement., so it is necessary to perform all three tests in order to identify all the inhomogeneities. In the next step, all point mutations in the data series were identified and removed by time separation of the data. In order to correct and remove mutations, the most number of separations was done for the month of Mehr (11 separations), May (9 separations), July (5 separations), June (5 separations), and April (4 separations). Petti's test showed the least amount of change-point and heterogeneity, the results of normal standard and Buishand tests were similar most of the time. Heterogeneity was observed in all stations of the basin. The most point-changes occurred in the months of March and April. The trend test results showed that none of the rainfall gauge stations had a significant decreasing or increasing trend on an annual scale, and on a monthly scale. there is an increasing trend in some months and a decreasing trend in some months. In the studied basin, the most trend occurred in the first 6 months of the year. The largest number of increasing trend was observed in April and at 5 rainfall gauge stations (Ismail Abad, Hossein Abad, Soltani, Maidan and Namzad). At Hanjan station, an increase of 54.49 mm of rainfall was observed in May and a decrease of 68.119 mm in March. In the month of March, a decrease in rainfall has been observed in Hanjan, Bidkardoiyeh, Jamilabad, Cheshme Arous, Kiskan and Maidan stations, respectively 68/119, 47/56, 45/64, 161/68, 59/548 and 111/91 mm, but In the results of Kendall's test, no significant trend was observed for the precipitation data in this month. In the month of April, there was an increase in rainfall by 82.77, 54.33, 118.08, 32.68, 79.46 and 42.3 mm respectively in Namzad, Ismail Abad, Talkhe Char, Soltani, Kanarowieh and Maidan stations. By comparing with the results of the Mann-Kendall test, it can be seen that it was not just a sudden jump and the precipitation has an increasing trend. In the month of May, an increase in rainfall has been observed in Hanjan, Cheshme Arous, Raber and Glochar stations, respectively 54.409, 41.729, 6.81 and 33.3 mm, in this month only in Raber and Glochar stations there is an increasing trend was observed.

Conclusion: The results of the tests were very different according to the station and month under investigation and the results were not the same. In general 41.29% of heterogeneous cases were identified by Buishand's test, 34.83% by normal standard test and 23.88% by Petti's test. On average, the number of point-change is 2. The results of the data series trend analysis showed that in general, 4.83% of the data have a decreasing trend and 11.03% have an upward trend. The highest number of trends was observed in Jamilabad station with three decreasing trends and one increasing trend. However, no significant trend was observed. In addition, there was no clear relationship between the significance of the homogeneity tests and the existence of trend in data series.

© 2023 University of Zabol, Zabol, Iran.



This is an open access article distributed under the terms and conditions of the Creative Commons Attribution 4.0 International (CC BY 4.0 license) (<http://creativecommons.org/licenses/by/4.0/>)

شناسایی و حذف جهش‌های نقطه‌ای در سری داده‌های بارش با استفاده از آزمون‌های همگنی (مطالعه موردی: هجده ایستگاه باران‌سنجی حوضه آبریز جیرفت)

لیلا شیخ‌ممو^۱، مرضیه محسنی^{۲*}

^۱ دانشجوی کارشناسی ارشد، گروه مهندسی عمران، دانشکده مهندسی عمران، دانشگاه صنعتی سیرجان، سیرجان، ایران
^۲ استادیار، گروه مهندسی عمران، دانشکده مهندسی عمران، دانشگاه صنعتی سیرجان، سیرجان، ایران

پست الکترونیکی نگارنده مسئول: mohseni_m@sirjantech.ac.irوبگاه نشریه: ijwer.uoz.ac.ir

تاریخ دریافت: ۱۴۰۲/۰۸/۱۶ تاریخ پذیرش: ۱۴۰۳/۰۸/۲۶

تاریخ ویرایش: ۱۴۰۲/۱۱/۰۹ تاریخ چاپ: ۱۴۰۴/۰۲/۰۶

چکیده: بارش یکی از پارامترهای کلیدی در چرخه هیدرولوژی و شناسایی تغییرات آب و هوایی یک منطقه، است. در مطالعه حاضر در مرحله اول، آزمون همگنی و روند برای داده‌های بارش ۱۸ ایستگاه در حوضه آبریز سد جیرفت، در بازه زمانی سال‌های ۱۳۷۰ تا ۱۳۹۹ با استفاده از آزمون‌های پتی، بیشاند و نرمال استاندارد و آزمون ناپارامتری من-کندال انجام گرفت. پس از آن به منظور اصلاح و حذف داده‌های پرت، به بررسی همگنی و جهش در مرحله دوم پرداخته شد و با تکرار آزمون برای بازه‌های تفکیک‌شده، زمان وقوع سایر جهش‌ها نیز شناسایی گردید. با بررسی کل مراحل تفکیک، در کلیه ایستگاه‌ها ناهمگنی در داده‌های بارش مشاهده شد. نتایج آزمون‌های همگنی در ایستگاه‌های مختلف متفاوت است، در یک ایستگاه مشخص هم جهش‌های شناسایی‌شده برای بارش ماهانه در مهروموم‌های مختلف و توسط آزمون‌های متفاوت شناسایی شدند این موضوع حساسیت آزمون‌های همگنی به شرایط محلی و زمانی جمع‌آوری داده‌های هواشناسی و ضرورت انجام آزمون‌های مختلف همگنی جهت شناسایی دقیق جهش‌های احتمالی را نشان می‌دهد. به‌طور کلی، ۴۱/۲۹٪ موارد ناهمگن توسط آزمون بیشاند، ۳۴/۸۳٪ توسط آزمون نرمال استاندارد و ۲۳/۸۸٪ توسط آزمون پتی تشخیص داده شدند. نتایج آزمون من-کندال نشان داد که ۱۵/۸۶٪ داده‌ها دارای روند می‌باشند، ۴/۸۳٪ داده‌ها روند نزولی و ۱۱/۰۳٪ داده‌ها روند صعودی دارند. بیشترین موارد روند دار در ایستگاه جمیل‌آباد با سه روند نزولی و یک روند صعودی مشاهده شد، علاوه بر این ارتباط مشخصی میان میزان معنی‌داری آزمون‌های همگنی و وجود روند در داده‌ها مشاهده نشد. نتایج این مطالعه برای مطالعات منابع آب، کاهش خشک‌سالی و توسعه کشاورزی پایدار، کاربردی است.

کلیدواژه‌ها: آزمون بیشاند، آزمون پتی، آزمون نرمال استاندارد، آزمون ناپارامتری روند، من-کندال

۱- مقدمه

بخش مهم و جدایی‌ناپذیر مطالعات هواشناسی و هیدرولوژی اطمینان از صحت داده‌های مورد استفاده است (Hallegatte (2017; WMO 2012). پیش از کسب اطمینان از صحت و کیفیت داده‌ها و سری‌های زمانی، نمی‌توان اقدام به استفاده از آن‌ها و استخراج نتایج بعدی نمود (Mohammadi and Bi Azar 2017). به منظور شناسایی اثرات عوامل غیر اقلیمی بر سری‌های زمانی، آزمون‌های صحت‌سنجی متفاوتی همچون آزمون‌های همگنی و بررسی داده‌های پرت توسط محققان ارائه شده است (Mohammed et al. 2021).

همگن بودن یک سری زمانی به این معنا است که سری می‌بایست نمونه‌ای از یک جامعه واحد باشد. به عبارت دیگر، مشخصات آماری هر زیرمجموعه از سری زمانی مورد بررسی، با مشخصات آماری کل سری زمانی و همچنین جامعه مورد بررسی یکسان باشد (Pishgah Hadian et al. 2016). ناهمگنی در سری داده‌ها به دو شکل طبیعی و غیرطبیعی ایجاد می‌شود. از عوامل غیرطبیعی می‌توان به جابجایی ایستگاه‌های هواشناسی، تغییر تجهیزات اندازه‌گیری، تغییر در محیط اطراف ایستگاه‌ها، تغییر در روش‌های دیده‌بانی و تغییر روابط ریاضی برای محاسبه میانگین‌ها و غیره اشاره کرد. این نوع بروز ناهمگنی را بایستی از بین برده و خطاهایی را که منجر به ایجاد چنین ناهمگنی‌هایی می‌شود به حداقل رساند (Modaresi et al. 2010).

در زمینه بررسی همگنی داده‌های هواشناسی و هیدرولوژی تحقیقات مختلفی انجام شده است که از جمله می‌توان به مطالعه (Bazgir et al. 2019) اشاره کرد که همگنی سری داده‌های زمانی میانگین سالانه دمای کمینه، بیشینه و بارش ۳۶ ایستگاه همدید کشور در ۶ طبقه اقلیمی را با روش‌های آزمون نرمال استاندارد^۱، پتی^۲، انحراف تجمعی^۳ و راستی‌آزمایی ورسلی^۴ مطالعه و مشاهده کردند که ۹۱/۵٪ و ۸۸/۵٪ از داده‌های کمینه و بیشینه دما در طبقه غیرهمگن قرار دارند. همچنین (Rafati and Karimi 2018) همگنی داده‌های دمای میانگین ۳۳ ایستگاه همدیدی را در ایران بررسی کردند و بعد از اصلاح ناهمگنی‌ها نشان دادند

که ناهمگن بودن داده‌ها ممکن است به نتایج دارای خطا منجر شود. (Pishgah Hadian et al. 2016) روند تغییرات متغیرهای اقلیمی حوضه سفیدرود را مورد بررسی قرار داده و برای همگنی سری داده‌ها از سه آزمون همگنی انحرافات تجمعی، درست‌نمایی ورسلی و بی‌زین^۵ استفاده کردند. ایشان نتیجه گرفتند سری‌های زمانی که در سطح اطمینان بالایی ناهمگن هستند، در بیشتر موارد روندهای کاهشی یا افزایشی در سطح اطمینان بالایی نیز دارند. (Ahmad and Deni 2013) همگنی داده‌های اقلیمی کشور مالزی را در بازه زمانی ۱۹۷۵ تا ۲۰۱۰ با روش‌های نرمال استاندارد، پتی، بیشاند و نسبت فون نیومن^۶ (VNR) بررسی کردند. ایشان سری داده‌ها را بررسی و سه کلاس دسته‌بندی برای ایستگاه‌های ثبت داده ارائه کردند.

(Ahmad et al. 2015) برای بررسی همگنی ۱۵ ایستگاه در کشور پاکستان برای دوره زمانی ۱۹۶۱ تا ۲۰۱۱ از آزمون‌های نرمال استاندارد و بیشاند استفاده کردند. (Marcolini et al. 2017) همگنی داده‌های عمق برف برای منطقه ترنتو در شمال شرق ایتالیا را با استفاده از روش نرمال استاندارد مطالعه و به این نتیجه رسیدند که تنها ۲۰٪ از داده‌ها دارای ناهمگنی بودند (Mortezapour et al. 2020). در مطالعه (Aldrees et al., 2023) همگنی و روند بارندگی شهری در ۵۰ کلان‌شهر جهان در فاصله مهر و موم‌های ۱۹۸۱ تا ۲۰۲۰ بررسی گردید بر اساس یافته‌های این پژوهش بیشترین همگنی داده‌ها در اردیبهشت (۹۰٪) و کمترین آن در شهریور (۷۴٪) به دست آمد. حداکثر روند منفی ماهانه و سالانه در بهمن‌ماه، به ترتیب، در ۴ و ۲ شهر اصلی کشف شد.

همان‌گونه که گفته شد آزمون‌های مختلفی جهت بررسی همگنی و روند داده‌ها وجود دارد، انتخاب آزمون مناسب مسئله پیچیده‌ای است. آگاهی از محدوده زمانی تغییر فراداده و عوامل ایجاد ناهمگنی می‌تواند در انتخاب آزمون مناسب، مفید باشد ولی این اطلاعات در اغلب موارد در دسترس نیست.

⁴ Worsley's Liklyhood

⁵ Bayesian Procedure

⁶ Von Neumann Ratio

¹ SNHT

² Pettit

³ Cumulation Deviation Test (CDT)

تحقیق ارائه یک برنامه خوب برای مقابله با سیلاب‌های ناگهانی و خشک‌سالی است زیرا بارش به‌عنوان پارامتر کلیدی در چرخه هیدرولوژیکی عمل می‌کند.

۲- مواد و روش‌ها

منطقه مورد مطالعه در حوضه آبریز هلیل‌رود در بالادست سد جیرفت است. حوضه آبریز هلیل‌رود از زیرحوضه‌های آبریز حوضه جازموریان است. این حوضه تا سد جیرفت با مساحتی بالغ بر ۷۵۰ هزار هکتار در محدوده بین ۲۸ درجه تا ۲۹ درجه و ۵۸ دقیقه عرض شمالی و ۵۶ درجه و ۲۹ دقیقه تا ۵۸ درجه و ۵۸ دقیقه طول شرقی در جنوب شرقی ایران و در ارتفاع ۷۲۰ متر از سطح دریا قرار دارد.

در این مطالعه همگنی داده‌های میانگین ماهیانه بارش برای ۱۸ ایستگاه باران‌سنجی در بالادست حوضه آبریز سد جیرفت، با طول دوره آماری ۲۹ سال (۱۳۷۰ تا ۱۳۹۹) بررسی گردید. در [جدول ۱](#) مشخصات ایستگاه‌های اندازه‌گیری بارش و در [شکل ۱](#) محل قرارگیری ایستگاه‌های هواشناسی در منطقه مورد مطالعه نشان داده شده است.

جدول ۱ موقعیت ایستگاه‌های اندازه‌گیری بارش

Table 1 Location of rainfall measurement stations

Station	Utmx	UtmY	Height
Dolat abad	3176806	513543	1734
Rabor	3250471	482210	2730
Soltani	3216055	453848	2070
Konaroieh	3191963	523132	1456
Kiskan	3248775	464883	2600
Jamilabad	3234760	449923	2258
Hanjan	3236627	495774	2115
Cheshme Arus	3241840	487618	2460
Maidan	3226451	500357	1924
Fath abad	3169810	514854	1755
Galu char	3239974	511413	2420
Hossain abad	3183311	557460	1664
Esmail abad	3234558	497490	2197
Takhe char	3245909	473044	2881
Namzad	3221993	474415	2116
Bid karduiyeh	3242332	442090	2230
Gharghutuiyeh	3262749	443665	1098
Char tagh	3199255	508188	2597

تغییرات اقلیمی تاثیر قابل توجهی بر وضعیت بارش در سطح محلی و منطقه‌ای دارد (Aldress et al. 2023). پدیده تغییر اقلیم به دلیل ایجاد روندهای بلندمدت میان داده‌ها، یکی از مهم‌ترین عوامل ایجاد ناهمگنی در میان داده‌های اقلیمی است (Modaresi et al. 2010) با این حال، مشاهده هم‌زمان ناهمگنی و روندهای معنادار در سری زمانی داده‌ها، نشان‌دهنده اثرات تغییر اقلیم در آب و هوای منطقه است؛ بنابراین سازمان هواشناسی جهانی (WMO) علاوه بر آزمون‌های تحلیل روند، آزمون‌های همگنی را نیز برای تعیین پدیده تغییر اقلیم پیشنهاد می‌نماید (World Climate Program 1988).

سد جیرفت یکی از منابع اصلی تامین آب و مهار سیلاب‌ها در حوضه آبریز جیرفت است. به‌منظور مدیریت و بهره‌برداری منطقی این سد، مطالعه جریان ورودی به این سد و همچنین بررسی اثرات تغییر اقلیم بر آن ضروری است.

با توجه به کارایی و حساسیت متفاوت آزمون‌ها در شناسایی ناهمگنی برای مناطق مختلف، در این مطالعه همگنی داده‌های بارش حوضه بالادست سد جیرفت، در چند مرحله و با استفاده از سه آزمون همگنی نرمال استاندارد، پتی و بیشاند مورد بررسی قرار گرفت، جز معدود مطالعاتی است که تمامی ایستگاه‌های بارش در یک حوضه آبریز بررسی می‌گردد. به این ترتیب، تاثیر تغییرات مکانی بر همگنی داده‌ها بررسی می‌شود. در مطالعه حاضر، از تکرار متوالی آزمون‌ها، انطباق و سازگاری سه آزمون با یکدیگر و امکان هم‌افزایی نتایج آن‌ها برای تخمین دقیق‌تر زمان بروز ناهمگنی در سری داده‌ها استفاده گردید. برای سری داده‌های ناهمگن، آزمون روند انجام و ارتباط میان وجود ناهمگنی و روند و امکان وقوع پدیده تغییر اقلیم بررسی شد.

یافته‌های این مطالعه برای پیش‌بینی منابع آب در آینده، پیش‌بینی سیل یا خشک‌سالی و مطالعات مهندسی، علمی، صنعتی، کشاورزی و اجتماعی ضروری است. هدف از این

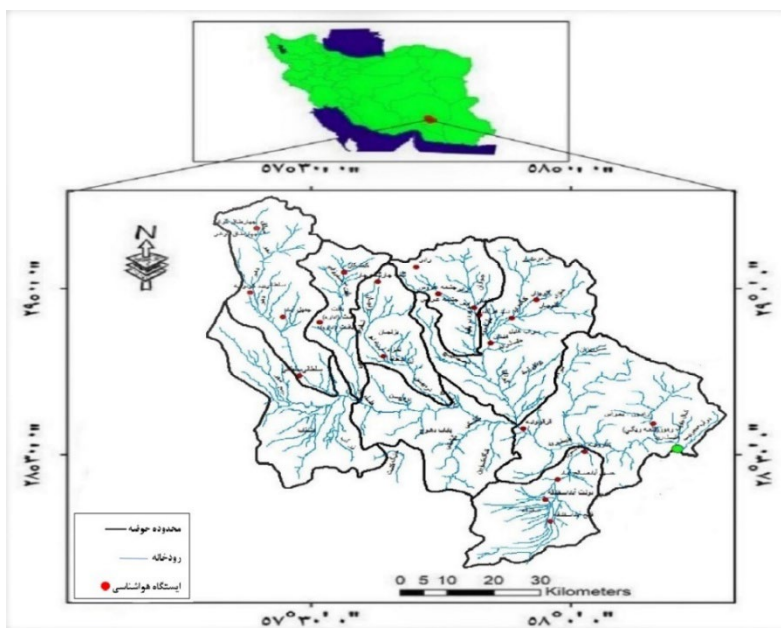


Fig. 1 Location of rainfall gauge stations in Jiroft Basin

شکل ۱ محل قرارگیری ایستگاه‌های هواشناسی در حوضه آبریز جیرفت

متفاوتی دارند. با توجه به اینکه دو آزمون (CDT) و (Worsley) زمانی برای بروز ناهمگنی ارائه نمی‌دهند (Mortezapour et al. 2020)، در این مطالعه از آزمون‌های پتی، نرمال استاندارد و بیشاند در بررسی همگنی سری داده‌ها و معرفی زمان بروز جهش استفاده می‌گردد.

به‌منظور بررسی همگنی سری داده‌های بارش و تعیین زمان وقوع جهش برای کلیه سری‌های زمانی مورد مطالعه، با استفاده از امکانات موجود در افزونه XLSTAT آزمون‌های پتی، بیشاند و نرمال استاندارد اجرا شدند (Ghajarnia et al. 2015). در هر آزمون فرض بر وجود یک نقطه جهش در میانگین سری است که در صورت معنادار شدن فرض، تاریخ وقوع جهش مشخص و سری داده‌ها به دو بازه زمانی دارای میانگین‌های متفاوت تفکیک می‌شود. با تکرار آزمون برای بازه‌های تفکیک‌شده در هر مرحله از اجرای آزمون، سایر تاریخ‌های وقوع جهش نیز قابل محاسبه است. از آنجاکه، در هر بار انجام آزمون‌ها تنها یک نقطه جهش مشخص می‌شود و از سوی دیگر ممکن است که در سری داده‌ها بیش از یک نقطه ناهمگنی وجود داشته باشد، یک شرط جهت تعیین حد تکرار تفکیک سری در نظر گرفته شد و توالی فرآیند انجام آزمون و تفکیک سری در هر مرحله از آزمون تا جایی ادامه می‌یابد که بازه زمانی کوچک‌تر از ۵ سال شود، روند انجام این مطالعه در شکل ۲ نشان داده شده است.

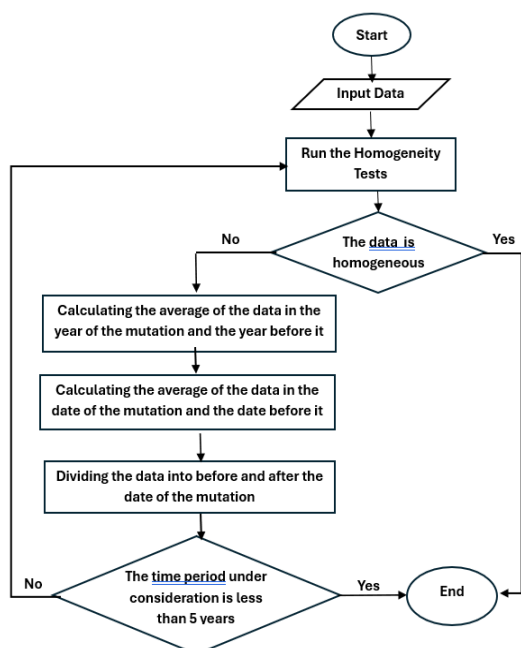


Fig. 2 Algorithm used in this research

شکل ۲ الگوریتم مورد استفاده در این پژوهش

۱-۲- آزمون‌های همگنی

به‌منظور بررسی همگنی داده‌های اقلیمی از روش‌های مختلفی استفاده می‌شود و هریک کارایی و حساسیت‌های

زمانی جزئی با میانگین Z_1 است. اگر مقدار آماره از مقدار بحرانی آزمون برای سطح بحرانی (مثلاً ۹۵٪) بیشتر باشد، آنگاه فرض صفر (همگنی) در سطح اطمینان مربوطه (مثلاً ۵٪) رد می‌شود. در روش مطلق، بررسی همگنی سری داده Y_i به‌طور مستقل و نه وابسته به سری داده Q_i و به‌طور مستقیم وارد محاسبات می‌شود.

آزمون همگنی پتی (Pettit)

آزمون همگنی پتی یک آزمون پارامتری است که نیازمند فرض نرمال بودن سری زمانی نیست (Pettit, 1979). فرض صفر این آزمون به معنی استقلال مقادیر مختلف سری زمانی از یکدیگر و همگنی آن‌ها است. در مقابل تایید فرض یک این آزمون به معنی وجود شکستگی و ناپیوستگی در مقدار میانگین سری زمانی و ناهمگنی سری زمانی است. این آزمون همگنی در یافتن ناهمگنی‌های نقاط میانی سری زمانی توانایی بیشتری داشته و از جمله آزمون‌هایی است که زمان بروز ناهمگنی را گزارش می‌کند و از مهم‌ترین آزمون‌ها برای تشخیص یک تغییر ناگهانی در سری‌های زمانی است.

در این آزمون، ابتدا مقادیر سری داده موردنظر Y_i بر اساس مقدار مرتب و رتبه‌های r_i برای مقادیر متناظر Y_i اختصاص داده می‌شود. سپس با استفاده از روابط (۳) و (۴) مقدار آماره X_k محاسبه شده و با مقادیر بحرانی ارائه شده توسط پتی مقایسه می‌شوند:

$$X_y = \begin{cases} 2 \sum_{i=1}^y r_i - y(n+1), \\ y = 1, 2, \dots, n \end{cases} \quad (3)$$

$$X_k = \max_{1 \leq y \leq n} |X_y| \quad (4)$$

در صورت عبور آماره از مقادیر بحرانی، زمان مربوط به داده بیشینه X_k معادل زمان بروز ناهمگنی خواهد بود.

آزمون همگنی بیشاند (Buishand)

در این آزمون فرض صفر همگنی مقادیر مختلف سری داده‌ها و استقلال آن‌ها از یکدیگر است. در مقابل فرض یک این آزمون ناهمگنی و وجود ناپیوستگی و شکست در مقادیر سری داده‌ها است؛ که توسط بیشاند (Buishand, 1982) ارائه شده است، چنانچه y_i ، $i = 1, 2, \dots, n$ ، سری مشاهدات \bar{y}

آزمون همگنی نرمال استاندارد (SNHT)

یکی از پرکاربردترین روش‌های آزمون همگنی در مطالعات، روش نرمال استاندارد است. اگرچه این روش می‌تواند زمان ایجاد ناپیوستگی و یا بروز ناهمگنی را در سری داده‌ها یافته و گزارش کند، اما حساسیت بیشتری در یافتن ناهمگنی‌های آغازین و انتهایی سری زمانی داده‌ها دارد. فرض اولیه این آزمون، نرمال بودن توزیع آماری داده‌ها است. این آزمون هم به‌صورت مطلق و هم به‌صورت نسبی اجرا می‌گردد. در روش مطلق، این آزمون تنها در داخل خودسری به کار گرفته می‌شود اما در روش نسبی داده‌های سری با توجه به داده‌های ایستگاه مجاور بررسی می‌شوند.

در این آزمون $Y_i = (i=1, 2, \dots, n)$ سری زمانی داده مربوط به ایستگاه موردبررسی و $Q_i = (i=1, 2, \dots, n)$ نیز معرف اختلاف (مثلاً داده‌های دما یا فشار هوا) یا نسبت (به‌طور مثال داده‌های بارندگی) بین دو سری داده است. با استفاده از رابطه (۱) سری Q_i به سری استاندارد Z_i تبدیل می‌شود.

$$Z_i = (Q_i - \bar{Q}) / \sigma_Q \quad (1)$$

\bar{Q} و σ_Q به ترتیب میانگین و انحراف معیار سری Q_i هستند. در اینجا فرض صفر آزمون بیانگر همگنی سری با توزیع نرمال و در مقابل فرض یک به معنی ناهمگنی سری و وجود حداقل یک نقطه مانند a که داده‌های قبل از آن با میانگین μ_1 و داده‌های بعد از آن با میانگین μ_2 است (Alexanderson, 1986).

از روش‌های آزمون درستی فرض‌های صفر و یک در این آزمون، روش آماری بر اساس نسبت درست‌نمایی است (Alexanderson and Moberg, 1997) که آماره T_0 به‌صورت نسبت احتمال درستی H_1 به احتمال درستی H_0 برای سری مشاهده شده Z_i ، از رابطه (۲) محاسبه می‌شود.

$$T_0 = \begin{cases} \max\{a\bar{Z}_1^2 + (n-a)\bar{Z}_2^2\}, \\ 1 \leq a \leq n-1 \end{cases} \quad (2)$$

رابطه (۲)، Z_1 و Z_2 مقادیر میانگین سری Z_i قبل و بعد از تغییر هستند. مقدار a نیز محتمل‌ترین زمان بروز تغییر ناگهانی در داده‌ها و یا به‌بیان دیگر آخرین زمان در سری

$$Z_s = \begin{cases} \frac{s+1}{\sigma_s} S < 0 \\ 0 S = 0 \\ \frac{s-1}{\sigma_s} S > 0 \end{cases} \quad (11)$$

مقدار مثبت Z_{mk} روند افزایشی و مقدار منفی Z_{mk} روند کاهشی سری‌های زمانی را نشان می‌دهد. همچنین، برای آزمودن روند افزایشی یا کاهشی یکنواخت در سطح معنی‌داری P ، اگر مقدار Z_{mk} بزرگ‌تر از $Z_{1-p/2}$ باشد (که $Z_{1-p/2}$ از جدول توزیع تجمعی نرمال استاندارد به دست می‌آید) فرض صفر رد می‌شود. برای این کار، سطح معنی‌دار $p=0.05$ و $p=0.01$ به کار می‌رود (Kisi, 2013; Sonali and Kumar, 2013).

۳- نتایج و بحث

نتایج آزمون‌های همگنی و فرآیند تفکیک بازه‌های زمانی داده‌های بارش در [جدول ۲](#) ارائه شده است. در این [جدول](#)، مقادیر p -value کمتر از 0.05 ، نشان‌دهنده غیرهمگنی داده‌ها یا به عبارتی نشان‌دهنده وقوع جهش است. وجود نقطه جهش در سری‌های زمانی، داده‌ها را به دو سری متفاوت تقسیم می‌کند. در هر مرحله تنها یک نقطه جهش شناسایی می‌شود، برای شناسایی تمامی جهش‌های احتمالی در مرحله اول کل بازه زمانی بررسی و نقاط جهش را به دست آورده و در مراحل بعد در هر مرحله تفکیک، سری داده‌ها به قسمت قبل و بعد از سال و یا سال‌های جهش یافت شده در مرحله قبل تقسیم می‌شود. سپس سالی را که تحت عنوان زمان جهش در مرحله قبل توسط آزمون‌های همگنی تشخیص داده شده است را حذف و میانگین مقدار داده در سال جهش و سال قبل از آن را به دست آورده و این مقدار میانگین را جایگزین مقدار در سال قبل جهش کرده و این کار برای کل نقاط جهشی که در مرحله قبل به دست آمده، اعمال می‌شود. سپس در سری داده‌های جدید که نقاط ناهمگنی آن‌ها حذف شده است، مجدداً از آزمون‌های همگنی برای شناسایی نقاط جهش در بازه‌های تفکیک شده جدید استفاده و این روند تا زمانی که هیچ نقطه جهش، دیگری تشخیص داده نشود، ادامه می‌یابد. با بررسی کل مراحل تفکیک مشاهده می‌شود که کل

مقدار میانگین سری زمانی و n تعداد کل داده‌های سری زمانی باشد، در صورتی که S_k^* صفر باشد داده سری زمانی همگن خواهند بود.

$$S_0^* = 0 \quad (5)$$

$$S_k^* = \left\{ \sum_{i=1}^k (y_i - \bar{y}), k = 1, 2, \dots, n-1 \right. \quad (6)$$

مقادیر بیشینه قدر مطلق S_k^* می‌تواند نشان‌دهنده بروز ناهمگنی در سری باشد. به عبارتی با تعریف تفاوت مقدار بیشینه و کمینه S_k^* بر انحراف معیار (s) به صورت کمیت R و مقایسه آن با مقادیر بحرانی، ناهمگنی در سری زمانی مشخص می‌شود.

$$R = (\max_{0 \leq k \leq n} S_k^* - \min_{0 \leq k \leq n} S_k^*) / s \quad (7)$$

آزمون تحلیل روند Mann-Kendall

این آزمون جزء آزمون‌های ناپارامتری است که معمولاً برای شناسایی روند در سری‌های زمانی اقلیمی و هیدرولوژی به کار می‌رود (Partal and Kahya, 2006).

$$s = \sum_{i=1}^{n-1} \sum_{j=i+1}^n \text{sgn}(x_j - x_i) \quad (8)$$

$$\text{sgn}(x_j - x_i) = \begin{cases} +1 & x_j - x_i > 0 \\ 0 & x_j - x_i = 0 \\ -1 & x_j - x_i < 0 \end{cases} \quad (9)$$

$$\sigma_s = \sqrt{\frac{n(n-1)(2n+5)}{18}} \quad (10)$$

که در آن‌ها S آماره آزمون من-کندال (MK)، n تعداد مشاهدات سری x_i و x_j داده‌های متوالی در سری زمانی، t_k تعداد دنباله‌ها برای مقادیر k ام و k تعداد مقادیر دنباله‌ها است. جزء دوم در رابطه (۱۰) یک تعدیل برای دنباله یا داده‌های حساس است. آماره استاندارد شده آزمون Z_{mk} از رابطه (۱۱) به دست می‌آید:

مشاهده شده است. در هر ایستگاه به صورت جداگانه توانایی آزمون‌ها بررسی گردید در این مورد هم مشخص شد که در یک ایستگاه مشخص در ماه‌های مختلف، آزمون‌ها پاسخ‌های متفاوتی ارائه می‌نمایند، بنابراین لازم است که هر سه آزمون انجام شوند تا بتوان تمامی ناهمگنی‌ها را شناسایی و برطرف کرد. در مطالعه (Kazamzadeh et al. 2017) آزمون بیشانده ۲۷٪، آزمون نرمال استاندارد ۲۵٪ و آزمون پتی ۳۷٪ داده‌ها را ناهمگن تشخیص دادند که بیشترین سهم در شناسایی ناهمگنی را آزمون بیشانده داشته است که در مطالعه حاضر نیز بیشترین تعداد ناهمگنی توسط آزمون بیشانده شناسایی شده است.

در مطالعه‌ای که توسط (Mortezapour et al. 2020) انجام شده است، هر سه آزمون پتی و بیشانده و نرمال استاندارد برای شناسایی جهش در داده‌های بارش مورد استفاده قرار گرفت، هیچ‌کدام از این سه روش بروز ناهمگنی شناسایی نکردند، این محققان اعلام کردند که تغییرپذیری ذاتی بارش بیشتر از آن است که تغییرات رخ داده در مکان ثبت داده در دوره مورد بررسی، موجب بروز اختلاف معنی‌دار در داده‌های بارش گردد. به عبارت دیگر با وجود اطلاع از تغییرات و جابجایی‌های قابل توجه در ایستگاه ثبت داده، آزمون‌های همگنی در شناسایی این تغییرات موفق نیستند.

نتیجه مطالعه (Mesbahzadeh and Soleimani Sardoo 2019) در بررسی همگنی پارامترهای اقلیمی دما و بارش در جنوب استان کرمان با آزمون کلموگروف اسمیرنوف نشان داد که داده‌های تمام ایستگاه‌های انتخابی همگن هستند که با نتایج تحقیق آزمون‌های مورد استفاده در مطالعه حاضر متفاوت است.

نتایج تحلیل همگنی داده‌های بارش و دما در ایران به کمک آزمون‌های نرمال استاندارد، پتی، انحراف تجمعی و راستی آزمایی ورسلی نشان داد که داده‌های بارش در حوضه استان کرمان ناهمگن می‌باشند که با نتایج مطالعه حاضر همخوانی دارد (Bazgeer et al. 2019).

نتایج تحلیل روند داده‌های بارش در حوضه آبریز سد جیرفت نشان می‌دهد که در مقیاس سالانه هیچ یک از

ایستگاه‌های مورد بررسی ناهمگنی داشتند، ۴۱/۲۹٪ موارد ناهمگنی توسط آزمون بیشانده، ۳۴/۸۳٪ توسط آزمون نرمال استاندارد و ۲۳/۸۸٪ توسط آزمون پتی تشخیص داده شده است. نتایج آزمون بیشانده و نرمال استاندارد بیشترین همپوشانی را دارند. در تمامی ماه‌ها به جز ماه مرداد ناهمگنی در داده‌های بارش مشاهده شده است. در ماه اردیبهشت بیشترین تعداد جهش رخ داده است. بیشترین ناهمگنی و جهش در دو ایستگاه دولت‌آباد و کیسیکان مشاهده شده است.

بررسی داده‌ها در دو بازه زمانی ۱۳۸۱-۱۳۷۰ و ۱۳۸۲-۱۳۹۹ نشان می‌دهد که ۳۵/۳۲٪ ناهمگنی‌ها مربوط به بازه ۱۳۸۱-۱۳۷۰ و ۶۴/۶۸٪ ناهمگنی مربوط به بازه ۱۳۸۲-۱۳۹۹ است.

نمودارهای مربوط به سه آزمون برای داده‌های بارش در [شکل ۳](#) ارائه شده است، نام ایستگاه، ماه، نام آزمون در عنوان هر نمودار آورده شده است. در نمودارها، با توجه به تاریخ محاسبه شده برای جهش، بازه زمانی به دو بازه تفکیک شده و مقدار میانگین برای هر بازه تفکیکی نشان داده شده است. مقدار جهش از تفاوت مقدار دو میانگین مشخص می‌شود.

نتایج آزمون‌ها و فرآیند تفکیک بازه‌های زمانی در [جدول ۲](#) آورده شده است به دلیل تعداد بالای نمودارها و ایستگاه‌های مورد بررسی، تنها تعدادی از آن‌ها در [جدول‌های ۲ و ۳](#) و [شکل ۲](#) نمایش داده شده است. به منظور اصلاح و حذف جهش‌ها بیشترین تعداد تفکیک برای ماه مهر (۱۱ تفکیک)، اردیبهشت (۹ تفکیک)، تیر (تفکیک ۵)، خرداد (۵ تفکیک)، فروردین (۴ تفکیک) انجام شده است. به طور متوسط تعداد تفکیک‌ها ۲ مرحله بوده است.

در مطالعاتی همچون (Mortezapour et al. 2020) تاکید شده است که آزمون‌های پتی و بیشانده هر دو برای آشکارسازی جهش در نقاط میانی بازه دقت بهتری دارند و آزمون نرمال استاندارد در آشکارسازی جهش در نقاط ابتدایی و انتهایی بازه دقت بهتری دارد. در این مطالعه نیز آزمون نرمال استاندارد بیشترین ناهمگنی را در سال‌های ابتدایی (۱۳۷۱) و انتهایی دوره (۱۳۹۷) را نشان می‌دهد. در دهه هشتاد یعنی میانه دوره کمترین تعداد جهش

در حوضه آبخیز جیرفت نشانه‌دهنده آن است که روند تغییرات بارش از لحاظ زمانی و مکانی تغییرات مشخصی طی سه دهه گذشته نداشته است و تعیین الگوی دقیق تغییرات نسبت به پارامترهای دیگر در منطقه دشوار است.

ایستگاه‌های باران‌سنجی روند صعودی یا نزولی معنی‌داری نداشتند و در مقیاس ماهانه نیز در برخی ماه‌ها روند صعودی و در بعضی ماه‌ها روند نزولی است. بنابراین، نتایج تحلیل روند تغییرات بارش در ایستگاه‌های باران‌سنجی بررسی شده

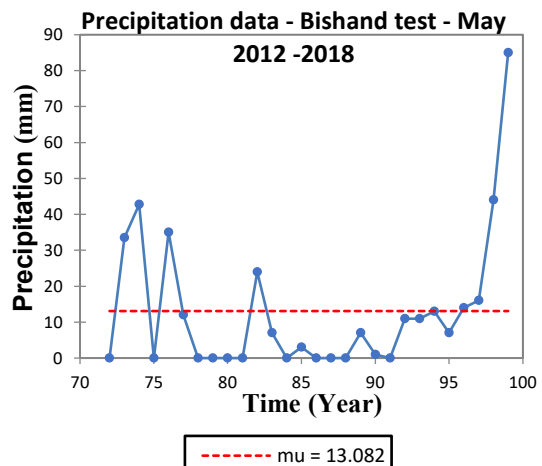
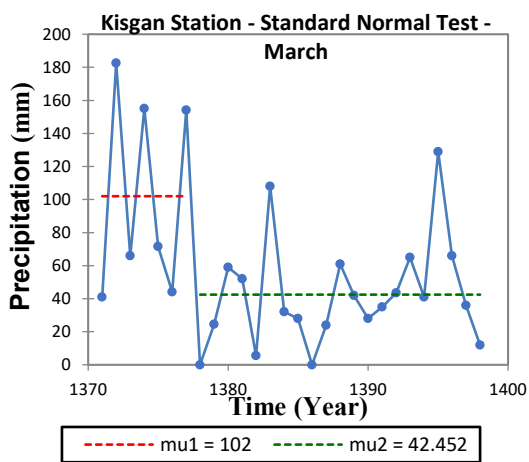
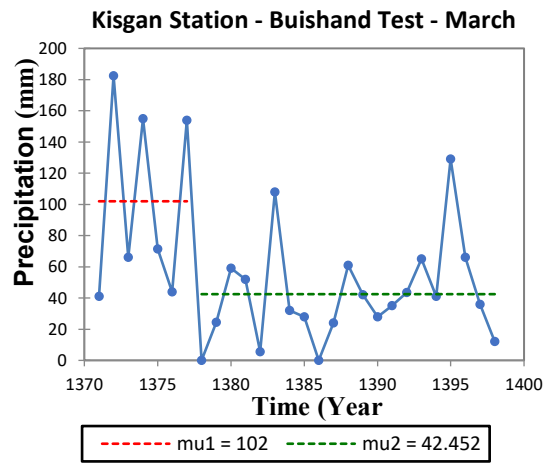
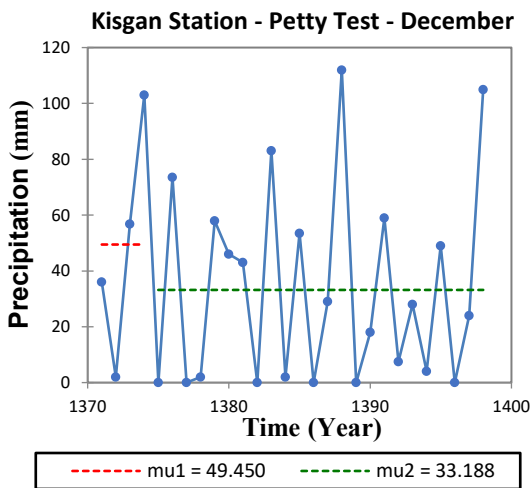
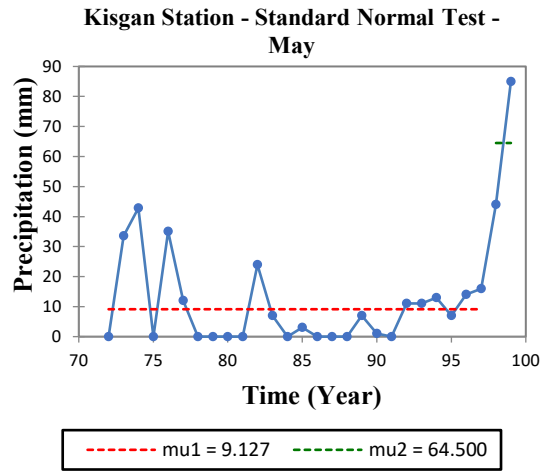
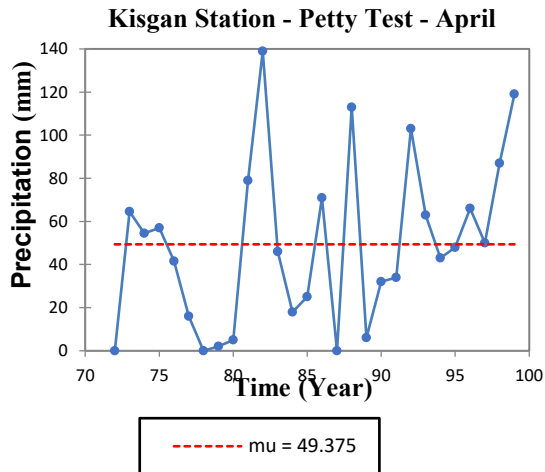


Fig. 3 Charts of homogeneity tests: Petit, Buishand and normal standard tests

شکل ۳ نمودارهای مربوط به آزمون‌های همگنی: پتی، بیشاند و نرمال استاندارد

جدول ۲ نتایج آزمون‌های همگنی و تعیین نقاط جهش داده‌های بارش

Table 2 Homogeneity test Results and detecting the change point of precipitation data

Station	Month	Separation stage	Separation time interval	Petit test		SNHT test		Buishand test	
				Mutation date (year)	p-value	Mutation date (year)	p-value	Mutation date (year)	p-value
Talkhe char	October	1	70-98	87	0.003	—	70-98	87	0.004
		2	70-86	—	0.283	—	70-86	79	< 0.0001
			88-98	—	0.463	—	88-98	—	0.813
		3	70-78	77	< 0.0001	77	70-78	77	< 0.0001
			80-98	—	0.054	—	80-98	—	0.066
		4	70-76	72	< 0.0001	—	70-76	—	—
			78-98	86	0.03	—	78-98	88	0.04
		5	70-71	×	×	×	70-71	×	×
			74-85	—	0.683	—	74-85	—	0.914
			87	×	×	×	87	×	×
89-98	—		0.3	—	89-98	—	0.857		
Jamiabad	May	1	71-99	—	0.482	—	71-99	77	0.004
		2	71-76	—	0.658	—	71-76	—	0.882
			78-99	—	0.069	—	78-99	95	0.001
		3	71-94	—	0.546	76	71-94	76	0.018
			96-99	×	×	×	96-99	×	×
		4	71-75	—	0.65	—	71-75	—	0.83
			78-99	—	0.061	98	78-99	94	0
		5	71-93	—	0.267	75	71-93	75	0.009
			95-97	×	×	×	95-97	×	×
		6	99	×	×	×	99	×	×
			71-74	×	×	×	71-74	×	×
		7	78-99	—	0.232	—	78-99	93	0.004
			71-92	—	0.77	74	71-92	74	0.048
		8	96-99	×	×	×	96-99	×	×
			71-73	×	×	×	71-73	×	×
9	78-99	—	0.211	—	78-99	92	0.006		
	71-91	—	0.533	—	71-91	—	0.34		
10	96-99	×	×	×	96-99	×	×		
	71-99	—	0.054	97	71-99	90	0.006		
Cheshme arus	May	1	71-89	—	0.067	—	71-89	77	0.002
			91-96	—	0.671	—	91-96	94	< 0.0001
		2	98-99	×	×	×	98-99	×	×
			71-76	×	×	×	71-76	×	×
		3	78-93	—	0.129	—	78-93	89	0.035
			95-99	×	×	×	95-99	×	×
		4	71-88	—	0.235	76	71-88	76	0.014
			91-99	—	0.205	—	91-99	96	< 0.0001
		5	71-75	×	×	×	71-75	×	×
			78-95	86	0.036	—	78-95	88	0.01
6	98-99	×	×	×	98-99	×	×		
	71-85	—	0.398	75	71-85	75	0.048		
7	87	×	×	×	87	×	×		
	91-99	93	< 0.000	—	91-99	95	< 0.0001		
8	71-73	×	×	×	71-73	×	×		
	76-92	—	0.205	—	76-92	—	0.078		
9	98-99	×	×	×	98-99	×	×		
	70-98	—	0.321	76	70-98	78	0.032		

Station	Month	Separation stage	Separation time interval	Petit test		SNHT test		Buishand test	
				Mutation date (year)	p-value	Mutation date (year)	p-value	Mutation date (year)	p-value
Namzad	2		70-75	—	0.677	—	70-75	—	0.87
			77	×	×	×	77	×	×
	3		79-98	—	0.822	97	79-98	—	0.072
			70-96	—	0.401	75	70-96	77	0.026
	4		98	×	×	×	98	×	×
			70-74	—	0.664	—	70-74	—	0.919
	5		79-98	—	0.521	96	79-98	—	0.051
			70-95	—	0.527	74	70-95	74	0.032
	6		98	×	×	×	98	×	×
			70-73	×	×	×	70-73	×	×
	7		79-98	—	0.223	95	79-98	92	0.009
			70-91	—	0.818	—	70-91	73	0.037
	8		93-94	×	×	×	93-94	×	×
			96-98	×	×	×	96-98	×	×
9		70-72	×	×	×	70-72	×	×	
		79-98	—	0.141	—	79-98	91	0.006	
10		70-90	—	0.458	—	70-90	72	0.015	
		93-98	×	×	×	93-98	×	×	
11		70-71	×	×	×	70-71	×	×	
		79-98	—	0.135	—	79-98	90	0.01	
12		70-89	—	0.421	—	70-89	—	0.381	
		93-98	×	×	×	93-98	×	×	
September	1		71-99	88	0.019	—	71-99	88	0.018
			71-87	72	< 0.000	—	71-87	—	—
	2		89-99	—	0.919	—	89-99	—	0.309
			71	×	×	×	71	×	×
	3		73-99	87	0.038	—	73-99	—	0.389
			71-86	73	< 0.000	—	71-86	—	—
	4		88-99	—	0.925	—	88-99	—	0.306
			71	×	×	×	71	×	×
	5		75-99	—	0.071	—	75-99	86	0.003
			71-85	75	< 0.000	—	71-85	—	—
	6		89-99	—	0.939	—	89-99	—	0.315
			71	×	×	×	71	×	×
	7		76-99	—	0.147	—	76-99	85	0.01
			71-84	76	< 0.000	—	71-84	—	—
8		89-99	—	0.937	—	89-99	—	0.311	
		71	×	×	×	71	×	×	
9		77-99	—	0.291	—	77-99	84	0.014	
		71-83	77	< 0.000	—	71-83	—	—	
10		85-99	—	0.937	—	85-99	—	0.308	
		71	×	×	×	71	×	×	
11		78-99	—	0.575	—	78-99	90	0.017	
		71-89	83	< 0.000	83	71-89	83	< 0.0001	
12		91-99	—	0.933	—	91-99	—	0.856	
		71-82	78	< 0.000	—	71-82	—	—	
13		84-99	—	0.508	—	84-99	—	0.75	
		71	×	×	×	71	×	×	
14		79-99	—	0.522	—	79-99	—	0.602	

* The colored p-values indicate heterogeneity in the test. Gray indicates a period of less than five years, and black with a cross reveals that all data were zero, and only Petty's test was performed.

۱۱۱/۹۱ میلی‌متر کاهش بارش مشاهده شده است ولی در نتایج آزمون من-کندال روند معناداری برای داده‌های بارش در این ماه ملاحظه نشده است.

در ماه فروردین در ایستگاه‌های نمزاد، اسماعیل‌آباد، تلخه‌چار، سلطانی، کناروییه و میدان به ترتیب ۸۲/۷۷، ۵۴/۳۳، ۱۱۸/۰۸، ۳۲/۶۸، ۷۹/۴۶ و ۴۲/۳ میلی‌متر افزایش بارش ملاحظه شده است که با مقایسه با نتایج آزمون من-کندال ملاحظه می‌گردد که تنها یک جهش ناگهانی نبوده است و بارش دارای روند صعودی است. در ماه اردیبهشت در ایستگاه‌های هنجان، چشمه عروس، رابر و گلوچار به ترتیب ۵۴/۴۰۹، ۴۱/۷۲۹، ۶/۸۱ و ۳۳/۳ میلی‌متر افزایش بارش مشاهده شده است، در این ماه تنها در ایستگاه‌های رابر و گلوچار روند صعودی ملاحظه شد.

بررسی نتایج نشان داد که ۳۱/۲۵٪ از موارد ناهمگنی شناسایی شده توسط آزمون پتی، ۱۵٪ از موارد ناهمگنی شناسایی شده توسط آزمون نرمال استاندارد و ۳۶/۱۱٪ موارد شناسایی شده توسط آزمون بیشاند دارای روند می‌باشند.

با انجام آزمون آماری ارتباط میان مقادیر p-value مربوط به آزمون‌های همگنی و روند بررسی و نتایج در [جدول ۴](#) ارائه شده همان‌گونه که مشخص است در هر سه مورد، با سطح اطمینان بالای ۹۹٪ اختلاف معناداری میان نتایج آزمون‌های همگنی و آزمون روند وجود دارد. مشاهده هم‌زمان ناهمگنی و روندهای معنادار در سری زمانی داده‌ها، نشان‌دهنده تاثیر وقوع تغییر اقلیم در آب‌وهوای منطقه است (Modaresi et al. 2010)، بر این اساس، به‌طور قطعی نمی‌توان به اثر پدیده تغییر اقلیم بر داده‌های بارش در منطقه مورد مطالعه اشاره کرد.

جدول ۴ مقدار Sig میان مقادیر p-value در آزمون‌های همگنی و آزمون روند

Table 4 Sig value between p-values in homogeneity tests and trend test

Homogeneity test	Sig
Petit Test	<0.001
Buishand Test	<0.001
Normal Standard Test	<0.001

جدول ۳ نتایج آزمون روند داده‌های بارش

Table 3 The trend results of precipitation data

Station	Month	Increasing	Decreasing
Esmail abad	April		
Talkhe char	October		
Jamilabad	June		
	November		
Hossain abad	April		
Dolat abad	July		
Rabor	May		
Soltani	April		
Kiskan	November		
Galu char	May		
Maidan	April		
	January		
Namzad	April		

نتایج تحلیل روند در این مطالعه با بیشتر مطالعات موردی انجام شده در جهان که نشان می‌دهند روند تغییرات داده‌های بارش از الگوی خاصی پیروی نمی‌کند، همخوانی دارد (Hojam et al. 2008, Teleab et al. 2013). بررسی روند بارش در سایر نقاط کشور نیز نشان می‌دهد که در بیشتر موارد، روند تغییرات بارش از الگوی خاصی پیروی نمی‌کند (Hojam et al. 2008). نتایج مطالعه (Teleab et al. 2013) در حوضه نیل نیز نشان داد که داده‌های بارش روند معنی‌داری ندارند. در حوضه مورد مطالعه، بیشترین روند در ۶ ماهه اول سال رخ داده است. بیشترین تعداد روند به‌صورت صعودی در ماه فروردین و در ۵ ایستگاه (اسماعیل‌آباد، حسین‌آباد، سلطانی، میدان و نمزاد) مشاهده شده است. در ایستگاه هنجان در ماه اردیبهشت ۵۴/۴۹ میلی‌متر افزایش بارش و در ماه اسفند ۶۸/۱۱۹ میلی‌متر کاهش بارش مشاهده شده است. بیشترین تغییرات در ماه‌های اسفند و فروردین و پس‌از آن در اردیبهشت رخ داده است. در ماه اسفند در ایستگاه‌های هنجان، بیدکردوییه، جمیل‌آباد، چشمه عروس، کیسکان و میدان به ترتیب ۶۸/۱۱۹، ۴۷/۵۶، ۴۵/۶۴، ۱۶۱/۶۸، ۵۹/۵۴۸ و

شد. بررسی نمودارهای گرافیکی تغییرات مولفه بارش در حوضه آبریز نشان می‌دهد که روند معنی‌داری در افزایش و یا کاهش مقدار آن وجود نداشته است، علاوه بر این، ارتباط مشخصی میان میزان معنی‌داری آزمون‌های همگنی و وجود روند در داده‌ها مشاهده نشد و بنابراین به‌طور قطع نمی‌توان در مورد وقوع پدیده تغییر اقلیم و اثر آن بر بارش اظهار نظر کرد. یافته‌های این مطالعه برای پیش‌بینی منابع آب در آینده پیش‌بینی سیل یا خشک‌سالی و مطالعات مهندسی، علمی، صنعتی، کشاورزی، و اجتماعی مفید خواهد بود.

۵- فهرست نشانه‌ها

a	محتمل‌ترین زمان بروز تغییر ناگهانی در داده‌ها
μ_1	میانگین داده‌های قبل از تاریخ جهش
μ_2	میانگین داده‌های بعد از تاریخ جهش
n	تعداد مشاهدات سری
$Q_i = (i=1,2,\dots,n)$	اختلاف یا نسبت بین دو سری داده
\bar{Q}	میانگین سری Q
R	آماره آزمون همگنی بیشاند
σ_Q	انحراف معیار سری Q
S	آماره آزمون من-کندال
T_0	نسبت احتمال درستی H_1 به احتمال درستی H_0 برای سری مشاهده‌شده Z_i
t_k	تعداد دنباله‌ها
X_j و X_i	داده‌های متوالی در سری زمانی
X_k	آماره آزمون همگنی پتی
$Y_i = (i=1,2,\dots,n)$	سری زمانی داده در آزمون بیشاند
\bar{y}	مقدار میانگین سری زمانی در آزمون بیشاند
Z_i	آماره آزمون همگنی نرمال استاندارد
Z_2 و Z_1	مقادیر میانگین سری Z_i قبل و بعد از تغییر هستند. مقدار a نیز محتمل‌ترین زمان بروز تغییر ناگهانی در داده‌ها
Z_{mk}	آماره استاندارد شده آزمون

با توجه به تاثیر مقیاس زمانی بر دقت نتایج آزمون‌های همگنی پیشنهاد می‌گردد همگنی داده‌ها در بازه‌های زمانی روزانه و سالانه و با روش‌های دیگر بررسی گردد، با توجه به اهمیت سد جیرفت در تامین آب شهرستان جیرفت به‌منظور بررسی اثر تغییر اقلیم، استفاده از مدل‌های تغییر اقلیم جهانی توصیه می‌گردد.

۴- نتیجه‌گیری

بررسی همگنی و آشکارسازی روند از جمله چالش‌های مهم در بررسی سری داده‌های اقلیمی است. در این مطالعه، همگنی و روند داده‌های میانگین ماهانه بارش ۱۸ ایستگاه در بالادست سد جیرفت با استفاده از آزمون‌های همگنی پتی، بیشاند، نرمال استاندارد و آزمون ناپارامتری من-کندال برای بازه زمانی ۱۳۷۰ تا ۱۳۹۹ بررسی شد. نتایج آزمون‌ها با توجه به ایستگاه و ماه موردبررسی بسیار متفاوت بوده است و نتایج یکسانی نداشته است. آزمون پتی کمترین میزان جهش و ناهمگنی را نشان داد و نتایج آزمون نرمال استاندارد و بیشاند در اغلب اوقات مشابه بوده است. در همه ایستگاه‌های حوضه، ناهمگنی مشاهده شد، به‌طورکلی ۴۱/۲۹٪ موارد ناهمگن توسط آزمون بیشاند، ۳۴/۸۳٪ توسط آزمون نرمال استاندارد و ۲۳/۸۸٪ توسط آزمون پتی شناسایی شد. در مرحله بعد با تفکیک زمانی داده‌ها، تمامی جهش‌های نقطه‌ای در سری داده مشخص و حذف شدند.

به‌منظور اصلاح و حذف جهش‌ها بیشترین تعداد تفکیک‌ها برای ماه مهر (۱۱ تفکیک)، اردیبهشت (۹ تفکیک)، تیر (تفکیک ۵)، خرداد (۵ تفکیک)، فروردین (۴ تفکیک) انجام شده است. به‌طور متوسط تعداد تفکیک‌ها ۲ مرحله است. نتایج بررسی روند سری داده‌ها نشان داد که به‌طورکلی ۴/۸۳٪ داده‌ها دارای روند نزولی و ۱۱/۰۳٪ دارای روند صعودی هستند. بیش‌ترین تعداد روند در ایستگاه جمیل‌آباد با سه روند نزولی و یک روند صعودی مشاهده

Acknowledgments

This study was funded by Regional water Company of Kerman (Grant numbers:402/04). The authors would like to thank to Kerman Regional Water Company (Research, Planning, and Economic Studies Department) for their financial support of this research.

Credit Authorship Contribution Statement

Conceptualization, L.S. and M.M; methodology, L.S. and M.M; software, L.S. and M.M; data analysis, L.S. and M.M; writing—original draft preparation, L.S. and M.M.; writing—review and editing, L.S. and M.M; supervision, M.M..All authors have read and agreed to the published version of the manuscript.

Funding

This work was supported by Regional water Company of Kerman, Iran, Grant number [402/04]).

Data Availability Statement

All data generated or analyzed during this study are included in this article. The datasets used and/or analyzed during the current study are available from the corresponding author upon reasonable request. No additional data are available beyond what is presented in the manuscript.

Conflicts of Interest

The authors declare no conflict of interest.

References

- Ahmad N.H., and Deni S.M. (2013), Homogeneity test on daily rainfall series for Malaysia. *Matematika*, 29 (1): 141-15.
- Ahmad I., Tang D., Wang T., Wang M., and Wagan B. (2015). Precipitation trends over time using Mann-Kendall and Spearman's rho tests in Swat River Basin, Pakistan. *Advances in Meteorology*, 2015:1-15.
- Aldrees A., Hasan M. S. U., Rai A. K., Akhtar M. N., Khan M. A., Saif M. M., and Islam S. (2023). On the Precipitation Trends in Global Major Metropolitan Cities under Extreme Climatic Conditions: An Analysis of Shifting Patterns. *Water*, 15(3): 383.
- Alexanderson H., and Moberg A. (1997). Homogenization of Swedish temperature data. Part 1: Homogeneity test for linear trends. *International Journal of Climatology*, 17:25–34.
- Alexanderson H. (1986). A homogeneity test applied to precipitation data. *International Journal of Climatology*, 6: 661–675.
- Bazgeer S., Abbasi F., Asadi Oskoue E., Haghight M., and Rezaszadeh P. (2019). Assessing the Homogeneity of Temperature and Precipitation Data in Iran with Climatic Approach. *Journal of Spatial Analysis Environmental Hazards*, 6(1): 51-70. (In persian).
- Bingham C. and Nelson L.S. (1981). An approximation for the distribution of the von Neumann ratio. *Technometrics*, 23(3): 285-288.
- Buishand T. A., 1982: Some methods for testing the homogeneity of rainfall records. *Journal of Hydrology* 58 (1):11-27.
- Ghajarnia N., Liyaghat A., and Deneshkar Arasteh P. (2015). Verifying precipitation data of TAMAB and meteorology institute in Urmia basin. *Journal of Water and Soil Resources Conservation* 4(1): 91-109. (In Persian).
- Hallegette S. (2012). A cost effective solution to reduce disaster losses in developing countries: Hydrometeorological Services, Early Warning, and Evacuation. Policy Research Working Paper 6058, World Bank, Washington, DC.
- Kisi O. (2015). An innovative method for trend analysis of monthly pan evaporations. *Journal of Hydrology*, 527: 1123-1129.
- Hojam S, Khoshkhoo Y, Shamsadin Vandi Y. (2008), Annual and Seasonal Precipitation Trend Analysis of Some Selective Meteorological Stations In Central Region of Iran Using Non-Parametric Methods. *Geographic Research*, 64, 157-168.
- Kazemzadeh, M., Malekian, A., Moghaddamnia, A. R. and Khalighi Sigaroudi, S. (2017). Shift changes and heterogeneity analysis of hydro-climatic variables (A case study: Aji Chai Watershed). *Iranian journal of Ecohydrology*, 4(1), 163-175.
- Marcolini G., Bellin A., and Chiogna G. (2017). Performance of the Standard Normal Homogeneity Test for the homogenization of mean seasonal snow depth time series. *International Journal of Climatology*, 37: 1267-1277.
- Mesbahzadeh, T., Soleimani Sardoo, F. (2019). Investigation of trend and spatial distribution of climatic parameters including temperature and precipitation in arid and desert regions (Case study: Southern of Kerman province). *Environmental Researches*, 9(18), 89-100.
- Modaresi F., Araghi Nejad Sh., Ebrahimi K., and Kholghi M. (2010). Regional investigation of climate change phenomenon using statistical tests, case study: Gorganrood-Qarasu watershed. *Water and soil magazine*, 24(3):476-489 (In Persian).
- Mohammed A., Dan'Azumi S., and Modibbo A. A. (2021). Outlier and homogeneity analysis of extreme rainfall series in kano, nigeria. Platform:

- A Journal of Engineering, 5(4), 12-22.
- Mohammadi B., and Bi Azar, M. (2017). Validation of meteorological data of Sanandaj synoptic station. The 4th international conference on environmental planning and management. (In Persian).
- Mortezapour S., Asadi Oskouei A., and Abasi F. (2020). Evaluating the effectiveness of multiple tests of homogeneity in identifying mutations in climate data of temperature, precipitation and pressure; Case study: Rasht Airport Station. Nivar, 12-30 (In Persian).
- Partal T. and Kahya E. (2006). Trend analysis in Turkish precipitation data. Hydrological Processes, 20(9): 2011-2026.
- Pettitt A. (1979). A nonparametric approach to the change-point problem. Journal of Applied Statistics, 28:126-135.
- Pishgah Hadian P., Ehsanzaeh A., and Moeini R. (2016). Comparison of Different Trend Analysis Methods for Hydro-Climatic Variables, a Case Study: Sefidroud Dam. Iran-Water Resources Research 12(2): 49-66. (In Persian).
- Rafati S., and Karimi M. (2018). Assessment of homogenization of climate data and trend of temperature. Journal of the Earth and Space Physics, 44(1): 199-214. (In Persian).
- Sonali P., and Kumar D.N. (2013). Review of trend detection methods and their application to detect temperature changes in India. Journal of Hydrology, 476: 212-227.
- Teleab D, Mohamed Y, Uhlenbrook S. (2013). Hydro-climatic trends in the Abay/Upper Blue Nile basin, Ethiopia. Physics and Chemistry of the Earth. 61-62; 32-42.
- WMO (World Meteorological Organization). (2017). Climate information for disaster risk reduction, Disaster risk reduction program. Communications and public affairs office, WMO Fact Sheets.
- World Climate Program (1988). Analyzing long time series of hydrological data with respect of climate variability and change. WCAP report no. 3, WMO/TD no.224.