

Journal of Drought and Climate change Research (JDCR)

Spring 2023, Vol.1, No.1, pp 19 - 32

doi [10.22077/JDCR.2023.5856.1001](https://doi.org/10.22077/JDCR.2023.5856.1001)



Evaluating the trend of rainfall changes in the long-term time series of Shiraz

Abdol Hamid Behrouzi¹, Seyyed Mohammad Jafar Nazem Al Sadat^{2*}, Mohammadreza Pishvaei³

1. PhD Student in Agricultural Meteorology, Shiraz University, Shiraz, Iran.

2. Professor, Department of Water Engineering, Shiraz University, Shiraz, Iran.

3. Assistant Professor, Department of Water Engineering, Shiraz University, Shiraz, Iran.

*Corresponding Author: jafar@shirazu.ac.ir

Keywords:

Mann-Kendall, Shiraz station,

Statistical period.

Extended abstract

Introduction

In 1935, the former institution of the world meteorological organization (WMO) considered 1901-1930 as the reference period for obtaining the mean climate condition (WMO report 2015). After this, the WMO has updated its 30 years period reference periods as 1931-1960, 1961-1990 and 1991-2020. Considering 30 years of data as a unit of climate identity suggests that a reasonable analysis of climate change and trend detection need at least 60 years of continuous data. Since the geographical location of many meteorological stations has changed during the last few decades, constructing the long-term dataset of meteorological variables is one of the challenging interests of meteorologists in such stations. To construct long-term time series of precipitation data in addition to randomness and homogeneity tests, WMO proposed standards were also considered. These standards, which mainly deal with the distance and height of relocated stations, are adopted here as homotopy analysis.

Received:

Dec/04/2022

Revised:

Jan/10/2023

Accepted:

Jan/10/2023

Shiraz is the capital city of Fars province, with a population of about two million and the area of 500 Km². The marble Tombs of Hafez and Saadi, honoring their revered poets are located in this city. While the city is the fifth-most populous Iranian city, the population is ever increasing. The increasing population has caused a serious shortage of water even for drinking and sanitary purposes. For many, this question is raised as to how much the lack of water depends on the changes in the annual or seasonal precipitation of this city. The construction of the long-term time series of

How to cite this article:

Behroozi, A.H., Nazem Al Sadat, S.M.J., & Pishvaei, M. (2023). Evaluating the trend of rainfall changes in the long-term time series of Shiraz. *Journal of Drought and Climate change Research, 1(1), 19 - 32.* [10.22077/JDCR.2023.5856.1001](https://doi.org/10.22077/JDCR.2023.5856.1001).



Copyright: © 2022 by the authors. Licensee *Journal of Drought and Climate change Research (JDCR)*. This article is an open access article distributed under the terms and conditions of the Creative Commons Attribution (CC BY) license (<https://creativecommons.org/licenses/by/4.0/>).

precipitation is an essential approach to answer such questions adequately. After obtaining the time series, trend analysis shows whether precipitation has experienced a systematic increase or decrease. Therefore constructing the long-term (near a century) time series of precipitation for Shiraz and evaluation trend in the obtained time series are the main motivations of the present study.

Data and Methods

The monthly precipitation data collected by British consulate in Shiraz that span the period of 1920-1933, are the oldest water-resources data in Fars province. After this, the Iranian Bureau of Reclamation and Irrigation (IBRI) collected precipitation data in another place of Shiraz city over the period of 1943-1955. Although the Iranian Meteorological Organization (IRIMO) has been collecting rainfall data at the Shiraz station since 1951, the station has been moved three times since its opening. Besides IRIMO, Fars Regional Water Authority (FRWA) has started collecting precipitation data in its own weather station in Shiraz since 1961.

To construct a long-term (1920-2020) time series of Shiraz precipitation, we examined all aforementioned discrete or continuous precipitation datasets from the statistical and homotopy points of view. The statistical examination was mainly based on the parametric Student t test and the non-parametric Mann-Whitney and Run tests. We used the period of 1971-2000 as a reference period to compute the anomaly time-series of the constructed dataset. The Mann-Kendal test and the Sen's slope index were used to identify the significance level and the magnitude of trend in the constructed data series.

Results

Fortunately, we were able to construct the long-term precipitation data of Shiraz by joining the collected precipitation data in three stations comprising the British consulate, the IBRI, and the FRWA. Although data collection has already been stopped at the first two stations, this activity is underway at FRWA. In other words, updating is possible for the constructed time series. Regrettably, the collected data at the IRIMO weather station in Shiraz airport were found inconsistent with the old time series of this variable and hence were not used to construct the long term dataset. This inconsistency mainly attributed to the long distance from other stations, distance from mountainous areas and low altitude of the IRIMO station.

We did not find a significant trend in the constructed annual time series. Moreover, while the autumnal and wintertime time series did not show significant trend, the spring and summer time series exhibited a positive trend. (table1)

Table 1. General results of Mann-Kendall test for the 98-year time series of Shiraz

Sens Slope(mm/year)	P-value	Z_{MK}	Length period	series type
-0.028	0.9	-0.073	(1302-1400)	(Anomaly series)
-0.028	0.9	-0.073	(1302-1400)	(98-years time series)
-0.065	0.75	-0.32	(1302-1400)	(Autmn season)
-0.52	0.11	-1.55	(1302-1400)	(Winter season)
0.47	5	4	(1302-1400)	(Spring season)
0	0.02	2.21	(1302-1400)	(summer season)



مجله پژوهش‌های خشکسالی و تغییر اقلیم

دوره اول، شماره اول، پیاپی ۱، بهار ۱۴۰۲، صفحات ۳۲ - ۱۹

doi [10.22077/JDCR.2023.5856.1001](https://doi.org/10.22077/JDCR.2023.5856.1001)

ارزیابی روند تغییرات بارش در سری زمانی درازمدت شیراز

عبدالحميد بهروزی^۱، سید محمد جعفر نظام السادات^{۲*}، محمدرضا پیشوایی^۳

۱. دانشجوی دکتری هواسناسی کشاورزی، دانشگاه شیراز، شیراز، ایران.

۲. استاد گروه مهندسی آب، دانشگاه شیراز، شیراز، ایران.

۳. استادیار گروه مهندسی آب، دانشگاه شیراز، شیراز، ایران.

*نویسنده مسئول: jafar@shirazu.ac.ir

چکیده

از آنجا که در ارزیابی‌های پیشین، روند دوره آماری بارش ایران بیشتر دارای دامنه ۴۰ تا ۵۰ سال نوسان بوده است، هدف از این مقاله ساخت سری زمانی دراز مدت شیراز و سپس ارزیابی روند بارش آن در بازه‌ی درازمدت ۹۸ ساله است. آمار سه ایستگاه هواسناسی قدیمی شیراز به ترتیب ایستگاه‌های کنسولگری انگلیس، خیابان مشیر کهن و ارش سوم از منابع کهن و سازمان آب و سینوبتیک شیراز به عنوان منابع نوین گردآوری شدند. بازه‌ی زمانی این دو دوره به ترتیب ۱۳۴۵-۱۳۰۲ و ۱۳۴۶-۱۴۰۰ می‌باشد. تصادفی بودن و همگنی داده‌ها با کاربرد آزمون ران تست بررسی گردید. برای سنجش پیوستگی میانگین‌های دو دوره‌ی آماری نیز به ترتیب دو روش پارامتری و ناپارامتری تی-استیودنت و من-ویتنی بهره‌گیری شد.

بررسی‌ها نشان داد که داده‌های شرکت آب منطقه‌ای را می‌توان دنباله دیدبانی‌های انجام شده بارش در ایستگاه‌های کنسولگری انگلستان و خیابان مشیر کهن و ارش سوم دانست، و سری زمانی ۹۸ ساله را به عنوان طولانی‌ترین دوره‌ی آماری ایجاد نمود. با کاربرد آزمون ناپارامتری من-کندال و شبیه خط سن چگونگی روند در سری زمانی بررسی گردید. یافته‌ها نشان‌گر آن بود که داده‌های بارش سالانه و آنومالی بارش دارای روند معنی‌دار نیستند. بارش فصل بهار و تابستان دارای روندی بالا می‌باشند در حالی که در فصل زمستان و فصل پاییز روندی مشاهده نگردید. بنابراین از دیدگاه منابع آب و بیلان آبی، کاهشی در مقدار بارش دیده نمی‌شود و علت کمبود آب را باید در مصارف کشاورزی و شهرنشینی و پایش الگوی مصرف جستجو کرد.

واژه‌های کلیدی:

من کندال، ایستگاه شیراز، دوره آماری.

تاریخ دریافت:

۱۴۰۱/۰۹/۱۳

تاریخ ویرایش:

۱۴۰۱/۱۰/۲۰

تاریخ پذیرش:

۱۴۰۲/۱۰/۲۰

مسئله که سری‌های زمانی مورد بررسی در گذر زمان چه دگرگونی‌هایی داشته‌اند، آیا تغییرات آن‌ها فقط در جهت زمان بوده یا از نظر مکانی نیز ایستگاه‌های اندازه‌گیری‌کننده آن‌ها جابجا شده‌اند بسیار دارای اهمیت می‌باشد. در صورت جابجایی ایستگاه مسلماً سری زمانی حاصل در صورتی دارای ارزش می‌باشد که میزان جابجایی مطابق با سنجه‌ها و ضوابط استاندارد باشد در غیر این صورت نمی‌توان سری زمانی را دارای اعتبار دانست. تاریخچه‌ی هوشناسی در استان فارس نشان دهنده‌ی جابجایی ایستگاه‌های باران‌سنجدی در شهر شیراز است. آمار در دسترس سایت هوشناسی ایران و فارس وابسته به سال‌های ۱۳۳۰ تا ۱۴۰۰ می‌باشد در حالی‌که در طول این مدت ایستگاه‌های باران‌سنجدی سه بار جابجا شده است و آمار وابسته به این جابجایی‌ها مستقیماً نگریسته شده است.

(Fars Meteorology Department, 2015)

پژوهش‌های وابسته به روند بارش وابستگی فراوانی نسبت به شمار ایستگاه‌ها یا بازه‌ی زمانی مطالعه دارد. همان‌گونه که از جدول‌های ۱ و ۲ برآورد می‌آید پژوهش‌های برون مرزی در بیشتر موارد یا دارای طول دوره‌ی بلند مدت و یا دارای شمار ایستگاه‌های فراوان می‌باشند و در برخی موارد به هر دو مورد نگریسته شده است. از این دیدگاه پژوهش‌های برون مرزی دارای یافته‌های باورپذیرتر می‌باشند. در ایران به سبب کمبود داده و شمار ایستگاه بیشتر پژوهش‌ها وابسته به روند در بازه زمانی کوتاه و یا شمار ایستگاه‌های کم انجام شده است، که دستاوردهای به دست آمده چندان باورپذیر نخواهد بود. شمار مقالاتی که بتوان به نتایج آن‌ها از دیدگاه روندیابی باور داشت بسیار اندک می‌باشد که نیاز مطالعه در این مورد را گوشزد می‌کند. در این مطالعه سری زمانی ۹۸ ساله بارش شیراز پس از ارزیابی سری‌های زمانی قدیمی و جدید از دیدگاه هندسی و آماری به دست آمده و در مطالعه روند بارش به کار برده شده است تا بتوان نتایج قابل اعتمادی به دست آورده و از آن‌ها در ارزیابی‌های اقلیمی استفاده گردد. در جدول (۱) گزیده‌ای از پژوهش‌های برون‌مرزی درباره‌ی روند بارش آورده شده است. همان‌گونه که

مقدمه

بسیاری از تغییرات آب و هوایی از پیامدهای گسترش صنعتی بشر است و تغییر اقلیم به عنوان واکنش طبیعت در برابر کارکردهای انسانی است (Xu et al., 2003). مطالعه‌ی دگرگونی در اندازه‌ی فراسنج‌های آب و هوایی از دیدگاه جایگاه آن بر ساختار کره‌ی زمین همواره مورد توجه پژوهش‌گران علوم آب و هوشناسی بوده است. دگرگونی اقلیمی با منظورهای طبیعی همانند خشکی و خشکسالی یا کارکردهای انسانی افزایش می‌یابد. شناسایی و آشکارسازی تغییرات هریک از این شونده‌ها از گام‌های نخستین مطالعات منابع آب به شمار می‌رود که در پیکر روند عناصر اقلیمی دیده می‌شود. پژوهش‌های انجام شده در زمینه جستارهای دگرگونی اقلیم و اثرات آن بر محیط زیست و فعالیت‌های آن بسیار ناهمسان است، اما تحلیل روند سری‌های زمانی به عنوان نخستین گام تحقیق مطرح می‌باشد (Zare Abianeh et al., 2011).

از دیدگاه تاریخچه‌ی هوشناسی بر پایه پایگاه سازمان هوشناسی جهانی (WMO, 2015) در سال ۱۹۳۵ میلادی در ورشو سازمان هوشناسی بین‌المللی آن زمان دوره ۳۰ ساله، از ابتدای سال ۱۹۰۱ تا ۱۹۳۰ میلادی به عنوان دوره‌ی مرجع اقلیمی در نظر گرفته شد. دوره‌های مرجع اقلیمی پس از آن شامل ۶۰-۱۹۳۱، ۱۹۶۱-۹۰ و ۱۹۹۱-۲۰۲۰ می‌شوند. هم‌اکنون دوره ۱۹۹۱-۲۰۲۰ به عنوان مرجع استفاده می‌گردد. علاوه بر آن دوره‌های اقلیمی با شیفت سی ساله یعنی ۱۹۰۱-۳۰ ۱۹۸۱-۲۰۱۰ می‌باشند. بنابراین از دیدگاه حاضر ۱۹۸۱-۲۰۱۰ اقلیم‌شناسی دوره‌های اقلیمی مرجع مورد تأیید سازمان هوشناسی جهانی ۳۰ ساله می‌باشند و کلیه‌ی پردازش‌های اقلیمی باید نسبت به این دوره سنجیده شوند بنابراین برای مطالعه‌ی دگرگونی‌های درازمدت و روندیابی از دیدگاه اقلیمی دست‌کم ۶۰ سال داده لازم است به گونه‌ای که در دوره‌ی مورد مطالعه، چند دوره‌ی اقلیمی گستته از هم وجود داشته باشند، در غیر این صورت نتایج از نظر علمی به واقعیت نزدیک نخواهد بود، که بسندگی داده‌ها گفته می‌شود. این

می یابد نبود روند بارش آشکار می‌گردد. تنها در بازه زمانی فصلی می‌توان روند مشاهده کرده و آن را علت‌یابی نمود که در پژوهش نظام السادات و همکاران (Nazem-alsadat et al., 2004) این پرسمنان از دیدگاه پیوندهای دور بررسی شده است.

دیده می‌شود، بیشتر این پژوهش‌ها از دو دیدگاه بازه زمانی و شمار ایستگاه‌ها جایگاه خوبی دارند. در جدول (۲) گزیده‌ای از پژوهش‌ها در ایران دیده می‌شود. آنچه که در این پژوهش‌ها آگاهی‌ساز است زمانی که شمار ایستگاه‌ها و یا بازه زمانی افزایش

جدول ۱. پژوهش‌های بروز مرزی روند بارش

Tabel 1. Cross-border research on precipitation trend

چگونگی روند The presence of trend	تعداد ایستگاهها Number of stations	بازه زمانی(سال) Timespan (year)	دوره زمانی period	مکان place	مرجع کوتاه Short reference
بدون روند (No trend)	34	60	1954-2013	Bangladesh	(Rahman, M. A. et al., 2017) رحمان و همکاران
افزایشی و کاهشی (Decreasing and increasing)	All over Pakistan	50	1961-2010	Pakistan	(Ahmed.k et al., 2017) احمد و همکاران
14 stations of decreasing trend	16	102	1901-2002	India	(Meshram, S. G., 2017) مشرام
Decreasing and increasing	All over Usa	65	1951-2015	Usa	(Bartels, R. J. et al., 2020) بارتلز و همکاران
No trend	10	50-100	twentieth century	Portugal	(Lima et al., 2010) لیما و همکاران
No trend	35	135	1871-2005	India	(Kumar et al., 2010) کومار و همکاران
No trend	211	80	1918-1999	Mediterranean	(Longbardi and Villain,2010) لونگ باردی و ولیان
Decreasing and increasing	23	38	1981-2018	Bolivia	(Torres-Batlló, J. et al, 2020) تورز و همکاران
No trend	Basins of India	100	1900-2000	India	(Jain and Kumar, 2012) جین و کومار

جدول ۲. پژوهش‌های روند بارش در ایران.

Table 2. Researches on precipitation trends in Iran

چگونگی روند The presence of trend	شمار ایستگاهها Number of stations	بازه زمانی(سال) Timespan (year)	دوره زمانی period	مرجع کوتاه Short reference
No trend	79	35	1965-2000	(Raziei, T. et all., 2007) رضیی و همکاران
No trend	1	102	1884-1996	(Asakere, H.,2005) اساکره
Decreasing and increasing	34	40	1951-1991	(Askari, A., Rahimzadeh, F.,2006) عسکری و رحیم‌زاده
No trend	Grid data	50	1336-1385	(Masoudian, S. A.,2012) نصرآبادی و مسعودیان
Decreasing and increasing	11	48	1951-1999	(Nazem Al-Sadat, S.M.J. et all,2004) ناظم السادات و همکاران
Decreasing and increasing	1	55	1951-2005	(Hejazizadeh, Z., Parvin, N.,2009) حجازی‌زاده و پریون
Decreasing	15	30	1354-1384	(Zare Abianeh, H.,et all,2011) زارع ابیانه و همکاران
No trend	5	>100	twentieth century	(Khalili, A., Bazarafshan, J.,2004) خلیلی و بذرافشان

نیز در شهرک گلستان وجود دارد که به علت کوتاه بودن دوره‌ی آماری به کار برده نشد. بدین ترتیب چهار ایستگاه هموتوپ کنسولگری انگلیس، خیابان مشیر کهنه، سازمان آب و خیابان ارتش سوم برای ساخت سری زمانی به کار برده شد (شکل(۱)).

آزمون Run-test برای بررسی تصادفی بودن داده‌ها

آزمون ران، برای تصمیم‌گیری در مورد اینکه آیا یک مجموعه داده حاصل یک فرآیند تصادفی است به کار برده می‌شود. ران به عنوان یک سری مقادیر افزایشی یا یک سری مقادیر کاهشی تعریف می‌شود. تعداد مقادیر افزایش یا کاهش، طول ران است. در یک مجموعه داده تصادفی، احتمال بزرگتر یا کوچک‌تر بودن مقدار $(I+1)$ از مقدار I از توزیع دوچمله‌ای پیروی می‌کند که بنیان آزمون ران را تشکیل می‌دهد. فرض آماری صفر آن است که دنباله‌ها در حالت تصادفی تولید شده‌اند. مقدار بحرانی Z از روی جدول آماری تعیین می‌گردد. چنانچه سطح معنی داری α برابر 0.05 انتخاب گردد، آنگاه مقدار بحرانی $Z_{(1-\alpha/2)}$ برابر $Z_{0.975}$ است که از روی جدول آماری برابر $1/96$ می‌باشد. حال چنانچه $|Z| > 1/96$ باشد، آنگاه فرض صفر رد می‌شود (Bradley, 1968).

آزمون t برای مقایسه میانگین در دو جامعه مستقل

برای مقایسه میانگین دو نمونه مستقل از دو جامعه آماری (جدول (۴)) آزمون ناپارامتری t به کار برده می‌شود. اگر نتیجه این آزمون معنی دار باشد نشان دهنده‌ی وجود ناهمگونی میان میانگین‌های دو نمونه است (Rahimzadeh, 2011).

آزمون ناپارامتریک من-ویتنی برای مقایسه میانگین‌ها

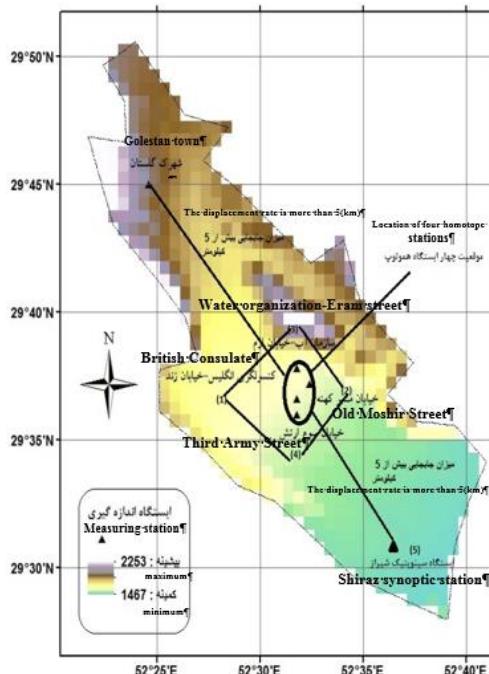
آزمون ناپارامتری U من-ویتنی بر روی دو نمونه تصادفی مستقل از یکدیگر انجام می‌شود. متغیر اصلی مشاهده پیش از رتبه‌ای شدن باید یک متغیر تصادفی پیوسته باشد و توزیع اولیه جامعه‌ی آماری دو نمونه، از نظر شکل و ظاهر یکسان باشند. البته لازم نیست شکل نرمال داشته باشند. این آزمون مقاوم است چون داده‌های پرت نمی‌توانند در نتیجه آن مؤثر باشند و نیرومند است زیرا برای همه‌ی انواع داده‌ها با توزیع‌های ناهمگون قابل انجام است. فرض

مواد و روش‌ها

پیوستگی ایستگاه‌های مورد مطالعه و ساخت سری زمانی ۹۰ ساله در پژوهش اشاره شده به گستردگی بیان شده است. در پژوهش کنونی داده‌های جدید سازمان آب برای ساخت سری زمانی ۹۸ ساله به کار برده شده است بنابراین دوباره آزمون‌های تصادفی بودن و مقایسه میانگین‌برای بررسی چونی داده‌ها به کار برده شد.

مکان‌یابی و داده‌ها

مطابق پایگاه اداره کل هواشناسی استان فارس (۱۳۹۵) طولانی‌ترین داده‌های بارش استان فارس مربوط به ایستگاه شیراز است که از مهر ۱۳۰۲ هجری شمسی توسط کنسولگری انگلیس در شیراز، خیابان زند (موقعیت اول: $29^{\circ}46'N$, $52^{\circ}53'E$) از توزیع دوچمله‌ای پیروی روى نرم افزار google earth با تقریب خوب) آغازگری شده است. در سال ۱۳۲۷ بنگاه مستقل آبیاری تحت نظر وزارت کشاورزی آن زمان اقدام به برپایی ایستگاه سینوپتیک در خیابان مشیر کهنه شیراز (موقعیت دوم: $29^{\circ}41'N$, $52^{\circ}53'E$) از تا سال ۱۳۳۴ ادامه می‌یابد. سپس در مجاورت فروگاه قدیم، خیابان ارتش سوم (موقعیت سوم: $29^{\circ}40'N$, $52^{\circ}53'E$) خیابان ارتش سوم (موقعیت سوم: $29^{\circ}44'N$, $52^{\circ}53'E$) تا سال ۱۳۴۴ شمسی جابجا می‌گردد. لذا از سال ۱۳۰۲ تا ۱۳۴۴ از داده‌های ماهانه بارش این سه ایستگاه استفاده می‌گردد (شکل (۱)). از سال ۱۳۴۴ به بعد دو ایستگاه در ابتدا مد نظر قرار می‌گیرد: الف- ایستگاه باران‌سنگی سازمان آب که از سال ۱۳۴۵ تاکنون در سازمان آب منطقه‌ای شیراز در خیابان ارم (موقعیت چهارم: $29^{\circ}43'N$, $52^{\circ}53'E$) ثبت بارش داشته است. ب- ایستگاه سینوپتیک شیراز در فرودگاه شهید دستغیب، مجاور سایت هواپیمایی آسمان (موقعیت پنجم: $29^{\circ}55'N$, $52^{\circ}40'E$) ۱۴۸۸ متر). تغییر مسافت ایستگاه از جایگاه سوم به چهارم چیزی در حدود ۳۵۰۰ متر بوده است؛ اما از طرف دیگر جابجا‌یی ایستگاه از جایگاه سوم به پنجم چیزی در حدود ۸۳۰۰ متر بوده است. با کاربرد تحلیل هموتاپی، بهروزی و پیشوایی (Behrouzi, 2018) بهتر دیده می‌شود که پس از سال ۱۳۴۵ آمار ایستگاه باران‌سنگی سازمان آب شیراز مورد استفاده قرار گیرد (شکل (۱)). ایستگاه باران‌سنگی دیگری



شکل ۱. جایگاه ایستگاه‌های باران‌سنجی شهر شیراز. ۱. کنسولگری انگلیس، ۲. خیابان مشیر کهنه، ۳. خیابان ارتش سوم، ۴. سازمان آب، ۵. سینوپتیک شیراز (منبع Google Earthch source)

Fig 1. The location of the rain gauge stations in Shiraz city. (1. British Consulate, 2. Moshir Kohene St., 3. Third Army St., 4. Water Organization, 5. Shiraz Synoptic (Google Earthch source))

در معادله (۲) بیان شده است.

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

$$V(S) = \frac{n(n-1)(2n+5)}{18} - \sum_{j=1}^m \frac{t_j(t_j-1)(2t_j+5)}{18} \quad (2)$$

که در آن n طول (یا تعداد مشاهدات) در سری زمانی X ، t تعداد مشاهدات دارای گره (مشاهدات یکسان) در گروه j و m تعداد گروه‌های گره‌خورده است. مان (Mann, 1945) نشان داد که هر چه تعداد مشاهدات بیشتر باشد (یعنی n بزرگ‌تر)، آنگاه توزیع آماره S به سمت نرمال میل می‌کند. با فرض $n > 10$ ، معنی‌داری روند می‌تواند توسط متغیر استاندارد Z_{MK} در مقایسه با متغیر نرمال استاندارد Z در سطح معنی‌داری α آزمون گردد.

تقریب شبیه ناپارامتری سن

بزرگی شبیه روند غیرپارامتری با استفاده از روش (Sen, 1968) و (Thiel, 1950) به صورت معادله (۳) تقریب زده می‌شود.

$$b = \text{median}[(x_i - x_j)/(i - j)] \quad (3)$$

صفر آزمون ناپارامتری U من-وبتني برای میانگین دو جامعه آماری در مقابل نابرابری میانگین دو جامعه می‌باشد (Rahimzadeh, 2011).

روند ناپارامتری مان-کندال برای ارزیابی معنی‌داری روندها در داده‌های سری زمانی هواشناسی و هیدرولوژی همچون بارش و رواناب از روند ناپارامتری استفاده می‌شود. این نوع داده‌ها دارای توزیع نرمال نبوده و اربیب هستند. لذا آزمون ناپارامتری خیلی مناسب‌تر از آزمون پارامتری که لازمه آن توزیع نرمال است، پاسخ می‌دهد. آزمون مان-کندال (Mann; Kendal, 1975) برای یافتن WMO روند توسط سازمان هواشناسی جهانی (WMO, 2009) توصیه شده است. در آزمون مان-کندال برای سری زمانی $X(x_1, x_2, x_3, \dots, x_n)$ که دارای طول n است، براساس مقایسه داده‌ها در یک روز، آماره S در معادله (۱) بنا می‌شود که در آن گزاره عالمی $(\text{sgn}(x_k - x_i))$ دارای مقادیر ۱، صفر و -۱ است. تحت فرض صفر (H_0) که داده‌ها مستقل و بطور یکسان توزیع شده باشند، میانگین آماره S به صورت $E(S)=0$ (Hamed, 2008) و واریانس اصلاح شده $V(S)$ مطابق (V(S)

t-student آزمون پارامتریک

آماره آزمون در محدوده $|t| > 1.96$ قرار دارد بنابراین فرض صفر تایید شده و میانگین‌های دو دوره کهن و نوین ناهمسانی نخواهند داشت. همچنین چون مقدار P-Value از مقدار 0.05 بیشتر است فرض صفر مورد پذیرش قرار می‌گیرد (جدول ۴).

آزمون ناپارامتریک من-ویتنی برای مقایسه میانگین‌ها به علت پیروی بارش ازتابع توزیع گاما بهتر است برای مقایسه میانگین‌ها از آزمون ناپارامتریک من-ویتنی استفاده شود. آزمون مقایسه میانگین‌ها بوسیله نرم‌افزار spss برای هفت دوره اقلیمی شرح داده شده در جدول (۵) به صورت دو به دو نیز انجام شد که نتایج به شرح جدول (۶) می‌باشد. نتایج مقایسه میانگین‌ها بوسیله آزمون ناپارامتری من-ویتنی نشان دهنده آن است که اختلافی بین میانگین‌ها وجود ندارد. پس از انجام آزمون همگنی و اختلاف میانگین‌ها و نتیجه‌گیری همگن بودن داده‌ها و نبود ناهمسانی بین میانگین‌ها آمادگی لازم برای انجام آزمون من-کنکال پیدا خواهد شد.

که در آن $i \leq j \leq n$ است و b تقریب غیرپارامتری شیب روند می‌باشد که اگر مثبت باشد به معنی روند افزایشی و اگر منفی باشد به معنی روند کاهشی (با گذشت زمان) است که شدت آن را میزان بزرگی b تعیین می‌کند.

نتایج و بحث

نتایج آزمون ران برای بررسی تصادفی بودن داده‌ها این آزمون با بررسی تعداد گردش‌ها از بالای خط مرکز به پایین خط مرکز یا بر عکس، به بررسی تصادفی بودن داده‌ها می‌پردازد. فرض صفر و فرض یک در این آزمون به شرح زیر است:

H_0 : کلیه داده‌ها به صورت تصادفی می‌باشند

H_1 : کلیه داده‌ها به صورت غیرصادفی می‌باشند با توجه به اینکه آماره آزمون $Z = -0.37$ از $1/96$ کوچک‌تر و P-value نیز از سطح معنی‌داری آزمون 0.05 بزرگ‌تر است، بنابراین فرض صفر را پذیرفته می‌شود، یعنی داده‌ها در حالت تصادفی تولید شده‌اند.

جدول ۴. نتایج آزمون t-student برای دو دوره (۱۳۹۹-۴۰)-(۱۳۰۲-۳) و (۱۳۴۴-۴۵)-(۱۳۰۲-۳).

Table 4. The results of t-student test for two periods (1344-45)-(1302-3) and (1399-400)-(1345-46).

P-Value	آماره آزمون	طول دو بازه زمانی مستقل
	t-Value	The length of two independent time periods
0.348	-0.94	(1302-3)-(1344-45) and

جدول ۵. دوره‌های اقلیمی بارش و نوع دوره در ناحیه مرکزی شهر شیراز و میانگین‌های آن.

Table 5. Climatic periods of precipitation and type of period in the central area of Shiraz city and its averages

Average annual precipitation (mm)	دوره زمانی (شمسی)	نوع دوره
میانگین بارش سالانه (میلی متر)	time period (solar)	Type of period
332.6	(1302-3)-(1329-30)	(Climatic period) دوره اقلیمی
343.2	(1310-11)-(1339-40)	(Climatic reference period) دوره مرجع اقلیمی
323.1	(1320-21)-(1349-50)	Climatic period
343.4	(1330-31)-(1359-60)	Climatic period
337	(1340-41)-(1369-70)	Climatic reference period
385.9	(1350-51)-(1379-80)	Climatic period
370.9	(1360-61)-(1389-90)	Climatic period

جدول ۶. نتایج مقایسه میانگین آزمون من ویتنی برای هفت دوره اقلیمی به صورت دو به دو.(آماره z)

Table 6. The results of comparing the mean of the Mann-Whitney test for seven climate periods two by two. (z-statistics)

دوره های اقلیمی	P1	P2	P3	P4	P5	P6	P7
Climatic periods							
P1	----	-0.132	-0.43	-0.13	-0.28	-1.32	-1.26
P2	----	----	-0.57	-0.39	-0.52	-1.3	-1.9
P3	----	----	----	-0.81	-0.19	-1.2	-1.2
P4	----	----	----	----	-0.25	-1.6	-1
P5	----	----	----	----	----	-1.2	-1.2
P6	----	----	----	----	----	----	-0.15

فوق ۱۳۷۰-۱۳۴۰ می باشد، به خاطر باور بیشتر با یک شیفت ۱۰ ساله دوره اقلیمی (۱۳۷۹-۸۰)-(۱۳۷۹-۵۱) ۱۳۵۰ به عنوان بازه اقلیمی مرجع شمسی در نظر گرفته می شود. پس از به دست آوردن میانگین بارش در دوره اقلیمی مرجع شمسی، مقدار بارش هرسال از میانگین کاسته شده و سری آنومالی بارش به شرح جدول (۷) تشکیل خواهد شد.

سری آنومالی بارش شیراز

همان گونه که در نوشتۀ های پیشین اشاره شد برای سنجش پارامترهای اقلیمی باید آن ها را نسبت به یک دوره مرجع سنجید. دوره مرجع که اکنون می توان به کاربرد به تقویم میلادی ۱۹۹۰-۱۹۶۱ است. با توجه به اینکه تقویم ایران هجری شمسی می باشد می بایست دوره مرجع اقلیمی در ایران به صورت شمسی تعریف شود. معادل شمسی برای دوره اقلیمی

جدول ۷. سری آنومالی بر حسب دوره اقلیمی مرجع شمسی

Table 7. Anomaly series according to solar reference climatic period

year	1300	1310	1320	1330	1340	1350	1360	1370	1380	1390
00/01	----	-271.92	-151.92	-62.92	-105.92	163.48	-33.52	-5.62	92.18	-45
01/02	----	-43.92	82.08	-89.92	-245.92	-174.72	-8.02	239.88	-8.02	47.68
02/03	8.08	-88.92	-104.92	196.08	-146.92	-80.42	-157.4	-184.22	35.38	-85.92
03/04	1.08	26.08	112.08	177.08	110.08	14.58	-63.72	143.18	200	-130.9
04/05	-52.92	-75.92	-154.92	-66.92	-302.92	128.48	-90.82	268.18	-5.42	-104.9
05/06	-148.92	-125.92	-157.92	112.08	-155.82	-129.32	174.88	-143.62	14.58	-28.8
06/07	-97.92	23.08	9.08	140.08	7.28	48.68	67.58	153.38	-256.1	-252
07/08	115.08	11.08	-92.92	-141.92	-5.92	63.58	-167	-33.92	-190.5	4.08
08/09	48.08	-54.92	-63.92	-187.92	-246.52	93.18	33.98	-164.52	-127	21.78
09/10	102.92	-107.92	-30.92	-93.92	-220.82	-72.72	36	-119.62	-151.3	-196.7

و تر را تشخیص داد. بطور کلی حرکت دراز مدت میانگین متحرک روند قابل توجهی را در میزان بارش نشان نمی‌دهد (شکل ۲).

میانگین دراز مدت فصول بهار، پاییز و زمستان به ترتیب $47, 96$ و 200 میلی‌متر است. با توجه به آمارهای این من کندال و میانگین متحرک (شکل ۳) می‌توان نتیجه گرفت که در فصل زمستان تا حدودی روند نزولی بارش و در فصل بهار روند صعودی وجود دارد. در فصل پاییز روند مشاهده نمی‌شود. در مورد فصل تابستان به خاطر کمبود بارش آنالیز روند معنی‌دار نخواهد بود.

آزمون من کندال

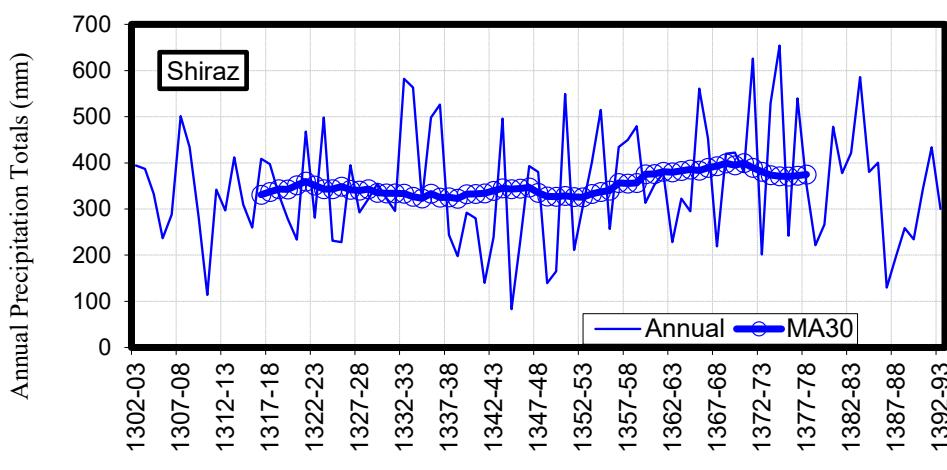
نتایج آزمون من-کندال و شیب ناپارامتری سن با استفاده از برنامه پایتون کتابخانه Pymannkendall و در سطح احتمال 95% و مقایسه با متغیر نرمال استاندارد $Z_c=1.96$ آزمون گردید. نتایج در مورد سری آnomالی بارش سالانه و فصل‌ها به شرح جدول (۸) می‌باشد. با توجه به نتایج مشاهده می‌شود که روندی در مقدار بارش سالانه و آنومالی دیده نمی‌شود و در بارش فصل بهار و تابستان روند بالاسه وجود دارد.

آنالیز روند: میانگین دراز مدت بارش شیراز 345 میلی‌متر است که براساس آن می‌توان سال‌های خشک

جدول ۸. نتایج کلی آزمون من کندال برای سری زمانی ۹۸ ساله شیراز.

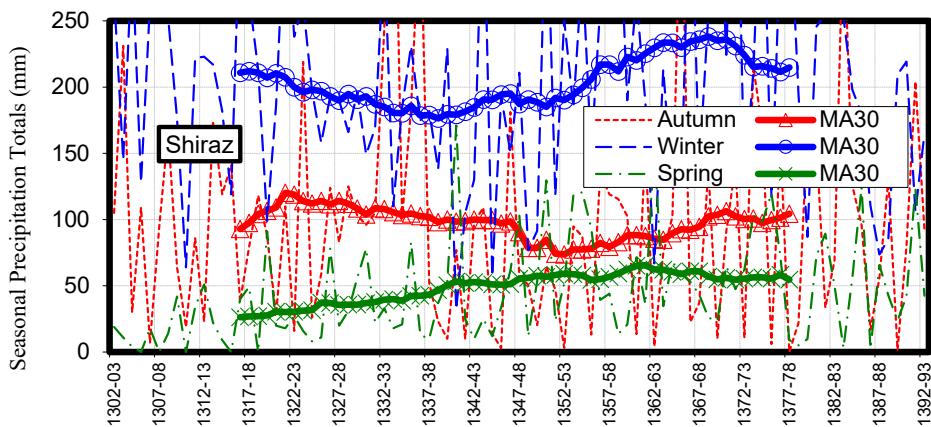
Table 8. General results of Mann-Kendall test for the 98-year time series of Shiraz

Sens Slope(mm/year)	شیب خط سن	P - مقدار	آماره من کندال	طول دوره	نوع سری	series type
		P-value	Z_{MK}	Length period		
-0.028		0.9	-0.073	(1302-1400)	سری آنومالی (Anomaly series)	
-0.028		0.9	-0.073	(1302-1400)	سری ۹۸ ساله (98-years time series)	
-0.065		0.75	-0.32	(1302-1400)	پاییز (Autumn)	
-0.52		0.11	-1.55	(1302-1400)	فصل زمستان (Winter)	
0.47		5	4	(1302-1400)	بهار (Spring)	
0		0.02	2.21	(1302-1400)	فصل تابستان (summer)	



شکل ۲. نمودار سری زمانی و میانگین متحرک سی ساله بارش شیراز

Fig 2. Time series chart and moving average of 30 years of Shiraz rainfall



شکل ۳. نمودار سری زمانی و میانگین متحرک سی ساله بارش فصلی شیراز

Fig 3. Graph of time series and moving average of thirty years of seasonal rainfall in Shiraz

حوضه های بالا دست نسبت داد.

آنالیز من کنندال بارندگی ۹۸ ساله شیراز به عنوان طولانی ترین دوره آماری در استان هیچ نوع روندی را در آمار بارش نشان نمی دهد بنابراین بارندگی در طول دوره ۹۸ سال دارای افت و خیزهایی بوده است ولی نمی توان کاهش یا افزایشی کلی را در میزان بارش دید. در طول این بازه‌ی دراز مدت آنچه که دارای دگرگونی زیادی بوده است از کاربرد نادرست منابع آبی ناشی می‌گردد. در طول این دوره جمعیت انسانی نیز دارای روند افزایشی بوده به طوریکه جمعیت ۱۷۰۶۵۹ نفری سال ۱۳۳۵ شهر شیراز به ۱۵۶۵۵۷۲ نفر در سال ۱۳۹۵ رسیده است که حدود ۹ برابر رشد را نشان می‌دهد و این در حالی است که منابع آبی رو به کاهش گذارده است. با توجه به نبود روند در بارش دراز مدت می‌توان نتیجه گرفت که کاهشی در میزان بارش وجود ندارد، بنابراین مهم‌ترین راه حل مقابله با پدیده‌ی خشکسالی و گذر از آن، مدیریت صحیح منابع آب به ویژه در مصارف کشاورزی و پایش الگوی مصرف شهرنشینی است.

منابع

- Asakere, H. (2005). Analysis of precipitation trends in Isfahan Province. Newar Magazine, 56, 75-90. [In Persian].
- Askari, A., & Rahimzadeh, F. (2006). A study of rainfall variability in recent decades in Iran. Geographical Research, 58, 67-80. [In Persian].
- Ayouzi, M., Masaedi, A., Miftah Halfi, M., & Hossam,

نتیجه گیری

با توجه به اینکه دوره‌ی اقلیمی مرجع ۳۰ سال می‌باشد وجود حداقل ۶۰ سال داده برای بررسی روند لازم است. با توجه به اینکه بیشتر پژوهش‌های ایران در بازه‌ی اقلیمی کمتر از ۶۰ سال روند را مورد بررسی کرده قرار داده‌اند، نتایج آن‌ها مورد استناد قرار نمی‌گیرد. در این پژوهش با استفاده از آمار ۹۸ سال بارش روندی در بارش سالانه تشخیص داده نشد که از دیدگاه دوره اقلیمی مرجع می‌توان به نتایج آن باور کافی را داشت.

خشکسالی اقلیمی زمانی رخ می‌دهد که خروجی منابع آبی بیشتر از ورودی باشد. برای برآورد بیلان آبی حوضه‌های آبریز باید مقدار آب ورودی و خروجی به حوضه مشخص گردد. ورودی‌های حوضه را در درجه اول بارش و سپس منابع آب سطحی خارجی و منابع آب زیرزمینی به مقدار کم تشکیل می‌دهد. خروجی‌های یک حوضه آبریز نیز عبارتند از تبخیر و تعرق، برداشت آب برای مصارف انسانی و خروجی آب‌های سطحی. بنابراین منابع آب ورودی به حوضه بیشتر حاصل بارش طبیعی می‌باشند و خروجی‌های حوضه نیز به جز مصارف انسانی بقیه از طبیعت سرچشمه می‌گیرند. برای محاسبه بیلان آب باید مقدار آب ورودی به حوضه را از خروجی آن کسر نمود. حال اگر بیلان مثبت باشد بیانگر افزایش ذخایر آبی حوضه و اگر منفی باشد بیان گر کاهش در ذخایر آبی حوضه می‌باشد. در صورتی که بیلان منفی باشد علل آن را می‌توان به کارکردهای انسانی در همان حوضه یا

- and Regional Planning, Fall and Winter pre-issue, 32(2), 43-56.
- Jain, K.S., & kumar, V. (2012). Trend Analysis of Rainfall And Temperature Data for India. Current Science, 102(1), 37-49.
- Kanji, G. K., (2006). 100 Statistical Tests, 3rd Edition, Sagepublication, London.
- Karabulut, M., Gürbüz, M., & Korkmaz, H. (2008). Precipitation and temperature trend analyses in Samsun. Journal International Environmental Application & Science, 3(5), 399-408.
- Kendall, M. G. (1975): Rank Correlation Methods. 4th Edition, Charles Griffin, London.
- Khalili, A., & Bazarafshan, J. (2004). Analysis of annual, seasonal and monthly rainfall changes in five old stations of Iran in the last one hundred and sixteen years. Biyaban Magazine, 1, 25-33. [In Persian].
- Kumar, S., Merwade, V., Kam, J., & Thurner, K. (2009). Streamflow trends in Indiana: Effects of long term persistence, precipitation and subsurface drains. Journal of Hydrology, 374(1), 171-183.
- Kumar, V., Jain, S. K., & Singh, Y. (2010). Analysis of long-term rainfall trends in India. Hydrological Sciences Journal—Journal des Sciences Hydrologiques, 55(4), 484-496.
- Liebmann, B., & Marengo, J. (2001). Interannual variability of the rainy season and rainfall in the Brazilian Amazon Basin. Journal of Climate, 14(22), 4308-4318.
- Longobardi, A., & Villani, P. (2010). Trend analysis of annual and seasonal rainfall time series in the Mediterranean area. International Journal of Climatology, 30(10), 1538-1546.
- Mann, H. B. (1945). Nonparametric tests against trend. Econometrica: Journal of the econometric society, 245-259.
- Margat, J., Frenken, K., & Faurès, J. M. (2005). Key water resources statistics in AQUASTAT: FAO's global information system on water and agriculture. Intersecretariat working group on environment .
- M. (2010). Investigating the precipitation trends in the northern regions of Golestan province. Journal of Water and Soil Conservation Research, 2, 155-168. [In Persian].
- Azizi, Q., & Roshni, M. (2008). The study of climate change in the southern shores of the Caspian Sea using the Mann-Kendall method. Journal of Geographical Research, 64, 13-28. [In Persian].
- Ahmed, K., Shahid, S., Chung, E. S., Ismail, T., & Wang, X. J. (2017). Spatial distribution of secular trends in annual and seasonal precipitation over Pakistan. Climate Research, 74(2), 95-107.
- Behrouzi, A., & Peshwai, M. (2018). Geometrical analysis of moving weather stations to connect data to each other. Newar Journal, 43(107), 96-89. [In Persian].
- Bartels, R. J., Black, A. W., & Keim, B. D. (2020). Trends in precipitation days in the United States. International Journal of Climatology, 40(2), 1038-1048.
- Bradley, (1968). Distribution-Free Statistical Tests, Chapter 12.
- De Lima, M. I. P., Carvalho, S. C. P., De Lima, J. L. M. P., & Coelho, M. F. E. S. (2010). Trends in precipitation: analysis of long annual and monthly time series from mainland Portugal. Advances in Geosciences, 25, 155-160.
- Domonkos, P. (2003). Recent precipitation trends in Hungary in the context of larger scale climatic changes. Natural Hazards, 29(2), 255-271.
- Gonzalez-Hidalgo, J. C., Lopez-Bustins, J. A., Štepánek, P., Martin-Vide, J., & de Luis, M. (2009). Monthly precipitation trends on the Mediterranean fringe of the Iberian Peninsula during the second-half of the twentieth century (1951–2000). International Journal of Climatology, 29(10), 1415-1429.
- General Department of Meteorology of Fars, (2015). Organizational history, retrieved in June 2015 from www.farsmet.ir.
- Hejazizadeh, Z., & Parvin, N. (2009). Survey of temperature and precipitation changes in Tehran during the last half century. Journal of Geography

- in *Theoretical and Applied Econometrics*, vol 23. Springer, Dordrecht.
- Torres-Batlló, J., & Martí-Cardona, B. (2020). Precipitation trends over the southern Andean Altiplano from 1981 to 2018. *Journal of Hydrology*, 590, 125485.
- WMO No.168 (2009). Guide to Hydrological Practices, Sixth edition, Vol. II, pp II.9/5.
- WMO. (2015). Climate Data and Data Related Products. Retrieved from http://www.wmo.int/pages/themes/climate/climate_data_and_products.php.
- Xu, Z. X., Takeuchi, K., & Ishidaira, H. (2003). Monotonic trend and step changes in Japanese precipitation. *Journal of Hydrology*, 279(1), 144-150.
- Zare Abianeh, H., Bayat Zarkash, M., & Yazdani, V. (2011). Analysis of annual and seasonal changes in temperature, rainfall and droughts in Hamedan province. *Scientific Research Quarterly of Irrigation and Water Engineering*, 3, 47-58. [In Persian].
- Meshram, S. G., Singh, V. P., & Meshram, C. (2017). Long-term trend and variability of precipitation in Chhattisgarh State, India. *Theoretical and Applied Climatology*, 129(3), 729-744.
- Nasrabadi, A., & Masoudian, S. A. (2012). Analyzing the half-century trend of Aphrodite network rainfall in Iran. *Journal of Andisheh Geografi*, 13, 9-28. [In Persian].
- Nazem Al-Sadat, S.M.J., Samani, N., Molaei Niko, M. (2004). climate change in the south and southwest of Iran from the point of view of rainfall. Interaction with the El Nino Southern Oscillation phenomenon. *Scientific journal of agriculture*, 28(2), 81-97. [In Persian].
- Partal, T., & Kahya, E. (2006). Trend analysis in Turkish precipitation data. *Hydrological processes*, 20(9), 2011-2026.
- Rahman, M. A., Yunsheng, L., & Sultana, N. (2017). Analysis and prediction of rainfall trends over Bangladesh using Mann-Kendall, Spearman's rho tests and ARIMA model. *Meteorology and Atmospheric Physics*, 129(4), 409-424.
- Rahimzadeh, F. (2011). Statistical methods in meteorology and climatology. Tehran, Iran: Seyyed Bagher Hosseini Publications. [In Persian].
- Raziei, T., Danesh Kararaste, P., & Thaqfian, B. (2007). Investigating the trend of annual rainfall in arid and semi-arid central and eastern regions of Iran. *Journal of Water and Wastewater*, 54, 73-81. [In Persian].
- Sarukhanian E. I., & Walker, J. M. (1973). The international meteorological organization (IMO) 1879-1950. World Meterological Organization WMO No.345.
- Sen, P. K. (1968). Estimates of the regression coefficient based on Kendall's tau. *Journal of the American Statistical Association*, 63(324), 1379-1389.
- Theil, H. (1992). A Rank-Invariant Method of Linear and Polynomial Regression Analysis. In: Raj, B., Koerts, J. (eds) *Henri Theil's Contributions to Economics and Econometrics*. Advanced Studies