Shahid Chamran University of Ahvaz

Irrigation Sciences and Engineering (JISE) **Vol. 42, No. 3, Fall 2019, p. 197-212**

EXTENDED ABSTRACT

Trend Analysis of Temperature, Precipitation, and Relative Humidity Changes in Iran

A. Eblaghian[1], A. M. Akhond Ali[2*], F. Radmanesh[3], and H. Zarei[4]

1- M.Sc. of Hydrology and Water Resource Engineering Department of Shahid Chamran University of Ahvaz, Iran.

2*- Corresponding Author, professor, faculty member of Hydrology and Water Resource Engineering Department of Shahid Chamran University of Ahvaz, Iran (aliakh@scu.ac.ir).

3- Associate professor, faculty member of Hydrology and Water Resource Engineering Department of Shahid Chamran University of Ahvaz, Iran.

4- Associate professor, faculty member of Hydrology and Water Resource Engineering Department of Shahid Chamran University of Ahvaz, Iran.

Received: 30 May 2016 Revised: 5 May 2018 Accepted: 13 May 2018

Keywords: Trend, Nonparametric Tests, Mann-Kendall Test, Sen's Slope Estimator.
DOI: 10.22055/jise.2018.17897.1299.

Introduction

In the pursuit of detecting the trend and the shift in trend in hydro-meteorological variables, various statistical methods have been developed and used over the years. Of the two methods commonly used (parametric and non-parametric), the non-parametric method has been favored over parametric methods. Long term trend analysis can reveal the beginning of the trend year, trend changes over time, and abrupt trend detection in a time-series. It is expected that the findings of this study will bring about more insights on understanding the regional hydrologic behavior over the last several decades in Iran.

Methodology

This paper analyzes the behavior of annual and seasonal temperatures, precipitation, and relative humidity. Datasets of 37 stations in Iran were analyzed from 1961 to 2010. The pre-whitening technique was used to eliminate the effect of the autocorrelation of data series. The Mann–Kendall (MK) test and the Sen's slope estimator were applied to quantify the significance of the trend and the magnitude of the trend at a 95% confidence level, respectively. The surface interpolation technique was used to prepare a spatial temperature, precipitation, and relative humidity data map over Iran from the point data measuring stations within the ArcGIS framework. For spatial distribution of trends in maps, contours are generated using an inverse-distance-weighted (IDW) algorithm.

Mann–Kendall (MK) trend test:

The MK test statistic S (Mann, 1945; Kendall, 1975) is calculated as:

$$s = \sum_{k=1}^{n-1} \sum_{j=k+1}^{n} \mathrm{sgn}(x_j - x_k) \quad (1)$$

In Eq. (1), n is the number of data points, x_k and x_j are the data values in time series k and j (j > k), respectively and in Eq. (2), sgn ($x_j - x_k$) is the sign function as:

$$\operatorname{sgn}(x) = \begin{cases} +1 & if\ (x_j - x_k) > 0 \\ 0 & if\ (x_j - x_k) = 0 \\ -1 & if\ (x_j - x_k) < 0 \end{cases} \quad (2)$$

The variance is computed as:

$$\operatorname{var}(s) = \frac{n(n-1)(2n+5) - \sum_{i=1}^{m} t_i(t_i-1)(2t_i+5)}{18} \quad (3)$$

In Eq. 3, n is the number of data points, m is the number of tied groups, and t_i denotes the number of ties of extent i. A tied group is a set of sample data having the same value. In cases where the sample size n is 10, the standard normal test statistic Z is computed using Eq. (4):

$$z = \begin{cases} \frac{s-1}{\sqrt{\operatorname{var}(s)}} & if \quad s > 0 \\ 0 & if \quad s = 0 \\ \frac{s+1}{\sqrt{\operatorname{var}(s)}} & if \quad s < 0 \end{cases} \quad (4)$$

Positive values of Z indicate increasing trends while negative Z values show decreasing trends. The testing of trends is done at the specific α significance level. When $|z| > z_{1-\frac{\alpha}{2}}$, the null hypothesis is rejected and a significant trend exists in the time series. $z_{1-\frac{\alpha}{2}}$ is obtained from the standard normal distribution table. In this analysis, we applied the MK test to detect if a trend in the precipitation time series is statistically significant at the significance level α = 0.05 (or 95% confidence intervals). At the 5% significance level, the null hypothesis of no trend is rejected if |Z| >1.96.

Sen's slope estimator:

Sen (1968) developed the non-parametric procedure for estimating the slope of the trend in the sample of N pairs of data:

$$Q = \frac{X_j - X_i}{j - i} \qquad \text{For } 1,\ldots,N' \quad (5)$$

where x_j and x_i are the data values at times of j and i (j>i), respectively. If there is only one datum in each time period then $N' = \frac{n(n-1)}{2}$, where n is the number of time periods. The N values of Q_i are ranked from smallest to largest and the median of slope or Sen's slope estimator is computed. The Qmed sign reflects the data trend reflection, while its value indicates the steepness of the trend. To determine whether the median slope is statistically different from zero, one should obtain the confidence interval of Qmed at the specific probability. The confidence interval of the time slope can be computed as follows:

$$C_\alpha = Z_{1-\frac{\alpha}{2}} * \sqrt{Var(s)} \quad (6)$$

where Var(S) is defined in Eq. (6) and $Z_{1-\alpha/2}$ is obtained from the standard normal distribution table. In this study, the confidence interval was computed at 95% significance levels (α=0.05). Then, $M_1 = \frac{N' - C_\alpha}{2}$ and $M_2 = \frac{N' + C\alpha}{2}$ are computed. The lower and upper limits of the confidence interval, Q_{min} and Q_{max}, are the M_1th largest and the (M_{2+1})th largest of the N ordered slope estimates. The slope Q_{med} is statistically different from zero if the two limits (Qmin and Qmax) have a similar sign. Sen's slope estimator has been widely used in hydro-meteorological time series.

Results and Discussion

Statewide an increasing temperature trend and decreasing precipitation and relative humidity trend have been detected in most stations. In the entire country, apart from the high and mountainous stations, including Shahrekord, Khoramabad, and Saghez, an increasing temperature trend was found. The magnitude of the highest significant increasing temperature trend (confidence level ≥ 95%) was found in Mashhad, Zahedan, Zabol, Bam, Yazd, Babolsar, Kermanshah, Abadan, Tabriz, and Khoy about 1.5 °C during 50 years. The decreasing precipitation trend was found in the East, West, and Northwest of the country. The magnitude of the highest significant decreasing precipitation trend (confidence level ≥ 95%) was found to be about 3.2 mm/year in Northwest. The relative humidity decreasing trend was found in most stations, except a part of Northwest and South of the Caspian Sea. The magnitude of the highest significant decreasing relative humidity (confidence level ≥ 95%) was found to be about 4.1 percent/year in Abadan, Zahedan, and Kermanshah stations.

Conclusions

The given results indicated that there was a significant increasing trend in temperature in both annual and seasonal time series. The magnitude of the increasing trends in annual temperatures was 1 °C in 50 years. The analysis of the seasonal precipitation time series showed a negative trend, but a significant decreasing trend in annual precipitation series was found at 6 of the observed stations at northwestern and west of Iran. The magnitude of the decreasing trends in annual precipitation ranged between 0 to 3.2 mm in each year. However, the significant decreasing trend in annual relative humidity series was found at five of the observed stations, while the majority of the trends in the annual relative humidity series were not significant. In general, the results of using Mann-Kendall and Sen's slope estimator statistical tests pointed out the agreement of performance which exists in the detection of the trend of the meteorological variables.

© 2019 by the authors. Licensee SCU, Ahvaz, Iran. This article 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/).

علوم و مهندسی آبیاری

جلد ۴۲، شماره‌ی۳، پاییز ۹۸، ص. ۲۱۲-۱۹۷

بررسی روند تغییرات دما، بارندگی و رطوبت نسبی در ایران

آناهیتا ابلاغیان[۱]، علی‌محمد آخوندعلی[۲*]، فریدون رادمنش[۳] و حیدر زارعی[۴]

۱- کارشناس ارشد مهندسی منابع آب، دانشگاه شهید چمران اهواز.

۲*- نویسنده مسئول، استاد دانشکده مهندسی علوم آب، دانشگاه شهید چمران اهواز. aliakh@scu.ac.ir

۳- دانشیار دانشکده علوم و مهندسی آب، دانشگاه شهید چمران اهواز .

۴- دانشیار دانشکده علوم و مهندسی آب، دانشگاه شهید چمران اهواز.

دریافت: ۱۳۹۵/۳/۱۰ بازنگری: ۱۳۹۷/۲/۱۵ پذیرش: ۱۳۹۷/۲/۲۳

چکیده

اولین گام در راستای آشکارسازی و چگونگی تغییر اقلیم بررسی ناهنجاری و نوسانات ایجاد شده در پارامترهای اقلیمی می‌باشد. در این تحقیق به بررسی روند تغییرات پارامترهای اقلیمی دما، بارندگی و رطوبت نسبی در مقیاس زمانی سالانه در ۳۷ ایستگاه سینوپتیک کشور (۲۰۱۰-۱۹۶۱) با استفاده از آزمون‌های آماری ناپارامتریک من-کندال و تخمین‌گر شیب سن پرداخته شده است. به‌طور کلی نتایج حاکی از روند افزایشی دما و روند کاهشی بارندگی و درصد رطوبت نسبی در اکثریت نقاط کشور می‌باشد. در کل کشور به غیر از ایستگاه‌های مرتفع و کوهستانی شهرکرد، خرم‌آباد و سقز روند افزایشی دما مشاهده شد که بیشترین افزایش معنی‌دار دما (سطح اطمینان ۹۵درصد) در ایستگاه‌های مشهد، زاهدان، زابل، بم، یزد، بابلسر، کرمانشاه، آبادان، خوی و تبریز به میزان ۱,۵ درجه‌ی سانتی‌گراد در طی ۵۰ سال می‌باشد. روند کاهش بارندگی خصوصاً در نیمه‌ی شرقی، غرب و شمال غرب کشور مشاهده گردید که بیشترین کاهش بارندگی معنی‌دار (سطح اطمینان ۹۵ درصد) در شمال غرب کشور و در حدود ۳,۲ میلی متر در سال می‌باشد. روند کاهش رطوبت نسبی در اغلب نواحی به غیر از قسمتی در ناحیه‌ی شمال غرب و جنوب دریای خزر مشاهده شد که بیشترین کاهش معنی‌دار در سطح اطمینان ۹۵ درصد در ایستگاه‌های آبادان، زاهدان و کرمانشاه در حدود ٤,۱ درصد در ۵۰ سال گذشته می‌باشد.

کلید واژه‌ها: روند، آزمون‌های ناپارامتریک، آزمون من-کندال، تخمین‌گر شیب سن.

مقدمه

در عصر حاضر تغییر اقلیم به‌عنوان تهدیدی برای توسعه پایدار مورد توجه کارشناسان قرار گرفته است. اثرات منفی این پدیده بر منابع طبیعی، منابع پایه، محیط زیست، سلامت انسان، امنیت غذایی، فعالیت‌های اقتصادی و غیره آسیب می رساند (Anonymous, 2009). تغییرات بزرگ در میانگین آب و هوایی که برای یک دهه و یا دوره‌های زمانی طولانی‌تر اعمال می‌شود را تغییر اقلیم گویند. اگر چه تغییر اقلیم در مقیاس جهانی رخ داده است، اما اغلب اثرات آن از منطقه‌ای به منطقه دیگر متفاوت است (Trajkovic and Kolakovic, 2009). بنابراین تجزیه و تحلیل متغیرهای هواشناسی به منظور آشکارسازی تغییر اقلیم در هر منطقه امری ضروری است. اولین گام در راستای آشکارسازی و چگونگی تغییر اقلیم بررسی ناهنجاری و نوسانات ایجاد شده در پارامترهای اقلیمی منطقه مورد مطالعه می‌باشد (Mosaedi et al., 2011). یکی از روش‌های متداول برای تحلیل سری‌های زمانی هیدرومتئورولوژی، بررسی وجود یا عدم وجود روند در آن‌ها با استفاده از آزمون‌های آماری می باشد. وجود روند در سری‌های زمانی هیدرومتئورولوژی، ممکن است ناشی از تغییرات تدریجی طبیعی و تغییر اقلیم یا اثر فعالیت‌های انسانی باشد (Brooks and Carrthers, 1953). اثبات وجود روند معنی دار در یک سری زمانی، فرض رخداد تغییر اقلیم در یک منطقه را تقویت می‌کند (Serrano et al., 1999). به‌طور کلی دو روش آماری پارامتریک و ناپارامتریک به منظور بررسی وجود یا عدم وجود روند، تحلیل سری‌های زمانی و تغییر اقلیم ارائه می‌گردد که روش‌های ناپارامتریک کاربردهای نسبتا وسیع و چشمگیری دارند (Xu et al., 2003). از جمله پژوهش‌های صورت گرفته می‌توان به Deshmukh و Lunge (2013) در مطالعه‌ای به بررسی روند بارش و دما در منطقه‌ی ویداربا‌ها هند با کمک دو آزمون من-کندال و رگرسیون خطی در یک دوره آماری (۲۰۰۵-۱۹۷۵) اشاره نمود. ارزیابی‌ها نشان از روند کاهشی میانگین حداکثر دما، بارش و روزهای بارانی داشته در حالی‌که روند افزایشی ضعیفی در مجموع بارش ماهانه نیز مشاهده شده

است.Partal و Kahya (2006) با استفاده از اطلاعات ۹۶ ایستگاه بارش در سراسر ترکیه در دوره (۱۹۹۳-۱۹۲۹)، روند بلند مدت میانگین سالانه و ماهانه سری‌های مجموع بارش را با کمک روش‌های ناپارامتری من-کندال و تیل سن بررسی کردند. کاهش قابل توجه بارش متوسط سالانه عمدتا در غرب و جنوب ترکیه و همچنین سواحل دریای سیاه از جمله نتایج این تحقیق بود. Gocic و Trajkovic (2013) در مطالعه‌ای روند سالانه و فصلی ۷ متغیر در ۱۲ ایستگاه هواشناسی صربستان را با کمک دو آزمون من- کندال و شیب سن در دوره آماری ۲۰۱۰-۱۹۸۰ مورد بررسی قرار دادند. روند کاهشی معنی‌دار رطوبت نسبی در تابستان و پاییز و روند افزایشی قابل توجه فشار بخار در فصل‌های بهار، تابستان و پاییز از جمله نتایج این تحقیق بوده است. Gharekhani و Ghahreman (2010) متوسط ماهانه رطوبت نسبی و دمای نقطه شبنم ۲۲ ایستگاه سینوپتیک ایران (معرف اقلیم‌های مختلف کشور بر اساس تقسیم بندی دومارتن) در بازه زمانی ۲۰۰۳-۱۹۷۳ را با کمک روش‌های آماری ناپارامتری من-کندال و ضریب همبستگی اسپیرمن و روش پارامتری تحلیل رگرسیون مورد ارزیابی قرار دادند. نتایج نشان داد بیشترین روند افزایشی تغییرات متغیرهای مورد بررسی بر اساس آزمون من-کندال در فصل تابستان و کمترین روند تغییرات متغیر رطوبت نسبی در فصل زمستان حادث شده است. Kheshtkarisani و Mehdizadeh (2013) بارش فصلی و سالانه هشت ایستگاه سینوپتیک و کلیماتولوژی در حوضه آبریز دریاچه ارومیه را در بازه زمانی ۲۰۰۹-۱۹۷۰ با اعمال آزمون من-کندال بررسی کردند و نشان دادند که به غیر از فصل پاییز در اکثر سری‌های زمانی روند کاهشی معنی داری دیده می شود که شروع آن‌ها از حدود سال ۱۹۹۰ است. Varshavian et al. (2011) با بررسی مقادیر حدی دما در ۸ ایستگاه سینوپتیک در دوره آماری ۲۰۰۴-۱۹۶۱ به کمک آزمون‌های پارامتری و ناپارامتری به این نتیجه رسیدند که در اغلب ایستگاه‌ها روند معنی‌دار افزایشی در مقادیر حدی دما به خصوص دمای حداقل وجود دارد. در این تحقیق به بررسی تغییرات زمانی و مکانی پارامترهای دما، بارندگی و رطوبت نسبی در ۳۷ ایستگاه سینوپتیک کشور در دوره آماری (۲۰۱۰-۱۹۶۰) می‌پردازیم.

مواد و روش‌ها

۱- منطقه مورد مطالعه

کشور ایران با مساحتی بالغبر ۱۶۵۰۰۰۰ کیلومتر مربع در قاره‌ی آسیا بین عرض جغرافیایی N ′۰۰ °۲۵ و N ′۳۹ °۳۸ و طول جغرافیایی E ′۰۰ °۴۴ و E ′۲۵ °۶۳ قرار گرفته است. میانگین بارش سالانه کشور حدود ۲۵۰ میلی‌متر و متوسط دمای سالانه ۱۷/۴ درجه سانتی گراد می‌باشد (Dinpashoh et al., 2011; Anonymous, 2009). در این پژوهش از اطلاعات دما، بارندگی و رطوبت نسبی ۳۷ ایستگاه سینوپتیک کشور در بازه زمانی ۵۰ ساله (۲۰۱۰-۱۹۶۱) استفاده گردیده است (شکل ۱).

به منظور بازسازی نواقص آماری ایستگاه‌ها از روش همبستگی بین ایستگاه‌ها و روش نسبت نرمال استفاده شد. پس از آن با کمک آزمون run test از همگنی داده‌ها اطمینان حاصل گردید (Marofi and Tabari, 2011). به منظور حذف اثر همبستگی متوالی سری‌های زمانی (در صورت وجود)، روش pre-whitening اعمال گردید.

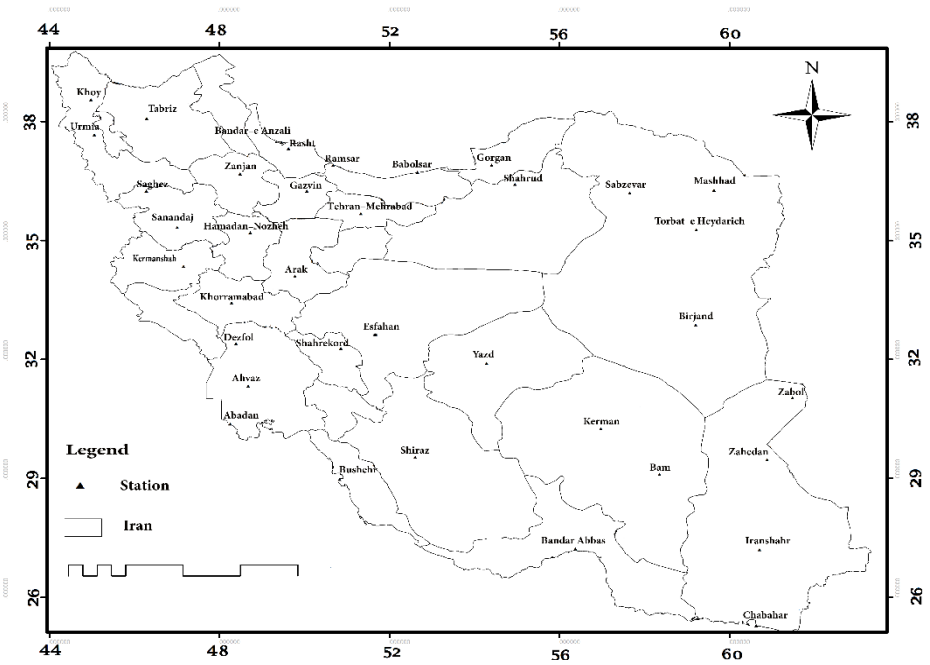


Fig. 1-Geographical position of studied stations

شکل ۱- موقعیت ایستگاه‌های مورد مطالعه

DOI: 10.22055/jise.2018.17897.1299

۲- حذف اثر همبستگی متوالی توسط آزمون pre-whitening

اغلب در سری‌های زمانی هیدرولوژیکی شدت یک متغیر در زمان‌های خاص بستگی به شدت آن متغیر در زمان بعد و یا زمان‌های قبل از خود دارد. این همبستگی را در اصطلاح همبستگی سریالی یا خود همبستگی گویند (Masah bovani et al., 2013). وجود خود همبستگی در سری‌های زمانی احتمال تشخیص روند معنی‌دار در سری را افزایش می‌دهد (Partal and Kahya, 2006; Karmeshu, 2012). از این‌رو برای برطرف کردن این مشکل و کاهش خطا در تعیین روند سری‌های زمانی Navarra (1995) روش pre-whitening را ارائه نمودند.

اگر سری داده‌ها به صورت $x_1,x_2,x_3,\ldots x_n$ باشد مراحل اجرای آزمون عبارتند از:

۱- تعیین ضریب همبستگی متوالی مرتبه یک

$$r_1=\frac{\frac{1}{n-1}\sum_{i=1}^{n-1}(x_i-E(x_i))\cdot(x_{i+1}-E(x_i))}{\frac{1}{n}\sum_{i=1}^{n}(x_i-E(x_i))^2} \qquad (۱)$$

$$E(x_i)=\frac{1}{n}\sum_{i=1}^{n}x_i \qquad (۲)$$

که در آن E(x) میانگین داده‌ها و n تعداد داده‌ها می‌باشد.

۲- تعیین حدود ضریب همبستگی سریالی در سطح اطمینان ۹۵ درصد

$$r_1=\begin{cases}\dfrac{-1\pm1.96\sqrt{(n-2)}}{n-1} & \text{در آزمون دو دامنه}\\ \dfrac{-1+1.645\sqrt{(n-2}}{n-1} & \text{در آزمون تک دامنه}\end{cases} \qquad (۳)$$

۳- اگر r_1 محاسبه شده برای سری مورد نظر در محدوده فوق قرار گیرد به معنای مستقل بودن داده‌ها از یکدیگر بوده که در این صورت می‌توان به‌طور مستقیم آزمون من-کندال و تخمین‌گر شیب سن را بر سری داده‌ها اعمال نمود. اما در صورت قرار نداشتن r_1 در محدوده فوق داده‌های سری همبستگی سریالی داشته و لازم است که قبل از اعمال آزمون‌ها این همبستگی سریالی از سری داده‌ها حذف شود که در این صورت سری جدید داده‌ها به‌صورت زیر تعریف می‌شود (Salas, 1980؛ Partal and Kahya, 2006؛ Gocic and Trajkovic, 2013 ؛ Sayemuzzaman and Jha, 2014):

$$x_2-r_1x_1, x_3-r_1x_2,\ldots,x_n-r_1x_{n-1} \qquad (۴)$$

۳- تعیین وجود یا عدم وجود روند با استفاده از آزمون من-کندال

آزمون من-کندال یکی از متداول‌ترین و پرکاربردترین روش‌های ناپارامتری برای تحلیل روند سری‌های زمانی می‌باشد. از جمله نقاط قوت این روش می‌توان به پیروی نکردن سری زمانی از توزیعی خاص، اثرپذیری ناچیز آن از مقادیر حدی موجود در برخی سری‌های زمانی و تحمل اثر منفی وجود داده‌های پرت اشاره کرد (Chen et al., 2007; Hejam et al., 2008; Pirnia et al., 2009) نتایج به‌دست آمده از این آزمون مشخص کننده وجود یا عدم وجود روند در یک سری زمانی، معنی‌داری یا غیر معنی‌دار بودن آن و در نهایت مثبت و یا منفی بودن روند در صورت وجود است.

فرض صفر این آزمون بر عدم وجود روند در داده ها دلالت دارد. پذیرش فرض یک (رد فرض صفر) مبین وجود روند در سری داده‌ها می‌باشد. در این آزمون هر داده با تمامی داده های پس از خود مقایسه می شود. مراحل محاسبه مقدار آماره این آزمون به شرح زیر است:

الف- محاسبه اختلاف بین تک تک مشاهدات با یکدیگر و اعمال تابع علامت و استخراج پارامتر S به به صورت زیر :

$$s=\sum_{k=1}^{n-1}\sum_{j=k+1}^{n}\mathrm{sgn}(x_j-x_k) \qquad (۵)$$

$$\mathrm{sgn}(x)=\begin{cases}+1 & if\ (x_j-x_k)>0\\ 0 & if\ (x_j-x_k)=0\\ -1 & if\ (x_j-x_k)<0\end{cases} \qquad (۶)$$

که n تعداد مشاهدات سری و x_j و x_k به ترتیب داده‌های j ام و k ام سری می‌باشند.

ب- محاسبه واریانس سری

$$\mathrm{var}(s)=\frac{n(n-1)(2n+5)-\sum_{i=1}^{m}t_i(t_i-1)(2t_i+5)}{18} \qquad (۷)$$

در رابطه بالا n: تعداد داده‌ها، m: تعداد دسته‌ها و t: تعداد داده در هر دسته می‌باشد. آماره این آزمون(Z) دارای توزیع نرمال بوده و از رابطه زیر به‌دست می‌آید:

$$z=\begin{cases}\dfrac{s-1}{\sqrt{\mathrm{var}(s)}} & if\quad s>0\\ 0 & if\quad s=0\\ \dfrac{s+1}{\sqrt{\mathrm{var}(s)}} & if\quad s<0\end{cases} \qquad (۸)$$

در صورت مثبت بودن آماره z روند سری مثبت (افزایشی) و در صورت منفی بودن، روند سری منفی (کاهشی) می‌باشد. در یک آزمون دو دامنه برای روند یابی سری داده‌ها، فرض صفر یا همان عدم وجود روند، در حالتی پذیرفته می‌شود که رابطه $|z| \le z_{\frac{\alpha}{2}}$ برقرار باشد که در آن α سطح معنی‌داری و z آماره توزیع نرمال استاندارد در سطح معنی‌داری α می‌باشد. در این تحقیق سطح اطمینان ۹۵٪ در نظر گرفته شده است (Partal and Kahya, 2006; Modarres and Silva, 2007; Hejam, et al., 2008; Gharekhani and Ghahreman, 2010; Tabari et al, 2011).

٤- تعیین بزرگی روند توسط آزمون تخمین‌گر شیب سن

این آزمون توسط Sen (1968) به منظور تعیین بزرگی روند در سری‌های زمانی ارائه شده است. مزایای ذکر شده بر آزمون من-کندال بر این آزمون نیز صادق می‌باشد. به علاوه از این آزمون می‌توان در هنگام وجود داده‌های گمشده در سری‌های زمانی استفاده نمود (Sen, 1968; Marofi and Tabari, 2011). اساس این آزمون محاسبه یک شیب میانه برای سری و قضاوت نمودن در مورد حقیقی بودن این شیب در سطوح معنی‌داری مختلف است. در تحلیل سری‌هایی که در آن‌ها فراوانی داده‌های تکراری زیاد می‌باشد این آزمون از عملکرد بهتری نسبت به آزمون من-کندال برخورداراست (Hejam et al., 2008). مراحل کلی انجام این آزمون به شرح زیر می‌باشد:

مرحله اول محاسبه شیب بین هر جفت داده سری زمانی با کمک رابطه (۹) می‌باشد:

$$Q = \frac{X_j - X_i}{j - i} \qquad \text{For } 1,\ldots,N' \qquad (۹)$$

که در اینجا N' برابر با تعداد جفت داده‌ها بوده و با استفاده از فرمول

$$N' = \frac{n(n-1)}{2} \qquad (۱۰)$$

تعیین می‌شود که در آن n تعداد داده‌های سری زمانی می‌باشد. سری شیب‌های به‌دست آمده ازکوچکترین به بزرگترین مرتب شده، سپس میانه (Q_{med}) یا همان شیب خط روند با توجه به فرد یا زوج بودن N' محاسبه می‌شود (Sen, 1968؛ Hejam, et al., 2008؛ Gocic and Trajkovic, 2013).

مرحله دوم تعیین فاصله اطمینان به منظور آزمون نمودن صحت شیب روند به دست آمده و تعیین حقیقی بودن آن می‌باشد. این آزمون از نوع دو طرفه بوده و با توجه به سطوح اطمینان مختلف نتایج متفاوتی را به همراه دارد پس از انتخاب α پارامتر C_α با کمک رابطه زیر محاسبه می‌شود:

$$C_\alpha = Z_{1-\frac{\alpha}{2}} * \sqrt{Var(s)} \qquad (۱۱)$$

که در آن var(s) واریانس محاسبه شده در آزمون من-کندال بوده و آماره z نیز از جدول توزیع نرمال استاندارد بدست می‌آید. سپس $M_1 = \frac{N' - C_\alpha}{2}$ و $M_2 = \frac{N' + C\alpha}{2}$ تعیین می‌شوند. از بین سری شیب‌های محاسبه شده در مرحله اول، M_1 امین و (M_2+1) امین داده‌ها به عنوان حدود بالا و پایین فاصله اطمینان مشخص می‌شوند (Gilbert, 1987; Partal and Kahya, 2006;Tabari and Talaee, 2011).

٥- روش عکس فاصله(IDW)

روش‌های مختلفی به منظور برآورد متغیرهایی که تغییرات مکانی دارند، وجود دارد. در روش‌های مختلف مقادیر برآوردی از مجموع حاصل‌ضرب یک فاکتور وزنی در مقادیر نقاط مشاهده‌ای به‌دست می‌آید. تفاوت عمده این روش‌ها ناشی از شیوه محاسبه فاکتور وزنی است که به نقاط مشاهده شده اطراف نقطه مورد نظر تخمین داده می‌شود. این روش‌ها به دو دسته کلی تقسیم می‌شوند:

۱- روش‌های دورن‌یابی فضایی مبتنی‌بر آمار کلاسیک

۲- روش‌های دورن‌یابی فضایی مبتنی‌بر زمین آمار

با توجه به انواع و کاربرد روش‌های مختلف فوق از میان روش‌های درون‌یابی مبتنی بر آمار کلاسیک روش معکوس فاصله وزنی به دلیل دارا بودن بیشترین همخوانی با هدف مورد نظر در این تحقیق مورد استفاده قرار گرفت.

روش معکوس فاصله یکی از روش‌های پرکاربرد در مطالعات جغرافیایی است. فرض اساسی این روش این است که با افزایش فاصله میزان تاثیر پارامترها در برآورد واحد سطح کاهش می‌یابد. به منظور پیش بینی در مکان‌های فاقد داده از مقادیر اندازه‌گیری شده پیرامون محل استفاده و عامل وزنی نیز بر اساس فاصله‌ی نقاط از یکدیگر تعیین می‌شود به طوری که هر چه نقاط به محل نزدیک‌تر باشند به آن‌ها وزن بیشتری اختصاص می‌یابد و بلعکس. با استفاده از رابطه (۱۲) می‌توان مقادیر مربوط به نقاط مختلف را بدست آورد.

$$z^*(x_0) = \frac{\sum_{i=1}^{n} z(x_i) \cdot d_{ij}^{-m}}{\sum_{i=1}^{n} d_{ij}^{-m}} \qquad (۱۲)$$

DOI: 10.22055/jise.2018.17897.1299

که در آن $z^*(x_0)$: مقدار محاسباتی، $z(x_i)$ مقادیر نمونه، d_{ij}: فاصله اقلیدسی هر مکان تا محل نمونه، m: عامل توان (اصطکاک فاصله) و n: تعداد نقاط نمونه می‌باشد(Johnston et al, 2001؛ به نقل از Akhondali و Zarei ، 2012).

نتایج و بحث

بررسی وجود و یا عدم وجود روند معنی‌دار با کمک آزمون من-کندال

شکل (۲)، نتایج حاصل از آزمون من-کندال (سطح اطمینان ۹۵ درصد) ۳۷ ایستگاه مورد مطالعه را از لحاظ معنی‌داری یا غیر معنی‌داری روند (مثبت، منفی یا بدون روند) در بازه‌ی زمانی ۵۰ ساله نشان می‌دهد. با توجه به نتایج به دست آمده در مقیاس سالانه، در ۲۵ ایستگاه (۶۷ درصد ایستگاه‌ها) افزایش دما مشاهده می‌شود. در پارامترهای بارندگی و رطوبت نسبی به جز در شش ایستگاه که با کاهش روبه رو بوده‌اند در دیگر ایستگاه‌ها روندی دیده نمی‌شود

تعیین بزرگی روند ایستگاه‌ها با استفاده از روش تخمین‌گر شیب سن

نتایج بزرگی روند متغیرهای مختلف در مقیاس سالانه (۲۰۱۰-۱۹۶۱) کل ایستگاه‌ها در شکل (۳) نشان داده شده است. بیشترین مقدار آماره سن برآورد شده در پارامتر دما مربوط به ایستگاه مشهد به میزان ۰/۰۲۷ درجه‌ی سانتی گراد در هر سال می‌باشد. به این معنا که در بازه زمانی ۲۰۱۰-۱۹۶۱ متوسط دمای سالانه ایستگاه مشهد حدود ۱,۳۵ درجه سانتیگراد افزایش یافته است. کمترین مقدار آماره سن در بارندگی به میزان ۳/۲۶- میلی متر در سال مربوط به ایستگاه بندرانزلی می‌باشد (متوسط بارندگی سالانه این ایستگاه حدود ۱۶۳ میلی‌متر کاهش یافته است). کمترین مقدار آماره سن در رطوبت نسبی مربوط به ایستگاه کرمانشاه به میزان ۰/۰۹۴-درصد در سال می‌باشد. (۴,۷ درصد کاهش رطوبت نسبی در ایستگاه کرمانشاه)

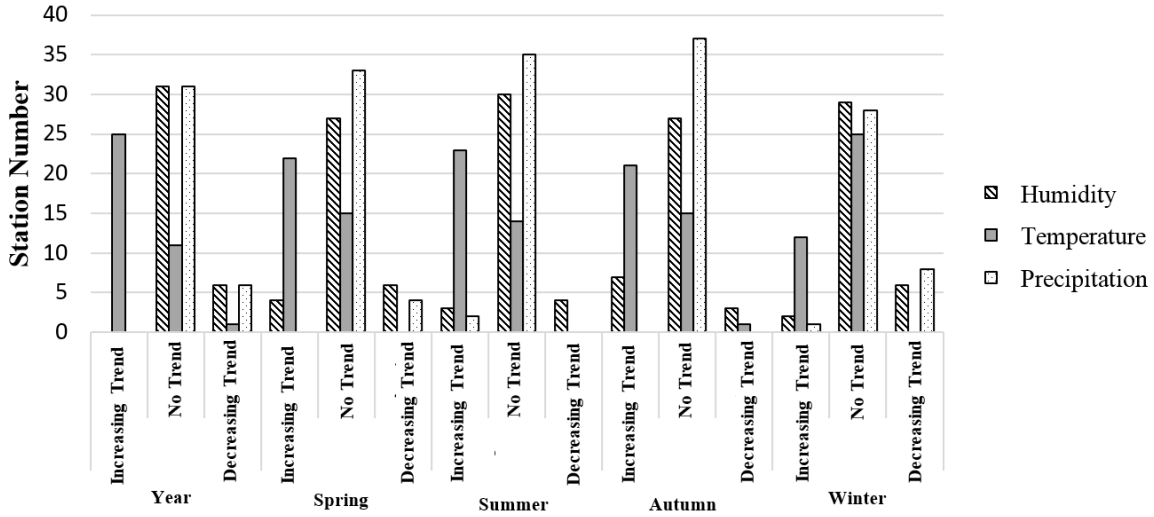


Fig. 2- Number of gauging stations of overall significant and non-significant trends (confidence level ≥ 95%) with MK statistics in different time scales

شکل ۲- نمودار فراوانی تعداد ایستگاه‌ها در حالت‌های معنی‌داری یا غیرمعنی‌داری روند (سطح اطمینان ۹۵٪) با استفاده از نتایج آزمون من-کندال در بازه‌های زمانی مختلف

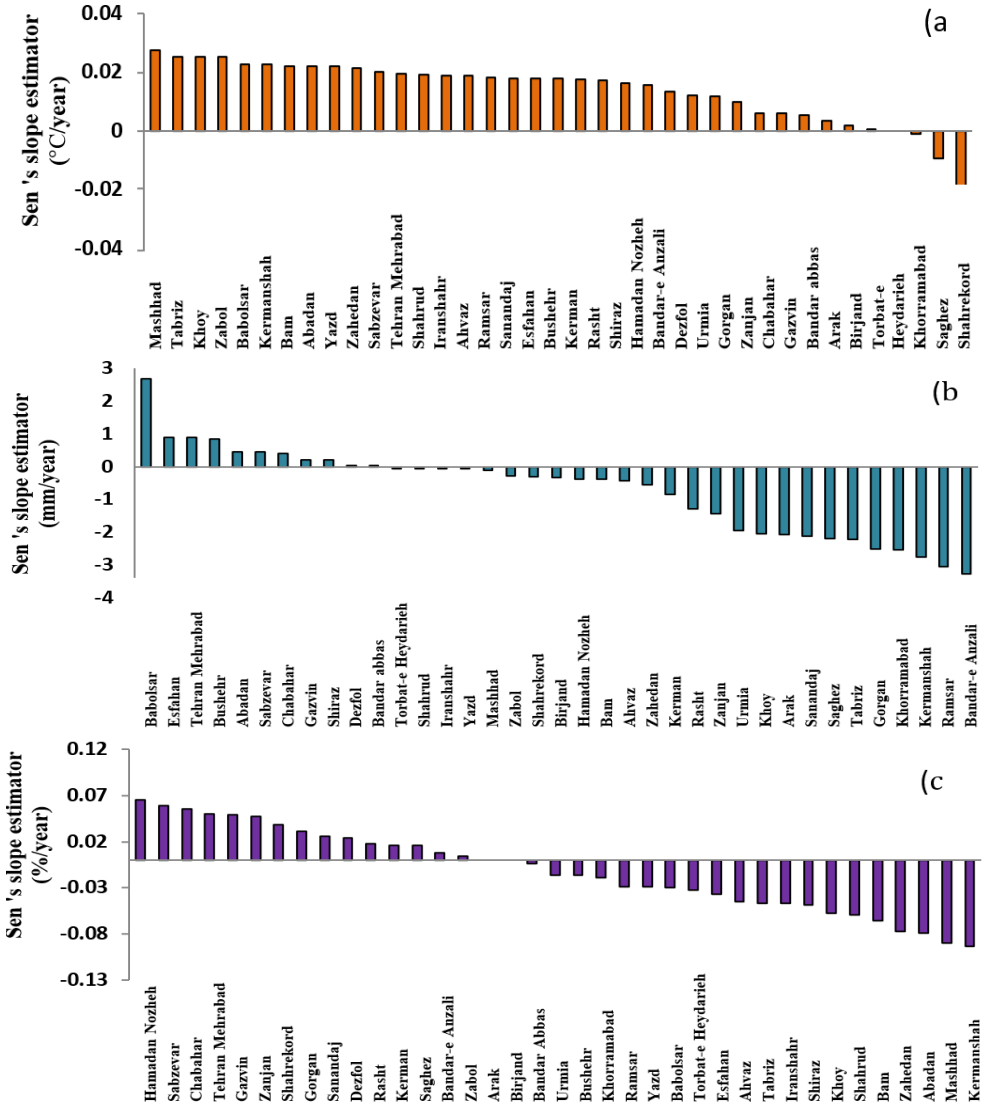


Fig. 3-Trend magnitude of stations with Sen `s slope estimatore a) temperature b)precipitation c)relative humidity

شکل ۳- نمودار بزرگی روند ایستگاه‌ها با استفاده از روش تخمین شیب سن الف- دما ب- بارندگی ج- رطوبت نسبی

پهنه بندی پارامترهای دما، بارندگی و رطوبت نسبی بر پایه بزرگی روند در ایران(روش درونیابی عکس فاصله)

برای ارزیابی و بررسی روش‌های مختلف پهنه‌بندی از معیارهای ارزیابی میانگین انحراف خطا (MBE) و ریشه دوم میانگین مربع خطا (RMSE) استفاده شد. مقایسه مقادیر خطاها نشان می‌دهد که از بین روش‌های مختلف درونیابی، روش IDW مناسب‌ترین روش جهت درونیابی می‌باشد(جدول ۱). نتایج حاصل از پهنه بندی پارامتر دما در فصول مختلف و میانگین سالانه (۲۰۱۰-۱۹۶۱) در شکل(۴) ارائه شده است. همان‌طور که مشاهده می‌شود در فصل بهار مقدار روند در بیشتر نواحی کشور افزایشی و در حدود صفر تا ۰/۰۳ درجه سانتی‌گراد در سال می‌باشد. تنها در ایستگاه‌های شهرکرد، سقز، قزوین و خرم‌آباد مقدار روند منفی است. در فصل تابستان به غیر از سه ایستگاه شهرکرد، سقز و بیرجند مقدار روند دما افزایشی و در حدود ۰ تا ۰/۰۳ درجه سانتی‌گراد در سال می‌باشد. در فصل پاییز نیز همانند سایر فصول مقدار روند دما در بیشتر نواحی افزایشی بوده با این تفاوت که در شش ایستگاه (عمدتا در شرق و شمال شرق کشور)، مقدار روند افزایشی در حدود ۰/۰۷-۰/۰۳ درجه‌ی سانتی‌گراد در سال مشاهده شده است.

در فصل زمستان نیز در تمامی نواحی کشور مقدار روند مثبت دما مشاهده می‌شود. در این فصل در مقایسه با سه فصل دیگر مقدار روند افزایشی در نواحی شمال شرق و شمال غرب شدت بیشتری داشته است. به طور کلی در مقیاس سالانه در کل کشور به استثنای سه ایستگاه شهرکرد، خرم‌آباد و سقز مقدار روند دما افزایشی بوده و در حدود صفر تا ۰/۰۳ درجه‌ی سانتی گراد در سال می‌باشد.

DOI: 10.22055/jise.2018.17897.1299

جدول ۱- مقایسه روش‌های مختلف درونیابی دما، بارندگی و رطوبت نسبی در بازه ۵۰ ساله

Table 1- Comparison of different methods of interpolation in temperature, precipitation and relative humidity over 50 years

Method	Variable	MBE	RMSE
Kriging	Temperature	-0.110	3.2
	precipitation	-0.268	47.3
	Relative humidity	-0.098	2.4
Co-kriging	Temperature	-0.093	2.34
	precipitation	-0.25	46.9
	Relative humidity	-0.085	2.1
IDW	Temperature	-0.091	2.1
	precipitation	-0.232	46.3
	Relative humidity	-0.084	1.92

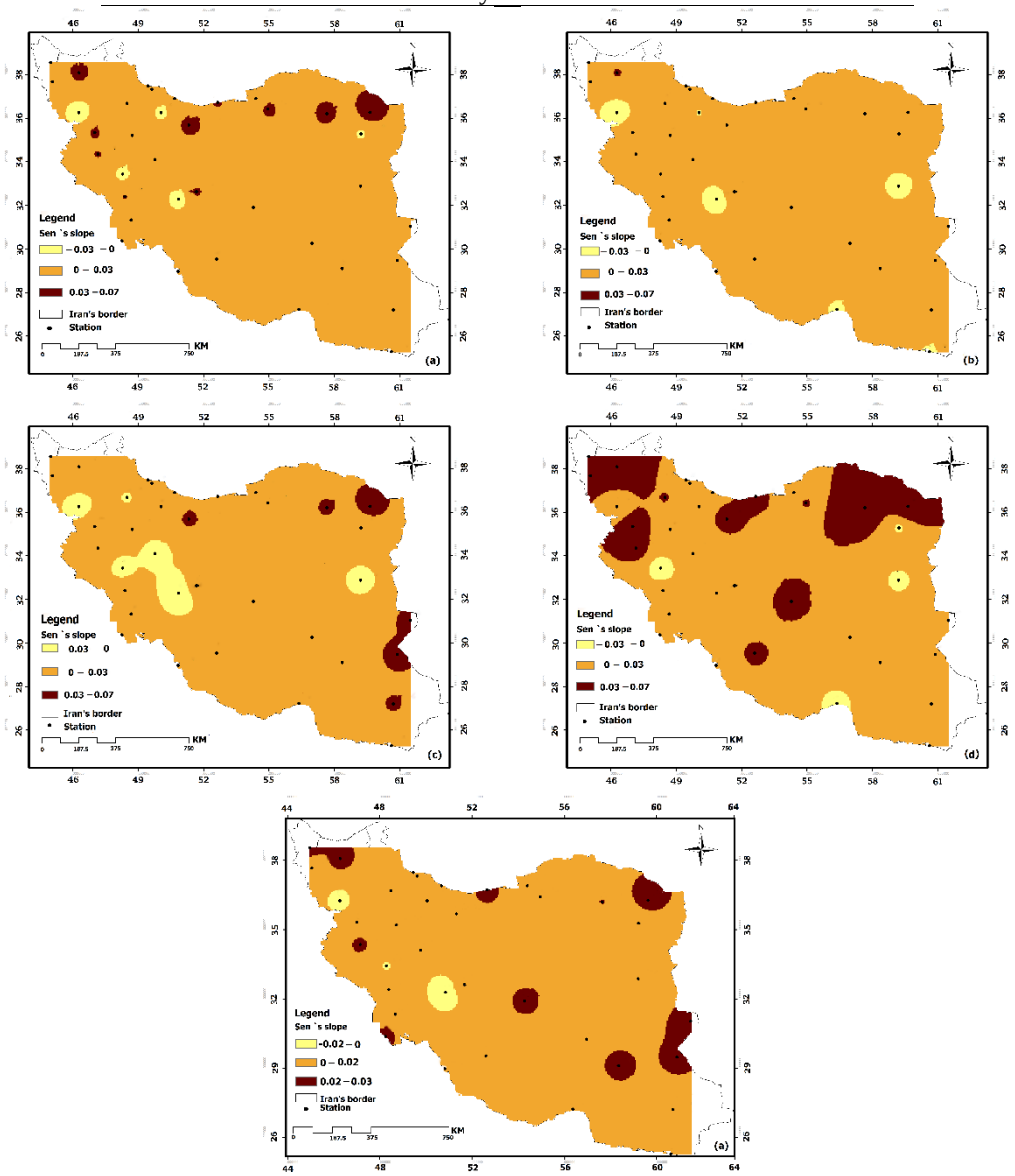


Fig. 4- Spatial distribution of stations and interpolated magnitude trend of temperature (°C / year) results from Sen`s slope in (a) spring, (b) summer, (c) autumn, (d) winter, and (e) annual over the period of (1961-2010)

شکل ٤- نقشه توزیع مکانی ایستگاه‌ها و پهنه‌بندی مقدار روند دما بر اساس شیب سن (درجه سانتیگراد/ سال) در بازه زمانی (۲۰۱۰-۱۹٦۱) الف- فصل بهار ب- فصل تابستان ج- فصل پاییز د- فصل زمستان ه- سالانه

نتایج حاصل از پهنه بندی روند بارندگی در فصول مختلف و مقیاس سالانه بازه‌ی زمانی ۲۰۱۰- ۱۹۶۱ در شکل (۵) ارائه شده است. همانطور که مشاهده می‌شود در فصل بهار در تمامی نواحی کشور به جز دو ایستگاه رامسر و تهران‌مهرآباد، مقدار روند بارندگی کاهشی و در حدود صفر تا یک میلی متر در سال می‌باشد. در فصل تابستان مقدار روند در بیشتر قسمت‌ها از جمله غرب و شرق کشور مثبت و در حدود صفر تا یک میلی‌متر می‌باشد. در سایر نقاط مقدار روند منفی و حداکثر تا یک میلی متر مشاهده شده است. در فصل پاییز نیز به جز شمال شرق و شمال غرب، مقدار روند بارندگی مثبت و در حدود صفر تا یک میلی متر مشاهده می‌شود. در فصل زمستان در مقایسه با فصل پاییز مقدار روند بارندگی در بیشتر نقاط کشور به جز شمال شرق، مرکز و جنوب، کاهشی و در حدود صفر تا یک میلی‌متر در سال می‌باشد. در مجموع در مقیاس سالانه در عمده مناطق کشور مقدار روند کاهشی و در حدود صفر تا یک میلی متر در سال مشاهده می‌شود. بیشترین مقدار روند کاهشی بارندگی در شمال غرب کشور و حدود ۲ تا ۳,۲ میلی‌متر می‌باشد که با نتایج Modarres و Sarhadi (2009) همخوانی دارد. اما در ایستگاه‌های بابلسر، تهران مهرآباد، اصفهان، شیراز، بوشهر، بندرعباس، چابهار و سبزوار مقدار روند بارندگی مثبت بوده است.

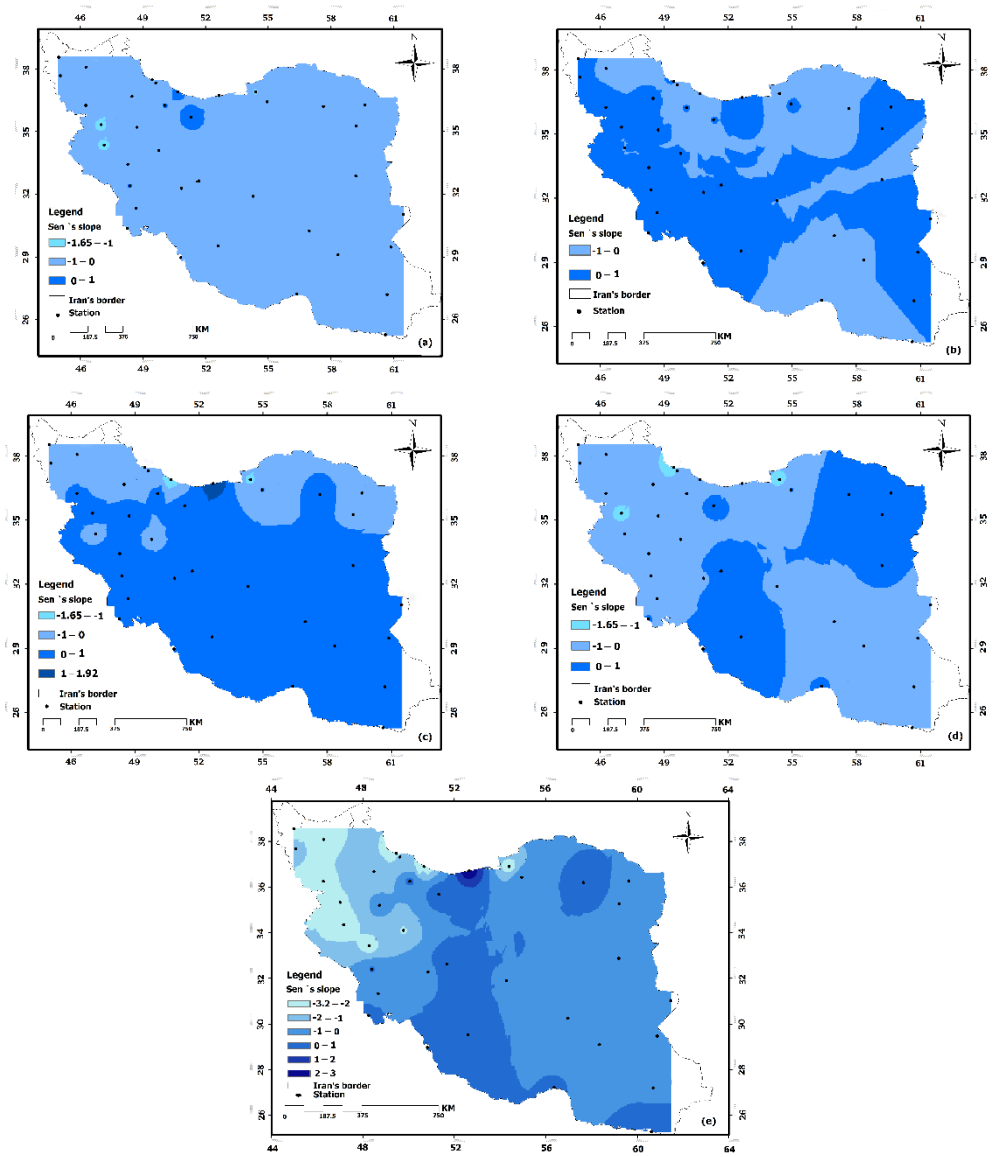


Fig. 5- Spatial distribution of stations and interpolated magnitude trend of precipitation (mm / year) results from Sen`s slope in (a) spring, (b) summer, (c) autumn, (d) winter, and (e) annual over the period of (1961-2010)

شکل ۵- نقشه توزیع مکانی ایستگاه‌ها و پهنه‌بندی مقدار روند بارندگی بر اساس شیب سن (میلی‌متر / سال) در بازه زمانی (۲۰۱۰-۱۹۶۱) الف- فصل بهار ب- فصل تابستان ج- فصل پاییز د- فصل زمستان ه- سالانه

DOI: 10.22055/jise.2018.17897.1299

در شکل (۶) نتایج حاصل از پهنه بندی پارامتر رطوبت نسبی در مقیاس سالانه و فصلی در بازه‌ی زمانی ۵۰ ساله ۲۰۱۰-۱۹۶۱ ارائه شده است. در فصل بهار بیشتر نواحی از جمله شرق، مرکز و جنوب کشور مقدار روند کاهشی و حدود صفر تا ۰/۱ درصد و در نواحی شمال، شمال غرب و ایستگاه چابهار مقدار روند افزایشی و در حدود صفر تا ۰/۱ درصد می‌باشد. همان‌طور که مشاهده می‌شود در بیشتر نواحی کشور به جز نواحی شمال غرب، مقدار روند کاهشی و در حدود صفر تا ۰/۱- درصد در سال می‌باشد. به‌طور کلی در فصل پاییز بیشتر نواحی کشور به جز منطقه‌ی شرقی دارای مقدار روند مثبت در حدود ۰/۱ درصد می‌باشند که در مقایسه با سایر فصول بیشترین نواحی دربرگیرنده مقدار روند مثبت، در این فصل مشاهده می‌شود. در فصل زمستان بیشتر نواحی کشور مقدار روند کاهشی (هم‌خوانی با نتایج Gharekhani و Ghahreman ، 2010) در حدود صفر تا ۰/۱ درصد را نشان می‌دهد. در مجموع در مقیاس سالانه در نواحی مرکزی و شرقی کشور به جز ایستگاه‌های سبزوار و چابهار مقدار روند رطوبت نسبی کاهشی می‌باشد که با نتایج Kousari et al (2013) هم‌خوانی دارد. در مناطق شمال وبخشی ازغرب و شمال غرب کشور به جز ایستگاه‌های رامسر، تبریز، خوی، ارومیه، کرمانشاه و خرم‌آباد مقدار روند مثبت و در حدود صفر تا ۰/۰۷ درصد می‌باشد.

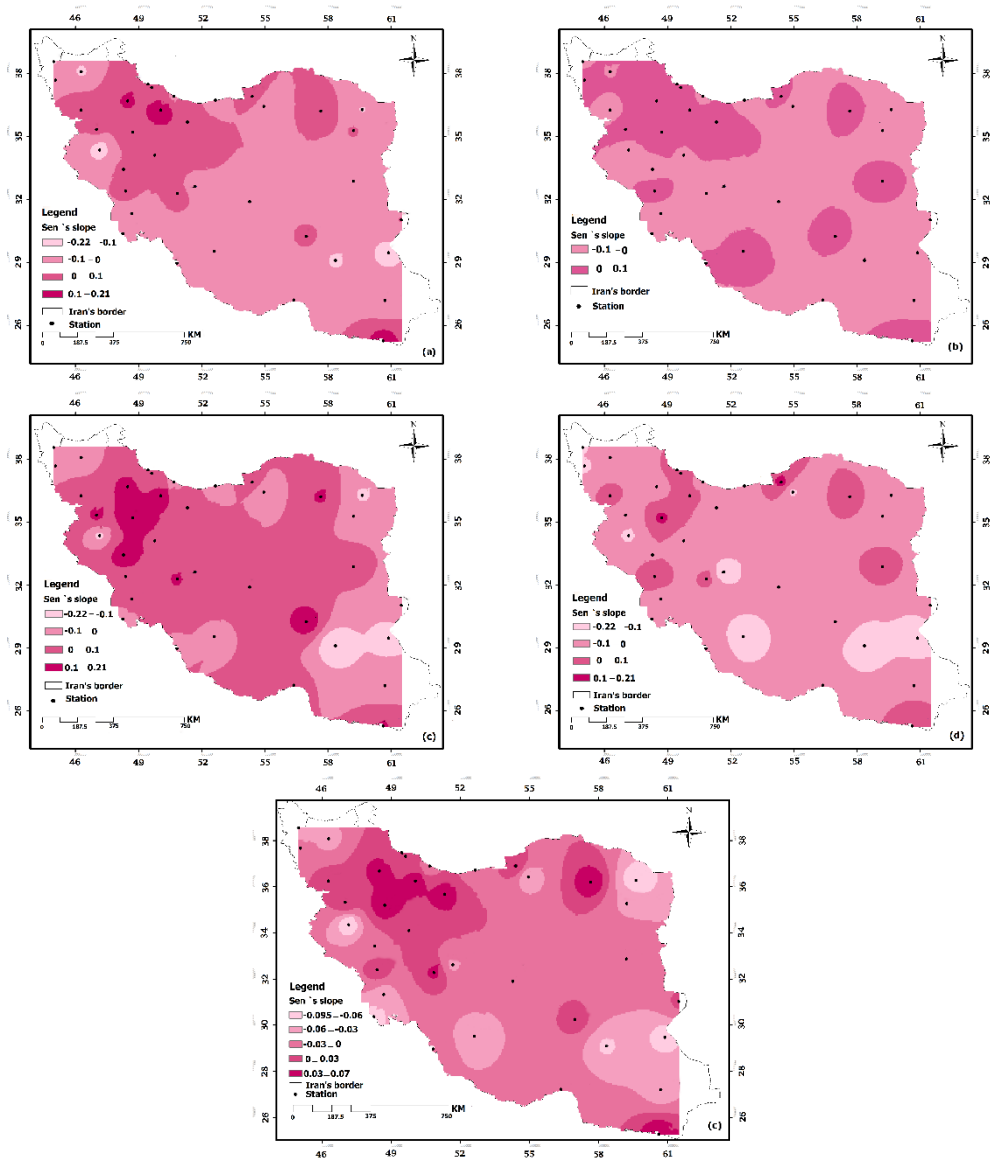


Fig. 6- Spatial distribution of stations and interpolated trend magnitude of relative humidity (% / year) results from Sen`s slope in (a) spring, (b) summer, (c) autumn, (d) winter, and (e) annual over the period of (1961-2010)

شکل ٦- نقشه توزیع مکانی ایستگاه‌ها و پهنه‌بندی مقدار روند رطوبت نسبی بر اساس شیب سن (درصد/ سال) در بازه زمانی (۲۰۱۰-۱۹٦۱) الف- فصل بهار ب- فصل تابستان ج- فصل پاییز د- فصل زمستان ه- سالانه

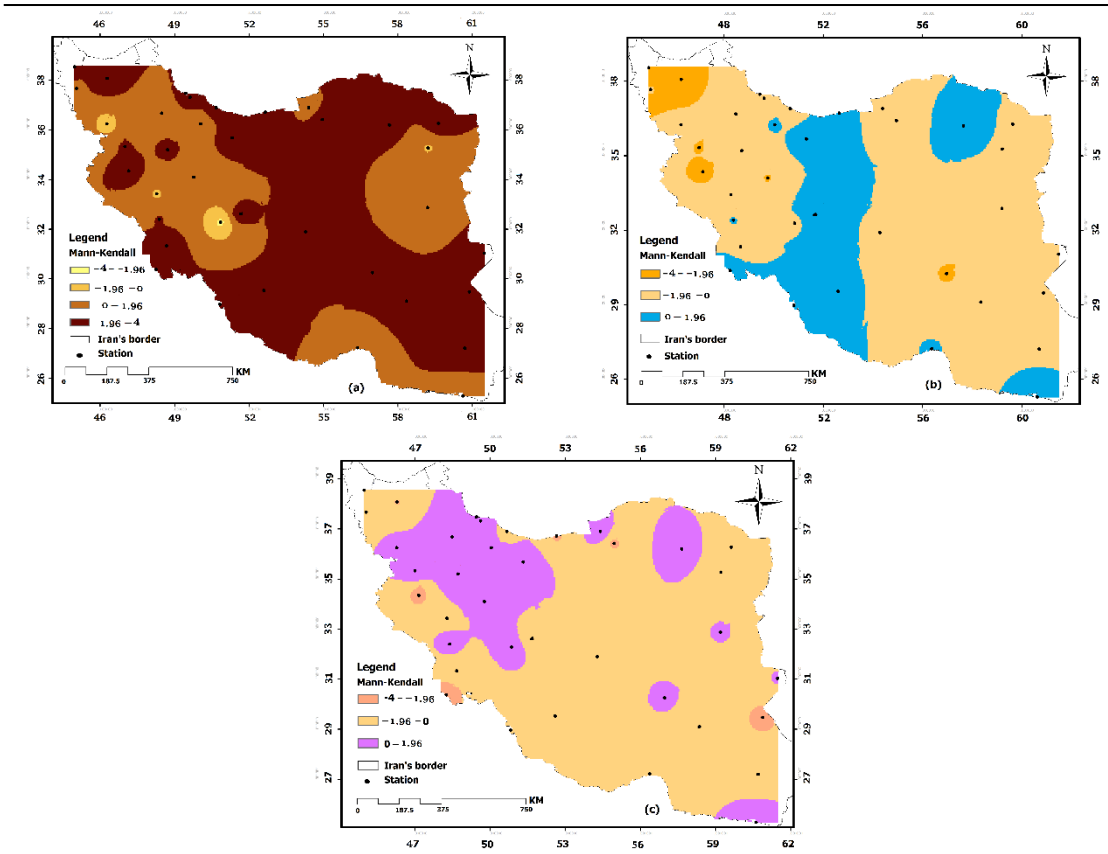


Fig. 7-Spatial distribution of stations and interpolated significant or non-significant trend result from MK statistics (confidence level ≥ 95%) in a)temperature, b)precipitation, and c)relative humidity over the period (1961-2010)

شکل ۷- نقشه توزیع مکانی ایستگاه‌ها و پهنه‌بندی معنی‌داری یا غیرمعنی‌داری روند بر اساس نتایج آزمون من-کندال (سطح اطمینان ۹۵ درصد) در بازه زمانی (۲۰۱۰-۱۹۶۱) الف- دما ب- بارندگی ج- رطوبت نسبی

پهنه بندی پارامترهای دما، بارندگی و رطوبت نسبی بر پایه معنی‌داری روند (به کمک روش درونیابی عکس فاصله)

در بازه ۵۰ ساله مورد بررسی(شکل ۷)، روند افزایش معنی‌دار دما در اکثر مناطق از جمله شمال، شمال غرب، شمال شرق، مرکز، جنوب شرقی و حاشیه‌ی خلیج فارس کشور مشاهده می‌شود. که در مقایسه با نتایج Feyzi et al (2010) در استان سیستان و بلوچستان به غیر از ایستگاه چابهار، افزایش دما در دیگر ایستگاه‌ها معنی‌دار می‌باشد. روند بارندگی به غیر از نوار شمال به جنوب (ایستگاه بابلسر تا حاشیه خلیج فارس) در دیگر نواحی کشور منفی می‌باشد. تنها در شمال غرب کشور و ایستگاه های کرمان، کرمانشاه و سنندج روند کاهش بارندگی معنی‌دار می‌باشد. در مقایسه با نتایج Hejam et al (2008) در تحلیل بارندگی حوضه مرکزی ایران در ایستگاه‌های تهران و قزوین روند بارندگی مثبت و غیر معنی‌دار می‌باشد. در کل کشور به غیر از حاشیه غربی دریای خزر تا ایستگاه های غربی روند رطوبت نسبی منفی و غیر معنی‌دار می‌باشد. تنها در ایستگاه های زاهدان، آبادان و کرمانشاه روند منفی معنی‌دار مشاهده می‌شود. در مجموع نمی‌توان روند معنی‌داری را برای رطوبت نسبی در کشور بیان کرد.

نتیجه‌گیری

با توجه به نتایج به‌دست آمده در ۵۰ سال گذشته دمای اکثریت نواحی کشور (سطح اطمینان ۹۵ درصد) بین صفر تا ۰/۰۲ درجه‌ی سانتی گراد در هر سال افزایش یافته است. بدین معنا که در ۵۰ سال گذشته در حدود یک درجه سانتی‌گراد دمای هوا افزایش یافته است. همچنین در مناطق ساحلی دریای عمان ایستگاه‌های چابهار و بندرعباس، خراسان جنوبی و قسمتی از غرب روند دما افزایشی بوده اما که در سطح اطمینان ۹۵ درصد غیر معنی‌دار است. کاهش بارندگی در اکثر ایستگاه‌ها به غیر از ایستگاه‌های ساحلی چابهار، بندرعباس، بوشهر، آبادان، بابلسر و نیز ایستگاه‌های تهران، اصفهان و شیراز مشاهده می‌شود. به‌طور کلی کاهش بارندگی در مناطق مختلف حدود ۰ تا ۳/۲ میلی متر در هر سال می‌باشد که در این بین کاهش بارندگی ۲ تا ۳/۲ میلی متری شمال غرب کشور در سطح اطمینان ۹۵ درصد معنی‌دار می‌باشد. درصد رطوبت نسبی در بازه‌ی ۵۰ ساله بین ۰ تا ۰/۰۳ درصد کاهش یافته که در اکثریت نواحی (سطح اطمینان ۹۵ درصد) این روند کاهشی غیر معنی‌دار است. با توجه به نتایج، کاهش رطوبت نسبی در ایستگاه‌های زاهدان، آبادان، شاهرود، کرمانشاه و بابلسر

DOI: 10.22055/jise.2018.17897.1299

معنی‌دار در حدود ۰/۰۶ تا ۰/۰۹ درصد در هر سال و در حدود ۴,۱ درصد در ۵۰ سال گذشته می‌باشد. شدت تغییرات معنی‌دار افزایش دما در مقایسه با تغییرات معنی‌دار پارامترهای بارندگی و رطوبت نسبی در سطح اطمینان ۹۵٪ طی بازه‌ی زمانی ۲۰۱۰-۱۹۶۱ بیشتر می‌باشد. بیشترین تغییرات افزایش دمایی در فصول تابستان و زمستان رخ داده است. همچنین بیشترین کاهش بارندگی در فصل زمستان و سپس بهار رخ داده است. در پارامتر رطوبت نسبی نیز بیشترین کاهش به ترتیب مربوط به فصول زمستان، بهار و تابستان می‌باشد.

References

1- Akhondali, A.M. and Zarei, h., 2012. Comparison of statistical methods and classical statistics in hydrograph drawings of groundwater unit. Second National Conference Irrigation and Drainage Network Management. Shahid Chamran University of Ahvaz , Ahvaz. Iran. (In Persian).

2- Anonymous, 2009. Climate change and agriculture specific review - review of the convention and climate change summits from Rio to Copenhagen. Agricultural Education Publishing Publishing. Tehran. 32 pages. (In Persian).

3- Brooks, C.E.P. and Carrthers, N. 1953. *Handbook of Statistical Methods in Meteorology.*London. H.M.S.O, pp 412.

4- Chen, H., Guo, S., Xu, C.Y. and Singh, V.P., 2007. Historical temporal trends of hydro-climatic variables and runoff response to climate variability and their relevance in water resource management in the Hanjiang basin. *Journal of Hydrology, 344*(3), pp.171-184.

5- Deshmukh, D.T. and Lunge, H.S., 2013. Trend Assessment in Climatic Variables by Mann-Kendall and t-test: A Case Study of Yavatmal District in Vidarbha, India. *Statistics, 2*, pp.597-600.

6- Dinpashoh, Y., Jhajharia, D., Fakheri-Fard, A., Singh, V.P. and Kahya, E., 2011. Trends in reference crop evapotranspiration over Iran. *Journal of Hydrology, 399*(3), pp.422-433.

7- Feyzi, V., Farajzadeh, M. and Norozi, R., 2010. Using Mann-Kendall test to Recognize of Climate Change in Sistan VA Balochestan province. 4th International Congress of the Islamic World Geographers (ICIWG). Zahedan. Iran. (In Persian).

8- Gharekhani, A. and Ghahreman, N, 2010. Seasonal and Annual Trend of Relative Humidity and Dew Point Temperature in Several Climatic Regions of Iran. *Journal of Water and Soil, 24(4)*, pp.636-646. (In Persian).

9- Gilbert, R.O., 1987. *Statistical methods for environmental pollution monitoring*. John Wiley & Sons.

10- Gocic, M. and Trajkovic, S., 2013. Analysis of changes in meteorological variables using Mann-Kendall and Sen's slope estimator statistical tests in Serbia. *Global and Planetary Change, 100*, pp.172-182.

11- Hejam, S., Khoshkho, Y. and Shamsoldinvandi, R., 2008. Analysis of seasonal and annual rainfall variations of several selected stations in central Iran Using nonparametric methods. *Geographical Research Journal, 64*, pp. 157-168. (In Persian).

12- Johnston, K., Ver Hoef, J.M., Krivoruchko, K. and Lucas, N., 2001. *Using ArcGIS Geostatistical Analyst* (Vol. 380). Redlands: Esri, pp.113-130.

13- Karmeshu, N., 2012. Trend detection in annual temperature & precipitation using the Mann Kendall test–a case study to assess climate change on select states in the northeastern United States. Master of Environmental Studies Capstone Projects, Department of Earth & Environmental Science, University of Pennsylvania.

14- Kheshtkarisani, S.and Mehdizadeh, M.,2013. Investigation of Seasonal and Annual Seasonal Rainfall in Urmia Lake Basin Stations Using the Man-Kendall Test. First National Climate Conference of Iran. University of Advanced Industrial Technology and Advanced Technology. Kerman. Iran. (In Persian).

15- Kousari, M.R., Ahani, H. and Hendi-zadeh, R., 2013. Temporal and spatial trend detection of maximum air temperature in Iran during 1960–2005. *Global and Planetary Change, 111*, pp.97-110.

16- Marofi, S. and Tabari, H, 2011. Detection of Maroon River Flow Changes Using Parametric and Nonparametric Methods. *Quarterly Journal of Geographic Research*, *26(2)*, pp. 125-146. (In Persian).

17- Masah bovani, A., Godarzi, A., Zohrabi, N. and Lotfi, S, 2013. Investigation of the relationship between temperature and precipitation changes and increasing greenhouse gas emissions (Case study of West Azarbaijan Basin). *Journal of The Earth and Space Physics*. *39(3)*, pp.111-128. (In Persian).

18- Modarres, R. and da Silva, V.D.P.R., 2007. Rainfall trends in arid and semi-arid regions of Iran. *Journal of Arid Environments*, *70*(2), pp.344-355.

19- Modarres, R. and Sarhadi, A., 2009. Rainfall trends analysis of Iran in the last half of the twentieth century. *Journal of Geophysical Research: Atmospheres*, *114(D3)*,pp. 1-9.

20- Mosaedi, A., Kavakebi, GH. and Abdollahzade, Z, 2011. Detection of Climatic Changes Based on Mann-Whitney Nonparametric test in city of Mashhad. National Conference on Meteorology and Water Management, University of Tehran, Tehran, Iran. (In Persian).

21- Partal, T. and Kahya, E., 2006. Trend analysis in Turkish precipitation data. *Hydrological Processes*, *20*(9), pp.2011-2026.

22- Pirnia, A., Teimoori, M,A,E. Omidvar, E., Abkar, A., Habibnejad roshan, M., Soleimani, K., 2009. Investigation of general relationship changes of temperature and precipitation in Mazandaran province and it's comparison with climate changes in northern hemisphere and global scals. 5th National Conference on Watershed Management Sciences and Engineering. Gorgan University of Agricultural Sciences and Natural Resources. (In Persian).

23- Salas, J.D., 1980. *Applied modeling of hydrologic time series*, *LLC*. Water Resources Publication.

24- Sayemuzzaman, M. and Jha, M.K., 2014. Seasonal and annual precipitation time series trend analysis in North Carolina, United States. *Atmospheric Research*, *137*, pp.183-194.

25- Sen, P.K., 1968. Estimates of the regression coefficient based on Kendall's tau. *Journal of the American Statistical Association*, *63(324)*, pp.1379-1389.

26- Serrano, A., Mateos, V.L. and Garcia, J.A., 1999. Trend analysis of monthly precipitation over the Iberian Peninsula for the period 1921–1995. *Physics and Chemistry of the Earth, Part B: Hydrology, Oceans and Atmosphere*, *24*(1), pp.85-90.

27- Tabari, H. and Talaee, P.H., 2011. Analysis of trends in temperature data in arid and semi-arid regions of Iran. *Global and Planetary Change*, *79*(1), pp.1-10.

28- Tabari, H., Marofi, S., Aeini, A., Talaee, P.H. and Mohammadi, K., 2011. Trend analysis of reference evapotranspiration in the western half of Iran. *Agricultural and Forest Meteorology*, *151*(2), pp.128-136.

29- Trajkovic, S. and Kolakovic, S., 2009. Wind-adjusted Turc equation for estimating reference evapotranspiration at humid European locations. *Hydrology Research*, *40*(1), pp.45-52

30- Varshavian, V., Khalili, A., Ghahreman, N. and Hajjam, S, 2011. Trend analysis of minimum, maximum, and mean daily temperature extremes in several climatic regions of Iran. *Journal of The Earth and Space Physics*, *37(1)*, pp.169-179. (In Persian).

DOI: 10.22055/jise.2018.17897.1299

31- Von Storch, H., 1995. Spatial patterns: EOFs and CCA. Analysis of Climate Variability, H. von Storch and A. Navarra, Eds, pp. 227-258.

32- Xu, Z.X., Takeuchi, K. and Ishidaira, H., 2003. Monotonic trend and step changes in Japanese precipitation. *Journal of hydrology*, *279*(1), pp.144-150.