

## Investigating the Relationship between Drought and Trend of the Frequency of Dust Storms in the West and Southwest of Iran

MOHAMMAD ANSARI GHOJGHAR<sup>1\*</sup>, MASOUD POURGHOLAM-AMIJI<sup>1</sup>, SHAHAB ARAGHINEJAD<sup>1</sup>

1. Department of Irrigation & Reclamation Engineering, College of Agriculture and Natural Resources, University of Tehran, Karaj, Iran.

(Received: June. 16, 2020- Revised: Aug. 5, 2020- Accepted: Aug. 17, 2020)

### ABSTRACT

Today, the occurrence of dust storms, in addition to having a direct impact on people's lives, has adversely affected the agricultural sector, including agronomy, horticulture, natural resources and the environment. This study was carried out to investigate the trend of frequency changes of days with dust storms and its relationship with Standardized Precipitation Index (SPI), using hourly and daily dust data and monthly rainfall data of 21 selected synoptic station in the west and southwest of the country with a seasonal scale over a 25 years (1990-2014) statistical period. After quality controlling all dust data for abnormality, using Kolmogorov-Smirnov test, and also measuring the long-term memory of time series using the Hurst coefficient, non-parametric Mann-Kendall and Spearman tests were used at a 95% confidence level to examine the trend of abnormal data. Then, the seasonal SPI drought index was calculated in the proposed stations and its trend was analyzed by parametric linear regression test method. Also, the zoning of the Mann-Kendall statistics and the linear regression of the variables were performed by IDW method in ArcGIS software. Then, to investigate the climatic relationship with dust storms, stations with SPI index and also variable frequency of days associated with dust storms had a significant trend (dust storms in both Mann-Kendall and Spearman methods and SPI index in the method of linear regression), were analyzed by Pearson correlation technique. The results showed that out of a total 21 series of seasonal data; the stations of Hamedan (Nozheh), Ilam, Islamabade-Gharb, Keramnshah, Sarpole-Zahab, Abadan, Bandare-Mahshahr, Bostan, Dezful, Masjedsoleyman, Safiabad, Dogonbadan, Sanandaj, and Khorramabad have a high correlation between standard precipitation climatic index and the frequency of dusty days. So that the highest correlation between the number of dusty days and SPI drought index was attributed to Dezful, Bostan and Masjedsoleyman stations with the Pearson coefficients of -0.920, -0.913 and -0.911 and P-Values of 0.002, 0.025 and 0.044, respectively. The results of this study could be useful in managing the consequences of dust storms in the study areas.

**Keywords:** Dust, Non-Parametric Tests, Kolmogorov-Smirnov, Hurst Coefficient, Standard Precipitation Index.

## بررسی رابطه بین خشک‌سالی و روند فراوانی طوفان‌های گردوغبار در غرب و جنوب غرب کشور

محمد انصاری قوجقار<sup>۱\*</sup>، مسعود پورغلام آمیجی<sup>۱</sup>، شهاب عراقی نژاد<sup>۱</sup>

۱. گروه مهندسی آبیاری و آبادانی، پردیس کشاورزی و منابع طبیعی، دانشگاه تهران، کرج، ایران.

(تاریخ دریافت: ۱۳۹۹/۳/۲۷ - تاریخ بازنگری: ۱۳۹۹/۵/۱۵ - تاریخ تصویب: ۱۳۹۹/۵/۲۷)

### چکیده

امروزه وقوع طوفان‌های گردوغبار علاوه بر تأثیر مستقیم بر زندگی مردم، بر بخش کشاورزی اعم از زراعت، باغبانی، منابع طبیعی و محیط‌زیست، اثرات نامطلوبی بر جای گذاشته است. در این پژوهش برای بررسی روند تغییرات فراوانی روزهای همراه با طوفان‌های گردوغباری (FDSD) و میزان ارتباط آن با شاخص بارش استاندارد شده SPI، از داده‌های ساعتی و روزانه گردوغبار و داده‌های بارندگی ماهانه ۲۱ ایستگاه سینوپتیک منتخب در غرب و جنوب غرب کشور با طول دوره آماری ۲۵ ساله (۱۹۹۰-۲۰۱۴) در مقیاس فصلی استفاده شد. پس از بررسی تمامی داده‌های گردوغبار از نظر غیر نرمال بودن به وسیله آزمون کلموگروف-اسمیرنوف و هم‌چنین سنجش حافظه بلندمدت سری‌های زمانی با استفاده از ضریب هرست، از آزمون‌های نا پارامتریک من-کندال و اسپیرمن در سطح اطمینان ۹۵ درصد برای بررسی روند داده‌های غیر نرمال استفاده شد. سپس شاخص خشک‌سالی SPI فصلی در ایستگاه‌های مدنظر محاسبه و روند آن به روش آزمون پارامتریک رگرسیون خطی مورد تجزیه و تحلیل قرار گرفت. هم‌چنین پهنه‌بندی آماره‌های من-کندال و رگرسیون خطی متغیرها، به روش IDW در نرم‌افزار ArcGIS انجام شد. سپس برای بررسی ارتباط اقلیمی با طوفان‌های گردوغبار، ایستگاه‌هایی که شاخص SPI و هم‌چنین متغیر فراوانی روزهای همراه با طوفان گردوغبار آن‌ها دارای روند معنی‌داری بودند (طوفان‌های گردوغبار در هر دو روش من-کندال و اسپیرمن و شاخص SPI در روش رگرسیون خطی)، با فن همبستگی پیرسون مورد تحلیل واقع شدند. نتایج نشان داد که از مجموع ۲۱ سری داده‌های فصلی؛ ایستگاه‌های همدان (نوزه)، ایلام، اسلام‌آباد غرب، کرمانشاه، سرپل ذهاب، آبادان، اهواز، بندر ماهشهر، بستان، دزفول، مسجدسلیمان، صفی‌آباد، دوگندان، سنندج و خرم‌آباد دارای همبستگی زیادی بین شاخص اقلیمی SPI و فراوانی روزهای همراه با طوفان‌های گردوغبار بودند. به‌نحوی که بیشترین همبستگی بین تعداد روزهای گردوغباری و شاخص خشک‌سالی SPI در ایستگاه‌های دزفول، بستان و مسجدسلیمان به ترتیب با ضرایب پیرسون ۰/۹۲۰، -۰/۹۱۳ و -۰/۹۱۱ و مقادیر P-Value برابر با ۰/۰۰۲، ۰/۰۲۵ و ۰/۰۴۴ وجود داشت. نتایج این مطالعه می‌تواند در مدیریت پیامدهای ناشی از طوفان‌های گردوغبار در مناطق تحت مطالعه مفید واقع شود.

**واژه‌های کلیدی:** گردوغبار، آزمون‌های نا پارامتری، کلموگروف اسمیرنوف، ضریب هرست، شاخص SPI.

### مقدمه

طوفان‌های گردوغبار یکی از رخداد‌های طبیعی هستند که به‌طور وسیع در سرتاسر جهان در مناطق خشک و نیمه‌خشک رخ می‌دهند. در سال‌های اخیر تغییرات اقلیمی، کمبود بارش، پراکنش نامنظم بارندگی و خشک‌سالی‌های گسترده از یک‌سو و هم‌چنین افزایش جمعیت و استفاده غیر اصولی از منابع آب سبب افزایش طوفان‌های گردوغبار در کشور شده است. این طوفان‌ها در حال حاضر به یکی از معضلات مناطق غربی و جنوب‌غرب کشور تبدیل شده و به‌عنوان یک تروریسم زیست‌محیطی عمل می‌کند (Abdolshahnejad, et al., 2020; Araghinejad et al., 2019; Kim et al., 2017).

هوای پاک و عاری از آلودگی یکی از حیاتی‌ترین نیازهای انسان است و گردوغبار یکی از منابع آلوده‌کننده آن به شمار

می‌رود. ذرات ریز گردوغبار تحت تأثیر عوامل گوناگونی از جمله شرایط جوی (باد، بارش و دما)، مشخصات سطح زمین (توپوگرافی، رطوبت سطح، طول زبری و پوشش گیاهی) و ویژگی‌های خاک (بافت، تراکم، ترکیب و کاربری اراضی) وارد جو می‌شوند (Karegar et al., 2017). هم‌چنین منابع انتشار ذرات گردوغبار به دو دسته طبیعی و انسانی تقسیم می‌شوند که گردوغبار بیشتر از منابع طبیعی آن واقع در نواحی بیابانی، در شرایط ناپایدار و خشک توأم با باد رخ می‌دهد (Alizadeh-Choobari et al., 2014). طوفان‌های گردوغبار طی چند سال اخیر به‌صورت بحران جدی استان‌های غرب و جنوب غرب کشور را درگیر نموده است که باعث ایجاد پیامدهای خطرناکی در زمینه‌های زیست‌محیطی، بهداشتی و اقتصادی برای ساکنین این مناطق شده است (Yarmoradi et al., 2018; Araghinejad et al., 2018).

(al., 2019).

گردوغبار در ایستگاه‌های جنوب شرقی همچون زابل، زهک، کنارک و زاهدان به ترتیب با میانگین ۱۶۵، ۱۴۹، ۱۴۲ و ۷۸ روز به‌طور چشمگیری بیشتر از مناطق میانی و شمالی است. همچنین نتایج همبستگی حاکی از آن است که فراوانی روزهای گردوغباری با بارش، دما و سرعت باد به ترتیب در ۹، ۱۰ و ۱۷ ایستگاه معنی‌دار است و ضریب همبستگی پارامترهای ذکرشده بالا با  $-0/۳۶$ ،  $0/۴۳$  و  $0/۷۳$  در سطح اطمینان ۹۹ درصد معنی‌دار شده است. Zeinali (2016) و Sarraf et al. (2016) با بررسی روند طولانی‌مدت روزهای گردوغباری غرب ایران به این نتیجه دست یافتند که فراوانی روزهای گردوغبار از شمال به جنوب و از شرق به غرب ایران افزایش یافته است.

Araghinejad et al. (2019) به بررسی تأثیر نوسانات اقلیمی بر فراوانی طوفان‌های گردوغبار در ایران در ۳۷ ایستگاه سینوپتیک کشور با طول دوره آماری ۲۵ ساله (۲۰۱۴-۱۹۹۰) پرداختند. نتایج آزمون من-کندال نشان داد که از ۳۷ ایستگاه هواشناسی مورد بررسی، شش ایستگاه اردبیل، بیرجند، مشهد، سبزوار، یزد و سمنان دارای روند نزولی، پنج ایستگاه دارای روند افزایشی معنی‌دار در سطح اطمینان ۹۵ درصد و ۲۱ ایستگاه از کل ۳۷ ایستگاه موجود، دارای روند افزایشی معنی‌دار در سطح اطمینان ۹۹ درصد بودند. نتیجه آزمون سنس استیمیتور نشان داد که شش ایستگاهی که در روش من-کندال دارای روند نزولی بودند، در این روش روندی نداشته و به ترتیب ۱۱، ۱۰ و ۱۰ ایستگاه دارای روند افزایشی، افزایشی معنی‌دار در سطح اطمینان ۹۵ درصد و افزایشی معنی‌دار در سطح اطمینان ۹۹ درصد بودند. Ghorbani & Moddress (2019) به مدل‌سازی رابطه فراوانی طوفان‌های گردوغبار با متغیرهای اقلیمی فصل تابستان در مناطق بیابانی ایران پرداختند. بدین منظور، داده‌های ۲۵ ایستگاه هواشناسی قسمت مرکزی و شرق ایران با استفاده از ضریب همبستگی پیرسون و روش رگرسیون خطی چندمتغیره مورد پردازش قرار گرفت. نتایج نشان داد که ایستگاه کنارک چابهار با ضریب  $0/۷۱$  و ایستگاه ایرانشهر با ضریب همبستگی  $0/۶۵$  بیشترین همبستگی را با سرعت بیشینه باد داشتند. متغیر بیشینه دما در ایستگاه قم با ضریب همبستگی  $0/۳۸$  یک رابطه معنی‌دار و مثبت را نشان داد و ایستگاه ایرانشهر با ضریب همبستگی  $-0/۶۲$  با میانگین دما و میناب با ضریب همبستگی  $-0/۴۶$  با بیشینه دما همبستگی معکوس داشت. مدل‌سازی رگرسیون چندمتغیره بین گردوغبار و متغیرهای اقلیمی در فصل تابستان نیز نشان داد که مهمترین پارامترهای تأثیرگذار در وقایع گردوغبار میانگین سرعت باد، سرعت بیشینه باد و میانگین دما هستند. Shojaezadeh et al. (2013) نیز رابطه اقلیم و پدیده گردوغبار شهر ماهشهر را در

Wang Tianming (2009) با بررسی ارتباط گرمایش جهانی و تغییرات طوفان‌های گردوغباری چین، به این نتیجه رسید که گرمایش جهان، سبب کاهش شیب دما و در نتیجه کاهش شدت باد می‌شود. Kang et al. (2016) با مطالعه روند طوفان‌های گردوغبار فلات تبت به این نتیجه دست یافتند که طوفان‌های گردوغبار از دهه ۱۹۷۰ روند کاهشی داشته و کاهش سرعت بادهای سطح زمین یک عامل مهم در کاهش وقوع گردوغبار در منطقه بوده است. Mohammadkhan (2017) وضعیت و روند تغییرات طوفان‌های گردوغبار ایران را در دوره زمانی ۱۳۶۴ الی ۱۳۸۴ در ۱۱۲ ایستگاه هواشناسی مورد بررسی قرار داد. وی تعداد روزهای گردوغباری را با استفاده از روش خوشه‌بندی K-means و نرم‌افزار SPSS به پنج دسته تقسیم کرد. خوشه‌های به‌دست‌آمده با تبخیر و تعرق، دما، بارش، ژئومورفولوژی و ارتفاع مقایسه شدند. نتایج نشان داد که تعداد روزهای گردوغباری به ترتیب با تبخیر و تعرق، دما و بارش دارای همبستگی بوده ولی با ژئومورفولوژی و ارتفاع همبستگی ندارند. دلیل این امر را می‌توان در منشأ خارجی ریزگردها، ارتفاع بالای حرکت آن‌ها و نقش رطوبت در نشست آن جستجو کرد.

Gao et al. (2011) تأثیر ناهنجاری‌های آب و هوایی را روی افزایش چشمگیر طوفان‌های گردوغباری زمین‌های ماسه‌ای هانشداک در شمال چین در دوره ۲۰۰۱ تا ۲۰۰۸ مورد مطالعه قرار داده و اشاره کردند که خشکی فاکتور تأثیرگذار در فراوانی طوفان‌های گردوغبار هانشداک است. Liu et al. (2013) به بررسی تغییرات مکانی و زمانی گردوغبار در شمال چین در دوره ۲۰۰۷-۱۹۵۴ پرداختند. نتایج نشان داد که سرعت باد همبستگی کمی با مدت، شدت و فراوانی روزهای گردوغباری دارد. Cao et al. (2014) به بررسی و تحلیل طوفان‌های گردوغبار وزیده شده از سال ۱۹۳۷-۱۹۹۹ در مغولستان پرداختند. آن‌ها در ابتدا مبادرت به ترسیم نقشه طوفان‌های گردوغبار نمودند و از این مطالعه نتیجه گرفتند که تعداد طوفان‌های گردوغبار کمتر از ۵ روز در کوهستان‌های آلتای، خنتی خانگایی اتفاق می‌افتد و در صحرای گبی و نواحی نیمه بیابانی، تعداد طوفان‌ها در سال بین ۳۷-۲۰ مرتبه اتفاق می‌افتد.

Yarmoradi et al. (2018) روند فراوانی روزهای گردوغباری در ارتباط با نوسانات اقلیمی در نیمه شرقی ایران را بررسی کردند. بدین منظور داده‌های تعداد روزهای گردوغباری، دما، بارش و سرعت باد ۳۱ ایستگاه هواشناسی را گردآوری کرده و برای تعیین روند آن از آزمون‌های ناپارامتری من-کندال و سنس استیمیتور استفاده کردند. نتایج نشان داد که فراوانی طوفان‌های

غرب و جنوب غرب کشور با نمونه آماری بلندمدت ۲۵ ساله (۲۰۱۴-۱۹۹۰) در مقیاس فصلی (فصول چهارگانه) پرداخته شد. بدین منظور از داده‌های ساعتی قدرت دید افقی، کدهای سازمان جهانی هواشناسی و همچنین داده‌های ماهانه بارندگی برای محاسبه شاخص خشک‌سالی SPI استفاده شد. مشاهدات پدیده‌های هواشناسی به فاصله سه ساعت یک‌بار و در مجموع هشت بار در شبانه‌روز ثبت می‌گردد. در این مشاهدات، پدیده‌های بصری آب و هوا بر اساس دستورالعمل سازمان جهانی هواشناسی در ۱۰۰ کد (۹۹-۰۰) تعریف شده که از این ۱۰۰ کد به‌طور کلی به‌منظور ثبت و گزارش پدیده گردوغبار در ایستگاه‌های مختلف هواشناسی از ۱۱ کد استفاده می‌شود (O'Loingsigh *et al.*, 2014). کدهای مربوط به طوفان‌های گردوغبار در جدول (۱) ارائه شده است. با توجه به اینکه داده‌های گردوغبار به‌صورت تفکیک نشده از سایر پدیده‌های هواشناسی از سازمان هواشناسی در اختیار قرار می‌گیرد، بنابراین در وهله‌ی اول کدهای مربوط به گردوغبار از سایر پدیده‌های اقلیمی در ساعات مختلف هم‌پدی جدا گردید (Goudie & Middleton, 2006). بر اساس تعریف سازمان جهانی هواشناسی روزهای همراه با طوفان‌های گردوغبار به روزی گفته می‌شود که حداقل در یکی از هشت سینوپ (گزارش‌های سه‌ساعته دیده‌بانی)، یکی از کدهای مربوط به گردوغبار (۰۶، ۰۷، ۰۸، ۰۹، ۳۰ تا ۳۵ و ۹۸) در بخش هوای حاضر گزارش شده باشد. البته به شرط اینکه داده‌های قدرت دید افقی متناظر با آن کد گردوغبار کمتر از ۱۰۰۰ متر به ثبت رسیده باشد (Mohammadi, 2015). در این مطالعه برای تشخیص طوفان‌های گردوغباری از فاکتور قدرت دید افقی  $\leq 1000$  متر برای همه کدهای هواشناسی گردوغبار استفاده شد.

دوره آماری (۲۰۰۵-۱۹۸۶) بررسی کردند. به این منظور از متغیرهای اقلیمی رطوبت نسبی، حداقل و حداکثر دما، میانگین بارش و سرعت باد استفاده کردند. نتایج رگرسیون چندمتغیره نشان داد که در ایستگاه ماهشهر ارتباطی قوی بین تمام عناصر اقلیمی با گردوغبار وجود دارد. بالاترین ضریب همبستگی مربوط به متغیر باد با ۹۵ درصد و همچنین همبستگی معکوس با متغیرهای رطوبت و بارش مشاهده شد.

بیشتر مطالعات داخلی مربوط به روند پدیده‌ی گردوغبار در محدوده‌های کوچک، مطالعات سینوپتیکی و ماهواره‌ای آن بوده است. از طرف دیگر با توجه به اینکه این پدیده اثرات نامطلوب و پیامدهای منفی در زمینه‌های اجتماعی، اقتصادی و سلامت مردم داشته است، مطالعه و ارتباط‌سنجی آن با نوسانات اقلیمی ضروری است. هدف از این پژوهش، تحلیل روند فراوانی روزهای همراه با طوفان گردوغبار (FDS<sup>۱</sup>) و ارتباط آن با شاخص خشک‌سالی بارندگی استاندارد شده (SPI<sup>۲</sup>) در غرب و جنوب غرب کشور است. مزیت مهم این مطالعه استخراج روزهای همراه با گردوغبار بر مبنای کدها و دستورالعمل سازمان جهانی هواشناسی (WMO<sup>۳</sup>) است، مسئله‌ای که در اکثر مطالعات گردوغبار از آن غفلت شده است و بر صحت نتایج مطالعه تأثیر خواهد داشت. بنابراین این پژوهش می‌تواند راهنما و الگوی جدیدی به منظور مدل‌سازی رابطه طوفان‌های گردوغبار با سایر متغیرهای اقلیمی در کشور باشد.

## مواد و روش‌ها

### منطقه مورد مطالعه

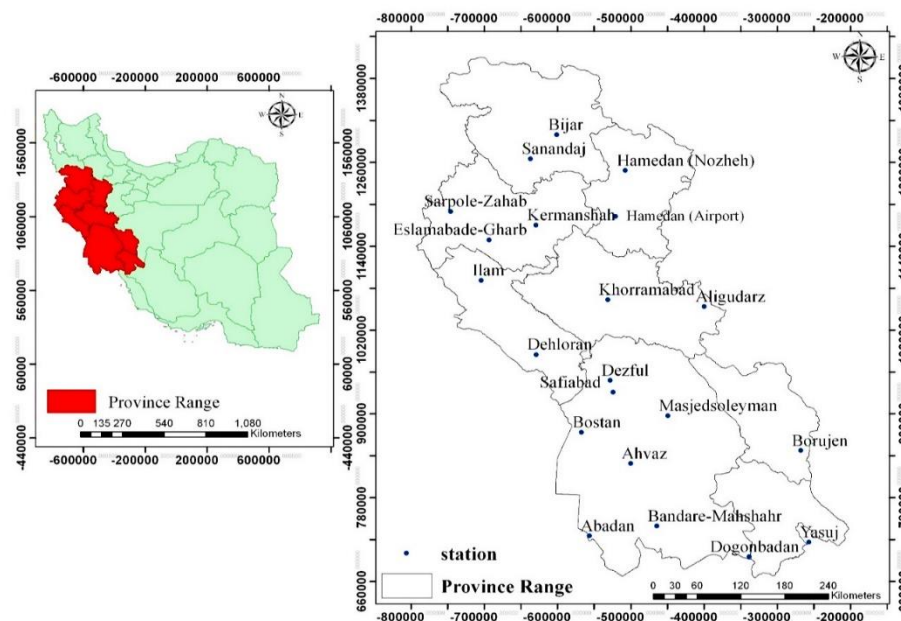
در این پژوهش به بررسی رابطه بین خشک‌سالی هواشناسی و فراوانی طوفان‌های گردوغبار در ۲۱ ایستگاه سینوپتیک واقع در

جدول ۱- کدهای سازمان جهانی هواشناسی مرتبط با فرسایش بادی و پدیده‌های گردوغبار (O'Loingsigh *et al.*, 2014)

کد	توضیحات
۰۶	مه ناشی از گردوغبار
۰۷	غبار یا شن برخاسته از زمین
۰۸	طوفان گردوغبار
۰۹	طوفان گردوغبار اتفاق افتاده در گذشته (اتفاق افتاده در یک ساعت قبل از مشاهده یا در ایستگاه)
۳۰	گردوغبار خفیف یا متوسط شن و ماسه همراه با کاهش میدان دید کمتر از ۱۰۰۰ متر اما بیشتر از ۲۰۰ متر
۳۱	گردوغبار پایدار یا متوسط شن و ماسه همراه با کاهش میدان دید کمتر از ۱۰۰۰ متر اما بیشتر از ۲۰۰ متر
۳۲	شروع یا افزایش گردوغبار خفیف یا متوسط شن و ماسه همراه با کاهش میدان دید کمتر از ۱۰۰۰ متر اما بیشتر از ۲۰۰ متر
۳۳	طوفان گردوغبار شدید همراه با کاهش میدان دید کمتر از ۲۰۰ متر
۳۴	طوفان گردوغبار پایدار شدید همراه با کاهش میدان دید کمتر از ۲۰۰ متر
۳۵	شروع یا افزایش طوفان گردوغبار شدید همراه با کاهش میدان دید کمتر از ۲۰۰ متر
۹۸	رعدوبرق با گردوغبار و یا طوفان شن و ماسه

استفاده شد. مطالعه طوفان‌های گردوغبار در دهه‌های اخیر نشان می‌دهد که مناطق مختلف، استعداد‌های متفاوتی دارند. در بعضی مناطق مانند شمال آفریقا و غرب و جنوب غرب آسیا، یکی از اصلی‌ترین دلایل افزایش روند فراوانی روزهای همراه با طوفان‌های گردوغبار طبق مطالعات Goudie & Middleton (2006)، وقوع خشکسالی‌ها و یا ترکیب آن با تغییر در سرعت باد است. بنابراین در این مطالعه جهت تحلیل مناسب و توأمان نوسانات اقلیمی، شاخص خشک‌سالی هواشناسی بارندگی استاندارد شده (SPI) در بازه زمانی فصلی محاسبه شد تا بتوان ارتباطسنجی دقیق‌تری بین متغیرهای اقلیمی و فراوانی روزهای همراه با طوفان‌های گردوغباری داشت. همچنین جهت بررسی رابطه و همبستگی بین نوسانات خشک‌سالی هواشناسی با طوفان‌های گردوغبار، از روش همبستگی خطی پیرسون استفاده شد. روش همبستگی پیرسون یکی از روابط خطی برای تحلیل پدیده‌های اقلیمی است (Araghinejad, 2013). همچنین نقشه پهنه‌بندی روند شاخص‌های FDS و SPI به روش معکوس فاصله وزنی (IDW<sup>1</sup>) در محیط نرم‌افزار ArcGIS تهیه شد شکل (۱) موقعیت جغرافیایی ایستگاه‌های سینوپتیک مورد مطالعه در غرب و جنوب غرب کشور را نشان می‌دهد.

پس از بررسی و کنترل کیفی آمار ایستگاه‌ها و رفع نواقص آماری، همگنی داده‌ها با استفاده از آزمون Run Test ارزیابی و تصادفی بودن داده‌ها در سطح اطمینان ۹۵ درصد پذیرفته شد. خودهمبستگی بر روی روند محاسبه‌شده در روش من-کندال تأثیر می‌گذارد و احتمال رد فرض صفر یعنی عدم وجود روند در سری داده‌ها را افزایش می‌دهد. این عمل باعث بروز خطا در تشخیص روند شده و لذا وجود آن نیز بررسی شد که نتایج موید عدم این ساختار در سری زمانی مورد مطالعه بود (Hamed & Rao, 1998). برای تشخیص وجود روند در سری داده‌های آب و هوایی از روش‌های پارامتری و ناپارامتری استفاده می‌شود. هرچند به دلیل رفتار غیرخطی اکثر متغیرهای آب و هوایی (Araghinejad, 2013) اغلب از روش‌های ناپارامتری برای تشخیص روند استفاده می‌شود. با توجه به توانایی روش ناپارامتری، به استفاده از داده‌های پرت و اینکه این روش به آن‌ها قابل توجه است (Rafiei Majoomerd et al., 2017). در انجام این پژوهش از دو روش ناپارامتری من-کندال و اسپیرمن برای تحلیل روند شاخص FDS و یک روش پارامتری شامل آزمون رگرسیون خطی به منظور بررسی روند شاخص SPI



شکل ۱- موقعیت ایستگاه‌های سینوپتیک منطقه مورد مطالعه

ضریب هرست<sup>۲</sup> استفاده می‌شود. ضریب هرست برای سنجش حافظه بلندمدت سری‌های زمانی به کار می‌رود. برای به‌دست آوردن ضریب هرست، از رابطه زیر استفاده می‌شود:

$$K = \frac{\log(\frac{R}{N})}{\log(\frac{1}{2})} \quad (\text{رابطه ۱})$$

### ضریب هرست

به‌منظور تحلیل روند و مدل‌سازی سری‌های زمانی هیدرولوژیکی، طول سری باید به نحوی انتخاب شود که کلیه دوره‌های خشک‌سالی، ترسالی و نرمال را شامل شود. برای این منظور از

### آزمون من-کندال

روش من-کندال توسط سازمان جهانی هواشناسی برای بررسی تصادفی بودن و روند سری زمانی داده‌های محیطی ( Yue et al., 2002) پیشنهاد شده است. از این روش به‌طور گسترده برای تشخیص روند داده‌های ناپارامتریک استفاده می‌شود (Guhathakurta et al., 2010). این آزمون ابتدا توسط من<sup>۲</sup> (۱۹۴۵) ارائه و سپس توسط کندال<sup>۳</sup> (۱۹۷۵) بسط و توسعه یافت. این روش به‌طور متداول و گسترده‌ای در تحلیل روند سری‌های هیدرولوژیکی و هواشناسی بکار گرفته می‌شود و یکی از روش‌های مهم برای آزمون روند سری‌های زمانی محسوب می‌شود. از نقاط قوت این روش می‌توان به مناسب بودن کاربرد آن برای سری‌های زمانی که از توزیع آماری خاصی پیروی نمی‌کنند، اشاره نمود. اثرپذیری ناچیز این روش از مقادیر حدی که در برخی از سری‌های زمانی مشاهده می‌شود نیز از دیگر مزایای این روش است. 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 شرح زیر:

$$S = \sum_{k=1}^{n-1} \sum_{j=k+1}^n (X_j - X_k) \quad (\text{رابطه ۵})$$

که n تعداد مشاهدات سری،  $X_k$  و  $X_j$  به ترتیب داده‌های زام و kام سری می‌باشند. تابع علامت نیز به شرح زیر مورد محاسبه قرار می‌گیرد:

$$\text{Sgn}(x) = \begin{cases} +1 & \text{if } (X_j - X_k) > 0 \\ 0 & \text{if } (X_j - X_k) = 0 \\ -1 & \text{if } (X_j - X_k) < 0 \end{cases} \quad (\text{رابطه ۶})$$

ب) محاسبه واریانس:

$$(\text{رابطه ۷})$$

$$\text{Var} = \frac{n(n-1)(2n-5) - \sum_{i=1}^m t_i(t_i-1)(2t_i+5)}{18}$$

که n تعداد داده‌های مشاهده‌ای و m معرف تعداد سری‌هایی است که در آن‌ها حداقل یک داده تکراری وجود دارد. t نیز بیانگر فراوانی داده‌های با ارزش یکسان است.

پ) استخراج آماره Z به کمک یکی از روابط زیر:

$$Z = \begin{cases} \frac{S-1}{\sqrt{\text{Var}(S)}} & \text{if } S > 0 \\ 0 & \text{if } S=0 \\ \frac{S+1}{\sqrt{\text{Var}(S)}} & \text{if } S < 0 \end{cases} \quad (\text{رابطه ۸})$$

در یک آزمون دو دامنه‌ای برای روندیابی سری داده‌ها، فرض صفر در حالتی پذیرفته می‌شود که رابطه زیر برقرار باشد:  $|Z| \leq Z_{\alpha/2}$  (رابطه ۹)

در رابطه فوق  $\sigma$  انحراف معیار داده‌ها و N تعداد داده‌ها است. برای محاسبه R ابتدا باید سری S تشکیل شود.

$$S_n = \sum_{k=1}^N (X_k - \bar{X}) \quad (\text{رابطه ۲})$$

برای محاسبه سری فوق کافی است هر یک از اعداد سری موردنظر را از میانگین داده‌ها کم کرد. این سری به‌صورت تجمعی در طول زمان رسم شده و پس از محاسبه مقادیر S با توجه به بیشترین و کمترین مقدار S، پارامتر K محاسبه می‌شود:

$$R = S_{\max} - S_{\min} \quad (\text{رابطه ۳})$$

اگر مقدار ضریب هرست بیشتر از ۰/۵ باشد حاکی از کفایت طول سری داده‌ها جهت تحلیل روند و مدل‌سازی است، در غیر این صورت می‌بایست با استفاده از روش‌های مختلف به تطویل داده‌ها پرداخت.

### آزمون کلموگروف-اسمیرنوف

با استفاده از این آزمون می‌توان تبعیت یک سری زمانی را نسبت به توزیع نرمال بررسی کرد. آزمون کلموگروف-اسمیرنوف ( $K^{-1}$ ) (S) روش ناپارامتری ساده‌ای برای تعیین تشابه داده‌های تجربی با توزیع نرمال است، این آزمون با  $D_n$  نشان داده می‌شود. آزمون  $K^{-1}$  S مبتنی بر جدول خاصی است که در آن آماره‌های بحرانی قابل مشاهده است. اگر آماره آزمون از مقدار جدول کوچکتر باشد، فرض صفر (فرض صفر: بین فراوانی مورد انتظار و مشاهده‌شده تفاوت معنی‌داری وجود ندارد. به‌عبارت‌دیگر داده‌ها از توزیع نرمال تبعیت می‌کنند) پذیرفته‌شده و در غیر این صورت، رد می‌شود. آماره آزمون برابر است با حداکثر قدرمطلق تفاضل فراوانی نسبی تجمعی مشاهده‌شده از فراوانی نسبی تجمعی مورد انتظار:

$$D_n = \text{maximum } |F_e - F_o| \quad (\text{ابطه ۴})$$

که در آن  $F_o$  فراوانی نسبی مشاهده‌شده و  $F_e$  فراوانی نسبی تجمعی مورد انتظار است. برای استفاده از این آزمون، داده‌ها در دسته‌های مشخصی قرار می‌گیرند. هر تعداد دسته‌بندی که وجود داشت، برای هر دسته میزان فراوانی تجمعی مورد انتظار بر اساس توزیع آماری مورد نظر به دست خواهد آمد. سپس تفاضل فراوانی نسبی تجمعی مشاهده‌شده و فراوانی نسبی تجمعی مورد انتظار را برای هر دسته محاسبه کرده و بیشترین میزان  $D_n$  به‌دست‌آمده مربوط به هر کدام از دسته‌ها، جواب مورد نظر است. این  $D_n$  به‌دست‌آمده از مقدار استخراج شده از جدول کمتر بود، داده‌ها از توزیع نرمال تبعیت خواهند کرد. به‌عبارت‌دیگر در این آزمون، اگر معیار تصمیم (P-Value) کمتر از ۵ درصد باشد، فرض صفر رد می‌شود؛ یعنی داده‌ها از توزیع نرمال پیروی نمی‌کنند.

معیار است که از روابط زیر به دست می‌آیند:

$$S = \sum_{i=1}^n (y_i - a - \beta x_i) / (n-2) \quad (\text{رابطه ۱۵})$$

$$S_x = \sum (x_i - \bar{x}) = \sum (x_i - n\bar{x}) \quad (\text{رابطه ۱۶})$$

n-2 برابر با درجه آزادی است.

اگر حد بالا و پایین  $\beta$  که به ترتیب به دست می‌آید هر دو مثبت باشند روند افزایشی متغیر مورد مطالعه پذیرفته می‌شود. اگر حد بالا و پایین  $\beta$  هر دو منفی باشند روند کاهشی پذیرفته می‌شود. اگر حد بالا و پایین  $\beta$  علامت‌های متفاوت داشته باشند فرض وجود روند را تأیید نمی‌کند (Pourgholam-Amiji et al., 2020).

#### شاخص بارش استاندارد شده (SPI)

McKee et al. (1993) برای پایش خشک‌سالی، شاخصی تحت عنوان شاخص بارندگی استاندارد ارائه نمودند. SPI تنها به اطلاعات بارندگی نیازمند است و می‌تواند در مقیاس‌های زمانی مختلف ۱، ۳، ۶، ۹، ۱۲، ۲۴ و ۴۸ ماهه محاسبه گردد. مسئله اصلی در محاسبه SPI برازش توزیع آماری مناسب بر روی اطلاعات بارندگی است. تجربه نشان داده است که توزیع گاما توزیع مناسبی برای برازش روی داده‌های بارندگی است. در صورتی که فرض شود بارندگی در یک منطقه از توزیع گاما تبعیت کند و  $x$  مقادیر بارندگی باشد، تابع چگالی احتمال دو پارامتری گاما به صورت زیر تعریف می‌شود:

$$f(x) = \frac{1}{\beta^\alpha \Gamma(\alpha)} x^{\alpha-1} e^{-x/\beta} \quad x > 0 \quad (\text{رابطه ۱۷})$$

در رابطه (۱۷)،  $\alpha$  پارامتر شکل،  $\beta$  پارامتر مقیاس توزیع و

$\Gamma(\alpha)$  تابع گاما است که به صورت زیر تعریف می‌شود:

$$\Gamma(\alpha) = \int_0^\infty y^{\alpha-1} e^{-y} dy \quad (\text{رابطه ۱۸})$$

ضرایب  $\alpha$  و  $\beta$  بهینه نیز از طریق روابط زیر حساب می‌شوند:

$$\hat{\alpha} = \frac{1}{4A} \left[ 1 + \sqrt{1 + \frac{4A}{3}} \right] \quad (\text{رابطه ۱۹})$$

$$A = \ln(\bar{x}) - \frac{\sum \ln(x)}{n} \quad (\text{رابطه ۲۰})$$

$$\hat{\beta} = \frac{\bar{x}}{\hat{\alpha}} \quad (\text{رابطه ۲۱})$$

در رابطه محاسبه  $A$ ، پارامتر  $n$  تعداد مشاهدات بارندگی است، در محاسبه شاخص SPI از توزیع احتمال تجمعی گاما استفاده می‌شود که رابطه آن به صورت زیر است:

$$t = \frac{x}{\beta} \quad (\text{رابطه ۲۲})$$

$$F(x) = \frac{1}{\Gamma(\hat{\alpha})} \int_0^x y^{\hat{\alpha}-1} e^{-t} dt \quad (\text{رابطه ۲۳})$$

از آنجا که در رابطه فوق مقدار لگاریتم صفر تعریف نشده است و توزیع بارندگی ممکن است دارای مقادیر صفر باشد، لذا در این شرایط احتمال تجمعی از رابطه (۲۴) قابل محاسبه است:

که  $\alpha$  سطح معنی‌داری است که برای آزمون در نظر گرفته

می‌شود و  $Z_\alpha$  آماره توزیع نرمال استاندارد در سطح معنی‌داری  $\alpha$  است که با توجه به دو دامنه بودن آزمون، از  $\alpha/2$  استفاده شده است (Araghinejad, 2013). در مطالعه حاضر، از سطح اعتماد ۹۵ درصد برای این آزمون استفاده شد. در صورتی که آماره  $Z$  مثبت باشد روند سری داده‌ها صعودی و در صورت منفی بودن آن، روند نزولی در نظر گرفته می‌شود.

#### آزمون اسپیرمن

این ضریب در اوایل دهه ۱۹۰۰ توسط چارلز اسپیرمن<sup>۱</sup> ابداع شد. ضریب اسپیرمن که آن را با  $\rho$  نمایش می‌دهند همواره بین +۱ و -۱ در نوسان است و از لحاظ سطح سنجش نیز ترتیبی و از نوع متقارن است (Chok, 2010).

$$\rho = 1 - \frac{6(\sum d_i^2)}{n(n^2 - 1)} \quad (\text{رابطه ۱۰})$$

که در آن  $\rho$  ضریب اسپیرمن،  $n$  تعداد مشاهده‌ها و  $\sum d_i^2$  مجموع مجذور تفاوت دو رتبه است. برای آزمون ضریب اسپیرمن از آماره  $t$  استفاده شده که بعد از مقایسه آن با  $t$  جدول با درجه آزادی  $n-2$  در سطح معنی‌داری معین، تصمیم‌گیری انجام می‌شود (Seiler & Seiler, 1989).

$$t = \frac{\rho \sqrt{n-2}}{\sqrt{1-\rho^2}} \quad (\text{رابطه ۱۱})$$

#### آزمون رگرسیون خطی

در تحلیل زمانی، ساده‌ترین تعریف از روند تغییر اقلیمی، به وسیله رگرسیون خطی بیان می‌شود. در این راستا باید بهترین خطی که بر مختصات نقاط حاصل از دو متغیر  $X$  و  $Y$  بر یک صفحه وجود دارد، تعیین شود. یکی از روش‌های برازش خط، روش حداقل مربعات است. در این روش، خطا طوری روی نقطه برازش می‌یابد که مجموع مربعات انحرافات به حداقل برسد. معادله رگرسیون ساده طبق رابطه زیر تعریف می‌شود:

$$\alpha = Y + \beta X \quad (\text{رابطه ۱۲})$$

$$\alpha = Y - \beta X \quad (\text{رابطه ۱۳})$$

که  $\alpha$  عرض از مبدأ و  $\beta$  شیب خط است که این روابط نشان می‌دهند که یک مقدار مثبت برای  $\beta$  نشان‌گر افزایش متغیر مورد مطالعه با زمان و یک مقدار منفی برای  $\beta$  نشان‌گر کاهش متغیر مورد مطالعه با زمان خواهد بود. برای  $\beta=0$  فرض وجود روند رد می‌شود؛ اما از آنجا که مقدار  $\beta$  نامعلوم است یک برآورد از  $\beta$  با اطمینان ۹۵ درصد از رابطه زیر به دست می‌آید:

$$\beta \pm t_{0.025} \frac{S}{S_x} \quad (\text{رابطه ۱۴})$$

$S$  انحراف از میانگین و  $S_x$  برآورد کننده ناریبی از انحراف

همراه با طوفان‌های گردوغبار در دوره آماری مشترک ۲۵ ساله (۲۰۱۴-۱۹۹۰) در مقیاس زمانی فصلی برای ۲۱ ایستگاه سینوپتیک منتخب در جنوب و جنوب‌غرب کشور مورد بررسی قرار گرفت. همان‌طور که در جدول (۳) مشاهده می‌شود؛ تمامی ایستگاه‌های مورد مطالعه از توزیع غیر نرمال تبعیت می‌کنند، در نتیجه برای بررسی و تحلیل روند متغیر فراوانی روزهای همراه با طوفان گردوغبار از آزمون‌های ناپارامتریک استفاده شد. بدین منظور آزمون‌های من-کندال و اسپیرمن در سطح اطمینان ۹۵ درصد، در مقیاس زمانی فصلی برای ایستگاه‌های مورد مطالعه به کار گرفته شد. همچنین آزمون پارامتری رگرسیون خطی برای تحلیل روند شاخص بارش استاندارد شده (SPI) به کار رفت. نتایج این آزمون‌ها در بخش‌های بعدی ارائه می‌شوند.

جدول ۲- نتایج آزمون هرست برای طوفان‌های گردوغبار

ردیف	ایستگاه	ضریب هرست
۱	بروجن	۰/۵۲
۲	همدان (فرودگاه)	۰/۵۵
۳	همدان (نوزه)	۰/۵۱
۴	دهلران	۰/۵۷
۵	ایلام	۰/۶۲
۶	اسلام‌آباد غرب	۰/۶۶
۷	کرمانشاه	۰/۵۸
۸	سرپل ذهاب	۰/۵۰
۹	آبادان	۰/۵۳
۱۰	اهواز	۰/۶۱
۱۱	بندر ماهشهر	۰/۵۶
۱۲	بستان	۰/۶۳
۱۳	دزفول	۰/۶۷
۱۴	مسجدسلیمان	۰/۵۲
۱۵	صفی‌آباد	۰/۵۱
۱۶	دوگنبدان	۰/۶۵
۱۷	یاسوج	۰/۵۴
۱۸	بیجار	۰/۵۲
۱۹	سنندج	۰/۵۹
۲۰	الیگودرز	۰/۶۱
۲۱	خرم‌آباد	۰/۶۸

#### بررسی فراوانی روزهای همراه با طوفان‌های گردوغبار

در جدول (۴) مقادیر آماره Z من-کندال و t اسپیرمن برای متغیر فراوانی روزهای همراه با طوفان‌های گردوغبار در دوره آماری ۲۵ ساله (۲۰۱۴-۱۹۹۰) برای ۲۱ ایستگاه سینوپتیک منتخب در غرب و جنوب‌غرب کشور نشان داده شده است. بررسی نتایج آزمون من-کندال برای داده‌های طوفان‌های گردوغباری نشان می‌دهد که از مجموع ۲۱ سری داده‌های فصلی روزهای همراه با طوفان گردوغبار یا ۲۱ سری زمانی با طول دوره آماری ۲۵ ساله

$$H(x) = q + (1-q)F(x) \quad (\text{رابطه } 24)$$

در این رابطه q احتمال بارندگی صفر است. برای محاسبه q می‌توان از رابطه کالیفرنیا (رابطه ۲۵) استفاده نمود.

$$q = \frac{m}{n} \quad (\text{رابطه } 25)$$

در این رابطه m تعداد داده‌های صفر موجود در سری زمانی و n نیز تعداد کل داده‌های بارندگی است.

گام بعدی در محاسبه SPI، انتقال احتمال تجمعی  $H(x)$  که از توزیع گاما تجمعی به دست آمده به توزیع نرمال استاندارد تجمعی با میانگین صفر و انحراف معیار یک است. در واقع SPI عبارت است از متغیری از تابع نرمال استاندارد، که مقدار احتمال تجمعی آن با مقدار احتمال تجمعی متغیر موردنظر در توزیع گاما مساوی باشد (Bazrafshan & Khalili, 2013).

#### آزمون همبستگی پیرسون

کارل پیرسون<sup>۱</sup> یکی از افرادی بود که نحوه محاسبه همبستگی را به صورت فرمول بیان کرد و این روش زمانی کاربرد دارد که مقیاس اندازه‌گیری داده‌ها، فاصله‌ای و یا نسبی باشند و می‌توان طبق فرمول زیر ضریب همبستگی را محاسبه نمود (Pearson, 1987).

$$r_{xy} = \frac{n \sum xy - \sum x \cdot \sum y}{\sqrt{[n \sum x^2 - (\sum x)^2][n \sum y^2 - (\sum y)^2]}} = \frac{COV(x,y)}{\sigma_x \sigma_y} \quad (\text{رابطه } 26)$$

در صورت فرمول، کوواریانس x و y است که با صورت شیب خط رگرسیون برابر است و در مخرج آن دو انحراف معیار x و y در هم ضرب شده است. ضریب همبستگی در فاصله -۱ تا ۰ و از ۰ تا +۱ ( $-1 \leq r_{xy} \leq +1$ ) تغییر می‌کند بنابراین علامت ضریب همبستگی جهت و مقدار آن، شدت ضریب همبستگی را نشان می‌دهد.

#### نتایج و بحث

##### بررسی کفایت طول داده‌ها

نتایج ضریب هرست برای متغیر فراوانی روزهای همراه با طوفان‌های گردوغبار در دوره آماری مشترک (۲۰۱۴-۱۹۹۰) در مقیاس زمانی فصلی برای ۲۱ ایستگاه منتخب در غرب و جنوب غرب کشور مورد بررسی قرار گرفت. همان‌طور که در جدول (۲) مشاهده می‌شود تمامی ایستگاه‌های مورد مطالعه با توجه به ضریب هرست بزرگتر از ۰/۵، از واریانس کافی جهت تحلیل روند سری‌های زمانی برخوردار هستند.

##### بررسی نرمال بودن متغیرها

نتایج آزمون کلموگروف-اسمیرنوف برای متغیر فراوانی روزهای



بیانگر آماره مثبت و نشان از سیر صعودی طوفان‌های گردوغبار در غرب و جنوب غرب کشور دارد. نتایج این قسمت با مطالعات *Mehrabi et al.* (2015) و *Zeinali* (2016) مطابقت دارد.

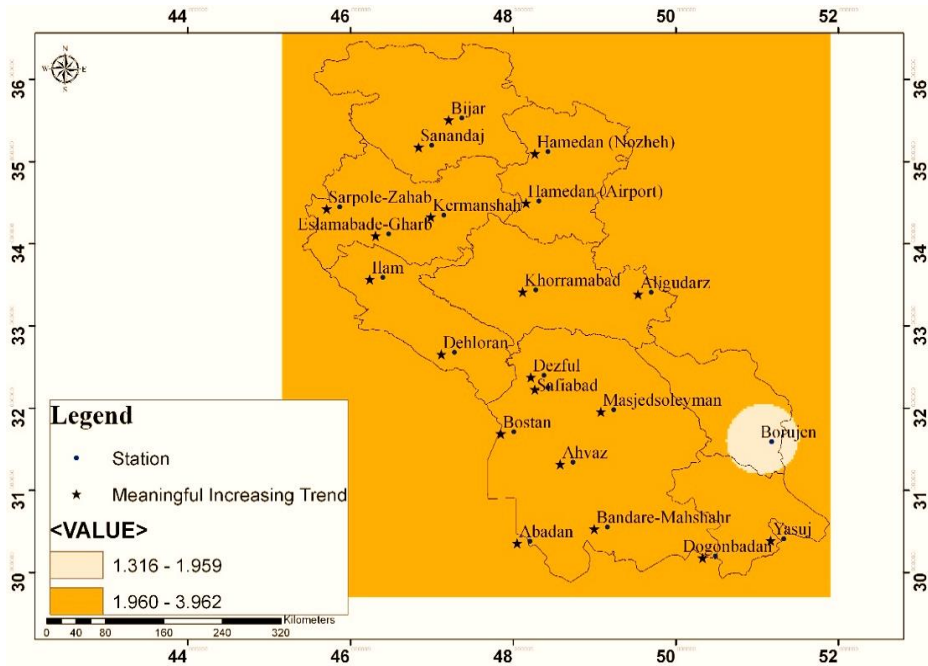
جدول ۳- نتایج آزمون کلموگروف-اسمیرنوف برای طوفان‌های گردوغبار

ردیف	ایستگاه	آماره	P-Value	شرایط
۱	بروجن	۰/۱۸۱	< ۰/۰۰۱	غیر نرمال
۲	همدان (فرودگاه)	۰/۲۵۵	< ۰/۰۰۱	غیر نرمال
۳	همدان (نوژه)	۰/۳۴۱	< ۰/۰۰۱	غیر نرمال
۴	دهلران	۰/۶۸۴	< ۰/۰۰۱	غیر نرمال
۵	ایلام	۰/۵۹۶	< ۰/۰۰۱	غیر نرمال
۶	اسلام‌آباد غرب	۰/۵۱۰	< ۰/۰۰۱	غیر نرمال
۷	کرمانشاه	۰/۵۲۶	< ۰/۰۰۱	غیر نرمال
۸	سرپل ذهاب	۰/۶۰۸	< ۰/۰۰۱	غیر نرمال
۹	آبادان	۰/۸۰۸	< ۰/۰۰۱	غیر نرمال
۱۰	اهواز	۰/۸۲۳	< ۰/۰۰۱	غیر نرمال
۱۱	بندر ماهشهر	۰/۷۸۵	< ۰/۰۰۱	غیر نرمال
۱۲	بستان	۰/۷۶۴	< ۰/۰۰۱	غیر نرمال
۱۳	دزفول	۰/۶۹۹	< ۰/۰۰۱	غیر نرمال
۱۴	مسجدسلیمان	۰/۷۰۸	< ۰/۰۰۱	غیر نرمال
۱۵	صفی‌آباد	۰/۷۵۱	< ۰/۰۰۱	غیر نرمال
۱۶	دوگنبدان	۰/۴۵۱	< ۰/۰۰۱	غیر نرمال
۱۷	یاسوج	۰/۲۸۷	< ۰/۰۰۱	غیر نرمال
۱۸	بیجار	۰/۲۹۲	< ۰/۰۰۱	غیر نرمال
۱۹	سنندج	۰/۳۹۸	< ۰/۰۰۱	غیر نرمال
۲۰	الیگودرز	۰/۲۵۲	< ۰/۰۰۱	غیر نرمال
۲۱	خرم‌آباد	۰/۴۷۵	< ۰/۰۰۱	غیر نرمال

(۲۰۱۴-۱۹۹۰) مربوط به ۲۱ نقطه محل (ایستگاه‌های سینوپتیک منتخب در غرب و جنوب غرب کشور)، ۲۰ سری داده دارای روند معنی‌دار مثبت در سطح معنی‌داری ۵ درصد شامل ایستگاه‌های همدان (هوایمایی)، همدان (نوژه)، دهلران، ایلام، اسلام‌آباد غرب، کرمانشاه، سرپل ذهاب، آبادان، اهواز، بندر ماهشهر، بستان، دزفول، مسجدسلیمان، صفی‌آباد، دوگنبدان، یاسوج، بیجار، سنندج، الیگودرز و خرم‌آباد و یک سری داده نیز شامل ایستگاه بروجن دارای روند افزایشی است که در سطح ۵ درصد معنی‌دار نیست. به‌طور کلی نتایج آزمون من-کندال بیانگر افزایش روند طوفان‌های گردوغبار در غرب و جنوب غرب کشور است. با توجه به جدول (۴)، بررسی نتایج اسپیرمن برای داده‌های طوفان‌های گردوغبار نشان داد که از مجموع ۲۱ سری داده‌های فصلی روزهای همراه با طوفان‌های گردوغبار تمامی ایستگاه‌های موجود شامل ایستگاه‌های بروجن، همدان (هوایمایی)، همدان (نوژه)، دهلران، ایلام، اسلام‌آباد غرب، کرمانشاه، سرپل ذهاب، آبادان، اهواز، بندر ماهشهر، بستان، دزفول، مسجدسلیمان، صفی‌آباد، دوگنبدان، یاسوج، بیجار، سنندج، الیگودرز و خرم‌آباد دارای روند افزایشی معنی‌دار در سطح ۵ درصد می‌باشند. روش اسپیرمن هم مانند روش من-کندال حاکی از افزایش روند طوفان‌های گردوغباری در غرب و جنوب غرب کشور است. همان‌طور که در شکل (۲) مشاهده می‌شود، نقشه پهنه‌بندی شده آماره من-کندال برای متغیر فراوانی روزهای همراه با طوفان‌های گردوغبار نمایش داده شده است. در این نقشه، حالت پهنه‌بندی انجام شده،

جدول ۴- نتایج آماره من-کندال و اسپیرمن برای متغیر فراوانی روزهای همراه با طوفان‌های گردوغبار در مقیاس فصلی (۲۰۱۴-۱۹۹۰)

ردیف	ایستگاه	اسپیرمن			من-کندال	
		P-Value	آماره	$\rho$	P-Value	آماره
۱	بروجن	۰/۰۰۲	۳/۱۷۵*	۰/۳۰۵	۰/۱۸۸	۱/۳۶۱
۲	همدان (فرودگاه)	۰/۰۰۵	۲/۸۸۴*	۰/۲۸۰	۰/۰۰۳	۰/۹۴۳*
۳	همدان (نوژه)	۰/۰۰۶	۲/۸۳۲*	۰/۲۷۵	۰/۰۲۲	۲/۲۸۹*
۴	دهلران	۰/۰۱۸	۲/۴۰۵*	۰/۲۳۶	۰/۰۰۰	۳/۸۰۰*
۵	ایلام	۰/۰۰۰	۳/۷۴۱*	۰/۳۵۴	۰/۰۰۰	۳/۸۰۱*
۶	اسلام‌آباد غرب	۰/۰۰۶	۲/۷۹۰*	۰/۲۷۱	۰/۰۰۰	۳/۸۷۰*
۷	کرمانشاه	۰/۰۰۳	۳/۰۵۶*	۰/۲۹۵	۰/۰۰۶	۲/۷۶۴*
۸	سرپل ذهاب	۰/۰۰۹	۲/۶۶۲*	۰/۲۶۰	۰/۰۰۰	۳/۸۰۳*
۹	آبادان	۰/۰۰۸	۲/۷۰۲*	۰/۲۶۳	۰/۰۰۰	۳/۶۳۵*
۱۰	اهواز	۰/۰۴۲	۲/۰۵۶*	۰/۲۰۳	۰/۰۰۰	۳/۸۲۰*
۱۱	بندر ماهشهر	۰/۰۱۸	۲/۴۱۱*	۰/۲۳۷	۰/۰۰۷	۲/۷۱۸*
۱۲	بستان	۰/۰۲۵	۲/۲۸۲*	۰/۲۲۵	۰/۰۰۰	۳/۷۵۶*
۱۳	دزفول	۰/۰۱۵	۲/۴۷۰*	۰/۲۴۲	۰/۰۰۰	۳/۵۵۰*
۱۴	مسجدسلیمان	۰/۰۱۷	۲/۴۱۷*	۰/۲۳۷	۰/۰۱۱	۳/۴۰۴*
۱۵	صفی‌آباد	۰/۰۴۷	۲/۰۰۸*	۰/۱۹۹	۰/۰۰۰	۳/۷۹۳*
۱۶	دوگنبدان	۰/۰۱۹	۲/۳۷۶*	۰/۲۳۳	۰/۰۰۰	۳/۸۲۳*
۱۷	یاسوج	۰/۰۰۱	۳/۳۵۴*	۰/۳۲۱	۰/۰۰۰	۳/۱۱۹*
۱۸	بیجار	۰/۰۲۱	۲/۳۵۲*	۰/۲۳۱	۰/۰۰۰	۳/۹۶۲*
۱۹	سنندج	۰/۰۱۲	۲/۵۷۰*	۰/۲۵۱	۰/۰۱۰	۲/۵۷۱*
۲۰	الیگودرز	۰/۰۰۵	۲/۸۸۷*	۰/۲۸۰	۰/۰۰۹	۲/۶۰۲*
۲۱	خرم‌آباد	۰/۰۱۱	۲/۶۰۵*	۰/۲۵۵	۰/۰۰۰	۳/۶۶۱*



شکل ۲- پهنه‌بندی آماره من-کندال فراوانی روزهای همراه با طوفان‌های گردوغبار در مقیاس فصلی (۱۹۹۰-۲۰۱۴)

در غرب و جنوب غرب کشور نشان داده شده است. بررسی نتایج آزمون رگرسیون خطی برای داده‌های شاخص خشک‌سالی بارش استاندارد شده (SPI) نشان داد که از مجموع ۲۱ سری داده‌های فصلی شاخص SPI، ۱۵ سری از داده‌ها دارای روند نزولی معنی دار در سطح ۵ درصد شامل ایستگاه‌های همدان (نوزه)، ایلام، اسلام‌آباد غرب، کرمانشاه، سرپل ذهاب، آبادان، اهواز، بندر ماهشهر، بستان، دزفول، مسجدسلیمان، صفی‌آباد، دوگنبدان، سنندج و خرم‌آباد و دو سری داده شامل ایستگاه‌های بروجن و همدان (هوایمی) دارای روند نزولی می‌باشند ولی در سطح ۵ درصد معنی‌دار نیستند. همچنین چهار سری داده شامل ایستگاه‌های دهلران، یاسوج، بیجار و الیگودرز دارای روند نمی‌باشند. به‌طور کلی تحلیل زمانی شاخص SPI در غرب و جنوب‌غرب کشور نشان داد که از مجموع ۲۱ سری داده، ۱۷ سری داده دارای روند نزولی و نزولی معنی‌دار هستند؛ به طوری که تماماً از مقادیر مثبت SPI به مقادیر منفی SPI تنزل یافته‌اند که این نتایج با توجه به جدول (۶) بیانگر کاهش روند شاخص SPI (افزایش شدت خشک‌سالی) به‌عنوان یک اهرم درازمدت و قدرتمند در فرسایش بادی و طوفان‌های گردوغبار در غرب و جنوب‌غرب کشور است. همانطور که در شکل (۳) مشاهده می‌شود، نقشه پهنه‌بندی شده شیب آزمون رگرسیون خطی ( $\beta$ ) برای متغیر SPI نمایش داده شده است که حکایت از روند کاهشی این شاخص اقلیمی و همچنین تغییر رویه اقلیم در این منطقه دارد. نتایج این قسمت با مطالعات Cao *et al.* (2014) و Araghinejad *et al.* (2019) مطابقت دارد.

### بررسی وضعیت خشک‌سالی

در شاخص SPI هرچه پنجره زمانی کوتاه‌تر در نظر گرفته شود، به تغییرات بارندگی ماهانه سریع‌تر واکنش نشان داده و نوسانات خشک‌سالی را بهتر نشان می‌دهد. لذا برای اینکه دوره‌های نرمال، ترسالی و خشک‌سالی در دوره‌ی آماری مشترک (۱۹۹۰-۲۰۱۴) برای ۲۱ ایستگاه سینوپتیک منتخب در غرب و جنوب‌غرب کشور بهتر به نمایش گذشته شود، در این مطالعه از شاخص SPI فصلی (سه‌ماهه) استفاده شده است. دوره خشک‌سالی هنگامی اتفاق می‌افتد که SPI به‌طور مستمر منفی و به مقدار ۱- یا کمتر برسد و هنگامی پایان می‌یابد که SPI مثبت شود. کلاس‌های رطوبتی شاخص SPI در جدول (۵) ارائه شده است.

جدول ۵- طبقه‌بندی خشک‌سالی بر اساس شاخص بارش استاندارد شده

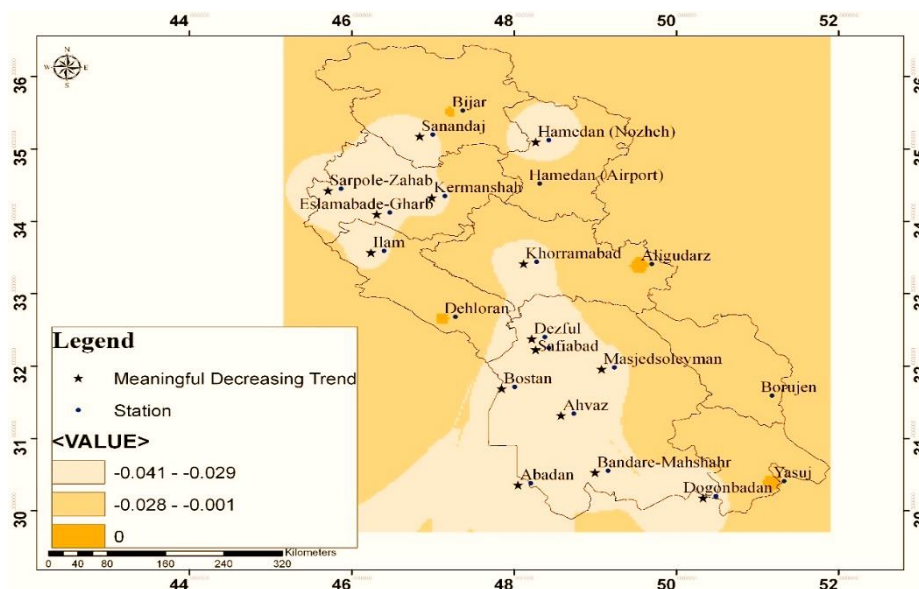
(McKee <i>et al.</i> , 1993) SPI	
SPI	شرایط
$\geq 2$	بسیار بسیار مرطوب
1.5-1.99	بسیار مرطوب
1-1.49	نسبتاً مرطوب
-0.99-0.99	نرمال
-1-1.49	نسبتاً خشک
-1.5-1.99	بسیار خشک
$\leq -2$	بسیار بسیار خشک

در جدول (۶) نتایج حاصل از آزمون رگرسیون خطی در سطح اطمینان ۹۵ درصد برای شاخص خشک‌سالی SPI فصلی در دوره آماری ۲۵ ساله (۱۹۹۰-۲۰۱۴) برای ۲۱ ایستگاه منتخب

جدول ۶- نتایج حاصل از آزمون رگرسیون خطی برای شاخص فصلی SPI (۱۹۹۰-۲۰۱۴)

ردیف	ایستگاه	$\alpha$	$\beta$	R	حد پایین	حد بالا	P-Value	روند
۱	بروجن	-۱۴/۸۱۰	-۰/۰۱۰	۰/۰۷۰	-۰/۰۱۰	۰/۰۳۰	۰/۵۰۰	کاهش
۲	همدان (فرودگاه)	-۱۴/۸۳۰	-۰/۰۱۰	۰/۰۷۰	-۰/۰۱۰	۰/۰۳۰	۰/۵۱۰	کاهش
۳	همدان (نوژه)	۲۵/۱۲۰	-۰/۰۴۰*	۰/۱۲۰	-۰/۰۳۰	-۰/۰۱۰	۰/۰۲۰	کاهش
۴	دهلران	۴/۵۷۰	۰/۰۰۰	۰/۰۳۰	-۰/۰۲۰	۰/۰۱۰	۰/۷۴۰	بدون روند
۵	ایلام	۵۱/۶۲۰	-۰/۰۳۰*	۰/۳۵۰	-۰/۰۵۰	-۰/۰۱۰	۰/۰۱۰	کاهش
۶	اسلام‌آباد غرب	۱۸/۷۷۰	-۰/۰۳۰*	۰/۰۹۰	-۰/۰۳۰	-۰/۰۱۰	۰/۰۳۰	کاهش
۷	کرمانشاه	۳۳/۲۸۰	-۰/۰۳۰*	۰/۱۶۰	-۰/۰۴۰	-۰/۰۱۰	۰/۰۳۰	کاهش
۸	سرپل ذهاب	۴۰/۵۲۰	-۰/۰۳۰*	۰/۱۹۰	-۰/۰۴۰	-۰/۰۱۰	۰/۰۴۰	کاهش
۹	آبادان	۵۴/۸۶۰	-۰/۰۳۰*	۰/۲۸۰	-۰/۰۵۰	-۰/۰۱۰	۰/۰۰۰	کاهش
۱۰	اهواز	۵۹/۰۶۰	-۰/۰۳۰*	۰/۳۰۰	-۰/۰۵۰	-۰/۰۱۰	۰/۰۰۰	کاهش
۱۱	بندر ماهشهر	۵۵/۹۴۰	-۰/۰۳۰*	۰/۲۷۰	-۰/۰۵۰	-۰/۰۱۰	۰/۰۱۰	کاهش
۱۲	بستان	۵۶/۱۴۰	-۰/۰۳۰*	۰/۲۷۰	-۰/۰۵۰	-۰/۰۱۰	۰/۰۱۰	کاهش
۱۳	دزفول	۱۳/۱۵۰	-۰/۰۴۰*	۰/۱۵۰	-۰/۰۲۰	-۰/۰۱۰	۰/۰۱۰	کاهش
۱۴	مسجدسلیمان	۴۲/۴۸۰	-۰/۰۳۰*	۰/۳۱۰	-۰/۰۴۰	-۰/۰۱۰	۰/۰۴۰	کاهش
۱۵	صفی‌آباد	۳۳/۳۶۰	-۰/۰۳۷*	۰/۱۷۰	-۰/۰۴۰	-۰/۰۱۰	۰/۰۱۰	کاهش
۱۶	دوگنبدان	۱۳/۸۷۰	-۰/۰۳۹*	۰/۱۸۰	-۰/۰۲۰	-۰/۰۱۰	۰/۰۳۰	کاهش
۱۷	یاسوج	-۰/۴۲۰	۰/۰۰۰	۰/۰۰۰	-۰/۰۲۰	۰/۰۲۰	۰/۹۸۰	بدون روند
۱۸	بیجار	-۲/۵۳۰	۰/۰۰۰	۰/۰۱۰	-۰/۰۲۰	۰/۰۲۰	۰/۹۱۰	بدون روند
۱۹	سنندج	۲۳/۲۶۰	-۰/۰۴۱*	۰/۱۱۰	-۰/۰۳۰	-۰/۰۱۰	۰/۰۲۰	کاهش
۲۰	الیگودرز	-۵/۳۳۰	۰/۰۰۰	۰/۰۳۰	-۰/۰۲۰	۰/۰۲۰	۰/۸۰۰	بدون روند
۲۱	خرم‌آباد	۳۸/۲۵۰	-۰/۰۳۴*	۰/۱۸۰	-۰/۰۴۰	-۰/۰۱۰	۰/۰۴۰	کاهش

\* سطح اطمینان ۹۵ درصد



شکل ۳- پهنه‌بندی شیب رگرسیون خطی شاخص فصلی SPI (۱۹۹۰-۲۰۱۴)

همراه با طوفان‌های گردوغبار در مقیاس زمانی فصلی است زیرا مستعدترین شرایط برای برخاستن ذرات گردوغبار هنگامی است که خاک خشک شده (کاهش بارندگی و به دنبال آن کاهش شاخص SPI) و سرعت بیشینه باد به حد آستانه برسد. لذا بدین منظور ایستگاه‌هایی که شاخص اقلیمی SPI به همراه فراوانی روزهای همراه با طوفان‌های گردوغبار آن‌ها در سطح معنی‌داری

بررسی ارتباط عناصر اقلیمی با فراوانی روزهای همراه با گردوغبار

یکی از مهمترین موارد مطالعات اقلیمی، شناخت روابط موجود بین متغیرهای مورد مطالعه است. مهم‌ترین شاخص تبیین روابط بین متغیرها ضریب همبستگی است. از مباحث بسیار مهم در این پژوهش، ارتباط بین شاخص خشکسالی SPI با فراوانی روزهای

مشخص است؛ ایستگاه‌هایی که ارتباط زیادی بین شاخص SPI و فراوانی روزهای همراه با طوفان‌های گردوغباری آن‌ها وجود دارد، از فراوانی گردوغبار بالایی برخوردارند. به عبارت دیگر با افزایش فراوانی روزهای همراه با طوفان‌های گردوغبار، عناصر اقلیمی بیشتری دارای روند معنی‌دار خواهند شد که این حاکی از تأثیر عناصر اقلیمی از گردوغبار (و یا بالعکس) است. به عبارت دیگر با افزایش فراوانی روزهای همراه با طوفان گردوغبار، بسیاری از مولفه‌های بیان آب نیز تغییر کرده که یکی از آن‌ها می‌تواند باعث افزایش طولانی‌مدت خشکی یک منطقه و در نهایت خشک‌سالی شود که نتایج این بخش با مطالعات Ghorbani & Moddress (2019)، Araghinejad et al. (2019) و Ansari ghoghjar et al. (2019) همسو است.

جدول ۸- نتایج ضرایب همبستگی پیرسون بین شاخص SPI و طوفان گردوغبار

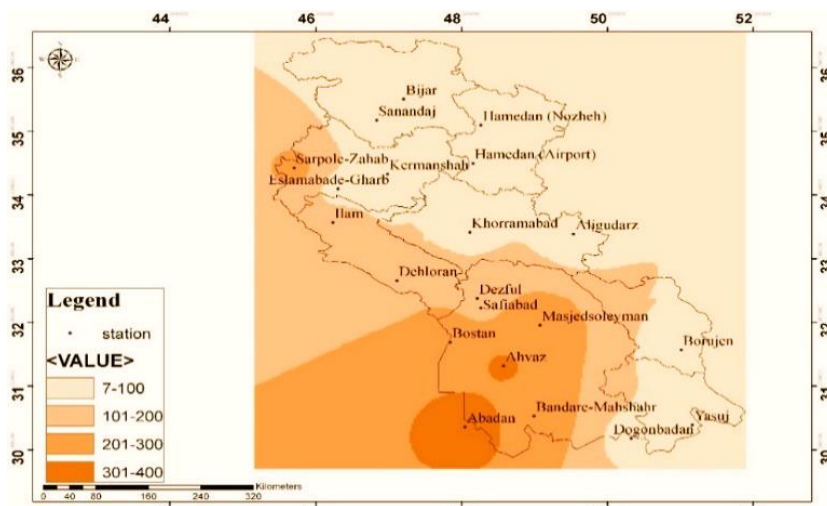
ردیف	ایستگاه	آماره	P-Value
۱	همدان (نوژه)	-۰/۷۷۰	۰/۰۴۰
۲	ایلام	-۰/۷۹۰	۰/۰۳۵
۳	اسلام‌آباد غرب	-۰/۸۳۰	۰/۰۲۷
۴	کرمانشاه	-۰/۹۱۰	۰/۰۴۶
۵	سرپل ذهاب	-۰/۷۸۰	۰/۰۳۹
۶	آبادان	-۰/۷۹۰	۰/۰۰۷
۷	اهواز	-۰/۸۶۰	۰/۰۳۸
۸	بندر ماهشهر	-۰/۸۸۰	۰/۰۴۱
۹	بستان	-۰/۹۱۳	۰/۰۲۵
۱۰	دزفول	-۰/۹۲۰	۰/۰۰۲
۱۱	مسجدسلیمان	-۰/۹۱۱	۰/۰۴۴
۱۲	صفی‌آباد	-۰/۷۶۰	۰/۰۳۷
۱۳	دوگنبدان	-۰/۹۳۰	۰/۰۰۴
۱۴	سنندج	-۰/۷۶۰	۰/۰۴۴
۱۵	خرم‌آباد	-۰/۸۰۰	۰/۰۰۳

۵ درصد دارای روند بود (طوفان‌های گردوغبار در هر دو روش من-کندال و اسپیرمن و شاخص SPI در روش رگرسیون خطی)، مورد بررسی قرار گرفت. در شدت همبستگی عوامل مختلفی وجود دارد؛ از جمله حجم نمونه که می‌تواند در افزایش و یا کاهش ضریب همبستگی تاثیرگذار باشد. اما ضرایب همبستگی محاسبه شده را می‌توان به‌طور ضمنی با جدول (۷) مقایسه و شدت آن‌ها را تعیین نمود. در جدول زیر تفسیر بر اساس قدر مطلق بیان شده است که مقادیر مثبت و منفی را در بر می‌گیرد.

جدول ۷- رابطه بین مقدار همبستگی و شدت همبستگی (McKee et al., 1993)

شدت همبستگی	مقدار همبستگی
خیلی زیاد	$0/75 \leq r_{xy} \leq 1$
زیاد	$0/5 \leq r_{xy} \leq 0/74$
متوسط	$0/25 \leq r_{xy} \leq 0/49$
کم	$0 \leq r_{xy} \leq 0/24$

در جدول (۸) نتایج ضرایب همبستگی پیرسون بین شاخص SPI و متغیر فراوانی روزهای همراه با طوفان‌های گردوغبار نشان داده شده است. همان‌طور که مشاهده می‌شود در ایستگاه‌های همدان (نوژه)، ایلام، اسلام‌آباد غرب، کرمانشاه، سرپل ذهاب، آبادان، اهواز، بندر ماهشهر، بستان، دزفول، مسجدسلیمان، صفی‌آباد، دوگنبدان، سنندج و خرم‌آباد، ارتباط خیلی زیاد و معکوس بین شاخص SPI و فراوانی روزهای همراه با طوفان گردوغبار وجود دارد. به‌طور کلی می‌توان نتیجه گرفت با کاهش روند شاخص SPI (تشدید خشک‌سالی)، می‌توان انتظار افزایش روند فراوانی طوفان‌های گردوغباری را داشت. در شکل (۴) نیز نقشه فراوانی روزهای همراه با طوفان‌های گردوغبار در غرب و جنوب غرب کشور نشان داده شده است. همان‌طور که از شکل



شکل ۴- پهنه‌بندی فراوانی روزهای همراه با طوفان گردوغبار در غرب و جنوب غرب کشور (۱۹۹۰-۲۰۱۴)

بنابراین با توجه به اینکه ایستگاه‌های مورد مطالعه در منطقه غرب و جنوب غرب کشور قرار دارد و از طرفی منشأ اکثر

همراه با طوفان گردوغبار (FDSD) در تمامی ایستگاه‌های مورد مطالعه دارای روندی مثبت و معنی‌دار و شاخص خشک‌سالی SPI در ۱۵ ایستگاه مورد مطالعه، روندی نزولی و معنی‌دار شدند و در مابقیه ایستگاه‌ها بدون روند بودند. طوفان‌های گردوغبار در هر دو روش من‌کنندال و اسپرمن و شاخص خشک‌سالی SPI در روش رگرسیون خطی با تکنیک همبستگی پیرسون مورد تجزیه و تحلیل قرار گرفتند. همچنین از مجموع ۲۱ سری داده‌های فصلی؛ ایستگاه‌های همدان (نوزه)، ایلام، اسلام‌آباد غرب، کرمانشاه، سرپل ذهاب، آبادان، اهواز، بندر ماهشهر، بستان، دزفول، مسجدسلیمان، صفی‌آباد، دوگنبدان، سنندج و خرم‌آباد، دارای همبستگی زیادی بین شاخص خشک‌سالی SPI و فراوانی روزهای همراه با طوفان‌های گردوغبار بودند. بنابراین با توجه به افزایش شیب روند طوفان‌های گردوغبار در غرب و جنوب غرب کشور و همچنین تأثیر عوامل اقلیمی همچون خشک‌سالی بر این پدیده، ایجاد مانع در برابر جریان باد از طریق روش‌های مکانیکی مانند فنس‌ها و بادشکن‌ها، شخم‌های شیاری در اراضی شنی، تثبیت دریاچه‌های خشک، احیای تالاب‌های منطقه، کنترل دام و همچنین اصلاح مدیریت اراضی از اقدامات ضروری برای کاهش رخداد گردوغبار به شمار می‌رود.

"هیچ‌گونه تعارض منافع بین نویسندگان وجود ندارد"

## REFERENCES

- Abdolshahnejad, M., Khosravi, H., Nazari Samani, A. A., Zehtabian, G. R. & Alambaigi, M. (2020). Determining the Conceptual Framework of Dust Risk Based on Evaluating Resilience (Case Study: Southwest of Iran). *Strategic Research Journal of Agricultural Sciences and Natural Resources*, 5(1), 33-44. (In Farsi)
- Alizadeh-Choobari, O., Sturman, A., & Zawar-Reza, P. (2014). A global satellite view of the seasonal distribution of mineral dust and its correlation with atmospheric circulation. *Dynamics of Atmospheres and Oceans*, 68, 20-34.
- Araghinejad, S. (2013). Data-driven modeling: using MATLAB® in water resources and environmental engineering (Vol. 67). *Springer Science & Business Media*.
- Araghinejad, Sh., Ansari Ghojghar, M., Pourgholam-Amiji, M., Liaghat, A & Bazrafshan, J. (2019). The Effect of Climate Fluctuation on Frequency of Dust Storms in Iran. *Desert Ecosystem Engineering Journal*, 7(21), 13-32. (In Farsi)
- Ansari ghojghar, M., Araghinejad, S., Bazrafshan, J., Hoorfar, A. (2020). Trend Analysis of Dusty Days Frequency and its Correlation with Climatic Variables (Case Study: Lorestan Province). *Iranian Journal of Soil and Water Research*, 50(9), 2289-2301. (In Farsi)
- Bazrafshan, J., & Khalili, A. (2013). Spatial analysis of drought over Iran during 1963-2003. *Desert*, 18, 63-71.
- Cao, R., Jiang, W., Yuan, L., Wang, W., Lv, Z., & Chen, Z. (2014). Inter-annual variations in vegetation and their response to climatic factors in the upper catchments of the Yellow River from 2000 to 2010. *Journal of Geographical Sciences*, 24(6), 963-979.
- Chok, N. S. (2010). Pearson's versus Spearman's and Kendall's correlation. *Coefficients for continuous data*.
- Ghorbani, S. & Moddress, R. (2019). Modelling the Relationship between the Frequency of Dust Storms and Climatic Variables in the Summer Time in Desert Areas of Iran. *Journal of Water and Soil Science*, 23(3), 125-140. (In Farsi)
- Goudie, A. S., & Middleton, N. J. (2006). Desert dust in the global system. *Springer Science & Business Media*.
- Guhathakurta, P., Menon, P., Mazumdar, A. B., & Sreejith, O. P. (2010). Changes in extreme rainfall events and flood risk in India during the last century. *National Climatic Centre, RR*, (3).
- Hamed, K. H., & Rao, A. R. (1998). A modified Mann-Kendall trend test for autocorrelated data. *Journal of hydrology*, 204(1-4), 182-196.
- Kang, L., Huang, J., Chen, S., & Wang, X. (2016). Long-term trends of dust events over Tibetan

طوفان‌های گردوغبار در این منطقه از برون‌مرزی است، لذا پدیده خشک‌سالی که یک پدیده منطقه‌ای به شمار می‌رود؛ تأثیر بسزایی در افزایش طوفان‌های گردوغبار در غرب و جنوب غرب ایران و همچنین کشورهای همسایه غربی دارد. این عوامل باعث شده که در چندسال اخیر، طوفان‌های گردوغبار روند افزایشی داشته و وقوع آن در کشور نیز به اوج خود برسد.

## نتیجه‌گیری

ارتباط‌سنجی بین فراوانی روزهای همراه با طوفان گردوغبار و سایر متغیرهای اقلیمی (دمای بیشینه، دمای کمینه، دمای متوسط، مجموع بارش، سرعت و جهت باد، انواع شاخص‌های خشک‌سالی و غیره) می‌تواند منجر به شناخت و پیش‌بینی زمانی و مکانی شاخص FDSD شده که به تبع آن خسارت ناشی از طوفان‌های گردوغبار در مناطق بحرانی کشور (غرب، جنوب غرب و جنوب غرب ایران) را به حداقل می‌رساند. از طرفی ارتباط بین طوفان‌های گردوغبار و متغیرهای اقلیمی می‌تواند در انتخاب متغیرهای پیش‌بینی‌کننده این پدیده تأثیر بسزایی داشته باشد. این پژوهش با هدف بررسی روند فراوانی روزهای همراه با طوفان‌های گردوغبار و تأثیر خشک‌سالی بر آن در غرب و جنوب غرب کشور انجام شد. نتایج نشان داد که شاخص فراوانی روزهای

- Plateau during 1961–2010. *Atmospheric Environment*, 125, 188-198.
- Karegar, M. E., Bodagh Jamali, J., Ranjbar Saadat Abadi, A., Moeenoddini, M. & Goshtasb, H. (2017). Simulation and Numerical Analysis of severe dust storms Iran East. *Journal of Spatial Analysis Environmental Hazards*, 3(4), 101-119. (In Farsi)
- Kim, D., Chin, M., Kemp, E. M., Tao, Z., Peters-Lidard, C. D., & Ginoux, P. (2017). Development of high-resolution dynamic dust source function-A case study with a strong dust storm in a regional model. *Atmospheric environment*, 159, 11-25.
- McKee, T. B., Doesken, N. J., & Kleist, J. (1993). The relationship of drought frequency and duration to time scales. In *Proceedings of the 8th Conference on Applied Climatology*, 17(22), 179-183.
- Mehrabi, Sh., Soltani, S. & Jafari, R. (2015). Investigating the Relationship between Climatic Parameters and the Exposure of Greenhouses (Case Study: Khuzestan Province). *Journal of Water and Soil Science*, 19(71), 69-80. (In Farsi)
- Mohammadi, G, H., (2015). Analysis of Atmospheric Mechanisms in Dust Transport over West of Iran. *Ph.D. thesis, Tabriz University*, 142 pp. (In Farsi)
- Mohammadkhan, S. (2017). Status and trends of dust storms in Iran from 1364 to 1384. *Journal of Range and Watershed Management*, 70(2), 495-514. (In Farsi)
- O'Loingsigh, T., McTainsh, G. H., Tews, E. K., Strong, C. L., Leys, J. F., Shinkfield, P., & Tapper, N. J. (2014). The Dust Storm Index (DSI): a method for monitoring broadscale wind erosion using meteorological records. *Aeolian Research*, 12, 29-40.
- Pearson, K. (1897). Mathematical contributions to the theory of evolution.—on a form of spurious correlation which may arise when indices are used in the measurement of organs. *Proceedings of the royal society of London*, 60(359-367), 489-498.
- Pourgholam-Amiji, M., Ansari Ghoghghar, M., Khoshravesh, M. & Liaghat, A. (2020). Trends of Soil Salinity Changes and Its Relation to Climate Variables. *Water Management in Agriculture*, 6(2), 77-90. (In Farsi)
- Rafiei Majoomerd, Z., Yazdani, M., & Rahimi, M. (2017). Trend analysis of number of dusty days in Iran. *Arid Biome*, 6(2), 11-23. (In Farsi)
- Sarraf, B. S., Rasouli, A. A., Mohammadi, G. H., & Sadr, A. H. (2016). Long-term trends of seasonal dusty day characteristics—West Iran. *Arabian Journal of Geosciences*, 9(10), 563.
- Seiler, M. C., & Seiler, F. A. (1989). Numerical recipes in C: the art of scientific computing. *Risk Analysis*, 9(3), 415-416.
- Shojaeezadeh, K., Derijani, R. & Heidari, F. (2013). Investigating the Relationship between Climate and Dust Phenomena (Case Study: Mahshahr City). *2nd International Conference on Environmental Hazards, 29 October*. (In Farsi)
- Yarmoradi, Z., Nasiri, B., Mohammadi, Gh. H. & Karampour, M. (2018). Trend analysis of dusty day's frequency in Eastern parts of Iran associated with Climate Fluctuations. *Desert Ecosystem Engineering Journal*, 7(18), 1-14. (In Farsi)
- Yue, S., Pilon, P., & Cavadias, G. (2002). Power of the Mann–Kendall and Spearman's rho tests for detecting monotonic trends in hydrological series. *Journal of hydrology*, 259(1-4), 254-271.
- Zeinali, B. (2016). Investigation of frequency changes trend of days with dust storms in western half of Iran. *Journal of Natural Environment hazards*, 5(7), 100-87. (In Farsi)