



Institute of Geography

Physical Geography Research Quarterly

Journal Homepage: www.jphgr.ut.ac.ir



Predict the Number of Dusty Days in March Based on the Sum-Metric Spatial-Temporal Model in Eastern Iran

Ahmad Hosseini ^{a*}, Elahe Nakhei-Najad Fard ^b

^a Assistant Professor, Department of Hydrology and Meteorology, Payam Noor University, Tehran, Iran

^b M.A. in Hydrology and Meteorology Department, Payam Noor University, Tehran, Iran

Extended Abstract

Introduction

In studies by the World Meteorological Organization, winds with speeds of more than 15 meters per second (30 knots) and horizontal visibility below 1000 meters are known as dust storms. This is based on the Beaufort scale in the hurricane group and such storms can move particles with a length of more than 500 microns. In this case, the sandstorm settles for short distances, but the dust travels long distances in the form of suspended or fine dust. When the wind speed reaches 7 meters per second or less, it only has the power to move particles less than 20 microns long, and the rest of the storm is scattered in the air in the form of suspended particles or dust. Evidence shows that dust is increasing in the eastern regions of Iran. Consequently, on April 25, 2015, the amount of pollution in Mashhad reached 55 micrograms per cubic meter in 24 hours and, was alert. In the first six months of 2016, the cities of Tabas, Nehbandan, and Birjand had the highest number of dusty days with, 45, 29, and 27 days, respectively. The wind speed in Yazd had similar conditions, which reached 96 km / h on July 22, 2015, while it was 70 km / h in Kerman on February 20, 2015. In Zabol, the cost of respiratory diseases caused by dust from 1999 to 2004 is estimated at more than 70 million dollars. Considering the frequency of dust phenomenon in the eastern regions of Iran and the importance of spatial-temporal analysis and its prediction was suggested.

Materials and methods

The study area is located between 52 to 64 degrees longitude and 24 to 38 degrees latitude in the east of the country, which includes the provinces of Khorasan Razavi, South Khorasan, Sistan-Baluchestan, Kerman, and Yazd. Therefore, to estimate the number of dusty days, the statistics of 57 meteorological stations and the elements of wind speed of 15 meters per second and more, horizontal visibility of less than of 1000 meters from the statistical period of 1/1/1987 to 31/3/2017 were used. It was then considered for the forming of the $m \times n$ matrix and statistical matching for years without NA statistics. In the next phase, utilizing several software packages, including gstat, spacetime, SP, raster, spdep, RgoogleMaps, tseries, mapproj, plm, randtest, and R the necessary programming was done next, all marginal variogram models, including Gaussian, spherical, linear, Bessel, exponential and Mattern were fitted separately with the experimental data model

* . Corresponding author (ahmad_hossayni@pnu.ac.ir)

[http://doi.org/10.22059/JPHGR.2022.332275.1007649](https://doi.org/10.22059/JPHGR.2022.332275.1007649)

Received: 26 March 2022; Received in revised form: 30 May 2022; Accepted: 28 July 2022

Copyright © 2022 The Authors. Published by University of Tehran. This is an open access article under the CC BY license (<https://creativecommons.org/licenses/by/4.0/>)

Results and Discussion

The percentage of the number of monthly dust days indicates that the range of changes rises from 1.04% in October to 3.42% in March. This means that on average, in the study area, about 4% of the days in March were dusty. This month was chosen as the critical month for estimation. The outputs revealed that the Sum-metric model, with the lowest mean squared error, has the best fit for estimating data. However, the experimental time variogram with an interval of 30 months shows that the gamma output values in the middle logs are closer, and the data are more interdependent, but their range is extended. In both variograms, the Partial Sill being more significant than the Nugget Effect has good conditions for model fit. Nevertheless, its spatial-temporal variogram shows that the estimated time will not be extended, and the data will move towards the average faster.

However, the four months were considered: March 2018, March 2019, March 2021, and March 2022. The results showed that no fundamental changes in the spatio-temporal distribution of data are seen from March 2018 onwards. Therefore, the variogram can only estimate March 2018.

Accordingly, the most critical estimated points for the number of dust days that have higher values in March 2018 are in 3 provinces, including: a) Khorasan Razavi, (Mashhad, Golmakan, and Fariman stations with three days, and cities of Quchan, Khaf, and Bardaskan with two days), b) Yazd province, (Abarkooh with four days, and cities of Lalehzar, Eghlid, Bafgh, Meybod, Bahabad, and Harat with two days), c) Kerman province (Kerman station with three days, and Anar with two days), and d) Sistan and Baluchestan (Zahedan with four days, Zabol, Mirjaveh, and Konarak with three days, and cities of Khash and Nusratabad with two days). Estimated values for March 2018 in South Khorasan Province show that these areas have the fewest dusty days.

Data analysis at a 95% confidence level showed that Zahedan stations with eight days and Golmakan, Zabol, Mirjaveh, Konarak, and Abarkooh stations with seven days had the highest number of dusty days in March 2018 in the eastern regions of Iran.

Conclusion

The results reveal that since 1987, the number of dusty days in March starts at 47 and reaches 162 in March 2017. This means that with an average number of 58 dusty days, there is a positive deviation of 104 days, which is a very high figure and could indicate the severity of the air pollution crisis in the country's east in the coming years. The intrinsic structure of the data shows that the Sum-metric model can be estimated only in March 2018. Out of a total of 57 stations in the study area, 8 stations are in good condition, 28 stations are in normal condition, and 21 stations are in critical condition. Estimations of the probability of occurrence at the level of 95% of the number of dust days show that the lowest number of dust days in the east of the country in March 2018 is related to Kashmar, Birjand, and Boshrayieh stations with four days, while the highest number of days is related to Zahedan station with eight days, and Golmakan, Zabol, Mirjaveh, and Konarak, and Abarkooh stations with seven days the maximum probability of occurrence.

Keywords: Estimation, Statistical Packages, R Software, Dust, Sum-Metric Model, East of Iran.

تخمین تعداد روزهای گردوغباری ماه مارس بر اساس مدل فضایی-زمانی متریک جمعی در شرق ایران

احمد حسینی^۱ - استادیار گروه آب و هواشناسی، دانشگاه پیام نور، تهران، ایران
الیه نخعی نژاد فرد - کارشناس ارشد روه آب و هواشناسی، دانشگاه پیام نور، تهران، ایران

چکیده

در مطالعات سازمان هواشناسی جهانی بادها با سرعت ۱۵ متر بر ثانیه و بیشتر و دید افقی زیر ۱۰۰۰ متر به‌عنوان طوفان گردوغباری شناخته می‌شود. بر این اساس داده‌های روزانه باد و دید افقی ایستگاه‌های سینوپتیک شرق کشور تهیه شد. تحلیل داده‌ها نشان داد ماه مارس بیشترین تعداد روز گردوغباری در طول دوره آماری در شرق ایران را دارد که به‌عنوان ماه بحرانی انتخاب گردید. سپس تغییرات فضایی-زمانی و تخمین تعداد روز گردوغباری آن مورد بررسی قرار گرفت. نتایج نشان داد که مدل متریک جمعی بهترین برازش برای تخمین داده در ماه مارس را دارد. این مدل نشان می‌دهد که داده‌ها تنها قابلیت تخمین مارس ۲۰۱۸ را دارند. تحلیل داده‌ها در سطح اطمینان ۹۵٪ نشان داد که ایستگاه زاهدان با ۸ روز و ایستگاه‌های گل‌مکان، زابل، میرجاوه، کنارک و ابرکوه با ۷ روز بیشترین تعداد روزهای گردوغباری در ماه مارس ۲۰۱۸ در شرق ایران را داشتند.

واژگان کلیدی: تخمین، بسته‌های آماری، نرم‌افزار R، گردوغبار، مدل متریک جمعی، شرق ایران.

مقدمه

پدیده‌های هواشناسی و فراوانی وقوع آن‌ها نتیجه برهمکنش عناصر آب و هوایی است که تغییرات کمی در هر کدام از این عناصر می‌تواند دیده‌بانی و ثبت حداقل یک پدیده هواشناسی باشد که از جمله آن می‌توان به گردوغبار و طوفان شن^۱ (SDS) در نواحی شرق ایران اشاره کرد (سازمان هواشناسی جهانی، ۲۰۱۵). تحقیقات نشان می‌دهد SDS، بیشترین همبستگی را با دما و کمترین همبستگی را با بارش دارد (لبان و بات، ۲۰۲۲). در سال‌های اخیر، طوفان شن و گردوغبار (SDS) به یکی از بحرانی‌ترین چالش‌های زیست‌محیطی در سراسر جهان تبدیل شده است. شناسایی منابع نه‌تنها به پایش و پیش‌بینی فرآیندهای طوفان‌های گردوغبار کمک می‌کند، بلکه به کاهش اثرات منفی آن و مدیریت بهتر این پدیده نقش قابل توجهی دارد (رایگانی و همکاران، ۲۰۲۱). طوفان‌های گردوغبار خسارت زیادی را به همراه دارد به طوری که در سال ۱۹۹۳ در چین، ۷۰ میلیون دلار برآورد شد که در طی این پدیده، ۱۲ میلیون نفر تحت درمان قرار گرفتند، ۸۵ نفر کشته، ۳۱ نفر ناپدید و ۲۶۴ نفر زخمی شدند و ۱۲۰ هزار رأس حیوان از بین رفتند. همچنین ۳۷۳ هزار هکتار زمین کشاورزی و ۱۶۳۰۰ هکتار باغات میوه و صدها گلخانه و پوشش پلاستیکی محصولات از بین رفت و تأسیسات زیربنایی، بزرگراه‌ها و ریل‌های راه‌آهن و تأسیسات انتقال برق، حدود ۱۰ میلیون دلار آسیب دید. ۳۷ پرواز لغو و به مدت ۴ روز راه‌آهن تعطیل گردید (شی گنگ و دیگران، ۱۹۹۵). همچنین غبار اتمسفری با اجزاء کوچک‌تر از ۲/۵ میکرومتر می‌تواند تا قسمت‌های عمیق ریه نفوذ کند (گریفین، ۲۰۰۷) و منجر به افزایش شیوع بیماری‌ها از جمله مننژیت، تب، آسم، بیماری‌های ویروسی و تغییر در ژن‌های پوست و ریه گردد (هیون و همکاران، ۲۰۰۷). در حالت طبیعی هر فرد با ۱۰ ساعت فعالیت و ۱۷ تنفس در هر دقیقه به طور متوسط ۰/۰۳۶۸ گرم گردوغبار وارد ریه خود می‌کند که در زمان پدیده گردوغبار با همان ۱۰ ساعت فعالیت این میزان به ۶/۶۲۴۰ گرم افزایش می‌یابد (برنامه جهانی محیط‌زیست، ۲۰۰۵) تحقیقات نشان می‌دهد به ازای افزایش هر ۱۰ میکروگرم گردوغبار (ذرات معلق کوچک‌تر از ۱۰ میکرون) در هر مترمکعب، میزان مرگ‌ومیر ۱ درصد افزوده می‌شود (شاهسونی و همکاران، ۱۳۸۹).

آلودگی هوا باعث تشدید بیماری‌های تنفسی ناشی از کووید ۱۹ می‌شود. برای انجام این کار محققان بر روی چهار نقطه از مناطق آلوده شامل: تریف در اسپانیا، کانتون در سوئیس؛ لندن و پاریس و مناطق اطراف آن متمرکز شدند و با تجزیه و تحلیل سطح ذرات ریزه این نتیجه رسیدند که بین آلودگی جوی و افزایش شیوع بیماری کووید ۱۹ ارتباط قابل توجهی وجود دارد (والکوس و همکاران، ۲۰۲۰). ماریو روهرر محقق موسسه علوم محیطی دانشگاه ژنو معتقد است عاملی غیر از تعامل انسانی ممکن است باعث انتقال ویروس، به‌ویژه شدت عفونت شود (هافر و دیگران، ۲۰۲۰). در همین خصوص آمارها نشان می‌دهد رابطه بین غلظت آلاینده‌های هوا PM 2.5 و NO2 و شیوع COVID-19 از نظر تعداد بیماران پذیرش شده در ICU و میزان مرگ‌ومیر با شدت آلودگی هوا در مناطقی از ایتالیا ارتباط نزدیکی داشته است (فرونتر و همکاران، ۲۰۲۰).

شواهد نشان می‌دهد که پدیده گردوغبار در نواحی شرق ایران در حال افزایش است، به طوری که در مورخه ۲۵ آوریل ۲۰۱۵ مقدار آلودگی در مشهد، ۵۵ میکروگرم بر مترمکعب در ۲۴ ساعت گزارش شده که در وضعیت هشدار قرار داشته است. در ۶ ماه نخست سال ۲۰۱۶، شهرهای طبس، نهبندان و بیرجند به ترتیب با ۴۵،۲۹ و ۲۷ روز دارای بیشترین روزهای گردوغباری بوده‌اند. میزان آلودگی در مرکز استان خراسان جنوبی (بیرجند) در تاریخ ۱۸ ژانویه ۲۰۱۷ برابر با ۷۳ میکروگرم بر مترمکعب بوده که نسبت به روز گذشته ۱۸/۵ درصد رشد داشته است. در شهر یزد نیز تعداد روزهای گردوغباری در پاییز ۲۰۱۶ از ۶ روزه ۸ روز نسبت به شرایط مشابه سال قبل رسیده است.

1. Sand and dust storms

2. WMO

در استان سیستان و بلوچستان، طوفان‌های گردوغباری با شروع باد سیستان شدت می‌گیرد که به آن لوار گفته می‌شود. این باد از نیمه اردیبهشت‌ماه شروع شده و تا اواسط شهریور ادامه دارد (حمیدیان پور و همکاران، ۲۰۲۱). علت اصلی آن را می‌توان شیب فشار بین سامانه‌های کم‌فشار پاکستان و پرفشار ترکمنستان دانست که منجر به شکل‌گیری یک جریان شمالی می‌شود و تقریباً گستره شرق ایران را در برمی‌گیرد و باعث ایجاد طوفان‌های گردوغبار عظیم در این منطقه می‌شود (حمیدیان پور و همکاران، ۲۰۱۷).

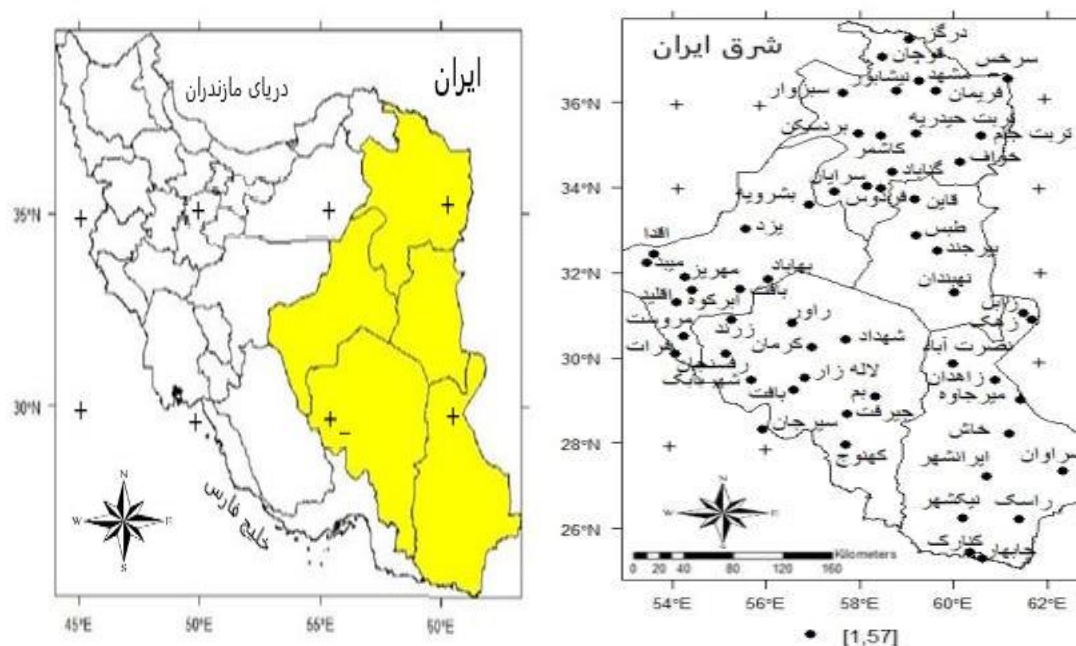
به طوری که از سپتامبر ۲۰۱۰ تا ژوئای ۲۰۱۱ میزان آلودگی هوا ناشی از گردوغبار تا ۳۰۹۴ گرم در هر مترمکعب رسیده است که ۶۱٪ از روزهای گردوغباری آن دوره با ریسک بالا برای سلامتی بوده‌اند (راشکی و همکاران، ۲۰۱۲). همچنین در ۵ ژانویه ۲۰۱۵ سرعت باد در زاهدان و نصرت‌آباد به ۱۰۲ کیلومتر در ساعت و غلظت گردوغبار ($PM_{2.5}$) به ۱۱۵ میکروگرم بر مترمکعب رسید. در ۱۴ ژوئای ۲۰۱۶ سرعت باد در زابل ۱۰۰ کیلومتر در ساعت و غلظت گردوغبار به ۱۶۵۶۶ میکروگرم بر مترمکعب رسیده که ۱۱۰ برابر حد مجاز و ۳۹ برابر حد بحرانی بوده است. این وضعیت تا ۱۶ ژوئای ۲۰۱۶ ادامه داشت که غلظت گردوغبار تا ۶۰ برابر حد مجاز و ۲۲ برابر حد بحرانی کاهش یافت. در طی این دوره ۱۳۲۳ نفر به دلیل مشکلات تنفسی به مراکز درمانی مراجعه و ۳۰ نفر بستری شده‌اند. در ۳۱ اگوست ۲۰۱۶ سرعت باد در زابل به ۸۰ کیلومتر در ساعت و غلظت گردوغبار به ۳۵۸ میکروگرم بر مترمکعب رسید. در ۶ سپتامبر ۲۰۱۶ نیز سرعت باد در زابل ۹۰ کیلومتر در ساعت و غلظت گردوغبار به ۳۷۶ میکروگرم بر مترمکعب افزایش یافت. در ۲۰ نوامبر ۲۰۱۶ سرعت باد در زاهدان ۷۵ کیلومتر در ساعت و غلظت گردوغبار به ۱۶۷۸ میکروگرم بر مترمکعب و به ۱۱ برابر حد مجاز رسیده است. در ۲۶ ژانویه ۲۰۱۷ سرعت باد در زابل به ۸۶ کیلومتر در ساعت و غلظت ذرات گردوغبار به ۲۷۸۰ میکروگرم بر مترمکعب رسید که ۱۸ برابر حد مجاز بود. چابهار در ۱۸ مارس ۲۰۱۵ دید افقی به ۴۰۰ متر کاهش یافته است که این وضعیت، شرایط بحرانی و روند رو به افزایش وقوع رخداد گردوغبار را نشان می‌دهد (سازمان هواشناسی کشور، داده‌های آماری) به طوری که هزینه بیماری‌های تنفسی ناشی از گردوغبار از سال ۱۹۹۹ تا ۲۰۰۴ در شهر زابل بیش از ۷۰ میلیون دلار تخمین زده شده است (میری و همکاران، ۲۰۰۷).

با توجه به اهمیت موضوع و فراوانی وقوع پدیده گردوغبار در نواحی شرقی ایران و نظر به این که در کلیه مطالعات انجام شده وابستگی زمانی و مکانی داده‌ها مورد توجه نبوده است، تحلیل فضایی-زمانی و تخمین آن مدنظر قرار گرفته است که این موضوع بیانگر آن است که داده در طول زمان و برحسب موقعیت قرار گرفتن آن‌ها در فضای اقلیدسی، دارای همبستگی زمانی-مکانی هستند برای این منظور، معمولاً فرض می‌شود، داده‌ها از یک میدان تصادفی گاوسی با تابع میانگین و کواریانس آن پیروی می‌کنند که با فرض معلوم بودن پارامترهای مدل، شامل میانگین، واریانس و همبستگی فضایی-زمانی، پیشگویی بهینه و میانگین توان دوم خطای آن، به سادگی تعیین می‌شود (ماردیا و گودال، ۱۹۹۳). لذا باید گفت همان طوری که آب و هواشناسی به مطالعه بلندمدت داده‌های هواشناسی می‌پردازد، وابستگی توأم فضایی-زمانی داده‌ها در بلندمدت نیز باید مدنظر قرار گیرد. بنابراین در تحلیل و تخمین روزهای گردوغباری مدنظر قرار دادن وابستگی‌های مکانی توأم با وابستگی‌های زمانی نتایج دقیق‌تری جهت برنامه‌ریزی ارائه می‌دهد. عدم در نظر گرفتن فرآیندهای زمانی-مکانی در مطالعات و جمع‌آوری داده‌های غلظت PM_{10} در سال ۲۰۰۹ در اروپا نشان داد که روش‌های درون‌یابی، صرفاً مکانی ($GIS \& GS+$) هستند و همبستگی‌های زمانی در آن‌ها صفر فرض می‌شود، در حالی که باید به عنوان یک روش درون‌یابی فضایی-زمانی دیده شوند. لذا تغییرات زمانی، همگام با تغییرات مکانی، این توانایی را دارند که فرآیندهای زمانی و مکانی را بهبود بخشد (گرالر و همکاران، ۲۰۱۳). بر این اساس و با توجه به وجود وابستگی‌های مکانی و زمانی در بین مقادیر تعداد روزهای گردوغباری، تحلیل و تخمین آن تحت عنوان SDS در زمان‌های متوالی و برحسب ایستگاه‌های هواشناسی در مناطق شرقی ایران، هدف از انجام این پژوهش

است که بررسی تغییرات فضایی-زمانی آن در ماه‌های آینده بر اساس مدل فضایی-زمانی متریک جمعی می‌پردازد.

روش پژوهش

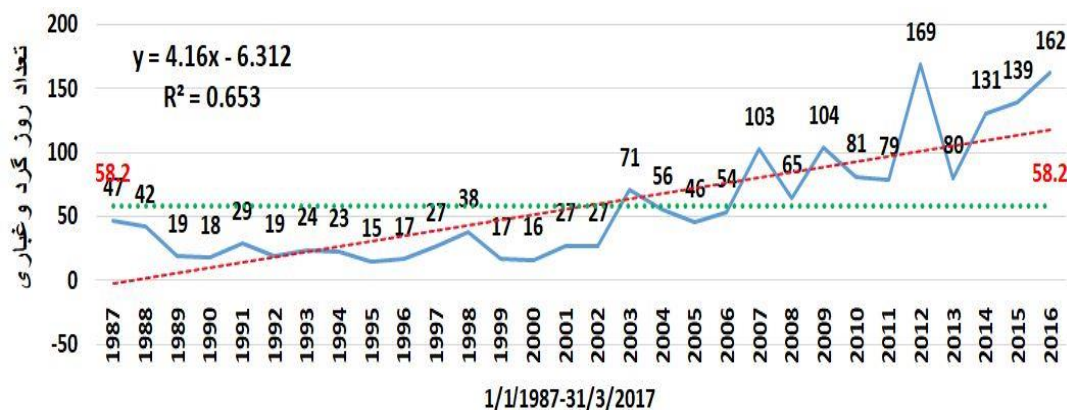
محدوده مورد مطالعه به ترتیب بین ۵۲ تا ۶۴ درجه طول و ۲۴ تا ۳۸ درجه عرض جغرافیایی در شرق کشور واقع شده است که شامل استان‌های خراسان رضوی، خراسان جنوبی، سیستان و بلوچستان، کرمان و یزد می‌شود (شکل ۱ و ۲).



شکل شماره ۱. موقعیت منطقه مورد مطالعه شکل ۲. ایستگاه‌های مورد مطالعه

جهت تحلیل و تخمین تعداد روزهای گردوغباری ماه مارس در شرق کشور از آمار ۵۷ ایستگاه هواشناسی و از عناصر سرعت باد ۱۵ متر بر ثانیه و بیشتر دید افقی کمتر از ۱۰۰۰ متر از دوره آماری ۱۹۸۷/۱/۱ لغایت ۲۰۱۷/۳/۳۱ استفاده شد. سپس با کمک کدهای ۰۶ و ۰۷ و ۳۱ تا ۳۴ سازمان هواشناسی جهانی تعداد روزهای گردوغباری استخراج شد و پس از آن برای تشکیل و استخراج ماتریس $m \times n$ و همسان‌سازی آماری از نظر زمانی برای سال‌های فاقد آمار NA در نظر گرفته شد.

بررسی داده نیز نشان می‌دهد که از سال ۱۹۸۷ تعداد روزهای گردوغباری در ماه مارس با ۴۷ روز شروع می‌شود و در سال ۲۰۱۶ به ۱۶۲ روز می‌رسد این در حالی است که با میانگین تعداد روزهای گردوغباری که ۵۸ روز را نشان می‌دهد ۱۰۴ روز انحراف مثبت دارد که رقم بسیار بالایی است که می‌تواند شدت بحران آلودگی جوی در شرق کشور را در سال‌های آینده نشان دهد (شکل ۳).



شکل شماره ۳. تعداد روزهای گردوغباری در ماه مارس



شکل شماره ۴. میانگین تعداد روزهای گردوغباری ماهیانه

درصد تعداد روزهای گردوغباری را به صورت ماهیانه نشان می‌دهد که دامنه تغییرات آن از ۰/۴ درصد در اکتبر به ۳/۴۲ درصد در مارس می‌رسد. این بدان معنا است که به طور متوسط در منطقه مورد مطالعه تقریباً ۴ درصد روزها در ماه مارس با گردوغبار همراه بوده است لذا این ماه که بیشترین میزان تعداد روزهای گردوغباری را داشت برای تخمین در نظر گرفته شد (شکل ۴).

سپس جهت بررسی فضایی-زمانی داده‌ها و تخمین تعداد روزهای گردوغباری در ماه مارس از طرح شبکه کامل فضایی-زمانی استفاده شد و برای مدل‌سازی و پردازش داده‌ها از کلاس فضایی-زمانی ST و از دو فرمت^۱ STF و STFDF^۲ برای تجزیه و تحلیل داده‌ها استفاده گردید سپس data frame داده‌ها تحت عنوان آرایه sp data در کلاس STF (پیسما، ۲۰۱۲) و STFDF (پیسما، ۲۰۲۱) ساخته شد. پس از آن داده‌ها با فرمت فضای گسترده فراخوانده شدند که در ستون‌ها، موقعیت مکانی ایستگاه‌ها و در ردیف‌ها دوره زمانی داده‌ها t_i قرار داده شدند (پیسما، ۲۰۰۴) بدین ترتیب داده‌های فضایی-زمانی برای میدان تصادفی $d=3$ به صورت $s=(x,y,t)$ تهیه شد (پیسما و همکاران، ۲۰۱۶) بنابراین ماتریس $n \times m$ فضایی-زمانی داده‌ها با توجه به رابطه :

$$\{z(s_i, t_j); (s_i, t_j) = (x_i, y_i, t_i); i = 1, 2, \dots, n; j = 1, 2, \dots, m\} \quad (1)$$

ساخته شد که در آن اندیس i به مکان (موقعیت) مشاهده و اندیس j به زمان اشاره دارد پس از آن با کمک بسته‌های

1. Spatio-temporal Function
2. Spatio-temporal Function Data Frame

نرم‌افزاری gstat (پیسما، ۲۰۲۱)، spacetime (پیسما و همکاران، ۲۰۲۱) و SP (پیسما، ۲۰۲۱)، raster (روبرت جی، ۲۰۲۱)، spdep (بیوند و همکاران، ۲۰۲۲) و RgoogleMaps (لوچر، ۲۰۲۱)، tseries (تراپلتی و همکاران، ۲۰۲۰)، mapprotools (بیوند و همکاران، ۲۰۲۱)، plm (کروسنت و همکاران، ۲۰۲۱) و randtests (کاریو و متیوس، ۲۰۱۵) و با کمک نرم‌افزار R^۱ برنامه‌نویسی لازم صورت گرفت.

در ابتدا جهت وابستگی داده‌ها از آزمون Moran (بیوند و همکاران، ۲۰۲۱) و برای همبستگی زمانی از آزمون Run Test استفاده گردید (کاریو و متیوس، ۲۰۱۵) و ایستایی داده‌ها به صورت زیر مورد بررسی قرار گرفت:

$$\|h\| = \sqrt{(x_1 - y_1)^2 + (x_2 - y_2)^2 + \dots + (x_n - y_n)^2} \quad (۲)$$

که در آن داده فضایی نمونه‌ای از میدان تصادفی $Z(\cdot)$ در نظر گرفته شد و در فضای n بعدی برای دو موقعیت (x_1, x_2, \dots, x_n) و (y_1, y_2, \dots, y_n) تعریف شد که در اینجا منظور از فاصله h همان فضای اقلیدسی است (محمد زاده، ۱۳۹۴) در مرحله بعد همسانگردی داده‌ها با توجه به رابطه زیر مورد بررسی قرار گرفت (ایساک و دیگران، ۱۹۸۹)

$$d_x = |h| \cos \theta \quad (۳)$$

$$d_y = |h| \sin \theta \quad (۴)$$

در این روابط، h بزرگی بردار و θ زاویه بردار با سوی مثبت محور x ها است. که انتهای بردار با رنگ خاصی معرفی شد (حسینی پاک و شرف‌الدین، ۱۳۹۱) در نهایت جهت برآورد تغییر نگار تجربی فضایی- زمانی از رابطه زیر استفاده گردید (محمد زاده، ۱۳۹۴):

$$\hat{\gamma}(h_s, h_t) = \frac{1}{|N(h_s, h_t)|} \sum_{N(h_s, h_t)} (Z(s + r_s, t + r_t) - Z(s, t))^2, h_s \in R^d, h_t \in R^+ \quad (۵)$$

که $N(h_s, h_t)$ نشان‌دهنده مجموعه همه زوج مشاهداتی است که فاصله آن‌ها در همسایگی بردار h_s و فاصله زمانی آن نزدیک h_t باشد. پس از آن مدل‌های نظری تغییر نگار شامل: مدل گاوسی، مدل کروی، مدل خطی، مدل پسیل، مدل نمایی، مدل مترن هر کدام به تفکیک با مدل تجربی داده‌ها برازش داده شدند که مدل مترن با توجه به رابطه زیر بهترین برازش را داشت (محمد زاده، ۱۳۹۴).

$$\gamma(\|h\|) = c_0 + c_1 \left(\frac{2}{\pi(\theta)} \left(\frac{a}{\|h\|} \right)^2 K_{\theta}(a\|h\|) \right) \quad (۶)$$

در نهایت جهت تخمین تعداد روزهای گردوغباری، کوواریانس فضایی- زمانی داده‌ها شامل مدل‌های تفکیک‌پذیر و تفکیک‌ناپذیر با توجه به رابطه ۷ ساخته شد (مونتريو و دیگران، ۲۰۱۵):

$$C_{st}(h_s, h_t) = C_s(h_s)C_t(h_t) \quad (۷)$$

که در آن:

$C_s(h_s)$ تغییر نگار صرفاً مکانی

و $C_t(h_t)$ تغییر نگار صرفاً زمانی است

پس از آن تک‌تک مدل‌های فضایی- زمانی تفکیک‌پذیر شامل: مدل ضربی و ضربی- جمعی (حاصل ضرب مدل‌های فضایی و زمانی) و مدل فضایی- زمانی تفکیک‌ناپذیر شامل: مدل متریک، متریک جمعی و متریک جمعی ساده (با تخمین

هم‌زمان کمیت موردنظر) مورد مقایسه قرار گرفتند. سپس نتایج خروجی تمامی مدل‌های تفکیک‌پذیر و تفکیک‌ناپذیر با مدل تجربی با توجه به رابطه:

$$\gamma(h_s, h_t) = \text{nugget} \cdot I\{h_t > 0, h > 0\} + \gamma_t(h_t) + \gamma_s(h_s) + \gamma_{\text{jonit}} \left(\sqrt{h_s^2 + (k \cdot h_t)^2} \right) \quad (8)$$

مجموعاً ۱۴۴ مدل برازش داده شدند (پیسما و دیگران، ۲۰۱۶) که در آن $\gamma_t(\cdot)$ و $\gamma_s(\cdot)$ به ترتیب تغییر نگار حاشیه‌ای فضایی و زمانی است. پس از آن تغییر نگار تجربی فضایی-زمانی داده‌ها با تمامی مدل‌های نظری تفکیک‌پذیر و تفکیک‌ناپذیر با استفاده از رابطه:

$$MSE = \frac{SSE}{K} \quad (9)$$

$$SSE = \sum_m \sum_h \{\gamma(h, m) - \hat{\gamma}(h, m)\}^2$$

برازش داده شد. که در آن k تعداد لگ‌های فضایی-زمانی است. در نهایت بهترین مدل با کمترین میانگین مجذور مربعات خطا (MSE) جهت برآورد و تخمین انتخاب شد و تغییر نگار سه‌بعدی آن ترسیم گردید سپس تخمین فضایی-زمانی تعداد روزهای گردوغباری به صورت تعداد روز در ماه‌های مارس پیش رو انجام شد (موتریو و همکاران، ۲۰۱۵). در نهایت جهت حصول اطمینان از برآورد تعداد روز گردوغباری، محاسبه مقادیر خروجی در سطح اطمینان ۹۵٪ با استفاده از رابطه:

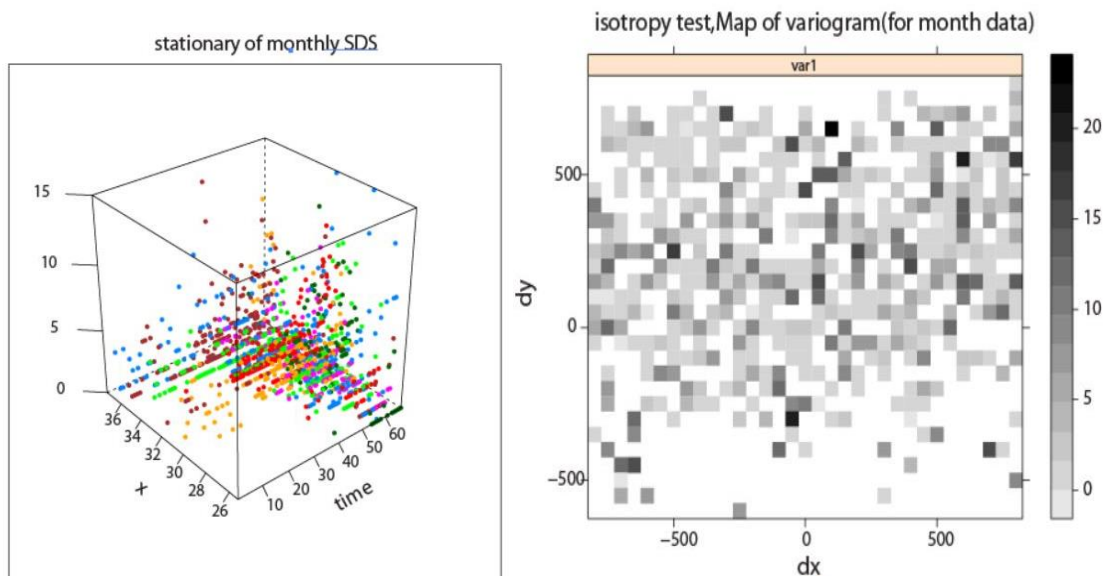
$$A \equiv \left(\hat{Z}(s_0) - 1.96\sigma_K(s_0), \left(\hat{Z}(s_0) + 1.96\sigma_K(s_0) \right) \right) \quad (10)$$

(کِرسی، ۱۹۹۳) برای تک‌تک ایستگاه‌ها برای ماه مارس در شرق کشور انجام شد که می‌تواند حداکثر قابلیت وقوع تعداد روزهای گردوغباری (کران بالا با فاصله اطمینان ۹۵٪) و میزان حصول اطمینان از مدل عددی را مشخص کند.

بحث و یافته‌ها

جهت تخمین روزهای گردوغباری فرض همبسته بودن داده‌ها موردبررسی قرار گرفت. نتایج خروجی برای همبستگی مکانی و همبستگی زمانی نشان داد، مقادیر خروجی برای داده‌های اولیه در سطح اطمینان ۹۵٪ معنی‌دار و وابسته هستند، بنابراین می‌توان بر روی داده‌ها تحلیل فضایی-زمانی انجام داد. مشاهدات در برابر محورهای مختصات x و y و t برای SDS ماهانه نشان داد که داده‌ها روند خاصی در هیچ‌یک از مقادیر $Z(s_i, t_i)$ در جهت‌های x و y و t ندارند لذا به توجه به اختلاف‌زمانی ایستگاه‌ها، داده‌ها دارای ایستایی ذاتی بوده (شکل ۵) که این امر برای تخمین داده‌ها کفایت می‌کند و می‌توان از کرجینگ معمولی جهت تحلیل فضایی-زمانی برای برآورد روزهای گردوغباری استفاده کرد (x عرض جغرافیایی، $time$ زمان، y تغییرات رنگ، z مقدار عددی متغیر).

بررسی همسانگردی رویه نیم تغییر نگار فضایی نشان می‌دهد که نیم تغییر نگار در تمام جهات تقریباً بر هم منطبق بوده و تفاوت معنی‌داری نسبت به هم ندارند. از این رو داده‌ها بدون روند و همسان گرد هستند (شکل ۶).

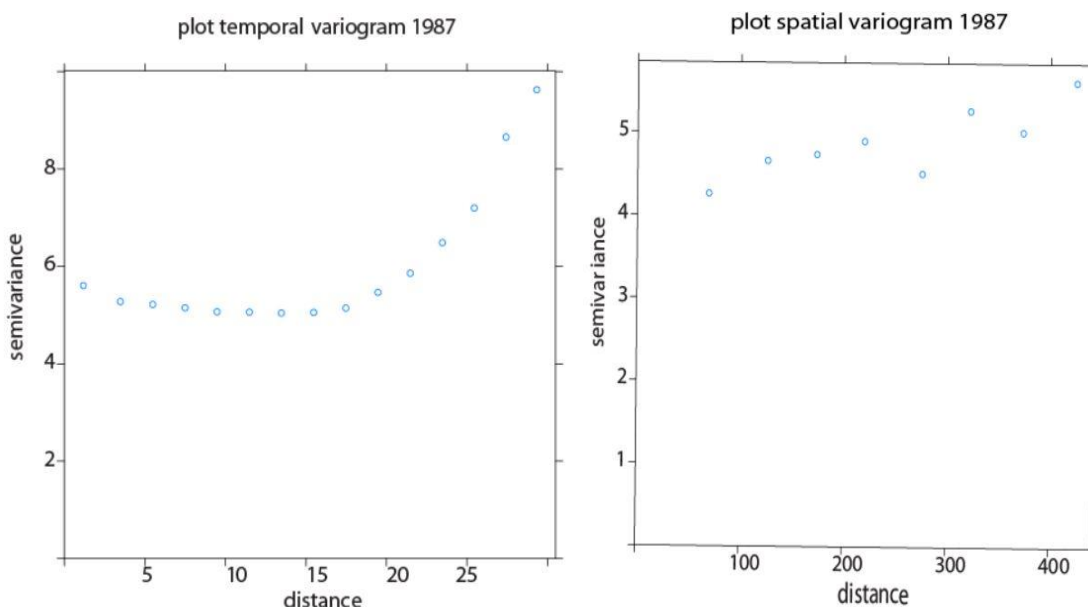


شکل شماره ۶. بررسی همسان‌گردی داده‌های ماهیانه

شکل شماره ۵. بررسی ایستایی در داده‌های ماهیانه

برآورد تغییر نگار تجربی صرفاً فضایی و صرفاً زمانی ماهیانه

تغییر نگار تجربی فضایی با CUT OFF=450 در کلاس SP نشان می‌دهد که گاما، سیر صعودی داشته و در لگ‌های انتهایی، نوسانات محسوسی دیده می‌شود و نسبت به تغییر نگار تجربی فضایی روزانه سریع‌تر به سقف می‌رسد و دارای دامنه طولانی نیست. آستانه جزئی آن مقادیر کمتری را در برمی‌گیرد به همین دلیل باید انتظار تخمین مقادیر کمتری را داشت. (شکل ۷). تغییر نگار تجربی زمانی با فاصله زمانی ۳۰ ماهه نشان می‌دهد مقادیر خروجی گاما در لگ‌های میانی به هم نزدیک‌تر شده و وابستگی داده‌ها به هم بیشتر می‌شود در نهایت دامنه آن طولانی است در هر دو تغییر نگار، بزرگ‌تر بودن آستانه جزئی از اثر قطعه‌ای شرایط خوبی برای برازش مدل دارد (شکل ۸).

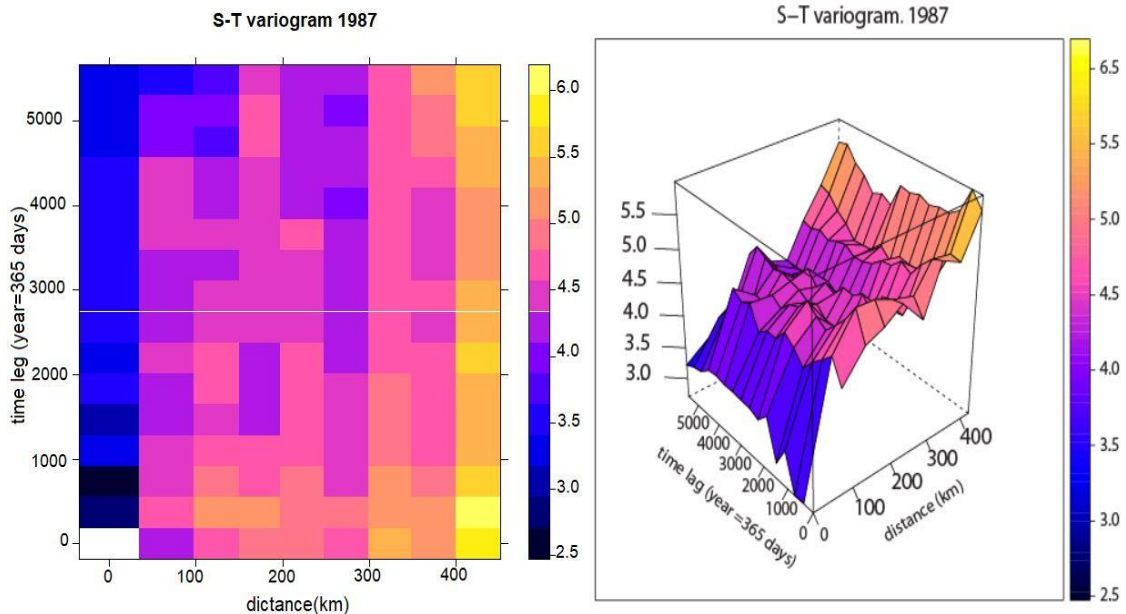


شکل شماره ۸. تغییر نگار تجربی ماهیانه زمانی

شکل شماره ۷. تغییر نگار تجربی ماهیانه فضایی

- 1. Partial Sill
- 2. Nugget Effect

سپس مدل سه بعدی^۱ تجربی فضایی و تجربی زمانی داده‌ها (شکل ۹) و رویه آن (شکل ۱۰) ترسیم شد. این موضوع نشان می‌دهد علی‌رغم روند کلی وابستگی داده‌ها، گاما هم در جهت فضایی و زمانی دارای نوسانات زیادی است که این موضوع بیانگر آن است که تغییرات شدید هم در جهت فضایی و هم در جهت زمانی در پارامتر موردنظر یعنی تعداد روزهای گردوغباری در منطقه مورد مطالعه دیده می‌شود. تنوع رنگ در رویه تغییر نگار با این مسئله همخوانی دارد. یعنی از نظر اقلیمی باید گفت در ماه مارس تغییرات روزهای گردوغباری در ابعاد زمانی از یک سال نسبت به سال دیگر و از نظر مکانی از یک ایستگاه نسبت به ایستگاه دیگر شدیداً متفاوت است و ایستگاه‌ها بیشتر با گردوغبارهای محلی روبه‌رو هستند.



شکل شماره ۱۰. رویه تغییر نگار تجربی ماهیانه سه بعدی

شکل شماره ۹. تغییر نگار تجربی ماهیانه سه بعدی

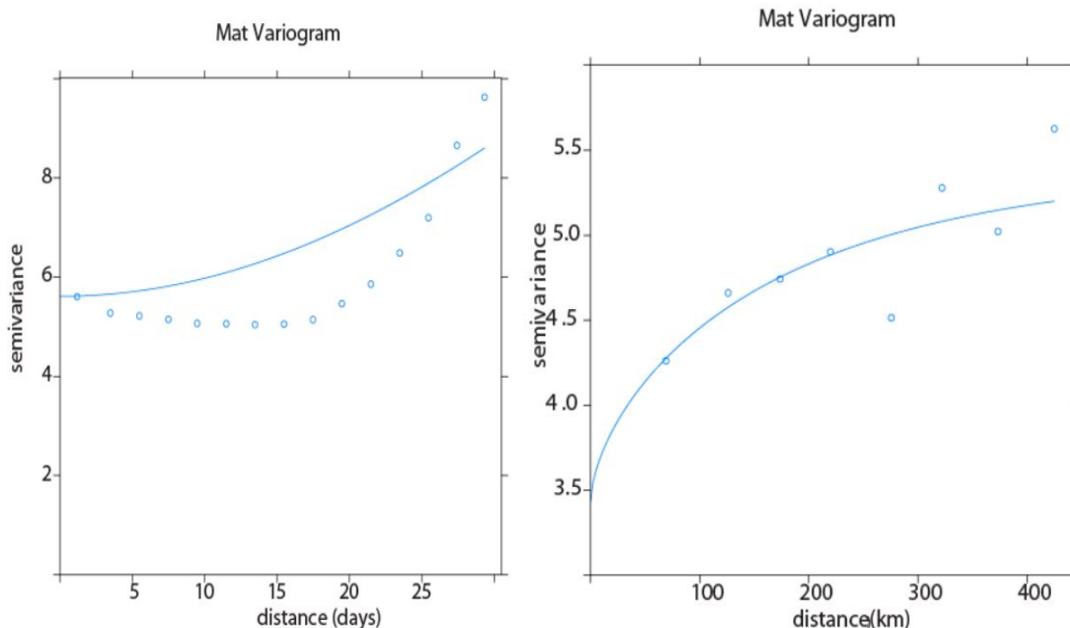
برای مدل سازی ماهیانه کاربردی ترین مدل‌ها نظری با تک تک تغییر نگار تجربی فضایی و تجربی زمانی مورد مقایسه قرار گرفت که مدل مِترن با کاپای ۰/۳ برای تغییر نگار فضایی (جدول ۱) و مدل مِترن با کاپای ۶ برای تغییر نگار زمانی (جدول ۲) با کمترین میزان SSE انتخاب شد سپس مدل نظری با تغییر نگار تجربی فضایی و زمانی داده‌ها برآزش داده شدند. (شکل‌های ۱۱ و ۱۲)

جدول شماره ۱. برآورد پارامترهای مدل‌های فضایی

مدل	آستانه جزئی	ناگت	دامنه	کاپا	مجذور مربعات خطا
گوسین	۰/۸۷۹۶۷۴۴	۴/۰۷۴۵۳۵۰	۱۳۶/۲۹۲۱	-	۰/۰۱۰۸۶۷۰۹
اسپریکال	۱/۱۷۹۸۸۵	۳/۷۹۲۷۴۳	۲۵۰/۷۴۰۶	-	۰/۰۱۰۸۹۱۹۱
خطی	۱/۰۶۴۱۱۴	۳/۹۰۰۴۱۸	۱۹۶/۵۳۲۱	-	۰/۰۱۱۵۳۶۳۵
پسل	۱/۲۳۸۹۶۹	۳/۹۲۶۶۴۹	۹۴/۲۷۸۷۷	-	۰/۰۰۹۳۹۱۴۰۲
مترن	۱/۹۶۲۲۴۰	۴/۴۳۴۱۰۴	۲۴۰/۶۷	۰/۳	۰/۰۰۸۶۷۸۴۳۹
نمایی	۱/۵۵۱۰۶۰	۳/۷۲۳۱۸۴	۱۵۷/۲۲۸۲	-	۰/۰۰۸۹۰۷۹۰۱

جدول شماره ۲. برآورد پارامترهای مدل‌های زمانی

مدل	آستانه جزئی	ناگت	دامنه	کاپا	مجذور مربعات خطا
گوسین	۱۳۴۷۳۶/۱۳۶۱۰	۵/۷۸۰۴۴	۳۹۸۷/۹۵۴	-	۱۵۳۳۰/۲
اسپریکال	۲/۲۹۱۲۶۱	۵/۷۶۳۷۵۶	۹۴/۷۸۴۷	-	۹۹۴۴/۷۱۵
خطی	۲/۰۹۵۶۶۱	۵/۷۷۸۴۶۳	۲۹/۶۵۸۶۸	-	۱۶۵۱۱/۴۸
پسیل	۱۳۹/۰۱۵۲۵۳	۵/۷۱۸۳۴۹	۲۳۵/۱۶۱۷	-	۷۳۹۶/۹۵۱
مترن	۳۶/۰۴۳۸۲۴	۵/۶۱۴۵۴۳	۲۲/۱۶۷۹۹	۶	۴۱۴۵/۵۲۶
نمایی	۷/۷۵۶۶۸۱	۵/۵۲۷۴۳۲	۱۴۴/۰۴۶۸	-	۴۶۸۱/۳۶۵



شکل شماره ۱۱. مدل مترن برای تغییر نگار فضایی ماهیانه شکل شماره ۱۲. مدل مترن برای تغییر نگار زمانی ماهیانه

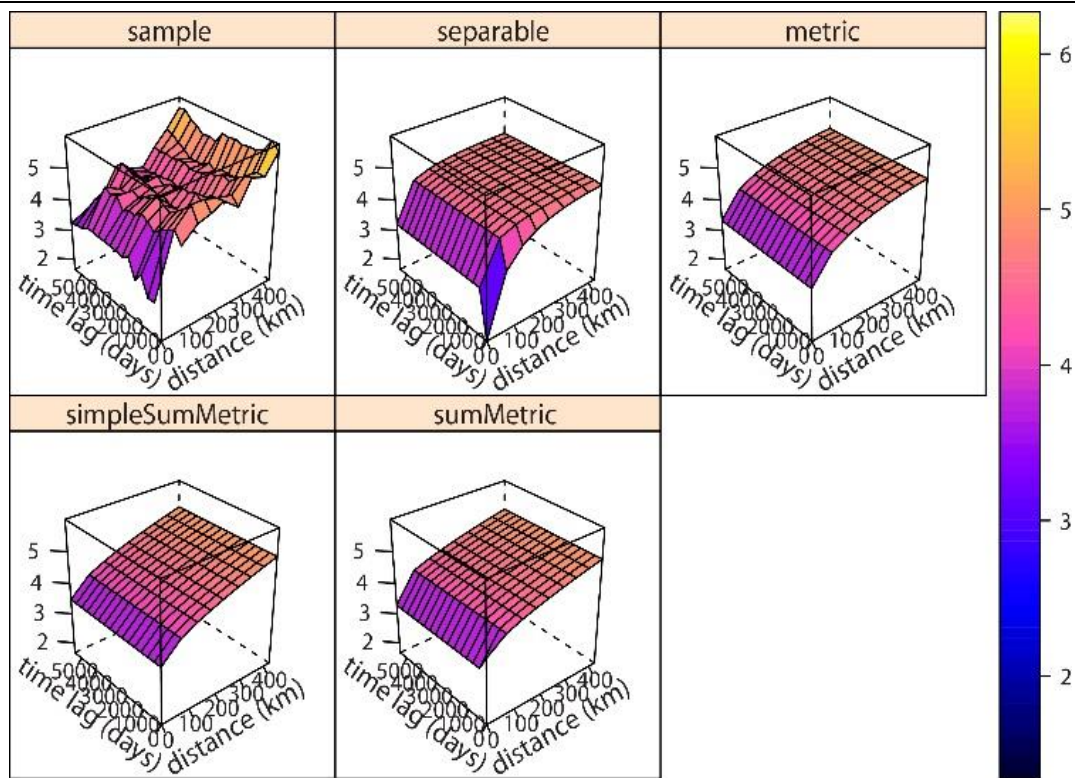
مدل‌سازی تغییر نگار فضایی - زمانی ماهیانه

جهت برآورد و تخمین پارامتر نامعلوم SDS کلیه مدل‌های تفکیک‌پذیر و غیر تفکیک‌پذیر شامل مدل‌های ضربی، متریک، متریک ساده و متریک جمعی، مجموعاً ۱۴۴ مدل با مدل تجربی داده‌ها برازش داده شدند که بهترین مدل خروجی فضایی - زمانی، مدل متریک جمعی با کمترین میانگین مربعات خطا بود (جدول ۳).

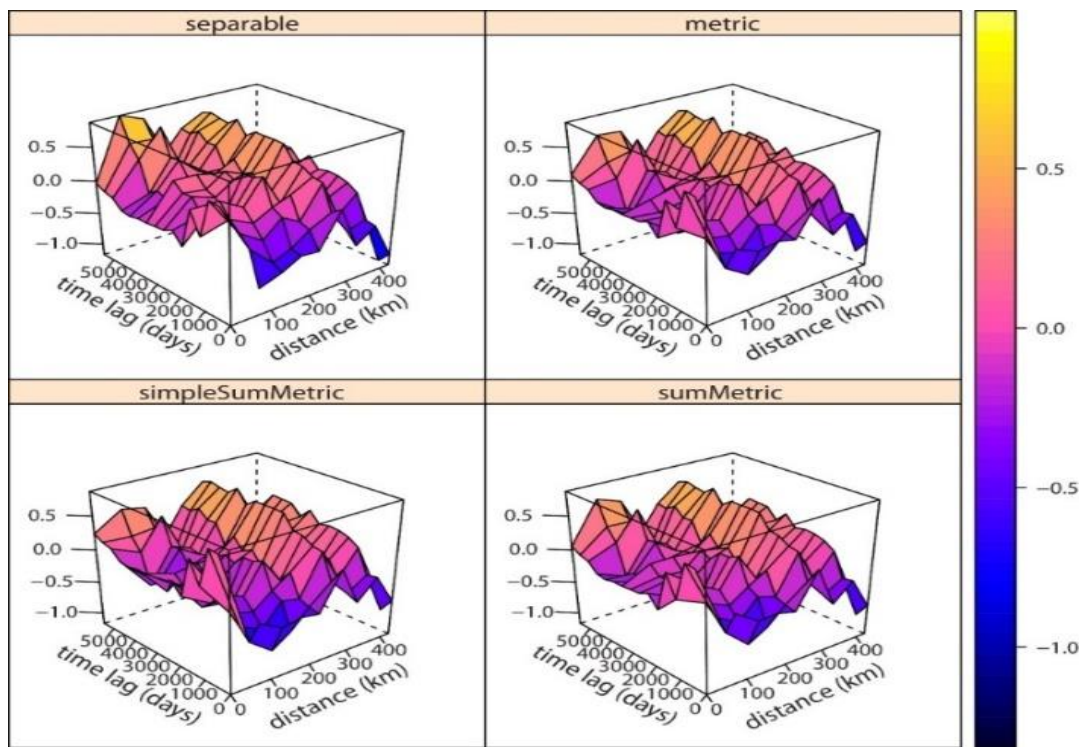
جدول شماره ۳. برازش مدل‌های فضایی - زمانی تجربی ماهیانه با مدل‌های نظری تفکیک‌پذیر و غیر تفکیک‌پذیر

مدل	تفکیک‌پذیر	متریک	متریک جمعی ساده	متریک جمعی
مدل مترن + مدل مترن	۰/۱۵۷۲۳۵۵	۰/۱۲۷۳۶۵۱	۰/۱۲۲۱۲۲۷	۰/۰۹۵

سپس شکل سه‌بعدی تغییر نگار تجربی فضایی - زمانی داده‌ها با چهار مدل نظری مورد مقایسه قرار گرفت که مدل متریک جمعی برازش بهتری را نشان می‌دهد (شکل ۱۳).
تفاضل مدل‌های برازش داده‌شده با مدل تجربی به صورت چشمی تقریباً مشابه یکدیگرند که با دقت نظر بیشتر مدل متریک جمعی دارای اختلافات کمتری است. (شکل ۱۴)

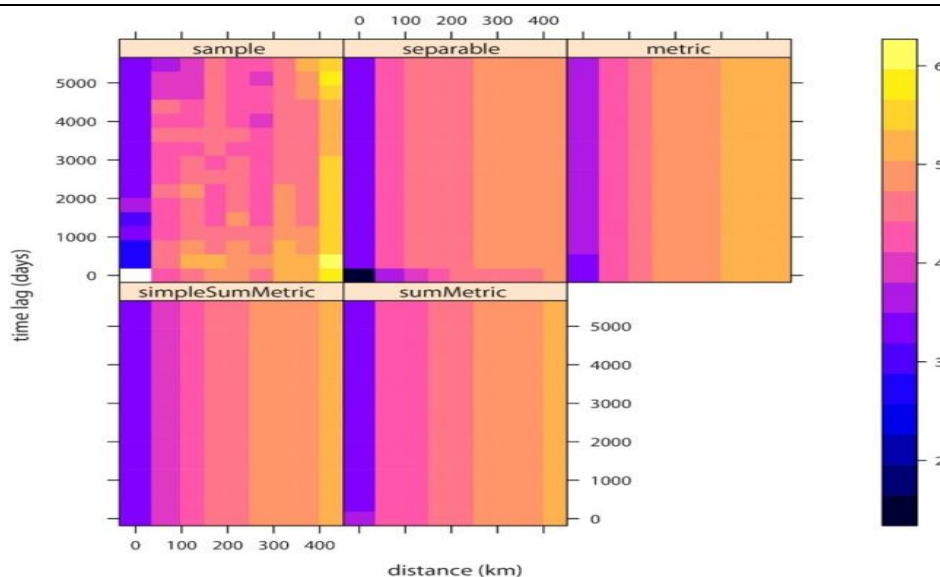


شکل شماره ۱۳. برازش تغییر نگار فضایی زمانی تجربی ماهیانه با مدل‌های نظری



شکل شماره ۱۴. تفاضل برازش تغییر نگار فضایی زمانی تجربی ماهیانه با مدل‌های نظری

تغییرات سطحی مدل متریک جمعی با مدل متریک جمعی ساده شبیه یکدیگر هستند، منتها مدل متریک جمعی در لگ‌های فضایی تا ۴۰۰ کیلومتری اختلاف رنگ کمتری را نشان می‌دهد در نتیجه از دامنه اختلاف آن کاسته و با مدل تجربی شرایط بهتری را پوشش می‌دهد. (شکل ۱۵)



شکل شماره ۱۵. رویه برازش تغییر نگار فضایی زمانی تجربی ماهیانه با مدل‌های نظری

تخمین فضایی- زمانی روزهای گردوغباری ماهیانه

ساختار همبستگی فضایی - زمانی داده‌ها و مقادیر آستانه جزئی تغییر نگار فضایی - زمانی متریک جمعی نشان می‌دهد که می‌تواند طوفان گردوغبار را تخمین کند. با توجه به این که تغییر نگار تجربی فضایی سریع‌تر به سقف می‌رسد و دارای رنج طولانی نیست، آستانه جزئی آن مقادیر کمتری را در برمی‌گیرد، به همین دلیل باید انتظار تخمین طول زمانی کمتری را داشت.

تغییر نگار تجربی زمانی با فاصله زمانی ۳۰ ماهه نشان می‌دهد علی‌رغم این که مقادیر خروجی گاما در لگ‌های میانی به هم نزدیک‌تر شده و وابستگی داده‌ها به هم بیشتر می‌شود. در نهایت دامنه آن طولانی است در هر دو تغییر نگار، بزرگ‌تر بودن آستانه جزئی از اثر قطعه‌ای شرایط خوبی برای برازش مدل دارد، اما تغییر نگار فضایی - زمانی آن نشان می‌دهد که طول زمان تخمین زیاد نخواهد بود و داده‌ها سریع‌تر به سمت میانگین میل می‌کنند که با ساختار فضایی - زمانی داده‌ها همخوانی دارد. با این وجود در این پژوهش بازه ۴ ماهه یعنی مارس ۲۰۱۸، مارس ۲۰۱۹، مارس ۲۰۲۰ و مارس ۲۰۲۱ مدنظر قرار گرفت که نتایج خروجی آن در جدول شماره ۴ آمده است. به طوری که گفته شد تغییرات اساسی در پراکنش فضایی - زمانی داده‌ها در طول ماه‌های مورد انتظار از مارس سال ۲۰۱۸ به بعد دیده نمی‌شود و خروجی‌ها مشابه یکدیگرند. بنابراین باید گفت تغییر نگار قابلیت تخمین تنها ماه مارس ۲۰۱۸ را دارد.

بنابراین مهم‌ترین نقاطی تخمین شده تعداد روزهای گردوغباری در ماه مارس ۲۰۱۸ از مقادیر بالاتری برخوردارند، عبارت‌اند از:

در خراسان رضوی شامل ایستگاه‌های مشهد، گل‌مکان و فریمان با ۳ روز، قوچان، خواف و بردسکن با ۲ روز

در استان یزد ایستگاه‌های ابرکوه با ۴ روز، لاله‌زار، اقلید، بافق، میبد، بهاباد و هرات با ۲ روز

در استان کرمان، ایستگاه کرمان با ۳ روز، انار با ۲ روز

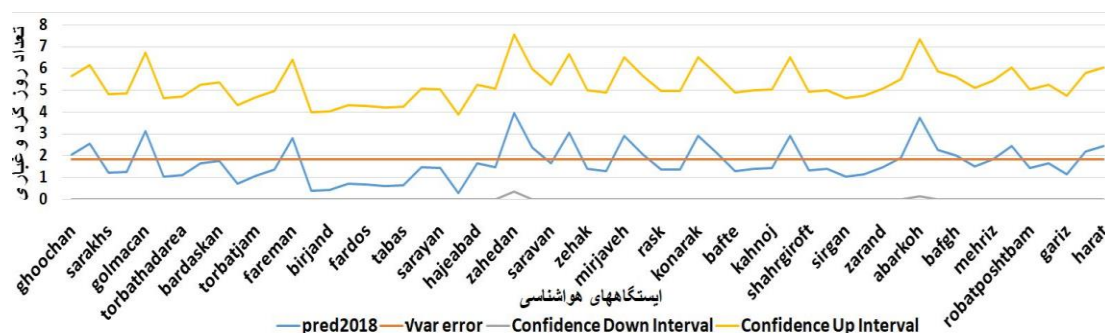
در سیستان و بلوچستان، ایستگاه زاهدان با ۴ روز، زابل، میرجاوه و کنارک با ۳ روز، خاش و نصرت‌آباد با ۲ روز.

مقادیر تخمین شده در ماه مارس ۲۰۱۸ در استان خراسان جنوبی نشان می‌دهد که این مناطق کمترین تعداد روزهای گردوغباری را دارند.

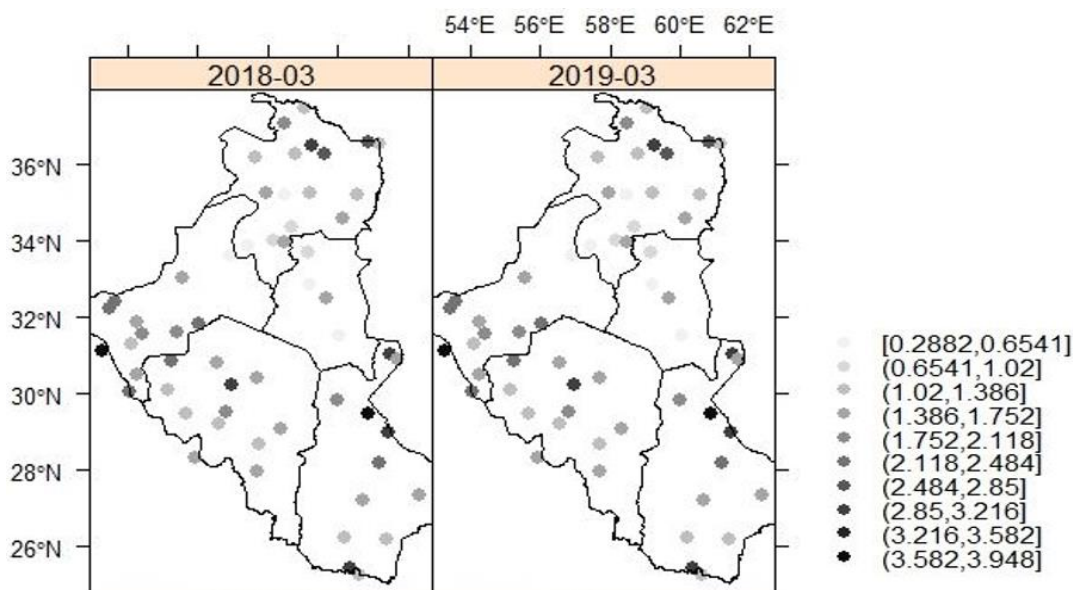
جدول شماره ۴. مقادیر تخمین شده احتمال روزهای گردوغباری در سطح اطمینان ۹۵٪ در ماه مارس ۲۰۱۸

ایستگاه	تخمین مارس ۲۰۱۸	واریانس خطا	انحراف معیار	حد بالای اطمینان	تخمین مارس ۲۰۱۹	واریانس خطا	تخمین مارس ۲۰۲۰	واریانس خطا	تخمین مارس ۲۰۲۱	واریانس خطا
قوچان	۲	۳	۱/۸۴	۶	۲	۳	۲	۳	۲	۳
مشهد	۳	۳	۱/۸۴	۶	۳	۳	۳	۳	۳	۳
سرخس	۱	۳	۱/۸۴	۵	۱	۳	۱	۳	۱	۳
سبزوار	۱	۳	۱/۸۴	۵	۱	۳	۱	۳	۱	۳
گلمکان	۳	۳	۱/۸۴	۷	۳	۳	۳	۳	۳	۳
نیشابور	۱	۳	۱/۸۴	۵	۱	۳	۱	۳	۱	۳
ترت حیدریه	۱	۳	۱/۸۴	۵	۱	۳	۱	۳	۱	۳
خواف	۲	۳	۱/۸۴	۵	۲	۳	۲	۳	۲	۳
بردسکن	۲	۳	۱/۸۴	۵	۲	۳	۲	۳	۲	۳
گناباد	۱	۳	۱/۸۴	۴	۱	۳	۱	۳	۱	۳
ترت جام	۱	۳	۱/۸۴	۵	۱	۳	۱	۳	۱	۳
درگز	۱	۳	۱/۸۴	۵	۱	۳	۱	۳	۱	۳
فریمان	۳	۳	۱/۸۴	۶	۳	۳	۳	۳	۳	۳
کاشمر	۰	۳	۱/۸۴	۴	۰	۳	۰	۳	۰	۳
بیرجند	۰	۳	۱/۸۴	۴	۰	۳	۰	۳	۰	۳
قاین	۱	۳	۱/۸۴	۴	۱	۳	۱	۳	۱	۳
فردوس	۱	۳	۱/۸۴	۴	۱	۳	۱	۳	۱	۳
نهبندان	۱	۳	۱/۸۴	۴	۱	۳	۱	۳	۱	۳
طبس	۱	۳	۱/۸۴	۴	۱	۳	۱	۳	۱	۳
سربیشه	۱	۳	۱/۸۴	۵	۱	۳	۱	۳	۱	۳
سرایان	۱	۳	۱/۸۴	۵	۱	۳	۱	۳	۱	۳
بشرویه	۰	۳	۱/۸۴	۴	۰	۳	۰	۳	۰	۳
حاجی‌آباد	۲	۳	۱/۸۴	۵	۲	۳	۲	۳	۲	۳
ایرانشهر	۱	۳	۱/۸۴	۵	۱	۳	۱	۳	۱	۳
زاهدان	۴	۳	۱/۸۴	۸	۴	۳	۴	۳	۴	۳
خاش	۲	۳	۱/۸۴	۶	۲	۳	۲	۳	۲	۳
سراوان	۲	۳	۱/۸۴	۵	۲	۳	۲	۳	۲	۳
زابل	۳	۳	۱/۸۴	۷	۳	۳	۳	۳	۳	۳
زهک	۱	۳	۱/۸۴	۵	۱	۳	۱	۳	۱	۳
چابهار	۱	۳	۱/۸۴	۵	۱	۳	۱	۳	۱	۳
میرجاوه	۳	۳	۱/۸۴	۷	۳	۳	۳	۳	۳	۳
نصرت‌آباد	۲	۳	۱/۸۴	۶	۲	۳	۲	۳	۲	۳
راسک	۱	۳	۱/۸۴	۵	۱	۳	۱	۳	۱	۳
نیکشهر	۱	۳	۱/۸۴	۵	۱	۳	۱	۳	۱	۳
کتارک	۳	۳	۱/۸۴	۷	۳	۳	۳	۳	۳	۳
انار	۲	۳	۱/۸۴	۶	۲	۳	۲	۳	۲	۳
بافت	۱	۳	۱/۸۴	۵	۱	۳	۱	۳	۱	۳
بم	۱	۳	۱/۸۴	۵	۱	۳	۱	۳	۱	۳
کهنوج	۱	۳	۱/۸۴	۵	۱	۳	۱	۳	۱	۳
کرمان	۳	۳	۱/۸۴	۶	۳	۳	۳	۳	۳	۳
جیرفت	۱	۳	۱/۸۴	۵	۱	۳	۱	۳	۱	۳
شهاباد	۱	۳	۱/۸۴	۵	۱	۳	۱	۳	۱	۳
سیرجان	۱	۳	۱/۸۴	۵	۱	۳	۱	۳	۱	۳
شهربابک	۱	۳	۱/۸۴	۵	۱	۳	۱	۳	۱	۳
زرنه	۱	۳	۱/۸۴	۵	۱	۳	۱	۳	۱	۳
لاله‌زار	۲	۳	۱/۸۴	۶	۲	۳	۲	۳	۲	۳
ابركوه	۴	۳	۱/۸۴	۷	۴	۳	۴	۳	۴	۳
اقلید	۲	۳	۱/۸۴	۶	۲	۳	۲	۳	۲	۳
بافق	۲	۳	۱/۸۴	۶	۲	۳	۲	۳	۲	۳
مرودشت	۲	۳	۱/۸۴	۵	۲	۳	۲	۳	۲	۳
مهریز	۲	۳	۱/۸۴	۵	۲	۳	۲	۳	۲	۳
میبد	۲	۳	۱/۸۴	۶	۲	۳	۲	۳	۲	۳
رباط پشت	۱	۳	۱/۸۴	۵	۱	۳	۱	۳	۱	۳
یزد	۲	۳	۱/۸۴	۵	۲	۳	۲	۳	۲	۳
کاریز	۱	۳	۱/۸۴	۵	۱	۳	۱	۳	۱	۳
بهباد	۲	۳	۱/۸۴	۶	۲	۳	۲	۳	۲	۳
هرات	۲	۳	۱/۸۴	۶	۲	۳	۲	۳	۲	۳
میانگین	۲	۳	۱/۸۴	۵	۲	۳	۲	۳	۲	۳

همچنین جهت تعیین فاصله اطمینان از برآورد تعداد روز گردوغباری در ماه مارس ۲۰۱۸ در نواحی شرقی ایران، محاسبه احتمال وقوع روز گردوغباری در سطح اطمینان ۹۵٪ انجام شد که نتایج آن در شکل ۱۶ آمده است. همچنین خروجی‌ها نشان می‌دهد که حداقل احتمال وقوع روز گردوغباری صفر و متوسط آن ۲ روز و حداکثر احتمال تعداد روز گردوغباری، ماه مارس ۲۰۱۸ در شرق کشور مربوط به ایستگاه زاهدان با ۸ روز است. سایر ایستگاه‌ها شامل گلکان، زابل، میرجاوه، کنارک و ابرکوه با ۷ روز همراه هستند.



شکل شماره ۱۶. حدود اطمینان تعداد روزهای گردوغباری ماه مارس ۲۰۱۸ در سطح اطمینان ۹۵٪ در شرق ایران



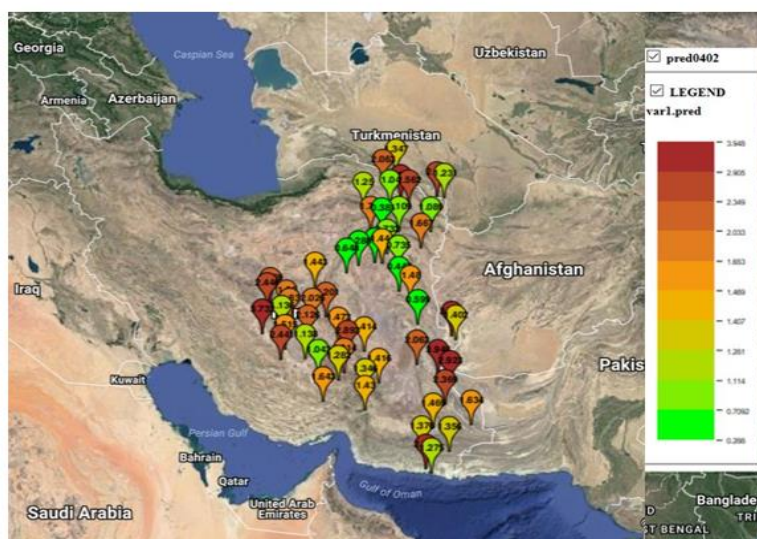
شکل شماره ۱۷. تخمین فضایی - زمانی تعداد روزهای گردوغباری ماهیانه با استفاده از مدل متریک جمعی

برآورد واریانس خطا تعداد روزهای گردوغباری ماهیانه برای ۴ سال پیش رو نشان می‌دهد که هرچند از مبدأ تخمین به سمت سال‌های پیش رو حرکت کنیم، باید بر مقدار واریانس خطا به تدریج افزوده می‌شود. اما با توجه به دامنه محدود تخمین به مدت یک سال واریانس خطا مقادیر بالایی را نشان نمی‌دهد و سریع به سمت مقادیر ثابت میل می‌کند که برآورد آن در طول سال‌های پیش رو ۳/۳۷ روز است (جدول ۴) و چنان چه ریشه دوم آن محاسبه شود، مقادیر آن در طی دوره تخمین جزئی خواهد بود. با توجه به این که تغییر نگار قابلیت تخمین تنها یک ماه یعنی مارس سال ۲۰۱۸ را دارد البته با اضافه شدن داده‌ها و به روز کردن آن‌ها می‌توان هر سال، مارس سال بعد را تخمین کرد در نهایت طبیعی است که با توجه به دامنه محدود تخمین، واریانس خطا مقادیر بالایی را نشان نمی‌دهد. جهت مشخص نمودن کانون‌های

گردوغبار و تأثیرپذیری نقاط اطراف در شکل‌گیری پدیده طوفان گردوغبار ماهیانه، نقاط تخمین شده از سال ۲۰۱۸ لغایت ۲۰۲۱ بر روی منطقه مورد مطالعه پلات شدند که با توجه به روند ثابت تغییرات فضایی-زمانی در طول دوره تخمین تنها به تغییرات فضایی آن در طول یک سال پیش رو، یعنی سال ۲۰۱۸ می‌توان اشاره کرد که به صورت محسوس در برخی ایستگاه‌ها دیده می‌شود.

بنابراین با توجه به ارقام تخمین شده تعداد روزهای گردوغباری در ماه مارس ۲۰۱۸ در مهم‌ترین ایستگاه‌هایی که در خراسان رضوی بیشترین مقدار SDS را نشان می‌دهند شامل: منطقه سرخس، مشهد و نیشابور، می‌توان به اثرات بیابان ترکمنستان و چاله‌های داخلی به‌عنوان کانون گردوغبار محلی در این مناطق اشاره کرد. همچنین مهم‌ترین نقاط در استان یزد و استان کرمان، شامل نقاط پراکنده‌ای در جنوب غرب، محدوده ایستگاه‌های ابرکوه، میبد، هرات و شهر کرمان نیز نشان می‌دهد که خروج جبهه قطبی، کمبود رطوبت و اغتشاشات جوی در تروپوسفرتحتانی در مناطق داخلی ایران، شرایط محلی را برای وقوع پدیده گردوغبار در این مناطق فراهم می‌کند.

در استان سیستان و بلوچستان مهم‌ترین نقاط شامل زابل و نقاط اطراف آن، زاهدان، میرجاوه و خاش و محدوده ایستگاه کنارک نشان می‌دهد، عدم شروع بادهای ۱۲۰ روزه در این بازه زمانی، شرایط مشابه استان‌های یزد و کرمان در این استان نیز حاکم است، منتها با توجه به حد نهایی اثرات بادهای غربی در این مناطق، شدت روزهای گردوغباری آن بیشتر و بر رقم تخمین شده تعداد روزهای گردوغباری در مارس ۲۰۱۸ افزوده شده است. در خصوص ایستگاه کنارک بررسی داده‌های خام نشان می‌دهد که غبار صبحگاهی به صورت محلی باعث افزایش تعداد روزهای SDS یعنی دید افقی زیر ۱۰۰۰ متر شده است، به طوری که این شرایط در ایستگاه چاپهار دیده نمی‌شود که بیانگر وقوع طوفان در خارج از محدوده ایستگاه مورد مطالعه در ماه مارس است و احتمالاً باید ناشی از اغتشاشات جوی در سطوح تحتانی جو و ساختار رسوبی منطقه که بیشتر مارن هستند، دانست که با قطر کمتر از $0.02/0$ میلی‌متر با حداقل سرعت آستانه باد، ۷ متر بر ثانیه به صورت معلق دیده می‌شوند. مقادیر تخمین شده در ماه مارس ۲۰۱۸ در استان خراسان جنوبی نشان می‌دهد که این مناطق کمترین تعداد روزهای گردوغباری در ماه مارس را دارا هستند که علت اصلی آن را عدم شروع بادهای ۱۲۰ روزه سیستان و ارتفاع بیشتر این استان نسبت ایستگاه‌های مجاور آن دانست که با افزایش رطوبت نسبی، اغتشاشات سطوح تحتانی جو با خروج تدریجی جبهه قطبی سبب وقوع بارش‌های رگباری می‌شود در نتیجه از تعداد روزهای گردوغباری آن در مارس ۲۰۱۸ کاسته است (شکل ۱۸)



شکل شماره ۱۸. پلات kml برای سال ۲۰۱۸

نتیجه‌گیری

درصد تعداد روزهای گردوغباری به‌صورت ماهیانه نشان می‌دهد که دامنه تغییرات آن از ۱/۰۴ درصد در اکتبر به ۳/۴۲ درصد در مارس می‌رسد این بدان معنا است که به‌طور متوسط در منطقه مورد مطالعه تقریباً ۴ درصد روزها در ماه مارس با گردوغبار همراه بوده است نتایج نشان می‌دهد که تعداد روزهای گردوغباری در ماه مارس از سال ۱۹۸۷ با ۴۷ روز شروع می‌شود و در سال ۲۰۱۶ به ۱۶۲ روز می‌رسد این در حالی است که با میانگین تعداد روزهای گردوغباری که ۵۸ روز را نشان می‌دهد ۱۰۴ روز انحراف مثبت دارد که رقم بسیار بالایی است که می‌تواند شدت بحران آلودگی جوی در شرق کشور را در سال‌های آینده در این ماه را نشان دهد، بررسی فضایی-زمانی حداکثر تعداد روزهای گردوغباری در ماه مارس نشان می‌دهد که این میزان در ایستگاه‌های خاش و ابرکوه با فراوانی ۱۵ روز در سال ۲۰۱۶ و ایستگاه گل‌مکان با فراوانی ۱۴ روز در سال ۱۹۸۷ اتفاق افتاده است ایستگاه‌های بیرجند، سرایان، بشرویه، راسک و گاریز با فراوانی ۱ تا ۱۰ روز و حداقل تعداد روزهای گردوغباری در منطقه مورد مطالعه را داشته‌اند بنابراین، با توجه به این‌که بررسی و تخمین کلیه ماه‌ها، کاری سنگین و زمان‌بر است، تجزیه و تحلیل و تخمین روزهای گردوغباری تنها در ماه مارس که بیشترین تعداد روزهای گردوغباری را داشت برای ۵۷ ایستگاه در نظر گرفته شد.

نتایج خروجی حاصل از برازش تغییر نگار تجربی با تغییر نگار نظری نشان داد، مدل متریک جمعی با تغییر نگار حاشیه‌ای فضایی و زمانی مَترن با کمترین میانگین مربعات خطا بهترین برازش جهت تخمین داده‌ها را دارند. در این مدل وابستگی زمانی روزهای گردوغباری حداکثر ۳۰ ماه و وابستگی فضایی آن ۴۵۰ کیلومتر در نظر گرفته شد. نتایج نشان داد گاما، در تغییر نگار فضایی سریع‌تر به سقف می‌رسد. این بدان معناست که گردوغبارها در این ماه، بیشتر منشأ داخلی دارند. در تغییر نگار زمانی مقادیر گاما بین ۵ تا ۲۰ سال در ماه مارس به هم نزدیک‌تر و وابستگی داده‌ها به هم بیشتر می‌شود، به‌طوری‌که تعداد روزهای گردوغباری در طی این مدت به هم شبیه‌ترند. در نهایت ساختار همبستگی فضایی - زمانی داده‌ها و مقادیر آستانه جزئی تغییر نگار تجربی فضایی - زمانی متریک جمعی، نشان می‌دهد که سریع‌تر به سقف می‌رسد و دارای دامنه طولانی نیست، آستانه جزئی آن نیز، مقادیر کمتری را در برمی‌گیرد، به همین دلیل باید انتظار تخمین ماه‌های کمتری را داشت.

تغییر نگار تجربی زمانی با فاصله زمانی ۳۰ ماهه نشان داد، علی‌رغم این‌که مقادیر خروجی گاما در لگ‌های میانی به هم نزدیک‌تر شده و وابستگی داده‌ها به هم بیشتر می‌شود، در نهایت دامنه آن طولانی است. یعنی روند وقوع تعداد روزهای گردوغباری قبل از این بازه وجود داشته و هنوز وجود خواهد داشت. در هر دو تغییر نگار، بزرگ‌تر بودن آستانه جزئی از اثر قطعه‌ای شرایط خوبی برای برازش مدل دارد، اما تغییر نگار فضایی و زمانی آن نشان می‌دهد، طول زمان تخمین، زیاد نخواهد بود و داده‌ها سریع‌تر به سمت میانگین میل می‌کنند با این وجود در این پژوهش دوره چهارماهه یعنی مارس ۲۰۱۸، مارس ۲۰۱۹، مارس ۲۰۲۰، مارس ۲۰۲۱ مدنظر قرار گرفت، به‌طوری‌که تغییرات اساسی در پراکنش فضایی - زمانی داده‌ها در طول ماه‌های مورد انتظار از مارس سال ۲۰۱۸ به بعد دیده نمی‌شود و خروجی‌ها مشابه یکدیگرند. لذا باید گفت تغییر نگار قابلیت تخمین تنها ماه مارس ۲۰۱۸ را دارد. بنابراین مهم‌ترین نقاطی که از مقادیر بالاتری از تعداد روزهای گردوغباری در ماه مارس ۲۰۱۸ در شرق ایران برخوردارند، عبارت‌اند از: ایستگاه‌های مشهد، گل‌مکان و فریمان با ۳ روز، ایستگاه ابرکوه با ۴ روز، ایستگاه کرمان با ۳ روز، ایستگاه زاهدان با ۴ روز، ایستگاه‌های زابل، میرجاوه و کنارک با ۳ روز.

حداکثر احتمال وقوع در سطح اطمینان ۹۵٪ نیز نشان داد که: در خراسان رضوی شامل ایستگاه‌های گل‌مکان با ۷ روز، قوچان، مشهد و فریمان با ۶ روز. در سیستان و بلوچستان نقاط شمالی، مرکزی و جنوب به ترتیب شامل: ایستگاه زاهدان با ۸ روز، زابل، میرجاوه و کنارک با ۷ روز. در استان کرمان، ایستگاه کرمان و لاله‌زار با ۶ روز. در استان یزد نقاط

پراکنده‌ای در جنوب غرب محدوده ایستگاه‌های ابرکوه با ۷ روز، اقلید، بافق، میبد، بهاباد و هرات با ۶ روز بیشترین احتمال وقوع تعداد روزهای گردوغباری در شرق ایران در مارس ۲۰۱۸ را دارند

همچنین پراکنده‌ی مهم‌ترین ایستگاه‌ها در استان‌های یزد و کرمان نشان می‌دهد که خروج جبهه قطبی، کمبود رطوبت و اغتشاشات جوی در تروپوسفر تحتانی در مناطق داخلی ایران، شرایط محلی را برای وقوع پدیده گردوغبار در این مناطق فراهم می‌کند. در استان سیستان و بلوچستان، عدم شروع بادهای ۱۲۰ روزه و حد نهایی اثرات بادهای غربی، بر رقم تخمین شده تعداد روزهای گردوغباری در مارس ۲۰۱۸ افزوده است. بررسی داده‌های خام در ایستگاه کنارک نشان می‌دهد که غبار صبحگاهی به صورت محلی، باعث افزایش تعداد روزهای با دید افقی زیر ۱۰۰۰ متر شده است، اما این شرایط در ایستگاه چابهار دیده نمی‌شود که می‌توان بیانگر وقوع طوفان ناشی از اغتشاشات جوی در سطوح تحتانی جو و ساختار رسوبی-مارنی منطقه با قطر کمتر از ۰/۰۰۲ میلی‌متر با حداقل سرعت آستانه باد (۷ متر بر ثانیه) که به صورت معلق دیده می‌شوند، دانست و تغییر نگار فضایی به خوبی این موضوع را تأیید می‌کند. یکی از دلایل اصلی وقوع کمترین تعداد روزهای گردوغباری در استان خراسان جنوبی در مارس ۲۰۱۸، ارتفاع بیشتر این استان نسبت به ایستگاه‌های مجاور آن است که با افزایش رطوبت نسبی، اغتشاشات سطوح تحتانی جو و خروج تدریجی جبهه قطبی، سبب وقوع بارش‌های رگباری می‌شود و در نتیجه از تعداد روزهای گردوغباری در مارس ۲۰۱۸ کاسته شده است.

تقدیر و تشکر

بنا به اظهار نویسنده مسئول، این مقاله حامی مالی نداشته است.

منابع

- ۱) آمار سازمان هواشناسی کشور، داده‌ها آماری، قابل دسترس: <https://www.irimo.ir/far/wd/720>
- ۲) حسنی پاک، ع. و شرف‌الدین، م. (۱۳۹۱). تحلیل داده‌های اکتشافی، چاپ اول. تهران: انتشارات دانشگاه تهران.
- ۳) حمیدیان پور، م؛ مفیدی، سلیقه، م. و علیجانی، ب. (۲۰۱۷). نقش توپوگرافی بر شبیه‌سازی ساختار باد سیستان در شرق فلات ایران. تحقیقات کاربردی علوم جغرافیایی، ۱۶، ۱-۱۳.
- ۴) محمد زاده، م (۱۳۹۴). آمار فضایی و کاربردهای آن، چاپ دوم. تهران: انتشارات دانشگاه تربیت مدرس.

References

- 1) Annex II to the WMO Technical Regulations, Manual on Codes International Codes Volume1.1, Part A – Alphanumeric Codes, Updated in 2015.pp: Xviii
- 2) Bivand, R. (2021). Maptools:Tools for reading and handling spatial objects. R package version 0.8-10, URL <http://CRAN.R-project.Org/package=maptools>.
- 3) Bivand, R., M, Altman & L, Anselin. (2022). Spatial Dependence Weighting Schemes statistics and Model. Package 'spdep'. R Core Development Team. Version '1.2-4'. URL: <https://orcid.org/0000-0003-2392-6140>.
- 4) Caeiro, F. & Mateus, A. (2015). Testing Randomness in R. Package 'rand tests'. R Development Core Team Version 1.0.
- 5) Cressie, N. ,1993, Statistics for spatial data,John Wily&Sons,New York.
- 6) Croissant, Y. Millo. G., Tappe, K. A., 2021, Linear Models for Panel Data.plm package. R Core Development Team. Version 1.6-6<https://CRAN.R-project.org/package=plm>Frontera, A., Cianfanelli. DOI:10.1007/s12517-020-06291-w
- 7) Frontera, A., Cianfanelli, L., Vlachos, K., Landoni, G., & Cremona, G. ,2020, Severe air pollution links to higher mortality in COVID-19 patients: The “double-hit” hypothesis. Journal of Infection, 81(2), 255-259.

- 8) Gräler, B., Rehr, M., Gerharz, L., Pebesma, E., 2013, Spatio- Temporal Analysis and interpolation of PM10 measurements in Europe for 2009. Institute for Geo Information (IfGI), University of Münster, Germany. pp.33.
- 9) Griffin, Dw., 2007, Atmospheric Movement of Microorganisms in Clouds of Desert Dust and Implications for Human Health. *Clinical Microbiology Reviews*, 20(3), 459-577.
- 10) Hamidianpour, M., Jahanshahi, S. M. A., Kaskaoutis, D. G., Rashki, A., & Nastos, P. G., 2021, Climatology of the Sistan Levant wind: Atmospheric dynamics driving its onset, duration and withdrawal. *Atmospheric Research*, 260, 105-711.
- 11) Hamidianpour, M., Mofidi, Sesah, m., & Alijani. B., (2017). The role of topography on the simulation of the Sistan wind structure in the east of the Iranian plateau. *Applied Research in Geographical Sciences*, 16, 1-13. [In Persian].
- 12) Hoefer, A., Pampaka, D., Wagner, E. R., Herrera, A., Alonso, E. G. R., López-Perea, N., & Gallo, D. N., 2020,. Management of a COVID-19 outbreak in a hotel in Tenerife, Spain. *International Journal of Infectious Diseases*, 96, 384-386. <https://doi.org/10.1016/j.ecolind.2020.106099>
- 13) Hosni Pak, A. & Sharafuddin, M. (2011). *Exploratory data analysis*, first edition. Tehran: Tehran University Press. [In Persian].
- 14) Hyun C., Dong W S., Wonnyon K., Seon J D., Soo H L., Minsoo N., 2011, Asian dust storm particles induce a broad toxicological transcriptional program in human epidermal keratinocytes, *Toxicology Letters*, 200(1-2), 92-99.
- 15) Issak, E. H., & Srivastar, R.M., 1989, *An Introduction to Applied Geostatistics*. Oxford Univ. Press, Oxford.
- 16) Iwashita, F., Monteiro, R.C., Landim, P.M., 2005, An alternative method for calculating variogram surfaces using polar coordinates. *Computers & Geosciences*, 31(6), 801-803.
- 17) Labban, A. H., & Butt, M. J. (2021). Analysis of sand and dust storm events over Saudi Arabia in relation with meteorological parameters and ENSO. *Arabian Journal of Geosciences*, 14(1), 1-12.
- 18) Loecher, M., 2020, Package 'RgoogleMaps'. Overlays on Static Maps, URL <https://github.com/markusloecher/rgooglemaps/blob/master/rgooglemaps/www/QuickTutorial.html>
- 19) Mardia, K.V., Goodall, C. R., 1993, Spatial- Temporal Analysis of Multivariate Environmental Monitoring Data. In *Multivariate Environmental Statistics*, North- Holland, Amsterdam, 347-386.
- 20) Miri A, Ahmadi H, Ghanbari A, Moghaddamnia A, 2007, Dust Storms Impact on Air Pollution and Public Health under Hot and Dry Climate, *International Journal of Energy and Environment*, 1(2), 101-105.
- 21) Mohammadzadeh, M. (2014). *Spatial statistics and its applications*, second edition. Tehran: Tarbiat Modares University Press. [In Persian].
- 22) Montero, J. M., Fernández-Avilés, G., Mateu, J., 2015, *Spatial and spatio-temporal geostatistical modeling and kriging*, John Wiley & Sons.
- 23) National Meteorological Organization statistics, statistical data, available: <https://www.irimo.ir/far/wd/720>[In Persian].
- 24) Pebesma, E. & Gräler, B., 2017, *Introduction to Spatio-Temporal Variography*. Ifgi Institute for Geoinformatics University of Münster, 1-11
- 25) Pebesma, E., 2012, spacetime: Spatio-temporal data in R. *Journal of Statistical Software*, 51(7), 1-30.
- 26) Pebesma, E., 2021, *Classes and Methods for Spatio-Temporal Data*. sp'Package. R Core Development Team Version 1.2-5. URL <https://github.com/edzer/sp/> <https://edzer.github.io/sp>
- 27) Pebesma, E., 2021, *Spatio-temporal overlay and aggregation*. Ifgi. Institute for Geoinformatics University of Münster, 1-12
- 28) Pebesma, E. J. 2004. Multivariable geostatistics in S: the gstat package. *Computers & Geosciences*, 30(7), 683-691.
- 29) Pebesma, E., & Heuvelink, G. 2016, *Spatio-temporal interpolation using gstat*. *RFID Journal*, 8, (1), 204-218.
- 30) Pebesma, E., 2021, *Spatial and Spatio-Temporal Geostatistical Modelling, Prediction and Simulation*. 'gstat'Package. R Development Core Team, Version 1.1-5. URL <https://github.com/edzer/gstat/>
- 31) Pebesma, E., Gräler, B., Gottfried, T., Hijmans, R. 2021, *Classes and Methods for Spatio-Temporal Data*. spacetime'Package. R Development Core Team, Version 1.2-1. URL <http://github.com/edzer/spacetime>.
- 32) R Development Core Team. 2011, *R, A language and environment for statistical computing*.

- 33) Rashki, A., Kaskaoutis, D. G., Rautenbach, C. D., Eriksson, P. G., Qiang, M., & Gupta, P. ,2012, Dust storms and their horizontal dust loading in the Sistan region, Iran. *Aeolian Research*, 5, 51-62.
- 34) Rayegani, B., Barati, S., Goshtasb, H., Gachpaz, S., Ramezani, J., & Sarkheil, H. (2020). Sand and dust storm sources identification: A remote sensing approach. *Ecological Indicators*, 112, 106099.
- 35) Robert, J., Hijmans. L. ,2021, Geographic Data Analysis and Modeling. 'Raster'Package.R Core Development Team. Version 2.5-8.URL <http://cran.r-project.org/package=raster>.
- 36) Shi-gong, W., De-bao, Y., Jiong, J., 1995, Study on the Formative Causes and Countermeasures of the Castarophic Sandstorm Occurred in Northwest China, *Journal of Desert Research*, 15(1), 19-30.
- 37) Statistics of the Meteorological Organization, statistical data, available: <https://www.irimo.ir/far/wd/720>
- 38) Trapletti, A., & Hornik, K., ,2020, Time series analysis and computational finance. Package 'tseries'. R Core Development Team. Version 0.10-45 URL <https://CRAN.R-project.org/package=tseries>
- 39) United Nations Enviroment Program, 2005, Environmental News Emergencies, URL: [http://: www.unep.org/depi/ programs/ emergencies.html](http://www.unep.org/depi/programs/emergencies.html).