

مجله مخاطرات محیط طبیعی، دوره هشتم، شماره بیستم، تابستان ۱۳۹۸

تاریخ دریافت مقاله: ۱۳۹۶/۱۰/۰۳

تاریخ پذیرش مقاله: ۱۳۹۷/۰۱/۲۱

صفحات: ۲۱۶ - ۱۹۷

پیش بینی احتمال روزهای گرد و خاک در مناطق شرقی ایران با روش کریجینگ نشانگر فضایی - زمانی

احمد حسینی^{۱*}، بهلول علیجانی^۲، یدالله واقعی^۳

چکیده

یکی از مهم ترین چالش های زیست محیطی به وجود آمده در منطقه خاورمیانه و ایران در سال های اخیر، پدیده گرد و خاک می باشد که در حال افزایش است. بدین منظور با هدف پیش بینی احتمال وقوع روزهای گرد و خاک، داده های سرعت باد و دید افقی در مناطق شرقی ایران با روش کریجینگ نشانگر فضایی - زمانی و با استفاده از نرم افزار R مورد بررسی قرار گرفت که در آن نشانگر یک، برای روز گرد و خاک و نشانگر صفر برای روز بدون گرد و خاک در نظر گرفته شد. سپس آرایه SP Data (Spatial Temporal Data) به صورت ترکیبی از ماتریس و بردار در کلاس STFDF (Spatial Temporal Function Data Fram) و STF (Spatial Temporal Function) ساخته شد. پس از برازش تمامی مدل های تفکیک پذیر و غیر تفکیک پذیر، تغییرنگار متریک جمعی با کمترین میانگین مجموع مربعات به عنوان بهترین مدل برای برازش داده ها انتخاب شد. خروجی مدل نشان داد که داده ها تا ۵ روز دارای وابستگی فضایی - زمانی هستند، لذا می توان از آخرین روز دوره آماری، احتمال وقوع روز گرد و خاک را برای ۵ روز آینده پیش بینی کرد؛ که در اولین روز قابل پیش بینی یعنی ۲۰۱۷/۰۴/۰۱ (۱۳۹۶/۰۱/۲۴)، نقاط بحرانی ایستگاه های سرخس و فریمان در استان خراسان رضوی به ترتیب با احتمال ۱۶ و ۲۰ درصد، ایستگاه های زابل، زهک، میرجاوه، نصرت آباد، زاهدان و خاش در استان سیستان و بلوچستان به ترتیب با ۱۷، ۱۳، ۱۹، ۲۴ و ۱۳ درصد و ایستگاه های ابرکوه، بافق و بهاباد در استان یزد به ترتیب با ۲۰، ۱۶ و ۳۵ درصد، بیشترین احتمال وقوع روز گرد و خاک را دارا بودند.

واژگان کلیدی: تغییرنگار فضایی زمانی، پیش بینی، روزهای گرد و خاک، نواحی شرقی ایران، کریجینگ نشانگر، طوفان گرد و خاک.

Ahmad_hossayni@pnu.ac.ir

bralijani@gmail.com

ywaghei@birjand.ac.ir

۱- دانشجوی دکتری آب و هواشناسی، دانشگاه خوارزمی، تهران (نویسنده مسئول)

۲- استاد آب و هواشناسی دانشگاه خوارزمی تهران

۳- دانشیار گروه آمار دانشگاه بیرجند

مقدمه

طبق مطالعات سازمان هواشناسی جهانی^۱ چنانچه سرعت باد به ۱۵ متر بر ثانیه^۲ و بیشتر و دید افقی به علت گرد و خاک حاصله از آن کمتر از ۱۰۰۰ متر^۳ برسد، طوفان شن^۴ اتفاق می‌افتد. این پدیده در ساعات دیده بانی در اطراف ایستگاه وجود داشته و حداقل یک ساعت در شبانه روز در ایستگاه ثبت شده است. طبق کد تکمیلی ۰۹ دید افقی در این پدیده محدودیتی ندارد (سازمان هواشناسی جهانی، ۲۰۱۵). طوفان گرد و غبار یا ریزگرد^۵، ذرات معلق و گسترده‌ای که به وسیله باد در ایستگاه یا نزدیک ایستگاه بلند نشده باشد و باقیمانده ذرات گرد و خاکی است که در اثر طوفان شن و خاک از سایر نقاط دور به ایستگاه آمده و در هوای ایستگاه معلق مانده و باعث کاهش دید قائم نیز شده است. در این حالت چون طوفان در جای دیگری اتفاق افتاده است، باد در ایستگاه، کمتر از ۷ متر بر ثانیه می‌وزد و دید افقی به دلیل گرد و خاک حاصله از آن به کمتر از ۱۰۰۰ متر می‌رسد. به طور معمول به دلیل معلق بودن ذرات گرد و غبار در این مورد، می‌توان از سرعت باد نیز صرف نظر کرد که این دو پدیده تحت عنوان طوفان‌های گرد و خاک^۶ شناخته می‌شوند (سازمان هواشناسی جهانی، ۲۰۱۲).

تحقیقات نشان می‌دهد مناطق بسیاری در آسیا از جمله کشور چین، مستعد وقوع طوفان‌های گرد و غباری است. علی‌رغم افزایش دما در ۵۳ سال گذشته، فرکانس طوفان گرد و غبار در شمال چین تا حد زیادی در طی سال‌های ۱۹۵۴ تا ۲۰۰۶ کاهش یافته است که توسعه طوفان شدید در شرق آسیا، نتیجه گرم شدن کره زمین و همچنین فعالیت‌های انسان با تخریب شدید زمین بوده است (مینگ یوان و دیگران ۷، ۲۰۰۹). بررسی مطالعات بیانگر آن است که بیشترین میزان وقوع طوفان‌های گرد و غباری در خاورمیانه در طول تابستان و در محدوده ایران، پاکستان و دریای عرب مشاهده می‌گردد. زمان آغاز این طوفان‌ها، ماه‌های آوریل و می و بیشینه میزان وقوع آنها نیز ماه‌های ژوئن و ژولای عنوان گردیده است (گودی و میدلتون^۸، ۲۰۰۶). همچنین ارتباط گرد و غبار و خشکسالی در مرکز فلات تبت در طی ۱۵۵ سال گذشته نشان می‌دهد که از دهه ۱۹۶۰ به بعد، با گرم تر شدن هوا و وقوع خشکسالی‌های پیوسته، تعداد وقوع روزهای گرد و غباری افزایش پیدا کرده است (وو و همکاران^۹، ۲۰۱۲).

1- World Meteorological Organization (WMO)

2- 15 m-1

3- 103

4-Sand Storm (SA)

5-Dust Haze (DU)

6-Sand and dust storms(SDS)

7-Mingyuan et al., 2009

8-Goudi & Middleton 2006

9- Wu et al., 2012

نتایج پژوهش گودی و میدلتون بیانگر آن است که بیشترین میزان وقوع طوفان‌های گرد و خاک در خاورمیانه در طول تابستان و در محدوده ایران، پاکستان و دریای عرب مشاهده می‌گردد. زمان آغاز این طوفان‌ها، ماه‌های آوریل و می و بیشینه میزان وقوع آنها نیز ماه‌های ژون و جولای عنوان گردیده است (گودی و میدلتون^۱، ۲۰۰۶).

بررسی تأثیر پوشش گیاهی و ارتباط آن با وقوع گرد و خاک در استان خراسان رضوی در دوره آماری ۲۰۰۴ تا ۲۰۱۳ با کمک روش کریجینگ معمولی^۲ نشان داد، کاهش پوشش گیاهی بر تعداد روزهای گرد و خاک تأثیر دارد که این امر در سالهای اخیر افزایش داشته است و در سال ۲۰۰۸ بیشترین روزهای گرد و خاک دیده شد که این سال، خشک‌ترین سال دوره آماری بوده است. از نظر پراکندگی فضایی، بیشترین روزهای گرد و خاک در نواحی شمال شرق سرخس به دلیل نزدیکی با بیابان ترکمنستان، شرق و غرب و جنوب استان خراسان رضوی بوده است (پورهایمی و دیگران، ۱۳۹۴). افزایش رطوبت سطح خاک هامون با مدیریت تقسیم آب رودخانه هیرمند پس از وارد شدن به مرزهای ایران می‌تواند به کاهش غلظت گرد و غبار کمک کند (ایران منش و دیگران، ۱۳۸۴). همچنین بررسی نقشه‌های سینوپتیکی در دشت یزد و اردکان نشان داد، افزایش گرادیان فشار در سطح زمین باعث ایجاد طوفان‌های گرد و خاک در این منطقه می‌شود (امیدوار، ۱۳۸۵). دیاگرام ماهانه و سالانه گل غبار در طی دوره آماری ۱۳۶۷ تا ۱۳۸۷ در ایستگاه سینوپتیک سبزوار نشان داد که وقوع روزهای همراه با گرد و خاک در شهرستان سبزوار، روند افزایشی داشته است (مهرشاهی و نکونام، ۱۳۸۸). همچنین تحلیل فضایی و مکانی کدهای طوفان‌های گرد و خاک در ایران، نشان داد که میانگین روزهای گرد و خاک در نواحی شرق و جنوب شرق ایران طی دوره آماری ۱۹۸۷ تا ۲۰۰۶، ۶۲ روز بوده است که زابل و زاهدان به ترتیب با میانگین ۱۸۳ و ۱۴۰ روز و بیرجند با ۹ روز به ترتیب، بیشترین و کمترین فراوانی‌ها را داشته‌اند (فرج زاده و علیزاده، ۱۳۹۰). تحلیل فضایی - زمانی^۳ روزهای گرد و خاک در ایران توسط دهقان پور و دیگران با مینا قرار دادن دید زیر ۵۰۰۰ متر به عنوان روزگرد و خاک در ۳۸ ایستگاه سینوپتیک با روش درون‌یابی فاصله معکوس^۴ نشان داد ایستگاه زابل با ۱۶۵ روز بیشترین تعداد روزهای گرد و خاک را داراست (دهقان پور و دیگران، ۱۳۹۱). از نظر اقلیمی در نواحی شرق و جنوب شرق ایران، تبدیل شدن اکثر سیکلون‌ها به مراکز فروبار به دلیل از دست دادن رطوبت در زمستان و حاکمیت پرفشار آזור و افزایش اغتشاشات جوی در سطح زمین در تابستان، توأم با حرکت باد به طوفان خاک و شن کمک می‌کند (علیجانی، ۱۳۸۲) که دلایل تشدید کننده آن را می‌توان روش کشت نامناسب، چرای بیش از حد، سوء مدیریت از مراتع و بهره‌برداری زیاد از درختان بالادست را نام برد (درویشی بلورانی، ۲۰۱۴).

با توجه به اهمیت موضوع و فراوانی وقوع پدیده گرد و خاک و عدم در نظر گرفتن وابستگی‌های فضایی - زمانی داده‌ها در کلیه مطالعات انجام شده تاکنون، در این تحقیق تحلیل و پیش‌بینی فضایی - زمانی روزهای گرد و خاک در

1-Goudi & Middelton., 2006

2- Ordinary Kriging

3- Spatial-Temporal

4-Inverse Distance Weighting (IDW)

نواحی شرقی ایران مدت نظر قرار گرفته است. در این تحلیل انتظار می‌رود همان طوری که داده‌ها در طول زمان و بر حسب موقعیت قرار گرفتن آن‌ها در فضای اقلیدسی، دارای همبستگی فضایی- زمانی هستند، پیش‌بینی مقدار کمیّت نامعلوم روزهای گرد و خاک را در مکان‌ها و زمان‌های دلخواه بر اساس مشاهدات در منطقه مورد مطالعه می‌توان تعیین کرد. تجزیه و تحلیل داده‌های فضایی- زمانی به صورت جداگانه یا کاربرد نتایج خروجی تحلیل‌های زمانی در مدل‌های فضایی چندان منطقی به نظر نمی‌رسد و ممکن است نتایج با خطا همراه باشد، لذا باید گفت همان طوری که آب و هواشناسی به مطالعه بلند مدت داده‌های هواشناسی می‌پردازد، وابستگی توأم فضایی- زمانی داده‌ها در بلند مدت نیز باید مدت نظر قرار گیرد. لذا در تحلیل و پیش‌بینی روزهای گرد و خاک مدت نظر قراردادن وابستگی‌های فضایی توأم با وابستگی‌های زمانی، نتایج دقیق‌تری جهت برنامه‌ریزی ارائه می‌دهد. در این زمینه عدم در نظر گرفتن الگوهای فضایی- زمانی در مطالعات و جمع‌آوری داده‌های غلظت ۱۰ میکرون در متر مکعب^۱ در سال ۲۰۰۹ در اروپا نشان داد که روشهای درون‌یابی، صرفاً فضایی 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 فضایی، این توانایی را دارند که الگوهای فضایی و زمانی را بهبود بخشد (گرالر و دیگران^۲، ۲۰۰۹).

تحلیل این گونه داده‌ها مستلزم به کارگیری روش‌های پیچیده‌تر و نتایج به دست آمده از آن‌ها منجر به استنباط دقیق‌تر در مورد الگوهای فضایی- زمانی است (حسنعلی زاده و دیگران، ۱۳۹۴). با وجود کاربردهای فراوان و به دلیل پیچیدگی مدل‌ها و کمبود الگوریتم‌های مناسب در مطالعات و طرح‌های پژوهشی، مدل معتبری برای تغییرنگار فضایی- زمانی تعریف نشده است (شابنبرگر و گات وی^۳، ۲۰۰۴). از طرف دیگر، به طور معمول مطالعاتی که از دیدگاه فضایی- زمانی صورت گرفته است به مدل‌سازی در بُعد مکان ولی در یک زمان محدود اختصاص یافته است. لذا بسط یک مدل فضایی به داده‌های فضایی- زمانی نتایج متفاوتی با مدل‌های فضایی- زمانی دارد. در این زمینه، مدل تغییرنگار فضایی- زمانی اجازه می‌دهد تا هندسه ناهمسانگرد در سه بُعد تعریف و برای کرجینگ فضا و زمان استفاده شود (پبسم و دیگران^۴، ۲۰۱۷). با توجه همبستگی فضایی و زمانی در بین مقادیر روزهای گرد و خاک در مناطق شرقی ایران، تحلیل و پیش‌بینی در زمان‌های متوالی، هدف از انجام این پژوهش است که با کمک بسته‌های نرم افزاری gstat (پبسم و دیگران، ۲۰۱۷)، Spacetime (پبسم و دیگران، ۲۰۱۷) و SP (پبسم و دیگران، ۲۰۱۷)، Raster (روبرت جی^۵، ۲۰۱۶)، spdep (بیوند و دیگران^۶، ۲۰۱۷) و R Google Maps (لوئچر^۷، ۲۰۱۶) از محیط نرم‌افزاری R^۸ به بررسی توأم تغییرات فضایی- زمانی آن می‌پردازد.

1- Particulate Matter, pm₁₀

2-Gräler et al,2009

3-Schabenberger, O., Gotway, C. 2004

4- Pebesma, et al, 2017

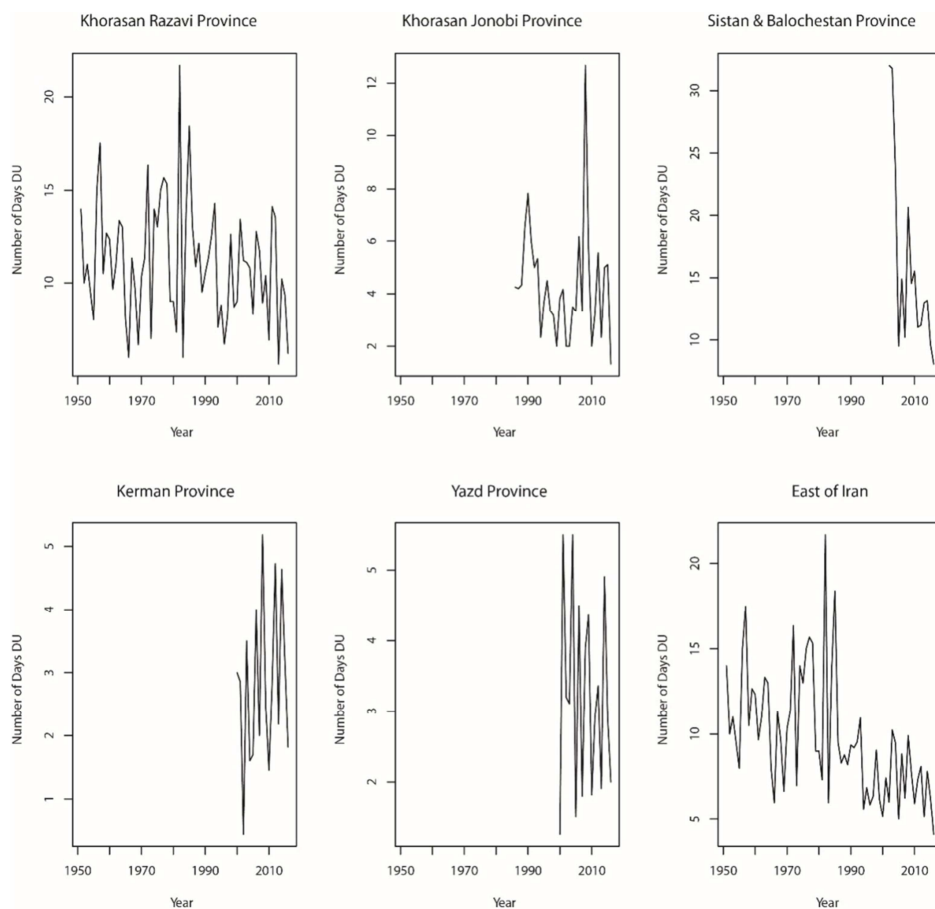
5 - RobertJ,2016

6- Bivand, R. et al. 2017.

7- Loecher, M. 2016.

24-R Development Core Team. 2011

بررسی میانگین تعداد روزهای گرد و خاک سالیانه در محدوده مورد مطالعه و به تفکیک استان‌های شرقی کشور نشان می‌دهد، اگر چه روزهای گرد و خاک در طی دوره آماری دارای نوسانات شدیدی است، اما روند کلی آن به خصوص در سالهای اخیر به شدت در حال افزایش است (شکل ۴).



شکل ۴: میانگین تعداد روزهای گرد و خاک سالیانه در دوره آماری ۱۹۵۱/۰۱/۰۱ لغایت ۲۰۱۶/۱۲/۳۱ به تفکیک استان‌های شرقی کشور

ب- ساختار فضایی- زمانی داده‌ها:

در این تحقیق از آمار "سرعت باد ۱۵ متر و بیشتر" و "دید افقی کمتر از ۱۰۰۰ متر" به ترتیب به عنوان طوفان شن و طوفان گرد و خاک در دوره آماری ۱۹۸۷/۱/۱ تا ۲۰۱۷/۳/۳۱ به صورت روزانه در ۵۷ ایستگاه استفاده شده است. سپس دو ماتریس فضایی- زمانی $M \times N$ به ابعاد ۱۱۰۴۷×۵۷ ساخته شد و استقلال و همبستگی داده‌ها مورد بررسی قرار گرفت. برای همبستگی فضایی از آزمون موران^۱ (گیتان و گایون^۱، ۲۰۱۰) و برای همبستگی زمانی از ران تست^۲

1- Moran's index

(کائپرو و ماتیسوس^۳، ۲۰۱۵) استفاده شد که مقادیر خروجی برای داده‌های طوفان شن و طوفان گرد و خاک نشان داد که در سطح اطمینان ۰/۵ درصد معنی‌دار و داده‌ها وابسته هستند. جهت تعیین نوع کرجینگ، مانایی^۴ داده‌ها نیز مورد بررسی قرار گرفت. چنانچه نظم خاصی در داده‌ها دیده شود، داده‌ها دارای روند هستند (نامانا^۵)، لذا برآورد نیم تغییرنگار^۶ آن هم نامانا و دچار آریب^۷ خواهد شد. (کریسی^۸، ۱۹۹۳). به بیان دیگر باید تغییرات بزرگ مقیاس، ثابت یا مستقل از موقعیت s, t باشد (مانایی میانگین). لذا جهت تشخیص وجود روند (نامانایی) از حیث میانگین، رسم $Z(s_i, t_i)$ در جهات مختلف شرقی - غربی (محور x) یا شمالی - جنوبی (محور y) و زمان (t) انجام شد که داده‌ها دارای مانایی از نوع مرتبه دوم بودند. در نتیجه کرجینگ فضایی - زمانی معمولی^۹ برای برآورد روزهای گرد و خاک انتخاب گردید.

همسان گردی^{۱۰} یا ناهمسان گردی^{۱۱} داده‌ها نیز مورد بررسی قرار گرفت و نقشه تغییرنگار^{۱۲} آن نیز ترسیم شد. برای تعیین نیم تغییرنگاری غیرجهتی یا همسان گرد در هرگام^{۱۳} (لگ)، بردار h (برداری که دو نقطه را به هم وصل می‌کند) و نظیر آن در هر جهتی در فضا می‌تواند قرار گیرد؛ اما اگر در محاسبه نیم تغییرنگار فقط از زوج نقاطی که بردار h آن‌ها در امتداد معین و معلومی قرار داشته باشد، آن را نیم تغییرنگاری جهتی می‌نامند (حسنی پاک و شرف‌الدین، ۱۳۹۱). برای بررسی همسان گردی، نیم تغییرنگار در چند جهت مختلف در محدوده مورد مطالعه رسم شد که با توجه به شباهت آنها، همسان گردی را می‌توان تشخیص داد (اسحاق و سریواستار^{۱۴}، ۱۹۸۹). رسم نیم تغییرنگار در تمام جهات (برای مثال با فواصل ۵ درجه) امری زمان‌بر است، اما می‌توان با استفاده از رسم زویه نیم تغییرنگار^{۱۵}، تصمیم روشن‌تر و موثرتری در مورد ناهمسان گردی و همچنین میانگین نیم تغییرنگار در هر مکان گرفت. مبنای رسم این پلان دو بُعدی به این صورت است که هر جفت نقطه در محاسبه نیم تغییرنگار، توسط بردار h به هم ارتباط پیدا می‌کنند. این بردار مانند تمام بردارها، دو ویژگی بزرگی بردار و زاویه بردار با افق را دارد. منظور از افق، به صورت قراردادی، سوی مثبت محور x ها است، یعنی زاویه‌ای که بردار دو بُعدی تغییرنگار با سوی مثبت محور x ها می‌سازد (اسحاق و سریواستار، ۱۹۸۹).

1- Gaetan, C & Guyon, X. 2010.

2- Rand Test

3- Caeiro, F.& Mateus, A. 2015.

4- Stationary

5- Non Stationary

6- Semi- Variogram

7 - Bies

8- Cressie, N. 1993

9- Spatial – Temporal Ordinary Kriging

10- Isotropy

11- An Isotropy

12- Variogram Map

13- Lag

14- Isaak, E.H., and Srivastar, R.M. 1989

15- Semi - Variogram Surface

بنابراین روابط زیر برقرار است:

$$d_x = |h| \cos \theta \quad (۱)$$

$$d_y = |h| \sin \theta \quad (۲)$$

در این روابط، h بزرگی بردار و θ زاویه بردار با سوی مثبت محور x ها است. حال برای رسم این بردار از همین ویژگی استفاده شد که انتهای بردار^۱ با رنگ خاصی معرفی می شود (ایواشتیا و دیگران^۲، ۲۰۰۵). اگر این رُویه (عبور صفحه-ای از یک بردار سه بُعدی) برای تمام گام ها و زوایا ادامه داده شود، پلانی دو بُعدی به دست می آید که پلان رُویه نیم تغییرنگار نامیده می شود. از این رو با رسم رُویه نیم تغییرنگار و در صورت همسان گردی، انتظار می رود بردار در هر جهتی که بچرخد، تنها یک عدد به دست آید. به طور کلی همسان گردی بدان معناست که نیم تغییرنگار به اندازه و جهت h بستگی نداشته باشد. فرض همسان گردی موجب آسان تر شدن مدل سازی برآورد نیم تغییرنگار می شود؛ اما در صورت عدم برقراری این فرض، استفاده از مدل های همسان گرد موجب نامناسب شدن برآورد ساختار فضایی میدان و در نهایت کاهش دقت نتایج حاصل از تحلیل داده های فضایی - زمانی از جمله پیش بینی می شود (محمدزاده، ۱۳۹۱). سپس جهت حذف مقادیر با وزن بالا در دو ماتریس فضایی- زمانی $M \times N$ از توزیع برنولی^۳ با برآورد احتمال بین صفر و یک استفاده شد به طوری که توزیع وقوع روزهای گرد و غباری برابر است با:

$$X \sim B(P), P=(X=1) \quad (۳)$$

با فرض $\{Z(s, t); s \in \mathbb{R}^2, t \in \mathbb{R}\}$ و $\{Y(s, t); s \in \mathbb{R}^2, t \in \mathbb{R}\}$ به ترتیب، میدان تصادفی^۴ متناظر با سرعت باد و دید افقی باشد. با در نظر گرفتن مقدار ۱۰۰۰ و ۱۵، این متغیرها با مقادیر ۰ و ۱ به صورت:

$$I(s_i, t_j) = \begin{cases} 1 & Z(s_i, t_j) \geq 15 \text{ or } Y(s_i, t_j) < 1000 \\ 0 & Z(s_i, t_j) < 15 \text{ and } Y(s_i, t_j) \geq 1000 \end{cases} \quad (۴)$$

با میدان تصادفی $\{I(s, t), s \in \mathbb{R}^2, t \in \mathbb{R}\}$ تعریف شد (محمدزاده، ۱۳۹۱) که در آن به ترتیب برای دید افقی کمتر از ۱۰۰۰ و در سرعت باد ۱۵ متر و بیشتر نشانگر یک و برای سایر مقادیر نشانگر صفر، منظور شد. جهت حذف تکرار پدیده ها با مشخص نمودن هم پوشانی دو مجموعه آماری، یکی از پدیده ها منظور گشت. بدین ترتیب، ماتریس فضایی- زمانی نشانگر روزهای گرد و خاک استخراج گردید.

بردار x و y داده ها با دو صورت سیستم مختصات جغرافیایی^۵ و سیستم تصویر مرکاتور معکوس جهانی^۶ تهیه شد. سپس با حذف مقادیر داده های مفقود شده^۷، شکل داده ها^۱ تحت عنوان آرایه $Sp \text{ data}$ ^۲ در کلاس STF ^۳ (پیسما^۴، ۲۰۱۲) و $STDF$ ^۵ (پیسما^۴، ۲۰۱۳) با توجه به رابطه زیر ساخته شد:

1- Variogram Tail

2- Iwashita, F., et al. 2005

3- Bernoulli distribution

4- Random Field

5- Degrees Minutes Seconds (DMS)

6- Universal Transverse Mercator (UTM)

7- NA

$$\{z(s_i, t_j); s_i = (x_i, y_i); i = 1, 2, \dots, n; j = 1, 2, \dots, T\} \quad (5)$$

که در آن اندیس i به شماره مکان (موقعیت) مشاهده و اندیس j به شماره زمان اشاره دارد. سپس نیم تغییرنگار فضایی-زمانی تجربی^۷ با کمک رابطه ۶ به دست آمد:

$$\hat{\gamma}(h, m) = \frac{1}{2N_{h,m}} \sum_{N_{h,m}} (Z(s_i, t_i) - Z(s_j, t_j))^2 \quad (6)$$

که در آن، $\hat{\gamma}(h, m)$: نیم تغییرنگار فضایی-زمانی، $N_{h,m}$: تعداد زوج داده‌هایی هستند که در فاصله فضایی h و فاصله زمانی m واقع شده‌اند. همچنین $Z(s, t)$: متغیر مورد بررسی در موقعیت جغرافیایی s و زمان t است. فاصله قطری مستطیل محاطی محدوده مورد مطالعه، محاسبه و حداکثر فاصله^۸ آن از رابطه ۷ محاسبه گردید.

$$D/3=B \quad (7)$$

سپس به کمک تابع هم تغییرنگار، هر کدام از تغییرنگارهای فضایی-زمانی به تفکیک به دست آمد. لازم به ذکر است که $\hat{\gamma}(h, .)$ و $\hat{\gamma}(., m)$ نیم تغییرنگار حاشیه‌ای^۹ فضایی - زمانی است.

مدل‌های گوسی^{۱۰}، نمایی^{۱۱}، کروی^{۱۲}، سهمیگون^{۱۳}، خطی^{۱۴}، بیسل^{۱۵} و مترن^{۱۶} مهمترین مدل‌های نیم تغییرنگار هستند که برای برازش داده نیم تغییرنگارهای حاشیه‌ای استفاده شدند (کرسی^{۱۷}، ۱۹۹۳). سپس مدل‌های تغییرنگار فضایی با مدل‌های تغییرنگار زمانی ترکیب شدند و تغییرنگار تجربی فضایی-زمانی داده‌ها ساخته شد. ترکیب مدل‌ها به وسیله روش‌های ضربی^{۱۸}، جمع‌ضربی^{۱۹}، متریک^{۲۰}، متریک جمعی^{۲۱} و متریک جمعی ساده^{۲۲} و با استفاده از روابط زیر انجام شد:

- 1- Data fram
- 2 - Spatial Temporal Data
- 3- Spatial Temporal Function
- 4- Pebesma,E,2012
- 5 - Spatial Temporal Function Data Fram
- 6- Pebesma.E, 2013
- 7- Empirical Spatial – TemporalSemi- Variogram
- 8- Cut off
- 9 MarginalVariogram
- 10- Gaussian
- 11- Exponential
- 12- Spherical
- 13- Parabolic
- 14- Line
- 15- Bessel
- 16- Mattern
- 17- Cressie, N. 1993
- 18- Product
- 19- Product-sum
- 20- Metric
- 21- Sum-metric
- 22- Simple sum-metric

$$\gamma(h, m) = C_s(0)C_t(0) - C_s(h)C_t(m) \quad (۸)$$

$$\gamma(h, m) = k(C_s(0)C_m(0) - C_s(h)C_t(m)) + C_t(0) + C_s(0) - (C_t(m) + C_s(h)) \quad (۹)$$

$$\gamma(h, m) = \gamma_{\text{jonit}}(\sqrt{h^2 + (k \cdot m)^2}) \quad (۱۰)$$

$$\gamma(h, m) = \gamma_t(m) + \gamma_s(h) + \gamma_{\text{jonit}}(\sqrt{h^2 + (k \cdot m)^2}) \quad (۱۱)$$

$$\gamma(h, m) = \text{nugget. I}\{m > 0, h > 0\} + \gamma_t(m) + \gamma_s(h) + \gamma_{\text{jonit}}(\sqrt{h^2 + (k \cdot m)^2}) \quad (۱۲)$$

که در آن $C_s(\cdot)$ و $C_t(\cdot)$ به ترتیب کواریوگرام حاشیه‌ای^۱ فضایی و زمانی است و $\gamma_t(\cdot)$ و $\gamma_s(\cdot)$ به ترتیب تغییرنگار حاشیه‌ای فضایی و زمانی است. سپس به منظور ادله بیشتر برای تعیین بهترین مدل نیم تغییرنگار، میانگین مجذور مربعات خطای^۲ تغییرنگار فضایی - زمانی محاسبه شد. پس از برازش مدل‌های مختلف تغییرنگار نظری، $(\hat{\gamma}(h, m))$ با استفاده از رابطه زیر محاسبه شد:

$$MSE = \frac{SSE}{K} \quad (۱۳)$$

که در آن k تعداد لگ‌های فضایی-زمانی است و مجذور مربعات خطا^۳ به صورت زیر است:

$$SSE = \sum_m \sum_h \{\gamma(h, m) - \hat{\gamma}(h, m)\}^2 \quad (۱۴)$$

سپس بهترین مدل با کمترین میانگین مجذور مربعات خطا جهت برآورد و پیش بینی انتخاب شد که تغییرنگار سه بُعدی^۴ مدل‌های تفکیک پذیر و غیر تفکیک پذیر ترسیم شدند. پیش‌بینی برای ۱۲ روز آینده بر اساس سیستم مختصات جغرافیایی به صورت روزانه انجام شد. واریانس خطای بهترین مدل خروجی نشان داد که دامنه فضایی مقادیر آن محدود بود که در آن برآورد کریجینگ نشانگر با استفاده از رابطه:

$$n = N \times T \quad (۱۵)$$

جهت کمینه کردن از مشتق‌گیری روابط زیر به دست آمد (محمدزاده، ۱۳۹۱):

$$E(I(s_0, t_0) - [I(s_0, t_0)]^*)^2 \quad (۱۶)$$

$$[I(s_0, t_0)]^* = E(I(s_0, t_0) | (n)) = P(Z(s_0, t_0) \geq 15 \text{ or } Y(s_0, t_0) < 1000 | (n)) \quad (۱۷)$$

که در آن، عبارت $E(I(s_0, t_0) | (n))$ مقدار مورد انتظار $I(s_0, t_0)$ با شرط در اختیار داشتن n مقدار $I(s_1, t_1), \dots, I(s_N, t_{T-1}), I(s_N, t_T)$ است. این بدان معناست که برآورد کریجینگ به صورت احتمال روز گرد و غباری خواهد بود. در این راستا کریجینگ برای موقعیت فاقد مشاهده (s_0, t_0) به صورت زیر به دست آمد (محمدزاده، ۱۳۹۱):

$$[I(s_0, t_0)]^* = \sum_{j=1}^T \sum_{i=1}^N \lambda(s_i, t_j) I(s_i, t_j) \quad (۱۸)$$

1- Marginal Covarigram

2- MSE

3- SSE

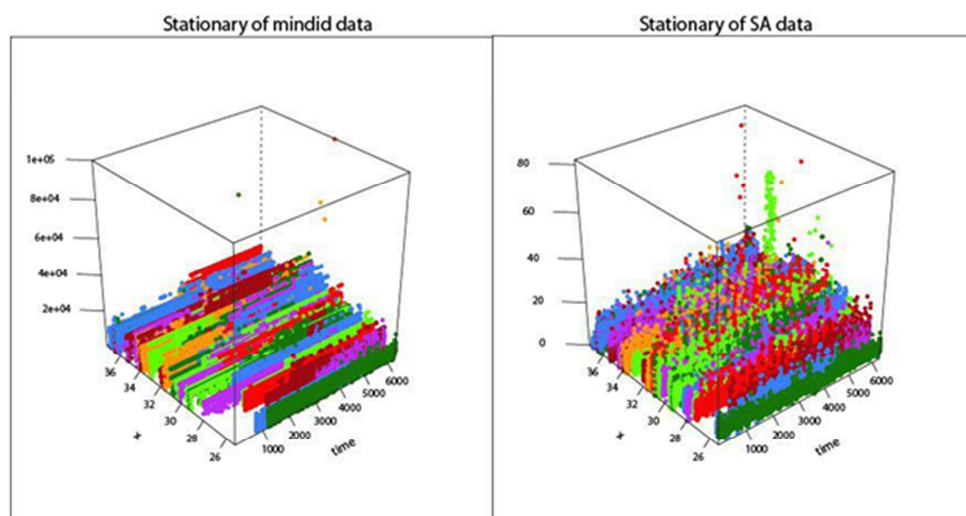
4- Wireframe

که در آن، $\lambda(s_i, t_j)$ ضرایب کریجینگ می باشد (هنگل و دیگران^۱، ۲۰۱۵) و در نهایت جهت تلفیق داده های فضایی - زمانی با محدوده مورد مطالعه، تک تک روزهای پیش بینی شده به همراه مقادیر واریانس خطا بر اساس سیستم تصویر مرکاتور معکوس جهانی با وضعیت منطقه پلات شدند (کلیباردا^۲، ۲۰۱۳).

نتایج و بحث

الف - مانایی داده ها:

مشاهدات در محورهای مختصات x و y و t برای طوفان شن و طوفان گرد و خاک در شکل ۵ ارائه شده است. لازم به ذکر است، تغییر رنگ داده ها به وسیله تغییر در مقادیر y به وجود آمده است. این شکل بیانگر این است که داده ها دارای روند خاصی در هیچ یک از مقادیر $Z(s_i, t_i)$ در جهت های x و y و t نیستند. لذا داده ها مانا بوده و می توان بر روی داده ها تحلیل فضایی - زمانی کرد (x عرض جغرافیایی، t زمان، y تغییرات رنگ، Z مقدار عددی متغیر).



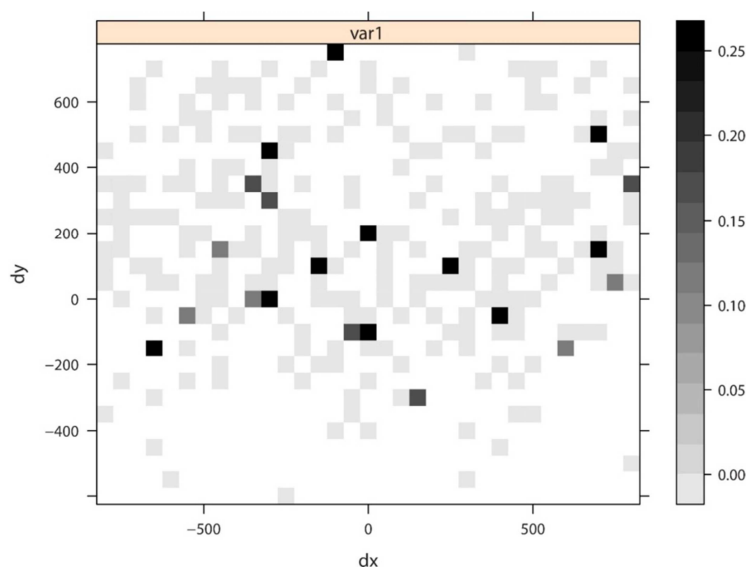
شکل ۵: بررسی مانایی در داده های طوفان شن و طوفان گرد و خاک

ب - همسان گردی:

در شکل ۶ رویه نیم تغییرنگارهای فضایی نشان داده شده است. با توجه این نمودار، نیم تغییرنگارها در تمام جهات تقریباً بر هم منطبق بوده و تفاوت معنی داری نسبت به هم ندارند. از این رو همسان گردی داده ها را می توان پذیرفت.

1- Hengel, T, et. al, 2015

2- Kilibarda. M, 2013



شکل ۶: بررسی همسان گردی تغییرنگار فضایی

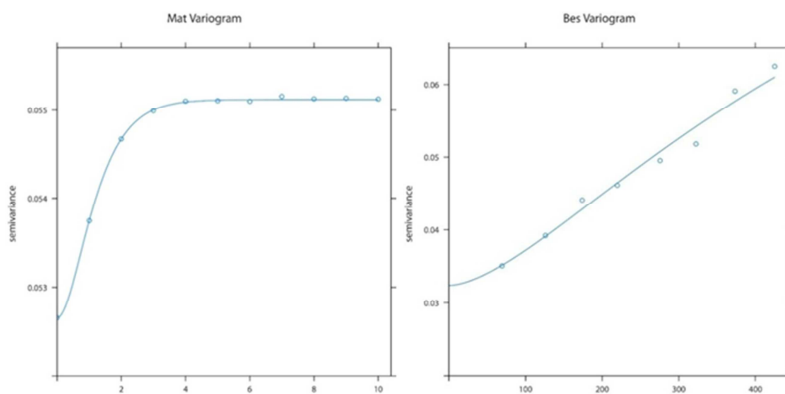
ج- برآورد تغییرنگار فضایی-زمانی:

تغییرنگار تجربی فضایی-زمانی $C_S(h_S)$ تا فاصله ۴۵۰ کیلومتری^۱ نشان می‌دهد که گاما، سیر صعودی داشته و در لگ^۲ های انتهایی، نوسانات محسوسی دیده می‌شود. دلیل عمده آن تعداد کم ایستگاه‌های هواشناسی در منطقه مورد مطالعه است. این تغییرنگار به سقف نمی‌رسد و دارای دامنه^۳ طولانی است.

تغییرنگار تجربی زمانی $C_T(h_T)$ با فاصله زمانی ۱۲ روز^۴ در کلاس SP نشان می‌دهد که دامنه داده‌ها، طولانی نیست و تا ۵ روز به هم وابسته بوده و از آن زمان به بعد، تغییرات در داده‌ها دیده نمی‌شود. در هر دو تغییرنگار، بزرگ‌تر بودن آستانه جزئی^۵ از اثر قطعه‌ای^۶ شرایط خوبی برای برازش مدل محسوب می‌شود.

سپس مدل‌های گوسی، کروی، خطی، بسیل، مَترن و نمایی به تغییرنگار تجربی فضایی و تغییرنگار زمانی برازش داده شد که مدل بسیل برای تغییرنگار فضایی (شکل ۷) و مدل مَترن با ضریب کاپای^۷ برابر ۱٫۹ برای تغییرنگار زمانی (شکل ۸) بهترین برازش را داشتند.

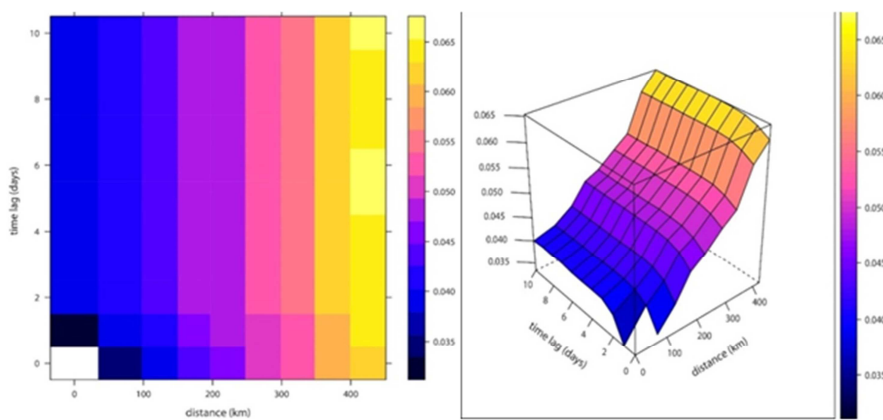
- 1- CUT OFF=450
- 2- Lags
- 3- Reng
- 4- CUT OFF=12
- 5- Partial Sill (*psill*)
- 6- Nugget Effect
- 7- Kappa



شکل ۸: مدل مَترن برای تغییرنگار زمانی

شکل ۷: مدل بِسِل برای تغییر نگار فضایی

با توجه به دو مدل تجربی فضایی و تجربی زمانی، مدل تغییرنگار سه بُعدی (شکل ۹) و رُویه آن (شکل ۱۰) ترسیم شد. این موضوع نشان می‌دهد که داده‌ها هم در جهت زمانی و هم در جهت فضایی، وابسته هستند.



شکل ۱۰: رُویه تغییر نگار

شکل ۹: تغییر نگار سه بُعدی

د- مدل سازی نیم تغییرنگار فضایی-زمانی:

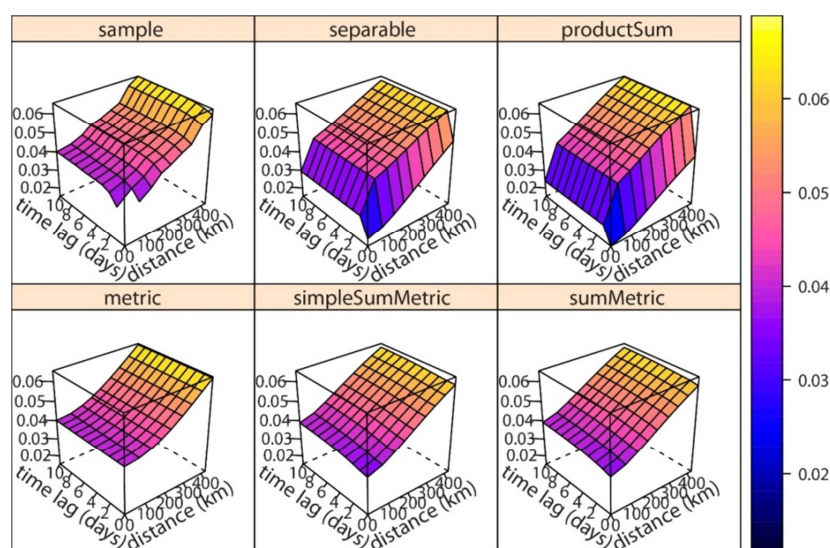
جهت برآورد و پیش بینی پارامتر نامعلوم روزهای گرد و خاک، تمامی مدل های فضایی - زمانی گوسی، کروی، خطی، بِسِل، مَترن و نمایی به مدل های تفکیک پذیر^۱ و غیر تفکیک پذیر^۲ شامل مدل های ضربی، ضربی جمعی، متریک، متریک ساده و متریک جمعی، برازش داده شدند که بِسِل به عنوان بهترین مدل برای مدل فضایی و مَترن برای مدل زمانی انتخاب شد (جدول ۱).

1- Separable
2- Non- Separable

جدول ۱: برازش مدل های فضایی - زمانی تجربی با مدل های نظری تفکیک پذیر و غیر تفکیک پذیر

مدل فضایی زمانی	ضربی	جمع‌ی ضربی	متریک	متریک ساده	متریک جمع‌ی
پسِل و مَتِرِن	$3/0.48147 \times 10^{-3}$	$5/7566.08 \times 10^{-3}$	-	$3/0.15933 \times 10^{-3}$	$2/73.354 \times 10^{-3}$

خروجی‌ها نشان می‌دهند بهترین مدل برازش شده جهت برآورد روزهای گرد و غباری، مدل متریک جمع‌ی است که با کمترین مجذور مربعات خطا همراه است. (شکل ۱۱)



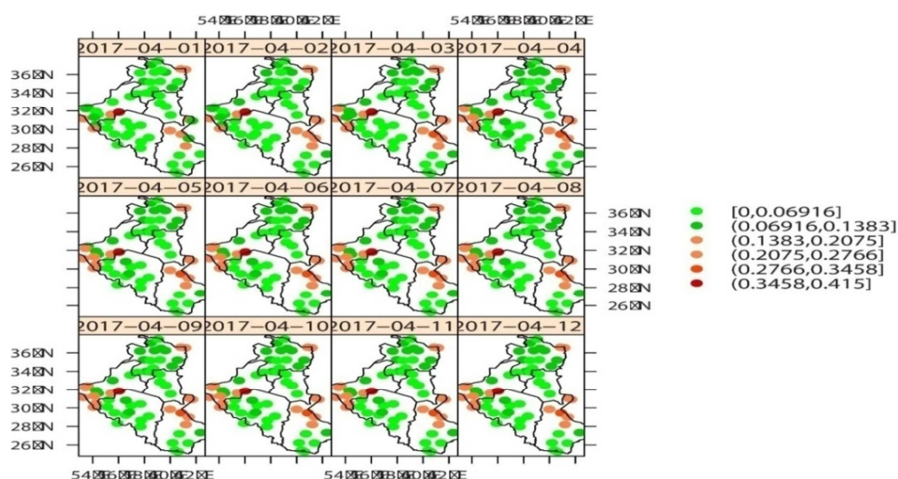
شکل ۱۱: برازش تغییرنگار فضایی - زمانی تجربی با مدل های نظری.

ه - پیش‌بینی فضایی-زمانی:

برآورد روزهای گرد و خاک با توجه به ساختار همبستگی فضایی - زمانی داده‌ها و مقادیر آستانه جزئی نشان می‌دهد که تغییر نگار فضایی - زمانی می‌تواند کمیت نامعلوم طوفان گرد و خاک را پیش‌بینی کند که در این پژوهش بازه‌ی ۱۲ روزه از مورخه ۲۰۱۷/۴/۱ لغایت ۲۰۱۷/۴/۱۲ مد نظر قرار گرفته است که نتایج خروجی آن در شکل شماره ۱۲ آمده است. این بازه زمانی مطابق است با ۱۲ لغایت ۲۴ فروردین ۱۳۹۶ که به تدریج با شروع ناپایداری‌های جوی در سطح زمین همراه است و احتمال وقوع گرد و خاک به تدریج افزایش می‌یابد. مهمترین نقاطی که احتمال وقوع گرد و خاک از درصد بیشتری برخوردارند شامل: شمال شرق (منطقه سرخس)، نقاط محدودی در غرب (استان یزد) و منطقه شمال سیستان و بلوچستان می‌باشد.

در اولین روز پیش‌بینی یعنی ۲۰۱۷/۴/۱ نقاط بحرانی ایستگاه‌های سرخس و فریمان در استان خراسان رضوی به ترتیب با احتمال ۱۶ و ۲۰ درصد، ایستگاه‌های زابل، زهک، میرجاوه، نصرت آباد، زاهدان و خاش در استان سیستان و بلوچستان به ترتیب با ۱۷، ۱۳، ۱۳، ۱۹، ۲۴ و ۱۷ درصد، ایستگاه‌های ابرکوه، بافق و بهاباد در استان یزد به ترتیب با

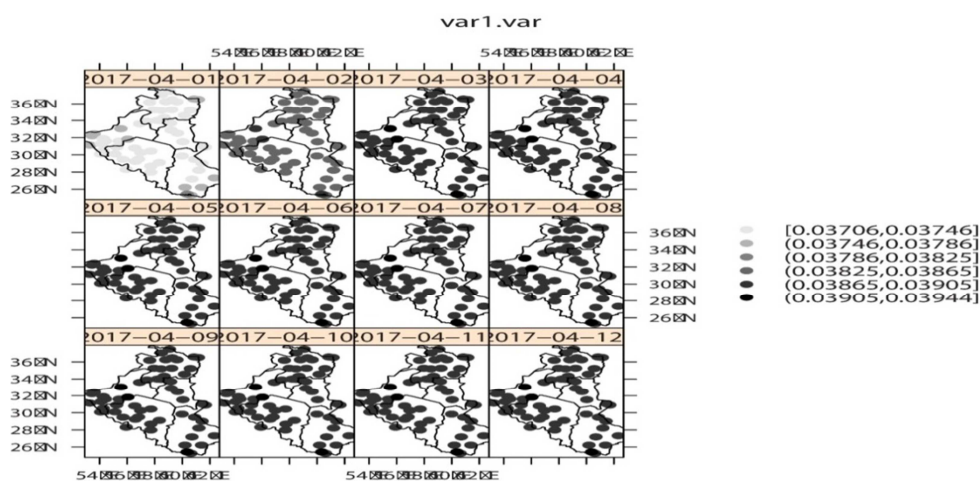
۲۰،۱۶ و ۳۵ درصد بیشترین احتمال وقوع گرد و غبار را دارا بودند. در استان‌های کرمان و خراسان جنوبی، احتمال وقوع رخداد گرد و غبار صفر یا مقادیر احتمال وقوع آن نزدیک به صفر بوده است.



شکل ۱۲: پیش بینی فضایی - زمانی روزهای گرد و غباری با استفاده از مدل متریک جمعی

و- برآورد واریانس خطا:

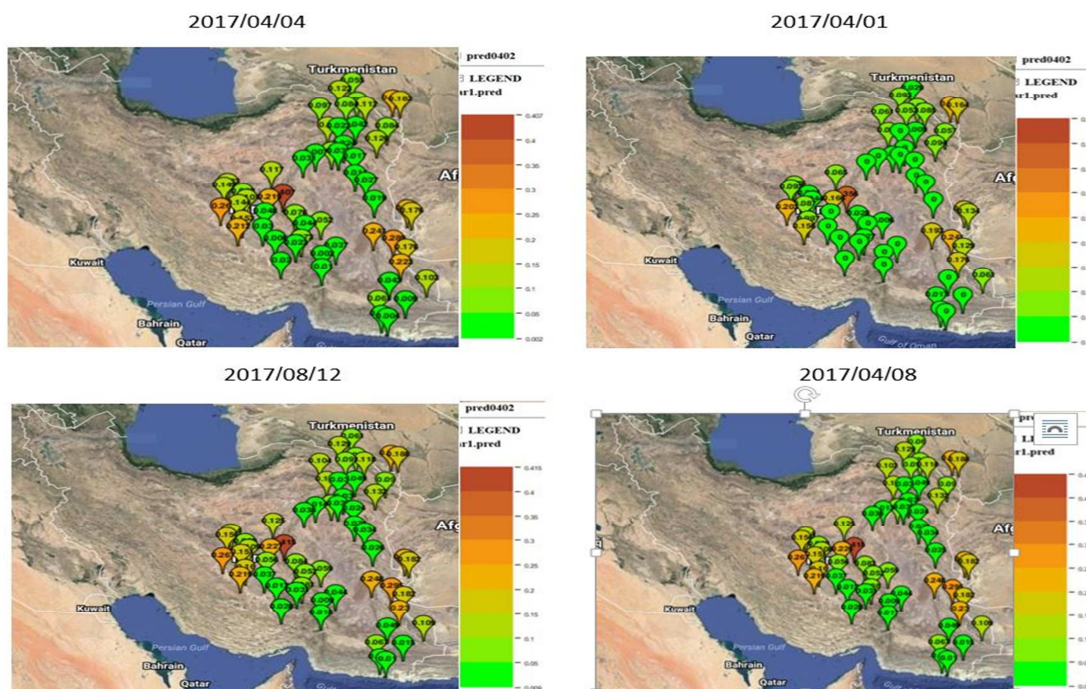
برآورد واریانس خطا برای ۱۲ روز از آخرین روز دوره آماری (۲۰۱۷/۰۳/۳۱) به بعد نشان می‌دهد که هر چند از مبدأ پیش‌بینی به سمت روزهای پیش رو حرکت کنیم، بر مقدار واریانس خطا افزوده می‌شود. دامنه مقادیر آن از ۳/۷ درصد شروع شده و تا ۳/۹ درصد ادامه دارد که با توجه به دامنه محدود پیش‌بینی، مقدار واریانس خطا مقادیر بالایی را نشان نمی‌دهد (شکل ۱۳).



شکل ۱۳: برآورد واریانس خطا

ز- پلات KML^۱

جهت مشخص نمودن کانون‌های گرد و غبار و تأثیرپذیری نقاط اطراف در شکل‌گیری پدیده طوفان گرد و خاک با توجه به وابستگی‌های فضایی و زمانی نقاط پیش‌بینی شده از ۲۰۱۷/۰۴/۰۱ لغایت ۲۰۱۷/۰۴/۱۲ با کمک RasterPackage و RGoogle Maps ترسیم شدند که تصاویر روزهای اول، چهارم، هشتم و دوازدهم روند افزایش مقادیر گرد و خاک را به صورت نمونه نشان می‌دهد به طوری که به تدریج بر احتمال وقوع کمیت نامعلوم طوفان گرد و خاک افزوده می‌شود (شکل ۱۴).



شکل ۱۴: کانون‌های بحرانی گرد و غبار در منطقه مورد مطالعه

علاوه بر این تصاویر کانون‌های گرد و غباری نشان می‌دهد که نواحی شمالی بیابان ترکمنستان، نواحی شرقی بیابان عربستان، شمال سیستان و بلوچستان و چاله سیستان مهمترین کانون‌های گرد و غباری محدوده مورد مطالعه هستند که اثرات این مناطق با تجزیه و تحلیل فضایی - زمانی داده‌های ایستگاه‌های مورد مطالعه همخوانی دارد.

1- Keyhole Markup Language

نتیجه گیری

بررسی روند روزهای گرد و خاک در نواحی شرقی ایران نشان می‌دهد که از سال ۲۰۱۰ به بعد، به شدت سیر صعودی به خود گرفته است. به طوری که از سال ۱۹۸۷ با میانگین ۷ روز به ۴۲ روز در سال ۲۰۱۶ رسیده است.

برآزش مدل‌های مختلف تغییر نگار فضایی-زمانی نشان داد که مدل متریک جمعی با کمترین میانگین مجموع مربعات می‌تواند رخداد گرد و خاک را پیش‌بینی کند و بر اساس آن کمیت نامعلوم روزهای گرد و خاک برای ۱۲ روز آینده پیش‌بینی شد که روزهای اول، چهارم، هشتم و دوازدهم تبدیل به نقشه شدند. این مقادیر نشان داد که با افزایش تعداد روزهای پیش‌بینی، واریانس خطا نیز افزایش می‌یابد و در نهایت مقادیر واریانس خطا ثابت و مقادیر پیش‌بینی به سمت میانگین داده‌ها میل می‌کند.

با پردازش ۶۲۹۷۳۶ داده روزانه فضایی-زمانی که با حذف مقادیر NA تعداد داده‌های روزانه پردازش شده به ۲۶۱۵۸۴ داده رسید که انتظار میرفت تا چند صد روز آینده در موقعیت‌های مختلف ۱ بتوان روزهای گرد و غباری را پیش‌بینی کرد، اما تغییرنگار تجربی نشان داد که داده‌ها هم در جهت زمانی و هم در جهت فضایی، دارای دامنه طولانی نیستند، به طوری که تغییرنگار حاشیه‌ای تجربی زمانی، وابستگی داده‌ها را تا ۵ روز نشان داد. لذا بهترین بازه پیش‌بینی ۵ روزه است، با این وجود از تاریخ ۲۰۱۷/۴/۱ لغایت ۲۰۱۷/۴/۱۲ احتمال روزهای گرد و خاک پیش‌بینی شد که مقادیر خروجی نشان داد به تدریج احتمال وقوع روزهای گرد و خاک افزایش می‌یابد. این بازه زمانی مطابق است با ۱۲ لغایت ۲۴ فروردین ۱۳۹۶ که کم کم با شروع ناپایداری‌های جوی در سطح زمین همراه است. مهمترین نقاطی که احتمال وقوع روزهای گرد و خاک از درصد بیشتری در نواحی شرقی کشور برخوردارند، شامل: شمال شرق، نقاط محدودی در غرب و شرق استان یزد و منطقه شمال سیستان و بلوچستان می‌باشد.

در اولین روز پیش‌بینی یعنی ۲۰۱۷/۴/۱ نقاط بحرانی ایستگاه‌های سرخس و فریمان در استان خراسان رضوی به ترتیب با احتمال ۱۶ و ۲۰ درصد، ایستگاه‌های زابل، زهک، میرجاوه، نصرت آباد، زاهدان و خاش در استان سیستان و بلوچستان به ترتیب با ۱۷، ۱۳، ۱۳، ۱۹، ۲۴ و ۱۷ درصد، ایستگاه‌های ابرکوه، بافق و بهاباد در استان یزد به ترتیب با ۲۰، ۱۶ و ۳۵ درصد بیشترین احتمال وقوع روزهای گرد و خاک را دارا بودند. در استان‌های کرمان و خراسان جنوبی که احتمال وقوع روزهای گرد و غباری در آنها صفر یا مقادیر احتمال وقوع آن کم بوده است، فاقد روز گرد و خاک بوده‌اند. علاوه بر این تصاویر پلات شده کانون‌های گرد و خاک نشان می‌دهد که نواحی شمال شرقی بیابان ترکمنستان، نواحی غربی بیابان لوت و عربستان، شمال سیستان و بلوچستان و چاله سیستان مهمترین کانون‌های گرد و خاک محدوده مورد مطالعه هستند که اثرات این مناطق با تجزیه و تحلیل فضایی - زمانی داده‌های ایستگاه‌های مورد مطالعه همخوانی دارد.

منابع

- آمار سازمان هواشناسی کشور، سرعت باد و دیدافتی از ۱۹۵۱/۱/۱ لغایت ۲۰۱۷/۳/۳۱. امیدوار، کمال (۱۳۸۱). بررسی و تحلیل سینوپتیکی طوفان های ماسه در دشت یزد- اردکان، فصلنامه تحقیقات جغرافیایی، شماره ۸۱، صص ۴۳-۵۸.
- ایران منش فاضل؛ عرب خدروی محمود و مجتبی اکرم (۱۳۸۴). بررسی مناطق برداشت ذرات گرد و غبار و ویژگی های انتشار آنها در طوفان های منطقه سیستان با استفاده از پردازش تصاویر ماهواره ای، پژوهش و سازندگی در منابع طبیعی، دوره ۱۸، شماره ۶۷، صص ۲۵-۳۳.
- پورهایمی، سمیرا؛ بروغنی، مهدی؛ زنگنه اسدی، محمدعلی؛ امیراحمدی، ابوالقاسم (۱۳۹۴) تحلیل ارتباط پوشش گیاهی و وقوع تعداد روزهای گرد و غبار استان خراسان رضوی با استفاده از سیستم اطلاعات جغرافیایی و سنجش از دور. سنجش از دور و سامانه اطلاعات جغرافیایی در منابع طبیعی، دوره ششم، شماره چهارم، زمستان، صص ۳۳-۴۴
- درویشی بلورانی، علی. (۲۰۱۵). پروژه تحقیق در مورد اثرات ذرات گرد و غبار در گیاهان و حیوانات. دانشگاه علوم انسانی تهران در همکاری با دانشگاه علوم پزشکی تربت مدرس، تهران.
- حسنعلی زاده، نفیسه؛ مساعدی، ابوالفضل؛ ظهیری، عبدالرضا؛ حسینعلی زاده، محسن ۱۳۹۴، مدل سازی توأم تغییراتفضایی-زمانی بارش ماهانه مطالعه موردی بخشی از استان گلستان، نشریه پژوهش های حفاظت آب و خاک، دوره ۲۲، شماره ۱، خرداد و تیر، صص ۲۶۹-۲۵۱. خسروی، محمود. بررسی توزیع عمودی گرد و غبار ناشی از طوفان در خاورمیانه با استفاده از NAAPS در منطقه سیستان ایران، چهارمین کنگره بین المللی جغرافی دانان جهان اسلام، (دانشگاه سیستان و بلوچستان، زاهدان، ایران. ۱/۲۵/۱۳۸۹)، ۱۳۸۹.
- خسروی محمود (۱۳۸۷)، تأثیرات محیطی اندرکنش نوسان های رودخانه هیرمند با بادهای ۱۲۰ روزه سیستان، فصلنامه تحقیقات جغرافیایی، دوره ۲۳، شماره ۴ (پیاپی ۹۱)، صص ۱۹-۴۸.
- حسینی پاک، علی اصغر و شرف الدین، محمد(۱۳۸۰). تحلیل داده های اکتشافی. انتشارات دانشگاه تهران، چاپ اول. صفحه ۹۹۷.
- حسین زاده سیدرضا (۱۳۷۶)، بادهای ۱۲۰ روزه سیستان، فصلنامه تحقیقات جغرافیایی، شماره ۴۶، صص ۱۲۷-۱۰۲.
- صفری، اعظم. (۱۳۹۲). شناسایی منابع غبار طوفان های گرد و غباری جنوب غرب ایران. پایان نامه کارشناسی ارشد، جغرافیا گرایش اقلیم در برنامه ریزی محیطی. دانشکده علوم انسانی، دانشگاه فردوسی مشهد.
- علیجانی، بهلول، ۱۳۸۲، آب وهوای ایران، انتشارات دانشگاه پیام نور، چاپ پنجم، ۲۲۱.
- فرج زاده، منوچهر و علیزاده، خاطره(۱۳۹۰). تحلیل زمانی و مکانی طوفان های گرد و خاک در ایران. نشریه برنامه ریزی و آمایش فضا، دوره پانزدهم، شماره یک، بهار، صص ۸۴-۶۵.
- محمدپور پنجاه، محمدرضا؛ معماریان، محمدحسین؛ میررکنی، سیدمجید(۱۳۹۳)، تحلیل طوفان های گرد و غبار استان یزد بر مبنای مدل سازی های عددی، نشریه جغرافیا و مخاطرات محیطی، شماره دوازدهم، زمستان، صص ۸۳-۶۷.
- محمدزاده، محسن (۱۳۹۴). آمار فضایی و کاربردهای آن. انتشارات دانشگاه تربیت مدرس، چاپ دوم. ۴۱۶.
- مهرشاهی، داریوش و نکونام زری (۱۳۸۸)، بررسی آماری پدیده های گرد و غبار و تحلیل الگوی وزش بادهای گرد و غبارزا در شهرستان سبزوار، نشریه علمی- پژوهشی انجمن جغرافیایی ایران، دوره جدید، سال هفتم، شماره ۲۲، پاییز، صص ۱۰۴-۸۳
- Bivand, R. Altman, M. Anselin, L. et al (2017). Spatial Dependence Weighting Schemes statistics and Model. Package 'spdep'. R Development Core Team. 2017. Version 0.7-4. URL: <http://github.com/r-spatial/spdep/>
- DeCesare, L. Myers, D.Posab(2001). D. Estimating and modeling space time correlation structures. Statistics & Probability Letters. Volume 51, Number 1, pp. 9-14.
- Caeiro, F. Mateus, A. (2015). Testing Randomness in R. Package 'rand tests'. R Development Core Team. 2015. Version 1.0.
- Cressie, N. (1993). Statistics for Spatial Data, Revised Edition. New York, John Wiley.
- Dehghanpour, A.R. Halabian, A.H. Fallahpour M. (2014). Spatial and Temporal Analysis of Dusty Days in Iran. International Journal of Advanced Biological and Biomedical Research, Volume 2, Issue 4, PP. 1195- 1206.
- Gaetan, C. Guyon, X. (2010). Spatial Statistics and Modeling. Springer New York Dordrecht Heidelberg London. pp. 166.
- Goudi, A. Middleton NJ. (2006), Desert Dust in The Global System. Springer, Heidelberg. pp.1-90.

- 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.
- Hengl, T., Roudier, P., Beaudette, D., Pebesma, E. (2015). PlotKML: Scientific Visualization of Spatio-Temporal Data. Journal of Statistical Software., Volume 63, Issue 5. <http://www.jstatsoft.org/> Institute for Geoinformatics University of Münster, Germany.
- Isaak, E.H. Srivastava R.M. (1989). An Introduction to Applied Geostatistics. Oxford Univ. Press, Oxford. P.561.
- Iwashtia, F. Monteiro, R.C. Landim, P.M. (2005). An Alternative method for calculating variogram surfaces using polar coordinates Computers & Geosciences. Volume 31, Number 6, pp. 801- 803.
- Kilibarda, M. (2013). A PlotGoogleMaps Tutorial. University of Belgrade, Faculty of Civil Engineering, Department of Geodesy and Geoinformatics, Bulevar kralja Aleksandra, 73, 11000 Belgrade, Serbia. 3 pp. 14
- Loecher, M. 2016. Overlays on Static Maps. Package 'R Google Maps'. R Development Core Team. 2016. Version 1.0.4.1.
- Mateus, A. Caeiro, F. (2014). "An R Implementation Of Several randomness Tests". Faculdade de ciencias e Tecnologia & CMA - Universidade Nova de Lisboa. International Conference of Computational Methods in Science An Engineering. ICCMSE 2014. pp. 531- 534.
- Miri, A. Ahmadi, H. Ghanbari, A. Moghaddam Nia, A. (2007). Dust Storms Impact on Air Pollution and Public Health under Hot and Dry Climate. International Journal of Energy and Environment, Volume 1, Number 2, pp. 101-105.
- Mingyuan, DU. Seiichiro, Y. Hiroyuki, D. Zhibao, SH. Yanbo, SH. (2009). Relationship between the Climate Change and Dust Storm Occurrence in China. Journal of Arid Land Studies. Volume 1, Number 1. Pp. 149- 152.
- Pebesma, E., (2012), spacetime: Spatio-Temporal Data in R, Journal of Statistical Software, Volume 51, Issue 7. <http://www.jstatsoft.org/>
- Pebesma, E. Spatial and Spatio-Temporal Geostatistical Modelling, Prediction and Simulation. 'gstat' Package. R Development Core Team. 2017. Version 1.1-5. URL <https://github.com/edzer/gstat/>
- Pebesma, E. Gräler, B. Gottfried, T. Hijmans, R. (2017). Classes and Methods for Spatio-Temporal Data. spacetime' Package. R Development Core Team... Version 1.2-1. URL <http://github.com/edzer/spacetime>.
- Pebesma, E. Gräler, B. Gottfried, T. Hijmans R. (2017). Classes and Methods for Spatio-Temporal Data. sp' Package. R Development Core Team. Version 1.2-5. URL <https://github.com/edzer/sp/> <https://edzer.github.io/sp>
- Pebesma, E. Bivand, R. Classes and Methods for Spatial Data. Version 1.2-5. Package 'sp'. June 29, 2017 URL <https://github.com/edzer/sp/> <https://edzer.github.io/sp/>
- Pebesma, E. Gräler, B. (2017). Introduction to Spatio-Temporal Variography. ifgi
Institute for Geoinformatics University of Münster.
- Pebesma, E. Gräler, B. (2017). Spatial and Spatio-Temporal Geostatistical Modelling, Prediction and Simulation. Version 1.1-5. URL <https://github.com/edzer/gstat/>.
- Robert J. Hijmans. (2017). Geographic Data Analysis and Modeling. 'Raster' Package. R Development Core Team. Version 2.5-8. URL <http://cran.r-project.org/package=raster>
- Schabenberger, O. Gotway, c. (2004). Statistical methods for spatial data analysis. Chapman and Hall, Boca Raton. R Development Core Team. 2011. R: A language and environment for statistical computing.
- Wu J, Zhao L, Zheng Y, Lü A. 2012. Regional differences in the relationship between climatic factors, vegetation, land surface conditions, and dust weather in China's Beijing- Tianjin sand Source Region. Natural hazards, 62(1): 31-44.

Probability of SDS Days Prediction in Iran's Eastern Region Using Spatio-Temporal Indicator Kriging method

Ahmad Hosseini^{*1}, Bohloul Alijani², Yadollah Waghei³

Received: 24-12-2017

Accepted: 10-04-2018

Abstract

One of the most important environmental challenges in the Middle East and Iran in recent years is the increasing SDS phenomenon. In order to forecast the probability of SDS days, wind speed and Horizontal view data in the eastern regions of Iran was investigated using Kriging method of Spatial-Temporal indicator, and R software, in which indicators one and zero were considered for an SDS and for a day without SDS, respectively. Then the SP Data array (Spatial Temporal Data) was constructed with a combination of the matrix and vector in the STFDF class (Spatial Temporal Function Data Frame), and STF class (Spatial Temporal Function). After fitting all the separable and non-separable models, the sum metric variogram with the least average of the sum of squares was selected as the best model for fitting data. The output of the model showed that the data enjoy a spatial-temporal dependence to 5 days, so from the last day of the statistical period we can forecast the probability of occurrence of the SDS day for the next 5 days. On the first forecast able day, i.e. 2017/04/01, the critical points of Sarakhs and Fariman stations in Razavi Khorasan province with a probability of 16 and 20 percent, respectively, Zabol, Zahak, Mirjawa, Nosrat Abad, Zahedan and Khash stations in Sistan and Baluchestan province with 17, 13.13, 19.24 and 17 percent, respectively, and finally Abarkuh, Bafgh and Behabad stations in Yazd province with 20, 16 and 35 percent, respectively, enjoyed the highest probability of occurrence of SDS days.

Keywords: Spatial-Temporal Variogram, Predict, SDS Days, Eastern Region of Iran, Kriging Indicator, Sand and Dust Storm(SDS), Region, Indicator Kriging Method, SDS.

^{1*}- PHD Student of climatology, Faculty of Geographical Sciences, Kharazmi University, Tehran, Iran.

Email: Ahmad_hossayni@pnu.ac.ir

²- Professor of Climatology, Faculty of Geographical Sciences, Kharazmi University, Tehran, Iran.

³- Associate Professor of Statistics, Faculty of Statistics Sciences, Birjand University, Birjand, Iran.