

پیش‌بینی عددی روزهای گرد و غباری سالیانه در شرق و جنوب شرق ایران با استفاده از زمین‌آمار فضایی-زمانی

احمد حسینی^{۱*}، الهه نخعی نژاد فرد^۲

۱- استادیار گروه آب و هواشناسی دانشگاه پیام نور، ایران

۲- کارشناس ارشد دانشگاه پیام نور، ایران

چکیده

سرعت باد یکی از عوامل تعیین‌کننده در تولید گرد و غبار در جنوب شرق ایران است که با قرارگیری حوزه سیستان در این منطقه بر شدت آن می‌افزاید. لذا برای پیش‌بینی فضایی-زمانی تعداد روزهای گرد و غباری سالیانه، از آمار روزانه سرعت باد و دید افقی ۴۳ ایستگاه هواشناسی سینوپتیک منطقه مورد مطالعه استفاده شد. سپس با به کارگیری طرح شبکه کامل فضایی-زمانی، داده‌ها به صورت آراییه *SP Data*، ترکیبی از ماتریس و بردار به طور مجزا در دو کلاس *STFDF* و *STF* به صورت ماتریس کامل $n \times m$ تعریف شدند. در نهایت با استفاده از نرم افزار *R* و روش کرجینگ فضایی-زمانی ۱۴۴ مدل نظری به مدل تجربی داده‌ها، برازش داده شدند که مدل م‌ترن به عنوان بهترین مدل انتخاب شد که تغییرنگار فضایی-زمانی متریک با کمترین میانگین مربعات خطا، بهترین برازش را داشت. خروجی مدل نشان داد که داده‌ها می‌توانند تا ۵ سال تعداد روزهای گرد و غباری را پیش‌بینی کنند. محاسبه حدود اطمینان در سطح ۹۵٪ نشان داد که در سال ۲۰۲۲ ایستگاه زابل با ۱۰۶ روز بیشترین و ایستگاه بیرجند با ۲۳ روز کمترین تعداد روزگرد و غباری را خواهند داشت. همچنین پیش‌بینی‌ها نشان می‌دهند که تعداد روزهای گرد و غباری در جنوب شرق ایران از ۴۱ روز به ۴۶ روز در سال ۲۰۲۲ می‌رسد که روند آن افزایش می‌یابد.

کلید واژه‌ها: کرجینگ فضایی-زمانی، تعداد روزهای گرد و غباری، جنوب شرق ایران، *SDS*.

مقدمه

طوفان شن یا گرد و غبار یکی از پدیده‌های هواشناسی است که در مناطق خشک به اشکال مختلف دیده می‌شود. در شرایط طوفان شن هر گاه سرعت باد به بیش از ۱۵ متر در ثانیه (۳۰ نات) و دید افقی به علت گرد و خاک حاصله از آن، به کمتر از یک کیلومتر برسد. به آن پدیده طوفان شن یا SA گفته می‌شود. این پدیده در ساعات دیدبانی در اطراف ایستگاه وجود داشته یا حداقل یک ساعت در شبانه روز در ایستگاه باید دیده شود تا با کدهای ۳۰ تا ۳۵ ثبت شود (WMO 2017). از جمله پدیده های دیگر، گرد و خاک معلّق و گسترده ای است که به وسیله باد در ایستگاه یا نزدیک ایستگاه بلند نشده باشد و این همان باقیمانده ذرات گرد و خاکی است که در اثر طوفان شن و خاک از سایر نقاط دور به ایستگاه منتقل شده و در هوای ایستگاه حالتی معلّق دارد و باعث کاهش دید قائم نیز شده است که از آن به عنوان غبار معلّق یا ریزگرد هم یاد می‌شود. در این حالت چون طوفان در جای دیگری اتفاق افتاده است، باد در ایستگاه، آرام و کمتر از ۷ متر در ثانیه می‌وزد که با کد ۰۶ ثبت می‌شود که به آن DU گفته می‌شود (سازمان جهانی هواشناسی، ۲۰۱۵). در این تحقیق، با توجه وقوع روزافزون طوفان گرد و غبار در جنوب شرق ایران بنا به اهمیت موضوع به بررسی وقوع این دو پدیده تحت عنوان SDS پرداخته شده است. تحقیقات نشان می‌دهد این پدیده در سایر نقاط جهان، خسارات زیادی به همراه داشته است به طوری که هزینه آسم ناشی از گرد و غبار بین ۱۰ تا ۵۰ میلیون دلار در سال در استرالیا برآورد می‌شود و سهم تمیز کردن منازل پس از طوفان های گرد و غباری توسط ساکنین، به بیش از ۳ میلیون دلار افزایش می‌یابد (برنامه محیط زیست سازمان ملل، 2005). همچنین خسارت مستقیم گرد و غبار در سال ۱۹۹۳ در چین، ۷۰ میلیون دلار برآورد شده است که در طی وقوع این پدیده، ۱۲ میلیون نفر تحت درمان قرار گرفتند، ۸۵ نفر کشته، ۳۱ نفر ناپدید و ۲۶۴ نفر زخمی شدند که اکثر کشته شدگان کودکان بودند (شی گانگ و همکاران، ۱۹۹۵).

این وضعیت در سالهای اخیر در ایران نیز شرایط مشابهی داشته است. تحلیل فضایی- زمانی کدهای طوفان های گرد و غبار نشان می‌دهد، میانگین روزهای گرد و غباری در نواحی جنوب شرق ایران طی دوره آماری ۱۹۸۷ تا ۲۰۰۶، برابر با ۶۲ روز بوده است که ایستگاه های زابل و زاهدان به ترتیب با

میانگین ۱۸۳ و ۱۴۰ روز و بیرجند با ۹ روز به ترتیب، بیشترین و کمترین فراوانی تعداد روزهای گرد و غباری را داشته اند (فرج زاده و علیزاده، ۱۳۹۰). همچنین شواهد نشان می‌دهد در جنوب شرق ایران رخداد پدیده گرد و غبار رو به افزایش است. در ۶ ماه نخست سال ۲۰۱۶، شهرهای طبس، نهبندان و بیرجند به ترتیب با ۵،۲۹،۲۷ روز دارای بیشترین روزهای گرد و غباری بوده اند. میزان آلودگی ($PM_{2.5}$) در مرکز استان خراسان جنوبی (بیرجند) در تاریخ ۱۸ ژانویه ۲۰۱۷ برابر با ۷۳ میکروگرم بر متر مکعب بوده است که نسبت به روز گذشته ۱۸/۵ درصد رشد داشته است (آمار سازمان حفاظت محیط زیست کشور).

در ۱۴ آوریل ۲۰۰۹، سرعت طوفان در اردکان، طبس، میبد، یزد و بافق به ترتیب به ۴۳، ۸۳، ۷۲، ۶۵، ۹۷ کیلومتر در ساعت رسید. همچنین در ۲۲ جولای ۲۰۱۵، سرعت باد به ۹۶ کیلومتر در ساعت در شهر یزد نیز رسیده است و تعداد روزهای گرد و غباری از ۶ روز به ۸ روز در پاییز ۲۰۱۶ نسبت به شرایط مشابه سال قبل در این شهر افزایش یافته است. سرعت باد در استان کرمان شرایط مشابهی دارد. به طوری که در ۲۰ فوریه ۲۰۱۵ به ۷۰ کیلومتر در ساعت در شهر کرمان رسیده است. در استان سیستان و بلوچستان، طوفان های گرد و غباری شرایط بحرانی دارد، به طوری که مطالعات در شهر زابل نشان می‌دهد هزینه بیماری های تنفسی از سال ۱۹۹۹ تا ۲۰۰۴ بیش از ۷۰ میلیون دلار تخمین زده شده است (میری و همکاران، 2007). همچنین در ۵ ژانویه ۲۰۱۵ سرعت باد در زاهدان و نصرت آباد به ۱۰۲ کیلومتر در ساعت و غلظت گرد و غبار ($PM_{2.5}$) به ۱۱۵ میکروگرم بر متر مکعب رسیده است. در ۱۴ جولای ۲۰۱۶ سرعت باد در زابل ۱۰۰ کیلومتر در ساعت و غلظت گرد و غبار ($PM_{2.5}$) به ۱۶۵۶۶ میکروگرم بر متر مکعب رسیده است که ۱۱۰ برابر حد مجاز و ۳۹ برابر حد بحرانی بوده که تا ۱۶ جولای ۲۰۱۶ ادامه داشته است. بعلاوه در این روز، غلظت گرد و غبار تا ۶۰ برابر حد مجاز و ۲۲ برابر حد بحرانی کاهش یافته بود. در طی این مدت ۱۳۲۳ نفر به دلیل مشکلات تنفسی به مراکز درمانی مراجعه و ۳۰ نفر بستری شده‌اند. در ۳۱ آگوست ۲۰۱۶ سرعت باد در زابل به ۸۰ کیلومتر در ساعت و غلظت گرد و غبار ($PM_{2.5}$) به ۳۵۸ میکروگرم بر متر مکعب رسیده است. همچنین در ۶ سپتامبر ۲۰۱۶ نیز سرعت باد نیز در زابل ۹۰ کیلومتر در ساعت و غلظت گرد و غبار ($PM_{2.5}$) به ۳۷۶ میکروگرم بر متر مکعب

طور مشروط اتفاق می‌افتد (اسکچنبرگر و گاتوی، ۲۰۰۴). در این زمینه مدل کرجینگ فضایی - زمانی اجازه می‌دهد تا هندسه ناهمسانگرد در سه بُعد تعریف، و برای تغییرنگار فضا و زمان و برآورد داده‌ها از آن استفاده شود (پیسما و گرالر، ۲۰۱۷).

در نهایت با توجه به وابستگی مکانی و زمانی داده‌های روزهای گردو غباری، تحلیل و پیش‌بینی این پدیده در زمان‌های متوالی و بر حسب ایستگاه‌های هواشناسی در جنوب شرق ایران، هدف از انجام این پژوهش است که با کمک بسته‌های نرم‌افزاری gstat (Pebesma, E.2022)، Spacetime (Pebesma & etc.2021)، SP (Pebesma & etc.2022)، Raster ((Robert & Hijmans.2021)، spdep (Loecher,)، RGoogleMaps و (Bivand & etc.2022)، (M. 2020) Trapletti tseries (Kilibarda, M. 2013)، (Lewin-Koh & Hornik.2020) mapproj، (Croissant & etc.2021) plm، (etc.2021) rand tests، (Caeiro & Mateus.2015) از محیط نرم‌افزاری R (Development Core Team. 2011) و با کمک روش کرجینگ به بررسی توأم تغییرات فضایی-زمانی آن می‌پردازد که با برنامه‌نویسی تحت وب می‌تواند در پیش‌بینی‌های روزانه، ماهانه و فصلی در برنامه‌ریزی‌های بلندمدت به کار رود.

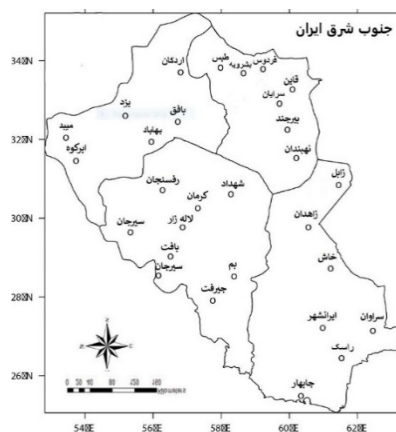
داده‌ها و روش‌ها

منطقه مورد مطالعه

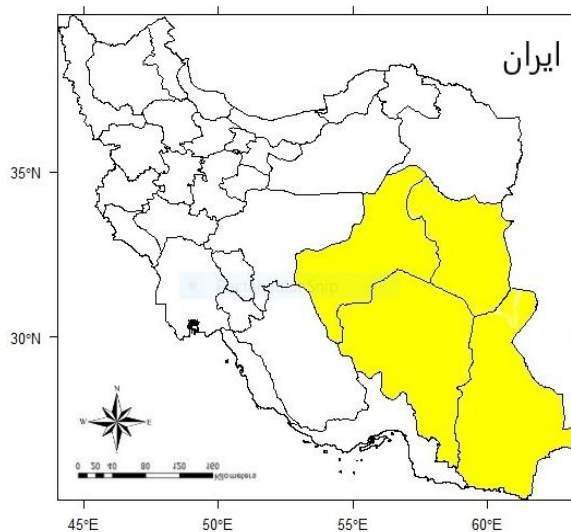
محدوده مورد مطالعه به ترتیب بین ۵۲ تا ۶۴ و ۲۴ تا ۳۶ درجه طول و عرض جغرافیایی در جنوب شرق کشور واقع شده است که شامل استان‌های خراسان جنوبی، یزد، کرمان، سیستان و بلوچستان می‌شود (شکل ۱). موقعیت ایستگاه‌های مورد مطالعه در شکل ۲ آمده است.

رسید، در ۲۶ ژانویه ۲۰۱۷ سرعت باد در زابل به ۸۶ کیلومتر در ساعت و غلظت ذرات گرد و غبار ($PM_{2.5}$) به ۲۷۸۰ میکروگرم بر متر مکعب رسید که ۱۸ برابر حد مجاز بوده است. در ۲۰ نوامبر ۲۰۱۶ سرعت باد در زاهدان ۷۵ کیلومتر در ساعت و غلظت گرد و غبار ($PM_{2.5}$) به ۱۶۷۸ میکروگرم بر متر مکعب و به ۱۱ برابر حد مجاز رسیده است. در چابهار نیز در ۱۸ مارس ۲۰۱۵ دید افقی به ۴۰۰ متر کاهش یافت (آمار سازمان هواشناسی کشور) که دلایل اصلی آن را می‌توان رسوبات ریز دانه رس و سیلت، روش کشت نامناسب، چرای بیش از حد و سوء مدیریت از مراتع، بهره‌برداری زیاد از درختان در بالادست را نام برد (درویشی بلورانی، ۲۰۱۴).

با توجه به اهمیت موضوع و فراوانی وقوع پدیده گرد و غبار در جنوب شرق ایران، تحلیل فضایی-زمانی و پیش‌بینی سالیانه آن با کمک روش کرجینگ فضایی-زمانی در این تحقیق مد نظر قرار گرفت که در آن وابستگی مکانی و زمانی داده‌ها همزمان با هم در نظر گرفته شده است که تحلیل این گونه داده‌ها مستلزم به کارگیری روش‌های پیچیده آماری و نتایج به دست آمده از آن منجر به استنباط دقیق‌تر از داده‌های زمانی-مکانی است (حسنعلی زاده و همکاران، ۱۳۹۴). اما با وجود کاربردهای فراوان، به دلیل پیچیدگی مدل‌ها و کمبود الگوریتم‌های مناسب، چندان در مطالعات و طرح‌های پژوهشی دیده نشده است. از طرف دیگر، به طور معمول مطالعاتی که از دیدگاه زمانی-مکانی تاکنون انجام شده است به مدل‌سازی در بُعد مکان ولی در یک زمان محدود اختصاص یافته است. بنابراین، به دلیل این که بسط یک مدل مکانی به مدل زمانی به سادگی مقدور نمی‌باشد و تاکنون کمتر مدل‌های معتبری برای تحلیل فضایی-زمانی داده‌ها تعریف شده است لذا تجزیه و تحلیل داده‌های فضایی-زمانی، بیشتر به



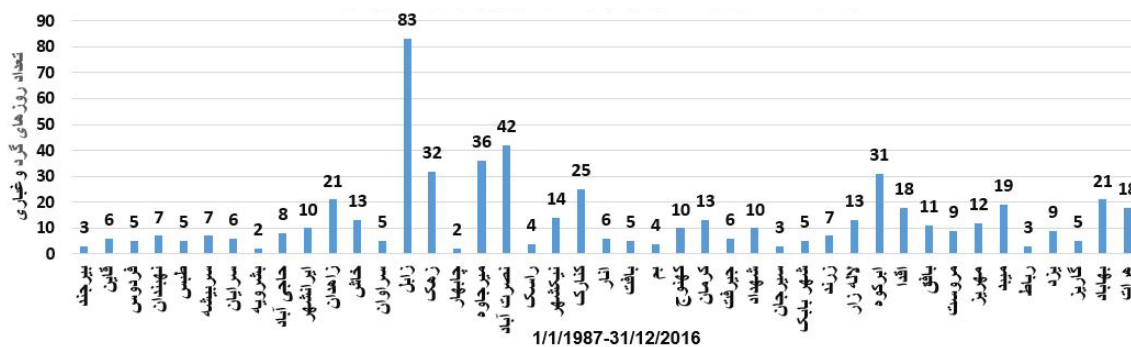
شکل ۱. منطقه مورد مطالعه



شکل ۲. موقعیت ایستگاه های مورد مطالعه

طبس با ۵ روز، بم و راسک با ۴ روز، بیرجند، سیرجان و رباط با ۳ روز، بشرویه و چابهار با ۲ روز، کمترین تعداد روزهای گرد و غباری را در طول دوره آماری داشته اند (شکل ۳).

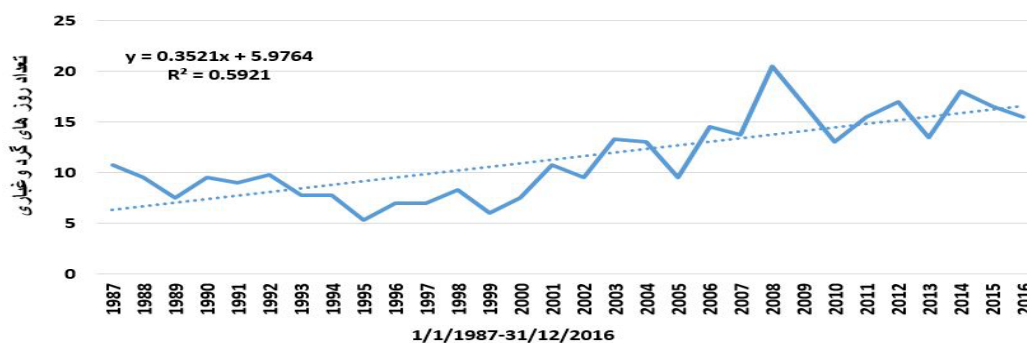
نمودار میانگین تعداد روزهای گرد و غباری به تفکیک ایستگاه های مورد مطالعه در دوره آماری ۱۹۸۷ تا ۲۰۱۶ نشان می دهد که ایستگاه زابل با ۸۳ روز و نصرت آباد با ۴۲ روز، کنارک با ۲۵ روز و بهاباد با ۲۱ روز دارای بیشترین و ایستگاه



شکل ۳. میانگین تعداد روزهای گرد و غباری در ایستگاه های سینوپتیک جنوب شرق ایران

به ترتیب با ۱۷، ۱۶، ۱۸ و ۱۶ روز بوده است. کمترین تعداد روز گرد و غباری مربوط به سال ۱۹۹۵، ۱۹۹۹ به ترتیب با ۵ و ۶ روز می باشد در نهایت می توان گفت از سال ۱۹۹۹ روند تعداد روزهای گرد و غباری در منطقه خصوصا در سال های اخیر در حال افزایش است (شکل ۴)

میانگین تعداد روزهای گرد و غباری سالیانه در جنوب شرق کشور نشان می دهد تعداد روزهای گرد و غباری در دوره آماری ۱۹۸۷ تا ۲۰۱۶ با نوسانات همراه است. بیشترین تعداد روز گرد و غباری مربوط به سالهای ۲۰۰۸ با ۲۱ روز است به طوری که در سال های بعد دوره نوسانات زمانی آن شدیدتر می شود که در سالهای ۲۰۰۹، ۲۰۱۱، ۲۰۱۴ و ۲۰۱۶



شکل ۴. روند تعداد روزهای گرد و غباری در ایستگاه‌های سینوپتیک جنوب شرق ایران

فرمت‌های طولانی با مشخص کردن هر رکورد، ترکیب فضایی-زمانی داده‌ها به صورت زیر:

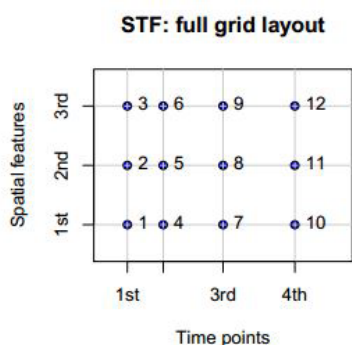
(رابطه ۱) مشاهدات مکانی

$s_i, i = 1, \dots, n$

(رابطه ۲) مشاهدات زمانی

$t_j, j = 1, \dots, m$

به دست آمد. سپس داده‌ها به صورت ماتریس کامل $n \times m$ تنظیم شد. و برای رکوردهای فاقد آمار NA در نظر گرفته شد (Pebesma, E. 2012).



شکل ۵. شبکه کامل فضایی-زمانی داده‌ها

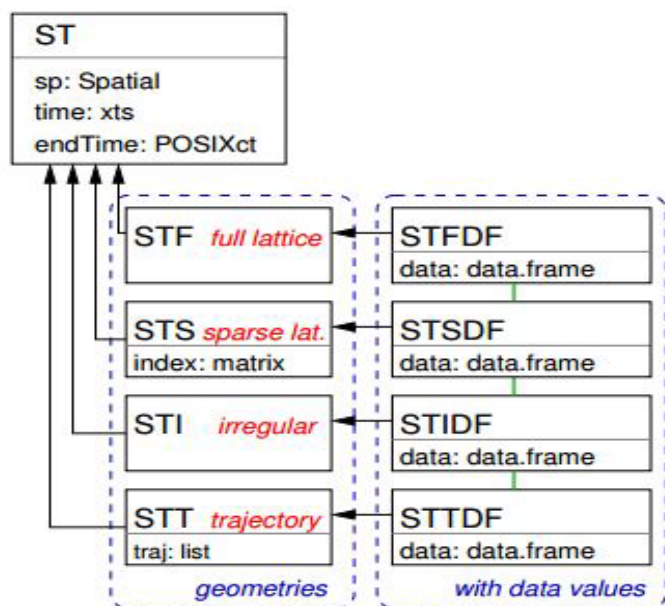
کلاس بندی داده‌های فضایی-زمانی

جهت مدل سازی و پردازش داده‌ها از کلاس فضایی-زمانی ST استفاده شد که Data Frame داده‌ها در این کلاس در بسته نرم افزاری sp و spacetime به کلاس‌های زیر طبق شکل ۶ تقسیم شد:

میانگین تعداد روزهای گرد و غباری سالیانه در جنوب شرق کشور نشان می‌دهد تعداد روزهای گرد و غباری در دوره آماری ۱۹۸۷ تا ۲۰۱۶ با نوسانات همراه است. بیشترین تعداد روز گرد و غباری مربوط به سالهای ۲۰۰۸ با ۲۱ روز است به طوری که در سالهای بعد دوره نوسانات زمانی آن شدیدتر می‌شود که در سالهای ۲۰۰۹، ۲۰۱۱، ۲۰۱۴ و ۲۰۱۶ به ترتیب با ۱۷، ۱۶، ۱۸ و ۱۶ روز بوده است. کمترین تعداد روز گرد و غباری مربوط به سال ۱۹۹۵، ۱۹۹۹ به ترتیب با ۵ و ۶ روز می‌باشد در نهایت می‌توان گفت از سال ۱۹۹۹ روند تعداد روزهای گرد و غباری در منطقه خصوصاً در سال‌های اخیر در حال افزایش است (شکل ۴)

طرح بندی فضا-زمان

در تحلیل فضایی-زمانی داده‌ها پراکنش فضایی هر نقطه جغرافیایی از اهمیت ویژه‌ای برخوردار است و بر اساس آن نوع الگوریتم داده‌ها تعیین می‌شود. در این تحقیق با توجه به کارگیری ۴۳ ایستگاه سینوپتیک در منطقه مورد مطالعه از طرح شبکه کامل فضایی-زمانی استفاده شد، این طرح بیشترین کاربرد را در تحلیل فضایی-زمانی داده‌ها دارد که در آن داده‌ها با ویژگی خاص در یک طرح شبکه‌ی منظم جمع‌آوری شدند. به عبارت دیگر برای هر ویژگی فضایی، یک توالی زمانی از داده‌ها جمع‌آوری شد، سپس در



شکل ۶. کلاس بندی داده های فضایی - زمانی

در نهایت از دو فرمت STF و STDF برای تجزیه و تحلیل داده ها استفاده شد که هر کدام از این دو فرمت با ترکیبی از ماتریس $n \times m$ (شماره یا نام ایستگاه \times موقعیت زمانی داده ها) و بردار (نام ایستگاه و موقعیت جغرافیایی ایستگاه) در کلاس ST قرار گرفتند. بدین سان داده های فضایی و زمانی در قالب جداول جداگانه به صورت x, y, t ساخته شدند. سپس در فرمت های طولانی با مشخص کردن هر رکورد، ترکیب زمانی و فضایی داده ها به دست آمد. سپس با حذف مقادیر NA یا داده های مفقود شده data frame داده ها تحت عنوان آرایه sp data در کلاس STF (پیسما، 2012) و STDF (پیسما، 2021) ساخته شد.

فرمت های $n \times m$ (شماره یا نام ایستگاه \times موقعیت زمانی داده ها) و بردار (نام ایستگاه و موقعیت جغرافیایی ایستگاه) در کلاس ST قرار گرفتند. بدین سان داده های فضایی و زمانی در قالب جداول جداگانه به صورت x, y, t ساخته شدند. سپس در فرمت های طولانی با مشخص کردن هر رکورد، ترکیب زمانی و فضایی داده ها به دست آمد. سپس با حذف مقادیر NA یا داده های مفقود شده data frame داده ها تحت عنوان آرایه sp data در کلاس STF (پیسما، 2012) و STDF (پیسما، 2021) ساخته شد.

فراخوانی داده های فضایی - زمانی

در این تحقیق از آمار سرعت باد و دید افقی ۴۳ ایستگاه در منطقه مورد مطالعه در دوره آماری ۱۹۸۷/۱/۱ تا

داده ها با توجه به رابطه:

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

ساخته شد که در آن اندیس i به مکان (موقعیت) مشاهده و اندیس j به زمان اشاره دارد (جدول ۱).

جدول ۱. نمایش موقعیت فضایی - زمانی داده ها

مکان \ زمان	$j=1$	$j=2$	$j=3$	$j=4$	$j=5$
$j=1$	(x_1, y_1, t_1)	(x_2, y_1, t_1)	(x_3, y_1, t_1)	(x_4, y_1, t_1)	(x_5, y_1, t_1)
$j=2$	(x_1, y_1, t_2)	(x_2, y_1, t_2)	(x_3, y_1, t_2)	(x_4, y_1, t_2)	(x_5, y_1, t_2)
$j=3$	(x_1, y_1, t_3)	(x_2, y_1, t_3)	(x_3, y_1, t_3)	(x_4, y_1, t_3)	(x_5, y_1, t_3)
$j=4$	(x_1, y_1, t_4)	(x_2, y_1, t_4)	(x_3, y_1, t_4)	(x_4, y_1, t_4)	(x_5, y_1, t_4)

وابستگی داده‌ها

قابلیت پیش‌بینی داده‌ها، در ابعاد فضایی - زمانی در مدل‌های عددی با وابستگی آنها مشخص می‌شود. بدین صورت که داده‌ها باید در درون خودشان در سه بعد فضا و زمان وابستگی داشته باشند و چنانچه این فرض برقرار نباشد، نمی‌توان از روش‌های فضایی - زمانی استفاده کرد. لذا باتوجه به ماتریس فضایی - زمانی داده‌ها، برای همبستگی مکانی از آزمون موران (Moran) و از بسته نرم‌افزاری spdep (بیوند و همکاران، 2022) و برای همبستگی زمانی از آزمون ران تست (Run Test) در بسته نرم‌افزاری Tserise (کائورو و ماتیوس، 2015) استفاده شد.

ایستایی داده‌ها

ایستایی جهت تعیین روش فضایی - زمانی از اهمیت بالایی برخوردار است و باید در شرایط اولیه داده‌ها مورد بررسی قرار گیرد. در این صورت باید گفت داده‌های فضایی نمونه‌ای از میدان تصادفی $Z(\cdot)$ هستند که در حالت کلی (در فضای n بعدی) برای دو موقعیت (x_1, x_2, \dots, x_n) و (y_1, y_2, \dots, y_n) به صورت زیر تعریف می‌شود:

(رابطه ۴)

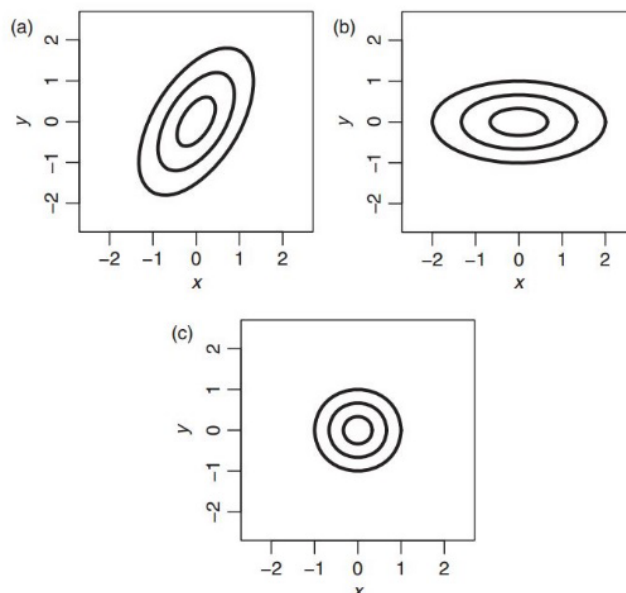
$$\|h\|$$

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

ایستایی به یکی از اشکال فضا-ناوردایی داده‌ها اشاره دارد. فضا-ناوردایی بیانگر این نکته است که روابط بین هر زیرمجموعه از داده‌ها بدون توجه به موقعیت قرار گرفتن نقاط در فضا، یکسان باقی‌ماند. منظور از فاصله h همان فضای اقلیدسی است (محمدزاده، ۱۳۹۱)

همسانگردی داده‌ها

به طور کلی تغییرنگار علاوه بر اندازه بردار h به سوی آن نیز بستگی دارد چنانچه تغییرنگار در سوهای مختلف یکسان و به سوی h بستگی نداشته باشد تغییرنگار و میدان تصادفی نظیر آن را همسانگرد در غیر این صورت ناهمسانگرد نامیده می‌شود (شرمن، 2011) (شکل ۷). به طور کلی همسانگردی بدان معناست که نیم تغییرنگار به اندازه و جهت h بستگی نداشته باشد. فرض همسانگردی موجب آسان‌تر شدن مدل‌سازی برآورد نیم تغییرنگار می‌شود. اما در صورت عدم برقراری این فرض، استفاده از مدل‌های همسانگرد موجب نامناسب شدن برآورد ساختار فضایی میدان تصادفی و در نهایت کاهش دقت نتایج حاصل از تحلیل داده‌های فضایی از جمله پیش‌بینی می‌شود، (محمدزاده، ۱۳۹۱).



شکل ۷: تصویر مدل تغییرنگار همسانگرد و ناهمسانگرد داده‌ها

a: میدان ناهمسانگرد **b:** میدان ناهمسانگرد چرخش داده شده، **c:** میدان همسانگرد

زوج داده هایی که در هر لگ قرار گرفتند برآورد تغییرنگار صرفاً فضایی و صرفاً زمانی با استفاده از رابطه زیر محاسبه شد (محمدزاده، ۱۳۹۱):

(رابطه ۷)

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

که $N(h_s, h_t)$ نشان دهنده مجموعه همه زوج مشاهداتی است که فاصله آن ها در همسایگی بردار h_s و فاصله زمانی آن نزدیک h_t باشد.

مدل های تغییرنگار

پس از محاسبه تغییرنگار صرفاً تجربی فضایی و صرفاً تجربی زمانی داده ها، مدل های نظری تغییرنگار هر کدام به تفکیک با مدل تجربی داده ها بشرح زیر برازش داده شدند (محمدزاده، ۱۳۹۱).

مدل گاوسی

معادله نیم تغییرنگار گاوسی به صورت:

(رابطه ۸)

$$\gamma(\|h\|) = c_0 + c_1 \left(1 - \exp\left(-\left(\frac{\|h\|}{a}\right)^2\right)\right) \|h\| > 0$$

بوده و با سه پارامتر اثر قطعه ای، آستانه و دامنه مشخص می شود. در این مدل

$$\lim_{\|h\| \rightarrow \infty} \gamma(\|h\|) = C_0 + C_1 \quad (\text{رابطه ۹})$$

لذا همانند مدل نمایی دامنه واقعی آن بی نهایت است. با صرف نظر از اثر قطعه ای، دامنه کاربردی تقریباً برابر $a \cdot \sqrt{\ln(20)}$ یا $a \cdot \sqrt{2.996}$ می باشد (محمدزاده و واقعی، ۱۳۸۱). به همین دلیل برای مدل گاوسی دامنه $\sqrt{3}$ برای a منظور می نمایم (محمدزاده، ۱۳۹۱).

مدل کروی

مدل نیم تغییرنگار کروی به صورت:

بر این اساس همسانگردی و ناهمسانگردی داده ها نیز مورد بررسی قرار گرفت و نقشه واریوگرام آن نیز ترسیم شد که در آن برای تعیین نیم تغییرنمای غیرجهتی یا همسانگرد در هرگام (لگ)، بردار h نظیر آن در هر جهتی در فضا می تواند قرار گیرد. (حسینی پاک و شرف الدین، ۱۳۹۱).

برای بررسی همسانگردی، نیم تغییرنما برای چند سوی مختلف در محدوده مورد مطالعه رسم شد که با توجه به شباهت آنها، می توان آن را تشخیص داد. رسم نیم تغییرنگار در تمام جهات (برای مثال با فواصل ۵ درجه) امری زمان بر است. اما با استفاده از رسم رویه نیم تغییرنگار، تصمیم روشن تر و موجه تری در مورد ناهمسانگردی و همچنین میانگین نیم تغییرنگار در هر مکان می توان گرفت. مبنای رسم این رویه دو بُعدی به این صورت است که هر جفت نقطه در محاسبه نیم تغییرنگار، توسط بردار h به هم ارتباط پیدا می کنند. 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 زاویه ای که بردار دو بُعدی تغییرنما با سوی مثبت محور X ها می سازد (اسحاق و سریواستار، ۱۹۸۹).

بنابراین روابط زیر برقرار است:

(رابطه ۵)

$$d_x = |h| \cos \theta$$

(رابطه ۶)

$$d_y = |h| \sin \theta$$

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 با رنگ خاصی معرفی می شود (واشیتا و همکاران، ۲۰۰۵). اگر این رویه (عبور صفحه ای از یک بردار سه بُعدی) برای تمام گام ها و زوایا ادامه داده شود، رویه ای دو بُعدی به دست می آید که رویه نیم تغییرنگار نامیده می شود. از این رو با رسم رویه نیم تغییرنگارها و در صورت همسان گردی، انتظار می رود بردار در هر جهتی که بچرخد، تنها یک عدد به دست آید.

برآورد تغییرنگار:

برای برآورد تغییرنگار تجربی فضایی و زمانی فاصله مورد مطالعه به تعداد زیر فاصله یا لگ تقسیم شد و با استفاده از

می باشد (محمدزاده و واقعی، ۱۳۸۱). به همین دلیل در دامنه مدل نمایی، سه برابر a منظور می‌شود. بنابراین پارامتر a در دامنه مدل نمایی حدود یک سوم دامنه کاربردی آن است. (محمدزاده، ۱۳۹۱).

مدل مترن

انعطاف پذیر ترین مدل تغییرنگار مترن نام دارد که فرم آن به صورت:
(رابطه ۱۴)

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

بوده که در آن $K_{\vartheta}(\cdot)$ تابع بسلِ بهبود یافته نوع دوم مرتبه ϑ است. این نوع نوع مدل حات تعمیم یافته‌ای از سایر مدل های تغییرنگار است. برای همین منظور کاربرد فراوانی داشته است. به طور مثال زمانی $\vartheta = 0.5$ باشد مدل مترن همان تغییرنگار نمایی خواهد بود.

که مدل مترن برای هر کدام از مدل های تغییر نگار صرفاً تجربی فضایی و صرفاً تجربی زمانی داده ها بهترین برازش با کمترین میزان مربعات خطا را داشت (محمدزاده، ۱۳۹۱).

ساختن کواریانس فضایی- زمانی

جهت پیش بینی تعداد روزهای گرد و غباری کواریانس فضایی- زمانی داده‌ها شامل مدل‌های تفکیک پذیر و تفکیک ناپذیر با توجه به رابطه (Montero & etc.2015):
(رابطه ۱۵)

$$C_{St}(h_s, h_t) = C_s(h_s)C_t(h_t)$$

ساخته شد که در آن:

$C_s(h_s)$ تغییر نگار صرفاً مکانی و $C_t(h_t)$ تغییر نگار صرفاً زمانی است که می توان به صورت زیر تعریف کرد:

مدل فضایی \times مدل زمانی = مدل پیش بینی شده و پس از آن تک تک مدل های فضایی- زمانی تفکیک پذیر شامل: مدل ضربی و ضربی- جمعی (حاصل ضرب مدل های فضایی و زمانی) و مدل فضایی- زمانی تفکیک ناپذیر شامل: مدل متریک، متریک جمعی و متریک جمعی ساده (با پیش بینی همزمان کمیّت مورد نظر) مورد مقایسه قرار گرفتند، سپس نتایج خروجی تمامی مدل های تفکیک پذیر و تفکیک ناپذیر با مدل تجربی با توجه به رابطه:

(رابطه ۱۰)

$$\gamma(\|h\|) = \begin{cases} 0 & \|h\| = 0 \\ c_0 + c_1 \left\{ \frac{3}{2} \left(\frac{\|h\|}{a} \right) - \frac{1}{2} \left(\frac{\|h\|}{a} \right)^3 \right\} & 0 < \|h\| \leq a \\ c_0 + c_1 \|h\| \geq a \end{cases}$$

که $h \in R^d$ و برای $d = 1, 2, 3$ معتبر است و در ابعاد بالاتر شرط معین منفی شرطی برقرار نخواهد شد. این مدل نیز دارای سه پارامتر C_0 (اثر قطعه ای)، $C_1 + C_0$ (آستانه) و a (دامنه) می باشد (محمدزاده، ۱۳۹۱).

مدل خطی

این مدل یکی از ساده ترین مدل ها برای برازش تغییر نگار تجربی است که فرمول آن به وسیله رابطه:

(رابطه ۱۱)

$$\gamma(\|h\|) = \begin{cases} c_0 + c_1 \left[\left(1 - \frac{\|h\|}{a} \right) I\{\|h\| < a\} \right] & a > 0, a < 0 \\ \text{مشخص می شود که با سه پارامتر اثر قطعه ای، آستانه و دامنه مشخص می شود} & \end{cases}$$

(محمدزاده، ۱۳۹۱).

مدل بسل

گاهی برای برازش مدل تغییر نگار نیاز به مدل پیچیده ای همانند مدل:

(رابطه ۱۲)

$$\gamma(\|h\|) = c_0 + c_1 \left(1 - \frac{\|h\|}{a} K_1 \left(\frac{\|h\|}{a} \right) \right)$$

نیاز داریم که به آن مدل تغییرنگار بسل گویند که در آن $K_1(\cdot)$ تابع بسلِ نوع دوم از مرتبه اول است. (محمدزاده، ۱۳۹۱).

مدل نمایی

مدل نیم تغییرنگار نمایی به صورت:

(رابطه ۱۳)

$$\gamma(\|h\|) = c_0 + c_1 \left(1 - \exp \left(- \frac{\|h\|}{a} \right) \right) \|h\| > 0$$

است. این مدل دارای سه پارامتر C_0 (اثر قطعه ای)، a (دامنه) و $C_1 + C_0$ (آستانه مدل) است. دامنه واقعی این مدل بی نهایت می باشد. زیرا در بی نهایت به مقدار $C_0 + C_1$ می رسد. در عمل برای به دست آوردن دامنه کاربردی، مقداری از $\|h\|$ در نظر گرفته می شود که $\gamma(\|h\|)$ به حدود آستانه $0.95/a$ آستانه برسد. در این مدل با صرف نظر از اثر قطعه ای، دامنه تقریباً کاربردی برابر $a \cdot \sqrt{\ln(20)}$ یا $a \cdot \sqrt{2.996}$

برای تک تک ایستگاه‌ها در جنوب شرق کشور انجام شد که این مساله حداکثر قابلیت وقوع تعداد روزهای گرد و غباری (کران بالا و پایین فاصله اطمینان ۹۵٪) را نشان می‌دهد که می‌تواند میزان حصول اطمینان از مدل عددی را مشخص کند.

شرح و تفسیر نتایج

همبستگی داده‌ها

جهت پیش بینی روزهای گرد و غباری فرض همبسته بودن داده‌ها مورد بررسی قرار گرفت نتایج خروجی برای همبستگی مکانی از آزمون موران و برای همبستگی زمانی از آزمون Run Test استفاده شد، مقادیر خروجی برای داده‌های SDS نشان داد که داده‌ها در سطح اطمینان ۹۵٪ معنی دار و وابسته هستند، بنابراین می‌توان بر روی داده‌ها تحلیل فضایی - زمانی انجام داد.

ایستایی و همسانگردی داده‌ها

مشاهدات در برابر محورهای مختصات x و y و t برای داده‌های SDS سالانه در شکل ۸ ارائه شده است. لازم به ذکر است، تغییر رنگ داده‌ها به وسیله تغییر در مقادیر y به وجود آمده است. تراکم کم داده‌ها سبب پراکندگی بیشتر فضایی - زمانی در محورهای مختصات شده است در نهایت این اشکال بیانگر آن است که داده‌ها روند خاصی در هیچ یک از مقادیر $Z(s_i, t_j)$ در جهت های x و y و t ندارند. لذا داده‌ها دارای ایستایی ذاتی بوده و می‌توان از تغییرنگار معمولی جهت تحلیل فضایی - زمانی برای برآورد روزهای گرد و غباری استفاده کرد. (x طول جغرافیایی، $time$ زمان، y تغییرات رنگ، Z مقدار عددی متغیر).
شکل ۹ رویه نیم تغییرنگار فضایی را نشان می‌دهد. با توجه به این که نیم تغییرنگار در تمام جهات تقریباً بر هم منطبق است و تفاوت معنی داری نسبت به هم ندارد. لذا داده‌ها همسان گردند.

(رابطه ۱۶)

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

مجموعاً ۱۴۴ مدل برازش داده شدند (پسما و همکاران، ۲۰۱۷) که در آن $\gamma_t(\cdot)$ و $\gamma_s(\cdot)$ به ترتیب تغییرنگار حاشیه ای فضایی و زمانی است.

محاسبه مقادیر خطا

پس از آن به منظور دلایل بیشتر برای تعیین بهترین مدل برای پیش بینی روزها گرد و غباری، تغییرنگار تجربی فضایی - زمانی داده‌ها با تمامی مدل های تفکیک پذیر و تفکیک ناپذیر با استفاده از رابطه:

(رابطه ۱۷)

$$MSE = \frac{SSE}{K}$$

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

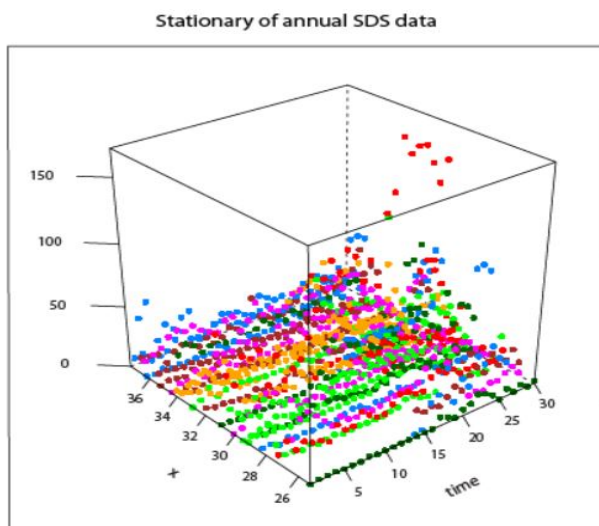
برازش داده شد. که در آن k تعداد لگ های فضایی - زمانی است ، در نهایت بهترین مدل با کمترین میانگین مجذور مربعات خطا (MSE) جهت برآورد و پیش بینی انتخاب شد که تغییرنگار سه بعدی آن ترسیم گردید و سپس پیش بینی فضایی - زمانی تعداد روز های گرد و غباری به صورت تعداد روز درسال های پیش رو انجام شد (مونتر و همکاران، ۲۰۱۵).

برآورد حدود اطمینان احتمال روزهای گرد و غباری

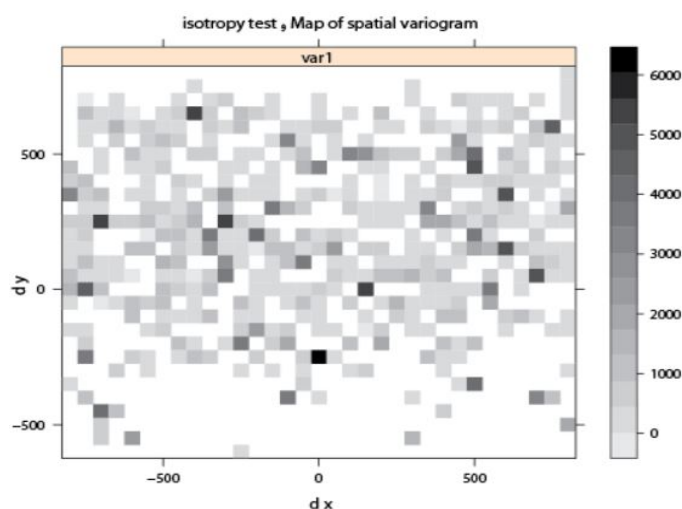
یکی از مهمترین شاخص ها جهت حصول اطمینان از برآورد احتمال روز گرد و غباری، محاسبه مقادیر خروجی در سطح اطمینان ۹۵٪ است که با استفاده از رابطه (کرسی، ۱۹۹۳):

(رابطه ۱۸)

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



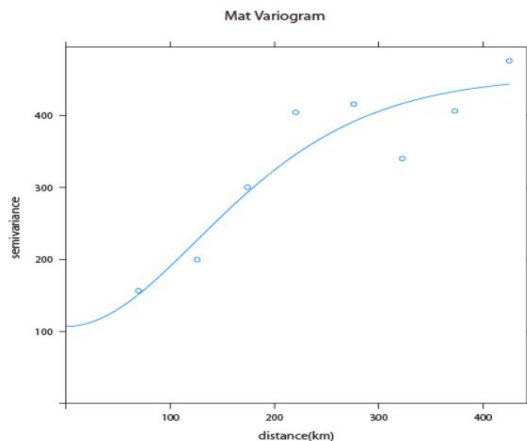
شکل ۸: بررسی ایستایی در داده



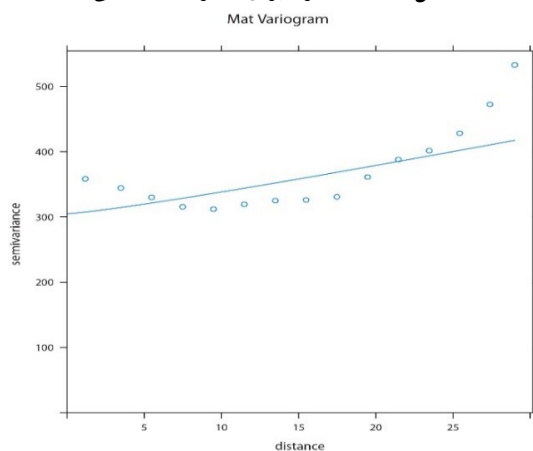
شکل ۹: بررسی همسان‌گردی تغییرنگار فضایی

جزئی از اثر قطعه ای شرایط خوبی برای برازش مدل دارد. در نهایت مدل های گوسی، کروی، خطی، پسیل، مِترن و نمایی به تغییرنگار تجربی فضایی و تغییرنگار تجربی زمانی برازش داده شدند که مدل مِترن با ضریب کاپای ۴ برای تغییر نگار حاشیه ایی فضایی (شکل ۱۰) و مدل مِترن با ضریب کاپای ۰/۶ برای تغییر نگار حاشیه ایی زمانی (شکل ۱۱) انتخاب شدند.

تغییر نگار تجربی فضایی- زمانی $C_S(h_S)$ تا فاصله ۴۵۰ کیلومتری نشان می دهد که گاما، سیر صعودی داشته و در لگ های انتهایی، نوسانات شدیدی در آن دیده می شود. دامنه این تغییر نگار طولانی است و در نهایت به سقف نمی رسد. تغییر نگار تجربی زمانی $C_T(h_T)$ با فاصله زمانی ۳۰ سال نشان می دهد علی رغم این که مقادیر خروجی گاما در لگ های میانی به هم نزدیک تر می شوند در نهایت دارای دامنه آن طولانی است در هر دو تغییرنگار، بزرگتر بودن آستانه



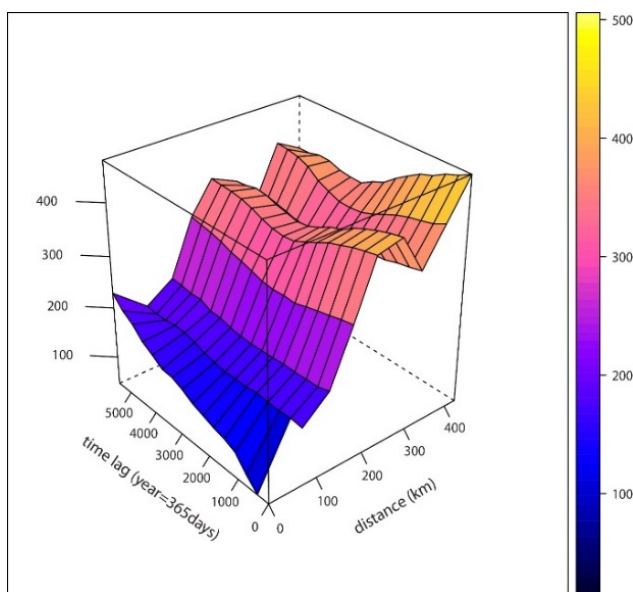
شکل ۱۰: مدل مَترن برای تغییر نگار فضایی



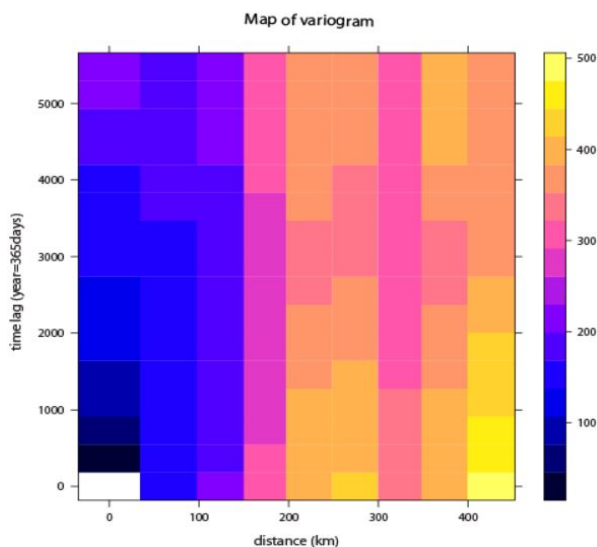
شکل ۱۱: مدل مَترن برای تغییرنگار زمانی

داده ها هم در جهت زمانی و هم در جهت فضایی، وابسته هستند و شرایط خوبی برای پیش بینی دارند.

با توجه به دو مدل تجربی فضایی و تجربی زمانی، مدل تغییرنگار سه بُعدی (شکل ۱۲) و رُویه آن (شکل ۱۳) ترسیم شد. تغییرات در لگ های زمانی و فاصله افقی نشان می دهد،



شکل ۱۲: تغییر نگار سه بُعدی سالیانه



شکل ۱۳: رویه تغییرنگار سالیانه

متریک جمعی، مجموعاً ۱۴۴ مدل برازش داده شدند (جدول ۲).

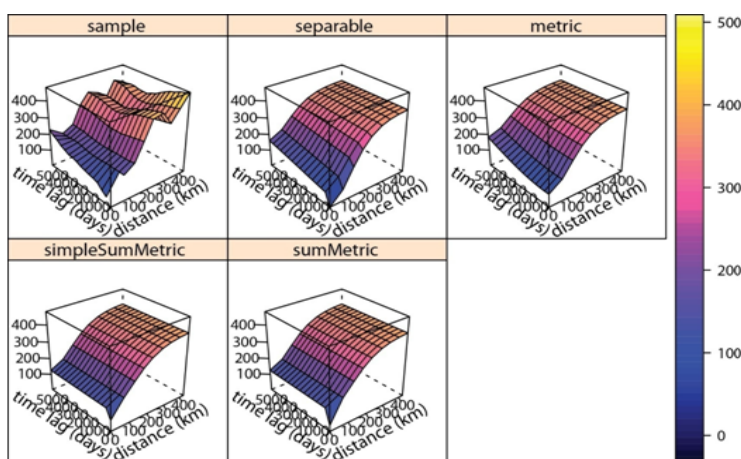
خروجی‌ها نشان می‌دهند بهترین مدل برازش شده جهت برآورد سالیانه روزهای گرد و غباری، مدل متریک است که با کمترین مجذور مربعات خطا همراه است (شکل ۱۴).

مدل سازی نیم تغییرنگار فضایی- زمانی

جهت برآورد و پیش بینی تعداد روزهای گرد و غباری، تمامی مدل‌های فضایی- زمانی گوسی، کروی، خطی، بسیل، مترن و نمایی به مدل‌های تفکیک پذیر و غیر تفکیک پذیر شامل مدل‌های ضربی، ضربی جمعی، متریک، متریک ساده و

مدل متریک جمعی	مدل متریک ساده	مدل متریک	مدل ضربی	مدل فضایی- زمانی
۱۶۳۵.۱۲۶	۱۶۳۷.۰۵۹	۱۲۶۶.۶۶۳	۱۳۹۹.۴۷۲	تیرن+ تیرن

جدول ۲: برازش مدل‌های فضایی- زمانی تجربی با مدل‌های نظری تفکیک پذیر و غیر تفکیک پذیر



شکل ۱۴: برازش تغییرنگار فضایی- زمانی تجربی سالیانه با مدل‌های نظری

تغییرنگار فضایی- زمانی متریک می‌تواند طوفان گرد و غبار را در جنوب شرق ایران پیش بینی کند ضمناً با توجه به این که مدل تغییرنگار زمانی سریع به اوج می‌رسد و در لگ‌های

پیش بینی فضایی- زمانی

برآورد روزهای گرد و غباری با توجه به ساختار همبستگی فضایی- زمانی داده‌ها و مقادیر آستانه جزئی نشان می‌دهد که

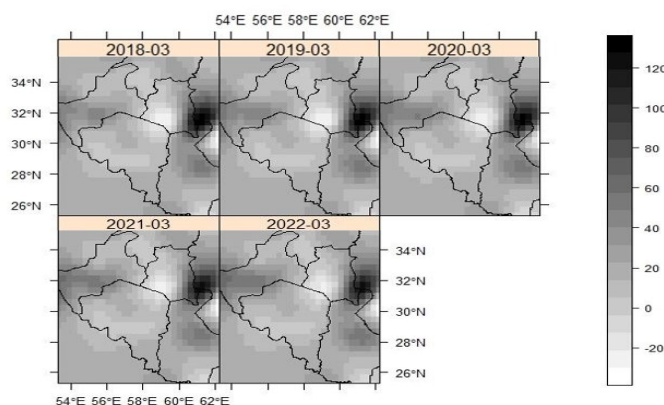
ایستگاه: ۱۳ ایستگاه شرایط مطلوب، ۱۲ ایستگاه شرایط نرمال و ۱۹ ایستگاه با شرایط بحرانی مواجه هستند (جدول ۳) (پیوست).

بنابراین مهمترین نقاطی که ارقام پیش بینی شده تعداد روزهای گرد و غباری سالیانه از مقادیر بالاتری برخوردارند عبارتند از: شمال سیستان و بلوچستان، و نقاط محدودی در غرب شامل استان یزد و در جنوب غرب استان سیستان و بلوچستان.

مقادیر پیش بینی شده سالیانه روزهای گرد و غباری در نواحی جنوبی استان خراسان جنوبی نشان می دهد که این مناطق کمترین تعداد روزهای گرد و غباری، در سالهای آینده را خواهند داشت.

بعدی تغییراتی در مقادیر گاما به صورت چشمی نیز دیده می شود می توان گفت سالهای بیشتری را پیش بینی کرد بدین ترتیب هرچه بازه پیش بینی افزایش یابد مقادیر داده ها ثابت و به سمت میانگین میل می کند. علی رغم آن مقادیر خروجی زمانی گاما در لگ های انتهایی به تدریج اوج می گیرد و این بدان معناست که مقادیر آستانه جزئی در حال افزایش است یعنی ارقام پیش بینی شده در سال های بعدی ۲۰۲۱ و ۲۰۲۲ را می تواند پیش بینی کند و حدود اطمینان آن را با محاسبه مقادیر مثبت و منفی واریانس خطا نیز به دست آورد با این وجود در این پژوهش بازه ۵ ساله از سال ۲۰۱۸ تا سال ۲۰۲۲ مد نظر قرار گرفته است که نتایج خروجی فضایی- زمانی آن در شکل ۱۵ و جدول شماره ۳ (پیوست) آمده است.

نتایج خروجی فضایی- زمانی تعداد روزهای گرد و غباری سالیانه در جنوب شرق ایران نشان می دهد که از مجموع ۴۳

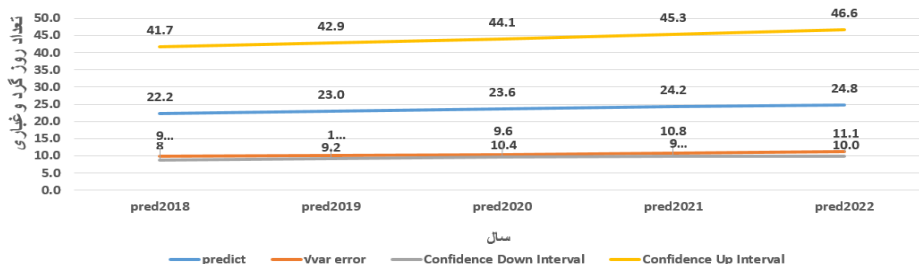


شکل ۱۵: پیش بینی فضایی- زمانی روزهای گرد و غباری با استفاده از مدل متریک

فاصله اطمینان از برآورد سالیانه تعداد روز گرد و غباری در جنوب شرق ایران، محاسبه تعداد روز گرد و غباری در سطح اطمینان ۹۵٪ در ۵ سال آینده نشان داد روند آن در حال افزایش است و از ۴۲ روز در سال ۲۰۱۸ به ۴۶ روز در سال ۲۰۲۲ می رسد (شکل ۱۶).

برآورد واریانس خطا

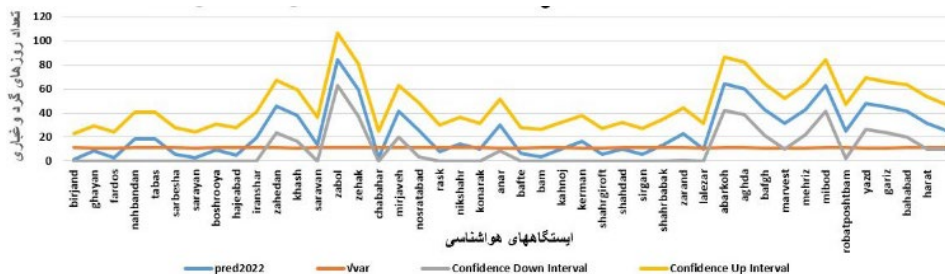
برآورد واریانس خطا برای ۶ سال پیش رو نشان می دهد دامنه مقادیر آن از ۱۰۹ روز شروع شده و تا ۱۲۰ روز ادامه دارد که با توجه به دامنه محدود پیش بینی، با محاسبه جذر واریانس خطا مقادیر بالایی را نشان نمی دهد جهت تعیین



شکل ۱۶: مقادیر پیش بینی شده تعداد روزهای گرد و غباری سالیانه در جنوب شرق ایران با سطح اطمینان ۹۵٪

گرد و غباری مربوط به ایستگاه زابل حداکثر با ۱۰۶ روز است. که و نتایج آن در شکل ۱۷ آمده است:

همچنین خروجی‌ها نشان می‌دهد که کمترین تعداد روز گرد و غباری در جنوب شرق کشور در سال ۲۰۲۲ مربوط به ایستگاه بیرجند حداکثر با ۲۳ روز است و بیشترین تعداد روز



شکل ۱۷: فاصله اطمینان تعداد روزهای گرد و غباری سالیانه در ایستگاه‌های مختلف در سال ۲۰۲۲

برازش مدل‌های مختلف تغییرنگار فضایی-زمانی نشان می‌دهد که مدل متریک با تغییرنگار حاشیه‌ای مترن با کمترین میانگین مجموع مربعات می‌تواند تعداد روزهای گرد و غبار سالیانه را پیش‌بینی کند.

تغییرات آستانه جزئی نشان داد که پیش‌بینی برای ۵ سال آینده می‌تواند انجام شود. این تغییرات در لگ‌های ابتدایی می‌تواند تا دو سال یعنی سالهای ۲۰۱۸ و ۲۰۱۹ تعداد روزهای گرد و غباری را پیش‌بینی کند. از آن پس مقادیر زمانی گاما ثابت و مسیر مستقیمی را طی می‌کند و مقادیر پیش‌بینی شده ثابت می‌گردد. علی‌رغم آن مقادیر خروجی زمانی گاما در لگ‌های انتهایی به تدریج اوج می‌گیرد. این بدان معناست که مقادیر آستانه جزئی در حال افزایش است. یعنی روند ارقام پیش‌بینی شده در سالهای بعدی ۲۰۲۱ و ۲۰۲۲ را می‌تواند تغییر دهد. در نهایت با ثابت شدن دامنه تغییرات فضایی-زمانی 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 این وجود از نظر پراکنش فضایی مهمترین نقاطی که از تعداد روزهای گرد و غباری بیشتری در نواحی جنوب شرق کشور در سال‌های پیش‌رو برخوردارند، شامل: مناطق شمالی و مرکزی و جنوب غرب استان سیستان و بلوچستان، که مناطق زابل و اطراف آن از شدت بیشتری برخوردار است، نقاط محدودی در غرب و شرق استان یزد می‌باشند.

نتیجه‌گیری

میانگین تعداد روزهای گرد و غباری سالیانه در جنوب شرق کشور نشان می‌دهد تعداد روزهای گرد و غباری در دوره آماری ۱۹۸۷ تا ۲۰۱۶ با نوسانات همراه است. بیشترین تعداد روز گرد و غباری مربوط به سالهای ۲۰۰۸ با ۲۱ روز است به طوری که در سالهای بعد دوره نوسانات زمانی آن شدیدتر می‌شود که در سالهای ۲۰۰۹، ۲۰۱۱، ۲۰۱۴ و ۲۰۱۶ به ترتیب با ۱۷، ۱۶، ۱۸ و ۱۶ روز بوده است. کمترین تعداد روز گرد و غباری مربوط به سال ۱۹۹۵، ۱۹۹۹ به ترتیب با ۵ و ۶ روز می‌باشد در نهایت می‌توان گفت از سال ۱۹۹۹ روند تعداد روزهای گرد و غباری در منطقه خصوصاً در سال‌های اخیر در حال افزایش است

روش کرجینگ فضایی-زمانی نشان می‌دهد که تغییرنگار تجربی داده‌ها هم در جهت زمانی و هم در جهت فضایی دامنه طولانی دارند روند دامنه در محور زمانی تغییرنگار به تدریج افزایش می‌یابد به طوری که تغییرات در تغییرنگار تجربی به آرامی در حال وقوع و هنوز ادامه دارد به همین دلیل محور زمانی آن به سقف نمی‌رسد. این بدین معناست که تعداد روزهای گرد و غباری در جنوب شرق کشور در حال افزایش است به عبارتی دیگر روند تغییرات از قبل وجود داشته و ادامه خواهد داشت و باید منتظر روزهای بحرانی بود. همچنین روند دامنه در محور فضایی تغییرنگار شدید و دارای نوسانات متعددی است و بیانگر آن است که منطقه مورد مطالعه دارای تغییرات محلی گرد و غبار ایست و عامل ارتفاع در وقوع آن نقش اساسی دارد.

کیفیت هوا استاندارد ترین استان در منطقه مورد مطالعه قلمداد کرد.

منابع

1. Annex II to the WMO Technical Regulations. 2015. Manual on Codes International Codes No. 306. Volume I.1 Part B- Binary Codes. Part C-Common Features to Binary and Alphanumeric Code. FM 94 BUFR0 20 003 Present weather. I.2- CODE/FLAG Tables/20 1.
2. Annex II to the WMO Technical Regulations. 2017. Manual on Codes International Codes. No.306. Volume I.1 Part A - Alphanumeric Codes. CODE TABLES 4677. A-356. 357.
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. Boca Raton. R Development Core Team. 2011. R: A language and environment for statistical computing.
5. Caeiro, F. Mateus, A., 2015. Testing Randomness in R. Package 'rand tests'. R Development Core Team. 2015. Version 1.0.
6. Cressie, N. (1993), Statistics for spatial data, John Wiley, Sons, New York.
7. Croissant, Y. Millo, G. Tappe, K. A set of estimators and tests for panel data econometrics. plm package. R Core Development Team. 2021. Version 1.6-6. <https://CRAN.R-project.org/package=plm>
8. Darvishi Balorani, A., (2014). Research project on the effects of dust particles on plants and animals. Tehran University of Humanities in cooperation with Tarbiat Modares University of Medical Sciences, Tehran. (In Persian)
9. Hassanalizadeh N, Mosaedi, A, Zahiri, A, Hosseinalizadeh, M., (2014), coupled modeling of spatio-temporal changes of monthly rainfall in a case study of a part of Golestan province, Journal of Water and Soil Conservation Research, Volume 22, Number 1, Khordad and Tir., 269-251. (In Persian)
10. Hosni Pak, A. and Sharafuddin, M. (2013), exploratory data analysis. Tehran University Press, first edition. 997. (In Persian)
11. Issak, E., H and Srivastar, R.M. 1989. An Introduction to Applied Geostatistics. Oxford Univ. Press, Oxford. 561 P.
12. Iwashita, F., Monteiro, R.C. and Landim, P.M. 2005. An alternative method for calculating variogram surfaces using polar coordinates. Computers & Geosciences 31(6):801-803

در استان خراسان جنوبی در سال ۲۰۲۲، تنها ایستگاه نهبندان با ۱۹ روز تعداد روزهای گرد و غباری که با حد اطمینان ۹۵٪ به ۴۱ روز بیشترین و سایر ایستگاه ها ارقام چندانی را نشان نمی دهند.

در استان سیستان و بلوچستان ایستگاه های زابل، زهک، زاهدان میرجاوه، نصرت آباد، و خاش، نیکشهر، کنارک و ایرانشهر به ترتیب با ۱۹،۱۰،۱۴،۳۸،۲۶،۴۱،۴۶،۵۹،۸۵ روز بیشترین تعداد روزهای گرد و غباری را دارند که با حد اطمینان ۹۵٪ مقدار پیش بینی در ایستگاه زابل به ۱۰۶ روز میرسد که این میزان پیش بینی حداکثر ۱۱۶ روز در سال ۲۰۱۸ بوده است. این مقدار نشان میدهد که تا سال ۲۰۲۲ از تعداد روزهای گرد و غباری در این استان کاسته می شود با این وجود باز هم می توان گفت، این استان بیشترین تعداد روزهای گرد و غباری را در جنوب شرق ایران دارد و زابل را می توان قطب کانون گرد و غباری در شرق کشور دانست. ایستگاه های سراوان، چابهار و راسک به ترتیب با ۸،۳،۱۴ روز با کمترین تعداد روز گرد و غباری در سال ۲۰۲۲ پیش بینی شده اند.

در استان کرمان در سال ۲۰۲۲ ایستگاه های کرمان، زرنده، کهنوج و شهداد به ترتیب با ۱۰،۱۰،۲۳،۱۶ روز بیشترین و ایستگاه های بم و سیرجان با ۴ و ۶ روز کمترین تعداد روز گرد و غباری را پیش بینی شده اند.

در استان یزد نیز ایستگاه های ابرکوه، میبد، اقلدا، بهاباد، هرات و بافق به ترتیب با ۴۳،۳۲،۴۲،۶۰،۶۳،۶۴ روز بیشترین و ایستگاه رباط پشت بام با ۲۵ روز کمترین تعداد روز گرد و غباری را در سال ۲۰۲۲ داشتند. در نهایت با احتساب جذر واریانس خطا، حد بالا و پایین تعداد روزهای گرد و غباری سالانه، نشان می دهد که در نواحی جنوب شرق ایران میانگین تعداد روزهای گرد و غباری آن افزایش چشمگیری دارد. به طوری که در سال ۲۰۱۸ از ۲۲ روز به ۲۴ روز در سال ۲۰۲۲ می رسد. همچنین در این منطقه از مجموع ۴۳ ایستگاه ۱۳ ایستگاه با شرایط بحرانی مواجه هستند که ۷ ایستگاه در استان سیستان و بلوچستان، ۴ ایستگاه در استان یزد و یک ایستگاه در استان کرمان وجود دارد و تنها استانی که ایستگاه بحرانی ندارد، استان خراسان جنوبی است. در مجموع استان خراسان جنوبی را می توان از نظر شاخص

26. Pebesma, E., Gräler, B., Gottfried, T., Hijmans, R. (2022). Classes and Methods for Spatio-temporal Data. *spacetime* package. R Development Core Team. Version 1.2-8. URL <http://github.com/edzer/spacetime>.
27. Pebesma, E., Gräler, B. (2017) B Spatial and Spatio-Temporal Geostatistical Modelling, Prediction and Simulation. Version 1.1-5. URL <https://github.com/edzer/gstat/> March 12.
28. Pebesma, E., & Heuvelink, G., (2016). Spatio-temporal interpolation using *gstat*. *RFID Journal*, 8(1), 204-218.
29. Robert J. Hijmans. (2021). Geographic Data Analysis and Modeling. Raster Package. R Core Development Team. Version 3.4-13. URL <http://cran.r-project.org/package=raster>.
30. Schabenberger, O., Gotway, C. (2004). Statistical methods for data analysis. Chapman and Hall.
31. Sherman, M. (2011) Spatial Statistics and Spatio-Temporal Data Covariance Functions and Directional Properties Texas A&M University, USA This edition first published. John Wiley & Sons, Ltd pp87-88.
32. 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.
33. Statistics of the country's environmental protection organization, available at: <https://doe.ir/portal/home>. (In Persian)
34. Trapletti, A., Hornik, K. (2020) Time series analysis and computational finance. 'tseries' Package. R Core Development Team. Version 0.10-48 URL <https://CRAN.R-project.org/package=tseries>.
35. United Nations Environment Programme (Accessed: 2005). Environmental News Emergencies, Available from: URL: <http://www.unep.org/depi/programmes/emergencies.html>.
36. URL <http://r-forge.r-project.org/projects/maptools/>
13. Kilibarda, M (2013). A Plot Google Maps Tutorial. TheUniversity of Belgrade, Faculty of Civil Engineering, Department of Geodesy and Geoinformatics, Bulevar kralja Aleksandra,73, 11000 Belgrade, Serbia.3.pp. 14.
14. Lewin-Koh, N. J., Bivand, R., Pebesma, E. J., Archer, E., Baddeley, A., Bibiko, H. J., & Golicher, D. (2021). *maptools*: Tools for reading and handling spatial objects. R package version 1.1-1,
15. Loecher, M., & Loecher, M. M. (2020). Overlays on Static Maps. Version 1.4.5.3 Package 'RgoogleMaps'. R Development Core Team. URL <https://github.com/markusloecher/rgooglemaps/blob/master/rgooglemaps/www/QuickTutorial.html>.
16. 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.
17. Mohammadzadeh, M. (2014), Spatial statistics and its applications. Publications of Tarbiat Modares University, second edition. 27, 71-81. (In Persian)
18. Mohammadzadeh, M, Vaeqie, Y. (1381). Number of suitable logs in exponential transformation modeling, *Khwarazmi University Science Journal*, 1381. (In Persian)
19. Montero, J. M., Fernández-Avilés, G., & Mateu, J. (2015). Spatial and spatio-temporal geostatistical modeling and kriging (Vol. 998). John Wiley & Sons.pp148.
20. National Meteorological Organization statistics, available at: <https://www.irimo.ir/far>. (In Persian)
21. Pebesma, E. (2004). Multivariable geostatistics in S: the *gstat* package. *Computers & Geosciences*, 30(7), 683-691
22. Pebesma, E. (2012). *spacetime*: Spatio-temporal data in R. *Journal of Statistical Software*, 51(7), 1-30
23. Pebesma, E. (2021). Spatio-temporal overlay and aggregation. *Iggi*. Institute for Geoinformatics University of Münster
24. Pebesma, E. (2022) Spatial and Spatio-Temporal Geostatistical Modelling, Prediction and Simulation. 'gstat' Package. R Development Core Team. Version 2.0-9. <https://github.com/r-spatial/gstat/>
25. Pebesma, E., Gräler, B., Gottfried, T., Hijmans R. (2021) Classes and Methods for Spatio-Temporal Data. *sp*. package. R Core Development Team. Version 1.4-5. URL <https://github.com/edzer/sp/> <https://edzer.github.io/sp>.