



سجش از دور

GIS ایران



سنجش از دور و GIS ایران
Iranian Remote Sensing & GIS

سال هشتم، شماره دوم، تابستان ۱۳۹۵
Vol.8, No. 2, Summer 2016

۳۵-۵۲

تحلیل مکانی فشار بخار آب در جنوب و جنوب غرب ایران با استفاده از زمین آمار

حسن لشکری^۱، علی اکبر متکان^۲، حسین عساکره^۳، یونس خسروی^{۴*}

۱. دانشیار گروه جغرافیا، دانشکده علوم زمین، دانشگاه شهید بهشتی
۲. استاد گروه سنجش از دور و GIS، دانشکده علوم زمین، دانشگاه شهید بهشتی
۳. استاد گروه جغرافیا، دانشکده علوم انسانی، دانشگاه زنجان
۴. استادیار گروه علوم محیط زیست، دانشکده علوم، دانشگاه زنجان

تاریخ پذیرش مقاله: ۱۳۹۵/۴/۱۳

تاریخ دریافت مقاله: ۱۳۹۳/۶/۲۹

چکیده

بخار آب یکی از مهم ترین عناصر اقلیمی است که در تصمیم گیری، طراحی و ارزیابی مدل های هیدرولوژیکی نقشی مهم ایفا می کند. بنابراین، شناخت تغییرات مکانی این عنصر مهم اقلیمی تأثیر چشمگیری در مدیریت و برنامه ریزی مبتنی بر آب خواهد داشت. بر این اساس، در این پژوهش تلاش شده است تا ساختار مکانی و برآورد مقادیر فشار بخار آب در جنوب و جنوب غرب ایران، با استفاده از روش زمین آمار و تحلیل واریوگرافی بررسی شود. در این راستا، داده های فشار بخار آب ۷۸ ایستگاه سینوپتیک مربوط به ۲۷ مرداد ۱۳۸۶، به منزله یکی از روزهای فراگیر بخار آب تحلیل شد. بدین منظور، ابتدا محاسبات متغیر مکانی بودن داده های فشار بخار آب، با ترسیم تغییرنگار مورد بررسی قرار گرفت. پس از احراز این شرط، از روش های زمین آماری کریجینگ ساده، کریجینگ معمولی و کوکریجینگ و با برازش مدل های دایره ای، کروی، نمایی، گوسی و درجه دو منطقی برای رسم نقشه فشار بخار آب و ارزیابی آن ها استفاده شد. نتایج ارزیابی مقاطع در انتخاب بهترین روش نشان داد بهترین الگویی که قادر به توجیه مکانی مقادیر فشار بخار آب در روز مورد مطالعه است، الگوی نمایی از روش کوکریجینگ با متغیر کمکی ارتفاع است. بر اساس نقشه ترسیم شده با روش بهینه، مشخص شد که حاشیه خلیج فارس و دریای عمان و بخش های شمال و شمال غرب منطقه، به ترتیب، بیشترین و کمترین مقادیر فشار بخار آب را دارند. به طور کلی، سه دلیل دوری و نزدیکی به منابع عمده رطوبتی، وجود سد ارتفاعی زاگرس و استقرار پرفشار قوی پویشی را می شود دلیل رخداد چنین توزیعی برشمرد.

کلید واژه ها: تغییرنگار، کریجینگ، کوکریجینگ، فشار بخار آب.

* نویسنده عهده دار مکاتبات: زنجان، دانشگاه زنجان، دانشکده علوم، گروه علوم محیط زیست. تلفن: ۰۹۱۲۵۴۱۴۷۳۰

۱- مقدمه

شناخت تغییرات عناصر اقلیمی و دستیابی به تصویری کلی از نحوه توزیع مکانی آنها عاملی مهم در بررسی تغییر اقلیمی و مدیریت صحیح برنامه ریزی های محیطی به شمار می آید. رطوبت جو و اجزای آن، به ویژه فشار بخار آب، یکی از این عناصر است که در تصمیم گیری، طراحی و ارزیابی مدل های هیدرولوژیکی و نیز مدیریت و برنامه ریزی مبتنی بر آب در امتداد یک حوضه آبی و یا در سطح ملی نقشی مهم دارد. اهمیت فشار بخار آب تا بدانجاست که منبع اصلی بارش تمامی سیستم های آب و هوایی، تأمین کننده گرمای نهان در این فرایند و کنترل کننده ساختار گرما در تروپوسفر (Trenberth and Stepaniak, 2003; Wentz et al., 2007; Serrano et al, 1999) و همچنین، تشدید کننده سرعت طوفانها به شمار می رود (Allen and Sodden, 2008).

مقدار و توزیع مکانی رطوبت از عوامل اساسی برای تصمیم گیری، طراحی و ارزیابی مدل های هیدرولوژیکی و نیز مدیریت و برنامه ریزی مبتنی بر آب است. از دیگر سو، تغییرات مکانی رطوبت نیز آثار متنوع و گوناگونی در مدیریت و برنامه ریزی منابع آب در امتداد یک حوضه آبی و در سطح ملی برجا می نهد. تغییرات در توزیع مکانی رطوبت متأثر از سیستم های گردش جهانی است که کمترین تغییر در الگوی آن ناهنجاری های شدید آب و هوایی را به دنبال دارد. بنابراین، درک اهمیت تحلیل تغییرات مکانی هریک از عناصر اقلیمی رویکردهای مطالعاتی متنوعی را می طلبد. در یک دسته بندی کلی، می شود دو رویکرد را برای این مطالعات در نظر گرفت: ۱. رویکردی که به تحلیل های نقطه ای می پردازد و معمولاً نقاط منفرد یا مجاور را کانون توجه قرار می دهد؛ ۲. رویکردی که عناصر را، با اتکا بر روش های میان یابی، به صورت پهنه ای مطالعه و بررسی می کند. در رویه دوم، با استفاده از داده های نقطه ای چندی، تغییرات مکانی عنصر مورد نظر بررسی می شود که متکی بر محاسبه و تحلیل جبری نقشه هاست. بدین صورت که نقشه هایی با

مشخصات مورد نظر تهیه می شود و عملیات تحلیلی روی سلول های آن انجام می گیرد. این رویه اگرچه روشی حجیم در محاسبه و برآورد تغییرات به شمار می رود، دقت و صحت بالایی دارد. از سویی، این روش ممکن است نقص ایستگاه ها را از لحاظ کمبود داده ها و یا داده های گمشده جبران کند. بررسی مشاهدات اندازه گیری شده را می شود به دو روش آمار کلاسیک و آمار مکانی انجام داد. در آمار کلاسیک، روش ها مبتنی بر استقلال مشاهدات نمونه مستخرج از جامعه بنا شده اند. بدین معنا که عملکرد هریک از داده ها مستقل از دیگر داده هاست و نحوه تأثیر گذاری آنها در یکدیگر و در فواصل مشخص بررسی نمی شود. به عبارت دیگر، در بررسی های آمار کلاسیک مقدار اندازه گیری شده هر کمیت معین در نمونه ای خاص هیچ گونه اطلاعاتی درباره مقدار همان کمیت در نمونه دیگر و به فاصله معلوم نخواهد داشت. اما در آمار مکانی، مشاهدات مستقل از یکدیگر نیستند و برحسب موقعیت قرار گرفتنشان در فضای مورد مطالعه، به یکدیگر وابسته اند. بنابراین، با قاطعیت می شود بین مقادیر هر کمیت در جامعه نمونه ها و فاصله و جهت قرارگیری نمونه ها به نسبت یکدیگر ارتباط برقرار کرد. البته ممکن است نمونه های مجاور تا فاصله معینی در قالب ساختار مکانی به هم وابسته باشند. در این حالت، بدیهی است که میزان تشابه بین مقادیر مربوط به نمونه های نزدیک تر احتمالاً بیشتر است. زیرا در صورت وجود ساختار مکانی، تغییرات ایجاد شده در فضای معین، در مقایسه با فضاهای دورتر از خود، امکان بیشتری برای تأثیر گذاری در فضاهای نزدیک به خود دارند. بنابراین، لحاظ کردن موقعیت فضایی و همچنین، وابستگی فضایی بین مشاهدات نمونه به شناخت بیشتر جامعه مورد بررسی کمک می کند (محمدزاده، ۱۳۸۵). اولین بار هالی^۱ (1686)، جغرافی دان و ستاره شناس انگلیسی، در بررسی وزش بادهای موسمی در زمین های

1. Halley

بررسی تغییرات مکانی فشار بخار آب با کمک زمین‌آمار انجام نشده است. در عین حال، بررسی‌های چندی در ارتباط با کاربرد زمین‌آمار در تحلیل مکانی دیگر عناصر اقلیمی انجام شده است. در این رابطه، می‌شود به استفاده از روش‌های گوناگون زمین‌آمار به وسیلهٔ بیارین و کرایفسکی^۶ (2008)، میسائیلیدس و همکاران^۷ (2009)، وارد و همکاران^۸ (2011)، بستان و همکاران^۹ (2012)، شی-گوآنگ و همکاران^{۱۰} (2013)، ساران و همکاران^{۱۱} (2013)، یوسمان و همکاران^{۱۲} (2013)، برای تحلیل مکانی بارش به تحقیقات گودل و همکاران^{۱۳} (1998)، رودریگس و همکاران^{۱۴} (2007)، کلپس و همکاران^{۱۵} (2008) و کلیتون و همکاران^{۱۶} (2013) برای تحلیل مکانی دما اشاره کرد. در ایران نیز هم‌زمان با توسعهٔ روش‌های جدید درون‌یابی، پژوهشگرانی همچون مسعودیان (۱۳۸۲)، ثقفیان و همکاران (۱۳۸۴)، عساکره (۱۳۸۴؛ ۱۳۸۶؛ ۱۳۸۷)، سلطانی و مدرس (۱۳۸۵)، مهرشاهی و خسروی (۱۳۸۹)، مظفری و همکاران (۱۳۹۱) و صفرراد و همکاران (۱۳۹۲) میزان دقت برآورد روش‌های زمین‌آمار را در داده‌های اقلیمی مقایسه کردند. هریک از این افراد، از بین روش‌های گوناگون زمین‌آمار، با در نظر گرفتن میزان دقت آنها، بهترین روش را برگزیدند. آنچه باید در بیشتر مطالعات مرتبط با تغییرات مکانی عناصر اقلیمی در نظر گرفت، این

کشاورزی به داده‌های فضایی توجه کرد. پس از او، این مطالعات مورد توجه افرادی همچون استودنت^۱ (1907) و فیشر^۲ (1935) قرار گرفت. شاید بشود گفت پژوهشی که کریج^۳، مهندس معدن افریقای جنوبی، در این مورد انجام داد، انقلابی در استفاده از روش‌های آمار مکانی به‌شمار می‌آید. او با ابداع روشی نو با عنوان زمین‌آمار^۴، در تجزیه و تحلیل داده‌های همبستهٔ فضایی نگرشی تازه ایجاد کرد که تا به امروز، به جرئت می‌شود آن را یکی از بهترین روش‌ها در تحلیل‌های آمار مکانی در نظر گرفت (Sokouti-Oskoe, 2008). از دیدگاه زمین‌آمار، هر نمونه تا حداکثر فاصله‌ای با نمونه‌های اطراف خود ارتباط مکانی دارد. این فاصلهٔ حداکثر که دامنهٔ تأثیر^۵ نامیده می‌شود، اهمیت فراوانی دارد و در واقع، نشان‌دهندهٔ فاصله‌ای است که امکان استفاده از تخمین‌گرهای زمین‌آمار وجود دارد. بنابراین، انتظار می‌رود روش‌های زمین‌آمار، با در نظر گرفتن همبستگی و ساختار مکانی داده‌ها و قابلیت استفاده از روابط بین متغیرها، امکان آن را داشته باشد که مشاهدات نقطه‌ای را با دقت و بر پایهٔ منطق علمی به پهنه‌ها تبدیل کند (مهدی‌زاده و همکاران، ۱۳۸۵). دو اصل مهم در استفاده از روش‌های زمین‌آمار برای پهنه‌بندی داده‌های مکانی داشتن نقاط پیمونگاه یا نقاط اندازه‌گیری شده با تعداد مناسب و پراکنش اصولی، و انتخاب روش پهنه برای پهنه‌بندی است. برای پهنه‌بندی داده‌های محیطی روش‌های زمین‌آمار چندی وجود دارد. تعیین مناسب‌ترین روش درون‌یابی در سطح هر منطقه و تبیین چگونگی توزیع فضایی و مکانی آن از طریق روشی صورت می‌گیرد که موقعیت، همبستگی و ساختار مکانی داده‌ها را بهتر در نظر بگیرد و دارای بیشترین دقت باشد.

امروزه استفاده از زمین‌آمار در علوم گوناگون، همچون خاک‌شناسی، معدن، هیدرولوژی، علوم محیط‌زیست و اقلیم‌شناسی کاربرد وسیعی یافته است. با بررسی‌هایی که نویسندگان این مقاله صورت دادند، به‌نظر می‌رسد هیچ منبع منتشرشده‌ای در ارتباط با

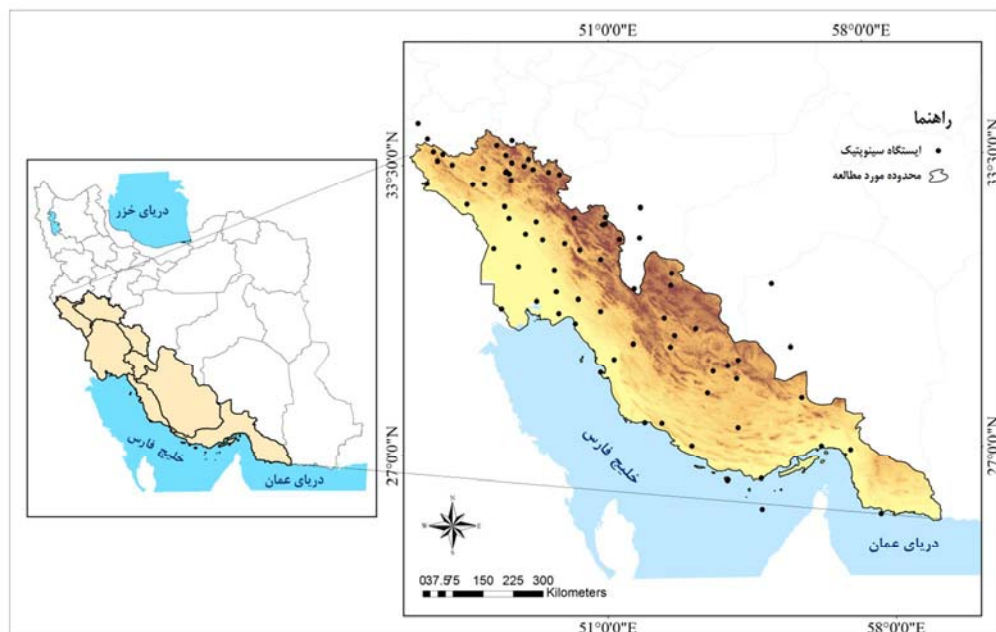
1. Student
2. Fisher
3. Krige
4. Geostatistics
5. Range of Influence
6. Villarin and Krajewski
7. Michaelides et al.
8. Ward et al.
9. Bostan et al.
10. Shi-Guang et al.
11. Sarann et al.
12. Usman et al.
13. Goodale et al.
14. Rodriguez et al.
15. Claps et al.
16. Clayton et al.

بخار آب در مناطق بدون ایستگاه برآورد شود. همچنین، تلاش شده است با بهره گیری از متغیرهای کمکی ارتفاع، طول و عرض جغرافیایی مقادیر فشار بخار آب برآورد، و نتایج آن‌ها با یکدیگر مقایسه شود. در نهایت، دلایل توزیع فشار بخار آب در منطقه مورد مطالعه بررسی می‌شود.

۲- مواد و روش‌ها

۲-۱- مشخصات منطقه و داده‌های مورد استفاده
منطقه مورد مطالعه پهنه جغرافیایی جنوب و جنوب غرب ایران، با مساحت ۳۶۰۲۱۰ کیلومترمربع است. از ۸۶ ایستگاه سینوپتیک موجود در منطقه، به دلیل تکمیل نشدن بانک داده همه ایستگاه‌ها، فقط از داده‌های فشار بخار آب ۷۸ ایستگاه سینوپتیک، شامل ۶۶ ایستگاه داخل و ۱۲ ایستگاه خارج از منطقه، جهت کاهش خطا در عملیات پهنه‌بندی در مرزها و مربوط به ۲۷ مرداد ۱۳۸۶ استفاده شد. دلیل انتخاب این تاریخ مشاهده فشار بخار آب فراگیر در این بخش از کشور در این روز است. شکل ۱ موقعیت و نحوه پراکنش ایستگاه‌های مورد مطالعه را نشان می‌دهد.

است که بسیاری از این مطالعات عناصر اقلیمی را فقط بررسی آماری کرده‌اند. این در حالی است که دستیابی به نگرش اقلیمی قوی در مطالعات محیطی نیازمند توجه به تحلیل‌های هم‌دید در کنار روش‌های آماری است. کارآیی اقلیم‌شناسی هم‌دید در تحلیل‌های محیطی را زمانی می‌شود پذیرفت که نخست، بشود گردش‌های جوی را به محیط سطحی ربط داد و دوم، این روابط محیط‌شناسان را در درک چگونگی کارکرد محیط یاری کند. به نظر می‌رسد ضرورت وجود چنین تحلیل‌هایی که به متغیرها، روش‌ها و شاخص‌های آماری را از زوایای گوناگون، در کنار بررسی‌های هم‌دید می‌پردازند، ضمن دستیابی به نتایج گسترده با ابعاد متفاوت، ممکن است شناختی هوشمندانه از ویژگی‌های رطوبتی منطقه ارائه کند. بنابراین، امکان آن هست که ترکیب روش‌های زمین‌آمار با تحلیل‌های سینوپتیکی را نوآوری پژوهش حاضر دانست. براساس آنچه گفته شد، در این تحقیق تلاش شده است تا با استفاده از داده‌های ایستگاه‌های سینوپتیک موجود در جنوب و جنوب غرب ایران که از طول دوره آماری مناسب برخوردارند، تغییرات مکانی فشار بخار آب بررسی و مقادیر فشار



شکل ۱. موقعیت و نحوه پراکنش ایستگاه‌های مورد مطالعه

۲-۲- روش‌های مورد استفاده

۲-۲-۱- زمین‌آمار

زمین‌آمار شاخه‌ای از علم آمار و به دنبال شناسایی چگونگی توزیع مکانی داده‌ها و برآورد آنها در یک منطقه است. به عبارتی دیگر، می‌شود گفت در زمین‌آمار، ضمن بررسی وجود و یا نبود ساختار مکانی داده‌ها، به برآورد داده‌ها در نقاط فاقد نمونه نیز پرداخته می‌شود. روش‌های متنوعی جهت درون‌یابی داده‌های اقلیمی و بررسی نوع توزیع مکانی آنها وجود دارد که یکی از مهم‌ترین آن‌ها کریجینگ^۱ است. به دلیل معمول بودن روش کریجینگ و همچنین وجود منابع گسترده در این رابطه، از ذکر معادلات آن صرف‌نظر شده است و فقط کلیات آن شرح داده می‌شود.

۲-۲-۲- کریجینگ

روش کریجینگ یکی از مهم‌ترین روش‌های زمین‌آمار در تخمین آمار مکانی است. این روش را متیرون^۲ (1971)، به افتخار دنیل کریج، مهندس معدن افریقایی و پایه‌گذار زمین‌آمار، نامگذاری کرد. روش کریجینگ برای داده‌های با پراکنش مکانی نامنظم مفیدتر است و براساس تئوری تغییرنگار و تحلیل ساختار مکانی انجام می‌پذیرد (Lin et al., 2014). کریجینگ بر منطق میانگین متحرک وزن‌دار استوار است و اولین روش میان‌یابی است که به ساختار وابستگی فضایی داده‌ها توجه می‌کند (Saran et al., 2013). این روش را می‌شود به شکل‌های کریجینگ معمولی، کریجینگ ساده، کریجینگ عام، کریجینگ لوگ نرمال، کریجینگ گسسته، کریجینگ شاخص و کوکریجینگ مشاهده کرد که در سه روش کریجینگ معمولی، کریجینگ ساده و کوکریجینگ از دیگر روش‌ها متداول‌تر است و به همین دلیل، در این تحقیق نیز از این سه تکنیک استفاده شده است. هریک از این روش‌ها ویژگی‌هایی

دارد که آگاهی از آنها برای انتخاب روش مناسب در هر منطقه الزامی است. در شرایطی که کاربر هیچ‌گونه اطلاعی از میانگین جامعه نمونه نداشته باشد، استفاده از روش کریجینگ معمولی توصیه می‌شود (Webster and Oliver, 2007). در شرایطی که معمولاً اطلاعات پیشین در مورد میانگین متغیر موجود باشد، کریجینگ ساده به کار می‌رود. در روش کریجینگ عام فرض بر این است که افزون‌بر مؤلفه همبستگی مکانی بین نقاط، انحراف یا روند نیز در مقادیر Z وجود دارد.

۲-۲-۳- واریوگرافی

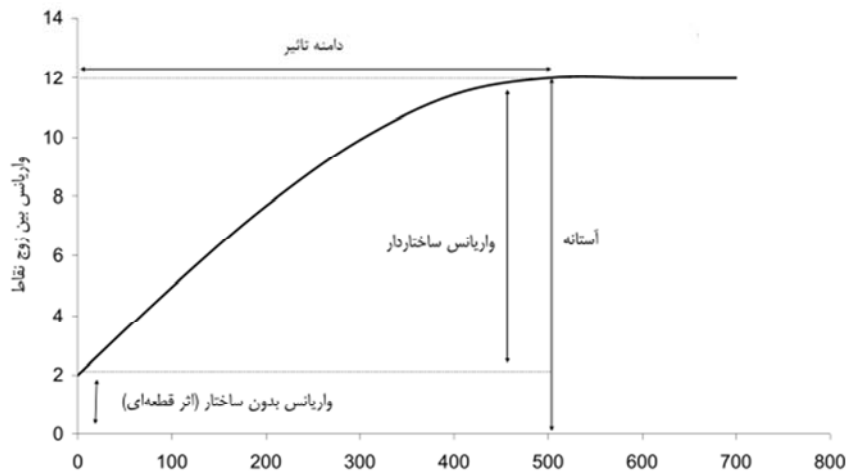
تغییرنگار قلب زمین‌آمار و نشان‌دهنده واریانس میانگین نقاط اندازه‌گیری با فاصله h است (Els et al., 2006) که در توصیف و تشریح ساختار تغییرپذیری متغیر ناحیه‌ای نقش اساسی بازی می‌کند. کوچک بودن این واریانس نشانه وابستگی زیاد، و بزرگ بودن آن بیانگر وابستگی کم است. با استفاده از رابطه عددی زیر می‌شود مقدار تغییرنگار را محاسبه کرد (Journel and Huijbregts, 1978).

$$\gamma(h) = \frac{1}{2N(h)} \sum_{\alpha=1}^{N(h)} \{z(x_{\alpha}) - z(x_{\alpha} + h)\}^2 \quad (1) \text{ رابطه}$$

در این رابطه $z(x_{\alpha})$ مقدار نمونه در نقطه x_{α} که متغیر ناحیه‌ای هم نامیده می‌شود، $z(x_{\alpha} + h)$ مقدار نمونه در نقطه $x_{\alpha} + h$ ، $\gamma(h)$ مقدار تغییرنگار برای فاصله h (گام یا Lag) بین نمونه‌های $z(x_{\alpha})$ و $z(x_{\alpha} + h)$ و تعداد جفت نقاط اندازه‌گیری شده به فاصله h است. کوواریانس دو متغیر $Z(s1)$ و $Z(s2)$ هم تغییرنگار نامیده می‌شود که میزان تشابه و وابستگی بین دو متغیر را براساس فاصله بین آنها بیان می‌کند. شکل ۲ یک مدل نظری (تئوری) تغییرنگار را به همراه اجزای آن نشان می‌دهد:

1. Kriging
2. Matheron

تحلیل مکانی فشار بخار آب در جنوب و جنوب غرب ایران با استفاده از زمین آمار



شکل ۲. اجزای تشکیل دهنده واریوگرام
منبع: نگارندگان

وابستگی مکانی متوسط، و بزرگ‌تر از ۷۵٪ نشان‌دهنده وابستگی مکانی ضعیف خواهد بود (Cambardella et al., 1994). اگر مقدار تغییرنگار وابسته به جهت باشد، آن را تغییرنگار ناهمسانگرد و در غیراین صورت، همسانگرد می‌نامیم. در شرایط همسانگردی، تغییرنگار، صرف‌نظر از قرارگیری داده‌ها، در جهات گوناگون جغرافیایی محاسبه می‌شود که آن را تغییرنگار همه‌جهته می‌نامند. در حالت ناهمسانگردی، شدت و چگونگی تغییرپذیری مقادیر متغیر در جهت‌های جغرافیایی گوناگون متفاوت است. تفاوت رفتار متغیرها در جهات گوناگون نشانگر ناهمسانگردی میدان تصادفی است. در این پژوهش با رسم تغییرنگار در چهار جهت ۰، ۴۵، ۹۰ و ۱۳۵ درجه که در هر یک بازه نوسان زاویه‌ای^۳ ۲۲.۵ درجه در نظر گرفته شدند، ابتدا وضعیت همسانگردی مدل‌ها بررسی شد. همچنین، به منظور بررسی ساختار تغییرات مکانی مشاهدات فشار بخار آب، از تغییرنگار تجربی برای سه تکنیک کریجینگ ساده، کریجینگ معمولی و کوکریجینگ و با برآزش مدل‌های کروی^۴، نمایی^۵

فاصله‌ای که در آن تغییرنگار به حد ثابتی رسیده و به حالت خط افقی نزدیک می‌شود، به طوری که در خارج از این فاصله، دیگر پیوستگی مکانی بین نمونه‌ها وجود نداشته باشد، دامنه یا شعاع تأثیر^۱ (R) نامیده می‌شود. به مقدار ثابتی که تغییرنگار در دامنه تأثیر به آن می‌رسد، سقف یا آستانه تغییرنگار^۲ گفته می‌شود. در تغییرنگار دو مؤلفه ساختاردار و بدون ساختار وجود دارد. مؤلفه بدون ساختار تغییرنگار مقدار تغییرنگار در مبدأ مختصات، یعنی به‌ازای $h = 0$ است که آن را اثر قطعه‌ای (C_0) می‌نامند. مؤلفه ساختاردار (C) که برابر است با تفاضل مقدار آستانه و اثر قطعه‌ای، تابع موقعیت مکانی داده‌ها، یعنی فاصله و جهت قرارگیری آنها، و بیانگر تغییراتی است که علت آن را می‌شود در خصوصیات خود متغیر مکانی یافت. برای بیان استحکام ساختار فضایی متغیر می‌شود از نسبت C/C_0 استفاده کرد که برابر است با نسبت بزرگی مؤلفه ساختاردار به مؤلفه بدون ساختار تغییرنگار. نسبت دیگری نیز بدین منظور وجود دارد، یعنی $C_0/C + C_0$ ، که در واقع بیان می‌کند چه مقدار از کل تغییرپذیری را اثر قطعه‌ای توجیه می‌کند (Schabenberger and Gotway, 2005). چنانچه این نسبت کمتر از ۲۵٪ باشد، نشان‌دهنده همبستگی مکانی قوی است، بین ۲۵ تا ۷۵٪ بیانگر

1. range of influence
2. sill
3. offset tolerance
4. spherical model
5. exponential model

محلی، دقیق، خطی، ناریب، بهینه و با واریانس کم به شمار می آید (عساکره، ۱۳۸۶؛ Sarann et al., 2013; Khalili, 20014). مزیت دیگر روش کریجینگ استفاده از تغییرنما^{۱۳} به منزله یکی از فاکتورهای اساسی این روش، برای بررسی تغییرپذیری مکانی داده‌های فضایی است. بنابراین، با توجه به چنین ویژگی‌های مهمی، در این پژوهش برای پهنه‌بندی و تحلیل مکانی داده‌های فشار بخار آب از روش کریجینگ استفاده شد.

۳- نتایج و بحث

یکی از اصول مهم در افزایش دقت تخمین تکنیک‌های زمین‌آماری نرمال بودن داده‌هاست (Goovaerts, 1997). توزیع غیرنرمال داده‌ها موجب نوسان زیاد در تغییرنما می‌شود و قابلیت اعتماد به نتایج تحلیلی را کاهش خواهد داد. بنابراین، در این پژوهش و در نخستین گام، با استفاده از آزمون کولموگروف-اسمیرنوف^{۱۴} (K-S) وضعیت نرمال بودن داده‌ها بررسی شد. با توجه به میزان پایین sig در داده‌های خام (۰.۰۰۹)، فرض H0 که بیانگر نرمال بودن توزیع داده‌هاست، با اطمینان ۹۵٪ در مقابل فرض H1 (عدم توزیع نرمال داده‌ها) رد شد. به منظور نرمال کردن داده‌ها، تبدیل لگاریتمی پایه طبیعی به کار رفت و در نهایت، نرمال بودن داده‌ها (فرض H0) با ۰.۵۸ sig تأیید شد. نتایج مربوط به آزمون کولموگروف-اسمیرنوف و همچنین، خلاصه‌ای

گوسی^۱، دایره‌ای^۲ و درجه دو منطقی^۳ استفاده شد. شایان ذکر است که به دلیل مشخص نبودن وضعیت روند در داده‌های فشار بخار آب در منطقه مورد مطالعه و به استناد اصل استفاده از کریجینگ عام در صورت وجود روند، از این تکنیک در تحلیل استفاده نشد. همچنین، روش کوکریجینگ در سه حالت استفاده از متغیرهای کمکی ارتفاع، عرض جغرافیایی و طول جغرافیایی انجام شد.

۲-۲-۴- معیارهای ارزیابی تخمین

یکی از مهم‌ترین روش‌های تعیین دقت و خطای روش‌های میان‌یابی ارزیابی متقابل^۴ است. این روش شامل حذف به نوبت نمونه‌ها و برآورد دوباره آن‌ها با استفاده از همه نمونه‌ها و مدل برازش شده بر تغییرنگار تجربی است. بنابراین با در دست داشتن دو دسته داده (داده‌های اندازه‌گیری شده^۵ و داده‌های برآورد شده) می‌شود مدل‌های تخمین را ارزیابی کرد. آماره‌های گوناگونی جهت آزمون دقت و خطا استفاده می‌شود که از مهم‌ترین آن‌ها روش‌های زیر است (Clayton et al., 2006; Adrian et al., 2013).

$$\text{رابطه (۲)} \quad \text{MAE} = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n \left| \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n (Z^*(x_i) - z(x_i)) \right|$$

$$\text{رابطه (۳)} \quad \text{MBE} = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n (Z^*(x_i) - z(x_i))$$

$$\text{رابطه (۴)} \quad \text{RMSE} = \sqrt{\frac{1}{n} \sum_{i=1}^n (Z^*(x_i) - z(x_i))^2}$$

$$\text{رابطه (۵)} \quad R^2 = \frac{\{\sum_{i=1}^n [(Z(x_i) - \bar{Z})(Z^*(x_i) - \bar{Z}^*)]\} / (n-1)}{\sqrt{\sum_{i=1}^n (Z(x_i) - \bar{Z})^2 / (n-1)} \sqrt{\sum_{i=1}^n (Z^*(x_i) - \bar{Z}^*)^2 / (n-1)}}$$

در فرمول‌های بالا، $Z^*(x_i)$ مقدار برآورد شده متغیر مورد نظر، $Z(x_i)$ مقدار اندازه‌گیری شده متغیر مورد نظر، N تعداد داده‌ها، MAE^۶ دقت، MBE^۷ انحراف، RMSE^۸ ریشه دوم مربع خطا و R^۲ ضریب همبستگی است.

در میان روش‌های گوناگون زمین‌آمار همچون کریجینگ، وزن‌دهی فاصله معکوس^{۱۰}، توابع پایه شعاعی^{۱۱} و TPSS^{۱۲}، روش کریجینگ روشی احتمالی،

1. Gaussian model
2. circular model
3. rational quadratic
4. Cross-Validation
5. Measured
6. Predicted
7. Mean Bias Error
8. Mean Absolute Error
9. Root Mean Square
10. Inverse Distance Weighting (IDW)
11. Radial Basis Functions (RBF)
12. Thin Plate Spline
13. Variogram
14. Kolmogorov-Smirnov Test

که در هریک بازه نوسان زاویه‌ای ۲۲.۵ درجه در نظر گرفته شد، ابتدا وضعیت همسانگردی مدل‌ها بررسی شد. شکل‌های ۳- الف تا ۳- د، به ترتیب، تغییرنگارهای مدل‌نمایی روش کریجینگ در جهات ۰، ۴۵، ۹۰ و ۱۳۵ درجه را نشان می‌دهند که به منزله مدل بهینه با نرم‌افزار GS+ استخراج شده‌اند. مقایسه این تغییرنگارها حاکی از یکسان بودن محدوده دامنه تأثیر و آستانه در همه جهات است و بنابراین، ناهمسانگردی مشخصی مشاهده نشد و تغییرنمای مورد بررسی در حالت همه‌جهته (همسانگرد) بررسی شد (شکل ۴). تغییرنگار سطحی در جهات گوناگون نیز در شکل ۵ مشاهده می‌شود که بیانگر یکسان بودن روند کلی در جهات گوناگون است. نتایج آنالیز تغییرنگار برای هریک از این مدل‌ها و مشخصات آنها در حالت همسانگرد در جدول ۳ آورده شده است.

از ویژگی‌های آمار توصیفی مشاهدات در قبل و بعد از تبدیل لگاریتمی در جدول‌های ۱ و ۲ آورده شده است. یکی دیگر از راه‌های شناخت وضعیت توزیع نرمال داده‌ها بررسی میزان چولگی نمونه‌هاست. داده‌هایی با چولگی بین ۱ و ۱ داده‌های دارای توزیع نرمال در نظر گرفته می‌شوند. مقدار چولگی بیشتر گویای یکنواخت نبودن واریانس، وجود جوامع فرعی و داده‌های پرت است. پس از گرفتن لگاریتم، مقادیر میانگین و میانه بسیار به هم نزدیک شدند و مقدار چولگی از ۱.۳۹ به ۰.۵۷ رسید که مؤید انحراف اندک از توزیع نرمال داده‌هاست.

۳-۱- تحلیل واریوگرافی

در بررسی ساختار مکانی مقادیر فشار بخار آب، پس از رسم تغییرنگار در چهار جهت ۰، ۴۵، ۹۰ و ۱۳۵ درجه

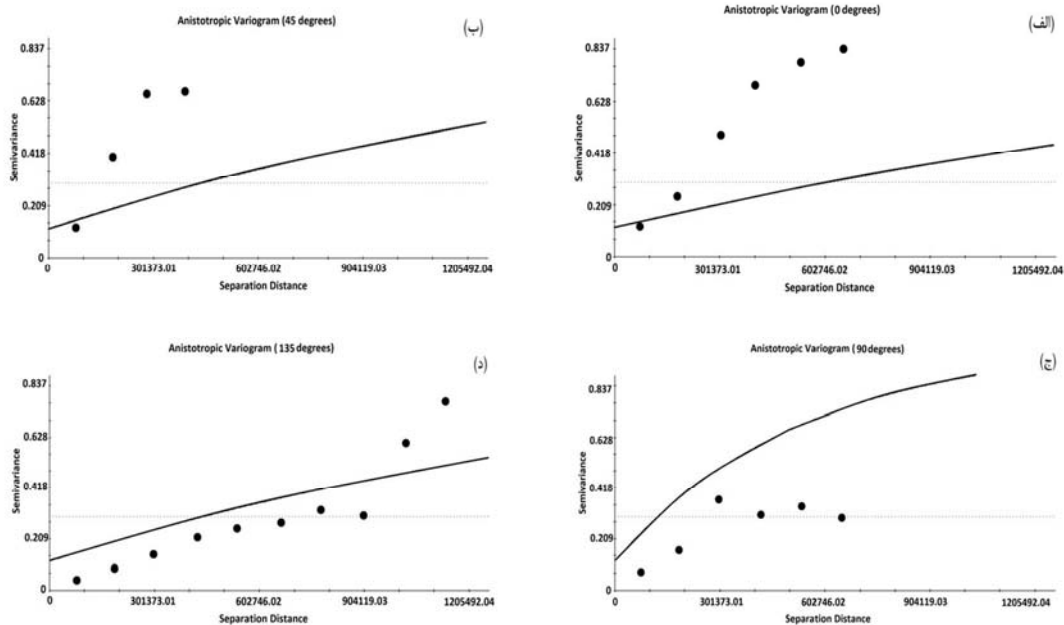
جدول ۱. آزمون نرمال بودن مشاهدات فشار بخار آب از طریق آزمون کولموگروف-اسمیرنوف

		مشاهدات خام	مشاهدات بعد از تبدیل لگاریتمی
تعداد مشاهدات		۷۸	۷۸
Normal Parameters	میانگین	۱۴.۵۷	۲.۵۲
	انحراف معیار	۹.۰۷	۰.۵۴
Most Extreme Differences	قدر مطلق	۰.۱۸۶	۰.۰۸۸
	مثبت	۰.۱۸۶	۰.۰۸۶
	منفی	۰.۱۵-	۰.۰۸۸-
Kolmogorov-Smirnov Z		۱.۶۳	۰.۷۷۶
Asymp. Sig. (2-tailed)		۰.۰۰۹	۰.۵۸۴

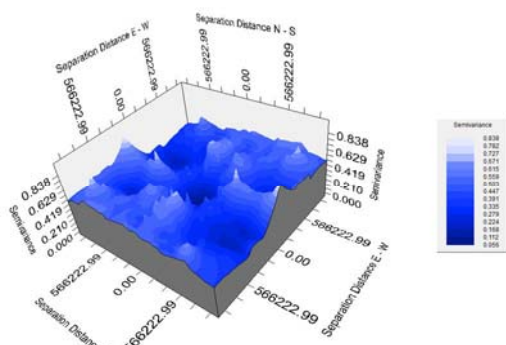
جدول ۲. خلاصه‌ای از ویژگی‌های آمار توصیفی مشاهدات، قبل و بعد از تبدیل لگاریتمی

مشاهدات قبل از تبدیل لگاریتمی	مشاهدات بعد از تبدیل لگاریتمی	
۳۸.۷۲	۳.۶۶	حداکثر
۵.۱۹	۱.۶۵	حداقل
۱۴.۵۷	۲.۵۲	میانگین
۱۱.۲۹	۲.۴۲	میانه
۸۲.۳۲	۰.۲۹	واریانس
۱.۳۹	۰.۵۷	چولگی
۰.۸۳	-۰.۵۸	کشیدگی

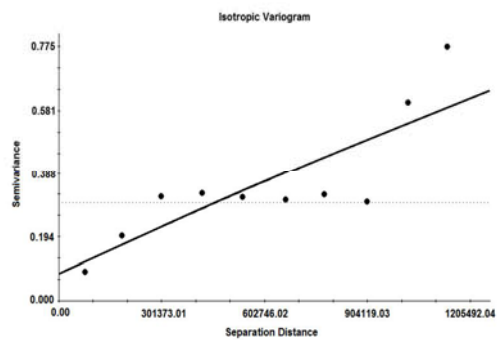
حسن لشکری و همکاران



شکل ۳. تغییرنگارهای تجربی جهت‌های گوناگون. الف) آزیموت صفر درجه، ب) آزیموت ۴۵ درجه، ج) آزیموت ۹۰ درجه، د) آزیموت ۱۳۵ درجه



شکل ۵. تغییرنگار سطحی همسانگرد



شکل ۴. تغییرنگار همسانگرد

قطعه‌ای به آستانه بیشتر از ۷۵٪ محاسبه شده است که وابستگی ضعیف مکانی در محدوده دامنه تأثیر را نشان می‌دهد. در واقع، با مشاهده درجات وابستگی مدل‌های کریجینگ معمولی و ساده (قوی و متوسط)، نتیجه گرفته می‌شود که وابستگی مکانی مشاهدات فشار بخار آب بیشتر از زمانی است که عواملی همچون طول و عرض جغرافیایی در تخمین مقادیر فشار بخار آب در منطقه استفاده می‌شود. درجه وابستگی مکانی ضعیف

نسبت واریانس اثر قطعه‌ای به آستانه یا واریانس کل $(C0/C0+C)$ شاخصی از قدرت ساختار مکانی در متغیرهاست که طبق توضیحات داده شده، به سه دسته قوی، متوسط و ضعیف تقسیم می‌شوند. در تغییرنگارهای محاسبه شده برای مقادیر فشار بخار آب برای هر یک از مدل‌ها، نسبت‌های متفاوتی مشاهده شد. در برآزش مدل‌ها روی روش‌های کوکریجینگ با متغیرهای کمکی طول و عرض جغرافیایی، متوسط اثر

تحلیل مکانی فشار بخار آب در جنوب و جنوب غرب ایران با استفاده از زمین آمار

جدول ۳. پارامترهای تجربی و مدل برازش داده شده بر تغییرنگارهای تجربی مقادیر فشار بخار آب در جنوب و جنوب غرب ایران

روش	الگو - تابع	Sill (C0+C)	Nugget (C0)	C0/C0+C (درصد)	Range (متر)	وابستگی مکانی	کلاس	روش	الگو - تابع	Sill (C0+C)	Nugget (C0)	C0/C0+C (درصد)	Range (متر)	وابستگی مکانی	کلاس
OK	دایره‌ای	۰.۶۴۳	۰.۲۶۲	۰.۴۰	۲۴۲۶۲۹	متوسط	SK	دایره‌ای	۰.۳۱۱	۰.۰۲۳	۰.۰۷	۳۸۳۱۲۹	قوی	کلاس وابستگی مکانی	
	کروی	۰.۶۷۶	۰.۲۲۹	۰.۳۳	۲۶۳۵۳۲	متوسط		کروی	۰.۳۱۶	۰.۰۲۲	۰.۰۷	۳۴۲۹۳۱	قوی		
	نمایی	۰.۹۳۴	۰	۰	۲۲۷۱۰۷	قوی		نمایی	۰.۳۲۷	۰.۰۰۹	۰.۰۳	۵۳۷۰۰۰	قوی		
	گوسی	۰.۵۸۴	۰.۳۲۱	۰.۵۴	۲۱۹۷۲۲	متوسط		گوسی	۰.۲۹۶	۰.۰۵۲	۰.۱۸	۳۷۶۲۴۵	قوی		
	درجه دو منطقی	۰.۷۱۵	۰.۱۹	۰.۲۶	۳۰۳۲۸۴	متوسط		درجه دو منطقی	۰.۲۷۴	۰.۰۴۱	۰.۱۵	۳۲۱۴۳۵	قوی		
CoK with Elev	دایره‌ای	۰.۶۴۹	۰.۲۵۷	۰.۴۰	۲۴۰۳۰۶	متوسط	CoK with Lat	دایره‌ای	۰.۳۰۲	۰.۶۰۳	۲.۰۰	۴۴۹۱۲۷	ضعیف		
	کروی	۰.۶۸۹	۰.۲۱۶	۰.۳۱	۲۵۸۱۹۱	متوسط		کروی	۰.۳۰۷	۰.۵۹۸	۱.۹۵	۵۰۵۲۸۹	ضعیف		
	نمایی	۰.۹۲۷	۰.۰۰۱	۰.۰۰۱	۲۳۱۸۳۳	قوی		نمایی	۰.۳۸۶	۰.۵۱۹	۰.۷۶	۵۰۵۲۸۹	ضعیف		
	گوسی	۰.۶۰۰	۰.۳۱۱	۰.۵۲	۲۱۵۷۷۴	متوسط		گوسی	۰.۲۶۳	۰.۶۴۲	۲.۴۴	۴۲۷۶۱۰	ضعیف		
	درجه دو منطقی	۰.۷۳۳	۰.۱۷۲	۰.۲۳	۳۰۶۷۳۵	قوی		درجه دو منطقی	۰.۳۴۶	۰.۵۵۹	۱.۶۲	۶۰۲۹۷۱	ضعیف		
CoK with Lon	دایره‌ای	۰.۲۳۷	۰.۶۶۸	۲.۸۲	۵۲۸۶۷۱	ضعیف	CoK with Lon	دایره‌ای	۰.۲۳۷	۰.۶۶۸	۲.۸۲	۵۲۸۶۷۱	ضعیف		
	کروی	۰.۲۵۱	۰.۶۵۴	۲.۶۱	۵۸۰۱۷۳	ضعیف		کروی	۰.۲۵۱	۰.۶۵۴	۲.۶۱	۵۸۰۱۷۳	ضعیف		
	نمایی	۰.۳۸۲	۰.۵۲۳	۱.۳۷	۵۰۷۶۰۱	ضعیف		نمایی	۰.۳۸۲	۰.۵۲۳	۱.۳۷	۵۰۷۶۰۱	ضعیف		
	گوسی	۰.۲۲۰	۰.۶۸۴	۳.۱۱	۴۸۱۷۴۱	ضعیف		گوسی	۰.۲۲۰	۰.۶۸۴	۳.۱۱	۴۸۱۷۴۱	ضعیف		
	درجه دو منطقی	۰.۳۱۸	۰.۵۸۷	۱.۸۵	۶۴۴۱۳۴	ضعیف		درجه دو منطقی	۰.۳۱۸	۰.۵۸۷	۱.۸۵	۶۴۴۱۳۴	ضعیف		
کریجینگ معمولی: OK							ضعیف	۵۲۸۶۷۱	۲.۸۲	۰.۶۶۸	۰.۲۳۷	۵۲۸۶۷۱	ضعیف	دایره‌ای	
کریجینگ ساده: SK							ضعیف	۵۸۰۱۷۳	۲.۶۱	۰.۶۵۴	۰.۲۵۱	۵۸۰۱۷۳	ضعیف	کروی	
کوکرینگ با متغیر کمکی ارتفاع: CoK with Elev							ضعیف	۵۰۷۶۰۱	۱.۳۷	۰.۵۲۳	۰.۳۸۲	۵۰۷۶۰۱	ضعیف	نمایی	
کوکرینگ با متغیر کمکی طول جغرافیایی: CoK with Lon							ضعیف	۴۸۱۷۴۱	۳.۱۱	۰.۶۸۴	۰.۲۲۰	۴۸۱۷۴۱	ضعیف	گوسی	
کوکرینگ با متغیر کمکی عرض جغرافیایی: CoK with Lat							ضعیف	۶۴۴۱۳۴	۱.۸۵	۰.۵۸۷	۰.۳۱۸	۶۴۴۱۳۴	ضعیف	درجه دو منطقی	

داده‌های اندازه‌گیری شده و داده‌های پیش‌بینی شده، نشان داده است (جدول ۳). دامنه تأثیر تغییرنگار فاصله‌ای است که در ورای آن، مشاهدات همبستگی مکانی وجود ندارد و می‌شود آنها را مستقل از یکدیگر محسوب کرد (Sun et al., 2003). با مشاهده اعداد مربوط به این فاکتور در جدول ۳، مشخص می‌شود دامنه تأثیر زیاد متعلق به روش کوکرینگ با متغیرهای کمکی طول و عرض جغرافیایی است. دامنه تأثیر بزرگ دلالت بر ساختار مکانی گسترده‌تر و پراکنش یکنواخت‌تر دارد. اما باید این نکته را یادآور شد که ساختار مکانی گسترده‌تر دلیلی بر همبستگی مکانی قوی‌تر نیست. با توجه به نتایج موجود در جدول مشخص می‌شود که پیوستگی مکانی قوی معمولاً در فواصل کوتاه بروز کرده است. زیرا طولانی بودن محدوده تغییرپذیری نشان‌دهنده

برای داده‌های فشار بخار آب بدان معناست که غیر از عوامل درون‌زاد، یعنی خصوصیات ذاتی خود متغیر همچون موجودی رطوبت منطقه، دوری و نزدیکی به منابع رطوبتی و وضعیت درجه حرارت منطقه، عوامل بیرونی نیز مانند تغییرات ارتفاعی، میزان پخش به‌وسیله باد، گردش عمومی جو، آرایش سامانه‌ها و ... در تغییرپذیری مشاهدات فشار بخار آب اثر گذاشته است. وجود همبستگی قوی در این نتایج، هنگام استفاده از روش کریجینگ (معمولی و ساده) و یا با کمک متغیر ثانویه ارتفاع مشاهده می‌شود. با بررسی ضریب تبیین هریک از مدل‌ها، می‌شود درستی محاسبه درجات همبستگی مکانی بین داده‌ها را به‌خوبی دریافت. به‌طوری‌که وجود همبستگی مکانی قوی در بین مشاهدات، خود را در نتایج نهایی مدل، یعنی ضریب تبیین هریک از مدل‌های گویای رابطه بین

جدول ۴. اطلاعات مربوط به نقاط تغییرنگار تجربی مدل نمایی

طبقه (Lag Class)	تعداد زوج نقاط	میانگین فاصله (متر)	میانگین واریانس
۱	۲۸۲	۷۵۶۸۴.۴۱	۰.۰۹
۲	۵۷۳	۱۸۳۶۴۹.۳	۰.۱۹۸
۳	۵۸۴	۲۹۹۳۱۰.۷	۰.۳۱۸
۴	۴۲۶	۴۱۹۵۳۲.۴	۰.۳۲۸
۵	۳۴۶	۵۳۸۲۲۷.۹	۰.۳۱۶
۶	۲۴۷	۶۶۳۳۲۰.۹	۰.۳۰۷
۷	۲۲۰	۷۷۶۷۰.۳	۰.۳۲۴
۸	۱۴۱	۹۰۱۰۹۹.۵	۰.۳۰۱
۹	۱۰۲	۱۰۲۲۰۹۸	۰.۶۰۷
۱۰	۴۵	۱۱۳۶۸۹۴	۰.۷۷۵

جدول ۵. زوج نقاط طبقه دهم تغییرنگار تجربی مدل نمایی

زوج نقاط اول	زوج دوم	فاصله (کیلومتر)	واریانس
۱ ریماله	میناب	۱۱۰۴	۲.۹۹۳
۲ نورآباد	بندر عباس	۱۱۰۱	۲.۹۹۳
۳ جاسک	الیگودرز	۱۱۶۳	۲.۸۹

۳-۲- ارزیابی روش‌ها در انتخاب بهترین مدل

برای ترسیم نقشه

با آزمون مدل‌های برازش‌یافته شامل مدل‌های دایره‌ای، کروی، نمایی، گوسی و درجه دو منطقی بر روش‌های کریجینگ ساده، کریجینگ معمولی، کوکریجینگ با متغیرهای کمکی ارتفاع، عرض و طول جغرافیایی مشخص شد که بهترین مدل‌های برازش روی این تکنیک‌ها، به ترتیب، الگوهای گوسی، گوسی، نمایی، درجه دو منطقی و نمایی است. ملاک انتخاب این مدل‌ها روش ارزیابی متقاطع است. بنابراین، با توجه به نتایج به دست آمده از مقادیر MAE، MBE، RMSE و R^2 ، بهترین الگویی که مقادیر فشار بخار آب در جنوب و جنوب غرب ایران در ۲۷ مرداد ۱۳۸۶ را از نظر مکانی توجیه می‌کند، الگوی نمایی از روش کوکریجینگ با متغیر کمکی ارتفاع است (جدول ۶ و شکل ۶). با توجه به یافته‌های بالا، نقشه پهنه‌بندی فشار بخار آب با الگوی نمایی از روش کوکریجینگ با متغیر کمکی ارتفاع به منزله الگوی برتر جهت تحلیل‌های بعدی ترسیم شد (شکل ۷).

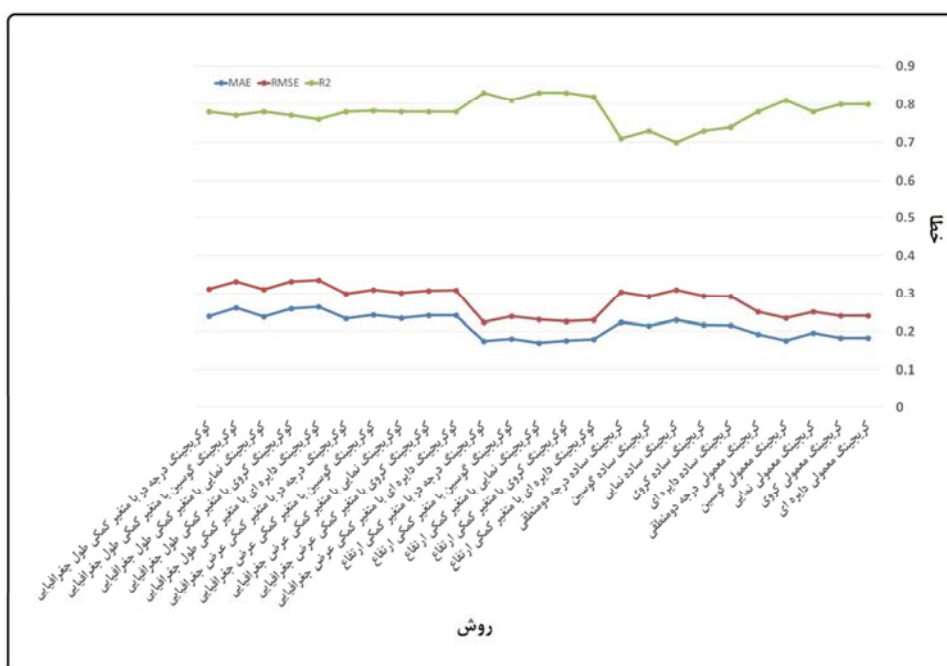
وجود اختلاف واریانس زیاد داده‌هاست (میرسجادی و همکاران، ۱۳۹۰).

یکی دیگر از ویژگی‌های مهم تغییرنگار تعیین تعداد زوج نقاط تشکیل دهنده هریک از گام‌های تغییرنگار است. جدول ۴ نشان می‌دهد که هریک از گام‌های تغییرنگار از چه تعداد زوج نقاط تشکیل شده است. برای نمونه، گام اول دربرگیرنده ۲۸۲ زوج و گام دوم شامل ۵۷۳ زوج است و همچنین، فاصله و واریانس مندرج در آن، به ترتیب، نشان‌دهنده متوسط فواصل زوج‌ها از یکدیگر و میانگین واریانس مقادیر شاخص زوج‌هاست. بنابراین، به راحتی می‌شود مشخص کرد که چه ایستگاه‌هایی و با چه مشخصاتی با یکدیگر زوج شده‌اند. طبق این جدول، طبقه ۱۰ بیشترین میزان واریانس را دارد. بنابراین، تشخیص داده می‌شود که کدام یک از ایستگاه‌ها با یکدیگر زوج شده‌اند تا افزایش واریانس را در طبقه ۱۰ تغییرنگار سبب شود. به دلیل زیاد بودن تعداد زوج نقاط طبقه ۱۰، از نام بردن همه نقاط صرف نظر شده و فقط سه زوج نقطه در جدول ۵ آورده شده که موجب رخداد بیشترین پراش در این گام از تغییرنگار شده‌اند. با توجه به این جدول، می‌شود گفت که ایستگاه‌های ریماله در استان لرستان، میناب در بندرعباس، نورآباد استان لرستان، بندرعباس، جاسک و الیگودرز موجب افزایش ناگهانی واریانس این گام شده‌اند. در صورت حذف این ایستگاه‌ها، می‌شود به نتایجی با دقت بیشتر در ترسیم تغییرنگارها دست یافت. برای نمونه، با شرکت این نقاط در محاسبه تغییرنگار، میانگین پراش ۰.۳۵ و پس از حذف این نقاط، میانگین پراش به ۰.۲۳ تنزل پیدا کرد. بنابراین، با بررسی پراش زوج نقاط می‌شود ایستگاه‌هایی را شناسایی کرد که در تحلیل‌های اولیه همچون تشخیص داده‌های پرت، هیچ‌گونه رفتاری مبنی بر غیرنرمال بودن از خود نشان نمی‌دادند و بنابراین، آنها را در تحلیل داده‌ها و به منظور افزایش دقت پهنه‌بندی در محاسبات وارد نکرد.

تحلیل مکانی فشار بخار آب در جنوب و جنوب غرب ایران با استفاده از زمین آمار

جدول ۶. نتایج ارزیابی روش های درون یابی برای برآورد مقادیر فشار بخار آب

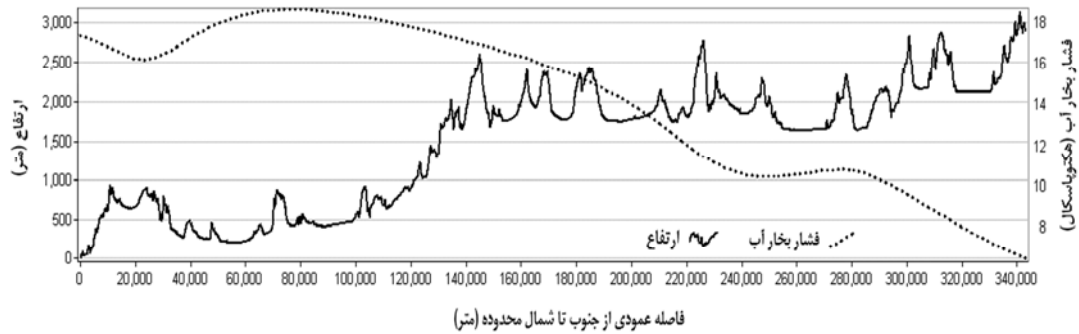
نتایج ارزیابی متقابل				الگو - تابع	روش	نتایج ارزیابی متقابل				الگو - تابع	روش
R2	RMSE	MAE	MBE			R2	RMSE	MAE	MBE		
۰.۷۴	۰.۲۹۲	۰.۲۱۶	-۰.۰۳۳	دایره های	SK	۰.۸۰	۰.۲۴۰۰	۰.۱۸۳	-۰.۰۱۱	دایره های	OK
۰.۷۳	۰.۲۹۴	۰.۲۱۷	-۰.۰۳۶	کروی		۰.۸۰	۰.۲۴۰۶	۰.۱۸۳	-۰.۰۱۲	کروی	
۰.۷۰	۰.۳۱	۰.۲۳۰	-۰.۰۴۲	نمایی		۰.۷۸	۰.۲۵۱	۰.۱۹۶	-۰.۰۱۶	نمایی	
۰.۷۳	۰.۲۹۲	۰.۲۱۴	-۰.۰۳۱	گوسی		۰.۸۱	۰.۲۳۴	۰.۱۷۶	-۰.۰۱۱	گوسی	
۰.۷۱	۰.۳۰۴	۰.۲۲۴	-۰.۰۴۰	درجه دو منطقی		۰.۷۸	۰.۲۵۱	۰.۱۹۲	-۰.۰۱۵	درجه دو منطقی	
۰.۷۸	۰.۳۰۹	۰.۲۴۲	-۰.۰۱۳	دایره های	CoK with Lat	۰.۸۲	۰.۲۳	۰.۱۷۹	-۰.۰۰۳	دایره های	CoK with Elev
۰.۷۸	۰.۳۰۸	۰.۲۴۱	-۰.۰۱۳	کروی		۰.۸۳	۰.۲۲۶	۰.۱۷۵	-۰.۰۰۶	کروی	
۰.۷۸	۰.۳۰۲	۰.۲۳۵	-۰.۰۱۵	نمایی		۰.۸۳	۰.۲۳۱	۰.۱۶۹	-۰.۰۰۵	نمایی	
۰.۷۸۲	۰.۳۱	۰.۲۴۳	-۰.۰۰۴	گوسی		۰.۸۱	۰.۲۳۹	۰.۱۸۰	-۰.۰۰۶	گوسی	
۰.۷۸	۰.۲۹۹	۰.۲۳۳	-۰.۰۱۳	درجه دو منطقی		۰.۸۳	۰.۲۲۴	۰.۱۷۴	-۰.۰۰۸	درجه دو منطقی	
OK: کریجینگ معمولی						۰.۷۶	۰.۳۳۶	۰.۲۶۴	-۰.۰۱۳	دایره های	CoK with Lon
SK: کریجینگ ساده						۰.۷۷	۰.۳۳۲	۰.۲۵۹	-۰.۰۱۴	کروی	
CoK with Elev : با متغیر کمکی ارتفاع						۰.۷۸	۰.۳۱۱	۰.۲۳۸	-۰.۰۱۸	نمایی	
CoK with Lon: جغرافیایی						۰.۷۷	۰.۳۳۳	۰.۲۶۲	-۰.۰۱۴	گوسی	
CoK with Lat: جغرافیایی					مکی عرض	۰.۷۸	۰.۳۱۲	۰.۲۳۹	-۰.۰۱۶	درجه دو منطقی	



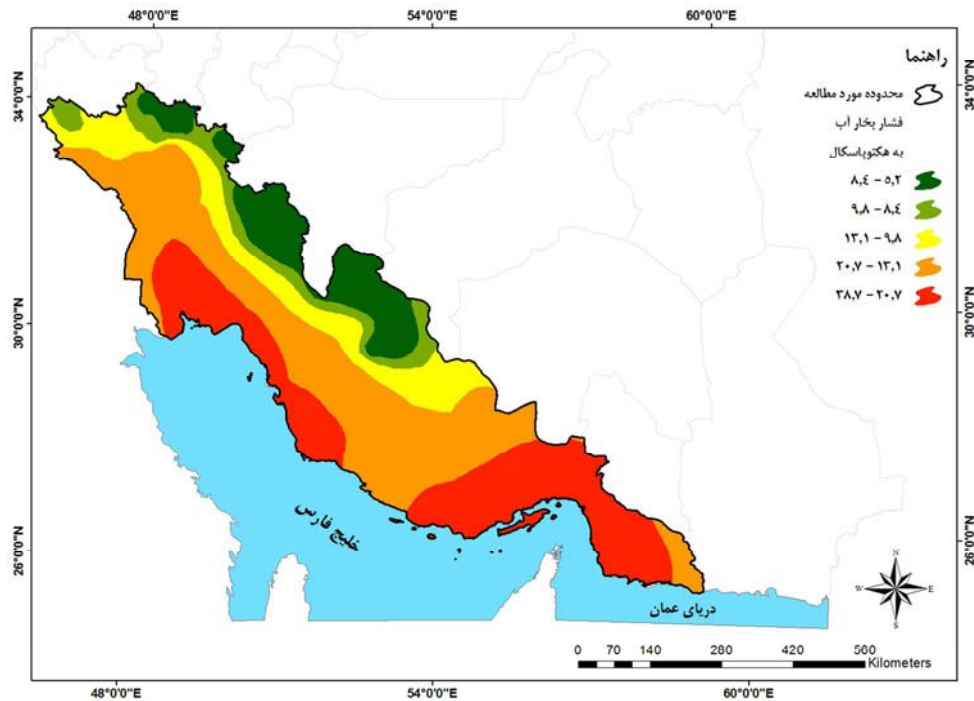
شکل ۶. نتایج ارزیابی روش های گوناگون زمین آمار جهت برآورد مقادیر فشار بخار آب

سنجش از دور و GIS ایران
سال هشتم = شماره دوم = تابستان ۱۳۹۵

حسن لشکری و همکاران



شکل ۷. نیمرخ فشار بخار آب (هکتوپاسکال) و ارتفاع (متر) در راستای جنوب-شمال



شکل ۸. نقشه فشار بخار آب با الگوی نمایی از روش کوکریجینگ با متغیر کمکی ارتفاع در جنوب و جنوب غرب ایران

رطوبتی جنوب و جنوب غرب کشور را می شود برای رخداد چنین توزیعی برشمرد. شاید گرمایش زیاد که به افزایش گنجایش رطوبتی منجر می شود و همچنین، دریافت رطوبت از دو منبع عظیم خلیج فارس و دریای عمان را بشود دلایل عمده ای برای فزونی فشار بخار آب در مناطق همجوار خلیج فارس و دریای عمان دانست (مسعودیان و کاویانی، ۱۳۸۷). البته این الگوی مکانی

با توجه به شکل ۷، حاشیه خلیج فارس و دریای عمان مناطقی با بیشترین دریافت فشار بخار آب، و بخش های شمال و شمال غرب منطقه مناطقی با کمترین میزان فشار بخار آب تخمین زده شده اند. سه دلیل مهم دوری و نزدیکی به منابع رطوبتی عمده، همچون خلیج فارس و دریای عمان، وجود سد ارتفاعی زاگرس و استقرار پرفشار قوی پویشی در نزدیکی منابع

بخار آب تا فاصله‌ای معین از این منابع رطوبتی دیده می‌شود و با فاصله گرفتن از این منابع، از حجم بخار آب کاسته می‌شود. یکی از مهم‌ترین دلایل رخداد چنین وضعیتی استقرار پرفشار قوی پویشی در بخش بزرگی از جو این مناطق است که سبب انباشتگی بخار آب در لایه‌های مجاور زمین می‌شود و اجازه توزیع بیشتر رطوبت به مناطق دورتر نمی‌دهد (شکل ۸). بنابراین طبق انتظارات پیشین، مقادیر بخار آب با دور شدن از منابع رطوبتی در حال کاهش است. مقادیر رطوبت، پس از دور شدن از این منابع (حدود ۱۵۰ کیلومتر)، با شیب بسیار کندی رو به کاهش است. با فاصله گرفتن از ساحل و نزدیک شدن به ارتفاعات زاگرس، این سد عظیم کوهستانی مانع نفوذ رطوبت ساحل و دیگر منابع رطوبتی به اعماق خشکی می‌شود و ناحیه‌ای را به صورت کمربندی مرطوب، در فاصله دریا تا رشته کوه‌ها ایجاد می‌کند. وضعیت کاهش بخار آب در ارتباط با دوری و نزدیکی به منابع رطوبتی خلیج فارس و همچنین، رسیدن به مناطق مرتفع در شکل نیمرخ ارتباط فشار بخار آب و ارتفاع (شکل ۸) مشاهده می‌شود. با توجه به این نیمرخ، می‌شود گفت که اثر تخلیه رطوبت توده هوا، پیش از رسیدن به ارتفاعات بلند، توسط ناهمواری‌ها شروع می‌شود و از محتوای رطوبتی آنها با شیب ملایمی کاسته می‌شود اما به محض ورود به ارتفاعات زاگرس (حدود ۲۶۰۰ متر) کاهش با شیب بیشتری ادامه می‌یابد. همان‌طور که به نظر می‌رسد، شروع کاهش شدید بخار آب دقیقاً از بالاترین نقاط ارتفاع شروع نشده بلکه پیش از ورود به ارتفاعات بلند این کاهش آغاز می‌شود. شاید بشود سردی نسبی هوا در مناطق مرتفع زاگرس را عامل مهم در کاهش گنجایش رطوبتی هوا (بخار آب جو) دانست. بنابراین، می‌شود گفت که یکی دیگر از مهم‌ترین عوامل توزیع مقدار بخار آب جو وضعیت شرایط حرارتی منطقه است. یعنی اینکه هر جا هوا گرم‌تر باشد، مقدار بخار آب نیز افزایش می‌یابد. باید به این نکته هم توجه کرد که بخار آب هم از شرایط حرارتی تأثیر می‌پذیرد و هم خود

عاملی مهم در وضعیت حرارتی منطقه به شمار می‌آید. زیرا بخار آب مهم‌ترین گاز گلخانه‌ای است که فراوانی آن سبب تغییرات دما، به ویژه دمای شبانه می‌شود. به طوری که در حاشیه خلیج فارس و دریای عمان، یعنی مناطقی که با افزایش بخار آب روبه‌رو هستند، دمای شبانه بالاتر می‌رود و در مناطقی که بخار آب کم‌تری دارند، ممکن است افت دمای شبانه را شاهد باشیم. همین عامل باعث نوسان شدید دمای شبانه‌روز در مناطق با کاهش بخار آب و نوسان اندک دمای شبانه‌روز در مناطق با حداکثر بخار آب می‌شود.

۴- نتیجه‌گیری

یکی از ویژگی‌های عناصر محیطی تغییرات پیوسته مکانی آنهاست. این تغییرات از نقطه‌ای به نقطه دیگر به گونه‌ای است که تحلیل آنها با کمک آمار کلاسیک، به دلیل لحاظ نشدن موقعیت مکانی داده‌ها در تحلیل‌ها، به سادگی امکان‌پذیر نیست. بنابراین برای حل این مشکل شعبه‌ای دیگر از آمار، یعنی آمار مکانی، به دلیل استفاده از توابع ریاضیاتی در تغییرات مکانی داده‌ها به کار خواهد رفت. در تحقیق حاضر، ابتدا از تحلیل واریوگرافی و روش‌های زمین‌آماري کریجینگ معمولی، کریجینگ ساده و کوکریجینگ برای تحلیل مکانی مقادیر فشار بخار آب در جنوب و جنوب غرب ایران استفاده شد و سپس، با استفاده از تکنیک ارزیابی متقاطع، بهترین روش، یعنی کوکریجینگ با متغیر کمکی ارتفاع برای پهنه‌بندی این عنصر اقلیمی انتخاب شد. نتایج نشان داد که مقادیر فشار بخار آب دارای الگوی توزیع مکانی مشخص و پیوستگی مکانی برای روش‌های کریجینگ معمولی، کریجینگ ساده و کوکریجینگ با متغیر کمکی ارتفاع با درجه قوی و متوسط، و برای روش‌های کوکریجینگ با متغیرهای کمکی طول و عرض جغرافیایی با درجه ضعیف است. بنابراین، مشخص شد که از سویی، استفاده از دو متغیر کمکی طول و عرض جغرافیایی تخمینی دقیق برای مقادیر فشار بخار آب در جنوب و جنوب غرب ایران

زهتابیان، غ.، جان‌فزا، ع.، محمدعسگری، ح.، نعمت‌الهی، م.ج.، ۱۳۸۹، مدلسازی توزیع مکانی برخی از خصوصیات شیمیایی آب‌های زیرزمینی (مطالعه موردی در حوزه آبخیز گرمسار)، تحقیقات مرتع و بیابان، جلد ۱۷، شماره ۱، صص. ۶۱-۷۳.

صفراد، ط.، فرجی سبکبار، ح.، عزیزی، ق.، عباسپور، ر.ج.، ۱۳۹۲، تحلیل مکانی تغییرات بارش در زاگرس میانی از طریق روش‌های زمین‌آمار (۱۹۹۵-۲۰۰۴)، جغرافیا و توسعه، دوره ۱۱، شماره ۳۱، صص. ۱۶۴-۱۴۹.

عساکره، ح.، ۱۳۸۴، تغییرات زمانی - مکانی بارش استان اصفهان طی دهه‌های اخیر، مجله پژوهشی دانشگاه اصفهان، جلد ۱۸، شماره ۱، صص. ۹۱-۱۱۶.

_____، ۱۳۸۶، تغییرات زمانی و مکانی بارش ایران زمین طی دهه‌های اخیر، جغرافیا و توسعه، شماره ۱۰، صص. ۱۶۴-۱۴۵.

_____، ۱۳۸۷، کاربرد روش کریجینگ در میان‌یابی بارش، مطالعه موردی: میان‌یابی بارش ۱۳۷۶/۱۲/۲۶ در ایران زمین، جغرافیا و توسعه، دوره ۶، شماره ۱۲، صص. ۴۲-۲۵.

محمدی، ج.، ۱۳۷۷، مطالعه تغییرات مکانی شوری خاک در منطقه رامهرمز (خوزستان) با استفاده از نظریه ژئواستاتستیک ۱- کریجینگ، علوم و فنون کشاورزی و منابع طبیعی، جلد ۲، شماره ۴، صص. ۶۴-۴۹.

محمدزاده، م.، ۱۳۸۵، آشنایی با آمار فضایی، نشریه دانشجویی آمار (ندا)، شماره دوم، سال چهارم، صص. ۱-۱۲.

به‌همراه ندارد. از دیگر سو، به افزایش خطای تخمین نیز منجر خواهد شد. همچنین، تحلیل واریوگرافی نشان داد واریانس مؤلفه ساختاری بر واریانس مؤلفه تصادفی غلبه دارد. بنابراین، می‌شود با قاطعیت گفت که نقش داده‌های پرت در تخمین‌های زمین‌آماري مقادیر فشار بخار آب بسیار کم‌رنگ بوده است.

هنگام انجام دادن عملیات میان‌یابی به کمک روش‌های زمین‌آماري، باید افزون بر توجه به تعداد کافی و مناسب و همچنین پراکنش اصولی ایستگاه‌های هواشناسی، به وضعیت نرمال بودن داده‌ها نیز به خوبی توجه شود. گاه در تحلیل‌های آمار کلاسیک نمی‌شود ایستگاه‌هایی که به افزایش واریانس در محاسبات منجر می‌شوند، به خوبی شناسایی کرد اما باید گفت که با استفاده از تحلیل‌های واریوگرافی، این مهم با دقت بالا ممکن می‌شود.

با اتکا به نتایج ارزیابی روش‌های میان‌یابی و پس از تعیین بهترین روش میان‌یابی مقادیر فشار بخار آب در جنوب و جنوب‌غرب ایران، باید گفت که مقادیر فشار بخار آب، به دلیل تأثیرپذیری بسیار از منابع عمده رطوبتی خلیج فارس و دریای عمان و نیز گرمایش موجود، در مناطق نزدیک به ساحل به فراوانی دیده می‌شود و با گذشتن از این مناطق و نزدیک شدن به سد عظیم کوهستانی زاگرس، میزان آن کاهش می‌یابد.

۵- منابع

تفیان، ب.، رحیمی بندرآبادی س.، طاهری شهرآئینی ح.، گیومیان، ج.، ۱۳۸۴، اثر تراکم ایستگاه و تفکیک منطقه‌ای در برآورد توزیع مکانی بارندگی روزانه (مطالعه موردی روی بارندگی جنوب‌غرب ایران)، نشریه تحقیقاتی فنی - مهندسی استقلال، دانشگاه صنعتی اصفهان، جلد ۲۴، شماره ۱، صص. ۷۵-۵۹.

حسینی پاک، ع.، ۱۳۸۰، تحلیل داده‌های اکتشافی، تهران، انتشارات دانشگاه تهران.

- Bostan, P.A., Heuvelink, G.B. & Akyurek, S.Z., 2012, **Comparison of Regression and Kriging Techniques for Mapping the Average Annual Precipitation of Turkey**, International Journal of Applied Earth Observation and Geoinformation, Vol. 19, No. 1, PP. 115-126.
- Cambardella, C.A., Moorman, T.B., Novak, J.M., Parkin, T.B., Karlen, D.L., Turco, R.F. & Koropaka, A.E., 1994, **Field-Scale Variability of Soil Properties in Central Iowa Soils**, Soil Science Society of America Journal, Vol. 58, No. 5, PP. 1501-1511.
- Claps, P., Giordano, P. & Laguardia, G., 2008, **Spatial Distribution of the Average Air Temperatures in Italy: Quantitative Analysis**, Journal of Hydrologic Engineering, Vol. 13, Issue 4, PP. 224-242.
- Clayton, A., Jose, L., Stape, P., C. & Jose, L., 2013, **Modeling Monthly Mean Air Temperature for Brazil**, Theoretical Applied Climatology, Vol. 113, PP. 407-427.
- Fisher, R.A., 1935, **The Design of Experiments**, Oliver and Boyd, Edinburgh.
- Ganawa, E.S.M., Amin, M.S.M., Musa, M.H. & Wayayok, A., 2003, **Spatial Variability of Total Nitrogen and Available Phosphorus of Large Rice field in Sawah Sepadan**, ScienceAsia, Vol. 29, No. 1, PP. 7- 12.
- Goovaerts, P., 1997, **Geostatistics for Natural Resources Evaluation**, Oxford University, New York, P. 483.
- Goodale, C., Aber, J.D. & Ollinger, S.V., 1998, **Mapping Monthly Precipitation, Temperature and Solar Radiation for Ireland with Polynomial Regression and a Digital Elevation Model**, Climate Research, Vol. 10, No. 1, PP. 35-49.
- Halley, E., 1686, **An Historical of the Trade Winds, and Monsoons, Observable in the Seas between and Near the Tropics; With an Attempt to Assign the Physical Cause of Said Winds**, Philosophical Transaction, PP. 153-168.
- مسعودیان، س.ا.، کلاویانی، م.، ۱۳۸۷، **اقلیم شناسی ایران**، دانشگاه اصفهان.
- مظفری، غ.، میرموسوی، س.ح.، خسروی، ی.، ۱۳۹۱، **ارزیابی روش های زمین آمار و رگرسیون خطی در تعیین توزیع مکانی بارش (مطالعه موردی استان بوشهر)**، جغرافیا و توسعه، دوره ۱۰، شماره ۲۷، صص. ۶۳-۷۶.
- مهرشاهی، د.، خسروی، ی.، ۱۳۸۹، **ارزیابی روش های میان یابی کریجینگ و رگرسیون خطی بر پایه مدل ارتفاعی رقومی جهت تعیین توزیع مکانی بارش سالانه (مطالعه موردی استان اصفهان)**، برنامه ریزی و آمایش فضا، دوره ۱۴، شماره ۴، صص. ۲۳۳-۲۴۹.
- میرسجادی، س.، صفاری، ع.، پورخسرو، م.، ۱۳۹۰، **مطالعه منشأ عناصر فلزی در رسوبات آبراه های منطقه قاسم آباد با استفاده از روش های آماری چندمتغیره و واریوگرافی**، پانزدهمین همایش انجمن زمین شناسی ایران، تهران، انجمن زمین شناسی ایران، دانشگاه تربیت معلم.
- نجاتی جهرمی، ز.، چیت سازان، م.، میرزایی، س.ی.، ۱۳۸۸، **بررسی زمین آماری توزیع نیترات در آبخوان آبرفتی دشت عقیلی در محیط GIS**، همایش ژئوماتیک، تهران، سازمان نقشه برداری کشور.
- Adrian, Ch., Luigi, J., R., Tim, H.R. & Malcolm, H., 2013, **Evaluating Geostatistical Methods of Blending Satellite and Gauge Data to Estimate Near Real-Time Daily Rainfall for Australia**, Journal of Hydrology, Vol. 493, PP. 105-114.
- Allen, R.P. & Soden, B.J., 2008, **Atmospheric Warming and the Amplification of Precipitation Extremes**, Science, Vol. 321, Issue 5895, PP. 1481-1484.

- Journal, A.G. & Huijbregts, C.J., 1978, **Mining Geostatistics**, Academic Press Inc, London, UK, P. 600.
- Khalili, K., 2014, **Comparison of Geostatistical Methods for Interpolation Groundwater Level (Case study: Lake Uremia Basin)**, Journal of Applied Environmental and Biological Sciences., Vol. 4, No. 1, PP. 15-23.
- Knotters, M., Brus, D.J. and Voshaar, O., 1995, **A Comparison of Kriging, Cokriging and Combined with Regression for Spatial Interpolation of Horizon Depth with Censored Observations**, *Geoderma*, Vol. 67, No. 3, PP. 227-246.
- Lin, ZH., Renxizi, R., Shenliang, Ch. & Ping, D., 2014, **Spatial Variability of Surface Sediment Basis on Geostatistical Analysis in the Littoral Area of Yellow River Delta, China**, *Indian Journal of Geo-Marine Sciences*, Vol. 43, No. 4, PP. 463-472.
- Matheron, G., 1971, **The Theory of Regionalized Variables and its Applications**, Paris : École Nationale Supérieure des Mines de Paris.
- Michaelides, S., Levizzani, V., Anagnostou, E., Bauer, P., Kasparis, T. & Lane, J.E., 2009, **Precipitation: Measurement, Remote Sensing, Climatology and Modeling**, *Atmospheric Research*, Vol. 94, No. 4, PP. 512-533.
- Rodríguez -lado, L., Sparovek, G., Vidal-Torrado, P., Dourado-Neto, D. and Macías-Vázquez, F., 2007, **Modelling air temperature for the state of São Paulo, Brazil**, *Journal of Agricultural Science* , Vol. 64, No. 5, PP. 460- 467.
- Sarann, L., Catherine, Ch. and Aurore, D., 2013, **Different Methods for Spatial Interpolation of Rainfall Data for Operational Hydrology and Hydrological Modeling at Watershed Scale**, *Biotechnol Agron Soc. Environ (BASE)*, Vol. 17, No. 2, PP. 392-406.
- Schabenberger, O. & Gotway, C.A., 2005, **Statistical Methods for Spatial Data Analysis**, Chapman & Hall/CRC, Boca Raton, 140p., Malaysia, *Journal of Science Asia*, PP. 7-12.
- Serrano, A., Mateos, V.L. & Garcia, J.A., 1999, **Trends Analysis of Monthly Precipitation Over the Iberian Peninsula for the Period 1921-1995**, *phys. Chemistry of Earth (B)*, Vol. 24, PP. 84-90.
- Shi-Guang, Xu., Zheng, N., Da, K., Yan, Sh., Wen-Jiang, H. & Yu, W., 2013, **Estimating Summer Precipitation Over the Tibetan Plateau With Geostatistics and Remote Sensing**, *Mountain Research and Development*, Vol. 33, No. 4, PP. 424-436.
- Sokouti-Oskoe, R., Mahdian, M.H. & Mahmoodi, Sh., 2008, **Comparing the Applicability of Some Geostatistic Methods to Predict the Variability of Soil Salinity, a Case Study of Uromieh Plain, J. Pajouhesh & Sazandegi**, Vol. 74, PP. 90-98.
- Student, 1907, **On the Error of Counting with a Haemocytometer**, *Biometrika*, Vol. 5, No. 3, PP. 351-360.
- Sun, B., Zhou S. & Zhao, Q., 2003, **Evaluation of Spatial and Temporal Changes of Soil Quality Based on Geostatistical Analysis in the Hill Region of Subtropical China**, *Geoderma*, Vol. 115, No. 1-2, PP. 85-99.
- Trenberth, K.E. & Stepaniak, D.P., 2003, **Seamless Poleward Atmospheric Energy Transports and Implications for the Hadley Circulation**, *Journal of Climate*, Vol. 16, No. 22, PP. 3705-3721.
- Usman, U., Yelwa, S.A., Gulumbe, S.U. and Danbaba, A., 2013, **An Assessment of the Changing Climate in Northern Nigeria Using Cokriging**, *American Journal of Applied Mathematics and Statistics*, Vol. 1, No. 5, PP. 90-98.
- Villarin, I.G. & Krajewski, W.F., 2008, **Empirically Based Modeling of Spatial Sampling Uncertainties Associated with Rainfall Measurements by Rain Gauges**, *Advances in Water Resources*, Vol. 31, No. 7, PP. 1015-1023.

Ward, E., Buytaert, W., Peaver, L. & Wheeler, H., 2011, **Evaluation of Precipitation Products Over Complex Mountainous Terrain: A Water Resources Perspective**, Advances in Water Resources, Vol. 34, No. 10, PP. 1222–1231.

Webster, R. and Oliver, M.A., 2007, **Geostatistics for Environmental Scientists**, Second Edition, John Wiley & Sons, Ltd.

Wentz, F., Ricciardulli, L., Hilburn, K. and Mears, C., 2007, **How Much More Rain will Global Warming Bring?**, Science Express, Vol. 317. No. 5835, PP. 233–235.