







سریه‌های - پروسی

# سنجش از دور و GIS ایران

دارای مجوز علمی - پژوهشی به شماره ۶۸۲-۳/۱- مورخ ۸۷/۱۲/۲۸  
از وزارت علوم، تحقیقات و فناوری

پاییز ۱۳۹۳

شماره سوم - پیاپی ۲۳

سال ششم

صاحب امتیاز: انجمن سنجش از دور و GIS ایران

مدیرمسئول: اکبر متکان، دانشیار دانشگاه شهید بهشتی

سرمدیر: سید جمال‌الدین خواجه‌الدین، استاد دانشگاه صنعتی اصفهان

مدیر داخلی: امین حسینی اصل، مربی دانشگاه شهید بهشتی

(۴ ترتیب الفبا)

محسن پورکرمانی، استاد دانشگاه شهید بهشتی

سید جمال‌الدین خواجه‌الدین، استاد دانشگاه صنعتی اصفهان

استاد دانشگاه مازندران

عباس علیمحمدی، دانشیار دانشگاه صنعتی خواجه نصیرالدین طوسی

دکتر کاظم علوی پناه، استاد دانشگاه تهران

وچهر فرج‌زاده اصل، دانشیار دانشگاه تربیت مدرس

حسن لشکری، دانشیار دانشگاه شهید بهشتی

محمد رضا مباشری، دانشیار دانشگاه صنعتی خواجه نصیرالدین طوسی

اکبر متکان، دانشیار دانشگاه شهید بهشتی

محمد سعیدی مسگری، دانشیار دانشگاه صنعتی خواجه نصیرالدین طوسی

اد ولدان زوج، دانشیار دانشگاه صنعتی خواجه نصیرالدین طوسی

هیئت تحریریه وابسته (به ترتیب الفبا)

اکبر آبکار، استادیار دانشگاه صنعتی خواجه نصیرالدین طوسی

روشنک درویش‌زاده، استادیار دانشگاه تهران

کاظم رنگزن، دانشیار دانشگاه شهید چمران اهواز

سیاوش شاپان، استادیار دانشگاه تربیت مدرس

دانشیار دانشگاه شهید بهشتی

سعید صادقیان، استادیار سازمان نقشه‌برداری کشور

پرویز ضیائی‌نیا، فیروزآبادی، دانشیار دانشگاه خوارزمی

فریبرز قریب، استادیار سازمان زمین‌شناسی و اکتشافات معدنی کشور

عباس مکبری، نایب رئیس انجمن سنجش از دور و GIS ایران

ویراستار: حمید خادمی، مرجان ذکائی

کارشناس اجرایی: منیره اصغرپور

حروف‌نگار و صفحه‌آرا: طرح و نشر هامون

لیتوگرافی و چاپ: ایران‌مصور

صحافی: کیارش

مشاوران علمی:

رضا جعفری، امین حسینی اصل، محمدمهدی حسین‌زاده، سیدجمال‌الدین خواجه‌الدین، مجید رحیم‌زادگان، مهران شایگان، محمدرضا صاحبی، داود عاشورلو، منوچهر فرج‌زاده، فریبرز قریب، محمد کریمی، علی محمدزاده، مهدی مختارزاده، حمیدرضا متین‌فر

سریه‌های - پروسی

ش از دور

و  
GIS ایران

انجمن سنجش از دور و GIS ایران

دانشگاه شهید بهشتی

شاپا: ۵۹۶۶-۲۰۰۸

ISSN: ۵۹۶۶-۲۰۰۸

شمارگان: ۱۰۰۰ نسخه

بها: ۱۵۰۰ تومان

نشانی دفتر نشریه

تهران، اوین،

دانشگاه شهید بهشتی

انجمن سنجش از دور و GIS ایران

تلفن

۲۹۹۰۳۰۷۸

۲۹۹۰۳۰۷۹

نمابر

۲۲۴۳۱۷۸۸

پست الکترونیکی

ir.rsgis@gmail.com

وبسایت انجمن سنجش از دور

http://irss.sbu.ac.ir

www.issgiss.ir

## ضوابط چاپ مقاله در نشریه سنجش از دور و GIS ایران

نشریه علمی- پژوهشی سنجش از دور و GIS ایران وابسته به انجمن سنجش از دور و GIS ایران و دانشگاه شهید بهشتی، به منظور گسترش و ارتقای پژوهش، انتشار نتایج پژوهش‌های علمی، رشد آگاهی، توسعه علمی و دانش تخصصی در زمینه علوم سنجش از دور و GIS و کاربردهای آنها و کمک به ایجاد همکاری علمی میان پژوهشگران این زمینه‌ها در داخل و خارج کشور، انتشار می‌یابد. از دانش‌پژوهان دعوت می‌شود مقاله‌های علمی- پژوهشی خود را با ویژگی‌های زیر در اختیار این نشریه قرار دهند:

۱) در نشریه دیگری چاپ نشده باشد. ۲) حاصل کار پژوهشی نویسنده یا نویسندگان باشد. ۳) مقالات ارسال شده باید در ۴ نسخه (یک نسخه اصل، همراه سه نسخه تصویر) در صفحات کاغذ A4 یک‌رو و با فاصله تقریبی میان سطور ۱/۵ سانتی‌متر ترجیحاً با قلم نازنین فونت ۱۲، تحت نرم‌افزار Word (۲۰۰۳) به همراه یک لوح فشرده مقاله به دفتر مجله ارسال شود. ۴) شکل‌ها و تصاویر، با دقت ۶۰۰-۳۰۰ dpi اسکن شده و در پوشه جداگانه‌ای نیز ذخیره شوند. ۵) درخواست کتبی برای بررسی و چاپ مقاله در نشریه و خطاب به سردبیر نشریه، از سوی نویسنده مسئول همراه مقاله به دفتر نشریه ارسال شود. ۶) حداکثر حجم مقالات، شامل جدول‌ها، شکل‌ها و فهرست منابع ۲۰ صفحه است. ۷) کلیه صفحات پشت سرهم شماره‌گذاری شوند و شماره سطرها نیز وارد گردد. ۸) مرتبه علمی، وابستگی سازمانی، نشانی کامل پستی، پست الکترونیک، شماره تلفن و نامبر نویسنده / نویسندگان در نامه و نسخه چاپی مقاله قید گردد. ۹) عنوان مقاله همراه با کلیه مشخصات نویسندگان به فارسی و انگلیسی در صفحه جداگانه در اول مقاله ذکر گردد. ۱۰) عنوان مقاله در اولین صفحه فارسی و انگلیسی آورده شود.

### ساختار مقاله

مقاله با دو زبان فارسی یا انگلیسی پذیرفته خواهد شد و دارای بخش‌های زیر است:

۱. **عنوان مقاله:** (فارسی و انگلیسی).
۲. **نام، نام خانوادگی، رتبه علمی و نام مؤسسه یا محل اشتغال نویسنده یا نویسندگان:** فارسی و انگلیسی (نام نویسنده‌دار عهده‌دار مکاتبات با ستاره مشخص شود).
۳. **نشانی کامل نویسنده‌دار عهده‌دار مکاتبات:** شامل نشانی پستی، شماره تلفن، شماره دورنگار و آدرس پست الکترونیکی به فارسی و انگلیسی.
۴. **چکیده:** چکیده فارسی شامل حداکثر ۲۵۰ کلمه و چکیده انگلیسی مطابق با چکیده فارسی (برای مقالات فارسی).
۵. **کلیدواژه:** کلیدواژه‌های فارسی و انگلیسی (حداکثر پنج واژه).
۶. **مقدمه:** در مقدمه باید طرح مسئله، پیشینه مطالعات خارجی و داخلی، و هدف از تحقیق در مقاله حاضر توضیح داده شود.
۷. **مواد و روش‌ها:** در این قسمت، مواد و روش‌های تحقیق به انضمام منطقه مورد مطالعه در مطالعات موردی، و در ادامه روش‌های تجزیه و تحلیل داده‌ها به‌طور دقیق بیان گردد.
۸. **نتایج:** در این بخش مهم‌ترین یافته‌های تحقیق بیان گردد و به‌صورت جدول‌ها و شکل‌های مرتبط، محتوای علمی نتایج به‌دست آمده، ارائه گردد.
۹. **بحث و نتیجه‌گیری:** در این قسمت نتایج اخذشده با اهداف اولیه مقایسه شود و همچنین نتایج به‌دست آمده با نتایج دیگران مقایسه گردد و مدل یا الگوهای پیشنهادی مورد بحث قرار گیرد. بحث می‌تواند به‌صورت جداگانه و یا همراه با نتایج نیز ارائه شود.
۱۰. **ارجاع به منابع:** مأخذ در متن مقاله به‌صورت «نام خانوادگی و سال» بیان شود و به ترتیب حروف الفبا فقط به‌صورت انگلیسی در انتهای مقاله آورده شود.

روش‌های ذکر منابع به شرح زیر است:

- الف) کتاب: نام خانوادگی، نام نویسنده یا نویسندگان، سال انتشار، **عنوان کتاب**، ناشر، محل انتشار.
- ب) نشریه: نام خانوادگی، نام نویسنده یا نویسندگان، سال انتشار، عنوان مقاله، **نام نشریه**، شماره نشریه، ناشر، محل انتشار.
۱۱. **جدول‌ها و شکل‌ها:** عنوان جدول‌ها در بالای آنها و عنوان شکل‌ها در زیر آنها با فونت ۱۰ تیره درج شود. نقشه‌ها، شکل‌ها و نمودارها فقط تحت عنوان شکل بیان شوند. منبع کلیه جدول‌ها و شکل‌ها در زیر آنها نوشته شود.
  ۱۲. **معادل‌های انگلیسی:** معادل‌های انگلیسی در هر صفحه با شماره‌گذاری مستقل برای هر صفحه در پاورقی آورده شود. کوتاه‌نوشت‌های ذکرشده در متن، عنوان کامل انگلیسی و ترجمه دقیق فارسی داشته باشند.
  ۱۳. **سپاس‌گزاری:** چنانچه مخارج مالی پژوهش یا تهیه مقاله از سوی مؤسسه‌ای تأمین شده باشد، باید نام مؤسسه در پایان مقاله در قسمت تشکر و قدردانی قبل از فهرست منابع درج شود.

مسئولیت صحت و اعتبار علمی مطالب برعهده نویسنده(نویسندگان) است. مقاله‌ها به ترتیب دریافت بررسی می‌گردند. حق چاپ مقاله پس از پذیرش هیئت داوران به نشریه منحصر خواهد شد. کلیه مقالات همراه با لوح فشرده با پست پیشتاز به آدرس: تهران، اوین، دانشگاه شهید بهشتی، انجمن سنجش از دور و GIS ایران، دفتر نشریه سنجش از دور و GIS ایران ارسال شود.



# ش از دور ' و GIS ایران



سنجش از دور و GIS ایران سال ششم، شماره سوم، پاییز ۱۳۹۳  
Vol. , No. , Autumn Iranian Remote Sensing & GIS

## فهرست مطالب

- محاسبه عدم و مکاز بارش با استفاده از الگور ی سازی زم آماری SGS و CO-SGS.....  
علی اکبر متکان، علیرضا شکیبیا، بابک میرباقری، رضا فلاحی
- ارزش مدل رگرسیون، روش کر ننگ و طبقه ی نظارت شده داده ی سنجنده LISS-III در برآورد شوری خاک (مطالعه موردی: دشت ارسنجان، استان فارس).....  
هادی عبدالعظیمی، سید کاظم علوی پناه، محمدحسین مهدیان، حمیدرضا متین فر، ابراهیم پذیرا، محمدحسن مسیح آبادی، حسین کریمی
- منابع زم با داده ی سنجش از دور مطالعه موردی: استان خراسان جنوبی، فردوس.....  
کاظم تباکی بچستانی، سیدجمال الدین خواجه الدین، احمد رضا مختاری، رضا جعفری
- ارزش داری پارامترهای پارامترک در کال براسون از راسکنر زم.....  
الناز محمد زنجانی پور، مسعود ورشوساز، محمد سعادت سرشت
- استفاده از تلفق تصاویر نوری و راداری برای ی مراتع.....  
رضا حسین خانی، محمود رضا صاحبی، حمید عبادی
- ی داده ی دار موج وسته با ترکب و ی ک وهندس در مناطق شهری.....  
محسن حسن زاده شاهراجی، علی محمدزاده
- استفاده از عکس هوا و ی GIS در برآورد رشد طوا مطالعه موردی: حوزه آبخز سمل، استان.....  
فاطمه توکلی راد، حسن احمدی، علی اکبر نظری سامانی، غلامرضا راهی، اسماعیل عباسی





# ش از دور ' GIS ایران



سنجش از دور و GIS ایران سال ششم، شماره سوم، پاییز ۱۳۹۳  
Iranian Remote Sensing & GIS Vol. , No. , Autumn

۱-۱۵

## محاسبه عدم مکان بارش با استفاده از الگوریتمی سازی زم آماری و CO-SGS و SGS

علی اکبر متکان<sup>۱</sup>، علیرضا شکیبآ، بابک میرباقری<sup>۳</sup>، رضا فلاحی\*<sup>۲</sup>

۱. دانشیار دانشکده علوم زمین، گروه سنجش از دور و سیستم اطلاعات جغرافیایی، دانشگاه شهید بهشتی
۲. مربی دانشکده علوم زمین، گروه سنجش از دور و سیستم اطلاعات جغرافیایی، دانشگاه شهید بهشتی
۳. کارشناس ارشد سنجش از دور و سیستم اطلاعات جغرافیایی، دانشکده علوم زمین، دانشگاه شهید بهشتی
۴. کارشناس ارشد سنجش از دور و سیستم اطلاعات جغرافیایی، دانشکده علوم زمین، دانشگاه شهید بهشتی

تاریخ پذیرش مقاله: ۱۳۹۲/۱۱/۸

تاریخ دریافت مقاله: ۱۳۹۲/۳/۶

### چکیده

از میان روش های معمول درون یابی، روش های کریجینگ و کوکریجینگ به عنوان بهترین برآوردگرهای خطی نارایب، کاربرد فراوانی در درون یابی داده های بارش دارند. مدل های مذکور به رغم مزیت شان نمایش همواری از پدیده تحت مطالعه به دست می دهند و چون براساس میانگین محلی داده ها عمل می کنند، مقادیر حداکثر را کمتر و مقادیر حداقل را بیشتر از مقدار واقعی پیش بینی می کنند. بنابراین استفاده از این مدل ها به تنهایی در مواردی که هدف ارزیابی میزان ریسک و بررسی تغییرپذیری یک پدیده است، مناسب نیست. تغییرپذیری پدیده با استفاده از عدم قطعیت اندازه گیری می شود. در پژوهش حاضر به منظور محاسبه عدم قطعیت محلی و مکانی متغیر بارندگی، از الگوریتم های شبیه سازی زمین آماری SGS و CO-SGS استفاده شده است. نتایج تحقیق نشان می دهند الگوریتم های SGS و CO-SGS در نمونه های شبیه سازی با بازسازی مقادیر محتمل حداکثر و حداقل و همچنین حفظ دامنه نوسانات بارندگی در هر واحد مکانی، واریانس نزدیک به واریانس نمونه های اصلی تولید می کنند. اختلاف واریانس شبیه سازی در مقایسه با نمونه اصلی بسیار ناچیز است، در حالی که واریانس روش های درون یابی اختلاف فاحشی با واریانس نمونه های اصلی دارد. همچنین نتایج نشان می دهند که این الگوریتم ها می توانند عدم قطعیت محلی و مکانی پدیده های مکانی از جمله بارش را به درستی محاسبه کنند.

واژه : بارندگی، عدم قطعیت، شبیه سازی زمین آماری، الگوریتم SGS، الگوریتم CO-SGS.

\* نویسنده مکاتبه کننده: تهران، اوین، دانشگاه شهید بهشتی، گروه سنجش از دور و GIS: تلفن: ۰۹۱۸۳۸۷۱۲۹۱

پیش‌بینی کنند. بنابراین، برنامه‌ریزی بر پایه مقادیر بارندگی تولیدشده با این روش‌ها عملاً نامناسب خواهد بود و ممکن است منجر به پیش‌بینی‌های غیردقیق شود. این روش در تحلیل خشکسالی نیز می‌تواند به کار گرفته شود، به طوری که با شبیه‌سازی مقادیر بارندگی می‌توان مقادیر حداقل بارش را در منطقه مورد مطالعه بازسازی کرد و با پیش‌آگاهی دقیق از آن، از وقوع پدیده خشکسالی و خشکی آگاهی یافت. بنابراین تولید سناریوهای مختلف بارندگی در بررسی چنین مسائلی ضروری به نظر می‌رسد و این کار با شبیه‌سازی انجام می‌شود. از میان الگوریتم‌های شبیه‌سازی، الگوریتم‌های شبیه‌سازی زمین‌آماري متوالی<sup>۴</sup> با تولید مقادیر شبیه‌سازی شده مختلف نمایش بهتری از تغییرپذیری محلی (تغییرپذیری در پیکسل) و مکانی (تغییرپذیری در یک ناحیه) داده‌ها به صورت مستقل از داده‌های همسایه - که برآورد مناسب‌تری از متغیر ارائه می‌کنند - به دست می‌دهند. این تغییرپذیری با استفاده از عدم قطعیت اندازه‌گیری می‌شود. با استفاده از این الگوریتم‌ها می‌توان عدم قطعیت محلی و مکانی<sup>۵</sup> بارندگی را در مکان‌های مختلف براساس اینکه مقدار بارش از حد معینی بالاتر یا پایین‌تر باشد، به دست آورد. در ادامه ابتدا به بررسی مطالعات مختلف انجام شده برای برآورد بارندگی پرداخته می‌شود و نوآوری تحقیق و نقاط مثبت آن در مقایسه با مطالعات پیشین تشریح می‌شود. منطقه مورد مطالعه و مدل‌ها و الگوریتم‌های استفاده شده در سرفصل مواد و روش‌ها معرفی می‌شوند.

در ادامه به تفسیر نتایج حاصل از اجرای روش‌ها و الگوریتم‌ها پرداخته می‌شود، و در پایان نیز نتیجه‌گیری

- برای تبدیل داده‌های نقطه‌ای به داده‌های سطحی، روش‌های درون‌یابی مختلفی وجود دارد که انتخاب هر یک از آنها می‌تواند نتایج مختلفی دربر داشته باشد. اگرچه پژوهشگران توافقی در انتخاب بهترین روش درون‌یابی داده‌ها ندارند، اما همگی بر این باورند که وضعیت مکانی و زمانی، موقعیت جغرافیایی، ماهیت داده‌ها و همچنین دقت مورد نیاز پروژه در انتخاب روش درون‌یابی نقش اساسی ایفا می‌کنند (حسنی‌پاک، ۱۳۷۷). مدل زمین‌آماري کریجینگ از روش‌های پرسابقه در زمینه درون‌یابی است که در سال ۱۹۵۱ کریج<sup>۱</sup> آن را ارائه کرد. روش درون‌یابی کریجینگ مبتنی بر روش‌های زمین‌آماري است و از خودهمبستگی مکانی داده‌ها استفاده می‌کند. از مهم‌ترین مزیت‌های روش کریجینگ استفاده از تابع واریوگرام است. تابع واریوگرام از ساختار مکانی متغیر مورد مطالعه استفاده می‌کند و در نهایت منجر به بهبود دقت درون‌یابی می‌شود. امروزه شاخه‌های مختلفی از روش کریجینگ شکل گرفته‌اند که هر کدام با توجه به ویژگی‌ها و اهداف خاص درون‌یابی، می‌توانند باعث افزایش دقت درون‌یابی شوند. با وجود همه مزایای روش‌های کریجینگ، این روش‌ها نمایشی همواری<sup>۲</sup> از پدیده تحت مطالعه به دست می‌دهند. از آنجاکه این روش‌ها از میانگین محلی داده‌ها استفاده می‌کنند، مقادیر حداکثر را کمتر و مقادیر حداقل را بیشتر از مقدار واقعی پیش‌بینی می‌کنند؛ به این مسئله، اریبی شرطی<sup>۳</sup> می‌گویند. به همین دلیل مقادیر نهایی (مقادیر حداکثر و حداقل) تولیدشده با روش‌های کریجینگ و کوکریجینگ با مقادیر نهایی واقعی اختلاف دارند. این موضوع سبب می‌شود در مسائلی که هدفشان مطالعه تحلیل ریسک‌پذیری است، استفاده از این روش‌ها به برآورد مناسبی منجر نشود. به عنوان مثال در مواقعی که هدف بررسی میزان سیل خیزی یک منطقه است، این روش‌ها نمی‌توانند مقادیر حداکثر واقعی را به درستی

۱. Krige

۲. Smooth

۳. Conditional Bias

۴. Sequential Geostatistical Simulation Algorithms

۵. Local and spatial uncertainty



داده‌های بارندگی، پژوهش درخوری انجام نشده است. بنابراین در ادامه به نمونه‌هایی از کاربرد الگوریتم‌های شبیه‌سازی زمین آماری متوالی به منظور تولید داده‌های مکانی در زمینه‌های دیگر پرداخته می‌شود. در مطالعه مورر<sup>۷</sup> در سال ۱۹۹۷ و وانگ<sup>۸</sup> و همکاران در سال ۲۰۰۱ از الگوریتم شبیه‌سازی گوسی متوالی برای شبیه‌سازی متغیرهای تأثیرگذار بر رشد جنگل و به منظور ارزیابی عدم قطعیت فاکتور فرسایش پذیری خاک برای تجدیدنظر در معادله جهانی هدررفت خاک استفاده شده است. جانگ<sup>۹</sup> و همکاران در سال ۲۰۰۴ عدم قطعیت فلزات سنگین آلوده‌کننده خاک را با استفاده از شبیه‌سازی متوالی بررسی کردند و نقشه عدم قطعیت مکانی مس را تولید کردند. کاراکان<sup>۱۰</sup> و همکاران در سال ۲۰۱۱ در معدن پیتزبورگ در ایالات متحد آمریکا برای مدل‌سازی انتشار گاز متان و همچنین محاسبه عدم قطعیت آن به منظور به کارگیری سیستم تهویه مناسب، از شبیه‌سازی زمین آماری گوسی متوالی استفاده کردند.

نتایج تحقیق آنان نشان داد شبیه‌سازی گوسی متوالی (SGS) به این دلیل که در آن علاوه بر واریانس و میانگین، دیگر پارامترهای آماری نظیر مقادیر حداکثر و حداقل در هر مکان و همچنین مقدار عدم قطعیت به دقت دقیق محاسبه می‌شوند از روش کریجینگ معمولی مناسب‌تر است. اصغری و رحیم در سال

ارائه می‌شود. مطالعات گوناگونی در خارج و داخل کشور با استفاده از روش‌های درون‌یابی برای برآورد بارندگی انجام شده است. گووارتز<sup>۱</sup> در سال ۲۰۰۰ از روش‌های مختلف کریجینگ برای برآورد تغییرات مکانی بارندگی در کشور پرتغال استفاده کرد و نتایج این روش‌ها را با روش‌های رگرسیون خطی و روش وزن‌دهی عکس فاصله مقایسه کرد. نتایج نشان دادند روش‌های کریجینگ دقت بیشتری دارند. تسانیس و ناوم<sup>۲</sup> در سال ۲۰۰۴ در کشور سوئیس ۱۲ تکنیک مختلف درون‌یابی را برای تهیه نقشه هم‌باران مقایسه کردند و در نهایت مدل‌های کریجینگ نمایی و کریجینگ کلی<sup>۳</sup> را به عنوان بهترین مدل‌ها برای درون‌یابی بارندگی سالانه آن منطقه معرفی کردند. فکی<sup>۴</sup> و همکاران در سال ۲۰۱۲، از سه روش زمین آماری کریجینگ کلی، رگرسیون - کریجینگ<sup>۵</sup> و کوکریجینگ برای درون‌یابی بارندگی ماهانه کشور تونس استفاده کردند. ارزیابی دقت روش‌های استفاده شده با تکنیک اعتبارسنجی متقابل و با توجه به آماره RMSE نشان داد که کوکریجینگ در بیشتر ماه‌های سال برآورد دقیق‌تر و خطای کمتری در مقایسه با دو روش کریجینگ کلی و رگرسیون - کریجینگ داشته است. در مطالعات انجام شده در داخل کشور، یزدانی و همکاران در سال ۱۳۸۴ بارندگی روزانه استان فارس را با استفاده از روش‌های مختلف کریجینگ و روش وزن‌دهی عکس فاصله درون‌یابی کردند. نتایج این تحقیق حاکی از دقت بالاتر روش‌های کریجینگ بود و از میان این روش‌ها کریجینگ معمولی با واریوگرام دایره‌ای و نمایی کمترین خطا را داشت. طاووسی در سال ۱۳۹۰ تکنیک‌های زمین آماری را با تکنیک‌های رگرسیون مکانی در برآورد میزان بارندگی در منطقه شمال غرب ایران مقایسه کرد. نتایج حاصل حاکی از دقت یکسان مدل‌های زمین آماری و GWR<sup>۶</sup> برآورد میزان بارندگی سالیانه بود.

با وجود انجام تحقیقات متعدد در زمینه درون‌یابی داده‌های بارش، تاکنون در خصوص به کارگیری الگوریتم‌های شبیه‌سازی زمین آماری متوالی برای تولید

۱. Goovaerts

۲. Tsanis & Naoum

۳. Universal Kriging

۴. Feki

۵. Regression-Kriging

۶. Geographically Weighted Regression

۷. Mowrer

۸. Wang

۹. Juang

۱۰. Karacan

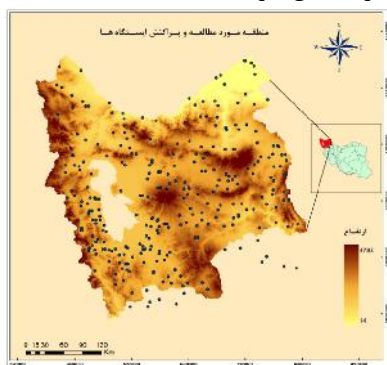
کشور (شامل سه استان آذربایجان غربی، آذربایجان شرقی و اردبیل) استفاده شد.

### - مواد و روش

- - شده

منطقه مورد مطالعه در پژوهش حاضر در شمال غرب ایران در محدوده ۳۶/۴ تا ۳۹/۲ درجه عرض شمالی و ۴۴/۲۶ تا ۴۹/۲ درجه طول شرقی واقع شده است و با وسعت ۱۰۹۰۷۴ کیلومترمربع، ۶ درصد وسعت کشور ایران را شامل می‌شود. این منطقه شامل سه استان آذربایجان غربی، آذربایجان شرقی و اردبیل است و به دلیل تأثیر سیستم‌های اقلیمی تأثیرگذار بر منطقه، از نظر هواشناسی اهمیت زیادی دارد. در پژوهش حاضر از متوسط بارش ماهانه (به میلی‌متر) ۱۰ ساله ۲۹۴ ایستگاه به منظور شبیه‌سازی به کارگیری الگوریتم‌های SGS و CO-SGS و همچنین محاسبه عدم قطعیت محلی و مکانی بارندگی استفاده شده است. همچنین آمار ۷ ایستگاه باران سنجی در استان کردستان و ۷ ایستگاه باران سنجی در استان زنجان نیز به عنوان ایستگاه‌های تأثیرگذار به کار گرفته شده‌اند. منطقه مطالعه شده و پراکنش ایستگاه‌های بارندگی در شکل ۱ نشان داده شده‌اند.

۱۳۸۷، به شبیه‌سازی تخلخل و آنالیز حساسیت پارامترهای مؤثر بر آن در مخزن نفتی میشریف واقع در خلیج فارس با استفاده از شبیه‌سازی گوسی متوالی پرداختند و در نهایت نقشه میانگین تخلخل و نقشه‌های مقادیر حداکثر و حداقل تخلخل را برای تحلیل حساسیت و تعیین ریسک عملیات در برنامه‌ریزی به منظور استخراج نفت تولید کردند. شعبانی و همکاران در سال ۱۳۹۰ با روش شبیه‌سازی گوسی متوالی، شبیه‌سازی پارامترهای پتروفیزیکی مخازن هیدروکربنی سازند سروک را در جنوب غربی ایران انجام دادند. همان‌گونه که پیش‌تر نیز ذکر شد، مرور پیشینه تحقیقات نشان می‌دهد که در هیچ‌کدام از تحقیقات انجام‌شده از الگوریتم‌های شبیه‌سازی زمین‌آماری متوالی برای برآورد بارندگی استفاده نشده است. همچنین بررسی نگارندگان نشان می‌دهد که به‌رغم اهمیت مسئله عدم قطعیت بارندگی، این موضوع نیز از دید پژوهشگران مغفول مانده است. در پژوهش حاضر از دو الگوریتم شبیه‌سازی متوالی  $SGS^1$  و  $CO-SGS^2$  به منظور برآورد بارندگی و محاسبه عدم قطعیت محلی و مکانی استفاده شده است. در این تحقیق برای شبیه‌سازی بارندگی و محاسبه عدم قطعیت‌های محلی و مکانی آن از آمار ۱۰ ساله ۲۹۴ ایستگاه در شمال غرب



شکل ۱. منطقه مورد مطالعه و پراکنش ایستگاه‌ها

#### ۱. Sequential Gaussian Simulation

#### ۲. Sequential Gaussian CO-Simulation

- - کر

رابطه (۳)

$$Z^*(x_0) = \sum_{j=1}^{vj} \sum_{i=1}^{ni} \lambda_{ij} Z_j(x_i)$$

که در آن  $Z^*(x_0)$  مقدار متغیر تخمین زده شده برای نقطه مجهول  $x_0$ ،  $\lambda_{ij}$  وزن متغیر کمکی  $Z_j$  برای نقطه  $Z_j(x_i)$  مقدار مشاهده شده متغیر  $Z$  واقع در نقطه  $x_i$  و  $v$  تعداد متغیر کمکی است. برای تخمین در این روش و برای محاسبه وزن های مربوط، به محاسبه واریوگرام متقابل با استفاده از رابطه (۴) نیاز است.

رابطه (۴)

$$\gamma_{zy}(h) = \frac{1}{n} [z(x_i + h) - z(x_i)] \times [y(x_k + h) - y(x_k)]$$

که در آن  $\gamma_{zy}(h)$  سمی واریوگرام متقابل بین  $y$  و  $Z(x_i)$  متغیر مشاهده شده و  $y(x_k)$  متغیر کمکی است.

اساس تخمین گرهای زمین آماری - از جمله کریجینگ - بر تعریف سمی واریوگرام استوار است. به طور کلی هدف از برازش سمی واریوگرام، شناسایی تغییرپذیری متغیر مورد مطالعه با توجه به فاصله مکانی آن است. اگر واریانس بین نقاط در فاصله  $h$  از یکدیگر کوچک باشد نشانه همبستگی بیشتر بین آن نقاط است. این واریانس وابسته به فاصله را سمی واریانس می نامند و آن را با  $\gamma(h)$  نشان می دهند. تابع سمی واریوگرام، تغییرات یک پارامتر را با در نظر گرفتن فاصله به صورت رابطه (۱) نمایش می دهد.

رابطه (۱)

$$\gamma(h) = \frac{1}{2N(h)} \sum_{i=1}^{N(h)} \{Z(x) - Z(x+h)\}^2$$

$Z(x)$  و  $Z(x+h)$  مقدار متغیر در نقاط  $x$  و  $x+h$  و  $N(h)$  تعداد جفت نمونه ها در فاصله  $h$  از یکدیگرند. ساده ترین و معمولی ترین روش در زمین آماری، کریجینگ معمولی است. معادله کریجینگ معمولی به صورت رابطه (۲) بیان می شود:

$$Z_v^* = \sum_{i=1}^n \lambda_i Z_{vi} \quad \text{رابطه (۲)}$$

که در آن  $Z_v^*$  مقدار تخمینی متغیر مورد مطالعه در نقطه مورد نظر،  $\lambda_i$  وزن وابسته به نمونه  $Z_{vi}$  و  $n$  مقدار متغیر در نقطه  $n$ ام است (حسنی پاک، ۱۳۷۷).

- - کوکر

- - سازی زم آماری و تفاوت آن با

گرچه روش های کریجینگ می توانند مقادیر متغیرهای مکانی (به عنوان مثال بارندگی) را با دقت مناسب تخمین بزنند، اما با کاهش دامنه نوسانات، تغییرپذیری متغیر مورد مطالعه را به درستی نمایش نمی دهند و در محاسبه دقیق عدم قطعیت، تولید مقادیر محتمل حداقل و حداکثر و همچنین نمونه های احتمالی که ممکن است در شرایط خاص اتفاق بیفتند، ناتوان است. شبیه سازی زمین آماری به عنوان الگوریتمی برای بهبود اثر هموارسازی روش کریجینگ استفاده می شود. در شبیه سازی، دامنه نوسانات مقادیر نمونه ها حفظ می شود و با دستیابی به تغییرپذیری داده ها می توان مقادیر مختلف از جمله مقادیر حداکثر و حداقل و دیگر سناریوها را بازسازی کرد. به این ترتیب با بازسازی رفتارهای پدیده مورد مطالعه می توان آنچه را که در واقعیت محتمل است رخ دهد، بررسی کرد. از این رو مدل های کریجینگ و کوکر جینگ در شرایطی مناسب اند که تغییرپذیری کلی مدنظر باشد و

در زمین آمار بر اساس همبستگی بین متغیرهای مختلف می توان مقدار یک متغیر را برآورد کرد. کوکر جینگ در شرایطی استفاده می شود که تعداد نمونه اندکی از متغیر مورد مطالعه در دسترس باشد. مکان هایی که در آنها کمبود نمونه وجود دارد به کمک متغیر کمکی و با استفاده از همبستگی متقابل بین متغیرهای اصلی و کمکی تخمین زده می شوند. از نظر تئوری، کوکر جینگ به روش های کریجینگ اولویت دارد (حسنی پاک، ۱۳۷۷). معادله کوکر جینگ به صورت رابطه (۳) است.

رابطه (۸)  $Z_{sc}(x) = \hat{Z}(x) + [Z_s(x) - Z_{sk}^*(x)]$   
 $Z_{sc}(x)$  مقدار شبیه‌سازی شده شرطی در نقطه  $x$ ،  
 $\hat{Z}(x)$  مقدار تخمین کریجینگ در نقطه  $x$  براساس  
 داده‌های موجود  $Z_s(x)$ ،  $Z(x_i)$  مقدار شبیه‌سازی شده  
 غیرشرطی در نقطه  $x$  و  $Z_{sk}^*(x)$  مقدار تخمین  
 کریجینگ در نقطه  $x$  براساس مقادیر شبیه‌سازی شده  
 غیرشرطی در نقاط نمونه‌برداری شده  $x_i$  است. از آنجا که  
 در هر موقعیت نمونه‌برداری  $(x_i \in I)$ ، با تعریف  
 کریجینگ دو مقدار باقی‌مانده  $Z(x_i) - \hat{Z}(x)$  و  
 $Z_s(x_i) - Z_{sk}^*(x_i)$  صفر می‌شود، رابطه  
 $Z_{sc}(x_i) = Z(x_i)$  با  $\forall x_i \in I$  برقرار خواهد بود  
 (Webster and Oliver, ۲۰۰۷). نتایج زیر از روابط (۷)  
 و (۸) به دست می‌آیند.

۱. مقادیر شبیه‌سازی، نمونه‌هایی از یک فرایند  
 تصادفی هستند که امید ریاضی آنها با امید ریاضی داده  
 اصلی برابر است.

$$E[Z_s(x)] = E[Z(x)] = \mu \quad \text{رابطه (۹)}$$

برای همه  $x$ ها،  $\mu$  میانگین نمونه‌های اصلی است.

۲. مقادیر شبیه‌سازی دارای همان واریوگرام  
 نمونه‌های اصلی هستند.

۳. در نقاط نمونه‌برداری، خطاهای تخمین  
 $Z_s(x) - Z_{sk}^*(x)$  و  $\hat{Z}(x) - Z(x)$  برابر با صفر  
 است. بنابراین  $Z_{sc}(x) = Z(x)$ .

همان‌طور که در رابطه (۷) ذکر شد خطای تخمین  
 با مقدار واقعی ارتباطی ندارد، یعنی  $\hat{Z}(x)$  و  
 $Z_s(x) - Z_{sk}^*(x)$  مستقل از یکدیگرند.  
 رابطه (۱۰)

$$E\{[Z(x) - Z_{sc}(x)]^2\} = \\ 2E\{[\hat{Z}(x) - Z(x)]^2\} = 2\sigma_k^2(x)$$

با توجه به رابطه (۱۰) واریانس شبیه‌سازی دوبرابر

شبیه‌سازی نیز برای دستیابی به مقادیر حداقل و  
 حداکثر و مدل‌سازی تغییرپذیری مناسب است  
 (Webster and Oliver, ۲۰۰۷)، در نتیجه می‌توان  
 هدف نهایی شبیه‌سازی را رسیدن به واریانس داده‌های  
 ورودی دانست. به‌طور کلی دو روش اصلی شبیه‌سازی  
 در حیطه زمین‌آمار عبارت‌اند از شبیه‌سازی شرطی<sup>۱</sup> و  
 شبیه‌سازی غیرشرطی<sup>۲</sup> (Goovaerts, ۱۹۹۷). در  
 تحقیق حاضر از شبیه‌سازی شرطی استفاده شده است.

### - - - سازی

شبیه‌سازی شرطی علاوه بر حفظ کوواریانس (یا  
 سمی‌واریانس)، مقادیر اندازه‌گیری شده را نیز حفظ  
 می‌کند، که خصوصیتی مفید به‌شمار می‌رود. اگر متغیر  
 ناحیه‌ای  $Z(x)$  به‌صورت تابع تصادفی پایا تعریف شود،  
 امید ریاضی و کوواریانس آن به ترتیب  $m$  و  $C(h)$  خواهد  
 بود. افزون بر این،  $Z_{sc}(x)$  (مقدار شبیه‌سازی شرطی  
 حاصل)، مشروط به داده‌های واقعی است، یعنی در محل  
 نقاط نمونه‌برداری، داده‌های حاصل از شبیه‌سازی معادل  
 با داده‌های واقعی هستند (رابطه (۵)).

$$Z_{sc}(x_i) = Z(x_i), \forall x_i \in I \quad \text{رابطه (۵)}$$

$I$  مجموعه نمونه‌های واقعی است. اگر  $x$  را به‌عنوان  
 مکانی که در آن نمونه‌برداری انجام نشده و مقدار واقعی  
 آن برابر با  $Z(x)$  است در نظر بگیریم، با توجه به اینکه  
 در مدل کریجینگ مقادیر تخمین  $\hat{Z}(x_i)$  در نقاط  
 نمونه‌برداری برابر داده اصلی  $Z(x_i)$  است، در نقطه  $x$   
 خطای  $\hat{Z}(x) - Z(x)$  وجود دارد که مقدار خطا  
 نامعلوم است (رابطه (۶)).

$$Z(x) = \hat{Z}(x) + \{Z(x) - \hat{Z}(x)\} \quad \text{رابطه (۶)}$$

با توجه به ویژگی روش کریجینگ، خطاها مستقل  
 از تخمین هستند یعنی برای تمام مقادیر  $x$  و  $y$   
 رابطه (۷) صدق می‌کند.

$$E[\hat{Z}(y)\{Z(x) - \hat{Z}(x)\}] = 0 \quad \text{رابطه (۷)}$$

ژورنل<sup>۳</sup> در سال ۱۹۷۴ رابطه (۸) را برای انجام  
 شبیه‌سازی شرطی ارائه کرد.

۱. Conditional Simulation

۲. Unconditional Simulation

۳. Journal

واریانس کریجینگ است که در نتیجه به واریانس داده‌های واقعی نزدیک‌تر است. بنابراین همان‌طور که پیش‌تر ذکر شد، کریجینگ و کوکریجینگ هنگامی مناسب‌اند که تغییرپذیری کلی در ناحیه مدنظر باشد، درحالی که شبیه‌سازی برای دستیابی به تغییرپذیری مناسب است (Webster and Oliver, ۲۰۰۷).

### - - عدم

آگاهی از میزان عدم‌قطعیت مقادیر برآوردشده به‌ویژه برای مکان‌هایی که مقادیر آستانه در آنها مهم است، اهمیت زیادی دارد. در متغیرهای مکانی دو نوع عدم‌قطعیت محلی و مکانی تعریف می‌شود (Goovaerts, ۱۹۹۷).

### - - - عدم

عدم‌قطعیت محلی متغیر مکانی (نظیر بارندگی) در پیکسل  $x_i$  به‌عنوان احتمالی که مقدار  $Z(x_i)$  در پیکسل  $x_i$  کمتر از حد آستانه  $Z_c$  شود، تعریف می‌شود. در نمونه‌های شبیه‌سازی برای هر پیکسل براساس تابع توزیع تجمعی شرطی مجموعه‌ای از مقادیر تولید می‌شود و مقادیر تولیدشده در یک پیکسل برای تمامی نمونه‌های شبیه‌سازی با مقدار آستانه  $Z_c$  مقایسه می‌گردد. در نهایت با شمارش تعداد رخداد‌های کمتر از آستانه  $Z_c$  در هر پیکسل از نمونه‌های شبیه‌سازی، احتمال کمتر از آستانه برای آن پیکسل به دست می‌آید که عدم‌قطعیت محلی نام دارد (Goovaerts, ۱۹۹۷).

$$\text{Prob}[Z(x_i) < (Z_c)] = \frac{n(x_i)}{L} \quad (۱۱)$$

در این رابطه،  $n(x_i)$  تعداد نمونه‌های شبیه‌سازی‌ای است که در آنها مقدار بارندگی در پیکسل  $x_i$  کمتر از آستانه  $Z_c$  شده است و  $L$  تعداد کل نمونه‌های شبیه‌سازی است.

### - - - مکان

عدم‌قطعیت مکانی به‌عنوان عدم‌قطعیت غالب مکان با فرض اینکه آن مکان از چندین پیکسل تشکیل شده

است (به‌عنوان مثال پیکسل‌هایی که یک شهرستان را تشکیل می‌دهند) به‌طور پیوسته تعریف می‌شود (Goovaerts, ۱۹۹۷). به‌منظور محاسبه عدم‌قطعیت مکانی، مجموع تمامی مقادیر تولیدشده در پیکسل‌های مکان (برای تمامی لایه‌های شبیه‌سازی شده) که مقادیر آنها کمتر از آستانه  $Z_c$  است، محاسبه می‌شود و در نهایت مقدار محاسبه‌شده بر تعداد کل پیکسل‌های شبیه‌سازی شده (برای تمامی لایه‌های شبیه‌سازی) در مکان تقسیم می‌شود. فرض کنید  $M$  مکان  $x_i$  که در آن  $i=1, \dots, M$  است در منطقه مورد مطالعه وجود دارد که در آنها  $\text{Prob}[Z(x_i) < Z_c] \geq P_c$ . احتمال بارندگی کمتر از  $Z_c$  در  $K \leq M$  مورد از پیکسل‌های تشکیل‌دهنده منطقه  $A$  به‌منظور بررسی اینکه آیا ناحیه  $A$  بارندگی کمتر از آستانه دارد، محاسبه می‌شود. وقتی  $K$  برابر با  $M$  باشد یعنی تمامی مقادیر شبیه‌سازی‌شده در همه پیکسل‌ها  $Z(x_1), Z(x_2), \dots, Z(x_m)$  در ناحیه  $A$  باید کمتر از مقدار آستانه  $Z_c$  باشد. احتمال پیوسته  $K$  پیکسل،  $(X_k)$  است به گونه‌ای که مقدار کمتر از آستانه  $Z_c$  داشته باشند، و رابطه (۱۲) محاسبه می‌شود (Delbari et al., ۲۰۰۹).

رابطه (۱۲)

$$\text{Prob}[Z(x_1) < Z_c, Z(x_2) < Z_c, \dots, Z(x_k) < Z_c] \approx \frac{n(x_1, x_2, \dots, x_k)}{L}$$

در این رابطه،  $n(x_1, x_2, \dots, x_k)$  تعداد پیکسل‌های شبیه‌سازی‌شده در ناحیه  $A$  است که مقدار شبیه‌سازی‌شده در آنها کمتر از  $Z_c$  است و  $L$  تعداد کل پیکسل‌های شبیه‌سازی در ناحیه  $A$  است.

به‌دلیل اینکه داده‌های حاصل از درون‌یابی به‌روش کریجینگ و کوکریجینگ دارای همبستگی مکانی هستند و از یکدیگر مستقل نیستند نمی‌توان با استفاده از ضرب احتمالات هر مکان به عدم‌قطعیت مکانی دست یافت (Webster and Oliver, ۲۰۰۷).

رابطه (۱۳)

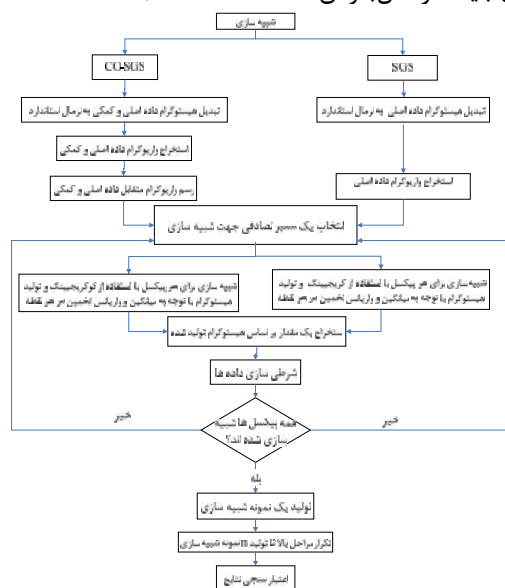
$$\text{Prob}[Z(x_i) < Z_c, i = 1, 2, \dots, M] \neq \prod_{i=1}^M \text{Prob}[Z(x_i) < Z_c]$$

توزیع داده‌ها بررسی شود و در صورتی که توزیع داده‌ها نرمال نباشد، تبدیل به توزیع نرمال ضروری است (Remy et al., ۲۰۰۹). الگوریتم CO-SGS شبیه الگوریتم SGS است با این تفاوت که در الگوریتم CO-SGS از یک یا چند متغیر کمکی که دارای همبستگی مثبت با متغیر اصلی باشند به منظور شبیه‌سازی متغیر اصلی استفاده می‌شود. در پژوهش حاضر از ارتفاع ایستگاه‌های بارندگی به عنوان متغیر کمکی استفاده شده است. در این الگوریتم متغیر اصلی به هر دو داده اصلی و داده کمکی مشروط می‌شود. این الگوریتم‌ها به منظور شبیه‌سازی از روابط کریجینگ و کوکریجینگ و اصول شبیه‌سازی‌های متوالی نظیر مونت کارلو<sup>۱</sup> استفاده می‌کنند. شکل ۲ فلوجارت مراحل شبیه‌سازی با الگوریتم‌های SGS و CO-SGS را نشان می‌دهد.

اما این احتمال طبق رابطه (۱۲) براساس میانگین تعداد پیکسل‌های تشکیل‌دهنده که مقدارشان کمتر از آستانه است، محاسبه می‌شود.

### - الگوریتم‌های CO-SGS و SGS

مدل تابع تصادفی گوسی تا حد زیادی خصوصیات متغیرهای پیوسته را تشریح می‌کند. تابع تصادفی گوسی در واقع با بردار میانگین و ماتریس کوواریانس تعریف می‌شود. الگوریتم شبیه‌سازی گوسی متوالی برای شبیه‌سازی از تابع تصادفی گوسی استفاده می‌کند. در این الگوریتم میانگین و واریانس توزیع گوسی در هر مکان در فرایند شبیه‌سازی با تخمین کریجینگ و واریانس کریجینگ برآورد می‌شود. در الگوریتم SGS پیش از شبیه‌سازی باید نرمال بودن



شکل ۲. فلوجارت مراحل شبیه‌سازی با الگوریتم‌های SGS و CO-SGS

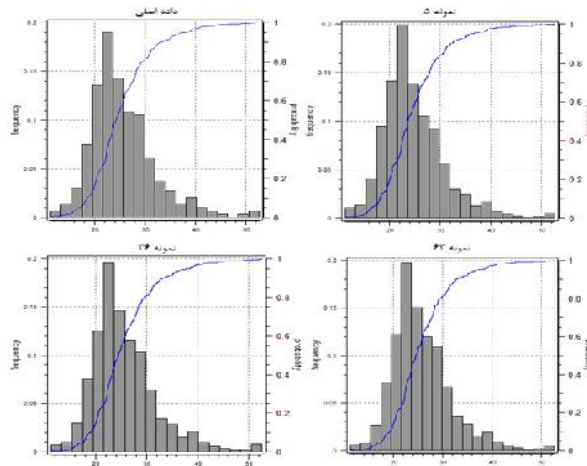


چ و بحث

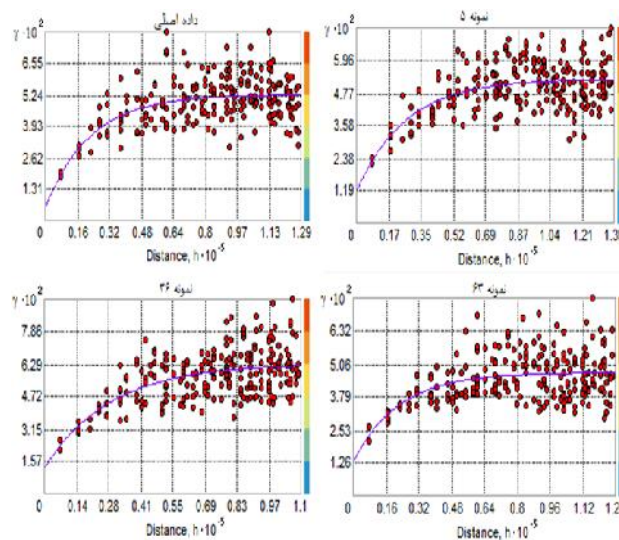
چ حاصل از اجرای الگوریتم سازی

شد. یک نمونه شبیه سازی باید مقادیر اصلی بارندگی، هیستوگرام و مدل سمی واریوگرام داده اصلی را به طور مناسبی بازسازی کند. نتایج نشان می دهند که نمونه های شبیه سازی به خوبی واریوگرام و هیستوگرام داده های اصلی را بازسازی کرده اند. در شکل های ۳ و ۴ هیستوگرام و واریوگرام نمونه های شبیه سازی شماره ۵، ۳۶ و ۶۳ حاصل از شبیه سازی SGS در مقایسه با هیستوگرام و واریوگرام داده های اصلی نشان داده شده است.

با اجرای الگوریتم های SGS و CO-SGS از هر الگوریتم به طور جداگانه ۱۰۰ نمونه شبیه سازی برای متوسط ماهانه بارندگی سالانه استخراج شد. بعد از اجرای این الگوریتم ها برای کنترل صحت نمونه های شبیه سازی شده، واریوگرام و هیستوگرام آنها بررسی



شکل ۳. مقایسه هیستوگرام نمونه های شماره ۵، ۳۶ و ۶۳ شبیه سازی SGS با هیستوگرام داده اصلی



شکل ۴. مقایسه واریوگرام نمونه های شماره ۵، ۳۶ و ۶۳ از شبیه سازی SGS با واریوگرام داده اصلی

جدول ۱. نتایج شبیه سازی SGS و مقایسه آن با کریجینگ معمولی

متغیر	ماکزیمم	مینیمم	میانگین	واریانس
نمونه های اصلی	۵۲/۶	۱۱/۳	۲۵/۴۵	۴۰/۸۱

اکبر متکان و همکاران

۲۰/۶۱	۲۵/۷۴	۱۲/۹۰	۴۷/۷۳	کریجینگ معمولی
۳۸/۶	۲۵/۶۶	۸/۵۴	۶۷/۵۹	شبیه‌سازی شماره ۵
۴۱/۶	۲۵/۷۹	۷/۲۵	۹۴/۷۴	شبیه‌سازی شماره ۳۶
۴۲/۴۶	۲۵/۷۲	۸/۲۹	۷۸/۳۲	شبیه‌سازی شماره ۶۳
۴۲/۹	۲۵/۷۶	۵/۵۱	۸۲/۵۰	شبیه‌سازی شماره ۹۱

جدول ۲. نتایج شبیه‌سازی CO-SGS و مقایسه آن با کوکریجینگ معمولی

متغیر	ماکزیمم	مینیمم	میانگین	واریانس
نمونه‌های اصلی	۵۲/۶	۱۱/۳	۲۵/۴۵	۴۰/۸۱
کوکریجینگ معمولی	۴۹/۹۹	۱۴/۸	۲۵/۸۰	۲۲/۱۸
شبیه‌سازی شماره ۵	۶۰/۹۳	۱۰/۴۵	۲۵/۵۹	۵۳/۷۸
شبیه‌سازی شماره ۳۶	۵۸/۸	۱۰/۲۳	۲۵/۳۱	۴۷/۶۱
شبیه‌سازی شماره ۶۳	۶۳/۷۸	۱۰/۰۳	۲۴/۹۴	۴۱/۲۱
شبیه‌سازی شماره ۹۱	۵۹/۲	۹/۶۲	۲۵/۷۲	۴۶/۳۷

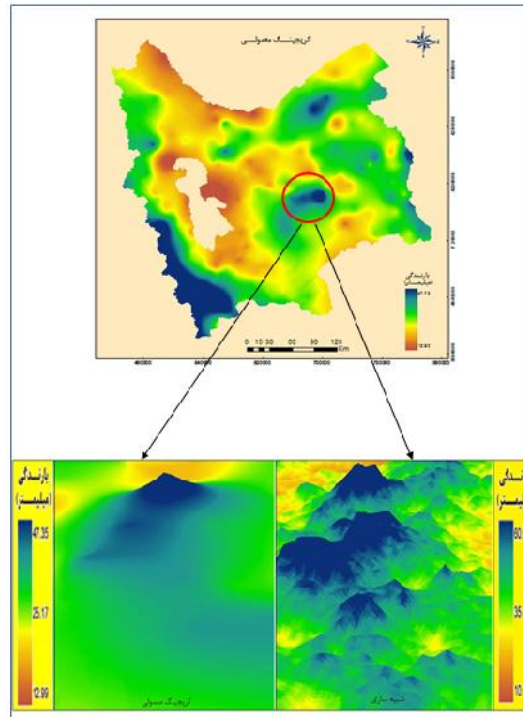
کریجینگ معمولی در مقادیر حداکثر محلی نشان داده شده است. شکل ۵ نشان می‌دهد که مدل درون‌یابی کریجینگ قادر به تولید مقادیر حداکثر بارش نیست و به‌طور غیرواقعی بینانه‌ای این مقادیر را کاهش می‌دهد، درحالی‌که شبیه‌سازی SGS مقادیر حداکثر را به‌طور مناسبی بازسازی کرده است.

به‌طور کلی هر نمونه شبیه‌سازی، اتفاقی محتمل است که ممکن است در منطقه مورد مطالعه رخ دهد. در شکل ۶ چهار نمونه شبیه‌سازی ۵، ۳۶، ۶۳ و ۹۱ که به‌صورت تصادفی انتخاب شده‌اند، نمایش داده شده است. همان‌گونه که از قسمت‌های مشخص شده روی شکل ۶ نمایان است، هر کدام از نمونه‌های شبیه‌سازی در یک پیکسل مشخص مقادیر مختلفی را به خود می‌گیرند. این اختلاف یکی از مزایای شبیه‌سازی و درواقع نشان‌دهنده دامنه تغییرپذیری در آن پیکسل است. از دامنه تغییرپذیری برای محاسبه عدم قطعیت در هر پیکسل (عدم قطعیت محلی) و همچنین عدم قطعیت در یک ناحیه (عدم قطعیت مکانی) استفاده می‌شود.

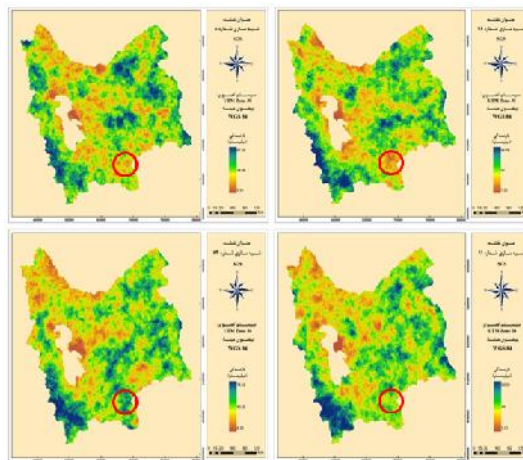
نتایج حاصل از اجرای الگوریتم SGS و CO-SGS برای متوسط ماهانه بارندگی سالانه برای نمونه‌های شبیه‌سازی ۵، ۳۶، ۶۳ و ۹۱ که به‌صورت تصادفی انتخاب شده‌اند در جدول‌های ۱ و ۲ ارائه شده است.

بررسی نتایج فوق نشان می‌دهند که نمونه‌های شبیه‌سازی به‌خوبی دامنه نوسانات بارندگی را در منطقه نمایش می‌دهند. هر نمونه شبیه‌سازی تغییرپذیری مکانی منطقه را به‌طور مناسب نشان می‌دهد، زیرا مقدار واریانس به‌دست‌آمده از نمونه‌های شبیه‌سازی به واریانس نمونه‌های اصلی بسیار نزدیک است. مقایسه نتایج نمونه‌های شبیه‌سازی با نتایج به‌دست‌آمده از روش تخمین کریجینگ معمولی نشان می‌دهد که واریانس کریجینگ از واریانس مقادیر نمونه اصلی و نمونه‌های شبیه‌سازی کمتر است. این کاهش واریانس به‌دلیل اثر هموارسازی کریجینگ است و بیانگر آن است که کریجینگ تغییرپذیری واقعی داده‌ها را نشان نمی‌دهد. همچنین نتایج نشان می‌دهند واریانس نمونه‌های شبیه‌سازی دوبرابر واریانس





شکل ۵. نمایش سه بعدی بارش، شبیه سازی زمین آماری در مقایسه با تخمین کریجینگ در مقادیر حداکثر



شکل ۶. نمونه های شبیه سازی شماره ۵، ۳۶، ۶۳ و ۹۱ حاصل از اجرای الگوریتم CO-SGS

کمتر باشد، به دست می آیند. با توجه به نتایج دقیق تر الگوریتم CO-SGS، نقشه های عدم قطعیت با استفاده از این الگوریتم تولید شده است. به عنوان نمونه ای کاربردی در پژوهش حاضر، آستانه ۳۰۰ میلی متر برای تولید نقشه عدم قطعیت بارندگی انتخاب شد. براساس مطالعات مهندسی مشاور کوانتا (۱۳۵۶) مناطقی که بارندگی بیش از ۳۰۰ میلی متر

- - عدم

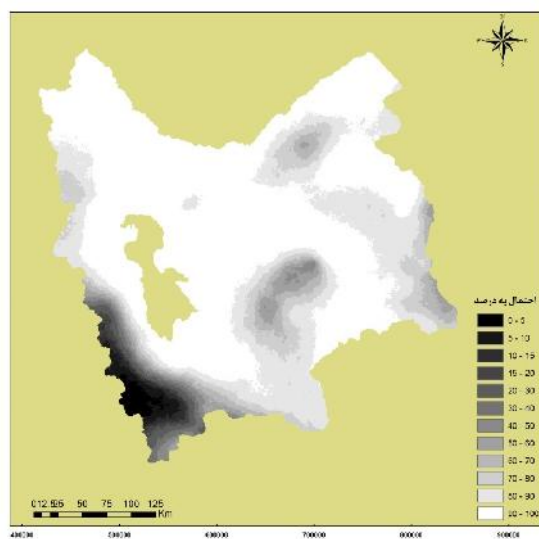
از مهم ترین نتایجی که از نمونه های شبیه سازی حاصل می شوند، نقشه های احتمال یا نقشه های عدم قطعیت محلی است. این نقشه ها احتمال عبور از آستانه معینی را در هر پیکسل نشان می دهند و با شمارش تعداد دفعاتی که ارزش شبیه سازی شده برای یک پیکسل از مقدار آستانه در تمامی نمونه های شبیه سازی ایجاد شده

## اکبر متکان و همکاران

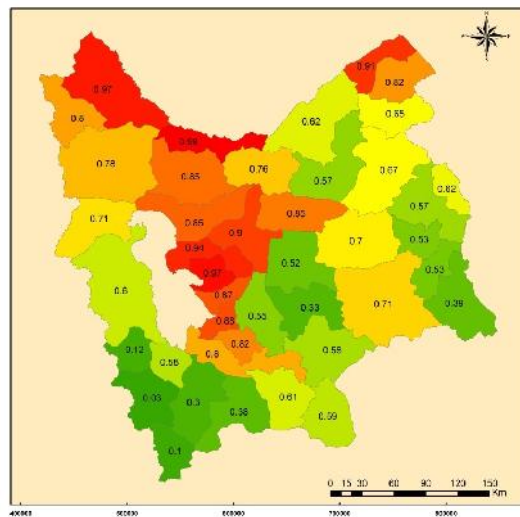
وجود دارد. از آنجا که آستانه مناسب بارش برای کشت گندم ۳۰۰ میلی‌متر در نظر گرفته شده است، مناطق مذکور برای کشت گندم دیم مناسب نیستند. به‌طور کلی فقط قسمت‌هایی از جنوب‌غربی منطقه مطالعه‌شده با ضریب اطمینان ۹۵ درصد دارای بارندگی بیش از ۳۰۰ میلی‌متر در سال هستند و برای کشت گندم دیم مناسب‌اند.

دارند، برای کشت گندم دیم مناسب‌اند. در شکل ۷ عدم‌قطعیت محلی بارندگی سالانه بیشتر از ۳۰۰ میلی‌متر نشان داده شده است.

با توجه به شکل ۷ نواحی شمال و شمال‌غربی و قسمت‌هایی از شمال‌شرقی و همچنین نواحی اطراف دریاچه ارومیه که دارای مقادیر احتمال ۹۰ تا ۱۰۰ درصد هستند به این معناست که با ضریب اطمینان ۹۵ درصد بارندگی کمتر از ۳۰۰ میلی‌متر در آن مناطق



شکل ۷. عدم‌قطعیت محلی بارش سالانه بیش از ۳۰۰ میلی‌متر



شکل ۸. مقادیر عدم‌قطعیت مکانی بارش سالانه بیش از ۳۰۰ میلی‌متر بر اساس شهرستان

- - عدم مکان

شکل ۸ نقشه عدم قطعیت مکانی را برای هر شهرستان براساس اینکه بارندگی بیش از ۳۰۰ میلی متر باشد، نشان می دهد. اعداد نشان دهنده مقادیر مختلف عدم قطعیت مکانی در هر شهرستان هستند. به عنوان مثال شهرستان هایی که عدم قطعیت مکانی بیشتر از ۰/۹ دارند بدین معنی است که فقط با احتمال ۰/۱ بارندگی بیشتر از ۳۰۰ میلی متر دارند، از این رو از لحاظ بارش برای کشت گندم ضعیف اند. شهرستان های جنوب غربی منطقه مطالعه شده دارای عدم قطعیت مکانی کمتر از ۰/۱۵ هستند، بدین معنا که با ضریب اطمینان ۰/۸۵ بارش بیش از ۳۰۰ میلی متر دارند؛ یا به عبارت دیگر احتمال اینکه بارش آنها کمتر از ۳۰۰ میلی متر باشد کمتر از ۰/۱۵ است. از این رو شهرستان های مذکور از لحاظ بارندگی برای کشت گندم بدین مناسب اند.

- ی

در پژوهش حاضر از الگوریتم شبیه سازی زمین آماری متوالی به منظور برآورد بارندگی استفاده شد. همچنین مسئله عدم قطعیت محلی و مکانی بارندگی، که به رغم اهمیت آن عمدتاً از دید پژوهشگران مغفول مانده است، برای نخستین بار با استفاده از الگوریتم های مذکور محاسبه شده است. شبیه سازی زمین آماری امکان شناسایی تغییرات جزئی در خصوصیات رفتاری این متغیر را در اختیار پژوهشگران قرار می دهد. این رفتارها می توانند به عنوان سناریوهای مختلف شبیه سازی در ورودی مدل های مختلف هیدرولوژیکی توزیع یافته نظیر WetSpa استفاده شوند و خروجی این مدل ها با توجه به سناریوهای ورودی تحلیل شود. نتایج نشان می دهند الگوریتم های شبیه سازی با تولید نمونه های شبیه سازی مختلف و همچنین حفظ دامنه نوسانات بارندگی در هر واحد مکانی و همچنین واریانس نزدیک به واریانس نمونه های اصلی، امکان شناسایی تغییرپذیری متغیرهای مکانی را به طور مناسب فراهم می آورند.

الگوریتم های شبیه سازی زمین آماری در هر نمونه شبیه سازی در برآورد مقادیر محتمل ماکزیمم و مینیمم در هر واحد مکانی به خوبی عمل می کنند، در نتیجه می توان عدم قطعیت محلی و مکانی را نیز به صورت دقیق تری محاسبه کرد. در پایان پیشنهاد می شود در صورتی که هدف شناسایی حالت های محتمل رخداد یک پدیده، ارزیابی میزان ریسک، شناسایی میزان تغییرپذیری و محاسبه عدم قطعیت محلی و مکانی پدیده های گوناگونی مکانی باشد، از الگوریتم های شبیه سازی زمین آماری استفاده کرد.

-

اصغری، ا.، رحیم، ع.، ۱۳۸۷، سازی نخلخل و آنا  
ت پارامترهای ثر بر آن در مخزن نفت  
، نشریه فنی و تخصصی اکتشاف و تولید شرکت  
ملی نفت ایران، شماره ۴۹.

حسینی پاک، ع.، ۱۳۷۷، زم آمار، چاپ اول، انتشارات  
دانشگاه تهران.

شعبانی، ف.، بشیری، غ.، کرامتی، م.، ایزدخواه، م.، ۱۳۹۰،  
سازی پارامترهای پتروفیزیکی مخازن  
هیدروکربنی استفاده از الگوریتم SGS در از  
میادین جنوب غرب ایران، نشریه پژوهش نفت، سال  
بیست و یک، شماره ۶۶، صص ۶۶-۵۳.

طاوسی، ح.، ۱۳۹۰، تکنیک ی زم آمار با  
تکنیک ی رگرسیون مکان در برآورد مزان بارندگ  
(مطالعه موردی: شمال غرب اران)، پایان نامه  
کارشناسی ارشد، گروه سنجش از دور و GIS، دانشکده  
علوم زمین، دانشگاه شهید بهشتی.

یزدانی، آ.، ۱۳۸۴، روش ی مختلف درون  
جهت بازسازی داده ی بارندگ روزانه استان فارس،  
پایان نامه کارشناسی ارشد، گروه سنجش از دور و  
GIS، دانشکده علوم زمین، دانشگاه شهید بهشتی.

- Amsterda, ۲۲۸ (۱-۲), PP. ۱۱۳-۱۲۹.
- Hevesi, J.A., Istok, J.D., Flint, A.L., ۱۹۹۲,  
**Precipitation Estimation in Mountainous Terrain Using Multivariate Geostatistic**, Part : Structural Analysis, J. Appl, Meteorol, ۳۱, PP. ۶۶۱-۶۷۶.
- Journel A.G., ۱۹۷۴, **Geostatistics for Conditional Simulation of Ore Bodies**, Economic Geology, V. ۶۰, PP. ۶۷۳ – ۶۸۷.
- Juang, K.W., Chen, Y.S., Lee, D.Y., ۲۰۰۴, **Using Sequential Indicator Simulation to Assess the Uncertainty of Delineating Heavy-Metal Contaminated Soils**, Environmental Pollution ۸۲۹, PP. ۲۲۹-۲۳۱.
- Karacan, C.Ö., Goodman, G.V.R., ۲۰۱۱, **Monte Carlo simulation and Well Testing Applied in Evaluating Reservoir Properties in a Deforming Longwall Overburden**, Transport in Porous Media ۸۶, PP. ۴۱۵-۴۳۴.
- Mowrer, H.T., ۱۹۹۷, **Propagating Uncertainty Through Spatial Estimation Processes for Old-growth Subalpine Forests Using Sequential Gaussian Simulation in GIS**, Ecol. Model, ۹۱, PP. ۹۳-۱۶.
- Delbari, M., Afrasiab, P., Loiskandl, W., ۲۰۰۹,  
**Using Sequential Gaussian Simulation to Assess the Field-scale Spatial Uncertainty of Soil Water Content**, Catena ۷۹, PP. ۱۶۳-۱۶۹.
- Feki, H., Slimani, M., Cudennec, C., ۲۰۱۲,  
**Incorporating Elevation in Rainfall Interpolation in Tunisia Using Geostatistical Methods**, Hydrological Sciences Journal, ۵۷, PP. ۱۲۹۴-۱۳۱۴.
- Goovaerts, P., ۱۹۹۷, **Geostatistics for Natural Resources Evaluation**, Oxford University Press, New York, ۴۸۳ p.
- Goovaerts, P., ۲۰۰۰, **Geostatistical Approach for Incorporating Elevation into the Spatial Interpolation of Rainfall**, J. Hydrol, Naoum, S. and Tsanis, I.K., ۲۰۰۴, **Ranking Spatial Interpolation Techniques Using a GIS-based DSS**, Global Nest: the Int. J., ۱(۶), PP. ۱-۲۰.
- Remy, N., Boucher, A., Wu, J., ۲۰۰۹, **Applied Geostatistics with SGeMS**, A User's Guide, Cambridge University Press, Cambridge, United Kingdom, ۲۶۴ pp.
- Webster, R.A., Oliver M., ۲۰۰۷, **Geostatistics for Environmental Scientists**, Second edition, Wiley Publication.