

تحلیل تغییرات مکانی هدایت هیدرولیکی اشباع و عوامل مؤثر بر آن در لایه‌های

مختلف نیمرخ خاک شالیزارها

ناصر دوات‌گر*، محمدرضا نیشابوری، علیرضا سپاس‌خواه و لیلا رضائی

دانشیار، موسسه تحقیقات خاک و آب، سازمان تحقیقات آموزش و ترویج کشاورزی، کرج، ایران، n_davatgar@yahoo.com

استاد گروه علوم خاک، دانشکده کشاورزی، دانشگاه تبریز، neyshmr@hotmail.com

استاد گروه مهندسی آب، دانشکده کشاورزی، دانشگاه شیراز، sepas@shirazu.ac.ir

کارشناس آزمایشگاه فیزیک خاک، موسسه تحقیقات برنج کشور، سازمان تحقیقات آموزش و ترویج کشاورزی، رشت، ایران، l.rezaee77@gmail.com

« مقاله پژوهشی »

دریافت: ۱۴۰۲/۹/۱ و پذیرش: ۱۴۰۳/۵/۹

چکیده

تحلیل و آگاهی از تغییرات مکانی ویژگی‌های هیدرولیکی خاک برای موازنه آب-خاک و مدیریت آبیاری شالیزارها مهم است. هدف این پژوهش تعیین تغییرات مکانی هدایت هیدرولیکی اشباع (K_s) و عوامل مؤثر بر آن (بافت خاک، کربن آلی و رطوبت اشباع خاک) در شالیزارها بود. با الگوی نمونه‌برداری شبکه ردیفی تصادفی، از ۱۲۰ نیمرخ در زمین‌های آبیاری غرقابی نمونه‌برداری شد. در هر نیمرخ، از لایه‌های گلخراپ رویی، کفه‌شخم فشرده، و خاک غیراشباع زیر این کفه نمونه‌برداری شد. در این نمونه‌ها، ویژگی‌های بافت، کربن آلی، چگالی ظاهری، رطوبت اشباع و هدایت هیدرولیکی اشباع خاک (به روش بار افتان) اندازه‌گیری شد. بیشترین غیریکنواختی با ضریب تغییرات (CV) بالا، چولگی مثبت و توزیع لوگ‌نرمال در داده‌های K_s مشاهده شد که نشان‌دهنده جریان ترجیحی ناشی از وجود منافذ زیستی و ترک‌های تنش‌های خشکی پیشین است. نتایج تجزیه زمین‌آمار نشان داد که متغیر K_s در لایه‌های گلخراپ و خاک غیراشباع زیر کفه شخم از مدل‌های دارای سقف کروی و نمایی با ساختار مکانی به ترتیب متوسط تا ضعیف، و در کفه شخم فشرده از مدل خطی با شیب کم پیروی نمود. ضریب تغییرات K_s در کفه شخم ۲۹۹٪ بود که از لایه‌های بالایی ۱۲۱٪ و پایینی ۲۸۴٪ بیشتر بود. نزدیک بودن رفتار K_s به متغیرهای تصادفی در این افق عمدتاً ناشی از وقوع پیشامدهایی مانند وجود منافذ زیستی و کانال‌هایی از ریشه گیاه و حرکت جانوران است که منجر به جریان ترجیحی می‌گردد. با وجود ضعیف تا متوسط بودن ساختار مکانی متغیرها، روش درون‌یابی کریجینگ برای K_s در مقایسه با وزن دادن عکس فاصله، صحت بیشتری داشت. الگوی توزیع مکانی K_s در لایه گلخراپ رویی نشان داد که مقادیر زیاد K_s در این لایه در نقاطی با مقدار رس کم وجود دارد، اما در خاک‌های کفه شخم واقع در نیمه غربی ناحیه مورد مطالعه، با وجود زیاد بودن مقدار رس به علت وجود منافذ زیستی، مقدار K_s هم زیاد بود. این نتیجه نشان می‌دهد که در شرایط این پژوهش، کفه شخم فشرده نمی‌تواند نقش کلیدی خود را برای کاهش هدایت هیدرولیکی اشباع و نگهداری آب در خاک اجرا نماید. الگو و اندازه تغییرات مکانی K_s و عوامل مؤثر بر آن به مدیریت آبیاری ویژه هر مکان وابسته است.

واژه‌های کلیدی: اراضی شالیزاری، کریجینگ، لایه گلخراپ، منافذ زیستی

*- آدرس ایمیل نویسنده مسئول: n_davatgar@yahoo.com

مقدمه

موازنه آب-خاک از مهم‌ترین عوامل در درک چگونگی پاسخ گیاهان به شرایط محدودیت آب است. موازنه آب-خاک بر مبنای ورود یا خروج آب (برحسب میلی‌متر در روز) از عمق ریشه گیاه در خاک استوار است. شبیه‌سازی موازنه آب-خاک برای گیاه در مقیاس ناحیه‌ای نیازمند داده‌های مشخص از توابع هیدرولیکی و ویژگی‌های نیم‌رخ خاک در مکان‌های مختلف است. به علت حساسیت زیاد هدایت هیدرولیکی اشباع به توزیع، پیوستگی و پیچیدگی منافذ، بافت و ساختمان خاک و همچنین عملیات مدیریتی، تغییرات مکانی این متغیر به نسبت زیاد است (سنتنو و همکاران، ۲۰۲۰؛ آزادمرد و همکاران، ۲۰۱۸). از این رو شناخت توزیع مکانی هدایت هیدرولیکی اشباع در انتخاب شیوه مدیریت و اصلاحات مناسب محلی برای بهبود کارایی مصرف آب و کمینه کردن مصرف آب و آبشویی مواد آگرو شیمی مؤثر است (ویلاگرا مندوزا و هورن، ۲۰۱۸).

هدایت هیدرولیکی اشباع یک مشخصه کلیدی خاک است که نرخ جریان آب در خاک، چگونگی حرکت آب و یا نگهداری آب در خاک را شرح می‌دهد. مقادیر زیاد K_s منجر به شدت نفوذ سریع آب و زهکشی از خاک و در نتیجه کاهش زمان نگهداری مواد آگرو شیمی در بدنه خاک می‌شود، در حالیکه مقدار کم K_s سبب افزایش رواناب سطحی و فرسایش می‌شود. اطلاع از هدایت هیدرولیکی اشباع به کشاورزان کمک می‌نماید تا مقدار مناسبی آب آبیاری استفاده کنند (اسویکس و لپیک، ۲۰۲۱). به علت نقش‌های متعددی که K_s در خاک دارد، اغلب به‌عنوان معیاری از کیفیت فیزیکی خاک در نظر گرفته می‌شود (رینولدز و همکاران، ۲۰۰۰). مطالعات تغییرات مکانی هدایت هیدرولیکی خاک که تاکنون انجام شده بیشتر در مقیاس کوچک (کمتر از ۲۵ متر) (مرتنز و همکاران، ۲۰۰۲؛ دیورر و دویجنیزولد، ۲۰۰۰) و یا در مقیاس مزرعه (گیومیر و همکاران، ۲۰۱۴؛ گوپتا و همکاران، ۲۰۰۶) بوده است. اما مطالعات تغییرات مکانی

هدایت هیدرولیکی خاک در مقیاس‌های بزرگ‌تر ناحیه‌ای کمتر انجام شده است، زیرا مشخصه‌سازی مکانی مناسب به علت غیریکنواختی زیاد K_s به تعداد زیادی نیروی انسانی، زمان اندازه‌گیری طولانی و اندازه‌گیری مستقیم با هزینه زیاد نیاز است (لی و همکاران، ۲۰۰۷؛ وانگ و همکاران، ۲۰۱۲؛ ژانگ و همکاران، ۲۰۲۰).

یک روش رایج برای محاسبه موازنه آب-خاک در مقیاس ناحیه‌ای، شناسایی نواحی مشابه مکانی بر پایه مشاهدات خواص هیدرولیکی نیم‌رخ خاک و سپس اعمال مدل‌های شبیه‌سازی موازنه آب-خاک به این نواحی همگن است. اما، اگر روابط بین ورودی و خروجی‌های مدل خطی نباشد، تغییرات مکانی خواص خاک در داخل این نواحی می‌تواند منبع اشتباه گردد (به‌چینی و همکاران، ۲۰۰۳).

وضعیت خاک‌ها در اراضی پست شالیزاری به نظر می‌رسد که متأثر از مدیریت انسان باشد. در اراضی پست آبیاری شده، کشاورزان تلاش می‌نمایند تا با گلخراب کردن خاک، نیاز آبی گیاه برنج را با ایجاد لایه‌ای با هدایت هیدرولیکی کم کاهش دهند. فرایند گلخرابی همچنین منجر به کنترل علف‌های هرز می‌گردد. لایه گلخراب دارای مقاومت مکانیکی کم است و اجازه سهولت نشاکاری و توسعه مؤثر ریشه گیاه برنج را می‌دهد.

عملیات گلخرابی با استفاده از ماشین‌های کشاورزی مخصوص انجام می‌گیرد و منجر به کاهش حرکت عمودی آب^۱ می‌گردد، زیرا ساختمان و منغذهای بزرگ خاک را نابود کرده، مقدار منغذهای کوچک را زیاد نموده (مورمان و وان‌بريمن، ۱۹۷۸) و بنابراین هدایت هیدرولیکی خاک را کم می‌کند (تونگ و همکاران، ۱۹۹۴).

در زیر لایه گلخراب یک ناحیه فشرده در زیر چرخ ماشین‌های کشاورزی تشکیل می‌شود که به آن کفه شخم^۲ گفته می‌شود. افزون بر آن، در این لایه ته‌نشست ذرات

(۱۴۰۱) با ارزیابی تغییرات هدایت هیدرولیکی اشباع در لایه‌های سطحی و زیرسطحی خاک‌های لسی شرق استان گلستان نشان دادند که تغییرات مکانی هدایت هیدرولیکی اشباع در هر دو لایه ارتباط مستقیمی باهم دارند و در لایه سطحی بیشتر از لایه زیرسطحی است. اصغری و شهابی (۱۳۹۸) با ارزیابی تغییرات مکانی هدایت هیدرولیکی اشباع در اراضی متأثر از نمک اطراف دریاچه ارومیه نشان دادند که صحت درونیابی روش کریجینگ بهتر از روش عکس فاصله است. سعدی‌پور و همکاران (۱۳۹۵) با ارزیابی تغییرات مکانی هدایت هیدرولیکی اشباع خاک دشت لاغر استان فارس نشان دادند که روش درونیابی کریجینگ برای درونیابی هدایت هیدرولیکی اشباع نسبت به روش وزن دهی عکس فاصله خطای کمتری داشت و همچنین بین این متغیر و دیگر متغیرهای کمکی فیزیکی و شیمیایی خاک همبستگی معنی‌دار وجود نداشت. دلبری و همکاران (۱۳۸۳) با ارزیابی روش‌های زمین‌آمار در برآورد هدایت هیدرولیکی خاک در پایین دشت سیستان نشان دادند همبستگی مکانی هدایت هیدرولیکی در این منطقه نسبتاً کم و به همین دلیل روش کریجینگ صحت قابل قبولی را در برآورد این متغیر نشان نداد. اما در خاک-های شالیزاری که به علت فرایند گلخراپی شرایط فیزیکی و هیدرولیکی متفاوتی نسبت به دیگر خاک‌های زراعی دارند، مطالعه‌ای در کشور یافت نشد. هدف از انجام این پژوهش مشخصه‌سازی ساختار مکانی هدایت هیدرولیکی اشباع و عوامل مؤثر بر آن در لایه‌های گلخراب، کفه شخم و خاک غیراشباع زیرین اراضی شالیزاری در منطقه غرب استان گیلان بود.

مواد و روش‌ها

تشریح ناحیه مورد مطالعه و چگونگی نمونه‌برداری

ناحیه مورد مطالعه شامل کل اراضی شالیزاری با مدیریت آبیاری غرقابی شهرستان صومعه‌سرا (غرب استان گیلان) به وسعت ۲۶۰۰۰ هکتار در طول جغرافیایی ۱۵° و ۳۷° تا ۲۵° ۳۷° و عرض جغرافیایی ۱۵° ۳۷° تا ۳۳° ۴۹° و عرض جغرافیایی ۱۵° ۳۷° تا ۲۵° ۳۷°

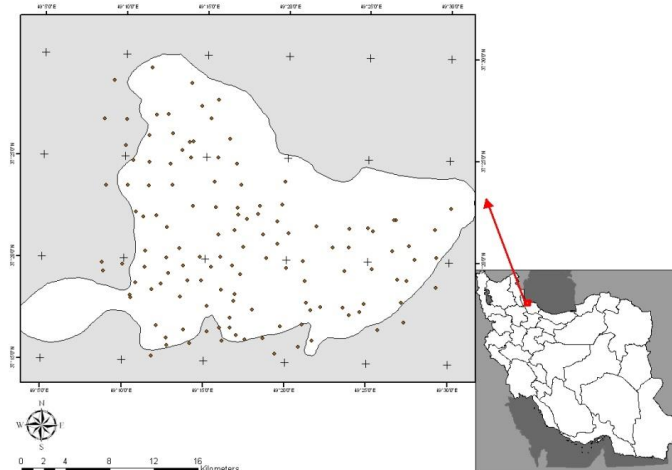
رس اتفاق می‌افتد. فشردگی، انتقال و ته‌نشست ذرات رس منجر به ایجاد ناحیه‌ای با هدایت هیدرولیکی کم می‌گردد. در پایین این لایه با نفوذپذیری کم، لایه خاکی غیرگلخراب با هدایت هیدرولیکی به نسبت زیاد و جریان خاک غیراشباع وجود دارد (ووپریز و همکاران، ۱۹۹۳). بنابراین نیم‌رخ عمودی خاک‌های گلخراب از یک لایه آب ایستابی^۱، لایه نرم گلخراب با مقاومت جزئی در ب جریان آب، لایه فشرده‌شده در زیر لایه گلخراب^۲ با مقاومت زیاد در برابر جریان آب و خاک تحت الارض غیر گلخراب تشکیل شده است (دداتا، ۱۹۸۶؛ ووپریز و همکاران، ۱۹۹۲). کمی کردن و ارتقای آگاهی از سیستم خاک گلخراب و اثری که این مدیریت می‌تواند بر نفوذ عمقی و ذخیره و موازنه آب-خاک داشته باشد، آنگاه میسر خواهد بود که اثر گلخراپی بر هدایت هیدرولیکی در لایه‌های مختلف بهتر تبیین شود. بنابراین مطالعه تغییرات مکانی هدایت هیدرولیکی اشباع و خواص مرتبط با آن نه تنها در خاک رویی شالیزاری بلکه در کفه شخم و خاک تحت الارض غیراشباع مهم است. مالانتز و همکاران (۱۹۹۶) با مطالعه تغییرات مکانی خواص هیدرولیکی در افق‌های مختلف خاک‌های یک ناحیه نشان دادند که بیشتر ویژگی‌های هیدرولیکی خاک دارای وابستگی مکانی دامنه کوتاه هستند (سپاسخواه و همکاران، ۲۰۰۵). اقبال و همکاران (۲۰۰۵) با مطالعه تغییرات مکانی ویژگی‌های فیزیکی و هدایت هیدرولیکی اشباع در افق‌های متوالی نشان دادند که بازنمایی این متغیرها برای مدیریت خاص مزرعه ضروری هستند. جانگ و لیو (۲۰۰۴) و گوپتا و همکاران (۲۰۰۶) نشان دادند که روش زمین‌آمار کریجینگ توصیف بهتری از تغییرات مکانی هدایت هیدرولیکی اشباع نسبت به دیگر روش‌های رایج دارند. مرور منابع علمی در داخل کشور بیانگر انجام مطالعات متعدد ارزیابی تغییرات مکانی هدایت هیدرولیکی اشباع در اراضی زراعی غیر شالیزاری است. ایزانلو و همکاران

1 . ponded water

2 . muddy layer

در ابتدا اراضی ناحیه مورد مطالعه با استفاده از الگوی نمونه‌برداری شبکه ردیفی-تصادفی به بلوک‌های مربع با ابعاد نه کیلومتر مربع تقسیم شدند و سپس در هر بلوک که در آن سطح زیر کشت برنج (رقم هاشمی، رایج‌ترین رقم کیفی کشت‌شده در استان گیلان) کم بود، یک نقطه و در هر یک از بلوک‌هایی که سطح زیر کشت این رقم غالب بود و یا سابقه نقصان عملکرد ناشی از تنش خشکی وجود داشت، سه نقطه به صورت تصادفی با ثبت موقعیت جغرافیایی برای بررسی نیم‌رخ خاک انتخاب شدند.

است. موقعیت جغرافیایی ناحیه مطالعه شده در شکل ۱ نشان داده شده است. از نظر زمین‌شناسی، خاک‌های این ناحیه از رسوبات دوران چهارم زمین‌شناسی به صورت-های مختلف تشکیل شده است. واحدهای اصلی فیزیوگرافی در این ناحیه شامل اراضی پست ساحلی، دشت‌های آبرفتی، دشت‌های دامنه‌ای و تا حدودی فلات-ها و پهنه‌های قدیمی است. اقلیم ناحیه مورد نظر با روش آمبرژه مرطوب معتدل و مهم‌ترین خاک‌های غالب در این ناحیه تحت رده‌های Udalf, Ochrept, Aquept و Sament می‌باشند (بردبار، ۱۳۵۳).



شکل ۱- نقشه موقعیت جغرافیایی ناحیه مورد مطالعه (شهرستان صومعه سرا) و ۱۲۰ نیم‌رخ مطالعه شده

اندازه‌گیری‌های آزمایشگاهی و صحرایی

نمونه‌های خاک به هم‌خورده پس از خشک شدن در هوا و عبور از غربال دو میلی‌متری برای تجزیه‌های فیزیکی و شیمیایی آماده شدند. در کلیه نمونه‌ها کربن آلی به روش والکلی بلک (احیایی و بهبهانی‌زاده، ۱۳۷۶)، توزیع اندازه ذرات شامل ذرات شن با استفاده از غربال، سیلت و رس با استفاده از هیدرومتر (گی و اور، ۲۰۰۲)، چگالی ظاهری خاک با استفاده از نمونه به هم‌خورده و به روش سیلندر (گراسمان و رنیزچ، ۲۰۰۲) و هدایت هیدرولیکی اشباع به روش بار افتان (بولتینک و بوما، ۲۰۰۲) اندازه‌گیری شدند.

پس از حذف نواحی جنگلی، باغ‌ها و محدوده خانه‌های روستایی، ۱۲۰ نیم‌رخ برای نمونه‌برداری انتخاب شدند. محل نیم‌رخ‌ها در شکل ۱ نشان داده شده است. در هر نقطه پس از حفر نیم‌رخی به عمق ۶۰ سانتیمتر از لایه-های گلخراب رویی، کفه‌شخم و خاک زیرین در زیر لایه فشرده به صورت به هم‌خورده (به وزن یک کیلوگرم) و به هم نخورده (با استفاده از سیلندرهای به قطر ۷/۲ و ارتفاع ۴/۲ سانتی‌متر) نمونه‌برداری انجام شد.

تحلیل آماری پارامتریک در مقیاس ناحیه‌ای

تجزیه آماری^۱ داده‌ها در مقیاس ناحیه‌ای نیازمند فرضیه‌های مرتبط با توزیع احتمال^۲ و تغییرپذیری جامعه^۳ است. گشتاورهای آمار توصیفی مانند میانگین، میانه، انحراف معیار، واریانس، تقارن (چولگی)، شکل (کشیدگی) و ضریب تغییرات برای پی بردن به ویژگی‌های آماری جامعه متغیرهای مورد مطالعه، محاسبه شدند. نرمال بودن توزیع فراوانی با استفاده از آزمون‌های معنی‌دار شدن چولگی، کشیدگی و کولموگراف اسمیرنوف ارزیابی شدند (سندکور و کوکران، ۱۹۸۰). برای انجام تجزیه آماری توصیفی از نرم‌افزار SPSS16 استفاده شد.

تحلیل آماری

در تحلیل زمین‌آمار از نیم‌تغییرنا برای تعیین تغییرات مکانی متغیرهای ناحیه‌ای و کمی نمودن پارامترهای لازم برای درون‌یابی مکانی (مانند کریجینگ) استفاده شد. تغییرنا به داده‌های پرت بسیار حساس و لازم است پیش از مدل‌سازی تغییرنا این داده‌ها حذف شوند. تشخیص داده‌های پرت با شناسایی ارزش‌های بزرگ‌تر یا کوچک‌تر از چهار برابر انحراف معیار از میانگین نمونه‌ها (کاهن و همکاران، ۱۹۹۴) و استفاده از نمودار گسسته انجام شد که در آن جفت داده‌هایی که دارای مقادیر بزرگ نیم واریانس در گام اول هستند و می‌توانند منجر به اثر قطعه‌ای بزرگ گردند، به‌عنوان داده پرت در نظر گرفته شدند.

قبل از شروع تحلیل زمین‌آمار، هر متغیر برای نرمال بودن، وجود روند و غیر همسانگردی ارزیابی شدند. وجود چولگی رایج‌ترین شکل انحراف از نرمال بودن است و ارزیابی نرمال بودن توزیع متغیرها با استفاده از آزمون‌های معنی‌دار شدن چولگی و کولموگراف اسمیرنوف انجام گردید. بهترین تحلیل زمین‌آمار با

استفاده از توزیع فراوانی گوسی انجام می‌شود (روبینسون و مترنیک، ۲۰۰۶). هنگامی که داده‌ها غیر نرمال باشند، تبدیل داده‌ها می‌تواند به نرمال شدن آن‌ها کمک نماید. تبدیل داده‌های غیر نرمال (با چولگی معنی‌دار) با استفاده از لگاریتم داده‌ها انجام شد.

پیش از مدل‌سازی تغییرنا، در صورتی که داده‌ها دارای روند باشند، بعد از تشخیص نوع روند، عملیات حذف روند با استفاده از عملگر برداشت روند در برنامه ARC-GIS10.4 انجام شد. در این برنامه رویه روند^۴ با استفاده از یک مدل افزایشی^۵ از مجموعه داده‌ها حذف شدند. تعیین روند با استفاده از برازش مدل‌های درجه اول^۶ و یا درجه دوم^۷ بر ارزش هر یک از متغیرهای مورد مطالعه (متغیر وابسته) در برابر مختصات جغرافیایی برحسب UTM (متغیر مستقل) انجام شد. مقادیر باقیمانده به ایستابی^۸ نزدیک خواهند بود و برای محاسبه نیم تغییرنا استفاده شدند.

تعداد نمونه‌های لازم برای تشخیص غیر همسانگردی ۳۰۰ است (روبینسون و مترنیک، ۲۰۰۶). در این پژوهش از ۱۲۰ نمونه خاک استفاده شد. بنابراین تشخیص اثرهای جهت جغرافیایی بر تغییرات مکانی متغیرها در مجموعه داده‌های استفاده‌شده، امکان‌پذیر نشد و تغییرات مکانی همسانگرد فرض شدند.

وجود ساختار مکانی در داده‌ها با استفاده از نیم تغییرنا نمایش تجربی ارزیابی شد. تغییرنا نمایش تجربی معیاری از درجه غیر تشابهی^۹ بین نمونه‌های مجاور است و می‌تواند با استفاده از خودهمبستگی^{۱۰} در فواصل گوناگون محاسبه گردد. نیم تغییرنا نمایش تجربی، $\gamma(h)$ ، با استفاده از رابطه زیر به دست آمد (گوروات، ۱۹۹۷):

(۱)

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

- 4 - trend surface
- 5 - Additive model
- 6 - First-order
- 7 - Second-order
- 8 - Stationary
- 9 - Dissimilarity
- 10 - Auto correlation

- 1 - statistical analysis
- 2 - probability distribution
- 3 - variability of the population

$$(2) \begin{cases} \sum_{i=1}^n W_i \gamma(Z(x_i) - Z) + \mu = \gamma(Z(x_i) - Z) \\ \sum_{i=1}^n W_i = 1 \end{cases} \quad j=1,2,\dots,n$$

که در آن μ پارامتر لاگرانژ، W_i وزن اختصاص‌یافته به هر $Z(x_i)$ ، γ نیم واریانس و j تعداد نمونه‌های همسایه است.

برای انتخاب بهترین تعداد نمونه در شعاع جستجو به‌عنوان نزدیک‌ترین همسایه، نتایج حاصل از برآورد برای انتخاب‌های ۵ تا ۲۵ نقطه در شعاع جستجوی کریجینگ با استفاده از آماره‌های ارزیابی، مقایسه شدند (نتایج نشان داده نشدند) و ۲۰ نقطه به‌عنوان مناسب‌ترین تعداد نقاط همسایه انتخاب گردید.

وزن دادن عکس فاصله

روش وزن دادن عکس فاصله، IDW، بر اساس این فرضیه است که مقدار متغیر Z در نقطه نمونه‌برداری نشده X_0 ، متناسب با میانگین وزنی فاصله داده‌ها در محدوده مجاور یا همسایگی آن نقطه است و از رابطه زیر محاسبه می‌شود (ایساکز و سریواستاوا، ۱۹۸۹):

$$(3) \quad Z^*(x_0) = \sum_{i=1}^n W_i Z(x_i)$$

که در آن $Z^*(x_0)$ مقدار متغیر Z در موقعیت نمونه‌برداری نشده x_0 ، $Z(x_i)$ مقدار متغیر Z در نقطه نمونه‌برداری شده x_i واقع در اطراف نقطه x_0 ، W_i وزن اختصاص‌یافته به هر $Z(x_i)$ و n تعداد نزدیک‌ترین نقاط نمونه‌برداری شده در همسایگی x_0 است. وزن‌های عکس فاصله، W_i ، از رابطه زیر محاسبه می‌شوند:

$$(4) \quad W_i = \frac{\frac{1}{d_i^p}}{\sum_{i=1}^n \frac{1}{d_i^p}}$$

که در آن d_i فاصله اقلیدسی بین نقاط نمونه‌برداری و تخمین زده‌شده و p پارامتر نمایی است و مشخص می‌کند که وزن نقاط با افزایش فاصله از نقطه درون‌یابی با چه سرعتی به صفر میل می‌کند (ایساکز و سریواستاوا، ۱۹۸۹). انتخاب پارامتر نما و تعداد نزدیک‌ترین نقاط برای تخمین به‌طور معنی‌داری بر کیفیت

که در آن $N(h)$ تعداد جفت مشاهدات، x_i و x_i+h موقعیت‌های نمونه‌برداری هستند که به فاصله h از یکدیگر جدا شده‌اند و $Z(x_i)$ و $Z(x_i+h)$ مقادیر متغیر اندازه‌گیری شده Z در موقعیت‌های نمونه‌برداری شده x_i و x_i+h هستند. مدل‌های مختلف تغییر نما به نیم واریانس‌های تجربی برازش داده شدند و صحت مدل انتخابی با استفاده از ضریب تعیین، R^2 ، ارزیابی شدند. مدل‌های نیم تغییر نما با سه پارامتر دامنه وابستگی مکانی، واریانس قطعه‌ای و آستانه توصیف می‌شوند. دامنه همبستگی مکانی، فاصله‌ای را مشخص می‌کند که در ماورای آن، دو مشاهده همبستگی مکانی ندارند. واریانس قطعه‌ای^۱ نشان‌دهنده خطای اندازه‌گیری و تغییرات کوچک مقیاس است. برای ایستایی درجه دوم، آستانه نشان‌دهنده واریانس ثابت در مشاهدات است. برازش مدل‌های نیم تغییر نمای کروی، نمایی، خطی و اثر قطعه‌ای با استفاده از نرم‌افزار GS+5.3 انجام شد. بعد از برازش مدل‌ها از مؤلفه‌های مدل‌های تغییر نما برای روش-روش‌های درون‌یابی استفاده شد.

کریجینگ معمولی

کریجینگ معمولی^۲، OK، یکی از چند روش درون‌یابی زمین‌آمار است که در بازنمایی داده‌های خاک استفاده شده است. در OK میانگین وزنی داده‌ها در نقاط همسایه نقطه نمونه‌برداری نشده با در نظر گرفتن ساختار مکانی توزیع داده‌ها بر پایه تابع همبستگی مکانی نقطه‌ها با استفاده از تحلیل تغییر نما مشخص شدند (گوورات، ۱۹۹۷). در OK، مقدار متغیر در نمونه‌های همسایه $Z(x_i)$ با استفاده از نیم واریانس^۳ به‌عنوان تابعی از فاصله به‌گونه‌ای وزن داده می‌شوند که خطای پیش‌بینی توسط کریجینگ معمولی دارای حداقل واریانس تخمین گردد:

1 - Nugget variance
2 - Ordinary kriging
3 - Semi-variance

یابی بدون اریب باشد، آنگاه میانگین خطا، ME می-بایستی برابر با صفر شود، اما ME محاسبه شده محکی ضعیف برای کریجینگ محسوب می‌شود؛ زیرا به عدم صحت در تغییر نما غیر حساس است. ارزش ME همچنین به مقیاس داده‌ها وابسته است؛ به همین علت از میانگین مربعات خطا، MSE استفاده شد. مقادیر کمتر MSE نشان‌دهنده نزدیکی بیشتر شبیه‌سازی‌ها به مشاهدات است. کوبایاشی و سلام (۲۰۰۰) نشان دادند که در ارزیابی مدل‌ها، آماره MSE نسبت به ضریب همبستگی بهتر است.

ریشه میانگین مربعات خطا، RMSE، به صورت زیر تعریف می‌شود:

$$RMSE = \sqrt{\frac{1}{n} \sum_{i=1}^n V_i^2} \quad (7)$$

ریشه میانگین مربعات خطا، ترکیبی از مجموع اثرهای اریب و واریانس است، ارزش کوچک‌تر این آماره نشان‌دهنده صحت بیشتر است.

نتایج و بحث

آمار توصیفی

گشتاورهای توزیع فراوانی هدایت هیدرولیکی اشباع خاک و متغیرهای مرتبط با آن برای هر سه افق در جدول ۱-الف تا ج نشان داده شدند. بیشترین تغییرات بر پایه ضریب تغییرات، CV، در هر سه افق به هدایت هیدرولیکی اشباع خاک و پس از آن به مقادیر کربن آلی و شن خاک مربوط است.

میان‌ه ضخامت افق رویی (گلخراب) در خاک-های مطالعه شده ۱۶ سانتیمتر بود که نشان‌دهنده این است که تقریباً ۵۰ درصد نمونه‌ها ضخامت این افق کمتر از ۱۵ سانتیمتر بود. دابرمن و اوبرتور (۱۹۹۷) نشان دادند که مناسب‌ترین ضخامت برای افق رویی گلخراب خاک‌های شالیزار بین ۱۵ تا ۲۰ سانتیمتر است و در ضخامت‌های کمتر از ۱۵ سانتیمتر حجم خاک قابل دسترس برای جذب

تخمین اثر می‌گذارد (کراوچنکو و بالوک، ۱۹۹۹؛ مولر و همکاران، ۲۰۰۱). در این پژوهش برآوردها به روش وزن دادن عکس فاصله با استفاده از مقایسه نزدیک‌ترین نقاط به تعداد ۸ تا ۳۰ و پارامتر نمایی در دامنه ۱ تا ۴ ارزیابی شدند (کراوچنکو و بالوک، ۱۹۹۹) و برآورد با کمترین میانگین خطا، ME، و ریشه میانگین مربعات خطا، RMSE، به عنوان برآورد برتر انتخاب گردید. برای بازنمایی و پهنه‌بندی (تهیه نقشه) متغیرها در روش IDW و OK از نرم‌افزار ARC-GIS 10.4 استفاده شد.

معیارهای ارزیابی روش‌های درونیابی

همه روش‌های ارزیابی تغییرات مکانی دارای خطای معینی ناشی از نمونه‌برداری، تجزیه‌های آزمایشگاهی و آماده‌سازی نقشه هستند. کیفیت نقشه‌های ایجادشده به دو مؤلفه صحت و دقت نقشه بستگی دارد. صحت نقشه نزدیکی برآوردها به مقدار واقعی را اندازه‌گیری می‌کند. اما، دقت نقشه معیاری از قابلیت تغییرات اشتباه در نقشه برآوردها است.

برای مقایسه روش‌های درونیابی و تجزیه و تحلیل خطاها بین داده‌های اندازه‌گیری شده و تخمینی، از روش جک نایف و آماره‌های ارزیابی اعتبار-تقاطع^۱ (مولر و همکاران، ۲۰۰۱؛ کراوچنکو و بالوک، ۱۹۹۹) استفاده شد. این آماره‌ها عبارتند از:

$$ME = bias = \frac{1}{n_v} \sum_{i=1}^{n_v} [Z^*(x_i) - Z(x_i)] = \frac{1}{n_v} \sum_{i=1}^{n_v} V_i \quad (5)$$

$$MSE = bias^2 + precision = \frac{1}{n_v} \sum_{i=1}^{n_v} V_i^2 \quad i=1, \dots, n_v \quad (6)$$

که در آن‌ها ME میانگین خطا یا اریب^۲، MSE میانگین مربعات خطا و V_i تفاوت بین مقدار پیش‌بینی شده Z^* و مقدار مشاهده شده $Z(x_i)$ در موقعیت x_i و n_v تعداد نمونه‌های آزمون شده است. در شرایط ایده آل اگر درون-

1 - Cross-validation
2 - Bias

آب و عناصر غذایی توسط ریشه محدود می‌شود. ووپیرز و همکاران (۱۹۹۲) بیان کردند که افق رویی گلخراب نقش بسیار مهمی در اقتصاد آب و تولید محصول در نظام شالیزاری دارد. متغیرهای درصد رس و رطوبت حجمی اشباع خاک در هر سه افق و سیلت و چگالی ظاهری در افق‌های دوم و سوم دارای توزیع نرمال و بدون چولگی و کشیدگی معنی‌دار بودند. نرمال بودن توزیع فراوانی بیانگر آن است که در جامعه نمونه‌ها، جوامع فرعی مجزا وجود ندارد، واریانس یکنواخت است و داده‌های پرت نیز وجود ندارند (یونگ و همکاران، ۱۹۹۹). این شرایط در بسیاری از ناحیه‌ها غیرمتحمل به نظر می‌رسد، مگر آنکه نمونه-برداری به صورت انتخابی، آگاهانه و از طریق راهبرد مشخص انجام شود و یا آنکه فرایندهای فیزیکی و شیمیایی مؤثر بر رفتار متغیرها مشابه باشند. در این پژوهش نمونه‌برداری به الگوی شبکه ردیفی-تصادفی انجام شد و علاوه بر آن با غرقاب و گلخراب کردن خاک‌ها در هنگام عملیات خاک‌ورزی شالیزارها ساختمان خاک از بین رفته و با حاکم شدن شرایط احیایی، فرایندهای فیزیکی و شیمیایی مؤثر بر متغیرهای مطالعه شده به گونه نسبی یکنواخت‌تر گردید.

هدایت هیدرولیکی اشباع در هر سه افق دارای چولگی مثبت و توزیع لوگ‌نرمال بود. هدایت هیدرولیکی اشباع وابستگی زیادی به توزیع اندازه منافذ به‌ویژه شکل و پیوستگی منافذ بزرگ دارد (گودوی و همکاران، ۲۰۱۹). چولگی مثبت و توزیع لوگ‌نرمال ناشی از وجود پدیده جریان ترجیحی است. متغیرهای مرتبط با انتقال جرم، مانند هدایت هیدرولیکی اشباع، اغلب دامنه وسیعی از داده‌های با درجه متفاوت از بزرگی مقدار را نشان می‌دهند که در نتیجه وجود منافذ بزرگ در خاک است. این پدیده با ایجاد جریان ترجیحی منجر به توزیع فراوانی غیر نرمال با ایجاد چولگی مثبت می‌گردد (واریک و وان‌اس، ۲۰۰۲). توزیع فراوانی توگ‌نرمال در K_s اشاره بر آن دارد که عوامل مؤثر در مقیاس بندی K_s نیز توزیع لوگ‌نرمال داشته باشند (کوزوگی و هاپمن، ۱۹۹۸). متغیر

کربن آلی در هر سه افق دارای توزیع لوگ‌نرمال با چولگی مثبت بود. لاگسدون (۲۰۰۲) و رومانو (۱۹۹۳) نیز نشان دادند که متغیر کربن آلی از توزیع لوگ‌نرمال برخوردار است. تغییرات زیاد در کربن آلی خاک را می‌توان به اثر عوامل زیادی مانند: مواد مادری، بافت خاک، مدیریت، توپوگرافی و وضعیت زهکشی نسبت داد. برهم‌کنش این عوامل می‌تواند منجر به تغییرات زیاد در کربن آلی خاک گردد (مک‌گراس و ژانگ، ۲۰۰۳). از سوی دیگر بر اثر عملیات تسطیح اراضی، خاک‌برداری و خاک‌ریزی که در ۸۲۵۲ هکتار (۳۳ موقعیت) از اراضی شالیزاری این ناحیه انجام شده است، بخشی از خاک‌های زیرسطحی که از کربن آلی کمتری برخوردار بودند، در معرض سطح قرار گرفته و منجر به غیریکنواختی بیشتر می‌گردد. زلک و سی (۲۰۰۵) نشان دادند که علت چولگی مثبت در کربن آلی ناشی از تغییرات مقیاس بزرگ در داده‌ها است.

متغیر شن دارای توزیع فراوانی غیر نرمال با چولگی و کشیدگی مثبت معنی‌دار بود. بیشتر نمونه خاک‌های شالیزاری مورد مطالعه از نظر زمین‌نما^۱ در دشت آبرفتی دامنه‌ای (متشکل از رسوبات آبرفتی) واقع شده که از تکامل زیاد برخوردار و شدت هوادیدگی در آن‌ها به نسبت زیاد است (ترابی گل‌سفیدی، ۱۳۸۰). این خاک‌ها از رس زیاد و شن کم برخوردار هستند. اما، تعدادی از نمونه‌ها در اراضی شالیزاری نزدیک به تالاب انزلی واقع شده‌اند که از نظر زمین‌نما جزء دشت‌های ساحلی با مقدار شن زیاد محسوب می‌شوند. این پدیده منجر به ظهور تعدادی نمونه با مقدار شن زیاد و ایجاد چولگی مثبت در توزیع فراوانی شد.

جدول ۱- الف) آمار توصیفی متغیرهای مطالعه شده در افق رویی (خاک گلخراب)

متغیر	واحد	حداقل	حداکثر	میانگین	میانه	انحراف معیار	واریانس	چولگی	کشنیدگی	ضریب تغییرات	نوع توزیع
ضخامت لایه	cm	۶	۳۹	۱۶/۶۵	۱۶	۳/۳۹	۱۱/۴۹	۰/۶۸	۱/۰۶	۲۰/۳۶	لوگ نرمال
کربن آلی	%	۰/۷	۶/۴۸	۲/۴۹	۲/۲۸	۱/۱۴	۱/۳۰	۱/۱۸ *	۱/۳۵ *	۴۵/۹	لوگ نرمال
شن	%	۳	۴۸	۲۰/۶	۱۸	۱۰/۸۹	۱۱۸/۵۲	۱/۷۶ *	۶/۳۰ *	۵۲/۹	لوگ نرمال
سیلت	%	۱۴	۷۴	۴۹/۴۸	۴۹	۸/۴۰	۷۰/۴۸	۰/۴۸ *	۲/۰۵ *	۱۷	-
رس	%	۲	۵۴	۲۹/۹	۲۹/۵	۹/۸۹	۹۷/۸	۰/۱ ns	۰/۳۷ ns	۳۳	نرمال
چگالی ظاهری خاک	g cm ⁻³	۰/۷۲	۱/۵۸	۱/۰۷	۱/۰۵	۰/۱۵	۰/۰۲	۰/۵۷ *	۰/۰۵ ns	۱۴	لوگ نرمال
رطوبت حجمی اشباع	cm ³ cm ⁻³	۰/۴۲	۰/۶۹	۰/۵۷	۰/۵۷	۰/۰۵	۰/۰۰۲	۰/۲۹	۰/۳۳ ns	۹	نرمال
هدایت هیدرولیکی اشباع	cm d ⁻¹	۰/۰۱	۱/۴۳	۰/۱۹	۰/۱	۰/۲۳	۰/۰۵	۳/۰۹ *	۱۱/۱۵ *	۱۲۱	لوگ نرمال

جدول ۱- ب) آمار توصیفی متغیرهای مطالعه شده در افق دوم (کفه شخم فشرده زیرین لایه گلخراب)

متغیر	واحد	حداقل	حداکثر	میانگین	میانه	انحراف معیار	واریانس	چولگی	کشنیدگی	ضریب تغییرات	نوع توزیع
ضخامت لایه	cm	۸	۵۴	۳۱/۴۴	۱۹	۸/۹۵	۸۰/۰۸	۱/۶۶	۲/۷۱	۴۱/۷۴	لوگ نرمال
کربن آلی	%	۰/۳۶	۵/۳	۱/۶۸	۱/۴	۱/۰۸	۱/۱۷	۱/۰۸ *	۰/۸۴	۶۴/۲	لوگ نرمال
شن	%	۱	۶۴	۱۷/۱	۱۵	۱۰/۹	۱۱۹/۹	۱/۵۷ *	۳/۱ *	۶۳/۷	لوگ نرمال
سیلت	%	۲۲	۷۰	۴۹/۳	۵۰	۸/۴	۷۰/۴	۰/۲۲	۰/۳۳	۱۷	نرمال
رس	%	۱۲	۶۱	۳۲/۶	۳۳	۱۰/۷	۱۱۵	۰/۳۶	۰/۲۴	۳۱/۸	نرمال
چگالی ظاهری خاک	g cm ⁻³	۰/۷۳	۱/۸	۱/۲۹	۱/۳۳	۰/۲۳	۰/۰۵۵	۰/۰۹	۰/۶۶	۱۷/۸	نرمال
رطوبت حجمی اشباع	cm ³ cm ⁻³	۰/۳۱	۰/۷۳	۰/۵۴	۰/۵۴	۰/۰۸	۰/۰۰۷	۰/۰۳	۰/۱۶	۱۴/۸	نرمال
هدایت هیدرولیکی اشباع	cm d ⁻¹	۰/۰۱	۷۷۵/۴	۳۶/۸۹	۱/۳۸	۱۱۰/۴۴	۱۲۱۹/۰۳	۴/۸۳ *	۲۵/۸۴ *	۲۹۹/۳	لوگ نرمال

جدول ۱- ج) آمار توصیفی متغیرهای مطالعه شده در افق سوم (خاک غیراشباع زیرین کفه شخم)

متغیر	واحد	حداقل	حداکثر	میانگین	میانه	انحراف معیار	واریانس	چولگی	کشنیدگی	ضریب تغییرات	نوع توزیع
ضخامت لایه	cm	۸	۴۰	۲۶/۸۵	۲۶	۶/۳۶	۴۰/۳۹	۰/۰۶	۰/۲۴	۲۳/۶۷	لوگ نرمال
کربن آلی	%	۰/۰۴	۳/۶۱	۰/۷۵	۰/۵۳	۰/۶۵	۰/۴۲	۲/۰۳ *	۴/۹۴ *	۸۶/۶	لوگ نرمال
شن	%	۱	۹۳/۶	۲۱/۱۴	۱۴	۱۹/۰۴	۳۶۲/۴	۱/۹ *	۳/۶۰ *	۹۰	لوگ نرمال
سیلت	%	۲/۰۳	۶۷/۷	۴۵/۶	۴۷	۱۲/۰۳	۱۴۴/۷	۰/۹۹	۱/۸۹	۲۶/۴	نرمال
رس	%	۰/۴۸	۵۸	۳۳/۲۳	۳۲/۵	۱۲/۴۸	۱۵۵/۷	۰/۱۸	۰/۲۹	۳۷/۶	نرمال
چگالی ظاهری خاک	g cm ⁻³	۰/۹۵	۱/۸۸	۱/۴۳	۱/۴۵	۰/۱۷	۰/۰۳	۰/۳۳	۰/۲۲	۱۱/۹	نرمال
رطوبت حجمی اشباع	cm ³ cm ⁻³	۰/۳۴	۰/۷۶	۰/۴۹	۰/۴۹	۰/۰۷	۰/۰۰۵	۰/۳۷۹	۰/۲۱	۱۴/۳	نرمال
هدایت هیدرولیکی اشباع	cm d ⁻¹	۰/۰۱	۶۳۰/۸۴	۴۷/۷۵	۴/۵۱	۱۱۸/۶۱	۱۴۰۶۹/۳	۳/۷۱۲ *	۱۳/۹۵ *	۲۸۴/۴	لوگ نرمال

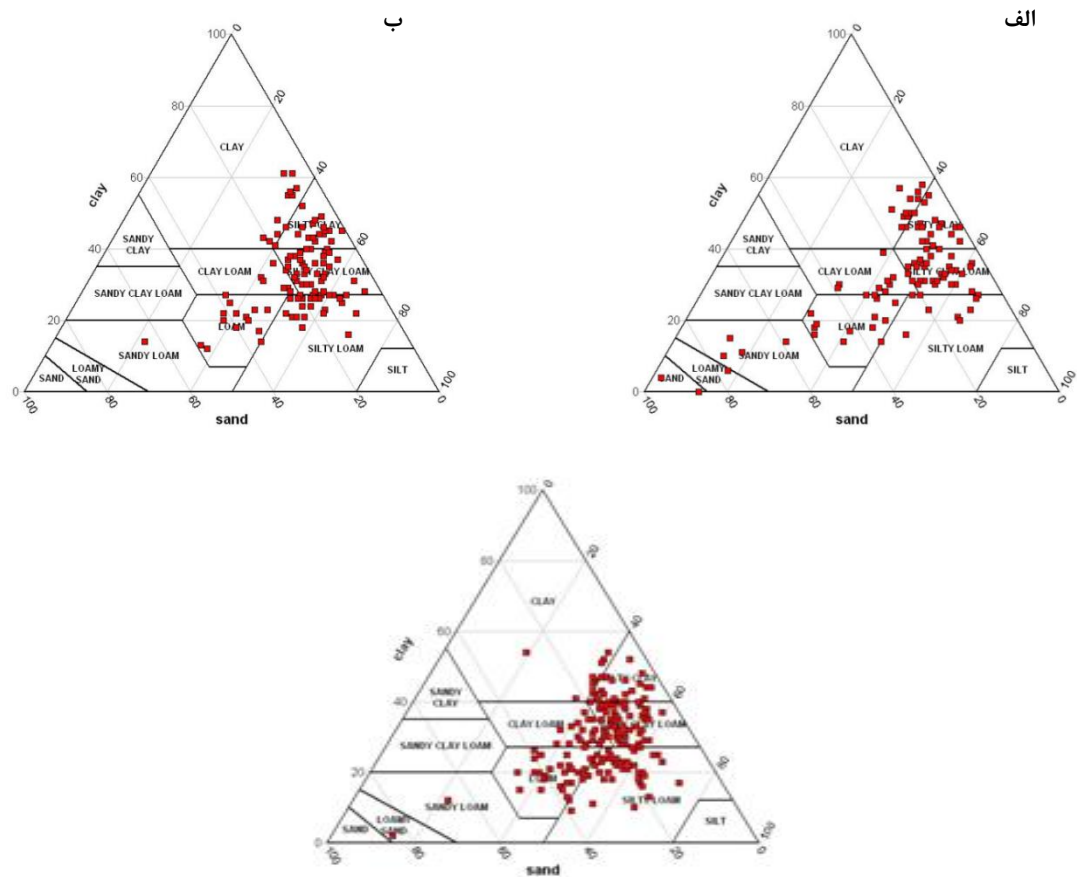
تحلیل ساختار مکانی

افق اول (خاک رویی گلخراب)

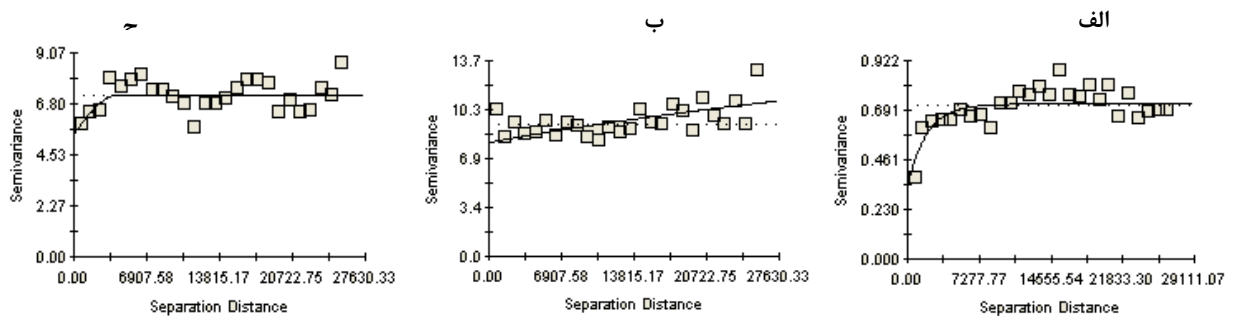
مؤلفه‌های مدل‌های برازش شده بر نیم‌تغییرنمای تجربی متغیرهای مطالعه شده خاک در جدول ۲-الف تا ۲-ج مشخص شده‌اند. متغیرهای مقدار سیلت، رطوبت حجمی اشباع و لگاریتم داده‌های چگالی ظاهری خاک از مدل خطی فاقد آستانه پیروی نمودند. به نظر می‌رسد این مدل بخشی از مدل‌های دارای آستانه مانند کروی یا نمایی باشد. ایده نامحدود بودن واریانس و تغییرپذیری در یک متغیر ناحیه‌ای نامتحمل به نظر می‌رسد. اما، اگر محدوده جغرافیایی ناحیه مورد مطالعه افزایش یابد، تغییرپذیری ویژگی خاک نیز افزایش می‌یابد (محمدی، ۱۳۸۵).

متغیرهای رس، لگاریتم داده‌های شن و کربن آلی از مدل نیم‌تغییرنمای کروی و لگاریتم هدایت هیدرولیکی اشباع از مدل نمایی پیروی نموده و دارای ایستایی مرتبه دوم^۱ هستند. دامنه نیم‌تغییرنمای مطالعه شده نشان داد که هدایت هیدرولیکی اشباع در مقایسه با بقیه متغیرها از وابستگی مکانی کمتری برخوردار است (جدول ۲-الف).

میانگین رس و چگالی ظاهری خاک در کفه شخم فشرده و خاک غیراشباع زیرین کفه شخم بیشتر از لایه رویی گل‌خراب است. این پدیده می‌تواند ناشی از مهاجرت رس از لایه گل‌خراب و فشردگی ناشی از حرکت ماشین‌های کشاورزی باشد (شارما و دداتا، ۱۹۸۵). پراکنش نمونه‌ها در نمودار مثلث بافت خاک آمریکا نشان داد که کلاس‌های بافتی غالب در افق‌های اول و دوم به ترتیب رس سیلتی، لوم رسی سیلتی، لوم سیلتی، لوم رسی و لوم هستند (شکل ۲). تنوع کلاس‌های بافتی در افق سوم نسبت به دو افق بالایی آن بیشتر بود.



شکل ۲- پراکنش توزیع اندازه ذرات خاک‌های شالیزاری مورد مطالعه روی مثلث بافت خاک: الف) افق اول (خاک گلخراب)، ب) افق دوم (کفه شخم فشرده زیرین لایه گلخراب)، ج) افق سوم (خاک غیراشباع زیرین کفه شخم)



شکل ۳- نیم‌تغییرنمای تجربی هدایت هیدرولیکی اشباع و مدل‌های برازش شده بر آن در خاک‌های شالیزاری مورد مطالعه: الف) هدایت هیدرولیکی اشباع- افق اول، ب) هدایت هیدرولیکی اشباع- افق دوم، ج) هدایت هیدرولیکی اشباع- افق سوم

جدول ۲-الف) مؤلفه‌های مدل نیم‌تغییرنما برای متغیرهای مطالعه شده در خاک‌های افق اول (خاک رویی گلخواب)

مؤلفه‌های مدل نیم‌تغییرنمای برازش شده در لایه دوم							
متغیر	واحد	مدل	واریانس قطعه‌ای	آستانه	دامنه	واریانس قطعه‌ای واریانس کل	R ²
شن (لگاریتم)	%	کروی	۰/۱۸	۰/۳۰	۱۱۹۶۰	۰/۶۰	۰/۴۸
سیلت	%	خطی	۵۰/۳۰				۰/۸۱
رس	%	کروی	۴۱/۷۰	۱۳۰/۸	۳۴۹۸۰	۰/۳۲	۰/۹۴
چگالی ظاهری خاک (لگاریتم)	g/cm ³	خطی	۰/۰۲				۰/۷۲
رطوبت حجمی اشباع	cm ³ /cm ³	خطی	۰/۰۱				۰/۲۱
هدایت هیدرولیکی اشباع (لگاریتم)	cm/d	نمایی	۰/۳۳	۰/۷۲	۱۹۰۰	۰/۴۶	۰/۶۰
کربن آلی (لگاریتم)	%	کروی	۰/۱۶	۰/۲۲	۳۴۶۰۰	۰/۷۳	۰/۵۰

جدول ۲-ب) مؤلفه‌های مدل نیم‌تغییرنما برای متغیرهای مطالعه شده در خاک‌های افق دوم (کفه شخم فشرده زیرین لایه گلخواب)

مؤلفه‌های مدل نیم‌تغییرنمای برازش شده در لایه دوم							
متغیر	واحد	مدل	واریانس قطعه‌ای	آستانه	دامنه	واریانس قطعه‌ای واریانس کل	R ²
شن (لگاریتم)	%	خطی	۰/۲۸۹				۰/۵۶
سیلت	%	خطی	۴۷/۹۳				۰/۹۵
رس	%	خطی	۶۵/۸۹				۰/۹۲
چگالی ظاهری خاک	g/cm ³	کروی	۰/۰۴	۰/۰۶	۳۵۰۰	۰/۶۶	۰/۲۵
رطوبت حجمی اشباع	cm ³ /cm ³	اثر قطعه‌ای	۰/۰۷				۰/۰۵
هدایت هیدرولیکی اشباع (لگاریتم)	cm/d	خطی	۸/۴۹				۰/۲۸
کربن آلی (لگاریتم)	%	کروی	۰/۳۲	۰/۴۲	۳۵۰۰	۰/۷۴	۰/۲۴

جدول ۲-ج) مؤلفه‌های مدل نیم‌تغییرنما برای متغیرهای مطالعه شده در خاک‌های افق سوم (خاک غیراشباع زیرین کفه شخم)

مؤلفه‌های مدل نیم‌تغییرنمای برازش شده در لایه سوم							
متغیر	واحد	مدل	واریانس قطعه‌ای	آستانه	دامنه	واریانس قطعه‌ای واریانس کل	R ²
شن (لگاریتم)	%	اثر قطعه‌ای	۰/۷۰				۰/۲۱
سیلت	%	نمایی	۹۱/۳	۱۸۹/۸	۱۲۶۶۰	۰/۴۸	۰/۶۳
رس	%	خطی	۸۹/۱۶				۰/۹۳
چگالی ظاهری خاک	g/cm ³	کروی	۰/۰۰۹	۰/۰۳	۳۵۰۰	۰/۳	۰/۳۹
رطوبت حجمی اشباع	cm ³ /cm ³	کروی	۰/۰۰۲	۰/۰۰۵	۲۲۲۵۰	۰/۴	۰/۴۳
هدایت هیدرولیکی اشباع (لگاریتم)	cm/d	کروی	۵/۴	۷/۲	۴۱۰۰	۰/۷۵	۰/۲۱
کربن آلی (لگاریتم)	%	اثر قطعه‌ای	۰/۷۶				۰/۳۷

بود. نسبت واریانس قطعه‌ای به آستانه، مشخصه‌ای از قدرت ساختار مکانی متغیرها به تفکیک ضعیف ($>0/6$)، متوسط ($0/6$ تا $0/1$) و قوی ($<0/1$) است (کراوچنکو، ۲۰۰۳). ضعیف بودن ساختار مکانی معیاری از تغییرات تصادفی، دامنه کوتاه و غیرقابل توصیف در مقیاس مطالعه است. متغیر کربن آلی از ساختار مکانی ضعیف برخوردار بود. ضعیف بودن ساختار مکانی منعکس‌کننده اثر عوامل

سهم تغییرات مقیاس اندازه‌گیری^۱ از کل واریانس^۲ با استفاده از نسبت واریانس قطعه‌ای به کل واریانس، تخمین زده شد. این سهم برای متغیر رس از Ks کمتر و برای متغیرهای شن و کربن آلی بیشتر از Ks

1. Measurement scale variability
2. Total variance
3. Extrinsic factors

بیرونی^۳ و مدیریت خاک مانند کود، آب و خاک‌ورزی بر متغیر موردنظر است (کامباردلا و همکاران، ۱۹۹۴).

افق دوم (کفه شخم فشرده زیرین لایه گلخراب)

مؤلفه‌های مدل‌های برازش شده بر نیم‌تغییرنمای تجربی متغیرهای مطالعه شده در خاک‌های افق دوم (کفه شخم فشرده زیرین لایه گلخراب) در (جدول ۲-ب) مشخص شده است.

متغیر رطوبت حجمی اشباع از مدل اثر قطعه‌ای پیروی کرد. این مدل بیانگر فقدان همبستگی مکانی بوده و نشان می‌دهد که متغیر در مقیاس اندازه‌گیری شده تصادفی بوده است. چگالی ظاهری خاک و لگاریتم کربن آلی از مدل کروی پیروی نمودند. دامنه وابستگی مکانی برای کربن آلی در افق دوم کمتر از خاک رویی و واریانس قطعه‌ای آن بیشتر است (جدول‌های ۲-الف و ۲-ب). متغیر لگاریتم شن که در افق رویی گلخراب از مدل کروی پیروی می‌نمود، در این افق دارای مدل خطی با شیب کم بود (شکل آن نشان داده نشده است). لگاریتم هدایت هیدرولیکی اشباع در افق دوم برخلاف افق رویی و افق سوم از مدل خطی با شیب کم پیروی نمود که رفتار آن به مدل اثر قطعه‌ای نزدیک است (شکل ۳). ضریب تغییرات KS نیز در این افق ۲۹۹/۳٪ است که نسبت به دو افق بالایی (۱۲۱٪) و پایینی (۲۸۴/۴٪) بیشتر است. مالانت و همکاران (۱۹۹۶) با ارزیابی تغییرات آماری و مکانی ویژگی‌های هیدرولیکی در ۱۸۰ نیم‌رخ‌های خاک با فاصله ۳۱ متر در یک ترانسکت نشان دادند که بیشترین ضریب تغییرات برای هدایت هیدرولیکی اشباع به مقادیر ۵۹۹، ۳۲۲ و ۸۹۷ درصد به ترتیب در عمق‌های ۰/۱، ۰/۵ و ۰/۹ متر مشاهده شد. منافذ بزرگ و حجم کوچک نمونه‌ها از دلایل مهم این تغییرات زیاد دانسته شد.

فقدان همبستگی مکانی و نزدیک بودن رفتار KS به متغیرهای تصادفی را می‌توان ناشی از توزیع غیریکنواخت در مهاجرت رس از افق بالایی و اثر

پیشامدهایی مانند وجود منافذ زیستی و کانال‌هایی از ریشه و حرکت جانوران دانست که منجر به جریان ترجیحی می‌گردند. هنگامی که منافذ بزرگ یا زیستی در خاک وجود دارند استفاده از استوانه‌های نمونه‌برداری برای اندازه‌گیری KS منجر به ایجاد یک شرایط مرزی مصنوعی می‌گردد؛ در نتیجه آب جریان یافته از این نمونه‌ها دارای میانگین و واریانس زیادی خواهند بود (مالانتز و همکاران، ۱۹۹۷). سولیس و همکاران (۲۰۲۰) با تجزیه و تحلیل داده‌های طولانی مدت ۱۴ ساله (۲۰۰۵-۲۰۱۸) در یک حوضه آبخیز کوچک مقیاس (۷/۸۴ کیلومتر مربع) در کشور یونان نشان دادند که هدایت هیدرولیکی اشباع تغییرات مکانی بسیار شدیدی داشت، به طوری که علیرغم کوچک بودن حوضه، با بافت خاک، سنگریزه و واحدهای فیزیوگرافی همبستگی نداشتند. بنابراین استفاده از توابع انتقالی نمی‌تواند یک رویکرد مناسب برای برآورد هیدرولیکی اشباع در این حوضه باشد. نتایج به دست آمده از سه مقیاس آزمایش شده مقیاس کوچک (۱ متر مربع) با $CV=87\%$ ، مقیاس متوسط (۲۵۰ متر مربع) با $CV=73.8\%$ و کل حوضه با $CV=68.2\%$ نشان‌دهنده غیریکنواختی به نسبت مشابه در سه مقیاس بود که ناشی از غالب بودن تغییرات کوچک مقیاس بوده که تأثیر محدودیتی خود را بر دیگر مقیاس‌ها نشان داد. در این شرایط به تعداد زیادی نمونه و همچنین با ابعاد بزرگ‌تر برای آنکه معرف جریان در مقیاس ناحیه‌ای باشند نیاز است؛ اما جمع‌آوری این‌گونه نمونه‌ها به علت وقت، هزینه و سختی زیاد غیرممکن است (مالانتز و همکاران، ۱۹۹۶). گوپتا و همکاران (۲۰۰۶) نشان دادند که در هر موقعیتی که در خاک منافذ بزرگ وجود داشته باشد، جریان آب در خاک ترکیبی از جریان آب در منافذ بزرگ و پیکره خاک خواهد بود. جریان در منافذ بزرگ (منعکس شده در هدایت هیدرولیکی نزدیک به اشباع) و جریان در پیکره خاک (منعکس شده در هدایت هیدرولیکی کم خاک) با یکدیگر دارای همبستگی منفی هستند. از سوی دیگر حجم گسترده عملیات خاک‌برداری

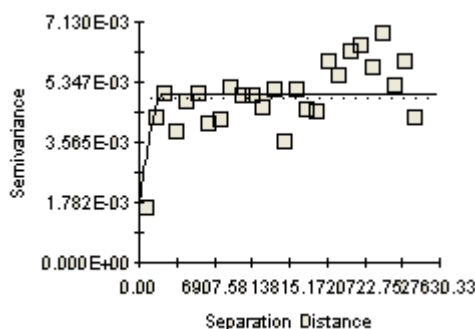
(خاک غیراشباع زیرین کفه شخم) در (جدول ۲-ج) مشخص شده است.

متغیر سیلت در خاک‌های افق سوم برخلاف دو افق بالایی از مدل نیم‌تغییرنمای نمایشی پیروی کرد. نیم‌تغییرنمای تجربی رطوبت حجمی اشباع بعد از رسیدن به آستانه دوباره افزایش یافت (شکل ۴). مولر و همکاران (۲۰۰۱) این پیشامد را ناشی از یک انحراف مقیاس بزرگ و / یا وجود مقادیر بزرگ از متغیر بررسی شده در جامعه مورد مطالعه می‌دانند.

و خاک‌ریزی در طرح‌های تسطیح اراضی (در منطقه مورد مطالعه در ۳۳ مکان عملیات تسطیح اراضی و تجهیز و نوسازی اراضی شالیزاری انجام شده بود) با تشدید ایجاد غیریکنواختی و ایجاد شرایط موزائیکی می‌تواند بر شدت تغییرات KS در این لایه مؤثر گردند.

افق سوم (خاک غیراشباع زیرین کفه شخم)

مؤلفه‌های مدل‌های برازش شده بر نیم‌تغییرنمای تجربی متغیرهای مطالعه شده در خاک‌های افق سوم



شکل ۴- نیم‌تغییرنمای تجربی رطوبت حجمی اشباع در افق سوم و مدل کروی برازش شده بر آن

فرایند مستقل مؤثر بر KS است که هر یک در مقیاس مکانی و زمانی متفاوت به گونه سلسله‌مراتب آشیانه‌ای^۲ عمل می‌نمایند (سویی‌راج و همکاران، ۲۰۰۴). فرایندهایی که در یک مقیاس غالب هستند، ممکن است اثر معنی‌دار در دیگر مقیاس‌ها نداشته باشند. در خاک رویی تغییرات مکانی KS می‌تواند تحت اثر فرایندهای مقیاس بزرگ مانند کربن آلی با دامنه وابستگی مکانی زیاد باشد (جدول ۲-الف). اما به نظر می‌رسد فرایند گل‌خراب کردن خاک و عمق متفاوت آن در هنگام عملیات آماده‌سازی اراضی شالیزاری و اجرای پروژه‌های تجهیز و تسطیح اراضی (که همراه با خاک‌برداری و خاک‌ریزی است) به صورت مقیاس موضعی^۳ منجر به تغییرات مکانی با وابستگی مکانی دامنه کوتاه در KS شده و اثر تغییرات در مقیاس بزرگ را پوشانده باشد. اما به نظر می‌رسد که

لگاریتم کربن آلی در این افق برخلاف افق‌های بالایی از مدل اثر قطعه‌ای برخوردار شد که نشان‌دهنده تغییرات تصادفی در این متغیر است. لگاریتم هدایت هیدرولیکی اشباع در این افق از مدل کروی پیروی کرد. اما، دامنه همبستگی مکانی آن (۴۱۰ متر) از خاک رویی (۱۹۰۰ متر) بیشتر بود. نیم‌تغییرنمای تجربی KS در این افق از رفتاری تناوبی برخوردار بود (شکل ۳-ج) که نشان‌دهنده وجود مقیاس آشیانه‌ای^۱ در تغییرات است (زلک و سی، ۲۰۰۵). به نظر می‌رسد علت تغییر رفتار مکانی KS در سه افق (پیروی از مدل‌های دارای آستانه با دامنه و قدرت متفاوت ساختار مکانی در افق‌های اول و سوم و مدل خطی با شیب کم در افق دوم) نتیجه چند

1. Nested scale
2. Nested hierarchy
3. Local scale
- 4- chaotic

ساختار مکانی ضعیف برخوردارند، به پژوهش بیشتری نیاز دارد.

مقادیر آماره‌های ارزیابی MSE و $RMSE$ در افق‌های دوم و سوم به‌ویژه برای متغیرهای شن و هدایت هیدرولیکی اشباع بیشتر از افق اول بود. بنابراین روش‌های IDW و KG در برآورد متغیرهای افق‌های دوم و سوم در مقایسه با افق اول به گونه نسبی از عدم قطعیت بیشتری برخوردار بودند. این متغیرها در افق‌های دوم و سوم از توزیع لوگ‌نرمال برخوردار بوده و ضریب تغییرات آن‌ها (به ترتیب $۲۹۹/۳\%$ و $۲۸۸/۴\%$) زیاد بود.

توزیع مکانی

افق اول (خاک رویی گلخراب)

بازنمایی^۱ هدایت هیدرولیکی اشباع و متغیرهای مرتبط با آن با استفاده از روش درون‌یاب کریجینگ در شکل ۵ نشان داده شده است. بازنمایی مقدار رس در خاک‌های رویی نشان می‌دهد که بیشترین مقدار این متغیر در جنوب غربی ناحیه صومعه‌سرا در شالیزارهای نزدیک به کوهستان و کمترین مقدار آن در شرق و شمال شرقی ناحیه در حوضه آبریز سپیدرود و شالیزارهای نزدیک به تالاب انزلی قرار دارد.

بیشترین مقدار کربن آلی به‌صورت محدوده‌های به نسبت کوچک در مرکز، شمال و جنوب غرب ناحیه قرار دارد. قسمت عمده اراضی شالیزاری این ناحیه از تبدیل جنگل به وجود آمده‌اند که از کربن آلی زیاد در خاک رویی برخوردار بودند. کمترین مقدار کربن آلی در شرق و شمال شرق صومعه‌سرا قرار دارد. به نظر می‌رسد از دلایل کاهش کربن آلی در این ناحیه درشت بودن بافت خاک، وجود زهکش مناسب و فراهم شدن شرایط مناسب برای تهویه است که منجر به اکسایش و تجزیه مواد آلی می‌شود. توزیع جغرافیایی رطوبت حجمی اشباع نشان داد که نیمه شرقی ناحیه مطالعه شده از رطوبت کمتری

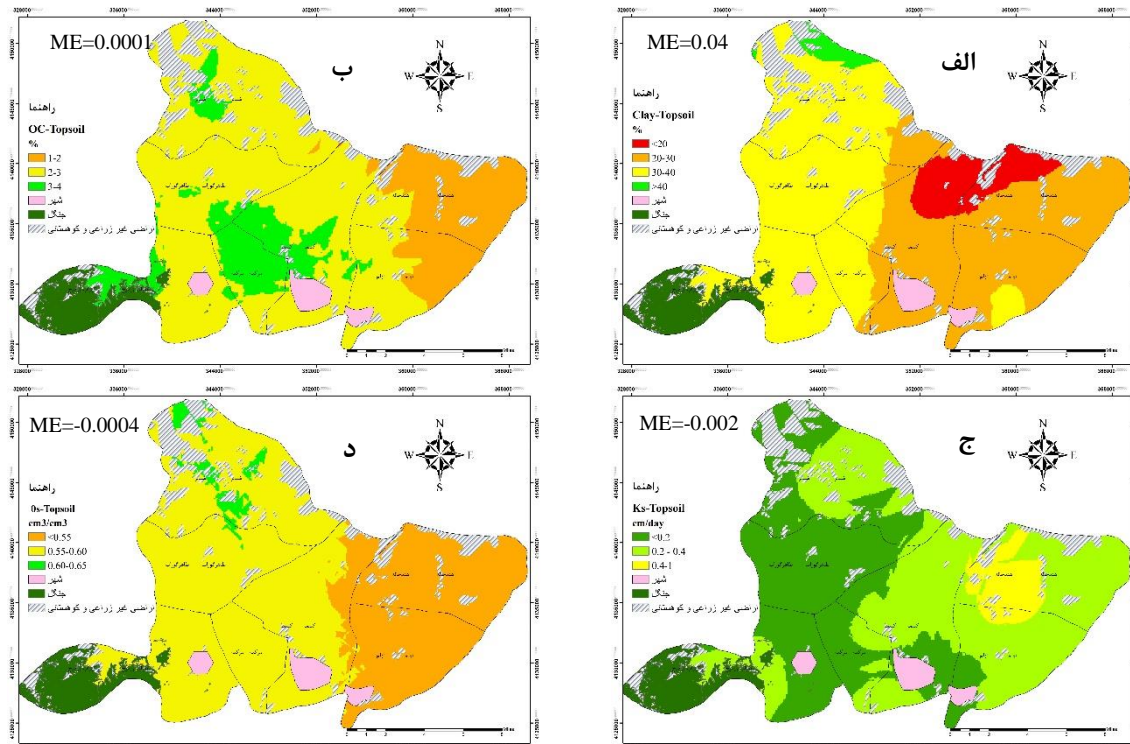
تغییرات مکانی Ks در لایه‌های دوم و سوم تحت اثر عوامل و فرایندهای مؤثر بر هر دو مقیاس موضعی (مانند وجود ترک، منافذ و کانال‌های ریشه و جانوران) و مقیاس بزرگ (مانند تغییر در ویژگی‌های فیزیکی و تفاوت‌های مورفولوژیک خاک) قرار گرفته باشند. اسویکس و لاپیک (۲۰۲۱) نشان دادند که در منطقه مورد مطالعه آن‌ها دامنه همبستگی مکانی هدایت هیدرولیکی اشباع با ویژگی‌های ذاتی و نسبتاً پایدار، بزرگ‌تر (از ۱۵ تا ۸۱ کیلومتر) از دامنه ویژگی‌های متغیر پویا ($۰/۳$ تا $۰/۹$ کیلومتر) است. چنین پیشامدی از فرایندها که ماهیت متفاوت دارند، به‌صورت هم‌زمان در دامنه‌ی متفاوت از مقیاس‌ها عمل می‌کنند (بُرو، ۱۹۸۳)، اغلب منجر به توزیعی متناسب به آشوب^۲ و غیرخطی از متغیرها می‌شوند (فیلیس، ۱۹۹۳).

مقایسه روش‌های درون‌یابی وزن دادن عکس فاصله و کریجینگ

برآوردهای روش وزن دادن عکس فاصله، IDW با برآوردهای حاصل از روش کریجینگ، KG در هر سه افق خاک با استفاده از آماره‌های ارزیابی ME ، MSE و $RMSE$ مقایسه گردیدند. لو و همکاران (۲۰۰۸) نشان دادند که در هنگامی که ساختار مکانی متغیرها قوی نباشد، تعداد داده‌ها محدود باشد و یا مدل‌های تغییر نما به‌خوبی بر داده‌های نیم واریانس تجربی برازش نگرند، IDW قدرت پیش‌بینی بهتری نسبت به KG خواهد داشت. در این مطالعه، متغیرها از ساختار مکانی قوی برخوردار نبودند و برخی از آن‌ها دارای مدل نیم‌تغییرنمای خطی بودند (جدول ۲)، اما در این مطالعه روش KG از صحت بیشتری در مقایسه IDW برای برآورد متغیرها برخوردار بود، تنها برای چگالی ظاهری خاک برتری از آن IDW بود که ناشی از ضعیف بودن ساختار مکانی در این متغیر است (جدول مقایسه برآورد برای هر یک از متغیرها در افق‌های مطالعه شده نشان داده نشدند). تعمیم برتری KG نسبت به IDW در شرایطی که متغیرها از

کم بود. در شالیزارهای گوراب‌زرمیخ و طاهرگوراب وجود دارد. خاک‌های این ناحیه از رس بیشتری در مقایسه با دیگر نواحی برخوردار بودند.

برخوردار است. در این ناحیه مقدار رس و کربن‌آلی نیز بیشترین مقدار هدایت هیدرولیکی اشباع در شالیزارهای ناحیه هندخاله، تولم و کسما با شن زیاد و رس و کربن‌آلی کم قرار دارد. مقدارهای کم هدایت هیدرولیکی اشباع



شکل ۵- نقشه‌های هم‌مقدار تولیدشده به‌وسیله کربجینگ برای هدایت هیدرولیکی اشباع خاک (Ks) و ویژگی‌های مرتبط با آن در افق اول (خاک رویی گلخراب): الف) درصد رس، ب) کربن‌آلی، ج) هدایت هیدرولیکی اشباع، د) رطوبت حجمی اشباع

ب). وویرز و همکاران (۱۹۹۲) با ارزیابی مقاومت هیدرولیکی خاک‌های شالیزاری نشان دادند که هر چه ضخامت این کفه بیشتر باشد مقاومت هیدرولیکی نیز بیشتر خواهد بود. از سوی دیگر با توجه به زیاد بودن مقدار رس در نیمه غربی انتظار می‌رفت که هدایت هیدرولیکی اشباع در مقایسه با دیگر نواحی کمتر باشد. اما، مقدار Ks در بسیاری از نقاط نمونه‌برداری نیمه غربی و جنوب زیاد بود. مقدار رس خاک یک مشخصه به نسبت ایستا^۱ است، درحالی‌که ویژگی‌های هیدرولیکی خاک به شدت پویا^۲ هستند. بسیاری از خاک‌های افق دوم در نیمه غربی و جنوب شهرستان (در ۵۷ موقعیت) دارای

افق دوم (کفه شخم فشرده زیرین لایه گلخراب)

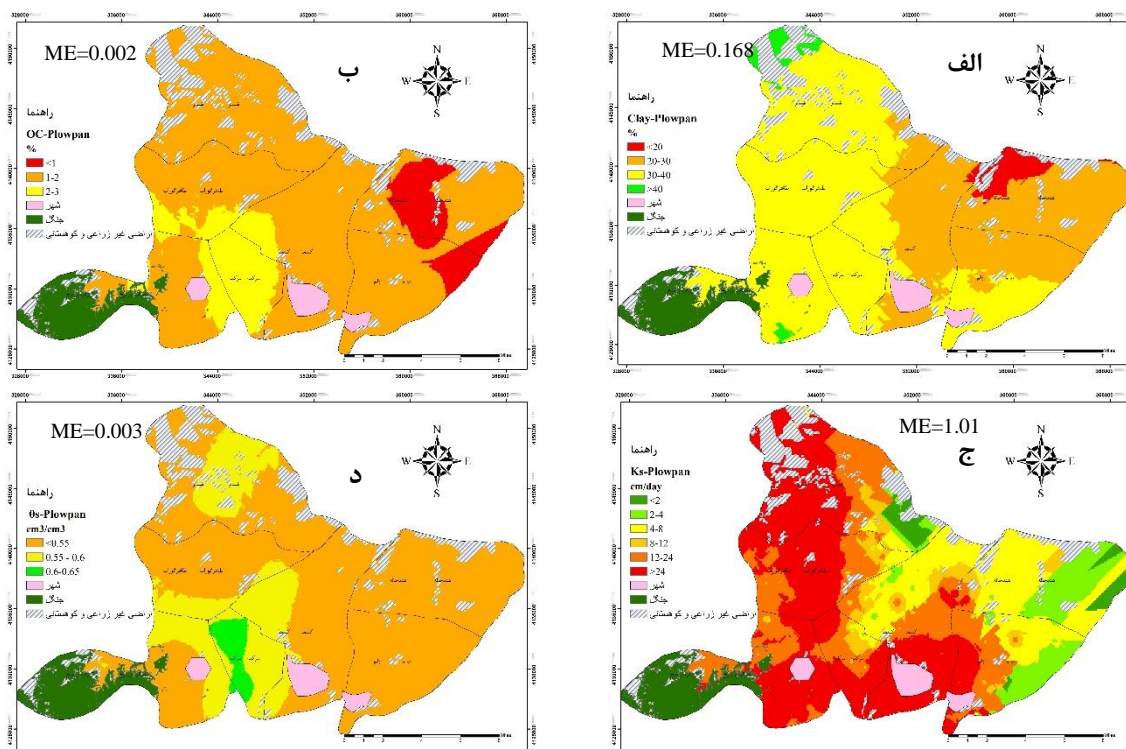
خاک‌های افق دوم در زیر لایه گلخراب به‌عنوان سخت کفه شخم و بر اثر فشردگی ناشی از حرکت چرخ‌های ماشین‌های کشاورزی و ته‌نشست ذرات رس ایجاد می‌شود و لایه‌ای با نفوذپذیری کم ایجاد می‌کند. بازنمایی متغیرها در خاک‌های این افق در (شکل ۶) نشان داده شده است. مقدار رس در خاک‌های این افق در نیمه غربی و جنوب در مقایسه با نیمه شرقی بیشتر است. کربن‌آلی در بخش مرکزی در مقایسه با دیگر مکان‌ها بیشتر بود. توزیع جغرافیایی رطوبت حجمی اشباع در خاک‌های این محدوده نیز تقریباً مشابه با کربن‌آلی بود. میانگین ضخامت کفه شخم فشرده (۲۱/۴ سانتیمتر) نسبت به افق رویی (۱۶/۷ سانتیمتر) بیشتر بود (جدول‌های الف و ۱-)

1. Static
2. Dynamic
3. Biopores

شالیزاری صادق نباشد. در این پژوهش در خاک رویی فرایند گلخرابی به‌عنوان یک عامل انسان‌زاد بیرونی با تبدیل بزرگ و متوسط ساختمانی به منافذ کوچک بافتی نقش مهمی در نگهداری آب و کاهش هدایت هیدرولیکی اشباع داشت. در کفه شخم منافذ زیستی ناشی از سابقه کاربری جنگل و ترک‌های ایجادشده از تنش‌های خشکی پیشین سبب شد که هدایت هیدرولیکی اشباع خاک از عامل ذاتی مقدار رس تأثیر نپذیرد.

شکاف، منافذ کرم خاکی یا کانال ریشه بودند (تصاویر نشان داده نشدند). در این شرایط بافت خاک نمی‌تواند به شکل صحیح K_s و دیگر ویژگی‌های هیدرولیکی را بیان کند (کمپل، ۱۹۸۵). پژوهش‌ها نشان می‌دهد که در بسیاری از خاک‌های رسی که از منافذ زیستی^۳، شکاف و ساختمان بلوکی کوچک یا دانه‌ای برخوردار هستند، مقدار K_s در آن‌ها از خاک‌های با بافت درشت بزرگ‌تر است (بوما، ۱۹۹۱). به نظر می‌رسد در این شرایط خاک‌های افق دوم بسیاری از مزارع این محدوده علی‌رغم دارا بودن رس بیشتر نمی‌توانند به‌عنوان سخت کفه شخم در نظر گرفته شوند و توانایی نگهداری آب را داشته باشند. از سوی دیگر دواتگر و همکاران (۱۳۸۴) نشان دادند که نوع رس غالب بسیاری از خاک‌های شالیزاری استان گیلان از نوع اسمکتایت (با پتانسیل انبساط- انقباض زیاد) است و در نتیجه پدیده انقباض و انبساط در هنگام تر و خشک شدن منجر به ایجاد ترک و رفتار هیدرولیکی پویا در خاک‌های رسی می‌شود که به‌تنهایی توسط بافت قابل تشخیص نیست (لین و همکاران، ۱۹۹۸).

منطبق با غیریکنواختی شدید ($CV= ۲۹۹/۳$) نقشه توزیع مکانی هدایت هیدرولیکی اشباع در این افق نیز به‌صورت موزاییکی با تغییرات شدید بود. داسیلوا و همکاران (۲۰۱۹) نشان دادند که توزیع مکانی هدایت هیدرولیکی اشباع را می‌توان به عوامل ذاتی و بیرونی نسبت داد. عوامل ذاتی مرتبط با عوامل خاکساری بوده در حالیکه عوامل بیرونی به عملیات مدیریتی، کاربری اراضی، عملیات خاک‌ورزی و پوشش گیاهی وابسته هستند که ساختار و متغیرهای مرتبط با هدایت هیدرولیکی اشباع را تحت تأثیر قرار می‌دهند. این دانشمندان دریافتند که مقادیر K_s در خاک رویی نسبت به خاک‌های زیرین متفاوت بود که ناشی از تأثیر عملیات مدیریتی بر رفتار K_s در خاک رویی بود. اما در خاک زیرین رفتار K_s در ارتباط با ویژگی‌های فیزیکی این خاک‌ها بود. به نظر می‌رسد این گزاره برای خاک‌های شالیزاری با مدیریت آبیاری غرقابی این مطالعه یا نظام

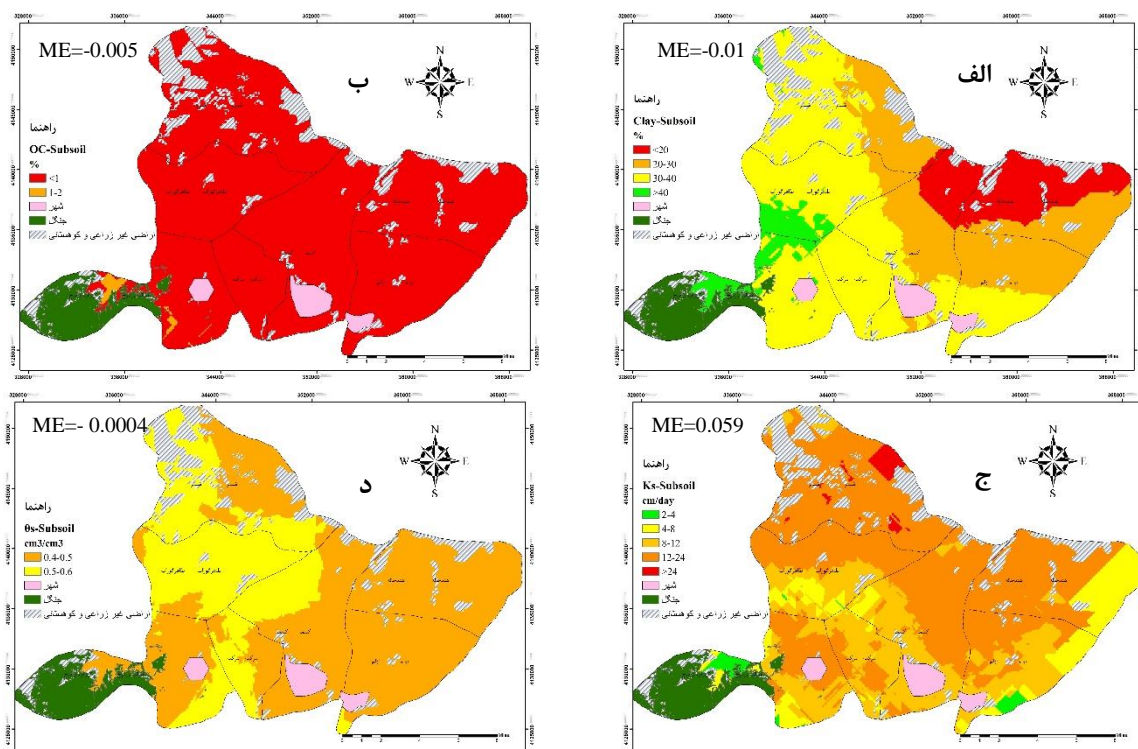


شکل ۶- نقشه‌های هم‌مقدار تولیدشده به وسیله کریجینگ برای هدایت هیدرولیکی اشباع خاک (Ks) و ویژگی‌های مرتبط با آن در افق دوم (کفه شخم فشرده زیرین لایه گل‌خراب؛ الف) درصد رس، ب) کربن الی، ج) هدایت هیدرولیکی اشباع، د) رطوبت حجمی اشباع

افق سوم (خاک غیر اشباع زیرین کفه شخم)

بازنمایی متغیرهای افق سوم در (شکل ۷) نشان داده شده‌اند. همانند افق دوم، توزیع جغرافیایی متغیرها نشان داد که در نیمه غربی در مقایسه با نیمه شرقی مقدار رس بیشتر است. اما مقدار کربن آلی یکنواخت و در دامنه کمتر از یک درصد قرار داشت که به نظر طبیعی است. زیرا این لایه که معمولاً در عمق بیش از ۴۵ تا ۶۰ سانتی‌متر و پایین‌تر از سخت لایه شخم قرار داشت، الگوی توزیع جغرافیایی هدایت هیدرولیکی اشباع همچنان موزائیکی و در نیمه غربی و جنوب توزیع مکانی

آن از عامل ذاتی رس پیروی نکرد. زیرا علیرغم بیشتر بودن مقدار رس، Ks در بسیاری از مزارع این ناحیه نیز بیشتر بود که به نظر می‌رسد، مشابه افق دوم، به علت وجود منافذ زیستی و توسعه ترک‌ها بقایای گیاهی و ریشه درختان جنگلی، احتمال وجود منافذ زیستی بیشتر باشد و با ایجاد جریان ترجیحی، هدایت هیدرولیکی اشباع بیشتر گردد. داسیلوا و همکاران (۲۰۱۹) نشان دادند که حتی در مناطق کوچک نیز غیریکنواختی هدایت هیدرولیکی اشباع نسبت به اراضی مجاور و همچنین عمق وجود دارد.



شکل ۷- نقشه‌های هم‌مقدار تولیدشده به وسیله کریجینگ برای هدایت هیدرولیکی اشباع خاک (Ks) و خواص مرتبط با آن در افق سوم خاک غیراشباع زیرین کفه شخم فشرده؛ (الف) درصد رس، (ب) کربن الی، (ج) هدایت هیدرولیکی اشباع، (د) رطوبت حجمی اشباع

نتیجه گیری

را در نگهداری آب در اراضی شالیزاری داشته باشد. اما، میانگین هدایت هیدرولیکی اشباع در این لایه زیاد بود که نشان‌دهنده وجود منافذ زیستی یا ترک در برخی از خاک‌های به‌ویژه نیمه غربی ناحیه است. در صورت وجود منافذ زیستی مقدار هدایت هیدرولیکی از خاک‌های با بافت درشت بیشتر است. نقشه‌های هم‌مقدار تولیدشده به وسیله کریجینگ نشان‌دهنده هم‌خوانی توزیع مکانی مقدارهای کم هدایت هیدرولیکی با مقدار زیاد رس در لایه گل‌خراب رویی است، اما در لایه کفه شخم واقع در نیمه غربی ناحیه مورد مطالعه توزیع مکانی مقدار زیاد هدایت هیدرولیکی به علت وجود منافذ زیستی و ترک در خاک‌های با مقدار رس زیاد هم مشاهده می‌شود. در این شرایط نیاز آبی گیاه برنج بیشتر بوده و به علت تلفات احتمالی آب از کفه شخم لازم است تا فاصله زمانی بین آبیاری‌ها کم گردد. این یافته‌ها نشان‌دهنده نقش کلیدی شناخت توزیع مکانی هدایت هیدرولیکی اشباع در

تغییرات مکانی هدایت هیدرولیکی اشباع و ویژگی‌های خاکی مؤثر بر آن در لایه‌های متوالی گل‌خراب رویی، کفه شخم فشرده و خاک غیراشباع زیرین کفه شخم نیم‌رخ اراضی شالیزاری برای ارزیابی موازنه آب-خاک و مدیریت آبیاری در مقیاس ناحیه‌ای ضروری است. تحلیل آمار کلاسیک و زمین آمار نشان داد که هدایت هیدرولیکی اشباع و ویژگی‌های فیزیکی علاوه بر لایه‌های متوالی خاک در مکان‌های مختلف ناحیه مطالعه شده نیز متفاوت‌اند. افزایش مقدار رس و چگالی ظاهری خاک در کفه شخم فشرده و خاک غیراشباع زیرین کفه شخم می‌تواند به علت مهاجرت رس از لایه گل‌خراب و حرکت ماشین‌های کشاورزی باشد. انتظار بر این بود با توجه به زیاد بودن مقدار رس در کفه شخم هدایت هیدرولیکی اشباع خاک بتواند نقش کلیدی خود

انتخاب شیوه مدیریت آبیاری برای بهبود کارایی مصرف آب و کمینه کردن تلفات آب در اراضی شالیزاری است. همچنین این یافته‌ها نشان داد که لازم است از خشک شدن خاک‌های شالیزاری و بروز ترک در فصل کشت گیاه برنج جلوگیری شود. مؤلفه‌هایی از جمله تغییر در تعداد دفعات خاک‌ورزی، عمق شخم، شدت گلخراپی و افزودن مواد آلی از منابع مختلف می‌تواند در کاهش هدایت هیدرولیکی کفه شخم فشرده مؤثر واقع شود.

فهرست منابع

۱. احيایی، م.، و ع. ا. بهبهانی زاده. ۱۳۷۶. شرح روش‌های تجزیه شیمیایی خاک. مؤسسه تحقیقات خاک و آب. نشریه شماره ۸۲۳.
۲. اصغری، ش.، و م. شهابی. ۱۳۹۸. تغییرات مکانی هدایت هیدرولیکی اشباع و مقاومت فروری خاک در اراضی متأثر از نمک اطراف دریاچه ارومیه. نشریه آب و خاک. ۳۳ (۱): ۱۰۳-۱۱۶.
۳. ایزانلو، ص.، م. قره محمودلو، ن. جندقی و ح. قربانی واقعی. ۱۴۰۱. ارزیابی تغییرات هدایت هیدرولیکی اشباع در لایه‌های سطحی و زیرسطحی خاک‌های لسی شرق استان گلستان. تحقیقات کاربردی خاک. ۱۰ (۲): ۱۰۳-۱۱۹.
۴. بردبار، م. ۱۳۵۳. ارزیابی منابع و استعداد اراضی استان گیلان. مؤسسه تحقیقات خاک و آب. نشریه شماره ۴۱۴.
۵. ترابی گلسفیدی، ح. ۱۳۸۰. پیدایش، رده بندی و ارزیابی تناسب اراضی خیس برای کشت برنج در شرق استان گیلان. رساله دکتری خاکشناسی، دانشکده کشاورزی، دانشگاه صنعتی اصفهان.
۶. دلبری، م.، م. خیاط خلقی و م.ح. مهدیان. ۱۳۸۳. ارزیابی روشهای زمین آمار در برآورد هدایت هیدرولیکی خاک در مناطق شیب آب و پشت آب پایین دشت سیستان. نشریه علوم کشاورزی ایران. ۳۵ (۱): ۱-۱۲.
۷. دوات‌گر، ن.، م. کاوسی، م.ح. علی نیا و م. پیکان. ۱۳۸۴. بررسی وضعیت پتانسیم و خواص فیزیکی و شیمیایی خاک در شالیزارهای استان گیلان. مجله علوم و فنون کشاورزی و منابع طبیعی، ۴۰، ۷۱-۸۹.
۸. سعدی پور، چ.، م. رودپیما، ع. کرمی، ن. دواتگر و م. صلاح الدین. ۱۳۹۵. ارزیابی تغییرات مکانی هدایت هیدرولیکی اشباع خاک با استفاده از آمار مکانی (منطقه مورد مطالعه: دشت لاغر). پژوهش‌های حفاظت آب و خاک. ۲۳ (۶): ۳۷۵-۳۸۲.
۹. محمدی، ج. ۱۳۸۵. پدومتری (آمار مکانی). جلد دوم. انتشارات پلک.
10. Azadmard, B., M.R. Mosaddeghi, S. Ayoubi, S. Chavoshi, and M. Raoof. 2018. Spatial variability of near-saturated soil hydraulic properties in Moghan plain, North-Western Iran. Arab. J. Geosci. 11: 452. <https://doi.org/10.1007/s12517-018-3788-8>
11. Bechini, L., S. Bocci, and T. Maggiore. 2003. Spatial interpolation of soil physical properties for irrigation planning. A simulation study in northern Italy. Eur. J. Agron. 19: 1-14.
12. Booltink, H.W.G., and J. Buma. 2002. Steady flow soil column method. P. 812- 814. In J.H. Dane and G.C. Clake (ed.) Methods of Soil Analysis. Part 4. Physical Methods. SSSA Book Series, No. 5. Madison, Wisconsin, USA,

13. Bouma, J. 1991. Influence of soil macroporosity on environmental quality. *Adv. Agron.* 46: 1- 37.
14. Burrough, P.A. 1983. Multiscale sources of spatial variability in soil. I. The implication of fractal concepts to nested levels of soil variation. *Soil Sci. J.* 34: 577- 597.
15. Cahn, M.D., J.M. Hummel and B.H. Brouer. 1994. Spatial analysis of soil fertility for site- specific crop management. *Soil. Sci. Soc. Am. J.* 58: 1240- 1248.
16. Cambarella, C.A., T.B. Moorman, J.M. Novak, T.B. Parkin, D.L. Karlen, R.F. Turco and A.E. Konopka. 1994. Field- scale. Variability of soil properties in central Iowa soil. *Soil Sci. Soc. Am. J.* 58: 1501- 1511.
17. Campbell, G.S. 1985. *Soil physics with Basic- Transport Models for Soil- Plant Systems.* Elsevier, New York.
18. Centeno, L.N., W. Hu, L.C. Timm, D. She, D. da Silva Ferreira, W.S. Barros, S. Beskow and T.L. Caldeira. 2020. Dominant control of macroporosity on saturated soil hydraulic conductivity at multiple scales and locations revealed by wavelet analyses. *J. Soil Sci. Plant Nutr.* 20: 1686–1702. <https://doi.org/10.1007/s42729-020-00239-5>.
19. Da Silva, G.S., J.S. Da Silva, F.A. De Carvalho, R.A. Santana, R.S. Firmo and O.P. Sobrinhom. 2019. Spatial variability of the saturated hydraulic conductivity of soil in cocoa farming in RecôncavoBaiano. *Revista Caatinga* 32(3): 786-794. DOI: 10.1590/1983-21252019v32n323rc
20. De Datta, S.K. 1986. Technology development and spread of direct-seeded flooded rice in Southeast Asia. *Experimental Agriculture*, 22: 417-426.
21. Deurer, M. and W. Duijnisveld. 2000. Spatial analysis of water characteristic functions in a sandy podzol under pine forest. *Water Resour. Res.* 36(10): 2925–2935.
22. Dobermann, A., and T. Oberthur. 1997. Fuzzy mapping of soil fertility- a case study on irrigated rice land in the Phillipines. *Geoderma*, 77: 317. 339.
23. Gee, G.W., and D. Or. 2002. Particle- size analysis. p. 255-294. In J.H., Dane and G.C. Clake (ed.) *Methods of Soil Analysis. Part 4. Physical Methods.* SSSA Book Series, no. 5. Madison, Wisconsin, USA. pp.
24. Godoy, V.A., L.V. Zuquette and J.J. Gómez-Hernández. 2019. Spatial variability of hydraulic conductivity and solute transport parameters and their spatial correlations to soil properties. *Geoderma*, 339: 59–69.
25. Gooverats, P. 1997. *Geostatistics for Natural Resources Evaluation.* Oxford University Press, New York.
26. Grossman, R.B., and T.G. Reinsch. 2002. Bulk density and linear extensibility.p. 201-228. In J. H., Dane and G.C. Clake (ed.) *Methods of Soil Analysis. Part 4. Physical Methods.* SSSA Book Series, No. 5. Madison, Wisconsin, USA.
27. Gumiere, S.J., J.A. Lafond, D.W. Hallema, Y. Périard, J. Caron and J. Gallichand. 2014. Mapping soil hydraulic conductivity and matric potential for water management of cranberry: characterisation and spatial interpolation methods. *Biosyst. Eng.* 128: 29–40.

28. Gupta, N., R.P. Rudra, and G. Parkin. 2006. Analysis of spatial variability of hydraulic conductivity at field scale. *Canadian Biosystems Engineering*, 48: 55-62.
29. Gupta, S.D., B.P. Mohanty and J.M. Kohne. 2006. Soil hydraulic conductivities and their spatial and temporal variation in a vertisol. *Soil Sci. Soc. Am. J.* 70: 1827-1881.
30. Iqbal, J., J.A. Thomasson, J.N. Jenkins, P.R. Owens and F.D. Whisler. 2005. Spatial variability analysis of soil physical properties of alluvial soils. *Soil Sci. Soc. Am. J.* 69(4): 1338-1350.
31. Isaaks, E.H., and R.M. Srivastava. 1989. *Applied Geostatistics*, Oxford University press, New York.
32. Jang, C.S., and C.W. Liu. 2004. Geostatistical analysis and conditional simulation for estimating the spatial variability of hydraulic conductivity in the Choushui river alluvial fan, Taiwan. *Hydrol. Processes*. 18: 1333-1350.
33. Kobayashi, K., and M. U. Salam. 2000. Comparing simulated and measured values using mean squared deviation and its components. *Agron. J.* 92: 345-352.
34. Kosugi, K., and W. Hopmans. 1998. Scaling water retention curves for soils with lognormal pores-size distribution. *Soil Sci. Soc. Am. J.* 62: 1496- 1505.
35. Kravchenko, A., and D.C. Bullouk. 1999. A comparative study of interpolation methods for mapping soil properties. *Agron. J.* 91: 393-400.
36. Kravchenko, A.N. 2003. Influence of spatial structure on accuracy of interpolation methods. *Soil Sci. Am. J.* 67: 1564- 1571.
37. Li, Y., D. Chen, R.E. White, A. Zhu and J. Zhang. 2007. Estimating soil hydraulic properties of Fengqiu County soils in the North China Plain using pedo-transfer functions. *Geoderma*, 138: 261–271.
38. Lin, H.S., K. Mc Innes, L.P. Wilding and C.T. Hallmark. 1998. Macroporosity and initial moisture effects on infiltration rates in verdisols and vertic intergrades. *Soil Sci. J.* 163: 2- 8.
39. Logsdon, S.D. 2002. Determination of preferential flow model parameters. *Soil Sci. Soc. Am. J.* 66: 1095- 1103.
40. Lu, G.Y., and D.W. Wang. 2008. An adaptive inverse-distance weighting spatial interpolation technique. *Comput. Geosci.* 34: 1044-1055.
41. Mallants, D., B.P. Mohanty, A. Vervoort and J. Feyen. 1997. Spatial analysis of saturated hydraulic conductivity in a soil with macropores. *Soil Technol.* 10: 115-131.
42. Mallants, D., B.P. Mohanty, D. Jacques and J. Feyen. 1996. Spatial variability of hydraulic properties in a multi-layered soil profile. *Soil Sci. J.* 101: 167-181.
43. McGrath, D., and C. Zhang. 2003. Spatial distribution of soil organic carbon concentrations in grassland of Ireland. *Appl. Geochem.* 18: 1624- 1639.
44. Mertens, J., D. Jacques, J. Vanderborght and J. Feyen. 2002. Characterisation of the field saturated hydraulic conductivity on a hillslope: in situ single ring pressure infiltrometer measurements. *J. Hydrol.* 263: 217–229.

45. Moormann, F.R., and N. Van Breeman. 1978. Rice: Soil Water, Land. International Rice Research Institute, Los Banos, Philippines.
46. Mueller, T.G., F.J. Pierce, O. Schabenberger and D.D. Warncke. 2001. Map quality for site- specific fertility management. *Soil Sci. Soc. Am. J.* 65:1547-1558.
47. Phillips, J.D. 1993. Stability implications of the state factor model of soils as a nonlinear dynamic system. *Geoderma*, 58: 1- 15.
48. Reynolds, W.D., B.T. Bowman, R.R. Brunke, C.F. Drury and C.S. Tan. 2000. Comparison of tension infiltrometer, pressure infiltrometer, and soil core estimates of saturated hydraulic conductivity. *Soil Sci. Soc. Am. J.* 64: 478–484.
49. Robinson, T. P., and G. Metternicht. 2006. Testing the performance of spatial interpolation techniques for mapping soil properties. *Computers and Electronics in Agriculture*, 50: 97-108.
50. Romano, N. 1993. Use of an inverse method and geostatistics to estimate soil hydraulic conductivity for spatial variability analysis. *Geoderma*, 60: 169- 186.
51. Sendecor, G.W., and W.G. Cochran. 1980. *Statistical methods*. 7th ed. Iowa State Univ. Press, Ames.
52. Sepaskhah, A.R., S.H. Ahmadi and A.N. Shahbazi. 2005. Geostatistical analysis of sorptivity for a soil under tilled and no-tilled conditions. *Soil Tillage Res.* 83(2): 237-245.
53. Sharma, P.K. and S.K., De Datta. 1985. Effects of puddling on soil physical properties and processes. In: *Soil Physics and Rice*. International Rice Research Institute, Los Bafios, Philippines, pp. 217-2
54. Sobieraj, J.A., H. Elsenbeer and G. Cameron. 2004. Scale dependency in spatial patterns of saturated hydraulic conductivity. *Catena*, 55: 49-77.
55. Soulis, K.X., P.A. Londra and G. Kargas. 2020. Characterizing surface soil layer saturated hydraulic conductivity in a Mediterranean natural watershed. *Hydrol. Sci. J.* 65 (15): 2616-2629. <https://doi.org/10.1080/02626667.2020.1831694>© 2020 IAHS
56. Toung, T.P., M.S.C. Wopereis, J.A. Marques and M.J. Kropff. 1994. Mechanisms and control of percolation losses in puddle rice fields. *Soil Sci. Soc. Am. J.* 58: 1794-1803.
57. Usowicz, B., and J. Lipiec. 2021. Spatial variability of saturated hydraulic conductivity and its links with other soil properties at the regional scale. *Scientific Reports.* 11: 8293. <https://doi.org/10.1038/s41598-021-86862-3>
58. Villagra-Mendoza, K., and R. Horn. 2018. Effect of biochar on the unsaturated hydraulic conductivity of two amended soils. *Int. Agrophys.* 32: 373–378.
59. Wang, Y., M.A. Shao and Z. Liu. 2012. Pedotransfer functions for predicting soil hydraulic properties of the Chinese Loess Plateau. *Soil Sci.* 177: 424–432.
60. Warrick, A.W., and H.M. Vanes. 2002. Soil sampling and statistical procedures. p. 1- 195. In J.H., Dane and G. C. Topp (ed.) *Methods of Soil Analysis. Part 4. Physical Methods*. Soil Sci. Soc. Am. Inc. Madison, Wisconsin, USA.

61. Wopereis, M.C.S., J.H.M. Wosten, J. Bouma and T. Woodhead. 1992. Hydraulic resistance in puddled rice soils: measurement and effects on water movement. *Soil & Tillage Research*. 24: 199-209.
62. Wopereis, M.C.S., M.J. Kropff., J.H.M. Wosten and J. Bouma. 1993. Sampling strategies for measurement of soil hydraulic properties to predict rice yield using simulation models. *Geoderma*, 59: 1- 20.
63. Young, F.G., R.D. Hammer and D. Larsen. 1999. Frequency distribution of soil properties on a loess- mantled Missouri watershed. *Soil Sci. Soc. Am. J.* 63: 178- 185.
64. Zeleke, T.B., and B.C. Si. 2005. Scaling relationships between saturated hydraulic conductivity and soil physical properties. *Soil Sci. Soc. Am. J.* 69: 1691-1702.
65. Zhang, X., O. Wendroth, C. Matocha, J. Zhu and J. Reyes. 2020. Assessing field-scale variability of soil hydraulic conductivity at and near saturation. *Catena*, 187: 104335. <https://doi.org/10.1016/j.catena.2019.104335>

Investigating Spatial Variability of Saturated Hydraulic Conductivity and the Factors Affecting It in Different Layers of Soil Profile of Paddy Fields

N. Davatgar*, M. R. Neyshabouri, A. R. Sepaskhah and L. Rezaee

Associated Professor, Soil and Water Research Institute, Agricultural Research, Education and Extension Organization (AREEO), Karaj; E-mail: n_davatgar@yahoo.com

Professor, Department of Soil Science, College of Agriculture, Tabriz University, Tabriz;

E-mail: neyshmr@hotmail.com

Professor, Department of Irrigation Science, College of Agriculture, Shiraz University;

E-mail: sepas@shirazu.ac.ir

Ph.D., Soil Physic Lab, Rice Research Institute, Agricultural Research, Education and Extension Organization (AREEO), Rasht; E-mail: l.rezaee77@gmail.com

Received: November 22, 2023 and Accepted: July 30, 2024

Abstract

Spatial variability of soil hydraulic properties is important for soil-water balance and irrigation management in paddy fields. The objective of this study was to determine the spatial variability of saturated hydraulic conductivity (K_s) and the factors affecting it. Soil samples from 120 profiles were collected using random stratified sampling scheme. Soil samples were taken from top soil, compacted plow pan, and non-saturated subsoil. In these samples, soil texture, organic carbon, bulk density, saturated moisture, and saturated hydraulic conductivity were measured (by the falling head method). The most heterogeneity with a maximum coefficient of variation (CV), positive skewness, and lognormal frequency distribution for K_s indicated preferential flow caused by the presence of biological pores and cracks from previous drought stress. The results of the geostatistical analysis showed that hydraulic conductivity followed spherical and exponent semi-variogram model in puddled top soil and the non-saturated subsoil, respectively. This variable followed linear semi-variogram model with low slope in plow pan. The CV of K_s in plow pan (299%) was 121% and 284% higher than, respectively, the upper and the lower layers. The closeness of the behavior of K_s to random variables in this layer was mainly due to the existence of biological pores and root channels and the movement of animals, which lead to preferential flow. Despite the weak and moderate spatial structure of the variables, the kriging interpolation method was more accurate for K_s compared to inverse distance weighting. The spatial distribution pattern of K_s in puddled top layer was inversely related to clay content. Despite the high clay content in the west half of the study area, the K_s values in this region were high due to the presence of biopores. These results indicate that the compacted plow pan cannot play its key role for reducing hydraulic conductivity and retaining water in the soil. The magnitude and spatial variability of soil hydraulic conductivity and the factors affecting it depend on the site-specific irrigation management.

Keywords: Biopores, Kriging, Paddy fields, Puddled layer

* - Corresponding author's email n_davatgar@yahoo.com

