نشریه آب و خاک (علوم و صنایع کشاورزی)
جلد ۲۸، شماره ۶، بهمن – اسفند ۱۳۹۳، ص. ۱۲۸۳-۱۲۷۱

Journal of Water and Soil
Vol. 28, No. 6, Jan.-Feb. 2015, p. 1271-1283

بررسی تغییرات مکانی برخی شاخص‌های کیفیت فیزیکی خاک در منطقه فندقلوی اردبیل با استفاده از زمین آمار

شکراله اصغری[1*] – ثریا دیزجقربانی اقدم[2] – اباذر اسمعلی عوری[3]

تاریخ دریافت: ۱۳۹۲/۱۲/۲۵
تاریخ پذیرش: ۱۳۹۳/۰۶/۱۰

چکیده

آگاهی از توزیع مکانی خصوصیات خاک از مهم‌ترین موضوعات در شناسایی، برنامه‌ریزی، مدیریت و بهره‌برداری از منابع آب و خاک است. در این پژوهش تغییرات مکانی چند شاخص مهم کیفیت فیزیکی خاک شامل کربن آلی (OC)، شن، سیلت، رس، میانگین وزنی قطر خاکدانه‌ها (MWD)، هدایت هیدرولیکی اشباع (K_s)، رطوبت اشباع (θ_s) و جرم مخصوص ظاهری (D_b) در سه کاربری مجاور هم جنگلی، زراعی و مرتعی واقع در منطقه فندقلوی اردبیل بررسی گردید. در مجموع ۱۰۰ نمونه خاک از عمق ۰ تا ۱۵ سانتی‌متری به صورت شبکه منظم ۱۰۰ در ۱۰۰ متر در بهار ۱۳۹۲ برداشته شد. ابتدا دقت روش‌های زمین‌آماری کریجینگ و وزن‌دهی عکس فاصله (IDW) بررسی و در نهایت نقشه پهنه‌بندی این خصوصیات در سطح منطقه رسم شد. نسبت اثر قطعه‌ای به آستانه برای رس، شن و سیلت به ترتیب برابر ۰/۵، ۰/۴۷ و ۰/۴۹ تعیین گردید بنابراین این خصوصیات دارای ساختار مکانی متوسط بودند. مقادیر نسبت مذکور برای OC، D_b، θ_s، K_s و MWD به ترتیب برابر با ۰/۰۰۲، ۰/۰۱۴، ۰/۰۰۰۷، ۰/۰۵ و ۰/۰۰۸ به دست آمد که بیانگر ساختار مکانی قوی این خصوصیات می‌باشد. بر اساس معیار آماری ضریب تبیین (R^2) روش کریجینگ در تخمین رس، شن و سیلت و روش IDW در تخمین MWD، OC، K_s ، θ_s و D_b بیشترین دقت را داشتند. پهنه‌بندی شاخص‌های کیفی نشان داد که اراضی جنگلی در مقایسه با اراضی زراعی و مرتعی دارای کربن آلی، پایداری خاکدانه و هدایت هیدرولیکی بیشتر و جرم مخصوص ظاهری کمتری بودند. نتایج این پژوهش نشان داد کیفیت فیزیکی خاک منطقه مورد مطالعه در کاربری‌های مرتعی و زراعی پایین‌تر از اراضی جنگلی بود.

واژه‌های کلیدی: پایداری خاکدانه، هدایت هیدرولیکی اشباع، وزن‌دهی عکس فاصله، کریجینگ

مقدمه

خاک محصول فرآیندهایی است که به صورت تدریجی و پیوسته در زمان و مکان تغییر می‌نماید (۱۸). بسیاری از متغیرها و خصوصیات خاک دارای تغییرات پیوسته‌ی مکانی می‌باشند. شناخت کمی این تغییرات برای اعمال مدیریت خاص مکانی که پایه و اساس کشاورزی دقیق است، ضروری و اجتناب‌ناپذیر است (۱۶، ۲۶ و ۲۸). خصوصیات فیزیکی خاک همچون سایر خصوصیات آن دارای ماهیت پویا و متغیر هستند و تغییرات مکانی دارند. لذا می‌توان پارامترهایی که بیان‌گر این خصوصیات است را به صورت یک متغیر در نظر گرفت و از طریق روش‌های آماری به بررسی تغییرپذیری آن پرداخت (۸). پیشرفت‌های اخیر در تئوری‌های آماری امکان کمی نمودن روابط مکانی بین نمونه‌ها در فواصل کوچکتر را ایجاد کرده است. اساس این پیشرفت تئوری متغیرهای ناحیه‌ای است که تحت عنوان زمین آمار شناخته می‌شود. این تئوری بر خلاف آمار کلاسیک، بر اساس واریانس نمونه‌ها پایه‌گذاری شده است (۶). زمین‌آمار شاخه‌ای از علم آمار کاربردی است که قادر به ارائه مجموعه وسیعی از تخمینگرهای آماری به منظور برآورد خصوصیت مورد نظر در مکان نمونه‌برداری نشده با استفاده از اطلاعات حاصل از نقاط نمونه‌برداری شده می‌باشد. با استفاده از سیستم اطلاعات جغرافیایی[4] (GIS) می‌توان مقادیر عظیمی از داده‌ها را با سرعت زیاد و هزینه بسیار کم، نگهداری و

۱ و ۲- استادیار و دانش‌آموخته کارشناسی ارشد گروه علوم خاک، دانشکده فناوری کشاورزی و منابع طبیعی، دانشگاه محقق اردبیلی
(*- نویسنده مسئول: Email: sh_asghari2005@yahoo.com)
۳- دانشیار گروه مرتع و آبخیزداری، دانشکده فناوری کشاورزی و منابع طبیعی، دانشگاه محقق اردبیلی

4 - Geographic information system

بازیابی نمود. همچنین استفاده از GIS، امکان تحلیل‌های زمین‌آماری را برای کاربر فراهم می‌کند (۱۱). زمین آمار مدل‌های درونی هستند که همه‌ی پیش‌گویی‌های آن بر اساس محاسبه‌ی واریانس است. این تعریف را با یک جمله کوتاه می‌توان بیان کرد که زمین‌آمار علم واریانس‌ها است (۲). سهم عمده‌ی زمین‌آمار در تحقیقات خاک در زمینه تجزیه ساختار تغییرات خاک، پیش‌بینی روند و تخمین خواص است (۶). از روش‌های مورد استفاده در زمین آمار می‌توان به کریجینگ[1] و روش وزن‌دهی عکس فاصله[2] (IDW) اشاره نمود (۱۱ و ۲۲).

محمدی و چیت‌ساز (۷) برخی خصوصیات خاک سطحی شامل هدایت الکتریکی، رطوبت اشباع، نسبت سدیم جذب سطحی شده و آهک را با استفاده از تخمینگرهای زمین‌آماری و با کمک گرفتن از اطلاعات رقومی سنجنده TM به عنوان متغیر ثانویه برآورد نمودند. آنها کارایی روش‌های مختلف برآورد آماری شامل کوکریجینگ، کریجینگ و رگرسیون خطی را با هم مورد مقایسه قرار دادند و به این نتیجه رسیدند که تخمینگرهای زمین‌آماری نسبت به روابط همبستگی خطی از برتری نسبی برخوردار بوده و در تحقیق آنها روش کریجینگ به عنوان روش برتر در تخمین خصوصیات خاک معرفی شد. گوونزی و همکاران (۱۵) تغییرات مکانی هدایت هیدرولیکی اشباع خاک را در یک اکوسیستم دست‌ساز با استفاده از زمین‌آمار بررسی کردند و همبستگی مکانی این پارامتر را تا فواصل هشت متری گزارش نمودند. وائوکلین (۲۷) از روش‌های آمار کلاسیک و زمین‌آمار به منظور مطالعه تغییرات مکانی شن، سیلت، رس، آب قابل استفاده و رطوبت معادل مکش ۳۳ کیلوپاسکال استفاده نمود. نتایج نشان داد که وابستگی مکانی قوی بین شن و آب قابل استفاده وجود دارد. همچنین روش نیم‌تغییرنما نشان داد که شن دارای وابستگی مکانی با رطوبت معادل مکش ۳۳ کیلوپاسکال در فاصله ۴۲ متری بود. کرمی و همکاران (۹) پارامترهای نفوذ آب به خاک در مدل‌های کوستیاکف و فیلیپ را با استفاده از جرم مخصوص ظاهری، توزیع اندازه ذرات، رطوبت‌های اولیه و اشباع، کربن آلی، هدایت الکتریکی و اسیدیته خاک با روش‌های کریجینگ، کوکریجینگ و وزن‌دهی عکس فاصله تخمین زدند. ضرایب مقایسهٔ روشهای درون‌یابی در تحقیق نامبردگان نشان داد که روش کوکریجینگ و کریجینگ در مقایسه با روش وزن-دهی عکس فاصله کارآیی بیشتری در برآورد مشخصه‌های نفوذ (توانایی جذب و انتقال) دارد. اقبال و همکاران (۱۸) مدل نمایی را برای هدایت هیدرولیکی اشباع، جرم مخصوص ظاهری، شن و رس به عنوان بهترین مدل تجربی نیم تغییرنما برازش دادند. امیری‌نژاد و همکاران (۱۰) به ارزیابی و نقشه‌برداری تغییرات مکانی جرم مخصوص ظاهری (D_b)، هدایت هیدرولیکی اشباع مزرعه (K_{fs})، آب قابل استفاده (AW)، کربن‌آلی (OC) و منافذ غیر موئینه (NCP) و شاخص کیفیت فیزیکی خاک (PI) در یک مزرعه گندم و برنج در دو عمق ۱۵-۰ و۳۰-۱۵سانتی‌متری پرداختند. نتایج نشان داد که برای D_b، K_{fs}، OC و PI، مقادیر اصلی و فرعی نیم‌تغییرنما به‌ترتیب بین ۳۸۰-۳۰۰ متر و ۹۰ متر متغیر بود، در حالی که برای سایر پارامترها مثل NCP و AWC مقادیر نیم تغییرنما کوچکتر بود (به‌ترتیب برابر با۱۴۰-۱۱۴ و ۶۰ متر). همچنین نتایج نشان داد که D_b و PI برای هر دو لایه سطحی (۱۵-۰) و زیر سطحی (۳۰-۱۵) سانتی‌متری دارای وابستگی مکانی قوی بود، ولی بقیه پارامترها وابستگی متوسطی را نشان دادند. در کل کیفیت فیزیکی خاک مزرعه برای کشت شالیزار، متوسط تا خوب بود ولی برای گندم به خاطر افزایش D_b، K_{fs}، NCP و AWC در طول رشد مناسب نبود. فروغی و همکاران (۵) به بررسی تغییرات مکانی و توزیع فراوانی ویژگی‌های فیزیکی و شیمیایی خاک سطحی در داخل و بین شکل‌های اراضی مختلف دشت تبریز در مقیاس ناحیه‌ای پرداختند. نتایج نشان داد که در بین ویژگی‌های اندازه‌گیری شده، آهک وابستگی مکانی نداشت و میانگین وزنی قطر خاکدانه‌ها، جرم مخصوص ظاهری، نیتروژن کل، کربن‌آلی، فسفر قابل جذب، سیلت و شن وابستگی مکانی متوسط داشتند. ظرفیت تبادل کاتیونی، نسبت سدیم جذب سطحی شده، pH، هدایت الکتریکی و رس از وابستگی مکانی قوی برخوردار بودند. بر اساس گزارش نامبردگان، وابستگی مکانی ویژگی‌های خاک بیشتر تحت تأثیر ویژگی‌های ذاتی مثل مواد مادری، پستی و بلندی و نوع خاک بود.

علی رغم تحقیقات فراوان انجام گرفته در زمینه تغییرپذیری مکانی خصوصیات خاک در سطح جهان (۱۰، ۱۱ و ۱۸) و ایران (۵، ۷ و ۹) تاکنون هیچ مطالعه‌ای برای بررسی تغییرات مکانی خصوصیات خاک در سطح جنگل‌های فندقلوی اردبیل به عنوان یکی از مناطق گردشگری ویژه ایران انجام نشده است. از سوی دیگر، انتخاب مناسب‌ترین روش میان‌یابی برای یک متغیر مکانی بستگی به نوع متغیر، شبکه نمونه‌برداری، نحوه نمونه‌برداری و منطقه مورد مطالعه دارد و یک روش منتخب برای یک منطقه را نمی‌توان به صورت قطعی برای منطقه دیگر به کار برد. لذا اهداف اصلی تحقیق حاضر عبارت بودند از: ۱) کمی‌سازی تغییرات مکانی شاخص‌های مهم کیفیت فیزیکی خاک شامل کربن آلی، شن، سیلت، رس، میانگین وزنی قطر خاکدانه‌ها (MWD)، هدایت هیدرولیکی اشباع (K_s)، رطوبت اشباع (θ_s) و جرم مخصوص ظاهری (D_b) ۲) مقایسه روش‌های زمین‌آماری کریجینگ و وزن‌دهی عکس فاصله (IDW) در درون‌یابی مکانی و ۳) تهیه نقشه‌های پهنه‌بندی پارامترهای مذکور در سه کاربری مجاور هم جنگلی، زراعی و مرتعی واقع در منطقه‌ی فندقلوی اردبیل بود.

1 - Kriging
2 - Inverse distance weighting

مواد و روش‌ها

منطقه مورد مطالعه

این تحقیق در یکی از عرصه‌های جنگلی شرق استان اردبیل به نام منطقه جنگلی فندقلو انجام گرفت. عرصه جنگلی فندقلو در ۲۵ کیلومتری شمال شرقی شهرستان اردبیل به طرف آستارا و بین ′۱۶ و °۳۸ تا ′۳۲ و °۳۸ عرض شمالی و ′۳۲ و °۴۸ تا ′۴۰ و °۴۸ طول شرقی واقع شده است (شکل ۱ الف). ارتفاع از سطح دریای این منطقه ۱۳۲۰ تا ۱۶۰۰ متر بوده و میانگین بارندگی سالانه آن ۴۳۰ میلی‌متر و میانگین دمای سالانه ۸°C می‌باشد. از نظر اقلیمی وجود مه‌های دائمی و ریزش باران‌های فصلی، رطوبت این منطقه را به حد کافی تأمین می‌نماید. مساحت کل جنگل‌های فندقلو ۴۳۷۸ هکتار می‌باشد (۳۰).

منطقه مطالعاتی مورد نظر شامل سه کاربری جنگل، زراعی و مرتع چسبیده به هم و واقع بر روی یک دامنه شیب‌دار بود. کاربری جنگل در بالای شیب و در جهت غرب، کاربری زراعی در وسط شیب و کاربری مرتع در پایین شیب و در جهت شرق منطقه مورد مطالعه قرار داشت (شکل ۱ ب). محصولات عمده زراعی منطقه، گندم و جو دیم می‌باشد. نمونه‌برداری خاک در هر کاربری از عمق ۱۵- ۰ سانتی‌متری زمین انجام شد. برای کاربری جنگل ۳۰ نمونه و برای هر کدام از کاربری‌های زراعی و مرتع ۳۵ نمونه خاک دست‌خورده و دست‌نخورده و در مجموع ۱۰۰ نمونه خاک با ثبت موقعیت جغرافیایی توسط سیستم موقعیت‌یاب جهانی[1] (GPS) و در قالب شبکه‌های منظم ۱۰۰×۱۰۰ متر در بهار ۱۳۹۲برداشته شد (شکل ۱). نمونه‌های خاک دست‌خورده (با حداقل دست‌خوردگی) پس از انتقال به آزمایشگاه هوا خشک گردیده و بخشی از آنها برای اندازه‌گیری پایداری خاکدانه‌ها در آب جدا گردید و بخش باقیمانده پس از خرد شدن از الک ۲ میلی‌متری عبور داده شد. نمونه‌های دست‌نخورده نیز با استفاده از استوانه‌های فولادی به قطر و ارتفاع ۵ سانتی‌متر در محل برداشته شد. کربن آلی به روش والکلی بلک (۲۵)، توزیع اندازه ذرات شن، سیلت و رس به روش هیدرومتری ۴ قرائته (۱۴)، رطوبت اشباع (θ_s) به روش وزنی، جرم مخصوص ظاهری (D_b) به روش استوانه (۱۲)، میانگین وزنی قطر خاکدانه (MWD) به روش الک تر با الک‌های به قطر ۲، ۱، ۰/۵، ۰/۲۵ و ۰/۱۰۶ میلیمتر (۲۰) و هدایت هیدرولیکی اشباع (K_s) به روش بار افتان (۲۱) اندازه گیری شد.

روش های درون‌یابی مکانی

به منظور انجام درون‌یابی مکانی از نیم‌تغییرنما استفاده شد. نیم‌تغییرنما اساسی‌ترین ابزار در زمین آمار است که برای تشریح ارتباط مکانی یک متغیر به‌کار می‌رود. نیم‌تغییرنما کمیتی برداری است که درجه همبستگی مکانی و شباهت بین نقاط اندازه‌گیری شده را برحسب مربع تفاضل مقدار متغیر در دو نقطه و با توجه به جهت و فاصله آنها نشان می‌دهد. معمولاً نیم‌تغییرنما را با علامت $\gamma(h)$ نمایش می‌دهند. معادله آن در زیر آورده شده است (۱۶).

$$\gamma(h)=\frac{1}{2N(h)}\sum_{i=1}^{N(h)}\left\{Z_{(x_i)}-Z_{(x_i+h)}\right\}^2 \qquad (۱)$$

که در آن $N(h)$ تعداد جفت نمونه‌های به‌کار رفته در محاسبه متغیر که در فاصله h از یکدیگر قرار دارند، $Z_{(x_i)}$ مقدار مشاهده شده متغیر موردنظر و $Z_{(x_i+h)}$ مقدار مشاهده شده متغیر موردنظر که به فاصله‌ی h از $Z_{(x_i)}$ قرار دارد.

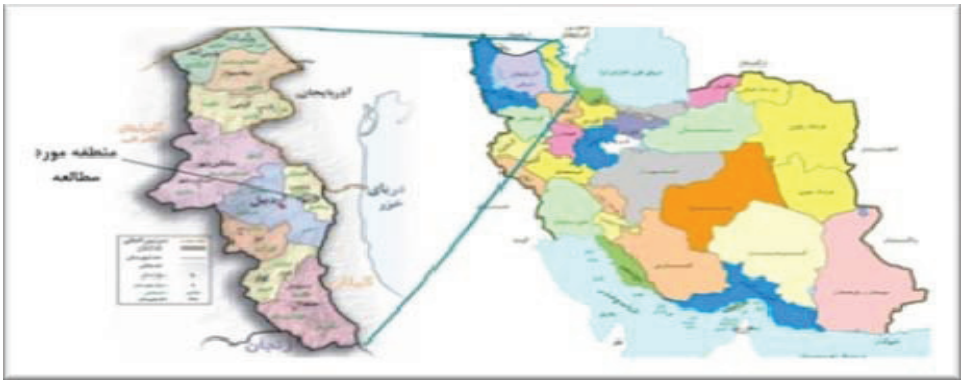
هر نیم‌تغییرنما از سه پارامتر اثر قطعه‌ای، شعاع تاثیر و حد آستانه تشکیل شده است. مقدار نیم تغییرنما به ازای h=0 را اثر قطعه‌ای می‌گویند که معمولاً ناشی از وجود مؤلفه‌های تصادفی در توزیع متغیر، خطاهای نمونه‌برداری، آماده‌سازی، آزمایشگاهی و آنالیز است. با افزایش h مقدار نیم‌تغییرنما تا فاصله معینی اضافه شده سپس به حد ثابتی می‌رسد که این فاصله را دامنه تاثیر و مقدار نیم‌تغییرنما که ثابت شده را حد آستانه گویند. دامنه تاثیر ویژگی‌های مختلف خاک، تابعی از مقیاس و فاصله نمونه‌برداری و موقیت سیمای اراضی می‌باشد (۴ و ۱۳). معمول‌ترین مدل‌های تجربی نیم تغییرنما جهت بررسی و مطالعه ویژگی‌های خاک، مدل کروی و نمایی می‌باشد (۲۹). روش‌های مختلفی در برآورد متغیرهای مکانی وجود دارد که تفاوت عمده آن‌ها در محاسبه‌ی اوزانی است که به نقاط مشاهده شده متغیر واقع در همسایگی نقطه مورد تخمین می‌دهد (۶). در این تحقیق از روش‌های زمین آماری کریجینگ و IDW جهت بررسی تغییرات مکانی پارامترها استفاده شد.

روش کریجینگ

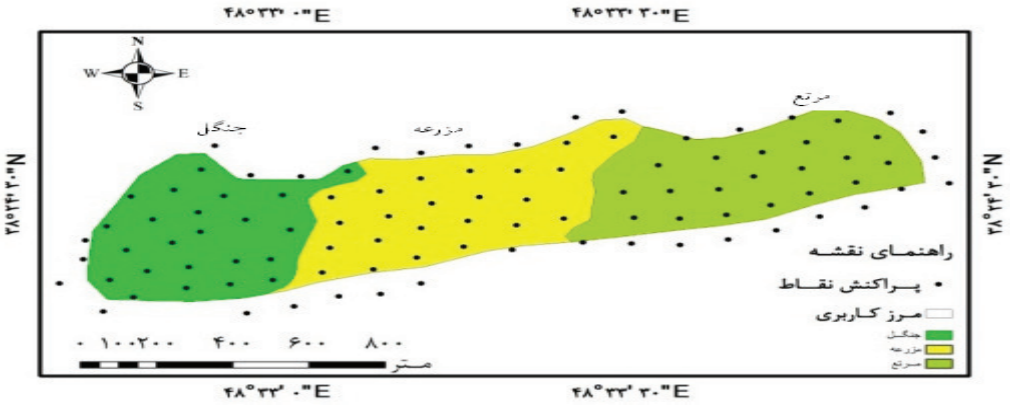
در روش‌های زمین‌آماری، تخمین بر اساس ساختار فضایی موجود در محیط موردنظر صورت می‌گیرد که طی آن می‌توان مقدار یک کمیت در نقاطی با مختصات نامعلوم را با استفاده از مقدار همان کمیت در نقاط دیگری با مختصات معلوم به‌دست آورد (۲ و ۸). این تخمین‌گر زمین‌آماری به نام کریجینگ نام‌گذاری شده است (۲). کریجینگ روشی است برای تخمین بهینه خطی ناریب[2] (BLUE) متغیرهای ناحیه‌ای در مناطق نمونه‌برداری نشده که با استفاده از خواص ساختاری نیم‌تغییرنما مورد استفاده قرار می‌گیرد (۱۱ و ۲۲). اصولاً کریجینگ نامی تعمیم یافته برای کل روش‌های آماری تخمین و برآورد متغیرهای ناحیه‌ای بوده و به عنوان یک تابع خطی از مجموعه مشاهدات توزیع شده واقع در همسایگی نقطه‌ای که می‌خواهیم تخمین بزنیم شناخته می‌شود (۸).

1 - Global positioning system

2 - Best linear unbiased estimator



(الف)



(ب)

شکل ۱- موقعیت جغرافیایی (الف) و نقشه‌ی توزیع نقاط نمونه‌برداری (ب) منطقه مورد مطالعه

از مهمترین ویژگی‌های کریجینگ آن است که به ازاء هر تخمینی، خطای مرتبط با آن را نیز می‌توان محاسبه کرد (۲ و ۶). شرط استفاده از روش کریجینگ آن است که متغیر Z دارای توزیع نرمال باشد. در غیر این صورت باید از روش کریجینگ غیر خطی استفاده یا به نحوی توزیع متغیر نرمال گردد (۸). رابطه محاسبه کریجینگ به صورت زیر است:

$$Z_{(x_0)} = \sum_{i=1}^{n} \lambda_i Z_{(x_i)} \qquad (۲)$$

$$\sum_{i=1}^{n} \lambda_i = 1 \qquad (۳)$$

در روابط ۲ و ۳، $Z_{(x_0)}$ مقدارتخمینی، λ_i وزن یا اهمیتی که به نمونه iام نسبت داده شده است و $Z_{(x_i)}$ مقدار مشاهده‌ای نمونه iام است.

روش وزن‌دهی عکس فاصله

در این روش برای پیش‌بینی مقدار مجهول متغیر یک موقعیت نمونه‌برداری نشده از مقادیر معلوم متغیر اندازه‌گیری شده در نقاط اطراف (نقاط همسایگی) استفاده می‌شود. این روش به صورت عکس فاصله به توان P بیان می‌گردد که توان نشان‌دهنده میزان اهمیت نقطه است. رابطه به کار رفته در این روش به شرح زیر است (۲۶):

$$Z(X,Y) = \frac{\sum_{i=1}^{n} \frac{Z_i}{d_i^{\,p}}}{\sum_{i=1}^{n} \frac{1}{d_i^{\,p}}} \qquad (۴)$$

در این رابطه $Z(X,Y)$ مقدار متغیر نقطه مجهول، Z_i مقدار متغیر نقطه معلوم، P توان و d فاصله نقطه مجهول تا نقطه iام است. در این تحقیق از سه پارامتر توان (۳ و ۲ و ۱ = P) استفاده شد.

معیارهای ارزیابی روش‌های درون‌یابی مکانی

به منظور ارزیابی و انتخاب بهترین روش درون‌یابی از معیارهای ارزیابی ضریب تبیین (R^2)، ریشه میانگین مربعات خطا[1] (RMSE)،

1 - Root mean square error

میانگین انحراف خطا[1] (MBE) و میانگین قدر مطلق خطا[2] (MAE) استفاده گردید که MBE نشان دهنده انحراف روش و MAE نشانگر دقت هر روش است. روشی که در آن میزان MAE کوچکتر باشد مقادیر محاسبه شده توسط مدل و مقادیر واقعی به هم نزدیکتر بوده و مدل خطای کمتری دارد. مقادیر مثبت MBE نشان دهنده بیش برآورد کردن مدل و مقادیر منفی آن دلیل بر کم برآورد کردن آن می‌باشند که معادلات آن‌ها در زیر آورده شده است:

$$R^2 = 1 - \frac{\sum_{i=1}^{n}(Z^*_{x_i} - Z_{x_i})^2}{\sum_{i=1}^{n}(Z_{x_i} - Z_{x_i}a)^2} \quad (۵)$$

$$\mathbf{RMSE} = \sqrt{\frac{1}{n}\sum_{i=1}^{n}\left(Z^*_{x_i} - Z_{x_i}\right)^2} \quad (۶)$$

$$\mathbf{MBE} = \frac{1}{n}\sum_{i=1}^{n}\left(Z^*_{x_i} - Z_{x_i}\right) \quad (۷)$$

$$\mathbf{MAE} = \frac{1}{n}\sum_{i=1}^{n}\left|Z^*_{x_i} - Z_{x_i}\right| \quad (۸)$$

که در آن‌ها n تعداد نقاط نمونه‌برداری، $Z^*_{x_i}$ مقدار برآورد شده متغیر و Z_{x_i} مقدار اندازه گیری شده متغیر و $Z_{x_i}a$ میانگین متغیر اندازه‌گیری شده را نشان می‌دهد.

محاسبات آمار توصیفی و نیز آزمون نرمال بودن توزیع داده‌ها با استفاده از روش کولموگروف–اسمیرنوف در نرم افزار SPSS صورت گرفت. برای برازش مدل‌های نیم‌تغییرنما از نرم افزار $GS^+5.1$ استفاده گردید. پس از برازش مدل، آن سری از داده‌هایی که نرمال نبودند و تبدیل داده بر آنها صورت گرفته بود به داده‌های واقعی تبدیل شدند و درون‌یابی با داده‌های واقعی انجام گرفت. پهنه‌بندی متغیرها با استفاده از روش‌های کریجینگ و IDW در نرم افزار ArcGIS 9.1 انجام گرفت.

نتایج و بحث

جدول ۱ توصیف آماری خواص اندازه‌گیری شده در خاک سه کاربری جنگلی، مرتعی و زراعی مورد مطالعه را نشان می‌دهد. لازم به توضیح است اگرچه کربن آلی از خواص شیمیایی خاک به حساب می‌آید ولی به علت تاثیرپذیری شدید کیفیت فیزیکی خاک از این مشخصه، در تحقیق حاضر مقدار کربن آلی خاک نیز اندازه‌گیری و تغییرات آن بررسی گردید. بر پایه گروه‌بندی ویلدینگ و درس (۲۹) متغیرهای با ضریب تغییرات کم‌تر از ۱۵ درصد دارای تغییرات کم، متغیرهای با ضریب تغییرات ۳۵–۱۵ درصد دارای تغییرات متوسط و متغیرهای با ضریب تغییرات بیش از ۳۵ درصد دارای تغییرات زیاد می‌باشند. بر پایه این گروه‌بندی، تغییرات کربن آلی (کاربری‌های مرتعی و زراعی)، شن، سیلت، هدایت هیدرولیکی (کاربری مرتعی)، رطوبت اشباع و جرم مخصوص ظاهری (کاربری‌های مرتعی و زراعی) اندک بود. درجه تغییرات کربن آلی (کاربری جنگلی)، رس (کاربری جنگلی)، میانگین وزنی قطر خاکدانه (کاربری‌های جنگلی و مرتعی)، هدایت هیدرولیکی (کاربری‌های جنگلی و زراعی) و جرم مخصوص ظاهری (کاربری جنگلی) متوسط بود. رس (کاربری مرتعی) و میانگین وزنی قطر خاکدانه (کاربری زراعی) با بیش‌ترین ضریب تغییرات از غیر یکنواختی شدیدی برخوردار بودند. طبق جدول ۱ مقدار رس در کاربری مرتعی از ۱/۰۹ تا ۱۵/۱۷ درصد متغیر بود. به نظر می‌رسد رس‌ها علی‌رغم داشتن چسبندگی زیاد در مقایسه با ذرات سیلت احتمالاً به دلیل وزن کم و نیز شیب زیاد دامنه (حدود ۱۰ درصد) از کاربری زراعی بالادست (شکل ۱ ب) در اثر عملیات شخم موازی شیب در امتداد شیارها شسته شده و به صورت غیر یکنواخت در کاربری مرتعی پایین دست تجمع یافته‌اند. بالا بودن دامنه تغییرات (۰/۱ تا ۰/۸ میلی‌متر) میانگین وزنی قطر خاکدانه (MWD) در کاربری زراعی را شاید بتوان به ضریب تغییرات متوسط رس (۳۱/۷۳ درصد) در آن کاربری نسبت داد (جدول ۱). کربن آلی و رس از عوامل اصلی پایداری خاکدانه‌ها به شمار می‌روند (۱).

نسبت واریانس قطعه‌ای به آستانه شاخصی از قدرت ساختار متغیرهای مکانی است. کمباردلا و همکاران (۱۳) نشان دادند که اگر این نسبت کمتر از ۰/۲۵ باشد متغیر از ساختار مکانی قوی و اگر نسبت بین ۰/۲۵ تا ۰/۷۵ قرار گیرد ساختار مکانی آن متوسط و اگر این نسبت بیش از ۰/۷۵ باشد ساختار مکانی آن ضعیف خواهد بود. جدول ۲ نشان می‌دهد که مقدار این معیار (نسبت واریانس قطعه‌ای به آستانه) برای متغیرهای رس، شن، سیلت در کل منطقه مورد مطالعه دارای ساختار مکانی متوسط و برای جرم مخصوص ظاهری، میانگین وزنی قطر خاکدانه‌ها، هدایت هیدرولیکی اشباع، رطوبت اشباع و کربن آلی دارای ساختار مکانی قوی می‌باشد. کمباردلا و همکاران (۱۳) بیان داشتند که ساختار مکانی قوی در یک متغیر می‌تواند ناشی از اثر عوامل ذاتی خاک مثل بافت و کانی‌شناسی رس باشد، در حالی‌که وابستگی مکانی ضعیف‌تر، معمولاً تحت تاثیر تغییرات غیر ذاتی مانند عملیات مدیریتی، کاربرد کود و شخم است. وابستگی مکانی قوی و متوسط ویژگی‌ها بیانگر تغییرات ذاتی و غیرذاتی کم در خاک منطقه مورد مطالعه می‌باشد.

1 - Mean bias error
2 - Mean absolute error

جدول ۱- توصیف آماری خواص اندازه‌گیری شده در خاک سه کاربری مورد مطالعه

متغیر	واحد	کاربری	حداقل	حداکثر	میانگین	انحراف معیار	ضریب تغییرات
		جنگلی	۳/۵۱	۷/۶۰	۶/۰۰	۱/۲۰	۲۰
کربن آلی	(٪)	مرتعی	۲/۵۳	۳/۵۸	۳/۰۸	۰/۲۸	۹/۱
		زراعی	۱/۶۶	۳/۰۲	۲/۲۴	۰/۲۸	۱۲/۵
		جنگلی	۴/۰۷	۹/۲۵	۵/۸۲	۱/۳۴	۲۳
رس	(٪)	مرتعی	۱/۰۹	۱۵/۱۷	۵/۶۱	۴/۱۰	۷۳/۱
		زراعی	۲/۵۴	۷/۹۶	۴/۵۷	۱/۴۵	۳۱/۷۳
		جنگلی	۴۸/۲۶	۶۰/۷۳	۵۴/۸۲	۳/۵۴	۶/۴۶
شن	(٪)	مرتعی	۴۷/۱۲	۶۵/۹۴	۵۷/۸۳	۳/۸۷	۶/۷
		زراعی	۵۱/۶۲	۶۹/۱۲	۶۰/۷۶	۴/۶۶	۷/۶۷
		جنگلی	۳۳/۶۷	۴۵/۷۷	۳۹/۲۸	۳/۶۶	۹/۳۲
سیلت	(٪)	مرتعی	۳۱/۲۷	۴۸/۳۳	۳۶/۹۵	۴/۲۸	۱۱/۵۸
		زراعی	۲۳/۹۶	۴۳/۸۲	۳۴/۶۶	۴/۵۱	۱۳
		جنگلی	۰/۲۰	۲/۳۰	۱/۲۸	۰/۴۰	۳۱/۲۵
MWD	(mm)	مرتعی	۰/۷۰	۱/۳۰	۰/۹۷	۰/۱۹	۱۹/۶
		زراعی	۰/۱۰	۰/۸۰	۰/۳۵	۰/۱۹	۵۴/۲۸
		جنگلی	۰/۳۶	۰/۷۸	۰/۴۹	۰/۱۰	۲۰/۴
K_s	(cm min^{-1})	مرتعی	۰/۳۱	۰/۳۹	۰/۳۵	۰/۰۲	۵/۷۱
		زراعی	۰/۱۲	۰/۲۸	۰/۲	۰/۰۳	۱۵
		جنگلی	۵۸//۶۹	۶۵/۵۹	۶۰/۹۶	۱/۸۹	۳/۱
θ_s	(درصد وزنی)	مرتعی	۵۰/۱۳	۵۸/۹۰	۵۴/۴۵	۲/۷۰	۵
		زراعی	۴۰/۲۳	۵۵/۸۰	۴۸/۸۳	۴/۶۴	۹/۵
		جنگلی	۰/۵۲	۱/۲۰	۰/۸۶	۰/۱۳۲	۱۵/۳۴
D_b	(g cm^{-3})	مرتعی	۰/۷۸	۱/۲۷	۱/۰۷	۰/۱۲۶	۱۱/۶۷
		زراعی	۱/۱۹	۱/۵۹	۱/۳۷	۰/۱۰۹	۱۰/۱۸

MWD، K_s ، θ_s و D_b – به ترتیب بیانگر میانگین وزنی قطر خاکدانه، هدایت هیدرولیکی اشباع، رطوبت اشباع و جرم مخصوص ظاهری خاک می‌باشد.

رطوبت اشباع (۱۸۳ متر) و میانگین وزنی قطر خاکدانه‌ها (۱۸۵ متر) با کوچک‌ترین دامنه تأثیر از وابستگی مکانی کم‌تری نسبت به سایر متغیرهای مورد مطالعه برخوردار بودند. دامنه تاثیر در متغیرهای رس و سیلت و شن، بزرگ است (جدول ۲). به طور معمول ۷۰ درصد دامنه تاثیر را فواصل بهینه نمونه‌برداری در نظر می‌گیرند (۲ و ۸).

بر این اساس فاصله بهینه نمونه‌برداری متغیرهای کربن آلی، رس، شن، سیلت، MWD، K_s، θ_s و D_b به ترتیب ۴۱۹/۳، ۲۳۱۷، ۲۰۷۲، ۲۱۷۷، ۱۲۹/۵، ۴۲۱/۴، ۱۲۸/۱و ۴۲۰/۷ متر است. فاصله نمونه‌برداری انتخاب شده توانست ساختار مکانی و تغییرپذیری این متغیرها را به خوبی نشان دهد. با توجه به فواصل بهینه به دست آمده، جهت صرفه‌جویی در زمان نمونه‌برداری و کاهش هزینه‌ها در مطالعات آتی، می‌توان در نمونه‌برداری خاک از فواصل بیش از ۱۰۰ متر استفاده کرد. اقبال و همکاران (۱۸) مقادیر دامنه تأثیر را برای هدایت هیدرولیکی اشباع، جرم مخصوص ظاهری، شن و رس لایه سطحی به ترتیب برابر با ۹۴، ۱۰۶، ۲۱۸ و ۴۲۱ متر به دست آوردند. دامنه تاثیر فاصله‌ای است که در ماورای آن نمونه‌ها بر هم تاثیر ندارند و آن‌ها را می‌توان مستقل از یک‌دیگر به شمار آورد. این فاصله حد همبستگی متغیر مورد نظر را مشخصی می‌کند و اطلاعاتی در زمینه حداقل فاصله نمونه‌برداری ارائه می‌دهد. همچنین دامنه تاثیر خصوصیات خاک تابعی از مقیاس مطالعه شده، فاصله نمونه‌برداری و موقعیت سیمای اراضی است. بدیهی است دامنه تاثیر بزرگ‌تر بر ساختار مکانی گسترده‌تر، پراکنش پیرایشی‌تر (روندار) و پیوستگی مکانی بیشتر در مقادیر متغیر مورد نظر دلالت دارد. هرچه دامنه گسترده‌تر باشد به تعداد نمونه کمتری جهت تعیین نقاط نمونه‌برداری نشده نیاز است (۲).

جدول ۲- پارامترهای نیم‌تغییرنمای تجربی خواص اندازه‌گیری شده در خاک کل منطقه مورد مطالعه

متغیر	مدل برازش شده	واریانس قطعه‌ای	آستانه	نسبت واریانس قطعه‌ای به آستانه	دامنه تاثیر (متر)	مجموع مربعات باقیمانده (RSS)	ضریب تبیین (R^2)
کربن آلی	نمایی	۰/۰۱	۴/۶۹	۰/۰۰۲	۵۹۹	۰/۸۹۵	۰/۹۲
رس	کروی	۵/۳۶	۱۰/۷۲	۰/۵	۳۳۱۰	۵/۵۶	۰/۵۳
شن	نمایی	۲۴/۶	۵۱/۳۹	۰/۴۷	۲۹۶۰	۲۲/۲	۰/۷۵
سیلت	نمایی	۲۳/۵	۴۷/۰۷	۰/۴۹	۳۱۱۰	۳۰	۰/۴۵
MWD	نمایی	۰/۰۰۲	۰/۲۵	۰/۰۰۸	۱۸۵	۰/۰۲	۰/۴۵
K_s	کروی	۰/۰۰۱	۰/۰۲	۰/۰۵	۶۰۲	$۳/۷\times۱۰^{-۵}$	۰/۸۵
θ_s	نمایی	۰/۱	۳۸/۸۳	۰/۰۰۲	۱۸۳	۵۹۹	۰/۵۱
D_b	کروی	۰/۰۰۱	۰/۰۷	۰/۰۱۴	۶۰۱	$۸/۱۵\times۱۰^{-۴}$	۰/۷۷

MWD، K_s ، θ_s و D_b – به ترتیب بیانگر میانگین وزنی قطرخاکدانه، هدایت هیدرولیکی اشباع، رطوبت اشباع و جرم مخصوص ظاهری خاک می‌باشد. واحد متغیرها در جدول ۱ آورده شده است.

نیم تغییرنمای تجربی خواص مورد مطالعه

اولین گام در استفاده از روش زمین‌آمار، بررسی ساختار مکانی در بین داده‌ها توسط آنالیز نیم‌تغییرنما می‌باشد. به این منظور اقدام به ترسیم نیم تغییرنما شد. شکل ۲ نیم‌تغییرنمای تجربی خواص اندازه-گیری شده در خاک کل منطقه مورد مطالعه را نشان می‌دهد. با توجه به نیم تغییرنماهای تهیه شده، در مورد هیچ‌یک از ویژگی‌های خاک ناهمسانگردی مشاهد نشد. بر اساس شکل ۲ و نیز جدول ۲، بهترین مدل نیم‌تغییرنما از بین مدل‌های مختلف برای رس، هدایت هیدرولیکی اشباع و جرم مخصوص ظاهری، مدل کروی به ترتیب با ضریب تبیین (R^2) برابر با ۰/۵۳، ۰/۸۵ و ۰/۷۷ و با مجموع مربعات باقیمانده (RSS) برابر با ۵/۵۶، ۰/۰۰۰۳ و ۰/۰۰۰۸ و برای شن، سیلت، کربن‌آلی، میانگین وزنی قطر خاکدانه‌ها و رطوبت اشباع، مدل نمایی به ترتیب با ضریب تبیین (R^2) برابر با ۰/۷۵، ۰/۴۵، ۰/۹۲، ۰/۴۵ و ۰/۵۱ و با مجموع مربعات باقیمانده (RSS) برابر با ۲۲/۲، ۳۰، ۰/۸۹۵، ۰/۰۲ و ۵۹۹ برازش گردید.

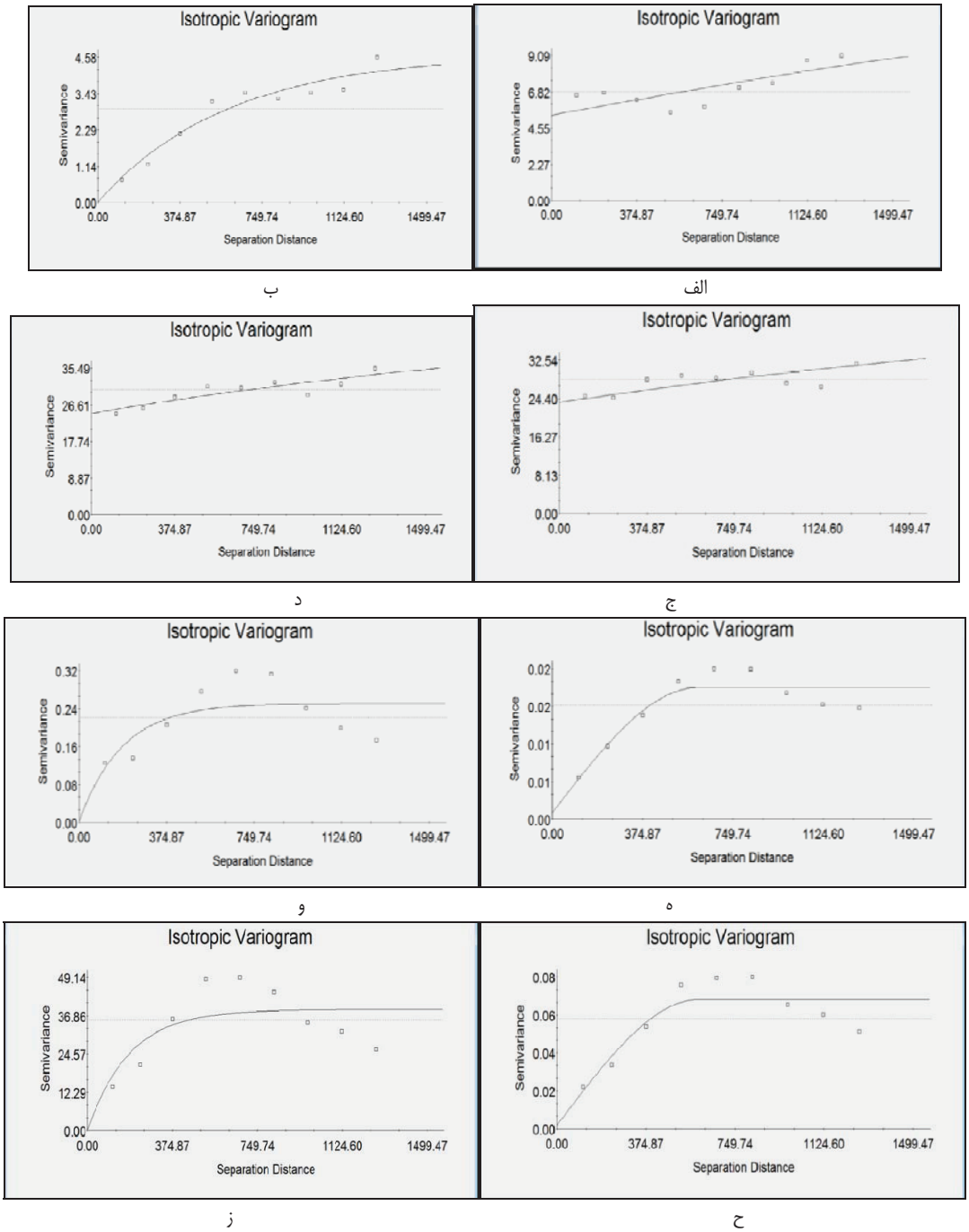
مقایسه‌ی دو روش زمین آماری مورد استفاده برای بررسی تغییرات مکانی خواص خاک در کل منطقه مورد مطالعه

جدول ۳ نتایج ارزیابی دو روش درون‌یابی مورد استفاده در تحقیق را نشان می‌دهد. لازم به ذکر است در این جدول نتایج آزمون‌های آماری فقط برای توان یک (P= ۱) روش وزن‌دهی عکس فاصله (IDW) به علت داشتن مقادیر بهینه (R^2 بالا و RMSE پایین) در مقایسه با توان ۲ و ۳ آورده شده است. رضایی و همکاران (۴) نیز گزارش کردند که روش IDW با توان یک نسبت به توان ۲ و ۳ دقت بیشتری در درون‌یابی خواص کیفی آب‌های زیرزمینی استان گیلان نشان داد. با مقایسه مقادیر ضریب تبیین (R^2) برای روش‌های کریجینگ و IDW مشخص گردید به دلیل بالا بودن R^2 روش کریجینگ در تخمین متغیرهای رس، شن و سیلت و روش IDW در تخمین متغیرهای کربن‌آلی، جرم مخصوص ظاهری، هدایت هیدرولیکی اشباع، میانگین وزنی قطر خاکدانه و رطوبت اشباع از دقت بالاتری برخوردار بودند (جدول ۳). تفاوت آماره‌های ریشه میانگین مربعات خطا (RMSE) و میانگین قدر مطلق خطا (MAE) بین دو روش درون‌یابی در برآورد متغیرها (به استثنای K_s) چندان مشهود نبود. بر اساس معیار میانگین انحراف خطا (MBE)، دقیق‌ترین تخمین مربوط به روش IDW در برآورد متغیر K_s (MBE= -0.001) می‌باشد (جدول ۳). همچنین مقدار مثبت MBE در متغیر D_b بیانگر بیش برآورد کردن مدل و مقادیر منفی آن در سایر متغیرها بیانگر کم برآورد کردن مدل می‌باشد. هرچه میانگین انحراف خطا (MBE) نزدیک به صفر باشد بیانگر آن است که تخمین متغیر با دقت بالاتری صورت گرفته است (۲۳).

پهنه‌بندی خواص خاک در کل منطقه مورد مطالعه

پهنه‌بندی رس، شن و سیلت (روش کریجینگ) و کربن‌آلی، جرم مخصوص ظاهری، هدایت هیدرولیکی اشباع، میانگین وزنی قطر خاکدانه‌ها و رطوبت اشباع (روشIDW با توان یک) بر اساس بهترین روش درون‌یابی (جدول ۳) در شکل ۳ آورده شده است. لازم به توضیح است در شکل ۳ (الف تا ح) کاربری جنگل در بالای شیب و در جهت غرب (W)، کاربری زراعی در وسط شیب و کاربری مرتع در پایین شیب و در جهت شرق (E) منطقه مورد مطالعه قرار دارد همچنین مقادیر حداقل و حداکثر ذکر شده برای متغیرها از طریق درون‌یابی به دست آمده‌اند بنابراین الزاماً با مقادیر واقعی اندازه‌گیری شده این متغیرها (جدول ۱) یکسان نخواهند بود. بر پایه شکل ۳

(الف) بیشترین مقدار کربن‌آلی خاک برابر با ۷/۵۷ درصد در کاربری جنگل و کمترین مقدار آن ۱/۶۶ درصد در کاربری زراعی می باشد. عملیات خاک‌ورزی از طریق اکسیده کردن ماده آلی خاک و نیز برداشت علوفه از طریق چرای بی‌رویه دام‌ها در منطقه مورد مطالعه باعث کاهش کربن آلی خاک در کاربری‌های زراعی و مرتعی در مقایسه با جنگل گردیده است. نتایج مشابهی در خصوص تاثیر فرسایش آبی و کشت و کار بر کربن آلی خاک توسط مارتینزمنا و همکاران (۲۴) گزارش شده است.



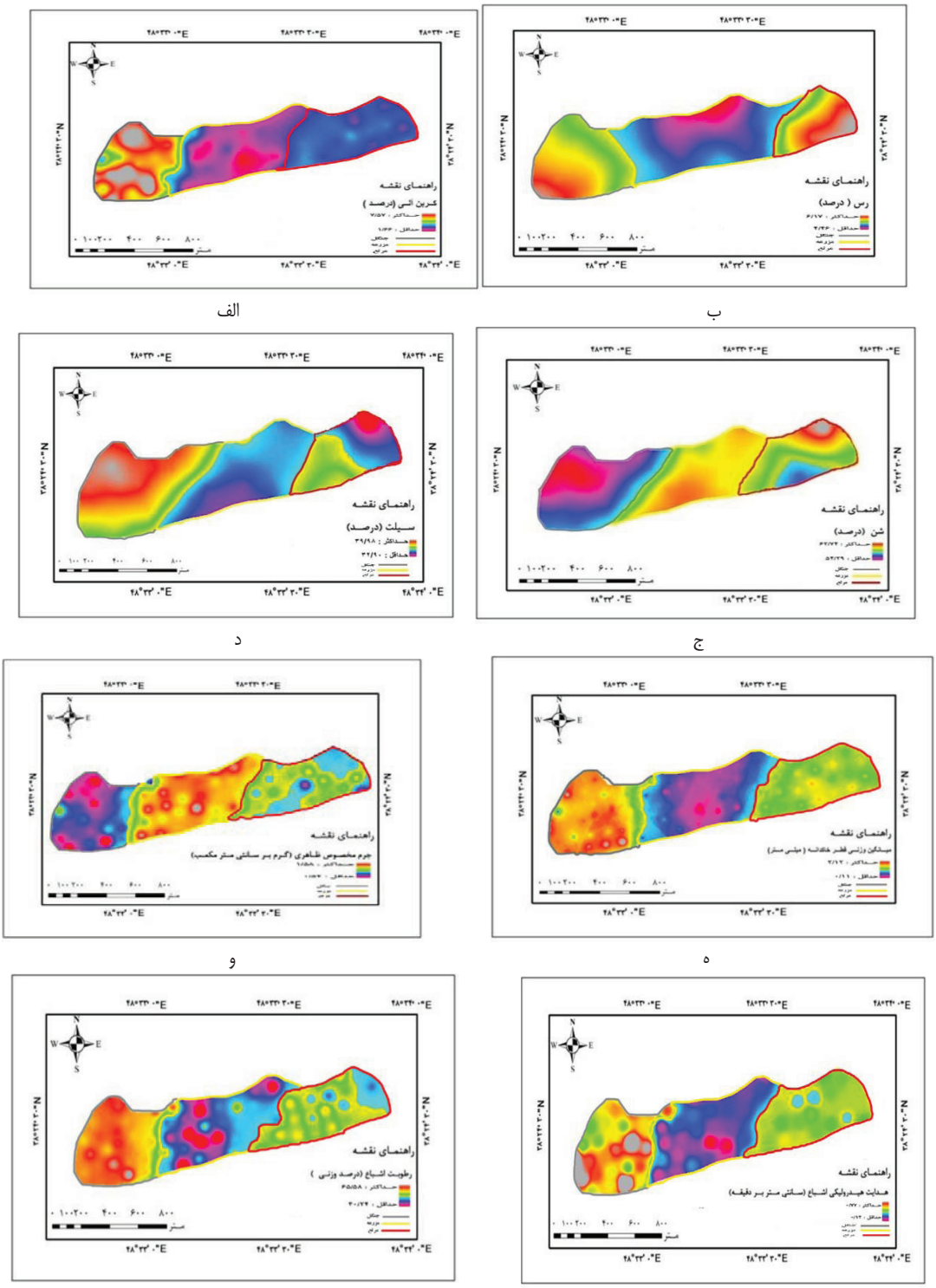
شکل ۲- نیم تغییرنمای تجربی (دوایر سیاه رنگ) به همراه مدل نظری (خط ممتد) رس (الف)، کربن آلی (ب)، سیلت (ج)، شن (د)، هدایت هیدرولیکی اشباع (ه)، میانگین وزنی قطر خاکدانه (و)، جرم مخصوص ظاهری (ز) و رطوبت اشباع (ح) در خاک کل منطقه مورد مطالعه

جدول ۳- مقایسه‌ی دو روش درون‌یابی مورد بررسی خواص اندازه‌گیری شده در خاک کل منطقه مورد مطالعه

متغیر	کریجینگ				IDW			
	MAE	MBE	RMSE	R^2	MAE	MBE	RMSE	R^2
کربن آلی	۰/۴۵	−۰/۰۴	۰/۸۳	۰/۴۳	۰/۴۱	−۰/۰۵	۰/۸۱	۰/۵۲
رس	۱/۹۹	−۲/۴۱	۲/۷۳	۰/۴۲	۲/۱۳	−۲/۳	۲/۷۵	۰/۳۵
شن	۳/۰۵	−۱/۲۵	۵/۰۴	۰/۵۱	۳/۱۸	−۱/۰۷	۵/۰۷	۰/۴۶
سیلت	۳/۱۶	−۱/۰۵	۵/۰۵	۰/۴۸	۳/۲۸	−۱/۰۳	۵/۰۶	۰/۴۰
MWD	۰/۱۸	−۰/۰۵	۰/۳۶	۰/۴۶	۰/۱۷	−۰/۰۷	۰/۳۵	۰/۵۱
K_s	۰/۴۱	۰/۳۲	۰/۸۲	۰/۳۲	۰/۰۶	−۰/۰۰۱	۰/۰۸۳	۰/۳۹
θ_s	۱/۱۴	−۰/۱	۴/۰۵	۰/۴۵	۱/۰۳	−۰/۶	۳/۸۲	۰/۵۱
D_b	۰/۱۵	۰/۱۴	۰/۱۶	۰/۳۵	۰/۱۴	۰/۱۳	۰/۱۵	۰/۴۷

MWD، K_s ، θ_s و D_b به ترتیب بیانگر میانگین وزنی قطرخاکدانه، هدایت هیدرولیکی اشباع، رطوبت اشباع و جرم مخصوص ظاهری خاک می‌باشد. واحد متغیرها در جدول ۱ آورده شده است.

بیشترین مقدار رس برابر با ۶/۱۷ درصد در کاربری جنگل و کمترین مقدار آن ۴/۴۶ درصد در کاربری زراعی می باشد (شکل ۳، ب). بر اساس مشاهدات صحرایی به نظر می‌رسد شخم موازی شیب در دامنه شیبدار (در جهت غرب به شرق) باعث فرسایش آبی شیاری و در نتیجه شستشوی ذرات رس از کاربری زراعی و تجمع آن در کاربری مرتعی واقع در پایین دست شیب گردیده است. بیشترین مقدار شن برابر با ۶۲/۷۴ درصد در کاربری زراعی و کمترین مقدار آن ۵۴/۲۹ درصد در کاربری جنگل می باشد (شکل ۳، ج). عملیات زراعی ناصحیح و فرسایش شیاری متعاقب آن به علت انتقال ذرات رس و سیلت به طرف پایین شیب (کاربری مرتعی) منجر به تغییر در توزیع اندازه ذرات خاک از طریق افزایش ذرات شن در کاربری زراعی گردید. در واقع ذرات شن به علت سنگینی در مقایسه با ذرات رس و سیلت کمتر دچار فرسایش آبی می‌شوند (۳). بیشترین مقدار سیلت برابر با ۳۹/۹۸ درصد در کاربری جنگل و کمترین مقدار آن ۳۲/۹ درصد در کاربری زراعی می‌باشد (شکل ۳، د). ذرات سیلت حساس‌ترین ذرات خاک به فرسایش آبی هستند (۳) و مقدار کم آن در کاربری زراعی، شاهدی بر این ادعاست. علی رغم اینکه موقعیت کاربری جنگلی در بالای دامنه شیبدار مورد مطالعه قرار داشت ولی ملاحظه می‌شود مقادیر رس و سیلت آن بیشتر از کاربری‌های زراعی و مرتعی بود که دلیل آن را می‌توان به مقادیر زیاد کربن آلی (جدول ۱) و در نتیجه پایداری بیشتر خاکدانه‌ها (MWD بزرگ) در مقابل فرسایش آبی در کاربری جنگلی نسبت داد. بیشترین مقدار میانگین وزنی قطر خاکدانه (MWD) برابر با ۲/۱۲ میلی‌متر در کاربری جنگل و کمترین مقدار آن ۰/۱۱ میلی‌متر در کاربری زراعی به دست آمد (شکل ۳، ه). بزرگ بودن MWD خاکدانه‌ها در کاربری جنگلی نسبت به سایر کاربری‌ها را می‌توان به بالا بودن درصد کربن آلی و رس در آن نسبت داد. کوچک بودن MWD خاکدانه‌ها در کاربری زراعی را می‌توان به اکسیده شدن کربن آلی خاک در اثر عملیات کشت و کار و نیز اتلاف رس خاک در اثر فرسایش آبی نسبت داد. کربن آلی و رس از عوامل اصلی سیمانی کننده ذرات خاک هستند. تاجیک (۱) همبستگی مثبت قوی و معنی‌دار بین درصد خاکدانه‌های پایدار در آب با کربن آلی و رس در ۵۳ نمونه خاک برداشته شده از مناطق مختلف ایران گزارش نمود. بیشترین مقدار جرم مخصوص ظاهری برابر با ۱/۵۸ گرم بر سانتی‌متر مکعب در کاربری زراعی و کمترین مقدار آن ۰/۵۲ گرم بر سانتی‌متر مکعب در کاربری جنگل می‌باشد (شکل ۳، و). پایین بودن سطح کربن آلی و نیز فشردگی خاک در اثر تردد ادوات کشاورزی و دام‌ها باعث کاهش حجم کل منافذ و در نتیجه افزایش جرم مخصوص ظاهری خاک در کاربری‌های زراعی و مرتعی نسبت به جنگل گردیده است. بیشترین مقدار رطوبت اشباع برابر با ۶۵/۵۸ درصد در کاربری جنگل و کمترین مقدار آن ۴۰/۲۴ درصد درکاربری زراعی می‌باشد (شکل ۳، ز). رطوبت اشباع تقریباً با تخلخل کل برابر است بنابراین با افزایش جرم مخصوص ظاهری به دلیل کاهش تخلخل کل خاک، رطوبت اشباع کاهش می‌یابد (۱۹). کاهش رطوبت اشباع با افزایش جرم مخصوص ظاهری خاک (جدول ۱) در کاربری‌های زراعی و مرتعی در مقایسه با جنگلی نیز این موضوع را تایید می‌کند. بیشترین مقدار هدایت هیدرولیکی اشباع خاک برابر با ۰/۷۷ سانتی‌متر بر دقیقه در کاربری جنگلی و کمترین مقدار آن ۰/۱۲ سانتی‌متر بر دقیقه در کاربری زراعی می‌باشد (شکل ۳، ح). هدایت هیدرولیکی به خصوصیات خاک و سیال بستگی دارد و با تغییر تخلخل کل، توزیع اندازه منافذ و کج و موجی منافذ خاک تغییر می‌کند (۱۷). بنابراین از کاربری جنگل در بالای شیب به سمت کاربری‌های زراعی در مرکز و مرتعی در پایین شیب به دلیل کاهش کربن آلی و فشردگی خاک (افزایش D_b)، تخلخل کل کاهش و منجر به تغییر توزیع اندازه منافذ خاک احتمالاً از طریق کاهش منافذ درشت و افزایش منافذ ریز و نهایتاً کاهش هدایت هیدرولیکی اشباع خاک گردید.



شکل ۳- پهنه‌بندی کربن آلی (الف)، رس (ب)، شن (ج)، سیلت (د) میانگین وزنی قطر خاکدانه (ه) جرم مخصوص ظاهری (و) رطوبت اشباع (ز) و هدایت هیدرولیکی اشباع (ح) در خاک کل منطقه مورد مطالعه

نتیجه‌گیری

نتایج این پژوهش نشان داد جرم مخصوص ظاهری، میانگین وزنی قطر خاکدانه‌ها (MWD)، هدایت هیدرولیکی اشباع (K_s)، رطوبت‌اشباع و کربن آلی خاک دارای ساختار مکانی قوی در منطقه مورد مطالعه بودند. همچنین نقشه تغییرات مکانی خصوصیات خاک در سه کاربری مجاور هم بیانگر آن است که از کاربری جنگل در بالای شیب به سمت کاربری‌های زراعی در مرکز و مرتعی در پایین شیب، کربن آلی، MWD، K_s و رطوبت اشباع کاهش و جرم مخصوص ظاهری افزایش یافت. بر اساس آماره ضریب تبیین (R^2)، روش کریجینگ فقط در تخمین متغیرهای رس، شن و سیلت دقیق‌تر از روش وزن دهی عکس فاصله بود. پیشنهاد می‌شود در مطالعات بعدی برای بررسی تغییرات مکانی خصوصیات فیزیکی خاک منطقه، از تعداد نمونه زیاد با فواصل طولانی استفاده گردد همچنین با توجه به اهمیت گردشگری منطقه و تاثیر تعداد و زمان اقامت تفرجگر بر فشردگی خاک، تغییرات مکانی مقاومت فروروی خاک نیز بررسی گردد.

منابع

۱- تاجیک ف. ۱۳۸۳. ارزیابی پایداری خاکدانه‌ها در برخی مناطق ایران. مجله علوم و فنون کشاورزی و منابع طبیعی، ج ۸. ش ۱. ص ۱۳۴ – ۱۲۵.

۲- حسنی‌پاک ع. ۱۳۷۷. زمین آمار. انتشارات دانشگاه تهران. ص ۳۱۴.

۳- رفاهی ح. فرسایش آبی و کنترل آن. انتشارات دانشگاه تهران. چاپ پنجم، ص ۶۳۳.

۴- رضایی م.، دواتگر ن.، تاجداری خ. و ابولپور ب. ۱۳۸۹. بررسی تغییرات مکانی برخی شاخص‌های کیفی آب‌های زیرزمینی استان گیلان با استفاده از زمین آمار. نشریه آب و خاک، ج ۲۴. ش ۵. ص ۹۴۱-۹۳۲.

۵- فروغی‌فر ح.، جعفرزاده ع.ا.، ترابی گلسفیدی ح.، علی‌اصغرزاده ن.، تومانیان ن. و دواتگر ن. ۱۳۹۰. تغییرات مکانی برخی ویژگی‌های فیزیکی و شیمیایی خاک سطحی و شکل‌های اراضی مختلف دشت تبریز. نشریه دانش آب و خاک، ج ۲۱. ش ۳. ص ۲۱- ۱.

۶- مدنی ح. ۱۳۷۳. مبانی زمین‌آمار. مرکز نشر دانشگاه صنعتی امیر کبیر.

۷- محمدی ج. و چیت ساز م. ۱۳۸۱. مقایسه تخمینگرهای ژئواستاتیکی و رگرسیون خطی جهت برآورد برخی از خصوصیات خاک سطحی به کمک داده‌های رقومی TM. مجله علوم خاک و آب، ج ۱۶. ش ۲. ص ۱۰۲-۹۵.

۸- محمدی ج. ۱۳۸۵. پدومتری. انتشارات پلک. ج. ۲. ص ۴۵۳.

۹- کرمی ع.، همایی م.، بای‌بوردی م.، محمودیان شوشتری م. و دواتگر ن. ۱۳۹۱. پراکنش مکانی پارامترهای نفوذ آب به خاک در مقیاس ناحیه‌ای. نشریه دانش آب و خاک. ج ۲۲. ش ۱ . ص ۳۱-۱۷.

10- Amirinejad A.A., Kamble K., Aggarwal P. and Chakraborty D. 2011. Assessment and mapping of spatial variation of soil physical health in a farm. Geoderma. 160: 209 -303.

11- Ahmadi S.H. and Sedghamiz A. 2008. Application and evaluation of kriging and cokriging methods on ground water depth mapping. Environment Assess. 138: 357-368.

12- Blake G.R. and Hartge K.H. 1986. Bulk density, p. 363-375. In: Klute, A. (ed). Methods of Soil Analysis. Part 1. 2nd ed. Agronomy. Monograph. 9. ASA, Madison, WI.

13- Cambardella C.A., Moorman T.B., Novak J.M., Parkin T.B., Karlen D.L., Turco R.F., and Koropaka A.E. 1994. Field-scale variability of soil properties in centeral Iowa soils. Soil Sci. Soc. Am. J. 58: 1501-1511.

14- Gee G.W. and Or D. 2002. Particle-size analysis, p.255-295. In: Warren, A.D. (ed) Methods of Soil Analysis. Part 4. Physical Methods. Soil Sci. Soc. Am. Inc.

15- Gwenzi W., Hinz C.H., Holmes K., Ian R., Phillips I. and Mullins J. 2011. Field- scale spatial variability of saturated hydraulic conductivity on recently constructed artificial ecosystem. Geodrema. 166(1): 43-56.

16- Goovaerts P. 1999. Geostatistics in soil science: state-of-the-art and perspectives. Geoderma. 89: 1 -45.

17- Hillel D. 1998. Environmental Soil Physics. Academic press. USA.

18- Iqbal J., Thomasson A., Jenkins J.N., Owens P.R. and Whisler F.D. 2005. Spatial variability analysis of soil physical properties of alluvial soils. Soil Sci. Soc. Am. J. 69: 1338-1350.

19- Jury W. and Horton R. 2004. Soil Physics. John Wiley and Sons, Inc.

20- Kemper A. and Rosenau R.C. 1986. Aggregate stability and size distribution, p. 425-431. In: Klute, A. (ed). Methods of Soil Analysis. Part 1, 2 nd. Agron.Monog.9. ASA and SSSA, Madison, WI.

21- Klute A. and Dirksen C. 1986. Hydraulic conductivity of saturated soils, p. 694-698. In: Klute, A. (ed). Methods of Soil Analysis. Part1, 2 nd ed. Agron. Monog.9. ASA and SSSA, Madison, WI.

22- Liu T.L., Wei Juang K. and Yuan Lee D. 2006. Interpolating soil properties using kriging combined with categorical information of soil maps. Soil Sci. Soc. Am. J. 70:1200-1209.

23- Mishra U., Lal R., Liu D. and Van Meirvenne M. 2010. Predicting the spatial variation of the soil organic carbon

pool at a regional scale. Soil Sci. Soc. Am. J. 74(3): 906-914.
24- Martinez Mena M., Lopez J., Almagro M., Boix-Fayos V. and Albaladejo J. 2008. Effect of water erosion and cultivation on the soil carbon stock in a semiarid area of south-east Spain. Soil Till. Res. 99: 119- 129.
25- Nelson D.W. and Sommers L.E. 1982. Total carbon, organic carbon and organic matter, p. 539-579. In: A.L. Page etal. (ed.) Methods of Soil Analysis. Part 2. 2nd ed.Agron. Monogr. 9. Soil Science Society of American, Madison, WI.
26- Trangmar B.B., Yost R.S. and Uehara G. 1985. Application of geostatistics to spatial studies of soil properties. Advanced Agronomy. 38: 45-94.
27- Vauclin M. 1983. The use of Co-kriging with limited field soil observation. Soil Sci. Soc. Am. J. 47: 175-184.
28- Webster R. 2000. Is soil variation random? Geoderma. 97: 149-163.
29- Wilding L.P. and Dress L.R. 1983. Spatial variability and pedology p, 83-116. In: Wilding, L.P., Smeckand, N.E., and Hall, G.F. (eds.). Pedogenesis and soil taxonomy. I. Concepts and interactions. Elsvier Science Pub.
30- Yousefpour R., Marvie Mohajer M.R. and Saghebtalebi K.H. 2004. Investigation of succession of beech stands in Fandoghlou forets in Ardabil. Iranian Journal of Natural Resources. 57 (4):132 -151.

Journal of Water and Soil
Vol. 28, No. 6, Jan.-Feb. 2015, p. 1271-1283

نشریه آب و خاک (علوم و صنایع کشاورزی)
جلد ۲۸، شماره ۶، بهمن – اسفند ۱۳۹۳، ص. ۱۲۸۳-۱۲۷۱

Investigation te Spatial Variability of some Soil Physical Quality Indices in Fandoghlou Region of Ardabil Using Geostatistics

Sh. Asghari[1*] - S. Dizajghoorbani Aghdam[2] – A. Esmali Ouri[3]

Received: 17-03-2014
Accepted: 01-09-2014

Abstract

Knowledge of the spatial distribution of soil properties is the major issues in identifying, program planning, management and utilization of soil and water resources. This study was carried out to investigate the spatial variability of some important soil physical quality indices including sand, silt, clay, mean weight diameter of aggregates (MWD), organic carbon (OC), saturated hydraulic conductivity (K_s), saturated water content (θ_s) and bulk density (D_b) in the three adjacent land uses i.e. forest, agriculture and range land located at Fandoghlou region of Ardabil. Totally, 100 soil samples were systematically (100 × 100 m grade) taken from 0-15 cm depth in spring 2013. At first, the accuracy of Kriging and inverse distance weighting (IDW) geostatisticaly methods in mapping of studied parameters was evaluated then the final map was presented. The values of nugget effect to sill ratio for clay, sand and silt were 0.5, 0.47 and 0.49, respectively so these parameters have an average spatial structure. The values of above mentioned ratio for OC, D_b, θ_s, K_s, and MWD were obtained 0.002, 0.014, 0.0007, 0.05 and 0.008, respectively, indicating strong spatial structure. According to the R^2 criteria, Kriging method in estimating clay, sand and silt and IDW method in estimating MWD, OC, K_s ،θ_s and D_b had the highest accuracy. The final map indicated that forest land had higher OC, MWD and K_s and lower D_b compared with agriculture and range land. The results of this research showed that soil physical quality of the studied region in agriculture and range land uses was lower than forest lands.

Keywords: Aggregate stability, Inverse distance weighting, Kriging, Saturated hydraulic conductivity

1, 2- Asistant Professor and Former MSc Student, Department of Soil Science, Faculty of Agricultural Technology and Natural Resource, University of Mohaghegh Ardabili
(*-Corresponding Author Email: sh_asghari2005@yahoo.com)
3- Associate Professor, Department of Range and Watershed Management, Faculty of Agricultural Technology and Natural Resource, University of Mohaghegh Ardabili