

ترکیب روش‌های نقشه‌برداری مرسوم و زمین‌آماری برای تخمین برخی از ویژگی‌های فیزیکی و شیمیایی خاک (مطالعه موردی: منطقه ساردوئیه، استان کرمان)

زهرا فاریابی^۱، *عیسی اسفندیارپور بروجنی^۲، حسین شکفته^۳ و حسین شیرانی^۴

^۱ دانش‌آموخته کارشناسی ارشد گروه علوم خاک، دانشگاه ولی عصر رفسنجان، آشنیاری گروه علوم خاک، دانشگاه ولی عصر رفسنجان،

^۲ استادیار گروه علوم خاک، دانشگاه جیرفت، ^۳ استاد گروه علوم خاک، دانشگاه ولی عصر رفسنجان

تاریخ دریافت: ۹۴/۱۰/۲۰؛ تاریخ پذیرش: ۹۵/۳/۹

چکیده

سابقه و هدف: خاک‌ها دارای ویژگی‌های فیزیکی، شیمیایی و بیولوژیکی بسیار متنوعی هستند که نوع و مقدار تغییرات این ویژگی‌ها در رابطه با عملیات کشت و کار محصولات کشاورزی از اهمیت بسیار زیادی برخوردار است. به‌منظور مدیریت بهینه خاک، نیاز به دانستن این ویژگی‌ها می‌باشد؛ اما از آنجا که اندازه‌گیری این ویژگی‌ها در آزمایشگاه و آن هم برای یک سطح وسیع، بسیار هزینه‌بر است، نیاز به برآورد توزیع مکانی آن‌ها احساس می‌گردد. پژوهش حاضر به تخمین برخی از ویژگی‌های فیزیکی و شیمیایی خاک در واحدهای نقشه ژئوform بخشی از اراضی منطقه ساردوئیه استان کرمان با کاربرد روش‌های سنتی نقشه‌برداری خاک، کریجینگ و ترکیب این دو شیوه در قالب یک تخمینگر واحد پرداخته و نتایج دو روش با یکدیگر مقایسه شده است.

مواد و روش‌ها: از خاک سطحی (عمق صفر تا ۳۰ سانتی‌متری) ۱۵۰ نقطه مشاهداتی با میانگین فاصله ۲۰۰ متر در قالب یک الگوی نمونه‌برداری تصادفی طبقه‌بندی شده، نمونه‌برداری شد. هم‌چنین، با استفاده از سیلندر، نمونه‌های دست‌نخورده از هر موقعیت مشاهداتی برداشت گردید. پس از هواخشک نمودن نمونه‌های برداشت شده و عبور آن‌ها از الک دو میلی‌متری، تجزیه‌های آزمایشگاهی لازم بر روی آن‌ها انجام شد. پس از محاسبه مقادیر تخمینی و واریانس خطای متغیرهای مطالعاتی با استفاده از تخمینگرهای مورد نظر، اعتبارسنجی آن‌ها با استفاده از شاخص‌های آماری ضریب تبیین و جذر میانگین مربع خطای نسبی انجام گرفت.

یافته‌ها: تمامی ویژگی‌های مورد مطالعه، به‌جز چگالی ظاهری و واکنش خاک، از تغییرپذیری متوسط برخوردار بودند. ساختار مکانی همه متغیرهای مورد مطالعه به‌جز درصد حجمی ذرات درشت، درصد ماده آلی و قابلیت هدایت الکتریکی که ساختار مکانی قوی داشتند، از نوع متوسط بود و مدل‌های کروی و نمایی به‌خوبی توانستند ساختار مکانی ویژگی‌های خاک را مدل‌سازی کنند. دامنه این مدل‌ها برای ویژگی‌های مختلف از حدود ۴۵۰ متر برای ظرفیت زراعی تا ۱۹۴۵ متر برای واکنش خاک متغیر بود. با توجه به این‌که میانگین دامنه‌های ویژگی‌های مورد مطالعه، حدود ۸۸۰ متر بود؛ می‌توان این فاصله را به‌عنوان فاصله بهینه نمونه‌برداری برای مطالعات آبی در این منطقه مد نظر قرار داد.

* مسئول مکاتبه: esfandiarpoor@vru.ac.ir

نتیجه‌گیری: نتایج نشان داد زمانی که کلاس همبستگی مکانی یک متغیر، قوی باشد؛ استفاده از تخمینگر کریجینگ و روش ترکیبی، تخمین موفقیت‌آمیزی از آن ویژگی را به همراه خواهد داشت. به‌علاوه، در چنین وضعیتی، کاربرد تخمینگر ترکیبی منجر به کاهش قابل‌توجهی در میزان آریب تخمین‌ها شد. از سوی دیگر، استفاده از روش ترکیبی برای تخمین سایر ویژگی‌های خاک‌های منطقه مطالعاتی که کلاس همبستگی مکانی متوسط داشتند از ارجحیت قابل‌توجهی نسبت به دو تخمینگر دیگر (نقشه ژئوفرم و نقشه کریجینگ) برخوردار نبود.

واژه‌های کلیدی: تغییرپذیری مکانی خاک، روش ژئوپدولوژی، کریجینگ، نقشه‌برداری سنتی خاک

مقدمه

منبع اصلی اطلاعات در مورد ویژگی‌های خاک، نقشه‌های مرسوم خاک هستند. از سوی دیگر، ارزیابی خاک‌ها معمولاً بر اساس نقشه خاک و واحدهای آن امکان‌پذیر می‌گردد. بنابراین، نقشه‌های موضوعی خاک^۱ که با این روش تولید می‌شوند، به‌طور معمول از دقت کافی برخوردار نمی‌باشند و در شرایطی که پدیده موردنظر دارای تغییرات مکانی قابل‌توجهی باشد، شیوه‌های سنتی تهیه نقشه خاک در تفسیر این تغییرات نارسا می‌باشند (۲۹). از طرف دیگر، پیش‌بینی ویژگی‌های خاک با استفاده از نقشه‌های تفصیلی خاک^۲ انجام می‌شود. اما باید توجه داشت که ویژگی‌های خاک از مکانی به مکان دیگر، حتی در رابطه با یک نوع خاک معین و یا یک واحد نقشه خاص، تغییر می‌کنند (۳۴). بنابراین، تخمین‌های نقطه‌ای با استفاده از نقشه‌های سنتی خاک از دقت مناسبی برخوردار نیستند (۶). به همین دلیل، در دهه‌های اخیر تکنیک‌های درون‌یابی به‌طور گسترده مورد استفاده قرار گرفته‌اند. به دیگر سخن، روش‌های مختلفی برای تخمین متغیرهایی که دارای تغییرات زمانی و مکانی می‌باشند، به وجود آمده‌اند. تفاوت عمده این روش‌ها مربوط به نحوه محاسبه است. به‌طورکلی، مجموعه‌ای از روش‌های آماری تحت

عنوان زمین‌آمار^۳ برای بررسی تغییرات مکانی ویژگی‌های خاک مورد استفاده قرار می‌گیرند که رایج‌دهنده ابزاری برای توصیف الگوی تغییرپذیری (واریوگرام^۴) و تخمین (کریجینگ^۵) متغیر در نقاط نمونه‌برداری نشده با استفاده از اطلاعات محل‌های نمونه‌برداری شده می‌باشند. به‌عبارت دیگر، از روش‌های تخمین زمین‌آمار می‌توان برای تشریح توزیع مکانی (و یا زمانی) یک خصوصیت در مناطقی که تعدادی نمونه مشاهده‌شده در دسترس است، استفاده نمود (۱۲). با این حال، استفاده از تخمینگر کریجینگ، مستلزم مدل‌سازی ساختار و الگوی تغییرات مکانی ویژگی‌های موردنظر توسط تابع واریوگرام بوده که محاسبه آن نیازمند در اختیار داشتن تعداد داده کافی (حداقل ۱۰۰ نمونه) است (۳۵). از سوی دیگر، استفاده از تخمینگر کریجینگ، همواره بهترین نتایج را به ارمغان نخواهد آورد. سان و همکاران (۲۰۱۲) ضمن تهیه نقشه‌های پیوسته واکنش خاک، درصد رس و کربن آلی خاک، نتیجه گرفتند که استفاده از تخمینگر کریجینگ، همیشه بهترین پیش‌بینی را ارائه نمی‌دهد اما در موارد خاص، ممکن است بسیار دقیق باشد. ایشان بیان نمودند که عملکرد این تخمینگر به واقعیت خاک و روابط عوامل محیطی

3- Geostatistics
4- Variogram
5- Kriging

1- Soil thematic maps
2- Detailed soil maps

بستگی دارد (۳۱). هو و همکاران (۲۰۱۴) نیز از روش‌های زمین‌آماری برای تعیین الگوی تغییرات مکانی قابلیت هدایت الکتریکی خاک استفاده نمودند و نتیجه گرفتند به دلیل ضعیف بودن قدرت ساختار مکانی این متغیر در منطقه، استفاده از تخمین‌گرهای زمین‌آماری نمی‌تواند چندان کارگشا باشد (۱۷). هر چند محاسبه تابع واریوگرام برای هر کدام از واحدهای یک نقشه خاک، موجب افزایش دقت تخمین‌های کریجینگ برای منطقه مورد نظر خواهد شد (۳۰)؛ ولی نظر به این که محاسبه تابع واریوگرام برای هر کدام از واحدهای نقشه، فرایندی زمان‌بر و هزینه‌بر می‌باشد، استفاده از تخمین‌گر پیشنهادی هاوولینک و بیرکنز (۱۹۹۲) که بیانگر یک تخمین‌گر مرکب از نقشه‌های سنتی خاک و کریجینگ است می‌تواند در مواقعی که تعداد نقاط مشاهداتی برای هر واحد نقشه کم باشد، مفید واقع شود. ایشان بیان می‌دارند که استفاده از این تخمین‌گر مرکب، منجر به نتایج به مراتب بهتری در مقایسه با هر کدام از تخمین‌گرهای مزبور به تنهایی شده است (۱۶).

بوچی و همکاران (۲۰۰۰) با استفاده از تجزیه و تحلیل‌های زمین‌آماری چندمتغیره برای برخی از ویژگی‌های فیزیکی و شیمیایی خاک در شمال ایتالیا نتیجه گرفتند که تلفیق دانش متخصصین پدولوژی با تکنیک‌های زمین‌آماری می‌تواند در راستای بهبود مدیریت خاص مکانی در سطح مزرعه مفید باشد (۳). لیو و همکاران (۲۰۰۶) نیز برخی از ویژگی‌های فیزیکی و شیمیایی خاک شامل مقادیر رس، سیلت، شن، واکنش خاک، کلسیم و فسفر کل را به کمک روش کریجینگ و روش ترکیبی (کریجینگ-نقشه خاک) درون‌یابی کردند. نتایج این مطالعه نشان داد که روش ترکیبی، دقت بیش‌تری از روش کریجینگ در درون‌یابی ویژگی‌های خاک داشته است (۱۹).

هم‌چنین، صالحی و همکاران (۲۰۰۸) با ترکیب اطلاعات یک نقشه خاک تفصیلی تهیه شده به روش مرسوم با نقشه کریجینگ هفت ویژگی سطحی خاک شامل درصد کربنات کلسیم، رس، سیلت، شن، سنگریزه، مواد آلی و ضخامت لایه سطحی نتیجه گرفتند که تخمین‌های حاصل از نقشه خاک، دارای اریب قابل‌توجهی در مقایسه با روش‌های کریجینگ و ترکیبی بودند (۲۹). دوفرا و همکاران (۲۰۰۶) توزیع مکانی ویژگی‌های خاک را به وسیله دو مدل ترکیبی واریوگرام و تحلیل مؤلفه‌های اصلی بررسی نمودند و به این نتیجه رسیدند که ویژگی‌های فیزیکی خاک را می‌توان به دو گروه تقسیم کرد. گروه اول شامل ویژگی‌هایی هستند که تغییرپذیری آن‌ها با واحدهای خاک مرتبط می‌باشند (مثل بافت خاک) و گروه دوم دربرگیرنده ویژگی‌هایی هستند که تغییرات آن‌ها مستقل از واحدهای خاک است (مانند تخلخل خاک) (۸). صفری و همکاران (۲۰۱۳) نیز مطالعه‌ای با هدف مقایسه دقت طبقه‌بندی ارزیابی کیفی تناسب اراضی بر اساس روش‌های نقشه‌برداری زمین‌آماری و سنتی برای محصولات اصلی دشت شهرکرد انجام دادند. نتایج حاصل، برتری نسبی روش سنتی نقشه‌برداری خاک را در مقایسه با روش زمین‌آماری نشان داد (۲۶).

هر چند مطالعات مختلفی در زمینه ترکیب روش‌های نقشه‌برداری مرسوم و زمین‌آماری انجام شده است، اما در پژوهش‌های مزبور از روش فیزیوگرافی به‌عنوان شیوه مرسوم نقشه‌برداری خاک استفاده شده است. نظر به ارتباط نزدیک و تنگاتنگ بین ژئومورفولوژی و خاک (۱۱) و با توجه به طبیعت پیچیده و درهم خاک و به تبع آن، امکان وجود تغییرات مکانی متفاوت برای خاک در مناطق مختلف و نیز با توجه به اهمیت ویژگی‌های فیزیکی و

نقاط مرجع برداشت شده در صحرا و هم‌چنین با کمک گرفتن از تصاویر ماهواره‌ای گرفته شده از بخش زمین‌شناسی آمریکا و به روش اورتو-فتو-ژئورفرنس^۳ (۲۵)، زمین‌مرجع شدند. با رقومی کردن مرزهای ترسیم شده بر روی عکس‌ها، نقشه ژئوفرم منطقه مورد مطالعه ایجاد شد (شکل ۱).

در ادامه، با بهره‌گیری از نرم‌افزار ایلویس، موقعیت ۱۵۰ نقطه مشاهداتی با میانگین فاصله ۲۰۰ متر در واحدهای ژئوفرم در قالب یک الگوی نمونه‌برداری تصادفی طبقه‌بندی شده طراحی گردید (شکل ۱). پس از آن، موقعیت هر یک از نقاط مشاهداتی با استفاده از سامانه موقعیت‌یاب جهانی^۴ در صحرا مشخص شد. سپس از خاک سطحی (عمق صفر تا ۳۰ سانتی‌متری) هر نقطه مشاهداتی با استفاده از مته نمونه‌برداری انجام گرفت. به‌علاوه، با استفاده از سیلندر، نمونه‌های دست‌نخورده از هر موقعیت مشاهداتی برداشت گردید. در نهایت، نمونه‌های برداشت شده به آزمایشگاه منتقل شدند.

پس از هواخشک نمودن نمونه‌های برداشت شده و عبور آن‌ها از الک دو میلی‌متری، تجزیه‌های آزمایشگاهی لازم بر روی آن‌ها انجام شد. برای این منظور، اندازه‌گیری درصد ذرات درشت به روش حجمی و با استفاده از الک، بافت خاک به روش هیدرومتری (۴)، اندازه‌گیری واکنش خاک در خمیر اشباع با دستگاه پ‌هاش‌متر (۲۳)، اندازه‌گیری کربنات کلسیم معادل به روش خنثی‌سازی با اسید کلریدریک (۱)، اندازه‌گیری قابلیت هدایت الکتریکی عصاره اشباع خاک با استفاده از دستگاه هدایت‌سنج (۲۳)، درصد ماده آلی به روش والکی و بلاک (۳۳)، اندازه‌گیری مقدار نگره‌داشت آب در حالت ظرفیت زراعی با استفاده از دستگاه صفحه فشاری^۵ (۲۲) و اندازه‌گیری

شیمیایی خاک در مسایل مربوط به مدیریت بهینه خاک، پژوهش حاضر به تخمین این ویژگی‌ها در واحدهای نقشه ژئوفرم (واحدهای ژئوپدولوژیک) بخشی از اراضی منطقه ساردوئیه با استفاده از اطلاعات روش سنتی نقشه‌برداری خاک، روش کریجینگ و ترکیب این دو شیوه در قالب یک تخمینگر واحد پرداخته است.

مواد و روش‌ها

منطقه مورد مطالعه: قسمتی از اراضی بخش ساردوئیه شهرستان جیرفت واقع در حد فاصل طول‌های جغرافیایی ۵۷ درجه و ۱۷ دقیقه تا ۵۷ درجه و ۲۰ دقیقه شرقی و عرض‌های جغرافیایی ۲۹ درجه و ۱۱ دقیقه تا ۲۹ درجه و ۱۵ دقیقه شمالی با مساحتی حدود ۶۱۰ هکتار برای این پژوهش انتخاب گردید (شکل ۱). منطقه دارای میانگین حداکثر دمای ۲۷/۲ درجه سلسیوس، میانگین حداقل دمای ۲/۴- درجه سلسیوس و میانگین بارندگی سالانه ۲۶۱/۶ میلی‌متر می‌باشد. رژیم‌های رطوبتی و حرارتی خاک منطقه به‌ترتیب زیریک و مزیک می‌باشند. سیمای اراضی غالب موجود در منطقه، از نوع دامنه^۱ (Pi12) با شیب متوسط حدود ۸ درصد است (شکل ۱). پوشش گیاهی غالب منطقه، گیاهان مرتعی (از جمله درمنه و گون) است.

مطالعات ستادی، صحرایی و آزمایشگاهی: انواع ژئوفرم‌های (شکل‌های اراضی) موجود در منطقه مطالعاتی با تفسیر استریوسکوپ عکس‌های هوایی (۱:۲۰۰۰۰) و بر اساس راهنمای سلسله‌مراتبی ارائه شده توسط زینک (۴۲) جداسازی شد. عکس‌های تفسیر شده، اسکن و وارد محیط نرم‌افزار ایلویس^۲ شدند. عکس‌های وارد شده به ایلویس، با استفاده از

3- Ortho-Photo-Georeferencing
4- Global Positioning System, GPS
5- Pressure plate

1- Piedmont
2- Integrated Land and Water Information System, ILWIS

$$\sigma_s^2 = S_w^2 + \frac{S^2_w}{N} \quad (2)$$

که در آن، S_w^2 و N به ترتیب بیانگر واریانس درون واحدی^۲ و تعداد کل نقاط مشاهداتی می‌باشند. واریانس درون واحدی نقشه ژئو فورم منطقه مطالعاتی برای هر کدام از متغیرهای مورد نظر نیز از رابطه ۳ محاسبه شد (۳۵):

$$S_w^2 = \frac{\sum_{i=1}^k \sum_{j=1}^{n_k} (X_{ij} - m_k)^2}{N - k} \quad (3)$$

که در آن، k نشانگر تعداد واحدهای نقشه است.

ب) تخمین از طریق روش زمین‌آمار: به‌طور کلی، مطالعات زمین‌آمار شامل دو مرحله واریوگرافی و تخمین می‌باشند. تشخیص وجود یا عدم وجود همسان‌گردی (وابستگی ساختار تغییرپذیری متغیر به یک جهت خاص جغرافیایی) از اصلی‌ترین مراحل واریوگرافی است و تعیین‌کننده چگونگی انجام تجزیه و تحلیل‌های بعدی می‌باشد. بنابراین، به‌منظور بررسی وضعیت همسان‌گردی ویژگی‌های مورد نظر، واریوگرام‌های سطحی متغیرهای مورد مطالعه در محیط نرم‌افزاری و ریوین^۳ ترسیم شدند. سپس برای ارزیابی ساختار مکانی ویژگی‌های خاک، از تابع واریوگرام، به‌عنوان مهم‌ترین مدل توصیف‌کننده رفتار مکانی متغیرهای ناحیه‌ای استفاده شد. رابطه ۴ طبقه محاسبه واریوگرام تجربی را نشان می‌دهد (۱۳):

$$\gamma(h) = \frac{1}{2N(h)} \sum_{i=1}^{N(h)} [Z(x_i) - Z(x_i + h)]^2 \quad (4)$$

که در آن، پارامترهای h ، $N(h)$ ، $Z(x_i)$ و $Z(x_i + h)$ و $\gamma(h)$ به ترتیب بیانگر فاصله بین جفت نقاط نمونه‌برداری، تعداد جفت‌نمونه‌های جداشده توسط فاصله h ، مقدار متغیر مورد نظر در نقطه (x_i) ، مقدار متغیر مزبور در نقطه $(x_i + h)$ و مقدار واریوگرام

چگالی ظاهری خاک به روش سیلندر (۲) انجام گرفت.

روش‌های تخمین

الف) تخمین از طریق نقشه ژئو فورم: هنگامی که نقشه خاک، تنها منبع اطلاعات برای تخمین ویژگی‌های خاک است، فرض اساسی در استفاده از نقشه خاک آن است که نقشه مزبور اقدام به تفکیک خاک‌های منطقه مورد نظر به تعداد محدودی واحد همگن می‌کند. بنابراین، ارزش عددی یک خصوصیت خاک در یک محدوده معین، برابر با مقدار میانگین آن خصوصیت در واحد مورد نظر به‌علاوه مؤلفه تصادفی باقی‌مانده‌ها است. چنین تخمینی مبتنی بر مدل تغییرپذیری مکانی گسسته^۱ است. هم‌چنین به‌کارگیری نقشه‌های سستی به‌منظور برآورد ویژگی‌های مختلف خاک، نیازمند در اختیار داشتن مقدار شاهد برای هر واحد نقشه است که این مقادیر تا حد زیادی مبتنی بر تجربه کارشناس می‌باشند. در این حالت، خطاهای تخمین، وابسته به میزان تغییرپذیری درون واحدهای نقشه است (۲۹).

در پژوهش حاضر از رابطه ۱ برای تخمین متغیر X در نقطه نمونه‌برداری نشده k ام موجود در واحد نقشه k ام (یا به‌عبارتی، X_{ik}^*) استفاده شد (۳۵):

$$X_{ik}^* = m_k = \frac{1}{n_k} \sum_{j=1}^{n_k} X_{jk} \quad (1)$$

که در آن، m_k میانگین متغیر مورد نظر در واحد نقشه k ام، n_k تعداد نقاط مشاهداتی موجود در واحد نقشه k ام و X_{jk} مقدار متغیر مورد نظر در نقطه مشاهداتی j ام می‌باشند. در چنین شرایطی، واریانس خطای تخمین نقشه ژئو فورم (σ_s^2) از طریق رابطه ۲ محاسبه شد (۳۵):

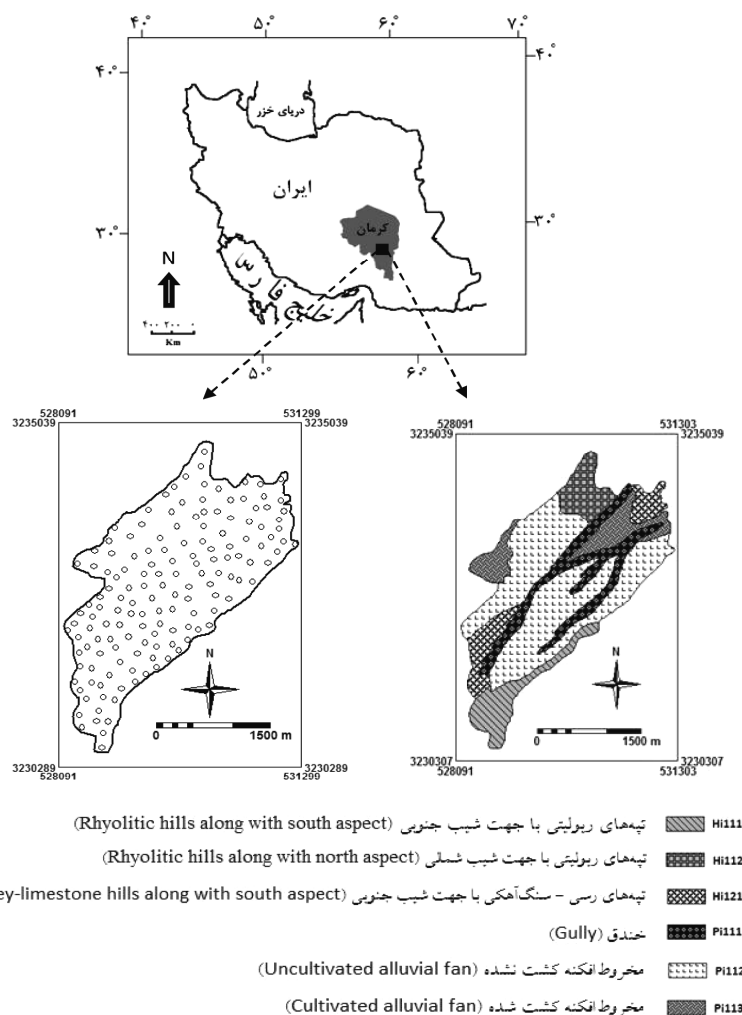
2- Within-class variance

3- Variowin

1- Discrete Model of Spatial Variability, DMSV

نقاط تخمینی دارد. از این رو، به منظور بهینه‌سازی اجزای مدل‌های برازش داده‌شده، از نرم‌افزارهای ژئوئیز^۱ و ریوین استفاده گردید. در مرحله بعد، با استفاده از تخمینگر کریجینگ معمولی برای میان‌یابی ویژگی‌های خاک در مکان‌های نمونه‌برداری نشده، نقشه موضوعی هر یک از ویژگی‌های مورد مطالعه در محیط نرم‌افزاری سورفر^۲ ترسیم شد.

تجربی برای فاصله جداکننده h می‌باشند. پس از محاسبه واریوگرام‌های تجربی برای تمامی فواصل مورد نظر، مدل‌های نظری مناسب بر آن‌ها برازش داده شد. توانایی این مدل‌ها در ارائه تخمین‌های صحیح در فضای نمونه‌برداری و توصیف ساختار مکانی متغیرهای مورد مطالعه، بستگی به بهینه‌بودن اجزای مدل (اثر قطعه‌ای^۱، دامنه تأثیر^۲ و حد آستانه^۳) و هم‌چنین انتخاب محدوده مناسب جست‌وجو در اطراف



شکل ۱- موقعیت منطقه مورد مطالعه به همراه ۱۵۰ نقطه مشاهداتی (سمت چپ) و نقشه ژئوئیز آن (سمت راست).

Figure 1. Location of study area along with 150 observation points (left) and its geomorphological map (right).

- 1- Nugget effect
- 2- Range
- 3- Sill
- 4- Geoeas
- 5- Surfer

واقعی) و مقادیر برآورد شده (تخمینی) و با استفاده از شاخص‌های آماری ضریب تبیین^۲ (R^2) و جذر میانگین مربع خطای نسبی ($RMSE\%$)^۳، صحت تخمین‌ها محاسبه شد. رابطه ۸ بیانگر روش محاسبه جذر میانگین مربع خطای نسبی است (۱۰):

$$RMSE\% = \frac{\sqrt{\frac{\sum (X' - X)^2}{n}}}{\sigma} \cdot 100 \quad (۸)$$

که در آن، X' مقادیر تخمینی، X مقادیر واقعی (مشاهده شده)، n تعداد مشاهدات و σ انحراف معیار مقادیر واقعی مشاهدات می‌باشند.

نتایج و بحث

آمار توصیفی ویژگی‌های مورد مطالعه در جدول ۱ ارائه شده است. ژو و همکاران (۲۰۱۴) بیان کردند که تغییرات کم‌تر از ۱۰ درصد، دلالت بر تغییرپذیری پایین خصوصیت مورد نظر و نیز تغییرات بالاتر از ۹۰ درصد، بیانگر تغییرپذیری بالای آن است (۳۷). همان‌طور که نتایج جدول ۱ نشان می‌دهد، تمامی ویژگی‌های مورد مطالعه به‌جز چگالی ظاهری و واکنش خاک از تغییرپذیری متوسط برخوردار هستند. بیش‌ترین تغییرپذیری (۷۵/۴ درصد) مربوط به نسبت جذب سطحی سدیم و کم‌ترین آن (۱/۳ درصد) مربوط به واکنش خاک می‌باشد. شاید بتوان آهکی بودن خاک‌های منطقه (جدول ۱) و هم‌چنین خاصیت بافری بالای خاک را دلیلی بر تغییرپذیری کم واکنش خاک عنوان نمود.

اگرچه نرمال بودن توزیع داده‌ها شرط الزامی در یک مطالعه زمین‌آمار نیست، اما در صورتی که توزیع داده‌ها نرمال باشد، فرایند میان‌یابی از دقت بیشتری برخوردار خواهد بود (۳۶). یکی از معتبرترین راه‌کارها

ج) تخمین از طریق ترکیب نقشه ژئوفرم و زمین‌آمار: تخمین‌های ترکیبی نقشه ژئوفرم- کریجینگ، با استفاده از روش وزن‌دهی ارایه‌شده توسط هاو لینک و بیرکنز (۱۶) انجام گرفت. بدین‌ترتیب، مقدار مورد تخمین (Z^*) از ترکیب خطی وزن‌دار شده حاصل از تخمین نقشه ژئوفرم (Z_S) و تخمین کریجینگ (Z_K) مطابق رابطه ۵ به‌دست آمد:

$$Z^* = W_K Z_K + W_S Z_S \quad (۵)$$

که در آن، وزن‌های W_S و W_K با استفاده از رابطه‌های ۶ و ۷ محاسبه می‌شوند (۱۶):

$$W_S = \frac{\sigma_K^2 - \rho_{SK} \sigma_S \sigma_K}{\sigma_S^2 + \sigma_K^2 - 2\rho_{SK} \sigma_S \sigma_K} \quad (۶)$$

$$W_K = \frac{\sigma_S^2 - \rho_{SK} \sigma_S \sigma_K}{\sigma_S^2 + \sigma_K^2 - 2\rho_{SK} \sigma_S \sigma_K} \quad (۷)$$

که در آن‌ها، σ_S^2 و σ_K^2 به‌ترتیب، واریانس خطای تخمین توسط نقشه ژئوفرم و تخمینگر کریجینگ در محل‌های مورد نظر می‌باشند. عبارت از ضریب همبستگی بین خطاهای تخمین به‌وسیله دو تخمینگر نقشه ژئوفرم و کریجینگ است. این ضریب همبستگی با استفاده از تفاوت بین مقادیر برآورد شده و واقعی محاسبه می‌شود.

ارزیابی روش‌های مختلف تخمین: به‌منظور اعتبارسنجی تخمین‌های انجام‌گرفته و اطمینان از صحت قابل‌قبول آن‌ها، از روش جک‌نایف^۱ استفاده شد. این روش بر اساس حذف موقت یک نمونه و تخمین آن و سپس برگرداندن نمونه مورد نظر به مجموعه داده‌ها و تکرار این عمل برای تمامی نمونه‌های موجود، استوار است (۳۶). در نهایت، با توجه به مقادیر مشاهده‌شده

2- Coefficient of determination
3- Relative root mean square error

1- Jack-knifing

۸۸۰ متر است؛ می‌توان این فاصله را به‌عنوان فاصله بهینه نمونه‌برداری برای مطالعات آتی در این منطقه مدنظر قرار داد.

شدت و درجه وابستگی مکانی یک متغیر ناحیه‌ای را می‌توان از تقسیم اثر قطعه‌ای به حد آستانه کل به‌دست آورد که گاهی به‌صورت درصد بیان می‌گردد. اگر نسبت مذکور کم‌تر از ۲۵ درصد باشد متغیر دارای کلاس وابستگی مکانی قوی و در صورتی که این نسبت بین ۲۵ تا ۷۵ درصد باشد کلاس وابستگی مکانی متغیر مورد نظر متوسط می‌باشد. اگر نسبت مزبور بیش از ۷۵ درصد باشد کلاس وابستگی مکانی ضعیف خواهد بود (۳۸). بر این اساس، ساختار مکانی همه متغیرهای مورد مطالعه (به‌جز درصد حجمی ذرات درشت، درصد ماده آلی و قابلیت هدایت الکتریکی که ساختار مکانی قوی داشتند)، از نوع متوسط بود. هو و همکاران (۲۰۱۴)، کمبردلا و همکاران (۱۹۹۴)، اسفندیارپور بروجنی و همکاران (۲۰۱۰)، صالحی و همکاران (۲۰۱۱)، و یثربی و همکاران (۲۰۰۸) نیز به نتایج مشابهی در این خصوص دست یافتند (۱۷، ۷، ۹، ۲۷ و ۳۹). به‌طور کلی، وابستگی مکانی قوی را می‌توان به ویژگی‌های ذاتی خاک (مانند ماده مادری) و وابستگی مکانی ضعیف را می‌توان به تأثیر عوامل خارجی (مانند مدیریت) نسبت داد (۳۸). بر این اساس می‌توان گفت که قابلیت هدایت الکتریکی، ماده آلی و ذرات درشت حجمی خاک‌های مورد مطالعه از عوامل بیرونی (مانند فعالیت‌های بشری) تأثیر نپذیرفته و تغییرات آن‌ها بیش‌تر تحت تأثیر شرایط طبیعی و ذاتی خاک اتفاق افتاده است.

برای بررسی نرمال بودن یا نبودن توزیع داده‌ها، استفاده از آزمون کولموگروف-اسمیرنوف می‌باشد؛ چرا که این آزمون بر مبنای نظریه خاص استوار است و نسبت به تغییر کرانه‌های^۱ توزیع در شرایط فراوانی‌های اندک، بسیار حساس می‌باشد (۲۱). در این آزمون، زمانی که سطح معنی‌داری^۲ کم‌تر از ۰/۰۵ باشد فرض نرمال بودن داده‌ها رد می‌شود. با توجه به اطلاعات جدول ۱ مشخص می‌شود که تمامی متغیرها به‌جز ماده آلی، قابلیت هدایت الکتریکی و نسبت جذب سطحی سدیم، دارای توزیع نرمال می‌باشند. بنابراین، با استفاده از تبدیل‌گرهای لگاریتمی و ریشه دوم برای داده‌های غیرنرمال، تمامی مراحل بعدی تجزیه و تحلیل‌های آماری و زمین‌آماري بر روی داده‌های تبدیل‌شده (نرمال‌شده) انجام پذیرفت.

بررسی تغییرپذیری مکانی همه متغیرها (به‌جز درصد شن و نسبت جذب سطحی سدیم) نشان داد که این ویژگی‌ها از الگوی همسان‌گرد تبعیت می‌کنند. این در حالی است که دو متغیر مزبور در راستای زاویه ۱۳۵ درجه (شمال‌غربی- جنوب‌شرقی) از پیوستگی بیش‌تری برخوردار بودند و ناهمسان‌گرد محسوب شدند (داده‌ها نشان داده نشده‌اند). بر این اساس، واریوگرام‌های تمامی متغیرها ترسیم شد. مدل برازش‌یافته به‌همراه اجزای مربوط به واریوگرام هر متغیر (شامل دامنه، حد آستانه و اثر قطعه‌ای) در جدول ۲ و نقشه‌های کریجینگ آن‌ها در شکل ۲ ارائه شده‌اند. توجه به مقادیر واریانس قطعه‌ای، حد آستانه و دامنه واریوگرام‌ها (جدول ۲) بیانگر وجود تفاوت در وابستگی‌های مکانی ویژگی‌های خاک می‌باشد. با این وجود، مدل‌های گروی و نمایی بر واریوگرام تمامی متغیرها برازش داده شدند. با توجه به این‌که میانگین دامنه‌های ویژگی‌های مورد مطالعه، حدود

1- Outliers

2- P-value

جدول ۱- خلاصه آماری ویژگی‌های فیزیکی و شیمیایی مطالعه شده در منطقه.

Table 1. Summary statistics of studied physical and chemical properties in the area.

p-value	CV (%)	چولگی Skewness	حداکثر Max	حداقل Min	واریانس Variance	میان Median	میانگین Mean	واحد Unit	متغیر Variable
0.13	54.3	1.02	49.50	0.25	96.57	16.80	18.10	%	کربنات کلسیم معادل Carbonate calcium equivalent
0.07	1.3	-1.11	7.75	7.04	0.01	7.57	7.54	---	واکنش خاک Soil reaction
0.09	14.7	0.34	66.00	34.00	47.66	46.00	47.02	%	شن Sand
0.06	28.2	0.55	16.00	4.00	6.37	8.00	8.96	%	رس Clay
0.07	51.5	0.65	25.00	2.50	24.62	9.00	9.63	%	ذرات درشت حجمی Coarse fragments
0.00*	43.7	2.73	4.20	0.30	0.27	1.10	1.19	%	ماده آلی Organic material
0.97	20.2	0.09	40.32	14.42	30.87	27.68	27.54	%	ظرفیت زراعی Field capacity
0.01*	75.4	1.80	1.77	0.02	0.09	0.35	0.40	(meq/l) ^{0.5}	نسبت جذب سطحی سدیم Sodium adsorption ratio
0.00*	59.4	5.64	5.48	0.49	0.27	0.73	0.87	dS/m	قابلیت هدایت الکتریکی Electrical conductivity
0.35	9.7	-2.91	1.44	0.86	0.01	1.18	1.17	g/cm ³	چگالی ظاهری Bulk density

۱: ضریب تغییرپذیری (Coefficient of variation)

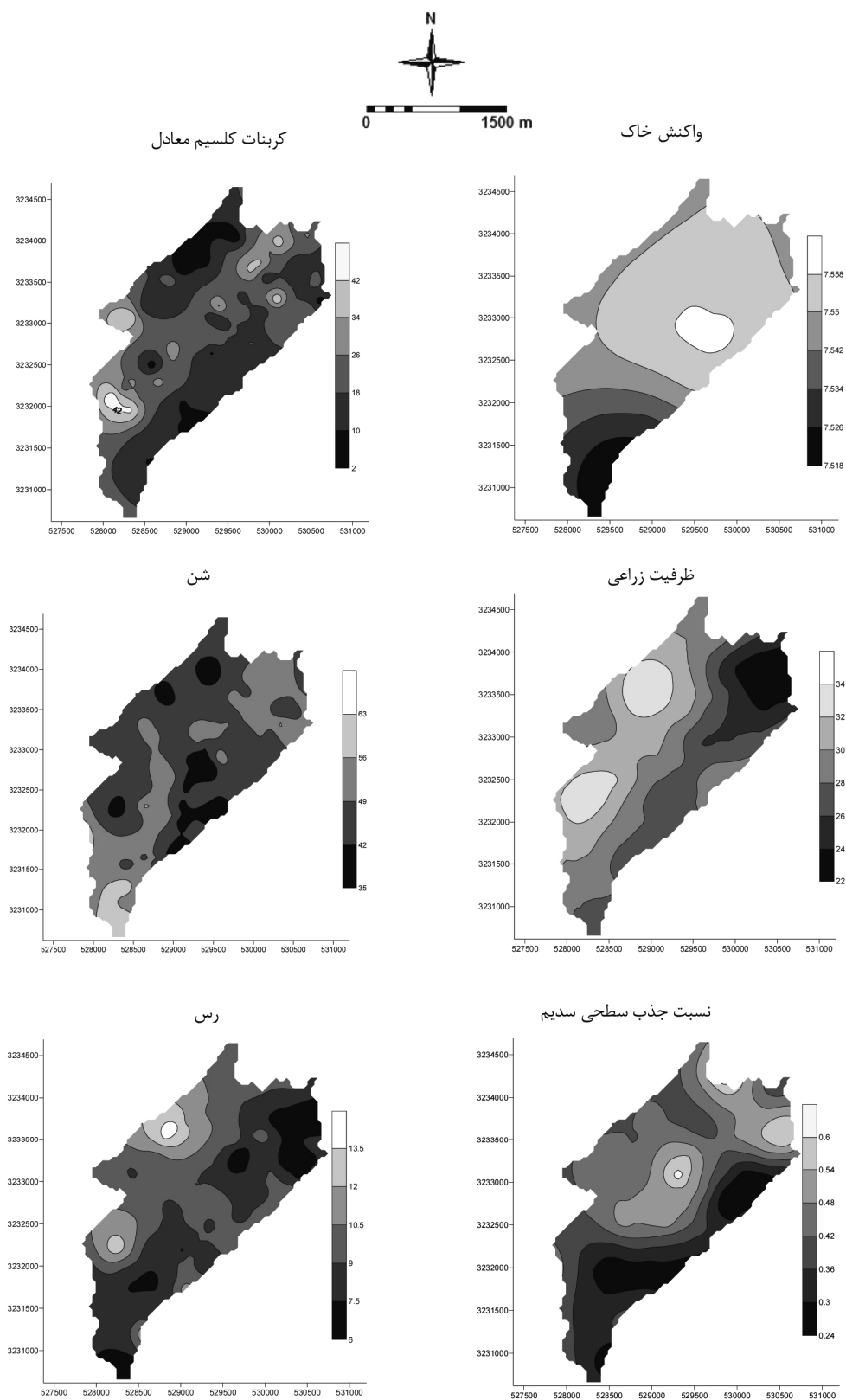
۲: اعداد مربوطه، بیانیگر نتیجه حاصل از آزمون کولموگروف-اسمیرنوف می‌باشند و علامت * نشان‌دهنده معنی‌دار بودن آن‌ها در سطح اطمینان ۹۵ درصد است.

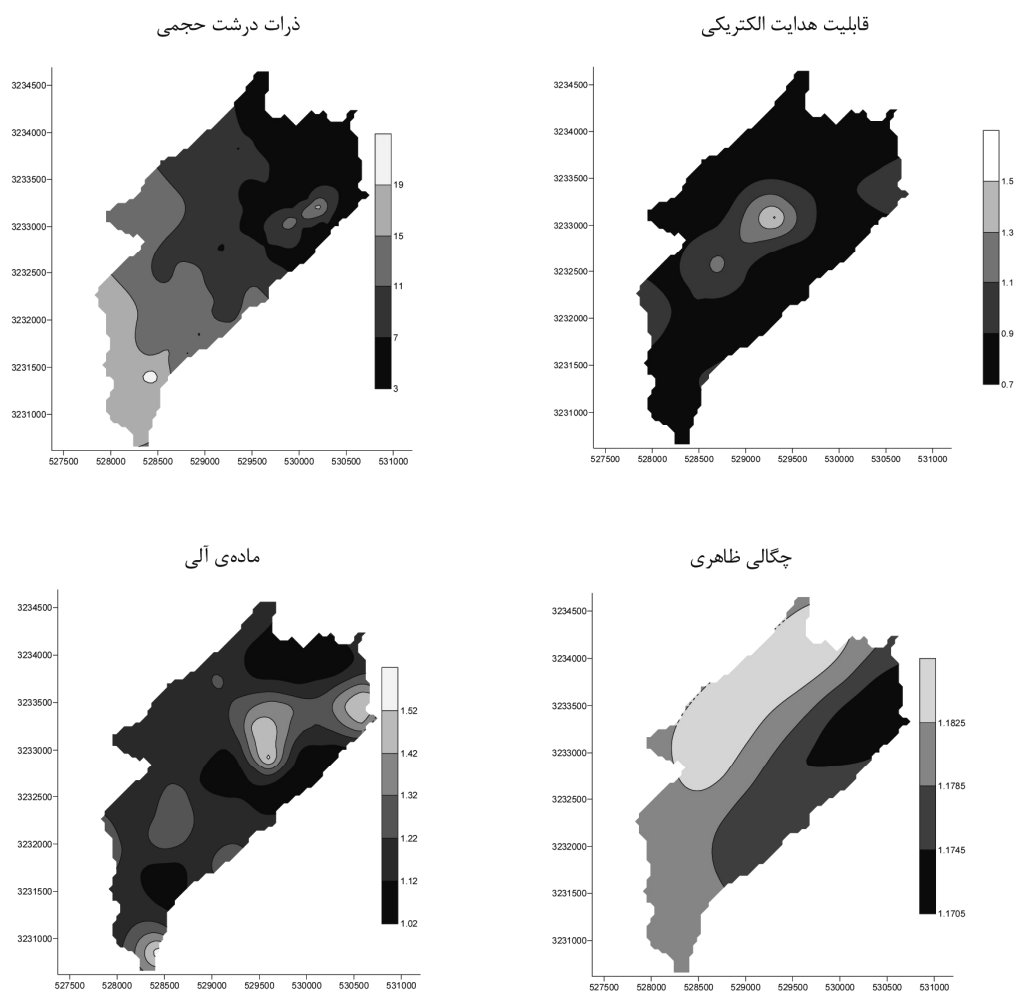
The numbers show the results of Kolmogorov-Smirnov test and * indicates the significance of the results in 95 percent confidence interval.

جدول ۲- مدل‌های واریوگرامی و ویژگی‌های میان‌بایی متغیرهای مورد مطالعه.

Table 2. Variogram models and interpolated properties of studied variables.

کلاس همبستگی Correlation class	درصد همبستگی Correlation Percentage	حد آستانه جزئی Partial sill	اثر قطعه‌ای Nugget effect	دامنه (متر) Range (m)	مدل Model	متغیر Variable
متوسط Moderate	33.9	64.8	33.28	839.97	نمایی Exponential	کربنات کلسیم معادل Calcium carbonate equivalent
متوسط Moderate	38.9	0.011	0.007	1944.9	کروی Spherical	واکنش خاک Soil reaction
متوسط Moderate	30.8	30.28	13.48	509.94	نمایی Exponential	شن Sand
متوسط Moderate	39.7	3.87	2.55	781.99	نمایی Exponential	رس Clay
متوسط Moderate	61.4	11.93	19	1277.98	کروی Spherical	ظرفیت زراعی Field capacity
متوسط Moderate	43.3	0.312	0.238	717.94	نمایی Exponential	نسبت جذب سطحی سدیم Sodium adsorption ratio
قوی Strong	13.6	26.59	4.198	899.94	نمایی Exponential	ذرات درشت حجمی Coarse fragments
قوی Strong	5.9	0.24	0.015	513.93	کروی Spherical	ماده آلی Organic matter
قوی Strong	4.5	0.279	0.013	680.94	نمایی Exponential	قابلیت هدایت الکتریکی Electrical conductivity
متوسط Moderate	38.5	0.008	0.005	1047.9	نمایی Exponential	چگالی ظاهری Bulk density





شکل ۲- نقشه‌های کریجینگ ویژگی‌های مورد مطالعه.
Figure 2. Kriging maps of studied properties.

مربع خطای نسبی، مقدار ضریب تبیین افزایش یافته است (جدول ۴). ژانگ و همکاران (۲۰۰۸) بیان نمودند تخمینی که بیشترین مقدار ضریب تبیین را داشته باشد، دارای صحت بیشتری است (۴۰). بر این اساس، صحت تخمین واکنش خاک نسبت به بقیه ویژگی‌های مطالعه‌شده، بیشترین است. از طرفی، با توجه به اطلاعات جدول ۴ مشاهده می‌شود که کمترین مقدار جذر میانگین مربع خطای نسبی را واکنش خاک به خود اختصاص داده است. پژوهش‌گران مختلف (۱۴ و ۲۸) نیز به نتیجه مشابهی در رابطه با تخمین این ویژگی دست یافته‌اند. پایا

وزن‌های محاسبه‌شده برای متغیرهای مختلف توسط دو تخمین‌گر نقشه ژئوفرم و نقشه‌های کریجینگ با استفاده از رابطه‌های ۶ و ۷ در جدول ۳ آورده شده‌اند. هم‌چنین، مقایسه بین شیوه‌های مختلف تخمین ویژگی‌های خاک شامل نقشه ژئوفرم، نقشه کریجینگ و روش ترکیبی (نقشه ژئوفرم و کریجینگ) با استفاده از شاخص‌های جذر میانگین مربع خطای نسبی و ضریب تبیین در جدول ۴ ارایه گردیده‌اند. به‌طورکلی، روند تطبیقی قابل‌توجهی بین مقادیر جذر میانگین مربع خطای نسبی و ضریب تبیین دیده می‌شود؛ به‌گونه‌ای که با کاهش مقدار جذر میانگین

بودن واکنش خاک می‌تواند دلیلی بر بالاتر بودن صحت تخمین این ویژگی باشد. با این وجود، موثر و همکاران (۲۰۰۱) اعتقاد دارند که استفاده از تبدیل‌گر لگاریتمی می‌تواند تا حدودی کاهش مجازی جذر میانگین مربعات خطا را به همراه داشته باشد (۲۰). در نتیجه، با توجه به ماهیت لگاریتمی واکنش خاک، شاید پایین بودن مقدار جذر میانگین مربع خطای نسبی آن تا حدودی قابل توجیه باشد.

جدول ۳- وزن‌های محاسبه‌شده برای ویژگی‌های مختلف توسط دو تخمین‌گر نقشه ژئوفرم و کریجینگ.

Table 3. Weights calculated for various properties using geofom map and kriging estimators.

وزن Weight		متغیر Variable
نقشه ژئوفرم Geoform map	نقشه کریجینگ Kriging map	
0.427	0.573	کربنات کلسیم معادل (Calcium carbonate equivalent)
0.285	0.715	واکنش خاک (Soil reaction)
0.324	0.676	ظرفیت زراعی (Field capacity)
0.365	0.635	شن (Sand)
0.142	0.858	رس (Clay)
0.023	0.977	نسبت جذب سطحی سدیم (Sodium adsorption ratio)
0.060	0.940	ذرات درشت حجمی (Coarse fragments)
0.088	0.912	ماده آلی (Organic matter)
0.195	0.805	قابلیت هدایت الکتریکی (Electrical conductivity)
0.157	0.843	چگالی ظاهری (Bulk density)

جدول ۴- آماره‌های اعتبارسنجی روش‌های مختلف تخمین ویژگی‌های خاک.

Table 4. Validation statistics of different methods of soil properties estimation.

R ²			RMSE%			متغیر Variable
نقشه ترکیبی Hybrid map	نقشه کریجینگ Kriging map	نقشه ژئوفرم Geoform map	نقشه ترکیبی Hybrid map	نقشه کریجینگ Kriging map	نقشه ژئوفرم Geoform map	
0.26	0.16	0.13	50.26	50.84	52.51	کربنات کلسیم معادل Calcium carbonate equivalent
0.63	0.58	0.56	1.59	1.68	1.70	واکنش خاک Soil reaction
0.37	0.34	0.33	13.47	13.58	14.08	شن Sand
0.29	0.26	0.24	26.68	26.76	27.64	رس Clay
0.34	0.23	0.18	26.11	30.70	43.03	ذرات درشت حجمی Coarse fragments
0.23	0.20	0.17	37.57	39.69	43.72	ماده آلی Organic matter
0.23	0.21	0.23	23.49	23.93	23.52	ظرفیت زراعی Field capacity
0.12	0.11	0.09	71.48	71.72	72.40	نسبت جذب سطحی سدیم Sodium adsorption ratio
0.24	0.21	0.11	33.88	36.62	49.41	قابلیت هدایت الکتریکی Electrical conductivity
0.45	0.39	0.36	8.91	9.42	9.44	چگالی ظاهری Bulk density

هنگل و هاسنجاک (۲۰۰۶) بیان نمودند که مقادیر جذر میانگین مربع خطای نسبی تا حدود ۴۰ درصد، بیانگر همبستگی بالای بین مقادیر واقعی و تخمینی متغیر مورد مطالعه می‌باشند (۱۴). هم‌چنین، هنگل و همکاران (۲۰۰۴) بیان نموده‌اند چنانچه مقدار این شاخص، کوچک‌تر از ۴۰ درصد باشد، صحت تخمین، نسبتاً رضایت‌بخش است و اگر بین ۴۰ تا ۷۰ درصد تغییر کند، صحت تخمین مورد تردید است و اگر این شاخص بزرگ‌تر از ۷۰ درصد باشد، تخمین صحیحی انجام نگرفته است (۱۵). بر این اساس، می‌توان گفت که تخمین‌های انجام‌گرفته توسط هر سه تخمینگر نقشه ژئوفرم، نقشه کریجینگ و روش ترکیبی برای متغیرهای واکنش خاک، شن، رس، ظرفیت زراعی و چگالی ظاهری، نسبتاً رضایت‌بخش می‌باشند. این در حالی است که تخمین کربنات‌کلسیم معادل و قابلیت هدایت الکتریکی در گروه مورد تردید قرار می‌گیرد و تخمین نسبت جذب سطحی سدیم به درستی انجام نگرفته است. نکته جالب توجه این‌که صحت تخمین ذرات درشت حجمی، ماده آلی و قابلیت هدایت الکتریکی با استفاده از تخمینگر نقشه ژئوفرم در گروه مورد تردید واقع شده است؛ حال آن‌که استفاده از دو تخمینگر دیگر باعث شده که تخمین این ویژگی‌ها رضایت‌بخش تلقی شود. نگاهی به کلاس همبستگی مکانی این متغیرها (جدول ۲) پرده از حقیقت موضوع بر می‌دارد. به دیگر سخن، زمانی که کلاس همبستگی مکانی یک متغیر، قوی باشد؛ استفاده از تخمینگر کریجینگ و روش ترکیبی می‌تواند تخمین موفقیت‌آمیزی از آن ویژگی را به ارمغان آورد. به‌علاوه، ملاحظه می‌شود که در چنین وضعیتی، کاربرد تخمینگر ترکیبی منجر به کاهش قابل‌توجهی در میزان اُریب تخمین‌ها شده است (جدول ۴). زانگ-مینگ و همکاران (۲۰۱۰) بیان نمودند قوی بودن ساختار مکانی خصوصیت‌های مورد

مطالعه به این معنا است که استفاده از روش‌های زمین‌آماری به خوبی می‌تواند در تجزیه و تحلیل الگوی تغییرپذیری متغیرهای مورد مطالعه مفید واقع شود. در این صورت می‌توان کیفیت نقشه‌های سستی خاک را با کاربرد شیوه‌های ترکیبی (مانند تخمینگر ترکیبی مورد استفاده در این پژوهش) ارتقا داد (۴۳). این نتیجه‌گیری با مطالعات پژوهش‌گران دیگر (۵، ۲۴ و ۴۱) نیز هماهنگی دارد. هم‌چنین، در شرایطی که تغییرات مکانی خاک، در برگیرنده تغییرپذیری‌های قاطع و تدریجی باشد و در صورت فقدان دیگر روش‌ها و گزینه‌ها، روش ترکیب خطی وزن‌دار تخمین‌های حاصل از نقشه خاک و نقشه کریجینگ (روش ترکیبی) را می‌توان به‌عنوان ابزاری ارزشمند برای ارتقای کیفیت نقشه‌های سستی خاک تلقی نمود (۲۹).

از سوی دیگر، استفاده از روش ترکیبی برای تخمین سایر ویژگی‌های خاک‌های منطقه مطالعاتی که کلاس همبستگی مکانی متوسط داشتند (جدول ۲)، از برتری قابل‌توجهی نسبت به دو تخمینگر دیگر (نقشه ژئوفرم و نقشه کریجینگ) برخوردار نمی‌باشد. به دیگر سخن، هر چند مقدار جذر میانگین مربع خطای نسبی محاسبه‌شده برای روش ترکیبی، کم‌تر از دو تخمینگر دیگر است؛ ولی اختلاف مقادیر جذر میانگین مربع خطای نسبی محاسبه‌شده برای تخمین این ویژگی‌ها توسط سه تخمینگر در حالتی که متغیرها از ساختار مکانی متوسط برخوردار هستند، چندان قابل‌توجه نیست (جدول ۴). یوتست و همکاران (۲۰۰۰)، هاولینک و بیرکنز (۱۹۹۲) و صالحی و همکاران (۲۰۰۸) نیز بیان داشتند که استفاده از روش ترکیبی، تخمین‌های بهتری را نسبت به دو تخمینگر دیگر در بر داشته است، هر چند که تفاوت صحت تخمین‌های انجام‌گرفته توسط تخمینگرهای مزبور چندان بزرگ نبود (۳۲، ۱۶ و ۲۹).

واحدهای نسبتاً همگن استوار هستند، برای نشان دادن تغییرات خاک، به‌ویژه در مساحت‌های بزرگ، مناسب می‌باشند. در حالی که نشان دادن تغییرات پیوسته خاک که نیاز به تعداد زیادی نمونه دارد در مساحت‌های کوچک‌تر مناسب است (۱۸).

نتیجه‌گیری

(۱) ساختار مکانی همه متغیرهای مورد مطالعه (به‌جز درصد حجمی ذرات درشت، درصد ماده آلی و قابلیت هدایت الکتریکی که ساختار مکانی قوی داشتند)، از نوع متوسط بود و مدل‌های کروی و نمایی به‌خوبی توانستند ساختار مکانی ویژگی‌های خاک را مدل‌سازی کنند.

(۲) با کاهش جذر میانگین مربع خطای نسبی ویژگی‌های خاک، مقدار ضریب تبیین افزایش یافت. بر این اساس، صحت تخمین واکنش خاک نسبت به بقیه ویژگی‌های مطالعه‌شده، بیش‌ترین بود.

(۳) زمانی که کلاس همبستگی مکانی یک متغیر، قوی باشد؛ استفاده از تخمینگر کریجینگ و روش ترکیبی، تخمین موفقیت‌آمیزی از ویژگی‌های خاک را به همراه خواهد داشت. به‌علاوه، در چنین وضعیتی، کاربرد تخمینگر ترکیبی منجر به کاهش قابل‌توجهی در میزان آریب تخمین‌ها خواهد شد.

(۴) استفاده از روش ترکیبی برای تخمین سایر ویژگی‌های خاک‌های منطقه مطالعاتی که کلاس همبستگی مکانی متوسط داشتند از برتری قابل‌توجهی نسبت به دو تخمینگر دیگر (نقشه ژئوفرم و نقشه کریجینگ) برخوردار نبود.

(۵) نوین بودن روش نقشه‌برداری خاک، همواره نمی‌تواند دلیل بر برتری آن روش نسبت به شیوه‌های سنتی نقشه‌برداری خاک باشد. بنابراین، هرگز نباید برچسب نوین بودن این روش‌ها موجب رهاسازی شیوه‌های سنتی مطالعه خاک گردد.

علاوه بر این، نگاهی دوباره به اطلاعات جدول ۴ بیانگر این موضوع است که مقدار جذر میانگین مربع خطای نسبی محاسبه‌شده برای ظرفیت زراعی توسط تخمینگر کریجینگ، بیش‌تر از تخمینگر نقشه ژئوفرم است! دلیل احتمالی این موضوع را می‌توان در مقدار نسبت همبستگی مکانی محاسبه‌شده برای این ویژگی (جدول ۲) جست‌وجو نمود. هر چند یانگ و همکاران (۲۰۰۹) دامنه تغییرات ۲۵ تا ۷۵ درصد را برای این نسبت در قالب کلاس همبستگی مکانی متوسط تعریف نموده‌اند (۳۸)؛ ولی مقدار محاسبه‌شده برای این ویژگی (۶۱/۴) درصد برای ظرفیت زراعی) نسبت به بقیه ویژگی‌هایی که دارای کلاس همبستگی مکانی متوسط می‌باشند بیش‌تر است. بنابراین، می‌توان بیان نمود که بر خلاف ظهور روش‌های نوین (به‌ویژه در رابطه با تخمین ویژگی‌های خاک)، استفاده از نقشه‌های ژئوفرم (نقشه‌های سنتی خاک) هنوز به‌عنوان یک ابزار کارآمد و مفید در شناسایی الگوی تغییرپذیری خاک‌ها باید مدنظر قرار گیرد. کلکلی و همکاران (۲۰۱۵) بیان می‌نمایند که امروزه از دو روش سنتی و نوین (زمین‌آماری) برای تهیه نقشه‌های خاک استفاده می‌شود که اقبال به‌سمت روش‌های زمین‌آماری بیش‌تر از شیوه سنتی است؛ تا حدی که بسیاری از پژوهش‌گران، استفاده از تکنیک زمین‌آمار را حتی با فواصل نمونه‌برداری یا مساحت‌های زیاد، به روش سنتی ترجیح می‌دهند. ایشان هم‌چنین بیان نمودند که نقشه‌های کریجینگ ویژگی‌های خاک‌های منطقه جیرفت اگرچه تغییرات را به‌صورت پیوسته و هماهنگ با تغییرات فرآیندهای ژئومرفیک نشان دادند؛ ولی تغییرات بین واحدها که در طبیعت به‌سادگی و به‌ویژه در مرز واحدها قابل تشخیص هستند توسط روش زمین‌آمار آشکار نشده بودند. بنابراین، روش‌های سنتی که بر پایه تفکیک زمین‌نما^۱ به

منابع

1. Alison, L.E., and Modie, C.D. 1965. Carbonate. P 1379-1396, In: A.L., Page, R.H. Miller and D.R., Keeney (Eds.), Methods of soil analysis. Part II, American Society of Agronomy, Madison, Wisconsin, USA.
2. Blake, G.R. 1965. Bulk density. P 374-390, In: A.L., Page, R.H. Miller and D.R., Keeney (Eds.), Methods of Soil Analysis. Part I, American Society of Agronomy, Madison, Wisconsin, USA.
3. Bocchi, S., Castrignano, A., Fornaro, F., and Maggioro, T. 2000. Application of factorial kriging for mapping soil variation at field scale. *Europ. J. Agron.* 13: 295-308.
4. Bouyoucos, G.J. 1951. A recalibration of hydrometer method for making mechanical analysis of soil. *Agronomy.* 43: 434-438.
5. Bui, E.N., and Moran, C.J. 2003. A strategy to fill gaps in soil survey over large spatial extents: an example from the Murray-Daling basin of Australia. *Geoderma.* 111: 21-44.
6. Burgess, T.M., and Webster, R. 1980. Optimal interpolation and isarithmic mapping of soil properties: I. The variogram and punctual kriging. *Soil Science.* 31: 315-331.
7. Cambardella, C.A., Moorman, T.B., Parkin, T.B., Karlen, D.L., Turco, R.F., and Konopka, A.E. 1994. Field scale variability of soil properties in Central Iowa soils. *Soil Sci. Soc. Amer. J.* 58: 1501-1511.
8. Duffera, M., White, J.G., and Weisz, R. 2006. Spatial variability of southwestern U.S. coastal plain soil physical properties. *Geoderma.* 128: 1. 121-133.
9. Esfandiarpour Borujeni, I., Mohammadi, J., Salehi, M.H., Toomanian, N., and Poch, R.M. 2010. Assessing geopedological soil mapping approach by statistical and geostatistical methods: a case study in the Borujen region, Central Iran. *Catena.* 82: 1-14.
10. Farifteh, J., Van der Meer, F., Atzberger, C., and Carranza, E.J.M. 2007. Quantitative analysis of salt-affected soil reflectance spectra: a comparison of two adaptive methods (PLSR and ANN). *Remote Sensing of Environment.* 110: 59-78.
11. Farpoor, M.H., Neyestani, M., Eghbal, M.K., and Esfandiarpour Borujeni, I. 2012. Soil -geomorphology relationships in Sirjan playa, south central Iran. *Geomorphology.* 138: 1. 223-230.
12. Goovaerts, P. 1997. *Geostatistics for natural resources evaluation.* Oxford Univ. Press, UK, 483p.
13. Goovaerts, P. 1999. *Geostatistics in soil science: state-of-the-art and perspectives.* *Geoderma.* 89: 1-45.
14. Hengl, T., and Husnjak, S. 2006. Evaluating adequacy and usability of soil maps in Croatia. *Soil Sci. Soc. Amer. J.* 70: 920-929.
15. Hengl, T., Huvelink, G.B.M., and Stein, A. 2004. A generic framework for spatial prediction of soil 55 variables based on regression-kriging. *Geoderma.* 120: 75-93.
16. Heuvelink, G.B., and Bierkens, M.F.P. 1992. Combining soil maps with interpolation from point observations to predict quantitative soil properties. *Geoderma.* 55: 1-15.
17. Hu, W., Shao, M.A., Wan, L., and Si, B.C. 2014. Spatial variability of soil electrical conductivity in a small watershed on the Loess Plateau of China. *Geoderma.* 231: 212-220.
18. Kalkali, M., Karimi, A., Haghnia, Gh., and Esfandiarpour, I. 2015. Comparison of geostatistical and conventional mapping methods in determining the variation of selected soil properties (a case study: Jiroft, Kerman province). *J. Soil Water (Agricultural Science and Technology).* 28: 2. 353-364. (In Persian)
19. Liu, D., Wang, Z., Zhang, B., Song, K., Li, X., Li, J., Li, F., and Duan, H. 2006. Spatial distribution of soil organic carbon and analysis of related factors in croplands of the black soil region, Northeast China. *Agriculture, Ecosystems and Environment.* 113: 73-81.
20. Mueller, T.G., Pierce, F.J., Schabenberger, O., and Warncke, D.D. 2001. Map quality for site-specific fertility management. *Soil Sci. Soc. Amer. J.* 65: 1547-1558.

21. Park, S.J. 2008. Environmental correlation of three-dimensional soil spatial variability: a comparison of three adaptive techniques. *Geoderma*. 109: 117-140.
22. Richards, L.A. 1947. Pressure-membrane apparatus construction. *Agricultural Engineering*. 28: 451-456.
23. Richards, L.A. 1954. *Diagnosis and Improvement of Saline-Alkali Soils*. U.S.D.A. Hand book, 60. Washington, D.C., U.S.A, 160p.
24. Rogowski, A.S., and Wolf, J.K. 1994. Incorporating variability into soil map unit delineations. *Soil Sci. Soc. Amer. J.* 58: 163-174.
25. Rossiter, D.G., and Hengl, T. 2001. Technical notes: creating geometrically correct photo-interpretation, photo-mosaics and base maps for a project GIS. <http://www.itc.nl/rossiter>.
26. Safari, Y., Esfandiarpour Boroujeni, I., Kamali, A., Salehi, M.H., and Bagheri Bodaghabadi, M. 2013. Qualitative land suitability evaluation for main irrigated crops in the Shahrekord plain, Iran: a geostatistical approach compared with conventional method. *Pedosphere*. 23: 6. 767-778.
27. Salehi, M.H., Hashemi Beni, O., Beigi Harchegani, H., Esfandiarpour Bprujeni, I., and Motaghian, H.R. 2011. Refining Soil Organic Matter Determination by Loss-on-Ignition. *Pedosphere*. 21: 4. 473-482.
28. Salehi, M.H., Karimian Eghbal, M., and Khademi, H. 2013. Comparison of soil variability in a detailed and a reconnaissance soil map in central Iran. *Geoderma*. 111: 45-56.
29. Salehi, M.H., Mohammadi, J., Khademi, H., and Eghbal, M.K. 2008. Improving the estimation of soil properties using combination of conventional soil maps with Kriging. *Ahvaz, J. Agric.* 30: 4. 93-106. (In Persian)
30. Stein, A., Hoogerwef, M., and Bouma, J. 1988. Use of map-delineation to improve co-kriging of point data on moisture deficits. *Geoderma*. 43: 311-325.
31. Sun, W., Minasny, B., and McBratney, A. 2012. Analysis and prediction of soil properties using local regression-kriging. *Geoderma*. 172: 16-23.
32. Utset, A., Lopez, T., and Diaz, M. 2000. A comparison of soil maps, kriging and a combined method for spatially predicting bulk density and field capacity of Ferralsols in the Havan-Matanzas Plain. *Geoderma*. 96: 199-213.
33. Walky, A., and Black, T.A. 1934. An examination of the Degtjareff method for determining organic matter and a proposed modification of chromic acid titration method. *Soil Sciences*. 37: 29-38.
34. Warrick, A., and Nielsen, D.R. 1980. Spatial variability of soil physical properties in the field. P 319-324, In: D. Hillel (Ed.), *Applications of Soil Physics*. Academic Press, New York.
35. Webster, R., and Oliver, M.A. 1992. *Statistical methods in soil and land resource survey*. Oxford University Press, Oxford, USA, 316p.
36. Webster, R., and Oliver, M.A. 2001. *Geostatistics for environmental scientists*. John Wiley and Sons Press, New York, 255p.
37. Xu, G., Li, Z., and Li, P. 2014. Spatial variability of soil available phosphorus in a typical watershed in the source area of the middle Dan River, China. *Environment Earth Science*. 71: 3953-3962.
38. Yang, R., Maob, H., and Shaoa, Y.G. 2009. An investigation on the distribution of eight hazardous heavy metals in the suburban farmland of China. *J. Hazard. Mater.* 167: 1246-1251.
39. Yasrebi, J., Saffari, M., Fathi, H., Karimian, N., Emadi, M., and Baghernejad, M. 2008. Spatial variability of soil properties for precision agriculture in southern Iran. *Asian Network for Scientific Information. J. Appl. Sci.* 8: 9. 1642-1650.
40. Zhang, X., Lin, F., Jiang, Y., Wang, K., and Feng, X.L. 2008. Variability of total and available copper concentrations in relation to land use and soil properties in Yangtz river deltabof China. *J. Environ. Monitor. Assess.* 155: 205-213.

41. Zhu, J., Morgan, C.L.S., Norman, J.M., Yue, W., and Lowery, B. 2004. Combined mapping of soil properties using a multi- scale tree-structured spatial model. *Geoderma*. 118: 321-334.
42. Zink, J.A. 2013. *Geopedology: elements of geomorphology for soil and geohazard studies*. ITC Special Lecture Notes Series. Faculty of Geo-Information Science and Earth Observation, Enschede, Netherlands, 135p.
43. Zong-Ming, W., Bai, Z., Kai-Shan, S., Dian-Wei, L., and Chun-Ying, R. 2010. Spatial variability of soil organic carbon under maize monoculture in the Song-Nen plain, Northeast China. *Pedosphere*. 20: 80-89.



Combination of conventional and geostatistical mapping methods to estimate some soil physical and chemical properties (A case study: Sarduieh region, Kerman province)

Z. Faryabi¹, *I. Esfandiarpour Borujeni², H. Shekofteh³ and H. Shirani⁴

¹M.Sc. Graduate, Dept. of Soil Science, Vali-e-Asr University of Rafsanjan, ²Associate Prof., Dept. of Soil Science, Vali-e-Asr University of Rafsanjan, ³Assistant Prof., Dept. of Soil Science, Jiroft University, ⁴Professor, Dept. of Soil Science, Vali-e-Asr University of Rafsanjan

Received: 01/10/2016; Accepted: 05/29/2016

Abstract

Background and Objectives: Because of wide variety of soil properties (including physical, chemical and biological), the type and rate of change of these properties in relation to the cultivation of agricultural products is great importance. For optimal management of soil, it is need to know these properties. Since it is very expensive to measure soil characteristics in the laboratory and for a broad area, estimation of their spatial distribution is required. This study has estimated some soil physical and chemical properties in geoform map units of some parts of Sarduieh region using the conventional soil mapping method, kriging and their combination as single estimator and has compared the results with each other.

Materials and Methods: 150 observation points (with a mean distance of 200 m) as a random classified sampling pattern were taken from the topsoil (0-30 cm) of the area. Besides, undisturbed samples were taken from each observation point by cylinder. After air drying the samples and passing them through the 2 mm sieve, required laboratory analyses were done on the samples. After calculation of estimated values and error variance of the studied variables using the mentioned estimators, their validation was conducted using coefficient of determination (R^2) and relative root mean square error (RMSE%).

Results: All the studied soil properties, except bulk density and soil reaction, had moderate variability. The spatial structure of all variables (except volume percentage of coarse fragments, organic matter percentage and electrical conductivity, which had strong spatial structure) was moderate and spherical and exponential models were well able to model the spatial structure of soil properties. The range of models for various properties was variable between 450 m for field capacity and 1945 m for soil reaction. A distance of approximately 880 meters, which represents an average range of studied properties, can be considered as an optimum sampling distance for future studies in this region.

Conclusion: Results showed when the spatial correlation class of a variable was strong, the kriging estimator and combined method had a more successful estimation of that property. Besides, in such situation, using combined estimator leading to a significant reduction in amount of estimations' bias. On the other hand, using the combined method for estimating other soil properties in the study area that had moderate spatial correlation classes did not have a significant preference than two other estimators, i.e, geoform and kriging maps.

Keywords: Soil spatial variability, Geopedology approach, Kriging, Conventional soil mapping

* Corresponding Author; Email: esfandiarpour@vru.ac.ir