

## پهنه‌بندی ظرفیت تبادل کاتیونی خاک با استفاده از زمین‌آمار و تجزیه مؤلفه اصلی

جواد سیدمحمدی<sup>۱\*</sup>، لیلا اسماعیل‌نژاد<sup>۲</sup>، حسن رمضان‌پور<sup>۳</sup>، محمود شعبان‌پور<sup>۴</sup>

۱. دانشجوی دکتری گروه علوم خاک دانشگاه تبریز

۲. دانشجوی دکتری گروه علوم خاک دانشگاه تهران

۳. دانشیار گروه علوم خاک دانشگاه گیلان

۴. دانشیار گروه علوم خاک دانشگاه گیلان

(تاریخ دریافت: ۱۳۹۳/۸/۳ - تاریخ تصویب: ۱۳۹۳/۱۱/۲۷)

### چکیده

ظرفیت تبادل کاتیونی خاک شاخصی حیاتی و مهم از کیفیت حاصل‌خیزی و ظرفیت توقیف آلاینده‌های خاک است. در این پژوهش، تغییرپذیری ظرفیت تبادل کاتیونی خاک با روش‌های کریجینگ و کوکریجینگ به کمک مؤلفه‌های اصلی به‌دست‌آمده از ویژگی‌های فیزیکی و شیمیایی خاک - شامل رس، شن، سیلت، کربن آلی، هدایت الکتریکی، و pH - بررسی شد. برای این منظور، ۲۴۷ نمونه خاک از مناطق مرکزی استان گیلان جمع‌آوری شد. ۷۵ درصد نمونه‌ها برای آموزش و ۲۵ درصد برای آزمون استفاده شد. مؤلفه‌های اصلی اول و دوم ۶۸،۵۴ درصد از واریانس کل ویژگی‌های فیزیکی و شیمیایی را به خود اختصاص دادند. مؤلفه اول بیشترین همبستگی مثبت و معنادار را با ظرفیت تبادل کاتیونی خاک داشت ( $r=0.81$ ،  $P<0.01$ )؛ در حالی که مؤلفه دوم همبستگی معناداری با ظرفیت تبادل کاتیونی نداشت ( $r=-0.19$ ). مؤلفه اول به منزله متغیر کمکی برای برآورد ظرفیت تبادل کاتیونی در روش کوکریجینگ استفاده شد. میانگین ریشه دوم خطا برای داده‌های آزمون در روش کریجینگ ۰/۱۵۹ و برای روش کوکریجینگ ۰/۱۱۸ به دست آمد. ضریب تبیین ارزیابی تقاطعی داده‌های آزمون برای روش کریجینگ ۰/۴۹ و برای روش کوکریجینگ ۰/۷۱ در سطح ۱ درصد معنادار بود. نتایج نشان داد روش کوکریجینگ با متغیر کمکی مؤلفه اصلی اول، به‌دست‌آمده از ویژگی‌های فیزیکی و شیمیایی خاک، ظرفیت تبادل کاتیونی خاک را معتبرتر از روش کریجینگ برآورد می‌کند. علاوه بر این، مؤلفه‌های اصلی، که بیشترین همبستگی مثبت و معنادار را با متغیر وابسته دارند، بالاترین پتانسیل را برای برآورد متغیر وابسته به روش کوکریجینگ دارند.

کلیدواژگان: درون‌یابی، کریجینگ، کوکریجینگ، نیم‌تغییرنما، GIS.

### مقدمه

ظرفیت تبادل کاتیونی خاک شاخصی مهم در حاصلخیزی خاک و ظرفیت نگهداری عناصر غذایی و ظرفیت حفاظت آب‌های زیرزمینی از آلاینده‌های فلزی و تثبیت فلزات سنگین و ممانعت از جذب آن‌ها توسط گیاه است (Keshavarzi et al., 2012). آلودگی خاک ابعاد مختلف تولیدات کشاورزی و در نتیجه سلامت انسان را تحت تأثیر قرار می‌دهد. امروزه، فلزات سنگین و ترکیبات آلی سمی دو آلاینده خطرناک خاک مزارع محسوب می‌شوند. دسترسی و غلظت فلزات سنگین و ترکیبات آلی، به صورت معنادار، با ویژگی‌های خاک در ارتباط است. بدیهی است ظرفیت تبادل کاتیونی خاک شاخصی مهم از کیفیت خاک و پتانسیل آلاینده‌ها در محیط زیست است (Tang et al., 2009).

مثلاً، جذب سطحی و دفع فلزات سنگین، مانند مس و روی (Arias et al., 2005) و سرب (Altin and Degirmenci, 2005)، به طور معنادار با ظرفیت تبادل کاتیونی خاک مرتبط است. در برخی مطالعات همبستگی معناداری بین ظرفیت تبادل کاتیونی خاک و ترکیبات آلی آلاینده، مانند اترازین و فناترن (Chung and Alexander, 2002) و دی‌کوات و پاراکوات (Site, 2001) گزارش شده است. بنابراین، توزیع مکانی ظرفیت تبادل کاتیونی خاک در تصمیم‌گیری برای مدیریت مناسب محصولات و جلوگیری از تجمع آلاینده‌ها در خاک اهمیت خاصی دارد.

در دهه‌های اخیر، با پیشرفت نرم‌افزارها و سخت‌افزارهای کامپیوتری و سیستم اطلاعات جغرافیایی، پردازش و مدل‌سازی داده‌های مکانی افزایش یافته است. زمین‌آمار روشی مناسب برای توصیف متغیرهای منطقه‌ای با ملاحظه پیچیدگی‌های آماری مکانی ارائه می‌کند. در زمین‌آمار می‌توان یک رابطه را بین ارزش‌های کمی در جامعه نمونه، فواصل، و جهت مکانی نمونه‌ها

مؤلفه اصلی روشی است که داده‌های چندبعدی را با حفظ مهم‌ترین اطلاعات به تعداد مؤلفه کمتر کاهش می‌دهد (Mouser et al., 2005). بنابراین، با استفاده از آن می‌توان مؤلفه‌ای مناسب از ویژگی‌های خاک مؤثر در ظرفیت تبادل کاتیونی استخراج کرد و به مثابه متغیر کمکی در برآورد ظرفیت تبادل کاتیونی خاک در روش کوکریجینگ به کار برد.

هدف این پژوهش مقایسه روش‌های درون‌یابی کریجینگ و کوکریجینگ با استفاده از تجزیه مؤلفه اصلی، برای تعیین متغیر کمکی مناسب از ویژگی‌های فیزیکی و شیمیایی مؤثر روی ظرفیت تبادل کاتیونی خاک، برای برآورد و تهیه نقشه ظرفیت تبادل کاتیونی خاک است.

## مواد و روش‌ها

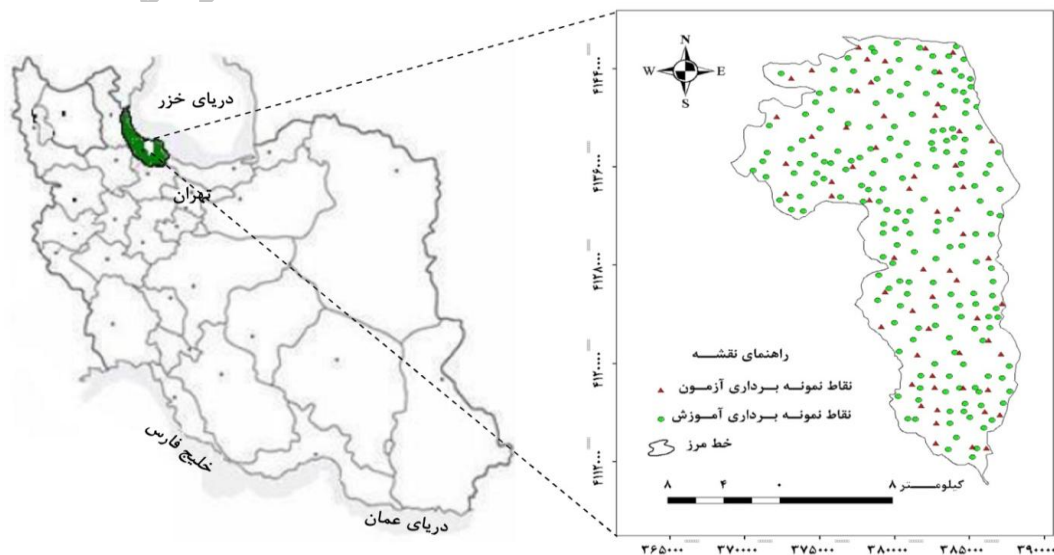
### خصوصیات منطقه مطالعه شده

منطقه مطالعه شده، با وسعت حدود ۴۰۰۰۰ هکتار، جزء نواحی مرکزی استان گیلان است و در طول جغرافیایی ۴۹ درجه و ۳۱ دقیقه تا ۴۹ درجه و ۴۵ دقیقه و عرض جغرافیایی ۳۷ درجه و ۷ دقیقه تا ۳۷ درجه و ۲۷ دقیقه قرار دارد (شکل ۱). اقلیم منطقه بسیار مرطوب، با میانگین بارندگی سالیانه ۱۲۹۳/۶ میلی‌متر و میانگین دمای سالیانه ۱۵/۸ درجه سانتی‌گراد، است. رژیم رطوبتی و حرارتی خاک‌های منطقه به ترتیب آکوئیک، یودیک، و ترمیک است و مواد مادری آن‌ها را عمدتاً رسوبات رودخانه‌ای تشکیل می‌دهد. خاک‌های منطقه بر اساس کلید رده‌بندی خاک آمریکا (Soil survey staff, 2014) جزء رده‌های انتی‌سولز و اینسپتی‌سولز قرار می‌گیرند (Seyedmohammadi, 2006).

در ارتباط با یکدیگر توسعه داد. بنابراین، زمین‌آمار روشی است که خصوصیات خاک را در نقاط نمونه‌برداری نشده، با استفاده از اطلاعات نقاط نمونه‌برداری شده مجاور، برآورد می‌کند (Asadzadeh et al., 2012).

طی سال‌های گذشته، روش‌های زمین‌آمار به طور موفقیت‌آمیز برای پهنه‌بندی ویژگی‌های خاک استفاده شده است (Yanai et al., 2003; Shi et al., 2009). کریجینگ یک روش زمین‌آمار است که بهترین تخمین خطی ناریب را برای متغیرهای با وابستگی مکانی فراهم می‌آورد. روش دیگر کوکریجینگ است که متغیر اصلی را به کمک متغیر کمکی، بر اساس همبستگی آنها، برآورد می‌کند. پژوهش‌ها نشان داده است زمانی که بین متغیر کمکی و متغیر اصلی (وابسته) همبستگی زیادی باشد، کوکریجینگ بهتر از کریجینگ واریانس تخمین را کاهش می‌دهد (Wu et al., 2009). متغیرهای کمکی در روش کوکریجینگ در پژوهش‌های انجام شده برای تخمین ظرفیت تبادل کاتیونی خاک عمدتاً از ویژگی‌های منفرد خاک، مانند مقدار ماده آلی (Paz-González et al., 2000; Yong-dong et al., 2008) و درصد رس (Asadzadeh et al., 2012) و هدایت الکتریکی (Jung et al., 2006)، بوده است.

ظرفیت تبادل کاتیونی خاک به طور عمده با درصد رس و مقدار ماده آلی خاک مرتبط است. با وجود این، در برخی پژوهش‌ها همبستگی معناداری بین ظرفیت تبادل کاتیونی خاک و برخی ویژگی‌های دیگر خاک، مانند شن و سیلت و هدایت الکتریکی و pH، گزارش شده است (Paz-González et al., 2000; Horn et al., 2005; Jung et al., 2006; Igwe and Nkemakosi, 2007). بنابراین، بهتر است تغییرات ظرفیت تبادل کاتیونی خاک با استفاده از این ویژگی‌ها نیز بررسی شود. تجزیه

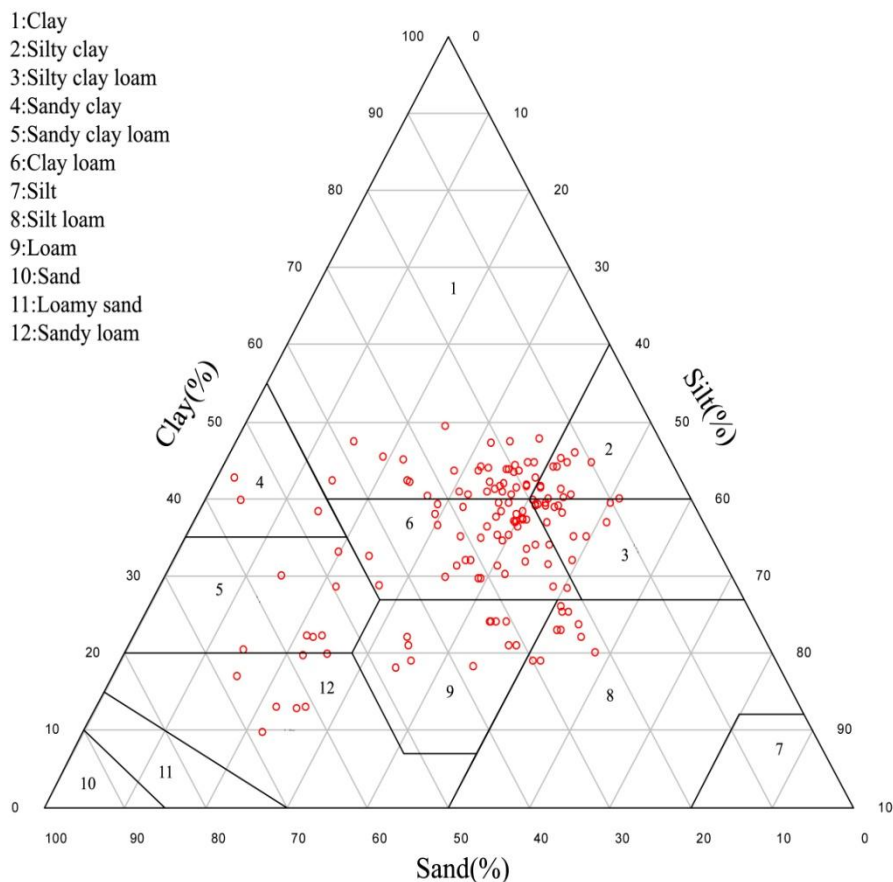


شکل ۱. موقعیت منطقه مطالعه شده و پراکنش نقاط نمونه‌برداری

### نمونه‌برداری و تجزیه خاک

۲۴۷ نمونه خاک به روش تصادفی طبقه‌بندی شده از عمق ۰ تا ۳۰ سانتی‌متری سطح خاک در شهریور ۱۳۹۲ برداشت شد. موقعیت جغرافیایی مکان نمونه‌ها با دستگاه موقعیت‌یاب جهانی (GPS) تعیین شد (شکل ۱). نمونه‌های خاک تهیه شده از منطقه مطالعه شده بر اساس سیستم طبقه‌بندی کلاس بافت خاک آمریکا (مثلث بافت خاک) در کلاس‌های بافت متفاوت قرار گرفت (شکل ۲). همه نمونه‌های خاک، پس از هواخشک و الک

شدن در آزمایشگاه بر اساس راهنمای تجزیه آزمایشگاهی سرویس حفاظت خاک آمریکا تجزیه شدند (Burt, 2004). اجزای ذرات خاک، کربن آلی، pH، هدایت الکتریکی، و ظرفیت تبادل کاتیونی به ترتیب با روش‌های پیپت، اکسیداسیون، الکتروود در سوسپانسیون ۱:۲ خاک به آب، و استات آمونیوم تعیین شد.



شکل ۲. توزیع بافت نمونه‌های خاک مطالعه شده بر اساس طبقه‌بندی USDA

نیم‌تغییرنما و تهیه نقشه برآورد استفاده می‌شود و دسته دیگر برای ارزیابی دقت نقشه برآورد به کار می‌رود (Kevin et al., 2003; Clay, 2011). بعد از تهیه نقشه، با استفاده از داده‌های آموزش، مقادیر برآورد شده متغیر در نقاط آزمون یادداشت می‌شود و با مقادیر اندازه‌گیری شده در همان نقاط مقایسه و دقت نقشه ارزیابی می‌شود.

### پردازش داده‌ها و تشریح روش‌های برآورد

آماره‌های توصیفی ویژگی‌های فیزیکی و شیمیایی خاک با نرم‌افزار SPSS تعیین شد. برای بررسی همبستگی داده‌ها روش پیرسون به کار رفت. توزیع نرمال داده‌ها به کمک آزمون

برای افزایش دقت برآورد و تنظیم درست فرایند پژوهش، داده‌ها به صورت تصادفی در نرم‌افزار ArcGIS با استفاده از جعبه‌ابزار زمین‌آمار و دستور Create subsets به دو دسته آموزش و آزمون، به ترتیب با نسبت ۷۵ و ۲۵ درصد، تقسیم شد. در صورتی که ارزیابی دقت نقشه خروجی از مقایسه مقادیر برآورد شده با داده‌هایی که در مرحله تعیین نیم‌تغییرنما و تهیه نقشه استفاده شده انجام شود، دقت روش برآورد به خوبی روشن نمی‌شود. بنابراین، باید دوباره به سطح منطقه مطالعه شده مراجعه و نمونه خاک تهیه شود و با داده‌های حاصل از آن نقشه مورد نظر ارزیابی شود. برای رفع این مشکل، داده‌های اصلی (اولیه) به دو گروه تقسیم می‌شود؛ یک دسته برای تعیین

نیم‌تغییرنا معیاری معتبر است که استفاده از آن به جای توابع کواریانس رایج‌تر و راحت‌تر است. بنابراین، می‌توان آن را به مثابه ابزار و هسته اصلی در تجزیه و تحلیل‌های زمین‌آماري و کمی‌کردن ساختار مکانی متغیر ناحیه‌ای در نظر گرفت. نیم‌تغییرنا روابط مکانی داده‌ها را خلاصه و واریانس را فقط برای فواصل مشخص و گسسته گام‌ها محاسبه می‌کند. با توجه به شبکه نمونه‌برداری، فاصله نمونه‌برداری گام (h) را تغییر می‌دهد و نیم‌تغییرنا را در جهات مختلف محاسبه می‌کند. سپس، با رسم مقادیر نیم‌تغییرنا نسبت به فواصل نمونه‌برداری منحنی نیم‌تغییرنمای تجربی به دست می‌آید (Webster and Oliver, 2007). نیم‌تغییرنا با رابطه ۱ محاسبه می‌شود:

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

N(h) تعداد زوج مشاهدات که به فاصله h از هم قرار دارند، Z(X<sub>i</sub>) و Z(X<sub>i</sub>+h) مقدار متغیر در دو موقعیت که به فاصله h از هم قرار دارند، و  $\gamma(h)$  ارزش نیم‌تغییرنمای تجربی است (Tsefahunegn et al., 2011).

کریجینگ تخمین‌گری زمین‌آماري است که به دلیل واریانس ناریب و حداقل در اغلب موارد بهترین تخمین‌گر خطی ناریب شمرده می‌شود. بررسی‌ها نشان می‌دهند روش کریجینگ با در نظر گرفتن ساختار و تغییرپذیری مکانی متغیرها از طریق نیم‌تغییرنا نسبت به روش‌هایی مانند عکس فاصله وزن‌دار و اسپلین‌ها در اکثر شرایط برتری دارد. همچنین، علاوه بر درون‌یابی و تخمین متغیر هدف، مقدار خطا را نیز برآورد می‌کند (Webster and Oliver, 2007).

روش تجزیه مؤلفه اصلی روش آماری چندمتغیره‌ای است که مجموعه‌ای از داده‌های مرتبط را به چند مؤلفه اصلی تغییر می‌دهد. زمانی که داده‌ها با هم همبستگی بالایی دارند، این روش نتیجه بهتری در کاهش داده‌ها دارد. اگر همبستگی بین داده‌ها کم باشد، تعداد مؤلفه‌ها تقریباً با تعداد داده‌های ورودی مشابه خواهد شد (Mouser et al., 2005). در روش تجزیه مؤلفه اصلی، بیشترین اطلاعات داده‌های اولیه در مؤلفه‌هایی حفظ می‌شود که مقدار ویژه آن‌ها بیشتر از ۱ است (Khattree and Naik, 2000). زمانی که همبستگی بین متغیرها قابل توجه باشد، معمولاً مؤلفه اصلی اول بیشترین واریانس را از داده‌های اصلی توجیه می‌کند (Li et al., 2007).

کوکرکیجینگ روشی زمین‌آماري است که متغیر اصلی را با استفاده از یک متغیر کمکی، که همبستگی مثبت و معناداری با

کولموگروف-اسمیرنوف بررسی شد. داده‌هایی که توزیع نرمال نداشتند با تبدیل‌های مناسب به توزیع نرمال تبدیل شدند. قبل از به‌کارگیری روش‌های درون‌یابی زمین‌آماري، آزمون روند و ناهمسان‌گردی در محیط ArcGIS انجام شد. فرضیات ایستایی از محدودیت‌های عمده زمین‌آمار است که در اکثر شرایط صادق نیست (McBratney et al., 2000) و در واقع داده‌ها هرگز از خود ایستایی بروز نمی‌دهند و دارای روندند. در شرایطی که روند معنادار در داده‌ها وجود دارد باید در بررسی‌های واریوگرافی حذف شود (Kvaerno et al., 2007). در اغلب شرایط، حذف روند می‌تواند به صدق فرض ایستایی و همسان‌گردی بینجامد (Paul and Cressie, 2011). بنابراین، مقادیر داده‌ها با استفاده از ابزار تجزیه و تحلیل روند در نرم‌افزار ArcGIS بر صفحات عمودی در امتداد جهت‌های مختلف تصویر شد و معادله‌ای مناسب بر آن‌ها برازش داده شد. چون معادله برازش داده‌شده در این پژوهش خطی مسطح بود، به عبارت دیگر منحنی نبود، نبود روند در داده‌ها را نشان داد. اگر معادله برازش داده‌شده منحنی باشد، وجود روند را ثابت می‌کند که در صورت زیادبودن باید حذف شود. برای حذف روند مقدار آن از معادله نمودار برازش داده‌شده به دست می‌آید و از داده‌های اصلی کم می‌شود. پس از تجزیه و تحلیل‌های زمین‌آماري، روند حذف شده دوباره به داده‌های اولیه اضافه می‌شود (Dou et al., 2010; Tsefahunegn et al., 2011).

برای مدل‌سازی دقیق واریوگرام‌های تجربی، که ورودی روش‌های مختلف درون‌یابی کریجینگ‌اند، وضعیت جهت‌دار بودن پیوستگی مکانی داده‌ها باید مشخص شود (Fu et al., 2010). همسان‌گرد بودن واریوگرام بیانگر آن است که تغییرات متغیر مورد نظر در همه جهات یکسان است و نیم‌تغییرنا فقط به فاصله بین نقاط بستگی دارد (Andronikov et al., 2000). تغییرات متفاوت متغیر مورد نظر در جهات مختلف بیانگر شرایط ناهمسان‌گردی است که باید در محاسبه واریوگرام در نظر گرفته شود. رویه واریوگرام (Fu et al., 2010) و بیضی ناهمسان‌گردی (Moral et al., 2011) ابزارهایی مناسب برای بررسی ناهمسان‌گردی‌اند. برای رسم بیضی ناهمسان‌گردی، واریوگرام در جهت‌های مختلف رسم می‌شود و مقدار دامنه در همه جهات به دست می‌آید. نسبت ناهمسان‌گردی، که برابر با نسبت بزرگ‌ترین دامنه (قطر بزرگ بیضی) به کوچک‌ترین دامنه (قطر کوچک بیضی) است، می‌تواند معیاری برای بررسی میزان ناهمسان‌گردی باشد. در این پژوهش، مقدار این نسبت تقریباً ۱ به دست آمد که نشان‌دهنده همسان‌گردی است.

را نشان می‌دهد. همچنین، آزمون کولموگروف-اسمیرنوف توزیع این ویژگی‌ها را غیر نرمال نشان داد. چون ضریب به‌دست‌آمده از این آزمون برای این ویژگی‌ها کمتر از ۰/۰۵ است (جدول ۱). در صورتی که مقدار چولگی داده‌ها کمتر از ۰/۵ باشد، نیازی به تبدیل داده‌ها نیست. اگر بین ۰/۵ تا ۱ باشد، با استفاده از ریشه دوم و اگر بیشتر از ۱ باشد، با استفاده از لگاریتم باید تبدیل شوند تا توزیع آن‌ها نرمال شود (Robinson and Metternicht, 2006). بنابراین، داده‌های ویژگی‌های شن، کربن آلی، و هدایت الکتریکی با استفاده از لگاریتم طبیعی نرمال شدند و آزمون نرمالیت با روش کولموگروف-اسمیرنوف نشان داد که داده‌ها، پس از تبدیل، نرمال شده‌اند (جدول ۱).

تجزیه مؤلفه اصلی بر داده‌ها انجام شد. نتایج این تجزیه در جدول ۲ می‌آید. همان‌طور که ملاحظه می‌شود، فقط دو مؤلفه اول و دوم مقدار ویژه بزرگ‌تر از ۱ داشتند و درصد بیشتری از واریانس کل را این دو مؤلفه توجیه می‌کنند (۶۸/۵۴ درصد). مقدار ضریب هر متغیر در هر مؤلفه اگر مثبت و بیشتر باشد، آن مؤلفه مقدار ویژه بیشتر و مؤثرتر دارد (Kumar et al., 2009). با توجه به جدول ۲، مشخص می‌شود که ضرایب متغیرها در مؤلفه اول نسبت به مؤلفه دوم به تعداد بیشتری مثبت‌اند. مؤلفه اول (PC1) با استفاده از رابطه ۶ قابل برآورد است.

$$PC1 = 0.1839 \text{Clay} + 0.164 \text{Silt} - 0.1838 \ln \text{Sand} + 0.1531 \ln \text{EC} + 0.1724 \ln \text{OC} - 0.1186 \text{pH} \quad (\text{رابطه ۶})$$

تجزیه همبستگی پیرسون روی همه داده‌ها انجام شد. مقایسه همبستگی مؤلفه‌های اول و دوم با ظرفیت تبادل کاتیونی نشان داد مؤلفه اول همبستگی مثبت و معنادار در سطح ۱ درصد با ظرفیت تبادل کاتیونی دارد، در صورتی که همبستگی مؤلفه دوم با ظرفیت تبادل کاتیونی کمتر و منفی است (جدول ۳). همچنین، مؤلفه اول نسبت به سایر ویژگی‌های مؤثر خاک روی ظرفیت تبادل کاتیونی بیشترین ضریب همبستگی مثبت و معنادار را در سطح ۱ درصد دارد (جدول ۳). شکل ۳ نیم‌تغییرنمای ظرفیت تبادل کاتیونی را نشان می‌دهد. مدل برازش شده بر آن کروی است و خصوصیات آن در جدول ۴ می‌آید. مدل یادشده ضریب تبیین بالایی (۹۳ درصد) دارد و نسبت اثر قطعه‌ای به آستانه کمتر و شعاع تأثیر ۵۵۲۰ متر است. با توجه به همبستگی مثبت و زیاد بین مؤلفه اصلی اول و ظرفیت تبادل کاتیونی، از آن به مثابه متغیر کمکی در روش کوکریجینگ برای تخمین ظرفیت تبادل کاتیونی خاک استفاده شد. نیم‌تغییرنمای مؤلفه اصلی اول در شکل ۳ می‌آید.

متغیر اصلی دارد، برآورد می‌کند (Webster and Oliver, 2007). نیم‌تغییرنمای متقابل در روش کوکریجینگ با رابطه ۲ محاسبه می‌شود:

$$\gamma_{12}(h) = \frac{1}{2N(h)} \sum_{i=1}^{N(h)} \{ [Z_1(X_i+h) - Z_1(X_i)] [Z_2(X_i+h) - Z_2(X_i)] \} \quad (\text{رابطه ۲})$$

$N(h)$  تعداد زوج مشاهداتی از  $Z_1(X_i)$  و  $Z_2(X_i)$  در فاصله  $(h, h+dh)$ ،  $Z_1(X_i)$  و  $Z_1(X_i+h)$  مقدار متغیر در دو نقطه به فاصله  $h$ ،  $Z_1(X_i)$  مقدار متغیر اصلی و  $Z_2(X_i)$  مقدار متغیر کمکی در موقعیت  $X_i$ ، و  $\gamma_{12}(h)$  ارزش نیم‌تغییرنمای متقابل است (Wu et al., 2003). روش کوکریجینگ مقدار متغیر  $Z_1$  را در موقعیت  $X_0$  با رابطه ۳ تخمین می‌زند (Wu et al., 2003):

$$Z_1(X_0) = \sum_{i=1}^n \lambda_i Z_1(X_i) + \sum_{i=1}^n \mu_i Z_2(X_i) \quad (\text{رابطه ۳})$$

$Z_1(X_i)$  مقدار متغیر اصلی در موقعیت  $X_i$ ،  $Z_2(X_i)$  مقدار متغیر کمکی در موقعیت  $X_i$ ،  $\lambda_i$  وزن  $Z_1(X_i)$  و  $\mu_i$  وزن  $Z_2(X_i)$  و  $n$  تعداد همسایه‌هایی که برای برآورد مقدار متغیر  $Z_1$  در موقعیت  $X_0$  استفاده می‌شود.

پس از اجرای روش‌های زمین‌آماری، ارزیابی روش‌ها برای هر دو دسته داده آموزش و آزمون صورت گرفت. ارزیابی با استفاده از میانگین ریشه دوم خطا (RMSE) و ضریب تبیین ( $R^2$ )، که در روابط ۴ و ۵ تعریف شده‌اند، انجام شد:

$$RMSE = \sqrt{\frac{1}{n} \sum_{i=1}^n (y_i - \hat{y}_i)^2} \quad (\text{رابطه ۴})$$

$$R^2 = 1 - \frac{\sum_{i=1}^n (y_i - \hat{y}_i)^2}{\sum_{i=1}^n (y_i - \bar{y}_i)^2} \quad (\text{رابطه ۵})$$

$y_i$  مقدار متغیر مشاهده یا اندازه‌گیری شده،  $\hat{y}_i$  مقدار متغیر برآوردشده،  $\bar{y}_i$  مقدار میانگین متغیر مشاهده یا اندازه‌گیری شده، و  $n$  تعداد کل داده‌هاست.

همه محاسبات آماری به کمک نرم‌افزارهای Excel 2010 و SPSS 18 و تهیه نیم‌تغییرنمای تجربی و برازش مدل مناسب بر آن و نقشه برآورد به کمک نرم‌افزارهای GS+ 9 و ArcGIS انجام شد.

## یافته‌ها و بحث

آماره‌های توصیفی ویژگی‌های فیزیکی و شیمیایی نمونه‌های خاک مطالعه‌شده در جدول ۱ می‌آید. همان‌طور که ملاحظه می‌شود، مقادیر چولگی و کشیدگی ویژگی‌های شن، کربن آلی، و هدایت الکتریکی بیشتر از ۰/۵ است که توزیع غیر نرمال آن‌ها

اثر قطعه‌ای به آستانه در آن خیلی کمتر است و ضریب تبیین بالایی دارد (جدول ۴). طبق گزارش Shi et al. (2007) متغیرهایی که نسبت اثر قطعه‌ای به آستانه در مدل برازش شده بر نیم‌تغییرنمای تجربی آن‌ها کمتر از ۲۵ درصد باشد، دارای ساختار مکانی قوی‌اند. نتایج این پژوهش در هر سه مدل برازش شده دارای نسبت اثر قطعه‌ای به آستانه کمتر از ۲۵ درصد است.

مدل برازش شده بر آن نمایی بود و خصوصیات آن در جدول ۴ می‌آید. این مدل ضریب تبیین بالایی (۹۷ درصد) دارد و نسبت اثر قطعه‌ای به آستانه کمتر و شعاع تأثیر ۵۵۵۰ متر است. این مشخصات نشان می‌دهد ساختار مکانی نیم‌تغییرنمای قوی است. مدل برازش شده بر نیم‌تغییرنمای متقابل ظرفیت تبادل کاتیونی خاک و متغیر کمکی کرووی است. بررسی ویژگی‌های مدل فوق نشان می‌دهد مدل دارای ساختار مکانی قوی است؛ چون نسبت

جدول ۱. آماره‌های توصیفی ویژگی‌های فیزیکی و شیمیایی خاک

متغیر	حداقل	حداکثر	میانگین	انحراف معیار	ضریب تغییرات	چولگی	کشیدگی	ضریب کولموگروف-اسمیرنوف*
داده‌ها برای آموزش								
ظرفیت تبادل کاتیونی (cmol(+) kg <sup>-1</sup> )	۱۰٫۸	۳۳٫۸۵	۲۳٫۱۸	۵٫۶۲	۲۴٫۲۴	-۰٫۴۸	-۰٫۴۱	۰٫۳۲
رس (درصد)	۱۸	۴۹٫۴	۳۷٫۱۳	۷٫۰۸	۱۹٫۰۶	-۰٫۳۸	۰٫۴۰	۰٫۲۰
سیلت (درصد)	۱۴٫۴	۵۲٫۳	۳۷٫۰۷	۷٫۵۹	۲۰٫۴۷	-۰٫۴۵	۰٫۳۲	۰٫۲۹
شن (درصد)	۸٫۸	۶۵٫۲	۲۵٫۸۹	۱۰٫۸۲	۴۱٫۷۹	۱٫۳۷	۱٫۶۸	۰٫۱۰
لگاریتم طبیعی شن	۲٫۱۷	۴٫۲۲	۳٫۱۸	۰٫۳۸	۱۱٫۹۴	۰٫۴۲	۰٫۳۳	۰٫۱۹
کربن آلی (درصد)	۰٫۵۷	۷٫۹۸	۲٫۲۸	۱٫۴۷	۶۴٫۴۷	۱٫۵۲	۲٫۵۴	۰٫۱۰
لگاریتم طبیعی کربن آلی	۰٫۰۷	۲٫۱۴	۰٫۹	۰٫۴۷	۵۲٫۲۲	۰٫۴۳	-۰٫۴۳	۰٫۲۴
هدایت الکتریکی (dS m <sup>-1</sup> )	۰٫۳۴	۲٫۲۳	۰٫۸۶	۰٫۴۱	۴۷٫۶۷	۱٫۴۷	۱٫۸۹	۰٫۱۰
لگاریتم طبیعی هدایت الکتریکی	۰٫۰۲	۱٫۴۷	۰٫۱۸	۰٫۰۷	۳۸٫۸۸	۰٫۳۴	۰٫۳۲	۰٫۱۲
pH	۶٫۱۷	۸	۷٫۳۸	۰٫۳۷	۵٫۰۱	-۰٫۴۷	۰٫۲۳	۰٫۰۹
مؤلفه اصلی اول	۳٫۰۶	۸٫۳۳	۵٫۵۷	۱٫۳	۲۳٫۳۳	-۰٫۲۵	-۰٫۳۹	۰٫۲۵
داده‌ها برای آزمون								
ظرفیت تبادل کاتیونی (cmol(+) kg <sup>-1</sup> )	۱۰٫۹	۳۳٫۸	۲۳٫۶۶	۵٫۲۳	۲۲٫۱	-۰٫۴۵	-۰٫۲۷	۰٫۲۹

\* ضریب آزمون کولموگروف-اسمیرنوف برای توزیع نرمال داده‌ها باید بزرگ‌تر از ۰٫۰۵ باشد.

جدول ۲. نتایج تجزیه مؤلفه اصلی برای ویژگی‌های فیزیکی و شیمیایی خاک

مؤلفه‌ها	مقدار ویژه	واریانس مؤلفه	واریانس مجموع
اول	۳٫۰۷	۵۱٫۱	۵۱٫۱
دوم	۱٫۰۵	۱۷٫۴۴	۶۸٫۵۴
سوم	۰٫۹۳	۱۵٫۵	۸۴٫۰۴
چهارم	۰٫۶۵	۱۰٫۸	۹۴٫۸۴
پنجم	۰٫۲۷	۴٫۴۵	۹۹٫۳
ششم	۰٫۰۴	۰٫۷	۱۰۰

مقادیر ضریب هر متغیر برای مؤلفه‌های اول و دوم

رس	لگاریتم طبیعی شن	سیلت	لگاریتم طبیعی هدایت الکتریکی	لگاریتم طبیعی کربن آلی	pH
۰٫۸۳۹	-۰٫۸۳۸	۰٫۶۴۰	۰٫۵۳۱	۰٫۷۲۴	-۰٫۱۸۶
-۰٫۷۳۷	۰٫۵۱۷	-۰٫۲۴۴	۰٫۵۸۹	۰٫۲۰۹	-۰٫۷۳۷

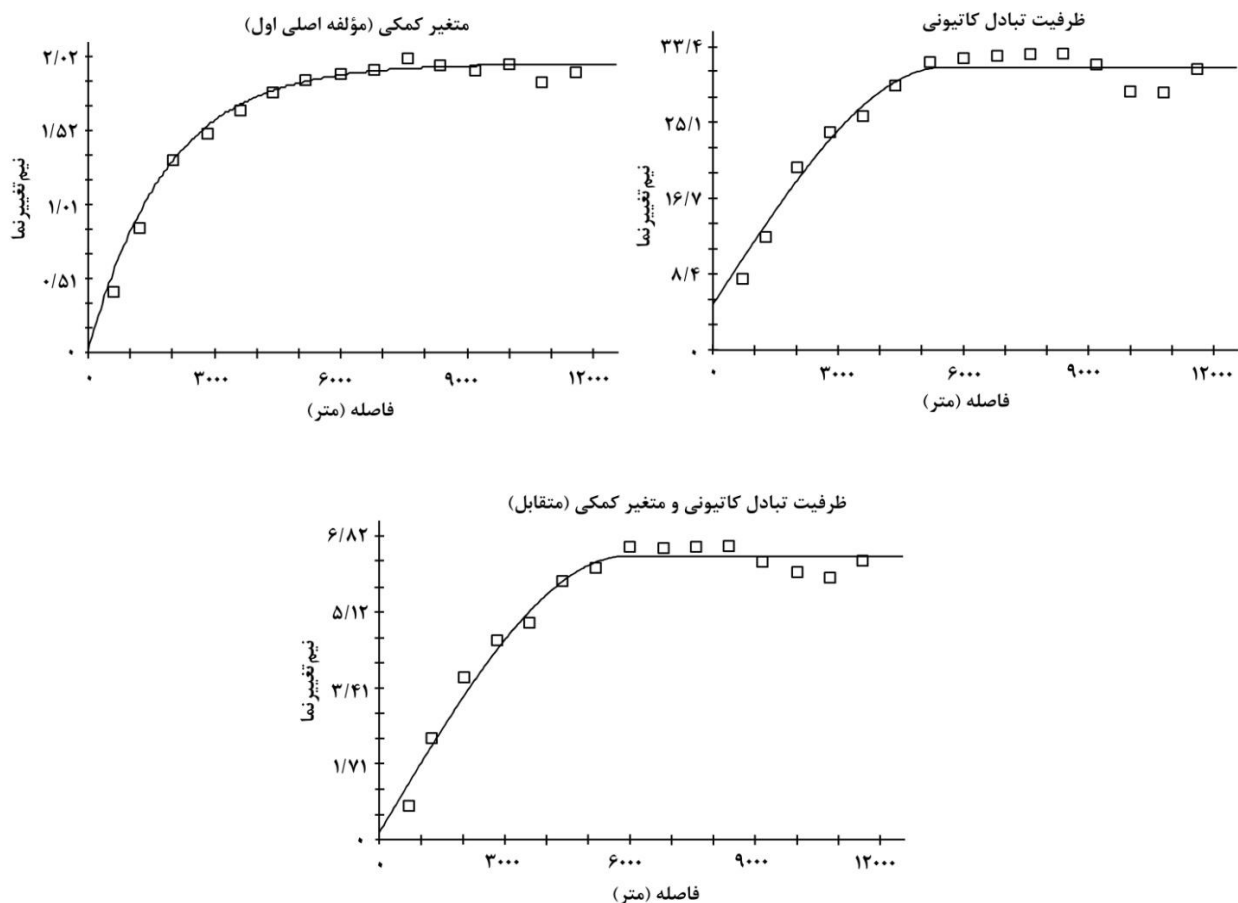
جدول ۳. نتایج تجزیه همبستگی پیرسون

مؤلفه دوم	مؤلفه اول	رس	سیلت	شن	کربن آلی	هدایت الکتریکی	pH	
-۰٫۱۹	۰٫۸۱**	۰٫۶۶**	۰٫۵۱**	-۰٫۵۸**	۰٫۵۸**	۰٫۱۸*	۰٫۰۲	ظرفیت تبادل کاتیونی
		۰٫۵۲**	۰٫۱۴	-۰٫۱۳	-۰٫۵۳**	-۰٫۲۵**	۱	pH
		-۰٫۱۲	۰٫۱۹*	-۰٫۱۱	۰٫۶۰**	۱	-۰٫۲۵**	هدایت الکتریکی
		۰٫۴۸**	۰٫۱۹*	-۰٫۱۵	۱	۰٫۶۰**	-۰٫۵۳**	کربن آلی
		-۰٫۷۳**	-۰٫۷۶**	۱	-۰٫۱۵	-۰٫۱۱	-۰٫۱۳	شن
		۰٫۳۵**	۱	-۰٫۷۶**	۰٫۱۹*	۰٫۱۹*	۰٫۱۴	سیلت
		۱	۰٫۳۵**	-۰٫۷۳**	۰٫۴۸**	-۰٫۱۲	۰٫۵۲**	رس

\*\* همبستگی در سطح ۱ درصد معنادار است. \* همبستگی در سطح ۵ درصد معنادار است.

جدول ۴. ویژگی‌های مدل‌های استفاده شده در روش‌های کریجینگ و کوکریجینگ برای برآورد ظرفیت تبادل کاتیونی خاک

متغیر	مدل	اثر قطعه‌ای ( $C_0$ )	آستانه ( $C+C_0$ )	شعاع تأثیر (متر)	$C/(C+C_0)$	ضریب تبیین
ظرفیت تبادل کاتیونی	کروی	۵٫۰۳	۳۱٫۰۸	۵۵۲۰	۰٫۸۳۸	۰٫۹۲۷
مؤلفه اصلی اول (متغیر کمکی)	نمایی	۰٫۰۰۱	۱٫۹۷	۵۵۵۰	۰٫۹۹۹	۰٫۹۷۵
ظرفیت تبادل کاتیونی و مؤلفه اصلی اول (متقابل)	کروی	۰٫۱۶	۶٫۳۶	۵۹۱۰	۰٫۹۷۵	۰٫۹۴۲



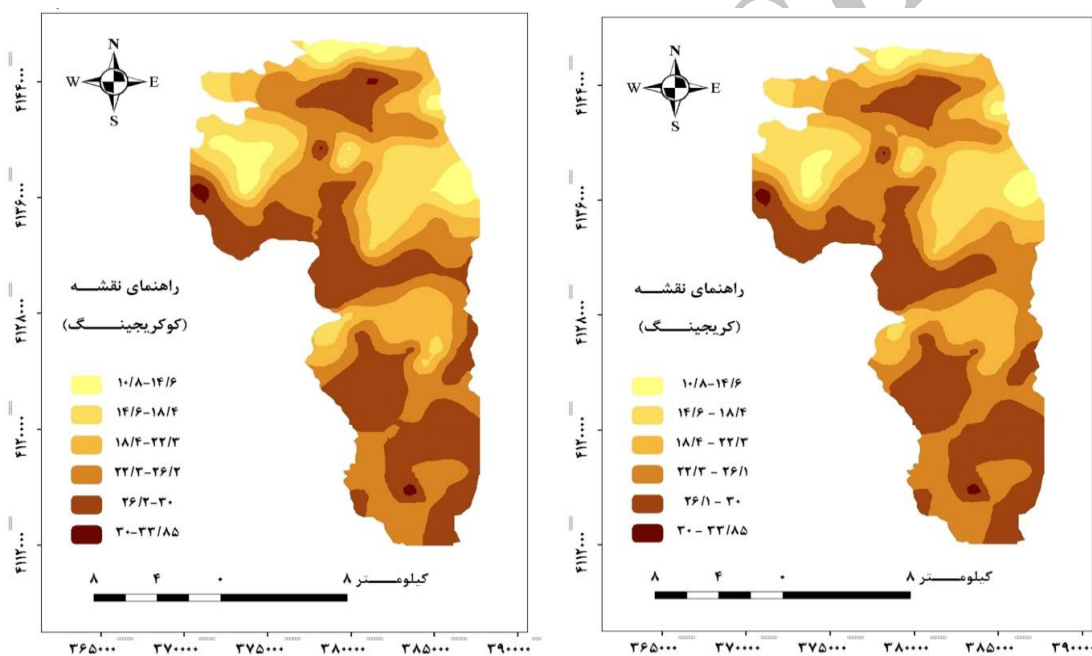
شکل ۳. نیم تغییرنمای تجربی و مدل برازش داده شده بر آن برای ظرفیت تبادل کاتیونی و متغیر کمکی و متقابل

۴ می‌آید. هر دو نقشه شکل‌های بسته، به فرم محدب و مقعر، دارند. این موضوع حاکی از تراکم خوب و ایده‌آل نمونه‌های خاک از سطح منطقه مطالعه شده برای برآورد با جزئیات بیشتر است (Houlding, 2000; Webster and Oliver, 2007) و نشان

پس از تعیین نیم تغییرنمای تجربی ظرفیت تبادل کاتیونی خاک و متغیر کمکی (مؤلفه اصلی اول) و متقابل و برازش مدل مناسب بر آن‌ها، نقشه برآورد ظرفیت تبادل کاتیونی خاک با استفاده از روش کریجینگ و کوکریجینگ تهیه شد که در شکل

ظرفیت تبادل کاتیونی خاک بر اساس سری داده‌های آموزش و آزمون بیشتر از کریجینگ است. متغیر کمکی مؤلفه اصلی اول، که همبستگی مثبت و زیاد با ظرفیت تبادل کاتیونی دارد، سبب افزایش دقت این روش شده است. این نتیجه در مقایسه با نتایج *Paz-González et al.* (2000) و *Jung et al.* (2006)، که از ماده آلی و هدایت الکتریکی به مثابه متغیر کمکی استفاده کرده‌اند، دقت بیشتری دارد. همچنین، نسبت به نتایج *Asadzadeh et al.* (2012)، که از درصد رس استفاده کرده‌اند، دقیق‌تر است. ارزیابی تقاطعی روش‌های کریجینگ و کوکریجینگ بر داده‌های آزمون نشان داد روش کوکریجینگ در برآورد مقادیر ظرفیت تبادل کاتیونی خاک دقیق‌تر عمل می‌کند (جدول ۵ و شکل ۵).

می‌دهد نمونه‌برداری با تعداد نمونه کافی صورت گرفته است و محدوده‌ها با مقادیر متفاوت متغیر مورد نظر به خوبی از هم تفکیک شده است. مقادیر ظرفیت تبادل کاتیونی خاک در نواحی جنوب، غرب، و کمی در شمال منطقه مطالعه شده بیشتر و در نواحی شرق و شمال کمتر بود. ارزیابی روش‌های کریجینگ و کوکریجینگ و برخی خصوصیات آماری ظرفیت تبادل کاتیونی برآورد شده در جدول ۵ می‌آید. مقادیر خصوصیات آماری، از جمله حداقل و حداکثر در روش کوکریجینگ، در مقایسه با کریجینگ، به مقادیر داده‌های اندازه‌گیری شده نزدیک‌تر است. این می‌تواند بر دقت روش کوکریجینگ دلالت داشته باشد. با توجه به مقادیر معیارهای ارزیابی دقت روش کوکریجینگ در برآورد مقادیر

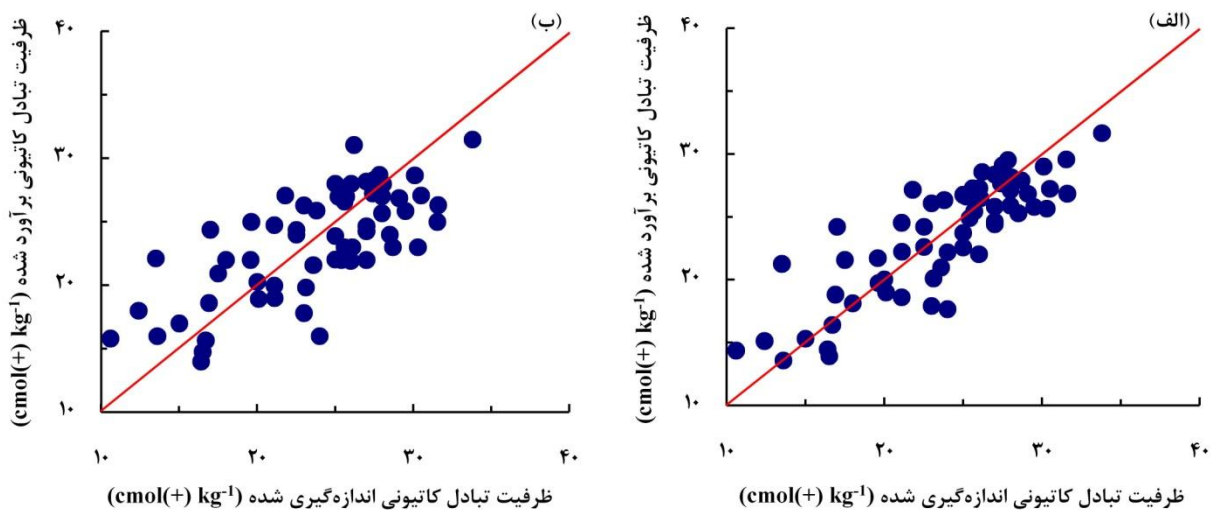


شکل ۴. نقشه برآورد ظرفیت تبادل کاتیونی خاک با روش کریجینگ و کوکریجینگ

جدول ۵. نتایج ارزیابی روش‌های کریجینگ و کوکریجینگ برای برآورد ظرفیت تبادل کاتیونی خاک

ضریب تبیین	میانگین ریشه دوم خطا	ضریب تغییرات	انحراف معیار	میانگین	حداکثر	حداقل	
							داده‌های آموزش
-	-	۲۴,۲۴	۵,۶۲	۲۳,۱۸	۳۳,۸۵	۱۰,۸	اندازه‌گیری شده
۰,۵۰	۰,۱۷۲	۱۷,۹۹	۴,۱۷	۲۳,۱۷	۲۹,۹۵	۱۳,۳۱	کریجینگ
۰,۷۲	۰,۱۳۱	۱۸,۶۶	۴,۳۲	۲۳,۱۴	۳۲,۵۳	۱۱,۱۲	کوکریجینگ
							داده‌های آزمون
-	-	۲۲,۱۰	۵,۲۳	۲۳,۶۶	۳۳,۸	۱۰,۹	اندازه‌گیری شده
۰,۴۹	۰,۱۵۹	۱۸,۴۷	۴,۲۹	۲۳,۲۲	۳۱,۴۹	۱۴	کریجینگ
۰,۷۱	۰,۱۱۸	۱۹,۴۵	۴,۵۷	۲۳,۴۹	۳۱,۶۶	۱۳,۵۸	کوکریجینگ





شکل ۵. ارزیابی تقاطعی مقادیر اندازه‌گیری و برآورد شده ظرفیت تبادل کاتیونی در سری داده‌های آزمون با روش کوکریجینگ (الف) و کریجینگ (ب)

منزله متغیر کمکی در روش کوکریجینگ به صورت مؤثر باعث بهبود دقت برآورد می‌شود؛ به‌ویژه زمانی دارای اثر زیاد است که مؤلفه اصلی اول (متغیر کمکی) با متغیر وابسته همبستگی مثبت و زیاد داشته باشد. بنابراین، با این روش نقشه معتبری از ظرفیت تبادل کاتیونی خاک تهیه می‌شود که نسبت به روش‌های سنتی، صرفه‌جویی در زمان و هزینه‌ها را به دنبال دارد و در مدیریت دقیق‌تر و مناسب‌تر خاک کاربرد خواهد داشت.

## REFERENCES

- Altin, A. and Degirmenci, M. (2005). Lead (II) removal from natural soils by enhanced electrokinetic remediation. *Science of the Total Environment*, 337, 1-10.
- Andronikov, S. V., Davidson, D. A., and Spiers, R. B. (2000). Variability in contamination by heavy metals: sampling implications. *Water, Air and Soil Pollution*, 120, 29-45.
- Arias, M., Pérez-Novo, C., Osorio, F., López, E., and Soto, B. (2005). Adsorption and desorption of copper and zinc in the surface layer of acid soils. *Journal of Colloid and Interface Science*, 288, 21-29.
- Asadzadeh, F., Akbarzadeh, A., Zolfaghari, A. A., Taghizadeh Mehrjardi, R., Mehrabian, M., Rahimi Lake, H., and Sabeti, M. A. (2012). Study and comparison of some geostatistical methods for mapping cation exchange capacity in soils of northern Iran. *Annals of Faculty Engineering Hunedoara*, 1584-2665.
- Burt, R. (2004). *Soil survey laboratory methods manual*. Soil survey investigations report No. 42, Version 4. United States Department of Agriculture, Natural Resources Conservation Service, National Soil Survey Center.
- Chung, N. and Alexander, M. (2002). Effect of soil

## نتیجه‌گیری

ظرفیت تبادل کاتیونی خاک با مؤلفه اصلی اول، به‌دست‌آمده از ویژگی‌های فیزیکی و شیمیایی خاک، دارای بیشترین همبستگی مثبت و معنادار در سطح ۱ درصد بود ( $r=0.81$ ). بنابراین، مؤلفه اصلی اول به منزله متغیر کمکی در روش کوکریجینگ برای تخمین ظرفیت تبادل کاتیونی خاک استفاده شد. بر اساس معیارهای ارزیابی میانگین ریشه دوم خطا و ضریب تبیین ارزیابی تقاطعی روش کوکریجینگ نتایج دقیق‌تری از کریجینگ ارائه کرد. این پژوهش ثابت کرد استفاده از مؤلفه اصلی اول به

properties on bioavailability and extractability of phenanthrene and atrazine sequestered in soil. *Chemosphere*, 48, 109-115.

Clay, S. A. (2011). *GIS application in agriculture*. Taylor and Francis, CRC Press, 448 p.

Dou, F., Yu, X., Ping, C., Michaelson, G., Guo, L., and Jorgenson, T. (2010). Spatial variation of tundra soil organic carbon along the coastline of northern Alaska. *Geoderma*, 154, 328-335.

Fu, W., Tunney, H., and Zhang, C. (2010). Spatial variation of soil nutrients in a dairy farm and its implications for site-specific fertilizer application. *Soil & Tillage Research*, 106, 185-193.

Horn, A. L., Düring, R. A., and Gath, S. (2005). Comparison of the prediction efficiency of two pedotransfer functions for soil cation exchange capacity. *Journal of Plant Nutrition and Soil Science*, 168, 372-374.

Houlding, S. (2000). *Practical geostatistics: modelling and spatial analysis manual*. Springer Science & Business Media, 159 p.

Igwe, C. A. and Nkemakosi, J. T. (2007). Nutrient element contents and cation exchange capacity in fine fractions of southeastern nigerian soils in relation to their stability. *Communications in Soil*

- Science and Plant Analysis*, 38, 1221-1242.
- Jung, W. K., Kitchen, N. R., Sudduth, K. A., and Anderson, S. H. (2006). Spatial characteristics of clay pan soil properties in an agricultural field. *Soil Science Society of America Journal*, 70, 1387-1397.
- Keshavarzi, A., Sarmadian, F., Rahmani, A., Ahmadi, A., Labbafi, R., and Iqbal, M. A. (2012). Fuzzy clustering analysis for modeling of soil cation exchange capacity. *Australian Journal of Agricultural Engineering*, 3(1), 27-33.
- Kevin, J., Jay, M. V. H., Konstantin K., and Neil, L. (2003). *Using ArcGIS Geostatistical Analyst*. ESRI, 306 p.
- Khattree, R. and Naik, D. N. (2000). Multivariate Data Reduction and Discrimination with SAS Software. SAS Institute Inc., Cary, NC.
- Kumar, J. I. N., George, B., Kumar, R. N., Sajish, P. R., and Viyol, S. (2009). Assessment of spatial and temporal fluctuations in water quality of a tropical permanent estuarine system-Tapi, west coast India. *Applied Ecology and Environmental Research*, 7, 267-276.
- Kvaerno, S. H., Haugen, L. E., and Borresen, T. (2007). Variability in topsoil texture and carbon content within soil map units and its implications in predicting soil water content for optimum workability. *Soil & Tillage Research*, 95, 332-347.
- Li, Y., Shi, Z., Li, F., and Li, H. Y. (2007). Delineation of site-specific management zones using fuzzy clustering analysis in a coastal saline land. *Computers and Electronics in Agriculture*, 56, 174-186.
- McBratney, A. B., Odeh, I. O. A., Bishop, T. F. A., Dunbar, M. S., and Shatar, T. M. (2000). An overview of pedometric techniques for use in soil survey. *Geoderma*, 97, 293-327.
- Moral, F. J., Terrón, J. M., and Rebollo, F. J. (2011). Site-specific management zones based on the Rasch model and geostatistical techniques. *Computers and Electronics in Agriculture*, 75, 223-230.
- Mouser, P. J., Rizzo, D. M., Roling, W. F. M., and Van Breukelen, B. M. (2005). A multivariate statistical approach to spatial representation of groundwater contamination using hydrochemistry and microbial community profiles. *Environmental Science & Technology*, 39, 7551-7559.
- Paul, R. and Cressie, N. (2011). Lognormal block kriging for contaminated soil. *European Journal of Soil Science*, 62, 337-345.
- Paz-González, A., Vieira, S. R., and Taboada, C. M. T. (2000). The effect of cultivation on the spatial variability of selected properties of an umbric horizon. *Geoderma*, 97, 273-292.
- Robinson, T. P. and Metternicht, G. (2006). Testing the performance of spatial interpolation techniques for mapping soil properties. *Computers and Electronics in Agriculture*, 50, 97-108.
- Seyedmohammadi, J. (2006). Study of some physicochemical and micromorphological characteristics of paddy soils in different landforms (in part of Guilan province). Ms.C Thesis, Faculty of Agriculture, University of Guilan, Rasht. (In Farsi)
- Shi, J., Wang, H., Xu, J., Wu, J., Liu, X., Zhu, H., and Yu, C. (2007). Spatial distribution of heavy metals in soils: A case study of Changxing, China. *Environmental Geology Journal*, 52, 1-10.
- Shi, W. J., Liu, J. Y., Du, Z. P., Song, Y. J., Chen, C. F., and Yue, T. X. (2009). Surface modelling of soil pH. *Geoderma*, 150, 113-119.
- Site, A. D. (2001). Factors affecting sorption of organic compounds in natural sorbent/water systems and sorption coefficients for selected pollutants. A review. *Journal of Physical and Chemical Reference Data*, 30, 187-439.
- Soil Survey Staff. (2014). *Keys to Soil Taxonomy*. 12<sup>th</sup> edition, United States Department of Agriculture, Washington D.C., USA.
- Tang, L., Zeng, G. M., Nourbakhsh, F., and Shen, G. L. (2009). Artificial neural network approach for predicting cation exchange capacity in soil based on physico-chemical properties. *Environmental Engineering Science*, 26, 137-146.
- Tesfahunegn, G. B., Tamene, L., and Vlek, P. L. G. (2011). Catchment-scale spatial variability of soil properties and implications on site-specific soil management in northern Ethiopia. *Soil & Tillage Research*, 117, 124-139.
- Webster, R. and Oliver, M. (2007). *Geostatistics for Environmental Scientists*. 2<sup>nd</sup> edition, John Wiley & Sons Ltd, Chichester UK.
- Wu, C. F., Wu, J. P., Luo, Y. M., Zhang, L. M., and DeGloria, S. D. (2009). Spatial estimation of soil total nitrogen using cokriging with predicted soil organic matter content. *Soil Science Society of America Journal*, 73, 1676-1681.
- Wu, J., Norvell, W. A., Hopkins, D. G., Smith, D. B., Ulmer, M. G., and Welch, R. M. (2003). Improved prediction and mapping of soil copper by kriging with auxiliary data for cation-exchange capacity. *Soil Science Society of America Journal*, 67, 919-927.
- Yanai, J., Sawamoto, T., Oe, T., Kusa, K., Yamakawa, K., Sawamoto, K., Naganawa, T., Inubushi, K., Hatano, R., and Kosaki, T. (2003). Spatial variability of nitrous oxide emissions and their soil related determining factors in an agricultural field. *Journal of Environmental Quality*, 32, 1965-1977.
- Yong-dong, W., Na-na, F., Ting-xuan, L., Xi-zhou, Z., and Gui-tang, L. (2008). Spatial Variability of Soil Cation Exchange Capacity in Hilly Tea Plantation Soils Under Different Sampling Scales. *Agricultural Sciences in China*, 7(1), 96-103.