نشریه علوم آب و خاک
سال بیست و نهم/ شماره سوم / پاییز ۱۴۰۴/مقاله علمی-پژوهشی: صفحات ۱۱۳ تا ۱۲۹

توزیع مکانی شاخص کیفیت خاک در خاک‌های شور و سدیمی دریاچه ارومیه با استفاده از روش کریجینگ و IDW

حسین رضازاده[۱]، پریسا علمداری[۱*]، سالار رضاپور[۲] و محمدصادق عسگری[۱]

(تاریخ دریافت: ۱۴۰۴/۳/۳ ؛ تاریخ پذیرش: ۱۴۰۴/۵/۷)

چکیده

ارزیابی کیفیت خاک به‌منظور مدیریت پایدار اراضی، نقش برجسته‌ای در تشخیص وضعیت مناطق دچار تخریب خاک به ویژه خاک‌های شور و سدیمی ایفا می‌کند. این مطالعه با هدف تعیین توزیع مکانی شاخص کیفیت خاک (Soil Quality Index-SQI) در اراضی شور و سدیمی حاشیه دریاچه ارومیه با استفاده از روش‌های زمین‌آماری کریجینگ و وزن‌دهی عکس فاصله (IDW) انجام شد. بدین منظور، ۸۲ نمونه خاک از عمق ۳۰-۰ سانتی‌متری جمع‌آوری و ۲۴ ویژگی فیزیکی، شیمیایی و فلزات سنگین خاک آنالیز شدند. شاخص کیفیت خاک با استفاده از دو رویکرد خطی و غیرخطی محاسبه شد. همچنین، حداقل مجموعه داده (Minimum Data Set – MDS) شامل ۸ متغیر هدایت الکتریکی (EC)، درصد سیلت، کربن آلی (OC)، چگالی ظاهری (BD)، کادمیوم (Cd)، رس، کربنات کلسیم ($CaCO_3$) و سرب (Pb) شناسایی شد که بیش از ۷۸٪ از واریانس کل داده‌ها را تبیین کردند. نتایج نشان دادند که شاخص کیفیت خاک در منطقه دارای تغییرپذیری مکانی متوسطی است و الگوی آن از غرب به شرق منطقه کاهش می‌یابد. مقایسه روش‌های درون‌یابی نشان داد که روش کریجینگ در مدل خطی و روش IDW در مدل غیرخطی دقت بیشتری دارند. همچنین، مدل کروی با دامنه تأثیر متغیر بین ۶۱۳۰ تا ۲۰۶۱۰ متر بهترین برازش را با سمیواریوگرام‌های تجربی داشت؛ بنابراین، استفاده از شاخص کیفیت خاک در کنار روش‌های زمین‌آماری ابزاری مؤثر برای شناخت تغییرپذیری مکانی خاک و برنامه‌ریزی مناسب در مدیریت اراضی شور و سدیمی محسوب می‌شود.

واژه‌های کلیدی: توزیع مکانی شاخص کیفیت خاک، مجموعه کل داده‌ها، مجموعه حداقل داده‌ها، کریجینگ، وزن‌دادن عکس فاصله

۱. گروه علوم و مهندسی خاک، دانشکده کشاورزی، دانشگاه زنجان، زنجان، ایران.
۲. گروه علوم و مهندسی خاک، دانشکده کشاورزی، دانشگاه ارومیه، ارومیه، ایران.
*: مسئول مکاتبات: پست الکترونیکی: p_alamdari@znu.ac.ir

مقدمه

ارزیابی کیفیت خاک یکی از رویکردهای مهم در مدیریت پایدار منابع خاکی به ویژه در مناطق دچار تخریب خاک مانند خاک‌های شور و سدیمی است. در این زمینه، استفاده از شاخص کیفیت خاک (Soil Quality Index-SQI) به‌عنوان یک ابزار مؤثر در ارزیابی وضعیت عمومی خاک، گسترش چشمگیری یافته است (۴ و ۱۹). در سال‌های اخیر، استفاده از روش‌های زمین‌آماری مانند کریجینگ و وزن‌دهی عکس فاصله (IDW) در تهیه نقشه‌های توزیع مکانی خصوصیات خاک افزایش یافته است (۵ و ۴۰). این روش‌ها با درنظرگرفتن همبستگی مکانی داده‌ها، دقت زیادی در تخمین ویژگی‌های خاک دارند. همچنین استفاده از مجموعه حداقل داده‌ها (Minimum Data Set – MDS) به‌منظور محاسبه شاخص کیفیت خاک در سال‌های اخیر مورد توجه قرار گرفته است؛ چرا که می‌تواند بدون از دست دادن اطلاعات معنی‌دار، حجم داده‌ها را کاهش دهد و فرایند ارزیابی را تسهیل کند (۳۸)؛ اما بیشتر مطالعات قبلی تنها به کاربرد یک روش خاص (خطی یا غیرخطی) و یک مدل زمین‌آماری محدود شده‌اند و مقایسه جامعی بین روش‌های مختلف در خاک‌های شور و سدیمی وجود ندارد (۲۲ و ۳۹). این شکاف دانشی باعث می‌شود که انتخاب بهینه‌ترین روش برای نقشه‌سازی و مدیریت کیفیت خاک در مناطق شور و سدیمی دشوار باشد. استفاده از روش‌های زمین‌آماری در علوم خاک توسط پژوهشگران مختلفی به کار گرفته شده است. وائوکلین (۳۴) از روش‌های آمار کلاسیک و زمین‌آمار به‌منظور مطالعه تغییرات مکانی شن، سیلت، رس، آب قابل استفاده و رطوبت معادل مکش ۳۳ کیلوپاسکال استفاده کرد. نتایج نشان داد که وابستگی مکانی قوی بین شن و آب قابل استفاده وجود دارد. همچنین روش نیم‌تغییرنما این مطالعه نشان داد که شن دارای وابستگی مکانی با رطوبت معادل مکش ۳۳ کیلوپاسکال در فاصله ۴۲ متری بود. سید جلالی و همکاران (۳۲) در بررسی توزیع مکانی ظرفیت تبادل کاتیونی خاک نشان دادند که روش کوکریجینگ با استفاده از مقادیر رس به‌عنوان داده‌های کمکی در برآورد CEC از دقت بسیار بیشتری نسبت به کریجینگ معمولی برخوردار بوده است. در پژوهش انجام شده توسط افضلی و همکاران (۱) به‌منظور نمایش تغییرات مکانی، از روش کریجینگ استفاده شد. با توجه به نتایج شاخص‌های ارزیابی، مدل کریجینگ از کارایی قابل قبولی در پهنه‌بندی تغییرات خصوصیات فیزیکی خاک برخوردار بود؛ اما شدت همبستگی مکانی زیاد بود و در همه مدل‌ها کمتر از ۰/۲۵ به‌دست آمد. نجفیان و همکاران (۲۶) به‌منظور بررسی اهمیت الگوهای مکانی ویژگی‌های حاصلخیزی خاک و سایر عوامل بیرونی برای توسعه فعالیت‌های کشاورزی، مطالعه‌ای را در ۱۳۲ هکتار از اراضی مرودشت استان فارس انجام دادند. بر اساس نتایج به‌دست‌آمده توسط این پژوهشگران، نیتروژن و پتاسیم همبستگی مکانی متوسط داشتند و دامنه ساختار مکانی برای فسفر قابل دسترس و نیتروژن کل بیشترین مقدار و به‌ترتیب برابر ۴۸۰ متر و ۴۲۹ متر بود. امینی و همکاران (۲) میزان کلر موجود در خاک را با استفاده از روش‌های زمین‌آماری برای منطقه‌ای در جنوب شرق اصفهان مدل‌سازی کردند. ایشان همچنین از میزان EC به‌عنوان متغیر کمکی در روش کوکریجینگ استفاده کرده و به این نتیجه رسیدند که استفاده از متغیر کمکی دقت برآوردها را به‌طور چشمگیری افزایش داده است. مک براتنی و وبستر (۲۴) نقشه‌های جامع خصوصیات فیزیکی شیمیایی و زیستی خاک را با استفاده از روش‌های زمین‌آمار، GIS و تکنیک سنجش از دور برای مناطق وسیعی از استرالیا تعیین کردند.

دریاچه ارومیه به‌عنوان یکی از مهم‌ترین مناطق رامسری ایران و یک اکوسیستم آبی – خشکی در دهه‌های اخیر با بحران‌های زیست‌محیطی متعددی مواجه شده است. یکی از مهم‌ترین تغییرات ایجادشده در این منطقه، افزایش شدید شوری و سدیمی شدن خاک‌هاست که به‌دلیل کاهش شدید سطح آب دریاچه، افزایش تبخیر و بادهای شور رخ داده است (۴ و ۹). داده‌های موجود نشان می‌دهند که سطح آب دریاچه ارومیه از حدود ۶۰۰۰ کیلومترمربع در دهه ۱۳۸۰ به کمتر از ۷۰۰

کیلومترمربع در سال ۱۳۹۴ کاهش یافته و شوری آب دریاچه از dS/m ۱۴۰ به بیش از dS/m ۴۰۰ افزایش یافته و همچنین، در بیش از ۳۰ درصد از مناطق مطالعاتی ESP > ۱۵ گزارش شده است (۳۸). این نوع خاک‌ها به‌دلیل تخریب ساختار، کاهش نفوذپذیری و سمیت یونی، تهدیدی جدی برای کشاورزی و اکوسیستم‌های منطقه محسوب می‌شوند؛ بنابراین، ارزیابی کیفیت خاک در این منطقه نه‌تنها از منظر علمی، بلکه از دیدگاه مدیریت پایدار اراضی ضروری است. در این مطالعه، با استفاده از ۸۲ نمونه خاک از عمق ۳۰-۰ سانتی‌متری و آنالیز ۲۴ ویژگی فیزیکی، شیمیایی و فلزات سنگین، شاخص کیفیت خاک بر اساس دو رویکرد خطی و غیرخطی محاسبه شد. همچنین، دو روش زمین‌آماری کریجینگ و وزن‌دهی عکس فاصله IDW برای درون‌یابی و تهیه نقشه توزیع مکانی مورد مقایسه قرار گرفتند. هدف اصلی این مطالعه، ارائه یک رهیافت تلفیقی از مدل‌های خطی و غیرخطی محاسبه شاخص کیفیت خاک به همراه مقایسه دو روش زمین‌آماری کریجینگ و وزن‌دهی عکس فاصله IDW در منطقه‌ای شور و سدیمی است تا بهترین روش برای نقشه‌برداری و مدیریت کیفیت خاک در مناطق مشابه شناسایی شود.

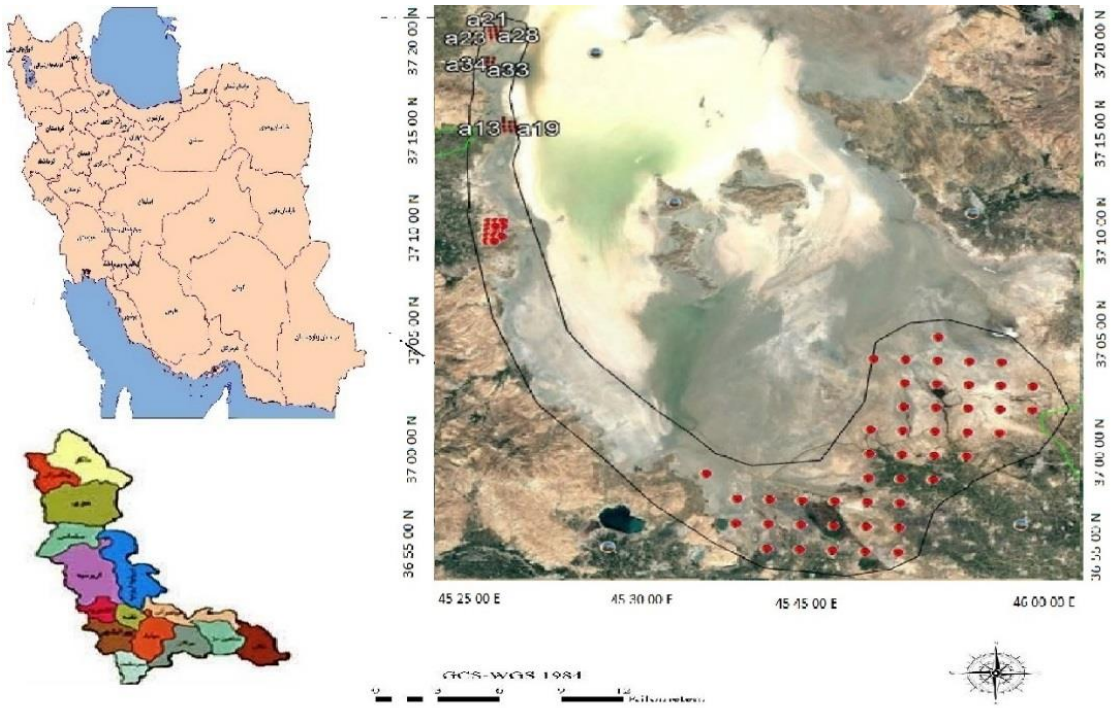
مواد و روش‌ها

موقعیت منطقه مورد مطالعه:

محدوده مطالعاتی در استان آذربایجان غربی و بخش جنوبی دریاچه ارومیه بین طول‌های ´۲۱°۴۵ تا ´۱۲°۴۶ شرقی و عرض‌های ´۵۳°۳۶ تا ´۳۴°۳۷ شمالی و با وسعت ۱۲۰ هزار هکتار قرار دارد. بیشتر خاک‌های این منطقه به‌طور طبیعی تحت تأثیر شوری و سدیمی دریاچه ارومیه هستند (شکل ۱). اشکال اراضی موجود در ناحیه مورد مطالعه اراضی پست است. بیشتر کاربری اراضی بایر بوده و این منطقه تنوع قابل توجهی از لحاظ زهکشی، اشکال زمین، شرایط خاک و فعالیت انسانی برخوردار نیست. بر اساس نقشه رژیم‌های حرارتی و رطوبتی خاک‌های ایران، منطقه مطالعاتی رژیم رطوبتی زریک (Xeric) و رژیم حرارتی مزیک (Mesic) را به خود اختصاص داده است. مواد مادری خاک‌های این منطقه بر اساس نقشه‌های زمین شناسی ارومیه رسوبات کواترنر است. رسوبات کواترنر در دو سکوی دریاچه ارومیه گسترش زیادی داشته و سطح نسبتاً زیادی را زیر پوشش برده‌اند و بیشتر از جنس شن و ماسه ریز و درشت و رس سخت نشده تا نیمه سخت هستند.

نمونه‌برداری خاک و تجزیه نمونه‌ها

نمونه‌های خاک از عمق ۰ تا ۳۰ سانتی‌متر و به‌صورت شبکه بندی نامنظم برداشت شدند. اندازه‌گیری ویژگی‌های فیزیکوشیمیایی شامل شن، سیلت و رس به روش هیدرومتری، پ هاش در گل اشباع و قابلیت هدایت الکتریکی در عصاره اشباع، جرم مخصوص ظاهری با استفاده از استوانه فلزی و کربن آلی به روش والکی- بالک انجام شد. ترکیب یونی خاک در عصاره اشباع خاک و سدیم قابل تبادل توسط استات آمونیوم نرمال تعیین شدند و سپس با استفاده از غلظت کلسیم، منیزیم و سدیم محلول و تبادلی شاخص‌های نسبت سدیم جذبی (SAR) و درصد سدیم تبادلی (ESP) خاک اندازه گیری شدند. کربنات کلسیم معادل (CCE) به روش خنثی‌سازی با اسید و پتاسیم قابل جذب به روش استات آمونیوم، کربنات کلسیم فعال به روش اگزالات آمونیوم فسفر قابل جذب به‌وسیله عصاره‌گیری با بیکربنات سدیم و نیتروژن کل به روش کجلدال در نمونه‌های خاک اندازه‌گیری شد (۳۰). شکل کل عناصر ریزمغذی و سنگین خاک شامل آهن، منگنز، روی، مس، کادمیوم، سرب و نیکل به روش هضم در اسید نیتریک غلیظ عصاره‌گیری شدند و غلظت آن‌ها نیز توسط دستگاه جذب اتمی مدل شیمادرو اندازه‌گیری شد (۲۷).



شکل ۱. موقعیت منطقه مطالعاتی

تعیین شاخص‌های کیفیت خاک

شاخص کیفیت خاک به دو روش خطی و غیرخطی (L, NL) بر اساس مجموع حاصل‌ضرب مقادیر پارامترها در وزن هر پارامتر به‌وسیله معادله ۱ محاسبه می‌شود.

$$SQIw = \sum wiNi \qquad (۱)$$

که در آن Wi وزن تعلق‌یافته به هر ویژگی خاک، Ni نیز مقدار نمره تعلق‌یافته به هر ویژگی و n تعداد ویژگی مد نظر است. برای محاسبه شاخص کیفیت خاک لازم است از توابع امتیازدهی استاندارد عضویت فازی استفاده شود (۲۲). در این روش برای هر ویژگی خاک، تابعی تعریف می‌شود که با استفاده از آن، مقادیر ویژگی مد نظر بین صفر (کمترین مطلوبیت برای کیفیت خاک) و یک (بیشترین مطلوبیت برای کیفیت خاک) نمره‌دهی شد.

تابع (۱) هرچه بیشتر بهتر

$$SL = \left(Xi - X\min \big/ X\max - X\min \right)$$

تابع (۲) هرچه کمتر بهتر

$$SL = \left(X\max - Xi \big/ X\max - X\min \right)$$

که در آن SL امتیاز معیارها، X_i مقدار اندازه‌گیری‌شده برای هر معیار و X_{max} مقدار بیشینه متغیر خاک و X_{min} مقدار کمینه متغیر خاک هستند.

در توابع امتیازدهی غیرخطی از منحنی سیگموئیدی (معادله ۲) برای نرمال‌سازی و نمره‌دهی ویژگی‌ها استفاده شد (۲۶).

$$S(NL) = a \Big/ \left(1 + X \big/ X_{\circ}\right)^{b} \qquad (۲)$$

که در آن S(NL) نمره غیرخطی هر ویژگی است که در دامنه صفر تا یک متغیر است، X مقدار ویژگی انتخاب‌شده و $X_{\circ}$ مقدار میانگین هر ویژگی است. حداکثر مقدار a در این مطالعه به‌عنوان یک تعریف شد و توسط تابع به‌دست آمده بود. همچنین شیب معادله (b) برای توابع "بیشتر بهتر است" و "کمتر بهتر است" به‌ترتیب ۲/۵- و ۲/۵+ است (۳۳). برای انتخاب کمترین ویژگی‌های مؤثر بر کیفیت خاک، در نرم‌افزار SPSS با استفاده از روش تجزیه به مؤلفه‌های اصلی (PCA)، مؤلفه‌های اصلی (PC) و ارزش ویژه (EV) تعیین شد. ارزش ویژه، میزان واریانس تبیین‌شده به‌وسیله هر عامل را بیان می‌کند و یکی از ضوابط پرکاربرد در تعیین تعداد

عامل‌هاست. در تحلیل عاملی، ارزش ویژه برابر یک است؛ یعنی در تحلیل عاملی مؤلفه‌های اصلی که ارزش ویژه آنان کمتر از یک است، به‌عنوان عامل‌هایی هستند که از نظر آماری معنی‌دار نیست و باید از تحلیل کنار گذاشته شود. سپس در مؤلفه‌هایی با ارزش ویژه بیشتر از یک، ویژگی با بیشترین ضریب بارگذاری انتخاب و ویژگی‌هایی با اختلاف ۱۰ درصد از بیشترین ضریب بارگذاری در هر مؤلفه به‌عنوان کمترین ویژگی‌های مؤثر بر کیفیت خاک انتخاب شدند. برای تعیین مناسب‌بودن داده‌ها برای PCA از ضریب KMO و برای اطمینان از وجود همبستگی بین متغیرها از آزمون بارتلت استفاده شد (۱۷).

تحلیل آماری داده‌ها

مهم‌ترین آماره‌های توصیفی شامل شاخص‌های موقعیت توزیع (میانگین)، شاخص‌های پراکنش و شکل توزیع (واریانس، چولگی، کشیدگی و ضریب تغییرات) به کمک نرم‌افزار SPSS مشخص شدند. از آزمون معنی‌دار بودن چولگی و آزمون توزیع نرمال کولموگروف - اسمیرنوف برای تشخیص نرمال بودن داده‌ها استفاده شد؛ زیرا شرط استفاده از روش‌های توزیع مکانی مانند کریجینگ آن است که متغیر دارای توزیع نرمال باشد. پیش از استفاده از روش‌های درون‌یابی آمار مکانی برای هر متغیر، آزمون داده‌های پرت، روند و غیرهمسانگردی انجام شدند. برای یافتن داده‌های پرت و جداسازی آنها برای محاسبات نیم‌تغییرنما، داده‌هایی که در بیشتر یا کمتر از چهار برابر انحراف معیار قرار داشتند، به‌عنوان داده پرت در نظر گرفته شدند. بعد از این مرحله، بررسی وجود روند در هر متغیر نسبت به فواصل نمونه‌برداری در هریک از جهت‌های اصلی به‌طور جداگانه رسم و با استفاده از برازش مدل‌های خطی و درجه دو بررسی شدند.

بررسی تغییرات مکانی

برای تبدیل نقاط به پهنه دو مرحله واریوگرافی و تخمین وجود دارد. در مرحلهٔ اول، ساختار مکانی متغیر ناحیه‌ای مدل‌سازی شد. برای این منظور از نیم‌تغییرنما استفاده شد. در مرحله بعدی با استفاده از مؤلفه‌های موجود، تخمین متغیرها در نقاط نمونه‌برداری نشده انجام شد. برای مدل‌سازی نیم‌تغییرنما از نرم‌افزار GS+ استفاده شد. ویژگی‌هایی که دارای توزیع نرمال بودند، فرایند نرمال‌سازی داده‌ها انجام نشد. ولی اگر توزیع داده‌ها نرمال نبود، حتماً تبدیل داده‌ها انجام شد. سپس برازش مدل نیم‌تغییرنما بر داده‌های تبدیل یافته انجام شد. برای ارزیابی بهترین برازش مدل‌های تئوری (خطی، نمایی، کروی و یا گوسی) بر نیم‌تغییرنمای تجربی از آماره‌های مجموع مربعات باقیمانده RMSE و ضریب تبیین استفاده شد (۳۳). برای پهنه‌بندی توزیع مکانی شاخص‌های کیفیت خاک از روش کریجینگ معمولی و وزن‌دهی عکس فاصله (IDW) استفاده شد.

کریجینگ معمولی

بر پایهٔ نتایج آمار توصیفی متغیرهای اندازه‌گیری‌شده‌ای که توزیع فراوانی نرمال نداشتند، با تبدیل داده نرمال شدند و سپس الگوی تغییرات مکانی و درجه پیوستگی مکانی متغیرها با استفاده از نیم‌تغییرنما ارزیابی شد. در ابتدا نیم‌تغییرنمای تجربی به‌صورت معادله ۳ محاسبه شد (۱۶).

$$Y(h)=\frac{1}{2n(h)}\sum_{i=1}^{n(h)}\left[Z(x_i)-Z(x_i+h)\right]^2 \qquad (۳)$$

در این معادله، n(h) تعداد جفت نمونه‌های به‌کارگرفته‌شده در محاسبه سمیواریوگرام، و $Z(x_i+h)$ و $Z(x_i)$ به‌ترتیب مقادیر متغیر مکانی در نقاط نمونه‌برداری x_i+h و x_i هستند. پس از به‌دست‌آوردن نیم‌تغییرنمای تجربی مناسب‌ترین مدل بر نیم‌تغییرنمای تجربی برازش و اثر قطعه‌ای و دیگر ویژگی‌های زمین‌آماری تعیین شد (۲۱). روش کریجینگ معمولی تخمین‌زنی است که مقادیر یک متغیر را در نقاط نمونه‌برداری‌نشده به‌صورت ترکیب خطی از مقادیر همان متغیر در نقاط اطراف آن در نظر می‌گیرد (۱۵). معادله ۴ رابطه تخمین در روش کریجینگ معمولی است که می‌تواند منجر به‌دستیابی به جواب‌های دقیق شود.

$$Z(x)=\sum_{i=1}^{i}\lambda_0 z(x_i) \qquad (۴)$$

در این معادله $Z(x_i)$ و $Z^*(x)$ به‌ترتیب مقادیر مشاهده‌شده و تخمین‌زده‌شده در نقاط x_i و x است.

روش وزن دادن عکس فاصله (IDW)

در روش وزن‌دادن عکس فاصله برای هر یک از نقاط، اندازه‌گیری وزنی بر اساس فاصله بین آن نقطه تا موقعیت نقطه مجهول در نظر گرفته می‌شود. سپس این اوزان توسط توان وزن‌دهی کنترل می‌شود؛ به‌طوری که توان‌های بزرگ‌تر اثر نقاط دورتر از نقطه مورد برآورد را کاهش داده و توان‌های کوچک‌تر وزن‌ها را به‌طور یکنواخت‌تری بین نقاط همجوار توزیع می‌کنند. البته باید توجه داشت که این روش بدون توجه به موقعیت و آرایش نقاط، فقط فاصله آن‌ها را در نظر می‌گیرد؛ یعنی نقاطی که دارای فاصله یکسانی از نقطه برآورد هستند، دارای وزن یکسانی هستند. پایهٔ روش وزن دادن عکس فاصل، وزن‌دهی بر اساس عکس فاصله تا نقطهٔ تخمین است. به عبارت دیگر، وزن‌دهی بیشتر به نزدیک‌ترین نمونه‌ها و اختصاص وزن کمتر به نمونه‌هایی است که در فاصلهٔ بیشتر قرار گرفته‌اند. در این روش مقدار متغیر در نقاط نمونه‌برداری‌نشده از معادله ۵ مشخص شد.

$$Z=\frac{\sum_{i=1}^{n} Z_i/d_i}{\sum_{i=1}^{n} 1/d_i} \qquad (۵)$$

که در آن Z مقدار برآورد متغیر در نقطهٔ نمونه‌برداری‌نشده، d_i فاصلهٔ نقطهٔ نمونه‌برداری‌شده تا نقطهٔ تخمین، N تعداد کل نمونه‌ها و m پارامتر توان فاصله است که تغییرات آن سبب قابلیت انعطاف روش وزن دادن عکس فاصله می‌شود (۲۱).

ارزیابی دقت مدل‌های زمین‌آماری

برای تعیین کارایی یک مدل و دقت آن، باید تعیین کرد که مقادیر برآوردشده به وسیلهٔ مدل تا چه اندازه به مقادیر مشاهده‌ای نزدیک است. به عبارت ساده‌تر چه میزان اختلاف بین مقادیر مشاهده‌ای و برآوردی وجود دارد. روش‌ها و آماره‌های موجود با بررسی و تجزیه‌وتحلیل این خطاها، میزان و کارایی یک مدل را محاسبه می‌کنند. یکی از شاخص‌های آماری که برای ارزیابی مدل‌ها از آن استفاده می‌شود، ضریب همبستگی پیرسون است. شاخص‌های کمی دیگری مانند آماره‌های میانگین مربعات خطا RMSE و ضریب تبیین R^2 وجود دارد که می‌توان در برآورد دقت مدل از آن‌ها استفاده کرد (۲۳). کمترین مقدار ریشه دوم میانگین مربعات خطا برابر صفر است. علاوه‌بر تعیین بهترین مدل برای برازش به نیم‌تغییرنمای تجربی، از روش‌های میان‌یابی وزن دادن عکس فاصلهIDW و کریجینگ به‌منظور بیان تغییرپذیری مکانی ویژگی‌های اندازه‌گیری‌شده استفاده شد. برای ارزیابی اعتبار مدل‌ها و برآوردهای زمین‌آماری، آماره‌های ضریب تبیین R^2 (معادله ۶) و میانگین مربعات خطا RMSE (معادله ۷) استفاده شد.

$$R^2=1-\frac{\sum_{i=1}^{n}\left[Z_{x_i}^{0}-Z_{x_i}\right]^2}{\sum_{i=1}^{n}\left[Z_{x_i}-Z_{x_i}\alpha\right]^2} \qquad (۷)$$

$$RMSE=\sqrt{\frac{1}{n}\sum_{i=1}^{n}\left[Z_{x_i}^{0}-Z_{x_i}\right]^2}$$

که در آن‌ها n تعداد نمونه‌ها، $Z_{x_i}^{0}$ و مقدار برآوردشده پارامتر، Z_{x_i} مقدار اندازه‌گیری‌شده پارامتر و $Z_{x_i}\alpha$ میانگین متغیر اندازه‌گیری‌شده هستند (۲۵).

نتایج و بحث

مشخصات کیفی خاک‌های محدوده پژوهش

بر اساس نتایج ویژگی‌های فیزیکی و شیمیایی نمونه‌های اندازه‌گیری‌شده (جدول ۱)، وزن مخصوص ظاهری خاک‌ها در دامنه ۱/۴۲– ۱/۵۲ و میانگین ۱/۴۵ گرم در سانتی‌مترمکعب قرار دارد که نشان می‌دهد بیشتر خاک‌های منطقه از لحاظ این ویژگی در کلاس متوسط (۱/۶–۱/۳) قرار دارند. توزیع اندازه ذرات سه‌گانه به گونه‌ای است که باعث ایجاد تنوع قابل توجهی از کلاس بافت خاک شده است و عمده این منطقه شامل کلاس بافتی لوم، لوم شنی و لوم سیلتی هستند. میزان pH خاک‌ها نیز

جدول ۱. توصیف آماری متغیرهای خاک

	Minimum	Maximum	Mean	Std. Deviation	CV
% Sand	3.15	83.15	38.896	19.78	50.85
% Silt	4.15	74.15	41.944	16.87	40.22
% Clay	8.4	50.2	19.16	9.79	51.10
BD(g/cm3)	1.42	1.52	1.45	0.02	1.38
pH	7.14	8.54	7.6	0.31	4.08
EC(ds/m)	6	159	66.075	56.36	85.30
OC%	0.2	0.94	0.545	0.14	25.69
% CaCo3	5.5	35	13.921	6.42	46.12
ACC%	1.52	3.23	2.049	0.36	17.57
CEC(cmol/kg)	11.69	29.77	16.562	4.07	24.57
%Total N	0.04	0.16	0.09	0.02	22.22
P (mg/kg)	4.25	62	6.901	6.28	91.00
K (mg/kg)	130.83	208.17	165.402	19.49	11.78
(eq/L) SAR	34.12	168.83	103.805	43.14	41.56
%ESP	32.91	101.89	63.624	13.32	20.94
%clay ratio	1.33	8.74	3.673	1.72	46.83
%SSI	0.65	4.98	1.767	0.91	51.50
Cd (mg/kg)	0.327	3.243	1.801	0.75	41.64
Cu (mg/kg)	13.15	36.825	22.067	5.85	26.51
Pb (mg/kg)	12.104	31.988	18.161	4.06	22.36
Zn (mg/kg)	20.266	114.375	52.765	23.46	44.46
Ni (mg/kg)	29.45	96.425	39.606	10.55	26.64
Fe (mg/kg)	19075	22400	20884.439	715.54	3.43
Mn (mg/kg)	306	770.5	435.543	85.47	19.62

علائم استفاده‌شده عبارتند از: Clay :رس، Silt: سیلت، Sand: شن، pH: سیدیته خاک، EC: هدایت الکتریکی، Caco3 آهک کل، ACC آهک فعال، OC: ماده آلی، CEC: ظرفیت تبادل کاتیونی، K: پتاسیم، P: فسفر، N: نیتروژن، SAR: نسبت جذب سدیم، ESP: درصد سدیم تبادلی، BD: جرم مخصوص ظاهری، clayratio: نسبت رس، SSI : شاخص پایداری، Cd: کادمیوم، Cu: مس، Pb: سرب، Zn: روی، Ni: نیکل، Fe: آهن، Mn: منگنز.

بین ۸/۵-۷/۱ متغیر بوده که نشان‌دهنده ویژگی‌های قلیایی در این خاک‌ها بود. مقدار EC و نسبت جذبی سدیم (SAR) به‌ترتیب در دامنه ۱۵۹-۶ دسی‌زیمنس بر متر و ۱۶۸-۳۴ متغیر بود. همچنین میزان ESP خاک‌ها نیز در محدوده ۱۰۱-۳۲ درصد بود. این دامنه تغییرات شاخص‌های شوری و سدیمی خاک (PH, SAR, EC, ESP) از مشخصات تیپ خاک‌های شور - سدیمی هستند (۳). درصد کربن آلی و ازت کل به‌ترتیب در دامنه ۰/۰۴ تا ۰/۱۶ و ۰/۲ تا ۰/۹۴ درصد متغیر بود که نشان دهنده محدوده ضعیف برای هر دوی این پارامترهاست. میانگین ظرفیت تبادل کاتیونی خاک‌ها ۱۶ سانتی‌مول بر کیلوگرم خاک بود که محدوده کلاس متوسطی (۲۵> CEC >۱۲) را نشان می‌دهد (۱۳). میانگین فسفر و پتاسیم خاک‌ها به‌ترتیب ۶/۹ و ۱۶۵ میلی‌گرم در

جدول ۲. تعداد مؤلفه ها، ارزش ویژه و درصد ارزش ویژه تجمعی و نتایج آنالیز اجزای اصلی

بار عاملی	PC1	PC2	PC3	PC4	PC5	PC6	PC7	PC8
Sand	-0.878							
Silt	0.953							
Clay			0.971					
BD							0.746	
pH	-0.344	-0.122		-0.432				
EC		0.767						
OC		0.056			0.975			
CaCo3				0.938				
ACC			0.049	0.938				
CEC			0.963					
Total N					0.974			
P							0.668	
K		0.183						
SAR		0.735						
ESP	0.408							
clay ratio	0.648							
SSI								
Cd								0.684
Cu						0.615		
Pb						0.745		
Zn								0.523
Ni								
Fe								
Mn						0.721		

کیلوگرم خاک بود و بیانگر این است که کلاس ضعیف برای فسفر و کلاس متوسط برای پتاسیم خاک بود (۱۴). شاخص‌های SSI (1.72OC/silt+clay)*100) و CR ((silt+clay)/clay) که شاخص‌های مرتبط با تخریب خاک هستند، به‌ترتیب در دامنه ۰/۴-۶۵/۹۸۲ و ۱/۳۳-۸/۷۴ قرار داشتند. می‌توان چنین پنداشت که خاک‌های محدوده مطالعه به فرسایش و تخریب خاک حساسیت زیاد دارند (۲۸). دامنه غلظت عناصر سنگین خاک‌ها که شناسهٔ مهمی از کیفیت و سلامت خاک هستند، بدین صورت است که ۲۰/۲ تا ۱۱۴/۴ میلی‌گرم در کیلوگرم برای روی، ۱۳/۲ تا ۳۶/۸ میلی‌گرم در کیلوگرم برای مس، ۰/۳۳ تا ۳/۲ میلی‌گرم در کیلوگرم برای کادمیم، ۱۲/۱ تا ۳۲ میلی‌گرم در کیلوگرم برای سرب و ۲۹/۵ تا ۹۶/۴ میلی‌گرم در کیلوگرم هستند. با این وجود بر اساس استانداردهای بین‌المللی (۲۰)، غلظت عناصر یادشده در همه نمونه‌ها کمتر از حد قابل آنها بود. البته با درنظرگرفتن ضریب تغییرات عناصر روی، کادمیم و سرب دارای تغییرات زیاد (CV>٪۳۶)، و مس و نیکل از پراکنش متوسطی (٪۱۶ <CV≤ ٪۳۶) برخوردار بودند (۳۷). غلظت Cd (۰/۳۳-۳/۲ mg/kg) و Pb (۱۲/۱-۳۲ mg/kg) در

تمام نمونه‌ها کمتر از حد مجاز FAO (Cd<۳ mg/kg و Pb<۱۰۰ mg/kg) بود. همچنین ضریب تغییرات Cd (CV=۳۶٪) و Pb (CV=۳۸٪) نشان از تغییرات زیاد این عناصر دارد. این مقادیر نسبت به Cu و Ni که دارای CV کمتری هستند، بیشتر متغیرند (۱۰).

مؤلفه‌های اصلی کیفیت خاک

همان‌گونه که در جدول ۲ دیده می‌شود، هشت ویژگی بیش از ۷۸ درصد از واریانس را تبیین می‌کنند و ازاین‌رو در مرحله بعد بایست ویژگی‌های یادشده انتخاب شود تا مجموعه (MDS) تشکیل شده و تعداد ویژگی‌ها کاهش یابد. درنهایت تعداد هشت ویژگی شامل Cd، CaCo3، Clay، Pb، BD، OC، Silt و EC به‌عنوان مجموعه حداقل داده‌ها انتخاب شدند.

کارلن و آندرس (۱۸) معتقدند درصورتی‌که حداقل پنج پارامتر در MDS وجود داشته باشد، شاخص کیفیت خاک می‌تواند به‌طور قابل قبولی بر اساس حداقل مجموع متغیرها ارزیابی و بررسی شود. یو و همکاران (۳۸) به‌منظور بررسی شاخص‌های کمّی کیفیت خاک در مناطق نیمه‌خشک چین با استفاده از روش PCA، از بین ۱۳ ویژگی مورد مطالعه تنها سه ویژگی نسبت نیتروژن به فسفر، کربن آلی قابل استخراج با آب و کربن ناپایدار را به‌عنوان مجموعه MDS انتخاب کردند. جدول ۳ نتایج آزمون بارتلت و KMO را نشان می‌دهد. با توجه به اینکه نتایج مقادیر KMO بیشتر از ۰/۵ و در حدود ۰/۵۸ و آزمون بارتلت نیز در سطح ۰/۱ درصد معنی‌دار است، داده‌ها برای تجزیه به مؤلفه‌های اصلی و انتخاب حداقل ویژگی‌ها مناسب هستند؛ ازاین‌رو استفاده از MDS بدون از دست‌دادن اطلاعات معنی‌دار، فرایند ارزیابی کیفیت خاک را تسهیل کرده و حجم داده‌ها را تا ۷۰٪ کاهش داده است. این موضوع برای مطالعات منطقه‌ای که داده‌های گسترده‌ای در دسترس نیست، بسیار ارزشمند است.

در این مطالعه آزمون K-S، ضریب تغییرات و تحلیل چولگی و کشیدگی برای نرمال‌سازی داده‌ها استفاده شد. اما عدم استفاده از anisotropy یکی از محدودیت‌های مطالعه است.

تغییرات شاخص‌های کیفیت خاک

جدول ۴ وضعیت کیفیت خاک را در منطقه مورد مطالعه با استفاده از شاخص کیفیت تجمعی SQI در کل ویژگی‌های SQI-TDS و حداقل ویژگی‌های SQI-MDS انتخاب‌شده خطی SQI-TDS-L، SQI-MDS-L و غیرخطی SQI-MDS-NL و SQI-TDS-NL نشان می‌دهد. با توجه به نتایج، این منطقه دارای طیف وسیعی از شاخص‌های کیفیت خاک است. همان‌گونه که ملاحظه می‌شود، مقدار شاخص کیفیت خاک مدل SQI-TDS-L در دامنه ۰/۵۳۲۴-۰/۳۷۵۴، مدل SQI-TDS-NL در دامنه ۰/۵۴۸۲ - ۰/۳۷۲۱، مدل SQI-MDS-L در دامنه ۱۸۶۹-۰/۰۹۷۹ و در مدل SQI-MDS-NL در دامنه ۰/۲۰۸۴-۰/۱۱۸۱ قرار دارد. با توجه به مقادیر میانگین در شاخص‌های SQI-MDS-NL و SQI-MDS-L، روش استفاده از حداقل داده‌ها به‌ترتیب ۰/۱۴۱۴ و ۰/۱۶۱۹ و برای شاخص‌های SQI-TDS-L و SQI-TDS-NL کل داده‌ها به‌ترتیب ۰/۴۶۶۴ و ۰/۴۶۹۷ هستند.

تغییرات مکانی شاخص‌های کیفیت خاک

نیم‌تغییرنمای تجربی منفرد شاخص‌های کیفیت خاک به‌طور جداگانه محاسبه و ترسیم شد (شکل ۲). برای انتخاب بهترین مدل نیم‌تغییرنما، معیارهایAIC ، BIC و R^2 استفاده شدند. مدل کروی دارای کمترین AIC و BIC و بیشترین R^2 بود (۵). مدل کروی بر نیم‌تغییرنمای تجربی برازش داده شد. بیشترین دامنه برای شاخص کیفیت خاک مجموعه حداقل داده‌های غیرخطی (SQI-MDS NL) و برابر ۱۲۰۰۰ متر بود. این در حالی است که کمترین دامنه برای شاخص کیفیت خاک مجموعه حداقل داده‌های خطی (SQI-MDS L) و برابر ۱۱۰۰۰ متر دیده شد.

دامنه تأثیر، فاصله‌ای است که در بیش از آن، نمونه‌ها بر هم تأثیری ندارند و می‌توان آن‌ها را مستقل از هم فرض کرد. چنین فاصله‌ای حد همبستگی ویژگی مد نظر را مشخص می‌کند و اطلاعاتی در رابطه با حد مجاز فاصلهٔ نمونه‌برداری ارائه می‌دهد. با توجه به جدول ۵ دامنه تأثیر متفاوتی را در شاخص کیفیت خاک می‌بینیم.

جدول ۲. تعداد مؤلفه ها، ارزش ویژه و درصد ارزش ویژه تجمعی و نتایج آنالیز اجزای اصلی

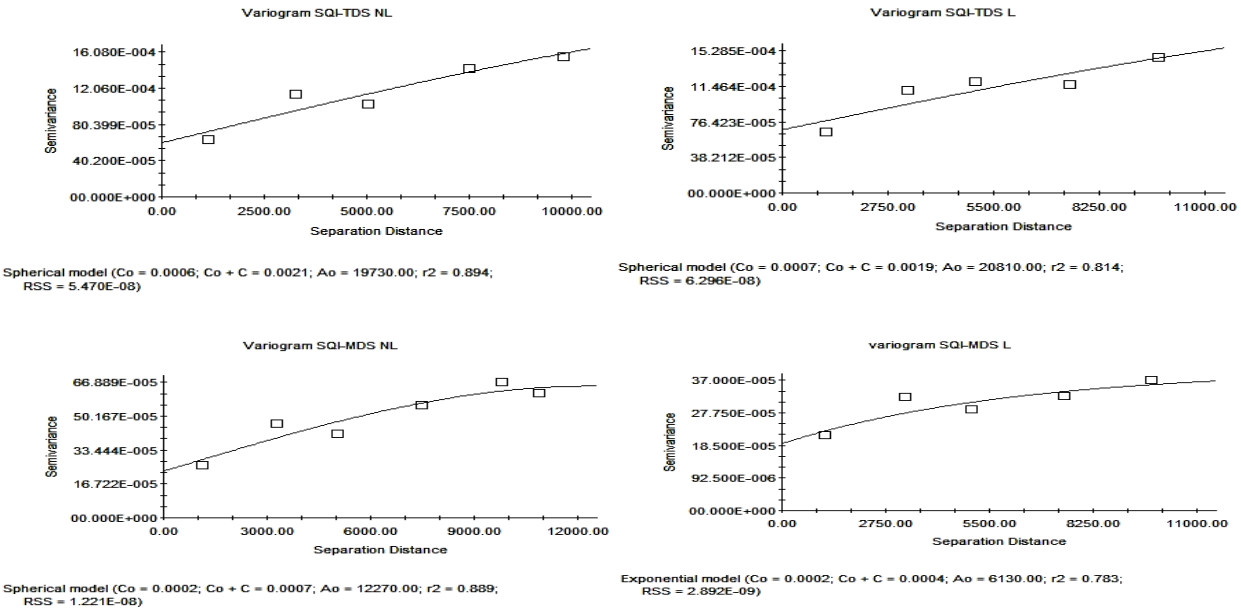
بار عاملی	PC1	PC2	PC3	PC4	PC5	PC6	PC7	PC8
Sand	-0.878							
Silt	0.953							
Clay			0.971					
BD							0.746	
pH	-0.344	-0.122		-0.432				
EC		0.767						
OC		0.056			0.975			
CaCo3				0.938				
ACC			0.049	0.938				
CEC			0.963					
Total N					0.974			
P							0.668	
K		0.183						
SAR		0.735						
ESP	0.408							
clay ratio	0.648							
SSI								
Cd								0.684
Cu						0.615		
Pb						0.745		
Zn								0.523
Ni								
Fe								
Mn						0.721		

جدول ۳. تست بارتلت و K

Kaiser-Meyer-Olkin (KMO)		۰/۵۸۱
آزمون کرویت بارتلت	آماره کای اسکوار	۱۸۲/۸۵۸
	معنی‌داری	۰/۰۰۰۱

جدول ۴. وضعیت کیفیت خاک منطقه مورد مطالعه

	Minimum	Maximum	Mean	Std. Deviation	Variance
SQI-MDS-L	0.0979	0.1869	0.1414	0.01735530	0.0003
SQI-TDS-L	0.3754	0.5324	0.4664	0.03496611	0.001
SQI-MDS-NL	0.1181	0.2084	0.1619	0.02201444	0.0004
SQI-TDS-NL	0.3721	0.5482	0.4697	0.03741702	0.001



شکل ۲. سمیواریوگرام شاخص‌های SQI-MDS-NL، SQI-MDS-L، SQI-TDS-L و SQI-TDS-NL

جدول ۵. مدل‌های برازش‌داده‌شده بر نیم‌تغییرنمای تجربی منفرد و خلاصه‌ای از اطلاعات زمین‌آماری

فاکتور	مدل	اثر قطعه‌ای	آستانه	نسبت همبستگی مکانی	دامنه تأثیر (متر)	ضریب تبیین	مجموع مربعات خطا
SQI-TDS NL	کروی	۰/۰۰۰۶	۰/۰۰۲۱	۰/۲۲	۱۹۷۳۰	۰/۸۱۴	۵/۴۷
SQI-TDS L	کروی	۰/۰۰۰۷	۰/۰۰۱۹	۰/۲۷	۲۰۶۱۰	۰/۸۹۴	۶/۲۹۶
SQI-MDS NL	کروی	۰/۰۰۰۲	۰/۰۰۰۷	۰/۲۲	۱۲۲۷۰	۰/۸۸۹	۱/۲۲۱
SQI-MDS L	کروی	۰/۰۰۰۲	۰/۰۰۰۴	۰/۳۳	۶۱۳۰	۰/۷۸۳	۲/۹۲

و کمترین دامنه تأثیر مربوط به شاخص کیفیت حداقل داده‌های خطی با ۶۱۳۰ متر و بیشترین دامنه تأثیر مربوط به شاخص کیفیت خاک کل داده‌های خطی با ۲۰۶۱۰ متر است. کرمی و بصیرت (۱۳) نیز بهترین مدل برازش‌داده‌شده را کروی گزارش کردند. جهت‌گیری فضایی داده‌ها با بررسی واریوگرام‌های جهت‌دار انجام شد. نتایج نشان داد که داده‌ها دارای همسانگردی نسبی هستند (۱۵).

ویژگی‌های خاکی اندازه‌گیری‌شده، اثر قطعه‌ای کوچکی را نشان دادند. نسبت واریانس قطعه‌ای به آستانه شاخصی از قدرت ساختار متغیرهای مکانی است. 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. بنابراین ویژگی‌های SQI-TDS-NL و SQI-MDS-NL در کلاس وابستگی مکانی قوی و پارامترهای خطی این مدل‌ها در کلاس وابستگی مکانی متوسط قرار می‌گیرند. قوی‌بودن ساختار مکانی ویژگی‌های مورد مطالعه بدان معنا است که استفاده از روش‌های زمین‌آماری به خوبی می‌تواند در تجزیه‌وتحلیل الگوی تغییرپذیری متغیرهای مورد مطالعه مفید واقع شود. وابستگی مکانی قوی ویژگی‌های خاک می‌تواند به خصوصیات ذاتی خاک (شکل‌گیری خاک) وابسته باشد؛ درحالی‌که وابستگی مکانی

متوسط بیشتر به عوامل خارجی (روش‌های مدیریت خاک) نسبت داده می‌شود (۷). صحت تخمین نقشهٔ پهنه‌بندی ویژگی‌های خاک با روش‌های کریجینگ و وزن دادن عکس فاصله برای ویژگی‌های خاکی با استفاده از آماره‌های R^2 و RMSE اعتبارسنجی شد. در این ارتباط همان‌گونه که در جدول ۶ دیده می‌شود، داده‌ها نرمال هستند. بدین منظور مقادیر تخمین‌زده‌شدهٔ پارامتر مزبور با استفاده از این مدل‌های برازش‌داده‌شده بر داده‌های اندازه‌گیری‌شده با آماره‌های مزبور محاسبه و بررسی شد (جدول ۷).

نتایج جدول ۷ نشان می‌دهد که تخمین‌گر کریجینگ برای درون‌یابی پارامترها نتایج بهتر و خطای کمتری را نسبت به روش وزن دادن عکس فاصله ارائه داد. همچنان که در جدول ۷ مشاهده می‌شود، مقدار ضریب تبیین در مورد روش خطی به روش کریجینگ بیشتر از وزن دادن عکس فاصله است و در مورد روش غیرخطی عکس آن صادق است. حال آنکه در مورد میانگین مربعات خطا مقدار در مورد روش غیرخطی کمتر (هر چه کمتر بهتر) است و در مورد روش خطی روش وزن دادن عکس فاصله مقداری کمتر از روش کریجینگ است. کلیچاند و همکاران (۱۱) در زمینه شوری و قلیائیت خاک و کرسیس (۶) و برای کاربرد روش‌های میان‌یابی، در پژوهش‌های خود به این نتیجه رسیدند که روش کریجینگ از روش‌های دیگر میان‌یابی دقیق‌ترند. ولتز و گولارد (۳۵) سه روش میان‌یابی نزدیک‌ترین فاصله، کریجینگ معمولی و کوکریجینگ را برای برآورد منحنی رطوبتی خاک ارزیابی کردند. بر اساس نتایج به‌دست‌آمده، کریجینگ و کوکریجینگ نتایجی بهتر از روش نزدیکترین فاصله داشته‌اند. ضریب تبیین R^2 شاخصی از تشریح تغییرات متغیر وابسته به‌وسیله متغیر مستقل است و هر چه به عدد یک نزدیک باشد، نشانگر مناسب‌بودن نیکویی برازش توسط مدل است (۲۹). بر این اساس روش کل داده‌های خطی با مدل کریجینگ دارای تناسب بهتری است. رنجبر وهمکاران (۳۱) با بررسی کیفیت خاک در منطقه قائن خراسان جنوبی نشان دادند که شاخص کیفیت تجمعی (SQI) با استفاده از مجموعه کل داده‌ها مؤثرترین روش برای ارزیابی کیفیت خاک در مزارع زعفران است. ازاین‌رو SQI-MDS-L با روش کریجینگ دارای بهترین دقت بوده و SQI-MDS-NL در مدل IDW دارای بهترین دقت است. تفاوت عملکرد کریجینگ و IDW ناشی از وابستگی مکانی و ساختار فضایی داده‌هاست. کریجینگ برای داده‌های با ساختار مکانی قوی مناسب‌تر است (۱۲).

توزیع مکانی شاخص‌های کیفیت خاک

با توجه به شکل ۳، نقشه‌های پهنه‌بندی به روش کریجینگ و وزن دادن عکس فاصله شاخص‌های کیفیت خاک با استفاده از روش‌های خطی و غیرخطی تهیه شد. کیفیت خاک متأثر از ویژگی‌های فیزیکی و شیمیایی خاک است. ویژگی‌های شیمیایی جزء ویژگی‌هایی است که مقادیر آنها وابسته به عوامل مدیریتی است؛ ازاین‌رو روند تغییرات آن‌ها لزوماً با روند تغییرات کیفیت خاک می‌تواند همخوانی نداشته باشد؛ ولی با توجه به تجزیه به مؤلفه‌های اصلی به‌عنوان ویژگی مؤثر بر کیفیت خاک انتخاب شده است. با توجه به نقشه‌های خروجی در مدل حداقل داده‌های خطی کریجینگ، مقادیر توزیع مکانی در کلاس متوسطی است. درحالی‌که برای همین مدل در روش وزن دادن عکس فاصله بیشتر مناطق در کلاس بالایی قرار دارد. همچنین توجه به نقشه‌ها نشان می‌دهد که بخش‌های غربی در مدل کل داده‌های غیرخطی وزن دادن عکس فاصله در کلاس کیفیت خاک زیادی قرار دارد؛ حال آنکه در مدل کل داده‌های خطی وزن دادن عکس فاصله بخش‌های جنوبی دارای کیفیت خاک در کلاس زیاد هستند.

در مورد روش کریجینگ نیز می‌توان گفت در مجموعه کل داده‌های غیرخطی در بخش‌های جنوب کلاس کیفیت خاک زیاد است؛ درحالی‌که همین بخش‌ها در روش خطی کریجینگ دارای کیفیت خاک کمی هستند. همچنین می‌توان چنین برداشت کرد که در روش وزن دادن عکس فاصله پراکنش زیادی در کیفیت خاک های محدوده مطالعاتی دیده

جدول ۶. آزمون توزیع نرمال کولموگروف-اسمیرنوف در شاخص‌های کیفیت خاک

	SQMDSL	SQITDSL	SQIMDSNL	SQITDSNL
Mean	0.1415	0.4664	0.1620	0.4698
Std. Deviation	0.0173	0.0349	0.0220	0.0374
Test Statistic	0.063	0.067	0.078	0.085

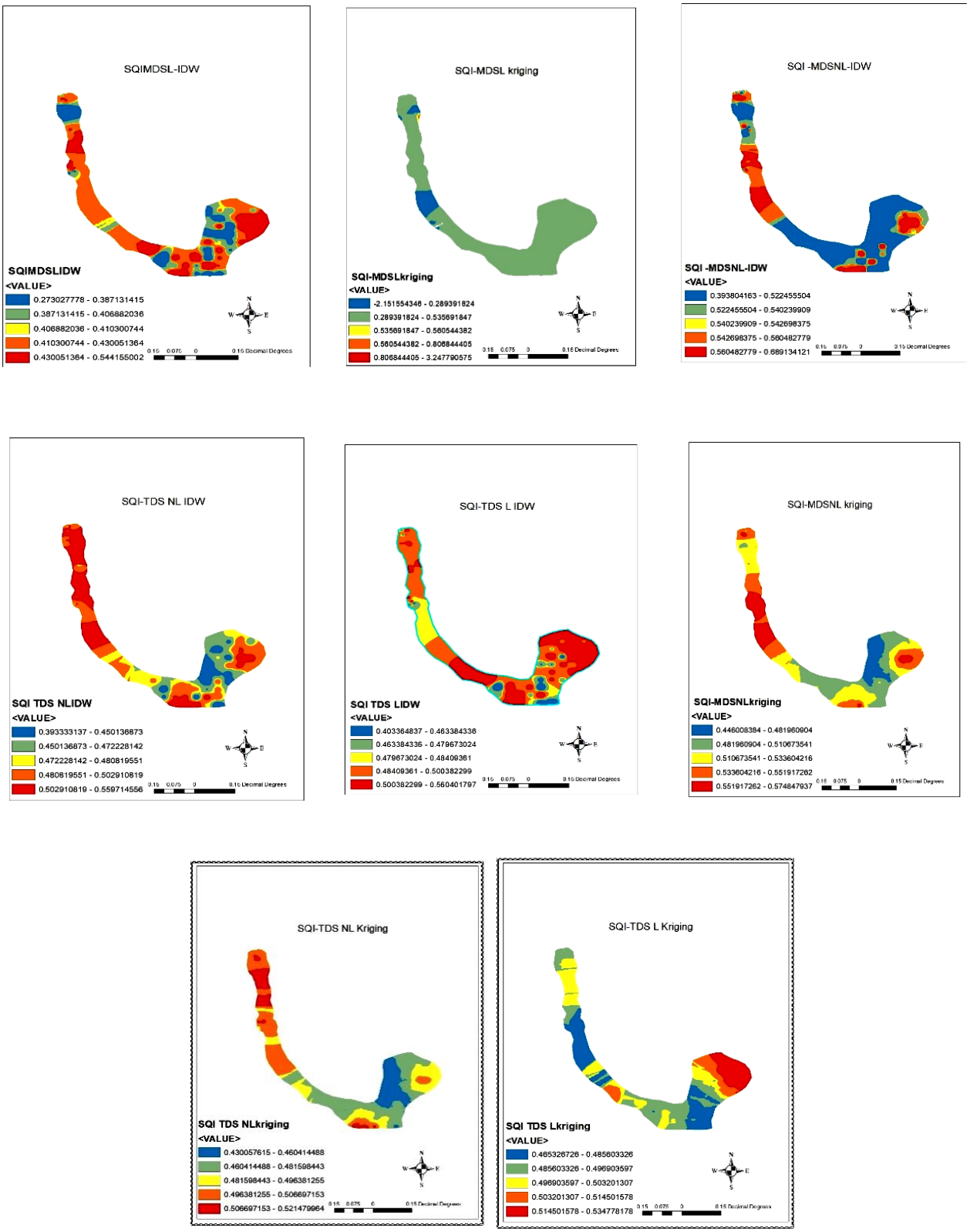
جدول ۷. ارزیابی روش‌های مختلف میان‌یابی ویژگی‌های خاکی

vaRriable	interpolation	RMSE	R^2	Mean
SQI-MDSL	kriging	0.057	0.062	0.00067
	IDW	0.054	0.032	0.00077
SQI-MDSNL	kriging	0.0669	0.124	0.00034
	IDW	0.069	0.159	0.0029
SQI-TDSL	kriging	0.057	0.9	0.00007
	IDW	0.054	0.052	0.0018
SQI-TDSNL	kriging	0.0669	0.17	0.00015
	IDW	0.069	0.18	0.002

می‌شود و لکه‌های زیادی با کیفیت متفاوت دیده شده است؛ ولی در مورد روش کریجینگ چنین نبوده و اراضی مورد مطالعه دارای کیفیت متوسط بوده و فقط در قسمت شمال غربی محدوده بخش‌هایی دارای کیفیت زیاد دیده می‌شود. وولنهاوپت (۳۶) دو روش وزن‌دهی عکس فاصله و کریجینگ را برای تهیه نقشه فسفر و پتاسیم در دو مزرعه مورد مطالعه قرار دادند و نشان دادند که دقت نسبی روش کریجنیگ بیشتر از روش وزن‌دهی عکس فاصله بود. بر اساس مطالعات دروگو و همکاران (۸) در مناطق مختلف و در مورد پارامترهای مختلف، نمی‌توان روش واحدی به را عنوان مناسب‌ترین روش انتخاب کرد و انتخاب مناسب‌ترین روش درون‌یابی به خصوصیات منطقه‌ای نیز بستگی دارد.

نتیجه‌گیری

این پژوهش با هدف بررسی تغییرپذیری مکانی شاخص‌های کیفیت خاک در اراضی جنوبی دریاچه ارومیه انجام شد. نتایج نشان داد که برای تهیه نقشه کیفیت خاک منطقه، شاخص کیفیت تجمعی با استفاده از حداقل ویژگی‌ها به روش غیرخطی مناسب‌تر است. بهترین مدل زمین‌آماری برازش یافته بر داده‌های مکانی شاخص‌ها مدل کروی با دامنه تأثیر ۲۰ کیلومتر است. کیفیت خاک در منطقه تحت تأثیر رس، سیلت، کربنات کلسیم، کربن آلی، چگالی ظاهری، هدایت الکتریکی، سرب و کادمیم است که بیش از ۷۸ درصد از واریانس کل را تبیین کردند و از غرب به شرق منطقه روند کاهشی دارد. کیفیت خاک متأثر از ویژگی‌های فیزیکی و شیمیایی خاک است. ارزیابی درجه تغییرپذیری مکانی شاخص کیفیت تجمعی نشان داد که شاخص‌های کیفیت خاک در منطقه دارای وابستگی مکانی متوسط هستند. همچنین نتایج نشان داد که کریجینگ در مدل خطی و IDW در مدل غیرخطی دقت بیشتری داشتند. در مطالعات آتی استفاده از داده‌های عمیق‌تر، تحلیل anisotropy و روش‌های هوشمند پیشنهاد می‌شود. با وجود عملکرد بهتر MDS در برخی موارد، در مجموع TDS دارای دقت بیشتری بود. این نشان می‌دهد که MDS می‌تواند در شرایط خاص مؤثر باشد؛ اما نمی‌تواند جایگزین کامل TDS شود. استفاده از MDS می‌تواند در برنامه‌ریزی‌های مدیریتی اراضی شور و سدیمی به‌عنوان یک روش کارآمد مطرح شود.



شکل ۳. نقشه پراکنش کیفیت خاک به روش کریجینگ و وزن دادن عکس فاصله

منابع مورد استفاده

1. Afzali, A., V. Varwani and R. Jafarinia. 2018. Application of geostatistics technique in predicting spatial changes of soil texture (Case study: Farahan Plain, Central Province), *Geographical Quarterly* 15(58): 1- 16 (in Farsi).
2. Amini, M., M. Afyoni and H. Khademi. 2006. Modeling of mass balance of Cd and Pb in agricultural lands of Isfahan region. *Journal of Soil and Water Science* 10(4): 77 -90 (in Farsi). DOI: 20.1001.1.24763594.1385.10.4.6.7.
3. Andrews, S. S., D. L. Karlen and J. P. Mitchell. 2002. A comparison of soil quality indexing methods for vegetable production systems. *American Journal of Alternative Agriculture* 17(2): 105–113.
4. AghaKouchak, A., H. Norouzi, K. Madani and et al. 2015. Remote sensing of drought: Progress, challenges and opportunities. *International Journal of Climatology* 35(15): 416-433.
5. Bogunovic, I., P. Paulo Pereira and C. Brevik. 2017. Spatial distribution of soil chemical properties in an organic farm in Croatia. *Science of the Total Environment* 584-585: 535-545
6. Cressis, N. 1991. Statistics for spatial data. John Wiley and Sons, New York.
7. Cambardella C.A., T.B. Moorman, J.M. Novak, T.B. Parkin, D.L. Karlen, R.F. Turco and A.E. Koropaka. 1994. Field-scale variability of soil properties in centeral Iowa soils. *Soil Science Society of America Journal* 58(5): 1501-1511.
8. Drogue, G., J. Humbert, J. Deraisme, N. Mahr and N. Freslon. 2002. A statistical topographic model using an omnidirectional parameterization of the relief for mapping orographic rainfall. *International Journal of Climatology* 22(5): 599-613.
9. Delju, A.H., A. Ceylan, E. Piguet and M. Rebetez. 2013. Observed climate variability and change in Urmia Lake Basin, Iran. *Theoretical and Applied Climatology* 111: 285–296.
10. FAO, 2008 , Guidelines for soil description.
11. Gallichand, J.D., D. Bouckland, D. Marcotte and M.J. Hendry. 1992. Spatial interpolation of soil salinity and sodicity for a saline soil in southern Alberta. *Canadian Journal of Soil Science* 72: 503-516
12. Goovaerts, 1997. Geostatistical tools for modeling and interpolation of spatially correlated data. *Journal of Hydrology* 228(1-2): 113-129.
13. Hazelton P. and B. andMurphy. 2016. Interpreting soil test results: What do all the numbers mean?. CSIRO publishing, Melbourne.
14. Haddad , M. and K. Lindner. 2001. sustainable water demand management versus developing new and additional water in the middle east:a critical review. *Water Policy* 3(2): 143-163.
15. Isaaks, E.H. and RM Srivastava. 1989. An introduction to applied geostatistics. Oxford University Press, New York.
16. Journel, A.G. and C.J. Huijbregts. 1978. Mining geostatistics, Academic Press. London.
17. Jolliffe, I. T. 1986. Principal components in regression analysis. PP. 129-155. *In* I. T. Jolliffe (Ed.), Principal component analysis. Springer, New York.
18. Karlen D.L., S.S. Andrews and J.W. Doran. 2001. Soil quality: current concepts and Lal, R, forest soils and carbon sequestration. *Forest Ecology and Management* 220(1-3): 317-333.
19. Karlen D.L. and D.E. Scott. 1994. A framework for evaluating physical and chemical indicators of soil quality. PP. 53-72. *In:* J.W. Doran, D.C. Coleman, D.F. Bezdicek, B.A. Stewart. Defining soil quality for a sustainable environment, American Society of Agronomy, Crop Science Society of America, and Soil Science Society of America, Madison.
20. Kabata-Pendias A. 2010. Trace Elements in Soils and Plants. CRC press, Boka Raton.
21. Kravchenko, A.,and D.G. Bullock. 1999. A comparative study of interpolation methods for mapping soil properties. *Agronomy Journal* 91(3): 393-400.
22. Liu Z., W. Zhou, J. Shen, S. Li, P. He and G. Liang. 2014. Soil quality assessment of Albic soils with different productivities for eastern China. *Soil and Tillage Research* 140: 74-81.
23. Mohammadi J., H. Khademi and M. Nael. 2005. Study the variability of soil quality in selected ecosystems of Centeral Zagros. *Journal of Science and Technology of Agriculture and Natural Resources* 9(3): 105-120 (in Farsi).
24. McBratney, A.B. and R. Webster. 1983. Optimal interpolation and isarithmic mapping of soil. *Journal of Soil Science* 34(1): 137-162.
25. Masto, R. E., P. K. Chhonkar, T. J. Purakayastha, A. K. Patra and D. Singh. 2008. Soil quality indices for evaluation of long-term land use and soil management practices in semi- arid sub-tropical India. *Land degradation and Development* 19(5): 516-529.
26. Najafian, A., M. Dayani, H. Motaghian and H. Nadian. 2012. Geostatistical assessment of the spatial distribution of some chemical properties in calcareous soils. *Journal of Integrative Agriculture* 11(10): 1729- 1737.
27. Nesbitt, H.W. and G.M. Young. 1982. Early Proterozoic climates and plate motions inferred from major element chemistry of lutites. *Nature* 299(5885): 715-717.
28. Pieri, C.J.M.G. 1992. Fertility of Soils: A Future for Farming in the West African Savannah. Springer-Verlag, Berlin, Germany.

29. Pham. H. 2019. A New Criterion for Model Selection. *Mathematics* 7(12): 1215. doi: 10.3390/math7121215
30. Rowell, D.L. 1994. Measurement of the composition of soil solution. PP. 112-124. Soil science: methods and application, Longman, Harlow.
31. Ranjbar, A., H. Emami, R. Khorasani and A.R. Karimi Karoyeh. 2016. Soil Quality Assessments in Some Iranian Saffron Fields. *Journal of Agricultural Science and Technology* 18(3): 865- 878.
32. Seyed Jalali, S.A.R., F. Sarmadian, Z. Mohammad Esmaielc and V. Navidia. 2019. Assessment of spatial variability of cation exchange capacity with kriging and cokriging. *Desert* 24(1): 99-108.
33. Trangmar, B. B., R. S. Yost and G. Uehara. 1986. Application of geostatistics to spatial studies of soil properties. *Advances in agronomy* 38: 45-94
34. Vauclin M. 1983. The use of Co-kriging with limited field soil observation. *Soil Science Society of America Journal* 47(2): 175-184.
35. Voltz, M. and M. Goulard. 1994. Spatial interpolation of soil moisture retention curves. *Geoderma* 62(1-3): 109-123
36. Wollenhaupt, N. C., R. P. Wolkowski and M. K. Clayton. 1994. Mapping soil test phosphorus and potassium for variable rate fertilizer application. *Journal of Production Agriculture* 7(4): 441-448.
37. Wilding L.P. and L.R. Dress. 1983. Spatial variability and pedology. PP. 83-116. *In:* L.P. Wilding, N.E. Smeckand and G.F. Hall (Eds.). Pedogenesis and soil taxonomy. Concepts and interactions. Elsvier Science Publication, Amsterdam.
38. Yao R.J., J.S. Yang, X.F. Zhao, X.M. Li and M.X. Liu. 2013. Determining minimum data set for soil quality assessment of typical salt-affected farmland in the coastal reclamation area. *Soil and Tillage Research* 128: 137– 148.
39. Yao, R. J., J. S. Yang, X. F. Zhao, X. M. Li and M. X. Liu. 2020. Assessment of soil salinity and sodicity using minimum data set in the Yellow River Delta, China. *Ecological Indicators* 115: 106391.
40. Zhang, Y., I. Bogunovic and H. Li. 2021. Spatial mapping of soil chemical properties using multivariate geostatistics: A study from cropland in eastern Croatia. *Science Progress* 104(2): 003685042110074.

Journal of Water and Soil Science
Vol. 29, No. 3, Fall 2025, Isfahan University of Technology, Isfahan, Iran.

Spatial Distribution of Soil Quality Index in Saline and Sodic Soils of Urmia Lake Using Kriging and IDW Methods

H. Rezazadeh*[1], P. Alamdari[1], S. Rezapour[2] and M. S. Asgari[1]

(Received: May 24-2025 ; Accepted: July 29-2025)

Abstract

Soil quality assessment plays a crucial role in sustainable land management, particularly in degraded areas such as saline and sodic soils. This study aimed to determine the spatial distribution of the Soil Quality Index (SQI) in saline and sodic soils around Lake Urmia using two geostatistical interpolation methods: Kriging and Inverse Distance Weighting (IDW). A total of 82 soil samples were collected from a depth of 0–30 cm, and 24 physical, chemical, and heavy metal properties were analyzed. The Soil Quality Index was calculated based on both linear and non-linear approaches. Principal Component Analysis (PCA) was used to identify a Minimum Data Set (MDS), including: calcium carbonate equivalent, EC, clay percentage, BD, silt percentage, organic carbon, Pb, and cadmium, which explained more than 78% of the total variance. The results indicated that the SQI showed moderate spatial variability across the study area, with a decreasing trend from west to east. Comparison of the interpolation methods revealed that Kriging performed better in the linear model, while IDW showed higher accuracy in the non-linear approach. The best-fitted theoretical model was spherical, with a range of influence varying between 6,130 and 20,610 meters. Overall, integrating the Soil Quality Index with geostatistical methods provides a powerful tool for understanding spatial variability and supporting effective planning in saline and sodic soils.

Keywords: Spatial distribution soil quality index, Total data set, Minimum data set, Kriging, IDW

1. Department of Soil Science and Engineering, Faculty of Agriculture, University of Zanjan, Zanjan, Iran.
2. Department of Soil Science and Engineering, Faculty of Agriculture, University of Urmia, Urmia, Iran.
*: Corresponding author, Email: rezazade269@yahoo.com