Publisher: Soil Science Society of Iran

Journal of Soil Research

(Soil and Water Sci.)

https:// srjournal.areeo.ir/

Comparison of Parametric and Non-Parametric Methods for Digital Risk Mapping of Soil Organic Carbon, Available Phosphorus, and Available Potassium

Shahrokh Fatehi[a*], Jalal Ghaderi[a], Mir Naser Navidi[b], and Farahnaz Karami[a]

[a] Soil and Water Research Department, Kermanshah Agricultural and Natural Resources Research and Education Center, AREEO, Kermanshah, Iran.

[b] Soil and Water Research Institute, Agricultural Research Education and Extension Organization (AREEO), Karaj, Iran.

Article Info

Article Type
Research Article

Received
June 28, 2026
Revised
August 11, 2026
Accepted
September 02, 2026
Published online
November 16, 2026

Keywords
Spatial statistics
Indicator kriging
Parametric kriging
Matérn model

***Corresponding author's email**
shahrokh.fatehi@gmail.com

Extended Abstract

Background and Objectives: Soil fertility is the capacity of soil to supply essential nutrients for plant growth and is a key factor in food security and sustainable agriculture. Low organic carbon (OC) is one of the most important constraints on soil fertility in Iran, with about 62% of soils containing less than 1% OC. In addition, phosphorus (P) and potassium (K) deficiencies have been reported in 71.8% and 21% of agricultural soils, respectively. Preparing accurate nutrient maps using geostatistical methods, particularly kriging, can help identify fertility constraints and improve agricultural management. However, the risk component has received less attention in many studies. In risk zoning, the probability that a soil property falls above or below a specified threshold is determined. Therefore, the objective of this study was to produce risk maps of OC, available P, and exchangeable K across approximately 336,000 hectares of the plains of Kermanshah Province using both parametric and nonparametric methods, including indicator kriging.

Materials and Methods: The study area is located in Kermanshah Province, between 46°22′ and 47°41′ E longitude and 33°48′ and 34°47′ N latitude. In this study, 530 surface soil samples were randomly collected from a depth of 0–30 cm, and soil OC, available P, and exchangeable K were measured in the laboratory. Ordinary kriging was used to predict these properties, while universal kriging was applied when a spatial trend was detected, and different variogram models were fitted. Risk zoning was performed using both parametric and nonparametric approaches, including indicator kriging. In the nonparametric approach, continuous data were transformed into binary values based on the defined threshold. Finally, the performance of the two methods was evaluated using cross-validation and ROC curves.

Results: After removing outliers from the initial 530 samples, geostatistical analysis was performed on 525 soil OC samples, 475 P samples, and 488 K samples. The mean soil OC content was 1.35% (range: 0.1–3.61), the mean available P content was 8.6 mg kg^{-1} (below the critical threshold of 15 mg kg^{-1}), and exchangeable K ranged from 158 to 878 mg kg^{-1}. The coefficient of variation was moderate for soil OC and K, but high for P. Analysis of the spatial trend showed that about 17% of the variation in K could be explained by spatial trend; therefore, ordinary kriging was used to predict soil OC and P, whereas universal kriging was applied for K. In risk zoning, the data were transformed into binary values based on the critical thresholds of 1% for soil OC, 15 mg kg^{-1} for P, and 330 mg kg^{-1} for K. The spherical model provided the best fit for P, while the Matérn model performed best for soil OC and K. ROC curve analysis showed that the parametric method outperformed the nonparametric method for soil OC and P (AUC ≈ 0.64 and 0.59,

respectively), whereas for K the two methods performed similarly, with an AUC of about 0.73.

Conclusion: The results of this study showed that the parametric method was more efficient than the non-parametric method for risk zoning of soil OC and available P. However, for exchangeable K, both methods showed similar performance. The observed discrepancy in model performance may be attributed to limited sample size, the spatial distribution of samples across the study area, and local agricultural management practices. Overall, the generated risk maps provide a reliable framework for implementing integrated soil fertility management strategies and site-specific fertilizer recommendations.

Cite this article: Fatehi, Sh., Ghaderi, J., Navidi, M. N., Karami, F., 2026. Comparison of Parametric and Non-Parametric Methods for Digital Risk Mapping of Soil Organic Carbon, Available Phosphorus, and Available Potassium. Research Article, *Journal of Soil Research*, 40 (3), pp 283-304.

DOI: https://doi.org/10.22092/IJSR.2026.372513.824
Publisher: Soil Science Society of Iran

Publisher: Soil Science Society of Iran

نشریه پژوهش‌های خاک

(علوم خاک و آب)

https:// srjournal.areeo.ir/

مقایسه روش‌های پارامتریک و ناپارامتریک در پهنه‌بندی رقومی ریسک کربن آلی، فسفر و پتاسیم قابل جذب خاک

شاهرخ فاتحی[1*]، جلال قادری[1]، میرناصر نویدی[2] و فرحناز کرمی[1]

[1] بخش تحقیقات خاک و آب مرکز تحقیقات کشاورزی و آموزش منابع طبیعی استان کرمانشاه، سازمان تحقیقات، آموزش و ترویج کشاورزی، کرمانشاه، ایران.

[2] مؤسسه تحقیقات خاک و آب، سازمان تحقیقات، آموزش و ترویج کشاورزی، کرج، ایران.

اطلاعات مقاله

نوع مقاله: مقاله پژوهشی

تاریخ دریافت: ۱۴۰۵/۰۴/۰۷

تاریخ بازنگری: ۱۴۰۵/۰۵/۲۰

تاریخ پذیرش: ۱۴۰۵/۰۶/۱۱

تاریخ انتشار: ۱۴۰۵/۰۸/۲۵

واژه‌های کلیدی

آمار مکانی

کریجینگ شاخص

کریجینگ پارامتریک

مدل ماترن

***ایمیل نویسنده مسئول**

shahrokh.fatehi@gmail.com

چکیده

یکی از بهترین راه‌های جلب اعتماد کاربران نقشه‌های پیش‌بینی خصوصیات حاصلخیزی خاک، تهیه نقشه‌های ریسک این خصوصیات است. به همین منظور، در پژوهش حاضر کارایی دو روش پارامتریک (استفاده از کریجینگ همراه با توزیع t) و ناپارامتریک (استفاده از کریجینگ شاخص) برای تهیه نقشه رقومی کربن آلی، فسفر و پتاسیم قابل جذب خاک مورد بررسی قرار گرفت. برای این منظور، حدود ۵۳۰ نمونه خاک سطحی (عمق۳۰-۰ سانتی‌متر) از وسعتی معادل ۳۳۵۷۷۵/۴ هکتار ازدشت‌های مهم نیمه شرقی استان کرمانشاه، با یک طرح کاملاً تصادفی جمع‌آوری شد. نتایج تجزیه تحلیل آماری نشان داد که فسفر قابل جذب، بالاترین ضریب تغییر پذیری (۰/۵۱) را دارد. بهترین مدل برای برازش بر تغییرنمای داده‌های پیوسته و داده‌های دو دویی حاصل از تبدیل این داده‌ها، بر اساس حد بحرانی این ویژگی‌ها، مدل ماترن با پارامترسازی مایکل اشتاین بود. برای ارزیابی عملکرد نهایی روش‌ها، از منحنی مشخصه عامل گیرنده ROC استفاده شد. ارزیابی منحنی ROC نشان داد که روش پارامتریک در پهنه‌بندی ریسک کربن آلی و فسفر عملکرد بهتری نسبت به روش غیرپارامتری داشته است (به‌ترتیب با مساحت زیر منحنی AUC حدود ۰/۶۴ و ۰/۵۹)، در حالی که برای پتاسیم، هر دو روش عملکرد مشابهی با AUC حدود ۰/۷۳ ارائه دادند. این ناهمخوانی در عملکرد مدل‌ها می‌تواند ناشی از کم بودن تعداد نمونه‌ها، نحوه توزیع مکانی آن‌ها در منطقه مورد مطالعه و نحوه‌ی مدیریت زراعی و مصرف کود در منطقه باشد. به‌طور کلی، نقشه‌های ریسک تولیدشده، بستری قابل‌اطمینان برای پیاده‌سازی راهبردهای مدیریت تلفیقی حاصلخیزی خاک و توصیه‌های کودی دقیق فراهم می‌آورند.

استناد: فاتحی، ش.، قادری، ج.، نویدی، م. ن.، کرمی، ف.، ۱۴۰۵. مقایسه روش‌های پارامتریک و ناپارامتریک در پهنه‌بندی رقومی ریسک کربن آلی، فسفر و پتاسیم قابل جذب خاک. مقاله پژوهشی، *نشریه پژوهش‌های خاک*، (۳) ۴۰، ص ۲۸۳- ۳۰۴.

DOI: https://doi.org/10.22092/IJSR.2026.372513.824

مقدمه

حاصلخیزی خاک به‌عنوان ظرفیت ذاتی تأمین عناصر غذایی، زیربنای امنیت غذایی و کشاورزی پایدار در سطوح ملی و جهانی است. در این میان، ماده آلی خاک (با شاخص کربن آلی) نقشی تعیین‌کننده ایفا می‌کند؛ به‌طوری‌که علاوه بر بهبود ساختار فیزیکی مانند تشکیل خاکدانه‌ها، افزایش ظرفیت نگهداری آب و تخلخل خاک (Tisdale et al., 1993; Brady and Weil, 2016)؛ با افزایش ظرفیت تبادل کاتیونی و کلاته‌سازی، تأثیر مستقیمی بر ویژگی‌های شیمیایی و فراهمی عناصر غذایی دارد (Stevenson, 1994). با این حال، ارزیابی بیش از ۲۰ هزار نمونه خاک نشان می‌دهد که حدود ۶۲ درصد خاک‌های کشاورزی ایران دارای مقدار کربن آلی کمتر از یک درصد هستند (Moshiri et al., 2022). این امر بیانگر ناپایداری حاصلخیزی خاک در دشت‌های کشاورزی کشور است (Tehrani et al., 2012). افزون بر این، فسفر و پتاسیم به‌عنوان عناصر پرمصرف و حیاتی در تنظیم فرآیندهای متابولیکی، انتقال انرژی و افزایش مقاومت گیاه در برابر تنش‌ها (Havlin et al., 2014)، جایگاه ویژه‌ای در تولید پایدار دارند؛ با وجود اهمیت این عناصر غذایی، بررسی‌های Shahbazi و Besharati (۲۰۱۳) نشان می‌دهد کمبود این دو عنصر به‌ترتیب در ۷۱/۸ و ۲۱ درصد اراضی کشاورزی کشور قابل مشاهده است؛ بنابراین، برای دستیابی به حاصلخیزی پایدار و بهبود کارایی مصرف کود، تغییر رویکرد از مقیاس مزرعه‌ای به منطقه‌ای و تولید نقشه‌های دقیق عناصر غذایی ضروری است (Moshiri et al., 2022). در همین راستا، روش‌های زمین‌آماری نظیر کریجینگ معمولی و کریجینگ عام به دلیل بهره‌گیری از خودهمبستگی مکانی و تغییرنما[1]، ابزارهای استانداردی برای تهیه نقشه رقومی ویژگی‌های حاصلخیزی خاک به شمار می‌آیند (Webster & Oliver, 2007; McBratney et al., 2003; Keskin & Grunwald, 2018). در دشت‌ها، جایی که متغیرهای کمکی تغییر چندانی ندارند و فرایندهای خاک به‌صورت تدریجی و در دامنه کم تغییر می‌کنند، روش کریجینگ معمولی گزینه‌ای مناسب برای استنتاج اطلاعات مکانی خاک به شمار می‌آید (Keskin and Grunwald, 2018; Sun et al., 2019). بسیاری از رویکردهای زمین‌آماری، مانند کریجینگ معمولی (Hosseini et al. 2014; Liu et al. 2016; Santra et al. 2017; Panday et al. 2018) و کریجینگ عام (Mondejar and Tongco, 2019)، در نقشه‌برداری رقومی خاک برای برآورد ویژگی‌های خاک مورد استفاده قرار گرفته‌اند. کریجینگ عام روش رایج برای لحاظ‌کردن روند[2] در تغییرپذیری ویژگی‌های خاک است. کریجینگ عام ترکیبی از مدل رگرسیون خطی چندگانه و روش زمین‌آماری کریجینگ معمولی است که در آن مختصات جغرافیایی تعیین‌کننده روند است. در ایران پژوهشگران زیادی از روش‌های مختلف زمین آماری برای تهیه نقشه عناصر غذایی در مقیاس مزرعه‌ای (Fatehi,2012) و منطقه‌ای (Jalali et al., 2013; Hosseini et al., 2014; Rezaei et al., 2018; Askari et al., 2019; Gökmen et al,2023; Marjovvi and Mashayekhi, 2024;) اقدام نموده‌اند؛ اما آنچه در این پژوهش‌ها مورد توجه واقع نشده مؤلفه ریسک در تولید این نقشه است که باعث می‌شود تصمیم گیران و کاربران، با اطمینان از این نقشه‌ها استفاده کنند. در پهنه‌بندی ریسک (خطر) ویژگی‌های خاک مانند عناصر غذایی، احتمال وقوع آنها در بیش یا کمتر از یک حد آستانه (حد بحرانی) نمایش داده می‌شود که به کاربران این امکان را می‌دهد که با سطح اطمینان مورد نظر در مورد رفع یا اصلاح کمبود یک عنصر غذایی برنامه‌ریزی نمایند. در آمار مکانی پهنه‌بندی ریسک ناپارامتریک با استفاده از کریجینگ شاخص[3] انجام می‌شود. کریجینگ شاخص، بر خلاف روش‌های درون‌یابی متعارف که تنها مقدار میانگین را برآورد می‌کنند، این امکان را فراهم می‌سازد که احتمال عبور متغیر از یک حد بحرانی مشخص برآورد شود؛ بنابراین برای مدیریت مکانی–اختصاصی خاک، ارزیابی خطر و پهنه‌بندی مناطق حساس، ابزاری مناسب‌تر محسوب می‌شود (Goovaerts, 1997). در یکی از مطالعات کاربردی در خاک های کشاورزی،Fatehi و همکاران (۲۰۱۷) از کریجینگ شاخص برای پهنه‌بندی احتمال کمبود یا بیش‌بود فسفر قابل‌جذب و کربن آلی خاک استفاده کردند و نشان دادند که این روش می‌تواند الگوهای مکانی معناداری را در شبکه نمونه‌برداری منظم ۵۰ متری آشکار کند. این مطالعه بر مبنای ۲۱۷ نمونه خاک سطحی در ایستگاه تحقیقات کشاورزی اسلام‌آباد غرب، استان کرمانشاه، انجام شد و عملکرد مدل با مساحت زیر منحنی مشخصه عامل گیرنده[4] ارزیابی شد که به‌ترتیب مقدار آن برای فسفر قابل‌جذب و کربن آلی خاک برابر با ۰/۷۹۶ و ۰/۸ گزارش شد؛ نتایجی که نشان‌دهنده توان پیش‌بینی نسبتاً خوب IK در کاربردهای خاک‌شناسی کشاورزی است. همچنین، Chu و همکاران (۲۰۱۰) در مطالعه‌ای بر روی آلودگی‌های چندگانه خاک نشان دادند که کریجینگ شاخص چندمتغیره همراه با طراحی نمونه‌برداری cLHS می‌تواند برای

[1] Variogram

[2] drift

[3] Indicator Kriging

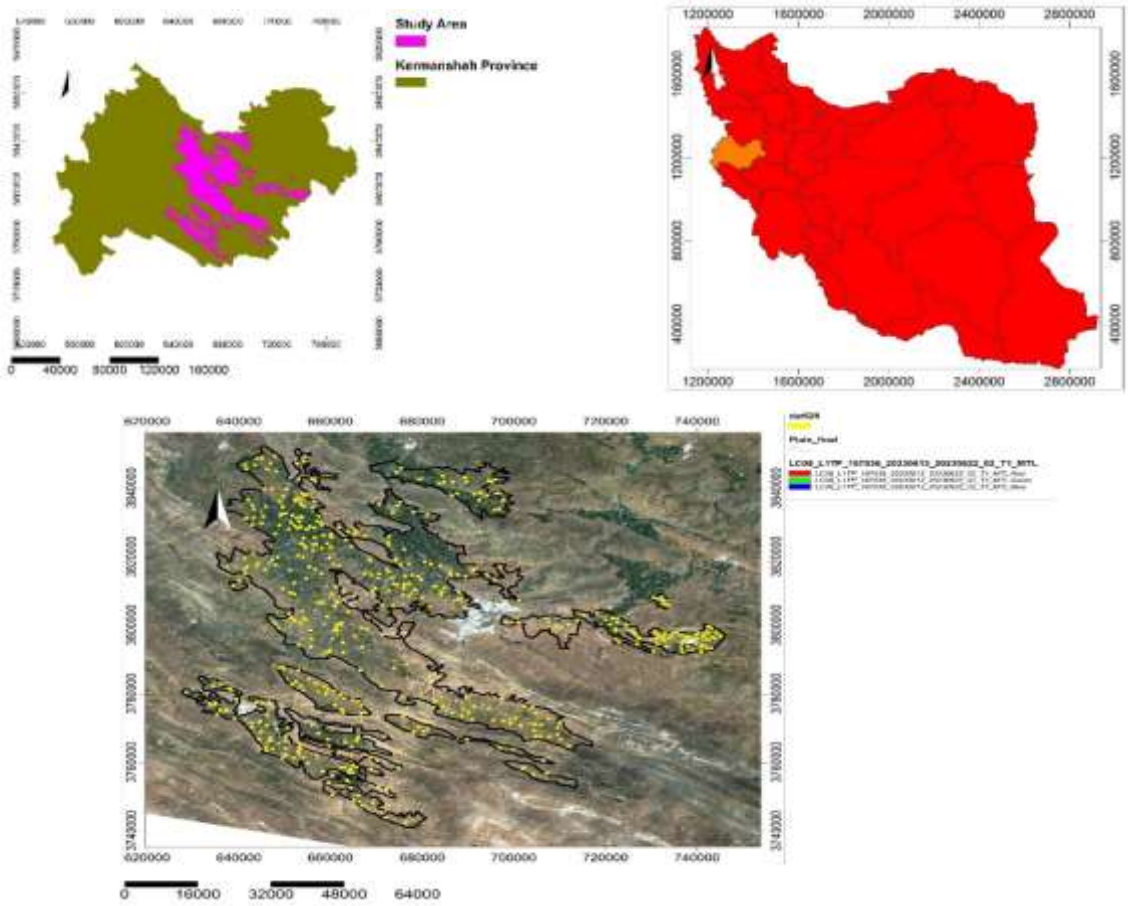
[4] Area under the receiver operating characteristic curve(AUC)

زون بندی نواحی خطر به‌طور مؤثری به‌کار رود و دقت شناسایی نواحی آلوده را افزایش دهد. در حوزه منابع آب زیرزمینی نیز Arslan و همکاران (۲۰۱۲) از ترکیب کریجینگ معمولی و کریجینگ شاخص برای ترسیم تغییرات زمانی و مکانی شوری آب زیرزمینی استفاده کرد و نشان داد که روش‌های ژئواستاتیستیک شاخص‌محور می‌توانند در شناسایی نواحی پرخطر و پشتیبانی از مدیریت منابع آب مؤثر باشند. در مطالعه‌ای دیگر،Wani و همکاران (۲۰۱۳) با بهره‌گیری از رویکرد کریجینگ معمولی و کریجینگ شاخص، نقشه‌برداری مکانی عناصر کم‌مصرف خاک را در اراضی کشاورزی کشمیر انجام دادند و کاربرد این روش‌ها را برای شناسایی کمبودهای تغذیه‌ای و هدایت مدیریت دقیق عناصر غذایی نشان دادند. بررسی منابع نشان داد در ارتباط با استفاده از کریجینگ پارامتریک (کریجینگ همراه با توزیع t) برای پهنه‌بندی ریسک، پژوهشی صورت نگرفته است؛ بنابراین، هدف از پژوهش حاضر بررسی و مقایسه‌ی روش‌های کریجینگ پارامتریک (Rossiter, 2014a) و کریجینگ ناپارامتریک (کریجینگ شاخص) و مقایسه آن‌ها به منظور تهیه نقشه ریسک ویژگی‌های کربن آلی خاک، فسفر و پتاسیم قابل جذب در مساحتی حدود ۳۳۶ هزار هکتار از دشت-های استان کرمانشاه است.

مواد و روش‌ها

منطقه‌ی مطالعاتی

منطقه‌ی مورد مطالعه به مساحت ۳۳۵۷۷۵/۴ هکتار، شامل دشت‌های کشاورزی شهرستان‌های کرمانشاه، هرسین، روانسر و اسلام آباد غرب در بخش میانی استان کرمانشاه واقع شده‌است. این دشت‌ها در حد فاصل مختصات جغرافیایی '۲۲/۶۶ °۴۶ تا '۴۱/۴۶ °۴۷ طول شرقی و'۴۸/۰۸ °۳۳ تا '۴۷/۰۵ °۳۴ عرض شمالی قراردارند (شکل ۱). ناحیه مورد مطالعه در دامنه ارتفاعی ۱۲۴۰ تا ۱۶۰۰ متر واقع شده‌است. منطقه مورد مطالعه بر اساس طبقه‌بندی اقلیمی دمارتن در اقلیم نیمه خشک با دامنه بارندگی سالیانه‌ی ۳۸۰ تا ۵۳۴ میلی‌متر، میانگین دمای سالیانه‌ی ۱۵ تا ۱۷ درجه‌ی سلسیوس و دامنه ارتفاعی ۱۲۴۰ متر تا ۲۰۳۰ متر قرار می‌گیرد. عمده‌ی مواد مادری این منطقه شامل سنگ آهک و دولومیت است.



شکل ۱- موقعیت ناحیه موردمطالعه در ایران و استان کرمانشاه و پراکنش مکانی نقاط نمونه‌برداری

Figure 1. Location of the study area in Iran and Kermanshah Province, and the spatial distribution of sampling points.

طرح نمونه‌برداری، مطالعات صحرایی و آزمایشگاهی

برای اجرای این پژوهش از طرح نمونه‌برداری تصادفی ساده استفاده شد. در این روش، هر واحد نمونه‌برداری در منطقه مورد مطالعه شانس برابری برای انتخاب شدن دارد و علاوه بر پیاده‌سازی آسان، از نظر آمار استنباطی به دلیل عدم سوگیری[5]، دارای جایگاه ویژه‌ای است (Lotfollahi et al. 2020). با استفاده از بسته نرم‌افزاری sp تعداد ۵۳۰ موقعیت مکانی برای نمونه‌برداری تعیین شد (شکل ۱) و به دستگاه GPS وارد گردید و بر اساس آنها و رجوع به محل، نمونه‌های خاک سطحی از عمق ۰ تا ۳۰ سانتیمتر برداشت شد و در آزمایشگاه تعیین کربن آلی به روش سوزاندن تر (Walkley and Black, 1934)، فسفر قابل استفاده به روش اولسن (Olsen SR and Sommers LE, 1982) و پتاسیم قابل جذب خاک (روش استات آمونیم) بر روی آنها انجام گرفت.

تجزیه تحلیل آماری داده‌ها و حذف داده‌های پرت

داده‌های کربن آلی، فسفر و پتاسیم قابل جذب از لحاظ شاخص‌های تمایل به مرکز (میانگین، میانه)، شاخص‌های پراکندگی (دامنه تغییرات، واریانس، انحراف معیار، ضریب تغییرات)، شاخص‌های تقارن در توزیع (چولگی و کشیدگی) و نرمال بودن با استفاده از بسته‌های نرم‌افزاری base، car و e1071 مورد بررسی قرار گرفتند. برای شناسایی داده‌های پرت از نمودارجعبه‌ای[6] استفاده شد نمودار جعبه‌ای بر اساس چارک اول Q1 و چارک سوم Q3 و اختلاف این چارک‌ها IQR تهیه می‌شود. در نمودار جعبه‌ای اگر داده خارج از محدوده‌های Q1−1.5×IQR و Q3+1.5×IQR قرار گیرد به عنوان داده پرت شناسایی می‌شود. البته حذف کردن نهایی این داده‌ها با توجه به در نظر گرفتن خطای احتمالی در نمونه‌برداری و آزمایشگاه، رفتار طبیعی داده‌ها و چولگی داده‌ها در محدوده مورد مطالعه انجام می‌شود (McGill, Tukey and Larsen, 1978).

[5] Unbiasedness

[6] Box plot

روش‌های مدل‌سازی برای پیش‌بینی ویژگی‌های مورد مطالعه

به‌منظور پیش‌بینی ویژگی‌های کربن آلی (OC)، فسفر (P) و پتاسیم (K) قابل‌جذب خاک، از روش‌های زمین‌آماری کریجینگ معمولی (OK) و کریجینگ عام (UK) استفاده شد. فرآیند مدل‌سازی بدین ترتیب بود که ابتدا وجود روند منطقه‌ای به‌صورت یک رابطه خطی بین ویژگی‌های خاک و مختصات مکانی بررسی گردید. در صورت معنی‌دار بودن این رابطه، روش کریجینگ عام و در غیر این صورت، روش کریجینگ معمولی برای پیش‌بینی مکانی متغیرها به کار گرفته شد. همچنین، جهت میان‌یابی ناپارامتریک و تخمین احتمالی متغیرها، از روش کریجینگ شاخص (IK) استفاده شد. شرح مبانی نظری این سه مدل در ادامه ارائه شده است.

مدل کریجینگ معمولی

این روش در اوایل دهه ۱۹۵۰ میلادی به عنوان ابزاری برای بهبود تخمین ذخایر کانسار در صنعت معدن توسعه یافت (Webster and Oliver, 2007). در کریجینگ معمولی، متغیر تصادفی مبنا بر اساس رابطه زیر مدل‌سازی می‌شود:

رابطه (۱) $$Z(s)=\mu+\varepsilon'(s)$$

در این رابطه μ تابع ایستایی ثابت است (میانگین جهانی) و $\varepsilon'(s)$ قسمت تغییرات تصادفی با وابستگی مکانی است. پیش‌بینی‌ها از طریق رابطه زیر انجام می‌شود:

رابطه (۲) $$\hat{Z}_{ok}(S_0)=\sum_{i=0}^{n} w_i(s_0).z(s_i)=\lambda_0^T.z$$

که در آن λ_0 بردار اوزان کریجینگ (wi) است، z بردار n مشاهده در مکان‌های اولیه است. وزن‌ها منعکس کننده ساختارخودهمبستگی مکانی واقعی هستند. Matheron (۱۹۶۰) برای تجزیه و تحلیل ساختارخودهمبستگی مکانی واقعی، تغییرنما را معرفی نمود :

رابطه (۳) $$\gamma(h)=\frac{1}{2}E\left[(z(s_i)-z(s_i+h))^2\right]$$

که در آن $\gamma(h)$ نیم تغییر نما، z(si) مقدار متغیر هدف در برخی از مکان‌های نمونه‌برداری شده و $z(si+h)$ مقدار همسایه در فاصله $si+h$ است. تغییرنما ابزاری برای اندازه‌گیری میزان وابستگی مکانی[7] بین نمونه‌های خاک است. محور افقی فاصله بین نمونه‌ها و محور عمودی مقدار واریانس را نشان می‌دهد. فاصله مکانی یا گام[8] h، اثر قطعه‌ای[9] C_0 (مقدار تغییرنما در مبدأ)، آستانه[10] (C_0+C) (حداکثر مقدار واریانس در حالت مجانب شدن منحنی تغییرنما، به مقدار C آستانه جزئی[11] گفته می‌شود.) و دامنه تأثیر[12] (a) (فاصله‌ای روی محور افقی که در آن مقدار تغییرنما به آستانه می‌رسد)، پارامترهای اصلی تغییرنما است. بعد از ترسیم تغییرنمای تجربی، می‌توان برخی از مدل‌های تغییرنما، مانند نمایی[13]، کروی[14]، گاوسی[15] و ماترن با پارامترسازی مایکل اشتاین[16] را بر آن برازش داد (Isaaks, 1989). شاخص نکویی برازش مدل[17]، مجموع مربعات باقیمانده[18] است که مطابق با روش برازش مدل، وزن‌دهی شده و از فرآیند برازش مدل به‌دست می‌آید. بدیهی است که هرچه مقدار آن کمتر باشد، برازش مدل بهتر است. به معادلات مدل‌های مذکور در زیر اشاره شده است:

۱-مدل کروی

یکی از پرکاربردترین مدل‌ها در علوم خاک است که کاهش وابستگی مکانی در فواصل کوتاه به صورت خطی و تا رسیدن به یک سطح ثابت را نشان می‌دهد (Burgess andWebster,1980).

رابطه (۴)

$$\gamma(h)=\begin{cases} C_0+C\left[\frac{3h}{2a}-\frac{1}{2}\left(\frac{h}{a}\right)^3\right] & 0<h\le a \\ C_0+C & h>0 \\ 0 & h=0 \end{cases}$$

۲- مدل نمایی

در این مدل، تغییرنما هرگز به طور کامل به آستانه نمی‌رسد بلکه به یک صورت مجانبی به آن نزدیک می‌شود (Journel and Huijbregts,1976). دامنه تأثیر عملی (3a) در این مدل معمولاً فاصله‌ای است که تغییرنما به ۹۵ درصد مقدار آستانه می‌رسد.

رابطه (۵) $$\gamma(h)=C_0+C\left[1-e^{\left(-\frac{3h}{a}\right)}\right]$$

۳-مدل گوسی

برای متغیرهای خاکی که تغییرات آن‌ها در فواصل کوتاه بسیار پیوسته و هموار است، استفاده می‌شود. منحنی در نزدیک مبدأ حالت سهمی شکل دارد (Journel and Huijbregts,1976).

---

[7] Spatial Dependence
[8] Lag distance
[9] Nugget effect
[10] Sill
[11] Partial Sill
[12] Range
[13] Exponential Model
[14] spherical
[15] gaussian
[16] Matern,M.Steins parameterization
[17] goodness-of-fit
[18] Residual Sum of Squares

رابطه (۶) $\gamma(h)=C_0+C\left[1-e^{(\frac{3h^2}{a^2})}\right]$

۴- مدل ماترن با پارامترسازی مایکل اشتاین

مدل ماترن با پارامترسازی مایکل اشتاین یکی از قوی‌ترین و انعطاف‌پذیرترین مدل‌ها در زمین‌آمار نوین است. Stein, (۱۹۹۹) استدلال کرد که مدل‌های سنتی (مانند کروی یا نمایی) محدودیت‌های زیادی در نمایش رفتار محلی متغیرهای مکانی دارند. او استفاده از توابع خانواده ماترن را به عنوان استاندارد جدیدی برای مدل‌سازی کوواریانس و تغییرنما پیشنهاد نمود. مدل پارامترسازی مایکل اشتاین به شرح زیر است:

رابطه (۷)

$$\gamma(h) = C_0 + C\left[1 - \frac{1}{2^{v-1}\Gamma(v)}\left(\frac{h}{a}\right)^{v} K_v(\frac{h}{a})\right]$$

این مدل شامل پارامترهای زیر است:

پارامتر همواری یا کاپا[19] v : مهم‌ترین پارامتر در دیدگاه اشتاین است ($v > 0$) این پارامتر میزان پیوستگی و مشتق‌پذیری سطح را تعیین می‌کند. اگر $v=0.5$باشد، مدل دقیقاً به مدل نمایی تبدیل می‌شود. اگر $v \to \infty$میل کند، مدل دقیقاً به مدل گوسی تبدیل می‌شود.

تابع گاما[20] (Γ) :یک تابع شناخته‌شده ریاضی که تعمیمی از فاکتوریل برای اعداد حقیقی است.

تابع بسل اصلاح‌شده از مرتبه نوع دوم K_v [21] : یک تابع ریاضی است که رفتار کاهش همبستگی با افزایش فاصله را کنترل می‌کند.

در این پژوهش برای ایجاد تغییرنما و برآورد مقادیر بهینه‌ی اثر قطعه‌ای، آستانه و دامنه تغییرنما، از تابع variogram() در بسته نرم‌افزاری automap استفاده شد. این بسته به‌صورت خودکار ساختار مکانی را تعیین می‌کند. در این مطالعه، تغییرنما با استفاده از روش حداکثر درست‌نمایی باقی‌مانده[22] و چند مدل کوواریانس شامل نمایی، کروی، گوسی و ماترن با پارامترسازی مایکل اشتاین برازش داده شد. به‌ویژه، مدل ماترن با مجموعه‌ای از پارامترهای همواری یا کاپا در بازه‌ی ۰/۲ تا ۱۰ و با گام ۰/۲ ارزیابی گردید. در نهایت، مدلی که کمترین مربعات باقیمانده خطا را داشت، به‌عنوان مدل نهایی انتخاب شد.

[19] Smoothness parameter
[20] Gamma function
[21] Modified Modified Bessel function of the second kind Bessel function of the second kind
[22] REML

کریجینگ عام

مدل‌های کریجینگ عام هم روند منطقه‌ای و هم وابستگی مکانی محلی را با هم دارند. روند به عنوان تابعی از مختصات مکانی بیان می‌شود. نظر بر این است که برخی تغییرات مشاهده شده به دلیل وجود روند در داده‌ها است و تغییرات در آن چه که قابل دسترس است (باقیمانده‌ها) می‌تواند به عنوان فیلد تصادفی بیان شود (Rossiter, 2014b).

مراحل اجرای مدل کریجینگ عام

۱) محاسبه روند منطقه‌ای.
۲) محاسبه و مدل نمودن تغییرنمای باقیمانده‌های روند منطقه‌ای.
۳) استفاده از این مدل تغییرنما و روند برای پیش بینی.

تئوری

روند به عنوان ترکیبی خطی زیر شامل توابع پایه f_js و p متغیر و ثابت‌های نامشخص β_j است:

رابطه (۴)

$$Z(x_i)=\sum_{j=1}^{p}\beta_j f_j x_i+e(x_i)$$

توابع پایه برای روابط خطی (صفحه‌ای) به شرح زیر است:

رابطه (۵)

$$f_0(X)=1.\ f_1(X)=x_1.\ f_2(X)=x_2$$

روابط درجه دوم (مرتبه دوم) در زیر ارائه شده‌است:

رابطه (۶) $f_3(X)=x_1^2.\ f_4(X)=x_1x_2.\ 5(X)=x_2^2$

در اینجا x_1 مختصات مکانی (طول شرقی) و x_2 مختصات مکانی (عرض شمالی) است و $f_0(x) = 1$ برآوردی از میانگین کل (همانند کریجینگ معمولی) است. در هر نقطه پیش بینی در کریجینگ عام همانند کریجینگ معمولی انجام می‌شود:

رابطه (۷)

$$\widehat{Z}(x_0)=\sum_{i=1}^{N}\lambda_j zx_i$$

کریجینگ شاخص

کریجینگ شاخص، نوعی تحلیل کریجینگ است که بر روی یک جامعه آماریِ تبدیل‌شده به حالت دودویی انجام می‌شود. در این روش، ابتدا هر متغیر Z(u) باز طبقه‌بندی می‌شود تا متغیرهای دودویی، به‌صورت زیر تولید شوند (Goovaerts, 1997):

رابطه (۸)

$$I\left(u.\ Z_K\right)=\begin{cases}1 & \text{if } Z(u)\le Z_K \quad K=1.2.3\ldots.m\\ 0 & \text{otherwise}\end{cases}$$

در یک موقعیت مکانی نمونه‌برداری نشدهu_0، تخمینگر کریجینگ شاخص به شکل رابطه زیر نوشته می‌شود:

رابطه (۹)

$$I^*\left(u_0.\ Z_K\right)=\sum_{j=1}^{n}\lambda_j\, I\left(u_j.\ Z_K\right)$$

در این رابطه، $I\left(u_j.\ Z_K\right)$ نشان‌دهنده مقادیر شاخص در مکان‌های نمونه‌برداری‌شدهu_j است وλ_j بیانگر وزنی است که به $I\left(u_j.\ Z_K\right)$ در برآورد مقدار $I^*\left(u_0.\ Z_K\right)$اختصاص یافته است.

پهنه‌بندی ریسک ویژگی‌های حاصلخیزی خاک

در این پژوهش از هر دو رویکرد پهنه‌بندی ریسک به روش پارامتریک و ناپارامتریک برای پهنه‌بندی ریسک ویژگی‌های کربن آلی، فسفر و پتاسیم قابل جذب در ناحیه مورد مطالعه به شرح زیر استفاده شد:

پهنه‌بندی ریسک پارامتریک

در مورد کریجینگ معمولی، این تخمینگر علاوه بر مقادیر پیش بینی شده $\hat{z}$، واریانس پیش بینی که ریشه دوم انحراف استاندارد$\sigma_{\hat{z}}^2$ پیش بینی است را به ما می‌دهد. در پهنه‌بندی ریسک به روش پارامتریک از روش در نظر گرفتن یک حد آستانه و محاسبه احتمال وقوع یا عدم وقوع مقادیر بیش از این آستانه استفاده شد (Rossiter, 2014a).

در این روش از توزیع t استفاده می‌شود. در هر نقطه ما مقدار پیش بینی و واریانس آن را داریم؛ بنابراین ما می‌توانیم محاسبه کنیم انحراف استاندارد مقدار پیش بینی شده از حد آستانه متغیر هدف یا Z_t چه اندازه است. این تفاوت بین حد آستانه یا حد بحرانی و پیش بینی توسط خطای انحراف استاندارد پیش بینی نرمال می‌شود:

رابطه (۱۰)

$$w=\frac{Z_t-\hat{z}_0}{\sigma_{\hat{z}_0}}$$

بنابراین در روش احتمال پایین‌تر از حد *آستانه* Z_tیا *pt* ، احتمالی را که این مقدار آستانه می‌تواند از طریق شانس به دست آورد به ما می‌دهد. در نهایت محدوده‌های پایین‌تر از حد آستانه یا بحرانی که به شکل نقشه ارائه می‌شود می‌تواند به وسیله تصمیم گیران به عنوان تصویری بزرگ و حفاظت شده از آنچه ممکن است در واقعیت یافت شود، تفسیر شود (Rossiter, 2014a).

پهنه‌بندی ریسک نا پارامتریک

این رویکرد با متغیرهای شاخص کار می‌کند و احتمال وقوع شاخص را به‌طور مستقیم پهنه‌بندی می‌کند. شاخص برای یک متغیر پیوسته، زمانی برابر با ۱ در نظر گرفته می‌شود که مقدار آن از یک آستانه تعریف‌شده کمتر باشد؛ بدین معنا که این حالت مقدار «درست[۲۳]» نشان می‌دهد در غیر این صورت، مقدار آن صفر است. با تولید متغیر شاخص، می‌توان با استفاده از تغییرنما، ساختار مکانی و در نهایت توزیع مکانی آن را در منطقه آشکارنمود. در این پژوهش، از کریجینگ شاخص برای شناسایی و پهنه‌بندی نواحی ریسک استفاده شد. نواحی ریسک موقعیت‌های مکانی است که غلظت عناصر غذایی از حد بحرانی (یعنی Z_K در رابطه ۸ و ۹) کمتر است. در این مطالعه، حد بحرانی برای کربن آلی خاک یک درصد، برای فسفر قابل استفاده ۱۵ میلی‌گرم بر کیلوگرم و برای پتاسیم قابل جذب ۳۳۰ میلی‌گرم بر کیلوگرم در نظر گرفته شد (Feiziasl, 2020).

ارزیابی پهنه‌بندی ریسک

در این پژوهش از روش اعتبارسنجی متقابل، روش حذف یک داده و پیش‌بینی آن[۲۴]برای ارزیابی عملکرد روش پارامتریک و ناپارامتریک استفاده شد. نحوه اجرای آن به این صورت است که یک داده مشاهداتی را کنار گذاشته (حذف می‌کنیم)، احتمال «درست» بودنِ شاخص را بر اساس سایر نقاط مشاهداتی پیش‌بینی می‌کنیم و در نهایت، این احتمال پیش‌بینی‌شده را با مقدار واقعی شاخص در آن نقطه مقایسه می‌نماییم. برای ارزیابی نتایج از منحنی مشخصه عامل گیرنده[۲۵] استفاده می‌شود. برای بررسی کارایی عملکرد روش پارامتریک به دلیل تولید احتمال پیش‌بینی در این روش، نیز می‌توان از منحنی مشخصه عامل گیرنده استفاده نمود و بر این اساس، عملکرد دو روش پارامتریک و ناپارامتریک قابل مقایسه هستند.

منحنی مشخصه عامل گیرنده از طریق ترسیم نرخ مثبت واقعی[۲۶] (TPR) در برابر نرخ مشاهدات مثبت کاذب[۲۷] (FPR) به دست می‌آید. نرخ مثبت واقعی نشان می‌دهد چه نسبتی از نمونه‌های واقعاً مثبت[۲۸]، به‌درستی مثبت پیش‌بینی شده‌اند و با رابطه زیر محاسبه می‌شود:

رابطه (۱۱)

$$TPR=\frac{TP}{(TP+FN)}$$

[23] True
[24] Leave-one-out cross-validation
[25] Receiver operating characteristic
[26] True Positive Rate
[27] False Positive Rate
[28] True Positive

در مقابل، نرخ مثبت کاذب[29] نشان‌دهنده نسبتی از نمونه‌های واقعاً منفی[30] است که به‌اشتباه مثبت پیش‌بینی شده‌اند و از رابطه زیر به دست می‌آید:

$$FPR = \frac{FP}{(TN + FP)}$$ رابطه (۱۲)

در طبقه‌بندی گسسته فقط کلاس نهاییِ پیش‌بینی‌شده ارائه می‌شود و این تنها یک نقطه در فضای ROC ایجاد می‌کند؛ اما در طبقه‌بندی‌های احتمالاتی که برای هر نمونه یک احتمال یا امتیاز تعلق به کلاس ارائه می‌شود، می‌توان با تغییر آستانه تصمیم‌گیری، نقاط مختلفی به دست آورد و از اتصال آن‌ها منحنی ROC را ترسیم کرد.

منحنی ROC رابطه بین حساسیت[31] TPR و ویژگی[32] TPR -1 را نشان می‌دهد. هرچه منحنی به گوشه بالا–چپ نمودار نزدیک‌تر باشد، عملکرد مدل بهتر است. در مقابل، یک طبقه‌بندی تصادفی معمولاً نقاط را روی خط قطری (FPR = TPR) ایجاد می‌کند؛ بنابراین، هرچه منحنی ROC به خط قطری ۴۵ درجه نزدیک‌تر باشد، دقت و توان تفکیک مدل کمتر خواهد بود. مقدار مساحت زیر منحنی مشخصه عامل گیرنده[33] نشان می‌دهد که طبقه‌بندی تا چه اندازه می‌تواند میان کلاس‌های مثبت و منفی تمایز قائل شود. این شاخص مقداری بین ۰ تا ۱ می‌گیرد. هرچه مقدار AUC بیشتر باشد، عملکرد مدل بهتر است. یک مدل کامل دارای مقدار AUC برابر با ۱ است، در حالی که یک مدل تصادفی مقدار AUC برابر با ۰٫۵ خواهد داشت (Fawcett, 2006). برای اجرای این بخش از پژوهش از بسته نرم‌افزاری pROC استفاده شد.

نتایج و بحث

آمار توصیفی ویژگی‌های خاک

از مجموع ۵۳۰ نمونه اخذ شده از کل ناحیه مورد مطالعه، بعد از حذف داده‌های پرت، تجزیه تحلیل زمین آماری بر روی ۴۷۵ نمونه برای فسفر، ۴۸۸ نمونه برای پتاسیم قابل جذب و ۵۲۵ نمونه برای کربن آلی انجام شد. آمار توصیفی ویژگی‌های مرتبط با حاصلخیزی خاک در جدول ۱ ارائه شده است. دامنه تغییرات کربن آلی خاک بین ۰/۱ تا ۳/۶۱ درصد متغیر است میانگین کربن آلی خاک حدود ۱/۳۵ درصد و ضریب تغییرات آن حدود ۳۴/۳۴ درصد است که با یافته‌های مطالعات Feiziasl (۲۰۲۰) سازگار است. مقادیر فسفر قابل استفاده (P_2O_5) در دامنه ۰/۷ تا ۲۲ میلی‌گرم بر کیلوگرم و با میانگین ۸/۶ میلی‌گرم بر کیلوگرم نشان‌دهنده‌ی پایین بودن مقدار فسفر میانگین کمتر از حد بحرانی ۱۵ میلی‌گرم بر کیلوگرم است. مقدار پتاسیم قابل جذب (K_2O) بالا بودند و در دامنه‌ی ۱۵۸ تا ۸۷۸ میلی‌گرم بر کیلوگرم قرار دارد. میانگین آن حدود ۴۷۵ میلی‌گرم بر کیلوگرم بوده که خیلی بالاتر از بحرانی ۳۳۰ پی پی ام است. چولگی مثبت برای هر سه متغیر نشان دهنده چولگی به سمت راست است و کشیدگی کمتر از ۳ برای هر سه متغییر نشان‌دهنده عدم وجود داده‌های پرت است (Hair and et al, 2018). برای ویژگی‌های کربن آلی و پتاسیم قابل جذب، ضریب تغییرات در محدود ۱۵ تا ۳۵ درصد قرار می‌گیرد و برای فسفر قابل جذب مقدار آن بیش از ۳۵ درصد است که نشان‌دهنده پراکندگی بالای این ویژگی حول میانگین است (Wilding, 1985). Feiziasl (۲۰۲۰) برای مناطق شمال و غرب و غرب ایران، ضریب تغییرات برای کربن آلی پتاسیم و فسفر قابل جذب به ترتیب ۳۹، ۳۱ و ۶۰ درصد به دست آورد؛ که با نتایج پژوهش حاضر همخوانی دارد. به نظر می‌رسد بالا بودن ضریب تغییرات فسفر قابل جذب، ناشی از مصرف غیر همگن کود در اراضی آبی و دیم و تنوع کشت گیاهان زراعی دیم و آبی در محدوده مورد مطالعه باشد.

[29] False Positive
[30] True Negative
[31] Sensitivity
[32] specificity
[33] Area under the receiver operating characteristic curve(AUC)

جدول ۱-آماره‌های خصوصیات حاصلخیزی خاک بخشی از دشت‌های کشاورزی استان کرمانشاه.

Table 1. Statistical indices of soil fertility properties of the plains in the central region of Kermanshah Province.

ویژگی خاک/ Soil Property	واحد/ unit	حداقل/ Minimum	حداکثر/ Maximum	میانه/ Median	میانگین/ Mean	انحراف استاندارد/ Standard Deviation	ضریب تغییرات/ Coefficient of Variation	چولگی/ Skewness	کشیدگی/ Kurtosis
کربن آلی خاک/ soil organic carbin	%	0.1	3.61	1.3	1.35	0.46	34.34	1.18	2.9
فسفر/ phosphorous	ppm	0.7	22.09	8.62	9.36	4.84	51.73	0.71	-0.17
پتاسیم قابل‌استفاده / available potassium	ppm	158	878	448	474.7	154.5	32.55	0.46	-0.32

تحلیل زمین آماری

به منظور بررسی روند موجود در داده‌ها، بین متغیرهای کربن آلی، فسفر و پتاسیم قابل جذب با مختصات مکانی X و Y رابطه خطی (مرتبه اول) و رابطه مرتبه دوم برقرار گردید. نتایج این روابط در جدول ۲ نشان می‌دهد که پتاسیم بالاترین ضریب تبیین در رابطه درجه دوم با مختصات مکانی دارد؛ یعنی ۱۷ درصد از تغییرات پتاسیم قابل جذب در ناحیه مورد مطالعه توسط روند ناشی از موقعیت مکانی قابل توضیح است؛ بنابراین با توجه به پایین بودن ضریب تبیین برای کربن آلی و فسفر قابل جذب، برای پیش بینی این دو متغیر از کریجینگ معمولی و برای پیش بینی پتاسیم با در نظر گرفتن روند از کریجینگ عام استفاده شد. پس از ترسیم تغییر نما، چهار مدل واریوگرام نمایی، کروی، گوسی و ماترن با پارامترسازی مایکل اشتاین بر جفت نقاط در گام‌های تعیین شده برازش داده شد. بر اساس نتایج مندرج در جدول ۳ مدل ماترن با پارامترسازی مایکل اشتاین با کمترین جمع مربعات باقیمانده (۰/۰۰۰۰۰۰۶۱، ۰/۰۰۰۲۹ و ۱۳۶/۳۷) به ترتیب برای کربن آلی، فسفر و پتاسیم قابل جذب به عنوان مدل مناسب برای برازش بر داده‌های واریوگرام تجربی خصوصیات مذکور تشخیص داده شد. البته برای تبدیل دادهای پیوسته ویژگی‌های حاصلخیزی به داده‌های گسسته (دو دویی)، داده‌های کمتر از حد بحرانی کد یک و در غیر این صورت داده‌ها کد صفر دریافت کردند و سپس تغییرنمای این داده‌های تبدیل شده محاسبه و ترسیم گردید. بر اساس حداقل مقدار جمع مربعات باقیمانده، برای داده‌های دودویی فسفر قابل استفاده مدل کروی و برای کربن آلی خاک و پتاسیم قابل جذب، مدل ماترن با پارامترسازی مایکل اشتاین به عنوان بهترین مدل برازش یافته تشخیص داده شد (جدول ۳).

جدول ۲- ضریب تبیین رابطه خطی و درجه دوم بین ویژگی‌های حاصلخیزی خاک و مختصات مکانی.

Table 2. Coefficient of determination (R^2) for linear and quadratic relationships between soil fertility properties and spatial coordinates.

ویژگی خاک/ Soil Property	ضریب تبیین/Coefficient of Determination (R^2)	
	مرتبه اول/First-order	مرتبه دوم/second-order
کربن آلی خاک/soil organic carbin	0.04	0.06
فسفر/phosphorous	0.035	0.04
پتاسیم قابل استفاده/ available potassium	0.14	0.17

پارامترهای مدل تغییرنما برای داده‌های پیوسته حاصلخیزی خاک و داده‌های دو دویی در (جدول ۳) ارائه‌شده‌اند. پارامترهای تغییرنما اثر قطعه‌ای، آستانه کل و دامنه منابع تغییرپذیری مکانی درونی (ناشی از مواد مادری خاک) و خارجی (منتج از مدیریت زراعی) را نشان می‌دهند. مقدار اثر قطعه‌ای بیانگر ریز تغییرات و خطای اندازه‌گیری است. کربن آلی خاک دارای اثر قطعه‌ای صفر است که نشان‌دهنده تغییرپذیری توضیح داده نشده ناچیز است؛ اما مقدار اثر قطعه‌ای فسفر و پتاسیم قابل جذب به ترتیب ۳/۸ و ۱۲۸۰۳ به دست آمد. دامنه تغییرنمای ویژگی‌های حاصلخیزی خاک از ۱۳۵۵ متر برای پتاسیم قابل جذب تا ۵۹۱۱ متر برای کربن آلی خاک متغیر است. مقادیر نمونه‌ها در این دامنه‌ها دارای همبستگی هستند و در فواصل بیشتر از آن به سمت تصادفی شدن می‌روند. همچنین از این دامنه می‌توان به عنوان معیاری برای انتخاب فواصل نمونه‌برداری در مطالعات بعدی در منطقه و یا مناطق مشابه استفاده کرد. به‌عنوان یک راهنمای کلی، فواصل نمونه‌برداری باید کمتر از نصف دامنه (Greve etal, 2012) و یا حدود یک سوم آن باشد (Andronikov et al, 2008)؛ بنابراین یک سوم دامنه تغییرنمای تمام ویژگی‌های خاک مورد مطالعه در گستره‌ی ۴۵۲ تا ۱۹۷۰ قرار می‌گیرد. با توجه به حداقل فاصله جفت نقاط در این مطالعه با دامنه ۲۷۹/۳ متر تا ۶۲۵/۴ متر، می‌توان گفت فواصل بین نقاط نمونه‌برداری در این تحقیق برای نشان دادن ساختار مکانی ویژگی‌های خاک مناسب است.

جدول ۳- جمع مربعات باقیمانده مدل‌های نظری برازش یافته بر تغییرنمای ویژگی‌های حاصلخیزی خاک.

Table 3. Residual sum of squares of theoretical models fitted to the semivariograms of soil fertility properties.

ویژگی خاک/Soil Property	روش کریجینگ Kriging method	مدل/model			
		کروی/spherical	مدل ماترن با Ste پارامترسازی مایکل اشتاین	نمایی/exponential	گوسی/gaussian
کربن آلی خاک/soil organic carbin	معمولی Ordinary	0.00000007	0.000000061	0.000000066	0.00000008
فسفر/available phosphorous		0.00050	0.00029	0.00031	0.00054
پتاسیم قابل استفاده/available potassium		167.48	136.37	377.53	597.89
کربن آلی خاک/soil organic carbin	شاخص Index	3.923246e-08	3.664779e-08	6.760247e-08	1.034969e-07
فسفر/available phosphorous		1.894413e-08	1.894426e-08	1.216690e-05	1.508340e-07
پتاسیم قابل استفاده/available potassium		2.707620e-08	2.555466e-08	2.669187e-08	2.931078e-08

طبق معیار Cambardella و همکاران (۱۹۹۴)، نسبت اثرقطعه‌ای به آستانه کل کمتر از ۰/۲۵، بیانگر وابستگی مکانی قوی است و اگر مقدار این نسبت بین ۰/۲۵ تا ۰/۷۵ باشد وابستگی متوسط و بیش از ۰/۷۵ وابستگی ضعیف را نشان می‌دهد. نسبت اثرقطعه‌ای به آستانه در مقادیر پیوسته کربن آلی صفر است در این جا به نظر می‌رسد بایستی نقش عوامل ذاتی مانند وضعیت اقلیم و توپوگرافی نسبت به عوامل مدیریتی مؤثرتر دانست. این نسبت در فسفر قابل جذب خاک ۰/۱۶ است که نشان دهنده وابستگی مکانی قوی این ویژگی است (جدول ۴). در پتاسیم قابل جذب این نسبت ۰/۶۵ به دست آمد که وابستگی مکانی متوسط را بیان می‌کند. این بالا بودن نسبت را می‌توان ناشی از تغییرات عوامل مدیریتی در مزرعه مانند شیوه و مقدار کود دهی در مزرعه دانست. علاوه بر این در مورد پتاسیم قابل جذب، وجود روند در موقعیت مکانی داده‌ها، می‌تواند دلیلی بر تأثیر عوامل ذاتی بر افزایش مقدار اثر قطعه‌ای باشد. در پارامترهای مدل‌های تغییرنما به‌دست‌آمده برای داده‌های دودویی ویژگی‌های کربن آلی، فسفر قابل استفاده و پتاسیم قابل جذب نیز در (جدول ۴) ارائه شده‌اند. نسبت اثر قطعه‌ای به آستانه کل، بین ۰/۰۴ تا ۰/۹۳ متغیر است (جدول ۴) بر اساس

مدل‌های تغییرنما، ویژگی که در این مطالعه دارای بیشترین مقدار دامنه بود، پتاسیم قابل جذب با طول ۱۵۲۳۸۴۲۵ متر است. همین عنصر همچنین بیشترین مقدار وابستگی مکانی را نیز با ۰/۰۴ نشان داد. فسفر قابل استفاده دارای کمترین مقدار دامنه (۱۷۰۹ متر) و مقدار وابستگی مکانی متوسط (۰/۵۸) است. بر اساس جدول ۴ داده‌های دودویی کربن آلی دارای ضعیف ترین وابستگی مکانی (۰/۹۳) و دامنه ۳۰۲۶۸ متر است. این نتایج نشان می‌دهد که تغییر ماهیت داده از پیوسته به دو دویی، بر روی پارامترهای اثر قطعه‌ای، آستانه و دامنه واریوگرام اثر می‌گذارد. در مورد پتاسیم قابل جذب و کربن آلی با وجود مدل واریوگرام یکسان، متغیر دودویی کربن آلی خاک، ساختار مکانی ضعیف را نشان داد.

جدول ۴- پارامترهای تغییرنمای ویژگی‌های حاصلخیزی خاک.

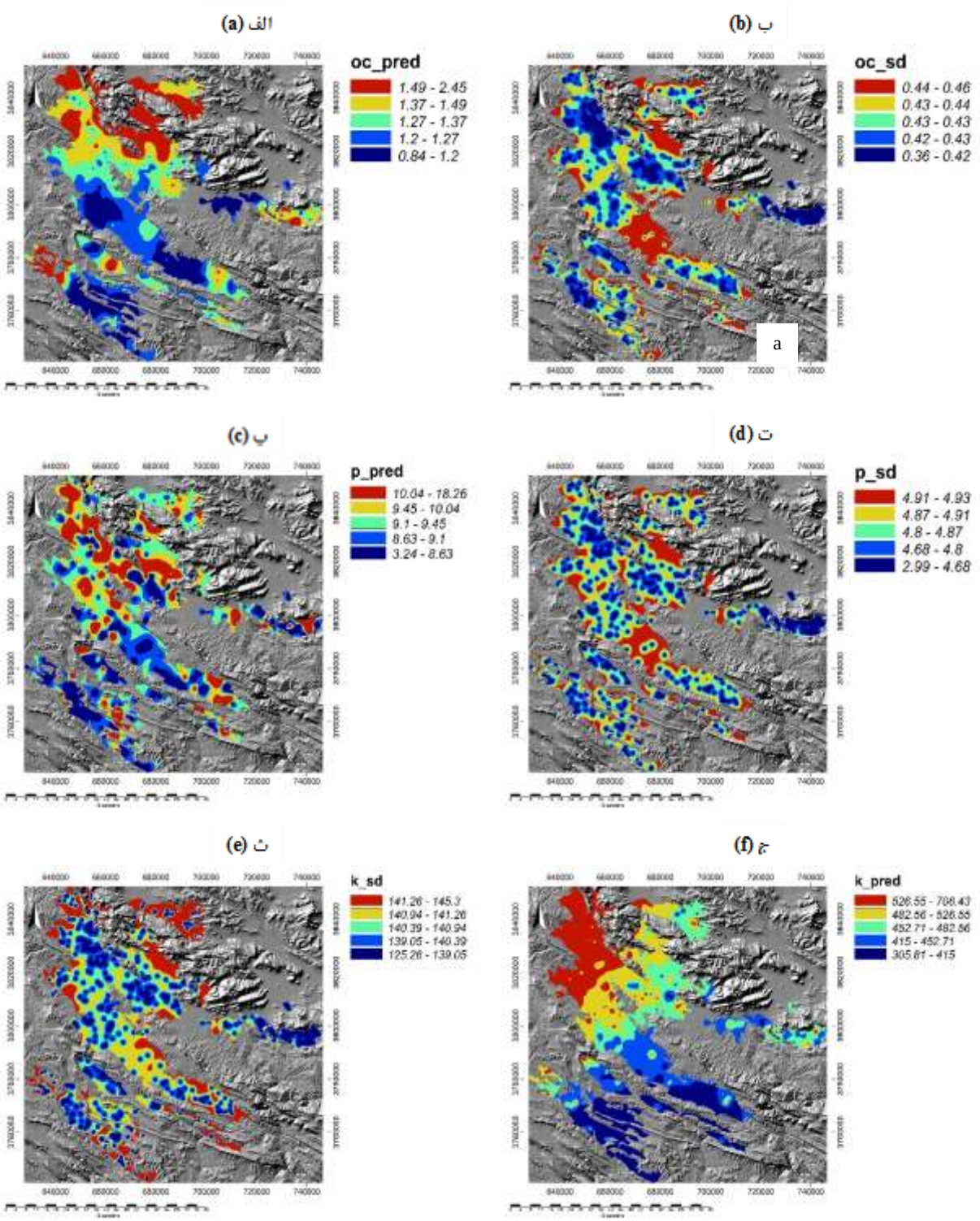
Table 4. Semivariogram parameters of soil fertility properties.

ویژگی خاک/ Soil Property	روش کریجینگ Kriging method	حداقل فاصله نمونه‌برداری/	Nugget(c_0)	Range(m)	Partial sill(c)	Variogram model	kappa	$\frac{c_0}{c_0+c}$
کربن آلی خاک/soil organic carbin	معمولی Ordinary	279.3	0	5911	0.021	Ste	0.05	0
فسفر/ available phosphorous		625.4	3.8	1416	20.2	Ste	0.2	0.16
پتاسیم قابل استفاده/ available potassium		283.2	12803	1355	6985	Ste	0.4	0.65
کربن آلی خاک/soil organic carbin	شاخص Index	279.3	0.136	30268.9	0.015	Ste	0.05	0.93
فسفر/ available phosphorous		625.4	0.077	1709/15	0.055	Sph	–	0.58
پتاسیم قابل استفاده/ available potassium		283.2	0.095	15238425	2.31	Ste	0.3	0.04

نقشه‌های پیش بینی و انحراف استاندارد به روش کریجینگ معمولی و کریجینگ عام

شکل (۲-الف، ۲-پ و ۲-ث) به ترتیب نقشه پیش بینی کربن آلی خاک، فسفر قابل استفاده و پتاسیم قابل جذب (باروش کریجینگ عام) را نشان می‌دهد. نقشه پیش‌بینی در واقع محتمل‌ترین مقدار هر متغیر حاصلخیزی خاک را نشان می‌دهد که انتظار می‌رود در هر مکان مشاهده شود. بیشترین مقدار کربن آلی خاک در قسمت‌های شمالی و بخش‌های کوچکی از غرب و شرق دشت‌های مورد مطالعه مشاهده می‌شود این الگوهای مکانی متفاوت، احتمالاً عمدتاً ناشی از تغییرات پارامترهای اقلیمی مانند دما و بارندگی و عوامل توپوگرافی مانند شیب و جهت شیب دانست چرا که در عرض شمالی منطقه بارندگی بیشتر و دما کمتر است. الگوی توزیع مکانی فسفر قابل جذب نشان می‌دهد بیشترین مقدار آن در نواحی که کشت آبی صورت گرفته مشاهده می‌شود. به نظر می‌رسد تفاوت در شیوه‌ی آبیاری، نحوه‌ی مصرف کود و مقدار آن و الگوی کشت رایج در منطقه در این توزیع مکانی نقش داشته باشد. همان‌طور که ذکر شد پتاسیم قابل جذب دارای روند مکانی است. به‌گونه‌ای که از شمال غرب به جنوب شرق کاهش مقدار پتاسیم قابل جذب مشاهده می‌شود و به نظر می‌رسد تغییرات آن بیشتر تحت تأثیر مواد مادری، مقدار و نوع رس خاک بوده و کمتر تحت تأثیر مدیریت کوددهی است. نقشه‌های انحراف استاندارد کربن آلی خاک، فسفر و پتاسیم قابل جذب به ترتیب در شکل ۲-ب، ۲-ت و ۴-ج ارائه شده است. انحراف استاندارد به عنوان شاخصی برای عدم قطعیت در منابع علمی مختلف در نظر گرفته شده است (Heuvelink, 2013). هرچه مقدار آن بالا باشد نشان‌دهنده عدم قطعیت بالای پیش بینی انجام شده برای متغیر هدف است. بررسی نقشه‌ها نشان می‌دهد نقشه انحراف استاندارد کربن آلی و فسفر قابل جذب از الگوی تقریباً مشابهی پیروی می کنند. با توجه به موقعیت مکانی داده‌های مشاهداتی در (شکل

۱) و تطابق آن با نحوه پراکنش نمونه‌ها، می‌توان گفت تعداد کم داده‌ها در برخی مناطق و پوشش کم تغییرات مکانی به همین دلیل، سبب افزایش عدم قطعیت شده است که در ناحیه مرکزی و حاشیه منطقه افزایش انحراف معیار به خوبی مشاهده می‌شود (Heuvelink, 2013). در مورد پتاسیم قابل جذب نیز توزیع غیر یکنواخت داده‌ها بر افزایش مقدار انحراف استاندارد تأثیر گذاشته است. البته حضور روند در داده‌ها و عوامل ذاتی مانند اقلیم و توپوگرافی را نمی‌توان بی‌تأثیر دانست (Breure et al,2025).

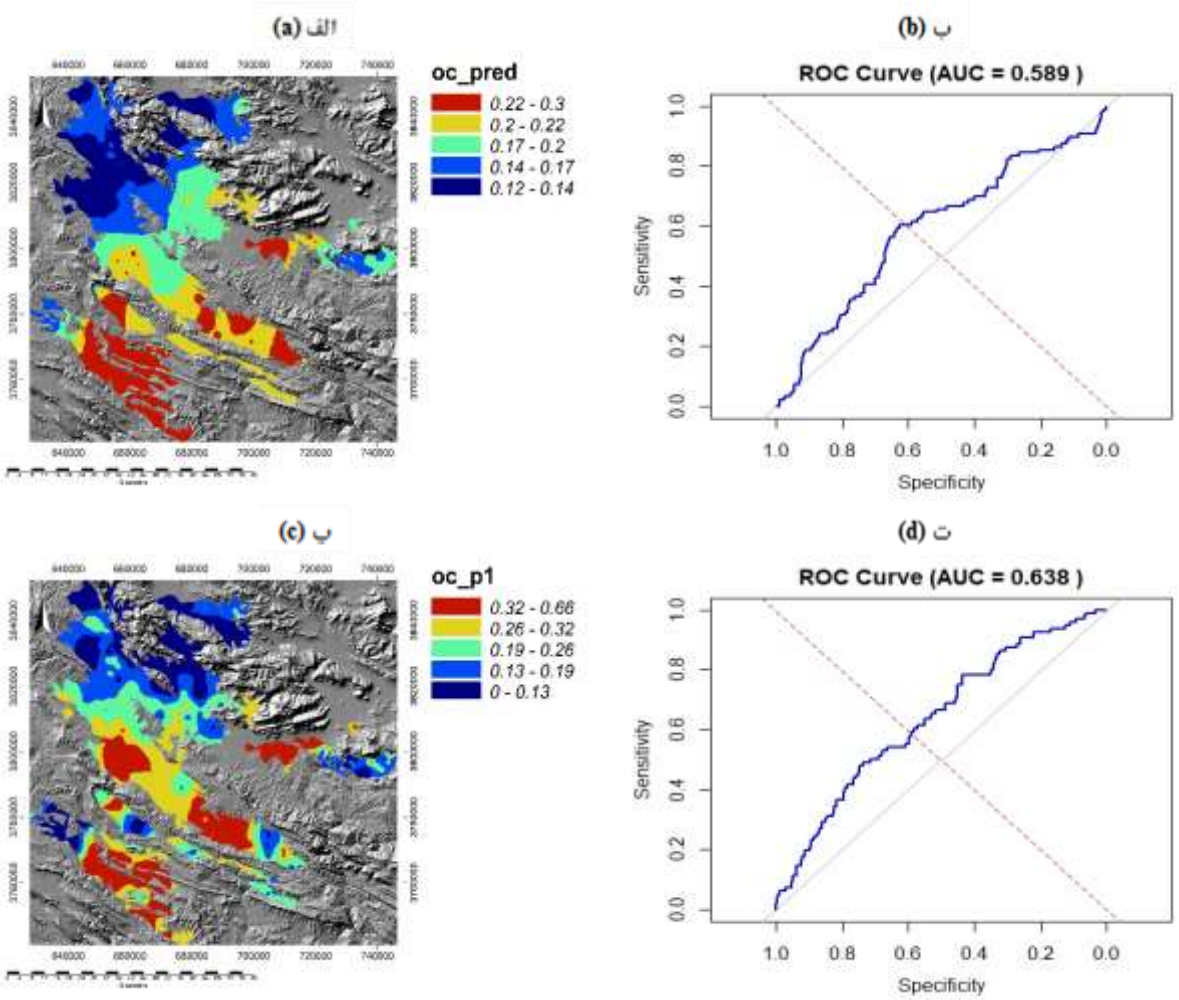


شکل ۲- الف) نقشه پیش بینی کربن آلی خاک با روش کریجینگ معمولی ، ب) نقشه انحراف استاندارد (عدم قطعیت) کربن آلی خاک، پ) نقشه پیش بینی فسفر قابل جذب با روش کریجینگ معمولی، ت) نقشه انحراف استاندارد (عدم قطعیت) فسفر قابل جذب، ث) نقشه انحراف استاندارد (عدم قطعیت) پتاسیم قابل جذب، ج) نقشه پیش بینی پتاسیم قابل جذب باروش کریجینگ عام.

Figure 2. (a) Soil organic carbon (SOC) prediction map using ordinary kriging, (b) Standard deviation (uncertainty) map of soil organic carbon, (c) Available phosphorus prediction map using ordinary kriging, (d) Standard deviation (uncertainty) map of available phosphorus, e) Standard deviation (uncertainty) map of available potassium, f) Available potassium prediction map using universal kriging.

نقشه‌های پیش بینی ریسک به روش پارامتریک و ناپارامتریک

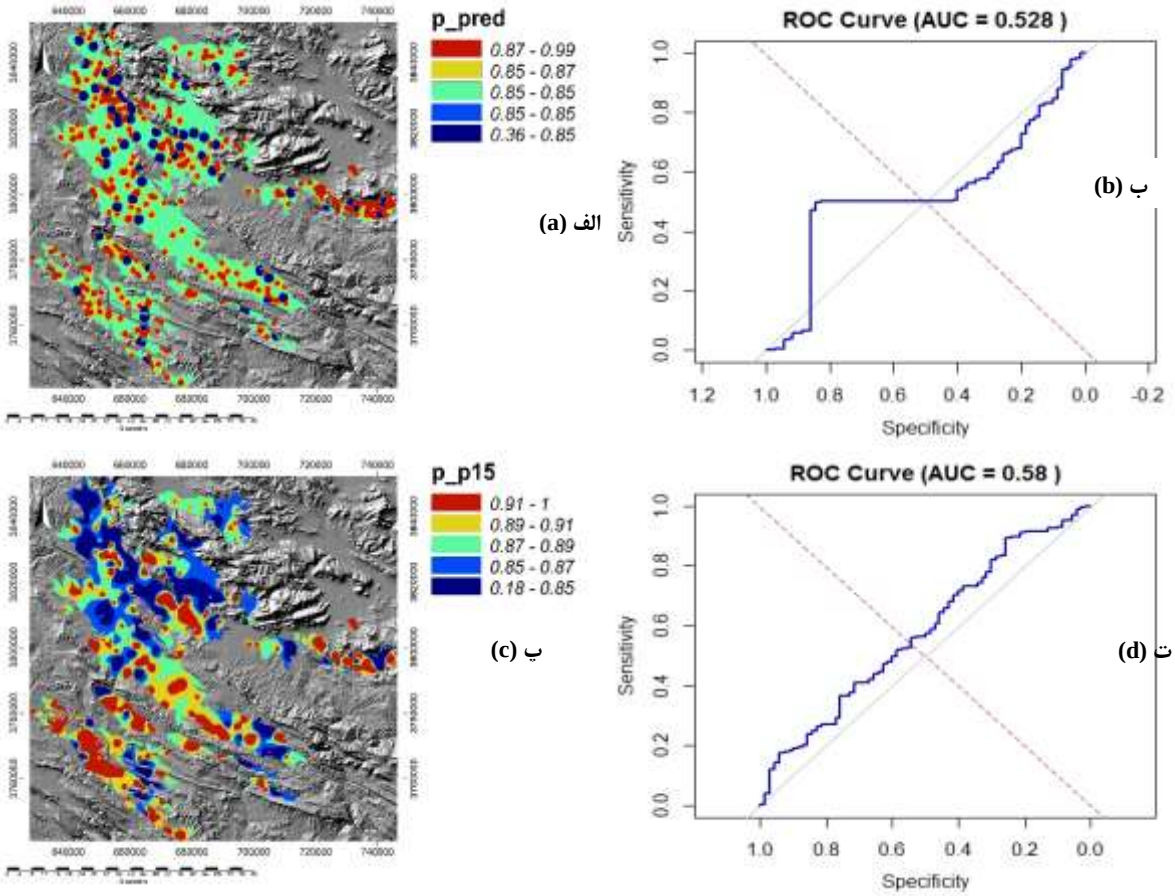
در شکل ۳- الف، نقشه ریسک به روش ناپارامتریک (کریجینگ شاخص) و درشکل ۳- پ نقشه ریسک به روش پارامتریک برای کربن آلی خاک با احتمال کمتر از ۱ درصد ارائه شده است. این نقشه‌ها نشان می‌دهند مناطقی که مقدار عددی آنها به سمت عدد یک است (مناطق مرکزی و جنوبی منطقه مورد مطالعه) به احتمال زیاد کمتر از ۱ درصد کربن آلی دارند. ناحیه شمالی محدوده مورد مطالعه به دلیل شرایط اقلیمی بهتر از لحاظ بارندگی و دما و پوشش گیاهی بیشتر، وقوع کربن آلی بیشتر از ۱ درصد محتمل‌تر است؛ که هر دو روش این وضعیت پراکنش را نشان می‌دهند. در شکل ۳- ب و ۳_ ت، منحنی‌های ROC برای هر دو روش پارامتریک ارائه شده است. نتایج نشان می‌دهد با توجه به بالا بودن مقدار مساحت زیر منحنی در روش پارامتریک (۰/۶۴) در مقابل ناپارامتریک (۰/۵۹)، عملکرد روش پارامتریک بهتر از روش ناپارامتریک است. Fatehi و همکاران (۲۰۱۷) مقدارAUC را برای کربن آلی خاک حدود ۰/۸ به دست آوردند که این اختلاف به نظر می‌رسد به دلیل تعداد کمتر و فواصل نمونه‌برداری بیشتر در مطالعه حاضر باشد.



شکل ۳- نقشه‌های احتمال و منحنی‌های مشخصه عملکرد گیرنده برای کربن آلی خاک در حد بحرانی کمتر از ۱ درصد: الف) نقشه احتمال به روش ناپارامتریک کریجینگ شاخص، ب) منحنی ROC برای ارزیابی روش ناپارامتریک، پ) نقشه احتمال به روش پارامتریک، و ت) منحنی ROC برای ارزیابی روش پارامتریک.

Figure 3. Probability maps and receiver operating characteristic curves of soil organic carbon at the critical threshold of less than 1%: (a) probability map using the non-parametric method, i.e., indicator kriging; (b) ROC curve for evaluating the non-parametric method; © probability map using the parametric method; and (d) ROC curve for evaluating the parametric method.

شکل (۴-الف)، نقشه ریسک به روش ناپارامتریک (کریجینگ شاخص) و (شکل ۴-پ)، نقشه ریسک به روش پارامتریک برای فسفر قابل استفاده با احتمال کمتر از ۱۵ پی پی‌ام را نشان می‌دهد. شکل ۴-الف بیانگر این است که نواحی نزدیک به نقاط مشاهداتی به دلیل نزدی بودن به مقدار یک، در برخی نواحی بالاترین و در برخی کمترین احتمال کمبود این عنصر غذایی است را نشان می‌دهد که حاکی از تصادفی بودن مدل بوده و کریجینگ شاخص نتوانسته است پیش بینی و عملکرد قابل قبولی به دلیل مساحت منحنی نزدیک ۰/۵ از خود نشان دهد (شکل ۴-ب). بر اساس نقشه ریسک به روش پارامتریک (شکل ۴-پ) نواحی مرکزی و جنوبی منطقه موردمطالعه با احتمال زیادی که در راهنمای نقشه آمده است، مقدار فسفر قابل استفاده آنها کمتر از حدبحرانی ۱۵ پی پی ام است. یکی از دلایل آن را مدیریت کودهی متفاوت در شرایط دیم و آبی و نحوه مصرف کود ذکر نمود. شکل ۴-ت، در منحنی ROC، مقدار مساحت زیر منحنی در روش پارامتریک (۰/۵۸) نشان داده شده است. هر چند مقدار آن نشان‌دهنده عملکرد ضعیف مدل است اما بیانگر عملکرد بهتر روش پارامتریک نسبت به روش ناپارامتریک است. یکی از دلایل پایین بودن کارایی عملکرد به ویژه در کریجینگ شاخص تعداد کم نمونه‌ها و فواصل کم آنها ذکر نمود (Fatehi et al, 2017).



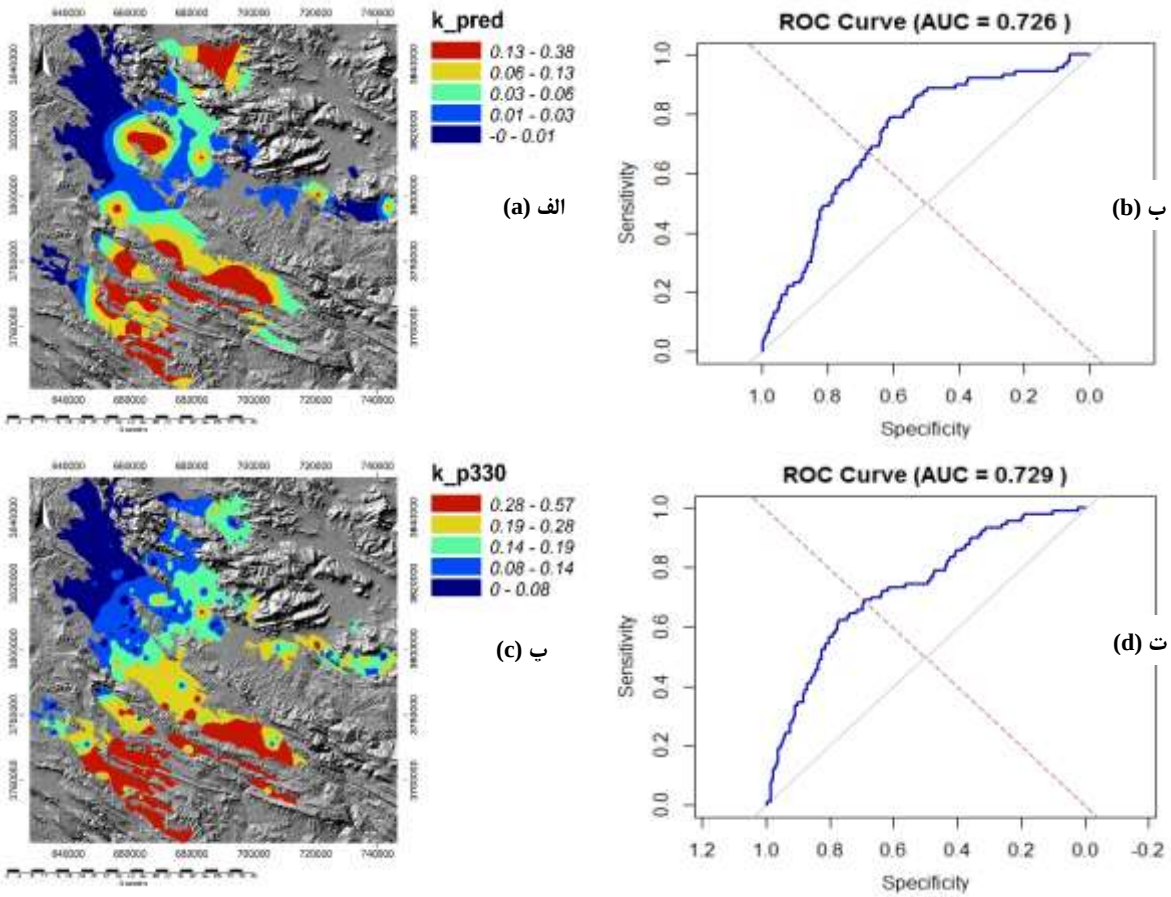
شکل ۴- نقشه‌های احتمال و منحنی‌های مشخصه عملکرد گیرنده برای فسفر قابل جذب در حد بحرانی کمتر از ۱۵ پی پی ام: الف) نقشه احتمال به روش ناپارامتریک کریجینگ شاخص، ب) منحنی ROC برای ارزیابی روش ناپارامتریک، پ) نقشه احتمال به روش پارامتریک، و ت) منحنی ROC برای ارزیابی روش پارامتریک.

Figure 3. Probability maps and receiver operating characteristic curves of Available phosphorus at the critical threshold of less than 15 ppm: (a) probability map using the non-parametric method, i.e., indicator kriging; (b) ROC curve for evaluating the non-parametric method; © probability map using the parametric method; and (d) ROC curve for evaluating the parametric method.

در شکل (۵- الف)، نقشه ریسک به روش ناپارامتریک (کریجینگ شاخص) و درشکل ۵- پ نقشه ریسک به روش پارامتریک برای پتاسیم قابل جذب با احتمال کمتر از حد بحرانی ۳۳۰ پی پی ام ارائه شده است. در نقشه پهنه‌بندی ریسک با کریجینگ شاخص علاوه بر نواحی جنوبی بخشی از مرکز و شمال منطقه دارای احتمال کمبود پتاسیم قابل جذب

کمتر از حد بحرانی است اما در نقشه حاصل از کریجینگ پارامتریک فقط نواحی جنوبی و جنوب شرقی ناحیه مورد مطالعه با توجه به راهنمای نقشه که مقدار عددی آنها به سمت عدد یک است به احتمال زیاد دارای کمبود پتاسیم را نشان می‌دهد. شاید یکی از دلایل آن در نظر گرفتن حضور روند یعنی به حساب آوردن تغییرات ذاتی مکانی پتاسیم قابل جذب با توجه به مختصات مکانی در روش پارامتریک باشد؛ اما در هرصورت در این نقشه‌های پهنه بندی ریسک نبایستی مدیریت کوددهی در مزرعه و نحوه مصرف کود و حتی الگوی کشت در منطقه را نادیده گرفت. در شکل ۵-ب و ۵-ت منحنی‌های ROC به ترتیب برای هر دو روش پارامتریک ارائه شده است نتایج نشان می‌دهد مقدار مساحت زیر منحنی در هر دو روش پارامتریک و ناپارامتریک تقریباً یکسان است (AUC≈0.73) که بیانگر عملکرد مشابه هر دو روش است. LarkوFerguson (۲۰۰۴) با مقایسه روش کریجینگ شاخص و روش کریجینگ گسسته دریافتند دو روش را نمی‌توان به طور کلی بر دیگری ترجیح داد. پژوهشگران مختلف نیز بر توانایی کریجینگ شاخص در ارائه نقشه ریسک بر اساس حدود بحرانی عناصر غذایی صحه گذاشته اند که با نتایج پژوهش حاضر در خصوص پهنه‌بندی ریسک پتاسیم قابل جذب با کریجینگ شاخص هم خوانی دارد (Fatehi et al, 2017; Liu et al. 2016)؛ اما بررسی منابع در سطح ملی و بین‌المللی نشان داد در خصوص مقایسه دو روش پارامتریک و ناپارامتریک (کریجینگ شاخص) تحقیقی صورت نگرفته است.

.



شکل ۵- نقشه‌های احتمال و منحنی‌های مشخصه عملکرد گیرنده برای پتاسیم قابل جذب در حد بحرانی کمتر از ۳۳۰ پی پی ام: الف) نقشه احتمال به روش ناپارامتریک کریجینگ شاخص، ب) منحنی ROC برای ارزیابی روش ناپارامتریک، پ) نقشه احتمال به روش پارامتریک و ت) منحنی ROC برای ارزیابی روش پارامتریک.

Figure 4. Probability maps and receiver operating characteristic curves for available potassium at the critical threshold of less than 330 ppm: (a) probability map using the non-parametric method, i.e., indicator kriging; (b) ROC curve for evaluating the non-parametric method; © probability map using the parametric method; and (d) ROC curve for evaluating the parametric method.

نتیجه گیری

نقشه‌هایی ریسک ویژگی‌های حاصلخیزی خاک، یک گام مکمل پس از تهیه نقشه‌های حاصلخیزی خاک است که شفافیت مدل را افزایش داده و اعتماد کاربران را جلب نموده و به عنوان ابزار تصمیم‌گیری برای محققان، کشاورزان و برنامه‌ریزان کاربری زمین عمل می‌کند و توصیه‌های کودی هدفمند و شیوه‌های مدیریت پایدار خاک را ممکن می‌سازند. در این تحقیق از دو روش پارامتریک (استفاده از کریجینگ معمولی و سپس برآورد احتمال پایین بودن مقدار واقعی یک متغیر از حد آستانه با استفاده از توزیع t) و ناپارامتریک (استفاده از کریجینگ شاخص) برای تهیه نقشه‌های ریسک ویژگی‌های حاصلخیزی خاک استفاده شد. نتایج این تحقیق نشان داد روش پارامتریک نسبت به روش ناپارامتریک در پهنه بندی ریسک خصوصیات کربن آلی خاک و فسفر قابل استفاده کارایی بیشتری داشت اما در مورد پتاسیم قابل جذب کارایی هر دو روش یکسان بود. این تفاوت در کارایی مدل‌ها را می‌توان به تعداد کم نمونه‌ها و پراکنش آنها در منطقه و توان مدل‌ها در نشان دادن ساختار مکانی و عوامل مدیریتی و ذاتی خاک نسبت داد. به طور کلی روش ناپارامتریک (کریجینگ شاخص) دارای معایبی از قبیل از دست رفتن اطلاعات به دلیل گسسته‌سازی داده‌ها و گاهی برآورد احتمالات بزرگتر از یک یا منفی است که می‌تواند بر عملکرد مدل تأثیر بگذارد (Rossiter, 2014a)؛ بنابراین، تحقیقاتی در زمینه پهنه بندی ریسک عناصر غذایی و سایر ویژگی خاک به روش پارامتریک با برآورد عدم قطعیت به روش مونت کارلو و شبیه‌سازی زمین آماری توصیه می‌شود.

تشکر و قدردانی

نگارندگان این مقاله بر خود لازم می‌دانند از همکاری معاونت بهبود تولیدات گیاهی سازمان جهاد کشاورزی استان کرمانشاه بابت تأمین اعتبار این پژوهش و همچنین از کارشناسان پهنه شهرستان، صمیمانه تشکر و قدردانی نمایند.

تعارض منافع

نویسندگان اعلام می دارند هیچگونه تعارض منافعی در رابطه با انتشار این مقاله وجود ندارد.

References

1. 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. https://link.springer.com/article/10.1023/A:1005261522465.
2. Arslan, H. 2018. Spatial and temporal mapping of groundwater salinity using ordinary kriging and indicator kriging: The case of Bafra Plain, Turkey. Agricultural Water Management, 113, pp.57–63. https://doi.org/10.1016/j.agwat.2012.06.015
3. Askari, S., Owliaie, H., Safari, Y. and Sedghi Asl, M. (2019). Spatial variability of some soil fertility characteristics as affected by land use change, Yasouj region. *Journal of Soil Management and Sustainable Production*, 9(1), 65-81.https://doi.org/10.22069/ejsms.2019.15037.1814. (In Persian)
4. Brady, N.C. and Weil, R.R., 2016. *The nature and properties of soils*. 15th ed. Pearson. Available at:https://www.pearson.com/en-us/subject-catalog/p/nature-and-properties-of-soils/P200000003364.
5. Breure, T.S., Webster, R., Haefele, S.M., Hannam, J.A., Corstanje, R. & Milne, A.E.2025. The effect of uncertainty in predictions of nutrient concentrations from soil spectra on variable-rate fertilizer applications. Geoderma. 462. 117504. https://doi.org/10.1016/j.geoderma.2025.117504.
6. Burgess, T.M. and Webster, R., 1980. Optimal interpolation and isarithmic mapping of soil properties. I. The semi-variogram and punctual kriging. *Journal of Soil Science*, 31(2), pp.315–331. https://doi.org/10.1111/j.1365-2389.1980.tb02084.x
7. Cambardella, C.A., Moorman, T.B., Novak, J.M., Parkin, T.B., Karlen, D.L., Turco, R.F., Konopka, A.E., 1994. Field-scale variability of soil properties in central Iowa soils. *Soil Sci. Soc. Am. J.* 58, 1501–1511.https:// chrome-extension://efaidnbmnnnibpcajpcglclefindmkaj/https://www.ars.usda.gov/ARSUserFiles/60820000/Manuscripts/1994/Man330.pdf.
8. Chu, H.J., Lin, Y.P. and Chang, T.K., 2019. Delineating the hazard zone of multiple soil pollutants by multivariate indicator kriging (MIK) in agricultural soils. *Geoderma*, 158, pp.242–251. https://doi.org/10.1016/j.geoderma.2010.05.003
9. Greve, M.H., Kheir, R.B., Greve, M.B. and Bøcher, P.K., 2012. Using digital elevation models as an environmental predictor for soil clay contents. Soil Science Society of America Journal, 76(6), pp.2116-2127. https://acsess.onlinelibrary.wiley.com/doi/abs/10.2136/sssaj2010.0354.
10. Fatehi, SH. 2012. Spatial variability of organic carbon, available potassium and phosphorous in Eslamabad-Gharb agriculture research station, Kermanshah province. Agronomy Journal (Pajouhesh & Sazandegi), 97: 29-38. https://ecc.isc.ac/showJournal/22846/30991/546979. (In Persian).
11. fatehi, SH., Kafashi, A.K. and Ahmadi, GH.H.2017. Probability mapping of Deficiency or Excess of Soil Available Phosphorus and Organic Carbon by Indicator Kriging. *Applied Soil Research*, 5(1), 67-78. https://asr.urmia.ac.ir/article_20299.html?lang=en. (In Persian)
12. Fawcett, T. 2006. An introduction to ROC analysis. Pattern Recognition Letters, 27(8), 861–874. https://doi.org/10.1016/j.patrec.2005.10.010
13. Feiziasl, V. (2020). Evaluation of Soil Fertility Status in Northwest of Iran drylands by Nutrient Index Value (NIV). *Water and Soil*, 34(4), 897-919. https://doi.org/10.22067/jsw.v34i4.84165. (In Persian)
14. Gökmen,V., Sürücü, A., Budak, M. and Volkan Bilgili, A.2023. Modeling and mapping the spatial variability of soil micronutrients in the Tigris basin. Journal of King Saud University – Science, 35: 102724. https://doi.org/10.1016/j.jksus.2023.102724
15. Goovaerts, P. 1997.*Geostatistics for Natural Resources Evaluati*on, New York, Oxford University Press.
16. Hair, J.F., Black, W.C., Babin, B. J., and Anderson, R.E. 2018. Multivariate Data Analysis (8th ed.). Cengage Learning. https://www.cengage.com/c/multivariate-data-analysis-8e-hair/

17. Havlin, J. L., Tisdale, S. L., Nelson, W. L., & Beaton, J. D. (2014). *Soil Fertility and Fertilizers: An Introduction to Nutrient Management* (8th Ed.). Pearson Education.
18. Heuvelink, G., 2013. Uncertainty quantification of GlobalSoilMap products. In: Proceedings of the 1st GlobalSoilMap Conference: Basis of the global spatial soil information system. Orléans, France, 7–9 October 2013, pp.335–340. https://www.globalsoilmap.org/
19. Hosseini, S.Z., Kappas, M., Bodaghabadi, M.B., Chahouki, M.A.Z. and Khojasteh, E.R.2014. Comparison of different geostatistical methods for soil mapping using remote sensing and environmental variables in Poshtkouh rangelands, Iran. *Polish Journal of Environmental Studies*, 23(3), pp.737–751. https://www.pjoes.com/Comparison-of-Different-Geostatistical-Methods-for-Soil-Mapping-Using-Remote,89144,0,2.html
20. Isaaks, E.H. and Srivastava, R.M., 1989. *An introduction to applied geostatistics*. Oxford University Press. Available at: https://global.oup.com/academic/product/an-introduction-to-applied-geostatistics-9780195050134
21. Jalali,GH., Tehrani, M.M., Broomand, N. and Sanjari, S.2013. Comparison of Geostatistical Methods for Mapping the Spatial Distribution of Some Nnutrients in the East of Mazandaran Province. *Journal of Soil Research*, 27(2):195-204. https://10.22092/ijsr.2013.126244. (In Persian).
22. Journel, A. G. and Huijbregts, C. J.1976. *Mining geostatistics*, New York, Academic Press, ISBN 1930665911.
23. Katili, H.A., Sariani, and Ongky. 2025. Spatial distribution of nutrients to determine soil fertility in mixed farming based on geostatistical Kriging. *Journal of Degraded and Mining Lands Management*, 12(3):7723-7738. https://doi.org/10.15243/jdmlm.2025.120.7723
24. Keskin, H. and Grunwald, S., 2018. Regression kriging as a workhorse in the digital soil mapper's toolbox. *Geoderma*, 326, pp.22–41. https://doi.org/10.1016/j.geoderma.2018.04.004
25. Lark P.M., and Ferguson R.B. 2004. Mapping risk of soil nutrient deficiency or excess by disjunctive and indicator kriging. *Geoderma*, 118: 39–53. https://doi.org/10.1016/S0016-7061(03)00168-X
26. Liu, R., Xu, F., Yu,W., Shi, J., Zhang, P., & Shen, Z.2016. Analysis of field-scale spatial correlations and variations of soil nutrients using geostatistics.*Environ Monit Assess*, 188: 126. https://doi.org/10.1007/s10661-016-5130-9.
27. Lotfollahi, L., Delavar, M. A., & Jamshidi, M. 2020. Introduction of different sampling methods in digital soil mapping studies. *Applied Soil Research*, *8*(3), 202-219. (In Persian).
28. McGill, R., Tukey, J.W. and Larsen, W.A.1978.Variations of Box Plots. The American Statistician, 32, 12-16.https://doi.org/10.2307/2683468
29. Marjovvi, A. R., & Mashayekhi, P. 2024. Spatial variability assessment of some soil nutrient elements using geostatistical methods (Case study: Chadegan, Isfahan province). *Iranian Journal of Soil and Water Research*, 55(6), 1001-1016. https://doi.org/10.22059/ijswr.2024.373779.669677. (In Persian)
30. Matérn, B., 1960. *Spatial variation*. *Meddelanden från Statens Skogsforskningsinstitut*, 49(5), 1-44.https://www.su.se/polopoly_fs/1.517220.1607438106!/menu/standard/file/MaternSpatialVariation_sm.pdf
31. McBratney, A.B., Mendonça-Santos, M.L. and Minasny, B., 2003. On digital soil mapping. *Geoderma*, 117(1–2), pp.3–52.: https://doi.org/10.1016/S0016-7061(03)00223-4
32. Mondejar, J.P. and Tongco, A.F., 2019. Estimating topsoil texture fractions by digital soil mapping—a response to the long outdated soil map in the Philippines. *Sustainable Environment Research*, 29(1), pp.1–20. https://doi.org/10.1186/s42834-019-0015-8
33. Moshiri, F., Balali, M. R., Rejali, F. and sedaghat, A. 2022. A Framework for Integrated Soil Fertility and Plant Nutrition Management in Iran. *Land Management Journal*, 10(1), 17-35. https://doi.org/10.22092/lmj.2022.124054. (In Persian)
34. Nabiollahi, K. , Moradian, S. and Taghizadeh-Mehrjardi, R. 2017. Mapping of Soil Salinity and Sodicity Hazard Using Indicator Krijing in Ghorveh, Kurdistan Province. *Iranian Journal of Soil Research*, *31*(1), 103-115. https://doi.org/10.22092/ijsr.2017.110351. (In Persian)
35. Olsen, S.R. and Sommers, L.E., 1982. Phosphorus. In: A.L. Page, ed. Methods of soil analysis. Madison, WI: Soil Science Society of America, pp.403–430.

https://doi.org/10.2134/agronmonogr9.2.2ed.c24

36. Rezaei, H., Esmaeel Nejad, L., Saadat, S. and Malaki, P. 2018. Mapping of Effective Parameters on Paddy Soils Fertility Quality for Optimum Management of Fertilizer Application. *Journal of Water and Soil Conservation*, 25(4), 259-274. https://doi.org/10.22069/jwsc.2018.14693.2965
37. Rossiter, D.G., 2014a. *Applied geostatistics: Geostatistical risk mapping*. University of Twente, Faculty of Geo-Information Science and Earth Observation (ITC). Available at: https://www.itc.nl/personal/rossiter/teach/R_spatial/GEOSTATS/
38. Rossiter, D.G., 2014b. *Applied geostatistics: Predicting from point samples (Part 2)*. University of Twente, Faculty of Geo-Information Science and Earth Observation (ITC). Available at: https://www.itc.nl/personal/rossiter/teach/R_spatial/GEOSTATS/
39. Panday, D., Maharjan, B., Chalise, D., Shrestha, R.K. and Twanabasu, B., 2018. Digital soil mapping in the Bara district of Nepal using kriging tool in ArcGIS. *PLoS ONE*, 13(10), p.e0206350. https://doi.org/10.1371/journal.pone.0206350
40. Santra, P., Kumar, M. and Panwar, N., 2017. Digital soil mapping of sand content in arid western India through geostatistical approaches. *Geoderma Regional*, 9, pp.56–72. https://doi.org/10.1016/j.geodrs.2017.04.001.
41. Shahbazi, K. and Besharati, H. 2013. Overview of Agricultural Soil Fertility Status of Iran. *Land Management Journal*, 1(1), 1-15. https://doi.org/10.22092/lmj.2013.100072. (In Persian)
42. Stein, M.L., 1999. *Interpolation of spatial data: Some theory for kriging*. New York: Springer. Available at: https://doi.org/10.1007/978-1-4612-1494-6
43. Stevenson, F. J. (1994). *Humus Chemistry: Genesis, Composition, Reactions* (2nd ed.). John Wiley & Sons.
44. Sun, X.L., Yang, Q., Wang, H.L. and Wu, Y.J., 2019. Can regression determination, nugget to sill ratio and sampling spacing determine relative performance of regression kriging over ordinary kriging? *Catena*, 181, p.104092. https://doi.org/10.1016/j.catena.2019.104092
45. Tehrani, M. M., Balali, M. R., Moshiri, F. and Daryashenas, M. 2012. Fertilizer Recommendation and Forecast in Iran: Challenges and Strategies. *Iranian Journal of Soil Research*, 26(2), 123-144. https://doi.org/ 10.22092/ijsr.2012.126365. (In Persian)
46. Tisdale, S. L., Nelson, W. L., Beaton, J. D., & Havlin, J. L. 1993. *Soil Fertility and Fertilizers* (5th ed.). Macmillan Publishing Company
47. Walkley, A. and Black, I.A., 1934. An examination of the Degtjareff method for determining soil organic matter, and a proposed modification of the chromic acid titration method. *Soil Science*, 37, pp.29–38. https://doi.org/10.1097/00010694-193401000-00003.
48. Wani, M.A. et al. (2013) 'Mapping of Soil Micronutrients in Kashmir Agricultural Landscape Using Ordinary Kriging and Indicator Approach', Journal of the Indian Society of Remote Sensing, 41(2), pp. 319–329. https://doi.org/10.1007/s12524-012-0242-3
49. Webster, R. and Oliver, M.A., 2007. *Geostatistics for environmental scientists*. 2nd ed. Chichester: Wiley. https://doi.org/10.1002/9780470517277
50. Wilding, L.P., 1985. Spatial variability: Its documentation, accommodation and implication to soil surveys. In: *Soil spatial variability*. Wageningen: Pudoc, pp.166–194.