دانشگاه گنبدکاووس
نشریه "حفاظت زیست‌بوم گیاهان"
دوره هشتم، شماره هفدهم
http://pec.gonbad.ac.ir

علمی-پژوهشی

ارزیابی جنگل بلوط تحت حفاظت و تخریب: رویکرد زمین‌آماری مبتنی بر خاک و تنوع گیاهی

مهدی حیدری [*1]، امید کرمی [2]، نورالدین رستمی [3]، مرزبان فرامرزی [4]

[1] دانشیار گروه علوم جنگل، دانشکده‌ی کشاورزی، دانشگاه ایلام، ایلام
[2] کارشناس اداره منابع طبیعی، اداره کل منابع طبیعی و آبخیزداری استان ایلام، ایلام
[3] دانشیار گروه مرتع و آبخیزداری، دانشکده‌ی کشاورزی، دانشگاه ایلام، ایلام
[4] دانشیار گروه مرتع و آبخیزداری، دانشکده‌ی کشاورزی، دانشگاه ایلام، ایلام

تاریخ دریافت: ۱۳۹۸/۱۱/۱۹ تاریخ پذیرش: ۱۳۹۹/۴/۱۵

چکیده

بررسی مشخصات خاک و پوشش گیاهی فراهم‌کننده اطلاعات‌پایه و اساسی در فرآیند حفاظت و احیای اراضی در اکوسیستم‌های جنگلی جنگل است؛ بنابراین با توجه به اهمیت موضوع، پراکنش خصوصیات مختلف خاک و تنوع گیاهی در قسمتی از جنگل‌های بلوط شهرستان ایلام در رابطه با مدیریت حفاظتی و تخریب با استفاده از روش‌های زمین‌آماری بررسی شد. در ابتدا در هر منطقه ۵۰ قطعه‌نمونه به روش تصادفی سیستماتیک تعیین شد. در هر قطعه‌نمونه درصد پوشش گونه‌های گیاهی مشخص شد. همچنین نمونه‌های خاک (عمق صفر تا ۲۰ سانتی‌متری) با انتخاب سه‌نقطه تصادفی در هر قطعه‌نمونه جمع‌آوری گردید. پس از برداشت و محاسبه خصوصیات مختلف خاک و شاخص‌های تنوع گیاهی زیراشکوب، **صحت و دقت روش‌های کریجینگ و معکوس فاصله وزنی (IDW) در برآورد متغیرها بررسی شد. سپس نقشه پراکنش** متغیرهایی که صحت برآوردی در آن‌ها قابل‌قبول بود تهیه شد. نتایج نشان داد که از بین خصوصیات خاک و نیز متغیرهای **تنوع، غنا و یکنواختی وابستگی مکانی وجود دارد و نقشه پراکنش آن‌ها با دقت مناسب قابل تهیه است. نقشه پراکنش خصوصیات درصد رطوبت اشباع (روش IDW)، شوری خاک (روش کریجینگ)، منیزیم محلول (روش IDW)، کلسیم محلول (روش کریجینگ)، درصد آهک (روش IDW)، فسفر کل (روش IDW)، درصد کربن آلی (روش کریجینگ)، وزن مخصوص ظاهری (روش IDW)، میزان لاشبرگ (روش IDW)، درصد ازت کل (روش IDW) و شاخص تنوع شانون وینر (روش کریجینگ) که دارای صحت و دقت برآوردی مناسبی بودند (R^2>۰/۵) تهیه شد. نتایج این مطالعه نشان داد که تخریب رویشگاه سبب ضعیف شدن ساختار مکانی خصوصیات خاک و تنوع پوشش گیاهی می‌شود.**

* نویسنده مسئول: M_heydari23@yahoo.com

[Downloaded from pec.gonbad.ac.ir on 2026-11-03]

واژه‌های کلیدی: **پوشش گیاهی، پراکنش مکانی، واریوگرافی، کریجینگ، زاگرس**

مقدمه

جنگل‌های زاگرس نقش مهمی در حفاظت آب‌وخاک و مهیاکردن شرایط زیستی برای جوامع انسانی و تولید محصول‌های فرعی دارند (Heydari et al., 2016). عوامل مختلف تخریبی ازجمله دامداری، قطع درختان و باز شدن تاج، تغییر کاربری و نیز برخی مدیریت‌های نامناسب اعمال‌شده در مناطق جنگلی ازجمله در ناحیه رویشی زاگرس خصوصیات خاک و پوشش گیاهی را دچار تغییر کرده و سلامت، پایداری و عملکرد این اکوسیستم باارزش را با چالش جدی مواجه کرده است.

ناهمگنی و تغییرات مکانی خصوصیات فیزیکی و شیمیایی خاک از ویژگی‌های اکوسیستم‌های طبیعی محسوب می‌گردد (Jordán et al., 2003) اما چگونگی این تغییرات پس از تخریب و مدیریت کمتر موردتوجه قرارگرفته است. ازآنجایی‌که حضور گونه‌های گیاهی تحت تأثیر ویژگی‌های رویشگاه به‌ویژه ویژگی‌های فیزیکی، شیمیایی و بیولوژیکی خاک می‌باشند (Holmes and Matlack, 2018)، لذا باید در بازسازی رویشگاه‌های جنگلی تخریب‌شده، به مساعد کردن ویژگی‌های رویشگاه نیز توجه نمود و به نحوی عمل کرد که شرایط رویشگاه با توجه به نیاز گونه‌ها اصلاح گردند (Ewald, 2003). به دلیل اینکه خاک محیطی ناهمسانگرد است تغییرپذیری افقی و عمودی آن قابل‌ملاحظه بوده و نمی توان این تغییرات را نادیده گرفت، ازاین‌رو خاک به‌عنوان یکی از عوامل مهم و مؤثر در پراکنش گیاهان و جوامع گیاهی محسوب می‌شود (Ugolini, and Edmonds, 1983). زمین‌آمار ابزار قدرتمندی را برای تعیین این تغییرپذیری فراهم می‌کند. روش‌های تحلیلی زمین‌آمار به‌طور گسترده‌ای برای بررسی تغییرات متغیرهای مکانی ناحیه‌ای کاربرد دارند (Bellehumeur et al., 2000). کاربرد زمین‌آمار در علوم خاک در دهه ۱۹۸۰ آغاز شد (Burgess and Webster, 1980) به‌طوری‌که در سال‌های اخیر استفاده از این روش‌ها برای برآورد خصوصیات فیزیکی، شیمیایی و زیستی خاک افزایش‌یافته است (Karahan, and Erşahin, 2018). زمین‌آمار یکی از رایج‌ترین ابزارهای مورداستفاده برای ارزیابی تغییرات فضایی خاک می‌باشد. در دهه اخیر داده‌های به‌دست‌آمده از سیستم موقعیت‌یاب جهانی (GPS)، GIS و Geostatistic نقش مهمی برای مطالعه توزیع مکانی ویژگی‌های خاک داشته‌اند و نتایج اغلب نشان می‌دهد که تغییر خصوصیات خاک می‌تواند در فاصله‌های مختلف رخ دهد (Ismail and Junusi, 2009). ارزیابی تغییرات فضایی خاک برای درک بهتر روابط پیچیده بین خصوصیات خاک و پوشش گیاهی و مدیریت احیایی پس از اختلال امری ضروری است که کمتر موردتوجه قرارگرفته است (Hernandez-Stefanoni and Ponce-Hernandez, 2006; Mohammad et al., 2010;). مطالعات انجام‌شده با بهره‌گیری از روش‌های زمین‌آمار به‌منظور بررسی تغییرپذیری

[Downloaded from pec.gonbad.ac.ir on 2026-11-03]

خصوصیات خاک و تهیه نقشه متغیرهای خاک نشان‌دهنده پتانسیل قابل‌قبول این روش‌ها برای این منظور است. وو و همکاران (Wu et al., 2008) در مطالعه‌ای بر روی پراکنش مقدار ماده آلی در خاک های شمال شرق چین نشان داد که روش کریجینگ معمولی می‌تواند توزیع مکانی ماده آلی خاک را به دقت برآورد کند. چانگ و همکاران (Chang et al., 2009) نیز با استفاده از روش‌های زمین‌آمار، تغییرپذیری مکانی برخی از خصوصیات شیمیایی خاک را در اطراف دریای زرد در چین موردبررسی قراردادند. این محققین گزارش کردند که دامنه وابستگی مکانی خصوصیات مختلف خاک از یکدیگر متفاوت است. کوچ و همکاران (۱۳۹۱) در بررسی ساختار مکانی خصوصیات خاک در یک توده جنگلی راش با استفاده از روش زمین‌آمار به این نتیجه رسیدند که اکثر مشخصه‌های موردبررسی در لایه‌های سطحی و عمقی خاک دارای مدل‌های خطی می‌باشد و تنها اسیدیته خاک در سه لایه موردبررسی و میزان ترسیب کربن در لایه سوم دارای مدل‌های نمایی می‌باشد. همچنین در مطالعات مختلفی از روش‌های زمین‌آمار در پهنه‌بندی تغییرات شوری (Abuduwail et al., 2012)، نقشه‌های پراکنش مکانی عناصر غذایی خاک (Ismail and Junusi, 2009)، بررسی تغییرات مکانی ویژگی‌های خاک جنگل‌ها و شاخص‌های تنوع (Nangendo et al., 2002)، عناصر خاک و فلزات سنگین (Pang et al., 2009; Karczmarczyk and Renman, 2011) ویژگی‌های فیزیکی و شیمیایی خاک (Bocchia et al., 2003; Perez-Rodrguez et al., 2007; Aishah et al., 2010) و ناهمگنی مکانی و پایداری زمانی تاج بارش در زیراشکوب پایه‌های بلوط ایرانی (Fathizadeh et al., 2014) استفاده‌شده است.

با توجه به اینکه ازنظر عملی امکان نمونه‌برداری از کل سطح جنگل به خاطر محدودیت‌های زمانی، مالی و امکان دسترسی وجود ندارد، روش‌هایی مبتنی بر درون‌یابی نقاط نمونه‌برداری شده برای تعیین مقدار کمیت در مکان‌های نمونه‌برداری نشده ابداع‌شده‌اند (Karczmarczyk and Renman, 2011). از مهم‌ترین این روش‌ها می‌توان به روش درون‌یابی فاصله معکوس وزنی و روش زمین‌آماری کریجینگ اشاره کرد (Abuduwail et al., 2012)؛ بنابراین با توجه به اهمیت موضوع در این مطالعه در بخشی از جنگل‌های بلوط ایرانی (*Quercus brantii* L.) در شهرستان ایلام علاوه بر بررسی ساختار مکانی خصوصیات مختلف ادافیکی و نیز شاخص‌های تنوع گونه‌های گیاهی زیر اشکوب، نقشه توزیع مکانی این خصوصیات در طول گرادیان حفاظت- تخریب (یا مدیریت حفاظتی- بدون مدیریت) تهیه شد. همچنین کارایی روش‌های درون‌یابی معکوس فاصله وزنی و کریجینگ برای تخمین و برآورد خصوصیات مختلف خاک و تنوع گونه‌های گیاهی موردبررسی و مقایسه قرار گرفت. این مطالعه به دنبال پاسخ به سؤالات زیر است:

[Downloaded from pec.gonbad.ac.ir on 2026-11-03]

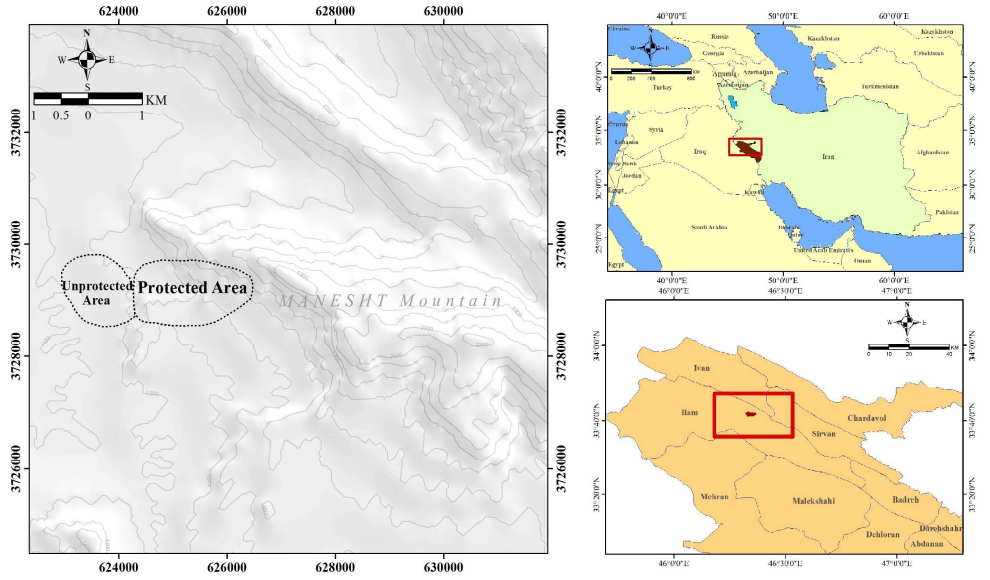
- آیا کارایی روش‌های درون‌یابی معکوس فاصله وزنی و کریجینگ در تخمین و برآورد خصوصیات مختلف خاک در جنگل‌های بلوط زاگرس یکسان است؟
- آیا تغییرات مکانی شاخص‌های تنوع گونه‌های گیاهی پس از تخریب و مدیریت حفاظتی با روش‌های زمین‌آماری قابل ارزیابی است؟
- کدام خصوصیات خاک (در محدوده‌ای از مناطق مجاور تخریب‌شده و مدیریت‌شده) قابلیت بیشتری برای برآورد و تخمین با دو روش کریجینگ و معکوس فاصله وزنی دارند؟
- کدام خصوصیات خاک دارای ساختار مکانی مناسبی در مناطق حفاظت‌شده و تخریب‌شده هستند؟

مواد و روش‌ها

منطقه مورد مطالعه

این مطالعه در بخشی از جنگل‌های بلوط شهرستان ایلام با طول جغرافیایی ″۳۸ ′۱۹ °۴۶ تا ″۴۹ ′۲۱ °۴۶ شرقی و عرض جغرافیایی ″۰۴ ′۴۲ °۳۳ تا ″۲۳ ′۴۱ °۳۳ شمالی صورت گرفت (شکل ۱). قسمتی از منطقه موردمطالعه با توجه به اقدامات اداره کل منابع طبیعی در راستای حفاظت بلندمدت (بیش از دو دهه) حفاظت‌شده و قسمتی به علت تخریب‌های انسانی مانند تغییر کاربری به کشاورزی، دامداری و برداشت هیزم تخریب یافته است. اقلیم منطقه موردمطالعه نیمه‌خشک و سرد، متوسط طولانی‌مدت بارندگی سالیانه (۱۹۹۹-۲۰۱۵) ۶۵۲/۶ میلی‌متر و میانگین دمای سالیانه ۱۷ درجه سانتی‌گراد می‌باشد (Fathizadeh et al., 2014). منطقه ازلحاظ پوشش گیاهی عمدتاً جنگلی و گونه غالب آن بلوط ایرانی (با ساختار دانه و شاخه زاد) است که گونه‌های دیگری ازجمله زالزالک، بنه و دافنه به‌صورت پراکنده به همراه آن دیده می‌شود.

[Downloaded from pec.gonbad.ac.ir on 2026-11-03]



شکل ۱- موقعیت منطقه موردمطالعه در استان ایلام و کشور

نمونه‌برداری و اندازه‌گیری ویژگی‌های خاک: در این مطالعه به‌صورت تصادفی سیستماتیک با ابعاد شبکه ۱۰۰×۲۰۰ مترمربعی تعداد ۱۰۰ قطعه‌نمونه ۵۰ مرکز در محدوده حفاظت‌شده و ۵۰ مرکز در محدوده بدون حفاظت برداشت شد. در اطراف مرکز هر قطعه‌نمونه با استفاده از مته اوگر به قطر ۸ سانتی‌متر تا عمق ۲۰ سانتی‌متر سه نمونه خاک برداشت شد و یک نمونه ترکیبی به‌عنوان نماینده خاک آن قطعه‌نمونه تهیه شد (Maranon et al., 1999). نمونه‌های خاک بعد از انتقال به آزمایشگاه ابتدا در معرض هوا خشک گردیده و بعد از جدا کردن ریشه‌ها، سنگ و سایر ناخالصی‌ها از الک با قطر ۲ میلی‌متر عبور داده شدند. بافت خاک به روش هیدرومتری (Bouyoucos, 1962)، وزن مخصوص ظاهری به روش سیلندر (Blake and Hartage, 1986)، رطوبت خاک به روش وزنی (Famiglietti et al., 1998)، اسیدیته و شوری خاک به ترتیب به‌وسیله دستگاه pH متر و دستگاه هدایت الکتریکی‌سنج (Kalra and Maynard, 1991)، میزان کربن آلی به روش والکلی و بلک (Allison, 1965)، نیتروژن کل به روش کجلدال (Bremmer and Mulvaney, 1982)، پتاسیم و منیزیم محلول با استفاده از روش عصاره‌گیری با استات آمونیوم یک مولار با اسیدیته ۷ و آهک به روش تیتراسیون اندازه‌گیری شدند. فسفر کل به روش هضم دو اسید (Sommersc and Nelson, 1997) و پتاسیم کل به روش فلم فتومتری (Bastida et al., 2007) اندازه‌گیری شدند. نمونه‌برداری کرم خاکی

[Downloaded from pec.gonbad.ac.ir on 2026-11-03]

به روش دست چین در اطراف مرکز هر قطعه‌نمونه انجام شد. بدین منظور از یک نمونه با ابعاد ۵۰ ×۵۰ سانتی‌مترمربعی در عمق ۲۵ سانتی‌متری استفاده شد. نمونه‌ها شمارش و سپس در آون در دمای ۶۰ درجه سانتی‌گراد برای مدت ۲۴ ساعت قرارداده شد. نمونه‌های خشک توزین و بیومس خشک به دست آمد (Heydari et al., 2014). در هر قطعه‌نمونه اصلی چهار قطعه‌نمونه یک مترمربعی برای برداشت پوشش گیاهی در نظر گرفته شد. فهرست کلیه گونه‌های گیاهی به همراه میزان وفور یا درصد تاج پوشش آن‌ها ثبت گردید (Braun-Blanquet, 1932). نمونه‌برداری از پوشش گیاهی در اواسط خرداد تا اواسط تیرماه هنگامی‌که انتظار می‌رود اکثر گونه‌های گیاهی در سطح منطقه حضورداشته و به رشد کامل رسیده‌اند انجام شد.

همچنین جهت بررسی تنوع گیاهی از شاخص‌ها و توابع زیر برای بررسی تنوع استفاده شد.

رابطه ۱- شاخص غنای گونه‌ای منهنیک $D_{Mn} = s /\sqrt{N}$

رابطه ۲- شاخص تنوع شانون- وینر $H' = - \Sigma_i p_i \ln (p_i) \qquad P_i = n_i/N$

رابطه ۳- شاخص یکنواختی پیلو $j' = [- \Sigma_i p_i \ln (p_i)] / \ln s \qquad P_i = n_i/N$

در این روابط S= تعداد گونه‌ها، Pi= نسبت درصد تاج پوشش گونه i ام (n_i) به مجموع درصد تاج پوشش گونه‌ها (N) است.

تجزیه و تحلیل آماری

در این مطالعه ابتدا به بررسی واریوگرام و ساختار مکانی نمونه‌ها پرداخته شد. دراین‌ارتباط از برازش مدل‌های مختلفی مانند خطی، کروی و گوسی استفاده شد (Vannini et al., 2010). واریوگرام دارای سه مشخصه اصلی است که شامل آستانه (C+C0)، دامنه تأثیر (R) و اثر قطعه‌ای (C0) است. دامنه تأثیر حداکثر فاصله‌ای است که پس‌ازآن دیگر ساختار مکانی وجود ندارد. مدل برازش شده در واریوگرام باید از نقطه صفر محور y بگذرد؛ اما در شرایط طبیعی معمولاً از نقطه صفر عبور نمی‌کند. محل تلاقی مدل برازشی با محور y همان اثر قطعه‌ای است. وقتی واریوگرام به مقدار ثابت خود می‌رسد، ارتفاع واریوگرام برابر حد آستانه است که برابر مجموع واریانس تصادفی است (Cocco et al., 2012). علاوه بر سه مشخصه اصلی واریوگرام می‌توان با محاسبه نسبت اثر قطعه‌ای به آستانه ساختار مکانی داده‌ها را بهتر مورد ارزیابی قرارداد. چنانچه این نسبت کمتر از ۰/۲۵ باشد ساختار مکانی قوی، بین ۰/۲۵ و ۰/۷۵ ساختار متوسط و اگر بیشتر از ۰/۷۵ باشد ساختار مکانی ضعیف است (Shi et al., 2007). علاوه بر روش کریجینگ، نقشه توزیع مکانی متغیرهای موردمطالعه با استفاده از روش معکوس وزنی فاصله (IDW) نیز تهیه شد. در این روش برای هرکدام از نقاط اندازه‌گیری شده، بر اساس فاصله بین آن نقطه تا موقعیت نقطه مجهول وزن مشخص در نظر گرفته می‌شود. سپس این اوزان توسط توان

[Downloaded from pec.gonbad.ac.ir on 2026-11-03]

وزن دهی کنترل می‌شود. به‌طوری‌که توان‌های بزرگ‌تر، اثر نقاط دورتر از نقطه مورد برآورد را کاهش داده و توان‌های کوچک‌تر وزن‌ها را به‌طور یکنواخت‌تری بین نقاط هم‌جوار توزیع می‌کنند.

در مرحله بعد به ارزیابی صحت روش‌های به کار گرفته‌شده پرداخته شد. برای این منظور از روش اعتبارسنجی متقابل (Cross Validation) استفاده شد و با استفاده از معیارهایی همانند ضریب تبیین (R^2)، درصد ریشه میانگین مربع خطا (RMSE) و درصد میانگین خطا (ME) کیفیت برآورد روش‌های مختلف مورد مقایسه قرار گرفت (Machiwal and Jha, 2015) و درنهایت نقشه مربوط به خصوصیات مختلف موردبررسی در محیط نرم‌افزار GS^+ تهیه شدند.

در این مطالعه همچنین در فرآیندی دیگر به مقایسه ساختار مکانی متغیرهای مختلف در بین دو منطقه مذکور با استفاده از آزمون تی مستقل در سطح معنی‌داری ($p<0.05$) پرداخته شد. به‌منظور مقایسه میانگین نتایج حاصل از برآورد مقادیر پارامترهای ذکرشده به روش مناسب در بین دو منطقه حفاظت‌شده و غیر حفاظت‌شده و آزمون تی مستقل از طریق نرم‌افزار SPSS 16 در سطح معنی‌داری ($p<0.05$) مورداستفاده قرار گرفت. برای این منظور در ابتدا مقادیر نقشه‌های رستری پارامترهای برآوردی در محیط GIS استخراج شدند و سپس مقادیر به محیط نرم‌افزار SPSS انتقال داده‌شده و مورد مقایسه قرار گرفتند.

نتایج

آمار توصیفی متغیرهای موردبررسی در جدول یک نشان داده‌شده است. نتایج بررسی آماری نمونه‌های اندازه‌گیری شده نشان داد که میزان چولگی تمامی متغیرها به‌جز زیتوده کرم خاکی و شاخص یکنواختی پایلو در محدوده نرمال است؛ برای نرمال کردن این متغیرها از لگاریتم‌گیری استفاده شد.

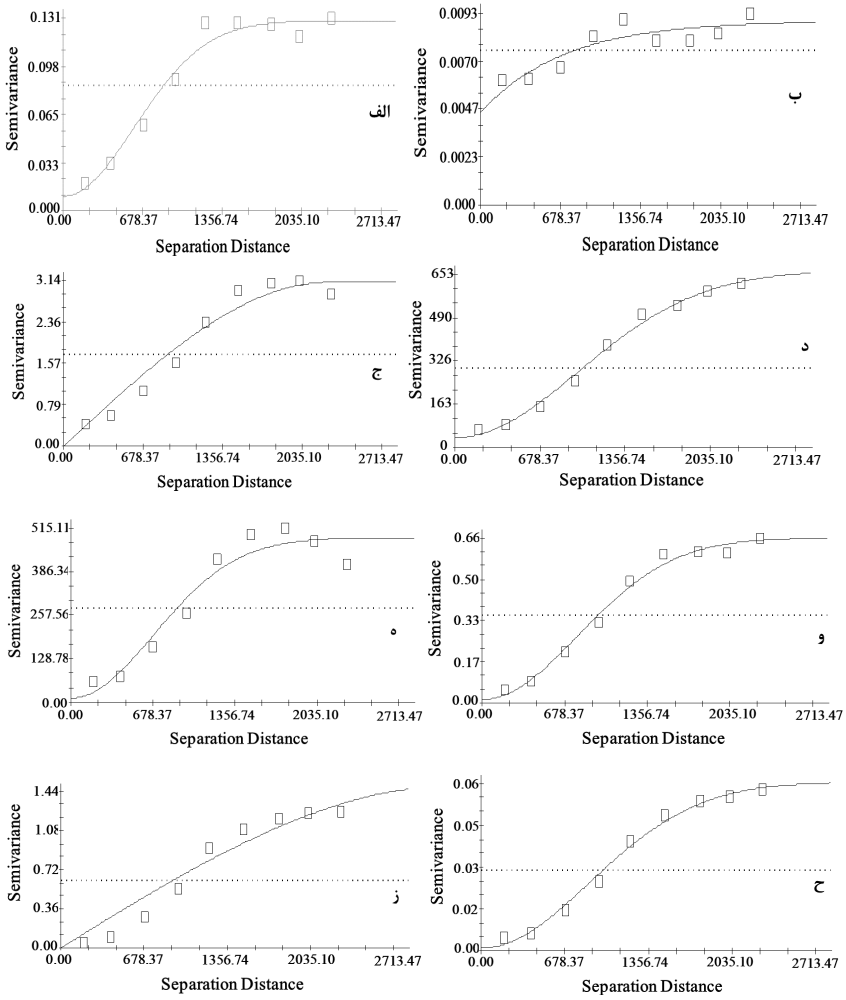
[Downloaded from pec.gonbad.ac.ir on 2026-11-03]

جدول ۱- آمار توصیفی مربوط به پارامترهای مختلف اندازه‌گیری شده

متغیر	کمینه	میانگین	بیشینه	انحراف معیار	چولگی	کشیدگی
اسیدیته (pH)	۷/۱۱	۷/۲۹	۷/۵۵	۰/۸۷	۰/۵۰	۰/۲۴
شوری ($ds\ m^{-1}$)	۰/۱۶	۰/۶۳	۱/۱۲	۰/۲۹	-۰/۳۶	-۰/۴۱
رطوبت اشباع (٪)	۱۸	۴۴/۱۶	۷۶	۱۷/۳۳	۰/۱۶	-۱/۴۵
کلسیم محلول ($meq.Lit^{-1}$)	۰/۱۹	۲/۴۳	۵/۱	۱/۳۲	۰/۱۹	-۱/۲۴
منیزیم محلول ($meq.Lit^{-1}$)	۰/۶	۱/۶۵	۲/۷	۰/۵۹	۰/۰۳	-۰/۴۷
فسفر کل ($mg\ kg^{-1}$)	۴۵۷	۷۰۹/۵۴	۸۷۸/۵	۱۰۸/۱۹	۰/۰۰	-۱/۳۹
پتاسیم کل ($mg\ kg^{-1}$)	۲۳۸۷	۳۳۰۳/۷	۳۹۶۵	۲۷۶/۸۲	-۰/۶۰	۱/۵۹
آهک (٪)	۱۶	۳۹/۸۱	۶۷	۱۶/۷۳	۰/۲۶	-۱/۵۰
وزن مخصوص ظاهری ($g\ cm^{-3}$)	۱/۱	۱/۴۳	۱/۶۹	۰/۱۷	-۰/۰۱	-۱/۵۳
کربن آلی (٪)	۰/۹	۲/۱۶	۳/۴۵	۰/۷۹	۰/۱۲	-۱/۷۶
ازت کل (٪)	۰/۱	۰/۲۲	۰/۳۹	۰/۰۹	۰/۲۶	-۱/۵۴
لاشبرگ (gr/m^2)	۲۵	۲۵۳/۳	۹۰۰	۲۵۳/۳۲	۰/۹۸	-۰/۴۱
تاج پوشش (٪)	۰	۲۵/۶۹	۸۰	۲۰/۹۴	۰/۸۱	-۰/۱۸
زیتوده کرم خاکی (g/m^2)	۰	۱/۷۷	۴/۸	۲/۰۳	۱/۰۴	۰/۱۳
تنوع شانون وینر	۱/۵	۲/۷۶	۳/۶	۰/۵۲	-۰/۱۱	-۱/۱۶
غنای منهنیک	۲	۴/۰۴	۶/۲	۰/۹۰	-۰/۱۰	-۰/۶۰
یکنواختی پایلو	۰/۶	۰/۸۲	۰/۹۵	۰/۰۷	-۱/۳۱	۲/۴۱

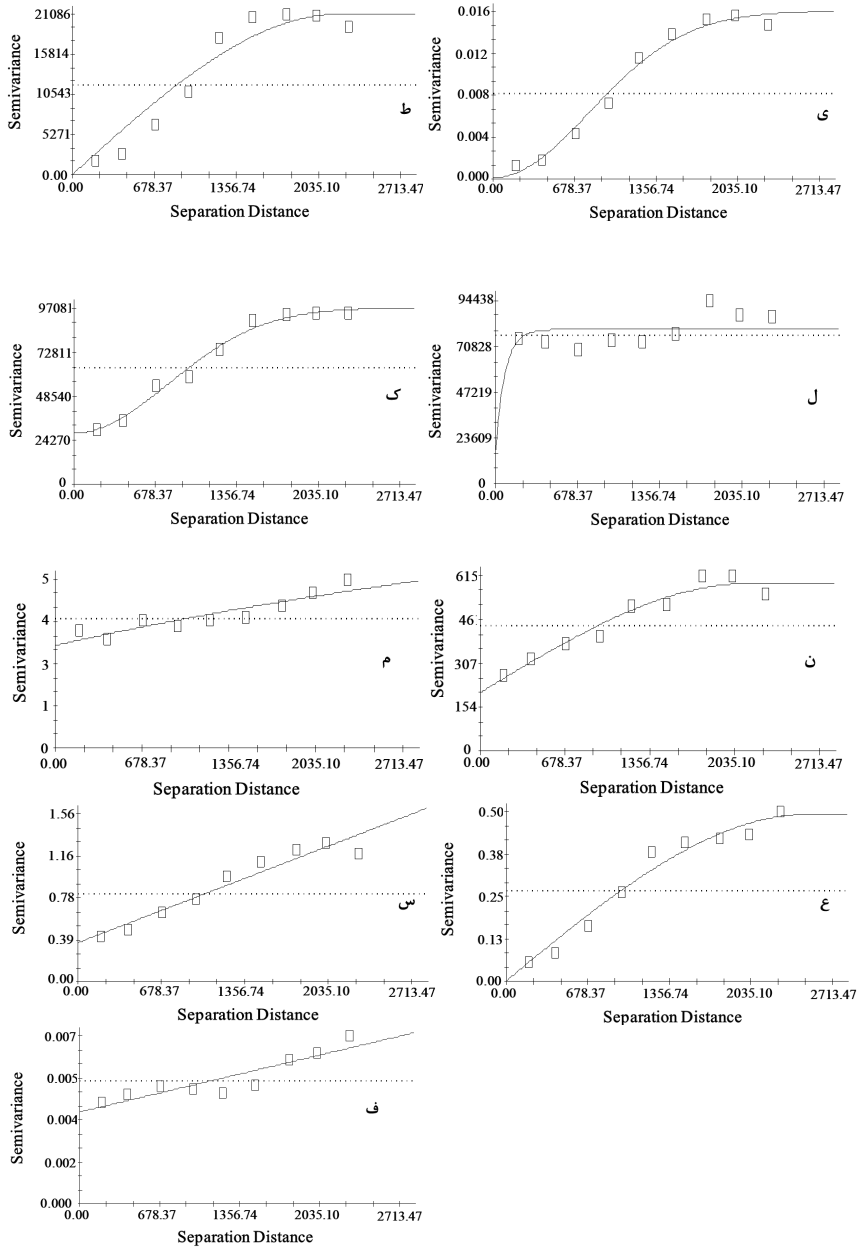
نتایج بررسی واریوگرام، ساختار مکانی و تعیین بهترین مدل برای هر متغیر (مدلی که دارای کمترین مقادیر خطای باقیمانده و میانگین خطا بود) به همراه پارامترهای واریوگرام در شکل دو و جدول دو نشان داده‌شده است.

[Downloaded from pec.gonbad.ac.ir on 2026-11-03]



شکل ۲- واریوگرام مربوط به پارامترهای مختلف؛ الف- شوری خاک ($ds\ m^{-1}$)، ب- اسیدیته خاک، ج- میزان کلسیم محلول ($meq.Lit^{-1}$)، د- درصد رطوبت اشباع، ه- درصد آهک و- منیزیم محلول ($meq.Lit^{-1}$)، ز- درصد کربن آلی، ح- وزن مخصوص ظاهری ($g\ cm^{-3}$)، ط- فسفر کل ($mg\ kg^{-1}$)، ی- ازت کل، ک- میزان لاشبرگ (gr/m^2)، ل- پتاسیم کل ($mg\ kg^{-1}$)، م- زیتوده کرم خاکی ($g\ m^{-2}$)، ن- درصد تاج پوشش، س- شاخص غنای منهنیک، ع- شاخص تنوع شانون وینر، ف- شاخص یکنواختی پایلو

[Downloaded from pec.gonbad.ac.ir on 2026-11-03]



ادامه شکل ۲

[Downloaded from pec.gonbad.ac.ir on 2026-11-03]

بر اساس نتایج این مطالعه توابع گاوسی و کروی بهتر از سایر توابع ساختار مکانی متغیرهای مورد ارزیابی را نشان دادند. همچنین نتایج نشان داد که ساختار مکانی در تمام متغیرهای موردبررسی در این مطالعه از نوع قوی و متوسط است و در هیچ‌یک از متغیرها ساختار مکانی ضعیف مشاهده نشد. متغیرهای اسیدیته، میزان لاشبرگ، تاج پوشش اشکوب درختی، زیتوده کرم خاکی و شاخص یکنواختی پایلو دارای ساختار متوسطی بین نمونه‌ها برقرار بود و در سایر متغیرها ساختار قوی‌ای بین نمونه‌ها برقرار بود (جدول ۲). همچنین با توجه به اینکه ناهمسانگردی در واریوگرام‌ها مشاهده نشد، واریوگرام متغیرهای اندازه‌گیری شده از نوع همسانگرد است.

جدول ۲- ویژگی‌های مختلف واریوگرام مربوط به متغیرهای مختلف

متغیر	مدل	دامنه تأثیر	آستانه ($C+C_0$)	اثر قطعه‌ای (C_0)	ساختار مکانی (به درصد)
اسیدیته (pH)	نمایی	۷۱۳	۰/۰۰۹۰	۰/۰۰۴۵	۵۰
شوری ($ds\ m^{-1}$)	گاوسی	۸۵۹	۰/۱۲۹۴	۰/۰۰۹۷	۹۲/۵
رطوبت اشباع (٪)	گاوسی	۱۳۸۵	۶۶۶/۴۹	۳۷/۸۴	۹۴/۳
کلسیم محلول ($meq.Lit^{-1}$)	کروی	۲۲۵۷	۳/۱۱	۰/۰۰۱	۹۹/۹
منیزیم محلول ($meq.Lit^{-1}$)	گاوسی	۱۱۰۷	۰/۶۶	۰/۰۱۴	۹۷/۸
فسفر کل ($mg\ kg^{-1}$)	کروی	۲۱۹۹	۲۱۰۶۰	۱۰/۰	۹۹/۹
پتاسیم کل ($mg\ kg^{-1}$)	نمایی	۷۷	۷۹۴۳۰	۱۶۱۰۰	۷۹/۷
آهک (٪)	گاوسی	۹۶۸	۴۸۵/۶	۱۲/۰	۹۷/۵
وزن مخصوص ظاهری ($g\ cm^{-3}$)	گاوسی	۱۲۴۳	۰/۶۴۹	۰/۰۰۱	۹۹/۸
کربن آلی (٪)	کروی	۳۲۰۰	۱/۴۹۲	۰/۰۰۱	۹۹/۹
ازت کل (٪)	گاوسی	۱۱۳۲	۰/۰۱۵۹	۰/۰۰۰۱	۹۹/۴
لاشبرگ (gr/m^2)	گاوسی	۱۱۱۲	۹۷۲۶۰	۲۸۲۰۰	۷۱
تاج پوشش (٪)	کروی	۲۱۶۱	۵۸۸/۱	۲۰۵	۶۵/۱
زیتوده کرم خاکی ($g\ m^{-2}$)	نمایی	۶۱۱۰	۸/۸۴۳	۳/۲۸	۶۲/۹
تنوع شانون وینر	کروی	۲۵۱۸	۰/۴۹۴	۰/۰۰۱	۹۹/۸
غنای منهنیک	خطی	۵۴۲۱	۲/۷۳۶	۰/۳۶۳	۸۶/۷
یکنواختی پایلو	خطی	۲۲۸۴	۰/۰۰۶۵	۰/۰۰۳۸	۴۱/۵

نتایج ارزیابی صحت و دقت روش‌های کریجینگ و IDW در برآورد متغیرهای موردبررسی (جدول ۳) نشان داد که برآورد و تخمین در دو روش کریجینگ و معکوس فاصله وزنی با دقت نزدیک به هم

[Downloaded from pec.gonbad.ac.ir on 2026-11-03]

صورت گرفته است و تفاوت فاحشی بین این دو روش ازنظر میزان صحت و دقت برآورد وجود ندارد. بااین‌حال روش کریجینگ با صحت و دقت بیشتری نسبت به روش معکوس فاصله وزنی توانسته است ۱۰ متغیر شوری، کلسیم محلول، منیزیم محلول، پتاسیم کل، کربن آلی، تاج پوشش اشکوب فوقانی، زیتوده کرم خاکی، شاخص تنوع شانون وینر و شاخص یکنواختی پایلو را تخمین و برآورد نماید (جدول ۳).

همچنین نتایج نشان داد که میزان R^2 در متغیرهای اسیدیته، پتاسیم کل، زیتوده کرم خاکی و شاخص یکنواختی پایلو در هر دو روش مورد ارزیابی پایین است و این دو روش با توجه به خصوصیات ذاتی متغیرها و نیز تعداد نمونه‌های برداشت‌شده برای این متغیرها، نتوانسته‌اند برآوردی با صحت و دقت مناسب داشته باشند.

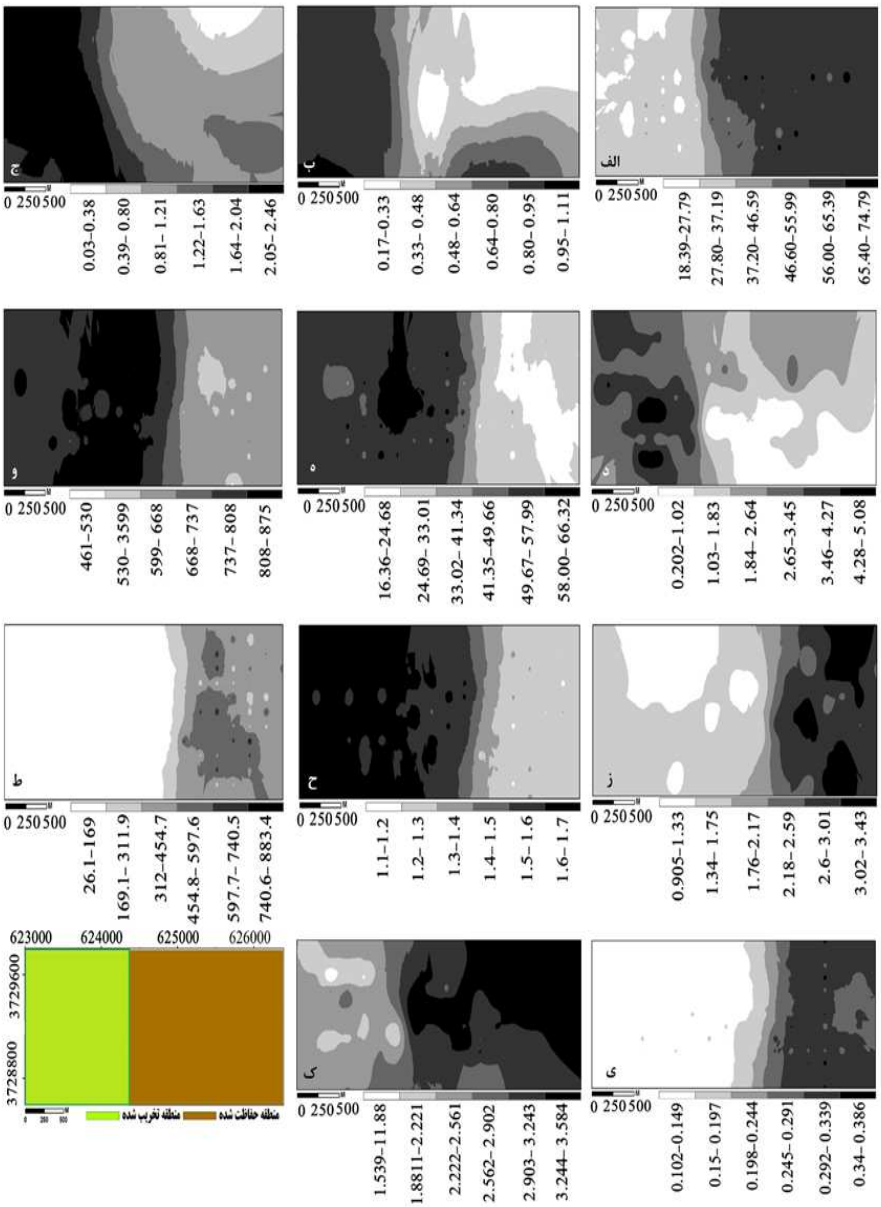
جدول ۳- مقایسه بین روش کریجینگ و IDW در برآورد متغیرهای موردبررسی

متغیر	روش کریجینگ			روش IDW		
	R^2	%RMSE	%ME	R^2	%RMSE	%ME
اسیدیته (pH)	۰/۰۹۳	۱/۱۳۹	۰/۰۰۰	۰/۱۱	۱/۰۹۷	۰/۰۰۰
شوری ($ds\ m^{-1}$)	۰/۷۷	۲۲/۲۲۲	۰/۰۰۰	۰/۷۶	۲۲/۲۲۲	۰/۳۱۷
رطوبت اشباع (٪)	۰/۷۳	۲۰/۱۹۹	۰/۰۶۱	۰/۷۶	۱۹/۳۳۹	۰/۰۱۴
کلسیم محلول ($meq.Lit^{-1}$)	۰/۷۷	۲۶/۳۳۷	۰/۵۳۵	۰/۷۶	۲۶/۷۴۹	۰/۲۸۸
منیزیم محلول ($meq.Lit^{-1}$)	۰/۸۵	۱۳/۹۳۹	۰/۱۸۲	۰/۸۴	۱۴/۵۴۵	۰/۶۰۶
فسفر کل ($mg\ kg^{-1}$)	۰/۷۹	۶/۹۶۶	۰/۰۹۳	۰/۸۲	۶/۳۶۰	۰/۰۳۶
پتاسیم کل ($mg\ kg^{-1}$)	۰/۰۰۱	۸/۳۷۷	۰/۲۲۳	۰/۰۰۱	۸/۶۱۵	۰/۳۰۶
آهک (٪)	۰/۷۳	۲۱/۸۷۹	۰/۱۴۳	۰/۷۶	۲۰/۶۴۸	۰/۳۱۹
وزن مخصوص ظاهری ($g\ cm^{-3}$)	۰/۷۹	۵/۵۹۴	۰/۰۰۰	۰/۸۳	۵/۰۳۵	۱۳۹/۸۶۰
کربن آلی (٪)	۰/۹۳	۹/۷۲۲	۰/۲۳۱	۰/۹۱	۱۰/۶۴۸	۰/۱۳۹
ازت کل (٪)	۰/۸۳	۱۳/۶۳۶	۰/۰۰۰	۰/۸۴	۱۳/۶۳۶	۰/۰۰۰
لاشبرگ (gr/m^2)	۰/۵۰	۷۱/۱۶۵	۰/۷۵۷	۰/۵۰	۷۰/۹۹۹	۱/۲۲۵
تاج پوشش (٪)	۰/۴۱	۶۲/۹۰۴	۰/۸۰۶	۰/۳۹	۶۳/۶۸۲	۴/۵۰۰
زیتوده کرم خاکی ($g\ m^{-2}$)	۰/۰۶	۱۱۱/۲۹۹	۰/۸۴۷	۰/۰۵۱	۱۱۲/۴۲۹	۱/۳۵۶
تنوع شانون وینر	۰/۸۱	۷/۹۷۱	۰/۰۷۲	۰/۷۹	۸/۳۳۳	۰/۱۰۹
غنای منهنیک	۰/۴۶	۱۶/۳۳۷	۰/۲۹۷	۰/۴۷	۱۶/۰۸۹	۰/۰۹۹
یکنواختی پایلو	۰/۱۶	۷/۳۱۷	۰/۲۴۴	۰/۱۱	۸/۵۳۷	۰/۰۰۰

[Downloaded from pec.gonbad.ac.ir on 2026-11-03]

نقشه پراکنش متغیرهایی که صحت برآوردی در آن‌ها قابل‌قبول بود ($R^2 > 0.5$) با روشی که دارای صحت برآوردی بیشتر از ۵۰ درصد و نیز صحت بیشتر نسبت به روش دیگر بود تهیه شد (شکل ۳). نتایج نشان داد که مقدار پارامترهایی مانند میزان رطوبت اشباع و شاخص تنوع شانون وینر در منطقه حفاظت‌شده نسبت به منطقه تخریب‌شده بیشتر بوده و در عوض مقدار پارامترهایی همانند شوری خاک در منطقه تخریب‌شده بیشتر از منطقه حفاظت‌شده است. براساس نتایج، صحت برآوردی متغیرهای درصد رطوبت اشباع، منیزیم محلول، درصد آهک، فسفر کل، درصد ازت کل، وزن مخصوص ظاهری و میزان لاشبرگ با روش IDW و صحت برآوردی متغیرهای شوری خاک، کلسیم محلول، درصد کربن آلی و شاخص تنوع شانون وینر با روش کریجینگ بیشتر بود ($R^2 > 0.5$).

[Downloaded from pec.gonbad.ac.ir on 2026-11-03]



شکل ۳- نقشه توزیع مکانی متغیرهای مختلف؛ الف- درصد رطوبت اشباع (روش IDW)، ب- شوری خاک (ds m -1) (روش کریجینگ)، ج- منیزیم محلول (meq.Lit-1) (روش IDW)، د- کلسیم محلول (meq.Lit-1) (روش کریجینگ)، ه- درصد آهک (روش IDW) و- فسفر کل (mg kg-1) (روش IDW)، ز- درصد کربن آلی (روش کریجینگ)، ح- وزن مخصوص ظاهری (g cm-3) (روش IDW)، ط- میزان لاشبرگ (gr/m2) (روش IDW)، ی- درصد ازت کل (روش IDW)، ک- شاخص تنوع شانون وینر (روش کریجینگ)

[Downloaded from pec.gonbad.ac.ir on 2026-11-03]

براساس نتایج حاصل از مقایسه بین دو منطقه حفاظت‌شده و تخریب‌شده (از نظر مقادیر برآوردی متغیرهایی که صحت برآوردی در آن‌ها قابل‌قبول بود) مشخص شد که در تمام نقشه‌های برآورد مقادیر پارامترهای ذکرشده، تفاوت معنی‌داری بین دو منطقه حفاظت‌شده و تخریب‌شده وجود دارد (جدول ۴). نتایج این مطالعه نشان داد که مقادیر رطوبت خاک، لاشبرگ، ازت کل، کربن آلی و شاخص تنوع شانون وینر در منطقه حفاظت‌شده بیشتر از منطقه تحت تخریب و مقادیر منیزیم محلول، کلسیم محلول، فسفر کل، وزن مخصوص ظاهری و آهک در منطقه تحت تخریب بیشتر از منطقه حفاظت‌شده است.

همچنین نتایج بررسی ساختار مکانی متغیرهای مختلف موردبررسی در دو منطقه حفاظت‌شده و تخریب‌شده نشان داد که تفاوت معنی‌داری بین ساختار مکانی متغیرها در دو منطقه مختلف وجود دارد و ساختار مکانی متغیرهای موردبررسی در منطقه حفاظت‌شده بیشتر از منطقه تخریب‌شده است (جدول ۵).

جدول ۴- نتایج مقایسه آماری مقادیر برآورد شده بین دو منطقه با استفاده از آزمون تی مستقل

متغیر	t	Sig. (2-tailed)	متغیر	t	Sig. (2-tailed)
شوری ($ds\ m^{-1}$)	-۳۷۶/۴۸۲	۰/۰۰۰	وزن مخصوص ظاهری ($g\ cm^{-3}$)	۹۳۳/۱۳۱	۰/۰۰۰
رطوبت اشباع (٪)	۶۶۲/۱۱۶	۰/۰۰۰	کربن آلی (٪)	-۶۳۷/۹۷۳	۰/۰۰۰
کلسیم محلول ($meq.Lit^{-1}$)	-۳۵۱/۱۹۱	۰/۰۰۰	ازت کل (٪)	-۸۹۵/۰۵۲	۰/۰۰۰
منیزیم محلول ($meq.Lit^{-1}$)	-۱/۰۷۳	۰/۰۰۰	لاشبرگ (gr/m^2)	-۴۶۸/۰۲۳	۰/۰۰۰
فسفر کل ($mg\ kg^{-1}$)	۷۳۶/۹۹۳	۰/۰۰۰	تنوع شانون وینر	۳۹۳/۱۲۸	۰/۰۰۰
درصد آهک	۹۱۹/۸۴۶	۰/۰۰۰			

جدول ۵- نتایج مقایسه آماری ساختار مکانی متغیرهای مختلف بین دو منطقه با استفاده از آزمون تی مستقل

متغیر	میانگین ساختار مکانی (حفاظت‌شده)	میانگین ساختار مکانی (تخریب‌شده)	t	Sig. (2-tailed)
ساختار مکانی	۸۹/۳۳۱	۷۹/۸۱	۹۳۳/۱۳۱	۰/۰۰۰

[Downloaded from pec.gonbad.ac.ir on 2026-11-03]

بحث و نتیجه‌گیری

نتایج استفاده از درون‌یابی کریجینگ نشان داد که در نقشه برآورد در تمامی متغیرها، میزان کمینه و بیشینه برآورد شده درروش کریجینگ به ترتیب بیشتر و کمتر از مقدار کمینه و بیشینه در نمونه‌های اولیه است؛ به‌عبارت‌دیگر در این مطالعه مقدار کمینه نقشه برآوردی با روش کریجینگ همواره بیشتر از مقدار کمینه داده‌های اولیه نمونه‌های برداشت‌شده و مقدار بیشینه نقشه برآوردی با روش کریجینگ همواره کمتر از مقدار بیشینه داده‌های اولیه است. دلیل این امر را می‌توان در خاصیت نرم‌کنندگی روش‌های زمین‌آماری جستجو کرد. البته قابل‌ذکر است که در هر روش درون‌یابی و زمین‌آماری همواره نسبت به مقدار واقعی میزانی از خطا وجود دارد. در اینجا نیز این خطا بر روی مقدار کمینه و بیشینه حاصل از تهیه نقشه اثرگذار است (Yamamoto, 2005). نتایج این تحقیق نشان می‌دهد که به‌طورکلی ساختار مکانی ضعیفی بین نمونه‌های هیچ‌یک از متغیرهای موردبررسی وجود ندارد. وجود ساختار مکانی قوی بین نمونه‌های یک متغیر نشان می‌دهد که تغییرپذیری مشخصه‌های خاک موردبررسی به بعد مکانی و فواصل بستگی دارد و کمتر تحت تأثیر متغیرهای دیگر قرار می‌گیرند. این نشان‌دهنده این است که نقش مؤلفه ساختاردار بیش از مؤلفه تصادفی است و مدل از ساختار فضایی نسبتاً قوی برخوردار است. ساختار مکانی بین نمونه‌های شاخص تنوع شانون وینر و غنای منهنیک از نوع ساختار قوی و بین نمونه‌های شاخص یکنواختی پایلو از نوع متوسط است. در مطالعه گنگلانسکی و همکاران (Gonglanski et al., 2005) در یک جنگل در روسیه نیز همبستگی مکانی در مورد شاخص‌های تنوع را گزارش دادند. در مطالعه کامپانا و همکاران (Campana et al., 2002) در مورد گونه‌های کرم خاکی نیز همین الگو برقرار بود. در مطالعه نانگندو و همکاران (Nangendo et al., 2002) نیز ساختار مکانی متوسطی بین داده‌های شاخص تنوع شانون وینر در منطقه جنگلی و ساختار قوی‌ای در بیشه‌زار وجود داشت. همچنین نتایج این مطالعه با نتایج فو و همکاران (Fu et al., 2018) که در دو منطقه حفاظت‌شده و غیرحفاظت‌شده در چین انجام‌شده است مطابقت دارد. براساس نتایج، جز متغیر پتاسیم کل که دامنه تأثیر مسافت کوتاهی را شامل می‌شود، در سایر متغیرها دامنه تأثیر بیش از مسافت ۷۰۰ متر و در مواردی تا حدود ۶۱۱۰ متر است؛ بنابراین می‌توان نتیجه‌گیری کرد که به‌طورکلی منطقه موردمطالعه ازنظر خصوصیات موردمطالعه دارای وضعیت همگنی است و متغیرها به‌تدریج دچار تغییر شده‌اند. در رابطه با سه شاخص تنوع، غنا و یکنواختی مقدار دامنه تأثیر بیشتر از مطالعات مشابه (Nangendo et al., 2002; Gonglanski et al., 2005) به‌دست‌آمده است. دلیل این امر می‌تواند به همگنی بیشتر در منطقه موردمطالعه در مقایسه با مطالعات مذکور باشد. پارامتر دیگری که از واریوگرافی به دست می‌آید اثر قطعه‌ای است. در این مطالعه به‌طور اثر قطعه‌ای کوچک بود. اثر قطعه‌ای کوچک حاکی از واریانس تصادفی پایین در منطقه موردمطالعه است. به این معنی که

[Downloaded from pec.gonbad.ac.ir on 2026-11-03]

نمونه‌های نزدیک به هم بسیار مشابه و نمونه‌های دور از هم بسیار متفاوت از هم هستند، بنابراین با توجه به موارد ذکرشده پایین بودن اثر قطعه‌ای نشان‌دهنده تغییرات تدریجی مقادیر متغیرهای موردبررسی در منطقه موردمطالعه است.

R^2 و RMSE برای بررسی صحت مرسوم هستند. به‌طورکلی هر چه میزان R^2 بیشتر باشد میزان دو پارامتر RMSE و ME کمتر و به صفر نزدیک می‌شود. در دو متغیر کربن آلی و شاخص یکنواختی پایلو مشاهده می‌شود که بالاتر بودن مقدار R^2 و پایین‌تر بودن RMSE نشان‌دهنده صحت بیشتر روش کریجینگ نسبت به روش IDW است. بااین‌حال میزان ME درروش کریجینگ بیشتر از مقدار آن درروش IDW است؛ به‌عبارت‌دیگر بین مقادیر R^2 و RMSE با ME همخوانی وجود ندارد. در رابطه با متغیر وزن مخصوص ظاهری، میزان لاشبرگ و تاج پوشش این مورد به‌صورت عکس اتفاق افتاده است. میانگین خطا (ME) مقدار اریبی را نشان می‌دهد و در حالت ایده‌آل بایستی مساوی صفر باشد. مقادیر مثبت یا منفی به ترتیب نشان‌دهنده برآورد بیشتر یا کمتر از مقدار واقعی می‌باشند (Isaaks and Serivastava, 1989; Wakernagel, 2002). در عمل این مقدار هیچ‌وقت برابر صفر نخواهد بود (Gallichand and Marcotte, 1992). ایساکس و سرواستاوا (Isaaks and Serivastava, 1989) پیشنهاد دادند که مقدار ME می‌تواند به‌عنوان معیاری که هر دو ویژگی انحراف معیار و دقت روش را در بردارد، برای مقایسه روش‌ها بکار رود؛ بنابراین می‌توان گفت که در برآورد دو متغیر کربن آلی و شاخص یکنواختی پایلو بااینکه صحت روش کریجینگ بیشتر از روش IDW است اما دقت برآورد روش IDW بیشتر از روش کریجینگ است. همچنین نتایج نشان داد که میزان R^2 در چهار متغیر اسیدیته، پتاسیم کل، زیتوده کرم خاکی و شاخص یکنواختی پایلو در هر دو روش مورد ارزیابی پایین است و این دو روش با توجه به خصوصیات ذاتی متغیرها و نیز تعداد نمونه‌های برداشت‌شده برای این متغیرها، نتوانسته‌اند برآوردی با صحت و دقت مناسب داشته باشند. به نظر می‌رسد که برای افزایش صحت برآورد و تخمین در متغیرهای مذکور نیاز به تعداد نمونه‌های بیشتری است تا استفاده از این روش‌ها برای تخمین مقادیر قابل توجیه باشد (AbdelRahman and Tahoun, 2019). به‌طورکلی نتایج حاصل از روش زمین‌آماری کریجینگ نسبت به روش IDW دارای صحت بیشتری است. این روش نسبت به روش‌های درون‌یابی فاقد خطای سیستماتیک هستند و در تخمین‌ها دارای حداقل واریانس است. بااین‌حال روش مناسب جهت تخمین یک متغیر، به نوع متغیر و عوامل منطقه‌ای مؤثر بر آن بستگی دارد و نمی‌توان روش مناسب جهت تخمین یک متغیر در یک منطقه را به سایر متغیرها و مناطق با شرایط متفاوت تعمیم داد.

نتایج این مطالعه نشان داد که رابطه مستقیمی بین میزان کربن آلی، ازت کل و میزان لاشبرگ وجود دارد. به‌طوری‌که با افزایش مقدار ماده آلی میزان ازت کل افزایش‌یافته و درنتیجه مقدار لاشبرگ

[Downloaded from pec.gonbad.ac.ir on 2026-11-03]

بر روی زمین بیشتر و وزن مخصوص ظاهری خاک کاهش می‌یابد؛ زیرا مقدار ازت خاک رابطه مستقیم با مواد آلی دارد (۵۶). تاج پوشش بر روی ورودی ماده آلی و شرایط تجزیه آن، میزان پوشش علفی، حفاظت و فرسایش خاک اثر می‌گذارد و درنهایت خصوصیات فیزیکی و شیمیایی خاک را تحت تأثیر قرار می‌دهد (Sanchez-Maranon et al., 2002; Sabau et al., 2010).

براساس نتایج حاصله مقادیر متغیرهای رطوبت خاک، آهک خاک، فسفر در دسترس، وزن مخصوص ظاهری خاک و تنوع گیاهی در منطقه حفاظت‌شده بیشتر از منطقه غیرحفاظتی است. در تحقیق حاضر کاهش مقدار رطوبت اشباع در منطقهٔ تخریب یافته می‌تواند به‌دلیل مقدار ذرات رس خاک باشد. چون خاک رسی در مقایسه با خاک لومی و بخصوص شنی ظرفیت نگهداری مقدار آب بیشتری دارد (شاهویی، ۱۳۸۵). در اثر قرق بلندمدت افزایش میزان نفوذ آب نسبت منطقه تحت چرا (امیری و بصیری، ۱۳۸۷) و افزایش درصد رس و افزایش ظرفیت نگهداری آب (Gao and Shao, 2012) اتفاق می‌افتد که با نتایج ما مبنی براثر مثبت حفاظت بلندمدت برافزایش رطوبت خاک همخوانی دارد. افزایش میزان آهک در منطقه تحت حفاظت می‌تواند به انحلال و هوازدگی بیشتر سنگ‌های آهکی باوجود رطوبت بیشتر در این منطقه ارتباط داشته باشد. نتایج این تحقیق همچنین نشان داد که در منطقه تحت تخریب، میزان شوری خاک افزایش پیداکرده است و در مناطق حفاظت‌شده مقدار شوری به‌مراتب کمتر است. درواقع تخریب پوشش گیاهی به همراه چرای بی‌رویه دام، باعث افزایش خشکی خاک و درنتیجه افزایش میزان تبخیر و شوری خاک می‌شود. همچنین بالا بودن وزن مخصوص ظاهری در منطقهٔ تخریب‌شده می‌تواند به کاهش ورودی لاشبرگ و ماده آلی پس از تخریب وابسته باشد (Sarah, 2006).

اولین گام برای حفاظت تنوع زیستی، تعیین و برآورد آن در رویشگاه‌های طبیعی است که در اغلب مطالعات در قالب شاخص‌های عددی غنای گونه‌ای، یکنواختی و تنوع گونه‌ای موردتوجه واقع می‌شوند (Poorbabaei, et al., 2008; Heydari, et al., 2017). از مقایسه شاخص‌های تنوع در مناطق تخریب یافته و مدیریت‌شده می‌توان وضعیت اکوسیستم‌ها پس از احیا یا مدیریت را ارزیابی کرد. کاهش تنوع و غنای گونه‌ای پوشش گیاهی در مطالعات زیمستر و مورس (Zechmeister. and Moser, 2001) در غرب استرالیا تحت تأثیر تغییر کاربری، وجوویک و همکاران (Vujnovic et al., 2002) در علفزارهای آلبرتای مرکزی در کانادا پس از چرای طولانی‌مدت دام، اجتهادی و همکاران (۱۳۸۱) در دو رویشگاه متفاوت ازنظر چرا (قرق و تحت چرا) در جنوب مشهد و ایلون و همکاران (۱۳۸۶) در بخشی از مراتع شهرستان فیروزآباد در استان فارس نیز گزارش‌شده است. تنوع گونه‌ای به‌عنوان شاخص گویای اختلال در جنگل‌های بلوط آمیخته درختزارهای آتلانتیک در باسکو در شمال اسپانیا معرفی‌شده است (Onaindia et al., 2013). رابطه بین خصوصیات خاک و پوشش گیاهی از

[Downloaded from pec.gonbad.ac.ir on 2026-11-03]

عوامل تعیین‌کننده تنوع گونه‌ای است (Fraterrigo et al., 2006). نتایج این مطالعه نشان داد که مدیریت حفاظتی اثر مثبت بر تنوع گونه‌ای داشته است. تاکافومی و هیورا (Takafumi, and Hiura, 2009) با بررسی اثرات سابقه تخریب و عوامل محیطی بر تنوع زیستی و تولید پوشش گیاهی زیر اشکوب نیز نشان داد که تخریب اثرات منفی بلندمدت بر خصوصیات رویشگاهی مانند خاک و غنای گونه‌ای و شاخص تنوع سیمپسون داشته است و بیان کردند که احیای چنین شرایطی به چند دهه زمان نیاز دارد. فو و همکاران (Fu et al., 2018) و کاماردین و همکاران (Kamarudin et al., 2019) نیز در مطالعات خود همانند این مطالعه به اثرات مثبت حفاظت اراضی بر روی خصوصیات خاک و پوشش گیاهی تأکید کردند. حفظ تنوع زیستی به کنترل عوامل محیطی و تأثیرگذار مرتبط است. براساس مشاهدات میدانی در منطقه تخریب یافته دام به‌صورت دائم حضور دارد. حضور دام در مطالعات دیگر نیز به‌عنوان یکی از عوامل مهم کاهش تنوع گیاهی ذکرشده است (Kamarudin et al., 2019).

نتایج این مطالعه نشان داد که میزان تغییرپذیری مشخصه‌های خاک و نیز متغیرهای تنوع، غنا و یکنواختی به بعد مکانی و فواصل بستگی دارد. همچنین نتایج این تحقیق نشان داد که روش بهینه و مناسب برای برآورد و تخمین داده‌ها بسته به نوع متغیر می‌تواند متفاوت باشد. عوامل زیادی ازجمله میزان همگنی یا ناهمگنی منطقه، وسعت محدوده موردمطالعه، فواصل و تعداد نمونه‌ها اشاره کرد در انتخاب بهترین و مناسب‌ترین روش تخمین مؤثرند (Bhunia et al., 2018). نتایج این مطالعه نشان داد که به‌طورکلی تخریب سبب ضعیف شدن ساختار مکانی پارامترهای مربوط به خاک و تنوع پوشش گیاهی می‌شود. در نقشه‌های برآوردی متغیرهای مختلف، تفاوت معنی‌داری بین دو منطقه حفاظت‌شده و تخریب یافته مشاهده گردید که نشان‌دهنده اثر مدیریت حفاظتی بر روند تغییرات متغیرهای مختلف است به‌صورتی که مدیریت حفاظتی سبب شده است که مقادیر رطوبت خاک، لاشبرگ، ازت کل، کربن آلی و شاخص تنوع شانون وینر در منطقه حفاظت‌شده بیشتر از منطقه تحت تخریب باشد. درنهایت با توجه به نتایج می‌توان بیان نمود که کاهش تنوع گونه‌ای و تخریب اکوسیستم‌ها با تکیه بر خصوصیات خاک به دلیل استفاده‌های نابجا از سرزمین است. لذا قبل از هر برنامه مدیریتی در جنگل باید به بررسی شاخص‌های تنوع زیستی گونه‌های هر منطقه و عوامل تأثیرگذار بر آن، ازجمله خصوصیات خاک پرداخت؛ به‌عبارت‌دیگر یکی از راه‌های مدیریت تنوع گونه‌ای تمرکز بر مدیریت خصوصیات خاک بخصوص عناصر غذایی خاک است.

منابع

اجتهادی، ح.، عکافی، ح. ر.، قریشی الحسینی، س. ج. ۱۳۸۱. بررسی و مقایسه شاخص‌های عددی تنوع گونه‌ای در دو رویشگاه با مدیریت چرای متفاوت، زیست‌شناسی ایران، ۱۳ (۴-۳):۴۹-۵۸.

[Downloaded from pec.gonbad.ac.ir on 2026-11-03]

ایلون، ه.، قربانی پاشاکلایی، ج.، شکری، م.، جعفریان جلودار، ز. ۱۳۸۶. مطالعه پوشش گیاهی در دو تیپ مرتعی و اراضی زراعی مجاور آن‌ها در بخشی از زیر حوزه سد تنگاب در شهرستان فیروزآباد استان فارس، مرتع، ۱(۴):۳۷۰-۳۸۵.

شاهویی، س. ص. ۱۳۸۵. سرشت و خصوصیات خاک‌ها، سنندج، ۹۰۰ صفحه.

کوچ، ی.، حسینی، س. م.، محمدی، ج.، حجتی، س. م. ۱۳۹۱. بررسی ساختار مکانی خصوصیات خاک در یک توده جنگلی راش با استفاده از روش زمین‌آمار، مجله علوم و فنون کشاورزی و منابع طبیعی، علوم آب و خاک، ۱۶ (۶۰): ۲۳۹-۲۵۰.

AbdelRahman, M.A., Tahoun, S. 2019. GIS model-builder based on comprehensive geostatistical approach to assess soil quality. Remote Sensing Applications. Society and Environment, 13: 204-214.

Abuduwail, J., Tang, Y., Abulimity, M., Liu, D.W., Ma, L. 2012. Spatial distribution of soil moisture, salinity and organic matter in Manas River watershed, Xinjiang. China. Journal of Arid Land, 4 (4): 441−449.

Aishah, A.W., Zauyah, S., Anuar, A.R., Fauziah, C.I. 2010. Spatial variability of selected chemical characteristic of paddy soils in SawashSempadon, Selangor, Malaysia. Malaysian Journal of Soil Science, 14: 27-39.

Allison, L.E. 1965. Organic matter. Pp 1367- 1368 in Black, C. A. (ed). Methods of soil analysis part 2. chemical and microbiological properties. Agronomy 9. American Society of Madison, Wisconsin, 1572 pp.

Bastida, F., Moreno, J.L., Hernández, T., García, C. 2007. The long-term effects of the management of a forest soil on its carbon content, microbial biomass and activity under a semi-arid climate. Applied Soil Ecology, 37: 53-62.

Bellehumeur, C., Marcotte, D., Legendre, P. 2000. Estimation of regionalized phenomena by geostatistical methods: lake acidity on the Canadian Shield. Environmental geology, 39(3-4): 211-220.

Bhunia, G.S., Shit, P.K., Chattopadhyay, R. 2018. Assessment of spatial variability of soil properties using geostatistical approach of lateritic soil (West Bengal, India). Annals of Agrarian Science, 16 (4): 436-443.

Blake, G.R. and Hartage, K.H. 1986. Bulk Density. In: A. Klute (ed.) Methods of Soil Analysis. Part 1. Physical and Mineralogical Methods- Agronomy Monograph. Pp: 363-367.

Bocchia, A., Castrignano, B.F., Fornarob, A., Maggiore, T. 2003. Application of factorial kriging formapping soil variation at field scale. European Journal of Agronomy, 13: 295-308.

[Downloaded from pec.gonbad.ac.ir on 2026-11-03]

Bouyoucos, G.J. 1962. Hydrometer method improved for making particle sizeanalysis of soils. Agronomy Journal, 54: 44–46.

Braun-Blanquet, J. 1932. Plant sociology: The study of plant communities. McGraw- Hill, USA, 439 p.

Bremmer, J.M., Mulvaney, C.S. 1982. Nitrogen total. In: Page AL et al (eds) Methods of soil analysis. Part 2. Chemical and microbiological properties 9. American Society of Agronomy, Inc., Madison. Pp: 595-624.

Burgess, T.M., Webster, R. 1980. Optimal Interpolation and Iisarithmic Mapping of Soil Properties. I. The Variogram and Punctual Kriging. Journal of Soil Science, 31: 315–331.

Campana, C., Gauvin, S., Ponge, J.F. 2002. Influence of ground cover on earthworm communities in an unmanaged beech forest: linear gradient studies. European Journal of Soil Biology, 38(2): 213-224.

Chang, W.E., You, B.A., Yun, J.N., Zang, F., Xio, L.U. 2009. Spatial variability of soil chemical properties in the reclaiming marine foreland to Yellow sea of China. Agricultural Sciences in China, 8(9): 1103 – 1111.

Cocco, A., Cossu, A.Q., Erre, P., Nieddu, G., Luciano, P. 2012. Spatial analysis of gypsy moth populations in Sardinia using geostatistical and climate models. Agricultural and Forest Entomology, 12: 417–426.

Ewald, J. 2003. A Critique for phytosociology. Journal of vegetation science, 14: 291-296.

Famiglietti, J., Rudnicki, J., Rodell, M. 1998. Variability in surface moisture content along a hill slope transect: Rattlesnake Hill, Texas. Journal of Hydrology, 210: 259– 281.

Fathizadeh, O., Attarod, P., Keim, R.F., Stein, A., Amiri, G.Z., Darvishsefat, A.A. 2014. Spatial heterogeneity and temporal stability of throughfall under individual Quercus brantii trees. Hydrological Processes, 28(3): 1124-1136.

Fraterrigo, J.M., Balser, T.C., Turner, M.G. 2006. Microbial community variation and its relationship with nitrogen mineralization in historically altered forests. Ecology, 87: 570–579.

Fu, T., Han, L., Gao, H., Liang, H., Liu, J. 2018. Geostatistical analysis of pedodiversity in Taihang Mountain region in North China. Geoderma, 328: 91-99.

Gallichand, J., Marcotte, D. 1992. Mapping clay content for surface drainage in the Nile Delta. Geoderma, 58: 165-179.

[Downloaded from pec.gonbad.ac.ir on 2026-11-03]

Gao, L., Shao, M. 2012. Temporal stability of soil water storage in diverse soil layers. Catena, 95: 24-32.

Gonglanski K.B., Savin F.A., Pokarzhevskii A.D., Filimonova Z.V. 2005. Spatial distribution of isopods in an oak-beech forest. European Journal of soil Biology, 41: 117-122.

Hernandez-Stefanoni, J.L., Ponce-Hernandez, R., 2006. Mapping the spatial variability of plant diversity in a tropical forest: comparison of spatial interpolation methods. Environmental Monitoring and Assessment, 117(1-3): 307-334.

Heydari, M., Faramarzi, M., Pothier. D. 2016. Post-fire recovery of herbaceous species composition and diversity, and soil quality indicators one year after wildfire in a semi-arid oak woodland. Ecological engineering, 94: 688-697.

Heydari, M., Omidipour, R., Abedi, M., Baskin, C., 2017. Effects of fire disturbance on alpha and beta diversity and on beta diversity components of soil seed banks and aboveground vegetation. Plant Ecology and Evolution, 150 (3): 247-256.

Heydari, M., Poorbabaei, H., Bazgir, M., Salehi, A., Eshaghirad, J. 2014. Earthworms as indicators for different forest management types and human disturbance in Ilam oak forest, Iran. Folia Forestalia Polonica, 56 (3):121-134.

Holmes, M.A., Matlack, G.R. 2018. Assembling the forest herb community after abandonment from agriculture: Long□term successional dynamics differ with land□use history. Journal of Ecology, 106(5): 2121-2131.

Isaaks, E.H., Serivastava, R.M. 1989. An introduction to applied geostatistics, Oxford University press, 561 p.

Ismail, M.H., Junusi, R. 2009. Determining and mapping soil nutrient content using geostatistical technique in a Durian orchard in Malaysia. Journal of Agricultural Science, 1(1): 86-91.

Jordán, M.M., Navarro-Pedreno, J., García-Sánchez, E., Mateu, J., Juan, P. 2003. Spatial dynamics of soil salinity under arid and semi-arid conditions: geological and environmental implications. Environmental Geology, 45 (4): 448-456

Kalra, Y.P., Maynard, D.G. 1991. Methods manual for forest soil and plant analysis. For. Can., Northwest Reg., North. For. Cen., Edmonton, AB. Inf. Rep. NOR-X-311.

[Downloaded from pec.gonbad.ac.ir on 2026-11-03]

Kamarudin, K.N., Tomita, M., Kondo, K., Abe, S.S. 2019. Spatial variability and geostatistical mapping of selected soil properties in Mt. Wakakusa grassland of Japan. Japan Agricultural Research Quarterly, 53(4): 265-277.

Karahan, G., Erşahin, S. 2018. Geostatistical analysis of spatial variation in forest ecosystems. Eurasian Journal of Forest Science, 6(1): 9 -22.

Karczmarczyk, G., Renman, A. 2011. Phosphorus accumulation pattern in a subsurface constructed wetland residential wastewater. Water, 3: 146-156.

Machiwal, D., Jha, M.K. 2015. Identifying sources of groundwater contamination in a hard-rock aquifer system using multivariate statistical analyses and GIS-based geostatistical modeling techniques. Journal of Hydrology: Regional Studies, Article in Press: 31 p.

Maranon, T., Ajbilou, R., Ojeda. F., Arroya J. 1999. Biodiversity of woody species in oak woodland of southern Spain and northern Morocco. Forest Ecology and Management, 115: 147-156.

Mirzaeitalarposhti Mohammad, Z.M., Taghizadeh-Mehrjadi, R., Akbarzadeh, A., 2010. Evaluation of geostatistical techniques for mapping spatial distribution of soil pH, salinity and plant cover affected by environmental factors in Southern Iran. Notulae Scientia Biologicae, 2(4): 92-103.

Nangendo, G., Stein, A., Gelens, M., de Gier, A., Albricht, R. 2002. Quantifying differences in biodiversity between a tropical forest area and a grassland area subject to traditional burning. Forest Ecology and Management, 164: 109–120.

Onaindia, M., de Manuel, B.F., Madariaga, I. and Rodríguez-Loinaz, G. 2013. Co-benefits and trade-offs between biodiversity, carbon storage and water flow regulation. Forest Ecology and Management, 289: 1-9.

Pang, S., Li, T.X., Wang, Y.D., Yu, H.Y., Li, X. 2009.Spatial interpolation and sample size optimization for soil copper (Cu) investigation in cropland soil at county scale using cokriging. Agricultural Sciences in China, 8(11): 1369-1377.

Perez-Rodrguez, R., Marques, M.J., Bienes, R. 2007. Spatial variability of the soil erodibility parameters and their relation with the soil map at subgroup level. Science of Total Environment, 378: 166-173.

Poorbabaei, H., Heydari, M., Najafifar, A., 2008. The relationship between plant diversity and physiographic factors in Ghalarang protected area, Ilam, Western Iran. In Proceedings of the Global Conference on Global Warming (GCGW) (pp. 6-10).

[Downloaded from pec.gonbad.ac.ir on 2026-11-03]

Sabau, J., Schmidt, M.G., Krzic, M. 2010. The impact of black cottonwood on soil fertility in coastal western hemlock forest. Forest ecology and management, 260 (8): 1350-1358.

Sanchez-Maranon, M., Soriano, M., Delgado, G., Delgado, R. 2002. Soil quality in Mediterranean mountain environments. Soil Science Society of America Journal, 66(3): 948-958.

Sarah, P. 2006. Soil organic matter and land degradation in semi-arid area, Israel. Catena, 67(1): 50-55.

Shi, J., Wang, H., Xu, J., Wu, J., Liu, X., Zhu, H., Yu, C. 2007. Spatial distribution of heavy metals in soils: a case study of changing, China. Environmental Geology, 52:1-10.

Sommers, L.E., Nelson, D.W. 1997. Determination of total phosphorus in soils: A rapid percholoric acid digestion procedure. Soil Science Society of America, 36: 902 – 904.

Takafumi, H., Hiura, T. 2009. Effects of disturbance history and environmental factors on the diversity and productivity of understory vegetation in a cool-temperate forest in Japan. Forest Ecology and Management, 257(3): 843-857.

Ugolini, D.C., Edmonds, R.L. 1983. Soil biology. In: Wilding, L.P., Smeck, N.E., and Hall,G.F, (Eds.), Pedogenesis and Soil Taxonomy: Concepts and Intractions, Elsevier Amsterdam, 1: 193-231.

Vannini, A., Natili, G., Anselmi, N., Montaghiand, A., Vettraino, A.M. 2010. Distribution and gradient analysis of Ink disease in chestnut forests. Forest Pathology, 40: 73–86.

Vujnovic, K., Wein, R.W., Dale, M.R. 2002. Predicting plant species diversity in response to disturbance magnitude in grassland remnants of central Alberta. Canadian Journal of Botany, 80 (5): 504-511.

Wakernagel, H. 2002. Multivariate geostatistics. Springer press, 387 p.

Wu, J., Boucher, A., Zhang, T., 2008. A SGeMS code for pattern simulation of continuous and categorical variables: FILTERSIM. Computers & Geosciences, 34(12):1863-1876.

Yamamoto, J.K. 2005. Correcting the Smoothing Effect of Ordinary Kriging Estimates. Mathematical Geology, 37(1): 69-94.

Zechmeister, H.G., Moser, D. 2001. The influence of agricultural land-use intensity on bryophyte species richness. Biodiversity & Conservation, 10(10): 1609-1625.

[Downloaded from pec.gonbad.ac.ir on 2026-11-03]