بررسی تغییرات مکانی خصوصیات خاک و عملکرد گندم در بخشی از اراضی زراعی سرخنکلاته، استان گلستان

سارا محمدزمانی، شمس ا...ایوبی و فرهاد خرمالی[۱]

چکیده

ارزیابی عملیات مدیریت زراعی ، شناخت تغییرات مکانی خصوصیات خاک و محصول و درک روابط متقابل آنها ضروری است. این تحقیق، در یک مزرعه گندم تحت مدیریت زارعین محلی، در شهر سرخنکلاته واقع در ۲۵ کیلومتری شهرستان گرگان، در شمال شرقی ایران انجام شد. نمونه برداری خاک جمعاً در ۱۰۱ نقطه از روی یک شبکه سیستماتیک- آشیانه‌ای در پلاتی به ابعاد ۱۰۰ در ۱۸۰ متر و از عمق ۰- ۳۰ سانتی‌متری خاک اندکی پس از کاشت گندم در اواخر پاییز انجام گرفت. اندازه گیری عملکرد گندم به وسیله نمونه‌برداری در پلات‌هائی به ابعاد یک متر مربع با مرکزیت ۱۰۱ نقطه نمونه برداری در اواخر خرداد ماه صورت پذیرفت. نتایج آماری نشان داد تمامی متغیرها از توزیع نرمال برخوردار هستند. pH کمترین (۰/۵۹٪) و عملکرد دانه (۲۰/۴٪) بیشترین ضریب تغییرات را از خود نشان دادند. آنالیز تغییرنماها نشان داد که متغیرهای بررسی شده در این مطالعه همگی دارای ساختار مکانی بوده و دامنه تأثیر خصوصیات مختلف دارای تغییرپذیری است. دامنه تأثیر تغییر نماها از ۲۳/۹۹ متر برای ازت کل تا ۹۳ متر برای پتاسیم قابل استفاده در نوسان بود. در بین کلیه پارامترهای مورد بررسی، ازت کل و درصد سدیم قابل تبادل وابستگی مکانی قوی‌تر و فسفر قابل دسترس نسبت به سایر متغیرها وابستگی مکانی ضعیف‌تری نشان دادند. نقشه‌های حاصل از میانیابی توسط کریجینگ نشان داد که خصوصیات خاک و محصول در مزرعه مورد مطالعه الگوی تصادفی نداشته و دارای پراکنش مکانی می‌باشند. هم‌چنین توزیع مکانی ازت کل دارای الگوی مشابه پراکنش مکانی مواد آلی بوده و توزیع مکانی ضریب برداشت نیز با پراکنش مکانی فسفر قابل دسترس مشابهت داشت. نتایج حاکی از آن است که الگو و وابستگی مکانی متغیرهای خاک و محصول حتی در یک مزرعه که تحت مدیریت یک زارع قرار دارد می‌تواند بین این متغیرها و در مقیاس‌های مختلف تفاوت داشته باشد. هم‌چنین تغییرنما و تخمینگر کریجینگ می‌تواند به عنوان وسیله‌ای کارا برای طراحی شبکه‌های نمونه‌برداری، شناسایی نواحی مدیریتی و کاربرد نهاده‌ها با نرخ متغیر در کشاورزی دقیق به کار رود.

واژه‌های کلیدی: تغییرات مکانی، تغییرنما، کریجینگ، کشاورزی دقیق، سرخنکلاته

مقدمه

تجزیه و تحلیل تغییرپذیری عملکرد، فرایند مهمی در تحقیقات کشاورزی دقیق می‌باشد. در مزراع کشاورزی، تغییرپذیری عملکرد تابعی خصوصیات خاک، توپوگرافی مزرعه، اقلیم،

۱. به ترتیب دانشجوی کارشناسی ارشد و استادیاران خاک‌شناسی، دانشکده علوم زراعی، دانشگاه علوم کشاورزی و منابع طبیعی گرگان

[Downloaded from jstnar.iut.ac.ir on 2025-07-19]

[DOR: 20.1001.1.24763594.1386.11.40.7.7]

فاکتورهای بیولوژیکی و مدیریت می‌باشد (۱۶). مشخص شده است که خصوصیات خاک یکی از عوامل عمده تغییرپذیری تولید در مزارع به شمار می‌رود. وجود تغییرات مکانی در خصوصیات خاک و اهمیت آن در تولید محصول امری بدیهی به شمار می‌رود، با این حال درک فعلی از علل و منابع تغییرات کامل نیست و آگاهی از آن برای توسعه سودآوری و عملیات کشاورزی پایدار ضروری می‌باشد (۱۹و ۳۱).

خصوصیات خاک دارای تغییرات مکانی و زمانی از مقیاس‌های کوچک تا بزرگ می‌باشند که تحت تأثیر خصوصیات ذاتی (نظیر فاکتورهای متأثر از مواد مادری خاک) و خصوصیات غیر ذاتی (مانند عملیات مدیریتی خاک، کود دهی و تناوب زراعی) قرار می‌گیرد (۲۴ و ۳۲). برای درک بهتر تأثیر عوامل مدیریت و آلودگی و نهایتاً دست‌یابی به عملیات زراعی مناسب نیازمند مشخص کردن و کمّی کردن غیر یک‌نواختی و تغییرپذیری خصوصیات خاک می‌باشیم (۶).

اعمال مدیریت متداول مزارع برای سرتاسر یک مزرعه(روش متعارف) باعث می‌گردد که سطوحی از مزرعه مقدار نهاده‌های تولید را بیش از حد نیاز گیاه و در مقابل قسمت‌های دیگر این نهاده‌ها را کمتر از حد بهینه دریافت نمایند. در شیوه اعمال مدیریت متداول، عدم وجود توازن بین خصوصیات خاک و نیاز گیاه علاوه بر این‌که باعث کاهش بهره‌وری کشاورزی خواهد شد، تخریب محیط زیست و ناپایداری استفاده از منابع تولید کشاورزی به‌ویژه منابع خاک و آب را نیز به دنبال خواهد داشت (۸ و ۳۲).

تغییرپذیری خصوصیات خاک در مزارع اغلب به وسیله روش‌های آمار کلاسیک بیان می‌شوند که در آن فرض بر توزیع تصادفی تغییرات درون واحدهای نقشه (Mapping units) می‌باشد (۹). در روش‌های متداول آمار کلاسیک مانند تجزیه و تحلیل واریانس، موقعیت جغرافیایی و مکانی نمونه‌های برداشت شده از یک مزرعه در نظر گرفته نشده و هیچ‌گونه ارتباط ریاضی بین تغییرات مکانی داده‌ها با فاصله آنها از همدیگر برقرار نمی‌شود (۳). زمین آمار (Geostatistics) قادر به ارائه مجموعه وسیعی از تخمینگرهای آماری به منظور برآورد خصوصیت مورد نظر در مکان‌های نمونه برداری نشده با استفاده از اطلاعات حاصل از نقاط نمونه برداری شده می‌باشد (۳، ۱۹و ۳۱). این روش قادر به تهیه نقشه‌های کمّی با دقت معلوم در مورد تغییرات مکانی خواص خاک و ارتباط آن با تولید بوده و لذا می‌تواند به عنوان مبنائی برای تیمار مزارع با نرخ متغیر در فاز اجرایی کشاورزی دقیق به کار گرفته شود (۴).

مرزبندی خاک‌ها به روش مرسوم فاقد دقت لازم در کشاورزی دقیق می‌باشد. لذا استفاده از تکنیک‌های نوین نظیر تکنیک زمین آمار در شناخت روابط خصوصیات خاک و تولید جایگاه ویژه‌ای می‌یابد که در این زمینه مطالعات متعددی در دنیا صورت گرفته است. که از جمله می‌توان به مطالعات جینس و کولوین (۱۵)، کان و همکاران (۸)، کمبردلا و همکارن (۹)، سیملسگارد و ژوراس (۲۷)، شیل و همکاران (۲۶)، لوپزگرانادوز و همکاران (۱۸)، کاکس و همکاران (۱۱) اشاره کرد.

در کشور ما نیز مطالعات محدودی در این زمینه صورت گرفته است. مومنی (۴) تحقیقی در مورد مدل سازی ساختار مکانی متغیرهای حاصلخیزی و مواد آلی خاک بعنوان مبنایی برای اعمال کشاورزی دقیق در دشت مرو دشت انجام داد. نتایج حاکی از آن بود که تمام متغیرهای مورد مطالعه دارای دامنه هم‌بستگی بزرگ بودند که می‌تواند دال بر این باشد که کشت دراز مدت روی خواص پویای خاک اثر یک‌نواخت سازی داشته است. وی هم‌چنین نشان داد که خصوصیات خاک دارای وابستگی مکانی بوده و حدود تغییرات برای هر خصیصه خاک متغیر است.

رفیعی الحسینی و محمدی (۲) تجزیه و تحلیل پراکنش مکانی حاصلخیزی خاک و عملکرد محصول گندم برای مدیریت زراعی دقیق را مورد بررسی قرار دادند (۲). نتایج نشان داد توزیع تمامی متغیرها پیوسته و وابسته به موقعیت جغرافیایی مشاهدات می‌باشد. نتایج آنها نشان داد که توزیع مکانی عملکرد گندم دارای الگوی مشابه پراکنش مکانی فسفر قابل دسترس در

[Downloaded from jstnar.iut.ac.ir on 2025-07-19]

[DOR: 20.1001.1.24763594.1386.11.40.7.7]

خاک بوده است. بنابراین در مطالعه مزبور، قابلیت دسترسی فسفر از مهم‌ترین جنبه‌های مدیریت دقیق مزرعه به شمار می‌رود. در عین حال آنها پراکنش ازت کل و چگونگی معرفی شدن آن در سطح مزرعه را نیازمند مطالعات بیشتر می‌دانند.

گندم یکی از محصولات مهم و استراتژیک استان گلستان بوده و شناخت خصوصیات خاکی مهم روی عملکرد آن جهت برنامه ریزی و اعمال مدیریت بهینه حائز اهمیت می‌باشد. در ارتباط با این موضوع تا کنون از تکنیک زمین آمار استفاده نشده است. لذا این تحقیق با هدف بررسی پراکنش مکانی ویژگی‌های تولید محصول گندم با خصوصیات فیزیکوشیمیایی خاک به کمک تکنیک زمین آمار در منطقه سرخنکلاته در استان گلستان انجام شده است.

مواد و روش‌ها

موقعیت جغرافیائی منطقه

منطقه مورد مطالعه در مجاورت شهر سرخنکلاته در حدود ۲۵ کیلومتری شمال شرق شهرستان گرگان واقع شده (شکل ۱) و از لحاظ موقعیت جغرافیایی در طول جغرافیایی ´ ۵۴°۳۳ و عرض جغرافیایی ´ ۳۶°۵۳ قرار دارد. متوسط ارتفاع منطقه از سطح دریا ۱۳۰ متر، متوسط بارندگی ۵۷۰ میلی‌متر می‌باشد.

متوسط حداکثر و حداقل درجه حرارت سالانه به ترتیب ۳۷ و ۳/۱ درجه سانتی گراد است. اقلیم منطقه طبق روش طبقه‌بندی دو مارتن و کوپن مدیترانه‌ای و بر اساس روش آمبروژه نیمه مرطوب معتدل محسوب می‌شود. از لحاظ واحد فیزیوگرافی منطقه سرخنکلاته، جزء دشت‌های دامنه‌ای (Piedmont plain) محسوب می‌شود و مواد مادری آن دارای منشا، لسی می‌باشد. طبق طبقه بندی آمریکایی، خاک منطقه مورد مطالعه به صورت Fine, mixed, mesic, Fluventic Haploxerepts طبقه بندی می‌شود (۲۸).

مطالعات صحرایی و نمونه‌برداری

برای انجام تحقیق قطعه‌ای به ابعاد ۱۰۰ در ۱۸۰ متر در یک مزرعه گندم تحت مدیریت زارعین محلی انتخاب شد. در این مدیریت در پاییز کشت گندم رقم زاگرس در کل مزرعه توسط زارع انجام گرفت. به این صورت که بعد از انجام عملیات خاکورزی، کاشت بذر با دستگاه سانتریفوژ انجام شد. عملیات داشت شامل آبیاری طبق عرف منطقه به روش غرقابی در دو نوبت و کوددهی و سم پاشی در مراحل مختلف رشد صورت گرفت. بعد از سبز شدن بذر، در مرحله پنجه زنی، علف کش پهن برگ و باریک برگ (تاپیک و گرانستار) و همراه با آن کود اوره مورد استفاده قرار گرفت.

جهت نمونه برداری خاک از قطعه مورد نظر، شبکه بندی به صورت سیستماتیک – آشیانه‌ای به ابعاد ۲۰ در ۲۰ متر (۶۰ نقطه)، ۱۰ در ۱۰ متر (۲۴ نقطه) و ۵ در ۵ متر (۱۷ نقطه) و جمعاً در ۱۰۱ نقطه به وسیله دوربین و متر انجام شد. شکل ۱ نمایی از الگوی نمونه برداری را نمایش می‌دهد. نمونه برداری از خاک اندکی بعد از کاشت به وسیله مته (اوگر) از عمق ۳۰-۰ سانتی‌متر از روی نقاط با مختصات معلوم (جمعاً ۱۰۱ نقطه) صورت گرفت.

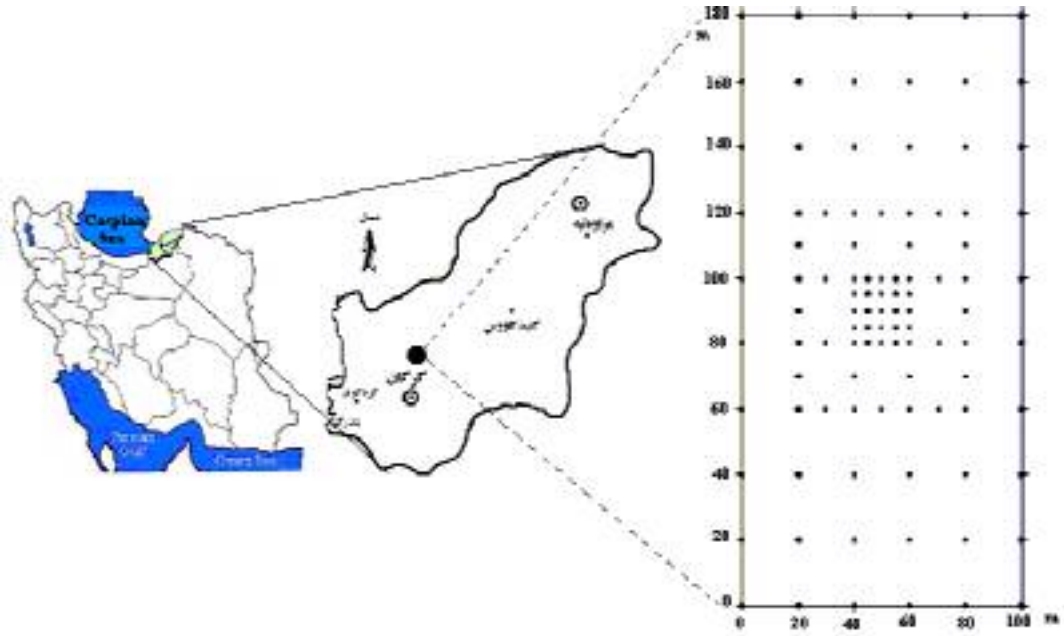
تجزیه‌های آزمایشگاهی

نمونه‌ها هوا خشک گردیده و سپس از الک ۲ میلی‌متری عبور داده شد. pH در حالت گل اشباع و هدایت الکتریکی در عصاره اشباع، مواد آلی به روش اکسیداسیون‌تر (۲۱) و ازت کل با استفاده از روش میکروکجلدال، با هضم تر اندازه‌گیری شد (۲۱). فسفر قابل جذب به روش کالریمتری (۲۰)، آهک به روش تیتراسیون برگشتی (۲۱)، ظرفیت تبادل کاتیونی با عصاره‌گیری با استات سدیم pH = ۸/۲ (۲۱) و پتاسیم قابل جذب و سدیم (محلول + تبادلی) با استفاده از دستگاه فلیم فتومتر در عصاره به دست آمده با استات آمونیوم ۱ نرمال (۲۱)، سدیم محلول نیز با با استفاده از دستگاه فلیم فتومتر در عصاره اشباع اندازه‌گیری شد.

بافت خاک با روش هیدرومتری انجام شده و بعد از آن جهت تفکیک ذرات شن، سوسپانسیون خاک داخل سیلندر از

[Downloaded from jstnar.iut.ac.ir on 2025-07-19]

[DOR: 20.1001.1.24763594.1386.11.40.7.7]



شکل ۱. موقعیت جغرافیایی منطقه مورد مطالعه و نمایی از شبکه نمونه‌برداری

الک‌های به شماره مش ۱۸، ۳۰، ۶۰، ۱۸۰ و ۲۷۰ عبور داده شد(۱۷). وزن مخصوص ظاهری با استفاده از روش کلوخه و پارافین اندازه‌گیری شد (۵). در خرداد ماه ۱۳۸۴، به منظور تعیین عملکرد گندم، بوته‌های واقع در پلات یک متر مربع با مرکزیت ۱۰۱ نقطه نمونه برداری از گندم برداشت و میزان عملکرد کل، دانه و ضریب برداشت محاسبه گردید (۱۹).

آنالیزهای آماری و زمین آماری داده‌های خاک و عملکرد

به منظور بررسی چگونگی توزیع داده‌ها و دست‌یابی به خلاصه‌ای از اطلاعات آماری هر خصوصیت، توزیع فراوانی با کمک ویژگی‌های آن شامل میانگین، میانه، حداقل، حداکثر، انحراف معیار، ضریب تغییرات، چولگی و کشیدگی توسط نرم‌افزار SAS مورد بررسی قرار گرفت (۲۵). جهت بررسی آزمون نرمال بودن توزیع متغیرها، آزمون کولموگروف- اسمیرونوف استفاده شد (۲۵).

ابزار بررسی آنالیز هم‌بستگی مکانی در شرایط صدق فرضیات پایایی، تغییرنما (Variogram) است. تغییرنما به بررسی و شناخت ویژگی‌های ساختاری متغیر ناحیه‌ای می‌پردازد و چگونگی تغییرات آن را بیان می‌کند. اگر تغییرنما به سقف معینی برسد و در نتیجه دامنه تأثیر مشخصی داشته باشد، ساختار فضایی و شرایط صدق فرضیه ذاتی می‌تواند وجود داشته باشد. با توجه به این‌که محاسبه نیمه تغییر نما برای همه جامعه مورد مطالعه امکان‌پذیر نمی‌باشد، نیمه تغییر نما در یک فاصله تفکیک مشخص به وسیله تابع زیر تخمین زده می‌شود (۷):

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

N(h) تعداد زوج نمونه‌های به کار رفته در محاسبه نیمه تغییر نما در فاصله و جهت تفکیک h، $Z(x_i)$ و$Z(x_i+h)$ ، به ترتیب مقادیر متغیر Z در نقاط x_i و x_i+h می‌باشد. تغییرنما برای یک جهت خاص با ترسیم مقادیر نیمه تغییر نما در مقابل فاصله تفکیک افزایش یافته و به صورت ایدآل در فاصله مشخصی ثابت می‌شود. پارامترهای تغییرنما شامل اثر قطعه‌ای، دامنه یا شعاع تأثیر و آستانه یا سقف می‌باشند (۲۹).

مدل‌های برازش شده به مقادیر نیمه تغییر نما عمدتاً از مدل‌های کروی (معادله ۲) و گوسی (معادله ۳) بوده‌اند که در ذیل مختصراً توصیف می‌شوند (۷ و ۱۰):

[Downloaded from jstmar.iut.ac.ir on 2025-07-19]

[DOR: 20.1001.1.24763594.1386.11.40.7.7]

$$\gamma(h) = C_0 + C_1 [3h/2a - ½(h/a)^2], h \le a \quad [۲]$$

$$\gamma(h) = C_0 + C_1, h > a$$

$$\gamma(h) = C_0 + C_1 (1- e^{-3(h/a)2}) \quad [۳]$$

در معادلات مزبور، a شعاع تأثیر یا دامنه، h فاصله تفکیک، C_0 اثر قطعه‌ای و C_1 آستانه تغییرنما می‌باشد.

جهت محاسبه و ترسیم تغییر نما، از برنامه رایانه‌ای VARIOWIN 2.2 (۲۲) استفاده شد. در مطالعه حاضر، جهت تخمین پارامترهای تغییرنما از روش کریجینگ جک نایف استفاده گردید (۵). در این روش ابتدا مدل تغییرنمای متغیرهای مورد مطالعه تخمین زده می‌شود. آنگاه مدل حاصل جهت تخمین به کار می‌رود. سپس با آنالیز خطاهای تخمین صحت الگوی برازش شده بررسی می‌گردد. در این تحقیق با صحیح و خطا مناسب‌ترین الگوهای تغییرنمای متغیرهای مورد مطالعه تعیین گردید بعد از کنترل اعتبار تغییر نما در محاسبه تغییر نما، داده‌ها باید حتی‌الامکان از توزیع نرمال برخوردار باشند و در غیر این صورت باید به داده‌های نرمال تبدیل شوند. بعد از بررسی نوع توزیع داده‌ها، با توجه به همسانگرد بودن آنها با استفاده از تغییر نمای سطحی (Surface variogram)، تغییر نمای همه جهته (Omni directional) برای تمام متغیرهای مورد مطالعه ترسیم گردید.

در مطالعات زمین آماری بایستی صحت تمام فرضیات به گونه‌ای کنترل گردد (۱). کنترل اعتبار در واقع تخمین هر نقطه نمونه‌برداری شده در یک ناحیه با استفاده از مقادیر نمونه همسایه (بدون در نظر گرفتن خود آن نمونه) با روش کریجینگ می‌باشد. بدین منظور بعد از برازش مدل به تغییر نما و تعیین پارامترهای مدل، کنترل اعتبار تغییر نما (Validation) در نرم افزار GEOEAS (۱۳) با تغییر پارامترهای اولیه تغییرنما، به نحوی صورت گرفت که مدل بهینه نهایی، دارای حداقل شاخص‌های میانگین خطا (Mean error) و میانگین مجذور خطا (Mean Square Error) باشد (۷):

$$ME = \frac{۱}{n}\sum_{i=۱}^{n}(Z^* - Z) \quad [۴]$$

$$MSE = \frac{۱}{n}\sum_{i=۱}^{n}(Z^* - Z)^۲ \quad [۵]$$

در این روابط Z مقدار مشاهده شده، Z^* مقدار تخمین زده شده و n تعداد نمونه می‌باشد.

میانیابی به روش کریجینگ بلوکی، (بلوک ۳×۳) با استفاده از برنامه رایانه‌ای GEOEAS صورت گرفت. با استفاده از اطلاعات حاصل از محاسبات تغییرنماها و روش برآورد آماری کریجینگ معمولی (با فرض عدم معلوم بدون میانگین) اقدام به پهنه بندی متغیرهای مختلف بصورت بلوکی درشبکه‌هایی به ابعاد ۵ در ۵ متر شد. در نهایت نقشه‌های کریجینگ به همراه نقشه‌های خطای تخمین توسط نرم افزار SURFER8 (۱۴) تهیه گردید و در پایان توزیع مکانی عملکرد محصول گندم با نقشه‌های پراکنش مکانی خصوصیات خاک مورد مقایسه قرار گرفتند.

به منظور تعیین کلاس‌های مختلف وابستگی مکانی متغیرهای خاک و محصول، از نسبت بین واریانس اثر قطعه‌ای به واریانس کل استفاده شد. در این نسبت که نسبت هم‌بستگی نامیده می‌شود و معمولاً به صورت درصد بیان می‌گردد، واریانس اثر قطعه‌ای به صورت درصدی از واریانس کل بیان شده و بدین وسیله می‌توان مقایسه‌ای در ارتباط با بزرگی اثر قطعه‌ای بین خصوصیات مختلف خاک و محصول انجام داد (۹).

نسبت هم‌بستگی = اثر قطعه‌ای / واریانس کل [۶]

چنانچه این نسبت کمتر از ۲۵٪ گردد نشاندهنده وابستگی مکانی قوی می‌باشد و اگر این نسبت بین ۲۵٪ و ۷۵٪ قرار گیرد بیانگر وابستگی مکانی متوسط و چنانچه این نسبت بزرگ تر از ۷۵٪ گردد نشان‌دهنده وابستگی مکانی ضعیف خواهد بود (۵، ۱۵ و ۲۴). هم‌چنین در صورتی که نسبت هم‌بستگی در مورد متغیری برابر ۱۰۰٪ گردد یا این که شیب منحنی تغییرنما نزدیک به صفر باشد، متغیر مربوطه فاقد وابستگی مکانی خواهد بود (۱۸)، و اگر نسبت هم‌بستگی برای متغیری برابر صفر بیاید، بیانگر یک پیوستگی در وابستگی مکانی می‌باشد (۳۰).

[Downloaded from jstnar.iut.ac.ir on 2025-07-19]

[DOR: 20.1001.1.24763594.1386.11.40.7.7]

جدول ۱. پارامترهای آماری ویژگی‌های خاک و عملکرد گندم

متغیر	واحد متغیر	میانگین	میانه	حداقل	حداکثر	ضریب تغییرات (٪)	انحراف معیار	چولگی	کشیدگی
pH	$-\log[H^+]$	۷/۸۶	۷/۸۶	۷/۷۵	۷/۹۶	۰/۵۹	۰/۰۴۷	-۰/۱۰۶	-۰/۵۰۲
EC	dSm^{-1}	۰/۸۳	۰/۸۴	۰/۶۴	۱/۰۵	۱۱/۲۰	۰/۰۹۳	۰/۳۲۲	-۰/۰۳۳
درصد اشباع	(٪)	۶۸/۵۸	۶۸/۴۱	۶۷/۱۷	۷۰/۰۲	۱/۰۴	۰/۷۱۲	۰/۰۳۱	-۰/۸۷۵
شن کل	(٪)	۲/۱۷	۲/۱۷	۱/۹۰	۲/۳۶	۴/۰۱	۰/۰۸۷	-۰/۶۰۰	۱/۱۷۹
شن خیلی درشت	(٪)	۰/۱۷	۰/۱۷	۰/۱۳	۰/۲۲	۱۲/۳۵	۰/۰۲۱	-۰/۰۰۹	-۰/۸۱۴
شن درشت	(٪)	۰/۲۹	۰/۲۹	۰/۲۰	۰/۳۵	۱۱/۰۳	۰/۰۳۲	-۰/۳۴۱	-۰/۶۷
شن متوسط	(٪)	۰/۳۹	۰/۴۰	۰/۳۰	۰/۴۵	۸/۷۲	۰/۰۳۴	-۰/۶۳۵	-۰/۱۱۸
شن ریز	(٪)	۰/۶۱	۰/۶۱	۰/۴۰	۰/۷۲	۸/۶۹	۰/۰۵۳	-۰/۷۹۱	۱/۵۷۰
شن خیلی ریز	(٪)	۰/۷۰	۰/۷۰	۰/۶۰	۰/۸۱	۵/۴۲	۰/۰۳۸	-۰/۰۶۰	۰/۱۱۰
سیلت	(٪)	۴۱/۵۱	۴۱/۷۶	۳۸/۳۲	۴۴/۶۶	۲/۷۶	۱/۱۴۷	-۰/۵۲۵	۰/۴۰۲
رس	(٪)	۵۶/۳۲	۵۶/۰۸	۵۳/۱۸	۵۹/۵۰	۲/۰۲	۱/۱۴۰	۰/۴۷۷	۰/۳۰۸
وزن مخصوص ظاهری	$g\ cm^{-3}$	۱/۸۰	۱/۸۱	۱/۶۵	۱/۸۵	۲/۳۳	۰/۰۴۲	-۰/۷۰۱	۱/۹۹۰
فسفرقابل استفاده	$mg\ kg^{-1}$	۲۷/۱۶	۲۷/۴۰	۲۴/۰۰	۲۹/۵۰	۴/۶۸	۱/۲۷۱	-۰/۳۸۵	-۰/۷۶۱
پتاسیم قابل استفاده	$mg\ kg^{-1}$	۳۳۴/۵۹	۳۳۵/۲۶	۳۲۱/۱۱	۳۵۲/۵۶	۲/۴۳	۸/۱۲۷	۰/۲۳۰	-۰/۵۷۸
آهک	(٪)	۲۷/۱۰	۲۷/۰۰	۲۲/۰۰	۳۱/۰۰	۷/۳۴	۱/۹۸۹	-۰/۱۱۹	-۰/۵۱۶
مواد آلی	(٪)	۲/۵۷	۲/۵۸	۱/۸۲	۳/۰۰	۸/۵۲	۰/۲۱۹	-۰/۴۱۶	۰/۱۰۷
ازت کل	(٪)	۰/۱۳	۰/۱۳	۰/۰۹۱	۰/۱۷۸	۸/۴۶	۰/۰۱۱	۰/۳۷۹	۴/۰۱۱
CEC	$cmol_{(+)}\ Kg^{-1}$	۳۱/۰۶	۳۱/۱۰	۲۸/۷۵	۳۲/۶۵	۲/۵۵	۰/۷۹۳	-۰/۵۱۹	۰/۴۲۱
ESP	(٪)	۵/۸۸	۵/۹۰	۴/۶۹	۷/۸۰	۱۰/۳۹	۰/۶۱۱	۰/۵۹۲	۱/۰۷۲
ضریب برداشت	(٪)	۰/۵۲	۰/۵۲	۰/۴۲	۰/۶۴	۹/۲۳	۰/۰۴۸	۰/۱۲۴	-۰/۸۹۸
عملکرد دانه	g/m^2	۴۵۸/۶۵	۴۴۶/۸۸	۲۵۸/۸۶	۶۹۹/۱۵	۲۰/۴۰	۹۳/۵۸۲	۰/۲۱۷	-۰/۶۷۱
عملکرد کل	g/m^2	۸۷۷/۷۳	۸۵۵/۰۰	۵۴۵/۰۰	۱۲۳۵/۰۰	۱۵/۳۸	۱۳۵/۰۰	-۰/۰۳۴	-۰/۵۱۵

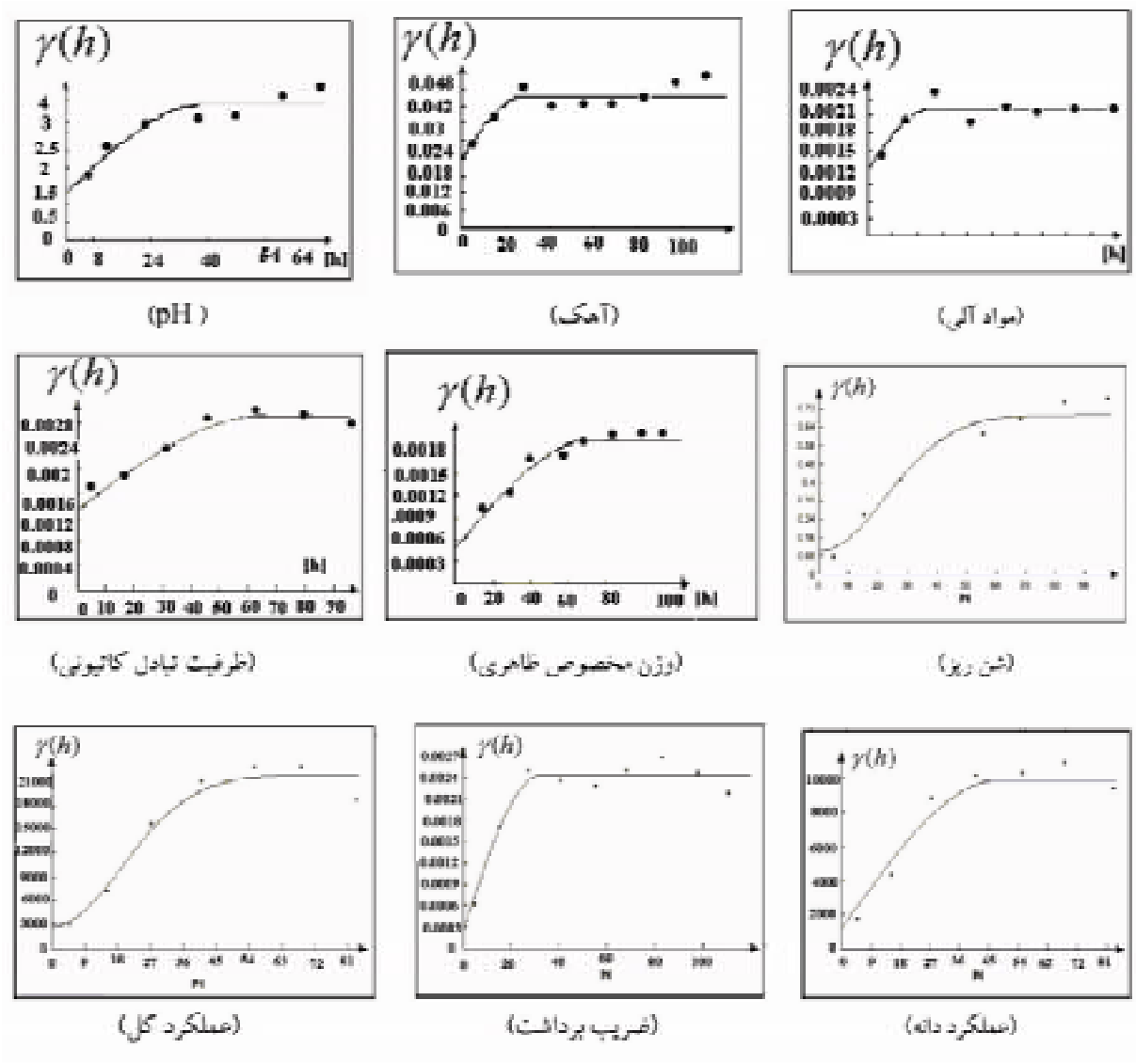
نتایج و بحث

توصیف آماری متغیرها

توصیف آماری خصوصیات خاک و عملکرد محصول در جدول ۱ خلاصه شده است. به طور کلی در بین مقادیر CV متغیرهای مورد مطالعه، pH دارای کمترین ضریب تغییرات و برابر ۰/۵۹ درصد می‌باشد، عملکرد دانه دارای بیشترین ضریب تغییرات و برابر ۲۰/۴۰ درصد می‌باشد. به طور کلی، مقادیر CV خصوصیات خاک مورد مطالعه از مقادیر گزارش شده در منابع علمی کمتر است که می‌تواند به دلیل استفاده طولانی مدت و مدیریت یک‌نواخت اراضی مورد مطالعه باشد که منجر به یک‌نواختی خاک رویی گردیده است. در این زمینه پازگنزالز و همکاران (۲۳) و مؤمنی (۴) به نتیجه مشابهی دست یافته‌اند. روش‌های تخمینی که در زمین آمار مورد استفاده قرار می‌گیرند، در صورتی که توزیع داده‌ها نرمال یا نزدیک به نرمال باشد از دقت بالاتری برخوردار هستند. تست توزیع نرمال داده‌ها به وسیله آزمون کولموگروف-اسمیرونوف نشان داد که تمامی متغیرها از توزیع نرمال برخوردار هستند. به علاوه مقادیر چولگی ارائه شده در جدول ۱ نیز نتایج آزمون نرمال بودن را تأیید می‌نماید که در تمامی متغیرها بین ۱- و ۱+ قرار دارد.

[Downloaded from jstmar.iut.ac.ir on 2025-07-19]

[DOR: 20.1001.1.24763594.1386.11.40.7.7]



شکل ۲. تغییرنمای همه جهته برخی متغیرهای خاک و محصول

آنالیز هم‌بستگی مکانی

برای تشخیص پدیده همسانگردی در تحقیق حاضر از تغییر نمای سطحی استفاده شده است. برای تمامی متغیرها، ناهمسانگردی آنها کنترل شد. با توجه به وجود تقارن تغییرنمای سطحی، تمامی متغیرها همسانگرد هستند. این واقعیت نمایانگر آن است که تغییرپذیری این متغیرها در جهات مختلف یکسان است. این موضوع نشان می‌دهد که تغییرات به فاصله بین نمونه‌ها بستگی داشته و بنابراین بیانگر آن است که همسانگری در داده‌ها در کل سطح منطقه مطالعه شده پایدار است.

جهت نمایش تغییرنمای متغیرهای مورد مطالعه با توجه به همسانگردی آنها، تغییر نمای همه جهته ترسیم گردید (۷). با توجه به تعداد زیاد پارامترهای مورد بررسی، برای تعداد محدودی از آنها (pH، مواد آلی، آهک، CEC، وزن مخصوص ظاهری، شن ریز، عملکرد کل، عملکرد دانه و ضریب برداشت) تغییرنمای همه جهته در شکل ۲ نمایش داده شده است. قابل ذکر است که تمامی این متغیرها جزء مدل‌های سقف دار بوده و دارای ساختار فضایی هستند.

نتایج واریوگرافی هم‌چنین در مورد اکثر متغیرها، آستانه

[Downloaded from jstmar.iut.ac.ir on 2025-07-19]

[DOR: 20.1001.1.24763594.1386.11.40.7.7]

جدول ۲. پارامترهای تغییرنما و معیارهای انتخاب مدل و کنترل اعتبار برای متغیرهای خاک و محصول

متغیر	واحد متغیر	مدل	اثر قطعه‌ای	سقف	دامنه تأثیر	نسبت هم‌بستگی[1] (٪)	کلاس هم‌بستگی[2]	میانگین خطا (ME)	میانگین مجذور خطا (MSE)
pH	$-\log[H^+]$	کروی	۰/۰۰۱۱	۰/۰۰۱	۲۴/۳۹	۳۵/۸۴	M	۰/۰۰۰۹۶	۰/۰۰۲۲
EC	dSm^{-1}	گوسی	۰/۰۰۴۸	۰/۰۰۴۳	۵۷/۲۳	۵۳/۰۵	M	۰/۰۰۱۴۶	۰/۰۰۶۳
درصد اشباع (sp)	(٪)	گوسی	۰/۸۹	۸/۹	۵۵/۰۹	۰/۰۹	S	۰/۰۰۳۶	۰/۴۴۳
شن کل	(٪)	گوسی	۰/۰۰۰۴۸	۰/۰۰۱۴	۷۲/۰۷	۲۴/۶۴	S	۰/۰۰۰۳۳	۰/۰۰۱۸
شن خیلی درشت	(٪)	کروی	۰/۰۰۵۴	۰/۰۰۳۲	۹۱/۴۱	۴۰/۰	M	۰/۰۰۲۵	۰/۰۰۶۵
شن درشت	(٪)	کروی	۰/۰۰۰۲۸	۰/۰۰۰۱۹	۳۸/۱۴	۵۹/۵۷	M	۰/۰۰۰۳۲	۰/۰۰۱۴
شن متوسط	(٪)	کروی	۰/۰۰۰۶۵	۰/۰۰۰۴۹	۲۴/۰۰	۵۷/۰۱	M	۰/۰۰۰۶۳	۰/۰۰۱۱
شن ریز	(٪)	کروی	۰/۰۰۰۵۱	۰/۰۰۰۶۹	۳۷/۶۴	۴۲/۵۰	M	۰/۰۰۰۱۸	۰/۰۰۱۳
شن خیلی ریز	(٪)	گوسی	۰/۰۰۱۳۷	۰/۰۰۱۵۲	۶۶/۱۴	۴۷/۴۰	M	۰/۰۰۱۱	۰/۰۰۲۱
سیلت	(٪)	کروی	۰/۰۰۰۶۳	۰/۰۰۰۸۹	۴۱/۰۲	۴۱/۴۴	M	۰/۰۰۰۴	۰/۰۰۰۴۲
رس	(٪)	کروی	۰/۶۲۸	۰/۷۲	۲۴/۳۹	۴۶/۳۴	M	۰/۰۱۳	۱/۳۳۳
وزن مخصوص ظاهری	$g\ cm^{-3}$	کروی	۰/۶۷	۰/۶۵۶	۲۵/۸۳	۵۰/۷۵	M	۰/۰۰۸۲	۱/۳۰۲
فسفرقابل استفاده	$mg\ kg^{-1}$	کروی	۱/۰۴۰	۰/۵۸	۳۳/۲۸	۶۴/۱۹	M	۰/۰۲۸	۱/۶۹۵
پتاسیم قابل استفاده	$mg\ kg^{-1}$	کروی	۱۷/۱۶	۶۲/۴۰۳	۹۳/۹۲	۲۱/۵۶	S	۰/۱۴۳	۴۰/۱۰۴
آهک	(٪)	کروی	۱/۳۸۷	۲/۵۳	۴۲/۹۲	۳۵/۲۹	M	۰/۰۱۰۸	۳/۳۶۹
مواد آلی	(٪)	کروی	۰/۰۲۵	۰/۰۱۹	۲۹/۲۸	۵۶/۴۲	M	۰/۰۰۰۶۱	۰/۰۳۵
ازت کل	(٪)	گوسی	۰/۰۰۰۰۰۶	۰/۰۰۰۱	۲۳/۹۹	۵/۶۶	S	۰/۰۰۰۰۶	۰/۰۰۰۰۷۶
CEC	$cmol_{(+)}\ kg^{-1}$	گوسی	۰/۰۸۴	۰/۵۹۹	۵۲/۲۸	۱۲/۲۹	S	۰/۰۰۶۶	۰/۵۷۲۶
ESP	(٪)	کروی	۰/۰۲۴	۰/۴۰	۷۶/۴۱	۵/۶۶	S	۰/۰۱۰۳	۰/۴۳۲
ضریب برداشت	(٪)	کروی	۰/۰۰۰۲۷	۰/۰۰۲۱۵	۳۱/۲	۱۱/۳۷	S	۰/۰۰۰۱۶	۰/۰۰۲۱۳
عملکرد دانه	gr/m^2	کروی	۱۰۴۴	۸۷۰۰	۴۶/۸۱۶	۱۰/۷۱	S	۰/۳۳۱	۴۴۳۲/۳۶
عملکرد کل	gr/m^2	گوسی	۱۵۲۰	۱۹۰۰۰	۵۴/۸۵	۷/۴۰	S	۰/۳۹۹	۷۲۹۰/۴۷

۱. نسبت هم‌بستگی = اثر قطعه‌ای/ واریانس کل

۲. کلاس هم‌بستگی: M (متوسط)، S (قوی)

(Sill) تخمین خوبی از واریانس ارائه می‌دهد که نمایانگر برقرار بودن فرضیات پایایی در داده‌هاست. این امر نشان‌دهنده آن است که اندازه نمونه انتخابی از مجموعه داده اصلی به اندازه کافی بزرگ بوده است که بتواند خصوصیات کل داده‌های اصلی را آشکار سازد. مؤمنی (۴) و پازگنزالز و همکاران (۲۳) در این زمینه به نتایج مشابهی دست یافته اند. پارامترهای تغییرنمای خصوصیات خاک و عملکرد محصول به‌همراه مدل‌های برازش شده به آنها در جدول ۲ خلاصه شده است.

وجود ساختار ارتباط مکانی برای اکثر متغیرهای خاک و محصول در مقیاس مزرعه در تحقیقات متعددی گزارش شده و مدل‌های تغییرنمای کروی و گوسی، جهت بررسی تغییرپذیری خاک و محصول و تخمین به وسیله کریجینگ در مطالعات زیادی به‌کار گرفته شده است (۹، ۱۹، ۲۳ و ۳۰). مدل‌های برازش شده در مورد اکثر متغیرها از جمله شن، سیلت، رس، وزن مخصوص ظاهری، pH ، فسفر، پتاسیم،آهک، مواد آلی، ESP، ضریب برداشت و عملکرد دانه مدل کروی و در مورد

[Downloaded from jstnar.iut.ac.ir on 2025-07-19]

[DOR: 20.1001.1.24763594.1386.11.40.7.7]

متغیرهای رطوبت اشباع،EC،ظرفیت تبادل کاتیونی و عملکرد کل مدل گوسی به دست آمده است. مدل کروی از جمله معمول‌ترین مدل‌های زمین آماری در مورد خصوصیات خاک است (۱۰و ۱۹).

آنالیز تغییرنماها نشان می‌دهد که دامنه تأثیر خصوصیات مختلف دارای تغییرپذیری است. دامنه تأثیر تغییر نماها از حدود ۲۴ متر برای ازت کل تا ۹۳ متر برای پتاسیم قابل استفاده در نوسان می‌باشند. در بین عناصر غذایی خاک شامل ازت، فسفر و پتاسیم، ازت خاک دامنه تأثیر کوچک‌تر (۲۳/۹۹ متر) و پتاسیم قابل استفاده دامنه تأثیر بزرگ‌تر (۹۳ متر) دارند که این تفاوت می‌تواند به دلیل اختلاف در تحرک یون‌ها باشد. ازت که تحرک بیشتری نسبت به سایر یون‌ها دارد دارای دامنه کوچک‌تر می‌باشد و پتاسیم و فسفر که تحرک کمتری دارند دامنه تأثیر بزرگ‌تری دارند. هم‌چنین، از جمله مهم‌ترین عوامل مؤثر بر تغییرپذیری می‌توان به عملیات آبیاری و کوددهی مزرعه اشاره نمود که بر روی تحرک یون‌ها موثر بوده و باعث توزیع متفاوت یون‌ها و عناصر غذایی می‌گردد.

در این زمینه، نتایج تحقیق کان و همکاران، نشان داد نیترات کوتاه‌ترین و کربن آلی بلندترین دامنه را داشتند و متغیرهای دیگر شامل فسفر و پتاسیم و مقدار آب خاک دامنه هم‌بستگی متوسط داشتند که علت این تغییرات را ناشی از تحرک یون‌ها و عوامل مدیریتی مانند کوددهی و آبیاری بیان کردند(۸).

به طور کلی دامنه تأثیر، فاصله‌ای است که در ماورای آن نمونه‌ها بر هم تأثیری نداشته و یا وابستگی کافی نشان نمی‌دهند و آنها را می‌توان مستقل از یکدیگر محسوب نمود. چنین فاصله‌ای حد هم‌بستگی خصوصیت مورد نظر را مشخص ساخته و اطلاعاتی در رابطه با حد مجاز فاصله نمونه برداری ارائه می‌کند. اختلاف بین دامنه تأثیر خصوصیات مختلف خاک در چندین مطالعه و تحقیق گزارش شده است. نکته قابل توجه این است که دامنه تأثیر خصوصیات مختلف خاک، تابعی از مقیاس مورد مطالعه و فاصله نمونه برداری می‌باشد. دوبرمن (۱۲) با برازش مدل کروی بر تغییر نمای غالب خواص خاک، تغییرپذیری خاک را با دامنه تأثیر ۸۰ تا ۱۴۰ متر مدل سازی کرد. لوپزگرانادوز و همکاران (۱۸) دریافتند در مورد اکثر خواص خاک، وابستگی مکانی بین ۲۰ تا ۱۰۰ متر متغیر است. بدیهی است که دامنه تأثیر بزرگ‌تر دلالت بر ساختار فضایی گسترده‌تر دارد. این گسترش موجب افزایش محدوده مجازی می‌گردد که می‌توان از داده‌های موجود در آن برای تخمین مقدار متغیر مورد نظر در بلوک مجهول استفاده کرد. به عبارت دیگر هر چه این دامنه گسترده‌تر باشد به تعداد نمونه کمتری جهت تعیین نقاط نمونه برداری نشده نیاز است (۱).

یکی دیگر از پارامترهای تغییرنما، اثر قطعه‌ای می‌باشد. اثر قطعه‌ای ناشی از عواملی مانند تغییرات مشخصه مورد بررسی در فواصل کمتر از کوتاه‌ترین فاصله نمونه برداری، خطاهای اندازه‌گیری و آزمایشگاهی و دیگر تغییرات غیر قابل پیش بینی می‌باشد (۳). تغییرنمای ازت کل، اثر قطعه‌ای بسیار کوچک و تقریباً نزدیک به صفر را نشان می‌دهد. اثر قطعه‌ای صفر در واقع بیانگر یک پیوستگی مکانی بین نقاط هم جوار می‌باشد. از طرفی دیگر دامنه تأثیر ازت کل، کوتاه‌ترین دامنه می‌باشد. این امر بیانگر آن است که این پیوستگی مکانی بسیار سریع ناپدید می‌گردد، به عبارتی پیوستگی مکانی در فواصل کوچکی وجود دارد. نتایج به دست آمده توسط ویرا و پازگنزالز (۳۰) نیز این پدیده را تأیید می‌کند.

شایان ذکر است که مؤلفه‌های عملکرد با برخی از خصوصیات خاک ارتباط مکانی نزدیک تری دارند. دامنه تأثیر ضریب برداشت (۳۱/۲ متر) با مدل کروی، نزدیک به دامنه تأثیر مواد آلی (۲۹/۲۸ متر) و فسفر قابل دسترس (۳۳/۲۸ متر) با مدل کروی می‌باشد. عملکرد دانه دارای مدل کروی با دامنه تأثیر ۴۶/۸۱ متر، نزدیک به دامنه تأثیر آهک (۴۲/۹۲ متر) و شن خیلی ریز (۴۱/۰۲ متر) می‌باشد. دامنه تأثیر عملکرد کل (۵۴/۸۵ متر) نیز نزدیک به دامنه تأثیر ظرفیت تبادل کاتیونی (۵۲/۲۸ متر) و درصد رطوبت اشباع (۵۵/۰۹ متر) و هدایت الکتریکی (۵۷/۲۳ متر) می‌باشد. لذا می‌توان اظهار کرد که پراکنش مکانی

[Downloaded from jstmar.iut.ac.ir on 2025-07-19]

[DOR: 20.1001.1.24763594.1386.11.40.7.7]

خصوصیات فوق الذکر خاک، مؤلفه‌های عملکرد محصول گندم را بیشتر تحت تأثیر قرار داده‌اند. در این زمینه ویرا و پازگنزالز (۳۰)، نیز عملکرد محصول را بیشتر در ارتباط با خصوصیات خاکی می‌دانند که دامنه تأثیر مشابهی با آنها دارند.

به منظور تعیین میزان هم‌بستگی، نسبت و کلاس هم‌بستگی برای متغیرهای مورد بررسی محاسبه و در جدول ۲ ارائه شده است. در بین کلیه پارامترهای مورد بررسی، ازت کل و ESP وابستگی مکانی قوی‌تری نسبت به سایر متغیرها دارا هستند و در مرتبه بعد می‌توان عملکرد کل و درصد رطوبت اشباع را نام برد (جدول ۲). شایان ذکر است که کوچک بودن مقدار نسبت هم‌بستگی مکانی و قرار گرفتن در کلاس هم‌بستگی قوی در مورد کل متغیرهای عملکرد محصول بیانگر وجود تغییرات مکانی قابل توجه محصول می‌باشد. کمبردلا و همکاران (۹)، گزارش کردند که وابستگی مکانی قوی ممکن است بوسیله تغییرات ذاتی خصوصیات خاک مثل بافت خاک و نوع کانی‌های خاک کنترل گردد و وابستگی مکانی ضعیف‌تر ممکن است به وسیله تغییرات غیرذاتی مانند کاربرد کود و شخم کنترل شود. از این رو، به طور کلی می‌توان گفت تفاوت در تغییرپذیری خصوصیات خاک و محصول به تأثیر فرایندهای خاکسازی و مدیریت اراضی در هر منطقه بر می‌گردد. هم‌چنین در بین کلیه متغیرهای مورد بررسی در مطالعه حاضر، فسفر قابل دسترس نسبت به سایر متغیرها وابستگی مکانی ضعیف‌تری نشان می‌دهد (جدول ۲). در این رابطه می‌توان گفت که متغیر فسفر احتمالاً ممکن است در مقیاس‌های کوچک‌تر از مقیاس به کار رفته در این تحقیق وابستگی مکانی داشته باشد. در این رابطه کمبردلا و همکاران (۹) به نتایج مشابهی دست یافته‌اند. هم‌چنین آنها در مورد متغیرهای پتاسیم قابل استفاده و pH وابستگی مکانی قوی و در مورد وزن مخصوص ظاهری وابستگی مکانی متوسط را گزارش نمودند . نتایج لوپزگرانادوز و همکاران (۱۸) نیز نشان داد که در مزرعه مونکلوا متغیرهای رس، مواد آلی و آمونیوم در دو عمق ۰- ۱۰ و ۲۵- ۳۵ سانتی‌متر و متغیرهای شن و ازت نیتراته در خاک سطحی (۰- ۱۰ سانتی‌متر) وابستگی مکانی نداشته و در عین حال متغیرهای سیلت، فسفر و پتاسیم قابل استفادهدر هر دو عمق مورد نظر وابستگی مکانی قوی از خود نشان دادند. هم‌چنین متغیر pH در این مزرعه، در خاک سطحی وابستگی مکانی متوسط داشت.

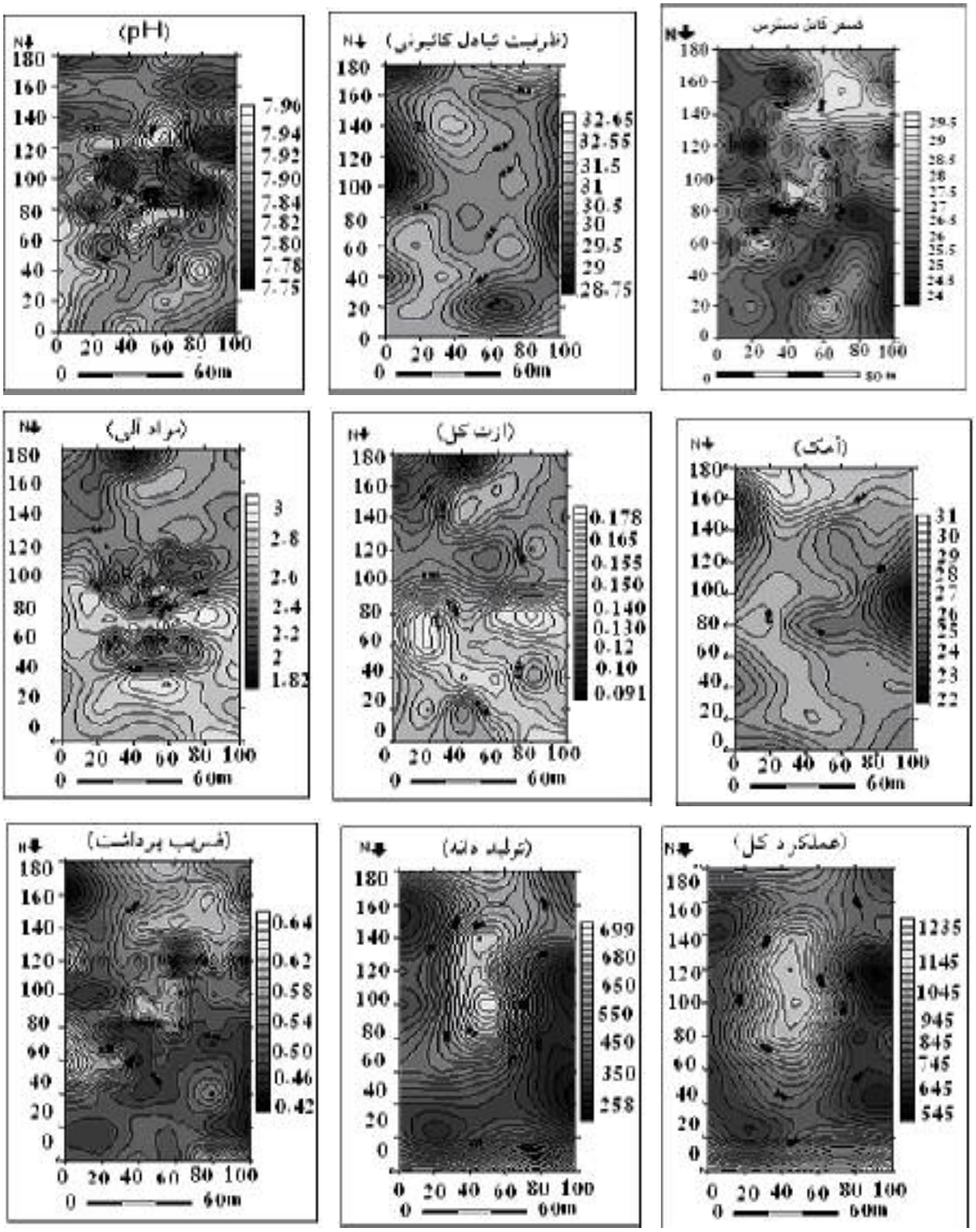
معیارهای انتخاب مدل و کنترل اعتبار تغییرنمای متغیرهای مورد مطالعه در جدول ۲ خلاصه شده است. مقادیر میانگین خطای تخمین (ME) نزدیک به صفر بوده و بیانگر نااریب بودن (Unbiased) تخمین‌ها در روش کریجینگ می‌باشد. پایین بودن مقادیر میانگین مجذور خطا (MSE) نیز بیانگر دقت قابل قبول تخمین می‌باشد. لذا می‌توان اظهار نمود که نتایج کنترل اعتبار تغییرنما بیانگر مناسب بودن تخمین‌های حاصل از کریجینگ می‌باشد.

نقشه‌های حاصل برای برخی از پارامترهای مورد بررسی (pH، فسفر قابل استفاده، CEC، ازت کل، آهک، مواد آلی، ضریب برداشت، عملکرد دانه و عملکرد کل) در شکل ۳ نمایش داده شده است. کریجینگ بهترین تخمین نا اریب خطی (Liner unbiased) را میسر می‌سازد (۱۹). مسئله‌ای که در تخمین بهینه توسط کریجینگ حائز اهمیت است این است که از طریق آنالیز تغییر نما بتوان به الگوی ساختار مکانی خصیصه مورد نظر پی برد.

همان گونه که در نقشه‌های کریجینگ (شکل ۳) مشاهده می‌شود، توزیع تمامی متغیرها پیوسته و وابسته به موقعیت جغرافیایی مشاهدات می‌باشد. بنابراین خصوصیات خاک و محصول در مزرعه مورد مطالعه الگوی تصادفی نداشته و دارای پراکنش مکانی می‌باشند. یکی از نکات مهم در نقشه‌های مزبور، وابستگی‌های مکانی توام بعضی از متغیرها با یکدیگر است. به طور مثال توزیع مکانی ازت کل دارای الگوی مشابه پراکنش مکانی مواد آلی می‌باشد. هم‌چنین توزیع مکانی ضریب برداشت نیز با پراکنش مکانی فسفر قابل دسترس مشابهت دارد. همان طور که از شکل بر می‌آید هم‌بستگی مکانی مثبت بین ضریب برداشت و فسفر قابل استفاده خاک وجود دارد. به طوری که در

[Downloaded from jstnar.iut.ac.ir on 2025-07-19]

[DOR: 20.1001.1.24763594.1386.11.40.7.7]



شکل ۳. نقشه‌های کریجینگ برا ی برخی متغیرهای خاک و محصول

[Downloaded from jstnar.iut.ac.ir on 2025-07-19]

[DOR: 20.1001.1.24763594.1386.11.40.7.7]

مناطقی با فسفر بیشتر این ضریب افزایش یافته یا به عبارتی نسبت دانه گندم به کل زیست توده (Biomass) افزایش یافته است، که این موضوع می‌تواند اهمیت فسفر را در مدیریت مکانی مزرعه تأیید نماید. ولی سایر مؤلفه‌های تولید، نظیر تولید دانه و تولید کل با خصوصیات خاک هم‌بستگی مکانی چندانی نشان نمی‌دهند و یا به عبارتی الگوی مکانی مشابهی ندارند. این نتیجه‌گیری با نتایج برخی محققین (۴) مطابقت ندارد ولی با یافته‌های برخی دیگر (۲۴) همخوانی نشان می‌دهد. به نظر می‌رسد عدم همخوانی نقشه‌ها در مزرعه مورد مطالعه ناشی از دو علت زیر باشد. اول آن‌که میزان عملکرد دانه و کل گندم در منطقه تنها تحت تأثیر یک فاکتور نبوده است و در سطح مزرعه آثار متقابل چندین فاکتور به صورت مثبت یا منفی روی تولید اثر گذاشته است. و ثانیاً محتمل است که فاکتورهای جانبی دیگری نیز در تغییرپذیری تولید محصول مؤثر بوده‌اند که از آن جمله می‌توان به اثرات نابرابر مصرف آب در مزرعه، کاربرد غیر یک‌نواخت کود و سموم دفع آفات در طول فصل رشد اشاره کرد.

نتیجه‌گیری

متغیرهای بررسی شده در این مطالعه همگی دارای ساختار مکانی می‌باشند. ساختار مکانی و دامنه تأثیر متغیرها بیشتر تحت تأثیر تغییرپذیری غیر ذاتی و عوامل مدیریتی می‌باشند. نتایج نشان می‌دهد در مطالعه حاضر، از میان متغیرهای مورد مطالعه، قابلیت دسترسی فسفر از مهم‌ترین جنبه‌های مدیریت دقیق مزرعه می‌باشد، چرا که با ضریب برداشت محصول الگوی تقریباً مشابهی نشان می‌دهد. در مقابل میزان تولید دانه و تولید کل با خصوصیات خاک الگوی مکانی مشابهی نداشته و لذا پیشنهاد می‌شود جهت پیش بینی مکانی دقیق تولید در مزرعه بر اساس خصوصیات خاک، ضمن یک‌نواخت کردن تمامی شرایط مدیریت در مزرعه (نظیر مصرف یک‌نواخت سموم و آب) از آنالیز آمار چند متغیره برای شناخت مهم‌ترین فاکتورهای کنترل کننده تولید سود جست.

نتایج این مطالعه هم‌چنین نشان می‌دهد که الگو و پراکنش مکانی متغیرهای خاک و محصول حتی در یک مزرعه که تحت مدیریت یک زارع قرار دارد می‌تواند بین این متغیرها و در مقیاس‌های مختلف تفاوت داشته باشد. تغییرنما و پارامترهای مربوط به آن می‌تواند وسیله‌ای کارا برای طراحی شبکه‌های نمونه‌برداری و شناسایی نواحی مدیریتی در کشاورزی دقیق به کار رود. هر چند در کشور ما ابزار و امکانات کشاورزی دقیق رواج نیافته است ولی می‌توان جهت صرفه جوئی در مصرف نهاده‌های کشاورزی و حفظ محیط زیست با کمک گرفتن از تکنیک زمین آمار و کریجینگ و پهنه بندی کردن مزارع و ایجاد نواحی مجزا شده، مدیریت موضعی (Local management) را پیشنهاد نمود.

منابع مورد استفاده

۱. حسنی پاک، ع. ا. ۱۳۷۷. *زمین آمار (ژئواستاتیستیک)*. انتشارات دانشگاه تهران.

۲. رفیعی الحسینی، م. و ج. محمدی. ۱۳۷۹. تجزیه و تحلیل پراکنش مکانی حاصلخیزی خاک و عملکرد محصول برای مدیریت زراعی دقیق ، هفتمین کنگره علوم خاک، صفحه ۱۷۸- ۱۸۰.

۳. محمدی، ج.۱۳۷۷. مطالعات تغییرات مکانی شوری خاک در منطقه رامهرمز (خوزستان) با استفاده از نظریه ژئواستاتیستیک- کریجینگ. علوم و فنون کشاورزی و منابع طبیعی ۲(۴):۴۹-۶۴.

۴. مؤمنی، ع.۱۳۷۴. مدل سازی ساختار مکانی متغیرهای حاصلخیزی و مواد آلی خاک به‌عنوان مبنائی برای اعمال کشاورزی دقیق در دشت مرودشت، ایران. مجله علوم خاک و آب، ویژه نامه خاک‌شناسی و ارزیابی اراضی، صفحه ۱۲-۱ .

5. Black, C. A. 1986. Methods of Soil Analysis. Part 1, PP: 545-566. Ser. No. 9., ASA. Madison, WI.

[Downloaded from jstmar.iut.ac.ir on 2025-07-19]

[DOR: 20.1001.1.24763594.1386.11.40.7.7]

6. Bosun, S. Z. and Z. Qiguo. 2003. Evaluation of spatial and temporal changes of soil quality based on geostatistical analysis in the hill region of subtropical, China. Geoderma 115:85-99.
7. Burgess, T. M. and R. Webster. 1980. Optimal interpolation and isarithmic mapping of soil properties: I. The variogram and punctual kriging. J. Soil Sci. 31: 315-331.
8. Cahn, M. D., J.W. Hummel and B. H. Brouer. 1994. Spatial analysis of soil fertility for site-specific crop management. Soil Sci. Soc. Amer. J. 58:1240-1248.
9. Cambardella, C. A., T. B. Moorman, J. M. Novak, T. B. Parkin, D. L. Karlen, R.F. Turco and A. E. Konopka. 1994. Field-scale variability of soil properties in central Iowa soils. Soil Sci. Soc. Amer. J. 58:1501- 1511.
10. Cetin, M. and C. Kirda. 2003. Spatial and temporal changes of soil salinity in a cotton field irrigated with low-quality water. J. Hydrol. 272: 238-249.
11. Cox, M. S., P. D. Gerard, M. C. Wardlaw and M. J. Abshire. 2003. Variability of selected soil properties and their relationships with soybean yield. Soil Sci. Soc. Amer. J. 67:1296-1302.
12. Doberman, A. 1994. Factors causing field variation of direct- seeded flooded rice. Geoderma 62: 125-150.
13. Englund, E. 1980. GEOEAS. USEPA. 600/4-88/033.
14. Golden Software. 2002. Surfer for Windows. Version 8, Golden Software Inc., Golden Co., USA.
15. Jaynes, D. B. and T. S. Colvin. 1997. Spatiotemporal variability of corn and soybean yield. Agron. J. 89:30-37.
16. Jiang, P. and K. D. Telen. 2004. Effect of soil and topographic properties on crop yield in a north- central corn-soybean cropping system. Agron. J. 96: 252-258.
17. Klute, A. 1986. Methods of Soil Analysis. Part 1, Physical and Mineralogical Methods. 2nd ed., Soil Sci. Soc. Amer. Inc. 1188 p.
18. Lopez-Granados, F., M. Jurado-Exposito, S. Atenciano, A. Garcia-Ferrer, M. S. De la Orden and L. Garcia-Torres. 2002. Spatial variability of agricultural soil parameters in southern Spain. Plant and Soil 246:97-105.
19. Miller, M. P., M. J. Singer and D. R. Nielson. 1988. Spatial variability of wheat yield and soil properties on complex hills. Soil Sci. Soc. Amer. J. 52:1133-1141.
20. Olsen, S. R. and L.E. Sommers. 1982. Phosphorus. PP. 403-430. *In*: A. L. Page (Ed.), Methods of Soil Analysis, Agron. No. 9, Part 2, Chemical and microbiological properties, 2nd ed., Amer. Soc. Agron., Madison, WI, USA.
21. Page, A.L., R. H. Miller and and M. Keeney. 1992. Methods of Soil Analysis. Part 2, Chemical and mineralogical properties. 2nd ed., SSSA Pub., Madison, WI.
22. Panattier, Y. 1996. VARIOWIN: Software for spatial Data Analysis in 2D, Springer-Verlag, New York.
23. Paz-Gonzalez, A., S. R. Viera and M. T. Toboada Castro. 2000. The effect of cultivation on the spatial variability of selected properties of an umbric horizon. Geoderma 97: 273-292.
24. Quine, T. A. and Y. Zhang. 2002. An investigation of spatial variation in soil erosion, soil properties and crop production within an agricultural field in Devon, U.K. J. Soil and Water Conserv. 57:50-60.
25. SAS Institute. 1985. SAS user's guide: Statistics. Version 5th ed., SAS Inst, Cary, NC.
26. Shiel, R. S., S. B. Mohammed and E. J. Evans. 1997. Planning phosphorus and potassium fertilization on fields with varying nutrient content and potential. PP: 171-179. Precision Agriculture, BIOS Scientific Publishers Ltd.
27. Simmelsgard, S. E. and J. Jurhus. 1997. The possibilities of precision fertilization with N, P and K based on plant and soil parameters. PP: 179-187. Precision Agriculture, BIOS Scientific Pub. Ltd., London.
28. Soil Survey Staff. 2003. Keys to Soil Taxonomy. USDA, NRCS, Washington DC.
29. Utset, A., T. Lopez and M. Diaz. 2000. A comparison of soil maps, kriging and a combined method for spatially prediction bulk density and field capacity of Ferralsols in the Havana-Matanaz Plain. Geoderma 96: 199-213.
30. Vieira, S. R. and A. Paz Gonzalez. 2003. Analysis of the spatial variability of crop yield and soil properties in small agricultural plots. Bragantia, Campinas 62: 127-138.
31. Yamagishi, J., T. Nakamoto and W. Richner. 2003. Stability of spatial variability of wheat and maize biomass in a small field managed under two contrasting tillage systems over 3 years. Field Crop Res. 81:95-108.
32. Yemefack, M., D. G. Rossiter and R. Njomgang. 2005. Multi-scale characterization of soil variability within an agricultural landscape mosaic system in southern Cameroon. Geoderma 125: 117-143.

[Downloaded from jstnar.iut.ac.ir on 2025-07-19]

[DOR: 20.1001.1.24763594.1386.11.40.7.7]