

بررسی تغییرات مکانی عناصر غذایی در خاک و برگ تاکستان‌های شهرستان خدابنده با استفاده از روش‌های زمین آمار

مهدی طاهری، سمیرا واحدی¹، محمد عباسی، تورج خوش زمان و اسماعیل سهرابی

استادیار و عضو هیئت علمی بخش تحقیقات خاک و آب، مرکز تحقیقات و آموزش کشاورزی و منابع طبیعی استان زنجان، سازمان تحقیقات، آموزش و

ترویج کشاورزی، زنجان، ایران؛ taheritekab@yahoo.com

کارشناس ارشد آبیاری و زهکشی، محقق بخش تحقیقات خاک و آب، مرکز تحقیقات و آموزش کشاورزی و منابع طبیعی استان زنجان، سازمان تحقیقات، آموزش و

آموزش و ترویج کشاورزی، زنجان، ایران؛ samva4s@gmail.com

کارشناس ارشد خاکشناسی، محقق بخش تحقیقات خاک و آب، مرکز تحقیقات و آموزش کشاورزی و منابع طبیعی استان زنجان، سازمان تحقیقات، آموزش و

ترویج کشاورزی، زنجان، ایران؛ abasimohamad7@gmail.com

کارشناس ارشد خاکشناسی، محقق بخش تحقیقات خاک و آب، مرکز تحقیقات و آموزش کشاورزی و منابع طبیعی استان زنجان، سازمان تحقیقات، آموزش و

ترویج کشاورزی، زنجان، ایران؛ t_khoshzaman@gmail.com

کارشناس ارشد باغبانی، محقق بخش تحقیقات خاک و آب، مرکز تحقیقات و آموزش کشاورزی و منابع طبیعی استان زنجان، سازمان تحقیقات، آموزش و

ترویج کشاورزی، زنجان، ایران؛ esm_sohrabi@yahoo.com

دریافت: 94/1/23 و پذیرش: 95/3/9

چکیده

بهره‌برداری صحیح از منابع موجود در بخش کشاورزی با بررسی روابط بین گیاه، خاک و عوامل محیطی مؤثر بر آن امکان پذیر است. بررسی الگوی تغییرات مکانی عناصر غذایی در خاک و گیاه و تهیه نقشه‌های پراکنش آن‌ها راهکاری اثربخش در راستای توسعه کشاورزی پایدار است. در این راستا در پژوهش حاضر به بررسی ساختار مکانی عناصر غذایی فسفر، پتاسیم، روی، مس، منگنز و بور در خاک و برگ و عنصر نیتروژن در برگ و کربن آلی در خاک با استفاده از مدل‌های نیم تغییر نما در تاکستان‌های شهرستان خدابنده در استان زنجان پرداخته شد. پس از تهیه بهترین مدل نیم تغییر نما با استفاده از روش‌های میان‌یابی شامل کریجینگ، کوکریجینگ و وزن‌دهی عکس فاصله با توان‌های 1-5 و روش کرنل عناصر برآورد و نقشه‌های پهنه‌بندی تهیه گردید. نتایج نشان داد بیشتر ویژگی‌ها در گروه خاک و برگ تاکستان‌ها از پیوستگی مکانی متوسط به بالایی برخوردار هستند. بیشترین شعاع همبستگی در نمونه‌های خاک به عنصر منگنز و در نمونه‌های برگ به عنصر فسفر تعلق داشت. به طور میانگین دامنه شعاع همبستگی در عناصر خاک بیشتر از عناصر برگ بود. نتایج حاصل از ارزیابی روش‌های میان‌یابی با آماره‌های خطاسنجی ریشه میانگین مربعات خطا (RMSE)، میانگین مطلق خطا (MAE) و ضریب کارایی (EF) بیان‌گر برتری روش کوکریجینگ در برآورد عناصر خاک و برگ تاکستان‌های مورد مطالعه بود. بهترین برآورد با روش کوکریجینگ در عنصر روی در خاک و در نمونه‌های برگ هم در عنصر روی با روش کرنل بدست آمد. همچنین نتایج بررسی پراکنش عناصر غذایی در خاک و برگ منطقه مورد مطالعه نشان داد که بیشتر خاک‌های تاکستان این منطقه از لحاظ کربن آلی، فسفر، آهن و روی کمبود دارند.

واژه‌های کلیدی: تغییرات مکانی، میان‌یابی، نیم‌تغییر نما.

¹ نویسنده مسئول، آدرس: زنجان، مرکز تحقیقات کشاورزی و منابع طبیعی استان زنجان، بخش خاک و آب

مقدمه

توسعه کشاورزی پایدار نیازمند مدیریت کارآمد و بهره‌وری کاربردی منابع آب و خاک است. افزایش تولید محصولات کشاورزی و ارتقا کیفیت آن‌ها مستلزم حفظ و بهبود ساختار فیزیکی و شیمیایی خاک‌های کشاورزی است. بهره‌برداری صحیح از منابع موجود در بخش کشاورزی با بررسی روابط بین گیاه و عوامل مؤثر بر آن امکان پذیر است. تولید محصول با تعادل عناصر غذایی در گیاه رابطه مستقیم داشته و تنها راه شناسایی تعادل یا عدم تعادل عناصر در گیاه، بررسی وضعیت عناصر غذایی خاک و غلظت عناصر غذایی در اندام‌های هوایی گیاه است. عناصر غذایی موجود در خاک به علت تأثیرپذیری از عوامل درونی خاک، نوع گیاه کشت شده و چگونگی جذب گیاه دارای تغییرات مکانی زیادی بوده و گاهی این تغییرات در مقیاس بسیار کوچک هم اتفاق می‌افتد (ترنگمار و همکاران، 1985، گوپتا و همکاران، 2006). هر یک از عناصر غذایی خاک، الگوی پراکنش مکانی منحصر به فرد و کم و بیش متفاوتی با سایر عناصر غذایی دارد. با این همه شناخت الگوهای مشترک و منابع تغییر دهنده و یا کنترل کننده آنها می‌تواند در مدیریت بهینه عناصر غذایی مؤثر باشد (ایوبی، 1387). تغییرپذیری ویژگی‌های خاک در مزرعه می‌تواند در عملکرد خاک برای جذب عناصر غذایی و رشد گیاه تأثیرگذار باشد (شاکلا، 2004).

بررسی الگوی پراکنش عناصر غذایی در خاک و گیاه در رابطه با شناخت و چگونگی تغییرات تجمع عناصر غذایی از اهمیت خاصی برخوردار است (مودراک و همکاران، 2014). برای سنجش وضعیت عناصر غذایی موجود در گیاه، غلظت این عناصر در برگ اندازه‌گیری می‌شود (هگن تورن و همکاران، 2004). بررسی چگونگی تأثیر تغییرات مکانی ویژگی‌ها بر یکدیگر راه‌کاری برای افزایش صحت نتایج و درک بهتر روند تغییرات مکانی آن‌ها است (وباستر و الیور، 2001). روش‌های آماری مختلفی برای بررسی تغییرات مکانی ویژگی‌های خاک وجود دارد؛ لیکن زمین‌آمار به دلیل در نظر گرفتن پیوستگی مکانی داده‌ها نسبت به سایر روش‌های آماری کاربرد بیشتری در علوم آب و خاک به‌ویژه در بررسی تغییرات مکانی ویژگی‌های فیزیکی و شیمیایی خاک دارد. برای برآورد ویژگی مورد نظر در روش‌های زمین‌آمار ابتدا الگوی تغییرات مکانی آن طراحی و سپس با استفاده از توابع آمار مکانی از جمله کریجینگ، کوکریجینگ و وزن-دهی عکس فاصله (IDW) ویژگی برآورد می‌گردد (بورگس و وباستر، 1980). بانو و همکاران (2014) با

استفاده از روش‌های زمین‌آمار برخی از عناصر غذایی خاک نظیر نیتروژن، فسفر، پتاسیم و روی را میان‌یابی نمودند و در نهایت نقشه‌های پراکنش عناصر را با روش کریجینگ تهیه کردند. آرائوچای و همکاران (2012) با استفاده از روش‌های زمین‌آمار، تغییرات مکانی زمان جدا شدن میوه و عملکرد محصول درخت قهوه را در مناطقی از کشور برزیل با به کارگیری تغییرنا و مدل کریجینگ به انجام رساندند. نتایج آن‌ها حاکی از عملکرد مطلوب روش کریجینگ در برآورد پارامترهای گیاه بود. بانو و همکاران (2014) توزیع مکانی عناصر غذایی بخشی از خاک‌های کشور چین را که با آب‌های فاضلاب آبیاری می‌شدند، با استفاده از روش‌های زمین‌آمار مورد مطالعه قرار دادند. آن‌ها ویژگی‌های فسفر قابل دسترس، پتاسیم قابل دسترس، بور، مس، آهن، منگنز، مولیبدن و روی قابل جذب را اندازه‌گیری کرده و روند تغییرات مکانی این ویژگی‌ها را با مدل‌های تغییرنا بررسی کردند. نتایج نشان دهنده تأثیر زیاد آبیاری با فاضلاب بر تجمع عناصر در خاک داشته است. همچنین بیشترین تغییرات مکانی به ویژگی نیتروژن تعلق داشت. ژانگ و همکاران (2014) و زو و همکاران (2014) تغییرات مکانی عناصر مختلف خاک را در اعماق مختلف، مورد بررسی قرار دادند.

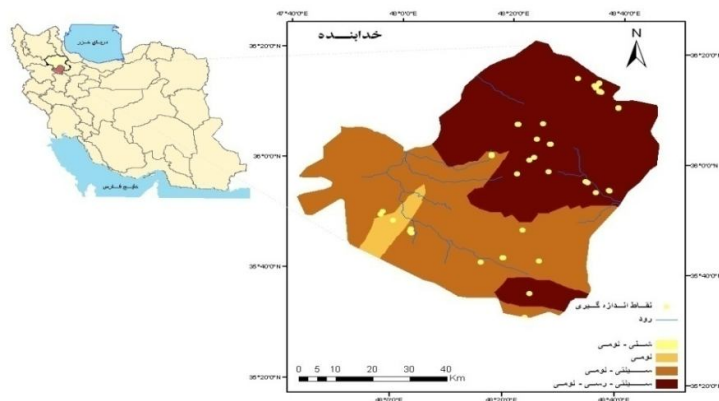
روش‌های زمین‌آمار در این تحقیقات با کارایی بالایی فسفر قابل دسترس خاک را برآورد نمودند. برای درک بهتری از تغییرات مکانی عناصر غذایی در سطح زیر کشت محصولات کشاورزی مطلوب است نمونه برداری به‌گونه‌ای باشد که به طور هم‌زمان تغییرات این عناصر در خاک و گیاه مورد ارزیابی قرار گیرد؛ از این رو پژوهش حاضر با هدف بررسی ساختار مکانی و تعیین پراکنندگی برخی از عناصر پر مصرف خاک و گیاه در تاکستان‌های شهرستان خدابنده در استان زنجان انجام شد. در این راستا انواع روش‌های میان‌یابی برای برآورد این عناصر استفاده و در نهایت نقشه‌های توزیع مکانی عناصر غذایی مورد مطالعه در محیط سیستم اطلاعات جغرافیایی (GIS) تهیه شد.

مواد و روش‌ها

این تحقیق به منظور شناخت ویژگی‌های فیزیکی و شیمیایی خاک و بررسی وضعیت تغذیه‌ای درختچه‌های انگور رقم کشمش بیدانه برای اولین بار در تاکستان‌های خدابنده در استان زنجان انجام گرفت. منطقه مورد مطالعه در شمال غربی ایران و در محدوده‌ی 34° و 35° تا 25° و 36° عرض شمالی و 51° و 47° تا 56° و 48° طول شرقی در استان زنجان و شهرستان خدابنده واقع

جنوب غربی در حاشیه رودخانه قزل اوزن قرار گرفته است.

شده است (شکل 1). محدوده مورد مطالعه در دشت سجاس - حلب واقع شده که با جهت شمال شرقی -



شکل 1- موقعیت جغرافیایی منطقه مورد مطالعه (شهرستان خدابنده)، نوع بافت خاک و نقاط اندازه‌گیری خاک و برگ

(2014)، همچنین همبستگی داده‌های این عمق با عناصر برگ بیشتر از عمق 0-30 سانتی‌متر بود. به علت حجم بالای داده‌ها تنها محاسبات مربوط به عمق 30-60 سانتی-متر در متن مقاله مستند گردید. تمامی داده‌های استخراجی به‌عنوان داده‌های پایه در بانک اطلاعاتی ایجاد شده در محیط نرم‌افزاری SPSS برای استفاده‌های بعدی دسته‌بندی و با انجام آزمون‌های شاپیرو ویلک (شاپیرو ویلک، 1965) نسبت به نرمال بودن و همگنی آن‌ها اطمینان حاصل شد. با استفاده از نمودارهای جعبه‌ای داده‌های پرت شناسایی و بازسازی آن‌ها به روش نسبت تفاضل‌ها انجام گرفت. از آنجایی‌که متغیرها دارای دامنه تغییرات وسیعی هستند لازم است تا به‌منظور کاهش خطای مدل-سازی و تسریع در دست‌یابی به جواب‌های درست، داده-ها در بازه [0,1] استاندارد گردند و در نهایت نقشه‌های ترسیم شده با بهترین روش میان‌یابی، در قالب گروه‌بندی داده‌های اصلی نشان داده شد. برای پیوستگی مکانی یک متغیر از مدل‌های نیم تغییرنا استفاده شد. مطابق رابطه 1 نیم تغییرنا، کمیتی برداری است که درجه‌ی همبستگی مکانی و شباهت بین نقاط اندازه‌گیری شده را بر حسب مربع تفاضل مقدار دو نقطه و با توجه به جهت و فاصله‌ی آن‌ها نشان می‌دهد (لوپز گونزالس و همکاران، 2002).

(1)

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

در رابطه (1) نیم تغییرنا با $\gamma(h)$ نشان داده شده است، $N(h)$ تعداد جفت نقاطی است که فاصله آن‌ها از هم به اندازه h است. $Z(x_i)$ و $Z(x_i+h)$ متغیرهای ناحیه‌ای با فاصله h از یکدیگرند.

نمونه‌برداری خاک در 126 موقعیت جغرافیایی و از دو عمق 0-30 و 30-60 سانتی‌متری به صورت نمونه‌های مرکب متشکل از 10 نمونه فرعی، تهیه و آماده سازی شد؛ همچنین همزمان مختصات جغرافیایی نقاط توسط دستگاه GPS ثبت گردید. سپس در 126 نمونه‌خاک، مقادیر هدایت الکتریکی، درصد کربن آلی، درصد آهک، درصد-های شن، سیلت و رس، مقدار اسیدیته، مقادیر پتاسیم، فسفر، مس، آهن، روی، بور و منگنز قابل جذب خاک بر اساس روش‌های معمول در آزمایشگاه‌های موسسه تحقیقات خاک و آب (بی‌نام، 1387) اندازه‌گیری گردید. نمونه برداری از برگ به تعداد 120 نمونه در مرداد ماه سال‌های 91 و 92 از تاکستان‌های انتخابی و از محل نقاط نمونه‌برداری خاک، انجام گردید. از هر 10 اصله، یک درختچه انتخاب و تعداد 10 برگ از برگ‌های مقابل خوشه‌ها بوسیله قیچی باغبانی بریده شد. برگ‌های انتخابی سالم، بالغ و عاری از هرگونه آفات و بیماری‌ها بودند. نمونه‌های برگ جمع‌آوری شده ابتدا با آب معمولی و سپس با آب مقطر شستشو، خشک و برای انجام تجزیه‌های شیمیایی به آزمایشگاه ارسال شد. برای اندازه‌گیری غلظت عناصر برگ در عصاره، از روش هضم‌تر برای عناصر پرمصرف و از روش هضم خشک برای عناصر کم مصرف استفاده شد. پس از تهیه عصاره، غلظت پتاسیم با استفاده از شعله سنجی، فسفر با روش رنگ سنجی، نیتروژن با روش کج‌لدال و عناصر کم مصرف با استفاده از دستگاه جذب اتمی اندازه‌گیری شدند (علی احیایی، 1372). با توجه به عمق توسعه ریشه‌های درختچه انگور، بیشترین تجمع ریشه و جذب عناصر در عمق 30-60 سانتی‌متری خاک است (مانی و همکاران،

گفته می‌شود. این مقدار نسبتاً ثابت است. در حالت کلی مقدار آستانه را می‌توان برابر با کل واریانس نمونه‌ها فرض نمود. مقدار این مولفه از مجموع اثر قطعه‌ای (C_0) و بخش ساختاردار نیم تغییرنا بدست می‌آید. در این پژوهش از بین مدل‌های نیم تغییرنا، از مدل دایره‌ای، کروی، نمایی و گوسی استفاده شد. صحت برازش این مدل‌ها توسط آماره‌های خطا سنجی (MAE , $RMSE$, RSS) و ضریب تبیین (R^2) مورد بررسی قرار گرفت. روابط نیم تغییرنا می‌مورد استفاده در پژوهش حاضر در جدول (1) ارائه شده است.

هر تابع نیم تغییرنا با سه مولفه اثر قطعه‌ای (C_0)، شعاع تأثیر (a) و حد آستانه ($C+C_0$) مشخص می‌شود. مقدار نیم تغییرنا در مبدا مختصات یعنی به ازای $h=0$ را، اثر قطعه‌ای (C_0) می‌نامند. در حالت ایده‌آل مقدار C_0 باید صفر باشد، اما در بیشتر مواقع بزرگتر از صفر است. در این حالت جزء تصادفی و یا فاقد ساختار (C) متغیر ظاهر می‌شود. شعاع تأثیر بیان‌گر فاصله‌ای است که در آن مقادیر تابع نیم تغییرنا به حد ثابتی می‌رسد و شکل آن به حالت افقی نزدیک می‌شود. به مقدار ثابتی که نیم تغییرنا در شعاع تأثیر به آن می‌رسد آستانه یا سقف

جدول 1- روابط برخی از مدل‌های نیم تغییرنا و برآورد میان‌یابی استفاده شده در مطالعه (حسنی‌پاک، 1392)

شماره	نیم تغییرنا		شماره	روش برآورد	
	مدل	رابطه		روش	رابطه
(2)	دایره‌ای	$\gamma(h) = C \left[1 - \cos^{-1} \left(\frac{h}{a} \right) + \frac{2h}{\pi} \left(1 - \frac{h^2}{a^2} \right)^{0.5} \right]$	(6)	کریدجینگ	$Z(x_0) = \sum_{i=1}^n w_i(x_0) Z(x_i)$
(3)	کروی	$\gamma(h) = C \left[1.5 \left(\frac{h}{a} \right) - 0.5 \left(\frac{h}{a} \right)^3 \right]$	(7)	کوکریجینگ	$Z_2(x_0) = \sum_{i=1}^n w_{1i} Z_1(x_{1i}) + \sum_{j=1}^m w_{2j} Z_2(x_{2j})$
(4)	نمایی	$\gamma(h) = C_0 + C_1 \left[1 - \exp \left(-\frac{h}{a} \right) \right]$	(8)	IDW*	$Z(x_0) = \sum_{i=1}^n w_i Z(x_i) = \sum_{i=1}^n \frac{1}{d_i^k} Z(x_i) \quad K \geq 1$
(5)	گوسی	$\gamma(h) = C_0 + C_1 \left[1 - \exp \left(-\frac{h^2}{a^2} \right) \right]$	(9)	کرزل	$Z(x_0) = \frac{1}{nh} \sum_{i=1}^n K \left(\frac{x_0 - X_i}{h} \right)$

* وزن دهی عکس فاصله

(7) بیان‌گر ترکیب وزن‌دار شده‌ی مقادیر هر دو متغیر اصلی و ثانویه در روش کوکریجینگ می‌باشد. در رابطه (7)، $Z_2(x_0)$ متغیر ناحیه مجهول، $Z_1(x_{1i})$ و $Z_2(x_{2j})$ مقدار اندازه‌گیری شده داده‌های اصلی و ثانویه، n تعداد داده‌های اصلی، m تعداد داده‌های ثانویه و w_{1i} و w_{2j} ضرایب وزنی پارامتر اندازه‌گیری شده Z_1 و Z_2 هستند. در این پژوهش برای روش کوکریجینگ با استفاده از ضریب همبستگی خطی پیرسون بین ویژگی‌های مختلف هم در خاک و هم در گیاه، ویژگی که بالاترین همبستگی را با عنصر مورد نظر داشت به‌عنوان ویژگی کمکی انتخاب شد. روش وزن‌دهی عکس فاصله (IDW) براساس فاصله بین نقاط و نیز تأثیر آن‌ها بر یکدیگر است. در این روش، وزن اختصاص یافته به هر داده مشاهداتی با عکس فاصله آن نقطه معلوم تا نقطه مجهول، رابطه مستقیم دارد. وزن‌های لحاظ شده توسط توان‌های وزن‌دهی کنترل می‌شوند؛ به-گونه‌ای که هر چه توان بزرگتر باشد تأثیر نقاط با فاصله

برای برآورد ویژگی مورد نظر و تهیه نقشه‌های پهنه‌بندی عناصر غذایی در خاک و گیاه از توابع میان‌یابی کوکریجینگ، کوکریجینگ و وزن‌دهی عکس فاصله (IDW) با توان‌های 1 تا 5 و تابع کرزل استفاده شد. با استفاده از روش کوکریجینگ می‌توان میزان متغیر ناحیه‌ای در نقطه مجهول $Z(x_0)$ را بر حسب متغیر ناحیه‌ای $Z(x_i)$ در نقاط معلوم محاسبه نمود. مقدار متغیر مجهول در نقاط فاقد اندازه‌گیری از رابطه خطی تخمین‌گر کوکریجینگ (رابطه 6) محاسبه گردید. در رابطه (6) $Z(x_0)$ متغیر ناحیه‌ای در نقطه مجهول، $Z(x_i)$ متغیر ناحیه‌ای در نقاط معلوم، $w_i(x_0)$ و n به‌ترتیب وزن نقاط معلوم و تعداد نقاط معلوم است. روش کوکریجینگ حالت تعمیم یافته کوکریجینگ است. اگر تعداد نمونه‌های یک متغیر کافی نباشد و ارزیابی توزیع آن با مشکل مواجه شود، می‌توان با در نظر گرفتن همبستگی و رابطه مکانی متغیر اصلی با یک متغیر ثانویه، با استفاده از روش کوکریجینگ آن را ارزیابی و اصلاح نمود. رابطه

ویژگی‌های خاک و گیاه از نرم افزار GS⁺5 و دیگر عملیات مربوط به محاسبه و تهیه نقشه‌های پهنه‌بندی از طریق روش‌های مختلف زمین‌آمار و میان‌یابی، در محیط نرم افزار ArcGIS10 انجام شد.

نتایج

خلاصه برخی از آماره‌های پراکندگی و مرکزی آمار توصیفی داده‌های خام عناصر غذایی در خاک و برگ تاکستان‌های مورد مطالعه در جدول 2 نشان داده شد. نتایج حاصل از آزمون‌های نرمال سنجی نشان داد که از بین ویژگی‌های خاک به‌غیر از منگنز و بور دیگر ویژگی‌ها در سطح پنج درصد دارای توزیع نرمال نبودند. نتایج این آزمون‌ها در عناصر گیاه حاکی از عدم نرمال بودن توزیع داده‌ها در عناصر فسفر، منگنز، روی و بر بود. برای نرمال نمودن توزیع داده‌های عناصر غیر نرمال از توابع ریشه دوم و لگاریتمی استفاده شد (اراستین، 2003).

بر اساس نتایج حاصل از تجزیه نمونه‌های خاک، بافت خاک‌های سطحی عموماً از نوع لوم و لوم رسی بوده و در عمق مقدار رس افزایش داشته و بافت لوم رسی نسبتاً سنگین درصد بیشتری از خاک‌ها را به خود اختصاص داده است (شکل 1). هدایت الکتریکی خاک تاکستان‌ها در حد بسیار خوب بوده و محدودیتی از این نظر وجود نداشت. همچنین آهک در خاک‌ها در حد زیاد وجود دارد (جدول 2). بررسی شاخص‌های پراکندگی در جدول (2) نشان داد بیشترین ضریب تغییرات در خاک به عنصر روی و در نمونه‌های برگ به عنصر منگنز تعلق دارد. ضریب تغییرات به‌عنوان معیاری بدون بعد، برای مقایسه تغییرات ویژگی‌های مورد اندازه‌گیری کاربرد دارد و بالا بودن مقدار عددی این مولفه بیانگر میزان انحراف از تقارن توزیع نرمال، از طریق دو شاخص چولگی و کشیدگی است (گوری و جانسون، 1997). هرچه مقدار دو معیار مذکور به صفر نزدیکتر باشد داده‌ها در محدوده نرمال قرار دارند. بیشترین چولگی را در هر دو گروه نمونه‌های خاک و گیاه عناصر روی و فسفر داشتند که با نتایج آزمون شاپیروویلیک مطابقت دارد. میزان کشیدگی بیانگر اختلاف قله توزیع داده‌های مشاهده‌ای با قله توزیع نرمال است. عناصر روی و فسفر هم در خاک و هم در برگ تاکستان‌ها با کشیدگی مثبت، بالاترین قله را نسبت به توزیع نرمال دارا می‌باشند. برای بررسی ساختار و همبستگی مکانی ویژگی‌های خاک و گیاه، مدل‌های مختلف نیم‌تغییرنما بر متغیرها برازش داده شد. مولفه‌های مدل‌های نیم‌تغییرنمای برازش یافته بر ویژگی‌های مورد مطالعه در جدول 4 نشان داده شد. میزان پیوستگی هر متغیر از رفتار نیم‌تغییرنما در نزدیکی مبدا مختصات

بیشتر را از نقطه مورد نظر کاهش می‌دهد (رابطه 8). در رابطه 8، w_i وزن نقطه i ام، d_i فاصله نقطه i ام تا نقطه مجهول و K توان وزن‌دهی است. روش کرنل نوعی تابع برآوردگر چگالی است که در درون‌یابی و هموارسازی سطوح پیوسته کاربرد دارد (کریستیانینی، 2000). به طور کلی برآوردگر کرنل در هر نقطه مجموع برآمدگی‌هایی است که روی مشاهدات قرار گرفته‌اند (رابطه 9). K هسته برآوردگر کرنل شکل برآمدگی‌ها را از قبیل مستطیلی، مثلثی، زنگوله‌ای و سهمی را مشخص کرده و h پهنای آن را تعیین می‌کند (سیلورمن، 1986).

برای ارزیابی نتایج حاصل از روش‌های مختلف زمین‌آمار، از روش جک نایف استفاده شد. در این روش با حذف مقدار ویژگی مشاهده شده در نقاط معلوم، اقدام به برآورد آن از طریق روش‌های میان‌یابی شد و با مقایسه نتایج مقدار اولیه ویژگی و مقدار برآورد شده از طریق آماره‌های خطاسنجی صحت هر روش مشخص گردید. در پژوهش حاضر از آماره‌های خطاسنجی ریشه میانگین مربعات خطا (RMSE) و میانگین مطلق خطا (MAE) استفاده شد (روابط 10 و 11). همچنین ضریب EF برای تعیین کارایی روش‌ها به کار گرفته شد (رابطه 12).

$$RMSE = \sqrt{\frac{1}{n} \sum_{i=1}^n [X_i(O) - X_i(P)]^2} \quad (10)$$

$$MAE = \frac{\sum_{i=1}^n |X_i(O) - X_i(P)|}{n} \quad (11)$$

$$EF = \frac{\left(\sum_{i=1}^n (X_i(O) - \bar{X}(O)) \right)^2 - \left(\sum_{i=1}^n (X_i(O) - X_i(P)) \right)^2}{\sum_{i=1}^n (X_i(O) - \bar{X}(O))^2} \quad (12)$$

در روابط بالا، n تعداد داده‌ها، $X_i(O)$ مقدار اندازه‌گیری شده، $X_i(P)$ مقدار برآورد شده و $\bar{X}(O)$ میانگین مقادیر اندازه‌گیری شده می‌باشد. معیارهای RMSE و MAE بدون توجه به جهت تغییرات به اندازه‌گیری خطا می‌پردازند. در حالت ایده‌آل مقادیر این دو آماره باید صفر باشد و هر اندازه کمیت جواب به‌دست آمده به صفر نزدیک‌تر باشد، صحت روش برآوردی بیشتر است (چی و دراکسلر، 2014). ضریب EF نشان‌دهنده صحت برازش داده‌ها است و هر اندازه مقدار آن به یک نزدیک‌تر باشد، بیانگر کارایی بالاتر روش مورد بررسی است. در نهایت پس از مشخص شدن روش مناسب میان‌یابی، اقدام به تهیه نقشه‌های پهنه‌بندی گردید. نقشه‌های پهنه‌بندی براساس رنگ‌بندی‌های متفاوت در پنج بازه بین مقادیر کرانه پایین تا مقادیر کرانه بالای هر متغیر انجام گرفت. برای بررسی ساختار مکانی و الگوی تغییرات مکانی

مشخص می‌شود. شیب کم نیم تغییرنما در نزدیکی مبدا دلالت بر وجود پیوستگی مکانی زیاد در متغیر دارد (حسینی‌پاک، 1392).

جدول 2- خلاصه آمار توصیفی داده‌های نمونه خاک و برگ در تاکستان‌های مورد مطالعه

ویژگی	نماد	واحد	حداقل	حداکثر	میانگین	انحراف معیار	ضریب تغییرات	چولگی	کشیدگی	آزمون شاپیروویلک	منبع تغییر
										Sig	
هدایت الکتریکی	EC	dS.m ⁻¹	0/41	2/05	0/67	0/26	0/39	2/66	11/31	0/00	0/76
آهک	TNV	درصد	11/73	52/40	25/30	7/43	0/29	1/22	2/88	0/00	0/92
کربن آلی	OC	درصد	0/22	2/16	0/85	0/35	0/41	1/10	2/47	0/00	0/94
پتاسیم	K(ava)	mg.Kg ⁻¹	61/00	1066/66	358/87	158/50	0/41	1/90	6/36	0/00	0/85
روی	Zn(ava)	mg.Kg ⁻¹	0/10	7/84	0/54	0/98	1/81	6/95	52/14	0/00	0/31
فسفر	P(ava)	mg.Kg ⁻¹	0/90	55/60	10/60	10/29	0/97	2/52	7/64	0/00	0/73
مس	Cu(ava)	mg.Kg ⁻¹	0/40	3/26	1/58	0/65	0/41	0/68	0/56	0/01	0/95
بور	B(ava)	mg.Kg ⁻¹	0/06	1/68	0/80	0/40	0/50	0/088	-0/84	0/26	0/98
آهن	Fe(ava)	mg.Kg ⁻¹	0/88	9/00	3/67	1/61	0/44	0/85	0/61	0/00	0/94
منگنز	Mn(ava)	mg.Kg ⁻¹	1/70	19/92	10/23	4/57	0/45	0/19	-0/80	0/21	0/97
نیتروژن	N	درصد	1/76	3/27	2/56	0/39	0/15	-0/078	-1/02	0/07	0/97
پتاسیم	K	درصد	0/48	1/32	0/93	0/17	0/18	-0/47	0/44	0/13	0/97
روی	Zn	mg.Kg ⁻¹	1/84	74/21	17/36	15/28	0/88	2/57	6/61	0/00	0/67
فسفر	P	درصد	0/11	0/42	0/18	0/048	0/27	1/99	8/94	0/00	0/85
مس	Cu	mg.Kg ⁻¹	3/68	14/74	9/06	2/11	0/23	0/35	0/92	0/10	0/97
بور	B	mg.Kg ⁻¹	43/95	172/36	85/76	29/93	0/35	1/02	0/95	0/00	0/91
آهن	Fe	mg.Kg ⁻¹	122/63	418/42	257/17	67/72	0/26	0/47	-0/27	0/14	0/97
منگنز	Mn	mg.Kg ⁻¹	74/21	210/00	33/41	120/98	3/62	0/55	-0/66	0/00	0/94

جدول 3- ضرایب همبستگی خطی پیرسون عناصر برگ و ویژگی‌های خاک ***

	OC	P	K	Fe	Mn	Zn	Cu	B	ویژگی خاک
N	1/00	0/68**	0/58**	0/65**	0/44**	0/49**	0/54**	0/22	OC
P	0/48**	1/00	0/65**	0/45**	0/32*	0/37**	0/24	0/08	P
K	0/42**	0/17	1/00	0/25	0/37**	0/44**	0/31*	0/39**	K
Fe	-0/39**	-0/24	0/24	1/00	0/46**	0/16	0/47**	0/10	Fe
Mn	-0/03	0/21	-0/02	-0/13	1/00	0/19	0/36**	0/31*	Mn
Zn	0/10	-0/20	0/20	0/12	-0/30*	1/00	0/13	0/19	Zn
Cu	0/31*	-0/06	0/29*	0/11	-0/32*	0/19	1/00	0/26*	Cu
B	0/48**	0/04	0/29*	-0/21	-0/23	0/59**	0/22	1/00	B
عناصر گیاه	N	P	K	Fe	Mn	Zn	Cu	B	

* معنی‌دار در سطح 0/05. ** معنی‌دار در سطح 0/01

*** در این جدول نتایج ضریب همبستگی ویژگی‌های خاک که با رنگ روشن‌تر و عناصر برگ با رنگ تیره‌تر مشخص شده است.

جدول 4- مؤلفه‌های بهترین مدل نیم تغییرنمای برازش شده بر متغیرهای مورد مطالعه

پارامتر	مدل تغییرنما	آستانه	اثر قطعه‌ای	شعاع همبستگی (متر)	$\frac{C_0}{C + C_0}$	RSS	R ²
P	گوسی	2/920	0/169	980/33	0/058	0/091	0/84
K	نمایی	0/299	0/082	18000	0/27	0/099	0/69
Fe	گوسی	0/287	0/052	7146/44	0/18	0/003	0/57
Mn	گوسی	0/172	0/068	24222/31	0/39	0/013	0/72
Zn	گوسی	2/88	0/200	9396/37	0/07	0/24	0/57
Cu	کروی	0/144	0/039	10000	0/27	0/021	0/56
B	کروی	0/123	0/025	4390	0/203	0/034	0/58
OC	کروی	0/191	0/060	10000	0/314	0/032	0/88
N	نمایی	0/027	0/002	4117	0/07	0/001	0/61
P	نمایی	0/07	0/021	8578/84	0/30	0/004	0/53
K	نمایی	0/07	0/009	8510	0/13	0/002	0/60
Fe	نمایی	0/22	0/005	2505	0/02	0/001	0/86
Mn	کروی	0/100	0/01	5700	0/10	0/012	0/65
Zn	نمایی	2/25	0/083	5646/5	0/04	0/25	0/58
Cu	نمایی	0/513	0/019	4320	0/037	0/007	0/80
B	نمایی	0/144	0/006	1268	0/042	0/021	0/60

باشد پیوستگی مکانی ضعیف و اگر کمتر از 0/25 باشد ویژگی دارای پیوستگی مکانی بالایی است (کامبردلا و همکاران، 1994). با ملاحظه مقادیر شاخص فوق در جدول 4، اکثر ویژگی‌ها گروه خاک و برگ تاکستان‌ها از پیوستگی مکانی تقریباً بالایی برخوردارند. ژائو و همکاران (2012) برای بررسی الگوی تجمع عناصر غذایی در خاک‌های سطحی منطقه‌ای از کشور چین از مدل‌های مختلف نیم تغییرنما در محیط نرم افزار GIS استفاده کردند. آن‌ها سه ویژگی نیتروژن، فسفر و پتاسیم خاک را مورد اندازه‌گیری قرار دادند. فسفر دارای کمترین پیوستگی مکانی و نیتروژن و پتاسیم از پیوستگی مکانی متوسطی برخوردار بودند. اگلویلو و همکاران (2011) تغییرات مکانی برخی از ویژگی‌های فیزیکی و شیمیایی خاک‌های یک باغ سیب، جهت تهیه نقشه‌های تغذیه و کودی با استفاده از مدل‌های تغییرنما را مورد مطالعه قرار دادند. نتایج این مطالعه بیانگر حد مناسب عناصر غذایی در خاک‌های منطقه بود. پس از تعیین بهترین مدل نیم تغییرنما، برای برآورد متغیرها از چهار روش کریجینگ، کوکریجینگ، IDW با توان 1 تا 5 و کرنل استفاده شد. برای انتخاب مناسب‌ترین روش میان‌یابی از دو آماره خطاستجی RMSE و MAE استفاده شد (جدول 5). در

با مقایسه نتایج مؤلفه‌های عناصر مختلف در نمونه‌های خاک و برگ، ملاحظه می‌گردد که بیشترین میزان اثر قطعه‌ای نیم تغییرنما در نمونه‌های خاک به عنصر روی (0/2) و کمترین آن به عنصر بور (0/025) تعلق دارد، بیشترین و کمترین میزان این مؤلفه در نمونه‌های برگ به ترتیب در عناصر روی (0/083) و نیتروژن (0/02) بدست آمد. مؤلفه اثر قطعه‌ای، خطای نمونه- برداری و تغییرات تصادفی یا ذاتی در داده‌ها را نشان می‌دهد (سان و همکاران، 2003). مطابق جدول 4 بیشترین میزان آستانه در گروه خاک در عنصر فسفر و در گروه نمونه‌های برگ در عنصر روی مشاهده گردید. در نمونه‌های خاک، منگنز دارای بیشترین شعاع همبستگی، به مقدار 24222/31 متر است و کمترین شعاع همبستگی به عنصر فسفر با 980/23 متر تعلق دارد. محدوده شعاع همبستگی در نمونه‌های برگ بین 1268/00 متر در عنصر بور تا 8578/84 متر در عنصر فسفر متغیر بود. به طور میانگین شعاع همبستگی در عناصر خاک بیشتر از عناصر برگ بود. معمولاً برای بررسی پیوستگی مکانی متغیرها از رابطه شاخص نسبت اثر قطعه‌ای به آستانه $(\frac{C_0}{C + C_0})$ استفاده می‌شود. در حالتی که این نسبت بیشتر از 0/75

روش کوکریجینگ، برای تعیین بهترین متغیر کمکی با استفاده از میزان همبستگی هر یک از ویژگی‌های خاک و برگ با سایر ویژگی‌های گروه خود از ضرایب همبستگی خطی تهیه شده در جدول 3 استفاده گردید. در نهایت کارایی روش‌ها در نمودار تغییرات ضرایب کارایی برای دو گروه خاک و برگ مورد مقایسه قرار گرفت (شکل 2).

جدول 5- نتایج آماره‌های ارزیابی خطا در برآورد روش‌های میان‌بابی

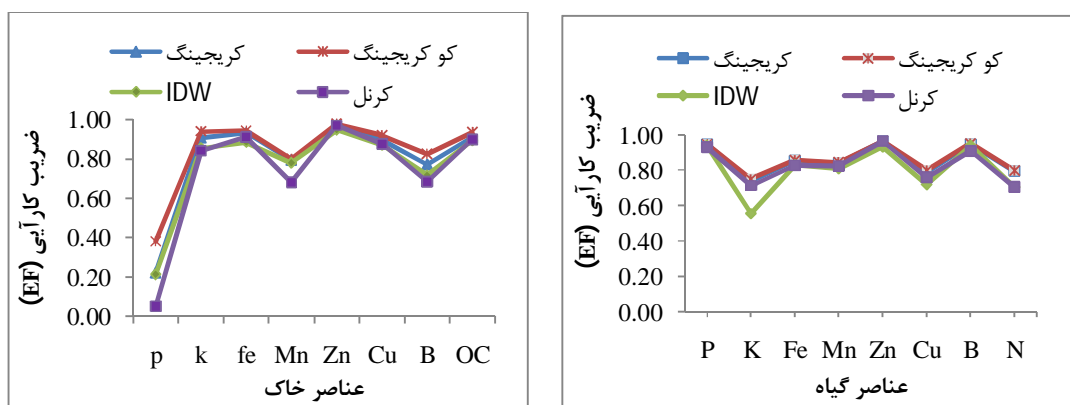
روش نمونه	کریجینگ		کوکریجینگ		IDW		کرنل		
	MAE	RMSE	MAE	RMSE	MAE	RMSE	MAE	RMSE	
P	0/121	0/183	OC	0/107	0/163	0/110	0/184	4	0/210
K	0/109	0/162	P	0/096	0/132	0/133	0/206	4	0/212
Fe	0/098	0/133	OC	0/096	0/121	0/121	0/172	3	0/152
Mn	0/140	0/191	Fe	0/137	0/188	0/146	0/198	2	0/239
Zn	0/047	0/127	OC	0/057	0/116	0/058	0/176	3	0/131
Cu	0/107	0/147	OC	0/098	0/129	0/109	0/165	2	0/160
B	0/155	0/206	K	0/141	0/181	0/174	0/229	3	0/242
OC	0/106	0/155	P	0/097	0/133	0/118	0/170	3	0/166
N	0/107	0/134	K	0/106	0/133	0/125	0/160	2	0/161
P	0/076	0/131	N	0/085	0/131	0/083	0/140	3	0/153
K	0/103	0/132	N	0/102	0/129	0/128	0/173	2	0/139
Fe	0/117	0/160	N	0/116	0/158	0/130	0/173	2	0/116
Mn	0/119	0/169	Cu	0/118	0/167	0/119	0/185	3	0/177
Zn	0/065	0/121	B	0/068	0/119	0/080	0/163	3	0/119
Cu	0/129	0/173	N	0/124	0/167	0/145	0/198	1	0/184
B	0/088	0/117	Zn	0/085	0/111	0/092	0/123	5	0/152

عناصر مختلف در گروه نمونه‌های خاک و برگ تاکستان-های مورد مطالعه، کمترین خطای برآورد در عنصر روی با روش کوکریجینگ در نمونه‌های خاک و روش کرنل در نمونه‌های گیاه مشاهده شد. با وجود آنکه روش‌های میان-بایی در برآورد عنصر روی در نمونه‌های خاک و گیاه از عملکرد مطلوبی برخوردار بودند، روی دارای شاخص-های پراکندگی بالاتری (جدول 2) بود؛ این نتایج در تحقیقات ژائو و همکاران (2012) و اگلوپلو و همکاران (2011) هم مشاهده گردید.

با ارزیابی نتایج آماره‌های صحت‌سنجی (جدول 5) مشخص شد که از بین روش‌های میان‌بایی مورد استفاده روش کوکریجینگ با میزان خطای کمتر و به عبارتی با صحت بیشتری عناصر خاک و برگ را برآورد کرده است. با توجه به نتایج جدول (5) در بیشتر موارد آماره‌های RMSE و MAE برای نمونه‌های گیاه نسبت به نمونه‌های خاک کمتر بودند. مطابق این نتایج روش‌های میان‌بایی شامل IDW و کرنل در هر دو گروه نمونه‌های خاک و گیاه با خطای بیشتری عناصر را برآورد نمودند. از بین

جدول 6- حد بهینه عناصر غذایی در تاکستان‌های با عملکرد مطلوب (ملکوتی و همکاران، 1384a)

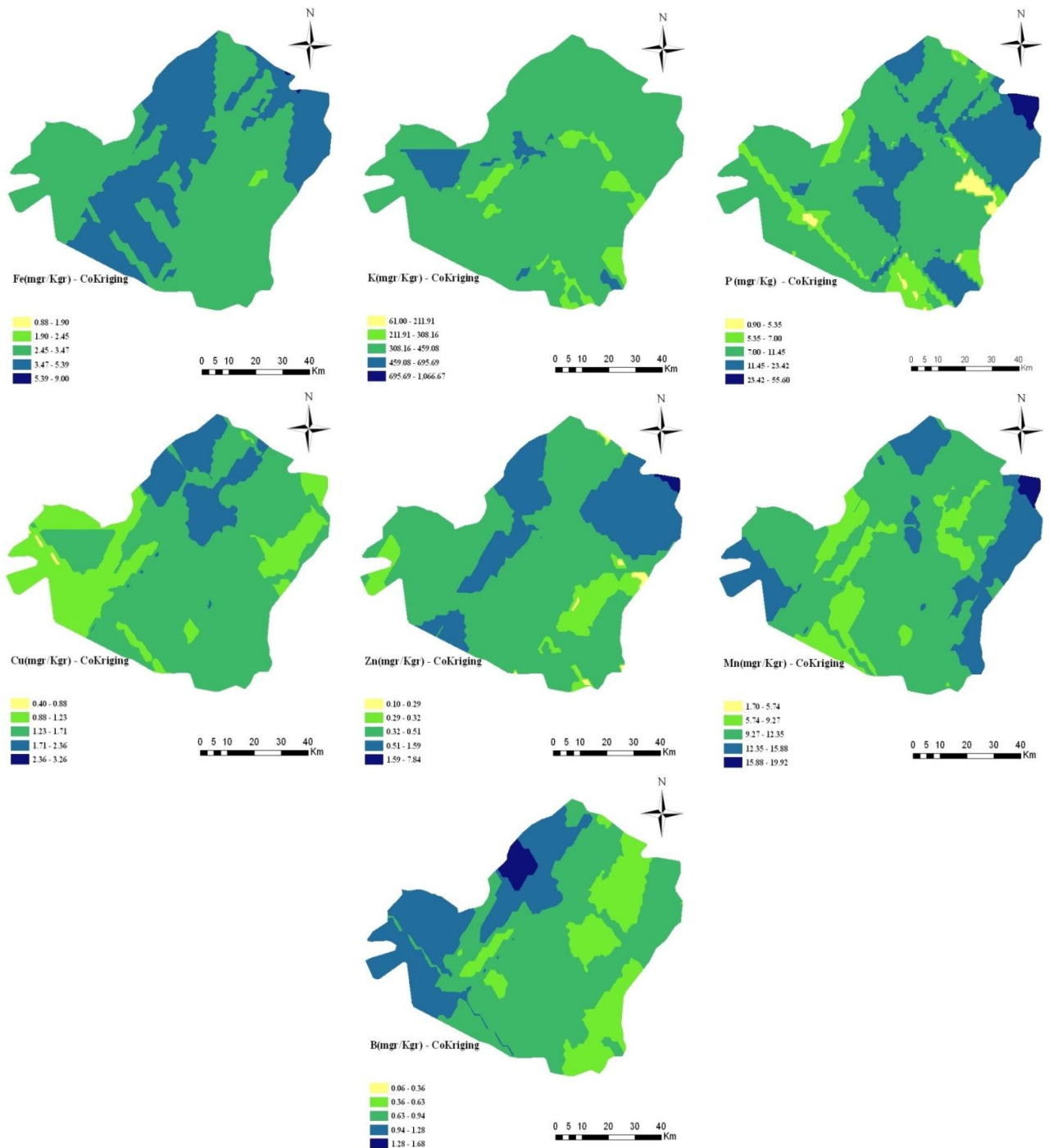
عنصر گیاه واحد	N	P	K	Fe	Mn	Zn	Cu	B
حد بهینه	2/5 - 2/0	0/2 - 0/1	2/5 - 2/0	150/0 - 100/0	100/0 - 70/0	75/0 - 25/0	20/0 - 10/0	100/0 - 50/0
ویژگی خاک واحد	OC	P	K	Fe	Mn	Zn	Cu	B
حد بحرانی	<2	10/0 - 7/0	300/0 - 250/0	10/0	1/0	8/0	1	-



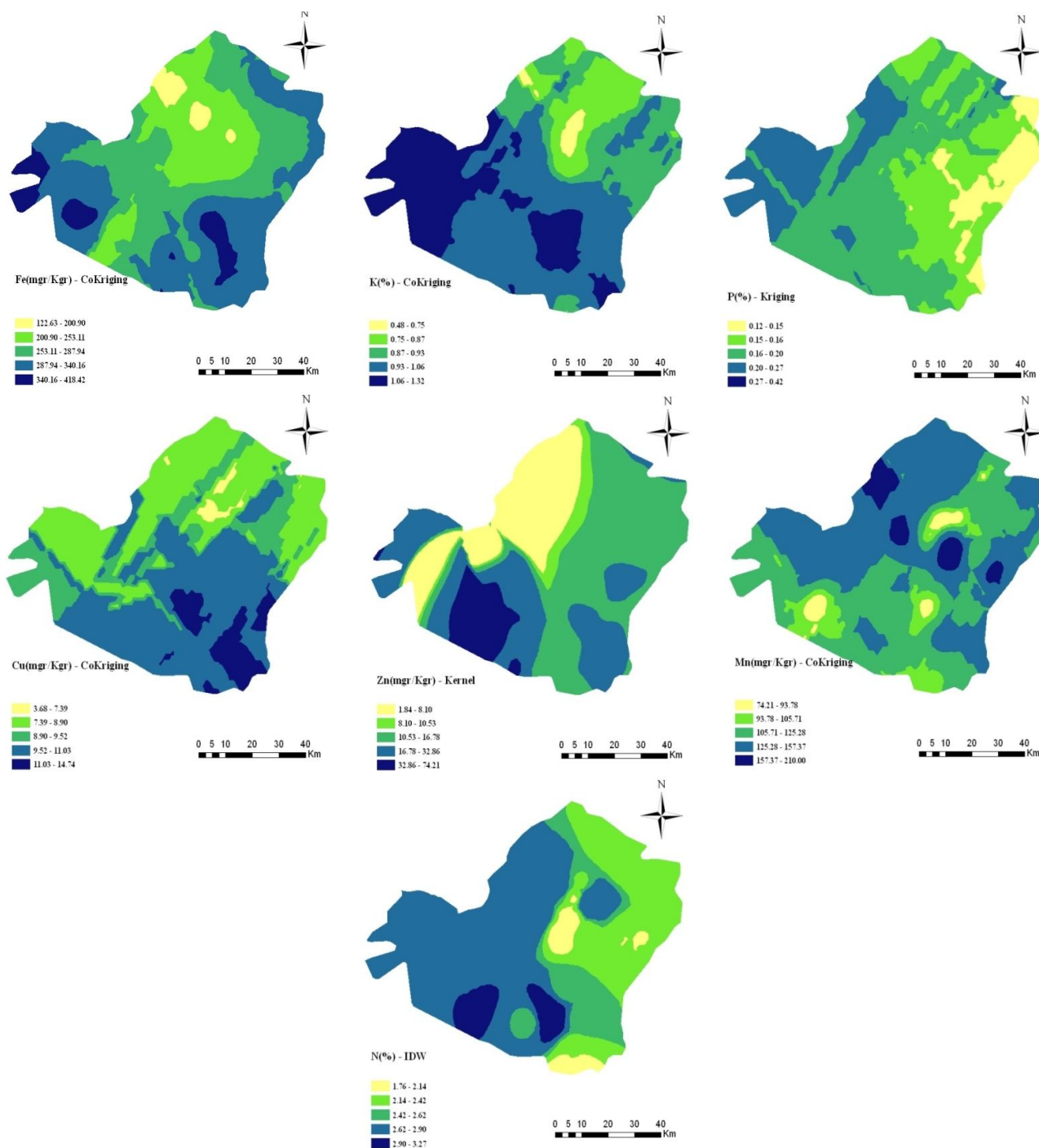
شکل 2- نمودار ضرایب کارایی در روش‌های مختلف برآوردی در عناصر مورد بحث در نمونه‌های خاک و برگ

نکرده است. این نتایج در میزان ضرایب همبستگی بدست آمده بین عناصر خاک و برگ هم مشاهده گردید. به غیر از همبستگی بین عنصر مس، دیگر عناصر در گروه خاک و برگ در سطح 0/05 و 0/01 با یکدیگر همبستگی معنی‌داری نداشتند. روند توزیع مکانی عناصر پر مصرف شامل عناصر نیتروژن، فسفر و پتاسیم در نمونه‌های برگ تاکستان‌های مورد مطالعه از الگوی تقریباً مشابهی تغییر کردند. در مقایسه با حدود بهینه این عناصر (جدول 6) در 38 درصد نمونه‌های برگ کمبود نیتروژن و 21 درصد نمونه‌ها کمبود فسفر مشاهده شد. اما در بیشتر نمونه‌ها کمبود پتاسیم وجود داشت. الگوی توزیع مکانی عناصر کم مصرف مس، روی، بور، آهن و منگنز در نقشه‌های شکل (4) نشان داد که به غیر از عنصر منگنز دیگر عناصر در نیمه جنوبی شهرستان خدابنده بیشتر از نیمه شمالی در تاکستان‌ها تجمع داشته‌اند. بر اساس حدود بهینه عناصر غذایی کم مصرف (جدول 6) در 23 درصد نمونه‌های برگ کمبود منگنز، 90 درصد نمونه‌ها کمبود روی و 30 درصد نمونه‌ها کمبود مس مشاهده گردید. غلظت عناصر بور و آهن در بیشتر نمونه‌ها در حد متوسط به بالا بود. با بررسی نقشه‌های پراکنش عناصر خاک در شکل (3) و مقایسه غلظت اندازه‌گیری شده عناصر با حد بهینه آن‌ها در خاک‌های حاصلخیز، مشاهده شد که کربن آلی در تمام خاک‌ها بسیار کمتر از حد بهینه است (جدول 6). غلظت پتاسیم، منگنز و مس خاک‌ها در حد مطلوب بود، اما کمبود فسفر، آهن و روی قابل جذب در بیشتر خاک‌ها وجود دارد.

نتایج مستخرج از نمودارهای تغییرات ضرایب کارایی در روش‌های مختلف برآوردی عناصر مورد مطالعه در شکل 2 بیانگر برتری روش کوکریجینگ در هر دو گروه خاک و برگ تاکستان‌های شهرستان خدابنده است. به طور کلی در نمونه‌های خاک روش کرنل و در گروه برگ روش IDW از ضرایب کارایی (EF) پایین‌تری برخوردار بودند. در مجموع روش‌های میان‌یابی زمین آماری کریجینگ و کوکریجینگ که در آن‌ها از مولفه نیم واریانس مدل‌های تغییرنمای دارای آستانه در تعیین وزن روابط برآورد استفاده می‌شود، از کارایی (EF) بالاتر و RMSE و MAE کمتری نسبت به روش‌های IDW و کرنل در برآورد عناصر خاک و برگ را برخوردار بودند. نتایج مطالعات سوئی و همکاران (2013) و واحدی و همکاران (1392) که از روش‌های زمین آمار و میان‌یابی برای برآورد ویژگی‌های خاک استفاده کردند بیانگر کارایی بالاتر روش‌های زمین آمار در برآورد ویژگی‌های خاک است. نقشه‌های پهنه‌بندی حاصل از روش‌های کریجینگ، کوکریجینگ، IDW و کرنل برای عناصر مختلف دو گروه خاک و برگ تاکستان‌های مورد مطالعه تهیه گردید. به دلیل تعداد زیاد این نقشه‌ها، در شکل‌های (3) و (4) برای هر یک از عناصر در دو گروه خاک و برگ، فقط نقشه حاصل از روشی که بهترین برآورد را داشت، نشان داده شده است. بررسی شکل‌های 3 و 4 نشان داد که در نقشه‌های پراکنش عناصر خاک، نیمه شمالی منطقه دارای غلظت متوسط به بالای عناصر غذایی است، اما این مطلب در عناصر برگ نمونه‌های تاکستان‌ها از الگوی مشابهی تبعیت



شکل 3- نقشه‌های پراکنش عناصر فسفر، پتاسیم، آهن، منگنز، روی، مس و بور در نمونه‌های خاک تاکستان‌های شهرستان خداآبند



شکل 4- نقشه‌های پراکنش عناصر فسفر، پتاسیم، آهن، منگنز، روی، مس و نیتروژن در نمونه‌های برگ تاکستان‌های شهرستان خدابنده

نتیجه‌گیری

نیاز هر منطقه م^۷تر واقع شود. نتایج نشان داد که بیشتر ویژگی‌ها در گروه خاک و برگ تاکستان‌ها از پیوستگی مکانی متوسط به بالایی برخوردارند... همچنین به علت بالا بودن ضریب تغییرات عناصر در نمونه‌های تهیه شده می‌توان اظهار کرد که عناصر غذایی با دامنه مکانی کمتری

بررسی تغییرات مکانی عناصر غذایی موجود در خاک و برگ تاکستان‌های مورد مطالعه این امکان را به وجود می‌آورد که با دیدی جامع نگرانه‌تر کمبود و یا بیش‌بود عناصر غذایی مورد نیاز منطقه مورد نظر بررسی شود. این اطلاعات می‌تواند در توصیه میزان کود مورد

حاصل و نقشه‌های پراکنش عناصر غذایی در خاک و برگ منطقه مورد مطالعه نشان داد که بیشتر خاک‌های تاکستان منطقه از لحاظ کربن آلی، فسفر، آهن و روی کمبود وجود دارد. بر این اساس، توصیه می‌شود برای بهبود عملکرد تاکستان‌ها در برنامه کوددهی از مواد آلی، فسفر، روی و مس استفاده و با توجه به نقشه‌های تهیه شده و بررسی دقیق‌تر میدانی نسبت به رفع نیاز غذایی آن‌ها اقدام شود. همچنین با توجه به کمبود نیتروژن در بخش قابل ملاحظه از برگ درختان تاکستان‌ها لازم است در مدیریت مصرف متناسب نیتروژن دقت لازم انجام شود.

تغییر می‌کنند که این عامل موجب افزایش تعداد نمونه برداری و کمتر شدن فواصل نمونه‌ها از هم می‌گردد. نتایج حاصل از برآورد روش‌های میان‌یابی، بیان‌گر برتری روش‌های مبتنی بر زمین آمار بود. یکی از عوامل م⁷تر در برتری روش‌های زمین آمار استفاده از روابط و مولفه‌های الگوی پیوستگی مکانی متغیرها است. الگوی پراکنش عناصر غذایی خاک و برگ در نقشه‌های تهیه شده، عدم تطابق تغییرات عناصر در خاک و برگ با یکدیگر را گزارش نمود که این عدم تشابه و پیروی نکردن از الگوی یکسان ناشی از عوامل مختلف از جمله عوامل محیطی و محدودکننده در خاک است. به‌طور کلی بررسی نتایج

فهرست منابع:

1. ایوبی، ش. خرمالی، ف. 1387. تغییرپذیری مکانی عناصر غذایی قابل استفاده در خاک سطحی به کمک آنالیز مؤلفه‌های اصلی و تکنیک زمین آمار، مطالعه موردی در منطقه آپیپولی، ایالت آندراپرادش هند. علوم و فنون کشاورزی و منابع طبیعی. 46: 609-620.
2. بی‌نام. 1387. دستورالعمل تجزیه‌های آزمایشگاهی نمونه‌های خاک و آب. نشریه شماره 467. وزارت جهاد کشاورزی، موسسه تحقیقات خاک و آب.
3. حسنی‌پاک، ع. ا. 1392. زمین آمار (ژئواستاتستیک)، انتشارات دانشگاه تهران، 328 ص.
4. علی‌احیایی، م. و بهبهانی زاده، ع. 1372. شرح روش‌های تجزیه شیمیایی خاک، انتشارات موسسه تحقیقات خاک و آب، نشریه 893، 127 ص.
5. ملکوتی، م. ج. مشیری، ف. و غیبی، م. ن. 1384a. حد مطلوب غلظت عناصر غذایی در خاک و برخی از محصولات زراعی و باغی. نشریه فنی شماره 407. موسسه تحقیقات خاک و آب. انتشارات سنا، تهران، ایران.
6. ملکوتی، م. ج. مشیری، ف. و غیبی، م. ن. 1384b. شناخت ناهنجاری‌های تغذیه‌ای، تعیین معیارهای کیفی و حد مطلوب غلظت عناصر غذایی در میوه‌های تولیدی در خاک‌های آهکی ایران. موسسه تحقیقات خاک و آب، وزارت جهاد کشاورزی، چاپ اول، انتشارات سنا، تهران، ایران.
7. واحدی، س. زارع ایبانه، ح. طاهری، م. و بهمنی، ا. 1392. بررسی تغییرات مکانی برخی ویژگی‌های شیمیایی و هیدرولیکی اراضی حاشیه رودخانه قزل اوزن با روش‌های زمین آمار. پژوهش آب ایران، 7 (12): 141-150.
8. Aggelopoulou, K. D., D. Pateras., S. Fountas., T. A. Gemtos., and G. D. Nanos. 2011. Soil spatial variability and site-specific fertilization maps in an apple orchard. Precision Agric. 12:118-129.
9. Araujo e Silva Ferraz, G., F. M. Silva., M.C. Alves., R. F. Bueno., and P. A. N. Costa. 2012. Geostatistical analysis of fruit yield and detachment force in coffee. Precision Agric. 13:76-89.
10. Baoa, Z., W. Wu., H. Liu., S. Yin., and H. Chen. 2014. Geostatistical analyses of spatial distribution and origin of soil nutrients in long-term wastewater-irrigated area in Beijing, China. ActaAgriculturaeScandinavica, Section B – Soil and Plant Science. 64: 235-243.
11. Burgess, T.M., and R. Webster. 1980. Optimal interpolation and is arithmetic mapping of soil properties. I: The semi-variogram and punctual kriging. Soil Sci. 31: 315-333.

12. 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. Am*, 58: 1501-1511.
13. Chai, T., and Draxler, R. R. 2014. Root mean square error (RMSE) or mean absolute error (MAE) Arguments against avoiding RMSE in the literature. *Geosci. Model Dev.* 7: 1247–1250.
14. Cristianini, N., and J. Shawe-Taylor. 2000. *An introduction to support vector machines and other kernel-based learning methods*, 1st Ed., Cambridge University Press, Cambridge.
15. Cui, B., W. Yang., M. Feng., W. Huang., X. Song. 2013. Study on the Spatial – Temporal Variability of Soil Nutrients during Winter Wheat Growth Season. *International Federation for Information Processing AICT.* 393: 238–247.
16. Ersahin, S. 2003. Comparing ordinary kriging and cokriging to estimate infiltration rate. *J. Soil Sci. Soc. Am*, 67: 1848-1855.
17. Gouri, K. B., and R.A. Johnson . 1997. *Statistical Concepts and Methods*. ISBN:978-0471-07204-1
18. Gupta, N., R.P. Rudra., and G. Parkin. 2006. Analysis of spatial variability of hydraulic conductivity at field scale. 2006. *Canadian Biosystems Engineering*, 48(1):55-62.
19. Hagen-Thorn, A., K. Armolaitis., I. Callesen., and I. Stjernquist. 2004. Macronutrients in tree stems and foliage: a comparative study of six temperate forest species planted at the same sites, *Annals of Forest Science*, 61: 489-498.
20. Lopez-Granados, F., M. Jurado-Exposito., S. Atenciano., A. Garcia-Ferrer., M. Sanchez de la Orden., and L. Garcia-Torres. 2002. Spatial variability of agricultural soil parameters in southern Spain. *Plant and Soil* 246: 97–105.
21. Mani, M., Shivaraju, C., and Narendra Kulkarni, S. 2014. *The Grape Entomology*. Springer, ISBN 978- 81- 322- 1617- 9 (eBook), pp: 202.
22. Mudrak, E. L., Schafer, J.L., Fuentes-Ramirez, A., Holzapfel, C., and Moloney, K.A. 2014. Predictive modeling of spatial patterns of soil nutrients related to fertility islands. *Landscape Ecol.* 29:491–505.
23. Shapiro, S. S.; Wilk, M. B. 1965. "An analysis of variance test for normality (complete samples)". *Biometrika* 52 (3–4): 591–611.
24. Shukla, M.K., R. Lal., L. B. Owens., and P. Unkefer. 2003. Land Use and Management Impacts on Structure and Infiltration Characteristics of Soils in the North Appalachian Region of Ohio *Soil Science*. 3: 167–177.
25. Silverman, B.W. 1986. *Density Estimation for Statistics and Data Analysis*, Chapman and Hal.
26. Sun, B., S. Zhou., and Q. Zhao. 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.
27. Trangmar, B.B, R. S. Yost., and G. Uehara. 1985. Application of geostatistics to spatial studies of soil properties. *Adv Agron* 38: 45–94.
28. Webster, R., and M. A. Oliver. 2001. *Geostatistics for Environmental Scientists*. London, UK: John Willey and Sons Ltd.
29. Xu, G., Z. Li., P. Li., T. Zhang., and S. Cheng. 2014. Spatial variability of soil available phosphorus in a typical watershed in the source area of the middle Dan River, China. *Environ Earth Sci.* 71:3953–3962.
30. Zhang, S., T. Huffman., X. Zhang., W. Liu., and Z. Liu. 2014. Spatial distribution of soil nutrient at depth in black soil of Northeast China: a case study of soil available phosphorus and total phosphorus. *Soils Sediments*. DOI 10.1007/s11368-014-0935-z
31. Zhao, Y., H. Han., L. Cao., and G. Chen. 2012. Study on Soil Nutrients Spatial Variability in Yushu City. *International Federation for Information Processing AICT.* 369: 1–7

Evaluating Spatial Variation of Nutrients Content in Soils and Leaves in Vineyards of Khodabande Using Geostatistical Methods

M. Taheri¹, S. Vahedi, M. Abasi, T. Khoshzaman and E. Sohrabi

PhD. Researcher. Assistant Professor in Soil and Water Research Department ,Zanjan Agriculture and Natural Resources Research and Education Center, Agricultural Research, Education and Extension Organization (AREEO), Zanjan, Iran; E-mail: taaheritekab@yahoo.com

M.Sc. Irrigation and Drainage, Researcher of Soil and Water Research Department ,Zanjan Agriculture and Natural Resources Research and Education Center, Agricultural Research, Education and Extension Organization (AREEO), Zanjan, Iran; E-mail: samva4s@gmail.com

M.Sc. Soil Sc., Researcher of Soil and Water Research Department ,Zanjan Agriculture and Natural Resources Research and Education Center, Agricultural Research, Education and Extension Organization (AREEO), Zanjan, Iran; E-mail: abasimohamad7@gmail.com

M.Sc. Soil Sc., Soil and Water Research Department ,Zanjan Agriculture and Natural Resources Research and Education Center, Agricultural Research, Education and Extension Organization (AREEO), Zanjan, Iran; E-mail:t_khoshzaman@gmail.com

M.Sc, Horticulture, Researcher of Soil and Water Research Department ,Zanjan Agriculture and Natural Resources Research and Education Center, Agricultural Research, Education and Extension Organization (AREEO), Zanjan, Iran; E-mail: esm_sohrabi@yahoo.com

Received: April, 2015 & Accepted: May, 2015

Abstract

Proper exploitation of available resources in agriculture is possible by examining relationships between plants, soil, and environmental factors. Effective strategy for the development of sustainable agriculture requires maps of the spatial variability of soil nutrients and plant distribution. In this context, the present study is to evaluate the spatial structure with Semi-variogram models in nutrient: P, K, Zn, Cu, Mn, and B in the soil and leaves as well as leaf nitrogen and organic carbon in the soil in vineyards of Khodabande in Zanjan Province. After preparing the Best Semi-variogram model, zoning maps were prepared by using geostatistical methods such as Kriging and Co-Kriging also IDW (powers: 1 to 5) and Kernel model of the interpolation methods. Results showed most of parameters in soil and the leaves in vineyards had high coefficients of variation. Soil content of Mn and P in leaves samples had the highest correlation radius. The nutrients in soil samples had higher average correlation radii than those of leaves. The results of the evaluations by geostatistical and interpolation methods with root mean square error (RMSE) values, mean absolute error (MAE) and efficiency coefficient showed that the Co-Kriging had the best performance for estimating hydraulic properties and Co-Kriging for soils and vineyards leaves nutrients. The best estimates were obtained with Co-Kriging in soil Zn and Kernel method showed similar results for leaves Zn. The results of the spatial variation of soil and leaf nutrients in the area showed that most of the vineyards were deficient in soil organic carbon, phosphorus, iron, and zinc.

Keywords: Interpolation, Semi-variogram, Spatial variability.

¹ Corresponding author: Soil and Water Department, Agricultural and Natural Resources Research and Education Center of Zanjan province, Zanjan.