



ارزیابی تغییرات مکانی آهن قابل دسترس و عوامل مؤثر بر آن در خاک‌های شالیزاری (مورد مطالعه: اراضی شالیزاری مرکزی گیلان)

*فهیمة خرمی‌زاده^۱، ناصر دواتگر^۲، محمدمهدی طهرانی^۲،

وحیدرضا قاسمی‌دهکردی^۱ و ابراهیم اسعدی‌اسکویی^۳

^۱دانش‌آموخته کارشناسی ارشد، گروه خاکشناسی، دانشگاه گیلان، آستادیار پژوهش، گروه خاکشناسی،
مؤسسه تحقیقات خاک و آب، ^۲دانشجوی دکتری تخصصی، هوشناسی کشاورزی، اداره هوشناسی گیلان

تاریخ دریافت: ۹۲/۳/۱۳؛ تاریخ پذیرش: ۹۳/۲/۶

چکیده

آهن از عناصر غذایی کم‌مصرف مهم در گیاه برنج است. تشخیص صحیح وضعیت این عنصر در خاک‌های شالیزاری بسیار اهمیت دارد. این مطالعه به هدف ارزیابی وضعیت آهن قابل دسترس، تعیین عوامل خاکی مؤثر بر آن و انتخاب مناسب‌ترین روش درونیابی برای تعیین توزیع مکانی آهن قابل دسترس گیاه در ۱۶۲ نمونه خاک از اراضی شالیزاری استان گیلان (در محدوده شهرستان رشت) انجام شد. برآورد و درونیابی متغیرها با دو روش کریجینگ و وزن‌دهی عکس فاصله (با پارامتر نمایشی یک تا چهار) انجام و بهترین تخمین‌گر با استفاده از آماره‌های ارزیابی میانگین خطا و ریشه میانگین مربعات خطای نرمال شده، انتخاب گردید. کربن آلی، رس و pH خاک دارای بیش‌ترین اثر بر آهن قابل دسترس بودند که با کنترل شرایط احیایی خاک نقش مهمی در رفتار این شکل از آهن داشتند. متغیرهای آهن قابل دسترس، کربن آلی، رس و pH به‌ترتیب از مدل‌های خطی با شیب کم، نمایشی، نمایی و کروی پیروی نمودند و شعاع تأثیر متغیرهای کربن آلی، رس و pH به‌ترتیب ۱۹۱۰، ۴۹۴۰ و ۴۹۴۶ متر برآورد گردید. روش وزن‌دهی عکس فاصله در بازنمایی توزیع مکانی آهن قابل دسترس موفق‌تر از روش کریجینگ بود. توزیع مکانی آهن قابل استفاده نشان داد بیش‌ترین غلظت آن منطبق با

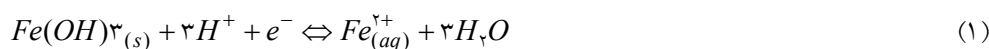
*مسئول مکاتبه: khoramizadefahime@gmail.com

خاک‌های با pH اسیدی (غرب و جنوب‌غربی منطقه مورد مطالعه) مشاهده گردید. نتایج نشان داد که خاک‌های مورد مطالعه کمبود آهن را نشان ندادند، اما برای حفظ وضعیت آهن قابل استفاده در خاک‌های شالیزاری مطالعه شده لازم است بر پایه مدیریت تغذیه خاص مکان نسبت به مصرف کودهای دارای آهن اقدام گردد.

واژه‌های کلیدی: خاک‌های شالیزاری، درونیابی، روش‌های زمین‌آماری، سامانه اطلاعات جغرافیایی (GIS)

مقدمه

خاک مهم‌ترین منبع عناصر غذایی کم‌مصرف است. هر گونه کمبود یا مازاد عناصر غذایی کم‌مصرف در خاک، رشد گیاهان را محدود خواهد کرد. درک تغییرات مکانی و الگوهای توزیع جغرافیایی عناصر غذایی کم‌مصرف، برای مدیریت خاک و کاربرد صحیح کودها ضروری است (لیو و همکاران، ۲۰۰۴). در اراضی شالیزاری به منظور کشت برنج، کارهای مدیریتی خاصی اعمال شده و خاک به حالت غرقاب در می‌آید. در اثر فرآیند غرقاب خاک، تبادل گازها بین خاک و هوا به شدت محدود می‌شود و در طی چند ساعت ریز موجودها اکسیژن موجود در خاک را مصرف و با کاهش غلظت اکسیژن، خاک تحت تأثیر شرایط احیایی قرار گرفته و عناصر چندظرفیتی مانند آهن و منگنز احیا می‌گردند (پنام پروما، ۱۹۷۲). مهم‌ترین تغییر شیمیایی در خاک‌های شالیزاری به دنبال غرقاب کردن خاک، احیای آهن و افزایش حلالیت آن در آب بوده که منجر به افزایش فعالیت آهن دو ظرفیتی می‌گردد. بارتلت و جیمز (۱۹۹۳) و پنام پروما (۱۹۷۲) نشان دادند که متغیرهای pH و کربن آلی نقش مهمی در فرآیند احیا آهن و افزایش فراهمی آن دارند.



واکنش‌های احیا مستلزم مصرف هیدروژن است. با افزایش pH و کاهش اسیدیته، غلظت یون H^+ کاهش و از حلالیت کانی هیدروکسید آهن کاسته و در نتیجه حلالیت یون آهن (II) در محلول خاک کاهش می‌یابد. از سوی دیگر تجزیه مواد آلی با افزایش درجه فراهمی الکترون بر شدت احیا و پیشرفت واکنش در سیستم $Fe^{+2} - Fe(OH)_3$ در نتیجه افزایش فراهمی آهن، مؤثر خواهد بود.

کمبود آهن ممکن است هنگامی که مقدار مواد آلی خاک کم باشد، اتفاق افتد (دابرمن و فیرهوست، ۲۰۰۰). آهن به عنوان یکی از عناصر کم مصرف در کشت برنج ضروری است، اما غلظت زیاد آن سبب سمیت، ریزش برگ ها و مرگ گیاه برنج می شود (بورگس و همکاران، ۲۰۰۱). پنم پروما (۱۹۷۲) بیماری فیزیولوژی در برنج را با فعالیت بسیار زیاد آهن (II) در محلول خاک مرتبط می داند که منجر به افزایش جذب آن توسط گیاه و ظهور نشانه های سمیت آهن می شود. تعداد زیادی از ویژگی های فیزیکی (مانند بافت) و شیمیایی خاک ها (مانند وضعیت اکسیداسیون- احیا، اسیدیته خاک، مواد آلی، شوری، نوع کانی های رسی و وجود برخی از ترکیبات شیمیایی غیر آلی مانند کربنات ها و سولفیدها) بر وضعیت و تحرک عناصر کم مصرف اثر می گذارند (گامبرل، ۱۹۹۴).

بر پایه بررسی منابع انجام شده، با وجود اهمیت این عنصر در خاک های شالیزاری، مطالعاتی در رابطه با وضعیت این عنصر در خاک های شالیزاری شمال کشور انجام نشده است. در سال های اخیر زمین آمار به عنوان ابزاری مؤثر در بررسی تغییرات مکانی، درون یابی و تهیه نقشه عناصر غذایی خاک استفاده می شود (مولر و همکاران، ۲۰۰۳؛ یثربی و همکاران، ۲۰۰۹). نقشه های غلظت عناصر کم مصرف خاک برای تشخیص محدوده مناطقی به کار می رود که غلظت این عناصر در آن ها کم است و سبب کمبود در گیاهان و حیوانات و انسان های تغذیه کننده از آن ها می گردد (جفری و روبرت، ۱۹۹۹). زمین آمار به عنوان یک روش کاربردی در تلفیق با اطلاعات واحدهای فیزیوگرافی و کاربری اراضی (با لحاظ ارزیابی عدم قطعیت) و ارایه گزاره علمی و پیشنهاد برای تصمیم گیران مدیریت زراعی و یا آبیاری در مقیاس ناحیه، استانی و ملی می تواند در اثر بخشی تصمیم گیری ها مؤثر باشد. کریجینگ (KG)^۱ و وزن دهی عکس فاصله (IDW)^۲، از روش های معمول زمین آمار برای درون یابی و ناحیه ای کردن^۳ متغیرها (ناحیه ای کردن به مفهوم انتقال اطلاعات از نمونه های نقطه ای و مقیاس کوچک به بزرگ است) در کشاورزی هستند (فرانزن و پک، ۱۹۹۵؛ هریست و همکاران، ۲۰۰۶). اما این روش ها به ساختار مکانی متغیرها حساس هستند. در کریجینگ، ابتدا به مدل سازی ارتباط بین واریانس و فاصله نمونه ها نیاز است، اما روش IDW به این مرحله نیاز ندارد و بسیار سریع تر و ساده تر است. در هر دو روش، مقدار متغیر در نقطه نمونه برداری نشده بر پایه دادن یک وزن به هر یک از مقادیر اندازه گیری شده در نقاط اطراف نقطه مورد نظر برآورد می شوند (کراوچنکو و بولاک،

1- Kriging (KG)

2- Inverse Distance Weighting (IDW)

3- Regionalization

(۱۹۹۹). کراوچنکو (۲۰۰۳) نشان داد که برای مجموعه داده‌های با تعداد مناسب و کافی، KG نسبت به IDW برتر است، اما زمانی که تعداد نمونه‌ها کم یا فاصله نمونه‌برداری زیاد و یا تغییرات تصادفی باشند، روش IDW برتری دارد. حسنی‌پاک و شرف‌الدین (۲۰۰۱) بیان کردند که کریجینگ در محیط‌های متجانس کارایی بیش‌تری دارد. صحت روش‌های IDW و KG به ذات داده‌ها که در آماره‌های واریانس، چولگی، کشیدگی، ناهمسان‌گردی و دیگر ویژگی‌های ساختار مکانی منعکس می‌شود، بستگی دارد (وبر و انگلوند، ۱۹۹۴). استفاده از روش IDW برای داده‌هایی که تغییرات کوتاه دامنه^۱ دارند توصیه شده است (کوک و همکاران، ۱۹۹۳). از سوی دیگر روش IDW نسبت به KG در شرایطی که درونیابی براساس تعداد کمی از مشاهده‌ها انجام شده باشد، برتری دارد (ولن و همکاران، ۱۹۹۶). در مطالعه‌ای برای ارزیابی صحت روش‌های IDW و KG به منظور تهیه نقشه نیترات و مواد آلی خاک مشخص شد که انتخاب روش درونیابی مناسب برای تعیین تغییرات مکانی پارامترهای خاک، بر صحت نقشه‌های حاصله می‌افزاید (گاتوی و همکاران، ۱۹۹۶).

لیو و همکاران (۲۰۰۴) و وانگ و همکاران (۲۰۰۹) با ارزیابی تغییرات مکانی عناصر کم‌مصرف (از جمله آهن) در اراضی شالیزاری نشان دادند که بازنمایی این عناصر در درک بهتر توزیع مکانی و بهبود مدیریت کشاورزی در مقیاس مزرعه مؤثر خواهند بود. لیو و همکاران (۲۰۰۴) با بررسی تغییرات مکانی عناصر کم‌مصرف در اراضی شالیزاری با استفاده از تلفیق سامانه اطلاعات جغرافیایی و روش KG نشان دادند که آهن و منگنز قابل دسترس در منطقه مورد مطالعه دارای ساختار مکانی بوده و مدل نیم‌تغییرنا برازش داده شده بر آن‌ها به‌ترتیب خطی و نمایی بودند. کاریداس و همکاران (۲۰۰۹) با مقایسه روش‌های KG و IDW در خاک‌های یک سیستم کشاورزی مدیترانه‌ای (یونان)، نشان دادند که روش IDW برای درونیابی آهن از سایر مدل‌ها برتر است. این مطالعه به هدف تعیین عوامل مؤثر بر وضعیت آهن قابل دسترس، ارزیابی ساختار و تغییرات مکانی و تعیین مناسب‌ترین روش درونیابی آهن در خاک‌های شالیزاری گیلان انجام گرفت.

مواد و روش‌ها

تشریح ناحیه مورد مطالعه و نمونه‌برداری: منطقه مورد مطالعه اراضی شالیزاری استان گیلان در محدوده شهرستان رشت به مساحت تقریبی ۴۴۰۰۰ هکتار در مختصات با طول جغرافیایی ۴۹ درجه و

۳۰ دقیقه تا ۵۰ درجه شرقی و عرض جغرافیایی ۳۷ درجه و ۳۰ دقیقه تا ۳۷ درجه شمالی قرار دارد (شکل ۱). میانگین حداقل و حداکثر دمای سالیانه منطقه به ترتیب ۱۲/۳ و ۲۰/۹ درجه سانتی گراد بارش سالیانه در منطقه ۱۴۱۳ میلی متر، رژیم رطوبتی یودیک و رژیم حرارتی آن ترمیک می باشد (بردبار، ۱۹۷۴). این اراضی شالیزاری در دشت آبرفتی رودخانه ای قرار دارند. در این مطالعه نمونه برداری تنها از خاک سطحی (عمق ۱۵-۰ سانتی متر) و به تعدد ۱۶۲ نمونه با الگوی شبکه مربع با ابعاد ۲×۲ کیلومتر انجام شد (شکل ۱). در هر نقطه نمونه برداری پس از ثبت مختصات جغرافیایی با دستگاه GPS، به منظور تهیه نمونه های مرکب، ۹ نمونه خاک فرعی به شعاع ۱۰ متر برداشت و سپس نمونه خاک های فرعی با یکدیگر ترکیب شدند.

اندازه گیری شیمیایی: نمونه ها پس از هواخشک شدن، از الک ۲ میلی متری عبور داده شدند. آهن قابل دسترس خاک ها به روش DTPA^۱، کربن آلی به روش والکی و بلاک، بافت خاک به روش هیدرومتر، pH خاک با استفاده از دستگاه پتانسیومتر در گل اشباع و هدایت الکتریکی با استفاده از دستگاه هدایت سنج در عصاره اشباع خاک (ECe) اندازه گیری شدند (علی احیایی و بهبهانی زاده، ۱۹۹۷).

آنالیزهای آمار توصیفی و چندمتغیره: آمار توصیفی شامل آماره های میانگین، میانه، چولگی، کشیدگی، ضریب تغییرات، واریانس و انحراف معیار برای هر متغیر محاسبه گردید. تشخیص داده های پرت با شناسایی مقادیر بزرگ تر / کوچک تر چهار برابر انحراف معیار از میانگین انجام و سپس این داده ها حذف شدند (بورگس و همکاران، ۲۰۰۱). نرمال بودن توزیع فراوانی با استفاده از آزمون معنی داری چولگی بررسی گردید (سندکور و کوکران، ۱۹۸۰).

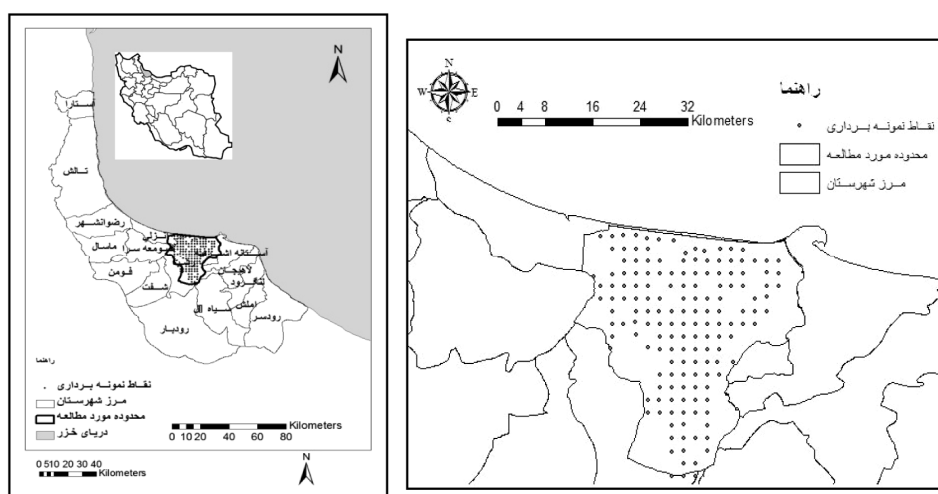
به منظور انجام آنالیز رگرسیون خطی چندمتغیره، پس از تبدیل متغیرهایی که از توزیع فراوانی غیرنرمال برخوردار بودند، ابتدا ضریب همبستگی خطی متغیرهای مورد مطالعه تعیین و سپس اثر هر یک از اجزاء توزیع اندازه ذرات (رس، شن و سیلت)، کربن آلی، هدایت الکتریکی خاک و pH به عنوان متغیر مستقل بر آهن قابل استفاده با استفاده از برازش رگرسیون خطی چندمتغیره ارزیابی گردید. بهترین رابطه بر پایه ضریب تعیین تعدیل شده (R_a^2)، انتخاب شد.

$$R^2 = 1 - \frac{SSE}{SST} \quad (2)$$

1- Diethylen Triamine Penta Acetic Acid

$$R_a^2 = 1 - (1 - R^2) \frac{n-1}{n-p-1} \quad (3)$$

که در آن، SSE: مجموع مربعات اشتباه، SST: مجموع مربعات کل، R^2 : ضریب تعیین، n: تعداد مشاهده‌ها و P: تعداد متغیرهای مستقل است. برای انجام آنالیز آمار توصیفی و رگرسیون از نرم‌افزار SPSS 17 استفاده شد.



شکل ۱- موقعیت نقاط نمونه‌برداری شده خاک در منطقه مورد مطالعه.

آنالیز آمار مکانی و درون‌یابی: الگوی توزیع مکانی آهن قابل دسترس و عوامل مؤثر بر آن با استفاده از روش‌های زمین آماری مورد بررسی قرار گرفت. از نیم‌تغییرنا برای ارزیابی درجه پیوستگی مکانی متغیرهای مورد مطالعه استفاده شد. تغییرنا در حقیقت سنجش‌گر میانگین عدم شباهت داده‌ها در دو موقعیت مکانی است (یانگ و همکاران، ۲۰۰۵). نیم‌تغییرنمای تجربی با استفاده از محاسبه نیم‌واریانس $\hat{\gamma}(h)$: نسبت به فاصله (h)، تعیین شد (گوورت، ۱۹۹۹). تغییرنمای تجربی عبارت از میانگین مربع اختلاف بین دو مشاهده $Z(x+h)$ و $Z(x)$ در دو موقعیت مکانی x_i+h و x_i واقع در فضای نمونه‌برداری است که توسط فاصله h از هم جدا شده‌اند (ماترون، ۱۹۶۳؛ ویستر، ۱۹۸۵).

1- Semivariance

$$\hat{\gamma}(h) = \frac{1}{2N(h)} \sum_{i=1}^{N(h)} (Z(x_i) - Z(x_i + h))^2 \quad (4)$$

که در آن، $\hat{\gamma}(h)$: مقدار نیم واریانس و $N(h)$: تعداد جفت داده است.

پس از محاسبه نیم تغییرنمای تجربی، انواع مدل‌های نیم تغییرنمای خطی، نمایی، کروی و اثر قطعه‌ای بر آن برازش داده شد. برازش بهترین مدل‌های نیم تغییرنما بر پایه آماره ضریب تعیین (R^2) و کم‌ترین مجموع مربعات باقی مانده (RSS)، انجام شد. اندازه وابستگی مکانی متغیرهای خاک از طریق نسبت واریانس قطعه‌ای^۱ به حدآستانه^۲ ارزیابی گردید. هر گاه این نسبت کم‌تر از ۲۵ درصد باشد نشان‌دهنده وابستگی مکانی قوی، بین ۲۵-۷۵ درصد بیانگر وابستگی مکانی متوسط و بیش از ۷۵ درصد نشان‌دهنده وابستگی مکانی ضعیف است. تغییرپذیری ویژگی‌های خاک ممکن است تحت تأثیر عامل‌های ذاتی تشکیل دهنده خاک (مانند مواد مادری) و عامل‌های بیرونی مدیریتی (مانند کوددهی) باشد. غالباً وابستگی‌های مکانی قوی در اثر فرآیندهای ذاتی و وابستگی‌های مکانی ضعیف در اثر فرآیندهای بیرونی (مدیریتی) حاصل می‌شود (کامبردلا و همکاران، ۱۹۹۴). در شرایطی که نیم تغییرنمای تجربی از مدل‌های دارای سقف مانند کروی و نمایی پیروی نماید، از مؤلفه‌های آن در روش درونیابی KG استفاده می‌شود (محمدی، ۲۰۰۶). پیروی نیم تغییرنمای تجربی از مدل اثر قطعه‌ای خالص^۳ نشان‌دهنده تغییرات تصادفی و استقلال داده‌ها است (محمدی، ۲۰۰۶). در این شرایط از روش IDW استفاده می‌گردد که در آن به ساختار مکانی متغیر مورد بررسی توجه نمی‌شود (حسنی‌پاک و شرف‌الدین، ۲۰۰۱).

در روش IDW، فرض بر این است که نسبت همبستگی و شباهت‌ها بین نمونه‌های همسایه متناسب با فاصله بین آن‌ها است، که به صورت تابع عکس فاصله هر نقطه از نقاط همسایگی آن تعریف می‌شود. در این روش لازم است شعاع همسایگی و پارامتر نمایی مربوط به تابع عکس فاصله تعیین گردد. عامل اساسی که در صحت این روش اثر دارد، پارامتر نمایی است (ایزاک و سریواستوا، ۱۹۸۹). در روش وزن‌دهی عکس فاصله، مقدار متغیر در نقاط نمونه برداری نشده (نقطه مورد تخمین) با استفاده از رابطه زیر تعیین می‌شود:

1- Nugget Variance (C_0)

2- Sill ($C + C_0$)

3- Pure Nugget Effect

$$Z^*(x) = \frac{\sum_{i=1}^N (Z(x_i) \times d_i^{-\alpha})}{\sum_{i=1}^N d_i^{-\alpha}} \quad (5)$$

که در آن، $Z^*(x)$: مقدار تخمین زده شده متغیر Z در نقطه مورد تخمین، $Z(x_i)$: مقدار هر یک از نمونه‌های واقع در همسایگی محل تخمین، d_i : فاصله نقطه مورد تخمین تا هر یک از نمونه‌های واقع در همسایگی آن، N : تعداد نقاط واقع در همسایگی برای ارزیابی نقطه مورد تخمین و α : پارامتر نما است که وزن‌ها را براساس فاصله تعیین می‌کند.

در بیش‌تر مطالعات اجرایی، از نمای ۲ به‌عنوان پیش‌فرض در روش IDW برای برآورد مقادیر متغیر در نقاط نمونه‌برداری نشده استفاده می‌شود، در حالی که گاهی انتخاب دیگر نماها با توجه به خصوصیات آماری داده‌ها، نتایج بهتری ارائه می‌نماید (کراوچنکو و بولاک، ۱۹۹۹؛ وبر و انگلوند، ۱۹۹۴). در این مطالعه از پارامترهای نما (α) در دامنه یک تا چهار استفاده گردید (کراوچنکو و بولاک، ۱۹۹۹) و پارامتر نمایی که درونیابی آن بر پایه آماره‌های میانگین خطا (ME)^۱ و ریشه میانگین مربعات خطای نرمال‌شده (NRMSE)^۲ از صحت بیش‌تری برخوردار بود، به‌عنوان مناسب‌ترین نما انتخاب گردید. برای آنالیزهای آمار مکانی از نرم‌افزار GS⁺ (version 5.1) و برای پهنه‌بندی متغیرها از ArcGIS (version 9.2) استفاده شد.

آماره‌های ارزیابی برای درونیابی: برای ارزیابی صحت درونیابی روش‌های IDW و KG از راهکار اعتباریابی جک‌نایف^۳ استفاده شد. این شیوه بر حذف موقت یک نمونه و تخمین آن و سپس برگرداندن نمونه مورد نظر به مجموعه داده‌ها و تکرار این عمل براساس تمام نمونه‌های موجود استوار است (محمدی، ۲۰۰۶) و سپس از آماره‌های میانگین خطا، ریشه میانگین مربعات خطای نرمال‌شده (کراوچنکو و بولاک، ۱۹۹۹) استفاده شد. میانگین خطا (ME) یکی از شاخص‌های ارزیابی نتایج به‌دست آمده از تخمین‌گرهای مختلف می‌باشد:

$$ME = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n (Z(x_i) - Z^*(x_i)) \quad (6)$$

-
- 1- Mean Error (ME)
 - 2- Normalized Root Mean Square Error (NRMSE)
 - 3- Jackknife

که در آن، $Z^*(x_i)$: مقدار برآورد شده و $Z(x_i)$: مقدار مشاهده شده متغیر است. میانگین خطای تخمین، معیاری از اریب یا میانگین توزیع خطا در داده‌های تخمین است و هرچه مقدار آن به صفر نزدیک‌تر باشد، نشان‌دهنده ناریب بودن تخمین است. یک تخمین‌گر خوب باید منجر به خطای تخمین صفر یا نزدیک به صفر گردد. در این حالت اریب وجود ندارد و یا حداقل است.

ریشه میانگین مربعات خطای نرمال شده (NRMSE)، همان ریشه میانگین مربعات خطا (RMSE) است که براساس میانگین مشاهدات نرمال شده است (لو و وانگ، ۲۰۰۸) و هرچه مقدار آن کم‌تر باشد، نشان‌دهنده صحت بیش‌تر در برآورد متغیر است:

$$RMSE = \sqrt{\frac{1}{n} \sum_{i=1}^n (Z(x_i) - Z^*(x_i))^2} \quad (7)$$

$$NRMSE = \frac{RMSE}{\frac{1}{n} \sum_{i=1}^n Z(x_i)} \quad (8)$$

نتایج و بحث

آمار توصیفی: آماره‌های توصیفی متغیرهای مورد مطالعه در جدول ۱ نشان داده شده است. ضریب تغییرات (CV) که معیاری از تغییرپذیری نسبی است برای متغیر آهن قابل دسترس برابر با ۵۰ درصد است. ویلدینگ و درس (۱۹۸۳) متغیرهای با CV بیش‌تر از ۳۵ درصد را در گروه متغیرهای با تغییرات زیاد گروه‌بندی کردند. هر گاه ضریب تغییرات خصوصیتی از خاک زیاد باشد، نشان‌دهنده تنوع عوامل تأثیرگذار بر رفتار آن خصوصیت است (ترانگمار و همکاران، ۱۹۸۵). به‌نظر می‌رسد تغییرپذیری شدید آهن در خاک‌های مورد مطالعه در کنترل عوامل مدیریتی باشد. با غرقاب کردن خاک و ایجاد شرایط احیایی هیدروکسیدهای آهن (III)، به آهن محلول دو ظرفیتی تبدیل می‌گردند. اما شدت احیا در خاک‌ها بسته به مقدار کربن آلی (که بر فراهمی الکترون مؤثر است) و هیدروکسیدهای آهن (III) که از خاکی به خاک دیگر فرق می‌کند (پنام پروما، ۱۹۷۲)، بر تغییرپذیری آهن قابل دسترس خواهد افزود. آهن قابل دسترس دارای چولگی معنی‌دار در سطح احتمال ۵ درصد (جدول ۱) و در نتیجه دارای توزیع فراوانی غیرنرمال بود. به‌نظر می‌رسد چولگی معنی‌دار در آهن قابل

دسترس در نتیجه وجود تعداد زیادی نمونه خاک، در آن دسته از اراضی پست شالیزاری باشد که به علت زهکشی ناقص در بیش تر اوقات سال، غرقاب و دارای ماده آلی زیاد می باشد.

تحلیل همبستگی: ضرایب همبستگی خطی پیرسون (r)، برای تعیین رابطه بین آهن قابل دسترس و ویژگی های خاک در جدول ۲ نشان داده شده است. آهن قابل دسترس دارای بیش ترین همبستگی خطی منفی معنی دار با pH و بعد از آن مثبت معنی دار با کربن آلی است. رابطه منفی و معنی دار بین pH خاک و آهن قابل دسترس در مطالعات برخی پژوهشگران نیز ارایه شده است (لیندسی و کاکس، ۱۹۸۵؛ لینز و کاکس، ۱۹۸۸). ایجاد پیوند بین مواد آلی و عناصر کم مصرف سبب افزایش قابلیت دسترسی به عناصر کم مصرف در خاک ها می گردد (شارما و همکاران، ۲۰۰۴). کربن آلی، توزیع عناصر کم مصرف در خاک را کنترل می کند. شکل قابل عصاره گیری عناصر کم مصرف با DTPA، با افزایش مقدار مواد آلی و ظرفیت تبادل کاتیونی افزایش و با افزایش pH، کاهش می یابد (فرانک و همکاران، ۱۹۷۶). شارما و همکاران (۲۰۰۴) نشان دادند که اسیدیته خاک بر شکل کل عناصر کم مصرف بدون اثر است اما بر شکل قابل عصاره گیری با DTPA اثر دارد. لیو و همکاران (۲۰۰۸) نشان دادند که ضریب همبستگی خطی عناصر کم مصرف و ویژگی های خاک کم است که می تواند به علت تنوع عامل های اثرگذار بر عناصر کم مصرف و گستردگی ناحیه مورد مطالعه باشد.

جدول ۱- آمار توصیفی متغیرهای خاک در منطقه مورد مطالعه.

متغیر	حداقل	حداکثر	میانگین	میانه	انحراف معیار	واریانس	چولگی	کشیدگی (درصد)	ضریب تغییرات
کربن آلی (درصد)	۰/۸	۳/۸	۲/۳	۲/۱	۰/۷	۰/۴	۰/۷*	۰	۳۰
رس (درصد)	۴	۵۸	۲۷/۲	۲۶	۹/۵	۹۱/۲	۰/۳	۰/۲	۳۵
سیلت (درصد)	۱۴	۶۹	۴۰/۵	۴۱	۸/۶	۷۳/۹	-۰/۰۴	۱/۴	۲۱
شن (درصد)	۱۱	۶۰	۳۱/۳	۲۹	۱۱/۲	۱۲۶/۵	۰/۶*	-۰/۰۵	۳۶
pH	۵/۳	۷/۸	۶/۹	۶/۹	۰/۴	۰/۲	-۰/۹*	۱/۵	۷
هدایت الکتریکی (دسی زیمنس بر متر)	۰/۹	۳/۶	۲	۲	۰/۷	۰/۵	۰/۵*	-۰/۶	۳۵
آهن (میلی گرم بر کیلوگرم)	۱۸	۲۵۱	۱۰۵/۶	۹۷/۱	۵۳	۲۸۱۱/۳	۰/۶*	-۰/۳	۵۰

* معنی دار در سطح احتمال ۵ درصد.

جدول ۲- ضرایب همبستگی خطی برخی از خواص فیزیکی و شیمیایی در خاک‌های مورد مطالعه.

متغیر	آهن	کربن آلی	رس	سیلت	شن	pH	هدایت الکتریکی
آهن	۱						
کربن آلی	۰/۲۲**	۱					
رس	-۰/۱۷*	۰/۱۹*	۱				
سیلت	۰/۱۱	۰/۲۴**	-۰/۰۱	۱			
شن	-۰/۰۱	-۰/۳۵**	-۰/۵۶**	-۰/۵۰**	۱		
pH	-۰/۷۱**	-۰/۱۸*	۰/۰۶	-۰/۱۰	۰/۰۳	۱	
هدایت الکتریکی	۰/۱۶	۰/۱۴	*۰/۱۷	-۰/۰۲	-۰/۱۴	-۰/۱۵	۱

* معنی دار در سطح احتمال ۵ درصد و ** معنی دار در سطح احتمال ۱ درصد.

تحلیل رگرسیون: نتیجه رابطه‌های رگرسیون خطی چندمتغیره نشان داد که آهن قابل دسترس تحت اثر کربن آلی، رس و pH خاک قرار دارد (رابطه ۹)، به گونه‌ای که این متغیرهای مستقل با توجه به ضریب تعیین تعدیل شده، ۵۸ درصد از رفتار آهن قابل دسترس را توجیه می‌نمایند.

$$Fe = ۶۳۰/۷۶۰ - ۷۵/۳۴۷ pH - ۱/۱۰۷ Clay + ۱۰/۸۳۵ OC \quad (۹)$$

$$(R_a^2 = ۰/۵۸; P < ۰/۰۱)$$

آهن قابل دسترس گیاه با pH خاک رابطه منفی نشان دادند، به این معنی که با افزایش pH خاک، فراهمی آهن قابل مصرف مصرف در خاک‌های شالیزاری کاهش پیدا کرد. کربن آلی بر آهن قابل دسترس خاک دارای اثر مثبت بود. کربن آلی با تشکیل کمپلکس‌های آلی- فلزی بر رفتار همه عناصر کم مصرف به استثناء منگنز مؤثر است (سیمز و پاتریک، ۱۹۷۸).

در خاک‌های مطالعه شده مقدار کربن آلی در دامنه ۰/۸-۳/۸ با میانگین ۲/۳ درصد قرار داشت که بر پایه شاخص‌های پیشنهادی دابرمن و فیرهوست (۲۰۰۰)، به نسبت کافی بود. رس دارای اثر منفی بر غلظت آهن قابل دسترس بود (رابطه ۹). در شرایط احیا نسبت به شرایط هوازی، مقادیر بیشتری از عناصر کم مصرف در شکل تبدلی بر روی کلونیدهای خاک قرار می‌گیرند (سیمز و پاتریک، ۱۹۷۸). پس از خشک کردن اراضی شالیزاری، به منظور برداشت محصول گیاه برنج، برقراری تهویه و برگشت

شرایط اکسید، کانی‌های احیایی ناپایدار و آهن آزاد شده به صورت اکسید آهن بی‌شکل رسوب می‌نماید (لیندسی، ۱۹۷۹).

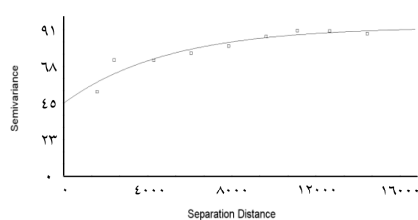
تحلیل وابستگی مکانی: بهترین مدل‌های نظری برازش شده نیم‌تغییرنما بر آهن قابل دسترس و ویژگی‌های خاکی مؤثر بر آن در شکل ۲ و مؤلفه‌های مدل‌های برازش داده شده در جدول ۳ نشان داده شده‌اند. برازش مدل‌های نیم‌تغییرنما بر نیم‌تغییرنمای تجربی آهن قابل دسترس نشان داد که این متغیر دارای مدل نیم‌تغییرنمای خطی با شیب کم می‌باشد (جدول ۳). آماره R^2 برای برازش این مدل تغییرنما ضعیف است که این حالت نشان‌دهنده تغییرات تصادفی و وابستگی مکانی ضعیف برای متغیر مطالعه شده است (محمدی، ۲۰۰۶). مدل‌های خطی با شیب کم و واریانس قطعه‌ای زیاد نشان‌دهنده آن است که متغیرها دارای ماهیت مکانی نبوده و ناحیه‌ای نمی‌باشند.

آهن قابل دسترس با نسبت واریانس قطعه‌ای $۹۳/۳۳$ درصد، از ساختار مکانی ضعیف برخوردار بود. اما کربن آلی، رس و pH که بر رفتار آهن قابل دسترس مؤثر هستند دارای مدل نیم‌تغییرنمای آستانه‌دار و ساختار مکانی متوسط تا قوی بوده‌اند. علاوه بر ویژگی‌های مؤثر بر آهن قابل دسترس خاک مانند (کربن آلی، رس و pH)، ایجاد شرایط غرقابی به عنوان یک عامل مدیریتی برای کشت برنج با تغییر در شرایط اکسیداسیون-احیا آهن، منجر به تضعیف ساختار مکانی آن می‌گردد. از سوی دیگر ضریب تغییرات زیاد این عنصر (۵۰ درصد) شاخص دیگری از تغییرپذیری شدید، کم بودن وابستگی مکانی و تأثیر عوامل مختلف در تغییرپذیری غلظت این عنصر در منطقه مورد مطالعه می‌باشد. بنابراین متغیر آهن قابل دسترس در مقیاس مورد مطالعه با فاصله نمونه‌برداری ۲ کیلومتر، دارای وابستگی مکانی نبود (به عبارت دیگر در این فاصله نمونه‌برداری، ساختار مکانی این متغیر به خوبی آشکار نشده است). به نظر می‌رسد که در این شرایط استفاده از روش‌های درون‌یابی حساس به عدم ساختار مکانی (مانند KG) منجر به برآورد صحیح از متغیر در شرایط نمونه‌برداری نمی‌گردد و برای تشخیص ساختار مکانی، لازم است یا فواصل نمونه‌برداری کم‌تر گردد و یا برای درون‌یابی از روش‌های بدون نیاز به ساختارسازی واریانس-فاصله، مانند روش IDW استفاده کرد. سوسام و همکاران (۲۰۰۰) نیز نشان دادند در شرایطی که اندازه واریانس قطعه‌ای بزرگ و وابستگی مکانی ضعیف است، به نمونه‌برداری بیش‌تر و در فواصل کم‌تر از فاصله نمونه‌برداری نیاز است تا بتوان وابستگی مکانی را تشخیص داد.

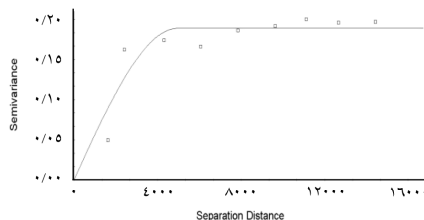
مقایسه صحت برآورد روش های درون یابی KG و IDW بر پایه آماره های میانگین خطا و ریشه میانگین مربعات خطا نرمال شده برای آهن قابل دسترس که از ساختار مکانی ضعیف برخوردار بود نشان داد که روش IDW با نمای یک نسبت به KG برتر بود (جدول ۴). الیوت و همکاران (۲۰۰۰) نشان دادند که اگر متغیرها از مدل های نیم تغییرنمای خطی با شیب کم پیروی نمایند، همبستگی مکانی وجود نخواهد داشت، در این شرایط تبدیل نقطه داده به سطح، با استفاده از روش های درون یاب KG بی معنی است. برای متغیرهای مؤثر pH، کربن آلی و رس با ساختار مکانی متوسط تا قوی روش درون یاب KG نسبت به IDW بهتر بود.

مقایسه صحت برآورد روش های درون یابی KG و IDW بر پایه آماره های میانگین خطا و ریشه میانگین مربعات خطا نرمال شده برای آهن قابل دسترس که از ساختار مکانی ضعیف برخوردار بود، نشان داد که روش IDW با نمای یک نسبت به KG برتر بود (جدول ۴). الیوت و همکاران (۲۰۰۰) نشان دادند که اگر متغیرها از مدل های نیم تغییرنمای خطی با شیب کم پیروی نمایند، همبستگی مکانی وجود نخواهد داشت، در این شرایط تبدیل نقطه داده به سطح، با استفاده از روش های درون یاب KG بی معنی است.

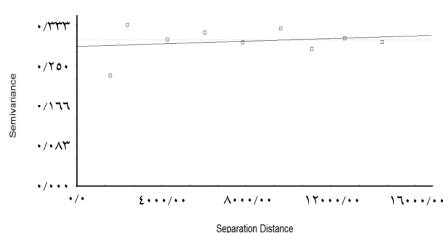
لسلت و همکاران (۱۹۸۷) در مطالعه خود دریافتند که روش KG نسبت به IDW در درون یابی pH مؤثرتر بود. گاتوی و همکاران (۱۹۹۶) نیز روش KG را در درون یابی کربن آلی مناسب تر یافتند. صحت کریجینگ و روش IDW به خصوصیات آماری داده ها مانند واریانس، ضریب تغییرات، چولگی و ویژگی های ساختار مکانی متغیرها بستگی دارد (وبر و انگلوند، ۱۹۹۴). بر پایه آماره های ارزیابی در روش IDW برای برآورد آهن قابل استفاده، استفاده از پارامتر نمای یک از صحت بیش تر و اریب کمتری برخوردار بود. آهن قابل دسترس دارای چولگی ۰/۶ و ضریب تغییرات ۵۰ درصد بود (جدول ۱). کراوچنکو و بولاک (۱۹۹۹) نشان دادند که برای داده هایی که چولگی کم تر از یک دارند، نمای یک بهترین تخمین را ایجاد می کند و وبر و انگلوند (۱۹۹۴) نشان دادند که در روش IDW استفاده از نمای پایین برای داده هایی که ضریب تغییرات به نسبت بالایی دارند (بیش تر از ۲۵ درصد)، مناسب است.



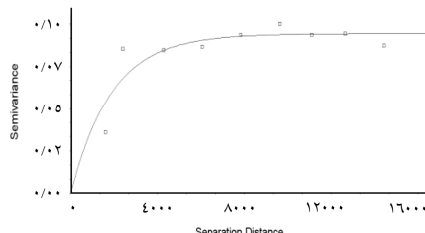
(ب)



(الف)



(د)



(ج)

شکل ۲- مدل نیم تغییرنمای برازش شده برای متغیرهای الف- pH،
ب- درصد رس، ج- درصد کربن آلی و د- آهن قابل دسترس.

جدول ۳- پارامترهای مدل های برازش داده شده بر نیم تغییرنمای صفات مورد مطالعه.

صفت مورد مطالعه	مدل	C_0	$C+C_0$	$A_1(m)$	R^2	RSS	$\frac{C_0}{C+C_0} \times 100$
آهن (میلی گرم بر کیلوگرم)	خطی با شیب کم	۰/۲۸	۰/۳	-	۰/۰۴ ^{ns}	۸۳×10^{-3}	۹۳/۳۳
کربن آلی (درصد)	نمایی	۰/۰۰۰۱	۰/۰۹۳	۱۹۱۰	۰/۷۵ ^{**}	$۷/۱۱ \times 10^{-4}$	۰/۱۱
رس (درصد)	نمایی	۴۵/۱	۹۲/۷	۴۹۴۰	۰/۸۹ ^{**}	۱۳۴	۴۸/۶۵
pH	کروی	۰/۰۰۰۱	۰/۱۸۷	۴۹۶۰	۰/۸ ^{**}	$۳/۴ \times 10^{-3}$	۰/۰۵۳

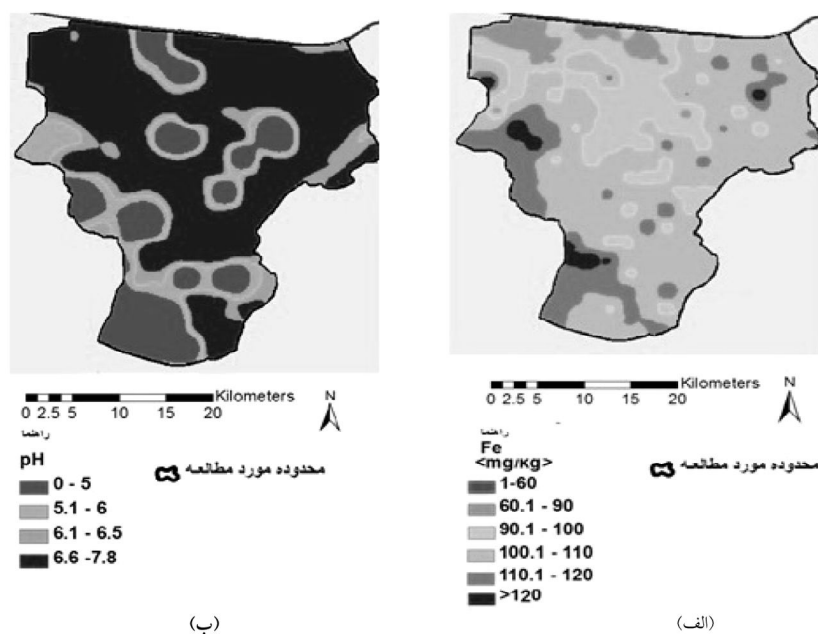
C_0 : واریانس قطعه‌ای، $C+C_0$: آستانه، A_1 : دامنه، R^2 : ضریب تعیین، RSS: مجموع مربعات باقی مانده، ^{**} معنی داری در سطح ۱ درصد و ns: غیرمعنی دار.

جدول ۴- آماره‌های ارزیابی صحت، پیش‌بینی روش‌های درون‌یابی برای آهن قابل دسترس.

آماره‌های ارزیابی	IDW _۱	IDW _۲	IDW _۳	IDW _۴	KG
ME	-۰/۳۸	-۰/۲۵	۰/۱۸	۰/۱۶	۰/۸۹
NRMSE	۰/۵۱	۰/۵۴	۰/۵۷	۰/۵۹	۰/۵۳

ME: میانگین خطا، NRMSE: ریشه میانگین مربعات خطا نرمال شده، IDW: روش درون‌یابی وزن‌دهی عکس فاصله (اندیس‌ها به ترتیب نشان‌دهنده پارامترهای ۱ تا ۴ هستند)، KG: روش درون‌یابی کریجینگ.

پهنه‌بندی وضعیت عناصر: نقشه‌های به دست آمده از پهنه‌بندی آهن قابل دسترس و ویژگی خاکی pH که دارای بیشترین همبستگی خطی ($r=0/71$) بر آهن قابل دسترس بود، در شکل ۳ نشان داده شد. حد بحرانی برای بروز کمبود آهن برای گیاه برنج، ۵ میلی‌گرم در کیلوگرم در نظر گرفته شده است (دابرمن و فیرهوست، ۲۰۰۰؛ لیندزی و نورول، ۱۹۷۸). با توجه به شکل، در منطقه مورد مطالعه هیچ‌گونه کمبودی از نظر آهن قابل استفاده گیاه، مشاهده نگردید. به‌علاوه سمیت آهن هنگامی بروز می‌نماید که غلظت آهن قابل استفاده گیاه، بیش‌تر از ۳۰۰ میلی‌گرم در کیلوگرم باشد که خارج از دامنه غلظت مشاهده شده برای آهن در منطقه مورد مطالعه بود. بیش‌ترین غلظت آهن قابل دسترس در جنوب و جنوب‌غرب شهرستان رشت مشاهده گردید (شکل ۳-الف) که منطبق با pH اسیدی است (شکل ۳-ب). غلظت‌های کم آهن قابل جذب در شمال‌غرب مشاهده گردید. در این بخش pH خاک‌ها نزدیک به خنثی تا بازی بود. دابرمن و فیرهوست (۲۰۰۰) اعلام نمودند که قابلیت دسترسی آهن در خاک‌های با pH نزدیک به خنثی یا بازی کاهش می‌یابد.



شکل ۳- نقشه پراکنش مکانی الف- آهن قابل دسترس گیاه و ب- pH

نتیجه گیری

نتایج مطالعه نشان داد که آهن قابل دسترس با ضریب تغییرات بالا و ساختار مکانی ضعیف دارای تغییرات تصادفی و متأثر از فرایندهای مدیریتی (مانند غرقاب کردن خاک) بوده که با اثرگذاری بر تغییرات ویژگی‌هایی مانند pH و کربن آلی در فرایند احیا، بر اندازه ذرات و توزیع مکانی آهن قابل دسترس مؤثر هستند. در بیش‌تر اراضی شالیزاری مطالعه شده به علت وضعیت مناسب مواد آلی و زهکشی ناقص خاک، فرایند احیا ناشی از غرقاب و قابلیت استفاده آهن به‌ویژه در خاک‌هایی با کربن آلی زیاد (به‌عنوان منبع فراهم‌کننده الکترون) و pH اسیدی (به‌عنوان منبع فراهم‌کننده یون H^+) افزایش یافت. نقشه پراکنش این متغیر نشان داد که با توجه به حد بحرانی این عنصر، هیچ‌گونه کمبود یا سمیتی در منطقه مورد مطالعه از نظر آهن قابل دسترس گیاه وجود ندارد، اما در بخشی از اراضی مطالعه شده با pH اسیدی، غلظت آهن قابل دسترس بیش‌تر و در بخشی دیگر با pH به نسبت خنثی تا بازی، کم‌تر بود. برای حفظ وضعیت مناسب آهن قابل دسترس، لازم است با حفظ کربن آلی خاک و مدیریت تغذیه خاص مکان، در اراضی شالیزاری از کمبود و سمیت این ویژگی خاک جلوگیری نمود.

منابع

1. Ali Ehyae, M., and Behbahanizadeh, A.A. 1997. Chemical soil analysis methods. Soil and water research institute. Technical issue, No 823. (In Persian)
2. Bartlett, R.J., and James, B. 1993. Redox chemistry of soils. *Advances in Agronomy*. 50: 151-208.
3. Bordbar, M. 1974. Evaluation of resource and field capability of Guilan province. Soil and water research institute. Technical issue, No 414. (In Persian)
4. Borges, M., DeMello, W.V., Abrahao, A.P., Jordao, C.P., and Simas, N.B. 2001. Methods for evaluation of easily deducible Iron and manganese in paddy soils. *Communication Soil Science and Plant Analysis*. 32: 3009-3022.
5. Cambardella, C.A., Moorman, T.B., Novak, J.M., Parkin, T.B., Karlen, D.L., Turco, R.F., and Konopka, A.E. 1994. Field scale variability of soil properties in central Iowa soils. *J. Soil Sci. Soc. Amer.* 58: 1501-1511.
6. Cook, R.A., Mostaghimi, S., and Gampbell, J.B. 1993. Assessment of methods for interpolating steady state infiltrability. *Trans. ASAE*. 36: 1333-1341.
7. Doberman, A., and Fairhurst, T. 2000. Rice nutrient disorders and nutrient management. Potash and Phosphate Institute (PPI) and International Rice Research Institute (IRRI). Makati city, Singapore, 190p.

8. Elliot, P., Wakefield, J., Best, N., and Briggs, D. 2000. Spatial epidemiology methods and applications. Oxford University Press, Oxford. 494p.
9. Frank, R., Ishida, K., and Suda, P. 1976. Metals in agricultural soils of Ontario, Canada. *Soil Science*. 56: 181-196.
10. Franzen, D.W., and Peck, T.R. 1995. Field soil sampling density for variable rate fertilization. *Production Agriculture*. 8: 568-574.
11. Gambrell, R.P. 1994. Trace and toxic metals in wetlands- a review. *J. Environ. Qual.* 23: 883-891.
12. Goovaerts, P. 1999. Geostatistical in soil science. State of the art and perspective. *Geoderma*. 89: 1-45.
13. Gotway, C.A., Ferguson, R.B., Herget, G.W., and Peterson, T.A. 1996. Comparison of Kriging and Inverse Distance methods for mapping soil parameters. *Soil Science Society of America*. 60: 1237-1247.
14. Hasani Pak, A.A., and Sharafoaldin, M. 2001. Exploration data analysis. Tehran University Press, 982p. (In Persian)
15. Herbest, M., Diekkuger, B., and Vereeken, H. 2006. Geostatistical coregionalization of soil hydraulic properties in a micro scale catchment using terrain attributes. *Geoderma*. 132: 206-221.
16. Isaake, E.H., and Srivastava, R.M. 1989. An Introduction to applied Geostatistics. Oxford Univ. New York, 553p.
17. Jeffrey, G.W., and Robert, J.Z. 1999. Mapping soil micronutrients. *Field Crop Research*. 60: 11-26.
18. Karydas, C.G., Gitas, I.Z., Koutsogiannaki, E., Lydakis Simantiris, N., and Silleos, G.N. 2009. Evaluation of spatial interpolation techniques for mapping agricultural topsoil properties in Crete. *EARSeL eProceedings*. 8: 26-39.
19. Kravchenko, A., and Bullock, D.G. 1999. A comparative study of interpolation methods for mapping soil properties. *J. Agron*. 91: 3. 393-400.
20. Kravchenko, A.N. 2003. Influence of spatial structure on accuracy of interpolation methods. *Soil Science Society of America*. 67: 1564-1571.
21. Laslet, G.K., McBratney, A.B., Pahl, P.J., and Hutchinson, M.F. 1987. Comparison of several spatial prediction methods for soil pH. *Europ. J. Soil Sci.* 38: 2. 325-341.
22. Lindsay, W.L., and Norvell, W.L. 1978. Development of DTPA soil test for zinc, iron, manganese and copper. *Soil Science Society of America*. 42: 421-428.
23. Lindsay, W.L. 1979. Chemical equilibria in soils. John Wiley and sons. New york, 449p.
24. Lindsay, W.L., and Cox, F.R. 1985. Micronutrients soil testing for the tropics. *Nutrient Cycling in Agroecosystems*. 7: 169-200.
25. Lins, I.D.G., and Cox, F.R. 1988. Effect of soil pH and clay content on the zinc soil test interpretation for corn. *Soil Science Society of America*. 52: 1681-1685.

26. Liu, X.M., Xu, J.M., Zhang, M.K., and Yu, X.F. 2004. Application of Geostatistics and GIS technique to characterize spatial variabilities of bioavailable micronutrients in paddy soils. *Environmental Geology*. 46: 189-194.
27. Liu, X., Xu, J., Zhang, M., Si, B., and Zhao, K. 2008. Spatial variability of soil available Zn and Cu in paddy rice fields of China. *Environmental Geology*. 55: 1569-1576.
28. Lu, G.Y., and Wong, D.W. 2008. An adaptive inverse distance weighting spatial interpolation technique. *Computers and Geosciences*. 34: 1044-105.
29. Matheron, G. 1963. Principles of geostatistics. *J. Econ. Geol.* 58: 1246-1266.
30. Mohammadi, J. 2006. *Pedometrics (spatial statistics)*. Pelk Publication. Tehran, 453p. (In Persian)
31. Mueller, T.G., Hartsock, N.J., Stombaugh, T.S., Shearer, S.A., Cornelius, P.L., and Barnhise, R.I. 2003. Soil electrical conductivity map variability in limestone soil overlain by loess. *Agronomy*. 95: 496-507.
32. Ponnampetuma, F.N. 1972. The chemistry of submerged soils. *Advances in Agronomy*. 24: 29-96.
33. Sendecor, G.W., and Cochran, W.G. 1980. *Statistical methods*. 8th ed. Iowa State Univ. Iowa, USA. 503p.
34. Sharma, B.D., Arora, H., Kumar, R., and Nayyar, V.K. 2004. Relationships between soil characteristics and total and DTPA extractable micronutrients in inceptisols of Punjab. *Communications in Soil Science and Plant Analysis*. 35: 799-818.
35. Sims, J.L., and Patrick, W.H. 1978. The distribution of micronutrient cations in soil under conditions of varying, redox potential and pH. *Soil Science Society of America*. 42: 258-262.
36. Susam, T., Karaman, M.R., Erand, F., and Iseri, I. 2000. Ivaluation of geostatistical mapping strategies in monitoring of spatial distributions of Iron and zinc on a calcareous barely field. *J. Food Agric. Environ.* 8: 2. 1138-1143.
37. Trangmar, B.B., Yost, R.S., and Uehara, G. 1985. Application of geostatistics to spatial studies of soil properties. *J. Adv. Agron.* 38: 45-94.
38. Wang, L., Wu, J.P., Liu, Y.X., Huang, H.Q., and Fang, Q.F. 2009. Spatial variability of micronutrients in rice grain and paddy soil. *Pedosphere*. 19: 748-755.
39. Weber, D.D., and Englund, E.J. 1994. Evaluation and comparison of spatial interpolators II. *Mathematical Geology*. 24: 589-603.
40. Webster, R. 1985. Quantitative spatial analysis of soil in the field. *Advances in Soil Science*. 3: 1-70.
41. Whelan, B.M., Mc Bratney, A.B., and Rossel, R.A.V. 1996. Spatial prediction for presicien agriculture, P 331-342. In: Robert, P.C., R.H. Rust and W.E. Larson (eds.), *Proceedings of the 3rd International Conference*. Madison, WI: Agronomy Society of America, Crop Science Society of America, Soil Science Society of America.

42. Wilding, L.P., and Drees, L.R. 1983. Spatial variability and pedology, P 83-97. In: Wilding, L.P., N.E. Smeck and G.F. Hall (eds.), Pedogenesis and Soil Taxonomy. Elsevier. New York.
43. Yasrebi, J., Saffari, M., Fathi, H., and Karimian, N. 2009. Evaluation and comparison of ordinary kriging and invers distance weighting methods for prediction of spatial variability of some soil chemical parameters. Biological Science. 4: 1. 93-102.
44. Yong, J., Wenju, L., Dazhong, W., Yuge, Z., and Wenbo, C. 2005. Spatial heterogeneity of DTPA extractable Zinc in cultivated soils induced by city pollution and use. Science in China Series. C:Life Science. 48: 1. 82-91.



Evaluation of spatial variability of available iron and its affecting factors in paddy soils (Case study: Central paddy fields of Guilan)

***F. Khoramizadeh¹, N. Davatgar², M.M. Tehrani²,
V.R. Ghasemi Dehkordi² and E. Asadi Oskuie³**

¹M.Sc. Graduate, Dept. of Soil Science, Guilan University,

²Research Assistant Prof., Dept. of Soil Science, Soil and Water Research Institute,

³Ph.D. Student, AgroMeteorology, Weather Bureau of Guilan

Received: 06/03/2013; Accepted: 04/26/2014

Abstract

Iron is an essential nutrient for rice. Accurate assessment of this element in paddy soils is very important. This study was done in order to investigate available iron, determine the impressive soil factors and choose the best interpolation method for determining spatial variability of plant available iron in 162 soil samples of the paddy fields of Guilan province, around Rasht city. Estimating and interpolating of variables were investigated with kriging (KG) and inverse distance weighting (IDW) methods with power one to four and the best interpolation method was selected using evaluating statistics such as ME and NRMSE. Organic carbon, clay and soil pH by controlling soil reduction conditions had the highest effect on available Iron. Linear, exponential, exponential and spherical semivariogram models were fitted to soil available iron, organic carbon, clay and pH and the range of OC, clay and pH were 1910, 4940 and 4946 m respectively. IDW method was better than kriging for interpolating available iron. Spatial variability of available iron in the study area showed that high concentration of available iron was in soils with acidic pH (west and southwest regions of study area). Results showed that there was not any shortage in amount of available iron in the studied soils, but in order to retain the amount of available iron in the studied paddy fields, usage of iron fertilizers based on site specific management is necessary.

Keywords: Paddy soils, Interpolation, Geostatistic methods, Geographic information systems (GIS)

* Corresponding Authors; Email: khoramizadefahime@gmail.com