نشریه آب و خاک (علوم و صنایع کشاورزی)
جلد ۲۷، شماره ۳، مرداد – شهریور ۱۳۹۲، ص. ۵۲۴-۵۱۵

Journal of Water and Soil
Vol. 27, No.3, Jul.-Agu. 2013, p. 515-524

تأثیر تعداد نمونه بر صحت تخمین وضعیت شوری و سدیمی خاک با استفاده از تخمین‌گرهای مختلف

عیسی اسفندیارپور بروجنی[۱]

تاریخ دریافت:۱۳۹۱/۸/۹
تاریخ پذیرش:۱۳۹۲/۵/۲۰

چکیده

شوری و سدیمی بودن خاک از جمله مهم‌ترین عوامل محدودکننده‌ی رشد گیاهان محسوب می‌شوند. پژوهش حاضر می‌کوشد تا تأثیر تعداد نمونه بر صحت تخمین وضعیت شوری و سدیمی خاک‌های منطقه‌ی اسلامیه‌ی رفسنجان را توسط تخمین‌گرهای کریجینگ معمولی، وزن‌دهی معکوس فاصله و اسپلاین آزمون نماید. ابتدا قابلیت هدایت الکتریکی و نسبت جذب سطحی سدیم ۱۰۰ نقطه‌ی مشاهداتی در قالب الگوی نمونه‌برداری شبکه‌ای منظم (با فاصله‌ی ۵۰۰ متر) در سه عمق اندازه‌گیری شد و به‌کمک هر کدام از تخمین‌گرهای مزبور، پهنه‌بندی آن‌ها انجام گرفت. سپس با حذف تصادفی تعداد ۲۰، ۴۰ و ۶۰ نمونه از مجموع داده‌های اولیه، برای هر مجموعه داده‌ی جدید، پهنه‌بندی مجدد وضعیت شوری و سدیمی خاک صورت گرفت. پس از اتمام هر مرحله از مجموع مراحل دَه‌گانه‌ی مورد استفاده برای حذف داده‌ها، شاخص خطای جذر میانگین مربعات استاندارد شده (RMSE%) برای هر تخمین‌گر محاسبه شد. در نهایت، شاخص‌های خطای به‌دست آمده، با استفاده از آزمون‌های فریدمن و ویلکاکسون مورد مقایسه‌ی آماری قرار گرفتند. نتایج نشان داد که در ۱۰۰ نقطه‌ی مشاهداتی، اختلاف آماری معنی‌داری بین نتایج سه تخمین‌گر در سطح اطمینان ۹۵ درصد وجود ندارد. با کاهش تعداد نمونه‌ها و انجام آزمون فریدمن مشاهده شد که بین نتایج سه تخمین‌گر، تفاوت معنی‌داری وجود دارد؛ لیکن استفاده از آزمون تکمیلی ویلکاکسون مشخص نمود که اختلاف بین نتایج تخمین‌گرهای کریجینگ معمولی و وزن‌دهی معکوس فاصله، معنی‌دار نمی‌باشد. در نتیجه، استفاده از تخمین‌گر وزن‌دهی معکوس فاصله با توجه به دقت نسبتاً خوب، سهولت محاسبات و نیاز کم‌تر به نقاط نمونه‌برداری، برای مطالعات آتی در منطقه‌ی مطالعاتی پیشنهاد می‌گردد.

واژه‌های کلیدی: اسپلاین، کریجینگ، وزن‌دهی معکوس فاصله، خاک‌های شور و سدیمی

مقدمه

در دو دهه‌ی اخیر، بر استفاده از روش‌های آماری و ریاضیاتی به‌منظور سنجش و توصیف کمّی تغییرات خاک در قالب پهنه‌بندی یا طبقه‌بندی آن‌ها و هم‌چنین نیاز به ارزیابی صحت و دقت نتایج حاصل از مطالعه‌ی خاک‌ها تأکید زیادی شده است (۵ و ۲۸). در همین ارتباط، شیوه‌های مختلف درون‌یابی مکانی، ابزاری را فراهم نموده‌اند تا با به‌کارگیری داده‌های نقطه‌ای و تخمین مقادیر یک متغیر محیطی در محل‌هایی که نمونه‌برداری انجام نشده است، داده‌های پیوسته‌ی مکانی را به ارمغان آورند (۴۴).

روش‌های متعددی به‌منظور انجام تخمین مکانی در علوم مختلف توسعه یافته‌اند. لی و هیپ (۲۲) با بررسی ۴۲ شیوه‌ی درون‌یابی مکانی، آن‌ها را در سه گروه کلی "روش‌های زمین‌آماری[۲]"، "روش‌های غیر زمین‌آماری[۳]"، و "روش‌های ترکیبی[۴]" طبقه‌بندی نمودند و بیان داشتند که انتخاب یک روش خاص، نیازمند توجه به الگوی نمونه‌برداری، تعداد نمونه‌ها، کیفیت داده‌ها و برهم‌کنش موجود بین ویژگی‌های مختلف است. با توجه به این‌که تفاوت ویژگی‌های خاک توسط روش‌های آماری کلاسیک (غیر زمین‌آماری)، بدون در نظر گرفتن هم‌بستگی مکانی[۵] نمونه‌ها بررسی می‌شود؛ از این رو، در دهه‌های اخیر، توجه بیشتری به استفاده از تخمین‌گرهای زمین‌آماری

۱- استادیار گروه علوم خاک، دانشکده‌ی کشاورزی، دانشگاه ولی‌عصر (عج) رفسنجان
Email: iesfandiarpour@yahoo.com

2- Geostatistical methods
3- Non-geostatistical methods
4- Hybrid methods
5- Spatial correlation

Archive of SID
www.SID.ir

(مانند کریجینگ[1]) برای مطالعه‌ی ساختار مکانی ویژگی‌های محیطی (مانند ویژگی‌های خاک) شده است (۱۰). با این وجود، تخمین‌گرهای اسپلاین[2] و وزن‌دهی معکوس فاصله[3]، از جمله‌ی تخمین‌گرهای غیر زمین‌آماری محسوب می‌شوند که کاربرد زیادی در علوم محیطی دارند (۳۲).

در هر حال، تعداد نمونه‌های خاک و شیوه‌ی درون‌یابی مورد استفاده برای تبدیل اطلاعات مربوط به مشاهدات نقطه‌ای گسسته به یک نقشه‌ی پیوسته، تأثیر بسزایی بر صحت نقشه‌برداری دارند (۱۹). به‌طور معمول، استفاده از تعداد نمونه‌ی بیشتر، صحت بالاتر نقشه‌ی تهیه‌شده برای یک ویژگی خاک را به‌همراه دارد (۲۳ و ۴۱)؛ اما در اینگونه موارد، هزینه‌ی جمع‌آوری نمونه‌ها و تجزیه‌های آزمایشگاهی آن‌ها ممکن است که از مزایای نقشه‌برداری خاک زیادتر شود (۱۹). بنابراین، تعادل بین هزینه و تعداد نمونه، موضوعی است که باید در این ارتباط مد نظر قرار گیرد. به‌علاوه، بایستی توجه داشت که بهینه‌سازی پارامترهای موجود در تخمین‌گرهای مختلف (مانند توان موجود در فرمول روش‌های اسپلاین و وزن‌دهی معکوس فاصله، یا تعداد نقاط موجود در همسایگی نقطه‌ی تخمین برای هر سه تخمین‌گر گفته‌شده)، تابعی از تغییرپذیری داده‌های خاک و ساختار مکانی آن‌ها است (۲۰، ۲۳ و ۳۶). بنابراین، پژوهشگران متعدد (۱۲، ۱۹، ۲۹، ۳۴، ۴۰، ۴۲ و ۴۳)، صحت درون‌یابی تخمین‌گرهای مختلف (از جمله، کریجینگ، اسپلاین و وزن‌دهی معکوس فاصله) را با به‌کارگیری تعداد نمونه‌های یکسان، مورد ارزیابی قرار داده‌اند و هر یک، برحسب شرایط مناطق مطالعاتی خود، شایستگی یک تخمین‌گر را نسبت به بقیه تعیین نموده‌اند. برخی پژوهشگران دیگر (۱۴، ۲۹ و ۳۵) نیز از عدم برتری تخمین‌گرهای مذکور بر یکدیگر و یکسان بودن نتایج هر سه تخمین‌گر حکایت می‌کنند. در هر حال، ثابت بودن تعداد نمونه‌ها در مطالعات مزبور، تا حدودی می‌تواند نتایج حاصل از آن‌ها را تحت‌الشعاع خود قرار داده باشد.

شوری و سدیمی بودن خاک، به دنبال مدیریت نادرست منابع آب در باغ‌های پسته‌ی رفسنجان (که از اصلی‌ترین قطب‌های تولید پسته در جهان است)، در سال‌های اخیر به مشکل مهمی در تولید پسته تبدیل شده است (۲ و ۱۶). بر این اساس، استفاده از روش‌های نوین پهنه‌بندی شوری و سدیمی خاک در این منطقه، می‌تواند به شناسایی و حل مشکل مزبور کمک شایانی نماید. از سوی دیگر، اهمیت عمق‌های مختلف خاک بر روی رشد و تغذیه‌ی پسته یکسان نیست؛ به‌طوری که اکثر عملیات خاک‌ورزی، افزایش ماسه بادی، کاربرد کودهای شیمیایی و دامی در عمق صفر تا ۴۰ سانتی‌متری خاک صورت می‌گیرد. این در حالی است که بیشترین پراکنش ریشه‌ی درختان بالغ در عمق ۴۰ تا ۸۰ سانتی‌متری خاک مشاهده می‌شود (۱۶). اعماق بیشتر از ۸۰ سانتی‌متر نیز به‌دلیل مجاورت و شباهت احتمالی با مواد مادری، بهترین سرنخ را در ارتباط با وضعیت شوری و سدیمی بودن ذاتی خاک در اختیار قرار می‌دهند. در نتیجه، بررسی تغییرات وضعیت شوری و سدیمی خاک در عمق‌های مختلف باغ‌های پسته از اهمیت بالایی برخوردار است. پژوهش حاضر تأثیر تعداد نمونه بر صحت پهنه‌بندی وضعیت شوری و سدیمی خاک باغ‌های پسته‌ی منطقه‌ی اسلامیه‌ی رفسنجان را با استفاده از سه تخمین‌گر اسپلاین، وزن‌دهی معکوس فاصله و کریجینگ در عمق‌های مختلف بررسی می‌کند.

مواد و روش‌ها

معرفی منطقه‌ی مورد مطالعه

منطقه‌ای به وسعت تقریبی ۲۰۰۰ هکتار، در بیست کیلومتری حومه‌ی غربی شهرستان رفسنجان بین طول‌های جغرافیایی "۱۰ '۴۸ °۵۵ تا "۴۰ '۵۱ °۵۵ شرقی و عرض‌های جغرافیایی "۳۰ '۲۶ °۳۰ تا "۳۰ '۲۷ °۳۰ شمالی برای انجام این پژوهش انتخاب گردید. این منطقه با میانگین ارتفاع ۱۴۴۵ متر از سطح دریا و با میانگین بلندمدت (دوره‌ی آماری ۱۳۶۸ تا ۱۳۹۰) بارش و دمای سالیانه‌ی به ترتیب، ۸۰ میلی‌متر و ۱۸/۳ درجه‌ی سلسیوس، بر روی یک دشت دامنه‌ای قرار گرفته است. مواد مادری منطقه، دارای منشأ آبرفتی هستند و کشت پسته، کاربری اصلی این منطقه محسوب می‌شود.

مطالعات صحرایی و آزمایشگاهی

به‌منظور انجام این پژوهش، از عمق‌های مؤثر در رشد پسته (۱۶)، شامل عمق‌های صفر تا ۴۰، ۴۰ تا ۸۰ و ۸۰ تا ۱۲۰ سانتی‌متری خاک، ۱۰۰ نقطه‌ی مشاهداتی در قالب الگوی نمونه‌برداری شبکه‌ای منظم به فواصل ۵۰۰ متر با استفاده از مته نمونه‌برداری شد. پس از هواخشک نمودن نمونه‌های برداشت‌شده و عبور آن‌ها از الک دو میلی‌متری، قابلیت هدایت الکتریکی عصاره‌ی اشباع با استفاده از هدایت‌سنج سنسو-دایرکت[4] و سدیم محلول با استفاده از دستگاه فلیم‌فتومتر اندازه‌گیری شد. کلسیم و منیزیم محلول نیز به روش تیتراسیون برگشتی (۲۱) اندازه‌گیری شدند. در نهایت، از معیار نسبت جذب سدیم (SAR[5]) برای بررسی وضعیت سدیمی بودن خاک‌ها استفاده شد.

1- Kriging
2- Spline
3- Inverse distance weighting
4- Senso-direct
5- Sodium Adsorption Ratio

Archive of SID

www.SID.ir

چگونگی کاهش تعداد نمونه‌ها و بررسی اثر آن بر نتایج تخمین

پس از سامان‌دهی و توصیف آماری نتایج آزمایشگاهی، پهنه‌بندی وضعیت شوری و سدیمی خاک در هر عمق، با بکارگیری سه تخمین‌گر کریجینگ (۳۸)، اسپلاین (۸) و وزن‌دهی معکوس فاصله (۹) در محیط نرم‌افزاری Arc-GIS 9.3 انجام شد (نقشه‌ها نمایش داده نشده‌اند).

به‌منظور بررسی تأثیر تعداد نمونه در تخمین وضعیت شوری و سدیمی خاک، نمونه‌های استفاده‌شده برای ترسیم هر کدام از سه تخمین‌گر مورد نظر، به‌طور تصادفی و طی دَه مرحله به تعداد ۲۰، ۴۰ و ۶۰ نمونه از مجموع کل ۱۰۰ نقطه‌ی نمونه‌برداری اولیه حذف شدند. به‌عبارت دیگر، با حذف تصادفی تعداد ۲۰، ۴۰ و ۶۰ نمونه از مجموع نمونه‌های اولیه (۱۰۰ نقطه‌ی مشاهداتی)، مجموع داده‌های مورد آزمون به‌ترتیب به ۸۰، ۶۰ و ۴۰ نمونه کاهش داده شدند و برای هر مجموعه داده‌ی جدید، پهنه‌بندی مجدد وضعیت شوری و سدیمی خاک در هر عمق صورت گرفت. پس از اتمام هر مرحله از مجموع مراحل دَه‌گانه‌ی محاسباتی، شاخص خطای جذر میانگین مربعات استانداردشده (RMSE%) برای هر تخمین‌گر به‌طور جداگانه و بر اساس رابطه‌ی ۱ محاسبه شد:

$$RMSE\% = 100.\frac{RMSE}{\bar{X}}$$

که $\bar{X}$ میانگین مقادیر واقعی متغیر مورد نظر می‌باشد و RMSE هم از طریق رابطه‌ی ۲ به‌دست می‌آید:

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

در این معادله، n تعداد نقاط مشاهداتی، $Z^*(x_i)$ مقدار تخمینی متغیر Z در نقطه‌ی iام و $Z(x_i)$ مقدار واقعی متغیر Z در نقطه‌ی iام است.

با توجه به این‌که استفاده از آزمون کولموگروف–اسمیرنوف[1]، حکایت از نرمال نبودن توزیع خطاهای دَه‌گانه‌ی محاسباتی برای هر تخمین‌گر داشت (داده‌ها نشان داده نشده‌اند)؛ شاخص خطای جذر میانگین مربعات استاندارد شده‌ی به‌دست آمده طی این ۱۰ مرحله، با استفاده از آزمون آماری فریدمن (۱۱) در محیط نرم‌افزاری SPSS 16.0 (۱۵) مورد مقایسه قرار گرفتند و معنی‌دار بودن اختلاف شاخص خطای هر تخمین‌گر با تخمین‌گر دیگر، در سطح اطمینان ۹۵ درصد بررسی شد.

آزمون فریدمن، یکی از آزمون‌های ناپارامتری است که برای مقایسه‌ی میانگین رتبه‌ای[2] چندین گروه با تعداد نمونه‌ی یکسان کاربرد دارد. در واقع، در این آزمون، مقادیر نمونه‌ها مورد تجزیه و تحلیل قرار نمی‌گیرند؛ بلکه نمونه‌ها رتبه‌بندی می‌شوند و تمام محاسبات بر روی رتبه‌ها انجام خواهند شد (۳۳). نظر به این‌که مبنای تمام آزمون‌های ناپارامتری، آزمون کای‌اسکور[3] است؛ بنابراین مبنای سنجش آزمون فریدمن نیز آماره‌ی χ^2 است (۷). در هر حال، مقدار آماره‌ی اخیر را می‌توان از طریق فرمول زیر محاسبه نمود (۳۳):

$$\chi_c^2 = \left(\frac{12}{NK(K+1)}\sum_{i=1}^{K} R_i^2\right) - 3N(K+1)$$

χ_c^2: آماره‌ی فریدمن محاسبه‌شده

N: تعداد نمونه‌ها در هر گروه (در اینجا منظور، همان ۱۰ تکرار RMSE% است)

K: تعداد گروه‌ها (در اینجا منظور، همان تخمین‌گرهای سه‌گانه است)

R_i: حاصل‌جمع رتبه‌ها در iاُمین گروه

پس از محاسبه‌ی مقدار آماره‌ی χ_c^2، حال باید این عدد را با آماره‌ی χ_r^2 که بیانگر مقدار عددی فریدمن به‌دست آمده از جدول فریدمن (۷) با درجه‌ی آزادی (۱– K) می‌باشد، مقایسه نمود تا بتوان معنی‌دار بودن یا نبودن نتایج را تعیین کرد. بایستی توجه داشت که چون در این پژوهش از آزمون فریدمن برای مقایسه‌ی شاخص RMSE% استفاده شده است؛ بنابراین برتری نتیجه‌ی آزمون فریدمن با گروهی خواهد بود که میانگین رتبه‌ای کم‌تر یا RMSE% پایین‌تری دارد.

به‌طور کلی، آزمون فریدمن، تنها تعیین‌کننده‌ی وجود یا عدم وجود اختلاف معنی‌دار بین نتایج سه تخمین‌گر مورد استفاده می‌باشد. اما در صورت وجود اختلاف معنی‌دار بین نتایج تخمین‌گرها، بایستی بررسی نمود که آیا اختلاف حاصل، بین تمامی تخمین‌گرها معنی‌دار بوده است و یا تنها دو تخمین‌گر از سه تخمین‌گر مورد نظر، چنین تفاوت معنی‌داری را رقم زده‌اند. برای این منظور، از آزمون ویلکاکسون (۷) در این پژوهش استفاده شد. این آزمون از جمله آزمون‌های ناپارامتری است که به مقایسه‌ی میانگین رتبه‌ای یک متغیر تکرارشونده‌ی خاص (در این پژوهش، RMSE%) برای دو گروه (تخمین‌گر) مختلف می‌پردازد و معنی‌دار بودن یا نبودن اختلاف بین آن‌ها را بررسی می‌کند. به عبارت دیگر، از این آزمون برای ارزیابی همانندی دو نمونه‌ی وابسته با مقیاس رتبه‌ای استفاده می‌شود که متناظر با آزمون تی–استیودنت وابسته (جفت‌شده)[4] است (۳۳).

نتایج و بحث

جدول ۱ خلاصه‌ی آماری داده‌های مربوط به متغیرهای مطالعاتی

1- Kolmogrov-Smirnov test
2- Rational mean
3- Chi-square test
4- Paired-sample t-test

Archive of SID

www.SID.ir

را در اعماق مختلف خاک برای مجموعه داده‌های مختلف (۱۰۰، ۸۰، ۶۰ و ۴۰ نمونه) نشان می‌دهد. ملاحظه می‌شود که در هر چهار مجموعه داده‌ی مطالعاتی، میانگین قابلیت هدایت الکتریکی و نسبت جذب سطحی سدیم با افزایش عمق، زیادتر شده است. از طرفی، براساس طبقه‌بندی وایلدینگ (۳۹)، قابلیت هدایت الکتریکی از ضریب تغییرپذیری (CV[1]) زیاد (بیشتر از ۳۵ درصد) در تمام اعماق مطالعاتی مربوط به چهار مجموعه داده‌ی مورد استفاده برخوردار می‌باشد. این در حالی است که نسبت جذب سطحی سدیم تا عمق ۸۰ سانتی‌متری، دارای تغییرات متوسط (ضریب تغییرپذیری ۱۵ تا ۳۵ درصد) و در اعماق بیش از ۸۰ سانتی‌متری، دارای تغییرات کم (ضریب تغییرپذیری کمتر از ۱۵ درصد) است. به‌طور کلی، بررسی جدول خلاصه‌ی آماری داده‌ها (جدول ۱)، اطلاعات مفیدی در مورد چگونگی تغییرات متغیرهای مورد مطالعه در لایه‌های مختلف خاک به‌دست می‌دهد. با توجه به این‌که پارامترهای آماری مزبور، با فرض عدم وابستگی مقادیر عددی متغیرها به موقعیت جغرافیایی نقاط نمونه‌برداری حاصل شده‌اند؛ بنابراین با مطالعه‌ی این پارامترها هیچ‌گونه اطلاعاتی از چگونگی تغییرپذیری مکانی متغیرهای مورد نظر در طول منظر زمین[2] کسب نمی‌گردد. در نتیجه، استفاده از تکنیک‌های میان‌یابی می‌تواند برای تشریح ساختار مکانی خصوصیات خاک و درک بهتر الگوی تغییرپذیری آن‌ها مد نظر قرار گیرد (۲۴ و ۳۸).

هرچند تبعیت از توزیع نرمال، شرط لازم برای استفاده از تکنیک‌های میان‌یابی نیست؛ اما در صورتی که توزیع داده‌ها نرمال باشد، فرایند میان‌یابی از دقت بالاتری برخوردار خواهد بود (۴). یکی از معتبرترین راه‌کارها برای بررسی نرمال بودن یا نبودن توزیع داده‌ها، استفاده از آزمون کولموگروف–اسمیرنوف می‌باشد؛ چرا که این آزمون بر مبنای نظریه‌ی خاص استوار است و نسبت به تغییر کرانه‌های[3] توزیع در شرایط فراوانی‌های اندک، بسیار حساس می‌باشد (۲۶). نتایج ارایه‌شده برای این آزمون در جدول ۱ نشان می‌دهند که قابلیت هدایت الکتریکی عمق‌های صفر تا ۴۰ و ۴۰ تا ۸۰ سانتی‌متری، از توزیع نرمال تبعیت نمی‌کنند. به همین دلیل، با تبدیل لگاریتمی داده‌های غیر نرمال، تمامی مراحل بعدی فرایند میان‌یابی بر روی داده‌های تبدیل‌شده (نرمال‌شده) انجام پذیرفت.

جدول ۲ جذر میانگین مربعات خطای نسبی (RMSE%) محاسبه شده برای هر کدام از مجموعه داده‌های مورد مطالعه را نشان می‌دهد. لازم به ذکر است که اعداد مربوط به مجموعه داده‌های با تعداد ۸۰، ۶۰ و ۴۰ موجود در این جدول، بیانگر میانگین جذر میانگین مربعات خطای نسبی حاصل از ۱۰ بار تکرار تصادفی کاهش نمونه‌ها است.

مشاهده می‌شود که مقدار RMSE% محاسبه‌شده توسط تمامی تخمین‌گرها با افزایش عمق، کاهش یافته است (جدول ۲). به عبارت بهتر، خصوصیات عمق اول در بین سه عمق مطالعاتی، دارای بیش‌ترین RMSE% می‌باشند. این احتمال وجود دارد که فعالیت‌های بشری نظیر عملیات خاک‌ورزی، کوددهی، اضافه نمودن ماسه بادی به خاک سطحی باغ‌های پسته و غیره، موجب برهم خوردن شرایط طبیعی منطقه شده باشند. در نتیجه، ممکن است که شرایط پایای خاک دست‌خوش تغییر قرار گرفته باشند و افزایش نسبی مقدار RMSE% را باعث شده باشند. اوجی (۱) نیز نتایج مشابهی را در ارتباط با تغییرپذیری خصوصیات فیزیکی و شیمیایی خاک‌های منطقه‌ی هرمزآباد رفسنجان گزارش نموده است.

هم‌چنین، اطلاعات جدول ۲ نشان می‌دهند که برای مجموعه‌ی ۱۰۰ داده، خطاهای حاصل از سه تخمین‌گر مورد استفاده در هر سه عمق مطالعاتی، تقریباً به‌هم نزدیک می‌باشند. بارو و مک‌دونل (۶) اعتقاد دارند زمانی که تعداد و تراکم نمونه‌ها زیاد باشد، تفاوت آن‌چنانی بین نتایج تخمین‌گرهای مختلف وجود نخواهد داشت. کاریداس و همکاران (۱۸) نیز نتیجه‌ی مشابه‌ای به‌دست آوردند. آن‌ها دلیل این اختلاف کم را تعداد نسبتاً زیاد نمونه‌ها (۱۰۶ نقطه‌ی مشاهداتی) و شیوه‌ی نمونه‌برداری (الگوی شبکه‌ای منظم) بیان کردند. در واقع، شیوه‌ی نمونه‌برداری شبکه‌ای منظم، باعث می‌شود که نمونه‌ها حالت خوشه‌ای[4] نداشته باشند و در نتیجه، خطای نمونه‌برداری به حداقل می‌رسد (۲۲). علاوه بر آن، توپوگرافی یکنواخت منطقه‌ی مطالعاتی را می‌توان به‌عنوان دلیلی دیگر در این ارتباط بیان نمود. رابینسون و مترنیچ (۲۹)، و شلوئدر و همکاران (۳۰) نیز در توجیه نتایج حاصل از پژوهش‌های خود، به چنین موضوعی اشاره داشته‌اند. در هر حال، زمانی که مجموعه داده‌ی مورد بررسی شامل ۱۰۰ نمونه است، مقادیر جذر میانگین مربعات خطای نسبی محاسبه شده برای تخمین‌گر کریجینگ در عمق‌های مختلف خاک، اندکی کمتر از خطای محاسبه‌شده برای دو تخمین‌گر دیگر می‌باشند (جدول ۲). این در حالی است که با کاهش تعداد نمونه‌ها، تخمین‌گر وزن‌دهی معکوس فاصله توانسته است با دقت بیش‌تر (RMSE% کم‌تر)، مقدار ویژگی‌های مورد مطالعه را تخمین بزند. وبستر و الیور (۳۷) اظهار می‌دارند حداقل ۱۰۰ نمونه لازم است تا یک واریوگرام قابل اعتماد به‌دست آید که بتواند به‌درستی ساختار مکانی یک ویژگی خاص را تشریح کند. این موضوع می‌تواند بیانگر دلیل احتمالی برتری نسبی تخمین‌گر وزن‌دهی معکوس فاصله بر کریجینگ برای مجموعه داده‌های کمتر از ۱۰۰ نمونه باشد. به‌علاوه، فرجی سبکبار و عزیزی (۳) بیان داشته‌اند زمانی که سطح مورد مطالعه هموار باشد و

1- Coefficient of Variation (CV)
2- Landscape
3- Outliers

4- Clustering

Archive of SID

www.SID.ir

تغییرپذیری متغیر مورد بررسی، تدریجی و پیوسته باشد؛ استفاده از روش اسپلاین، حتی با تعداد نقاط نمونه‌برداری اندک، می‌تواند نتایج مطلوبی را در دسترس قرار دهد. با توجه به اینکه منطقه‌ی مورد مطالعه در این پژوهش، بخشی از اراضی یک دشت دامنه‌ای را پوشش می‌دهد، می‌توان گفت که نتایج پژوهش حاضر، چنین موضوعی را نشان نمی‌دهند و با کاهش تعداد نمونه‌ها، مقدار خطای تخمین روش اسپلاین، به‌طور مرتب افزایش یافته است و با نتایج دو تخمین‌گر دیگر تفاوت دارد (جدول ۲).

در هر حال، پرسش موجود این است که آیا تنها وجود اندکی تفاوت در شاخص RMSE% می‌تواند دلیلی بر برتری یک تخمین‌گر نسبت به تخمین‌گرهای دیگر باشد؟ به عبارت بهتر، آیا بین سه تخمین‌گر مورد استفاده، اختلاف آماری معنی‌داری وجود دارد یا نه؟ برای پاسخ به این‌گونه پرسش‌ها، مقادیر جذر میانگین مربعات خطای نسبی به‌دست آمده در طی ۱۰ مرحله کاهش تصادفی داده‌ها بر اساس آزمون فریدمن، مورد تجزیه و تحلیل آماری قرار گرفتند. با توجه به نتایج این آزمون (جدول ۳)، می‌توان دریافت که بین نتایج هر سه مجموعه داده‌ی مورد استفاده، اختلاف معنی‌داری در سطح اطمینان ۹۵ درصد وجود دارد که این نتیجه با نتایج پژوهش رگانولد و همکاران (۲۷) مطابقت دارد.

جدول ۱- خلاصه‌ی آماری متغیرهای مطالعاتی برای مجموعه داده‌های مختلف

متغیر	عمق (cm)	میانگین	میانه	واریانس	حداقل	حداکثر	چولگی	CV (%)	p-value[1]
تعداد نمونه = ۱۰۰									
قابلیت هدایت الکتریکی عصاره‌ی اشباع خاک (dS/m)	صفر تا ۴۰	۳/۹۱	۳/۲۰	۴/۸۴	۲/۰۰	۱۴/۳۲	۱/۹۸	۵۶/۳۰	۰/۰۰۱*
	۴۰ تا ۸۰	۵/۱۴	۳/۹۳	۹/۳۵	۲/۰۰	۱۵/۱۵	۱/۲۶	۵۹/۵۰	۰/۰۰۸*
	۸۰ تا ۱۲۰	۵/۹۶	۴/۷۹	۱۲/۲۹	۲/۰۰	۱۷/۵۷	۱/۰۵	۵۸/۸۰	۰/۰۵۸
نسبت جذب سطحی سدیم $(meq/l)^{0.5}$	صفر تا ۴۰	۱۲/۲۶	۱۲/۴۶	۸/۴۸	۶/۴۸	۲۰/۹۶	۰ /۲۲	۲۳/۸۰	۰/۸۶۵
	۴۰ تا ۸۰	۱۳/۳۲	۱۳/۰۵	۷/۷۵	۸/۱۳	۲۰/۷۶	۰ /۴۲	۲۰/۹۰	۰/۲۹۵
	۸۰ تا ۱۲۰	۱۳/۷۰	۱۳/۴۹	۳/۱۸	۸/۲۷	۱۸/۶۱	۰ /۰۷	۱۳/۰۰	۰/۲۲۵
تعداد نمونه = ۸۰									
قابلیت هدایت الکتریکی عصاره‌ی اشباع خاک (dS/m)	صفر تا ۴۰	۳/۸۰	۳/۲	۳/۷۶	۲/۰۰	۱۰/۰۰	۱/۵۸	۵۱/۰۰	۰/۰۱۵*
	۴۰ تا ۸۰	۴/۸۹	۳/۸	۸/۰۵	۲/۰۰	۱۵/۱۵	۱/۳۲	۵۸/۰۰	۰/۰۲۳*
	۸۰ تا ۱۲۰	۵/۶۷	۴/۶۱	۱۰/۷۲	۲/۰۰	۱۷/۵۷	۱/۱۰	۵۷/۷۰	۰/۰۵۶
نسبت جذب سطحی سدیم $(meq/l)^{0.5}$	صفر تا ۴۰	۱۲/۲۴	۱۲/۴۶	۸/۵۰	۶/۴۸	۲۰/۹۶	۰/۲۱	۲۳/۸۰	۰/۷۹۰
	۴۰ تا ۸۰	۱۳/۲۱	۱۳/۰۵	۷/۱۷	۸/۱۹	۲۰/۶۶	۰/۴۱	۲۰/۳۰	۰/۵۳۰
	۸۰ تا ۱۲۰	۱۳/۶۱	۱۳/۴۳	۲/۹۴	۸/۲۷	۱۸/۵۹	۰/۰۲	۱۲/۶۰	۰/۴۷۰
تعداد نمونه = ۶۰									
قابلیت هدایت الکتریکی عصاره‌ی اشباع خاک (dS/m)	صفر تا ۴۰	۳/۶۹	۳/۲۰	۳/۰۷	۲/۰۰	۹/۹۱	۱/۴۶	۴۷/۵۰	۰/۰۳۷*
	۴۰ تا ۸۰	۴/۸۲	۳/۸۱	۷/۹۴	۲/۰۰	۱۵/۱۵	۰/۹۳	۵۸/۵۰	۰/۰۳۹*
	۸۰ تا ۱۲۰	۶/۰۱	۴/۶۴	۱۱/۷۱	۲/۰۰	۱۷/۲۰	۱/۴۰	۵۶/۹۰	۰/۰۵۱
نسبت جذب سطحی سدیم $(meq/l)^{0.5}$	صفر تا ۴۰	۱۱/۹۵	۱۲/۳۵	۷/۱۳	۶/۷۳	۱۹/۳۹	۰/۰۶	۲۲/۳۰	۰/۶۸۰
	۴۰ تا ۸۰	۱۳/۳۰	۱۳/۰۵	۶/۵۹	۸/۱۳	۲۰/۳۲	۰/۲۶	۱۹/۳۰	۰/۶۰۰
	۸۰ تا ۱۲۰	۱۳/۵۲	۱۳/۴۸	۳/۰۳	۸/۲۷	۱۶/۴۸	−۰/۲۷	۱۲/۹۰	۰/۸۸۰
تعداد نمونه = ۴۰									
قابلیت هدایت الکتریکی عصاره‌ی اشباع خاک (dS/m)	صفر تا ۴۰	۳/۱۷	۳/۰۰	۱/۳۲	۲/۰۰	۶/۷۶	۱/۳۲	۳۶/۲۰	۰/۰۳۰*
	۴۰ تا ۸۰	۵/۰۲	۳/۶۵	۷/۷۷	۲/۰۰	۱۱/۸۴	۰/۹۸	۵۵/۵۰	۰/۰۲۰*
	۸۰ تا ۱۲۰	۵/۸۹	۴/۶۱	۱۲/۶۳	۲/۰۰	۱۷/۵۷	۱/۲۵	۶۰/۳۰	۰/۱۰۰
نسبت جذب سطحی سدیم $(meq/l)^{0.5}$	صفر تا ۴۰	۱۲/۱۵	۱۲/۶۶	۵/۵۹	۶/۷۳	۱۶/۲۴	−۰/۵۱	۱۹/۵۰	۰/۲۰۰
	۴۰ تا ۸۰	۱۲/۷۴	۱۳/۰۵	۵/۲۱	۸/۲۷	۱۶/۷۷	−۰/۰۵	۱۷/۹۰	۰/۹۸۰
	۸۰ تا ۱۲۰	۱۳/۳۲	۱۳/۲۳	۱/۷۸	۹/۲۵	۱۶/۰۶	−۰/۵۳	۱۰/۰۰	۰/۲۷۰

۱- اعداد مربوط، بیانگر نتیجه‌ی آزمون کولموگروف - اسمیرنوف می‌باشند و علامت *، بیانگر معنی‌دار بودن آن‌ها در سطح اطمینان ۹۵ درصد است.

Archive of SID

www.SID.ir

جدول ۲- %RMSE حاصل از سه تخمین‌گر مورد مطالعه برای مجموعه داده‌های مختلف

متغیر	عمق (سانتی‌متر)	کریجینگ	وزن‌دهی معکوس فاصله	اسپلاین
	تعداد نمونه = ۱۰۰			
قابلیت هدایت الکتریکی عصاره‌ی اشباع خاک (dS/m)	صفر تا ۴۰	۶۶/۸۱	۶۷/۱۷	۶۸/۱۳
	۴۰ تا ۸۰	۶۱/۸۷	۶۲/۰۷	۶۲/۴۳
	۸۰ تا ۱۲۰	۵۳/۱۹	۵۳/۶۶	۵۴/۳۲
نسبت جذب سطحی سدیم $(meq/l)^{0.5}$	صفر تا ۴۰	۲۳/۱۲	۲۳/۵۲	۲۴/۲۷
	۴۰ تا ۸۰	۲۱/۰۱	۲۱/۰۳	۲۲/۰۷
	۸۰ تا ۱۲۰	۱۲/۱۸	۱۲/۲۸	۱۳/۱۸
	تعداد نمونه = ۸۰			
قابلیت هدایت الکتریکی عصاره‌ی اشباع خاک (dS/m)	صفر تا ۴۰	۶۱/۵۰	۵۸/۷۹	۷۰/۷۹
	۴۰ تا ۸۰	۵۷/۲۷	۵۶/۴۳	۶۸/۰۰
	۸۰ تا ۱۲۰	۵۴/۱۸	۵۴/۵۰	۶۰/۴۴
نسبت جذب سطحی سدیم $(meq/l)^{0.5}$	صفر تا ۴۰	۲۲/۷۹	۲۲/۶۱	۲۸/۷۴
	۴۰ تا ۸۰	۲۰/۵۶	۲۰/۶۶	۲۶/۵۱
	۸۰ تا ۱۲۰	۱۲/۵۳	۱۲/۲۶	۱۵/۶۵
	تعداد نمونه = ۶۰			
قابلیت هدایت الکتریکی عصاره‌ی اشباع خاک (dS/m)	صفر تا ۴۰	۶۰/۷۴	۵۹/۳۱	۷۶/۷۹
	۴۰ تا ۸۰	۶۰/۶۰	۵۹/۰۰	۶۹/۸۵
	۸۰ تا ۱۲۰	۵۵/۹۰	۵۳/۸۵	۶۵/۴۳
نسبت جذب سطحی سدیم $(meq/l)^{0.5}$	صفر تا ۴۰	۲۲/۸۱	۲۰/۶۶	۲۷/۲۷
	۴۰ تا ۸۰	۲۰/۵۹	۱۸/۵۰	۲۶/۱۲
	۸۰ تا ۱۲۰	۱۲/۴۳	۱۱/۱۳	۱۵/۹۴
	تعداد نمونه = ۴۰			
قابلیت هدایت الکتریکی عصاره‌ی اشباع خاک (dS/m)	صفر تا ۴۰	۶۳/۱۴	۶۱/۸۹	۸۰/۶۲
	۴۰ تا ۸۰	۶۱/۰۳	۵۹/۵۸	۸۰/۶۰
	۸۰ تا ۱۲۰	۵۷/۵۸	۵۵/۶۹	۸۰/۲۷
نسبت جذب سطحی سدیم $(meq/l)^{0.5}$	صفر تا ۴۰	۲۳/۲۰	۲۰/۹۶	۳۰/۶۳
	۴۰ تا ۸۰	۱۹/۴۷	۱۸/۱۰	۲۴/۸۵
	۸۰ تا ۱۲۰	۱۲/۳۱	۱۱/۰۹	۱۶/۶۱

جدول ۳- نتایج آزمون فریدمن به‌منظور مقایسه‌ی سه تخمین‌گر مورد استفاده با اندازه‌های نمونه‌ای متفاوت در اعماق مختلف

متغیر	عمق (سانتی‌متر)	تعداد نمونه ۸۰	۶۰	۴۰
قابلیت هدایت الکتریکی عصاره‌ی اشباع خاک (dS/m)	صفر تا ۴۰	۰/۰۰۱*	۰/۰۰۸*	۰/۰۰۰*
	۴۰ تا ۸۰	۰/۰۰۱*	۰/۰۰۱*	۰/۰۰۰*
	۸۰ تا ۱۲۰	۰/۰۰۱*	۰/۰۰۰*	۰/۰۰۰*
نسبت جذب سطحی سدیم $(meq/l)^{0.5}$	صفر تا ۴۰	۰/۰۰۰*	۰/۰۰۰*	۰/۰۰۰*
	۴۰ تا ۸۰	۰/۰۰۰*	۰/۰۰۱*	۰/۰۰۱*
	۸۰ تا ۱۲۰	۰/۰۰۰*	۰/۰۰۰*	۰/۰۰۰*

*- نشان‌دهنده‌ی معنی‌دار بودن نتایج آزمون فریدمن در سطح اطمینان ۹۵ درصد است.

Archive of SID

www.SID.ir

جدول ٤- نتایج آزمون ویلکاکسون به‌منظور مقایسه‌ی سه تخمین‌گر مورد استفاده با اندازه‌های نمونه‌ای متفاوت در اعماق مختلف

متغیر	عمق (سانتی‌متر)	کریجینگ با معکوس فاصله	کریجینگ با اسپلاین	معکوس فاصله با اسپلاین
		تعداد نمونه = ۸۰		
قابلیت هدایت الکتریکی عصاره‌ی اشباع خاک (dS/m)	صفر تا ۴۰	۰/۹۴	۰/۰۲*	۰/۰۰*
	۴۰ تا ۸۰	۰/۸۷	۰/۰۰*	۰/۰۰*
	۸۰ تا ۱۲۰	۰/۲۸	۰/۰۰*	۰/۰۰*
نسبت جذب سطحی سدیم $(meq/l)^{0.5}$	صفر تا ۴۰	۰/۳۸	۰/۰۰*	۰/۰۰*
	۴۰ تا ۸۰	۰/۶۶	۰/۰۰*	۰/۰۰*
	۸۰ تا ۱۲۰	۰/۲۵	۰/۰۰*	۰/۰۰*
		تعداد نمونه = ۶۰		
قابلیت هدایت الکتریکی عصاره‌ی اشباع خاک (dS/m)	صفر تا ۴۰	۰/۹۴	۰/۰۱*	۰/۰۰*
	۴۰ تا ۸۰	۰/۹۵	۰/۰۰*	۰/۰۰*
	۸۰ تا ۱۲۰	۰/۱۱	۰/۰۰*	۰/۰۰*
نسبت جذب سطحی سدیم $(meq/l)^{0.5}$	صفر تا ۴۰	۰/۱۱	۰/۰۰*	۰/۰۰*
	۴۰ تا ۸۰	۰/۴۷	۰/۰۰*	۰/۰۰*
	۸۰ تا ۱۲۰	۰/۰۹	۰/۰۰*	۰/۰۰*
		تعداد نمونه = ۴۰		
قابلیت هدایت الکتریکی عصاره‌ی اشباع خاک (dS/m)	صفر تا ۴۰	۰/۲۰	۰/۰۰*	۰/۰۰*
	۴۰ تا ۸۰	۰/۰۹	۰/۰۰*	۰/۰۰*
	۸۰ تا ۱۲۰	۰/۱۶	۰/۰۰*	۰/۰۰*
نسبت جذب سطحی سدیم $(meq/l)^{0.5}$	صفر تا ۴۰	۰/۰۸	۰/۰۰*	۰/۰۰*
	۴۰ تا ۸۰	۰/۲۸	۰/۰۰*	۰/۰۰*
	۸۰ تا ۱۲۰	۰/۲۲	۰/۰۰*	۰/۰۰*

*- نشان‌دهنده‌ی معنی‌دار بودن نتایج آزمون ویلکاکسون در سطح اطمینان ۹۵ درصد است.

در صورتی که تعداد گروه‌های مورد مقایسه، تنها شامل دو گروه بودند؛ آنگاه نتیجه‌ی آزمون فریدمن برای مقایسه‌ی میانگین رتبه‌ای آن‌ها کفایت می‌نمود. لیکن با توجه به این‌که در پژوهش حاضر مقایسه‌ی نتایج سه تخمین‌گر مختلف مد نظر قرار گرفته است و نظر به این‌که مطابق با نتایج جدول ۳، اختلاف بین میانگین رتبه‌ای مقادیر جذر میانگین مربعات خطای نسبی محاسبه شده برای آن‌ها معنی‌دار شده است؛ در نتیجه برای مشخص شدن این موضوع که اختلاف حاصل، بین کدام دو تخمین‌گر معنی‌دار می‌باشد از آزمون ویلکاکسون (۷) استفاده شد. نتایج این آزمون در جدول ۴ قابل مشاهده است.

با توجه به اطلاعات جدول ۴ می‌توان دریافت که بین نتایج تخمین‌گر زمین‌آماری کریجینگ معمولی و تخمین‌گر غیر زمین‌آماری وزن‌دهی معکوس فاصله در هر بار کاهش تعداد نمونه‌ها به ۸۰، ۶۰ و ۴۰ نمونه، اختلاف معنی‌داری وجود ندارد؛ اما بین نتایج این دو تخمین‌گر با تخمین‌گر اسپلاین، اختلاف معنی‌دار وجود دارد. گوکالپ و همکاران (۱۳)، و سیلسپور و همکاران (۳۱) نیز نتیجه‌ی مشابه‌ای در این ارتباط به‌دست آوردند.

با توجه به نتایج به‌دست آمده می‌توان گفت که تخمین‌گر کریجینگ معمولی و وزن‌دهی معکوس فاصله با دقت نسبتاً یکسانی به پهنه‌بندی و تخمین مقادیر مکانی متغیرهای مطالعاتی پرداخته‌اند. هرچند از دیدگاه تئوری، کریجینگ بهترین تخمین‌های نااُریب خطی، توصیف صحیح‌تر ساختار مکانی داده‌ها و اطلاعات ارزشمندی در رابطه با توزیع خطاهای تخمین در دسترس قرار می‌دهد (۲۰)؛ لیکن این روش بر مبنای مدلی استوار شده است که ممکن است در عمل، فرضیه‌های اولیه‌ی آن (شامل فرضیه‌ی ایستایی و توصیف ساختار مکانی داده‌ها توسط یک تابع واریوگرام تنها) مشاهده نشوند. این در حالی است که روش وزن‌دهی معکوس فاصله فرض می‌کند که هر نقطه‌ی ورودی، دارای یک تأثیر موضعی است که با افزایش فاصله، از اثر آن کاسته می‌شود (۲۵) و بر خلاف روش کریجینگ، دربرگیرنده‌ی فرضیه‌های اولیه‌ی مربوط به داده‌ها نیست (۱۷). از آنجا که بهینه-سازی کریجینگ و انجام یک پژوهش زمین‌آماری، نسبتاً وقت‌گیر است و احتیاج به یک فرد با تجربه در این زمینه دارد، می‌توان اظهار

Archive of SID

www.SID.ir

داشت که استفاده از تخمین‌گر وزن‌دهی معکوس فاصله، برای پهنه‌بندی قابلیت هدایت الکتریکی و نسبت جذب سطحی سدیم خاک‌های منطقه‌ی مطالعاتی راحت‌تر و آسان‌تر است و به یک نتیجه‌ی قابل قبول نیز منتج خواهد شد.

نتیجه‌گیری

نتایج پژوهش حاضر نشان داد که در تعداد نمونه‌های نسبتاً زیاد (۱۰۰ نقطه‌ی مشاهداتی)، اختلاف آماری معنی‌داری بین نتایج سه تخمین‌گر اسپلاین، وزن‌دهی معکوس فاصله و کریجینگ معمولی در سطح اطمینان ۹۵ درصد وجود ندارد. این در حالی است که کاهش تصادفی تعداد نمونه‌ها به مجموعه‌های با تعداد ۸۰، ۶۰ و ۴۰ نمونه، نشانگر وجود اختلاف معنی‌دار بین هر کدام از تخمین‌گرهای کریجینگ معمولی و وزن‌دهی معکوس فاصله با اسپلاین بود. لیکن تفاوت بین روش‌های کریجینگ معمولی با وزن‌دهی معکوس فاصله در این حالت نیز معنی‌دار نشد. با توجه به این‌که بهینه‌سازی تخمین‌گر وزن‌دهی معکوس فاصله نسبت به کریجینگ معمولی، راحت‌تر و سریع‌تر می‌باشد و افراد با تجربه‌ی کم‌تر نیز می‌توانند از عهده‌ی این‌کار برآیند؛ بنابراین، استفاده از تخمین‌گر آماری وزن‌دهی معکوس فاصله می‌تواند در مطالعات آتی برای منطقه‌ی مطالعاتی بیش از پیش مدنظر قرار گیرد.

منابع

۱- اوجی ع.ر. ۱۳۹۰. پهنه‌بندی زمین‌آماری تناسب کیفی اراضی برای کشت پسته در منطقه‌ی هرمزآباد رفسنجان. پایان‌نامه‌ی کارشناسی ارشد خاک‌شناسی، دانشکده‌ی کشاورزی، دانشگاه ولی‌عصر (عج) رفسنجان.

۲- صالحی م.ح.، حیدری م.، محمدخانی ع.ر. و حسینی‌فرد س.ج. ۱۳۸۸. تأثیر برخی از ویژگی‌های خاک بر رشد، عملکرد و خندانی پسته در منطقه‌ی انار رفسنجان. مجله‌ی پژوهش‌های خاک (علوم خاک و آب) ۲۳ (۱): ۴۷-۳۵.

۳- فرجی سبکبار ح. و عزیزی ق. ۱۳۸۵. ارزیابی میزان دقت روش‌های درون‌یابی فضایی. مجله‌ی پژوهش‌های جغرافیایی ۴ (۵۸): ۱۵-۱.

۴- محمدی ج. ۱۳۸۵. پدومتری: آمار مکانی (جلد دوم). انتشارات پلک. تهران.

5- Baveye P. 2002. Comment on "modeling soil variation: past, present and future" by G.B.M. Heuvelink and R. Webster. Geoderma, 109: 289–293.

6- Burrough P.A., and McDonnell R.A. 1998. Principles of Geographical Information Systems. Oxford University Press, Oxford.

7- Cabilio P., and Masaro J. 2001. Basic Statistical Procedures and Tables (10^{th} ed.). Department of Mathematics and Statistics, ACADIA University, Wolfville, Nova Scotia, Canada.

8- Carlson R.E., and Foley T.A. 1991. The parameter R^2 in multiquadric interpolation. Computers and Mathematics with Applications, 21: 29–42.

9- Davis J.C. 1986. Statistics and Data Analysis in Geology. John Wiley and Sons, New York.

10- Diodato N., and Ceccarelli M. 2005. Interpolation processes using multivariate geostatistics for mapping of climatological precipitation mean in the Sannio Mountains (southern Italy). Earth Surface Processes and Landforms, 30: 259–268.

11- Friedman M. 1937. The use of ranks to avoid the assumption of normality implicit in the analysis of variance. Journal of the American Statistical Association, 32: 675–701.

12- Gao Y., Gao J., and Chen J. 2011. Spatial variation of surface soil available phosphorus and its relation with environmental factors in the Chaoho lake watershed. International Journal of Environmental Research and Public Health, 8: 3299–3317.

13- Gokalp Z., Basaran M., Uzun O., and Serin Y. 2010. Spatial analysis of some physical soil properties in a saline and alkaline grassland soil of Kayseri, Turkey. African Journal of Agricultural Research, 5(10): 1127–1137.

14- Gotway C.A., Ferguson R.B., Hergert G.W., and Peterson T.A. 1996. Comparison of kriging and inverse-distance methods for mapping soil parameters. Soil Science Society of America Journal, 60(4): 1237–1247.

15- Green S.B., and Salkind N.J. 2008. Using SPSS for Windows and Macintosh: Analyzing and Understanding Data (5^{th} ed.). Upper Saddle River, NJ, Prentice Hall.

16- Hosseinifard S.J., Khademi H., and Kalbasi M. 2010. Different forms of soil potassium as affected by the age of pistachio (Pistachio vera L.) trees in Rafsanjan, Iran. Geoderma, 155: 289–297.

17- Jongman R.H.G., Ter Braak C.J.F., and Van Tongeren O.F.R. 1995. Data Analysis in Community and Landscape Ecology. Cambridge University Press, Cambridge.

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. 2003. Influence of spatial structure on accuracy of interpolation methods. Soil Science Society of America Journal, 67: 1564–1571.

Archive of SID

www.SID.ir

20- Kravchenko A., and Bullock D.G. 1999. A comparative study of interpolation methods for mapping soil properties. Agronomy Journal, 91: 393–400.
21- Lanyon L.E., and Heald W.R. 1982. Magnesium, calcium, strontium and barium. p. 247–260. In A.L. Page et al. (eds.). Methods of Soil Analysis, Part II (2nd ed.), Agronomy Monograph, ASA and SSSA, Madison, WI.
22- Li J., and Heap D.A. 2008. A Review of Spatial Interpolation Methods for Environmental Scientists. Record 2008/23, Geoscience Australia, Australia.
23- Mueller T.G., Pierce F.J., Schabenberger O., and Warncke D.D. 2001. Map quality for site-specific fertility management. Soil Science Society of America Journal, 65:1547–1558.
24- Nielsen D., and Wendroth O. 2003. Spatial and Temporal Statistics: Sampling Field Soils and their Vegetation. GeoEcology textbook, Catena-Verlag, Reiskirchen.
25- Panagopoulos T., Jesus J., Antunes M.D.C., and Beltrao J. 2006. Analysis of spatial interpolation for optimising management of a salinized field cultivated with lettuce. European Journal of Agronomy, 24(1): 1–10.
26- Park H.M. 2008. Univariate Analysis and Normality Test Using SAS, Stata, and SPSS. The University Information Technology Services (UITS) Center for Statistical and Mathematical Computing, Indiana University, Pennsylvania.
27- Reganold J.P., Palmer A.S., Lockhart J.C., and Macgregor A.N. 1993. Comparison of soil properties from biodynamic and conventional farms. Science, 37: 260–344.
28- Resende M., Curi N., Rezende S.B.D., and Correa G.F. 2002. Pedology: a base for resources research. Soil Science, 31: 373–386.
29- Robinson T.P., and Metternicht G.M. 2006. Testing the performance of spatial interpolation techniques for mapping soil properties. Computer and Electronics in Agriculture, 50: 97–108.
30- Schloeder C.A., Zimmerman N.E., and Jacobs J.M. 2001. Comparison of methods for interpolating soil properties using limited data. Soil Science Society of America Journal, 65: 470–479.
31- Seilsepour M., Rashidi M., and Ghareei Khabbaz B. 2009. Prediction of soil exchangeable sodium percentage based on soil sodium adsorption ratio. American-Eurasian Journal of Agricultural and Environmental Sciences, 5(1): 1–4.
32- Shi W., Liu J., Du Z., Song Y., Chen C., and Yue T. 2009. Surface modelling of soil pH. Geoderma, 150: 113-119.
33- Stell R.G.D., and Torrie J.H. 1997. Principles and Procedures of Statistics: A Biometrical Approach (3rd ed.). MCGraw-Hill Publishing Company, New York.
34- Walter C., McBratney, A.B., Douaoui A., and Minasny B. 2001. Spatial prediction of topsoil salinity in the Chelif Valley, Algeria, using local ordinary kriging with local variograms versus whole-area variogram. Australian Journal of Soil Research, 39: 259–272.
35- Weber D.D., and Englund E.J. 1992. Evaluation and comparison of spatial interpolators. Mathematical Geology, 24(4): 381– 391.
36- Weber D.D., and Englund E.J. 1994. Evaluation and comparison of spatial interpolators II. Mathematical Geology, 26(5): 589–603.
37- Webster R., and Oliver M.A. 1992. Sample adequately to estimate variograms of soil properties. Journal of Soil Science, 43(1): 177–192.
38- Webster R., and Oliver M.A. 2001. Geostatistics for Environmental Scientists. John Wiley and Sons Press, New York.
39- Wilding L.P. 1985. Spatial variability: its documentation, accommodation and implication to soil surveys. p. 166–194. In D.R. Nielsen and J. Bouma (eds.), Soil Spatial Variability. Pudoc, Wagenigen, The Netherlands.
40- Wilson R.C., Freeland R.S., Wilkerson J.B., and Hart W.E. 2005. Interpolation and data collection error sources for electromagnetic induction-soil electrical conductivity mapping. Applied Engineering in Agriculture, 21(2): 277–283.
41- Wollenhaupt N.C., Wolkowski R.P., and Clayton M.K. 1994. Mapping soil test phosphorus and potassium for variable-rate fertilizer application. Journal of Production Agriculture, 7: 441–448.
42- Yasrebi J., Saffari M., Fathi H., Karimian N., Moazallahi M., and Gazi R. 2009. Evaluation and comparison of ordinary kriging and inverse distance weighting methods for prediction of spatial variability of some soil chemical parameters. Research Journal of Biological Sciences, 4(1): 93–102.
43- Zare-Mehrjardi M., Taghizadeh-Mehrjardi R., and Akbarzadeh A. 2010. Evaluation of geostatistical techniques for mapping spatial distribution of soil pH, salinity and plant cover affected by environmental factors in Southern Iran. Notulae Scientia Biologicae, 2(4): 92–103.
44- Zhou F., Guo H.C., Ho Y.S., and Wu C.Z. 2007. Scientometric analysis of geostatistics using multivariate methods. Scientometrics, 73(3): 265-279.

Archive of SID

www.SID.ir

Journal of Water and Soil
Vol. 27, No.3, Jul.-Agu. 2013, p. 515-524

نشریه آب و خاک (علوم و صنایع کشاورزی)
جلد ۲۷، شماره ۳، مرداد – شهریور ۱۳۹۲، ص. ۵۲۴-۵۱۵

The Effect of Sample Size on the Accuracy of Estimation of the Soil Salinity and Sodicity Status using Different Estimators

I. Esfandiarpour Borujeni[1]

Received:30-10-2012
Accepted:11-08-2013

Abstract

Soil salinity and sodicity are considered as the important factors limiting the plants growth. This study was conducted to assess the influence of the sample size on the accuracy of estimation of soil salinity and sodicity status, made by ordinary kriging, inverse distance weighting and spline estimators in Eslamieh area, Rafsanjan city. First, electrical conductivity (EC) and sodium adsorption ratio (SAR) were measured for 100 observation points, collected from three depths using a regular grid sampling pattern with an interval of 500 meter. These properties were mapped using aforesaid estimators. Then, random omission of 20, 40 and 60 samples from the total primary dataset (100 samples), was done and in each new situation, EC and SAR were mapped again. At the end of all 10 stages used to omit the samples, the index of standardized root mean square error (RMSE%) was measured for each estimator. Finally, the obtained contents of RMSE% were statistically compared using Friedman and Wilcoxon tests. The results showed using relatively high number of samples (all 100 observation points), three analyzed estimators have no significant difference (95% confidence level). In the cases of lower sample sizes, Friedman test revealed a significant difference among the estimators; whereas using Wilcoxon test, as a supplementary procedure, no significant difference was observed between the results obtained from ordinary kriging and inverse distance weighting. Hence, thanks to the relatively good precision, ease of processing and lower required sampling points, the inverse distance weighting estimator is recommended for future studies in the studied area.

Keywords: Spline, Kriging, Inverse distance weighting, Saline and sodic soils

Archive of SID

1- Assistant Professor, Department of Soil Science, Faculty of Agriculture, Vali-e-Asr University of Rafsanjan, Rafsanjan, Iran
Email: iesfandiarpour@yahoo.com

www.SID.ir