

ارزیابی تغییر پذیری مکانی برخی از خصوصیات شیمیایی و فیزیکی خاک در شالیزار های دشت فومنات با استفاده از زمین آمار

Evaluation of spatial variability of some soil chemical and physical properties in Foumanat Plain paddies using geostatistical methods

نیلوفر آقایی پور^۱، همت اله پیردشتی^{۲*}، محسن زواره^۳، حسین اسدی^۴ و محمدعلی بهمنیار^۵

۱. دانشجوی دکترای زراعت، دانشگاه علوم کشاورزی و منابع طبیعی ساری.
۲. دانشیار فیزیولوژی گیاهان زراعی، گروه زراعت، پژوهشکده ژنتیک و زیست فناوری کشاورزی طبرستان، دانشگاه علوم کشاورزی و منابع طبیعی ساری (نگارنده مسئول)
۳. استادیار فیزیولوژی گیاهان زراعی، دانشگاه گیلان
۴. دانشیار فیزیک و فرسایش خاک، پردیس کشاورزی و منابع طبیعی دانشگاه تهران
۵. استاد خاکشناسی، دانشگاه علوم کشاورزی و منابع طبیعی ساری

تاریخ دریافت: ۱۳۹۶/۰۸/۰۳ تاریخ پذیرش: ۱۳۹۷/۰۹/۲۱

چکیده

آقایی پور، ن.، پیردشتی، ه.، زواره، م.، اسدی، ح.، بهمنیار، م. ع.، ارزیابی تغییرپذیری مکانی برخی از خصوصیات شیمیایی و فیزیکی خاک در شالیزار های دشت فومنات با استفاده از زمین آمار
نشریه پژوهش های کاربردی زراعی دوره ۳۱ - شماره ۴ - پایبند ۱۲۱ زمستان ۹۷: ۷۱-۵۰

این پژوهش به منظور ارزیابی تغییرات مکانی برخی از خصوصیات فیزیکی و شیمیایی خاک ۴۵ شالیزار دشت فومنات، در دو سال زراعی ۹۲-۱۳۹۱ و ۹۳-۱۳۹۲ اجرا شد. پس از تهیه نمونه های خاک از مزارع کشاورزان، مختصات جغرافیایی نمونه ها ثبت و ویژگی هایی از قبیل هدایت الکتریکی، ظرفیت تبادل کاتیونی، ماده آلی، اسیدیته، رس، سیلت و شن خاک اندازه گیری شدند. درون یابی ویژگی های خاک با دو روش کریجینگ و وزن دهی عکس فاصله (با پارامتر نمایی یک تا پنج) انجام و بهترین تخمینگر با استفاده از سه معیار میانگین قدر مطلق خطا، میانگین خطای انحراف و مجذور مجموع مربعات باقیمانده انتخاب شد. با توجه به سمی واریوگرام محاسبه شده، ویژگی های هدایت الکتریکی، ظرفیت تبادل کاتیونی، اسیدیته و سیلت از مدل نمایی، ویژگی ماده آلی و شن از مدل کروی و درصد رس از مدل گوسی پیروی نمود. مقادیر ضریب تبیین در شن، رس و هدایت الکتریکی به ترتیب برابر با ۰/۹۵، ۰/۸۳ و ۰/۸۰ بدست آمد. ویژگی های ظرفیت تبادل کاتیونی، ماده آلی، اسیدیته، رس و سیلت خاک دارای پیوستگی مکانی متوسط و تنها دو ویژگی هدایت الکتریکی و شن دارای پیوستگی مکانی قوی بودند. در این پژوهش، روش وزن دهی عکس فاصله در مقایسه با کریجینگ در ویژگی های ظرفیت تبادل کاتیونی، ماده آلی، اسیدیته و سیلت دارای دقت بیشتر و خطای کمتری بود. از طرفی، اختلاف زیادی بین دو روش وزن دهی عکس فاصله و کریجینگ در ویژگی های هدایت الکتریکی، رس و شن مشاهده نشد. در مجموع، نتایج این پژوهش می تواند برای ارزیابی مکانی شالیزار های دشت فومنات در جهت انتخاب ارقام مناسب مدیریت مناسب کودی و بهینه سازی عملکرد برنج استفاده شود.

واژه های کلیدی: بافت خاک، درون یابی، زمین آمار، شالیزار، نیم تغییر نما

آدرس پست الکترونیکی نگارنده مسئول: h.pirdashti@sanru.ac.ir

مقدمه

امروزه، علم زمین آمار در علوم آب و خاک کاربرد زیادی پیدا کرده است. به خصوص در چند سال اخیر، تحقیقات زیادی در رابطه با تغییرات مکانی مشخصات فیزیکی و شیمیایی خاک از قبیل بافت و عناصر شیمیایی موجود در خاک به عمل آمده است (Bijan-zadeh *et al.*, 2014; Nayanaka *et al.*, 2010; Morales *et al.*, 2011; Vieira *et al.*, 1983). تغییرات مکانی خاک، به عنوان یکی از متغیرهای محیطی، دربرگیرنده هر تغییری در ویژگی های خاک و تابعی از موقعیت جغرافیایی است. یکی از خصوصیات مشترک علوم محیطی ماهیت داده های آن است. اغلب ویژگی های محیطی دارای پراکنشی پیوسته در مکان بوده و از سوی دیگر نمونه برداری و اندازه گیری آنها در تمامی نقاط واقع در محدوده مطالعاتی غیرممکن است. بدین ترتیب جهت توصیف و نمایش تغییرات مکانی متغیرهای مورد نظر، مقادیر آنها را می توان در نقاطی که نمونه برداری نشده اند، با در نظر گرفتن اطلاعات موجود از محل های نمونه برداری شده برآورد نمود (Mohammadi, 2007).

مقادیر درون مزرعه ای عملکرد در گیاهان زراعی، تابعی از ویژگی های مختلف مانند خاک، پستی و بلندی مزرعه، اقلیم، عوامل زیستی و مدیریتی می باشد (Jiang & Thelen, 2004) که در این میان ویژگی های خاک دارای اهمیت به سزایی است. از طرفی، ارزیابی شیوه های مدیریت اراضی کشاورزی به منظور دستیابی به تولید مطلوب، به دانش مربوط به

تنوع مکانی خاک نیازمند است (Bijan-zadeh *et al.*, 2014). از آن جایی که ویژگی های فیزیکی و شیمیایی خاک با توزیع مکانی خاک وابسته است (Tsegaye & Hill, 1998; Vieira *et al.*, 1983)، این توزیع تحت تاثیر مدیریت خاک و مساحت اراضی مورد کشت قرار می گیرد (Bijan-zadeh *et al.*, 2014).

در سال های اخیر زمین آمار^۱ به عنوان ابزاری مؤثر در بررسی تغییرات مکانی، درون یابی و تهیه نقشه عناصر غذایی خاک مورد استفاده قرار گرفته است (Yasrebi *et al.*, 2009). در گذشته، به دلیل توپوگرافی نسبتاً مسطح و سیلاب های فصلی مشخص شالیزارها، همگنی این خاک ها تصور می شد. در حالیکه امروزه، محققین به تنوع مکانی در فواصل بیشتر از یک تا ده متر در شالیزارهای برنج دست یافته اند. در هر حال، تنوع مکانی بالای ویژگی های خاک برای شالیزارهای برنج در کشورهای مختلف گزارش شده است (Morales *et al.*, 2011; Zhao *et al.*, 2009). دواتگر و همکاران (Davatgar *et al.*, 2015) در بررسی وضعیت حاصلخیزی خاک های شالیزاری استان گیلان دریافتند که ویژگی های فیزیکی و شیمیایی خاک (از قبیل: اسیدیته، هدایت الکتریکی، ماده آلی و رس) در شالیزارهای استان از نظر توزیع جغرافیایی یکسان نمی باشد. این محققین برای پهنه بندی از دو روش کریجینگ بلوکی (در صورت وجود تغییرات نظام دار و همبستگی مکانی) و وزن دهی عکس فاصله (در شرایط استقلال مکانی) استفاده نمودند. نتایج پهنه بندی آنها

1- Geostatistics

مزرعه ۱۸ هکتاری در سری لانکا، به بررسی تنوع محتوای رس، ماده آلی، pH و هدایت الکتریکی در ۴۳ نمونه خاک پرداخته و ساختار مکانی قوی در رس، ماده آلی و ساختار مکانی متوسط برای pH مشاهده نمودند. در پژوهشی مشابه به منظور آنالیز مکانی ویژگی های خاک در شرق شیراز، بهترین مدل برای متغیر های pH، درصد اشباع و پتاسیم در روش کریجینگ معمولی، مدل نمایی و برای متغیر های هدایت الکتریکی، شن، سیلت، رس، نیتروژن و فسفر، کروی تعیین شد. همچنین وابستگی هر یک از متغیر ها با استفاده از دامنه تاثیر بررسی و نتیجه گیری شد که pH دارای کمترین وابستگی مکانی با دامنه ۱۹/۱ متر و هدایت الکتریکی دارای بیشترین وابستگی مکانی با دامنه ۱۳۴ متر در منطقه مورد مطالعه بودند (Bijanazadeh *et al.*, 2014). از آنجایی که اطلاعات اندکی در مورد توزیع مکانی متغیر های خاک در استان گیلان موجود است، پژوهش حاضر نیز با هدف مطالعه و ارزیابی مشخصات فیزیکی و شیمیایی خاک تعدادی از شالیزار های دشت فومنات استان گیلان با استفاده از تکنیک زمین آمار طراحی و اجرا شد.

مواد و روش ها

منطقه مطالعاتی و نمونه برداری

استان گیلان یکی از استان های شمالی کشور با مساحت ۱۴۷۱۱ کیلومتر مربع می باشد. منطقه مورد مطالعه در این پژوهش در بخشی هایی از اراضی شالیزاری (به وسعت ۱۶ کیلومتر مربع در ۳۳/۰۱ هکتار) واقع در دشت فومنات (شهرستان های فومن و شفت) استان گیلان بود. در این

مطلوب بودن خاک های استان را از نظر اسیدیته و هدایت الکتریکی نشان داد. پژوهشگران در بررسی تغییرات مکانی خاک های شمال شرق چین دریافتند که روش کریجینگ برای درون یابی ماده آلی روش قابل قبولی است (Xing *et al.*, 2007). همچنین تغییر پذیری در ویژگی های خاک (از قبیل رس، سیلت، شن، ظرفیت تبادل کاتیونی، هدایت الکتریکی و ماده آلی) در نتیجه تغییر در محیط های رسوبگذاری و اختلاف هیدرولوژیک موقعیت های مختلف اراضی، تحت تاثیر آبیاری، کود، بالا آمدن سطح ایستابی و یا مدیریت کشاورزی گزارش شده است (Foroughifar *et al.*, 2011). در پژوهشی به منظور بررسی شرایط غرقاب کشت برنج بر ویژگی های فیزیکوشیمیایی خاک در استان فارس، افزایش معنی دار میزان کربن آلی و کاهش معنی دار میزان pH در کشت طولانی مدت برنج را مشاهده نموده اند (Owliaie *et al.*, 2015). در پژوهشی به منظور بررسی تنوع مکانی ویژگی های شیمیایی خاک یک مزرعه نیم هکتاری برنج در ژاپن و ضریب تغییرات بالای ده درصد (نشان دهنده تنوع نسبتا بالا) برای هدایت الکتریکی و محتوای ماده آلی و ضریب تغییرات کمتر از ده درصد برای اسیدیته گزارش نمودند. هدایت الکتریکی و محتوای ماده آلی دارای وابستگی مکانی قوی و اسیدیته دارای وابستگی مکانی ضعیف بود. در ادامه، بهترین مدل برای هدایت الکتریکی، نمایی و برای محتوای ماده آلی و اسیدیته از نوع کروی گزارش شد (Yanai *et al.*, 2000). نایاناکا و همکاران (Nayanaka *et al.*, 2010) در یک

تبدیل لگاریتمی و ریشه مربعات استفاده گردید. مقادیر ضریب تغییرات کمتر از ۱۵ درصد، بین ۱۵ تا ۳۵ درصد و بالاتر از ۳۵ درصد به ترتیب به عنوان تغییرات کم، تغییرات متوسط و تغییرات زیاد (تنوع بالا) در نظر گرفته شدند (Rizwan *et al.*, 2016). دلیل بالا بودن ضریب تغییرات در متغیرهای حاصلخیزی خاک نشان دهنده تغییرات مکانی شدید است و در این شرایط مصرف بهینه کود در هر مکان می تواند در بهبود عملکرد مؤثر باشد (Xiong *et al.*, 2008).

تجزیه و تحلیل آمار مکانی و درون یابی

با استفاده از نیم تغییرنما^۴، به عنوان یکی از ابزارهای اساسی زمین آمار، میزان وابستگی مکانی متغیرهای فیزیکوشیمیایی در خاک بررسی شد (Bhatti *et al.*, 1991). برای این منظور سه پارامتر توصیف کننده ساختار مدل شامل اثر قطعه ای^۵ (C_0)، آستانه^۶ (C) و دامنه تاثیر^۷ به دست آمد. اثر قطعه ای نشان دهنده خطای آزمایش یا منابع مکانی تغییر در فواصل کوچک تر از فاصله نمونه برداری است. آستانه نشان دهنده حداکثر مقدار نیم تغییرنما بوده و بیانگر تنوع می باشد. دامنه تأثیر حداکثر فاصله ای است که پس از آن ساختار مکانی دیگر وجود نداشته و نیم تغییرنما به مقدار ثابتی می رسد (Rizwan *et al.*, 2016). تجزیه و تحلیل نیم تغییرنما اولین مرحله انجام آنالیزهای زمین آمار است. نیم تغییرنما از معادله ۱ محاسبه شد (Webster & Oliver, 2007):

- 4- Semivariogram
- 5- Nugget
- 6- Sill
- 7- Range

مطالعه، نمونه برداری از خاک سطحی (عمق صفر تا ۳۰ سانتیمتری) و به تعداد ۴۵ نمونه به صورت تصادفی با پراکنش مناسب انجام شد. شکل ۱ موقعیت جغرافیایی و مناطق نمونه گیری شده را نشان می دهد. بر این اساس کمترین و بیشترین فاصله بین نقاط نمونه برداری شده به ترتیب در محدوده ۵۰۰ متر تا ۵/۲ کیلومتر متغیر بود.

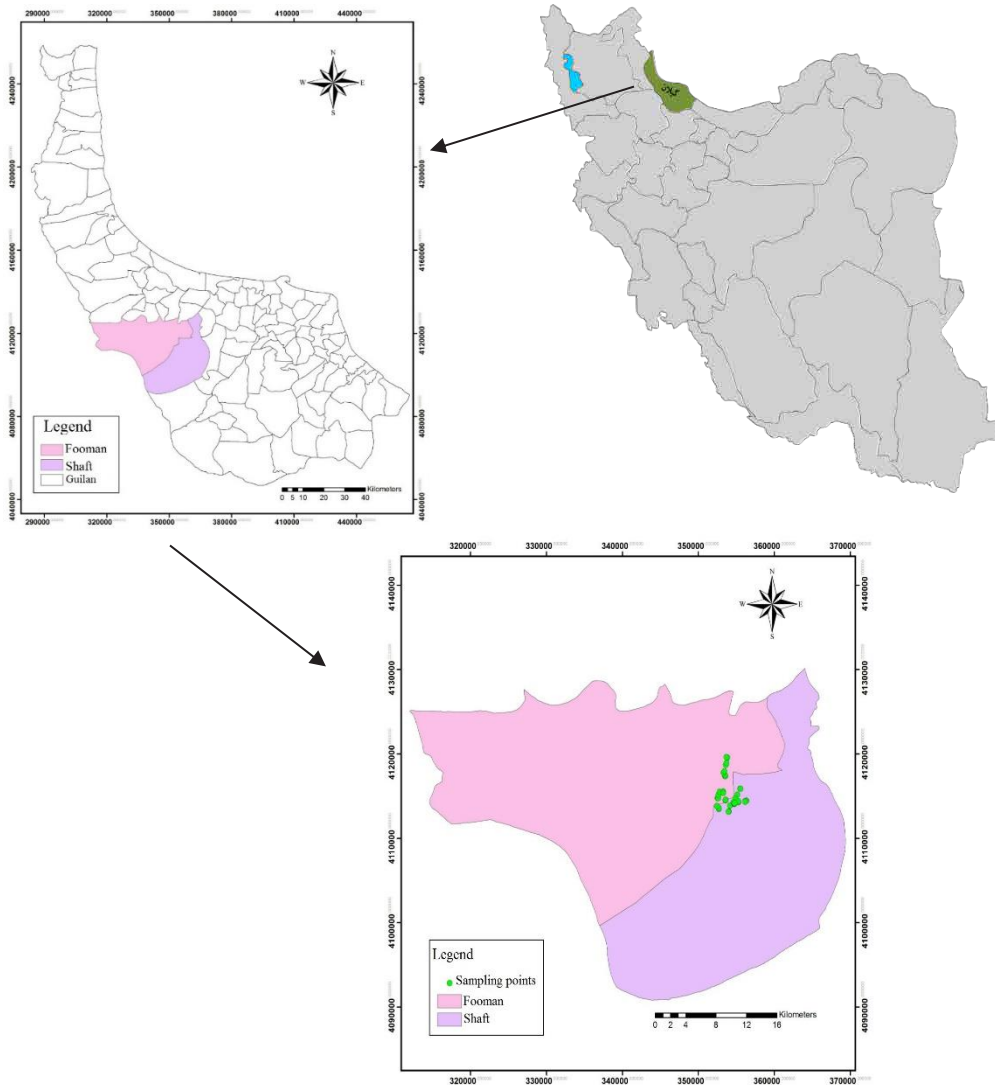
اندازه گیری بافت و تعدادی از ویژگی های شیمیایی خاک

بخشی از نمونه ها بعد از هواخشک شدن برای آنالیزهای شیمیایی و فیزیکی، کوبیده شده و از الک دو میلی متری عبور داده شد. EC با دستگاه هدایت سنج، ظرفیت تبادل کاتیونی خاک به روش چاپمن (Chapman, 1965)، اسیدیته خاک به روش الکترومتریک با pH متر (McLean, 1982)، ماده آلی به روش والکی بلاک (Page *et al.*, 1982) و بافت خاک به روش هیدرومتری (Gee & Bauder, 1986) اندازه گیری شدند.

تجزیه و تحلیل آمار توصیفی

آماره های توصیفی شامل میانگین، چولگی، کشیدگی، ضریب تغییرات، واریانس و انحراف معیار برای هر متغیر محاسبه گردید. نرمال بودن توزیع فراوانی داده ها با آماره های چولگی^۲ و کشیدگی^۳ بررسی گردید (Simmonds *et al.*, 2013). در این پژوهش برای بررسی نرمال بودن توزیع فراوانی داده های مورد مطالعه از آزمون کولموگروف- اسمیرنوف استفاده شد. جهت نرمال سازی متغیرهای غیرنرمال از

- 2- Skewness
- 3- Kurtosis



شکل ۱- موقعیت جغرافیایی منطقه مورد مطالعه

Fig 1. The geographical location of the surveyed area

(معادله ۱)

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

شده متغیری که به فاصله h از x قرار دارد. پس از به دست آوردن نیم تغییر نما های تجربی، برازش مدل نظری بر نیم تغییر نما به کمک نسخه ۵/۱ نرم افزار GS^+ انجام شد؛ نیم تغییر نمای مناسب به داده های ویژگی های خاک از

که در آن: $\hat{\gamma}(h)$: مقدار نیم تغییر نما برای جفت نقاطی که به فاصله h از یکدیگر قرار دارند، N : تعداد زوج نقاطی است که به فاصله h از یکدیگر قرار دارند، $Z(x_i)$: مقدار مشاهده شده متغیر در نقطه x و $Z(x_{i+h})$: مقدار مشاهده

که در آن: Z^* : مقدار متغیر مکانی برآورد شده، $Z(X_i)$: مقدار متغیر مکانی مشاهده شده در نقطه X_i و λ_i : وزن آماری که به نمونه X_i نسبت داده می شود و بیانگر اهمیت نقطه i ام در برآورد است.

وزن دادن معکوس فاصله (IDW) یکی دیگر از روش های تخمین زمین آماری است که پایه ی آن وزن دهی براساس عکس فاصله تا نقطه تخمین است. وزن دهی بیشتر به نزدیک ترین نمونه ها و اختصاص وزن کمتر به نمونه هایی است که در فاصله بیشتر قرار گرفته اند. در این روش مقدار متغیر در نقاط نمونه برداری نشده از معادله ۴ مشخص شد (Khoramizadeh *et al.*, 2015).

(معادله ۴)

$$z = \frac{\sum_{i=1}^N \frac{z_i}{d_i^m}}{\sum_{i=1}^N \frac{1}{d_i^m}}$$

که در آن، Z : مقدار برآورد متغیر در منطقه نمونه برداری نشده، d_i : فاصله نقطه نمونه برداری شده تا نقطه تخمین، N : تعداد کل نمونه ها و m : توان فاصله، می باشد.

آماره های ارزیابی دقت درون یابی

میزان دقت تخمین ها به روش اعتبارسنجی متقاطع با مقایسه انحراف تخمین ها از داده های اندازه گیری شده، ارزیابی شد (Sun *et al.*, 2003). در این روش همه داده های اولیه، به ترتیب و یک به یک از محاسبات خارج شده و سپس با استفاده از مدل نیم تغییر نما تخمین زده شدند. در پایان با انجام برآورد برای تمامی نقاط دو ستون شامل مقادیر مشاهده ای و مقادیر تخمین زده شده، مقایسه شدند

بین مدل های کروی^۸، نمایی^۹، خطی^{۱۰}، خطی به سقف^{۱۱} و گوسی^{۱۲} برازش داده شد. بهترین مدل نیم تغییر نما بر پایه آماره ضریب تعیین (R^2) و کم ترین مجموع مربعات باقی مانده (RSS)، انتخاب شد. برای پی بردن به وضعیت ساختار مکانی هر متغیر، از معادله ۲ استفاده شد.

(معادله ۲)

$$(C_0/C+C_0) \times 100$$

که در این معادله C_0 : اثر قطعه ای و C : مقدار آستانه می باشد. اگر مقدار این نسبت کمتر از ۲۵ درصد باشد، متغیر دارای وابستگی مکانی قوی، اگر بین ۲۵ تا ۷۵ درصد باشد، وابستگی مکانی متوسط و اگر این نسبت بیش از ۷۵ درصد باشد، وابستگی مکانی ضعیف می باشد (Cambardella *et al.*, 1994; Rizwan *et al.*, 2016).

در مطالعه حاضر، از دو روش زمین آماری کریجینگ و وزن دهی معکوس فاصله (IDW)^{۱۳} (با پارامتر نمایی یک تا پنج) برای میان یابی مکانی متغیرها استفاده شد. برای استفاده از روش کریجینگ مدل نیم تغییر نما برای متغیرها مشخص شد. روش کریجینگ (معادله ۳) بر اساس میانگین متحرک وزنی بوده و می توان آن را بهترین تخمینگر خطی نااریب با کمترین مقدار واریانس خواند (Mohammadi, 2006):

(معادله ۳)

$$Z^* = \sum_{i=1}^n \lambda_i \cdot Z(X_i)$$

-
- 8- Spherical
 - 9- Exponential
 - 10- Linear
 - 11- Linear to Sill
 - 12- Gaussian
 - 13- Inverse distance weighted

تمام ویژگی های مورد مطالعه کمتر از ۲۴ درصد بوده و بیشترین ضریب تغییرات (تغییرات متوسط) برابر با مقادیر ۲۳/۶۲، ۲۲/۸ و ۱۵/۶۵ درصد به ترتیب در هدایت الکتریکی، شن و رس خاک مشاهده شد. در مقایسه؛ ظرفیت تبادل کاتیونی خاک، ماده آلی، اسیدیته و سیلت دارای ضریب تغییرات کمتر از ۱۵ درصد (تغییر کم) بود. بالا بودن ضریب تغییرات متغیرها، نشان دهنده تنوع عوامل تاثیرگذار بر رفتار آن متغیر و تحت تاثیر عملیات مدیریتی می باشد (Trangmar *et al.*, 1986; Dahiya *et al.*, 1984). تمام ویژگی های مورد بررسی در این پژوهش از ضریب چولگی و کشیدگی پایینی برخوردار بودند؛ کمترین و بیشترین اختلاف بین چولگی و کشیدگی به ترتیب به ماده آلی و رس خاک اختصاص داشت. بالا بودن چولگی و کشیدگی نشان دهنده توزیع فراوانی غیرنرمال در متغیرهای مورد بررسی می باشد که می توان به ویژگی های ذاتی متغیر، شرایط محیطی نظیر فعالیت های انسانی، نحوه نمونه برداری و تعداد نمونه های برداشت شده ارتباط داد (Yemefack *et al.*, 2005).

تجزیه و تحلیل وابستگی مکانی

بهترین مدل های نظری برازش شده بر نیم تغییر نمای ویژگی های خاک در شکل ۲ و پارامترهای مدل برازش داده شده در جدول ۲ نشان داده شده اند. برای هدایت الکتریکی، ظرفیت تبادل کاتیونی، اسیدیته و سیلت، بهترین مدل برازش یافته از نوع نمایی و برای ماده آلی و شن، کروی و در رس، گوسی بود. نتایج این پژوهش با یافته ترابی گل سفیدی

Hamidiyanpour *et al.*, 2013; Jafarnia & Akbarinia, 2014. در این تحقیق سه معیار میانگین قدر مطلق خطا (دقت) ^{۱۴} (MAE) (رابطه ۵)، میانگین اریبی (MB) ^{۱۵} (معادله ۶) و مجذور مجموع مربعات باقیمانده (RMSE) ^{۱۶} (رابطه ۷) محاسبه شدند. (معادله ۵)

$$MAE = \sum_{i=1}^n |Z^*(x_i) - Z(x_i)| / n$$

(معادله ۶)

$$MB = \sum_{i=1}^n (Z^*(x_i) - Z(x_i)) / n$$

(معادله ۷)

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

در این روابط: $Z^*(x_i)$: مقدار برآورد شده در نقطه x_i ; $Z(x_i)$: مقدار مشاهده شده در نقطه x_i و n : تعداد نقاط است. مقدار MAE و MB مقدار اریبی را نشان می دهد و در حالت ایده آل بایستی مساوی صفر باشند. مقادیر مثبت یا منفی قابل توجه آنها به ترتیب نشان دهنده برآورد بیشتر^{۱۷} یا کمتر از مقدار واقعی^{۱۸} می باشند (Wackernagel, 2013).

نتایج و بحث

آمار توصیفی

آماره های توصیفی متغیرهای مورد مطالعه در جدول ۱ آورده شده است. ضریب تغییرات

14- Mean Absolute Error
15- Mean Bias Error
16- Root Mean Square Error
17- Overestimate
18- Underestimate

جدول ۱- توصیف آماری ویژگی های خاک در شالیزارهای دشت فومنات (n=45).

Table 1. Descriptive statistics for the soil properties in paddy soils of Foumanat plain (n=45).

متغیر Variable	واحد Unit	میانگین Average	کمینه Minimum	بیشینه Maximum	واریانس Variance	انحراف معیار Std deviation	ضریب تغییرات (درصد) CV(%)	کشیدگی Kurtosis	چولگی Skewness
هدایت الکتریکی Soil electrical conductivity	دسی زیمنس بر متر (dS/m)	1.93	1	3.08	0.208	0.456	23.62	- 0.15	0.26
ظرفیت تبادل کاتیونی Soil cation exchange capacity	میلی اکی والان در ۱۰۰ گرم (meq 100 g ⁻¹)	25.802	17	34	0.027	0.16	4.9	- 0.53	- 0.26
ماده آلی خاک Soil organic matter	درصد (%)	2.670	1.45	4.83	0.0429	0.207	12.76	0.64	0.66
اسیدیته خاک Soil pH		6.45	5.16	7.90	0.365	0.604	9.36	- 0.57	0.15
رس Soil clay content	درصد (%)	41.39	25	55	42.09	6.48	15.65	0.39	- 0.73
سیلت Soil silt content	درصد (%)	48.73	41	57	6.28	0.079	2.03	- 0.76	0.20
شن Soil sand content	درصد (%)	10.14	4	31	0.249	0.5	22.8	- 0.24	0.57

بوده و مدل کروی به عنوان بهترین مدل برای کمی کردن تغییرات مکانی ماده آلی خاک گزارش شد. در مقایسه؛ لیو و همکاران (Liu *et al.*, 2006) مدل نمایی را بهترین مدل برای کمی کردن تغییرات مکانی ماده آلی خاک و فروغی فر و همکاران (Foroughifar *et al.*, 2011)، مدل کروی را بهترین مدل برای توصیف تغییرات درصد شن بیان نمودند که با نتایج این پژوهش هماهنگی دارد. آماره R^2 برای ویژگی ظرفیت تبادل کاتیونی خاک دارای مقدار پایینی بود که نشان دهنده تغییرات تصادفی و وابستگی مکانی ضعیف است (Mohammadi, 2006). کمترین مقادیر ضریب تبیین به ترتیب برابر با ۰/۱۷، ۰/۳۱ و ۰/۴۹ در مورد اسیدیته، ظرفیت تبادل

و همکاران (Torabi Golsefidi *et al.*, 2016) مطابق دارد این محققین هم بهترین مدل برازش یافته برای سیلت و اسیدیته را نمایی و برای ماده آلی، کروی بیان نمودند. یانایی و همکاران (Yanai *et al.*, 2000)، بهترین مدل برای هدایت الکتریکی را نمایی و برای اسیدیته و محتوای ماده آلی از نوع کروی گزارش کردند که هماهنگ با نتیجه این پژوهش می باشد. مدل کروی از معمول ترین مدل های زمین آماری در مورد خصوصیات خاک است (Cetin & Kirda, 2003). همچنین در پژوهش های جعفری و همکاران (Jafari *et al.*, 2008) و ایوبی و همکاران (Ayoubi *et al.*, 2007)، ماده آلی دارای تاثیرپذیری بالایی از مدیریت اراضی

مکانی متوسط در رس را مشاهده نمودند که با نتایج این پژوهش هماهنگی دارد. لوپز-گرانادوس و همکاران (López-Granados *et al.*, 2002) وابستگی مکانی متوسط متغیر pH را گزارش کردند که مطابق با نتایج این پژوهش است. یانایی و همکاران (Yanai *et al.*, 2000) به وابستگی مکانی ضعیف اسیدیته خاک دست یافتند که با نتایج این پژوهش مغایرت داشت در حالیکه این پژوهشگران وابستگی مکانی قوی برای هدایت الکتریکی گزارش نمودند که مطابق با نتایج این بررسی بود. از طرفی، مقادیر کمینه و بیشینه هدایت الکتریکی در این پژوهش به ترتیب برابر با ۱ و ۳/۰۸ دسی زیمنس بر متر بود. مقادیر هدایت الکتریکی بالا (محدوده ۲/۵ تا ۳ دسی زیمنس بر متر) در این پژوهش در اراضی شالیزاری پایین دست دو روستای شهرستان فومن مشاهده شد. در پژوهشی مشابه، پاناپروما (Ponnamperuma, 1978) به بیشتر بودن هدایت الکتریکی خاک های اراضی پست، به علت بالا بودن آب زیرزمینی و تجمع زه آب نواحی مجاور و مقادیر پایین هدایت الکتریکی مناطق بالادست اشاره نموده اند. از عوامل موثر بر وابستگی مکانی ویژگی های خاک می توان به مواد مادری، نوع و ارتفاع خاک پس از تسطیح زمین، سطح آب زیرزمینی، انتقال اجزای سازنده خاک یا مواد غذایی از مزارع مجاور اشاره کرد که موجب ناهمگنی عملکرد گیاه و ویژگی های خاک در مقیاس های مختلف اشاره نمود؛ عوامل مدیریت کشاورزی از قبیل عملیات آماده سازی اراضی شالیزاری، قرار گرفتن اراضی تجهیز و نوسازی شده در کنار

کاتیونی و سیلت خاک (جدول ۲) و بالاترین مقادیر ضریب تبیین به ترتیب برابر با ۰/۹۵، ۰/۸۳، ۰/۸۰ و ۰/۶۵ برای میزان شن، رس، هدایت الکتریکی و ماده آلی خاک مشاهده شد. از طرفی در بین متغیرهای مورد بررسی، ظرفیت تبادل کاتیونی، ماده آلی و شن به ترتیب برابر با ۰/۲۱، ۰/۲۲ و ۰/۲۳ دارای کمترین اثر قطعه ای بودند. مقادیر کم یا صفر اثر قطعه ای بیانگر پیوستگی مکانی بین نقاط همجوار و کوچکتر از فواصل نمونه برداری، خطاهای اندازه گیری و آزمایشگاهی و دیگر تغییرات غیرقابل پیش بینی است (Mohammadzamani *et al.*, 2007; Rezazadehshamkhal *et al.*, 2016). از سویی بالا بودن اثر قطعه ای در واقع معیاری از نامناسب بودن فواصل نمونه گیری است زیرا اثر قطعه ای نشان دهنده تغییرات مکانی است که در فاصله های کمتر از فواصل نمونه گیری وجود دارد (Webster & Oliver, 2007). در این پژوهش دو ویژگی درصد رس و سیلت دارای اثر قطعه ای بالایی بودند (جدول ۲).

براساس یافته ها، متغیرهای هدایت الکتریکی و شن خاک دارای پیوستگی مکانی قوی و متغیرهای ظرفیت تبادل کاتیونی، ماده آلی، اسیدیته، رس و سیلت خاک دارای پیوستگی مکانی متوسطی می باشند (جدول ۲ و شکل ۲). در بررسی به منظور تعیین پراکنش خصوصیات خاک در کرج، وابستگی مکانی ضعیف، متوسط و قوی به ترتیب برای رس، شن و (ماده آلی و سیلت) گزارش شد (Zareian *et al.*, 2015). سرمیدان و تقی زاده مهرجردی (Sarmadian & Taghi zadeh Mehrjerdi, 2010) وابستگی

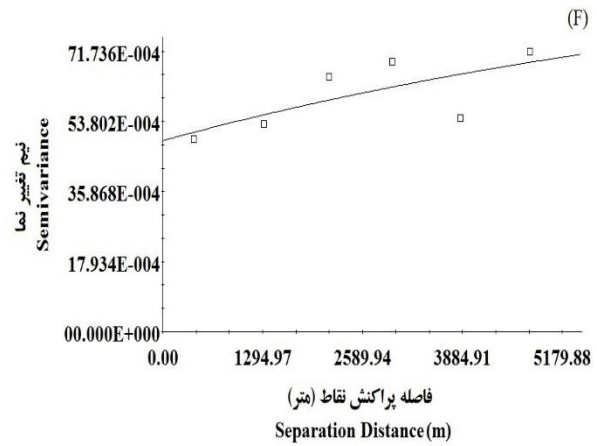
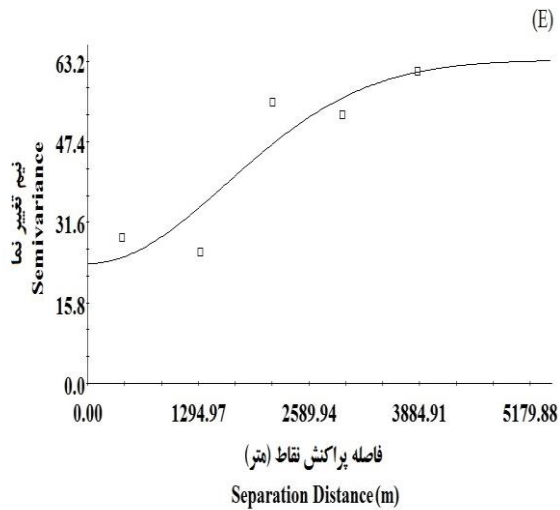
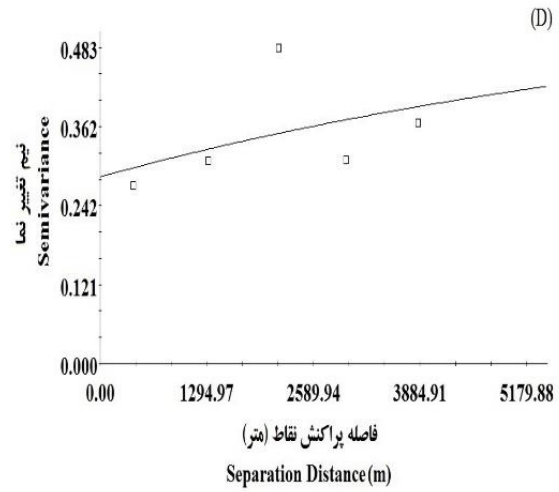
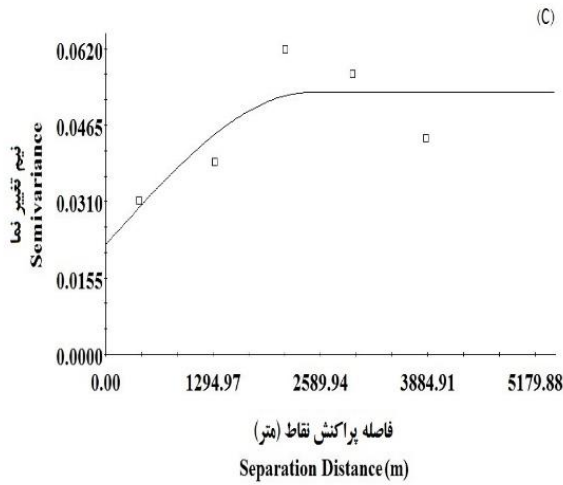
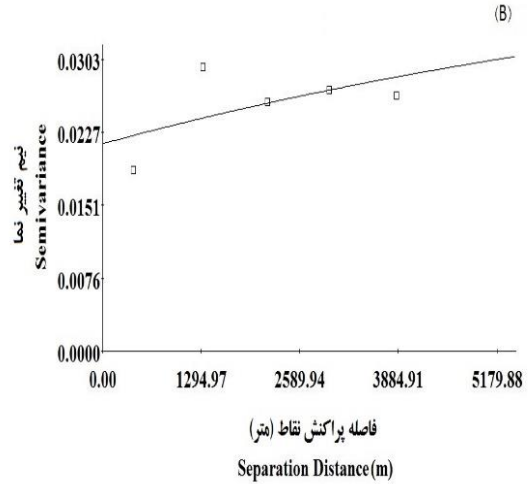
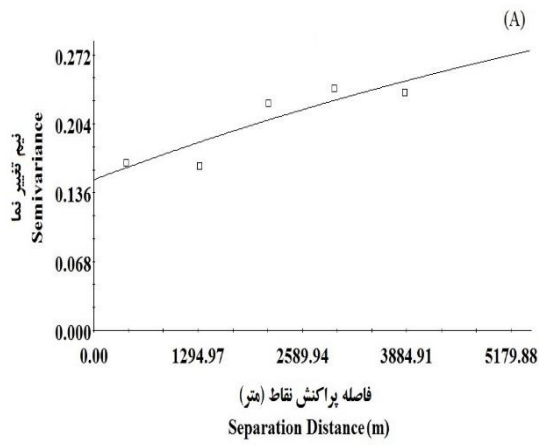
جدول ۲- پارامترهای مربوط به مدل‌های واریوگرامی ویژگی‌های خاک مورد بررسی (n=45).

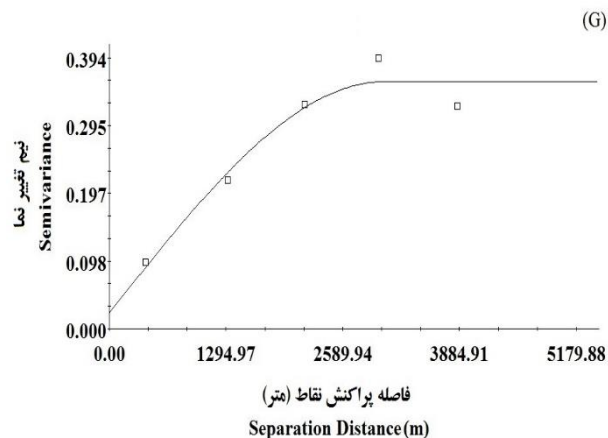
Table 2. Parameters of variogram models for different soil properties (n=45).

متغیر Variable	مدل Model	اثر قطعه‌ای Nugget variance(C_0)	آستانه Sill(C)	دامنه تاثیر Effective range	تناسب مکانی Spatial ratio(C_0/C_0+C)	نوع ساختار مکانی Spatial class	ضریب تیین (R^2)	مجموع مربعات باقیمانده Residual sum of squares (RSS)
هدایت الکتریکی Soil electrical conductivity (dS/m) ظرفیت تبادل کاتیونی Soil cation exchange capacity (meq 100 g ⁻¹)	نمایی Exponential	0.149	0.466	31530	0.242	قوی Strong	0.80	1.141
ماده آلی خاک Soil organic matter(%) اسیدیته خاک Soil pH	کروی Spherical	0.0222	0.0531	2470	0.294	متوسط Moderate	0.65	2.25
رس Soil clay content (%)	نمایی Exponential	0.285	0.572	24780	0.332	متوسط Moderate	0.17	0.022
سیلت Soil silt content(%)	گوسی Gaussian	23.5	63.43	3983	0.270	متوسط Moderate	0.83	172
شن Soil sand content (%)	نمایی Exponential	4.89	9.79	27210	0.333	متوسط Moderate	0.49	2.213
	کروی Spherical	0.023	0.359	3040	0.06	قوی Strong	0.95	2.72

(Roger *et al.*, 2014). همچنین؛ تغییرات مکانی مواد آلی در شرق کشور چین را در مقیاس کوچک (۱۲ کیلومتر مربع) تابع نوع کاربری اراضی و در مقیاس بزرگ (۸۴ کیلومتر مربع) تابع نوع مواد مادری گزارش نمودند (Liu *et al.*, 2013).

اراضی سنتی، نوع رقم مورد کشت، اختلاف در نوع و مقدار مصرف کود شیمیایی از جمله عوامل موثر به شمار می روند (Davatgar *et al.*, 2015; Simmonds *et al.*, 2013). در واقع میان یابی مکانی تابع ماهیت داده هاست که خود به مقیاس مطالعه بستگی دارد. پژوهشگران تغییرات مکانی فسفر در خاک های کشاورزی سوییس را تابع نوع کاربری زمین دانسته و بیشترین مقدار این عنصر را در اراضی زراعی مشاهده نمودند





شکل ۲- نیم تغییرنمای همه جهت برای هدایت الکتریکی (مدل نمایی) (الف)، ظرفیت تبادل کاتیونی (مدل نمایی) (ب)، ماده آلی (مدل کرووی) (ج)، اسیدیته (مدل نمایی) (د)، رس (مدل گوسی) (ه)، سیلت (مدل نمایی) (و) و شن خاک (مدل کرووی) (ز).

Fig 2. Isotropic variogram of the electrical conductivity (exponential model) (a), cation exchange capacity (exponential model) (B), organic matter (spherical model) (C), pH (exponential model) (D), clay (gaussian model) (E), silt (exponential model) (F) and sand (spherical model) (G).

بزرگ تری هستند (Brye *et al.*, 2007). از عوامل موثر بر دامنه تأثیر می توان به عملیات زراعی از جمله کود دهی و آبیاری مزرعه اشاره برد (Cahan *et al.*, 1994) که بر تحرک یون ها مؤثر بوده و باعث توزیع متفاوت عناصر غذایی می گردند. دامنه تأثیر بالا در این پژوهش با نتایج جعفری و همکاران (Jafari *et al.*, 2008) مطابقت دارد. رضایی و همکاران (Rezaei *et al.*, 2010) برای هدایت الکتریکی، محدوده شعاع تأثیر را ۶۶۱۰۰ متر گزارش کردند، در حالیکه شعاع تأثیر در این پژوهش برابر با نصف مقدار گزارش شده توسط رضایی و همکاران (Rezaei *et al.*, 2010) (در حدود ۳۱۵۳۰ متر) بود. رضوان و همکاران (Rizwan *et al.*, 2016) دامنه تأثیر را برای ویژگی های اسیدیته، هدایت الکتریکی، ماده آلی، رس و شن به ترتیب برابر با ۵/۵۴، ۳/۸۵، ۱/۹۲، ۶/۳۳ و ۶/۳۳ کیلومتر بیان نمودند.

بطور کلی دامنه تأثیر، فاصله ای است که در مقادیر بالاتر از آن، نمونه ها بر هم تأثیری نداشته و یا وابستگی کافی نشان نمی دهد و در واقع مستقل از یکدیگرند. چنین فاصله ای حد همبستگی خصوصیت مورد نظر را مشخص ساخته و اطلاعاتی در رابطه با حد مجاز فاصله نمونه برداری ارائه می کند. دامنه تأثیر خصوصیات مختلف خاک، تابعی از مقیاس مورد مطالعه و فاصله نمونه برداری است (Pirysahragard & Piry, 2016). در پژوهش حاضر، تغییرپذیری خاک با دامنه تأثیر ۲۴۷۰ متر برای ماده آلی تا ۳۱۵۳۰ متر برای هدایت الکتریکی در نوسان بود. دامنه تأثیر بزرگ تر دلالت بر ساختار فضایی گسترده تر دارد. به عبارت دیگر هرچه این دامنه گسترده تر باشد به تعداد نمونه کمتری جهت تعیین نقاط نمونه برداری نشده نیاز است (Mohammadi, 2006). همچنین؛ ویژگی هایی ایستا با تحرک کم در خاک دارای دامنه تأثیر

ارزیابی دقت درون یابی و تعیین اعتبار

در واقع MAE معرف دقت روش و مقدار متوسط خطاست که هرچه به صفر نزدیک تر باشد، بهتر است (Wackernagel, 2013). مقدار MAE در ویژگی های هدایت الکتریکی، ظرفیت تبادل کاتیونی، اسیدیته و رس خاک، با افزایش توان در روش وزن دهی عکس فاصله، کاهش یافت. تنها در دو ویژگی ماده آلی و شن خاک، با افزایش توان در روش IDW مقدار MAE افزایش یافت. از طرفی در ویژگی های اسیدیته، رس، سیلت و شن مقادیر آماره MAE در روش IDW، منفی بود. آماره MAE در روش کریجینگ تنها در سیلت مقدار مثبتی داشت و در بقیه ویژگی ها دارای مقادیر منفی بود. MBE بیانگر میانگین انحراف است و هرچقدر مقادیر MBE و RMSE کمتر باشند دقت مدل بالاتر است (Wackernagel, 2013). همچنین، روند افزایشی آماره های MBE و RMSE با افزایش توان در روش IDW در کل ویژگی های مورد بررسی مشاهده شد. بیشترین مقدار RMSE و MBE در دو ویژگی اسیدیته و رس و کمترین مقدار RMSE در دو ویژگی هدایت الکتریکی و ماده آلی مشاهده شد (جدول ۳). نمودار های اعتبارسنجی به دست آمده از ویژگی های مورد بررسی با روش درون یابی دارای کمترین RMSE و بالاترین ضریب تبیین در شکل ۳ ارائه شده است. ویژگی های هدایت الکتریکی، ظرفیت تبادل کاتیونی، ماده آلی و رس در توان یک روش IDW دارای ضریب تبیین به ترتیب برابر با ۰/۲۰، ۰/۱۸، ۰/۴۷ و ۰/۳۵ بود که در مقایسه با سایر روش ها از ضریب همبستگی

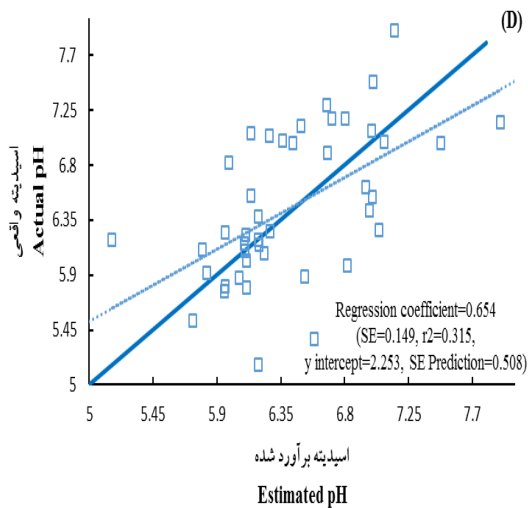
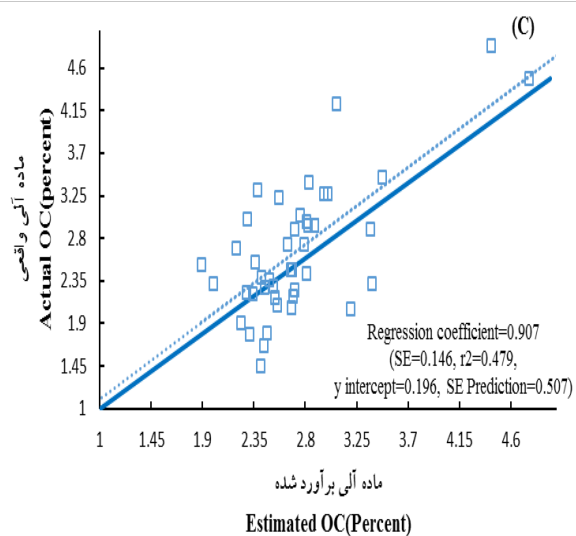
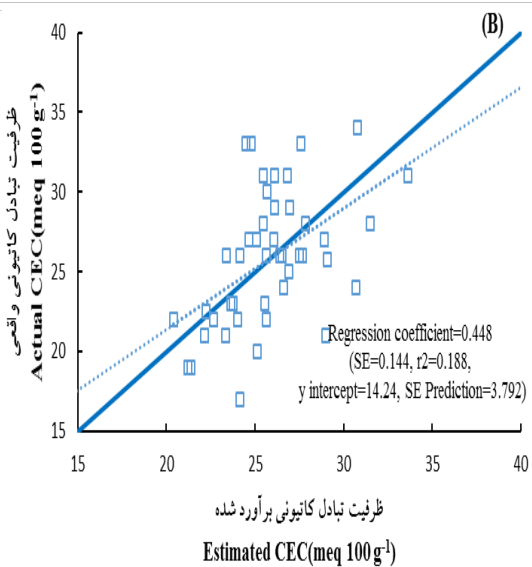
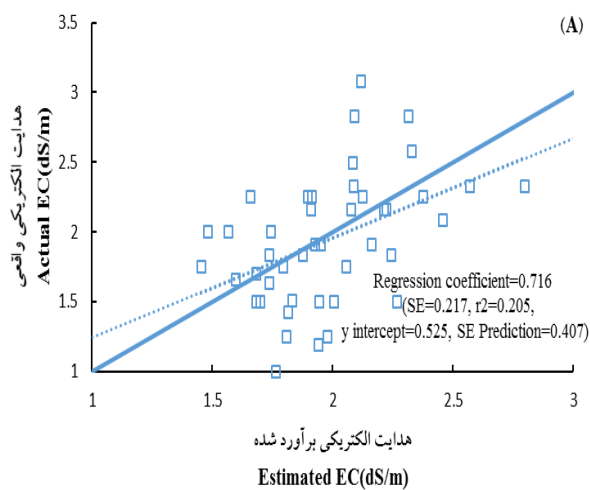
بالاتری برخوردار بوده و نشان دهنده دقت بیشتر این روش می باشد (شکل ۳-الف، ب، ج و ه). ویژگی اسیدیته در توان سوم روش IDW دارای ضریب تبیینی برابر با ۰/۳۱ بود (شکل ۳-د). بالاترین ضریب تبیین در ویژگی سیلت برابر با ۰/۱۸ در توان دوم روش IDW مشاهده شد (شکل ۳-و). مقدار شن با روش کریجینگ دارای کمترین RMSE بوده که ضریب تبیینی برابر با ۰/۵۰۵ درصد بین داده های واقعی و برآورد شده داشت؛ به این صورت می توان عنوان کرد که نزدیک بودن ضریب همبستگی به مقدار مثبت یک، نشان دهنده برآورد بهتر و تفاوت کمتر بین مقادیر واقعی و برآورد شده است (شکل ۳-ز).

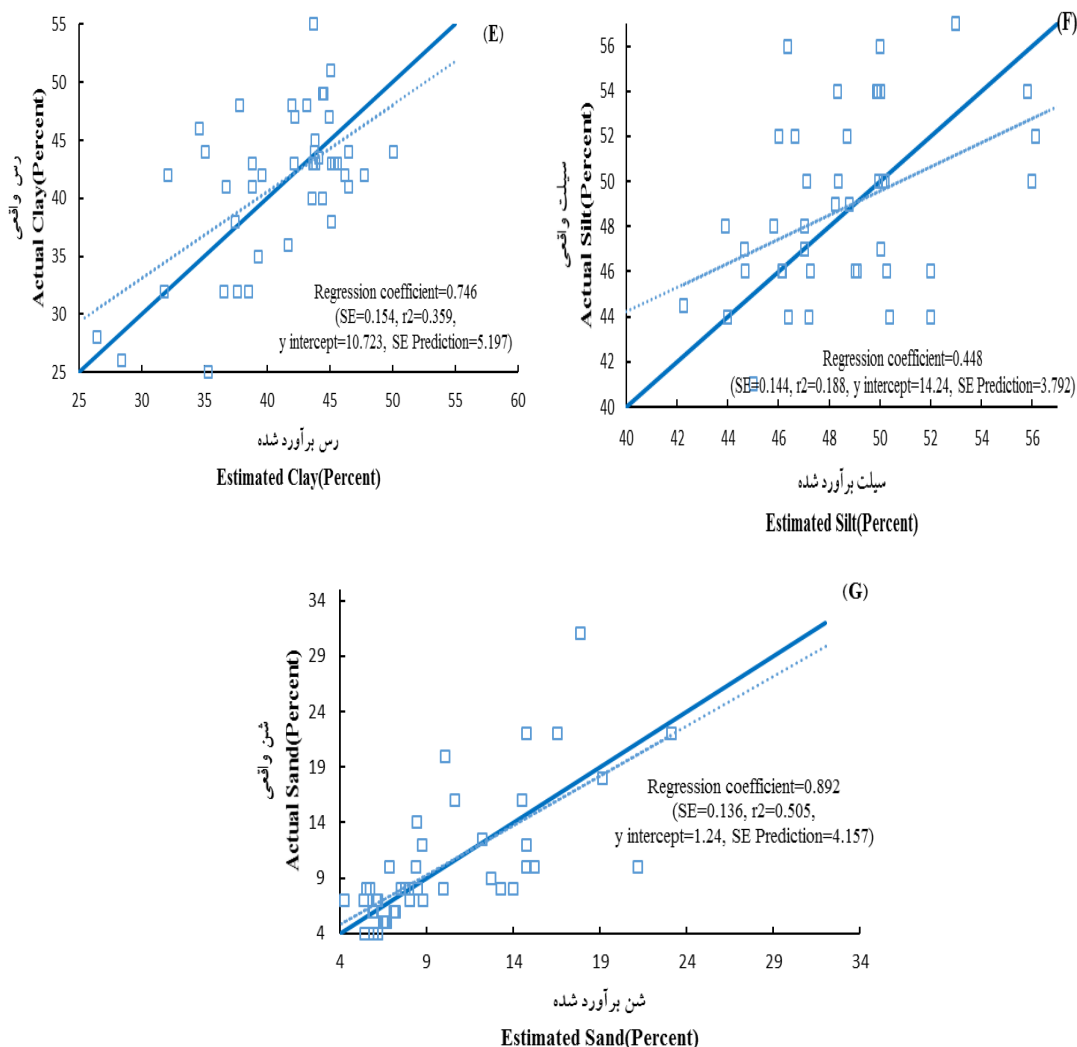
بطور کلی روش IDW در مقایسه با کریجینگ در ویژگی های ظرفیت تبادل کاتیونی، ماده آلی، اسیدیته و سیلت دارای دقت بیشتر و خطای کمتری بود که با نتایج حسینعلی زاده و همکاران (Hosseinalizadeh et al., 2006) مطابقت دارد؛ این پژوهشگران دقیق ترین تخمینگر را برای مشاهدات کم، وزن دهی عکس فاصله دانسته اند. در همین راستا، ون میرونی (Van Meirvenne, 1991) روش کریجینگ را برای درون یابی مشاهدات با نمونه کم و تغییرات مکانی زیاد نامناسب دانسته اند. همچنین در این پژوهش، در ویژگی های هدایت الکتریکی، رس و شن، روش کریجینگ در مقایسه با IDW تفاوت چندانی نداشت. در تعدادی از بررسی ها، روش کریجینگ را مناسب ترین تخمینگر در تهیه نقشه متغیر های سیلت، شن و ماده آلی خاک دانسته اند (Zareian et al., 2015; Sun et al., 2015).

جدول ۳- مقایسه بین روش‌های مختلف درون‌یابی مکانی صفات مورد بررسی با معیارهای آماری.

Table 3. Comparison between different spatial interpolation methods for the studied traits using statistical measures.

روش درون‌یابی Interpolation method	آماره Statistics	هدایت الکتریکی Soil electrical conductivity (dS/m)	ظرفیت تبادل کاتیونی Soil cation exchange capacity (meq 100 g ⁻¹)	ماده آلی Soil organic matter (%)	اسیدیته Soil pH	رس Soil clay content (%)	سیلت Soil silt content (%)	شن Soil sand content (%)
وزن‌دهی عکس فاصله (توان یک) IDW(1)	میانگین مطلق خطا Mean absolute error(MAE)	0.0371	0.035	0.031	- 0.0114	- 0.2983	- 0.17	- 0.43
	میانگین اریبی Mean bias (MB)	0.334	2.931	0.401	0.3627	4.337	2.698	2.906
	جذر میانگین مربعات خطا Root mean square error(RMSE)	0.412	3.661	0.503	0.5104	5.308	3.565	4.226
وزن‌دهی عکس فاصله (توان دو) IDW(2)	میانگین مطلق خطا Mean absolute error(MAE)	0.0363	- 0.027	0.052	- 0.0214	- 0.5384	- 0.307	0.292
	میانگین اریبی Mean bias (MB)	0.344	3.22	0.429	0.385	4.851	2.911	3.234
	جذر میانگین مربعات خطا Root mean square error (RMSE)	0.453	4.092	0.543	0.5194	5.931	3.769	4.460
وزن‌دهی عکس فاصله (توان سه) IDW(3)	میانگین مطلق خطا Mean absolute error (MAE)	0.0310	- 0.0238	0.065	- 0.0319	- 0.6069	- 0.255	0.479
	میانگین اریبی Mean bias (MB)	0.373	3.344	0.457	0.4165	5.069	3.028	3.453
	جذر میانگین مربعات خطا Root mean square error (RMSE)	0.469	4.267	0.587	0.5266	6.249	3.919	4.701
وزن‌دهی عکس فاصله (توان چهار) IDW(4)	میانگین مطلق خطا Mean absolute error(MAE)	0.0254	- 0.0106	0.071	- 0.0392	- 0.6474	- 0.183	0.514
	میانگین اریبی Mean bias (MB)	0.332	3.392	0.471	0.4210	5.139	3.080	3.520
	جذر میانگین مربعات خطا Root mean square error (RMSE)	0.473	4.33	0.608	0.5348	6.395	4.004	4.776
وزن‌دهی عکس فاصله (توان پنج) IDW(5)	میانگین مطلق خطا Mean absolute error(MAE)	0.0209	- 0.005	0.074	- 0.0440	- 0.6863	- 0.121	0.516
	میانگین اریبی Mean bias (MB)	0.370	3.413	0.478	0.4262	5.158	3.097	3.545
	جذر میانگین مربعات خطا Root mean square error (RMSE)	0.475	4.357	0.619	0.5440	6.464	4.056	4.797
کریجینگ Kriging	میانگین مطلق خطا Mean absolute error(MAE)	- 0.0006	- 0.283	- 0.0197	- 0.0128	0.0813		- 0.17
	میانگین اریبی Mean bias (MB)	0.346	3.310	0.427	0.4037	4.336	3.098	2.93
	جذر میانگین مربعات خطا Root mean square error (RMSE)	0.418	4.043	0.566	0.5051	5.398	3.857	4.144





شکل ۳- تعیین اعتبار ویژگی‌های هدایت الکتریکی (توان یک وزندهی عکس فاصله) (الف)، ظرفیت تبادل کاتیونی (توان یک وزندهی عکس فاصله) (ب)، ماده آلی (توان یک وزندهی عکس فاصله) (ج)، اسیدیته (توان سه وزندهی عکس فاصله) (د)، رس (توان یک وزندهی عکس فاصله) (ه)، سیلت (توان دو وزندهی عکس فاصله) (و) و شن خاک (کریجینگ) (ز).

Fig 3. Validation of electrical conductivity (IDW1) (A), cation exchange capacity (IDW1) (B), organic matter (IDW1) (C), pH (IDW3) (D), clay (IDW1) (E), Silt (IDW2) (F) and sand (Kriging) (G).

نتیجه گیری کلی

نتایج پژوهش حاضر بیانگر وجود بیشترین ضریب تغییرات (تنوع متوسط) در ویژگی‌های هدایت الکتریکی، شن و رس از ۱۵ تا ۲۴ درصد بود در حالی که این میزان در ظرفیت تبادل کاتیونی، ماده آلی، اسیدیته و سیلت کمتر از ۱۵ درصد (تنوع کم) به دست آمد. بر اساس یافته

(al., 2003) که هماهنگ با نتایج درصد شن در پژوهش مذکور می‌باشد. در پژوهشی به منظور آنالیز مکانی ویژگی‌های خاک در شرق شیراز، برای تهیه نقشه اسیدیته، هدایت الکتریکی و بافت خاک، روش کریجینگ معمولی را مناسب دانسته‌اند (Bijanazadeh et al., 2014).

ها، ویژگی های مورد بررسی در این پژوهش دارای دو ساختار مکانی متوسط تا قوی بودند. این ساختار مکانی و دامنه تاثیر آنها تحت تاثیر شرایط نمونه برداری و عوامل مدیریتی قرار گرفت. استفاده از درون یابی با روش وزن دهی عکس فاصله در مقایسه با کریجینگ برای برآورد نقاط نمونه برداری نشده نتایج بهتری به دنبال داشت. در مجموع از نتایج این پژوهش می توان برای تخمین وضعیت حاصلخیزی و ویژگی های فیزیکی و شیمیایی مهم و تاثیرگذار در مزارع برنج به ویژه هدایت الکتریکی و ظرفیت تبادل کاتیونی خاک در راستای انتخاب صحیح نوع رقم مورد کشت، مدیریت مناسب کودی و در نتیجه بهبود عملکرد بهره برد.

References

- Ayoubi, Sh., Mohammadzamani, S. and Khormali, F. 2007. Prediction total N by organic matter content using some geostatistic approaches in part of farm land of Sorkhankalateh, Golestan Province. *Journal of agricultural sciences and natural resources*, 14(4): 78-87 (In Persian with English Summary).
- Bhatti, A. U., Mulla, D. J. and Frazier, B. E. 1991. Estimation of soil properties and wheat yields on complex eroded hills using geostatistics and thematic mapper images. *Remote Sensing of Environment*, 37(3): 181-191.
- Bijanazadeh, E., Mokarram, M. and Naderi, R. 2014. Applying Spatial Geostatistical Analysis Models for Evaluating Variability of Soil Properties in Eastern Shiraz, Iran. *Iran Agricultural Research*, 33(2): 35-46.
- Brye, K. R., Staton, N. A., Mozaffari, M., Savin, M. C., Norman, R. J. and Miller, D. M. 2004. Short- term effects of land leveling on soil chemical properties and their relationships with microbial biomass. *Soil Science Society of America Journal*, 68: 924-934.
- Cahan, M.D., Hummel, J.W. and Brouer, B. H. 1994. Spatial analysis of soil fertility for site-specific crop management. *Soil Science Society of America Journal*, 39: 247-250.
- Cambardella, C. A., Moorman, T. B., Parkin, T. B., Karlen, D. L., Novak, J. M., Turco, R. F., and Konopka, A. E. 1994. Field-scale variability of soil properties in central Iowa soils. *Soil Science Society of America Journal*, 58: 1501-1511.
- Cetin, M. and Kirda, C. 2003. Spatial and temporal changes of soil salinity in a cotton field irrigated with low-quality water. *Journal of Hydrology*, 272: 238–249.
- Chapman, H. D. 1965. Cation-exchange capacity. Methods of soil analysis. Part 2. Chemical and microbiological properties (methods of soil analysis). *Monograph*, 9(2): 891-901.
- Dahiya, I.S., Richter, J. and Malik, R.S. 1984. Soil spatial variability: A review. *International Journal of Tropical Agricultural*, 11(1): 1-102.
- Davatgar, N., Zare, A., Shakouri Katigari, M., Rezaei, L., Kavooosi, M., Sheikh Eslam, h. and Ajili Lahiji, A. 2015. Fertility Status of Paddy Soils in Guilan Province. *Land Management Journal*, 3(1): 1-13 (In Persian).
- Foroughifar, H., Jafarzadah, A. A., Torabi Gelsefidi, H., Aliasgharzadah, N., Toomanian, N. and Davatgar, N. 2011. Spatial Variations of Surface Soil Physical and Chemical Properties on Different Landforms of Tabriz Plain. *Water and soil science*, 21(3): 1-21 (In Persian).
- Gee G. W. and Bauder J. W. 1986. Particle-size analysis. In: Klute, A. (Ed),

- Methods of Soil Analysis. Part 1. 2nd ed. Agron. Monogr. 9. ASA .Madison. WI. 636 pp.
- Hamidiyanpour, M., Saligeh, M. and Falah Ghlhari, Gh. A. 2013. Applying Types of Interpolation Methods for Spatial Analysis and Monitoring of SPI Drought Case study: Khorasan Razavi. *Geography and development Iranian journal* , 11 (30): 57-70 (In Persian).
- Hossein Alizadeh, M., Ayoubi, S. A. and Shataee, Sh. 2006. Comparison of various interpolation methods on evaluation some surface soil properties (case study: mehr watershed of sabzevar). *Journal of Agricultural Sciences and Natural Resources*, 13(5): 152-162 (In Persian with English Summary).
- Jafari, M., Asgari, H. M., Moazami, M., Tahmoures, M. and Beniaz, M. 2008. Investigation of spatial distribution of soil properties by use of geostatistical methods. *Pajouhesh-Va-Sazandegi*, 21(3): 177-185 (In Persian).
- Jafarnia, Sh. and Akbarinia, M. 2014. Investigation of spatial distribution of soil and water properties by use of geostatistical in Mangrove forest of Qeshm Island. *Iranian Journal of Forest and Poplar Research* , 22(4): 673-686 (In Persian).
- Jiang, P., and Thelen, K. D. 2004. Effect of soil and topographic properties on crop yield in a north-central corn-soybean cropping system. *Agronomy journal*, 96(1): 252-258.
- Khoramizadeh, F., Davatgar, N., Tehrani, M. M., Ghasemi Dehkordi, V. R. and Asaadi Oskaie, E. 2015. Evaluation of spatial variability of available iron and its affecting factors in paddy soils (Case study: Central paddy fields of Guilan). *Journal of Soil Management and Sustainable*, 4(4): 255-274 (In Persian with English Summary).
- Liu, N., Bond, G.M., Abel, A., McPherson, B.J. and Stringer, J. 2006. Biometric sequestration of CO₂ in carbonate forms: Role of produced waters and other brines. *Fuel Processing Technology*, 86:1615-1625.
- Liu, Y., Zhang, J. L. B., and Bi, J. 2013. Spatial multi-scale variability of soil nutrients in relation to environmental factors in a typical agricultural region, Eastern China. *Science of the Total Environment*, 450-451: 108-119.
- López-Granados, F., Jurado-Expósito, M., Atenciano, S., García-Ferrer, A., Sánchez de la Orden, M. and García-Torres, L. 2002. Spatial variability of agricultural soil parameters in southern Spain. *Plant and Soil*, 246: 97-105.
- McLean EO, 1982. Soil pH and lime requirement. Pp. 199-224. In: Page AL, Miller, RH and Keeny, DR(Eds): Methods of soil analysis. Part 2. Chemical and microbiological properties. Second edition. America Society of Agronomy and Soil Science Society of America, Madison, WI.

- Mohammadi, J. 2006. Pedometrics (spatial statistics). Pelk Publication. Tehran, 453p (In Persian).
- Mohammadi, J. 2007. Reviewing the basics geostatistic and its application in soil. *Science of Soil and Water*, 15 (1): 99-121.
- Mohammad Zamani, S., Ayoubi, Sh., Khormali, F. 2007. Spatial Variability of Wheat Yield and Soil Properties in a Selected Agricultural Land of Sorkhankalateh. *Journal of Water and Soil Science*, 11 (40):79-92 (In Persian).
- Morales, L. A., Vázquez, E. V. and Paz-Ferreiro, J. 2011. Spatial and temporal variability of Mehlich-1 extractable Fe, Mn and Zn over a rice field as a function of lime amendment. *Stochastic environmental research and risk assessment* , 25(8): 1039-1048.
- Nayanaka, V. G. D., Vitharana, W. A. U. and Mapa, R. B. 2010. Geostatistical Analysis of Soil Properties to Support Spatial Sampling in a Paddy Growing Alfisol. *Tropical Agricultural Research*, 22(1): 34-44.
- Owliaie, H.R., Keshavarzi, M. and Adhami, E. 2015. Comparison between physicochemical properties and clay mineralogy of paddy soils of Noorabad (Fars Province) and adjacent virgin lands. *Journal of Soil Management and Sustainable*, 4(4): 105-125 (In Persian with English Summary).
- Page, A.L., Miller, R.H., and Keeney, D.R. 1982. Methods of soil analysis. Part2-Chemical and Microbiological methods. Second edition, Soil Science Society of America, Inc. Publisher Madison, Wisconsin, USA.
- Paz-Gonzalez, A., Viera, S.R., and Toboada castro, M.T. 2000. The effect of cultivation on the spatial variability of selected properties of an umbric horizon. *Geoderma*, 97: 273-292.
- Pirysahragard, H., and Piry, J. 2016. Analysis of spatial structure of some soil properties using geostatistical methods (Case study: west rangelands of Taftan-Khash). *Rangeland*, 10: 224-236.
- Ponnamperuma, F.N., 1978. Electrochemical changes in submerged soils and the growth of rice. *Soils and rice*, 191: 421-441.
- Rezaei, M., Davatgar, N., Tajdari, K. and Abolpour, B. 2010. Investigation the Spatial Variability of Some Important Groundwater Quality Factors in Guilan, Iran. *Journal of Water and Soil*, 24(5): 932-941 (In Persian).
- Rezazadehshamkhal, S., Gholamalizadeh Ahangar, A., Gazmeh, S., Froghifar, H. and Bameri, A. 2016. Evaluation of Different Interpolation Methods in Spatial Estimation of Soil Properties in Sistan Plain. *Water and soil science*, 26 (2): 151-162 (In Persian with English Summary).
- Rizwan, M., Siddique, M. T., Ahmed, H., Iqbal, M. and Ziad, T. 2016. Spatial variability of selected physico-chemical properties and macronutrients in the

- shale and sandstone derived soils. *Soil & Environment*, Soil Environ. 35(1): 12-21.
- Roger, A., Libohova, Z., Rossier, N., Joost, S., Maltas, A., Frossard, E., and Sinaj, S. 2014. Spatial variability of soil phosphorus in the Fribourg canton, Switzerland. *Geoderma*, 217-218: 26-36.
- Sarmadian, F. and Taghi zadeh Mehrjerdi, R. 2010. A Comparison of Interpolation Methods for Preparing Soil Quality Maps: Case study: (Agricultural Faculty Experimental Field). *Iranian journal of soil and water research*, 40(2): 157-165 (In Persian).
- Sendecor, G.W., and Cochran, W.G. 1980. Statistical methods. 8th ed. Iowa State Univ. Iowa, USA. 503p.
- Simmonds, M. B., Plant, R. E., Pena-Barragan J. M., van Kessel, C., Hill, J. and Linqvist, B. A. 2013. Underlying causes of yield spatial variability and potential for precision management in rice systems. *Precision Agriculture*, 14(5): 512-540.
- Sun, B., Zhou, Sh., and Zhao, Q. 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.
- Tewolde, M. G., Beza, T. A., Costa, A. C. and Painho, M. 2010. Comparison of different interpolation techniques to map temperature in the southern region of Eritrea. Paper presented at the 13th AGILE International Conference on Geographic Information Science. Guimarães, Portugal, 1-5.
- Torabi golsefidi, H., Davatgar, N. and Ghasemi, Sh. 2016. Spatial Variability and Mapping of Some Physico-Chemical Properties in Surface Soils and Influence of Land Use Management on Them in Agricultural Lands South of Tehran. *Iranian journal of soil research*, 30(2): 215-226 (In Persian).
- Trangmar, B. B., Yost, R. S. and Uehara, G. 1986. Application of geostatistics to spatial studies of soil properties. *Advances in agronomy*, 38: 45-94.
- Tsegaye, T. and Hill, R. L. 1998. Intensive tillage effects on spatial variability of soil test, plant growth, and nutrient uptake measurements. *Soil Science*, 163(2): 155-165.
- Van Meirvenne, M., 1991, Characterization of soil spatial variation using geostatistics. Ph.D. thesis, university of Gent, Belgium, academic press, 168 pp.
- Vieira, S. R., Hatfield, J. L., Nielsen, D. R. and Biggar, J. W. 1983. Geostatistical theory and application to variability of some agronomical properties: University of California, Division of Agricultural Sciences. 75 p.
- Wackernagel, H. 2013. Multivariate geostatistics: an introduction with applications

- (3rd ed.). Verlag Berlin Heidelberg: Springer Science & Business Media. 388 p.
- Webster, R. and Oliver, M. A. 2007. *Geostatistics for environmental scientists* (Second Edition ed.). The Atrium, Southern Gate, Chichester, England: John Wiley & Sons. 330 p.
- Xing, Z. Y., Yue, S. Y., Xu, Z. D., Kai, M. and Herbert, S. J. 2007. Spatial variability of nutrient properties in black soil of northeast China. *Pedosphere*, 17(1): 19-29.
- Xiong, W., I. Holman, D. Conway, E. Lin and Y. Li. 2008. A crop model cross calibration for use in region climate impacts studies. *Ecological Modelling*, 213: 365-380.
- Yanai, J., Lee, C. K., Umeda, M. and Kosaki, T. 2000. Spatial variability of soil chemical properties in a paddy field. *Soil Science and Plant Nutrition*, 46(2): 473-482.
- Yasrebi, J., Saffari, M., Fathi, H., Karimian, N., Moazallahi, M. and Gazni, 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.
- Yemefack, M., Rossiter, D. G. and Yomgang, R. N. 2005. Multi-scale characterization of soil variability within an agricultural landscape mosaic system in southern Cameroon. *Geoderma*, 125:117-143.
- Zareian, F., Mahmoudi, J. and Javadi, M.R. 2015. Predicating the Spatial Variability of Some Soil Properties by Using Geostatistic Methods in Darreh Viseh, Karaj. *Iranian journal of soil research*, 28(3): 511-520 (In Persian).
- Zhao, Y., Xu, X., Darilek, J. L., Huang, B., Sun, W. and Shi, X. 2009. Spatial variability assessment of soil nutrients in an intense agricultural area, a case study of Rugao County in Yangtze River Delta Region, China. *Environmental Geology*, 57(5): 1089-1102.