

ارزیابی زمین‌آماری تغییرات مکانی برخی از ویژگی‌های خاک سطحی دشت ارسنجان

علی‌داد کرمی^۱ و سانا ز بصیرت

استادیار پژوهش مرکز تحقیقات کشاورزی و منابع طبیعی فارس؛ alidad_karami@yahoo.com

مریبی دانشگاه آزاد اسلامی واحد شیراز؛ sanaz_basirat@yahoo.com

دریافت: 92/12/26 و پذیرش: 94/1/26

چکیده

برای برنامه‌ریزی، بهره‌برداری و مدیریت بهینه اراضی، شناخت پراکنش مکانی ویژگی‌های خاک ضروری است. این پژوهش برای ارزیابی تغییرات مکانی ویژگی‌های خاک در 5000 هکتار از اراضی دشت ارسنجان در استان فارس انجام گردید. بدین منظور، در 185 نقطه مطالعاتی EC pH، درصد اندازه ذرات، سدیم، پتاسیم و کربن آلی خاک در یک شبکه منظم 500×500 متر اندازه‌گیری شد. برای این متغیرها با استفاده از نرم‌افزارهای GS⁺ و ArcGIS بهترین مدل واریوگرامی از بین مدل‌های خطی، نمایی، گوسی و کروی با بیشترین R^2 و کمترین خطای تعیین گردید. بهترین روش میان‌یابی نیز از بین میان‌یاب‌های کریجینگ، کوکریجینگ و وزن دادن عکس فاصله برای تخمین داده در نقاط فاقد اطلاعات انتخاب شد. برای انتخاب بهترین روش میان‌یابی، از روش ارزیابی متقطع و آماره‌های MSE و MBE استفاده شد. نقشه پراکنش مکانی ویژگی‌های خاک با بهترین روش درون‌یاب تهیه گردید. نتایج نشان داد ویژگی‌های خاک تغییرپذیری بالایی دارند. شوری خاک از 0/44 تا 11/6 دسی‌زیمنس بر متر، رس خاک از 3/4 تا 42 درصد، سیلت از 5/8 تا 1/1 درصد و شن از 2/4 تا 79 درصد متغیربودند، و بافت خاک در منطقه دارای کلاس‌های مختلف گرفت. بین ویژگی‌های خاک همبستگی معنی‌دار وجود داشت. بهترین مدل برای نیم‌تغییرنامای منفرد مقادیر شوری خاک، pH و درصد رس مدل نمایی، برای درصد سیلت و شن مدل گوسی و برای کربن آلی خاک مدل کروی بود. مدل‌های واریوگرامی ویژگی‌های خاک در بیشتر موارد اثر قطعه‌ای کوچک، همبستگی مکانی و ضریب تبیین بالا و مجموع مربعات خطای بسیار پایینی داشتند. گرچه پارامترهای نیم‌تغییرنامای دوچانبه، مقادیر قبولی داشت، ولی روش کریجینگ برای متغیرهای مختلف در مقایسه با روش‌های وزن دادن عکس فاصله و کوکریجینگ تقریباً ناریب و از ارجحیت بیشتری برخوردار بود. بهترین روش میان‌یاب برای درصد سیلت روش وزن دادن عکس فاصله و برای بقیه متغیرها بهترین میان‌یاب کریجینگ بود. مقدار شوری و pH خاک از شمال به جنوب و مخصوصاً جنوب غربی افزایش داشت. مقدار رس و کربن آلی خاک از نیمه غربی به سوی نیمه شرقی کاهش نشان می‌دهد. روند تغییرات سدیم و پتاسیم خاک تقریباً مشابه و تحت تأثیر کیفیت بد آب کاربردی از شمال به جنوب افزایش داشت که بیانگر تغیر خاک و موجب شور و سدیمه شدن خاک در قسمت جنوبی بود. این مشکل رو به گسترش بوده و در آینده تهدید جدی بر منابع آب و خاک‌های دشت است.

واژه‌های کلیدی: تغییرپذیری کیفیت خاک، خواص خاک

^۱ نویسنده مسئول، آدرس: فارس، زرگان، مرکز تحقیقات کشاورزی و منابع طبیعی فارس، بخش تحقیقات خاک و آب

مقدمه

برای شناخت ویژگی‌های خاک نیاز به درک صحیحی از الگوی تغییرپذیری آنها می‌باشد. شناخت کیفیت خاک برای مدیریت منابع خاک و تولید پایدار ضروری است (کوروین و همکاران، 2006). سطوح شوری و سدیمی با تأثیر بر خواص فیزیکی خاک از جمله پایداری خاک‌دانه‌ها، هدایت هیدرولیکی، نفوذ آب به خاک و فرسایش خاک باعث تخریب خاک می‌شوند (جوردن، 2004) و همکاران، 2004). یویان و کی (2010) از روش‌های زمین‌آماری به عنوان یک ابزار مناسب تصمیم‌گیری در فرآیندهای هیدرولوژی، کمی‌سازی تغییرات مکانی و پهنه‌بندی غلظت نیترات در آب زیرزمینی استفاده کردند. پژوهش‌های زیادی در رابطه با تغییرات مکانی ویژگی‌های فیزیکی و شیمیایی خاک و برآورد آنها با استفاده از روش‌های زمین‌آماری انجام شده است (پریز رو دریگایز و همکاران، 2007).

خاک سیستم پیچیده‌ای است که در بیشتر موارد برای توصیف پیچیدگی، نقشه‌سازی و تعیین کیفیت آن نیاز به روش‌های پیشرفته است. ارزیابی تغییرپذیری مکانی و ناهمگونی ویژگی‌های خاک نیز درک مناسبی از روابط خاک در دراز مدت ایجاد می‌کند (کومنیتساز و همکاران، 2010). کریجنگ روشی مناسب برای میان‌یابی است که بر منطق میانگین متحرک وزنی استوار است و می‌توان گفت بهترین تخمینگ ناریب است (شودوسیو و لاتینوپولوس، 2006). یکی از حسن‌های اصلی کریجنگ این است که به ازای هر تخمین می‌توان خطای آن را که اندازه‌گیری اولیه ندارد محاسبه نمود و دامنه اطمینان آن تخمین نیز محاسبه می‌شود (شودوسیو و لاتینوپولوس، 2006). روش میان‌یابی مکانی کریجنگ از روش‌های زمین‌آماری است که به دلیل ناریبی آن بر دیگر روش‌های میان‌یابی (IDW) برتری دارد که به طور گستره‌ای در زمینه‌های مختلف استفاده گردیده است (لیو و همکاران، 2008).

میان‌یابی زمین‌آماری و الگوییم شیوه‌سازی مربوطه برای ناحیه‌بندی، نیاز به تابع مدل نیم تغییرنما دارد که تغییرپذیری مکانی متغیر هدف مورد مطالعه را کمی-سازی کند (دارسوو و همکاران، 2009). مطالعات ایستگاهی و نقطه‌ای با محدودیت تراکم کم نمونه‌برداری مواجه بوده و در مقایسه با پیچیدگی الگوی آلدگی یا پارامترهای خاکی اطلاعات اندکی را در اختیار قرار می‌دهد (هافمن و همکاران، 2010).

تغییرپذیری خاک طبیعی در مقیاس‌های مکانی و زمانی مختلف به دلیل پیچیدگی فرآیندهای خاک‌سازی،

تحت تأثیر کشت و کار و کاربرد مواد در سطح اراضی با عملیات زراعی افزایش یافته است (بورگوس و همکاران، 2006). تغییرپذیری خاک در نتیجه مدیریت‌های مختلف محصولات کشاورزی افزوده شده (گادوین و میلر، 2003)، تغییرات روابط بین ویژگی‌های خاک در اراضی نیشکرکاری با مدیریت یکنواخت با هدف کشاورزی دقیق نیز گزارش شده است (کروز و همکاران، 2011).

مطالعات متعددی تغییرپذیری مکانی کرین آلی خاک را با استفاده از زمین‌آمار در اراضی کشاورزی (لیو و همکاران، 2006) و در اراضی مرتعی (سیرری و همکاران، 2004)، و در جنگلهای حاره‌ای (روسی و همکاران، 2009) نشان داده است. ساختار مکانی کرین آلی خاک از چند متری (کروان و همکاران، 2005)، تا چند ده متری (آک- آنتی و آگنی، 2006) و تا چند صد متری (سیرری و همکاران، 2004) گزارش شده است.

شناخت تغییرپذیری مکانی خاک برای مدیریت منابع طبیعی، میان‌یابی و طراحی نمونه‌برداری خاک مهم بوده ولی به مقادیر قابل ملاحظه‌ای از داده‌های زمین-مرجع نیاز دارد. همچنین آنالیزهای همسانگرد استاندارد شده، و با مدل کروی هم‌خوانی داشته و همبستگی مکانی بیشتر متغیرها در محدوده 695-250 متر بوده است (گبو و همکاران، 2010). ویژگی‌های خاک به طور ذاتی در طبیعت به دلیل تغییر عوامل خاکسازی (مواد مادری، پوشش گیاهی و آب و هوا) تغییرپذیر بوده ولی ناهمگونی می‌تواند با مدیریت کشاورزی نیز تحریک شود (گیلر و همکاران، 2006) و بی و همکاران، 2008). تشخیص الگوی پراکنش مکانی از این لحاظ مهم است که می‌تواند به طور فزاینده‌ای برای مدیریت منابع طبیعی (ونگ و همکاران، 2009)، پیش‌بینی ویژگی‌های خاک در نقاط نمونه‌برداری نشده (وبی و همکاران، 2008؛ لیو و همکاران، 2009) و برای بهبود طراحی شبکه نمونه‌برداری مطالعات اکولوژیکی-کشاورزی آینده (یان و کی، 2008؛ روسی و همکاران، 2009) استفاده شود.

آنالیزهای آماری نشان داده که همبستگی معنی-داری بین بافت خاک و مقدار نمک و رطوبت خاک در عمق 0-20 سانتی‌متری خاک وجود داشته است. مقدار نمک و رطوبت خاک نیز تغییرپذیری زیادی داشته در حالی که تغییرپذیری کرین آلی خاک و ازت کل در عمق 0-20 سانتی‌متری تغییرپذیری کمی داشته است (ژوو و همکاران، 2010).

بر اساس محاسبات تغییرنما، فسفر قابل دسترس، مقدار رس و ماده آلی ساختار مکانی قوی داشته

آماره‌های میانگین مطلق خطاهای (MAE) ، میانگین اریبی خطاهای (MBE) ، مجدور میانگین خطاهای (MSE) و ریشه میانگین مربعات خطاهای $(RMSE)$ استفاده شد. بدین صورت که با سه روش مختلف میانیابی و بر اساس روش ارزیابی مقاطعه به ازاء هر مقدار اندازه‌گیری مقدار تخمین نیز مشخص گردید و با آماره‌های ذکر شده روش میانیابی با کمترین خطای تعیین و نقشه‌پراکنش مکانی هر ویژگی تهیه شد. با فرض برقراری فرضیات پایا یعنی هم تفاوت‌ها ثابت باشد و هم واریانس تفاوت‌ها ثابت باشد، مقدار واریوگرام با استفاده از داده‌های حاصل شده به صورت زیر محاسبه شد:

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

که $N(h)$ تعداد جفت نمونه با فاصله h به عنوان فواصل و $Z(Xi+h)$ و $Z(Xi)$ مقادیر متغیر در هر دو مکان مجزا با فاصله h است. مدل‌های نظری بر نیم‌تغییرنامای تجربی برازش داده شد و پارامترهای اثر قطعه‌ای C_0 آستانه $C+C_0$ و محدوده وابستگی مکانی A_0 محاسبه شد. از کریجینگ به عنوان بهترین تخمین گر خطی ناریب، که بر اساس منطق میانگین متحرک وزن‌دار استوار است، به صورت زیر استفاده شد (آینارتی و ماتتوس، 2002):

$$(2) \quad Z^*(x_o) = \sum_{i=1}^N \lambda_i Z(x_i)$$

که در آن Z^* تابع خطی از سری مقادیری از Z است که قبلًا در N نقطه، غیر از x_i اندازه‌گیری شده است، λ_i فاکتور میانگین وزن یا اهمیت کمیت وابسته به نمونه‌ی i ام و $Z(x_i)$ عیار نمونه‌ی i ام می‌باشد. به بیان دیگر: $(Z^*(x_o) - Z(x_i))$ عیار نمونه‌ی i ام می‌باشد. در اطراف نقطه مشاهده، $Z(x_i)$ مقدار مشاهده شده در اطراف نقطه مورد نظر، n تعداد نقاط اندازه گرفته شده x_i موقعیت نقاط مشاهده شده است. برای ارزیابی اعتبار مدل‌ها و برآوردها، آماره‌های $ERMS$ ، MSE ، MBE و MAE به شرح زیر محاسبه شد (واکرناگل، 2002):

$$(3) \quad MAE = \frac{1}{2} \sum_{x=1}^n |\hat{z}(x) - z(x)|$$

$$(4) \quad MBE = \frac{1}{2} \sum_{x=1}^n [\hat{z}(x) - z(x)]$$

$$(5) \quad MSE = \frac{1}{2} \sum_{x=1}^n [\hat{z}(x) - z(x)]^2$$

ولی تغییرپذیری pH خاک، ساختار مکانی متوسط داشته است (نایاناکا و همکاران، 2010). پارامترهای خاکی متأثر از ویژگی‌های ذاتی خاک و عوامل مدیریتی است که تحت تأثیر تغییرپذیری در راستای مدیریت و می‌شود. بیان کمی تغییرپذیری در راستای مدیریت و بهره‌برداری بهینه الزاماً است.

بنابراین اهداف پژوهش حاضر شامل: ارزیابی و تحلیل ساختار مکانی ویژگی‌های خاک به عنوان اطلاعاتی پایه برای مدیریت جامع خاک، بررسی تغییرپذیری مکانی آنها در منطقه مورد مطالعه، مقایسه و ارزیابی روش‌های مختلف زمین آماری در برآورد آنها و تهیه نقشه‌پراکنش مکانی ویژگی‌های خاک و یا درک ناهمگونی توزیع مکانی ویژگی‌های خاک در پهنه وسیع برای توسعه پایدار کشاورزی بود.

مواد و روش‌ها

پژوهش حاضر به منظور تخمین و تعیین پراکندگی مکانی ویژگی‌های خاک برای مدیریت و بهره‌برداری بهینه در دشت ارسنجان واقع در استان فارس به مساحت تقریبی 5000 هکتار انجام گردید. بر اساس نقشه‌های 1:50000 توپوگرافی و با کمک نرم‌افزار GIS منطقه به فواصل 500×500 متر شبکه‌بندی گردید. با استفاده از دستگاه GPS نقاط مطالعاتی شناسایی و از عمق سطحی خاک (0-30 cm) نمونه‌برداری انجام شد. مقادیر قابلیت هدایت الکتریکی خاک و اسیدیته در گل اشیاع، سدیم، پتاسیم، کربن آلی و توزیع اندازه ذرات بر اساس روش‌های متداول موسسه تحقیقات خاک و آب (نشریه شماره 168) اندازه‌گیری شد.

پارامترهای آنالیز آماری کلاسیک شامل میانگین، میانه، انحراف معیار، کمینه، بیشینه و ضریب تغییرات با استفاده از نرم‌افزار آماری SPSS محاسبه شد. در محیط GS^+ نرم‌البودن داده‌های پارامترهای مختلف بررسی گردید و اگر توزیع داده‌های پارامتری نرم‌البودن با تبدیل لوگ‌نرم‌البودن یا ریشه دوم نرم‌البودن نبود، نیم‌تغییرنامای داده‌ها با استفاده از نرم‌افزار زمین آماری GS^+ محاسبه شد. برای انتخاب بهترین مدل‌های نیم‌تغییرنامای کروی، نمایی، خطی، خطی سقفدار و گوسی از ضریب تبیین (R^2) و مجموع مربعات باقیمانده‌ها (RSS) استفاده گردیده است (وتنگ و همکاران، 2009). برای بررسی تغییرات مکانی و زمانی شوری و دیگر ویژگی‌های خاک از روش‌های میانیابی زمین آماری شامل کریجینگ و کوکریجینگ و روش وزن دادن عکس فاصله در محیط ArcGIS و نرم‌افزار GS^+ استفاده شد. برای ارزیابی روش‌های میانیابی از روش ارزیابی مقاطعه (Cross validation) و از

نتایج و بحث

دامنه پراکنش مقادیر ویژگی‌های خاک در بیشتر موارد بسیار زیاد بود. دلیل این تغییرات زیاد، وسعت زیاد منطقه مورد مطالعه و پستی و بلندی‌های مختلف (مخروط‌افکنه، دشت دامنه‌ای و دشت رسوی) است. تغییرات زیاد پارامترهای خاکی اندازه‌گیری شده، حاکی از غیریکنواختی زیاد در منطقه است. متغیرهای با ضریب تغییرات بالا، بیشتر تحت تأثیر عملیات مدیریتی قرار می‌گیرند (داهیا و همکاران، ۱۹۸۴). شوری خاک از ۰/۴۴ تا ۱/۱۶ دسی‌زیمنس بر متر، درصد رس خاک از ۳/۴ تا ۱۱/۶ سیلت از ۵/۸ تا ۱/۱ و شن از ۲/۴ تا ۷۹ درصد متغیر است. بنابراین بافت خاک دارای تغییرات زیاد بود.

$$RMSE = \sqrt{\frac{1}{n} \sum_{i=1}^n (\hat{z}(x) - z(x))^2} \quad (6)$$

که در آنها n تعداد نمونه‌ها و $(\hat{z}(x))$ مقدار براورد شده در نقطه x و $(z(x))$ مقدار اندازه‌گیری شده می‌باشد. بر اساس بیشترین ضریب تبیین و کمترین مقدار مجموع مربعات باقیمانده‌ها بهترین مدل واریوگرامی MSE MBE MAE انتخاب گردید. با استفاده از آماره‌های $RMSE$ بهترین روش میان‌یابی که کمترین خطای در برآورد ویژگی‌های مورد مطالعه داشت نیز انتخاب گردید. در نهایت با استفاده از بهترین مدل واریوگرامی و بهترین میان‌یاب، نقشه پراکنش مکانی ویژگی‌ها به صورت ترکیب چند طیفی تهیه شد که محدوده‌های ویژگی‌ها و روند تغییرات آنها در منطقه مورد مطالعه بحث و بررسی شد.

جدول ۱- آمار توصیفی ویژگی‌های اندازه‌گیری شده در خاک

متغیر	واحد	کمبینه	بیشینه	میانگین	واریانس	چولگی	کشیدگی
EC _f	dS.m ⁻¹	0/91	11/5	3/21	3/85	1/45	2/15
pH _f	-	7/5	8/6	8/1	0/05	0/00	-0/44
رس	%	3/4	42	20/0	134/5	0/34	-1/44
سیلت	%	5/8	93/1	66/7	223/1	-0/88	1/43
شن	%	2/4	79	13/36	147/9	2/33	6/30
سدیم	میلی‌اکی‌والان در لیتر	2/4	130	17/03	334/8	3/53	15/13
پتانسیم	میلی‌اکی‌والان در لیتر	0/08	7/56	0/95	1/35	3/49	13/29
کربن آلی	%	0/38	2/46	0/98	0/09	1/18	4/03

EC: قابلیت هدایت الکتریکی خاک، pH: اسیدیته گل اشباع و f: بیانگر پاییزاست.

داده‌های پارامترهای مزبور چولگی و یا کشیدگی محدودی داشتند و نیازی به تبدیل داده نبود. با استفاده از ضریب همبستگی پیرسون ضرایب همبستگی ساده بین متغیرهای خاکی تعیین و در جدول ۲ ارائه شده است. وجود همبستگی بین ویژگی‌های خاک بیانگر ارتباط بین آنهاست. هر چه عدد همبستگی‌ها بیشتر باشد، ارتباط مزبور قوی‌تر است.

برای نرمال‌سازی، ویژگی‌های شوری در فصول مختلف، اسیدیتۀ خاک در فصل زمستان، درصد شن، سدیم، پتانسیم و درصد کربن آلی از تبدیل لگاریتمی و برای درصد رس خاک از تبدیل ریشه دوم استفاده شد. داده‌های مقادیر pH خاک در پاییز، بهار، تابستان و درصد سیلت دارای توزیع نرمال بودند. هیستوگرام داده‌های پارامترهای خاکی با توزیع نرمال، نشان دهنده آن است که

جدول ۲- ضرایب همبستگی ساده بین متغیرهای خاکی اندازه‌گیری شده

	EC _f	pH _f	Clay	Silt	Sand	Na	K	OC
EC _f	1							
pH _f	-0/366**	1						
Clay	-0/04	-0/025	1					
Silt	0/03	-0/049	-0/605**	1				
Sand	0/001	0/084	-0/210**	-0/651**	1			
Na	0/696**	-0/240**	-0/089	0/033	0/044	1		
K	0/346**	-0/157*	-0/026	-0/006	0/032	0/245**	1	
OC	-0/01	-0/004	0/886**	-0/530**	-0/194**	-0/07	-0/029	1

** و *: به ترتیب معنی دار در سطح احتمال یک و پنج درصد

مشابه رس همبستگی بین کربن آلی با سیلت و شن منفی بود (جدول 2). مشابه پژوهش حاضر همبستگی بین سدیم و پتاسیم مثبت و در سطح یک درصد معنی‌دار گزارش شده است. همبستگی بین pH با سدیم و پتاسیم نیز مشابه با پژوهش حاضر منفی گزارش شده ولی معنی‌دار نبوده است (کروز و همکاران، 2011).

همبستگی مثبت معنی‌داری در سطح یک درصد بین شوری خاک و سدیم و پتاسیم و همبستگی منفی بین شوری خاک و اسیدیتۀ خاک وجود داشت (جدول 2). بین درصد رس و کربن آلی همبستگی مثبت معنی‌داری در سطح یک درصد وجود داشت ولی همبستگی بین درصد رس و دیگر ویژگی‌های خاک منفی بود. همبستگی معنی‌دار بین سیلت با شن، رس و کربن آلی منفی بود.

جدول 3- مدل‌های بازش داده شده بر نیم‌تغییرنما تجربی و خلاصه‌ای از اطلاعات مربوطه

RSS	R^2	A_0	$\frac{C_0}{C_0 + C}$	$C_0 + C$	C_0	مدل	فاکتور
$6/7 \times 10^{-6}$	0/985	5110	0/499	0/365	0/182	نمایی	EC_f
$2/4 \times 10^{-5}$	0/544	6110	0/500	0/088	0/044	نمایی	pH_f
$6/3 \times 10^{-3}$	0/920	3274	0/416	2/869	1/194	رس	
5/02	0/982	5110	0/500	413/9	206/9	سیلت	گوسمی
$8/5 \times 10^{-4}$	0/462	6110	0/500	0/981	0/490	شن	گوسمی
$6/3 \times 10^{-8}$	0/999	4763	0/496	0/127	0/063	کروی	OC

$\frac{C_0}{C_0 + C}$: واریانس قطعه‌ای، $C_0 + C$: آستانه، C_0 : نسبت همبستگی مکانی، A_0 : دامنه تاثیر

(متر)، R^2 : ضریب تبیین و RSS: مجموع مربعات خطأ.

همکاران، 2011). مدل بازش داده شده بر درصد رس و شن خطی و برای سیلت و pH خاک کروی بوده است (کبو و همکاران، 2010). در بررسی ساختار مکانی کربن آلی خاک جنگلهای تانزانیا نیز بهترین مدل واریوگرامی کروی بوده است (روسسی و همکاران، 2009). در خاک آهکی دانشکده کشاورزی شیراز نیز بهترین مدل واریوگرامی برای درصد سیلت گوسمی و برای pH و درصد رس نمایی، ولی برای EC و ماده آلی گوسمی بوده است (صفاری و همکاران، 2009).

نمودارهای مدل‌های بازش داده شده بر نیم‌تغییرنما تجربی مختلفهای مختلف خاکی نشان داد که متغیرها با اثر قطعه‌ای پایین دامنه تأثیر بالا، سقف (sill) مناسب از ساختار مکانی مناسبی برخوردار بودند (نمودارها ارائه نشده است). ساختار مکانی قوی در یک متغیر می‌تواند ناشی از اثر عامل‌های ذاتی خاک باشد (کامباردلآ و همکاران، 1994). ضریب تبیین بالا و مجموع مربعات پایین تأیید دیگری بر بازش مناسب مدل‌ها بر نیم‌تغییرنما تجربی متغیرهای اندازه‌گیری شده بود (جدول 3).

در این پژوهش بهترین مدل بازش شده برای نیم‌تغییرنما منفرد مقادیر شوری خاک، pH و درصد رس مدل نمایی بود، در دشت سانگنین چین نیز بهترین مدل برای شوری نمایی ولی برای pH کروی بوده است (یانگ و همکاران، 2011). در پژوهش حاضر بهترین مدل برای نیم‌تغییرنما منفرد درصد سیلت و شن مدل گوسمی و برای کربن آلی خاک مدل کروی بود. در بررسی توزیع مکانی درصد رس و شن بهترین مدل کروی گزارش شده است (کالیواس و همکاران، 2002). به غیر از درصد سیلت که اثر قطعه‌ای زیاد داشت سایر ویژگی‌های خاکی اثر قطعه‌ای کوچکی را نشان دادند. ساختار مکانی متغیرهای اندازه‌گیری شده متوسط بود. ویژگی‌های خاکی اندازه‌گیری شده در این پژوهش از همبستگی مکانی تقریباً بالایی برخوردار بودند. در بیشتر موارد ضریب تبیین بسیار بالا و مجموع مربعات خطأ بسیار پایین بود (جدول 3). مشابه این پژوهش بهترین مدل برای کربن آلی کروی و برای pH نمایی با R^2 و RSS ضعیفتر به دست آمده است (کومنیتساز و همکاران، 2010). در بیان تغییرپذیری مکانی ویژگی‌های خاک آفی‌سول تحت کشت نیشکر بهترین مدل واریوگرامی برای کربن آلی گوسمی و برای سدیم تبادلی کروی بوده است (کروز و

خلاصه‌ای از اطلاعات مربوطه در جدول ۴ ارائه شده است.

آنالیز روند در تشخیص روند کلی داده‌های رودی کمک نموده و دید کلی سه بعدی از داده‌ها را نشان می‌دهد. با توجه به بهترین منحنی برازش داده شده بر داده‌ها، مشاهده شد که روند خاصی بر داده‌ها حاکم نیست.

ارزیابی نیم تغییرنامی دوجانبه و میان‌یابی کوکریجینگ در جدول ۲ وجود همبستگی بین متغیرهای خاکی بیانگر ارتباط بین آن‌هاست. در زمین‌آمار نیز بین متغیرهایی که ارتباط منطقی وجود دارد نیم تغییرنامی دوجانبه و میان‌یابی کوکریجینگ ارزیابی گردید. بدین منظور نیم تغییرنامی دوجانبه ویژگی‌های خاک به طور جداگانه ترسیم و مدل‌های مختلف کروی، نمایی، خطی، خطی سقف‌دار و گوسی بر نیم تغییرنامی تجربی آنها برازش داده شد و مناسب‌ترین مدل انتخاب گردید که

جدول ۴- مدل‌های برازش داده شده بر نیم تغییرنامی دوجانبه و خلاصه‌ای از اطلاعات مربوطه

RSS	R^2	A_0	$\frac{C_0}{C_0 + C}$	$C_0 + C$	C_0	مدل	فاکتور
$5/1 \times 10^{-4}$	0/879	2990	0/499	0/519	0/259	نمایی	Clay- OM
0/0377	0/545	7110	0/500	-3/877	-1/938	نمایی	Silt- OM
$1/0 \times 10^{-5}$	0/960	2466	0/400	-0/055	-0/022	کروی	Sand- OM
0/323	0/901	2376	0/498	-17/62	-8/77	نمایی	Silt-Clay
$3/1 \times 10^{-6}$	0/999	1444	0/192	-0/214	-0/041	کروی	Sand-Clay
$9/5 \times 10^{-6}$	0/968	4742	0/409	0/159	0/065	نمایی	OM-Clay

: $\frac{C_0}{C_0 + C}$: واریانس قطعه‌ای، $C_0 + C$: آستانه، A_0 : دامنه تأثیر (متر)، R^2 : ضریب تبیین و RSS: مجموع مربعات خطای.

مقایسه با روش‌های وزن‌دادن عکس فاصله و کوکریجینگ تقریباً ناریب و از ارجحیت بیشتری برخوردار بود. به غیر از درصد سیلت که بهترین میان‌یاب روش وزن‌دادن عکس فاصله بود برای بقیه متغیرها بهترین میان‌یاب کوکریجینگ بود، و در هیچ موردی کوکریجینگ بر دیگر میان‌یاب‌ها ارجحیت نداشت. در اراضی تحت تأثیر معدن پیریت بهترین مدل برای نیم تغییرنامی برای pH کروی و بهترین میان‌یاب کوکریجینگ بوده است (تاوارس و همکاران، 2008).

مقدار شوری خاک از شمال به جنوب و مخصوصاً جنوب غربی افزایش داشت. علت افزایش شوری خاک برداشت بی‌رویه آب از منابع آب زیرزمینی می‌باشد. در مناطق جنوبی و به خصوص جنوب غربی داشت با برداشت بی‌رویه آب و افت سطح ایستایی گرادیان هیدرولیکی داشت عوض شده و هجوم آب زیرزمینی شور متاثر از دریاچه و اختلاط آن با سفره آب زیرزمینی کیفیت آب زیرزمینی به مرور افت پیدا کرده و آبیاری با آب بی‌کیفیت و شور خاک‌ها را نیز به شدت شور و از حیط انتفاع خارج می‌نماید. این روند رو به گسترش بوده و در سال‌های اخیر مزارع متعددی به

بهترین مدل بر نیم تغییرنامی دوجانبه ویژگی‌های خاک برازش و خلاصه‌ای از اطلاعات زمین‌آماری مدل‌های فوق تهیه گردید و برای دو ویژگی کربن آلی و درصد رس خاک در جدول ۴ ارائه گردیده است. پارامترهای نیم تغییرنامی دوجانبه نشان داد در بیشتر موارد ضریب تبیین بسیار بالا و مجموع مربعات خطای بسیار پایین و وابستگی مکانی و دامنه تأثیر مناسبی بر ویژگی‌های خاک حاکم است. از طرفی، نیم تغییرناماهای دوجانبه با اثر قطعه‌ای پایین، دامنه تأثیر بالا، سقف (sill) مناسب با فاکتورهای کمکی مختلف از ساختار مکانی مناسبی برخوردار بودند (نمونه جدول ۴).

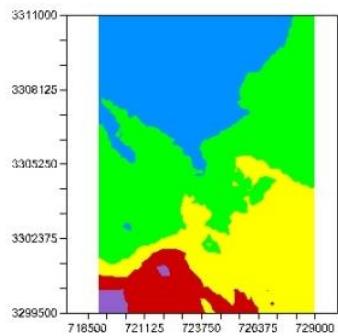
ارزیابی مدل‌های تخمین‌گر

روش کریجینگ تقریباً از مقادیر آمارهای MSE , MAE و MBE و $RMSE$ نزدیک به صفر برخوردار بود که نشان دهنده نزدیکی بیشتر برآوردها به مقادیر اندازه‌گیری شده با روش مذبور است (جدول ۵). مقادیر آماره‌های مذبور باید برای برآورد بهینه، نزدیک صفر باشند (میشرا و همکاران، 2010). با توجه به آماره‌های مورد بررسی برآورد روش کریجینگ برای متغیرهای مختلف در

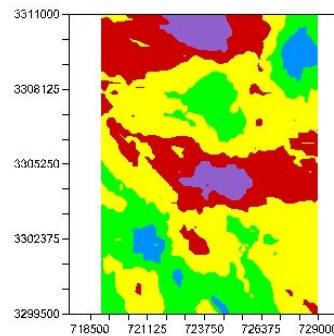
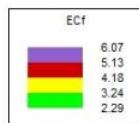
شورهزار تبدیل شده و چاه و تلمبه آنها تعطیل شده است
که در این پژوهش به دلیل عدم بهره‌برداری مورد مطالعه

جدول ۵- نتایج ارزیابی روش‌های مختلف میان‌بابی و بیزگی‌های مختلف خاک

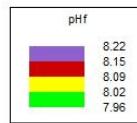
آماره				میان‌باب	متغیر
RMSE	MSE	MAE	MBE		
0/290	0/084	0/218	-0/023	PK	
0/290	0/084	0/218	-0/028	IDW	
0/307	0/094	0/233	-0/020	OM-Clay	کرین آلی
0/307	0/094	0/233	-0/020	OM-Silt	
0/307	0/094	0/233	-0/020	OM-Sand	
11/12	123/6	9/466	-1/415	PK	
11/164	124/6	9/624	-1/127	IDW	
11/81	139/53	9/395	-1/078	Clay-silt	رس
11/62	135/00	9/203	-1/018	Clay-sand	
11/63	135/18	9/205	-1/013	Clay-OM	
15/14	229/1	11/973	-0/230	PK	
15/081	227/4	11/89	-0/455	IDW	سیلت
12/482	155/79	7/646	-2/98	PK	
12/568	157/95	7/7	-3/14	IDW	شن
1/685	2/839	1/222	-0/247	PK	
1/702	2/896	1/218	-0/310	IDW	EC _f
0/231	0/053	0/189	0/005	PK	
0/231	0/053	0/190	0/007	IDW	pH _f
16/64	276/94	8/616	-3/124	PK	
16/95	287/16	8/541	-3/714	IDW	سدیم
1/190	1/415	0/572	-0/238	PK	
1/194	1/425	0/567	-0/262	IDW	پتاسیم

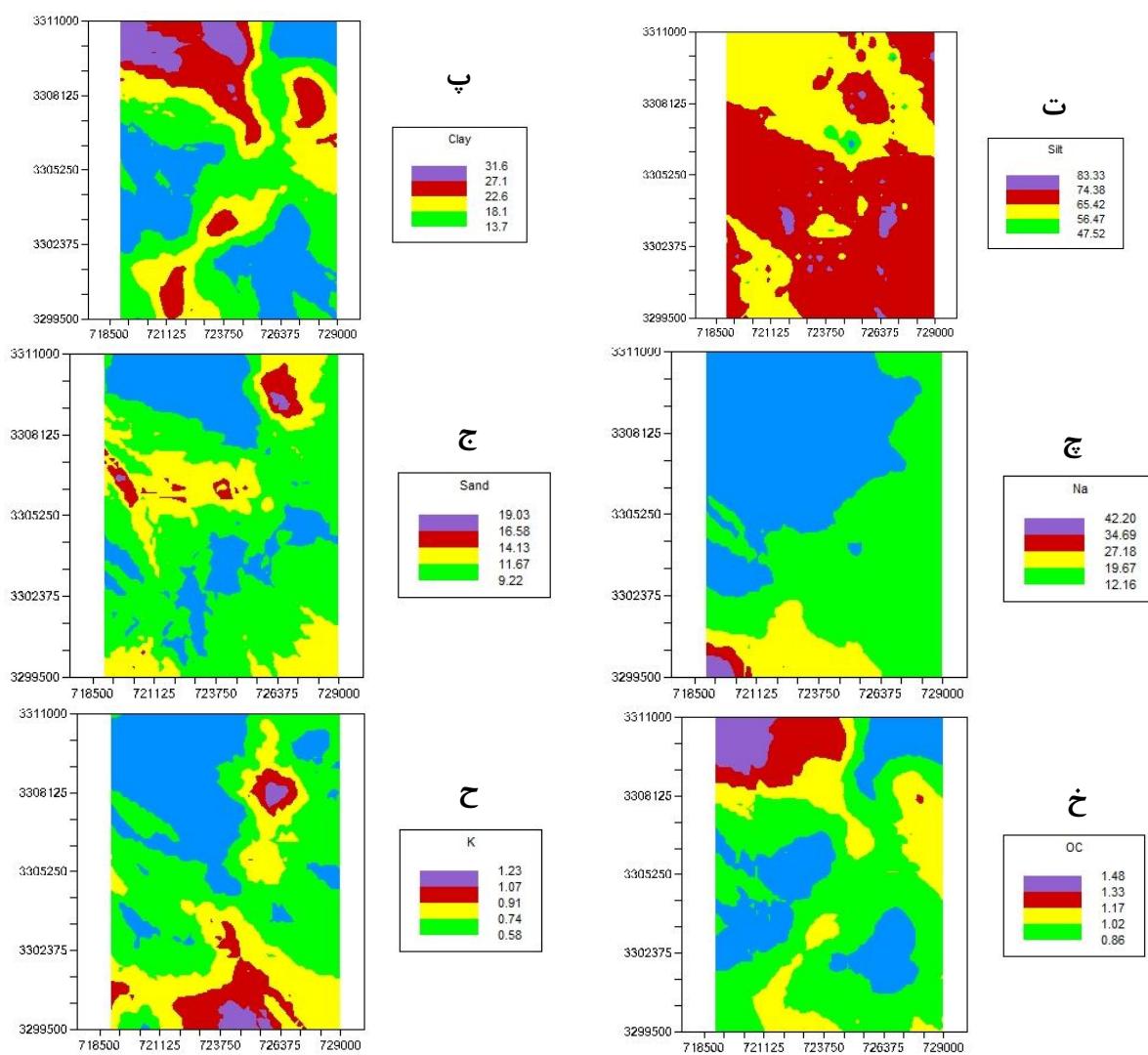


الف



ب





شکل ۴- نقشهٔ پراکنش مکانی ویژگی‌های خاک، شوری خاک در پاییز (الف)، pH خاک در پاییز (ب)، درصد رس (پ)، درصد سیلت (ت)، درصد شن (ج)، سدیم (ج)، پتاسیم (ح) و کربن آلی (خ)

در غرب منطقه که به دامنه‌ها متنه می‌شد، مشاهده گردید (شکل ۴).

مقدار رس خاک از نیمه غربی به سوی نیمه شرقی کاهش نشان داد و عمدها در شرق شهر ارسنجان که دشت مسطح و شیب اراضی کم بود و در نوار وسطی دشت تقریباً با کمترین ارتفاع، درصد رس بیشترین مقدار بود و در حواشی منطقه مورد مطالعه که به دامنه‌ها و کوه‌ها متنه می‌شد بافت خاک سبک و درصد رس کاهش نشان داد (شکل ۴). در کل دشت بخش قابل توجهی از ذرات کوچکتر از 2 میلی‌متر درصد سیلت بود و در مرکز و شرق منطقه بیشترین مقدار سیلت مشاهده شد. پراکنش مقدار سیلت در منطقه مورد مطالعه تقریباً یکنواخت بود (شکل ۴). بیشترین مقدار شن مربوط به شمال شرقی

روند کلی تغییرات اسیدیتۀ گل اشیاع خاک تقریباً مشابه شوری خاک بود. دلایل تغییرات pH خاک را می‌توان علاوه بر شرایط طبیعی حاکم بر خاک به مدیریت اعمال شده در مزارع نیز ربط داد. بدین صورت که به دلیل کمبود آب و سیستم خردۀ مالکی کشت‌های متعدد و متنوعی در منطقه وجود داشت که می‌تواند تأثیر متفاوتی بر pH خاک داشته باشند. با کاربرد کودهای شیمیایی و کودهای دامی و خاک‌ورزی‌های مختلف نیز pH تحت تأثیر قرار گرفته بود. در مکان‌هایی که بافت خاک سنگین‌تر و کیفیت آب آبیاری پایین‌تر بود، pH خاک بیشترین مقدار را داشت. مقدار pH در کل دشت تغییرات گسترده‌ای نداشت که به دلیل بافری بودن خاک تغییرات pH جزئی است. در کل کمترین مقادیر pH در شمال شرقی و

در خاک از 3/4 تا 42، سیلت از 5/8 تا 1/93، شن از 2/4 تا 79 و کربن آلی از 0/38 تا 2/46 درصد تغییر نشان داد. بافت خاک در منطقه مورد مطالعه دارای کلاس‌های متفاوت بود. بین درصد اندازه ذرات و کربن آلی خاک همبستگی معنی‌داری در سطح یک درصد وجود داشت که رابطه بین کربن آلی خاک با درصد رس مثبت و با درصد سیلت و شن منفی بود. همبستگی بین سدیم و پتاسیم مثبت و در سطح یک درصد معنی‌دار بود. بهترین مدل برای نیم‌تغییرنامی منفرد درصد سیلت و شن مدل گوسی و برای کربن آلی خاک مدل کروی بود. ویژگی‌های خاک به غیر از درصد سیلت مقدار اثر قطعه‌ای کوچک داشت. بهترین میان‌یاب برای درصد سیلت روش وزن دادن عکس فاصله و برای بقیه متغیرها روش کریجینگ بود.

پیشنهادات

با استفاده از مدل‌های ارائه شده تغییرات ویژگی‌های خاک و پارامترهای مؤثر پایش، و از منابع آب و خاک محافظت شود. با مدیریت بهینه ضمن بهره‌برداری اصولی از افت کیفیت منابع آب و خاک و تخریب آن جلوگیری شود. بر اساس نقشه ویژگی‌های خاک به عنوان اطلاعات پایه می‌توان برای طراحی سیستم‌ها و کاربرد ادوات مدیریت مزرعه و در انتخاب محصول و تصمیم‌گیری کمک گرفت. از محصولات مقاوم به شوری و خشکی پرپتانسیل مثل ترتیکاله در منطقه استفاده و عکس‌العمل آن بررسی شود. توصیه می‌شود با بهره‌برداری مناسب و کنترل شده از منابع آب و خاک در راستای تولید پایدار قدم برداشته شود.

منطقه و در دامنه کوه و مدخل مسیلی که از کوه به دشت وارد می‌شود و کمترین مقدار شن در مرکز و جنوب شرقی مشاهده شد که دشت مسطح است (شکل 4). پراکنش مکانی ماده آلی خاک تقریباً مشابه پراکنش مکانی درصد رس بود. در شرق شهر ارسنجان و منطقه نزدیک به شهر که در دراز مدت کشت‌های صیغی متراکمتر بوده و مجبور به استفاده از کودهای دامی بوده‌اند بیشترین مقدار ماده آلی خاک وجود داشت. بر عکس در جنوب شرقی منطقه که بافت خاک سبک و مصرف کودهای دامی کمتر بوده کمترین مقدار ماده آلی وجود داشت. به طور کلی در جنوب منطقه که کیفیت آب آبیاری پایین‌تر بود در دراز مدت خاک را نیز متاثر کرده و محصول برداشتی و ماده آلی اضافه شده به خاک نیز کمتر بود (شکل 4). تغییرات کم کربن آلی خاک در عمدۀ دشت را می‌توان به فعالیت کشاورزان ربط داد که کشاورزی تپیکی را داشتند و کاربری اراضی تأثیر معنی‌داری بر آن نداشته است مشابه این نتایج در دیگر نقاط دنیا نیز گزارش شده است (ژوو و همکاران، 2010). روند تغییرات سدیم و پتاسیم خاک تقریباً مشابه بود و از شمال به جنوب افزایش داشت که بیانگر تخریب و سور و سدیمه شدن خاک در قسمت جنوبی به دلیل تأثیر کیفیت بد آب بر خاک بود. این مشکل رو به گسترش بوده و در دراز مدت تهدید جدی بر منابع آب و خاک داشت است (شکل 4).

نتیجه‌گیری

در این پژوهش مشخص شد که ویژگی‌های خاک تغییرپذیری بالایی داشتند. شوری خاک از 0/91 تا 11/5 دسی‌زیمنس بر متر، pH از 7/5 تا 8/6 درصد رس

فهرست منابع:

1. Ahmadi, S.H., and A. Sedghamiz. 2007. Geostatistical analysis of spatial and temporal variations of groundwater level. Environ. Monit. Assess. 129: 277– 294.
2. Burgos, P., E. Madejón, A. Pérez-de-Mora, and F. Cabrera. 2006. Spatial variability of the chemical characteristics of a trace-element-contaminated soil before and after remediation. Geoderma, 130: 157-175.
3. Cambardella, C.A., T.B. Moorman, J.M. Novak, T.B. Parkin, D.L. Karlen R.F. Yurco, and A.E. Koropaka. 1994. Field scale variability of soil properties in central Iowa soils. Soil Sci. Soc. Am. J. 58: 1501-1511.
4. Cerri, C.E.P., M. Bernoux, V. Chaplot, B. Volkoff, R.L. Victoria, J.M. Melillo, K. Paustian, and C.C. Cerri, 2004 . Assessment of soil property spatial variation in an Amazon pasture: basis for selecting an agronomic experimental area. Geoderma, 123: 51-68.

5. Cobo, J.G., G. Dercon, T. Yekeye, L. Chapungu, C. Kadzere, A. Murwira, R. Delve, and G. Cadisch. 2010. Integration of mid-infrared spectroscopy and geostatistics in the assessment of soil spatial variability at landscape level. *Geoderma*, 158: 398-411.
6. Corwin, D.L., S.M. Lesch, J.D. Oster, and S.R. Kaffka. 2006. Monitoring management-induced spatio-temporal changes in soil quality through soil sampling directed by apparent electrical conduction. *Geoderma*, 131: 369–387.
7. Cruz, J.S., R.N. deAssis Jonior, S.S. Rocha Matias, and J.H. Camacho-Tamayo. 2011. Spatial variability of an Alfisol cultivated with sugarcane. *Cien. Inv. Agr.*, 38(1): 155-164.
8. Dahiya, I.S., J. Richter, and R.S. Malik. 1984. Soil spatial variability: A review. *Intern. Trop. Agr.*, 77: 1-102.
9. Darsow, A., M.T. Schafmeister, and T. Hofmann. 2009. An ArcGIS approach to include tectonic structures in point data regionalisation. *Ground Water*, doi:10.1111/j.1745-6584.2009.00546.x.
10. Giller, K.E., E.C. Rowe, N. DeRidder, and H. VanKeulen. 2006. Resource use dynamics and interactions in the tropics: scaling up in space and time. *Agr. Syst.*, 88: 8–27.
11. Godwin, R.J. and P.C.H. Miller. 2003. A review of the technologies for mapping within-field variability. *Biosystems Eng.*, 84: 393-407.
12. Hofmann, T., A. Darsow, and M.T. Schafmeister. 2010. Importance of the nugget effect in variography on modeling zinc leaching from a contaminated site using simulated annealing. *J. Hydrol.*, 389: 78–89.
13. Jorden, M.M., J. Navarro-Pedreno, E. Garcia-Sanchez, J. Mateu, and P. Juan. 2004. Spatial dynamics of soil salinity under arid and semi-arid conditions: Geological and environmental implications. *Environ. Geol.*, 45: 448-456.
14. Kalivas, D.P., D.P. Triantakonstantis, and V.J. Kollias. 2002. Spatial prediction of two soil properties using topographic information. *Int. J.* 4(1): 41-49.
15. Kirwan, N., M.A. Oliver, A.J. Moffat, and G.W. Morgan. 2005. Sampling the soil in long-term forest plots: the implication of spatial variation. *Environmental Monitoring and Assessment*, 111: 149–172.
16. Komnitsas, K., X. Guo, and D. Li. 2010. Mapping of soil nutrients in an abandoned Chinese coal mine and waste disposal site. *Minerals Eng.*, 23: 627–635.
17. Liu, X., W. Zhang, M. Zhang, D.L. Ficklin, and F. Wang. 2009. Spatio-temporal variations of soil nutrients influenced by an altered land tenure system in China. *Geoderma*, 152: 23-34.
18. Liu, X.M., K.L. Zhao, J.M. Xu, M.H. Zhang, B. Si, and F. Wang. 2008. Spatial variability of soil organic matter and nutrients in paddy fields at various scales in southeast China. *Environ. Geol.*, 53: 1139–1147.
19. Mishra, U., R. Lal, D. Liu, and M. Van Meirvenne. 2010. Predicting the spatial variation of the soil organic carbon pool at a regional scale. *SSSAJ*, 74(3): 906-914.
20. Nayanaka, V.G.D., W.A.U. Vitharana, and R.B. Mapa, 2010. Geostatistical analysis of soil properties to support spatial sampling in a paddy growing alfisol. *Tropical Agr. Res.*, 22 (1): 34 – 44.
21. Oake-Anti, D., and J.I. Ogóe. 2006. Analysis of variability of some properties of a semideciduous forest soil. *Communications in Soil Science and Plant Analysis*, 37: 211–223.
22. Oyonarte, N.A., and L. Mateos. 2002. Accounting for soil variability in the evaluation of furrow irrigation. *Trans. ASAE*, 45(6): 85-94.
23. Pérez-Rodríguez, R., M.J. Marques, R. Bienes. 2007. Spatial variability of the soil erodibility parameters and their relation with the soil map at subgroup level. *Sci. Total Environ.*, 378: 166-173.

24. Rossi, J., A. Govaerts, B. DeVos, B. Verbist, A. Vervoort, J. Poesen, B. Muys, and J. Deckers. 2009. Spatial structures of soil organic carbon in tropical forests- A case study of Southeastern Tanzania. *Catena*, 77: 19– 27.
25. Saffari, M., J. Yasrebi, V.R. Saffari, M. Emadi, M. Moazallahi, and H. Fathi. 2009. Geostatistical investigation of sequentially extracted Zn forms at field scale in highly calcareous soils. *Res. J. Biol. Sci.*, 4(7): 866-873.
26. Tavares, M.T., A.J. Sousa, and M.M. Abreu. 2008. Ordinary kriging and indicator kriging in the cartography of trace elements contamination in São-Domingos mining site (Alentejo, Portugal). *J. Geoch.emical Explor.* 98: 43 – 56.
27. Theodossiou, N., and P. Latinopoulos. 2006. Evaluation and optimization of groundwater observation networks using the kriging methodology. *Environ. Model. Soft.* 21: 991–1000.
28. Wakernagel, H., 2002. Multivariate geostatistics. Springer Press, 387pp.
29. Wang, X.Z., G.S. Liu, H.C. Hu, Z.H. Wang, Q.H. Liu, X.F. Liu, W.H. Hao, and Y.T. Li. 2009. Determination of management zones for a tobacco field based on soil fertility. *Computers and Electronics in Agriculture*, 65(2): 168–175.
30. Wei, J.B., D.N. Xiao, H. Zeng, and Y.K. Fu. 2008. Spatial variability of soil properties in relation to land use and topography in a typical small watershed of the black soil region, northeastern China. *Environ. Geol.*, 53: 1663-1672.
31. Yan, X., and Z. Cai. 2008. Number of soil profiles needed to give a reliable overall estimate of soil organic carbon storage using profile carbon density data. *Soil Sci. Plant Nutrition*, 54: 819–825.
32. Yang, F., G. Zhang, X. Yin, and Z. Liu. 2011. Field-scale spatial variation of saline-sodic soil and its relation with environmental factors in western Songnen pPlain of China. *Int. J. Environ. Res. Public Health*, 8: 374-387.
33. Zhou, H.H., Y.N. Chen, and W.H. Li. 2010. Soil properties and their spatial pattern in an oasis on the lower reaches of the Tarim River, northwest China. *Agr. Water Manage.*, 97: 1915–1922.

