

تعیین مناسب‌ترین مقیاس مطالعه در برآورد کربن آلی و جرم مخصوص ظاهری خاک در اراضی شالیزاری

مریم شکوری کتیگری¹، محمود شعبانپور²، حسین اسدی²، ناصر دواتگر^{3*}

تاریخ دریافت: 88/11/20 تاریخ پذیرش: 89/11/29

1- دانش آموزته کارشناسی ارشد خاکشناسی، دانشکده کشاورزی، دانشگاه گیلان

2- استادیار، گروه خاکشناسی، دانشکده کشاورزی، دانشگاه گیلان

3- عضو هیأت علمی، مؤسسه تحقیقات برنج کشور، رشت

* مسئول مکاتبه: E-mail: N_davatgar@yahoo.com

چکیده

دقت اظهارنظر در مورد خصوصیات خاک در هر منطقه، به مقدار زیادی به تغییرات خاک و چگونگی قرار گرفتن آنها در گستره‌های مکانی در منطقه نمونه برداری شده بستگی دارد. بنابراین، پردازش و تجزیه و تحلیل این‌گونه داده‌ها می‌بایستی با در نظر گرفتن موقعیت مکانی آنها نسبت به یکدیگر انجام گیرد زیرا قابلیت تغییر خواص خاک برآمده از فرآیندهای متعددی است که هریک در مقیاس فضایی و زمانی متفاوتی عمل می‌نمایند. در تحقیق حاضر اثر مقیاس مطالعه در برآورد مقدار کربن آلی و جرم مخصوص ظاهری در اراضی شالیزاری بررسی گردید. سه مقیاس متفاوت در محدوده‌ی 180 هکتاری اراضی شالیزاری مؤسسه تحقیقات برنج کشور در نظر گرفته شد. مقیاس اول شامل 172 نمونه از شبکه‌ای با ابعاد 200×50 متر، مقیاس دوم شامل 357 نمونه از شبکه‌ای با ابعاد 100×50 متر و مقیاس سوم شامل 72 نمونه از شبکه‌ای با ابعاد 3×4 متر بود. نتایج نشان داد که بیشترین ضریب تغییرات مربوط به کربن آلی در مقیاس دوم و کمترین مقدار مربوط به جرم مخصوص ظاهری در مقیاس سوم بود. تغییرنمای مدل برازش شده برای کربن آلی در هر سه مقیاس کروی بود که نشان از متأثر بودن آن از یک عامل اصلی (غرقاب بودن خاک) می‌باشد. این در حالی است که مدل تغییرنماهای برازش شده برای جرم مخصوص ظاهری در مقیاس اول و دوم خطی و در مقیاس سوم کروی بود. بهترین مقیاس مطالعه (بر پایه تلاقی منحنی واریانس داخلی و بیرونی) برای کربن آلی، مقیاس اول با فواصل نمونه برداری 200 متر و برای جرم مخصوص ظاهری مقیاس دوم با فواصل نمونه برداری 100 متر بود.

واژه‌های کلیدی: آمار مکانی، نیم‌تغییرنما، واریانس داخلی، واریانس بیرونی،

Dermination of Suitable Study Scale in Estimating Organic Carbon and Bulk Density in Paddy Soils

M Shakouri¹, M Shabanpour², H Asadi² and N Davatgar^{3*}

Received: 09 February 2010 Accepted: 18 February 2011

^{1,2}Postgraduate Student and Assist. Prof., Soil Sci. Dept., Faculty of Agric., Univ. of Guilan, Rasht, Iran

³ Academic member, Rice Research Inst., Rasht, Iran

*Corresponding author: E-mail: N_davatgar@yahoo.com

Abstract

The precision of soil data at any region depends largely on the nature of their variation which often is described by studying of their spatial variability. The location should be considered when analyzing such data because variation of soil properties depends on many process that act in space and time scale, therefore, potentially depends on a scale. This research was carried out to study the effect of scale on estimation precession of organic carbon and bulk density in paddy soils. Three different scales of study were selected at the field of the Rice Research Institute Iran in Rasht. At the first scale, 172 soil samples were taken from the center of 200×50 meter plots. At the second and third scales, 357 and 72 samples were taken from the center of 100×50 and 3×4m plots, respectively. The measured soil properties were organic carbon content and bulk density. All data had non-normal distribution, except bulk density in the third scale. Organic carbon in the second scale and bulk density in the third scale had the maximum and minimum coefficient of variation, respectively. A spherical model was fitted to the variograms of organic carbon in all scales, which indicated that a single main factor affected organic carbon variations. In the other hand for bulk density, a linear model was fitted to the variograms of first and second scales; a spherical model was fitted to the third scale. Results showed that the first scale with the sampling distance of 200m may be the best scale for studying of organic carbon, and the second scale of 100m distance seems the best for the bulk density.

Keywords: Inner variance, Outer variance, Spatial statistics, Variogram

مقدمه

هزینه می‌باشد، بنابراین تعداد نمونه لازم و فاصله بین نمونه‌ها از اهمیت زیادی برخوردار است. در این رابطه روسو و جوری (1988) با استفاده از روش‌های زمین-آمار نشان دادند که حتی در یک مزرعه غیر یکنواخت نیز اطلاعات به دست آمده از 128 نمونه با 1280 نمونه برای تعیین شدت نفوذ برابری می‌کند. آمادور و همکاران (2000) در یک مزرعه بیشترین تغییرات کربن آلی را در مقیاس چند سانتی‌متر مشاهده کردند، این در حالی است که فواصل نمونه‌برداری برای بررسی تغییرپذیری مکانی کربن آلی حتی در مقیاس‌های کوچک، بیش از یک متر بود.

فرآیندهای غالب در یک مقیاس می‌تواند تأثیر معنی‌داری در مقیاس‌های دیگر نداشته باشند. زک و چنچ (2005) نشان دادند عامل اصلی تغییرات در یک مقیاس کوچک، فعالیت‌های بیولوژیک و شخم زمین می‌باشد، در حالی‌که این عوامل در یک مقیاس بزرگ توسط عامل‌های توپوگرافی و اختلافات مورفولوژیکی پوشیده می‌شوند. وانگا و همکاران (2007) به بررسی ذخایر کربن آلی در چین، در مقیاس‌های متفاوت (بین 1:1000000 تا 1:4000) پرداختند. آنها در این رابطه بین 236 تا 3600 نمونه خاک از نیم‌رخ‌های مختلف خاک تهیه نمودند و دریافتند که با تغییر مقیاس، تخمین کربن آلی نیز متفاوت شده است، به طوری‌که مقادیر آن در دامنه 546 تا 190/5 تن در هکتار قرار گرفت. وین نیکو و همکاران (1996) و اینتین و همکاران (2000) اثرات مقیاس را در مقدار آب قابل دسترس در شمال روسیه، چین، مغولستان و آمریکا بررسی کردند. آنها منبع تغییرات در مقیاس کوچک، نوع خاک، توپوگرافی و اثر گیاهان و در مقیاس بزرگ عامل تغییرات مقدار آب قابل دسترس را شرایط اتمسفری اعلام کردند.

اسچونینگ و همکاران (2006) مطالعه تغییر مکانی ذخایر کربن آلی در جنگل‌های لویسول آلمان در یک مقیاس کوچک حدود یک کیلومتر مربع پرداخته و بیان نمودند که تغییرات مکانی غلظت کربن آلی و ذخایر آنها

شناخت توزیع خواص خاک در مقیاس مزرعه و حوزه آبخیز در بهبود عملیات کشاورزی و کیفیت محیط زیست از اهمیت زیادی برخوردار است (حسینی‌پاک 1377). از طرف دیگر تعداد نمونه‌های خاک و نوع روش‌های درون‌یابی برای تبدیل داده‌های نقطه‌ای به نقشه پیوسته از عوامل مهم در پهنه‌بندی صحیح است. به شکل مشخص با افزایش تعداد نمونه‌ها، نقشه‌های صحیح‌تری از خواص خاک به دست می‌آید (وسترن و همکاران 2003). اما، هزینه نمونه‌برداری و تجزیه آنها می‌تواند به سرعت به بیش از بهره بالقوه افزایش یابد. بنابراین، لازم است تعداد نمونه‌های مورد نیاز با هزینه نمونه‌برداری موازنه گردد.

از نقطه نظر مقیاس مطالعه، فضای توزیع داده‌ها می‌تواند مشتمل بر محدوده‌های میکروسکوپی همانند توزیع عناصر یا خصوصیات فیزیکی موجود در یک مقطع نازک تا محدوده‌های وسیع ناحیه‌ای، کشوری، قاره‌ای و جهانی باشد (محمدی 1385). مطالعات متعددی، نشان داده است که تغییرپذیری خاک اغلب شامل جزئی است که دارای وابستگی مکانی می‌باشد که آن را می‌توان به صورت تابعی از فاصله مکانی نشان داد. روش‌های آمار مکانی، تغییرات مکانی و زمانی خصوصیات خاک را به عنوان فرآیندهای تصادفی وابسته به مکان و زمان مورد بررسی قرار می‌دهند (سان و همکاران 2003). در دو دهه اخیر، کاربرد روش‌های زمین‌آمار به وسیله دانشمندان خاک برای بررسی تغییرات مکانی خصوصیات خاک در مقیاس‌های کوچک و بزرگ بسیار مورد توجه قرار گرفته است (لارک 2002). امروزه از زمین‌آمار به طور وسیعی در تخمین ذخایر معادن (کلارک 1979)، در خاکشناسی (ویلدینگ و همکاران 1983 و سان و همکاران 2003) و در کشاورزی دقیق (مک‌براتی و پرینگل 1997) استفاده می‌شود.

مهمترین هدف نمونه‌برداری در مطالعات خاکشناسی، به دست آوردن اطلاعات کافی با حداقل

مواد و روش‌ها

محدوده‌ی مورد مطالعه و مقیاس نمونه‌برداری محدوده مورد مطالعه، مزارع شالیزاری مؤسسه تحقیقات برنج کشور، واقع در شهرستان رشت، به وسعت 180 هکتار بوده است. این اراضی در بین 40 درجه و 42 دقیقه عرض شمالی و 51 درجه و 53 دقیقه

به شدت تحت تأثیر مقیاس مطالعه است. به طوری که یک رابطه لگاریتمی قوی بین مقیاس نمونه‌برداری و واریانس نذخایر کربن آلی وجود دارد و با کم کردن مقیاس نقشه به یک ششم، واریانس کربن آلی به نصف کاهش یافت. هدف از مطالعه حاضر شناخت اثر مقیاس مطالعه در برآورد بهینه مقدار کربن آلی و جرم مخصوص ظاهری در اراضی شالیزاری بود.



شکل 1- تصویر ماهواره‌ای از منطقه مورد مطالعه و محل نمونه‌برداری‌ها در مقیاس اول (200×50 متر) و مقیاس دوم (100×50 متر)

درصد کربن آلی آماده گردیدند. کربن آلی خاک با روش والکی - بلاک (پیچ 1982) و جرم مخصوص ظاهری با روش سیلندر از خاک دست نخورده اندازه‌گیری شد.

آمار توصیفی و آمار مکانی

آماره‌های مرتبط با موقعیت⁴، پراکنش⁵ و شکل⁶ توزیع فراوانی مورد بررسی قرار گرفت. بررسی نرمال بودن توزیع فراوانی متغیرها در هر سه مقیاس، با محاسبه میانگین، میانه، و آزمون معنی‌دار بودن چولگی و کشیدگی با استفاده از نرم‌افزار SPSS (Version 14) انجام گردید.

قبل از استفاده از روش‌های درونیابی آمار مکانی برای هر متغیر، آزمون داده‌های پرت⁷، روند⁸ و غیرهمسانگردی⁹ انجام شدند (اقبال 2005). داده‌ی پرت

طول شرقی واقع شده است. اثر مقیاس نمونه‌برداری در سه سطح، الف) مقیاس اول: نمونه‌برداری از خاک در شبکه‌ای به ابعاد 200×50 متر و در مجموع به تعداد 172 نمونه، ب) مقیاس دوم: نمونه‌برداری از خاک در شبکه‌ای به ابعاد 100×50 متر و در مجموع به تعداد 357 نمونه، و ج) مقیاس سوم: نمونه‌برداری از خاک در شبکه‌ای به ابعاد 3×4 متر در یک واحد مزرعه‌ای به تعداد 72 نمونه در ریز مقیاس¹ سوم برای اجتناب از افزایش زمان نمونه‌برداری، سختی آماده‌سازی نمونه‌ها و همچنین نمونه‌برداری آشیانه‌ای² فقط در یک واحد مزرعه‌ای³ (50×100 متر) نمونه‌برداری انجام شد. در هر سه مقیاس، نمونه‌برداری در مرکز هر شبکه از عمق صفر تا 20 سانتی‌متری و به صورت مرکب (از 9 نمونه فرعی با وزن تقریبی مساوی یک کیلوگرم) انجام شد. نمونه‌ها پس از انتقال به آزمایشگاه، هوا خشک شده و از الک دو میلی‌متری عبور داده شدند و برای تعیین

⁴ Location

⁵ Dispersion

⁶ Shape

⁷ Outlier

⁸ Trend

⁹ Anisotropic

¹ Down scale

² Nested sampling

³ Field unit

واریانس متحرک استفاده شد، به این ترتیب که در هر مقیاس، یک نقطه نمونه برداری به عنوان هسته‌ی مرکزی در نظر گرفته شد و سپس 15 نقطه در اطراف، که با این نقطه کمترین فاصله را داشتند به عنوان نقاط همسایگی آن در نظر گرفته شدند و سپس واریانس متغیر در این 16 نقطه تعیین شد. این محاسبه برای هریک از نقطه-های مختلف نمونه برداری در هر مقیاس تکرار گردید. میانگین این واریانس‌ها، به عنوان واریانس بیرونی آن مقیاس در نظر گرفته شد. برای به دست آوردن مقدار واریانس داخلی از نیم‌واریانس‌های اولین گام تغییرنا در هر مقیاس استفاده شد. از تلاقی منحنی این دو واریانس در مقیاس‌های مختلف، مقیاس مناسب برای نمونه-برداری به دست آمد.

نتایج و بحث

آمار توصیفی

اگرچه توزیع نرمال داده‌ها، شرط لازم و ضروری پردازش زمین‌آمار نمی‌باشد. اما، بسیاری از ابزارها و شیوه‌های زمین‌آمار در وضعیت توزیع نرمال داده‌ها بسیار مؤثرتر و کارآمدتر به پردازش داده‌های مکانی می‌پردازند. از طرفی بایستی توجه داشت که هیچ روشی به گونه تمام عیار اقدام به آزمون نرمالیته نمی‌کند (محمدی 1385). با توجه به نتایج مندرج در جدول 1، چولگی جرم مخصوص ظاهری در مقیاس اول و دوم در سطح احتمال پنج درصد معنی‌دار و از یک توزیع غیرنرمال برخوردار بود. اما، چولگی جرم مخصوص ظاهری در مقیاس سوم در سطح احتمال پنج درصد معنی‌دار نبوده، بنابراین از توزیع فراوانی نرمال پیروی می‌کند. توزیع فراوانی جرم مخصوص ظاهری در مقیاس اول با استفاده از تابع $\ln([BD]-0/21)$ و در مقیاس دوم با تابع $\ln([BD]-0/71)$ به نرمال تبدیل شد. چولگی کربن آلی در هر سه مقیاس مطالعه در سطح احتمال پنج درصد معنی‌دار (جدول 1) و از یک توزیع فراوانی غیرنرمال

مقداری است که از بقیه داده‌های اطراف آن به طور فاحشی متفاوت باشد (مک‌گراتس و زنگ 2003). در این تحقیق برای پیدا کردن داده‌های پرت و جداسازی آنها برای محاسبات نیم‌تغییرنا، داده‌هایی که در بیشتر یا کمتر از چهار برابر انحراف معیار قرار داشتند، به عنوان داده‌ی پرت در نظر گرفته شد (کاهن و همکاران 1994). وجود روند، با استفاده از برآزش مدل‌های خطی و غیرخطی بر مقادیر متغیر نسبت به فواصل نمونه برداری در جهت X (شرق - غرب) و جهت Y (شمال - جنوب) انجام شد. نیم‌تغییرناها تغییرات متغیرناحیه‌ای را کمی می‌کنند (حسنی‌پاک 1377، وبستر و اولیور 2000) و مؤلفه بسیار مفیدی برای نشان دادن اختلاف بین نمونه‌ها در یک جهت یا در جهت‌های مختلف می‌باشد (اسچونینگ و همکاران 2006 و ونگا و همکاران 2007). نیم‌تغییرنمای تجربی از رابطه زیر محاسبه شد:

[1]

$$g_i(h) = \frac{1}{2N_i(h)} \sum_{j=1}^{N_i(h)} [Z_i(x_j) - Z_i(x_j + h)]^2$$

که در آن N زوج مشاهدات، $Z_i(x_j)$ و $Z_i(x_j+h)$ مقدار متغیر در دو نقطه است که به فاصله h از هم قرار دارند. در این تحقیق از نرم‌افزار GS⁺ (Version 5.1) برای محاسبه نیم‌تغییرنمای مربوط به دو متغیر درصد کربن آلی و جرم مخصوص ظاهری در سه مقیاس استفاده شد.

تعیین مناسب‌ترین مقیاس نمونه برداری

مناسب‌ترین مقیاس نمونه برداری با استفاده از محل تقاطع منحنی‌های واریانس بیرونی و واریانس داخلی در مقیاس‌های متفاوت تعیین شد (وسترن و همکاران 2003). برای به دست آوردن واریانس بیرونی از روش

نمودند و علت بالا بودن آن را به کاربری متفاوت منطقه، کودهی و فرسایش نسبت دادند. رفتار جرم مخصوص ظاهری خاک وابسته به مقیاس است، زیرا با کم شدن فاصله نمونه برداری تغییرات جرم مخصوص-ظاهری کاهش یافته است. به طوری که با کاهش فواصل نمونه برداری، ضریب تغییرات آن از 35 درصد مقیاس اول به 7 درصد در مقیاس سوم تنزل پیدا کرد و در گروه بندی ضریب تغییرات در بخش تغییرات کم قرار گرفت. اسپونینگ و همکاران (2006) نیز بیان نمودند که با تغییر مقیاس مطالعه از سطح ملی به منطقه ای (با کم شدن فواصل نمونه برداری) میزان CV در برخی خصوصیات خاک به طور چشم گیری کاهش می یابد.

به طور کلی تغییرات کربن آلی نسبت به جرم-مخصوص ظاهری در هر سه مقیاس بیشتر است (جدول 1). اسپونینگ و همکاران (2006) و داویس و همکاران (2004) نیز نشان دادند که مقدار CV جرم-مخصوص ظاهری در مقایسه با کربن آلی بسیار کمتر می باشد. از طرفی کم بودن CV در مقیاس سوم برای هردو متغیر را می توان به یکسان بودن کارهای مدیریت خاک نسبت داد. تغییرات جرم مخصوص ظاهری در مقایسه با کربن آلی به عوامل کمتر و بیشتر به نوع بافت، درصد اشباع خاک و درصد تخلخل بستگی دارد.

اثر مقیاس نمونه برداری در مدل های نیم تغییرنا

نیم تغییرنا به روند و داده های پرت حساس است. هیچ یک از خصوصیات جرم مخصوص ظاهری و کربن آلی در سه مقیاس دارای روند نبودند. داده های پرت، بسته به موقعیت مکانی خود، می توانند اثرات متوسط تا شدیدی بر مدل تغییرنا داشته باشند. نتایج آزمون داده های پرت نشان داد که درصد کربن آلی و جرم مخصوص ظاهری در هر سه مقیاس دارای داده های پرت نبودند و لذا تمام داده های این دو صفت در محاسبات مربوط به مدل تغییرنا استفاده گردید. بر پایه آماره های RSS (مجموع مربعات باقیمانده) و R^2 (ضریب تبیین) بهترین مدل تغییر نمای برآزش شده بر کربن آلی در هر سه مقیاس، کروی و مدل برآزش

برخوردار شد. پس از تبدیل لگاریتمی توزیع فراوانی داده ها نرمال شدند، در نتیجه کربن آلی در هر سه مقیاس از توزیع لاگ نرمال پیروی کرد. مک براتنی و پرینگل (1997)، زانگ و مک گراتس (2004) نیز از تبدیل لگاریتمی برای کاهش چولگی و نزدیک کردن کربن آلی به توزیع فراوانی نرمال استفاده کردند.

پارامتر ضریب تغییرات در جدول 1 بدون بعد بوده و می توان از آن برای مقایسه تغییرات یک صفت در مقیاس های متفاوت نمونه برداری در جامعه آماری با مشاهدات ناهمگون یا نامتجانس استفاده کرد (مک براتنی و پرینگل 1997). بر پایه گروه بندی ویلدینگ و درس (1983) متغیرهایی با CV کمتر از 15 درصد دارای تغییرات کم، متغیرهایی با CV بین 15 درصد تا 35 درصد دارای تغییرات متوسط و متغیرهایی با CV بیش از 35 درصد دارای تغییرات زیاد می باشند. بر پایه این گروه بندی کربن آلی در مقیاس دوم در گروه با تغییرات زیاد و مقیاس اول و سوم در گروه با تغییرات متوسط قرار گرفتند. تفاوت بودن نتایج صفات مورد مطالعه در مقیاس های سه گانه، تأکیدی بر تأثیر عوامل موضعی و برآیند مؤلفه های تشکیل دهنده ی خاک بر توزیع و پراکندگی خواص شیمیایی و فیزیکی در خاک های مختلف است (دواتگر 1377).

کربن آلی خاک یک ترکیب دینامیک در سیستم خاکی شمرده می شود که از تغییرات درونی در جهت های عمودی و افقی خاک و تغییرات بیرونی در اتمسفر و بیوسفر همراه است (زانگ و مک گراتس 2004). تغییرات کربن آلی تحت تأثیر هر دو فرآیندهای ذاتی (مانند نوع موادمادری، بافت خاک، آب و هوا، pH خاک و توپوگرافی) و مدیریتی (مانند غرقاب نمودن خاک، وضعیت زهکشی اراضی، مقدار مصرف کود، عمق و تعداد دفعات شخم و سوزاندن بقایای گیاه برنج) قرار دارد (مک گراتس و زانگ 2003). تعداد زیاد عوامل تأثیرگذار بر کربن آلی سبب می شود در یک دوره کوتاه، تغییرات این متغیر آن قدر زیاد باشد که حتی بررسی تغییرات مکانی آن با محدودیت های زیادی مواجه شود (اسپونینگ و همکاران 2006). لیو و همکاران (2006) CV نزدیک به 29 درصد را برای کربن آلی اعلام

یک عامل بر تغییرات متغیر مؤثر باشد در این صورت نیم‌تغییرنما تا آستانه به صورت خطی افزایش (شبیه به مدل کروی) و بعد از آن صاف می‌شود (دواتگر 1377).

شده به جرم مخصوص ظاهری در مقیاس اول و دوم خطی و در مقیاس سوم کروی می‌باشد (جدول 2). شکل‌های نیم تغییرنما تحت تأثیر برآیند فرآیندهای اثرگذار بر رفتار متغیرها است. اگر فقط یک فرآیند یا

جدول 1- آماره‌های توصیفی متغیرهای جرم مخصوص ظاهری و کربن آلی در سه مقیاس

متغیر	مقیاس	تعداد نمونه	میانگین	حداقل	حداکثر	چولگی	کشیدگی	ضریب تغییرات (%)
جرم مخصوص ظاهری (g cm ⁻³)	1	172	1/024	0/88	1/21	0/604*	0/599	25
	2	343	1/019	0/88	1/23	0/934*	1/215	16/5
	3	72	1/025	0/89	1/24	0/445	0/236	7
کربن آلی (%)	1	172	2/020	0/92	3/50	0/474*	-0/305	34
	2	357	1/950	. /81	3/50	0/437*	0/273	37/5
	3	72	2/680	1/56	4/32	0/615*	0/510	24/5

* معنی‌دار در سطح احتمال پنج درصد

تأثیر عوامل مختلفی مانند تفاوت در بافت، درصد کربن آلی، تخلخل، شکل هندسی خلل و فرج، درصد اشباع، و عملیات خاک‌ورزی و آماده‌سازی اراضی باشد. از سوی دیگر این امکان وجود دارد که مدل خطی قسمتی از یک مدل دارای آستانه (مانند کروی) باشد. اما به دلیلی از قبیل کوچک بودن ابعاد هندسی منطقه مورد مطالعه یا بزرگ بودن دامنه تغییرات امکان ظهور مدل‌های دارای آستانه فراهم نباشد (محمدی 1385). اسچونینگ و همکاران (2006) نشان دادند که جرم-مخصوص ظاهری از مدل نیم تغییرنمای اثر قطعه‌ای با تغییرات تصادفی پیروی می‌کند. آنها این عدم تغییرات مکانی در جرم مخصوص ظاهری را به ترکیب اثر مواد مادری و فعالیت‌های بیولوژیکی نسبت دادند. دامنه تأثیر نشان از وسعت منطقه‌ای است که در آن می‌توان از روش‌های زمین آماری برای تخمین استفاده کرد (حسینی پاک 1377)، از سوی دیگر با افزایش دامنه تأثیر

برازش مدل کروی بر کربن آلی در هر سه مقیاس، نشان از غالب بودن اثر یک عامل بر تغییرات مکانی کربن آلی است. به نظر می‌رسد غرقاب بودن خاک و اثر آن بر سرعت و کمیت تجزیه کربن آلی می‌تواند به عنوان مهمترین عامل در نظر گرفته شود. چابلو و همکاران (2001) و لیو و همکاران (2006) بیان نمودند در بسیاری از مواقع شیب و پستی و بلندی تغییرات کربن آلی را می‌توانند توضیح دهند. مناسب بودن مدل کروی برای کربن آلی با تحقیقات بسیاری از محققین مطابقت دارد (اسچونینگ و همکاران 2006، لیو و همکاران 2006).

جرم مخصوص ظاهری در مقیاس اول و دوم از مدل خطی برخوردار است (جدول 1) به گونه‌ای که تغییرپذیری برای تمام گام‌های فاصله‌ای ثابت بوده و بیانگر تغییرات تصادفی، ناپیوسته و منقطع می‌باشد (گاجم و همکاران 1981). این تغییرات می‌تواند تحت

ذاتی تشکیل دهنده دارد (روسو و جوری 1988) ولی با توجه به یکسان بودن عوامل ذاتی در سه مقیاس مطالعه می‌توان گفت این کاهش دامنه تأثیر بیشتر تحت کنترل عامل‌های مدیریتی می‌باشد (ونگا و همکاران 2007).

فواصل نمونه‌برداری بیشتر و تعداد نمونه‌های لازم کم‌تر می‌شود. دامنه تأثیر کربن آلی با تغییر مقیاس متفاوت شده و از 1130 متر در مقیاس اول به 750 متر در مقیاس دوم و 12/06 متر در مقیاس سوم کاهش یافت (جدول 1). دامنه تأثیر بیشترین اثر را از عوامل

جدول 2- پارامترهای تخمینی مدل‌های برازش شده جرم‌مخصوص ظاهری و کربن آلی در سه مقیاس

متغیر	مقیاس	مدل	C0	C+C0	A0	R ²	RSS	$\frac{C_0}{C_0+C} \times 100$
جرم‌مخصوص ظاهری (gr cm ⁻³)	1	خطی	0/004	0/008	-	0/57	$6/3 \times 10^{-5}$	50
	2	خطی	0/030	0/048	-	0/59	$3/56 \times 10^{-4}$	62/5
	3	کروی	0/0013	0/007	12/52	0/95	$2/38 \times 10^{-7}$	18/6
کربن آلی (%)	1	کروی	0/035	0/057	1130	0/97	$7/7 \times 10^{-6}$	61/4
	2	کروی	0/038	0/059	750	0/91	$2/6 \times 10^{-5}$	64/4
	3	کروی	0/0001	0/058	12/06	0/94	$4/04 \times 10^{-5}$	0/2

C0: واریانس قطعه‌ای، C0+C: آستانه، A0: دامنه تأثیر (متر)، RSS: باقیمانده مجموع مربعات، R²: ضریب تبیین

کاهش یافت (جدول 2)، که نشان دهنده کمتر شدن پیوستگی و شباهت مکانی در مقیاس دوم نسبت به مقیاس اول است، این عامل می‌تواند دلیل بالا بودن اثر قطعه‌ای در این مقیاس باشد. بنگستون و همکاران (2007) بیان نمودند که مقیاس وابستگی مکانی در یک متغیر به عامل‌های مؤثر در تغییرات متغیر مرتبط می‌باشند. در جرم‌مخصوص ظاهری نیز به علت متأثر بودن از کربن آلی این روند وجود دارد. جرم مخصوص ظاهری نیز مانند کربن آلی در مقیاس دوم دارای بالاترین اثر قطعه‌ای می‌باشد. با کاهش فواصل نمونه‌برداری در مقیاس سوم، اثر قطعه‌ای کمتر گردید (جدول 2).

مناسب‌ترین مقیاس نمونه‌برداری

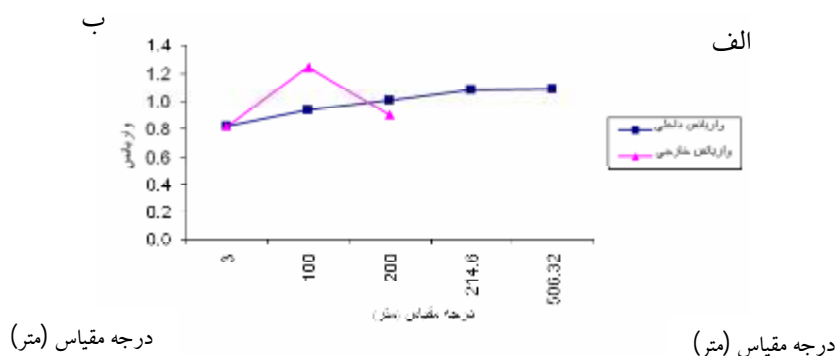
بهترین مقیاس نمونه‌برداری با استفاده از تلاقی دو منحنی واریانس داخلی و بیرونی در شکل‌های 2 و 3 مشخص شده است. هوک و بورک (2000) پیشنهاد کردند که تغییرات کربن آلی در یک سیستم کشاورزی می‌تواند در فاصله 20 تا 250 متری عمل کند در حالی که ون مرون و همکاران (1996) تغییرات و وابستگی مکانی

واریانس قطعه‌ای می‌تواند به دلایلی مانند تصادفی بودن فرآیندها، خطای نمونه‌برداری و اندازه‌گیری و وجود تغییرات کوتاه‌دامنه‌ی متغیر مورد مطالعه در فواصل کوچکتر از کوتاهترین فاصله نمونه‌برداری مرتبط باشد (سان و همکاران 2003). کربن آلی در مقیاس دوم بیشترین مقدار واریانس قطعه‌ای را دارد (جدول 2).

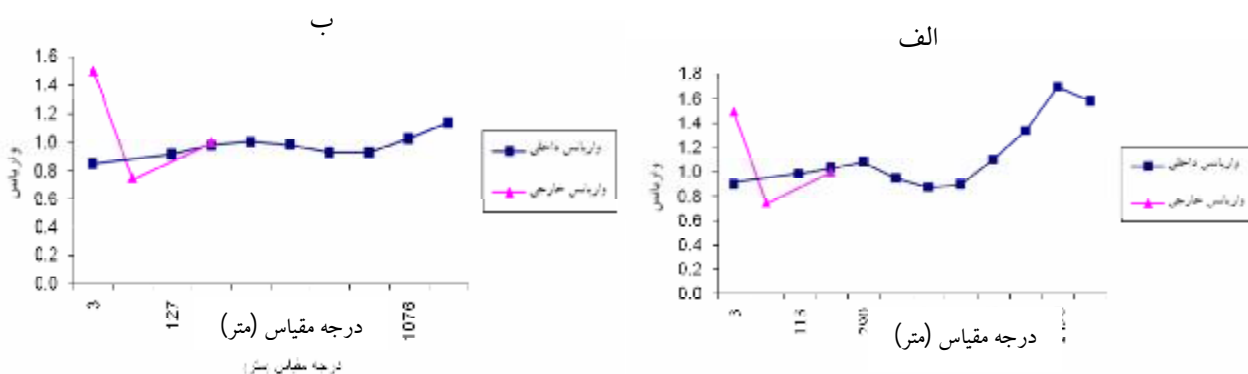
تعیین درصد کربن آلی به روش والکی-بلاک از روش‌های معتبر اندازه‌گیری کربن آلی می‌باشد، از سوی دیگر اندازه‌گیری‌ها از تکرارپذیری خوبی برخوردار بودند (نتیجه‌ها نشان داده نشده است). بنابراین می‌توان از وجود خطاهای اندازه‌گیری چشم‌پوشی نمود. اما، با کم شدن فواصل نمونه‌برداری (در مقیاس سوم) مقدار اثر قطعه‌ای به کمترین مقدار خود رسیده است. پس می‌توان نتیجه گرفت که وجود تغییرات کوتاه‌دامنه در فاصله‌های کمتر از فواصل مقیاس اول و دوم در کربن آلی اندازه‌گیری شده می‌تواند یکی از دلایل اصلی اثر قطعه‌ای بزرگ در مقیاس اول و دوم باشد. در مقیاس دوم با کاهش فواصل نمونه‌برداری نسبت به مقیاس اول، برخلاف انتظار مقدار اثر قطعه‌ای افزایش و دامنه تأثیر

منحنی‌های واریانس داخلی و بیرونی جرم مخصوص ظاهری در هر دو مقیاس در 100 متر تلاقی یافته‌اند (شکل 3). بنابراین می‌توان نتیجه گرفت مناسب‌ترین فاصله نمونه‌برداری برای ارزیابی جرم مخصوص ظاهری در منطقه‌ی شالیزاری مورد مطالعه 100 متر می‌باشد.

برای کربن آلی و بسیاری از مشخصات خاک را درون محدوده‌های چهار کیلومتری تعیین نمودند. آنان بیان کردند که فواصل بهینه نمونه‌برداری می‌تواند کمتر از این فاصله باشد. منحنی واریانس‌های داخلی و خارجی برای کربن آلی در هر دو مقیاس اول و دوم در گام 200 متر یکدیگر را قطع نموده‌اند (شکل 2)، که نشان‌دهنده‌ی مناسب‌ترین فاصله نمونه‌برداری برای کربن آلی می‌باشد.



شکل 2- مناسب‌ترین مقیاس نمونه‌برداری کربن آلی با استفاده از تلاقی واریانس داخلی و خارجی در الف) مقیاس اول و ب) مقیاس دوم مطالعه.



الف) مقیاس اول و ب) مقیاس دوم مطالعه

شکل 3- مناسب‌ترین مقیاس نمونه‌برداری جرم مخصوص ظاهری با استفاده از تلاقی واریانس داخلی و خارجی در

نتیجه‌گیری

نشان‌دهنده نزدیک بودن رفتار این متغیر به استقلال کامل داده‌ها، تغییرات کاملاً تصادفی، ناپیوسته و منقطع می‌باشد دلیل این امر بیان نمود. وینکو و همکاران (2003) نیز بیان نموده بودند که تعداد نمونه‌برداری از نقاطی با وابستگی مکانی کمتر از مکان‌هایی است که از نظر آماری غیروابسته‌اند.

سپاسگزاری

از جناب آقای دکتر شهدی، سرپرست محترم مؤسسه تحقیقات برنج کشور و سرکار خانم دریغ‌گفتار، مسئول آزمایشگاه شیمی خاک مؤسسه، جهت فراهم نمودن امکانات برای اجرای آزمایشات تشکر و قدردانی می‌نمایم.

تغییرپذیری کربن آلی و جرم‌مخصوص‌ظاهری به علت عامل‌های متفاوتی می‌باشد. بر پایه تقریب تقاطع منحنی‌های واریانس‌های داخلی و بیرونی مناسبترین فاصله نمونه‌برداری در منطقه مورد مطالعه، برای جرم مخصوص ظاهری 100 متر و برای کربن آلی 200 متر می‌باشد.

کاهش ضریب تغییرات در همه شرایط نشان‌دهنده تشابه بیشتر بین داده‌ها و نیازمند به نمونه‌های کمتر برای مطالعه در منطقه نیست. زیرا جرم‌مخصوص-ظاهری با داشتن CV کمتر نسبت به کربن آلی دارای فواصل نمونه‌برداری کمتری نیز هست، شاید بتوان خطی بودن مدل نیم‌تغییرنا با شیب کم (نزدیک به مدل اثرقطعه‌ای تام) در جرم‌مخصوص‌ظاهری را که

منابع مورد استفاده

- حسنی‌پاک ع، 1377. زمین‌آمار (ژئواستاتستیک). چاپ اول، انتشارات دانشگاه تهران، 314 صفحه.
- دوات‌گر ن، 1377. بررسی تغییرات فضایی برخی خصوصیات خاک. پایان نامه کارشناسی ارشد، دانشکده کشاورزی دانشگاه تبریز.
- محمدی ج، 1385. پدومتری (جلد دوم - آمار مکانی). انتشارات پلک، 453 صفحه.
- Amador JA, Wang Y, Savin MC and Gorres JH, 2000. Fine-scale spatial variability of physical and biological soil properties in Kingston, Rhode Island. *Geoderma* 98: 83-94.
- Bengtson P, Basiliko1 N, Prescott CE and Grayston SJ, 2007. Spatial dependency of soil nutrient availability and microbial properties in a mixed forest of *Tsuga heterophylla* and *Pseudotsuga menziesii* in coastal British Columbia, Canada. *Soil Biology and Biochemistry* 39: 2429-2435.
- Burgess TM and Webster R, 1980. Optimal interpolation and isarithmic mapping of soil properties. I. The semi-variogram and punctual kriging. *Soil Sci Soc Am. J* 31: 315-331.
- Cahn MD, Hummel JW and Brouer BH, 1994. Spatial analysis of soil fertility for site-specific crop management. *Soil Sci Soc Am J* 58:1240-1248.
- Clark I, 1979. *Practical Geostatistics*. Applied Science Pub. London. 365 pp.
- Davis AA, Stolt MH and Compton JE, 2004. Spatial distribution of soil carbon in southern New England hardwood forest landscapes. *Soil Sci Soc Am J* 68: 895-903.

- Chaplot V, Bernoux M, Walter C, Curmi P and Herpin U, 2001. Soil carbon storage prediction in temperate hydromorphic soils using a morphologic index and digital elevation model. *Soil Science* 166: 48–60.
- Entin JK, Vinnikov A, Hollinger KY, Liu SE and Namkhai S, 2000. Temporal and spatial scales of observed soil moisture variations in the extra tropics. *J Geophys Res* 105: 1865-1877.
- Gajem YM, Warrick AW and Myers DD, 1981. Spatial dependence of physical properties of a topic torrifluvent. *Soil Sci Soc Am J* 45: 709-715.
- Hook PB and Burke IC, 2000. Biogeochemistry in a shortgrass landscape: control by topography, soil texture, and microclimate. *Ecology* 81: 2686–2703.
- Iqbal J, Thomasson JA, Jenkins JN, Owens PR and Whisler FD, 2005. Spatial variability analysis of soil physical properties of alluvial soils. *Soil Sci Soc Am J* 69: 1338–1350.
- Lark RM, 2002. Optimized spatial sampling of soil for estimation of the variogram by maximum likelihood. *Geoderma* 105:49-80.
- Liu D, Wang Z, Zhang B, Song K, Li X, Li J, Li F and Duan H, 2006. Spatial distribution of soil organic carbon and analysis of related factors in croplands of the black soil region, Northeast China. *Agriculture, Ecosystems and Environment* 113: 73–81.
- McBratney AB and Pringle MJ, 1997. Spatial variability in soil-implications for precision agriculture. Pp 3-32. In: Stafford JV, (ed.). *Precision Agriculture '97. Proceedings of the 1st European Conference on Precision Agriculture*, Warwick University, UK.
- McGrath D and Zhang C, 2003. Spatial distribution of soil organic carbon concentrations in grassland of Ireland. *Geoderma* 18: 1629-1639.
- Page AL, 1982. *Methods of soil Analysis. Part 2.* Soil Sci Soc Am. Madison. Wisconsin USA.
- Russo D and Jury WA, 1988. Effect of the sampling network on estimates of the covariance function of stationary fields. *Soil Sci Soc Am J* 52: 1228-1234.
- Schoning, I, Totsche KV and Kogel-Knabner I, 2006. Small scale spatial variability of organic carbon stocks in litter and solum of a forested luvisol. *Geoderma* 136: 631-642.
- 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 subropical China. *Geoderma* 115: 85-99.
- Van Meirvenne M, Pannier J, Hofman G and Louwagie G, 1996. Regional characterization of the long-term change in soil organic carbon under intensive agriculture. *Soil Use Manag* 12: 86–94.
- Vinnikov KY, Robock A, Speranskaya NA and Schlosser CA, 1996. Scales of temporal and spatial variability of midlatitude soil moisture. *J Geophys Res* 101: 7163-7174.

- Wanga W, Suna X, Chenb JM, Liua QH and Zhao YC, 2007. Regional patterns of soil organic carbon stocks in China. *Journal of Environmental Management* 85: 680-689.
- Webster R and Oliver MA, 2000. *Geostatistics for Environmental Scientists*. Wiley Chichester 271 pp.
- Western AW, Grayson RB, Bloschl G and Wilson JD, 2003. Spatial variability soil moisture and implication for scaling. Pp. 119-142. In: Pachepsky Y, Radeliffe D and Magdisedim H (eds). *Scaling Methods in Soil Physics*, CRC Press LLC, USA.
- Wilding LP and Dress LR, 1983. Spatial variability and pedology. Pp. 83-116. In: Wilding LP, Smeck and NE and Hall GF (eds). *Pedogenesis and Soil Taxonomy. I. Concepts and Interactions*. Elsevier Science Pub., USA.
- Zelege, TB and Cheng Si B, 2005. Scaling relationships between saturated hydraulic conductivity and soil physical properties. *Soil Sci Soc Am J* 69:1691-1702.
- Zhang CH and McGrath P, 2004. Geostatistical and GIS analysis on soil organic carbon concentrations in grassland of southeastern Ireland from two different periods. *Geoderma* 119: 261-275.