مجله دانش آب و خاک/ جلد 21 شماره 2/ سال 1390

تعیین مناسب‌ترین مقیاس مطالعه در برآورد کربن‌آلی و جرم مخصوص‌ظاهری خاک در اراضی شالیزاری

مریم شکوری کتیگری[1]، محمود شعبانپور[2]، حسین اسدی[2]، ناصر دواتگر[3*]

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

1-دانش آموخته 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 نمونه‌برداری 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 کربن‌آلی 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 50×200 متر، مقیاس دوم شامل 357 نمونه از شبکه‌ای با ابعاد 50×100 متر و مقیاس سوم شامل 72 نمونه از شبکه‌ای با ابعاد 4×3 متر بود. نتایج نشان داد که بیشترین ضریب تغییرات مربوط به کربن‌آلی در مقیاس دوم و کمترین مقدار مربوط به جرم مخصوص ظاهری در مقیاس سوم بود. تغییرنمای مدل برازش شده برای کربن‌آلی در هر سه مقیاس کروی بود که نشان ازمتأثر 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 کربن‌آلی، مقیاس اول با فواصل نمونه‌برداری 200 متر و برای جرم‌مخصوص‌ظاهری مقیاس دوم با فواصل نمونه‌برداری 100 متر بود.

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

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

M Shakouri[1], M Shabanpour[2], H Asadi[2] 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 varigrams 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

شناخت توزیع خواص خاک در مقیاس مزرعه و حوزه آبخیز در بهبود عملیات کشاورزی و کیفیت محیط زیست از اهمیت زیادی برخوردار است (حسنی‌پاک 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 میکروسکپی 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 (مک‌براتنی و پرینگل 1997) استفاده می‌شود.

مهمترین هدف نمونه برداری در مطالعات خاکشناسی، به دست آوردن اطلاعات کافی با حداقل 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 کربن‌آلی را در مقیاس چند سانتی‌متر مشاهده کردند، این در حالی است که فواصل نمونه‌برداری برای بررسی تغییرپذیری مکانی کربن‌آلی حتی در مقیاس‌های کوچک، بیش از یک متر بود.

فرآیندهای غالب در یک مقیاس می‌تواند تأثیر معنی-داری در مقیاس‌های دیگر نداشته باشند. زلک و چنج (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 (بین1:10000000 تا 1:4000) پرداختند. آنها در این رابطه بین 236 تا3600 نمونه خاک از نیم‌رخ‌های مختلف خاک تهیه نمودند و دریافتند که با تغییر مقیاس، تخمین کربن‌آلی 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 کربن‌آلی در جنگل‌های لویسول آلمان در یک مقیاس کوچک حدود یک کیلومترمربع پرداخته و بیان نمودند که تغییرات مکانی غلظت کربن آلی و ذخایر آنها

به شدت تحت‌تأثیر مقیاس مطالعه است. به‌طوری‌که یک رابطه لگاریتمی قوی بین مقیاس نمونه‌برداری و واریانس ذخایر کربن‌آلی وجود دارد و با کم کردن مقیاس نقشه به یک ششم، واریانس کربن‌آلی به نصف کاهش یافت. هدف از مطالعه حاضر شناخت اثر مقیاس مطالعه در برآورد بهینه مقدار کربن‌آلی و جرم مخصوص ظاهری در اراضی شالیزاری بود.

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 طول شرقی واقع شده است. اثر مقیاس نمونه‌برداری در سه سطح، الف) مقیاس اول: نمونه‌برداری از خاک در شبکه‌ای به ابعاد 50×200 متر و در مجموع به تعداد 172 نمونه، ب) مقیاس دوم: نمونه‌برداری از خاک در شبکه‌ای به ابعاد 50 × 100 متر و در مجموع به تعداد 357 نمونه، و ج) مقیاس سوم: نمونه‌برداری خاک در شبکه‌ای به ابعاد 4×3 متر در یک واحد مزرعه‌ای به تعداد 72 نمونه در ریز مقیاس[1] سوم برای اجتناب از افزایش زمان نمونه‌برداری، سختی آماده‌سازی نمونه‌ها و همچنین نمونه‌برداری آشیانه‌ای[2] فقط در یک واحد مزرعه‌ای[3] (100×50 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 درصدکربن‌آلی آماده گردیدند. کربن آلی خاک با روش والکلی- بلاک (پیج 1982) و جرم‌مخصوص ظاهری با روش سیلندر از خاک دست نخورده اندازه‌گیری شد.

شکل1- تصویر ماهواره‌ایی از منطقه مورد مطالعه و محل نمونه‌برداری‌ها در مقیاس اول (50× 200 متر) و مقیاس دوم (50× 100) متر

آمار توصیفی و آمار مکانی

آماره‌های مرتبط با موقعیت[4]، پراکنش[5] و شکل[6] 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 نرم‌افزارSPSS (Version 14) انجام گردید.

قبل از استفاده از روش‌های درون‌یابی آمار مکانی برای هر متغیر، آزمون داده‌های پرت[7]، روند[8] و غیرهمسانگردی[9] انجام شدند (اقبال 2005). داده‌ی پرت

[1] Down scale
[2] Nested sampling
[3] Field unit

[4] Location
[5] Dispersion
[6] Shape
[7] Outlier
[8] Trend
[9] Anisotropic

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 نیم‌تغییرنما، داده هایی 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 برازش مدل‌های خطی و غیرخطی بر مقادیر متغیر نسبت به فواصل نمونه‌برداری در جهت X (شرق - غرب) و جهت Y (شمال - جنوب) انجام شد. نیم تغییرنماها 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). نیم تغییرنمای 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، Zi(xj) و Zi(xj+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 کربن‌آلی و جرم‌مخصوص ظاهری در سه مقیاس استفاده شد.

تعیین مناسب‌ترین مقیاس نمونه‌برداری

مناسب‌ترین مقیاس نمونه‌برداری 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 واریانس متحرک استفاده شد، به این ترتیب که در هر مقیاس، یک نقطه نمونه‌برداری 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 نقطه‌های مختلف نمونه‌برداری در هر مقیاس تکرار گردید. میانگین این واریانس‌ها، به عنوان واریانس بیرونی آن مقیاس در نظرگرفته شد. برای به‌دست آوردن مقدار واریانس داخلی از نیم‌واریانس‌های اولین گام تغیرنما در هر مقیاس استفاده شد. از تلاقی منحنی این دو واریانس در مقیاس‌های مختلف، مقیاس مناسب برای نمونه‌برداری به‌دست 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 جرم‌مخصوص ظاهری در مقیاس سوم در سطح احتمال پنج‌درصد معنی‌دار نبوده، بنابراین از توزیع فراوانی نرمال پیروی می‌کند. توزیع فراوانی جرم مخصوص‌ظاهری 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 کربن‌آلی در هر سه مقیاس مطالعه در سطح احتمال پنج درصد معنی‌دار (جدول1) و از یک توزیع فراوانی غیرنرمال

برخوردار شد. پس از تبدیل لگاریتمی توزیع فراوانی داده‌ها نرمال شدند، در نتیجه کربن‌آلی در هر سه مقیاس از توزیع لاگ‌نرمال پیروی کرد. مک‌براتنی و پرینگل (1997)، زانگ ومک‌گراتس (2004) نیز از تبدیل لگاریتمی برای کاهش چولگی و نزدیک کردن کربن‌آلی به توزیع فراوانی نرمال استفاده کردند.

پارامتر ضریب تغییرات در جدول 1 بدون بعد بوده و می‌توان از آن برای مقایسه تغییرات یک صفت در مقیاس‌های 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 می‌باشند. بر پایه این گروه‌بندی کربن‌آلی در مقیاس دوم در گروه با تغییرات زیاد و مقیاس اول و سوم در گروه با تغییرات متوسط قرار گرفتند. متفاوت بودن نتایج صفات مورد مطالعه در مقیاس‌های سه‌گانه، تأکیدی بر تأثیر عوامل موضعی و برآیند مؤلفه‌های تشکیل دهنده‌ی خاک بر توزیع و پراکندگی خواص شیمیایی و فیزیکی در خاک‌های مختلف است (دواتگر 1377).

کربن آلی خاک یک ترکیب دینامیک در سیستم خاکی شمرده می‌شود که از تغییرات درونی در جهت‌های عمودی و افقی خاک و تغییرات بیرونی در اتمسفر و بیوسفر همراه است (زنگ و مک‌گراتس 2004). تغییرات کربن‌آلی تحت‌تأثیر 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 (مک‌گراتس و زنگ 2003). تعداد زیاد عوامل تأثیرگذار بر کربن‌آلی سبب می‌شود در یک دوره کوتاه، تغییرات این متغیر آن قدر زیاد باشد که حتی بررسی تغییرات مکانی آن با محدودیت‌های زیادی مواجه شود (اسچونینگ و همکاران 2006). لیو و همکاران (2006) CV نزدیک به 29 درصد را برای کربن آلی اعلام نمودند و علت بالا بودن آن را به کاربری متفاوت منطقه، کودهی وفرسایش نسبت دادند. رفتار جرم مخصوص ظاهری خاک وابسته به مقیاس است، زیرا با کم شدن فاصله نمونه برداری تغییرات جرم‌مخصوص-ظاهری کاهش یافته است. به طوری‌که با کاهش فواصل نمونه‌برداری، ضریب تغییرات آن از 35 درصد مقیاس اول به 7 درصد در مقیاس سوم تنزل پیدا کرد و در گروه‌بندی ضریب‌تغییرات در بخش تغییرات کم قرار گرفت. اسچونینگ و همکاران (2006) نیز بیان نمودند که با تغییر مقیاس مطالعه از سطح ملی به منطقه‌ای (با کم شدن فواصل نمونه‌برداری) میزان CV در برخی خصوصیات خاک به طور چشم‌گیری کاهش می‌یابد.

به طور کلی تغییرات کربن‌آلی نسبت به جرم-مخصوص‌ظاهری در هر سه مقیاس بیشتر است (جدول1). اسچونینگ و همکاران (2006) و داویس و همکاران (2004) نیز نشان دادند که مقدارCV جرم-مخصوص ظاهری در مقایسه با کربن‌آلی بسیار کمتر می‌باشد. از طرفی کم بودن CV در مقیاس سوم برای هردو متغیر را می‌توان به یکسان بودن کارهای مدیریت خاک نسبت داد. تغییرات جرم‌مخصوص ظاهری در مقایسه با کربن‌آلی به عوامل کمتر و بیشتر به نوع بافت، درصد اشباع خاک و درصد تخلخل بستگی دارد.

اثر مقیاس نمونه‌برداری در مدل‌های نیم تغییرنما

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

شده به جرم مخصوص ظاهری در مقیاس اول و دوم خطی و در مقیاس سوم کروی می‌باشد (جدول 2).

شکل‌های نیم تغییرنما تحت‌تأثیر برآیند فرآیندهای اثرگذار بر رفتار متغیرها است. اگر فقط یک فرآیند یا 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).

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

متغیر	مقیاس	تعداد نمونه	میانگین	حداقل	حداکثر	چولگی	کشیدگی	ضریب تغییرات (%)
جرم‌مخصوص 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
کربن‌آلی (%)	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**

برازش مدل کروی بر کربن‌آلی 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 مهمترین‌عامل در نظر گرفته شود. چابلوت و همکاران (2001) و لیو و همکاران (2006) بیان نمودند در بسیاری از مواقع شیب و پستی وبلندی تغییرات کربن آلی را می‌توانند توضیح دهند. مناسب بودن مدل کروی برای کربن‌آلی 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 همکاران1981). این تغییرات می‌تواند تحت 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 جرم‌مخصوص 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 (حسنی پاک 1377)، از سوی دیگر با افزایش دامنه تأثیر

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 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).

جدول 2- پارامترهای تخمینی مدل‌های برازش شده جرم‌مخصوص‌ظاهری و کربن‌آلی در سه مقیاس

متغیر	مقیاس	مدل	C0	C+C0	A0	R^2	RSS	$\frac{C_0}{C_0+C}\times100$
جرم‌مخصوص ظاهری ($gr\ cm^{-3}$)	1	خطی	0/004	0/008	-	0/57	$6/3\times10^{-5}$	50
	2	خطی	0/030	0/048	-	0/59	$3/56\times10^{-4}$	62/5
	3	کروی	0/0013	0/007	12/52	0/95	$2/38\times10^{-7}$	18/6
کربن آلی (%)	1	کروی	0/035	0/057	1130	0/97	$7/7\times10^{-6}$	61/4
	2	کروی	0/038	0/059	750	0/91	$2/6\times10^{-5}$	64/4
	3	کروی	0/0001	0/058	12/06	0/94	$4/04\times10^{-5}$	0/2

C0: واریانس قطعه‌ای، C+C0: آستانه، A0: دامنه تأثیر (متر)، RSS: باقیمانده مجموع مربعات، R^2: ضریب تبیین

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).

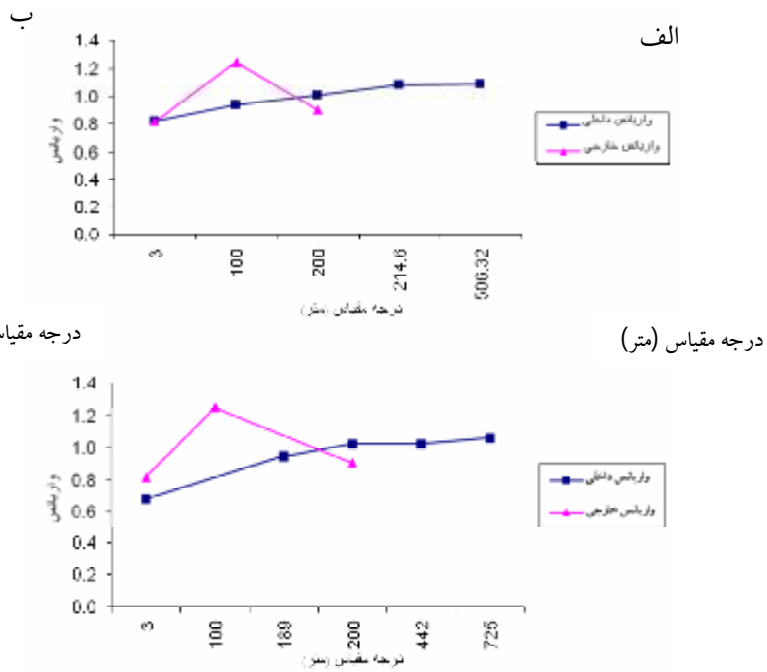
تعیین درصدکربن‌آلی به روش والکلی‌بلاک از روش‌های معتبر اندازه‌گیری کربن‌آلی می‌باشد، از سوی دیگر اندازه‌گیری‌ها از تکرارپذیری خوبی برخوردار بودند (نتیجه‌ها نشان داده نشده است). بنابراین می‌توان از وجود خطاهای اندازه‌گیری چشم‌پوشی نمود. اما، با کم شدن فواصل نمونه‌برداری (در مقیاس سوم) مقدار اثرقطعه‌ای به کمترین مقدار خود رسیده است. پس می‌توان نتیجه گرفت که وجود تغییرات کوتاه‌دامنه در فاصله‌های کمتر از فواصل مقیاس اول و دوم درکربن‌آلی اندازه‌گیری شده می‌تواند یکی از دلایل اصلی اثرقطعه‌ای بزرگ در مقیاس اول و دوم باشد. در مقیاس دوم با کاهش فواصل نمونه‌برداری نسبت به مقیاس اول، برخلاف انتظار مقدار اثرقطعه‌ای افزایش و دامنه‌تأثیر 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 اثرقطعه‌ای 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 کربن‌آلی این روند وجود دارد. جرم مخصوص ظاهری نیز مانند کربن‌آلی در مقیاس دوم دارای بالاترین اثر قطعه‌ای می‌باشد. با کاهش فواصل نمونه‌برداری در مقیاس سوم، اثر قطعه‌ای کمتر گردید (جدول 2).

مناسب‌ترین مقیاس نمونه‌برداری

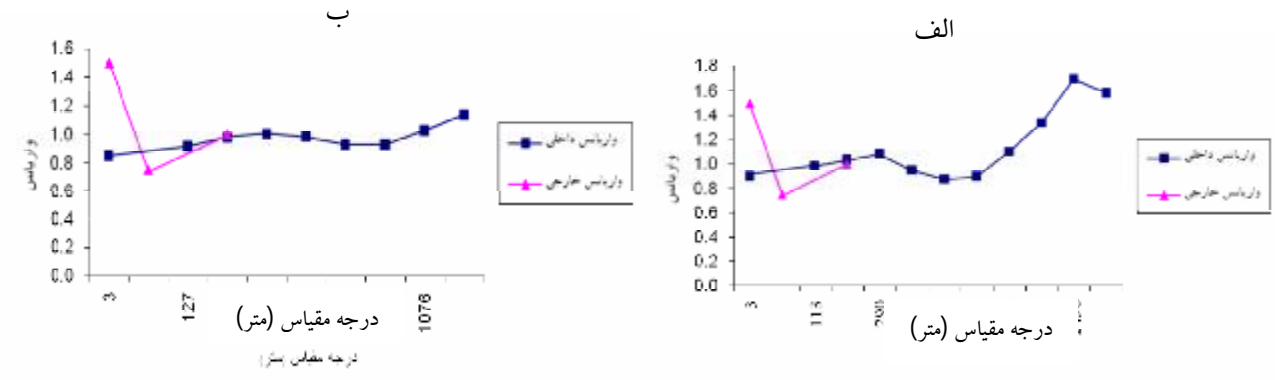
بهترین مقیاس نمونه‌برداری با استفاده از تلاقی دو منحنی واریانس داخلی و بیرونی در شکل‌های 2 و 3 مشخص شده است. هوک و بورک (2000) پیشنهاد کردند که تغییرات کربن‌آلی در یک سیستم کشاورزی می‌تواند در فاصله 20 تا 250 متری عمل کند در حالی‌که ون‌مرون و همکاران (1996) تغییرات و وابستگی مکانی

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

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



شکل2- مناسب‌ترین مقیاس نمونه‌برداری کربن آلی با استفاده از تلاقی واریانس داخلی و خارجی در الف) مقیاس اول و ب) مقیاس دوم مطالعه.



شکل3- مناسب‌ترین مقیاس نمونه‌برداری جرم‌مخصوص‌ظاهری با استفاده از تلاقی واریانس داخلی و خارجی در الف) مقیاس اول و ب) مقیاس دوم مطالعه

نتیجه‌گیری

تغییرپذیری کربن‌آلی 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 کربن‌آلی 200 متر می‌باشد.

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

منابع مورد استفاده

حسنی‌پاک ع‌ا، 1377. زمین‌آمار (ژئواستاتیستیک). 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 Webester R, 1980. Optimal interpolation and isaritmic 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 Scince 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.

ChaplotV, 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 torriflubvent. 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 soi 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 distaribution 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. Evaluationof spatial and temporal changes of soil quality based on geostatistical analysis in the hill region of suberopical 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. Elsvier Science Pub., USA.

Zeleke, 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.