



دانشگاه گیلان، مرکز تحقیقات زمین‌شناسی گیلان

مجله پژوهش‌های حفاظت آب و خاک

جلد هجدهم، شماره دوم، ۱۳۹۰

www.gau.ac.ir/journals

ارزیابی کارایی روش‌های درون‌یابی مکانی در پهنه‌بندی کربن آلی و جرم مخصوص ظاهری خاک‌های شالیزاری گیلان

مریم شکوری‌کتیگری^۱، * محمود شعبانپور^۲، حسین اسدی^۲،

ناصر دواتگر^۳ و شهریار بابازاده^۴

^۱دانش‌آموخته کارشناسی‌ارشد گروه خاکشناسی، دانشگاه گیلان، استادیار گروه خاکشناسی، دانشگاه گیلان،
^۲استادیار پژوهشی مؤسسه تحقیقات برنج کشور، ^۳کارشناس ارشد مؤسسه تحقیقات برنج کشور

تاریخ دریافت: ۸۸/۹/۲۵؛ تاریخ پذیرش: ۸۹/۱۰/۴

چکیده

این پژوهش به منظور ارزیابی کارایی تخمین‌گرهای مکانی عکس فاصله و کریجینگ (معمولی و لاگ نرمال کریجینگ) در برآورد کربن آلی و جرم مخصوص ظاهری خاک در اراضی شالیزاری مؤسسه تحقیقات برنج کشور واقع در شهرستان رشت، انجام گردید. برای تعیین مشخصه‌های تغییرات مکانی متغیرها در محدوده مورد بررسی، از نیم‌تغییرنما به‌عنوان یک تابع آماری ویژه تجزیه و تحلیل ساختار مکانی متغیرهای ناحیه‌ای استفاده شد. تخمین از طریق کریجینگ با استفاده از ۴۰-۶ نقطه همسایگی در ۷۰ درصد دامنه تأثیر به‌عنوان شعاع جستجو انجام شد. برای تخمین متغیرها به روش وزن دادن عکس فاصله از پارامترهای توان ۵-۱ استفاده شد. بهترین مدل نیم‌تغییرنما برای مدل برازش داده شده بر کربن آلی و جرم مخصوص ظاهری مدل کروی بود. برای مقایسه دقت تخمین‌گرها از آماره‌های ارزشیابی میانگین خطا، جذر میانگین مربعات خطای تخمین، واریانس تعدیل شده یا نسبت میانگین مربعات خطا و درصد خطا استفاده شد. در تخمین عکس فاصله، پارامتر توان ۱ برای کربن آلی و ۴ برای جرم مخصوص ظاهری بهترین جواب را داد. هر ۴ آماره ارزیابی نشان دادند که تخمین به روش کریجینگ نسبت به تخمین عکس فاصله از دقت بالاتری برخوردار است. از سوی دیگر کریجینگ معمولی برای کربن آلی و لاگ کریجینگ برای جرم مخصوص ظاهری بهترین تخمین‌گر می‌باشد.

واژه‌های کلیدی: زمین‌آمار، نیم‌تغییرنما، کریجینگ، وزن‌دهی عکس فاصله

* مسئول مکاتبه: shabanpour@giulan.a.c.ir

مقدمه

اطلاعات در مورد تغییرپذیری خصوصیات خاک در مدل‌سازی‌های اکولوژیکی، پیش‌گویی‌های محیطی، کشاورزی دقیق و مدیریت منابع طبیعی مهم می‌باشد (لین و همکاران، ۲۰۰۴). زیرا تغییرپذیری مکانی داده‌های ورودی خاک می‌تواند به مقدار زیادی بر نتایج مدل‌های استدلالی، تجربی و نظری خاک مؤثر باشد (ویل‌دینگ و همکاران، ۱۹۹۴). تغییرات مکانی خصوصیات خاک یا یکنواخت نبودن ناشی از تفاوت‌های مکانی در خواص مشاهده شده خاک، شامل دو جزء نظام‌دار یا ساختاری و تصادفی یا غیرساختاری می‌باشد (محمدی، ۲۰۰۶؛ سالدانا و همکاران، ۱۹۹۸). این تغییرات نتیجه هر دو فرآیند ذاتی (عوامل تشکیل‌دهنده خاک) و مدیریتی (مانند مصرف کود، تناوب زراعی و نوع کشت) در هر مقیاس مکانی و زمانی است (کاستریگانو و همکاران، ۲۰۰۰). در همه تجزیه و تحلیل‌ها، روند کلی تغییرات مقادیر مشاهده شده در فضای نمونه‌برداری و درجه همبستگی مکانی آن‌ها مهم می‌باشد (ادریانو، ۲۰۰۷). تلاش‌های اولیه برای یافتن ارتباط و همبستگی بین نمونه‌ها، منجر به روش‌های آماری مختلفی گردید که از آن جمله می‌توان به وزن‌گیری نسبت به مبدا، درون‌یابی از میانگین‌های متحرک^۱، میانگین‌های متحرک موازنه شده با استفاده از عکس فاصله^۲، تجزیه سطوح روند^۳ و درون‌یابی اسپلین^۴ اشاره نمود (محمدی، ۲۰۰۶). هر چند این روش‌ها ممکن است منطقی به نظر برسند، اما تجربی بوده و از نظر تئوری ضعیف می‌باشند، زیرا خطای پیش‌بینی را مشخص نموده و تلاشی نیز برای به حداقل رساندن خطا انجام نمی‌دهند (ترانگمار و همکاران، ۱۹۸۵). دقت تخمین هر متغیر به دو عامل بستگی دارد: (۱) انتخاب روش درون‌یابی مطلوب برای به‌دست آوردن خواص خاک در نقاط نمونه‌برداری نشده، (۲) کاربرد مناسب روش‌های درون‌یابی با در نظر گرفتن ماهیت و خواص داده‌ها. رایج‌ترین روش‌های درون‌یابی در تحقیقات کشاورزی روش کریجینگ و وزندهی عکس فاصله می‌باشد (کراوچنکو و بالوک، ۱۹۹۹). دقت روش‌های درون‌یابی برای پیش‌بینی تغییرات مکانی خصوصیات خاک در مطالعات متعددی مورد بررسی قرار گرفت (کراوچنکو و بالوک، ۱۹۹۹؛ رایبسون و مترنیچت، ۲۰۰۵؛ ولتز و بوستر، ۱۹۹۰). کراوچنکو و بالوک (۱۹۹۹) از سه روش درون‌یابی (کریجینگ معمولی، عکس فاصله و کریجینگ لاگ نرمال) برای

- 1- Moving Average
- 2- Invers Distance
- 3- Trend Surfaces
- 4- Spline

برآورد فسفر و پتاسیم در ۳۰ مزرعه آزمایشی استفاده کردند. بر پایه پژوهش‌های آن‌ها در صورتی که تعداد نمونه‌ها کم‌تر از ۲۰۰ عدد باشد و متغیرها از توزیع لاگ نرمال پیروی کنند، روش کریجینگ لاگ نرمال نسبت به روش‌های عکس فاصله و کریجینگ معمولی برآورد بهتری خواهد داد. آن‌ها همچنین نشان دادند که دقت درونیابی به روش وزندهی عکس فاصله به نما یا توان آن‌ها وابسته بوده به گونه‌ای که داده‌های با چولگی بیش‌تر از ۲/۵ با پارامتر توان ۴ و داده‌هایی با چولگی کم‌تر از ۱ با پارامتر توان ۱ بهترین تخمین را دارا هستند.

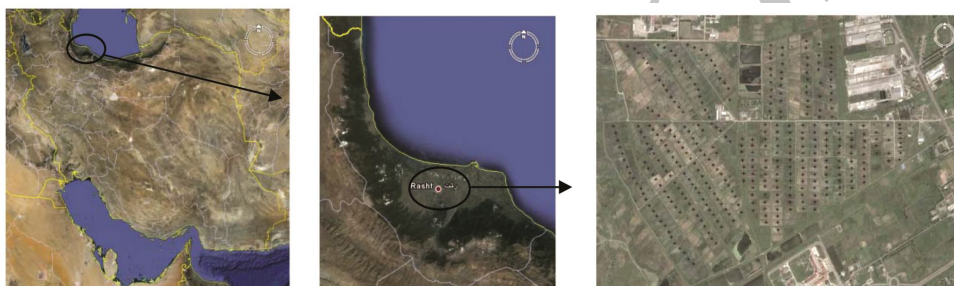
گاتوی و همکاران (۱۹۹۶) در پژوهش‌های خود نشان دادند که دقت پیش‌بینی کربن آلی با استفاده از وزندهی روش عکس فاصله با افزایش مقادیر توان افزایش می‌یابد و از ضریب تغییرات به‌عنوان یک عامل مؤثر برای تعیین مقادیر توان نام بردند، آن‌ها بیان نمودند که خصوصیتی با ضریب تغییرات کم‌تر از ۲۵ درصد با مقادیر نمای بالا و داده‌های با ضریب تغییرات بالاتر از ۲۵ درصد با نمای پایین نتایج بهتری را نشان می‌دهد. کراوچنکو و بالوک (۱۹۹۹) نیز همبستگی معنی‌دار بین ضریب تغییرات و مقادیر توان به‌دست آوردند.

رایسنون و مترنیچت (۲۰۰۵) از سه روش کریجینگ، وزندهی عکس فاصله و اسپیلین برای تخمین pH، هدایت الکتریکی و کربن آلی استفاده و بهترین پارامتر نما در پیش‌بینی وزندهی عکس فاصله را به‌دلیل پایین بودن آماره کشیدگی، ۱ اعلام نمودند. با توجه به بررسی‌ها و مطالعات صورت گرفته شده، انجام پژوهش در کاربری‌های خاص مانند شالیزارها اجتناب‌ناپذیر است. این پژوهش با هدف ارزیابی صحت روش‌های درونیابی (کریجینگ، لاگ کریجینگ و تخمین عکس فاصله) در برآورد و پهنه‌بندی خواص کربن آلی و جرم مخصوص ظاهری در خاک‌های شالیزاری انجام شد. نتایج به‌دست آمده می‌تواند در مدیریت بهینه شالیزارهای استان مورد استفاده قرار گیرد.

مواد و روش‌ها

منطقه مورد مطالعه و روش نمونه‌برداری: محدوده مورد تحقیق، مزارع شالیزاری مؤسسه تحقیقات برنج کشور واقع در شهرستان رشت به وسعت ۳۰۶ هکتار بوده است (شکل ۱). این اراضی در مختصات جغرافیایی ۴۰ درجه و ۴۲ دقیقه عرض شمالی و ۵۱ درجه و ۵۳ دقیقه طول شرقی واقع شده است. آب و هوای منطقه مرطوب و متوسط بارندگی سالیانه ۱۲۰۰ میلی‌متر می‌باشد. نمونه‌برداری خاک (۳۵۷ نمونه برای کربن آلی) به‌صورت مرکب و از کرت‌هایی به ابعاد ۵۰×۱۰۰ متر و از عمق ۲۰-۰ سانتی‌متری انجام

شد. هر نمونه مرکب شامل ۹ نمونه خاک بوده، که اولین نمونه از مرکز کرت و بقیه با شعاع بین ۲۵-۱۵ متری در اطراف آن برداشت و سپس با وزن برابر با یکدیگر مخلوط و یک نمونه از آن به آزمایشگاه منتقل شد. نمونه‌ها پس از هوا خشک شدن از الک ۲ میلی‌متری عبور داده شده و درصد کربن آلی به روش والکلی-بلاک^۱ (پیچ و همکاران، ۱۹۸۲) انجام گرفت. جرم مخصوص ظاهری با استفاده از روش سیلندر (کلوت، ۱۹۸۶) اندازه‌گیری شد. برای این منظور نمونه‌برداری (۳۴۳ نمونه) با ۲ تکرار از مرکز هر کرت به صورت دست‌نخورده با استفاده از سیلندرهایی با ارتفاع ۴ و قطر ۷ سانتی‌متر انجام شد. شکل ۱ موقعیت نقاط نمونه‌برداری را نشان می‌دهد.



شکل ۱- تصویر ماهواره‌ای از موقعیت عرضه مطالعاتی در کشور، استان گیلان و محل نمونه‌برداری‌ها از منطقه مورد مطالعه.

تجزیه و تحلیل داده‌ها: بیش‌تر روش‌های آماری بر فرض نرمال بودن توزیع داده‌ها قرار دارند (حسنی‌پاک، ۱۹۹۸). بررسی نرمال بودن توزیع فراوانی داده‌ها با ترسیم هیستوگرام و محاسبه میانگین، میانه، کشیدگی، چولگی و آزمون معنی‌دار بودن چولگی انجام شد (کراوچنکو و بالوک، ۱۹۹۹). وابستگی مکانی خصوصیات خاک با روش‌های زمین‌آمار و به کمک خودهمبستگی^۲ و آنالیزهای نیم‌تغییرنا بررسی گردید (یوآ و همکاران، ۲۰۰۷). ابتدا قبل از به‌کارگیری روش‌های زمین‌آمار در هر خصوصیت خاک، آزمون روند، داده پرت و ناهمسان‌گردی انجام گرفت (اقبال و همکاران، ۲۰۰۵). یکی از روش‌های تشخیص داده‌های پرت استفاده از میزان پراکندگی در حد ۴ برابر انحراف معیار از میانگین است. داده پرت، مقداری از یک خصوصیت خاک است که از بقیه داده‌های اطراف آن آشکارا

1- Walkly-Black
2- Auto-Correlation

متفاوت باشد (لین و همکاران، ۲۰۰۴؛ ژانگ و مک‌گرات، ۲۰۰۴). بعد از این مرحله بررسی وجود یا نبود روند در جهت‌های اصلی انجام شد. در این پژوهش برای بررسی وجود روند، مقادیر کربن آلی و جرم مخصوص ظاهری نسبت به فواصل نمونه‌برداری در جهت X (شرق-غرب) و جهت Y (شمال-جنوب) به‌طور جداگانه رسم و با استفاده از برازش مدل‌های خطی و درجه ۲ مورد بررسی قرار گرفتند (کاهن و همکاران، ۱۹۹۴). نیم‌تغییرنما یک تابع آماری برای تجزیه و تحلیل ساختار مکانی متغیرهای ناحیه‌ای می‌باشد (محمدی، ۲۰۰۶). برخی منابع حداقل داده مورد نیاز برای به‌دست آوردن یک نیم‌تغییرنمای پایدار را ۱۵۰-۱۰۰ عدد ذکر کرده‌اند (ولتز و وبستر، ۱۹۹۰). با استفاده از رابطه زیر برآورد نیم‌تغییرنمای تجربی انجام شد:

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

که در آن، N: زوج مشاهدات، $Z_i(x_j)$ و $Z_i(x_j+h)$: مقدار متغیر در دو نقطه که به فاصله h از هم قرار دارند و $\gamma_i(h)$ را نیم‌واریانس می‌نامند (وبستر و اولیور، ۲۰۰۱). برای برازش بهترین مدل تئوری (خطی، نمایی و کروی) بر نیم‌تغییرنمای تجربی از مجموع مربعات باقی‌مانده (RSS) و ضریب تبیین (R) استفاده شد (سان و همکاران، ۲۰۰۳؛ شونینگ و همکاران، ۲۰۰۶).

روش‌های درونیابی

کریجینگ معمولی: کریجینگ یک اسم تعمیم‌یافته برای همه روش‌های آماری پیش‌بینی متغیرهای ناحیه‌ای است (محمدی، ۲۰۰۶). پس از ارزیابی مدل‌های نیم‌تغییرنما، مؤلفه‌های آن با استفاده از یک تابع خطی از مجموعه مشاهدات توزیع‌یافته واقع در همسایگی نقاط نمونه‌برداری نشده برای پیش‌بینی متغیرها استفاده شد. به هر یک از نقاط وزنی داده شد که مقدار این وزن‌ها با افزایش فاصله آن‌ها از نقطه تخمینی کاهش می‌یافت. از روش کریجینگ بلوکی برای برآورد متغیرها در نقاط نمونه‌برداری نشده استفاده گردید. برای تعیین تعداد نقاط مناسب همسایگی از ارزیابی دوجانبه^۲ استفاده شده است. محاسبات نیم‌تغییرنما تجربی، برازش مدل و تخمین کریجینگ با استفاده از نرم‌افزار GS⁺ (version 5/1) انجام شد.

1- Residual Sum of Square
2- Cross-Validation

لاگ نرمال کریجینگ: الگوی توزیع آماری مقادیر عددی بسیاری از متغیرهای علوم محیطی دارای چولگی هستند و از توزیع نرمال، انحراف نشان می‌دهند. از سوی دیگر نیم‌تغیرنا نسبت به توزیع‌های دارای چولگی مثبت و داده‌های کرانه‌ای و پرت، بسیار حساس است (محمدی، ۲۰۰۶).

برای انجام لاگ نرمال کریجینگ از داده‌ها، لگاریتم گرفته شد تا اثرات چولگی از بین رفته و واریانس‌ها پایدار گردند. تخمین لاگ نرمال کریجینگ با استفاده از نرم افزار GS⁺ (version ۵/۱) انجام شد.

وزن‌دهی عکس فاصله^۱: در این روش به نقاط نزدیک به محل تخمین، وزن‌دهی بیش‌تر و به نقاط دورتر، وزن کم‌تر اختصاص می‌یابد (محمدی، ۲۰۰۶؛ لیو و همکاران، ۲۰۰۸). بیان آماری چنین رویکرد وزن‌دهی، عبارت است از:

$$\hat{Z}(x_i) = \frac{\sum_{i=1}^n \frac{1}{d_i^\alpha} Z(x_i)}{\sum_{i=1}^n \frac{1}{d_i^\alpha}} \quad (2)$$

که در آن، d_i : عبارت از فاصله بین نقطه تخمین تا هر کدام از نمونه‌های واقع در همسایگی آن، $\hat{Z}(x_i)$: مقدار تخمینی خاصیت موردنظر در نقطه x_i ، $Z(x_i)$: مقدار مشاهده شده خاصیت موردنظر در نقطه x_i و α عبارت از توان عکس فاصله می‌باشند. تعداد نقاط مورد استفاده در تخمین و پارامتر توان ۲ عامل مؤثر در دقت تخمین‌گر عکس فاصله است (کراوچنکو و بالوک، ۱۹۹۹).

ارزشیابی روش‌ها: در ابتدای پژوهش، ۷۵ درصد داده‌ها برای تخمین و ۲۵ درصد آن‌ها به منظور ارزیابی صحت پیش‌بینی خواص در نقاط نمونه‌برداری نشده استفاده گردید. سپس برای مقایسه دقت این تخمین‌گرها از آماره‌های میانگین خطا (ME)^۲، ریشه میانگین مربعات خطای تخمین (RMSE)^۳، نسبت میانگین مربعات خطا یا واریانس تعدیل شده (RV) و درصد خطا (PE)^۴ استفاده شد. میانگین خطا اریب بودن یا نبودن تخمین را نشان می‌دهد و اگر به صفر میل کند، روش ناریب است. RMSE صحت تخمین را نشان می‌دهد و هر روش که

- 1- Inverse-Distance Weighting (IDW)
- 2- Mean Error (ME)
- 3- Root Mean Square Estimation Error (RMSE)
- 4- Error Percentage (PE)

RMSE آن کوچک باشد، صحت آن بیش تر خواهد بود (دواتگر، ۱۹۹۸؛ محمدی، ۲۰۰۶؛ رایبسون و مترنیچت، ۲۰۰۵). واریانس تعدیل شده یا نسبت میانگین مربعات خطا (RV) باید به عدد ۱ نزدیک باشد تا نشانگر مناسب بودن روش تخمین باشد (محمدی، ۲۰۰۶). ارزیابی دو جانبه بر پایه درصد خطا محاسبه می شود و نشان دهنده میزان خطای هر یک از تخمین ها می باشد (لو و ونگ، ۲۰۰۸).

نتایج و بحث

آماره های توصیفی داده ها: چولگی متغیرهای کربن آلی و جرم مخصوص ظاهری در سطح ۵ درصد معنی دار بودند (جدول ۱).

چولگی معنی دار دلالت بر غیر نرمال بودن توزیع فراوانی دارد و هر اندازه مقدار آن بیش تر باشد، بیانگر غیریکنواخت بودن واریانس، وجود جوامع فرعی و یا داده های پرت است. در این مطالعه برای نرمال کردن کربن آلی از تبدیل ریشه مربعات و برای جرم مخصوص ظاهری از تبدیل لگاریتمی استفاده شد. بعد از تبدیل چولگی کربن آلی و جرم مخصوص ظاهری به ترتیب به ۰/۲۶ و ۰/۰۷۶ کاهش یافت و غیر معنی دار شد.

جدول ۱- خلاصه آماره های پراکنش خواص قبل از تبدیل.

| متغیر | واحد | تعداد نمونه | میانگین | حداقل | حداکثر | چولگی | کشیدگی | ضریب تغییرات |
|-----------------|-------------------------|-------------|---------|-------|--------|--------|--------|--------------|
| کربن آلی | (درصد) | ۳۵۷ | ۱/۹۵۰ | ۰/۸۱ | ۳/۵۰ | ۰/۴۳۷* | ۰/۲۳۷ | ۳۸/۱ |
| جرم مخصوص ظاهری | (گرم بر سانتی متر مکعب) | ۳۴۳ | ۱/۰۱۹ | ۰/۸۸ | ۱/۲۳ | ۰/۹۳۴* | ۱/۲۱۵ | ۶/۲ |

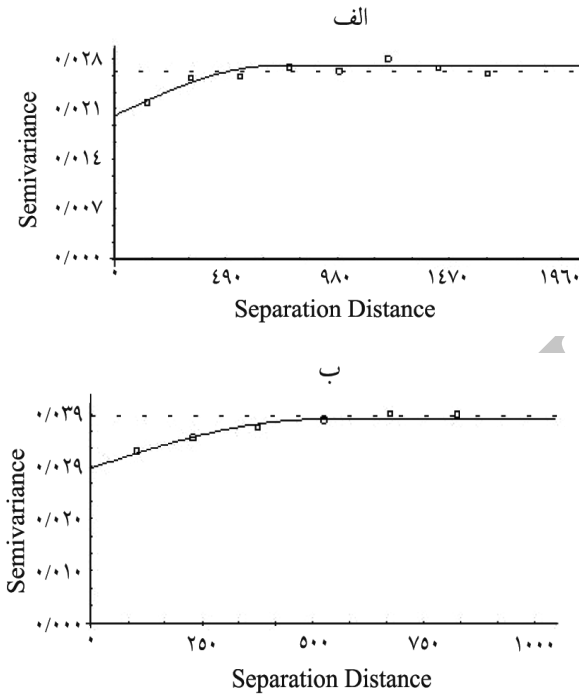
* در سطح ۵ درصد معنی دار.

پارامتر ضریب تغییرات بدون بعد بوده و می توان از آن برای مقایسه تغییرات یک صفت در مقیاس های متفاوت نمونه برداری استفاده کرد (محمدی، ۲۰۰۶). ضریب تغییرات کربن آلی نسبت به جرم مخصوص ظاهری بسیار بالاتر می باشد، زیرا کربن آلی خاک یک ترکیب پویا در سیستم

خاکی شمرده می‌شود که با تغییرات درونی در جهت‌های عمودی و افقی خاک و تغییرات بیرونی در اتمسفر و بیوسفر همراه است (ژانگ و مک‌گرات، ۲۰۰۴). تغییرات این متغیر تحت تأثیر هر دو فرآیندهای ذاتی و مدیریتی قرار دارد. تفاوت در وضعیت زه‌کشی و مدیریت زراعی (تفاوت در مقدار و نوع مصرف کود به‌ویژه کود نیتروژنه و سوزاندن کاه برنج در آخر فصل) در شالیزارهای مورد مطالعه می‌تواند از دلایل اصلی تغییرات درصد کربن آلی باشد. شونینگ و همکاران (۲۰۰۶) نشان دادند که عوامل مؤثر بر تغییرات کربن آلی در یک دوره کوتاه زمانی می‌تواند آن اندازه زیاد باشد که حتی بررسی تغییرات مکانی آن با محدودیت‌های زیادی مواجه شود. لیو و همکاران (۲۰۰۶) CV نزدیک به ۲۹ درصد را برای کربن آلی اعلام نمودند و علت بالا بودن آن را به کاربری متفاوت منطقه، کودهی و فرسایش نسبت دادند. شونینگ و همکاران (۲۰۰۶) نیز نشان دادند که مقدار CV جرم مخصوص ظاهری در مقایسه با کربن آلی بسیار کم‌تر می‌باشد. 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.

توصیف مکانی داده‌ها: در بین داده‌های خام کربن آلی و جرم مخصوص ظاهری (با استفاده از آزمون داده‌های پرت) هیچ داده پرتی وجود نداشت و با توجه به آزمون وجود روند، روندی در دو جهت اصلی شرق-غرب و شمال-جنوب مشاهده نگردید. مدل برازش شده بر نیم‌تغییرنمای تجربی کربن آلی و جرم مخصوص ظاهری بر پایه ضریب تبیین (R^2) و مجموع مربعات باقی‌مانده (RSS) از نوع کروی بود (جدول ۲ و شکل ۲).

دامنه تأثیر کربن آلی و جرم مخصوص ظاهری به ترتیب ۷۶۰ و ۵۰۰ متر می‌باشد (جدول ۲). عوامل ذاتی تشکیل‌دهنده خاک بیش‌ترین تأثیر را در مقدار دامنه تأثیر دارد (سان و همکاران، ۲۰۰۳). به‌طور معمول ۷۰ درصد دامنه تأثیر را به‌عنوان فواصل بهینه نمونه‌برداری در نظر می‌گیرند (حسنی‌پاک، ۱۹۹۸؛ محمدی، ۲۰۰۶). بنابراین فواصل بهینه نمونه‌برداری برای کربن آلی را حدود ۵۰۰ متر و برای جرم مخصوص ظاهری در حدود ۳۵۰ متر می‌توان انتخاب کرد.



شکل ۲- نیم‌تغییرنمای تجربی و مدل برازش شده بر آن: الف) کربن آلی و ب) جرم مخصوص ظاهری.

اثر قطعه‌ای می‌تواند به دلیل تصادفی بودن فرآیندها، خطای نمونه‌برداری و اندازه‌گیری، و وجود تغییرات کوتاه دامنه متغیر مورد مطالعه در فواصل کوچک‌تر از کوتاه‌ترین فاصله نمونه‌برداری باشد. خطای نمونه‌برداری و تغییرات کوتاه دامنه در هر دو متغیر از دلایل اصلی اثر قطعه‌ای می‌توان برشمرد (سان و همکاران، ۲۰۰۳). البته لازم به ذکر است که اندازه‌گیری جرم مخصوص ظاهری دارای خطاهایی می‌باشد که این خطاها در برابر تغییرات کم (حداکثر ۱) آن در خاک‌های مختلف، می‌تواند از عوامل اثر قطعه‌ای نیز باشد.

ارزیابی روش‌های درون‌یابی: ارزیابی بین روش‌های کریجینگ معمولی، کریجینگ لاگ نرمال و وزن‌دهی عکس فاصله (با پارامتر نمای متفاوت) با استفاده از میانگین خطا، ریشه میانگین مربعات خطا و واریانس تعدیل شده انجام گرفت (جدول ۲).

جدول ۲- نتایج ارزیابی روش کریجینگ و تخمین عکس فاصله دو صفت درصد کربن آلی و جرم مخصوص ظاهری.

| متغیر | آماره‌های ارزشیابی | لاگ کریجینگ | کریجینگ معمولی | عکس فاصله | | | | |
|---|-----------------------|----------------|-------------------|-----------|-------|-------|-------|-------|
| | | | | ۱* | ۲* | ۳* | ۴* | ۵* |
| کربن آلی (درصد) | ME | ۰/۱۱ | ۰/۰۰۰۹ | ۰/۳۸ | ۰/۳۹ | ۰/۳۹ | ۰/۴۰ | ۰/۴۸ |
| | RMSE | ۰/۳۸ | ۰/۳۷ | ۰/۴۹ | ۰/۵۰ | ۰/۵۱ | ۰/۵۳ | ۰/۵۸ |
| | RV | ۲/۱۷ | ۱/۷۷ | ۲/۵۷ | ۲/۹۹ | ۳/۸۶ | ۴/۸۰ | ۳/۶۹ |
| | PE | ۱۷/۳۲ | ۱۶/۴۸ | ۱۷/۵۲ | ۲۱/۱۰ | ۲۳/۱۰ | ۲۴/۰۸ | ۲۴/۱۲ |
| جرم مخصوص ظاهری (گرم بر سانتی‌متر مکعب) | ME | ۰/۰۵ | ۰/۰۵ | ۰/۳۱ | ۰/۲۶ | ۰/۲ | ۰/۰۸ | ۰/۳۱ |
| | RMSE | ۰/۰۷ | ۰/۰۸ | ۰/۳۱ | ۰/۲۶ | ۰/۲۲ | ۰/۱۰ | ۰/۳۰ |
| | RV | ۰/۷۱ | ۰/۶۲ | ۵/۰۴ | ۴/۱۵ | ۲/۷۶ | ۰/۶۶ | ۴/۷۷ |
| | PE | ۶/۱۰ | ۷/۳ | ۷/۱۰ | ۹/۱۱ | ۶/۳ | ۵/۸ | ۹/۱۰ |

ME: میانگین خطا، RMSE: ریشه میانگین مربعات خطای تخمین، RV: واریانس تعدیل شده.
* پارامتر توان.

نتایج آماره‌های ارزیابی نشان داد که تخمین کریجینگ (معمولی و لاگ نرمال) برای هر دو متغیر کربن آلی و جرم مخصوص ظاهری دارای میانگین خطا و ریشه میانگین مربعات خطا کم‌تری نسبت به تخمین گر عکس فاصله (IDW) با پارامتر توان متفاوت می‌باشد. در تخمین کربن آلی، ME و نسبت میانگین مربعات خطا (RV) کریجینگ معمولی بهتر از لاگ نرمال کریجینگ می‌باشد. جرم مخصوص ظاهری از توزیع لاگ نرمال پیروی می‌کند. کراوچنکو و بالوک (۱۹۹۹) نشان دادند که اگر داده‌ها توزیع لاگ نرمال داشته باشند، کریجینگ لاگ نرمال تخمین بهتر و دقیق‌تری نسبت به کریجینگ معمولی می‌دهد. با این حال در تخمین جرم مخصوص ظاهری آماره ME در دو تخمین کریجینگ معمولی و لاگ نرمال مشابه ولی RMSE و RV، مناسب‌تر بودن لاگ نرمال را نسبت به کریجینگ معمولی نشان می‌دهد.

کربن آلی با ضریب تغییرات ۳۸ درصد از ME بالاتری در کریجینگ لاگ نرمال نسبت به کریجینگ معمولی برخوردار بود. به نظر می‌رسد از آماره‌هایی مانند ضریب تغییرات، چولگی و کشیدگی بتوان به‌عنوان یک شاخص تقریبی برای تعیین کارایی کریجینگ معمولی یا کریجینگ لاگ نرمال استفاده کرد. کراوچنکو و بالوک (۱۹۹۹) نیز نشان دادند اگر کریجینگ لاگ نرمال، در متغیری پایین باشد

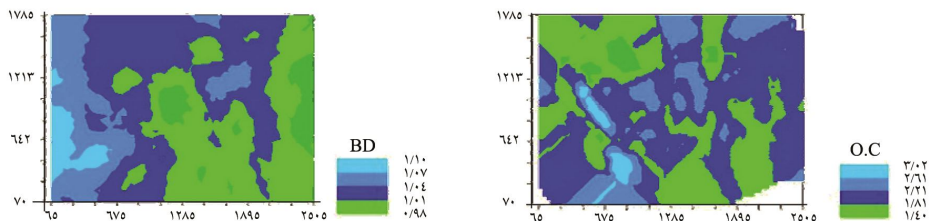
(کمتر از ۴۰ درصد) میانگین خطای بزرگ‌تری را نشان می‌دهد. البته این قاعده در مورد جرم مخصوص ظاهری با داشتن ضریب تغییرات ۶ درصد صدق نمی‌کند (جدول ۲).

بعد از آن که مناسب‌ترین روش کریجینگ انتخاب گردید، آن را با IDW مقایسه نموده و آماره‌های ارزیابی برآورد در جدول ۲ نشان داده شده است. تفاوت قابل ملاحظه‌ای در دقت تخمین وقتی از مقادیر نمای متفاوت استفاده می‌شود، مشاهده می‌گردد. در برآورد کربن آلی به وزن‌دهی روش عکس فاصله با استفاده از نماهای مختلف، پارامتر نمای ۱ دارای ME و RMSE کم‌تر و RV نزدیک به ۱ می‌باشد که نشانگر مناسب بودن این پارامتر در تخمین کربن آلی نسبت به بقیه پارامترهای نما می‌باشد. مقایسه آماره‌های ارزیابی برآورد کربن آلی با استفاده از پارامتر نمای ۱ در IDW و با کریجینگ معمولی و لگاریتمی نشان از برتری محسوس روش لاگ نرمال کریجینگ است. در تخمین جرم مخصوص ظاهری بهترین پارامتر نما ۴ می‌باشد که علاوه بر این که ME و RMSE کم‌تری نسبت به بقیه پارامترهای نما داراست، RV مناسب‌تری را نیز نشان می‌دهد.

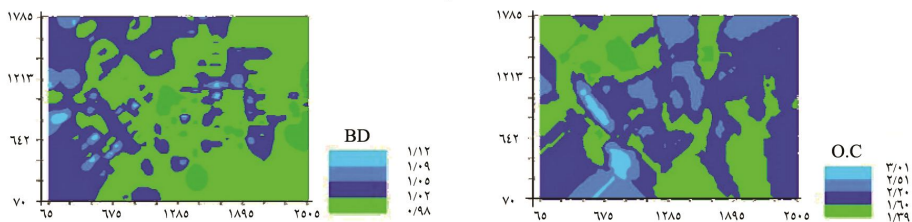
آماره‌های ارزیابی در تخمین جرم مخصوص ظاهری به روش IDW (با پارامتر توان تقریبی ۱) مشابه با کریجینگ معمولی می‌باشد. یکی از دلایل اصلی این موضوع را می‌توان به مدل نیم‌تغیرنما با واریانس قطعه‌ای زیاد (C.) نسبت داد. آماره PE نشان می‌دهد که در تخمین کربن آلی، کریجینگ معمولی درصد خطای کم‌تری داشته، در حالی که در تخمین جرم مخصوص ظاهری کم‌ترین خطا در تخمین عکس فاصله با توان ۴ دیده می‌شود. به نظر می‌رسد که روش‌های تخمینی کریجینگ قوی‌تر از عکس فاصله می‌باشند، اما وقتی که وابستگی مکانی ضعیف بوده، و یا از نظر تعداد داده محدودیت وجود دارد، IDW می‌تواند یک جایگزین مناسب برای روش‌های مختلف تخمین کریجینگ باشد (لو و وانگ، ۲۰۰۸).

پهنه‌بندی متغیرها: شکل ۳ نقشه‌های هم‌ارز برآورد متغیرهای کربن آلی و جرم مخصوص ظاهری را به سه روش تخمین (کریجینگ معمولی، لاگ نرمال کریجینگ و عکس فاصله) نشان می‌دهد. برای تهیه نقشه‌های تخمین کربن آلی و جرم مخصوص ظاهری با استفاده از مشخصات مدل انتخابی نیم‌تغیرنمای برازش شده و مقادیر متغیرها در نقاط معلوم همسایگی (۶ نقطه برای کربن آلی و ۱۲ نقطه برای جرم مخصوص ظاهری) واقع در اطراف نقاط نمونه‌برداری نشده (مجهول) برای هر دو متغیر استفاده شد. انتخاب بهترین تعداد نقاط همسایگی با استفاده از ارزیابی دوجانبه انجام شد (نتایج نشان داده نشده‌اند).

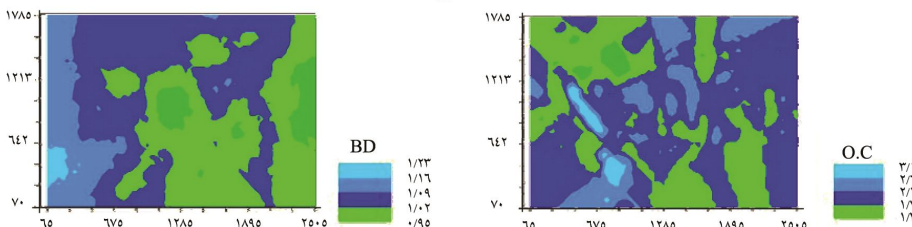
الف



ب



ج



شکل ۳- نقشه توزیع کربن آلی (درصد) و جرم مخصوص ظاهری (گرم بر سانتی متر مکعب)
الف: تخمین کریجینگ معمولی، ب: تخمین لاگ نرمال کریجینگ و ج: تخمین عکس فاصله.

توزیع جرم مخصوص ظاهری در کل اراضی شالیزاری از غیریکنواختی نسبی برخوردار بوده است. قسمت‌های جنوب غربی و منطقه کوچکی از غرب دارای جرم مخصوص ظاهری بالاتری بوده، این در حالی است که مقدار کربن آلی در قسمت‌های جنوبی دارای بالاترین مقدار می‌باشد. یکی از دلایل اصلی تجمع کربن آلی در این نواحی وجود شیب شمال به جنوب و در نتیجه غرقابی بودن در بیش تر فصل‌های سال است. از عوامل اصلی تغییرات در یک مقیاس مطالعه می‌توان به بافت خاک (به‌طور ویژه درصد رس) و فرسایش و شرایط آبی آن نام برد. در این منطقه وجود درصد بالای رس در

قسمت‌های جنوب‌غربی و غرب (نقشه تخمین نشان داده نشده است) از عوامل بالا بودن کربن آلی و جرم مخصوص ظاهری می‌باشد. از این نقشه‌ها می‌توان برای تفکیک مزارع به قطعات کوچک‌تر همگن به‌منظور مدیریت یکسان استفاده نمود، زیرا براساس آن می‌توان شخم، آبیاری و کوددهی را با در نظر گرفتن نسبت تغییرات و نیاز گیاه انجام داد. نکته قابل ذکر دیگر این است که دامنه تغییرات درصد کربن آلی و جرم مخصوص ظاهری در تخمین کریجینگ (معمولی و لاگ نرمال) کم‌تر از دامنه تغییرات در تخمین عکس فاصله می‌باشد. دلیل اصلی این تفاوت قدرت بالاتر کریجینگ در نرم‌سازی می‌باشد. یعنی در کریجینگ مقادیر بزرگ کربن آلی کم‌تر از مقدار واقعی و مقادیر کوچک کربن آلی بزرگ‌تر از مقدار واقعی تخمین زده می‌شود. این عمل باعث می‌شود تا دامنه تخمین محدودتر شود.

نتیجه‌گیری

به‌طورکلی با استفاده از روش‌های تخمین می‌توان نقشه‌های کیفی خاک‌ها را برای استفاده در مدیریت خاص مزرعه‌ای فراهم نمود، زیرا تغییرات به قالبی پیوسته از اطلاعات تبدیل می‌گردند (آدریانا، ۲۰۰۷). برآورد و پهنه‌بندی کربن آلی و جرم مخصوص ظاهری در اراضی شالیزاری با استفاده از ۳ روش درون‌یابی کریجینگ، لاگ نرمال کریجینگ و وزن‌دهی عکس فاصله انجام شد. در این راستا کربن آلی با استفاده از کریجینگ معمولی و جرم مخصوص ظاهری با کمک تخمین لاگ نرمال کریجینگ بهترین برآورد را داشته‌اند. از دلایل اصلی بهتر بودن تخمین کریجینگ (لاگ نرمال و معمولی) نسبت به تخمین عکس فاصله، وجود تعداد نمونه کافی و ساختار وابستگی مکانی قوی دو خصوصیت می‌باشد (لیو و همکاران، ۲۰۰۶). از آماره ضریب تغییرات می‌توان برای تعیین بهترین پارامتر نما در روش وزن‌دهی عکس فاصله استفاده کرد. به‌طوری‌که کربن آلی با داشتن ضریب تغییرات بالا با پارامتر توان پایین و جرم مخصوص ظاهری با داشتن ضریب تغییرات پایین با پارامتر توان بالا بهترین آماره‌های ارزیابی را به‌دست آوردند.

توزیع جرم مخصوص ظاهری و کربن آلی در کل اراضی شالیزاری از غیریکنواختی نسبی برخوردار بوده است، هر چند این غیریکنواختی در مورد کربن آلی به مراتب بیش‌تر می‌باشد. این غیریکنواختی شدید به‌علت وجود یک شیب شمال-جنوب بوده که منجر به کم شدن شباهت‌های کربن آلی در این جهت شده تا یک محیط کاملاً غیرهمسان‌گرد را به وجود بیاورد.

منابع

1. Adriana, L.D. 2007. On the use of soil hydraulic conductivity functions in the field. *Soil Sci.* 93: 162-170.
2. Castrignano, A., Giugliarini, L., Risaliti, R., and Martinelli, N. 2000. Study of spatial relationships among some soil physico-chemical properties of a field in central Italy using multivariate geostatistics. *Geoderma*, 97: 39-60.
3. Cahn, M.D., Hummel, J.W., and Brouer, B.H. 1994. Spatial analysis of soil fertility for site-specific crop management. *Soil Sci. Soc. Am. J.* 58: 1240-1248.
4. Davatgar, N. 1998. Study spatial variability of several soil properties. M.Sc. Thesis. Science Department, Faculty of Agricultural Science, University of Tabriz, 98p. (In Persian)
5. Gotway, C.A., Ferguson, R.B., Hergert, G.W., and Peterson, T.A. 1996. Comparison of kriging and inverse-distance methods for mapping soil parameters. *Am. J. Soil Sci.* 60: 1237-1247.
6. Hasanipak, A. 1998. Geostatistics. Tehran University Press, 314p. (In Persian)
7. Iqbal, J., Thomasson, J.A., Jenkins, J.N., Owens, P.R., and Whisler, F.D. 2005. Spatial variability analysis of soil physical properties of Alluvial Soils. *Soil Sci. Soc. Am. J.* 69: 1338-1350.
8. Klute, A. 1986. Methods of Soil Analysis. Part 1, Physical and Mineralogical Methods. American Society of Agronomy, Inc. Soil Sci. Soc. Am. Madison, Wisconsin, USA, 1188p.
9. Kravchenko, A., and Bullock, D.G. 1999. A comparative study of interpolation methods for mapping soil properties. *Agron. J.* 91: 393-400.
10. Lin, H., Wheeler, D., Bell, J., and Wilding, L. 2004. Assessment of soil spatial variability at multiple scales. *Ecological Modelling*, 182: 271-290.
11. 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.
12. Lu, G.Y., and Wong, D.W. 2008. An adaptive inverse-distance weighting spatial interpolation technique. *Computers and Geosciences*, 34: 1044-1055.
13. McGrath, D., and Zhang, Ch. 2003. Spatial distribution of soil organic carbon concentrations in grassland of Ireland. *Geoderma*, 18: 1629-1639.
14. Mohammadi, J. 2006. Spatial statistics (Geo statistics-part 2). Pelk Publication Tehran, 453p. (In Persian)
15. Page, A.L., Miller, R.H., and Keeney, D.R. 1982. Methods of Soil Analysis. Part 2, Chemical and Microbiological Properties. American Society of Agronomy, Inc. Soil Sci. Am. Madison, Wisconsin, USA, 1159p.
16. Robinson, T.P., and Metternicht, G. 2005. Testing the performance of spatial interpolation techniques for mapping soil properties. *Computers and Electronics in Agric.* 50: 97-108.

17. Saldana, A., Stein, A., and Zinck, J.A. 1998. Spatial Variability of soil properties at different scales within three terraces of the Henares river (Spain). *Catena*, 33: 139-153.
18. Schoning, I., Totsche, K.V., 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.
19. 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.
20. Trangmar, B.B., Yost, R.S., and Uehara, G. 1985. Application of geostatistics to spatial studies of soil properties. *Advanced. Agric.* 38: 45-94.
21. Voltz, M., and Webster, R. 1990. A comparison of kriging, cubic splines and classification for predicting soil properties from sample information. *J. Soil Sci.* 41: 473-490.
22. Wilding, L.P., Bouma, J., and Goss, D. 1994. Impact of spatial variability on modeling. P 61-75, In: Bryant, R., R.W. Arnold, (eds.), *Quantitative Modeling of Soil Forming Processes*. Soil Science Society of America Special Publication. Madison, WI.
23. Yua, D.S., Shia, X.Z., Wanga, H.J., Suna, W.X., Chenb, J.M., Liua, Q.H., and Zhaoa, Y.C. 2007. Regional patterns of soil organic carbon stocks in China. *J. Environ. Manage.* 85: 680-689.
24. Zhang, C.H., and McGrath, P. 2004. Geostatistical and GIS analyses on soil organic carbon concentrations in grassland of southeastern Ireland from two different periods. *Geoderma*, 119: 261-275.
25. Webster, R., and Oliver, M.A. 2001. *Geostatistics for Environmental Scientists*. John Wiley and Sons, Brisbane, Australia, 453p.



Gorgan University of Agricultural
Sciences and Natural Resources

J. of Water and Soil Conservation, Vol. 18(2), 2011

www.gau.ac.ir/journals

Evaluation efficiency spatial interpolation techniques in mapping Organic carbon and Bulk density paddy soils of Guilan

**M. Shakouri Katigari¹, *M. Shabanpour², H. Asadi²,
N. Davatgar³ and Sh. Babazadeh⁴**

¹M.Sc. Graduated, Dept. of Soil Science, University of Guilan, ²Assistant Prof.,
Dept. of Soil Science, University of Guilan, ³Research Assistant Prof., Rice Research
Institute of Iran, ⁴M.Sc., Rice Research Institute of Iran

Received: 2009/12/16; Accepted: 2010/12/25

Abstract

This research, carried out in order to evaluation of the inverse distance weighting method and kriging, (ordinary and lognormal kriging) for estimate Organic carbon and Bulk density in paddy fields of the Iranian Institute of Rice Research in Rasht. Spatial variability characteristics of variables were determined by semivariograms. The function used for quantifying the structure of regional variable. Estimation of Kriging carried out by 6 than 40 neighbors in 70 percentage range of search radius. For estimation variable used to method inverse distance weighting of exponent value 1 than 5. The best models for organic carbon and bulk density were spherical. Four statistics of mean error, root mean square error, reduced variance and percent error were used to compare the methods. Exponent value was in the estimation inverse distance weighting for Organic carbon 1 and Bulk density 4. Results show that kriging is the accuracy better of inverse distance. Beside the best estimator was ordinary kriging for Organic carbon and lognormal kriging for Bulk density.

Keyword: Geostatistics, Variogram, Kriging, Inverse distance weighting

* Corresponding Author; Email: shabanpour@giulan.a.c.ir