



دانشگاه شهرداری و فنی شهر کلان

محلہ 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^۳،
ناصر دولتگر^۳ و شهریار بابازاده^۴

^۱دانشآموخته کارشناسی ارشد گروه خاکشناسی، دانشگاه گیلان، ^۲استادیار گروه خاکشناسی، دانشگاه گیلان،
^۳استادیار پژوهشی مؤسسه تحقیقات برنج کشور، ^۴کارشناس 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 لاغر 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 به عنوان یکتابع آماری ویژه تجزیه و تحلیل ساختار مکانی متغیرهای ناحیه‌ای استفاده شد. تخمین از طریق کریجینگ با استفاده از ۶۴۰ نقطه همسایگی در ۷۰ درصد دامنه تأثیر به عنوان شاعع جستجو انجام شد. برای تخمین متغیرها به روش وزن دادن عکس فاصله از پارامترهای توان ۱-۵ استفاده شد. بهترین مدل نیم‌تغییرنما برای مدل برآش داده شده بر کربن آلی و جرم مخصوص ظاهری مدل کروی بود. برای مقایسه دقت تخمین‌گرها از آماره‌های ارزشیابی میانگین خطای جذر میانگین مربعات خطای تخمین، واریانس تعدیل شده یا نسبت میانگین مربعات خطای و درصد خطای 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 لاغر گریجینگ برای جرم مخصوص ظاهری بهترین تخمین‌گر می‌باشد.

واژه‌های کلیدی: زمین‌آمار، نیم‌تغییرنما، کریجینگ، وزن دهن عکس فاصله

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

مجله پژوهش‌های حفاظت آب و خاک جلد (۱۸)، شماره (۲) ۱۳۹۰

مقدمہ

اطلاعات در مورد تغیرپذیری خصوصیات خاک در مدل‌سازی‌های اکولوژیکی، پیش‌گویی‌های محیطی، کشاورزی دقیق و مدیریت منابع طبیعی مهم می‌باشد (لین و همکاران، ۲۰۰۴)، زیرا تغیرپذیری مکانی داده‌های ورودی خاک می‌تواند به مقدار زیادی بر نتایج مدل‌های استدلالی، تجربی و نظری خاک مؤثر باشد (ویلدنگ 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؛ سالانا 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 (کاستریگنانو و همکاران، ۲۰۰۰). در همه تجزیه و تحلیل‌ها، روند کلی تغییرات مقادیر مشاهده شده در فضای نمونه‌برداری و درجه همبستگی مکانی آن‌ها مهم می‌باشد (آدریانو، 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 مبداء، درون‌یابی از میانگین‌های متحرک^۱، میانگین‌های متحرک موازن 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 ننموده و تلاشی نیز برای به حداقل رساندن خطای انجام نمی‌دهند (ترانگمار و همکاران، ۱۹۸۵). دقت تخمین هر متغیر به دو عامل بستگی دارد: ۱) انتخاب روش درون‌یابی مطلوب برای به دست 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؛ راینسون و مترنیچت، ۲۰۰۵؛ ولتر و ویستر، 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

مریم شکوری کتیگری و همکاران

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 لاغ نرمال پیروی کنند، روش کریجینگ لاغ 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 به عنوان یک عامل مؤثر برای تعیین مقادیر توان نام برداشت، آنها بیان نمودند که خصوصیاتی 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 به دست آورند.

رابینسون و مترنیچت (۲۰۰۵) از سه روش کریجینگ، وزن‌دهی عکس فاصله و اسپلیلن برای تخمین pH، هدایت الکتریکی و کربن آلی استفاده و بهترین پارامتر نما در پیش‌بینی وزن‌دهی عکس فاصله را به دلیل 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، لاغ کریجینگ و تخمین عکس فاصله) در برآورد و پنهانی خواص کربن آلی و جرم مخصوص ظاهری در خاک‌های شالیزاری انجام شد. نتایج به دست 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 برج 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) به صورت مرکب و از کرت‌هایی به ابعاد 50×100 متر و از عمق ۰-۲۰ سانتی‌متری انجام

شد. هر نمونه مركب شامل ۹ نمونه خاک بوده، که اولین نمونه از مرکز کرت و بقیه با شعاع بین ۱۵-۲۵ 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 کریں آلی به روش والکلی- بلاک^۱ (پیج و همکاران، ۱۹۸۲) انجام گرفت. جرم مخصوص ظاهری با استفاده از روش سیلندر (کلوت، ۱۹۸۶) اندازه‌گیری شد. برای این منظور نمونه‌برداری ۲۴۳ نمونه) با ۲ تکرار از مرکز هر کرت به صورت دست‌نخورد داده 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 عرصه 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 نیم‌تعییرنما بررسی گردید (یوآ و همکاران، ۲۰۰۷). ابتدا قبل از بهکارگیری روش‌های زمین‌آماری 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 کرین آلى و جرم مخصوص ظاهری نسبت به فواصل نمونه‌برداری در جهت X (شرق-غرب) و جهت Y (شمال-جنوب) به طور جداگانه رسم و با استفاده از برآذش مدل‌های خطی و درجه ۲ مورد بررسی قرار گرفتند (کاهن و همکاران، ۱۹۹۴). نیم‌تغییرنما یکتابع آماری برای تجزیه و تحلیل ساختار مکانی متغیرهای ناحیه‌ای می‌باشد (محمدی، ۲۰۰۶). برخی منابع حداقل داده مورد نیاز برای به دست آوردن یک نیم‌تغییرنما پایدار را ۱۵۰-۱۰۰ عدد ذکر کرده‌اند (ولتر و ویستر، ۱۹۹۰). با استفاده از رابطه زیر برآورده نیم‌تغییرنما 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 $(h)_i$ را نیم‌واریانس می‌نامند (ویستر و اولیور، ۲۰۰۱). برای برآذش بهترین مدل تئوری (خطی، نمایی و کروی) بر نیم‌تغییرنما تجربی از مجموع مربعات باقی‌مانده (RSS)^۱ 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 یکتابع خطی از مجموعه مشاهدات توزیع‌یافته واقع در همسایگی نقاط نمونه‌برداری نشده برای پیش‌بینی متغیرها استفاده شد. به هر یک از نقاط وزن‌هایی داده شد که مقدار این وزن‌ها با افزایش فاصله آن‌ها از نقطه تخمینی کاهش می‌یافت. از روش کریجینگ بلوکی برای برآورده متغیرها در نقاط نمونه‌برداری نشده استفاده گردید. برای تعیین تعداد نقاط مناسب همسایگی از ارزیابی دوچانبه^۲ استفاده شده است. محاسبات نیم‌تغییرنما تجربی، برآذش مدل و تخمین کریجینگ با استفاده از نرم‌افزار GS⁺ (version ۵/۱) انجام شد.

1- Residual Sum of Square

2- Cross-Validation

لاغ 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 نیم‌تغییرنما نسبت به توزیع‌های دارای چولگی مثبت و داده‌های کرانه‌ای و پرت، بسیار حساس است (محمدی، ۲۰۰۶).

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

وزن‌دهی عکس فاصله: 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، $Z(x_i)$: مقدار تخمینی خاصیت موردنظر در نقطه x_i ، (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 دقیق 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 دقیق این تخمین‌گرها از آماره‌های میانگین خطای (ME)، ریشه میانگین مربعات خطای تخمین (RMSE)، نسبت میانگین مربعات خطای (RV) و درصد خطای (PE)^۱ استفاده شد. میانگین خطای 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 بیشتر خواهد بود (دواتگر، ۱۹۹۸؛ محمدی، ۲۰۰۶؛ رابینسون و مترنیچت، ۲۰۰۵). واریانس تعديل شده یا نسبت میانگین مربعات خطای (RV) باید به عدد ۱ نزدیک باشد تا نشانگر مناسب بودن روش تخمین باشد (محمدی، ۲۰۰۶). ارزیابی دو جانبه بر پایه درصد خطای محاسبه می‌شود و نشان‌دهنده میزان خطای هر یک از تخمین‌ها می‌باشد (لو و ونگ، ۲۰۰۸).

نتایج و بحث

آمارهای توصیفی داده‌ها: چولگی متغیرهای کربن آلی و جرم مخصوص ظاهری در سطح ۵ درصد معنی‌دار بودند (جدول ۱).

چولگی معنی‌دار دلالت بر غیرنرمال بودن توزیع فراوانی دارد و هر اندازه مقدار آن بیشتر باشد، بیانگر غیریکنواخت بودن واریانس، وجود جوامع فرعی و یا داده‌های 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 ۰/۰۷۶ و ۰/۲۶ کاهش یافت و غیرمعنی‌دار شد.

جدول ۱- خلاصه آمارهای 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 | ۳/۸۱ |
| جرم مخصوص ظاهری | (گرم بر سانتی متر مکعب) | ۳۴۳ | ۱/۰۱۹ | ۰/۸۸ | ۱/۲۳ | ۰/۹۳۴* | ۱/۲۱۵ | ۷/۲ |

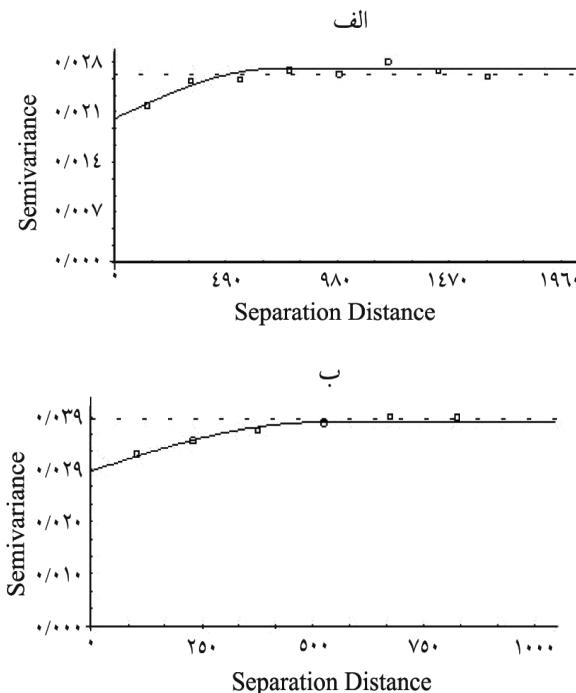
* در سطح ۵ درصد معنی‌دار.

پارامتر ضریب تغییرات بدون بعد بوده و می‌توان از آن برای مقایسه تغییرات یک صفت در مقیاس‌های متفاوت نمونه‌برداری استفاده کرد (محمدی، ۲۰۰۶). ضریب تغییرات کربن آلی نسبت به جرم مخصوص ظاهری بسیار بالاتر می‌باشد، 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 (زانگ و مک‌گرات، ۲۰۰۴). تغییرات این متغیر تحت‌تأثیر هر دو فرآیندهای ذاتی و مدیریتی قرار دارد. تفاوت در وضعیت زهکشی و مدیریت زراعی (تفاوت در مقدار و نوع مصرف کود بهویژه کود نیتروژن 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، کودهای 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.

تصویف 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 برآشش 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). به طور معمول ۷۰ درصد دامنه تأثیر را به عنوان 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- نیم تغییرنامی تجربی و مدل برآذش شده بر آن: (الف) کربن آلی و (ب) جرم مخصوص ظاهري.

اثر قطعه‌اي می‌تواند به دليل تصادفي بودن فرآيندها، خطاي نمونه‌برداري و اندازه‌گيري، وجود تغييرات کوتاه دامنه متغير مورد مطالعه در فواصل کوچکتر از کوتاه‌ترین فاصله نمونه‌برداري باشد. خطاي نمونه‌برداري و تغييرات کوتاه دامنه در هر دو متغير از دلایل اصلی اثر قطعه‌اي می‌توان بر شمرد (سان و همکاران، ۲۰۰۳). البته لازم به ذکر است که اندازه‌گيري جرم مخصوص ظاهري دارای خطاهایی می‌باشد که اين خطاهای در برابر تغييرات کم (حداکثر ۱) آن در خاک‌های مختلف، می‌تواند از عوامل اثر قطعه‌اي نیز باشد.

ارزیابی روش‌های درون‌یابی: ارزیابی بین روش‌های کریجینگ معمولی، کریجینگ لاغ نرمال و وزن‌دهی عکس فاصله (با پارامتر نمای متفاوت) با استفاده از میانگین خط، ریشه میانگین مربعات خط 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 ارزیابی | لاغ | کریجینگ معمولی | عکس فاصله | | | | |
|-------|-------------------|-----|----------------|-----------|-------|-------|------|------|
| | | | | ۵* | ۴* | ۳* | ۲* | ۱* |
| | | | ۰/۰۰۰۹ | ۰/۳۸ | ۰/۳۹ | ۰/۴۰ | ۰/۴۸ | ۰/۴۰ |
| | | | ۰/۱۱ | ME | ۰/۳۷ | ۰/۵۱ | ۰/۵۳ | ۰/۵۸ |
| | | | RMSE | ۰/۳۸ | ۰/۴۹ | ۰/۵۰ | ۰/۵۰ | ۰/۵۳ |
| | | | RV | ۲/۱۷ | ۲/۵۷ | ۲/۹۹ | ۳/۸۶ | ۴/۸۰ |
| | | | PE | ۱/۷۳۲ | ۱/۷۴۸ | ۱/۷۵۲ | ۲/۱۰ | ۲/۲۳ |
| | | | ME | ۰/۰۵ | ۰/۲۶ | ۰/۲ | ۰/۰۸ | ۰/۳۱ |
| | | | RMSE | ۰/۰۷ | ۰/۳۱ | ۰/۲۲ | ۰/۱۰ | ۰/۳۰ |
| | | | RV | ۰/۷۱ | ۰/۶۲ | ۰/۲۶ | ۰/۶۶ | ۰/۷۷ |
| | | | PE | ۷/۱۰ | ۷/۳ | ۹/۱۱ | ۷/۱۰ | ۵/۸ |

ME: میانگین خط، RMSE: ریشه میانگین مربعات خطای تخمین، RV: واریانس تعدیل شده.

* پارامتر توان.

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

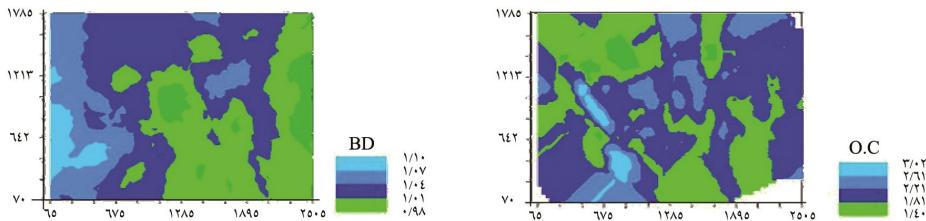
کربن آلی با ضریب تغییرات ۳۸ درصد از ME بالاتری در کریجینگ لاغ نرمال نسبت به کریجینگ معمولی برخوردار بود. به‌نظر می‌رسد از آماره‌هایی مانند ضریب تغییرات، چولگی و کشیدگی بتوان به عنوان یک شاخص تقریبی برای تعیین کارایی کریجینگ معمولی یا کریجینگ لاغ نرمال استفاده کرد. کراوچنکو و بالوک (۱۹۹۹) نیز نشان دادند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

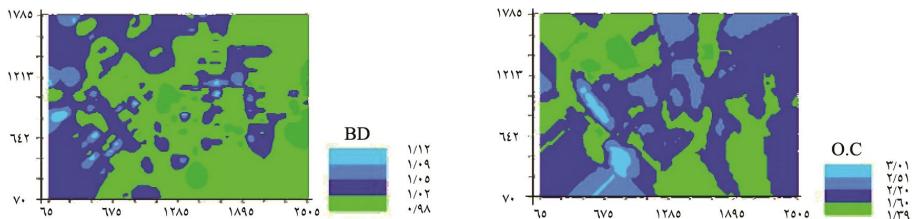
بعد از آن که مناسب‌ترین روش کریجینگ انتخاب گردید، آن را با IDW مقایسه نموده و آماره‌های ارزیابی برآورده در جدول ۲ نشان داده شده است. تفاوت قابل ملاحظه‌ای در دقت تخمین وقتی از مقادیر نمای متفاوت استفاده می‌شود، مشاهده می‌گردد. در برآورده کربن آلی به وزن‌دهی روش عکس فاصله با استفاده از نماهای مختلف، پارامتر 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 برآورده کربن آلی با استفاده از پارامتر نمای ۱ در IDW و با کریجینگ معمولی و لگاریتمی نشان از برتری محسوس روش لاغ 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 تلفیه α^* مشابه با کریجینگ معمولی می‌باشد. یکی از دلایل اصلی این موضوع را می‌توان به مدل نیم‌تغییرنما 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).
پهن‌بندی متغیرها: شکل ۳ نقشه‌های همارز برآورده متغیرهای کربن آلی و جرم مخصوص ظاهری را به سه روش تخمین (کریجینگ معمولی، لاغ نرمال کریجینگ و عکس فاصله) نشان می‌دهد. برای تهیه نقشه‌های تخمین کربن آلی و جرم مخصوص ظاهری با استفاده از مشخصات مدل انتخابی نیم‌تغییرنما برآش 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 (مجھول) برای هر دو متغیر استفاده شد. انتخاب بهترین تعداد نقاط همسایگی با استفاده از ارزیابی دوچانبه انجام شد (نتایج نشان داده نشده‌اند).

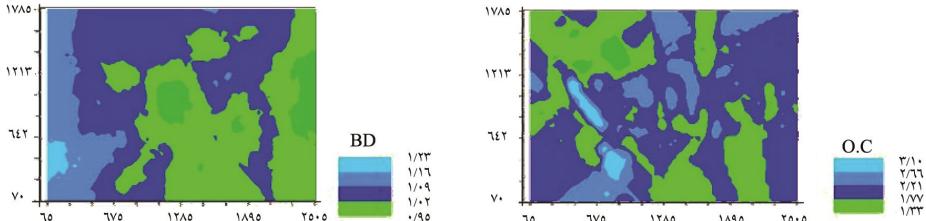
الف



ب



ج



شکل ۳- نقشه توزیع کربن آلی (درصد) و جرم مخصوص ظاهری (گرم بر سانتی‌مترمکعب)

الف: تخمین کریجینگ معمولی، ب: تخمین لاغ نرمال کریجینگ و ج: تخمین عکس فاصله.

توزیع جرم مخصوص ظاهری در کل اراضی شالیزاری از غیریکنواختی نسبی برخوردار بوده است.

قسمت‌های جنوب‌غربی 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 بیشتر فصل‌های سال است. از عوامل اصلی تغییرات در یک مقیاس مطالعه می‌توان به بافت خاک (به طور 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 لاغ 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

به طورکلی 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 (آذریانا، ۲۰۰۷). برآورد و پنهانبندی کربن آلی و جرم مخصوص ظاهری در اراضی شالیزاری با استفاده از ۳ روش درون‌یابی کریجینگ، لاغ 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 لاغ نرمال کریجینگ بهترین برآورد را داشته‌اند. از دلایل اصلی بهتر بودن تخمین کریجینگ (лаг 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 تغییرات بالا بهترین آماره‌های ارزیابی را به‌دست آوردد.

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 مرتب 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.

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. Hasnipak, 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. Schonig, 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 subtropical 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.



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. Shabanzpour², 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@gulan.ac.ir