ارزیابی اثر پایداری مقیاس در بهینه‌سازی مدیریت نمونه‌برداری برخی از ویژگی‌های خاک‌های شالیزاری

ناصر دوات‌گر[1] و مریم شکوری کتیگری

استادیار پژوهش مؤسسه تحقیقات کشور برنج، رشت، ایران؛ n_davatgar@yahoo.com

کارشناس ارشد مؤسسه تحقیقات کشور برنج، رشت، ایران؛ Maryamshakouri@ymail.co

دریافت: 91/12/12 و پذیرش: 92/7/22

چکیده

الگوی نمونه‌برداری، تعداد نمونه، و فاصله نمونه‌ها نقش بسیار مهمی در کیفیت نقشه متغیرهای محیطی دارد. این تحقیق با هدف بهینه سازی مدیریت نمونه‌برداری (تعداد، فاصله و الگوی نمونه‌برداری) با استفاده از تلفیق پایداری مقیاس، تغییرپذیری و موازنه واریانس تخمین-هزینه اندازه‌گیری انجام شد. ویژگی‌های خاک مطالعه شده عبارت از نیتروژن‌کل، فسفر و پتاسیم قابل استفاده دراراضی شالیزاری استان گیلان بودند. برای این منظور چهار مقیاس متفاوت نمونه‌برداری در یک محدوده 306 هکتار از اراضی شالیزاری در نظر گرفته شد. مقیاس اول شامل 357 نمونه از شبکه‌ای با ابعاد 50×100 متر، مقیاس دوم شامل 127 نمونه از شبکه‌ای با ابعاد 100×200 متر، مقیاس سوم شامل 74 نمونه از شبکه-ای با ابعاد 200×400 متر و مقیاس چهارم شامل 43 نمونه از شبکه‌ای با ابعاد 400×800 متر بود. اندازه وابستگی مکانی و پایداری مقیاس به ترتیب با استفاده از تغییرنما و پارامتر ((هارست)) ارزیابی گردید. راهبرد موازنه واریانس تخمین- هزینه در ویژگی‌های خاک که دارای خودتشابهی و پایداری مقیاس بودند؛ از نظر اقتصاد اندازه‌گیری مؤثر بود. تعداد و فاصله بهینه برای فسفر و پتاسیم قابل استفاده که در ناحیه مطالعه شده خود تشابهی نشان دادند، به تعداد 240 نمونه با الگوی نمونه‌برداری مستطیل شکل با ابعاد 75×150متر در راستای 44 درجه شمالی-غربی ناحیه مطالعه شده به دست آمد، اما برای ویژگی‌هایی که با تبدیل مقیاس غیریکنواختی و ناپایداری مقیاس نشان دادند و ساختار مکانی آنها از نظامدار به تصادفی تبدیل گردید (مانند نیتروژن کل در ناحیه مطالعه شده) موازنه واریانس تخمین-هزینه اندازه‌گیری کارا به نظر نمی‌رسد.

واژه‌های کلیدی: پارامترهارست، تغییرات مکانی، خود تشابهی، کریجینگ، موازنه واریانس تخمین- هزینه

---

[1]. نویسنده مسئول، آدرس: رشت، کیلومتر 5 جاده رشت، تهران، موسسه تحقیقات برنج کشور

مقدمه

در دو دهه اخیر درک و ارزیابی تغییرات ویژگی‌های خاک به طور چشم‌گیری افزایش یافته است. این تغییرات نتیجه فرآیندهای ذاتی و عوامل محیطی می‌باشد که در مقیاس‌های زمانی و مکانی متفاوت عمل می‌کنند (مگ کراتس و زانگ، 2003). برخی از این فرآیندها و عوامل منجربه تغییرات ویژگی‌های خاک در یک دامنه کوتاه و برخی دیگر در یک دامنه بزرگتر می‌شوند، در نتیجه انتظار می‌رود که این تغییرات به مقیاس مطالعه وابسته باشند (کاستریگنانو و همکاران، 2000). در برخی از شرایط ویژگی‌های خاک به علت تغییرات زیاد، دارای چولگی زیاد و انحراف از توزیع نرمال می‌گردند. انحراف از توزیع نرمال عموماً به علت وجود مقادیر کرانه‌ای است. مقادیر کرانه‌ای ممکن است به عنوان داده‌های پرت و یا ناشی از خطاهای مختلف محسوب شوند (محمدی، 1385) اما در صورت صحت، مقادیر کرانه‌ای مثبت با تشکیل یک جامعه آنومالی، چشم انداز وضعیت مناسبی را از کیفیت خاک تشکیل می‌دهند (حسنی‌پاک و شرف‌الدین 1382). تغییرپذیری ویژگی‌های خاک می‌تواند در هر مقیاس مانند ناحیه، مزرعه و حتی بخشی از یک مزرعه در بعدی نزدیک به چند میلی‌متر نیز اتفاق بیافتد (جین و جیانگ، 2002). آمادر و همکاران (2000) تغییرات کربن-آلی را حتی در ریز مقیاس چند سانتی‌متری در یک مزرعه مشاهده کردند. زلک و سی (2005) بیان نمودند عوامل غالب در یک مقیاس نمونه‌برداری ممکن است اثر معنی-داری در دیگر مقیاس‌های نمونه‌برداری نداشته باشند. برای مثال در منطقه مورد مطالعه این محققین، فعالیت‌های بیولوژیکی و شخم از اهمیت ویژه‌ای در رفتار هدایت هیدرولیکی در مقیاس مزرعه و محلی برخوردار بودند اما در مقیاس ناحیه‌ای اثر این عوامل توسط عامل‌هایی مانند ویژگی‌های توپوگرافی و مورفولوژی پوشیده شدند. کاستریگنانو و همکاران (2000) نشان دادند که علت اصلی تغییرات مکانی برخی از ویژگی‌های شیمیایی و فیزیکی خاک، مصرف کود در مقیاس مزرعه و بافت خاک در مقیاس ناحیه‌ای می‌باشد.

برای بازنمایی و پهنه‌بندی تغییرات ویژگی‌های خاک از زمین‌آمار و روش‌های متفاوت درون‌یابی در مقیاس‌های بزرگ و کوچک بهره‌گیری می‌شوند (ولتز و وبستر، 1990). کیفیت نقشه‌های به‌دست‌آمده و تفسیر آنها به دو مرحله نمونه‌برداری و روش تخمین ویژگی‌های خاک وابسته است. در مرحله نمونه‌برداری، الگو و مقیاس نمونه‌برداری، به همراه اندازه، فاصله و تراکم نمونه‌ها عامل مهمی در دستیابی به صحت قابل قبول در تخمین مکانی یک ویژگی به شمار می‌آیند (میناسنی و همکاران، 2007). متخصصین پدومتری و زمین‌آمار بیشتر تمرکز خود را به مرحله تخمین معطوف نموده‌اند، اما مرحله نمونه‌برداری می‌تواند منبع مهمی از خطا باشد، زیرا اگر مقیاس، موقعیت و تعداد نمونه‌ها به درستی انتخاب نگردد، با وجود استفاده از روش‌های آزمایشگاهی صحیح برای اندازه‌گیری ویژگی‌ها و دقت کامل در اجرای روش-های درون‌یابی نیز نمی‌توان به برآورد و تفسیر صحیح از نتایج پرداخت (گووارتس، 1997). بنابراین می‌توان گفت مقیاس و تعداد نمونه‌های خاک و نوع روش‌های درون‌یابی برای تبدیل داده‌های نقطه‌ای به نقشه پیوسته از عوامل مهم در پهنه‌بندی صحیح هستند، با افزایش تعداد نمونه‌ها، نقشه‌های صحیح‌تری از ویژگی خاک به دست می‌آید (مویلر و همکاران، 2001)، اما هزینه نمونه‌برداری و تجزیه آن‌ها نیز افزایش می‌یابد. مهمترین هدف نمونه-برداری در مطالعات خاکشناسی، به‌دست آوردن اطلاعات کافی و صحیح با حداقل هزینه می‌باشد، بنابراین تعداد نمونه لازم و فاصله بین نمونه‌ها از اهمیت زیادی برخوردار است. شرایطی که در آن ویژگی‌های خاک در مقیاس‌های مختلف شبیه هم باشند، خودتشابهی[1] یا پایداری مقیاس[2] نامیده می‌شود. تحت قاعده خود تشابهی، مقدار یا خصوصیات آماری ویژگی‌ها در یک قدرت تفکیک مکانی، مرتبط با مقدار آن در دیگر قدرت‌های تفکیک مکانی می‌گردد (محمدی، 1389). یکی از روش‌های ارزیابی پایداری مقیاس استفاده از پارامتر "هارست"[3] است. در شرایط خودتشابهی یا پایداری مقیاس می‌توان با نمونه‌های کمتر برآورد صحیح از ویژگی‌های خاک داشت.

روسو و جوری (1988) با استفاده از روش‌های زمین‌آمار نشان دادند که حتی در یک مزرعه غیر یکنواخت نیز اطلاعات به دست آمده از 128 نمونه با 1280 نمونه برای تعیین شدت نفوذ آب در خاک برابری می‌کند. بروس و هویلینک (2007) نشان دادند که تعداد نمونه‌های مناسب برای ارزیابی تغییرات مکانی ویژگی-های خاک را می‌توان از مدل‌های نیم‌تغییرنمای زمین‌آماری و به طور دقیق‌تر از مقدار حداقل واریانس تخمین کریجینگ پیدا نمود. زلک و سی (2005) و ژائو و همکاران (2010) برای بررسی الگوی توزیع مکانی هدایت هیدرولیکی اشباع از پارامتر مقیاس "هارست" استفاده کردند. لارک (2000) از اطلاعات تغییرپذیری

1. Self-similiarty
2. Scale invariance
3. Hurst parameter

خاک و واریانس کریجینگ برای بهینه‌سازی شبکه نمونه-برداری استفاده نمود. بروس و هویلینگ (2007) از حداقل‌سازی واریانس کریجینگ برای بهینه‌سازی الگوی نمونه‌برداری استفاده کردند. میناسنی و همکاران (2007) از روش خوشه‌بندی فازی برای توزیع نقاط نمونه‌برداری در منطقه مورد مطالعه استفاده کردند. عالمی و همکاران (1998) از موازنه واریانس کریجینگ و هزینه نمونه-برداری برای تعیین فاصله نمونه‌برداری استفاده کردند.

دابرمن و فیرهورست (2000) بیان کردند که کاهش عملکرد برنج در اراضی شالیزاری بیشتر به علت عرضه ناکافی عناصر غذایی نیتروژن، فسفر و پتاسیم است، به این علت این سه عنصر بیشترین مصرف را در قالب کودهای شیمیایی در اراضی شالیزاری دارند. از سوی دیگر، در تمام مطالعات حاصلخیزی خاک اراضی شالیزاری اندازه‌گیری این سه عنصر در برنامه‌ریزی و شرح خدمات مطالعه قرار دارند؛ بنابراین بهینه‌سازی الگوی نمونه‌برداری این ویژگی‌ها در اراضی شالیزاری دارای اهمیت زیادی است. این مطالعه با هدف ارزیابی پایداری مقیاس و ساختار مکانی ویژگی‌ها عناصرغذایی نیتروژن کل، فسفر و پتاسیم قابل‌دسترس و استفاده از اطلاعات آن‌ها به همراه موازنه هزینه-واریانس تخمین در بهینه‌سازی الگوی نمونه‌برداری، فاصله و تعداد نمونه‌ها برای بازیابی صحیح این متغیرها انجام شد.

مواد و روش‌ها

محدوده‌ی مورد مطالعه و مقیاس نمونه‌برداری

ناحیه مورد مطالعه، مزارع شالیزاری موسسه تحقیقات برنج کشور به وسعت 306 هکتار در استان گیلان در مختصات جغرافیایی ´42 °40 عرض شمالی و ´53 °51 طول شرقی قرار دارد (شکل 1). آب و هوای منطقه مرطوب و متوسط بارندگی سالیانه1200 میلی‌متر است. از لحاظ واحد فیزیوگرافی منطقه مورد مطالعه بخشی از دشت آبرفتی دامنه‌ای[1] محسوب می‌شود که مواد مادری آن رسوبات رودخانه‌ای که از کوههای البرز حمل گردیده و ته نشین شده است (محمدی، 1997). بافت خاک‌های مطالعه شده سیلتی‌رسی و رسی بودند. اراضی شالیزاری مطالعه شده تسطیح شده و متشکل از کرت‌های با شکل هندسی مستطیل به ابعاد 50× متر می‌باشند. 100 نمونه‌برداری خاک (357 نمونه) به صورت مرکب و در یک شبکه نمونه‌برداری با ابعاد 50×100 متر و از افق سطحی گلخراب (عمق 20-0 سانتی‌متری) که منطبق با بیشترین رشد گیاه برنج در خاک‌های ناحیه مطالعه شده بود، انجام شد.

هر نمونه مرکب شامل نه نمونه فرعی خاک بوده، که اولین نمونه از مرکز هر گره شبکه و بقیه نمونه-های فرعی با شعاع بین 15 تا 25 متری در اطراف آن برداشت و سپس با وزن برابر با یکدیگر مخلوط و یک نمونه از آن به عنوان نمونه اصلی به آزمایشگاه منتقل شد. نمونه‌ها پس از هوا خشک شدن از الک دو میلی‌متری عبور داده شدند و نیتروژن کل (TN) به روش تقطیر با دستگاه کجلدال، فسفر قابل استفاده (AP) به روش اولسون و پتاسیم قابل استفاده (AK) با استفاده از عصاره-گیر استات آمونیم نرمال در pH=7 اندازه‌گیری شدند. سپس چهار سناریوی مقیاس نمونه‌برداری شامل الف) سناریوی اول: نمونه‌های خاک از شبکه‌ای به ابعاد 50 ×100 متر و در مجموع به تعداد 357 نمونه، ب) سناریوی دوم: نمونه‌های خاک از شبکه‌ای به ابعاد 100 × 200 متر و در مجموع به تعداد 127 نمونه، ج) سناریوی سوم: 74 نمونه خاک در شبکه‌ای به ابعاد200 ×400 متر و د) سناریوی چهارم: 43 نمونه خاک در شبکه‌ای به ابعاد400 ×800 متر انجام شد.

آمار توصیفی و آمار مکانی

وضعیت و تغییرات مکانی سه ویژگی AP, TN و AK با استفاده از آمار توصیفی و مکانی بررسی شد. آمار توصیفی سه فاکتور مطالعه شده خاک با استفاده از آماره‌های حداقل، حداکثر، میانگینۀ واریانس، چولگی و ضریب تغییرات ارزیابی گردید. نرمال بودن توزیع فراوانی با استفاده از آزمون معنی‌داری چولگی مشخص شدند. بیشتر روش‌های آماری بر پایه فرض نرمال بودن داده‌ها هستند. اگرچه توزیع نرمال داده‌ها شرط لازم و ضروری در زمین‌آمار نیست اما بسیاری از ابزارهای زمین‌آماری در وضعیت توزیع نرمال بسیار موثرتر و کارآمدتر می‌باشند (محمدی، 1385). وبستر و الیور (2000) نشان دادند که می‌توان از تبدیل‌های لگاریتمی برای داده‌های غیر نرمال با ضریب چولگی بزرگتر از یک و ریشه مربعات برای داده‌های با ضریب چولگی بین نیم و یک استفاده نمود.

نیم‌تغییرنمای تجربی ، $\gamma(h)$، با استفاده از رابطه زیر محاسبه گردید (وبستر و اولیور، 2000):

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

که در آن؛ N زوج مشاهدات، Z(xi) و Z(xi+h) مقدار متغیر Z در دو نقطه x_i و x_i+h است که به فاصله h از هم قرار دارند. برای برازش بهترین مدل تئوری (خطی،

[1] Piedmont alluvial plain

نمایی و کروی) بر نیم‌تغییرنمای تجربی از مجموع مربعات باقیمانده[1] (RSS) و ضریب تبیین (R^2) استفاده شد. از نرم‌افزار (نسخه 5.1) GS^+ برای مدل‌سازی نیم-تغییرنمای مربوط به سه متغیر TN، AP و AK در چهار مقیاس استفاده شد. بعد از برازش مدل‌های نیم‌تغییرنما از سه پارامتر این مدل‌ها مانند واریانس قطعه‌ای، آستانه و دامنه‌تأثیر برای مشخصه‌سازی ماهیت تغییرات مکانی این ویژگی‌ها استفاده گردید. برای بررسی ناهمسانگردی از خاصیت تقارن تابع نیم‌تغییرنما در پارامترهای دامنه و حدآستانه در جهت‌های مختلف جغرافیایی استفاده گردید. در شرایطی که مدل‌های نیم‌تغییرنما دارای سقف (مانند کروی و نمایی) بودند از روش کریجینگ برای درون‌یابی استفاده گردید. در شرایطی که ویژگی‌های مورد بررسی از نیم‌تغییرنمای اثرقطعه‌ای خالص که نشان‌دهنده‌ی تغییرات تصادفی است، پیروی کرد از روش موازنه عکس‌فاصله استفاده گردید (محمدی، 1385).

مدل‌های نیم‌تغییرنما اطلاعات کمی سودمندی درباره اندازه و درجه وابستگی مکانی در دامنه تغییرنما فراهم می نمایند، اما در خارج از دامنه توصیف کیفی ارایه می‌نمایند. در شرایطی که ویژگی خاک دامنه بلند و یا دارای مقیاس پایدار باشند؛ مشخصه‌سازی ماهیت تغییرات به گونه‌ای در همه مقیاس‌ها معتبر باشد تنها با استفاده از پارامترهای مقیاس‌بندی، مانند پارامتر هارست (H)، امکان‌پذیر است (ژواَ و همکاران، 2010). درجه پایداری مقیاس متغیرها با استفاده از پارامتر هارست (H) بررسی شد.

(2)

$$\lambda(m)=\frac{1}{n/m}\sum_{k=1}^{n/m}\left[\bar{Z(x)}_{m,k}\right]^2-\left[\frac{1}{n/m}\sum_{k=1}^{n/m}\bar{Z(x)}_{m,k}\right]^2$$

که در آن : $\lambda(m)$ واریانس ویژگی در هر مقیاس، $\bar{Z(x)}$ میانگین ویژگی در هر مقیاس، m فاصله نمونه‌برداری (متر)، n تعداد کل مشاهدات، و K رتبه هر مقیاس است. رابطه 2 برای هر چهار سناریو نمونه‌برداری محاسبه گردید. آنگاه لگاریتم $\lambda(m)$ در مقابل لگاریتم مقیاس برازش داده شد. اگر متغیر در مقیاس‌های متفاوت خودتشابه باشد، نقاط به دست آمده یک خط راست با شیب ζ تشکیل می‌دهند. شیب تخمین زده با استفاده از رابطه زیر به پارامتر هارست (H) ربط داده می‌شود. در صورتیکه متغیری دارای خود تشابهی و در مقیاس‌های مختلف نمونه‌برداری پایدار باشد، لازم است پارامتر H بین 0/5 و 1 باشد (پاردینی، 2003). برای تعیین پارامتر H از روش استاندارد لی (2002) استفاده شد:

$$H=0.5\zeta+1 \qquad (3)$$

تعیین مناسب‌ترین شبکه نمونه‌برداری

برای تعیین مناسب‌ترین شبکه نمونه‌برداری از آماره واریانس استفاده شد (وسترن و همکاران، 2003). شبکه بهینه با استفاده از موازنه تقاطع منحنی‌های واریانس تخمین با هزینه لازم برای نمونه‌برداری و اندازه‌گیری هریک از ویژگی‌ها در سناریوهای مختلف انجام گرفت (عالمی و همکاران، 1998).

نتایج

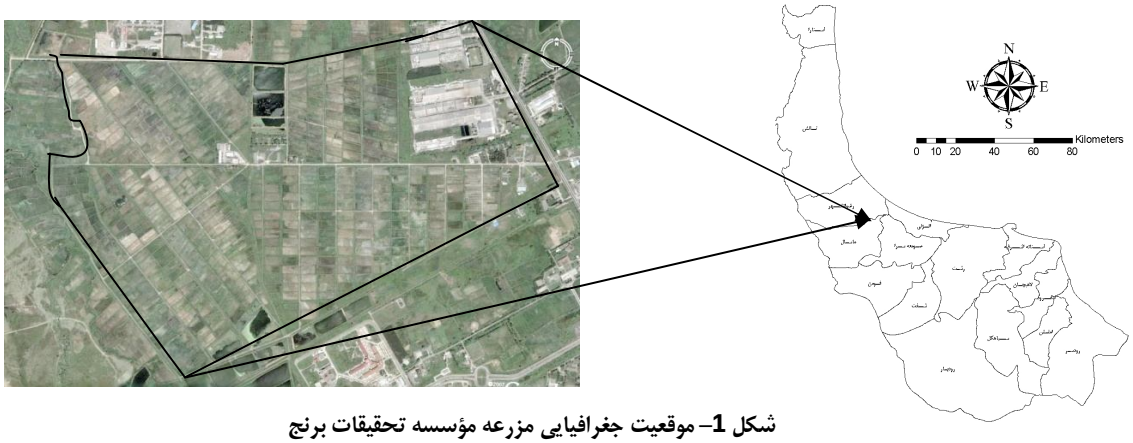
آمار توصیفی

بر پایه آماره‌های توصیفی، به ویژه چولگی، در نیتروژن کل در مقایسه با AP و AK از تغییرات بیشتری برخوردار بودند (جدول 1). کارمباردلا و همکاران (1994) نشان دادند که علت بالا بودن چولگی در نیتروژن در یک ناحیه ممکن است ناشی از مصرف کودهای نیتروژنه باشد. هرسه متغیر TN، AP و AK در همه مقیاس‌ها دارای چولگی مثبت معنی‌دار بودند. چولگی معنی‌دار دلالت بر غیرنرمال بودن توزیع فراوانی دارد و هر اندازه مقدار آن بیشتر باشد، بیانگر غیر یکنواخت بودن واریانس، وجود جوامع فرعی و یا داده‌های پرت است (رابینسون و میترنیچ، 2005). در تحلیل وضعیت عناصر غذایی در مزارع، مناطق با مقادیر بزرگ از عناصر غذایی یک آنومالی امیدبخش برای رسیدن به عملکرد اقتصادی تشکیل می‌دهند. بنابراین، این وجود چولگی معنی‌دار در یک متغیر در مقیاس‌های مختلف نمونه‌برداری تفکیک آنومالی از جامعه زمینه را امکان‌پذیر می‌کند.

کاهن و همکاران (1994) نشان دادند که علت اصلی غیرنرمال بودن بسیاری از متغیرها به اثر عامل‌های بیرونی و مدیریتی مرتبط است. مصرف کود در اراضی مطالعه شده به علت آنکه بخشی به آزمایشات تحقیقاتی و بخشی به کشاورزان مختلف برای کشت واگذار شده است، غیر یکنواخت انجام می‌گیرد. بر پایه ارزیابی انجام شده کودهای نیتروژنه هر چند به مقدار متفاوت اما در بیشتر اراضی مصرف می‌شود، اما مصرف کودهای دارای پتاسیم و فسفر به صورت موردی و با مقدارهای متفاوت توسط زارعین انجام می‌گیرد. با کاهش تراکم و اندازه نمونه‌ها تغییرپذیری ویژگی‌های خاک افزایش می‌یابد (هازن، 1967). ضریب تغییرات (CV) نیز که معیاری از شدت غیریکنواختی است برای نیتروژن کل با کاهش تراکم نمونه نسبت به AP وAK افزایش بیشتری نشان

[1] Residual Sum of Squar

می‌دهد. به‌نظر می‌رسد علت افزایش غیریکنواختی در نیتروژن‌کل نسبت به دو ویژگی دیگر از یکسو به علت تحرک بیشتر نیتروژن‌کل (کامبردلا، 1994) و از سوی دیگر تنوع بیشتر عوامل اثرگذار بر نیتروژن‌کل باشد. اورتگا و همکاران (2007) بالا بودن ضریب تغییرات بالای برای نیتروژن کل را به فعال بودن نیتروژن در خاک (به دلیل فعالیت میکروبی)، تفاوت در زمان و مقدار مصرف کود، توزیع اندازه ذرات خاک، دما، pH و رطوبت خاک مرتبط دانستند



شکل 1- موقعیت جغرافیایی مزرعه مؤسسه تحقیقات برنج

جدول 1- آمارهای توصیفی نیتروژن‌کل (TN)، فسفر و پتاسیم قابل استفاده (AP و AK)

متغیر	سناریو[£]	تعداد نمونه	میانگین	حداقل	حداکثر	چولگی	واریانس	ضریب‌تغییرات (%)
	1	357	0/17	0/07	0/90	9/36*	0/002	26
	2	128	0/16	0/09	0/90	8/53*	0/005	44
TN	3	74	0/17	0/11	0/90	7/09*	0/008	53
(%)	4	43	0/18	0/12	0/90	5/66*	0/014	66
	1	357	7/17	0/40	19/2	0/71*	9/80	43/6
	2	128	7/02	0/50	18/7	0/76*	10/80	47/0
AP	3	74	7/44	1/2	18/7	0/80*	12/50	47/7
($mg.kg^{-1}$)	4	43	7/48	1/2	18/7	0/65*	13/37	48/9
	1	357	157/58	58/0	326/0	0/49*	2112/98	29/2
	2	128	154/42	65/0	310/0	0/57*	2408/75	31/8
AK	3	74	154/40	74/0	280/0	0/52*	2450/83	32/1
($mg.kg^{-1}$)	4	43	154/92	82/0	264/0	0/71*	2039/58	29/1

£ سناریو 1: شبکه نمونه‌برداری 50×100، سناریو 2: شبکه نمونه‌برداری 100×200، سناریو 3: شبکه نمونه‌برداری 200×400 و سناریو 4: شبکه نمونه-برداری 400×800.

*معنی‌دار در سطح احتمال 5 درصد.

آمار مکانی

اندازه‌گیری و تحلیل وابستگی مکانی نشان داد که نیتروژن کل در مقیاس اول و فسفر و پتاسیم قابل استفاده در همه مقیاس‌ها دارای تغییرات غیرهمسانگرد ناحیه‌ای با سقف متفاوت در جهات مختلف بودند. بیشترین تغییرات در جهت جغرافیایی 44 درجه شمالی-غربی وجود داشت (نتایج نشان داده نشدند). این متغیرها با چولگی معنی‌دار دارای توزیع غیرنرمال نیز بودند (جدول1). سان و همکاران (2003) اعلام کردند که متغیرهای فسفرقابل‌جذب، پتاسیم قابل‌استفاده و کربن‌آلیبا غیرهمسانگردی ناحیه‌ای دارای توزیع لاگ‌نرمال[1] هستند. وسترن و بلوشل (1999) بیان کردند که تغیر مقیاس

[1] Log Normal

نمونه‌برداری (از یک کوچک، بزرگ و برعکس) یک عامل مهم در ایجاد غیرهمسانگردی است.

بهترین مدل نیم‌تغییرنمای برازش شده بر فسفر و پتاسیم قابل استفاده در همه مقیاس‌ها، کروی بود. وجود مدل کروی در پتاسیم و فسفر در همه مقیاس‌ها، نشان از غالب بودن اثر یک عامل (از عامل‌های متعدد مدیریتی و ذاتی) بر تغییرات مکانی آنهاست (دوات گر، 1377). لیو و همکاران (2006) بیان نمودند در بسیاری از مواقع شیب و پستی و بلندی به عنوان یک عامل ذاتی می‌توانند بر تغییرات متغیر مؤثر باشند، اما اراضی ناحیه مطالعه شده مسطح و از شیب بسیار جزیی برخوردار بودند، از سوی دیگر، مواد مادری در این اراضی مشابه بود. بنابراین به نظر می‌رسد عامل مدیریتی تفاوت در مصرف کود در مزارع، عامل اصلی کنترل‌کننده تغییرات مکانی باشد. نیتروژن کل علاوه بر تفاوت در ویژگی‌های آمارتوصیفی، از رفتار مکانی متفاوتی نیز در مقیاس‌های مختلف برخوردار بود. مدل برازش شده بر تغییرنمای تجربی نیتروژن در مقیاس اول و دوم از نوع کروی، اما در مقیاس‌های سوم و چهارم از نوع اثر قطعه‌ای بود (جدول 2). حسنی‌پاک و شرف‌الدین (1380) علت اینگونه تغییر رفتار مکانی در یک متغیر را به اثر آشیانه‌ای بودن تغییرپذیری یک متغیر نسبت می‌دهند. در چنین شرایطی دامنه‌تأثیر کوچک، خود را به صورت یک اثرقطعه‌ای در تغییرنمای با دامنه بزرگ نشان می‌دهد. از سوی دیگر، تغییر مدل‌های نیم‌تغییرنما از کروی به اثر قطعه‌ای نشان داد که با افزایش فاصله نمونه‌برداری دراین متغیر ساختار مکانی نظامدار به تصادفی تبدیل می‌گردد.

از سوی دیگر مقدار آستانه (معیاری از تغییرپذیری کل جامعه) و اثر قطعه‌ای (معیاری از تغییرپذیری تصادفی و یا تغییرات کوتاه‌دامنه متغیر در فاصله‌های کوچک‌تر از کوتاه‌ترین فاصله نمونه‌برداری) برای نیتروژن با افزایش مقیاس مطالعه بیشتر گردید. وسترن و بلوشل (1999) نشان دادند که کاهش تعداد نمونه‌ها منجربه افزایش آستانه می‌شود. دامنه تأثیر بیشترین تأثیر را از عوامل ذاتی تشکیل دهنده خاک دارد (روسو، 1988)، اما با توجه به یکسان بودن عوامل ذاتی در همه مقیاس‌های مطالعه و متفاوت بودن دامنه‌تأثیر می‌توان گفت عوامل مدیریتی نیز می‌تواند تا اندازه‌ای بر دامنه تأثیر کارا باشد (وانگا و همکاران، 2007).

جدول 2- مدل‌های نیم‌تغییرنمای برازش داده شده بر نیتروژن‌کل (TN)، فسفر و پتاسیم قابل استفاده (AP و AK)

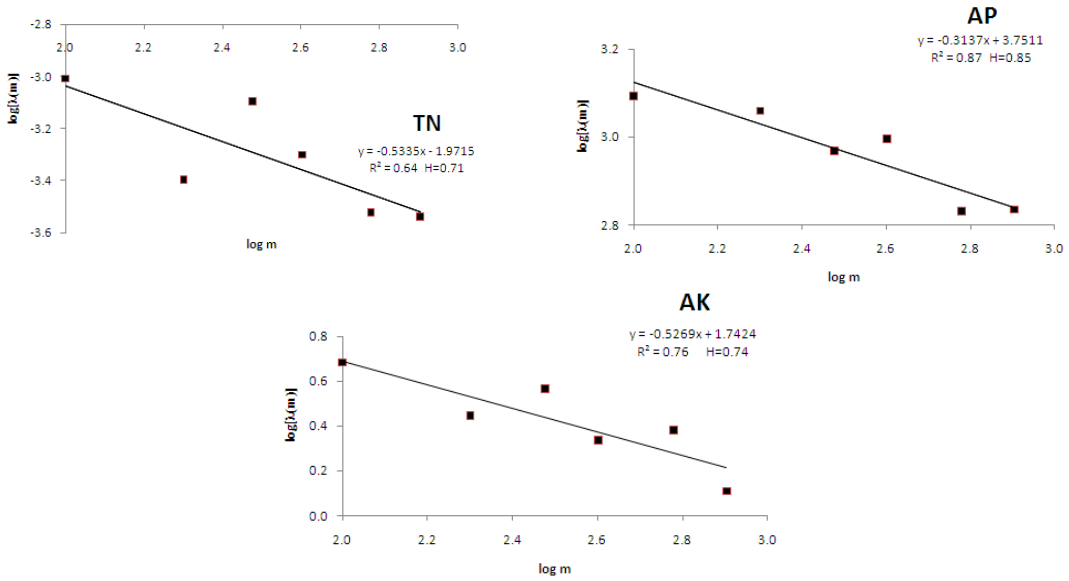
متغیر	سناریو[£]	مدل	اثرقطعه‌ای	آستانه	دامنه تأثیر	R2	RSS	واریانس تخمین
	1	کروی	7×10^{-4}	2×10^{-4}	760	0/98	$4/3\times10^{-9}$	0/0001
TN	2	کروی	4×10^{-4}	8×10^{-4}	580	0/94	$3/5\times10^{-9}$	0/0003
(%)	3	اثرقطعه‌ای	8×10^{-4}	9×10^{-4}	-	0/00	$2/8\times10^{-8}$	0/0001
	4	اثرقطعه‌ای	8×10^{-4}	9×10^{-3}	-	0/00	$1/0\times10^{-7}$	0/0002
	1	نمایی	0/07	0/34	230	0/89	$1/8\times10^{-3}$	4/77
AP	2	کروی	0/05	0/21	285	0/92	$4/8\times10^{-4}$	4/83
($mg.kg^{-1}$)	3	کروی	0/08	0/40	200	0/88	$1/9\times10^{-2}$	7/23
	4	کروی	0/11	0/44	300	0/86	$1/4\times10^{-3}$	5/89
	1	کروی	1/44	4/03	1330	0/97	0/093	909
AK	2	کروی	1/63	4/6	1350	0/99	0/05	1105
($mg.kg^{-1}$)	3	کروی	1/30	5/1	1500	0/98	0/18	1218
	4	کروی	0/36	3/9	1100	0/97	0/17	1241

R^2:ضریب تبیین ؛ RSS: مجموع مربعات باقیمانده

[£]سناریو 1: شبکه نمونه‌برداری 50×100، سناریو 2: شبکه نمونه‌برداری 100×200، سناریو 3: شبکه نمونه‌برداری 200×400 و سناریو 4: شبکه نمونه‌برداری 400×800.

پایداری مقیاس

نتایج ارزیابی درجه پایداری مقیاس در سری‌های مکانی با استفاده از برازش لگاریتم واریانس تلفیق‌شده مقیاس‌های مختلف (λ_m) در مقابل لگاریتم فاصله نمونه‌برداری (m) در شکل 2 نشان داده شد. بیشتر بودن مقدار پارامتر هارست از 0/5 نشان‌دهنده پایداری مقیاس و همبستگی مثبت دامنه‌بلند در این ویژگی‌ها است. این نتیجه نشان می‌دهد که ویژگی‌های مطالعه شده تحت تبدیلات مقیاسی، غیر متغیر می‌باشند، اما برای نیتروژن کل اندازه پایداری مقیاس و خودتشابهی نسبت به دو ویژگی دیگر کمتر بود.



شکل 2- برازش خطی و ضریب تبیین نمودار لاگ-لاگ واریانس نیتروژن کل (TN)، فسفر و پتاسیم قابل استفاده (AP و AK) نسبت به فاصله نمونه‌برداری

موازنه واریانس تخمین نسبت به هزینه اندازه‌گیری متغیرها

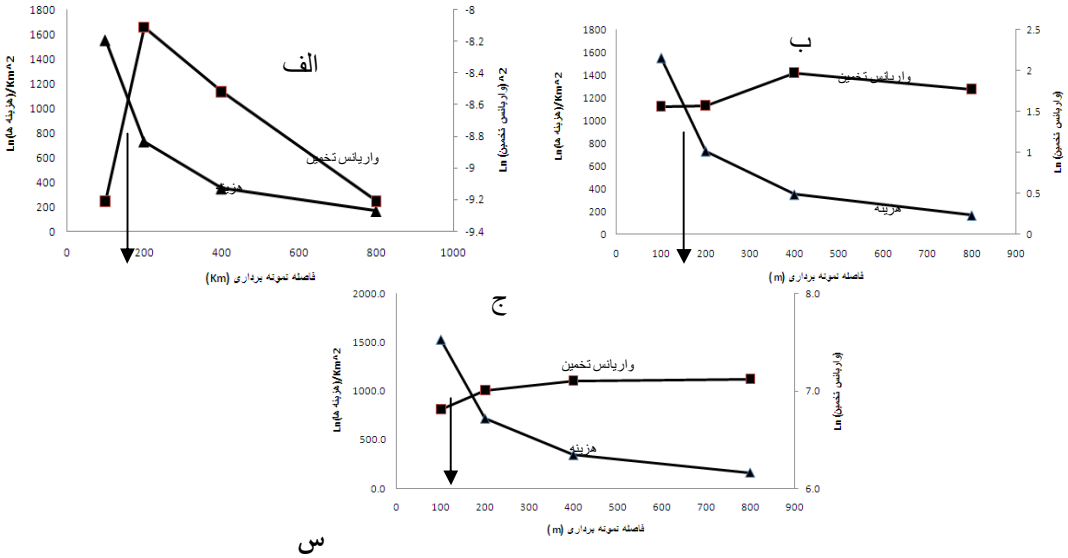
اگر در اجرای یک مطالعه هزینه لازم برای نمونه‌برداری و اندازه‌گیری متغیرها عامل محدودکننده باشد، می‌توان از موازنه واریانس تخمین و هزینه برای تعیین تعداد بهینه نمونه‌ها و فاصله نمونه‌برداری استفاده نمود (آلمی و همکاران، 1998). با استفاده از تعرفه‌های 102000، 80000 و 40000 ریال[1] به ترتیب برای اندازه-گیری نیتروژن کل، فسفر و پتاسیم قابل استفاده در هر نمونه خاک، لگاریتم واریانس تخمین کریجینگ در هر مقیاس و لگاریتم هزینه اندازه‌گیری‌ها نسبت به فاصله نمونه‌برداری در هر مقیاس موازنه گردید (شکل 3).

با افزایش فاصله نمونه‌برداری (و کاهش تعداد نمونه‌ها) در متغیر پتاسیم قابل استفاده واریانس تخمین کریجینگ افزایش یافت. بنابراین، در ناحیه مطالعه شده با افزایش فاصله نمونه‌برداری و کاهش تعداد نمونه‌ها از صحت برآورد کاسته و عدم قطعیت آن زیاد می‌گردد. واریانس تخمین فسفر قابل‌استفاده در تمام مقیاس‌ها بالا بود. ضریب تغییرات این متغیر نیز در تمام مقیاس‌ها زیاد است (جدول 1)؛ در نتیجه بررسی فسفر قابل استفاده با عدم قطعیت زیادی مواجه و افزایش نمونه‌ها و به دنبال آن هزینه بیشتر لزوماً منجربه افزایش صحت تخمین نمی‌گردد . بر پایه پارامتر هارست (H) متغیر نیتروژن کل از پایداری کمتری نسبت به دیگر متغیرها برخوردار بود. واریانس تخمین این متغیر نیز با افزایش فاصله نمونه‌برداری در مقیاس‌های مختلف به مقدار ثابتی میل ننمود (شکل 3). نقطه برخورد دو منحنی واریانس تخمین و هزینه نمونه-برداری برای فسفر و پتاسیم قابل استفاده در چهار مقیاس مطالعه به ترتیب 140 و 150 متر می‌باشد. برای کاهش هزینه نیروی کارگری، زمان و هزینه نمونه‌برداری و با توجه به نزدیکی فاصله این دو متغیر (140و 150متر) می‌توان این فاصله را ادغام نمود و برابر با 150متر در نظر گرفت. نتایج موازنه هزینه- واریانس تخمین برای فسفر و پتاسیم قابل استفاده در راستای جهت جغرافیایی 44 درجه شمالی- غربی که منطبق با غیر همسانگردی و بیشترین تغییرات بوده است؛ نزدیک به 75 متر بود (نتایج نشان داده نشدند).

بنابراین، در مطالعات آینده بهترین تعداد نمونه، فاصله و الگوی نمونه‌برداری از نظر توازن هزینه اقتصادی و صحت برآورد این دو متغیر در ناحیه مطالعه شده به تعداد 240 نمونه با درازای نزدیک به 150 متر و پهنای 75 متر با الگوی نمونه‌برداری به شکل مستطیل است که پهنای آن در راستای بیشترین تغییرات متغیر در ناحیه و در جهت جغرافیایی 44 درجه شمالی- غربی خواهد بود. برای پهنه‌بندی نیتروژن کل (که در مقیاس اول و دوم از مدل نیم‌تغییرنمای کروی پیروی می‌نمود) از روش کریجینگ و در مقیاس سوم وچهارم (با پیروی از مدل

1. این تعرفه‌ها مصوب هیأت امنای سازمان تحقیقات آموزش و ترویج کشاورزی (جلسه 17- مورخه 89/9/7) است که هم اکنون از آن در تمامی آزمایشگاه‌های خاک تابعه این سازمان برای ارائه خدمات مختلف آزمایشگاهی استفاده می‌گردد.

نیم‌تغییرنمای اثرقطعه‌ی) از روش وزن‌دهی عکس فاصله استفاده گردید. با افزایش فاصله نمونه‌برداری و کاهش تعداد نمونه‌ها واریانس تخمین کاهش نشان داد. منحنی واریانس تخمین و هزینه برای نیتروژن‌کل دارای دو محل تلاقی (شکل 3-الف). بر پایه اولین تلاقی این دو منحنی و همسانگردی در مقیاس‌های دوم تا چهارم مناسب‌ترین فاصله 180 متر بود. بنابراین الگوی نمونه‌برداری به شکل مربع و به تعداد 95 نمونه است. انتظار می‌رفت با توجه به ضریب تغییرات بالای نیتروژن کل و عدم پایداری ساختار مکانی در مقیاس سوم و چهارم، تعداد نمونه خاک لازم برای برآورد صحیح افزایش یابد. اما با توجه به محل تلاقی در شکل 2 تعداد بهینه نمونه‌برداری نیتروژن‌کل کمتر از دو متغیر دیگر به دست آمد. دلیل اصلی ناتوانی این روش در تعیین بهینه نمونه‌برداری نیتروژن کل را می‌توان به پایین بودن خود تشابهی و پایداری مقیاس در این عنصر دانست. به نظر می‌رسد موازنه واریانس تخمین-هزینه در مواردی که پایداری مقیاس کم و در نتیجه خصوصیات آماری و ساختار مکانی متغیر از مقیاسی به مقیاس دیگر متفاوت است (مانند نیتروژن کل در این مطالعه) در بهینه سازی مدیریت نمونه‌برداری کارا نمی‌باشد.



شکل 3- نمودار لاگ-لاگ واریانس تخمین و هزینه اندازه‌گیری متغیرهای نیتروژن کل (الف)، فسفر و پتاسیم قابل استفاده (ب و ج) نسبت به فاصله.

نتیجه‌گیری

مشخص نمودن درجه پایداری مقیاس، تغییرات مکانی و تلفیق آن‌ها با موازنه واریانس تخمین درون‌یابی-هزینه اندازه‌گیری ویژگی‌های خاک می‌تواند در بهینه-سازی مدیریت نمونه‌برداری از طریق تعداد، فاصله و الگوی نمونه‌برداری مؤثر گردد. این راهبرد در ویژگی‌های خاک که دارای پایداری مقیاس بودند مؤثر بود. اما برای ویژگی‌هایی که با تبدیلات مقیاس، غیریکنواختی، ناپایداری مقیاس نشان دادند و ساختار مکانی نظامدار در آن‌ها به تصادفی تبدیل گردید (مانند نیتروژن کل در ناحیه مطالعه شده) کارا به نظر نمی‌رسد.

فهرست منابع:

۱. دوات‌گر، ن. 1377. بررسی تغییرات مکانی خصوصیات خاک. پایان‌نامه. دانشکده کشاورزی، دانشگاه تبریز. 108 صفحه.

۲. حسنی‌پاک، ع،ا و شرف‌الدین، م. 1382. تجزیه و تحلیل داده‌ها. انتشارات دانشگاه تهران. 987 صفحه.

۳. محمدی، ج. آمار مکانی (ژئواستاتیستیک).1385. انتشارات پلک. تهران. 453 صفحه. شماره 269.

۴. محمدی، ج. پدومتری (نظریه فراکتال). 1389. انتشارات پلک. تهران. 383 صفحه.

۵. محمدی، م. 1997. خلاصه گزارش بررسی دقیق خاک شالیزاری، رشت استان گیلان. انتشارات موسسه علوم و حاصلخیزی خاک.

6. Alemi, M.H., Shahriariand, M.R. and Nielsen, D.R. 1998. Kriging and cokriging of soil water properties. Soil technology 1:117-132.
7. Amador, J.A., Wang, Y., Savin, M.C. and Gorres, J.H. 2000. Fine-scale spatial variability of physical and biological soil properties in kingston, Rhode Island. Geoderma. 98: 83–94.
8. Brus, D. and Heuvelink, G.B.M. 2007. Optimization of sample patternsfor universal kriging of environmental variables. Geoderma. 138:86-45.
9. Cahn, M.D., Hummel, J.W. and Brouer, B.H. 1994. Spatial analysis of soil fertility for site-specific crop management. So. Sci. Soc. Am. J. 58:1240-1248.
10. 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.
11. Doberman, A. and Fairharst, T. 2000. Rice nutrient disorders and nutrient management. IRRI, Philippines.
12. Jin, J. and Jiang, Ch. 2002. Spatial variability of soil nutrients and sitespecific nutrient management in the P.R. China. Computers and Electronics in Agriculture. 36: 165-172.
13. Goovaerts, P. 1997. Geostatistics for natural resources evaluation. New York, Oxford Univ. Press.
14. Lark, R.M. 2000. Designing sampling grids from imprecise information on soil variability, an approach based on the fuzzy kriging variance. Geoderma 98 35–59.
15. Lee, C. K. 2002. Multifractal characteristics in air pollutant concentration time series. Water Air Soil Pollut. 135:389-409.
16. 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.
17. McGrath, D. and Zhang, C. 2003. Spatial distaribution of soil organic carbon concentrations in grassland of Ireland. Geoderma. 18: 1629-1639.
18. Minasny, B., McBratney, B., Dennis J.J. and Walvoort. 2007. The variance quadtree algorithm: Use for spatial sampling design. Computer and Geostatistics. 33: 383-392.
19. Mueller, T.G., Pierce, F.J., Schabenberger, O. and Warncke, D.D. 2001. Map quality for site-specific management. Soil Sci. Soc. Am. J. 65: 1547-1558.
20. Ortega, R.A., and Santibanez, O.A. 2007. Determination of management zones in corn (Zea mayes L.) based on soil fertility. Computers and Electronics in agriculture 58:49-59.
21. Pardini, G. 2003. Fractal scaling of surface roughness in artificially weathered smectite-rich soil regoliths. Geoderma. 117:157-167.
22. Robinson, T.P. and Metternicht, G. 2005. Testing the performance of spatial interpolation techniques for mapping soil properties. Computers and Electronics in Agriculture. 50: 97-108.
23. Russo, D. and Jury, W.A. 1988. Effect of the sampling network on estimates of the covariance function of stationary fields. Soil Sci. Soc. Am. J., 52: 1228-1234.
24. 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 suberopical china. Geoderma. 115: 85-99.
25. Wanga, W., Suna, X., Chenb, J.M., Liua Q.H. and Zhao, Y.C . 2007. Regional patterns of soil organic carbon stocks in China. Soil Sci. 30:246-254.
26. Voltz, M. and Webster, R. 1990. A comparison of kriging, cubic splines and classification for predicting soil properties from sample information. Journal of Soil Science. 31:505–524.

27. Webster, R. and Oliver, M.A. 2000. Geostatistics for Environmental Scientists. Wiley Chichester 271 pp.
28. Western, A.W. and Blosehel, G. 1999. On the spatial scaling of soil moisture. Journal of Hydrology. 217: 203-224.
29. Western, A.W., Grayson, R.B., Bloschl, G., and Wilson, J.D. 2003. Spatial variability soil moister and implication for scaling. In: Pachepsky, Y., Radeliffe, D., Magdisedim, H. (eds). Scaling Methods in Soil Physics, CRC press LLC, pp. 119-142.
30. Wilding, L.P. and Dress, L.R. 1983. Spatial variability and pedology. In: Wilding, L.P., Smeckand N.E. and Hall, G.F. (eds.) Pedogenesis and Soil Taxonomy. I. Concepts and Interactions. Elsvier Science Pub., pp. 83-116.
31. Zhao, P., Shao, M. and Wang, T. 2010. Spatial Distributions of Soil Surface-Layer Saturated Hydraulic Conductivity and Controlling Factors on Dam Farmlands. 24:2247-2266.
32. Zeleke, T.B. and Cheng Si, B. 2005. Scaling Relationships between saturated Hydraulic Conductivity and soil physical properties. Soil Sci. Soc. Am. J., 69:1691-1702.