

تحلیل اطلاعات کسب شده از نقشه متغیرهای خاک با استفاده از مدلهای نیمه تغییرنا

ناصر دواتگر، محمدرضا نیشابوری و محمد مقدم

بترتیب کارشناس ارشد مؤسسه تحقیقات برنج کشور (رشت)، استادیار و دانشیار دانشکده کشاورزی دانشگاه تبریز

تاریخ پذیرش مقاله ۷۹/۱/۳۱

خلاصه

به منظور تجزیه و تحلیل تغییرات مکانی در متغیرهای توزیع اندازه ذرات، جرم مخصوص ظاهری، مواد آلی، فسفر قابل جذب و پتاسیم قابل استفاده در دو مزرعه شالیزاری، مزرعه کرتبای دائم که در آن بمدت ۱۶ سال تیمارهای کودی مشخص از نیتروژن، فسفر و پتاس اعمال گردیده بود و مزرعه کرتبای پتاسیم با مدیریت کودی یکنواخت، نمونه برداری از خاک به روش شبکه‌ای انجام گرفت. نتایج نشان داد که در دو مزرعه علیرغم وسعت کم، تغییرات علاوه بر مکان به جهت جغرافیایی نیز بستگی داشت (غیر همسانگردی). در مزرعه کرتبای دائم به استثنای فسفر قابل جذب بقیه متغیرها از مدل نیم تغییر نمای خطی پیروی نمود. فسفر قابل جذب دارای مدل نیم تغییر نمای «اثر قطعه‌ای» بوده که حاکی از وجود تغییرات تصادفی و تطابق توزیع آن با تیمارهای آزمایشی می‌باشد. در مزرعه کرتبای دائم مواد آلی و پتاسیم قابل استفاده بر خلاف فسفر قابل جذب تحت تأثیر مدیریت کودی قرار نگرفته و طبق مدل نیم تغییر نمای خطی دارای وابستگی مکانی منطبق با شرایط فیزیوگرافی و احتمالاً شیوه آبیاری می‌باشد. در نتیجه فرض استقلال مشاهدات که برای تجزیه واریانس ضروری است از اعتبار ساقط می‌گردد. بر اساس نقشه توزیع متغیرها، شدت غیر یکنواختی خاک از نظر این دو متغیر به حدی بوده است که بلوک‌بندی طرح در تجزیه واریانس مؤثر بوده و ضرورت استفاده از روش‌های تجزیه کوواریانس را ایجاد می‌کند. متغیرهای سیلت و رس در هر دو مزرعه واریانس قطعه‌ای بالایی داشته که نشان دهنده سهم بیشتر تغییرات تصادفی نسبت به تغییرات نظامدار مکانی می‌باشد. در مزرعه کرتبای پتاسیم متغیرهای ش، پتاسیم قابل استفاده و مواد آلی مدل نیم تغییر نمای کروی نشان می‌دهند که شعاع تأثیر در آنها بترتیب ۱۹، ۱۱ و ۱۵ متر است. کرتبایی که در کمتر از این فواصل قرار دارند دارای وابستگی مکانی و تغییرات نظامدار و بعد از آن مستقل و تغییرات در آنها تصادفی می‌گردد. این فواصل مناسبترین فاصله نمونه برداری برای این متغیرها از نظر اقتصادی نیز محسوب می‌گردد.

واژه‌های کلیدی: مدل نیم تغییرنا، تغییرات نظامدار، همبستگی مکانی، استقلال مشاهدات.

مقدمه

پیش‌بینی متغیرها در دامنه وسیعی از نسبتاً خوب تا ضعیف تفاوت می‌کند این نکته از اعتبار این روش می‌کاهد (۱۴). معمولاً فرض می‌شود در یک کلاس خاک هر متغیر دارای تسوزیع تصادفی و میانگین آن از میانگین دیگر کلاسها

در نقشه‌های رایج خاکشناسی و ارزیابی خاکها فرض بر این است که با داشتن داده‌ها و شناختن کلاس خاک، متغیرهای مهم خاک قابل پیش‌بینی هستند. اما بتدریج مشخص شده است که کیفیت

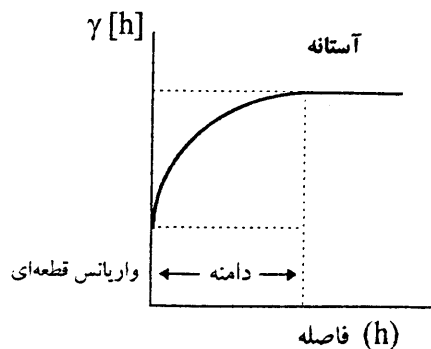
روش کریگینگ دارای دو مرحله است. در مرحله اول ساختار مکانی متغیر ناحیه‌ای مدلسازی می‌گردد برای این منظور از نیم تغییر نما استفاده می‌گردد. نیم تغییر نما محور زمین آمار است و کلیدی برای توصیف کمی، شناخت و پیش‌بینی تغییرات بشمار می‌رود (۹). نیم تغییر نما از دو جنبه حائز اهمیت است اولاً ماهیت تغییرات متغیر را نشان می‌دهد ثانیاً برای تخمین متغیرها در نقاط نمونه‌برداری نشده در روش کریگینگ بکار می‌رود (۳).

نیم تغییر نما بعنوان تابعی تعریف می‌شود که نیم واریانس Y (h) را به فاصله جداسازی بین نمونه‌ها ربط می‌دهد. نیم واریانس با استفاده از زوج نمونه‌ها بصورت زیر برآورد می‌شود (۳ و ۴):

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

$N(h)$ تعداد زوج مشاهدات $Z(x_i)$ و $Z(x_i+h)$ مقدار متغیر Z در دو مکان است که به فاصله h از هم جدا شده‌اند.

نیم تغییر نمای تجربی اشکال متعددی را بسته به کیفیت داده‌ها و فاصله جداسازی نمونه‌ها بخود می‌گیرد. در شکل ۱ نمونه‌ای ایده‌آل از نیم تغییر نما آمده است. این منحنی از مؤلفه‌های مختلفی تشکیل شده است، یکی از مؤلفه‌ها دامنه یا شعاع تاثیر (a) است. شعاع تاثیر به فاصله‌ای گفته می‌شود که در محدوده آن نمونه‌ها نسبت به هم وابسته و دارای تغییرات نظامدار و بعد از آن نسبت به هم مستقل و بین آنها تغییرات تصادفی وجود دارد. فواصل کمتر از شعاع تاثیر، فرضیات آمار کلاسیک صادق نیست. اگر در این فاصله بر روی متغیرها مطالعات آماری انجام گیرد لازم است سهم این وابستگی مکانی در ایجاد تغییرات تعیین و



شکل ۱ - نیم تغییر نمای تئوری با دامنه، واریانس قطعه‌ای و آستانه مشخص

متفاوت است. اگر این متغیر دارای توزیع نرمال باشد مدل کلاسیک آن بصورت زیر خواهد بود (۱۵):

$$Z_{ij} = \mu + \alpha_j + \varepsilon_{ij}$$

که در آن Z_{ij} مقدار متغیر Z در نقطه i و در کلاس j است. μ میانگین کل متغیر Z ، α_j اثر کلاس j و ε_{ij} یک جزء تصادفی با میانگین صفر و واریانس σ_{wj}^2 برای هر کلاس است. مقدار تخمینی متغیر Z_{ij} میانگینی از مشاهدات درون کلاس j است:

$$Z_{ij} = \frac{1}{n_j} \sum_{i=1}^{n_j} Z_{ij}$$

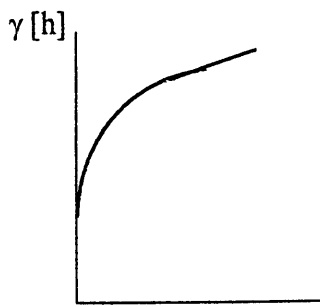
n_j تعداد مشاهدات متغیر Z در کلاس j است. برآورد واریانس متغیر σ_{ε}^2 در این روش از طریق عبارت زیر صورت می‌گیرد:

$$\sigma_{\varepsilon}^2 = \sigma_{wj}^2 + \sigma_{\varepsilon}^2 / n_j$$

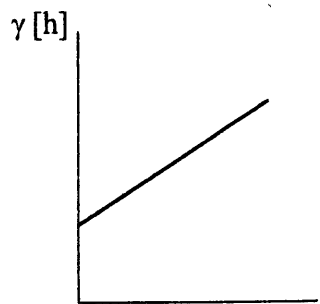
σ_{ε}^2 عبارت از واریانس درون کلاسی است.

در بسیاری از موارد این مدل صادق نیست. تجربه نشان می‌دهد که خاک هر مکان دارای شباهت زیادی به خاک مکان مجاور خود است. اما با افزایش فاصله بین دو مکان این شباهت کاهش می‌یابد. بی‌تردید برخی از مکانها از تغییرات شدید و برخی از تغییرات تدریجی برخوردار هستند.

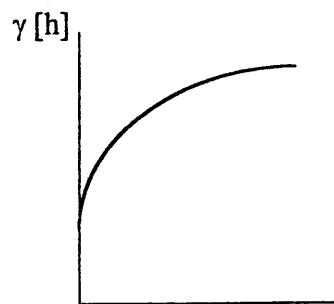
روشهای کلاسیک این تغییرات تدریجی یا وابستگی مکانی را در نظر نمی‌گیرند. نقشه‌های خاکشناسی تهیه شده در مورد محصولات زراعی (از نظر وضعیت حاصلخیزی یا کاربری اراضی) نمایانگر اثرات تجمعی چندین متغیر مکانی بوده که می‌تواند اثری محدود کننده بر عملکرد داشته باشد (۷). در چنین شرایطی وقتی متغیرها وابستگی مکانی نشان دهند، فرض استقلال مشاهدات حتی با وجود نمونه برداری تصادفی، اعتبار خود را از دست می‌دهد. در اینصورت می‌توان از گروهی از روشهای آماری که برای تجزیه وابستگی مکانی داده‌ها هستند استفاده نمود. این روشها را مجموعاً زمین آمار می‌نامند (۱۲). کریگینگ یکی از روشهای زمین آمار است که تخمینی بهینه، بی‌اریب و با حداقل واریانس را ارائه می‌دهد و بر پایه تئوری متغیرهای ناحیه‌ای استوار است (۸). این روش در سالهای اخیر توجه خاک‌شناسان را در مطالعات ارزیابی و تخمین متغیرهای خاک جلب نموده است (۳، ۴، ۱۰، ۱۳ و ۱۶).



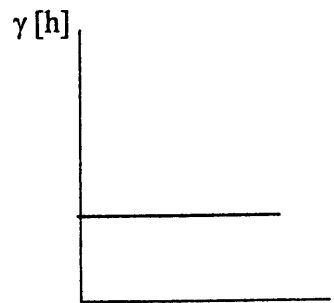
الف- نمایی



ب- خطی



ج- کروی



د- اثر قطعه‌ای

شکل ۲ - مدل‌های نیم تغییر نمای بدون آستانه (الف - ب) و دارای آستانه (ج - د)

در تجزیه و تحلیل در نظر گرفته شود.

در بسیاری از موارد با کم شدن فاصله جداسازی (h)، نیم واریانس به صفر میل نمی‌کند. بلکه کمیتی بزرگتر از صفر خواهد داشت که به آن واریانس قطعه‌ای (C) گفته می‌شود و نمایانگر تغییرات تصادفی بوده و می‌تواند ناشی از دلایل زیر باشد:

۱ - خطاهای ایجاد شده در مرحله نمونه‌برداری
۲ - خطاهای ایجاد شده در مراحل مختلف تجزیه نمونه‌ها در آزمایشگاه

۳ - وجود تغییرات در فواصل کمتر از مقیاس نمونه‌برداری. با کم کردن فاصله بین نمونه‌ها در مقیاس کمتر از مقیاس مورد مطالعه این احتمال وجود دارد که بخشی از تغییرات نظامدار که در تغییرات تصادفی پنهان و قابل تشخیص نبود، امکان ظهور یابد.

مقدار نیم واریانس در بالاتر از شعاع تاثیر ثابت می‌باشد و به آستانه موسوم است. آستانه مجموع تغییرات نظامدار و تصادفی را در بر می‌گیرد (۱۷). با وجود این در محیط خاک امکان ظهور انواع مختلفی از مدل‌های نیم تغییر نما وجود دارد که ممکن است دارای آستانه نباشند. مدل‌های خطی و نمایی از آن جمله‌اند (شکل ۲ - الف و ب). از مدل‌های دارای آستانه می‌توان به مدل کروی اشاره نمود (شکل ۲ - ج).

مدل قطعه‌ای (شکل ۲ - د) دلالت بر عدم وجود وابستگی مکانی، تصادفی بودن تغییرات و استقلال متغیرها دارد. علاوه بر موارد فوق اطلاعات دیگری نیز از مدل‌های نیم تغییر نما بدست می‌آید که می‌توان به وجود همسانگردی^۱ یا غیر همسانگردی^۲ (۳) روند^۳ (۱۶)، تعیین نقش مایه‌ها^۴ (۵) و چگونگی تاثیر فرآیندهای تاثیر گذاری بر رفتار متغیرها (۱۱) اشاره نمود. در این بررسی احتمال وجود تغییرات مکانی در متغیرهای انتخابی از طریق مدل‌های نیم تغییر نما مورد ارزیابی قرار می‌گیرد.

مواد و روشها

دو مزرعه شالیزاری در مؤسسه تحقیقات برنج کشور (در رشت) با مدیریتهای زراعی - تحقیقی متفاوت انتخاب گردید. وسعت مزرعه اول (مزرعه کرت‌های دائم) ۷۲۰۰ متر مربع است. در این مزرعه یک آزمایش فاکتوریل در پایه بلوکهای کامل تصادفی از

کروی) باشد. اما به دلایلی از قبیل کوچک بودن ابعاد هندسی منطقه مورد مطالعه یا بزرگ بودن دامنه تغییرات امکان ظهور مدل‌های دارای آستانه فراهم نباشد.

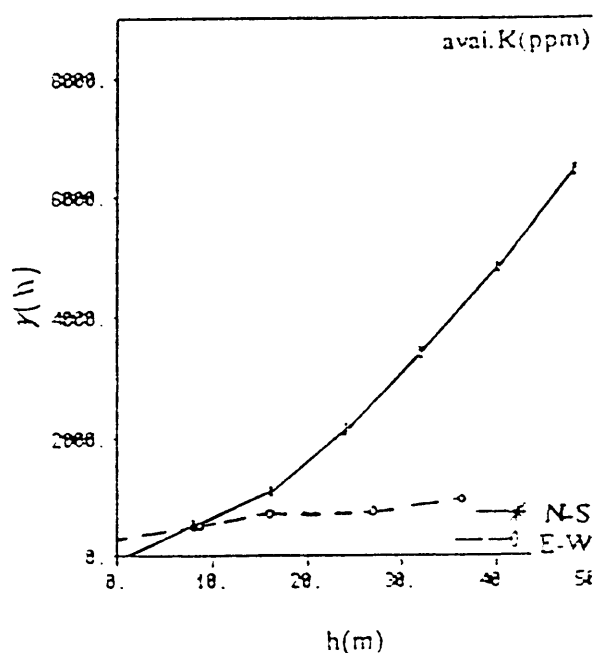
در مدل‌های کروی که در مورد شن، پتاسیم قابل استفاده و ماده آلی در مزرعه کرت‌های پتاسیم دیده می‌شود کوواریانس و وابستگی مکانی تا قبل از شعاع تاثیر وجود دارد و بعد از آن تغییرات تصادفی بوده و مشاهدات مستقل از هم هستند (جدول ۱، شکل‌های ۴ - الف و ۴ - ب). شعاع تاثیر در متغیرهای شن، پتاسیم قابل استفاده و ماده آلی بترتیب ۱۹، ۱۱ و ۱۵ متر برآورد گردید.

شعاع تاثیر علاوه بر تعیین مناسبترین فاصله نمونه‌برداری، مشخص کننده مناسبترین اندازه کرت‌ها از نظر بررسی اثر تیمارها بر متغیر مورد نظر است. کرت‌هایی که دارای ابعادی کمتر از شعاع تاثیر یا در فواصل کمتر از آن قرار دارند فرض استقلال متغیر که برای تجزیه واریانس ضروری است از اعتبار ساقط است. در چنین شرایطی می‌توان از روش‌های آمار غیر پارامتری استفاده نمود. از طرفی برای برآورد متغیر در نقاط نمونه‌برداری نشده وقتی که داده‌ها همبستگی مکانی نشان می‌دهند روش‌های موازنه‌ای مانند کریجینگ، بهتر از روش‌های کلاسیک است.

سال ۱۳۶۱ بمدت ۱۶ سال اجرا گردیده و اثر تجمعی دراز مدت مصرف کودهای شیمیایی بر روی برنج (رقم بینام) ارزیابی می‌شود. مزرعه دوم (مزرعه کرت‌های پتاسیم) به مساحت ۱۵۰۰ متر مربع است، که بمدت تقریبی ۵۰ سال بصورت یکنواخت تحت کشت ارقام آزمایشی قرار داشته است و اخیراً طرحی در ارتباط با اثر منابع مختلف کود پتاسه بر عملکرد برنج در آن به مورد اجراء گذاشته شده است. نمونه‌برداری خاک از مزرعه اول در ابعاد ۸×۹ و از مزرعه دوم در ابعاد ۳×۴ متر بصورت شبکه‌ای صورت گرفت. نمونه‌ها در هوا خشک و بعد از عبور از الک دو میلیمتری تجزیه‌های لازم بر روی آنها انجام گرفت. توزیع اندازه ذرات به روش پی‌پت (۶)، مقدار کربن آلی با روش والکی بلاک (۱)، جرم مخصوص ظاهری با تهیه گل اشباع و نمونه‌برداری با استفاده از رینگ مخصوص (۲)، پتاسیم قابل استفاده به روش استات آمونیوم نرمال در $\text{pH}=7$ و فسفر قابل جذب (فقط در مزرعه کرت‌های دائم) به روش اولسون (۱) اندازه گیری شدند و مقدار ماده آلی با اعمال ضریب $1/724$ به کربن آلی تعیین گردید. بعد از اندازه‌گیری متغیرها، محاسبات نیم تغییرنا و پردازش مدل‌ها با استفاده از نرم‌افزار Geo-eas صورت گرفت.

نتایج و بحث

رسم منحنی‌های نیم تغییر نما نشان داد که تغییرات متغیرها در جهت‌های اصلی هر دو مزرعه از نظر واریانس قطعه‌ای، آستانه، شعاع تاثیر و شکل منحنی متفاوت است و بیانگر غیر همسانگردی در متغیرهاست. یعنی علیرغم وسعت کم هر دو مزرعه تغییرات متغیرها علاوه بر فاصله به جهت جغرافیایی نیز بستگی دارد. بعنوان مثال شدت تغییرات پتاسیم قابل استفاده در جهت شمال-جنوب مزرعه کرت‌های دائم نسبت به جهت شرق-غرب بیشتر است (شکل ۳). برآزش مدل‌های تئوری بر نیم تغییر نمای تجربی نیز انجام گرفت. در مزرعه کرت‌های دائم بغیر از فسفر قابل جذب بقیه متغیرها دارای مدل نیم تغییر نمای خطی و در مزرعه کرت‌های پتاسیم بغیر از جرم مخصوص ظاهری بقیه از مدل خطی یا کروی پیروی می‌نمایند (جدول ۱). مدل‌های خطی نشان دهنده وجود کوواریانس و وابستگی مکانی در متغیرها است و با افزایش فاصله بین دو نقطه، تفاوت بین نمونه‌ها افزایش می‌یابد. این امکان وجود دارد که در مزرعه کرت‌های دائم، مدل خطی در واقع قسمتی از یک مدل دارای آستانه (مانند



شکل ۳ - نیم تغییر نمای پتاسیم قابل استفاده در دو جهت شمالی - جنوبی و شرقی - غربی مزرعه کرت‌های دائم

جدول ۱ - پارامترهای حاصل از انطباق مدل‌های نیم تغییر نما بر داده‌های تجربی در دو مزرعه کرت‌های دائم و کرت‌های پتاسیم

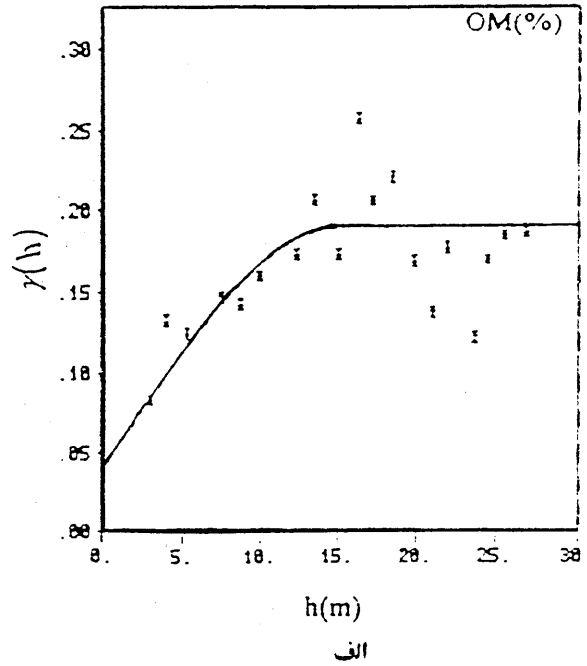
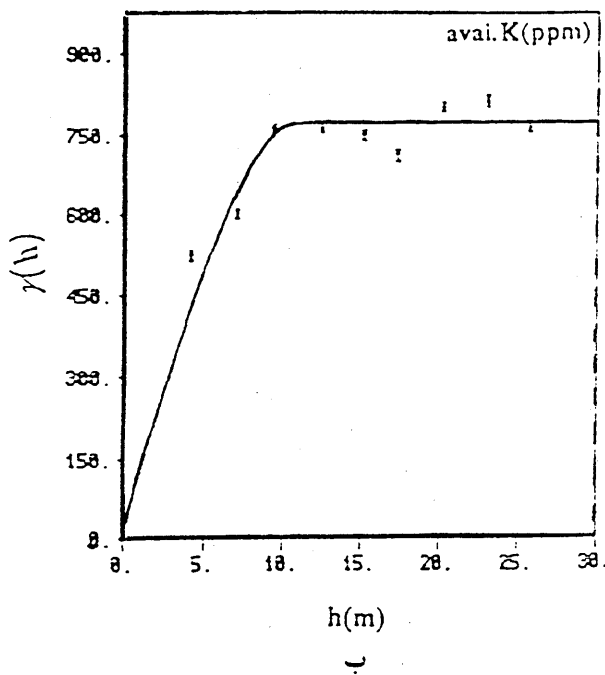
| متغیر | واحد | کرت‌های دائم | | | کرت‌های پتاسیم | | | | |
|---------------------|--------------------|--------------|---------|-------------------|----------------|-----------------|-------------------|----|------|
| | | مدل | واریانس | شعاع تأثیر آستانه | مدل | واریانس | شعاع تأثیر آستانه | | |
| | | قطعه ای | (متر) | | قطعه ای | (متر) | | | |
| شن | % | خطی | ۰/۰۵ | ۵۰ | - | کروی | ۰ | ۱۹ | ۲۴ |
| سیلیت | % | خطی | ۱۸ | ۵۰ | - | خطی | ۱۴ | ۲۶ | - |
| رس | % | خطی | ۲۰ | ۵۰ | - | خطی | ۱۷/۶ | ۲۶ | - |
| پتاسیم قابل استفاده | ppm | خطی | ۰ | ۵۰ | - | کروی | ۲۰ | ۱۱ | ۷۵ |
| جرم مخصوص ظاهری | gr/cm ³ | خطی | ۰/۰۰۰۲۵ | ۵۰ | - | اثر قطعه‌ای | ۰/۰۰۲ | - | - |
| ماده آلی | % | خطی | ۰ | ۴۵ | - | کروی | ۰/۰۴ | ۱۵ | ۰/۱۵ |
| فسفر قابل جذب | ppm | اثر قطعه‌ای | ۷۵ | ۵۰ | - | اندازه گیری نشد | - | - | - |

یون پتاسیم باعث اتلاف آن از طریق آبشویی و در نهایت موجب عدم دسترسی گیاه به این عنصر شده است (شکل‌های ۶ و ۷). شدت این غیر یکنواختی بعدی بوده است که حتی انجام بلوک‌بندی نیز در تجزیه واریانس مؤثر نبوده و اثر یکنواختی در خطای باقیمانده ظهور و باعث افزایش و عدم معنی‌دار شدن پاسخ ارقام به کود نیتروژن و پتاس گردیده است و لازم است با تجزیه کوواریانس اثر این وابستگی مکانی از خطا کم گردد (داده‌ها درج نشده‌اند).

برازش مدل‌های نظری بر نیم تغییر نمای تجربی برای سیلت در مزرعه کرت‌های پتاسیم (شکل ۸) و برای رس در هر دو مزرعه (شکل ۹) نشان از ظهور مدل نیم تغییر نمای خطی با شیب کم و واریانس قطعه‌ای بالا است. سهم واریانس قطعه‌ای از واریانس کل برای متغیر سیلت در اراضی کرت‌های پتاسیم و کرت‌های دائم بترتیب ۳۷ و ۵۸ درصد و برای متغیر رس در این اراضی بترتیب ۹۰ و ۷۴ در صد است که حاکی از وابستگی مکانی متوسط تا ضعیف و غالب بودن توزیع تصادفی در این متغیرهاست. با توجه به دقت روش اندازه‌گیری سیلت و رس (روش پی‌پت) احتمال مشارکت خطای تجزیه آزمایشگاهی نمونه‌ها در واریانس قطعه‌ای کم می‌باشد و بنظر می‌رسد وجود تغییرات در فواصلی کمتر از مقیاس نمونه‌برداری (تغییرات کوتاه دامنه) سهم زیادی در ایجاد تغییرات تصادفی و بالا

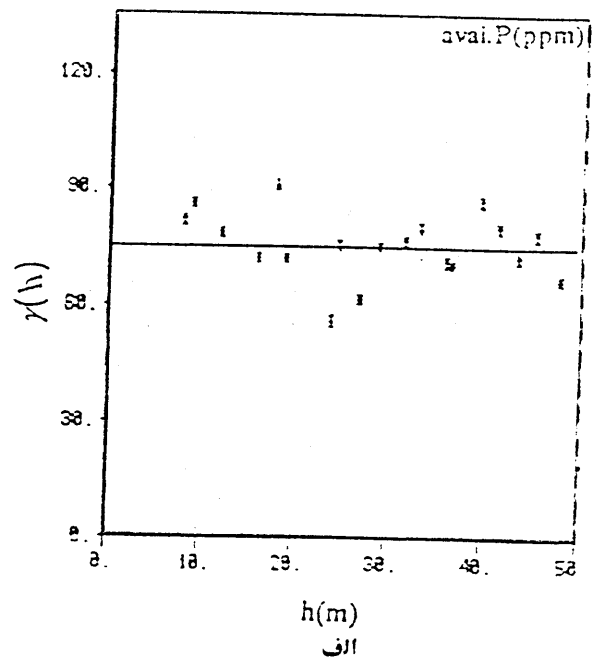
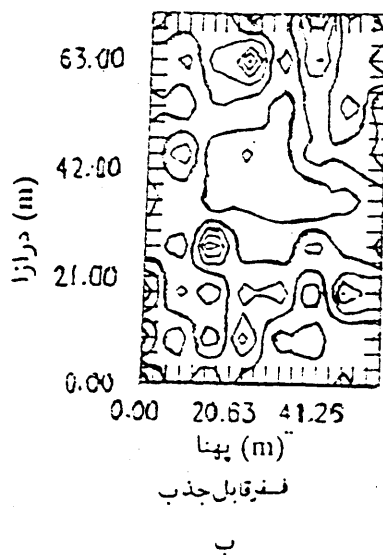
در مزرعه کرت‌های دائم که بمدت ۱۶ سال تحت تأثیر مدیریت کودی غیر یکنواخت، بر حسب تیمار اعمال شده، قرار داشت، از میان متغیرهای مورد مطالعه تنها فسفر قابل جذب تحت تأثیر عملیات مدیریتی قرار داشته و از مدل اثر قطعه‌ای پیروی کرده است (شکل ۵ - الف). نقشه دو بعدی آن نیز توزیع فسفر قابل جذب را بصورت دوایر متحدالمرکز متعدد نشان می‌دهد (شکل ۵ - ب) که نمایانگر تصادفی شدن توزیع آن است.

نکته قابل توجه این است که تنها تأثیر فسفر در طول اجرای طرح بر عملکرد برنج معنی‌دار بوده است، در حالیکه تأثیر پتاسیم و نیتروژن با وجود آنکه همانند فسفر بصورت کود در هر سال در سطوح مختلف در مزرعه اعمال می‌گردید معنی‌دار نبوده است (داده‌ها درج نشده‌اند). بررسی نشان می‌دهد که توزیع پتاسیم قابل استفاده و ماده آلی بر خلاف انتظار پیش از آنکه تحت تأثیر مدیریت کودی قرار گیرد دارای وابستگی مکانی منطبق با شرایط توپوگرافی مزرعه آزمایشی (کرت‌های دائم) بوده است به این معنی که حرکت مواد آلی و یون پتاسیم محلول از بخش مرتفع مزرعه به بخش‌های پست‌تر (قسمت شمالی) که بدلیل زهکشی ناقص در خارج از فصل کشت نیز وضعیت ماندابی دارد، باعث تجمع ماده آلی (در اثر تجزیه کم آن) در این قسمت شده است. قدرت کم کلوئیدهای آلی برای نگهداری



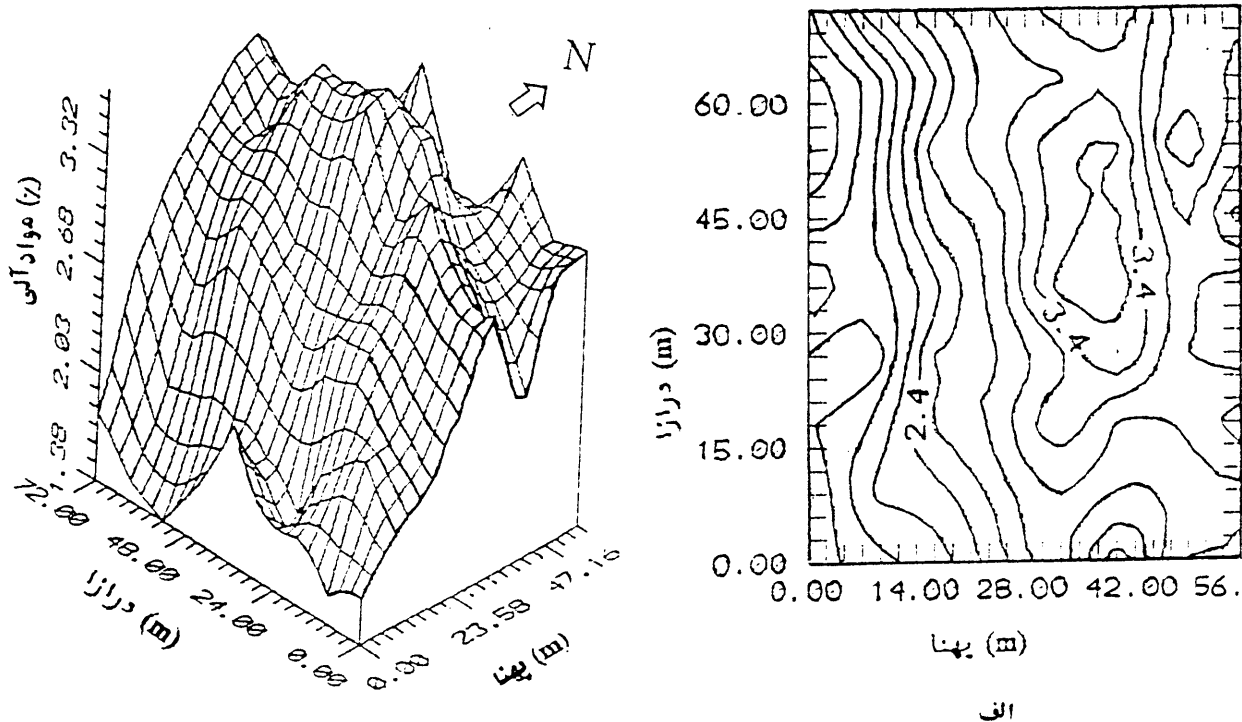
شکل ۴- مدل نیم تغییر نمای کروی برای مواد آلی (الف) و پتاسیم قابل استفاده (ب) در مزرعه

کرتهای پتاسیم



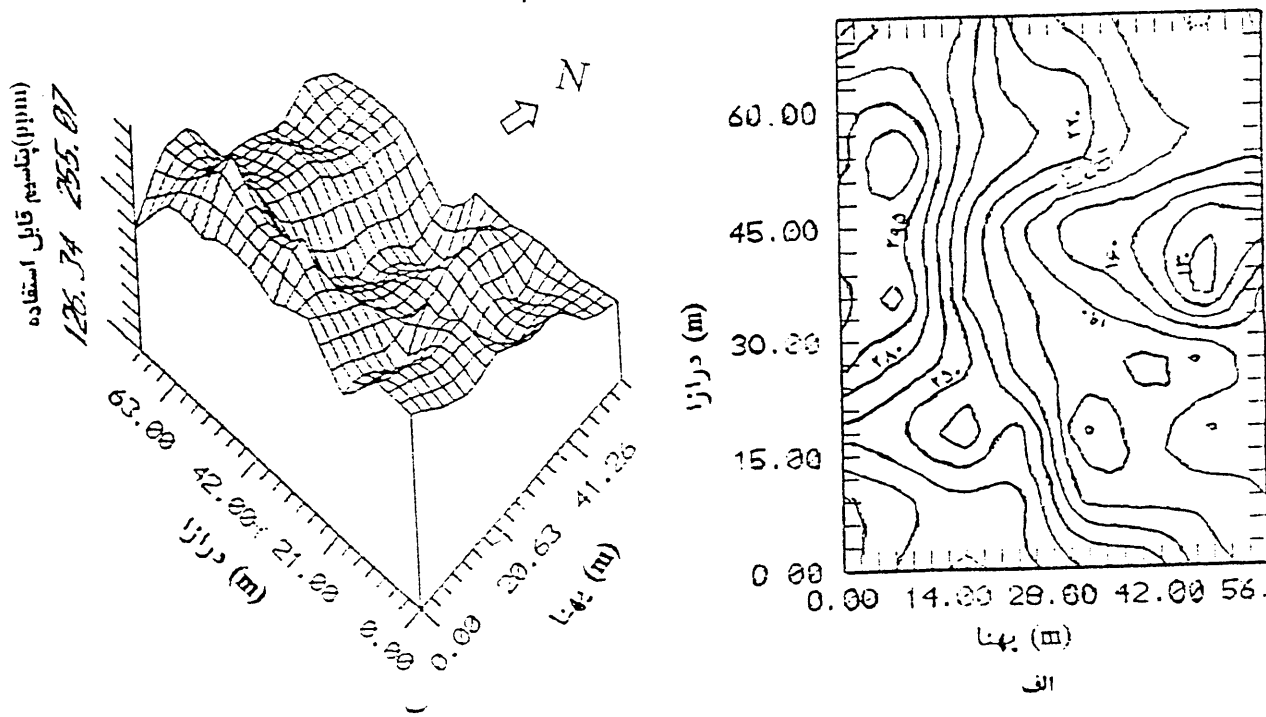
شکل ۵- مدل نیم تغییر نمای فسفر قابل جذب با اثر قطعه‌ای (الف) و تغییرات تصادفی آن در دو

جهت که بصورت دوایر متحدالمرکز ظاهر شده است (ب)



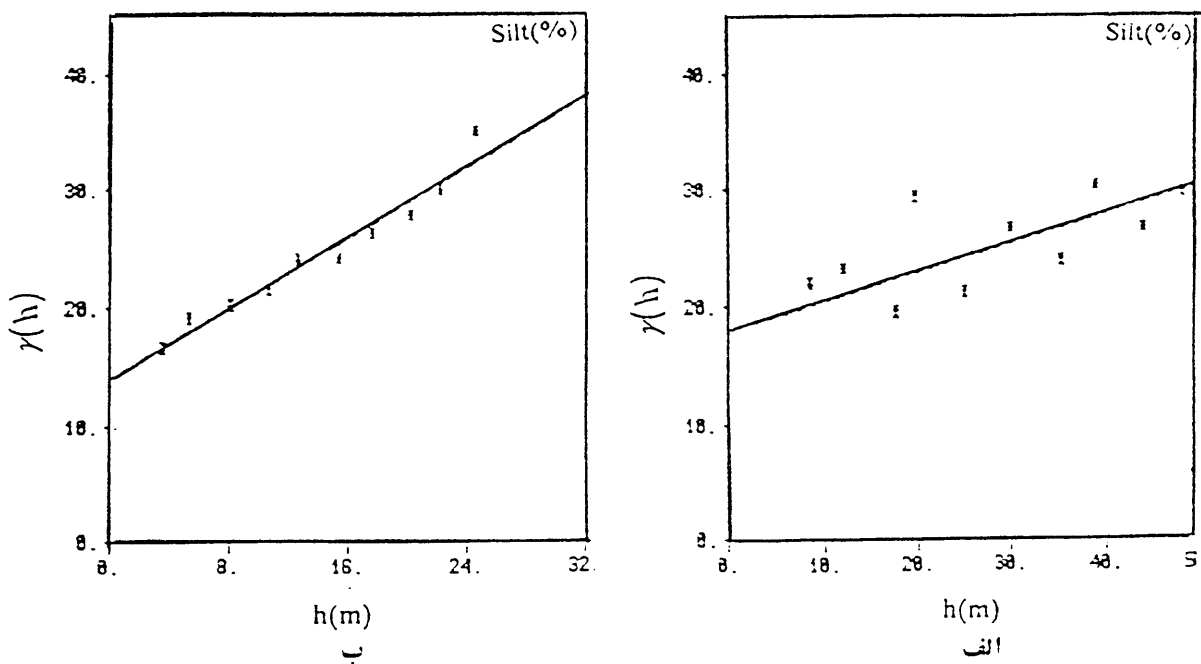
شکل ۶- نقشه خطوط هم میزان ماده آلی (الف) و توزیع مقدار آن در دو جهت اصلی مزرعه (ب)

در مزرعه کرت‌های دائم



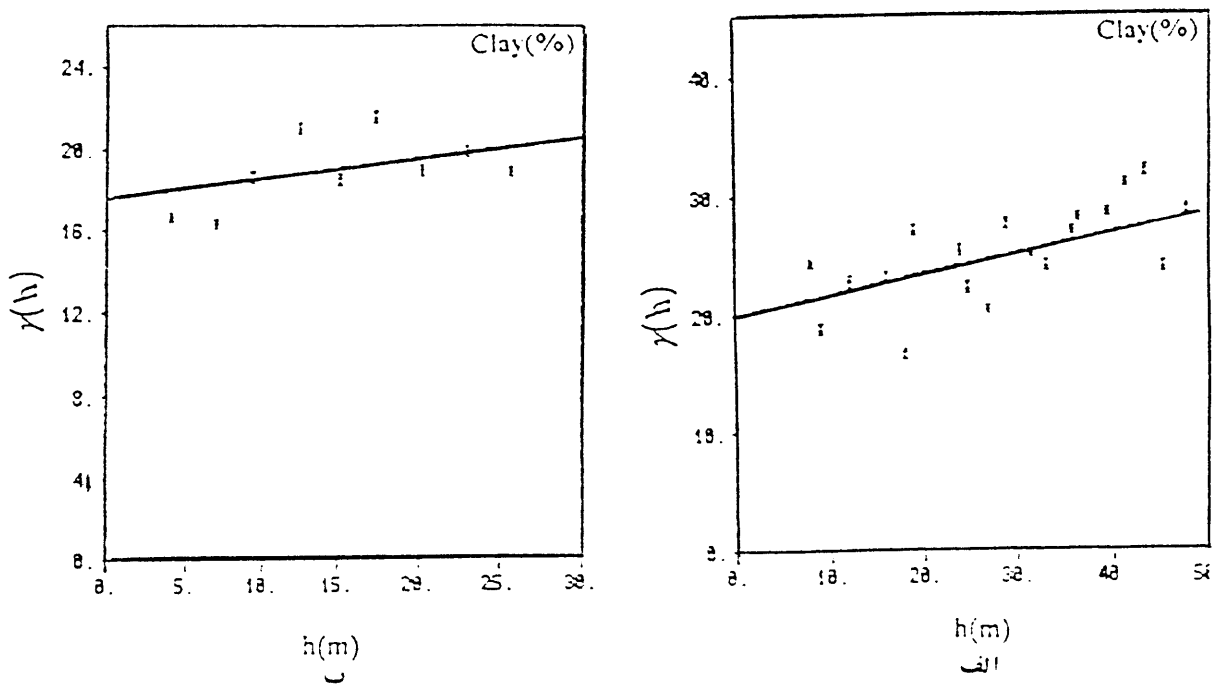
شکل ۷- نقشه خطوط هم میزان پتاسیم قابل استفاده (الف) و توزیع مقدار آن در دو جهت اصلی

مزرعه (ب) در مزرعه کرت‌های دائم



شکل ۸- مدل تغییر نمای خطی برای سیلت در مزرعه کرت‌های دائم با واریانس قطعه‌ای بالا

(الف) و مزرعه کرت‌های پتاسیم (ب)



شکل ۹- مدل نیم تغییر نمای خطی با واریانس قطعه‌ای بالا در رس در مزرعه کرت‌های دائم

(الف) و مزرعه کرت‌های پتاسیم (ب)

رفتن واریانس قطعه‌ای دارد. چنانکه از نتایج این بررسی برمی آید استفاده از منحنی‌های نیم تغییر نما نقش مهمی در شناخت ماهیت تغییرات، وجود روند و مناسبترین فاصله نمونه برداری دارد. با توجه به وجود وابستگی‌های فضایی و ابطال فرضیه‌های استقلال مشاهدات و وجود واریانس یکنواخت بر آمار کلاسیک، به نظر می‌رسد روشهای موازنه‌ای مانند روش کریجینگ تخمین دقیق تری از مقدار متغیر داشته و برای بررسیهای آماری در این مزارع مناسبتر باشند. در مطالعات بعدی قدرت روشهای آمار کلاسیک و کریجینگ در پیش‌بینی روند و تخمین متغیرها مورد مقایسه قرار خواهد گرفت.

REFERENCES

مراجع مورد استفاده

۱. علی احیایی، م. و ع.ا. بهبهانی‌زاده. ۱۳۷۲. شرح روشهای تجزیه شیمیائی خاک. نشریه شماره ۸۹۳، موسسه تحقیقات خاک و آب.
2. Black, G.R. & K.H. Hartge. 1986. In A. Klute. Et al. (Ed.) Methods of soild analysis, part1. 2nd ed. SSSA. Agronomy 9:363-375.
3. Burgess, T.M. & R. Webster. 1980a. Optimal intimal interpolation and isarithmic mapping of soil properties. I. The semivariogram and punctual Kriging. J. Soil Sci. 31:315-331.
4. Burgess, T.M. & R. Webster. 1980b. Optimal interpolation and isarithmic mapping of soil properties. II. Block Kriging. J. Soil Sci. 31:333-341.
5. Burrough, P.A. 1983a. Multiple sources of spatial variation in soil. I. The application of fractal concepts to nested of soil variation. J. Soil. Sci. 43:557-597.
6. Gee, G.W. & J.W. Bauder. 1986. In A. Klute. et al. (ed.) Methods of soil analysis. Part 1. 2nd ed. SSSA. Agronomy 9:383-409.
7. Lark, M., & J.V. Stafford. 1997. Classification as a first step in the interpretation of temporal and spatial variation of crop yeild. Ann. Biol. 130:111-121.
8. Matheron. G. 1971. The theory of regionalized variables and its applications. Cha. Cent. Morphol. Math., S, 211pp.
9. Mc Bratney, A.B., & R. Webster. 1986. Choosing function for semivariogram of soil properties and fitting them to sampling estimates. J. Soil Sci. 37:617-639.
10. Mc Bratney, A.B., G.A. Hart, & D. Mc Garry. 1991. the use of region partitioning to improve the representation of geostatistically mapped soil attributes. J. Soil Sci. 42:513-531.
11. Trangmar, B.B., R.S. Yost, & G. Uehara. 1985. Application of Geostatistecs to spatial studies of soil properties. Adv. Agron. 38:45-94.
12. Upchurch, D.R., & W.J. Edmonds. 1991. Statistical procedures for specific objectives. In: Spatial variabilities of soil and land forms. SSSA. Spec. Pub. No 28:49-70.
13. Vauchlin, M., S.R. Vieria, G. Vachaud, & D.R. Nielsen. 1983. The use of cokriging with limited field observation. Soil Sci. Soc. Am. J. 47:175-184.
14. Volts, M., & Webster. 1990. A comparison of Kriging, cubic splines and classification for predicting soil properties from sample information. J. Soil Sci. 41:473-490.

15. Webster, R. 1977. Quantitative and numerical methods in soil classification and survey. Oxford Univ. Press.
16. Webster, R., & T.M. Burgess. 1980. Optimal interpolation and isarithmic of soil properties. III. Changing drift and universal Kriging. J. Soil Sci. 31:505-524.
17. Wilding, L.P. & L.R. Dress. 1983. Spatial variability and pedology. In: L.P. Wilding, N.E. Smeck and G.F. Hall (Editors). "Pedogenesis and soil taxonomy. I. Concepts and interaction". Elsevier science Pub, 83-116.

The Analysis of Information Obtained from Soil Variables Map by Use of Semivariogram Models

N. DAWATGAR, M. R. NEYSHABOURI, AND M. MOGHADDAM

Research Soil Scientist of Iran Rice Res. Institute , Assistant and Associate

Professors of Tabriz University, Iran.

Accepted 19 April, 2000

SUMMARY

In order to analyse the spatial variability of particle size distribution, organic matter, available phosphorous and potassium in long-term plot fields (treated with potassium, phosphorous and nitrogen at different levels) and potassium plot fields (uniform fertilizer application), soils were sampled in rectangular grids. Results have shown, in spite of small area in both cases, variations not only depend on the place but also on geographical direction (non-isotropic). All variables except available phosphorous followed a linear semivariogram model. The available phosphorous showed nugget effect model indicating the presence of random variation corresponding to its distribution with in trial treatment. Organic matter and available potassium weren't affected by fertilizer applications in long-term plots and showed spatial dependence due to physiographic conditions and probably irrigation method. The extent of soil heterogeneity causing the adoption of random complete block design was not lit for variance analysis and emphasized the necessity of use of covariance analysis methods. Silt and clay variables emphasizes showed high nugget variance in both fields indicating more random than symmetrical variations in total variance. Sand, available potassium and organic matter followed spherical semivariogram model, their ranges were 19, 11, 15 metter, respectively. As far as these distances, variations were spatial and systematic while after that random. Therefore, these distance are economically leasible for sampling and are also of adequate precision.

Key words: Semivariogram model, Systematic variation, Spatial dependence, Independent of observations.