

# 大比例尺区域土壤养分空间变异定量分析

张有山

(北京市农林科学院植物营养与资源研究所, 北京 100081)

林启美 秦耀东 李保国

(中国农业大学土壤和水科学系, 北京 100094)

**摘要** 应用地质统计学的方法对北京昌平区南邵乡 2640hm<sup>2</sup> 土地上的土壤有机质、全氮、有效氮、有效磷及有效钾的空间分布特征, 进行了定量分析, 并绘出他们的等值线图。对于研究和评价大比例尺区域土壤养分空间变异规律和动态变化有一定的理论和实践意义。

**关键词** 土壤养分 空间变异 Kriging 方法

土壤是一个历史的生命连续体, 存在着时间和空间上的变异。传统的研究土壤性质的时空变化的方法, 基本上是定性的描述, 极少做定量的分析。一个典型例子就是土壤养分分布图的勾画及分界线的确定, 人为主观因素极大。在田间采样和田间试验设计布置时, 都假定符合 Fisher 统计假设或零假设原理, 很少考虑土壤性质的时空变异性, 因而存在很大的盲目性。既不清楚所得的数据是否相互独立, 在可接受的误差范围之内, 又不知道所确定的取样数量是否合理、经济。可见传统的处理土壤时空变化的方法, 在某种程度上已不能满足研究和生产的需要。而地质统计学方法可用于土壤性质时空变异的定量分析。

地质统计学方法是地质矿产部门在探矿和采矿时采用的一种时空变异分析技术<sup>[5]</sup>。60年代, 国外土壤学家将其列入土壤时空变异分析研究, 并取得了很好的结果<sup>[4,6]</sup>。我国的研究起步较晚。徐吉炎、Webster<sup>[6]</sup>应用地质统计学方法处理土壤调查数据, 其他人也做了一些工作<sup>[2,3]</sup>, 但研究的深度和广度远远不够。

本文应用地质统计学方法, 以北京昌平区南邵乡为例, 对土壤有机质、全氮、有效氮、有效磷和有效钾的空间分布特征, 做比较详细的定量分析。

## 1 研究方法和基本理论

### 1.1 研究方法

南邵乡面积 2640hm<sup>2</sup>, 海拔 40~90m, 北高南低。1993 年进行土壤详查, 共采集混合土样

106 个, 测定项目有土壤有机质、全氮、有效氮、有效磷和有效钾。有机质用重铬酸钾外热源法测定, 全氮用开氏法分析, 有效氮用 Gonway 法, 有效磷用 Olsen 法, 有效钾用  $1\text{mol}$  中性醋酸铵浸提, 火焰光度计测定。

## 1.2 基本理论

1.2.1 内蕴假设 地质统计学的核心是地域化变异理论。这一理论是时间序列分析在土壤学科上的应用, 它实际上是将土壤的某一性质在空间的变异做地域化随机变量来处理。

传统的时间序列分析是建立在协方差函数和自相关函数分析的基础上。最常见且最重要的随机过程是平稳随机过程。平稳随机过程的数字特点是: ①地域化随机变量  $Z(X)$  的数学期望存在, 而且不依赖于支撑  $X$  (测定点位置); ②对每一对地域化随机变量  $\{Z(X), Z(X+h)\}$ , 其协方差存在并且只取决于它们的间隔距离  $(\log)h$ 。这就是所谓的二阶平稳假设。

二阶平稳假设实际上暗示了地域化变量的方差必须是有限的常数, 此方差称作先验方差。但是在土壤科学中, 地域化变量有时既不存在有限的先验方差, 更不存在协方差。在没有协方差的情况下, 半方差函数可以存在。基于此, Matheron (1971) 提出了较弱的前提条件即“内蕴假设”, 它并不要求地域变量的方差存在, 并以半方差函数  $h(h)$  作为空间变异的量度。

$$h(h) = 1/2 \text{Var}\{Z(X) - Z(X+h)\} \quad (1)$$

内蕴假设对所研究的地域化随机变量进行如下的限定:

①随机变量的数学期望存在, 并且不依赖于支撑点  $X$ 。写成

$$E\{Z(X)\} = \mu \quad (2)$$

②对所有矢量  $h$ , 增量  $\{Z(X) - Z(X+h)\}$  存在有限的方差并且不依赖于支撑点  $X$ , 只取决于它们之间的间距  $h(\text{lag})$ 。

$$\text{Var}\{Z(X) - Z(X+h)\} = E\{[Z(X) - Z(X+h)]^2\} = 2h(h) \quad (3)$$

内蕴假设实际上是基于以下土壤变异模型:

$$Z(X) = \mu_v + \epsilon(X) \quad (4)$$

式中,  $Z(X)$  是在某一区域  $V$  内, 在  $X$  点处土壤某一性质之值,  $\mu_v$  表示区域  $V$  土壤这一性质的平均值,  $\epsilon(X)$  是一个空间非独立随机分量, 其均值为零, 其增量的方差就是半方差函数的 2 倍。

$$\text{Var}\{\epsilon(X) - \epsilon(X+h)\} = 2h(h) \quad (5)$$

我们知道在一个大的地区, 土壤性质总是从一部分到另一部分变化着的, 但在一个区域  $V$  内土壤性质可以看作是稳定的。在这区域内, 也就是  $h$  小于某一最大半径范围内, (4) 式可以成立, 这也就是  $\mu$  有一个下标  $v$  的原因。

1.2.2 半方差函数 通常采用网格取样的方法估算土壤某一性质的半方差函数。我们把取样测定的结果看作是样本的一次实现。由于半方差函数的非负定性, 我们只能在那些已经证明为非负定函数的模型中选取较为适合测定值的函数作为半方差模型, 这些模型在法国的文献中称为权威模型。

半方差函数一般有三个重要参数: 块金值, 范围值和顶值, 其中范围值反映了土壤性质的空间变异特性, 在范围值以外, 土壤性质是空间独立的, 而在范围值以内, 土壤性质是空间非独立的。块金值代表一种由非采样间距造成的变异, 一般是指土壤性质的测定误差。顶值是指在不同的采样间距中存在的半方差极大值。半方差函数还有两种特殊形式, 一是不存在顶值, 二是

纯块金值形式。这两种形式的半方差也反映了土壤的空间变异特性,但前者并不满足内蕴假设。

1.2.3 Kriging 插值 一旦确定了土壤某一性质的半方差函数,我们就可以确定土壤这一性质的空间变异分布特性。

在范围值以内,土壤某一性质之值是空间相关的。根据这一空间分布特性,可以进行最优插值,也就是 Kriging 插值。Kriging 插值分为块 Kriging 和点 Kriging,我们这里仅介绍点 Kriging。

设  $Z(B)$  为未测定点  $B$  土壤某一性质之真值,  $\hat{Z}(B)$  为  $Z(B)$  的估计值。Kriging 插值就是要根据  $B$  点周围已测定点之值来估算  $B$  点之值。

设  $\hat{Z}(B)$  为周围测定点之值  $Z(X_i)$  之线性和,则:

$$\hat{Z}(B) = \lambda_1 Z(X_1) + \lambda_2 Z(X_2) + \dots + \lambda_n Z(X_n) \quad (6)$$

式中,  $\lambda_i$  为与测定点有关的权重。

我们希望  $\hat{Z}(B)$  为  $Z(B)$  的无偏估计量。即有

$$E \{ \hat{Z}(B) - Z(B) \} = 0 \quad (7)$$

要使上式成立,必须

$$\sum_{i=1}^n \lambda_i = 1 \quad (8)$$

在  $B$  点估计值的方差为真值与估计值差平方的期望值:

$$\begin{aligned} \sigma_{\hat{Z}}^2(B) &= E \{ \hat{Z}(B) - Z(B) \}^2 \\ &= 2 \sum_{i=1}^n \lambda_i h(X_i, B) - \sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n \lambda_i \lambda_j h(X_i, X_j) - \mathcal{V}(B, B) \end{aligned} \quad (9)$$

式中  $h(X_i, X_j)$  为土壤某一性质在测定点  $X_i, X_j$  之间的半方差,可根据半方差函数求得。对点 Kriging  $\mathcal{V}(X_i, B) = h(X_i, B)$  可根据  $X_i$  到  $B$  点之距离和方向求得,在点 Kriging 中,  $\mathcal{V}(B, B) = 0$ 。

在  $\sigma_{\hat{Z}}^2(B)$  趋于极小  $\sum_{i=1}^n \lambda_i = 1$  条件下,可得:

$$\sum_{i=1}^n \lambda h(X_i, X_i) + \Psi = h(X_i, B) \quad \text{对 } j = 1, 2, \dots, n \quad (10)$$

其中,  $\Psi$  为拉哥郎日乘子。

这样,就有  $n$  个未知的  $n$  元一次方程组再加上由无偏估计可确定的乘子  $\Psi$ , 由此就有  $n+1$  元方程组。

$$A \begin{bmatrix} \lambda \\ \Psi \end{bmatrix} = b \quad (11)$$

$$\text{其中 } A = \begin{bmatrix} h(X_1, X_1) & h(X_1, X_2) & \dots & h(X_1, X_n) & 1 \\ h(X_2, X_1) & h(X_2, X_2) & \dots & h(X_2, X_n) & 1 \\ \dots & \dots & \dots & \dots & \dots \\ h(X_n, X_1) & h(X_n, X_2) & \dots & h(X_n, X_n) & 1 \\ 1 & 1 & \dots & 1 & 0 \end{bmatrix}$$

$$\begin{bmatrix} \lambda_1 \\ \lambda_2 \\ \lambda_n \\ \Psi \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} \mathcal{Y}(X_1, B) \\ \mathcal{Y}(X_2, B) \\ \vdots \\ \mathcal{Y}(X_n, B) \end{bmatrix} \quad b =$$

解线性方程组, 可求得  $\lambda_i$  和  $\Psi$ , 由式(6) 可求得  $\hat{Z}(B)$ , 同时由下式可求得 B 点的估计方差。

$$\sigma_{\hat{z}}^2 = b^T \begin{bmatrix} \lambda \\ \Psi \end{bmatrix} \quad (12)$$

这样, 不仅可以绘制出考察区域土壤某一性质的等值线图, 而且可绘制出估计方差之分布图。

## 2 结果与讨论

### 2.1 半方差函数分析

图 1 是土壤性质的半方差函数图, 可分为 3 种类型:

(1) 土壤有机质和有效钾的空间变异随间距增大而增大, 亦即半方差随空间距离增加而增大, 且设有顶点, 说明在 6000m 的间距内, 采样点的测定值是空间相关的。二者的块金方差都很小, 意味着在最小间距内的变异及分析过程中引起的误差较小。

(2) 土壤全氮和有效氮的空间变异与间距无关, 亦即半方差不随空间距离而变化, 也就是说存在纯块金效应, 说明在误差范围内, 各测定值在空间上是独立的, 这样就可以用 Fisher 方

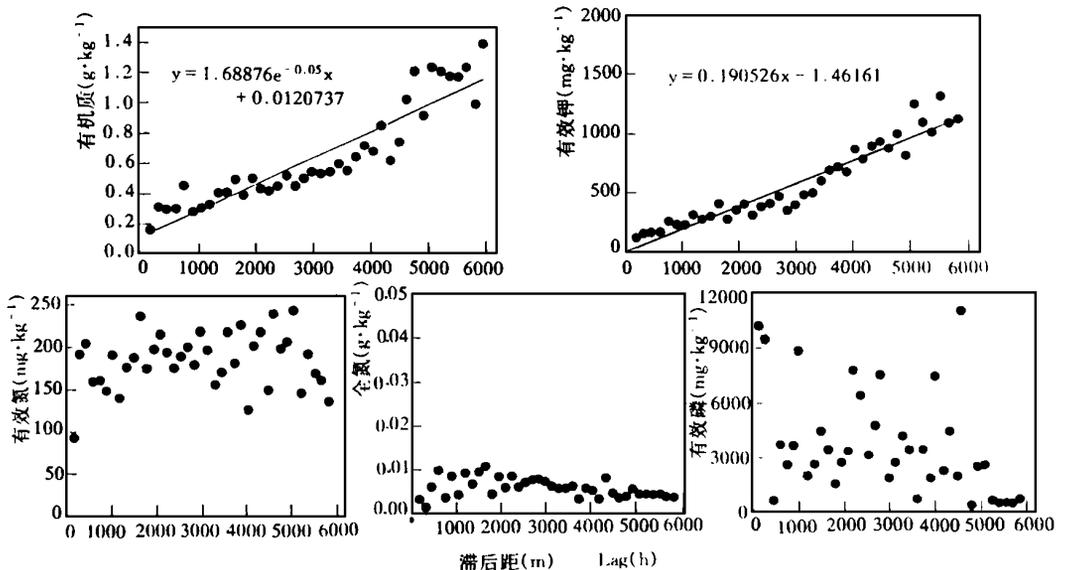


图 1 土壤性质的半方差图

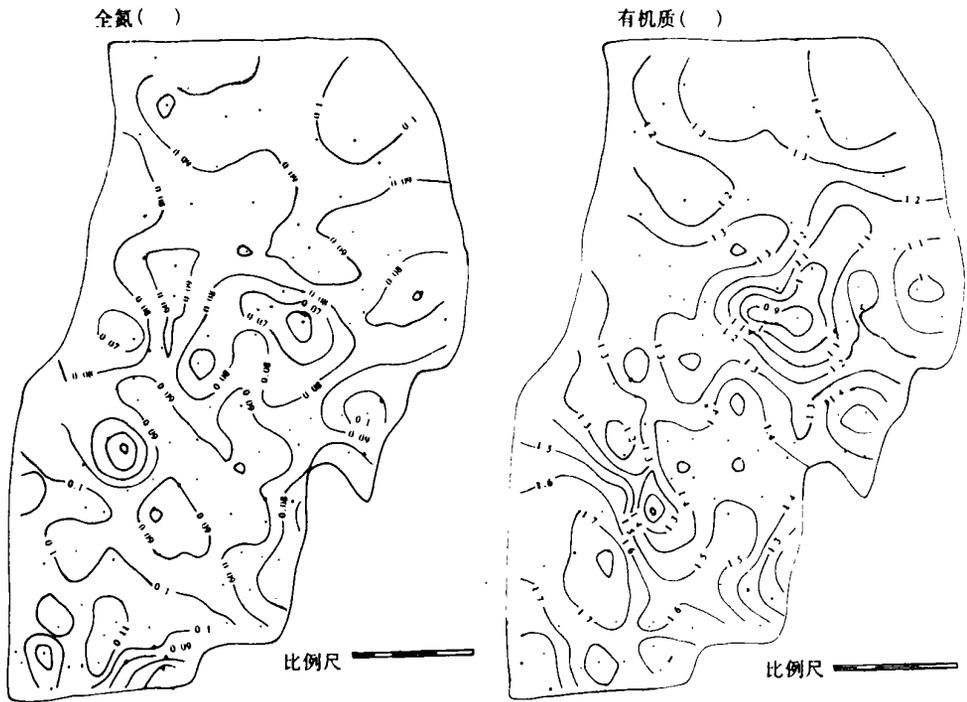


图2 据点 Kriging 方法绘制的土壤有机质和全氮的等值线图

法进行统计分析。全氮的块金方差较小,而有效氮的块金方差较大,亦即由最小间距内的变异及分析过程引起的误差较大。

(3) 土壤有效磷的空间变异不符合内蕴假设,存在漂移现象,必须用比较复杂的计算处理,才能进行空间变异分析。我们简单地将其分成山前和平原两部分,其半方差图类似土壤全氮和有效氮的半方差图,半方差不随空间距离而变化,说明在一定的误差范围内,各测定点的值是空间独立的,同样可用 Fisher 方法进行统计分析。

从半方差函数图分析可以得出,南部乡土壤有机质和有效钾的空间变异比较小,故采样间距可以大些,而土壤全氮、有效氮和有效磷的空间变异较大,采样间距不能大于 150m 的最小间距。

## 2.2 Kriging 分析

由于土壤有机质和有效钾存在空间变异结构,可直接用点 Kriging 方法绘制出等值线图,而土壤有效磷、有效氮及全氮需用 Monte-Carlo 模拟方法画出均匀分布图,再假设半方差与滞后距(lagh)之间存在一个极小的斜率,从而绘制等值线图(图2~图4)。从图中可以看出,土壤有机质含量除南部局部地区较高外(1.6%左右),其余地区都在 1.1%至 1.4%之间。土壤全氮含量 0.7g/kg ~ 1.1g/kg,有效氮含量 50~90mg/kg,有效磷变幅较大,并呈现随耕作方式和村庄而变化的特征,局部地区土壤有效磷含量较高,有效钾的平原地区明显低于北部山前,呈现由平原向山前递增的趋势。

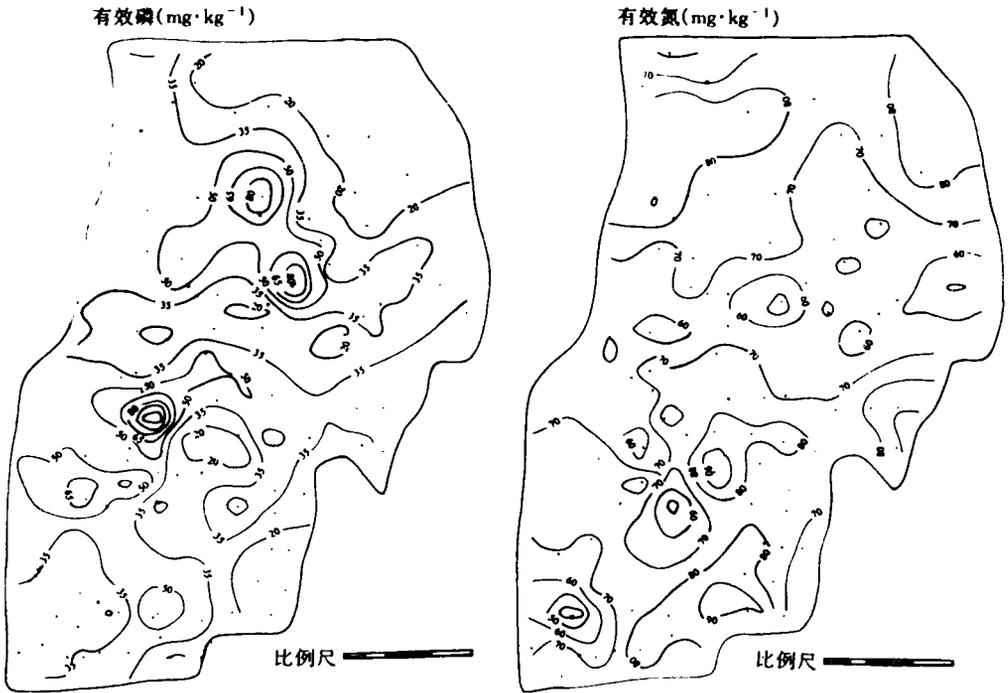


图3 据点 Kriging 方法绘制的土壤有效磷和有效氮的等值线图

### 3 结论

土壤有机质和有效钾存在空间变异结构特征, 在 6000m 距离内, 各测定点的值是空间相关的。

土壤全氮和有效氮在 6000m 距离内, 则是空间独立的, 有效磷只有在地域上分成两部分, 才符合内蕴假设, 各测定点的值表现出空间的独立性。

用点 Kriging 方法能描绘出土壤性质的等值线图, 可以避免人为因素的干扰, 分界线更趋合理。

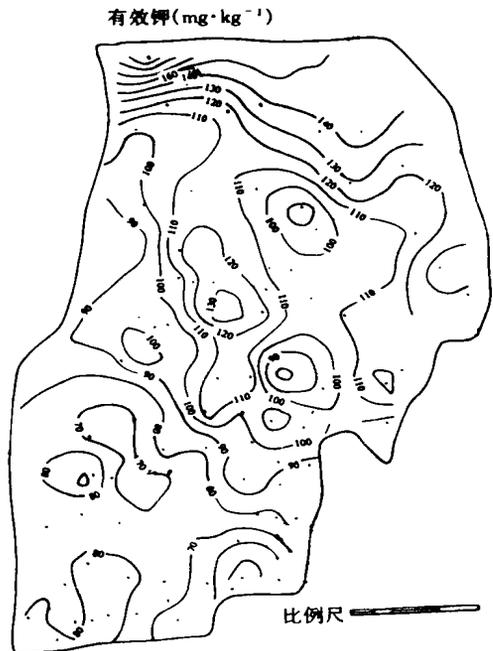


图4 据点 Kriging 方法绘制的土壤有效钾的等值线图

## 参 考 文 献

- 1 徐吉炎, Webster R. 土壤调查数据地域统计的最佳估值研究——彰武县表层土壤全氮的半方差图和块状Kriging估值. 土壤学报, 1983, 20(4): 419~430
- 2 秦耀东, 徐义评. 田间试验中土壤参数的合理取样. 北京农业大学学报, 1991, 7(1): 45~52
- 3 梁春祥, 姚贤良. 华中丘陵红壤物理性质空间变异的研究. 土壤学报, 1993, 30(1): 69~77
- 4 Burrough PA. Multiscale sources of spatial variation in soil I. The application of fractal concepts to nested levels of soil variation. Journal of Soil Science 1983, 34: 577~597
- 5 Journel AG, Huijbregts LHJ. Mining Geostatistics. Academic Press. London. Proceedings of site-specific management for agricultural systems, second international conference. Eds: Robert PC, Rust RH & Larson WE. Published by Am Soc of Agronomy, Inc Crop Sci Soc of Am and Soil Sci Soc of Am Inc USA, 1978
- 6 Webster R. Quantitative spatial analysis of soil in the field. Advances in Soil Science. Springer-Verlag, 1985

## Quantitative Spatial Analysis of Soil Properties in a Large Scale

Zhang Youshan

(Institute of Plant Nutrition and Resources, Beijing Municipal Academy of Agriculture  
and Forestry Sciences, Beijing 100081)

Lin Qimei Qin Yiaodong Li Baoguo

(Department of Soil and Water Sciences, China Agricultural University, Beijing 100094)

**Abstract** The town of Nanshao, Changping county in Beijing has 264 hectares of land. One hundred and six soil samples were collected and analyzed for soil organic matter, total N, available N, available P and available K in 1993. The spatial variation of these soil properties was quantitatively analyzed by geostatistical methods. The contour of these soil characteristics was also drawn by Kriging method. The geostatistical method showed some importance in studying and estimating the spatial variation and changes of soil nutrients on a large scale.

**Key words:** Soil nutrients; Spatial variation; Kriging method