

褐土机械组成空间变异等级次序地统计学估计

刘作新, 唐力生

(中国科学院沈阳应用生态研究所, 沈阳 110016)

摘 要: 采用 $2\text{ m} \times 2\text{ m}$ 均匀栅格取样方式和等级次序地统计学方法, 研究了面积为 200 m^2 褐土耕层土壤机械组成的空间变异性。统计特征量表明褐土耕层土壤的机械组成存在高度空间变异性, 样本数据不服从正态分布和对数正态分布, 无法直接应用普通克里格法研究其空间变异规律。采用重叠移动窗口统计数据可削弱局部偏差值带来的影响, 经等级次序标准化转换后用半方差函数分析其等级次序空间结构, 再根据普通克里格法对标准化等级次序空间进行估值。对所得的标准等级次序估计值用中位值模型进行逆转换, 较清晰地阐明了褐土农田机械组成带状各向异性的空间分布规律。

关键词: 褐土; 机械组成; 空间变异性; 等级次序地统计学

中图分类号: S152.3

文献标识码: A

文章编号: 1002-6819(2003)03-0027-06

1 引言

土壤机械组成是土壤的一个稳定的自然属性, 在很大程度上决定着土壤的行为和用途, 在农业土壤和水资源评价与管理、灌排工程设计以及土建工程中, 是必需的基本资料之一。由于成土因素多, 造成了土壤机械组成在空间上差异很大且分析困难。地统计学是以区域化变量理论为基础^[1,2]研究分布于空间显示一定结构和随机现象的统计方法。国际上于 20 世纪 70 年代开始应用该理论研究土壤的物理、化学特性的空间差异性^[3,4], 我国学者较早地运用地统计学理论定量描述土壤特性的空间变化规律始于 20 世纪 80 年代^[5,6]。经过 20 多年的发展, 依照不同的数据类型、分布特性和研究目的, 克里格(Kriging)插值法从普通克里格法和协同克里格法发展为线性与非线性克里格法两大类型。为克服线性克里格法在估值时存在的“当已知区域变量数值离散大时局部估计不够精确和只能估计 $Z(x)$ 的值而不能估计 $Z(x)$ 函数的值”这两个缺陷, 并避免非线性克里格法的繁琐计算及数据转换相关系数难以满足一定精度要求的不足, Journel 和 Deutsch^[7]提出了等级次序地统计学方法。该方法充分考虑了数据偏差类型、支撑尺度和精度等各方面因素, 其转换方式不受数据分布形态的限制, 利于分析变异性大、有高偏差值存在的数据。

为了阐明小区域内土壤特性的空间变异性需要进行密集采样^[8-10], 以便从微观的角度来描述土壤特性空间变异规律。褐土是中国东北西部广泛分布的一类主要农业土壤, 虽然对该区土壤的耕作和水肥管理等方面进行了较多的研究^[11,12], 但土壤机械组成空间变异性研究尚未见报道。研究褐土机械组成的空间变异规律,

绘制精确的土壤信息图, 使土壤机械组成的变异情况一目了然, 对优化土壤管理, 特别是为未来精准农业的实施提供依据。本文通过对一块面积为 200 m^2 的褐土农田进行密集采样, 研究了其机械组成的空间变异规律。

2 材料与方法

2.1 采样地概况、土样采集方案与机械组成测定

土壤样品在中国科学院沈阳应用生态所旱地农业试验站采集。该站位于辽宁省西部喀喇沁左翼蒙古族自治县, 东经 $119^{\circ}46'5''$, 北纬 $41^{\circ}09'02''$, 海拔高度为 50 m 。年平均气温 8.3°C , 最高 7 月为 24.1°C , 最低 1 月为 -10°C 。多年平均降水量 481 mm , 干燥度 1.2, 属典型的低山丘陵半干旱区。采样地为长期耕种的农田, 地面平坦(坡度 $0\sim 1\%$), 土壤为发育于黄土母质的深厚褐土, $0\sim 60\text{ cm}$ 的土壤质地为中壤土, $60\sim 100\text{ cm}$ 的土壤为重壤土。该区土壤经长期耕种, 熟化程度较高, 耕层土质疏松, 厚约 20 cm , 耕层下为稍紧实的犁底层, $30\sim 40\text{ cm}$ 心土层较紧实粘重。在 $10\text{ m} \times 20\text{ m}$ 面积内以 $2\text{ m} \times 2\text{ m}$ 均匀栅格方式布置 50 个取样点, 取样深度为 $0\sim 20\text{ cm}$ 。采用吸管法进行土壤机械组成分析, 土壤质地分类采用中国分级标准^[13]。

2.2 样本分布特征统计量计算方法

为了检测样本数据是否能应用普通克里格法进行空间估值, 应对样本数据进行分布特征统计和柯尔莫哥洛夫(Kolmogorov)、斯米尔诺夫(Smirnov)检验(K-S 检验), K-S 检验用来推测总体样本是否服从正态分布或对数正态分布假设, 并给出样本的标准差。

2.3 重叠移动窗口

运用重叠移动窗口平滑局部异常值, 研究局部变化规律。

2.4 等级次序地统计学^[14]

等级次序地统计学适用于分析具有较大标准离差、高偏倚和极端值的样本空间结构, 当对数转换和正态划分转换等方法不能有效地分析这些高偏差数据时, 采用标准化等级次序转换则能够避免高偏差值的影响, 有效地分析这些样本的空间结构^[15]。

收稿日期: 2002-08-17 修订日期: 2003-02-20

基金项目: 国家高新技术研究发展专项(2002AA 2Z4321); 辽宁省“十五”科技攻关重中之重“节水栽培技术研究”项目(2001212001)

作者简介: 刘作新(1954-), 内蒙古宁城县人, 研究员, 博士生导师, 主要从事土壤物理和节水农业研究。沈阳 中国科学院沈阳应用生态研究所, 110016

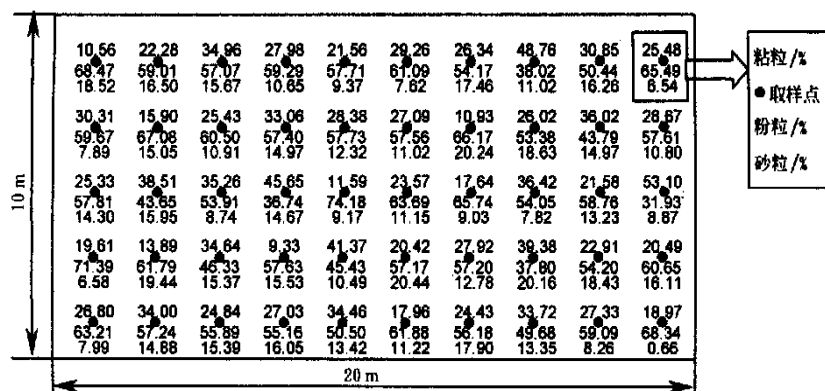


图1 采样点及其机械组成的田间分布

Fig. 1 Distribution of sampling site and their mechanical composition

2.4.1 等级次序标准化转换

设连续随机变量 Z 具有累积分布函数 $F(Z)$, 则 $F(Z)$ 在 $(0, 1)$ 上具有一致性分布。当 X_1, X_2, \dots, X_n 是从总体中抽取的样本, 它的次序统计量是 $X_{(1)}, X_{(2)}, \dots, X_{(n)}$, 在区间 $(-, +)$ 上可以定义函数

$$F_n(x) = \begin{cases} 0 & x < X_{(1)} \\ \frac{k}{n} & X_{(k)} \leq x < X_{(k+1)}, k = 1, \dots, n-1 \\ 1 & x \geq X_{(n)} \end{cases} \quad (1)$$

根据式(1)可以定义如下等级次序标准化转换

$$U = F(Z) \quad (2)$$

式中 Z ——累积分布函数的自变量, 则 U 的分布也具有有一致性。对于 U 的累积分布函数 $F(u)$ 具有如下统计特性

$$F(u) = \text{Prob}(U < u) = \text{Prob}[F(Z) < u] = \text{Prob}[Z < F^{-1}(u)] = F[F^{-1}(u)] = u \quad (3)$$

式中 Prob ——概率分布函数。

假设 $z(x_i)$ 为样本值, 根据公式(1), 构造样本标准化等级次序函数

$$u(x_i) = \frac{r(x_i)}{n} \quad (4)$$

式中 n ——样本值的个数, $i = 1, 2, \dots, n$; $r(x_i)$ ——升序排列的等级次序。

在区间 $(1/n, 1)$ 上, 函数 $u(x_i)$ 单调递增, $u(x_i)$ 与随机变量 $Z(x)$ 的取样数 n 相关。因此, 这 n 个 $u(x_i)$ 值可以看作是给定的样本值 $z(x_i)$ 在空间随机域 $U(x)$ 上的条件实现。

2.4.2 标准化等级次序的 Kriging 插值法

根据半方差函数

$$\gamma_u(h) = \frac{1}{2N(h)} \sum_{i=1}^{N(h)} [u_i(x) - u_i(x+h)]^2 \quad (5)$$

式中 $\gamma_u(h)$ ——各向同性的半方差值; h ——两取样点间距; $N(h)$ ——在间距为 h 下的样本对数。可以确定标准化等级次序函数的空间相关性, 并进行 Kriging 估值。根据公式(5), 标准化等级次序函数中的未取样点

$u(x_0)$ 可以根据下式进行克里格估值

$$u^*(x_0) = \sum_{i=1}^m \lambda_i u(x_i) \quad (6)$$

式中 u ——权重 λ 之和为 1 以确保 $u^*(x_0)$ 为无偏估计量; m ——估值点附近用于估值的样本数; 同时应使估计方差 σ_E^2 最小, 根据拉格朗日定理, 构造函数

$$F = Q + 2\mu C \quad (7)$$

式中 $Q = \sigma_E^2$, μ ——拉格朗日乘子; 在 $C = 0$ 约束条件下, 根据式(8)、(9)可以计算出克里格最小估计方差

$$\sigma_E^2(x_0) = \sum_{i=1}^m \lambda_i \gamma_u(x_0 - x_i) + \mu \quad (8)$$

$$F = \sigma_E^2 - 2\mu \left(\sum_{i=1}^m \lambda_i - 1 \right) \quad (9)$$

根据公式(3), 克里格估值 $u^*(x_0)$ 的概率分布函数 $\text{Prob}[U(x_0) < u^*(x_0)]$ 应严格落在区间 $[0, 1]$ 。根据克里格插值法, 可以确定变量为 $U(x_0)$ 估值的分布函数, 它是具有上界和下界的一致分布函数 $U(a, b)$ (a, b 分别为上界值和下界值), $U(x_0)$ 的均值 $\mu(x_0)$ 和方差 $\sigma^2(x_0)$ 分别等于 $(a+b)/2$ 和 $(b-a)^2/12$ 。当克里格估值 $u^*(x_0)$ 和克里格方差看作 $\mu(x_0)$ 和 $\sigma^2(x_0)$, 则 $U(x_0)$ 的估值分布函数记为

$$f[u(x_0)] = \frac{1}{b-a} \quad a \leq u(x_0) \leq b \quad (10)$$

$$\text{式中 } a = u^*(x_0) - \sqrt{3} \sigma_E(x_0);$$

$$b = u^*(x_0) + \sqrt{3} \sigma_E(x_0).$$

2.4.3 标准化等级次序估计值的逆转换

估计值 $u^*(x_0)$ 落在两个相邻的等级 $u(x_i)$ 和 $u(x_j)$ 之间, 与此相关的 $z^*(x_0)$ 值则落在相应的 $z(x_i)$ 和 $z(x_j)$ 之间。据此, 可以确定一种插值法获得估计值 $z^*(x_0)$ 。本文采用中位值模型, 即

$$z^*(x_0) = \frac{1}{2} [z(x_i) + z(x_{i+1})] \quad (11)$$

考虑到 $z^*(x_0)$ 估计误差在标准化等级次序空间上非线性依赖于克里格估计误差, 因此, 估值置信区间一般将根据标准化等级次序空间变程的收缩或扩大而变

化, 具有相等偏差 d 的标准等级次序空间变程经过逆转换后落在差值很大且不定样本值区(图 2)。因此, 在进行逆转换计算 $z^*(x_0)$ 的偏差时需考虑标准化等级次序区间 $[u^*(x_0) - \sqrt{3} \sigma_E(x_0), u^*(x_0) + \sqrt{3} \sigma_E(x_0)]$ 出现的变化。联合 $u^*(x_0) - \sqrt{3} \sigma_E(x_0)$ 、 $u^*(x_0) + \sqrt{3} \sigma_E(x_0)$ 及中位值模型可以得到取样区估值偏差的上变差 $z_U(x_0)$ 和下变差 $z_L(x_0)$, 区间 $[z_L(x_0), z_U(x_0)]$ 指明了 $Z(x_0)$ 的偏差范围。

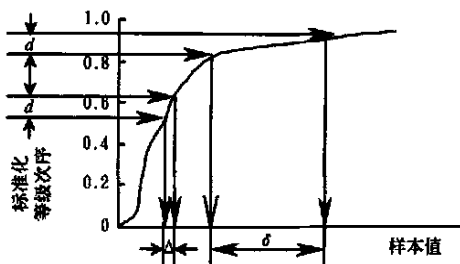


图 2 标准化等级次序相等的偏差 d 逆转换后落到差值较大且不等间距的样本值区

图 2 标准化等级次序逆转换的全概率分布函数示意图

Fig 2 A hypothetical empirical distribution function (EDF) for a sampling data set with great variation and high skewness

2.4.4 数据分析步骤

1) 为使窗口包含足够的数据以便于统计, 且不至于因为窗口过大而掩盖土壤特性局部异常现象, 采用重叠移动窗口, 计算出所有窗口内样本值的平均数(图 3);

2) 应用公式(1)对窗口平均数进行标准化转换, 如果出现 k 个相等的观测值, 其等级次序应根据 $[r + (r + 1) + \dots + (r + k - 1)]/k$ 确定, 然后运用地统计学软件^[16]进行计算得到最优拟合模型, 并绘制半方差图;

3) 应用普通克里格插值法对未取样点进行插值运算, 未取样点附近的观测值到该点的距离不能超过由半方差决定的相关域, 数目 4 ~ 8 个, 通过调整选取取样点到估值点距离的大小及方位以避免进行估值时出现屏蔽效应而造成估计值落在区间 $[0, 1]$ 之外;

4) 应用交叉有效性检验标准化等级次序估计值的可靠性, 标准差 E_S 及相关性均方差 计算公式分别如下所示

$$E_S = \frac{1}{36} \sum_{i=1}^{36} [u(x_i) - u^*(x_i)] \quad (12)$$

$$E_R^2 = \frac{1}{36} \sum_{i=1}^{36} \left[\frac{u(x_i) - u^*(x_i)}{S_E(x_i)} \right]^2 \quad (13)$$

式中 $u(x_i)$ —— 样本 $z(x_i)$ 的标准化等级次序转换; $u^*(x_i)$ —— 标准等级次序的克里格估计值; $S_E(x_i)$ —— 与 $u^*(x_i)$ 相关的克里格标准差; 36 —— 经过重叠移动的自由度。当 E_R^2 值接近 1 时, 认为估计值可靠。

为了检验逆转换估计值的可靠性, 根据交叉检验得到的等级次序克里格估计值 $u^*(x_i)$ 与克里格标准差 $\sigma_E(x_i)$, 可以确定经过逆转换后落在估值区间 $[z_L(x_i),$

$z_U(x_i)]$ 的概率 p

$$p = \frac{1}{36} \sum_{i=1}^{36} I(x_i) \quad (14)$$

式中 $I(x_i)$ 值为 1 或 0, 当 $z(x_i)$ 落在区间 $[z_L(x_i), z_U(x_i)]$ 内, 则 $I(x_i) = 1$, 若落在区间外, 则 $I(x_i) = 0$ 。 p 值越大说明进行逆转换的 $z(x_i)$ 可信度越高。

5) 应用中位值模型求出标准化等级次序估值 $u^*(x_0)$ 的间距, 再通过逆转换求得 $z^*(x_0)$ 。

3 结果与讨论

3.1 数据特征统计量

对褐土机械组成的样本数据进行方差分析(表 1), 统计特征值说明样本的偏差较大, 意味着研究对象存在高度空间变异, 可能是由于样本中存在着部分高偏差值所致。K-S 检验表明机械组成的样本值在 0.05 水平上既不服从正态分布, 也不服从对数正态分布, 此时半方差函数可能会出现纯块金效应而无法进行空间结构分析, 亦即无法应用克里格法对其进行空间插值计算。这些高偏差值(图 1)常常掩盖样本数据的空间结构, 给分析样本数据的空间相关性带来困难。

表 1 样本数据统计特征量

Table 1 Characteristics of the sampling data

统计特征量	均值 /%	标准差	最小值 /%	最大值 /%	KS 检验*	KS _{ln} 检验**
原始样本数据						
砂粒	27.36	9.53	9.33	53.1	0.11	
粉粒	56.38	8.85	31.93	74.18	0.17	
粘粒	13.08	4.31	0.66	20.44	0.11	
进行对数转换后的样本数据						
砂粒	3.284	0.366	2.34	3.99		0.12
粉粒	4.037	0.169	3.49	4.32		0.15
粘粒	2.58	0.417	0.51	3.07		0.16

* 假如 KS $KS_c(0.05 \text{ 水平上 } KS_c = 0.10)$, 则样本数据总体分布为非正态分布;

** 假如 $KS_{ln} KS_c(0.05 \text{ 水平上 } KS_c = 0.10)$, 则样本数据总体分布为非正态分布。

采用“移动窗口”(moving window)可以在一定程度上平滑局部高偏差值^[17], 有利于样本数据的空间相关性分析。为了使“移动窗口”内含有足够的数据, 同时防止由于窗口过大导致数据空间的相关性被掩盖, 本文采用重叠(overlapping)移动窗口(图 3)进行统计(表 2), K-S 检验结果表明处理后的样本数据在 0.05 的水平上符合对数正态分布。

原始样本数据经重叠移动窗口和对数转换使得利用半方差函数进行空间结构分析成为可能。在满足正定条件下, 对平滑后的样本数据分别在 $0^\circ, 45^\circ, 90^\circ, 135^\circ$ 等 4 个方向上进行空间结构分析, 发现在各个方向上半方差图的块金值、基台值和变程都相异, 说明褐土农田机械组成的空间结构为带状异向性, 不能简单地通过线性变换转换为各向同性, 并将垂直方向和水平方向的结构各自当作独立成分进入套合结构式。为建立各向同性套

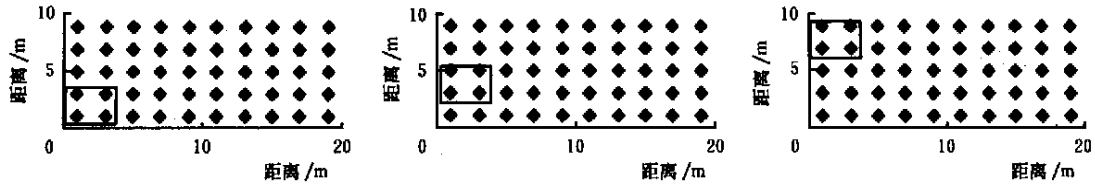


图3 重叠移动窗口

Fig 3 Overlapping moving windows

合模型, 须将垂直方向坐标变换为三维各向同性结构, 再变换水平方向坐标为三维各向同性结构, 最后把这些各向同性结构叠加构成一个统一的半方差函数模型图。观察经过变换后得到的各向同性的半方差模型图(图 4a, b, c), 发现褐土机械组成在空间上呈现线性非平稳相关性。尽管可以找到某种克里格法对其进行空间估值, 但确定一种简单适宜的克里格法非常困难。除采用对数正态转换外, 还可以采用正态划分法将样本数据转换为没有高偏差的对称分布; 然而, 运用正态划分进行克里格估值的多元高斯模型需要满足复变高斯检验, 这种高斯模型迫使估计量属于一个非常有限的数学族, 且利用完全模型的条件概率分布存在着当变异函数不成比例效应时估值大小次序被颠倒的风险^[18]。因此, 寻找更有效可靠的数据转换方法很有必要。

表2 重叠移动窗口样本数据统计特征量

Table 2 Characteristics of sampling data in the overlapping moving windows

统计特征量	均值 /%	标准离差	最小值 /%	最大值 /%	峰偏	KS 检验*	KS _{ln} 检验**
重叠移动窗口样本数据							
砂粒	27.36	4.08	19.76	35.40		0.14	
粉粒	55.81	4.72	46.41	63.56		0.14	
粘粒	13.58	1.57	10.08	16.84		0.09	
进行对数转换后的重叠移动窗口样本数据							
砂粒	3.34	0.146	3.03	3.59	-0.25		0.083
粉粒	4.036	0.084	3.86	4.17	-0.15		0.091
粘粒	2.674	0.109	2.88	2.41	-0.29		0.08

* 假如 $KS = KSc(0.05 \text{ 水平上 } KSc = 0.10)$, 则样本数据为非正态分布;

** 假如 $KS_{ln} = KSc(0.05 \text{ 水平上 } KSc = 0.10)$, 则样本数据为非正态分布。

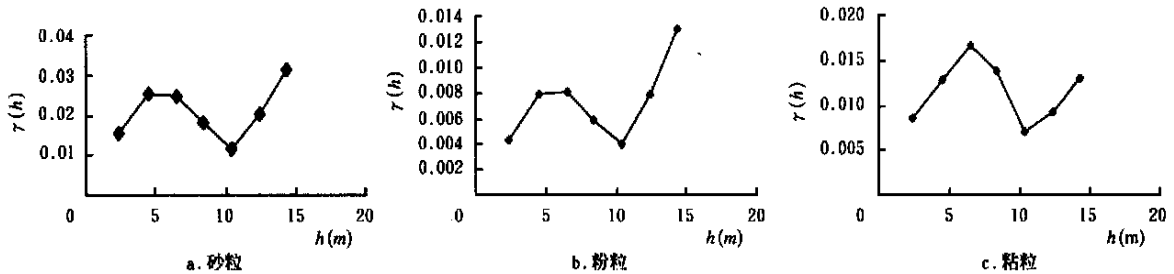


图4 线性变换后的各向同性半方差图

Fig 4 Isotropic semivariograms after linear transformation

3.2 等级次序地统计学

本文采用等级次序转换方法进行重叠移动窗口处理后样本数据转换。经过标准化转换的标准化等级次序满足线性平稳条件, 根据计算所得的标准化等级次序半方差值采用球状模型建模拟合并绘制出半方差函数图(图 5a, b, c)。

球状模型的块金值 (C_0)、基台值 ($C_0 + C$)、变程 (A_0) 及球状模型的回归系数 (R_2) 和残差平方和 (RSS) 列于表 3。砂粒和粉粒的标准化等级次序具有较小的块金值 (C_0 都为 0.0001) 和块金值与基台值的比值 ($C_0/(C_0 + C)$ 分别为 0.21%, 0.22%), 说明随机因素所引起的内部变异较小, 而空间自相关引起的空间变异性较大。粘粒具有较大的块金值 (C_0 为 0.011) 和块金值与基台值的比值 ($C_0/(C_0 + C)$ 为 21.3%)。 $C_0/(C_0 + C)$ 大说明随机因素所引起的粘粒内部变异大, 而空间自相关引起的空间变异性小。回归系数 (R_2) 是模型对半方

差值的拟合程度指标, R_2 值在区间 $[0, 1]$, 该值越大越好, 但是该值并不能用来进行最佳估值计算。残差平方和 (RSS) 是用于检验对球状模型拟合半方差函数值的指标, 该值越小说明估计值越接近真实值。较小的残差平方和(表 3) 明确指明应用克里格进行插值运算是可行的。采用普通克里格法对标准化等级次序进行空间插值计算, 应用交叉有效性检验对其估计值进行检验(表 4)。交叉有效性检验回归系数分别为 1.017, 0.995, 0.735, 标准差分别为 0.205, 0.147, 0.218, 在接受误差为 5% 的情况下, 标准差的最大值仅为 0.225, 说明克里格估计值是可靠的。根据克里格估值方差绘制的标准化等级次序二维方差图表明方差分布具有明显的规律性(图 6a, b, c), 即在取样点附近的估值方差最小, 随估值点至取样点距离的增大估值方差增大且均匀分布, 说明采样布点设计必须考虑邻近采样点的距离和方向对估值点的影响, 合理的采样方案能有效的降低克里格估值

误差, 提高估计值的精度。

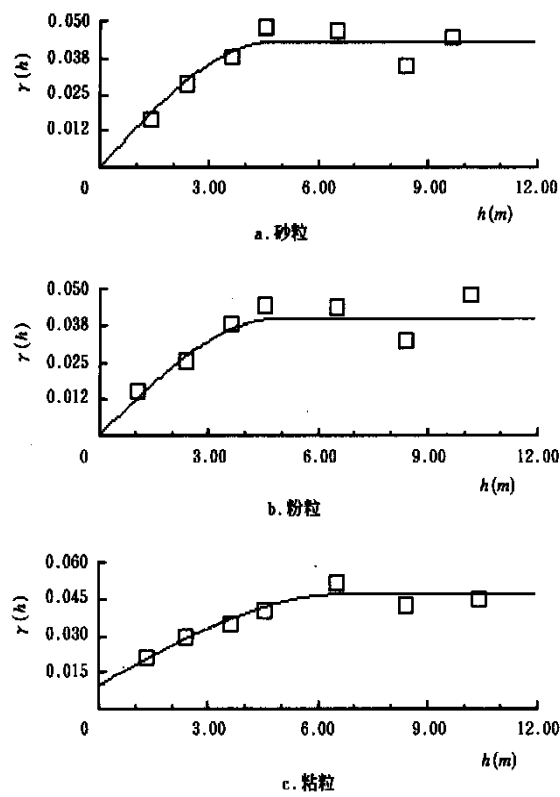


图 5 标准化等级次序半方差图
Fig. 5 Semivariograms of standardized rank-order

表 3 标准化等级次序半方差函数的球状模型参数

Table 3 Spherical model parameters of semivariograms of the standardized rank-order

球状模型	块金值 (C_0)	基台值 ($C_0 + C$)	$C_0/(C_0 + C)$ /%	变程 (A_0)	回归系数 (R_2)	残差平方和 (RSS)
砂粒	0.0001	0.0478	0.21	5.25	0.902	3.284×10^{-5}
粉粒	0.0001	0.0458	0.22	5.71	0.945	2.022×10^{-5}
粘粒	0.011	0.0516	21.3	7.79	0.577	2.969×10^{-5}

表 4 标准化等级次序空间估计值的交叉有效性检验

Table 4 Cross-validate test of standardized rank-order estimation

交叉有效性检验	回归系数	标准差
砂粒	1.017	0.205
粉粒	0.995	0.147
粘粒	0.735	0.218

等级次序估计值经过逆转换后得到机械组成的空间估计值。交叉有效性检验证明逆转换值落在估计区间 $[z_L(x_i), z_U(x_i)]$ 的概率 p 为 0.93, 说明 p 在 95% 置信水平上的区间是 $[0.89, 0.98]$, p 值越大说明标准化等级次序估计值的逆转换可信度越高。

根据逆转换值绘制二维空间变异图(图 7a, b, c), 图中等值线的间隔大小表示该区域的空间变异程度, 空间变异大的区域具有较密集的等值线, 表明该区域的样本出现了高偏差。通过等级次序地统计学方法可以得到

临界域外的估计值, 意味着该区域出现高偏差值的概率较大, 可能掩盖样本的空间结构。利用估计值的临界域绘制出安全取样区, 则超出临界域的区域可以认为易出现纯块金效应的危险区域, 亦即需要对该区域进行密集采样以详细了解其空间结构。而临界域内的区域空间变异性较弱, 可以相应地减少取样数量。

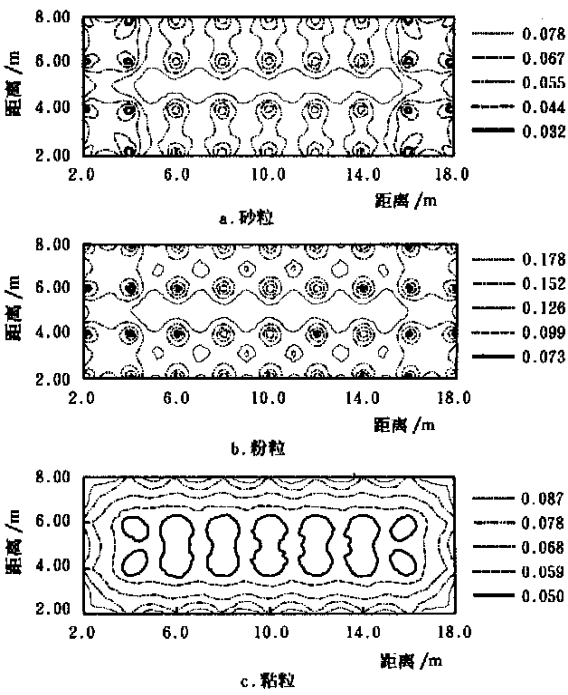


图 6 标准化等级次序克里格估计的二维方差图
Fig. 6 2-dimension semivariograms of Kriging estimation for the standardized rank-order

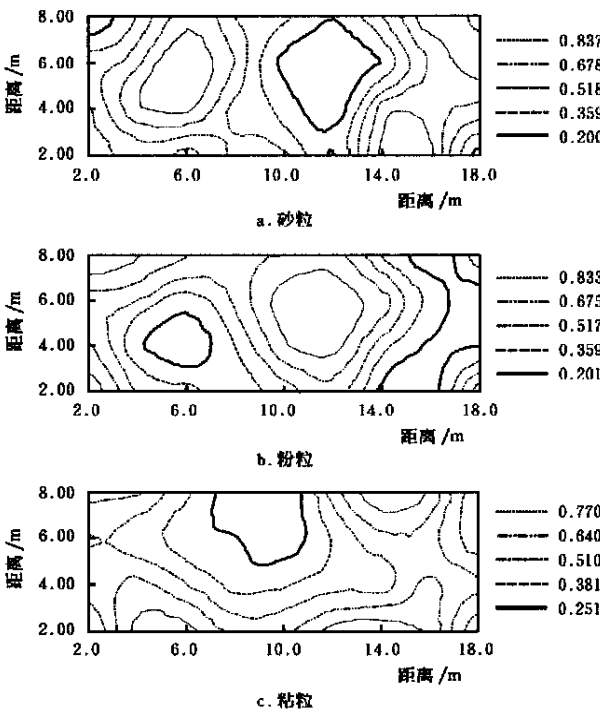


图 7 等级次序估计值逆转换后的空间分布图

Fig. 7 Sand, silt and sand distribution after back-transformed of the rank-order estimation

机械组成中砂粒的空间结构和分布规律(图 7a)表明,运用等级次序地统计学方法可以有效地将高偏值区域界定出来,其中部区域(含量低于 23%)与两端区域(含量高于 32%)出现的高偏差值造成了复杂的空间分布格局,表现出明显的带状各向异性。

粉粒的空间结构和分布规律(图 7b)与砂粒相似,但含量大小与砂粒相反,即中部为高含量区域(高于 60.6%),两端为低含量区域(低于 50.2%)。

粘粒表现出中部含量较低(低于 11.5%),两端较高(高于 16.1%)的空间结构和分布规律(图 7c)。

4 结 论

对辽西褐土农田机械组成的空间变异性研究结果表明,褐土机械组成在小尺度空间上具有高度变异性。常用的半方差函数无法分析高偏差样本的空间结构,不能用普通克里格法估值。经过标准化等级次序转换后的等级次序揭示了被高偏差值掩盖的带状各向异性结构,可应用普通克里格法估值。经交叉有效性检验证明,逆转换后得到的褐土机械组成空间估计值在 95% 的置信水平上落在置信区间为[0.89, 0.98]的概率是 0.93,证明等级次序地统计学方法适用于分析褐土农田机械组成存在的非线性相关高偏差值的空间变异性。

[参 考 文 献]

- [1] Matheron G. Principles of geostatistics[J]. Economic geology, 1963, 58: 1246~ 1266
- [2] Journel A G, Huijbregts C J. Mining geostatistics[M]. London: Academic Press UK, 1978
- [3] Campbell J B. Spatial variation of sand content and pH within single contiguous delineations of tow soil mapping units[J]. Soil Sci Soc Am J, 1978, 42: 460~ 464
- [4] Webster R. Optimally partitioning soil transects[J]. J Soil Sci, 1978, 15: 191~ 204
- [5] 徐吉炎, Webster R. 土壤调查数据地域统计的最佳估值研究——彰武县表层土全氮量的半方差图和块状 Kriging 估值[J]. 土壤学报, 1983, 20(4): 419~ 430
- [6] 雷志栋, 杨诗秀, 许志荣, 等. 土壤特性空间变异性初步研究[J]. 水利学报, 1985, (9): 10~ 21
- [7] Journel A G, Deutsch C V. Rank order geostatistics: A proposal for a unique coding and common processing of diverse data[C]. In Baafi E Y and Schofield N A (ed.) Geostatistics Wollongong Proc 5th Int Geostatistics Congress, 1996, Vol 1. Australia: Wollongong, 1997, 174~ 187
- [8] Cattle S R, Koppi A J, Mc Bratney A B. The effect of cultivation on the properties of a Rhodoxeralf from the wheat/sheep belt of New South Wales[J]. Geoderma, 1994, 63: 215~ 225
- [9] Papritz A, Webster R. Estimating temporal change in soil monitoring Sampling from simulated fields: I and II [J]. Eur J Soil Sci, 1995, 46: 13~ 27
- [10] Paz-González A, Vieira S R, Taoada Castro M T. The effect of cultivation on the spatial variability of selected properties of an umbric horizon [J]. Geoderma, 2000, 97: 273~ 292
- [11] 刘作新, 庄季屏. 辽西地区农田水分状况的研究 I 旱地作物的水分平衡估算及其调控[J]. 应用生态学报, 1992, 3(1): 20~ 27
- [12] 刘作新, 郑昭佩, 王 建. 辽西半干旱区小麦、玉米水肥耦合效应研究[J]. 应用生态学报, 2000, 11(4): 540~ 544
- [13] 中国土壤学会农业化学专业委员会. 土壤农业化学常规分析方法[M]. 北京: 科学出版社, 1983, 23~ 26
- [14] Janos Galambos. The asymptotic theory of extreme order statistics[M]. Robert E. Krieger Publishing Co., Inc 2001. 413
- [15] Juang K W, Lee D Y, Timothy R. Ellsworth. Using rank-order geostatistics for spatial interpolation of highly skewed data in a heavy-metal contaminated site[J]. Environ Qual 2001, 30: 894~ 903
- [16] Gamma Design. Geostatistics for the environmental sciences[Z]. Version 5.0 Gamma Design, Plainwell, MI 2000
- [17] Rossi T E, Mulla D F, Journel A G, et al. Geostatistics tools for modeling and interpreting ecological spatial dependence[J]. Ecol Monogr, 1992, 62(2): 277~ 314
- [18] 侯景儒, 黄竟先编译. 地质统计学的理论与方法[M]. 北京: 冶金工业出版社, 1990, 3~ 4

Spatial variability estimation of cinnamon soil mechanical composition by rank-order geostatistics

Liu Zuoxin, Tang Lisheng

(Institute of Applied Ecology, Chinese Academy of Sciences, Shenyang 110016, China)

Abstract: Regular square grids with 2 m spacing was adopted to study the spatial variability of the cinnamon soil mechanical composition in a 10 m × 20 m plot. The statistics eigenvalue of the samples show there was the high spatial variability in the cultivated soil layer. The regularity of the spatial variability can not be clarified by the normal Kriging due to the sampling data does not submit to the hypothesis of the normal or logarithm normal distribution. The overlapping moving window was applied to take effect from the highly variability data, and then, the estimated values of the standardized rank space were obtained after the spatial structure of standardized rank assessed by the rank-order geostatistics. The estimated standardized rank was back-transformed into the sampled space by the middle point model within a standardized-rank interval, and the spatial distribution regularity in zonal anisotropy was clearly regularized for the cinnamon soil mechanical composition.

Key words: cinnamon soil; mechanical composition; spatial variability; rank-order geostatistics