

土壤水分变异规律的研究

I. 土壤水分空间变异的研究

张仁陟 李小刚 李焕峰

(甘肃农业大学土化系 兰州730070) (平凉地区农技站)

摘要 应用经典统计分析方法及地统计学方法对陇东旱塬厚覆盖黑垆土 $m: 5 \times 5, m: 1 \times 1$ 网格的36个测点0~90cm (分9层) 土壤水分的空间变异进行了研究。结果表明: (1) 0~10, 10~20及20~30 cm各独立层土壤水分服从对数正态分布, 其余各独立层及累积层 (0~30, 30~90, 0~90cm) 均服从于正态分布; (2) 土壤水分空间变异具有结构性, 可以用线性模型 $\gamma(h) = 29.6762 + 3.6188h$ 拟合半方差图; (3) 在研究范围内取一个样点测定土壤水分含量即能达到一般精度要求; (4) 点状 Kriging 法应用于土壤水分空间变异的研究, 具有估测精度高、误差小的特点。

关键词 土壤水; 空间变异; 分布; 半方差图; 点状 Kriging

土壤水分的变异既具有结构性, 又具有随机性。研究土壤水分的空间变异对于研究农田水量平衡, 提高田间采样的有效性, 研究引起土壤水分变异的各种过程都具有十分重要的意义。60年代 Matheron 建立的地统计学 (Geostatistics)^[1], 适合于对既具有结构性, 又具有随机性的各种变量在空间的分布进行研究。因而, 国外许多学者将其引入土壤科学研究中, 现已成为土壤科学的重要研究手段之一。80年代以来, 我国一些学者^[2~4]先后与国外学者合作, 应用地统计学对较大范围内土壤水分等土壤性状的空间变异特性进行了尝试性研究。本文以区域化变量为理论基础, 以半方差函数为基本工具, 对陇东旱塬地区小范围内土壤水分的空间变异特性进行了初步研究, 以期明确旱塬地区土壤水分的空间变异规律, 同时为地统计学进一步应用于土壤科学研究的小区试验提供实践依据。

1 试验方法

试验于1992年冬小麦收获后在甘肃省灵台县什字镇厚覆盖黑垆土上进行。供试土壤基本水分常数为容重 1.17 g/m^3 (0~90 cm 平均, 下同), 孔隙度56.0%, 田间持水量222.8g/kg, 凋萎湿度82.5 g/kg, 田间持水量下有效水量147.7 mm。试区面积 $m: 5 \times 5$, 按 $m: 1 \times 1$ 布设网点, 共36个测点 (图1), 采土深度0~90 cm, 分9层 (每10 cm 一层), 土壤水分含量用烘干法测定 (125°C , 2 h 20 min)^[5]

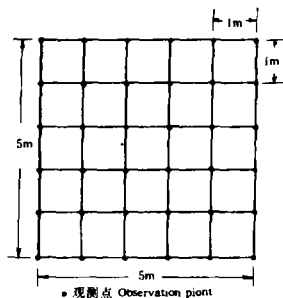


图1 观测点分布图
Fig1 Distribution map of observation point

2 结果分析及讨论

2.1 土壤水分变异的经典统计分析

2.1.1 分布类型的确定 土壤水分分布类型可通过偏斜度 (g_1) 和峭度 (g_2) 对其进行检验 (表1)。 g_1 、 g_2 计算公式分别为:

$$g_1 = \frac{n^2 \sum x^3 - 3n(\sum x^2)(\sum x) + 2(\sum x)^3}{[n \sum x^2 - (\sum x)^2]^{3/2}} \quad (1)$$

$$g_2 = \frac{n^3 \sum x^4 - 4n^2(\sum x^3)(\sum x) + 6n(\sum x^2)(\sum x)^2 - 3(\sum x)^4}{[n \sum x^2 - (\sum x)^2]^2} - 3 \quad (2)$$

若统计量 g_1 、 g_2 分别小于一定显著水准下的临界值, 则土壤水分资料服从于正态分布; 否则, 则应对原始数据进行对数转换后, 再进行对数正态性检验。

表 1 各层土壤水分统计特征值
Table 1 Statistic characteristics of soil moisture content in different layers

层 次(cm) Layer	平均值(g/kg) Mean	标准差(g/kg) Standard deviation	变异系数(%) Coefficient of deviation	偏斜度(g_1) Skewness	峭度(g_2) Kurtosis	分布类型 Distribution type
0~10	113.3	11.39	10.05	0.83*	0.62	LN
10~20	139.8	9.20	6.58	-1.04*	3.40*	LN
20~30	133.8	12.83	9.59	-1.20*	3.18*	LN
30~40	111.5	7.35	6.60	0.39	0.24	N
40~50	103.1	7.43	7.21	0.37	0.01	N
50~60	106.4	6.80	6.39	-0.28	0.53	N
60~70	114.4	7.84	6.86	-0.20	-1.03	N
70~80	123.7	8.67	7.01	-0.20	-0.98	N
80~90	130.7	9.76	7.46	0.35	0.04	N
0~30	129.0	7.92	6.14	-0.48	0.30	N
30~90	115.0	6.28	5.47	-0.34	-0.79	N
0~90	122.0	6.56	5.37	-0.16	-0.84	N

注: 1) g_1 、 g_2 临界值分别为0.62和1.10; 2)N: 正态分布, LN: 对数正态分布。

Note: 1)The critical values of g_1 and g_2 are 0.62 and 1.10;

2)N: Normal distribution; LN: Logarithmic normal distribution.

由表1可见, 在本试验条件下, “独立层” 0~10 cm, 10~20 cm 及 20~30 cm 土壤水分含量不服从正态分布, 而服从对数正态分布; 其余各层 (包括 “累积层” 0~30, 30~90 及 0~90 cm) 土壤水分含量均服从正态分布。

2.1.2 样本容量的确定 根据抽样技术的基本理论, 对于连续性变量, 设 $\bar{x}$ 为所抽样本的平均值, μ 为总体均值, 要求 $|\bar{x} - \mu| \geq \epsilon$ (允许误差) 的概率为 α (显著水准), 即

$$P(|\bar{x} - \mu| \geq \epsilon) = \alpha$$

或

$$P\left(\frac{|\bar{x} - \mu|}{\sigma_{\bar{x}}} \geq \frac{\epsilon}{\sigma_{\bar{x}}}\right) = \alpha$$

式中: $\sigma_{\bar{x}}$ 为均值标准误, $\sigma_{\bar{x}} = \sigma / \sqrt{n}$; $\frac{|\bar{x} - \mu|}{\sigma_{\bar{x}}} \sim N(\mu, \sigma_{\bar{x}}^2)$

那么, 样本容量可由下式确定。

$$n = \frac{u_{\alpha} \sigma}{\epsilon}^2 \quad (3)$$

式中: u_α 为正态分布双侧分位数, $u_{0.05}=1.959964$, $u_{0.01}=2.575829$, $u_{0.001}=3.29053$; σ 为总体标准差, 在正态分布中可以用样本标准差近似代替。于是, 0~30 及 0~90 cm 不同显著水准及误差下的样本容量如表 2 所示。

由表 2 可见, 样本容量随显著水准 α 的提高而增大, 随绝对误差的增大而减小。在较小范围内, 取一个样点测定土壤水分含量即可达到一般试验的精度要求 (保证率 95%, 绝对误差 ≤ 15 g/kg)。

2.2 土壤水分空间变异关系的分析

2.2.1 半方差图 (Semi-variogram) 半方差图是研究土壤性状空间变异的一种有效方

法。它表示了土壤地域化变量 (Regionalized Variable) 对于在不同位差分隔和方向上的所有成对点之间的观测值的空间相关性。根据地域化变量的内蕴假设 (Intrinsic hypothesis)^[6],

$$\begin{aligned} V_{\alpha} [z(x) - z(x + \vec{h})] &= E \{ [z(x) - z(x + \vec{h})]^2 \} \\ &= 2\gamma(\vec{h}) \end{aligned} \quad (4)$$

式中: $z(x)$ 和 $z(x + \vec{h})$ 分别为在点 x 和 $x + \vec{h}$ 的观测值; $\vec{h}$ 为距离向量, 称为位差 (Lag); $\gamma(\vec{h})$ 为半方差 (Semi-variance), 它反映了 $z(x)$ 的空间相关部分。

可得半方差函数 $\gamma(\vec{h})$ 为:

$$\gamma(\vec{h}) = \frac{1}{2} E \{ [z(x) - z(x + \vec{h})]^2 \} \quad (5)$$

实际计算则可用

$$\hat{\gamma}(\vec{h}) = \frac{1}{2N(\vec{h})} \sum_{i=1}^{N(\vec{h})} [z(x_i) - z(x_i + \vec{h})]^2 \quad (6)$$

式中: $N(\vec{h})$ 为以 $\vec{h}$ 为间距的所有观测点的成对数目。某个特定方向的半方差在直角坐标系中以位差为横坐标, $\gamma(\vec{h})$ 为纵坐标, 根据实际计算值给出散点图, 并用某一数学模型拟合实测点, 得出反映土壤性状随位差连续变化的图形即半方差图。

图 2 为不同方向上土壤水分空间变异情况的半方差图; 图 3 为全方位 (取标量 h) 土壤水分空间变异情况的半方差图。由图 2 可见, 在供试范围内, 土壤水分各向变异并不完全相同。沿坐标轴方向变异较小, 但存在明显的结构性; 沿对角线方向变异较大, 但几乎没有结构性。总的趋势是随位差的增大, 半方差值亦增大。

图 3 的散点分布近似一条直线, 可以用线性模型 $\gamma(h) = c_0 + ch$ 来拟合半方差图。图 3 反映了如下特点:

(1) 反映土壤含水量空间变异的半方差函数模型为:

$$\gamma(h) = 29.6762 + 3.6188h, \quad h \geq 0$$

式中, 29.6762 (c_0) 为块金方差 (Nugget variance), 它反映了在最小取样间距之内测定误差及土壤含水量的微变异;

(2) 线性模型的存在, 说明土壤水分的空间变异存在结构性;

(3) 在本试验范围内, 土壤水分的半方差值没有“顶坎” (Sill), 因而, 也不存在变程

表 2 不同精度要求下的样本容量
Table 2 Sample size in different accuracy

层 次 Layer (cm)	绝对误差 Absolute error (g/kg)	显著水准 α Significant level, α		
		0.05	0.01	0.001
0~30	5	10	17	27
	10	2	4	7
	15	1	2	3
0~90	5	7	11	19
	10	2	3	5
	15	1	1	2

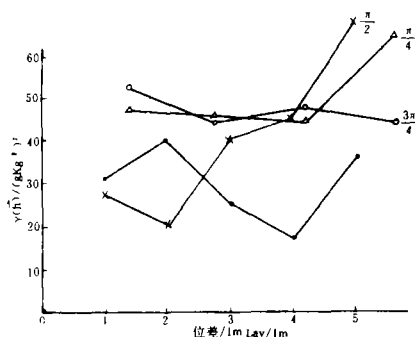


图2 不同方向0~90 cm 半方差图
Fig 2 Semi-variogram of moisture content in 0~90 cm in four principal directions

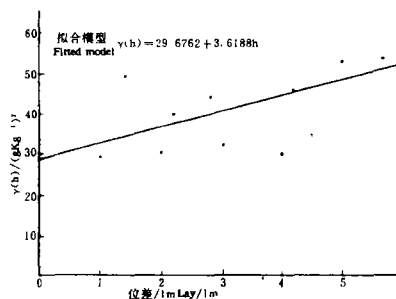


图3 全方位0~90 cm 水分含量半方差图
Fig3 Semi-variogram of moisture content in 0~90cm in all directions

(Range), 说明各样点是空间相关的。

2.2.2 Kriging 分析 Kriging 法是利用原始数据和半方差函数的结构, 对未采样点的区域化变量进行无偏最优估计的一种方法。包括点状 Kriging 法 (Punctual kriging) 和块状 Kriging 法 (Block kriging) 等。对于正态分布的数据, 点的估值可用点状 Kriging 法^[1]。

当已测得某一邻域内 n 个观测值 $z(x_1), z(x_2), \dots, z(x_n)$ 时, x_0 点的估计值 $\hat{z}_0$ 为^[7]

$$\hat{z}_0 = \lambda_1 z(x_1) + \lambda_2 z(x_2) + \dots + \lambda_n z(x_n), \quad (7)$$

式中 λ_i 为观测点的权重系数。离估值点越近, λ_i 越大; 反之, 则越小。超出相关域后, λ_i 一般很小, 并且趋于稳定。因此, Kriging 估值一般取相关域内离估值点最近的有限个已知点进行估计。由此可见 Kriging 估值法事实上是一种局部线性内插法。

权重系数 λ_i 的确定必须满足:

$$(1) \text{ 无偏性, 即 } E[z(x_0) - \hat{z}_0] = 0; \quad (8)$$

$$(2) \text{ 误差方差最小, 即 } \sigma_E^2 = E\{[z(x_0) - \hat{z}_0]^2\}$$

$$= - \sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n \lambda_i \lambda_j \gamma(x_i, x_j) + 2 \sum_{j=1}^n \lambda_j \gamma(x_0, x_j) \\ = \min. \quad (9)$$

式中: $\gamma(x_i, x_j)$ 是距离为 $|x_i - x_j|$ 的半方差值, 由半方差函数求得。

因此, 要求下式成立:

$$\begin{cases} \sum_{i=1}^n \lambda_i = 1 \\ \sum_{j=1}^n \lambda_j \gamma(x_i, x_j) + \mu = \gamma(x_i, x_0) \end{cases} \quad (10) \quad (11)$$

$$i = 1, 2, \dots, n$$

式中: μ 为 Lagrange 算子。

$$\text{由此可得: } \begin{bmatrix} \lambda \\ \mu \end{bmatrix} = A^{-1}b \quad (12)$$

其中

$$A = \begin{bmatrix} \gamma(x_1, x_1) & \gamma(x_2, x_1) & \cdots & \gamma(x_n, x_1) & 1 \\ \gamma(x_1, x_2) & \gamma(x_2, x_2) & \cdots & \gamma(x_n, x_2) & 1 \\ \vdots & \vdots & \cdots & \vdots & \vdots \\ \gamma(x_1, x_n) & \gamma(x_2, x_n) & \cdots & \gamma(x_n, x_n) & 1 \\ 1 & 1 & \cdots & 1 & 0 \end{bmatrix}$$

$$b = \begin{bmatrix} \gamma(x_1, x_0) \\ \gamma(x_2, x_0) \\ \vdots \\ \gamma(x_n, x_0) \\ 1 \end{bmatrix} \quad \begin{bmatrix} \lambda \\ \mu \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} \lambda_1 \\ \lambda_2 \\ \vdots \\ \lambda_n \\ \mu \end{bmatrix} \quad (13)$$

最小估测方差 σ_E^2 为: $\sigma_E^2 = b^T \begin{bmatrix} \lambda \\ \mu \end{bmatrix}$ (14)

本研究采用邻域内8个观测点进行 Kriging 估值, 估测点空间分布如图4, 估测结果列于表3。由表3可见, Kriging 估值法用于具有空间结构的土壤性状值的估测, 具有较高的估测精度, 是研究土壤性状空间结构的一种良好估值方法。

表3 Kriging 估计值
Table 3 Estimated values of kriging

点 号 No. of sample	估值点坐标 Coordinate of estimated point		实测值 (gk/g) Observation value	Kriging 估值 (gk/g) Estimated value of kriging
	x	y		
7	2	2	135. 2	125. 2
8	2	3	126. 2	125. 9
9	2	4	111. 0	124. 3
10	2	5	124. 3	119. 6
13	3	2	128. 8	127. 5
14	3	3	127. 4	126. 2
15	3	4	126. 6	120. 2
16	3	5	120. 8	125. 0
19	4	2	129. 6	124. 5
20	4	3	122. 9	127. 4
21	4	4	121. 8	123. 3
22	4	5	118. 6	122. 1
25	5	2	130. 1	123. 2
26	5	3	131. 0	122. 6
27	5	4	125. 3	121. 8
28	5	5	123. 2	118. 8

* $\sigma_E^2 = 32. 54$

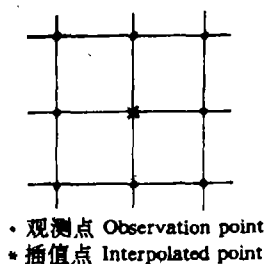


图4 估测点空间分布
Fig4 Spatial distribution of estimated point

参 考 文 献

- 1 沈思渊. 土壤空间变异研究中地统计学的应用及其展望. 土壤学进展, 1989; (3): 11~24
- 2 雷志栋等. 土壤特性空间变异的初步研究. 水利学报, 1985; (5): 10~21
- 3 陈志雄. 封丘地区土壤水分平衡研究 I. 田间湿度的空间变异. 土壤学报, 1989; 26 (4): 309~325
- 4 梁春祥等. 丘陵红壤饱和导水率的空间变异. 中科院台站网络《农作物耗水量研究》课题组, 作物与水分关系研究. 北京: 中国科学技术出版社, 1992: 103~118
- 5 史竹叶等. 高温烘干测定土壤水分的时间规范研究. 水土保持通报, 1991; 11 (6): 51~57
- 6 Webster R. Advances in Soil Sci.. 1985, Vol. (3): 1~70
- 7 Burgess T M and Webster R J Soil Sci.. 1980, 31 (2): 315~331

STUDY ON THE VARIABILITY LAW OF SOIL WATER I THE STUDY ON THE SPATIAL VARIABILITY OF SOIL WATER

Zhang Renzhi Li Xiaogang

(Dep. of Soil-agrochemistry, Gansu Agricultural University Lanzhou 730070)

Li Huanfeng

(The Pingliang Service Station of Agricultural Technology, Gansu Province)

ABSTRACT

This paper studied the spatial variability of soil water in 0~90 cm (divided into 9 layers) at the thick-covered dark loessial soil on the east of Gansu rainfed highland, by applying the classical statistics method and geostatistics within m^2 : 5×5 range m^2 : 1×1 grid at 36 observation points. The results obtained are described as follows: (1) The soil water variability, in 0~10, 10~20 and 20~30cm layers, respectively, obeys logarithmic normal distribution, but in the other layers and the accumulated layers of 0~30, 30~90 and 0~90 cm, the variability obeys normal distribution. (2) The soil water spatial variability has the structure which can be fitted semi-variogram with linear model, $\gamma(h) = 29.6762 + 3.6188 h$. (3) In the reserch range, the soil moisture content measured with 1 sampling point may achieve accuracy generally. (4) The study of the soil water spatial variability by using punctual kriging has the advantage of high estimated accuracy and low estimated error.

Key words Soil water; Spatial variability; Distribution; Semi-variogram; Punctual kriging