

封丘地区土壤水分平衡研究

I. 田间土壤湿度的空间变异*

陈志雄

Vauclin Michel

(中国科学院南京土壤研究所) (法国研究中心 Grenoble 力学研究所)

摘 要

在一块 $66 \times 100 \text{ m}^2$ 的平坦试验地中按 $10 \times 10 \text{ m}$ 分格测定土壤湿度的分布表明,其表层(0—45 cm)是正态分布的。心土(45—90 cm)湿度呈非正态分布,可能与其中有一层持水性较高但厚薄不一的粘土层有关。表层取样4个时,其平均值的误差估值为 0.024 (g/g) 。半方差分析表明,土壤湿度的空间分布是有结构的,其相关域约 30 m 。这种结构是稳定的,其稳定性亦为秩相关分析所证明。为了使样本符合独立原则,取样点之间的距离应 \geq 相关域。在这个前提下,选定监测点的土壤湿度愈接近总体平均值,其误差可望愈小。

农田水分平衡是研究作物根层水分的补给、消耗与储存的关系,探明各时期土壤水分的过剩与亏缺,以便适时地排水灌溉,给作物生长提供有利的水分条件^[1]。根层水分实际处于动态过程中,其补给量有降水(P)、灌溉水(I)、以及深层水分向上的毛管补给水(U);消耗量则有蒸散(蒸发+蒸腾)(ET)、深层渗漏(D)。把降水作为补给量时,需同时把发生径流的水量(R)扣除,故根层水分的变化量(ΔS)为

$$\Delta S = P + I + U - R - D - ET \quad (1)$$

(1)式为农田水分平衡的基本方程,实际解方程时, P 、 I 项通过雨量计及计量灌水测出。对坡降甚小的平原地区, R 项在降雨强度小的干旱季节可予忽略。 ET 是最难测出的一项,它在各分量中占很大比例,对灌溉及水资源管理也十分重要,它一般通过测定 ΔS 、 U 、 D 三项来反求,故这三项的测量精度对 ET 项的计算精度影响很大。本文将首先讨论 ΔS 项的测定,其余两项测定将后续报道。

土壤储水量的变化量(ΔS)可通过监测土壤含水量求取。用取样烘干法或中子探管法都可监测土壤含水量的变化,但前者因取样后样本不能原位复原,实际上不是原位监测,用前后两次取样测定结果求 ΔS 值时,必须考虑样本变异因素的影响。中子探管法在原位监测,前后两次测定的差值可视为同一样本的含水量变化。即使如此,就一块田地来说,一个监测点的测定结果也不足以代表这块田地的湿度,因为它只是这块田地“总体”中的一个随机样本,而对其总体来说,则须用一定数量的样本统计值来描述。因此,在监测土壤含水量时,需要首先考察试验地的湿度分布状态,以便采用相应的统计方法来描述其总体特征,并估计不同的取样数目下试验可能达到的精度,然后根据可行条件确定合理

* 杨苑璋、汪仁真、阮立山、周凌云协助工作,特此致谢。

的取样数;同时,如果其湿度分布是有结构的话,还应根据其结构特征确定取样或监测点的合理位置。

一、试验材料与方法

(一) 一般概况

试验设在中国科学院封丘农业生态试验站试区内,连续进行了四个麦季(1984—1985,1985—1986,1986—1987,1987—1988)的试验观测。

当地属受太平洋季风影响的半湿润地区,据 20 年的气象记录,其年平均降水量 618 mm, Penman 蒸发量^[5] 1377 mm。土壤为黄河沉积物发育的黄潮土,地下水位较浅(1—4 m),变化幅度大。

试验按当地传统的方法耕作,耕深 15 cm, 耩播行距 20 cm, 翌年小麦返青后人工除草一次。 每季小麦播前一次施 N 13 kg/mu, P₂O₅ 7.5 kg/mu。 小麦品种为宝丰 7228, 10 月中、下旬播种, 6 月初收割, 生育期 230 天左右。

(二) 材料与方法

在一块 66×100 m² 的平坦试验田块上按 10×10 m² 分成网格,并在其 77 个节点上取样(图 1),测定其土壤湿度。取样分 6 层(每层厚度 15 cm)从地面取至 90 cm,分别在湿度高(1984 年 12 月 3 日)和低(1985 年 6 月 8 日)两个时期取样一次,将每个点的 6 层土样测定结果平均(W) 并列于常态概率纸上检验,其特征见图 2。

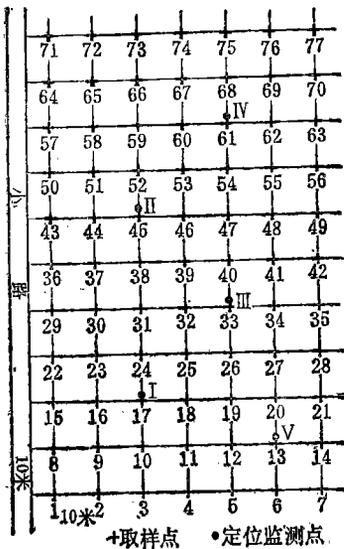


图 1 试验地布置图

Fig. 1 Arrangement of experiment field

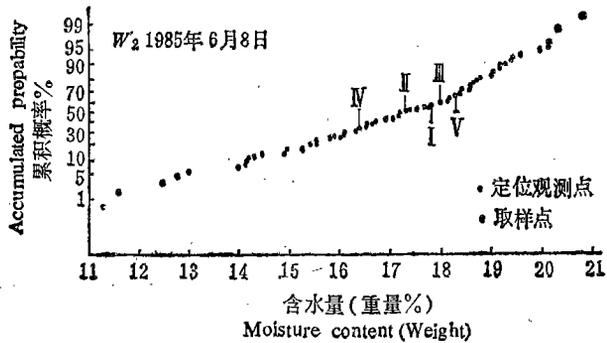
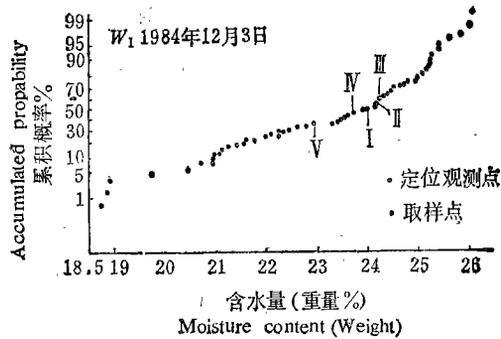


图 2 土壤含水量的累积概率分布

Fig. 2 Distribution of accumulated probability of soil water content

表 1 试验地土壤含水量的统计值
Table 1 Statistics of soil water content of experiment field

变量 Variable	日期 date (年、月、日)	平均值 Mean \bar{W} (g/g)	标准差 Standard deviation σ (g/g)	变异系数 Coefficient of variation CV(%)	样本数 Sample number
W_1	1984.12.3.	0.2347	0.0181	7.71	77
W_2	1985.6.8.	0.1707	0.0210	12.30	77
ΔW ($W_1 - W_2$)		0.0648	0.0169	26.08	77

与此同时,计算每个点的两次含水量差值(ΔW),其统计值与上述两组资料的统计值一起列于表 1。

按下式计算这三组资料的半方差函数

$$\gamma(h) = \frac{1}{2N(h)} \sum_{i=1}^N \{W(r_i) - W(r_i + h)\}^2 \quad (2)$$

式中 $\gamma(h)$ 为半方差函数, N 为间距 h 隔开的 $W(r_i)$ 与 $W(r_i + h)$ 的“配对”数, r_i 为试验地平面上的取样点。间距 h 是一个矢量,计算结果表明,在同组资料中,各个方向的半方差函数关系是近似的,即它们没有各向异性的表现,故以其平均值表示半方差函数与间距(h)的关系,是谓全方向半方差函数($\gamma(h)$)。同时,还分别以各组资料自身的总体方差(σ^2)除之使其转换为标准化半方差函数($\gamma(h)/\sigma^2$)。业已证明,如果参数的分布有空间结构,其半方差函数将随间距的增加而渐近于其总体方差,故可用 σ^2 除之使其标准化。这样处理显然便于比较各组资料的空间结构(图 3)。

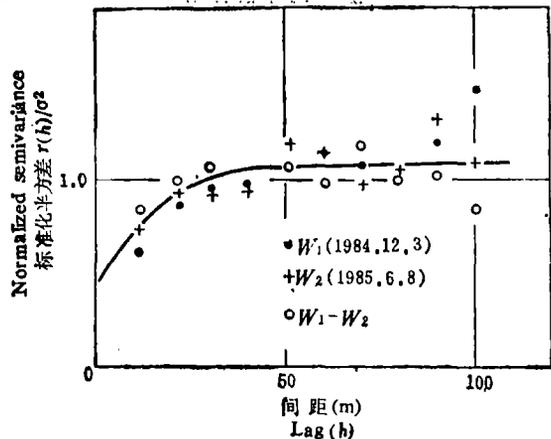


图 3 土壤湿度的标准化半方差图

Fig. 3 Normalized semivariogram of soil moisture

二、结果与讨论

(一) 土壤湿度的分布状态

图 2 表明,试验地土壤湿度的变异是明显的,其变异程度可用变异系数表征(表 1)。结果同时表明,土壤湿度低(W_2)时其变异程度较湿度高(W_1)时大。

图 2 同时表明这两组数据的概率分布。它们近似为直线说明土壤湿度的分布接近正态分布。对这两组数据的进一步分析表明(表 2),其峰度系数(g_2)分别为 2.88 与 3.93,经 t 检验证明与正态分布的理论值($g_2 = 3$)显著近似,但其偏度系数(g_1)分别为 -0.78 与 -0.90,与正态分布理论值($g_1 = 0$)偏离,故从整层(0—90 cm)土壤的角度来看,其湿度分布实际上是非正态的。

将剖面湿度(W_1 数据)分上下两层加以考察,经 t 检验表明,上层土壤(0—45 cm)

表 2 试验地不同深度土壤含水量分布的特征值 (1984.12.3)

Table 2 Characteristic values of soil water distribution at different depths of the experiment field

变量 Variable	深度 Depth (cm)	平均值 Mean \bar{W} (g/g)	标准差 Standard deviation σ (g/g)	变异系数 Coefficient variation CV(%)	峰度系数 Peak coefficient ϵ_2	偏度系数 Dias coefficient ϵ_1	分布类型 Type of distribution
W_{0-45}^{45}	0—45	0.2024	0.0133	6.6	2.158	-0.302	正态分布
W_{45-90}^{90}	45—90	0.2673	0.0269	10.1	3.249	-1.043	非正态分布
W_{0-90}^{90}	0—90	0.2347	0.0181	7.7	2.876	-0.783	弱偏态分布

湿度 (W_{0-45}^{45}) 分布是正态分布的, 下层 (45—90 cm) 湿度 (W_{45-90}^{90}) 分布是非正态的 (表 2)。这一结果可能与剖面质地的空间变异有关。观察表明, 剖面中 40—80 cm 左右有一个粘土层, 其厚度在空间上是不均一的, 即在某些位置上它可能厚一些, 而在另一些位置上薄一些, 由于不同质地土壤各有其自身的持水特征, 故某些位置的土壤持水量便可能相应地高一些, 而另一些位置可能低一些, 结果造成下层土壤湿度的变异度较高 (表 2), 使其分布状态偏离正态分布。这种分布状态可能是华北平原土壤水分分布的特点之一。因为平原是由于大小不同的颗粒多次叠加沉积而成, 每次叠加的沉积物因经过水的不同程度的分选作用, 其颗粒组成比例不同, 形成剖面中不同的质地层次。这些层次的厚度和深度在一定范围的空间上也可能是变异的, 因而使其湿度分布不同于均质剖面常见的正态分布

对正态分布总体, 其样本平均数对总体均值的误差 (Δ) 可作如下估计^[2]

$$\Delta = \sqrt{\lambda_{\alpha, f}^2 \sigma^2 / n} \quad (3)$$

式中 σ 为标准差, n 为取样数, $\lambda_{\alpha, f}$ 为 t 分布的特征值, 可根据自由度 (f) 与概率 (α) 查 t 表得出, 故对于上层土壤湿度 (W_{0-45}^{45}), 可算出其不同取样数的误差估值如表 3。结果表明, 当取样 4 个时, 其误差估值为 0.024 (g/g), 取样 9 个时为 0.012 (g/g)。

表 3 试验地表层 (0—45 cm) 土壤不同取样数的误差估值*

Table 3 Error estimates of moisture content with different sampling numbers of the upper soil layer (0—45 cm)

	取 样 数 Sample number (n)							
	3	4	5	6	7	8	9	10
误差 W_1 Error Δ (g/g)	0.033	0.021	0.017	0.014	0.012	0.011	0.010	0.010
误差 W_2 Error Δ (g/g)	0.043	0.027	0.021	0.018	0.016	0.014	0.013	0.012
平均 Mean (g/g)	0.038	0.024	0.019	0.016	0.014	0.013	0.012	0.011

* 置信度 95%。

对非正态总体作误差分析时, 还需事先检验其样本均值的分布特征。一般来说, 随着样本容量增加, 其样本均值分布是趋于正态分布的 (中心极限定理)。如果检验符合正态分布, 便可按 (3) 式计算不同取样数的误差估值。以 W_{0-45}^{45} 为例, 当样本容量为 5 时, 其样

本平均值分布的峰度系数 (g_2) 为 2.64, 偏度系数 (g_1) 为 0.26, 显著符合正态分布。故可用 (3) 式计算 $n \geq 5$ 的误差估值。

(二) 土壤湿度的空间结构

过去许多田间试验的统计分析都是以假定样本“独立”为前提的。近来的研究^[4]表明, 田间许多参数在一定距离范围内不一定是独立的, 而是自相关的。故在确定观测点的位置时, 必须研究样本之间的相关间距, 即找出其相关域, 依此来确定试验地的规模和观测点的合理位置, 保证样本真正符合独立原则。

1. 半方差函数分析 检验田间参数的空间结构近来多采用半方差分析的方法。所谓半方差分析指的是用半方差函数考察参数空间分布的相关性。用 (2) 或计算前面三组资料 ($W_1, W_2, \Delta W$) 并经过标准化处理后得出的结果如图 3 所示, 它可用球函数拟合:

$$\begin{cases} r(h)/\sigma^2 = C_0 + C_1 \left[\frac{3}{2} \left(\frac{h}{a} \right) - \frac{1}{2} \left(\frac{h}{a} \right)^3 \right] & h < a \\ r(h)/\sigma^2 = C_0 + C_1 & h \geq a \end{cases} \quad (4)$$

式中 $r(h)$ 为半方差函数, h 为参数的间距, a, C_0 和 C_1 为经验值。其中 a 称为相关域, 在本例中约为 30 m, C_0 称为金块方差(起始方差), 在本例中为各组参数的总体方差 (σ^2) 的 0.5 倍。本例 $C_1 = 0.5\sigma^2$ 。

上述结果表明试验地的湿度分布是有结构的, 其特征可说明如下:

(1) $h \rightarrow 0$ 时 $r \rightarrow 0.5\sigma^2$ 反映在最小的取样范围内 ($h < 10$ 米) 土壤湿度的变异和测量误差仍相当大。

(2) 相关域是检验样本自相关的临界指标, 在相关域范围内, 样本多少是自相关的, 在其范围外是独立的。本例 $a \approx 30$ m 表明试验所设的 5 个监测点的位置(图 1) 是合理的, 符合样本独立原则。

(3) 图中一条稳定的 $r(h) \rightarrow \sigma^2$ 的顶平线出现表明, 试验地的规模 (66×100 m²) 对研究其湿度分布的空间结构来说是足够的。

(4) 图 (3) 中三组数据取自不同的时间, 分别代表不同的湿度水平, 它们的平均值与方差是不同的(表 1), 而它们近似的空间结构正好表明这种结构的稳定性, 不因时间变化与湿度水平不同而改变。

2. 秩相关分析 将表 1 中 W_1 与 W_2 两组数据分别从小到大排列成两个秩列, 计算它们的 Spearman 秩相关系数^[5], 用以检验这两个秩的稳定性。

$$r_s = 1 - \frac{b \sum_{i=1}^n (W_{i,1} - W_{i,2})^2}{n(n^2 - 1)} \quad (5)$$

式中 r_s 为 Spearman 秩相关系数, $W_{i,1}$ 与 $W_{i,2}$ 分别为地面坐标 i 点的第 1 次与第二次取样的土壤湿度, n 为观测点数。

Spearman 秩相关系数反映两个秩的相关性, 它的显著性检验与样本容量有关。本例计算结果 $r_s = 0.58$, 而样本容量为 77 时 r_s 显著性的临界值为 0.377, 换言之, 这两个秩是显著相关的。这表明, 试验地的湿度的排列次序是稳定的, 即土壤湿时(第一次取样),

其含水量高的、中等的和低的顺序位置,与土壤干时(第二次取样)基本上相同。这和前面的土壤湿度空间结构的稳定性分析是一致的。

上述结果暗示,每个位置(点)的水分变化基本上是同步的。如果每次都在同一位置上取样,其结果将确实反映试验地水分消长的情况。因此,在选择监测点的位置时,可以在上述样本符合“独立”原则的前提下,选择那些湿度与总体平均值相近的节点(周围)作为固定的取样位置,以期减少误差。例如本例每次取样的5个节点(图1),其湿度与总体平均值都比较接近(图2)。结果,它们湿时与干时的标准差分别为0.0055(g/g)与0.0085(g/g),仅为其总体标准差(表1)的40%左右,可见这样处理是可能减少试验的误差。

三、结 论

用监测土壤水分的方法求土壤储水量的变化量时,需事先掌握试验地的湿度分布状态和它的空间结构,以便通过统计方法确定合理的取样数目和取样位置。

统计分析表明,表层0—45 cm的湿度呈正态分布,其下层45—90 cm湿度呈非正态分布。表层取样4个时,其平均值的误差估值为0.024 g/g。半方差分析表明,试验地的湿度的空间分布是有稳定的结构的,其稳定性同时得到秩相关分析的证明。土壤湿度的空间分布的相关域约30 m,可在此间距范围之外安排取样点或中子测水探管。在此前提下选择其湿度与总体平均值接近的位置(点)取样来监测土壤湿度的变化,可望减少试验误差。

参 考 文 献

- [1] 陈志雄, 1985: 农田水分平衡。土壤学进展,第1期,1—8页。
- [2] 雷志栋等, 1985: 土壤特性空间变异性初步研究。水利学报,第9期,10—21页。
- [3] Kendall M. C., 1955: Rank correlation methods 2nd. edition Charles Griffin & Comp. Limited pp. 8—9, 58—59.
- [4] Vachaud G., et al., 1985: Temporal stability of spatially measured soil water probability density function. Soil Sci. Soc. Am. J., Vol. 49, pp. 833—838.
- [5] Doorenbos J., et al., 1977: Guideline for predicting crop water requirements pp. 15—29 FAO Irrigation and drainage paper 24.

RESEARCH ON SOIL WATER BALANCE IN FENGQIU REGION

I. SPACIAL VARIABILITY OF SOIL MOISTURE IN FIELD SCALE

Chen Zhixiong

(Institute of Soil Science, Academia Sinica)

Vauclin Michel

(Institut de Mecanique de Grenoble, CNRS)

Summary

Results of soil water content by sampling at 77 nodes of $10 \times 10\text{m}$ grid (Fig. 1) in a flat experiment field of $66 \times 100\text{m}^2$ indicated that the distribution of soil moisture of upper layer (0—45 cm) was normal distribution. The moisture of subsoil (45—90cm) was abnormal distribution which could be due to a clayey layer with high water capacity burried there in different thickness. The error estimates of the average moisture content of upper layer was 0.024(g/g) when 4 samples were taken. By the analysis of semivariance, it was shown that the spacial distribution of soil moisture was structural (Fig. 3). Its correlation range (lag) was about 30m. This spacial structure was stable, which was also proved by the analysis of rank correlation. Therefore, when monitoring the soil moisture fluctuation, the experimental error would be decreased by choosing the sampling locations at which their moisture content are as close as possible to the average of total values and their distances are corresponding to the correlation range.