

线性非平稳型农田土壤水分信息 空间变异性及预测研究^{*}

史海滨 陈亚新

(内蒙古农牧学院)

提 要 以中国东北春旱秋涝严重的西辽河灌区为背景,用线性地质统计学理论探索 1 m 深农田土壤层内非平稳型(含有漂移)水分信息的空间分布特征。在采样区土壤水分信息空间结构性揭示基础上,对土壤水分信息的空间漂移数据与观测尺度间的效应关系、区域化变量变差函数 $\gamma_z(h)$ 与剩余变差函数 $\gamma_R(h)$ 间的差异性、普通克立格法与泛克立格法用于待估区域水分信息值的差异性等进行了较深入研究。结果表明在最大滞后距范围($h < a$)之内,两种估值方法得到的结果与实验值均较吻合,因而可用计算简单的普通克立格法对线性非平稳型土壤水分信息进行大面积区域墒情预测。

关键词 土壤水分信息 空间变异 非平稳

Spatial Variability and Estimation of Information of Linear-Nonstationary Soil Moisture in Farm Field

Shi Hai-bin Chen Ya-xin

(Inner Mongolia Institute of Agriculture and Animal Husbandry, Hohhot)

Abstract Taking Xiliao River Irrigation District, which is often drought in Spring and waterlogging in Autumn, as an example, this paper studied that the distribution characteristics of nonstationary soil moisture information with spatial drift at 5 different depths from 0 to 100 cm in the field by the geostatistics theory. On the basis of revealing of spatial structure of soil moisture information in the sampling area, the followings were studied deeply: (i) the effect relationship between the spatial drift data and the observed scale of the soil moisture information; (ii) the differences between $\gamma_z(h)$ and $\gamma_R(h)$ and (iii) the differences of estimation regional soil moisture information between the Ordinary Kriging (OK) and Universal Kriging (UK) Method. The regional distribution estimations of the soil moisture information by OK and UK are very closed to experiment values in $h < a$. So OK method which is simply and can be used for the estimation of linear nonstationary soil moisture information in a large area. It is broaden for the field of geostatistics theory to be applied in the agriculture engineering.

Key words Soil moisture information Spatial variability Nonstationary regional

收稿日期: 1995-12-25 1996-06-20 修订

* 国家自然科学基金资助项目

史海滨, 副教授, 呼和浩特市昭乌达路 内蒙古农牧学院水利工程系, 010018

estimation

1 引言

传统的农田土壤水分信息的预测和管理均多以“点”的信息趋势估值为主,“点”与“面”间的关系难以解决,不适用于较大面积土壤水分预测与资源储量计算;或是以 Fisher, R. A 倡导的经典统计理论为依据,忽略了土壤水分信息空间分布的结构特性,也无法利用已测取的信息去估计待估域的未知信息。80年代以来,人们逐渐认识到农田土壤水分信息为一区域化变量。笔者曾对土壤水分空间变异模型及二阶平稳型农田土壤水分区域信息估值和采样规则进行研究^[1-6]。国内外许多学者应用地质统计学理论研究土壤特征参数的区域分布特征^[7-10]。本文以春旱秋涝严重的西辽河灌区农田水分信息区域估计与预测预报的实际需要为背景,在实地系统采样基础上,采用线性地质统计学理论探索非平稳条件下 1 m 深土层内土壤水分信息空间分布结构与较大面积区域预测管理应用理论研究。

2 实验区的采样系统

在约 1.30 hm² (360 m × 360 m) 信息域内,设计两种尺度的套合采样规则网格^[7]。参照水文尺度划分并结合土壤地质特征,取中观范围的中尺度 12.0 m × 12.0 m 网格,在 E-W 方向长 360.0 m, S-N 方向分布 3 条导线;内套小尺度 4.0 m × 4.0 m 网格,在 E-W 方向长 48.0 m, S-N 方向分布 4 条导线,其中两条与中尺度共用。分别在 0~20、20~40、40~60、60~80 和 80~100 cm 5 种剖面深度一次同时采样 5 × 132 个。分析各采样层及农田土壤对作物影响最大的 1 m 深土层的土壤含水量数据的空间分布特征。

3 泛克立格法(Universal Kriging 法)原理

对于非平稳型问题的无偏最优估计问题,采用泛克立格法。

3.1 漂移与剩余

对于非平稳型的区域化变量 $Z(x)$, 假设可分解为漂移和剩余(Residual)两部分,即

$$Z(x) = m(x) + R(x) \quad (1)$$

式中 $m(x) = E[Z(x)]$ 为 $Z(x)$ 在 x 点处的数学期望,称作漂移; $R(x) = Z(x) - m(x)$ 称为剩余,它是一个数学期望为零的区域化变量

$$E[R(x)] = E[Z(x) - m(x)] = E[Z(x)] - m(x) = 0 \quad (2)$$

故 $R(x)$ 总是一阶平稳的。若 $R(x)$ 还满足二阶平稳(或本征)假设,则剩余的变差函数存在

$$\gamma_R(h) = \frac{1}{2} E[R(x+h) - R(x)]^2 \quad (3)$$

式中 $\gamma_R(h)$ ——剩余的变差函数。

漂移 $m(x)$ 表示 $Z(x)$ 的规则而连续的变化,而剩余 $R(x)$ 则可认为是围绕漂移 $m(x)$ 摆动的随机误差,且其数学期望为零。常用的漂移问题都可用线性模型求解,漂移模型采用二维线性模型

$$m(x, y) = a_0 + a_1x + a_2y \quad (4)$$

式中仅含有 a_0, a_1, a_2 3 个未知系数。

3.2 基本假设

1) 随机变量 $Z(x)$ 的增量 $[Z(x) - Z(y)]$ 具有非平稳的数学期望 $E[m(x) - m(y)]$ 和非平稳的方差函数 $D^2[Z(x) - Z(y)]$, 即

$$\begin{cases} E[Z(x) - Z(y)] = m(x) - m(y) \\ \frac{1}{2}D^2[Z(x) - Z(y)] = \mathcal{Y}(x, y) \end{cases} \quad (5)$$

2) $Z(x)$ 可分解为两个不同尺度现象的合成, 即: 漂移 $m(x)$ 与剩余 $R(x)$ 之和, 如式(1)。

3) 在常规尺度下漂移 $m(x)$ 变化较平缓, 且可表示为其 $(k+1)$ 个 x 的单项式函数 $f_l(x)$ 的线性组合 ($l=0, 1, 2, \dots, k$)

$$m(x) = \sum_{l=0}^k a_l f_l(x) \quad (6)$$

式中 $a_l (l=0, 1, 2, \dots, k)$ 是单项式函数 $f_l(x)$ 的未知系数。

4) 已知非平稳的协方差函数 $c(x, y)$ 或非平稳的变差函数 $\mathcal{Y}(x, y)$ 。

5) 已知在域 V 中一个点集 S 上各点 x 处的 $Z(x)$ 值, 且以 x_0 为中心的估计领域中应包含足够多的观测值(即信息值)。

3.3 非平稳区域化变量的变差函数

对于非平稳区域化变量 $Z(x) = m(x) + R(x)$, 区域化变量 $Z(x)$ 的协方差函数 $C_Z(x, y)$ 或变差 $\mathcal{Y}_Z(x, y)$ 函数等于其剩余的协方差 $C_R(x, y)$ 或变差函数 $\mathcal{Y}_R(x, y)$

$$\begin{cases} C_Z(x, y) = C_R(x, y) \\ \mathcal{Y}_Z(x, y) = \mathcal{Y}_R(x, y) \end{cases} \quad (7)$$

只要 $R(x)$ 满足二阶平稳(或本征)假设, 则有平稳的 $\mathcal{Y}_R(h)$, V 存在, 因而也有 $\mathcal{Y}_Z(h)$ 存在。

3.4 泛克立格方程组

3.4.1 估计 $Z(x)$ 的泛克立格方程组

$$\begin{cases} \sum_{i=1}^n \lambda_i \mathcal{Y}(x_i, x_j) + \sum_{l=1}^k u_l f_l(x_i) + u_0 = \mathcal{Y}(x_i, x) & i = 1, 2, \dots, n \\ \lambda = 1 \quad \text{或} \quad \sum_{l=1}^n \lambda_l f_0(x_i) = f_0(x) \\ \lambda f_l(x_i) = f_l(x) \quad l = 1, 2, \dots, k \end{cases} \quad (8)$$

式中 λ ——泛克立格权系数; u_l ——lagrange 乘子; $\mathcal{Y}(x_i, x_j)$ 及 $\mathcal{Y}(x_i, x)$ ——分别为信息域 U 内 x_i 与 x_j 及 x_i 与待估域 V 内 x 点的变差函数。

则可得泛克立格无偏最优品位估计量

$$Z_{\text{UK}}^*(x) = \sum_{i=1}^n \lambda_i Z(x_i) \quad (9)$$

$$\hat{\sigma}_{\text{UK}}^2 = \sum_{i=1}^n \lambda_i \mathcal{Y}(x_i, x) + \sum_{l=1}^k u_l f_l(x) + u_0 \quad (10)$$

式中 Z_{UK}^* ——无偏最优估计量; $\hat{\sigma}_{\text{UK}}^2$ ——估计方差; $Z(x_i)$ —— x 邻域内 x_i 点的已知信息值。

3.4.2 估计 $m'(x)$ 的泛克立格方程组

此时只有 $Z(x)$ 的增量才存在数学期望

$$E[Z(x) - Z(y)] = m(x) - m(y) \quad (11)$$

而 $Z(x)$ 的数学期望 $E[Z(x)]$ 可能不存在, 所以不能直接估计 $Z(x)$ 的漂移 $E[Z(x)]$ 值, 而仅能估计漂移的增量

$$m'(x) = m(x) - m(y_0) \quad (12)$$

式中 y_0 为某一固定点。

估计 $m'(x)$ 的泛克立格方程组为

$$\begin{cases} \sum_{i=1}^n \rho_i Y(x_i, x_j) + \sum_{l=1}^k u_l f_l(x_i) + u_0 = 0 & i = 1, 2, \dots, n \\ \rho_l f_l(x_i) = f_l(x) - f_l(y_0) & l = 1, 2, \dots, k \end{cases} \quad (13)$$

式中 ρ_i ——泛克立格估计 $m'(x)$ 的权系数。

$m'(x)$ 的泛克立格最优无偏估计量 $m^*(x)$ 及其方差 $\sigma_{\text{K}}^2[m'(x)]$ 分别为

$$m^*(x) = \sum_{i=1}^n \rho_i [Z(x_i) - Z(y_0)] \quad (14)$$

$$\sigma_{\text{K}}^2[m'(x)] = \sum_{l=1}^k \mu_l f_l(x) + \mu_0 \quad (15)$$

4 变差函数 $\gamma(h)$ 的确定

4.1 剩余 $R(x)$ 的确定

由(7)式可知, 剩余 $R(x)$ 的变差函数 $\gamma_k(h)$ 即是 $Z(x)$ 的变差函数 $\gamma_z(h)$ 。但由于 $m(x)$ 多为未知, 所以不能用(1)式直接计算 $R(x)$ 值, 从而得 $\gamma_k(h)$ 值。通常处理漂移的方法是采用某一种逼近方法来处理所得观测值的漂移。

本研究采用正交多项式地质趋势面分析法确定实测值的漂移, 然后再由(1)式用实测值 $Z(x)$ 减去 $m(x)$ 得剩余 $R^*(x)$ 值。经逐步拟合结果对比, 采用结果最优的一次曲面。采用此法确定的 $R^*(x)$ 是实际 $R(x)$ 的一个近似值, 且为使 $\sum_{i=1}^n [R(x_i)]^2$ 达到最小时得到 $R^*(x)$ 值, 所以经多次检验后才可使用。

4.2 变差函数 $\gamma(h)$ 的确定

根据趋势面分析所得剩余值 $R^*(x)$, 可得剩余的实验变差函数 $\gamma_k^*(h)$, 即为实测值 $Z(x)$ 的变差函数 $\gamma_z^*(h)$ 。用加权多项式回归分析法拟合得到理论变差函数球状模型。

$$\gamma_z^*(h) = \begin{cases} 0 & h = 0 \\ c_0 + c \left[\frac{3}{2} \frac{h}{a} - \frac{1}{2} \left(\frac{h}{a} \right)^3 \right] & 0 < h < a \\ c_0 + c & h > a \end{cases} \quad (16)$$

式中 c_0 ——块金方差; a ——最大滞后距或变程; c ——拱高; h ——滞后距。

对于 1 m 土层内平均含水率的变差

函数模型 $c = 3.653$, $c_0 = 1.6953$, $a = 190.31$, 见图 1。图 1 中变差函数 $\gamma_Z^*(h)$ 具有明显的漂移性, 而变差函数 $\gamma_R^*(h)$ 具有明显的基台值, 表明了区域农田土壤水分分布的非平稳特性。同时也可看出在最大滞后距 $h = a$ 范围之内, $\gamma_Z^*(h)$ 与 $\gamma_R^*(h)$ 的差异较小。

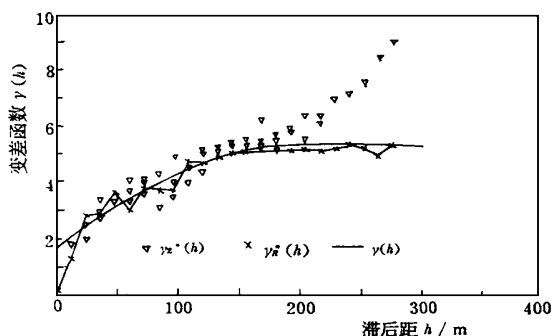


图 1 平均含水率理论变差函数拟合

5 OK 法与 UK 法的应用成果对比

从图 1 可知, 由于在 $h = a$ 范围内, 变差函数 $\gamma_Z^*(h)$ 与 $\gamma_R^*(h)$ 较接近, 所以在此范围之内可用 OK 法直接对区域化变量 $Z(x)$ 进行简化区域估计。本文采用 UK 法对套合采样区三条导线各层土壤含水率 θ 值、漂移 $m(x)$ 及漂移模型各系数 a_i 进行最优无偏估计, 计算中 $m(x)$ 采用线性模型, 并取各导线上的第一个点为 y_0 点。同时也采用计算较为简单、常用的普通 Kriging 法对采样点土壤含水率值 θ 进行最优无偏估计。将 UK 法、OK 法估计值与实测值对比如图 2。

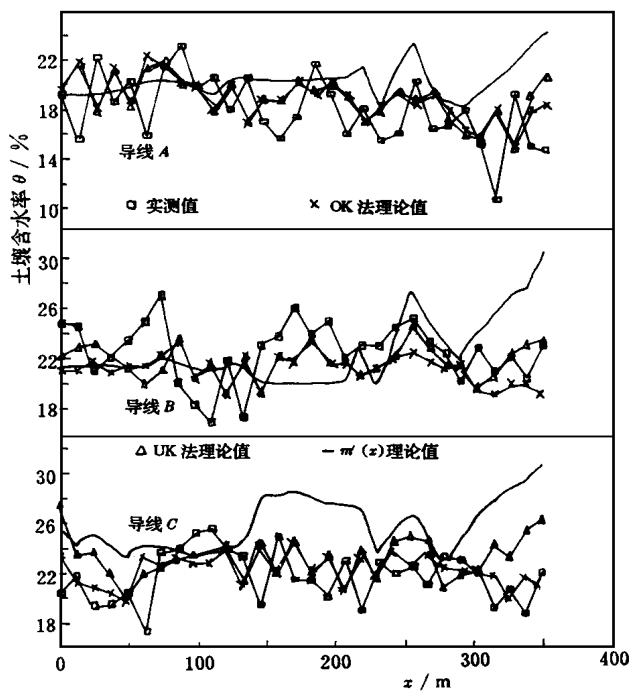


图 2 OK 法 UK 法估计值与实测值沿导线对比(0~ 100 cm)

图 2 中 UK 法、OK 法最优无偏估计值 Z_{UK}^* 、 Z_K^* 与实测值 $Z(x)$ 沿导线分布情况对比表明, UK 法与 OK 法对区域土壤含水率信息估计值均与实测值较吻合。

由于在变程 $h = a$ 范围内, 实测值的变差函数 $\gamma_Z^*(h)$ 与剩余的变差函数 $\gamma_R^*(h)$ 无明显差异, 可直接用实测值的 $\gamma_Z^*(h)$ 在变程 a 的范围内的曲线作为 $Z(x)$ 的非平稳变差函数 $\gamma_R^*(h)$ 来利用 UK 法进行最优无偏估计。而用 OK 法估计值 Z_K^* 与 UK 法估计值 Z_{UK}^* 总体上也无明显差异, 仅在局部略有不同。

根据所确定的变差函数模型即可对区域土壤墒情进行内插与外推估计预测^[3]。为简化计算, 在 $h = a$ 范围内可采用 OK 法, 而在 $h > a$ 范围内应采用 UK 法^[4]。预测结果见表 1。

表1 待估域土壤墒情聚类分布预测表(占总区域%)

土壤含水率	偏低	低	较低	中等	较高	高	偏高
/%	9.62~13.42	13.42~17.56	17.56~21.70	21.70~24.09	24.09~27.56	27.56~30.38	30.38~34.13
0~100 cm	0.00	0.00	2.24	18.24	69.13	9.88	0.51

6 结论

1) 本采样研究区域 1.30 hm² 范围内 1 m 深土层农田土壤水分信息的空间分布具有线性非平稳型特征, 沿 E- W 方向具有明显的趋势性。

2) 可先采用地质趋势面分析方法近似确定非平稳条件下的区域化变量 $Z(x)$ 的漂移 $m(x)$ 值及相应的数学模型。

3) 在最大滞后距范围 ($h = a$) 之内, 实测值 $Z(x)$ 的变差函数 $\gamma_z(h)$ 与剩余 $R(x)$ 的变差函数 $\gamma_R(h)$ 无显著差异性, 只要在变程范围内有足够多的数据点, 就可不必考虑漂移是否存在, 故可直接简化采用 OK 法进行区域最优估值, 能节省机时, 简化计算过程。OK 法与 UK 法估计结果差异较小, 且均与实测值较吻合。

4) 在 $h > a$, 即中尺度以上大区域范围内, 由于土壤水分空间分布具有明显趋势性, 需采用 UK 法进行土壤墒情的最优无偏估计。

5) 漂移值 $m^*(x)$ 具有明显的平滑作用, 当实测值较平稳时, $m(x)$ 为一光滑线段。

6) 利用普通克立格最优无偏估计法可对区域农田土壤水分信息域进行内插与外推预测预报估计。估计域范围在 σ_k^2 控制下可达 33.35 hm², 根据本例只需对信息域与待估域进行合理规划, 可将本实例扩展为大面积灌区水资源管理及灌区农田土壤水分预测及监控应用。已在西辽河灌区 65.100 km² 范围内进行了大面积区域预测应用^[4]。

参 考 文 献

- 1 Shi Haibin, Chen Yaxin. A rational sampling number and Monte-Carlo simulation test in information management of soil water resources in irrigated area. Advances in Hydro-Science and-Engineering, Vol II, 95¹. ICHE, March, 1995. 171~ 178
- 2 Shi Haibin, Chen Yaxin. Spatial variability of soil moisture and zonal information estimation. 92-CAE Beijing, Academic Publishers, 1992 V: 149~ 155
- 3 史海滨, 陈亚新. 土壤水分空间变异的套合结构模型及区域信息估值. 水利学报, 1994(7): 70~ 77
- 4 史海滨, 陈亚新. 土壤水资源信息空间变异性与大面积区域预测. 见: 内蒙古自治区首届青年学术年会论文集, 1995. 314~ 318
- 5 陈亚新, 史海滨. 渠床土壤入渗率局部估计的点 Kriging 插值问题. 水利学报, 1991(2): 11~ 18
- 6 陈亚新, 史海滨. 地质统计学的土壤水分区域预测. 见: 土壤地质. 北京: 地质出版社, 1994, 3: 304~ 310
- 7 Burgess T M. Optimal Interpolation and Isarithmic Mapping of Soil Properties: I The Semivariogram and Puncual Kriging. Soil Sci J, 1980, 31: 314~ 315
- 8 Dooge J C I. Looking for Hydrologic Water Resour Res, 1986, 22(9): 300~ 305
- 9 Gary R. On the relationship between Kiriging and state estimation. Water Resour Res, 1982, 18(2): 432~ 437
- 10 Russo D. Statistical analysis of spatial variability in unsaturated flow parameters. Water Resour Res, 1992, 28(70): 1991~ 1925