

# 水土化学场理论在干旱区绿洲盐渍土研究中的应用

——以渭干河-库车河三角洲绿洲为例\*

张 飞<sup>1,2</sup>, 塔西甫拉提·特依拜<sup>1</sup>, 建丽<sup>1</sup>, 何祺胜<sup>3</sup>

(1. 新疆大学 资源与环境科学学院 绿洲生态教育部重点实验室, 乌鲁木齐 830046; 2. 新疆大学 研究生院学  
位办, 乌鲁木齐 830046; 3. 中国科学院 遥感应用研究所 遥感科学国家重点实验室, 北京 100101)

**摘 要:** 针对目前塔里木盆地北缘地区存在的土壤盐渍化问题, 以新疆塔里木盆地北缘渭干河-库车河三角洲绿洲为例, 根据水土环境中盐渍成分时空分异的区域化特征, 应用盐渍水土化学场理论, 建立变异函数模型量化模拟其空间分异, 求得变异函数后, 采用 Geostatistical Analyst 地质统计分析模块中的 Kriging 插值方法量化预测某种盐渍水土环境特征的空间分布, 即对渭干河-库车河三角洲绿洲土壤特征(含盐量和电导率)的空间变异性进行分析。结果表明: 渭-库绿洲表层土壤电导率和含盐量采用 Exponential 模型拟合效果比较好。电导率和含盐量的分维数为 1.938 和 1.907, 说明表层土壤含盐量的空间依赖性要比电导率的强, 即引起表层土壤电导率空间变异中随机因素起决定性作用, 而表层土壤含盐量则受结构性因素和随机因素共同作用。表层土壤电导率和含盐量的块金值与基台值之比分别为 44.72% 和 38.61%, 具有中等的空间相关性。并且变异系数分别为 0.634 和 0.618, 故具有中等变异强度, 主要原因在于表层干扰因素较多(大气降水、灌溉、植被覆盖、蒸散发、根系吸水及地表微地形的差异等)。利用在渭干河-库车河三角洲绿洲的实测数据进行验证, 可为盐渍水土环境的量化研究提供理论依据。

**关键词:** 渭干河-库车河三角洲绿洲; 盐渍化; 水土化学场; 变异函数

中图分类号: S156.4

文献标识码: A

文章编号: 1005-3409(2008)04-0088-06

## Application of Salt Distribution Chemical Field Theory in Soil Salination in Arid Oasis

—A Case Study in the Delta Oasis Of Weigan and Kuqa Rivers

ZHANG Fei<sup>1,2</sup>, Tashpolat·Tiyip<sup>1</sup>, DING Jian-lil, HE Qi-sheng<sup>3</sup>

(1. R & E Department of Xinjiang University, Key Laboratory of Oasis Ecology, Xinjiang University, Ministry of Education, Urumqi 830046, China; 2. Graduate school of Xinjiang University with Academic Degrees Committee, Urumqi 830046, China; 3. State Key Laboratory of Remote Sensing Science, Jointly Sponsored by the Institute of Remote Sensing Applications of Chinese Academy of Sciences and Beijing Normal University, Beijing 100101, China)

**Abstract:** In this paper, author has proposed the delta oasis of Weigan and Kuqa rivers which are located in the North of Tarim Basin considered as the typical area. According to regional distribution characteristics of salt in water soil environment, the theories of Salt Distribution Field in water soil Environment are applied. Variation function offered is used to model quantitatively space differentiation of salt in water soil environment, thus, the Geostatistics is used in soil science to explore its spatial distribution characteristics and its variability law, which has been advocated by more and more experts. The fundamental of geostatistics and its utilization in soil spatial variability on soil physical characteristics, soil conductivity and salt content were reviewed in this paper. Geostatistics combined with GIS was applied to analyze the spatial variability of soil conductivity and salt content in topsoil in the delta oasis of Weigarr Kuqa rivers. In this paper, the research which was based on Kriging method, was handled by ArcGIS. GIS can integrate attribute data with geographical data of system variables, which makes the application of geostatistics technique for large spatial scale more convenient. It is showed that the spatial correlation of topsoil conductivity and salt content

\* 收稿日期: 2007-12-18

基金项目: 自治区高校科研计划项目(XJEDU2004I06); 教育厅创新研究群体基金项目(XJEDU2004G04); 中科院西部之光项目(XJEDU2005I07); 新疆绿洲生态重点实验室开放课题(XJDX020F2007-01); (XJDX020F2008-03); 新疆大学青年教师科研启动基金(QN070122)资助

作者简介: 张飞(1980-), 男, 陕西省凤翔县人, 硕士, 主要从事干旱区资源与遥感应用研究。E-mail: zhangfei3s@yahoo.com.cn

at this large scale were strongly dependent, the proportion of Nugget and Sill is 44.72% and 38.61%. Variance coefficient is 0.634 and 0.618. Then choosing proper Kriging model, verifying of the Cross Validation and correcting the parameters are important factors influencing accurate analysis. At last, this method is applied by integrating experimental data in saline soil of the delta oasis of Weigan and Kuqa rivers, and get EC, salt content sample in saline badlands, at the same time, get different direction EC, salt content sample variance. This theories can be used quantitatively study on saline and alkaline water soil environment.

**Key words:** the delta oasis of Weigan and Kuqa rivers; salinization; salt distribution field in water soil environment; variogram function

## 1 引言

受土壤性质、气象、地貌、地下水文及长期地球化学过程等自然条件和耕作、灌溉等人类活动影响,土壤盐分是土壤特性中最活跃和复杂的一部分<sup>[1-3]</sup>,其在时空域上具有结构性和随机性特征<sup>[4]</sup>。早期对时空分异的研究是通过溶质运移方程模拟垂向一维变化,但仅能模拟一点的垂直变化;或是依据成土因子把土壤分为内部相对均一的分类单元,将其在空间上的连续变异性转化为单元间差异,而野外试验则尽量选用性质均一小区,以消除其变异性对试验的影响,或者将土壤变异包括到试验误差中进行解释<sup>[5]</sup>。这样可能丢失土壤空间连续变异信息。“场”的提出和发现,其意义不仅在于建立了电磁场理论,更重要的是它作为描述物质空间分布及相互作用的一种直观而有效的方法。场理论被引入其它学科后,促进了其它学科研究方法的变革。

如美国德克萨斯农工大学一个生态系统研究组提出生态场理论,王德利<sup>[6]</sup>将之应用于草地生态系统研究,并且王亚秋<sup>[7]</sup>作了植物生态场模型的改进,在模型的应用过程与结果分析中,体现出改进后的生态场模型的实际可操作性强、对生态学问题能够量化、直观化研究的优点。汪林<sup>[8]</sup>将宁夏青铜峡灌区视为一个整体,研析水、土的众多化学参数构筑的化学场的时空演化态势,揭示其在时空上的分布特点、规律和演化进程,以及两者联动演化的特点和规律性,用以评价该区土壤改良状况。李海涛<sup>[9]</sup>通过基于电磁感应方法测量的结果对新疆焉耆盆地土壤盐渍化进行了定性分析。因此,应用盐渍水土化学场概念,并结合GIS技术,以渭干河-库车河三角洲绿洲为研究对象,模拟土壤盐碱成分的空间变异,并将这种变异量化的表示出来。本文藉此研究盐渍水土环境中电导率和含盐量的空间分异特征,为土壤盐渍化的治理和农田灌溉管理提供信息。

## 2 研究区概况

渭干河-库车河三角洲绿洲位于天山南麓,塔里木盆地的北部,北起秋里塔格山,南接塔里木河北岸,东与轮台、尉犁县相邻,西与温宿县接壤,是一个典型而完整的扇形平原绿洲。该区地形由3部分组成:北部是高峻的天山山脉,海拔3000~5000m,是渭干河-库车河三角洲绿洲重要的水源地、冰川和涵养林景观;中部是以秋里塔格山为主的长期剥蚀的低山和残丘,呈东西向断续分布,海拔1500~2000m;南部是山前平原区,主要是绿洲、沙漠和戈壁景观,渭干

河-库车河使本地区形成和发育了较大的绿洲,是库车、沙雅和新和三县经济发展的核心地带。本绿洲位于中纬度地区,远离海洋,属典型的大陆性暖温带干旱气候,具有气候干燥,风沙频繁,降水稀少,蒸发量大,昼夜温差大,夏季干热,冬季干冷等特征。年均气温10.5~11.4℃,年降水量50.0~66.5mm,年均蒸发量2000.7~2092.0mm,年均无霜期240d。北部高山区有常年冰川积雪,是区内众多水系的发源地,区内主要水系有渭干河、库车河、塔里木河等河流<sup>[10]</sup>。

## 3 研究方法

### 3.1 盐渍水土化学场的基本内涵

对水土化学场概念,不同研究者有不同的理解,有专家认为<sup>[11]</sup>:地下水化学场是含水层中矿物溶解与沉淀,元素在水中的存在与迁移形式以及水-土间离子的吸附和解吸等物理-化学作用程度的主要控制因素。也有专家认为:水土化学场是受水分运动空间和各种力的作用形成的<sup>[12]</sup>。前者从引起水土环境中物理-化学作用的控制性因素方面定义,如在不同的区域,水中氟盐具有不同的浓度区间,由其容度积控制的水中氟的浓度也是不同的,又如由pE和pH决定的氧化-还原区间控制着水中各种不同形态金属化合物的存在。后者从土壤物理角度,通过对运载化学溶质的水分在土壤中的受力状况和其运行空间来研究水土化学场。

无论何种控制性因素造成的水土环境中盐分的时空分异,不同区域水土环境中盐分对外作用强度和方式均表现在它们在时空方向上的含量和成分差异上。它们的分布显示出一定的结构性和随机性,具有“区域化”现象<sup>[13]</sup>,随空间位置的不同,水土环境中的盐分含量和成分表现出差异性,并可用等值线图等空间数据分析手段表现出它们的差异性。就像在电磁场中不同位置场的矢量属性可通过电、磁力线来表示一样。

盐渍水土环境中盐分运移和分布的时空变异包括系统变异和随机变异两部分。一方面气候、地质、成土母质决定了水土环境中盐分含量和成分的系统性差异,另一方面,人为因素、微地貌造成水土环境中盐分的随机性差异<sup>[14]</sup>,这种差异依赖于时空变化。因此提出水土化学场是由土壤物理结构和溶质化学性质决定的时空域随机场。定义盐渍水土化学场为实现某种水土环境化学特征的随机变异函数 $Z(x, y, z, t)$ 的时空自变量集合。其中的随机变异函数 $Z(x, y, z, t)$ 代表了区域某种水土环境化学特征,如土壤盐分含量、土壤水分含量等,而空间位置 $(x, y, z)$ 和时间 $(t)$ 则是决定这种

水土环境化学特征的自变量集合。

### 3.2 盐渍水土化学场的特点

在盐渍水土化学场中,水土环境化学特征在场中表现出的结构性和随机性体现在随机变量的变化上:明显的空间分布几何域、不同程度的“块金效应”及绝对的各向异性<sup>[14+16]</sup>。

(1) 明显的空间分布几何域(Geometric Region)反映某种盐渍水土环境特征的随机变量被限定在一定的空间范围内,该空间范围称为其几何域。如特殊的地形地貌及水文地质条件导致的盐分高含量区,盐碱地开发洗盐形成的盐分低含量区。几何域范围内,变量的特征属性(如盐分含量的高低、离子交换的难与易、氧化还原的正与逆)明显,变量的自相关程度高;几何域范围外,变量的特征属性不明显,变量的自相关性减弱或消失。

(2) 不同程度的“块金效应”(Nugget Effect)。“块金效应”原义是表示矿脉的不连续性,这里借鉴它的不连续性意义。由于盐渍水土化学场的复杂性,它在时空域上的连续性是不同的,连续性强,“块金效应”就小。盐渍水土环境中,相邻很近的洼地和高地土壤中盐分的含量和成分连续性可能很差,而在土壤剖面中,受降水和灌溉的淋溶作用或地下水位的顶托作用,其剖面盐分特征具有明显的连续性,块金效应很小。

(3) 绝对的各向异性(Anisotropy)。区域化随机变量如果在各个方向上的性质变化相同,称各向同性,否则称各向异性。由于影响盐渍水土环境各条件复杂多样,其特征在不同方向的变异性不可能完全相同,其各向同性是相对的,各向异性则是绝对的<sup>[17]</sup>。

### 3.3 盐渍水土化学场的研究方法

在一般流场研究中,假设流场中物质扩散符合某种概率分布形式,如正态分布、泊松分布等,扩散的方向也是确定的<sup>[18]</sup>,可用概率论、数理统计的知识及流场介质的迁移转化规律推导出它们的随机场模式,如高斯点源模式、水体污染

扩散模式。而在盐渍水土化学场中,由于土壤性质的相对不均一性,影响因素的复杂性,要假定它服从某种现有的概率分布模式是不可能的。因此对盐渍水土化学场的研究应采取不同于传统的模型推导方法。某种水土环境化学特征在场中的“区域化”现象不但体现在其变化的随机性<sup>[19]</sup>,而且表现在其结构性上,即某种水土环境化学特征在点  $x$  处和点  $x+h$  处的数值  $z(x)$  和  $z(x+h)$  具有某种程度的自相关,这种自相关的大小依赖于时空域的变化,这体现了盐渍水土化学场的结构性。当区域土壤盐分变量满足二阶平稳或准平稳假设<sup>[20]</sup>,且样本容量足够大时,上述随机性和结构性可用自相关函数  $\rho(h)$  和实验变异函数  $\gamma(h)$  表示。

$$\rho(h) = \frac{1}{\sigma^2 N(h)} \sum_{i=1}^{N(h)} [z(x_i) - \bar{z}][z(x_i + h) - \bar{z}] \quad (1)$$

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

式中:  $N(h)$  ——样本资料数目;  $h$  ——采样间距(m);  $\sigma$  ——标准差;  $z(x_i)$  ——某种盐渍化学成分特征;  $i$  ——采样点序号。 $\rho(h)$  和  $\gamma(h)$  呈相反的变化趋势,  $\rho(h)$  越大则数据空间相关性越强。

上述的实验变异函数,只能计算离散变异系数,为了得到连续的变异系数,需建立理论变异函数模型。求得变异系数后,利用克里格(Kriging)插值<sup>[21]</sup>就可估算试验区域内任一点的盐渍水土化学场的特征值。变异函数能够揭示盐渍水土化学场中盐分变化的空间结构和方向性特征,克里格插值则可估计任一点的土壤盐分含量特征。利用上述盐渍水土化学场的基本理论和在实地采样的基础上可对区域土壤盐渍成分进行定量化估算。

## 4 实例研究

### 4.1 初步统计分析

在对研究区土壤盐分数据进行方差分析时,首先需要进行初步统计分析<sup>[22]</sup>。电导率和含盐量统计特征参数如(表1)。

表 1 表层土壤电导率与含盐量统计特征参数

| 统计值                        | 最大值   | 最小值  | 平均值   | 中值    | 方差      | 标准差    | 变异系数  | 偏度系数   | 峰度系数   |
|----------------------------|-------|------|-------|-------|---------|--------|-------|--------|--------|
| 电导率/(ms·cm <sup>-1</sup> ) | 143.4 | 0.57 | 69.76 | 74.95 | 1957.80 | 44.247 | 0.634 | -0.158 | -1.028 |
| -1.216                     | 含盐量/% | 8.75 | 0.03  | 4.59  | 5.17    | 8.04   | 2.836 | 0.618  | -0.422 |

注:采样时间:2006年7月。

对渭-库绿洲的土壤数据进行初步分析表明:采样的表层土壤(0-10 cm)电导率和含盐量的最大值和最小值相差很大,说明土壤表层有盐结皮,这是因为该绿洲(1)气候干旱,蒸发强烈,促使土壤中的水流上升强,向下淋溶微弱。地下水的排泄以蒸发为主,促进盐分向土壤表层聚集,造成土壤普遍积盐,形成盐碱地。(2)引排失调或“只灌不排”、“上排下灌”加速土壤盐渍化。(3)由于输水渠道防渗程度差,从渠道引水经过渠道输水至农田,在输水过程中损失59%,从而抬高了地下水位,促进了土壤盐渍化。(4)过量灌溉,引起土壤次生盐渍化。

### 4.2 土壤电导率和含盐量的空间变异性分析

由于土壤特性(含盐量,电导率等)的传统统计分析只能概括土壤特性的全貌,不能反映其局部的变化特征,即只在

一定程度上反映样本全体,而不能定量地刻画土壤特性的随机性和结构性、独立性和相关性。为了解决这些问题,必须进一步采用地统计方法进行土壤特性空间变异结构的分析和探讨。

检验数据的正态分布性是使用地统计学克里格方法进行土壤特性数据的前提,只有当数据服从正态分布时,克里格方法才有效。P-P正态概率图是一种检验正态分布的统计图形,它是根据变量分布累积比和正态分布累积比生成的图形,如果数据是正态分布,则被检验数据基本成一直线。利用SPSS统计软件中的P-P正态概率图方法,对土壤特性数据进行正态分布性检验,其检验结果见图2,其电导率和含盐量均属于正态分布,这表明所测数据均满足地统计学分析的要求。

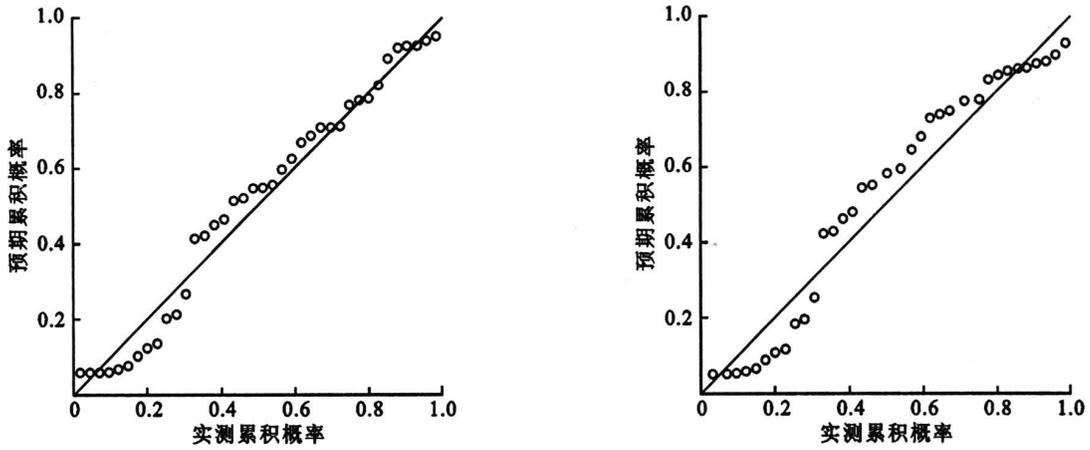


图 1 2006 年 7 月土壤电导率(左)、含盐量(右)的正态分布性检验

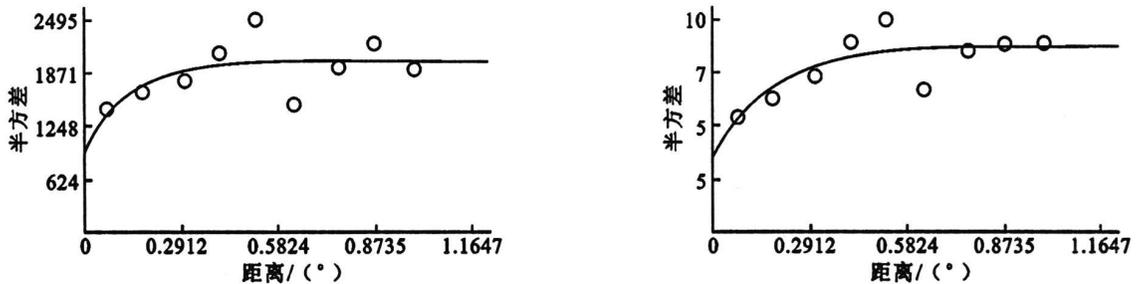


图 2 表层土壤电导率 Exponential 模型(左)和含盐量 Exponential 模型半方差函数图(右)

变异函数的计算一般也要求数据符合正态分布, 否则可能存在比例效应<sup>[23]</sup>。从变异系数来看, 2006 年 7 月表层土壤电导率和含盐量的变异系数分别为 0.634 和 0.618。按照反映离散程度的变异系数大小可以将土壤变异性进行粗略分级: 变异系数 ( $CV\%$ ) < 10% 为弱变异性; 变异系数 ( $CV\%$ ) 在 10% ~ 100% 之间为中等变异性; 变异系数 ( $CV\%$ ) > 100% 为强变异性<sup>[24]</sup>。故 2006 年 7 月的表层土壤的电导率和含盐量均呈中等变异强度, 主要原因在于表层干扰因素较多(大气降水、灌溉、植被覆盖、蒸散发、根系吸水及地表微地形的差异等)。

再计算出  $\gamma(h) - h$  的散点图之后, 分别用不同类型的模型来进行拟合, 得到模型的参数值。一般来说, 最佳拟合模型应该是平均误差和平均误差标准差最接近 0, 均方根误差尽可能小, 平均标准差最接近于均方根误差, 以及均方根误差标准差最接近于 1。其模型拟和状况越好。

本章得出: Exponential 模型拟和 2006 年 7 月渭 - 库绿洲表层土壤电导率以及含盐量比较合适(图 2)。最后用交叉验证法(cross validation)来修正模型的参数<sup>[25-26]</sup>, 结果见表 2, 可知电导率的空间自相关距离小于含盐量的空间自相关距离。

表 2 表层土壤电导率、含盐量的理论模型和相应参数

| 土壤项目                       | 理论模型        | 块金值         | 基台值    | 块金值/基台值/% | 变程/km | 分维数   |
|----------------------------|-------------|-------------|--------|-----------|-------|-------|
| 电导率/( $ms \cdot cm^{-1}$ ) | Exponential | 898.0       | 2008.0 | 44.72     | 10.86 | 1.938 |
| 1.907                      | 含盐量/%       | Exponential | 3.30   | 8.547     | 38.61 | 14.7  |

注: 采样时间: 2006 年 7 月。

一般认为块金值( $C_0$ )代表随机变异的量, 而基台值代表变量空间变异的结构性方差, 块金系数是块金值与基台值的比值, 该比值是反映区域化变量空间异质性程度的重要指标<sup>[27]</sup>。通过半方差函数拟合参数可以看出(表 2), 各土层含盐量的块金值  $C_0$  均为正值, 说明存在着由采样误差、短距离的变异、随机和固有变异引起的各种正基底效应。块金值与基台值的比值可以表明土壤性质空间相关性的程度。如果块金值/基台值小于 25%, 空间相关性强; 在 25% ~ 75% 之间, 空间相关性中等; 大于 75%, 空间相关性很弱; 若比值接近于 1, 说明在整个尺度上具有恒定的变异<sup>[28-29]</sup>。可见, 2006 年 7 月表层土壤电导率和含盐量的空间分布体现为中

等的空间相关性。Chien<sup>[30]</sup> 等把影响土壤性质空间变异看作是内因和外因共同作用的结果。内因是结构性因子, 如土壤形成过程中的成土母质、地形、地下水位及形成的土壤类型等; 外因是随机性因子, 如土壤管理过程中的施肥、作物布局、栽培管理措施等。分数维  $D$  是一个无量纲数,  $D = (4 - m)/2$ ,  $m$  是变异函数  $\gamma(h)$  和抽样间距  $h$  双对数线性回归的斜率。  $D$  随着变异函数对数曲线斜率的增加而减少, 斜率越陡( $m$  越大),  $D$  越小, 格局变异的空间依赖性越强, 反之, 由随机因素引起的异质性占有较大的比重。从表 2 可以看出, 各个采样时间段的表层土壤含盐量的空间依赖性要比电导率的强, 从而说明引起表层土壤电导率空间变异中随机因素

起决定性作用,而表层土壤含盐量则受结构性因素和随机因素共同作用。

为进一步对盐渍水土化学场的空间变化进行解释,计算了表层土壤电导率和含盐量不同方向上的变异函数(图 3),通常考查 0°, 45°, 90°, 135° 这 4 个方向上的变异情况。由图 3 可知:电导率、含盐量均在西南-东北(45°)和西北-东南(135°)方向上的空间变异较大,即盐渍水土环境变化相对较大。而在东-西(0°)和南-北(90°)方向上的空间变异较小,即盐渍水土环境变化相对较小。土壤含盐量是农业发展的主要限制因素之一,由于该绿洲降水稀少,荒地的土壤盐分一直处于累积状态,土壤盐分不断增加,而在耕地,由于灌

溉和排水的影响,土壤含盐量呈现季节性波动。其含量过高引起的土壤盐渍化是土壤肥力降低的重要标志之一,也是土地退化的重要表现形式,是一个世界性的生态问题。在含盐量较高处,植被群落以盐生植物如柽柳、骆驼刺等为主;在高含盐量处,以裸露的盐斑地为主。在特定的气候、地形和地貌、成土母质与土体构型情况下,土壤积盐主要与地下水位及地下水矿化度有直接关系。地下水中的可溶性盐是土壤盐分的重要来源,地下水矿化度的高低直接影响土壤的含盐量。以 1994 年所测土壤表层含盐量与地下水矿化度实测资料为例。土壤表层含盐量与地下水矿化度存在明显的函数关系(图 4)<sup>[31]</sup>。

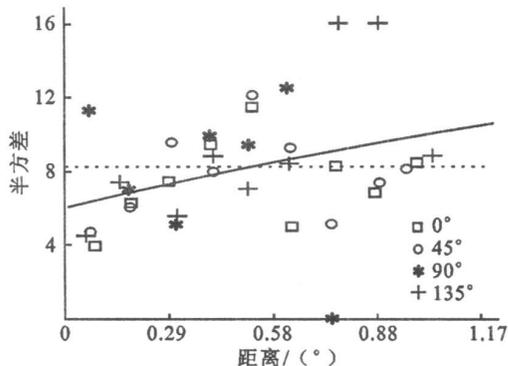
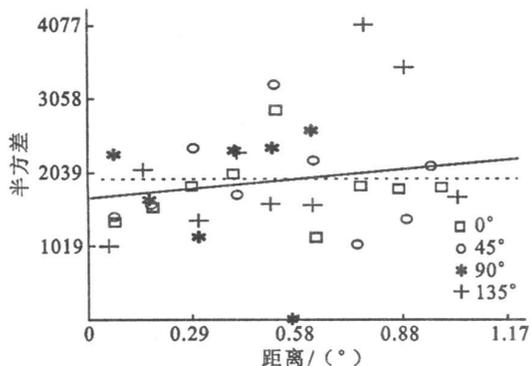


图 3 表层土壤电导率(左)和含盐量(右)在不同方向上的变异函数图

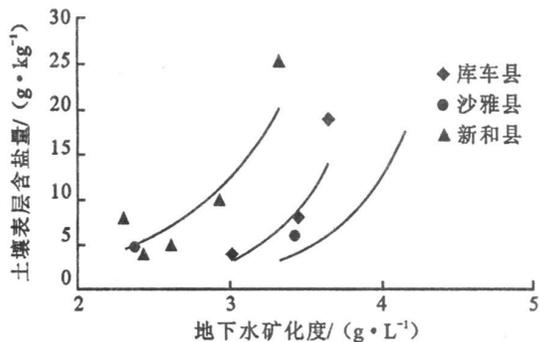


图 4 土壤表层含盐量与地下水矿化度关系

### 4.3 Kriging 插值结果空间叠加分析

Kriging 插值方法利用区域变量的原始数据和变异函数的结构特点,对未采样点的区域化变量的取值进行线性无偏最优估计,即通过已知点来推测未知点的电导率和含盐量状

况以估计其周围采样点土壤的特征。Kriging 插值结果平滑了土壤含盐量和电导率的数据,使得大值降低,小值增高,从而减少了土壤含盐量和电导率的突然变化。2006 年 7 月表层土壤电导率和含盐量的空间插值分布图(见图 5),等值线图(见图 6)。

图 5 是渭-库绿洲表层土壤电导率和含盐量的空间布局插值图,显示了各个含量的分布状况。说明在盐渍水土环境研究中,在区域不同方向采样时,必须考虑到其变异函数的空间变化,这样才能反映不同盐渍水土环境的特征。图 6 中可以看出:2006 年 7 月表层电导率在坐标值 83° - 83.4°, 41.1° - 41.3°, 41.5° - 41.8° 范围内空间变异性大于 82.3° - 83°, 41.1° - 41.8°, 83.4° - 83.6°, 41.1° - 41.5°, 而表层含盐量在坐标值 83° - 83.4°, 41.5° - 41.7° 范围内空间变异性大于 82.3° - 83°, 41.1° - 41.8°, 83.3° - 83.6°, 41.1° - 41.5°。图 5,图 6 的分析对于表现盐渍水土化学场的空间变异是直观的。

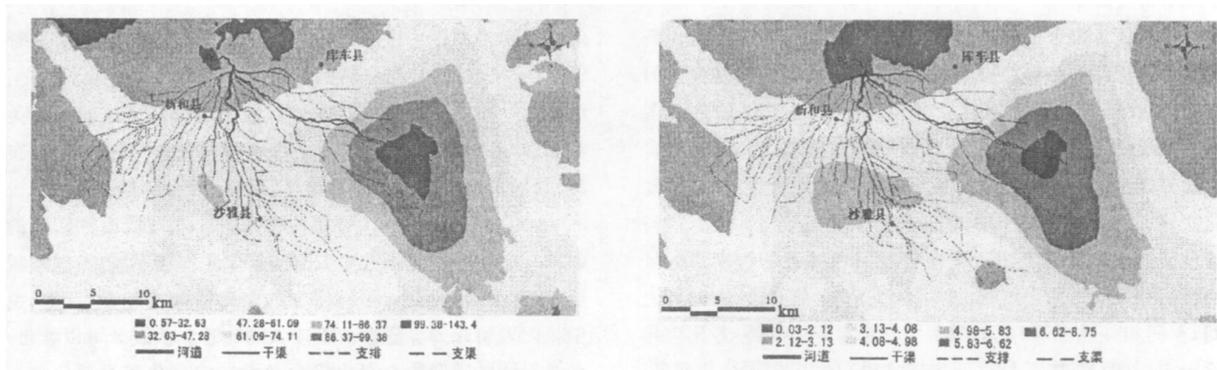


图 5 2006 年 7 月表层土壤电导率(左)、含盐量(右)的空间插值分布图

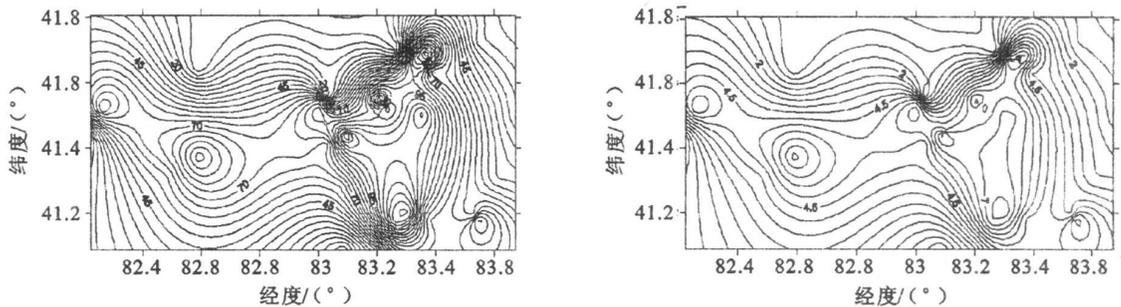


图 6 2006 年 7 月表层土壤电导率、含盐量块状 Kriging 估值等值线图

## 5 结 论

渭干河-库车河三角洲绿洲为水资源严重超采之典型。农田节水灌溉虽有一定成效,但水资源利用率并不高,仅有 52% 左右。大多数地方仍然进行大水漫灌,使河流量大部分消耗于农田灌溉,而给大面积的天然绿洲生态环境带来了负面影响,如土壤盐渍化、土地沙漠化、植被草场退化等。由于盐渍化的发生,土壤肥力水平大大降低,直接影响到耕地的质量,并使农作物的新陈代谢能力及适应性受到抑制,造成植被的死亡或作物的减产,是该绿洲生态环境恶化的原因之一,即土壤盐分含量制约植被生存和生长。由于该绿洲土壤盐分表聚现象严重,所以本文根据植被变化选取土壤样点,采用 Geostatistical Analyst 地质统计分析模块中的 Kriging 插值方法量化预测某种盐渍水土环境特征的空间分布,即对渭干河-库车河三角洲绿洲土壤特征(含盐量和电导率)的空间变异性进行分析。得到如下结论:

(1) 研究证实,盐渍水土化学场理论和地统计学、GIS 相结合的方法能够很好地描述渭-库绿洲表层土壤电导率和含盐量的空间变异性。实现了对盐渍水土环境空间变异的定量化表示。其中的空间变异函数可用于定量化模拟盐渍水土化学场的空间变异,克立格(Kriging)插值用于定量模拟盐渍水土化学场特性的空间展布。这为盐渍水土环境的定量化研究提供了理论方法。

(2) 经典统计分析和正态分布性检验表明:表层土壤电导率和含盐量均服从正态分布,变异系数分别为 0.634 和 0.618,属于中等变异强度。空间插值和交互检验结果表明:变异函数的最佳理论模型为 Exponential 模型,其空间插值结果与实测结果符合性很好,交互检验均达到极显著水平。表层土壤电导率和含盐量具有中等空间自相关性,块金值/基台值分别为 44.72%, 38.61%。分维数分别为 1.938, 1.907,说明随机性因素起着决定作用。

(3) 变异函数和 Kriging 插值分析能够将表层土壤含盐量和电导率要素的时间变化和空间变化结合起来,不仅反映了土壤含盐量和电导率整体的变化情况,也反映出局部地方的具体变化。需要指出的是,上述方法的应用建立在正确的空间数据采样基础上,并且需要的数据量相对较大。水土化学场理论和地统计学、GIS 的相结合将对较大区域土壤盐渍化空间定量分布的模拟和预测起到重要作用。

## 参考文献:

- [1] 史海滨,陈亚新,朝伦巴根,等.表土盐分空间变异及合理采样与信息估计[J].内蒙古农牧学院学报,1996,17(4):74-81.
- [2] 宋长春,闫百兴,宋新山.电磁技术在苏打盐渍化土壤研究中的应用[J].地理科学,2002,22(1):91-95.
- [3] 李取生,王志春,李秀军.苏打盐渍土壤微咸水淋洗改良技术研究[J].地理科学,2002,22(3):342-348.
- [4] 沈思渊.土壤空间变异性:事实,调节和应用[J].国外农学:土壤肥料,1988(2):35-42.
- [5] 沈思渊.土壤空间变异研究中地统计学的应用及其展望[J].土壤研究进展,1989(2):11-25.
- [6] 王德利.植物生态场导论[M].长春:吉林科学技术出版社,1994.
- [7] 王亚秋,王德利.改进的植物生态场模型与实例分析[J].生态学报,2005,25(11):2855-2861.
- [8] 汪林,汪珊,甘泓,等.宁夏青铜峡灌区水土化学场演化态势初步分析[J].水利学报,2003(6):78-84.
- [9] 李海涛,李小梅,Philip B,等.电磁感应方法在土壤盐渍化评价中的应用研究[J].水文地质工程地质,2006,33(1):95-98.
- [10] 钱云,郝毓灵.新疆绿洲[M].乌鲁木齐:新疆人民出版社,2000:358-359.
- [11] 周福俊,单润起,张中庸.松嫩平原中部地区地下水化学研究[M].长春:吉林大学出版社,1994:168.
- [12] 钱贞国.松嫩平原西部盐碱湿地开垦前后水土环境化学特征变化[D].长春:中国科学院长春地理所,1997:20.
- [13] 王政权.地统计学及其在生态学中的应用[M].北京:科学出版社,1999:15,177-185.
- [14] Kemper W D, Van Schaik J C. Distribution of salt in soil water systems [J]. Soil Sci. Soc. Am. Proc., 1966,30(5):534-538.
- [15] Guitjens J C. Spatial and temporal variabilities in salinity [C]//TANJI K K. Agricultural salinity assessment and management. New York: American Society of Civil Engineers, 1990: 328.
- [16] Webster R. Quantitative spatial analysis of soil in the field [J]. Advances in soil science, 1985, 3: 1-4.

流量相关性比较好,水中的磷比较稳定。总氮与地表径流量相关性比较差,氨氮是氮源污染的主要形态,而且氨氮容易挥发和转化,建议在以后氮素测定中进一步提高准确度。总氮与氨氮的相关关系比较好,和硝酸盐氮相关系数较小。亚硝酸盐氮含量较少,与总氮关系不明显。

径流量与污染关系非常密切,梁涛也曾在官厅水库周边不同土地利用方式下非点源污染研究中得出,径流量大小与沉积物量大小呈明显的正相关性,表明径流量是影响沉积物量的主要因素<sup>[11]</sup>。因此防治措施要尽量减少出现地表产生暴雨径流,减少污染在短时间内富集,延长径流中污染的降解和转化过程。为了减少地表暴雨径流,需要调整土地利用结构减小非点源污染。主要通过减少经济林来增加混交林用地面积,提高地表水源林的覆盖率,梯田可以维持现有的用地状况,禁止陡坡栽种农作物,坡脚和沟道农地采取梯田的耕种方式,以此来达到减沙减污的目的。

非点源污染从源头和传输过程进行系统控制。严格控制化肥的使用,大力提倡施用农家肥和绿肥,调整施肥的时间间隔,确定田间最佳施肥量,采取高效施肥方式,对垃圾、生活污水、污水、养殖等方面进行科学规划和管理,减少污染直接排放,在降雨期减少农事活动,有效地控制非点源污染。

#### 参考文献:

[1] 韩涛,李怀恩,李贵宝.渭河临潼断面以上氮污染分析[J].人民黄河,2004,26(12):22-23.  
[2] 高超,张桃林.面向环境的土壤磷素测定与表征方法研

究进展[J].农业环境保护,2000,19(5):282-285.

[3] 黄俊,张旭,彭炯,等.暴雨径流污染负荷的时空分布与输移特性研究[J].农业环境科学学报,2004,23(2):255-258.  
[4] 裴青.石家庄市地表水源氮、磷污染分布特征[J].地理与地理信息科学,2004,20(3):82-85.  
[5] 洪小康,李怀恩.水质水量相关法在非点源污染负荷估算中的应用[J].西安理工大学学报,2000,16(4):384-387.  
[6] Ryden J C, Syers J K, Harris R F. Phosphorus in runoff and streams [J]. Advance in Agronomy, 1973, 25: 1-45.  
[7] Summers R N, Guise N R, Smirk D D. Bauxite residue increases phosphorus retention in sandy soil catchments in Western Australia [J]. Fertilizer Research, 1993, 34: 85-94.  
[8] 王晓燕,王晓峰,汪清平.北京密云水库小流域非点源污染负荷估算[J].地理科学,2004,24(2):227-232.  
[9] 王鹏,高超,姚琪,等.环太湖丘陵地区农田氮素随地表径流输出特征[J].农村生态环境,2005,21(2):46-49.  
[10] 王夏晖,尹澄清,颜晓,等.流域土壤基质与非点源磷污染物作用的3种模式及其环境意义[J].环境科学,2004,25(4):123-129.  
[11] 杜桂森,孟繁艳.密云水库水质现状及发展趋势[J].环境科学,1999,20(2):35-40.

(上接第93页)

[17] 祝寿泉.我国土壤盐渍化的发生及演变[C]//俞仁培,郭建新,胡祥明.全国盐渍土研究学术研讨会会议论文集:盐渍土资源综合利用与治理.中国土壤学会盐渍土专业委员会,1997:25.  
[18] 朱发庆.环境规划[M].武汉:武汉大学出版社,1994:85-90,203-210.  
[19] Matheron G. The theory of regionalized variables and its applications [M]. Cahiers Du Centre De Morphologie Mathematique, Fontainbleau, 1971: 56.  
[20] 华孟,王坚.土壤物理学[M].北京:北京农业大学出版社,1993:214-237.  
[21] Alemi M H, Azari A B, Nielsen D R. Kriging and univariate modeling of a spatial correlated data [J]. Soil Technology, 1989, 1(2): 133-147.  
[22] 徐吉炎,韦甫斯特.土壤调查数据地域统计的最佳估值研究[J].土壤学报,1983,20(4):419-430.  
[23] 李哈滨,王政权,王庆成.空间异质性定量研究理论与方法[J].应用生态学报,1998,9(6):651-657.  
[24] 姚荣江,杨劲松,刘广明,等.黄河三角洲地区典型地块土壤盐分空间变异特征研究[J].农业工程学报,2006,22(6):61-66.  
[25] 胡克林,余艳,张凤荣,等.北京郊区土壤有机质含量的时空变异及其影响因素[J].中国农业科学,2006,39(4):764-771.  
[26] 李军,游松财,黄敬峰.中国1961-2000年月平均气温空间插值方法与空间分布[J].生态环境,2006,15(1):109-114.  
[27] 胡克林,张凤荣,吕贻忠,等.北京市大兴区土壤重金属含量的空间分布特征[J].环境科学学报,2004,24(3):463-468.  
[28] Cambardella C A, Moorman T B, Novak J M, et al. Field scale variability of soil properties in central low a soils [J]. Soil Sci Soc Am. J., 1994, 58: 1501-1511.  
[29] Zhang S R, Sun B, Zhao Q G, et al. Temporal spatial variability of soil organic carbon stocks in rehabilitating ecosystem [J]. Pedosphere, 2004, 14(4): 501-508.  
[30] Chien Y J, Lee D, Guo H Y, et al. Geostatistics analysis of soil properties of mid west Taiwan soils [J]. Soil Sci., 1997, 162: 291-298.  
[31] 叶海燕,王永平,王金栋,等.渭干河灌区水盐均衡特征分析[J].农业工程学报,2003,19(4):92-96.