

黑河下游地下水波动带土壤盐份空间变异性研究*

贾艳红¹ 赵传燕^{2†} 南忠仁¹ 万研新³

(1 西部环境教育部重点实验室, 兰州大学资源环境学院, 兰州 730000)

(2 中国科学院寒区旱区环境与工程研究所, 兰州 730000)

(3 兰州市 27 支局 63621 部队, 甘肃酒泉 732750)

摘要 地下水波动带是地下水水位及辐射范围变化明显的区域。本文在地质统计学理论与 GIS 技术基础上, 以黑河下游地下水波动带为研究区, 根据 64 个采样点的实测数据, 采用地质统计分析法与交叉验证法 (Cross-Validation) 对研究区土壤盐份实验半方差函数理论模型及常用插值方法进行了选择, 进而分析了研究区土壤盐份空间变异性特征。研究结果表明: (1) 黑河下游地下水波动带土壤盐份具有明显的空间变异性: 沿河流流向方向土壤盐份整体表现为逐渐增高的趋势, 垂直于流向方向各盐份要素受控于地下水而应该呈现的离河越近土壤盐份含量越高的特征被一些局部性变异所取代, 且这些局部性变异在东河辐射范围内略微明显于西河, 这与东河区域局部性地下水补给来源复杂及地下水化学类型变化明显等因素有关。(2) 变程是描述空间变异性的尺度。从各盐份要素的有效变程看, 7 km 是研究黑河下游地下水波动带土壤盐份空间相关性的最大采样尺度。本研究的目的是为黑河下游区域生态恢复与植被重建及相关研究中合理布置采样点提供理论依据。

关键词 土壤盐份; 空间变异性; 地下水波动带; 地质统计学; GIS; 黑河下游
中图分类号 S151.9 **文献标识码** A

在土壤-植被-环境统一体中, 植被作为环境质量的指示者, 其生长状况与土壤条件息息相关。土壤作为植物生长的基质, 可为其提供必要的水分和无机盐。作为一个形态和过程都很复杂的自然综合体, 成土过程中不同物理、化学、生物因素的影响都使土壤具有高度的空间变异性。同时, 土壤作为一个时空连续的变异体, 任何人类活动都将增强其空间变异性^[1,2]。相应地, 生长其上的植被也表现出较大的空间变化。土壤盐份作为土壤性质的重要指标, 在为植物生长提供必要营养元素的同时, 也可能成为植物生长的限制条件, 这种限制作用在干旱区表现得尤为突出。由于干旱区地表水资源缺乏, 同时蒸散量巨大, 水分从地下水上升至土壤包气带, 并通过地表蒸发和植物蒸腾散失到大气中。水分的运移带动了盐基离子在土壤中的移动和累积, 最终超过植被生长的需求量进而限制根系对水分的吸收, 从而制约植被生长。在干旱区, 不同的水盐组合就会产生不同的植物群落^[3]。因此, 研究干旱区土壤盐份空间变异性, 可为区域植被生长及恢复提供必

要的土壤性质信息, 进而为区域植被重建和生态恢复提供科学依据。

黑河是我国西北干旱区第二大内陆河, 其下游生态环境脆弱但战略地位突出。长期以来由于上游来水量持续减少, 依赖于河水补给的下游地区的地下水量急剧减少, 并造成区域性地下水位下降, 产生了一系列生态环境问题。为恢复和重建区域受损生态系统, 我国于 2000 年 7 月开始实施黑河下游应急生态输水工程^[4]。随着对黑河下游水资源时空布局干预力度的加大, 其地下水位及辐射范围都出现了波动, 这种波动在河流缓冲带内表现得最明显。地下水位的这种不稳定又将导致土壤盐份的变化^[5]。因此本文以黑河下游 10 km 河流缓冲带为研究区, 重点研究土壤盐份空间变异性, 这对植被恢复和生态重建都至关重要。

目前, 国内外对土壤盐份均进行了相关研究。国外研究主要集中在干旱半干旱灌区, 并认为灌溉水是导致土壤盐份变化的主要因素, 地下水的波动对土壤盐份的影响不大^[5~9]。我国除了对灌溉农田

* 国家自然科学基金项目 (NSFC NO. 40671067; NSFC NO. 40671167) 资助

† 通讯作者

作者简介: 贾艳红 (1977~), 女, 甘肃人, 博士研究生, 主要从事环境科学与 GIS 应用方面的研究。E-mail: j-913@163.com

收稿日期: 2007-04-14; 收到修改稿日期: 2007-09-17

土壤盐份有所研究外,大部分集中在内陆河流域土壤盐份变化研究上^[10~14]。根据其研究对象的不同可分为两类,一是直接对“点”的土壤盐份特征进行分析,进而以“点”代表区域土壤盐份特征,如闫琳等 2000 年对额济纳绿洲土壤盐份特征的研究^[12]及刘蔚等 2005 年对黑河下游土壤和地下水盐份特征的分析^[13];二是通过对“点”的空间插值实现“面”上土壤盐份空间分布特征的分析,即根据各采样点土壤盐份信息对整个区域土壤盐份空间分布进行模拟和分析,如徐英等 2005 年对河套灌区农田土壤盐份空间变异性的研究^[10]及李艳等 2005 年对浙江上虞海涂围垦区土壤盐份时空变异的研究^[15]。而国内外对由于地下水波动而引起的土壤盐份变化的研究还鲜有报道,因此本文以黑河下游地下水波动带这个典型区域为例,对其土壤盐份空间变异性进行了尝试性研究。

现有的土壤盐份空间变异性研究方法主要有以下两种,一是应用经典统计分析法对土壤盐份空间变异性进行研究^[16~20];二是应用地质统计学方法及 GIS 技术研究土壤盐份空间变异性^[14,21,22]。由于经典统计学忽略了土壤属性在空间上的相关性,认为其在空间上是相互独立的,这与土壤实际情况不符,因而无法揭示土壤属性在空间上的相关性。而地质统计学则克服了这一不足,它利用实验半方差函数和空间插值技术对土壤属性在空间上变化的结构性进行了定量和精确的描述^[23]。在现有研究中空间插值方法大都直接采用 Kriging 插值法,而本文则首先通过地质统计学方法对研究区土壤盐份实验半方差函数进行了计算并根据相关标准对空间变异拟合模型进行了选择,然后利用交叉验证法对常用插值方法进行筛选,最后通过区域土壤盐份空间变异性最优拟合模型及最适插值方法对研究区土壤盐份空间变异性进行分析。

1 材料与方 法

1.1 研究区概况

黑河发源于祁连山,自正义峡以下称为下游,流经狼心山后分为东、西两支。在黑河下游应急生态输水工程影响下,其地下水位及辐射范围都发生了明显变化。据研究,与 20 世纪 90 年代相比,2003 年西河地下水位抬升了 0.79~2.19 m,抬升幅度为 23.5%~46.2%;东河地下水位抬升了 1.07~1.73 m,抬升幅度为 28%~35.9%。同时,地下水辐射范围

也发生了变化。输水前,沿垂直于河流流向方向分布的胡杨林、柽柳林、杂草地和戈壁的地下水位分别为 2.4 m、2.4 m、3.3 m、3.1 m,输水后则变为 1.8 m、1.9 m、2.9 m、2.5 m,抬升幅度分别为 25%、21%、12%和 19%。该地下水位及辐射范围变化明显的区域大致位于河流两侧 4 km 左右的范围内^[4]。据莫治新等 2002 年对塔里木河中下游表层土壤盐份的研究,在塔里木河流域,垂直于河流流向方向上,土壤盐份的影响范围大约在 8 km 以内^[14]。据干旱区内陆河流域“盐随水来,盐随水去”的规律,可认为塔里木河流域地下水波动带大致位于距河道中心 8 km 左右的位置。因此,为了尽可能完全涵盖黑河下游地下水波动范围,本研究以狼心山为起点,沿东、西两河主河道将 10 km 缓冲带作为研究区(图 1)。

该区地处大陆腹地,气候极端干旱,多年平均降水量仅为 37.9 mm,而年蒸发量却高达 3 700 mm 以上,为我国最干旱的地区之一^[13]。沿河两岸分布的植物种类有胡杨(*Populus euphratica*)、沙枣(*Elaeagnus angustifolia*)、柽柳(*Tamarix ramossima*)等;在沙漠戈壁区分布着红砂(*Reaumuria soongorica*)、麻黄(*Ephedra sp.*)、泡泡刺(*Nitraria sphaerocarpa*)、沙拐枣(*Calligonum mongolicum*)、霸王(*Zygophyllum xanthoxylon*)等旱生植物。区内成土母质为河流冲积-洪积物,土壤类型为地带性灰棕荒漠土和石膏性灰棕荒漠土;非地带性土壤有草甸土、盐化草甸土、风沙土等,局部有盐化沼泽土和沼泽盐土^[24]。

1.2 样品采集与化学分析

2006 年 7 月至 9 月在研究区利用 GPS(美国 Garmin 公司生产的 eTrex Vista 手持式 GPS)进行导航定位,沿河流流向及其垂直方向约 10 km 为间距进行采样,并记录采样点经纬度位置、海拔高度及周围详细景观信息。根据地下水埋深不同,通过钻孔探测地下水位方式,在即将到达地下水位深度处采集土壤样品,目的是最大程度地体现地下水对土壤盐份的影响,取样深度在 0.8~8.3 m 之间,共选择样点 64 个。应用 ArcGIS 生成点文件,并进行投影与坐标转换,生成用于地质统计分析的样点分布图(图 1)。

样品采集后立即密封送往实验室,对土壤 8 大盐基离子 CO_3^{2-} 、 HCO_3^- 、 Cl^- 、 SO_4^{2-} 、 Ca^{2+} 、 Mg^{2+} 、 K^+ 、 Na^+ 及总盐、pH、电导率进行测定。先将土样自然风干,过 1 mm 筛。8 大盐基离子测定均用 5:1 水土混合液进行。化学分析中采用双指示剂-中和滴定法

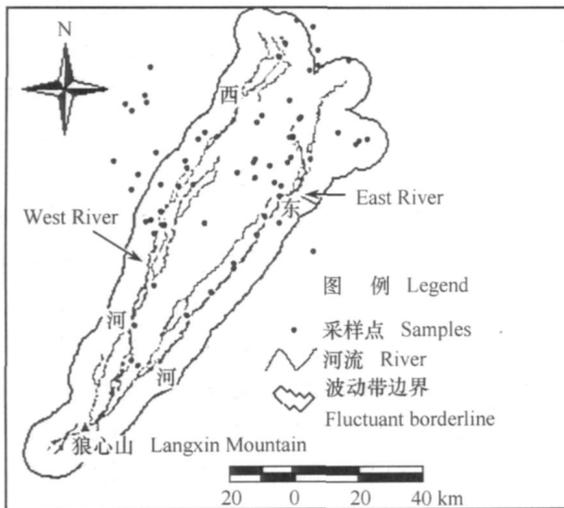


图1 黑河下游地下水波动带土壤采样点分布图

Fig. 1 Distribution of soil sampling sites in the groundwater-fluctuating region in the lower reaches of the Heihe River

测定 CO_3^{2-} 和 HCO_3^- 含量; Cl^- 用铬酸钾做指示剂的硝酸银滴定法测定; SO_4^{2-} 用 EDTA 间接络合滴定法测定; Ca^{2+} 采用钙指示剂的 EDTA 滴定法测定; Mg^{2+} 用铬黑 T 为指示剂的 EDTA 滴定法测定; K^+ 、 Na^+ 用 410 火焰光度计测定; 电导率和总盐用 EC/TDS/测试仪 (意大利哈纳 HI98311 防水型笔式 EC/TDS/测试仪) 经自动温度补偿后对 5:1 水土混合液直接测定; pH 通过 pH S-3C 型精密酸度计对 1:1 水土混合液进行测定。

1.3 研究方法

地理要素的空间分布特征是进行空间插值的基础。空间插值的精度就在于其所建立的模型能否准确反映地理要素的空间分布特征, 只有对数据进行变异性及相关性分析才能选出适当的插值模型^[25]。而数据统计特征分析及正态分布检验则是进行地质统计分析和空间插值的前提。因此本文先对研究区 64 个样点的土壤盐份实验数据进行了统计特征分析及正态分布检验, 并对非正态分布数据进行转换; 再运用地质统计分析法得到区域土壤盐份空间实验半方差函数及理论模型; 同时运用交叉验证法对常用空间插值方法进行选择; 最后在二者基础上实现研究区土壤盐份空间变异性分析。

1.3.1 地质统计分析法 地质统计分析法以区域化变量理论为基础, 以实验半方差函数为基本工具, 研究在空间分布上既有随机性又有结构性的自然现象, 是分析土壤特性空间分布特征及其变异规律最有效的方法之一^[26]。实验半方差函数是地质

统计学解释空间变异性的基础, 它可描述土壤特性的空间变异及相关程度, 块金值、基台值、变程是其主要参数^[27]。在假设随机函数均值稳定、方差存在且有限的条件下, 实验半方差函数仅和样点间距 h 有关, 则实验半方差函数 $r(h)$ 可定义为随机函数 $z(x)$ 增量方差的 1/2, 即

$$r(h) = \frac{1}{2} \text{Var}[Z(x+h) - Z(x)] \quad (1)$$

其计算公式为:

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

式中, h 为样点间距; $N(h)$ 为间距 h 的样点数; $Z(x_i)$ 、 $Z(x_i+h)$ 为土壤盐份变量 $Z(x)$ 在空间位置 x_i 和 x_i+h 处的测量值。实验半方差函数的计算由 GS+7 地质统计分析软件完成。

在实验半方差函数计算基础上, 要定量描述整个区域土壤盐份变异特征, 还需建立实验半方差函数理论模型。该模型将直接用于空间插值, 最终得到区域土壤盐份空间分布图。研究采用预测误差均值 (ME)、标准平均值 (MS)、均方根预测误差 (RMSE)、平均标准误差 (ASE) 及标准均方根预测误差 (RMSS) 5 指标来进行模型选择。选择标准为: ME 和 MS 最接近于 0, RMSE 最小, ASE 和 RMSE 最接近, 且 RMSS 最接近于 1^[28]。在 ArcGIS 9.0 地质统计分析模块支持下, 结合 GS+7 软件计算的实验半方差函数理论模型参数, 对 64 个点的空间插值结果与实测数据进行比较, 即得到所选研究区土壤盐份实验半方差函数理论模型及拟合效果参数 (表 1)。

1.3.2 交叉验证法 (Cross-Validation) 空间插值在本质上是空间建模提供充分逼近研究要素空间分布特征的函数方程。目前常用的空间插值方法有反距离加权 (IDW)、全局多项式插值 (GP)、局部多项式插值 (LP)、径向基函数插值 (RBF) 和 Kriging 等。本研究用交叉验证法中的 k -fold cross validation 对以上 5 种插值方法的插值精度进行了比较, 即在 64 个样点中, 每次随机抽取 60 个点建立各盐份要素的空间分布预测模型, 剩余 4 点验证模型预测结果与实测值的误差, 这样重复 10 次, 即 $k=10$, 每次建模和验证的数据都是随机抽取, 以保证验证过程的客观性和模拟结果的准确性。在插值方法选择时, 选取预测值和实测值之间预测误差均值 (ME) 最接近于 0 且均方根预测误差 (RMSE) 最小的插值方法。各盐份要素空间插值结果的交叉验证由 ArcGIS 9.0 来完

成。由于篇幅所限,在此仅以土壤总盐为例来显示不同插值方法的插值结果图及相应的交叉验证结果(图 2 及表 2),其中各插值方法的模型及参数都是经过比较选择的最优模型及参数。由图 2 可以看出,GP 和 LP 两种插值方法在一定程度上掩盖了土

壤总盐在空间上的局部变异,插值效果不好;而 IDW、RBF 和 Kriging 三种插值方法虽然均再现了这种变异,但 IDW 和 RBF 二者的预测误差均值较大(表 2),插值精度不高,因此本文采用 Kriging 来进行研究区土壤盐份空间分布插值。

表 1 研究区土壤盐份实验半方差函数理论模型拟合效果参数及模型选择结果

Table 1 Fitting of soil salinity validation function theoretic models and model selection

| 盐份要素 Salt element | 理论模型 Theoretic model | 预测误差均值 ME | 均方根预测误差 RMSE | 平均标准误差 ASE | 标准平均值 MS | 标准均方根预测误 RMSS |
|-------------------------------|-------------------------|--------------|-----------------|---------------|-------------|------------------|
| CO ₃ ²⁻ | + 球状模型 Spherical | 0.002 6 | 0.958 4 | 0.938 9 | 0.003 3 | 1.020 0 |
| | 指数模型 Exponential | 0.012 8 | 0.981 7 | 0.942 9 | 0.013 8 | 1.039 0 |
| | 高斯模型 Gaussian | 0.006 8 | 0.964 7 | 0.931 4 | 0.007 4 | 1.035 0 |
| HCO ₃ ⁻ | 球状模型 Spherical | - 0.002 0 | 0.159 9 | 0.160 0 | - 0.012 7 | 0.968 3 |
| | 指数模型 Exponential | - 0.001 5 | 0.163 0 | 0.164 1 | - 0.009 4 | 0.966 3 |
| | + 高斯模型 Gaussian | - 0.000 7 | 0.162 6 | 0.162 4 | - 0.005 7 | 0.991 7 |
| Cl ⁻ | 球状模型 Spherical | 0.000 3 | 0.077 9 | 0.071 5 | 0.003 5 | 1.089 0 |
| | 指数模型 Exponential | 0.000 4 | 0.076 5 | 0.072 6 | 0.004 7 | 1.057 0 |
| | + 高斯模型 Gaussian | 0.000 2 | 0.079 4 | 0.070 9 | 0.001 5 | 1.115 0 |
| SO ₄ ²⁻ | 球状模型 Spherical | 0.000 8 | 0.434 1 | 0.430 7 | 0.001 4 | 1.019 0 |
| | 指数模型 Exponential | - 0.002 0 | 0.436 6 | 0.435 7 | - 0.003 6 | 1.014 0 |
| | + 高斯模型 Gaussian | 0.002 2 | 0.429 0 | 0.428 4 | 0.003 6 | 1.010 0 |
| Ca ²⁺ | 球状模型 Spherical | 0.000 4 | 0.448 6 | 0.443 3 | 0.003 0 | 1.013 0 |
| | 指数模型 Exponential | - 0.005 2 | 0.456 5 | 0.002 9 | - 0.007 8 | 1.029 0 |
| | + 高斯模型 Gaussian | 0.000 5 | 0.446 5 | 0.442 0 | 0.002 5 | 1.013 0 |
| Mg ²⁺ | + 球状模型 Spherical | - 0.000 2 | 0.359 9 | 0.336 7 | - 0.000 1 | 1.076 0 |
| | 指数模型 Exponential | - 0.002 5 | 0.368 2 | 0.338 5 | - 0.004 7 | 1.104 0 |
| | 高斯模型 Gaussian | - 0.000 4 | 0.351 2 | 0.324 1 | - 0.002 5 | 1.084 0 |
| K ⁺ | + 球状模型 Spherical | - 0.005 6 | 1.012 0 | 1.026 0 | - 0.007 7 | 0.996 1 |
| | 指数模型 Exponential | - 0.003 0 | 1.020 0 | 1.061 0 | - 0.002 8 | 0.985 9 |
| | 高斯模型 Gaussian | - 0.002 0 | 1.021 0 | 0.973 5 | - 0.006 4 | 1.055 0 |
| Na ⁺ | 球状模型 Spherical | 0.019 4 | 0.613 7 | 0.577 4 | 0.026 5 | 1.053 0 |
| | 指数模型 Exponential | 0.019 2 | 0.616 4 | 0.582 0 | 0.028 1 | 1.048 0 |
| | + 高斯模型 Gaussian | 0.020 4 | 0.608 5 | 0.567 4 | 0.026 8 | 1.043 0 |
| 总盐 Total salt | 球状模型 Spherical | - 0.000 1 | 0.388 7 | 0.370 7 | 0.000 2 | 1.056 0 |
| | + 指数模型 Exponential | 0.000 03 | 0.391 6 | 0.376 3 | 0.001 8 | 1.051 0 |
| | 高斯模型 Gaussian | - 0.001 8 | 0.386 2 | 0.368 2 | - 0.005 4 | 1.054 0 |
| 电导率 EC | 球状模型 Spherical | - 0.000 4 | 0.398 0 | 0.375 9 | 0.000 1 | 1.064 0 |
| | 指数模型 Exponential | - 0.003 0 | 0.404 8 | 0.380 0 | - 0.004 3 | 1.073 0 |
| | + 高斯模型 Gaussian | - 0.001 3 | 0.392 9 | 0.374 0 | - 0.003 3 | 1.054 0 |
| pH | + 球状模型 Spherical | 0.000 01 | 0.014 3 | 0.014 3 | - 0.002 7 | 1.000 0 |
| | 指数模型 Exponential | 0.000 3 | 0.014 1 | 0.014 2 | 0.013 9 | 0.991 1 |
| | 高斯模型 Gaussian | 0.000 1 | 0.014 6 | 0.001 4 | 0.005 9 | 1.026 0 |

注: + 表示所选择的模型 Note: + Denotes the models selected

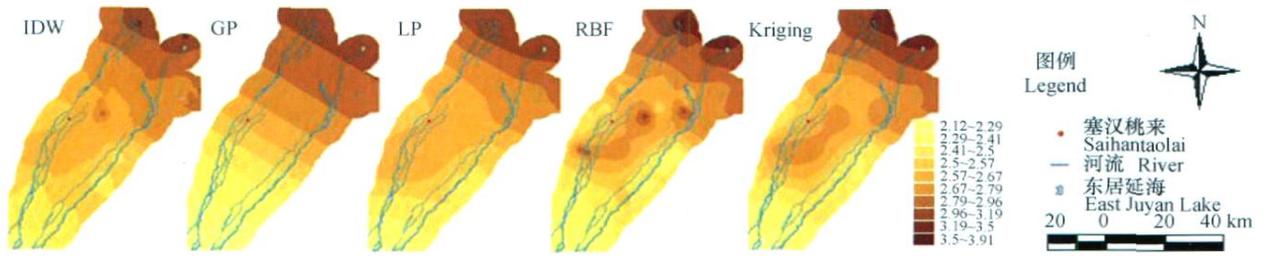


图 2 土壤总盐指标的 5 种插值结果

Fig. 2 Total soil salt indices by five interpolation methods

表 2 土壤总盐 5 种插值方法交叉验证结果

Table 2 Total soil salt by means of cross-validation of five interpolation methods

| 插值方法 Interpolation | 模型 Model | 参数 Parameter | 预测误差均值 ME | 均方根预测误差 RMSE |
|-----------------------|------------------|-----------------|--------------|-----------------|
| IDW | 权系数 Power value | 1 | - 0.000 4 | 0.398 1 |
| GP | 拟合次数 Power | 1 | - 0.000 8 | 0.394 1 |
| LP | 拟合次数 Power | 0 | - 0.002 5 | 0.390 2 |
| RBF | 规则样条函数 | 1 327. 1 | - 0.001 0 | 0.405 1 |
| Kriging | 指数模型 Exponential | 0.000 03 | 0.391 6 | |

Completely regularized spline

2 结果与讨论

2.1 土壤盐份空间变异性分析

2.1.1 土壤盐份要素描述性统计分析 在土壤盐份空间变异性分析前,先要对其数据进行统计特征分析,以了解其空间相关性。只有研究变量存在空间相关性,进行地质统计分析才有意义^[27]。

在描述性统计分析中,中数和均值的差异可体现异常值对数据分布的影响^[27]。表 3 中 CO_3^{2-} 、 HCO_3^- 、pH 三者的中数和均值差异不大,说明这些指标受异常值影响较小,而其他指标二者的差值较大,说明其分布受异常高值影响大,存在非正态分布的可能。极差代表了数据的离散程度,极差越小,数据分布越集中;反之就越分散^[27]。表 3 中除 CO_3^{2-} 和 pH 外,其他指标的极差均很大,说明这两者数据分布较集中,数据差异性不大;而其他指标这种差异就相对较大,正态分布性不好。变异系数即相对标准差,可比较两要素的变异程度,并提供土壤变异性信息^[27,29]。由表 3 知,除 pH 变异系数较小外,体现土壤盐份整体水平的总盐、电导率及体现土壤盐份类型的 8 大盐基离子的变异系数均很大,说明研究区土壤盐份空间分布整体上存在较大变异,这与区域

土壤受地下水波动影响较大有关。

数据正态分布是进行地质统计分析及空间插值的前提。本文在统计分析软件 SPSS 13.0 支持下,利用偏度、峰度、K-S 值三者联合来判断研究区土壤盐份数据的正态分布性。其中,偏度可描述数据分布的左右对称性,表 3 中偏度均为正值,说明所有土壤盐份要素均呈正偏态分布;其中 CO_3^{2-} 、 HCO_3^- 、pH 的偏度值均小于 2,与其他指标相比,这三者的正态分布性较好。峰度可描述数据分布的高度,表 3 中除 CO_3^{2-} 、 HCO_3^- 、pH 峰度 < 3 呈低峰态分布外,其余指标峰度均较大,说明这些数据受异常高值影响大,数据正态分布性不好,这点也可从 K-S 值上看到。K-S 值是柯尔莫哥洛夫-斯密诺夫检验(K-S 检验)的结果,检验时取显著水平 = 0.05,若 > 0.05,则认为数据服从正态分布。在所有土壤盐份数据中除 CO_3^{2-} 、 HCO_3^- 、pH 达到显著水平呈正态分布外,其他指标均为非正态分布(表 3)。因此要对非正态分布数据进行对数转换,以减小估计误差,消除插值过程中可能存在的比例效应。转换后数据经 K-S 检验发现,除 Cl^- 外其他指标均符合正态分布。由于 Cl^- 仍没有通过检验,又对 Cl^- 进行了一次对数转换,转换结果符合正态分布,满足平稳假设,可进行地质统计分析及空间插值。

表3 研究区土壤盐份要素描述性统计分析及正态分布检验

Table 3 Descriptive statistical analysis and K-S test of soil salinity element in study area

| 盐分要素 Salt element | 样本数 Number | 均值 Mean (mg kg^{-1}) | 中数 Middle (mg kg^{-1}) | 最大值 Max (mg kg^{-1}) | 最小值 Min (mg kg^{-1}) | 极差 Range | 变异系数 CV (%) | 偏度 Skewness | 峰度 Kurtosis | K-S 值 K-S value | α |
|----------------------|---------------|---------------------------------------|---|---------------------------------------|---------------------------------------|-------------|-------------------|----------------|----------------|--------------------|----------|
| CO_3^{2-} | 64 | 1.72 | 1.50 | 6.60 | 0 | 6.60 | 75.24 | 0.99 | 2.39 | 0.95 | 0.33* |
| HCO_3^- | 64 | 18.63 | 17.08 | 44.53 | 3.97 | 40.57 | 38.75 | 1.09 | 1.97 | 0.94 | 0.34* |
| Cl^- | 64 | 42.45 | 21.80 | 353.8 | 13.12 | 340.7 | 138.5 | 3.68 | 14.87 | 2.50 | 0.00 |
| SO_4^{2-} | 64 | 79.96 | 31.82 | 1 110 | 1.25 | 1 109 | 207.3 | 4.71 | 25.42 | 2.67 | 0.00 |
| Ca^{2+} | 64 | 214.0 | 60.00 | 2 574 | 19.20 | 2 555 | 207.6 | 3.67 | 14.57 | 2.76 | 0.00 |
| Mg^{2+} | 64 | 74.78 | 30.99 | 832.0 | 5.61 | 826.4 | 184.1 | 4.16 | 18.88 | 2.64 | 0.00 |
| K^+ | 64 | 38.26 | 20.43 | 274.7 | 0.00 | 274.6 | 157.2 | 2.79 | 7.60 | 2.42 | 0.00 |
| Na^+ | 64 | 450.8 | 132.9 | 5 404 | 2.55 | 5 402 | 202.8 | 3.84 | 16.40 | 2.68 | 0.00 |
| 总盐 ^① | 64 | 923.9 | 368.5 | 8 071 | 130.5 | 7 941 | 165.2 | 3.20 | 10.66 | 2.56 | 0.00 |
| 电导率 EC | 64 | 700.7 | 267.5 | 7 311 | 98.26 | 7 213 | 165.0 | 3.78 | 17.38 | 2.51 | 0.00 |
| pH | 64 | 8.13 | 8.07 | 9.11 | 7.72 | 1.39 | 3.49 | 1.37 | 1.95 | 1.30 | 0.07* |

注: * 显著水平在 <0.05 的双尾检验, 达到显著水平 Note: * Denotes correlation significant at 0.05 level (2-tailed). Total salt

2.1.2 土壤盐份要素空间变异性分析 空间变异性由随机和自相关两部分组成。随机部分的空间变异性, 即由实验误差及小于实验取样尺度引起的变异可用块金值表示; 而基台值则表示了自相关部分的空间变异性, 即在抽样尺度上系统属性或区域化变量的最大变异, 其值越大表示总的空间变异性程度越高^[27]。研究中利用 GS+7 软件进行空间变异性分析, 即对所有符合正态分布的数据进行实验半方差函数计算及模型拟合, 得到各盐份要素实验半方差函数模拟结果图(图3)及其理论模型参数(表4)。由图3可见, K^+ 和 HCO_3^- 的实验半方差函数图极相似, 原因是二者的有效变程(表4)最接近, 即使在二者实验半方差函数理论模型(表4)不同的条件

下也呈现出了较相似的实验半方差函数图。此外, 图3还显示出 CO_3^{2-} 、 HCO_3^- 和 pH 的空间随机性变异均很明显, 这也可从三者的块金值与基台值之比(表4)上得到验证。这主要由三者含量的极差(表3)相对较小, 而实验误差及小于实验取样尺度引起的随机性变异对它们总的空间变异性的影响就相对扩大造成的。表4中所有盐份要素的块金值均小于1, 说明研究区土壤盐份由随机因素引起的空间变异很小。同时, 所有基台值均为正值, 说明在采样尺度上, 土壤盐份各要素均具有短距离变异、固有变异等结构性因素引起的各种正基底效应^[30]。其中, 总盐的基台值最高, 说明它总的空间变异性程度最高, 这也体现了各种盐基离子综合作用的结果。

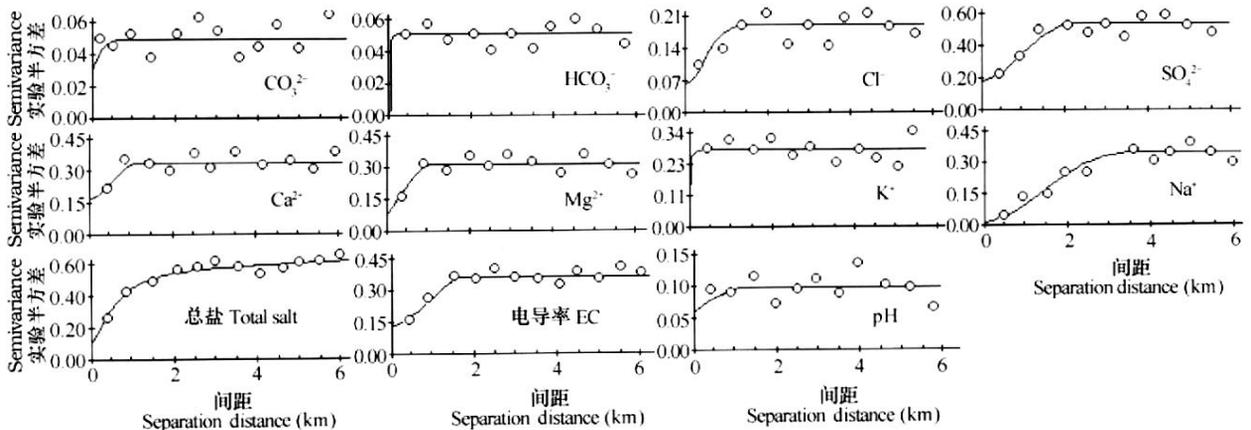


图3 各土壤盐份要素实验半方差函数图及其模拟结果

Fig. 3 Variogram of soil salt elements and their fitting results

表 4 研究区土壤盐份实验半方差函数理论模型相关参数

Table 4 Parameters of the variation functions theoretic models for soil salt in the study region

| 盐份要素 Salt element | 模型 Model | 块金值 Nugget | 基台值 Sill | 块金值/基台值 Nugget/ Sill (%) | 变程 a (m) | 有效变程 Range (m) | R^2 | RSS | F 检验 F-test |
|-------------------------|---------------------|---------------|-------------|-----------------------------------|----------------|----------------------|-------|----------|----------------|
| CO_3^{2-} | 球状模型 Spherical | 0.029 2 | 0.036 1 | 80.89 | 662 | 662 | 0.212 | 0.000 02 | 2.918 ** |
| HCO_3^- | 高斯模型 Gaussian | 0.002 7 | 0.049 1 | 80.89 | 114 | 197 | 0.480 | 0.000 3 | 18.56 * |
| Cl^- | 高斯模型 Gaussian | 0.066 6 | 0.197 2 | 33.77 | 1 521 | 2 634 | 0.366 | 0.000 3 | 9.590 * |
| SO_4^{2-} | 高斯模型 Gaussian | 0.179 0 | 0.516 0 | 34.69 | 2 117 | 3 667 | 0.889 | 0.000 6 | 233.7 * |
| Ca^{2+} | 高斯模型 Gaussian | 0.162 1 | 0.325 2 | 49.85 | 1 041 | 1 803 | 0.724 | 0.011 6 | 68.30 * |
| Mg^{2+} | 球状模型 Spherical | 0.081 2 | 0.301 4 | 26.94 | 1 088 | 1 088 | 0.789 | 0.015 0 | 102.2 * |
| K^+ | 球状模型 Spherical | 0.113 9 | 0.304 8 | 37.37 | 217 | 217 | 0.497 | 0.032 5 | 20.33 * |
| Na^+ | 高斯模型 Gaussian | 0.014 0 | 0.346 0 | 4.046 | 3 404 | 5 896 | 0.887 | 0.069 4 | 228.8 * |
| 总盐 Total salt | 指数模型 Exponential | 0.126 0 | 0.562 0 | 22.42 | 2 179 | 6 537 | 0.953 | 0.000 4 | 613.4 * |
| 电导率 EC | 高斯模型 Gaussian | 0.131 0 | 0.353 0 | 37.11 | 1 542 | 2 671 | 0.912 | 0.000 4 | 306.5 * |
| pH | 球状模型 Spherical | 0.067 2 | 0.099 1 | 67.81 | 1 166 | 1 166 | 0.222 | 0.000 3 | 3.214 ** |

注:高斯模型的有效变程为 $3a$,指数模型的有效变程为 $3a$,球状模型的有效变程为 a 。 **表示 R^2 的 F 检验 $=0.1$ 的显著水平; *表示 R^2 的 F 检验 $=0.01$ 的显著水平。Note: Active range of Gaussian model is $3a$, active range of Exponential model is $3a$, and active range of Spherical model is a . ** denotes significance at $=0.1$ level, and * denotes significance at $=0.01$ level

要反映不同区域化变量的绝对空间变异程度需用块金值与基台值之比,该指标可反映随机部分引起的变异占总空间变异的大小。若该值 $>75\%$,说明随机部分引起的空间变异性程度较高,变量的空间相关性较弱;若该值 $<25\%$,说明空间自相关部分引起的异质性程度较高^[31]。表 4 中 Na^+ 和总盐的块金值与基台值之比 $<25\%$,说明它们具有强烈的空间相关性,且其空间变异主要由母质、地形、地下水及土壤类型等结构性因素引起,空间插值结果能准确反映区域实际;而 CO_3^{2-} 、 HCO_3^- 的块金值与基台值之比 $>75\%$,则二者的空间变异主要来自随机因素,空间自相关性弱,这与二者化学性质的不稳定及其极差小随机性变异影响被相对扩大等有关,其空间插值模拟效果与区域实际可能有差异;其他指标该值均在 25% 和 75% 之间,表现为中等空间相关性,在其空间变异特征中结构性因素及随机性因素的影响共同存在,其空间插值结果可反映区域实际。

同时,空间变异性还是尺度的函数,这种尺度可

用变程来度量。变程是实验半方差函数达到基台值所对应的距离^[27],可反映区域化变量空间自相关范围的大小,它与取样尺度上影响地下水波动带土壤盐份的各种生态过程的相互作用有关。表 4 中 HCO_3^- 的有效变程最小,说明它在相同采样尺度下具有最明显的空间变异性,空间分布特征最复杂,这也与其空间随机性较强有关, K^+ 、 CO_3^{2-} 的有效变程也相对较小;而总盐的有效变程最大,这与区域整体土壤盐份含量高及各盐份要素的综合作用有关;此外, Na^+ 的有效变程也较大,接近 6 km ,这与区域土壤盐份中 Na^+ 含量高且分布广泛有关,也反映了其空间自相关性最大的特点,而且也影响了土壤总盐的有效变程。其他要素的有效变程均在 1 km 至 4 km 间变化,说明它们空间变异的尺度较相近,在空间分布上具有相似特征。同时变程还提供了土壤盐份空间变异性研究的合理尺度。从所有盐份要素的有效变程看,其值均小于 7 km ,说明要研究黑河下游地下水波动带土壤盐份空间相关性,合适的采样

尺度应根据各要素的有效变程来确定,一般应在 7 km 以下。这也为本研究今后合理布局采样点提供了参考依据。

对实验半方差函数理论模型仅进行参数最优估计是不够的,还须对其模拟结果与实测值的相关性进行回归分析,即对回归模型进行显著性检验。一般采用决定系数 (R^2) 与残差平方和 (RSS) 来判断回归模型拟合的准确程度。残差是实际半方差函数值和理论模型计算出的半方差函数值之差。RSS 是回归精度的重要参数。其值愈小,说明实测值与回归线越靠近,拟合曲线与实际配合愈好。 R^2 也可判断

回归模型拟合的好坏。 R^2 越大,该回归模型配合的理论曲线精度越高。而 R^2 多大,回归模型才有价值,则需进行 R^2 的 F 检验, F 检验的统计量为:

$$F = \frac{R^2}{1 - R^2} \times \frac{N - m}{m - 1} \quad (3)$$

式中, N 为样点数, m 为回归模型中自变量的个数, R^2 为决定系数^[32]。经 F 检验,本文所选模型的决定系数均达到显著性水平 ($\alpha = 0.1$ 和 $\alpha = 0.01$),说明所选理论模型能很好地反映区域土壤盐份空间结构特征,运用相关模型进行的 kriging 插值能正确反映区域土壤盐份空间变异。

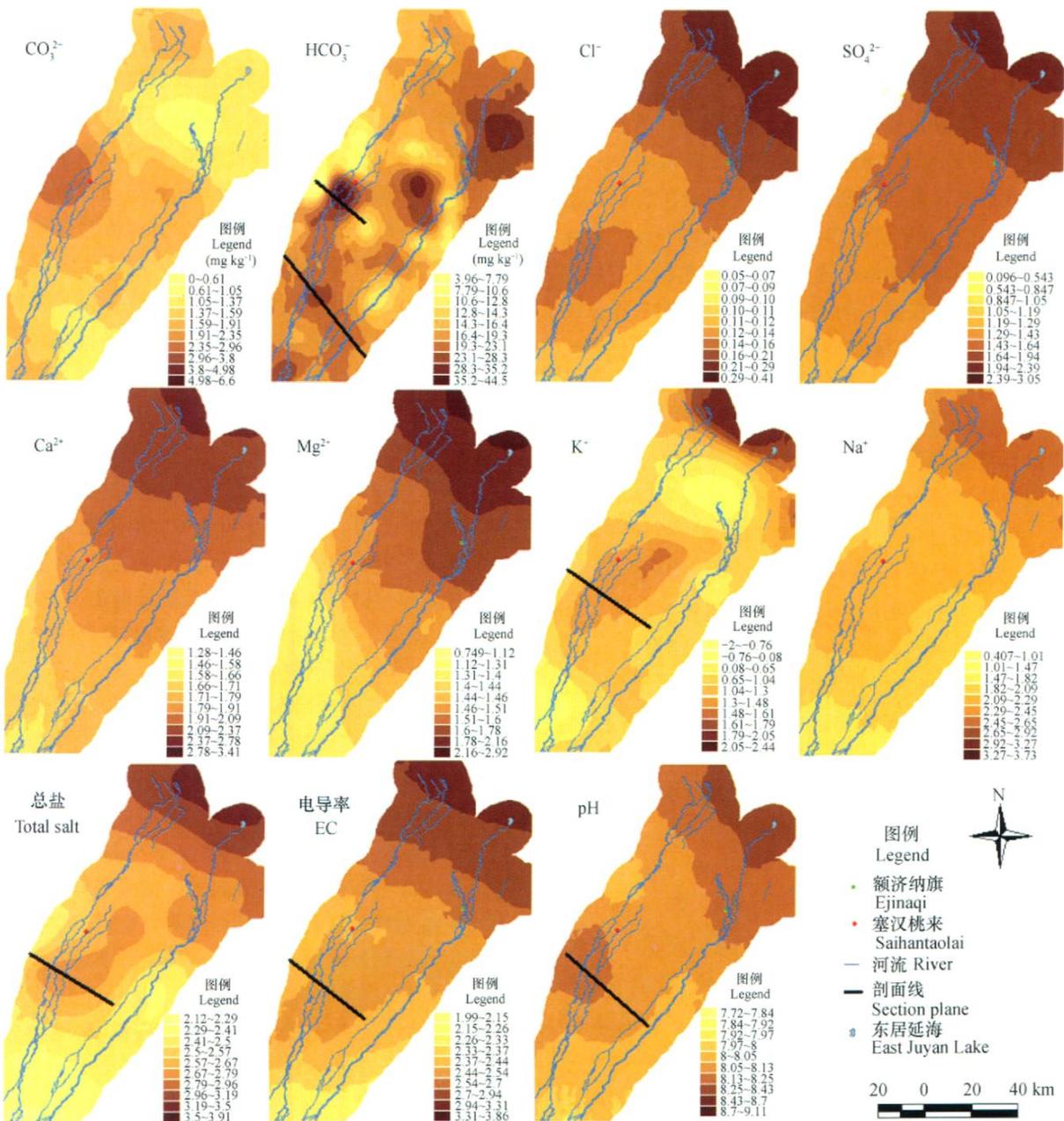


图 4 黑河下游地下水波动带土壤盐份各要素空间分布

Fig. 4 Spatial distribution of soil salinity in the groundwater fluctuating region in the lower reaches of the Heihe River

2.2 土壤盐份空间分布格局

根据空间变异性分析中得到的实验半方差函数模型及相关参数,利用 ArcGIS 9.0 空间分析模块中的普通克里格(Ordinary Kriging)对黑河下游地下水波动带土壤盐份各要素进行最优插值,并绘制其空间分布图(图 4)。对符合正态分布的 CO_3^{2-} 、 HCO_3^- 、pH 用原始数据进行插值,其他指标用对数转换后的数据插值。

黑河下游地下水波动带土壤盐份具有明显的空间分布变化规律。从整体上看,整个区域土壤盐份含量的中高值区所占面积均较大,即图 4 中颜色中等和深色区域所占面积较大,这充分体现了干旱区内陆河下游地区土壤盐份含量较高的一般特征。

从各盐份要素的整体变化趋势看,沿河流流向方向土壤盐份含量逐渐增高。其原因是:越向河流尾间端,受地表水量减少及地下水不断溶解基岩中盐份而提升自身矿化度的影响,土壤盐份含量也迅速上升;在垂直于河流流向方向上,受控于地下水而应该呈现的离河越近土壤盐份含量越高的规律性变异特征仅出现在图 4 中剖面线的位置,在其他位置上,取代这种规律性变异特征的是一些局部性变异,且这些局部性变异在东河辐射范围内略微明显于西河,形成这种分布格局的原因是东河地区局部性地下水补给源较西河复杂,同时这也导致了东河辐射范围内局部区域土壤盐份类型变化显著的特征。

就各盐份要素的空间分布而言, SO_4^{2-} 、 Ca^{2+} 、 Mg^{2+} 、 Na^+ 、电导率 5 指标表现出十分规律地沿河流流向含量逐渐增加的趋势;而其他指标在一些区域则出现了局部高值区,在这其中 CO_3^{2-} 和 K^+ 的空间变化特征较为相似,这与其有效变程有关;同时,二者在靠近河流尾间端均出现了局部低值区,该区域为额济纳旗到东居延海一带,由于受黑河下游应急生态输水工程影响,东居延海目前已形成较为固定的水域,这使该区域地下水位变浅,且湖水对地下水的补给使得地下水矿化度有所降低,同时该区域的地下水化学类型主要为 HCO_3^- 、 SO_4^{2-} - Na^+ (Ca-Mg) 型,因此该区域土壤盐份中 CO_3^{2-} 和 K^+ 的含量较低;此外, CO_3^{2-} 、 Cl^- 、 K^+ 、总盐、电导率和 pH 值 6 指标在河流未到达尾间端处也出现了局部的高值区,该区域为塞汉桃来及其周围地区,其原因是:近年来该区域地下水位持续下降,即使在上游放水期,该区河流也未形成连续型水流,因此区域地下水量少且矿化度高,进而形成土壤盐份的局部高值区,该区域大

量沙枣及胡杨也呈现出明显的衰亡迹象。在所有盐份要素中 HCO_3^- 的空间分布特征最特殊,这与其有效变程最小(表 4)有关,同时还与其在整个区域内随机性变异明显等因素有关。

3 结 论

本文以黑河下游地下水波动带为研究区,将地质统计学与 GIS 技术相结合,根据 64 个采样点的实验数据,对土壤盐份空间变异性进行了分析。初步得到如下结论:

1) 黑河下游地下水波动带土壤盐份各要素具有明显的空间变异性。沿河流流向方向,土壤盐份整体表现为逐渐增高的趋势,且整个波动带土壤盐份含量均较高,这充分体现了内陆河下游土壤积盐的特征;在垂直于河流流向方向上,各盐份要素受控于地下水而应该呈现的离河越近土壤盐份含量越高的特征被一些局部性变异所取代,而西河的规律性变异特征略微明显于东河,这与区域地下水补给来源等因素有关;就各盐份要素而言,其空间变异性各有不同。如 HCO_3^- 空间分布最复杂,这与其有效变程小及其随机性变异占主导地位等因素有关。有效变程小则在相同研究尺度上其空间变异性就相对明显。

2) 变程是空间变异性的尺度。从各盐份要素有效变程变化看,其值均小于 7 km,说明要研究黑河下游地下水波动带土壤盐份空间相关性,合适的采样尺度应根据各要素的有效变程来确定,一般应在 7 km 以下。这为今后本研究及相关研究中合理分布采样点提供了理论依据。

3) 由于本研究没有在研究区正方形边界线外围进行采样,受其限制,空间插值后的变化趋势没有充满整个研究区域,这也是本研究的不足之处。另外,由于研究中采样尺度为 10 km,同时,河流缓冲区宽度也恰好为 10 km,这就使有效变程较大的盐份要素在垂直于河流流向方向上的空间变异特征表现得不够明显。这要求在今后的研究中根据黑河下游地下水波动带土壤盐份要素有效变程信息进行采样点加密,并在研究区正方形边界上进行补点,以实现对整个区域土壤盐份空间变异性准确、全面的分析。

致 谢 本研究得到中国科学院寒区旱区环境与工程研究所水土分析实验室、额济纳旗生态实验站、临泽荒漠生态系统研究站相关老师的帮助与支持,特此感谢。

参考文献

- [1] 秦建成,罗云云,魏朝富,等. 基于 Arc GIS 的彭水县烟区土壤有效态微量元素丰缺评价. 土壤学报,2006,43(6):892~897. Qin J C, Luo Y Y, Wei C F, *et al.* Arc GIS-based abundance evaluation of available microelements in tobacco soil in Pengshui County (In Chinese). *Acta Pedologica Sinica*, 2006, 43(6): 892~897
- [2] 谭万能,李志安,邹碧,等. 地统计学方法在土壤学中的应用. 热带地理,2005,25(4):307~311. Tan W N, Li Z A, Zou B, *et al.* The application of geostatistics to soil science (In Chinese). *Tropical Geography*, 2005, 25(4): 307~311
- [3] 汤梦玲,徐恒力,曹李靖. 西北地区地下水对植被生存演替的作用. 地质科技情报,2001,20(1):79~82. Tang M L, Xu H L, Cao L J. Significance of groundwater for existence and succession of vegetation in northwest China (In Chinese). *Geological Science and Technology Information*, 2001, 20(1): 79~82
- [4] 司建华,冯起,张小由,等. 黑河下游分水后的植被变化初步研究. 西北植物学报,2005,25(1):631~640. Si J H, Feng Q, Zhang X Y, *et al.* Vegetation changes in the lower reaches of the Heihe River after its water import (In Chinese). *Acta Botanica Boreali-Occidentalia Sinica*, 2005, 25(1): 631~640
- [5] Navarro-Pedreño J, Jordan M M, Meléndez-Pastor I, *et al.* Estimation of soil salinity in semi-arid land using a geostatistical model. *Land Degradation & Rehabilitation*, 2007, 18: 1~15
- [6] Cetin M, Diker K. Assessing drainage problem areas by GIS: A case study in the eastern Mediterranean region of Turkey. *Irrigation and Drainage*, 2003, 52: 343~353
- [7] Wang X G, Hollanders P H J, Wang S L, *et al.* Effect of field groundwater table control on water and salinity balance and crop yield in the Qingtongxia irrigation district, China. *Irrigation and Drainage*, 2004, 53: 263~275
- [8] Berr-Hur M, Li F H, Keren R, *et al.* Water and salt distribution in a field irrigated with marginal water under high water table conditions. *Soil Science Society of America Journal*, 2001, 65: 191~198
- [9] Triantafyllis J, Odeh I O A, Mcbratney A B. Five geostatistical models to predict soil salinity from electromagnetic induction data across irrigated cotton. *Soil Science Society of America Journal*, 2001, 65: 869~878
- [10] 徐英,陈亚新,周明耀. 不同时期农田土壤水分和盐份的空间变异性分析. 灌溉排水学报,2005,24(3):30~34. Xu Y, Chen Y X, Zhou M Y. Spatial variability of soil water and salt in field at different time (In Chinese). *Journal of Irrigation and Drainage*, 2005, 24(3): 30~34
- [11] Wang Y R, Kang S Z, Li F S, *et al.* Saline water irrigation scheduling through a crop-water-salinity production function and a soil-water-salinity dynamic model. *Pedosphere*, 2007, 17: 303~317
- [12] 闫琳,胡春元,董智,等. 额济纳绿洲土壤盐份特征的初步研究. 干旱区资源与环境,2000,14(增刊):25~30. Yan L, Hu C Y, Dong Z, *et al.* Preliminary study on the characteristics of soil salts in Ejina Oasis (In Chinese). *Journal of Arid Land Resources and Environment*, 2000, 14(suppl.): 25~30
- [13] 刘蔚,王涛,苏永红,等. 黑河下游土壤和地下水盐份特征分析. 冰川冻土,2005,27(6):890~898. Liu W, Wang T, Su Y H, *et al.* Analysis of the characteristics of soil and groundwater salinity in the lower reaches of Heihe River (In Chinese). *Journal of Glaciology and Geocryology*, 2005, 27(6): 890~898
- [14] 莫治新,尹林克,文启凯. 塔里木河中下游表层土壤盐份空间变异性研究. 干旱区研究,2004,21(3):250~253. Mo Z X, Yin L K, Wen Q K. Study on the spatial variability of topsoil salinities in the middle and lower reaches of the Tarim River, Xinjiang (In Chinese). *Arid Zone Research*, 2004, 21(3): 250~253
- [15] 李艳,史舟,王人潮. 基于 GIS 的土壤盐份时空变异及分区管理研究——以浙江省上虞市海涂围垦区为例. 水土保持学报,2005,19(3):121~124. Li Y, Shi Z, Wang R C. Study on spatio-temporal variability of soil salinity and site-specific management zones based on GIS—A case study on coastal saline region in Zhejiang Province (In Chinese). *Journal of soil and water conservation*, 2005, 19(3): 121~124
- [16] 胡顺军,康绍忠,宋郁东,等. 渭干河灌区土壤水盐空间变异性研究. 水土保持学报,2004,18(2):10~20. Hu S J, Kang S Z, Song Y D, *et al.* Research on spatial variability of soil water and salt in Weigan River irrigation area (In Chinese). *Journal of Soil and Water Conservation*, 2004, 18(2): 10~20
- [17] 刘全明,陈亚新,潘和平,等. 土壤水盐信息的稳健性分析. 内蒙古农业大学学报,2004,25(4):87~91. Liu Q M, Chen Y X, Pan H P, *et al.* Analyzing about the robustness of the soil water-salt information (In Chinese). *Journal of Inner Mongolia Agricultural University*, 2004, 25(4): 87~91
- [18] Biggar J W, Nielsen D R. Spatial variability of the leaching characteristics of a field soil. *Water Resources Research*, 1976, 12: 78~84
- [19] Bresler E. Estimation of statistical moments of spatial field averages for soil properties and crop yields. *Soil Science Society of America Journal*, 1989, 53: 1645~1653
- [20] Bregda J J, Moorman T B, Smith J L, *et al.* Distribution and variability of surface soil properties at a regional scale. *Soil Science Society of America Journal*, 2000, 64: 974~982
- [21] 胡克林,李保国,陈德立,等. 农田土壤水分和盐份的空间变异性及其协同克里格估值. 水科学进展,2001,12(4):460~466. Hu K L, Li B G, Chen D L, *et al.* Spatial variability of soil water and salt in field and their estimations by the CoKriging (In Chinese). *Advances in Water Science*, 2001, 12(4): 460~466
- [22] Triantafyllis J, Odeh I O A, Mcbratney A B. Five geostatistical models to predict soil salinity from electromagnetic induction data across irrigated cotton. *Soil Science Society of America Journal*, 2001, 65: 869~878
- [23] 李毅,刘建军. 土壤空间变异性研究方法. 石河子大学学报(自然科学版),2000,4(4):331~337. Li Y, Liu J J. Advance in spatial variability of soil properties (In Chinese). *Journal of Shihezi University (Natural Science Edition)*, 2000, 4(4): 331~337
- [24] 李志建,倪恒,汤梦玲,等. 黑河下游地区土壤水盐及有机质空间分布与植被分布及长势分析. 资源调查与环境,2003,24(2):143~150. Li Z J, Ni H, Tang M L, *et al.* Analysis on the correlation between distribution of water-salinity-organic material-bearing in soil and growth of vegetation along the lower reaches area

- of Heihe River (In Chinese). Resources Survey & Environment, 2003, 24 (2): 143 ~ 150
- [25] 朱会义, 刘述林, 贾绍凤. 自然地理要素空间插值的几个问题. 地理研究, 2004, 23(4): 425 ~ 432. Zhu H Y, Liu S L, Jia S F. Problems of the spatial interpolation of physical geographical elements (In Chinese). Geographical Research, 2004, 23(4): 425 ~ 432
- [26] 盛建东, 杨玉玲, 陈冰, 等. 土壤总盐、pH 及总碱度空间变异特征研究. 土壤, 2005, 37(1): 69 ~ 73. Sheng J D, Yang Y L, Chen B, *et al.* Spatial variability of soil total salt, pH and total alkalinity (In Chinese). Soils, 2005, 37(1): 69 ~ 73
- [27] 王政权. 地统计学及在生态学中的应用. 北京: 科学出版社, 1999. Wang Z Q. Geostatistics and Its Application in Ecology (In Chinese). Beijing: Science Press, 1999
- [28] 汤国安, 杨昕. ArcGIS 地理信息系统空间分析实验教程. 北京: 科学出版社, 2006. Tang G A, Yang X. ArcGIS Experimental Tutorial of Spatial Analysis GIS (In Chinese). Beijing: Science Press, 2006
- [29] 张宏, 史培军, 郑秋红. 半干旱地区天然草地灌丛化与土壤异质性关系研究进展. 植物生态学报, 2001, 25 (3): 366 ~ 370. Zhang H, Shi P J, Zhen Q H. Research progress in relationship between shrub invasion and soil heterogeneity in a natural semiarid grassland (In Chinese). Acta Phytocologica Sinica, 2001, 25 (3): 366 ~ 370
- [30] 赵军, 张久明, 孟凯, 等. 地统计学及 GIS 在黑土区域土壤养分空间异质性分析中的应用. 水土保持通报, 2004 (6): 54 ~ 57. Zhao J, Zhang J M, Meng K, *et al.* Spatial heterogeneity of soil nutrients in black soil, China—A case study at Hailun County (In Chinese). Bulletin of Soil and Water Conservation, 2004 (6): 54 ~ 57
- [31] Cambardella C A, Moorman T B, Parkin T B, *et al.* Field-scale variability of soil properties in central Iowa soils. Soil Science Society of America Journal, 1994, 58: 1 501 ~ 1 511
- [32] 李小明, 宋冬梅, 肖笃宁. 石羊河下游民勤绿洲地下水矿化度的时空变异. 地理学报, 2005, 60 (2): 319 ~ 327. Li X Y, Song D M, Xiao D N. The variability of groundwater mineralization in Minqin Oasis (In Chinese). Acta Geographica Sinica, 2005, 60(2): 319 ~ 327

SPATIAL HETEROGENEITY OF SOIL SALINITY IN GROUNDWATER-FLUCTUATING REGION OF THE LOWER REACHES OF THE HEIHE RIVER

Jia Yanhong¹ Zhao Chuanyan^{2†} Nan Zhongren¹ Wan Yanxin³

(1 National Laboratory of Western China's Environmental Systems College of Resource and Environment Sciences, Lanzhou University, Lanzhou 730000, China)

(2 Cold and Arid Regions Environment and Engineering Research Institute, Chinese Academy of Sciences, Lanzhou 730000, China)

(3 Unit 63621 of No. 27 Branch Bureau of Lanzhou, Jiuquan Gansu 732750, China)

Abstract A groundwater-fluctuating region is a region where the groundwater varies sharply in water table and radiation range. With the aid of the geostatistics theory and GIS technology, study was carried out of a groundwater-fluctuating region in the lower reaches of the Heihe River. Based on the data collected from 64 sampling sites, Cross-Validation method and geostatistics method were adopted to select optimum interpolation method and fitted theoretic semivariogram models. Results show 1) spatial heterogeneity of soil salinity was very obviously in the groundwater-fluctuating region of the lower reaches of the Heihe River. That is, salt content in the soil increased gradually along the direction of the flowing water in the area. And the salt content should decrease gradually with the increasing vertical distance from the trunk course of the river, which was controlled by groundwater, but the decrease was replaced by regional variation. The regional variation was more distinct in the radiation range of East River than West River's, which related to the source of replenishment of two rivers and chemical properties of the water; 2) the range of variation is a measure of spatial heterogeneity. Based on the active variation ranges of the salt elements, 7 km is supposed to be the maximum sampling scale in the study.

This study is aimed at providing theoretic basis for regional ecological restoration, vegetation re-establishment, and rational arrangement of sampling sites in related studies.

Key words Soil salinity; Spatial heterogeneity; Groundwater-fluctuating region; Geostatistics; GIS; The lower reaches of the Heihe River