

海河低平原区农田重金属含量的空间变异性 ——以河北省肥乡县为例

王 波¹,毛任钊^{1,*},曹 健²,王元仲³,高云凤³,李冬梅³

(1. 中国科学院遗传与发育生物学研究所,石家庄 050021; 2. 石家庄市环境监测中心,石家庄 050021;
3. 河北省农业环境保护监测站,石家庄 050021)

摘要:随着工业和农业的快速发展,农田受到重金属污染的压力越来越大,其土壤环境质量的及时监测和掌握重金属在其空间的变异规律对农业生产具有十分重要的意义。利用地统计学和 GIS 技术对海河低平原区(肥乡县)农田土壤耕层(0~20 cm) 8 种重金属含量空间变异性进行了研究。结果表明:去除异常值后,8 种重金属含量都符合正态分布,且其含量算术平均值未超过国家土壤环境质量二级标准。通过变异函数分析,Pb 和 Cr 具有纯块金效应,Cu 和 Zn 符合指数模型,Ni 和 Cd 符合球状模型,Hg 和 As 符合带基台值的线性模型。在该地区以 2.0 km 为取样间距较大,以后调查时应该缩小间隔。Zn 和 Cd 的空间变异性受人为因素影响较小,而 Cu、Ni、Hg 和 As 的空间变异性受人为因素影响较大,Pb 和 Cr 在整个研究尺度上具有恒定的变异。Cu、Zn、Ni、Hg、As 和 Cd 的变程差异较大,在 2.5~13.7 km 之间。通过普通 kriging 法局部插值,Cu、Zn、Ni 和 As 含量由西南部向东北部含量逐步升高,但是 Hg 却表现出相反的分佈趋势。这将为当地正在开展的优势农产品区域布局规划提供理论依据。

关键词:地统计学;重金属;空间变异性;地理信息系统(GIS)

文章编号:1000-0933(2006)12-4082-09 中图分类号:S159.2;X820.1 文献标识码:A

Spatial variability of the heavy metal contents in cropland of the low Hai River Plain :A case study in Feixiang county of Hebei Province

WANG Bo¹, MAO Ren Zhao^{1,*}, CAO Jian², WANG Yuan Zhong³, GAO Yun Feng³, LI Dong Mei³ (1. Institute of Genetics and Developmental Biology Chinese Academy of Sciences, Shijiazhuang 050021, China; 2. Shijiazhuang City Environmental Monitoring Center, Shijiazhuang 050021, China; 3. Agricultural Environment Protection and Monitoring Station of Hebei Province, Shijiazhuang 050021, China). Acta Ecologica Sinica, 2006, 26 (12): 4082~4090.

Abstract: With the rapid development of industry and agriculture, the soil heavy metal pollution presents an increasing threat to the environment and agriculture products quality. Understanding the spatial distribution of the heavy metal contents is critical for agricultural production and decision making. Feixiang county is one of the predominant wheat production areas in the low Hai River Plain and its croplands are facing a potentially serious problem of the soil heavy metal pollution. Therefore 100 sampling sites in the topsoil (0~20 cm) were investigated in this county in July 2004 and the contents of eight heavy metals (Cu, Zn, Ni, Pb, Cr, Hg, As and Cd) in the soil samples were measured. As a first step, the conventional statistical methods were used to explore the normality of the heavy metal levels measured and eliminate possible outliers from the data set. Geostatistics combined with GIS technique were then employed to analyze the spatial variability of the eight heavy metal contents in soils.

The conventional statistical analysis showed that the eight heavy metal contents were normally distributed after excluding the

基金项目:国家重点基础研究发展计划资助项目(973 计划)(2005CB121106)

收稿日期:2006-04-10;修订日期:2006-09-20

作者简介:王波(1981~),男,河南武陟人,硕士生,主要从事生态学和土壤环境信息系统研究。E-mail:wangbo04@mails.gucas.ac.cn

*通讯作者 Corresponding author. E-mail:r.mao@ms.sjziam.ac.cn

致谢:感谢伦敦帝国理工学院 Anna Korre 博士对英文摘要的润色。

Foundation item: The project was financially supported by National Major Fundamental Research Program of China (No. 2005CB121106)

Received date: 2006-04-10; Accepted date: 2006-09-20

Biography: WANG Bo, Master candidate, mainly engaged in ecology and information system of soil and environment. E-mail:wangbo04@mails.gucas.ac.cn

outliers. Their arithmetical means were below the national second grading standard of environmental quality assessment for soils. By performing experimental semivariograms analysis, it was observed that Pb and Cr exhibited pure nugget effect; Cu and Zn were best described by exponential models; Ni and Cd were best fitted to spherical models; and Hg and As were suitable to linear models with sill. The 2.0 km distance sampling distance was found to be insufficient in this region and it is recommended that sampling density should increase in future studies.

The spatial variability of the contents of Zn and Cd was mainly affected by intrinsic factors (soil formation factors, such as soil parent materials). Soil management practices, such as the use of pesticide and chemical fertilization, appear to be the primary factors influencing the spatial variability of the contents of Cu, Ni, Hg and As. Pb and Cr had a random variability. The difference in the ranges of Cu, Zn, Ni, Hg, As and Cd is large between 2.5 and 13.7 km. The maps of Cu, Zn, Ni, As and Hg were interpolated using the method of ordinary kriging. The contents of Cu, Zn, Ni and As gradually ascended from the southwest to the northeast. But Hg represented an opposing trend in this region. This research will provide theoretical basis for the regional layout of predominant crop products in the local region.

Key words: geostatistics; heavy metal; spatial variability; geographical information system (GIS)

河北省是我国北方粮食作物的主产区之一,其粮食的产量和质量直接影响到国家粮食安全。对于长期耕作的海河低平原区农田来说,重金属含量较少受到外来因素的影响^[1],其含量主要受到成土母质、后来的地球化学反应和土壤的成土过程影响^[2]。随着工业和农业的快速发展,农田受到重金属污染的压力越来越大,重金属在农田的累积,能够破坏土壤的正常功能,阻碍作物的生长,被作物吸收富集后通过食物链危害到人类的身体健康。因此,对农田土壤环境质量进行及时监测,掌握其在空间的变异规律对农业生产具有十分重要的意义。

在土壤学和环境科学领域中,地统计学方法解决空间变异问题,国内外已有较多的报道^[3~7]。近年来,地统计学方法在土壤重金属污染调查和制图方面的应用方兴未艾,Facchinelli 等^[8]利用多元统计和 GIS 方法研究了意大利西北部皮埃蒙特区土壤中重金属含量变异性来源的成因,并绘制重金属含量分布图;Manta 等^[9]研究了意大利巴勒莫城市土壤中重金属含量分布趋势和引起其空间变异性变化的因素,以此识别可能存在的污染源;Lark 等^[10]研究英格兰亨伯河三角洲特伦特洛区 Co、Ni 和 V 含量的时空变异性时,指出它们空间变异强相关,引起空间变异的主要因素是其成土母质等内部因素;张庆利等^[11]对南京城郊蔬菜基地土壤有效态 Pb、Zn、Cu 和 Cd 的空间分异性及其驱动因子进行了研究。但这些研究多集中在城市近郊地区,对于长期耕作的海河低平原区县域中等尺度上农田重金属含量空间变异性报道则较少。本文旨在利用地统计学方法和 GIS 技术,以海河低平原区肥乡县农田为例,定量分析重金属含量的空间变异,探求其在空间相关程度和引起含量空间变异的主要因素,并绘制重金属含量空间局部插值图,这将为当地正在开展的优势农产品区域布局规划提供理论依据。

1 研究区域与研究方法

1.1 研究区域概况

肥乡县位于河北省南部,邯郸市辖区东部,114°37'~115°01' E,36°29'~36°40' N 之间,属于海河低平原区。地势为西南高而东北低,海拔高度在 42.3~57.2 m 之间,地表比较平坦,总面积为 505 km²,耕地面积为 4 万 hm²。属温带大陆性季风气候,年平均气温为 13.0℃,最热月 7 月份平均气温为 26.7℃,最冷月 1 月份平均气温为 -2.7℃,年积温平均为 4736.6℃,无霜期平均为 201d,年平均太阳辐射量为 45.43×10⁸ J/m²,日照 2767h。境内无自然河流,平均降水量在 513.2 mm,累年平均蒸发量为 1959.1 mm,农田灌溉以井灌为主、渠灌为辅。土壤类型主要为潮褐土(斑纹筒育干润淋溶土)和潮土(淡色潮湿锥形土),肥力较高(表 1),还有小面积的沙土地和盐碱地。粮食作物有小麦、玉米、棉花、谷子、大豆、薯类等,是全国著名的粮棉之乡。

1.2 研究方法

1.2.1 样品采集 按照《农田土壤环境质量监测技术规范》(NY/T395-2000)^[12]规定确定监测单元,在保证土

壤样品代表性的前提下,平均每 133.33 hm² 左右布设 1 个采样点,接近污染源的地区,加密布点,环境相对好的地区点位可以适当减少;采取多点混合和四分法采集 0~20 cm 耕层土壤;采用 Magellan 公司 GPS 315/320 定位仪,非差分,单机定位精度不大于 10 m,测定样点经纬度,共布设 100 个采样点(图 1),采样时间为 2004 年 7 月。

表 1 试验供试土壤基本性质

Table 1 General properties of sample soil for test

土壤类型 Soil type	pH	有机质 (%) Organic C	全氮 (%) Total N	全磷 (%) Total P	全钾 (%) Total K	母质 Parent material	质地 Texture	污染源 Polluted sources
潮褐土	8.21	1.23 ±0.34	0.072 ±0.023	0.061 ±0.01	1.52 ±0.23	冲积物	粘壤土	农药和化肥的施用
潮土	8.26	1.17 ±0.36	0.073 ±0.016	0.054 ±0.02	2.00 ±0.47	冲积物	粘壤土	农药和化肥的施用

平均值 ±标准差 Mean ±S.D., $n = 12$; Meadow cinnamon soil; Chao soil; Alluvial deposit; Clay loam; Use of pesticide and chemical fertilization

1.2.2 样品分析 本次试验检测的重金属有 8 个:铜(Cu)、锌(Zn)、镍(Ni)、铬(Cr)、汞(Hg)、砷(As)、铅(Pb)和镉(Cd)。Cu、Zn、Cr 和 Ni 用火焰原子吸收分光光度法测定; Pb 和 Cd 用石墨炉原子吸收分光光度法测定; As 用二乙基二硫代氨基甲酸银分光光度法测定; Hg 用冷原子吸收分光光度法测定。检测项目对应的检测方法严格参照相关国家标准或农业行业标准执行^[12]。

1.2.3 地统计学方法 Matheron^[13] 将变异函数定义为:

$$\gamma(h) = 1/2 E[Z(x) - Z(x+h)]^2,$$

式中, $\gamma(h)$ 是变异函数, $Z(x)$ 和 $Z(x+h)$ 分别为变量 Z 在点 x 和 $(x+h)$ 处的值; 在区域化变量 Z 满足平稳假设或本征假设的条件下, 其计算式为:

$$\hat{\gamma}(h) = 1/2N(h) \sum_{i=1}^{N(h)} [Z(x_i) - Z(x_i+h)]^2$$

式中, $\hat{\gamma}(h)$ 是空间相距 h 的点对的试验变异函数, $N(h)$ 是相距 h 的点对数目, $Z(x_i)$ 和 $Z(x_i+h)$ 分

别是点 x_i 和 (x_i+h) 处的实测值。根据变异函数的定义, 当 $h=0$ 时, $\hat{\gamma}(h)=0$ 。但在实际样本变异函数计算过程中, 其曲线并没有通过原点, 而是具有一个正的截距, 称为块金值 (C_0); $\hat{\gamma}$ 先随着 h 的增大而增大, 当 h 增大以一定程度时, 变异函数将维持在一定水平不再增加, 此时的 $\hat{\gamma}$ 称为基台值 ($C+C_0$), C 为结构方差; 此时空间距离 h 定义为变程 (a)。空间局部插值 (kriging 法) 是建立在变异函数理论及其结构分析基础之上, 在有限区域内对区域化变量的取值进行线性无偏最优估计的一种方法, 即:

$$Z_v^{\#} = \sum_{i=1}^n \lambda_i Z(x_i)$$

式中, λ_i 是权重系数, $Z(x_i)$ 是样品值, $Z_v^{\#}$ 是估计值。

1.2.4 数据处理 变异函数的计算一般要求数据符合正态分布, 否则可能存在比例效应。在 SPSS 13.0 软件支持下, 首先进行 Kolmogorov-Smirnov 法正态性检验, 并且通过试验数据整体的偏度和峰度值进一步检验其正态分布的一致性。如果数据不符合正态分布, 对其原始数据转化(通常要对数转化)或检测原始数据中的异常值。

由于经纬度投影的不等间距性, 在 ArcGIS 8.3 软件 ArcToolbox 中, 把生成的经纬度点图转化为 UTM 投影(通用横轴墨卡托坐标系)。变异函数理论模型的拟合通过 VARIOWIN 2.2 软件完成, 共生成 4950 个点对, 取

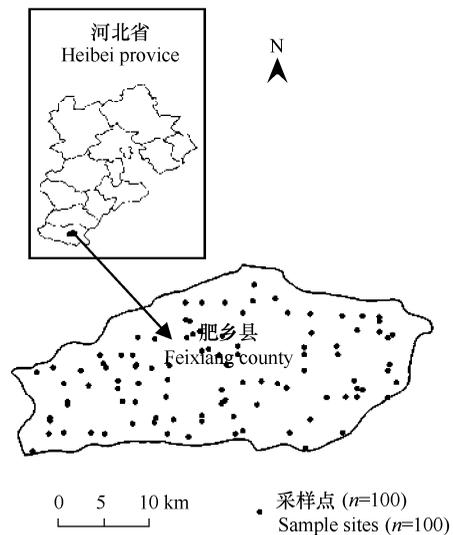


图 1 采样点分布图

Fig. 1 Diagram of sampling sites

样间距从 1.5 km 到 3.0 km 等间隔调试,在 $h = 2.0$ km 条件下拟合全方位变异函数的理论模型为最佳。在拟合过程中,原则上对变程之内的点给予较大的权重,因为它们在反映区域化变量的空间自相关性方面极为重要^[14],当试验变异函数达到基台值时,要参考样品总体方差的大小。

依据变异函数理论模型的参数,在 ArcMap 的空间分析模块中,以待估样点邻域内 12 个已知样点为支撑,93.3 m \times 93.3 m 为最小插值单元,进行普通 kriging 法插值。生成的 grid 格式文件与行政边界图计算并分类,将新生成的分类 grid 文件转化为 shape 格式,在 ArcToolbox 中再转化为 coverage 格式,统计各重金属含量等级所占的面积和比例大小。

表 2 土壤重金属含量(mg kg^{-1})的统计学描述

Table 2 Descriptive statistics of the soil heavy metal contents(mg kg^{-1})

变量 Variable	采样点数 Sampling	最小值 Min.	算术平均 值 Mean	最大值 Max.	标准差 S. D.	变异系数 (%) C. V. (%)	偏度 Skew.	峰度 Kurt.	K-S 值 K-S value	分布类型 Distribution
Cu	100	16.2	24.28	34.4	3.46	14.2	0.346	-0.326	0.887*	N
Zn	100	54.5	76.54	122.2	11.64	15.2	0.625	0.977	0.789*	N
Ni	100	20.5	30.54	39.9	3.96	13.0	0.202	-0.557	0.917*	N
Pb	100	8.6	18.48	27.4	3.93	21.3	-0.308	-0.129	0.620*	N
Cr	100	42.3	64.99	82.1	6.91	10.6	0.076	0.311	0.664*	N
Hg	100	0.012	0.054	0.147	0.023	42.9	0.974	2.211	0.770*	N
As	100	7.0	10.99	14.9	1.80	16.3	0.286	-0.587	1.224*	N
Cd	100	0.066	0.122	0.42	0.038	31.5	4.922	36.153	1.553	NN
Cd [#]	100	0.066	0.120	0.204	0.025	21.2	1.069	1.736	1.148*	N

*: K-S 检验双尾置信水平为 0.05 时显著 2-tailed K-S test at the 0.05 level of significance; #: 去除异常值后 After except outliers; N: 正态分布 Normal distribution; NN: 非正态分布 non-normal distribution

2 结果与分析

2.1 经典统计学描述

表 2 是农田土壤中 8 种重金属基于 100 个采样点的经典统计描述。在 SPSS13.0 软件中, Kolmogorov-Smirnov 法是检验样本 ($n > 50$) 正态性的, K-S 值越小其正态性越显著。除 Cd 外, 其余 7 种重金属含量在 0.05 显著水平下均通过 K-S 检验。通过 Box-plot 图, 观察到 Cd 含量中有 1 个异常值 (0.42 mg kg^{-1}), 可能是该样点的真实含量, 为了保证变异函数的平稳性, 又不损失样本信息, 使用剩余 99 个样本的极大值 (0.204 mg kg^{-1}) 代替该异常值。除去异常值的 Cd 样本, 在 0.05 显著水平下通过 K-S 检验, 偏度和峰度值接近 0, 说明样本已经符合正态分布。其余 7 种重金属含量(表 2)的偏度和峰度值都接近于 0, 从而进一步验证样本符合正态分布的结论。

样本符合正态分布时, 使用算术平均值代表样本总体水平更具有代表性。表 2 中可知, 不同重金属的含量差异很大, Zn 的算术平均值最大, 为 76.54 mg kg^{-1} ; Hg 的算术平均值最小, 为 0.054 mg kg^{-1} ; 由土壤环境质量标准 (GB15618-1995)^[15] 可知, 8 种重金属含量算术平均值统计意义上均未超过国家土壤环境质量二级标准, 仅 Cd 的最大值 (0.42 mg kg^{-1}) 超过了二级标准, 说明肥乡县的土壤环境质量整体良好, 适宜于发展优势农产品, 局部地区应引起足够的重视。按照反映离散程度的变异系数 CV 值大小可知^[16], 本研究中 8 种重金属含量均属于中等变异性。Hg 含量差异最大, 其变异系数为 42.90%; 而 Cr 含量差异最小, 其变异系数为 10.60%。

2.2 地统计学变异函数结构分析

结构分析主要目的是建立一个最优变异函数的理论模型, 定量地描述区域化变量的随机性和结构性, 并对变量背景和变异函数理论模型进行专业分析和解释^[14]。如果变异函数和相关分析的结果表明区域化变量空间相关性不存在, 则空间局部插值方法不适用。表 3 是在各向同性条件下试验变异函数的理论模型及其相关参数, 图 2 是试验变异函数曲线图拟合情况。8 种重金属都具有不同程度的块金值, 拟合优度在 95% 以上,

Pb 和 Cr 含量的试验变异函数曲线理论模型具有纯块金效应,没有空间相关性,在该尺度下具有独立变量的特征,不适宜空间局部插值。

2.2.1 空间变异性程度 基台值 ($C_0 + C$) 和块金值 (C_0) 都可以描述空间变异程度, ($C_0 + C$) 表示重金属含量在空间的总变异,其值越大表明总的空间变异程度越高。Zn 的 ($C_0 + C$) 最大 (134.51), 而 Hg 最小 (0.00053)。但是基台值并不具有可比性,因为它受自身因素和测量单位的影响较大^[17]。 C_0 表示随机部分的空间变异性,较大的 C_0 表明在较小尺度 (< 2.0 km) 上的某种过程不可忽视。引起块金效应的因素主要有两个:一是来源于重金属在小于 2.0 km 尺度上所具有的内部变异;二是来源于抽样分析的误差^[14]。Cr 的 C_0 最大 (47.52), Cd 最小 (0.00019), 同样,不同重金属的块金值之间也不具有可比性。 $C_0/(C_0 + C)$ 可以比较不同区域化变量之间空间相关程度的大小,根据 Cambardella 等^[18] 提出的区域化变量空间相关程度分级标准, Zn 的 $C_0/(C_0 + C) < 25\%$, 空间相关程度强, Cu、Ni、Hg、As 和 Cd 的 $C_0/(C_0 + C)$ 介于 $25\% \sim 75\%$ 之间, 空间相关程度中等, Pb 和 Cr 的 $C_0/(C_0 + C) = 1$, 空间相关程度弱。可见,以 2.0 km 为取样间距较大, Cu、Ni、Hg、As、Cd、Pb 和 Cr 的块金值较大,不能很好地反映该地区重金属含量在空间的结构性^[4],在更小尺度上的变异被掩盖,建议在该地区对重金属再次调查时应把取样间距放小一些。

表 3 重金属含量变异函数理论模型及其相关参数

Table 3 Semivariogram theoretical models of the heavy metal contents and corresponding parameters

变量 Variable	理论模型 Theoretical model	块金值 Nugget C_0	块金值/基台值 Proportion of nugget to sill $C_0/(C + C_0)$	变程 Range (a) (km)	基台值 Sill $C + C_0$	拟合优度 Godness of fit (%)
Cu	E	6.62	55.08	7.38	12.01	98.64
Zn	E	18.42	13.70	6.31	134.51	97.10
Ni	S	8.47	55.75	6.58	15.19	98.39
Pb	Pn	14.34	100	—	14.34	99.28
Cr	Pn	47.52	100	—	47.52	97.86
Hg	L	0.00037	70.74	13.65	0.00053	97.79
As	L	1.96	61.40	13.67	3.19	99.24
Cd	S	0.00019	26.52	2.48	0.00071	96.57

E:指数模型 Exponential model; S:球状模型 Spherical model; Pn:纯块金效应 Pure nugget effect; L:带基台值的线性模型 Linear model with sill

2.2.2 空间变异性组成 空间变异性主要由随机变异和空间自相关变异组成。 $C_0/(C_0 + C)$ 表示随机部分空间变异性占总空间变异性程度,如果比值较高,随机部分起主要作用;反之,空间自相关部分起主要作用。由表 3 可知 8 种重金属中, Zn 和 Cd 空间自相关部分起主要作用,说明本研究区域中, Zn 和 Cd 的空间变异性受人为因素影响较小,控制其空间变异性的主要因素与成土母质、土壤类型、气候条件等有关。Cu、Ni、Hg 和 As 空间变异性受人为因素影响较大,控制其空间变异性的主要因素与农田的耕作措施有关,如农药、化肥、塑料薄膜以及污水灌溉等的使用,都可能导致 Cu、Ni、Hg 和 As 含量在农田中增加。Pb 和 Cr 属于纯块金效应,说明 Pb 和 Cr 在整个研究尺度上具有恒定的变异。Lark 等^[10] 认为 Co、Ni 和 V 含量在空间具有强相关性,其空间变异性主要由成土母质中重金属含量所决定。Facchinelli 等^[8] 认为 Cr、Co 和 Ni 主要来源由成土母质所决定,但是 Cu、Zn 和 Pb 主要来源由人为活动所决定。本研究中,仅 Zn 和 Cd 含量的空间变异性由成土母质等内在因素所决定,而其它元素的空间变异性则由人为活动等外部因素起主要原因,一方面是因为长期农田翻地、施肥和大量灌溉等高强度人为活动打破了重金属固有的空间结构;另一方面较大的取样间距,掩盖了较小尺度上的空间变异,从而在该尺度上没有反映出较好的空间相关性。

2.2.3 空间变异性尺度 空间变异性是尺度的函数,空间异质性分析必须考虑尺度问题。变程是地统计学理论模型分析中的一个重要参数,其大小反映了区域化变量空间异质性的尺度或空间自相关尺度。由表 3 可知, Cd 变异函数的变程最小,为 2.48 km; Hg 和 As 变异函数的变程最大,且很相接近在 13.7 km; Cu、Zn 和 Ni 变异函数的变程在 6~7 km 之间。Liu 等^[6] 研究浙江 6390.8 km² 水稻田重金属空间变异性时, Cu 和 Cr 的变程

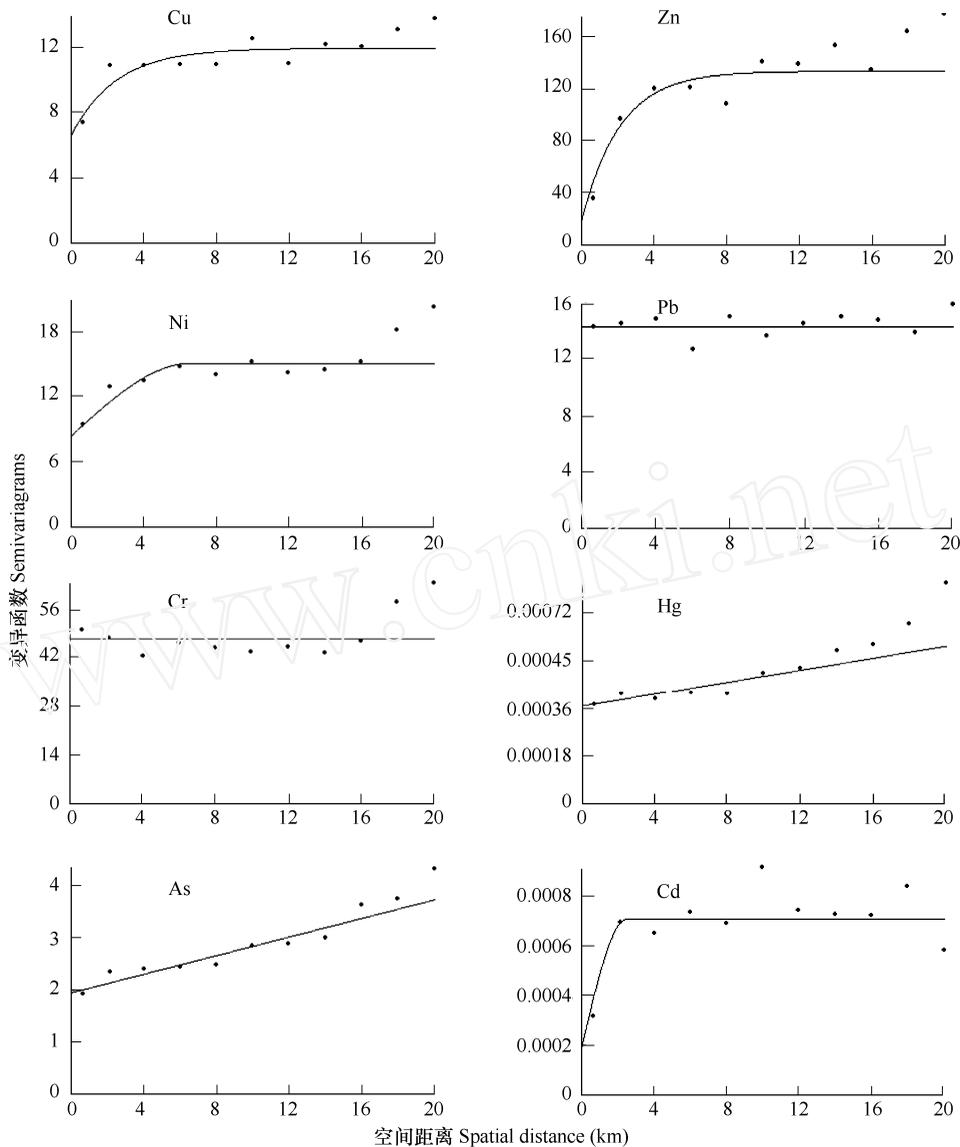


图2 重金属含量半变异函数分析

Fig. 2 Semivariograms analysis for the contents of the heavy metals

为 97.4 km,远大于 Zn、Pb 和 Cd 的变程,认为需要更小取样间距的环境调查。McGrath 等^[4]利用地统计学分析爱尔兰一个 6.8 km × 4.8 km 的银矿中 Pb 含量的空间变异性时,其变程为 3.4 km。张朝生等^[19]研究长江水系沉积物重金属含量空间分布特征时,多数元素变程在 1000 km 左右;王学军等^[1]研究北京东郊污灌区表层土壤微量元素的小尺度空间结构特征时,各变量变程在 300 ~ 420 m 之间,可见,研究区域范围不同,其变程范围相差很大,建议在考虑地统计学里的变程时,一定要和研究区域尺度联系起来。

本研究范围基于县域的中等尺度,不同重金属变程之间相差较大。首先,海河低平原区肥乡县的成土母质为古黄河和漳河的冲积物,土壤中重金属元素的含量,在自然土壤条件下,因成土母质、成土过程和成土条件的不同而有差异,但由于各元素特有的性质,确立了它在地球化学领域中的位置,表现在含量上均有各自的含量范围^[20]。其次,农田中所施用的各种农药和化肥中所含的重金属种类不同,如过磷酸盐中含有较多的 Hg、Cd、As、Zn 和 Pb,氮肥和钾肥含量较低,但氮肥中 Pb 含量较高;农用塑料薄膜生产应用的热稳定剂中含有 Cd 和 Pb,在大量使用塑料大棚和地膜过程中都可以造成土壤 Cd 和 Pb 含量的提高。另外,不同的农作物对重金属的吸收也有偏好,也是造成重金属在空间变程差异性的原因之一。因此,在海河低平原区肥乡县,尽管成

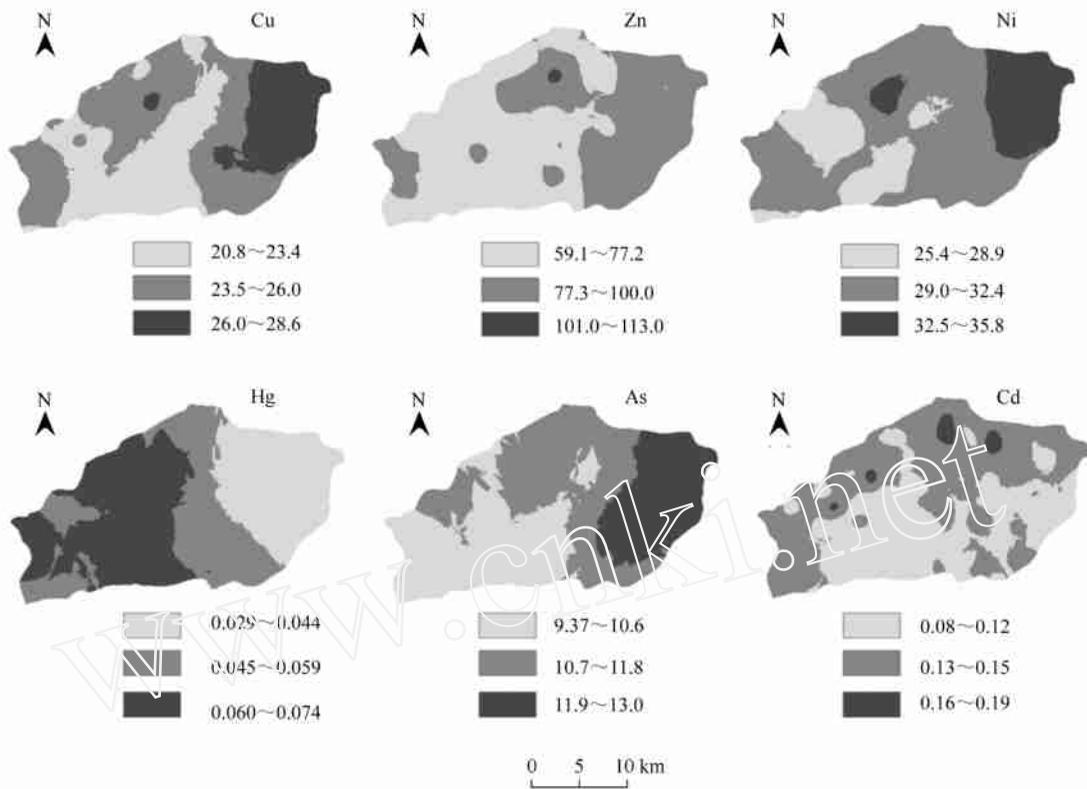


图3 6种重金属(mg kg^{-1})在肥乡县的 kriging 空间局部估计图

Fig. 3 The kiging interpolating maps of the six heavy metal contents (mg kg^{-1}) in Feixiang county

土母质相对均一,但是各元素的变程仍差异较大。

2.3 空间局部插值

对农田土壤重金属含量空间局部插值可以更直观地查看其在空间分布状况(图3),Pb和Cr在该取样间距下不具有空间相关性,未进行普通 kriging 法空间局部插值。从重金属含量的各向异性来看,Cu、Zn、Ni、Hg和As东西方向上的变异大于南北方向上的变异;而Cd各向异性却没有其它的那么明显。从重金属含量的高低来看,Cu、Zn、Ni和As东部含量较高,由西南部向东北部含量逐步升高,但Hg却表现出相反的分趋势,这种空间分布格局与本地区地势西南高而东北低有关。Cd的含量分布图中,小斑块较多,这与Cd变程最小有直接的关系。

表4 重金属含量分级面积和所占比例统计描述

Table 4 Descriptive statistics of grade areas and grade proportions of the soil heavy metal contents

分级区 Grading part		Cu	Zn	Ni	Hg	As	Cd
一级 The first grading	面积 Area (km^2)	173.8	274.6	96.6	146.6	187.2	227.0
	所占比例 Area proportion (%)	34.4	54.4	19.1	29.0	37.1	45.0
二级 The second grading	面积 Area (km^2)	230.0	228.3	310.8	157.9	196.7	266.7
	所占比例 Area proportion (%)	45.6	45.2	61.6	31.3	39.0	52.8
三级 The third grading	面积 Area (km^2)	101.0	1.9	97.4	200.3	120.9	11.1
	所占比例 Area proportion (%)	20.0	0.4	19.3	39.7	24.0	2.2

为了进一步量化描述不同重金属含量在空间分布上的趋势,对Cu、Zn、Ni、Hg、As和Cd含量等间距分为3个类型等级(一级含量最低,三级含量最高),统计出各个等级所占面积和所占总面积比例大小(表4)。第三级类型区含量距国家二级标准^[14]较近,是受重金属污染风险比较高的农田(地带),从表4可知,Hg的三级含

量所占比例最大(39.7%),面积约为 200.3 km²;Zn 三级含量所占比例最小(0.4%),面积约为 1.9 km²。一级区域重金属含量远低于国家二级标准^[14],是受污染风险低的地带,Zn 的一级含量所占比例最大(54.4%),面积约为 274.6 km²;Ni 的一级含量所占比例最小(19.1%),面积约为 96.6 km²。

3 结论

3.1 去除异常值后,8 种重金属含量在 0.05 显著水平下均能通过 K-S 检验,为正态分布;其算术平均值在统计意义上均未超过国家土壤环境质量二级标准,但是仅 Cd 的最大值超过二级标准,应该给予足够重视;反映样品数据离散程度的变异系数均属于中等变异。

3.2 Pb 和 Cr 在该采样尺度下,不具有空间相关性;Cu 和 Zn 含量的试验变异函数曲线符合指数模型,Ni 和 Cd 符合球状模型,Hg 和 As 符合带基台值的线性模型。Zn 含量空间相关程度强,Cu、Ni、Hg、As 和 Cd 含量空间相关程度为中等,Pb 和 Cr 含量空间相关程度弱。在该地区以 2.0 km 为取样间距较大,再对重金属调查时应该适当放小取样间距。Cu、Zn、Ni、Hg、As 和 Cd 的变程差异较大,在 2.5~13.7 km 之间,这与该地区重金属形成过程有关,成土母质中固有的含量和不同农业利用方式增加的含量是其变程范围差异较大的原因。

3.3 Zn 和 Cd 的空间变异性受人为因素影响较小,而 Cu、Ni、Hg 和 As 的空间变异性受人为因素影响较大,Pb 和 Cr 在整个研究尺度上具有恒定的变异。

3.4 Cu、Zn、Ni、Hg 和 As 在东西方向上的变异大于南北方向上的变异;而 Cd 的各向异性却没有其它的那么明显;Cu、Zn、Ni 和 As 含量由西南部向东北部含量逐步升高,但是 Hg 却表现出相反的分佈趋势,这种空间分佈格局与本地区的地势西南高而东北低有关。

References:

- [1] Wang X J, Deng B S, Zhang Z P. Spatial structures of trace element contents in sewage irrigated soil at the eastern suburb of Beijing. *Acta Scientiae Circumstantiae*, 1997, 17(4): 412~416.
- [2] White J G, Zasoski R J. Mapping soil micronutrients. *Field Crops Research*, 1999, 60(1-2): 11~26.
- [3] Ferraro L, Sprovieri M, Alberico I, et al. Benthic foraminifera and heavy metals distribution: A case study from the Naples Harbour (Tyrrhenian Sea, Southern Italy). *Environmental Pollution*, 2006, 142: 274~287.
- [4] McGrath D, Zhang C S, Carton O T. Geostatistical analyses and hazard assessment on soil lead in Silvermines area, Ireland. *Environmental Pollution*, 2004, 127(2): 239~248.
- [5] Sun B, Zhou S L, Zhao Q G. Evaluation of spatial and temporal changes of soil quality based on geostatistical analysis in the hill region of subtropical China. *Geoderma*, 2003, 115(1-2): 85~99.
- [6] Liu X M, Wu J J, Xu J M. Characterizing the risk assessment of heavy metals and sampling uncertainty analysis in paddy field by geostatistics and GIS. *Environmental Pollution*, 2006, 141: 257~264.
- [7] Wang J, Fu B J, Qiu Y, et al. Spatial heterogeneity of soil nutrients in a small catchment of the Loess Plateau. *Acta Ecologica Sinica*, 2002, 22(8): 1173~1178.
- [8] Facchinelli A, Sacchi E, Mallen L. Multivariate statistical and GIS-based approach to identify heavy metal sources in soils. *Environmental Pollution*, 2001, 114(3): 313~324.
- [9] Manta D S, Angelone M, Bellanca A, et al. Heavy metals in urban soils: a case study from the city of Palermo (Sicily), Italy. *The Science of the Total Environment*, 2002, 300(1-3): 229~243.
- [10] Lark R M, Bellamy P H, Rawlins B G. Spatio-temporal variability of some metal concentrations in the soil of eastern England, and implications for soil monitoring. *Geoderma*, 2006, 133: 363~379.
- [11] Zhang Q L, Shi X Z, Huang B, et al. Characteristics of spatial variability of soil available lead, zinc, copper and cadmium in a vegetable base in the suburbs of Nanjing. *Soils*, 2005, 37(1): 41~47.
- [12] The professional standards of National Agricultural Ministry. NY/T395-2000. Farmland Soil Environmental Quality Monitoring Technical Specifications. Beijing: China Standard Press, 2001.
- [13] Matheron G. Principles of geostatistics. *Economic Geology*, 1963, 58: 1246~1266.
- [14] Wang Z Q. Geostatistics and its application in ecology. Beijing: Science Press, 1999. 35~96.
- [15] The National Standard of the People's Republic of China. GB 15618-1995. Environmental Quality Standard for Soils. Beijing: China Standard Press, 1996.

- [16] Lei Z D, Yang S X, Xie S C. The preliminary research on spatial variability of soil characteristics. *Journal of Hydraulic Engineering*, 1985(9):10~21.
- [17] Li H B, Wang Z Q, Wang Q C. Theory and methodology of spatial heterogeneity quantification. *Chinese Journal Applied Ecology*, 1998, 9(6):651~657.
- [18] Cambardella C A, Moorman T B, Novak J M, *et al.* Field-scale variability of soil properties in central Iowa soils. *Soil Science Society of America Journal*, 1994, 58:1501~1511.
- [19] Zhang C S, Zhang S, He J B. Spatial distribution characteristics of heavy metals in the sediments of Changjiang river system——geostatistics methods. *Acta Geographica Sinica*, 1997, 52(2):184~192.
- [20] Zhang M, Lei Z D. Contents and distribution of some heavy metal elements in the vegetable cultivated soils in China. *Acta Pedologica Sinica*, 1996, 33(1):85~93.

参考文献:

- [1] 王学军, 邓宝山, 张泽浦. 北京东郊污灌区表层土壤微量元素的小尺度空间结构特征. *环境科学学报*, 1997, 17(4):412~416.
- [7] 王军, 傅伯杰, 邱扬, 等. 黄土高原小流域土壤养分的空间异质性. *生态学报*, 2002, 22(8):1173~1178.
- [11] 张庆利, 史学正, 黄标, 等. 南京城郊蔬菜基地土壤有效态 Pb、Zn、Cu 和 Cd 的空间分异及其驱动因子研究. *土壤*, 2005, 37(1):41~47.
- [12] 国家农业部行业标准. NY/T395-2000. 农田土壤环境监测技术规范. 北京:中国标准出版社, 2001.
- [14] 王政权. 地统计学及其在生态学中的应用. 北京:科学出版社, 1999. 35~98.
- [15] 中华人民共和国国家标准. 土壤环境质量标准 (GB15618-1995). 北京:中国标准出版社, 1996.
- [16] 雷志栋, 杨诗秀, 谢森传. 土壤特性空间变异性初步研究. *水利学报*, 1985, (9):10~21.
- [17] 李哈滨, 王政权, 王庆成. 空间异质性定量研究理论与方法. *应用生态学报*, 1998, 9(6):651~657.
- [19] 张朝生, 章申, 何建邦. 研究长江水系沉积物重金属含量空间分布特征研究——地统计学方法. *地理学报*, 1997, 52(2):184~192.
- [20] 张民, 雷志栋. 我国菜园土壤中某些重金属元素的含量与分布. *土壤学报*, 1996, 33(1):85~93.