

污染场地土壤重金属含量的空间变异特征及其污染源识别指示意义^①

张长波^{1,2,3}, 李志博^{1,2}, 姚春霞^{1,2}, 尹雪斌^{1,2}, 吴龙华^{1,2}, 宋 静^{1,2}, 滕 应^{1,2}, 骆永明^{1,2,3*}

(1 中国科学院南京土壤研究所土壤与环境生物修复研究中心, 南京 210008; 2 土壤与农业可持续发展国家重点实验室(中国科学院南京土壤研究所), 南京 210008; 3 中国科学院研究生院, 北京 100049)

摘 要: 在面积约 10.9 km² 的重金属污染场地以网格法采集了 174 个表层土壤样品, 测定了 7 种重金属含量。采用地统计学软件 GS+ 和地理信息系统相结合的方法, 研究了这些重金属含量的空间变异性。通过 Kriging 内插法对未测点重金属含量进行最优估计, 并对这些重金属的来源进行了初步识别。结果发现, 在研究区内 7 种重金属具有相似的空间分布特征, 污染场地特殊的污染源分布状况、污染程度和地理条件导致点状污染源增大了重金属的空间结构性, 呈现出与非典型污染区不同的特征。冶炼厂高炉粉尘排放对重金属的贡献明显高于母质等内在因素, 是研究区重金属的主要来源。

关键词: 重金属; 地统计学; 半方差函数; 空间变异; 污染源识别

中图分类号: X131.3

矿山、工厂和垃圾填埋厂等场地由于废物处置与泄漏、化学品不适当使用等行为可能对环境进而对人类健康造成巨大的危害, 因此污染场地的生态与环境问题越来越受到各国的重视^[1]。土壤是地球上各种人为的和自然的污染物的汇, 世界上大部分的污染物最终滞留在土壤中^[2]。了解污染场地土壤污染物来源是污染场地健康风险评价及风险管理的基础, 是有效地控制土壤污染、保障环境安全和农业可持续发展的重要前提。因此, 污染场地污染物来源的识别和解析就越来越受到研究者的关注。

地统计学是以区域化变量理论为基础, 以半方差函数为基本工具的一种方法, 广泛应用于空间分布上既有随机性又有结构性的自然现象^[3]。近年来, 地统计学用于土壤污染物分布的研究逐渐涌现。地统计学可分析土壤重金属的空间分布结构和模式, 对未采样点进行最优估计, 把离散的点位信息区域化、连续化、平面化, 从而提供研究区的整体概况, 为污染空间迁移规律研究提供依据, 结果通过地理信息系统 (GIS) 可视化, 对区域污染物来源分析具

有指示和检验作用^[4]。

目前, 地统计学主要用于研究土壤养分、水分等性质的空间结构特征^[5-7]。也有学者对不同尺度下土壤重金属空间分布加以分析^[8-10], 但是上述研究的对象多为污染程度相对较低的区域, 母质对土壤重金属的贡献大于或接近于外界污染源的贡献; 而典型污染场地的污染状况、污染源分布等条件具有特殊性, 在很多方面不同于上述研究对象的特征, 可能导致土壤重金属空间变异特征呈现出不同于上述研究的规律, 但是目前研究相对匮乏。当前研究多采用简单随机采样方法, 对于土壤污染物含量变化较大的污染区域, 样点的代表性不高^[11]; 采样密度不足, 导致样点间的变异函数值的随机成分增加, 小尺度结构特征被掩盖^[3]; 另外, 由于目前重金属来源定量解析多采用多元统计方法, 为了得到准确的结果, 需要采集足够多的样品并测定较多的项目, 而只针对少数几种土壤重金属的研究不能实现地统计学定性分析结果和多元统计方法定量结果的相互校验。

^①基金项目: 国家自然科学基金重点项目(40432005)、国家重点基础研究发展规划项目 (2002CB410810) 和中国科学院知识创新项目 (KZCX3-SW-429, CXTD-Z2005-4) 共同资助。

* 通讯作者 (ymluo@issas.ac.cn)

作者简介: 张长波 (1979—), 男, 山东聊城人, 硕士研究生, 主要从事土壤污染源解析及土壤环境质量方面的研究。E-mail: cbzhang@issas.ac.cn

本文以浙江省某典型重金属污染场地为研究区,运用网格法在面积约 10.9 km^2 的地区采集了 174 个表层土壤样品,应用地统计学分析和 GIS 空间分析相结合的方法,对该区表层土壤中 7 种重金属的空间分布特征进行分析,以定性识别出该区土壤重金属的主要来源,深入了解该区土壤环境质量现状,为土壤污染防治和风险管理提供科学依据。

1 研究区概况与研究方案

1.1 研究区概况

研究区属山地丘陵区,地势自西南向东北倾斜,海拔在 200 m 以下,成土母质多为砂岩和砂页岩。主要土壤类型为水耕人为土和黏化湿润富铁土。该区属于中亚热带向北亚热带过渡的季风湿润气候,全年温暖湿润,年平均温度 16°C 。夏季长而炎热,

春、秋季短,冬季较寒冷。雨水充沛,年平均降雨量 1424.8 mm ,集中于 5 月和 6 月。

研究区自 1989 年开始发展小高炉炼铜业,这些小高炉大多无环保设施,生产采用的原料大都为冶炼厂的下脚料,成分极其复杂,含有多种重金属元素。网格法划分的采样区面积约 10.9 km^2 ,主要是农用耕地。采样区东西两侧为低丘,以林业用地为主。

1.2 采样方案

2003 年 7 月,将研究区划分成 $250 \text{ m} \times 250 \text{ m}$ 的网格,在每一网格中梅花形采 5 个样点表层土壤组成 1 个混合样品,四分法取分析样品约 1.5 kg 。由于个别网格被居民区占据,没有实施采样,共采集到 174 个混合样品。研究区小高炉和采样点位置用 GPS 定位(图 1, 2)。样品经自然风干,挑除石砾和植物残体,研磨过 100 目筛,并充分混匀,待用。

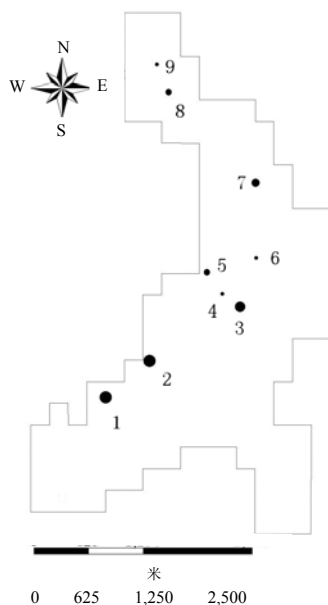


图 1 小高炉分布图

Fig. 1 The distribution of copper smelters

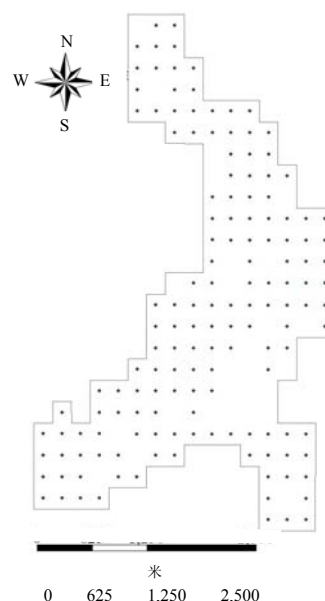


图 2 采样点分布图

Fig. 2 The distribution of soil samples

1.3 分析项目与测定方法

重金属 Cu、Zn、Pb、Cd 采用王水-高氯酸消煮,原子吸收分光光度法或石墨炉原子吸收分光光度法(Varian SpectrAA 220FS)测定;As、Se 采用硝酸-高氯酸消煮,原子荧光分光光度法(Titan AFS 930)测定;Hg 采用硝酸-双氧水消煮,测定方法同 As、Se。

为保证分析结果的可靠性,分析过程中均以国家标准物质土壤标准参考样(GSS 系列)作内标。

2 地统计学处理

由于特异值的存在会对变异函数具有显著的影响,因此计算变异函数前剔除这些特异值是十分有必要的^[3]。本文采用域法识别特异值,即样本平均值加减 3 倍标准差,在此区间以外的数据均定为特异值,然后分别用正常的最大和最小值代替特异值^[12-13],消除的特异值约占样本量的 1%。由于半方差函数的模型要求数据呈正态分布,否则会存在比例

效应^[3], 在消除特异值后, Pb、As 等不符合对数正态分布的 5 种重金属元素都近似符合对数正态分布, 因此在半方差分析时将这 7 种元素的浓度进行对数转换, 连同采样点的地理坐标输入地统计软件 GS+ (gamma design software, 2002), 拟合半方差函数, 并选择最佳拟合模型及其参数, 用 Block Kriging 对各重金属含量进行插值, 然后把结果导入到 ArcGIS 8.2 中, 得到研究区内土壤中各重金属含量的空间分布图。

在较大尺度上, 土壤属性在各方向上相同只是相对的, 而各向异性却是绝对的^[14]。但是在各向同性范围内的空间变异特征作为 Kriging 插值的依据可以减小各向异性对插值结果的影响^[15-16]。因此, 本研究先在样点最大距离的一半范围内探求各向异性特征, 寻找各向同性范围, 继而以该范围分析土壤重金属的半方差函数, 并以此变异特征为依据进行 Kriging 插值。

3 结果与分析

3.1 土壤重金属元素的统计特征值

研究区 7 种重金属元素的统计结果见表 1。174 个样品数据用单样本 Kolmogorov-Smirnov 法进行正态性检验, 结果表明 7 种元素含量均不符合正态分布, 对数据进行对数转换后统计分析表明, Cu、Zn、Cd 属于对数正态分布。通常认为, 土壤微量元素多呈对数正态分布, 但 Zhang^[17]等认为, 微量元素在自然背景环境中含量很低, 多呈对数正态分布, 而在人为污染情况下可能大量富集, 造成含量的概率分布向高浓度方向偏斜, Pb、Hg 含量分布更加证明了这一点。虽然 Cu、Zn、Cd 3 种元素在统计上符合对数正态分布, 但其偏态系数都有明显的增加趋势。变异系数分析结果表明, 这 7 种重金属元素在研究区内的变异强度较大, 除 Se 外, 其他 6 种元素都超过了 150%, Cu、Zn、Pb、Hg 等 4 种元素最为明显, 变异系数超过了 250%, 均达强变异程度。

表 1 土壤重金属元素统计特征值
Table 1 Descriptive statistics of soil heavy metals

元素	分布 类型	偏度 系数	峰度 系数	最小值 (mg/kg)	最大值 (mg/kg)	均值 (mg/kg)	标准差 (mg/kg)	变异 系数
Cu	lg N	1.03	1.70	13.07	8 171.01	290.35	861.73	2.97
Zn	lg N	0.94	1.91	64.12	25 613.70	793.75	2 113.63	2.66
Pb	偏态	10.42	121.56	19.97	7 656.28	205.39	621.65	3.03
Cd	lg N	0.41	-0.47	0.08	23.71	2.10	3.44	1.64
As	偏态	8.29	79.02	4.83	386.95	18.91	34.98	1.85
Se	偏态	6.89	66.38	0.25	7.86	0.76	0.69	0.91
Hg	偏态	12.72	165.50	0.03	15.01	0.26	1.14	4.31

注: lg N 为对数正态分布, 相对应的偏度系数和峰度系数皆为对数转换后的统计值。

浙江省表层土壤元素背景值分别为: Cu 17.6 mg/kg $\pm$ 12.94 mg/kg、Zn 70.6 mg/kg $\pm$ 37.19 mg/kg、Pb 23.7 mg/kg $\pm$ 6.76 mg/kg、Cd 0.070 mg/kg $\pm$ 0.059 mg/kg、As 9.2 mg/kg $\pm$ 7.90 mg/kg、Se 0.435 mg/kg $\pm$ 0.219 mg/kg、Hg 0.086 mg/kg $\pm$ 0.0667 mg/kg^[18]。研究区重金属含量与土壤背景值相比都有很大程度的升高。Cd、Zn 的平均含量分别超过了国家《土壤环境质量标准》(GB15618-1995) 三级标准限值 1.0 mg/kg 和 500 mg/kg; Cu 的平均含量远远超过了其二级标准限值 50 mg/kg, 12.6% 的样品 Cu 浓度超过了三级标准限值。分别有 13.2%、9.8% 和 10.9% 的样品 Pb、Hg、As 浓度超过了对应的二级标准限值。只有 1 个样品 Se 浓度超过了

世界卫生组织 (WHO) 推荐的土壤中 Se 最大允许限量 6 mg/kg。这些结果说明由于人为污染源的影响, 使得该区某些网格中重金属元素的含量显著增加。

3.2 各向异性下土壤重金属的半方差函数

由于各种人为和自然环境因素的影响, 土壤属性在不同的方向上可能存在不同 (天津地区表层土壤), 本研究区受到人为影响的程度较强, 各向异性可能更加明显。通常情况下, 半方差函数在样点最大距离的一半范围内才有意义^[15], 因此我们以最大样品间距的一半 2960 m 为最大步长, 采样点间距 215 m 为最小步长, 分别计算了 NE0°、NE45°、NE90° 和 NE135° 这 4 个方向上的实验半方差函数。

以 Cu 为例 (图 3), 当主轴方向为 NE90° 时, Cu 的各向异性最为明显, 表现在主轴变程 (major axis) 与次轴 (minor axis) 的差异最大。为了更清楚地表征这 7 种重金属的各向异性特性, 我们分别计算了两组相互垂直方向上的半方差比值 (图 4)。

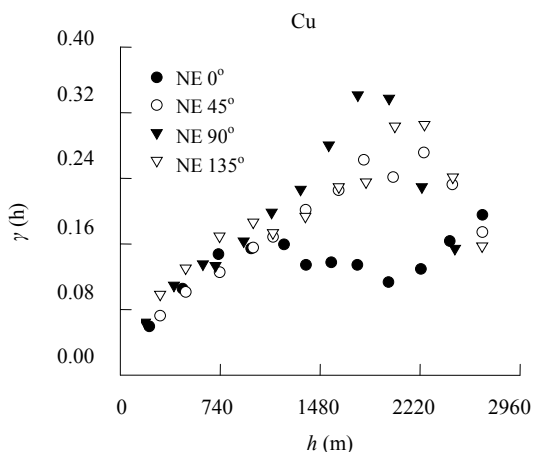


图 3 半步长变化域上土壤 Cu 元素变异的各向异性实验半方差函数

Fig. 3 Anisotropic semivariogram of soil heavy metals (Cu) across the half extent of the data

从图 4 中可以看出, 7 种重金属呈现出相类似的各向异性规律, NE135° 及其垂直方向 NE45° 的半方差函数比值 $K(h)_{135^\circ/45^\circ}$ 基本呈平稳状态, 数值在 1.0 附近波动, 而 NE90° 及其垂直方向 NE0° 半方差函数比值 $K(h)_{90^\circ/0^\circ}$ 变化较为剧烈, 开始平稳, 在 1.0 上下浮动, 而在约 2000 m 处达到 $K(h)$ 最大值, $K(h)$ 最大值处于 2.0~3.0 之间。说明 >2000 m 尺度上,

土壤中 7 种重金属具有明显的各向异性特征, 其中在 NE90° 和 NE0° 两个垂直方向上表现最为明显。

研究区空间变异的长轴方位角为南北方向, 表明该方向上的变异最小, 这与研究区域山脉的走向相类似。这种空间变异特征可能与研究区特殊的地理特征和土法冶炼的生产工艺有关。小高炉土法炼 Cu 的重要生产步骤是高温焙烧, 在此过程中会产生大量富含重金属的颗粒物^[12], 这为重金属通过干湿沉降向土壤输入这些物质提供了可能; 由于采样区两侧是接近南北走向的低山丘陵, 导致该地区风向以北风或偏北风为主, 为重金属在研究区的传播提供了外部环境条件。由此可以推断, 干湿沉降是这 7 种重金属元素进入土壤的重要传播途径。

3.3 各向同性下土壤重金属的半方差函数

根据各向异性半方差函数比值图可确定 7 种重金属元素的各向同性范围, 虽然在各向同性范围内不同方向存在一定的差异, 但对插值结果的影响并不大^[15-16]。

每一种重金属的各向同性范围是不同的, 大致分布在 1000~1600 m。故以每一种重金属相应的各向同性范围作为最大步长, 采样间距 215 m 为最小步长进行计算半方差函数, 以决定系数 (R^2) 最大和 RSS 最小为原则选取最佳模型 (表 2)。从表 2 可以看出, 7 种重金属元素的半方差函数的决定系数都达到了 0.90 以上。F 检验结果表明, 7 种重金属的拟合模型都达到了极显著水平, 模拟效果比较接近于实际。

表 2 土壤重金属半方差函数的拟合模型及其参数

Table 2 Semivariogram model parameters for soil heavy metals

元素	预测模型	块金值 Co	基台值 Co+C	Co/Co+C	有效变程 (m)	决定系数 R^2	RSS
Cu	球状	0.036	0.179	0.201	1165	1.000	1.7E-06
Zn	球状	0.024	0.150	0.160	935	0.990	7.1E-05
Pb	球状	0.022	0.086	0.253	806	0.979	3.3E-05
Cd	球状	0.073	0.312	0.235	1508	0.996	7.0E-05
As	指数	0.012	0.060	0.194	1422	0.984	8.9E-06
Se	球状	0.013	0.043	0.303	1730	0.930	7.6E-06
Hg	球状	0.020	0.090	0.222	1300	0.993	1.0E-05

理论模型可以利用块金值 (nugget)、基台值 (sill) 以及变程 (range) 3 个参数来描述研究对象的

空间分布结构。块金方差主要是由试验误差和小于试验抽样尺度引起的, 反映了区域化变量内部随机

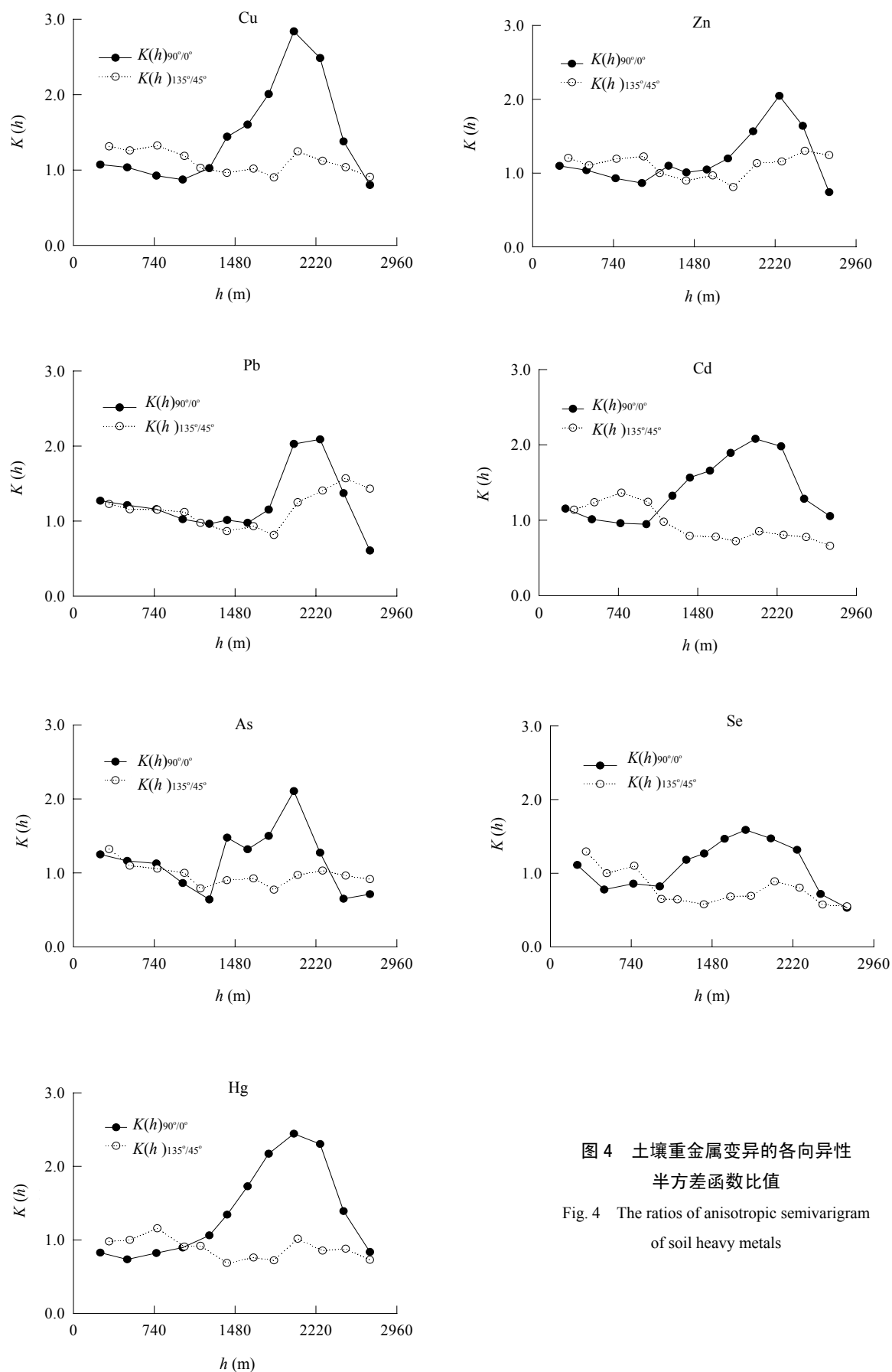


图4 土壤重金属变异的各向异性
半方差函数比值

Fig. 4 The ratios of anisotropic semivariogram
of soil heavy metals

性的可能程度,块金值较大则表明较小尺度上的某种过程不可忽略。这 7 种重金属的块金值都较小,且都处于一个数量级。基台值指变异函数所达到的最大值,表示系统的总变异程度,7 种重金属的基台值与各重金属进行对数转换且去除特异值后统计的标准差相近似,说明半方差函数的模拟是比较稳定的。块金值与基台值之比表示随机部分引起的空间异质性占系统总变异的比率,可以反映区域化变量空间异质性的程度。如比值 $<25\%$,说明系统具有强烈的相关性;而比例在 $25\% \sim 75\%$ 之间,表明系统具有中等的相关性^[3,19]。而夏学齐等^[20]认为如果该比值 $<50\%$,说明尽管数据受到人为影响的干扰,但是数据小尺度的随机性并没有掩盖数据的结构性。Se 的比值是 30.3% ,具有中等的相关性,空间分布是由结构性因素(如母质)和随机性因素共同作用的结果。其他重金属的比值都小于或接近 25% ,说明研究区 7 种重金属具有较强的相关性,空间分布特征主要是结构性因素作用的结果。变程是衡量区域化变量空间自相关的尺度,超过该范围,区域化变量就不再具有相关关系。7 种重金属的变程大小顺序为 $\text{Se} > \text{Cd} > \text{As} > \text{Hg} > \text{Cu} > \text{Zn} > \text{Pb}$ 。Cd、Hg 等由于具有较强的迁移性^[20-21],变程相对较大,但是差异并不明显。

以上结果与胡克林等^[4]的结果并不相同,典型污染场地的土壤重金属地统计学特征呈现出与非典型污染场地所不同的规律。胡克林等^[4]认为点状污染源会增加研究区的空间异质性,增大研究区的复杂性,使某些污染物在研究区内的空间自相关性减弱;而本研究结果表明虽然点状污染物(小高炉)对 7 种重金属的贡献要远远高于母质因素,但是这 7 种重金属在研究区内依然具有较强的相关性,这主要是由于两项研究的区域其污染源分布状况、污染程度和地理条件等性质的不同所导致的。由于该区域拥有 10 余个小高炉,且小高炉分布在研究区的各个部位,这在一定程度上增大了污染源的结构性特征;大气干湿沉降是污染物进入土壤的重要传播途径,而研究区全年主要以北风或偏北风风向为主,导致污染物有在整个研究区积累的趋势。如前面所述,研究区内 Cd、Zn、Cu 等元素的污染已相当普遍,在这种情况下应当把这些污染源近似地当作一个结构性因素来处理,而不应当成随机性因素。

3.4 土壤重金属元素的空间分布特征及污染源识别指示意义

根据上述的各向同性下的半方差函数最佳拟合模型及其参数,采用 Block Kriging 对各重金属含量进行插值,参与估值的样点数最大为 10,最大搜索半径为每种元素相应的变程。把插值结果导入到 ArcGIS 8.2 中,进行重新分级,得到研究区内土壤中各重金属含量的空间分布图(图 5)。

为了突出各重金属含量与小高炉的定性相关关系,重金属含量的空间分布图分级并不是依照《土壤环境质量标准》的重要临界值为标准。

虽然土壤重金属含量是土壤母质等内在因素和点状污染源(小高炉)等外部因素共同作用的结果,但从土壤元素背景值和本研究分析测定结果对比可以看出,外部污染源的贡献明显大于母质等内在因素。统计分析表明,重金属含量与土壤黏粒含量没有明显的相关性,这在某种意义上也可以证明上述观点。这与 Zhu 等^[22]的结果是类似的。

如前面所述,大气干湿沉降是这 7 种重金属进入土壤的重要传播途径。我国环境空气质量评价中大气污染物扩散模型普遍应用高斯系列模式^[23]。由高斯系列模式的计算公式不难得出,大气中污染物浓度主要取决于与点源的三维距离。由于该研究区内的地面起伏不大,因此土壤受污染源干湿沉降的污染物通量主要取决于与污染源地面投影坐标的距离,当距离较小时,沉降通量较大;反之亦然。从图 5 中可以看出,研究区污染较重区域土壤重金属含量多呈辐射状分布,中心污染物浓度较高,向外逐渐降低。由此可以判断,每一辐射状分布区域的中心具有一个重要的污染源,这些中心的地理位置与研究区冶炼高炉位置(图 1)具有很好的相关性,因此,冶炼高炉是该区域主要的污染源。

4 结语

(1) 研究区已受到 7 种重金属不同程度的污染,其中 Cd、Zn 和 Cu 最为严重。

(2) 虽然传统统计分析结果表明该区域 7 种重金属的变异较强,但是地统计学分析结果证明 7 种重金属依然具有很强的空间自相关性,污染场地重金属含量传统统计分析结果与地统计学结果并不具有简单的一一对应关系。

(3) 典型污染场地的土壤重金属地统计学特征呈现出与非典型污染场地不同的规律。该区特殊的污染源分布状况、污染程度和地理条件导致了点状污染源可以作为一种结构性因素来对待。7 种重金

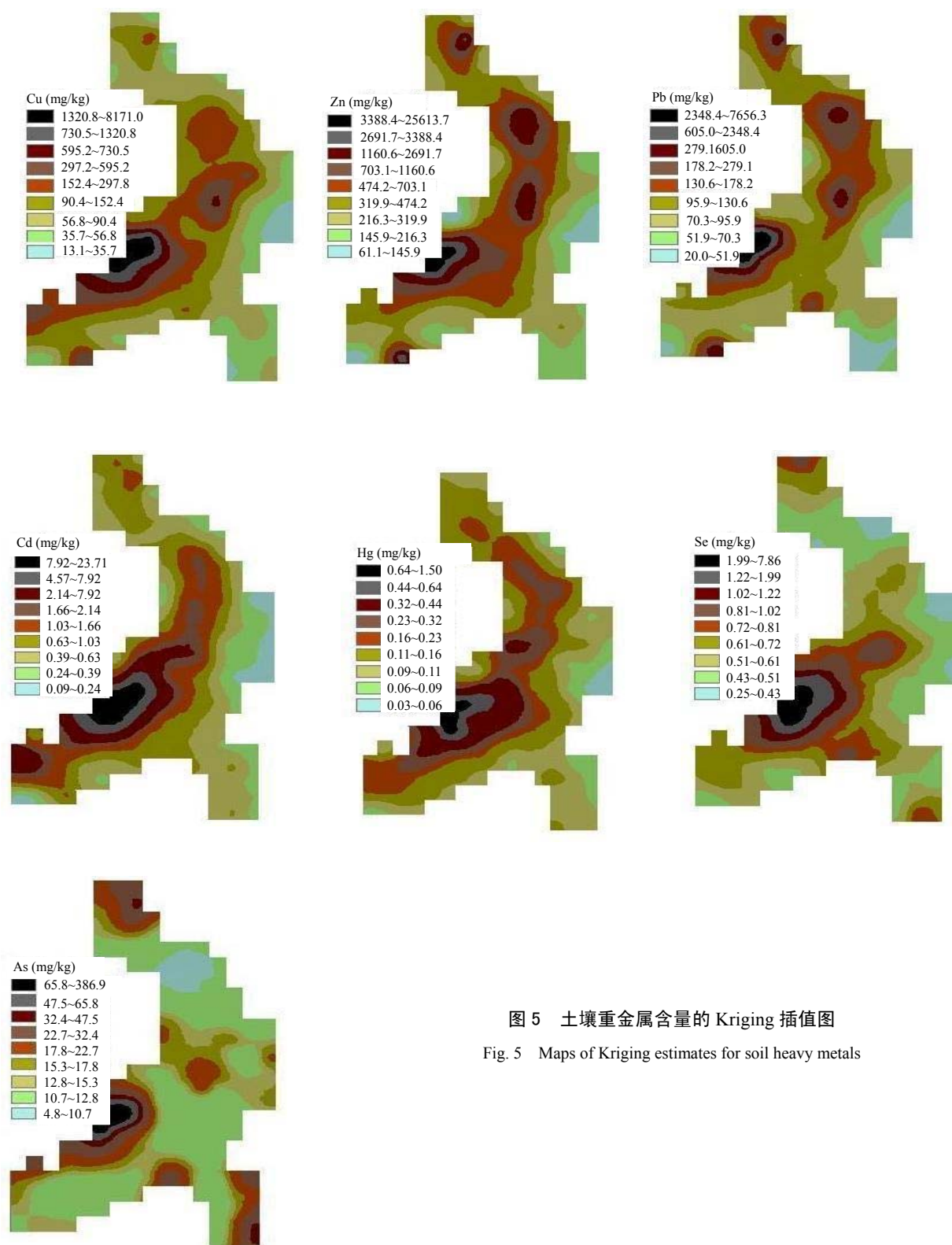


图 5 土壤重金属含量的 Kriging 插值图

Fig. 5 Maps of Kriging estimates for soil heavy metals

属在 1000 ~ 1600 m 内表现出各向同性特征, 在 806 ~ 1730 m 内存在空间自相关性, 各种重金属之间差异并不显著。

(4) Kriging 插值结果表明, 该区小高炉周围土

壤重金属含量多以高炉为中心呈辐射状分布, 重金属含量与小高炉分布具有很好的相关性。地统计学与 ArcGIS 相结合的研究方法可以对区域土壤污染源的识别加以指导和检验。

致谢: 感谢中国科学院南京土壤研究所土壤资源与遥感应用研究室的高鹏硕士生给予的热情帮助。

参考文献:

- [1] Suter GW, Efroymson RA, Sample BE, Jones DS. Ecological Risk Assessment for Contaminated Sites. Washington: Lewis Publishers, 2000: 20-35
- [2] 骆永明, 滕应, 过园. 土壤修复—新兴的土壤科学分支学科. 土壤, 2005, 37 (3): 230-235
- [3] 王政权. 地统计学及在生态学中的应用. 北京: 科学出版社, 1999: 1-101
- [4] 胡克林, 张凤荣, 吕贻忠, 王茹, 徐艳. 北京市大兴区土壤重金属含量的空间分布特征. 环境科学学报, 2004, 24 (3): 463-468
- [5] 郭旭东, 傅伯杰, 陈利顶, 马克明, 李俊然. 河北省遵化平原土壤养分的时空变异特征: 变异函数与 Kriging 插值分析. 地理学报, 2000, 55 (5): 555-566
- [6] 姜勇, 张玉革, 梁文举, 闻大中, 陈文波. 沈阳市苏家屯区耕层土壤养分空间变异性研究. 应用生态学报, 2003, 14 (10): 1673-1676
- [7] 李海滨, 林忠辉, 刘苏峡. Kriging 方法在区域土壤水分估值中的应用. 地理研究, 2001, 20 (4): 446-452
- [8] 郑袁明, 陈煌, 陈同斌, 郑国砥, 吴泓涛, 周建利. 北京市土壤中 Cr, Ni 含量的空间结构与分布特征. 第四纪研究, 2003, 23 (4): 436-445
- [9] 徐尚平, 陶澍, 徐福留, 曹军. 内蒙土壤微量元素含量的空间结构特征. 地理学报, 2000, 55 (3): 337-345
- [10] 张乃明, 李保国, 胡克林. 太原污灌区土壤重金属和盐分含量的空间变异特征. 环境科学学报, 2001, 21 (3): 349-353
- [11] 国家环境保护总局. 土壤环境检测技术规范. 北京: 科学出版社, 2004
- [12] 张朝生, 章申, 张立成, 王利军. 长江水系河流沉积物重金属元素含量的计算方法研究. 环境科学学报, 1995, 15 (3): 258-264
- [13] 刘付程, 史学正, 于东升, 潘贤章. 基于地统计学和 GIS 的太湖典型地区土壤属性制图研究—以土壤全氮制图为例. 土壤学报, 2004, 41 (1): 20-27
- [14] Cotway CA, Hergert GW. Incorporating spatial trends and anisotropy in geostatistical mapping of soil properties. Soil Science Society of America Journal, 1997, 61: 298-309
- [15] White JG, Welch RM, Norvell WA. Soil zinc map of USA using geostatistics and geographic information systems. Soil Science Society of America Journal, 1997, 61: 185-194
- [16] 刘付程, 史学正, 潘贤章, 于东升. 太湖流域典型地区土壤全氮的空间变异特征. 地理研究, 2004, 23 (1): 63-70
- [17] Zhang CS, Selinus O. Statistics and GIS in environmental geochemistry—some problems and solutions. Journal of Geochemical Exploration, 1998, 64 (1-3): 339-354
- [18] 中国环境监测总站. 中国土壤元素背景值. 北京: 中国环境科学出版社, 1990: 329-482
- [19] 王学军, 李本纲, 陶澍. 土壤微量金属含量的空间分析. 北京: 科学出版社, 2005: 22-120
- [20] 夏学齐, 陈骏, 廖启林, 季峻峰, 田庆久, 吴昀昭. 南京地区表土镉汞铅含量的空间统计分析. 地球化学, 2006, 35 (1): 95-102
- [21] Cloquet C, Carignan J, Libourel G, Sterckeman T, Perdrrix E. Tracing source pollution in soils using cadmium and lead isotopes. Environmental Science and Technology, 2006, 40 (8): 2525-2530
- [22] Zhu YF, Liu H, Cheng HX, Xi ZQ, Liu XF, Xu XB. The distribution and source apportionment of aliphatic hydrocarbons in soils from the outskirts of Beijing. Organic Geochemistry, 2005, 36 (3): 475-483
- [23] 国家环境保护局. 环境影响评价技术导则. 大气环境. 北京: 科学出版社, 1993

Characteristics of Spatial Variability of Soil Heavy Metal Contents in Contaminated Sites and Their Implications for Source Identification

ZHANG Chang-bo^{1,2,3}, LI Zhi-bo^{1,2}, YAO Chun-xia^{1,2}, YIN Xue-bin^{1,2},
WU Long-hua^{1,2}, SONG Jing^{1,2}, TENG Ying^{1,2}, LUO Yong-ming^{1,2,3}

(1 *Soil and Environment Bioremediation Research Center, Institute of Soil Science, Chinese Academy of Sciences, Nanjing 210008, China;*

2 *State Key Laboratory of Soil and Sustainable Agriculture (Institute of Soil Science, Chinese Academy of Sciences), Nanjing 210008, China;*

3 *Graduate School of the Chinese Academy of Sciences, Beijing 100049, China)*

Abstract: A geostatistics method combined with Geographic Information System was applied to analyze the spatial variability of soil heavy metals and to perform source identification. One hundred and seventy four surface soil samples were collected from a contaminated site with an area of 10.9 km² and analyzed for concentration of seven kind of Cu, Zn, Pb, Cd, As, Se and Hg. The results of semivariance analysis showed that they have similar spatial distribution characteristics, and concentrations of the metals were correlated in a given spatial range. Due to the special characteristics of the area such as distribution of the point pollution sources, the spatial autocorrelations of the metals increased, which was different from that of other unpolluted or slightly polluted areas. It was believed that compared with parent materials the copper smelters were the most important sources for soil heavy metals in the area.

Key words: Heavy metals, Geostatistics, Semivariance, Spatial variability, Source identification