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

刘付程[1,2]　史学正[1]　于东升[1]　潘贤章[1]
(1 中国科学院南京土壤研究所, 南京　210008)
(2 安徽师范大学, 安徽芜湖　241000)

摘　要　在地理信息系统(GIS)支持下, 运用地统计学方法对太湖典型地区耕层土壤全氮含量的空间变异特征进行分析, 探讨了适用于研究区域土壤全氮制图的最佳邻域, 并在此基础上利用块段克立格(Block Kriging)法绘制了土壤全氮含量空间分布图。结果表明, 土壤全氮的空间变异性在 40 km 步长变化域上表现为明显的各向同性, 超出这个范围, 土壤全氮空间变异的各向异性明显增强, 以 40 km 步长变化域上土壤全氮的空间结构特征作为 Kriging 插值依据有助于提高制图精度。制图结果表明, 研究区域土壤全氮含量在江阴和宜兴两市境内普遍较高, 锡山和武进两市相对较低; 且高值斑块区主要分布在地势低洼的圩田区, 这是人为施肥和土壤特性共同影响的结果。Kriging 估值标准差分布图可为评价和提高制图精度提供十分有用信息。

关键词　地统计学; 太湖典型地区; 空间变异; Kriging
中图分类号　S158.9　　文献标识码　A

科学的土壤资源利用和管理是建立在对区域土壤属性空间变异性正确理解的基础上的。土壤属性的空间分布图是土壤空间变异性最直观的表达形式。传统的土壤属性制图方法是以成土因素与土壤变异性相互关系的概念模型为基础, 其制图过程也就是基于概念模型的理性推断过程, 因此它在不同程度上带有制图者本人的主观性[1]。近些年来, 随着空间统计理论和分析技术的发展, 土壤属性制图的理论和方法也有了新进展, 如基于 GIS 的概念模型[2]和概率统计模型[1]的土壤属性制图方法等陆续被提出, 而其中颇具特色的是地统计学方法在土壤属性制图中的应用。土壤属性制图的地统计学方法实质上是对土壤属性进行空间局部最优估值的方法[3](如克立格插值法), 这种估值方法是建立在对土壤属性空间变异特征定量分析基础上的, 因此, 它既具有统计学上的依据又保留有定量化的特点[4], 这在一定程度上要优于传统的制图方法。

地统计学在土壤学中的广泛应用是始于 20 世纪 70 年代后期[5], 美国首先将这一方法应用于土壤调查、制图及土壤变异性研究中[4,6,7]。我国在 20 世纪 80 年代初也有土壤学学者[8]开始从事这方面的研究, 目前国内有关这方面的研究也非常活跃, 相关的文献报道[9~13]也层出不穷。本文尝试利用地统计学方法, 并结合 GIS 对区域土壤氮素含量制图做些探讨, 以期起到抛砖引玉的作用。

1　材料与方法

1.1　区域自然条件

研究区域位于太湖流域西北部, 总面积为 5 280.2 km^2, 主要包括锡山、江阴、宜兴和武进四个县级市, 是我国农业生产发达的地区之一。境内除在宜兴南部有小面积低山丘陵外, 其他地区多为地势平坦的河湖相冲积平原, 其海拔多在 10 m 以下。成土母质在北部沿江地区为长江冲积物, 中部为太湖冲积、沉积母质, 丘陵区为残积、坡积风化物。境

* 国家重点基础研究发展规划项目(G1999011810)和中国科学院知识创新工程重大项目 (KZCX1-SW-01-19) 和江苏省自然科学基金, 重点项目(BK2002504)资助
作者简介: 刘付程(1971~), 男, 安徽枞阳人, 讲师, 博士研究生, 主要从事土壤资源管理方面的研究工作
收稿日期: 2002-07-19; 收到修改稿日期: 2003-02-26

内 80% 的耕地为水稻土, 并以稻- 麦/ 油轮作为主。

1.2　数据来源

2000 年 5 月, 在研究区域共采集了 275 个土壤耕层样品, 每个样品由同一田块中的 5 个表层(0~15 cm) 土样混合组成。采样为非网格法取样, 样点布设主要参照了第二次土壤普查时的主剖面位置, 同时也考虑了利用上的差异(如种植小麦、油菜、撂荒等) ; 样点之间最小距离为 146 m。绝大部分样品采自该地区的主要土壤类型水稻土。样点采用 GPS 定位, 并经 ArcInfo 投影转换, 产生以 m 为单位的平面坐标系统中的坐标(投影类型为 Albers 投影, 主要投影参数为: 1st standard parallel: 31° 19′ 12″ N; 2nd standard parallel: 31° 54′ 00″ N; central meridian: 120° 00′ 00″ E; latitude of projection origin: 30° 00′ 00″ N) , 最后生成相应的采样点分布图(图 1) 。土壤样品全氮分析采用半微量开氏法[14], 并以国标土样(GB7173- 87) 作内标。

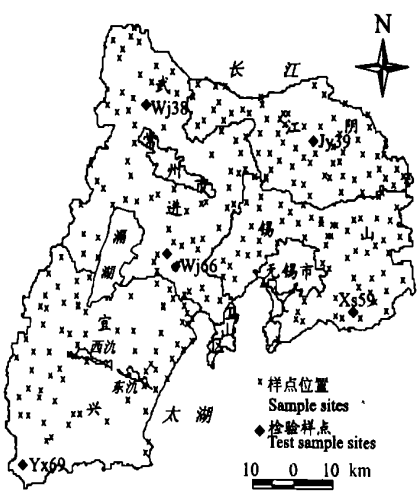

图 1　采样点分布图

Fig. 1　The distribution of soil samples

1.3　数据处理

由于特异值的存在会造成变量连续表面的中断, 使得实验半方差函数发生畸变, 甚至会掩盖变量固有的空间结构特征[10, 12], 因此本文采用域法识别特异值[13], 即样本平均值 $\bar{a}$ 加减三倍标准差 s, 在此区间($\bar{a}$ ±3s) 以外的数据均定为特异值, 然后分别用正常最大和最小值代替特异值。

从研究区域 270 个样本数据的直方图(图 2) 可以看出, 土壤全氮含量基本上呈正态分布(另 5 个样本数据作为检验数据, 用于检验插值精度, 不参与 Kring 插值, 见图 1) , 数据经域法处理后, 其偏度和峰度值都明显降低(表 1) , 因此未对数据作非线性变换, 后续计算都是采用经域法处理后的原始数据。

1.4　地统计学方法

地统计学方法是基于区域化变量理论基础上的一种空间分析方法, 有关其原理和方法, 很多文献都有详细介绍[3, 16], 本文只作简要说明。假设区域化变量满足二阶平稳和本征假设, 其半方差函数可用下式表示:

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

式中: $\gamma(h)$ 为半方差函数; h 为分隔两样点的矢量, 称为步长; $N(h)$ 为相距为 h 的样点对数目; $Z(x_i)$ 和 $Z(x_i + h)$ 分别为区域化变量 $Z(x)$ 在位置 x_i 和 $x_i + h$ 处的实测值。

变量空间数据的非平稳性是常见的现象, 但许多学者认为, 变量在整个研究区域上的平稳性并非必要, 只要变量在适度大小的邻域内满足平稳性(即局部平稳) , 仍然可以对其作出合理的统计推断[3, 4]。因此, 选择一个合适的邻域并获得一个稳定的半方差函数, 这对于地统计学制图来说将是非常关键的。

Kriging 插值法是一种最优无偏线性估值方法。对变量在点 x 处的估计值 $Z^*(x)$, 可以通过该点影响范围内的 n 个有效观测值 $Z(x_i)$ 的线性组合得到, 即:

$$Z^*(x) = \sum_{i=1}^{n} \lambda_i Z(x_i)$$

式中: λ_i 是赋予观测值 $Z(x_i)$ 的权重, 表示各观测值对估计值 $Z^*(x)$ 的贡献, 其和为 1, 在保证估值无偏性(即估值偏差的平均值为 0) 和最优性(即估值方差最小) 条件下, 可由变量半方差函数计算得到[3]。Kriging 法优点在于, 在对变量进行最优无偏估值的同时, 还能给出变量的估值方差, 这对于评价和提高 Kriging 制图精度将是十分有益的。

本文中, 半方差函数的计算和理论模型的拟合均采用地统计学软件 GS+ 5.3。各向异性半方差函数计算时的角度容差(tolerance) 定为 ±22.5°。变量半方差模型的选取是基于实验半方差的值用不同类型的模型拟合得到的, 选取的模型应该是拟合最优的模型, 它与实验半方差函数最为逼近, 尤其是在步长较小的地方, 一般要求拟合模型的决定系数(R^2) 较大, 残差(RSS) 较小[3]。Kriging 插值及插值图的生成是由 GS+ 5.3 和 ArcInfo 7.1 共同完成的。Kriging 插值方法采用块段克立格法, 估值样点数最大为 8, 最大搜索半径为 16 km。插值结果以 ASCII 数据格式存储, 再经 ArcInfo 的 ASCIIGRID 命令生成 grid 数据图形。所生成图形由研究区域边界图形切割,

最后生成研究区域相应的插值结果图。

2 结果与分析

2.1 土壤全氮含量的统计特征

表 1 给出了 270 个样本数据的统计结果, 图 2 和图 3 分别为原始数据和 Kriging 插值结果直方图。从表 1 可以看出, 土壤耕层全氮的变异系数为 20.7%, 属中等变异性[12]。根据域值识别法, 共有 7 个样本数据为特异值, 其中有 1 个小于平均值减三倍标准差, 另 6 个大于平均值加三倍标准差; 后续半方差计算时, 这 7 个特异值分别用正常最小值 0.61 g kg^{-1}和最大值 2.61 g kg^{-1}代替, 处理后的数据统计结果也列在表 1 中。从表中数据可以看出, 处理后数据的偏度和峰度值都明显降低, 其统计分布更趋向正态。

表 1 土壤耕层全氮的描述性统计(g kg^{-1})

Table 1 Descriptive statistics of total N in topsoil

	样本数 Sample size	平均值 Mean	中数 Median	标准差 S.D.	最小值 Min.	最大值 Max.	变异系数 C.V.(%)	偏度 Skew.	峰度 Kurt.
原始数据 Original data	270	1.61	1.59	0.333	0.58	3.10	20.7	1.182	3.139
域法处理后数据 Data excluded outliers	270	1.61	1.59	0.317	0.61	2.61	19.7	0.844	1.613
插值结果 Kriging estimates	58 660	1.60	1.58	0.164	1.16	2.21	10.3	0.510	0.025

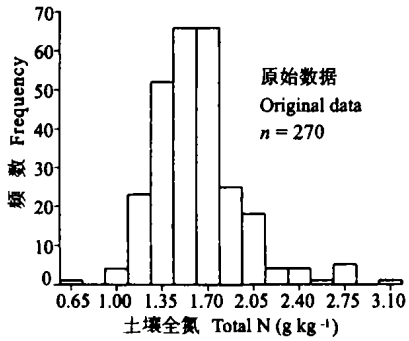

图 2 土壤全氮含量直方图

Fig. 2 Histogram of total N

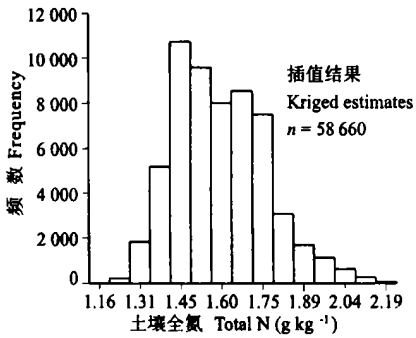

图 3 土壤全氮插值结果直方图

Fig. 3 Histogram of kriged estimates for total N

2.2 土壤全氮含量的实验半方差函数

图 4 是在全步长变化域上(115.6 km), 步长为 2 km 的各向同性实验半方差图。从图中可以看出, 当步长 h 逐渐增加到 60 km 时, 土壤全氮实验半方差函数的变化相对平稳, 半方差由大约 0.05 g^2 kg^{-2} (块金方差) 增加到 0.10 g^2 kg^{-2}左右(基台值), 当 h 大于 60 km 时, 实验半方差变得不稳定, 其散点图呈分散趋势。这是土壤氮素空间变异的各向异性导致的结果[6,7], 因为在较大的尺度范围内, 导致土壤全氮空间变异的各种主要过程(如施肥水平、地形变化、母质类型的影响等) 往往在不同的方向上存在着明显的差异, 如研究区域的成土母质在南北向就表

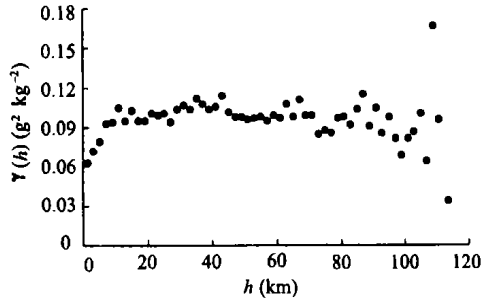

图 4 全步长变化域上全氮各向同性实验半方差

Fig. 4 Global experimental semivariogram of total N at the full extent of data

现为长江冲积- 沉积母质、太湖冲积- 沉积母质、丘陵山区残积- 坡积母质的渐变特点。

图 5 是在全步长变化域上土壤氮素的各向异性实验半方差图。从图中可以看出, 当 h 小于 40 km 时, 在四个不同方向上实验半方差函数的变化差别不大, 当 h 大于 40 km 时, 不同方向上的实验半方差呈现离散的趋势。这表明土壤氮素的各向异性特征在 40 km 步长变化域范围内的表现并不明显, 随着步长的增大, 各向异性趋向增强。因此, 在 40 km 步长变化域范围内, 土壤氮素的空间变异是平稳的, 以该邻域内土壤氮素的空间结构特征作为 Kriging 插值的依据, 将有助于减小各向异性对插值精度的影响。

为了进一步了解在 40 km 步长变化域内, 土壤氮素空间变异的各向异性对 Kriging 插值的影响, 我们分别计算了多个方向上的半方差, 并用不同的理论模型拟合。结果发现, 在主轴方向为 NE34° 时, 土壤氮素的各向异性表现最为明显, 表现在该方向上拟合指数模型的主轴(major axis) 与亚轴(minor axis) 变程参数差异最大(表 2)。为了能更直观地比较在 40 km 步长变化域上, 各向同性半方差函数与各向异性半方差函数的差异大小, 图 6 给出了四个不同方向变量实验半方差的散点图, 同时也给出了变量各向同性半方差的拟合模型曲线和 NE34° 实验半方差在主轴(NE34°) 和亚轴(NE124°) 方向上的拟合模型曲线。从图中曲线分布的位置可以看出, 各向同性半方差模型实际上是对各向异性半方差模型均化的结果, 其差别并不大, 这种较小的差异不会对 Kriging 插值产生明显的影响[4,6]。因此, 在 40 km 步长变化域范围内, 采用各向同性半方差模型进行 Kriging 插值是可行的。

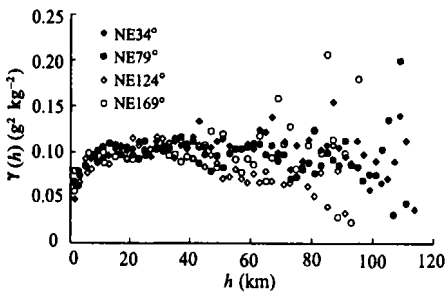

图 5　全步长变化域上全氮各向异性实验半方差

Fig. 5　Anisotropic experimental semivariogram of total N at the full extent of data

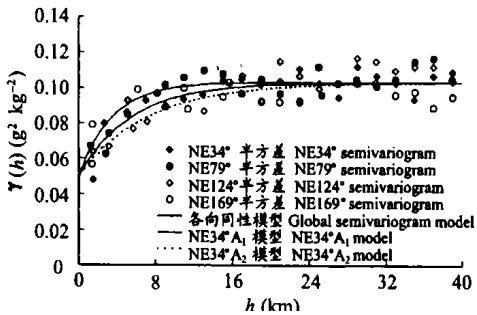

图 6　40 km 步长变化域土壤全氮半方差函数

Fig. 6　Semivariograms of total N at a lag extent of 40 km

表 2　40km 步长变化域上土壤全氮各向异性半方差函数理论模型及有关参数

Table 2　Theoretical models and corresponding parameters for anisotropic semivariogram of total N at a maximum lag distance of 40 km

主轴方向 Major axis direction	模型类型 Model type	C_0 ($g^2\ kg^{-2}$)	C_0+C_1 ($g^2\ kg^{-2}$)	主轴变程参数 Major axis range parameter A_1(km)	亚轴变程参数 Minor axis range parameter A_2(km)	R^2	RSS
NE34°	E[1)]	0.05 032	0.1 034	3.581	7.381	0.609	1.1×10^{-2}
NE79°	E	0.05 021	0.1 020	5.861	5.865	0.587	1.2×10^{-2}
NE124°	E	0.05 033	0.1 038	7.350	7.350	0.581	5.5×10^{-2}
NE169°	E	0.04 902	0.1 011	5.282	5.284	0.585	1.2×10^{-2}

1) 表中 E 均表示指数模型 E refers to exponential model

2.3　土壤全氮含量的 Kriging 插值

2.3.1　土壤全氮含量空间变异的拟合理论模型

由于在40 km步长变化域上, 土壤全氮空间变异的各向异性对 Kriging 插值不会产生明显的影响。因此, 在 Kriging 插值之前, 有必要讨论一下这一步长变化域上土壤氮素的空间结构特征。表 3 是在 40 km 步长变化域上, 采用不同步长间距计算得到的土壤全氮各向同性实验半方差的拟合理论模型及其参数。

表3 不同步长间距下的理论半方差函数及其参数

Table 3 Theoretical semivariogram model parameters at various lag intervals

步长间距 Lag interval (km)	模型类型 Model type	C_0 ($g^2 kg^{-2}$)	C_0+C_1 ($g^2 kg^{-2}$)	变程 Range ($3A_0$, km)	$C_0/(C_0+C_1)$ (%)	R^2	RSS
1.0	E[1)]	0.051 7	0.104 2	17.19	49.6	0.610	2.6×10^{-3}
1.5	E	0.051 4	0.103 6	15.54	49.6	0.564	1.6×10^{-3}
2.0	E	0.050 2	0.103 2	16.80	48.5	0.849	4.5×10^{-4}
2.5	E	0.050 7	0.103 4	17.04	48.9	0.740	5.2×10^{-4}
3.0	E	0.050 7	0.103 1	16.83	49.2	0.790	3.3×10^{-4}
5.0	E	0.047 2	0.102 4	16.35	46.1	0.880	1.3×10^{-4}

1) 表中E均表示指数模型 E refers to exponential model

由表3可以看出,不同步长间距下的拟合理论模型均为指数模型,并且各模型参数之间的差别均较小。块金方差(C_0)的变化范围在0.047 2~0.051 7 $g^2 kg^{-2}$之间,与其相对应的标准差为0.217~0.227 $g\ kg^{-1}$,对于半微量开氏法而言,其测定误差要远小于这个范围中的值,因此,块金方差实际上也包含了最小步长尺度以下的空间变异性[3,16]。基台值(C_0+C_1)表现出相对一致性,在0.103 $g^2 kg^{-2}$附近变化,相对应的标准差为0.321 $g\ kg^{-1}$左右,与实测数据的标准差0.317 $g\ kg^{-1}$基本一致。块金方差与基台值之比$C_0/(C_0+C_1)$可以反映变量的空间相关性程度,若比值<25%,表明变量具有强烈的空间相关性,若比值>75%,则空间相关性很弱[11,12]。研究区域土壤全氮的$C_0/(C_0+C_1)$值在45%~50%之间,说明土壤全氮具有中等的空间相关性和明显的结构性。这与研究区域成土条件和种植制度(稻-麦/油轮作)的相对一致性有关。这是因为种植制度的相对一致性意味着农田管理和施肥水平在不同时期基本相似,在相似的生物气候条件下,土壤氮素的输入输出情况在较长的时间内保持基本稳定,从而导致土壤氮素空间分布的结构性加强。拟合模型的变程变化于15~17 km之间,超出变程范围,土壤全氮就不再表现出空间相关性。研究表明,土壤氮素的空间相关范围与所研究的尺度有关,不同尺度上的土壤氮素空间相关距离差别很大,从数米到数十千米都有,这是由于不同尺度水平上影响土壤氮素空间相关性的主导因素不同所致[6,7]。

2.3.2 土壤全氮的Kriging插值结果 由于在40 km步长变化域上,Kriging插值所基于的理论模型之间差别不大(表3),其插值结果也十分相近,因此,这里着重讨论具有代表性的步长间距为2 km的插值结果。通过Kriging插值,得到0.3 km×0.3 km分辨率的栅格图形,经研究区域边界图形切割后,得到58 660个有效栅格值的图形(不包括主要城市和湖泊,图7),其统计结果见表1,数据分布直方图见图3。从统计结果可以看出,估值数据的平均值为1.60 $g\ kg^{-1}$,与实测数据的平均值1.61 $g\ kg^{-1}$基本相同;估值数据的标准差(0.163 $g\ kg^{-1}$)比实测数据的标准差(0.317 $g\ kg^{-1}$)要明显减小,因此估值数据的平滑作用明显;此外,估值数据极差减小,数据分布趋向集中,并且数据的峰度值和偏度值明显降低(表1),表明Kriging插值法对估值数据有正态化作用。

图7是研究区域土壤全氮的插值结果分布图。从图中可以看出,土壤耕层全氮含量表现出明显的片状和斑块状分布特点。土壤全氮含量在江阴和宜兴境内普遍较高,二者均有近90%的面积超过实测数据的平均含量1.61 $g\ kg^{-1}$;相反,锡山和武进境内的绝大部分地区土壤全氮含量都低于1.60 $g\ kg^{-1}$,其中武进境内有近80%的面积不足1.50 $g\ kg^{-1}$。由此可见,研究区域土壤全氮含量表现为明显的片状分布。

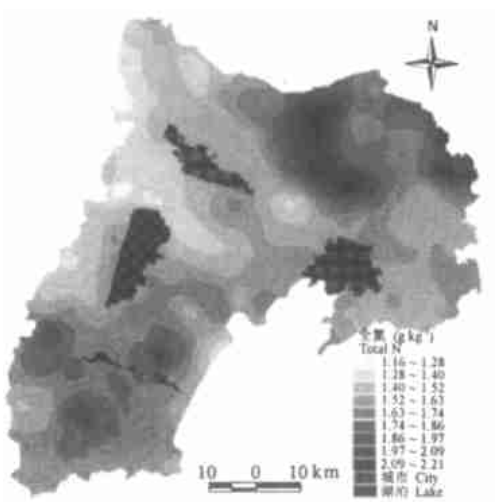

图7 土壤全氮的Kriging插值图

Fig. 7 Map of kriged estimates for total N

但土壤全氮的高值区却表现为斑块状分布特点, 最高值主要分布在江阴西南部, 并向北延伸到长江沿岸, 形成近似南北走向的高值斑块, 其平均含量在 2.0 g kg^{-1}左右, 此外, 在宜兴中部也有三个相对的高值斑块。

研究区域是我国农业生产集约化程度较高的地区之一, 土壤氮素含量的这种空间分布特征在很大程度上受到人为施肥的影响。根据四市近 120 户农民近些年来化肥投入情况的调查结果, 江阴市单位面积氮肥(纯 N) 使用量年平均达到 515 kg hm^{-2}, 宜兴市也达到 518 kg hm^{-2}, 锡山市为 489 kg hm^{-2}, 而武进市最低, 只有 463 kg hm^{-2}左右, 调查还发现, 有机肥(如厩肥、饼肥等) 的使用在宜兴市要比其它三市普遍, 这在一定程度上也提高了该市土壤氮素含量水平。由此可见, 氮肥施用总量的差异可能是导致四市土壤全氮含量呈现片状分布的主要原因。土壤氮素含量的斑块状分布与区域地貌类型和土壤本身性质有关, 如江阴西南和东南部及宜兴中部的高值斑块都出现在地势低洼的圩田区, 其土壤类型主要为脱潜型水稻土, 有机质含量较高, 有机质在缓慢的分解过程中可以释放氮素, 造成土壤氮素含量明显偏高; 而地势较高的高平田区是白土的主要分布区(武进西北孟河高平田区则以沙土为主) , 土壤保肥能力较差, 氮素淋溶迁移较强, 致使土壤氮素含量较低。

图 8 是 Kriging 插值的标准差分布图。由图可见, 估值标准差变化于 0.153~ 0.404 g kg^{-1}之间, 平均值为 0.240 g kg^{-1}。估值标准差是样本数据标准差(0.316 g kg^{-1}) 和大范围取样插值结果内在不确定性的综合反映[4], 因此, 其值大小可用于评价 Kriging 插值精度, 值越小, 表明 Kriging 插值结果越可靠。从图 8 可以看出, 最大估值标准差出现在宜兴南部丘陵山区, 此外, 在常州市北缘及 湖东岸也相对较高, 而在锡山和江阴境内普遍较小, 因此, 制图精度在锡山和江阴境内要好于其他地区。估值标准差的大小与采样点密度之间存在着明显的对应关系(图 1) , 采样点密度越高, 估值标准差越小, 这是因为估值标准差仅与采样点密度、样点布设结构及半方差函数模型有关, 而与采样点实测结果的高低没有直接关系[4]。因此在未采样区增补采样点和采用规则取样法, 将有助于降低估值标准差, 提高制图精度。

2.3.3　对插值结果的评价　　表 4给出了5 个检验样点的测定值与估计值的对比结果。可以看出,

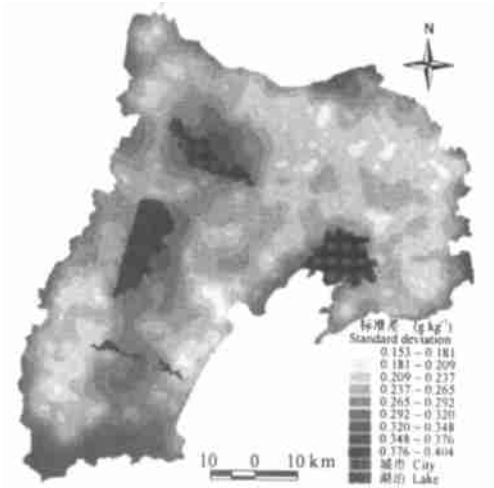

图 8　土壤全氮的 Kriging 插值标准差图

Fig. 8　Map of standard deviation for the kriged estimates of total N

其最大绝对差值为 0.09 g kg^{-1}(Yx69 号样点) , 与实测结果相差 5.0%。这种差异主要来自两个方面的原因, 一是 Kriging 插值结果代表的是 0.3 km × 0.3 km 块段的平均值, 它是由 16 个采样点的加权平均得到的, 与一个田块中的 5 点混合样测定结果存在差异是不可避免的, 尤其是在检验田块的实测平均含量明显高于或低于周围采样点时, 这种差异就更为显著; 二是由于受采样密度的限制, 半方差函数无法反映 2 km 以下尺度的空间变异性, 在 Kriging 插值过程中, 这种小尺度上的变异性在不同地方都被视为一样的, 而实际上导致小尺度上土壤氮素变异的各种过程往往表现出较大的随机性, 不同地方的变异性大小可能差异很大, 这也会导致插值结果与实测结果之间存在一定差异。

表 **4**　土壤全氮的插值结果与实测结果的对比

Table 4　Comparision between test values and kriged estimates for total N

检验样点号 Test sample No.	Xs59	Jy39	Wj38	Wj66	Yx69
检验值(g kg^{-1}) Test values	1.53	1.65	1.43	1.45	1.79
估计值(g kg^{-1}) Kriged estimates	1.48	1.61	1.42	1.49	1.70

由于本研究是中尺度区域水平上土壤氮素含量制图, 其目的在于为区域农业生产和生态环境管理提供参考, 因此制图本身具有较大的综合性, 制图结果主要是为了反映区域土壤氮素空间分布的整体变

化趋势[17]。因此, 5.0%左右的估值误差能够满足制图对精度的需要。当然, 受采样密度和样点分布不均匀性的影响, 局部地方的估值精度可能偏低些(如宜兴南部丘陵区), 但这对土壤氮素含量空间变化的整体趋势不会产生太大影响, 制图结果仍有意义。为了进一步提高制图精度, 增加采样密度和优化采样方法将是十分有效的途径。

3 结 论

在40 km的步长变化域上, 研究区域土壤全氮含量的空间变异表现出明显的各向同性特征, 超出这个范围, 变量变异的各向异性明显增强。以40 km步长变化域上氮素空间变异的结构特征作为Kriging插值依据, 可以降低变量变异的各向异性对制图精度的影响。

土壤氮素含量在40 km步长变化域上表现出中等的空间相关性, 其相关距离在16 km左右。制图结果表明, 土壤氮素空间分布呈明显的片状和斑块状特点, 以江阴和宜兴两市土壤全氮含量普遍较高, 锡山和武进两市相对较低; 土壤全氮的高值斑块区主要分布在江阴西南及东南部和宜兴中部的低洼圩田区。制图结果可为指导区域合理施肥和有效控制农业面源氮污染提供参考。

Kriging估值标准差受采样密度和样点布设结构影响明显, 采样密度越大, 样点分布越规则, 估值标准差越小, 制图结果越可靠。因此, 估值标准差分布图将为评价和进一步提高制图精度, 尤其是合理增补采样点提供十分有用的信息。

参 考 文 献

[1] Cook S E, Corner R J, Grealish G, *et al*. A rule-based system to map soil properities. Soil Sci. Soc. Am. J., 1996, 60: 1 893~ 1 900

[2] Rahman S, Munn L C, Vance G F, *et al*. Wyoming rocky mountain forest soils: Mapping using an ARC/INFO geographic information system. Soil Sci. Soc. Am. J., 1997, 61: 1 730~ 1 737

[3] 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~ 149. Wang Z C. Geostatistics and Its Application in Ecology (In Chinese). Beijing: Science Press, 1999. 35~ 149

[4] White J G, Welch R M, Norvell W A. Soil zinc map of the USA using GIS. Soil Sci. Soc. Am. J., 1997, 61: 185~ 194

[5] 沈思渊. 土壤空间变异研究中地统计学的应用及其展望. 土壤学进展, 1989, 17(3): 11~ 24. Shen S Y. Review and prospective of application of geostatistics to soil spatial studies (In Chinese). Progress in Soil Science, 1989, 17(3): 11~ 24

[6] Yost R S, Uehara G, Fox R L. Geostatistical analysis of soil chemical properties of large land areas Ⅱ. Kriging. Soil Sci. Soc. Am. J., 1982, 46: 1 033~ 1 037

[7] Gotway C A, Hergert G W. Incorporating spatial trends and anisotropy in geostatistical mapping of soil properties. Soil Sci. Soc. Am. J., 1997, 61: 298~ 309

[8] 徐吉炎, Webster R. 土壤调查数据地域统计的最佳估值研究——彰武县表层土壤含N量的半方差图和块状Kriging估值. 土壤学报, 1983, 20(4): 419~ 430. Xu J Y, Webster R. Optimal estimation of soil survey data by geostatistical method: Semivariogram and block Kriging estimation of topsoil nitrogen of Zhangwu County (In Chinese). Acta Pedologica Sinica, 1983, 20(4): 419~ 430

[9] 周慧珍, 龚子同, Lamp L. 土壤空间变异性研究. 土壤学报, 1996, 33(3): 232~ 241. Zhou H Z, Gong Z T, Lamp L. Study on soil spatial variability (In Chinese). Acta Pedologica Sinica, 1996, 33(3): 232~ 241

[10] 张朝生, 章申, 何建邦. 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): 185~ 192. Zhang C S, Zhang S, He J B. Spatial distribution characteristics of heavy metals in the sediments of Changjiang river system: Geostatistics method (In Chinese). Acta Geographica Sinica, 1997, 52(2): 185~ 192

[11] 郭旭东, 傅伯杰, 马克明, 等. 河北省遵化平原土壤养分的时空变异特征——变异函数和Kriging插值分析. 地理学报, 2000, 55(5): 555~ 566. Guo S D, Fu B J, Ma K M, *et al*. The spatio-temporal variability of soil nutrients in Zunhua plain of Hebei province (In Chinese). Acta Geographica Sinica, 2000, 55(5): 555~ 566

[12] 王绍强, 朱松丽, 周成虎. 中国土壤土层厚度的空间变异特征. 地理研究, 2001, 20(2): 161~ 169. Wang S Q, Zhu S L, Zhou C H. Characteristics of spatial variability of soil thickness in China (In Chinese). Geographical Research, 2001, 20(2): 161~ 169

[13] 李海滨, 林忠辉, 刘苏峡. Kriging法在区域土壤水分估值中的应用. 地理研究, 2001, 20(4): 446~ 452. Li H B, Lin Z H, Liu S X. Application of Kriging technique in estimating soil moisture in China (In Chinese). Geographical Research, 2001, 20(4): 446~ 452

[14] 刘光崧. 土壤理化分析与剖面描述. 北京: 中国标准出版社, 1996. 123~ 125. Liu G S. Soil Physical and Chemical Analysis and Description of Soil Profiles (In Chinese). Beijing: Chinese Standard Press, 1996. 123~ 125

[15] Goovaerts P. Geostatistics in soil science: State of the art and perspectives. Geoderma, 1999, 89: 1~ 45

[16] Webster R. Quantitative spatial analysis of soil in the field. Advance in Soil Science, 1985, (3): 2~ 66

[17] 潘贤章, 史学正. 土壤质量数字制图方法浅论. 土壤, 2002, 34(3): 138~ 140, 148. Pan X Z, Shi X Z. Some points on soil quality mapping (In Chinese). Soils, 2002, 34(3): 138~ 140, 148

MAPPING SOIL PROPERTIES OF THE TYPICAL AREA OF TAIHU LAKE WATERSHED BY GEOSTATISTICS AND GEOGRAPHIC INFORMATION SYSTEMS ——A CASE STUDY OF TOTAL NITROGEN IN TOPSOIL

Liu Fucheng[1,2]　Shi Xuezheng[1]　Yu Dongsheng[1]　Pan Xianzhang[1]

(1 Institute of Soil Science, Chinese Academy of Sciences, Nanjing　210008, China)

(2 Anhui Normal University, Wuhu, Anhui　241000, China)

Abstract　Conventional soil mapping is generally based on the conceptual models which reflect the relationship between soil genetic factors and its spatial variability, and usually appears to be qualitative and subjective as it is difficult to gather sufficient data to examine these models over large areas. However, with the development of geostatistics and Geographic Information Systems (GIS), methods of mapping soil properties have also been improved. In this paper, a geostatistic method combined with GIS was applied to characterize and map the spatial variability of total nitrogen (N) in topsoil in the typical area of Taihu Lake watershed. The results showed that the spatial variability of total N were apparent in isotropy within the maximum lag extent of 40 km and its anisotropy had little influence on kriging. The isotropic semivariogram through lags of 40 km indicated that the total N in the studied area had a relatively good autocorrelation, and the range of autocorrelation extended to about 16 km. The maps of the total N made by block kriging based on the fitted exponential model depicted that the soils in Jiangyin and Yixing county generally had more N than that in the other two counties and the "hot spots" of high N were apparent in low-lying polderland. High estimate standard deviations of the kriged estimates occurred where data were sparse and additional samples from the sparse places would increase the accuracy of the total N map which would be useful to conduct optimal fertilization and develop management practices to control the non-point sources of N pollution.

Key words　Geostatistics; Typical area of Taihu Lake watershed; Spatial variability; Kriging