

太湖流域典型地区土壤全氮的空间变异特征

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, 江苏 南京 210008; 2. 安徽师范大学, 安徽 芜湖 241000)

摘要: 在地理信息系统的支持下, 运用地统计学方法分析了太湖流域典型地区耕层土壤全氮的空间变异特征, 并在此基础上利用 Block Kriging 法绘制了土壤全氮的空间分布图。结果表明, 研究区域土壤全氮具有明显的空间自相关性, 自相关距离在 16km 左右。在 40km 步长变化范围内, 土壤全氮的空间变异表现为明显的各向同性特征, 超出此范围, 各向异性趋向明显。Kriging 插值结果表明, 土壤全氮含量在江阴和宜兴境内要高于锡山和武进境内, 且高值斑块区主要分布在地势低洼的圩田区。

关键词: 土壤全氮; 地统计学; 空间变异; Kriging

中图分类号: S159.2 **文章编号:** 1000-0585(2004)01-0063-08

太湖流域是我国经济发达的地区之一, 农业生产的集约化程度较高, 自上世纪 80 年代以来, 化学氮肥的施用量逐年增加, 土壤全氮含量总体水平也在不断上升, 且普遍出现盈余现象, 并对流域水环境质量构成严重威胁^①。因此, 氮肥的合理施用及其生态环境效应已受到人们的广泛重视。在大尺度水平上开展土壤全氮的空间变异特征研究, 不仅能从宏观上发现农田土壤养分退化和重建过程中可能存在的问题, 而且还有助于农业面源氮污染重点控制区的识别, 对区域农业生产和环境管理有着十分重要的意义。

地统计学方法作为一种空间分析方法, 已广泛用于研究在空间分布上既有结构性又有随机性的自然现象^[1~3]。地统计学在土壤学中的广泛应用始于 20 世纪 70 年代后期^[4], 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^[5~8]。我国在 20 世纪 80 年代初也有土壤学学者^[9]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, 如在土壤物理^[10~13]、土壤化学^[14,15]及土壤养分^[16~18]空间变异性研究方面都有大量文献报道。本文在实地调查和采样分析的基础上, 运用地统计学方法, 对太湖流域典型地区的锡山、江阴、武进和宜兴 4 个县级市土壤全氮的空间变异特征进行研究, 并利用 Kriging 法绘制研究区域土壤全氮含量分布图, 以期能为流域农业生态环境管理提供参考。

1 研究区域概况与研究方法

1.1 研究区域概况

研究区域位于 31°07'~32°03'N, 111°30'~120°36'E, 太湖流域西北部, 总面积为 5754.5km²。境内除在宜兴南部有小面积低山丘陵外, 其它地区多为地势平坦的河湖相冲积平原, 海拔多在 10m 以下。成土母质在北部沿江地区为河流冲积物, 中部为湖相冲积、

① “土壤质量演变规律与持续利用”项目(973 项目)中期报告, 中科院南京土壤研究所, 2001。

收稿日期: 2003-03-03; 修订日期: 2003-07-26

基金项目: 国家重点基础研究规划项目(G1999011810)和中国科学院知识创新工程重大项目(KZCX1-SW-01-19)资助

作者简介: 刘付程(1971-), 男, 安徽枞阳县人, 讲师, 博士研究生。主要从事土壤资源管理研究。

沉积母质, 丘陵区为残积、坡积风化物。境内土壤类型主要为水稻土 (占 80% 以上), 耕作方式以稻麦/油料什物轮作为主。

1.2 样品采集与实验室分析

2000 年 5 月, 在研究区域共采集了 275 个土壤耕层样品, 每个样品由同一个田块内的 5 个表层 (0~15cm) 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, 同时也考虑了农业利用类型 (如种植小麦、油菜、撂荒等) 和微地形上的差异, 样点之间最小距离为 146m, 采样点的空间分布基本均匀。90% 的样品采自该地区的主要土壤类型水稻土, 其中以面积较大的黄泥土、白土和粉沙土为主, 分别占到采样总数的 38%、27% 和 10%。样点采用 GPS 定位, 并经 ArcInfo 投影转换 (墨卡托投影), 产生以 m 为单位的平面坐标系统中的坐标, 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“中国生态系统研究网络观测与分析”使用的半微量开氏法^[19]。为保证分析结果可靠, 分析过程中均以国标土样 (GB7173-87) 作内标, 且每 5 个样品再做一次重复, 相对误差控制在 5% 以内。

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, 影响变量的分布特征, 致使半方差函数失去结构性^[7,11,20]。因此, 本文采用域法识别特异值^[11,20], 即样本平均值 \bar{a} 加减 3 倍标准差 s , 在此区间 $[\bar{a} \pm 3s]$ 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。

从研究区域 275 个样本数据的直方图可以看出 (图 2a), 土壤全氮含量基本上呈正态分布, 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, 后续的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

在地统计学中, 变量的空间变异性可以通过半方差函数来刻画, 其空间分布图可以通过 Kriging 插值法得到, 有关其原理和方法读者可以参考文献^{[17],[3]}中的介绍。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 (Gamma Design Software, 2002) 进行。由于采样为非规则取样, 为保证半方差函数的计算具有足够的点对 (不少于 25 对), 在半方差函数计算时, 步长选取距离组方法^[3,11,16]。步长划分以 2km 为间距, 即 0, 2, 4, ..., 60km, 相应的距离组为 0~1km, 1~3km, ..., 59~61km, 由于 0~1km 范围内的点对很少, 实际计算是从 2km 开始的; 各向异性半方差计算的角度容差 (tolerance) 定为 $\pm 22.5^\circ$ 。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, 最后再用交叉验证法 (cross-validation) 来修正模型参数^[17]。

Kriging 插值及插值图的生成是由 GS+5.3 和 ArcInfo7.1 共同完成的。Kriging 插值

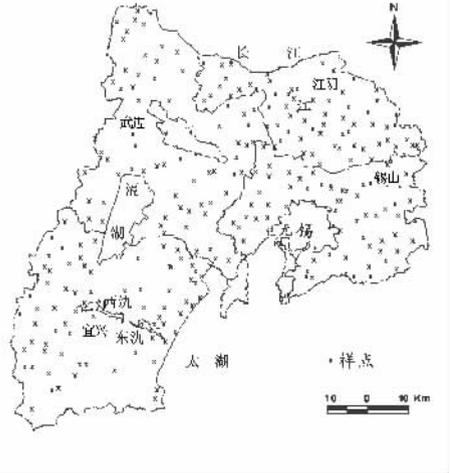


图 1 采样点分布图

Fig. 1 The distribution of soil samples

方法采用块段克立格法, 参与估值的样点数最大为 8, 最大搜索半径为 16km。插值结果以 ASCII 格式存储, 再经 ArcInfo 的 ASCII GRID 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 (图 2b)。

2 结果与分析

2.1 土壤全氮含量的统计特征

表 1 给出了 275 个样本数据的统计结果。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。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 3 倍标准差, 另 6 个大于平均值加 3 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 0.61g/kg 和最大值 2.61g/kg 代替^[10,20], 处理后数据的统计结果也列在表 1 中。从表中可以看出, 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

Tab. 1 Descriptive statistics of total soil N in topsoil

	样本数	平均值 g/kg	中数 g/kg	标准差 g/kg	最小值 g/kg	最大值 g/kg	变异 系数	偏度	峰度
原始数据	275	1.61	1.59	0.333	0.58	3.10	0.207	1.174	3.147
域法处理后数据	275	1.61	1.59	0.316	0.61	2.61	0.196	0.836	1.613
Kriging 插值结果	58660	1.60	1.58	0.164	1.16	2.21	0.103	0.515	0.046

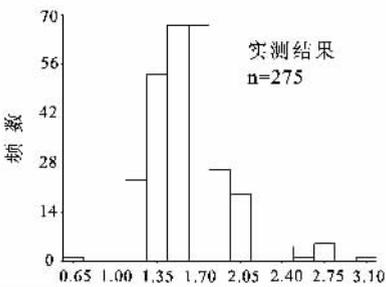


图 2a 土壤全氮含量直方图

Fig. 2a Histogram of total soil N

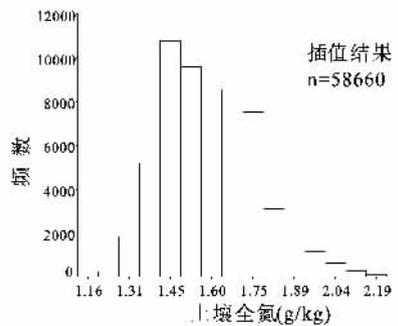


图 2b 土壤全氮插值结果直方图

Fig. 2b Histogram of Kriging estimates for total soil N

2.2 各向同性下土壤氮素的空间变异特征

表 2 是采用不同步长间距计算得到的各向同性半方差函数的拟合理论模型及其参数, 模型参数采用交叉验证法进行修正, 直至达到所需要的精度要求。

由表 2 可以看出, 不同步长间距下的半方差函数均符合指数模型, 并且各模型相对应的参数之间差别不大。块金方差 C_0 变化于 $0.0492 \sim 0.0513 \text{g}^2/\text{kg}^2$ 之间, 相对应的标准差为 $0.222 \sim 0.226 \text{g}/\text{kg}$, 对于半微量开氏法而言, 其测定误差一般不会超过 $0.1 \text{g}/\text{kg}$, 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^[1,3]。这种小尺度水平上的空间变异性可能是由人为过程(如耕作方式、施肥差异性等)引起的, 对它的揭示只有在进一步加大采样密度的情况下才有可能。加大采样密度将会大幅度增加费用, 本文着重讨论区域尺度上的空间变异规律, 现有的采样密度已经满足分析的需要。基台值($C_0 + C_1$)表现

出相对的稳定性, 在 $0.103\text{g}^2/\text{kg}^2$ 附近变化, 相对应的标准差为 $0.321\text{g}/\text{kg}$, 与实测数据的标准差 $0.316\text{g}/\text{kg}$ 基本一致, 反映了研究区域土壤全氮总的变异性^[1,3]。块金方差与基台值之比 $C_0/(C_0 + C_1)$ 可以揭示变量的空间相关性程度, 若比值 <0.25 , 表明变量具有强烈的空间相关性, 若比值 >0.75 , 则空间相关性很弱^[10,16]。研究区域土壤全氮的 $C_0/(C_0 + C_1)$ 值约为 0.50 , 说明土壤全氮具有中等的空间相关性。这是研究区域不同尺度水平上的自然过程(气候、地形等)和人为过程共同作用的结果。自然过程是土壤属性空间变异的内在驱动力, 它有利于土壤属性空间变异结构性的加强和相关性的提高, 尤其是在较大的尺度水平上表现更为明显; 而人为过程则是土壤属性变异的外在影响因素, 表现为较大的随机性, 它往往对变量空间变异的结构性及相关性具有削弱作用, 使土壤属性的空间分布朝均一化方向发展^[8,21], 尤其是在小尺度水平上更为强烈。拟合模型的变程在 16km 左右($14.7\sim 16.8\text{km}$), 反映了土壤全氮的空间相关性范围的大小。这一范围与研究区域地貌类型的变化范围较为一致, 研究区域的高亢平原、水网平原、低洼圩田平原及三角洲波状平原等不同地貌类型空间分布的平均跨度也大约为 16km 左右, 因此在相似的管理水平下, 地貌类型的变化可能是控制中尺度水平上土壤全氮变异的重要自然过程。

表 2 不同步长间距下的理论半方差函数及其参数

Tab. 2 Theoretical semivariogram model parameters at various lag intervals

步长间距 (km)	理论模型	块金(C_0) (g^2/kg^2)	基台($C_0 + C_1$) (g^2/kg^2)	有效变程 ($3A_0, \text{km}$)	$C_0/(C_0 + C_1)$	R^2	RSS
1.0	指数模型	0.0513	0.1032	15.0	0.497	0.524	2.6×10^{-3}
1.5	指数模型	0.0513	0.1033	14.7	0.497	0.564	2.4×10^{-3}
2.0	指数模型	0.0502	0.1031	16.3	0.487	0.761	8.1×10^{-4}
2.0*	指数模型	0.0502	0.1032	16.8	0.485	0.849	4.5×10^{-4}
2.5	指数模型	0.0503	0.1034	16.2	0.486	0.740	8.2×10^{-4}
3.0	指数模型	0.0502	0.1031	16.8	0.487	0.760	6.4×10^{-4}
5.0	指数模型	0.0492	0.1024	16.2	0.480	0.767	2.8×10^{-4}

* 步长变化范围为 $0\sim 40\text{km}$, 其它步长变化范围均为 $0\sim 60\text{km}$

2.3 各向异性下土壤氮素的空间变异特征

在较大的尺度上, 自然过程往往在不同的方向上控制着土壤属性的空间变异性^[6]。为了解自然过程对土壤全氮空间变异性的影响, 我们分别计算了 $\text{NE}34^\circ$ 、 $\text{NE}124^\circ$ 、 $\text{NE}79^\circ$ 和 $\text{NE}169^\circ$ 4 个方向上的半方差函数(图 3), 并分别计算了它们的各向异性比 $K(h)$ (图 4)。

从图 3 和图 4 可以看出, 在 $0\sim 40\text{km}$ 步长变化范围内, 4 个方向上的半方差函数变化趋势基本一致, 并且两组垂直方向上的各向异性比 $K(h)_{34^\circ/124^\circ}$ 和 $K(h)_{79^\circ/169^\circ}$ 均在 1.0 附近波动, 表明在小于 40km 尺度上, 土壤全氮的空间变异是各向同性的。当步长 h 大于 40km 时, 4 个方向上的半方差函数发生不同的变化, 在 $\text{NE}34^\circ$ 方向上基本保持平稳, 而在其他 3 个方向上则出现不同程度的下降, 且各向异性比 $K(h)_{34^\circ/124^\circ}$ 呈现上升趋势, 从 1.1 增加到 1.7 , 而 $K(h)_{79^\circ/169^\circ}$ 则基本维持在 1.0 附近, 这表明在大于 40km 尺度上, 土壤全氮变化具有明显的各向异性特征, 其中在 $\text{NE}34^\circ$ 和 $\text{NE}124^\circ$ 两个相互垂直方向上表现最为明显。

土壤全氮在不同方向上的这种空间变异特征可能与研究区域成土母质的变化有关。研究区域三大类型成土母质(源于长江的沙性或壤性母质, 源于太湖的壤性或粘性母质, 源于山区的沙、壤、粘混杂性母质)在东北西南向($\text{NE}34^\circ$)上呈渐变的条带状分布, 且

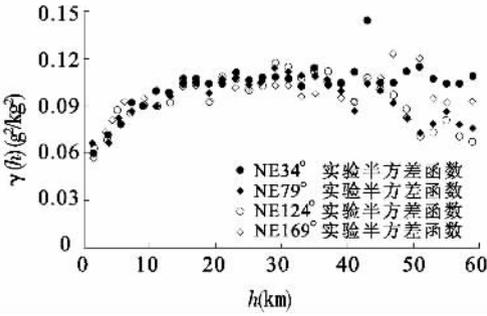


图 4 土壤全氮变异的各向异性比
Fig. 4 The ratios of anisotropic semivariogram of total soil N

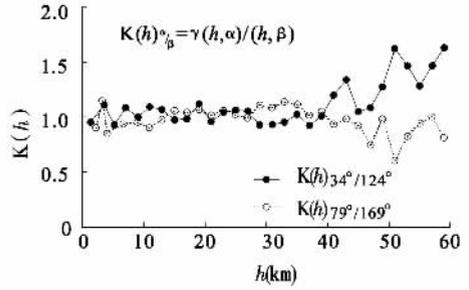


图 3 土壤全氮各向异性半方差函数
Fig. 3 Anisotropic experimental semivariogram of total soil N

平均带宽大约为 40km，因此在 40km 的步长变化范围内，母质特性的均一性明显，不会给土壤全氮空间变异性带来明显的方向性差异，土壤全氮空间变异的各向同性主要是受其他自然和人为过程控制的结果。当步长大于 40km 时，母质特性在 NE34°方向上的变化趋向增强，成为削弱土壤全氮空间结构性和相关性的重要因素，并使变量在该方向上的变异性一直维持在最高水平上；而在 NE79°、NE124°和 NE169°三个方向上，母质特性随距离的增大而变化缓慢，在地形等因素的作用下，易于形成变量同质斑块（即全氮含量同为高或低的斑块）间隔分布的空间格局，这种格局正是变量远距离相关性增强的表现^[20]，而表现在半方差函数图上则是这三个方向上半方差函数随着步长的增大而下降。

2.4 土壤全氮的 Kriging 插值结果

为更直观地反映研究区域土壤全氮空间变异特征，我们采用 Kriging 插值法绘制土壤全氮空间分布图。考虑到在 40km 步长变化范围内，土壤全氮变异表现为各向同性，以该范围内土壤全氮空间变异特征作为 Kriging 插值依据，可以减小各向异性对插值精度的影响^[7]。40km 步长变化范围内土壤全氮变异的半方差函数和拟合模型见图 5，模型参数见表 2。

通过 Kriging 插值，得到 0.3km × 0.3km 分辨率的栅格图形，经研究区域边界图形切割后，得到 58600 个有效栅格值的图形（不包括主要城市和湖泊，图 6），其统计结果见表 1，数据分布直方图见图 2b。从统计结果可以看出，估值数据的平均值（1.60g/kg）与实测数据的平均值（1.61g/kg）基本相同，但估值数据的标准差（0.164g/kg）比实测数据的标准差（0.316g/kg）要明显减小，其相对差值达到 48.1%，从而插值数据的变异系数（0.103）比实测数据的变异系数（0.196）也要小得多，这说明 Kriging 插值具有明显的平滑效应，主要原因是 Kriging 估计理论属于线性回归的理论框架，它是对变量空间分布的随机函数的条件数学期望的估计^[12]；此外，Kriging 插值的数据范围（最小值为 1.16g/kg，最大值为 2.21g/kg）比实测数据范围（最小值为 0.61g/kg，最大值为 2.61g/kg）要窄些，这与估值过程中受样本数据最大和最小值所限制的范围有关。

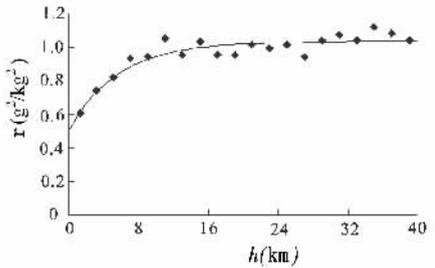


图 5 土壤全氮各向同性半方差函数
Fig. 5 Isotropic semivariograms of total soil N

图 6 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 1.61g/kg ; 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 1.60g/kg ,其中武进境内有近 80% 的面积不足 1.50g/kg 。这种县域之间的差别主要来自人为施肥的影响。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 515kg/hm^2 ,宜兴市为 518kg/hm^2 ,锡山市为 489kg/hm^2 ,武进市最低,只有 463kg/hm^2 左右。调查还发现,有机肥(如厩肥等)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全氮含量水平。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差异的主要原因。县域之内土壤全氮的变异性体现了地貌过程的影响,如在江阴东南部和西南部、宜兴东洑、西洑与溇湖之间的高值斑块区都分布在地势低洼的圩田区,宜兴中南部高值斑块区也为低丘岗地所围,江阴北部的高值斑块所在地也是一个相对的低地;而武进西北的孟河高平田区地势相对较高,土壤全氮含量也显得较低。这可能与两个方面的因素有关:一是研究区域为水网平原,土壤以植稻为主,有机质累积明显,在地势低洼的地方由于水分充足,有机质分解缓慢,致使土壤中存在大量的有机氮;二是无机氮具有较强的可迁移性,在地表径流的作用下,易于从高处向低处汇集,这也造成低地处土壤全氮含量的进一步增高。

图 7 是 Kriging 插值标准差分布图。由此可见,估值标准差变化于 $0.153\sim 0.404\text{g/kg}$ 之间,平均值为 0.240g/kg 。估值标准差是样本数据标准差 (0.316g/kg) 和大范围取样插值结果内在不确定性的综合反映^[1,7],因此,其值大小可以反映 Kriging 插值的精度,值越小,表明插值结果越可靠。估值标准差的大小与采样点(图 1)密度之间存在着明显的对应关系,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,而与采样点实测数据的高低没有直接关系^[2,7]。从图 7 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溇湖东岸也相对较高,这与这些地方样点分布稀疏有关;而在锡山和江阴境内,采样密度相对较高,估值标准差也普遍较小,因而其估值精度也相对较高。

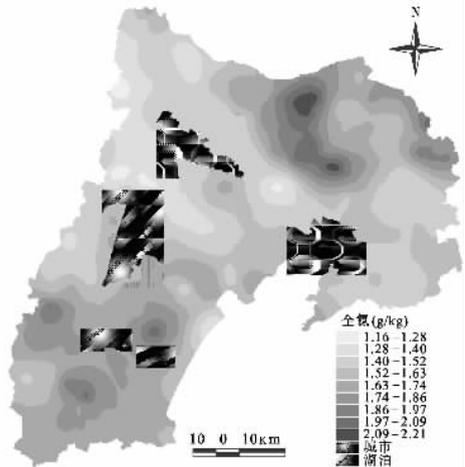


图 6 土壤全氮的 Kriging 插值图

Fig. 6 Map of Kriging estimates for total soil N

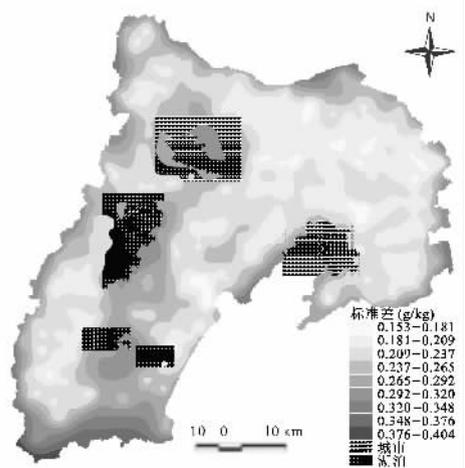


图 7 土壤全氮的 Kriging 插值标准差图
Fig. 7 Map of standard deviation for the Kriging estimates of total soil N

3 结论

半方差函数分析表明,研究区域土壤全氮具有明显的空间自相关性,其相关距离平均在 16km 左右。在 40km 步长变化范围内,土壤全氮变异表现为各向同性,地貌过程可能是控制其变异的主要自然过程;当步长大于 40km 时,土壤全氮变异表现为各向异性,母质特性在不同方向上变化的差异性是导致各向异性增强的主要原因。

Kriging 插值结果表明,研究区域土壤全氮的空间分布表现为片状和斑块状分布。在江阴和宜兴境内的含量普遍较高,而锡山和武进境内相对较低,这是四市氮肥施用总量差异导致的结果;土壤全氮高值斑块区的分布与地势相对低洼的地形部位相吻合,反映了地貌变化对研究区域土壤全氮空间分布的影响。

参考文献:

- [1] Webster R. Quantitative spatital analysis of soil in the field. *Advance in Soil Science*, 1985, (3): 2~66.
- [2] Goovaerts P. Geostatistics in soil science: state of the art and perspectives. *Geoderma*, 1999, **89**: 1~45.
- [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.
- [4] 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.
- [5] 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**: 1033~1037.
- [6] 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
- [7] 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.
- [8] Cambardell C A, Moorman T B, Novak J M, *et al.* Field-scale variability of soil properties in central Iowa soils. *Soil Sci. Soc. Am. J.*, 1994, **58**: 11501~1511.
- [9] 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.
- [10] 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.
- [11] 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.
- [12] 李保国, 胡克林, 陈德立, 等. 农田土壤表层饱和和导水率的条件模拟. *水利学报*, 2002, (2): 36~40, 46.
- [13] 龚元石, 廖超子, 李保国. 土壤含水量和容重的空间变异及其分形特征. *土壤学报*, 1998, **35**(1): 10~15.
- [14] 徐尚平, 陶澍, 徐福留, 等. 内蒙古土壤微量元素含量的空间结构特征. *地理学报*, 2000, **55**(3): 337~345.
- [15] 王学军, 邓宝山, 张则浦. 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.
- [16] 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.
- [17] 胡克林, 李保国, 林启美, 等. 农田土壤养分的空间变异特征. *农业工程学报*, 1999, **15**(3): 33~38.
- [18] 周慧珍, 龚子同, Lamp J. 土壤空间变异性研究. *土壤学报*, 1996, **33**(3): 232~241.
- [19] 刘光菘. 土壤理化分析与剖面描述. 北京: 中国标准出版社, 1996. 123~125.
- [20] 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. *地理学报*, 1997, **52**(2): 185~192.
- [21] Chien Y J, Lee D Y, Guo H Y, *et al.* Geostatistical analysis of soil properties of mid-west Taiwan soil. *Soil Science*, 1997, **162**(4): 291~298.

Characteristics of spatial variability of total soil nitrogen in the typical area of Taihu Lake basin

LIU Fu-cheng^{1,2}, SHI Xue-zheng¹, YU Dong-sheng¹, PAN Xian-zhang¹

(1. Institute of Soil Science, CAS, Nanjing 210008, China;

2. Anhui Normal University, Wuhu 241000, China)

Abstract: Nonpoint sources of nitrogen (N) in agricultural soils have been identified as one of the main causes of freshwater eutrophication. Studies have showed that decades of N fertilization at rates exceeding the amount removed by crops have resulted in widespread accumulation of N in agricultural soils in Taihu Lake basin, and the accumulation of N will increase the potential of soil N loss to surface and ground waters. Therefore studying the spatial variability of soil N at large scale will be helpful to develop optimal management practices for controlling agricultural nonpoint N pollution.

Geostatistics has proven to be useful for characterizing and mapping spatial variability of soil properties. In this paper, a geostatistics method, combined with Geographic Information System (GIS), was applied to analyze the spatial variability of total soil N in topsoil in the typical area of Taihu Lake basin. The results showed that the spatial variability of total soil N was apparent in isotropy within the maximum lag extent of 40km, beyond which the anisotropy of spatial variability was increasing due to the change of soil parent materials in the direction of NE34°. The isotropic semivariograms showed that the ratio of nugget to sill of the total soil N was about 0.5, indicating that the total soil N had a relatively good spatial autocorrelation in the study area, and the range of autocorrelation extended to about 16km. The map of the total soil N interpolated through Block Kriging based on the fitted exponential model depicted that the soils in Jiangyin and Yixing counties generally had much more N than that in the other counties, which was mainly contributed to the different application levels of N fertilizers; and the "hot spots" of high soil N content were apparent in low-lying polderland, which probably was the results of interaction of topography and human factors such as fertilization.

Key words: total soil nitrogen; geostatistics; spatial variability; Kriging