

# 基于土壤养分—景观关系的土壤采样布局合理性研究

韩宗伟 黄 魏 张春弟 罗 云

华中农业大学资源与环境学院, 武汉 430070

**摘要** 以研究区域 8 个地形因子和 5 个土壤常规养分数据为研究对象,应用空间分级统计技术将地形因子分为 5 个级别,采用 Pearson 相关性分析各分区上的样点,并对不同采样布局下地形因子与土壤养分间的 Pearson 系数进行相似性分析。结果表明:不同采样方案下,地形因子与土壤养分间的 Pearson 系数相似性程度在 99% 以上,说明研究区内存在固定的关系模式。4 种采样方案中,含有 3 661 个采样点的方案 C 获取的关系模式与典型关系模式特征最接近,因此,利用方案 C 采样能够准确高效地获取土壤信息。

**关键词** 土壤采样; 地形因子; 土壤养分—景观关系; 土壤养分; 采样布局; 空间分布; 地统计分析

**中图分类号** S 159 **文献标识码** A **文章编号** 1000-2421(2014)01-0056-06

探索土壤养分的空间分布对于高效、合理、可持续地利用土壤资源是必不可少的环节。土壤养分空间变异特征分析主要是利用土壤采样数据,通过地统计分析方法获取。因此,土壤采样方案的设计在研究土壤养分空间分布中有着十分重要的作用。目前采样方法主要有经典采样、空间采样和目的性采样三大类。无论采用何种采样方法,若要实现快速、高效、准确的土壤采样,采样方案的合理性值得深入研究。现有的研究中,主要是基于采样数量<sup>[1-3]</sup>、采样密度<sup>[4-6]</sup>、采样位置<sup>[7-8]</sup>等对土壤采样合理性开展评价。这些方法的共同点是使用特定的模型进行空间插值,通过交互验证、独立验证等方法,使用平均误差、均方根误差、平均绝对误差、Pearson 相关系数、一致性系数等指标评价采样精度或者制图精度,从而判定研究中设计的采样方案是否合理。这类方法被广泛使用的原因是目前已拥有了成熟的理论基础和大量的实例。然而,插值模型的使用都有一定的要求,如变差函数的建立需要满足 2 个假设,即二阶平稳假设和本征假设,这些假设在复杂的野外测量中很难满足其必需要求,因而这些方法存在一定的局限性<sup>[8]</sup>。目前的研究大多是针对土壤养分的空间分布进行探索<sup>[9]</sup>,这难以避免使用传统空间插值方法判断采样的合理性,而不使用传统空间插值技

术探索土壤采样方案合理性的研究还比较少。

由于土壤的发育与其周围的环境是密不可分的,地形因子、土壤养分等地理要素在空间分布上具有一定的协同关系。Jenny 在 1941 年提出了土壤发育的数学模型  $S = f(c, o, r, p, t, \dots)$ ,认为土壤(S)是在气候(c)、生物(o)、地形(r)、母质(p)、时间(t)等因素的综合作用下形成的<sup>[10]</sup>。Moore 等<sup>[11]</sup>运用地形因子数据预测土壤属性。利用环境因子辅助设计土壤采样方案的方法已经有研究者在探索<sup>[12]</sup>。笔者在此思路下,利用 2005 至 2006 年土壤采样点数据提出基于土壤养分—景观关系的土壤采样合理性研究方法,在探索地形因子与土壤养分间相关关系固定模式的基础上,比较采样点数据中所获取的关系模式与固定模式相似性程度的大小。根据这一指标评价采样方案合理性,不仅避免了使用条件比较苛刻的空间插值方法,也避免了选取与计算复杂的评价指标,可以简洁快速检验采样方案的科学性。

## 1 材料与方法

### 1.1 研究材料

1) 研究区概况。研究区钟祥市位于湖北省中部,汉江中游,江汉平原北端,处于北纬  $30^{\circ}42' \sim$

收稿日期: 2013-08-26

基金项目: 国家自然科学基金项目(41171174)、中央高校基本科研业务费专项(2010QC035)和华中农业大学硕士研究生创新研究项目(3003-457)

韩宗伟, 硕士研究生。研究方向: 精细数字土壤制图。E-mail: hansarm@webmail.hzau.edu.cn

通信作者: 黄 魏, 博士, 副教授。研究方向: 精细数字土壤制图、资源环境信息工程。E-mail: ccan@mail.hzau.edu.cn

31°36′、东经 112°07′~113°00′之间,南北最大纵距 100.6 km,东西最大横距 83.5 km,国土面积 4 488 km<sup>2</sup>,其中山区占 20.43%,丘陵占 13.76%,岗地占 37.16%,平原湖区占 28.65%,为丘陵、低山、平原混合地貌,地形呈“马鞍”型,即中部海拔较低,东部和西部海拔较高。年均气温 15.9℃,无霜期 253~255 d,年均降雨量 952.6 mm。共有水稻土、潮土、黄棕壤、石灰(岩)土、紫色土、草甸土等 6 个土类、14 个亚类、44 个土属、241 个土种。全市耕地总面积 448.7×10<sup>3</sup> hm<sup>2</sup>[13]。

2)数据来源。采样点:2005—2006 年耕地地力评价所采集的 6 825 个有效采样点,其分布如图 1 所示。采样深度为 0~20 cm 的土壤表层,采样点 100 cm 直径范围内随机采集 5 个样品混合,用四分法取约 1 kg 土样,并用 GPS 定位采样点。由于山地中耕地分布少且零散,因此,山地中并没有采样。本研究中的采样方案 A、B、C、D 均在此基础上设计。地形图:分辨率为 30 m 的 DEM 栅格数据(国际科学数据服务平台,http://datamirror.csdn.cn/admin/datadem Main.jsp)。行政区划图:比例尺为 1:5 万(2009 年)。投影坐标系统:Beijing\_1954\_GK\_Zone\_19N。软件支持:ArcGIS 9.3,IBM SPSS Statistics 19.0,Microsoft Excel 2003,Matlab 7.0。已收集的采样点数据集主要用于耕地地力评价,分析的土壤养分为速效土壤养分并且信息完整,且这些指标检测方便,易于更新。鉴于此,以速效土壤养分作为土壤属性开展研究[14-15]。土壤养分指标及测

定方法:有机质,采用重铬酸钾—硫酸溶液—油浴法测定;速效氮,采用碱解扩散法测定;有效磷,采用的是碳酸氢钠提取—钼锑抗比色法测定;速效钾,采用乙酸铵提取—火焰光度法测定;pH,采用玻璃电极法测定。

3)研究区内土壤形成的环境因子选取。地形在土壤发育过程中有着十分重要的作用,随着计算机技术而兴起的数字高程模型成为地形分析的主要数据。利用地理信息系统提取出 8 种地形因子进行分析研究:高程( $h$ )、坡度( $\beta$ )、坡向( $\alpha$ )、平面曲率( $K_h$ )、剖面曲率( $K_v$ )、地形湿度指数(topographic wetness index, TWI)、汇流动力指数(stream power index, SPI)和沉积物运移指数(sediment transport index, STI),各地形因子的提取方法及其物理意义参见文献[16]。

4)基于地形因子的分级采样。根据研究区域内地形因子分布特征,以确定的最佳采样数目  $N$  为前提,按地形因子值的分布比例  $W_i$  分配相应范围内对应的采样点个数  $N_i$ ,依据各个地形因子值的分级情况,确定采样范围,然后叠加各种地形因子的分级范围,获取由不同地形因子组合的采样范围,在该范围内按所分配的样点数量  $N_i$  随机布置采样点[17]。

总采样数目:

$$N = \frac{t^2 \left( \sum_{i=1}^m W_i S_i \right)^2}{d \bar{x}} \quad (1)$$

各级的采样数目:

$$N_i = N \frac{W_i S_i}{\sum_{i=1}^m W_i S_i} \quad (2)$$

式中: $N$  为研究区域总取样个数; $N_i$  为第  $i$  级取样个数; $t$  为相应水平下  $t$  的特征分布值,即显著性水平; $W_i$  为第  $i$  级的权重; $S_i$  为第  $i$  级的标准差; $d$  为所允许的相对误差; $\bar{x}$  为总体样本的平均值。最终获得研究区内基于地形因子的分级采样方案 A,筛选得到采样点总个数为 5 957。

5)基于网格的传统随机采样。研究区 2005—2006 年的采样点并不能满足网格均匀分布,因而采用网格来优化采样点布局,使之尽可能满足网格均匀分布。网格的大小决定了采样点密度和采样点数量,依据传统采样经验,将县域尺度下的研究区域按照 250 m×250 m、350 m×350 m、450 m×450 m 的网格均匀分割,忽略海拔较高没有采样点的山地区域。将落入每个网格内的采样点随机保留 1 个,

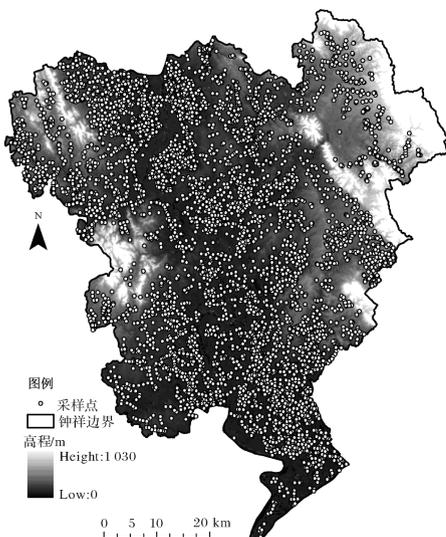


图 1 研究区采样点分布图

Fig. 1 The map of soil sampling sites

获得基于网格的传统随机采样布点方案 B、C、D, 采样点个数分别为 4 616、3 661、2 954。

## 1.2 研究方法

1) 地形因子的分区统计与叠加分析。地形因子容易获取并且数据内容多, 能充分表征地形特征, 在土壤调查研究中被广泛应用。地形是长期受内力作用(地壳运动、岩浆活动、变质作用)和外力作用(风化、侵蚀、搬运、沉积)形成的, 地表形态固定, 地形因子的空间分布特征稳定不变。由于土壤养分受到地形因子等因素的影响而分布不均匀, 因此, 地形因子与土壤养分存在固有关系模式。为考察此关系并简化研究过程, 结合研究背景以及地力等级评价中的要求, 根据地形因子的分布函数进行分类。由于分类数越多、越精细, 后续工作量越大, 因此, 将分类数定为 5。应用统计学方法和 Reclassify 工具中的 Quantile 方法将本研究中涉及的 8 个地形因子数据分为 5 个级别, 分别赋值 1、2、3、4、5。利用 Zonal statistics 工具分区统计各个地形因子 5 个级别区域内的数据。利用 Raster calculator 工具对重新分类后的地形因子数据进行叠加分析, 计算单位面积内地形因子等级多样性指数, 该量化指标能直接反映地面形态的复杂多样性<sup>[18]</sup>, 即单位面积上各种地形因子等级类型的种数。根据地形因子多样性指数将研究区域分为不同的区域, 各区域内采样点数量由公式(2)确定, 采样点在各区域因子级别最高的中心。

2) 土壤养分与地形因子相关性分析。在土壤景观单元中, 各个成土因子(如气候、地形等)以某种特定的模式相互作用。相同的土壤景观对应相同的土壤类型<sup>[19]</sup>, 且环境要素对于地理要素在空间的分布具有指示作用<sup>[20]</sup>。地形因子的组合特征和分布确定土壤特征分布, 本文将地形因子与土壤养分相关性作为两者之间的关系模式进行研究。运用 IBM SPSS Statistics 19.0 分别对各方案下的地形因子与土壤养分进行相关性分析, 采用 Pearson 相关系数衡量相关性的大小。对于 2 个随机变量  $x_i$  和  $y_i$  ( $i=1, 2, \dots, N$ ), 协方差除以 2 个变量各自的标准差就是两者之间的 Pearson 相关系数, 即

$$r = \frac{\sum_{i=1}^n (x_i - \bar{x})(y_i - \bar{y})}{\sqrt{\sum_{i=1}^n (x_i - \bar{x})^2} \sqrt{\sum_{i=1}^n (y_i - \bar{y})^2}} \quad (3)$$

式中:  $\bar{x}$  和  $\bar{y}$  分别是  $x_i$  和  $y_i$  的平均值。

3) 不同采样方案的关系模式相似性分析。由于

地形因子与土壤养分关系模式是固定的, 关系模式蕴含在本文“1.2.2)”中得到的 Pearson 相关系数矩阵中。对于不同采样方案下获取的地形因子与土壤养分间的关系模式, 运用 Matlab 7.0 中的矩阵相似性函数计算不同关系模式的相似性, 并以此确定区域内地形因子与土壤属性的固定关系模式存在与否。如果存在则用土壤—景观模型采样(采样方案 A)获取的土壤属性与土壤环境变量之间的关系作为该区域内的固定关系模式, 进而定量分析其余各种采样方案在探索土壤信息中的准确性。

## 2 结果与分析

### 2.1 地形因子基本统计特征分析和分级特征分析

本研究中地形因子分为一阶地形因子( $h$ 、 $\beta$ 、 $\alpha$ )、二阶地形因子( $K_h$ 、 $K_v$ )、复合地形因子(TWI、STI、SPI)。各地形因子基本统计学特征和各级别所占的比例见表 1, 其中平面曲率和剖面曲率变异系数较高, 说明局部区域内坡度在水平和垂直方向上的变化率的波动程度很大, 即空间相关性很弱; 除高程、坡度、坡向、汇流动力指数等 4 个地形因子各级别的分布比例均衡外, 其余的分布比例差距很大。由于某一区域内受不同级别地形因子的影响, 该区域内的土壤属性也会受到影响, 在不同级别的区域内设置相同的采样点数量是不合理的, 因此, 按某等级区域所占的比例分配采样点数量。

### 2.2 不同采样方案的地形因子与土壤养分间相关性分析

由表 2 可知, 4 种采样方案的地形因子与土壤养分的 Pearson 相关系数存在相似性, 高程、坡度、剖面曲率、沉积物运移指数与土壤养分因子呈现正相关, 是由于研究区处于鄂中丘陵与江汉平原的过渡带, 受当地耕作习惯的影响, 大部分耕地以梯田的形式分布在低山、丘陵、陡坡地带, 农作物施肥措施使得农田土壤养分含量较高; 其他地形因子与土壤养分因子呈现负相关, 是因为这些地形因子是水分分布、土壤侵蚀等过程的综合表征, 通过影响水分排泄、流向、流速等间接改变土壤养分的分布。从显著性水平分析得知, 高程与土壤养分有很强的相关性; 有机质、碱解氮和 pH 值与地形因子间的相关性总体呈显著相关, 是由于有机质、碱解氮和 pH 值具有较强的空间相关性; 速效钾与高程、地形湿度指数、汇流动力指数等 3 个地形因子的相关性在显著性水平上, 原因在于速效钾是由交换性钾和水溶性钾组

成,其空间分布与水分分布相关;有效磷与大部分地形因子相关性的显著性水平低,是因为磷元素易发生固定和积累,受人为因素的干扰和自然环境的

影响使得有效磷的空间变异规律发生变化。上述分析表明,该区域内土壤景观关系可能存在特定的关系模式。

表 1 地形因子基本统计学特征和各级地形因子比例

Table 1 Descriptive statistics and proportion at all levels of the terrain factors

地形因子 Terrain factors	基本统计特征 Descriptive statistics					各级比例/% Proportion of every level				
	最小值 Min	最大值 Max	平均值 Mean	标准差 SD	变异系数 CV	等级一 Level 1	等级二 Level 2	等级三 Level 3	等级四 Level 4	等级五 Level 5
$h$	-70.00	1 030.00	92.35	92.54	100.20	19.06	22.61	22.52	18.61	17.20
$\beta$	0.00	62.78	5.12	5.64	110.25	21.95	23.66	19.14	18.44	16.81
$\alpha$	-1.00	359.74	175.88	101.84	57.90	19.49	20.82	20.11	19.71	19.86
$K_h$	-4.01	4.31	0.00	0.16	4 016.79	19.53	11.27	5.50	38.21	25.49
$K_v$	-4.98	5.35	0.00	0.18	4 603.42	25.52	6.42	28.84	12.63	26.58
TWI	2.71	21.79	8.21	1.95	23.77	20.22	20.58	19.66	20.52	19.02
STI	0.00	99.00	4.43	9.44	212.98	15.96	83.81	0.12	0.06	0.04
SPI	-19.41	22.74	7.07	3.29	46.48	20.76	19.69	21.62	20.73	17.21

表 2 不同采样方案地形因子与土壤养分的 Pearson 相关系数<sup>1)</sup>

Table 2 Pearson correlation coefficient of topography and soil nutrient on different sampling schemes

方案 Scheme	$h$	$\beta$	$\alpha$	$K_h$	$K_v$	TWI	STI	SPI	
A	有机质 OM	0.435 *	0.071 *	-0.006	-0.044 *	0.073 *	-0.107 *	0.021	0.004
	碱解氮 AN	0.337 *	0.049 *	-0.003	-0.027 *	0.056 *	-0.106 *	0.011	-0.028 *
	有效磷 AP	0.049 *	0.017	-0.019	0.009	0.009	0.003	0.007	-0.005
	速效钾 AK	0.176 *	0.025	0.016	-0.001	0.021	-0.089 *	0.005	-0.030 *
	酸碱性 pH	-0.462 *	-0.042 *	0.002	0.023	-0.050 *	0.178 *	-0.004	0.049 *
B	有机质 OM	0.435 **	0.066 **	-0.009	-0.045 **	0.074 **	-0.113 **	0.022	-0.011
	碱解氮 AN	0.339 **	0.040 **	-0.010	-0.023	0.056 **	-0.110 **	0.004	-0.044 **
	有效磷 AP	0.044 **	0.016	-0.021	-0.001	0.029 *	0.003	0.015	-0.001
	速效钾 AK	0.180 **	0.024	0.011	0.004	0.017	-0.095 **	-0.001	-0.042 **
	酸碱性 pH	-0.462 **	-0.039 **	0.005	0.024	-0.055 **	0.188 **	0.003	0.063 **
C	有机质 OM	0.429 **	0.070 **	-0.012	-0.047 **	0.073 **	-0.119 **	0.026	-0.022
	碱解氮 AN	0.334 **	0.045 **	-0.016	-0.022	0.053 **	-0.110 **	0.006	-0.049 **
	有效磷 AP	0.041 *	0.021	-0.028	-0.004	0.037 *	-0.006	0.019	-0.011
	速效钾 AK	0.174 **	0.022	-0.006	0.004	0.026	-0.106 **	-0.011	-0.047 **
	酸碱性 pH	-0.441 **	-0.033 *	0.005	0.020	-0.047 **	0.183 **	0.001	0.067 **
D	有机质 OM	0.440 **	0.081 **	-0.019	-0.048 **	0.073 **	-0.118 **	0.046 *	-0.023
	碱解氮 AN	0.344 **	0.049 **	-0.026	-0.025	0.060 **	-0.105 **	0.015	-0.053 **
	有效磷 AP	0.056 **	0.032	-0.029	0.011	0.024	-0.017	0.032	-0.014
	速效钾 AK	0.173 **	0.037 *	-0.004	0.011	0.024	-0.101 **	-0.008	-0.037 *
	酸碱性 pH	-0.433 **	-0.049 **	0.014	0.025	-0.046 *	0.188 **	-0.027	0.068 **

1) \* 表示在 0.05 水平(双侧)上显著相关, \*\* 表示在 0.01 水平(双侧)上显著相关。\* indicates correlated significantly at the 0.05 level (bilateral), \*\* indicates correlated significantly at the 0.01 level (bilateral). OM:Organic matter; AN:Available nitrogen; AP:Available phosphorus; AK:Available potassium.

### 2.3 基于地形因子的不同采样方案的关系模式比较

对不同采样方案下地形因子与土壤养分关系模式的相似性(即关系矩阵的相关性)进行定量分析后的结果如图 2 和图 3 所示。结果表明,不同采样方案下的地形因子与土壤养分关系模式(相关系数矩阵)的相似性程度在 99% 以上,说明本研究中特定的研究区域内地形因子与土壤养分属于典型的关系

模式,因而可以结合地形因子确定采样点,并基于地形因子评判采样方案的合理性。运用该方法对 4 种采样方案的合理性进行定量评价发现,方案 C 与其他几种采样方案获得的关系模式的相似性最接近,均在 99.5% 以上,并且波动幅度在 ±0.1% 以内,而且与其他 3 种方案下获取的相关系数矩阵的欧式距离在 0.005 9 以内,其均值为 0.002 5,方差为 0.002 1,这 2 项指标均为最小,即四者之间的欧式

距离最接近且距离比较集中,因此,判断含有 3 661 个采样点的方案 C 在探索土壤信息时是较为合理的采样布点方案。该方案与原始耕地评价时所使用的 6 825 个样点相比,减少了 46.36%,降低了采样点的冗余度。这不仅节省耕地评价数据获取所需的经费,更可提高数据获取的效率。该方案是基于地形因子设计的,而地形因子拥有固定空间分布规律,并且采样点的布局结合了传统的网格采样方法,采样点分布均匀合理,因而可以提高所获取数据的合理性和可靠性。

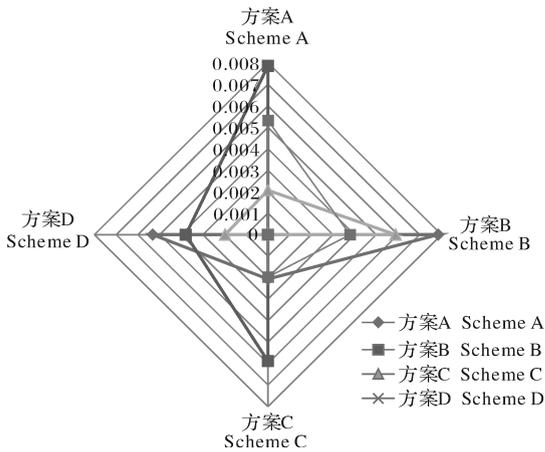


图 2 各采样方案下相关性的相似性

Fig. 2 Similarity of the correlations on different sampling schemes

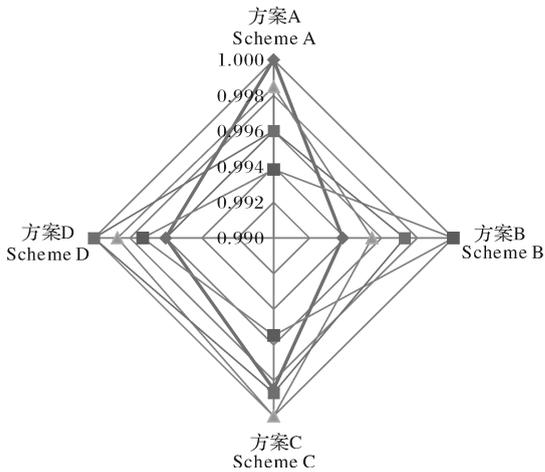


图 3 不同采样方案下地形因子与土壤养分关系的欧氏距离  
Fig. 3 Euclidean distance of the correlations between terrain factors and soil nutrient on different sampling schemes

系,根据这些地形因子的分布情况分级叠加,探索研究区域内不同级别的采样范围,并在该范围内设置不同形式的采样方案 A、B、C、D。不同采样方案下,钟祥市内地形因子与土壤养分的相关系数差异不明显,即两者之间的固定关系模式是存在的。这些固定关系模式存在于分析得到的相关系数矩阵中。融合大量环境因素确定方案 A 预测精度较高,以其关系模式代表固定关系模式评价其余采样方案的合理性是可行的。通过对比和定量分析土壤属性与土壤环境变量相关关系矩阵的相似性大小发现,在县域级土壤资源调查和土地评价采样时,采样方案 C 与采样方案 A 获得的关系模式的相似性最接近,因而比其他方案样点布局更合理。

运用研究区域地形因子与土壤养分关系的固有模式评判和比较采样方案的合理性以及优劣,这类研究目前还很少,本文提出了一种研究思路并进行了初步的探索。与已有研究相比,本研究中并没有采用传统的空间统计方法和地统计方法来研究采样布局的合理性问题,从而避免了空间插值所带来的限制因素的影响;没有涉及到各种复杂的评判指标,而是比较地形因子和土壤养分的关系模式与固定的关系模式相似性程度的大小,以此判断采样方案在探索土壤信息中的可行性和实用性。该方法简洁快速,不需要繁琐的数据检验等环节。评价方案基于地形因子数据,这类数据内容广泛、容易获取、限制因素少,仅需要地形图借助 ArcGIS 9.3 平台可以计算得到;而近 10 年内已经采集的样点易于收集,尽管不一定满足网格均匀分布,但通过网格优化采样点分布可以使之尽量满足网格均匀分布;在研究区域一定的情况下,网格大小正好确定了采样点的分布密度和采样数量;土壤样本各项速效养分指标的测定简易快捷,数据方便更新,因而能够及时了解耕地土壤养分分布情况。采用容易获取的数据和简单易行的方法可以评判采样方案是否能用于研究土壤知识,因而可以作为除传统的交叉验证和独立验证采样数据合理性方法之外的一种选择。但该方法的验证精度还需要更多的研究来加以确认,而研究区固定关系模式的获取方法还需要进一步深入研究和探讨该模式的不确定性。

### 3 讨 论

本文提出了一种基于地形因子的采样点布局合理性评价方法。地形因子与土壤养分有协同变化关

### 参 考 文 献

[1] 王志刚,赵永存,黄标,等. 采样点数量对长三角典型地区土壤肥力指标空间变异解析的影响[J]. 土壤, 2010, 42(3): 421-

- 428.
- [2] 孙聪,徐新文,范敬龙,等.塔中沙漠植物园土壤水盐空间变异性及合理取样数研究[J].中国生态农业学报,2010,18(3):514-520.
- [3] 薛正平,杨星卫,段项锁,等.土壤养分空间变异及合理取样数研究[J].农业工程学报,2002,18(4):6-9.
- [4] 王宏斌,杨青,刘志杰,等.利用计算机模拟采样确定合理的土壤采样密度[J].农业工程学报,2006,22(8):145-148.
- [5] 姚丽贤,周修冲,蔡永发,等.不同采样密度下土壤特性的空间变异特征及其推估精度研究[J].土壤,2004,36(5):538-542.
- [6] 胡伟,邵明安,王全九.黄土高原退耕地土壤水分空间变异的尺度性研究[J].农业工程学报,2005,21(8):11-16.
- [7] 杨琳,朱阿兴,秦承志,等.一种基于样点代表性等级的土壤采样设计方法[J].土壤学报,2011,48(5):938-946.
- [8] 杨琳,朱阿兴,秦承志,等.基于典型点的目的性采样设计方法及其在土壤制图中的应用[J].地理科学进展,2010,29(3):279-286.
- [9] 徐丽华,谢德体.土壤养分空间变异性研究[J].农机化研究,2012(7):6-9.
- [10] JENNY H. Factors of soil formation, a system of quantitative penology[M]. New York: McGraw-Hill Book Company, 1941.
- [11] MOORE I D, GESSLER P E, NIELSENG A, et al. Soil attribute prediction using terrain analysis[J]. Soil Science Society of America Journal, 1993, 57(2): 443-452.
- [12] WALLENIUS K, NIEMI R M, RITA H. Using stratified sampling based on pre-characterisation of samples in soil microbiological studies[J]. Applied Soil Ecology, 2011, 51: 111-113.
- [13] 鲁明星,徐辉,贺立源,等.湖北省钟祥市耕地土壤养分时空变化分析[J].华中农业大学学报,2009,28(4):431-437.
- [14] 陈涛,常庆瑞,刘京,等.黄土高原南麓县域耕地土壤速效养分时空变异[J].生态学报,2013,33(2):554-564.
- [15] 任艳,李慧,陈家赢,等.基于 Geoprocessing 的油菜产地肥力自动分析方法[J].华中农业大学学报,2013,32(2):78-83.
- [16] 连纲,郭旭东,傅伯杰,等.黄土丘陵沟壑区县域土壤有机质空间分布特征及预测[J].地理科学进展,2006,25(2):112-122.
- [17] 杨奇勇,杨劲松.基于 GIS 的土壤盐分空间变异及盐分监测样点合理布设研究[J].灌溉排水学报,2011,30(2):10-14.
- [18] 田瑞云,王玉宽,傅斌,等.基于 DEM 的地形单元多样性指数及其算法[J].地理科学进展,2013,32(1):121-129.
- [19] HUDSON B D. The soil survey as paradigm-based science[J]. Soil Science Society of America Journal, 1992, 56(3): 836-841.
- [20] MCBRATNEY A B, MENDONCA SANTOS M L, MINASNY B. On digital soil mapping[J]. Geoderma, 2003, 117(1/2): 3-52.

## Rationality of sampling strategies based on soil-landscape relationships

HAN Zong-wei HUANG Wei ZHANG Chun-di LUO Yun

College of Resources and Environment, Huazhong Agricultural University, Wuhan 430070, China

**Abstract** Eight terrain factors and five soil conventional nutrients were used as investigating data. Topographic factors were subdivided into five partitions by space grading statistics. Pearson's correlation analysis was used to explore the typical relation model among five partitions. The similarity analysis between Pearson's correlation of topographic factors and soil nutrients under distinctive sampling condition was conducted. Results showed that the similarity degree of Pearson's correlation coefficients between topographic factors and soil nutrients reaches over 99% in different sampling schemes, which is the powerful proof of a characteristic relation model. The relation model of scheme C with 3 661 samples is the most similar to the characteristic relation model, suggesting that it is more rational and the evaluation method in this study is feasible and reasonable.

**Key words** soil sampling; terrain factors; soil nutrients-landscape relationships; soil nutrients; sampling layout; spatial distribution; geostatistical analysis

(责任编辑:陆文昌)