

秦巴山地县域土壤碱解氮空间变异与合理采样数的确定

楚万林, 齐雁冰, 常庆瑞, 蒲洁

(西北农林科技大学 资源环境学院, 陕西 杨凌 712100)

摘要: [目的] 了解秦巴山地县域土壤碱解氮的空间分布规律, 确定合理的采样密度, 为研究区农田养分管理提供科学依据。[方法] 运用地统计学与 GIS 结合的方法, 随机抽取不同采样密度的样点数据, 进行插值分析, 采用交叉验证法对插值精度进行评价。[结果] (1) 土壤碱解氮的变异系数为 42.95%, 属于中等变异; (2) 块金值与基台值的比值约为 1/2, 具有中等强度的空间相关性, 空间最大相关距离为 9 171 m; (3) 样点数目从 1 060 个到 742 个时, 变程以及块金值与基台值之比出现明显偏差, 其相对误差分别为 152.32% 和 36.1%, 均方根误差(RMSE)、相关系数(R) 同样出现明显偏差。[结论] 汉滨区土壤碱解氮空间连续性较好, 适当地减少采样密度, 仍可以满足插值分析的需要, 考虑到土壤碱解氮的空间变异评价的精度分析结果, 县域土壤碱解氮的合理采样数应该控制在 1 060 个以上, 即最大以 345.5 hm² 为一个采样单元。

关键词: 空间变异; 合理采样数; 碱解氮; 秦巴山地

文献标识码: B

文章编号: 1000-288X(2015)02-0141-06

中图分类号: S158.3

DOI:10.13961/j.cnki.stbctb.2015.02.027

County-scale Spatial Variability of Soil Available Nitrogen Distribution and Determination of Reasonable Sampling Density in Qinba Mountains

CHU Wanlin, QI Yanbing, CHANG Qingrui, PU Jie

(College of Natural Resources and Environment, Northwest A&F University, Yangling, Shaanxi 712100, China)

Abstract: [Objective] Research on the county-scale spatial variability of soil available nitrogen(AN) and determination of reasonable sampling density in order to provide scientific knowledge for nutrient management in the Qinba mountain areas. [Methods] Sampling schemes with different sample intensities were simulated by extracting data from an AN database of intensive samples, and then made the spatial interpolation analysis of AN based on geostatic combined on GIS technology, and the interpolation accuracy was evaluated by the cross validation method. [Results] (1) The content of AN showed moderate variation with the coefficient of 42.95%; (2) The moderate spatial variability of the AN was found with the ratio of Nugget and Sill of about 1/2 and the maximum spatial self-related distance of 9 171 m; (3) Significant changes were detected when sample number reduced from 1 060 to 742, meanwhile, great changes were found of variation distance and the ratio of Nugget and Sill with the relative errors of 152.32% and 36.1%, and the root mean square error (RMSE) and relative coefficient changed significantly. [Conclusion] The range of the AN in Hanbin District was longer than other regions, so spatial continuity was better. It is possible to reduce the number of sample points to satisfy the need of the research regarding spatial variability of AN. Taking the results of spatial prediction accuracy into consideration, more than 1 060 samples should be the suitable number to evaluate the spatial variability of AN on county scale, and the maximum sampling unit is 345.5 hm².

Keywords: spatial variability; optimal sampling density; soil available nitrogen; Qinba Mountain

土壤作为自然连续体, 在横向上的流动幅度比较小, 使得土壤养分空间分布存在变异特性, 掌握这些

空间分布特征, 对土壤养分管理与合理施肥具有重要意义。土壤养分中的碱解氮是植物生长过程中容易

收稿日期: 2014-04-06

修回日期: 2014-04-26

资助项目: 国家自然科学基金“农牧交错植被重建的土壤环境响应与微生物耦合机制研究”(31100516); 中央高校基本科研业务费(QN2011075); “十二五”农村领域国家科技计划课题(2013AA102401-2)

第一作者: 楚万林(1987—), 男(汉族), 河南省淮阳县人, 硕士研究生, 研究方向为地图学与地理信息系统。E-mail: chuwanlin0512@126.com。

通信作者: 齐雁冰(1976—), 男(汉族), 河南省淮阳县人, 副教授, 主要从事 3S 技术及其应用方面的教学与研究。E-mail: ybqi@nwsuaf.edu.cn。

被吸收和利用的必需营养元素,包含无机态氮、部分有机态氮,是易水解蛋白质氮、铵态氮、氨基酸氮和硝态氮的总和^[1],我国耕地土壤养分利用效率较低,而土壤养分中氮素含量的高低及其空间分布状况又关系到土壤及地下水的环境安全,因此,对土壤碱解氮空间分布特征的深入了解意义重大^[2]。土壤采样是了解土壤养分空间分布特征的重要手段,采样设计包括采样方式与采样数目^[3],是决定估测精度与采样成本的关键因素。

采样数目越多,分布越均匀就越能准确反映土壤碱解氮在空间上的分布,如果采样数量过少或者是布点不适当,会使试验数据缺乏代表性,得出结果与实际误差较大,然而从经济性与合理性角度考虑,过多的采样点造成物力、人力的浪费,并且不能显著提高土壤空间预测的精度^[4-6],所以,科学地确定合理的采样密度,既能节约采样成本,又能准确掌握土壤养分空间分布状况,建立预测精度较高的合理布点方案,对实现土地资源可持续利用具有重要的意义^[7]。

分析土壤特性空间分布特征及其变异规律的方法中,地统计学方法是最有效的方法之一^[8-9],并被多数学者广泛采用。土壤养分的空间变异的预测受到众多因素的影响,目前,国内外学者对不同预测方法和不同采样尺度的土壤养分空间变异特性研究及人为活动和自然条件对空间变异的影响^[10-13]等方面开展了大量研究,发现土壤养分存在空间相关性^[14],养分的变异性受结构性因素和人为因素的共同影响,其影响程度在不同区域不同养分之间存在差异^[15],另外,采样尺度的不同对土壤养分空间变异的分析也会有一定的影响^[16-17]。然而,这些影响因子对不同区域的适宜性仍需进行深入研究。也有些学者从节约经济的角度出发,研究采样点密度对土壤养分空间变异特征的影响,并对合理的采样点个数进行了确定^[18-19]。但多数研究应用经典统计学方法进行确定合理采样数量,这种方法因未考虑到空间变异的双重性质,所以在研究过程中使用该方法并不准确。合理采样点数量的研究目前仍然处于初始阶段,而且将合理采样点数量确定与采样点数量对空间预测相结合的研究报道较少。

秦巴山地为山地丘陵沟壑地形,耕地分散,沿河流分布在川道、丘陵及山地上,不同地形部位土壤养分的分布具有显著的差异。本研究以地处秦巴山地的安康市汉滨区为研究区,运用 GIS 与地统计方法,以土壤碱解氮为研究对象,分析土壤碱解氮空间特征与合理采样数,揭示土壤碱解氮空间分布规律,为研究区农田养分管理提供科学依据。

1 材料与方法

1.1 研究区概况

安康市汉滨区位于陕西省东南部,属陕南秦巴山地丘陵沟壑区(108°30′—109°23′E,32°22′—33°17′N)。该区主要地貌分为川道、丘陵、山地 3 大自然地貌,“三山夹两川”的地势轮廓,面积 3 652 km²。人口 97 万,其中农业人口 73.5 万(2007 年)。汉滨区属于北亚热带大陆湿润性季风气候区。气候温和,雨量充沛,四季分明,无霜期长。年平均气温 15.7 °C,年均降水量 799.3 mm。无霜期 263 d,年日照时数 1 811.5 h,年≥10 °C 积温为 4 000~4 400 °C。境内河流纵横,沟溪密布,汉江境内流长 110.2 km,流域面积在 100 km² 以上的河流有 17 条,5 km² 以上的河沟有 210 条。耕地主要分布在沿汉江丘陵谷地。其中,低山山地分布耕地面积所占比重较大,占耕地面积的 71.71%,河谷阶地与中高山区分布较少。耕地土壤类型有水稻土、潮土、黄棕壤。汉滨区是个农耕历史悠久的“农业大区”,种植业比较发达,品种繁多,除水稻、玉米、马铃薯、红薯、豆类等粮食作物;油菜、芝麻、花生等油料作物外,还有蔬菜、桑园、茶园、果园、烟叶等多种经济作物品种,分布广泛。

1.2 数据来源

根据农业部“测土配方施肥”项目技术规范和要求,按照全面性、均衡性、客观性的原则,采取先室内后室外,先调查后分析,并利用 GPS 进行外业样点的定位。据采样点位图,取样点位与实际相结合。若图上标注点位在当地不具代表性,通过实地调查与走访,另选典型点位,并在底图上标明准确位置。2009 年在汉滨区作物收获后,并且施肥前,采集土层 0—20 cm 的土壤样品,用不锈钢土钻等工具采样,每一土样选取有代表性的田块,采用 S 形法均匀随机采取 8 个点,混匀后采用四分法留取 1 kg 成为 1 个基础土样,装袋以备分析,用 GPS 定位,记录下样点的经纬度和海拔高度。在汉滨区农田范围内共采集土壤样点 3 243 个。采集到的土样进行充分混匀、风干处理后进行分析,用碱解扩散法来测定土壤中碱解氮的含量^[20]。

1.3 数据处理

数据中如果存在特异值,会造成变量在连续表面出现突变,对变量的分布特征造成影响,因此,在分析前要进行特异值的识别,本研究数据采用样本平均值加减 3 倍标准差进行特异值的识别^[21],在区间以外的样点数据定为特异值,将其剔除,另外,在 ArcGIS 9.3 中进行局部特异值的处理,数据分析采用特异值。特

异值剔除后的碱解氮剩余 3 094 个。为了研究碱解氮在不同采样密度下空间变异与合理采样数,以原始点数 3 094 个为基础,利用 ArcGIS 9.3 中 Geostatistical Analyst 模块下的 Create Subsets 命令自动生成不同的采样密度,按每次随机均匀剔除 30% 样点的原则,抽取 6 个新的采样数据集,即在原始 3 094 个采样点随机抽取 2 165 个样点形成新的数据集,然后从 2 165 个样点数据集中随机抽出 1 515 个样点形成新的数据集,得到 3 094, 2 165, 1 515, 1 060, 742, 519, 363 个样点,7 个采样密度碱解氮样点数据集。

1.4 研究方法

采用 SPSS 19.0 软件对汉滨区不同采样密度的土壤碱解氮数据正态分布检验,并统计基本特征值,如最大值、最小值、均值、标准差等。数据的变换处理利用软件 Minitab 15,选择最优 P 值(正态分布拟合系数)。以 ArcGIS 9.3 和 GS⁺7.0 为平台,ArcGIS 9.3 用于土壤碱解氮的克里格插值及交叉验证,并利用该软件地统计模块下的直方图获取数据转换后的偏度与峰度值。数据的半方差函数分析与最优半方差模型的选择利用软件 GS⁺7.0。真实值与预测值之间相关性系数在 Excel 数据分析中获得。

地统计学与经典统计学不同的是,地统计学以区域化变量为研究对象,区域化变量有随机性和结构性双重属性,以半方差函数为基本工具。半方差函数中的重要参数有块金值、基台值与变程等能够表示区域化变量一定尺度上空间变异与相关程度,是土壤特性空间变异研究的关键。在很多文献中都有详尽的叙述^[8,14],在此不再赘述。

本研究采用交叉验证法对不同采样数的插值精度进行评价,交叉验证即是以每个样点作为校验点,假设此点的值未知,用其他采样点插值获得该点的预测值,从而获得每个样点的预测值,然后计算样点预测值实测值的均方根误差(RMSE, root mean square error)。计算公式为:

$$RMSE = \sqrt{\frac{1}{n} \sum_{i=1}^n [Z(X_i) - Z(Y_i)]^2}$$

式中: $Z(X_i)$, $Z(Y_i)$ ——实测值和预测值。RMSE 越小,预测值与真实值越接近,预测精度越高,反之,预测精度越低。另外,预测值与实测值之间的相关性系数越大,预测值与真实值越接近。

2 结果与分析

2.1 土壤碱解氮统计特征

原始碱解氮 3 094 个样本数据存在偏态效应,当数据经过 BOX-COX 转换以后,经过单一样本 $K-S$

检验, $P_{K-S} = 0.053$,符合正态分布。由表 1 可以看出,不同采样数的样本统计特征值相似,说明不同梯度的插值样本分布均匀。不同采样密度的碱解氮数据在经过转换后,偏度与 0 相近,峰度与 3 相近,且 P_{K-S} 的值均大于 0.05,说明不同采样数目的碱解氮数据均符合正态分布,不存在比例效应,满足对土壤碱解氮进行克里格插值的要求。土壤碱解氮含量在 10~215 mg/kg 之间,平均含量为 98.856 mg/kg,根据陕西省养分分级标准,碱解氮水平处于中上等水平。变异系数能够表示土壤特性空间的变异性,一般认为变异系数在 0.1~1 之间,变量有中等的空间变异;小于 0.1,变量空间变异较弱;变异系数大于 1 时,变量具有强烈的空间变异^[22]。汉滨区碱解氮变异系数为 42.95%,为中等变异。

2.2 不同样点数下碱解氮的空间变异特征

GS⁺7.0 进行半方差拟合时要求数据符合正态分布或近似正态,将经过 BOX-COX 转换后的不同采样数量的碱解氮数据带入 GS⁺7.0 进行半方差拟合,具体结果详见表 2。块金值(C_0)表示的是随机部分引起的空间变异,一般是由试验误差和小于试验取样尺度引起的变异,如果 C_0 较大,则表明在较小尺度上的某种过程不能忽视。基台值($C+C_0$)的大小表示空间变异程度的高低,反映的是空间上的最大变异。基底效应即块金值与基台值的比,反映土壤属性的空间依赖性,其比值越大,说明随机部分引起的空间变异在系统变异中的比例越高,一般用小于 25%,25%~75%与大于 75%三个区间依次表示系统的空间相关性强烈、中等和较弱^[16]。由于无法知道土壤碱解氮的真实半方差函数,本研究以特异值剔除后的 3 094 个样点推断出来的半方差函数作为基准。从表 2 中可以看出,块金值与基台值之比为 49.35%,约为 50%,具有中等程度的空间相关性,控制土壤碱解氮空间变异的因素气候、母质、土壤类型等结构性因素和耕作方式、施肥、灌溉等随机性因素各占 1/2。不同采样密度碱解氮的块金值均为正值,表明土壤碱解氮存在正基底效应。变程也是空间最大相关距离,它反映了变量的空间自相关范围的大小,本研究碱解氮的相关距离 9 171 m,说明汉滨区土壤碱解氮空间连续性范围较大。

由表 2 可知,不同采样密度的土壤碱解氮的半方差函数的拟合度(除 363 个采样点外)均达到 0.9 以上,拟合度比较高,说明不同样点数的半方差结构良好。363 个样点的拟合度明显低于其它样点数的拟合度,不具有良好的半方差结构。2 165, 1 515, 1 060 个采样点的变程和块金值基台值之比与 3 094 个样

点相似,在 742 个样点处变程与基底效应出现明显偏差,其相对误差分别为 152.32%,36.1%。519 个样点与 742 个样点相似。因此,742 个样点已经不足以

保证土壤碱解氮的半方差估计的可靠性,本研究认为 1 060 个样点可以比较可靠的推断碱解氮的半方差函数模型与参数。

表 1 汉滨区土壤碱解氮描述性统计特征

采样点数量	最小值/ ($\text{mg} \cdot \text{kg}^{-1}$)	最大值/ ($\text{mg} \cdot \text{kg}^{-1}$)	均值/ ($\text{mg} \cdot \text{kg}^{-1}$)	标准差/ ($\text{mg} \cdot \text{kg}^{-1}$)	变异系数/%	偏度*	峰度*	P^*	分布类型*
363	18	198	98.127	41.487	42.28	-0.12	2.56	0.823	正态分布
519	18	200	97.682	41.535	42.52	-0.13	2.50	0.731	正态分布
742	15	202	99.845	42.944	43.01	-0.17	2.49	0.656	正态分布
1 060	14	202	98.448	42.841	43.52	-0.17	2.46	0.231	正态分布
1 515	10	202	98.947	43.153	43.61	-0.06	2.41	0.181	正态分布
2 165	10	202	98.941	42.518	42.97	-0.06	2.47	0.109	正态分布
3 094	10	215	98.856	42.461	42.95	-0.05	2.51	0.053	正态分布

注: * 表示经过 BOX-COX 转换后的数据统计值

表 2 不同采样点数下土壤碱解氮变异函数理论模型与相关参数

样点数/ 个	理论模型	块金值	基台值	变程/ m	残差	拟合度	基底效应(块金值/基台值)
3 094	指数模型	34.2	69.3	9 171	5.17	0.905	0.493 5
2 165	指数模型	35.5	68.0	9 932	4.21	0.936	0.522 1
1 515	指数模型	36.4	61.0	15 643	1.45	0.981	0.596 7
1 060	指数模型	10.9	20.2	14 074	1.89	0.975	0.539 6
742	指数模型	13.5	20.1	23 140	1.09	0.957	0.671 6
519	指数模型	12.8	19.0	26 864	2.53	0.925	0.673 7
363	指数模型	12.8	18.3	17 721	5.34	0.768	0.699 5

2.3 合理样点数的确定

为了能够掌握土壤碱解氮的详细空间分布信息,进一步对各样点的插值精度进行评估。插值精度的评价采用交叉验证法,利用均方根误差(RMSE)和相关性系数(R)来衡量。不同采样数碱解氮的 RMSE 和 R 如图 1 所示。由图 1 可以看到,随着采样点数目的减少,碱解氮的 RMSE 呈现增大的趋势,从 1 515 个样点到 1 060 个样点时,变化幅度不明显,从 1 060 个样点到 742 个样点时, RMSE 变化显著;随着采样点数目减少, R 呈减小趋势,当样点数从 1 515 减少到 1 060 时, R 无明显变化,从 1 060 个样点减小到 742 个样点时,相关性系数 R 明显减少。综合 RMSE 和 R 的变化,汉滨区土壤碱解氮的合理取样数应该控制在 1 060 个以上。

从附图 3—4 碱解氮分布图来看,碱解氮空间分布在 2 165, 1 515 和 1 060 个样点数的条件下呈相对复杂的岛状结构,并且与 3 094 个样点数下的分布基本保持一致,而 742, 519, 363 个样点的碱解氮空间分布图过滤了一部分岛状分布结构,出现平滑效应。随着样点数量的减少,反映的空间信息逐渐减少,在

742, 519 及 363 个样点数下,甚至出现了最高值信息的丢失,无法充分表现碱解氮的局部变化。因此, 1 060 个样点既能准确反映土壤碱解氮的空间分布格局,保证插值精度,又能达到比较经济的目的。

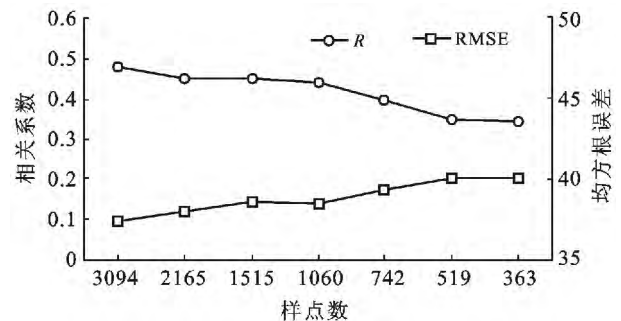


图 1 采样数与碱解氮 RMSE 和相关系数 R 的关系

3 结果讨论

3.1 土壤碱解氮空间变异性

研究结果表明,碱解氮空间变异性属于中等,这与以往的研究结果基本一致,受施肥制度不统一与碱

解氮本身性质的影响。碱解氮的变程较大,空间结构上存在较好的相似性,这与张宏伟等^[23]、赵业婷等^[24]、赵倩倩等^[25]的研究结果不一致,分析其原因,主要可能是近年来当地农民大量施用氮肥,使得耕地土壤的碱解氮含量趋于一致,另外,汉滨区土壤类型少,仅有 3 种土壤类型,并且土壤类型呈现相对较大的块状分布,导致空间自相关距离比其他地区大。

受采样密度、数据的变化范围以及地表的复杂程度等的影响,不同的插值方法插值生成的结果精度可能有所不同,即不同区域、不同养分元素在插值过程中存在最适宜的插值方法。王珂^[26]等通过对 1 块 7.9 hm² 牧草地的土壤养分空间变异与空间插值方法研究,认为克里格和逆距离加权的方法总体效果最好。孙义祥^[11]等以安徽芜湖的土壤有效磷为例,对插值方法进行研究,从实际操作简单的角度考虑,他们推荐使用普通克里格方法进行空间变异特征评价。而郭熙^[27]、郭鑫^[10]认为协同克里格法与普通克里格法相比,协同克里格法插值精度较高,是一种经济且精准的方法。本研究采用普通克里格方法对土壤碱解氮进行插值,分析汉滨区土壤碱解氮空间变异特征,该种插值方法是否是汉滨区土壤碱解氮空间变异研究的最优插值方法,需要进一步研究。

3.2 合理样点数的确定

合理取样数的确定作为地学研究的基础,以往许多学者都是将样本变量作为纯随机变量来考虑,并用经典统计学的方法进行合理取样数目的确定^[18-19,28],这种做法并不准确,因为地学因子在空间变异上具有结构性和随机性。因此,在确定采样数目时采用了地统计学和 GIS 空间分析相结合的方法,并对汉滨区土壤碱解氮空间变异特性进行了分析,最终确定合理的采样点数量为 1 060 个,可为其它相近尺度的县域提供一定的借鉴,但是由于不同区域间存在自然与人为因素的差异,其适用的程度需要做更深入地探讨。

张忠启等^[29]通过对江苏省沛县内约 38 km² 区域内土壤碱解氮合理取样数的研究得出,置信水平 95% 下,误差为 5% 和 10% 时,合理的采样点数分别为 69 和 27 个,即是分别以约 55.1 和 140.7 hm² 为 1 个采样单元;在 90% 置信水平,两误差下合理采样数分别为 56 和 20 个,即是分别以约 67.9 和 190 hm² 为 1 个采样单元;通过对土壤碱解氮空间特征分析,表明碱解氮的自相关距离为 3 600 m。谢宝妮等^[30]用经典统计学方法和地统计学方法分别确定了县域土壤碱解氮的合理取样数,认为经典统计学方法对确定样本比较合适,而利用地统计学方法确定的碱解氮合理采样数目反映局部土壤空间分布状况更精确;通

过空间特征分析,确定碱解氮的变程为 1 470 m,采用克里金法确定的县域土壤碱解氮合理取样数目为 1 579 个,即是以 63.5 hm² 为 1 个采样单元;采用经典统计学法确定,在 95% 置信水平下,相对误差为 5%,10%,15% 情况下,碱解氮的合理取样数目分别为 279,70 和 31,即分别以 353.6,1 409.4 和 3 182.6 hm² 为 1 个采样单元。研究区土壤碱解氮的变程为 9 171 m,根据 Kerry 和 Oliver^[31]的研究,样点间距应在变程的 1/2 与 1/10 之间,可以得出,本研究采样间距应在 4 585.5~917.1 m 之间,本文确定的最大采样单元为 345.5 hm²,也就是最大采样间距 1 858.8 m,与上述研究基本一致。本研究采样单元与上述研究相比较,可能是因为研究区土壤碱解氮的变程较大,土壤特性的空间依赖距离大,在空间结构上存在着很好的连续性和相似性。

4 结论

安康市汉滨区土壤碱解氮变异系数为 42.95%,为中等空间变异,肥力状况处于陕西省中等水平。碱解氮呈中等强度的空间相关性,空间相关距离为 9 171 m,具有良好的空间连续性,受结构性因素与随机性因素的共同作用。适当减小采样密度对半方差函数模型的拟合度与变程无显著影响,也就是说在尺度一定时,碱解氮受大尺度上的结构性因素影响较大。随着插值样点数的减少,碱解氮的预测值与实测值的相关性系数不断减小,均方根误差不断增大,合理采样数应该保证在 1 060 个以上,即最大以 345.5 hm² 为 1 个采样单元。

[参 考 文 献]

- [1] 鲍士旦. 土壤农化分析[M]. 北京:中国农业出版社, 2000.
- [2] Gascuel-Oudoux C, Boivin P. Variability of variograms and spatial estimates due to soil sampling: A case study [J]. Geoderma, 1994, 62(1): 165-182.
- [3] De Gruijter J, Brus D J, Bierkens M F P, et al. Sampling for Natural Resource Monitoring[M]. Springer, 2006.
- [4] 刘杏梅. 基于 GIS 和地统计学的不同尺度水稻田土壤养分时空变异及其机理研究[D]. 浙江 杭州:浙江大学, 2005.
- [5] 阎波杰, 潘瑜春, 赵春江. 区域土壤重金属空间变异及合理采样数确定[J]. 农业工程学报, 2008, 24(2): 260-264.
- [6] 姚荣江, 杨劲松, 姜龙. 黄河三角洲土壤盐分空间变异性与合理采样数研究[J]. 水土保持学报, 2007, 20(6): 89-94.
- [7] Webster R, Welham S J, Potts J M, et al. Estimating

- the spatial scales of regionalized variables by nested sampling, hierarchical analysis of variance and residual maximum likelihood[J]. *Computers & Geosciences*, 2006, 32(9): 1320-1333.
- [8] 李艳,史舟.地统计学在土壤科学中的应用及展望[J].*水土保持学报*,2003,17(1):178-182.
- [9] 政权.地统计学及在生态学中的应用[M].北京:科学出版社,1999.
- [10] 郭鑫.罗江县农田土壤全氮协同克里格插值和采样数量优化研究[J].*安徽农业科学*,2012,40(5):2756-2760.
- [11] 孙义祥,吴传洲,朱克保,等.插值方法与样点数对县域土壤有效磷空间变异特征评价的影响[J].*应用生态学报*,2009,20(3):673-678.
- [12] 陈光,贺立源,詹向雯.耕地养分空间插值技术与合理采样密度的比较研究[J].*土壤通报*,2008,39(5):1007-1011.
- [13] 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.
- [14] 郭旭东,傅伯杰,马克明.基于GIS和地统计学的土壤养分空间变异特征研究[J].*应用生态学报*,2000,11(4):557-563.
- [15] 王淑英,路苹,王建立,等.北京市平谷区土壤有机质和全氮的空间变异分析[J].*北京农学院学报*,2008,22(4):21-25.
- [16] 杨奇勇,杨劲松,刘广明.土壤速效养分空间变异的尺度效应[J].*应用生态学报*,2011,22(2):431-436.
- [17] 雷咏雯,危常州,李俊华,等.不同尺度下土壤养分空间变异特征的研究[J].*土壤*,2004,36(4):376-381.
- [18] 张继光,陈洪松,苏以荣,等.喀斯特地区典型峰丛洼地表层土壤水分空间变异及合理取样数研究[J].*水土保持学报*,2006,20(2):114-118.
- [19] 龚绍琦,黄家柱,李云梅,等.太湖梅梁湾水质参数空间变异及合理取样数目研究[J].*地理与地理信息科学*,2006,22(2):50-54.
- [20] 鲁如坤.土壤农业化学分析方法[M].北京:中国农业科技出版社,2000.
- [21] 徐建华.计量地理学[M].北京:高等教育出版社,2006.
- [22] 代丽娜,甘海华,卢瑛,等.样点数对县域土壤养分空间变异特征评价的影响[J].*广东农业科学*,2012,39(6):71-74.
- [23] 张宏伟,魏忠义,王秋兵.沈阳城市土壤全钾和碱解氮的空间变异性[J].*应用生态学报*,2008,19(7):1517-1521.
- [24] 赵业婷,李志鹏,常庆瑞.关中盆地县域农田土壤碱解氮空间分异及变化研究[J].*自然资源学报*,2013,28(6):1030-1038.
- [25] 赵倩倩,赵庚星,姜怀龙,等.县域土壤养分空间变异特征及合理采样数研究[J].*自然资源学报*,2012,27(8):1382-1391.
- [26] 王珂,许红卫,史舟.土壤钾素空间变异性和空间插值方法的比较研究[J].*植物营养与肥料学报*,2000,6(3):318-322.
- [27] 郭熙,黄俊,谢文,等.山地丘陵耕地土壤养分最优插值方法研究:以江西省渝水区水北镇为例[J].*河南农业科学*,2011,40(2):76-80.
- [28] 薛正平,杨星卫.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.
- [29] 张忠启,于法展,李保杰.土壤碱解氮空间变异与合理采样点数量研究[J].*水土保持研究*,2013,20(2):66-68.
- [30] 谢宝妮,常庆瑞,秦占飞.县域土壤养分分离群样点检测及其合理采样数研究[J].*干旱地区农业研究*,2012,30(2):56-61.
- [31] Kerry R, Oliver M A. Average variograms to guide soil sampling [J]. *International Journal of Applied Earth Observation and Geoinformation*, 2004, 5(4): 307-325.