县域土壤有机质空间变异特征及合理采样数的确定

姜怀龙，李贻学，赵倩倩

（山东农业大学 资源与环境学院，山东 泰安 271018）

摘　要：以有机质为例，以高密度土壤养分采样数据为数据源，通过随机抽取生成不同采样密度的样点数据，分析了不同采样密度下土壤有机质的空间变异特征及县域合理采样数。研究结果表明，在一定研究尺度下采样密度对土壤养分的模型拟合、变程和空间相关性没有显著影响，即适当减少样点数可以满足插值分析的需要，充分考虑土壤养分空间变异评价的精度分析，确定县域土壤有机质合理采样数应控制在 400 个以上。

关键词：空间变异；精度分析；合理采样数

文献标识码：B　　**文章编号**：1000-288X(2012)04-0143-04　　**中图分类号**：S158

County-scale Spatial Variability of Soil Organic Matter Distribution and Determination of Reasonable Sampling Density

JIANG Huai-long, LI Yi-xue, ZHAO Qian-qian

(*College of Resources and Environment, Shandong Agricultural University, Tai'an, Shandong* 271018, *China*)

Abstract: Take soil organic matter(SOM) as an example, this study discussed the spatial variability and reasonable sampling number for soil organic matter. Sampling schemes with different sample intensities were simulated by extracting data from a soil nutrient database of intensive samples. The results showed that sampling density had no significant influence on spatial correlation and model fitting of soil nutrient on a certain scale. It is possible to reduce the number of sample points to satisfy the need of the research regarding spatial variability of soil nutrients. Taking spatial prediction accuracy into consideration, more than 400 samples should be the suitable number to evaluate the spatial variability of SOM on county scale.

Keywords: spatial variability; accuracy; optimal sampling density

开展精准农业养分管理策略，准确评价田间变异，了解土壤养分空间变异性对农业生产具有重要意义，是管理好土壤养分和合理施肥的基础。土壤采样是认识土壤空间变异分析模型的重要方式，采样设计作为采样策略的重要组成部分，包括采样方式（如随机采样或分层采样）和样本数目[1]，是决定采样成本和估测精度的关键因素。土壤采样点的合理数量和布置位置的确定十分关键，如果布点不当，不仅土样没有代表性，试验数据缺乏意义，而且会造成人力和财力的浪费。因此，如何确定合理采样数目始终是土壤研究者关注的一个重点和难点问题。

地统计学方法已经被证明是分析土壤特性空间分布特征及其变异规律的最为有效的方法之一[2]，自 20 世纪 80 年代以来，土壤特性空间变异方面的研究取得了很好的成果。Gascuel 和 Boivin[3] 通过从分布在 288 hm^2 上的 561 个栅格样点中抽取不同样点数量下的各 20 次重复，探讨了不同样点数量下半方差函数估计的统计学特征，并推荐 200 个样点比较经济合理。Muller 则在第 3 种采样密度半方差拟合较差的情况下，比较了 2 种采样密度下土壤 C 的推估精度，认为在较大采样密度下的误差通常较小[4]。姚荣江[5]等对黄河三角洲土壤盐分进行了空间变异性和合理采样数的研究，表明分层采样中的“最是分配法”较“比重分配法”取得更为理想的采样数量。王志刚[6]等对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进行了研究，认为在长江冲积物形成的土壤上，针对县级区土壤肥力指标调查采样，250 个样点比较合适。阎波杰[7]等对土壤重金属空间变异及合理采样数进行了研究，分析表明，地统计分析和克立格插值考虑了空间结构性和随机性，可

收稿日期：2011-10-06　　**修回日期**：2011-11-06
资助项目：国土资源部公益性行业科研专项(200911014)
作者简介：姜怀龙(1986—)，男(汉族)，山东省临沂市人，硕士研究生，主要从事土地利用与规划研究。E-mail:jianghuailong0@163.com。
通信作者：李贻学(1966—)，山东省聊城市人，博士，副教授，主要从事土地利用与规划方面的研究与教学工作。E-mal:lyxland@163.com。

以确定更合理的采样数量。

本研究以沂南县为研究区，将 GIS 和地统计学密切联系，研究不同数量下土壤有机质的空间变异特征及合理采样数研究，旨在揭示土壤养分的空间分布规律，指导研究区农田养分的科学管理，系统探讨沂南县土壤养分的空间变异特征及县域合理采样数，为其他相似尺度地区的农田土壤科学研究和利用管理提供依据。

1 材料与方法

1.1 研究区概况

沂南县属暖温带半湿润季风区气候，受季风影响比较明显，四季分明，年平均气温在 12.8～14.0 ℃，年降水量约在 900 mm。土地总面积 67 372.67 hm^2，位于沂蒙山区中部，蒙山东北边缘，属鲁东南低山丘陵区。地貌分区特征比较明显，自西而东依次为低山区、平原、丘陵，且各占 1/3。境内土壤分布有棕壤土、褐土、潮土、砂礓黑土、水稻土等 5 个土类，其中棕壤土为最大的土类。主要作物有小麦、水稻、花生、黄烟、棉花、蚕桑、桃、板栗等，是山东省重要的花生、黄烟、蔬菜、生猪生产基地。

1.2 数据来源

于 2006 年 10 月在沂南县采集 0—20 cm 土层的土壤样品，按照采样间距约为 1 000 m 的原则，根据实际情况进行调整，采样集中在位于每个采样单元相对中心位置的典型地块，采样地块面积为 15～150 hm^2，各样地采用 GPS 定位，记录经纬度，每个样点按 10 m 直径圆在圆心和周边采集 8～12 个土壤样品，混合为 1 个基础土样，共采集土壤样点 1 941 个。在 GIS 下读入 GPS 坐标数据得到土壤采样点位图。

对采集的土样充分混匀后风干，用重铬酸钾—硫酸溶液—油浴法测定土壤有机质。

1.3 数据处理

数据采用样本均值加减 3 倍标准差识别特异值[8]，在此区间外的数据均定为特异值，并将其剔除，将后续计算均采用处理后的原始数据。经特异值处理后有机质还剩 1 936 个。为了研究不同采样密度下县域土壤有机质空间变异性及合理采样数，以剔除离群样点后的原始样点数据为基准，按照每次剔除 25%个样点的原则下，随机抽取 6 个新的不同采样密度的样点数据集。首先初始样点数据集中随机抽取 1 452 个样点构成新数据集，然后从 1 452 个样点的数据集中随机抽取 1 089 个样点构成新数据集，依次生成 816，530，400 和 260 等其它 4 个密度的有机质样点数据集，用于研究不同采样密度下对土壤有机质空间变异特征及合理采样数。

1.4 研究方法

以 ArcGIS 9.2 和 GS^+ 9.0 为平台，GS^+ 9.0 用于分析半方差函数、选择合适的半方差模型。以 ArcGIS 地统计模块(geostatistics)进行土壤养分正态分布检验和交叉验证。

地统计学是地统计学方法以半方差函数和 Kriging 插值为基本工具，可以对既具有随机性又具有结构性的各种变量在空间上的分布进行研究。半方差函数的一些重要参数如块金值、基台值和变程等可以用来表示区域化变量在一定尺度上的空间变异和相关程度，它是研究土壤特性空间变异的关键。相关原理和方法，文献中已经有很好的解释和综述[9]，此处不再赘述。采用交叉验证的方法来评价在不同采样点数目下插值的精度，为此引入 RMSE(均方根误差)和 R^2(相关系数)来衡量插值精度. 交叉验证是指分别把每一个样点作为校验点，假设此点含量值未知，用其他样点数据插值预测该样点数值，则每个样点有一个预测值和一个实测值，计算预测值与实测值均方差(RMSE)，均方差越小，预测值越接近真实值；计算预测值与实测值的相关系数，相关系数越大，预测值越接近真实值。

2 结果与分析

检验数据的正态分布性是使用空间统计学克立格插值法进行土壤重金属空间分析的前提，只有当数据服从正态分布时，克立格插值法才有效，否则可能存在比例效应。本研究中不同采样密度下土壤有机质符合正态分布。

2.1 不同样点数下有机质的空间变异特征

将有机质数据带入 GS^+ 数据中进行半方差拟合，结果详见表 1 和图 1。块金值(C_0)和基台值($C+C_0$)都可以描述空间变异程度，C_0 表示随机部分的空间变异性，通常表示由试验误差和小于试验取样尺度引起的变异，较大的 C_0 表明在较小尺度上的某种过程不可忽视。基台值($C+C_0$)表示空间上的最大变异，其值越大表明总的空间变异程度越高。块金值与基台值之比(基底效应)表示随机部分引起的空间异质性占系统总变异的比例，它反映了土壤属性的空间依赖性，常被用作研究变量空间相关的分类依据[10]。如果比值小于 25%，说明系统具有强烈的空间相关性；如果比值在 25%～75%之间，表明系统具有中等的空间相关性；比值大于 75%，说明系统空间相关性很弱[11]。有效变程表明土壤特性的空间依赖距离。

表 1　不同样点数下土壤有机质变异函数理论模型及相关参数

样点数/个	理论模型	块金值	基台值	变 程	残 差	拟合度	$C/(C+C_0)$
1 936	指数模型	13.08	28.61	8 610	2.69	0.985	0.543
1 452	指数模型	13.40	29.02	8 730	3.85	0.979	0.538
1 089	指数模型	15.03	30.07	8 070	2.55	0.985	0.500
816	指数模型	15.34	30.69	7 350	3.10	0.980	0.500
530	指数模型	14.78	29.57	8 130	2.71	0.986	0.500
400	指数模型	13.02	29.93	7 440	3.71	0.981	0.565
320	指数模型	12.03	31.18	7 770	6.60	0.976	0.614
260	指数模型	4.31	30.41	900	34.8	0.187	0.858

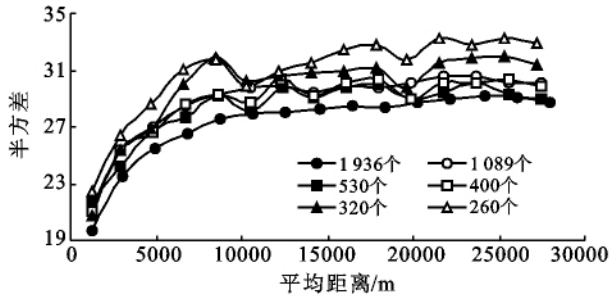


图 1　研究区不同样点数下土壤有机质半方差函数图

从表 1 中可以看出,有机质理论模型拟合效果很好,有良好的半方差结构。块金值与基台值之比约为 50%,具有中等强度的空间相关性。受随机性因素(管理方式、耕作制度、培肥方法)和结构性因素(气候、母质、地形、土壤类型)引起的空间变异各占 1/2。有机质空间相关距离为 8 610 m。

以有机质全部样点推断的半方差函数作为比较的基准,从有机质的理论参数和半方差函数图来看,有机质拟合程度比较高,具有良好的半方差结构。其中 1 452,1 089,816,530,400 个样点的半方差函数和 1 936 个样点的相似,各参数的拟合值与 1 936 个样点的拟合值相差不大。从半方差函数图来看不同采样点下的半方差函数图模拟效果较好,有很强的相似性。260 个样点与 400 个样点的差异较大,残差较大,拟合度较小,不具有良好的半方差结构。在块金值、基台值、变程、基底效应等理论参数的估计上存在较大的误差,相对误差分别为 66.89%,16.04%,87.9%和 51.86%。从半方差函数图也可以明显看出 260 个样点已不足以进行理论模型拟合,不满足分析的需要。为了进一步验证 400 个采样点的合理性,从 400 个样点中随机抽取 320 个样点,研究 320 个样点下有机质的空间变异特征。从表 1 和图 1 可以发现 320 个样点各参数的拟合值和 400 个样点的拟合值差距不大,半方差函数拟合效果较好,只是在基底效应上存在明显的偏差,相对误差为 8.67%。因此,本研究认为 400 个样点可较可靠地推断有机质的半方差函数模型及参数,320 个样点不足以保证半方差估计的可靠性。

2.2　不同样点数下有机质交叉验证检验

采用交叉验证的方法来评价在不同采样点数目下有机质插值的精度,采用 RMSE(均方根误差)和 R^2(相关系数)来衡量插值精度[7,12],有机质在不同采样数目下的 RMSE 和 R^2 如图 2 所示。从图 2 可以看出,随着采样点减少,有机质的 RMSE 值呈增大趋势。当采样点从 816 个样点到 400 个样点时,变化幅度不大,从 400 个样点到 260 个采样点时,则变化比较明显;而相关系数 R^2 在 320 个样点到 260 个样点时变化显著,在 530 个样点到 320 个样点以上时则变化幅度较小。综合 RMSE 和 R^2 有机质合理的取样点应该控制在 400 个以上。

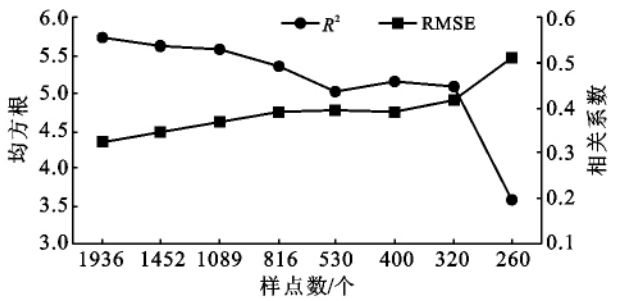


图 2　采样数与有机质 RMSE 和 R^2 的关系

2.3　基于地统计学的土壤有机质合理取样数

地统计学的 Kriging 插值确定合理样本数的方法考虑了养分的空间结构性,相比于传统的经典统计法更具科学性。通过半方差函数的拟合精度和交叉验证得出县域尺度上有机质合理取样数控制在 400 个以上,这与两者的空间自相关距离有关。一般来说,变程决定了取样间隔的大小,取样点的设置就应尽量避免变程内的重复,变程越大,取样间隔应加大,相应取样数目就越少。综合考虑取样精度,对县域土壤有机质合理采样数应不少于 400 个。

3 结 论

(1) 沂南县域土壤中有机质呈现中等强度的空间相关性,受随机性因素和结构性因素的共同作用,有机质的空间自相关距为 8 610 m,有很好的空间连续性。

(2) 减小采样密度即增大采样间距对模型的拟合度、变异的有效变程及空间相关性均没有必然影响。也就是说在县域尺度一定时,有机质主要受大尺度上的结构性影响素(地形、土壤类型)的影响,沂南县地形、土壤类型分布集中,呈大块状分布,增大采样间距并没有显著减小影响土壤养分变异的因素。但是在小尺度是否也会出现同样的规律需要进一步研究。

(3) 以沂南县为例利用地统计分析和克立格内插对有机质进行了合理采样数量的研究,有机质合理采样数保证在 400 个以上。沂南县土地总面积为 67 372.67 hm^2,本研究对于相近尺度范围的其他县域地区有一定的借鉴意义,但适用程度需要进一步的研究。

[参 考 文 献]

[1] De Gruijter J J, BRUS D J, BIERKENS M F P, et al. Sampling for Natural Resource Monitoring[M]. Berlin: Springer, 2006.

[2] Webster R. Quantitative spatial analysis of soil in the field[J]. Adv. Soil Sci., 1985(3):1-70.

[3] Gascuel O C, Boivin P. Variability of variograms and spatial estimates due to soil sampling: A case study[J]. Geoderma, 1994,62(1/3):165-182.

[4] Mueller T G, Pierce F J. Soil carbon maps:Enhancing spatial estimates with simple terrain attributes at multiplescales [J]. Soil Sci. Soc. Am. J., 2003,67(1):258-267.

[5] 姚荣江,杨劲松,姜龙. 黄河三角洲土壤盐分空间变异与合理采样数研究[J]. 水土保持学报,2006,20(6):84-94.

[6] 王志刚,赵永存. 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.

[7] 阎波杰,潘瑜春. 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(S2):260-264.

[8] 史舟,李艳. 地统计学在土壤学中的应用[M]. 中国农业出版社,2006:40-41.

[9] 李艳,史舟,徐建明,等. 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.

[10] Cambardella C A, Moorman T B, Novak J M, et al. Field-scale variability of soil properties in central lowa soils[J]. Soil Sci. Soc. Am. J., 1994, 58(5): 1501-1511.

[11] 王珂,沈掌泉,Johns B,等. 精确农业田间土壤空间变异与采样方式研究[J]. 农业工程学报,2001,17(2):33-36.

[12] 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.

(上接第 142 页)

[5] Eagleson P. Dynamic Hydrology[M]. New York: McGraw Hill, 1970: 5-10.

[6] Huang Mingbin, Shao Mingan, Li Yushan. Comparison of a modified statistical-dynamic water balance model with the numerical model WAVES and field measurements[J]. Agricultural Water Management, 2001, 48(1): 21-35.

[7] 朱新军,王中根,夏军,等. 基于分布式模拟的流域水平衡分析研究[J]. 地理科学进展,2008,27(4):23-27.

[8] 姜娜,邵明安,雷廷武,等. 黄土高原六道沟小流域坡面土壤入渗的空间变异研究[J]. 水土保持学报,2005,19(1):14-17.

[9] 樊军,邵明安,王全九. 陕北水蚀风蚀交错区苜蓿地土壤水分过耗与恢复[J]. 草地学报,2006,14(3):261-264.

[10] Todd D K, Mays L W. Groundwater Hydrology[M]. Hoboken: John Wiley & Sons, 2005: 15-27.

[11] 于伟东. 海河流域水平衡与水资源可持续开发利用分析与建议[J]. 水文,2008,28(3):79-82.

[12] 黄金柏, 桧谷治, 梶川勇树, 等. 分步型流域"降雨—流出"过程数值模拟方法的研究[J]. 水土保持学报, 2008,22(4):52-55.

[13] 郑纪勇,邵明安,李世清,等. 水蚀风蚀交错带土壤剖面水力学性质变异[J]. 农业工程学报,2005,21(11):64-66.

[14] 樊 军. 水蚀风蚀交错带土壤水分运动与数值模拟研究[D]. 陕西,杨凌:中国科学院 水利部 水土保持研究所,2005.

[15] Kimura R, Fan Jun, Zhang Xingchang, et al. Evapotranspiration over the grassland field in the Liudaogou Basin of the Loess Plateau, China[J]. Acta Oecologica, 2005, 29(1): 45-53.