

县域尺度土壤有机碳储量估算的样点密度优化*

上官魁星^{1,2} 吴金水^{1†} 周脚根¹ 朱捍华¹

(1 中国科学院亚热带农业生态研究所, 长沙 410125)

(2 中国科学院大学, 北京 100049)

摘要 县域是我国国家尺度土壤碳库估算的基本地域单元, 合理的土壤样品采集密度是保证估算精度要求的基础。以桃源县为例, 设置 4.70、0.90、0.60、0.40、0.25、0.15、0.10 和 0.05 个 km^{-2} 共 8 个样点密度梯度, 利用经典统计学和地统计学方法, 研究样点密度对县域尺度土壤有机碳库估算精度的影响。经典统计表明, 随着样点密度的降低, 重复抽样下土壤有机碳均值及其变异系数的波动逐渐增大, 标准误差呈幂函数增加 ($Y = 0.025X^{-0.47}$, $R^2 = 0.97$, $p < 0.01$)。地统计学分析表明, 随着样点密度的降低, 块金值和基底效应逐渐增加, 偏基台、变程和决定系数的波动幅度逐渐增大, 拟合残差呈幂函数增加 ($Y = 0.0014X^{-1.66}$, $R^2 = 0.56$, $p < 0.05$); 土壤有机碳空间分布的局部差异逐渐被弱化, 重复抽样下县域土壤有机碳库储量及其平均误差的波动逐渐增强, 均方根误差呈幂函数增加 ($Y = 0.77X^{-0.05}$, $R^2 = 0.59$, $p < 0.05$)。从整体上看, 样点密度小于 0.15 个 km^{-2} 时, 以上变化均急剧增强, 土壤碳储量估算的精度快速降低。因此, 综合科学、高效和经济方面的考虑, 估算县域农田表层土壤有机碳储量的最佳样点密度为 0.15 个 km^{-2} 。本研究结果可为开展区域尺度土壤有机碳野外调查提供辅助支持。

关键词 县域尺度; 土壤有机碳; 样点密度; 优化; 半方差函数

中图分类号 S195; S126 **文献标识码** A

全球土壤有机碳库为 1 500 Pg, 是陆地生态系统中最大的碳库^[1]。在可靠精度下估算区域和全球土壤有机碳库, 对于了解土壤有机碳库的动态变化, 从而科学地掌握其对全球变化的影响具有十分重要的意义^[2]。近年来, 土壤有机碳库的估算与评价已成为区域和全球尺度土壤碳循环研究的热点^[3]。受母质、地形、质地、气候等自然环境因素和人为因素的诸多影响, 土壤有机碳库在区域乃至全球尺度上均具有空间异质性^[4]。理论上, 参与土壤有机碳库估算的样本量越大, 估算的准确性和精确性越高。但受人力、财力和时间的制约, 土壤样品的采集和分析数量往往是有限的^[5-6]。因此, 合理采样密度的设计成为科学、高效、经济开展土壤有机碳野外调查的核心问题。

土壤有机碳储量的估算主要采用类型法或地统计学方法。类型法通过各种土壤、植被类型的土壤有机碳密度与其面积乘积加和计算出区域土壤

有机碳储量^[7]。而某一类型土壤有机碳密度估值的准确性和精确性取决于该类型土壤的样品量。随着采样数量逐渐增加, 江西余江县土壤有机碳密度的变异系数减小^[8]; 而草地样区 (24 hm^2) 土壤有机碳密度的变异系数随采样数量的减少而显著增加^[9]。与类型法相比, 地统计学方法考虑了土壤有机碳库的空间异质性, 可体现碳库的空间分布特征, 其利用有限的采样点对区域内未观测点进行估值, 再借助栅格计算, 求得区域土壤有机碳储量^[10]。采样密度不仅影响土壤有机碳的空间变异性, 而且影响地统计学方法对土壤有机碳库估算的准确性和精确性^[11]。研究表明, 精准农业基地 (30 ~ 100 hm^2) 土壤有机碳空间自相关系数随采样间距的增大以指数形式降低^[12], 而普通克里格、回归克里格和协同克里格等插值方法的插值误差均随土壤样点数的增加而减小^[13-14]。姚丽贤等^[11]对蔬菜基地的土壤有机碳空间变异的研究也得到类似的结果。

* 中国科学院战略性先导科技专项-应对气候变化的碳收支认证及相关问题 (XDA05050505)、国家自然科学基金项目 (41090283, 41201299 和 41001141) 资助

† 通讯作者, E-mail: jswu@isa.ac.cn

作者简介: 上官魁星 (1989—), 男, 山东临沂人, 硕士研究生, 主要从事土壤养分空间变异性研究。E-mail: kuixing_shangguan@163.com

收稿日期: 2013-01-28; 收到修改稿日期: 2013-04-25

以往关于采样密度的研究多集中样区或小流域等小尺度,由于尺度效应等问题,这些研究结果并不适用于较大的区域尺度,而目前对于区域尺度的研究仍比较缺乏^[11-15]。

县域是我国全国尺度的土壤碳库估算的基本地域单元。因此,本文以桃源县为例,基于县域内 5 553 个土壤样品有机碳分析数据,利用经典统计学和地统计学方法,研究县域尺度下样点密度对土壤有机碳库估算精度的影响,为科学、高效、经济开展区域尺度土壤有机碳库的野外调查提供辅助支持。

1 材料与方法

1.1 研究区概况

以湖南省桃源县为例开展研究。桃源县位于湖南省西北部(N28°24'~29°24',E110°50'~111°36'),面积为 4 400 km²。该县属于典型的丘陵区,气候为中亚热带向北亚热带过渡的季风湿润气候,年平均气温 16.5℃,降水量 1 200~1 600 mm。县域农田总面积为 927 km²,水田和旱地分别占农田面积的 74% 和 26%。旱地土壤主要为酸性红壤、黄壤,主要分布于南部和西北部,主要种植玉米、大豆、棉花等作物;水田土壤为水稻土,主要分布在中、东部,作物以双季稻为主。

1.2 数据来源

农田土壤有机碳数据为桃源县测土配方施肥数据,共 5 553 个样点(图 1)。土壤样品采集于 2005 年,采样深度为耕层(0~20 cm)。样点坐标采用手持 GPS 仪定位;土壤有机碳采用外加热-重铬酸

钾氧化容量法测定;土壤容重采用环刀法测定^[16]。

桃源县行政图(比例尺 1:50 000)和土地利用图(比例尺 1:50 000)由湖南省农业厅提供。土壤样点、土地利用图和行政边界图统一为相同的平面投影坐标系(WGS 1984 UTM Zone 49N)。

1.3 研究方法

本研究设置 8 个样点密度梯度:4.70、0.90、0.60、0.40、0.25、0.15、0.10 和 0.05 个 km⁻²,依次编号为 T0、T1、T2、T3、T4、T5、T6 和 T7,对应样点数分别为 5 553、1 070、720、480、290、200、115 和 60 个。其中,T0 为对照,包括全部采样点;T1~T7 处理,采用网格随机抽样法进行抽样。网格随机抽样法是指在规则网格内随机抽取样点的方法,其可保证抽样点分布的均匀性和随机性^[8]。T1~T7 处理,先将县域网格化,网格大小分别为 1 800 m × 1 800 m、2 400 m × 2 400 m、2 900 m × 2 900 m、3 900 m × 3 900 m、5 400 m × 5 400 m、7 000 m × 7 000 m、10 500 m × 10 500 m;对包含样点数超过 1 的网格,用规格网格随机抽样法于网格内随机抽取 1 个样点,并遍历所有网格;分别重复 4 次。每次抽样均是从对照 T0 中相应网格内随机抽取,且每次抽样均独立进行。由于 T1~T7 处理抽取的样品数远小于总样本数(5 553 个),这一抽样方法可有效降低样点被重复抽取的概率,进而保证了抽样的合理性和代表性。

土壤有机碳密度和有机碳储量计算公式如下^[16]:

$$SOCD = C \times \rho \times D \times (1 - \theta) / 100 \quad (1)$$

$$CS = SOCD \times S \times 10^{-9} \quad (2)$$

式中,*SOCD* 为表层土壤有机碳密度(kg m⁻²),*C* 为表层土壤有机碳含量(g kg⁻¹),*D* 为表层土壤厚度(cm),*ρ* 为表层土壤容重(g cm⁻³),*θ* 为表层土壤 > 2 mm 石砾含量(%),*CS* 为县域农田土壤碳储量(Tg),*S* 为农田土壤面积(m²),100 和 10⁻⁹ 为单位转换系数。

地统计方法是研究区域化变量的空间分析方法,通常用半方差函数对区域化变量的空间变异进行建模^[17-18]。建模的块金值、偏基台、变程和基底效应(块金值与基台值之比)等指标可反映区域变量的空间变异性^[19-20]。普通克里格法是地统计学中应用较为广泛的估值方法,可用于估算桃源县内未知点位土壤有机碳密度。交叉验证法用于检验普通克里格法对县域土壤有机碳密度的估值精度,而平均误差(*ME*)和均方根误差(*RMSE*)作为估值

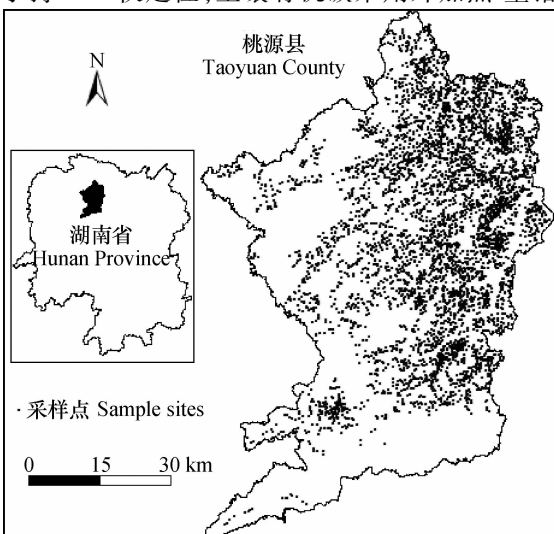


图 1 桃源县土壤采样点分布

Fig. 1 Distributions of the sampling sites in Taoyuan County

精度的评估指数。平均误差越接近于 0, 均方根误差越小, 表明空间预测越准确^[21]。

地统计方法中, 县域农田土壤有机碳储量的计算, 首先用 ArcGIS 软件对土壤有机碳密度进行普通克里格插值, 输出 30 m × 30 m 插值栅格图, 再将该栅格图与土地利用图进行叠加操作得到县域农田土壤有机碳密度分布的栅格图, 最后对农田土壤有机碳密度的栅格图层进行栅格计算, 获得整个研究区域土壤有机碳储量。

网格随机抽样法在 Matlab R2011 软件平台下编码实现; 用 SPSS 18.0 实现统计分析; 采用 GS 9.0 获取土壤有机碳密度的半方差函数的最优参数; 用 ArcGIS 9.3 软件实现土壤有机碳密度的普通克里格插值及其验证, 并计算县域土壤有机碳储量。

2 结果

2.1 不同样点密度下土壤有机碳密度的差异

不同样点密度下, 土壤有机碳密度的频率分布基本一致, 均呈正态分布。峰度范围为 -0.04 ~ 1.19, 偏度范围为 -0.74 ~ 0.02, 不同样点密度间无显著差异(图 2)。各样点密度下, 83.5% ~ 88.0% 样点的土壤有机碳密度处于 3.2 ~ 5.6 kg m⁻² 之间, 其中 20.0% ~ 23.8% 的样点为 3.2 ~ 4.0 kg m⁻², 36.7% ~ 41.6% 的样点为 4.0 ~ 4.8 kg m⁻², 23.4% ~ 28.4% 的样点为 4.8 ~ 5.6 kg m⁻²。

样点密度由 0.90 个 km⁻² 降低至 0.05 个 km⁻², 土壤有机碳平均值基本不变, 保持在 4.31 ~ 4.55 kg m⁻² 之间, 但是 4 次抽样间的差异逐渐增大

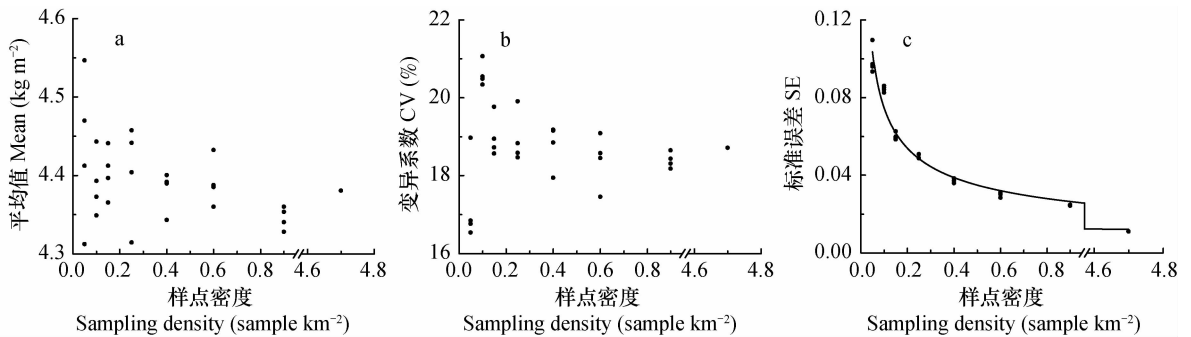
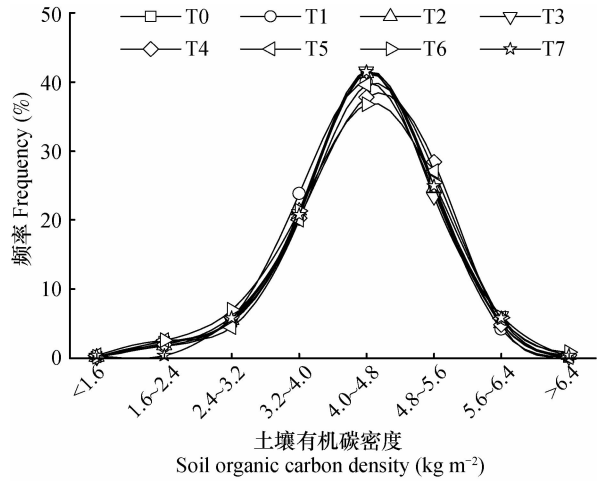


图 3 桃源县不同样点密度下土壤有机碳密度的基本统计特征

Fig. 3 Classical statistics of soil organic carbon density as affected by sampling density in Taoyuan County

2.2 不同样点密度下土壤有机碳密度的空间变异性

表征县域尺度土壤有机碳密度的空间变异的指示参数, 如块金值、基底效应、偏基台值及变程,



注: T0、T1、T2、T3、T4、T5、T6和T7表示样点密度, 依次对应为4.70、0.90、0.60、0.40、0.25、0.15、0.10和0.05个 km⁻²
Note: T0, T1, T2, T3, T4, T5, T6 and T7 indicate sampling density of 4.70, 0.90, 0.60, 0.40, 0.25, 0.15, 0.10, and 0.05 samples per km², respectively

图 2 桃源县不同样点密度下土壤有机碳密度的频率分布

Fig. 2 Frequency distribution of soil organic carbon density as affected by sampling density in Taoyuan County

(图 3a)。相应地, 变异系数(CV)随样点密度的降低由 18.71% 增加至 21.07% (图 3b)。随着样点密度的降低, 土壤有机碳的标准误差(SE)以幂函数形式($Y = 0.025X^{-0.47}$, $R^2 = 0.97$, $p < 0.01$)增加(图 3c)。其中, 当样点密度由 4.70 个 km⁻² 降低至 0.15 个 km⁻² 时, 土壤有机碳的标准误差由 0.01 缓慢升高至 0.06; 而当样点密度由 0.15 个 km² 降低至 0.05 个 km⁻² 时, 土壤有机碳的标准误差由 0.06 急剧升至 0.11。

均随样点密度减少而变异增大。样点密度位于 0.15 ~ 4.70 个 km⁻² 之间时, 土壤有机碳块金值基本不变, 维持在 0.07 ~ 0.09 之间; 但样点密度小于

0.15 个 km^{-2} 时,块金值增加至 0.07 ~ 0.73,且变异幅度明显增大(图 4a)。土壤有机碳的基底效应随样点密度的变化与块金值相似,其在样点密度处于 0.15 ~ 4.70 个 km^{-2} 之间时保持稳定(0.10 ~ 0.12),而在样点密度小于 0.15 个 km^{-2} 时,增加至 0.09 ~ 1.00,且变异性显著增大($p < 0.05$,图 4b)。随着样点密度的降低,土壤有机碳偏基台值的变异幅度由 0.90 个 km^{-2} 样点密度下的 0.03 (0.55 ~ 0.58) 增加至 0.05 和 0.10 个 km^{-2} 时的 0.75 (0 ~ 0.75)(图 4c)。样点密度在 0.15 ~ 4.70 个 km^{-2} 之间时,变程为 3 600 ~ 6 900 m;降低至 0.10 个 km^{-2} 时,变程波动增强,为 4 800 ~ 20 700 m;当样点密度降低至 0.05 个 km^{-2} 时,变程增加至 6 062 ~ 53 058

m,波动进一步加剧(图 4d)。

决定系数 R^2 和残差反映了理论半方差函数对土壤有机碳的空间变异的拟合度。随着样点密度的降低, R^2 的变化幅度由 0.90 个 km^{-2} 样点密度下的 0.10 增大至 0.05 个 km^{-2} 时的 0.65(图 4e);而残差以幂函数形式($Y = 0.0014X^{-1.66}$, $R^2 = 0.56$, $p < 0.05$)增加(图 4f)。当样点密度为 0.15 ~ 4.70 个 km^{-2} 时,残差基本保持在 0 ~ 0.03 之间;而样点密度小于 0.15 个 km^{-2} 时残差急剧增大,其中样点密度为 0.05 个 km^{-2} 时,残差增大至 0.44。

综上所述,样点密度为 0.15 个 km^{-2} 可作为该县域土壤有机碳的空间变异由缓慢至快速变化的拐点。

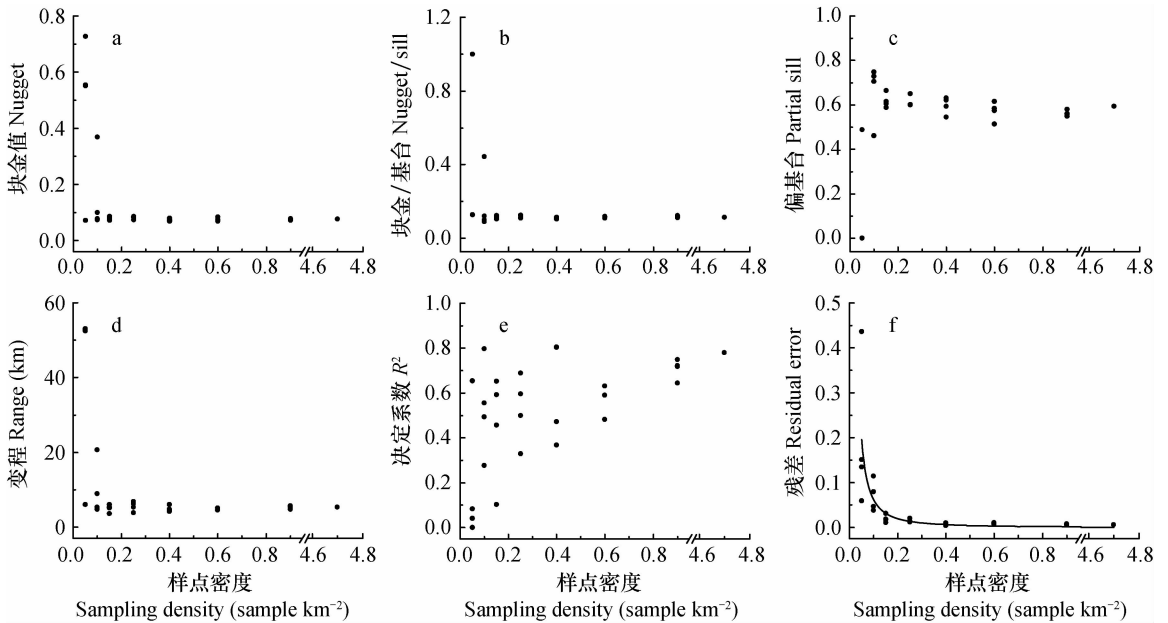


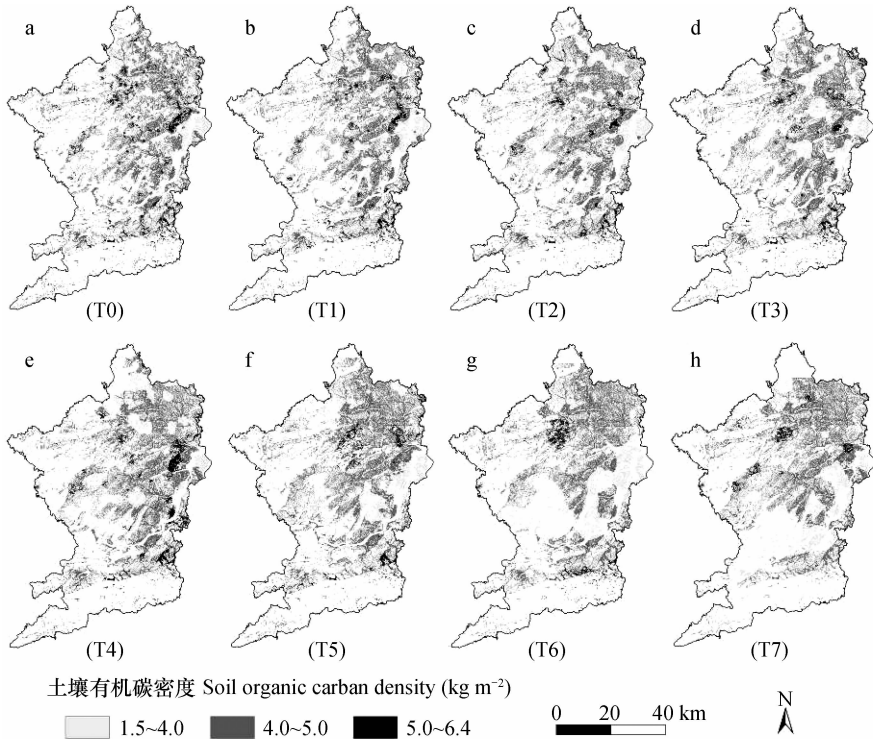
图 4 桃源县不同样点密度下土壤有机碳密度的半方差函数拟合参数

Fig. 4 Parameters of the experimental semivariogram of soil organic carbon density as affected by sampling density in Taoyuan County

2.3 不同样点密度下土壤有机碳密度空间分布与碳储量估算的不确定性

桃源县农田土壤有机碳密度的空间变异性较小,大部分为 4.00 ~ 5.00 kg m^{-2} (图 5)。随着样点密度的降低,县域土壤有机碳在空间分布上差异逐渐被平滑,局部变化信息亦越来越少。样点密度为 0.15 ~ 4.70 个 km^{-2} 之间时,县域土壤有机碳空间分布相对较为一致(图 5a 至图 5f);而样点密度降低至小于 0.15 个 km^{-2} 时,桃源县中部和南部地区碳密度降低至 1.50 ~ 4.00 kg m^{-2} ,已经不能很好地表征桃源县有机碳密度的空间分布(图 5g、图 5h)。

通过普通克里格方法插值计算,桃源县农田表层土壤有机碳储量为 4.94 ~ 5.25 Tg,不同样点密度间无显著性差异,但是其变幅随着样点密度的降低逐渐增大(图 6a)。随着样点密度的降低,土壤有机碳储量平均误差的绝对值逐渐增大(图 6b),同时均方根误差呈幂函数($Y = 0.77X^{-0.05}$, $R^2 = 0.59$, $p < 0.05$)增加(图 6c)。从整体上看,当样点密度小于 0.15 个 km^{-2} 时,县域农田表层土壤有机碳储量的估算误差快速增加。因此,按 0.15 个 km^{-2} 进行土壤有机碳取样调查,既可表征县域土壤有机碳的空间变异性,又可节省人力和物力。



注: T0、T1、T2、T3、T4、T5、T6和T7表示样点密度, 依次为4.70、0.90、0.60、0.40、0.25、0.15、0.10和0.05个 km⁻² Note: T0, T1, T2, T3, T4, T5, T6 and T7 indicate sampling density of 4.70, 0.90, 0.60, 0.40, 0.25, 0.15, 0.10, and 0.05 samples per km², respectively

图5 桃源县不同样点密度下土壤有机碳密度空间分布图

Fig. 5 Spatial distribution of soil organic carbon density as affected by sampling density in Taoyuan County

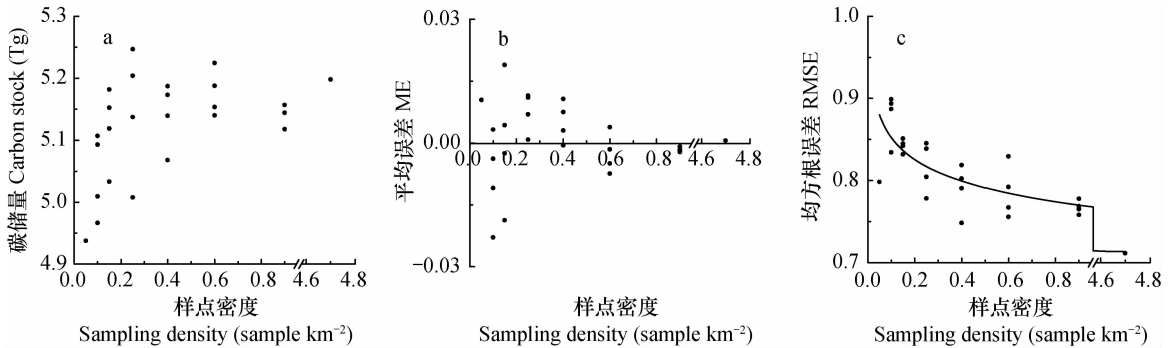


图6 桃源县不同采样密度下县域土壤有机碳储量及其不确定性

Fig. 6 Estimation of soil organic carbon stock and its uncertainty as affected by sampling density in Taoyuan County

3 讨论

本研究同时利用经典统计和地统计学方法研究样点密度对区域土壤有机碳储量估算精度的影响。类型法估算区域土壤有机碳库的准确性和精确性分别依赖于均值及其标准误差。经典统计分析显示,随着样点密度的降低,土壤有机碳均值的波动增强,变异系数逐渐增大,标准误差也以幂函

数形式增加(图3),说明样点密度不仅影响类型法估算区域土壤有机碳库的准确性,还影响其精确性。这一结果与以往的研究结果一致^[8, 22]。本研究中,在样点密度为0.15~4.70个 km⁻²之间时,土壤有机碳均值的波动性、变异系数和标准误差缓慢增大,而当样点密度小于0.15个 km⁻²时三者迅猛增大,尤其是标准误差呈幂函数增加(图3)。这说明0.15个 km⁻²是可保证类型法估算亚热带丘陵区县域表层土壤有机碳储量的准确性和精确性的最

小样点密度。

地统计学方法用半方差函数反映土壤有机碳的空间变异性,而半方差函数对土壤有机碳空间变异的拟合程度及其拟合参数的大小均受样点密度的影响^[20]。本研究中,块金值和基底效应在样点密度为 0.15~4.70 个 km^{-2} 时分别保持在 0.07~0.09 和 0.10~0.12 之间,而样点密度小于 0.15 个 km^{-2} 时迅猛增加(图 4a、图 4b)。这说明当样点密度小于 0.15 个 km^{-2} 时,样点间土壤有机碳的自相关性快速降低而随机误差急剧增大,该样点密度不足以反映其真实空间变异。随着样点密度的降低,多次重复抽样下的偏基台、变程和决定系数 R^2 的波动幅度逐渐增大,拟合残差呈幂函数增加,尤其是在样点密度小于 0.15 个 km^{-2} 时变幅急剧增大(图 4c 至图 4f)。这进一步说明了样点密度小于 0.15 个 km^{-2} 时,土壤有机碳的空间自相关性将变得不稳定,半方差模型的拟合度也迅速减弱,难以反映其真实空间变异^[19]。

本研究中,样点密度由 4.70 个 km^{-2} 逐步减小至 0.15 个 km^{-2} 时,插值得到的县域土壤有机碳分布图仍可清晰地反映大块高值中存在破碎低值斑块的特征,而样点密度小于 0.15 个 km^{-2} 时,这一特征在中部和南部地区已出现明显的淡化,局部变化信息亦越来越少(图 5)。这说明 0.15 个 km^{-2} 是可反映县域农田土壤有机碳分布特征最小的样点密度。不同样点密度下,地统计法计算得到的县域农田表层土壤有机碳储量为 4.94~5.25 Tg,略低于类型法的计算值(5.13~5.40 Tg)。两种方法下,土壤有机碳储量的不确定性均随样点密度的减小而增大,尤其是在样点密度小于 0.15 个 km^{-2} 时,标准误差均呈幂函数增加,不确定性剧增(图 3、图 6)。

综合经典统计分析和地统计学分析结果,可清晰地说明样点密度由 4.70 个 km^{-2} 减少至 0.15 个 km^{-2} 时,县域农田表层土壤有机碳储量的估算精度略有降低,但野外土壤调查与室内化学分析工作量的大幅度减少可大大节约人力、物力和财力。因此,桃源县估算农田表层土壤有机碳储量的最佳样点密度为 0.15 个 km^{-2} ,其既可保证估算的精度要求,又能体现高效、经济的理念。

4 结 论

本研究以桃源县为例,利用经典统计分析和地

统计分析方法研究了样点密度对县域尺度土壤有机碳储量估算精度的影响。随着样点密度的降低,土壤有机碳均值及其变异系数的波动逐渐增大,标准误差呈幂函数增加;半方差函数拟合的块金值、基底效应和拟合残差逐渐增加,偏基台、变程和决定系数的波动幅度逐渐增大;县域土壤有机碳库储量及其平均误差的波动逐渐增强,均方根误差呈幂函数增加。样点密度小于 0.15 个 km^{-2} 时,以上变化均急剧增强,土壤碳储量估算的精度快速降低。因此,综合科学、高效和经济方面考虑,0.15 个 km^{-2} 为县域农田表层土壤有机碳储量估算的最佳样点密度。本研究结果可为我国县域尺度土壤有机碳野外调查提供辅助信息。

致 谢 感谢湖南省农业厅土壤肥料工作站提供土壤有机碳等数据和相关图件。

参 考 文 献

- [1] Jenkinson D S, Adams D E, Wild A. Model estimates of CO₂ emissions from soil in response to globe warming. *Nature*, 1991, 351(23): 304—306
- [2] Eswaran H, van den Berg E, Reich R. Organic carbon in soils of the world. *Soil Science Society of America Journal*, 1993, 57(1): 192—194
- [3] 潘根兴,李恋卿,郑聚峰,等. 土壤碳循环研究及中国稻田土壤固碳研究的进展与问题. *土壤学报*, 2008, 45(5): 901—914. Pan G X, Li L Q, Zheng J F, et al. Perspectives on cycling and sequestration of organic carbon in paddy soils of China (In Chinese). *Acta Pedologica Sinica*, 2008, 45(5): 901—914
- [4] 刘璐,曾馥平,宋同清,等. 喀斯特木论自然保护区土壤养分的空间变异特征. *应用生态学报*, 2010, 21(7): 1667—1673. Liu L, Zeng F P, Song T Q, et al. Spatial heterogeneity of soil nutrients in Karst area Mulun National Nature Reserve (In Chinese). *Chinese Journal of Applied Ecology*, 2010, 21(7): 1667—1673
- [5] 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. *水土保持学报*, 2006, 20(6): 84—94. Yao R J, Yang J S, Jiang L. Study on spatial variability and appropriate sampling quantity of soil salinity in Yellow River Delta (In Chinese). *Journal of Soil and Water Conservation*, 2006, 20(6): 84—94
- [6] 谢恒星,张振华,刘继龙,等. 土壤含水量合理取样数目影响因素的试验研究——以烟台苹果园为例. *干旱地区农业研究*, 2007, 25(4): 114—118. Xie H X, Zhang Z H, Liu J L, et al. Experimental research on factors affecting soil water content reasonable sampling number: Take Yantai apple orchard as an example (In Chinese). *Agricultural Research in the Arid Areas*, 2007, 25(4): 114—118

- [7] 邵月红, 潘剑君, 许信旺, 等. 浅谈土壤有机碳密度及储量的估算方法. 土壤通报, 2006, 37 (5): 1007—1011. Shao Y H, Pan J J, Xu X W, et al. Discussion on the methods for estimating soil organic carbon density and storage (In Chinese). Chinese Journal of Soil Science, 2006, 37 (5): 1007—1011
- [8] Yu D S, Zhang Z Q, Yang H, et al. Effect of soil sampling density on detected spatial variability of soil organic carbon in a red soil region of China. Pedosphere, 2011, 21 (2): 207—213
- [9] Steffens M, Koebl A, Giese M, et al. Spatial variability of topsoils and vegetation in a grazed steppe ecosystem in Inner Mongolia (PR China). Journal of Plant Nutrition and Soil Science, 2009, 172: 78—90
- [10] 常瑞英, 刘国华, 傅伯杰. 区域尺度土壤固碳量估算方法评述. 地理研究, 2010, 29(9): 1616—1628. Chang R Y, Liu G H, Fu B J. Review on the methods for soil carbon sequestration at regional scale (In Chinese). Geographical Research, 2010, 29(9): 1616—1628
- [11] 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. 土壤, 2004, 36 (5): 538—542. Yao L X, Zhou X C, Cai Y F, et al. Spatial variability of soil properties at different sampling intensities and accuracy of their estimation (In Chinese). Soils, 2004, 36 (5): 538—542
- [12] 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. 农业工程学报, 2002, 18(4): 6—9. Xue Z P, Yang X W, Duan X S, et al. Spatial variability of soil nutrient and reasonable sampling number (In Chinese). Transactions of the CSAE, 2002, 18(4): 6—9
- [13] 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. 应用生态学报, 2009, 20(3): 673—678. Sun Y X, Wu C Z, Zhu K B, et al. Influence of interpolation method and sampling number on spatial prediction accuracy of soil (In Chinese). Chinese Journal of Applied Ecology, 2009, 20(3): 673—678
- [14] 李翔, 潘瑜春, 赵春江, 等. 利用不同方法估测土壤有机质及其对采样数的敏感性分析. 地理科学, 2007, 27 (5): 689—694. Li X, Pan Y C, Zhao C J, et al. Estimation of soil organic matter based on four methods and effect of sampling number on estimation accuracy (In Chinese). Scientia Geographica Sinica, 2007, 27(5): 689—694
- [15] Conant R T, Paustian K. Spatial variability of soil organic carbon in grasslands: Implications for detecting change at different scales. Environmental Pollution, 2002, 116(1): 127—135
- [16] 刘伟, 程积民, 高阳, 等. 黄土高原草地土壤有机碳分布及其影响因素. 土壤学报, 2012, 49 (1): 68—76. Liu W, Cheng J M, Gao Y, et al. Distribution of soil organic carbon in grassland on loess plateau and its influencing factors (In Chinese). Acta Pedologica Sinica, 2012, 49(1): 68—76
- [17] 赵永存, 史学正, 于东升, 等. 不同方法预测河北省土壤有机碳密度空间分布特征的研究. 土壤学报, 2005, 42 (3): 379—385. Zhao Y C, Shi X Z, Yu D S, et al. Different methods for predication of spatial patterns of soil organic carbon density in Hebei Province, China (In Chinese). Acta Pedologica Sinica, 2005, 42(3): 379—385
- [18] 张春华, 张正杨, 刘国顺, 等. 植烟土壤有效态微量元素空间变异特征. 土壤, 2010, 42 (1): 20—25. Zhang C H, Zhang Z Y, Liu G S, et al. Spatial variability characteristics of soil available microelements in tobacco field (In Chinese). Soils, 2010, 42(1): 20—25
- [19] Liu S L, Li Y, Wu J S. Spatial variability of soil microbial biomass carbon, nitrogen and phosphorus in a hilly red soil landscape in subtropical China. Soil Science and Plant Nutrition, 2010, 56(5): 693—704
- [20] Liu X M, Wu J J, Xu J M. Characterizing the risk assessment of heavy metals and sampling uncertainty analysis in paddy field by geostatistics and GIS. Environmental Pollution, 2006, 141(2): 257—264
- [21] Li Y. Can the spatial prediction of soil organic matter contents at various sampling scales be improved by using regression kriging with auxiliary information? Geoderma, 2010, 159 (1/2): 63—75
- [22] Sun W X, Zhao Y C, Huang B, et al. Effect of sampling density on regional soil organic carbon estimation for cultivated soils. Journal of Plant Nutrition and Soil Science, 2012, 175 (5): 671—680

OPTIMUM DENSITY OF SAMPLING FOR ESTIMATION OF SOIL ORGANIC CARBON STOCK AT A COUNTY SCALE

Shangguan Kuixing^{1,2} Wu Jinshui^{1†} Zhou Jiaogen¹ Zhu Hanhua¹

(1 Institute of Subtropical Agriculture, Chinese Academy of Sciences, Changsha 410125, China)

(2 University of Chinese Academy of Sciences, Beijing 100049, China)

Abstract County is the basic unit for estimating soil organic carbon stock in China at the country scale. Rational soil sampling density is fundamental to assurance of a desired accuracy of the estimation. A case study of Taoyuan County was performed and designed to have 8 levels of sampling density, i. e. 4. 70, 0. 90, 0. 60, 0. 40, 0. 25, 0. 15, 0. 10, and

0.05 samples per km^2 , to explore effect of sampling density on accuracy of the estimation of soil organic carbon stock at a county scale. Data of the sampling were analyzed with the classical statistical and geo-statistical methods. Classical statistical analysis shows that lower sampling density increased fluctuation of the mean of soil organic carbon and its variation coefficient, and the standard errors (Y) as a power function of sampling density (X) ($Y = 0.025X^{-0.47}$, $R^2 = 0.97$, $p < 0.01$). Geo-statistical analysis discovers that lower sampling density increased nugget value and nugget-to-sill ratio, and fluctuation of partial sill, range, and R^2 as well, and residual error (Y), too, as a power function of sampling density (X) ($Y = 0.0014X^{-1.66}$, $R^2 = 0.56$, $p < 0.05$). Meanwhile, the variation of spatial distribution of soil organic carbon in a small locality gradually weakened, and fluctuation of the estimation of soil organic carbon stock and the associated mean error gradually intensified, while the root mean square error (Y) increased as a power function of sampling density (X) ($Y = 0.77X^{-0.05}$, $R^2 = 0.59$, $p < 0.05$). As a whole, when the sampling density dropped below 0.15 samples per km^2 , all the above-mentioned indices intensified and as a result, accuracy of the estimation of soil organic carbon stock declined drastically. In overall consideration of the balance between economic inputs and the accuracy demand, the authors propose that the optimal sampling density for estimation of soil organic carbon stock at a county scale is 0.15 samples per km^2 .

Key words Country scale; Soil organic carbon; Sampling density; Optimization; Semivariogram

(责任编辑:檀满枝)