

# 基于环境辅助变量的拔山茶园土壤肥力空间预测\*

邱乐丰<sup>1</sup> 杨超<sup>1</sup> 林芬芳<sup>2</sup> 杨宁<sup>1</sup> 郑辛煜<sup>1</sup> 许红卫<sup>1</sup> 王珂<sup>1\*\*</sup>

(<sup>1</sup> 浙江大学环境与资源学院农业遥感和信息技术应用研究所, 杭州 310029; <sup>2</sup> 南京信息工程大学遥感学院, 南京 210044)

**摘要** 以地形因子、植被覆盖度等为辅助变量,利用回归克里格法预测低山丘陵区茶园土壤肥力,分析了富阳市拔山茶园土壤肥力的空间变异规律.结果表明:相对高程、平/纵向曲率等结构性因素是引起研究区土壤肥力空间变异的主要原因,研究区土壤肥力沿海拔高度呈垂直变化,随着海拔高度的降低土壤肥力水平也逐渐降低;拔山茶园土壤肥力总体较高,肥力较低的区域面积仅占研究区总面积的5%.回归克里格法所得土壤肥力的预测精度明显高于普通克里格,其平均预测误差和预测均方根误差分别为0.028和0.108.该方法能充分反映环境变量对土壤肥力的影响,提高土壤肥力的空间预测精度,可为茶园的精准管理提供依据.

**关键词** 茶园 土壤肥力 回归克里格 地形

**文章编号** 1001-9332(2010)12-3099-06 **中图分类号** S153.6 **文献标识码** A

**Spatial pattern of soil fertility in Bashan tea garden: A prediction based on environmental auxiliary variables.** QIU Le-feng<sup>1</sup>, YANG Chao<sup>1</sup>, LIN Fen-fang<sup>2</sup>, YANG Ning<sup>1</sup>, ZHENG Xinyu<sup>1</sup>, XU Hong-wei<sup>1</sup>, WANG Ke<sup>1</sup> (<sup>1</sup>*Institute of Agricultural Remote Sensing and Information Technology Application, Zhejiang University, Hangzhou 310029, China*; <sup>2</sup>*School of Remote Sensing, Nanjing University of Information Science & Technology, Nanjing 210044, China*). -*Chin. J. Appl. Ecol.*, 2010, 21(12): 3099-3104.

**Abstract:** Taking topographic factors and NDVI as auxiliary variables, and by using regression-kriging method, the spatial variation pattern of soil fertility in Bashan tea garden in the hilly area of Fuyang City was explored. The spatial variability of the soil fertility was mainly attributed to the structural factors such as relative elevation and flat/vertical curvature. The lower the relative elevation, the worse the soil fertility was. The overall soil fertility level was relatively high, and the area with lower soil fertility only accounted for 5% of the total. By using regression-kriging method with relative elevation as auxiliary variable, the prediction accuracy of soil fertility was obviously higher than that by using ordinary kriging method, with the mean error and root mean square error being 0.028 and 0.108, respectively. It was suggested that the prediction method used in this paper could fully reflect the effects of environmental variables on soil fertility, improve the prediction accuracy about the spatial pattern of soil fertility, and provide scientific basis for the precise management of tea garden.

**Key words:** tea garden; soil fertility; regression-kriging; topography.

茶树是我国亚热带地区的重要经济作物,种植面积大、分布范围广,其中大部分种植在山坡上<sup>[1]</sup>.茶园土壤养分含量相对不足、施肥管理粗放、土壤酸化等现象突出,已严重制约了茶叶生产的可持续发展.

因此,全面、客观、准确的预测和评价茶园土壤肥力是解决上述问题的关键措施之一,也是实施精准农业的前提.

目前,主要采用 Fuzzy 综合评判法和指数和法<sup>[2]</sup>等对土壤肥力进行评价,并结合 GIS 和地统计技术,简单的将点的土壤肥力评价扩展到面的评价<sup>[3-4]</sup>.但这些方法忽视了土壤肥力指数的预测精

\* 国家“十五”科技支撑计划项目(2006BAJ05A02)和浙江大学“浙江省新苗人才计划”项目(2008R40G2010050)资助.

\*\* 通讯作者. E-mail: kwang@zju.edu.cn

2010-03-29 收稿,2010-09-19 接受.

度对土壤肥力评价的重要性. 土壤肥力是土壤养分针对特定植物的供应能力, 以及土壤养分供应植物时环境条件的综合体现, 其高低不仅受土壤养分、植物的吸收能力以及植物生长的地貌、水文、气候、周围植物等环境条件因子的独立作用, 还取决于各因子的协调程度. 因此, 针对山区茶园景观的特点, 利用地形、植被覆盖度等辅助数据, 提高土壤肥力的预测精度具有重要意义<sup>[5-9]</sup>.

近年来, 结合辅助变量以提高目标变量估测精度的方法已有很多, 包括传统的多变量线性回归方法、协克里格法和回归克里格法等. Lopez-Granados 等<sup>[10]</sup>利用线性回归法, 通过裸露土壤的航空影像蓝光波段光谱值与土壤属性数据之间的回归分析预测了土壤有机质、pH 值及  $K$  的空间分布. Gregorio 等<sup>[11]</sup>利用高密度土壤电导率数据和协克里格法估计土壤有机碳的预测精度比普通克里格法提高了 5% ~ 11%. 回归克里格法是将普通克里格法与回归模型相结合而形成的一种混合方法. Hengl 等<sup>[12]</sup>研究结果表明, 利用回归克里格法和数字高程模型 (digital elevation model, DEM) 数据预测的土壤有机质、土壤耕层深度的空间分布图均比普通克里格法更详细、更准确. 姜勇等<sup>[13]</sup>利用辅助变量对污染土壤锌分布的克里格估值研究表明, 回归克里格估值效果明显优于普通克里格和协克里格法. 为此, 本研究以浙江省富阳市的拔山茶场为研究对象, 通过土壤采样, 结合地形因子、植被覆盖度等辅助变量, 采用回归克里格法预测了浙江富阳市拔山茶场土壤肥力, 分析茶场土壤肥力的空间分布格局及地形因子等环境条件对其的影响, 以期茶场管理提供依据.

1 研究地区与研究方法

1.1 研究区概况

拔山茶场位于浙江省富阳市富春街道, 属亚热带季风气候, 日照充足、四季分明、雨水充沛、无冻害. 拔山茶场是钱塘龙井的主产地, 茶园面积 71.3  $\text{hm}^2$ , 海拔 53 ~ 273 m, 坡度 0° ~ 58°, 土壤类型主要为砂质红壤或砾石红壤.

1.2 土壤采样与样品测定

2008 年 12 月, 根据茶行走向, 在坡面的水平方向和垂直方向分别间隔约 70 m 进行随机采样, 并在地形相对复杂处加大采样密度, 共 179 个取样点 (图1). 每个土样以一个取土点为中心, 在 10 m 半

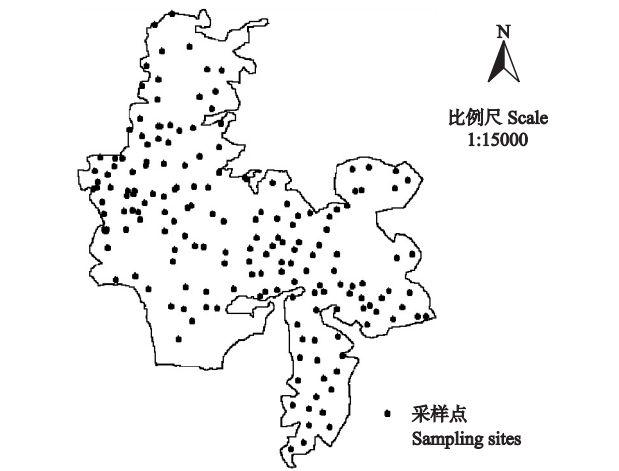


图1 研究区土壤样点的分布  
Fig. 1 Spatial distribution of soil sampling sites in the study area.

径内取 5 点混合而成, 同时用 GPS 记录中心点位置, 具体取样点设在茶树树冠滴水线下, 取 0 ~ 30 cm 土层. 测定项目包括土壤 pH、有机质、全氮、速效钾、速效磷、交换铝、有效铜、有效锌和有效锰, 测定方法参见文献<sup>[14]</sup>.

1.3 地形数据

地形数据以 1 : 1 万数字高程模型 (DEM) 为源数据. 该 DEM 采用西安 80 平面坐标系, 高斯-克里格投影 (三度带) 和 1985 国家高程基准.

用于描述地形特征和空间分布的地形参数很多, 不同学科和领域对地形属性的分类也不尽相同. 本文采用 FD8-Quinn 算法, 利用 Terrain Analysis System (TAS) 软件和 DiGEM 软件提取表 1 中的地形因子<sup>[15]</sup>.

1.4 遥感数据

本研究以 2007 年 2 月拍摄的 Quickbird 影像为参考数据提取茶园边界和归一化植被指数 (NDVI). Quickbird 卫星是目前世界上商业卫星中分辨率最高、性能较优的卫星之一. NDVI 广泛应用于植被遥感, 是反映植被生长状态和植被覆盖度的最佳指示因子.

1.5 研究方法

采用 Hengl 等<sup>[12]</sup>建立的回归克里格模式 (图 2), 通过建立辅助变量和目标变量之间的回归方程, 分离趋势项, 然后对残差进行普通克里格插值, 最后将回归预测的趋势项和残差的普通克里格估计值相加, 从而得到目标变量的预测值.

土壤属性与环境因子之间的关系十分复杂, 不仅存在线性关系, 也可能存在非线性关系<sup>[12]</sup>. 因此, 本文采用 Logit 函数对土壤肥力综合指数 ( $QI$ ) 进行转化<sup>[12]</sup>:

表 1 地形参数定义表  
Tab. 1 Definitions of topographic variables

变量 Variable	简 写 Abbreviation	公 式 Formula	单 位 Unit	参考文献 Reference
相对高程 Relative elevation	Alt		m	
坡度 Slope	Sl		°	[ 16 ]
坡向 Aspect	Asp		°	[ 16 ]
平向曲率 Plan curvature	Pl_cur		° · m <sup>-1</sup>	[ 16 ]
纵向曲率 Profile curvature	Pr_cur		° · m <sup>-1</sup>	[ 16 ]
切线曲率 Tangential curvature	Ta_cur		° · m <sup>-1</sup>	[ 17 ]
单位汇水面积 Unit catchment area	SCA		m <sup>2</sup> · m <sup>-1</sup>	[ 15 ]
流量因子 Stream power index	RSP	$RSP = SCA \cdot \tan SI$		[ 18 ]
湿度指数 Wetness index	TWI	$TWI = \ln ( SCA / \tan SI )$		[ 19 ]
汇水总面积 Total catchment area	TCA		m <sup>2</sup> · m <sup>-1</sup>	[ 15 ]
坡长 Slope length	LS	$( SCA / 22.13 )^m ( \sin SI / 0.0896 )^{0.6}$		[ 18 ]
集聚指数 Convergence index	CI			[ 20 ]

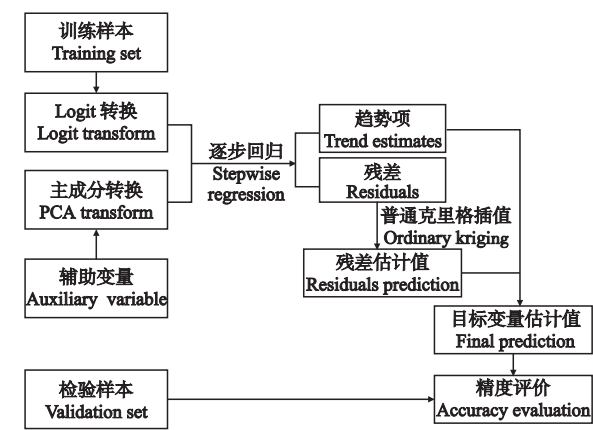


图 2 回归克里格方法的流程图  
Fig. 2 Flow chart of regression-Kriging.

$$QI^+ = \ln [ QI / ( 1 - QI ) ] \tag{1}$$

式中： $QI^+$  为对  $QI$  进行对数转化的结果。

为解决作为辅助变量的环境因子之间存在的共线、噪音等问题,对地形因子等变量进行主成分分析<sup>[21]</sup>,从而将个数较多且彼此相关的原始变量转换为相互独立的几个主成分。

采用训练样本(143 个样本)和检验样本(36 个样本)评价插值方法的预测精度. 采用平均预测误差(mean error, ME)和预测均方根误差(root mean square error, RMSE)对预测结果进行评价和验证. 其中,ME 可用来对预测偏倚进行检测,其公式为:

$$ME = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n [ u(x_i) - u^*(x_i) ] \tag{2}$$

RMSE 可用来对预测精度进行检测,其公式为:

$$RMSE = \sqrt{\frac{1}{n} \sum_{i=1}^n [ u(x_i) - u^*(x_i) ]^2} \tag{3}$$

式中: $u(x_i)$  为样本点  $x_i$  的实际测量值; $u^*(x_i)$  为样

本点  $x_i$  的预测值; $n$  为样本数.

### 1. 6 数据处理

基于土壤采样数据,使用 Fuzzy 综合评判法来构造  $QI$ . 利用 SPSS 16. 0 软件对  $QI$  进行基本统计分析和回归分析. 在 ILWIS 软件中实现地形和遥感数据的主成分分析. 半方差函数分析和普通克里格插值在 GS<sup>+</sup> 7. 0 中完成. 利用 ArcGIS 9. 2 软件输出结果并制图.

## 2 结果与分析

### 2. 1 拔山茶园土壤肥力综合指数

根据实地调查及相关资料分析,确定土壤 pH、有机质、交换性铝、全氮、有效磷、速效钾、有效铜、有效锌和有效锰作为评价指标<sup>[22]</sup>. 基于土壤肥力因子对作物产量的效应曲线,建立相应的隶属度函数,并将曲线型函数转换为相应的折线型函数,从而计算各肥力因子的隶属度值. 属于“S”型隶属度函数的土壤肥力因子包括土壤有机质、全氮、有效磷、有效钾、有效铜、有效锌和有效锰,其指标值越高,表明评价对象质量越好,但到一定临界值之后,其效用趋于恒定;属于抛物线型隶属度函数的土壤肥力因子有土壤 pH、交换性铝含量和物理性粘粒含量,其指标值在一定数值区间内时,评价对象质量最好,高于或低于该数值区间则评价对象的质量变差.

本文采用层次分析法确定各土壤肥力因子的权重,通过专家打分对各因素的相对重要性进行两两比较,再综合决定评价因子的权重. 研究区土壤 pH、有机质、有效磷、速效钾、交换性铝、全氮、有效铜、有效锌和有效锰的权重分别为 0. 3、0. 212、0. 091、0. 091、0. 057、0. 143、0. 035、0. 035 和 0. 035.

在相互交叉的同类指标间采用加法合成,计算茶园土壤肥力的综合指数( $QI$ ),其算式为:

$$QI = \sum_{i=1}^n W_i \times Q(x_i)$$

(4)

式中: $W_i$ 为指标*i*的权重向量; $Q(x_i)$ 为指标*i*的隶属度值.

基本统计分析的结果表明,研究区  $QI$  的取值范围在 0.176 ~ 0.993, 平均值为 0.689, 变异系数为 22.7%, 属于中等变异;K-S 非参数检验后的显著性水平为 0.643, 说明数据符合正态分布.

2.2 拔山茶园环境因子的主成分分析

由于环境因子之间存在一定程度的相关性,会导致多重共线性问题.主成分分析法可最大限度地减少数据冗余和尽可能地保留原变量的信息量,从而实现信息简化.利用 ILWIS 软件的因子分析功能对研究区各环境因子进行主成分分析,结果表明,前 3 个主成分的贡献率达到 95.83%.经因子旋转分析可知,第 1 主成分综合反映了平/纵向曲率、切线曲率、纬度和植被覆盖度;第 2 主成分主要为相对高程;第 3 主成分反映了坡向的影响(表 2).

2.3 基于回归克里格法的拔山茶园土壤肥力的空间预测

研究区土壤肥力指数与各主成分之间逐步回归方程的  $F$  值为 6.332 ( $P=0.013$ );入选到方程的自变量是第 2 主成分(PC2),其回归系数为-0.003,  $t$  值为 -2.516 ( $P=0.013$ );方程的常数项为 0.943,  $t$  值为 14.374 ( $P<0.01$ ).因此,通过逐步回

归法得出茶园土壤肥力指数的趋势项为  $0.943 - 0.003 \times PC2$ .

回归克里格法是基于回归残差保留了目标变量固有的空间结构这一假设,该方法只有当残差的空间相关性较明显时才有效.对残差做半方差函数分析的结果表明,回归残差的最佳各向同性半方差函数模型为指数模型,其决定系数为 0.916,说明模型拟合精度较好.块金值与基台值之比( $C_0/sill$ )反映了土壤性质空间相关性的强度,该值越高,说明由结构性因素引起的空间变异程度越大,反之则由随机部分引起的空间变异程度越大.本研究区  $C_0/sill$  值为 36.4%,在 25% ~ 75% 之间,表明拔山茶园土壤肥力在其变程内具有中等的空间相关性,地形、植被、气候等结构性因素仍是引起其空间变异的主要原因,而随机性因素的影响较小.

与普通克里格法相比,回归克里格法的平均预测误差(ME)和预测均方根误差(RMSE)分别为 0.028 和 0.108,明显低于普通克里格法(ME 和 RMSE 分别为 0.046 和 0.123).从图 3 可以看出,由回归克里格法得到的拔山茶园土壤肥力综合指数( $QI$ )的预测值与实测值较吻合,说明该方法在一定程度上能提高土壤肥力指数的空间预测精度,且相对高程等地形因子对茶园土壤肥力的影响较大.

以回归残差的半方差函数模型为基础,利用普

表 2 研究区各环境因子的主成分荷载系数  
Tab. 2 Component score coefficient of environmental factors in the study area

主成分 PCA	第 1 主成分 PC1	第 2 主成分 PC2	第 3 主成分 PC3
经度 X	0.343	-0.747	0.086
纬度 Y	0.315	0.333	0.450
坡向 Asp	0.262	-0.016	-0.802
集聚指数 CI	0.285	0.023	-0.012
相对高程 Alt	0.218	0.501	-0.019
坡长 LS	0.017	0.030	0.002
平向曲率 Pl_cur	0.379	0.034	0.007
纵向曲率 Pr_cur	0.351	0.029	0.014
流量因子 RSP	0.001	0.002	0.003
单位汇水面积 SCA	0.001	0.000	0.010
坡度 SI	0.232	0.235	-0.245
切线曲率 Ta_cur	0.365	0.034	0.014
汇水总面积 TCA	0.001	0.000	0.010
湿度指数 TWI	0.145	-0.041	0.240
归一化植被指数 NDVI	0.332	-0.136	0.169

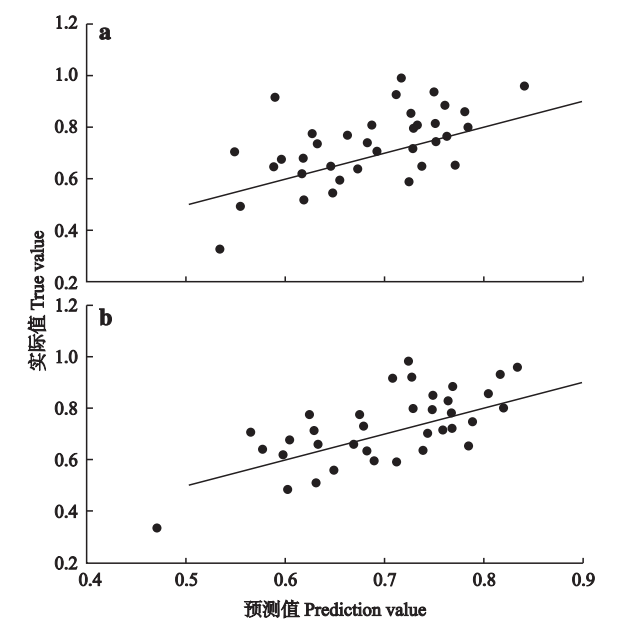


图 3 基于普通克里格(a)和回归克里格(b)插值方法的茶园土壤肥力综合指数( $QI$ )的预测精度比较  
Fig. 3 Comparison of  $QI$  prediction accuracy based on ordinary kriging (a) and regression kriging (b).



通克里格对残差进行插值,之后将其与回归趋势项结合,从而得到茶园土壤肥力的空间预测图(图4)。从中可以看出,土壤肥力较高的区域主要分布在研究区东部、北部和西中部,其中东西两端部分地区的土壤肥力最高;土壤肥力较低的区域主要分布在研究区中南部地势较低的区域。研究区土壤肥力受相对高程的影响较大,本研究区地势为北高南低、东西高中间低,这与该区土壤肥力的分布基本一致,即高海拔地区的土壤肥力较高,而低海拔地区的土壤肥力较低。据实地调查,拔山茶园所处的拔山中上部开发前原为森林地带,植物生长茂盛,植被覆盖率高,大量的枯枝落叶导致土壤中有有机质积累丰富,从而提高了土壤肥力;而山脚地区由于多年的人为开垦、

水土流失等原因造成了土壤肥力的下降。

根据生产的实际需要,采用等距法<sup>[4]</sup>将肥力指数划分为3个等级。由图5可以看出,研究区57.1%区域的肥力为较高的Ⅰ级;37.6%的区域为肥力适中的Ⅱ级;肥力最差的Ⅲ级区域仅占5.3%。总体看来,拔山茶园土壤肥力处于较高水平。由于整体化肥施用量的提高以及开发前原有土壤较肥沃,使目前研究区大部分土壤质量相对较高。但由于过度开发、施肥不均匀以及地形造成的水土流失等原因,造成部分低海拔区域的土壤肥力偏低。

3 结 论

利用基于相对高程等环境因子的回归克里格方法对富阳市拔山茶场土壤肥力进行预测,得出研究区土壤肥力指数在0.311~0.929,平均值为0.718;海拔高度是影响拔山茶园土壤肥力的关键因子;与普通克里格方法相比,回归克里格方法的平均预测误差和预测均方根误差较低,分别为0.028和0.108。这说明地形等环境因子在山区茶园土壤肥力的空间预测研究中具有重要作用,而回归克里格法及时反映了土壤肥力与地形的关系以及局部的空间变异。预测结果显示,拔山茶园土壤肥力总体较高,小部分区域由于地形、施肥管理等因素造成土壤肥力偏低。但预测结果还有待进一步的实地验证,从而为定点和精确的茶园管理提供决策依据。

参考文献

[1] Tang G-N (唐根年), Lu J-G (陆景冈), Wang Y-G (王援高), et al. Influence of geologic environmental on the formation of famous tea in Zhejiang Province and its neighbor districts. *Journal of Tea Science* (茶叶科学), 2001, 21(2): 85-89 (in Chinese)

[2] Yan X (颜 雄), Zhang Y-Z (张杨珠), Liu J (刘晶). Progress in integrated evaluation of soil fertility quality. *Hunan Agricultural Sciences* (湖南农业科学), 2008(5): 82-85 (in Chinese)

[3] Zhang Q-L (张庆利), Pan X-Z (潘贤章), Wang H-J (王洪杰), et al. Study on spatial distribution of soil quality and quantitative evaluation of soil fertility quality under middle spatial scale. *Chinese Journal of Soil Science* (土壤通报), 2003, 34(6): 493-497 (in Chinese)

[4] Liao G-T (廖桂堂), Li T-X (李廷轩), Wang Y-D (王永东), et al. Comprehensive evaluation of fertility quality in hilly tea plantation soils based on GIS and geostatistics. *Acta Ecologica Sinica* (生态学报), 2007, 27(5): 1978-1986 (in Chinese)

[5] Ziadat FM. Analyzing digital terrain attributes to predict soil attributes for a relatively large area. *Soil Science So-*

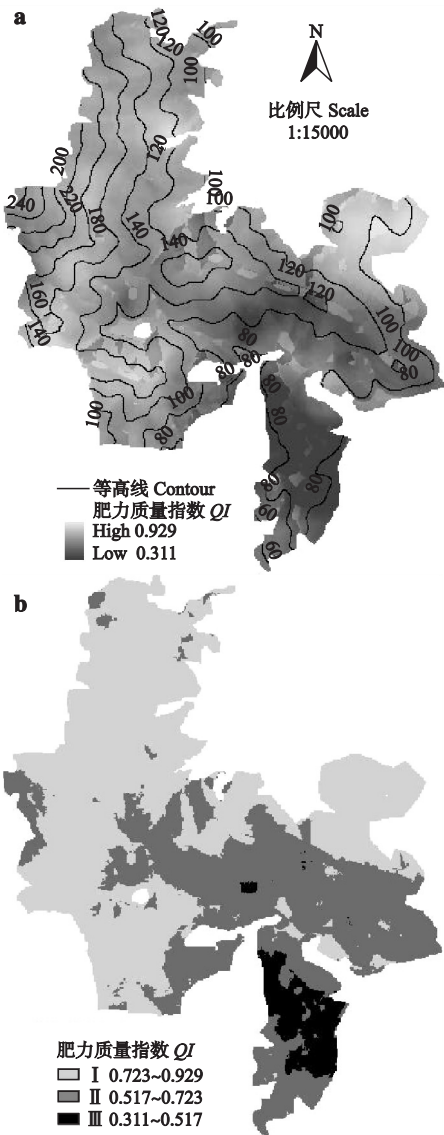


图4 研究区土壤肥力空间预测(a)和分级(b)  
Fig.4 Spatial prediction (a) and level (b) of soil fertility in study area.

- ciety of America Journal*, 2005, **69**: 1590–1599
- [6] Florinsky IV, Eilers RG, Manning GR, *et al.* Prediction of soil properties by digital terrain modelling. *Environmental Modelling & Software*, 2002, **17**: 295–311
- [7] Ticehurst JL, Cresswell HP, McKenzie NJ, *et al.* Interpreting soil and topographic properties to conceptualise hillslope hydrology. *Geoderma*, 2007, **137**: 279–292
- [8] McKenzie NJ, Ryan PJ. Spatial prediction of soil properties using environmental correlation. *Geoderma*, 1999, **89**: 67–94
- [9] Park SJ, McSweeney K, Lowery B. Identification of the spatial distribution of soils using a process-based terrain characterization. *Geoderma*, 2001, **103**: 249–272
- [10] Lopez-Granados F, Jurado-Exposito M, Pena-Barragan JM, *et al.* Using geostatistical and remote sensing approaches for mapping soil properties. *European Journal of Agronomy*, 2005, **23**: 279–289
- [11] Gregorio C, Dobermann SA, Goovaerts P, *et al.* Fine-resolution mapping of soil organic carbon based on multivariate secondary data. *Geoderma*, 2006, **132**: 471–489
- [12] Hengl T, Heuvelink GBM, Stein A. A generic framework for spatial prediction of soil variables based on regression-kriging. *Geoderma*, 2004, **120**: 75–93
- [13] Jiang Y (姜勇), Li Q (李琪), Zhang X-K (张晓珂), *et al.* Kriging prediction of soil zinc in contaminated field by using an auxiliary variable. *Chinese Journal of Applied Ecology* (应用生态学报), 2006, **17** (1): 97–101 (in Chinese)
- [14] Bao S-D (鲍士旦). Soil and Agricultural Chemistry Analysis. Beijing: China Agriculture Press, 1999 (in Chinese)
- [15] Lindsay JB. The terrain analysis system: A tool for hydro-geomorphic applications. *Hydrological Processes*, 2005, **19**: 1123–1130
- [16] Zevenbergen LW, Thorne CR. Quantitative analysis of land surface topography. *Earth Surface Processes and Landforms*, 1987, **12**: 47–56
- [17] Mitášová H, Hofierka J. Interpolation by regularized spline with tension: II. Applications to terrain modeling and surface geometry analysis. *Mathematical Geology*, 1993, **25**: 657–669
- [18] Moore ID, Grayson RB, Ladson AR. Digital terrain modeling: A review of hydrological, geomorphological, and biological applications. *Hydrological Processes*, 1991, **5**: 3–30
- [19] Beven KJ, Kirkby MJ. A physically based, variable contributing area model of basin hydrology. *Hydrological Sciences Bulletin*, 1979, **24**: 43–69
- [20] Sumfleth K, Duttman R. Prediction of soil property distribution in paddy soil landscapes using terrain data and satellite information as indicators. *Ecological Indicators*, 2008, **8**: 485–501
- [21] Heng LT, Gruber S, Shrestha D. Digital terrain analysis in ILWIS. Lecture notes, International Institute for Geo-Information Science and Earth Observation (ITC) Enschede. 2003a
- [22] Han W-Y (韩文炎), Ruan J-Y (阮建云), Lin Z (林智), *et al.* The major nutritional limiting factors in tea soils and development of tea speciality fertilizer series. *Journal of Tea Science* (茶叶科学), 2002, **22**(1): 70–74 (in Chinese)

---

**作者简介** 邱乐丰,男,1985年生,博士研究生.主要从事农业遥感与信息技术应用研究. E-mail: qlf25@163.com

**责任编辑** 杨弘

---