

# 县域土壤养分离群样点检测及其合理采样数研究

谢宝妮,常庆瑞,秦占飞

(西北农林科技大学资源环境学院,陕西杨凌 712100)

**摘要:**为进一步研究县域耕地土壤养分质量评价,增加采样数据的准确性和减少采样分析成本,本试验以白水县为研究区域,对2226个采样点的土壤样品中有效磷、碱解氮和速效钾采用四分位数法和局部 Moran's I 方法进行全局和局部离群样点的去除,并对去除后的采样点进行空间特征分析。然后采用经典统计学(Cochran 公式)方法和地统计学(普通克里金)方法对县域土壤养分合理采样数目进行讨论,比较两种方法各自的优越性。结果表明:碱解氮和速效钾均检测出3个全局离散样点,有效磷全局离群样点数目为7,三种养分局部离群样点检测数目分别为89、90和92;三种土壤养分均表现出很强的空间相关性,变异系数随着离群样点去除而降低;对于土壤养分大体概况研究,Cochran 方法确定样本较为适合,而由克里金插值法确定的合理采样数目更能精确地反映局部土壤养分空间状况。

**关键词:**土壤养分;离群样点;合理采样数

**中图分类号:** S158.2 **文献标识码:** A **文章编号:** 1000-7601(2012)02-0056-06

土壤采样是全面、合理地认识区域耕地土壤养分特征和空间变异特征的重要基础,因此采样数据的准确性便显得极为重要。但在实际采样中,由于实验或输入错误而导致少许采样点与多数采样点的值有明显差异,这些点被称之为离群样点或离散样点。离群样点将会掩盖真实的土壤养分空间变异特征,因此需要对采样点进行离群样点探测及去除。马玉峰<sup>[1]</sup>等采用样本均值加减三倍标准差来确定全局特异值。Zhang Chaosheng<sup>[2]</sup>等在研究土壤重金属 Pb 的离群样点时得出:局部 Moran's I 方法在低值区域检测空间离群值时更为有效,当观测值表现出空间集群现象时,高值也会被检测出来。王妍<sup>[3]</sup>等采用 voronoi 图和信息熵进行离群样点的检验,结果表明这种算法对局部离散点的检验较为理想。

在大尺度范围内采样,如何使采集的样点既具有代表性又不耗费过多的人力、物力、财力,确定合理的采样数,成为人们关注的重点和难点问题<sup>[4-7]</sup>。赵伟等<sup>[8]</sup>采用 Cochran 公式法探讨了适于丘陵区土壤养分的合理取样数量。薛正平等<sup>[9]</sup>采用经典统计学和地统计学方法对精准农业中土壤养分合理取样数目进行了对比研究,指出土壤养分的合理取样数与养分要素自身变异程度及人们对数据的精度要求有关。以上研究大多集中在村级或试验田块范围,空间尺度较小;且多数只采用经典统计法进行研究,

该方法计算的合理采样数目由于未考虑空间变异性,局限性较大。因此,引入地统计学方法来探讨空间大尺度范围内土壤养分的合理采样数目是十分有必要的。

本研究以陕西省白水县为例,采用四分位数法和局部 Moran's I 方法对离群样点进行检验及剔除;并采用经典统计学和地统计学两种方法进行县域范围内合理采样数的比较研究,为进一步进行耕地土壤养分质量评价及精准农业的推广提供理论依据和技术支持,对于指导我国县域在开展耕地地力评价活动中确定合理采样数有重要的科学意义和现实意义。

## 1 研究区概况及数据来源

### 1.1 研究区概况

白水县地处关中平原与陕北高原的过渡地带,位于东经 109°16'27" ~ 109°45'52",北纬 35°03'46" ~ 35°47'09"。南北长 43 km,东西宽 45 km,面积 986.6 km<sup>2</sup>。地势西北高东南低,海拔 446 ~ 1 543.6 m,地貌总体分为中低山区,黄土梁塬、黄土台塬和黄土沟谷四种类型。属暖温带大陆性季风气候,平均气温 11.4℃,降水量 577.8 mm,无霜期 207 d 左右。土壤类型以黄土性土和瘠土为主,土壤结构以团块状和块状为主。

收稿日期:2011-09-13

基金项目:国家自然科学基金(30872073)

作者简介:谢宝妮(1986—),女,陕西蓝田人,在读博士,主要从事地理信息系统与遥感应用研究。E-mail: chenshu0305@163.com。

通讯作者:常庆瑞(1959—),男,陕西子洲人,教授,博士生导师,主要从事资源环境和 3S 技术应用研究。E-mail: changqr@nwsuaf.edu.cn。

## 1.2 数据来源

土壤采样点养分数据来自白水县委农技中心2008年和2009年采样测试数据。采样密度为每平方千米约3个采样点,共有2226个。为避免施肥的影响,取样时间确定在作物收获前后,用不锈钢土钻等工具采样,由GPS获取采样点地理坐标,每一土样选取有代表性的田块,采用“S”法均匀随机采取15个点混匀后用四分法留取1kg土样装袋以备分析。取样深度为0~20cm土层。土壤碱解氮(AN)含量采用碱解扩散法进行分析;有效磷(AP)含量采用碳酸氢钠浸提-钼锑抗比色法进行分析;速效钾(AK)采用乙酸铵浸提-火焰光度法进行分析。研究区域位置和采样点分布如图1所示。

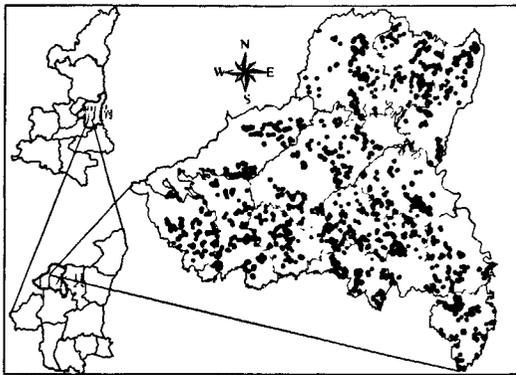


图1 白水县土壤采样点分布图( $n = 2226$ )

Fig.1 Diagram of sampling sites in Baishui County( $n = 2226$ )

## 2 研究方法

### 2.1 离群样点检测

2.1.1 全局离群样点检测 全局离群样点采用基于数据累计频率的四分位数<sup>[10]</sup>方法检测,通过确定其阈值,将处于阈值范围外的采样点剔除。离群样点低值阈值 $O_{low}$ 和高值阈值 $O_{high}$ 分别如下:

$$O_{low} \leq Q_1 - 3 \times (Q_3 - Q_1)$$

$$O_{high} \geq Q_3 + 3 \times (Q_3 - Q_1)$$

式中, $Q_1$ 表示第一四分位数所对应的实际观测值, $Q_3$ 表示第三四分位数所对应的实际观测值。

2.1.2 局部离群样点检测 采用局部Moran's I指数对局部离群样点进行检测分析,计算方法使用由Anslin<sup>[11]</sup>提出的公式:

$$I_i = \frac{x_i - \bar{x}}{S_i^2} \sum_{j=1, j \neq i}^n W_{i,j} (x_j - \bar{x}) \quad (1)$$

式中, $x_i$ 为样点*i*的*x*变量的实际观测值; $\bar{x}$ 为*n*个采样点所对应的*x*的平均值; $x_j$ 为其它采样点所对应的*x*变量的观测值; $W_{i,j}$ 是采样点*i*和*j*之间的空间

权重; $S_i^2$ 为*x*变量的方差。

为了便于检验局部Moran's I指数的显著性,需对其进行标准化处理,公式为:

$$Z(I_i) = \frac{I_i - E[I_i]}{\sqrt{V[I_i]}} \quad (2)$$

式中, $E[I_i]$ 为其理论期望值; $V[I_i]$ 为其理论方差。

在95%的置信水平下,如果 $Z(I_i)$ 高于1.96,则样点与周围样点一致,如果 $Z(I_i)$ 低于-1.96,表示有一个具有统计显著性的空间异常值,可作为局部离群样点剔除。

### 2.2 合理采样数计算

2.2.1 经典统计学确定合理样本方法 一般采用由Cochran针对于区域纯随机取样提出的合理样本容量的计算公式<sup>[12-14]</sup>

$$n = \frac{t_\alpha^2 S^2}{(XK)^2} \quad (3)$$

式中, $n$ 为最佳采样数; $t_\alpha$ 为置信度为 $\alpha$ 时的学生氏*t*值; $S$ 为样本标准差; $\bar{X}$ 为样本平均值; $K$ 为取样允许误差(%)。

2.2.2 地统计学确定合理样本方法 地统计学采用半方差函数来研究区域化变量的空间变化,并为克里金插值提供输入参数<sup>[15]</sup>,半方差函数表示为:

$$\gamma(h) = \frac{1}{2N(h)} \sum_{i=1}^{N(h)} [z(x_i) - z(x_i + h)]^2 \quad (4)$$

式中, $\gamma(h)$ 为半方差函数; $h$ 为步长; $N(h)$ 为距离为*h*的样点数目对; $z(x_i)$ 和 $z(x_i + h)$ 为采样点 $x_i$ 和 $x_i + h$ 的实际观测值。

克里金插值是目前地统计学空间插值方法中最理想的一种,它利用区域化变量的原始数据和变异函数的结构特点,对采样点区域化变量的取值进行最优估计<sup>[16]</sup>,其公式可表示为:

$$Z(X_0) = \sum_{i=1}^n \lambda_i Z(X_i) \quad (5)$$

式中, $Z(X_0)$ 是在 $X_0$ 处的待估值; $Z(X_i)$ 是已知点 $X_i$ 的观测值; $\lambda_i$ 为权重系数。

为了便于比较分析,根据经典统计学方法确定的合理采样数目,随机抽取分别占总采样点10%、12%、14%、24%、34%、44%、54%、64%、74%、84%、100%的11组采样点,并对抽样的采样点进行克里金插值,分析不同采样数目的插值预测精度,制作曲线图并确定合理采样数目。采样点插值精度的比较采用交叉验证方法,利用均方根误差(RMSE)和相关系数(*R*)来检测预测精度,其公式表示为:

$$RMSE = \sqrt{\frac{\sum_{i=1}^n [Y(X_i) - Y^*(X_i)]^2}{n}} \quad (6)$$

式中,  $Y(X_i)$  和  $Y^*(X_i)$  分别代表实际观测值和估测值, 由公式可知,  $RMSE$  值越小, 估测值和实际观测值越接近, 两者相关系数  $R$  越大, 预测精度越高, 曲线趋于平稳的拐点认为是最低合理采样点数目。

### 3 结果与分析

#### 3.1 离群样点检测结果及土壤养分空间变异特征

经过对全局离群样点检测分析, 碱解氮和速效钾均检验出 3 个离散样点, 有效磷检测出 7 个。所有特异值均大于离群样点上限, 其中, 碱解氮三个特异值与样点上限值差异达 100 mg/kg。经过局部离散样点检测后, 碱解氮、有效磷和速效钾分别检测出特异值个数为: 89、92 和 90。

从表 1 可看出, 离群样点的剔除使土壤养分变异系数降低, 全局离群样点和局部离群样点对变异系数的影响相当。研究区三种土壤养分均属中等变异程度 ( $10\% < CV < 100\%$ ), 分布较为均匀。有效磷变异系数较大, 原始采样点为 62.14%, 去除局部离散样点后, 下降到 58.49%; 碱解氮和速效钾下降幅度较小, 均约下降 2 个百分点。

块金值用于描述取样误差或区域变量在小于观测尺度时的非连续变异。三种土壤养分中, 碱解氮的块金值较大, 说明由实验或采样密度引起的误差较大, 有效磷和速效钾块金值均很小, 可见它们的采样间距可以很好的反映其空间结构。变程反映了随机变量的影响范围, 即空间数据的自相关距离尺度。通过分析表 1 可知, 碱解氮和速效钾在去除全局离群样点后变程减小, 而有效磷在去除局部离群样点后变程增大, 表明在进行离群样点检测过程中, 只去除全局离群样点将导致局部范围内的高值或者低值特异值被遗漏, 影响变程大小, 从而使采样点随机变量影响范围加强。

基底比(块金值/基台值)表示随机因素占总变异的比, 即空间异质程度。如果该值比较高, 表示样本间的变异更多是由随机因素(人为因素等)引起的, 相反, 则由空间自相关部分引起的空间变异性程度较大。由表 1 可知, 三种养分基底比均小于 25%, 空间自相关性很强, 说明其空间变异性受人为因素影响较小, 而成土母质、土壤类型、气候条件等自然条件对其影响较大。

表 1 采样点数据土壤养分特征

Table 1 Soil nutrient characteristics of sampling points

项目 Items	原始样点 Original sampling points			去掉全局离散样点后 Remove global outlier			去掉局部离群样点后 Remove local outlier		
	碱解氮 AN (mg/kg)	有效磷 AP (mg/kg)	速效钾 AK (mg/kg)	碱解氮 AN (mg/kg)	有效磷 AP (mg/kg)	速效钾 AK (mg/kg)	碱解氮 AN (mg/kg)	有效磷 AP (mg/kg)	速效钾 AK (mg/kg)
样点数 Number	2226	2226	2226	2223	2219	2223	2134	2127	2133
最小值 Min.	11.20	1.60	31.00	11.20	1.60	31.00	11.20	1.60	31.00
最大值 Max.	270.70	51.70	368.00	172.10	37.50	336.00	172.10	37.50	336.00
均值 Mean	63.84	12.01	135.30	63.61	11.90	135.00	63.19	11.66	135.54
标准差 SD	28.41	7.46	57.38	27.73	7.23	56.82	26.91	6.82	55.32
变异系数 CV(%)	44.50	62.14	42.41	43.60	60.72	42.09	42.59	58.49	40.82
偏度系数 Skewness	0.94	1.46	1.02	0.72	1.32	0.98	0.72	1.33	1.02
峰度系数 Kurtosis	4.88	5.27	3.88	3.28	4.47	3.73	3.39	4.68	3.88
正态性 Normality	对数	对数	对数	Box - Cox	对数	对数	Box - Cox	对数	对数
全局离群样点下限 Lower limit of global outlier	-63.78	-17.50	-93.00	-61.00	-17.50	-93.00	-57.60	-16.90	-85.00
全局离群样点上限 Higher limit of global outlier	189.10	39.20	348.00	185.40	39.20	348.00	181.10	38.40	342.00
最佳模型 Best model	指数	指数	球状	指数	指数	高斯	指数	指数	指数
块金值 Nugget	0.296	0.0323	0.0084	0.271	0.0329	0.0298	0.273	0.0309	0.0182
基台值 Sill	3.021	0.3436	0.1728	2.935	0.3368	0.1716	2.799	0.3138	0.1594
基底比 Nugget/Sill(%)	9.8	9.4	4.86	9.23	9.77	17.37	9.75	9.85	11.42
变程 Range(m)	1050	1020	1080	990	1020	901	1470	1680	1410

#### 3.2 合理采样点数目分析

合理样本数量计算与采样点变异程度和空间结

构有关, 因此, 离群样点是否去除将影响合理采样数的计算。去除离群样点后, 碱解氮有 2 134 个样点

符合要求,有效磷和速效钾分别有 2 127 和 2 133 个符合要求。分别采用经典统计学和地统计学方法确定其合理采样数目,并比较各自方法的优越性。

3.2.1 Cochran 方法确定合理采样数分析 将整个县域作为一个均质体取样,根据 Cochran 公式,求出在置信水平 95%,相对误差为 5%、10%和 15%三种不同条件下土壤养分的合理采样数(表 2)。根据公式,变异系数越大,达到相应精度的采样点也越多,所以有效磷达到各个精度的采样点均为最多,在相对误差为 5%时,需要 526 个采样点。碱解氮和速效钾的变异系数差异不大,所需采样点也相近,在相对误差为 5%时,分别需要 279 和 256 个采样点。随着相对误差水平增大,所需采样点数目迅速减少,相对误差为 10%时,三种养分所需采样点均约是 5%时的 1/4,相对误差增大为 15%时,则约为 5%时的 1/9。

经典统计学计算的合理采样数目相比原始采样数目显著减少,在相对误差为 5%时,有效磷减少了 3/4 的采样点,碱解氮和速效钾约减少了 7/8 的采样点。Cochran 公式仅基于置信水平和相对误差条件下对合理采样数进行计算,并没有将样点的空间位置和布局作为考虑因素,在相对误差为 15%时,三种养分所需采样点仅为 58、31 和 28 个,这对于县域水平土壤养分研究来说,采样点数目较少,采样点无法进行合理布局。

表 2 合理采样数目表(Cochran 法)

Table 2 Reasonable sampling number(Cochran formula)

土壤养分 Soil nutrient	合理采样数(置信水平 95%) Reasonable sampling number(P = 95%)		
	相对误差 5% Q = 5%	相对误差 10% Q = 10%	相对误差 15% Q = 15%
有效磷 AP	526	132	58
碱解氮 AN	279	70	31
速效钾 AK	256	64	28

3.2.2 克里金法确定合理采样数分析 碱解氮、有效磷、速效钾不同采样数目下的均方根误差和相关系数如图 2 所示。3 种养分的 RMSE 均随着采样点的增多表现为整体下降的趋势,而 R 则随之增大。碱解氮的 RMSE 在采样百分比为 74%时曲线趋于平稳,R 则从 64%开始便趋于平稳,为了保证精度,合理采样数目应该在总采样点的 74%以上,即至少 1 579 个采样点。有效磷 RMSE 的变化随着采样点增多而随之减少,且减少幅度较大,从 64%开始趋于平稳;当采样百分比为 44%时 R 开始趋于平稳,得出有效磷合理采样数应该在 1 361 个以上,即总采样点的 64%。速效钾 RMSE 呈波动性下降趋势,在采样百分比为 64%处达到平稳;速效钾 R 变化幅度较大,从小于 0.1 增加到 0.4,从 64%开始曲线趋于平稳。因此,速效钾合理采样数也应该在总采样点的 64%以上,即大于 1 365 个采样点。

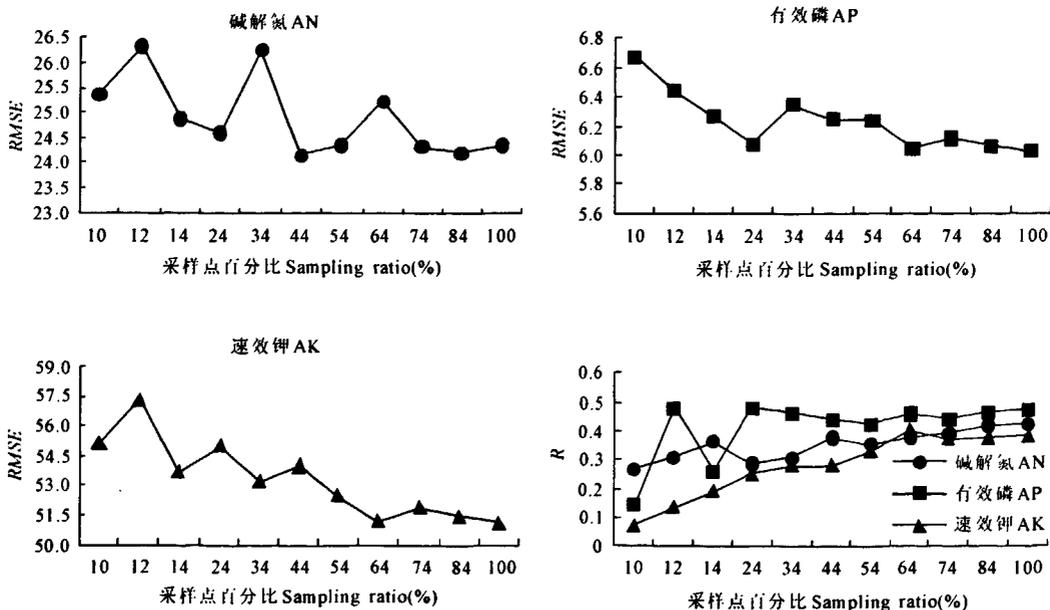


图 2 采样百分比与 RMSE、R 关系

Fig.2 The relation of sampling ratio to RMSE and R

由以上结果可以看出,Cochran 法和普通克里金插值法确定的合理采样数有很大差异,前者确定的

采样数目明显小于后者。Cochran 法得出在置信水平为 95%、相对误差为 5%的条件下,有效磷、碱解

氮和速效钾所需合理样本数分别为 526、279 和 256 个,分别对应于克里金插值法采样数目的 10%、12% 和 24%,通过图 2 对比看出,在这三种情况下,均未达到克里金法所需的合理采样数目。克里金法认为至少需要 1 579、1 361 和 1 365 个采样点。产生差异的主要原因是: Cochran 法的前提是认为整个区域的土壤养分是随机变化的,在统计变异系数和标准差的条件下,给出不同置信度和误差条件下的合理样本数,并未考虑土壤养分的空间结构变化,因此得出的采样数较少,仅能得出区域内养分变化大致趋势,而无法得到局部的细微变化。地统计学中的普通克里金方法则考虑了养分变异的空信息,从插值结果的精度出发,确定合理采样数,既考虑了数据的统计特点,同时也加入了空间结构信息,因此需要的采样数目较多。对于研究县域土壤养分大致变化趋势和现状来说,可以采用经典统计学方法确定样本数,这样可减少投入和分析成本,使工作可以快速而准确的完成;对于获取县域水平土壤养分空间分布状况,尤其是需要精确到镇或者村时(如耕地地力评价工作),则克里金法更为优越。

## 4 结 论

1) 在进行土壤养分空间变异分析前,对采样点进行离群样点的去除是很有必要的。因为离群样点增大土壤养分的变异系数、偏度系数和峰度系数,影响数据的正态性分布。离群样点也会影响土壤养分的变程,增大或者缩小养分变程。

2) 白水县土壤中碱解氮、有效磷和速效钾的空间变异程度为速效钾 > 有效磷 > 碱解氮,三种土壤养分的空间相关性都很强,其空间变异性受人为因素影响较小,受成土母质、土壤类型、气候条件等自然条件影响较大。

3) 合理采样数目分析结果表明: Cochran 公式在对县域土壤养分进行细致精确研究时,有一定的局限性,克里金插值更有优势。因此,进行耕地土壤养分质量评价或者精准农业合理施肥时选择克里金

插值法较为合理。

### 参 考 文 献:

- [1] 马玉峰,王文明,贾宝全. 半干旱农牧交错区土壤养分空间变异特征分析——以内蒙古伊金霍洛旗为例[J]. 干旱区资源与环境, 2007, 21(11): 123-127.
- [2] Zhang C, Tang Y, Luo L, et al. Outlier identification and visualization for Pb concentrations in urban soils and its implications for identification of potential contaminated land[J]. Environmental Pollution, 2009, 157: 3083-3090.
- [3] 王 妍,潘瑜春,阎波杰. 基于 Voronoi 和空间自相关的离群点检测[J]. 计算机工程, 2010, 36(1): 36-37.
- [4] 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.
- [5] 杨俐苹,金继运. 平原地区农田土壤养分变异与合理取样研究[J]. 土壤肥料, 2001, 2(2): 8-13.
- [6] 姜 斌,杨俐苹,金继运,等. 土壤养分变异与合理取样数量[J]. 植物营养与肥料学报, 2001, 7(3): 262-270.
- [7] 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[J]. 干旱地区农业研究, 2007, 25(4): 114-118.
- [8] 赵 伟,谢德体,刘洪斌,等. 精准农业中土壤养分分析的适宜取样数量的确定[J]. 中国生态农业学报, 2008, 16(2): 318 - 322.
- [9] 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.
- [10] Hyndman R J, Fan Y. Sample Quartiles in Statistical Packages[J]. American Statistician (American Statistical Association), 1996, 50(4): 361-365.
- [11] Anselin L. Local indicators of spatial association—LISA[J]. Geographical Analysis, 2009, 27(2): 93-115.
- [12] 潘瑜春,刘巧芹,陆 洲,等. 离群样点对土壤养分空间变异分析的影响研究[J]. 土壤学报, 2010, 47(4): 767-771.
- [13] 范亚宁,李世清,郑纪勇,等. 宁夏云雾山自然保护区草地土壤有机质空间变异性及采样数确定[J]. 草业科学, 2007, 24(4): 8-13.
- [14] 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(S2): 260-264.
- [15] McGrath D, Zhang C. Spatial distribution of soil organic carbon concentrations in grassland of Ireland[J]. Applied Geochemistry, 2003, 10(18): 1629-1639.
- [16] 张景雄. 空间信息尺度、不确定性和融合[M]. 武汉: 武汉大学出版社, 2008: 90-120.

## Outlier identification and reasonable sampling number of soil nutrient at county level

XIE Bao-ni, CHANG Qing-rui, QIN Zhan-fei

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

**Abstract:** The aim of our experiment was to provide more accurate datasets and less cost of sampling and analysis for evaluating the nutrient quality of arable land at a county level. The Quartile method and the local Moran's I method were used to identify the global and local outlier of AP, AN and AK in Baishui County. Spatial characteristics were analyzed after removing the outlier. The classical statistics method (Cochran formula) and geo-statistics method (Kriging) were used to calculate the reasonable sampling number of soil nutrient. The results showed that 3 global outliers were detected in AN and AK, the number of global outlier in AP was 7. The local outliers in AN, AK and AP were 89, 90 and 92, respectively. Three of the soil nutrient performed significant spatial correlation. The coefficient of variation (CV) fell down after outliers were removed. Cochran method was more suitable for the research of the general trend of soil nutrient while the reasonable sampling number calculated by Kriging method could present the local spatial characteristics of the soil nutrient more accurately.

**Keywords:** soil nutrient; spatial outlier; reasonable sampling number

(上接第 51 页)

## Analysis of soil nutrients content of newly-increased farmland in the process of land consolidation in Lintong District

MA Chao-qun<sup>1</sup>, CHEN Gui-xian<sup>2</sup>, WANG Li-xia<sup>1</sup>

(1. College of Urban and Environmental Science, Northwest University, Xi'an, Shaanxi 710127, China;

2. Geological Environment Monitoring Station of Xi'an, Xi'an, Shaanxi 710003, China)

**Abstract:** The objective of this study is to analyze the characteristics of nutrients content in the soil of the newly-increased farmland in the process of land consolidation and find out the factors that affect land productivity, so as to better the result of land consolidation. 17 soil samples from the newly-increased farmland converted from the former land use types of road, channel and sparse forest were collected in the land consolidation project in Xinfeng of Lintong District. The content of bulk density, soil organic matter, total N, available P, available K, base-exchange capacity, pH and total salt were measured and the characteristics of nutrient content were analyzed with the software of SPSS. The results show that the content of soil nutrients of the newly-increased farmland is low, and the mean values of bulk density, soil organic matter, total N, available P, available K, pH, total salt and base-exchange capacity are respectively 1.54 g/cm<sup>3</sup>, 5.37 g/kg, 0.54 g/kg, 5.42 mg/kg, 73.23 mg/kg, 8.51, 573.81 mg/kg and 12.41 cmol/kg. The former land use types do affect the change of nutrients in different kinds of newly-increased farmland. The correlation between each nutrient is weak. The correlation coefficients of soil bulk density and organic matter, base-exchange capacity, total salt and available K, base-exchange capacity and total salt are -0.54, 0.58, -0.62 and -0.68. It is concluded that the soil nutrients accumulation of the newly-increased farmland is not at a high level, and the reason is that soil organic matter is low. To improve the oproductivity of newly-increased farmland, more importance should be attached to increasing soil organic matter content through application of both organic and inorganic fertilizers.

**Keywords:** soil nutrients; land consolidation; newly-increased farmland; Lintong District