

# Multivariate Statistical Methods to Resolve County Exogenous Heavy Metals in Soil

## —A Case Study in Youxi County

Rurong Zhao

Fujian Monitoring Center of Geological Environment, Fuzhou  
Email: [497610325@qq.com](mailto:497610325@qq.com)

Received: Jun. 6<sup>th</sup>, 2014; revised: Jul. 4<sup>th</sup>, 2014; accepted: Jul. 11<sup>th</sup>, 2014

Copyright © 2014 by author and Hans Publishers Inc.  
This work is licensed under the Creative Commons Attribution International License (CC BY).  
<http://creativecommons.org/licenses/by/4.0/>



Open Access

---

### Abstract

This paper chose Lianhe Town and Meixian Town as the key research areas in Youxi County. Multivariate statistical and geostatistical analysis were used to reveal the major source of heavy metals, and the relationship between heavy metals and land use, heavy metals and soil parent material. The results showed that: the mean value of As, Cd, Cr, Cu, Cd, Hg, Pb, Zn was higher than the background value; in particular content of Cd, Pb was 264, 12.25 times the background value respectively, and the accumulation of heavy metals in soil was more significant. Seven kinds of elements can be identified as four main components  $I_n$ :  $I_1$  (Cu, Cd, Pb, Zn) is natural source factors;  $I_2$  (Cd, Cr, Zn) is industrial and agricultural source and transport factors;  $I_3$  (As, Cu, Hg) is agricultural source factors; and  $I_4$  (Pb, Zn) is industrial source factors. Pb and Zn have a larger load on  $I_1$  and  $I_4$ , controlled by geological background and human activity jointly.

### Keywords

Heavy Metal Risks, Kriging, Heavy Metal Source Analyze, Youxi County

---

## 多元统计法解析县域外源性土壤重金属

### —以尤溪县为例

赵汝荣

福建省地质环境监测中心, 福州

Email: [497610325@qq.com](mailto:497610325@qq.com)

收稿日期: 2014年6月6日; 修回日期: 2014年7月4日; 录用日期: 2014年7月11日

## 摘要

本文选择尤溪县联合乡和梅仙镇为关键研究区, 采用多元统计和地质统计分析, 研究区土壤重金属的主要来源及与土地利用、成土母质之间的关系。结果表明: As、Cd、Cr、Cu、Cd、Hg、Pb、Zn的平均值均高于背景值, 尤其是Cd、Pb的含量分别为背景值的264、12.25倍, 土壤中重金属累积较为明显。7种元素可被辨识出4个主成分 $I_n$ :  $I_1$ (Cu、Cd、Pb、Zn)为自然源因子、 $I_2$ (Cd、Cr、Zn)为工农业及交通源因子、 $I_3$ (As、Cu、Hg)为农业源因子和 $I_4$ (Pb、Zn、Cu)为工业源因子。其中Pb、Zn在 $I_1$ 和 $I_4$ 上均有较大载荷, 受地质背景和人类活动的共同控制。

## 关键词

重金属风险, 克里格插值, 重金属来源解析, 尤溪县

## 1. 引言

随着工农业快速发展, 土壤重金属污染已成为威胁区域生态系统健康的重要因素。2014年4月国土资源部公布全国土壤总的点位超标率为16.1%, 其中轻微、轻度、中度和重度污染点位比例分别为11.2%、2.2%、1.5%和1.1%[1]。土壤重金属研究已经成为当前研究的热点问题, 是评价区域环境质量的重要指标。土壤性质的主要影响因素是自然地质背景和人类活动, 而重金属污染的主要驱动因素则是人类活动。土壤中的重金属不会因自然退化过程发生迁移和降解, 而是在土壤中产生长时间的积累。多元统计和地统计方法已广泛应用于土壤和沉积物元素的来源辨识、空间变异模型、空间分布及危害风险图的制作[2]。相关分析、主成分分析和聚类分析通常被用于来确定重金属的自然和人为来源, 反映数据间的关联。国内外利用多元统计分析识别重金属来源的研究案例较多, 应用也逐渐成熟[3]。Smith[4]等人利用多元指示克里格方法分析区域土壤质量及划分农田土壤的退化等级[5], 克里格的应用也拓展到地下水污染风险、水资源潜力研究等[6]。国内对指示克里格的应用主要集中在土壤样品空间分布研究[7]。因此, 有必要进行土壤重金属污染的来源识别和环境风险研究, 为土壤修复和制定有效的管理措施提供参考。

本文基于94个表层土壤样本的7种重金属(As、Cd、Cr、Cu、Hg、Pb、Zn)数据, 采用多元统计分析来识别重金属来源[8], 并利用单因素方差分析研究不同土地利用类型、土壤母质之间的重金属含量差异, 以区别自然和人类因素对重金属来源的贡献率; 以福建省土壤背景值[9]为指示克里格的阈值, 分析重金属环境风险的空间分异; 旨在为尤溪县的土壤环境风险预警和土壤修复提供参考和指导[10]。

## 2. 材料与方法

### 2.1. 研究区概况

尤溪县位于福建省中部, 北纬 $25^{\circ}50'36''\sim 26^{\circ}26'30''$ , 东经 $117^{\circ}48'30''\sim 118^{\circ}40'$ 。东邻闽清和永泰县, 南接德化县, 西连大田和沙县, 北毗南平市, 全境面积342532.6公顷。境内有福银高速公路、304省道等, 距福州市149千米, 三明市123千米、南平市78千米。尤溪县地处戴云山脉北段西部, 境内以中低山地和丘陵为主, 占总面积93.06%。地势中部低, 西北与东南山岭耸峙, 千米山峰林立。山间盆地及河谷盆地错落其间, 面积占6.94%。本县气候属亚热带海洋季风气候。年平均气温 $15.8^{\circ}\text{C}\sim 19.6^{\circ}\text{C}$ , 无霜期

约 299 天, 年降水量在 1419~1740 mm 之间。尤溪县矿产资源丰富, 境内有铁、锰、钨、锡、银等金属矿藏, 以及石灰石、大理岩、白云岩、花岗岩等 28 种非金属矿种。县域内水系发育, 溪流众多, 水力资源丰富, 装机容量 81.67 万千瓦。全县山多林茂, 森林资源丰富, 是全省林业大县。根据 2005 年土地利用变更调查数据统计, 尤溪县土地总面积 342532.6 公顷, 其中, 农用地 325757.6 公顷, 占土地总面积 95.10%; 建设用地 8001.1 公顷, 占土地总面积 2.34%; 未利用地 8773.9 公顷, 占土地总面积 2.56% [11]。联合乡, 位于尤溪县北部, 北纬 26°17'~26°24', 东经 118°08'~118°17' 之间, 北与南平市毗邻, 西部与东部分别与梅仙镇、西滨镇接壤。正在建设中的京福高速公路贯穿全境, 全长 13.6 公里。2000 年, 全乡土地总面积 159 平方公里, 其中耕地面积 14596 亩。梅仙镇位于尤溪县城东北, 建镇于沈水之滨, 区域面积 245 平方公里, 辖 23 个行政村、1 个居委会, 总人口 3.38 万。

2011 年, 全县生产总值(GDP)125.69 亿元, 按可比价格计算比上年增长 15.0%。其中: 第一产业实现增加值 36.22 亿元, 增长 4.8%; 第二产业实现增加值 53.38 亿元, 增长 27.8%; 第三产业实现增加值 36.09 亿元, 增长 9.1%。在第三产业中: 交通运输、仓储及邮政业增加值增长 6.4%, 批发和零售业增加值增长 9.3%, 住宿和餐饮业增加值增长 4.6%, 金融业增加值增长 8.1%, 房地产业增加值增长 0.9%, 其他服务业增加值增长 13.9%。三次产业结构由上年的 31.5:38.6:30.0 调整为 28.8:42.5:28.7。

全年实现农林牧渔业总产值 57.07 亿元, 按可比价格计算比上年增长 4.80%。其中: 农业产值 33.73 亿元, 增长 4.22%; 林业产值 15.48 亿元, 增长 7.65%; 畜牧业产值 5.55 亿元, 增长 0.64%; 渔业产值 1.52 亿元, 增长 6.05%; 服务业产值 0.79 亿元, 增长 2.03%。全县粮食播种面积 53.35 万亩, 比上年增加 0.81 万亩, 增长 1.54%, 产量 17.32 万吨, 比上年增加 0.56 万吨, 增长 3.35%; 全县蔬菜播种面积 30.15 万亩, 比上年增加 1.11 万亩, 增长 3.82%, 产量 53.69 万吨, 比上年增加 2.41 万吨, 增长 4.69%; 全县烤烟种植面积 4.48 万亩, 比上年增加 1.50 万亩, 增长 50.16%, 产量 6157 吨, 比上年增加 2089 吨, 增长 51.35%; 全县茶叶产量 9775 吨, 同比增长 7.78%, 水果产量 16.83 万吨, 同比增长 4.36%; 全县食用菌产量 29,315 吨, 同比增长 6.0%。

工业和建筑业, 全县共有规模以上工业企业 205 家, 全年完成总产值 147.9 亿元, 实现增加值 48.8 亿元, 按可比价格计算比上年分别增长 31.4% 和 32.7%。实现主营业务收入 141.66 亿元, 同比增长 63.4%; 实现利润 3586 万元, 同比下降 78.6%; 上交税金 30,910 万元, 同比增长 6.1%。其中: 产值亿元以上企业 36 家, 比上年同期增加 18 家, 累计完成产值 77.4 亿元, 占全县规模以上工业总产值的 52.3%。在规模以上工业企业中, 三大主导行业全年完成工业总产值 132.45 亿元, 占规模以上工业总产值的 89.5%, 同比增长 68.5%。

## 2.2. 采样与实验方法

本文采用网格布点法, 利用 Mapgis67 软件在数字底图上按照 500 × 500 m 网格进行采样点的布设, 实地采样过程中, 根据采样点周边实际环境进行调整, 利用 GPS 确定采样点的实际坐标位置, 并生成采样点位置示意图(图 1); 采用 S 形采样方式, 采集 0~20 cm 表层土壤, 等量混合, 原始重量大于 1 kg。土壤样品经过室温自然风干、去除杂物、敲碎、用玛瑙无污染样品制备机具将样品粉碎至粒径小于 100 目备用。土壤样品经电热板高温 HNO<sub>3</sub>-HCl-HF-HClO<sub>4</sub> 消煮, 对 As、Cd、Cr、Cu、Hg、Pb 和 Zn 的含量进行分析测试; 其中 As、Hg 采用原子荧光光谱方法测定, Cd、Pb 采用石墨炉原子吸收分光光度法测定, 其余元素则采用火焰原子吸收分光光度法。

## 2.3. 研究方法

本文采用描述性与多元统计分析方法: 描述性统计包括范围、均值、中值、标准差、变异系数、峰



Figure 1. Youxi sampling points distributed thumbnail  
图 1. 尤溪采样点分布略图

度和偏度。采用相关性分析、主成分分析和聚类分析等经典的多元统计方法对数据进行处理，以解析重金属的主要来源。用单因素方差分析法(ANOVA)进行不同土地利用类型和土壤母质之间重金属含量的差异比较。以上分析均用 SPSS 22 软件完成[12]。克里格插值(Kriging)是一种非参数地统计方法[13]，可用于估计给定位置超出规定阈值的概率。克里格插值无需原始数据服从正态分布。克里格插值分为普通克里格[14]和泛克里格[15]。克里格插值法分为可变搜索半径或固定搜索半径两类。通过使用可变搜索半径，在计算插值单元时，可以指定计算中使用的点数。这使得对于每个插值单元来说，其搜索半径都是变化的。半径的大小依赖于搜索到指定点数的输入点时的距离。指定最大的搜索半径，可以限制搜索半径。如果已知采样点在某些区域比较稀疏，可以指定最大搜索半径以避免影响插值精度。如果在达到最大搜索半径时，搜索到的点数还没有达到指定的数目，将停止搜索，用已经搜得的点计算插值单元：

1) 普通克里格插值是区域化变量的线性估计，它假设数据变化成正态分布，认为区域化变量  $Z$  的期望值是未知的。插值过程类似加权滑动平均，权重值的确定来自于空间数据分析。当一个变量呈空间分布时，就称之为区域化变量。这种变量反映了空间某种属性的分布特征。区域化变量具有双重性，在观测前区域化变量  $Z(X)$  是一个随机场，观测后是一个确定的空间点函数值。区域化变量具有两个重要的特征。一是区域化变量  $Z(X)$  是一个随机函数，它具有局部的、随机的、异常的特征；其次是区域化变量具有一般的或平均的结构性质，即变量在点  $X$  与偏离空间距离为  $h$  的点  $x+h$  处的随机量  $Z(X)$  与  $Z(x+h)$  具有某种程度的自相关，而且这种自相关性依赖于两点间的距离  $h$  与变量特征。在某种意义上说这就是区域化变量的结构性特征。

设  $Z(x)$  为区域化变量，满足二阶平稳和本征假设，其数学期望为  $m$ ，协方差函数  $c(h)$  及变异函数  $\lambda(h)$  存在。即：

$$E[Z(x)] = m$$

$$c(h) = E[Z(x)Z(x+h)] - m^2$$

$$\gamma(h) = \frac{1}{2} E[Z(x) - Z(x+h)]^2$$

在待估区段  $V$  的邻域内，有一组  $n$  个已知样本  $v(x_i) (i=1, 2, \dots, n)$ ，其实测值为  $Z(x_i) (i=1, 2, \dots, n)$ 。克里格方法的目标是求一组权重系数  $\lambda_i (i=1, 2, \dots, n)$ ，使得加权平均值：

$$Z'_v = \sum_{i=1}^x \lambda_i Z(x_i)$$

## 2) 泛克里格插值

地质统计学引入了泛克里格法,是在漂移  $E[Z(u)] = m(u)$  和非平稳随机函数  $Z(u)$  的变异函数  $R(h)$  或协方差函数  $C(h)$  为已知的条件下,考虑到漂移的无偏线性估计方法。同理,用拉格朗日乘数法可以得到泛克里格方程组和相应的泛克里格方差。具体公式及其推到见参考文献[16]。

## 3. 结果与讨论

### 3.1. 重金属元素的描述性统计分析

描述性统计结果表明(见表 1), As、Cr、Cu、Hg 的平均值分别为 8.04、84.21、41.47、0.12 mg/kg; 重金属元素的平均值均未超过国家二级标准值。As、Cr、Cu、Hg、Pb、Zn、Cd 的平均值均高于福建省地区土壤背景值,其中 Pb、Zn 的均值超过国家二级标准值。分别为各自背景值的 3.21、4.11、3.9、4、12.25、4.4、264 倍,说明在经济快速发展的背景下,重金属聚集趋势较为明显。变异系数为标准差与均值的比值,可对不同量纲的指标进行比较;根据变异程度的分类,As、Pb、Zn、Cd、Cr、Cu、Hg(53.73%、211.89%、139.33%、100.68%、56.86%、117.50%、91.67%)均为高度变异(CV > 36%);特别是 Pb、Zn、Cu 的变异系数远超过其他元素,说明这三种元素分布较不均匀,可能受人为来源的控制。从偏度来看,7 种重金属元素的顺序为 Pb > Zn > Cu > Cd > Hg > Cr > As,另外 Cd、Hg 可能受人类影响其含量产生较大幅度的正偏度。

### 3.2. 重金属元素来源的多元统计分析

本文通过相关分析,研究结果表明重金属元素 Pb-Zn、Pb-Cu、Zn-Cd、Zn-As、Zn-Cu、Cd-Cu、Pb-Cd 之间的 Person 相关系数分别为 0.215、0.136、0.136、0.109、0.108、0.075(表 2)。通过显著相关性分析,说明 Pb、Zn、Cu、Cd 两两之间存在较强的相关性,可能具有相同的来源。Cr、Hg、As 与其他元素之间的相关系数均小于 0.3,相关性较弱。

判别重金属来源的有效方法为主成分,主成分分析结果(见表 3)辨识出 4 个主成分,累计解释了总方差的 67.84%;  $I_1$  的方差贡献率为 28.14%,  $I_2$  为 13.2%,  $I_3$  为 11.3,  $I_4$  为 13.2%。 $I_1$  自然源因子是指元素受地质背景控制。Cr、Pb、Zn 在  $I_1$  上有较大的载荷,分别为 0.912、0.647、0.832;  $I_2$  主要是工农业交通源因子。 $I_2$  的方差贡献率为 13.2%, Cd、Pb、Zn 在  $I_2$  上有较大载荷,分别为 0.735%、0.815%、0.621%;

Table 1. Soil heavy metal Youxi descriptive statistics

表 1. 尤溪县土壤重金属描述性统计结果

元素	范围	平均值	标准差	变异系数	峰度	偏度	背景值	国家二级标准
	/mg.kg <sup>-1</sup>	/mg.kg <sup>-1</sup>		/%			/mg.kg <sup>-1</sup>	/mg.kg <sup>-1</sup>
As	0.98~30.67	8.04	4.31	53.73	1.06	2.13	2.50	40
Cd	0.63~94.71	13.20	13.29	100.68	20.18	503.21	0.05	0.3
Cr	5.20~184.60	84.21	47.89	56.86	3.06	21.84	20.50	150
Cu	3.40~297.80	41.47	48.73	117.50	4.83	19.48	10.40	50
Hg	0.01~2.06	0.12	0.11	91.67	20.52	296.51	0.03	0.3
Pb	17.89~3972.30	427.64	906.13	211.89	3.48	10.33	34.9	250
Zn	93.13~4162.49	363.94	507.09	139.33	58.91	3.75	82.7	200

**Table 2.** The correlation coefficient of heavy metals in soil Youxi between any two  
**表 2.** 尤溪县土壤重金属元素两两之间的相关系数

	As	Cd	Cr	Cu	Hg	Pb	Zn
As	1						
Cd	0.013	1					
Cr	-0.013	0.012	1				
Cu	-0.024	0.075*	-0.038	1			
Hg	0.029	0.017	-0.014	-0.011	1		
Pb	-0.032	-0.064*	0.003	0.136**	-0.016	1	
Zn	0.109**	0.136**	0.017	0.108**	-0.024	-0.215**	1

\*\*相关系数在 0.01 水平上显著；\*相关系数在 0.05 水平上显著。

**Table 3.** Youxi factor loading of heavy metals in soil  
**表 3.** 尤溪县土壤重金属元素因子载荷

	I <sub>1</sub>	I <sub>2</sub>	I <sub>3</sub>	I <sub>4</sub>
As	-0.072	-0.253	0.957	-0.093
Cd	0.457	0.735	0.089	0.214
Cr	0.912	0.512	-0.125	0.019
Cu	0.543	0.073	0.611	0.231
Hg	0.013	0.013	0.216	0.078
Pb	0.647	0.815	0.028	0.978
Zn	0.832	0.621	-0.214	0.872
方差贡献率/%	28.14	13.2	11.3	15.2
累积方差贡献率	27.38	62.1	55.7	81.6

这三种元素常常受人为因素的影响，Cd 主要来自于肥料和农药的施用，同时还可能来源于自然背景值；Pb、Zn 主要来自于煤炭燃烧、化工行业、矿业活动，且其平均含量均高于背景值，因此 I<sub>2</sub> 主要受人类活动控制。I<sub>3</sub> 的贡献率为 11.3%，As 和 Cu 载荷分别为 0.957 和 0.611，As 砷化物的广泛利用，如含砷农药的生产和使用，化肥工业的原材料。Cu 主要为牲畜养殖中的生长激素，经粪便再次回到农田，可认为是农业源因子。I<sub>4</sub> 上有较大载荷的仅有 Pb、Zn、Cd、Cu，其平均值高于背景值，来源于人为源因子，为工业源因子。Zn 和 Pb 在 I<sub>1</sub>、I<sub>2</sub>、I<sub>4</sub> 上均有相当的载荷，在不同的主成分上均有相当的载荷时，具备三种主成分来源说明其是混合源，被认为受到自然地质背景和人类活动的共同控制；Cu 虽然在 I<sub>1</sub> 和 I<sub>3</sub> 均有一定的载荷，由于 I<sub>1</sub> 和 I<sub>3</sub> 为自然源因子和农业源，故可认为 Cu 也是混合源。

### 3.3. 主成分和重金属风险空间分布特征

本研究利用地统计方法分析各主成分和重金属风险的空间分布，半方差函数理论模型的拟合主要利用 GS 7.0 软件[17]，其中 4 个主成分采用普通克里格进行插值，重金属的单因子环境风险以福建省东部土壤背景值为阈值利用单元指示克里格进行评价，各主成分的元素组合和全部元素的综合环境风险则采用多元指示克里格进行插值。

### 3.3.1. 半方差函数理论模型

半方差函数理论模型主要包括指数、高斯、球状、线性等模型，主要参数包括块金常数( $C_0$ )、基台值( $C_0 + C$ )、变程(Range)、决定系数( $R_2$ )等[18]。块金常数( $C_0$ )是由试验测量误差和小于最小采样尺度的非连续性变异引起。表示原点处变异函数的不连续性，代表了观测误差、矿化微观变化等导致的随机变化。基台值( $C_0 + C$ )通常表示系统的总变异，是随机性变异与结构性变异之和[19]。反映区域化变量变异性大小，在满足平衡条件时等于数据的先验方差。块金常数和基台值的比值( $C_0/(C_0 + C)$ )代表的空间自相关性，表示系统的空间异质性，可以反映影响因素中区域因素(自然因素)和非区域因素(人为因素)的作用；若  $C_0/(C_0 + C) < 0.25$ ，表明变量的空间变异以结构性变异为主，变量具有强烈的空间相关性；当  $0.25 \leq C_0/(C_0 + C) < 0.75$  时，变量为中等程度空间相关；而  $C_0/(C_0 + C) \geq 0.75$  时，以随机变量为主，变量的空间相关性则很弱。决定系数( $R_2$ )表示理论模型的拟合精度。

通过半方差函数理论模型拟合(见表 4)可知， $I_2$ 、 $I_3$ 、As、Pb 的变异函数理论模型均符合球状模型，Zn 符合高斯模型，其余变量均符合指数模型。各变量的有效变程介于 2135~53,619 m 之间。所有元素的决定系数均大于 0.299，说明理论模型的选取基本符合要求。 $I_1$ 、 $I_3$ 、Cr、Cu 的块金值/基台值( $C_0/(C_0 + C)$ ) 均小于 0.25，因此这些元素空间变异可认为以土壤母质、地形等结构性变异为主； $I_2$ 、As、Cd、Zn、Hg 块金值/基台值介于 0.25~0.75 之间，具有中等的空间相关性；Pb、 $I_4$  的块金值/基台值则大于 0.75，以随机变量为主，说明在研究区内这些变量由工业污染等随机因素引起的空间变异为主。总体上各变量的块金值、基台值分析与前面的结果基本一致。

### 3.3.2. 主成分空间分布及成因

通过对比土地利用类型(见图 2)可得： $I_1$  的整体分布格局为西部山地丘陵区大于东部沟谷平原区与成土母质的整体分布格局相一致，而与研究区的“东多西少”的工业布局的密集程度相反。这说明  $I_1$  主要受成土母质的控制，与前面的半方差函数分析相一致。 $I_2$  的高值区主要分布在研究区西部联合乡农业区，东部梅仙镇地区经济发达，人口密集、厂矿众多和交通尾气排放造成高值区。 $I_3$  的高值区主要在分布在研究区的东部。土地利用类型与 As、Cu 含量的关系表明农业用地含量比其他土地覆被类型要多，且平均值并未超出福建省背景值较多，属于正常的波动范围。 $I_4$  主要分布格局是东部明显大于西部，与工业污染、城镇建设用地的分布格局较一致，说明了人类活动的强烈干扰是其主要的来源。

Table 4. Semivariance theoretical model Youxi heavy metals in soil and related parameters

表 4. 尤溪县土壤重金属含量的半方差函数理论模型及相关参数

变量	理论模型	块金值	基台值	块金质/基台质	有效变程	决定系数
$I_1$	指数模型	3.672	19.37	0.190	53619	0.8952
$I_2$	球型模型	1.378	2.378	0.579	14211	0.8175
$I_3$	球型模型	0.428	3.429	0.125	7693	0.834
$I_4$	指数模型	0.202	0.198	1.020	4129	0.299
As	球型模型	0.103	0.312	0.330	7317	0.737
Cd	指数模型	0.215	0.349	0.616	21317	0.834
Cr	指数模型	0.037	0.148	0.250	6135	0.881
Cu	指数模型	0.035	0.149	0.235	5039	0.737
Hg	指数模型	0.092	0.209	0.440	5312	0.576
Pb	球型模型	0.218	0.231	0.944	8794	0.732
Zn	高斯模型	0.271	0.403	0.672	31476	0.876
总元素	指数模型	0.037	0.073	0.507	2135	0.887

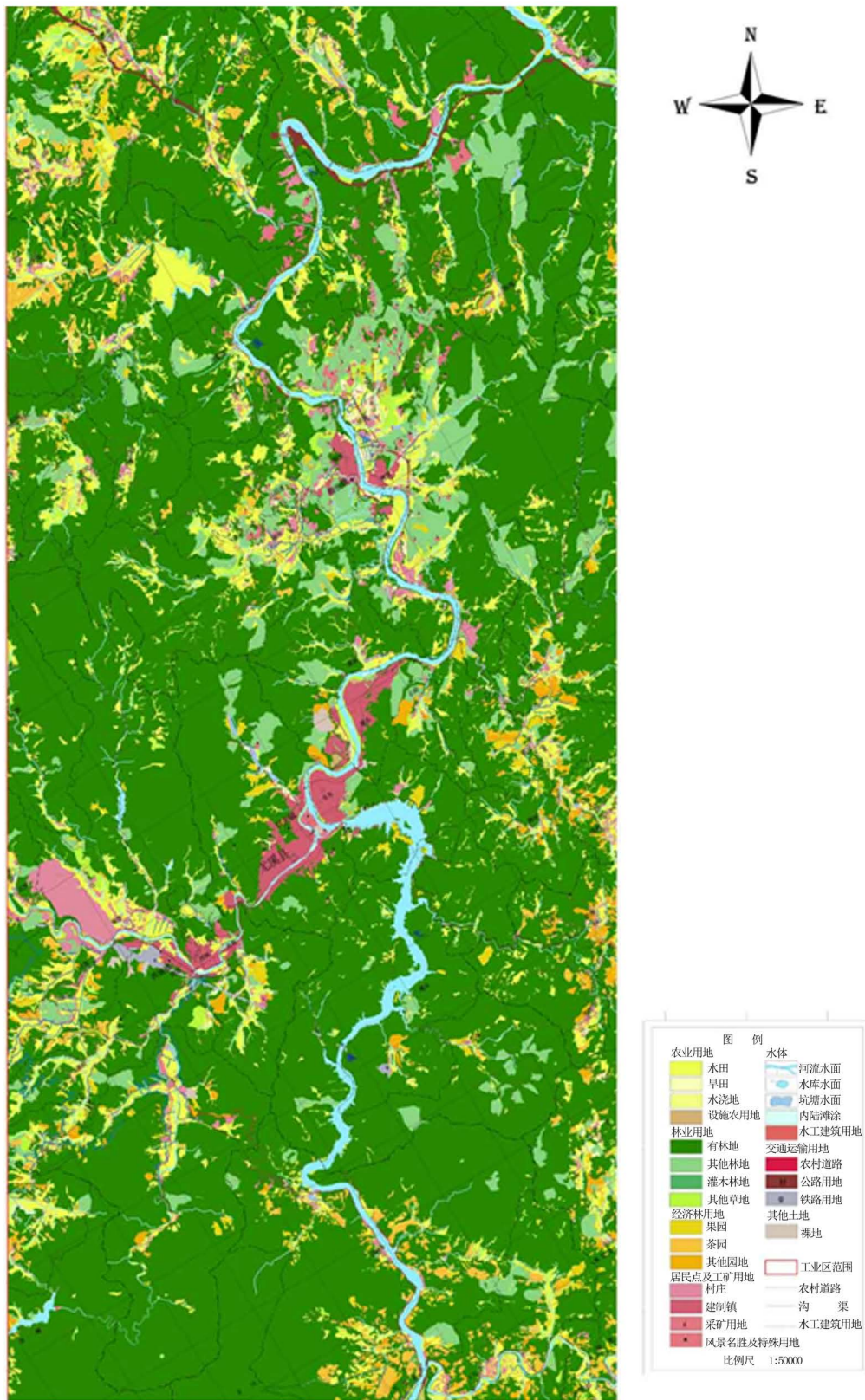


Figure 2. Youxi land use diagram  
图2 尤溪县土地利用简图



## 4. 结论

本文研究结果表明: As、Cr、Cu、Hg 的平均值分别为 8.04、84.21、41.47、0.12 mg/kg; 重金属元素的平均值均未超过国家二级标准值。As、Cr、Cu、Hg、Pb、Zn、Cd 的平均值均高于福建省地区土壤背景值, 其中 Pb、Zn 的均值超过国家二级标准值。存在一定积累现象, 研究区初步受到污染。7 种元素可被辨识出 4 个主成分  $I_1$ (Cu、Cd、Pb、Zn) 为自然源因子、 $I_2$ (Cd、Cr) 为工农业及交通源因子、 $I_3$ (As、Hg) 为农业源因子和  $I_4$ (Pb、Zn) 为工业源因子。其中 Pb、Zn 在  $I_1$  和  $I_4$  上均有较大载荷, 受自然背景和人为活动的共同控制。 $I_1$  的整体分布格局为西部山地丘陵区大于东部沟谷平原区与成土母质的整体分布格局相一致, 而与研究区的“东多西少”的工业布局的密集程度相反。这说明  $I_1$  主要受成土母质的控制, 与前面的半方差函数分析相一致。 $I_2$  的高值区主要分布在研究区西部联合乡农业区, 东部梅仙镇地区经济发达, 人口密集、厂矿众多和交通尾气排放造成高值区。 $I_3$  的高值区主要分布在东部。土地利用类型与 As、Cu 含量的关系表明农业用地含量比其他土地利用类型要多, 且平均值并未超出福建省背景值较多, 属于正常的波动范围。 $I_4$  主要分布格局是东部明显大于西部, 与工业污染、城镇建设规划分布格局较一致, 说明人为扰动较大。

## 基金项目

国土资源部公益性行业科研专项 201111020-2)。

## 参考文献 (References)

- [1] [http://www.sdpc.gov.cn/fzgggz/ncjj/zhd/201404/t20140418\\_607888.html](http://www.sdpc.gov.cn/fzgggz/ncjj/zhd/201404/t20140418_607888.html)
- [2] Qu, M.-K., Li, W.-D., Zhang, C.-R., Wang, S.-Q., Yang, Y. and He, L.-Y. (2013). Source apportionment of heavy metals in soils using multivariate statistics and geostatistics. *Pedosphere*, **23**, 437-444.
- [3] 刘庆, 王静, 史衍玺, 张衍毓, 汪庆华 (2008) 基于 GIS 的县域土壤重金属健康风险评价——以浙江省慈溪市为例. *土壤通报*, **3**, 634-640.
- [4] Smith, K.A. (2000) *Soil and environmental analysis: Physical methods*. CRC Press, Boca Raton.
- [5] 邹朝晖, 宋戈, 张景奇, 雷国平, 孟飞 (2013) 松嫩高平原黑土区耕地土壤生态环境质量特征及空间分布规律. *中国农学通报*, **29**, 143-150.
- [6] 庞凤, 李廷轩, 王永东, 余海英, 郭其灵, 陈东明 (2010) 县域农田土壤铜, 锌, 铬含量空间变异特征及其影响因素分析. *中国农业科学*, **4**, 737-743.
- [7] 吕建树, 张祖陆, 刘洋, 代杰瑞, 王学, 王茂香 (2012) 日照市土壤重金属来源解析及环境风险评价. *Acta Geographica Sinica*, **67**, 971-984.
- [8] 李玉文, 王粟, 崔晓阳 (2011) 东北老工业基地不同土地利用类型土壤重金属污染特点. *环境科学与管理*, **3**, 118-122.
- [9] 陈振金, 陈春秀, 刘用清, 吴瑜端, 杨孙楷, 卢昌义 (1992) 福建省土壤环境背景值研究. *环境科学*, **4**, 70-75.
- [10] 易昊旻, 周生路, 吴绍华, 徐康, 周华 (2013) 基于正态模糊数的区域土壤重金属污染综合评价. *环境科学学报*, **4**, 1124-1134.
- [11] 尤溪县土地利用规划 (2005).
- [12] 闫豫疆 (2012) 县域级平原与丘陵农田土壤养分空间差异性综合研究. 博士论文, 华中农业大学, 武汉.
- [13] Solow, A.R. (1986) Mapping by simple indicator Kriging. *Mathematical Geology*, **18**, 335-352.
- [14] 杨奇勇, 杨劲松, 姚荣江 (2011) 不同尺度下土壤盐分空间变异的指示克里格评价. *土壤*, **6**, 998-1003.
- [15] 郑佳伟 (2010) 区域土壤水盐与地下水空间趋势分析及指示克里格初步研究. 博士论文, 内蒙古农业大学, 内蒙古.
- [16] 李润林, 姚艳敏, 唐鹏钦, 于士凯, 王德营 (2013) 县域耕地土壤锌含量的协同克里格插值及采样数量优化. *土壤通报*, **4**, 830-838.
- [17] 王少军, 宋启帆 (2012) 空间信息支持下的江西定南稀土矿区泥石流危险性评价. *遥感信息*, **1**, 57-61.

- [18] 王昆, 张丽, 王志勇, 田丰 (2013) 基于半方差函数的 STARFM 改进模型. *测绘科学*, **3**, 140-142.
- [19] 王新中, 刘国顺, 杨程, 张春华, 刘清华, 张耀旭 (2011) 小尺度下烟田土壤有效态微量元素空间分布格局研究. *中国烟草科学*, **1**, 12-16.