

doi: 10. 11720/wtyht. 2023. 2687

汪媛媛, 华明, 金洋, 等. 基于 GIS 和统计学的土壤监测指标时空变化分析[J]. 物探与化探, 2023, 47(1): 217–227. [http://doi.org/10. 11720/wtyht. 2023. 2687](http://doi.org/10.11720/wtyht.2023.2687)

Wang Y Y, Hua M, Jin Y, et al. An analysis of the temporal and spatial changes in soil monitoring indices based on GIS and statistics[J]. Geophysical and Geochemical Exploration, 2023, 47(1): 217–227. [http://doi.org/10. 11720/wtyht. 2023. 2687](http://doi.org/10.11720/wtyht.2023.2687)

基于 GIS 和统计学的土壤监测指标时空变化分析

汪媛媛¹, 华明¹, 金洋¹, 崔晓丹¹, 许伟伟¹, 李文博¹, 刘玮晶¹, 汪子意¹, 文字博²

(1. 江苏省地质调查研究院 自然资源部国土(耕地)生态监测与修复工程技术创新中心, 江苏 南京 210018; 2. 南通大学 地理科学学院, 江苏 南通 226000)

摘要: 土壤监测对于查清土壤生态质量家底, 积极开展土壤污染生态修复与防治, 实现可持续土地资源监测与利用有重要指导价值。为了研究江苏省宜兴市土壤监测指标的时空变化, 根据宜兴市 2004 年多目标地球化学调查的 426 个土壤样本以及 2015 年 1:5 万土地质量地球化学调查的 4 458 个土壤样本的数据, 利用地理信息系统(GIS)和统计学方法研究了该区重要土壤环境参数的变化, 通过箱线图和 t 检验对参数或元素浓度变化进行了检测, 利用基于半变异函数的块金值(C_0)进行了误差分析, 并评估分析了不同的空间变量。结果表明, 宜兴市土壤中有有机质(OM)、氮、磷、硼等营养元素(指标)在 11 年间呈增长趋势, 土壤 pH 值呈现明显下降趋势, 土壤中镉、铜、铅、锌等重金属元素和硒含量呈上升趋势, 砷含量没有明显变化。

关键词: 土壤; 监测; 时空变化; 地理信息系统; 半变异函数

中图分类号: P632 **文献标识码:** A **文章编号:** 1000–8918(2023)01–0217–11

0 引言

随着我国工业化、城镇化和农业集约化的快速推进, 资源与环境的支撑和保障作用日益凸显。土壤与环境质量直接关系到粮食安全和人体健康, 是保障我国社会经济快速持续发展、全面实现小康社会的基础。江苏省作为长江三角洲经济快速发展区的重要组成部分, 随着近年我国经济社会的快速发展, 其土壤的污染规模及其程度也在不断加剧, 苏南地区的土壤污染问题也日益成为当地环境的重大威胁^[1]。

土壤环境监测能有效监督土壤环境的状态, 对治理土壤环境问题起到关键作用, 可作为评价环境质量好坏的依据。土壤 pH、有机质(OM)、氮、磷、重金属、硒等元素(指标)是关系到土壤功能和环境质量的重要参数, 这些参数的状态通常通过抽样、化学分析和使用预定义标准或法规参考值的统计程序

来评估^[2]。重要的土壤参数如何变化越来越受到研究者的关注。重复访问(repeated visiting)被认为是监测变化最有效的方法。这意味着要收集土壤样本并反复分析, 以便与前一次访问的数据进行比较^[3]。如何在采样和分析误差的干扰下检测时空数据的变化量, 是重复访问的重要问题之一。地理信息系统(GIS)与统计学的方法提供了多种手段来解决这个问题。特别是基于 GIS 的空间分析, 考虑了数据的空间相关性, 弥补了传统统计方法在处理区域化变量时的不足^[4–5]。

1999 年以来, 我国在全国范围内开展了多目标区域地球化学调查计划, 又称农业地质调查计划或土地质量地球化学调查计划, 直到目前该计划仍在进行中^[6], 其目的之一是获得环境保护和农业土壤地球化学的基础数据。作为整体计划的一部分, 江苏省内的多目标地球化学调查已经完成^[7]。目前江苏省土地质量地球化学调查所提供的数据已经发

收稿日期: 2021-12-17; 修回日期: 2022-04-25

基金项目: 江苏省自然资源科技项目(KJXM2021032); 江苏省国土(耕地)生态地质环境监测项目(苏财建[2018]96号); 南通大学人才引进项目(135421621017); 中国地质调查局地质调查项目(12120115043201)

第一作者: 汪媛媛(1984–), 女, 高级工程师, 现从事地球化学调查和监测工作。Email: hengrucc@126.com

通讯作者: 文字博(1987–), 男, 博士, 现从事环境地球化学研究工作。Email: wenyubo@ntu.edu.cn

表了很多研究成果,例如江苏省的土壤酸化、重金属污染、土壤富硒和碳储量等,但是对跨越不同时间尺度的两期土壤参数数据的变化趋势进行分析的研究非常少^[8-11]。已有研究对长江下游平原地区 10 年间两期土壤监测数据进行了对比,得出半变异函数是评估数据变化量的有效方法^[12]。

2014 年 4 月 17 日国家环保部和自然资源部发布的《全国土壤污染状况调查公报》指出,全国土壤污染物总超标率达 16.1%,江苏省所在的长江三角洲是我国土壤污染问题突出的区域。江苏省已经将“构建全省国土生态地质环境监测网,积极开展土壤污染生态修复与防治”列为全省推进生态文明建设的重点工作^[13]。鉴于此,亟需建立江苏省土壤监测参数时空变化的分析方法,掌握不同时间尺度的两期土壤数据的变化趋势,为分区管理规划提供科学的依据。

本研究基于 2004 年获得的 426 组多目标地球化学调查土壤数据和 2015 年进行的土地质量地球化学调查获得的 4 458 组高空间分辨率土壤数据,

利用地统计学和地理信息系统 (GIS) 来研究 10 多年来江苏省宜兴市重要的土壤参数的变化情况,并利用概率分布判别和 *t* 检验等方法对结果进行验证。

1 材料和方法

1.1 研究区概况

宜兴市地处长江三角洲太湖西岸 (31°07'N ~ 31°37'N, 119°31'E ~ 120°03'E), 辖 5 个街道、13 个镇, 总面积 1 996.6 km² (其中太湖水面 242.29 km²) (图 1)。该市全年温暖湿润, 地势南高北低, 南部为丘陵山区, 北部为平原区, 东部为太湖滨区, 西部为低洼圩区。主要土壤类型以水稻土、黄棕壤、红壤、石灰土为主。宜兴是中国综合实力最强的县级市之一, 连续多年被评为福布斯中国大陆最佳县级市。在经济、文化、商贸、会展、服务业和城市建设等领域成就显著, 一直处于中国县级市的前列。随着近年来城市化建设与经济建设高速发展, 其承担的人口、资源与环境的压力逐渐显现, 有研究表明宜兴市土

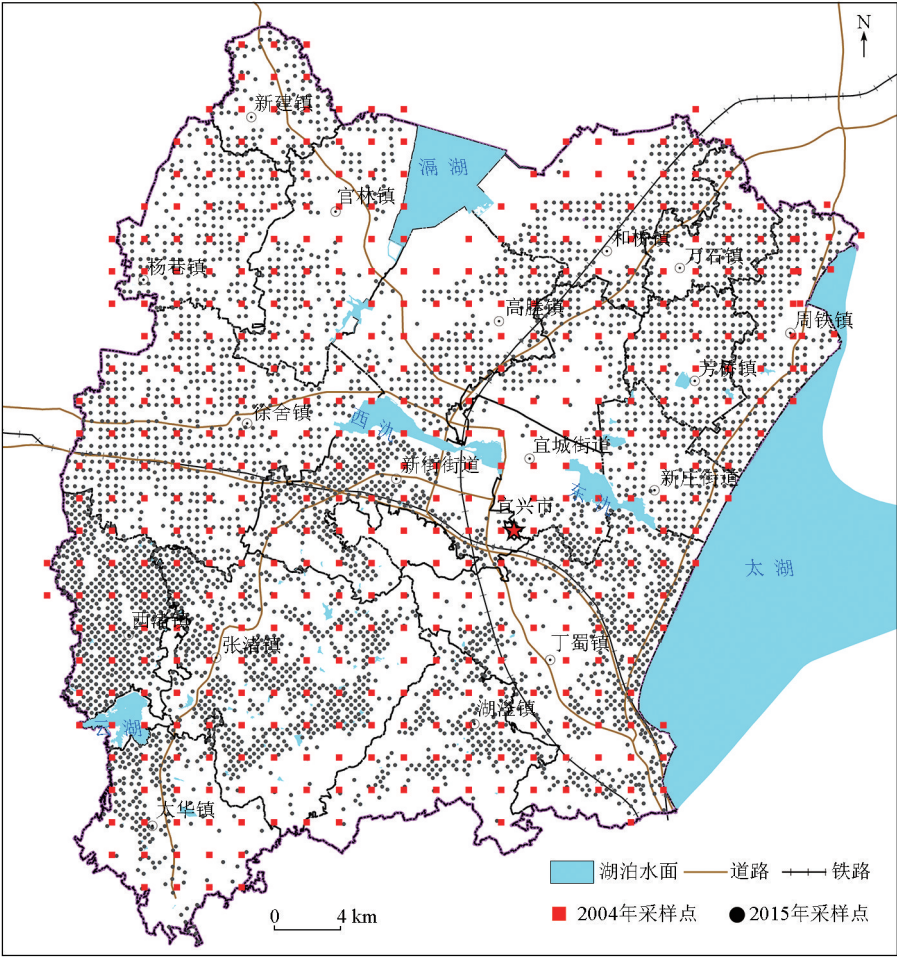


图 1 研究区采样点位置分布
Fig. 1 Map of the study area and the sampling locations

壤重金属污染点位超标率为 10.27%,土壤重金属污染总体呈现“轻微”生态风险^[14]。

1.2 数据来源

基础土壤数据来自于 2004 年在该地区开展的 1:25 万多目标区域地球化学调查项目,该调查采用双层网格化土壤测量方法获取土壤样品,其中表层(0~20 cm)土壤采样密度为 1 件/km²,将每 4 km² 内所采集的样品均匀混合形成 1 件分析样,研究区共获得 426 组农用地土壤分析数据(图 1),每一组数据共有 54 个土壤参数,包括土壤 pH、有机质含量和 52 个元素含量。

对比研究数据来自于 2015 年开展的 1:5 万土地质量地球化学调查项目,样本采集按照《土地质量地球化学评价规范》(DZ/T 0295—2016)的要求进行,采用网格叠加土地利用图斑原则共采集 4 458 个农用地表层土壤样品(见图 1)。每个样品由在相应网格内所采集的 5 个子样品混合而成,采样深度 0~20 cm。每个样品分析 25 个土壤参数,包括土壤 pH、有机质含量和 23 个元素含量。

1.3 数据统计方法

1.3.1 空间数据集和空间连接

宜兴市多目标区域地球化学调查开展于 2004 年前后,距 1:5 万土地质量地球化学调查已有 10 多年时间。为了考察土壤化学元素在这 11 年间的变化情况,将这两期数据进行对比。首先将 2015 年 1:5 万土壤调查点连接 2004 年多目标区域地球化学调查网格,然后将一个网格内多个土壤调查点元素或者指标含量求取平均值,将这平均值与 2004 年多目标地球化学数据进行对比。

1.3.2 描述性统计

用 SPSS 软件计算得出两期数据各土壤参数的描述性统计量,包括平均值、中位数和百分位数,利用箱形图来比较不同组参数之间关键统计值的变化特征。

1.3.3 概率分布判别

传统统计学和地统计学中的很多方法都假设数据呈正态分布,因此需要首先进行元素分布形式的判别。一般常量指标和元素服从正态分布,微量元素多服从对数正态分布^[15]。在本研究中,通过概率分布图和偏度峰度来判别指标数据是否符合正态分布,通过 SPSS 中的 Kolmogorov-Smirnov 检验(K-S)来进行验证。然而,并不是所有的参数都严格遵循正态或对数正态分布,有时候会发现有些指标呈双峰或多峰分布,这说明数据来源于两个以上的总体,可以将这些数据分组,分别进行分布形式的判别。

1.3.4 采样 *t* 检验进行变化检测

从统计学角度,如果不考虑采样点的空间位置,而把研究区看作一个整体进行监测,其本质就是考察 2004 年和 2015 年两个总体的均值有无显著性差异。这是典型的配对样本的 *t* 检验问题。*t* 检验假设两个样品都来自正态总体。因此,检验前要对使用数据进行 K-S 检验,确认它们能够通过正态分布检验。否则,使用异常值剔除、对数变换或 Cox-Box 变换等方法,将数据转化成正态分布,再进行 *t* 检验分析。

1.4 差异分析

使用半变异函数法估计误差值(*E*)。半变异函数 $\gamma(h)$ 是数据集中相距 *h* 的两点间差值的方差的一半,即^[16]:

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

式中:*h* 为步长,即在一定方向上,距离为 *h* 的矢量; $Z(x_i+h)$ 和 $Z(x_i)$ 分别为 x_i+h 和 x_i 处某变量的测定值; $N(h)$ 是以 *h* 为间距的所有观测点的成对数目。在通常情况下,半变异函数值都随着样点间距的增加而增大,从而构成实验半变异函数散点,使用球状模型或指数模型对实验半变异函数拟合,得到理论半变异函数曲线。当 *h*=0 时,理论半变异函数值即为块金值 C_0 ,利用以下公式即可估计 *E* 值^[12]:

$$E = \sqrt{2C_0}。 \quad (2)$$

元素(指标)的变化状况 ΔM 使用 2015 年和 2004 年两次采样相同或邻近点位元素差值表示:

$$\Delta M = M_{15} - M_{04}, \quad (3)$$

式中: M_{15} 和 M_{04} 分别表示 2015 年和 2004 年的两期数据; ΔM 正值表示对应元素在该点位的增加,负值表示减少。但是,由于 M_{15} 和 M_{04} 包含了采样和分析误差成分,在真实元素含量没有发生变化时, ΔM 的值通常也不等于零。因此需要确定某个代表采样和分析误差水平的值 *E*,当 ΔM 的绝对值小于 *E* 时即可以认为元素含量没有变化,增加和减少的判定需要首先排除这种不变的情况。当 $|\Delta M| \leq E$ 时,反映变量的真实变化为低于误差,或者参数没有显著变化; $\Delta M > E$ 表示增加; $\Delta M < -E$ 表示减少。

2 结果与讨论

2.1 统计特征变化对比

根据研究区内 2004 年和 2015 年两期地球化学

调查数据,将各理化指标和元素进行统计分析,得到两期数据各监测指标的统计特征(表 1)。

为了更直观地显示两期数据的差异,使用 10 分位数、4 分位数、中值和平均值等统计信息制作了箱线图。图中上下影线分别表示 1/10 和 9/10 分位数,箱体上限和下限分别为 1/4 和 3/4 分位数,箱体内部短线表示中位数的位置,“×”表示平均值的位置。图 2 为 Cd 等重金属元素含量对比,从图中可

知,As、Cd、Cu、Pb、Zn 等具有比较明显的升高迹象。Cr、Hg、Ni 的变化趋势不太明显。图 3 为两期数据的典型土壤理化性质与养分元素,从图中可以看出土壤 pH 具有比较明显的下降趋势,说明宜兴市土壤酸化趋势非常明显。同时,有机质、氮、磷、硼、硒等营养元素上升趋势比较明显,说明宜兴市土壤肥力状况具有明显的提高。钾的变化趋势不明显。

表 1 2004~2015 年土壤监测指标统计特征对比

Table 1 Comparison of the soil monitoring data of 2004~2015

元素指标	多目标区域地球化学调查(2004 年)					1:5 万土壤地球化学调查(2015 年)				
	最小值	1/4 分位	中值	3/4 分位	最大值	最小值	1/4 分位	中值	3/4 分位	最大值
As	4.36	7.38	8.42	9.74	23.70	5.81	8.28	9.34	10.48	87.80
Cd	0.07	0.14	0.17	0.21	5.37	0.08	0.16	0.20	0.25	1.05
Cr	36.7	68.1	74.8	80.0	118.0	27.2	68.5	74.6	80.6	176.0
Cu	11.90	21.08	25.10	27.93	89.40	13.70	23.68	28.16	31.89	99.80
Hg	0.033	0.088	0.120	0.150	1.190	0.040	0.094	0.123	0.154	0.645
Ni	11.50	22.10	26.25	31.05	46.60	7.33	22.55	26.44	29.93	58.60
Pb	16.30	28.90	31.60	34.80	437.00	25.10	35.04	37.57	40.68	133.49
Zn	34.0	57.7	66.3	75.3	234.0	48.0	66.3	74.4	83.7	238.0
pH	4.47	5.85	6.51	6.93	8.10	4.06	5.51	6.03	6.42	8.04
OM	5.34	21.21	26.03	29.70	91.54	7.75	26.47	33.79	41.43	87.00
N	0.47	1.29	1.54	1.75	2.88	0.48	1.51	1.89	2.26	4.04
P	0.25	0.55	0.65	0.76	2.01	0.29	0.62	0.73	0.83	1.93
K	10.13	12.87	13.95	14.94	22.42	9.20	12.75	13.83	14.79	28.90
B	30.00	61.80	69.00	75.00	92.00	39.15	72.23	77.25	81.94	110.00
Mo	0.30	0.49	0.57	0.70	7.16	0.40	0.59	0.66	0.76	3.88
Se	0.14	0.30	0.34	0.48	6.18	0.15	0.33	0.38	0.51	5.14

注:OM、N、P、K 含量单位为 10⁻³,pH 无量纲,其他均为 10⁻⁶。

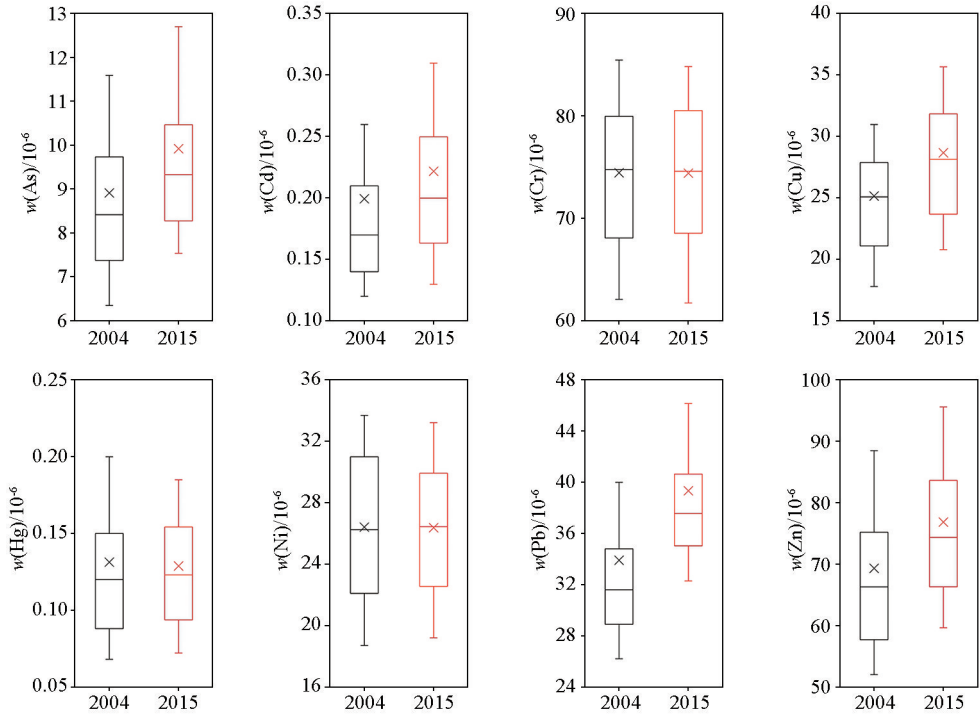


图 2 典型重金属元素含量的两期数据箱线图对比

Fig. 2 Boxplots of the typical heavy metal concentrations for two dates

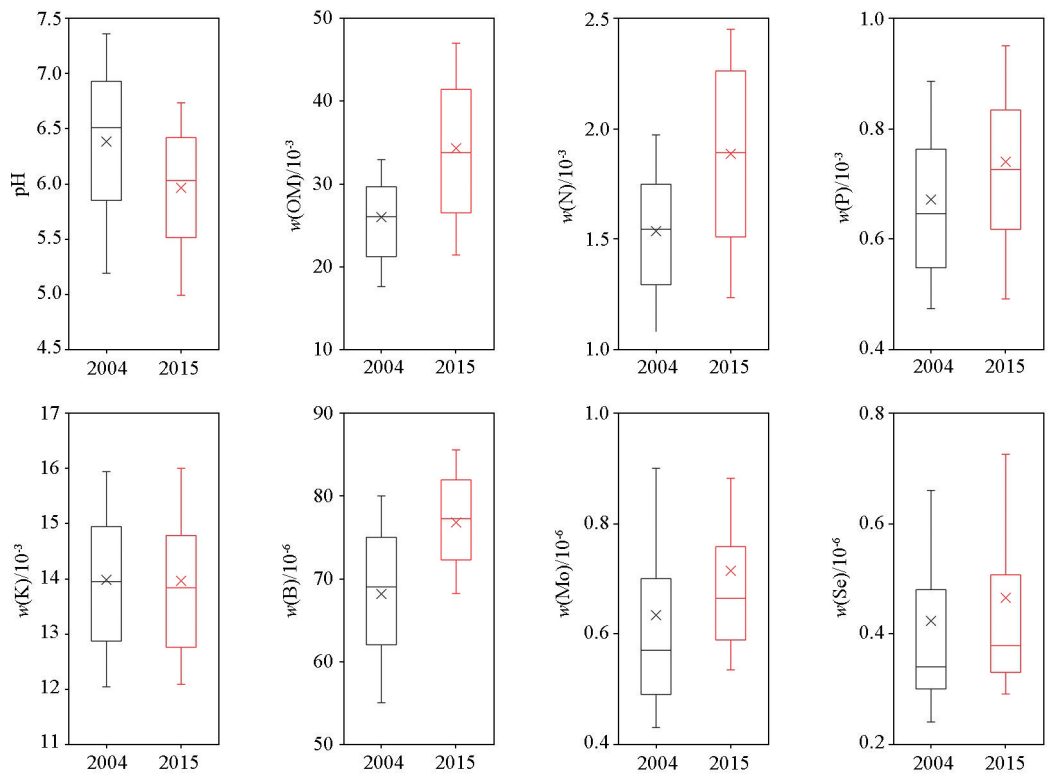


图 3 pH 等土壤理化性质两期数据箱线图对比

Fig. 3 Boxplots of soil physico-chemical parameters for two dates

2.2 两期数据的假设检验

2.2.1 土壤理化性质和肥力养分元素

表 2 给出了 pH 和 OM 等土壤理化性质和肥力养分元素 *t* 检验结果。由表可知,取显著性水平 0.005,pH、OM、N、P、B 等指标(元素)在 2004~2015 年间出现了显著变化。而 K 在这 11 年间的变化不

显著。由于均值一列给出的是 2015 年和 2004 年数值之差的平均值,从该值的正负状况可以判断这些指标的变化方向,从中可知,pH 值呈现减少的趋势,说明该区域存在显著的酸化趋势,而 OM、N、B 等营养元素的变化方向为增加。以上检验结果可与图 3 中箱线图相互印证。

表 2 土壤理化性质参数成对样本 *t* 检验

Table 2 Results of *t*-test for the soil physico-chemical parameters

指标	成对差值					<i>t</i>	<i>df</i>	Sig. (双侧)	0.005 水平 下有无显 著性差异
	均值	标准差	均值的 标准误差	差值的 95% 置信区间					
				下限	上限				
pH ₁₅ -pH ₀₄	-0.438	0.605	0.030	-0.498	-0.378	-14.352	393	0	有
OM ₁₅ -OM ₀₄	8.392	9.131	0.454	7.500	9.284	18.496	404	0	有
N ₁₅ -N ₀₄	0.340	0.417	0.021	0.299	0.381	16.312	398	0	有
P ₁₅ -P ₀₄	0.066	0.154	0.008	0.051	0.081	8.565	396	0	有
K ₁₅ -K ₀₄	-0.094	1.047	0.053	-0.198	0.009	-1.796	395	0.073	无
B ₁₅ -B ₀₄	8.602	10.171	0.511	7.597	9.607	16.830	395	0	有
Mo ₁₅ -Mo ₀₄	0.073	0.137	0.007	0.059	0.086	10.834	415	0	有
Se ₁₅ -Se ₀₄	0.034	0.106	0.005	0.023	0.044	6.436	408	0	有

注:OM、N、P、K 含量单位为 10⁻³,pH 无量纲,其他均为 10⁻⁶。

由于异常值的存在可能会使检验结果失真,表中参与计算的数据为异常值剔除结果,因此,表中显示的自由度(*df*值)不全是 425。

2.2.2 重金属等有害元素

表 3 为 As 等有毒重金属和类金属 *t* 检验结果。从表中可知,在 0.005 显著水平下,2004 年和 2015

年 As、Cd、Cu、Pb 和 Zn 存在显著性差异,从均值差还可以看出,11 年间 As、Cd、Cu、Pb 和 Zn 均呈现增加趋势。对于 Cr、Ni 和 Hg,2004 年和 2015 年数据没有显著性差异,因此可以认为这些元素含量没有明显变化。以上结果与图 2 所示变化状况基本一致。

表 3 土壤 As 和重金属元素成对样本 *t* 检验
Table 3 Results of *t*-test for As and heavy metals in soil

元素	成对差值					<i>t</i>	<i>df</i>	Sig. (双侧)	0.005 水平 下有无显 著差异
	均值	标准差	均值的 标准误差	差值的 95% 置信区间					
				下限	上限				
As ₁₅ -As ₀₄	0.924	1.641	0.082	0.764	1.084	11.335	404	0	有
Cd ₁₅ -Cd ₀₄	0.025	0.065	0.003	0.019	0.032	7.763	407	0	有
Cr ₁₅ -Cr ₀₄	-0.035	7.270	0.365	-0.753	0.683	-0.096	395	0.924	无
Cu ₁₅ -Cu ₀₄	3.281	4.195	0.209	2.870	3.691	15.718	403	0	有
Hg ₁₅ -Hg ₀₄	-0.001	0.039	0.002	-0.003	0.005	0.546	409	0.586	无
Ni ₁₅ -Ni ₀₄	-0.019	3.923	0.197	-0.406	0.370	-0.099	398	0.921	无
Pb ₁₅ -Pb ₀₄	5.989	5.282	0.261	5.476	6.503	22.930	408	0	有
Zn ₁₅ -Zn ₀₄	8.044	12.123	0.606	6.852	9.236	13.271	399	0	有

注:OM、N、P、K 含量单位为 10⁻³,pH 无量纲,其他均为 10⁻⁶。

2.3 元素变化的空间分布分析

2.3.1 pH、有机质和氮、磷等

由前节可知,研究区 pH、OM、N 和 P 等元素(指标)具有显著变化。使用 SPSS 中的概率分布对 2004 年获取的多目标区域地球化学调查数据进行分析得知,pH、OM、N 和 P、B 属于正态分布,Mo 属于对数正态分布,因此,对 Mo 数据进行了自然对数

转换。用 2004 年获取的多目标区域地球化学调查数据计算了 pH、OM、N 和 P、B 指标的半变异函数,Mo 使用对数转换后的数据计算其实验和理论半变异函数。由于多目标调查数据点密度为 2 km×2 km,通过 GS+7.0 计算获取了它们的块金值(*C*₀)和误差值(*E*),见表 4。

表 4 pH 等指标误差值及对应半变异函数参数特征

Table 4 The semivariance function and the compositional error for pH and other soil parameters

指标	量纲	分布类型	变换	理论半变异函数	<i>C</i> ₀	<i>E</i>
pH	无	正态	无	0.084349×Nugget+0.56600×Spherical(9480)	0.11500	0.48
OM	10 ⁻³	正态	无	16.80000×Nugget+33.6100×Exponential(22950)	16.8000	5.80
N	10 ⁻³	正态	无	0.052000×Nugget+0.105000×Exponential(29940)	0.05200	0.32
P	10 ⁻³	正态	无	0.002270×Nugget+0.020340×Exponential(6480)	0.00227	0.067
B	10 ⁻⁶	正态	无	7.500000×Nugget+73.07000×Exponential(3450)	7.50000	3.87
Mo	10 ⁻⁶	对数正态	对数	0.035300×Nugget+0.089300×Gaussian(32614)	0.03530	0.27

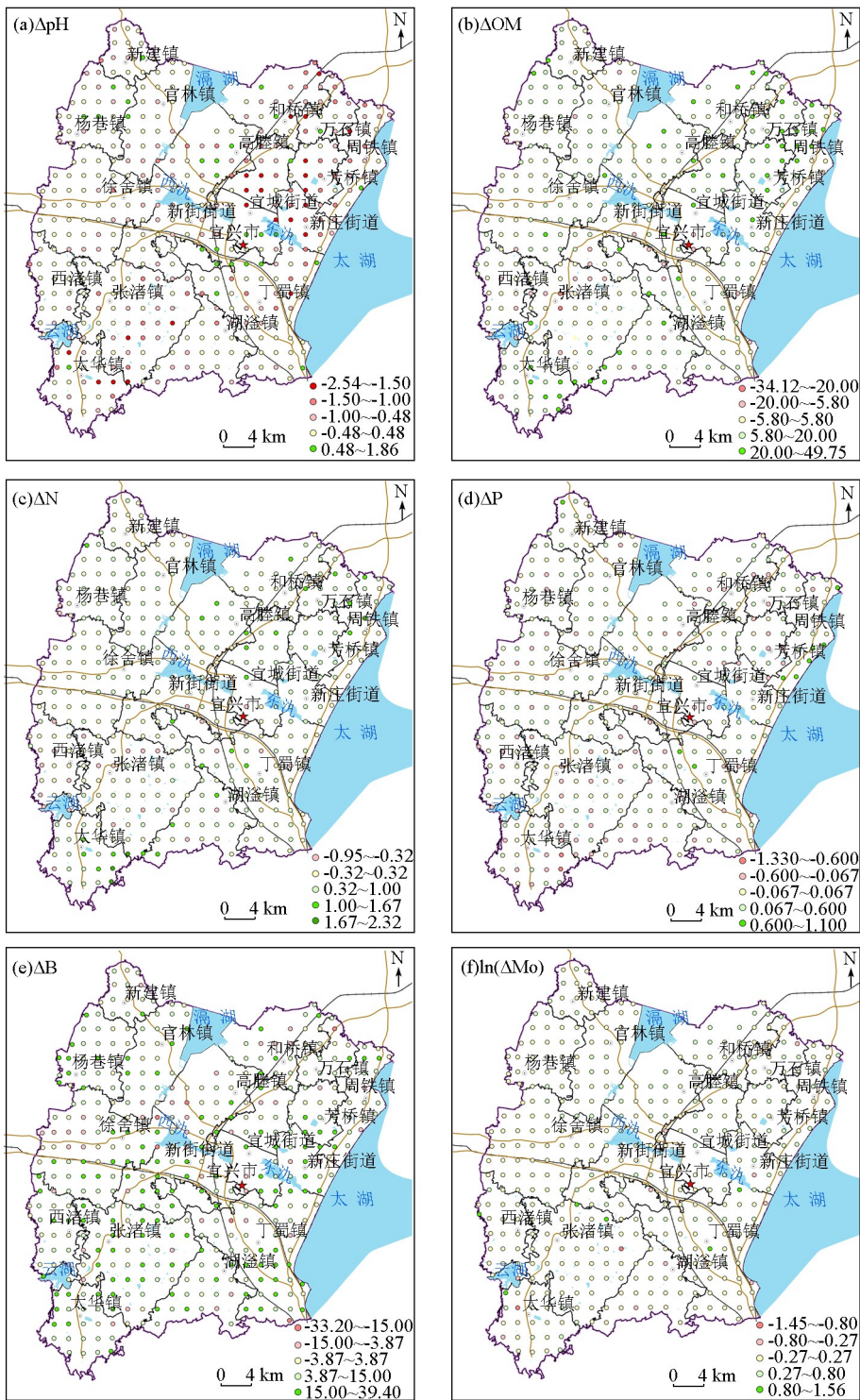
由表 4 可知,pH 值变化幅度在±0.48 之间可以认为观测值的变化来源于误差,即可以认为这些样点值没有发生明显变化。根据样点差值分布,设定了如图 4a 所示分级,其中±0.48 之间的值用黄色表示;小于-0.48 表示土壤酸化,用红色表示,大于 0.48 表示土壤碱化,用绿色表示。由图 4a 所示可知,宜兴市存在明显的土壤酸化趋势。土壤 pH 值降低 1.5 以上的区域主要为宜城街道、芳桥镇、新庄街道、太华镇东部。

OM 值变化幅度在±5.80×10⁻³ 之间可以认为观测值的变化来源于误差,即可以认为这些样点值没有发生明显变化。根据样点差值分布,设定了如图 4b 所示分级,其中小于-5.80×10⁻³ 表示土壤 OM 的减少,用红色表示;大于 5.80×10⁻³ 表示土壤 OM 的增加,用绿色表示。由图 4b 所示可知,宜兴市绝大部分区域的土壤 OM 为增加趋势。

土壤 N 变化幅度在±0.32×10⁻³ 之间可以认为观测值的变化来源于误差,即可以认为这些样点值

没有发生明显变化。土壤 N 含量变化的空间分布如图 4c,±0.32×10⁻³ 之间的值用黄色表示;小于-0.32×10⁻³ 的负值表示土壤 N 的减少,用红色表示;大于 0.32×10⁻³ 的正值表示土壤 N 的增加,用绿色表示。由图 4c 所示可知,宜兴市绝大部分区域的土壤 N 为增加趋势。

土壤 P 变化幅度在±0.067×10⁻³ 之间可以认为观测值的变化来源于误差,即可以认为这些样点值没有发生明显变化,在图 4d 中用黄色表示;小于-0.067×10⁻³ 的负值表示土壤 P 的减少,用红色表示;大于 0.067×10⁻³ 的正值表示土壤 P 的增加,用绿色表示。由图所示可知,宜兴市大部分区域的土壤 P 为增加趋势,其中 P 减少的区域多在宜兴张渚镇一带,而 N 和 OM 在这些区域也呈现减少趋势,这或者与该地区土地利用变化有关系,这些区域近 10 多年来城市化发展迅速,通常农用地至建设用地转化会带来有机质、氮和磷等养分的减少。



注: ΔOM 、 ΔN 、 ΔP 含量单位为 10^{-3} , ΔB 、 ΔMo 含量单位为 10^{-6} ; pH 无量纲

图 4 宜兴市 2004~2015 年土壤 pH 等指标含量变化

Fig. 4 Spatial distribution of pH and other soil parameters change during 2004~2015 in Yixing city

土壤 B 变化幅度在 $\pm 3.87 \times 10^{-6}$ 之间可以认为观测值的变化来源于误差,即可以认为这些样点值没有发生明显变化。土壤 B 含量变化的空间分布如图 4e, $\pm 3.87 \times 10^{-6}$ 之间的值用黄色表示;小于 -3.87×10^{-6} 的负值表示土壤 B 的减少,用红色表示;大于 3.87×10^{-6} 的正值表示土壤 B 的增加,用绿

色表示。由图所示可知,宜兴市绝大部分区域的土壤 B 为增加趋势。

土壤 Mo 含量对数差变化幅度在 ± 0.27 之间可以认为观测值的变化来源于误差,即可以认为这些样点值没有发生明显变化。土壤 Mo 含量变化的空间分布如图 4f, ± 0.27 之间的值用黄色表示;小于

-0.27 的负值表示土壤 Mo 含量对数差的减少,用红色表示;大于 0.27 的正值表示土壤 Mo 的增加,用绿色表示。由图所示可知,宜兴市大部分区域的土壤 Mo 为变化不大,在东北部以及新街街道的土壤 Mo 为增加趋势。

图 5 将 pH 和 N 等元素变化量形成直方图,以

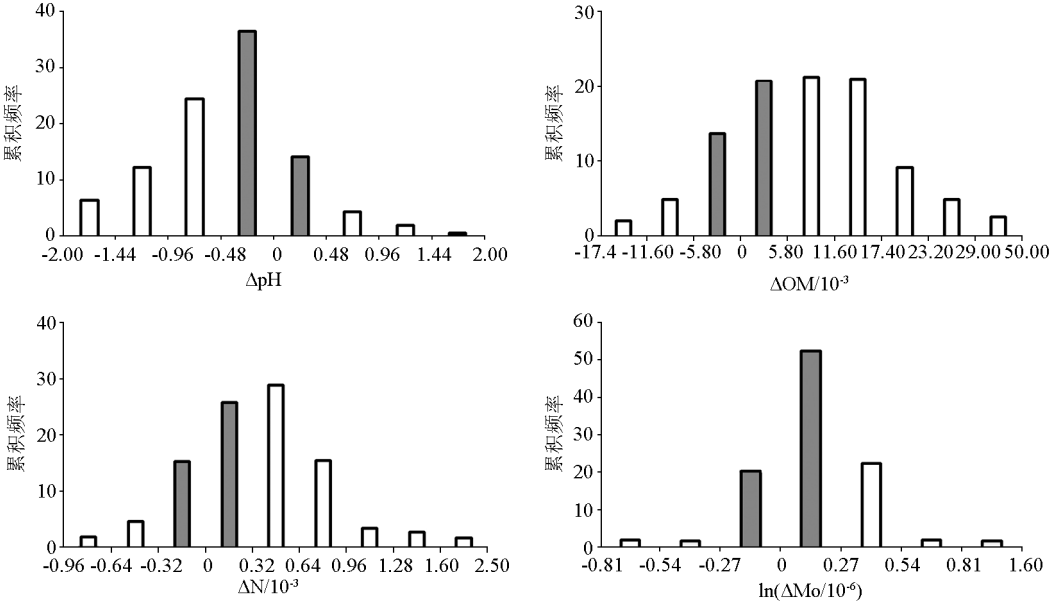


图 5 pH 和 N 等指标变化量直方图

Fig. 5 Histograms showing the frequency of the changing for pH, N and other parameters

2.3.2 土壤重金属和 Se

由前节可知,在重金属等有害元素和健康元素中,研究区土壤 As、Cd、Cu、Pb、Zn 和 Se 在 11 年中具有显著变化。使用直方图对 2004 年获取的多目标区域地球化学调查数据分析得知,除 As 外,其他

元素均服从对数正态分布,因此,对数据进行了自然对数转换。使用对数转换后的数据计算其实验和理论半变异函数,通过 GS+7.0 计算获取了它们的块金值(C_0)和误差值(E),见表 5。

表 5 As 等指标误差值及对应半变异函数参数特征

Table 5 The semivariance function and the compositional error for As and other trace elements						
指标	量纲	分布类型	变换	理论半变异函数	C_0	E
As	10^{-6}	正态	无	$1.367000 \times \text{Nugget} + 3.450000 \times \text{Spherical}(16320)$	1.36700	7.47
Cd	10^{-6}	对数正态	对数	$0.015500 \times \text{Nugget} + 0.118000 \times \text{Exponential}(9390)$	0.01550	0.176
Cu	10^{-6}	对数正态	对数	$0.022300 \times \text{Nugget} + 0.058800 \times \text{Spherical}(57740)$	0.02230	0.21
Pb	10^{-6}	对数正态	对数	$0.000020 \times \text{Nugget} + 0.029840 \times \text{Spherical}(1730)$	0.00002	0.006
Zn	10^{-6}	对数正态	对数	$0.018380 \times \text{Nugget} + 0.036860 \times \text{Exponential}(11010)$	0.01838	0.19
Se	10^{-6}	对数正态	对数	$0.041400 \times \text{Nugget} + 0.175800 \times \text{Exponential}(34848)$	0.04140	0.29

土壤 As 变化幅度在 $\pm 7.47 \times 10^{-6}$ 之间可以认为观测值的变化来源于误差,即可以认为这些样点值没有发生明显变化。土壤 As 含量变化的空间分布如图 6a, $\pm 7.47 \times 10^{-6}$ 之间的值用黄色表示;小于 -7.47×10^{-6} 的负值表示土壤 As 的减少,用绿色表示;大于 7.47×10^{-6} 的正值表示土壤 As 的增加,用红色表示。由图所示可知,宜兴市绝大部分区域的土壤 As 没有明显变化。

图 6b 使用 2015 年和 2004 年土壤 Cd 含量数据的对数差表达研究区土壤 Cd 含量的变化状况。两

期含量数据的对数差在 ± 0.176 之间,说明含量没有明显变化,用黄色表示;类似地,负值用绿色表示,代表了 Cd 含量的减少,红色(正值)代表了 Cd 含量的增加。图中可以看出,宜兴市近 10 年来,多数点位土壤 Cd 含量呈现不同程度地的增加,增长大于 1 的区域主要为丁蜀镇。

图 6c 使用 2015 年和 2004 年土壤 Cu 含量数据的对数差表达了研究区土壤 Cu 含量的变化状况。两期含量数据的对数差在 ± 0.21 之间,说明含量没有明显变化,用黄色表示;类似地,负值用绿色表示,

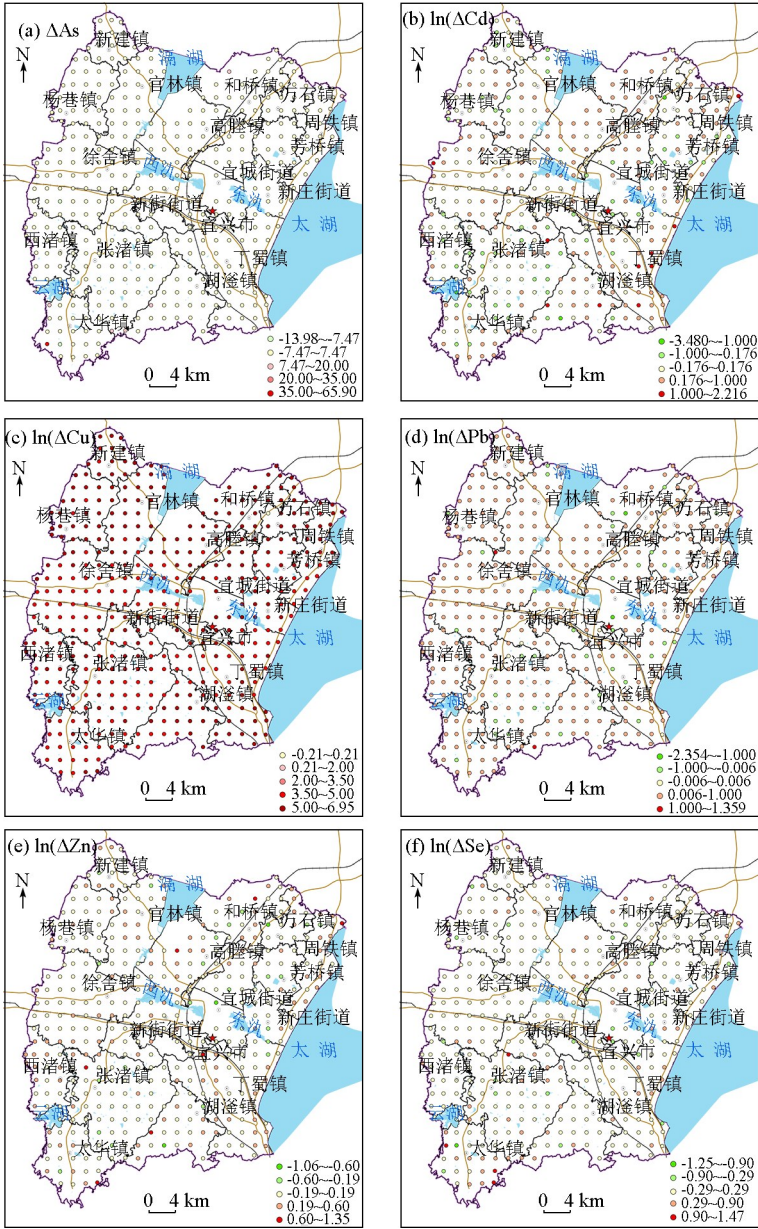
代表了 Cu 含量的减少,红色(正值)代表了 Cu 含量的增加。图中可以看出,宜兴市近 10 年来,全区土壤 Cu 含量均为增长趋势。

图 6d 使用 2015 年和 2004 年土壤 Pb 含量数据的对数差表达了研究区土壤 Pb 含量的变化状况。两期含量数据的对数差在 ± 0.006 之间,说明含量没有明显变化,用黄色表示;类似地,负值用绿色表示,代表了 Pb 含量的减少,红色(正值)代表了 Pb 含量的增加。图中可以看出,宜兴市近 10 年来,绝大部分区域土壤 Pb 含量均为增长趋势。

图 6e 使用 2015 年和 2004 年土壤 Zn 含量数据的对数差表达了其含量的变化状况。由表 5 可知,两期含量数据的对数差在 ± 0.19 之间,则说明含量

没有明显变化,用黄色表示;类似地,负值用绿色表示,代表了 Zn 含量的减少,红色(正值)代表了 Zn 含量的增加。图中可以看出,宜兴市近 10 年来,大多数点位土壤 Zn 含量呈现不同程度地的增加,含量减少的点位主要位于宜兴市东北部几个乡镇。

图 6f 用使用 2015 年和 2004 年土壤 Se 含量数据的对数差表达了土壤 Se 含量变化,由表 5 可知,两期含量数据的对数差在 ± 0.29 之间,说明含量没有明显变化,用黄色表示,图中绿色(负值)代表含量的减少,红色(正值)代表增加。从图中可以看出,11 年间对于土壤 Se 含量增加的样点要多于减少的样点,因此,总体上宜兴市土壤 Se 含量呈增加趋势。



注:ΔAs、ΔCd、ΔCu、ΔPb、ΔZn、ΔSe 含量单位为 10^{-6}
图 6 宜兴市 2015~2004 年土壤 As 和重金属元素含量变化
Fig. 6 Spatial distribution of As and heavy metal element change during 2004~2015 in Yixing city

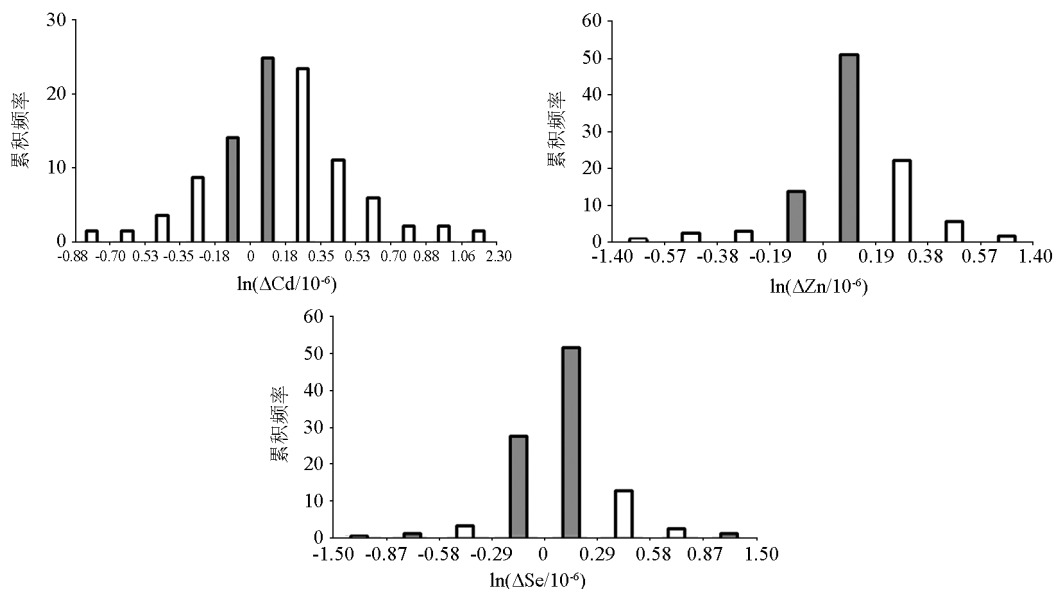


图 7 Cd、Zn 和 Se 元素变化量直方图

Fig. 7 Histograms showing the frequency of the changing for Cd, Zn and Se

图 7 将重金属元素与 Se 变化量形成直方图,以表达不同变化状况的样本量。图中阴影柱代表变化值位于误差范围内的样本量。阴影柱右侧正值表达了对应指标增加的样本量,左侧负值表示指标减少的样本量。对增加和减少的样本量进行对比,同样可以反映出 Cd、Zn、Se 的增加趋势。

3 结论

将宜兴地区多目标地球化学调查和土地质量地球化学调查数据通过元素箱线图、样本 t 检验、变量空间变化分析、半变异函数的块金值和误差等 GIS 和统计学方法综合分析后,得出 2004~2015 年间土壤 Cd、Cu、Pb、Zn 等重金属元素含量有比较明显的增长趋势,土壤 As 含量没有明显变化;土壤 pH 具有比较明显的下降趋势,区域土壤酸化问题较严重;11 年间有机质、N、P、B、Mo 等营养元素含量上升趋势明显,土壤肥力状况明显改善,土壤 Se 呈现增长趋势,农、林、果业发展的优势土壤资源增多。

参考文献 (References):

[1] 张豆,渠丽萍,张桀漓. 基于生态供需视角的生态安全格局构建与优化——以长三角地区为例[J]. 生态学报, 2019, 39(20): 7525–7537.
Zhang D, Qu L P, Zhang J H. Ecological security pattern construction method based on the perspective of ecological supply and demand: A case study of Yangtze River Delta [J]. Acta Ecologica Sinica, 2019, 39(20): 7525–7537.

[2] Teng Y G, Wu J, Lu S J, et al. Soil and soil environmental quality monitoring in China: a review [J]. Environment International, 2014,

69: 177–199.

[3] Saby N P, Bellamy P H, Morvan X, et al. Will European soil-monitoring networks be able to detect changes in topsoil organic carbon content [J]. Global Change Biology, 2008, 14: 2432–2442.

[4] Lark R M, Bellamy P H. Rawlins BGS patio-temporal variability of some metal concentrations in the soil of eastern England and implications for soil monitoring [J]. Geoderma, 2006, 133: 363–379.

[5] 解庆锋, 周小果, 王振峰, 等. 河南省土壤环境监测背景点布设参考区域划分研究 [J]. 物探与化探, 2021, 45(5): 1164–1170.
Xie Q F, Zhou X G, Wang Z F, et al. Reference area division for background point arrangement in soil environmental monitoring in Henan Province [J]. Geophysical and Geochemical Exploration, 2021, 45(5): 1164–1170.

[6] 王平, 奚小环. 全国农业地质工作的蓝图: “农业地质调查规划要点”评述 [J]. 中国地质, 2004, 31(S1): 11–15.
Wang P, Xi X H. Blueprint of national agricultural geological work: Comment on “key points of agricultural geological survey planning” [J]. Geology in China, 2004, 31(S1): 11–15.

[7] Li M, Xi X H, Cheng H X, et al. National multi-purposeregional geochemical survey in China [J]. Journal of Geochemical Exploration, 2014, 139: 21–30.

[8] 邵文静, 宋垠先, 王成, 等. 近 30 年来苏南耕地土壤 pH 时空变化特征及影响因素分析 [J]. 高校地质学报, 2016, 22(2): 264–273.
Shao W J, Song Y X, Wang C, et al. Spatial-temporal variation and associated driving factors of pH values in soils in the past 30 years in the Southern Jiangsu Province [J]. Geological Journal of China Universities, 2016, 22(2): 264–273.

[9] Wang C, Yang Z F, Zhong C, et al. Temporal-spatial variation and source apportionment of soil heavy metals in the representative river-alluviation depositional system [J]. Environmental Pollution, 2016, 216: 18–26.

[10] 廖启林, 崔晓丹, 黄顺生, 等. 江苏富硒土壤元素地球化学特征

及主要来源[J]. 中国地质,2020,47(6):1813-1825.

Liao Q L,Cui X D,Huang S S,et al. Element geochemistry of selenium-enriched soil and its main sources in Jiangsu Province[J]. Geology in China,2020,47(6):1813-1825.

[11] Chuai X W,Huang X J,Wang W J,et al. Spatial variability of soil organic carbon and related factors in Jiangsu Province, China[J]. Pedosphere,2014,22:404-414.

[12] Xia X Q,Yang Z F,Yu T,et al. Detecting changes of soil environmental parameters by statistics and GISA case from the lower Changjiang plain, China[J]. Journal of Geochemical Exploration, 2017,181:116-128

[13] 全国土壤污染状况调查公报[EB/OL]. (2014-04-17). http://www.zhb.gov.cn/gkml/hbb/qt/201404/t20140417_270670.htm. Report on the national general survey of soil contamination [EB/OL]. (2014-04-17). http://www.zhb.gov.cn/gkml/hbb/qt/201404/t20140417_270670.htm.

[14] 魏洪斌,罗明,吴克宁,等. 长江三角洲典型县域耕地土壤重金属污染生态风险评价[J]. 农业机械学报,2021,52(11):200-209.

Wei H B,Luo M,Wu K N,et al. Ecological risk assessment of heavy metal pollution in cultivated soil at typical county level in Yangtze River Delta [J]. Transactions of the Chinese Society for Agricultural Machinery,2021,52(11):200-209.

[15] Corder G W,Foreman D I. Nonparametric statistics: A step-by-step approach[M]. New Jersey: John Wiley & Sons,2014.

[16] Zhang C,Mcgrath D. Geostatistical and GIS analyses on soil organic carbon concentrations in grassland of southeastern Ireland from two different periods[J]. Geoderma,2004,119:261-275.

An analysis of the temporal and spatial changes in soil monitoring indices based on GIS and statistics

WANG Yuan-Yuan¹, HUA Ming¹, JIN Yang¹, CUI Xiao-Dan¹, XU Wei-Wei¹, LI Wen-Bo¹,
LIU Wei-Jing¹, WANG Zi-Yi¹, WEN Yu-Bo²

(1. Technology Innovation Center of Land (Cultivated Land) Ecological Monitoring and Restoration Project of the Ministry of Natural Resources, Geological Survey of Jiangsu Province, Nanjing 210018, China; 2. School of Geographic Sciences, Nantong University, Nantong 226000, China)

Abstract: Soil monitoring is of significance for guiding the determination of the ecological quality of soil, the active ecological restoration and prevention of soil pollution, and the sustainable monitoring and utilization of land resources. To investigate the temporal and spatial changes in the soil monitoring indices in Yixing City, Jiangsu Province, this study collected the geochemical data on 426 soil samples taken during the multi-purpose geochemical survey of Yixing City in 2004 and 4 458 soil samples taken during the 1:50 000 land quality geochemical survey in 2015. Based on these data, this study analyzed the changes in important soil environmental parameters of the study area using the geographic information system (GIS) and statistics. Moreover, it determined the changes in the parameters or element concentrations using box-whisker plots and *t*-tests, conducted an error analysis using the nugget value (C_0) based on the semivariance function, and evaluated and analyzed different spatial variables. The results are as follows. From 2004 to 2015, the organic matter (OM) and nutrient elements such as nitrogen, phosphorus, and boron showed an upward trend; the pH of soil showed a significant downward trend; the contents of selenium and heavy metals such as cadmium, copper, lead, and zinc showed an upward trend, and the arsenic content did not change significantly.

Key words: soil; monitoring; spatio-temporal change; GIS; semivariance function

(本文编辑:蒋实)