

## 泉州湾洛阳江河口湿地土壤肥力质量特征分析

周贵尧<sup>1,2</sup>, 吴沿友<sup>1,3\*</sup>, 张明明<sup>1</sup>

(1. 江苏大学 现代农业装备与技术教育部重点实验室, 江苏 镇江 212013; 2. 复旦大学 生物多样性和生态工程教育部重点实验室, 上海 200433; 3. 中国科学院 地球化学研究所, 环境地球化学国家重点实验室, 贵州 贵阳 550002)

**摘要:** 土壤质量的综合评价是湿地土壤管理的前提, 由于土壤评价涉及众多因子, 因此, 科学浓缩评价信息成为评价湿地健康发展的重要基础。本文以泉州湾洛阳江河口湿地桐花树、秋茄、白骨壤和互花米草等4种红树覆盖下的土壤为研究对象, 同时以空地作为参考, 选取铵态氮、硝态氮、有效磷以及有效铁、有效锰、有效铜和有效锌等指标, 利用主成分分析法分析评估不同植被下土壤肥力质量。结果表明, 不同红树植被对土壤肥力质量影响差异明显, 互花米草促进土壤营养成分的累积, 四种红树植物下土壤肥力质量表现为互花米草 > 桐花树 > 白骨壤 > 秋茄; 红树植物种植时间、根系构型、生物量大小以及微环境差异是引起土壤肥力质量分异的主要原因; 不同红树植物对土壤无机氮磷和金属有效态的空间分布影响具有明显差异; 金属元素相关性分析揭示出该湿地金属元素具有良好的同源特性。本研究可为河口湿地差异性修复提供一定的理论依据。

**关键词:** 土壤肥力质量; 红树林植物; 河口湿地; 主成分分析

中图分类号: X82 文献标识码: A 文章编号: 0564-3945(2015)05-1138-07

周贵尧, 吴沿友, 张明明. 泉州湾洛阳江河口湿地土壤肥力质量特征分析[J]. 土壤通报, 2015, 46(5): 1138-1144

ZHOU Gui-yao, WU Yan-you, ZHANG Ming-ming. Study on the Characteristics of Soil Fertility Quality of Estuarine Wetlands in Luoyang River of Quanzhou Bay[J]. Chinese Journal of Soil Science, 2015, 46(5): 1138-1144

湿地土壤养分含量是湿地土壤肥力的重要标志, 不同土壤肥力导致不同的湿地生产力, 湿地土壤肥力是土壤为湿地植物生长供应和协调营养条件和环境条件的能力, 它是湿地土壤的物理、化学和生物性质的综合反映, 土壤的理化性质都直接或间接地影响着湿地植被的生长<sup>[1]</sup>。湿地中不同植物通过不同的微环境影响土壤 pH<sup>[2]</sup>、盐度<sup>[3]</sup>、金属含量<sup>[4]</sup>、酶活性<sup>[5]</sup>、氧化还原电位<sup>[6]</sup>等特性, 调控湿地的元素组成以及化学计量关系。受沿岸工农业发展以及频繁人为活动的影响, 河口湿地遭受到不同程度的氮磷和重金属等污染, 因此, 对湿地土壤肥力质量状况作出准确评价是湿地恢复和管理的前提和依据。

土壤质量的综合评价是湿地土壤管理的前提, 由于土壤评价涉及众多因子, 因此, 浓缩评价信息是提供科学建议的基础。湿地是多因素、非线性控制的模糊系统, 对其土壤肥力质量作综合分析评估往往具有模糊性。为了全面、系统的分析评价湿地土壤肥力质量, 需要考虑众多对湿地土壤质量有影响的营养因子, 即对湿地营养状况评价是一个多指标的综合评价。多指标变量无疑会为评价分析过程提供丰富的信息, 但同

时也增加了难度和工作量<sup>[7]</sup>, 然而由于这些指标又存在相关关系, 如何用少数几个新指标来代替原来众多的相关指标, 且使它们能够尽可能全面地反映原问题的信息量, 使问题简化, 就显得很重要<sup>[8]</sup>。主成分分析是在一组变量中找出其方差和协方差矩阵的特征量, 将多个变量通过降维转化为少数几个综合变量的统计分析方法, 由于其在对高维变量系统进行最佳的综合与简化、客观地确定各个指标的权数和避免主观随意性方面的突出特点, 已经被运用到水质评价和环境评价领域<sup>[8,9]</sup>。相比于模糊综合评判、综合指数等其他传统数学方法, 主成分分析具有客观确定指标权重, 避免主观随意性, 对高危变量系统进行最佳综合与简化等优势<sup>[10]</sup>, 在水质、人口、土壤等领域均具有较好的应用<sup>[11]</sup>。

近年来, 生态和环境领域学者对泉州湾洛阳江河口湿地元素的地球化学行为开展了大量研究<sup>[12,13]</sup>, 主要集中在土壤生态风险评估, 元素时空分布特征, 红树林植物不同部分对湿地环境响应等方面, 主要研究方法也仅限于传统统计学和空间分析方法, 但这些方法往往需要大量监测数据支持, 给湿地土壤肥力质量评估造成一定的困难, 而关于泉州湾洛阳江河口湿地土壤

收稿日期: 2014-11-03; 修订日期: 2015-05-21

基金项目: 国家科技支撑计划专题(2009BADB2B04-03)、国家自然科学基金(31070365)和江苏省高校优势学科(苏政办[2014]37号)资助

作者简介: 周贵尧(1991-), 男, 硕士研究生, 主要从事湿地生态修复研究。E-mail: jdzhouguiyao@163.com

\* 通讯作者: E-mail: wuyanyou@mail.gyig.ac.cn

肥力质量的研究也鲜有报道。为此,本文采用主成分方法,综合分析、探讨了泉州湾洛阳江河口湿地不同红树林下的土壤营养元素综合状况,以期为湿地可持续发展提供一定的理论依据。

## 1 材料与方法

### 1.1 研究区概况

泉州湾位于福建省东南部泉州市,地理坐标,东经  $118^{\circ}38' \sim 118^{\circ}52'$ , 北纬  $24^{\circ}47' \sim 24^{\circ}58'$ ; 总面积为  $136.42 \text{ km}^2$ , 其中内湾面积  $79.51 \text{ km}^2$ , 内湾滩涂湿地占 99%; 沿岸包括惠安县、洛江区、丰泽区石狮市和晋江市等 6 个市、区、县; 属南亚热带海洋季风气候, 年平均气温为  $20.4 \text{ }^{\circ}\text{C}$ , 年降水量为  $1095.4 \text{ mm}$ , 年相对湿度为 78%; 桐花树 (*Aegiceras corniculatum*), 秋茄 (*Kandelia candel*) 和白骨壤 (*Avicennia marina*) 为该区域优势红树林树种, 下游区域分布有大量互花米草 (*Spartina alterniflora*)。

### 1.2 数据来源

分别于 2007 年 4 月 15 ~ 17 日 (春季)、2007 年 11 月 8 ~ 10 日 (秋季)、2008 年 1 月 6 ~ 10 日 (冬季) 和 2008 年 8 月 1 ~ 3 日 (夏季) 依次定点采集该区域上游、中游、下游桐花树、秋茄、白骨壤和互花米草下的土壤, 同时采集空地 (种植过植被但已被破坏) 作为对照。分 0 ~ 10 cm、10 ~ 20 cm、20 ~ 30 cm、30 ~ 40 cm 和 40 ~ 50 cm 五个土层深度采集, 每个土层重复采样三次, 将采集到的样品及时带回实验室风干保存。

土壤铵态氮 ( $\text{NH}_4^+ - \text{N}$ ) 采用  $2 \text{ mol l}^{-1}$  KCl 浸提取法测定; 硝态氮 ( $\text{NO}_3^- - \text{N}$ ) 采用双波长分光光度法测定; 土壤有效磷 (A-P) 采用  $0.5 \text{ mol l}^{-1}$  的碳酸氢钠浸提, 钼锑抗比法测定; 采用鲍士旦主编的《土壤农化分析》金属有效态分析方法依次分析土壤中有效铁 (Fe)、有效锰 (Mn)、有效铜 (Cu) 和有效锌 (Zn) 含量<sup>[14]</sup>。

### 1.2 主成分分析

主成分分析方法 (Principal Component Analysis, PCA), 是多元统计分析中的一种重要方法, 是将多个变量通过线性变换以选出重要变量的一种多元统计分析方法, 用这种方法可以找到几个综合因子来代表原来众多的变量, 并且这几个综合因子能反映原来绝大多数的信息<sup>[15]</sup>。其主要原理为: 设有  $n$  个相关变量  $X_i (i = 1, 2, \dots, n)$  组合成  $n$  个独立变量  $Y_i (i = 1, 2, \dots, n)$ , 使得独立变量  $Y_i$  的方差之和等于原来  $n$  个相关变量  $X_i$  的方差之和, 并按方差大小由小到大排列。把  $n$  个相关变量的作用看作主要由为首的几个独立变量  $Y_i (i = 1, 2, \dots, m) (m < n)$  所决定, 于是  $n$  个相关变量就缩减成  $m$  个独立变量  $Y_i, Y_i (i = 1, 2, \dots, m)$ , 也就是主成分<sup>[9]</sup>。

其主要分析步骤主要包括原始数据标准化, 计算相关系数矩阵, 计算特征值与特征向量, 计算主成分贡献率及累计贡献率, 计算主成分载荷以及主成分评分等步骤, 本文主要采用 SPSS 的相关分析模块进行分析处理, 具体过程见文献<sup>[8,16]</sup>。

**1.2.1 营养元素因子选择** 在湿地中, 土壤氮、磷和部分金属有效态元素, 如, 有效铜, 有效锌, 有效铁和有效锰是红树植物的重要营养来源, 这些物质在一定的浓度范围内能够促进红树植物的生长发育<sup>[17,18]</sup>。因此, 本文分别选取了铵态氮, 硝态氮和有效磷等三种元素代表红树林植物能够大量吸收利用的无机氮素和磷素, 以及红树林植物生长所需的有效铁, 有效锰, 有效铜和有效锌等四种微量金属营养元素, 选取 2007 ~ 2008 年的实验数据作为分析样本。为了便于数据的显示, 在营养元素分布矩阵表中, 以  $X_1, X_2 \dots X_7$  分别代表各因子:  $X_1$  为铵态氮 ( $\text{NH}_4^+ - \text{N}$ ) 含量;  $X_2$  为硝态氮 ( $\text{NO}_3^- - \text{N}$ ) 含量;  $X_3$  为有效磷 (A-P) 含量,  $X_4$  有效铁 (Fe) 含量;  $X_5$  为有效锰 (Mn) 含量;  $X_6$  为有效铜 (Cu) 含量;  $X_7$  为有效锌 (Zn) 含量, 各因子单位均为  $\text{mg kg}^{-1}$ 。

## 2 结果与讨论

### 2.1 评价标准及评价因子选择

采用泉州湾洛阳江河口湿地桐花树、秋茄、白骨壤、互花米草等 4 种植被覆盖下的土壤作为土壤质量评价实验素材, 以长期空置的空地土壤作为对照, 分春、夏、秋、冬在不同区域不同土层深度上采样, 其中, 桐花树和空地覆盖下土壤各 128 个, 秋茄和白骨壤覆盖下土壤各 112 个, 互花米草覆盖下土壤各 110 个。由于湿地处于海陆过渡带, 对外界环境较为敏感, 如湿地土壤的物理和化学性质容易受到河流季节性涨落影响, 不同土壤酶的活性受不同季节带来的温度变异调控, 为了准确地评估泉州湾洛阳江河口湿地不同红树植物整体土壤肥力质量, 选用不同评价指标的年平均均值作为数据基础, 以主要湿地土壤营养元素作为评价因子, 建立因子集, 如表 1 所示。在该评价标准中, 具体选择了  $\text{NH}_4^+ - \text{N}$ 、 $\text{NO}_3^- - \text{N}$ 、A-P、Fe、Mn、Cu 和 Zn 等 7 个参数为评价因子, 不同植被覆盖下的湿地土壤营养年平均均值如表 1 所示。

### 2.2 主成分识别

主成分识别是以土壤污染物含量作为原变量, 通过计算变量方差和协方差矩阵的特征量, 将多个变量通过降维转化为少数几个综合变量, 即将土壤污染物的信息进行了集中和提取, 从众多评价因子中识别出起主导作用的成分<sup>[9]</sup>。在数据处理过程中, 由于各因子的量纲不同, 因此有必要对数据做数据标准化处理。

表 1 不同植被覆盖下的土壤营养成分年平均值 (mg kg<sup>-1</sup>)

Table 1 Annual average of soil nutrition covered by different species

	NH <sub>4</sub> <sup>+</sup> -N	NO <sub>3</sub> <sup>-</sup> -N	A-P	Fe	Mn	Cu	Zn
桐花树	14.80	12.62	29.56	43.81	26.79	8.46	9.57
秋茄	13.53	12.69	30.74	41.11	21.13	9.06	9.34
白骨壤	14.58	9.53	33.26	50.63	26.11	7.32	9.35
互花米草	13.49	12.23	38.32	38.33	25.83	10.69	11.96
空地	14.09	10.61	24.47	36.70	20.81	5.94	6.57

表 2 为该河口湿地 7 种营养元素的总方差分解表, 从表中可以看出前两个因子已经占到总方差的 82.88% (大于 80%), 反映出用前两个因子来反映原始数据的亏损只有 17.12%, 可以用这两个因子来反映出原始数据的基本信息, 其中, 第一个因子贡献的最多, 达到 59.04%, 第二个因子次之, 第三、四和五因子对总方差贡献很少。因此, 为了能够用较少的指标反映出综合信息, 前两个因子可以视为主成分来代表土壤总体营养元素状况。

表 2 营养元素总方差分解表

Table 2 The total variance resolution table of nutrients

主成分 Principal component	初始特征值及贡献率 Initial eigenvalue and contribution rate		
	特征值 Eigenvalue	贡献率 (%) Contribution rate	累计贡献率 (%) Cumulative contribution rate
	1	4.13	59.04
2	1.67	23.83	82.88
3	0.78	11.12	93.99
4	0.41	5.87	99.86
5	0.01	0.14	100

### 2.3 主要营养元素识别分析

主要营养元素识别是通过土壤营养元素对主成分的贡献率及载荷进行分析, 营养因子载荷大的既可以认为是重要的营养因子。表 3 为 7 种营养因子对应与两种主成分的载荷值, 也就是两个主成分于 7 种营养元素的相关系数, 因此, 据此可以得到主成分载荷表达式:

$$\text{第一主成分} = -0.808\text{NH}_4^+ - \text{N} + 0.803\text{NO}_3^- - \text{N} + 0.928\text{A-P} + 0.673\text{Fe} - 0.345\text{Mn} + 0.909\text{Cu} + 0.759\text{Zn} \quad (1)$$

$$\text{第二主成分} = 0.405\text{NH}_4^+ - \text{N} - 0.122\text{NO}_3^- - \text{N} + 0.129\text{A-P} - 0.268\text{Fe} + 0.931\text{Mn} + 0.354\text{Cu} + 0.640\text{Zn} \quad (2)$$

表 3 旋转前主成分载荷矩阵

Table 3 Principal component loading matrix before rotation

	第一主成分 First principal component	第二主成分 Second principal component
NH <sub>4</sub> <sup>+</sup> -N	-0.808	0.405
NO <sub>3</sub> <sup>-</sup> -N	0.803	-0.122
A-P	0.928	0.129
Fe	0.673	-0.268
Mn	-0.345	0.931
Cu	0.909	0.354
Zn	0.759	0.640

从表 3 可以看出, 用两个主成分因子已经能够概括绝大多数土壤营养元素的信息, 但由于每个因子中各变量之间的系数差异不显著, 因此, 需要利用方差最大旋转对该因子载荷进一步作旋转分析, 使每个因子上具有最高载荷的变量数最少, 以使得对更容易解释各因子之间的关系。

表 4 是旋转后的主成分载荷矩阵, 由于不同主成分对应的各变量的系数向最大和最小转化, 使每个主成分上具有最高载荷的变量数最少, 旋转后的载荷系数矩阵中各变量对两个主成分的载荷系数差别比较明显。从表中可以看出, 第一主成分以 Zn、Cu 和 A-P 的载荷最大, 载荷值分别为 0.988、0.951 和 0.840, 第二主成分中 Fe、Mn 和 NH<sub>4</sub><sup>+</sup>-N 的载荷贡献值最大, 载荷值分别为 0.964 和 0.790。主成分载荷矩阵中的正负号可以反映出土壤营养元素的复合性, 在主成分载荷图中表现为对斥因子(图 1), 如从图 1 可以看到 NH<sub>4</sub><sup>+</sup>-N、Cu、A-P 中在各自对应的主成分坐标系统中都为负值, 反映出他们在该地区是不同的营养源因子以及该区域土壤质量不受他们的共同作用。

表 4 旋转后主成分载荷矩阵

Table 4 Principal component loading matrix after rotation

	第一主成分 First principal component	第二主成分 Second principal component
NH <sub>4</sub> <sup>+</sup> -N	-0.44	0.790
NO <sub>3</sub> <sup>-</sup> -N	0.594	-0.553
A-P	0.840	-0.416
Fe	0.405	-0.600
Mn	0.239	0.964
Cu	0.951	-0.220
Zn	0.988	0.101

图 1 表示不同影响因子的主成分载荷散点图, 图中, 横、纵坐标分别表示经过旋转处理后提取出的第一和第二主成分, 不同因子投影到坐标轴上的值表示其载荷, 偏离坐标轴的因子, 其载荷值越大, 靠近坐标轴的因子, 载荷值越小。结合旋转后主成分载荷矩阵(表 4)以及不同因子主成分载荷散点图(图 1)可以看到, 第一主成分主要受到 Cu、Zn 和 A-P 的影响, 第二主成分中 NO<sub>3</sub><sup>-</sup>-N、A-P 和 Fe 对其贡献最大, Mn 和 Zn 虽然不是主导性因子, 但是其对第一主成分和第二主成分均



有一定的影响。

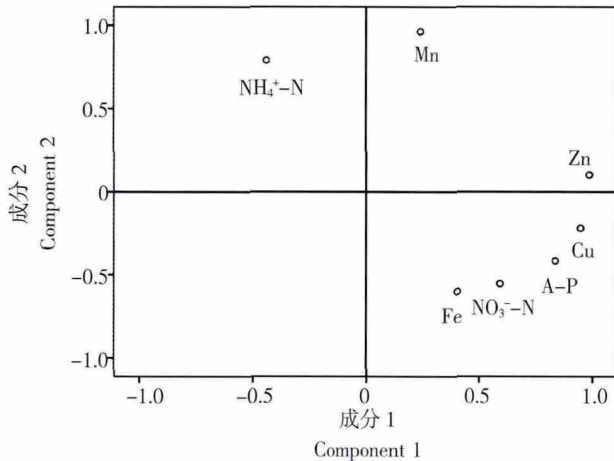


图1 不同影响因子主成分载荷散点图

Fig. 1 Scatter plot of principal component of different influencing factors

## 2.4 土壤营养分级结果

主成分总得分可以客观的反映出实验对象的综合信息,在主成分分析过程中,实验变量主成分得分少反映出较少的实验变量的综合综合信息,主成分得分高的因子反映较多的综合信息,因此,可以依据不同植被覆盖模式的主成分总得分差异来进行排序、推断各种植被模式的土壤质量状况。根据前面选取的两个主成分因子建立旋转后的载荷值,得到各因子的得分系数矩阵(表5)。

表5 主成分得分系数矩阵

Table 5 Scoring coefficient matrix of principal component

	第一主成分 First principal component	第二主成分 Second principal component
NH <sub>4</sub> <sup>+</sup> -N	-0.025	0.311
NO <sub>3</sub> <sup>-</sup> -N	0.119	-0.170
A-P	0.229	-0.063
Fe	0.044	-0.224
Mn	0.245	0.508
Cu	0.301	0.051
Zn	0.368	0.214

根据因子得分系数矩阵,得到该湿地不同植被覆盖下的主成分表达式,如下所示:

$$F_1 = -0.025 \text{ NH}_4^+ \text{-N} + 0.119 \text{ NO}_3^- \text{-N} + 0.229 \text{ A-P} + 0.044 \text{ Fe} + 0.245 \text{ Mn} + 0.301 \text{ Cu} + 0.368 \text{ Zn} \quad (3)$$

$$F_2 = 0.311 \text{ NH}_4^+ \text{-N} - 0.170 \text{ NO}_3^- \text{-N} - 0.063 \text{ A-P} - 0.224 \text{ Fe} + 0.508 \text{ Mn} + 0.051 \text{ Cu} + 0.214 \text{ Zn} \quad (4)$$

以每个主成分分量对应的特征值所提取的主成分总的特征值之和的比值作为权重,计算其主成分综合模型,即

$$F = \frac{\lambda_1}{\lambda_1 + \lambda_2} F_1 + \frac{\lambda_2}{\lambda_1 + \lambda_2} F_2 \quad (5)$$

式中, $F$ 为主成分总得分, $\lambda_1$ 和 $\lambda_2$ 分别为第一主成

分和第二主成分的特征值。

根据综合模型计算出泉州湾洛阳江河口湿地不同植被类型下土壤营养元素的主成分总得分值,结果如表6所示,主成分得分可以综合反映出土壤营养元素和土壤质量的总体情况,主成分得分越高,表示土壤中含有的营养元素越多,即土壤的肥力质量越好。从表中可以看出,互花米草下土壤的主成分得分最高,空地的主成分得分最低,四种红树林植物的营养元素总得分表现为互花米草 > 桐花树 > 白骨壤 > 秋茄的分布顺序,反映出互花米草下土壤营养元素的含量最高,空地土壤营养元素的含量最低,不同红树林植物对土壤营养元素具有不同程度的改造作用。互花米草由于在泉州湾洛阳江河口湿地生长多年,根系较为发达,繁殖扩张速度较快,能够较大范围的捕获陆源性土壤;桐花树和白骨壤分别种植于20世纪70年代以及20世纪末,形成时间较长,生物量大,根系构型发达,独特的微环境条件控制了土壤中营养元素的分布。近年种植的秋茄,尽管其生长速度较快,但种植时间短,生物量较小,土壤肥力质量总体状况相对弱于前三种植物。空地由于受植物的活化改造作用较小,湿地营养元素含量少,导致土壤肥力质量相对贫乏。

表6 不同植被覆盖下湿地土壤营养元总得分排序

Table 6 Sequence of soil nutrients scores under different vegetation modes

	$F_1$	$F_2$	$F$	排序 Order
桐花树	22.46	6.87	29.33	2
秋茄	21.36	4.10	25.46	4
白骨壤	22.65	5.12	27.77	3
互花米草	25.53	7.34	32.87	1
空地	17.43	5.10	22.53	5

## 3 营养元素空间分布及元素相关性

### 3.1 不同植被营养元素空间分布

图2和图3分别表示泉州湾洛阳江河口湿地不同红树植被下土壤表层(0~20 cm)和深层(20~50 cm)土壤无机氮、磷和金属有效态含量分布。铵态氮在4种植被下表层和深层土壤中含量无明显差异;秋茄以及互花米草表层和深层土壤中硝态氮含量高于其他两种植被;表层和深层互花米草土壤中有效磷、有效铜和有效锌均显著高于其他三种红树植物同土层深度元素含量;白骨壤两个土层上有效铁含量高于其他三种红树植物。

秋茄由于种植时间短,植株较小,植物根系不发达,对硝酸盐的吸收少,因此土壤中硝酸盐的含量相对较高,而桐花树和白骨壤具有较长的种植历史,发达的

根系通过吸收作用很大程度上减少了土壤中硝酸盐的含量;互花米草生长地点高程较高,淹水时间短,使得表层土壤中硝酸盐的含量明显高于其他三种植物。生物量通过改善土壤中磷酸酶活性来提高有效磷含量<sup>[19]</sup>,互花米草为入侵物种,分布范围广,适应性强,繁殖速度快,较大的生物量促进了土壤中微生物的呼吸速率,显著提高了土壤有效磷的含量。从图中可以看出,有植被覆盖的土壤有效磷和空地土壤有效磷含量差异显著,这可能与红树植物的根系分泌物有关。土壤有效铜和有效锌含量在桐花树、秋茄和白骨壤三种植物中差异不明显,而互花米草表层和

深层土壤中含量显著高于其他三种植物,这可能是因为互花米草对土壤有效铜和有效锌的吸收利用能力较弱,使得滞留在土壤中的有效铜含量较高,另外,互花米草为外来入侵物种,在泉州湾洛阳江河口湿地分布范围较广,冬季互花米草大量枯死,在降低对锌的吸收能力之外,将体内的锌释放到土壤中,造成土壤中锌元素的聚集。白骨壤表层土壤有效铁含量高于其他三种红树林,这主要是因为白骨壤种植时间长,根系发达,土壤有机质含量较高以及较低的盐度和 pH,土壤中较高的有机质和低盐度以及 pH 能显著增强有效铁含量<sup>[20]</sup>。

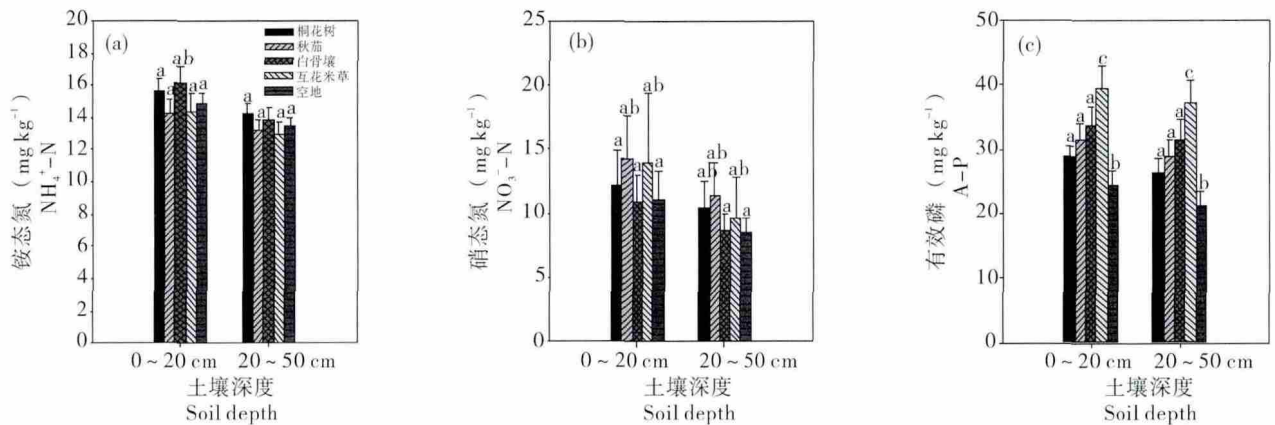


图 2 不同植被下不同层次土壤无机氮、磷含量  
Fig. 2 The content of soil inorganic nitrogen and phosphorus at different soil depths and under different vegetations

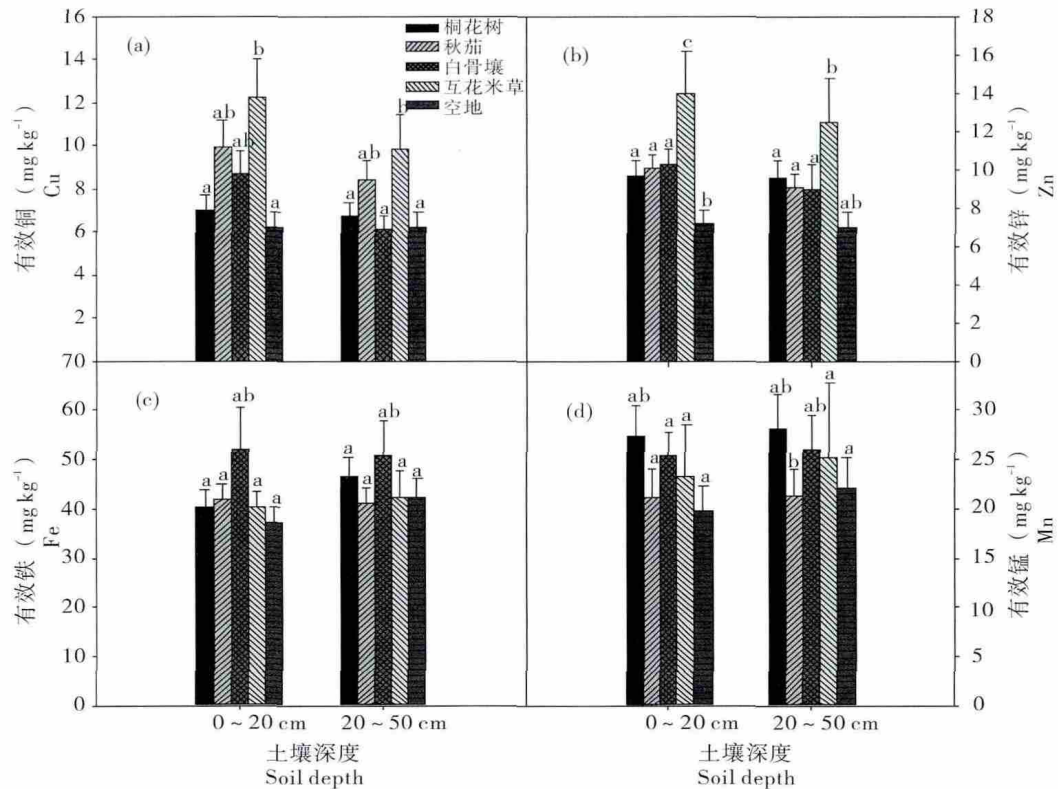


图 3 不同植被下不同层次土壤四种金属有效态含量  
Fig. 3 The content of four available metals at different soil depths and under different vegetations

### 3.2 土壤营养元素相关性分析

河口湿地土壤具有不均一性,这是因为湿地的土壤是不同时间淤积的<sup>[21-23]</sup>,为了研究泉州湾洛阳江河口湿地土壤空地营养元素间的分布特征,必须建立参考系统,为后面深入研究该区域不同红树林植物对土壤营养元素的影响奠定基础。河水带来的元素是湿地物质的主要来源,如果运移环境不发生明显变化,由河水运移带来的元素物质形成的沉积物应该具有相似的来源特性<sup>[13]</sup>。近年来,泉州湾洛阳江河口湿地未受到较大突发的环境变迁影响,从理论上说,淤积土壤应该是具有同源特性的。通过对泉州湾洛阳江河口湿地营养元素间的相关关系(表7)可以看出,湿地土壤中各金

属元素间的相关性较好,Zn与Cu,Fe与Mn,Fe与Zn,Mn与Zn均具有显著的相关性,反映出河口湿地沉积物金属具有较好的同源性,同时,该河口湿地红树林植物对湿地土壤营养元素的改造作用相对较弱;湿地土壤中四种重金属元素受到潮水和河水周期性淹没的影响不大,具有良好的通气性。

从表中还可以看出, $\text{NH}_4^+$ -N与Cu有显著正相关, $\text{NH}_4^+$ -N与Fe和Zn呈现出较弱的负相关特征; $\text{NO}_3^-$ -N与P呈现弱正相关,A-P与Cu呈弱负相关。反映出该湿地土壤通气性较好,这与Reef等的研究结论一致<sup>[23,24]</sup>。

表7 泉州湾洛阳江河口湿地营养元素相关系数

Table 7 Correlation among nutrient elements of estuarine wetlands in Luoyang River of Quanzhou Bay

	$\text{NH}_4^+$ -N	$\text{NO}_3^-$ -N	A-P	Fe	Mn	Cu
$\text{NO}_3^-$ -N	0.015					
A-P	-0.084*	0.121**				
Fe	-0.117**	-0.115**	0.073			
Mn	0.044	0.02	-0.087*	0.432**		
Cu	0.244**	0.019	-0.157**	-0.04	0.041	
Zn	-0.111**	-0.082*	0.076	0.334**	0.197**	0.469**

注:\*在 $P < 0.05$ 水平下差异显著(双尾检验);\*\*在 $P < 0.01$ 水平下差异显著(双尾检验)。

## 4 结论

主成分分析方法能够很好的解释泉州湾洛阳江河口湿地不同植被模式下营养元素间的相关性及其差异性,分析结果反映出不同植被模式下土壤营养因子及其对土壤肥力质量的贡献率;植被覆盖下的土壤肥力显著高于无植被覆盖土壤,不同植被模式下土壤肥力质量差异明显,四种植物覆盖下的土壤肥力质量总体表现为互花米草 > 桐花树 > 白骨壤 > 秋茄;种植时间、植物构型、生物量大小以及微环境差异是造成土壤肥力质量差异的主要原因;泉州湾洛阳江河口湿地红树植物对土壤环境具有一定的活化改造作用。

泉州湾洛阳江河口湿地不同红树植物对土壤无机氮、磷和金属有效态的空间分布具有明显差异;白骨壤和桐花树能够促进土壤硝态氮的聚集;红树植被覆盖的土壤有效磷含量显著高于空地,互花米草对土壤有效磷、有效铜和有效锌的累积效应强于桐花树、秋茄和白骨壤;白骨壤对有效铁的聚集效应强于桐花树、秋茄和互花米草。

金属微量元素相关性分析反映出湿地土壤具有同源特性以及该湿地土壤通气性较好;潮水和河水周期性淹没对土壤金属元素的影响相对不大。

## 参考文献:

- [1] 白军红,余国营,张玉霞. 湿地土壤养分的空间异质性研究方法构想[J]. 水土保持学报, 2001, 15(5): 68 - 71.
- [2] FENNER N, FREEMAN C, REYNOLDS B. Observations of a seasonally shifting thermal optimum in peat land carbon-cycling processes; implications for the global carbon cycle and soil enzyme methodologies [J]. Soil Biology & Biochemistry, 2005, 37(10): 1814 - 1821.
- [3] SINSABAUGH R L. Phenol oxidase, peroxidase and organic matter dynamics of soil [J]. Soil Biology and Biochemistry, 2010, 42(3): 391 - 404.
- [4] AGORAMORTHY G, CHEN F A, HSU M J. Threat of heavy metal pollution in halophytic and mangrove plants of Tamil Nadu, India[J]. Environmental Pollution, 2008, 155(2): 320 - 326.
- [5] SONG K Y, ZOH K D, KANG H. Release of phosphate in a wetland by changes in hydrological regime [J]. Science of the Total Environment, 2007, 380(3): 13 - 18.
- [6] MARCHAND C, LALLIER-VERGES E, BALTZER F, et al. Heavy metals distribution in mangrove sediments along the mobile coastline of French Guiana[J]. Marine chemistry, 2006, 98(2): 1 - 17.
- [7] 国家环境保护总局污染控制司. 城市固体废物管理与处理处置技术[M]. 北京: 中国石化出版社, 2000.
- [8] 谢贤健, 兰代萍. 基于因子分析法的沱江流域地表水水质的综合评价[J]. 安徽农业科学, 2009, 37(3): 1304 - 1306.
- [9] 高吉喜, 段飞舟, 香宝. 主成分分析在农田土壤环境评价中的应用[J]. 地理研究, 2006, 25(5): 836 - 842.
- [10] 傅湘, 纪昌明. 区域水资源承载能力综合评价 - 主成分分析方



- 法的应用[J]. 长江流域资源与环境, 1999, 18(5): 168 - 173.
- [11] 陈俊英, 张智韬, LEIONID GILLERMAN, 等. 影响土壤斥水性的污灌水质主成分分析[J]. 排灌工程机械学报, 2013, 31(5): 434 - 439.
- [12] 胡恭任, 于瑞莲, 余伟河. 泉州湾潮间带表层沉积物稀土元素地球化学特征[J]. 环境化学, 2011, 30(12): 2086 - 2091.
- [13] YU RUI-LIAN, YUAN XING, ZHAO YUAN-HUI, et al. Heavy metal pollution in intertidal sediments from Quanzhou Bay, China [J]. Journal of environmental sciences (China), 2008, 20(6): 664 - 669.
- [14] 鲍士旦. 土壤农化分析[M]. 北京: 中国农业科技出版社, 2005.
- [15] 赵小汎, 代力民, 陈文波, 等. 耕地与建设用地变化驱动力比较分析[J]. 地理科学, 2008, 28(2): 214 - 218.
- [16] 徐建华. 计量地理学[M]. 北京: 高等教育出版社, 2006.
- [17] LI W Q, LIU X J, KHAN M A, GUL B Q. Relationship between soil characteristics and halophytic vegetation in coastal region of North China[J]. Pakistan Journal of Botany, 2008 (40): 1081 - 1090.
- [18] AGORAMOORTHY G, CHEN F A, HSU M J. Threat of heavy metal pollution in halophytic and mangrove plants of Tamil Nadu, India[J]. Environmental Pollution, 2008, 155(2): 320 - 326.
- [19] PANCHOLY S K, RICE E L. Soil enzymes in relation to old field succession: Amylase, cellulose, invertase, invertase, dehydrogenase and urease [J]. Soil Science Society of America Journal, 1973, 37(1): 47 - 50.
- [20] MACHADO W, SANTELLI R E, CARVALHO M F, et al. Relation of reactive sulfides with organic carbon, iron, and manganese in anaerobic mangrove sediments: implications for sediment suitability to trap trace metals [J]. Journal of Coastal Research, 2008, 24 (4C): 25 - 32.
- [21] TD JICKELLS. Nutrient Biogeochemistry of the Coastal Zone[J]. Science (New York, N.Y.), 1998, 281(5374): 217 - 221.
- [22] 吴沿友, 郝建朝, 李萍萍, 等. 北固山湿地土壤金属元素空间分布与变化[J]. 江苏大学学报(自然科学版) 2005, 26(4): 340 - 344.
- [23] REEF R, FELLER I C, LOVELOCK C E. Nutrition of Mangroves [J]. Tree Physiology, 2010, 30(9): 1148 - 1160.
- [24] OTERO X L, FERREIRA T O, HUERTA-DIAZ M A. Geochemistry of iron and manganese in soils and sediments of a mangrove system, Island of Pai Matos Cananeia-SP, Brazil [J]. Geoderma, 2009, 148(4): 318 - 335.

## Study on the Characteristics of Soil Fertility Quality of Estuarine Wetlands in Luoyang River of Quanzhou Bay

ZHOU Gui-yao<sup>1,2</sup>, WU Yan-you<sup>1,3\*</sup>, ZHANG Ming-ming<sup>1</sup>

(1. Key Laboratory of Modern Agriculture Equipment and Technology, Ministry of Education, Jiangsu University, Zhenjiang 212013, China; 2. Key Laboratory of Biodiversity and Ecological Engineering, Ministry of Education, Fudan University, Shanghai 200433, China; 3. State Key Laboratory of Environmental Geochemistry, Institute of Geochemistry, Chinese Academy of Science, Guiyang 550002, China)

**Abstract:** Comprehensive assessment on soil fertility quality was the basis for the management of wetlands. Scientific concentrating the evaluation information became the important foundation to evaluation the healthy development of wetland, due to soil assessment concerning several factors. In this study, soils covered with *Aegiceras corniculatum*, *Kandelia candel*, *Avicennia marina* and *Spartina alterniflora* were selected as research objectives, meanwhile, soils without vegetations were selected as reference. Ammonium nitrogen, nitrate nitrogen, available phosphorus, available iron, available manganese, available copper and available zinc were chosen as indices to evaluate the influence of different species on soil fertility quality based on the principal component analysis method. Results showed that soil fertility quality varied from species to species and the *Spartina alterniflora* facilitated the accumulation of soil nutrition. Soil fertility quality of four mangrove species followed the order: *Spartina alterniflora* > *Aegiceras corniculatum* > *Avicennia marina* > *Kandelia candel*. The difference of soil fertility quality was induced by mangrove species planting time, root system architecture, biomass and microenvironment. The varied mangrove species significantly influenced the distribution of inorganic nitrogen, phosphorus and available metals. Correlation analysis of metal elements revealed that the metal elements of this wetland owned well homologous. This work would provide theoretical basis for differential restoration of estuarine wetlands.

**Key words:** Soil fertility quality; Mangrove species; Estuarine wetlands; Principal component analysis

[责任编辑:孙福军]