

# 主成分分析法在太湖流域水环境可持续性评价中的应用

郭家祯, 益心虹, 邱俊永 (江苏大学环境学院, 江苏镇江 212013)

**摘要** 从可持续发展的观点出发, 通过对太湖流域水环境现状的分析, 利用主成分分析法对太湖流域 4 省市的水环境可持续性进行评价, 并给出了整治建议。结果表明, 太湖流域各省市的可持续性优劣顺序排名依次为上海市、江苏省、浙江省、安徽省, 且从主成分值反映出太湖流域的水环境问题非常严重。

**关键词** 可持续发展评价指标体系; 水环境; 主成分分析法

**中图分类号** X824 **文献标识码** A **文章编号** 0517-6611(2009)32-15940-04

## Application of Principal Component Analysis in Water Environment Sustainability Evaluation of Tai Lake Basin

GUO Jia-zhen et al (College of Environment, Jiangsu University, Zhenjiang, Jiangsu 212013)

**Abstract** From the prospective of sustainable development, and through analyzing the present situation of water environment of Tai Lake basin, the article evaluated the water environment sustainability for four provinces around the Tai Lake with principal component analysis method. The results showed that the preferential order were Shanghai City, Jiangsu Province, Zhejiang Province, Anhui Province. And the principal component values reflect that the water environment problem of Tai Lake basin become serious.

**Key words** Sustainable development evaluation index system; Water environment; Principal component analysis

太湖流域位于长江下游与河口段的南侧, 行政区涉及苏、浙、沪、皖 3 省 1 市, 面积 36 935 km<sup>2</sup>。以太湖流域为主体的长江三角洲经济区犹如一架巨大的引擎, 推动着流域内经济的腾飞和社会进步。2008 年流域内以 0.4% 的国土面积创造了我国约 14% 的 GDP 和 20% 的财政收入。太湖流域片已成为我国经济社会最发达、最具活力的地区之一, 在我国占有着举足轻重的地位<sup>[1]</sup>。太湖流域经济社会的发展一直与水有着密切的关系, 水环境的好坏直接影响到经济社会的发展。然而, 随着太湖流域社会经济的快速发展, 城市化、工业化和现代化进程的加快以及人口的快速增长, 造成水资源掠夺式开发和水污染物大量排放, 这极大地改变了湖泊天然生态系统物质循环和能量流动, 引起了一系列生态环境问题, 严重地破坏了太湖流域水环境, 加剧了太湖流域水环境恶化。只有正确认识太湖流域水环境现状及正确评价太湖流域水环境可持续发展的状况, 才是当前改善太湖流域水环境现状的首要任务。因此, 笔者在构建太湖流域水环境可持续发展指标体系基础上, 利用主成分分析法对太湖流域水环境状况进行评价, 为太湖流域的水环境保护和改善提供政策性建议。

## 1 太湖流域水环境状况

近几十年来, 太湖流域片以其优越的地理位置和自然地理环境为经济社会提供了有利条件, 带动了其经济社会的高速发展。然而, 随着城市化、工业化和现代化进程的不断加快, 太湖流域的水环境发展形势日益严峻。根据 2008 年太湖健康狀況报告, 在流域河流评价总河长 2 624.6 km<sup>2</sup> 中, II、III、IV、V、劣 V 类水质分别占 4.8%、11.5%、17.3%、15.6%、50.8%; 在太湖流域 100 个重点水功能区监测评价中, 全年期水质达标个数只有 32 个, 达标率 32.0%<sup>[2]</sup>。太湖流域生态环境已急剧恶化, 特别是水体污染与富营养化日趋严重, 总磷、总氮、BOD、COD、挥发酚等多项指标超标。总体来说, 太湖流域水环境呈现以下特点<sup>[3-4]</sup>。

(1) 河网水质污染严重及湖泊富营养化加剧。由于工业废水和生活废水大量排放, 导致河网水生态环境退化严重, 河道水环境容量消耗殆尽, 生物多样性下降, 湖泊蓝藻爆发频繁。

(2) 乡村、区界及省界水体污染严重。随着乡镇企业的迅速发展和城镇化的加快, 流域水体污染范围已从原来的中心城镇及其附近河道扩展到几乎整个流域河网; 另外, 由于管理混乱和在污染治理的投入力度上的城乡差别大, 流域内呈现出大中城市水环境质量趋于改善, 而乡村、区界、省界地区污染不断恶化的态势。据 2008 监测统计资料, 太湖流域省界河流 35 个监测断面, 只有 8.6% 的断面水质达到或优于 III 类水标准, 其余断面水质都受到不同程度污染, 其中 IV 类占 17.1%, V 类占 20.0%, 劣 V 类占 54.3%。

## 2 太湖流域可持续发展评价

全面正确地认识太湖流域水环境可持续发展影响因素, 才能对太湖流域水环境的可持续性作出准确的评价。依据可持续发展的观点, 在衡量一个流域的水环境可持续性时, 不仅要考虑水环境自身的发展情况, 还要考虑与水环境相关的资源、社会、经济和生态等系统的发展情况。水环境可持续发展系统可看作一个由资源、社会、经济、生态环境系统等耦合而成、具有流域特点的复合系统。因此, 笔者通过分析、综合和讨论, 认为太湖流域水环境可持续发展系统同样是由资源、社会、经济、生态环境这 4 个子系统构成的相互联系、相互依存的统一体。在此基础上, 在各子系统挑选出最有代表性的几个指标, 组成评价水环境可持续发展指标体系, 利用主成分分析法对太湖流域水环境可持续性进行评价。

**2.1 主成分分析法<sup>[5-7]</sup>** 在实证问题研究中, 为了全面系统地分析问题, 往往需要考虑众多的影响因素。这些因素(也称指标)都在不同程度上反映了所研究问题的某些信息, 并且它们之间彼此有一定的相关性, 因而所得的统计数据反映的信息在一定程度上有重叠。在用统计方法研究多变量问题时, 变量太多会增加计算量和增加分析问题的复杂性, 所以在进行定量分析的过程中, 涉及的变量较少, 得到的信息量较多。因此, 主成分分析法便孕育而生, 它是解决这类

**基金项目** 江苏大学高级人才专项(1283000303)。

**作者简介** 郭家祯(1985-), 男, 江西九江人, 硕士研究生, 研究方向: 环境规划和管理。

**收稿日期** 2009-07-14

问题的理想工具。

主成分分析法也称主分量分析,是一种把多个变量划为少数几个综合变量的统计方法,其工作目标就是对高维变量之间进行降维处理,以使原来的多个变量达到最佳综合简化。它借助于一个正交变换,将其分量相关的原随机向量转化成分量不相关的新随机向量,然后对多维变量系统进行降维处理,使之能以一个较高的精度转换成低维变量系统,再通过构造适当的价值函数,进一步把低维系统转化成一维系统。

主成分分析法的分析过程一般分为以下几个步骤:①根据研究的问题选取相应的指标,组成  $P$ (指标)  $\times N$ (分区)的原始矩阵。②指标的正向化处理。在多指标综合评价中,有些指标值越大评价越好的指标称为正向指标,反之,指标值越小评价越好的指标称为逆向指标。然而,在主成分分析中,为了主成分反映各指标信息,使主成分与各指标保持同趋势,必须对逆向指标进行正向化处理。③标准化处理。标准化即无量纲化,由于各指标的含义不同,指标值的计算方法也不同,因此各指标的量纲各异,其评价的标准也不相同,为了将各个指标合成一个综合评价结果,必须对每个指标进

行无量纲化处理。 $x_{ij}^* = (x_{ij} - \bar{x}_i) / \sigma_i$  ( $i = 1, 2, \dots, n; j = 1, 2, \dots, p$ ),式中, $x_{ij}$ 为第  $i$  个指标第  $j$  个分区的原始数据, $\bar{x}_i$  和  $\sigma_i$  分别为第  $i$  个指标的样本均值和标准差。④根据标准数据矩阵  $(x_{ij}^*)_{n \times p}$ ,计算相关系数矩阵  $R = (r_{ij})_{n \times n}$ 。其中, $r_{ij} = \frac{1}{n} \sum_{k=1}^n (x_{ki} - \bar{x}_i)(x_{kj} - \bar{x}_j) / (\sigma_i \sigma_j)$ 。⑤计算  $R$  的特征值  $\lambda_i$  和特征向量  $u_i$ 。⑥计算贡献率  $e_i = \lambda_i / \sum_{j=1}^n \lambda_j$  和累计贡献率  $E_j = \sum_{i=1}^m \lambda_j / \sum_{i=1}^n \lambda_i$ ,当前  $m$  个主成分累计贡献率大于 80% 时,则主成分个数确定为  $m$  个。⑦计算主成分  $z_j = \sum_{i=1}^m u_{ij} x_{ij}$ 。⑧根据主成分计算结果,对太湖流域水环境进行综合评价。

**2.2 太湖流域水环境可持续发展评价过程** 笔者通过对 2005~2008 年江苏省、浙江省、安徽省、上海市的大量统计数据 and 资料的适当地分析、筛选、整理和再加工,从中抽取与太湖流域水环境可持续发展相关的信息,借鉴国内外经验并结合太湖流域实际,建立了太湖流域可持续发展评估体系<sup>[8-13]</sup>(表 1)。此指标体系采用一定的层次结构,具有不同量纲的多个指标综合反映了太湖流域水环境可持续发展的各个侧面。

表 1 太湖流域 4 省(市)的水环境评价指标值

Table 1 Index value of water environment evaluation for four provinces(city) around Tai Lake basin

指标 Index	具体指标 Concrete index	江苏省 Jiangsu Province	浙江省 Zhejiang Province	安徽省 Anhui Province	上海 Shanghai
$x_1$	人均水资源量// $m^3$ /人	535.67	1 814.00	1 135.70	156.03
$x_2$	地表水开发利用程度	1.68	0.29	0.28	4.27
$x_3$	地下水开发利用程度	0.096 7	0.032 1	0.091 3	0.838 0
$x_4$	供水量模数// $10^8 m^3/km^2$	52.65	20.46	14.92	187.00
$x_5$	人口自然增长率//‰	2.28	4.87	6.20	-1.23
$x_6$	人均供水量// $m^3$ /人	715.54	449.86	319.26	653.28
$x_7$	人均生活用水量// $L/(人 \cdot d)$	114.57	122.74	86.03	128.76
$x_8$	城镇居民恩格尔系数	41.80	32.90	44.60	35.60
$x_9$	人均 GDP//元/人	28 685.00	31 684.00	8 597.00	56 732.62
$x_{10}$	GDP 用水量// $m^3$ /万元	251.00	125.20	386.10	115.00
$x_{11}$	工业增加值用水量// $m^3$ /万元	56.00	79.50	369.10	168.00
$x_{12}$	环保投入占 GDP 百分比//%	3.00	1.78	5.47	3.02
$x_{13}$	城市污水集中处理率//%	50.00	63.00	45.00	71.00
$x_{14}$	工业废水达标排放率//%	97.67	86.40	47.60	97.50
$x_{15}$	生活污水中 COD 排放量占 COD 总排放量比例//%	68.60	51.67	69.24	88.30
$x_{16}$	森林覆盖率//%	20.00	60.50	25.82	11.60
$x_{17}$	生态环境用水率//%	0.56	5.69	1.20	8.50

注:江苏省、浙江省、上海市采用的是 2006 年的数据;安徽省采用的是 2005 年的数据。

Note: Jiangsu Province, Zhejiang Province and Shanghai City adopted data of 2006, Anhui Province adopted data of 2005.

(1)对 4 个省(市)的 17 个指标数据进行标准化处理,得到标准化数据表  $(x_{ij}^*)$  ( $i = 1, 2, \dots, 17; j = 1, 2, \dots, 4$ ) (表 2)。

(2)正向化处理。此研究中指标  $x_5, x_{10}, x_{11}$  是逆向指标。为了使这 3 个指标与其他指标保持同趋势,进行正向化处理。

(3)运用 SPSS10.0 统计软件<sup>[14]</sup>对标准化后的矩阵  $(x_{ij}^*)_{18 \times 4}$  进行分析,求得其相关系数矩阵  $R = (r_{ij})_{18 \times 18}$  (表 3),对其指标数据进行相关性分析。由表 3 可见, $x_2, x_3, x_4, x_5, x_6, x_{10}, x_{15}, x_{16}$  这些指标的相关系数数值较接近,说明这些指标之间的相关性比较强(均大于 0.700),有着显著的关系,证明其存在着信息上的重叠,所以需要提取主成分进行相关分析。

(4)求解  $R$  的特征值  $\lambda_i$  和特征向量  $u_i$ 。第 1 主成分  $z_1$ , 第 2 主成分  $z_2$  与各指标的关系为:

$$F_1 = -0.185z_{x_1} + 0.279z_{x_2} + 0.257z_{x_3} + 0.280z_{x_4} + 0.295z_{x_5} + 0.236z_{x_6} + 0.283z_{x_7} - 0.202z_{x_8} + 0.312z_{x_9} + 0.265z_{x_{10}} + 0.171z_{x_{11}} - 0.191z_{x_{12}} + 0.275z_{x_{13}} + 0.265z_{x_{14}} - 0.176z_{x_{15}} - 0.099z_{x_{16}} + 0.244z_{x_{17}}$$

$$F_2 = -0.345z_{x_1} + 0.205z_{x_2} + 0.208z_{x_3} + 0.187z_{x_4} + 0.140z_{x_5} + 0.055z_{x_6} - 0.190z_{x_7} + 0.315z_{x_8} - 0.016z_{x_9} - 0.236z_{x_{10}} - 0.271z_{x_{11}} + 0.346z_{x_{12}} - 0.127z_{x_{13}} - 0.124z_{x_{14}} + 0.371z_{x_{15}} - 0.420z_{x_{16}} - 0.092z_{x_{17}}$$

(5)根据  $\lambda_i$  可得贡献率  $e_i$  和累计贡献率  $E_i$  (表 4)。

表 2 标准化后的矩阵

Table 2 The matrix after standardization

指标 Index	江苏省 Jiangsu Province	浙江省 Zhejiang Province	安徽省 Anhui Province	上海市 Shanghai City	指标 Index	江苏省 Jiangsu Province	浙江省 Zhejiang Province	安徽省 Anhui Province	上海市 Shanghai City
$zx_1$	0.229	1.000	0.591	0.000	$zx_{10}$	0.498	0.962	0.000	1.000
$zx_2$	0.351	0.003	0.000	1.000	$zx_{11}$	1.000	0.925	0.000	0.642
$zx_3$	0.080	0.000	0.073	1.000	$zx_{12}$	0.331	0.000	1.000	0.336
$zx_4$	0.219	0.032	0.000	1.000	$zx_{13}$	0.192	0.692	0.000	1.000
$zx_5$	0.528	0.179	0.000	1.000	$zx_{14}$	1.000	0.775	0.000	0.997
$zx_6$	1.000	0.330	0.000	0.843	$zx_{15}$	0.462	0.000	0.480	1.000
$zx_7$	0.668	0.859	0.000	1.000	$zx_{16}$	0.172	1.000	0.291	0.000
$zx_8$	0.761	0.000	1.000	0.231	$zx_{17}$	0.000	0.646	0.081	1.000
$zx_9$	0.417	0.480	0.000	1.000					

表 3 相关系数矩阵

Table 3 Correlation coefficient matrix

$10^{-3}$

指标 Index	$x_1$	$x_2$	$x_3$	$x_4$	$x_5$	$x_6$	$x_7$	$x_8$	$x_9$	$x_{10}$	$x_{11}$	$x_{12}$	$x_{13}$	$x_{14}$	$x_{15}$	$x_{16}$	$x_{17}$
$x_1$	0	863	742	793	825	710	237	233	535	70	23	167	202	414	922	947	175
$x_2$	863	0	949	988	977	705	611	270	873	521	197	189	668	616	875	696	621
$x_3$	742	949	0	983	875	450	514	317	831	494	28	75	723	411	878	616	749
$x_4$	793	988	983	0	949	606	617	347	891	562	137	192	739	562	860	628	719
$x_5$	825	977	875	949	0	824	732	356	916	621	399	362	696	768	769	610	602
$x_6$	710	705	450	606	824	0	688	198	683	496	718	502	379	900	442	481	179
$x_7$	237	611	514	617	732	688	0	846	904	971	800	891	876	921	151	85	735
$x_8$	233	270	317	347	356	198	846	0	697	946	585	859	885	592	169	504	832
$x_9$	535	873	831	891	916	683	904	697	0	871	510	613	921	808	540	263	839
$x_{10}$	70	521	494	562	621	496	971	946	871	0	705	388	935	303	62	239	836
$x_{11}$	23	197	28	137	399	718	800	585	510	705	0	914	424	394	255	264	202
$x_{12}$	167	189	75	192	362	502	891	359	613	388	914	0	670	321	310	473	506
$x_{13}$	202	668	723	739	696	379	876	385	921	935	424	570	0	645	310	60	971
$x_{14}$	414	616	411	562	768	900	921	592	808	803	894	321	645	0	195	107	445
$x_{15}$	922	875	878	860	769	442	151	169	540	62	255	310	310	195	0	912	344
$x_{16}$	947	696	616	628	610	481	85	504	263	239	264	473	60	107	912	0	61
$x_{17}$	147	621	749	719	602	179	735	332	839	336	202	506	971	445	344	61	0

表 4 方差分解主成分提取分析

Table 4 Variance decomposition principle component extraction analysis

主成分 Principle components	初始特征值 Initial eigenvalue			未经旋转因子的平方和 Extraction sums of squared		
	全部特征值 Total eigenvalues	方差贡献率//% Variance contribution rate	累计贡献率//% Cumulative contribution rate	总计 Total	方差贡献率//% Variance contribution rate	累计贡献率//% Cumulative contribution rate
1	10.186	59.917	59.917	10.186	59.917	59.917
2	4.878	28.696	88.613	4.878	28.696	88.613
3	1.936	11.387	100			
4	7.467E-16	4.392E-15	100			
5	4.750E-16	2.794E-15	100			
6	3.622E-16	2.131E-15	100			
7	2.634E-16	1.550E-15	100			
8	2.390E-16	1.406E-15	100			
9	1.280E-16	7.526E-16	100			
10	2.170E-17	1.277E-16	100			
11	-2.94E-18	-1.730E-17	100			
12	-5.98E-17	-3.518E-16	100			
13	-1.44E-16	-8.483E-16	100			
14	-2.02E-16	-1.189E-15	100			
15	3.23E-16	-1.900E-15	100			
16	-6.89E-16	-4.052E-15	100			
17	-1.10E-15	-6.478E-15	100			

(6) 计算得到主成分,表中 5 列出了第 1 与第 2 主成分。 从表 4 可以看出,前 3 个特征值所对应的累计贡献率  $E_3 =$

100%,也就是说前3个主成分所携带的数据信息就已经完全包括了原来17个指标所携带的数据信息。这样就大大简化了数据结构,使分析问题的困难大大降低。事实上,根据最小 $m$ 的选取标准( $E_j > 80.000\%$ ),只要选取前2个主成分,因为它们所包含的数据信息为 $88.63\% > 80\%$ ,而损失的数据信息只有 $11.387\%$ 。因此,在此选取2个主成分。

(7)根据主成分 $Z_1, Z_2$ 和对应的权数 $e_1, e_2$ 之积 $Z_{1-2} = Z_1e_1 + Z_2e_2$ 计算得到各省(市)的综合主成分及排名(表5)。从表5可以看出,上海市水环境可持续发展状况最好,其次是江苏、浙江,最后是安徽。而从综合主成分数据可以看出,除了上海市为2.002,其他省都小于1.000,这说明太湖流域水环境可持续发展水平不高,存在严重的水环境问题。

表5 各省(市)的主成分及综合主成分及排名

Table 5 Principal component, synthetic principal component and ranking of four Provinces (City)

序号 Serial No.	分区 Region	$Z_1$	$Z_2$	$Z_{1-2}$	排名 Ranking
1	江苏省	1.150	0.120	0.819	2
2	浙江省	1.216	-0.917	0.525	3
3	安徽省	-0.577	0.928	-0.090	4
4	上海市	2.776	0.388	2.002	1

### 3 讨论

水环境可持续发展评价指标体系全面概括了太湖流域自身发展状况及与水环境相关的社会、经济、生态、资源等各个子系统之间的协调发展状况信息。主成分分析结果表明,太湖流域水环境可持续发展水平低下。从太湖流域自身状况分析,过去几十年内,大量的工农业和生活污水排入和水资源大量使用已远远超过水资源承载能力,导致了太湖水质污染严重和水资源紧缺。从各子系统协调发展分析,自改革开放以来,太湖流域经济得到了快速发展,短短几十年内走过了西方国家的百年历程。经济的快速增长固然带来巨大财富,然而大量的经济生产活动必然带来污染物大量排放和资源消耗,同时由于短期内的快速扩张和落后的经济发展模

式,导致了经济结构的严重不合理,进一步加大了污染物的排放和资源消耗,给太湖流域水环境带来重大压力。同时,人口的快速增长和人们的环保意识低下,导致水资源大量使用及环境治理落后,加大了水环境的破坏。这2方面的原因可从各省市的计算结果得到验证。上海市作为发展最长久和最完善的经济体,可持续发展水平远远高于其他省市。

因此,为了更好地改善太湖流域水环境污染现状,维持水环境的可持续发展,各地区必须加大环保意识的宣传力度和水环境污染治理的投资及进行经济结构的升级。

### 参考文献

- [1] 孙继昌. 太湖流域水问题及对策探讨[J]. 湖泊科学, 2005, 17(4): 289 - 293.
- [2] 2008年太湖健康报告[R]. 2008.
- [3] 陈荷生, 宋祥甫, 邹国燕. 太湖流域水环境综合整治与生态修复[J]. 水利水电科技进展, 2008(3): 76 - 79.
- [4] 廖文根, 彭静, 骆辉煌. 关于太湖流域水污染防治策略的思考[J]. 中国水利水电科学研究院学报, 2005(1): 8 - 12, 17.
- [5] 冯利华, 马末宇. 主成分分析法在地区综合实力评价中的应用[J]. 地理与地理信息科学, 2004(6): 73 - 75.
- [6] 姚焕玖, 黄仁涛, 刘洋, 等. 主成分分析法在太湖水质富营养化评价中的应用[J]. 桂林工学院学报, 2005(2): 248 - 251.
- [7] 鲍卫锋, 黄介生, 孔祥元. 基于主成分分析法的流域水循环效应[J]. 武汉大学学报: 工学版, 2007(2): 29 - 33.
- [8] 刘国, 许模, 于静. 可持续发展指标体系研究评述[J]. 成都理工大学学报: 社会科学版, 2007(3): 29 - 33.
- [9] 江苏省环保局. 江苏省水资源公报, 江苏省环境状况公报[R]. 2005 - 2006.
- [10] 江苏省统计局. 江苏省统计年鉴, 江苏省社会与经济发展公报[R]. 2005 - 2006.
- [11] 浙江省环保局. 浙江省水资源公报, 浙江省环境状况公报[R]. 2005 - 2006.
- [12] 上海市环保局. 上海市水资源公报, 上海市环境状况公报[R]. 2005 - 2006.
- [13] 上海市统计局. 上海市统计年鉴, 上海市社会与经济发展公报[R]. 2005 - 2006.
- [14] 郭显光. 如何用SPSS软件进行主成分分析[J]. 统计与信息论坛, 1998(2): 61 - 65.
- [15] WANG R H, ZHANG H Z. Characteristics and measurements of ecological compensation in ecosystem[J]. Agricultural Science & Technology, 2008, 9(6): 10 - 13.

(上接第15925页)

- [16] PORTEOUS L A, WATRUD R J, SEIDLER R J. A improved method for purifying DNA from soil for polymerase chain reaction amplification and molecular ecology applications[J]. Mol Ecol, 1997, 6: 787 - 791.
- [17] CHEN J S, WEI C, MARSHALL M R. Inhibition mechanism of kojic acid on polyphenol oxidase[J]. J Agric Food Chem, 1991, 39: 1897 - 1901.
- [18] BRENNER O, BIANCHI E. Immobilised lacase for phenolic removal in Mustard wine[J]. Biotechnol Lett, 1994, 16: 35 - 40.
- [19] MUYZER G, DE WAAL E D, UITTERLINDEN A G. Profiling of complex microbial populations by denaturing gradient gel electrophoresis analysis of polymerase chain reaction-amplified gene coding for 16S rRNA[J]. Appl Environ Microbiol, 1993, 59: 695 - 700.
- [20] SAUBUSSE M, MILLET L, DELBES C, et al. Application of single strand conformation polymorphism-PCR method for distinguishing cheese bacterial communities that inhibit *Listeria monocytogenes* [J]. International

Journal of Food Microbiology, 2007, 116: 126 - 135.

- [21] OSBORN A M, MOORE E R B, TIMMIS K N. An evaluation of terminal restriction fragment length polymorphisms (T-RFLP) analysis for the study of microbial community structure and dynamics[J]. Environmental Microbiology, 2000, 2: 39 - 50.
- [22] DELONG E F, TAYLOR L T, MARSH T L, et al. Visualization and enumeration of marine planktonic archaea and bacteria by using polyribonucleotide probes and fluorescent *in situ* hybridization[J]. Appl Environ Microbiol, 1999, 65: 5554 - 5563.
- [23] RITZ K, GRIFFITHS B S. Potential application of a community hybridization technique for assessing changes in the population structure of soil microbial communities[J]. Soil Biol Biochem, 1994, 26: 963 - 971.
- [24] PACE N R, STAHL D A, LANE D J, et al. The analysis of natural microbial populations by ribosomal RNA sequence[J]. Adv Microb Ecol, 1986, 9: 1 - 55.