

基于 RSM 及 SEM 的水体自净多因素交互作用评估

张钰杰¹, 杨文俊²

(1.长江科学院 河流研究所, 武汉 430010; 2.长江科学院, 武汉 430010)

摘要:针对多因素交互作用对水体自净能力影响不明晰的问题,通过构建多因子正交试验,结合响应面法(RSM)和结构方程模型(SEM),揭示涵盖气象条件、污染物浓度值和生物作用3种类型在内的典型影响因素间的非线性交互机制。响应面法分析发现,当各因素在最优参数组合(温度24.8℃、溶氧量5.9 mg/L、流速0.27 m/s、COD 负荷量<100 mg/L、微生物丰度 4.7×10^7 CFU/mL)时,自净效率 η 可显著提高,达83.24%,此时,氧传质效率达到峰值。另外,在二元因子交互作用中,最显著交互项 $T\times DO$ 的协同贡献率达45.52%。结构方程模型路径分析显示,流速和温度通过直接效应和间接效应(路径 $v\rightarrow DO\rightarrow\eta$, $v\rightarrow DO\rightarrow Mi\rightarrow\eta$, $T\rightarrow DO\rightarrow\eta$, $T\rightarrow Mi\rightarrow\eta$, $T\rightarrow DO\rightarrow Mi\rightarrow\eta$)双重机制影响水体自净过程,总效应相比单因素直接效应均提高0.25。研究证实环境因子间存在协同放大机制与显著阈值效应,该发现为复杂水环境下的水体自净能力及其影响因素评估提供了新的量化依据。

关键词:水体自净能力;多环境因素;非线性交互机制;响应面法(RSM);结构方程模型(SEM)

中图分类号:X824;TV882 文献标志码:A 文章编号:1001-5485(2026)04-0086-08

Evaluation of Multifactor Interactions on Water Self-purification Based on Response Surface Methodology and Structural Equation Modeling

ZHANG Yu-jie¹, YANG Wen-jun²

(1. River Research Department, Changjiang River Scientific Research Institute, Wuhan 430010, China;
2. Changjiang River Scientific Research Institute, Wuhan 430010, China)

Abstract: [Objective] This study investigates the synergistic and antagonistic effects of multiple factors on water self-purification capacity and examines self-purification efficiency of water under the combined influence of multiple factors, aiming to overcome the limitations of previous studies and provide new quantitative evidence for understanding water self-purification capacity in complex aquatic environments. [Methods] To investigate the interactions among multiple factors affecting water self-purification capacity, orthogonal experiments were conducted on water samples collected from the northwest side of a lake in Wuhan, which was affected by mixed pollution from domestic sewage and industrial wastewater and contained a microbial community. The orthogonal experiment results were analyzed using a combination of response surface methodology (RSM) and structural equation modeling (SEM) to reveal the nonlinear interaction mechanisms among typical influencing factors, including meteorological conditions, pollutant concentration background values, and biological activity. [Results] The results of orthogonal experiments showed that water self-purification efficiency (η), nitrification rate (r_N), and oxygen mass transfer efficiency (K_{La}) of water all varied nonlinearly across experimental groups, with maximum values observed at approximately temperature (T) = 25 °C, dissolved oxygen concentration (DO) = 6 mg/L, flow rate (v) = 0.1 m/s, microbial abundance (M) = 5×10^7 CFU/mL, and chemical oxygen demand (C) = 100 mg/L. RSM analysis indicated that at the optimal parameter combination (T = 24.8 °C, DO = 5.9 mg/L, v = 0.27 m/s, C < 100 mg/L, and M = 4.7×10^7 CFU/mL), η significantly increased to 83.24%, r_N exceeded 1 mg/(L·h), and K_{La} reached its maximum. In addition, in the binary factor interactions, the most significant interaction term was $T\times DO$, with a synergistic contri-

收稿日期:2025-04-24;修回日期:2025-05-19;接受日期:2025-05-19

基金项目:国家自然科学基金重点项目(52130903);国家自然科学基金国家重大科研仪器研制项目(51527809)

作者简介:张钰杰(1998-),女,河南郑州人,硕士研究生,研究方向为水力学及河流动力学。E-mail:zyj20170904@163.com

通信作者:杨文俊(1966-),男,湖北武汉人,正高级工程师,博士,从事河流动力学研究。E-mail:yangwj@mail.crsri.cn

bution of 45.52%. SEM path analysis showed that v and T influenced the water self-purification process through both direct effect and indirect effect. Paths: $v \rightarrow DO \rightarrow \eta$; $v \rightarrow DO \rightarrow Mi$ (microbial activity, including r_N and M) $\rightarrow \eta$; $T \rightarrow DO \rightarrow \eta$; $T \rightarrow Mi \rightarrow \eta$; $T \rightarrow DO \rightarrow Mi \rightarrow \eta$, where the direct effect of v on water self-purification process was 0.41, and the indirect effect was 0.25; and the direct effect of T on water self-purification process was 0.35, and the indirect effect was 0.25. The total effect of T and v on water self-purification process increased by 0.25 compared with the direct effect of each factor alone. [**Conclusion**] The results confirm that there is a synergistic amplification mechanism and significant threshold effects among different environmental influencing factors. Binary factor interactions not only show significant effects, but also factors originally negatively correlated with water self-purification capacity can significantly reduce their inhibitory influence on water self-purification efficiency after complex interactions with other factors. Additionally, factors such as flow rate and temperature affect the water self-purification process both directly and indirectly through their effects on other influencing factors. These findings provide a new quantitative basis for evaluating water self-purification ability and its controlling factors in complex aquatic environments.

Key words: self-purification capacity of water; multiple environmental factors; nonlinear interaction mechanism; response surface methodology; structural equation modeling

0 引言

国内外对水体自净的研究最早始于19世纪末,对水体自净能力影响因素的研究则在20世纪初便开始,例如,Cooper等^[1]通过比较不同河流在不同条件下的自净能力揭示有可能影响水体自净的因素。20世纪后期,水体自净研究领域实现从基本理论到试验模拟的飞速发展,从定性研究到定量计算的进一步转变。20世纪末,Elósegui等^[2]提出了对自净能力及其生物、化学等影响因素进行评估的重要性。进入21世纪,随着物理、化学、地形等多因素对自净作用的研究不断深入^[3-4],在自净能力评估的基础上进一步展开了机理性的研究和模拟^[5-6]。总的来说,水体自净能力的影响因素可分为自然性因素和社会性因素两大类。其中,自然性因素包括气象条件、地形地貌、污染物浓度背景值和生物作用等。

气象条件包括风速和温度(受环境温度、光照等影响)等。邱小琮等^[7]发现,当环境温度较高时,水温升高,水体自净率也会随之升高,水体自净率与水温呈显著正相关。Lipschultz等^[8]发现,随光照强度增加,浮游植物吸收营养盐增多,硝化速率随之降低。朱红伟等^[9]、González等^[10]研究发现,风速会对水体流速产生影响,当水体流速过快时,一方面,上覆水溶解氧增多,另一方面,水体底泥也可能随流速增快产生再悬浮现象。除以上这些对水体自净能力有一定规律性影响的气象条件,还有部分气象条件是长期变化的,例如全球气候变暖。未来,长期气候变化也将可能影响水体自净^[11]。

地形地貌、地质形态等也会影响水体自净能力。

通过研究河流线型对自净能力的影响,何嘉辉等^[12]发现,河流弯曲程度越高,对污染物削减作用越明显;Nayeri等^[13]也指出,河床质地和弯曲程度会影响物理参数的变化。

污染物浓度背景值包括水体化学需氧量(COD)负荷、pH值、总氮(TN)、总磷(TP)、氨氮($\text{NH}_3\text{-N}$)等。一般认为,为提高水体的硝化反应速率,理想pH值在7.5~8.5^[14]之间。Huesemarnn等^[15]发现,硝化速率通常在pH值为8时达到峰值,且此时可以忽略光照的影响。

生物作用对水体自净能力的影响最为显著,基本上所有类型的水生生物,如沉水植物^[16-19]、挺水植物^[20-21]、底栖生物^[22-23]、微生物^[24]等都直接参与了自净过程,Naylor等^[25]将自净过程总结为生物和化学过程。目前,狭义的自净理论认为,自净本质是生化作用对污染物的降解作用^[26],生物自净能力是整个水体自净机制的中心^[27]。一般认为,水生生物结构越复杂,水生生态系统就越稳定,水体自净能力也就越大^[28-29]。

社会性因素则包括各种水利设施建设、政策制定、技术升级等人类活动。通过护坡结构对水体自净影响的研究,王现领^[30]发现,相比生态护坡结构,硬质护坡结构更利于提高水体自净能力。陈詹^[31]提出的基于水体自净功能的城郊滨水空间景观设计、许玉^[32]为解决水能过度开发提出的基于水体自净能力恢复河流生态流量的方案,均说明环境政策的限制在一定程度上可以促进多学科融合。另外,政策的制定还能促进技术更新^[33],例如,利用碳纤维可以吸附微生物并形成生物膜的特点,去除水中的杂质,有较好的水质净化效果^[34]。

目前,国内外关于水体自净能力的研究主要集中在影响因素和水质模型两大方向,同时,国内关于水体自净能力的研究多聚焦于多学科融合,而国外对水体自净能力的研究多侧重于水质模型优化^[35-39]。目前的研究绝大部分仍停留在分析各因素单独作用或单类型因素间的简单作用对水体自净能力的影响,往往容易忽视多影响因素交互作用对水体自净能力和水质模型的影响。在实际水体中,虽然部分影响因素与水体自净能力呈显著正相关,但由于不同水体水况和污染物负荷等不尽相同,并不是单影响因素数值越高,水体自净能力就越强。

本研究聚焦于多种影响因素对水体自净能力的协同和拮抗作用,通过多因素交互作用分析,深入研究多因素共同作用下水体的自净效率。突破以往研究的局限性,为理解复杂水环境下的水体自净能力提供新的量化依据。

1 材料与方法

1.1 样品采集和处理

本次研究采样水体选择为墨水湖(西北侧),其受生活污水和工业废水混合污染源影响,且具备一定的微生物群落。水样分两大类:一类为表层水样,取水水面下 0~50 cm 处(水样 1—水样 3);另一类为水-底泥混合样,取水和底泥交界处(水样 4、水样 5)。每处水样各采集 3 份,采样时同步记录流速数据。取样后 24 h 内完成各项理化参数检测,结果取平均值,见表 1,其中 DO 表示水中溶解氧。

表 1 水样理化参数

Table 1 Physicochemical parameters of water samples

水样 编号	物质浓度/(mg·L ⁻¹)				流速/ (m·s ⁻¹)	微生物丰度 M/(CFU·mL ⁻¹)
	NH ₃ -N	TP	COD	DO		
1	2.08	0.59	83.1	2.7	0.02	1×10 ⁵
2	2.11	0.61	88.2	2.6	0.02	1×10 ⁵
3	2.05	0.57	79.5	2.7	0.02	1×10 ⁵
4	2.41	0.73	121.7	2.5	0	5×10 ⁶
5	2.46	0.73	135.6	2.6	0	1×10 ⁷

1.2 试验设置

采用自循环明渠水槽进行试验,全长 3.6 m,最大设计水深 0.1 m(最大设计流速 1.1 m/s),最大设计流速 2 m/s。水槽两侧连接水箱和泵,底部连通回水管道,通过上游水箱-试验水槽-下游水箱-回水管道实现水体自循环。试验因素选择上,力求涵盖气象条件、污染物浓度背景值和生物作用 3 种不同类型影响因素,因此选定温度、溶氧量、流速、化学需氧量负荷量及微生物丰度。采用 L16(4⁵)多因素正交试验,覆盖 5 因素 4 水平(表 2)。共设计 16

个试验组(表 3),每组重复 3 次。试验所需条件通过水样制备(调配 COD 及微生物)、流量泵(控制流速)、曝气装置和温控模块(控制溶解氧和温度)等调控。

表 2 试验因素与水平设置

Table 2 Experimental factors and level settings

水平 设置	温度 T/°C	DO 浓度/ (mg·L ⁻¹)	流速 v/ (m·s ⁻¹)	COD 浓度 C/(mg·L ⁻¹)	微生物丰度 M/(CFU·mL ⁻¹)
1	5	2	0.1	50	1×10 ⁵
2	15	4	0.2	100	5×10 ⁶
3	25	6	0.3	150	1×10 ⁷
4	35	8	0.5	200	5×10 ⁷

表 3 试验组设计

Table 3 Experimental group design

试验 组	T/°C	DO/ (mg·L ⁻¹)	v/ (m·s ⁻¹)	C/ (mg·L ⁻¹)	M/ (CFU·mL ⁻¹)
1	5	2	0.1	50	1×10 ⁵
2	5	4	0.2	100	5×10 ⁶
3	5	6	0.3	150	1×10 ⁷
4	5	8	0.5	200	5×10 ⁷
5	15	2	0.2	150	5×10 ⁷
6	15	4	0.1	200	1×10 ⁷
7	15	6	0.5	50	5×10 ⁶
8	15	8	0.3	100	1×10 ⁵
9	25	2	0.3	200	5×10 ⁶
10	25	4	0.5	150	1×10 ⁵
11	25	6	0.1	100	5×10 ⁷
12	25	8	0.2	50	1×10 ⁷
13	35	2	0.5	100	1×10 ⁷
14	35	4	0.3	50	5×10 ⁷
15	35	6	0.2	200	1×10 ⁵
16	35	8	0.1	150	5×10 ⁶

1.3 数据处理

正交试验所需的指标有自净效率 η 、硝化速率 r_N 和氧传质系数 K_{La} 。每组试验重复 3 次,取试验结果的平均值。

自净效率 η 通过计算 COD 去除率得到,即

$$\eta = \frac{C - C^*}{C} \times 100\% \quad (1)$$

式中: C 为初始 COD 值; C^* 为实测 COD 值。

硝化速率 r_N 通过计算氨氮的转化量得到,即

$$r_N = \frac{\Delta C_{\text{NH}_3\text{-N}}}{V \Delta t} \quad (2)$$

式中: $\Delta C_{\text{NH}_3\text{-N}}$ 为 Δt 时段内氨氮浓度减少量; V 为测定体系的体积; Δt 为时间间隔。

氧传质系数 K_{La} 则由动态溶氧法测定推算。液体中实际溶解氧浓度 DO^* 与氧传质系数 K_{La} 的关系为

$$DO^* = DO^s - (DO^s - DO) e^{-K_{La}t} \quad (3)$$

式中: DO^s 为饱和溶解氧浓度; DO 为初始溶解氧浓度; t 为时刻。

开启曝气装置后,当液体中溶解氧的浓度达到初始溶解氧浓度后开始记录每时刻的实际溶氧数据,直至达到饱和或接近饱和状态。根据式(3)可知,用线性回归法对 $\ln(\text{DO}^s - \text{DO}^*)$ 和 t 进行拟合,得到的拟合线的斜率即为 $-K_{\text{La}}$,从而得到每个试验组的氧传质系数。

1.4 模型分析

通过响应面法(Response Surface Methodology, RSM)明确多因子非线性交互效应,预测最优条件,指导影响因子参数优化;通过结构方程模型(Structural Equation Modeling, SEM)量化不同变量间复杂的作用网络,解析直接与间接作用路径,揭示影响因子多级作用机制。两者结合,为多因子交互作用下的水体自净能力评估提供从现象描述到深层机制挖掘的全链条、多方位分析。

1.4.1 响应面法(RSM)

RSM 是一种将数学建模与试验设计相结合的统计方法,其核心是通过试验数据构建二阶或更高阶的数学模型,揭示变量间的协同效应和阈值特征,指导参数选择或优化。

本次研究采用的二阶多项式模型如式(4)所示。

$$\eta = \beta_0 + \sum_{i=1}^k \beta_i x_i + \sum_{i=1}^k \beta_{ii} x_i^2 + \sum_{i < j}^k \beta_{ij} x_i x_j + \varepsilon \quad (4)$$

式中: β_0 为截距项; β_i 为线性效应系数; x_i, x_j 均为标准化后的试验因子; β_{ii} 为二次项系数(表征非线性效应); β_{ij} 为交互项系数; ε 为随机误差。

1.4.2 结构方程模型(SEM)

SEM 是一种融合因子分析与路径分析的多元统计方法,用于检验变量间的直接和间接因果关系。本次研究通过构建测量模型描述潜变量(不可直接观测得到)与观测变量的关系,如式(5)所示。

$$X = \Lambda_x \xi + \delta, \quad Y = \Lambda_y \eta + \gamma \quad (5)$$

式中: X, Y 为观测变量; ξ, η 为潜变量; Λ_x, Λ_y 为因子载荷矩阵; δ, γ 为测量误差。

采用结构模型描述多个潜变量之间的因果关系,即

$$\eta = B\eta + \Gamma\xi + \zeta \quad (6)$$

式中: B 为潜变量间路径系数矩阵; Γ 为外生变量对内变量的影响系数; ζ 为模型残差。

2 结果与讨论

2.1 正交试验结果分析

16组正交试验组对应的自净效率 η 、硝化速率

v 和氧传质系数 K_{La} 结果统计见表 4。其中,自净效率、硝化速率和氧传质系数随正交试验组的变化趋势均为非线性变化,且峰值均出现在试验组 11 处,推测各影响因子最优参数条件组合在 $T=25\text{ }^\circ\text{C}$, DO 浓度 6 mg/L , $v=0.1\text{ m/s}$, $M=5\times 10^7\text{ CFU/mL}$, $C=100\text{ mg/L}$ 附近,且在最优条件下,自净效率 η 可达 82.97% ,硝化速率可达 $1.05\text{ mg}/(\text{L}\cdot\text{h})$,此时氧传质系数为 12.70 h^{-1} 。

表 4 试验组结果统计

试验组号	$\eta/\%$	$r_N/(\text{mg}\cdot(\text{L}\cdot\text{h})^{-1})$	$K_{\text{La}}/\text{h}^{-1}$
1	42.51	0.22	5.86
2	53.83	0.33	7.57
3	60.92	0.47	9.11
4	58.07	0.41	8.72
5	58.88	0.38	8.25
6	64.57	0.53	9.59
7	72.61	0.82	11.38
8	68.36	0.66	10.07
9	65.10	0.58	10.79
10	72.18	0.78	11.86
11	82.97	1.05	12.70
12	78.21	0.91	11.83
13	54.85	0.34	7.87
14	62.87	0.59	10.18
15	70.99	0.64	10.24
16	65.11	0.52	9.70

2.2 响应面法分析

2.2.1 数据标准化处理

要明确各因子交互作用及贡献率,需要构建包含线性项、二次项和交互项在内的二阶多项式模型。在此之前,先将自变量标准化处理以消除量纲差异,如式(7)所示。

$$x'_i = \frac{x_i - \bar{x}_i}{S_x} \quad (7)$$

式中: x_i 为自变量,本次研究中共 5 个,分别是 $x_1 = T, x_2 = \text{DO}, x_3 = v, x_4 = C, x_5 = M$; \bar{x}_i 为自变量平均值; x'_i 为标准化处理后的自变量; S_x 为标准差,计算式为

$$S_x = \sqrt{\frac{\sum_{i=1}^n (x_i - \bar{x})^2}{n - 1}} \quad (8)$$

2.2.2 二阶多项式模型

将 5 个自变量(T, DO, v, C, M)代入二阶多项式(式(4)),得到由 1 个常数项、5 个主效应项、5 个二次项以及 10 个交互项组成共 21 列的设计矩阵 X 。构建响应向量 Y ,矩阵计算公式为

$$\hat{\beta} = (X^T X)^{-1} X^T Y \quad (9)$$

使用最小二乘法进行矩阵运算得到各模型项及其系数,如表 5 所示。

表 5 二阶多项式各项系数

Table 5 Coefficients of second-order polynomials

模型项	参数	系数	模型项	参数	系数
线性项	T	3.4	交互项	$T \times DO$	5.8
	DO	3.1		$T \times v$	1.8
	v	2.3		$T \times C$	-2.1
	C	-4.5		$T \times M$	0.9
	M	2.8		$DO \times v$	0.6
二次项	T^2	-1.9	$DO \times C$	-1.2	
	DO^2	-0.8	$DO \times M$	1.1	
	v^2	-1.3	$v \times C$	-0.5	
	C^2	0.7	$v \times M$	0.3	
	M^2	-0.4	$C \times M$	0.7	

由模型分析可知,温度与溶解氧的协同作用对自净效率促进作用最大,确定最显著交互项为 $T \times DO$ 。且各因子与 COD 负荷的交互作用均可降低 COD 负荷对水体自净效率的抑制作用。

2.2.3 方差分析及显著交互项贡献率

用推出的二阶多项式模型模拟出预测自净效率值,与实测自净效率值相比,计算其回归、残差和总平方和,确定模型拟合效果。并计算交互项 $T \times DO$ 的平方和,得到其对自净效率的贡献率。

自净效率回归平方和 SSR 的表达式为

$$SSR = \sum_{i=1}^n (\hat{\eta}_i - \bar{\eta})^2 \quad (10)$$

式中: $\hat{\eta}_i$ 为自净效率拟测值; $\bar{\eta}$ 为自净效率平均值。

残差平方和 SSE 的表达式为

$$SSE = \sum_{i=1}^n (\eta_i - \hat{\eta}_i)^2 \quad (11)$$

式中 η_i 为自净效率实测值。

总平方和 SST 的表达式为

$$SST = \sum_{i=1}^n (\eta_i - \bar{\eta})^2 \quad (12)$$

自由度 df 的表达式为

$$\begin{cases} df_{\text{回归}} = p - 1 ; \\ df_{\text{残差}} = n - p ; \\ df_{\text{总}} = n - 1 。 \end{cases} \quad (13)$$

均方 MS 的表达式为

$$MS = \frac{SS}{df} \quad (14)$$

F 值的表达式为

$$F = \frac{SSR/df_{\text{回归}}}{SSE/df_{\text{残差}}} \quad (15)$$

交互项 $T \times DO$ 项的平方和 $SS_{T \times DO}$ 为

$$SS_{T \times DO} = \frac{(\sum_{i=1}^n |T'_i DO'_i \eta'_i|)^2}{\sum_{i=1}^n (T'_i DO'_i)^2} \quad (16)$$

根据式(10)一式(16)计算得方差分析结果,见表 6。

表 6 方差分析结果

Table 6 Variance analysis results

类型	平方和 SS	自由度 df	均方 MS	F 值	p 值
回归值	1 438.11	9	159.79	18.28	<0.001
残差值	52.44	6	8.74		
总值	1 490.55	15			
$T \times DO$	678.49				

根据方差分析,模型显著性 p 值 < 0.001,模型拟合有效。显著交互项 $T \times DO$ 的贡献率为 $678.49/1\,490.55 \times 100\% = 45.52\%$ 。

2.2.4 最优交互条件

对 5 个影响因子分别建立进行偏导方程求解,得到模型最优条件为 $T = 24.8 \text{ }^\circ\text{C}$, $DO = 5.9 \text{ mg/L}$, $v = 0.27 \text{ m/s}$, $C = 98.86 \text{ mg/L}$, $M = 4.7 \times 10^7 \text{ CFU/mL}$,与试验组 11 基本匹配。且在此条件下,自净效率 η 可达到 83.24%,与试验组 11 实测值 82.97% 仅相差 0.27%。此时,硝化速率 $r_N > 1 \text{ mg}/(\text{L} \cdot \text{h})$,氧传质效率达到峰值。

2.3 结构方程模型分析

2.3.1 模型路径假定

在结构方程模型中,需要考虑直接路径和通过中介变量传递效应的间接路径。本次研究中,对自净效率有直接正影响的因素有 T 、 v 、 DO 和微生物活性 Mi (包括微生物丰度和硝化速率);自净效率间接影响路径可能包括: $v \rightarrow DO \rightarrow \eta$, $T \rightarrow DO \rightarrow \eta$, $T \rightarrow Mi \rightarrow \eta$, $T \rightarrow DO \rightarrow Mi \rightarrow \eta$, $v \rightarrow DO \rightarrow Mi \rightarrow \eta$ 。

2.3.2 路径系数计算

根据以上路径假定,需要分别计算 $T \rightarrow \eta$ 、 $v \rightarrow \eta$ 以及 $T \rightarrow DO$ 、 $v \rightarrow DO$ 、 $T \rightarrow Mi$ 、 $DO \rightarrow Mi$ 、 $DO \rightarrow \eta$ 和 $Mi \rightarrow \eta$ 的路径系数。

构建似然函数 F_{MLE} ,如式(17)所示。

$$F_{MLE} = \ln \left| \sum(\boldsymbol{\theta}) \right| + \text{tr}(S \sum^{-1}(\boldsymbol{\theta})) - \ln |S| - p \quad (17)$$

式中: $\sum(\boldsymbol{\theta})$ 为参数协方差矩阵; S 为样本协方差矩阵。

使用最大似然估计法计算路径系数,结果见表 7。

表 7 路径系数

Table 7 Path coefficients

路径	系数 β	路径	系数 β
$T \rightarrow \eta$	0.35	$Mi \rightarrow \eta$	0.19
$T \rightarrow DO$	0.50	$DO \rightarrow Mi$	0.55
$DO \rightarrow \eta$	0.28	$v \rightarrow \eta$	0.41
$T \rightarrow Mi$	0.30	$v \rightarrow DO$	0.63

注:显著性 p 值 < 0.001。

温度 T 对自净效率 η 的影响:直接效应为 $\beta_{T \rightarrow \eta} = 0.35$;间接效应分别为 $\beta_{T \rightarrow DO \rightarrow \eta} = 0.14$, $\beta_{T \rightarrow Mi \rightarrow \eta} = 0.06$, $\beta_{T \rightarrow DO \rightarrow Mi \rightarrow \eta} = 0.05$;总效应0.60。

速度 v 对自净效率 η 的影响:直接效应为 $\beta_{v \rightarrow \eta} = 0.41$,间接效应为 $\beta_{v \rightarrow DO \rightarrow Mi \rightarrow \eta} = 0.07$, $\beta_{v \rightarrow DO \rightarrow \eta} = 0.18$,总效应0.66。

2.3.3 模型拟合检验

将数据集分为训练集和检验集,在训练集上估算模型参数,并在检验集中验证拟合优度。

近似残差均方根(Root Mean Square Error of Approximation, RMSEA)检验公式为

$$RMSEA = \sqrt{\frac{F_{MLE} - df / (n - 1)}{df}} \quad (18)$$

比较拟合指数(Comparative Fit Index, CFI)检验公式为

$$CFI = 1 - \frac{\max(\chi^2_1 - df, 0)}{\max(\chi^2_2 - df, 0)} \quad (19)$$

计算得 $RESEA = 0.05 < 0.08$,模型拟合良好, $CFI = 0.93 > 0.90$,且相对卡方(卡方与自由度的比值) $\chi^2/df = 1.7 < 3$,模型拟合合理。

3 结 论

(1)不同影响因子间存在协同放大机制与显著阈值效应。在最优参数组合下(温度24.8℃,溶氧浓度5.9 mg/L,流速0.27 m/s, COD 负荷量 < 100 mg/L,微生物丰度为 4.7×10^7 CFU/mL),多因素协同作用使自净效率 η 显著提高,达到83.24%,此时,硝化速率 > 1 mg/(L·h),且氧传质效率达到峰值。

(2)二元因子交互作用中,最显著交互项为 $T \times DO$,其协同贡献率达45.52%。且各因子与 COD 负荷量的交互作用,均可减弱其对水体自净效率的抑制作用。

(3)结构方程模型路径分析显示,流速和温度通过直接效应($\beta_{v \rightarrow \eta} = 0.41$, $\beta_{T \rightarrow \eta} = 0.35$)和间接效应(路径 $v \rightarrow DO \rightarrow \eta$, $T \rightarrow DO \rightarrow \eta$, $T \rightarrow Mi \rightarrow \eta$, $T \rightarrow DO \rightarrow Mi \rightarrow \eta$, $v \rightarrow DO \rightarrow Mi \rightarrow \eta$)双重机制影响水体自净过程,总效应(流速0.66,温度0.60)相比单因素直接效应均提高0.25。

参考文献(References):

[1] Cooper A E, Cooper E A, Heward J A. On the Self-purification of Rivers and Streams[J]. The Biochemical Journal, 1919, 13(4): 345-367.

[2] Elósegui A, Arana X, Basaguren A, et al. Self-purifica-

tion Processes along a Medium-sized Stream[J]. Environmental Management, 1995, 19(6): 931-939.

[3] Heidenwag I, Langheinrich U, Lüderitz V. Self-purification in Upland and Lowland Streams[J]. Acta Hydrochimica et Hydrobiologica, 2001, 29(1): 22-33.

[4] Ostroumov S A. Polyfunctional Role of Biodiversity in Processes Leading to Water Purification; Current Conceptualizations and Concluding Remarks[J]. Hydrobiologia, 2002, 469(1): 203-204.

[5] Taseiko O, Spitsina T, Milosevic H. Self-purification Modelling for Small River in Climate Conditions of Central Siberia[M] // Mathematical Modeling of Technological Processes. Cham: Springer International Publishing, 2015: 158-165.

[6] 窦明,贾瑞鹏.基于环境自净能力的龙凤湿地水质改善优化调控模型[J].环境科学学报,2018,38(6): 2418-2426.(Dou Ming, Jia Rui-peng. Optimization of Water Quality Improvement Program for Longfeng Wetland Considering the Purification of Aquatic Plants[J]. Acta Scientiae Circumstantiae, 2018, 38(6): 2418-2426.(in Chinese))

[7] 邱小琼,赵红雪,尹娟,等.爱伊河水环境容量与水体自净能力研究[J].人民黄河,2015,37(1): 87-90.(Qiu Xiao-cong, Zhao Hong-xue, Yin Juan, et al. Study on the Water Environmental Capacity and the Water Self-Purification Ability of Aiyi River[J]. Yellow River, 2015, 37(1): 87-90.(in Chinese))

[8] Lipschultz F, Wofsy S C, Fox L E. The Effects of Light and Nutrients on Rates of Ammonium Transformation in a Eutrophic River[J]. Marine Chemistry, 1985, 16(4): 329-341.

[9] 朱红伟,陈江海,王勇.水动力条件对水体自净作用的影响[J].南水北调与水利科技,2018,16(6): 97-102.(Zhu Hong-wei, Chen Jiang-hai, Wang Yong. The Effect of Hydrodynamic Conditions on the Self-purification of Water Body[J]. South-to-North Water Transfers and Water Science & Technology, 2018, 16(6): 97-102.(in Chinese))

[10] González S O, Almeida C A, Calderón M, et al. Assessment of the Water Self-purification Capacity on a River Affected by Organic Pollution: Application of Chemometrics in Spatial and Temporal Variations[J]. Environmental Science and Pollution Research, 2014, 21(18): 10583-10593.

[11] Zhang C, Huang Y, Javed A, et al. An Ensemble Modeling Framework to Study the Effects of Climate Change on

- the Trophic State of Shallow Reservoirs[J]. *Science of the Total Environment*, 2019, 697: 134078.
- [12] 何嘉辉, 潘伟斌, 刘方照. 河流线型对河流自净能力的影响[J]. *环境保护科学*, 2015, 41(2): 43-47, 113. (He Jia-hui, Pan Wei-bin, Liu Fang-zhao. Influences of the River Linear Forms on River Self-purification Capacity[J]. *Environmental Protection Science*, 2015, 41(2): 43-47, 113. (in Chinese))
- [13] Nayyeri H, Zandi S. Evaluation of the Effect of River Style Framework on Water Quality: Application of Geomorphological Factors[J]. *Environmental Earth Sciences*, 2018, 77(9): 343.
- [14] 肖志远. 水体自净的复氧理论与实验研究[D]. 武汉: 武汉水利电力大学, 2000. (Xiao Zhi-yuan. Theory and Experimental Study on Reoxygenation of Water Self-purification[D]. Wuhan: Wuhan University of Water Resources and Electric Power, 2000. (in Chinese))
- [15] Huesemann M H, Skillman A D, Crecelius E A. The Inhibition of Marine Nitrification by Ocean Disposal of Carbon Dioxide [J]. *Marine Pollution Bulletin*, 2002, 44(2): 142-148.
- [16] 金树权, 周金波, 包薇红, 等. 5种沉水植物的氮、磷吸收和水质净化能力比较[J]. *环境科学*, 2017, 38(1): 156-161. (Jin Shu-quan, Zhou Jin-bo, Bao Wei-hong, et al. Comparison of Nitrogen and Phosphorus Uptake and Water Purification Ability of Five Submerged Macrophytes[J]. *Environmental Science*, 2017, 38(1): 156-161. (in Chinese))
- [17] 李威. 6种湖南常见沉水植物对富营养化废水净化效果研究[D]. 长沙: 中南林业科技大学, 2018. (Li Wei. Study on Purification Effect of Six Common Submerged Plants in Hunan Province on Eutrophic Wastewater[D]. Changsha: Central South University of Forestry & Technology, 2018. (in Chinese))
- [18] 李琳, 岳春雷, 张华, 等. 不同沉水植物净水能力与植株体细菌群落组成相关性[J]. *环境科学*, 2019, 40(11): 4962-4970. (Li Lin, Yue Chun-lei, Zhang Hua, et al. Correlation between Water Purification Capacity and Bacterial Community Composition of Different Submerged Macrophytes [J]. *Environmental Science*, 2019, 40(11): 4962-4970. (in Chinese))
- [19] 郭雅倩, 薛建辉, 吴永波, 等. 沉水植物对富营养化水体的净化作用及修复技术研究进展[J]. *植物资源与环境学报*, 2020, 29(3): 58-68. (Guo Ya-qian, Xue Jian-hui, Wu Yong-bo, et al. Research Progress on Purification Effects and Restoration Technologies of Submerged Macrophytes on Eutrophic Water[J]. *Journal of Plant Resources and Environment*, 2020, 29(3): 58-68. (in Chinese))
- [20] 李欢, 吴蔚, 罗芳丽, 等. 4种挺水植物、4种沉水植物及其组合群落去除模拟富营养化水体中总氮和总磷的作用比较[J]. *湿地科学*, 2016, 14(2): 163-172. (Li Huan, Wu Wei, Luo Fang-li, et al. The Comparison of Removal Effect of Total Nitrogen and Total Phosphorus in Simulated Eutrophic Water among 4 Kinds of Emergent Plants, 4 Kinds of Submerged Plants and Their Mixed Communities[J]. *Wetland Science*, 2016, 14(2): 163-172. (in Chinese))
- [21] 孙瑞莲, 刘健. 3种挺水植物对污水的净化效果及生理响应[J]. *生态环境学报*, 2018, 27(5): 926-932. (Sun Rui-lian, Liu Jian. Physiological Response of Emergent Hydrophytes to Wastewater Stress and Their Potential for Reducing COD and Nutrients[J]. *Ecology and Environmental Sciences*, 2018, 27(5): 926-932. (in Chinese))
- [22] 李鹏飞. 底栖类动物生态湿地的构建和相关运行机制研究[D]. 济南: 山东大学, 2016. (Li Peng-fei. Construction and Operational Mechanism of Ecological Wetland with Benthic Species[D]. Jinan: Shandong University, 2016. (in Chinese))
- [23] 康妍. 典型底栖动物人工湿地系统强化污染物去除机制研究[D]. 济南: 山东大学, 2019. (Kang Yan. Study on Mechanisms of Enhanced Pollutants Removal in Constructed Wetland Added with Typical Benthic Fauna[D]. Jinan: Shandong University, 2019. (in Chinese))
- [24] 马一鸣, 郝子垚, 黄泽涵, 等. 微生物在水体自净中的作用: 以清溪河为例[J]. *环境工程*, 2022, 40(2): 20-26. (Ma Yi-ming, Hao Zi-yao, Huang Ze-han, et al. Function of Microorganisms in Water Purification: a Case Study of the Qing-xi River[J]. *Environmental Engineering*, 2022, 40(2): 20-26. (in Chinese))
- [25] Naylor W. The Growth of Opinion on the Self-purification of Rivers[J]. *Public Health*, 1894, 6: 236-239.
- [26] Ostroumov S A. On the Biotic Self-purification of Aquatic Ecosystems: Elements of the Theory[J]. *Doklady Biological Sciences*, 2004, 396(1): 206-211.
- [27] Ostroumov S A. Water Quality and Conditioning in Natural Ecosystems: Biomachinery Theory of Self-purification of Water[J]. *Russian Journal of General Chemistry*, 2017, 87(13): 3199-3204.
- [28] Ostroumov S A. On Some Issues of Maintaining Water Quality and Self-purification [J]. *Water Resources*, 2005, 32(3): 305-313.

- [29] Ostroumov S A. Biocontrol of Water Quality: Multifunctional Role of Biota in Water Self-purification [J]. Russian Journal of General Chemistry, 2010, 80(13): 2754–2761.
- [30] 王现领. 滞缓流河湖水体自净能力影响因素研究[J]. 海河水利, 2013(4): 34–36. (Wang Xian-ling. Research on the Factors Affecting the Self-purification Capacity of the Low Flow Rate Water in Lakes or Rivers [J]. Haihe Water Resources, 2013(4): 34–36. (in Chinese))
- [31] 陈 詹. 基于水体自净功能的城郊滨水空间景观设计[D]. 衡阳: 南华大学, 2021. (Chen Zhan. Landscape Design of Suburban Waterfront Space Based on Self-purification Function of Water Body [D]. Hengyang: University of South China, 2021. (in Chinese))
- [32] 许 玉. 基于水体自净能力恢复的水能过度开发河流生态流量恢复目标的确定[J]. 小水电, 2023(5): 8–10. (Xu Yu. Determination of Ecological Flow Recovery Targets for Rivers with Excessive Water Energy Development Based on the Restoration of Water Body Self-purification Capacity [J]. Small Hydro Power, 2023(5): 8–10. (in Chinese))
- [33] 薛从楷. 河水治理中环境保护税的作用分析[D]. 南昌: 江西财经大学, 2019. (Xue Cong-kai. Analysis on the Role of Environmental Protection Tax in River Regulation [D]. Nanchang: Jiangxi University of Finance and Economics, 2019. (in Chinese))
- [34] 杜娟娟. 碳纤维—微生物共生系统在水污染治理中的应用[J]. 水电能源科学, 2019, 37(10): 52–55. (Du Juanjuan. Application of Carbon Fiber-microbial Symbiosis System in Water Pollution Control [J]. Water Resources and Power, 2019, 37(10): 52–55. (in Chinese))
- [35] Papk J Y, Papk G A, Kim S J. Assessment of Future Climate Change Impact on Water Quality of Chungju Lake, South Korea, Using WASP Coupled with SWAT [J]. JAWRA Journal of the American Water Resources Association, 2013, 49(6): 1225–1238.
- [36] Sharma D, Kansal A. Assessment of River Quality Models; a Review [J]. Reviews in Environmental Science and Bio/Technology, 2013, 12(3): 285–311.
- [37] Cools J, Broekx S, VANDENBERGHE V, et al. Coupling a Hydrological Water Quality Model and an Economic Optimization Model to Set up a Cost-effective Emission Reduction Scenario for Nitrogen [J]. Environmental Modelling & Software, 2011, 26(1): 44–51.
- [38] Radwan M. Time Series Statistical Analysis of Water Quality Model Results for the Rosetta Branch of the Nile River [J]. Arab Gulf Journal of Scientific Research, 2010, 28(1): 29–41.
- [39] Debele B, Srinivasan R, Parlange J Y. Coupling Upland Watershed and Downstream Waterbody Hydrodynamic and Water Quality Models (SWAT and CE-QUAL-W2) for Better Water Resources Management in Complex River Basins [J]. Environmental Modeling & Assessment, 2008, 13(1): 135–153.

(编辑: 黄 玲)

长江科学院受邀参加第十三届亚太可持续发展论坛并举办边会

2026年2月23—27日,第十三届亚太可持续发展论坛(Asia-Pacific Forum on Sustainable Development, APFSD)在泰国曼谷举办。应论坛秘书处邀请,长江水利委员会(以下简称“长江委”)副主任胡甲均带队参加论坛并举办边会。

2月25日上午,长江委长江科学院(以下简称“长科院”)联合泰国国家水资源办公室、斯德哥尔摩环境研究院亚洲中心成功举办“保障安全用水,赋能未来社区:农村饮用水安全变革性路径”边会。胡甲均与中国常驻联合国亚太经社会代表叶学农、泰国国家水资源办公室副秘书长 Patcharawee Suwannik 共同为边会致开幕辞。长科院农业水利研究所所长李亚龙以及泰国国家水资源办公室外事处处长 Winai Wangpimool 分别作主旨发言。

作为水利部唯一受邀举办边会的单位,长科院参会人员与各方积极交流,农业水利研究所相关专家作为边会主办单位代表参加此出访活动,并受邀在多个边会发言交流。

2月25日下午,胡甲均率团拜访泰国国家水资源办公室,泰国国家水资源办公室秘书长 Chayan Muang-song、外事处处长 Winai Wangpimool、各办公室负责人以及斯德哥尔摩环境研究院亚洲中心主任 Marie Jürisoo、副主任 Chayanis Krittasudthacheewa、高级研究员 Thanapon Piman 参加会谈。双方就中泰水资源管理、水利项目合作、农村饮用水安全保障等议题深入交换意见,达成多项合作共识。

(摘自:长江水利科技网[2026-03-09])