

Temporal Change Characteristics of Water Quality in a Designated Reach of the Ancient Canal

—A Case of the Reach of the Sanwan Scenic Area

Yongzeng Huang, Jinbai Huang*, Yaming Zhou, Zhun Gu

College of Hydraulic Science and Engineering, Yangzhou University, Yangzhou Jiangsu
Email: huangjinbai@hotmail.com

Received: Dec. 31st, 2019; accepted: Jan. 13th, 2020; published: Jan. 20th, 2020

Abstract

The main objective of the current research is to reveal the temporal change characteristics of water quality for a designated reach of the Sanwan Scenic Area of Ancient Canal in Yangzhou City. The observation of the water quality parameters such as water temperature (*WT*), pH, electrical conductivity (*EC*), dissolved oxygen (*DO*), and concentration of NH_4^+ had been carried out on the two sections of the main stream and two tributary inflow sections in the period from October 2018 to May 2019. Coefficient of variation method, single factor water quality index method and multiple linear regression method were adopted for data analysis. A flow-following dispersion model for NH_4^+ calculation was developed and simulation for concentration of NH_4^+ changed process was carried out in the designated reach. The result indicates that during the study period, the *WT* seasonally changed in each section; the pH and *EC* represented an upward trend before April 2019 and then decreased; the *DO* in the tributaries was lower than that in the main stream, but the *EC* was higher than main stream; the order of the variability and weight coefficient of water quality parameters was $DO > WT > EC > \text{pH}$; the single factor water quality identification index of *DO* in the downstream was significantly affected by the sewage discharge from the tributaries, the pH and single factor water quality identification index in the tributaries changed randomly. According to results of the multiple linear regression analysis, *DO* is negatively correlated with *WT* and pH, the effect of pH change on *DO* is greater than that of *WT*; a proper simulation result is achieved for the concentration of NH_4^+ simulation by using the developed numerical model, and the concentration of NH_4^+ in the upstream sections decreases gradually, but increases in the downstream sections, the concentration of NH_4^+ in each section approaches the same level gradually.

Keywords

The Ancient Canal, Water Quality Parameters, Single Factor Water Quality Identification Index, Multiple Linear Regression, Numerical Simulation

*通讯作者。

古运河局部河段水质时间变化特性

——以运河三湾风景区河段为例

黄涌增, 黄金柏*, 周亚明, 顾 准

扬州大学水利科学与工程学院, 江苏 扬州

Email: huangjinbai@hotmail.com

收稿日期: 2019年12月31日; 录用日期: 2020年1月13日; 发布日期: 2020年1月20日

摘 要

为揭示扬州城区古运河三湾风景区河段的水质时间变化特性, 自2018年10月至2019年6月, 选取该河段的上下游两个断面及支流入口断面对其水质参数水温(WT)、 pH 、电导率(EC)和溶解氧浓度(DO)以及 NH_4^+ 浓度进行观测, 采用变异系数法、单因子水质标识指数法与多元线性回归法分析水质参数的时间变化特性, 并构建 NH_4^+ 浓度随流分散模型对河段 NH_4^+ 的运移过程进行模拟。结果表明: 研究期间内, 各断面的 WT 呈季节性变化; 2019年4月之前 pH 与 EC 呈上升趋势, 之后 pH 与 EC 有所下降; 大部分时段支流同期的 DO 低于干流, EC 高于干流; 各水质参数的总变异系数与权重从大到小依次为 $DO > WT > EC > pH$; 下游断面以 DO 为指标的水质类别受支流排水影响较大, 水质劣于上游断面, 支流断面的 pH 与水质标识指数变化随机性较强; 多元线性回归分析结果表明: DO 与 WT 、 pH 均呈负相关, 且 pH 的变化对 DO 的影响比 WT 更大; NH_4^+ 随流分散模型的模拟结果显示, 当 WT 较低且变化较小时, 模型的模拟精度较高, 单日河段上游 NH_4^+ 浓度逐渐降低, 下游逐渐增大, 各断面的 NH_4^+ 浓度逐渐趋于同一水平。

关键词

古运河, 水质参数, 单因子水质标识指数, 多元线性回归, 数值模拟

Copyright © 2020 by author(s) 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

1. 引言

城市河流是城市重要的自然资源和环境载体[1], 是城市生态环境的重要组成部分, 可为城市提供诸多社会和经济服务[2]。随着城市化进程的加速, 水资源日趋紧张, 同时由于工业废水与生活污水的排放, 导致许多城市的河流水质污染严重, 生态功能退化。城市河流的污染问题越来越受重视, 针对城市河流水质问题开展的研究也越来越多, 如 Kannel 等[3]利用 4 种水质指数评估尼泊尔 Bagmati 河流域的水质时空变化特性; Oginni [4]对尼日利亚 Atuara 河城区内河段的常规水质参数以及重金属等污染物浓度进行观测, 并评估其河水水质; Brion 等[5]引入流域尺度评价方法研究污水处理对小型城市河流系统水质的影响; Glińska-Lewczuk 等[6]对波兰北部 Lyna 河城市化, 环境变量, 物理化学和微生物学数据进行了检验, 研究了五个城镇对河流水质的影响。在河流水质模拟研究方面, 李如忠等[7]提出了运用未确知数学理论进

行河流水质模拟预测的未确知数学模型,该模型可计算河流污染物预测浓度区间及其对应的主观可信度;武周虎[8]对河流移流离散水质模型进行简化,并对分类判别条件进行分析;刘悦忆等[9]建立了基于蒙特卡洛模拟的水质概率预报模型,该模型可统计分析计算时段内河流水质的范围及其概率。由以上研究实例可知,对城市河流水质时间变化特性及结合水质模型对河流水质进行模拟预测的研究是当前及未来一段时间内水文与水资源领域的研究热点之一。

自2014年中国大运河成功入选世界文化遗产名录以来,大运河文化带建设成为国家文化战略的重要组成部分,对大运河生态环境的保护越来越受到重视。扬州市古运河是大运河的开端,是大运河最古老的一段[10]。古运河连通扬州城区多条河道,在扬州市排水、航运、旅游等方面发挥重要作用。随着扬州市工业的发展,古运河沿河建立了数十家工业企业单位,其中扬农化工厂由于存在时间较长,排污量较大,对河段水质的影响较大,在化工厂下游约200 m为运河三湾风景区。为揭示古运河三湾河段的水质时间变化特性,本文选取古运河三湾风景区河段为研究区,对其水质参数与 NH_4^+ 浓度进行观测,分析其时间变化特性,并构建污染物随流分散模型对该河段的 NH_4^+ 运移过程进行数值模拟,以为古运河水质和水生态的研究提供部分基础数据,以及为城市河流水质监测及污染物运移过程的数值模拟提供方法上的参考。

2. 材料与方法

2.1. 研究区概况与水质观测

选取古运河三湾风景区河段为研究区,在该河段干流的入口断面(P1: $32^{\circ}22'20.37''\text{N}$, $119^{\circ}25'0.42''\text{E}$),在化工厂排污口下游约200 m与出口断面(P2: $32^{\circ}21'20.75''\text{N}$, $119^{\circ}25'26.83''\text{E}$)及两条支流的入口断面(二桥河 P3: $32^{\circ}21'39.94''\text{N}$, $119^{\circ}25'11.67''\text{E}$; 七里河 P4: $32^{\circ}21'48.56''\text{N}$, $119^{\circ}25'34.31''\text{E}$)进行常规水质参数与离子浓度的观测(图1)。利用多参数水质分析仪(型号: YeoKal 615; 产地: 澳大利亚)对各断面的水温 $WT(^{\circ}\text{C})$ 、pH、溶解氧浓度 $DO(\text{mg/L})$ 、电导率 $EC(\mu\text{S/cm})$ 进行一周2次的观测;每2周采集一次各断面的水样,利用多参数离子分析仪(型号: HydrionX; 产地: 荷兰)对水体中的 NH_4^+ 浓度进行测量,观测时段为2018年10月至2019年6月。



Figure 1. Sketch map of the study river reach and the observation sections

图1. 研究河段及观测断面示意图

2.2. 研究方法

2.2.1. 变异系数法

变异系数是衡量样本分布离散程度的参数，变异系数越大，样本分布越离散，波动程度越大。权重反映评价因子对水体污染的贡献，是评价结果是否合理的决定性因素之一[11]。变异系数法根据指标数据求权重，是一种客观求权重的方法[12]。变异系数及权重的计算公式如下：

$$V = \frac{S}{\bar{X}} = \frac{\sqrt{\frac{1}{n-1} \sum_{i=1}^n (X_i - \bar{X})^2}}{\frac{1}{n} \sum_{i=1}^n X_i} \quad (1)$$

$$A_i = \frac{V_i}{\sum_{i=1}^n V_i} \quad (2)$$

式中 S 为某一水质指标的标准差， \bar{X} 为该水质指标的均值， V 为该参数的变异系数， A_i 为第 i 项指标的权重， V_i 为该指标的变异系数。

2.2.2. 单因子水质标识指数法

由徐祖信提出的单因子水质标识指数法[13]，不仅可以完整地表示水质类别、水功能区目标等重要信息，还可以定量地评价水质状况，揭示水质的污染程度[14]。溶解氧是衡量水体环境的重要指标之一，是维持健康的水生生态系统的关键因素[15]，因此选取 DO 作为单因子水质标识指数法的评价指标，其计算公式如下：

$$P_i = X_1 \cdot X_2 X_3 \quad (3)$$

式中 X_1 为以 DO 为指标的水质类别，根据《国家地面水环境质量标准》(GB3838-2002)中的水质类别划分标准，确定 X_1 ，若水质类别为 I 类，则 X_1 为 1，以此类推。

X_2 的计算公式为：

$$X_2 = \frac{\rho_{DOk上} - \rho_{DO}}{\rho_{DOk上} - \rho_{DOk下}} \times 10 \quad (4)$$

式中 $\rho_{DOk上}$ 为第 k 类水质的上边界值， $\rho_{DOk下}$ 为第 k 类水质下边界值， ρ_{DO} 为 DO 的实测浓度。

当水质劣于 V 类水时，计算公式为：

$$X_1 \cdot X_2 = 6 + \frac{\rho_{DO,5下} - \rho_{DO}}{\rho_{DO,5下}} m \quad (5)$$

m 为计算修正系数，一般取 4。

X_3 为水质类别与功能区规划设定类别的比较结果，为一位或两位有效数字。若水质类别好于或达到水环境功能区类别，则 X_3 取 0；若水质类别比功能区类别差且 X_2 不为 0，则

$$X_3 = X_1 - f_i \quad (6)$$

若水质类别比功能区类别差且 X_2 等于 0，则

$$X_3 = X_1 - f_{i-1} \quad (7)$$

式中 f_i 为水环境功能区类别。

2.2.3. 多元线性回归法

多元线性回归法利用线性拟合多个自变量与因变量的关系, 确定多元线性回归方程的参数, 通过回归方程预测因变量的趋势[16]。DO 与 WT、pH、水生生物、悬浮物等因素有重要的关系[17], 因此本研究以 DO 为因变量(Y), 研究自变量 WT(X_1)、pH(X_2)对 DO 影响, 计算过程如下:

建立多元线性回归方程 $Y = b_0 + b_1X_1 + b_2X_2$, 其中 Y、 X_1 、 X_2 分别为 DO、WT 和 pH 实测序列, 回归方程以矩阵形式表示为 $Y = XB$, 其中

$$Y = \begin{bmatrix} y_1 \\ y_2 \\ y_3 \\ \vdots \\ y_n \end{bmatrix}, \quad X = \begin{bmatrix} 1 & x_{11} & x_{21} \\ 1 & x_{12} & x_{22} \\ 1 & x_{13} & x_{23} \\ \vdots & \vdots & \vdots \\ 1 & x_{1n} & x_{2n} \end{bmatrix}, \quad B = \begin{bmatrix} b_0 \\ b_1 \\ b_2 \end{bmatrix}$$

计算中间变量

$$L_{11} = \sum_{i=1}^n (X_{1i} - \bar{X}_1)^2 \quad (8)$$

$$L_{12} = L_{21} = \sum_{i=1}^n (X_{1i} - \bar{X}_1)(X_{2i} - \bar{X}_2) \quad (9)$$

$$L_{22} = \sum_{i=1}^n (X_{2i} - \bar{X}_2)^2 \quad (10)$$

$$L_{1y} = \sum_{i=1}^n (X_{1i} - \bar{X}_1)(Y_i - \bar{Y}) \quad (11)$$

$$L_{2y} = \sum_{i=1}^n (X_{2i} - \bar{X}_2)(Y_i - \bar{Y}) \quad (12)$$

建立矩阵方程

$$\begin{cases} L_{11}b_1 + L_{12}b_2 = L_{1y} \\ L_{21}b_1 + L_{22}b_2 = L_{2y} \end{cases} \quad (13)$$

解得 b_1 , b_2 值, 根据公式 $b_0 = \bar{Y} - b_1\bar{X}_1 - b_2\bar{X}_2$ 计算 b_0 , 最终获得 DO 与 WT、pH 的多元线性回归模型。采用 R 检验法对自变量与因变量的相关性进行检验, R 值越接近 1, 相关性越显著, 模型能更好地反映自变量与因变量之间的相关性。R 检验法的计算公式如下:

$$R = \frac{b_1L_{1y} + b_2L_{2y}}{\sqrt{\sum_{i=1}^n y_i^2 - \frac{1}{n}\left(\sum_{i=1}^n y_i\right)^2}} \quad (14)$$

2.2.4. NH_4^+ 运移过程数值模拟

结合水流连续性方程(15)、河流污染物随流分散方程(16), 构建研究河段一维河流水文水质模型, 模型的主要方程式如下所示:

$$\frac{\partial h}{\partial t} + \frac{\partial q}{\partial x} = 0 \quad (15)$$

$$\frac{\partial C}{\partial t} + u \frac{\partial C}{\partial x} = K_x \frac{\partial^2 C}{\partial x^2} - KC \quad (16)$$

式中 h 为计算断面平均水深(m), q 为断面单宽流量(m^2/s); u 为断面平均流速(m/s), C 为污染物离子(NH_4^+) 浓度(mg/L), K_x 为河流纵向分散系数, K 为污染物降解系数。

河流纵向分散系数 K_x 采用 Fischer 等[18]提出的经验公式进行计算:

$$K_x = \alpha h u_* \quad (17)$$

$$\alpha = 0.011 \left(\frac{W}{h} \right)^2 \left(\frac{u}{u_*} \right)^2 \quad (18)$$

式中 h 为断面平均水深(m), u_* 为断面的摩阻流速(m/s), W 为断面的河宽(m), u 为断面平均流速(m/s)。

对水流连续方程(15)与河流纵向分散方程(16)进行差分计算, 计算公式如下:

$$h_i^{n+1} = h_i^n - \frac{\Delta t}{\Delta x} (q_{i+1}^n - q_i^n) \quad (19)$$

$$u_i^n = \frac{q_i^n}{h_i^n} \quad (20)$$

$$C_i^{n+1} = C_i^n + \Delta t \left(K_{xi} \frac{C_{i+1}^n - 2C_i^n + C_{i-1}^n}{\Delta x^2} - u_i^n \frac{C_{i+1}^n - C_i^n}{\Delta x} - K C_i^n \right) \quad (21)$$

计算过程基于 Fortran 语言编程实现。本研究利用该模型模拟研究河段 NH_4^+ 的随流扩散过程, 并通过纳什效率系数(NSE)对模型的模拟精度进行评价, 计算公式如下:

$$NSE = 1 - \frac{\sum_{t=1}^T (Q_o^t - Q_m^t)^2}{\sum_{t=1}^T (Q_o^t - \bar{Q}_o)^2} \quad (22)$$

其中 Q_o^t 为 t 时刻的实测值, Q_m^t 为 t 时刻的模拟值, \bar{Q}_o 为实测值的均值。NSE 值越接近 1, 模型的模拟精度越高; NSE 越接近 0, 则模型模拟结果越接近观测值平均水平, 模拟结果总体可信; 若 NSE 远小于 0, 则模拟结果不可信。

3. 结果与分析

3.1. 观测结果

研究河段干流观测断面(P1、P2) WT 与 DO 的观测结果如图 2 所示, pH 与 EC 的观测结果如图 3 所示(2019 年 1 月 21 日至 2019 年 2 月 24 日期间数据欠测):

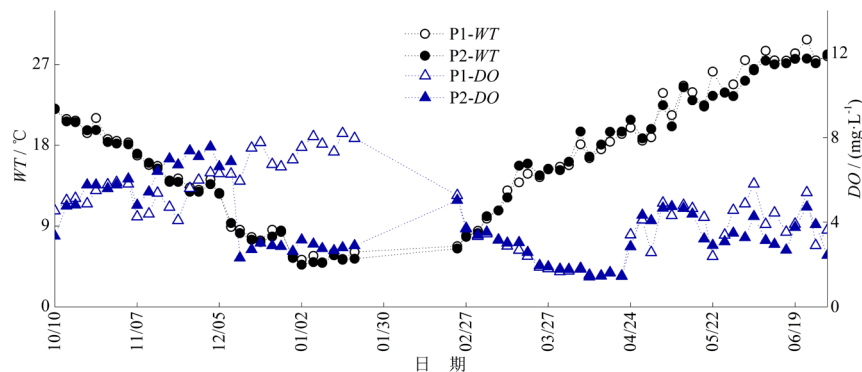


Figure 2. The change process of WT and DO in P1 and P2 sections (2018/10/10-2019/6/30, there was no observation in February, 2019)

图 2. P1、P2 断面 WT 和 DO 变化过程(2018/10/10~2019/6/30, 2019 年 2 月数据欠测)

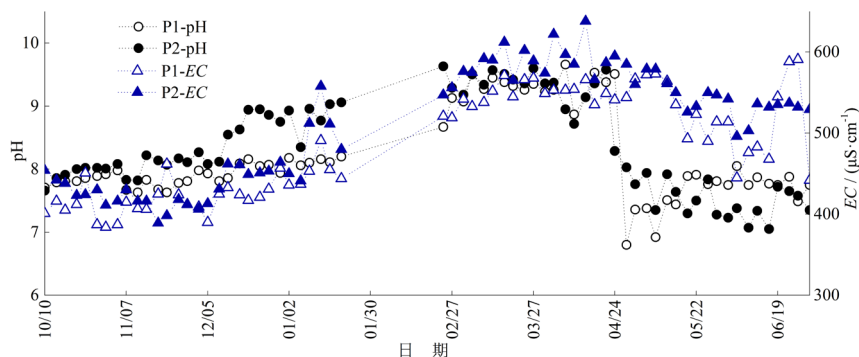


Figure 3. The change process of pH and EC in P1 and P2 sections (2018/10/10-2019/6/30, there was no observation in February, 2019)

图 3. P1、P2 断面 pH 与 EC 变化过程(2018/10/10~2019/6/30, 2019 年 2 月数据欠测)

如图 2 所示, 2018 年 10 月至 2019 年 1 月 WT 呈下降趋势, 2019 年 3 月至 6 月 WT 逐渐上升, 最高为 29.8°C (2019 年 6 月 23 日), 最低为 5.0°C (2019 年 1 月 9 日); 2018 年 10 月至 11 月 P1、P2 断面 DO 较为接近; 2018 年 12 月 P2 断面 DO 有较大幅度的下降, 而 P1 断面的 DO 没有明显的变化, 2018 年 12 月至 2019 年 1 月 P2 断面 DO 明显低于同期的 P1 断面; 2019 年 3 月至 4 月 P1、P2 断面 DO 较为接近且均呈下降趋势; 2019 年 5 月至 6 月 P1、P2 断面 DO 有所上升, 且在 $2\text{ mg/L}\sim 6\text{ mg/L}$ 之间波动。

由图 3 可知, 2019 年 2 月之前与 2019 年 3 月至 4 月 P1、P2 断面的 pH 和 EC 均呈上升趋势, 由于 P1 断面不受河段支流(二桥河、七里河)排水的影响, 说明该时段干流的 pH 和 EC 受化工厂排污的影响而升高; 2019 年 5 月至 6 月干流的 pH 与 EC 呈下降趋势, 且图 2 显示该时段内 P1、P2 断面的 DO 有所上升, 说明该时段内干流河段的水质状况有所好转; 大部分时段内 P2 断面同期的 pH 和 EC 均高于 P1 断面。

支流观测断面(P3、P4) WT 与 DO 的观测结果如图 4 所示, pH 与 EC 的观测结果如图 5 所示(2019 年 1 月 21 日至 2019 年 2 月 24 日期间数据欠测):

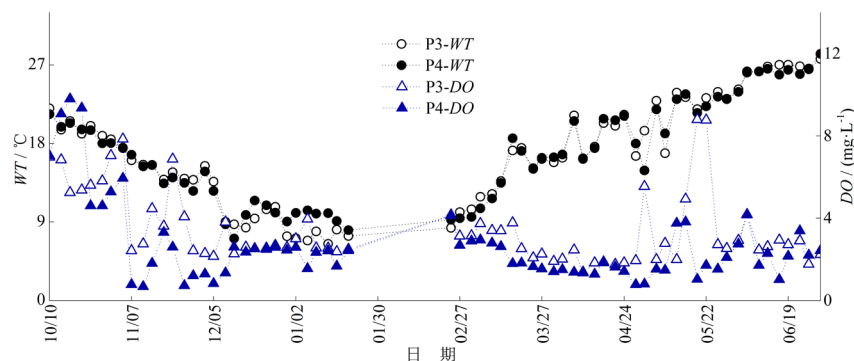


Figure 4. The change process of WT and DO in P3 and P4 sections (2018/10/10-2019/6/30, there was no observation in February, 2019)

图 4. P3、P4 断面 WT 和 DO 变化过程(2018/10/10~2019/6/30, 2019 年 2 月数据欠测)

由图 2、图 4 可知, 研究期间支流断面 WT 的变化过程与干流相似; 2018 年 11 月至 2019 年 1 月与 2019 年 3 月至 4 月, P3、P4 断面的 DO 呈下降趋势; 对比图 2、图 4 的 DO 变化过程可知, 2018 年 11 月至 2019 年 1 月与 2019 年 3 月至 4 月 P2 断面 DO 变化趋势与 P4 断面较为接近, 表明该时段内 P2 断面 DO 受 P4 断面排水的影响而降低; 2019 年 5 月至 6 月 P3、P4 断面 DO 在 $1\text{ mg/L}\sim 4\text{ mg/L}$ 之间波动; 大部分时段 P3 断面同期的 DO 高于 P4 断面; 研究期间支流(二桥河、七里河)水体颜色发黑, 属于黑臭水体, 其观测断面的 DO 大部分时段低于 4 mg/L , 水质类别劣于 III 类水。

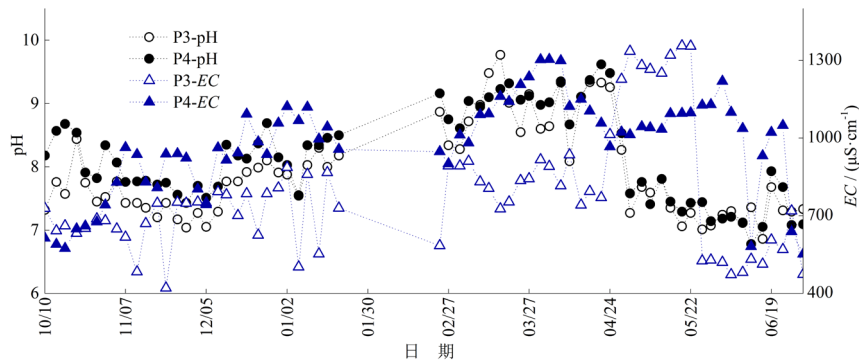


Figure 5. The change process of pH and EC in P3 and P4 sections (2018/10/10-2019/6/30, there was no observation in February, 2019)

图 5. P3、P4 断面 pH 与 EC 变化过程(2018/10/10~2019/6/30, 2019 年 2 月数据欠测)

由图 5 可知, 2018 年 11 月至 2019 年 1 月与 2019 年 3 月至 4 月 P3、P4 断面 pH 呈上升趋势, 2019 年 5 月至 6 月 pH 有所下降; 2019 年 5 月之前 EC 总体呈上升趋势, 且大部分时段 P4 断面同期的 pH 与 EC 均高于 P3 断面; 2019 年 6 月 P3 断面 EC 有较大幅度的下降, 其原因是该时段二桥河闸门打开, 向干流排水, 但由于二桥河流量较小, 排水并未引起干流 EC 的明显变化; 观测时段内 EC 波动程度较大, P3 断面 EC 变化范围为 421 $\mu\text{S}/\text{cm}$ (2018 年 11 月 21 日)~1227 $\mu\text{S}/\text{cm}$ (2019 年 4 月 28 日), P4 断面 EC 变化范围为 574 $\mu\text{S}/\text{cm}$ (2018 年 10 月 17 日)~1304 $\mu\text{S}/\text{cm}$ (2019 年 4 月 3 日), EC 反映水中可溶性固体的总量, 可作为水体盐度的度量指标[19], 由此可推断支流水体中溶解固体量较多。

3.2. 变异性分析

观测时段包含两个完整的季度(2018 年 10 月至 12 月、2019 年 4 月至 6 月), 以季度为时段, 计算各断面水质参数的季度变异系数、总变异系数及权重, 结果如表 1、表 2 所示。

Table 1. Quarterly coefficient of variation, overall coefficient of variation and weight of WT and EC in each section

表 1. 各断面 WT 与 EC 季度变异系数、总体变异系数与权重

	WT (°C)				EC ($\mu\text{S}/\text{cm}$)			
	P1	P2	P3	P4	P1	P2	P3	P4
2018.10-12	0.351	0.353	0.294	0.284	0.050	0.049	0.137	0.181
2019.04-06	0.186	0.163	0.166	0.164	0.080	0.061	0.390	0.178
总体变异系数	0.432	0.427	0.364	0.341	0.132	0.137	0.300	0.191
权重	0.408	0.396	0.287	0.251	0.125	0.127	0.236	0.141

注: 2019 年 2 月无观测数据, 未计算 2019 年 1~3 月的变异系数。

Table 2. Quarterly coefficient of variation, overall coefficient of variation and weight of DO and pH in each section

表 2. 各断面 DO 与 pH 季度变异系数、总体变异系数与权重

	DO (mg/L)				pH			
	P1	P2	P3	P4	P1	P2	P3	P4
2018.10-12	0.173	0.333	0.454	0.796	0.019	0.045	0.046	0.047
2019.04-06	0.378	0.351	0.631	0.474	0.103	0.097	0.106	0.114
总体变异系数	0.407	0.424	0.513	0.738	0.087	0.090	0.093	0.089
权重	0.385	0.393	0.403	0.543	0.082	0.084	0.074	0.066

注: 2019 年 2 月无观测数据, 未计算 2019 年 1~3 月的变异系数。

由表 1、表 2 可知, 4 个观测断面 WT 同期的变异系数相差不大, 且 2018 年第四季度的变异系数较大, WT 的总变异系数从大到小依次为 $P1 > P2 > P3 > P4$; $P1$ 、 $P2$ 断面的 EC 的季度变异系数均小于 0.1, 说明这两个季度干流断面的 EC 波动程度较小, 而大部分时段 $P3$ 、 $P4$ 断面同期的 EC 的季度变异系数大于 $P1$ 、 $P2$ 断面, 说明支流断面 EC 的波动程度大于干流断面, EC 的总变异系数从大到小依次为 $P3 > P4 > P2 > P1$; 各断面 DO 不同时期的变异系数差异较大(0.173~0.796), $P3$ 、 $P4$ 断面同一季度的变异系数均大于 $P1$ 、 $P2$ 断面, 说明 $P3$ 、 $P4$ 断面 DO 的波动程度较高, DO 的总变异系数从大到小依次为 $P4 > P3 > P2 > P1$; 各断面 pH 的季度变异系数较小(0.019~0.114), 说明 pH 的波动程度较小, pH 的总变异系数从大到小依次为 $P3 > P2 > P4 > P1$; 根据总变异系数推求的权重可知, 研究期间各水质参数对水质变化的贡献从大到小依次为 $DO > WT > EC > pH$ 。

3.3. 单因子水质标识指数分析

$P1$ 、 $P2$ 断面以 DO 为指标的单因子水质标识指数计算结果如图 6、图 7 所示。

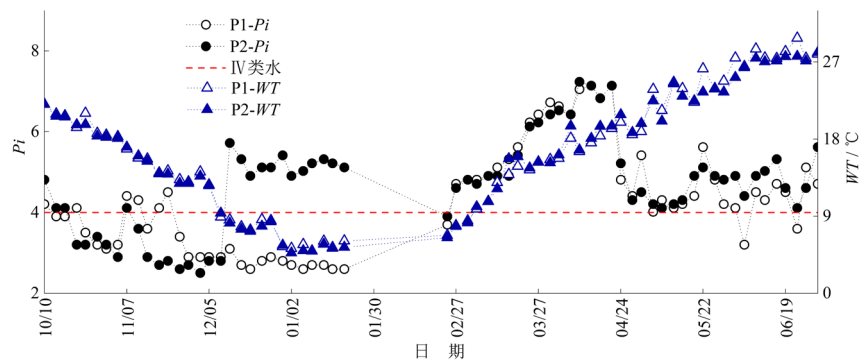


Figure 6. The change process of WT and single factor water quality identification index (P_i) in $P1$ and $P2$ sections (2018/10/10-2019/6/30, there was no observation in February, 2019)

图 6. $P1$ 、 $P2$ 断面 WT 与水质标识指数(P_i)变化过程(2018/10/10~2019/6/30, 2019 年 2 月数据欠测)

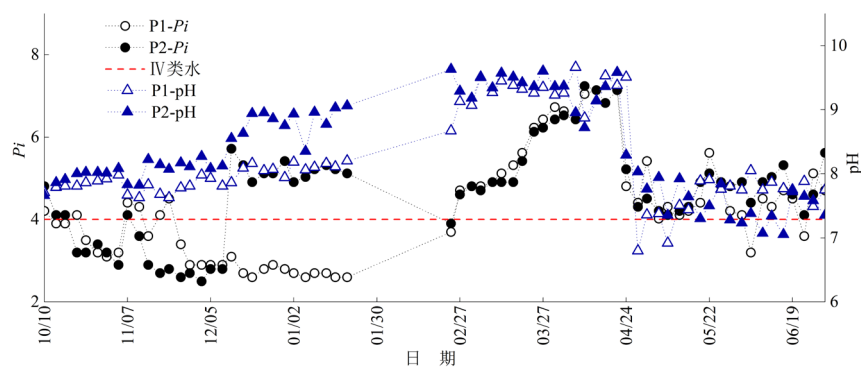


Figure 7. The change process of pH and single factor water quality identification index (P_i) in $P1$ and $P2$ sections (2018/10/10-2019/6/30, there was no observation in February, 2019)

图 7. $P1$ 、 $P2$ 断面 pH 与水质标识指数(P_i)变化过程(2018/10/10~2019/6/30, 2019 年 2 月数据欠测)

由图 6、图 7 可知, 在 2018 年 10 月至 11 月期间, $P1$ 、 $P2$ 断面的水质标识指数 P_i 多小于 4, 即水质类别为 I、II 或 III 类水, 满足扬州市古运河水功能区水质目标(III 类水), 且 $P2$ 断面同期水质略好于 $P1$ 断面; 2018 年 12 月至 2019 年 1 月, $P2$ 断面 P_i 明显上升, 水质类别劣于 III 类水, 部分时刻甚至达到劣 V 类水, 而 $P1$ 断面水质类别未出现较大变化, 由对 $P1$ 、 $P2$ 断面 DO 观测结果的分析可知, 该时段内 $P2$ 断面受支流排水影响导致 DO 下降, 而 $P1$ 断面未受支流排水影响, 因此该时段内 $P1$ 断面同期的水质类

别优于 P2 断面；2019 年 3 月至 4 月，P1、P2 断面 P_i 较为接近且均呈上升趋势，水质类别多为 V 类或劣 V 类，其原因是支流闸门关闭后支流排水的影响逐渐消失，因此两断面的 P_i 逐渐接近同一水平，但该时段内两断面同时受到上游化工厂排污的影响，因此其 P_i 上升，水质变差；2019 年 5 月至 6 月 pH 与 P_i 有所下降，P1、P2 断面水质多为 IV 类水。

P3、P4 断面以 DO 为指标的水质标识指数 P_i 变化过程如图 8、图 9 所示。

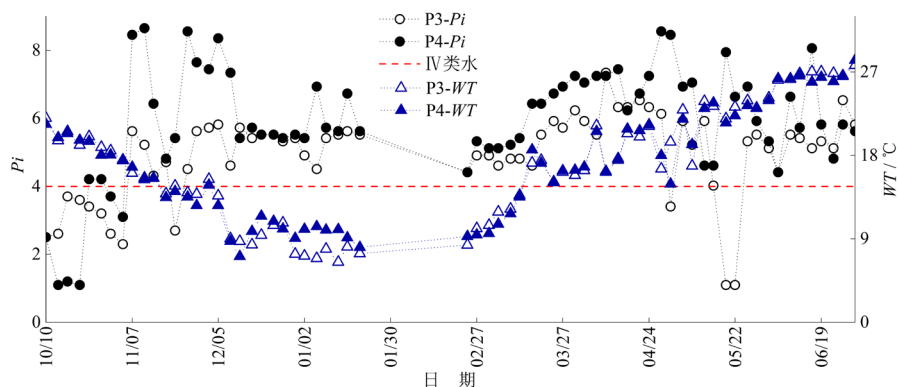


Figure 8. The change process of WT and single factor water quality identification index (P_i) in P3 and P4 sections (2018/10/10-2019/6/30, there was no observation in February, 2019)

图 8. P3、P4 断面 WT 与水质标识指数(P_i)变化过程(2018/10/10~2019/6/30, 2019 年 2 月数据欠测)

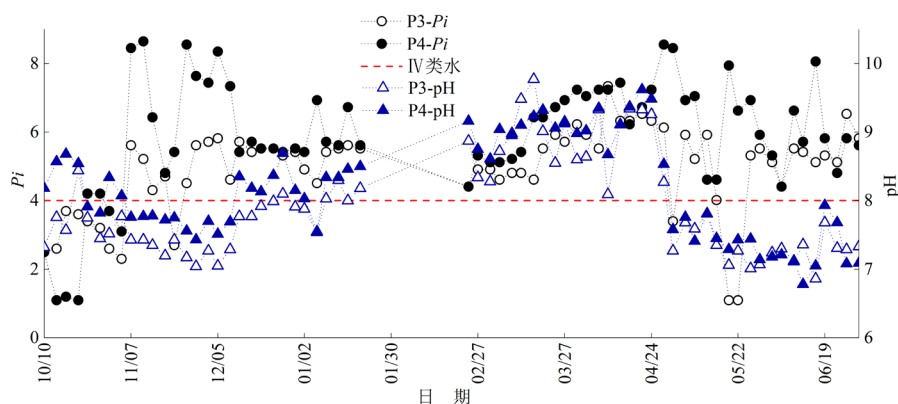


Figure 9. The change process of pH and single factor water quality identification index (P_i) in P3 and P4 sections (2018/10/10-2019/6/30, there was no observation in February, 2019)

图 9. P3、P4 断面 pH 与水质标识指数(P_i)变化过程(2018/10/10~2019/6/30, 2019 年 2 月数据欠测)

由图 8、图 9 可知，2018 年 10 月 P3、P4 断面水质基本达到 III 类水的水质目标，但 2018 年 10 月之后的时段 P3、P4 断面水质多为 IV、V 或劣 V 类水，其中 P4 断面水质为劣 V 类水的时段所占的比例最大(46.3%)，2018 年 11 月与 2019 年 4 月至 6 月的某些时段 P4 断面的 P_i 甚至达到 8 以上；大部分时段内 P4 断面同期的 pH 与 P_i 均高于 P3 断面，说明 P4 断面受污染程度更高，水质更差；对比 P2、P4 断面的 P_i 可知，2018 年 12 月至 2019 年 1 月与 2019 年 3 月至 4 月两断面的 P_i 较为接近，其原因是 P4 断面排水对 P2 断面的 P_i 产生了影响；由于 P3、P4 断面的水体为黑臭水体，受沿河工业生活污水的随机排放的影响较大，因此其 P_i 与 pH 的变化随机性较强。

3.4. 多元线性回归分析结果

各断面的多元线性回归模型及其 R 检验结果如下所示：

$$P1: Y = 22.461 - 0.171X_1 - 1.833X_2 \quad (R = 0.795)$$

$$P2: Y = 18.472 - 0.108X_1 - 1.537X_2 \quad (R = 0.522)$$

$$P3: Y = 8.457 + 0.017X_1 - 0.669X_2 \quad (R = 0.301)$$

$$P4: Y = -2.120 + 0.064X_1 + 0.448X_2 \quad (R = 0.203)$$

由各断面的多元线性回归模型与 R 检验结果可知, P1、P2 断面的 R 值均大于 0.5, 说明这两个多元线性回归模型中的因变量和自变量之间的相关性较好, 模型能够较好地描述 DO 与 WT 、 pH 之间的线性关系; P3、P4 断面的 R 值小于 0.5, 说明这两个模型因变量与自变量之间的线性关系较差, 模型对这两个断面 DO 变化过程的模拟精度较低, 其原因是 P3、P4 断面的 DO 受沿河工业生活污水排放的影响较大, 因此仅考虑 WT 、 pH 两个因子的影响时, 因变量与自变量的相关性较差; 根据 P1、P2 断面的多元线性回归模型, WT 与 pH 的系数均为负数, 说明 DO 与 WT 、 pH 均呈负相关, 且 pH 系数的绝对值均大于 WT , 说明在变化幅度相同的情况下 pH 对 DO 的影响大于 WT ; P1 断面 WT 与 pH 的系数的绝对值均大于 P2 断面, 说明 P1 断面 DO 与 WT 、 pH 的相关性高于 P2 断面。

3.5. NH_4^+ 运移过程模拟结果

利用污染物剪切分散模型模拟 P1、P2 断面 NH_4^+ 浓度变化过程, 选取每日上午 10 时(与观测时间相同)的模拟值与实测值进行比较, 结果如图 10 所示。

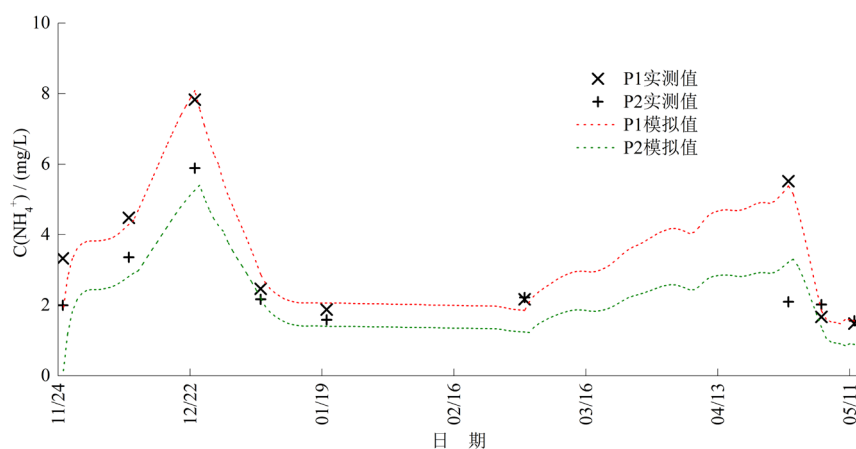


Figure 10. The simulated and measured value of concentration of NH_4^+ in P1 and P2 sections (2018/11/25-2019/5/12)

图 10. P1, P2 断面 NH_4^+ 模拟值与实测值(2018/11/25~2019/5/12)

由图 10 可知, 2018 年 11 月至 2019 年 1 月 P1、P2 断面 NH_4^+ 浓度模拟值与实测值较为接近, 模拟精度较高; 而 2019 年 3 月至 5 月 P2 断面模拟值与实测值之间差异较大, 其原因是氨氮的降解系数 K 受 WT 、水文过程(流速、水深等)的影响[20], 2018 年 11 月至 2019 年 1 月 WT 与水力条件变化较小, 模拟精度较高, 而 2019 年 3、4 月份 WT 有较大幅度的上升, 对污染物降解系数 K 产生较大影响, 但模型中的 K 取常数(0.095), 因此 2019 年 3、4 月份 P2 断面 NH_4^+ 浓度模拟精度较低。

P1 断面的纳什效率系数 NSE 为 0.926, P2 断面 NSE 为 0.527。P1 断面的模拟精度较高, 非常接近实测结果, P2 断面的模拟精度低于 P1 断面; 大部分时刻 P1 断面的相对误差均小于 10%; 2018 年 12 月至 2019 年 1 月 P2 断面相对误差小于 20%, 模拟精度较高, 而 2019 年 3 月至 5 月相对误差均高于 30%, 最高达到 53.5%, 其原因是 2019 年 3 月至 5 月 WT 与河段的流速、水深等水力条件有较大变化,

对污染物降解速率产生较大影响, 且由于支流排水对 P2 断面 NH_4^+ 浓度的影响, 导致 P2 断面模拟精度下降。

单日 NH_4^+ 浓度模拟值的变化过程如图 11 所示(以 2018 年 12 月 9 日与 2018 年 12 月 23 日为例):

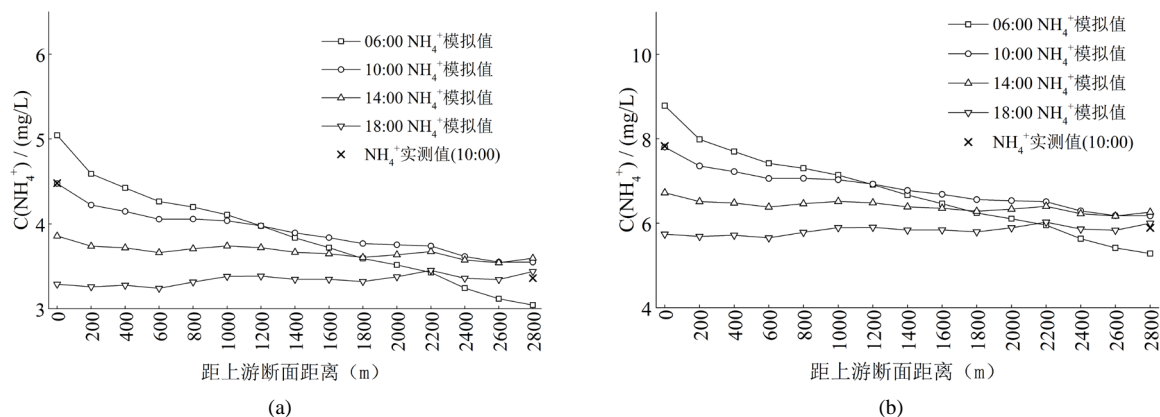


Figure 11. The simulation results of the distribution of NH_4^+ concentration at different times within one day

图 11. 单日内不同时刻 NH_4^+ 浓度分布的模拟结果

如图 11 所示, 单日内 6:00 与 10:00 各断面 NH_4^+ 浓度从上游到下游依次减小; 从 6:00 至 18:00 上游断面的 NH_4^+ 浓度逐渐减小, 下游断面逐渐增大, 各断面的 NH_4^+ 浓度逐渐趋近于同一水平, 其原因是该模型中污染物降解量只受降解系数 K 与断面污染物浓度影响, 河段上游 NH_4^+ 浓度高, 降解量大, 河段下游 NH_4^+ 浓度较低, 降解量较小, 使得各断面 NH_4^+ 浓度最终趋近于同一水平。

综上所述, 该模型对研究河段 P1 断面 NH_4^+ 浓度变化过程模拟的 NSE 为 0.926, 模拟精度高; P2 断面的 NSE 为 0.527, 模拟精度低于 P1 断面。2018 年 11 月至 2019 年 1 月 P2 断面的模拟精度较高, 但之后的时段由于模型未考虑 WT 与水力要素(流速等)变化对降解系数 K 的影响, 模拟精度有所降低。总体而言, 模型对研究河段 NH_4^+ 运移过程的模拟精度较高, 能够较好地反映河段 NH_4^+ 浓度的变化过程。

4. 结论

本研究基于扬州城区古运河三湾风景区河段 2018 年 10 月至 2019 年 4 月常规水质参数与污染物离子浓度的观测数据, 采用变异系数法、单因子水质标识指数法与多元线性回归法对水质参数进行分析, 并构建污染物随流分散模型对研究河段 NH_4^+ 运移过程进行数值模拟, 得出主要结论如下:

1) 研究期间 WT 表现为季节性变化; 2019 年 5 月之前研究河段的 pH 与 EC 呈上升趋势, 之后 pH 与 EC 呈下降趋势; 大部分时段支流的 DO 低于干流, EC 高于干流。

2) 研究期间各断面常规水质参数的总变异系数与权重从大到小依次为 $DO > WT > EC > \text{pH}$; 各断面的 EC 和 pH 的逐月变异系数基本小于 0.1, 波动程度较小; 大部分时段内 P3、P4 断面同期的 EC 、 DO 、 pH 的逐月变异系数大于 P1、P2。

3) 2018 年 10 月至 11 月 P1、P2 断面水质类别多为 III 类水; 2018 年 12 月至 2019 年 1 月 P2 断面受支流排水影响导致 P_i 升高, 水质多为 IV、V 类水; P3、P4 断面除 2018 年 10 月, 其余时段水质类别多为 IV、V 甚至劣 V 类水; 支流受沿河工业生活污水随机排放影响, pH 与 P_i 变化的随机性较强。

4) 根据 P1、P2 断面的多元线性回归模型, DO 随 WT 、 pH 升高而减小, 且 pH 的变化对 DO 的影响大于 WT ; P3、P4 断面水质由于受沿河工业生活污水随机排放影响较大, 因此仅考虑 WT 和 pH 这两个因子的多元线性回归模型不能较好地反映三者之间的线性关系。

5) NH_4^+ 随流分散模型对研究河段 2018 年 11 月至 2019 年 1 月的 NH_4^+ 模拟精度较高, 之后时段由于未考虑 WT 对降解系数 K 的影响, P2 断面的模拟精度较低; 单日内河段上游 NH_4^+ 浓度逐渐降低, 河段下游 NH_4^+ 浓度逐渐增大, 各断面 NH_4^+ 浓度逐渐趋于同一水平。

基金项目

国家自然科学基金项目(41271046), 2018 年扬州大学青蓝工程项目, 2019 年度扬州市科协软科学项目(2019059), 2019 年度扬州大运河研究院开放课题。

参考文献

- [1] 朱国平, 王秀茹, 王敏, 等. 城市河流的近自然综合治理研究进展[J]. 中国水土保持科学, 2006, 4(1): 92-97.
- [2] 靳梦, 窦明. 城市化对水系连通功能影响评价研究——以郑州市为例[J]. 中国农村水利水电, 2013(12): 41-45.
- [3] Kannel, P.R., Lee, S., Lee, Y.S., Kanel, S.R. and Khan, S.P. (2007) Application of Water Quality Indices and Dissolved Oxygen as Indicators for River Water Classification and Urban Impact Assessment. *Environmental Monitoring and Assessment*, **132**, 93-110. <https://doi.org/10.1007/s10661-006-9505-1>
- [4] Oginni, F.A. (2013) Variations in the Water Quality of an Urban River in Nigeria. *Computational Water Energy and Environmental Engineering*, **2**, 81-91. <https://doi.org/10.4236/cweee.2013.22B014>
- [5] Brion, N., Verbanck, M., Bauwens, W., et al. (2015) Assessing the Impacts of Wastewater Treatment Implementation on the Water Quality of a Small Urban River over the Past 40 Years. *Environmental Science and Pollution Research*, **22**, 12720-12736. <https://doi.org/10.1007/s11356-015-4493-8>
- [6] Glińska-Lewczuk, K., Golaš, I., Koc, J., et al. (2016) The Impact of Urban Areas on the Water Quality Gradient along a Lowland River. *Environmental Monitoring and Assessment*, **188**, 624. <https://doi.org/10.1007/s10661-016-5638-z>
- [7] 李如忠, 王超, 汪家权, 等. 基于未确知信息的河流水质模拟预测研究[J]. 水科学进展, 2004, 15(1): 35-39.
- [8] 武周虎. 河流移流离散水质模型的简化和分类判别条件分析[J]. 水利学报, 2009, 40(1): 27-32.
- [9] 刘悦忆, 赵建世, 黄跃飞, 等. 基于蒙特卡洛模拟的水质概率预报模型[J]. 水利学报, 2015, 46(1): 51-57.
- [10] 李强, 范慧芳. 扬州运河水上生态旅游体验产品开发研究[J]. 生态科学, 2016, 35(6): 171-175.
- [11] 杜娟娟. 基于不同赋权方法的模糊综合水质评价研究[J]. 人民黄河, 2015, 37(12): 69-73.
- [12] 赵宏, 马立彦, 贾青. 基于变异系数法的灰色关联分析模型及其应用[J]. 黑龙江水利科技, 2007, 35(2): 26-27.
- [13] 徐祖信. 我国河流单因子水质标识指数评价方法研究[J]. 同济大学学报(自然科学版), 2005, 33(3): 321-325.
- [14] 毛飞剑, 何义亮, 徐智敏, 等. 基于单因子水质标识指数法的东江河源段水质评价[J]. 安全与环境学报, 2014, 14(5): 327-331.
- [15] 殷燕, 吴志旭, 刘明亮, 等. 千岛湖溶解氧的动态分布特征及其影响因素分析[J]. 环境科学, 2014, 35(7): 2539-2546.
- [16] 张景阳, 潘光友. 多元线性回归与 BP 神经网络预测模型对比与运用研究[J]. 昆明理工大学学报(自然科学版), 2013, 38(6): 61-67.
- [17] 俞焰, 刘德富, 杨正健, 等. 千岛湖溶解氧与浮游植物垂向分层特征及其影响因素[J]. 环境科学, 2017, 38(4): 1393-1402.
- [18] 顾莉, 华祖林. 天然河流纵向离散系数确定方法的研究进展[J]. 水利水电科技进展, 2007, 27(2): 85-89.
- [19] 王瑞, 代丹, 张弛, 等. 太湖不同介质电导率时空变化特征[J/OL]. 环境科学, 2019(10): 1-13.
- [20] 王有乐, 周智芳, 王立京, 等. 黄河兰州段氨氮降解系数的测定[J]. 兰州理工大学学报, 2006, 32(5): 72-74.