

闽江流域水质时间序列变化趋势识别及特征分析

王春晓^{1,2,3}, 卢毅敏^{1,2,3}

- (1. 福州大学 空间数据挖掘与信息共享教育部重点实验室, 福建 福州 350116;
2. 福州大学 地理空间信息技术国家地方联合工程研究中心, 福建 福州 350002;
3. 福州大学 数字中国研究院(福建), 福建 福州 350002)

摘要: 针对传统方法难以反映水质指标时间序列非线性、局部特征的问题, 提出一种结合 STL 时间序列分解算法和 Mann-Kendall 趋势检验算法的水质时间序列识别与分析方法。该法首先应用 STL 时序分解算法对水质指标的时序数据进行回归分解, 分离出水质指标趋势项, 利用 Mann-Kendall 检验法, 识别并分析出水质指标趋势项的变化趋势及特征。选用 2014-2018 年闽江流域 12 个监测站点、8 个水质指标时间序列作为分析数据源, 结果表明: 闽江流域水质状况整体较好且呈现出稳步提高的趋势; 闽江上游水质整体上优于闽江下游, 但有机物污染较下游更为严重; 闽江下游 $\text{NH}_3\text{-N}$ 、TP 浓度下降趋势明显, 但 DO 值较上游偏低并成为影响水质的主导因素。

关键词: 水质; 变化趋势; 时间序列; STL 趋势分解; Mann-Kendall 检验; 闽江流域

中图分类号: TU46⁺1 文献标识码: A 文章编号: 1672-643X(2020)04-0063-07

Trend recognition and characteristics analysis of water quality indicator time series in Minjiang River Basin

WANG Chunxiao^{1,2,3}, LU Yimin^{1,2,3}

- (1. Key Laboratory of Spatial Data Mining and Information Sharing, Ministry of Education, Fuzhou University, Fujian 350116, China; 2. National Engineering Research Center of Geospatial Information Technology, Fuzhou University, Fuzhou 350002, China; 3. The Academy of Digital China, Fuzhou University, Fuzhou 350002, China)

Abstract: With conventional methods, the non-linearity and local characteristics of water quality indicator time series are hardly addressed. Aiming at solving this problem, a new water quality time series identification and analysis method combining the merits of STL time series decomposition algorithm and Mann-Kendall trend test algorithm is proposed. In order to isolate the trend terms of the indicators, this method regressively decomposes the time series data of water quality indicators using STL time series decomposition algorithm, then uses Mann-Kendall trend test algorithm to identify and analyze the variation trends and characteristics of the terms. The data source of eight water quality indicator time series from 2014 to 2018 of 12 monitoring stations in Minjiang River Basin was analyzed using this method. The results show that the overall water quality of the Minjiang River Basin is good and is improving steadily. The water quality of the upper reaches of Minjiang River is generally better than that of the lower reaches; however the organic matter pollution is reversed. In the lower reaches of Minjiang River, the concentration of $\text{NH}_3\text{-N}$ and TP has decreased significantly, but the DO value is lower than that in the upper reaches and has become the dominant factor affecting the water quality.

Key words: water quality; change trend; time series; STL trend decomposition; Mann-Kendall test; the Minjiang River Basin

收稿日期: 2019-10-14; 修回日期: 2019-12-27

基金项目: 国家重点研发计划项目(2017YFB0503500)

作者简介: 王春晓(1995-), 男, 安徽滁州人, 硕士研究生, 主要从事水环境污染防控研究。

通讯作者: 卢毅敏(1973-), 男, 福建仙游人, 博士, 副研究员, 主要从事资源环境模型与系统模拟研究。

1 研究背景

地表水资源污染正严重威胁着人们的饮用水安全,同时制约着社会各个方面的发展,是发展过程中亟待解决的问题之一^[1,2]。如何还原出水水质随时间的变化趋势,并根据不同水质指标的变化趋势确定流域内不同污染需要治理的优先程度,对流域内水环境的针对性防治有重要的参考意义^[3]。

对水质指标变化趋势进行识别有两大难点,即季节性^[4]和随机性^[5]特征。目前,常规的水质时序研究方法可分为基于统计的方法^[6-7]以及线性回归法^[8],但这两种方法的缺陷是难以反映水质时间序列非线性和局部变化特征。STL法(seasonal and trend decomposition using Loess)是国外常用的时序数据研究方法,该方法最早应用于大气CO₂浓度变化趋势分析^[9],其采用局部加权回归^[10](Loess)策略拟合时间序列数据,最突出的特点是能够有效处理非线性序列,并且能够根据数据的特点反映出时间序列局部的变化特征^[11]。Ndungu等^[12]基于MODIS遥感数据并引入STL完成了肯尼亚奈瓦沙湖10年间叶绿素a的时空变化趋势分析,表明STL方法对长期的时间序列的拟合具有良好的适应性;Stow等^[13]应用STL季节性趋势分解法来分析莫米河养分浓度和氨氮负荷的长期变化趋势;梁中耀等^[14]在滇池流域水质指标时间序列数据分析中,利用STL方法准确评估了氨氮在总氮中随时间变化越来越占据主导地位的趋势,为滇池流域水环境污染评价、治理提供了一定的参考。尽管STL时序分解算法在数据趋势分析中可有效克服统计模型法和线性回归法存在的难以处理非线性序列数据、反映局部特征的问题,但STL方法不能直观地体现出趋势变化的显著性^[14]。

基于前人的研究成果和不足之处,本研究以闽江流域为研究对象,提出一种结合STL时序分解法和Mann-Kendall趋势检验算法的水质指标识别及变化趋势分析策略,该策略在利用STL算法剔除人为和自然因素的干扰项及周期项后,保留能够反映水质指标变化的趋势项,同时结合Mann-Kendall趋势检验算法对分解出的趋势项进行显著性检验^[15],以此判断其变化显著性,为闽江流域水质防治提供决策参考。

2 研究区概况

闽江是福建的母亲河,发源于闽、赣边界,长约

541 km,流域总面积约为 $6.1 \times 10^4 \text{ km}^2$ 。闽江上游包含沙溪、富屯溪、建溪三大支流,中下游支流众多。流域内共包含7个地市的36个县,常驻人口近1350万,约占全省人口的1/3,流域GDP约占全省1/4。闽江上游以山地为主,高山峡谷密布,河道坡降比较大,上游三大支流在南平附近汇集,面积共约42000 km²,约占流域总面积的68.7%。

闽江流域水污染由于主要受人为因素的影响具有很强的地域性特征,其中闽江上游主要流经南平、三明市,污染主要来自于工业废水,年入江废水约 $4 \times 10^8 \text{ t}$,工业废水占比达90%;下游主要受到来自于福州市的点源、面源等污染,每年大约有 $2 \times 10^8 \text{ t}$ 废水排入闽江。



图1 闽江流域水系及水质监测站点分布图

3 数据来源与研究方法

3.1 数据来源

为全面识别和分析闽江流域水质状况及水质指标时序变化趋势,根据流域内主要干流、支流以及重点水库的位置,共选取12个水质自动监测站的水质监测指标时间序列数据作为实验数据源,其中8个站点位于闽江上游,4个站点位于闽江下游。水质自动监测站数据由福建省生态环境厅提供,共8个监测指标,分别为温度(TEMP, °C)、酸碱度(pH)、氨氮(NH₃-N, mg/L)、电导率(CON, μS/cm)、浊度(TUR, NTU)、溶解氧(DO, mg/L)、高锰酸盐指数(COD_{Mn}, mg/L)、总磷(TP, mg/L),时间跨度为2014年1月至2018年12月底,时间间隔为每天1次,12个站点共20615条数据。由于某些不确定因素的影响(如网络波动、偶然误差等),数据存在着一定的缺失和异常等情况。对于其中的异常数据,以

《地表水环境质量标准》(GB 3838 - 2002)中的各水质指标能检测到的最值为范围,筛选出各水质时间序列中超出范围的数据(异常值)并赋值为零。对于缺失数据,使用多重插补法进行插补^[16-17],并以月时间尺度为长度,计算每个月的水质指标数据的平均值,得到共 12 × 8 × 5 组实验数据。

3.2 研究方法

3.2.1 STL 时间序列分解算法 STL 是一种非参数统计方法,它以具有鲁棒性的局部加权回归(robust loess)作为平滑方式,将时间序列数据以加法模型为原理分解为趋势项、周期项和不规则的余项^[9]:

$$Y_v = T_v + S_v + R_v \quad (1)$$

式中: Y_v 为时刻 v 的时间序列观测值; T_v, S_v, R_v 分别为时刻 v 的趋势值、周期值和余项值。

局部加权回归(Loess):根据点于点之间距离越小权重越大的原则,对各时间数据的离散点进行赋权重值并采用局部回归法对时间序列数据拟合^[18]。局部回归首先需要确定回归的阶数(d)、参与回归的序列长度(q)以及权重函数,设正整数 $q \leq n$ (n 为时序数据子序列个数),并根据距离选取离 x 最近的 q 个点作为回归数据,对于每一个 x_i 根据其距 x 的距离计算出权重,常采用的权重方法是如公式(2)所示的立方权重函数:

$$W(u) = \begin{cases} (1 - u^3)^3 & (0 \leq u \leq 1) \\ 0 & (u > 1) \end{cases} \quad (2)$$

式中: $W(u)$ 为 x 附近的第 q 个点的权重; $u = \frac{|x_i - x|}{\lambda_q(x)}$ 。现在设 $q > n$, $\lambda_n(x)$ 为 x_i 和 x 之间最远点距离,此时定义 $\lambda_q(x) = \lambda_n(x) \frac{q}{n}$ 。

STL 方法主要分为内循环和外循环两个部分:内循环的作用是进行趋势项和周期项的拟合;外循环的作用是调节时序数据点的稳健性权重,以消除异常值的影响,保证循环稳健性。

设 $T_v^{(k)}, S_v^{(k)}$ 为第 $k - 1$ 次内循环结束时的趋势值和周期值, $T_v^{(1)} = 0$, 且包含以下 6 个参数:

内循环次数 $n_{(i)}$; 外循环稳健迭代次数 $n_{(o)}$; 每一个周期时序数据样本点数量 $n_{(p)}$; 分离周期项平滑参数 $n_{(s)}$; 低通滤波平滑参数 $n_{(l)}$; 趋势平滑参数 $n_{(t)}$, 6 个参数的选择规则参见参考文献^[9]。

内循环具体步骤如下:

(1) 去除趋势项, v 时刻的时序观测值减去上一轮的拟合值($Y_v - T_v^{(k)}$);

(2) 时序子序列平滑,利用 Loess 对子序列进行

拟合,并且向子序列前后扩展一个周期,记为 $C_v^{(k+1)}$;

(3) 平滑时序子序列 $C_v^{(k+1)}$ 低通滤波。低通滤波由 $n_{(p)}$ 组成,对 $C_v^{(k+1)}$ 分别进行窗口长度为 $n_{(p)}$ 、 $n_{(p)}$ 、3 的滑动平滑,然后做 $d = 1, q = n_{(l)}$ 的 Loess 回归,得到 $L_v^{(k+1)}$;

(4) 时序子序列去趋势, $S_v^{(k+1)} = C_v^{(k+1)} - L_v^{(k+1)}$;

(5) 时序子序列去周期, $T'_v = Y_v - S_v^{(k+1)}$;

(6) 趋势项拟合,对 T'_v 进行回归,得到 $T_v^{(k+1)}$ 。

外循环具体步骤如下:

(1) 计算点 i 处的实际值与估计值之差: $B_i = |g(x_i) - y_i|$;

(2) 计算 x_i 点处健壮性权重大小(B_i 越大,权重越小),计算公式为:

$$W(o) = \begin{cases} (1 - o^2)^2 & (0 \leq o \leq 1) \\ 0 & (o < 0, o > 1) \end{cases} \quad (3)$$

式中: $W(o)$ 为健壮性权重; $o = \frac{B_i}{h}$, 其中 $h = 6 \times \text{median}(B_i)$ 。

3.2.2 Mann - Kendall 趋势检验算法 Mann - Kendall 趋势检验法(又称无分布检验法),是一种在环境领域常用的非参数统计方法,多应用于气象、水文等时序数据^[19-20]。利用 Mann - Kendall 算法检验从 STL 时间序列趋势分解得到的水质指标时间序列趋势项 T_v , 以判断水质指标变化的显著性。

设水质指标时序数据(x_1, x_2, \dots, x_n) 随机独立,并构造以下统计量 S :

$$S = \sum_{k=1}^{n-1} \sum_{j=k+1}^n \text{sign}(-x_k), \quad (k = 2, 3, \dots, n) \quad (4)$$

式中: n 为水质指标时序数据数目; x_j, x_k 分别为时序数据中第 k 个值和第 $k + 1$ 个值, Sign 函数为:

$$\text{sign}(x_j - x_k) = \begin{cases} 1 & \text{if } x_j - x_k > 0 \\ 0 & \text{if } x_j - x_k = 0 \\ -1 & \text{if } x_j - x_k < 0 \end{cases} \quad (5)$$

当 $n > 8$ 时,其方差 $\text{Var}(S)$ 为:

$$\text{Var}(S) = (n(n - 1)(2n + 5) - \sum_{p=1}^q (t_p(t_p - 1)(2t_p + 5)/18)) \quad (6)$$

式中: t_p 为序列第 p 个数的值; q 为具有相同数值序列的个数。

统计检验值 Z 的计算公式为:

$$Z = \begin{cases} (S - 1) / \sqrt{\text{Var}(S)} & (S > 0) \\ 0 & (S = 0) \\ (S + 1) / \sqrt{\text{Var}(S)} & (S < 0) \end{cases} \quad (7)$$

Mann - Kendall 法采用的是双边检验,当 $Z > 0$,表示序列有升高趋势;当 $Z < 0$,表示序列有降低趋势;若 $|Z| < 1.96$,表示变化不显著;若 $1.96 < |Z| < 2.56$,变化显著;若 $|Z| > 2.56$,变化极显著;且 $|Z|$ 值越大,变化越显著。

4 结果与分析

为了对闽江流域中各不同性质的水质指标时间序列进行准确地分析,本文依据水质指标的不同性质,将8个指标分为3组,即物理化学指标、有机物污染指标和富营养化指标。物理化学指标包括温度(TEMP, °C)、酸碱度(pH)、电导率(CON, $\mu\text{S}/\text{cm}$)、浊度(TUR, NTU);有机物污染指标包括溶解氧(DO, mg/L)、高锰酸盐指数(COD_{Mn} , mg/L);富营养化指标包括总磷(TP, mg/L)、氨氮($\text{NH}_3\text{-N}$, mg/L)。分别对3组数据进行STL时间序列分解与趋势项Mann - Kendall检验,结果如下:

4.1 物理化学指标实验结果

图2和表1为4个物理化学指标的时序分解和Mann - Kendall检验结果。结果显示pH值发生大幅度下降的有建阳将口站和福州原厝站,建阳将口站2015 - 2018年的pH值一直处于下降的趋势;各个站点的pH值变化范围总体在6~8之间,其中上游8个站点中pH值均值最小的站点为邵武和顺站,均值为6.84,其他7个站点水体pH值多大于7;下游4个站点的pH均值均小于7,除闽侯大樟溪外的3个站点

均存在局部时间pH值小于6.5的情况。从表1检验结果可知,有3个站点的pH值发生了极显著上升,3个站点的pH值发生了极显著下降。

TEMP时间序列分解结果表明,10个站点的水温在2014 - 2018年均有一定的上升,各个站点的温度变化范围为19~24°C,其中,梅口悬索桥平均水温高于其他站点,顺昌富文站水温有较大幅度的上升;从变化趋势来看,12个站点中有10个站点的水温在2016 - 2018年间发生了具有相同趋势的显著上升,占比为83.3%,查询同期气温与日照强度资料得知,闽江流域2016 - 2018年间气温与日照强度较同期有明显的上升,并且降水量较往年有明显的减少。

CON时间序列分解结果表明,闽江上游各站点CON值除南平水汾桥站点外,平均值范围为46.76~82.81 $\mu\text{S}/\text{cm}$,均低于闽江下游4个站点;CON值除了受到带电荷物质浓度的影响以外,还受到温度的影响,从分解结果可以看到,2016 - 2018年间南平水汾桥及闽江下游共计5个站点的CON和TEMP具有一致的变化趋势,说明闽江下游CON值受温度影响较大。从表1检验结果可知,2个站点发生了显著或极显著的下降,7个站点发生了趋势极显著的上升。

TUR值所衡量的是水体中所含颗粒物的浓度对光的散射程度的大小,通常TUR值越大,水体浑浊度越高。TUR时间序列分解结果表明闽侯大樟溪站点2014 - 2018年间TUR值持续升高,并且明显高于其他站点,说明水体浑浊状况持续加重。其中三明东牙溪站点TUR最低,并且保持稳定。从检验结果可知,5个站点出现了显著下降或者极显著下降的趋势,2个站点出现了极显著上升的趋势。

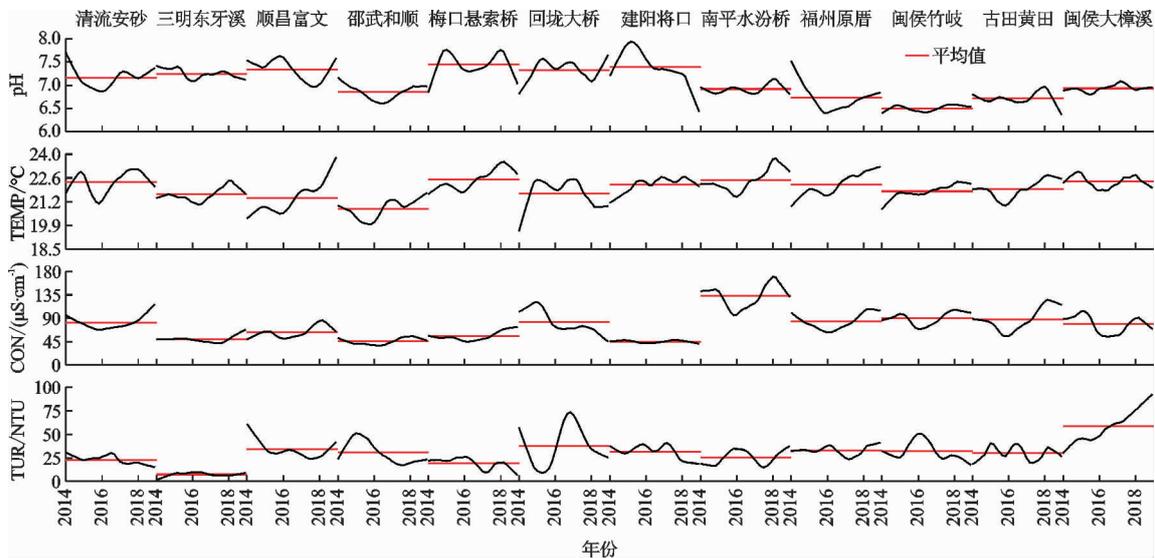


图2 2014 - 2018年闽江流域各监测站点水质物理化学指标STL分解结果

表 1 物理化学指标 Mann - Kendall 趋势检验结果

水质监测站点	pH		TEMP		CON		TUR		
	Z 值	变化趋势	Z 值	变化趋势	Z 值	变化趋势	Z 值	变化趋势	
闽江上游	清流安砂	2.04	↑↑	4.24	↑↑↑	3.14	↑↑↑	-1.48	↓
	三明东牙溪	-4.57	↓↓↓	3.60	↑↑↑	-0.26	↓	1.52	↑
	顺昌富文	-3.96	↓↓↓	8.15	↑↑↑	4.85	↑↑↑	-4.45	↓↓↓
	邵武和顺	0.37	↑	4.98	↑↑↑	2.60	↑↑↑	-5.70	↓↓↓
	梅口悬索桥	1.05	↑	7.64	↑↑↑	3.32	↑↑↑	-1.01	↓
	回垵大桥	0.87	↑	-2.36	↓↓	-5.82	↓↓↓	0.28	↑
	建阳将口	-7.90	↓↓↓	7.55	↑↑↑	-1.74	↓	-2.50	↓↓
	南平水汾桥	2.60	↑↑↑	5.64	↑↑↑	1.14	↑	3.16	↑↑↑
闽江下游	福州原厝	0.057	↑	9.08	↑↑↑	2.96	↑↑↑	-2.23	↓↓
	闽侯竹岐	3.71	↑↑↑	8.56	↑↑↑	4.03	↑↑↑	-4.94	↓↓↓
	古田黄田	-1.01	↓	6.71	↑↑↑	3.80	↑↑↑	-0.11	↓
	闽侯大樟溪	3.53	↑↑↑	-0.65	↓	-2.43	↓↓	10.69	↑↑↑

注: ↑表示上升趋势不显著; ↑↑表示显著上升趋势; ↑↑↑表示极显著上升趋势; ↓表示下降趋势不显著; ↓↓表示显著下降趋势; ↓↓↓表示极显著下降趋势;表 2、表 3 同。

4.2 有机物污染指标实验结果

图 3 和表 2 分别为有机物污染指标 DO、COD_{Mn} 的时序分解结果和 Mann - Kendall 趋势检验结果。DO 时间序列分解结果表明,清流安砂、邵武和顺、建阳将口 3 个站点的 DO 值自 2016 年开始一直处于升高的状态,闽江上游 8 个站点 DO 平均质量浓度在 7.1 ~ 8.6 mg/L 之间,各站点均符合 II 类水质标准,下游 4 个站点 DO 平均质量浓度在 6.2 ~ 8.0 mg/L 之间,较上游值偏低,符合 II 类水质标准。其中,闽侯竹岐站 DO 平均质量浓度最低,为 6.2 mg/L,并且与福州原厝、古田黄田站在 2017 年以后有显著的下降趋势,有超过 III 类水质的风险。除闽侯大樟溪外,闽江上游各站点 DO 平均浓度均大于闽江下游各站点。从表 2 趋势检验结果可知,12 个站点中有 7 个站点的 DO 值呈现显著上升或者极显著上升,占总数的 58.3%,2 个站点的 DO 值发生了极显著下降,占总数的 16.7%。

COD_{Mn} 时序分解和检验表明,12 个站点中,有 10 个站点的 COD_{Mn} 质量浓度在 2016 - 2017 年附近有明显的下降,但是有 8 个站点在 2018 年附近有明显的上升;所有站点平均质量浓度均在 1.67 ~ 2.52 mg/L 之间,均符合 II 类水质标准,闽江上游有 6 个站点的平均值高于闽江下游除闽侯大樟溪之外的 3 个站点。表 2 结果表明,6 个站点的 COD_{Mn} 值存在着极显著的下降趋势。总体上,闽江流域 COD_{Mn} 污染 2014 - 2018 年整体上有好转的趋势,尤其是闽江下游,自 2015 年以来 COD_{Mn} 浓度一直维持在较低水

平,但是 2017 - 2018 年间 COD_{Mn} 污染有加重的趋势,需要进一步加强治理。

表 2 有机物污染指标 Mann - Kendall 趋势检验结果

水质监测站点	DO		COD _{Mn}		
	Z 值	变化趋势	Z 值	变化趋势	
闽江上游	清流安砂	9.21	↑↑↑	9.75	↑↑↑
	三明东牙溪	-3.74	↓↓↓	-8.74	↓↓↓
	顺昌富文	2.34	↑↑	-3.59	↓↓↓
	邵武和顺	2.22	↑↑	-4.26	↓↓↓
	梅口悬索桥	-3.51	↓↓↓	-1.59	↓
	回垵大桥	4.54	↑↑↑	2.95	↑↑↑
	建阳将口	6.48	↑↑↑	-3.59	↓↓↓
	南平水汾桥	1.43	↑	-3.15	↓↓↓
闽江下游	福州原厝	1.41	↑	-0.54	↓
	闽侯竹岐	0.88	↑	-5.63	↓↓↓
	古田黄田	2.33	↑↑	2.30	↑↑
	闽侯大樟溪	3.54	↑↑↑	-1.10	↓

4.3 富营养化指标实验结果

图 4 和表 3 分别展示了 NH₃-N、TP 的时序分解结果及 Mann - Kendall 趋势检验结果。结果表明,闽江上游 8 个站点 NH₃-N 浓度在平均值附近波动并符合水质 I、II 类标准,南平水汾桥 NH₃-N 浓度自 2014 年开始出现明显的下降趋势,但仍然保持较高的浓度;闽江下游 4 个站点平均值比上游 8 个站点略高,但在 2014 - 2015 年附近,下游 4 个站点的 NH₃-N 浓度有趋势相同的显著性下降,并且

在2015年以后一直保持着较低的水准。从表3检验结果可得,闽江流域1个站点的 $\text{NH}_3\text{-N}$ 浓度检验结果为极显著上升,但依然维持在较低的水准,8个站点 $\text{NH}_3\text{-N}$ 浓度为极显著或显著下降。

TP时序分解结果表明,闽江流域12个监测站点的TP平均质量浓度范围在0.02~0.12 mg/L之间,共11个站点水质符合I、II类水质标准,回垵大桥站2014-2018年之间平均TP浓度符合III类水质标准,但下降趋势极为显著;下游4个站点水质TP浓度符合II类水质标准,闽侯竹岐站TP浓度下降趋势明显。从表3检验结果可知,闽江流域12个站点中,TP浓度出现极显著性下降趋势的有7个站点,占比为58.3%,有2个站点有极显著上升或显著上升趋势;闽江下游有3个站点出现极显著的下降趋势,作为闽江下游最大的支流,闽侯大樟溪在2017年以后TP浓度有显著性的上升,有超过III类水质的风险。总体来说,闽江流域TP指标有着明

显的好转,但是仍然存在着局部水质TP浓度超过III类水质的危险。

表3 富营养化指标 Mann-Kendall 趋势检验结果图

水质监测站点	$\text{NH}_3\text{-N}$		TP	
	Z值	变化趋势	Z值	变化趋势
清流安砂	0.79	↑	0.63	↑
三明东牙溪	0.037	↑	-3.06	↓↓↓
顺昌富文	6.74	↑↑↑	-6.34	↓↓↓
邵武和顺	-2.45	↓↓	5.33	↑↑↑
梅口悬索桥	-6.38	↓↓↓	0.53	↑
回垵大桥	-0.74	↓	-8.29	↓↓↓
建阳将口	-4.38	↓↓↓	-2.86	↓↓↓
南平水汾桥	-5.76	↓↓↓	1.90	↑
福州原厝	-6.94	↓↓↓	-8.60	↓↓↓
闽侯竹岐	-3.34	↓↓↓	-11.3	↓↓↓
古田黄田	-4.40	↓↓↓	-3.96	↓↓↓
闽侯大樟溪	-8.05	↓↓↓	2.50	↑↑

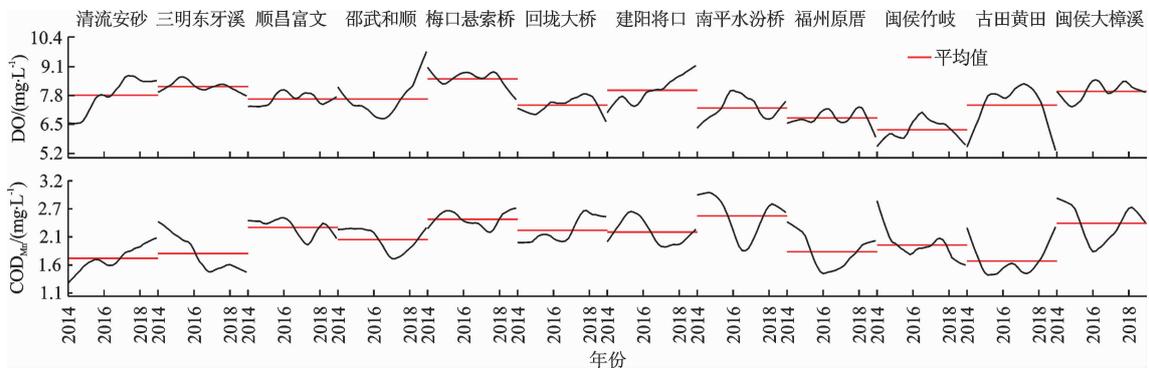


图3 2014-2018年闽江流域各监测站点水质有机物污染指标 STL 分解结果

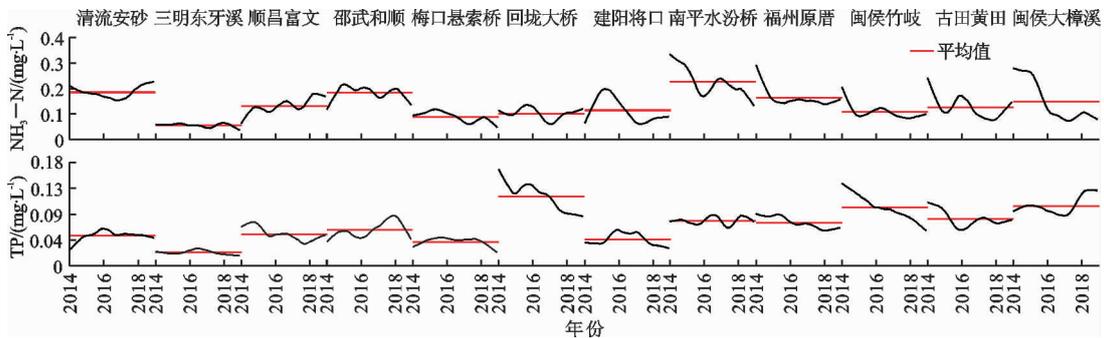


图4 2014-2018年闽江流域各监测站点水质富营养化指标 STL 分解结果

4.4 实验结果分析

实验结果表明,2014-2018年间,闽江流域12个监测站点的8个监测指标中,除TEMP以外,其他7个指标的平均值及变化趋势在闽江上下游都呈现出不同的态势。闽江上游的7个水质指标中,除 COD_{Mn} 以外,其他6个指标平均值均优于闽江下游,闽江流域以高污染、低附加值工业为主,共有重点污染企业

2000余家,其中又以造纸、塑料、化工等高污染企业为主,闽江上游三明、南平两市“三高”产业在产业结构中占比较大,大部分县区工业万元产值 COD_{Mn} 排放量均大于闽江流域平均值。2014年,三明市和南平市工业 COD_{Mn} 排放量分别占整个流域工业 COD_{Mn} 排放总量的45%和41.1%,工业废水排放量占上游废水排放总量的90%,过多的工业废水排放是导致闽江

上游 COD_{Mn} 浓度大于闽江下游的主要原因。闽江下游主要流经福州市区,沿江两岸人口密集,工商业发达,GDP 总量连年升高,污染主要来源于城镇废水污染和工业污染等,2014 年闽江福州段城镇生活产生的 COD_{Mn} 和 NH₃-N 分别占整个市区排放总量的 47.9% 和 48.8%,大量未经处理的城镇污水排放是导致闽江下游 6 个指标劣与上游的主要原因。“十二五”与“十三五”时期,闽江流域三市积极推进水环境的治理与改善工作,优化产业结构,关闭了一大批严重污染水环境的“十小”项目与企业,并对现有的污水处理厂进行效率提升改造,污水日处理量显著提升,福州市污水处理率由 2014 年的 87.7% 提高到 2018 年的 90.3%,COD_{Mn} 与 NH₃-N、TP 减排明显,并且各指标有显著的改善趋势,整体上水质有明显的改善,但 DO 浓度依然保持在较低的水平,尤其是闽江下游,并逐渐成为影响闽江下游水质等级的主导因素。

5 结 论

(1) 采用 STL 时间序列分解算法与 Mann - Kendall 检验算法相结合对闽江流域 12 个水质监测站点 2014 - 2018 年的 8 个水质指标时间序列进行分析,研究发现,2014 - 2018 年间,闽江流域整体上水质较好。

(2) 闽江流域各污染指标都存在着显著变好的趋势,其中闽江下游 NH₃-N 与 TP 浓度发生了显著性的下降;闽江上游水体 COD_{Mn} 浓度较下游偏高,但闽江下游水体 DO 浓度较上游偏低,存在着下降的趋势,有超过 III 类水质标准的风险,并逐渐成为影响闽江下游水质的主要因素。

(3) 利用 STL 方法和 Mann - Kendall 方法相结合对闽江流域水质时间序列数据进行趋势识别和分析,可以直观地对剥离自然和人为干扰的水质时间序列进行观察,对受人为、自然影响因素较大的水质时间序列具有很好的适应性,能较好地揭示水质时间序列的非线性、非单调性和局部特征的规律。

参考文献:

[1] 孙金华,王思如,朱乾德,等. 水问题及其治理模式的发展与启示[J]. 水科学进展, 2018,29(5):607 - 613.
 [2] 李九一,李丽娟. 中国水资源对区域经济社会发展的支撑能力[J]. 地理学报,2012,67(3):410 - 419.
 [3] 黄玥,黄志霖,肖文发,等. 三峡水库蓄水运行后入出库断面水质评价与预测[J]. 环境污染与防治,2019,41(2):211 - 215 + 239.
 [4] 陈涵贞,苏德森,吕新,等. 闽江流域地表水质季节性变化

特征研究[J]. 中国农学通报,2010,26(5):267 - 271.

- [5] 荣洁,王腊春. 指数平滑法 - 马尔科夫模型在巢湖水质预测中的应用[J]. 水资源与水工程学报,2013,24(4):98 - 102.
 [6] 朱信成,肖作义,肖明慧,等. 包头市城市污水水质指标的统计学分析[J]. 环境污染与防治,2017,39(6):686 - 691.
 [7] 唐玉兰,项莹雪,马甜甜,等. 基于多元统计分析方法的浑河流域沈抚段水质时空特征[J]. 安全与环境学报,2018,18(5):2008 - 2012.
 [8] 白高峰,张燕君,宣学丽,等. 线性回归法在地下水水质分析中的应用[J]. 地下水,2014,36(2):14 - 16.
 [9] CLEVELAND R B, CLEVELAND W S, MCRAE J E, et al. STL: A Seasonal-trend decomposition procedure based on loess [J]. Journal of Official Statistics, 1990,6(1):3 - 33.
 [10] 潘楚东,于非,张志欣,等. LOESS 四维客观分析在中国近海的应用[J]. 海洋科学进展,2007,25(2):149 - 159.
 [11] HUANG Hong, WANG Zhenfeng, XIA Fang, et al. Water quality trend and change-point analyses using integration of locally weighted polynomial regression and segmented regression [J]. Environmental Science and Pollution Research, 2017,24(18):15827 - 15837.
 [12] NDUNGU J, MONGER B C, AUGUSTIJN D C M, et al. Evaluation of spatio-temporal variations in chlorophyll-a in Lake Naivasha, Kenya: Remote-sensing approach [J]. International Journal of Remote Sensing, 2013,34(22):8142 - 8155.
 [13] STOW C A, CHA Y K, JOHNSON L T, et al. Long-term and seasonal trend decomposition of maumee river nutrient inputs to Western Lake Erie [J]. Environmental Science & Technology, 2015,49(6):3392 - 3400.
 [14] 梁中耀,刘永,盛虎,等. 滇池水质时间序列变化趋势识别及特征分析[J]. 环境科学学报,2014,34(3):754 - 762.
 [15] ZHANG Yanming, WEN Jun, WANG Xinhua. Study on the change trend of precipitation and temperature in Kunming City based on Mann - Kendall analysis [C] // Future Computer, Communication, Control and Automation. Springer Berlin Heidelberg, 2012.
 [16] 庞新生,李萌. 多重插补方法中插补模型的比较[J]. 统计与决策,2015(9):82 - 84.
 [17] 舒鑫鑫,张莉,周勇. 随机缺失数据下样本分位数估计[J]. 数学学报(中文版),2017,60(5):865 - 882.
 [18] 杨灿灿,吴光红,陈水蓉,等. 近 25 a 来天津市海河干流水质的演变特征[J]. 人民黄河,2013,35(8):49 - 52.
 [19] 于延胜,陈兴伟. R/S 和 Mann - Kendall 法综合分析水文时间序列未来的趋势特征[J]. 水资源与水工程学报,2008,19(3):41 - 44.
 [20] 刘聚涛,方少文,冯倩,等. 基于 Mann - Kendall 法的湖泊稳态转换突变分析[J]. 中国环境科学,2015,35(12):3707 - 3713.