基于 BiPLS 结合 SiPLS 的组合权值 COD 浓度预测模型

陈 颖1, 邸远见1, 唐心亮2*, 崔行宁1, 高新贝1, 曹景刚1, 李少华3

1. 燕山大学电气工程学院,河北省测试计量技术及仪器重点实验室,河北秦皇岛 066004

2. 河北科技大学信息科学与工程学院,河北石家庄 050018

3. 河北先河环保科技股份有限公司,河北石家庄 050000

摘 要 水体中过高浓度的有机物含量危害巨大,不仅会造成严重的环境污染,而且危害人类身体健康,传 统化学法检测水体化学需氧量(COD)的步骤繁琐且时效性差,不利于水体中 COD 的快速定量检测。针对这 些问题,提出了一种将紫外光谱与组合权值模型相结合的快速定量检测 COD 方法,该组合权值模型是基于 反向区间偏最小二乘法(BiPLS)结合组合区间偏最小二乘法(SiPLS)算法对紫外光谱的特征子区间筛选组 合,然后依据特征子区间的权值建立的预测模型。首先按照一定的浓度梯度配制 45 份 COD 标准液样本,通 过实验获取标准液的紫外光谱数据;对获取到的 COD 紫外光谱数据做一阶导数和 S-G 滤波(Savitzky-Golay)的预处理,消除基线漂移和环境干扰噪声;应用 SPXY(Sample set partitioning based on jiont X-Y)算法 将实验样本数据组划分成校正集和预测集。然后基于 BiPLS 算法对全光谱区间进行波长筛选,在 BiPLS 筛 选过程中,目标区间的划分数量会对建模产生较大影响,于是对子区间划分数量进行优化,把子区间分成 15~25个,在不同区间数下都进行偏最小二乘(PLS)建模,通过交互验证均方根误差(RMSECV)来筛选最 优子区间数,得到区间数为18时,模型效果最佳。从18个波长区间筛选出了6个特征波长子区间,入选的 子区间为 2, 1, 3, 11, 7 和 6, 对应波长为 234~240, 262~268, 269~275, 290~296, 297~303 和 304~ 310 nm,这6个特征波长区间涵盖了大量的光谱信息,对最终预测模型的贡献度大;接下来通过 SiPLS 算法 对这6个初选区间进行进一步的筛选组合,采用不同的组合数构建不同特征区间上的 PLS 模型,在相同组 合数下,筛选出一个区间组合数最优的结果,对比不同组合数下预测模型的误差与相关性,将6个区间筛选 组合为 3 个特征波长区间,分别为 234~240,262~275 和 290~310 nm,这三个特征区间最佳因子数分别为 4,4和3。对传统 SiPLS 的特征区间组合方法进行改进,基于权值的大小来对这3个特征区间进行线性组 合,代替过去特征区间直接组合的方法。通过权值公式计算出这3个特征区间的权重大小分别为0.509, 0.318 和 0.173, 最终建立线性组合权值 COD 浓度预测模型。为了验证组合权重预测模型的精度, 另外建立 了全波长范围内的 PLS 预测模型、单个特征波长区间的 PLS 预测模型、直接组合特征波长区间的 PLS 模 型,并使用评价参数相关系数的平方(R²)、预测值与真实浓度值的均方根误差(RMSEP)和预测回收率(T) 来对模型评价。验证结果表明,相比其他预测模型,组合权值模型相关系数的平方达到了 0.9997,明显优 于直接组合特征区间建模的 0.968 0, 预测均方根误差为 0.532, 比直接组合特征区间的预测模型误差降低 了 29.3%,预测回收率为 96.4%~103.1%,显著地提高了预测精度。该方法简单可行,不会产生二次污染, 可为在线监测水体中 COD 浓度提供一定的技术支持。

关键词 紫外光谱;区间筛选组合;区间权值;COD浓度预测模型 中图分类号:O433.4 文献标识码:A DOI: 10.3964/j.issn.1000-0593(2019)07-2176-06

收稿日期: 2018-06-08, 修订日期: 2018-10-27

作者简介:陈 颖,女,1980年生,燕山大学电气工程学院教授 e-mail: chenying@ysu.edu.cn*通讯联系人 e-mail: tangxinliang@hebust.edu.cn

基金项目:国家自然科学基金项目(61201112,61475133),河北省自然科学基金项目(F2016203188),中国博士后基金项目(2018M630279) 和河北省高等学校科学技术研究项目(ZD2018243)资助

引 言

随着人类对于环境资源的开发,环境污染问题日趋突出,大量的有机污染物流入到水体中,导致河流、湖泊和海洋都受到不同程度的污染^[1]。因此,有效监测水体污染情况显得十分迫切。化学需氧量(chemical oxygen denmand, COD)指在一定环境下,水体中的还原性物质被氧化分解时所消耗氧化剂的量,单位以耗氧量 mg·L⁻¹表示^[2]。化学需氧量表征水体受到有机物污染的程度^[3],因此,COD可作为有机物监测的综合指标。

目前,测定 COD 的标准方法包括高锰酸钾法和重铬酸 钾法^[4],但两种方法都存在操作复杂,测定时间长,产生污 染以及实时性差的缺点。近年来,各国学者进行了大量研 究,以致力于寻找快速、环保的 COD 检测方法,其中以光谱 法中的紫外吸收法居多。Leardi 等将紫外光谱与遗传算法引 入到 COD 建模当中,建模效果良好^[5]; Suzuki 等开发了使 用紫外-可见光谱并结合人工神经网络间接测定 COD 浓度的 预测模型,取得了不错的预测精度^[6]; Brito 等将紫外光谱与 偏最小二乘相结合,对排水系统中水体的 COD 浓度进行检 测,并做了验证实验,验证结果良好^[7]。赵友全等基于紫外 光谱法研制了新型的 COD 在线监测设备,取得了较好的监 测效果^[8]。

在定量分析中,偏最小二乘法能够在自变量存在严重相 关性的情况下处理光谱,目前已在多元光谱分析方面得到了 广泛应用。更多的研究表明,信息区间的选取可以有效减少 模型维度,提高模型的预测能力^[9]。但是在一定条件下,每 个特征区间包含的信息量是不同的,就需要研究特征区间涵 盖的信息量对模型的贡献度,建立线性组合权值模型。



图 1 组合权值预测模型分析流程



基于上述分析,为了获得良好的预测模型,本文采用上述分析流程(如图 1)。首先,使用 SPXY 法划分校正集和预测集样本,并对样本进行预处理;基于反向区间偏最小二乘法(backward interval PLS, BiPLS)对有机物紫外光谱的特征信息区间进行初步筛选,在一定均方根误差水平下,初选多个特征区间;然后基于组合区间偏最小二乘法(synergy interval PLS, SiPLS)对初选特征区间进行再次筛选组合,最终获得 3 个区间建立组合权值 COD 浓度预测模型。并与其他几种定量分析模型进行对比,通过实验对提出的组合权值模型进行验证,验证结果优于其他几种模型。

1 原理和算法

1.1 SPXY 算法

SPXY 法通过计算样本间的欧式距离,将自变量 x 与因 变量 y 之间的欧式距离也考虑进去,从而把多维空间也包含 进去^[10]。

$$\begin{cases} d_{x}(p, q) = \sqrt{\sum_{j=1}^{j} [x_{p}(j) - x_{q}(j)]}; \ p, q \in [1, N] \\ d_{y}(p, q) = \sqrt{(y_{p} - y_{q})^{2}} = |y_{p} - y_{q}|; \ p, q \in [1, N] \\ d_{xy}(p, q) = \frac{d_{x}(p, q)}{\max_{p, q \in [1, N]} d_{x}(p, q)} + \frac{d_{y}(p, q)}{\max_{p, q \in [1, N]} d_{y}(p, q)} \end{cases}$$
(1)

SPXY 法采用 $d_{xy}(p, q)$ 代替 $d_x(p, q)$; 而且对 $d_x(p, q)$; 和且对 $d_x(p, q)$ 和 $d_y(p, q)$ 做了标准化计算,使得样本在 x 和 y 空间的权 值达到了一致。

1.2 BiPLS 和 SiPLS 算法

BiPLS 是 iPLS 的改进算法, 是一种有效的波长筛选方法。基本原理是将整个光谱分割成 k 个等宽子区间, 采用留一交互验证法对余下的 k-1 个光谱区间建立模型,得到各子区间交互验证均方根误差; 去除使模型预测效果最差的一个光谱子区间, 然后对剩下的子区间继续通过留一法反复建模, 直至建模预测性能最佳^[11-12]。

SiPLS 也是 iPLS 波长选择方法的一种扩展,其主要思路是将同一次区间划分中,把精度高的几个局部模型所在的子区间联合起来,以交互验证均方根误差值为联合模型衡量指标,选出最佳联合子区间,在最佳联合子区间的基础上建立模型。

1.3 权值算法

区间权值^[13]根据公式计算

$$\begin{cases} \min inimize \| c - \sum_{j=1}^{j} w_{j} R_{j} b_{j} \|^{2} \\ subject 1 \ge w_{j} \ge 0, \ \sum_{j=1}^{j} w_{j} = 1 \ (j = 1, 2, \dots, j) \end{cases}$$
(2)

其中, w_j 是第 j 个模型权值; R_j(m×h)是第 j 个光谱矩阵, b_i 是第 j 个 PLS 模型回归系数。

最终的线性组合权值模型可表示为

$$Y_P = \sum_{i=1}^{j} w_i R_j b_j \tag{3}$$

2 实验部分

2.1 仪器与方法

主要仪器包括 U251 紫外分光光度计、德国 Brand(1.5 mL)数字可调精密移液器、美国 Omega 红外温度测量仪,50 mL 比色管,邻苯二甲酸氢钾标准液,配制 1 000 mg • L⁻¹的 邻苯标准液,用蒸馏水定容至标线,摇勾,分别稀释成 1,2,3,4,5,10,20,30,40,50,100,200,300,400 和 500 mg • L⁻¹浓度备用。

采集 1, 2, 3, …, 500 mg • L⁻¹浓度的 15 份 COD 标准 液样本的紫外吸收光谱,如图 2(a),采集范围为 190~310 nm,分辨率为 1 nm,积分时间为 3 ms,每个样本重复测量 5 次,结果取平均值。





(a): Original spectra;(b): Spectra processed by first derivative and S-G screen

从图 2(a)可知,不同浓度的 COD 标准液的紫外吸收谱 主要集中在紫外波段,且光谱具有两个典型特征吸收峰。从 官能团的角度来分析,是由于羟基、羧基和苯环官能团在 200~310 nm 具有很强吸光度的缘故,其中第一个峰是羟基 和羧基共同作用形成,且随着邻苯标液浓度的升高,羟基、 羧基官能团吸收带出现明显红移,并最终吸收趋于饱和;第 二个峰是苯环官能团作用形成,且随着标液浓度上升,该官 能团吸收带的吸收明显增强^[14]。

2.2 光谱数据预处理

在采集光谱数据的过程中外界环境会产生一定影响,导 致特征光谱存在噪声。采用一阶导数法^[14]对原始光谱进行 预处理,一阶导数谱可以有效消除基线漂移、旋转以及背景 干扰。但在放大信息的同时,噪声也被放大,为了消除噪声 影响,采用 S-G 滤波,对一阶导数谱进行滤波。图 2(b)是经 过一阶导数谱和 S-G 滤波处理过的特征光谱曲线。

3 结果与讨论

3.1 初选特征波长

利用 SPXY 算法将 45 组样本分成两组,经过 SPXY 算 法划分出的校正集与预测集如表 1 所示。

表 1 SPXY 划分的校正集与预测集 Table 1 Correction set and prediction set of SPXY

	样本数	最小值	最大值	均值	标准差
总集	45	0.003	2.471	0.719 7	0.6974
校正集	30	0.003	2.452	0.722 0	0.652 1
预测集	15	0.004	2.462	0.715 3	0.731 0

在 BiPLS 建模过程中,目标区间宽度的选择会对建模产 生较大影响,因此对子区间划分数量进行优化,这里把子区 间分成 15~25个,在不同区间数下都进行 PLS 建模,通过 RMSECV 来筛选最优子区间数。



从图 3 可以看出,当选择子区间数为 18 时,模型的 RMSECV 值最小。基于 BiPLS,对校正集的数据进行处理,处理结果如表 2 所示。

表 2 是 18 个子区间的建模过程,涵盖波长范围 190~310 nm。开始时,RMSECV 随着子区间数的减少而减少,说明过程中剔除了误差大的区间;但后来 RMSECV 随着子区间数的减少逐渐增加,表明包含信息较多的区间被剔除,当 RMSECV 最小时,认定此时所建立的 PLS 模型最佳。从表 2 中看出,序号 6 时最佳,此时的 RMSECV 为0.276 2,校正集相关系数为 0.968,主因子数为 7,人选的子区间为 2,1,3,11,7 和 6,对应特征波长为 234~240,262~268,269~275,290~296,297~303 和 304~310 nm,一共 6 个区间。

表 2 筛选最优区间的结果 Table 2 The result of selecting the optimal interval

序号	被选 区间	RMSECV	变量 个数	序号	备选 区间	RMSECV	变量 个数
18	9	6.222 6	121	9	16	0.822 2	62
17	10	3.6707	114	8	5	0.598 9	56
16	17	2.886 5	107	7	4	0.471 2	49
15	15	2.081 4	101	6	2	0.276 2	42
14	18	1.749 9	95	5	1	0.313 7	35
13	12	1.526 6	89	4	3	0.479 8	28
12	8	1.357 2	82	3	11	0.517 8	21
11	13	1.145 9	75	2	7	1.428 3	14
10	14	0.984 2	68	1	6	1.156 0	7

3.2 再次筛选特征波长区间

基于 SiPLS 算法对 3.1 节初选得到的 6 个特征区间再次 筛选。设置区间分割数为 6,分别采用不同的因子数构建每 个特征区间上的 PLS 模型, 在相同组合数下, 筛选出一个区 间组合最优的结果, 如表 3 所示。可以看出, 随着组合数增 加, 选择的区间数也在增加, 建立的 SiPLS 模型的交互验证 误差均方根和交互验证偏差都有一定的减小, 预测相关系数 也有一定的提高, 说明筛选出的特征波长区间为主要信息区 间, 能够表征样品中有机物的信息。但是当组合数为 6 时, 模型在预测相关系数和均方根都有一定程度的变差, 说明引 入更多变量时可能会提高模型精度, 也可能会引入多余噪声 降低模型的精度。

从表 3 也能发现, 在组合数一样的情况下, 不同的区间 组合得到的 PLS 模型的交互验证偏差、交互验证均方根和相 关系数都存在一定的差异, 这表征了每个特征波长区间所承 载的光谱信息量是不同的。因此, 在使用组合区间偏最小二 乘建模过程中, 单纯的线性组合不利于模型预测精度的提 高, 应考虑单个特征区间对组合模型的贡献度, 依据贡献度 给每个区间赋予一定的权值, 基于特征子区间的权值, 建立 线性组合权值 COD 浓度预测模型。

表 3 不同组合数下最优 SiPLS 模型预测结果 Table 3 Optimal SiPLS models and prediction results under different combination numbers

			-				
组合数	区间	因子数	校正相关系数	校正均方根	交互验证偏差	预测相关系数	预测均方差
2	[1 3]	3	0.914 6	0.909	0.898	0.935 4	0.914
3	$\begin{bmatrix} 1 & 2 & 5 \end{bmatrix}$	6	0.925 7	0.851	0.841	0.930 4	0.884
4	$[1 \ 2 \ 5 \ 6]$	7	0.934 1	0.803	0.819	0.932 3	0.962
5	[1 2 3 5 6]	9	0.940 4	0.764	0.795	0.941 3	0.784
6	[1 2 3 4 5 6]	7	0.932 4	0.813	0.797	0.942 8	0.733

3.3 组合权值模型建立

通过观察最佳区间位置,可以合并特征区间,由于特征 区间1,2和3相邻,合并为一个区间;特征区间6和7相 邻,合并为一个区间,最终合并相邻特征区间得到3个特征 区间分别为234~240,262~275和290~310 nm,该特征区 间最优 PLS 模型的最佳因子数分别为4,4和3,具体结果如 表4所示,通过式(2)得到这3个特征区间的权值分别为: 0.509,0.318和0.173,其组合权值预测模型由式(3)得到。





通过预测集样本对模型进行验证,这里使用回归预测数据相关系数的平方(R²)、预测值与真实值的预测均方根误差

(RMSEP)、预测回收率(T)对模型进行评估,基于 BiPLS 和 SiPLS 筛选特征区间,对筛选特征区间进行组合权值模型的 回归结果如图 4 所示,模型预测值与真实值之间相关系数的 平方(R²)为 0.999 7, RMSEP 值为 0.523。

基于 3.2 节筛选得到的特征波长区间,分别建立模型。 其中 1 号模型为 190~310 nm 的全光谱 PLS 模型,2,3 和 4 是基于 BiPLS 和 SiPLS 算法筛选出的特征光谱区间 234~ 240,262~275 和 290~310 nm,分别建立的单个特征区间模 型,5 号模型为选择 3 个特征区间直接组合后建立的模型,6 号模型是基于每个特征区间权值,建立的组合权值预测模 型。

从表 4 可知,对于筛选出的单个信息区间建立的预测模型 2,3 和 4,其预测精度普遍比全光谱建模 1 差一些,这是因为有机物的光谱信息广泛存在该范围内,单个特征光谱区间的信息量还是相对较少。相比全光谱模型 1,组合模型 5 和 6 的预测相关性和均方根都有较大的提高,预测相关性分别从 0.944 1 提升到 0.968 0 和 0.999 7,预测均方根分别从 0.817 下降到了 0.752 和 0.523,预测回收率为 93.2% ~ 110.4% 和 96.4% ~ 103.1%,预测效果提升明显。

通过表 4 和图 5,比较模型 5 和 6。模型 5 是特征区间直 接组合,没有考虑单个特征区间涵盖信息量多少的问题;而 模型 6 是依据每个区间的贡献度建立的组合权值模型;图 5 显示了模型 5 与模型 6 验证集样本的预测值与标准值之间的

序号	模型	特征光谱区间/nm	最优因子数	预测相关系数	预测均方根	预测回收率/%
1	PLS	190~310	7	0.944 1	0.817	90.253~121.610
2	$BIPLS_1$	$234 \sim \! 240$	4	0.904 6	0.990	82.131~130.473
3	$BIPLS_2$	$262 \sim 275$	4	0.931 0	0.869	83.418~129.584
4	$BIPLS_3$	$290 \sim 310$	3	0.920 5	0.892	79.841~125.720
5	$BIPLS+SIPL_1$	234~240, 262~275, 290~310	6	0.968 0	0.752	93.275~110.423
6	$BiPLS+SIPLS_2$	234~240, 262~275, 290~310	6	0.9997	0.523	96.441~103.187

表 4 选取特征光谱区下不同模型结果统计表 Table 4 Selection of the results of different models under the characteristic spectral region

偏差情况。可以发现,预测精度有了进一步的提高,相关系数的平方从 0.968 0 提高到了 0.999 7,预测均方根误差从 0.752 降低到了 0.523,比直接组合特征区间的预测模型误差降低了 29.3%,预测回收率范围从 93.2%~110.4%提升



Fig. 5 The result of combination of direct combination and weight value combination

到 96.4%~103.1%,预测结果图也更加贴近真实值走势。 对比上面的 6 组预测模型,线性组合权值预测模型的预期效 果是最好,明显优于其他五组。

4 结 论

提出了一种将紫外光谱与组合权值模型相结合的快速定 量检测 COD 方法,该组合权值模型是基于 BiPLS 结合 Si-PLS 对紫外光谱的特征子区间筛选组合,然后依据特征子区 间的权值建立的预测模型,模型中权值由特征子区间建模的 贡献率计算得到。验证实验表明:相比其他预测模型,组合 权值模型相关系数的平方达到了 0.9997,明显优于其他定 量分析模型,预测均方根误差为 0.532,比直接组合特征区 间的预测模型误差降低了 29.3%,预测回收率为 96.4%~ 103.1%,远低于其他五组,模型的适用性更好,显著提高了 预测精度。该方法克服了传统 PLS 建模过程中特征区间直接 组合,没有考虑特征子区间对建模贡献度不同的问题;且简 单可行,不会产生二次污染,可为在线监测水体中 COD 浓 度提供一定技术支持。

References

- [1] MAI Wei, ZHAO Xiao-ming, ZHANG Jian-fei, et al(买 巍,赵晓明,张健飞,等). Spectroscopy and Spectral Analysis(光谱学与光谱 分析), 2017, 37(7): 2105.
- [2] TANG Bin, ZHAO Jing-xiao, WEI Biao, et al(汤 斌,赵敬晓,魏 彪,等). China Environmental Science(中国环境科学), 2015, 35 (2): 478.
- [3] Hu Yingtian, Wang X. Sensors & Actuators B Chemical, 2017, 239: 718.
- [4] Lepot M, Torres A, Hofer T, et al. Water Research, 2016, 101: 519.
- [5] Leardi R, Nørgaard L. Journal of Chemometrics, 2010, 18(11): 486.
- [6] Suzuki Y, Kikuta Y, Yamada K, et al. Bunseki Kagaku, 2014, 63(11): 895.
- [7] Brito R S, Pinheiro H M, Ferreira F, et al. Urban Water Journal, 2014, 11(4): 261.
- [8] ZHAO You-quan, WANG Hui-min, LIU Zi-yu, et al(赵友全,王慧敏,刘子毓,等). Chinese Journal of Scientific Instrument(仪器仪表 学报), 2010, 31(9): 1927.
- [9] Lepot M, Torres A, Hofer T, et al. Water Research, 2016, 101: 519.
- [10] Chen Y, Luo P, Zhao Z Y, et al. Physics Letters A, 2017, 381(40): 3472.
- [11] Uusheimo S, Tulonen T, Arvola L, et al. Environmental Monitoring & Assessment, 2017, 189(7): 357.
- [12] Agustsson J, Akermann O, Barry D A, et al. Environmental Science Processes & Impacts, 2014, 16(8): 1897.
- [13] YUAN Yong-qiang, FU Jia, CHENG Quan-guo(袁永强, 付 佳, 程全国). Mathematics in Practice and Theory(数学的实践与认识), 2015, 45(16): 107.
- [14] Hu Y, Wen Y, Wang X. et al. Sensors & Actuators B Chemical, 2016, 227: 393.

Combination Weight COD Concentration Prediction Model Based on BiPLS and SiPLS

CHEN Ying¹, DI Yuan-jian¹, TANG Xin-liang^{2*}, CUI Xing-ning¹, GAO Xin-bei¹, CAO Jing-gang¹, LI Shao-hua³

- Hebei Province Key Laboratory of Test/Measurement Technology and Instrument, School of Electrical Engineering, Yanshan University, Qinhuangdao 066004, China
- 2. School of Information Science and Engineering, Hebei University of Science and Technology, Shijiazhuang 050018, China
- 3. Hebei Sailhero Environmental Protection Hi-tech Co., Ltd., Shijiazhuang 050000, China

Abstract The excessively high concentration of organic matter in water poses a great harm, which not only causes serious environmental pollution, but also harms human health. The traditional chemical method for detecting COD(Chemical oxygen denmand, COD) in water usually takes a long time, which is not conducive to rapid quantitative detection of COD in water. In order to solve these problems, a rapid and quantitative detection of COD using a combination of UV spectroscopy and combined weight models is proposed in this paper, the prediction model is based on the backward interval partial least squares (BiPLS) and synergy interval partial least squares (SiPLS) algorithm for screening the characteristic Intervals of UV spectra, and then based on the weights of the characteristic Intervals, a combination weight concentration prediction model is established. In this paper, 45 samples of COD standard solution are experimented: The first derivative and S-G screening of COD UV spect rum date are preprocessed to eliminate baseline drift and environmental noise; The SPXY algorithm is used to divide the experimental data sets into calibration sets and prediction sets. Then, the wavelength of the whole spectral range is screened based on the BiPLS algorithm. In the process of BiPLS screening, the selection of the number of target interval division will have a great influence on the model, so the number of Interval divisions is optimized, subintervals are divided into 15 to 25, and PLS modeling is performed under different interval numbers. The optimal subinterval number is selected by cross-validating root mean square error (RM-SECV). When the number of intervals is 18, the effect of the model is the best. 6 characteristic wavelengths are selected from 18 wavelengths. The selected Intervals are 2, 1, 3, 11, 7, 6, and the corresponding wavelengths are 234~240, 262~268, 269 \sim 275, 290 \sim 296, 297 \sim 303, 304 \sim 310 nm, respectively. These 6 characteristic wavelength ranges cover a large amount of spectral information and contribute greatly to the final prediction model. Then, these 6 regions are further screened and combined through the SiPLS algorithm, PLS models with different characteristic intervals are constructed using different combinations under the same combination number, the optimal results of an interval combination number are screened out, and the error and correlation of the prediction models under different combinations are compared, the 6 interval are combined into 3 characteristic wavelength intervals, which are $234 \sim 240$, $262 \sim 275$ and $290 \sim 310$ nm respectively. The optimal factor of the optimal PLS model for these three characteristic intervals is 4, 4 and 3, respectively. The characteristic interval combination method of the traditional SiPLS is improved, and the three characteristic intervals are linearly combined based on the weight value instead of the previous direct combination of characteristic intervals. The weights of these three characteristic intervals are calculated by the weight formula as 0. 509, 0. 318 and 0. 173 respectively. Finally, a linear combination weight COD concentration prediction model is established. In order to verify the accuracy of the combined weight prediction model, a PLS prediction model over the full wavelength range, a PLS prediction model with a single characteristic wavelength interval, and a PLS model directly combining characteristic wavelength intervals are established, and the square of the correlation coefficient of the evaluation parameter (R^2) , the root mean square error of the predicted value and the true concentration value (RMSEC) as well as the Predicted recovery (T) are used to evaluate the model. Compared with other predictive models, the verification results show that the square of the correlation coefficient of the combined weight model reaches 0.9997, which is obviously higher than the 0.9680 of the direct combined characteristic interval model, the prediction root mean square error is 0.532, which is more than the prediction of the direct combination characteristic intervals. The model error is reduced by 29.3%, the predicted recovery rate is 96.4% \sim 103.1%, which significantly improves the prediction accuracy. The method is simple and feasible without generating twice pollution, which can provide some technical support for on-line monitoring of COD concentration in water.

Keywords UV spectrum; Screen and combination of intervals; Interval weight; COD concentration prediction model