

基于海温因子的传递函数模型在黄海绿潮规模预测中的应用

刘旭^{1,2}, 梁颖祺¹, 王兆毅¹, 李志杰¹, 王峥¹, 季轩梁¹, 何恩业¹

(1. 国家海洋环境预报中心, 北京 100081; 2. 北京林业大学经济管理学院, 北京 100083)

摘 要: 为寻求基于海温生态因子的绿潮规模预测方法, 采用2010—2019年国家卫星海洋应用中心黄海绿潮卫星遥感资料和日本气象厅融合海表温度数据, 利用协整检验和Granger因果检验方法对绿潮覆盖面积和海温之间的长期均衡和因果关系进行分析。结果显示: 两者间存在长期协整性, 海温是绿潮规模变化的Granger原因。通过建立协整模型和传递函数模型, 开展了海温对绿潮规模影响的定量计算实例研究。结果表明: 两种模型均可有效地刻画2010—2017年绿潮规模的变化过程, 2018—2019年绿潮规模的预测结果与遥感实况较吻合, 体现了模型的可靠性和可移植性。传递函数模型预测结果的RMSE为160.94, MAE为109.70, 整体略优于协整模型的RMSE(171.40)和MAE(122.48), 说明数据经预白化处理后可提高预测精准度, 海温与绿潮覆盖面积具有动态相关性。

关键词: 绿潮; 海温; 协整模型; 传递函数模型; Granger因果检验; 遥感

中图分类号: X55 **文献标识码:** A **文章编号:** 1003-0239(2022)04-0091-11

1 引言

自2007年首次在青岛监测到浒苔规模性聚集形成绿潮以来^[1-2], 浒苔灾害已经连续10余年在黄海周期性爆发。大量浒苔堆积在近岸海域, 给海洋生态环境造成严重威胁^[3-4]。研究表明海表面温度(Sea Surface Temperature, SST)是影响浒苔生长和死亡的主要生态因子^[5-6]。通过实验室设置温度梯度可以分析浒苔对温度的敏感性, 吴洪喜等^[7]认为浒苔适宜生长的海水温度为10~30℃, 在缺乏阳光的干露状态下可承受的最高温度为38℃。Taylor等^[8]认为浒苔适宜生长的温度范围为10~25℃, 最高生长率温度范围为15~20℃, 最适萌发温度为20℃。韩红宾等^[9]认为浒苔孢子/配子萌发适宜温度为15~25℃, 最适萌发温度为20℃; 浒苔孢子/配子放散的温度为20~30℃, 最适宜放散温度为25℃。忻丁豪等^[9]认为20~26℃是浒苔生长发育的最佳水

温, 此温度区间下当盐度为26~32时生长率可达到36%以上^[10]。陈月红^[11]发现浒苔在25℃组和30℃组中, 相对增长率下降趋势明显, 说明浒苔不具有耐高温性^[5], 高SST极大地抑制了浒苔的生长。

上述研究均表明SST是浒苔生长的重要限制因子, 但不同学者通过对照培养实验获取的浒苔最适生长温度范围具有明显差异性。黄海浒苔爆发是自然海域多种环境因子共同影响的过程^[12], 因此实验室模拟浒苔生长环境存在一定局限性^[13]。在实证研究方面, 李弘毅^[13]基于时间序列的GOCI(Geostationary Ocean Color Imager)影像定性分析了2011—2017年浒苔爆发的环境驱动因素, 得出5—7月SST都处于浒苔最适宜生长的温度范围内。张广宗等^[14]基于环境卫星HJ-1A/1B的CCD(Change-Coupled Device)影像和MODIS(MODerate Resolution Imaging Spectroradiometer)影像对2011—2017年南黄海海域浒苔信息进行了提取, 结合ESRL

收稿日期: 2020-08-18; 修回日期: 2021-11-02。

基金项目: 自然资源部海洋环境探测技术与应用重点实验室开放基金课题(MESTA-2020-B012); 国家重点研发计划(2018YFC1407402); 南方海洋科学与工程广东省实验室(珠海)自主科研项目(SML2020SP008)。

作者简介: 刘旭(1986-), 女, 工程师, 博士, 主要从事海洋灾害评估及系统分析。E-mail: fairyjube@126.com

通讯作者: 何恩业(1981-), 男, 助理研究员, 学士, 主要从事海洋生态环境、生态灾害和水文气象预报研究。E-mail: heenye@163.com

(Earth System Research Laboratory)海温数据对浒苔生长进行了定性分析,结果表明每年5—8月 SST 逐月升高为浒苔生长过程提供了环境条件。辛蕾等^[15]和刘旭等^[16]基于多源卫星数据将浒苔生命周期分为发生—发展—爆发—衰落—消亡5个阶段,并定性分析了绿潮覆盖面积随表层水温的变化呈现出先上升后下降的趋势,指出约在22℃时覆盖面积达到最大值。何恩业等^[17]在构建黄海浒苔漂移输运模型时耦合了生长消亡过程的生态模块,将海温因素耦合到黄海浒苔的生长率公式中,设置最适宜温度区间为15~20℃,生长率为1.15~1.80,临界死亡温度为25℃,最大死亡率为1.10。对于绿潮和海温的关系,尽管学者在室内培养实验和生态动力学模型等方面开展了定量研究,但目前基于遥感影像资料的实证研究仍处在定性分析阶段,量化研究鲜有报道。为给绿潮灾害规模预测提供借鉴,本文基于2010—2019年多源卫星遥感黄海绿潮资料,分析了绿潮覆盖面积与SST间的协整关系和Granger因果关系,使用协整模型和传递函数模型对绿潮灾害爆发条件下的规模变化过程进行模拟和预测。2018—2019年绿潮覆盖面积的预测检验可验证该方法的适用性和可靠性。在浒苔的消亡机制尚不完全清晰的背景下,基于数据驱动的时间序列法可有效提取历史信息,为绿潮预测提供技术支持,为深入挖掘绿潮的生态影响因素提供参考。

2 数据与方法

2.1 数据来源

黄海绿潮覆盖面积数据资料来源于2010—2019年国家卫星海洋应用中心的每日业务化绿潮遥感影像解译结果,其中2010—2018年的反演结果主要基于MODIS和HY-1B数据,2019年反演结果主要基于MODIS和HY-1C数据,MODIS和HY-1B分辨率为250 m, HY-1C分辨率为50 m。表层海温数据来源于日本气象厅(Japan Meteorological Agency, JMA)发布的近实时的日变化表层海温数据(Merged satellite and in-situ data Global Daily Sea Surface Temperature, MGDSST, 网址: <http://ds.data.jma.go.jp/gmd/goos/data/pub/JMA-product/>)。该数据融合了AVHRR(Advanced Very High Resolution

Radiometer)卫星红外传感器数据、WindSat、AWSR-E和AWSR-2微波传感器数据以及来自浮标和船测现场的全球SST产品,水平分辨率为0.25°,时间分辨率为1 d,其资料已被广泛应用于海洋科学研究^[18]。

由于绿潮遥感受云层遮挡影响较大,难以获得成像条件较好的日数据,因此,按照每年绿潮生消的起止规律,将研究周期设定为每年的5月8日—8月7日^[19],挑选出成像条件较好的反演结果,按照每月1—7日,8—14日,15—21日,22日—月底进行周平均,形成绿潮遥感覆盖面积周平均时间序列 $\{y_t\}$ 。根据当日浒苔覆盖区域的经纬度范围解析对应区域内的日均海温数据,按照绿潮覆盖面积周平均序列的处理方法,合成相应的SST周平均时间序列 $\{x_t\}$ 。

将2010—2017年数据作为实验集用于模型模拟,2018—2019年数据作为测试集用于模型预测检验,以此评估模型预测精度。

2.2 研究方法

2.2.1 Granger 因果检验

采用Granger因果检验,从统计角度识别自变量海温序列 $\{x_t\}$ 是否为因变量绿潮遥感覆盖面积序列 $\{y_t\}$ 的原因,即SST变化是否对绿潮覆盖面积变化有显著影响。假设 $\{x_t\}$ 和 $\{y_t\}$ 是宽平稳序列,至少存在一个 $h=1,2,\dots$ 使得式(1)成立,说明 $\{x_t\}$ 序列历史信息的加入能提高 $\{y_t\}$ 的预测精度,则称 x_t 是 y_t 的原因^[20]。

$$\sum_y(hI_t) < \sum_y(hI_t) \setminus \{x_s | s \leq t\} \quad (1)$$

式中, I_t 表示在 t 时刻及以前的所有信息集合。设 $y_t(hI_t)$ 为信息 I_t 可获得的 h 步最小均方误差预测,则相应的均方预测误差记为 $\sum_y(hI_t), I_t \setminus \{x_s | s \leq t\}$ 为除开变量 x_s 在 t 时刻及以前的信息。

原假设 $\{x_t\}$ 不是 $\{y_t\}$ 的Granger原因,备择假设 $\{x_t\}$ 是 $\{y_t\}$ 的Granger原因。

$$H_0: (x, y) \leftrightarrow H_1: x \rightarrow y \quad (2)$$

在备择假设成立的条件下,构造 F 统计量:

$$F = \frac{(SSE_r - SSE_u)/q}{SSE_u/(n - q - p - 1)} \sim F(q, n - q - p - 1) \quad (3)$$

式中, SSE_r 为有约束条件下的随机波动, SSE_u 为无约束条件下的残差平方和; q 为 $\{x_t\}$ 序列的历史延迟

阶数; n 为序列长度; p 为 $\{y_t\}$ 的自回归阶数。当 F 统计量大于 $F_{1-\alpha}(q, n-q-p-1)$ 时,拒绝原假设,认为 $\{x_t\}$ 是 $\{y_t\}$ 的Granger原因。

2.2.2 协整模型

协整模型可以有效地衡量序列之间是否具有长期相关性。假定海温时间序列为自变量 $\{x_t\}$,绿潮覆盖面积序列为因变量 $\{y_t\}$,构造回归模型:

$$y_t = \beta_0 + \beta_1 x_t + u_t \quad (4)$$

如果回归残差序列 $\{u_t\}$ 平稳,即 $\epsilon_t \sim I(0)$,则相应变量序列 $\{y_t\}$ 与自变量序列 $\{x_t\}$ 之间具有协整关系。检验双变量协整关系时,需满足 $x_t \sim I(d)$ 且 $y_t \sim I(d)$ 。在建模时首先需要检验数据的平稳性以确定序列是否符合建模要求。当变量均为 d 阶单整时,采用EG检验法对回归残差进行ADF(Augmented Dickey Fuller)平稳性检验,假设条件为:

$$H_0: u_t \sim I(k), k \geq 1 \leftrightarrow H_1: u_t \sim I(0) \quad (5)$$

由于 $\{\epsilon_t\}$ 序列是回归模型式(4)中最小二乘法估计的残差,ADF检验法的统计量极限分布与观测样本有所不同,因此需采用专门用于协整关系的ADF- t 检验临界值表判断 $\{\epsilon_t\}$ 是否存在单位根及协整关系^[20]。

当式(4)中回归残差序列 $\{u_t\}$ 不平稳时,说明蕴含着历史信息之间的相关性,可以进一步构建 $\{\epsilon_t\}$ 的自回归滑动平均模型(Auto-Regressive and Moving Average model, ARMA)。协整模型可表示为:

$$y_t = \hat{\beta}_0 + \hat{\beta}_1 x_t + \frac{L(B)}{A(B)} \epsilon_t \quad (6)$$

式中, $L(B)$ 为 $\{\epsilon_t\}$ q 阶移动平均系数多项式; $A(B)$ 为 $\{\epsilon_t\}$ p 阶自回归系数多项式; ϵ_t 为白噪声序列, $\epsilon_t \sim N(0, \sigma^2)$ 。

2.2.3 传递函数

建立海温序列 $\{x_t\}$ 作为输入变量绿潮覆盖面积序列 $\{y_t\}$ 的单输出传递函数模型:

$$y_t = \frac{\Omega(B)B^b}{E(B)} x_t + \frac{\Theta(B)}{\Phi(B)} \epsilon_t \quad (7)$$

式中, $\Omega(B)$ 、 $E(B)$ 、 $\Theta(B)$ 和 $\Phi(B)$ 为滞后算子 B 的多项式,其阶数依次为 s 、 r 、 q 和 p ; b 为延迟参数,即 x_t 的 b 期滞后值才开始对 y_t 产生影响; ϵ_t 为随机干扰性,满足 $\epsilon_t \sim iidN(0, \sigma^2)$,其与 x_t 相互独立; $\frac{\Omega(B)B^b}{E(B)}$ 为传递函数,可表示为 $V(B)$ 。

3 结果与讨论

3.1 黄海浒苔爆发期间覆盖面积和 SST 变化规律

2010—2019年我国黄海绿潮爆发期内浒苔覆盖面积的时间序列图呈现出明显的以年为周期的季节性单峰波动规律(见图1a)。除2010年和2015年在第8期(7月上旬)达到峰值外,其余年份均都在第6期和第7期(6月中下旬)达到峰值,绿潮最大覆盖面积范围为330~905 km²,峰值平均为576 km²,峰值中位数为654 km²。图2a中自相关函数(AutoCorrelation Function, ACF)也显示了绿潮爆发

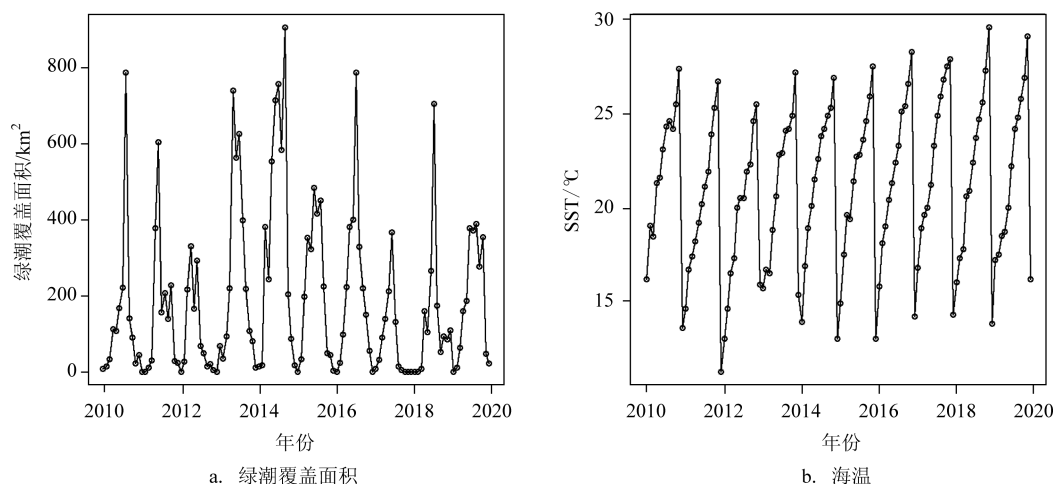


图1 时间序列图

Fig.1 Time Series Diagram

的循环特性,绿潮覆盖面积ACF序列以12期为一个周期,第24期和第36期均有明显的正峰值,第6期表现出最大负相关性,说明绿潮覆盖面积变化总体规律为1~6期是由初始值逐渐增长到峰值的阶段,6~12期是由峰值逐渐到消亡的阶段,这与图1a反映出的绿潮覆盖面积年变化规律基本一致。

图1b显示,2010—2019年绿潮爆发区域海温变化呈年周期的季节性增长,SST范围为11.2~29.5℃,初始温度区间为11.2~15.8℃,平均温度为13.8℃。2012年为初始温度最低值,当年绿潮峰值规模为10 a间最小值,2014年为初始阶段温度最高值,当年绿潮规模为10 a间最大值。根据ACF统计结果(见图2b),将第6期设定为每年绿潮爆发的峰值期,峰值阶段海温区间为19.1~21.5℃,平均温度为20.7℃;最终消亡阶段(第12期)海温区间为25.4~29.5℃,平均温度为27.5℃。统计结果表明,浒苔从生长到消亡的SST区间为11.2~29.5℃,与吴洪喜等^[7]的实验室海温梯度(10~30℃)对浒苔生长产生影响的分析结果基本一致。萌发温度(第1期)有7 a低于文献中浒苔微观繁殖体的最适宜萌发温度15℃^[5],也低于陈月红^[11]采用硝酸还原酶活力(Nitric Acid Reductase Activity, NRA)指标测定的浒苔的NRA平均值15℃。浒苔快速增长期(4~6期)的温度区间变化范围为16.4~21.5℃,与白雨等^[19]的实证研究成果较为一致,比Taylor等^[8]和Cui等^[21]

的实验室研究成果(15~20℃)整体偏高1.5℃,在韩红宾等^[5]通过实验测定的浒苔孢子/配子适宜萌发温度15~25℃范围内。绿潮出现的最后位置区域(第12期)的SST平均达到27.5℃,与韩红宾等^[5]认为的浒苔孢子/配子放散的温度为20~30℃结论一致,较白雨等^[19]实证研究成果偏高1.5℃,与陈月红^[11]梯度水温在25℃组和30℃组时浒苔相对生长率下降明显的结论相一致。

由图3可见,绿潮覆盖面积对不同滞后期(Lag)的SST序列的互相关系数(Cross-Correlation Function, CCF)存在明显的正弦曲线波动规律,CCF超过蓝色虚线表明两序列具有显著相关性。Lag=-2时存在明显峰值(CCF=0.48),说明SST序列领先绿潮覆盖面积序列2期;Lag=5时也存在明显峰值(CCF=-0.46),说明SST序列还存在滞后绿潮覆盖面积序列5期的规律,CCF由正转负意味着初期SST与绿潮覆盖面积为同方向变化,5期后反方向变化趋势最为明显。

时间序列图(见图1)和自相关函数图(见图2)均表明两序列具有明显的季节周期($s=12$),因此分别采用wold分解法(见图4)和季节差分法(见图5)消除季节效应。通过wold分解法提取确定性周期变化规律,将原序列每期值分别减去每期的平均值来消除序列的季节性,新生成序列分别记为{ $area_{s_i}$ }和{ $temp_{s_i}$ }。季节差分法是将每期值减去上一年对

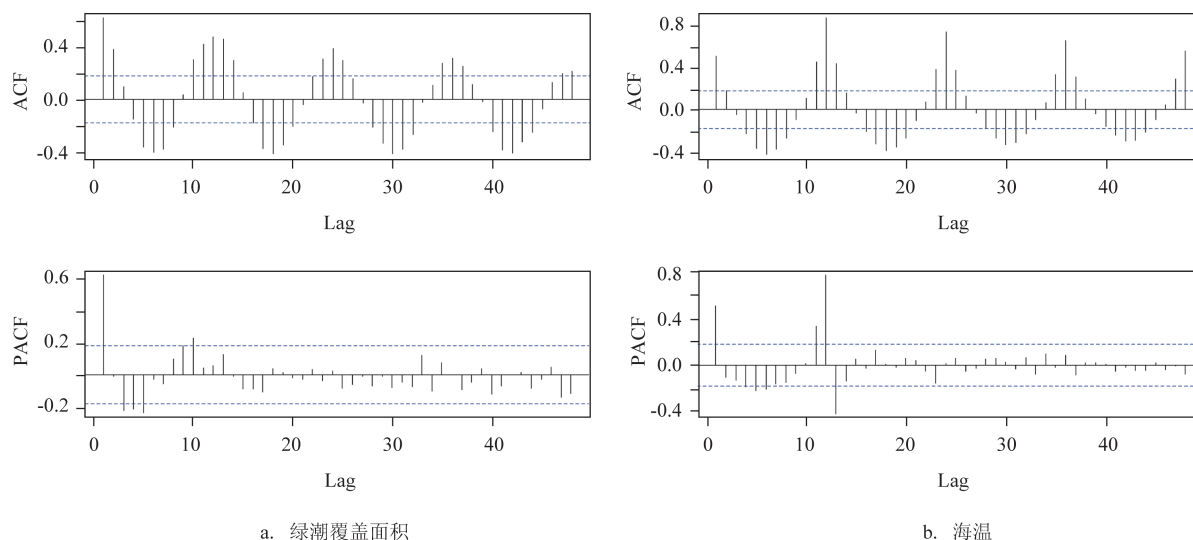


图2 自相关函数和偏自相关函数图

Fig.2 Autocorrelation function and partial autocorrelation function

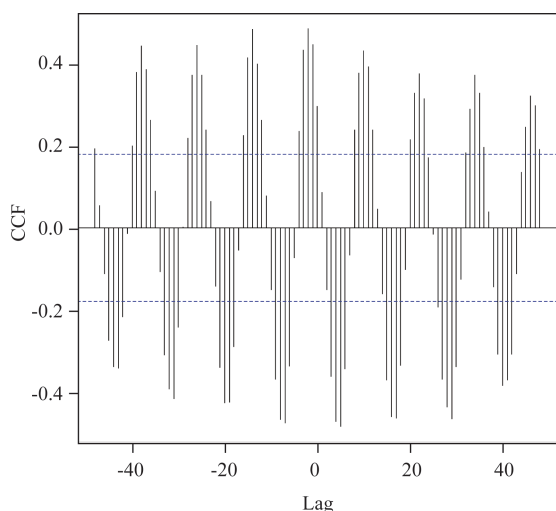


图3 绿潮覆盖面积与海温互相关系数图

Fig.3 Correlation coefficient between green tide coverage area and SST

应期数据的差,新生成序列分别记为 $\{area_d_t\}$ 和 $\{temp_d_t\}$ 。

图4和图5的时间序列结果表明两种方法均消除了原序列明显的季节波动规律。ACF结果表明wold分解海温序列呈现出缓慢下降的拖尾趋势(见图4a),偏自相关函数(Partial AutoCorrelation Function, PACF)一阶截尾;绿潮覆盖面积的ACF和PACF均呈现出截尾特征(见图4b)。季节差分海温

序列也呈现出拖尾特征(见图5a),并且仍具有正弦波动规律;绿潮覆盖面积的ACF和PACF均表现出在1阶和12阶显著(见图5b),呈一定的季节波动特征。总体来看,wold分解法去季节周期效果优于差分法,但从ACF衰减速度来看季节差分后的序列更为平稳。

3.2 平稳性检验与最优滞后阶数选取

为避免因数据出现“伪回归”而影响估计结果的有效性,我们首先需要对数据进行单位根平稳性检验和协整检验。综合采用ADF检验法和PP(Philips & Perron)检验法,零假设均为序列为存在单位根的非平稳过程,备择假设为平稳序列,在5%的显著水平下拒绝存在单位根的原假设。结果表明(见表1),除海温原始序列 $\{x_t\}$ 外,其余序列在ADF检验和PP检验下均为无漂移项且无趋势的平稳序列。 $\{x_t\}$ 序列两种检验结果均为带漂移项的平稳序列,因此在以 $\{x_t\}$ 为自变量的回归方程中引入截距项。由于各序列为 $I(0)$ 单整序列,原始序列、wold分解法序列和季节差分序列之间必然具有长期相关性的协整关系。

自变量和因变量存在协整关系,进一步采用Granger因果检验法诊断海温是否可作为绿潮覆盖面积模型的自变量,即检验海温是否可作为回归方

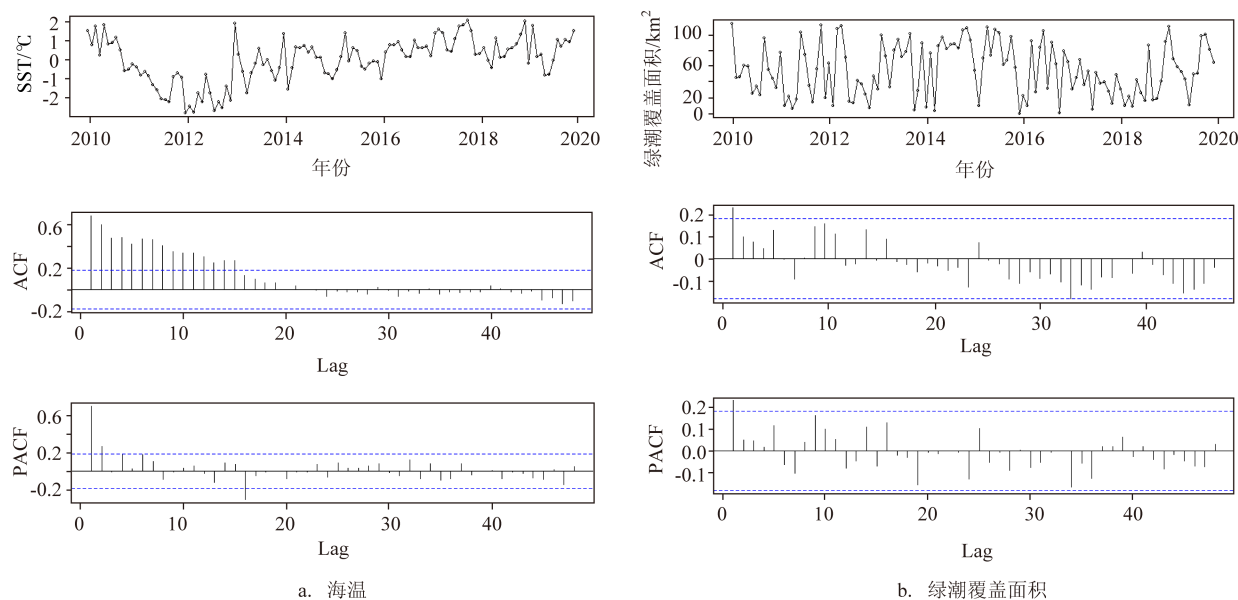


图4 wold分解法

Fig.4 Wold decomposition method

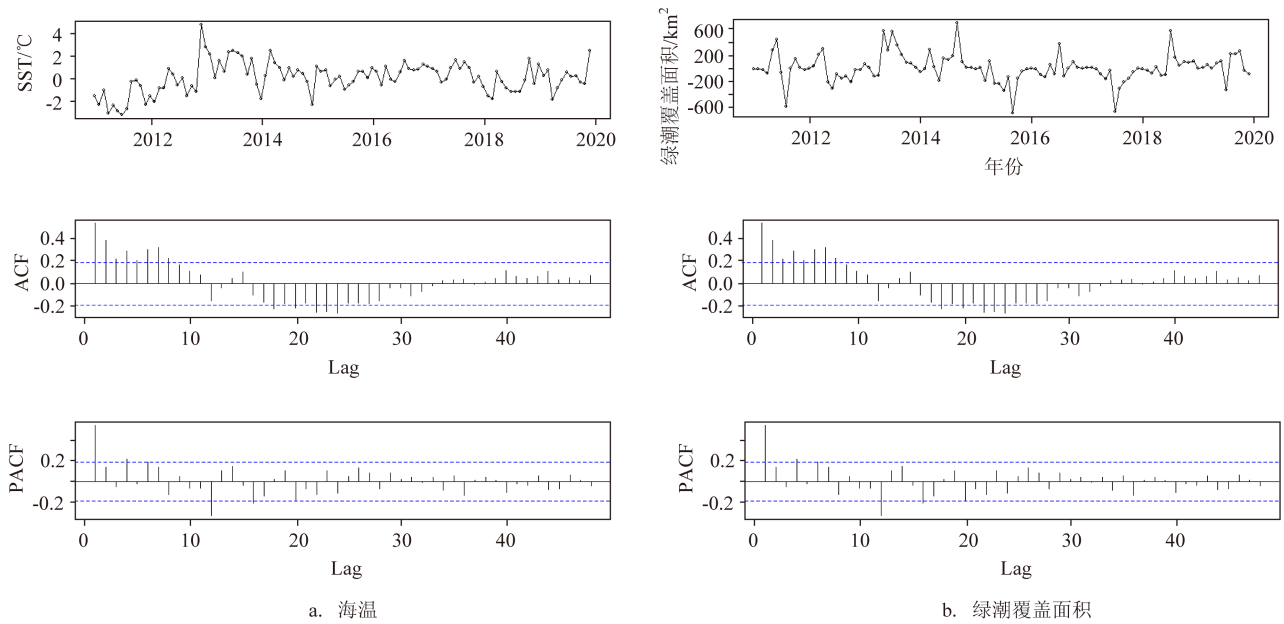


图5 季节差分法

Fig.5 Seasonal difference method

表1 单位根检验结果

Tab.1 Results of unit root test

统计量	原序列		Wold分解序列		季节差分序列	
	$\{x_t\}$	$\{y_t\}$	$\{temp_{s_t}\}$	$\{area_{s_t}\}$	$\{temp_{d_t}\}$	$\{area_{d_t}\}$
ADF	-6.18	-3.74	-4.65	-7.09	-5.46	-7.16
PP	-58	-26.7	-34	-77.8	-46.5	-73.3
结论	带漂移项平稳	平稳	平稳	平稳	平稳	平稳

程的自变量提高模型预测效果。Granger 检验对滞后阶数有较大的敏感性,选取自变量领先因变量 0~5 期,原假设为海温不是绿潮覆盖面积变化的原因,在 5% 的显著水平下拒绝原假设。结果表明(见表 2),原始序列在 0~5 阶均为 Granger 的统计原因,0 阶 $\{x_t\}$ 是 $\{y_t\}$ 的 Granger 原因的的概率为 99.997%,说明海温当期的变化会引起绿潮覆盖面积的变化。去掉季节效应的序列自变量和因变量的 Granger 因果检验均不能拒绝原假设,说明在模型构建时加入海温数据序列不能提高预测精度。

3.3 协整回归模型的建立和预测

根据平稳性检验结果, $\{x_t\}$ 和 $\{y_t\}$ 均为 0 阶单整,建立的以 $\{x_t\}$ 为单变量的回归模型残差也具有平稳性,符合协整模型建模要求^[20]。采用 EG 两步法构建协整模型,通过最小二乘法构造回归模型为:

表2 Granger 因果关系检验结果

Tab.2 Granger causality test results

原假设	F(0)统计量	F(0)的P值	结论
$\{x_t\}$ 不是 $\{y_t\}$ 的Granger原因	13.56	0.0003	拒绝
$\{temp_{s_t}\}$ 不是 $\{area_{s_t}\}$ 的granger原因	0.09	0.76	不拒绝
$\{temp_{d_t}\}$ 不是 $\{area_{d_t}\}$ 的granger原因	0.08	0.76	不拒绝

$$y_t = -120.13 + 15.07x_t + u_t \quad (8)$$

经过 ADF 检验,式(8)回归残差序列 $\{u_t\}$ 为平稳非白噪声序列,说明两个变量间存在协整关系,但建立协整回归模型还需要进一步提取残差序列中的相关信息,因此,构建残差序列的 ARMA 模型。根据 $\{u_t\}$ 的 ACF 和 PACF 的性质(见图 6a),回归残

差序列的ACF为拖尾特征,PACF为1阶截尾特征,因此初步设定式(8)中的残差序列拟合模型为AR(1)。

采用最大似然法对模型参数进行估计,Box-Ljung法判断模型残差为平稳非白噪声序列。重新进行模型定阶数、参数估计和残差检验后,构建残差模型阶数为ARMA(2,0,2),各参数C均通过显著性检验(见表3),拟合后最终模型残差为平稳白噪声序列。模型可表示为:

$$y_t = -120.13 + 15.07x_t + \frac{1 + 1.36B - 0.73B^2}{1 - 1.67B + 0.94B^2} \epsilon_t \quad (9)$$

采用赤池信息准则(AIC)、校正的赤池信息准则(AICc)和贝叶斯准则(BIC)评价模型拟合精度(见表4)。协整模型拟合精度AIC=13.03,AICc=13.04,BIC=13.22。对2018—2019年绿潮覆盖面积

进行模型预测(见图6b),测试集为 $\{y_t\}$ 序列2018—2019年数据。图6b中黑色线为实际值(2010—2019年),红色线为拟合值(2010—2017年)和预测值(2018—2019年)。采用均方根误差(Root Mean Square Error, RMSE)和平均绝对误差(Mean Absolute Error, MAE)评价模型的预测精度(见表4)。协整模型的预测精度为MAE=122.48,RMSE=171.40。式(9)的计算结果表明, x_t 与 y_t 相关性较强,海温与绿潮面积变化具有显著的正相关性。虽然在6期后绿潮面积有从峰值下降的趋势,但是6~12期海温(19.7~29.5℃)仍基本处于浒苔最佳生长范围内(10~30℃)^[7],仅第12期平均温度大于25℃,因此式(8)中自变量系数表现为海温每升高1℃,绿潮覆盖面积增长15.07 km²。残差项表明除受海温影响外,绿潮覆盖面积还具有显著的自身变化规律,滞后因子B表明绿潮规模短期变化是ARMA

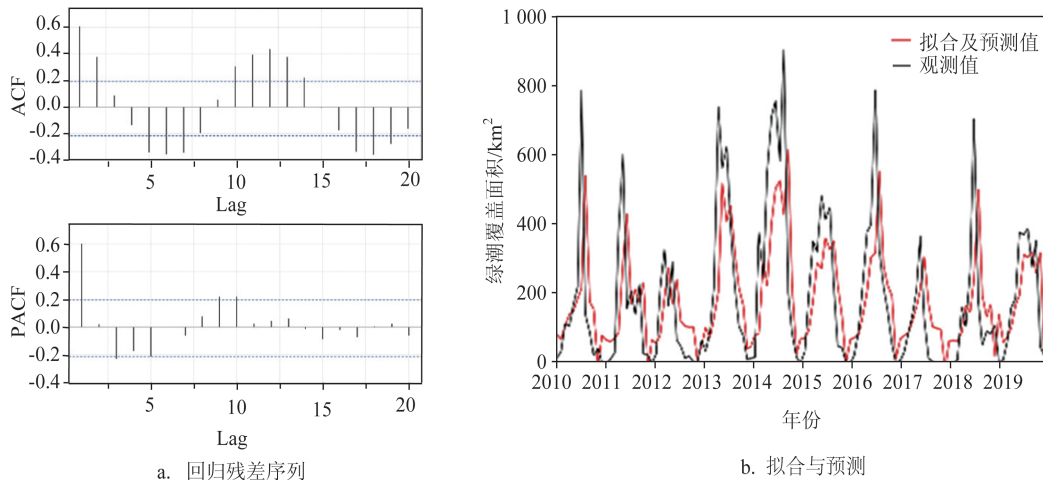


图6 协整模型

Fig.6 Cointegration model

表3 协整模型残差参数显著性检验结果

Tab.3 Significance test results of residual parameters of cointegration model

参数	AR1	AR2	MA1	MA2
C	1.67	-0.94	-1.36	0.73
s.e.	0.04	0.04	0.13	0.12
p	0.01	0.01	0.01	0.01

注:C是系数;s.e.是系数的标准差;p是置信度,R软件当 $p < 0.01$ 时统一显示为0.01。

表4 协整模型和传递函数模型精度

Tab.4 The precision of co-integration model and transfer function model

模型	拟合精度			预测精度		
	AIC	AICc	BIC	ME	RMSE	MAE
协整模型	13.03	13.04	13.22	5.62	171.40	122.48
传递函数模型	5.40	5.41	5.53	0.49	160.94	109.70

注:R软件当 $p < 0.01$ 时统一显示为0.01。

(2,0,2)的自回归平均移动过程,残差模型的系数表明 $\{y_t\}$ t-1期对t期的影响大于t-2期的动态过程,t-1期的AR过程和t-2期的MA过程参数为负表明具有负向调节趋于平稳的作用,6~12期由于t-1和t-2期的 $\{y_t\}$ 较大,负向调节功能更为明显,表现为 $\{y_t\}$ 的下降趋势,即绿潮覆盖面积由峰值衰减的过程。

3.4 传递函数模型的建立和预测

以 $\{x_t\}$ 为输入变量, $\{y_t\}$ 为输出变量构建动态回归过程的传递函数模型。首先对序列进行预白化处理,基于Box-Jenkins建模方法对 $\{x_t\}$ 进行ARMA模型拟合,结果为带漂移项的ARMA(2,0,1)模型,传递函数模型参数通过显著性检验(见表5)和残差进行白噪声检验,预白化滤波器为:

$$\alpha_t = 20.82 + \frac{1 - 1.33B + 0.59B^2}{1 + 0.78B} x_t \quad (10)$$

根据预白化生成的 $\{x_t\}$ 残差序列 $\{\alpha_t\}$ 和 $\{y_t\}$ 的派生序列 $\{\beta_t\}$ 计算互相关函数,排除自变量自相关干扰后两者仍具有强相关性,该结果与协整检验和因果检验结果保持一致,说明海温与绿潮覆盖面积变化的长期趋势具有强相关性。由于预白化过程去除了海温序列的自相关性,与图3的滞后阶数不同, $\{\alpha_t\}$ 序列滞后2期时达到最大值,式(10)中 x_t 的滞后算子为0、B和 B^2 ,也表明滞后0~2期海温对绿潮覆盖面积有显著影响。将新生成的 $\{\alpha_t\}$ 和 $\{\beta_t\}$ 进行回归,模型残差是平稳非白噪声序列,根据图7a将传递函数模型残差设定为ARMA(0,0,2),整个传递函数模型参数通过显著性检验(见表6),传递函数模型残差为平稳白噪声,传递函数模型函数可表示为:

$$y_t = \frac{8.40 + 7.51B}{1 - 1.51B + 0.84B^2} x_t + (1 - 0.44B - 0.24B^2) \epsilon_t \quad (11)$$

模型拟合精度为AIC=5.40, AICc=5.41, BIC=5.53。对2018—2019年的绿潮覆盖面积进行预测(见图7b),预测精度为RMSE=160.94, MAE=109.70。式(11)中 x_t 的参数项表明,海温对绿潮覆盖面积的影响是显著的,表现为海温滞后的0~2期对绿潮覆盖面积规模的非线性动态关系,其中t和t-1期的

表5 预白化滤波器参数显著性检验结果

Tab.5 Significance test results of pre-whitening filter parameters

参数	AR1	AR2	MA1	MEAN
C	1.337 4	-0.592 1	-0.787 2	20.824 0
s.e.	0.094 4	0.082 0	0.071 1	0.288 2
p	0.01	0.01	0.01	0.01

说明:R软件当p值小于0.01时统一显示为0.01。

表6 传递函数模型参数显著性检验结果

Tab.6 Significance test results of transfer function model parameters

参数	MA1	MA2	T-AR1	T-AR2	T-MA0	T-MA1
C	0.444 6	0.240 6	1.509 9	-0.838 7	8.402 0	-7.512 0
s.e.	0.095 5	0.082 0	0.066 9	0.071 0	2.600 5	2.407 6
p	0.01	0.01	0.01	0.01	0.01	0.01

注:R软件当p<0.01时统一显示为0.01。

MA过程影响最为显著,t-2期的AR过程具有负向调节作用。误差项表明因变量 y_t 除与自变量 x_t 具有相关性外,还具有绿潮覆盖面积变化的自身时序关系,表现为在1~2期的非线性平均移动回归过程中,增长阶段的 y_t 残差的负向调节机制不明显,而峰值后t-1期和t-2期 y_t 的负向调节更为显著,该结论与协整模型中 y_t 的变化规律一致。

3.5 模型预测精准度评价

将海温序列进行自回归预白化处理,提升了模型的拟合精度,即便是对模型复杂性更具有惩罚性的BIC准则,传递函数模型也优于协整模型。图6b和图7b的拟合结果表明,从长期趋势来看,两个模型均模拟出2013年、2014年和2016年绿潮灾害较为严重,2012年和2017年绿潮灾害较轻。从年内模拟效果看,10 a间生消过程估计趋势与遥感反演结果趋势一致,传递函数模型在每年的生消过程中还可以模拟出更多的绿潮覆盖面积增减的信息。

传递函数模型预测的RMSE与协整模型相比提高了6.1%,MAE提高了10.4%。图6b和图7b的预测结果表明,两模型均预测出了2018年绿潮具有较大规模,2019年绿潮规模处于平均水平,2019年的传递函数模型预测与真实值非常接近,说明模型具有良好的预测能力。

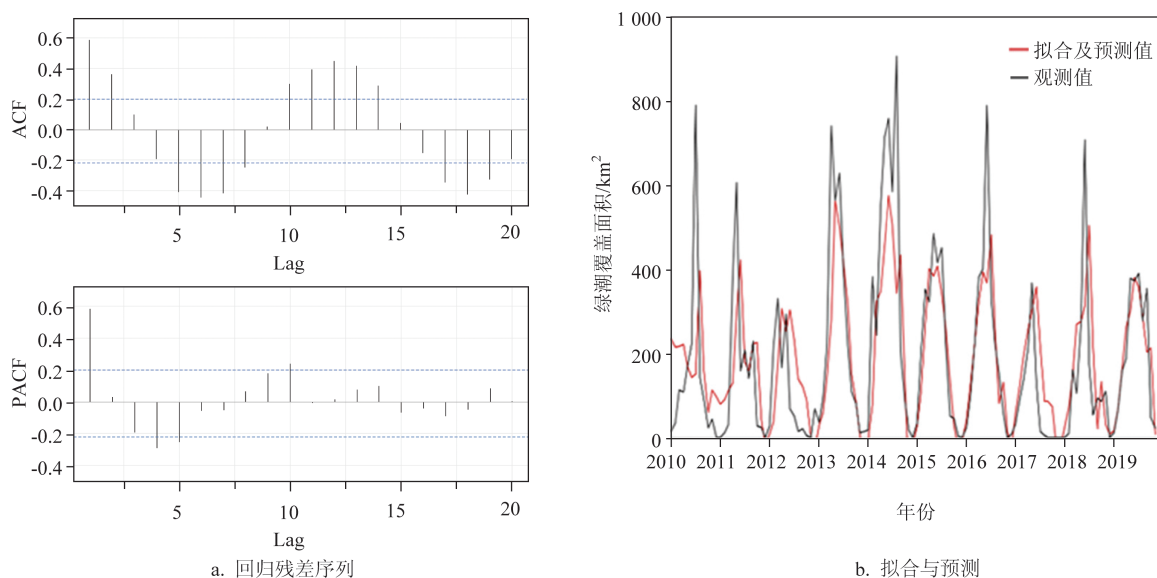


图7 传递函数模型

Fig.7 Transfer function model

4 结论和展望

本文基于黄海绿潮遥感覆盖面积和表层海温数据开展 ADF 检验和 PP 检验,结果显示两变量均为 0 阶单整非白噪声序列,两变量间具有长期协整性。绿潮覆盖面积自相关系数变化规律表明面积峰值集中在 6 月中下旬出现,海温与绿潮覆盖的相关系数波动规律表明两者具有先正相关后负相关的季节特征。分别采用 wold 分解法和季节差分法消除序列中年度波动因素,进一步采用 Granger 因果检验法发现,原始海温序列在领先 0~5 阶均具有显著互相关性,说明海温可作为绿潮覆盖面积变化模型的自变量因子,消除季节波动的两类序列间存在长期协整性但海温不能作为绿潮覆盖面积变化模型的自变量因子。利用协整模型和传递函数模型,采用海温因子构建静态回归模型和动态回归模型,模型参数的显著性和残差检验说明两模型均具有可预测性。综合采用赤池信息准则和贝叶斯准则评价拟合效果,结果表明传递函数模型整体优于协整模型。根据均方根误差和平均绝对误差比较模型预测效果,传递函数模型预测精度比协整模型的 RMSE 提升了 6.1%,MAE 提升了 10.4%。此外,传递函数参数表明可以利用本周及滞后 1~2 周的海温数据预测本周的绿潮覆盖面积变化,增强了预

测的时效性,因此传递函数模型是海温和绿潮生消变化更适合的预测模型。

绿潮灾害涉及多种环境因子共同作用,其爆发机制尚未十分清晰,当前从海洋物理、化学和生态层面预测浒苔绿潮的生态扩展和消亡过程尚有难度。时间序列方法不要求机制明确,可直接基于历史数据进行绿潮生消模拟和预测,还具有计算量低和业务性强的特点。本文以海温因子对浒苔生消变化的影响为研究切入点,得到基于主导因子的绿潮规模协整模型和传递函数预测方法,可作为绿潮年度预测的有效途径。为提高模型预测精准度,下一步还需将光照、营养盐和降水等其他生态因子纳入模型,并将时间序列模型嵌入漂移扩散预报系统,实现绿潮漂移趋势和规模变动预测,以应对防灾减灾的迫切需要。

致谢:感谢国家卫星海洋应用中心为本研究提供了宝贵的基础观测资料。

参考文献:

- [1] 蒋兴伟, 邹亚荣, 王华, 等. 基于 SAR 快速提取浒苔信息应用研究[J]. 海洋学报, 2009, 31(2): 63-68.
JIANG X W, ZOU Y R, WANG H, et al. Application study on quick extraction of Enteromorpha prolifera information using SAR data[J]. Acta Oceanologica Sinica, 2009, 31(2): 63-68.
- [2] 邱亚会, 卢剑波. 浒苔遥感监测研究进展[J]. 生态学报, 2015, 35

- (15): 4977-4985.
- QIU Y H, LU J B. Advances in the monitoring of *Enteromorpha prolifera* using remote sensing[J]. *Acta Ecologica Sinica*, 2015, 35 (15): 4977-4985.
- [3] HIRAOKA M, OHNO M, KAWAGUCHI S, et al. Crossing test among floating *Ulva* thalli forming 'green tide' in Japan[J]. *Hydrobiologia*, 2004, 512(1-3): 239-245.
- [4] 王广策, 唐学玺, 何培民, 等. 浒苔光合作用等关键生理过程对环境因子响应途径的研究进展[J]. *植物生理学报*, 2016, 52(11): 1627-1636.
- WANG G C, TANG X X, HE P M, et al. Progress of studies on the responses of the key physiological processes including photosynthesis in *Ulva prolifera* O. F. Müller to environmental factors[J]. *Plant Physiology Journal*, 2016, 52(11): 1627-1636.
- [5] 韩红宾, 韦章良, 霍元子, 等. 温度与光照强度对浒苔孢子/配子放散和萌发的影响[J]. *海洋渔业*, 2015, 37(6): 517-524.
- HAN H B, WEI Z L, HUO Y Z, et al. Effects of temperature and light intensity on the release and germination of *Ulva prolifera* spores/gametes[J]. *Marine Fisheries*, 2015, 37(6): 517-524.
- [6] 孟晓智, 苏贵森, 卓品利, 等. 温度和光照强度对浒苔生长和光合生理特性的影响[J]. *生物学杂志*, 2018, 35(4): 49-52, 57.
- MENG X Z, SU G S, ZHUO P L, et al. Combined effects of temperature and light intensity on the growth and physiological performances of *Ulva prolifera*[J]. *Journal of Biology*, 2018, 35(4): 49-52, 57.
- [7] 吴洪喜, 徐爱光, 吴美宁. 浒苔实验生态的初步研究[J]. *浙江海洋学院学报(自然科学版)*, 2000, 19(3): 230-234.
- WU H X, XU A G, WU M N. Preliminary study on experimental ecology of *Enteromorpha prolifera* (Miill.)[J]. *Journal of Zhejiang Ocean University (Natural Science)*, 2000, 19(3): 230-234.
- [8] TAYLOR R, FLETCHER R L, RAVEN J A. Preliminary studies on the growth of selected 'green tide' algae in laboratory culture: effects of irradiance, temperature, salinity and nutrients on growth rate[J]. *Botanica Marina*, 2001, 44(4): 327-336.
- [9] 忻丁豪, 任松, 何培民, 等. 黄海海域浒苔属(*Enteromorpha*)生态特征初探[J]. *海洋环境科学*, 2009, 28(2): 190-192.
- XIN D H, REN S, HE P M, et al. Preliminary study on experimental ecology of *Enteromorpha* in Yellow Sea[J]. *Marine Environmental Science*, 2009, 28(2): 190-192.
- [10] 张晓红, 王宗灵, 李瑞香, 等. 不同温度、盐度下浒苔(*Entromorpha prolifera*)群体增长和生殖的显微观测[J]. *海洋科学进展*, 2012, 30(2): 276-283.
- ZHANG X H, WANG Z L, LI R X, et al. Microscopic observation on population growth and reproduction of *Entromorpha prolifera* under different temperature and salinity[J]. *Advances in Marine Science*, 2012, 30(2): 276-283.
- [11] 陈月红. 温度、光照对浒苔生长及其硝酸还原酶活力的影响[D]. 青岛: 中国海洋大学, 2015.
- CHEN Y H. Effects of temperature and solar radiation on the growth and nitrate reductase activity of *Ulva prolifera*[D]. Qingdao: Ocean University of China, 2015.
- [12] JIN S, LIU Y X, SUN C, et al. A study of the environmental factors influencing the growth phases of *Ulva prolifera* in the southern Yellow Sea, China[J]. *Marine Pollution Bulletin*, 2018, 135: 1016-1025.
- [13] 李弘毅. 基于时间序列 GOCI 影像的南黄海浒苔提取与浒苔爆发环境驱动因素研究[D]. 南京: 南京大学, 2018.
- LI H Y. *Ulva prolifera* detection using time-series GOCI images and analysis on the key environmental factors to its growth[D]. Nanjing: Nanjing University, 2018.
- [14] 张广宗, 吴孟泉, 孙晓, 等. 南黄海浒苔漂移轨迹年际变化规律及驱动因素[J]. *海洋与湖沼*, 2018, 49(5): 1084-1093.
- ZHANG G Z, WU M Q, SUN X, et al. The inter-annual drift and driven force of *Ulva prolifera* bloom in the southern yellow sea[J]. *Oceanologia et Limnologia Sinica*, 2018, 49(5): 1084-1093.
- [15] 辛蕾, 丁一, 王宁, 等. 基于遥感的黄海绿潮覆盖面积受表层温盐的影响分析[J]. *广西科学院学报*, 2018, 34(3): 210-215.
- XIN L, DING Y, WANG N, et al. Effect on green tide coverage area in the Yellow Sea by surface water temperature and salinity based on remote sensing[J]. *Journal of Guangxi Academy of Sciences*, 2018, 34(3): 210-215.
- [16] 刘旭, 田杰, 吴彬锋, 等. 基于 MODIS 的 2019 年中国南黄海绿潮生消过程分析[J]. *海洋预报*, 2021, 38(5): 53-59.
- LIU X, TIAN J, WU B F, et al. Analysis of the formation and decay progress of the green tide in the southern Yellow Sea in 2019 based on MODIS[J]. *Marine Forecasts*, 2021, 38(5): 53-59.
- [17] 何恩业, 季轩梁, 高姗, 等. 黄海浒苔漂移输运和生长消亡过程的数值模拟与预测应用[J]. *海洋与湖沼*, 2021, 52(1): 39-50.
- HE E Y, JI X L, GAO S, et al. Numerical simulation and forecasting of drift, growth, and death of *Enteromorpha* in the Yellow Sea[J]. *Oceanologia et Limnologia Sinica*, 2021, 52(1): 39-50.
- [18] SAKURAI T, YUKIO K, KURAGANO T. Merged satellite and in-situ data global daily SST[C]//IEEE International Geoscience and Remote Sensing Symposium. Seoul: IEEE, 2005, 2606-2608.
- [19] 白雨, 赵亮, 刘境舟. 生态因子在黄海绿潮生消过程中的作用[J]. *海洋学报*, 2019, 41(8): 97-105.
- BAI Y, ZHAO L, LIU J Z. The role of ecological factors in the progress of the green tide in the Yellow Sea[J]. *Haiyang Xuebao*, 2019, 41(8): 97-105.
- [20] 史代敏, 谢小燕. 应用时间序列分析[M]. 2版. 北京: 高等教育出版社, 2019: 166-209.
- SHI D M, XIE X Y. Application of time series analysis[M]. 2nd ed. Beijing: Higher Education Press, 2019: 166-209.
- [21] CUI J J, ZHANG J H, HUO Y Z, et al. Adaptability of free-floating green tide algae in the Yellow Sea to variable temperature and light intensity[J]. *Marine Pollution Bulletin*, 2015, 101(2): 660-666.

Application of transfer function model in predicting the green tide scale in the Yellow Sea based on sea surface temperature

LIU Xu^{1,2}, LIANG Yingqi¹, WANG Zhaoyi¹, LI Zhijie¹, WANG Zheng¹, JI Xuanliang¹, HE Enye¹

(1. National Marine Environmental Forecasting Center, Beijing 100081, China; 2. School of Economics & Management, Beijing Forestry University, Beijing 100083, China)

Abstract: In order to find a method to predict the green tide scale based on sea temperature, the Yellow Sea green tide satellite remote sensing data of the National Satellite Ocean Application Service and the merged sea surface temperature (SST) data of the Japan Meteorological Agency (JMA) from 2010 to 2019 is used to analyze the long-term equilibrium and causal relationship between green tide coverage area and SST based on co-integration test and Granger causality test. The results show that there is long-term co-integration between green tide coverage area and SST, and SST is the Granger cause of the green tide scale variation. The quantitative calculation case study of the influence of sea temperature on green tide scale is carried out by establishing a cointegration model and transfer function model. It is shown that both models could effectively depict the variation process of green tide scale from 2010 to 2017, and the prediction results of green tide scale from 2018 to 2019 agree well with the remote sensing monitoring data, which reflects the reliability and portability of the models. The root mean square error (RMSE) and mean average error (MAE) of the predicted results of the transfer function model is 160.94 and 109.70, respectively, which is slightly better than the co-integration model with the RMSE of 171.40 and the MAE of 122.48, indicating that the prediction accuracy could be improved by the pre-whitening process of the SST. Moreover, SST and green tide area has a dynamic correlation.

Key words: green tide; sea temperature; cointegration model; transfer function model; Granger causality test; remote sensing