

DOI: 10.3724/SP.J.1118.2011.00136

利用气候因子对 Fox 模型计算东海总经济鱼类 CPUE 的优化

王继隆^{1,2}, 李继龙², 杨文波², 李思亮¹

1. 上海海洋大学 海洋科学学院, 上海 201306;

2. 中国水产科学研究院 资源与环境研究中心, 北京 100141

摘要: 气候因子是影响海洋鱼类资源的重要因素之一。本研究采用 1951–1984 年东海总渔获量和捕捞努力量数据, 尝试将海表温度(SST)、冬夏季风、台风、长江径流 4 个气候因子引入 Fox 剩余产量模型中来对单位捕捞努力量渔获量(CPUE)进行优化。在线性和指数回归模型中, 运用 AIC 准则将气候因子对模型参数 a 进行逐步回归。结果均筛选出 SST、夏季风 2 个主要气候因子作为模型的补充变量, 经 AIC 准则判断, 线性模型为最适模型。气候因子和参数 a 的线性回归模型回归系数 R^2 为 0.495, 模型中各参数的 P 值都小于 0.01, 95% 置信区间均不包含 0。经气候因子优化后的模型对 CPUE 的拟合效果比优化前显著增强, 说明 SST、夏季风对东海渔业资源量的影响最为显著。[中国水产科学, 2011, 18(1): 136–144]

关键词: 海表温度; 夏季风; CPUE; Fox 剩余产量模型

中图分类号: S93

文献标识码: A

文章编号: 1005–8737–(2011)01–0136–09

单位捕捞努力量渔获量(CPUE)可作为鱼类生物量指数来揭示资源状况, 其在渔业资源评估中被普遍使用。考虑到渔业所包含的生物学过程, Garrod 用负指数拟合了 CPUE 和捕捞努力量的关系^[1], 为 Fox 剩余产量模型的发展奠定了基础。Fox 剩余产量模型因形式简单、所需数据少, 在渔业资源评估中被广泛采用^[2–5]。对 CPUE 的计算是 Fox 剩余产量模型运行的前提, 但该模型仅考虑捕捞效应对 CPUE 的影响, 模型精确度不够高。有研究发现, 通过引入了海洋环境因子来描述 CPUE 能起到较好的效果^[2], 但这只是对各影响因素进行简单罗列, 并不能体现它们之间的互动及协同关系。

近年来国内外学者分析发现, 气候变化对海洋鱼类生物量的影响非常明显, 海表温度(SST)、季风、径流等气候因子对海洋鱼类的影响比较突出^[6–10]。本研究以东海为例, 尝试在 Fox 模型中引入气候因

子(SST、冬、夏季风、台风、长江径流)作为补充变量, 结合捕捞努力量来共同优化 CPUE。通过优化后的模型参数来探讨 CPUE 如何受气候因子的影响, 并对优化后的模型进行合理解释。

1 材料与方法

1.1 数据

考虑到数据在时间上的连续性、可获取性以及环境因子对鱼类影响的时间滞后性, 本研究采用的东海总渔获量时间序列为 1951–1984 年, 环境因子时间序列为 1946–1984 年。

东海总渔获量数据来源于《中国海洋渔业区划》^[11] 和《中国渔业统计年鉴》。东海区捕捞努力量数据来源于《中国海洋渔业区划》, 其中包含机动渔船总功率[单位为马力(hp)], 非机动渔船的吨位(T_w)(单位为 t)以及 2 种渔船的捕捞效率。东海区渔获量和捕捞努力量由中国大陆东海沿岸

收稿日期: 2010–02–09; 修订日期: 2010–05–24.

基金项目: 国家 863 计划项目(2009AA09Z401); 农业部财政项目(2130117-01001).

作者简介: 王继隆(1984–), 男, 硕士研究生, 从事渔业资源方面的研究. E-mail: wjl0321225@163.com

通讯作者: 李继龙, 研究员. E-mail: lijilong@cafs.ac.cn

三省一市的数据统计而得, 捕捞努力量单位统一用马力(hp)来表示, 其值由机动渔船的马力数加上非机动渔船的等级马力数而来。其中非机动渔船总吨位数根据 2 种渔船捕捞效率换算为同等效力机动渔船的马力数。换算公式为:

$$f_w = T_w \times Q_w / Q_m$$

式中, f_w 为非机动渔船捕捞努力量(hp); T_w 为非机动渔船总吨位(t); Q_w 为非机动渔船捕捞效率, 由非机动渔船渔获量(t)除以 T_w 获得; Q_m 为机动渔船的捕捞效率, 由机动渔船渔获量(t)除以机动渔船总功率获得。

东海海表温度(SST)、海表面季风风速的月均值来源于荷兰气候研究中心大气候观测小组网站(<http://climexp.knmi.nl>)NCEP/NCAR再分析资料, 地理范围为 122.5°E–126.5°E, 24.5°N–30.5°N。台风风速来源于中国台风网(<http://www.typhoon.gov.cn>), 选取范围为 22°N–32°N, 118°E–128°E。长江径流量采用大通水文站数据, 资料来源于水利部水文局资料中心。SST、季风、长江径流量均统计时间序列的平均值, 其中季风按冬季风(10 月至次年 4 月)和夏季风(6 月至 8 月)来分别统计^[12]。以台风风力大小(每 6 小时 1 个数据)的平方和作为台风的影响程度。

1.2 研究方法

1.2.1 获取优化前 Fox 模型 CPUE 的参数 a 、 b
Fox 模型中计算 CPUE 公式如下:

$$U = \frac{c}{f} = a \cdot e^{-bf} \quad (1)$$

$$\text{取对数: } \ln U = \ln\left(\frac{c}{f}\right) = \ln a - bf \quad (2)$$

为了对 CPUE 进行优化, 引入了正态分布随机误差项 $\varepsilon \sim N(0, \sigma^2)$ ^[13]。

$$\text{则: } U = \frac{c}{f} = a \cdot e^{-bf} \cdot e^{\varepsilon}$$

$$\text{取对数: } \ln(U) = \ln(a) - bf + \varepsilon$$

式中, U 为单位捕捞努力量渔获量; c 为渔获量; f 为捕捞努力量; a 、 b 为参数。

利用渔获量、捕捞努力量数据, 根据公式(2)进行线性回归, 计算出参数 a 和 b 。

参数 a 、 b 的分布及置信区间采用 paired data bootstrapping 方法估计^[14]。具体步骤: (1)对 1951–1984 年渔获量和捕捞努力量 34 对数据进行有放回式随机取样, 得到新的 1 组 34 对数据; (2)根据公式(2)估计模型参数 a 和 b ; (3)重复(1)、(2)步骤 10 000 次即可得到参数 a 、 b 的分布情况。

1.2.2 模型优化 Fox 模型中参数 b 用来表示捕捞努力量对鱼类生物学过程的影响, 本研究将其视为定值, 而参数 a 和其他一些影响因素有关, 如气候因子等。因此, 本研究选用气候因子来修正参数 a 进而对模型进行优化。假设气候因子和参数 a 成单调关系, 并按下面 2 种方法进行回归分析:

$$(1) \text{ 指数模型: } a = e^{a_0 + \sum_{i=1}^n a_i X_i}$$

$$(2) \text{ 线性模型: } a = a_0 + \sum_{i=1}^n a_i X_i$$

式中, a_0 为常数项; a_i 为第 i 个因子的系数; X_i 为第 i 个气候因子

模型优化前首先要对不同时间序列的气候因子(SST、季风、台风、径流)进行筛选, 选出和 CPUE 残差相关性较高的气候因子, 进而和参数 a 建立回归模型。

实施步骤为: (1)根据 1.2.1 估算的参数 b 的值, 通过公式(1)计算时间序列内参数 a 的值; (2)通过相关性分析挑选出来的气候因子分别和参数 a 进行分析, 然后确立可能的回归函数模型(线性和指数模型); (3)采用逐步回归法分别对各模型中气候因子和参数 a 进行回归分析; (4)通过模型间的 AIC 值比较分析选择最优模型, 确立回归函数。

由于优化模型中加入了标准误差, 所以要模拟误差项来估计各参数的置信区间及其分布。具体步骤: (1)根据确立的函数计算模型中误差的标准差; (2)用 R 软件根据标准差模拟随机误差, 根据回归模型计算各参数; (3)对计算出的参数进行最优化处理; (4)重复步骤(2)、(3)10 000 次即得到参数的分布情况, 并计算其 95% 的置信区间。

1.2.3 最优模型选择 AIC(Akaike Information Criterion)准则作为衡量统计模型拟合优良性和模

型选择的一种标准, 目前已经得到广泛的应用^[15]。模型的AIC值越小说明该模型模拟效果越好。一般情况下, AIC可表示为^[16]:

$$AIC=-2\ln(L_{\max})+2m$$

若模型的误差服从独立正态分布, 则 AIC 可表示为:

$$AIC=n\ln(\frac{RSS}{n})+2m$$

式中, m 为参数的数量; $L_{\max}$ 为最大似然函数; n 为样本数量; RSS为模型残差的平方和。

本研究利用 AIC 准则在可能的回归模型(线性和指数模型)中选择最优模型, 并据此评判模型优化前、后对 CPUE 的模拟效果。

2 结果与分析

2.1 模型优化前参数 a 、 b 及频率分布

1951–1984 年东海渔获量和捕捞努力量如图 1 所示。将捕捞量和捕捞努力量数据按照公式(2)进行线性回归, 得到 a 、 b 的值(表 1)。则CPUE表示为: $U=16.289 \cdot e^{-0.3877f}$ 。上式中CPUE仅从生物学角度被描述为捕捞努力量的负指数形式, 即过多的捕捞会造成CPUE的下降。模型回归系数 R^2 为 0.714 7, 模拟效果较好。

采用 Bootstrapping 法对数据进行 10 000 次有

放回式抽样, 通过计算得到参数 a 、 b 的分布情况(图 2)。可以看出 a 、 b 的分布都不包含 0, 说明该模型有意义。

2.2 模型优化

2.2.1 回归模型选择 1951–1984 年各气候因子的年际变化如图 3 所示。将上述各气候因子在不同时间序列的数据分别和 CPUE 观测值和预测值之间的残差 ε 进行 pearson 相关性分析(表 2), 选取相关性较高的气候因子。

相关性分析结果表明台风影响不显著($P>0.05$), SST、冬季风、夏季风和长江径流这 4 个气候因子对 CPUE 残差相关性显著($P<0.05$)。

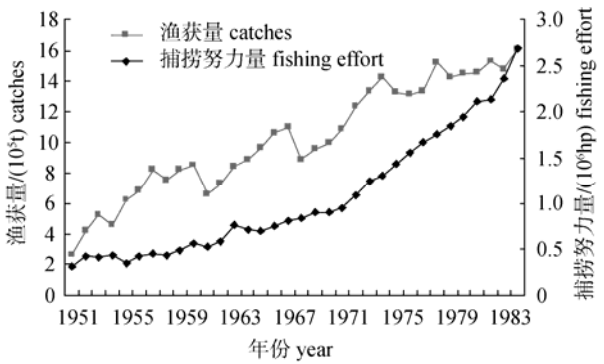


图 1 1951–1984 年东海渔获量和捕捞努力量
Fig.1 Catches and fishing effort in East China Sea from 1951 to 1984

表 1 模型优化前的参数 a 、 b
Tab.1 Parameters a and b of the original model

参数 parameter	线性回归系数 linear regression coefficient	95%置信区间 95% confidence interval	回归系数 R^2
a	16.28935	(14.59967726 – 18.17456927)	0.7147
b	0.38771	(0.299501778 – 0.475913669)	

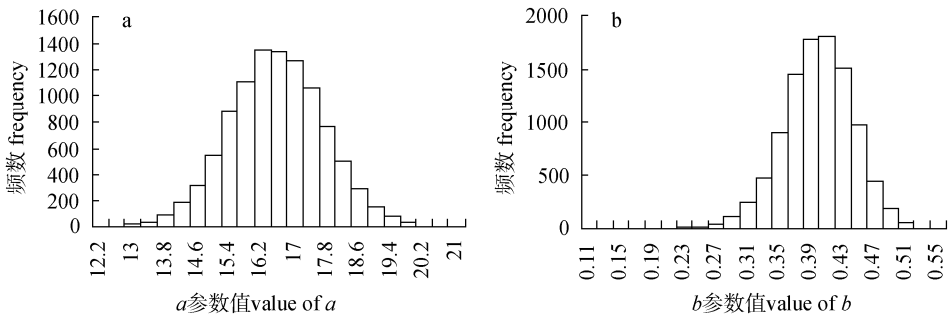


图 2 参数 a 、 b 的分布情况
Fig.2 Distribution of parameters a and b

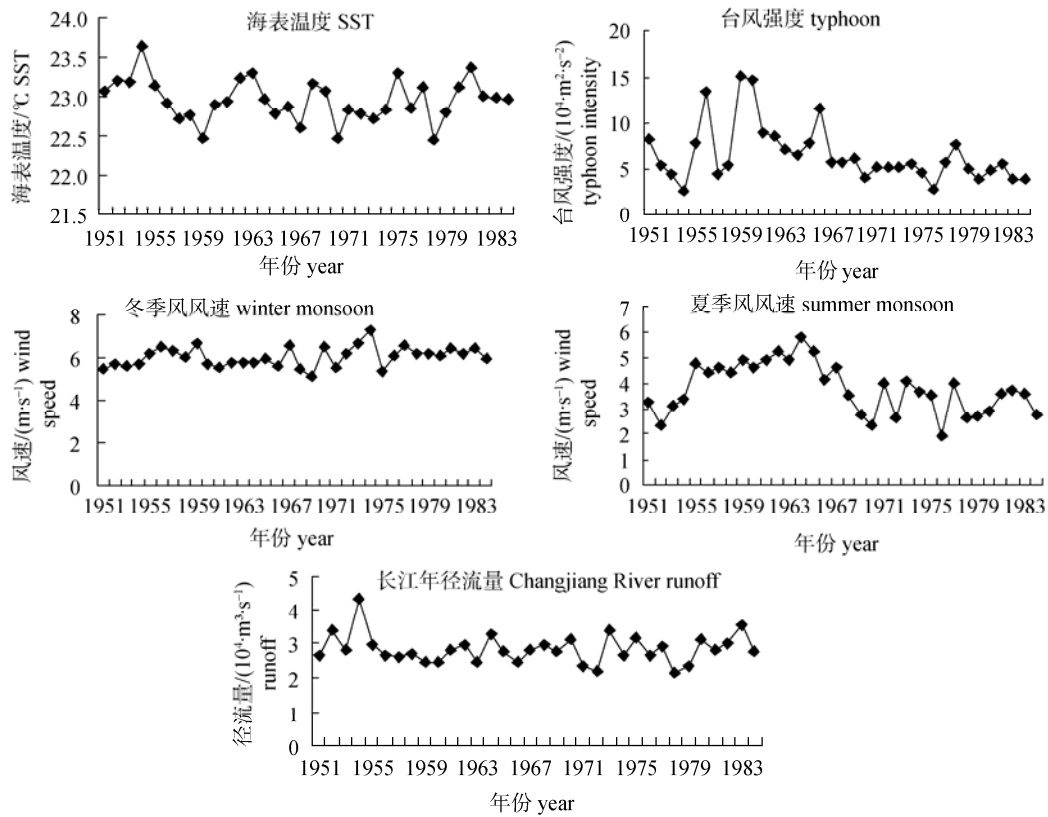


图 3 1951–1984 年东海海表温度(SST)、台风、冬夏季风及长江径流量

Fig.3 Sea surface temperature (SST), typhoon, summer and winter monsoon and Changjiang River runoff of East China Sea from 1951 to 1984

表 2 气候因子和参数 a 的 pearson 相关关系
Tab.2 Pearson correlation of climatic factors and parameter a

气候因子 climatic factor	相关系数 correlation coefficient	P 值 P value	滞后时间/ a time lag
台风 typhoon	0.302	0.083	0
海表面温度 SST	-0.524	0.001	2
冬季风 winter monsoon	0.463	0.006	3
夏季风 summer monsoon	0.411	0.016	2
长江径流 Changjiang River runoff	0.378	0.033	5

因此, 选取 SST、冬季风、夏季风和长江径流和参数 a 进行分析。结果发现参数 a 和各气候因子基本上是单调的(图 4), 故本研究采用线性模型和指数模型分别来对参数 a 进行回归分析。

2.2.2 指数模型和线性模型对比 在线性模型和指数模型中分别将挑选出的气候因子和模型中参

数 a 进行多元线性回归, 采取逐步回归法同时进行 AIC 检验来将筛选气候因子加入模型。为了避免较多因子对模型的过度拟合, 两模型分析结果均选取了 SST 和夏季风 2 个因子(表 3)作为模型的新参数。

线性模型需要对公式中残差平方和进行规划求解, 得到参数的优化值: $a_0 = 128.030\ 495$; $a_1 = -5.055\ 260\ 45$; $a_2 = 1.158\ 949$

指数模型 CPUE 为:

$$U = \frac{c}{f} = e^{9.763\ 5 - 0.315\ 2X_1 + 0.069\ 3X_2} \cdot e^{-0.387\ 7f} \cdot e^{\varepsilon}$$

线性模型 CPUE 为:

$$U = (128.030\ 5 - 5.055\ 3X_1 + 1.158\ 9X_2) \cdot e^{-0.387\ 7f} \cdot e^{\varepsilon}$$

为了比较模型的模拟效果, 对指数、线性模型以及优化前模型的 AIC 值进行对比。结果表明用气候因子进行优化后的线性模型和指数模型都比优化前的 AIC 值明显减小, 说明加入气候因子后模型模拟效果有很大提高, 而线性模型比指数模型模拟效果要好(表 4)。因此, 本研究选线性模

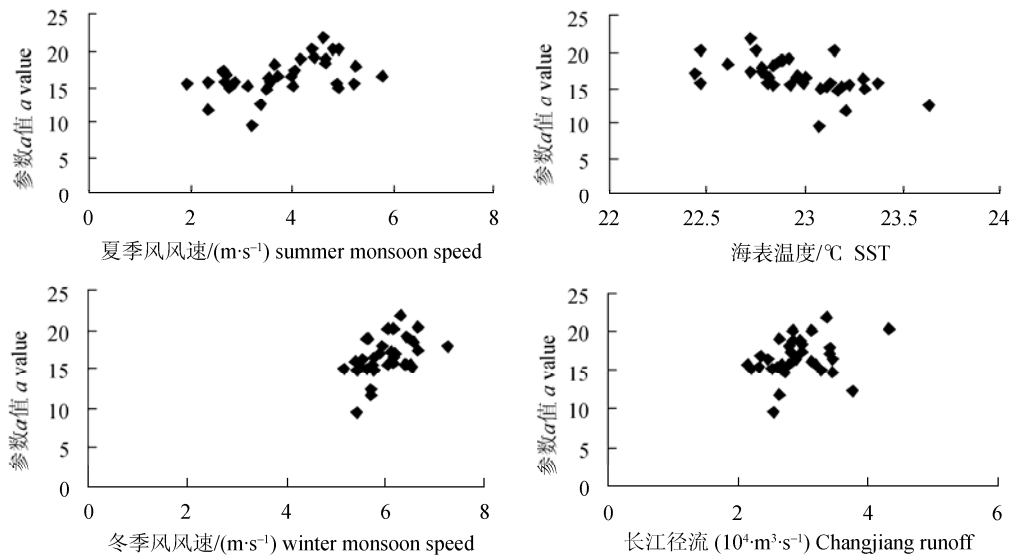


图 4 各气候因子和参数 a 之间的关系
Fig.4 Relationship between parameter a and climatic factors

表 3 指数、线性模型中环境因子和参数 a 的多元线性回归

Tab. 3 Multiple linear regression analysis of climatic factors with a in exponential and linear model					
模型 model	参数 parameter		系数 coefficient	P 值 P value	回归系数 R^2
指数模型 exponential model	常数 constant	a_0	9.763464	7.62E-06	0.461
	海表温(X_1)SST	a_1	-0.31522	0.000385	
	夏季风(X_2) summer monsoon	a_2	0.069309	0.003178	
	常数 constant	a_0	126.6017658	5.53E-05	
线性模型 linear model	海表温(X_1)SST	a_1	-4.981864889	0.000194	0.495
	夏季风(X_2)	a_2	1.118208106	0.00157	
	summer monsoon				

表 4 3 种模型的 AIC 值

Tab.4 Values of AIC for three different models		
模型 model	模型残差的平方和 RSS	赤池信息量 AIC
优化前 original model	0.879747	-23.7646
线性模型 linear model	0.461597	-41.6926
指数模型 exponential model	0.465882	-41.3784

型为最适模型。

针对线性模型, 通过 R 统计软件模拟误差项 ε , 并对参数进行最优化处理, 重复上述模拟步骤 10 000 次即得到参数的分布(图 5)及 95% 的置信区间(表 5), 结果显示各参数的置信区间均不包含 0, 表明回归模型各参数都有意义。

2.2.3 因子间的共线性 在对因子多元回归分析中, 采用逐步回归法结果, 选取了 SST 和夏季风

进入模型。为了进一步揭示因子之间的共线性, 对各因子间进行了相关性分析, 相关性显著的因子如表 6。从表 6 可以看出, 夏季风和台风呈显著正相关($P<0.01$)。AIC 准则在回归分析中选择了夏季风而舍弃了台风, SST 和长江径流也呈极显著正相关 ($P<0.01$), 由于 SST 的数值特征更明显, 所以模型选取了 SST, 这表明夏季风、SST 对渔业资源的影响分别体现了台风、长江径流的影响。SST 和冬季风的负相关性也较为显著($P<0.05$), 但是在回归分析中, 添加冬季风因子后模型 AIC 值变大, 说明对新增变量进行了惩罚, 因而最终舍弃了冬季风。

2.3 模型拟合

图 6 对比了各模型对 CPUE 的模拟效果。可见优化前模型仅能模拟观测 CPUE 的总体趋势,

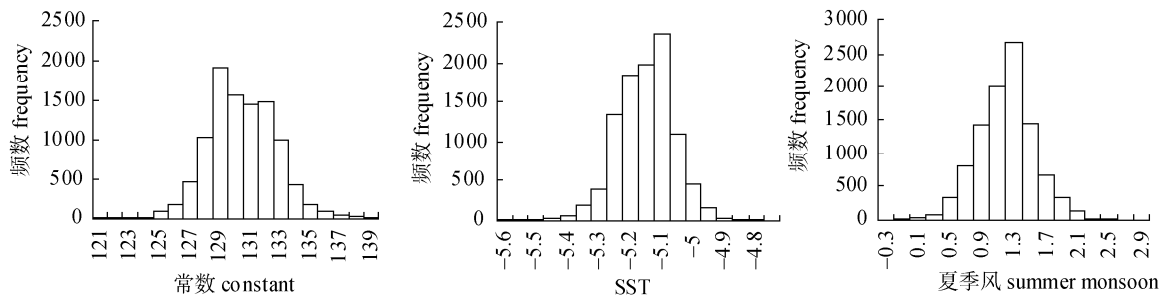


图 5 线性模型回归分析后常数、SST、夏季风分布情况

Fig.5 Distribution of constant, SST, summer monsoon from the regression analysis for linear model

表 5 线性模型中 SST 和夏季风的 95% 的置信区间
Tab.5 95% confidence interval of SST and summer monsoon in linear regression model

参数		95%置信区间
parameter		95% confidence interval
常数	a_0	126.49276151417 – 133.553061897251
constant		
海表温度	a_1	-5.27130196496248 – -4.98460153063688
SST		
夏季风	a_2	0.509089580353554 – 1.70676265507002
summer monsoon		

表 6 气候因子间的相关性
Tab.6 Pearson correlation between climate factors

共线因子	相关系数	P 值
climatic factor	correlation coefficient	P value
夏季风-台风	0.512	0.002
summer monsoon-typhoon		
海表温度-冬季风	-0.461	0.006
SST-winter monsoon		
海表温度-长江径流	0.517	0.002
SST-Changjiang River runoff		

不能描述 CPUE 的年际变化。而加入气候因子后

的线性模型不仅误差大大减小了。而且还能描述观测 CPUE 的年际间动态变化,模拟效果比优化前有显著提高。

从图中可看到在 20 世纪 50 年代初期模型误差比较大,这可能因为由于当时的捕捞努力量较小,捕捞效率较低,很多鱼类资源还处于开发初期阶段,渔业资源状况较稳定,捕捞努力量和气候因子对鱼类资源的影响还没有体现出来。20 世纪 50 年代前期 CPUE 明显呈上升趋势,这是由于渔船机械化的改进、捕捞效率明显提高所致。随着捕捞努力量的持续增长,捕捞和气候因子对鱼类资源的影响会迅速体现出来。

3 讨论

3.1 气候因子和 CPUE 之间的关系

鱼类生物量不仅受人类活动的干扰而且还受到气候变化等环境要素的影响^[16-20]。本研究基

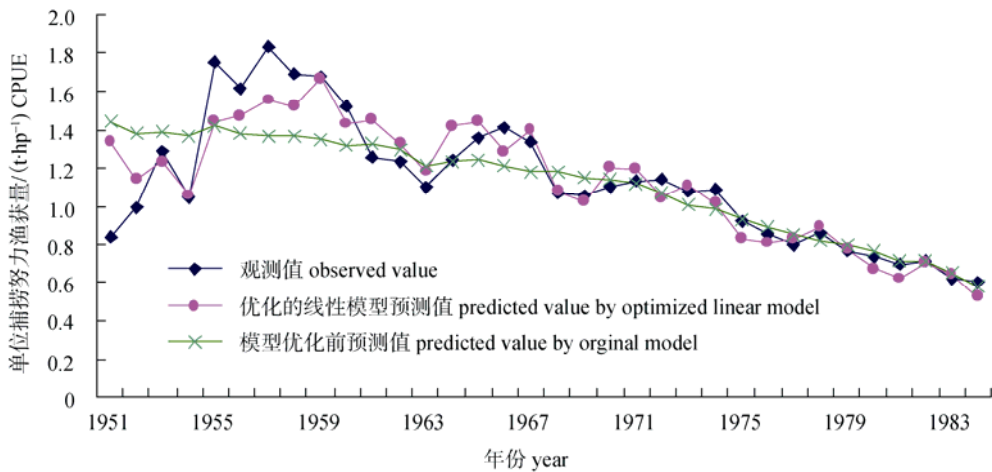


图 6 CPUE 观测值和预测值对比

Fig.6 CPUE of observed and predicted value

于Fox剩余产量模型探讨了CPUE和环境因子之间的关系,分析表明SST、冬、夏季风和长江径流量对东海总经济鱼类生物量均产生显著影响,其中SST和夏季风的影响尤为突出。温度变化可改变鱼类栖息地环境的水文条件,影响饵料生物丰度等,进而对海洋鱼类产生影响。唐启升^[18]曾研究发现黄海鲜资源量随着温度的周期性变化而产生周期性波动。季风对海流的发生和发展均产生很大影响,一方面海流影响着营养物质的输送和扩散;另一方面海流将一些鱼类的卵和幼体带到其他海域,同时由于环境条件的改变而对鱼类补充量产生影响^[21]。东海夏季风有助于营养物质的扩散和利用,提高初级生产力,这和Qiu等^[10]的研究结果基本一致。长江径流给河口三角洲地区带来大量淡水 and 营养物质,同时也影响着相应海域的盐度等水文状况。长江径流等一些气候因子同时也影响着黑潮,而黑潮也是影响海洋鱼类资源的重要因素之一,它们相互作用共同影响着海洋生物的资源量^[22]。气候因子影响海洋鱼类的补充量,所以响应时间存在着滞后性。影响海洋鱼类的环境因子比较复杂,各因子间相互作用共同对海洋生物产生影响,从而引起东海总经济鱼类CPUE的波动。

3.2 模型优化分析

3.2.1 模型中因子的影响 目前研究CPUE的方法较多,其中GLM和GAM模型都考虑到各影响因子的作用,但是这种方法所需的实测数据较多。不少学者利用该模型分析CPUE时,将SST等一些气候因子视为主要影响变量,这和本研究的方法较为相似^[23-24]。本研究主要针对数据量较少的情况,所以选择Fox剩余产量模型来对CPUE进行分析。以往对Fox模型CPUE或渔获量的优化一般是将环境因子的影响部分以线性方式累加起来描述误差项^[25]。而本研究是将环境因子和捕捞努力量对CPUE的影响综合起来进行回归分析,通过逐步回归法,最后挑选影响程度较大的因子(SST和夏季风)加入模型。然而这种方法在模型的选择上有一定的要求,本研究通过AIC准则分析挑选了线性模型为最适模型。模型中加入了SST

和夏季风因子后,模拟效果比优化前有了显著提高(图 4)。

模型中用气候因子修正后的参数 a , 可理解为环境对鱼类资源容纳量的影响。优化前模型将参数 a 表示为常数,而本研究添加了夏季风、SST 来修正参数 a , 即夏季风、SST 的变动会影响到环境对鱼类的容纳量,能描述其动态变化,提高了模型的精确度。

3.2.2 模型因子的选择 优化模型最后选择 SST 和夏季风作为新参数,而省略了其他因子。这是由于因子间有较强相关性,为了避免因子多重共线及对模型的过度拟合而在回归模型中将台风、长江径流因子去除,在 AIC 回归分析中舍弃了数值特征相对不明显的冬季风因子。各因子相关性分析也可看出夏季风、SST 分别和台风、长江径流正相关性非常显著,夏季风和 SST 对海洋鱼类的影响效应很大程度上也代表了台风和长江径流。因此模型舍弃了台风和长江径流这两个因子。没有将冬季风选为模型的新变量,是因为其统计分析中的数理特征没有夏季风、SST 表现得更为显著。

4 结论

本研究利用气候因子对东海区经济鱼类总 CPUE 进行了优化,并选择了最优模型——线性模型。考虑了因子间的相关性,权衡了补充变量的贡献及对其的惩罚,为避免对模型过度拟合,最后弃了台风、长江径流和冬季风,仅选取 SST 和夏季风对 CPUE 进行优化,模拟效果比优化前大有改善。但是由于模型本身的限制,只能选择影响最为显著的 2 个因子,因子数量相对较少。同时对于模型中存在的正态分布误差项 ε , 目前还不能对其作出合理解释。因此,将来还可以进一步改善模型,降低误差,更深入地探讨 CPUE 或生物量的变动机制。

参考文献:

- [1] 詹秉义. 渔业资源评估[M]. 北京: 中国农业出版社, 1995.
- [2] 王跃中, 邱永松. 东海带鱼渔获量变动原因分析[J]. 南方

- 水产, 2006, 2(3): 16–24.
- [3] 柳卫海, 詹秉义. 东海区渔业资源变动分析[J]. 上海水产大学学报, 1999, 8(1): 19–24.
- [4] 凌建忠, 李圣法, 严利平. 东海区主要渔业资源利用状况的分析[J]. 海洋渔业, 2006, 28(2): 111–116.
- [5] 崔鹤, 刘群, 王艳君. 连续形 FOX 产量模型在模拟和实际渔业评估中的应用[J]. 南方水产, 2008, 4(2): 34–42.
- [6] Jacqueline B. An analysis of the impacts of long-term climate variability on the commercial barramundi (*Lates calcarifer*) fishery of north-east Queensland, Australia[J]. Fish Res, 2009(99): 83–89.
- [7] Chang I Z, Jae B L, Suam K, et al. Climatic regime shifts and their impacts on climatic regime shifts and their impacts on marine ecosystem and fisheries resources in Korean waters[J]. Progr Oceanogr, 2000: 171–190.
- [8] Tang Q S, Jin X S. Decadal-scale variation of ecosystem productivity and control mechanisms in the Bohai Sea[J]. Fish Oceanogr, 2003, 12(4): 223–233.
- [9] Erling K S, Svein S. Impacts of climate change on commercial fish stocks in Norwegian waters[J]. Mar Policy, 2007(31): 19–31.
- [10] Qiu Y S, Wang Y Z. Runoff- and monsoon-driven variability of fish production[J]. Estuar Coastal Shelf Sci, 2008, 77: 23–34.
- [11] 刘效舜, 张进上, 丁仁福, 等. 中国海洋渔业区划[M]. 杭州: 浙江科学技术出版社, 1990.
- [12] 管秉贤. 中国沿岸的表面海流与风的关系的初步研究[J]. 海洋与湖沼, 1957, 1(1): 95–116.
- [13] Hilborn R, Walters C J. Quantitative fisheries stock assessment: Choice, dynamics and uncertainty [M]. New York: Chapman&Hall, 1992.
- [14] Efron B, Tibshirani R. An Introduction to the Bootstrap[M]// Monographs on statistics and applied probability. London: Chapman&Hall/CRC, 1993.
- [15] Wang Y J, Liu Q. Comparison of Akaike information criterion (AIC) and Bayesian information criterion (BIC) in selection of stock–recruitment relationships[J]. Fish Res, 2006, 77: 220–225.
- [16] Akaike H. A new look at the statistical model identification[J]. IEEE Trans Autom Control, 1974, 19(6): 716–723.
- [17] 刘允芬. 气候变化对我国沿海渔业生产影响的评价[J]. 中国农业气象, 2000, 21(4): 1–5.
- [18] 唐启升. 黄海鲱鱼世代数量波动原因的初步探讨[J]. 海洋湖沼通报, 1981(2): 37–45.
- [19] Michael J B, Robert T O, David A S, et al. Climate driven trends in contemporary ocean productivity[J]. Nature, 2006, 444, 752–755.
- [20] John A M, Daniel R C, LeRoy M. Climate-ocean variability and ecosystem response in the northeast pacific[J]. Science, 1998, 281: 210–217.
- [21] Ottersen G, Kim S, Huse G, et al. Major pathways by which climate may force marine fish populations[J]. J Mar Syst, 2009, 79(3–4): 343–360.
- [22] 陈永利, 王凡, 白学志. 东海带鱼(*Trichiurus haumela*)渔获量与邻近海域水文环境变化的关系[J]. 海洋与湖沼, 2004, 35(5): 404–412.
- [23] 郑波, 陈新军, 李纲. GLM 和 GAM 模型研究东黄海鲈资源渔场与环境因子的关系[J]. 水产学报, 2008, 32(3): 379–386.
- [24] 陈新军, 田思泉. 西北太平洋柔鱼资源丰度时空分布的 GAM 模型分析[J]. 集美大学学报: 自然科学版, 2006, 11(4): 295–300.
- [25] 李冠军, 邱永松, 王跃中. 自然环境变动对北部湾渔业资源的影响[J]. 南方水产, 2007, 3(1): 7–13.

Using climatic factors to optimize Fox surplus yield model for estimating CPUE of total commercial fishes of East China Sea

WANG Jilong^{1,2}, LI Jilong², YANG Wenbo², LI Siliang¹

1. College of Marine Science and Technology, Shanghai Ocean University, Shanghai 201306, China;

2. Center of Resource and Ecology Environment Research, Chinese Academy of Fishery Sciences, Beijing 100141, China

Abstract: Climatic factor is one of the important causes impacting marine fish biomass. The data of total yield and fishing effort of East China Sea and four climatic factors which were sea surface temperature (SST), monsoon, typhoon and runoff from 1951 to 1984 were added to Fox surplus yield model to optimize catch per unit effort (CPUE). Climatic factors and parameter a were analyzed by linear and exponential regression model with stepwise method respectively. The results showed that SST and summer monsoon were selected as the new parameters to modify parameter a . Finally, the linear regression model was recognized as the most optimized model by AIC analysis. In the linear regression model, the coefficient of regression (R square) was 0.495, all the P values of coefficients were below 0.01, and zero was out of the 95% confidence interval for all coefficients. The simulation effect of the optimized model is much better than original model, which suggests that SST and summer monsoon significantly impact commercial fishes in East China Sea, and it's very necessary to consider the influence of climatic factors when doing Fox surplus yield assessment. [Journal of Fishery Sciences of China, 2011, 18(1): 136-144]

Key words: SST; summer monsoon; CPUE; Fox surplus yield model

Corresponding author: LI Jilong. E-mail: lijilong@cafs.ac.cn

2011 年部分生物、农林类学术期刊联合征订表

刊物名称	邮发代号	刊 期	年价(元)	期刊网址	编辑部 E-mail
癌变·畸·突变	80-285	双月刊	60	www.egh.net.cn	cemsctm@stu.edu.cn
动物学研究	64-20	双月刊	150	www.zoores.ac.cn	zoores@mail.kiz.ac.cn
动物学杂志	2-422	双月刊	360	http://dwzzz.ioz.ac.cn	journal@ioz.ac.cn
分子植物育种	84-23	双月刊	240	www.molplantbreed.org	mpb@hibio.org
国际遗传学杂志	14-55	双月刊	90	www.cma.org.cn	genetics@ems.hrbmu.edu.cn
激光生物学报	42-194	双月刊	150	www.jgswxb.net	jgswxb@hunnu.edu.cn
菌物学报	2-499	双月刊	480	http://journals.im.ac.cn/jwxtcn	jwxt@im.ac.cn
昆虫知识	2-151	双月刊	360	www.ent-bull.com.cn	entom@ioz.ac.cn
林业科学	82-6	月 刊	300	www.linyekexue.net	linyky@forestry.ac.cn
农业生物技术学报	2-367	双月刊	240	www.jabiotech.org.cn/	nsjxb@cau.edu.cn
人类学学报	2-384	季 刊	100	www.ivpp.ac.cn	acta@ivpp.ac.cn
生命科学	4-628	月 刊	480	www.lifescience.net.cn	cbis@sibs.ac.cn
生命科学研究	42-172	双月刊	108	http://smky.chinajournal.net.cn	life@hunnu.edu.cn

(下转 193 页)