

1999—2011年东、黄海鲈资源丰度年间变化分析

王从军¹, 邹莉瑾^{1,2,3,4}, 李纲^{1,2,3,4*}, 陈新军^{1,2,3,4}

(1. 上海海洋大学海洋科学学院, 上海 201306;

2. 上海海洋大学大洋渔业资源可持续开发省部共建教育部重点实验室, 上海 201306;

3. 上海海洋大学农业部大洋渔业资源环境科学观测实验站, 上海 201306;

4. 上海海洋大学远洋渔业协同创新中心, 上海 201306)

摘要: 根据1999—2011年我国鲈大型灯光围网渔业数据, 使用广义线性模型 (generalized linear model, GLM) 和广义加性模型 (generalized additive model, GAM) 估算了影响 CPUE 的时间 (年、月)、空间 (经度、纬度)、捕捞性能和环境效应 [海表面温度 (sea surface temperature, SST)、海表面高度、海表面叶绿素浓度], 并以年效应作为资源丰度指数, 分析了东、黄海鲈资源丰度的年间变化, 东、黄海鲈资源丰度指数的年间变化与产卵场海表面温度以及捕捞强度间的关系。GAM 结果表明, 时间、空间、捕捞和环境变量对 CPUE 偏差的解释率为 11.69%, 其中变量年的解释率最大, 占总解释率的 38%。结果显示, 1999—2011 年东、黄海鲈资源丰度指数 (abundance index, AI) 总体上呈下降趋势, 2008 年以来更是持续下降, 丰度指数由 2008 年的 1.22 降至 2011 年的 0.82。东、黄海鲈资源丰度指数年间与产卵场呈正相关, 关系式为 $AI = -3.51 + 0.23SST$ ($P < 0.05$), 这表明较高的产卵场 SST 对鲈资源量增加有利。过高的渔获量以及我国群众围网渔业渔船数量的快速增长是导致近年来鲈资源下降的重要原因。

关键词: 鲈; 丰度指数; 年效应; 单位捕捞努力量 (CPUE); 广义加性模型

中图分类号: S 932

文献标志码: A

鲈 (*Scomber japonicus*) 广泛分布于太平洋、大西洋和印度洋沿岸至大陆架的热带、温带水域, 属沿岸性中上层鱼类, 栖息水层 0~300 m^[1-2]。东、黄海鲈是我国近海主要捕捞的经济鱼种之一, 同样也是东、黄海海区海洋生态系统中的重要鱼种, 主要被日本、韩国以及中国的大陆和台湾利用^[3]。近十年来, 中、日、韩三国大型灯光围网渔业年渔获量波动剧烈, 渔获组成以低龄鱼组成的状况持续存在^[4], 表明东、黄海鲈资源已经可能过度捕捞。尽管我国于 2007 年将灯光围网纳入东海区伏季休渔范围, 但是近几年群众灯光围网渔业的快速、无序发展, 无疑加大了鲈资源进一步衰退的风险。了解和掌握渔业资源种群动态是渔业资源评估和渔业管理的基础, 受渔业统计数据获得性等因素限制, 东、黄海鲈资源资源评估研究的结果可能存

在较大偏差^[4-5]。除资源评估外, 相对资源丰度指数常被作为衡量渔业资源数量水平的指标, 也是进行渔业管理决策的基础。

本研究根据 1999—2011 年我国大型灯光围网渔业生产统计数据, 使用广义线性模型 (generalized linear model, GLM) 和广义加性模型 (generalized additive model, GAM) 估计了东、黄海鲈资源丰度指数, 并对丰度指数与海水表温之间的关系进行了统计分析, 以期了解和掌握 1999—2011 年东、黄海鲈资源丰度变化趋势及原因, 为渔业资源评估和管理提供基础数据和科学依据。

1 材料与方法

1.1 数据来源

鲈渔业生产统计数据来源于中国远洋渔

收稿日期: 2013-05-24 修回日期: 2013-11-12

资助项目: 国家“八六三”高技术研究发展计划 (2012AA092303); 国家发改委产业化专项 (2159999); 上海市科技创新行动计划 (12231203900); 国家科技支撑计划 (2013BAD13B01)

通信作者: 李纲, E-mail: g-li@shou.edu.cn

业协会上海海洋大学鱿钓技术组,时间为 1999—2011 年。渔业生产数据字段包括作业时间(年、月)、作业渔区、产量(t)和放网次数。每一个渔区对应一个 $10' \times 10'$ 的空间区域(约 $0.17^\circ \times 0.17^\circ$)。1999—2011 年,从事鲈鱼生产的灯光围网企业共累计 7 家,除辽宁渔业集团(辽渔 723、752、753、758)、大连海洋渔业公司(辽渔 719、720)和宁波海裕海洋渔业有限公司(宁渔 651、652、653、654)投入生产的渔船保持稳定生产外,其它企业从事生产的渔船存在较大变动。为保持数据的一致性,减少对研究结果的干扰,渔业生产数据仅使用上述三家企业、10 艘围网渔船的生产统计数据。海洋环境数据包括月平均海表面温度(sea surface temperature, SST)、月平均海表面高度(sea surface height, SSH)和月平均海表面叶绿素浓度(sea surface chlorophyll *a* concentration, SSC)。月平均 SST、SSH 和 Chl. *a* 数据均来源于美国国家大气和海洋局 OceanWatch LAS (<http://oceanwatch.pifsc.noaa.gov/las/servlets/dataset>),空间分辨率分别为 0.1° 、 0.05° 和 0.25° 。SST 和 SSH 数据进行平均化处理、SSC 数据进行差值处理后,将三者空间分辨率转化为 0.17° 以匹配渔业数据。

1.2 名义 CPUE 的定义

名义 CPUE 的定义和计算方法有多种^[6],本实验使用累积渔获量与累积捕捞努力量(累积放网次数)的比值作为名义 CPUE:

$$CPUE = \frac{\sum_{i=1}^n Catch_i}{\sum_{i=1}^n Effort_i} \quad (1)$$

式中, $\sum_{i=1}^n Catch_i$ 表示某船在同一年、同一月、同一渔区的累积渔获量, $\sum_{i=1}^n Effort_i$ 则为对应的累积放网次数。

1.3 GLM 和 GAM 模型

GLM 和 GAM 模型是 CPUE 研究中常用的方法,具体可参照文献[7-9]。本实验使用时间变量(年、月)、空间变量(经度、纬度)、环境变量(SST、SSH、SSC)和捕捞能力变量(船)作为解释变量, $\ln(CPUE + 1)$ 作为响应变量^[7-9] 构建 GLM 和 GAM 模型。GLM 模型:

$$\ln(CPUE + 1) \sim Year + Month + Ship + Longitude + Latitude + SST + SSH + SSC \quad (2)$$

使用 III 型离均差平方和检验 GLM 模型中各解释变量是否为显著性变量^[10]。

GAM 模型:

$$\ln(CPUE + 1) \sim Year + Month + Ship + s(Longitude) + s(Latitude) + s(SST) + s(SSH) + s(SSC) \quad (3)$$

式中,函数 $s(x)$ 表示协变量 x 的立方样条平滑函数。

将 GLM 模型检验得到的显著性变量及交互项依次加入 GAM 模型,得到不同结构的 GAM 模型。模型结构的选择由赤池信息准则(Akaike information criterion, AIC)来判断,选取 AIC 值最小模型为最佳模型^[10]。

1.4 资源丰度指数与 SST 关系

以 3—5 月东海 $122^\circ\text{E} \sim 128^\circ\text{E}$ 、 $27^\circ\text{N} \sim 30^\circ\text{N}$ 的平均 SST 作为表征鲈鱼产卵场的环境因子^[11],对平均 SST 与 GAM 模型估计的鲈鱼资源丰度指数进行回归分析,构建线性回归方程,并检验二者是否存在显著的线性关系。

2 结果

2.1 GLM 模型分析结果

解释变量 $\ln(CPUE + 1)$ 服从正态分布($\mu = 2.71$, $\sigma = 0.99$; 图 1)。GLM 模型显著性变量的检验见表 1。III 型离均差平方和的检验结果表明,所有解释变量均为显著变量,除 SST 外($P < 0.05$),其它解释变量对 CPUE 的影响极显著($P < 0.01$)。因此,将所有变量作为 GAM 模型的解释变量,构建 GAM 模型。

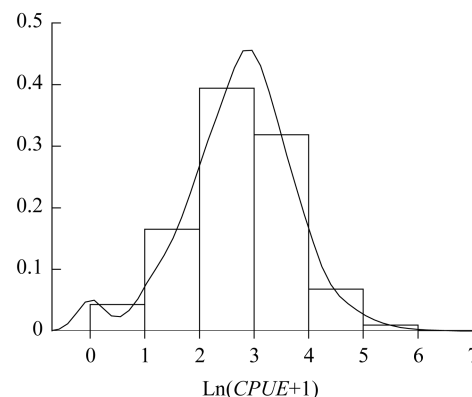


图 1 $\ln(CPUE + 1)$ 频次分布及拟合的正态分布曲线
Fig. 1 Frequency and fitted normal distribution curve of $\ln(CPUE + 1)$

表1 东、黄海鲈鱼大型灯光围网渔业 CPUE 的 GLM 模型偏差分析
Tab.1 Analysis of deviance of GLM fitted to chub mackerel CPUE of Chinese large lighting-purse seine fishery

来源 source	自由度 df	离差平方和 sum of square	均方差 mean square	Wald 秩平方和 Wald Chi-square	F	P
年 year	12	179.02	14.92	197.77	16.36	0.000 0
月 month	5	68.34	13.67	75.50	14.99	0.000 0
船 ship	1	13.41	13.41	24.04	14.71	0.000 1
经度 longitude	1	28.99	28.99	14.82	31.80	0.000 0
纬度 latitude	9	21.76	2.42	32.03	2.65	0.004 6
海表面温度 SST	1	4.19	4.19	4.63	4.60	0.032 0
海表面高度 SSH	1	8.15	8.15	9.00	8.94	0.002 8
海表面叶绿素浓度 SSC	1	17.45	17.45	19.28	19.14	0.000 0
残差 residual	4 701.24	3 998.97	0.91			

2.2 GAM 模型分析结果

将 GLM 模型筛选出的显著性解释变量逐一加入 GAM 模型,构建不同结构的 GAM 模型。随着解释变量的逐渐增加,模型 AIC 值逐步下降,即包含所有 8 个解释变量的 GAM 模型为最佳模型(表 2)。GAM 模型分析结果显示,所有变量均为显著性变量($P < 0.01$)。最佳 GAM 模型对

CPUE 偏差的总解释率为 11.69%,其中变量年的解释率最高,为 4.52%,其次是变量月,解释率为 1.99%。变量船对 CPUE 的影响在所有变量中排第三位,解释率为 1.56%,以下依次为纬度(1.24%)、SSC(1.11%)、SST(1.02%)、经度(0.93%)和 SSH(0.33%)(表 2)。

表2 东、黄海鲈鱼大型灯光围网渔业 CPUE 的 GAM 模型分析结果
Tab.2 GAM analysis for CPUE of chub mackerel of Chinese large lighting-purse seine fishery

加入项 added term	自由度 df	偏差 deviance	残差自由度 resid. df	残差偏差 resid. dev.	累计解释率/% cumulative explained	P	AIC
无效 null			4 417	4 361.63			
+ 年 + year	12	197.18	4 405	4 164.45	4.52	0.000 0	12 304.62
+ 月 + month	5	86.89	4 400	4 077.56	6.51	0.000 0	12 221.47
+ 船 + ship	9	23.82	4 391	4 053.74	7.06	0.000 0	12 213.58
+ s(经度) + s(longitude)	1	40.77	4 387	4 012.97	7.99	0.000 0	12 170.92
+ s(纬度) s(latitude)	1	54.00	4 383	3 958.97	9.23	0.000 0	12 113.07
+ s(海表面温度) + s(SST)	1	44.50	4 379	3 914.47	10.25	0.000 0	12 065.13
+ s(海表面高度) + s(SSH)	1	14.41	4 375	3 900.06	10.58	0.004 4	12 050.83
+ s(海表面叶绿素浓度) + s(SSC)	1	48.41	4 371	3 851.65	11.69	0.000 0	11 997.65

在所有变量中,变量年对 CPUE 的影响最大,其对 CPUE 偏差解释率的贡献占 38.67%。这说明,CPUE 的年间变化很大。估算的 CPUE 年效应显示,1999 年至 2005 年 CPUE 总体上呈下降趋势,其中 2001 年 CPUE 降至最低水平。2005 年以后 CPUE 逐渐增长,2008 年增至 13 年来最高水平,随后 CPUE 又呈现逐年下降的趋势(图 2-a)。从 CPUE 的月变化看,7 月 CPUE 最低,8

月至 12 月 CPUE 保持相对稳定,尽管 12 月 CPUE 最高,但其标准差也最大(图 2-b)。

变量船代表了捕捞效能对 CPUE 的影响。GAM 分析结果可知,758 船(辽渔 758)捕捞效能最高而 651(宁渔 651)最低。宁波海裕海洋渔业公司 4 艘渔船之间捕捞效能基本一致,而辽宁渔业集团所属渔船间的捕捞效能差异最为明显(图 2-c)。

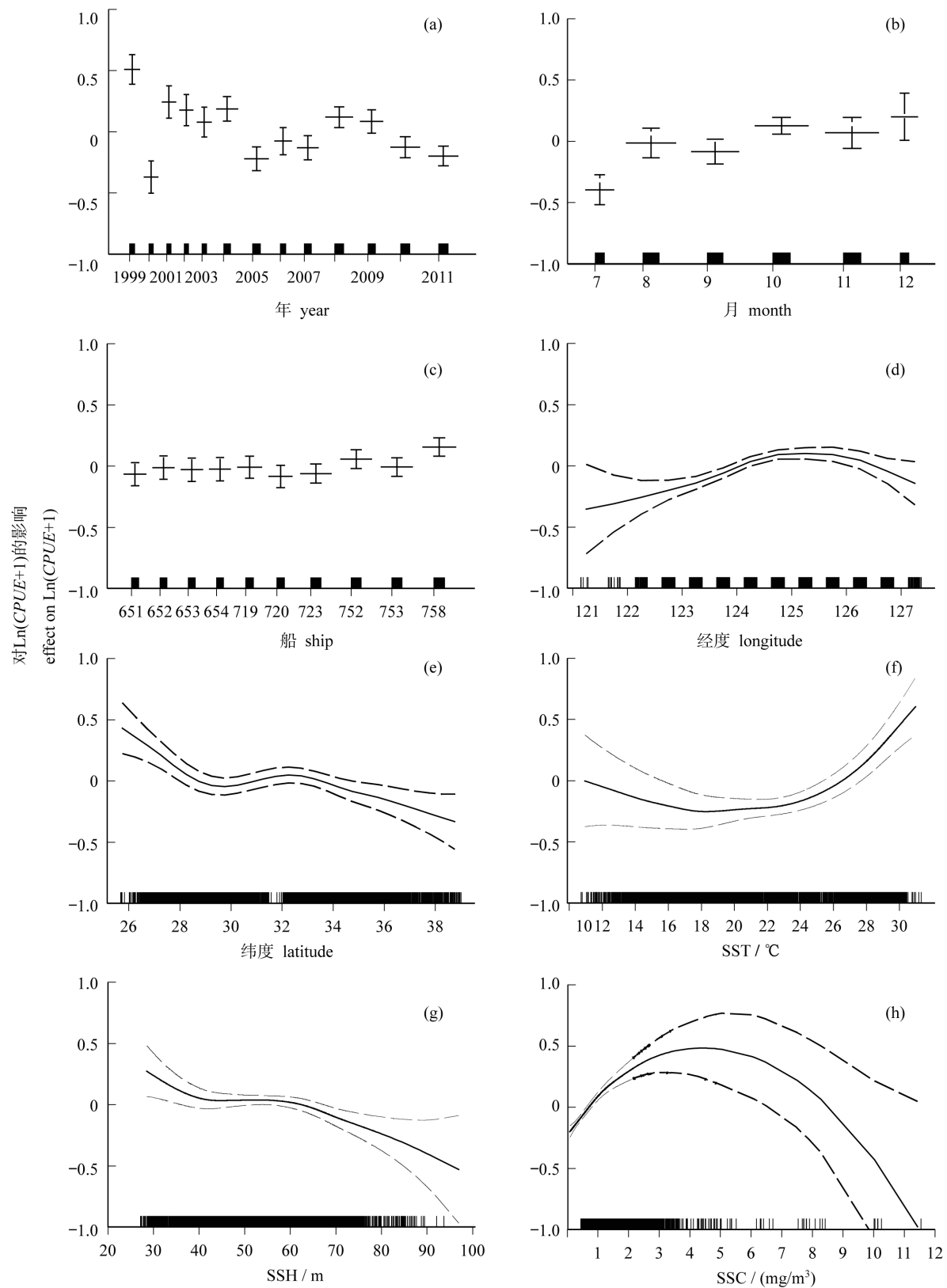


图2 GAM模型估算的各解释变量对我国鲈鱼大型灯光围网渔业 $\text{Ln}(CPUE+1)$ 的影响

Fig.2 GAM-estimated impact of the explained variables on log-transformed CPUE of chub mackerel of Chinese lighting-purse seine fishery

空间变量经度和纬度对 CPUE 的影响最小, 累计解释率为 2.17%, 占总解释率比重仅为 18.56%。空间因素对 CPUE 的影响表明, CPUE 从近海到外海呈现先增长再下降的趋势, 在 125°E 达到最大值(图 2-d)。在东海, CPUE 随纬度增加则呈现先下降再增长的趋势, 即 CPUE 在东海有两个高值区, 分别是东海南部 27°N ~ 28°N 和东海北部 30°N ~ 32°N。尽管 CPUE 在 26°N 达到最大值, 但在该区域因数据量较少导致标准差也很大, 故该结果不可信。在黄海, CPUE 则随纬度增加呈递减趋势(图 2-e)。

环境因素 SST、SSH、SSC 也对 CPUE 产生了影响, 尽管三者对 CPUE 方差的累计解释率仅为 2.46%。CPUE 和 SST 关系表明, 在秋、冬季的东海, 随水温升高 (11 ~ 25 °C) CPUE 呈下降趋势, 而在夏季的东海, CPUE 随水温升高而增加, 高 CPUE 出现在 SST 为 26.5 ~ 30 °C 时(图 2-f)。SSH 是对 CPUE 影响最小的变量。CPUE 随 SHH 增加呈递减趋势, SSH 在 28 ~ 40 cm 时, CPUE 最大(图 2-g)。CPUE 与 SSC 关系图表明, 当 SSC 大于 2 mg/m³ 时, 置信区间长度迅速增加, 即估计精度迅速下降; 当 SSC 小于 2 mg/m³ 时, 置信区间长度非常小, CPUE 随 SSC 增加而增加(图 2-f)。

2.3 资源丰度年间变化

从 GAM 分析结果看, 1999—2011 年, 东黄海鲈鱼资源丰度指数(年效应)总体上呈波动下降趋势(图 3)。其中 1999 年, 2001—2004 年, 2008 年、2009 年资源丰度高于 1999—2011 年的平均水平, 2005—2007 年, 2010 年、2011 年低于平均水平。1999 年, 鲈鱼资源丰度指数最高, 2000 年降至最低点, 2001 年又恢复到较高水平。2002 年至 2005 年丰度指数持续下降, 尽管后三年有所增加, 但 2008 年之后, 丰度指数又连续下降。同期, GAM 标准化后的 CPUE (CPUE_{GAM}) 以及名义 CPUE 呈现大致相同的变化趋势, 但在 2002 年、2009 年, 三者的变动趋势不同。2002 年名义 CPUE 增长、GAM 标准化 CPUE 下降, 2009 年名义 CPUE 大幅上升, 而 GAM 标准化 CPUE (CPUE_{GAM}) 略有增长(图 3)。对比三者的年间波动发现, 年效应的年间波动最大 (CV = 4.08), 其次名义 CPUE (CV = 3.83), 波动最小的是 CPUE_{GAM} (CV = 3.75)。由此可见, 虽然三者皆可

用来表征过去 13 年来鲈鱼资源的变动趋势, 但资源丰度指数反映的鲈鱼资源量年间波动情况明显高于后两者。

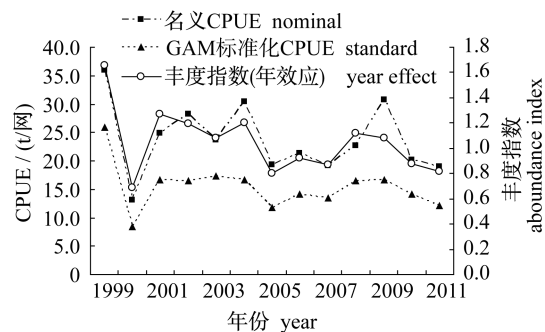


图 3 名义 CPUE、GAM 标准化 CPUE 以及 GAM 模型估计的资源丰度指数

Fig. 3 Nominal CPUE, GAM-standardized CPUE, and year effects on CPUE estimated by GAM analysis

2.4 资源丰度指数与环境关系

GAM 模型认为, SST 是海洋环境因子中最为重要的影响因素。除各别年份外, 1999—2011 年鲈鱼资源丰度指数 (AI) 与 3—5 月产卵场平均 SST 波动趋势基本一致。在 SST 较高的年份, 如 1999 年, 2002 年、2004 年、2008 年, 鲈鱼资源丰度指数也高。反之, 在 SST 较低的 2000 年、2003 年、2005 年、2010 和 2011 年, 鲈鱼资源丰度指数也低(图 4)。回归分析的结果显示, 二者呈线性关系 ($r = 0.60, P < 0.05$; 表 3), 其表达式:

$$AI = -3.51 + 0.23SST \quad (4)$$

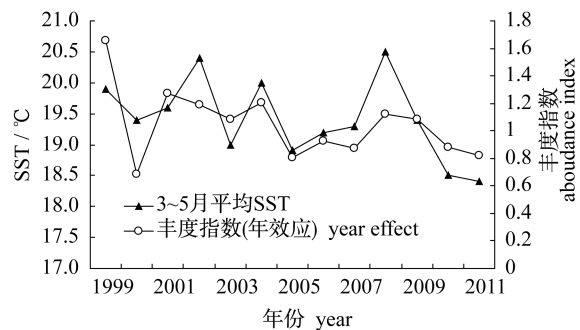


图 4 1999 至 2011 年东、黄海鲈鱼资源丰度指数与 3—5 月产卵场表温关系

Fig. 4 The relationship between abundance index of chub mackerel and average-three-month SST of chub mackerel spawning ground during 1999—2011

表 3 鱼资源丰度指数与 3—5 月产卵场
表温关系的方差分析结果

Tab.3 ANOVA table for the relationship between
abundance index of chub mackerel and
average-three-month SST of chub mackerel
spawning ground

来源 source	自由度 df	平方和 SS	均方 MS	F	P
回归 regression	1	0.28	0.28	6.09	0.031
残差 residual	11	0.51	0.05		
总计 total	12	0.79			

3 讨论

CPUE 是渔业资源评估研究的基础内容,通常被假设为与渔业资源丰度成比例,并被作为资源相对丰度指数来反映渔业资源丰度的大小^[7]或衡量渔业资源数量水平^[12]。来源于商业性渔业数据的 CPUE,由于受时间、空间、渔船性能、环境等多种因素影响,因而常使用统计模型对 CPUE 进行标准化后,来反映渔业资源丰度的情况^[7]。由于 GAM 模型非常适合处理 CPUE 及其影响因子间的非线性关系^[13],且对数据的误差分布要求不高,因此其在 CPUE 标准化方面的应用日益广泛^[13-14]。在 CPUE 标准化过程中,年效应必须从模型中提取出来,因为年效应反映了资源丰度的年变化^[7]。本实验使用 GAM 模型对我国鲈鱼大型灯光围网渔业 CPUE 进行了标准化,估计了 CPUE 的年效应,以此反映东、黄海鲈鱼资源丰度的变动情况。

当前,东、黄海鲈鱼资源年龄结构以低龄鱼为主,0 岁鱼是构成资源的主体^[4],因此 0 岁鱼的资源状况可基本反映总体的资源状况。对比 GAM 模型估计丰度指数与日本估算的 0 岁鱼丰度指数^[4]发现,除个别年份外,二者年变化趋势基本匹配(图 5)。这表明,本实验估算的资源丰度指数较好的反映东、黄海鲈鱼资源量水平。

产卵场 SST 和捕捞努力量是导致东、黄海鲈鱼资源量变动的关键^[15],但不同学者研究结论有所差异,甚至相反。Yatsu 等^[16]研究发现,SST 影响日本东部海域鲈鱼的补充量;Hiyama 等^[17]研究了 SST 对鲈鱼资源补充量的影响,认为东海 124°E、25°N 这一位置 2—6 月的 SST 与鲈鱼补充量呈负相关;官文江等^[18]的研究结果显示,东海 SST 与浙江近海鲈鱼 CPUE 呈正相关关系,而与东海北部鲈鱼资源量呈负相关关系;郑晓琼等^[11]

则认为东、黄海鲈鱼资源量与产卵场适宜 SST 面积呈正相关;李纲等^[15]研究发现东、黄海鲈鱼资源量与 SST 是非线性关系,在适宜温度范围内,鲈鱼资源量将增长,反之则减少。本研究结果则显示,鲈鱼资源丰度指数与其东海产卵场产卵季节的平均 SST 呈正相关。虽然国内外学者的结论不尽相同,这可能与研究选取的海域和季节不同有关^[18],但 SST 是影响东、黄海鲈鱼资源量变动的重要因素这一结论是一致的。寿命短鱼类,其繁殖力通常很高,当环境条件适宜时补充量将大幅增加^[19],资源量则随之增加。Bartsch 等^[20-21]也证实,产卵场水温较高可提高浮游阶段鲈鱼卵、幼鱼和后期幼鱼的存活率,意味着补充量的增加。本结果也表明,在产卵季节,鲈鱼产卵场的 SST 较高,对鲈鱼资源量增加有利。

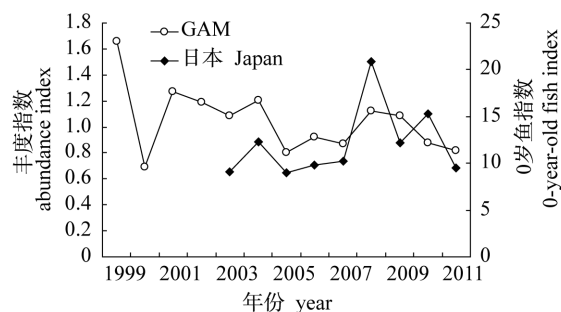


图 5 GAM 模型估计鲈鱼资源丰度指数与
日本估计的鲈鱼 0 岁鱼丰度指数

Fig.5 Abundance index estimated by GAM in
this study and abundance index of 0-year-old
fish estimated by Japan

除环境因素对东、黄海鲈鱼资源造成影响外,过高的捕捞强度可能是导致近年来该资源丰度下降的另一个重要因素。1999—2011 年,虽然鲈鱼资源丰度总体上呈下降趋势,但同期鲈鱼渔获量总体上呈上升趋势。特别是 2008 年以后,中、日、韩三国围网渔业产量超过 50 万 t,2010 年虽然降至 36 万 t,但 2011 年仍然高达 45 万 t(图 6)。日本自 2001 年起产量逐年小幅增长,韩国围网渔业年产量虽然波动剧烈,但 2007 年至 2011 年年均产量超过 14 万 t。我国大型灯光围网因渔船减少产量逐年下降,而浙江群众围网产量逐年增长的态势则非常明显,2011 年产量更是高达 17 万 t,首次同时超过日本和韩国(图 6)。浙江群众围网渔业渔船数量至上世纪末进入快速增长阶段,渔船数从 1999 年的 154 艘增至 2006 年的 635

艘,之后渔船数开始下降,2011年降至251艘。与之相对的是浙江、福建两省有囊灯光围网(俗称“三角虎”围网)渔船数量却在大幅增长,出现盲目发展的趋势^①。多年来持续、高强度的捕捞导致的直接后果是2012年我国灯光围网渔业产量、产值急剧下降,整个行业普遍亏损。以舟山市为例,2012年舟山市群众小型灯光围网和深水灯光围网渔业产量较2011年分别减少44.72%和39.2%。此外,我国大型灯光围网渔业产量较2011年下降56.7%、名义CPUE下降28.2%,为1999年以来的最低水平。已有的研究表明,东海水温有长期上升趋势^[22-23],特别是1995年向更暖状态跃变^[24],这对鲈鱼资源量的增长显然是有利的。但东、黄海鲈鱼资源量并未随之增长,反而于1997年急剧下降,近年来始终处于较低水平^[4],可见捕捞对东黄海鲈鱼资源造成的负面效应超过水温升高带来的正效应。

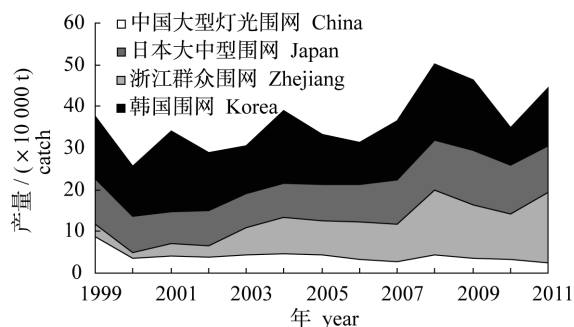


图6 1999至2011年东、黄海中(大型灯光围网、浙江群众灯光围网)日、韩三国鲈鱼产量

Fig. 6 Annual catch of chub mackerel by China (large lighting-purse seine fishery and lighting-purse-seine fishery of Zhejiang Province), Japan and Korea in the East China Sea and Yellow Sea during 1999 - 2011

本实验应用GLM模型和GAM模型估算了1999—2011年东、黄海鲈鱼资源丰度指数及变动趋势,并分析了捕捞和环境因素SST对鲈鱼资源变动的影响。研究表明基于年效应的丰度指数较好地反映了1999—2011年东、黄鲈鱼资源的变动情况。

参考文献:

[1] Tang Q S. Marine resources and habitats in Chinese

① 东海区渔政局。“东渔政[2012]128号”《关于加强东海区“三角虎网”作业管理的通知》

exclusive economic zone [M]. Beijing: Science Press, 2006. [唐启升. 中国专属经济区海洋生物资源与栖息环境. 北京: 科学出版社, 2006.]

[2] Li G, Chen X J, Guan W J, *et al.* Research of chub mackerel resource assessment and management decision in The East China Sea and the Yellow Sea [M]. Beijing: Science Press, 2010. [李纲, 陈新军, 官文江, 等. 东黄海鲈鱼资源评估与管理决策研究. 北京: 科学出版社, 2010.]

[3] Zhang J, Han S X. Analysis on the central fishing grounds environment of common Japanese mackerel and round scad in the East China Sea [J]. Marine Fisheries, 2004, 26(4): 321 - 325. [张晶, 韩仕鑫. 黄、东海鲈鱼渔场环境分析. 海洋渔业, 2004, 26(4): 321 - 325.]

[4] 由上龍嗣, 檜山義明, 依田真里, 等. 平成24年マサバ対馬暖流系群の資源評価[R/OL]. わが国周辺の水産資源の現状を知るために, 2012, 167 - 196 [2012 - 11 - 13]. <http://abchan.job.affrc.go.jp/digests24/details/2406.pdf>.

[5] Li G. Resource assessment and risk assessment of chub mackerel in the offshore of China [D]. Shanghai: Shanghai Ocean University, 2008. [李纲. 我国近海鲈鱼资源评估及风险评价. 上海: 上海海洋大学, 2008.]

[6] Tian S Q, Chen X J. Impacts of different calculating methods for nominal CPUE on CPUE standardization [J]. Journal of Shanghai Ocean University, 2010, 19(2): 240 - 245. [田思泉, 陈新军. 不同名义CPUE计算法对CPUE标准化的影响. 上海海洋大学学报, 2010, 19(2): 240 - 245.]

[7] Maunder M N, Punt A E. Standardizing catch and effort data: a review of recent approaches [J]. Fisheries Research, 2004, 70(2): 141 - 159.

[8] Campbell R A. CPUE standardization and the construction of indices of stock abundance in a spatially varying fishery using general linear models [J]. Fisheries Research, 2004, 70(2): 209 - 227.

[9] Maunder M N, Starr P J. Fitting fisheries models to standardized CPUE abundance indices [J]. Fisheries Research, 2003, 63(1): 43 - 50.

[10] Su N J, Yeh S Z, Sun C L, *et al.* Standardizing catch and effort data of the Taiwanese distant-water longline fishery in the western and central Pacific Ocean for bigeye tuna, *Thunnus obesus* [J]. Fisheries Research, 2008, 90(1): 235 - 246.

[11] Zheng X Q, Li G, Chen X J. Application of environmentally dependent surplus production model

<http://www.scxuebao.cn>

- for *Scomber japonicus* in the East China Sea and Yellow Sea [J]. *Transaction of Oceanology and Limnology*, 2010, 3: 41 - 48. [郑晓琼, 李纲, 陈新军. 基于环境因子的东、黄海鲈鱼剩余产量模型及应用. *海洋与湖沼通报*, 2010, 3: 41 - 48.]
- [12] Wallace I F, Lindner R K, Dole D D. Evaluating stock and catchability trends; annual average catch per unit effort is an inadequate indicator of stock and catchability trends in fisheries [J]. *Marine Policy*, 1998, 22(1): 45 - 55.
- [13] Damalas D, Megalofonou P, Apostolopoulou M. Environmental, spatial, temporal and operational effects on swordfish (*Xiphias gladius*) catch rates of eastern Mediterranean Sea longline fisheries [J]. *Fisheries Research*, 2007, 84(2): 233 - 246.
- [14] Bigelow K A, Boggs C H, He X. Environmental effects on swordfish and blue shark catch rates in the US North Pacific longline fishery [J]. *Fisheries Oceanography*, 1999, 8(3): 178 - 198.
- [15] Li G, Zheng X Q, Chen X J. Establishment of surplus production model for chub mackerel (*Scomber japonicus*) in the East China Sea and Yellow Sea based on the sea surface temperature [J]. *Journal of Shanghai Ocean University*, 2011, 20(1): 108 - 113. [李纲, 郑晓琼, 陈新军. 基于水温因子的东、黄海鲈鱼剩余产量模型建立. *上海海洋大学学报*, 2011, 20(1): 108 - 113.]
- [16] Yatsu A, Watanabe T, Ishida M, et al. Environmental effects on recruitment and productivity of Japanese sardine *Sardinops melanostictus* and chub mackerel *Scomber japonicus* with recommendations for management [J]. *Fisheries Oceanography*, 2005, 14(4): 263 - 278.
- [17] Hiyama Y, Yoda M, Ohshimo S. Stock size fluctuations in chub mackerel (*Scomber japonicus*) in the East China Sea and the Japan/East Sea [J]. *Fisheries Oceanography*, 2002, 11(6): 347 - 353.
- [18] Guan W J, Chen X J, Li G. Influence of sea surface temperature and La Niña event on temporal and spatial fluctuation of chub mackerel (*Scomber japonicus*) stock in the East China Sea [J]. *Journal of Shanghai Ocean University*, 2011, 20(1): 102 - 107. [官文江, 陈新军, 李纲. 海表水温和拉尼娜事件对东海鲈鱼资源时空变动的影响. *上海海洋大学学报*, 2011, 20(1): 102 - 107.]
- [19] King M. *Fisheries biology, assessment and management* [M]. Oxford: Fishing News Books, 1995.
- [20] Bartsch J. The influence of spatio-temporal egg production variability on the modelled survival of the early life history stages of mackerel (*Scomber scombrus*) in the eastern North Atlantic [J]. *ICES Journal of Marine Science*, 2005, 62(6): 1049 - 1060.
- [21] Bartsch J, Coombs S H. An individual-based growth and transport model of the early life-history stages of mackerel (*Scomber scombrus*) in the eastern North Atlantic [J]. *Ecological Modelling*, 2001, 138(1): 127 - 141.
- [22] Zhang X Z, Qiu Y F, Wu X Y. The long-term change for sea surface temperature in the last 100 years in the offshore sea of China [J]. *Climatic and Environmental Research*, 2005, 10(4): 799 - 807. [张秀芝, 裘越芳, 吴迅英. 近百年中国近海海温变化. *气候与环境研究*, 2005, 10(4): 799 - 807.]
- [23] Feng L, Lin X P. Long term trend of the East China Sea surface temperature during 1945 - 2006 [J]. *Periodical of Ocean University of China*, 2009, 39(1): 13 - 18. [冯琳, 林霄沛. 1945 - 2006年东中国海海表温的长期变化趋势. *中国海洋大学学报*, 2009, 39(1): 13 - 18.]
- [24] Li J X, Wei H, Luo X F. Spatial and temporal inter-annual variations of sea surface temperature in the continental shelf of the East China Sea [J]. *Oceanologia et Limnologia Sinica*, 2012, 43(3): 624 - 634. [李家星, 魏皓, 罗晓凡. 东海陆架表层水温年际变化时空分布特征. *海洋与湖沼*, 2012, 43(3): 624 - 634.]

Analysis of the inter-annual variation of chub mackerel abundance in the East China Sea and Yellow Sea during 1999 – 2011

WANG Congjun¹, ZOU Lijin^{1,2,3,4}, LI Gang^{1,2,3,4*}, CHEN Xinjun^{1,2,3,4}

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

2. Key Laboratory of Sustainable Exploitation of Oceanic Fisheries Resources, Ministry of Education, Shanghai Ocean University, Shanghai 201306, China;

3. Scientific Observing and Experimental Station of Oceanic Fishery Resources, Ministry of Agriculture, Shanghai Ocean University, Shanghai 201306, China;

4. Collaborative Innovation Center for Distant-water Fisheries, Shanghai Ocean University, Shanghai 201306, China)

Abstract: Relative abundance index is often used to measure the level of fisheries resources biomass. Based on chub mackerel (*Scomber japonicus*) catch data of the large lighting-purse seine fishery from 1999 to 2011, the impacts of temporal (Year, Month), spatial (Longitude, Latitude), environmental factors (Sea surface temperature, Sea surface height and Sea surface chlorophyll-a concentration) and fishing performance (Vessel name) on catch per unit effort (CPUE) were analyzed using generalized linear model (GLM) and generalized additive model (GAM). The Year effect of CPUE, extracted from GAM, was used as the annual abundance index (AI) to reflect the inter-annual variation of chub mackerel abundance in the East China Sea and Yellow Sea. The relationship between AI and SST in the chub mackerel spawning ground and fishing effort was also investigated. The GAM with the eight variables explains 11.69% of the total variance in nominal CPUE, and the impact of Year on CPUE is the foremost factor, contributing to 53.9% of the total reduction in deviance. The extracted Year effect indicates that chub mackerel abundance shows a declining trend over the past 13 years, especially after 2008, and the AI fell from 1.22 in 2008 to 0.82 in 2011. The AI shows a significantly positive relationship with the SST of the spawning ground, and it is expressed as $AI = -3.5 + 0.23SST$ ($P < 0.05$). This result indicates that SST of the spawning ground has a positive impact on the abundance of chub mackerel. The decrease of chub mackerel abundance in the East China Sea and Yellow Sea resulted from the rapidly increasing number of purse seine vessels in the recent years.

Key words: *Scomber japonicus*; abundance index; year effect; catch per unit effort (CPUE); generalized additive model (GAM)

Corresponding author: LI Gang. E-mail: g-li@shou.edu.cn