

## 东南太平洋长鳍金枪鱼延绳钓渔业CPUE标准化

牛成功<sup>1</sup>, 林琴琴<sup>1</sup>, 杨诗玉<sup>1</sup>, 朱江峰<sup>1,2,3</sup>

(1. 上海海洋大学 海洋生物资源与管理学院, 上海 201306; 2. 大洋渔业资源可持续开发教育部重点实验室, 上海 201306; 3. 农业农村部大洋渔业开发重点实验室, 上海 201306)

**摘要:** 为了解决东南太平洋长鳍金枪鱼(*Thunnus alalunga*)资源评估长期依赖日韩等国的捕捞数据导致的偏差问题, 以我国延绳钓渔业数据作为基础数据构建了资源丰度指数。基于2013—2022年10年间我国金枪鱼延绳钓渔业捕捞数据及海洋环境参数, 利用广义加性模型(Generalized additive models, GAM)对单位捕捞努力量渔获量(Catch per unit effort, CPUE)进行标准化分析, 量化纬度、经度、年份、月份、环境因子及交互作用等的影响, 并通过普通最小二乘法回归模型(Ordinary least squares, OLS)对比了我国与日本延绳钓渔业的标准CPUE变化趋势。结果表明, GAM模型最大偏差解释率为69.8%, 纬度对CPUE的贡献最为显著。资源丰度较高的区域为20°S~30°S, 100°W~120°W, 资源密度最高的年份为2016年, 最高的月份为4—8月。标准化CPUE与名义CPUE趋势大致相同且季节性波动明显。除2020年以外, 标准化CPUE均低于名义CPUE。在大多数年份, 基于我国渔业数据的标准化CPUE与基于日本延绳钓渔业数据的标准化CPUE变化趋势相似。本研究为东南太平洋长鳍金枪鱼资源评估提供了新的资源丰度指数信息, 对进一步提高资源评估的可靠性具有积极的参考价值。

**关键词:** 长鳍金枪鱼; CPUE标准化; 广义加性模型; 丰度指数; 东南太平洋

**中图分类号:** S 932      **文献标志码:** A

长鳍金枪鱼(*Thunnus alalunga*)属于鲭科(*Scombridae*)金枪鱼属(*Thunnus*), 是一种大洋性中上层鱼类<sup>[1]</sup>, 主要分布在温带海域<sup>[2]</sup>。作为全球产量最高的温带金枪鱼<sup>[3]</sup>, 其地理分布呈现显著的特征, 在太平洋以赤道为分界线被分为南北两个种群<sup>[4]</sup>。南太平洋长鳍金枪鱼种群特征在东、西部海域可能存在差异<sup>[5]</sup>, MACDONALD等<sup>[6]</sup>通过对西南和东南太平洋海域长鳍金枪鱼的耳石化学分析, 认为两个海域的长鳍金枪鱼耳石化学元素存在差异, 可能起源于不同的种群。东南太平洋长鳍金枪鱼(Albacore tuna in the Southeast Pacific Ocean, SEALB)有着相对独立的洄游路线, 在东南太平洋特定的海域之间进行洄游, 洄游路线的独特性, 使得东南太平洋长鳍金枪鱼在空间分布上具有相对独立性<sup>[7]</sup>。

东南太平洋长鳍金枪鱼大部分渔获量由延

绳钓和曳绳钓渔业捕获, 主要捕捞国家包括中国、日本、韩国和美国等。根据美洲间热带金枪鱼委员会(International Tropical Tuna Commission, IATTC)公布数据, 2013—2022年10年间, 中国的东南太平洋长鳍金枪鱼平均年产量为19 934 t, 日本为1 031 t, 韩国为566 t, 美国为34 t。2013—2022年10年间中国的产量约占东南太平洋长鳍金枪鱼总产量的88%, 其余国家占比较少。

最新的中西太平洋渔业委员会(Western and Central Pacific Fisheries Commission, WCPFC)评估报告<sup>[8]</sup>表明, 南太平洋长鳍金枪鱼处于可持续开发状态, 对捕捞量并没有明确限制。资源评估涉及拟合种群动态模型与相对丰度指数<sup>[9]</sup>, 相对丰度指数是资源评估所需的重要数据, 反映了种群丰度的变化<sup>[10]</sup>, 通常以单位捕捞努力量渔获量

收稿日期: 2025-03-06      修回日期: 2025-04-19

基金项目: 国家重点研发计划(2024YFD2400604)

作者简介: 牛成功(2000—), 男, 硕士研究生, 研究方向为渔业资源。E-mail: 1520171824@qq.com

通信作者: 林琴琴, E-mail: qqlin@shou.edu.cn

版权所有 ©《上海海洋大学学报》编辑部(CC BY-NC-ND 4.0)

Copyright © Editorial Office of Journal of Shanghai Ocean University (CC BY-NC-ND 4.0)

<http://www.shhydxxb.com>

(Catch per unit effort, CPUE) 表示<sup>[11]</sup>, 并假定 CPUE 与丰度成线性比例。但名义 CPUE 会受到多种因素的影响, 包括捕捞位置和环境条件等<sup>[12]</sup>。因此, 在构建种群评估所用的丰度指数时, 通常对 CPUE 进行标准化, 去除与丰度无关的影响可捕获性的因素<sup>[11]</sup>, 使评估更加准确。

长期以来, 只有日本的延绳钓数据被用于东南太平洋长鳍金枪鱼丰度指数的标准化研究<sup>[8]</sup>。随着 2010 年以来中国长鳍金枪鱼捕捞量的增加, 在资源评估中仅依靠日本的数据是缺乏代表性的, 会导致资源评估的不准确性和片面性, 从而降低养护管理措施的有效性。因此, 以中国延绳钓渔业数据作为基础数据进行 CPUE 标准化, 建立相对资源丰度指数, 对于改进长鳍金枪鱼资源评估是十分必要的。本研究根据 2013—2022 年 IATTC 公布的延绳钓渔业生产统计数据, 利用广义加性模型 (Generalized additive models, GAM) 分析我国东南太平洋长鳍金枪鱼产量与时空因素和环境因素的关系, 对 CPUE 进行标准化分析, 为长鳍金枪鱼资源的可持续管理与利用提供科学依据。

## 1 材料与方法

### 1.1 数据来源

长鳍金枪鱼渔业生产数据来源于 IATTC 数据库 (<https://www.iatc.org/en-US/Data>), 时间跨度为 2013—2022 年, 包括作业时间、经度、纬度、渔获尾数和下钩数, 时间分辨率为月, 空间分辨率为  $5^{\circ} \times 5^{\circ}$ 。针对南太平洋长鳍金枪鱼, 本研究的海域为东南太平洋  $0^{\circ} \sim 45^{\circ} \text{S}$ ,  $80^{\circ} \text{W} \sim 150^{\circ} \text{W}$  海域, (图 1)。本研究共使用 3 526 个不同时空数据下的站点数据进行建模。

海表面温度 (Sea surface temperature, SST)、海表面高度 (Sea surface height, SSH)、海表面盐度 (Sea surface salinity, SSS)、叶绿素 a 质量浓度 (Chlorophyll-a mass concentration, *Chl.a*) 被认为是影响长鳍金枪鱼生活史和资源分布的关键因子<sup>[13-14]</sup>, 因此被选为 CPUE 标准化的潜在影响因素。SST 和 *Chl.a* 数据来自 OceanColor 网站 (<https://oceancolor.gsfc.nasa.gov/l3/>), 空间分辨率为 4 km, SSH 和 SSS 数据来自哥白尼海洋数据中心 (<https://data.marine.copernicus.eu/product>), 空间分辨率为  $0.25^{\circ} \times 0.25^{\circ}$ , 所有海洋环境数据资料的时间分辨率均为月。

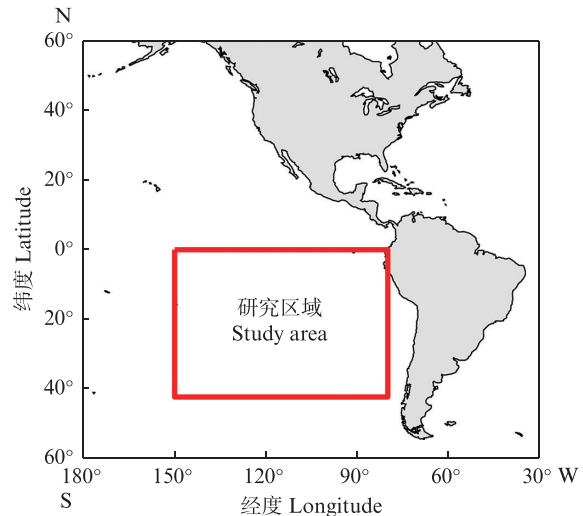


图 1 东南太平洋海域范围

Fig. 1 Range of the Southeast Pacific Ocean

## 1.2 数据处理

### 1.2.1 计算公式

本研究使用的月均名义 CPUE (尾/千钩) 的计算公式<sup>[15]</sup>为

$$\text{CPUE}_{ymij} = \frac{\sum C_{ymij}}{\sum E_{ymij}} \times 1\,000 \quad (1)$$

式中:  $\sum C_{ymij}$  为第  $y$  年、 $m$  月、 $i$  经度、 $j$  纬度的渔获尾数, 尾;  $\sum E_{ymij}$  为对应的下钩数。

### 1.2.2 数据匹配

使用 R 软件中的 raster 程序包, 将下载的海洋环境数据 (SST、*Chl.a*、SSH、SSS) 与渔业数据 (年份、月份、经度、纬度、渔获量、下钩数、名义 CPUE 值) 进行匹配, 使得环境数据和渔业数据相对应, 均统一为  $5^{\circ} \times 5^{\circ}$  的空间分辨率。

## 1.3 模型方法

### 1.3.1 模型构建

本研究采用 GAM 模型进行建模, 研究假设模型残差服从正态分布, GAM 模型的表达式如下:

$$\ln(\text{CPUE} + 0.1) = s(X_{\text{Lat}}) + s(X_{\text{Lon}}) + s(X_{\text{Year}}) + s(X_{\text{Month}}) + s(X_{\text{E}}) + s(X_{\alpha}, X_{\beta}) \quad (2)$$

$$\ln(\text{CPUE} + 0.01) = s(X_{\text{Lat}}) + s(X_{\text{Lon}}) + s(X_{\text{Year}}) + s(X_{\text{Month}}) + s(X_{\text{E}}) + s(X_{\alpha}, X_{\beta}) \quad (3)$$

式中:  $s$  为自然立方样条平滑;  $s(X_{\text{Lat}})$  为纬度效应;  $s(X_{\text{Lon}})$  为经度效应;  $s(X_{\text{Year}})$  为年效应;  $s(X_{\text{Month}})$  为月效应;  $s(X_{\text{E}})$  为环境因子效应;  $s(X_{\alpha}, X_{\beta})$  为交互效应, 其中  $X_{\alpha}$  和  $X_{\beta}$  表示纬度、经度、年份、月

份、SST 以及 SSS 中进行交互的两个因子。

长鳍金枪鱼存在零渔获数据,通常在 CPUE 后加一常数<sup>[16]</sup>,本研究采用 CPUE 加上常数 0.1 和 0.01 进行对数化处理,通过结果的灵敏度来选择最适的公式。

不同年份和月份的渔业捕捞活动在不同经纬度的强度、范围和方式可能会发生变化,这都会对 CPUE 产生影响。考虑时空因素的交互作用,能够在 GAM 模型中综合这些时空因素,更精准地分离出长鳍金枪鱼资源丰度本身的变化,使标准化后的 CPUE 更能真实反映其资源状况。同时,长鳍金枪鱼的栖息地选择受到水温与盐度的协同调控,其生理适应机制需在特定的温盐范围内维持渗透压平衡和能量代谢<sup>[17]</sup>。因此本研究中交互效应考虑了经纬度交互、纬度和年份交互、经度和年份交互、纬度和月份交互、经度和月份交互以及 SST 和 SSS 交互。

将解释变量依次加入 GAM 模型,得到多个包含不同数量解释变量的 GAM 模型,根据赤池信息准则 (Akaike information criterion, AIC),选取 AIC 值最小的模型为最佳模型<sup>[18]</sup>,利用  $P$  值检验评估各个因子的显著性<sup>[19]</sup>。

标准化 CPUE 的计算方法为

$$\text{SCPUE}_{(y,m)} = \frac{1}{N} \sum_{i=1}^N f_{\text{GAM}(V_i(y,m))} \quad (4)$$

式中:SCPUE 为标准化 CPUE; $y$  为年份; $m$  为月份; $i$  为固定网格; $f_{\text{GAM}(V_i(y,m))}$  为训练好的模型; $V$  为输入变量。即标准化 CPUE 的计算方法为预测集基于所有年月进行网格插值复制,变量与真实情况保持一致,利用训练好的模型对预测集进行预测,得到每个点的 CPUE 值,按照年和月进行平均,得到标准化后 CPUE 序列。

GAM 模型运算使用 R 软件 mgcv 程序包实现。

### 1.3.2 变量的相互独立性检验

本研究的解释变量为年份、月份、纬度、经度、SST、Chl.a、SSH 和 SSS,利用方差膨胀系数对解释变量进行相互独立性检验。当  $\text{VIF} \geq 10$  时,表明变量之间有严重的多重共线性,当  $\text{VIF} < 10$  时,表明变量之间不存在多重共线性。根据独立性检验,结果显示,各个解释变量的 VIF 值均小于 10,表明

解释变量之间不存在多重共线性问题(表 1)。

表 1 解释变量间方差膨胀因子  
Tab. 1 Variance inflation factor between explanatory variables

解释变量 Explanatory variables	方差膨胀因子 VIF
纬度 $X_{\text{Lat}}$	1.257 278
经度 $X_{\text{Lon}}$	2.554 939
月 $X_{\text{Month}}$	1.279 271
年 $X_{\text{Year}}$	1.047 454
海表面温度 $X_{\text{SST}}$	2.650 617
叶绿素 a 浓度 $X_{\text{Chl.a}}$	2.175 974
海表面高度 $X_{\text{SSH}}$	3.155 789
海表面盐度 $X_{\text{SSS}}$	2.061 528

## 2 结果

### 2.1 GAM 模型分析

通过 GAM 分析结果显示,在 2 个模型中,经度、年份、SST 以及经度和年份交互的  $P$  值均大于 0.05,表明这些变量对该 CPUE 变化的影响不显著。因此,在进一步模型选择过程中,剔除了这 4 个因子。

在构建 GAM 模型时,依次将各个解释变量逐一添加,并计算 AIC 值,以选择最优模型。对比不同模型的累计解释偏差(表 2 和表 3)后发现,模型  $\ln(\text{CPUE}+0.1)$  的累计解释偏差更高,表明其灵敏度更高。因此,最终选取模型  $\ln(\text{CPUE}+0.1)$  作为研究模型。

由累计解释偏差和 AIC 值得到最优 GAM 模型为

$$\begin{aligned} \ln(\text{CPUE} + 0.1) = & s(X_{\text{Lat}}) + s(X_{\text{Month}}) + s(X_{\text{Chl.a}}) + \\ & s(X_{\text{SSH}}) + s(X_{\text{SSS}}) + s(X_{\text{Lat}}, X_{\text{Lon}}) + \\ & s(X_{\text{Lat}}, X_{\text{Month}}) + s(X_{\text{Lon}}, X_{\text{Month}}) + s(X_{\text{SST}}, X_{\text{SSS}}) \end{aligned} \quad (5)$$

GAM 模型拟合结果显示,拟合效果最佳的 GAM 模型对 CPUE 的总偏差解释率为 69.8%,表明模型具有较强的解释能力。其中,纬度因素对模型的偏差解释率贡献度最大,为 54.1%,表明 CPUE 主要受纬度分布影响。相比之下,其他变量对模型的偏差解释率贡献度都较低,但仍对 CPUE 的变化提供了一定的贡献。

表 2 GAM 模型( $\ln(\text{CPUE}+0.1)$ )统计结果  
Tab. 2 Statistical results of GAM model ( $\ln(\text{CPUE}+0.1)$ )

解释变量 Explanatory variables	赤池信息准则 AIC	累计解释偏差 Deviance explained/%	P
+纬度 $X_{\text{Lat}}$	10 926.02	54.1	<0.01
+月份 $X_{\text{Month}}$	10 834.18	55.3	<0.01
+叶绿素 a 质量浓度 $X_{\text{ChLa}}$	10 820.19	55.6	<0.01
+海表面高度 $X_{\text{SSH}}$	10 454.27	60.0	<0.01
+海表面盐度 $X_{\text{SSS}}$	10 412.77	60.5	<0.01
+纬度×经度 $X_{\text{Lat}} \times X_{\text{Lon}}$	10 199.33	63.3	<0.01
+纬度×年份 $X_{\text{Lat}} \times X_{\text{Year}}$	10 030.08	65.5	<0.01
+纬度×月份 $X_{\text{Lat}} \times X_{\text{Month}}$	9 735.45	68.5	<0.01
+经度×月份 $X_{\text{Lon}} \times X_{\text{Month}}$	9 689.66	69.2	<0.01
+海表面温度×海表面盐度 $X_{\text{SST}} \times X_{\text{SSS}}$	9 650.55	69.8	<0.01

表 3 GAM 模型( $\ln(\text{CPUE}+0.01)$ )统计结果  
Tab. 3 Statistical results of GAM model ( $\ln(\text{CPUE}+0.01)$ )

解释变量 Explanatory variables	赤池信息准则 AIC	累计解释偏差 Deviance explained/%	P
+纬度 $X_{\text{Lat}}$	12 509.56	50.0	<0.01
+月份 $X_{\text{Month}}$	12 398.71	51.6	<0.01
+叶绿素 a 质量浓度 $X_{\text{ChLa}}$	12 385.24	51.8	<0.01
+海表面高度 $X_{\text{SSH}}$	12 059.06	56.1	<0.01
+海表面盐度 $X_{\text{SSS}}$	12 029.91	56.5	<0.01
+纬度×经度 $X_{\text{Lat}} \times X_{\text{Lon}}$	11 780.98	60.0	<0.01
+纬度×年份 $X_{\text{Lat}} \times X_{\text{Year}}$	11 662.62	61.8	<0.01
+纬度×月份 $X_{\text{Lat}} \times X_{\text{Month}}$	11 430.00	64.6	<0.01
+经度×月份 $X_{\text{Lon}} \times X_{\text{Month}}$	11 393.55	65.2	<0.01
+海表面温度×海表面盐度 $X_{\text{SST}} \times X_{\text{SSS}}$	11 340.90	66.0	<0.01

2.2 模型残差的统计分布检验

通过对模型残差的可视化检验,可得模型  $\ln(\text{CPUE}+0.1)$  残差趋向于服从正态分布(图 2),表明本研究关于模型残差服从正态分布的假设是合理的,模型很好地拟合了数据,能够准确地捕捉到数据中的规律和关系,对数据中的信息进行有效地提取和解释。

2.3 解释变量变化对 CPUE 的影响

2.3.1 时空效应对 CPUE 的影响

GAM 模型结果显示,从赤道区域到 45°S, CPUE 随着纬度的升高呈现先上升后下降趋势,于 27.5°S 处达到最大值(图 3a)。在 30°S 以南和赤道附近区域,CPUE 置信区间较大,表明估计的不确定性较高,可信度低;而在 10°S~25°S 时,CPUE 值较高且蓝色散点集中,说明该范围内的 CPUE 估计可信度较高且纬度对 CPUE 影响较为显著。月份效应方面(图 3b),CPUE 随着月份的

变化呈现先上升后下降的趋势,在 8 月达到最高值,CPUE 较高的适应范围主要集中在 4—8 月。

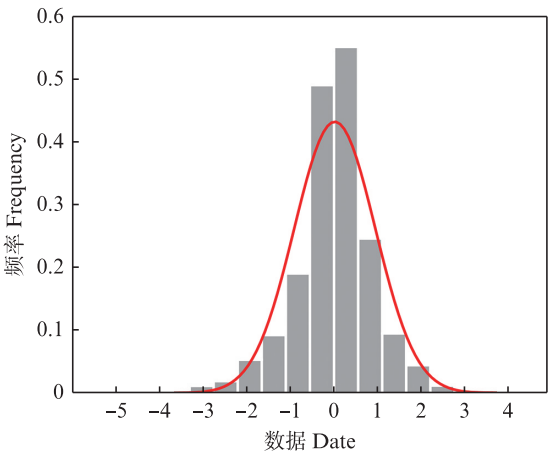


图 2 模型  $\ln(\text{CPUE}+0.1)$  残差频次分布

Fig. 2 Residual frequency distribution of model  $\ln(\text{CPUE}+0.1)$



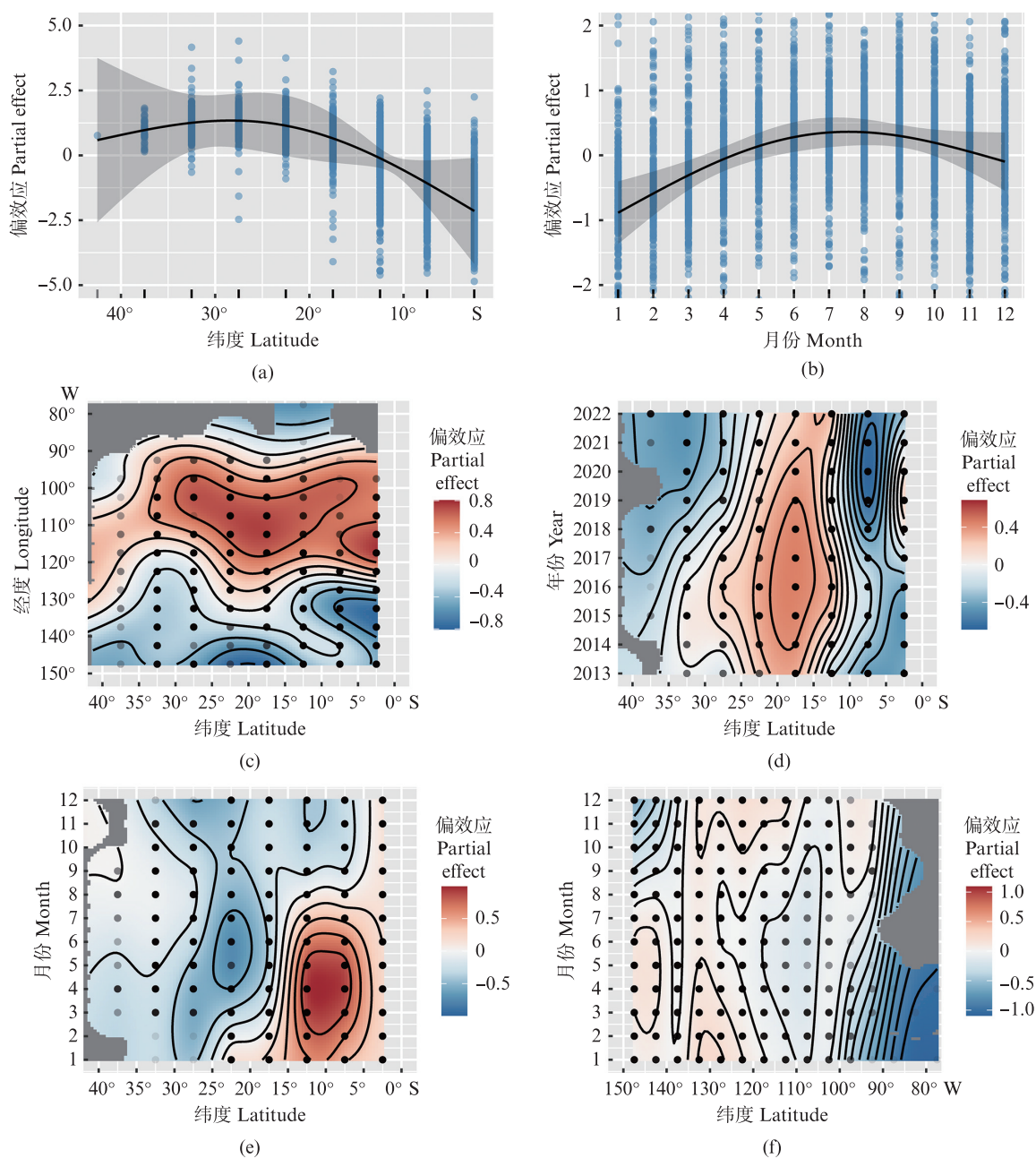


图3 时空效应对CPUE的影响

Fig. 3 Impact of time and space effects on CPUE

对于经纬度的交互效应(图3c),CPUE的高值区域大致集中在 $20^{\circ}\text{S}\sim 30^{\circ}\text{S}$ 和 $100^{\circ}\text{W}\sim 120^{\circ}\text{W}$ ,表明该海域可能是长鳍金枪鱼的高渔获海域。纬度和年份的交互效应方面(图3d),CPUE高值区域集中在 $20^{\circ}\text{S}\sim 25^{\circ}\text{S}$ ,并在2013—2016年间,该高CPUE区域有向更高纬度(南纬)略微扩展的趋势。对于纬度和月份的交互效应(图3e),高值CPUE集中在 $10^{\circ}\text{S}\sim 20^{\circ}\text{S}$ 且主要出现在4—8月,在其余月份,CPUE较高值区域则主要分布在 $20^{\circ}\text{S}$ 以南海域。经度和月份的交互效应(图3f)显

示,CPUE高值区域集中在 $110^{\circ}\text{W}\sim 140^{\circ}\text{W}$ 且主要出现在4—7月。

### 2.3.2 环境效应对CPUE的影响

本研究表明, $Chl.a$ 、SSH、SSS以及SST与SSS的交互作用对长鳍金枪鱼的CPUE均具有显著影响。CPUE随着 $Chl.a$ 的增加呈现先下降后上升趋势(图4a),在 $Chl.a$ 为 $0.010\sim 0.025\text{ mg/m}^3$ 和 $0.100\sim 0.125\text{ mg/m}^3$ 时,CPUE相对较高;但在 $0.100\sim 0.125\text{ mg/m}^3$ 时,置信区间较大,可信度较低。因此, $Chl.a$ 对CPUE的最适范围为 $0.01\sim$

0.025  $\text{mg}/\text{m}^3$ 。对于 SSH, CPUE 随着 SSH 的增加呈现先下降后上升的趋势(图 4b)。在 SSH 为 0.4~0.5 m 时,置信区间较小,表明 SSH 在该范围内对 CPUE 影响较为显著。对于 SSS, CPUE 随着 SSS 的增加呈现下降趋势(图 4c),在 35.5~36.0

时,置信区间较小,SSS 对 CPUE 具有一定的调节作用。对于 SST 和 SSS 的交互效应(图 4d),高值 CPUE 集中在 SST 为 15.0~17.5  $^{\circ}\text{C}$ , SSS 为 35.0~36.0 的区域。

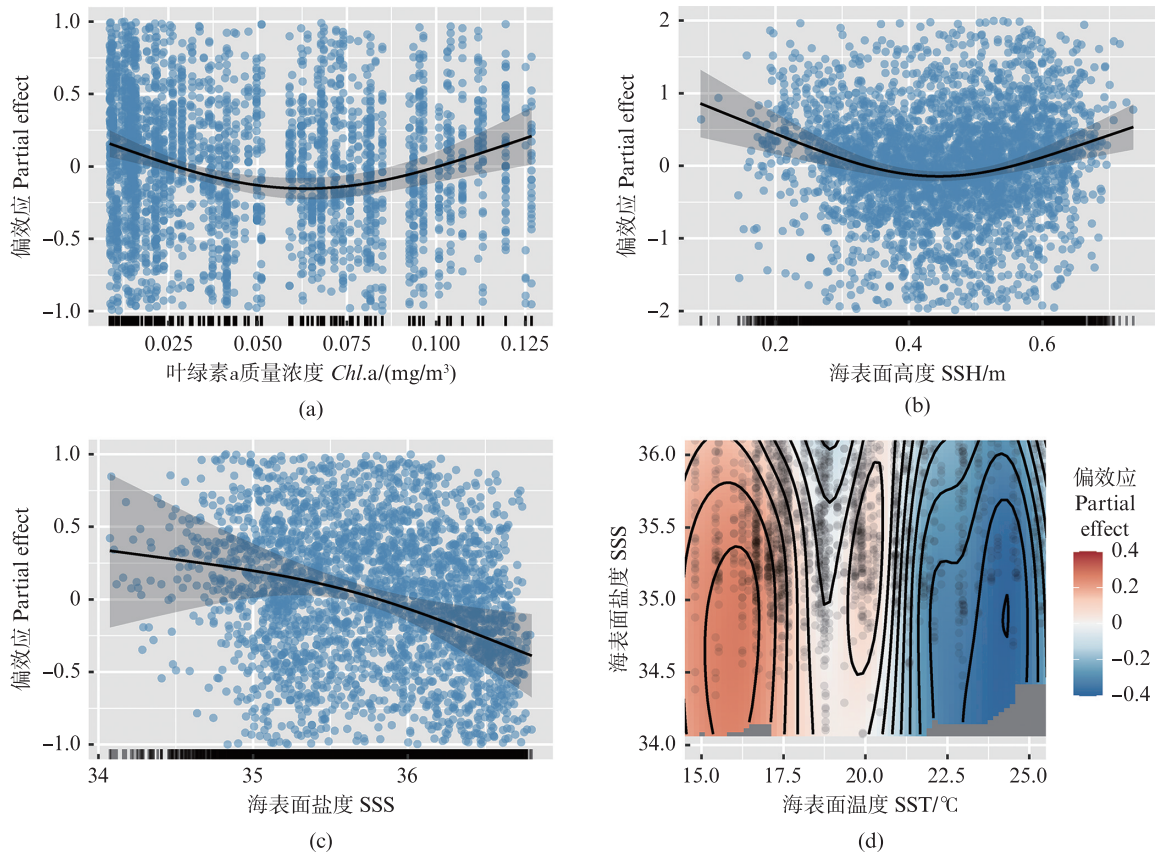


图4 环境效应对 CPUE 的影响

Fig. 4 Impact of environmental effects on CPUE

## 2.4 标准化 CPUE 的比较

经对比,除了 2015、2019 和 2020 年部分时间以外,标准化后的 CPUE 整体低于名义 CPUE,但二者的变化趋势基本一致(图 5a)。在 2013—2022 年间,名义 CPUE 和标准化 CPUE 均呈现先升后降随后继续上升的趋势,并于 2016 年达到顶峰。年均名义 CPUE 和年均标准化 CPUE 之间的年际波动较大,表明该时间段内长鳍金枪鱼资源量可能存在较强的年度变化。此外,名义 CPUE 和标准化 CPUE 均有明显的季节波动性(图 5b),主要集中在 4—8 月。值得注意的是,名义 CPUE 的季节波动性较标准化 CPUE 更强,尤其在 2016—2017 年以及 2019—2020 年波动幅度尤为显著。此外,近几年 CPUE 相比之前都出现了较为明显的下降趋势。

## 3 讨论

### 3.1 时空效应影响分析

本研究基于 2013—2022 年东南太平洋长鳍金枪鱼延绳钓数据,通过 GAM 模型揭示了多因子对长鳍金枪鱼 CPUE 的影响机制。模型结果显示,2013—2022 年纬度因子对东南太平洋海域长鳍金枪鱼 CPUE 的影响最大,解释了模型 54.1% 的总偏差。通常而言,纬度因子的影响主要通过生存因子的变化间接作用于长鳍金枪鱼的栖息地选择和资源分布,如温度梯度的改变以及饵料生物的分布。本研究结果印证了长鳍金枪鱼对亚热带-温带过渡区的生态依赖性,该区域稳定的温度梯度和充足的饵料食物等条件为长鳍金枪鱼提供了最佳的栖息条件。

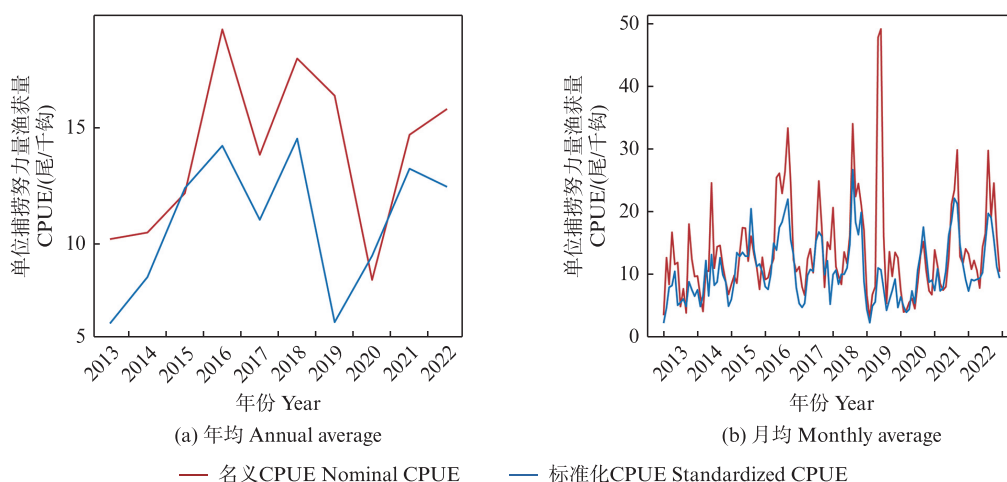


图5 2013—2022 东南太平洋长鳍金枪鱼延绳钓渔业年均和月均名义 CPUE 和 GAM 模型标准化后的 CPUE 的关系图

Fig. 5 Relationship diagram between the annual average and monthly average nominal CPUE and the CPUE standardized by the GAM model of the longline fishery for albacore tuna in the Southeast Pacific Ocean from 2013 to 2022

经纬度的交互效应强调经度和纬度两个因素同时作用时对长鳍金枪鱼产生的综合影响,通常用于分析空间分布特征,其结果通常要比单独经纬度因子的作用结果更准确。从经纬度的交互效应来看,CPUE 高值区主要集中在  $20^{\circ}\text{S}\sim 30^{\circ}\text{S}$  和  $100^{\circ}\text{W}\sim 120^{\circ}\text{W}$  海域。这一结果与樊伟等<sup>[20]</sup>研究的南太平洋长鳍金枪鱼产量高密度区在  $25^{\circ}\text{S}\sim 30^{\circ}\text{S}$  以及储宇航等<sup>[21]</sup>研究的南太平洋长鳍金枪鱼高 CPUE 站点集中在  $121^{\circ}\text{W}\sim 127^{\circ}\text{W}$  基本一致。然而,目前针对东南太平洋长鳍金枪鱼渔场空间分布的系统性研究仍较为有限,有必要进一步加强长期观测与渔场评估。

月份效应对 CPUE 有显著影响,其解释了模型 1.2% 的总偏差。在东南太平洋,长鳍金枪鱼的洄游呈现出显著的季节性特征<sup>[22]</sup>,成年长鳍金枪鱼通常会在南半球的夏季从温带海域沿着亚热带辐合区 (Subtropical convergence zone, STCZ) 向东洄游到热带海域进行产卵<sup>[23]</sup>。东南太平洋延绳钓作业全年持续进行,完成产卵及长成成体的长鳍金枪鱼会成为新的补充群体被延绳钓作业捕捞<sup>[15]</sup>。东南太平洋长鳍金枪鱼的季节性洄游是导致 CPUE 季节性波动的主要原因,也导致月份对 CPUE 产生影响。本研究中 CPUE 集中在 4—8 月,与闫敏等<sup>[24]</sup>对于南太平洋长鳍金枪鱼 CPUE 与月份关系的研究结果相吻合。

在纬度和年份交互效应层面,纬度和年份交互分析显示,2013—2016 年间高 CPUE 区域呈现向高纬度 ( $20^{\circ}\text{S}\sim 25^{\circ}\text{S}$ ) 的微弱南扩趋势,这可能反

映了该时期南太平洋长鳍金枪鱼种群分布的南移现象,可能是受到环境因素或渔业压力变化的影响。结合海洋环境背景,该时段恰逢强厄尔尼诺现象<sup>[25]</sup>,推测暖水团扩张可能会导致长鳍金枪鱼栖息地温度改变,驱动长鳍金枪鱼种群向适宜温度的高纬度海域转移,而 2016 年之后,海域温度条件恢复促使长鳍金枪鱼种群回归原栖息地。

对于纬度和月份的交互效应、经度和月份的交互效应,结果与月份效应基本一致。纬度和月份的交互效应表明不同纬度的渔场在不同的季节可能存在迁移或分布变化,也展示了长鳍金枪鱼的洄游特点,成熟的南太平洋长鳍金枪鱼会在热带和温带之间进行季节性洄游,夏季向南洄游,冬季向北洄游<sup>[5]</sup>。本研究中 4—8 月 CPUE 集中在较低纬度海域,在之后的月份中较高的 CPUE 则集中在更高的纬度。4—8 月正逢南半球秋冬季,长鳍金枪鱼向低纬度温度更高的海域进行洄游,之后会向北洄游,导致了较高的 CPUE 集中在了更高纬度的海域。经度和月份的交互效应能够呈现出长鳍金枪鱼种群在横向经度方向的季节性洄游行为,但对于长鳍金枪鱼在经度方向洄游的研究较少,因此本文没有对经度和月份交互的结果进行深入讨论。

时空效应对东南太平洋长鳍金枪鱼 CPUE 具有较大影响,在 CPUE 标准化建模中应赋予较大比重,以确保模型的准确性。

### 3.2 环境效应影响分析

长鳍金枪鱼的栖息地选择受水温与盐度的



协同调控,其生理适应机制需在特定的温盐范围内维持渗透压平衡和能量代谢<sup>[17]</sup>。SST 和 SSS 可能对长鳍金枪鱼的栖息环境具有协同作用,适宜的温度和盐度条件可能有助于优化长鳍金枪鱼的生理代谢,并促进饵料生物的富集,从而提高渔获率。温度对长鳍金枪鱼的影响主要与金枪鱼自身的生理耐受性有关,长鳍金枪鱼具有较高的温度耐受性,仅次于鲣和大眼金枪鱼<sup>[26]</sup>。有研究<sup>[26]</sup>表明,长鳍金枪鱼的物种丰度峰值在 21 °C 附近;而 ZAINUDDIN 等<sup>[27]</sup>认为长鳍金枪鱼的最适温度范围为 18.5~21.5 °C。樊伟等<sup>[20]</sup>的研究进一步指出,长鳍金枪鱼渔获量集中在 16~22 °C 的相对低温海域,其中 17~18 °C 海域的渔场平均 CPUE 和平均产量最高。然而,本研究结果与上述研究结论存在一定偏差,其原因可能是加入盐度因素进行交互后,在单独考虑温度效应时,长鳍金枪鱼可能适应较宽的温度范围,但当盐度条件不适宜时,其整体生理状态受到影响,从而导致最适温度范围缩小。同时,在本研究中 SST 效应并不显著,推测原因可能为研究区域受秘鲁上升流和赤道暖流双重影响,单独的 SST 效应可能会被盐度梯度掩盖,从而使得效应被弱化,这也说明了在本研究中温度效应高度依赖盐度背景;年份和纬度也与 SST 存在关联,这也可能是 SST 效应被弱化的一个潜在原因。此外,本研究关于盐度的结果与林显鹏等<sup>[28]</sup>的研究结论一致,进一步证实了盐度对长鳍金枪鱼栖息地适宜性的重要性,这也表明多因子交互分析较单因子模型更能揭示生态位的真实边界。

已有研究<sup>[29]</sup>表明,*Chl.a* 通常会反映该海域的初级生产力水平,这会影响到长鳍金枪鱼饵料的可获得性,从而影响长鳍金枪鱼的分布。本研究中 *Chl.a* 解释了模型 0.3% 的总偏差,根据 POLOVINA 等<sup>[30]</sup>研究,长鳍金枪鱼丰度最高的区域集中在 *Chl.a* 为 0.07~0.29 mg/m<sup>3</sup> 的区域。然而,本研究中 CPUE 主要集中在 0.010~0.025 mg/m<sup>3</sup> 区域,与上述结论不完全吻合,这种差异可能是由于叶绿素对浮游生物及长鳍金枪鱼分布的影响存在滞后性<sup>[31]</sup>。

SSH 解释了模型 4.4% 的总偏差,是所有环境因子中解释度最高的因子。长鳍金枪鱼的最佳栖息地通常在 SSH 为 0.24~0.84 m 的海域<sup>[30]</sup>,而本研究中的 CPUE 集中分布在 SSH 为 0.4~0.5 m 的海

域,与上述研究结论较为吻合,较高的 SSH 可能与上升流和水团结构的变化相关,从而影响长鳍金枪鱼的觅食环境和垂直分布模式<sup>[32]</sup>。然而,SSH 在 0.4~0.5 m 时对 CPUE 的效应较弱,可能是由于作业海域位于最强的上升流区域,生产力增加,吸引长鳍金枪鱼的饵料生物聚集,从而吸引长鳍金枪鱼聚集,从而间接影响了长鳍金枪鱼的分布<sup>[32]</sup>。

环境因素对东南太平洋长鳍金枪鱼有较大影响,在未来的长鳍金枪鱼渔业 CPUE 标准化研究中应考虑更多的环境因子以及环境因子之间的交互作用。

### 3.3 CPUE 比较分析

CPUE 在 2013—2022 年期间呈现明显的年际波动,推测捕捞努力量的变化是导致该现象的主要原因。2020 年长鳍金枪鱼延绳钓渔业向南部转移,较 2019 年减少 21%<sup>[33]</sup>。此外,疫情对东南太平洋海域长鳍金枪鱼渔业也造成较大影响,延绳钓渔业作业次数显著减少,导致 2020 年名义 CPUE 出现了下降的趋势,而标准化 CPUE 超过了名义 CPUE。2020 年之后,CPUE 相比之前出现了较为明显的上升趋势,达到了 2015 年的水平,这表明向南转移的长鳍金枪鱼延绳钓渔业资源开发强度趋于增强。基于 WCPFC 最新的南太平洋长鳍金枪鱼评估报告<sup>[33]</sup>,东南太平洋长鳍金枪鱼种群当前仍处于可持续开发状态,建议延续现有捕捞管控策略以维持资源稳定性。

CPUE 标准化的结果表明,通过 GAM 模型标准化后的 CPUE 在多数年份低于名义 CPUE,这与范永超等<sup>[15]</sup>使用 GAM 模型对南太平洋长鳍金枪鱼 CPUE 标准化的研究结果相似。本研究中模型最大偏差解释率为 69.8%,高于其他研究中 58.9% 的模型最大偏差解释率。推测原因可能为在其研究中模型变量仅考虑了时空因子和环境因子,并没有考虑因子间的交互效应。这也凸显了交互效应在 GAM 模型 CPUE 标准化建模中的重要性,在未来的研究中应给予更多考虑。

WCPFC 南太平洋长鳍金枪鱼评估中为提高评估的效率和准确性将南太平洋分为东南太平洋和中西太平洋两个评估海域<sup>[8]</sup>,并分别分析了东南太平洋和中西太平洋两个海域的延绳钓指标。其中,在东南太平洋海域的长鳍金枪鱼评估中,以日本的延绳钓数据来代表整个东南太平洋海域<sup>[8]</sup>,评估结果中相对丰度估计值低于长期平



均值,表明资源状态与之前相比呈现下降趋势,但整体仍较为稳定。随着近年来日本在东南太平洋的长鳍金枪鱼渔获量不断下降,仅依赖日本长鳍金枪鱼延绳钓 CPUE 数据可能缺乏代表性,导致评估结果不准确。在未来的资源评估中会在比较联合 CPUE 趋势后逐步加入其他延绳钓船队的的数据,因此,本研究基于 WCPFC 最新评估报告提取了日本的标准化 CPUE 数据,并结合现有的中国延绳钓数据,对两个国家在东南太平洋海域 (80°W~130°W) 的长鳍金枪鱼延绳钓渔业 CPUE 数据进行了初步的比较。由图 6 可知,中国和日本的 CPUE 在 2013—2022 年,总体都呈现波动趋势,两者在 2013—2015 年呈现上升趋势。2015—2018 年,两者 CPUE 变化趋势相反,日本 CPUE 呈现下降趋势,最小值仅为最大值的一半。通过使用普通最小二乘法 (Ordinary least squares, OLS) 的回归模型来探究中国与日本 CPUE 趋势差异。模型交互项  $P=0.524$ ,未发现两者 CPUE 趋势存在显著差异,表明在大多数年份两者的 CPUE 变化趋势相似。两者的 CPUE 数据在 2013—2022 年总体上呈现波动趋势,可能与两者的估算方法、数据精度、主要作业范围以及捕捞策略的不同有关。2015—2016 年前后几年,两者的 CPUE 趋势呈现明显的相反趋势,推测原因可能是受强厄尔尼诺现象影响。深入对比分析中日两国在东南太平洋长鳍金枪鱼延绳钓渔业 CPUE 数据的变化,不仅有助于更精准地评估该海域长鳍金枪鱼资源状况,还能为制定更科学合理的渔业捕捞策略、促进渔业可持续发展等提供关键参考依据。

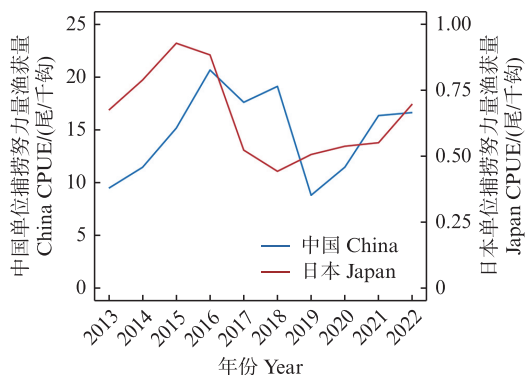


图 6 2013—2022 年中国和日本东南太平洋长鳍金枪鱼标准化 CPUE 比较

Fig. 6 Comparison of Standardized CPUE of Southeast Pacific Albacore Tuna between China and Japan, 2013—2022

## 4 总结

本研究根据 IATTC 官网数据库中 2013—2022 年 10 年间的延绳钓渔业生产资料,通过 GAM 模型,分析了时空因素和环境因素对我国东南太平洋长鳍金枪鱼延绳钓渔业的影响,深入了解了长鳍金枪鱼渔业资源的动态变化。此外,探索性分析了东南太平洋海域中国延绳钓 CPUE 数据与日本数据的差异。随着 2010 年以来中国的捕捞量增加,在东南太平洋长鳍金枪鱼资源评估中加入中国的评估数据是一种必然趋势。对 CPUE 标准化的研究结果表明,东南太平洋长鳍金枪鱼捕捞强度和资源状况较为稳定,应维持当前捕捞强度,同时该研究可以为东南太平洋长鳍金枪鱼资源评估打下基础,为更好地利用和科学管理长鳍金枪鱼渔业资源提供有价值的参考。但后续研究仍需完善,比如未来研究应结合多国(地区)的数据以减少数据来源中的不确定性,考虑更多以及更高时空分辨率的环境因子的影响等。

作者声明本文无利益冲突。

## 参考文献:

- [1] 闫敏. 南太平洋长鳍金枪鱼 CPUE 时空分布及其与关键海洋环境因子关系[D]. 上海: 上海海洋大学, 2015.  
YAN M. Spatial-temporal distribution of CPUE and relations to marine environment for the albacore (*Thunnus alalunga*) in South Pacific Ocean [D]. Shanghai: Shanghai Ocean University, 2015.
- [2] 戴小杰, 许柳雄. 世界金枪鱼渔业渔获物物种原色图鉴[M]. 北京: 海洋出版社, 2007.  
DAI X J, XU L X. Natural color atlas of tuna fishery catch species in the world [M]. Beijing: China Ocean Press, 2007.
- [3] FAO. The state of world fisheries and aquaculture. 2006 [M]. Rome: Food and Agriculture Organization of the United Nations, 2007.
- [4] NIKOLIC N, MORANDEAU G, HOARAU L, et al. Review of albacore tuna, *Thunnus alalunga*, biology, fisheries and management [J]. Reviews in Fish Biology and Fisheries, 2017, 27(4): 775-810.
- [5] MOORE B R, BELL J D, EVANS K, et al. Defining the stock structures of key commercial tunas in the Pacific Ocean I: current knowledge and main uncertainties [J]. Fisheries Research, 2020, 230: 105525.
- [6] MACDONALD J I, FARLEY J H, CLEAR N P, et al.

- Insights into mixing and movement of South Pacific albacore *Thunnus alalunga* derived from trace elements in otoliths[J]. Fisheries Research, 2013, 148: 56-63.
- [7] HOYLE S, LANGLEY A, HAMPTON J. Stock assessment of albacore tuna in the South Pacific Ocean [C]//4th Regular Session of the Scientific Committee. Port Moresby, Papua New Guinea: Central Pacific Fisheries Commission, 2008: 11-22.
- [8] TEEARS T, CASTILLO-JORDAN C, DAVIES N, et al. Stock assessment of south pacific albacore: 2024[C]// Western and Central Pacific Fisheries Commission. Manila, Philippines: WCPFC, 2024.
- [9] MAUNDER M N. A general framework for integrating the standardization of catch per unit of effort into stock assessment models[J]. Canadian Journal of Fisheries and Aquatic Sciences, 2001, 58(4): 795-803.
- [10] FRANCIS R I C C. Data weighting in statistical fisheries stock assessment models [J]. Canadian Journal of Fisheries and Aquatic Sciences, 2011, 68 (6) : 1124-1138.
- [11] MAUNDER M N, PUNT A E. Standardizing catch and effort data: a review of recent approaches[J]. Fisheries Research, 2004, 70(2/3): 141-159.
- [12] 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 (1/3): 235-246.
- [13] MONDAL S, LEE M A. Habitat modeling of mature albacore (*Thunnus alalunga*) tuna in the Indian Ocean [J]. Frontiers in Marine Science, 2023, 10: 1258535.
- [14] ZHOU C, HE P G, XU L X, et al. The effects of mesoscale oceanographic structures and ambient conditions on the catch of albacore tuna in the South Pacific longlinefishery [J]. Fisheries Oceanography, 2020, 29(3): 238-251.
- [15] 范永超,戴小杰,朱江峰,等. 南太平洋长鳍金枪鱼延绳钓渔业 CPUE 标准化[J]. 海洋湖沼通报, 2017(1): 122-132.
- FAN Y C, DAI X J, ZHU J F, et al. CPUE standardization of longline fishing *Thunnus alalunga* in South Pacific Ocean[J]. Transactions of Oceanology and Limnology, 2017(1): 122-132
- [16] 官文江,田思泉,王学昉,等. CPUE标准化方法与模型选择的回顾与展望[J]. 中国水产科学, 2014, 21(4): 852-862.
- GUAN W J, TIAN S Q, WANG X F, et al. A review of methods and model selection for standardizing CPUE[J]. Journal of Fishery Sciences of China, 2014, 21(4): 852-862.
- [17] 郑淳文,刘力文,郭绍健,等. 海洋中尺度涡对南太平洋长鳍金枪鱼延绳钓渔获量的影响[J]. 上海海洋大学学报, 2025, 34(2): 413-421.
- ZHENG C W, LIU L W, GUO S J, et al. Effects of oceanic mesoscale eddies on longline catches of *Thunnus alalunga* in the South Pacific Ocean [J]. Journal of Shanghai Ocean University, 2025, 34(2): 413-421.
- [18] SHIH C L, CHEN Y H, HSU C C. Modeling the effect of environmental factors on the ricker stock-recruitment relationship for North Pacific albacore using generalized additive models[J]. Terrestrial Atmospheric and Oceanic Sciences, 2014, 25(4): 581.
- [19] VENABLES W N, DICHMONT C M. GLMs, GAMs and GLMMs: an overview of theory for applications in fisheries research [J]. Fisheries Research, 2004, 70 (2/3): 319-337.
- [20] 樊伟,张晶,周为峰. 南太平洋长鳍金枪鱼延绳钓渔场与海水表层温度的关系分析[J]. 大连水产学院学报, 2007, 22(5): 366-371.
- FAN W, ZHANG J, ZHOU W F. The relationship between longline albacore *Thunnus alalunga* and sea surface temperature in the South Pacific Ocean [J]. Journal of Dalian Fisheries University, 2007, 22 (5) : 366-371
- [21] 储宇航,戴小杰,田思泉,等. 南太平洋长鳍金枪鱼栖息水层深度的时间变化与空间分布[J]. 海洋通报, 2016, 35(2): 216-224.
- CHU Y H, DAI X J, TIAN S Q, et al. Spatio-temporal change of habitat depths for albacore tuna in South Pacific Ocean[J]. Marine Science Bulletin, 2016, 35(2): 216-224
- [22] BAIN M B, BAIN J L. Habitat suitability index models: coastal stocks of striped bass [M]. Washington, D. C. : Fish and Wildlife Service, 1982.
- [23] FOURNIER D A, HAMPTON J, SIBERT J R. MULTIFAN-CL: a length-based, age-structured model for fisheries stock assessment, with application to South Pacific albacore, *Thunnus alalunga* [J]. Canadian Journal of Fisheries and Aquatic Sciences, 1998, 55(9): 2105-2116.
- [24] 闫敏,张衡,伍玉梅,等. 基于GAM模型研究时空及环境因子对南太平洋长鳍金枪鱼渔场的影响[J]. 大连海洋大学学报, 2015, 30(6): 681-685.
- YAN M, ZHANG H, WU Y M, et al. Effects of spatio-temporal and environmental factors on fishing grounds of albacore tuna *Thunnus alalunga* in the South Pacific Ocean based on generalized additive model[J]. Journal of Dalian Ocean University, 2015, 30(6): 681-685.
- [25] 赵宗慈,罗勇,黄建斌. 全球变暖和厄尔尼诺事件[J]. 气候变化研究进展, 2023, 19(5): 663-666.
- ZHAO Z C, LUO Y, HUANG J B. Global warming and El Niño events [J]. Climate Change Research, 2023, 19

- (5): 663-666.
- [26] BOYCE D G, TITTENSOR D P, WORM B. Effects of temperature on global patterns of tuna and billfish richness [J]. *Marine Ecology Progress Series*, 2008, 355: 267-276.
- [27] ZAINUDDIN M, SAITOH K, SAITOH S I. Albacore (*Thunnus alalunga*) fishing ground in relation to oceanographic conditions in the western North Pacific Ocean using remotely sensed satellite data [J]. *Fisheries Oceanography*, 2008, 17(2): 61-73.
- [28] 林显鹏, 郭爱, 张洪亮, 等. 所罗门群岛海域长鳍金枪鱼的垂直分布与环境因子的关系 [J]. *浙江海洋学院学报(自然科学版)*, 2011, 30(4): 303-306.
- LIN X P, GUO A, ZHANG H L, et al. Relationship between vertical distribution of albacore tuna *Thunnus alalunga* and the concerned environmental factors in the Solomon sea [J]. *Journal of Zhejiang Ocean University (Natural Science)*, 2011, 30(4): 303-306
- [29] CHANG Y J, HSU J, LAI P K, et al. Evaluation of the impacts of climate change on albacore distribution in the South Pacific Ocean by using ensemble forecast [J]. *Frontiers in Marine Science*, 2021, 8: 731950.
- [30] POLOVINA J J, HOWELL E, KOBAYASHI D R, et al. The transition zone chlorophyll front, a dynamic global feature defining migration and forage habitat for marine resources [J]. *Progress in Oceanography*, 2001, 49 (1/4): 469-483.
- [31] 赵诣, 袁红春. 基于多通道单回归的太平洋长鳍金枪鱼渔场预测模型与可解释性研究 [J]. *水生生物学报*, 2025, 49(3): 13-25.
- ZHAO Y, YUAN H C. Prediction of pacific *Thunnus alalunga* fishery based on multiple channel single regression module with explainability [J]. *Acta Hydrobiologica Sinica*, 2025, 49(3): 13-25.
- [32] XU Y, TEO S L, HOLMES J. Environmental influences on albacore tuna (*Thunnus alalunga*) distribution in the coastal and open oceans of the Northeast Pacific: preliminary results from boosted regression trees models [C]//Working Paper ISC/13/ALBWG-01/01 presented to the Thirteenth Meeting of the International Scientific committee on Tuna and Tuna-like Species in the North Pacific Ocean. Shanghai, China, 2013:19-26.
- [33] JORDÁN CC, Hampton J, DUCHARME-BARTH N, et al. Stock assessment of South Pacific albacore tuna [C]//The 2021 stock assessment of albacore tuna (*Thunnus alalunga*) across the South Pacific ocean (south of the equator), incorporating the convention areas of the Western and Central Pacific Fisheries Commission (WCPFC) and the Inter American Tropical Tuna Commission (IATTC). 2021.



## CPUE standardization in the longline fishery for albacore tuna in the Southeast Pacific Ocean

NIU Chenggong<sup>1</sup>, LIN Qinqin<sup>1</sup>, YANG Shiyu<sup>1</sup>, ZHU Jiangfeng<sup>1,2,3</sup>

(1.College of Marine Biological Resources and Management, Shanghai Ocean University, Shanghai 201306, China;

2.Ministry of Education Laboratory for Sustainable Development of Ocean Fishery Resources, Shanghai 201306, China;

3.Key Laboratory of Ocean Fishery Development, Ministry of Agriculture and Rural Affairs, Shanghai 201306, China)

**Abstract:** To address potential biases caused by the long-term dependence on fishing data from Japan and Korea for the stock assessment of albacore tuna (*Thunnus alalunga*) in the Southeast Pacific Ocean, this study constructed an abundance index using Chinese longline fishery data. Based on Chinese tuna longline fishery catch data and marine environmental parameters from 2013 to 2022, generalized additive models (GAM) were employed to standardize catch per unit effort (CPUE), quantifying the effects of latitude, longitude, year, month, environmental factors, and their interactions. The standardized CPUE trends of Chinese and Japanese longline fisheries were compared using ordinary least squares (OLS) regression models. The results show that the maximum interpretation bias of the model for CPUE was 69.8%, and latitude had the most significant effect on CPUE. The areas with higher index are mainly around 20°S–30°S and 100°W–120°W, and the highest index is in 2016, and the highest month is from April to August. The trends of standardized CPUE and nominal CPUE were mostly the same, and both have obvious seasonal fluctuations. Except for 2020, the standardized CPUE was lower than the nominal CPUE. In most years, the standardized CPUE based on China's fishery data has a similar trend to that of the Japanese longline fishery. This study provides a new abundance index information for the stock assessment of albacore tuna in the Southeast Pacific Ocean, and is valuable for further improving the stock assessment.

**Key words:** albacore tuna; CPUE standardization; generalized additive model; abundance index; Southeast Pacific Ocean