DOI: 10.12264/JFSC2023-0168

利用贝叶斯动态产量模型评估印度洋长鳍金枪鱼资源状态

安康¹, 官文江^{1,2}

1. 上海海洋大学海洋科学学院, 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

摘要:印度洋长鳍金枪鱼(*Thunnus alalunga*)的生物学信息相对较少,渔业数据存在较多问题,致使其资源评估结 果仍存在较大的不确定性,从而影响了渔业管理的科学性。为此,本研究基于印度洋长鳍金枪鱼的渔业捕捞、标准 化 CPUE (catch per unit effort)数据及相关种群假设,利用贝叶斯动态产量模型对该种群进行了资源评估研究,结果 显示: (1)渔获量的观测误差对模型参数估计、资源状态的判断及渔业管理具有重要影响,渔获量观测误差的增大 使模型评估的过度捕捞概率上升,导致总可捕量(total allowable catch, TAC)减少; (2)动态产量模型形状参数、*r* 的 先验分布和资源丰度指数的选择均会影响资源评估的质量,本研究显示,Fox 模型的资源评估结果比 Schaefer 模型 的评估结果更合理,*r* 先验分布范围的增大使模型评估的资源状态变好,使用西南海域标准化 CPUE 时的评估结果 相对较好; (3)设置某些年份的资源量比例(*φ*、*P*₂₀₁₇)范围有助于提高数据缺乏下渔业资源评估的质量; (4)评估结 果表明印度洋长鳍金枪鱼发生资源型与捕捞型过度捕捞的概率分别为 34%、50%,两种过度捕捞同时发生的概率 为 32%,该种群正面临捕捞型过度捕捞的风险;投影分析显示,将 TAC 控制在 32658 t (即最后 5 年平均渔获量的 90%)以下时,印度洋长鳍金枪鱼 10 年后不发生过度捕捞的概率大于 60%。贝叶斯动态产量模型作为一种数据有限 的渔业资源评估模型,适用于印度洋长鳍金枪鱼,且该模型能较好地考虑参数输入和不确定性因素对资源评估质 量、总可捕量估计的影响,为深入研究印度洋长鳍金枪鱼的资源状态与管理提供了科学依据。

关键词:印度洋;长鳍金枪鱼;贝叶斯动态产量模型;资源评估与管理
中图分类号: \$931
文献标志码: A
文章编号: 1005-8737-(2023)09-1142-13

印度洋长鳍金枪鱼(*Thunnus alalunga*)属于温 带金枪鱼,主要分布于 25°N~45°S 之间的印度洋, 是印度洋商业金枪鱼渔业的主要目标鱼种之一, 其渔获量占全球长鳍金枪鱼总渔获量的 15%^[1-2]。 印度洋长鳍金枪鱼的开发始于20世纪 50年代,在 80年代中期之前,其渔获量稳定在 20000 t 以下, 此后,由于中国台湾省刺网渔业的开发和冰鲜延 绳钓渔业的增加[中国(主要是中国台湾省)、印度 尼西亚等国家],导致印度洋长鳍金枪鱼渔获量显 著增加^[3]。根据印度洋金枪鱼委员会(Indian Ocean Tuna Commission, IOTC)的统计,印度洋长鳍金 枪鱼 2016—2020 年的平均渔获量为 38797 t,高 于最大可持续产量(maximum sustainable yield, MSY),即 35700 t,这表明其开发可能达到饱和 或过饱和状态。

国内外学者利用不同模型和数据对印度洋长 鳍金枪鱼进行了资源评估研究,如 Hillary^[4]利用 Pella-Tomlinson 动态产量模型对印度洋长鳍金枪 鱼进行了初步资源评估;Guan 等^[5]利用连续动态 产量模型、Lee 等^[6]利用贝叶斯状态空间剩余产量 模型、Langley^[7]利用 SS3 (Stock Synthesis III)模型 分别对印度洋长鳍金枪鱼进行了资源评估。2017 年,IOTC 根据 Langley^[7]的资源评估结果,认定印 度洋长鳍金枪鱼处于捕捞型过度捕捞(overfishing)

收稿日期: 2023-07-12; 修订日期: 2023-08-08.

基金项目: 国家自然科学基金项目(32072981).

作者简介:安康(1999-),男,硕士研究生,研究方向为渔业资源评估与管理.E-mail: 13869182876@163.com

通信作者: 官文江, 副教授, 研究方向为渔业资源评估. E-mail: wjguan@shou.edu.cn

状态,但未发生资源型过度捕捞(overfished)^[8]。然 而,由于印度洋长鳍金枪鱼的生物学信息较少, 并且其空间分布、生长等存在空间异质性,同时 部分重要渔业的渔获量数据,如中国台湾省的冰 鲜延绳钓渔业、印度尼西亚延绳钓渔业,存在不 报、漏报或混报等问题^[9],这降低了渔获量数据的 可靠性,使其资源评估结果仍存在较大不确定 性。对此,本研究基于贝叶斯动态产量模型对印 度洋长鳍金枪鱼进行了资源评估与投影分析,以 探讨渔获量数据的不确定性、模型形状参数、*r* 及 *P*₂₀₁₇的先验分布范围和不同海域标准化单位 捕捞努力渔获量(catch per unit effort, CPUE)的选 择对资源评估质量、总可捕量(Total Allowable Catch, TAC)估计的影响,以期为印度洋长鳍金枪 鱼的管理与可持续利用提供科学依据。

1 材料与方法

1.1 数据来源

渔获量数据和延绳钓渔业的标准化 CPUE 数 据均来自 IOTC 网站(http://www.iotc.org),时间范 围为 1979—2017 年。为考虑印度洋长鳍金枪鱼资 源及捕捞等空间分布的异质性,IOTC 按 4 个海域 (图 1)分别统计长鳍金枪鱼的渔获量,并为每个海 域提供相应的标准化 CPUE。本研究选择印度洋 整个海域(R₀)、西北海域(R₁)、西南海域(R₃)和西 部海域(R₁+R₃)的标准化 CPUE (图 2)作为印度洋 长鳍金枪鱼的资源丰度指数^[10]。





图 2 R₀、R₁、R₃和 R₁+R₃标准化 CPUE R₀、R₁、R₃、R₁+R₃分别代表印度洋整个海域、西北海域、 西南海域与西部海域. Fig. 2 Standardized CPUE for R₀, R₁, R₃ and R₁+R₃

 R_0 , R_1 , R_3 , R_1+R_3 represent the entire Indian Ocean, the northwest, the southwest and the west sea area, respectively.

1.2 研究方法

1.2.1 CPUE 的归一化 为提高计算的稳定性, 对标准化 CPUE 进行归一化处理^[1]:

$$I_y = \frac{\text{CPUE}_y}{\text{CPUE}_{\text{max}}} \tag{1}$$

式中, CPUE_y是y年的 CPUE, CPUE_{max}是 CPUE 时间 序列中的最大值, *I*_y是y年归一化的资源丰度指数。

1.2.2 动态产量模型

(1)种群动态模型种群动态模型方程^[11-12]如下:

$$P_{y} = \begin{cases} \varphi e^{\eta_{y}}, y = 1 \\ \left[P_{y-1} + \frac{r}{m-1} P_{y-1} (1 - P_{y-1}^{m-1}) - C_{y} e^{\gamma_{y}} / K \right] e^{\eta_{y}}, \\ y > 1 \coprod P_{y-1} \ge P_{\lim} \end{cases}$$
(2)
$$\left[P_{y-1} + \frac{r}{(m-1)} P_{\lim}^{2} P_{y-1}^{2} (1 - P_{y-1}^{m-1}) - C_{y} e^{\gamma_{y}} / K \right] e^{\eta_{y}}, \\ y > 1 \coprod P_{y-1} < P_{\lim} \\ P_{y} = \frac{B_{y}}{K} \end{cases}$$
(3)

式中, *m* 是形状参数, 当 *m* 趋近于 1 时, 为 Fox 模型, 当 *m* 等于 2 时, 为 Schaefer 模型; B_y 与 C_y 分 别是 *y* 年的生物量与渔获量; *r* 为内禀增长率; *K* 是环境容纳量; ϕ 为初始年份生物量与*K*的比值; η_y 为过程误差, 用于表达环境变化等引起资源量

的随机波动,假设其服从均值为 0,精度(方差的 倒数)为 τ_η 的正态分布; γ_y 为渔获量的观测误差, 代表渔获量数据的不确定性,假设其服从均值为 0,精度为 τ_C 的正态分布; P_{lim} 为低生物量对补充 量产生影响的阈值^[13]。

(2) 管理参数的计算

MSY 及其水平下的生物量(*B*_{MSY})和捕捞死亡 系数(*F*_{MSY})与*m*、*r*、*K*的关系^[12]如下:

$$B_{\rm MSY} = \begin{cases} K\left(\frac{1}{m}\right)^{\frac{1}{m-1}}, P_{\rm lim} \leqslant \left(\frac{1}{m}\right)^{\frac{1}{m-1}} \\ K \cdot P_{\rm lim}, \left(\frac{1}{m}\right)^{\frac{1}{m-1}} < P_{\rm lim} < \left(\frac{2}{m+1}\right)^{\frac{1}{m-1}} \\ K\left(\frac{2}{m+1}\right)^{\frac{1}{m-1}}, P_{\rm lim} \geqslant \left(\frac{2}{m+1}\right)^{\frac{1}{m-1}} \\ \begin{cases} \frac{r}{m-1}\left(1-\frac{1}{m}\right), P_{\rm lim} \leqslant \left(\frac{1}{m}\right)^{\frac{1}{m-1}} \\ \frac{r}{m-1}\left(1-P_{\rm lim}^{m-1}\right), \left(\frac{1}{m}\right)^{\frac{1}{m-1}} < P_{\rm lim} < \\ \left(\frac{2}{m+1}\right)^{\frac{1}{m-1}} \\ \frac{r}{(m-1)P_{\rm lim}}\left(\frac{2}{m+1}\right)^{\frac{1}{m-1}} \left(1-\frac{2}{m+1}\right), \\ P_{\rm lim} \geqslant \left(\frac{2}{m+1}\right)^{\frac{1}{m-1}} \\ \end{cases}$$
(5)
$$MSY = F_{\rm MSY}B_{\rm MSY}$$
(6)

(3) 观测模型

由于生物量(*B*)无法直接观测,观测模型建立 起资源丰度指数与生物量的关系^[14-15]:

$$I_{y} = qB_{y}e^{\varepsilon_{y}} \tag{7}$$

式中, q 为捕捞系数, ε_y 为 y 年资源丰度指数的观测误差, 假设其服从均值为 0, 精度为 τ_{obs} 的正态分布。 τ_{obs} 由固定精度(τ_{fix} ,本研究假设为 25^[7])和模型估计精度(τ_{est})组成^[12]:

$$\tau_{\rm obs} = \frac{\tau_{\rm est} \tau_{\rm fix}}{\tau_{\rm fix} + \tau_{\rm est}} \tag{8}$$

为简化此动态产量模型,本研究只考虑两种 模型情况,即Fox模型和Schaefer模型,模型所需 参数为r、K、q、 φ 、 τ_C 、 τ_n 、 τ_{est} 。

1.2.3 参数的先验设置

(1) *r*、*K*、*q*、*φ*的先验 假设 *r*、*K*、*q*、*φ* 的先验分布服从对数正态分布,在对数尺度下参数的均值与方差计算如下^[12-13]:

$$M = \log\left(\frac{R_{\rm high} + R_{\rm low}}{2}\right) \tag{9}$$

$$S^2 = \frac{M - \log R_{\rm low}}{4} \tag{10}$$

式中, *M* 与 *S* 分别为参数在对数尺度下的均值与标准差; *R*_{high}与*R*_{low}分别为参数先验范围的上、下限。

根据 Musick 等^[16]和 Guan 等^[5]的研究, 印度 洋长鳍金枪鱼的 *r* 在 0.16 至 0.50 之间, 而根据 Fishbase, *r* 的 95%置信区间为 0.34 至 0.78。为考 虑 *r* 的不确定性, 本研究假设 *r* 的范围为 0.16~ 0.50, 将范围 0.16~0.78 用于敏感性分析。根据 Froese 等^[13]的研究, *K* 的先验范围可由渔获量与 *r* 的比值得出:

$$K_{\text{high}} = \frac{4 \max(C)}{r_{\text{low}}} \tag{11}$$

$$K_{\rm low} = \frac{\max(C)}{r_{\rm high}} \tag{12}$$

式中, K_{high} 与 K_{low} 、 r_{high} 与 r_{low} 分别为K与r先验范围的上、下限; max(C)为历史最大渔获量。

q的先验范围可由式 13、14 得出^[13]。

$$q_{\rm high} = \frac{r_{\rm pgm} \rm CPUE_{\rm mean}}{C_{\rm mean}}$$
(13)

$$q_{\rm low} = \frac{0.5r_{\rm pgm} \rm CPUE_{mean}}{C_{\rm mean}}$$
(14)

式中, q_{high} 与 q_{low} 分别为 q 先验范围的上、下限; r_{pgm} 是r先验范围的几何平均值; CPUE_{mean}与 C_{mean} 分别是过去 5 年 CPUE 的平均值与平均渔获量。

 φ 的先验范围可由初始年渔获量(C_0)与历史 最大渔获量(C_{max})的关系估计^[13,16],见表 1。由于 印度洋长鳍金枪鱼在 1979 年的渔获量与 C_{max} 的 比值为 0.39,因此, φ 先验范围的上限(φ_{high})与下 限(φ_{low})分别设为 0.4 和 0.8。

	ψ
C_0 与 C_{\max} 的关系 the relationship between C_0 and C_{\max}	φ 的先验范围 the priori range of φ
$C_0 > 0.1 C_{\max}$	0.9-1.0
$0.1C_{\max} < C_0 < 0.25C_{\max}$	0.8-1.0
$0.25C_{\max} < C_0 < 0.33C_{\max}$	0.6-1.0
$0.33C_{\rm max} < C_0 < 0.66C_{\rm max}$	0.4-0.8
其他 othre	0.2-0.6

表 1 φ 的先验范围的设置 Tab. 1 The priori range of φ

(2) τ_C、τ_η、τ_{est}的先验 本研究假设τ_C有
 大中、小3种情况,其值分别为10000、25、4(即
 标准差分别为0.01、0.2、0.5)^[3,17];假设τ_η与τ_{est}均
 服从伽马分布,形状参数分别为4.0和2.0,尺度

参数的倒数均为 $0.01^{[12]}$, 即 τ_n ~gamma (4.0,0.01)、

$\tau_{\rm est}$ ~gamma(2.0,0.01)

1.2.4 模型惩罚项 为防止估计的相对资源量与 渔获量出现不合理的情况,本研究对相关参数设 置了惩罚项(见表 2),即 ϕ 不应超过其先验范围, 年渔获量不应大于 90%的生物量,1980—2016 年 的相对生物量(P_y)不应小于 0.001 或大于 1,而依据 IOTC 温带金枪鱼工作组(Working Party on Temperate Tunas of the IOTC, WPTmT)评估会议报告可知^[17], 2017 年的相对生物量(P_{2017})应在下限($P_{2017, low}$) 0.2 与上限($P_{2017, high}$) 0.6 之间,为考虑 P_{2017} 的不 确定性,将 P_{2017} 的范围设为 0.3~0.7 用于敏感性 分析;若上述条件不满足则进行惩罚(表 2)。

表 2 模型惩罚项的设置 Tab. 2 Setting of model penalty terms

惩罚项 penalty item	惩罚项的分布 distribution of penalty term	惩罚条件 penalty condition	惩罚规则 penalty rule
<i>b</i> ₁₉₇₉	N (0,1/100)	$\varphi > \varphi_{high}$	$b_{1979} = \log(\varphi) - \log(\varphi_{\text{high}})$
		$\varphi < \varphi_{low}$	$b_{1979} = \log(\varphi) - \log(\varphi_{\text{low}})$
		其他 other	$b_{1979} = 0$
C_y	N (0,1/1000)	$C_y > 90\% B_y$	$c_y = \log(C_y) - \log(B_y)$
		其他 other	$c_y = 0$
p_y	N (0,1/10000)	$P_y > 1$	$p_y = \log(P_y) - \log(0.99)$
		$P_y < 0.001$	$p_y = \log(P_y) - \log(0.001)$
		其他 other	$p_y = 0$
b_{2017}	N (0,1/100)	$P_{2017} > P_{2017, \rm high}$	$b_{2017} = \log(P_{2017}) - \log(P_{2017,\text{high}})$
		$P_{2017} < P_{2017,\text{low}}$	$b_{2017} = \log(P_{2017}) - \log(P_{2017,\text{low}})$
		其他 other	$b_{2017} = 0$

注: *b*₁₉₇₉、*c*_y、*p*_y、*b*₂₀₁₇分别为 *φ*、年渔获量、*y*年相对生物量与 2017 年相对生物量的惩罚项; N 表示正态分布; *C*_y与 *B*_y分别为 *y* 年的 渔获量与生物量.

Note: b_{1979} , c_y , p_y , and b_{2017} are penalty terms for φ , annual catch, relative biomass in year y and relative biomass in 2017, respectively; N denotes normal distribution; and C_y and B_y are catch and biomass in year y, respectively.

1.3 场景设置

根据 τ_C 、m、r 与 P_{2017} 先验分布范围及资源 丰度指数选择的不同,本研究共计算了 96 种场景, 限于篇幅,表 3 列出了 14 种关键场景,并将 S1 作为基本场景^[17-18]。表 3 中,相对于 S1, S2 与 S3 用于比较 τ_C 对资源评估的影响, S4 用于比较 m 对 资源评估的影响, S5、S6 分别用于比较 r、 P_{2017} 先验分布范围对资源评估的影响, S7、S13 与 S14 用于比较资源丰度指数选择对资源评估的影响, S8~S12 与 S2~S6 类似。

1.4 参数估计和模型选择

参数后验分布的估计采用 Gibbs 抽样,每个估计结果均基于 3 条平行的 MCMC (Markov Chain Monte Carlo)链,每条链由185000个迭代组成,丢弃量为 35000次,为减少采样的自相关性,每条链的采样间隔为 100^[12]。本研究使用后验分布的中位数作为参数估计值^[6],使用 Brooks-Gelman-Rubin 统计量诊断收敛性^[19]。本研究使用偏差信息准则(Deviance Information Criterion, DIC)和泰勒图对模型效果进行评价^[20]。

表 3 评估模型配置的场景 Tab. 3 Scenarios of the assessment model configuration

场景 scenario	m	r	$ au_{C}$	P ₂₀₁₇	资源丰度指数 resource abundance index
S1	1	(0.16, 0.50)	25	(0.2, 0.6)	R ₃
S2	1	(0.16, 0.50)	10000	(0.2, 0.6)	R ₃
S3	1	(0.16, 0.50)	4	(0.2, 0.6)	R ₃
S4	2	(0.16, 0.50)	25	(0.2, 0.6)	R ₃
S5	1	(0.16, 0.78)	25	(0.2, 0.6)	R ₃
S 6	1	(0.16, 0.50)	25	(0.3, 0.7)	R ₃
S7	1	(0.16, 0.50)	25	(0.2, 0.6)	R_0
S 8	1	(0.16, 0.50)	10000	(0.2, 0.6)	R ₀
S9	1	(0.16, 0.50)	4	(0.2, 0.6)	R_0
S10	2	(0.16, 0.50)	25	(0.2, 0.6)	R_0
S11	1	(0.16, 0.78)	25	(0.2, 0.6)	R_0
S12	1	(0.16, 0.50)	25	(0.3, 0.7)	R_0
S13	1	(0.16, 0.50)	25	(0.2, 0.6)	\mathbf{R}_1
S14	1	(0.16, 0.50)	25	(0.2, 0.6)	R ₁ +R ₃

注: S1-S14 为场景编号; *m* 为形状参数; *r* 为内禀增长率; *τ_c* 为渔 获量观测误差精度; *P*₂₀₁₇ 为 2017 年的相对生物量; R₀、R₁、R₃ 和 R₁+R₃ 分别代表印度洋整个海域、西北海域、西南海域和西 部海域的资源丰度指数.

Note: S1–S14 are the scene numbers; *m* is the shape parameter; *r* is the intrinsic rate of increase; τ_C is the precisions of the observation error of catch; P_{2017} is the relative biomass in 2017; R₀, R₁, R₃ and R₁+R₃ represent the resource abundance indices of the whole Indian Ocean, the northwest, the southwest and the west sea areas, respectively.

1.5 总可捕量的确定

TAC的计算规则如下:(1)最后5年平均渔获

量的 80%、82.5%、85%、87.5%、90%、92.5%、 95%、97.5%、100%、102.5%、105%、107.5%、 110%、112.5%、115%、117.5%、120%假设为未 来 10 年的渔获量^[12,21]; (2) 利用后验分布中参数 集 作 为 投 影 模 型 的 参 数,计算 *B*₂₀₂₇>*B*_{MSY} 且 *F*₂₀₂₇<*F*_{MSY} 的概率 *Q*; (3) 将 *Q* 大于或等于 60%时 的最大渔获量作为 TAC^[20]。

2 结果与分析

2.1 基本场景下的参数估计与长鳍金枪鱼的资 源状态

在基本场景(S1)下, r、K、q等其他参数的估 计值见表 4、表 5;由图 3可知,除 K和 τ_{est} 的后 验分布与先验分布存在较大差异外,r、q、 ϕ 和 τ_{η} 的后验分布与先验分布均比较接近。除个别年份 外,模型能较好地预测 R₃资源丰度指数和年渔获 量的变化,且随渔获量的波动上升,印度洋长鳍 金枪鱼的年开发率也波动上升,而年生物量则波 动下降(图 4)。在场景 S1下, MSY 中值为 34523 t, 95%置信区间为 29430~40927 t。 B_{2017}/B_{MSY} 与 F_{2017}/F_{MSY} 的中值分别为 1.05 与 1.02 (表 5),印度 洋长鳍金枪鱼受到捕捞型过度捕捞,其发生资源 型与捕捞型过度捕捞的概率分别为 39%、54%,两 种过度捕捞同时发生的概率为 36%。

	表 4	不同场景下参数估计与 DIC 值
Tab. 4	Parameter	estimation and DIC values in different scenarios

场景 scenario	r	φ	$q/10^{6}$	K	$ au_\eta$	$ au_{ m est}$	DIC
S1	0.30 (0.20–0.44)	0.63 (0.53–0.76)	3.77 (2.91–4.87)	306925 (231495–419685)	410 (155–918)	277 (100–677)	-554.4
82	0.31 (0.21–0.44)	0.64 (0.53–0.76)	3.76 (2.90–4.88)	302709 (229220–409052)	380 (145–852)	275 (97–714)	-553.4
83	0.28 (0.19–0.41)	0.62 (0.52–0.75)	3.60 (2.77–4.65)	336728 (251625–451817)	437 (172–955)	275 (94–685)	-552.2
S 4	0.38 (0.25–0.56)	0.64 (0.53–0.76)	3.42 (2.63–4.46)	325546 (240517–454023)	381 (144–862)	280 (97–686)	-553.2
85	0.42 (0.27–0.63)	0.63 (0.53–0.75)	4.95 (3.66–6.64)	229438 (166139–321225)	409 (154–915)	273 (96–668)	-552.1
S 6	0.31 (0.21–0.45)	0.63 (0.53–0.76)	3.75 (2.88–4.88)	303330 (228714–410738)	411 (155–900)	283 (100–692)	-551.7
S7	0.34 (0.23–0.49)	0.60 (0.50–0.72)	4.52 (3.50–5.83)	291254 (218023–388621)	417 (164–916)	287 (106–707)	-545.6
S8	0.34 (0.23–0.49)	0.60 (0.50–0.71)	4.52 (3.49–5.78)	288297 (217905–386642)	393 (154–885)	288 (102–690)	-545.0

(待续 to be continued)

					(-		,
场景 scenario	r	arphi	$q/10^{6}$	K	$ au_\eta$	$ au_{est}$	DIC
S9	0.31	0.59	4.39	312283	450	290	-543.3
	(0.21-0.45)	(0.49-0.71)	(3.40-5.66)	(235133-412244)	(175–965)	(105-709)	
S10	0.44	0.61	4.13	298834	406	293	-547.4
	(0.29-0.66)	(0.51-0.73)	(3.19-5.38)	(220194-412809)	(155-894)	(110-699)	
S11	0.47	0.60	5.90	216068	425	292	-543.5
	(0.30-0.73)	(0.50-0.72)	(4.34–7.83)	(156144-305392)	(160–930)	(106-725)	
S12	0.36	0.61	4.45	282004	432	292	-547.8
	(0.24 - 0.54)	(0.51-0.73)	(3.43-5.76)	(213282-375763)	(171–934)	(105-710)	
S13	0.30	0.61	4.00	306021	344	252	-538.6
	(0.20-0.45)	(0.52-0.75)	(3.12-5.18)	(227868-411648)	(126-800)	(81–664)	
S14	0.30	0.63	4.15	306432	402	280	-546.1
	(0.20 - 0.45)	(0.53-0.75)	(3.19-5.39)	(230728-417920)	(159–907)	(101-676)	

(续表 4 Tab. 4 continued)

注: r 为内禀增长率; φ 为初始年份生物量与 K 的比值; q 为捕捞系数; K 为环境容纳量; τ_n 和 τ_{est} 分别为过程误差精度与资源丰度指数 观测误差精度; 括号外为参数的中值, 括号内为参数的 95%置信区间.

Note: *r* is the intrinsic rate of increase; φ is the ratio of biomass in the initial year to *K*; *q* is the fishing coefficient; *K* is the carrying capacity; τ_{η} and τ_{est} are the precisions of process error and observation error of the resource abundance index, respectively; the values outside the parentheses are the median of the parameters, and the values within the parentheses are the 95% confidence intervals of the parameters.

场景 scenario	P ₂₀₁₇	$B_{\rm MSY}$	F_{MSY}	$B_{2017}/B_{\mathrm{MSY}}$	$F_{2017}/F_{\mathrm{MSY}}$	MSY
S1	0.38	112912	0.30	1.05	1.02	34523
	(0.24-0.52)	(85162–154394)	(0.20-0.44)	(0.67 - 1.40)	(0.72 - 1.60)	(29430-40927)
S2	0.40	111361	0.31	1.10	1.00	34690
	(0.28-0.52)	(84326-150482)	(0.21 - 0.44)	(0.76-1.41)	(0.71-1.53)	(29985-40020)
S3	0.35	123876	0.28	0.97	1.08	34322
	(0.14-0.52)	(92568-166215)	(0.19-0.41)	(0.37-1.43)	(0.70-1.83)	(28077-43816)
S4	0.38	162773	0.19	0.76	1.52	31446
	(0.22-0.55)	(120258-227011)	(0.13-0.28)	(0.43-1.11)	(0.98 - 2.45)	(26822-36940)
S5	0.39	84406	0.42	1.06	0.98	35556
	(0.24-0.54)	(61119–118172)	(0.27-0.63)	(0.64 - 1.46)	(0.68–1.53)	(30590-42076)
S 6	0.40	111590	0.31	1.09	0.98	34953
	(0.25-0.56)	(84140–151103)	(0.21-0.46)	(0.68 - 1.54)	(0.62 - 1.56)	(29493–42353)
S7	0.45	107147	0.34	1.23	0.84	35966
	(0.33-0.57)	(80206-142966)	(0.23-0.49)	(0.89–1.55)	(0.61 - 1.20)	(30650–43360)
S8	0.47	106059	0.34	1.27	0.81	36416
	(0.36-0.57)	(80163-142238)	(0.23-0.49)	(0.98 - 1.56)	(0.61 - 1.15)	(31256-42390)
S 9	0.43	114883	0.31	1.17	0.89	35493
	(0.21-0.58)	(86501-151657)	(0.21-0.45)	(0.57-1.59)	(0.63-1.35)	(28659–44630)
S10	0.50	149417	0.22	1.01	1.10	33173
	(0.33-0.66)	(110096-206404)	(0.14-0.33)	(0.67 - 1.32)	(0.75 - 1.70)	(27934–40124)
S11	0.46	79487	0.47	1.26	0.79	37598
	(0.32 - 0.60)	(57442-112348)	(0.30-0.73)	(0.89 - 1.62)	(0.58-1.13)	(31748-45398)
S12	0.50	103744	0.36	1.37	0.72	37892
	(0.36-0.64)	(78462-138236)	(0.24 - 0.54)	(0.97 - 1.75)	(0.50 - 1.09)	(31735-46802)
S13	0.38	112580	0.30	1.05	1.02	34674
	(0.23-0.52)	(83828-151438)	(0.20 - 0.45)	(0.64 - 1.41)	(0.70 - 1.70)	(28772-41612)
S14	0.39	112730	0.30	1.05	1.01	34640
	(0.24 - 0.52)	(84880-153745)	(0.20 - 0.45)	(0.66 - 1.42)	(0.70 - 1.64)	(29136-41526)

表 5 不同场景下管理参数估计 Tab. 5 Management parameter estimates under different scenarios

注: P₂₀₁₇为2017年生物量与K的比值; B_{MSY}与F_{MSY}分别为最大可持续产量水平下的生物量与捕捞死亡率; MSY 为最大可持续产量; 括 号外为参数的中值, 括号内为参数的 95% 置信区间.

Note: P_{2017} is the ratio of biomass in 2017 to K; B_{MSY} and F_{MSY} are biomass and fishing mortality at maximum sustainable yield levels, respectively; MSY is maximum sustainable yield; the values outside the parentheses are the median of the parameters, and the values within the parentheses are the 95% confidence intervals of the parameters.







图 4 场景 S1 下 R3 资源丰度指数与年开发率(左)、年渔获量与年生物量(右)的预测值 点为观测数据;实线为模型预测的中值;虚线为模型预测值的 95%置信区间.

Fig. 4 Predicted values of R₃ resource abundance index and annual exploitation rate (left), annual catch and annual biomass (right) under scenario S1

The points are the observations; the solid lines are the median values of model predictions; the dash lines are the 95% confidence interval of model predictions.

2.2 渔获量观测误差对模型的影响

由表 4 可知,随 τ_C 的减小(场景 S2、S1、S3), r 的估计具有减小趋势, K 和 τ_η 的估计具有增大趋势, m对 φ 、q、 τ_{est} 的估计影响不明显;在生物学 参考点估计方面, τ_C 的减小使 P_{2017} 、MSY、 F_{MSY} 与 B_{2017}/B_{MSY} 呈减小趋势,而使 B_{MSY} 与 F_{2017}/F_{MSY} 呈增大趋势(表 5),场景 S8、S7、S9 也类似。同 时, τ_C 的减小使模型评估的过度捕捞概率上升, 如与场景 S1 相比, S2 下印度洋长鳍金枪鱼发生资 源型与捕捞型过度捕捞的概率分别下降为 28%、 45%,两种过度捕捞同时发生的概率下降为 27%, S3 下其对应概率依次上升为 54%、62%、46%。

2.3 Schaefer 模型的评估结果

相比于 Fox 模型(场景 S1), Schaefer 模型(S4) 估计的 r、K、B_{MSY} 与 F₂₀₁₇/F_{MSY} 相对偏大, 而 MSY、F_{MSY} 与 B₂₀₁₇/B_{MSY} 的估计相对偏小(表 4、 表 5), 场景 S10 与 S7 也类似。此外, Schaefer 模 型使评估的资源状态趋向于过度捕捞, 如在场景 S4 下, 印度洋长鳍金枪鱼发生资源型与捕捞型过 度捕捞的概率分别为 91%、97%, 两种过度捕捞 同时发生的概率为 91%, 相对于 S1, 其概率均大 幅增加。

2.4 r 先验对参数估计的影响

r 的先验分布对参数估计有明显影响(表 4、 表 5)。相对于场景 S1,当r的先验范围设置为 0.16 至 0.78 时(S5),r、q、MSY 与 B₂₀₁₇/B_{MSY} 的后验估 计增大,K 的后验估计减小,其他参数的估计则不 受其影响,场景 S7 与 S11 也类似(表 4、表 5)。此 外,r 先验范围的增大使评估的过度捕捞概率下降, 如相比于场景 S1, S5 下发生资源型与捕捞型过度 捕捞的概率分别下降为 38%、46%,两种过度捕 捞同时发生的概率下降为 32%。

2.5 模型惩罚项对资源评估的影响

当 *P*₂₀₁₇ 的范围设置为 0.3~0.7 时(S6),相较于 场景 S1,尽管 *r、K、q* 等参数的估计未出现明显 变化,但 *P*₂₀₁₇ 与 MSY 均小幅增加,*B*₂₀₁₇/*B*_{MSY} 的 中值为 1.09, *F*₂₀₁₇/*F*_{MSY} 的中值为 0.98 (表 4、表 5), 此时印度洋长鳍金枪鱼没有发生过度捕捞。在该 场景(S6)下,发生资源型与捕捞型过度捕捞的概 率分别为 35%、48%, 两种过度捕捞同时发生的 概率为 33%, 场景 S7 与 S12 也类似。

2.6 不同资源丰度指数对资源评估的影响

由使用R₃资源丰度指数的评估场景(S1)可知, 印度洋长鳍金枪鱼已发生捕捞型过度捕捞,但未 发生资源型过度捕捞;而使用R₀资源丰度指数进 行评估的场景(S7)显示,印度洋长鳍金枪鱼没有 发生过度捕捞;使用R₁资源丰度指数与R₁+R₃资 源丰度指数的评估场景(S13、S14)与使用R₃资源 丰度指数的评估场景类似,均只发生捕捞型过度 捕捞(表 5)。

2.7 模型选择及印度洋长鳍金枪鱼资源状况

由图 5 可知,模型预测的 CPUE 与场景 S1 至 S6 下的标准化 CPUE 具有较高的相关系数(大于 0.8),且 S1 至 S6 下的标准化 CPUE 所具有的方差 (小于 0.8)和去中心均方根误差(小于 0.6)较 S7 至 S14小,因此场景 S1 至 S6 优于场景 S7 至 S14;又 根据 DIC 标准(不考虑 Schaefe 模型),最佳评估场 景(即 DIC 最小)为 S1,而场景 S2 与 S1 的 DIC 差 异在-2 与 2 之间,即两者没有显著差异。因此,综 合场景 S1 和 S2 的评估结果,印度洋长鳍金枪鱼 发生资源型与捕捞型过度捕捞的概率分别为 34%、50%,两种过度捕捞同时发生的概率为 32%, 该种群已发生捕捞型过度捕捞。





2.8 渔获量观测误差对 TAC 估计的影响

若在基本场景(S1)下对印度洋长鳍金枪鱼的 管理进行10年投影分析(表6),结果显示,当考虑 渔获量观测误差时,TAC为32658 t,当未考虑渔 获量观测误差时,TAC则为33564 t;若综合场景 S1和S2进行管理,TAC值不变。

3 讨论

3.1 渔业数据的不确定性

由于低覆盖率的捕鱼日志、鱼种识别错误以 及缺乏渔场的准确信息等影响,印度洋长鳍金枪 鱼的渔获量数据存在较大的不确定性^[22], 而渔获 量数据的不确定性将会使渔业资源评估结果不合 理,从而导致渔业管理者对资源状态的错误判断, 进而影响渔业管理效果^[23]。根据 IOTC 的数据, 在 20世纪 50年代至 90年代初, IOTC 秘书处收集的 印度洋长鳍金枪鱼总渔获量的报告率超过 80%, 因此,该时期渔获量数据质量较好,在20世纪90 年代至 21 世纪 00 年代,由于中国台湾省、印度 尼西亚等延绳钓渔业的渔获量数据存在不报告的 情况,导致这一时期的渔获量数据质量大幅下降; 21 世纪 10 年代中期以来, 渔获量数据报告率提高 至 80%左右, 故渔获量数据的质量有所提高^[3,17]。 尽管 IOTC 秘书处利用罐头厂进口、港口采样等 数据对缺失数据进行了估计或校正[17],但长鳍金 枪鱼渔获量仍可能存在高估或低估的情况。WPTmT 要求在资源评估中考虑更多的不确定性[24],因此, 本研究分析了渔获量数据的不确定性对印度洋长 鳍金枪鱼资源评估的影响。本研究发现, 渔获量 数据的不确定性直接影响了资源评估的结果和 TAC 的估计(表 4、表 5、表 6), 如随 τ_C 的减小, 印 度洋长鳍金枪鱼发生过度捕捞的概率上升, 这使 得 TAC 减少。因此, 未来应继续改善印度洋长鳍 金枪鱼的渔获量数据的质量,并强化印度洋长鳍 金枪鱼捕捞船队渔获量数据的报告制度, 尤其要 提高印度尼西亚、中国台湾省冰鲜延绳钓渔业以及 马来西亚等船队渔获量数据的报告率。

3.2 先验设置对资源评估的影响

参数先验设置是贝叶斯方法的优势之一^[25], 若数据包含的信息量较少,则参数先验分布直接

表 6 不同渔获量下印度洋长鳍金枪鱼 未发生过度捕捞的概率

 Tab. 6
 Probability of Indian Ocean Thunnus alalunga not overfishing under different fishing quotas

使用的参数 parameter used	渔获量/t catch	Q ₂₀₂₇ /%	使用的参数 parameter used	渔获量/t catch	Q ₂₀₂₇ /%
C1	29029	83	C2	29029	84
C1	29936	77	C2	29936	79
C1	30844	73	C2	30844	74
C1	31750	65	C2	31750	67
C1	32658	60	C2	32658	61
C1	33564	51	C2	33564	53
C1	34472	46	C2	34472	47
C1	35378	38	C2	35378	39
C1	36287	31	C2	36287	32
C1	37193	25	C2	37193	26
C1	38101	21	C2	38101	21
C1	39007	16	C2	39007	16
C1	39915	12	C2	39915	11
C1	40821	9	C2	40821	8
C1	41730	6	C2	41730	6
C1	42636	5	C2	42636	4
C1	43544	3	C2	43544	3
C1-N	29029	89	C2-N	29029	90
C1-N	29936	85	C2-N	29936	86
C1-N	30844	80	C2-N	30844	82
C1-N	31750	75	C2-N	31750	76
C1-N	32658	68	C2-N	32658	70
C1-N	33564	62	C2-N	33564	63
C1-N	34472	55	C2-N	34472	57
C1-N	35378	46	C2-N	35378	48
C1-N	36287	39	C2-N	36287	40
C1-N	37193	32	C2-N	37193	32
C1-N	38101	24	C2-N	38101	24
C1-N	39007	18	C2-N	39007	18
C1-N	39915	13	C2-N	39915	12
C1-N	40821	10	C2-N	40821	9
C1-N	41730	7	C2-N	41730	6
C1-N	42636	4	C2-N	42636	3
C1-N	43544	3	C2-N	43544	2

注: C1 表示基于场景 S1 估计的参数, C2 表示基于场景 S1 与 S2 估计的参数; N 表示渔获量无观测误差, 没有 N 则表示渔获量有 观测误差; Q₂₀₂₇ 为 2027 年未发生过度捕捞的概率; 有框的数字 表示用其渔获量作为 TAC.

Note: C1 denotes parameters estimated based on scenario S1, C2 denotes parameters estimated based on scenario S1 and S2; N denotes catches with no observation error, while the absence of N indicates catches with observation error; Q_{2027} is the probability of not being overfished and not undergoing overfishing in 2027; the number with a frame indicates that its catch is used as TAC.

影响其后验分布,若数据包含的信息量较多,则 参数的后验分布受先验假设的影响较少^[9,20]。因 此,当数据较差时,合理的先验设置会直接提升 渔业资源评估的质量^[25]。在动态产量模型中,由 于 r 与 K 存在显著的负相关关系, 而单向递增或 递减(one-way)的 CPUE 通常无法提供足够的信息 以同时估计 r 和 K^[4], 如场景 S5 与 S1 和 S11 与 S7, r 先验范围的增大不仅使得 r 增大、K 减小, 而 且 B_{MSY} 和 F_{MSY} 也受其负相关关系的影响; 尽管 MSY 为r与K的乘积, 但 MSY 仍出现较大幅度 的增加(表 4、表 5), 这表明该模型对 r 与 K 的估 计仍存在较大的不确定性, 而这种不确定性不利 于渔业的资源评估与管理。因此, 若能利用相关 生物学信息与方法(如 Euler-Lotka 方法)为动态产 量模型参数 r 和 K 提供合理的先验设置, 将能提 高该类资源评估模型的评估质量。

根据经验,设置某些年份的资源量比例(如 φ 、 P_{2017})范围有助于提高数据缺乏下渔业资源评 估的质量^[12]。根据 Froese 等^[13]的方法,1979 年印 度洋长鳍金枪鱼的渔获量与历史最大渔获量的比 值为 0.39,因此假设 φ 的范围为 0.4~0.8。近年的 资源评估结果表明^[1,26],该值范围为 0.48~0.81, 同时,尽管该渔业始于 1950 年,但 1950—1979 年的开发率相对较低,因此该范围相对合理。根 据 R₃资源丰度指数的变化趋势,2017 年的资源丰 度指数下降为 1979 年水平的一半左右,因此将 P_{2017} 的范围设置为 0.2~0.6 也相对合理。而 P_{2017} 的范围设置为 0.2~0.6 也相对合理。而 P_{2017} 的先验范围设置不同,会直接影响资源评估结果 对资源状态的判断,如场景 S1 与 S6,或场景 S7 与 S12。

3.3 标准化 CPUE 的选择

标准化 CPUE 作为动态产量模型参数估计的 主要信息来源,对资源评估的结果具有重要影响^[27]。如何获得和选择印度洋长鳍金枪鱼标准化 CPUE 是印度洋长鳍金枪鱼资源评估所面临的难 题^[28]。为考虑印度洋长鳍金枪鱼种群空间结构(幼 鱼一般分布在 30°S 以南,而成鱼主要分布于 30°S 以北^[9])及渔业捕捞空间分布的影响, IOTC 按 4 个 海域统计长鳍金枪鱼渔获量数据并分别提供了相

应的标准化 CPUE 数据。此外, IOTC 也提供了整 个海域的标准化 CPUE。由于 R2 与 R4 海域的长鳍 金枪鱼渔获量较少或目标鱼种发生变化等原因, 其对应的标准化 CPUE 缺少对长鳍金枪鱼资源量 的代表性^[18]。因此,本研究主要分析了整个海域 (即 R₀)、西北海域(即 R₁)、西南海域(即 R₃)与西 部海域(即 R1+R3)标准化 CPUE 对长鳍金枪鱼资 源评估的影响。本研究结果表明,资源评估结果 对西南海域、西北海域与西部海域标准化 CPUE (场景 S1、S13 与 S14)的敏感性较低, 而对整个海 域标准化 CPUE 的敏感性较高。由于分布于印度 洋西南海域的延绳钓渔业(主要是中国台湾延绳 钓渔业)的主要目标为长鳍金枪鱼, 且该海域的长 鳍金枪鱼渔获量占印度洋长鳍金枪鱼总渔获量的 34%^[7]。在其他海域,渔获量较低或目标鱼种存在 变化(如捕捞大眼金枪鱼与黄鳍金枪鱼等),则会 对标准化 CPUE 与长鳍金枪鱼资源量的正比关系 产生一定的影响^[18],因此印度洋西南海域的标准 化 CPUE 最有可能代表长鳍金枪鱼的丰度。此外, WPTmT 也建议在印度洋长鳍金枪鱼的资源评估 中使用西南海域和西北海域的标准化 CPUE^[29]。

由于标准化 CPUE 对资源评估结果的重要影 响,如当使用西南海域的标准化 CPUE 时(即场景 S1),印度洋长鳍金枪鱼发生捕捞型过度捕捞,而 当使用整个海域的标准化 CPUE 时(即场景 S7), 印度洋长鳍金枪鱼没有发生过度捕捞,两者差异 明显。因此,在今后印度洋长鳍金枪鱼的资源评 估研究中,应结合长鳍金枪鱼种群的空间结构及 渔业目标鱼种变化的特点,并通过提高渔业数据 的时空分辨率(如当前采样的联合 CPUE)等,来 提高标准化 CPUE 的质量,进而提高资源评估的 质量。

3.4 渔业管理的建议

由于数据缺乏或数据质量问题、标准化 CPUE 的选择、r 与 P₂₀₁₇ 的先验范围等不确定性,导致 贝叶斯动态产量模型的评估结果仍存在较大的不 确定性,而这些不确定性均会导致 TAC 发生变 化。因此,为实现印度洋长鳍金枪鱼的可持续管 理,IOTC 建议应采取预防性管理措施^[10]。基于此, 结合本研究研究结果,建议后续应从以下方面完 善印度洋长鳍金枪鱼的管理: (1) IOTC 秘书处应 强化印度洋长鳍金枪鱼捕捞船队渔获量数据的报 告制度,注重渔业统计数据收集的完整性,深入 探究其历史渔获量误报的原因, 追溯或重建历史 渔获量信息,从而为渔业资源评估提供准确的渔 业数据^[29]; (2) 应利用相关生物学信息与方法(如 Euler-Lotka 方法)为动态产量模型参数 r 和 K 提供 合理的先验设置^[12]; (3) IOTC 应联合日本、韩国、 塞舌尔和中国台湾省延绳钓船队的 CPUE 进行标 准化^[30],并采用聚类分析识别船队的目标鱼种, 以去除目标鱼种变化、空间位置变化以及渔船效 应对标准化 CPUE 的影响^[31], 在目前的资源评估 中,应优先使用西南海域的标准化 CPUE; (4) 应 减少印度洋长鳍金枪鱼的捕捞量,目前的渔获量 已远大于TAC, 若要使该种群10年后未发生过度 捕捞的概率大于 60%, TAC 应不超过 32658 t。

综合本研究结果,截至 2017 年,印度洋长鳍 金枪鱼的捕捞已达过饱和状态,而 2018—2020年 的渔获量仍处于较高水平,若要使其 10 年后未发 生过度捕捞的概率大于 60%,应控制 TAC 不超过 32658 t。目前,由于印度洋长鳍金枪鱼的生物学 特性相对较少,且其体长、年龄数据存在高度的 不确定性^[32],使得 SS3 等年龄结构模型的资源评 估结果也存在不确定性。因此,若能合理设置相 关参数的先验分布或范围,采用贝叶斯动态产量 模型对印度洋长鳍金枪鱼进行资源评估将有利于 提高印度洋长鳍金枪鱼的资源评估质量,该模型 的结果将能成为 IOTC 判断印度洋长鳍金枪鱼资 源状态、制定长鳍金枪鱼管理计划的重要依据。

参考文献:

- [1] Guan W J, Tang L, Zhu J F, et al. Application of a Bayesian method to data-poor stock assessment by using Indian Ocean albacore (*Thunnus alalunga*) stock assessment as an example[J]. Acta Oceanologica Sinica, 2016, 35(2): 117-125.
- [2] Chen I C, Lee P F, Tzeng W N. Distribution of albacore (*Thunnus alalunga*) in the Indian Ocean and its relation to environmental factors[J]. Fisheries Oceanography, 2005, 14(1): 71-80.
- [3] IOTC. Review of the statistical data and fishery trends for Indian Ocean temperate tuna[R]. (2022-04-08). IOTC

Secretariat, Document 2022, IOTC-2022-WPTmT08(DP)-07_Rev1.

- [4] IOTC. Surplus production analyses for Indian Ocean albacore[R]. (2013-01-01). Hillary R M, Document 2008, IOTC-2008-WPTe-06.
- [5] IOTC. Analyzing population dynamics of Indian Ocean albacore (*Thunnus alalunga*) using Bayesian biomass dynamics model[R]. (2014-07-14). Guan W J, Zhu J F, Xu L X, Document 2014, IOTC-2014-WPTmT05-21.
- [6] IOTC. Stock assessment of albacore tuna in the Indian Ocean using Bayesian state-space surplus production model[R]. (2019-07-25). Lee S I, Kitakado T, Kim D N, Document 2019, IOTC-2019-WPTmT07 (AS)-14_Rev1.
- [7] IOTC. Stock assessment of albacore tuna in the Indian Ocean using Stock Synthesis for 2019[R]. (2019-07-09). Langley A, Document 2019, IOTC-2019-WPTmT07(AS)-11.
- [8] IOTC. Report of the 24th Session of the IOTC Scientific Committee[R]. Online, Document 2021, IOTC-2021-SC24-R[E]_Rev1.
- [9] Guan W J, Zhu J F, Gao F. Analysis of influencing factors on stock assessment of the Indian Ocean albacore tuna (*Thunnus alalunga*)[J]. Journal of Fishery Sciences of China, 2018, 25(5): 1102-1114. [官文江,朱江峰,高峰. 印度洋长 鳍金枪鱼资源评估的影响因素分析[J]. 中国水产科学, 2018, 25(5): 1102-1114.]
- [10] IOTC. Report of the 8th Session of the IOTC Working Party on Temperate Tunas (Data Preparatory Session)[R]. (2022-05-12). IOTC Secretariat, Document 2022, IOTC-2022-WPTmT08(DP)-R[E].
- [11] Rivard D, Bledsoei L J. Parameter estimation for the Pella-Tomlinson stock production model under nonequilibrium conditions[J]. Fishery Bulletin, 1978, 76(3), 523-534.
- [12] Guan W J, Ma X L. Assessment of the status of Scomber japonicus resources in the East China Sea and Yellow Sea using a Bayesian biomass dynamic model[J]. Journal of Shanghai Ocean University, 2022, 31(3): 749-760. [官文江, 马雪莲. 利用贝叶斯动态产量模型评估东、黄海日本鲭资 源状况[J]. 上海海洋大学学报, 2022, 31(3): 749-760.]
- [13] Froese R, Demirel N, Coro G, et al. Estimating fisheries reference points from catch and resilience[J]. Fish and Fisheries, 2017, 18(3): 506-526.
- [14] Hilborn R, Liermann M. Standing on the shoulders of giants: Learning from experience in fisheries[J]. Reviews in Fish Biology and Fisheries, 1998, 8(3): 273-283.
- [15] Ono K, Punt A E, Rivot E. Model performance analysis for Bayesian biomass dynamics models using bias, precision and reliability metrics[J]. Fisheries Research, 2012, 125-126: 173-183.

- [16] Musick J A, Harbin M M, Berkeley S A, et al. Marine, estuarine, and diadromous fish stocks at risk of extinction in North America (exclusive of Pacific salmonids)[J]. Fisheries, 2000, 25(11): 6-30.
- [17] IOTC. Overview of Indian Ocean albacore fisheries[R]. (2022-07-21). IOTC Secretariat, Document 2022, IOTC-2022-WPTmT08(AS)-04.
- [18] IOTC. Uncertainties in the 2019 stock assessment for Indian Ocean albacore tuna and suggestions of further researches in 2020 for improving the assessment and providing management advice[R]. (2019-11-21). Zhu J F, Kitakado T, Document 2019, IOTC-2019-SC22-13.
- [19] Kéry M. Introduction to WinBUGS for ecologists: a Bayesian approach to regression, ANOVA, mixed models, and related analyses[M]..
- [20] Guan W J, Wu J W, Cao Y H. Evaluating the stock assessment and management quality of Indian Ocean yellowfin tuna with hindcasting method[J]. Periodical of Ocean University of China, 2020, 50(2): 52-59. [官文江, 吴佳文, 曹友华. 利用后向预报方法分析印度洋黄鳍金枪鱼资源 评估模型[J]. 中国海洋大学学报(自然科学版), 2020, 50(2): 52-59.]
- [21] Punt A E, Hilborn R. Fisheries stock assessment and decision analysis: The Bayesian approach[J]. Reviews in Fish Biology and Fisheries, 1997, 7(1): 35-63.
- [22] IOTC. Status of IOTC databases tropical tunas[R]. (2013-01-01). Herrera M, Pierre L, Document 2010, IOTC-2010-WPTT-03.
- [23] Feng J, Zhu J F, Zhang F, et al. Influence of statistical deviation of historical catch on stock assessment: A case study of western Atlantic Thunnus thynnus[J]. South China Fisheries Science, 2023, 19(1): 1-11. [冯佶, 朱江峰, 张帆, 等. 历史渔获量统计偏差对资源评估的影响: 以西大西洋 蓝鳍金枪鱼为例[J]. 南方水产科学, 2023, 19(1): 1-11.]

- [24] IOTC. A review of the data availability, model configuration and parameterization of the 2019 Indian Ocean albacore tuna (*Thunnus alalunga*), stock assessment in the Indian Ocean[R]. (2022-03-30). Rice J, Fu D, Document 2022, IOTC-2022- WPTmT08(DP)-17.
- [25] Soto M, Mosqueira I, Die D J, et al. Multi-species assessment of tunas caught in the tropical Atlantic purse seine fishery: sensitivity of production models to biases in reported catches[J]. Collective Volume of Scientific Papers, 2006, 59(2): 546-554.
- [26] IOTC. Stock and risk assessments of albacore in the Indian Ocean based on ASPIC[R]. (2019-07-09). Matsumoto T, Document 2019, IOTC-2019-WPTmT07(AS)-15.
- [27] Arrizabalaga S, Li Z. Factors influencing the assessment of albacore tuna resources in the Indian Ocean[J]. Ccamlr Science, 2018, 25: 107-119.
- [28] Cook A M. Bayesian State Space Biomass Dynamic Modelling and Assessment of 4VWX Silver Hake 1993-2012[M]. Canadian Science Advisory Secretariat, 2013.
- [29] Jiao Y, Cortés E, Andrews K, et al. Poor-data and data-poor species stock assessment using a Bayesian hierarchical approach[J]. Ecological Applications: a Publication of the Ecological Society of America, 2011, 21(7): 2691-2708.
- [30] IOTC. Collaborative study of albacore tuna CPUE from multiple Indian Ocean longline fleets in 2019[R]. (2019-07-09). Hoyle S D, Fu D, Kim D N, et al, Document 2019, IOTC-2019-WPTmT07(AS)-10.
- [31] IOTC. Report of the 3rd IOTC CPUE Workshop on Longline Fisheries[R]. Hoyle S D, Chang Y, Kim D N, et al, Document 2016, IOTC-2016-CPUEWS03-R[E].
- [32] 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.

Status assessment of *Thunnus alalunga* resources in the Indian Ocean using a Bayesian biomass dynamic model

AN Kang¹, GUAN Wenjiang^{1, 2}

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

 Key Laboratory of Sustainable Exploitation of Oceanic Fisheries Resources, Ministry of Education, Shanghai 201306, China

Abstract: There is relatively little information on the biology of Indian Ocean albacore tuna (*Thunnus alalunga*); further, many problems with the fishery data result in a large uncertainty in its stock assessment results and affect fishery management. In this study, based on the fishery catch, standardized Catch Per Unit Effort (CPUE) data, and relevant stock hypotheses of Indian Ocean albacore tuna, a Bayesian biomass dynamic model was used to conduct a stock assessment. The results showed that: (1) The observation error of catch has an important influence on the estimation of model parameters, judgment of resource status, and fishery management, and an increase in catch observation error increases the probability of overfishing assessed by the model, which leads to a decrease in Total Allowable Catch (TAC); (2) The shape parameters of biomass dynamic model, prior distribution of r; and choice of resource abundance index affect the quality of stock assessment, and this study shows that the stock assessment results of the Fox model are more reasonable than those of the Schaefer model, the increase in the range of r priori distribution makes the resource state assessed by the model better, and the assessment results are relatively better when using the standardized CPUE of the southwest waters; (3) Setting a range of resource proportions (φ , P_{2017}) for certain years can help improve the quality of fishery stock assessment under the lack data; (4) The probability of overfished and overfishing for albacore tuna in the Indian Ocean are 34% and 50%, respectively, and the probability of both occurring simultaneously is 32%, and the species is at risk of overfishing. The projection analysis showed that the probability of not overfishing for Indian Ocean albacore tuna after 10 years was greater than 60% when the TAC was controlled below 32658 t (i.e., 90% of the final five-year average catch). The Bayesian biomass dynamic model, as a data-limited fishery stock assessment model, is applicable to Indian Ocean albacore tuna, and it can better consider the effects of parameter inputs and uncertainty factors on the quality of stock assessment and the estimation of TAC, providing a scientific basis for an in-depth study of the stock status and management of Indian Ocean albacore tuna.

Key words: the Indian Ocean; *Thunnus alalunga*; Bayesian biomass dynamics model; stock assessment and management

Corresponding author: GUAN Wenjiang. E-mail: wjguan@shou.edu.cn