

中西太平洋金枪鱼围网鲣渔获率与海洋环境关系的时空异质性

姜珊¹, 杨晓明^{1, 2, 3, 4, 5}, 朱江峰^{1, 2, 3, 4, 5}

1. 上海海洋大学海洋科学学院, 上海 201306;
2. 国家远洋渔业工程技术研究中心, 上海 201306;
3. 大洋渔业资源可持续开发教育部重点实验室, 上海 201306;
4. 农业农村部大洋渔业开发重点实验室, 上海 201306;
5. 农业农村部大洋渔业资源环境科学观测实验站, 上海 201306

摘要: 鲣(*Katsuwonus pelamis*)是中西太平洋围网捕捞的重要资源, 为探索环境因子对鲣渔获率影响的时空差异, 本文利用中国大陆 2009–2018 年中西太平洋金枪鱼围网渔船渔捞日志数据及相关海洋环境数据, 对标准化后的环境因子及渔获率采用探索性回归、空间自相关分析和地理加权回归模型(geographically weighted regression, GWR)方法进行时空异质性研究。结果显示: (1) 鲣的渔获率具有明显的聚集性, 空间上, 主要存在 2~3 处聚集区, 分别聚集在西侧 152°E~164°E, 3°N~7°S 海域、东侧 164°E~175°E, 5°N~4°S 海域以及第 2 季度中的 175°E~180°E 海域范围; 时间上, 聚集程度依次为: 第 4 季度>第 1 季度>第 2 季度。(2) 总体上, 各环境因子对鲣渔获率影响空间异质性程度的大小依次为海平面异常(sea level anomaly, SLA)>混合层深度(mixed layer depth, MLD)>净初级生产力(net primary production, NPP)>海表面温度梯度(sea surface temperature gradient, SSTG)。(3) SLA 和 MLD 对鲣渔获率的负向影响较明显, 是由于表层营养物质丰富海域对应 SLA 和 MLD 的值越小。NPP 和 SSTG 主要为正向影响, 是由于冷暖水交汇的锋面海域受 NPP 和 SSTG 影响较大。(4) 检验 GWR 模型, 发现其残差表现出较小的空间自相关, 表明 GWR 模型具有更好的拟合效果, 且优于最小二乘法。

关键词: 鲣; 中西太平洋; 地理加权回归模型; 空间自相关; 时空异质性

中图分类号: S931

文献标志码: A

文章编号: 1005-8737-(2022)05-0744-11

中西太平洋金枪鱼围网渔业是我国远洋渔业的重要组成部分^[1], 鲣(*Katsuwonus pelamis*)是金枪鱼围网渔业中极其重要的一类鱼种^[2]。2019 年中西太平洋海域金枪鱼围网捕捞量约占总捕捞量的 70%, 其中鲣的捕捞量占围网总捕捞量的 80%^[3]。目前大多数研究发现海洋环境是影响鲣资源的重要因素^[4-6], 因此, 开展有关鲣与海洋环境关系的研究, 对提高我国鲣的捕捞效率, 深入了解鲣渔场的变化机制具有重要意义。

目前, 国内外学者大多通过建立模型来探讨鲣资源空间分布与海洋环境之间的关系, 如基于

适宜环境因子的栖息地指数模型^[7]、广义加性模型(generalized additive model, GAM)等非线性回归模型^[8-9]和基于机器学习的神经网络模型等^[10-11]。传统的方法在研究物种空间分布时是假设该区域的生态环境与其资源分布间关系不发生变化的, 但实际上生态系统内存在复杂的变化, 各种环境因素对物种的影响存在着时空异质性^[12]。因此, 研究者们建立了地理加权回归模型(geographically weighted regression, GWR)探讨研究区域的局部空间差异, 以解决空间异质性和空间依赖性的问题^[13]。目前该模型广泛应用于地理、生态和农业

收稿日期: 2021-07-22; 修订日期: 2021-08-25.

基金项目: 国家重点研发计划项目(2020YFD0901202, 2019YFD0901502).

作者简介: 姜珊(1995-), 女, 硕士研究生, 研究方向为金枪鱼围网鲣渔场. E-mail: 1310203589@qq.com

通信作者: 杨晓明(1972-), 男, 博士, 副教授, 研究方向为渔业 GIS. E-mail: xmyang@shou.edu.cn

等各个领域的研究^[14-16]。

利用 GWR 模型探讨海洋环境空间非平稳性对渔业资源的影响^[17-18]并通过该模型模拟渔场分布与海洋环境的关系^[19-20], 为研究渔业资源与海洋环境的关系提供了一种新的方法。本研究根据我国渔船 2009–2018 年收集的渔捞日志和环境数据建立 GWR 模型来探索不同时间与空间海洋环境对鲣渔获率的影响程度及影响效果, 为我国金枪鱼围网渔船的生产及鲣资源的合理开发利用和资源养护管理提供有效的参考。

1 材料与方法

1.1 数据来源

1.1.1 渔业数据 收集了 2009–2018 年中国(不含港澳台地区)所有渔船在中西太平洋海域金枪鱼围网鲣的捕捞日志, 包括年、月、作业位置、种群类型、渔获量、捕捞天数等。由于我国在中西太平洋海域围网作业船次和作业位置分布的局限性, 因此选择了 140°~180°E 和 10°S~10°N 为本研究的空间范围(图 1)。

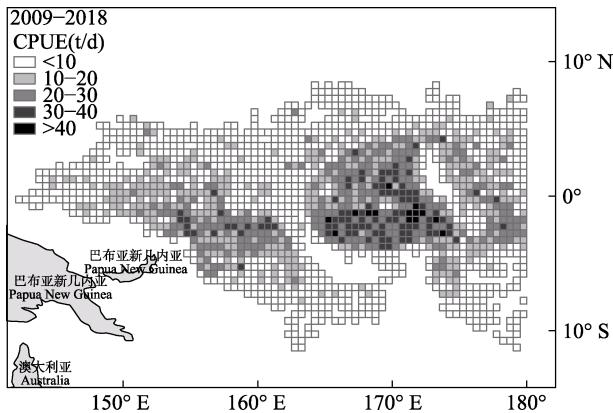


图 1 2009–2018 年中西太平洋金枪鱼围网鲣
名义 CPUE 空间分布

Fig. 1 The spatial distribution of nominal CPUE over 2009–2018 for skipjack tuna in Western and Central Pacific Ocean

1.1.2 环境数据 本研究结合相关文章选取海表面盐度(sea surface salinity, SSS)、不同水层的温度和盐度数据(来自中国 Argo 实时资料中心提供的

“全球海洋 Argo 网格数据集(BOA_Argo)” (<http://www.argo.org.cn/>)，海表面温度(sea surface temperature, SST)、混合层深度(mixed layer depth, MLD)、净初级生产力(net primary production, NPP)数据(来自俄勒冈州立大学, <http://www.science.oregonstate.edu/ocean.productivity/>)，海平面异常(sea level anomaly, SLA)数据来自 CMEMS (Copernicus Marine Environment Monitoring Service, <http://marine.copernicus.eu/>)作为环境因子，时间分辨率均为月，空间分辨率为 1°×1°。

1.2 数据预处理

1.2.1 渔业数据处理

(1) 利用 MATLAB 软件将 2009~2018 年的渔业数据的空间分辨率处理成 0.5°×0.5°, 根据种群类型选取了随附鱼群数据进行研究, 统计其在该空间分辨率下单位渔区内的累计渔获量(catch)及累计作业天数(days), 计算单位渔区内的名义单位捕捞努力量渔获量(catch per unit effort, CPUE)。并按照 1–3 月、4–6 月、7–9 月、10–12 月为 4 个季度, 根据中西太平洋渔业委员会(Western and Central Pacific Fisheries Commission, WCPFC)的有关禁止人工集鱼装置(fish aggregation devices, FAD)的相关报告^[21], 7–9 月为随附鱼群的禁渔期, 因此本研究选择剩余 3 个季度进行分析。

(2) 利用中西太平洋金枪鱼围网鲣的名义 CPUE 来表示其渔获率的分布特征(图 1), 其计算公式为:

$$\text{CPUE}_{(i,j)} = \frac{U_{\text{catch}}(i,j)}{f_{\text{days}}(i,j)} \quad (1)$$

式中, i, j 分别代表作业位置的经纬度; U_{catch} 代应作业位置的累计渔获量, 单位为 t; f_{days} 表该作业位置累计作业的天数, 单位为 fishing day。

1.2.2 环境数据处理 利用 Matlab 软件对 SST 数据进行处理, 得到海表面温度梯度(sea surface temperature gradient, SSTG), 再将各环境因子数据空间插值处理成空间分辨率为 0.5°×0.5° 的 Asc 文件。时间分辨率为月, 并与渔业生产数据相匹配。海表面温度梯度计算公式^[22]为:

$$\text{SSTG} = \frac{\sqrt{[(x_1 + 2x_4 + x_6) - (x_3 + 2x_5 + x_8)]^2 + [(x_6 + 2x_7 + x_8) - (x_1 + 2x_2 + x_3)]^2}}{8} \quad (2)$$

式中, SSTG 代表海表面温度梯度, $x_{(1,3,4,5,6,8)}$ 代表该渔区周围 3×3 矩阵内经度方向上的 SST, $x_{(1,2,3,6,7,8)}$ 代表该渔区周围 3×3 矩阵内纬度方向上的 SST, 单位为 $^{\circ}\text{C}$ 。

1.3 模型方法

1.3.1 探索性回归分析 为解决各环境因子间多重共线性问题和获取关键性因子, 本文分别对 3 个季度的环境因子进行了探索性回归分析, 结果见表 1。根据各季度显著性(significance)指标排除 T50 (50 m 水深温度, sea temperature at 50 m depth), 依据方差膨胀因子(variance inflation factor, VIF)<5 排除 T50, S50 (50 m 水深盐度, sea salinity at 50 m depth)^[23]。最终选取 NPP, MLD, SLA, SSTG 作为解释变量, 以进行 GWR 模型的构建。

表 1 不同季度中西太平洋金枪鱼围网鲣
各环境因子相关指标参数

Tab. 1 Parameters of environmental factors
in different quarters

环境因子 environment factor	指标/% factors	第 1 季度 first quarter	第 2 季度 second quarter	第 4 季度 fourth quarter
NPP	significance	74.19	67.74	100
	VIF	1.81	4.94	2.78
T50	significance	60.52	38.71	67.10
	VIF	6.67	6.74	2.89
S50	significance	64.19	60.87	38.71
	VIF	5.33	3.11	4.49
MLD	significance	100	41.94	77.42
	VIF	4.05	3.80	3.91
SLA	significance	100	83.87	87.10
	VIF	4.63	3.20	2.40
SSTG	significance	48.65	100	80.65
	VIF	1.18	1.20	1.17

注: NPP—净初级生产力; T50—50 m 水深温度; S50: 50 m 水深盐度; MLD—混合层深度; SLA—海平面异常; SSTG—海表面温度梯度; significance—显著性; VIF—方差膨胀因子。

Note: NPP—net primary production; T50—sea temperature at 50 m depth; S50—sea salinity at 50 m depth; MLD—mixed layer depth; SLA—sea level anomaly; SSTG—sea surface temperature gradient.

1.3.2 地理加权回归模型(GWR) GWR 模型是一种局部建模方法, 根据各因子回归系数的空间分布探索其空间关系的异质性特征^[24-25]。本文为研究环境因子在中西太平洋不同区域对鲣渔获率影响的时空异质性特征, 对名义 CPUE 及各环境

因子进行标准化处理, 利用回归系数的正负来判断环境因子在该海域是否具有促进作用, 通过回归系数的大小判断环境因子影响程度的高低, 回归系数的值域范围判断环境因子的空间异质性程度的大小。GWR 模型的表达式^[26]如下:

$$\ln(\text{CPUE}) = b_0 + b_1(\text{NPP})_{(i,j)} + b_2(\text{MLD})_{(i,j)} + b_3(\text{SLA})_{(i,j)} + b_4(\text{SSTG})_{(i,j)} + \varepsilon_{(i,j)} \quad (3)$$

式中, b_0 代表截距; b_1 、 b_2 、 b_3 、 b_4 分别代表各个解释变量的系数; i 、 j 分别代表作业位置的经纬度; ε 代表该作业位置的模型拟合残差。

由于本研究的自变量存在较多的“0”值, 因此选择常用核函数(Gaussian 函数)进行计算。函数计算表达式^[24]如下:

$$W_{mn} = e^{-\frac{(d_{mn}/b)^2}{2}} \quad (4)$$

式中, d_{mn} 代表位置 m 与位置 n 之间的空间距离, b 代表带宽值。

1.3.3 空间自相关分析 空间自相关在处理研究区总体空间差异和关联程度方面具有比较显著的效果^[27]。因此, 本文利用空间自相关方法对不同季度鲣渔获率进行定量分析, 根据全局 Moran's I 指数分析不同季度鲣渔获率空间分布上的聚集和离散情况, 并通过结果分析在空间非平稳性海洋环境下造成空间聚集或离散情况的原因。

1.3.4 模型性能检验 拟合良好的模型, 其残差分布应该呈现随机分布或具有较小的空间自相关^[18], 本研究利用全局 Moran's I 指数作为模型拟合优度指标。通过赤池信息准则(AIC)来检验模型的复杂度, 越小的 AIC 值所对应的模型复杂度更优^[28], 因此本文借助普通最小二乘法(ordinary least squares, OLS)对影响鲣渔获率的环境因子进行全局回归分析来进行模型性能对比。

2 结果与分析

2.1 CPUE 的季度分布特征

如图 2 所示, 鲣各季度的渔获率在空间分布上存在明显的空间聚集现象。以 164°E 经线为界, 将研究海域分为东侧和西侧两个部分, 发现第 1 季度, 西侧 $152^{\circ}\text{~}158^{\circ}\text{E}$, $2^{\circ}\text{N}\text{~}7^{\circ}\text{S}$ 海域内空间集聚现象明显; 东侧主要聚集在 $164^{\circ}\text{~}172^{\circ}\text{E}$, $4^{\circ}\text{N}\text{~}4^{\circ}\text{S}$ 海

域内,且均匀分布在赤道两边,聚集范围和渔获率较西侧海域都更大。第2季度,西侧海域主要聚集在 $152^{\circ}\sim162^{\circ}\text{E}$, $3^{\circ}\text{N}\sim4^{\circ}\text{S}$ 海域,与第1季度相比,聚集区范围向东移动,而在东侧海域,空间聚集比较分散,存在多个高值聚集区,主要在 $164^{\circ}\sim175^{\circ}\text{E}$, $5^{\circ}\text{N}\sim4^{\circ}\text{S}$ 范围内,与第1季度相比,在 $175^{\circ}\sim180^{\circ}\text{E}$ 之间还存在一个小范围高值聚集

区。第4季度,西侧海域 $154^{\circ}\sim164^{\circ}\text{E}$, $0^{\circ}\sim4^{\circ}\text{S}$ 范围为主要的空间集聚区,与前两个季度相比,其分布范围向东南方向偏移,东侧海域空间聚集主要在 $165^{\circ}\sim175^{\circ}\text{E}$, $2^{\circ}\text{N}\sim4^{\circ}\text{S}$ 范围,越靠近赤道附近渔获率越高,相比于前两个季度,其纬度方向上聚集范围缩小。总体上,各季度中西太平洋东侧海域的渔获率明显高于西侧海域,但分布的范围有所差异。

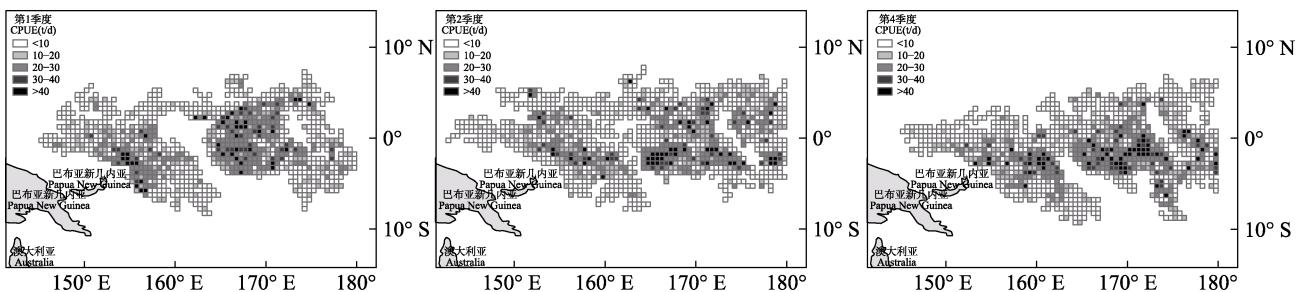


图2 不同季度中西太平洋金枪鱼围网鲣名义 CPUE 空间分布

Fig. 2 The spatial distribution of nominal CPUE of skipjack tuna in Western and Central Pacific Ocean in different quarters

2.2 空间全局自相关特征

根据全局自相关分析结果(表2)可知,3个季度的Moran's *I*值分别为0.508、0.466和0.509,且*P*值均小于0.01,说明鲣在3个季度中存在明显的空间聚集性。对比Moran's *I*值的大小,发现第4季度鲣空间集聚程度最高,第1季度次之,第2季度的空间集聚程度最低,说明不同季度不同空间鲣的集聚存在差异。

2.3 GWR模型检验结果

本研究利用OLS来检验GWR模型的拟合效果,结果见表3。OLS模型3个季度对应的AIC值分别为2566、3029和2766,而GWR模型3个季度对应的AIC值分别为2227、2875和2486,可以发现每个季度GWR模型与OLS的AIC值都相差3以上,且GWR模型的值更低,因此GWR模型的拟合结果优于OLS。根据各季度GWR模型

残差的Moran's *I*值的大小发现,GWR模型的残差在3个季度都存在较小的空间自相关现象,因此所选的四种环境因子可以有效的解释鲣渔获率的空间变化,同时也表明该模型具有良好的空间拟合效果。通过GWR模型的拟合优度(R^2)和校正的拟合优度(校正的 R^2)可以看出,该模型在不同的季度对变量的解释率有一定差异,第1季度解释效果最好($R^2=0.46$),第4季度解释效果次之($R^2=0.42$)。

表2 不同季度中西太平洋金枪鱼围网鲣 CPUE 的空间自相关分析参数

Tab. 2 The spatial autocorrelation analysis parameters of nominal CPUE of skipjack tuna in Western and Central Pacific Ocean in different quarters

季度 quarter	Moran's <i>I</i>	<i>z</i>	<i>P</i>
第1季度 first quarter	0.508	27.224	<0.01
第2季度 second quarter	0.466	27.435	<0.01
第4季度 forth quarter	0.509	28.625	<0.01

表3 不同季度中西太平洋金枪鱼围网鲣 OLS 和 GWR 模型拟合回归效果参数比较

Tab. 3 Comparison of regression effects of OLS and GWR models in different quarters

季度 quarter	最小二乘法 OLS			地理加权回归模型 GWR			
	赤池信息准则 AIC	<i>P</i>	赤池信息准则 AIC	拟合优度 R^2	校正的拟合优度 $adj R^2$	残差 Moran's <i>I</i> of residuals	<i>P</i>
第1季度 first quarter	2566	<0.01	2227	0.46	0.39	0.129	<0.01
第2季度 second quarter	3029	<0.01	2875	0.25	0.21	0.283	<0.01
第4季度 forth quarter	2766	<0.01	2486	0.42	0.36	0.162	<0.01

0.42), 第 2 季度的效果相对较低($R^2=0.25$)。

2.4 各季度环境因子时空异质性结果

研究发现, 第 1 季度, SLA 对鲣渔获率影响的空间异质性程度最大(图 3), 其回归系数有正有负, 正值主要集中在 157°E 以西, 5°N~5°S 海域, 该区域主要产生正向影响, 而负值分布面积较广, 对鲣的渔获率具有负向作用。NPP 和 MLD 空间异质性程度次之, 但 NPP 回归系数多为正值, 主要对鲣渔获率产生正向影响, 影响范围为 152°~158°E, 5°N~5°S 海域。MLD 回归系数全为负值, 因此对鲣渔获率只具有负向影响, 且对 160°E 以西海域和东侧 167°~172°E, 5°N~4°S 海域存在较明显的负向作用, SSTG 的空间异质性程度最低, 且回归系数有正有负, 因此其在第 1 季度对鲣的渔获率影响最不显著。

第 2 季度, MLD 和 SLA 在第 2 季度对鲣渔获率影响的空间异质性程度比较大(图 4), 且回归系数大都为负值, 对鲣的渔获率主要为负向影响, MLD 对东西两侧的鲣的渔获率均具有负向作用,

而 SLA 主要影响了中西太平洋西侧的海域。NPP 的空间异质性程度相对较低, 回归系数有正有负, 正值主要分布在东部 0°~8°S 海域, 负值分布范围较广。SSTG 的空间异质性最低, 但其回归系数都为正值, 对整个中西太平洋海域鲣渔获率主要具有促进作用。

第 4 季度, SLA 对鲣渔获率影响的空间异质性程度最大(图 5), 但回归系数值有正有负, 正值影响范围主要在西侧 157°~162°E, 3°~7°S 海域和东侧 165°~180°E, 0°~6°S 海域, 其他海域受负向影响明显。NPP 和 MLD 的空间异质性影响程度相似, 其中 MLD 的回归系数大都为负值, 主要对研究海域鲣渔获率具有负向作用, 而 NPP 的回归系数有正有负, 但负值影响范围明显小于正值。SSTG 的空间异质性程度最小, 但回归系数多为正值, 对该海域多为正向影响。

2.5 时空异质性定量分析结果

对不同季度 GWR 模型回归系数定量分析(表 4)发现, 第 4 季度各环境因子的值域均为 3 个季度

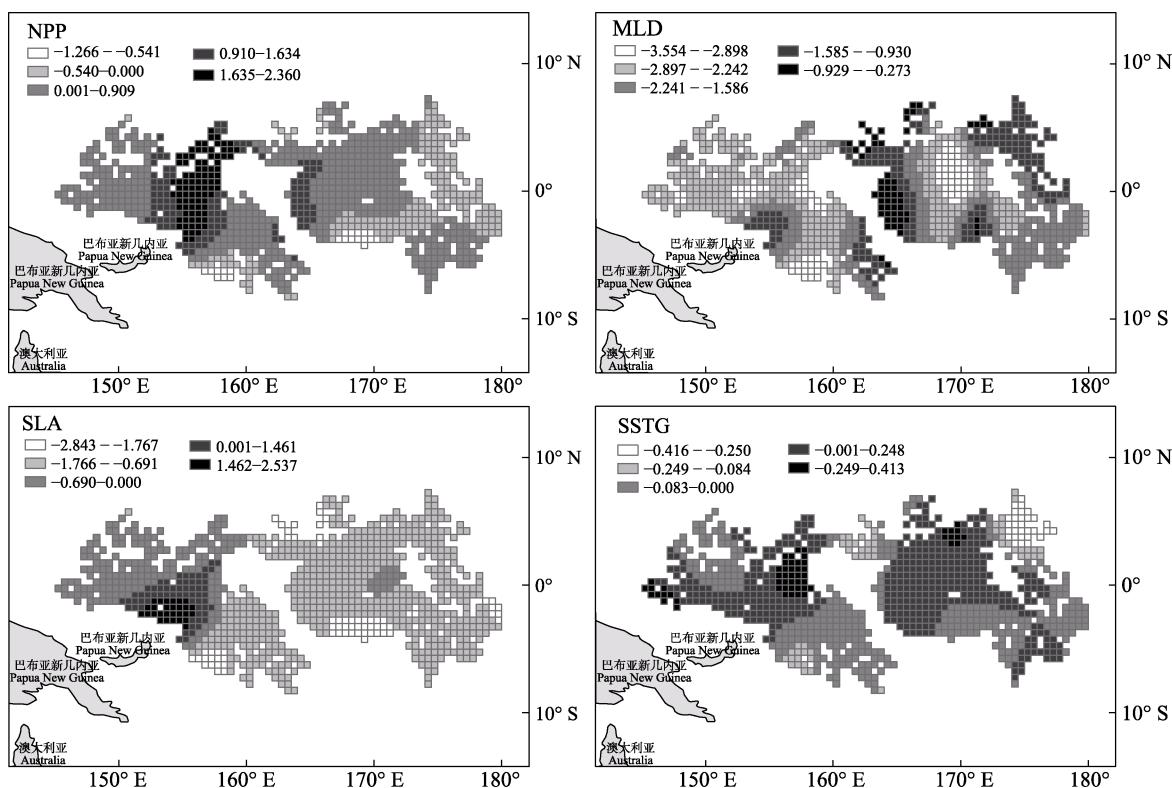


图 3 第 1 季度中太平洋金枪鱼围网鲣 GWR 模型评估的不同环境因子与鲣渔获率关系的回归系数空间分布

Fig. 3 The spatial distribution of GWR regression coefficients of different environmental factors in the first quarter

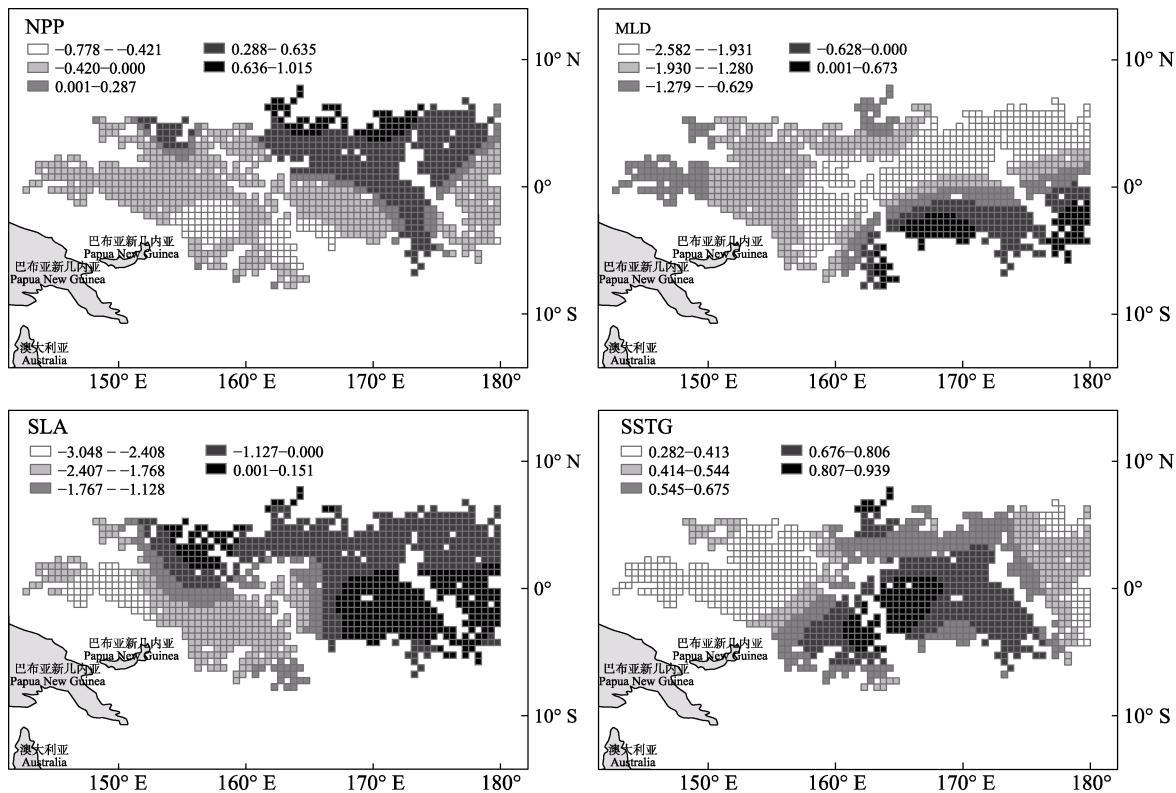


图4 第2季度中西太平洋金枪鱼围网鲣GWR模型评估的不同环境因子与鲣渔获率关系的回归系数空间分布
Fig. 4 The spatial distribution of GWR regression coefficients of different environmental factors in the second quarter

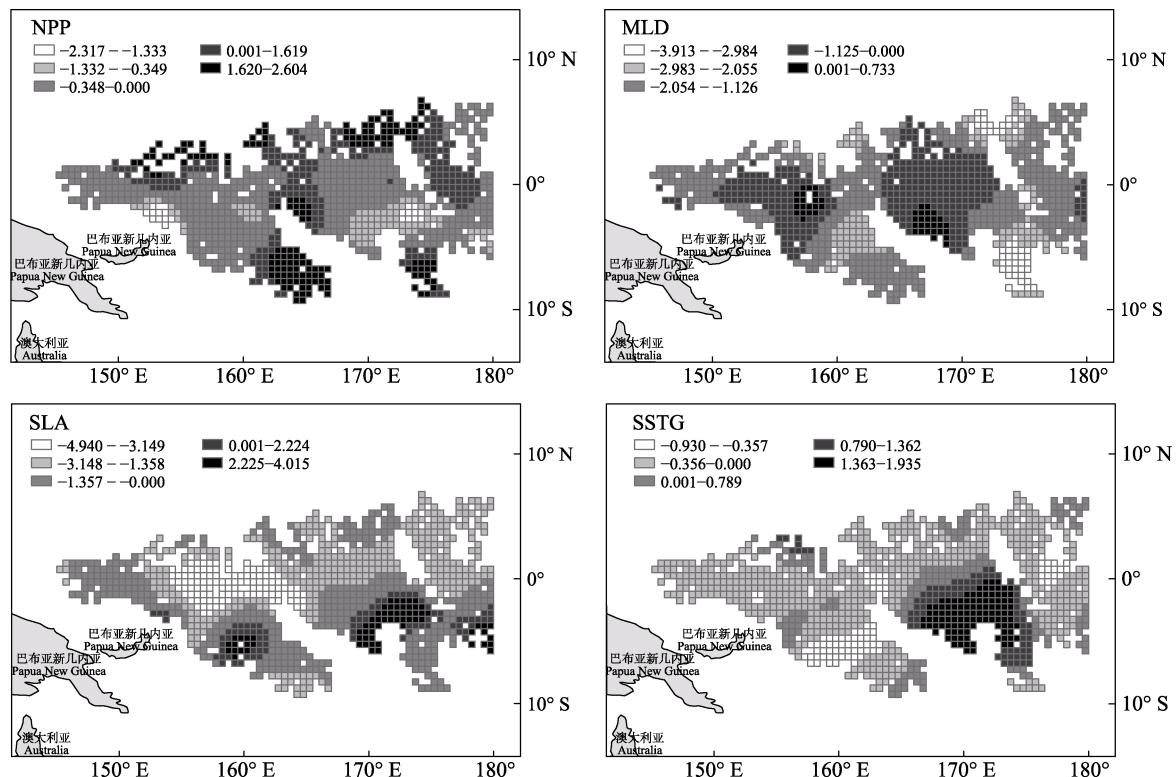


图5 第4季度中西太平洋金枪鱼围网鲣GWR模型评估的不同环境因子与鲣渔获率关系的回归系数空间分布
Fig. 5 The spatial distribution of GWR regression coefficients of different environmental factors in the forth quarter

表 4 不同季度中西太平洋金枪鱼围网鲣 GWR 模型回归系数与正负值的总体百分比的数据汇总

Tab. 4 Summary statistics of GWR regression coefficients with overall percentage of positive and negative values in different quarters

	变量 variable	最小值 min	下四分位数 lower quartile	中值 medium	上四分位数 upper quartile	最大值 max	值域 range	%—	%+
第 1 季度 the first quarter	intercept	-0.790	-0.418	0.851	1.946	2.243	3.032	26.0	74.0
	NPP	-1.266	-0.735	0.173	1.558	2.360	3.627	34.9	65.1
	MLD	-3.554	-1.019	-0.559	-0.406	-0.273	3.281	100.0	0.0
	SLA	-2.843	-2.252	-1.786	-0.460	2.537	5.381	52.8	47.2
	SSTG	-0.416	-0.267	0.000	0.224	0.413	0.829	50.1	49.9
第 2 季度 the second quarter	Intercept	-0.572	-0.013	0.389	1.132	2.405	2.977	19.2	80.8
	NPP	-0.778	0.444	0.873	0.947	1.015	1.793	43.4	56.6
	MLD	-2.582	-2.475	-2.407	-2.259	0.673	3.256	79.3	20.7
	SLA	-3.048	-1.853	-1.022	-0.460	0.151	3.199	95.3	4.7
	SSTG	0.282	0.614	0.833	0.913	0.939	0.657	0.0	100.0
第 4 季度 the fourth quarter	Intercept	-0.504	0.027	0.474	1.047	2.532	3.036	16.6	83.4
	NPP	-2.317	-0.249	0.151	0.524	2.604	4.921	47.1	52.9
	MLD	-3.913	-3.185	-2.219	0.247	0.733	4.646	84.2	15.8
	SLA	-4.940	-0.680	-0.518	1.110	4.015	8.954	55.2	44.8
	SSTG	-0.930	-0.427	-0.093	0.682	1.935	2.865	32.5	67.5

注: intercept—截距; NPP—净初级生产力; MLD—混合层深度; SLA—海平面异常; SSTG—海表面温度梯度。

Note: NPP—net primary production; MLD—mixed layer depth; SLA—sea level anomaly; SSTG—sea surface temperature gradient.

中最大, 第 1 季度次之, 第 2 季度的时空异质性程度最低, 整体上, 不同季度的空间异质性程度由大到小依次是: 第 4 季度>第 1 季度>第 2 季度。值域最大的环境因子为 SLA, 值域最大值达到 8.954, SSTG 在 3 个季度中, 值域均为最小, 值域最小为 0.657。总体上, 各环境因子对鲣渔获率影响的时空异质性程度由大到小依次是: SLA>MLD>NPP>SSTG。根据回归系数的正负值比例发现, 第 1 季度 SLA 和 SSTG 回归系数的正负比例相差较小, NPP 的回归系数正值比例较大为 65.1%, 而 MLD 的回归系数的负值比例为 100%。第 2 季度 NPP 的正负系数比例相差较小, MLD 和 SLA 的负值比例较大, 分别为 79.3% 和 95.3%, 而 SSTG 的回归系数 100% 为正值。第 4 季度 SLA 和 NPP 的正负系数比例相差较小, 而 SSTG 的正值比例较大为 67.5%, MLD 的负值比例较大为 84.2%。整体上, NPP 和 SSTG 在 3 个季度中主要具有正向影响, 而 MLD 和 SLA 的负向影响较大。

3 讨论

3.1 鲣资源空间聚集性分析

鲣属于集群性鱼类, 由于其索饵习性, 通常

在海水上层形成非常密集的鲣群^[29-30]。本研究中 3 个季度的结果表明鲣主要存在 2 处空间聚集区(图 2), 分别在研究海域的东、西两侧。西侧海域鲣的空间聚集区附近海表温度较高, 西部暖锋有两个向东突出的“暖舌”^[31], 容易形成温度锋面, 这些特征为鲣的生存提供了丰富的食物资源^[32], 从而产生明显的空间聚集。而随着季度的变化, 温度锋面的位置变化, 鲣的聚集区也随之变动。东侧聚集海域常存在自东向西的涌升流, 带来了丰富的营养盐和微生物, 形成了一个良好的索饵场^[33]。此外, 本研究发现第 2 季度东侧海域还出现了第 3 个小聚集区, 这个区域受中东太平洋赤道上升流影响, 海域叶绿素浓度偏高, 便于鱼类获得丰富的食物, 容易形成小范围的聚集^[34]。

从不同季度鲣渔获率的空间分布图(图 2)及空间自相关指数(表 2)都可发现东侧海域空间聚集程度明显高于西侧海域, 且不同季度鲣的空间聚集程度有所差异, 第 4 季度鲣的渔获率空间聚集程度最高, 其次是第 1 季度, 第 2 季度空间聚集程度最低。相关研究表明中西太平洋海域是一个“暖池-冷舌海洋生态系统”海域^[35-36], 暖池东侧海域有丰富的营养盐和浮游动植物能够为鲣群提

供所需的生物饵料^[37], 鲣主要在暖池的边缘觅食最为活跃, 那里处于冷暖水交汇海域即锋面海域, 周围的营养和浮游生物还有小鱼都很集中, 有利于形成一个汇聚带^[32], 而中国渔船在第 4 季度作业范围往东南方向移动, 该区域更加接近锋面地带, 因此该海域鲣的资源丰度更大, 其渔获率聚集程度也更高。第 2 季度由于中西太平洋的海水温度逐渐降低, 为寻找合适的栖息环境, 鲣的分布较离散, 因此第 2 季度鲣渔获率集聚程度小于第 1 季度。

3.2 环境因子对鲣渔获率影响的时空异质性

鲣属于大洋性高度洄游鱼类^[38], 其资源量、渔场分布及鱼群的聚集与海洋环境息息相关^[39-41]。本研究中 GWR 模型结果(图 3~5)显示, SLA、MLD、NPP 和 SSTG 4 种环境因子对鲣渔获率的影响均存在着显著的时空差异性。研究发现, SLA 对鲣渔获率影响的空间异质性最大, 且在第 4 季度时空异质性程度最大, 对鲣渔获率主要具有负向影响, 负向影响主要集中在西侧海域(图 5)。Devlin 等^[42]认为海平面的变化与年际潮汐相关, 在年际时间尺度上, 各季度 SLA 的值略有波动, 西侧海域的海平面变化比东侧海域更集中。且相关研究表明当 SLA 的值越高时, 海流表现出明显的辐聚, 导致中心水体下降, 表层高温暖水向下输送, 而 SLA 的值越低时, 辐散的水流表现为源, 中心水体涌升, 将底层海域丰富的营养盐带到表层^[43], 为鲣提供足够的营养物质, 有利于鲣的聚集。

本研究发现 MLD 在第 4 季度对鲣渔获率影响的时空异质性程度最大(表 4), 以往研究表明 MLD 随着季度不断变化, 且在第 4 季度减小幅度较大^[44]。不同季度 MLD 对鲣渔获率都呈现了较强的负向影响(图 3~5), MLD 是指一个将混合良好的表层水与温跃层分开的水层深度^[43], 且 MLD 的大小调节着营养物质的分布和输送, 影响着生物的生产^[44]。而鲣是一种喜欢生活在表面混合层中的鱼类^[30], 因此 MLD 的值越小, 鲣的渔获率越高。

本研究发现 NPP 在第 4 季度对鲣渔获率的正负影响均比第 2 季度的影响大(表 4), 这可能与 NPP 对鲣渔获率的影响具有一定滞后性有关^[45]。NPP 的大小通常会影响浮游动植物的分布和繁殖^[46],

当 NPP 的值越大时, 该海域的环境越有利于鲣的生存, 且 NPP 通常是随着冷暖水团的锋面移动^[47], 不同季度冷暖水团的锋面位置会发生变化, 因此本研究中 3 个季度 NPP 主要对鲣渔获率存在正向影响。

本研究中 SSTG 代表了温度的梯度变化, 从第 2 季度和第 4 季度的结果可以发现 SSTG 多为正向影响, 且在第 2 季度的正向影响达到 100%, SSTG 的值越高说明该区域更接近冷暖池交汇处, Lehodey 等^[32]研究学者们发现暖池边缘 29 ℃等温线的移动会导致鲣渔场的移动。而第 1 季度正向影响效果不明显, 可能是由于本研究中环境数据表现的是一个 10 年平均状态下的整体趋势。

总体上, 第 2 季度各环境因子对鲣渔获率影响的时空异质性程度相对最小, 第 4 季度时空异质性程度最大, 因此海洋环境的时空异质性与鲣渔获率的空间集聚性具有明显的相关性。同时从各环境因子回归系数的正负值比例(表 4)来看, SLA 和 MLD 对鲣渔获率主要具有负向影响, 且 MLD 在第 1 季度负向影响达到了 100%, SSTG 和 NPP 主要具有正向影响, SSTG 在第 2 季度的正向影响达到 100%, 这表明鲣对营养物质的分布和海域的温度高度敏感。

3.3 模型分析与展望

目前, 关于鲣与海洋环境关系的研究, 主要是基于栖息地指数模型^[48]或 GAM^[9]等进行研究。而 GWR 模型利用标准化后的环境数据可以根据回归系数的正负值探讨环境因子的正负影响效应, 以及通过结合不同地理位置其空间属性的差别, 来探索不同环境因子对鲣渔获率的影响在时空上的差异性, 从而更准确的探索影响资源量的主要原因, 并获得海洋资源与海洋环境之间的时空异质性特征。由于 GWR 模型的局部回归特性, 其不适宜研究数据量较少的数据集, 因此本研究探讨的是在长期的环境平均状态下各因子对鲣渔获率的影响, 回归拟合解释率还有待改进, 下一步研究中, 将与其他方法相结合, 以提高拟合效果。

参考文献:

- [1] Miao Z Q, Huang X C. Distant-water Tuna Fisheries[M]. Shanghai: Shanghai Science and Technology Literature Press, 2003: 1-242. [苗振清, 黄锡昌. 远洋金枪鱼渔业[M]. 上海:

- 上海科学技术文献出版社, 2003: 1-242.]
- [2] Chen X J, Zheng B. Study on the temp-spatial distribution of skipjack resources for tuna purse seine in the west-central Pacific Ocean[J]. Journal of Marine Sciences, 2007, 25(2): 13-22. [陈新军, 郑波. 中西太平洋金枪鱼围网渔业鲣鱼资源的时空分布[J]. 海洋学研究, 2007, 25(2): 13-22.]
- [3] Williams P, Thomas R. Overview of Tuna fisheries in the Western and Central Pacific Ocean, including economic conditions 2019[R]. Scientific Committee sixteenth regular session online meeting: SPC (Secretariat of the Pacific Community), 2020.
- [4] Dueri S, Bopp L, Maury O. Projecting the impacts of climate change on skipjack tuna abundance and spatial distribution[J]. Global Change Biology, 2014, 20(3): 742-753.
- [5] Yang X M, Dai X J, Tian S Q, et al. Forecasting fishing grounds for tuna purse seine fisheries in the Western and Central Pacific Ocean[J]. Journal of Fishery Sciences of China, 2016, 23(6): 1417-1425. [杨晓明, 戴小杰, 田思泉, 等. 中西太平洋金枪鱼围网渔场变动的预报分析[J]. 中国水产科学, 2016, 23(6): 1417-1425.]
- [6] Wang X F, Xu L X, Zhou C, et al. The relationship between the thermocline features and the rate of fishing success for free school caught by the tuna purse seiner in the Western and Central Pacific Ocean[J]. Journal of Shanghai Ocean University, 2013, 22(5): 763-769. [王学昉, 许柳雄, 周成, 等. 中西太平洋金枪鱼围网鲣鱼自由鱼群捕获成功率与温跃层特性的关系[J]. 上海海洋大学学报, 2013, 22(5): 763-769.]
- [7] Fang Z, Chen Y Y, Chen X J, et al. The grey predict model construction of abundance forecasting for skipjack tuna (*Katsuwonus pelamis*) in the Western and Central Pacific Ocean based on different environmental factors[J]. Journal of Marine Sciences, 2018, 36(4): 60-67. [方舟, 陈洋洋, 陈新军, 等. 基于不同环境因子的中西太平洋鲣鱼资源丰度灰色预测模型构建[J]. 海洋学研究, 2018, 36(4): 60-67.]
- [8] Fang Z, Chen Y Y, Chen X J, et al. Influence of environmental factors on the abundance of skipjack tuna (*Katsuwonus pelamis*) in west-central Pacific Ocean determined using different models[J]. Journal of Fishery Sciences of China, 2018, 25(5): 1123-1130. [方舟, 陈洋洋, 陈新军, 等. 基于不同模型研究环境因子对中西太平洋鲣鱼资源丰度的影响[J]. 中国水产科学, 2018, 25(5): 1123-1130.]
- [9] Tang H, Xu L X, Chen X J, et al. Effects of spatiotemporal and environmental factors on the fishing ground of skipjack tuna (*Katsuwonus pelamis*) in the Western and Central Pacific Ocean based on generalized additive model[J]. Marine Environmental Science, 2013, 32(4): 518-522. [唐浩, 许柳雄, 陈新军, 等. 基于GAM模型研究时空及环境因子对中西太平洋鲣鱼渔场的影响[J]. 海洋环境科学, 2013, 32(4): 518-522.]
- [10] Chen Y Y, Chen X J, Guo L X, et al. Comparison of fishing ground of skipjack based on BP neural network in the western and central Pacific Ocean[J]. Journal of Guangdong Ocean University, 2017, 37(6): 65-73. [陈洋洋, 陈新军, 郭立新, 等. 基于BP神经网络的中西太平洋鲣鱼渔场预报模型构建与比较[J]. 广东海洋大学学报, 2017, 37(6): 65-73.]
- [11] Mugo R, Saitoh S I. Ensemble modelling of skipjack tuna (*Katsuwonus pelamis*) habitats in the western north Pacific using satellite remotely sensed data; a comparative analysis using machine-learning models[J]. Remote Sensing, 2020, 12(16): 2591.
- [12] Sheehan K R, Strager M P, Welsh S A. Advantages of geographically weighted regression for modeling benthic substrate in two greater Yellowstone ecosystem streams[J]. Environmental Modeling & Assessment, 2013, 18(2): 209-219.
- [13] McMillen D P. Geographically weighted regression: The analysis of spatially varying relationships[J]. American Journal of Agricultural Economics, 2004, 86(2): 554-556.
- [14] Dong L L, Pan J H, Wang W G, et al. Spatiotemporal pattern of summer thermal field and its relationship with land cover in Lanzhou based on RS and GWR[J]. Soils, 2018, 50(2): 404-413. [董磊磊, 潘竟虎, 王卫国, 等. 基于遥感和GWR的兰州中心城区夏季热场格局及与土地覆盖的关系[J]. 土壤, 2018, 50(2): 404-413.]
- [15] Propastin P. Multiscale analysis of the relationship between topography and aboveground biomass in the tropical rainforests of Sulawesi, Indonesia[J]. International Journal of Geographical Information Science, 2011, 25(3): 455-472.
- [16] Imran M, Stein A, Zurita-Milla R. Using geographically weighted regression kriging for crop yield mapping in West Africa[J]. International Journal of Geographical Information Science, 2015, 29(2): 234-257.
- [17] Li B, Cao J, Guan L S, et al. Estimating spatial non-stationary environmental effects on the distribution of species: A case study from American lobster in the Gulf of Maine[J]. ICES Journal of Marine Science, 2018, 75(4): 1473-1482.
- [18] Windle M J S, Rose G A, Devillers R, et al. Exploring spatial non-stationarity of fisheries survey data using geographically weighted regression (GWR): An example from the Northwest Atlantic[J]. ICES Journal of Marine Science, 2009, 67(1): 145-154.
- [19] Chen L F, Zhu G P. Analysis of influence on spatial distribution of fishing ground for Antarctic krill fishery in the northern South Shetland Islands based on GWR model[J]. Chinese Journal of Applied Ecology, 2018, 29(3): 938-944. [陈吕凤, 朱国平. 基于地理加权模型的南设得兰群岛北部南极磷虾渔场空间分布影响分析[J]. 应用生态学报, 2018, 29(3): 938-944.]
- [20] Feng Y J, Liu Y, Chen X J. Modeling monthly spatial distribution of *Ommastrephes bartramii* CPUE in the northwest Pacific and its spatially nonstationary relationships with the marine environment[J]. Journal of Ocean University of China, 2018, 17(3): 647-658.
- [21] Papeete, Tahiti. Conservation and management measure on

- the application of high seas FAD closures and catch retention[R]. Scientific Committee sixth regular session meeting: SPC (Secretariat of the Pacific Community), 2009.
- [22] Horn B K P. Hill shading and the reflectance map[J]. Proceedings of the IEEE, 1981, 69(1): 14-47.
- [23] Bui D T, Lofman O, Revhaug I, et al. Landslide susceptibility analysis in the Hoa Binh Province of Vietnam using statistical index and logistic regression[J]. Natural Hazards, 2011, 59(3): 1413-1444.
- [24] Lu B B, Ge Y, Qin K, et al. A review on geographically weighted regression[J]. Geomatics and Information Science of Wuhan University, 2020, 45(9): 1356-1366. [卢宾宾, 葛咏, 秦昆, 等. 地理加权回归分析技术综述[J]. 武汉大学学报·信息科学版, 2020, 45(9): 1356-1366.]
- [25] Edmunds N B, Bartley T J, Caskenette A, et al. Relationship between water transparency and walleye (*Sander vitreus*) muscle glycolytic potential in northwestern Ontario lakes[J]. Canadian Journal of Fisheries and Aquatic Sciences, 2019, 76(9): 1616-1623.
- [26] Tseng C T, Su N J, Sun C L, et al. Spatial and temporal variability of the Pacific saury (*Cololabis saira*) distribution in the northwestern Pacific Ocean[J]. ICES Journal of Marine Science, 2013, 70(5): 991-999.
- [27] Anselin L, Syabri I, Kho Y. GeoDa: an introduction to spatial data analysis[J]. Geographical Analysis, 2006, 38(1): 5-22.
- [28] Akaike H. A new look at the statistical model identification[J]. IEEE Transactions on Automatic Control, 1974, 19(6): 716-723.
- [29] Roger C. Relationships among yellowfin and skipjack tuna, their prey-fish and plankton in the tropical western Indian Ocean[J]. Fisheries Oceanography, 1994, 3(2): 133-141.
- [30] Tanabe T. Feeding habits of skipjack tuna *Katsuwonus pelamis* and other tuna *Thunnus* spp. juveniles in the tropical western Pacific[J]. Fisheries Science, 2001, 67(4): 563-570.
- [31] Zhang X L, Fu D Y, Liu D Z, et al. Study on marine environment of the tuna purse seine fishery in Western and Central Pacific based on EOF analysis[J]. Journal of Marine Sciences, 2019, 37(2): 81-94. [张小龙, 付东洋, 刘大召, 等. 基于EOF分析中西太平洋金枪鱼围网渔业的海洋环境[J]. 海洋学研究, 2019, 37(2): 81-94.]
- [32] Lehodey P, Bertignac M, Hampton J, et al. El Niño Southern Oscillation and tuna in the western Pacific[J]. Nature, 1997, 389(6652): 715-718.
- [33] Zhou S F. Impacts of the El Niño Southern Oscillation on skipjack tuna purse-seine fishing grounds in the Western and Central Pacific Ocean[J]. Journal of Fishery Sciences of China, 2005, 12(6): 739-744. [周甦芳. 厄尔尼诺-南方涛动现象对中西太平洋鲣鱼围网渔业的影响[J]. 中国水产科学, 2005, 12(6): 739-744.]
- [34] Yang X M, Dai X J, Tian S Q, et al. Hot spot analysis and spatial heterogeneity of skipjack tuna (*Katsuwonus pelamis*) purse seine resources in the western and central Pacific Ocean[J]. Acta Ecologica Sinica, 2014, 34(13): 3771-3778. [杨晓明, 戴小杰, 田思泉, 等. 中西太平洋鲣鱼围网渔业资源的热点分析和空间异质性[J]. 生态学报, 2014, 34(13): 3771-3778.]
- [35] Tseng C T, Sun C L, Yeh S Z, et al. Spatio-temporal distributions of tuna species and potential habitats in the Western and Central Pacific Ocean derived from multi-satellite data[J]. International Journal of Remote Sensing, 2010, 31(17-18): 4543-4558.
- [36] Sugimoto T, Kimura S, Tadokoro K. Impact of El Niño events and climate regime shift on living resources in the western North Pacific[J]. Progress in Oceanography, 2001, 49(1-4): 113-127.
- [37] Yang X M, Dai X J, Wang X F, et al. Spatial distribution characters of the purse-seine skipjack fishery in the western and central Pacific based on point-pattern analysis[J]. Journal of Fishery Sciences of China, 2017, 24(3): 633-639. [杨晓明, 戴小杰, 王学昉, 等. 基于点格局的中西太平洋金枪鱼围网中鲣的空间格局特征[J]. 中国水产科学, 2017, 24(3): 633-639.]
- [38] Jones S, Silas E G. Synopsis of biological data on skipjack Katsuwonus pelamis (Linnaeus) 1758 (Indian Ocean)[R]. FAO Fisheries Biology Synopsis No. 64 Species Synopsis No. 21. Rome: FAO, 1963: 663-694.
- [39] Druon J N, Chassot E, Murua H, et al. Skipjack tuna availability for purse seine fisheries is driven by suitable feeding habitat dynamics in the Atlantic and Indian oceans[J]. Frontiers in Marine Science, 2017, 4: 315.
- [40] Arrizabalaga H, Dufour F, Kell L, et al. Global habitat preferences of commercially valuable tuna[J]. Deep Sea Research Part II: Topical Studies in Oceanography, 2015, 113: 102-112.
- [41] Trigueros-Salmeron J A, Ortega-Garcia S. Spatial and seasonal variation of relative abundance of the skipjack tuna *Katsuwonus pelamis* (Linnaeus, 1758) in the Eastern Pacific Ocean (EPO) during 1970-1995[J]. Fisheries Research, 2001, 49(3): 227-232.
- [42] Devlin A T, Jay D A, Zaron E D, et al. Tidal variability related to sea level variability in the Pacific Ocean[J]. Journal of Geophysical Research: Oceans, 2017, 122(11): 8445-8463.
- [43] Fan X M, Yang S L, Zhang S M, et al. Forecasting fishing ground of mackerel (*Scomber australasicus*) in Arabian Sea based on habitat suitability index[J]. South China Fisheries Science, 2020, 16(4): 8-17. [范秀梅, 杨胜龙, 张胜茂, 等. 基于栖息地指数的阿拉伯海鲐鱼渔情预报模型构建[J]. 南方水产科学, 2020, 16(4): 8-17.]
- [44] Richards K J, Whitt D B, Brett G, et al. The impact of climate change on ocean submesoscale activity[J]. Journal of Geophysical Research: Oceans, 2021, 126(5): e2020JC016750.
- [45] Yan G W. Evaluate the influence of climate change on skipjack tuna (*Katsuwonus pelamis*) stock and its catch potential in the Western and Central Pacific Ocean [D]. National Taiwan Ocean University, 2016.
- [46] Guo A, Yu W, Chen X J, et al. Relationship between spatio-

- temporal distribution of chub mackerel *Scomber japonicus* and net primary production in the coastal waters of China[J]. *Acta Oceanologica Sinica*, 2018, 40(8): 42-52. [郭爱, 余为, 陈新军, 等. 中国近海鲐鱼资源时空分布与海洋净初级生产力的关系研究[J]. 海洋学报, 2018, 40(8): 42-52.]
- [47] Huang Y D. A study on the spatio-temporal distribution of skipjack (*Katsuwonus pelamis*) stock in the Western Central Pacific Ocean[D], National Taiwan Ocean University, 2001.
- [48] Guo A, Chen X J. The habitat suitability index of skipjack based on sea surface temperature in the western-central Pacific Ocean[J]. *Journal of Dalian Fisheries University*, 2008, 23(6): 455-461. [郭爱, 陈新军. 基于表温的中西太平洋鲣栖息地适应指数的研究[J]. 大连水产学院学报, 2008, 23(6): 455-461.]

Analysis of spatial and temporal heterogeneity of the relationship between skipjack tuna fishery and marine environment in the Western and Central Pacific Ocean

JIANG Shan¹, YANG Xiaoming^{1, 2, 3, 4, 5}, ZHU Jiangfeng^{1, 2, 3, 4, 5}

1. College of Marine Sciences, Shanghai Ocean University, Shanghai 201306, China;
2. National Engineering Research Center for Oceanic Fisheries, Shanghai 201306, China;
3. Key Laboratory of Sustainable Exploitation of Oceanic Fisheries Resources, Ministry of Education, Shanghai 201306, China;
4. Key Laboratory of Oceanic Fisheries Exploration, Ministry of Agriculture and Rural Affairs, Shanghai 201306, China;
5. Scientific Observing and Experimental Station of Oceanic Fishery Resources, Ministry of Agriculture and Rural Affairs, Shanghai 201306, China

Abstract: Skipjack tuna (*Katsuwonus pelamis*) is an important resource for purse seine fishing in the Western and Central Pacific Ocean. In order to explore the spatial and temporal differences in the impact of environmental factors on the fishing rate of skipjack tuna, this paper evaluates the fishing logbook data of tuna purse seine fishing vessels in the Western and Central Pacific Ocean from 2009 to 2018 in mainland China, as well as the corresponding marine environmental data. Exploratory regression analysis, spatial autocorrelation analysis, and the geographically weighted regression (GWR) model are used to explore the spatial and temporal heterogeneity of standardized environmental factors and the fishing rate of skipjack tuna. The results show that: (1) The fishing rate of skipjack tuna has spatial aggregation. In terms of space, there are 2–3 main aggregation areas, which are concentrated in 152°–164°E, 3°N–7°S sea area on the west side, 164°–175°E, 5°N–4°S sea area on the east side, and 175°–180°E sea area in the second quarter. In terms of time, the degree of aggregation had values of fourth quarter>first quarter>second quarter. (2) The spatial heterogeneity degree of the effects of environmental factors on the fishing rate of skipjack tuna had values of sea level anomaly (SLA)>mixed layer depth (MLD)>net primary production (NPP)>sea surface temperature gradient (SSTG). (3) SLA and MLD had significant negative effects on the fishing rate of skipjack tuna because the corresponding values of SLA and MLD were smaller in the surface nutrient-rich areas. NPP and SSTG were mainly positively affected because the frontal where the cold and warm water intersects is greatly affected by these two factors. (4) The GWR model was tested, and it was found that its residuals showed smaller spatial autocorrelation, indicating that the GWR model has a better fitting effect and is better than the ordinary least squares (OLS) method.

Key words: *Katsuwonus pelamis*; Western and Central Pacific Ocean; geographically weighted regression; spatial autocorrelation; spatial and temporal heterogeneity

Corresponding author: YANG Xiaoming. E-mail: xmyang@shou.edu.cn