



基于GLM和GAM的日本鲭太平洋群体补充量与产卵场影响因子关系分析

武胜男^{1,2}, 陈新军^{1,2,3,4,5*}

(1. 上海海洋大学海洋科学学院, 上海 201306;

2. 上海海洋大学, 农业部大洋渔业开发重点实验室, 上海 201306;

3. 上海海洋大学, 国家远洋渔业工程技术研究中心, 上海 201306;

4. 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;

5. 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)

摘要: 依据日本渔业机构提供的1980—2016年日本鲭太平洋群体资源丰度(补充量和亲体量)数据, 对补充量的自然对数进行正态性检验, 通过正态性检验的时间为1980—1999年, 再结合产卵场海洋环境数据, 利用广义线性模型(GLM)和广义加性模型(GAM)对1980—1999年日本鲭太平洋群体产卵场的海表面高度(sea surface height, SSH)、海表面盐度(sea surface salinity, SSS)、海表面温度(sea surface temperature, SST)、亲体量[ln(spawning stock biomass), ln(SSB)]与补充量之间的关系进行研究。GLM模型结果显示, 考虑因子的综合效应, 影响程度依次为ln(SSB)×年、ln(SSB)、SSS×年、SSS对补充量的影响最显著; 考虑单因子对补充量的影响, 影响程度依次为产卵场SST、SSH、年份、ln(SSB)和SSS。GAM模型研究表明, 基于赤池信息准则, 包含年份、产卵场SST和SSH的GAM模型为最优模型, 模型中各因子的影响程度由大到小依次为年份、产卵场SST、产卵场SSH; 考虑单因子对补充量的影响, GAM模型中影响程度依次为年份、产卵场SSS、ln(SSB)、产卵场SST和SSH, 补充量的适宜SSH范围为62~65 cm, 适宜SSS范围为34.72~34.74和34.78~34.83, 适宜SST范围为20.2~20.6 °C。当ln(SSB)>6.0时, 补充量处于较高水平。

关键词: 日本鲭; GLM模型; GAM模型; 环境因子; 亲体量

中图分类号: S 931

文献标志码: A

日本鲭(*Scomber japonicus*)属于大洋暖水性中上层鱼类^[1], 广泛分布于西北太平洋沿岸海域, 包括中国、朝鲜及日本沿岸海域^[2]。目前的主要捕捞国有中国(包括台湾地区)、韩国和日本等^[2]。国内外研究表明, 日本鲭的资源丰度受到环境因子如海表面温度(sea surface temperature, SST)^[3]、海表面盐度(sea surface salinity, SSS)^[4]、海表面高度(sea surface height, SSH)^[5]以及亲体

量^[6]的影响。自20世纪90年代以来, 日本鲭已表现出过度捕捞的迹象^[7], 补充量对日本鲭的资源丰度产生重要作用^[6, 8], 有必要对日本鲭补充量与影响因子之间的关系进行探索。

广义线性模型(generalized linear models, GLM)是目前被应用于渔业领域最常用的方法之一, 在过去的二十年中得到越来越广泛的应用^[9]。广义加性模型(generalized additive models,

收稿日期: 2018-08-25 修回日期: 2019-04-22

资助项目: 国家自然科学基金(NSFC41876141)

通信作者: 陈新军, E-mail: xjchen@shou.edu.cn

GAM)是多元线性回归的扩展,是广义线性模型(GLM)的非参数化修改模式,多用于处理响应变量与多个解释变量之间的非线性关系^[10]。日本鲭太平洋群体的补充量主要为0龄鱼,主要分布于太平洋沿岸的产卵场^[2],本研究利用日本渔业机构提供的日本鲭太平洋群体资源评估报告的补充量和亲体量数据,以及产卵场海洋环境数据,对该群体的影响因子和补充量之间的关系进行了GLM和GAM分析,研究不同模型和条件下各因子对补充量的影响程度,为日本鲭太平洋群体资源的合理利用提供科学依据。

1 材料与方法

1.1 数据来源

资源丰度数据包括补充量(单位:百万尾, million individuals)和亲体量(单位:1 000 t),均来自于日本中央水产研究所提供的2016年日本鲭太平洋群体年度资源评估报告(<http://abchan.fra.go.jp/digests27/index.html>),时间跨度为1980—2016年,时间分辨率为年;产卵场范围为日本太平洋南部沿岸海域^[2]。

(2)环境数据包括产卵场的SSH、SST和SSS,数据来源于亚洲-太平洋数据研究中心(<http://apdrc.soest.hawaii.edu/data/data.php>),产卵场的时间范围为每年的1—6月,时间跨度为1980—2016年,时间分辨率为月;空间范围为27°N~35°N, 130°E~140°E,空间分辨率为1°×1°。

1.2 研究方法

数据预处理 将产卵场的SSH、SST和SSS按月进行平均,获得产卵场SSH、SST和SSS的月平均值。

补充量的正态性检验 GLM和GAM模型的应用均假设响应变量服从正态分布^[9-10],补充量取自然对数,从1980—2016年开始,依次递减年份,直到补充量的自然对数通过正态性检验为止,以通过正态性检验的时间区间所包含的补充量数据为基础,结合影响因子建立GLM和GAM模型。

正态性检验采用Shapiro-Wilk检验(即W检验),由Shapiro和Wilk于1965年提出^[11],其基本原理是假设数据服从正态分布,对经标准化后的顺序统计量的期望值进行线性回归,得出拟合优度^[11],拟合优度越大,表示两个变量的相关程度越高,数据越接近服从正态分布,W检验中,

<http://www.scxuebao.cn>

W的取值范围为0到1,样本量范围为3~50^[11],可用于本研究分析。

GLM模型的建立 GLM模型中,将时间因子(年份)、环境因子(SSH、SST和SSS)和ln(SSB)作为解释变量,其中变量年份为分类离散变量,其他变量为连续变量。补充量作自然对数变换后,作为响应变量^[12]。假设响应变量服从正态分布,利用GLM模型分析日本鲭补充量和各影响因子之间的关系,表达式:

$$\ln(\text{recruitment}) = \mu + Y + SSH + SST + SSS + \ln(SSB) + SSH \times Y + SST \times Y + SSS \times Y + \ln(SSB) \times Y + \varepsilon \quad (1)$$

式中, $\ln(\text{recruitment})$ 为补充量取自然对数; μ 为模型参数; SSH为海表面高度效应; SST为海表面温度效应; SSS为海表面盐度效应; $\ln(SSB)$ 为亲体量(取自然对数)效应; $SSH \times Y$ 为SSH与年份的交互效应; $SST \times Y$ 为SST与年份的交互效应; $SSS \times Y$ 为SSS与年份的交互效应; $\ln(SSB) \times Y$ 为亲体量与年份的交互效应; ε 为误差项,服从正态分布。

GAM模型的建立与检验 利用GAM模型分析日本鲭补充量和各影响因子之间的关系,表达式^[13]:

$$\ln(\text{recruitment}) = \alpha + \sum_{i=1}^n f_i(x_i) + \varepsilon \quad (2)$$

式中, $\ln(\text{recruitment})$ 为补充量取自然对数; α 函数中的截距; x_i 为各解释变量,包括年份、SSH、SST、SSS和 $\ln(SSB)$; $f_i(x_i)$ 为各解释变量的任意单变量函数; ε 为残差,与 x_i 无关,服从正态分布。

解释变量依次加入GAM模型,得到包含不同解释变量个数的GAM模型。利用赤池信息准则(Akaike's Information Criterion, 简记为AIC)^[14]检验逐步加入解释变量后模型的拟合程度, AIC值越小,则模型拟合的越好^[15], AIC值得计算如下式^[16]:

$$AIC = 2k - 2\ln(L) \quad (3)$$

式中, k 表示模型独立参数个数; L 表示模型的极大似然函数。GAM模型的运算通过R 3.5.0软件^[17]实现。

2 结果

2.1 响应变量补充量对数的分布

对1980—2016年期间的补充量数据取自然对数,依次递减年份,进行Shapiro-Wilk检验,结果表明,1980—1999年期间的补充量数据通

过了正态性检验, 可用于后续模型的建立和分析(表1)。

表 1 1980—2016年日本鲭补充量的Shapiro-Wilk检验

Tab. 1 The Shapiro-Wilk test of the $\ln(\text{recruitment})$ of *S. japonicus* during 1980—2016

年份 Year	W值 W value	P值 P value
1980—2016	0.930 58	0.048 90
1980—2015	0.930 61	0.041 07
1980—2014	0.932 85	0.045 01
1980—2013	0.924 81	0.037 92
1980—2012	0.910 22	0.047 86
1980—2011	0.930 80	0.041 23
1980—2010	0.926 79	0.035 89
1980—2009	0.917 63	0.023 29
1980—2008	0.911 40	0.018 57
1980—2007	0.911 57	0.021 57
1980—2006	0.916 50	0.032 53
1980—2005	0.917 75	0.039 83
1980—2004	0.913 99	0.037 46
1980—2003	0.918 31	0.043 74
1980—2002	0.921 86	0.032 55
1980—2001	0.910 15	0.047 67
1980—2000	0.912 60	0.028 77
1980—1999	0.912 07	0.069 81

1980—1999年期间Shapiro-Wilk检验结果为($W=0.91$, $P=0.07>0.05$), 并且正态Q-Q图中 $\ln(\text{recruitment})$ 的散点几乎形成一条直线(图1-a), 证明此期间的 $\ln(\text{recruitment})$ 服从正态分布($\mu=7.02$, $\sigma=1.131$, 图1-b)。上述结果表明, 本研究关于 $\ln(\text{recruitment})$ 服从正态分布的假设, 以及确定了采用GLM和GAM模型进行数据分析的合适性。

2.2 GLM数据分析

考虑因子的综合效应对日本鲭补充量的影响, GLM的显著性检验结果表明, 产卵场SSS、亲体量的自然对数以及交互项SSS与年份($\text{SSS} \times \text{年份}$)、亲体量的自然对数与年份 $[\ln(\text{SSB}) \times \text{年份}]$ 均为显著性变量($P<0.05$), 其中 $\ln(\text{SSB})$ 与交互项 $\ln(\text{SSB}) \times \text{年份}$ 对补充量的影响极显著($P<0.01$); 年份、产卵场SST、SSH以及交互项 $\text{SST} \times \text{年份}$ 和 $\text{SSH} \times \text{年份}$ 对补充量的影响为不显著($P>0.05$)(表2)。

只考虑单因子对日本鲭补充量的影响, 显著性检验结果表明, 年份、产卵场SST和SSH对补充量的影响极显著($P<0.01$), $\ln(\text{SSB})$ 对补充量的影响为显著($P<0.05$), 产卵场SSS对补充量的影响为不显著($P>0.05$), 影响程度由大到小依次为产卵场SST、SSS、年份、 $\ln(\text{SSB})$ 和SSS(表3)。

2.3 GAM模型数据分析

各解释变量逐一加入GAM模型, 结果表明, 5个解释变量与补充量均存在极显著关系($P<0.01$)。依据AIC准则, 最优GAM模型:

$$\ln(\text{recruitment}) = \alpha + f(\text{Year}) + f(\text{SST}) + f(\text{SSH}) + \varepsilon \quad (4)$$

考虑因子的综合效应对日本鲭补充量的影响, 该模型的累计解释偏差为89.5%(表4)。GAM模型的分析结果中, 年份对补充量的影响最大, 解释了79.5%的总偏差, 随后依次是产卵场SST(9.7%)和产卵场SSH(0.3%)。GAM最优模型的选择结果表明, 模型中年份、产卵场SST和SSH的综合效应对补充量产生了较大的影响。

只考虑单因子对日本鲭补充量的影响, 各因子均通过显著性检验($P<0.05$), 综合AIC准则、可调整 R^2 和偏差解释(表5), 影响程度由大到小依次为年份、产卵场SSS、 $\ln(\text{SSB})$ 、产卵场SST和SSH。

时间因子方面, 各年份对补充量的影响年间变化较大(图2-a), 1980—1985年间, 对补充量的影响较为平稳, 1985—1989年期间对补充量的影响大幅度下降, 2009年降至20年间最低点; 1989—1992年期间对补充量的影响较大幅度上升, 1996年后对补充量的影响存在较大幅度下降。年份对补充量的影响实际上反映了补充量的年间变动情况。

产卵场环境因子方面, 随着SSH的增加, 对补充量的影响总体呈缓慢下降趋势(图2-b), 当SSH处于58~62 cm范围时, 对补充量的影响最大; SSS在不同范围对补充量产生不同的影响(图2-c), SSS处于34.67~34.69范围时, 补充量随SSS的增长呈大幅度减少趋势, SSS处于34.69~34.74范围时, 补充量呈大幅度增加趋势, 于34.74达到最高值, 后又骤降, 当SSS大于34.74时, 补充量随SSS的升高而缓慢增大; 随着SST的升高, 补充量随之减少(图2-d), 当SST处于20.0~20.5 °C范围时, 对补充量产生很大的影响。

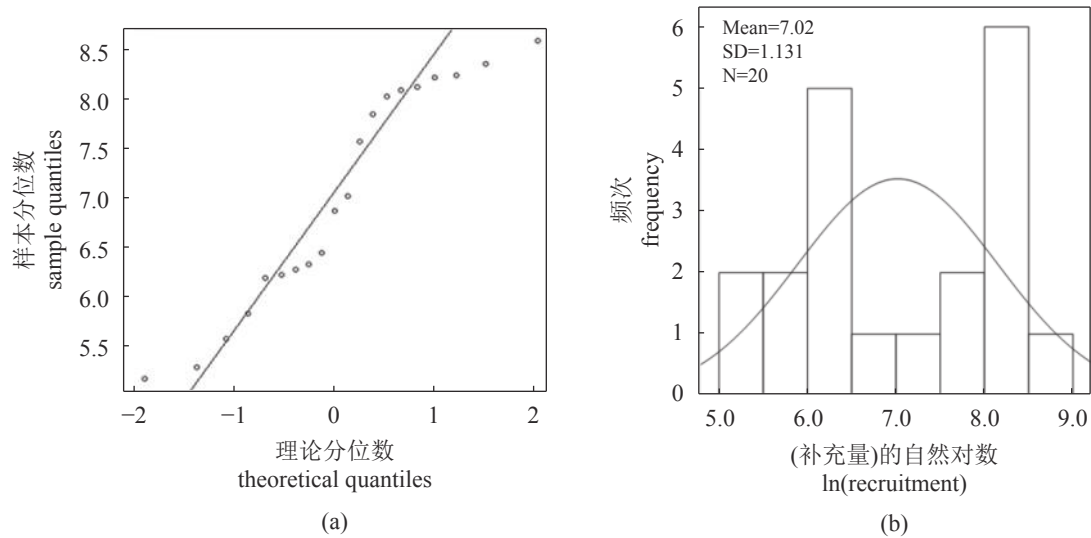


图1 1980—1999年日本鲭补充量的频次分布及其检验

(a) 正态Q-Q图; (b) 频次分布图

Fig. 1 The $\ln(\text{recruitment})$ distribution for *S. japonicus* from 1980–1999 and its distribution tests

(a) normal Q-Q plot; (b) frequency distribution

表2 日本鲭补充量GLM模型显著性变量的检验

Tab. 2 Test of the significant variables in GLM fitted to the $\ln(\text{recruitment})$ of *S. japonicus*

影响因子 influence factors	估计值 estimate	标准误差 standard error	t值 t value	P值 P value
Year	-9.003×10	3.192×10	-2.821	0.181 4
SST/ $^{\circ}\text{C}$	-3.822×10^2	2.011×10^2	-1.900	0.086 6
SSH/cm	-6.754×10	3.572×10	-1.891	0.088 0
SSS	-4.817×10^3	1.703×10^3	-2.829	0.017 9*
$\ln(\text{SSB})$	2.784×10^2	7.377×10	3.774	0.003 6*
SST \times Year	1.922×10^{-1}	1.012×10^{-1}	1.900	0.086 6
SSH \times Year	3.389×10^{-2}	1.797×10^{-2}	1.886	0.088 7
SSS \times Year	2.426×10^0	8.573×10^{-1}	2.830	0.017 9*
$\ln(\text{SSB}) \times \text{Year}$	-1.406×10^{-1}	3.714×10^{-2}	-3.786	0.003 6*

注: *表示在显著性水平 $\alpha=0.05$ (双侧)上显著相关

Notes: * the significant difference at $\alpha=0.05$

表3 日本鲭补充量与各影响因子之间的GLM检验

Tab. 3 GLM test between the $\ln(\text{recruitment})$ of *S. japonicus* and the influence factors

影响因子 influence factors	残差偏差 residual deviance	P值 P value
Year	16.542	$9.490 \times 10^{-3*}$
SST/ $^{\circ}\text{C}$	13.745	$1.583 \times 10^{-3*}$
SSH/cm	16.352	$8.467 \times 10^{-3*}$
SSS	20.269	7.520×10^{-2}
$\ln(\text{SSB})$	18.104	$2.329 \times 10^{-2*}$

注: *表示在显著性水平 $\alpha=0.05$ (双侧)上显著相关

Notes: * the significant difference at $\alpha=0.05$

亲体量方面, $\ln(\text{SSB})$ 处于4.0~5.2范围时, 对补充量的影响呈缓慢减少趋势, $\ln(\text{SSB})$ 大于5.2时, 补充量缓慢增加。

3 讨论

通过对1980—2016年补充量自然对数的正态性分析, 发现2000年以后的数据均未通过正态性检验(表1), 相关研究表明^[18], 自20世纪80年代开始, 日本鲭太平洋群体的捕捞压力大幅增加, 致使补充量减少, 1992年和1996年补充量有小幅度的恢复, 但仍处于极高的捕捞压力之下, 2000

表 4 日本鲭补充量GAM拟合结果的偏差分析及最适GAM模型的选择

Tab. 4 Summary of analysis of deviance for GAM and goodness of fit statistics for the GAM fitted to $\ln(\text{recruitment})$ of *S. japonicus*

模型 models	调整后的 R^2 adjusted R^2	GCV GCV	累计解释偏差/% explained deviance	AIC值 AIC value
+年份 +Year	0.666	0.733	79.5	47.639
+海表面温度/ $^{\circ}\text{C}$ +SST	0.751	0.770	89.2	41.671
+海表面高度/cm +SSH	0.768	0.685	89.5	40.364
+海表面盐度 +SSS	0.586	0.757	69.5	50.912
+亲体量自然对数 +ln(SSB)	0.701	0.605	80.2	45.057

表 5 日本鲭补充量与各影响因子之间的GAM检验

Tab. 5 GAM test between the $\ln(\text{recruitment})$ of *S. japonicus* and the influence factors

影响因子 influence factors	AIC值 AIC value	可调整 R^2 Adjusted R^2	偏差解释/% explained deviance
Year	47.639	0.666	79.5
SST/ $^{\circ}\text{C}$	55.256	0.403	43.4
SSH/cm	58.446	0.381	51.8
SSS	48.920	0.646	79.3
ln(SSB)	50.614	0.580	67.0

年之后捕捞压力降低, 补充量持续得到恢复, 据此推测, 2000年之后的补充量数据未通过正态性检验与该群体的捕捞压力有关。此外, 西北太平洋气候多变^[19], 长期的气候波动对日本鲭的资源丰度产生重要作用^[20], 另外, 海洋与环境与大气的相互作用可能会影响日本鲭的分布和资源丰度的变化^[20]。相关研究表明, PDO指数、与南方涛动指数相关的变量、北极涛动现象^[21]以及厄尔尼诺事件^[22]等对日本鲭的资源丰度产生重要的影响, 今后可加强这一部分的研究。

本研究选取时间因子、产卵场的环境因子和亲体量为指标, 基于GLM和GAM模型对1980—1999年日本鲭太平洋群体补充量和各影响因子间的关系进行了分析。国内外相关研究表明, SST^[3]、SSH^[5]和SSS^[4]等对日本鲭的资源丰度和分布产生重要影响。考虑因子的综合效应, GLM模型研究结果表明, 产卵场的SSS、ln(SSB)以及SSS和年、ln(SSB)和年的交互效应对日本鲭太平洋群体补充量产生的影响最大, 均通过了显著性检验($P < 0.05$), 影响程度从大到小依次为ln(SSB)×年、ln(SSB)、SSS×年、SSS; 考虑单因子的影响, 对补充量的影响程度由大到小依次为产卵场SST、SSH、年份、ln(SSB)和SSS。考虑因子的综合效

应, GAM模型的研究结果表明, 包含年份、产卵场SST和SSH的模型有着最小的AIC值, 为最优模型, 模型中各因子对补充量的影响程度由大到小依次为年份、产卵场SST、产卵场SSH; 考虑单因子的影响, 对补充量的影响程度由大到小依次为年份、产卵场SSS、ln(SSB)、产卵场SST和SSH。

3.1 时间因子对补充量的影响

补充量的统计数据表明, 1980—1999年间的补充量变化较大, 1980—1985年间补充量保持相对稳定, 1985—1989和1995—1999年间补充量出现了较大幅度的下降, 1989—1991年间又出现了较大幅度的上升(图2-a)。GAM模型的研究分析表明, 无论是考虑到因子间的综合影响, 还是考虑到单因子的影响, 年效应都是影响日本鲭补充量的最主要因素(表4, 表5)。补充量年间波动受到自身、海洋环境、气候以及捕捞努力量等随时间变化的影响^[12], 对于日本鲭太平洋群体, 捕捞压力可能是导致补充量年间波动、下降的主要原因。1987年以后, 该群体的捕捞压力大幅度增加, 导致补充量大降低, 1992年和1996年补充量有所恢复, 伴随着再次增

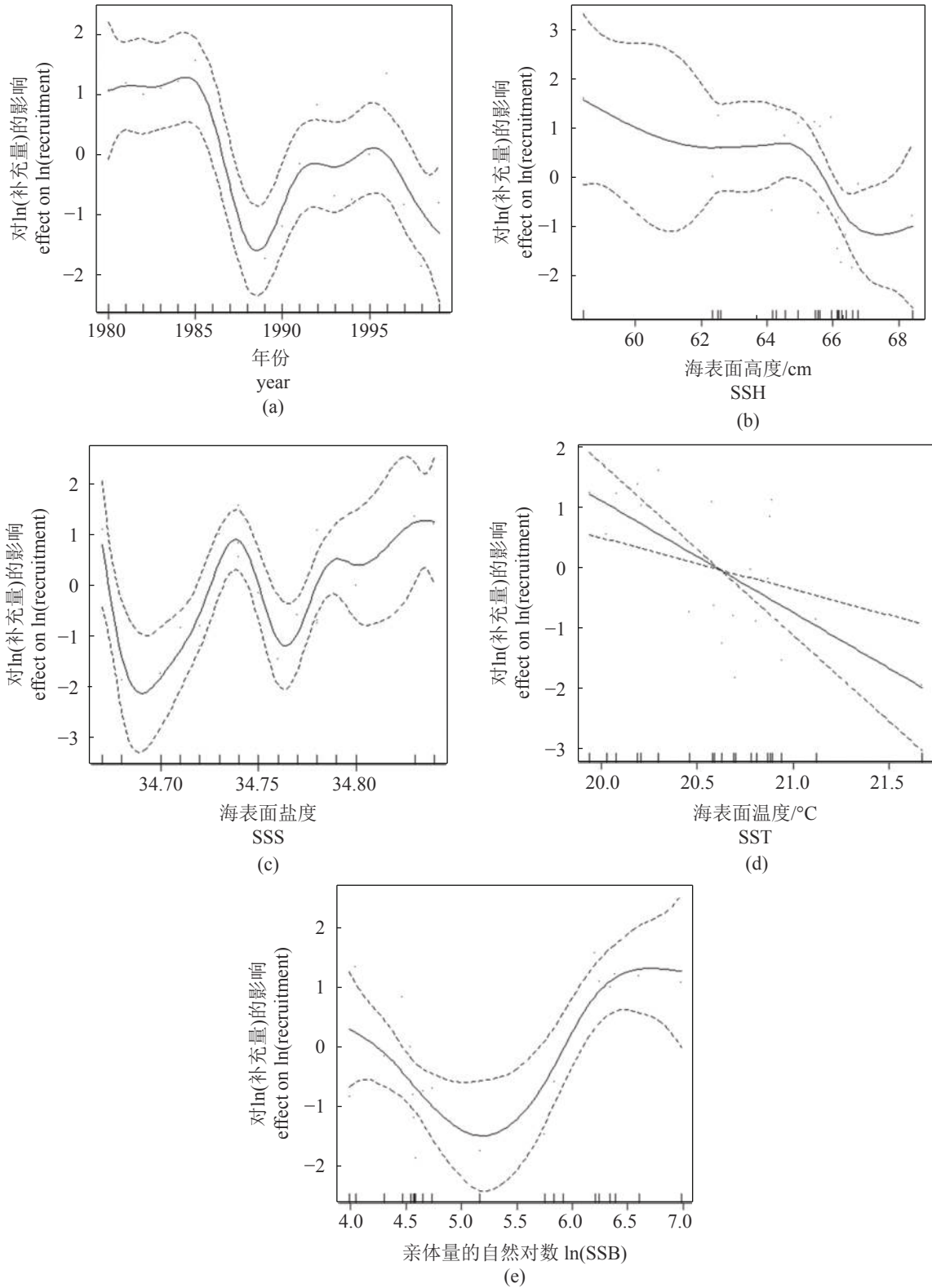


图 2 产卵场各影响因子与日本鲭补充量之间关系的GAM分析图

Fig. 2 Relationship between influence factors and $\ln(\text{recruitment})$ of *S. japonicus* based on GAM

大的捕捞压力, 补充量又急剧减少^[2]。该群体的产卵时间为1—6月, 产卵盛期为每年的3—6月^[2], 日本鲭属于季节性洄游鱼类^[23], 其生长速度较

快^[24], 孵化后增重较快, 可作为新的补充量群体^[25]。以上均表明, 月效应对日本鲭补充量产生重要的影响, 今后可加强这一部分的研究。

3.2 环境因子对补充量的影响

在GLM模型中, 考虑到综合效应对补充量的影响, 产卵场SSS通过了显著性检验($P<0.05$), SST和SSH未通过显著性检验; 而在GLM模型的单因子检验中, 产卵场SSS是非显著性变量, SST和SSH对补充量的影响极显著($P<0.01$)。GAM模型中, 考虑到综合效应对补充量的影响, 最优模型的SST和SSH有着对模型较高的偏差解释度, 对补充量产生重要影响, 而在GAM模型的单因子检验中, 所有环境因子均为显著性变量。从不同角度得到的因子的重要性结果有所出入, 这有可能是多因子综合效应的GAM模型不能排除因子之间的相互作用导致的, 例如SSS受到SST的影响会发生变化^[26], 因此在GAM模型中, 认为GAM模型单因子的检验结果更为可信; 而单因子对补充量的影响往往是非线性的, 并且多因子综合效应的GLM模型考虑到了时间因子和其他因子的交互项, 因此在GLM模型中, 认为GLM模型多因子综合效应的检验更为可信。综合GLM和GAM模型的检验结果, 考虑环境因子方面, 产卵场SST和SSH对补充量的影响最大。

SST是影响日本鲭资源丰度变动的关键因子^[27], 李纲等^[5]发现日本鲭的中心渔场出现在SSH极大值和极小值交汇的、并靠近极大值一侧的海域, 即冷水团和暖水团交汇且靠近暖水团一侧海域, 这表明SST和SSH对日本鲭的资源丰度产生重要影响, 这与本研究的结果相一致。GAM得到的单因子与补充量的关系图(图2)表明, 日本鲭太平洋群体的补充量主要集中在62~65 cm的SSH范围、34.72~34.74和34.78~34.83的SSS范围以及20.2~20.6 °C的SST范围内的海域。GAM模型得到的各环境因子的最适范围偏小, 尤其是SSS, 与实际情况可能存在差异, 在今后对日本鲭太平洋群体的资源丰度进行预测时, 还应结合实际情况具体分析。

3.3 亲体量对补充量的影响

GLM模型的结果表明, 无论是考虑因子间的综合效应还是单因子的影响, $\ln(SSB)$ 对补充量的影响均显著($P<0.05$); 单因子GAM模型的结果表明, $\ln(SSB)$ 对补充量的影响呈显著关系($P<0.05$), 当 $\ln(SSB)$ 大于6.0时, 对补充量产生很大的正影响。和田等^[28]根据补充量和亲体量的关系建立了模型, 发现在一定范围内, 补充量随

着亲体量的增加而增加, 并为日本鲭太平洋群体的资源管理提出了相关的建议。栗田^[29]研究指出, 大龄鱼或者体质量较大的鱼与小龄鱼与体质量较小的鱼相比, 分布在更宽广的时空范围, 更有利于补充量的增长。渡边^[4]研究则表明, 日本鲭太平洋群体亲体量的增长影响了补充量, 进而影响了该群体的资源丰度。

3.4 GLM和GAM模型分析

本研究利用了GAM模型对日本鲭的补充量及其影响因子的关系进行了分析, 各影响因子之间呈非线性关系, 与GLM回归方法相比, GAM在探索日本鲭资源丰度与因子之间的关系方面, 被认为是一个信息更为丰富的工具^[30]。GAM模型结合多个影响因子, 可以考虑到多因子的综合效应对补充量的影响, 但是缺少与时间(如年份、月份等)、经纬度等交互效应的分析研究。GAM模型灵活性强, 更注重探测数据间的复杂关系, 目前已经应用到许多学科领域中^[31-32], 在渔业领域中应用广泛。

利用GLM模型可获得影响补充量的主要因子及其贡献度, 并能够考虑到因子间的交互效应。GLM模型的研究结果与GAM差异较大, 因此要根据实际情况来选择模型。国外学者很早就利用GLM模型应用到渔业研究中去^[33], 而我国此方面的研究还比较少, 今后可加强这一部分的研究。

综上所述, 考虑到因子间的综合效应以及单因子对日本鲭补充量的影响, GLM和GAM模型的分析结果有所差异, 考虑因子对补充量的重要性方面, 认为GAM模型的单因子检验和GLM模型多因子综合效应的检验结果更为可信, 模型的选择要结合实际情况。在本研究的基础上, 一方面, 2000年之后的补充量并不服从正态分布, 推测误差来源于该群体的捕捞压力, 因此对2000年之后的数据在原来的基础上还应结合捕捞压力的相关指标进行数据分析; 另一方面, 在今后的研究分析中, 还应结合月份、经纬度等因子, 探索它们与日本鲭资源丰度的关系, 为更科学地利用日本鲭资源提供理论依据。

参考文献:

- [1] 李建生, 胡芬, 严利平, 等. 东海中部日本鲭(*Scomber japonicus*)产卵群体繁殖力特征[J]. 渔业科学进展,

- 2014, 35(6): 10-15.
- Li J S, Hu F, Yan L P, *et al.* The fecundity of chub mackerel (*Scomber japonicus*) spawning stocks in the central East China Sea[J]. *Progress in Fishery Sciences*, 2014, 35(6): 10-15(in Chinese).
- [2] 由上龍嗣, 西嶋翔太, 井須小羊子, 等. 平成29(2017)年度マサバ太平洋系群の資源評価[R]. 东京: 中央水産研究所, 2017.
- Yokami R, Nishishima S, Isu S, *et al.* Stock assessment of the Pacific cohort of chub mackerel (*Scomber japonicus*) in 2017[R]. Tokyo: National Research Institute of Fisheries Science, 2017(in Japanese).
- [3] 岡部久, 山田敦, 浜田信行. マサバ受精卵のふ化に適した水温[J]. 神奈川県水産技術センター研究報告, 2012(5): 27-28.
- Okabe K, Yamada A, Hamada N. Water temperature suitable for hatching fertilized eggs of chub mackerel[J]. Kanagawa prefectural Fisheries Research Agency, 2012(5): 27-28.
- [4] 渡邊千夏子. 資源学的立場からみたマサバ太平洋系群の生殖生態研究の現状と問題点[J]. 水研センター研報, 2006(4): 101-111.
- Watanabe C. A Review of the reproductive studies for chub mackerel in relation to the stock assessment[J]. Bulletin of Fisheries Research Agency, 2006(4): 101-111.
- [5] 李纲, 陈新军. 夏季东海渔场鲈鱼产量与海洋环境因子的关系[J]. *海洋学研究*, 2009, 27(1): 1-8.
- Li G, Chen X J. Study on the relationship between catch of mackerel and environmental factors in the East China Sea in summer[J]. *Journal of Marine Sciences*, 2009, 27(1): 1-8(in Chinese).
- [6] 渡邊千夏子, 須田真木, 赤嶺達郎, 等. 許容漁獲量の時空間的配分がマサバ太平洋系群の資源動態に与える影響[J]. 日本水産学会誌, 2012, 78(1): 15-26.
- Watanabe C, Suda M, Kawabata A, *et al.* Effects of spatio-temporal allocation of allowable catch on the population dynamics of the Pacific stock of chub mackerel[J]. *Nippon Suisan Gakkaishi*, 2012, 78(1): 15-26.
- [7] 陈卫忠, 胡芬. 用实际种群分析法评估东海鲈鱼现存资源量[J]. 水产学报, 1998, 22(4): 334-339.
- Chen W Z, Hu F. Stock assessment of *Scomber japonicus* from the East China Sea with virtual population analysis[J]. *Journal of Fisheries of China*, 1998, 22(4): 334-339(in Chinese).
- [8] 程家骅, 林龙山. 东海区鲈鱼生物学特征及其渔业现状的分析研究[J]. *海洋渔业*, 2004, 26(2): 73-78.
- Cheng J H, Lin L S. Study on the biological characteristics and status of common mackerel (*Scomber japonicus* Houttuyn) fishery in the East China Sea region[J]. *Marine Fisheries*, 2004, 26(2): 73-78(in Chinese).
- [9] Venables W N, Ripley B P. GLMs, GAMs and GLMMs: An overview of theory for applications in fisheries research[J]. *Fisheries Research*, 2004, 70(2-3): 319-337.
- [10] Guisan A, Edwards Jr T C, Hastie T. Generalized linear and generalized additive models in studies of species distributions: Setting the scene[J]. *Ecological Modelling*, 2002, 157(2-3): 89-100.
- [11] Shapiro S S, Wilk M B. An analysis of variance test for normality (complete samples)[J]. *Biometrika*, 1965, 52(3-4): 591-611.
- [12] 李纲, 陈新军, 田思泉. 我国东、黄海鲈鱼灯光围网渔业CPUE标准化研究[J]. 水产学报, 2009, 33(6): 1050-1059.
- Li G, Chen X J, Tian S Q. CPUE standardization of chub mackerel (*Scomber japonicus*) for Chinese large lighting-purse seine fishery in the East China Sea and Yellow Sea[J]. *Journal of Fisheries of China*, 2009, 33(6): 1050-1059(in Chinese).
- [13] Hastie T J, Tibshirani R J. *Generalized Additive Models[M]*. New York: Routledge, 2017: 249-307.
- [14] Akaike H. *Factor analysis and AIC[M]*//Parzen E, Tanabe K, Kitagawa G. *Selected Papers of Hirotugu Akaike*. New York, NY: Springer, 1987: 371-386.
- [15] Iitaka Y. Model experiments on the sardine purse seine operating in Hyuganada-6[J]. *Bulletin of the Japanese Society for the Science of Fish*, 1958, 24(6-7): 407.
- [16] 刘璋温. 赤池信息量准则AIC及其意义[J]. 数学的实践与认识, 1980(3): 64-72.
- Liu Z W. Akaike's information criterion and its significance[J]. *Mathematics in Practice and Theory*, 1980(3): 64-72(in Chinese).
- [17] 李德伟, 张龙, 王洋, 等. 基于GAM的阿根廷滑柔鱼CPUE与环境因子关系分析[J]. *渔业现代化*, 2015, 42(4): 56-61.
- Li D W, Zhang L, Wang Y, *et al.* Study on the relationship between *Illex argentinus* CPUE and environmental factors based on GAM[J]. *Fishery Modernization*, 2015, 42(4): 56-61(in Chinese).
- [18] 由上龍嗣, 渡邊千夏子, 上村泰洋, 等. 平成27(2015)年度マサバ太平洋系群の資源評価[R]. 东京: 中央水産研究所, 2015.
- Yokami R, Watanabe C, Uemura Y, *et al.* Stock assessment of the Pacific cohort of chub mackerel (*Scomber japonicus*) in 2015[R]. Tokyo: National

- Research Institute of Fisheries Science, 2015(in Japanese).
- [19] 田永軍, 赤嶺達郎, 須田真木. 北西太平洋におけるサンマ資源の長期変動特性と気候変化[J]. 水産海洋研究, 2002, 66(1): 16-25.
Tian Y J, Akamine T, Suda M. Long-term variability in the abundance of pacific saury in the northwestern pacific ocean and climate changes during the last century[J]. Bulletin of the Japanese Society of Fisheries Oceanography, 2002, 66(1): 16-25.
- [20] Yasuda T, Yukami R, Ohshimo S. Fishing ground hotspots reveal long-term variation in chub mackerel *Scomber japonicus* habitat in the East China Sea[J]. *Marine Ecology Progress Series*, 2014, 501: 239-250.
- [21] 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.
- [22] Caramantin-Soriano H, Vega-Pérez L A, Ñiquen M. The influence of the 1992-1993 el niño on the reproductive biology of *Scomber japonicus peruanus* (Jordán & Hubb, 1925)[J]. *Brazilian Journal of Oceanography*, 2009, 57(4): 263-272.
- [23] 郑波, 陈新军, 李纲. GLM和GAM模型研究东黄海鲈资源渔场与环境因子的关系[J]. 水产学报, 2008, 32(3): 379-386.
Zheng B, Chen X J, Li G. Relationship between the resource and fishing ground of mackerel and environmental factors based on GAM and GLM models in the East China Sea and Yellow Sea[J]. *Journal of Fisheries of China*, 2008, 32(3): 379-386(in Chinese).
- [24] 武胜男, 陈新军. 西北太平洋日本鲭渔业生物学和渔业海洋学研究进展[J]. *广东海洋大学学报*, 2018, 38(2): 91-100.
Wu S N, Chen X J. Review on fishery biology and fishery oceanography of chub mackerel (*Scomber japonicus*) in the Northwest Pacific Ocean[J]. *Journal of Guangdong Ocean University*, 2018, 38(2): 91-100(in Chinese).
- [25] 张孝威. 鲈鱼[M]. 北京: 农业出版社, 1983.
Zhang X W. *Scomber japonicus*[M]. Beijing: Agriculture Press, 1983(in Chinese).
- [26] 蒋玫, 王云龙. 东海夏季日本鲭(*Scomber japonicus*)和鯷鱼(*Engraulis japonicus*)鱼卵仔鱼分布特征[J]. *海洋与湖沼*, 2007, 38(4): 351-355.
Jiang M, Wang Y L. Summer distributions of eggs and larvae of *Scomber japonicus* and *Engraulis japonicus* in the East China Sea[J]. *Oceanologia et Limnologia Sinica*, 2007, 38(4): 351-355(in Chinese).
- [27] 岡部久, 岩田静夫, 渡邊精一. 伊豆諸島海域におけるマサバの漁場間移動と海況変動および成熟の関わり[J]. 水産海洋研究, 2009, 73(1): 1-7.
Okabe H, Iwata S, Watanabe S. Implication of effects of fluctuations in oceanographic condition and maturation process on migration of common mackerel (*Scomber japonicus*) in the fishing grounds around Izu Islands[J]. *Bulletin of the Japanese Society of Fisheries Oceanography*, 2009, 73(1): 1-7.
- [28] 和田時夫, 佐藤千夏子, 松宮義晴. 加入量あたり産卵資源量解析によるマサバ太平洋系群の資源管理[J]. 水産海洋研究, 1996, 60(4): 363-371.
Wada T, Sato C, Matsumiya Y. Fisheries management for the pacific stock of chub mackerel, *Scomber japonicus*, based on spawning per recruit analysis[J]. *Fisheries Oceanography*, 1996, 60(4): 363-371.
- [29] 栗田豊. 産卵親魚個体群の繁殖能力の時空間的变化が加入量に及ぼす影響[J]. 水産海洋研究, 2010, 74: 4-18.
Kurita Y. Influence of spatio-temporal changes in stock reproductive potential on the recruitment levels of fish[J]. *Bulletin of the Japanese Society of Fisheries Oceanography*, 2010, 74: 4-18.
- [30] Bellido J M, Pierce G J, Wang J. Modelling intra-annual variation in abundance of squid *Loligo forbesi* in Scottish waters using generalized additive models[J]. *Fisheries Research*, 2001, 52(1-2): 23-39.
- [31] Berg D. Bankruptcy prediction by generalized additive models[J]. *Applied Stochastic Models in Business and Industry*, 2007, 23(2): 129-143.
- [32] 贺祥, 林振山. 基于GAM模型分析影响因素交互作用对PM_{2.5}浓度变化的影响[J]. *环境科学*, 2017, 38(1): 22-32.
He X, Lin Z S. Interactive effects of the influencing factors on the changes of PM_{2.5} concentration based on GAM model[J]. *Environmental Science*, 2017, 38(1): 22-32(in Chinese).
- [33] Okamoto H, Shono H. Japanese longline CPUE for bigeye tuna in the Indian Ocean up to 2004 standardized by GLM applying gear material information in the model[C]//Proceedings of the IOTC 9th Tropical Tuna Working Party. Seychelles: IOTC, 2006.

Relationship between the recruitment of the Pacific-cohort of chub mackerel (*Scomber japonicus*) and the influence factors on the spawning ground based on GLM and GAM

WU Shengnan^{1,2}, CHEN Xinjun^{1,2,3,4,5*}

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

2. Key Laboratory of Oceanic Fisheries Exploration, Ministry of Agriculture and Rural Affairs, Shanghai Ocean University, Shanghai 201306, China;

3. National Engineering Research Center for Oceanic Fisheries, Shanghai Ocean University, Shanghai 201306, China;

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

5. Scientific Observing and Experimental Station of Oceanic Fishery Resources, Ministry of Agriculture and Rural Affairs, Shanghai Ocean University, Shanghai 201306)

Abstract: Chub mackerel (*Scomber japonicus*) is an important pelagic fish in the Northwest Pacific Ocean. It is necessary for us to find the relationship between the abundance and influence factors, which are beneficial to exploit and utilize this resource. In this study, based on the recruitment data and the spawning stock biomass (SSB) data of the Pacific-cohort of *S.japonicus* during 1980—2016 obtained from Japan fisheries institution, the normality test of natural logarithm of recruitment was finished and the time period that passed the normality test was during 1980—1999, with the environmental data of spawning ground, we analyzed the relationship between the sea surface height (SSH), sea surface salinity (SSS), sea surface temperature (SST) and the natural logarithm of SSB [$\ln(\text{SSB})$] and the recruitment during 1980—1999 with generalized linear model (GLM) and generalized additive model (GAM). The GLM results revealed the order of importance of variables ranked by decreasing magnitude was $\ln(\text{SSB}) \times \text{Year}$, $\ln(\text{SSB})$, $\text{SSS} \times \text{Year}$ and SSS, which were significant ($P < 0.05$) and considered the combined effects of factors. Considering the single factor in GLM models affecting the recruitment, order of the importance of variables ranked by decreasing magnitude was SST, SSS, Year, $\ln(\text{SSB})$ and SSS. The GAM results indicated that the model which contained Year, SST and SSH was the optimal model based on Akaike's Information Criterion (AIC), the importance ranked by decreasing magnitude was Year, SST and SSH. However, considering the single factor in GAM models affecting the recruitment, the importance of variables ranked by decreasing magnitude was Year, SSS, $\ln(\text{SSB})$, SST and SSH. The suitable range of SSH was 62—65 cm, the suitable range of SSS was 34.72—34.74 and 34.78—34.83 and the suitable range of SST was 20.2—20.6 °C. When $\ln(\text{SSB}) > 6.0$, the recruitment was at a high level, based on GAM analysis.

Key words: *Scomber japonicus*; GLM model; GAM model; marine environmental factors; spawning stock biomass

Corresponding author: CHEN Xinjun. E-mail: xjchen@shou.ed.cn

Funding projects: National Natural Science Foundation of China (NSFC41876141)