

文章编号: 1000-0615(2019)07-1603-12

DOI: 10.11964/jfc.20180911448

基于地统计二阶广义线性混合模型的黄海冬季 小黄鱼时空分布和资源量指数估算

韩青鹏^{1,2}, 单秀娟^{1,3*}, 万荣^{3,4}, 关丽莎¹,
金显仕^{1,3}, 陈云龙¹, 吴强¹

(1. 中国水产科学研究院黄海水产研究所, 农业农村部海洋渔业可持续发展重点实验室,

山东省渔业资源与生态环境重点实验室, 山东 青岛 266071;

2. 青岛海洋科学与技术国家实验室, 海洋渔业科学与食物产出过程功能实验室, 山东 青岛 266237;

3. 中国海洋大学水产学院, 山东 青岛 266003;

4. 上海海洋大学海洋科学学院, 上海 201306)

摘要: 使用地统计二阶广义线性混合模型(geostatistical delta-GLMM)分析了2001—2011和2015—2017年黄、渤海小黄鱼越冬群体在黄海中部、南部的空间分布, 并用geostatistical delta-GLMM、基于普通克里格插值法和基于站位调查设计的扫海面积法分别估计了小黄鱼资源量指数, 对geostatistical delta-GLMM相较基于普通克里格插值法和基于站位调查设计的性能进行了比较研究。结果显示, 在2001和2002年, 黄海越冬场主要存在北部(36°00′~37°37.5′N, 123°15′~124°15′E)、中部(33°75′~36°00′N, 123°15′~124°75′E)和东南部(32°00′~33°75′N, 124°00′~125°15′E)3个生物量高密度区, 其中中部区密度最高。从2003年开始, 小黄鱼的生物量密度开始下降, 北部和东南部高密度区下降程度高于中部高密度区; 至2016—2017年高密度区变得不明显。冬季小黄鱼总资源量指数与小黄鱼的年产量、渔船功率变化趋势相反, 呈下降趋势, 且大部分年份站位数在37站以上, 站位范围覆盖了本实验区域, 可排除采样站位因素, 这说明小黄鱼资源仍面临过度捕捞, 种群处于衰退状态。研究表明, 地统计二阶广义线性混合模型估计的2001—2017年冬季黄海中部、南部小黄鱼的总资源量指数相对扫海面积法和普通克里格法的估计值精确度更高。

关键词: 小黄鱼; 总资源量指数; 时空分布; 地统计二阶广义线性混合模型; 黄海

中图分类号: S 931.4

文献标志码: A

小黄鱼(*Larimichthys polyactis*)为暖温性重要底层经济鱼类, 广泛分布于渤海、黄海和东海以及朝鲜半岛西岸水域, 是中国、日本、韩国共同的捕捞对象^[1-3]。按产卵和越冬洄游等依据划分群系, 小黄鱼可分为黄海北部—渤海、黄海中部、黄海南部、东海群系4个主要群系^[3]。小黄鱼越冬期为1—3月, 主要在黄海水深60~80 m区域和东海水深40~70 m区域越冬^[3]。自20世纪

60年代中期以来, 小黄鱼的资源量开始大幅度下降^[1-4], 个体小型化、低龄化趋势逐渐加剧, 年龄结构单一, 种群处于严重衰退状态^[5-7]。因此, 对小黄鱼资源进行准确评估和科学的管理养护显得尤为紧迫。

准确评估某一种群的资源现状和可捕量是种群成功养护与管理的基础^[8-9]。丰度指数是反映渔业资源种群资源量变动趋势的关键指标^[10],

收稿日期: 2018-09-11 修回日期: 2018-11-09

资助项目: 国家重点研发计划(2017YFE0104400); 国家重点基础研究发展计划(2015CB453303); 国家自然科学基金(31872692); 山东省泰山学者专项; 青岛海洋科学与技术国家实验室鳌山人才培养计划(2017ASTCP-ES07)

通信作者: 单秀娟, E-mail: shanxj@ysfri.ac.cn

是众多资源评估模型必不可少的输入数据。对种群资源量、丰度指数的不精确或者有偏估计,可能导致管理者采取不合理的管理措施^[9]。目前对黄、渤海渔业种群的丰度指数的估计主要使用基于站位调查设计的传统方法,如扫海面积法^[4],但这种传统方法通常忽略海洋物种空间分布和栖息地环境的异质性^[11-12]。当个体空间分布剧烈变化时,这种方法估计的丰度指数精确度较低^[9]。针对这个问题,许多学者在降低丰度估计误差方面做了大量研究^[9, 13-15]。Shelton等^[9]的研究表明,地统计学模型可以有效地利用渔获率数据,通过样本的位置(空间相关性和生境因子等)来解释渔获率变化,相比传统方法(如扫海面积法)可以得到更加精确的丰度估计。此类模型在处理调查数据时,假设地理相近点的种群密度比地理远程点的种群密度更相似。地统计学模型依据该假设将地理数据处理成一个平滑的表面,用以表示密度的空间变化。在此基础上,Thorson等^[15-16]为提高丰度估计的精度,通过引入时空效应、船效应、船-年效应和空间各向异性等参量构成新的时空模型,即地统计二阶广义线性混合模型(geostatistical delta-generalized linear mixed models, geostatistical delta-GLMM)。在有限数据的情况下,此模型相对于传统非空间模型(如广义线性混合模型)可以提高丰度的估计精度。

然而,在估算种群丰度指数时,该模型估算性能尚未与其他空间模型进行比较。如陈云龙^[17]比较了4种空间插值法在黄海渔业资源密度插值上的性能,发现普通克里格插值方法在变量空间相关性较高的前提下,具有较好的插值效果。地统计二阶广义线性混合模型空间分析性能是否优于普通克里格插值法尚未研究。因此,本研究以总资源量指数(total abundance index)作为资源丰度的指标,利用地统计二阶广义线性混合模型分析了2001—2011年和2015—2017年黄、渤海小黄鱼越冬群体在黄海中部、南部的资源密度分布,研究其越冬分布的时空变动性;并分别应用地统计二阶广义线性混合模型、普通克里格插值法和扫海面积法估计小黄鱼总资源量指数,分析地统计二阶广义线性混合模型相对普通克里格插值法和扫海面积法的估算性能和黄、渤海小黄鱼越冬群体的资源量的变动情况,以期为黄、渤海小黄鱼渔业资源的恢复重建提供科学依据。

1 材料与方法

1.1 数据来源

所用调查数据来源于中国水产科学研究院黄海水产研究所于2001—2011年和2015—2017年各年冬季(1月)在黄海进行的渔业资源底拖网调查。调查船、网具及其他调查信息资料参照文献^[18]。图1为2015和2017年黄海调查站位图,其他年份调查站位数均比2015、2017年少,各年调查范围和站位经纬度有所差异且各个年份在实际调查中进行了加站。考虑到各航次调查范围和抽样强度的空间差异,参考Pinsky等^[19]对类似复杂调查因素的处理,且兼顾到本研究目的,因此本实验将研究区域限定在31°52.5′~37°37.5′N、120°22.5′~125°22.5′E的海域(图1中黑点代表的区域)。小黄鱼的年渔获量数据和渔船功率数据源自中国渔业统计年鉴^[20]。

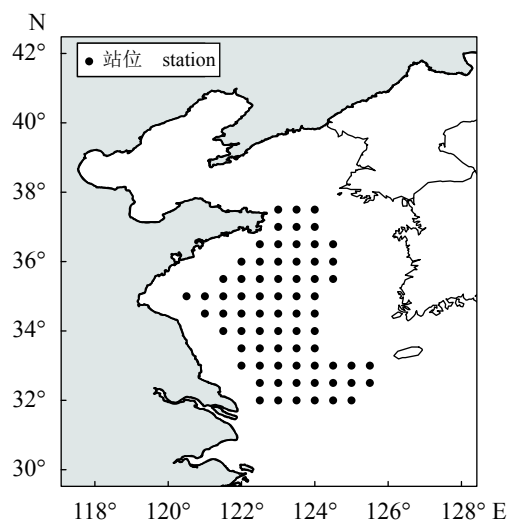


图1 调查站位图

Fig. 1 Location of survey stations

1.2 地统计二阶广义线性混合模型

地统计二阶广义线性混合模型^[15]分为2部分:小黄鱼非零渔获概率 p (the probability of having non-zero catches, encounter probability); 非零渔获时小黄鱼的渔获率 λ (即正渔获率, positive catch rates)。第一部分的公式:

$$p_i = \log \text{it}^{-1} \left(d_{T(i)}^{(p)} + \sum_{k=1}^{n_x} \beta_k^{(p)} x_{J(i),k} + r_{V(i)}^{(p)} + \omega_{J(i)}^{(p)} + \varepsilon_{J(i),T(i)}^{(p)} \right) \quad (1)$$

式中, p_i 为采样点 i 的非零渔获概率, $\log \text{it}^{-1}$ 为二

项分布的连接函数, β_x 为测量的环境变量 x 的联合, $J(i)$ 是距采样点 i 最近的节点, n_x 是测量的协变量的数目, r_v 是调查船 V 的相对捕捞效率, $\omega_{J(i)}$ 是空间效应系数, $\varepsilon_{J(i)}$ 是时空效应系数。

第二部分, 在采样点 i 的正渔获率 λ_i 公式:

$$\lambda_i = w_i \cdot \exp \left(\hat{d}_{T(i)}^{(\lambda)} + \sum_{k=1}^{n_x} \hat{\beta}_k^{(\lambda)} x_{J(i),k} + r_{V(i)}^{(\lambda)} + \omega_{J(i)}^{(\lambda)} + \varepsilon_{J(i),T(i)}^{(\lambda)} \right) \tag{2}$$

式中, w_i 是采样点 i 的扫海面积。对于所有的模型组分, 调查船效应或船-年效应 r 、空间残差 ω 和时空残差 ε 都属于随机效应。各年调查船均为北斗号, 因此船效应固定不变, 仅考虑船一年的交互作用。上述公式中模型组分参数除扫海面积 w_i 外均由模型运行拟合所得, 计算的细节可参考Thorson等^[15]研究。扫海面积 w_i 的计算公式:

$$w_i = d \cdot L \tag{3}$$

式中, d 是网口宽度, L 是放网和起网位置间的距离(km), 用R语言中程序包PBSmapping^[21]将经纬度坐标转换成UTM坐标(km)后计算得到。

总资源量指数也被称为总丰度指数或相对资源量(relative biomass), 可用于得到资源量和分析种群状况。整个研究区域的总资源量指数计算公式:

$$\hat{b}_t = \sum_{j=1}^{n_j} a_j \log \text{it}^{-1} \left(\hat{d}_t^{(p)} + \sum_{k=1}^{n_x} \hat{\beta}_k^{(p)} x_{j,k} + \hat{\omega}_j^{(p)} + \hat{\varepsilon}_{j,t}^{(p)} \right) \cdot \exp \left(\hat{d}_t^{(\lambda)} + \sum_{k=1}^{n_x} \hat{\beta}_k^{(\lambda)} x_{j,k} + \hat{\omega}_j^{(\lambda)} + \hat{\varepsilon}_{j,t}^{(\lambda)} \right) \tag{4}$$

式中, \hat{b}_t 是 t 年的总资源量指数估计量, $\hat{d}_t^{(p)}$ 、 $\hat{\beta}_k^{(p)}$ 、 $\hat{d}_t^{(\lambda)}$ 和 $\hat{\beta}_k^{(\lambda)}$ 是经最大似然函数求得的固定效应, $\hat{\omega}_j^{(p)}$ 、 $\hat{\varepsilon}_{j,t}^{(p)}$ 、 $\hat{\omega}_j^{(\lambda)}$ 和 $\hat{\varepsilon}_{j,t}^{(\lambda)}$ 是随机效应, a_j 是距节点 j 最近的网格面积。

本研究将调查区域栅格化为272个15'×15'的网格(图2-a, b), 记录各网格中心点的经纬度(图2-a)和UTM坐标(图2-b), 并用R语言程序包PBSmapping计算各网格的面积。本研究设定模型节点参数为100个, 用以提高模型运行速率, 并对调查数据采用K-Means聚类分析产生节点的位置(图2-c)。通过地统计二阶广义线性混合模型的第一部分(式1)和第二部分(式2)求得各节点的非零渔获概率和非零渔获时小黄鱼的渔获率。模型假定各网格高斯随机场(Gaussian random field)的值等于

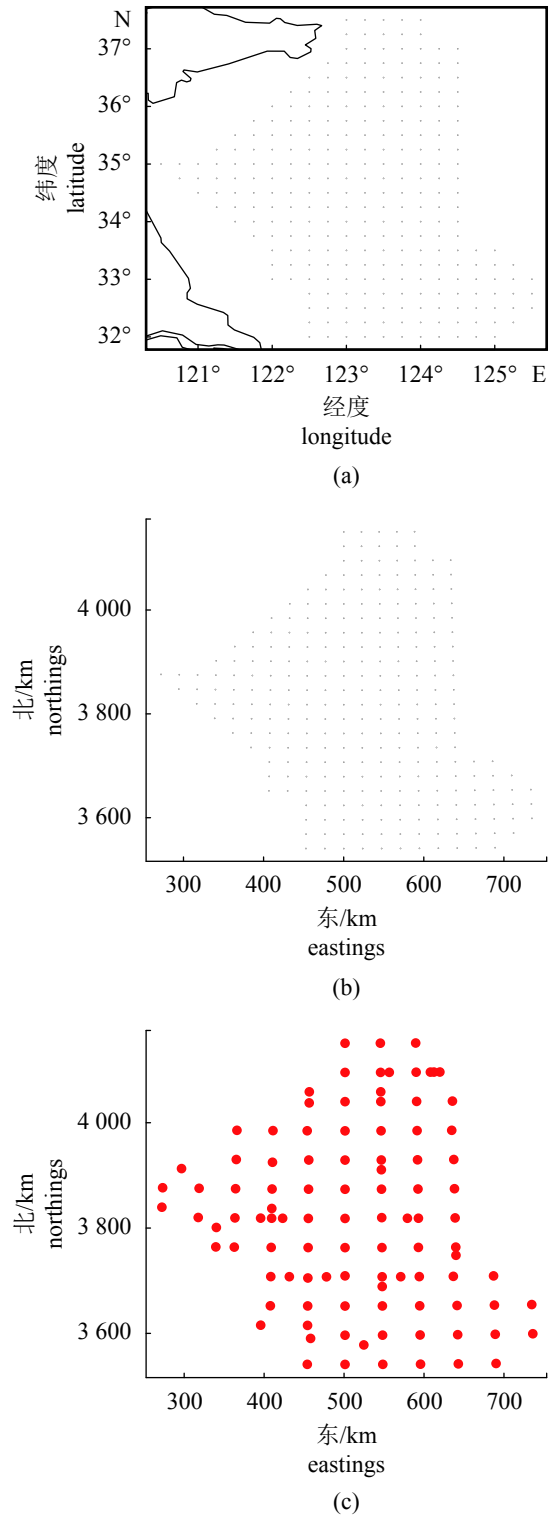


图2 外推法网格中心点和节点位置

(a) 272个网格中心点(地理坐标系: WGS84); (b) 272个网格中心点(通用横轴墨卡托投影); (c) 节点位置

Fig. 2 Location of extrapolation grid center point and knots

(a) 272 grid center points (geographic coordinate system: WGS84); (b) 272 grid center points (universal transverse mercator projection, UTM); (c) location of knots

其最近节点高斯随机场的值,地统计二阶广义线性混合模型通过这个假定来估计一个平滑的表面,表示密度的空间变化。本研究根据模型求得的空间效应绘制小黄鱼空间各向异性图。使用R语言中的程序包TMB^[22]和地统计二阶广义线性混合模型^[15]对模型进行拟合,求解式(1)、(2)、(4)中的固定效应和随机效应及总资源量指数估计量。

1.3 扫海面积法

用扫海面积法估算小黄鱼的总资源量指数 b_t 的公式:

$$b_t = \frac{CA}{a} \quad (5)$$

式中, C 为平均每小时拖网渔获量, a 为平均每小时网具的扫海面积, A 为研究区域的总面积。272个网格面积求和得到研究区域的总面积 $A=173\,099.755\text{ km}^2$, $a=0.12\text{ km}^2$ 值取自金显仕等^[4]的研究。

1.4 基于普通克里格插值法的总资源量指数估算方法

基于变异函数理论,普通克里格插值法实现了在有限区域内对区域化变量的无偏最优估计,在黄海资源密度插值精确度和鲁棒性方面具有较好的表现^[7]。本实验应用普通克里格插值法对2001—2011年和2015—2017年冬季黄海小黄鱼资源密度插值处理,得到各年未调查站点的资源密度,然后应用式(5)估算小黄鱼的总资源量指数 b_t 。以总资源量指数的标准误差和年平均变异系数为指标^[15]比较3种算法的性能。

根据陈云龙^[17]的初步研究,本实验首先对每个站位小黄鱼密度数据进行log转换,使其满足或接近正态分布。然后,以半变异模型取得的剩余平方和(RSS)最小为标准选择最优半变异模型。本实验涉及的常用模型包括指数模型、球形模型、高斯模型和Stein参数化模型。最后以最优半变异模型的普通克里格插值法对小黄鱼密度进行插值,提取各站位的插值密度。本实验普通克里格插值法通过R语言程序包automap完成。

2 结果

2.1 时空分布

小黄鱼的非零渔获概率和正捕获率模型组

件的空间各向异性,表明小黄鱼正捕获率的空间残差比非零渔获概率的空间残差在较长距离上变化程度小(正捕获率的椭圆大于非零渔获概率的椭圆),其中空间相关性变化程度是以西北—东南为导向的(椭圆沿西北—东南方向拉伸),即表明小黄鱼是沿西北—东南方向分布的(图3)。

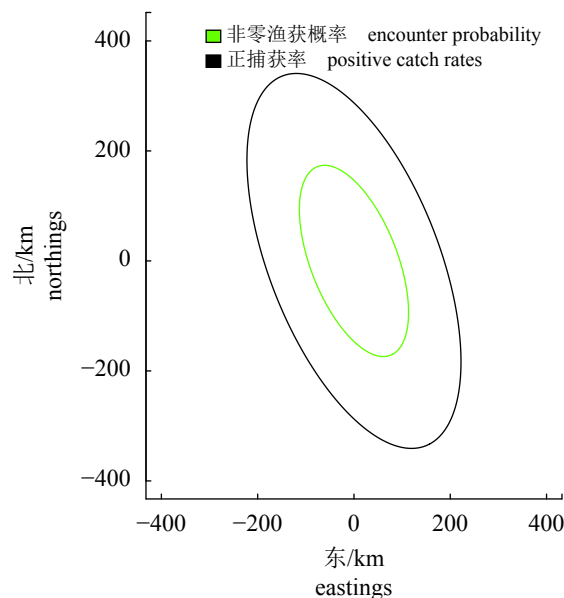


图3 小黄鱼空间各向异性

椭圆表示小黄鱼的几何各向异性的估计(绿线:非零渔获概率的空间变化;黑线:正捕获率的空间变化),其中线到坐标点(0,0)的距离表示相关性将下降10%,例如,一个西北向东南方向伸展的椭圆,表明移动相同距离,西北—东南比东北—西南方向密度相关性高

Fig. 3 Spatially anisotropy for *L. polyactis*

Ellipses representing estimates of geometric anisotropy for each species (green line: spatial variation in encounter probability; black line: spatial variation in positive catch rate), where the line signifies the distance from a point located at (0, 0) where the correlation will have dropped to 10%, e.g. an ellipse that is stretched Northwest-Southeast signifies that densities are correlated over a longer distance moving Northwest-Southeast than Northeast-Southwest

用地统计二阶广义线性混合模型估计的黄海中部、南部越冬场小黄鱼每年的种群密度 $[\ln(\text{kg}/\text{km}^2)]$,彩色区域代表了本研究中的空间域,密度范围为 $-4.25\sim 5.98\ln(\text{kg}/\text{km}^2)$ (图4)。自2001和2002年以来,黄、渤海小黄鱼种群密度呈现明显下降趋势,表明种群仍处于衰退状态,生物量高密度区时空分布也有较大差异(图4)。2001和2002年生物量高密度区主要集中在研究区域的东部,本实验将其划分为北部($36^{\circ}00'\sim 37^{\circ}37.5'N$, $123^{\circ}15'\sim 124^{\circ}15'E$)、中部($33^{\circ}45'\sim 36^{\circ}00'N$, 122°

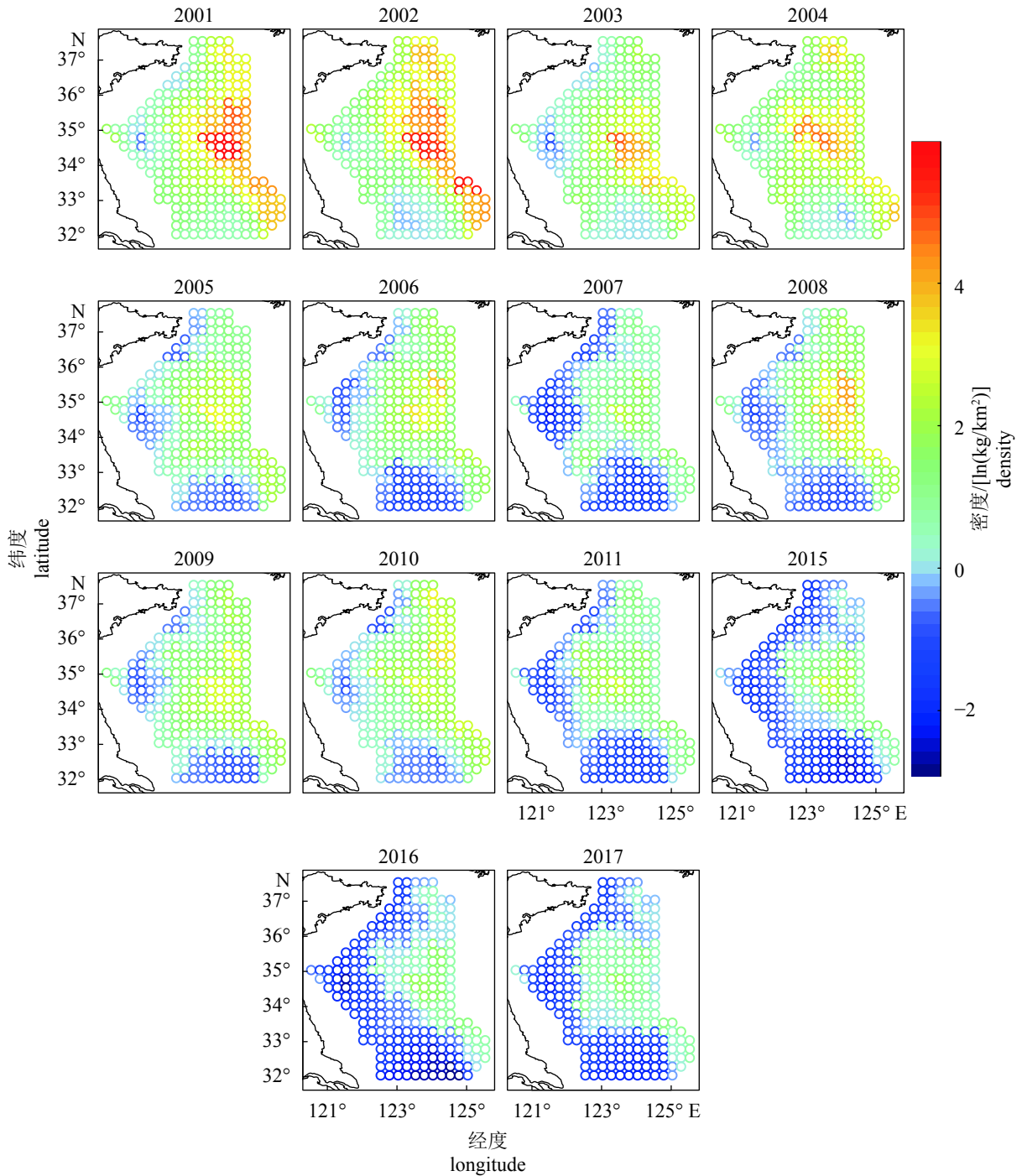


图4 小黄鱼密度分布图

Fig. 4 Distribution of density for *L. polyactis*

30'~124°45'E)和东南部(32°00'~33°45'N, 124°00'~125°15'E)3个密度核心区。3个密度核区间在纬度并无明显界限,其中中部密度核心区生物量最高。从2003年开始,小黄鱼的生物量密度开始下降,北部和东南部密度核心区下降程度高于中部密度核心区。随密度下降,密度核心区面积有所收缩和分布迁移,2004年相比

2003年中部核心区向北分布。2005—2007年中密度核心区有分成2部分的趋势,2008年2部分开始融合,2009—2010年又有分成2部分的趋势,2011年后融合成一部分,2016年开始密度核心区变得不明显。

2.2 总资源量指数

用R语言程序包计算得到的不同普通克里格

半变异模型的参数,其中,2006、2010和2015年指数模型的剩余平方和最小,其余年份为Stein氏参数化模型的剩余平方和最小(表1)。2个模型剩余平方和相差较小,且均显示大部分年份具有

强烈的(块金值/基台值小于0.25)或中等程度的(块金值/基台值在0.25~0.75)空间相关性。因此,本实验选择Stein氏参数化模型为最优半变异模型对小黄鱼密度进行插值。

表1 不同普通克里格半变异模型的参数

Tab. 1 Parameters of different semivariogram models in OK

年 year	指数 exponential		球形 spherical		高斯 Gaussian		Stein氏参数化 Stein's parameterization		站位数 station number
	块金/基台 Nugget/Still	剩余平方和 RSS	块金/基台 Nugget/Still	剩余平方和 RSS	块金/基台 Nugget/Still	剩余平方和 RSS	块金/基台 Nugget/Still	剩余平方和 RSS	
	2001	0.486	30.293	0.918	32.701	0.000	169.932	0.073	
2002	0.000	14.362	0.000	19.219	0.023	85.095	0.000	14.362	48
2003	0.810	11.513	0.867	16.158	0.823	27.858	0.798	8.036	43
2004	0.000	18.164	0.000	19.927	0.000	18.484	0.000	17.443	42
2005	0.839	4.526	0.940	4.400	0.943	140.997	0.911	4.239	46
2006	0.703	15.684	0.992	44.796	0.000	1 284.571	0.518	17.016	45
2007	0.488	9.112	0.573	16.168	0.298	13.332	0.000	8.292	24
2008	0.000	4.339	0.714	61.929	0.700	80.000	0.000	1.913	31
2009	0.247	3.181	0.500	6.470	0.285	5.460	0.373	2.221	23
2010	0.867	16.072	0.867	23.292	0.867	21.088	0.867	19.541	40
2011	0.000	4.823	0.133	4.554	0.380	6.682	0.320	4.492	36
2015	0.000	1.847	0.000	3.105	0.000	30.227	0.000	2.021	65
2016	0.281	0.073	0.413	0.082	0.513	0.097	0.147	0.070	27
2017	0.611	7.002	0.923	16.724	0.000	153.809	0.147	4.529	64

基于调查设计的方法(扫海面积法)、基于插值的方法(Stein氏参数化的普通克里格法)和基于模型的方法(geostatistical delta-GLMM)产生的总资源量指数时间序列呈现出相同的变化趋势,2001—2002年具有高的总资源量指数,之后大幅下降,2005—2007年下降至280.120 t(基于模型的方法取得的总资源量指数)后,2008年(1 113.972 t,基于模型的方法取得的总资源量指数)有较大幅度的上升,之后整体呈下降趋势(图5)。然而,基于设计方法和基于插值的方法的估计量标准误差远大于基于模型的估计量标准误差。鉴于研究时间序列内的不确定性(2001—2017年每年平均变异系数CV:扫海面积法=0.38,普通克里格插值法=0.34,geostatistical delta-GLMM=0.31),可知基于模型的方法提供了更为精确的总资源量指数估计量。基于调查设计的方法估计总资源量指数具有剧烈的年间变动(图5)。相比于基于调查设计的扫海面积法,基于模型方法的时间变异性有所下降。例如,基于调查设计的方

法估计总资源量指数从2002年的13 518.039 t降到2003年的3 711.881 t,从2007年的427.663 t增到2008年2 848.238 t;而基于模型的总资源量指数估计量在2002—2003年变化为3.19倍,2007—2008年变化为4.02倍,整个时间序列上变化均小于基于调查设计的方法(图5)。

3 讨论

3.1 越冬场时空变动分析

参照20世纪80年代的研究结果,小黄鱼的越冬场有4个,其中3个越冬场在黄海中部、南部。3个黄海越冬场分别为成山头黄海洼地的北部、124°00'E以西(黄海北部—渤海群系);34°00'~35°00'N、123°45'~125°00'E(黄海北部—渤海群系、黄海中部群系);32°00'~34°00'N、123°45'~126°00'E(黄海南部群系)^[3]。这3个越冬场连接起来的区域就是黄、渤海小黄鱼越冬群体广阔分布区,东海区的小黄鱼主要在东海越冬。本研

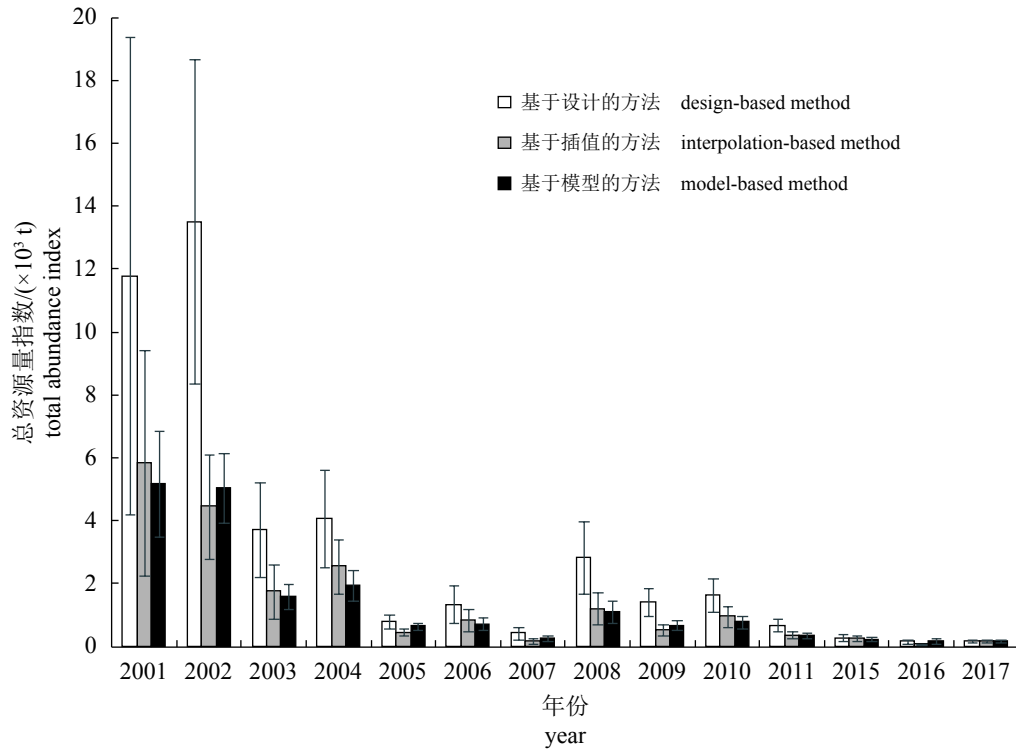


图5 小黄鱼资源量指数估计

Fig. 5 Estimated abundance indices for *L. polyactis*

究受调查范围和模型精度等因素的影响, 研究区域略微小于文献[3]中的研究区域, 但总体覆盖到了黄、渤海小黄鱼的主要越冬场。本研究从2001—2017年冬季小黄鱼的时空分布分析(图4), 黄海越冬场主要存在3个生物量高密度区, 分别为北部(36°00′~37°37.5′N, 123°15′~124°15′E)、中部(33°45′~36°00′N, 122°30′~124°45′E)和东南部(32°00′~33°45′N, 124°00′~125°15′E)3个密度核心区。3个密度核心区连接来的区域便是黄、渤海小黄鱼越冬群体的分布区。总体上, 本研究显示的2001—2017年结果与1981—1985年的结果相似。但本研究认为黄海中部、南部3个生物量高密度区在纬度上无明显界限, 即认为在2001—2017年期间划分的3个越冬场界限变得不明显^[3], 已连为一体, 总体上沿西北—东南方向分布。

2001—2004年冬季黄、渤海小黄鱼主要分布于黄海中部、南部, 即本研究区域中部和东南部越冬场, 2005—2017年冬季黄、渤海小黄鱼主要分布于本研究区域中部越冬场。3个密度核心区密度均呈现下降趋势, 2016—2017年密度核心区变得不明显, 本研究认为小黄鱼黄海北部—渤海群系、黄海中部群系和黄海南部群系均有严重衰退趋势。以往研究表明, 捕捞压

力和气候变化是决定生物分布、资源量、生物多样性及生态系统的结构和功能的重要影响因素^[23-26]。小黄鱼黄海越冬场位于高盐水与低盐水交汇海区, 受黄海暖流、大陆沿岸冷水系、长江径流、气候变化等影响显著^[27-30], 黄海暖流的流向^[31]与小黄鱼高密度核心区分布方向(总体上沿西北—东南方向分布, 图3, 图4)一致。越冬场小黄鱼的最低、最高底温临界值分别为8℃和15℃, 盐度为33~34^[20]。气候变迁可通过影响栖息地水温, 从而改变适宜栖息地的分布, 进而改变鱼类分布范围^[31-33]。因此本研究认为, 黄、渤海小黄鱼越冬群体核心密度区年间迁移和黄海暖流与大陆沿岸冷水系强弱变动有关。捕捞可通过降低种群的丰度, 改变其年龄结构, 导致分布范围收缩或移位^[31-33]。2001—2016年小黄鱼产量总体呈上升趋势, 一度达到267×10³ t(图6), 而小黄鱼总资源量指数则总体呈下降趋势(图5)。研究区域内各年站位数大部分在37站位以上, 站位范围覆盖了本研究区域, 这排除调查采样因素是小黄鱼总资源量指数下降的原因。因此本研究认为捕捞是黄、渤海小黄鱼越冬群体核心密度区收缩和变得不明显的重要因素之一。综上, 本研究认为2001—2017年黄、渤海小黄鱼越冬群体的时空变化可能是由种群衰退和气候变化等

因素共同引起。冬季小黄鱼总资源量指数与小黄鱼的年产量、渔船功率呈相反趋势(图5, 图6), 这说明小黄鱼处于过度捕捞状态。因此捕捞产量的增加并不能说明小黄鱼资源数量开始恢复,

小黄鱼资源仍然处于衰退状态, 这与李忠炉^[6]的研究结果一致。继20世纪90年代初—90年代末小黄鱼资源恢复期后, 黄、渤海小黄鱼资源开始转入衰退期, 且衰退趋势加剧。

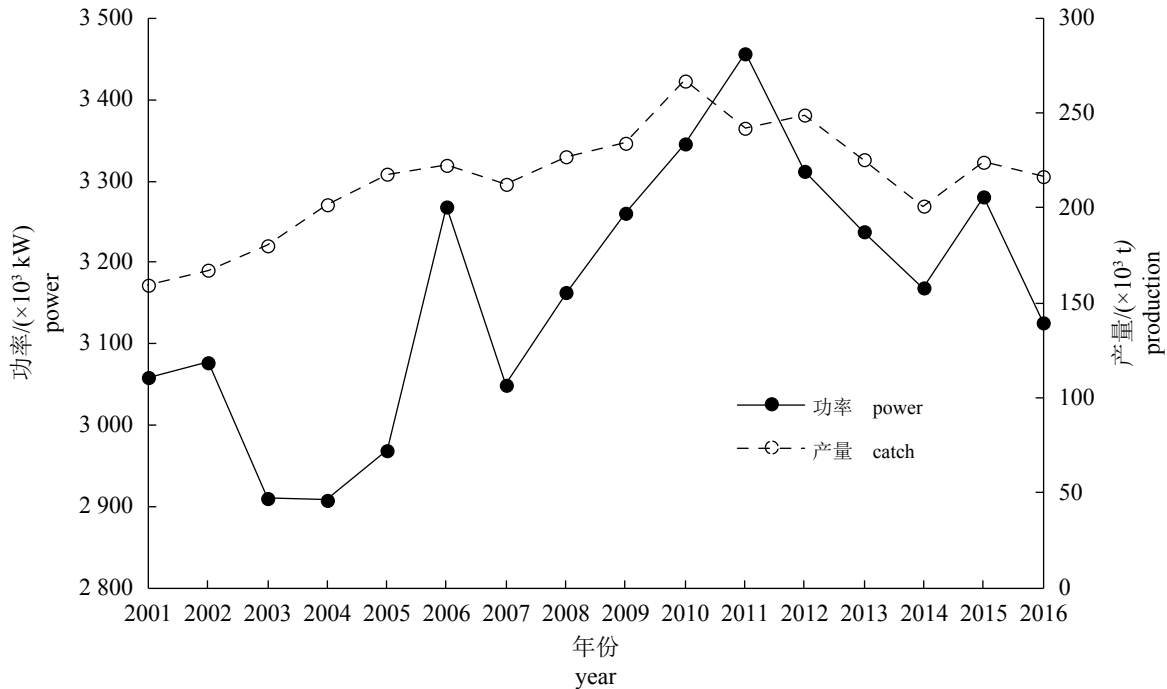


图6 2001—2016年北方四省一市渔船功率和小黄鱼产量

Fig. 6 Power of fishing vessels and annual production of *L. polyactis* from 2001 to 2016

3.2 总资源量指数算法比较

基于地统计二阶广义线性混合模型、基于普通克里格插值法和基于扫海面积法求得的总资源量指数存在很大差异, 地统计二阶广义线性混合模型年间变化均小于扫海面积法和普通克里格插值法(图5)。总资源量指数的年间变化提供了种群趋势的信息, 因此理解2种方法估计量差异的成因至关重要。长时间序列的调查站位空间分布和数量存在差异和极端捕获事件(extreme catch events, 少见的, 大的单站位渔获量)往往是由不同方法所造成^[9]。小黄鱼正捕获率的空间残差比非零渔获概率的空间残差在较长距离上变化程度小, 其中变化程度是以西北—东南为导向的(图4), 这表明小黄鱼成西北—东南方向分布。这有助于模型借助空间分布处理长时间序列的调查站位空间分布和数量存在的差异, 而扫海面积法则不具备这种优势。扫海面积法只能根据调查站位所获得的密度均值乘以区域总面积来获得总资源量指数, 而调查站位位置及范围是否位于小黄鱼种群的高生物量区

域, 会造成总资源量指数年间变动大及不精确性。Shelton等^[9]的研究也表明, 地统计模型可以消除因每年调查站位和数量不同原因造成的总资源量指数估计差异^[9]。少量高于平均值的观测值具有很高的统计杠杆作用, 并导致给定区域内的期望密度不成比例的增加, 从而对分层模型造成挑战。在本研究中, 扫海面积法的估计结果中也出现了类似的影响。如2002年调查中, 2个站位出现极端事件, 分别为97.3和78.6 kg, 其他年份也出现了程度不同的极端事件。然而, 结果发现地统计二阶广义线性混合模型对这些极端事件的敏感程度低于扫海面积法(图5)。作为一种地统计学方法, 普通克里格插值法也考虑到变量的空间自相关程度、距离和各向异性的综合作用^[34]。即考虑到了黄海冬季小黄鱼分布呈西北—东南方向各向异性, 因此, 其相对扫海面积法的估计量误差较小。本研究发现通过结合考虑船—年效应(船与时间的交互作用)、时空效应(年变化与空间变化的交互作用)的地统计二阶广义线性混合模型在估算总资源量指数方面的性

能优于普通克里格插值法。

Gertseva等^[31]认为完整资源评估应包含年龄和体长结构、渔业捕捞量、努力量和可捕系数等信息,对种群状况做出评价。本研究在评价黄、渤海小黄鱼越冬群体状况不足之处在于没有结合种群的年龄和体长结构信息。除此之外,总资源量指数算法没有融合底温、黄海暖流等数据,而底温、黄海暖流等因素对小黄鱼的分布和生物量有显著的影响。今后的研究方向应该着力于弥补这些不足。

感谢中国水产科学研究院黄海水产研究所渔业资源与生态系统研究室吴强老师、戴芳群老师、陈云龙博士及其他团队成员,“北斗”号全体船员为本研究收集渔业资源调查数据。

参考文献:

- [1] 朱元鼎,罗云林,伍汉霖.中国石首鱼类分类系统的研究和新属新种的叙述[M].上海:上海科学技术出版社,1963.
- Zhu Y D, Luo Y L, Wu H L. A study on the classification of the scienoid fishes of China, with description of new genera and species[M]. Shanghai: Shanghai Scientific & Technical Publishers, 1963(in Chinese).
- [2] 张寒野,程家骅.东海区小黄鱼空间格局的地统计学分析[J].中国水产科学,2015,12(4):419-423.
- Zhang H Y, Cheng J H. Geostatistical analysis on spatial patterns of small yellow croaker (*Larimichthys polyactis*) in the East China Sea[J]. Journal of Fishery Sciences of China, 2015, 12(4): 419-423(in Chinese).
- [3] 农业部水产局,农业部黄海区渔业指挥部.黄、渤海区渔业资源调查和区划[M].北京:海洋出版社,1990:191-192.
- Ministry of Agriculture Fisheries Bureau, Fisheries Command of the Yellow Sea Region of the Ministry of Agriculture. Fishery resources investigation and regionalization in Bohai District of Yellow Sea[M]. Beijing: China Ocean Press, 1990: 191-192(in Chinese).
- [4] 金显仕,赵宪勇,孟田湘,等.黄、渤海生物资源与栖息环境[M].北京:科学出版社,2005:241-261.
- Jin X S, Zhao X Y, Meng T X, et al. The Yellow Sea and Bohai Sea biological resources and habitats[M]. Beijing: Science Press, 2005: 241-261(in Chinese).
- [5] 张国政.黄海小黄鱼种群特征及其影响因素研究[D].青岛:中国海洋大学,2010.
- Zhang G Z. Population characteristics and its influencing factors of small yellow croaker in the Yellow Sea[D]. Qingdao: Ocean University of China, 2010(in Chinese).
- [6] 李忠炉.黄渤海小黄鱼、大头鳕和黄鲛鳕种群生物学特征的年际变化[D].青岛:中国科学院研究生院(海洋研究所),2011:40-55.
- Li Z L. Interannual changes in biological characteristics of small yellow croaker *Larimichthys polyactis*, Pacific cod *Gadus macrocephalus* and anglerfish *Lophius litulon* in the Bohai Sea and Yellow Sea[D]. Qingdao: The Institute of Oceanology, Chinese Academy of Sciences, 2011: 40-55(in Chinese).
- [7] 郭旭鹏,金显仕,戴芳群.渤海小黄鱼生长特征的变化[J].中国水产科学,2006,13(2):243-249.
- Guo X P, Jin X S, Dai F Q. Growth variations of small yellow croaker (*Pseudosciaena polyactis* Bleeker) in the Bohai Sea[J]. Journal of Fishery Sciences of China, 2006, 13(2): 243-249(in Chinese).
- [8] Keith D M, Hutchings J A. Population dynamics of marine fishes at low abundance[J]. Canadian Journal of Fisheries and Aquatic Sciences, 2012, 69(7): 1150-1163.
- [9] Shelton A O, Thorson J T, Ward E J, et al. Spatial semiparametric models improve estimates of species abundance and distribution[J]. Canadian Journal of Fisheries and Aquatic Sciences, 2014, 71(11): 1655-1666.
- [10] Chris Francis R I C. Data weighting in statistical fisheries stock assessment models[J]. Canadian Journal of Fisheries and Aquatic Sciences, 2011, 68(6): 1124-1138.
- [11] Rooper C N, Martin M H. Comparison of habitat-based indices of abundance with fishery-independent biomass estimates from bottom trawl surveys[J]. Fishery Bulletin, 2012, 110(1): 21-35.
- [12] Lewy P L, Kristensen K. Modelling the distribution of fish accounting for spatial correlation and overdispersion[J]. Canadian Journal of Fisheries and Aquatic Sciences, 2015, 66(10): 1809-1820.
- [13] Walters C. Folly and fantasy in the analysis of spatial catch rate data[J]. Canadian Journal of Fisheries and Aquatic Sciences, 2003, 60(12): 1433-1436.

- [14] Maunder M N, Punt A E. Standardizing catch and effort data: a review of recent approaches[J]. *Fisheries Research*, 2004, 69(2): 141-159.
- [15] Thorson J T, Shelton A O, Ward E J, *et al.* Geostatistical delta-generalized linear mixed models improve precision for estimated abundance indices for West Coast groundfishes[J]. *ICES Journal of Marine Science*, 2015, 72(5): 1297-1310.
- [16] Thorson J T, Pinsky M L, Ward E J. Model-based inference for estimating shifts in species distribution, area occupied and centre of gravity[J]. *Methods in Ecology and Evolution*, 2016, 7(8): 990-1002.
- [17] 陈云龙. 黄海和长江口水域渔业资源时空变化的研究[D]. 青岛: 中国科学院大学(中国科学院海洋研究所), 2017: 21-35.
Chen Y L. Spatio-temporal variation of fishery resources in the Yellow Sea and Yangtze River estuary[D]. Qingdao: the Institute of Oceanology, Chinese Academy of Sciences, 2017: 21-35(in Chinese).
- [18] 单秀娟, 李忠炉, 戴芳群, 等. 黄海中南部小黄鱼种群生物学特征的季节变化和年际变化[J]. *渔业科学进展*, 2011, 32(6): 7-16.
Shan X J, Li Z L, Dai F Q, *et al.* Seasonal and annual variations in biological characteristics of small yellow croaker *Larimichthys polyactis* in the central and southern Yellow Sea[J]. *Progress in Fishery Sciences*, 2011, 32(6): 7-16(in Chinese).
- [19] Pinsky M L, Worm B, Fogarty M J, *et al.* Marine taxa track local climate velocities[J]. *Science*, 2013, 341(6151): 1239-1242.
- [20] 农业部渔业渔政管理局. 中国渔业统计年鉴 2001—2016[M]. 北京: 中国农业出版社, 2001-2016: 10-80.
Fishery and Fishery Administration Bureau of the Ministry of Agriculture. China fishery statistical yearbook: 2001—2016[M]. Beijing: China Agriculture Press, 2001-2016: 10-80(in Chinese).
- [21] Schnute J T, Boers N, Haigh R. PBS mapping: mapping fisheries data and spatial analysis tools[CP/OL]. <https://cran.r-project.org/package=PBSmapping>. 2017.06.29.
- [22] Kristensen K, Nielsen A, Berg C W, *et al.* TMB: automatic differentiation and Laplace approximation[J]. *Journal of Statistical Software*, 2016, 70(5): 4160.
- [23] 单秀娟, 陈云龙, 金显仕, 等. 气候变化对长江口鱼类资源密度分布的重塑作用[J]. *渔业科学进展*, 2016, 37(6): 1-10.
Shan X J, Chen Y L, Jin X S, *et al.* Reshaping the distribution of fish abundance by climate change: a case study in the Yangtze River estuary[J]. *Progress in Fishery Sciences*, 2016, 37(6): 1-10(in Chinese).
- [24] 徐炜, 马志远, 井新, 等. 生物多样性与生态系统多功能性: 进展与展望[J]. *生物多样性*, 2016, 24(1): 55-71.
Xu W, Ma Z Y, Jing X, *et al.* Biodiversity and ecosystem multifunctionality: advances and perspectives[J]. *Biodiversity Science*, 2016, 24(1): 55-71(in Chinese).
- [25] 林群, 王俊, 袁伟, 等. 捕捞和环境变化对渤海生态系统的影响[J]. *中国水产科学*, 2016, 23(3): 619-629.
Lin Q, Wang J, Yuan W, *et al.* Effects of fishing and environmental change on the ecosystem of the Bohai Sea[J]. *Journal of Fishery Sciences of China*, 2016, 23(3): 619-629(in Chinese).
- [26] 王跃中, 孙典荣, 林昭进, 等. 捕捞压力和气候因素对黄渤海带鱼渔获量变化的影响[J]. *中国水产科学*, 2012, 19(6): 1043-1050.
Wang Y Z, Sun D R, Lin Z J, *et al.* Analysis on responses of Hairtail catches to fishing and climate factors in the Yellow Sea and Bohai Sea, China[J]. *Journal of Fishery Sciences of China*, 2012, 19(6): 1043-1050(in Chinese).
- [27] Lin X P, Yang J Y, Guo J S, *et al.* An asymmetric upwind flow, Yellow Sea warm current: 1. new observations in the western Yellow Sea[J]. *Journal of Geophysical Research: Oceans*, 2011, 116(C4): C04026.
- [28] Chen Y L, Shan X J, Jin X S, *et al.* Changes in fish diversity and community structure in the central and southern Yellow Sea from 2003 to 2015[J]. *Journal of Oceanology and Limnology*, 2018, 36(3): 805-817.
- [29] 李建生, 林龙山, 程家骅. 东海北部秋季小黄鱼分布特征及其与底层温度和盐度的关系[J]. *中国水产科学*, 2009, 16(3): 348-356.
Li J S, Lin L S, Cheng J H. Distribution characteristic of small yellow croaker (*Larimichthys polyactis* Bleeker) and its relationship with bottom water temperature and salinity in the northern East China Sea in autumn[J]. *Journal of Fishery Sciences of China*, 2009, 16(3): 348-356(in Chinese).
- [30] 刘笑笑, 王晶, 徐宾铎, 等. 捕捞压力和气候变化对黄

- 渤海小黄鱼渔获量的影响[J]. 中国海洋大学学报, 2017, 47(8): 58-64.
- Liu X X, Wang J, Xu B D, *et al.* Impacts of fishing pressure and climate change on catches of small yellow croaker in the Yellow Sea and the Bohai Sea[J]. Periodical of Ocean University of China, 2017, 47(8): 58-64(in Chinese).
- [31] Gertseva V V, Thorson J T. Status of the darkblotched rockfish resource off the continental U.S. Pacific Coast in 2013[R]. Seattle, Washington: U.S. Department of Commerce, 2013.
- [32] Perry A L, Low P J, Ellis J R, *et al.* Climate change and distribution shifts in marine fishes[J]. *Science*, 2005, 308(5730): 1912-1915.
- [33] Bell R J, Richardson D E, Hare J A, *et al.* Disentangling the effects of climate, abundance, and size on the distribution of marine fish: an example based on four stocks from the Northeast US shelf[J]. *ICES Journal of Marine Science*, 2015, 72(5): 1311-1322.
- [34] Jerosch K. Geostatistical mapping and spatial variability of surficial sediment types on the Beaufort Shelf based on grain size data[J]. *Journal of Marine Systems*, 2013, 127: 5-13.

Spatiotemporal distribution and the estimated abundance indices of *Larimichthys polyactis* in winter in the Yellow Sea based on geostatistical delta-generalized linear mixed models

HAN Qingpeng^{1,2}, SHAN Xiujuan^{1,3*}, WAN Rong^{3,4}, GUAN Lisha¹,
JIN Xianshi^{1,3}, CHEN Yunlong¹, WU Qiang¹

(1. Key Laboratory of Sustainable Development of Marine Fisheries, Ministry of Agriculture and Rural Affairs, Shandong Provincial Key Laboratory of Fishery Resources and Ecological Environment, Yellow Sea Fisheries Research Institute, Chinese Academy of Fishery Sciences, Qingdao 266071, China;

2. Function Laboratory for Marine Fisheries Science and Food Production Processes, Qingdao National Laboratory for Marine Science and Technology, Qingdao 266237, China;

3. College of Fisheries, Ocean University of China, Qingdao 266003, China;

4. College of Marine Sciences, Shanghai Ocean University, Shanghai 201306, China)

Abstract: *Larimichthys polyactis* is an important economic bottom fish in China. Understanding the spatial and temporal distribution and abundance index of *L. polyactis* contributes to the scientific management of *L. polyactis* resources. In this study, the Geostatistical delta-generalized linear mixed models (geostatistical delta-GLMM) was used to analyze the spatial distribution of the wintering population of the Yellow Sea and Bohai Sea *L. polyactis* from 2001 to 2011 and from 2015 to 2017 in the central and southern Yellow Sea. The biomass index of *L. polyactis* was estimated by geostatistical delta-GLMM, ordinary Kriging interpolation-based method and design-based swept area method, respectively. The results showed that there were mainly three high-density areas of biomass areas in the overwintering ground of the Yellow Sea in 2001 and 2002, namely, the north (36°00'-37°37.5'N, 123°15'-124°15'E), the central (33°75'-36°00'N, 123°15'-124°75'E) and the southeast (32°00'-33°75'N, 124°00'-125°15'E), and the central region had the highest density. Since 2003, the biomass density of *L. polyactis* has declined, and the density core area in the north and southeast has declined more than the central density core area. In winter, the total biomass index of *L. polyactis* is contrary to the change trend of the annual yield of *L. polyactis* and fishing boat power, showing a downward trend. In most years, the number of stations is more than 37, and the range of stations covers the study area. The factors of sampling stations can be excluded, which indicates that the resources of *L. polyactis* are still facing overfishing and the population is in a declining state. By 2016—2017, the density core area became less obvious. The geostatistical delta-GLMM estimated the total biomass index of the *L. polyactis* in the winter of 2001—2017 is more accurate than that estimated by the swept area method and ordinary Kriging interpolation-based method.

Key words: *Larimichthys polyactis*; the total biomass index; spatial and temporal distribution; geostatistical delta-generalized linear mixed models; Yellow Sea

Corresponding author: SHAN Xiujuan. E-mail: shanxj@ysfri.ac.cn

Funding projects: National key R & D Program of China (2017YFE0104400); National Basic Research Program of China (2015CB453303); National Natural Science Foundation of China (31872692); Taishan Scholar Project; “Aoshan Talent” Project Financially Supported by Qingdao National Laboratory for Marine Science and Technology (2017ASTCP-ES07)