吴桢, 张崇良, 薛莹, 等. 山东近海底层鱼类资源空间异质性[J]. 海洋学报, 2022, 44(2): 21-28, doi:10.12284/hyxb2022072

Wu Zhen, Zhang Chongliang, Xue Ying, et al. Spatial heterogeneity of demersal fish in the offshore waters of Shandong[J]. Haiyang Xuebao, 2022, 44(2): 21–28, doi:10.12284/hyxb2022072

山东近海底层鱼类资源空间异质性

吴桢¹, 张崇良^{1,2,3}, 薛莹^{1,2,3}, 纪毓鹏^{1,3}, 任一平^{1,2,3}, 徐宾铎^{1,2,3*}

(1. 中国海洋大学 水产学院, 山东 青岛 266003; 2. 青岛海洋科学与技术试点国家实验室 海洋渔业科学与食物产出过程功能实验室, 山东 青岛 266237; 3. 海州湾渔业生态系统教育部野外科学观测研究站, 山东 青岛 266003)

摘要:本文根据 2016-2017 年山东近海渔业资源底拖网季度调查数据,应用多项空间自相关指标和变异函数,分析了山东近海底层鱼类资源的空间自相关性与空间异质性。结果表明,山东近海底层鱼类资源呈现出显著的空间聚集格局,存在着空间自相关性,其中在春季、夏季和冬季的空间自相关性较强,在秋季的空间自相关性较弱。从空间分布上来看,底层鱼类相对资源量指数高值区在春季、夏季位于山东半岛南部海域,在秋季、冬季高值区的范围大幅减小,而低值区四季均集中在莱州湾附近。变异函数的参数表明,秋季具有较强的块金效应,随机部分的空间异质性占总空间异质性的 76.0%,春季、夏季和冬季随机部分的空间异质性仅占总空间异质性的 26.2%、27.7% 和 23.6%。山东近海底层鱼类的空间自相关性和空间异质性呈现一定的季节变化,其与水温等环境因子的变化有较大关系。

关键词: 渔业资源调查; 底层鱼类; 空间自相关; 变异函数; 空间异质性

中图分类号: S932.4 文献标志码: A 文章编号: 0253-4193(2022)02-0021-08

1 引言

生物种群在空间上并不是随机分布的,而是呈现特定的空间分布格局,鱼类种群也不例外。了解鱼类种群的空间分布格局是重要的生态学研究,也是对具有商业价值以及保护价值的鱼种进行管理的必要条件。空间异质性是指系统在空间上的复杂性和变异性,是生态学过程在不同时空尺度上作用的体现,是产生空间格局的主要原因。自1950年以来,由于捕捞力量增加,山东近海渔业资源从利用不足到充分利用、过度利用,其中底层鱼类资源衰退严重。许多底层鱼类是重要经济鱼种,这些经济鱼种的数量和生物量波动会对渔业捕捞的经济效益产生较大影响。同时,底层鱼类种类众多,在山东近海鱼类群落中占据较高比例,发挥着重要功能,在山东近海鱼类群落中占据较高比例,发挥着重要功能,在山东近海渔业资源中占据重要地位[3-4]。

地统计学是研究自然现象空间变异与空间结构 的一门学科[5]。基于生态系统的渔业管理需要处理空 间问题,渔业活动管理以及生境保护等需要了解精确 的资源分布。地统计学提供了一系列解决方案,可以 用于绘制和描述空间分布的不同方面,也有助于模拟 生境和了解空间分布间。地统计学在生态学上的应用 包括变异函数图像、克里金插值等^[7], 如 Platt 和 Denman^[8]将近似于变异函数的频谱分析应用于生态学案 例。地统计学方法在渔业领域也应用较广^[9]。如 Sullivan[10] 应用地统计学方法对黄线狭鳕(Theragra chalcogramma)声学数据进行处理,确定了鱼类密度的空 间均值和方差、总丰度及其方差; Simard 等[11] 研究了 圣劳伦斯湾小型中上层鱼类的空间结构、影响因素 和干扰因素; 苏奋振等[12-13]运用空间自相关指数和变 异函数分别分析了东海中上层鱼类和底层及近底层 鱼类的空间结构;张寒野和程家骅[4]利用变异函数分

收稿日期: 2021-08-13;修订日期: 2021-12-06。

基金项目: 国家重点研发计划(2019YFD0901204)。

作者简介: 吴桢(1997—), 男, 浙江省舟山市人, 研究方向为调查采样设计与优化。E-mail: 447882432@qq.com

^{*}通信作者:徐宾铎, 男, 副教授, 主要从事渔业资源生态学、海洋生态学等方向研究。E-mail: bdxu@ouc.edu.cn

析了东海小黄鱼的空间异质性并进行了插值; 杨铭霞[15] 使用了地统计学方法对西太平洋柔鱼资源的空间变异进行了分析。

本文利用空间自相关指数和变异函数对山东近海底层鱼类的空间相关性和空间异质性进行研究,了解底层鱼类在不同季节下空间格局的变化,探寻环境因素与空间结构之间的关系,以期为山东近海渔业资源可持续利用和管理提供参考依据。

2 材料与方法

2.1 数据来源

本文数据来源于2016-2017年山东近海渔业资 源底拖网调查。调查海域范围为35°00′~38°30′N, 117°30′~124°30′E,调查于秋季(2016年10月)、冬季 (2016年12月至2017年1月)、春季(2017年5月)、 夏季(2017年8月)进行,共4个航次,以格状均匀定 点法设计调查站位, 共设置 177 个站位。由于天气、 地形和养殖区等原因,部分预设站位在实际调查中未 能完成,其中春季共调查158站,夏季共调查156站, 秋季共调查 159 站,冬季共调查 163 站。调查及分析 按《海洋调查规范 第 6 部分:海洋生物调查》(GB 12763.6-2007) [16] 和《海洋渔业资源调查规范》(SC/T 9403-2012)[17] 要求进行。采用功率为 220 kW 的单拖 底拖网渔船作为调查船,调查网具网口高为 7.53 m, 网口宽为 15 m, 网囊网目为 17 mm。拖网调查均安排 在白天进行,设计每站拖网时间为1h,拖速为3.0kn, 但实际调查存在变化。本文选取所有底层鱼类,将各 站位的渔获量数据换算为拖速 3.0 km、拖网时间 1 h 的每网每小时拖网渔获量,即相对资源量指数(单位 为 kg/(网·h))。

2.2 正态性检验

使用地统计学方法进行空间统计分析的前提是数据满足正态分布。本研究对 2016-2017 年底层鱼类的相对资源量指数数据进行了单样本 Kolmogorov-Smirnov 检验, 若其不满足正态分布, 则对其进行对数正态化转换, 以满足地统计学的分析要求[15-18]。

2.3 空间趋势性分析

地统计学空间数据趋势特征表现在其能够量化和描述空间区域中地理现象的变化程度和方向变异性^[19]。趋势分析可以反映对象在空间区域内变化的主体特征,其揭示研究对象的总体规律,而忽略局部的变异。全局趋势图中的 *X* 轴代表正东方向, *Y* 轴代表正北方向, 垂直方向的矢量棒代表各个站位的相对

资源量指数,数据点投影至东西向和南北向的平面上 形成趋势线。

2.4 空间相关性分析

空间自相关用于度量空间对象及其相应的某一属性值在空间上的聚集程度。空间自相关分为全局自相关和局部自相关,全局自相关描述整体分布情况,判断某属性在特定区域内是否有聚集特征存在;局部自相关能指出显著的聚集发生在哪些位置[20-24]。

2.4.1 全局空间自相关

(1)全局莫兰指数(Global Moran's *I*,以下简称 *I*)为研究渔业生物资源的聚集、离散或随机空间分布模式,采用探测性数据分析方法中的全局空间自相关统计量 *I* 进行度量^[20-21]。公式为

$$I = \frac{n \sum_{i=1}^{n} \sum_{j=1}^{n} w_{i,j} (x_i - \bar{x})(x_j - \bar{x})}{S_0 \sum_{i=1}^{n} (x_i - \bar{x})^2}, \ \forall i \neq j,$$
 (1)

$$S_0 = \sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n w_{i,j},$$
 (2)

式中,n为样本数量; x_i 为i点的相对资源量指数; x_j 为j点的相对资源量指数; \bar{x} 为样本平均值; $w_{i,j}$ 为i点和j点之间的空间权重; S_0 为所有空间权重的聚合。

I的值大于 0表示正相关,小于 0表示负相关。 I绝对值越大,表示空间分布的自相关性越高,即空间分布的聚集性越强; I绝对值越小代表空间分布的自相关性越低,说明空间分布呈现分散格局; 当 I 值等于 0时,表示空间分布呈现随机分布。在计算中, I 会返回另外两个值: Z 得分和 p 值。其中, Z 得分是标准差的倍数,当 Z 较大时,表示渔业资源呈聚集分布状态。 p 值表示样本空间模式随机分布的概率, p 值小于 0.01 表示渔业资源是随机分布的概率较小。

(2) Getis-Ord General G(以下简称 G)与 I类似,全局空间自相关统计量 G表示可度量高值或低值的聚类程度[21-24]。公式为

$$G = \frac{\sum_{i=1}^{n} \sum_{j=1}^{n} w_{i,j} x_{i} x_{j}}{\sum_{i=1}^{n} \sum_{j=1}^{n} x_{i} x_{j}}, \quad \forall i \neq j.$$
 (3)

G值的范围为 $0\sim1$ 。G的 0 假设规定不存在样本的空间聚类, 若 p 值较小且在统计学上显著,则可以拒绝 0 假设。此时,当 Z 值为正数时, G 的观测值比期望值大,表明相对资源量指数高值在研究区域内聚类;当 Z 值为负数时, G 的观测值比期望值小,表明

相对资源量指数低值在研究区域内聚类。

2.4.2 局部空间自相关

为分析渔业资源在局部空间内的分布特征,本文 采用 Getis-Ord *G*;指数(以下简称*G*;)判别具有统计显 著性的高值(热点)和低值(冷点)的空间聚类[21-24]。 热点为高值区聚集,冷点为低值区聚集。公式为

$$G_{i}^{*} = \frac{\sum_{j=1}^{n} w_{i,j} x_{j} - \bar{X} \sum_{j=1}^{n} w_{i,j}}{\sqrt{n \sum_{j=1}^{n} w_{i,j}^{2} - \left(\sum_{j=1}^{n} w_{i,j}\right)^{2}}}.$$

$$(4)$$

2.5 空间异质性分析

本文采用变异函数来定量描述底层鱼类在山东 近海的空间变异情况,假定其服从二阶平稳假设。变 异函数公式为[25-26]

$$\gamma(h) = \frac{1}{2N(h)} \sum_{i=1}^{N(h)} [Z(x_i) - Z(x_i + h)]^2,$$
 (5)

式中,h为步长;N(h)是距离等于h时的点对数; $Z(x_i)$ 是区域化变量Z(x)在空间位置 x_i 的上的观测值。

区域化变量 Z(x)所具有的空间异质性可分为随机变异和空间自相关变异这两部分,可利用模型拟合后所得的参数进行定量分析[27]。在各项同性的前提下,对半变异函数进行模型拟合。常用的变异函数拟合模型有3种,分别是球状模型、指数模型和高斯模型[25-26]。各模型公式为

(1)球状模型

$$\gamma(r) = \begin{cases} 0, & r = 0, \\ C_0 + C\left(\frac{3}{2} \times \frac{r}{a} - \frac{1}{2} \times \frac{r^3}{a^3}\right), & 0 < r \le a, \\ C_0 + C, & r > a, \end{cases}$$
 (6)

式中,r为滞后距离; C_0 为块金常数; C_0+C 为基台值;C为拱高;a为变程。

(2)指数模型

$$\gamma(r) = C_0 + C\left(1 - e^{-\frac{r}{a}}\right), \tag{7}$$

式中, a 为 1/3 变程。

(3)高斯模型

$$\gamma(r) = C_0 + C \left(1 - e^{-\frac{r^2}{a^2}} \right),$$
 (8)

式中, a为 $1/\sqrt{3}$ 变程。

其中,指数模型表示变量相关性距离较大,聚集程度相对较弱;高斯模型表示个体在中间特定区间空间相关性大,而前后阶段都较弱;球状模型表示个体间的聚集性较强,空间相关距离较小[27]。模型参数基台值 C_0 +C表示总的空间异质性程度,块金值 C_0 表示随机部分的空间异质性,拱高 C表示空间自相关部分的空间异质性。本文使用残差平方和(Residual Sum of Squares, RSS)和赤池信息准则(Akaike Information Criterion, AIC)检验模型拟合优度^[28]。

3 结果

3.1 常规描述性统计

山东近海底层鱼类春季相对资源量指数变化范 围为 0.030~140.37 kg/(网·h), 平均值为 9.16 kg/(网·h); 夏季相对资源量指数范围为 0~272.54 kg/(网·h),平 均值为 25.43 kg/(网·h); 秋季相对资源量指数范围为 0~634.38 kg/(网·h), 平均值为 36.66 kg/(网·h); 冬季 相对资源量指数范围为 0.028~78.11 kg/(网·h), 平均 值为 7.82 kg/(网·h)。变异系数大于 100% 时, 数据离 散程度大,4个季节底层鱼类分布差异性均较大。从 数据的整体趋势上来看,秋季的相对资源量指数最 高,变异系数较大,数据离散性程度较高,春、冬季的 相对资源量指数较低,春、夏、冬季的变异系数相近, 数据离散性程度相对于秋季较低。4个季节的偏度 均大于0, 频度分布为正偏, 峰度均大于3, 呈高狭峰, 表明山东近海底层鱼类分布以低相对资源量指数区 为主。K-S检验所得p值均小于0.05,数据不符合正 态分布,后续进行对数正态转换(表1)。

3.2 空间趋势分析

山东近海底层鱼类相对资源量指数在春季明显 表现出南高北低的趋势,在东西方向上,东部相对资源量指数略高于西部。在夏季和冬季,底层鱼类相对

表 1 山东近海底层鱼类相对资源量指数描述性统计分析

Table 1 Descriptive statistical analysis of relative abundance index of demersal fish in the offshore waters of Shandong

季节	最小值/(kg·(网·h) ⁻¹)	最大值 /(kg·(网·h) ⁻¹)	平均值/(kg·(网·h) ⁻¹)	标准差	变异系数	偏度	峰度	K-S检验p值
春季	0.030	140.37	9.16	15.39	168.1%	5.08	36.18	0
夏季	0	272.54	25.43	43.83	172.4%	3.07	12.35	0
秋季	0	634.38	36.66	87.20	237.9%	4.53	24.80	0
冬季	0.028	78.11	7.82	13.54	173.1%	3.08	10.14	0

资源量指数在东西方向上明显表现出东高西低的趋势,而南高北低的趋势略微减缓。在秋季,底层鱼类

相对资源量指数在东西方向表现出东高西低的趋势,在南北方向上的趋势表现不明显(图1)。

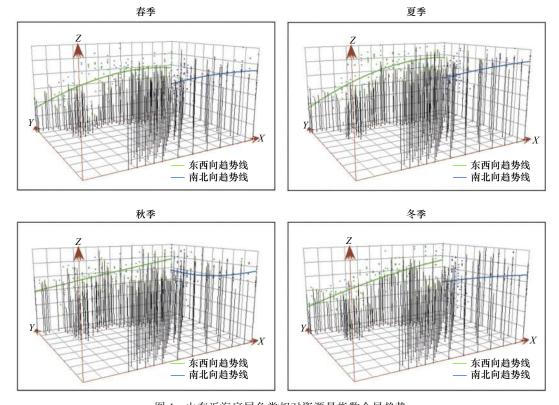


图 1 山东近海底层鱼类相对资源量指数全局趋势

Fig. 1 Global trend of relative abundance index of demersal fish in the offshore waters of Shandong

3.3 空间自相关性分析

3.3.1 全局空间自相关

4个季节的 I 观测值均大于 0, 山东近海底层鱼类存在空间自相关性, 且为正相关, p 值小于 0.01, Z 得分较高, 底层鱼类在山东近海呈现显著的聚集分布格局。4个季节的 G 观测值均大于预测值, Z 得分为正值, 表明山东近海底层鱼类在高相对资源量指数区域的聚集性较强。从整体趋势上来看, I 和 G 在春季、夏季和冬季的 Z 得分较高, 在秋季的 Z 得分较低, 表明底层鱼类在春季、夏季和冬季的空间聚集程度强于秋季(表 2)。

3.3.2 局部空间自相关

4个季节中热点通常分布于山东半岛南部海域, 冷点通常分布于山东半岛北部海域。在春季和夏季, 热点分布在海州湾近岸海域且热点数量较多; 秋季热 点向外海迁移并且数量减少; 冬季热点从山东半岛南 部的外海移向近海, 同时热点在蓬莱近海附近也有小 范围聚集。冷点四季均分布在莱州湾及邻近海域, 秋 季有自西向东迁移的趋势(图 2)。

3.4 空间异质性分析

从模型拟合结果来看,春季、夏季和秋季3个季

表 2 山东近海底层鱼类全局空间自相关指标

Table 2 Global spatial autocorrelation indexes of demersal fish in the offshore waters of Shandong

春季 I 0.664 0 -0.006 4 0.002 7 12.881 3 G 0.006 6 0.006 4 0 6.209 6 夏季 I 0.603 3 -0.006 5 0.001 8 14.414 0 G 0.006 9 0.006 5 0 9.291 2 秋季 I 0.388 6 -0.006 3 0.002 5 7.838 0 G 0.006 4 0.006 3 0 4.595 5 冬季 I 0.623 4 -0.006 2 0.002 6 12.441 2							
夏季 I 0.006 6 0.006 4 0 6.209 6 夏季 I 0.603 3 -0.006 5 0.001 8 14.414 0 G 0.006 9 0.006 5 0 9.291 2 秋季 I 0.388 6 -0.006 3 0.002 5 7.838 0 G 0.006 4 0.006 3 0 4.595 5 冬季 I 0.623 4 -0.006 2 0.002 6 12.441 2	季节	指标	观测值	预测值	方差	Z得分	p值
夏季 I 0.603 3 -0.006 5 0.001 8 14.414 0 G 0.006 9 0.006 5 0 9.291 2 秋季 I 0.388 6 -0.006 3 0.002 5 7.838 0 G 0.006 4 0.006 3 0 4.595 5 冬季 I 0.623 4 -0.006 2 0.002 6 12.441 2	春季	I	0.664 0	-0.006 4	0.002 7	12.881 3	0
成 0.006 9 0.006 5 0 9.291 2 秋季 I 0.388 6 -0.006 3 0.002 5 7.838 0 G 0.006 4 0.006 3 0 4.595 5 冬季 I 0.623 4 -0.006 2 0.002 6 12.441 2		G	0.006 6	0.006 4	0	6.209 6	0
秋季 I 0.388 6 -0.006 3 0.002 5 7.838 0 G 0.006 4 0.006 3 0 4.595 5 冬季 I 0.623 4 -0.006 2 0.002 6 12.441 2	夏季	I	0.603 3	-0.006 5	0.001 8	14.414 0	0
G 0.006 4 0.006 3 0 4.595 5 冬季 I 0.623 4 -0.006 2 0.002 6 12.441 2		G	0.006 9	0.006 5	0	9.291 2	0
冬季 I 0.623 4 -0.006 2 0.002 6 12.441 2	秋季	I	0.388 6	-0.006 3	0.002 5	7.838 0	0
0.000 0		G	0.006 4	0.006 3	0	4.595 5	0
G = 0.0063 = 0.0062 = 0 = 4.8870	冬季	I	0.623 4	-0.006 2	0.002 6	12.441 2	0
		G	0.006 3	0.006 2	0	4.887 0	0

节拟合效果最好的模型均为高斯模型,反映了底层鱼类在达到一段特定间隔距离 h 时的自相关性较强,特定间隔距离 h 前后自相关性较弱;冬季拟合效果最好的模型是球状模型,反映了底层鱼类个体间的聚集性较强。秋季的块金系数最高,夏季、春季其次,冬季的块金系数最低。从块金系数可知,秋季具有较强的块金效应,随机部分的空间异质性占总空间异质性的 75.95%,而春季、夏季和冬季的块金效应较弱,随

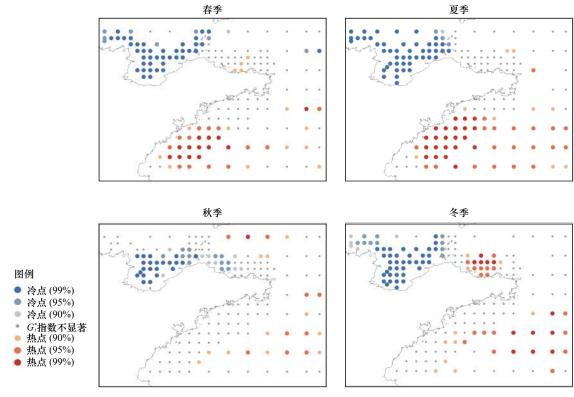


图 2 山东近海底层鱼类冷热点分析

Fig. 2 The hot spots and cold spots analysis of demersal fish in the offshore waters of Shandong

机部分的空间异质性仅占总空间异质性的 26.15%、27.68% 和 23.64%, 空间自相关性部分占主导地位。春季、夏季和冬季的变程较大, 秋季的变程较小, 表明山东近海底层鱼类的空间自相关距离在春季、夏季和冬季较大, 底层鱼类相对资源量指数在较广的范围内呈现空间结构化分布(表 3)。

表 3 山东近海底层鱼类变异函数模型各项参数
Table 3 Parameters of semi-variogram for demersal fish in the offshore waters of Shandong

季节	模型	块金常数 C ₀			块金系数 C ₀ /(C ₀ +C)	变程	RSS	AIC
春季	高斯模型	0.17	0.65	0.48	26.2%	460 000	0.01	-90.75
夏季	高斯模型	0.49	1.77	1.28	27.7%	520 000	0.10	-51.44
秋季	高斯模型	0.60	0.79	0.19	76.0%	330 000	0.03	-64.58
冬季	球状模型	0.13	0.55	0.42	23.6%	410 000	0.01	-94.00

4 讨论

本研究表明,山东近海底层鱼类具有显著的空间 聚集格局,秋季的空间自相关性较弱,其他季节空间 自相关性较强。底层鱼类体现了明显的空间分布格 局,相对资源量指数高值聚集区(热点)在春季、夏季 位于山东半岛南部海域,在秋季、冬季高值聚集区的 范围大幅减小,而低值聚集区(冷点)四季均集中在莱 州湾海域(图 2)。秋季高值聚集区范围变化的可能 原因包括:(1)秋季底层鱼类多处于索饵洄游阶段,其 分布较其他季节更为分散;(2)经过伏季休渔,秋季相 对资源量指数增加,底层鱼类向外海洄游而超出调查 海域范围, 使得高值聚集区的范围减小, 进而造成了 秋季的变程较小,即底层鱼类在秋季的空间自相关距 离较小。夏季高值聚集区聚集鱼种主要是暖温种小 眼绿鳍鱼(Chelidonichthys spinosus),冬季高值聚集区 聚集鱼种主要是黄鮟鱇(Lophius litulon)和细纹狮子 鱼(Liparis tanakae)。鱼类群落的空间分布是环境因 子相互作用的结果,并不受单一因子的控制,其中水 温的影响最大,底层鱼类向外海深水区洄游的主要原 因为适温洄游[29-30]。水温受海流影响,山东近海南部 近岸海域风生流场存在上升与下沉现象[11],致使夏季 的海水底温升高,此外,冬季黄海暖流的分支流经海 域也能使得部分暖温种季节性地在近海聚集[29-30],这 与海州湾各适温型鱼类的空间分布研究结果一致[32], 说明水温是影响山东近海底层鱼类空间自相关性和 空间异质性的重要因素。图 2 相对资源量指数高值 聚集区的季节变动体现了优势种类在四季的洄游变 迁, 小眼绿鳍鱼是山东近海南部海域的优势种之一,

4-5 月在近岸海域产卵,秋、冬季则洄游至水深更深的海域^[33],符合图 2 热点的变动。而山东近海优势种之一的细纹狮子鱼,同样为季节性产卵,产卵时期主要集中在春、夏季^[34],符合图 2 热点的分布,可见春、夏季相对资源量指数高值区多与优势群体的产卵时期分布有关。

从变异函数拟合结果来看,秋季拥有最大的块金常数和块金系数以及最小的变程。本研究中块金常数和相对资源量指数存在着正相关关系,说明随机变异在年间相对资源量指数的变化中有一定程度上的体现,这与东海底层鱼类空间异质性研究结果相近¹¹³,同时块金系数和变异系数也基本呈正相关关系。块金常数表示由实验误差或小于实验取样尺度引起的变异,较大的块金常数说明在该尺度下存在着重要的生态学行为^[14,26]。因此,在进行山东近海渔业资源调查时,应适当扩大调查范围和站位数以使获得的数据更有代表性。从季节变化上来看,秋季的块金系数较其他季节更大,表明秋季的随机变异在底层鱼类的空间异质性中占了很大的比重。而春季、夏季和冬季的块金系数均接近 25%,空间异质性中结构性成分所

占比重较大,底层鱼类相对资源量指数在空间上呈现 结构化的范围较广。

通常运用变异函数分析空间异质性时会以各向 异性为前提进行分析,判别不同方向上的各项参数, 从而得到不同方向上随机性和结构性在空间异质性 中所占比例[12-18]。本文拟合变异函数时所采用的是各 向同性前提,原因是受数据点的数量限制,若以各向 异性为前提,各方向的数据量过少,不足以支持结论 的有效性。除此以外,本研究中基台值与相对资源量 指数并不完全呈正相关关系,这与其他研究的结果有 所差异[13-14,27],造成这种情况可能是底层鱼类相对资 源量指数在秋季时的拱高过小,且不同步长 h 下相对 资源量指数的差值过小所导致的,即秋季底层鱼类资 源分布较为均匀。本研究结果表明,山东近海底层鱼 类的空间自相关性和空间异质性存在着显著的季节 变化,这与环境因子的变动尤其是水温的变化有直接 关系。为了更好地阐明环境因子与底层鱼类空间自 相关性及空间异质性之间的关系,应在后续的研究加 入环境因子的相关性分析。

参考文献:

- [1] Planque B, Loots C, Petitgas P, et al. Understanding what controls the spatial distribution of fish populations using a multi-model approach[J]. Fisheries Oceanography, 2011, 20(1): 1–17.
- [2] 李哈滨, 王政权, 王庆成. 空间异质性定量研究理论与方法[J]. 应用生态学报, 1998, 9(6): 651–657.

 Li Habin, Wang Zhengquan, Wang Qingcheng. Theory and methodology of spatial heterogeneity quantification[J]. Chinese Journal of Applied Ecology, 1998, 9(6): 651–657.
- [3] 唐启升, 叶懋中. 山东近海渔业资源开发与保护[M]. 北京: 中国农业出版社, 1990: 139–154.

 Tang Qisheng, Ye Maozhong. Exploitation and Protection of Fishery Resources in the Offshore Waters of Shandong[M]. Beijing: China Agriculture Press, 1990: 139–154.
- [4] 程济生. 黄渤海近岸水域生态环境与生物群落[M]. 青岛: 中国海洋大学出版社, 2004: 209-218.

 Cheng Jisheng. Ecological Environment and Biological Community in the Coastal Waters of the Yellow Sea and the Bohai Sea[M]. Qingdao: China Ocean University Press, 2004: 209-218.
- [5] Matheron G. Principles of geostatistics[J]. Economic Geology, 1963, 58(8): 1246–1266.
- [6] Petitgas P, Woillez M, Rivoirard J, et al. Handbook of geo-statistics in R for fisheries and marine ecology[R]. Denmark: ICES, 2017.
- [7] Rossi R E, Mulla D J, Journel A G, et al. Geostatistical tools for modeling and interpreting ecological spatial dependence[J]. Ecological Monographs, 1992, 62(2): 277–314.
- [8] Platt T, Denman K L. Spectral analysis in ecology[J]. Annual Review of Ecology and Systematics, 1975, 6: 189-210.
- [9] Rivoirard J, Simmonds J, Foote KG, et al. Geostatistics for Estimating Fish Abundance[M]. Oxford: Blackwell Science, 2000.
- [10] Sullivan P J. Stock abundance estimation using depth-dependent trends and spatially correlated variation[J]. Canadian Journal of Fisheries and Aquatic Sciences, 1991, 48(9): 1691–1703.
- [11] Simard Y, Marcotte D, Bourgault G. Exploration of geostatistical methods for mapping and estimating acoustic biomass of pelagic fish in the Gulf of St. Lawrence: Size of echo-integration unit and auxiliary environmental variables[J]. Aquatic Living Resources, 1993, 6(3): 185–199.
- [12] 苏奋振, 周成虎, 仉天宇, 等. 东海水域中上层鱼类资源的空间异质性[J]. 应用生态学报, 2003, 14(11): 1971–1975.

 Su Fenzhen, Zhou Chenghu, Zhang Tianyu, et al. Spatial heterogeneity of pelagic fishery resources in the East China Sea[J]. Chinese Journal of Applied Ecology, 2003, 14(11): 1971–1975.
- [13] 苏奋振, 周成虎, 史文中, 等. 东海区底层及近底层鱼类资源的空间异质性[J]. 应用生态学报, 2004, 15(4): 683-686. Su Fenzhen, Zhou Chenghu, Shi Wenzhong, et al. Spatial heterogeneity of demersal fish in East China Sea[J]. Chinese Journal of Ap-

plied Ecology, 2004, 15(4): 683-686.

- [14] 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, 2005, 12(4): 419-423.

 Zhang Hanye, Cheng Jiahua. Geostatistical analysis on spatial patterns of small yellow croaker (*Larimichthys polyactis*) in the East China Sea[J]. Journal of Fishery Science of China, 2005, 12(4): 419-423.
- [15] 杨铭霞. 基于地统计学的西北太平洋柔鱼资源丰度空间变异研究[D]. 上海: 上海海洋大学, 2014.

 Yang Mingxia. Spatial variability of abundance index for *Ommastrephes bartramii* in the Northwest Pacific Ocean based on geostatistical methods[D]. Shanghai: Shanghai Ocean University, 2014.
- [16] 中华人民共和国国家质量监督检验检疫总局, 中国国家标准化管理委员会. GB/T 12763.6-2007, 海洋调查规范 第6部分: 海洋生物 调查[S]. 北京: 中国标准出版社 2007. General Administration of Quality Supervision, Inspection and Quarantine of the People's Republic of China, Standardization Administration of the People's Republic of China. GB/T 12763.6-2007, Specifications for oceanographic survey—Part 6: Marine biological survey[S]. Beijing: Standards Press of China, 2007.
- [17] 中华人民共和国农业部. SC/T 9403-2012, 海洋渔业资源调查规范[S]. 北京: 中国农业出版社, 2013.

 Ministry of Agriculture of the PRC. SC/T 9403-2012, Technical specification for marine fishery resources survey[S]. Beijing: China Agriculture Press. 2013.
- [18] 梁严威. 基于地统计和ESDA的东南太平洋智利竹筴鱼时空动态的研究[D]. 上海: 上海海洋大学, 2015.

 Liang Yanwei. Temporal dynamics of *Trachurus murphyi* in the Southeast Pacific based on geostatistical methods and ESDA[D]. Shanghai: Shanghai Ocean University, 2015.
- [19] 汤国安, 杨昕. ArcGIS地理信息系统空间分析实验教程[M]. 2版. 北京: 科学出版社, 2012: 439-442.
 Tang Guoan, Yang Xin. Experimental Course of Spatial Analysis of GIS in ArcGIS[M]. 2nd ed. Beijing: Science Press, 2012: 439-442.
- [20] Mitchel A, Griffin L S. The ESRI Guide to GIS Analysis, Volume 2: Spatial Measurements and Statistics[M]. Redlands: ESRI Press, 2005.
- [21] 冯永玖, 陈新军, 杨铭霞, 等. 基于ESDA的西北太平洋柔鱼资源空间热点区域及其变动研究[J]. 生态学报, 2014, 34(7): 1841–1850. Feng Yongjiu, Chen Xinjun, Yang Mingxia, et al. An exploratory spatial data analysis-based investigation of the hot spots and variability of *Ommastrephes bartramii* fishery resources in the northwestern Pacific Ocean[J]. Acta Ecologica Sinica, 2014, 34(7): 1841–1850.
- [22] Getis A, Ord J K. The analysis of spatial association by use of distance statistics[J]. Geographical Analysis, 1992, 24(3): 189–206.
- [23] Anselin L. Local indicators of spatial association-LISA[J]. Geographical Analysis, 1995, 27(2): 93-115.
- [24] 张松林, 张昆. 空间自相关局部指标Moran指数和G系数研究[J]. 大地测量与地球动力学, 2007, 27(3): 31-34. Zhang Songlin, Zhang Kun. Contrast study on Moran and Getis-Ord indexes of local spatial autocorrelation indices[J]. Journal of Geodesy and Geodynamics, 2007, 27(3): 31-34.
- [25] 孙洪泉. 地质统计学及其应用[M]. 徐州: 中国矿业大学出版社, 1990: 59–96.
 Sun Hongquan. Geostatistics and Its Application[M]. Xuzhou: China University of Mining and Technology Press, 1990: 59–96.
- [26] 王政权. 地统计学及在生态学中的应用[M]. 北京: 科学出版社, 1999: 65–101.

 Wang Zhengquan. Geostatistics and Its Application in Ecology[M]. Beijing: Science Press, 1999: 65–101.
- [27] 杨晓明, 戴小杰, 朱国平. 基于地统计分析西印度洋黄鳍金枪鱼围网渔获量的空间异质性[J]. 生态学报, 2012, 32(15): 4682–4690. Yang Xiaoming, Dai Xiaojie, Zhu Guoping. Geostatistical analysis of spatial heterogeneity of Yellowfin Tuna (*Thunnus albacares*) purse seine catch in the western Indian Ocean[J]. Acta Ecologica Sinica, 2012, 32(15): 4682–4690.
- [28] 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 Zhangwen. Akaike's information criterion and its significance[J]. Journal of Mathematics in Practice and Theory, 1980(3): 64-72.
- [29] 陈新军, 刘必林. 渔业资源生物学[M]. 北京: 科学出版社, 2017: 157–161. Chen Xinjun, Liu Bilin. Fishery Resources Biology[M]. Beijing: Science Press, 2017: 157–161.
- [30] 任一平. 渔业资源生物学[M]. 北京: 中国农业出版社, 2020: 46-53.

 Ren Yiping. Biology of Fishery Resources[M]. Beijing: China Agriculture Press, 2020: 46-53.
- [31] 石强. 渤、黄海冬、夏季节风生流场年际变化时空模态与环流变异[J]. 应用海洋学学报, 2019, 38(1): 93–108. Shi Qiang. Spatiao-temporal modes and circulation variation on the interannual variation of seasonal mean wind-driven current field in the Bohai Sea and Yellow Sea in winter and summer[J]. Journal of Applied Oceanography, 2019, 38(1): 93–108.
- [32] 王小荟. 海州湾主要鱼种的空间分布及其与环境因子的关系[D]. 青岛: 中国海洋大学, 2013. Wang Xiaohui. Spatial distribution of dominant fish species in Haizhou Bay and their relationships with environmental factors[D]. Qingdao: Ocean University of China, 2013.
- [33] 张芸欣. 东海区小眼绿鳍鱼渔业生物学特性研究[D]. 舟山: 浙江海洋大学, 2019. Zhang Yunxin. Study on the biological characteristics of *C. kumu* fishery in the East China Sea area[D]. Zhoushan: Zhejiang Ocean University, 2019.
- [34] 周志鵬. 黄海细纹狮子鱼种群生物学特征的季节变化和年际变化[D]. 上海: 上海海洋大学, 2012. Zhou Zhipeng. Interannual and seasonal variances of population biological characteristic of snailfish, *Liparis tanakae* in Yellow Sea[D]. Shanghai: Shanghai Ocean University, 2012.

Spatial heterogeneity of demersal fish in the offshore waters of Shandong

Wu Zhen¹, Zhang Chongliang^{1,2,3}, Xue Ying^{1,2,3}, Ji Yupeng^{1,3}, Ren Yiping^{1,2,3}, Xu Binduo^{1,2,3}

(1. Fisheries College, Ocean University of China, Qingdao 266003, China; 2. Laboratory for Marine Fisheries Science and Food Production Processes, Pilot National Laboratory for Marine Science and Technology (Qingdao), Qingdao 266237, China; 3. Field Observation and Research Station of Haizhou Bay Fishery Ecosystem, Ministry of Education, Qingdao 266003, China)

Abstract: According to the bottom trawl survey data of fishery resources in the offshore waters of Shandong from 2016 to 2017, the spatial autocorrelation and spatial heterogeneity of demersal fish in the offshore waters of Shandong were examined by using spatial autocorrelation indices and variogram. The results showed that there were significant spatial aggregation patterns and spatial autocorrelation in the demersal fish in the offshore waters of Shandong. The spatial autocorrelations were strong in spring, summer and winter, and weak in autumn. From the perspective of spatial distribution, the areas of high relative abundance index of demersal fish were mainly located in the southern waters of Shandong in spring and summer, and areas of high relative abundance greatly decreased in autumn and winter, while the areas of low value were mainly in the Laizhou Bay and adjacent waters in four seasons. The parameters of variogram showed that there was a strong nugget effect in autumn, and the spatial heterogeneity of random part accounted for 76.0% of the total spatial heterogeneity. The spatial heterogeneity of random part in spring, summer and winter only accounted for 26.2%, 27.7% and 23.6% of the total spatial heterogeneity. In the spatial autocorrelation and spatial heterogeneity of demersal fish showed seasonal variation in the offshore waters of Shandong, which was to some extent related with changes in environmental factors such as water temperature.

Key words: fishery-independent survey; demersal fish; spatial autocorrelation; variogram; spatial heterogeneity