

DOI: 10.3724/SP.J.1118.2013.00198

大西洋金枪鱼延绳钓渔场的地统计分析

李灵智, 王磊, 刘健, 刘勤, 黄洪亮

中国水产科学院 东海水产研究所; 农业部东海与远洋渔业资源开发利用重点实验室, 上海 200090

摘要: 使用地统计方法研究大西洋金枪鱼延绳钓渔场空间变异特征及时空分布, 分析数据为 1982—2010 年日本大西洋大眼金枪鱼(*Thunnus obesus*)延绳钓渔捞数据。结果表明, 大眼金枪鱼渔场分布具有较强的空间相关性, 6 月、10 月和 11 月空间相关性显著($P < 0.05$), 其他月份空间相关性极显著($P < 0.01$); 指数模型能够较好地表达渔场的空间变异特征, 其相关系数介于 0.6~0.9 之间, 模型拟合较好; 预测图表明大眼金枪鱼渔场变化呈现出两种轨迹, 一种是大西洋中部与美洲近岸之间的循环变化, 另一种是大西洋中部与非洲近岸之间的循环变化; 预测结果验证表明, 地统计能较好地对渔场空间分布进行预测, 但是单位捕捞努力量渔获量(CPUE)预测值显著高于 2009—2010 年实测值, 资源状况差异可能是引起本次研究预测值偏高的主要原因。

关键词: 大西洋; 大眼金枪鱼; 延绳钓; 渔场; 地统计分析

中图分类号: S934

文献标志码: A

文章编号: 1005-8737-(2013)01-0198-07

延绳钓是大西洋大眼金枪鱼渔业的主要作业方式^[1-4]。近年来国内外关于大眼金枪鱼渔场分布的研究较多, 许多学者通过探索环境因子与资源分布相关关系进行研究^[5-8], 大多数研究采用传统的统计方法, 即通过样本属性的频率分布、均值、方差关系等, 确定渔场空间分布格局与相关性^[5-9]。由于传统的统计学方法忽略空间位置和距离对样本空间分布的影响, 使得样本空间自相关关系难以呈现, 而生物种群空间的自相关性是普遍存在的^[10]。地统计在传统统计学方法的基础上, 综合样本空间位置及样本间的距离, 对样本空间分布格局与相关性进行分析, 弥补了经典统计学的缺陷。

近年来地统计分析在渔业研究方面获得了较广泛的应用, 涉及渔业资源评估^[11-16]、时空分布^[17]以及栖息地面积估算^[18]等等, 但是对其的争议也依然不断, 渔捞数据的偏态分布以及数据样

本的缺乏是引起争议的重要原因^[19-20]。Marta 等^[21]对地统计方法在渔业上的应用进行了评价, 认为地统计分析应用于渔业在理论上是可以接受的, 且如果方法选择适当可以大大提高研究结论的准确性。

日本大眼金枪鱼延绳钓渔业自 20 世纪 50 年代至今已经发展了 60 多年, 其渔捞数据是目前所有成员国中记录最全面的国家之一。本研究使用日本金枪鱼延绳钓渔捞数据, 应用地统计方法对大西洋大眼金枪鱼渔场分布进行分析, 以借鉴其渔场探索经验, 为中国金枪鱼延绳钓渔业发展提供参考。

1 材料与方法

数据来源于大西洋金枪鱼委员会 1982—2010 年按年度、月份统计的日本大眼金枪鱼渔获量和捕捞努力量数据(包括捕捞努力量、渔获量和尾

收稿日期: 2012-02-13; 修订日期: 2012-06-15.

基金项目: 国家 863 计划项目(2012AA092302, 2007AA092202); 中央级公益性科研院所基本科研业务费专项资金(中国水产科学研究院东海水产研究所)资助项目(2009T09).

作者简介: 李灵智(1982-), 男, 助理研究员, 主要从事负责任捕捞技术研究. E-mail: titans82911@gmail.com

通信作者: 黄洪亮, 研究员. E-mail: ecshhl@163.com

数), 分辨率为 5°×5°。数据分为两个部分: 1982—2008 年的数据用于分析建模, 2009—2010 年的数据用于对分析结果进行验证。

1.1 渔场量化

以单位捕捞努力渔获量(以下简称“CPUE”)作为渔场量化指标, 定义为每千枚钓钩所捕获的大眼金枪鱼尾数, 由下式求得:

$$CPUE = \frac{N}{H} \times 1000$$

式中, N 为捕获的大眼金枪鱼尾数; H 为钓钩数

1.2 地统计分析

1.2.1 数据分析和处理方法 使用 excel 对原始数据进行探索性分析, 分析原始数据分布特征; 利用 Arcgis10.0 中的半方差函数云对数据异常值进行去除和修正。

1.2.2 分析方法和预测 使用 Arcgis10.0 地统计分析中的普通克里格插值法进行建模, 普通克里格插值法是基于变异函数和结构分析, 在有限区域内对区域化变量进行无偏最优估计, 其实质是利用采样点的实际观测值和变异函数的结构特点, 对未知样点进行线性无偏估计^[10]。变异函数分为半方差函数和协方差函数, 两者在表达空间变异特征时没有区别, 本文选用半方差函数如下:

将 CPUE(简写为“C”)设为区域化变量, 区域化变量为空间点的函数:

$$C(i) = f(i_x, i_y, i_z)$$

则距离为 h 的点对 CPUE 半方差函数如下:

$$r(i, h) = \frac{1}{2} Var[C(i) - C(i + h)]$$

i 表示空间点, i_x 、 i_y 为空间坐标, $C(i)$ 为点 i 的 CPUE 值。

由于原始的数据以经纬度作为空间坐标, 且研究的区域主要集中在中低纬度海区, 因此计算空间点对距离以度为单位。基于模型结果和设定的中心点, 对目标区域的 CPUE 进行预测。

2 结果与分析

2.1 探索性数据分析

样本数据基本特征参数如表 1 所示, 各月份样本变异系数介于 0.4~0.7, 均表现为中等变异(0.1<CV<1), 表明均值对样本总体具有较好的代表性; CPUE 月均值变化总体呈下降趋势, 1—6 月较高, 随后逐渐下降, 2 月 CPUE 最高, 为 6.65 尾/千钩, 8 月 CPUE 最小, 为 4.81 尾/千钩, 表明 1—6 月为渔汛期; 各月 CPUE 最大值和最小值变化规律不明显, 最大值介于 12.6~18.98 尾/千钩之间。

研究认为大西洋大眼金枪鱼繁殖场分布在 15°S~15°N, 北纬主要繁殖区域为 3°N~10°N, 30°W~40°W, 产卵盛期 5—8 月; 南纬主要繁殖区域 3°S~10°S, 5°W~15°W, 产卵盛期 1—3 月^[22-23]; 结合本研究的样本数据, 繁殖盛期南北纬主要繁殖区域的平均 CPUE 分别为 7.8 尾/千钩和 9.92 尾/千钩;

表 1 1982—2008 年日本大西洋金枪鱼延绳钓大眼金枪鱼 CPUE 描述统计特征
Tab. 1 The CPUE statistic parameters of big-eye tuna longline fisheries in Atlantic

月份 month	最小值 max	最大值 min	平均值 mean	偏态 skewness	峰度 kurtosis	变异系数 CV	标准差 SD
1 月 Jan	0.041	16.96	6.53	0.51	2.81	0.55	3.60
2 月 Feb	0.357	17.80	6.65	0.58	2.64	0.63	4.19
3 月 Mar	0.05	18.98	5.79	0.83	3.34	0.7	4.05
4 月 Apr	<0.01	14.41	6.30	0.21	2.09	0.59	3.72
5 月 May	<0.01	17.29	5.84	0.50	2.82	0.66	3.87
6 月 Jun	<0.01	18.46	6.09	0.47	2.95	0.63	3.87
7 月 Jul	<0.01	15.19	5.29	0.40	2.74	0.43	3.06
8 月 Aug	<0.01	12.16	4.81	0.36	2.21	0.67	3.18
9 月 Sep	<0.01	13.73	5.41	0.16	2.27	0.59	3.49
10 月 Oct	0.05	14.64	5.41	0.37	2.70	0.59	3.17
11 月 Nov	0.03	15.04	5.23	0.37	2.43	0.64	3.35
12 月 Dec	<0.01	15.44	5.38	0.56	2.87	0.62	3.33

同期 15°S~15°N 海域 CPUE 平均值分别为 8.16 尾/千钩和 10.23 尾/千钩, 略高于主要繁殖区域。

由表 1 可见, 样本数据的偏度值介于 0~1 之间, 峰度值介于 2.2~3.5 之间, 符合近似正态分布特征, 但是数据分布比标准正态分布高且狭窄; 同时经非参数 K-S 检验, 在 0.01 显著水平条件下, 各月 CPUE 数据均服从近似正态分布, 表明样本数据符合地统计分析的前提条件, 可以不进行转换, 直接进行地统计分析。

2.2 模型拟合优化

利用指数模型对半方差函数值进行拟合, 获得半方差函数的各项参数如表 2 所示, 模型拟合相关系数 r 介于 0.66~0.9 之间, 表明模型拟合较好, 理论模型能较好地表达 CPUE 空间相关性特征, 对相关系数进行 t 检验, 其 t 值均大于 $r_{0.01}(2.61)$, 表明相关系数极显著。

半方差函数块金值介于 0~4.82 之间, 除 6 月、10 月和 11 月块金值较大外, 其他月份块金值均小于 2, 表明 6 月、10 月和 11 月存在较强的随机因素影响; 各月份半方差函数基台值明显, 介于 6.32~13.22 之间, 其变化趋势与块金值不相一致, 基台值是系统误差和空间异质性的共同体现, 因此需要结合块金值进行空间异质性的判断, 通常采用块金值与基台值的比值作为衡量指标, 其值越小, 表明空间相关性越强, 各月份块金值与基

台值的比值介于 0~0.41 之间, 6 月、10 月和 11 月其比值大于 0.2, 表现为中等的空间相关性, 其他月份表现为强烈的空间相关性。

变程即空间相关范围, 各月份变程值介于 11.93°~88.92°; 月间变程值差异较大, 变程差异与鱼群集群范围和密度相关, 在一定程度反映集群密度大小, 高密度集群往往变程较小, 因此变程月差异较大在一定程度上反映了大眼金枪鱼集群的季节变化; 另外, 比较变程和相关系数变化趋势, 表明相关性强弱与变程没有相关关系。

2.3 时空分布预测与验证

对大西洋大眼金枪鱼渔场进行预测, 如图 1 灰度图所示, 高 CPUE 渔场主要分布在低纬度海区, 呈现出两种变化轨迹, 即大西洋中部与美洲近岸和大西洋中部与非洲近岸之间的循环变化。1 月份和 2 月份分布集中, 集中于 15°W~35°W, 15°S~20°N 海域; 3 月份集中范围稍有减小; 4 月份、5 月份逐渐分成南北纬两块, 北纬高 CPUE 海区为 30°W~45°W, 0°~10°N, 并向西移动, 南纬为 0°~30°W, 0°~10°S, 呈向几内亚湾移动趋势; 6 月份集群范围扩大, 覆盖整个几内亚湾和巴西外海; 7 月份、8 月份、9 月份在几内亚湾形成高产区; 9 月份北纬海域未形成高 CPUE 海域; 10 月份集中在非洲、南美洲近岸; 11 月份和 12 月份中心渔场开始向大西洋中心赤道附近转移, 形成一个循环。

表 2 大西洋大眼金枪鱼延绳钓渔场空间变异半方差函数特征
Tab. 2 The parameters of semi-variogram theoretical model for big-eye tuna longline fisheries in Atlantic

月份 month	块金值 nugget	基台值 sill	块金值/基台值 nugget/sill	变程 range	R	t 检验 t test
1 月 Jan	0	8.75	0	21.76°	0.77	14.2792
2 月 Feb	1.86	12.87	0.14	32.54°	0.82	17.0720
3 月 Mar	0.87	12.47	0.07	22.56°	0.77	15.0247
4 月 Apr	1.49	7.57	0.2	12.90°	0.78	15.568
5 月 May	0	12.71	0	19.87°	0.90	25.2033
6 月 Jun	4.82	11.90	0.41	21.9°	0.66	11.0776
7 月 Jul	0.12	6.69	0.02	11.93°	0.68	11.4706
8 月 Aug	0.19	6.32	0.03	18.84°	0.79	15.6224
9 月 Sep	1.81	14.16	0.13	88.90°	0.73	12.8173
10 月 Oct	3.55	13.22	0.27	88.92°	0.69	11.2391
11 月 Nov	2.13	8.69	0.25	25.27°	0.72	12.4931
12 月 Dec	0.54	8.16	0.06	25.57°	0.77	14.9761

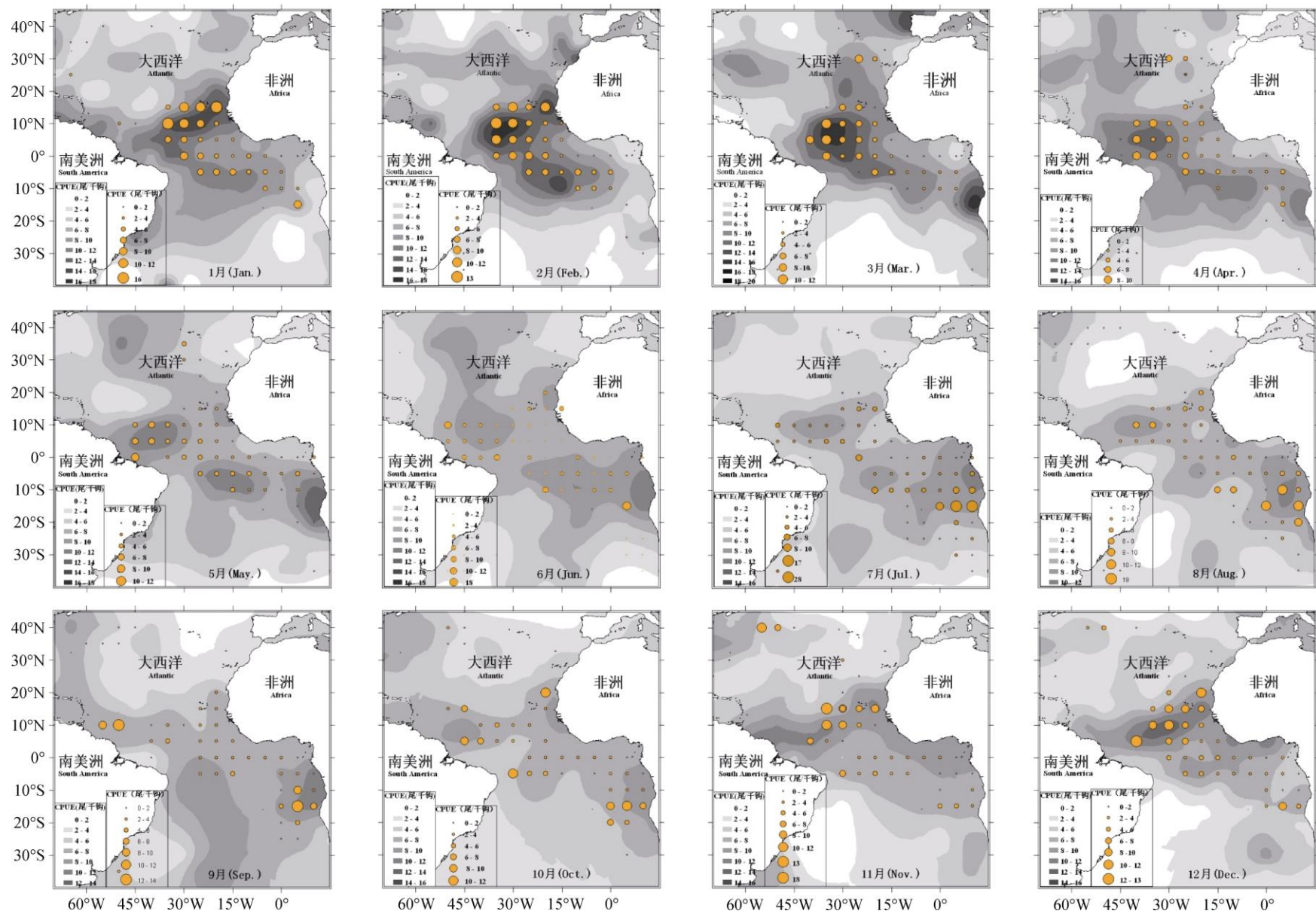


图1 大西洋大眼金枪鱼延绳钓渔场时空分布预测(灰度图)和检验图(气泡图)

Fig 1 The fishing ground distribution prediction of big-eye tuna longline fishery in Atlantic(gray scale) and inspection figure(bubble chart)

使用 2009 年和 2010 年日本金枪鱼延绳钓渔捞数据对渔场分布预测进行检验,如图 1 中的气泡图所示,高 CPUE 的海域基本与预测图颜色较深区域重叠,表明渔场分布预测较准确。计算各月份 CPUE 平均值,如表 3 所示,1982—2008 年月平均 CPUE 与预测值非常接近,而 2009 年和 2010 年月平均 CPUE 显著低于预测值,究其原因可能在于近年来大眼金枪鱼 CPUE 值处于下降趋势,资源状况差异较大。利用资源状况稳定条件下最新的渔捞数据,将更有利于 CPUE 值的准确预测;但是如果只用最新的年份数据,势必引起采样点的减少,不利于渔场分布的全面预测,因此通过标准化的方法对实测数据进行预处理也许是可行的方法之一,数据标准化方法有待进一步研究。

3 讨论

3.1 空间相关性分析

空间相关性程度衡量尚无统一标准,文献[24]使用块金值与基台值的比值作为衡量指标,认为比值小于 0.25 表明空间相关性极显著,比值介于 0.25~0.75 表明空间相关性显著;周国法等^[10]使用标准正态分布检验方法对相关系数进行检验,相关系数根据协方差函数乘以标准化系数求得,但是这种方法是建立在样本量充分大的基础之上的。根据本研究采样情况,以块金值与基台值的比值作为衡量指标,6 月份、10 月份、11 月份块金值/基台值较大(分别为 0.25、0.27、0.41),空间相关性显著,其他月份块金值/基台值均小于 0.25,空间相关性极显著。

3.2 采样点间距选择

大西洋金枪鱼延绳钓 CPUE 所存在的空间变异是空间点对间距离的函数,相邻采样点对间距过大,会使得数据变异特征与真实变异出现偏差,

甚至掩盖数据存在的空间相关性。真实变异的完美呈现需要充分小的采样点对间距和足够多的样本^[25-26],然而基于充分小间距的点对数据采集是难以实现的。研究认为间距小于变程的 1/2 是可取的^[24]。本研究使用的数据最小分辨率为 5°;根据空间相关性分析表明,最大变程为 88°;最小变程为 11.93°;表明样本数据分辨率满足采样点最小间距的要求,另外模型拟合相关系数介于 0.6~0.9 之间,模型拟合较好,模型能很好地表达空间异质性对渔场分布的影响。

3.3 繁殖集群与渔场形成

由于繁殖期间大眼金枪鱼集群密度最大,通常更容易捕获,因此繁殖场往往是优良渔场^[23,26];根据本研究的原始数据以及预测值,繁殖期间大西洋 15°S~15°N 海域 CPUE 月平均值显著高于同期其他海区,与上述结论一致;但是在主要繁殖区域,南纬盛产期 1—3 月份平均 CPUE 值却低于繁殖场北纬海域,北纬盛产期 5—8 月份的平均 CPUE 值却低于南纬海域,与早期的研究存在差异;同时相关研究统计表明一季度南北纬海域大眼金枪鱼渔获量无明显差异^[27];因此推测大眼金枪鱼繁殖集群具有更大的时间跨度和空间范围,盛产期集群区域比主要繁殖区域范围更大。

3.4 大西洋大眼金枪鱼洄游分析

由于大眼金枪鱼具有高速游泳能力以及分布在较深水层,难以直接对其洄游规律进行研究,根据本研究渔场时空分布预测图,大西洋大眼金枪鱼集群区域时空分布呈现出一定规律,1—4 月在产卵场形成一个高密度的聚集区;5—8 月,逐步从集中的一块区域分为两块,一块保持往西移动,另一块移动方向为几内亚湾;9 月和 10 月分别集群于美洲和非洲近岸;11 月鱼群聚集区域逐渐从近岸向繁殖场移动;12 月在繁殖场汇合,形

表 3 大西洋大眼金枪鱼延绳钓 CPUE 月平均值
Tab. 3 Average CPUE of big-eye tuna longline in Atlantic

CPUE	1 月 Jan	2 月 Feb	3 月 Mar	4 月 Apr	5 月 May	6 月 Jun	7 月 Jul	8 月 Aug	9 月 Sep	10 月 Oct	11 月 Nov	12 月 Dec
预测值 predicted value	6.51	6.6	5.8	6.29	5.85	6.12	5.31	4.8	5.41	5.4	5.23	5.34
2009—2010 年 CPUE 实测值 measured value of CPUE in 2009—2010	4.95	4.73	3.63	3.37	3.26	3.54	3.44	3.2	3.2	3.73	3.5	4.37

成一个循环。鱼群聚集区域的空间变化是否为大西洋金枪鱼洄游路线,还有待进一步研究,对于鱼类洄游规律研究,地统计学分析结果可以作为一种参考。

海洋环境以及饵料生物是影响鱼类资源分布的重要因素^[12],本研究仅从空间异质性的角度对大西洋大眼金枪鱼延绳钓渔场进行研究,综合海洋环境、饵料生物分布等因子,将更有利于渔场形成和分布规律的探索。

参考文献:

- [1] Chien C H, Hui H L. Standardized catch per unit effort of big-eye tuna (*Thunnus obesus*) caught by Taiwanese long-line fleets in the Atlantic ocean [J]. Col Vol Sci Pap ICCAT, 2005, 55(1): 192–207.
- [2] Keisuke S, Hiroaki O, Naozumi M. Abundance indices of Atlantic big-eye caught by the Japanese long-line fishery and related information updated as of 2002 [J]. Col Vol Sci Pap ICCAT, 2003, 55(5): 2004–2027.
- [3] 陈文河. 大西洋大眼金枪鱼资源开发研究[J]. 河北渔业, 2008(4): 40–46.
- [4] 黄锡昌, 虞聪达, 苗振清. 中国远洋捕捞手册[M]. 上海: 上海科学技术文献出版社, 2002: 594–623.
- [5] 冯波, 陈新军, 许柳雄. 利用广义线性模型分析印度洋黄鳍金枪鱼延绳钓渔获率[J]. 中国水产科学, 2009, 16(2): 282–288.
- [6] 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): 379–387.
- [7] 冯波, 陈新军, 许柳雄. 应用栖息地指数对印度洋大眼金枪鱼分布模式的研究[J]. 水产学报, 2007, 31(6): 806–810.
- [8] 朱国平, 许柳雄. 热带大西洋西部水域大眼金枪鱼延绳钓渔场分布及其与表温之间的关系[J]. 海洋渔业, 2008, 30(1): 8–12.
- [9] 樊伟, 陈雪忠, 沈新强. 基于贝叶斯原理的大西洋金枪鱼渔场速预报模型研究[J]. 中国水产科学, 2006, 13(3): 426–431.
- [10] 周国法, 徐汝梅. 生物地理统计学[M]. 北京: 科学出版社, 1997: 1–3.
- [11] Mello L G S, Rose G A. Seasonal variation in abundance and stock composition of Atlantic cod (*Gadus morhua* L.) in Placentia Bay Newfoundland, in relation to fisheries[J]. Fish Res, 2005, 74: 142–156.
- [12] 张寒野, 林龙山. 东海带鱼和小型鱼类空间异质性及其空间关系[J]. 应用生态学报, 2005, 16(4): 708–712.
- [13] 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): 419–424.
- [14] 苏奋振, 周成虎, 史文中, 等. 东海区底层及近地层鱼类资源的空间异质性[J]. 应用生态学报, 2004, 15(4): 683–687.
- [15] Roa-Ureta R, Niklitschek E. Biomass estimation from surveys with likelihood-based geostatistics[J]. ICES J Mar Sci, 2007, 64: 1723–1734.
- [16] Axenrot T, Hansson S. Seasonal dynamics in pelagic fish abundance in a Baltic Sea coastal area[J]. Estu Coast Shelf Sci, 2004, 60: 541–547.
- [17] Luis A C, Jorge P, Patricia R, et al. The spatial structure of the oceanic spawning of jack mackerel (*Trachurus murphyi*) off central Chile (1998–2001)[J]. Fish Res, 2008, 90: 261–270.
- [18] Charles F A, Bradley P H, Michael C M, et al. Quantifying sea scallop bed diameter on Georges Bank with geostatistics[J]. Fish Res, 2010, 106: 460–467.
- [19] Chilès J P, Delfiner P. Geostatistics: Modelling Spatial uncertainty[M]. New York: John Wiley & Sons, 1999: 695–696.
- [20] Webster R, Oliver M. Geostatistics for Environmental scientist[M]. New York: John Wiley & Sons, 2001: 271–272.
- [21] Marta M R, Vanessa S, Francesc M, et al. Assessing the performance of linear geostatistical tools applied to artificial fisheries data [J]. Fish Res, 2006, 82: 263–279.
- [22] Rudomotkina G P. Areas, periods and conditions of big-eye tuna (*Thunnus obesus*), spawning in the tropical part of the Atlantic Ocean[J]. Col Vol Sci Pap ICCAT, 1983, 18(2): 355–362.
- [23] Alain F, Ariz J, Delgado A, et al. A comparison of big-eye stocks and fisheries in the Atlantic, Indian and Pacific oceans[J]. Col Vol Sci Pap ICCAT, 2005, 57(2): 41–66.
- [24] 张继光, 陈洪松, 苏以荣, 等. 喀斯特山区洼地表层土壤水分的时空变异[J]. 生态学报, 2008, 28(12): 6334–6344.
- [25] Western A W, Blöschl G. On the spatial scaling of soil moisture[J]. J Hydrol, 1999, 217(3–4): 203–224.
- [26] 朱国平. 热带水域大眼金枪鱼渔业生物学研究[D]. 上海: 上海水产大学, 2007: 25–26.
- [27] Pilar M, Elena G G, Rita C, et al. Genetic diversity and historical demography of Atlantic big-eye tuna[J]. Mol Phylogenet Evol, 2006, 39: 404–416.

Geostatistical analysis of tuna (*Thunnus obesus*) longline fishing grounds in the Atlantic Ocean

LI Lingzhi, WANG Lei, LIU Qin, HUANG Hongliang

Key Laboratory of East China Sea and Oceanic Fishery Resources Exploitation, Ministry of Agriculture, East China Sea Fisheries Research Institute, Chinese Academy of Fishery Sciences, Shanghai 20090, China

Abstract: We analyzed the spatial distribution of tuna long-line fishing grounds in Atlantic using geostatistics. The data consisted of Japanese tuna long-line fishing logs from the Atlantic Ocean between 1982–2008. There was a strong spatial correlation for the big-eye tuna long-line fishing ground. The correlation was significant in June, October, and November ($P < 0.05$), and extremely significant in all other months ($P < 0.01$). The exponential model was best able to explain the spatial variability across the fishing ground (related coefficients between 0.6 and 0.9). Based on the model forecast, there were two patterns across the fishing ground: One cyclical changed between the mid-Atlantic and America, and the Second cyclical changed between the mid-Atlantic and Africa. According to the forecast results, geostatistics are better for fishing ground distribution forecasting. However, the predicted CPUE was higher than the measured value, likely because of differences in resource status. Our results can be used as a guideline for the development of the big-eye tuna fishery and exploration of long-line fishing grounds.

Key words: *Thunnus obesus*; Atlantic; long-line; fishing ground; geostatistics

Corresponding author: HUANG Hongliang. E-mail: ecshhl@163.com