

文章编号: 1674 - 5566(2014)06 - 0911 - 09

基于 GIS 的东南太平洋智利竹筴鱼时空分布年际差异分析

梁严威¹, 邹晓荣^{1,2,3,4,5}, 吴昔磊⁶, 张敏^{1,2,3,4,5}, 陆奇巍¹, 许啸¹, 陈春光¹

(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. 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; 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. 远洋渔业协同创新中心, 上海 201306; 6. 上海开创远洋渔业有限公司, 上海 200093)

摘要: 根据 2003 - 2012 年中国拖网渔船在东南太平洋公海的生产统计数据, 基于 GIS 的地统计分析和空间分析方法, 研究智利竹筴鱼资源密度时空分布的年际变化。结果表明: 东南太平洋智利竹筴鱼不同年份空间分布趋势变化明显, 2003 与 2004 年, 资源密度高值区分布在 78° ~ 85°W 的东北部水域, 由东北部向西南部递减; 2005、2006 及 2007 年, 分布情况与前两年类似, 但变化梯度较以前缓和; 2008 与 2009 年, 资源密度高值区分布散乱, 无明显规律; 2010 年, 整体上资源密度呈西高东低的趋势, 高值区多分布在 93°W 以西的水域; 2011 年, 资源密度高值区分布在西北部水域; 2012 年, 资源密度高值区分布在 28° ~ 38°S 的西北部水域, 由西北部向东部递减。热点分析与地统计分析结果一致, 它们之间可相互印证。智利竹筴鱼资源密度高值点均分布在 45°S 以北。

研究亮点: GIS 研究方法在渔业研究中的应用越来越广泛, 空间分析作为 GIS 领域的核心, 可实现对渔业资源信息的提取。本文基于 GIS 的空间分析和地统计分析方法, 阐述了智利竹筴鱼资源密度时空分布的年际变化, 为 GIS 在渔业研究中的应用积累了基础数据。

关键词: 智利竹筴鱼; 时空分布; GIS; 年际差异

中图分类号: S 932.4

文献标志码: A

智利竹筴鱼 (*Trachurus murphyi*) 是世界上较为重要的海洋经济鱼类之一, 属典型的大洋性中上层高度洄游鱼类^[1], 其分布横穿整个南太平洋, 从智利、秘鲁专属经济区向西直到新西兰沿岸的广阔水域均有分布, 尤其在 35° ~ 50°S 区间, 东起智利沿岸, 西至新西兰、澳大利亚塔斯马尼亚岛沿岸的狭长水域, 更是群体比较密集的区域, 被称为“竹筴鱼带”, 宽度为 10 ~ 15 个纬度^[2-3]。东南太平洋智利竹筴鱼资源地位极为重要, 其捕捞产量多年来一直位居世界前列^[1,4]。分析和研究智利竹筴鱼资源时空分布及其与海洋环境因子的关系是研究其资源变动和开展渔情预报的基础^[5], 因此对渔业资源分布变化的研究一直是重要课题。对于东南太平洋智利竹筴鱼的研究, 前苏联及沿岸国的学者进行得较早^[3,6-7], 内容涉及智利竹筴鱼渔场及产卵场的分

布、渔场环境、生物学特征及其资源量情况; 国内学者对智利竹筴鱼捕捞技术、渔场分布、中心渔场时空变动及其与环境因子的关系进行了研究^[2,5,8-11]。对智利竹筴鱼时空分布年际差异的比较在国内鲜有报道^[9]。

近年来 GIS 研究方法在渔业研究中的应用越来越广泛, 研究内容涉及渔业资源空间格局^[12-13]、资源时空分布变动^[14]等, MARTA 等^[15]认为地统计分析理论上可在渔业中应用, 选择适当的方法可提高研究结果的准确度。本研究根据 2003 - 2012 年我国作业渔船在东南太平洋公海的生产统计数据, 利用 GIS 地统计分析和空间分析对智利竹筴鱼资源时空分布规律、年际差异及变化趋势进行研究, 分析智利竹筴鱼时空分布情况, 比较其资源分布的年际差异, 以期对东南太平洋智利竹筴鱼资源的可持续利用提供参考。

收稿日期: 2013-12-17 修回日期: 2014-05-28

基金项目: 国家高技术研究发展计划(2012AA092301); 农业部渔业局东太平洋竹筴鱼专项研究(D-8002-13-8004E)

作者简介: 梁严威(1990—), 男, 硕士研究生, 研究方向为远洋渔业系统集成。E-mail: 1052531290@qq.com

通信作者: 邹晓荣, E-mail: xrzhou@shou.edu.cn

1 材料与amp;方法

1.1 数据来源

数据来自 2003 - 2012 年期间在东南太平洋公海海域作业的中国渔船的生产数据,原始数据包括日期、经纬度、产量、网次和拖网时间等。

1.2 数据预处理

数据按照经纬度 $1^\circ \times 1^\circ$ 的空间分辨率进行处理,并计算单位捕捞努力量渔获量 (CPUE) 代表竹筴鱼相对资源密度。CPUE 的计算有 3 种方法:(1) 直接将每个记录的产量除以其对应的捕捞努力量;(2) 先对所有的记录计算出 CPUE, 然后以一个空间尺度统计数据,对每个小区域所有的 CPUE 直接求平均值;(3) 以一个空间尺度统计数据,用小区域内的总产量除以总捕捞努力量^[16]。由于智利竹筴鱼的高度洄游性,使同一年份不同空间和时间的 CPUE 差异较大,而本文研究的是年际间差异,第三种方法能较好的稳定这种差异,反映资源密度的年际变化。为反映资源的丰度,通常需对其 CPUE 进行标准化,而标准化方法的不同会对资源丰度的评估产生差异^[16],所以本文暂且不对 CPUE 进行标准化,以原始 CPUE 值代表竹筴鱼相对资源密度。渔获产量的分布实际上可代表渔业资源量的空间分布和变化,渔业上常常采用渔场资源重心描述渔场空间位置的变动^[17]。产量重心计算公式为:

$$X = \sum_i^n (C_i \times X_i) / \sum_i^n C_i \quad (1)$$

$$Y = \sum_i^n (C_i \times Y_i) / \sum_i^n C_i \quad (2)$$

式中: X 、 Y 分别为竹筴鱼相对资源密度重心的经、纬度; X_i 、 Y_i 为经纬度区域 i 中心点的经纬度坐标; C_i 为经纬度区域 i 的产量; n 为经纬度区域总个数。

1.3 研究方法

1.3.1 趋势分析

地统计学是以具有空间分布特点的区域化变量理论为基础,研究自然现象的空间变异与空间结构,它既可研究空间分布数据的结构性和随机性,又可对样本空间相关性和依赖性、空间格局与变异进行分析,弥补了传统分析方法的不足^[18]。地统计分析中的趋势分析 (trend analysis) 可描述资源密度空间分布在径向、纬向变化趋势的大小,其原理是利用数学曲面模拟地理系统要素在空间上的分布及变化趋势,实质上

是通过回归分析,运用最小二乘法 (generalized least squares, GLS) 拟合一个二元非线性函数,剔除局部和随机变异影响,模拟地理要素在空间上的分布规律,展示其变化趋势^[19]。所以能准确反映智利竹筴鱼空间分布在径向、纬向的总体变化趋势。计算公式为:

$$C_i(X_i, Y_i) = \bar{C}_i(X_i, Y_i) + \varepsilon_i \quad (3)$$

式中: X_i 、 Y_i 为经纬度区域 i 中心点的经纬度坐标; C_i 为经纬度区域 i 的竹筴鱼相对资源密度; \bar{C}_i 为拟合后的竹筴鱼相对资源密度; ε_i 为残差。

趋势分析可把变化趋势展示在三维透视图, X 轴表示经度方向, Y 轴表示纬度方向, Z 轴表示各点数据大小。通过对数据在 YZ、XZ 平面投影点的拟合得到投影曲线, YZ 平面投影线表示径向上的趋势性变化, XZ 平面投影线则表示纬向上的趋势性变化。趋势性一般可分为三种,即 0 (无趋势)、一阶 (趋势不明显)、二阶或多阶 (趋势明显)^[14]。

若投影线呈“U”型或“倒 U”型,表明资源密度变化趋势明显,呈二阶变化;若投影线是平的,则资源密度变化趋势不明显,呈一阶变化。

1.3.2 克里金插值法

地统计分析中的普通克里金 (Ordinary Kriging) 插值方法可生成预测值表面 (即等值面), 展现采样值的空间分布特征及变化趋势,其原理是考虑数据的变异分布,通过半变异函数及交叉验证,对有限区域内变量进行无偏最优估计,即利用采样点值和变异函数对未知点进行无偏最优估计,产生预测图^[20]。半变异函数可分为半方差函数和协方差函数,本文选用半方差函数,竹筴鱼资源密度为空间点的函数:

$$C(i) = f(i_x, i_y, i_z) \quad (4)$$

则距离为 h 的经纬度区域中心点对资源密度半方差函数如下:

$$r(i, h) = \frac{1}{2} \text{var}[C(i) - C(i+h)] \quad (5)$$

式中: i 表示经纬度区域中心点, i_x 、 i_y 为其空间坐标, $C(i)$ 为点 i 的资源密度值。

利用地统计分析的空间插值方法对渔业资源分布进行插值预测,在以往的研究中已验证是可行的^[12-14]。而采样点的数量影响其全面预测的准确性,故本文采用 2003 - 2012 年间的全部数据对竹筴鱼资源分布进行预测。另对数据的标

准化处理可能使预测结果更加准确,其标准化方法需进一步研究^[18]。

1.3.3 热点分析

热点分析(hot spot analysis)^[14]是对数据集中的每一个数据进行 Getis-ord G_i^* 统计(空间统计工具),即查看数据集中的每一个数据,某个数据及其相邻数据的局部总和将与所有数据的总和进行比较,当局部总和与所预期的局部总和有很大差异,以致于无法成为随机产生的结果时,会产生一个具有显著统计学意义的 Z 得分,通过 Z 得分获得高值或低值数据在空间上发生聚类的区域。Z 得分为正,得分越高,表示高值(热点)的聚类越紧密;Z 得分为负,得分越低,表示低值(冷点)的聚类越紧密;Z 得分接近零,则表示无空间聚类。计算公式为:

$$G_i^* = (\sum_{j=1}^n W_{ij} C_j - C^{\wedge} \sum_{j=1}^n W_{ij}) / S \sqrt{[n \sum_{j=1}^n W_{ij}^2 - (\sum_{j=1}^n W_{ij})^2] / (n-1)} \quad (6)$$

式中: C_j 为经纬度区域 j 的竹筴鱼相对资源密度, W_{ij} 为经纬度区域 i 和 j 间的空间权重矩阵,来描述它们之间的空间关系,n 为经纬度区域总数, G_i^* 为 Z 得分,其中:

$$C^{\wedge} = (\sum_{j=1}^n C_j) / n \quad (7)$$

$$S = \sqrt{(\sum_{j=1}^n C_j^2) / n - (C^{\wedge})^2} \quad (8)$$

利用热点分析法对各年数据进行分析,以发现不同年份竹筴鱼资源密度高值点聚集区域,从而进一步探究竹筴鱼的空间分布特征,分析其变化趋势。

1.4 数据检验

利用非参数统计单样本 K-S (Kolmogorov-Smirnov) 检验对各年 CPUE 值进行正态分布检验,以验证数据的可靠性。K-S 检验方法如下:

$$D_{\max} = \max |S_n(x) - F_0(x)| \quad (9)$$

式中: $S_n(x)$ 是一个 n 次样本值的累积概率分布函数,即经验分布函数; $F_0(x)$ 是一个特定的累积概率分布函数,即理论分布函数。

本文所用数据符合地统计分析数据应满足的随机性、平稳性和正态分布,以及热点分析所需数据点大于 30 的要求。另数据分析和图像绘制均在 ArcGIS 10.0 中进行,地统计分析和热点分析时,空间位置以平面坐标为准。

2 结果与分析

2.1 数据的检验与相关性分析

在地统计分析中普通克里金插值建立 CPUE 预测模型前,对半变异函数进行拟合,得到半变异函数各项参数,再利用单样本 K-S 检验法对各年 CPUE 值进行检验,结果如表 1 所示,K-S 检验的 P 值均大于 0.01 的显著性水平,表明各年数据近似服从正态分布,符合分析的前提条件。

由表 1 可见,半变异函数块金值在 0 ~ 0.544 之间,各年份块金值均较小,表明随机因子的影响较弱。各年基台值在 0.631 ~ 1.468 之间,其变化趋势与块金值有所不同,一般采用块金值与基台值的比值度量样本空间相关性,比值表示随机因子引起的空间异质性占系统总变异的比,值越小表明空间相关性越强,各年份比值在 0 ~ 0.545 之间,2007、2008、2011 和 2012 年比值较大,空间相关性相对较弱。另变程表示空间相关范围,与资源密度和分布范围有关,可反映资源密度大小,密度越高变程越小,各年份变程值在 3.653 ~ 24.413 之间,年际间存在较明显的差异,可反映智利竹筴鱼时空分布的年际变化。

2.2 空间分布趋势分析

对智利竹筴鱼资源密度进行趋势分析,得出其不同年份在经纬度方向的趋势性变化(图 1)。由图 1 可见,经度方向上,竹筴鱼相对资源密度在 2005、2007 和 2009 年的变化趋势明显,呈二阶多项式变化,2003、2011 和 2012 年的变化介于一阶和二阶之间,2004、2006、2008 和 2010 年呈一阶变化;纬度方向上,竹筴鱼相对资源密度在 2007 - 2010 年呈二阶多项式变化,2003 年变化趋势介于一阶和二阶之间,2004 - 2006、2011 和 2012 年呈一阶多项式变化。

图 1 所展示的趋势效应有多种及阶数介于两种之间。当存在多种趋势效应或趋势效应阶数处于两种之间时,为减少全局趋势阶数高,在插值时所需参数较多引起的误差,需尽可能选取简单效应或低阶进行估计^[21]。故本文对不同年份竹筴鱼资源密度进行插值时,全部选取一阶效应进行处理。

表 1 智利竹筴鱼渔场半变异函数特征与 K-S 检验结果

Tab. 1 The parameters of semi-variogram theoretical model for Chile jack mackerel and results of K-S test

年份	块金值	基台值	块金值/基台值	变程	K-S 检验	检验结果
2003	0.184	0.713	0.258	5.491	0.075	通过
2004	0.169	1.364	0.124	24.413	0.282	通过
2005	0.383	1.468	0.261	10.160	0.314	通过
2006	0.210	1.161	0.181	10.962	0.104	通过
2007	0.246	0.670	0.367	16.589	0.202	通过
2008	0.335	0.631	0.531	12.831	0.239	通过
2009	0	0.797	0	5.994	0.055	通过
2010	0	0.996	0	15.804	0.165	通过
2011	0.544	0.998	0.545	18.868	0.528	通过
2012	0.461	0.969	0.476	3.653	0.238	通过

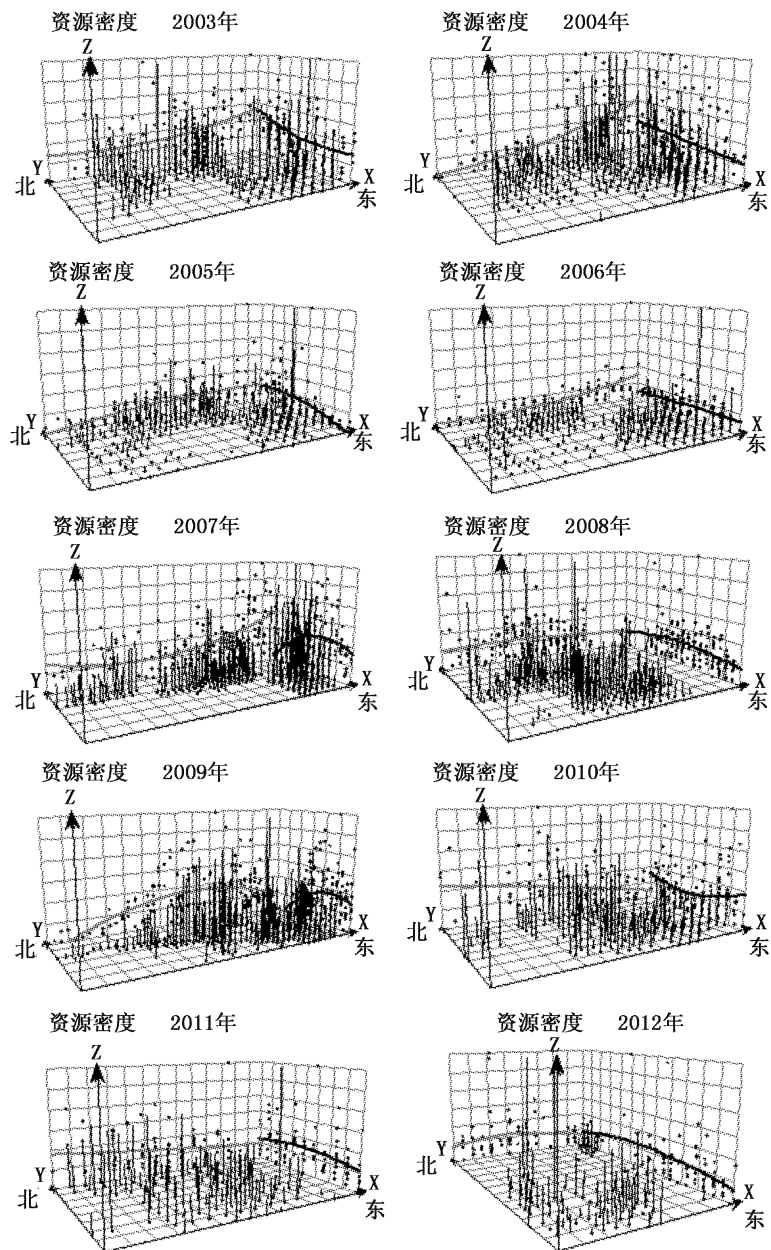


图 1 智利竹筴鱼分布趋势分析

Fig. 1 The trend analysis of Chile jack mackerel distribution

用普通克里金插值法对智利竹筴鱼资源密度进行预测,得到资源密度空间分布各年的等值面图(图 2)。由图 2 可见,2003、2004 年,资源密度高值区分布在 78°~85°W 的东北部水域,并由东北部向西南部递减;2005-2007 年,分布情况与前两年类似,但变化梯度较以前缓和,且有向西移动的趋势;2008、2009 年,资源密度高值区分布比较散乱,无明显的规律,多分布在 80°W 以西的水域;2010 年,高值区分布趋势不太明显,但总

体上资源密度呈西南部高东北部低的趋势;2011、2012 年,资源密度高值区主要分布在 28°~38°S 的西北部水域,并向东部递减,南部水域也有一小块高值区。分析可知,2006 年以前竹筴鱼空间分布情况没有太大的变化,主要分布于东部水域,之后的变化则非常明显,竹筴鱼资源逐步向西部水域移动,而且资源密度也逐年降低,随后又移动到东部。

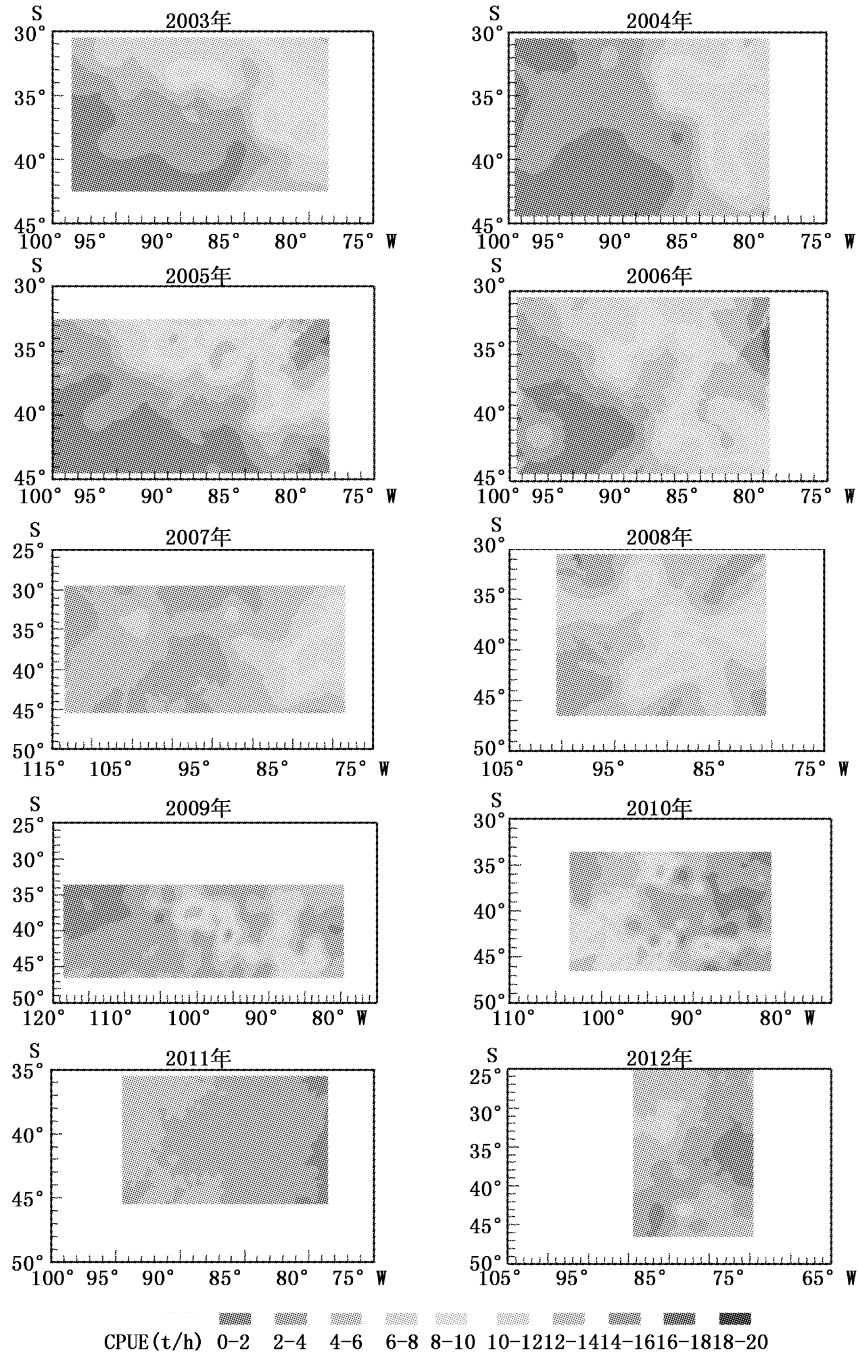


图 2 智利竹筴鱼空间分布等值面图
Fig. 2 The isosurface of Chile jack mackerel's spatial distribution

2.3 时空分布热点分析

在进行热点分析时,为使空间分布格局聚类明显,选择零 Z 得分作为热点分析的“阈值”,即大于零的点作为热点,得到竹筴鱼资源密度高值点分布区域图(图3),图中黑色部分即高值点。由图3可见,2003年高值点集中分布在 35°S 以北

和 85°W 以东的两个水域;2004年高值点集中分布在 90°W 以东的水域;2005年高值点主要分布在 $33^{\circ}\sim 40^{\circ}\text{S}$ 、 $80^{\circ}\sim 95^{\circ}\text{W}$ 间的水域;2006年高值点聚集分布在两个区域, $31^{\circ}\sim 36^{\circ}\text{S}$ 、 $87^{\circ}\sim 93^{\circ}\text{W}$ 和 $36^{\circ}\sim 45^{\circ}\text{S}$ 、 $79^{\circ}\sim 89^{\circ}\text{W}$ 间的水域;2007年高值点主要分布在 87°W 以东的水域,另有少量高值

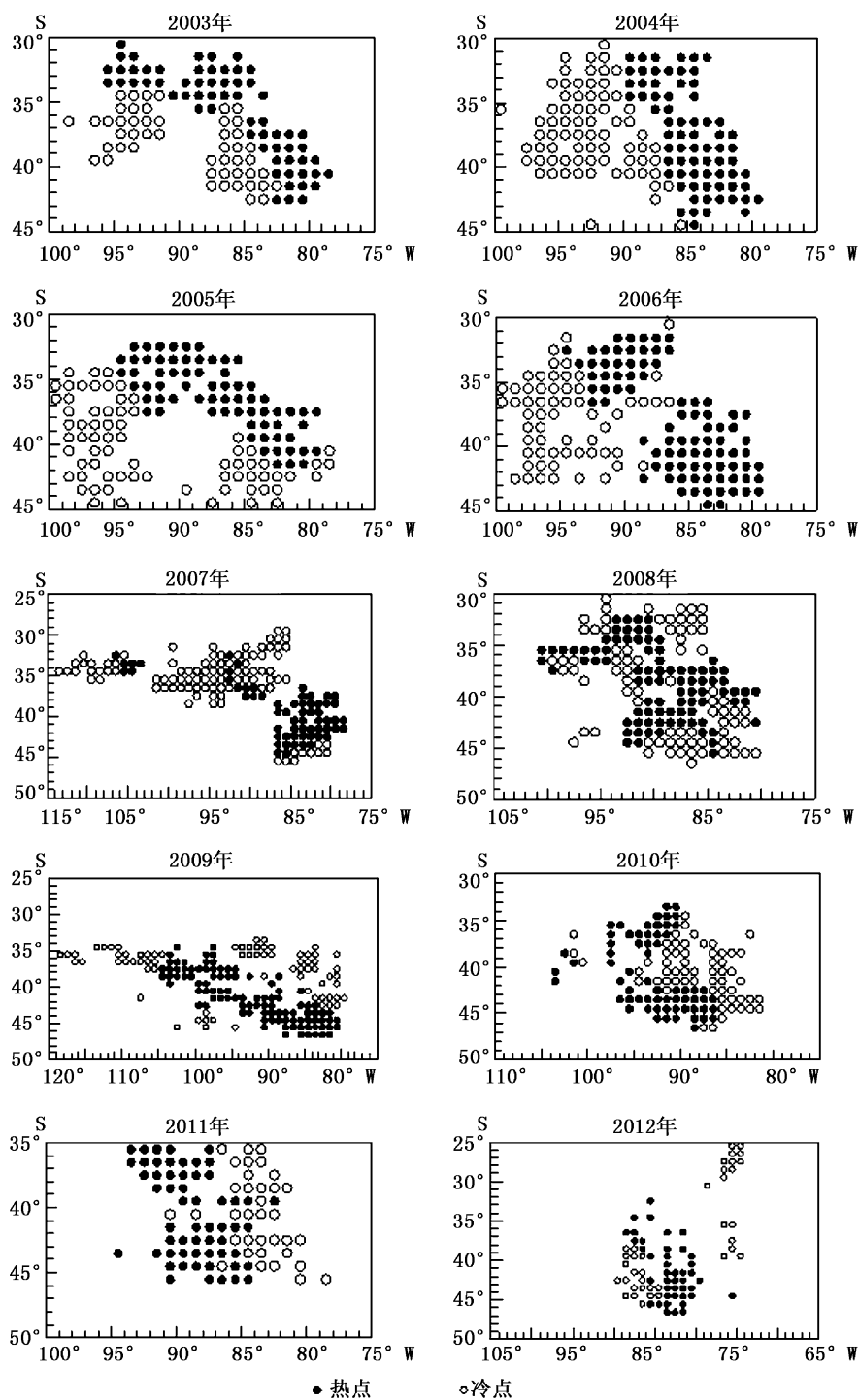


图3 智利竹筴鱼分布热点区域示意图

Fig.3 The hot areas of Chile jack mackerel's distribution

点散乱分布;2008 年高值点分布相对散乱,在作业水域内都有分布,无明显规律;2009 年高值点分布在 35°S 以南、80°~105°W 间的水域;2010 年高值点主要分布在西北部水域和 42°S 以南的水域;2011 年高值点聚集分布在 84°W 以西的水域;2012 高值点主要分布在 35°~47°S、80°~90°W 间的水域,另有少量高值点分散分布在其他水域。分析可知,总体上智利竹筴鱼相对资源密度高值点空间分布年际间存在差异,2006 年以前高值点的空间分布海域变化不大,主要分布在作业海域的东北部,之后高值点分布区域变广,相对有些分散,且有远离东部水域分布的趋势,2011 年后又逐渐回到东部水域,并扩散到东北部水域。

2.4 资源密度重心年际变化

图 4 是智利竹筴鱼资源密度重心年际变化示意图。总体来看,竹筴鱼资源密度重心年际变化比较显著,2003 - 2007 年间,资源密度重心聚集分布在 36°~38°S 间的北部;2008 年开始向西南方向移动,到 2010 年,密度重心移动到南部海域,与 2007 年以前相比,密度重心向南移动 5 个纬度左右;到 2011 年,密度重心向东移动 3 个经度左右;从 2011 年到 2012 年,密度重心的变化幅度最大,从 41.59°S、87.27°W 向东北方向变化到 37.32°S、80.76°W,经纬度方向上的变化幅度分别为 6.5°和 4.27°。

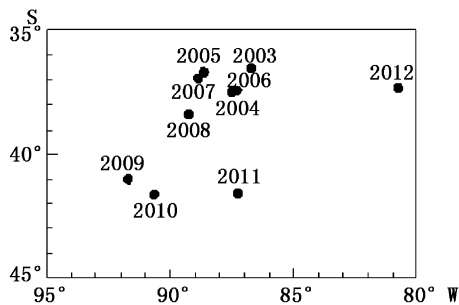


图 4 智利竹筴鱼资源密度重心年际变化示意图
Fig. 4 The interannual changes of Chile jack mackerel's stock density weight position

3 讨论

3.1 资源分布空间相关性分析

张继光认为可使用块金值与基台值的比值作为空间相关性程度的衡量标准,比值小于 0.25 表明空间相关性为极显著,比值在 0.25~0.75 之

间则表明空间相关性为显著^[22]。周国法则根据协方差函数与标准化系数的乘积得到相关系数,使用标准正态分布检验对其进行检验,前提条件是样本量充分大^[20]。在本研究中,各年 CPUE 不满足样本量充分大的条件,所以使用块金值与基台值的比值作为衡量标准,2003、2005、2007、2008、2011 和 2012 年的比值均大于 0.25,空间相关性为显著,其余年份空间相关性为极显著。

3.2 智利竹筴鱼资源时空分布及其年际变化

趋势分析表明,2007 年以后智利竹筴鱼资源密度空间分布的变化趋势较明显;普通克里金插值法结果指出,资源密度分布的时空变化,存在较大年际差异,2006 年以前竹筴鱼空间分布情况没有太大的变化,主要分布于东北部水域,之后变动明显,竹筴鱼资源远离东部水域分布,且资源密度逐年降低,随后又移动到东部;插值所得各年资源密度分布图覆盖范围有所差异,主要受作业渔船的生产范围限制,对未有作业的海域未能进行反演。由热点分析结果可知,2006 年以前高值点的空间分布变化不大,主要分布于东北部海域,之后高值点有远离东部水域分布的趋势,且分布区域变广,相对有些分散,2011 年后又逐渐回到东部水域,并扩散到东北部水域,这与地统计插值分析结果一致,它们之间可相互印证。这也与以往研究的结果 2007 - 2009 年渔场变动较为明显基本一致^[23]。

资源密度重心年际迁移规律研究结果表明,智利竹筴鱼资源密度重心存在明显的年际变化。2003 - 2007 年密度重心分布较集中,无太大变化,说明此时期渔场较为稳定,2007 年以后密度重心向西南方向移动,说明西部海域也存在渔场分布,2009 年以后又向东、向北移动,表明竹筴鱼资源分布出现新的变化,这与以往的研究基本一致^[24]。

海洋环境及饵料生物是影响资源和渔场变动的主要因素,其中水温变化可直接或间接地影响到鱼类的生长发育、集群洄游等,因此海水温度一直被认为对渔业资源分布影响重大^[10]。有国外研究认为,15 °C 等温线对智利竹筴鱼的分布非常重要,幼鱼、成鱼的分布以 15 °C 海表温度为分界^[25]。另根据国内研究认为,海水表温可表征其中心渔场的分布^[5,9-10,24,26]。据此可认为,竹筴鱼时空分布的年际变化和海水温度的变化关

系密切。

3.3 智利竹筴鱼 CPUE 分布变化的分析

邹晓荣等^[27]和牛明香等^[10]研究认为,西风漂流控制着智利竹筴鱼在纬度方向的分布,是其南部屏障(45°S 左右),即高 CPUE 值分布在 45°S 以北的海域,本研究发现 2003 - 2012 年资源密度高值点大部分均分布在 45°S 以北的水域,仅极少数分布在 45°S 以南,这与以往研究的结果一致。另 2007 年以前 CPUE 高值大部分分布在 34° ~ 43°S、79° ~ 95°W 的海域,这也与以往研究^[8]认为的 CPUE 值在 39° ~ 43°S、79° ~ 88°W 海域分布较高基本一致,2007 年以后 CPUE 值开始降低且空间分布变化显著。CPUE 的年际变化可能与每年的作业区域、作业时间和投入的船型不同等有关。

3.4 展望

本研究对 2003 - 2012 年东南太平洋智利竹筴鱼空间分布的年际差异进行了分析,研究结果具有一定意义。渔业资源分布除受海水表温的影响外,还受很多其他海洋环境因子的影响,因此在今后的研究中,应加强长时间序列的多样本采集工作,综合各种海洋环境因子、饵料生物分布,探索智利竹筴鱼时空分布变化规律。另外由于在东南太平洋公海作业的拖网渔船无太大差异,所以本文中 CPUE 采用的是产量与拖网时间的比值,忽略了各渔船功率、网具大小、捕捞技术和统计偏差等的差异,得出的值会有少许误差,在下一步分析中,需收集更多捕捞相关数据,为 CPUE 标准化提供更准确的依据。

参考文献:

- [1] 张敏,邹晓荣,季星辉,等. 东南太平洋公海水域智利竹筴鱼探捕及其商业开发前景探讨[J]. 水产学报,2005,29(3):386 - 391.
- [2] 许永久,张敏. 东南太平洋智利竹筴鱼渔场浮游生物数量分布及与渔场关系[J]. 海洋渔业,2007,29(4):289 - 295.
- [3] AMAUD B, MARIA A B, JOSE C, et al. Diel vertical behavior predator prey relationships and occupation of space by jack mackerel (*Trachurus murphyi*) off Chile[J]. ICES Journal of Marine Science, 2004,61(7):1105 - 1112.
- [4] FAO. Fisheries department review of the state of world fishery resources: Marine fisheries [M]. Rome: FAO Fisheries Circular, 1997: 58 - 65.
- [5] 牛明香,李显森,戴芳群,等. 智利外海西部渔场智利竹筴鱼资源与海表温度分布特征[J]. 海洋环境科学,2010,29(3):373 - 377.
- [6] 陈瑞杰. 南太平洋竹筴鱼的资源特点及其开发前景[J]. 远洋渔业,1992(2):67 - 69.
- [7] 邹晓荣,张敏. 东南太平洋南部公海智利竹筴鱼生产初探[J]. 海洋渔业,2001,23(2):64 - 68.
- [8] 邹晓荣. 东南太平洋智利竹筴鱼资源渔场和捕捞技术的研究[D]. 上海:上海水产大学,2003.
- [9] 邵帼瑛,张敏. 东南太平洋智利竹筴鱼渔场分布及其与海表温关系的研究[J]. 上海水产大学学报,2006,15(4):468 - 472.
- [10] 牛明香,李显森,徐玉成. 智利外海竹筴鱼中心渔场时空变动的初步研究[J]. 海洋科学,2009,33(11):105 - 109.
- [11] 黄洪亮,沈新强. 智利竹筴鱼渔场与海洋环境因子的关系分析[J]. 海洋渔业,2003,25(1):15 - 18.
- [12] 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.
- [13] 苏振奋,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.
- [14] 牛明香,王俊,袁伟,等. 黄海鳀鱼时空分布季节差异分析[J]. 生态学杂志,2013,32(1):114 - 121.
- [15] MATRA M R, VANESSA S, FRANCESC M, et al. Assessing the performance of liner geostatistical tools applied to artificial fi-sheries data [J]. Fish Research, 2006(82):263 - 279.
- [16] 田思泉,陈新军. 不同名义 CPUE 算法对 CPUE 标准化的影响[J]. 上海海洋大学学报,2010,19(2):240 - 245.
- [17] 苏奋振. 海洋渔业资源时空动态研究[D]. 北京:中国科学院地理科学与资源研究所,2001.
- [18] 李灵芝,王磊,刘健,等. 大西洋金枪鱼延绳钓渔场的地统计分析[J]. 中国水产科学,2013,20(1):198 - 203.
- [19] 马民涛,王江萍,张菁,等. GIS 与趋势面分析集成技术在区域环境中的应用[J]. 环境与可持续发展,2009(3):53 - 55.
- [20] 周国法,徐汝梅. 生物地理统计[M]. 北京:科学出版社,1997:40 - 51.
- [21] 张红艳,高如泰,江树人,等. 北京市农田土壤中有机氯农药残留的空间分析[J]. 中国农业科学,2006,39(7):1403 - 1410.
- [22] 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.
- [23] 张衡,崔雪森,樊伟. 基于遥感数据的智利竹筴鱼渔场预报系统[J]. 农业工程学报,2012,28(15):140 - 144.
- [24] 化成君,张衡,樊伟. 东南太平洋智利竹筴鱼资源和渔场的时空变化[J]. 生态学报,2011,31(19):5676 - 5681.
- [25] DAGOBERTO F A, LUIS A C, SERGIO P N. The jack mackerel fishery and El Nino 1997 - 98 effects off Chile [J]. Progress in Oceanography, 2001,49(1):597 - 617, 621.
- [26] 牛明香,李显森,徐玉成. 基于广义可加模型的时空和环境因子对东南太平洋智利竹筴鱼渔场的影响[J]. 生态学报,2010,21(4):1049 - 1055.

[27] 邹晓荣,张敏,季星辉. 东南太平洋智利竹筴鱼渔场环境

因子的测定和分析[J]. 海洋渔业,2002,24(s):13-19.

Annual comparison of Chile jack mackerel (*Trachurus murphyi*) spatiotemporal distribution in the southeast Pacific

LIANG Yan-wei¹, ZOU Xiao-rong^{1,2,3,4,5}, WU Xi-Lei⁶, ZHANG Min^{1,2,3,4,5}, LU Qi-wei¹, XU xiao¹, CHEN Chun-guang¹

(1. College of Marine Sciences, Shanghai Ocean University, Shanghai 201306, China; 2. National Distant-water Fisheries Engineering Research Center, Shanghai 201306, China; 3. Scientific Observing and Experimental Station of Oceanic Fishery Resources, Ministry of Agriculture, 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. Collaborative Innovation Center for National Distant-water Fisheries, Shanghai 201306, China; 6. Shanghai Kaichuang Deep Sea Co. Ltd, Shanghai 200093, China)

Abstract: Based on the fishing activity data of China trawlers in the southeast Pacific from 2003 to 2012, and by using the methods of GIS geostatistics and spatial analysis, this paper analyzed the spatiotemporal distribution and its interannual difference of Chile jack mackerel (*Trachurus murphyi*) stock density. The results showed that variations in the spatial distribution of Chile jack mackerel in different years were obvious. In 2003 and 2004, the high value area of stock density was distributed in the northeast waters of 78° - 85°W, decreased from the northeast waters to the southwest waters; In 2005, 2006 and 2007, it was similar to that in the previous two years, but the variation gradient was smaller than before; In 2008 and 2009, the high value area of stock density scattered, the distribution trend of stock density was not obvious; In 2010, the stock density had a trend of decreasing from the western waters to the eastern waters, the most of high value area distributed in the west waters of 93°W; In 2011, the high value area of stock density distribution was in the northwest waters; In 2012, the high value area of stock density distributed in the western waters of 28° - 38° S, decreasing from the western waters to the eastern waters. The results of hot spot analysis and geostatistics analysis are basically the same, and the results of the two analysis methods can support each other. The high value points of Chile jack mackerel stock density are distributed in the north waters of 45°S.

Key words: Chile jack mackerel; spatiotemporal distribution; GIS; interannual difference