

## 东海区小黄鱼空间格局的地统计学分析

张寒野<sup>1,2</sup>, 程家骅<sup>1,3</sup>

(1. 农业部海洋与河口渔业重点开放实验室, 中国水产科学研究院 东海水产研究所, 上海 200090; 2. 上海水产大学, 上海 200090; 3. 中国海洋大学, 山东 青岛 266003)

**摘要:** 运用地统计学原理和方法, 分析 2002 年东海区小黄鱼 (*Larimichthys polyactis*) 分布的空间变异特征, 并用 Kriging 法对不同时期的小黄鱼分布进行空间插值成图。结果显示, 不同时期东海区小黄鱼种群的变异函数均可拟合为球状模型, 秋季的空间变异程度最高, 冬季随机性变异占总变异的比例最低, 具有最好的空间自相关特性, 而夏季的空间自相关范围最小。小黄鱼空间结构的季节变化与其繁殖、索饵、洄游等生态习性和人为捕捞影响密切相关。

**关键词:** 小黄鱼; 地统计学; 变异函数; 空间格局

中图分类号: S931 文献标识码: A 文章编号: 1005-8737-(2005)04-0419-05

小黄鱼 (*Larimichthys polyactis*) 是东海区重要的近底层经济鱼类, 曾为中国东海“四大渔业”之一<sup>[1]</sup>。20世纪60~80年代, 捕捞强度的不断增大, 小黄鱼资源逐渐趋于衰退。20世纪90年代以后, 采取了一系列保护小黄鱼产卵场和补充群体的有效措施, 其资源呈逐年恢复之势。为合理利用小黄鱼资源, 有必要对小黄鱼的空间结构和分布特征进行详细地研究。

地统计学 (Geostatistics) 是从地质学发展起来的一种空间统计学, 它以区域化变量等理论为基础, 以变异函数为基本工具来研究分布于空间并呈现一定结构性与随机性或具有空间相关和依赖性的自然现象<sup>[2~4]</sup>。地统计学在生态学研究中也被广泛应用<sup>[5~9]</sup>。它不仅是研究空间变异和空间分布格局的有效方法之一, 而且可以将空间格局与生态过程联系起来, 有效地解释空间格局对生态过程与功能的影响<sup>[10]</sup>。小黄鱼的分布与地理要素和环境变量密切相关, 因此其分布与环境因子在空间上的分布一样具有一定的空间分布规律。本研究利用地统计学的理论和方法, 研究不同时期小黄鱼的空间变异特征和空间分布格局, 以揭示其空间分布及空间关系, 为科学管理小黄鱼渔业资源提供理论依据。

### 1 材料与方法

#### 1.1 调查方法

数据取自 2002 年东海区渔业资源监测调查。调查时间分别为 2002 年 4 月、6 月、9 月和 12 月, 共 4 次, 调查范围在 122°00'~127°00'E, 27°00'~34°00'N, 间隔 0.5°设置 1 个取样站点, 共设 121 个固定站点。调查船为 205.07 kW 的底拖网船, 网具为网目 100 目, 网目尺寸为 4 m, 网囊网目为 2.5 cm。

#### 1.2 分析方法

变异函数 (Semivariogram) 是地统计分析所特有的工具。如设  $Z(X)$  是区域化变量,  $X$  代表空间位置,  $X+h$  是与  $X$  距离为  $h$  的空间位置, 在满足二阶平稳或本征假设条件下, 变异函数  $y(h)$  定义为<sup>[11]</sup>:

$$y(h) = \frac{1}{2} E[Z(X) - Z(X+h)]^2$$

计算取样范围内所有可能距离间隔的变异函数后, 就可绘制出变异函数曲线图, 进而建立变异函数的理论模型, 并通过块金值 (Nugget)、基台值 (Sill)、变程 (Range)、分维数 (Fractal dimension)、空间变异比等模型参数定量地分析区域化变量  $Z(X)$  的空间变化规律<sup>[11]</sup>。块金值 ( $C_0$ ) 是小于抽样尺度上的变异总和, 反映了区域化变量内部随机性的可能程度。基台值 ( $C_0 + C$ ) 表示区域化变量最大变异,  $(C_0 + C)$  越大表示总的空间异质性程度越高。空间变异

收稿日期: 2004-05-31; 修订日期: 2004-09-09。

基金项目: 科技部公益性基础研究项目(2002-2003)。

作者简介: 张寒野(1974-), 男, 硕士, 主要从事海洋渔业环境和生态环境研究。E-mail: hy@eastfishery.ac.cn

通讯作者: 程家骅。E-mail: ziyuan@public9.sta.net.cn

比  $C_0/(C_0 + C)$  反映块金值占总空间异质性变异的大小<sup>[12]</sup>, 如果其值较高, 说明随机部分引起的空间异质性程度较高。当变异函数达到基台值时, 间隔距离变程  $a$  指示空间相关范围的大小。将变异函数曲线图取双对数坐标可得到双对数曲线图, 分维数  $D$  可用下式估算:

$$D = 2 - m/2$$

其中,  $m$  为双对数曲线的斜率。分维数表示变异函数曲线的曲率, 它是一个无量纲数, 可以作为随机变量的量度<sup>[13]</sup>, 其值越接近 2, 说明小尺度上的变异越显著。

如果变异函数和相关分析的结果表明区域化变量存在空间相关性, 则可以运用克立格(Kriging)法对空间未抽样点或未抽样区域进行线性无偏估计。对变量在空间  $X$  处的估计值  $Z^*(X)$ , 可以通过该估计点影响范围内的  $n$  个有效样本值  $Z(X_i)$  ( $i = 1, 2, \dots, n$ ) 的线性组合来表示, 即

$$Z^*(X) = \sum_{i=1}^n \lambda_i Z(X_i)$$

式中,  $\lambda_i$  为权重系数, 表示各已知样本对估计值

$Z^*(X)$  影响大小的系数, 在满足对  $Z^*(X)$  的估计值无偏性(即偏差的数学期望值为 0)和最优性(估计值和实际值的方差最小)的条件下,  $\lambda_i$  可通过变异函数模型计算得到<sup>[14-15]</sup>。

### 1.3 数据处理

各调查站位的渔获量根据拖网时间标准化为渔获率 CPUE(kg/h)。根据各经纬度间的实际距离, 将各调查站位的坐标数据转变为连续空间变量。地统计学理论参数计算和 Kriging 插值模拟图绘制均采用 GS-plus 软件。

## 2 结果与分析

### 2.1 不同时期小黄鱼种群的空间变异

根据 2004 年 4 月、6 月、9 月和 12 月调查数据分别代表各季节小黄鱼种群分布情况, 计算变异函数值, 并绘出变异函数曲线图(图 1), 选取最优拟合模型球状模型, 与理论模型拟合程度的高低主要由决定系数  $R^2$  反映, 决定系数是回归平方和占总平方和的比值。有关参数见表 1。

表 1 不同时期小黄鱼种群变异函数的有关参数  
Tab. 1 Parameters of semivariogram for small yellow croaker at different time

| 季节 Season | CPUE 均值 Mean | SD     | $C_0$       | $C_0 + C$     | $a$ | $C_0/(C_0 + C)$ | $D$   | $R^2$ |
|-----------|--------------|--------|-------------|---------------|-----|-----------------|-------|-------|
| 春 Spring  | 1 732        | 5 036  | 14 220 000  | 28 450 000    | 172 | 0.500           | 1.915 | 0.520 |
| 夏 Summer  | 1 622        | 5 674  | 21 500 000  | 36 740 000    | 83  | 0.585           | 1.991 | 0.255 |
| 秋 Autumn  | 14 025       | 32 587 | 529 000 000 | 1 059 000 000 | 178 | 0.500           | 1.936 | 0.743 |
| 冬 Winter  | 2 857        | 8 845  | 15 600 000  | 72 320 000    | 196 | 0.216           | 1.826 | 0.894 |

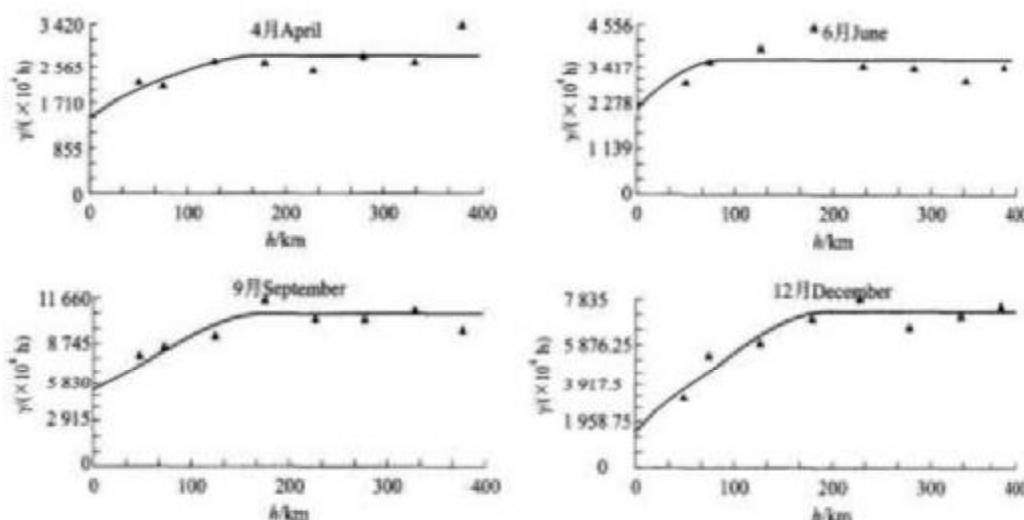


图 1 不同时期小黄鱼种群变异函数曲线图  
Fig. 1 Semivariogram for small yellow croaker at different time

从图1可看出,变异函数在整个研究尺度上有连续增加的趋势作用,这表明在东海区,小黄鱼在空间上分布具有明显的差别,随着两点间的距离增大而增加,从较小的块金值增加到一个相对稳定的且较大的基台值。在四季中,秋季的基台值最高,这说明秋季小黄鱼分布的空间变异程度最高,而春夏两季的空间变异程度相对比较低。块金值与基台值之比表明,春季、夏季和秋季由随机因素引起的空间异质性和空间自相关引起的空间异质性各占总空间异质性的50%左右,前者主要体现在50 km以下的小尺度上,后者主要体现在50~170 km的中尺度范围内,说明在此期间,小尺度上的生态学过程不可忽视。而在冬季,虽然空间变异程度不如秋季,但空间

自相关引起的空间异质性占78.4%,可见冬季在小尺度上小黄鱼的空间分布没有明显的规律,而在中尺度上具有明显的空间自相关格局。另外,四季的分维数也验证了冬季结构性因素在空间异质性的比例大于其他时期。从变程上来看,夏季的空间自相关变化尺度为83 km,小于其他季节的170 km左右,表明其空间自相关范围最小。

## 2.2 不同时期小黄鱼种群的空间分布格局

变异函数分析结果证明,小黄鱼种群具有空间异质性特征,这种空间异质性导致小黄鱼种群空间格局的变化。为了更直观地了解东海区小黄鱼分布特征,在所得变异函数球状模型的基础上采用Kriging插值法绘制区域内小黄鱼空间分布格局图(图2)。

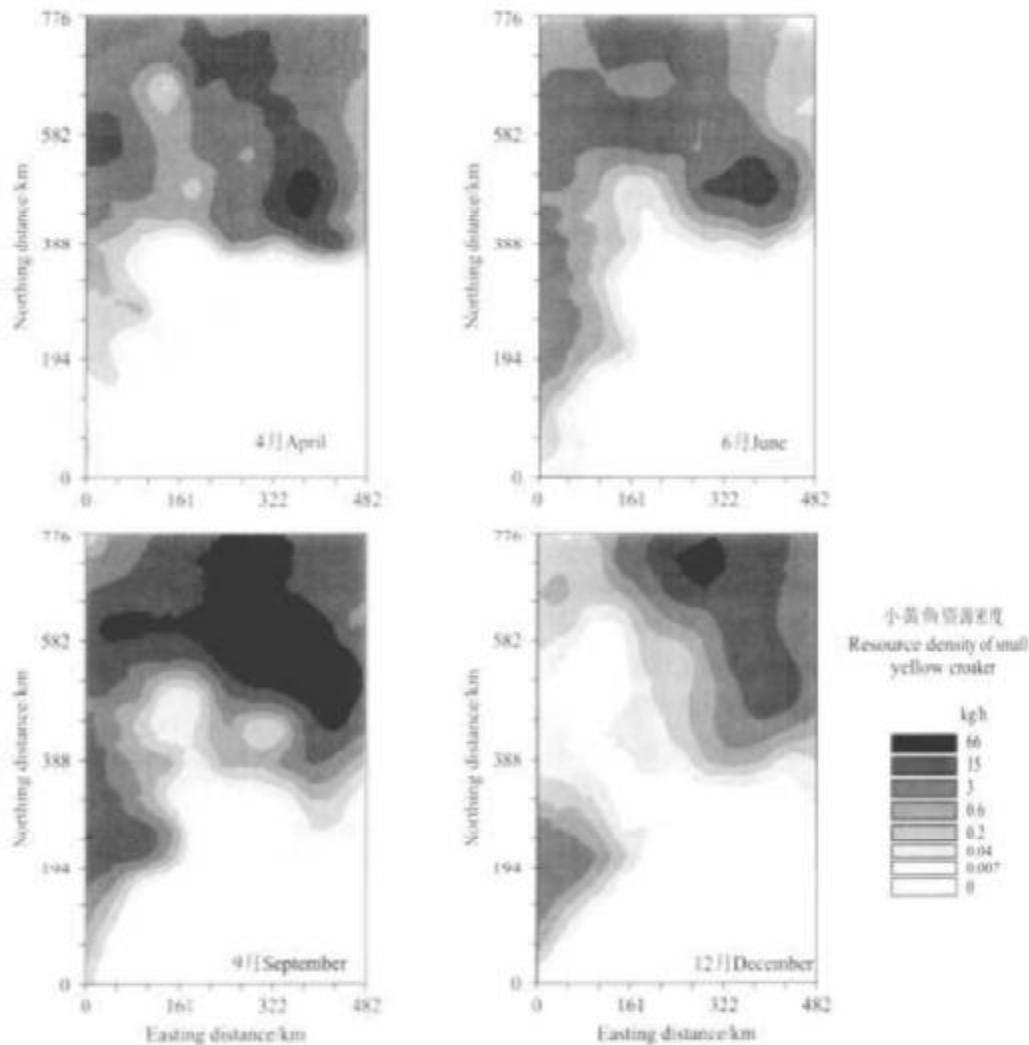


图2 东海区小黄鱼空间分布格局图

Fig.2 Kriging map of spatial pattern of small yellow croaker in the East China Sea

从图2来看,春季小黄鱼洄游至近海浅水区产卵,主要产卵场在长江口外两侧,即 $30^{\circ}\sim33^{\circ}\text{N}$ 海域,由于高强度的捕捞影响和小黄鱼分批洄游产卵的特性,产卵场并不十分明显,但与其他季节相比,产卵场的出现具有明显的季节性,同时在北部外海也有明显的高区,这主要是未达到性成熟的小黄鱼集群区域。夏秋两季,产卵后的小黄鱼和当年生的幼鱼分散于产卵场外一带索饵。冬季,小黄鱼陆续洄游至东海北部外海海域,形成明显的越冬场。

### 3 讨论

从平均CPUE和基台值的关系来看,在一定的生态条件下,资源量高的时期其空间异质性程度也高。如夏季和秋季,小黄鱼均分散于索饵场,理论上应该有相似的空间异质程度。但由于伏季休渔的保护,使秋季小黄鱼的种群密度达到最高<sup>[16]</sup>,空间差异程度也随之上升,这种差异包括小尺度的随机性变异和中尺度的结构性变异,因此虽然秋季的空间异质程度加强,但其空间异质比仍与夏季接近(50%左右)。而经过春季的产卵期,大量的补充群体在夏季仍处于幼鱼期,不能被捕捞,可见夏秋两季的空间异质性的差异是由于达到可捕规格的种群数量的不同造成的。

春、秋和冬季的变程在 $170\sim190\text{ km}$ ,超出这个范围,小黄鱼就不再表现出空间自相关的特性。但夏季的变程只有 $83\text{ km}$ ,表明其聚集区的范围远低于其他季节,这也与捕捞作业和小黄鱼四处索饵的习性有关。

冬季小黄鱼聚集于越冬场,春季聚集于产卵场,比较两季的变异函数参数可见,块金值相近,即随机因素引起的空间变化相似,但基台值与分维数差异较大。这是由于冬季有当年生的小黄鱼作为补充群体,聚集程度高,因此空间自相关引起的空间异质性强烈,而经过秋、冬两季高强度的捕捞作业,春季的种群密度降低,空间差异程度也随之降低,而这种差异主要体现在中尺度的结构性变异上,对小尺度的随机性变异影响不大。因此表现在空间格局图上,春季的产卵场不如冬季的越冬场明显。

利用变异函数对东海区小黄鱼4个时期的空间异质性分析表明,小黄鱼种群在四季表现出较明显的空间自相关格局,但彼此存在差异,通过对空间异质性的定量分析,可以与各种生态过程相联系,可更深入地了解小黄鱼空间变异规律。

致谢:本文得到中科院地理研究所苏春林博士的热忱指导,在此谨表谢意。

### 参考文献:

- [1] 郑元甲,陈雪忠,程家馨,等. 东海大陆架生物资源与环境[M]. 上海:科技出版社,2003.
- [2] Matheron G. Principles of geostatistics[J]. Economic Geology, 1963, 58: 1246-1266.
- [3] Cressie N A C. Statistics for spatial data[M]. New York: Wiley & Sons, 1991.
- [4] Webster R. Quantitative spatial analysis of soil in the field[J]. Advances in Soil Science, 1985, 3: 1-70.
- [5] Robertson G P. Geostatistics in ecology: interpolating with known variance[J]. Ecology, 1987, 68: 744-748.
- [6] Burrough P A. Spatial aspects of ecological data. In Data analysis in community and landscape ecology[M]. The Netherlands: Pudoc Wageningen, 1987.
- [7] Kemp W P, Kalaris T M, Quimby W F. Rangeland grasshopper (Orthoptera: Acrididae) spatial variability: macroscale population assessment[J]. Journal of Economic Entomology, 1989, 82(5): 1270-1276.
- [8] Schoutko D J, O'Keeffe L E. Geostatistical description of the spatial distribution of *Lycus Asperus* (Hemiptera: Miridae) in Ireland[J]. J Econ Entomol, 1989, 82: 1277-1288.
- [9] Dutilleul P, Legendre P. Spatial heterogeneity against heterodasticity: An ecological paradigm versus a statistical concept[J]. Oikos, 1993, 66: 152-171.
- [10] 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.
- [11] Robertson G P, Gross K L. Assessing the heterogeneity of belowground resources: Quantifying pattern and scale. In Exploitation of Environmental Heterogeneity by Plants[M]. New York: Academic Press, 1994: 237-253.
- [12] Li H, Reynolds J F. On definition and quantification of heterogeneity[J]. Oikos, 1995, 73(2): 280-284.
- [13] Palmer M W. Fractal geometry: a tool for describing spatial patterns of plant communities[J]. Vegetatio, 1988, 75: 91-102.
- [14] Krige D G. A statistical approach to some basic mine valuation problems on the Witwatersrand[J]. Journal of Chemical, Metallurgical and Mining Society of South Africa, 1954, 52: 119-139.
- [15] 王敬权. 地统计学及在生态学中的应用[M]. 北京:科学出版社, 1999.
- [16] 程家馨, 刘子蕃, 林龙山, 等. 东海区伏季休渔渔业生态效果的分析研究[J]. 中国水产科学, 1999, 6(4): 81-85.

## Geostatistical analysis on spatial patterns of small yellow croaker (*Larimichthys polyactis*) in the East China Sea

ZHANG Han-ye<sup>1,2</sup>, CHENG Jia-hua<sup>1,3</sup>

(1. Key Laboratory of Marine and Estuarine Fisheries, Ministry of Agriculture. East China Sea Fisheries Institute, Chinese Academy of Fishery Sciences, Shanghai 200090, China; 2. Shanghai Fisheries University, Shanghai 200090, China; 3. Ocean University of China, Qingdao 266003, China)

**Abstract:** Small yellow croaker (*Larimichthys polyactis*) is the warm-temperate and economic fish of bottom layer, distributed in the Bohai Sea, the Yellow Sea and the East China Sea in China. It is the mainly catching target of fishery in China. The resource has been declining because of over-catching during 1960's-1980's. After the 1990's, especially the forbidden fishing zone, forbidden fishing period and summer close season were brought into effect, the spawning ground and recruitment of small yellow croaker in the East China Sea got effective maintenance, and the output obviously went up. To take reasonable advantage of this fishery resource, it is necessary to know spatial distribution characteristics of the small yellow croaker. Its spatial distribution in the sea is very complex.

In this paper, Geostatistical theories and methods were used to analyze spatial heterogeneity of the small yellow croaker in the East China Sea in 2002. The measurement was made at 121 stations within 122°00' - 127°00'E and 27°00' - 34°00'N. Each station was arranged at intervals of 0.5°. The biomass resources in the stations were measured by CPUEs per reef with bottom trawl survey. We describe the spatial variation in small yellow croaker in April, June, September and December respectively by calculation of semivariogram, which shows the average variance at increasing distance interval. Spherical model was used to fit the form of semivariogram, then some parameters such as nugget, sill, range and fractal dimension were estimated. With Kriging in the sampling area, the spatial pattern of the small yellow croaker at different seasons was expressed in two dimensions as well.

The results showed that the semivariogram of small yellow croaker could be described by spherical model. The spatial heterogeneity in autumn was the greatest with the highest sill. There was the lowest ratio of random variance (21.6%) and the highest proportion of spatial structured variance (78.4%) to total variance in winter, suggesting the most significant spatial autocorrelation. These values were about 50% for other seasons; random variance was found less than 50 km; structured variance was found within distances from 50 km to 170 km. This indicated that the small-scale ecological processes would have attention in the course of the seasons. Fractal dimension of four seasons also showed the same conclusion. And the small yellow croaker in winter had the highest values in the range of spatial autocorrelation of 196 km. Spring and autumn in the range of 170 km follow it, while winter was the lowest value, 83 km. The seasonal variability of spatial structure of the small yellow croaker can be explained by the ecological habits of spawning, feeding, migration and so on, as well as anthropic factor.

**Key words:** *Larimichthys polyactis*; geostatistics; semivariogram; spatial pattern

**Corresponding author:** CHENG Jia-hua. E-mail: ziyuan@public9.sta.net.cn