

黄海区远东拟沙丁鱼的种群研究

姚善成 李凤岐 王启华

(青岛海洋大学)

提 要 自从远东拟沙丁鱼在我国开发以来,引起了水产界的广泛重视,但关于其种群研究的文章尚未见到。依作者近几年对黄海区远东拟沙丁鱼的研究,该区远东拟沙丁鱼有两个群体,即一个是产卵群体,一个是索饵群体。本文则是用判别分析和逐步判别的统计学方法研究远东拟沙丁鱼的种群。计算结果表明,这两群标本之间都存在着统计学上的明显差异性。特别在利用对鱼类种群鉴定起决定作用的计数性状进行判别时,差异的显著水平更高,其F值为116.93,回判成效为98.65%,证实了黄海远东拟沙丁鱼隶属于两个不同的种群。

关键词 远东拟沙丁鱼,种群,判别分析

前 言

远东拟沙丁鱼 (*Sardinia melanosticta* T et S) 是我国近年来新开发的经济鱼类之一。其产量逐年增长,并有继续上升的趋势,从而成为我国海洋捕捞中令人瞩目的经济鱼类。因此,对远东拟沙丁鱼的研究,也引起了我国水产界的关注。并已报导了一些研究成果^[1,2]。但关于其种群研究的文献尚未见到。根据近几年春季4—7月对黄海区远东拟沙丁鱼标本进行的性腺观察结果,该鱼在5月中旬以前性腺发育均处于III—IV期,5月中旬之后直到6月底大部分鱼体性腺已达V期,7月初则处于产卵后恢复期。鱼群的密度与5、6月份相比显著下降。因此,春季游来黄海的远东拟沙丁鱼是属于产卵群体,产卵期为5—6月^[1]。但在1985年6月中旬,我们曾在青岛近海发现一批性腺为产卵后恢复期的II—III期个体,显然这不是5月中旬产卵的鱼群。因为假如是5月中旬产卵的话,其性腺到6月中旬还不可能恢复到这个程度,当时,山东省烟台水产研究所也曾发现过类似的鱼群存在。看来,这股鱼群有可能是在别处产过卵而游来黄海区进行索饵活动的鱼群,因此,有必要通过种群的研究来加以证实。

数值分类学的研究方法^[3,4],已在鱼类研究中得到了应用,特别是Fisher二级判别鉴别鱼类种群和地理变异,已取得了不少成果^[4,5],我们用Bayes多级判别研究了日本产鲷鱼的种群和地理变异,结果也令人满意⁽¹⁾。远东拟沙丁鱼的种群和变异问题,尚未见到应用判别分析特别是逐步判别的报导,本文在这方面进行了一些尝试。

收稿年月:1987年11月;1988年12月修改。

(1) 日本产鲷鱼种群和地理变异的研究, 海洋通报, 1988年2期。

材料与方 法

一、标本的采集处理与测定

1985年6月中旬在青岛近海采集鱼类标本85尾,1985年5月上旬在大沙渔场—海州湾附近采集鱼类标本105尾,1985年5月中旬在乳山—青岛近海采集标本60尾。所采标本以5%的福尔马林固定,然后从计数性状和量度性状两方面进行测定,计数性状测定项目有背鳍鳍条数、臀鳍鳍条数、胸鳍鳍条数、左侧第一鳃弓上鳃耙数、下鳃耙数及脊椎骨数等共计六项。量度性状的测定项目有①全长/体长(%);②叉长/体长(%);③头长/体长(%);④吻长/体长(%);⑤眼径/体长(%);⑥眼后头长/体长(%);⑦眼间隔/体长(%);⑧背鳍前部长/体长(%);⑨腹鳍前部长/体长(%);⑩臀鳍前部长/体长(%);⑪胸鳍长/体长(%);⑫腹鳍长/体长(%);⑬背鳍基底长/体长(%);⑭臀鳍基底长/体长(%);⑮体高/体长(%);⑯尾柄长/体长(%);⑰尾柄高/体长(%)等共计十七项。计数性状中因所测标本的腹鳍鳍条都是8枚,尾鳍鳍条都是17枚,所以未上机计算。又因远东拟沙丁鱼的鳞片极易脱落,侧线鳞、侧线上鳞及侧线下鳞的数很难准确测定,也未计算。

二、分 析 方 法

1. Bayes 型判别函数 设有 M 条标本,测量了 N 项性状;第 i 条标本可写为

$$X_i = (x_{i1}, x_{i2}, \dots, x_{iN}), i = 1, 2, \dots, M. \quad (1)$$

即把它视为 N 维空间中的一个点。Bayes 准则的提法,就是设法把 N 维空间分为互不相交的 G 个 (G 为分组数)完备子空间,而使已知标本的总分错率达最小,于是,求出 G 个判别函数:

$$Y_g(X_i) = \ln Q_g + C_{0g} + \sum_{k=1}^N C_{gk} X_{ik}, \quad g = 1, 2, \dots, G \quad (2)$$

式中 Q_g 是第 g 组的先验概率,一般用该组标本的频数代替, C_{0g} 为第 g 组的常系数,而 C_{gk} 是对应于 g 组的第 k 项性状的系数。对任一标本 x_i ,代入式(2)可算出 g 个 y 值,其中最大的一个值所对应的组号 g ,便是标本应归属的类,关于系数 C_{0g} 及 C_{gk} 如何计算,作者在另文中已详述,也可参考文献^[1]等。

2. 判别效果的检验 所建立的判别函数,实用价值如何,一般可从如下两个方面评价:

(1) 显著性检验 两组远东拟沙丁鱼若在所测量的性状上有显著差异,依其所建立的判别函数就可靠,衡量其差异就可用统计量

$$F = \frac{M - N - 1}{N} \cdot \frac{m_1 \cdot m_2}{M(M-2)} \cdot D^2, \quad (3)$$

式中 m_1, m_2 分别是两组的标本数,且 $M = m_1 + m_2$ 。 D^2 是两组间的广义马氏距离,可用判别系数计算:

$$D^2 = \sum_{k=1}^N (C_{1k} - C_{2k})(\bar{X}_k^1 - \bar{X}_k^2) \quad (4)$$

式中 \bar{X}_k^1 和 \bar{X}_k^2 是标本的第 k 项性状分别在两组内的平均值。有了 F 值,便可依自由度 N 和 $M - N + 1$ 查 F 分布表,从而检验其差异显著与否。

(2) 回判成效 将所有标本逐一代入式(2),检查其归类结果与原标本的分类是否一致。累计判对的百分比,即可代表其回判成效的高低。

3. 逐步判别的 W 方法 依上述判别函数计算时,必须使用全部 N 项性状的数据资料,当 N 较大时,测量和计算的工作量是很大的。而且,当性状项数增多时,它们之间往往难于再保持相互独立,反过来

这又影响判别函数的稳定性^[6], 借鉴于逐步回归分析而发展起来的逐步判别的方法, 就可以从大量的性状中筛选少量的显著性状给出判别函数。它的思路是, 每一步选一个判别能力最显著的性状引入判别函数, 而且在每次引入前, 都对已经引入判别函数的诸项性状, 逐个进行显著性检验, 若发现某项性状因其它性状的引入而变得不重要时, 便及时予以剔除, 性状的引入或剔除运算, 可借助矩阵的变换而方便的实现, 至于性状的判别能力, 则是用 Wilks 统计量来衡量, 故称之为逐步判别的 W 方法。详细计算过程可参考文献 [6]。

计算结果与讨论

一、使用量度性状的判别

用十七项量度性状导出的 Bayes 判别函数, 其系数如表 1。

表 1 十七项量度性状的 Bayes 判别系数
Table 1 The Bayes discrimination coefficient of the seventeen characters of measurement

系 数	组 别	5 月上、中旬标本	6 月中旬标本
$\ln Qg$		-0.42804	-1.05494
$Cog \times 10^{-4}$		-0.1020	-0.10368
$Cg_1 \times 10^{-1}$		0.88212	0.87981
$Cg_2 \times 10^{-1}$		0.40335	0.40699
$Cg_3 \times 10^{-1}$		0.86109	0.88291
$Cg_4 \times 10^{-1}$		-0.79172	-0.83331
$Cg_5 \times 10^{-1}$		-0.48151	-0.40008
$Cg_6 \times 10^{-1}$		0.13137	0.14235
$Cg_7 \times 10^{-1}$		0.70611	0.73784
$Cg_8 \times 10^{-1}$		-0.58764	-0.55690
$Cg_9 \times 10^{-1}$		0.30404	0.31222
$Cg_{10} \times 10^{-1}$		0.48782	0.48029
Cg_{11}		-0.20402	-0.15680
$Cg_{12} \times 10^{-1}$		-0.54032	-0.54462
$Cg_{13} \times 10^{-1}$		0.13105	0.11984
$Cg_{14} \times 10^{-1}$		0.60149	0.61001
$Cg_{15} \times 10^{-1}$		0.37143	0.38221
Cg_{16}		-0.25610	-0.14490 × 10
$Cg_{17} \times 10^{-1}$		-0.45373	-0.55964

依式(3)计算得 $F = 11.32$, 经检验已达到统计学上的显著水平, 且回判成效可达 84.37%。

将十七项性状全部引入判别式, 实际应用时相当麻烦, 经逐步判别分析, 引入第 1、2、3、6、14、16、17 这七项性状构成的判别函数, 其 F 值为 25.30, 回判成效为 83.04%, 即消去 10 项性状, 成效仅降低 1.33%, 从实用上看是可取的。其系数列于表 2 中。

表2 七项量度性状的 Bayes判别系数

Table 2 The Bayes discrimination coefficient of the seven characters of measurement

组别 \ 系数	$\ln Q_g$	$Cg_0 \times 10^{-3}$	$Cg_1 \times 10^{-1}$	$Cg_2 \times 10^{-1}$	$Cg_3 \times 10^{-1}$	$Cg_4 \times 10^{-3}$	$Cg_{14} \times 10^{-1}$	Cg_{16}	$Cg_{17} \times 10^{-1}$
5月上、中旬标本	-0.42804	-0.89908	0.76300	0.44666	0.94452	0.10656	0.19334	-0.43186	-0.60186
6月中旬标本	-1.05494	-0.91983	0.76886	0.45199	0.96353	0.11594	0.21468	-0.15415×10	-0.70471

二、使用计数性状的判别

用六项计数性状建立的 Bayes 判别函数,系数如下表。(测计数性状的标本数与测量度性状的标本数略有差异,故 $\ln Q_g$ 值稍异)

表3 六项计数性状的 Bayes 判别系数

Table 3 The Bayes discrimination coefficient of the six characters of count

组别 \ 系数	$\ln Q_g$	$Cg_0 \times 10^{-5}$	$Cg_1 \times 10^{-2}$	$Cg_2 \times 10^{-3}$	$Cg_3 \times 10^{-2}$	$Cg_4 \times 10^{-3}$	$Cg_5 \times 10^{-2}$	$Cg_6 \times 10^{-3}$
5月上、中旬标本	-0.41674	-0.19702	0.16935	0.13400	-0.36177	-0.12396	0.24568	0.83328
6月中旬标本	-1.07644	-0.19183	0.14260	0.12573	-0.81139	-0.12282	0.25845	0.82124

其F值为116.93,回判成效高达98.65%,与量度性状的判别相比较,可见用计数性状进行判别更为可靠。这与张其永、蔡泽平在《台湾海峡和北部湾二长棘鲷种群鉴别研究》一文中的结论是一致的^[4]。

用逐步判别筛选计数性状,结果也是令人相当满意的,只选用第2、4、6这三项性状建立判别函数,其F值可达169.63,而回判成效仍维持在98.65%的水平上,其判别系数见表4。

表4 用三项计数性状的 Bayes 判别系数

Table 4 The Bayes discrimination coefficient of the three characters of count

组别 \ 系数	$\ln Q_g$	$Cg_0 \times 10^{-5}$	$Cg_2 \times 10^{-1}$	$Cg_4 \times 10^{-2}$	$Cg_6 \times 10^{-3}$
5月上、中旬标本	-0.41674	-0.19145	0.18113	-0.10208×10	0.81153
6月中旬标本	-1.07644	-0.18599	0.17580	-0.99475	0.79964

前已述及5月上旬及中旬所采标本,因生殖腺在5月中旬及6月底大部分已发育到V期,7月初已处于产卵后恢复期,表明是一个种群的产卵群体。6月中旬所采标本,其生殖腺已过生殖期,即为产卵后恢复期的II—III期。从而表明,它们与前面的产卵群体不同,属于在别处产过卵来黄海区索饵的索饵群体,属于另一种群。这种看法现在用统计学方法得到了旁证,即从计数性状和量度性状的判别分析结果看,5月上、中旬所采标本和6月中旬所采标本,两者无论在计数性状抑或量度性状上,都具备了统计学上的显著差异

性,因而它们应该是分属于不同的两个种群。至于这两个种群由何处而来,目前因缺乏材料,尚无法断定。据文献记录^[7],日本的远东拟沙丁鱼分成四个种群,即太平洋种群、日本海种群、九州种群和足摺种群。我国黄海区的远东拟沙丁鱼是否与上述的四个种群有关系,尚有待于今后进一步研究。

参 考 文 献

- [1] 王启华,1985. 黄海区远东拟沙丁鱼的初步研究. 山东海洋学院学报,15(3):85~93。
 [2] 王守民,1984. 黄渤海远东拟沙丁鱼. 齐鲁渔业,创刊号:41~44。
 [3] 史尼斯, P. 和 R. 索卡尔(赵铁桥译),1984. 数值分数学—数值分类的原理与应用,1~378. 科学出版社。
 [4] 张其永、蔡泽平,1983. 台湾海峡和北部湾二长棘鲷种群鉴别研究. 海洋与湖沼,14(6):511~521。
 [5] 广东省水产研究所资源室鱼类组,中山大学数力系数学教研室统计组,1975. 应用判别函数和方差分析对蓝圆鲹分群问题的探讨. 数学学报,18(3):185~190。
 [6] 南京大学数学系计算数学专业编,1978. 概率统计基础与概率统计方法,272~308. 科学出版社(京)。
 [7] 近藤惠一等,1976. マイワシの生态と资源,34—36. 日本水产资源保护协会。
 [8] Sokal, R. R.; P. H. A. Snath, 1983. Principles of numerical taxonomy, 1—359. W. H. Freeman and Company, San Francisco.

STUDY ON THE POPULATION OF *SARDINOPS* *MELANOSTICTA* (T. ET S.) IN YELLOW SEA REGION

Yao Shancheng, Li Fengqi and Wang Qihua

(Ocean University of Qingdao)

ABSTRACT The discovery of *S. melanosticta* from China has brought a wide attention to the fisheries circle. Recently, the authors noticed that *S. melanosticta* appears to be two populations in the Yellow Sea region, i. e. a spawning population and feeding population. In this paper, the population of *S. melanosticta* was studied by means of discriminatory analysis and successive discrimination method in biometrics. The results from calculation indicated that the specimens of two populations had biometrically significant difference, especially in characters of count which plays a decisive role in population determination. The F is 116.93 and rate of right is 98.65%. These figures provided a strong evidence that the *S. melanosticta* from Yellow Sea belongs to two different populations.

KEYWORDS *Sardinops melanosticta*, population, discriminatory analysis