

用世代分析方法估算秋汛渤海 对虾世代数量

叶 昌 臣

(辽宁省海洋水产研究所, 大连)

邓 景 耀 韩 光 祖

(黄海水产研究所, 青岛) (山东省海洋水产研究所, 烟台)

摘要 本文讨论了渤海对虾 (*Penaeus orientalis* Kishinouye) 的自然死亡, 估算了它的世代数量和捕捞死亡系数等。

1. 用滑动平均数资料, 估算了秋汛渤海对虾的旬自然死亡系数, 约为 0.038, 其真值在 $0 \leq M < 0.194$ 。

2. 用世代分析方法估算了秋汛渤海对虾 10 个世代在 9 月初的资源量。经过三个月的捕捞, 到 12 月初, 约捕出雌虾 77%, 自然死亡 13%, 游出渤海约 10%; 捕出雄虾约 59%, 自然死亡约 37%, 游出渤海不到 5%。

3. 估算了分旬的捕捞死亡系数, 雌雄虾相近, 约为 0.23。近岸虾流网等网具造成的捕捞死亡系数, 1977—1979 三年平均值约为 0.15, 约占总捕捞死亡系数的 8%。因它的作业期早, 近岸网具渔获量占总渔获量的 18.6% 左右。1981 年已达 30%。

本文用世代分析估算了渤海对虾 (*Penaeus orientalis* Kishinouye) 10 个世代(1970—1979)在 9 月初的资源量, 讨论了对虾的旬自然死亡系数和捕捞死亡系数, 以期对合理利用渤海对虾资源提供科学依据。

一、资 料

本文主要用渔获量和捕捞力量资料。按重量计算的渔获量是由黄海区渔业管理部门汇总的各省渔业管理部门上报的分旬统计资料, 然后用生物学资料把它换算成尾数。生物学资料是由黄海水产研究所、辽宁和山东省海洋水产研究所等单位在主要渔港测定, 最后由黄海水产研究所汇总。捕捞力量标准化资料引自文献[1]。

二、结 果

分析结果包括三个部分: 【分旬自然死亡系数的估算、9 月初资源量和分旬捕捞死亡系数的估算。

1. 自然死亡 渤海对虾的自然死亡有两种, 一种是雄对虾的交配死亡, 可用性比资

料估算交配死亡^[1-3]。另一种是除交配以外其他原因造成的自然死亡，通常用下式估算：

$$z = M + qf \quad (1)$$

式中， z 为总死亡系数； M 为自然死亡系数； f 为捕捞力量； q 为可捕系数。秋汛渤海对虾渔业的 z 与 f 值列成表 1。将表 1 资料按式(1)绘成图 1，可以看到雌虾和雄虾两条线的斜率接近相等，说明对虾渔业对雌、雄虾的捕捞效率相似。另外，可以看到，雄虾比雌虾有一个稳定的比较大的自然死亡值，即交配死亡。用一元线性回归方法处理表 1 资料，结果是雌虾每旬自然死亡系数约为 0.06。统计检验结果为 $F_{0.1} = 3.28(1, 10) < F = 4.04 < F_{0.05} = 4.96(1, 10)$ 。它表示直线回归关系在 $\alpha = 0.1$ 水平上显著，在 $\alpha = 0.05$ 水平上不显著。表明该回归精度不高。雄虾因有随时间而变的交配死亡，不能用式(1)估算其自然死亡。

直接用式(1)估算对虾自然死亡回归精度不高的原因，主要是非了解信息的影响大。可以用滑动平均数消除部分不正常信息的影响。表 2 是渤海对虾渔业的总死亡系数和捕捞力量的两年滑动平均数。用表 2 资料做回归分析结果， $\hat{M}_w = 0.038, q = 2.525 \times 10^{-4}$ 。统计检验结果， $F = 5.54 > F_{0.05}(1, 9) = 5.12$ 。它表示两者相关显著，回归有意义。雌虾每旬的自然死亡系数为 0.038。这个数值也适合于雄虾，再加上雄虾的交配死亡，可得雄虾的自然死亡系数，数值见表 3。

2. 推算世代数量 世代分析是许多相似方法的总称。我们用 Pope 方法^[4]推算渤

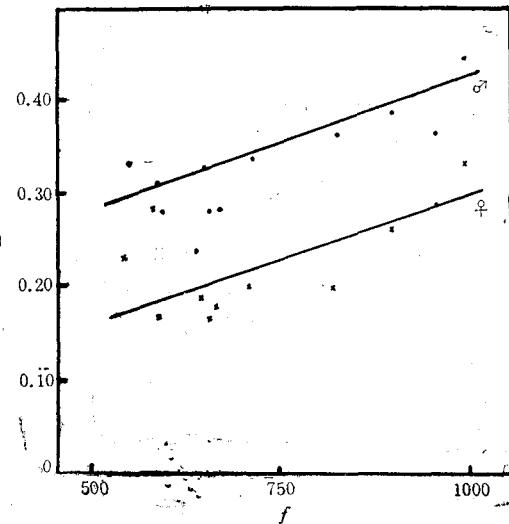


图 1 秋汛渤海对虾渔业 z 与 f 的关系

Fig. 1 The relationship between the z and f of the Chinese prawn in Bohai Sea in autumn

表 1 秋汛渤海对虾渔业的 z 与 f 值

Tab. 1 The values of the total mortality (z) and fishing effort (f) of the Chinese prawn in Bohai Sea in autumn

年份	$z_{\text{♀}}$	$z_{\text{♂}}$	f
1965	0.202	0.339	706
1966	0.195	0.331	642
1967	0.172	0.286	651
1968	0.170	0.283	586
1969	0.125	0.239	732
1970	0.205	0.363	814
1971	0.288	0.314	580
1972	0.234	0.334	539
1973	0.181	0.286	658
1974	0.264	0.387	889
1975	0.336	0.447	991
1976	0.288	0.365	947

表 2 渤海对虾渔业的 z 和 f 的滑动平均数Tab. 2 The moving average of the z and f of the Chinese prawn fishery in Bohai Sea

年 份	$\frac{z_i + z_{i+1}}{2}$	$\frac{f_i + f_{i+1}}{2}$
1965—1966	0.1985	674.0
1966—1967	0.1835	646.5
1967—1968	0.1710	618.5
1968—1969	0.1475	659.0
1969—1970	0.1650	773.0
1970—1971	0.2465	697.0
1971—1972	0.2610	559.5
1972—1973	0.2075	598.5
1973—1974	0.2225	773.5
1974—1975	0.3000	940.0
1975—1976	0.3120	969.0

表 3 渤海对虾自然死亡系数 (M_m)Tab. 3 The natural mortality coefficient (M_m) of the males in Bohai Sea

时间 (月·日)	9.1—10	11—20	21—30	10.1—10	11—20	21—31	11.1—10	11—20	21—30
M_m	0.038	0.038	0.038	0.388	0.218	0.168	0.168	0.078	0.148

海对虾在 9 月初的资源量。这一方法假定渔获量是在渔汛正中 $1/2$ 时被瞬时捕出。在此条件下导出一个用渔获量和自然死亡系数推算初始资源量的递推公式：

$$N_i = N_{i+1} e^M + C_i e^{\frac{M}{2}} \quad (2)$$

式中, N_i 是 i 时期初的资源量(尾); N_{i+1} 是 i 时期末即 $i+1$ 时期初的资源量; C_i 是 i 时期内的渔获量(尾); M 是自然死亡系数。如果自然死亡随时间而变化, 便写成 M_i , 此为 i 时期内的自然死亡系数。如果能确定最后一个时期末的资源量, 就能按式(2)一直往前推算到世代在补充时的资源量。秋汛渤海对虾经过 9—11 三个月的捕捞, 到 11 月末、12 月初残存的资源量 N_{i+1} 是用下述方法估计的。根据 1970—1979 年 10 年的旬平均捕捞死亡率约为 0.2^[1], 有:

$$N_{i+1} = \frac{C_n}{0.2} - C_n$$

式中, N_{i+1} 是 12 月初的资源量(尾); C_n 是 11 月下旬的渔获量(尾)。例如, 1970 年 11 月下旬捕获 6.06×10^6 尾雌虾, 12 月初的资源量约为 24.24×10^6 尾雌虾。按式(2)分别估算雌、雄虾在 9 月初的资源量。所需自然死亡系数资料, 雌虾 $M_m = 0.038$ 。雄虾资料见表 3。表 4 是渤海对虾 10 个世代(1970—1979)的分旬, 分雌、雄的渔获量统计资料。表 5 是按式(2)估算的 10 个世代分雌、雄在 9 月初的资源量, 表中按重量计算的资源量是用 9 月初的尾数乘 9 月上旬的平均体重计算的。

3. 估算分旬捕捞死亡系数 按式(2)估算出对虾在 9 月初资源量后, 可以用两种公

表4 历年秋汛渤海对虾分旬产量(单位: 尾×10⁶)Tab. 4 The autumn yield at ten-day period of the Chinese prawn in Bohai Sea (unit: ×10⁶ individual number)

年份 性别 产量 月·日	1970		1971		1972		1973		1974		
	♀	♂	♀	♂	♀	♂	♀	♂	♀	♂	
	9.1—10	7.30	7.01	7.02	6.74	8.80	8.46	10.05	9.66	100.27	96.34
11—20	12.92	12.43	15.27	14.67	27.50	26.43	77.46	74.43			
21—30	18.82	17.37	16.97	15.67	17.06	15.75	47.28	43.64	82.29	75.96	
10.1—10	25.28	17.78	17.66	12.42	15.50	10.91	24.26	17.07	51.44	36.20	
11—20	12.46	7.32	14.75	8.66	17.00	9.99	36.77	21.60	64.25	37.74	
21—31	10.13	5.22	10.45	5.39	4.60	2.37	19.83	10.22	30.55	15.74	
11.1—10	10.86	4.95	5.80	2.65	12.79	5.82	11.27	5.13	15.22	6.93	
11—20	5.22	2.27	5.60	2.44	2.73	1.19	21.17	9.20	20.64	8.97	
21—30	6.06	2.35	1.04	0.44	2.81	1.09	17.04	6.63	10.48	4.08	
年份 性别 产量 月·日	1975		1976		1977		1978		1979		
	♀	♂	♀	♂	♀	♂	♀	♂	♀	♂	
	9.1—10	108.59	104.33	34.76	33.40	57.66	55.40	29.18	28.04	49.59	47.65
11—20	108.59	104.33	34.76	33.40	57.66	55.40	86.67	83.27	125.77	120.83	
21—30	64.38	59.42	18.61	11.17	44.42	41.00	80.37	74.18	93.89	86.67	
10.1—10	44.53	34.85	14.24	10.02	41.77	29.38	51.18	36.01	63.26	44.51	
11—20	27.86	16.36	21.41	12.58	31.90	18.74	35.94	21.10	55.06	32.33	
21—31	12.86	6.62	1.83	0.94	38.68	19.92	32.50	16.74	33.82	17.42	
11.1—10	10.70	4.88	6.84	3.11	16.01	7.30	27.62	12.59	20.89	9.52	
11—20	6.47	3.33	4.30	1.87	10.07	4.38	17.76	7.72	10.13	4.40	
21—30	4.17	1.62	2.74	1.07	6.42	2.50	13.26	5.15	24.52	4.53	

式估算秋汛渤海对虾渔业的分旬捕捞死亡系数:

$$F_i = \ln \frac{N_i}{N_{i+1}} - M \quad (3)$$

$$F_i = \frac{C_i z_i}{N_i (1 - e^{-z_i})} \quad (4)$$

式中, C_i 为第 i 旬的渔获尾数(见表 4); N_i 为第 i 旬开始时的资源量(尾); z_i 为第 i 旬的总死亡系数, 是 F_i 和 M_i 之和。当 $i = 1$ 时为 9 月上旬, $i = 2$ 时为 9 月中旬, 余类推。式中, 当 $i = 1$ 时的 N_i 已列于表 5; 当 $i = 2$ 时, 用 $N_2 = N_1 e^{-z_1}$ 估计; 当 $i = 3$ 时, 用 $N_3 = N_2 e^{-z_2} = N_1 e^{-(z_1+z_2)}$ 估计, 余类推。式(4)中的左右两端均含 F_i , 所以要给初值用叠代法

表 5 渤海对虾各世代在 9 月初的资源量

Tab. 5 The abundance of the Chinese prawn in Bohai Sea early in September

世 代	雌 虾		雄 虾		合 计	
	尾×10 ⁶	吨	尾×10 ⁶	吨	尾×10 ⁶	吨
1970	161.30	5420	150.36	3954	311.66	9374
1971	114.69	4506	105.93	3051	220.62	7557
1972	140.09	4510	130.77	3099	270.86	7609
1973	402.08	17370	381.31	11554	783.39	28924
1974	487.70	15148	455.16	11379	942.86	26527
1975	340.61	12875	317.69	8864	658.30	21739
1976	134.18	4495	118.69	2956	252.87	7451
1977	320.81	10266	298.44	7222	619.25	17488
1978	502.99	18963	471.41	12822	974.40	31785
1979	678.36	23810	638.43	17246	1316.79	41056

表 6-1 渤海秋汛对虾渔业分旬捕捞死亡系数(雌虾)

Tab. 6-1 The fishing mortality coefficient at ten-day period of the Chinese prawn in Bohai Sea in autumn (female)

表 6-2 渤海秋汛对虾渔业分旬捕捞死亡系数(雄虾)(male)

求 F_i 。用这两种方法的估计结果相同，列于表 6。10 年（1970—1979）的旬平均捕捞死亡系数雌虾约为 0.23，雄虾约为 0.22。这个结果与过去报道的雌虾旬平均捕捞死亡系数 0.21 和雄虾 0.20^[3]的结果相似。

根据表 6 中三个月（9—11）的捕捞死亡系数资料，10 年平均值，雌虾为 2.076，雄虾为 2.009。自然死亡系数，雌虾为 0.342，雄虾为 1.282（表 3）。相应的总死亡系数，雌虾为 2.418，雄虾为 3.291。用常规方法估算对虾一个世代在秋汛被捕出的百分数、自然死亡百分数和游出渤海的百分数，结果是：雌虾被捕出约 77%，自然死亡约 13%，游出渤海约 10%；雄虾因有交尾死亡，捕出约 59%，自然死亡约 37%，游出渤海不足 5%。由此而估计的性比为 72（雌）:28（雄）。这个结果与翌年春汛实测性比（75:25）接近。

三、讨 论

简要地讨论两个问题。一个是秋汛渤海对虾渔业中沿岸渔业和近海渔业之间捕捞死亡的分配，另一个是自然死亡。

1. 关于捕捞死亡的分配 世界上大多数对虾渔业可以分成沿岸渔业和近海渔业两部分。前者指的是沿岸各种网具作业的总称，相当于秋汛渤海对虾渔业中的虾流网作业等；后者指的是工业捕鱼船队的捕捞，相当于秋汛渤海对虾渔业中的机帆船拖网和机轮拖网作业。这两部分网具，其捕捞效率不同，渔获物的生物学特征也有差异，特别是秋汛渤海对虾渔业，这两类网具的开捕期不同。分别确定这两类网具造成的捕捞死亡，或者从总的捕捞死亡中把这两者分开，对于确定渔业管理策略是很重要的。

秋汛渤海对虾渔业中采用虾流网等近岸定置网具，已有很长历史，1973 年已大量发展，近几年始有完整记录。我们用这类网具的捕捞尾数以及估算的 9 月初资源量，按式（4）估算它们的捕捞死亡。式（4）中需要自然死亡系数。这类网具的主要作业期 20 天，所以自然死亡系数为 0.076。资料和估算结果列成表 7。以 1979 年为例，可看出虾流网等网

表 7 秋汛渤海对虾渔业中近岸渔业的捕捞尾数和 F 的估算值

Tab. 7 The autumn catches and F values of the inshore segment of the Chinese prawn fishery in Bohai Sea

年 份	雌 虾		雄 虾		船 数 (只)
	捕获(尾)	F	捕 获(尾)	F	
1975	36.14×10^6	0.12	29.87×10^6	0.10	
1976	13.38×10^6	0.11	11.06×10^6	0.10	1813
1977	49.64×10^6	0.17	41.03×10^6	0.15	1963
1978	55.54×10^6	0.12	46.66×10^6	0.11	2500
1979	99.28×10^6	0.16	84.81×10^6	0.15	3508

具造成的捕捞死亡系数约为 0.16，约占秋汛总的捕捞死亡系数的 10%。但这类网具的开捕期早，主要在 9 月上中旬作业，所以它的渔获量在总渔获中占的比例大，1979 年约占 20%。进入 80 年代，虾流网数量继续增加，它渔获的数量约占总渔获量的 30% 以上。由于虾流网的大量增加，不仅改变了资源的分配，而且渔汛将会提前结束，渔获物平均体长

将变小,加剧了生长型捕捞过度¹⁾。在制定渔业管理政策时,要考虑这一情况对世代产量、渔业经济效益以及对资源分配的影响。

2. 关于自然死亡 自然死亡是种群的一个重要参数,它影响产量曲线形状,分析模型对它的敏感性大。

1981年11月,美国召开的国际“对虾渔业管理科学基础专题讨论会”上的报告指出:“在讨论中,强调了估算的自然死亡不很准确,已发表的一些估计值,其中有的数值太大,即使有些合理的估算,也有很大偏差”^[4]。估算自然死亡值偏差大的原因有两个:一个是资料不符合式(1)的假定,另一个是非了解信息的影响。可以用滑动平均数消除一部分非了解信息的影响。表8是用滑动平均数和非滑动平均数估计的秋汛渤海对虾的旬自然死亡值以及一些统计量的比较。取滑动平均数的年限越多,数据越稳定,因而F值越大,回归精度高。取多少年滑动平均数较合适,无理论值,主要看具体资料而定。据表8渤海对虾资料,取两年即可。因两年的滑动平均数回归分析结果是一个转折点,F值跳跃很大;再多取年限,F值也不会变化大了,这自然就消除了一部分非了解信息的影响,提高了回归精度。

表8 滑动平均数和非滑动平均数估计对虾自然死亡的统计量

Tab. 8 The statistical figures of estimating natural mortality of the prawn with moving and non-moving average

项 目	非滑动平均数	二年滑动平均数	三年滑动平均数
M	0.061	0.038	0.022
FF	4.04	5.54	6.08
SS	0.0413267	0.0298842	0.0177211
U	0.0118878	0.0113939	0.0076541
Q	0.0294389	0.0184903	0.0100670
r ²	0.24	0.38	0.43

M. 自然死亡系数; FF. 检验的F估计值; SS. 总变差; U. 回归平方和; Q. 残差平方和; r². 相关系数平方。

取滑动平均数后,估计的 \hat{M} 值将会比不取滑动平均数估计的 \hat{M} 值更接近真值。在本例中,随着计算滑动平均数的年数增加,估计的 \hat{M} 值不断减少,但可捕系数随着增加。例如,由原来不取滑动平均数的可捕系数 2.1937×10^{-4} 增加到两年滑动平均数的 2.5254×10^{-4} 。这就相当于在相同的捕捞力量条件下,捕捞死亡系数增加,意味着资源量的估算值相应减少。

取两年滑动平均数后,F检验的结果为 $F = 5.54 > F_{0.05}(1,9) = 5.12$,它表示回归有意义。但从表8资料中相关系数平方分析,取两年滑动平均数后, $r^2 = 0.38$,它表示捕捞力量对总死亡系数的影响仅有40%左右;残差平方和大于回归平方和,这表示在总死亡系数和捕捞力量的回归中,捕捞力量没有控制性影响。所以,估算的渤海对虾的自然死亡值的正确性不高。其真值的范围由下式估计:

1) 叶昌臣等,1985。对虾渔业的捕捞过度。

$$|M - \hat{M}| < t_{5\%}(n-2) \sqrt{\frac{\left(\sum_{i=1}^n f_i^2\right) Q}{n(n-2) \sum_{i=1}^n (f_i - \bar{f})^2}}$$

式中, \hat{M} 为自然死亡系数估算值, 约 0.038; f 为捕捞力量; Q 为残差平方和。如果考虑到负值不合理, 则渤海对虾自然死亡系数真值(M)范围是 $0 \leq M < 0.194$ 。

主要参考文献

- [1] 邓景耀、韩光祖、叶昌臣, 1982。渤海对虾死亡的研究。水产学报 6(2): 119—127。
- [2] 叶昌臣, 1981。渤海对虾的死亡。动物学杂志 4: 22—24。
- [3] Ye Changchen, 1984. The prawn (*Penaeus orientalis* Kishinouye) in Bohai Sea and their fishery. Penaeid Shrimps—their Biology and Management, Edi. by J. A. Gulland and B. J. Rothschild. Published by Fishing News Books Limited Farnham, Surrey, England, 49—60.
- [4] NOAA Technical Memorandum NMFS-SEFC-98, 1981. Interim Report of the Workshop on the Scientific Basis for Management of Penaeid Shrimp. Key West, Florida, p. 65.
- [5] Pope, J. G., 1972. An investigation of the accuracy of virtual population analysis using cohort analysis. Int. Comm. Northwest Atl. Fish. Res. Bull. 9: 65—74.

ESTIMATE OF THE STOCK ABUNDANCE OF THE CHINESE PRAWN (*PENAEUS ORIENTALIS* KISHINOUYE) IN BOHAI SEA WITH COHORT ANALYSIS

Ye Changchen

(Marine Fisheries Research Institute of Liaoning Province, Dalian)

Deng Jingyao

(Yellow Sea Fisheries Research Institute, Qingdao)

Han Guangzu

(Marine Fisheries Research Institute of Shandong Province, Yantai)

ABSTRACT

In this paper the natural mortality of the Chinese prawn in Bohai Sea was discussed, and the stock abundance, the fishing mortality was estimated. With the data of the moving average during 1965—1976, the natural mortality was estimated to be about 0.038 per ten-day period for females. Because of the mating mortality, the natural mortality of the male is higher than that of females. The true value of the natural mortality is within the range of $0 \leq M < 0.194$. The cohort analysis was applied to estimate the abundance of the Chinese prawn in Bohai Sea and the result was presented in table 5. After fishing from September to November, the survivors migrated into the Yellow Sea are about 10 percent for females and less than 5 percent for males on ten years average. On the basis of estimated abundance early in September the

fishing mortality per ten-day period was calculated to be about 0.23 for females and 0.22 for males on ten years average. The problem to assign the fishing mortality to inshore and offshore segment of the fishery was discussed. With the data of the catches in inshore segment and abundance at the beginning of fishing season, the fishing mortality caused by this segment was estimated to be about 0.15 on three years (1977—1979) average, accounting for 8 percent of the total fishing mortality. Because the inshore segment operated at fishing season earlier than offshore segment the catches are 18.6 percent of total yield. Recently the catches of the inshore segment have greatly increased, attaining to 30 percent in 1981.