

渤海对虾死亡的研究*

邓景耀 韩光祖 叶昌臣

(黄海水产研究所) (山东省海洋水产研究所) (辽宁省海洋水产研究所)

提 要

我们用各种方法估算了秋汛渤海对虾(*Penaeus orientalis* Kishinouye)的死亡值。总死亡系数的估算结果:用渔获尾数为相对资源量估计的10年甸平均甸死亡值,雌虾约0.25,雄虾约0.34;用 y/f 为相对资源量估计的12年甸平均死亡值,雌虾0.23,雄虾0.34;用世代分析(Pope方法)估计的3年雌虾甸平均死亡值约0.30。交尾后部份雌虾死亡,我们找到了一个用性比资料估算雌虾交尾死亡的方法。估算结果,到10月末,雄虾交尾死亡系数约为0.65,并有陆续死亡现象,到12月初的累计死亡系数约1.05左右。我们在讨论了渤海秋汛对虾渔业的 F 和 f 之间的关系后,认为当 $f < 1000$,捕捞死亡随捕捞努力量的变化而变化;当 $f > 1000$,捕捞努力量的变化对捕捞死亡已无多大影响,所以渤海秋汛对虾渔业平均每10天的捕捞死亡系数不能大于0.3。

为了达到预期的渔业管理目标,通常采用限制渔获量或限制捕捞努力量,即限制捕捞死亡的方法管理渔业,这就必须估计捕捞对资源的影响和在不同捕捞努力量水平条件下的渔获量。所以,鱼虾类的死亡是一个必须了解的重要参数。

Lucas^[9-11]研究过*Penaeus merguensis*和*P. plebejus*的死亡问题。Berry^[1], Klima^[7], Kutkuhn^[8], Costello^[5]和 Iverson^[6]分别用渔业统计资料、标志放流重捕结果和单位捕捞努力量渔获量(Catch-per-effort)资料估计墨西哥湾*Penaeus duorarum*和*P. setiferus*的死亡值。Rothschild⁽⁴⁾为“对虾渔业管理科学基础专题讨论会”(美国基韦斯特,1981年11月)撰写的论文,详细介绍和评论了美国研究虾类情况,其中有一章专门介绍墨西哥湾虾类的死亡问题。邓景耀等⁽²⁾曾初步报导过秋汛渤海对虾的死亡值。本文将进一步讨论秋汛渤海对虾的死亡问题。

材 料

本文引用三种资料:秋汛对虾渔业统计资料,生物学测定资料和标志放流重捕资料。

* 参加这项工作的还有:黄海水产研究所康元德,朱金声,姜言伟;辽宁省海洋水产研究所刘传植,严鸷宾,王有军,崔维喜;山东省海洋水产研究所刘锡昌;河北省海洋水产研究所胡国松。

(1) Rothschild, B. J., 1981. The U. S. Gulf of Mexico Shrimp Fishery (draft).

(2) 邓景耀,唐启升,1979.渤海秋汛对虾开捕期问题的探讨.海洋水产研究丛刊,26:18-33.

渔业统计资料 产量统计是各省渔业管理部门按旬统计的资料。我们按生物学测定资料,分别统计雌虾和雄虾的渔获尾数。捕捞努力量是根据机帆船拖网电讯记录和机轮渔捞记录汇集整理。渤海秋汛对虾渔业的主要网具是机帆船拖网和机轮拖网两种。前者记录不完整,后者的记录较完整。

生物学测定资料 由各个研究所分别在各省的主要渔港抽样取得。在整个渔汛季节约取样60—100次,每次100尾。测定项目有性比,体重和体长。本文用的生物学测定资料是各年的样品算术平均值。

标志放流重捕资料 1964年以来,各研究所在每年秋汛前都进行标志放流工作,有比较完整的重捕记录。许多标志对虾是在加工厂发现的。我们从中选用了一部份,用于估算对虾的死亡值。

结 果

(一) 估算雄虾的交尾死亡

渤海对虾在10月交尾。交尾后雄虾数量在渔获物中不断减少,到11月底,雄虾在渔获物中约占25%。到翌年春季在产卵群体渔获物中雄虾占的比例与11月底相同。高洪绪^[1]观察,在交尾期结束后,大部份雄虾死亡。所以,渤海雄对虾有交尾死亡。在探讨渤海秋汛对虾渔业的管理策略时,要考虑这种交尾死亡对渔获量的影响。本文描绘一个用性比资料估算雄虾的交尾死亡方法。

按性比定义,我们有

$$\begin{cases} \hat{\delta} \% = \frac{N_{\hat{\delta}}}{N_0} 100 \\ \hat{\varphi} \% = \frac{N_{\hat{\varphi}}}{N_0} 100 \end{cases}$$

式中 $N_0 = N_{\hat{\delta}} + N_{\hat{\varphi}}$, N_0 为对虾交尾前某一时刻的数量, $N_{\hat{\varphi}}$ 和 $N_{\hat{\delta}}$ 分别表示雌雄个体数量。设捕捞死亡系数为 F , 雄虾的交尾死亡系数为 M_m 。并假定捕捞雌雄个体的概率相等,和其它原因造成的雌雄虾自然死亡系数相等,为 M (下同)。可得

$$\begin{cases} \hat{\delta} \% = \frac{N_{\hat{\delta}} e^{-(F+M+M_m)}}{N_{\hat{\varphi}} e^{-(F+M)} + N_{\hat{\delta}} e^{-(F+M+M_m)}} 100 \\ \hat{\varphi} \% = \frac{N_{\hat{\varphi}} e^{-(F+M)}}{N_{\hat{\varphi}} e^{-(F+M)} + N_{\hat{\delta}} e^{-(F+M+M_m)}} 100 \end{cases}$$

现在假定,在交尾前雌雄个体数量相等 $N_{\hat{\varphi}} = N_{\hat{\delta}}$ 。于是可得

$$L_n \frac{\hat{\varphi} \%}{\hat{\delta} \%} = M_m \quad (1)$$

式(1)表明,性比值的对数等于雄虾交尾死亡系数。通常都把渔获物的特征近似地看成为种群的特征。所以,式(1)左端的数值很容易从渔获物取样中获得。请注意,式(1)的另一假定是雄虾的交尾死亡与捕捞死亡同时发生的。这一假定可能与对虾的实际情况不符。另外,在这个假定条件下,渔获物的性比受捕捞死亡的影响,与残留海中的性比不同。如

果雄虾交尾死亡确与捕捞死亡同时发生,那么用样品性比按式(1)估计雄虾交尾死亡将有一个系统误差,并使估计结果偏小。

我们现在来推导另一个估算雄虾交尾死亡的公式。假定雄虾交尾死亡与捕捞死亡不是同时发生,而是在捕捞之前发生,即原有雄虾 N_{δ} 尾,在交尾死亡后再进行捕捞,则捕捞前的数量为 $N_{\delta}e^{-M_m}$ 。按捕捞方程,其他假定同式(1)。我们有

$$\begin{cases} y_{\text{♀}} = \frac{N_{\text{♀}}(1-e^{-Z})}{Z} F \\ y_{\text{♂}} = \frac{N_{\text{♂}}e^{-M_m(1-e^{-Z})}}{F} Z \end{cases}$$

式中 $y_{\text{♀}}$ 和 $y_{\text{♂}}$ 分别表示雌雄虾的渔获尾数。可得

$$L_n \frac{y_{\text{♀}}}{y_{\text{♂}}} = M_m \quad (2)$$

式(2)与 Закосов^[2]的书 中介绍估算鲟鱼死亡的公式相似。

生物学测定结果表明,交尾后,雄虾在渔获物中的数量不断减少。如果这种不断减少的原因是由于交尾的缘故,或者由于其他原因唯独使雄虾在捕捞群体中消失,而且消失的过程又符合上述假定条件,可以证明

$$L_n \left(\frac{y_{\text{♀}}}{y_{\text{♂}}} \right)_i = \sum_{i=1}^n M_{m_i} \quad (3)$$

式(3)表明,第 n 次雌雄个体渔获尾数比值的对数等于累计的雄虾交尾死亡系数。通常用样品性比和平均体重资料把渔获量计成雌雄个体的渔获尾数。一般地说,测定资料或统计资料每经一次处理都可能引入误差。故用性比资料代替式(3)中的 $y_{\text{♀}}$ 和 $y_{\text{♂}}$, 有

$$L_n \left(\frac{\frac{\text{♀}}{\text{♂}}}{\frac{\text{♀}}{\text{♂}}} \right)_i = \sum_{i=1}^n M_{m_i} \quad (4)$$

我们用式(4)估算渤海雄对虾的交尾死亡。资料列成表 1。估算结果列成表 2。这一资料表明,渤海对虾在交尾前,雌雄个体数量相等的假定是符合实际情况的。有一矛盾处,生物学测定证明,10月上旬对虾没有交尾。而 1974 年 10 月上旬的性比资料似乎说明已经交尾了。如果是取样等原因造成的误差,则意味着部份雄虾提前死亡。利用这个资料进行其他计算时要考虑这种“提前”死亡对结果的影响。或者取多年平均数消除取样

表 1 渤海秋汛对虾性比资料,1973—1975。(%)

时 间	1973		1974		1975		平 均	
	♀	♂	♀	♂	♀	♂	♀	♂
9月中旬	52	48	51	49	50	50	51.0	49.0
下旬	53	47	52	48	51	49	52.0	48.0
10月上旬	55	45	63	37	58	42	58.7	41.3
中旬	66	34	64	36	59	41	63.0	37.0
下旬	67	33	67	33	64	36	66.0	34.0
11月上旬	70	30	72	28	64	36	68.7	31.3
中旬	71	29	73	27	65	35	69.7	30.3
下旬	72	28	74	26	70	30	72.0	28.0
12月上旬	73	27	76	24	74	26	74.3	25.7

表2 雄虾交尾死亡系数的累计值

时 间	1973	1974	1975	平 均
10月上旬	0.20	0.53	0.32	0.35
中旬	0.66	0.57	0.36	0.53
下旬	0.71	0.71	0.57	0.66
11月上旬	0.85	0.94	0.57	0.79
中旬	0.89	0.99	0.62	0.83
下旬	0.94	1.05	0.85	0.95
12月上旬	0.99	1.15	1.05	1.06

误差等的影响。

(二) 估算秋汛渤海对虾的总死亡

我们用常规方法和各种相对资源量估计渤海秋汛对虾渔业的总死亡系数(Z)。

1. 用渔获尾数为相对资源量估计 Z 值

在满足某些条件下, 渔获尾数的对数是时间 t 的线性函数, 其斜率为 $-Z$ 。按对虾渔业情况, t 以月为单位。资料 and 结果分别列成表 3 和表 4。统计检验, 相关显著。10 年平均月总死亡值, 雌虾 0.746, 雄虾 1.025。计成旬死亡值, 雌虾 0.25, 雄虾 0.34。现在假定(下同), 因时间短, 捕捞努力量大, 与捕捞死亡相比, 除雄虾交尾死亡外, 其他原因造成的自然死亡可以忽略不计, 则雌虾的总死亡系数近似地等于捕捞死亡系数, $F_{90} = 0.25$ 。

2. 用单位捕捞努力量渔获尾数(y/f)估算 Z

在满足某些条件下, 可以用单位捕捞努力量渔获尾数估算对虾的总死亡系数。表 5 是历年渤海秋汛对虾渔业的分旬 y/f 资料和估算的 Z 值。统计检验, 除 1972、1969、1967 和 1966 年外, 相关性显著。12 年的旬平均值为雌虾 0.23, 雄虾 0.35。最大值为 1976 年, 雌

表3 渤海秋汛对虾分月分雌雄的渔获尾数 ($\times 10^6$ 尾)

月 份	1970		1971		1972		1973		1974	
	♀	♂	♀	♂	♀	♂	♀	♂	♀	♂
9月	42.49	37.37	38.01	34.11	60.52	54.32	124.68	115.09	198.35	186.79
10月	49.44	22.74	38.44	27.84	41.61	21.06	81.24	47.71	174.91	95.44
11月	20.12	12.71	10.41	7.27	24.42	8.94	52.08	21.27	59.56	22.03
12月	7.86	1.20	3.31	2.81	6.98	2.56	23.66	8.75	20.18	6.37
月 份	1975		1976		1977		1978		1979	
	♀	♂	♀	♂	♀	♂	♀	♂	♀	♂
9月	156.89	153.78	61.06	54.15	109.73	97.31	181.10	160.59	265.83	235.73
10月	86.78	57.13	41.02	24.09	117.82	69.20	130.56	76.67	165.79	97.37
11月	20.06	10.19	14.55	7.80	32.97	17.68	58.03	31.11	58.20	31.20
12月	8.86	3.11	4.82	2.05	12.32	5.23	39.36	16.92	30.29	12.86

表 4 历年渤海秋汛对虾渔业分雌雄的总死亡值(Z)

项 目	1970		1971		1972		1973		1974	
	♀	♂	♀	♂	♀	♂	♀	♂	♀	♂
Z	0.616	1.090	0.863	0.942	0.701	1.002	0.542	0.853	0.793	1.160
r	0.913	0.924	0.945	0.967	0.960	0.967	0.988	0.999	0.959	0.990
项 目	1975		1976		1977		1978		1979	
	♀	♂	♀	♂	♀	♂	♀	♂	♀	♂
Z	1.009	1.342	0.865	1.095	0.783	1.013	0.535	0.765	0.756	0.986
r	0.988	0.995	0.982	0.994	0.939	0.976	0.985	0.998	0.991	0.999

Z = 总死亡系数, r = 相关系数 n = 4

表 5 历年渤海秋汛对虾渔业单位捕捞力量渔获量(y/f)和死亡值表* 单位: 尾/网

项 目	1963		1964		1965		1966		1967		1968		1969		1970	
	♀	♂	♀	♂	♀	♂	♀	♂	♀	♂	♀	♂	♀	♂	♀	♂
9月中旬	5,540	5,322			10,328	9,923										
下旬	4,262	3,934			7,389	6,821	9,060	8,363								
10月上旬	2,255	1,587	5,283	3,720	4,907	3,452	2,956	2,030	3,002	2,112	1,996	1,405	2,972	2,090	4,664	3,282
中旬	3,159	1,851	6,062	3,561	3,243	1,905	1,940	1,139	2,986	1,753	2,516	1,477	3,440	2,021	3,034	1,781
下旬	3,567	1,837	3,757	1,936	2,627	1,354	2,084	1,074	3,053	1,573	1,541	774	1,732	892	2,649	1,365
11月上旬	1,689	769	3,134	1,428	3,506	1,597	1,803	822	1,130	516	1,817	838	2,604	1,187	2,345	1,068
中旬	1,536	668	3,499	1,521	1,707	742	2,034	884	1,778	773	1,465	637	3,016	1,311	1,696	737
下旬	1,138	442	2,514	978	3,118	1,213	1,938	754	1,503	584	814	317	1,236	481	2,021	786
n	8	8	6	6	8	8	7	7	6	6	6	6	6	6	6	6
Z	0.202	0.339	0.159	0.273	0.202	0.339	0.195	0.331	0.172	0.286	0.170	0.284	0.125	0.239	0.173	0.287
r	0.898	0.962	0.902	0.958	0.853	0.926	0.730**	0.840	0.751**	0.877	0.828	0.937	0.592**	0.813	0.916	0.957
项 目	1971		1972		1974		1975		1976		1977		1978		1979	
	♀	♂	♀	♂	♀	♂	♀	♂	♀	♂	♀	♂	♀	♂	♀	♂
9月下旬									1,390	1,335						
中旬									999	959	1,354	1,301	2,056	1,976	2,987	2,569
10月上旬	3,971	2,793	5,668	3,987	12,727	8,955	2,276	1,601	486	342	760	535	982	691	1,070	752
中旬	4,053	2,381	4,765	2,799	15,555	9,135	1,739	1,021	393	231	587	344	708	416	830	487
下旬	2,368	1,220	1,836	946	9,656	4,975	1,267	653	151	77	413	213	827	426	531	273
11月上旬	1,667	759	4,192	1,910	4,437	2,022	1,309	596	250	114	327	149	576	263	443	201
中旬	1,487	647	2,233	992	5,413	2,354	1,255	546			527	230	401	175	1,039	452
下旬	844	328	1,540	600	3,772	1,467	422	165			399	155	512	199		
n	6	6	6	6	6	6	6	6	7	7	8	8	8	8	7	7
Z	0.317	0.431	0.226	0.339	0.286	0.400	0.268	0.331	0.332	0.473	0.180	0.317	0.220	0.357	0.226	0.370
r	0.974	0.987	0.773**	0.876	0.911	0.950	0.873	0.932	0.939	0.969	0.875	0.933	0.939	0.964	0.759	0.870

* 1, 根据机轮拖网资料整理, 1963—1974; 2, 根据机轮拖网和机帆船拖网资料整理, 1975; 3, 根据机帆船拖网资料整理, 1976—1979.

** 相关性不显著

虾 0.33, 雄虾 0.47。最小值为 1964 年, 雌虾 0.16, 雄虾 0.27。

3. 用世代分析(Cohort analysis)估算

我们用世代分析估算渤海对虾 10 月初的资源量, 用渔获量和资源量的比值估计捕捞死亡率。或者用相邻两个时期资源量比值的对数估计总死亡系数。

世代分析是许多相似方法的总称。这种方法的特点是往前推算, 可以减少误差^[4]。我们根据对虾渔业的情况, 用世代分析中的 Pope 方法往前推算, 估计 10 月初的资源量。

Pope^[12] 假定渔获量在渔汛中被瞬时捕出的条件下, 导出了一个用渔获量和自然死亡估计资源量的方程, 式(5)。

$$N_i = N_{i+1}e^M + C_i e^{\frac{M}{2}} \quad (5)$$

式中 N_i 和 N_{i+1} 分别表示 i 和 $i+1$ 开始时的资源量(尾), C_i 为 i 时期内的渔获尾数。若已测得自然死亡系数(M), 可以给定 N_{i+1} , 就能一直往前推算到世代在补充时或 N_i 时的资源量。我们用这个方法往前推算对虾在 10 月初的资源量时, 考虑到取样误差对估计雄虾交尾死亡的影响, 取 3 年(1973—1975)平均值, 估算雄虾在 10 月初的资源量, M_m (相当于式 5 中的 M) 的累计值已列于表 5, 可以算出 M_{mi} , i 取旬为单位。 M_{mi} 和 C_i 值列于表 6。式(5) N_{i+1} 是一个给定的估计值, 是一个世代的个体在种群中接近消失时的数量。通常是一个很小的数值, 所以对 N_{i+1} 估计的偏差不会对最后估算的资源量产生多大影响。渤海秋汛对虾渔业的情况不是这样, 对虾残存到 12 月初的数量虽然很少, 但比“接近消失”的数量要多。我们用 10 年旬平均捕捞死亡率(\bar{F}) (资料见表 4), 按 $N = C/\bar{F}$ 估计 N_{i+1} 值。 $\bar{F} = 0.22$, 11 月下旬的 $C = 4.32 \times 10^6$ 尾。估计值系 11 月下旬初的资源量, 近似地看成为 11 月下旬末的资源量。 $N_{i+1} = 19.64 \times 10^6$ 尾。计算结果 10 月初雄虾资源量为

表 6 雄虾分旬渔获量(1973—1975 平均值)和交尾自然死亡

时 期	$C_i (\times 10^6 \text{ 尾})$	M_{mi}
10月 上 旬	30.04	0.35
中 旬	26.28	0.18
下 旬	12.13	0.18
11月 上 旬	6.29	0.13
中 旬	7.39	0.04
下 旬	4.32	0.12

表 7 雌虾分旬渔获量(1973—1975 平均值)和估算的捕捞死亡率

时 期	$C_i (\times 10^6 \text{ 尾})$	\bar{F}_i^*	\bar{F}_i	备 注
10月上旬	44.45	0.235	0.268	10月初 $N = 189.48 \times 10^6$ 尾 * 假定每10天的自然死亡忽略不计。
中旬	45.68	0.315	0.378	
下旬	24.03	0.242	0.277	
11月上旬	14.26	0.189	0.209	
中旬	18.27	0.299	0.355	
下旬	11.39	0.266	0.309	
平 均		0.258	0.299	

189.48 × 10⁶ 尾。10 月初对虾没有交尾, 有 $N_{\delta} = N_{\text{♀}}$, 故 10 月初雌虾资源量为 189.48 × 10⁶ 尾。雌虾分旬渔获量和用 $\frac{Q_i}{N_i} = \bar{F}_i$ 估计的分旬 \bar{F}_i 值列成表 7。结果旬平均 F 值约 0.30。

另外说明两个情况。一是如不用平均资料, 单独用每年资料计算, 将计算结果取平均值, 两者的结果相近; 二是如果不用 11 月下旬初的资源量估计值, 而用 11 月下旬末的资源量估计值作 N_{i+1} , 结果约差 4% 左右。

4. 用标志放流重捕结果估计

可以用标志放流的重捕资料估计总死亡。我们取半个月为时间单位。表 8 是重捕记录和估计的 Z 值。这个值包括了标志死亡等, 所以偏大。

表 8 渤海对虾标志放流重捕记录和估计的 Z 值

放流海区	放流时间	放流尾数	重 捕 记 录						$Z_{\text{半月}}$	$Z_{\text{旬}}$
			1	2	3	4	5	6		
滦河口	1966.9.2	4,900	54	67	17	17	3		0.715	0.477
滦河口	1967.9.15	6,054	207	121	56	10	13	6	0.746	0.497
滦河口	1969.9.12	4,935	276	56	26	12	5		0.956	0.637
渤海湾	1967.9.15	3,436	77	31	26	9	5	2	0.708	0.472
渤海湾	1969.9.12	10,570	116	153	71	35	6		0.740	0.493

如果不考虑用标志放流重捕资料估计的 Z 值, 我们用不同方法的估计值为: 用渔获尾数为相对资源量的 10 年旬平均值 $F_{10} = 0.25$; 用 q/f 估计的 12 年旬平均值 $F_{10} = 0.23$; 用世代分析估计的 3 年旬平均值 $F_{10} = 0.30$ 。三种方法的平均值为 0.26。

讨 论

我们讨论渤海秋汛对虾渔业捕捞死亡和捕捞努力量之间的关系。渤海秋汛对虾渔业的网具和渔船种类很多。可以用标准对机帆船作为标准捕捞努力量单位⁽¹⁾。在评估渔业资源时, 常用 $F = qf$ 来描绘捕捞死亡和捕捞努力量之间的关系, 其中 q 为捕捞系数 (Catchability)。渤海秋汛对虾渔业捕捞死亡和捕捞努力量之间的关系不能简单地用 $F = qf$ 即 $Z = M + qf$ 来描绘, 可以用一条上端有渐近值的曲线 $Z = M + Ae^{-b/f}$ 近似地表示总死亡系数 (Z) 或捕捞死亡系数 (F) 和捕捞努力量之间的关系。式中 b 是个特定参数, A 是这条曲线的渐近值, 有 $A = F_{\text{max}}$, 约为 0.3 左右。这意味着渤海秋汛对虾渔业从 9 月中旬开始捕捞作业到 12 月初结束, 平均每 10 天的捕捞死亡系数不能大于 0.3。在用模型评估对虾资源时要考虑这个限制性因素。也可以把这条曲线分成两部份考虑。当 $f < 1000$ 时, 可用常用的 $F = qf$ 即 $Z = M + qf$ 来近似地表示两者的关系, 进而估计自然死亡系数 (M)。秋汛渤海对虾 M 值很小。当 $f > 1000$ 时, 捕捞努力量的增加对捕捞死亡已无多大影响, 这是由于渤海秋汛对虾渔场范围不大, 渔船数量太多的缘故。渔船数量超过了限度, 只能使单

(1) 叶昌巨、邓景耀、韩光祖, 1981。渤海秋汛对虾渔业的管理。

船产量下降,即捕捞系数变小,而对总产量、即对捕捞死亡无多大影响。

约略估计渤海秋汛对虾渔业的捕捞系数 q 。我们取近年来捕捞努力量小于 1000 标准对机帆船 1970—1976 年的 7 年内雌虾旬平均死亡值 0.25,和相应的平均标准机帆船 800 对,估计 q 为 3.125×10^{-4} 。也可以取 $f < 1000$ 标准对机帆船的全部资料,按 $Z = M + qf$ 估计 q 值。用这种方法估计的 q 值约比 3.125×10^{-4} 小 20% 左右。

参 考 文 献

- [1] 高洪绪, 1980. 中国对虾交配的初步观察. 海洋科学, 3:5—7.
- [2] 札索索夫, A.B. (朱德山译), 1979. 渔业的理论研究, 261. 农业出版社.
- [3] Berry, R. J., 1970. Shrimp mortality rates derived from fishery statistics. *Proc. Gulf Carib. Fish. Inst.* 22:66—78.
- [4] Cadima, E. L., 1978. Cohort analysis. FAO Fish. Circ., No. 701. Models for fish stock assessment.
- [5] Costello, T. J. and D. M. Allen., 1968. Mortality rates in populations for pink shrimp, *Penaeus duorarum*, on the Sanibel and Tortugas grounds, Florida, U. S. Fish. Wildl. Serv., *Fish. Bull.*, 66(3):491—502.
- [6] Iverson, E. S., 1962. Estimating a population of shrimp by the use of catch per effort and tagging data. *Bull. Mar. Sci. Gulf Carib.* 12(3):350—398.
- [7] Klima, E. F., 1974. A white shrimp mark-recapture study. *Trans. Amer. Fish. Soc.*, 103(1): 107—113.
- [8] Kutkuhn, J. H., 1966. Dynamics of a penaeid shrimp population and management implication. U. S. Fish. Wildl. Serv., *Fish. Bull.* 65(3):313—338.
- [9] Lucas, C., G. Kirkwood, and J. Somers., 1979. An assessment of the stocks of the Banana prawn *Penaeus merguensis* in the Gulf of Carpentaria. *Aust. J. Mar. Freshwater Res.* 30(5):639—652.
- [10] Lucas, C., 1974. Preliminary estimates of stocks of the king prawn, *Penaeus plebejus*, in southeast Queensland. *Aust. J. Mar. Freshwater Res.* 25(1):35—47.
- [11] Lucas, C., P. C. Young, and J. K. Brundritt., 1972. Preliminary mortality rates of marked king prawns, *Penaeus plebejus*, in laboratory tanks. *Aust. J. Mar. Freshwater Res.* 23(2): 143—149.
- [12] 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. (from FAO Fish. Circ.No. 701.)

ON THE MORTALITY OF THE PRAWN (*PENAEUS ORIENTALIS KISHINOUE*) IN PO HAI SEA

Deng Jingyao

(*Yellow Sea Fishery Research Institute*)

Han Guangzu

(*Marine Fishery Research Institute of Shandong*)

Ye Changcheng

(*Marine Fishery Research Institute of Liaoning*)

Abstract

The mortality of the Pohai Sea prawns in autumn has been estimated with a variety of methods.

After mating, male prawns die in large numbers. We have found that under some assumptive conditions the mating mortality of male prawns may be estimated with sex ratio. The results are listed in table 2. The mating mortality is about 0.65 in late October. The accumulative value of mating mortality of male prawns is about 1.05 in early December.

The total mortality of Pohai Sea prawns have been estimated. The results are as follows. The catch in number per month and catchpereffort as indices of abundance are regressed against time to calculate the total mortality. For ten-day average in 10 years is about 0.25 for femals 0.34 for mals, and that in 12 years about 0.23 for femals 0.34 for mals. Now we assume that the natural mortality of female prawns may be negligible in comparison with its fishing mortality, then the total mortality of female prawns is approximately equal to its fishing mortality which is about 0.25 per ten-day period in about 800 standard unit of fishing effort. Therefore the catchability is equal to 3.125×10^{-4} .

After discussing the relationship between mortality and fishing effort, we confirm that when fishing effort is less than 1000, fishing mortality varies with effort, and when fishing effort is greater than 1000, the increase in effort has little influence on fishing mortality. The fact shows that there is a certain limit, being about 0.3per ten-day period to fishing mortality with regard to the prawn fishery in the autumn fishing season.