

渤海秋汛对虾数量预报方法的研究*

刘传桢 严隽箕 崔维喜

(辽宁省海洋水产研究所)

提 要

渤海秋汛对虾的数量预报,是我国渔业预报中比较成功的报例之一。本文简述了此项预报工作的发展过程,介绍取得预报指标——相对资源量的原则和方法、加权系数的推算以及对各种回归方程的预报效果的检验结果,提出了针对不同资源水平的预报计算方法。此外,还对有争议的预报中的渔捞努力量因素问题进行了讨论。

渤海对虾(*Penaeus orientalis* Kishinouye)的秋汛生产是我国的重要渔汛之一。为对秋汛捕虾生产安排提供依据,在黄海水产研究所主持下,山东省海洋水产研究所、河北省水产研究所及我所(以后又有天津市水产研究所参加),自一九六二年开始研究,并于一九六三年起,每年以幼对虾相对资源量为主要指标,发布当年秋汛渤海对虾的数量预报,迄今已有十多年。

在1973年以前,由于尚未研究出预报的计算方法,只能把当年的幼对虾相对资源量与历年尤其是前一年的相应数值加以比较,并参考渔民反映和该年对虾的繁殖条件等,大体估计一个预报产量。因为不能用数理统计的方法计算,单凭经验作出估计,所以容易发生误差,预报效果不很理想。

1973年,我们用逐步逼近法推算出渤海三个海湾幼对虾相对资源量的加权系数以后,用线性回归方程的预报计算方法⁽¹⁾,并在当年的对虾预报讨论会上作了介绍

1973年以后,由于渤海对虾资源大幅度增长,渔捞态势和规模也发生较大的变化。这种变化已超越了原回归方程所给定的条件,所以用原回归方程外推的计算结果与实际产量的差值相当大。

为适应变化了的情况,提高预报的可靠性,我们在1977—1978年间,对预报的计算方法又作了进一步研究,先后形成两篇报告^(2,3)。

本文综合了上述三篇报告,介绍相对资源量数值的取得、加权系数的推算以及对低量

* 本所刘蝉馨、陈依、许澄源、朱鹭昌、王有军等同志曾参预本项工作。

(1) 刘传桢、严隽箕、崔维喜,1973。渤海秋汛对虾数量预报方法的探讨(手稿)。

(2) 刘传桢、严隽箕、崔维喜,1977。渤海秋汛对虾的数量预报方法,辽宁省海洋水产研究所调查研究报告第27号。

(3) 刘传桢、严隽箕、崔维喜,1978。关于改进渤海秋汛对虾数量预报计算方法的讨论(手稿)。

直线、高量直线、统一直线和指数函数曲线回归方程的预报效果的检验方法,提出了针对不同资源水平的预报计算方法。此外,还对预报中的渔捞努力量因素问题进行了讨论。

相对资源量数值的取求

对虾的生命一般只有一年,被捕捞的群体基本上只由一个世代组成。它的数量预报同其它世代组成简单的水产动物一样,一般可利用相对资源量与产量间的相关关系来计算其可能产量。例如吴敬南等的毛虾渔获量预报^[1],石冈清英等以日本对虾在各渔区的密度指数来推算其资源量指数^[2],Г. И. ТОЛСТОБОРОВ等利用虾群的噪音级与渔获量之间的关系估计虾群数量^[4]等,也都是基于这一原理。

应用这一原理进行预报的可靠性取决于相对资源量值的置信程度。而要取得可靠的相对资源量值必须满足下述条件^[3]:①应在预报对象集群性强的时期,用高捕捞效能的工具进行相对资源量的调查,调查范围必须包括主群分布区。②调查方法(包括船、网工具、拖网船速、操作技术等)应尽可能保持不变,以力求每年、每站调查时的渔捞参数不变。③调查还应在基本上能满足使用单位对预报发布时间要求的前提下,最接近生产的时候进行,以尽可能缩小自调查到生产期间人为和自然死亡变动等的影响。

1962年夏季,我们为寻求适宜的相对资源量调查的方法与时机,在连续观察金普湾小楂张网渔获幼对虾的同时,把原来在木帆船上用的扒拉网移用至60马力机帆船上,对辽东湾和渤海湾进行大面积定点试捕。结果看到:①幼对虾7月末开始离开近岸浅水区域,八月上旬主群进入水深4—10米扒拉网的有效捕捞区域,集群性强。②60马力机帆船扒拉网捕捞幼对虾的效果良好⁽¹⁾。此后,与有关海洋水产研究所商定,自1963年起,按分工的调查范围,每年于8月上旬用60马力机帆船扒拉网分别定点调查渤海三个海湾的幼对虾相对资源量,并以此为主要指标,预报渤海秋汛对虾产量。

几年来的调查结果表明,这种方法基本上满足了上述要取得可靠相对资源量值的条件。

加权系数的推算

相对资源量是平均每网小时捕获的幼对虾尾数— X_1 (辽东湾)、 X_2 (渤海湾及滦河口)和 X_3 (莱州湾)。由于各湾幼对虾分布面积不等,因而 X_1 、各自代表的实际资源量不等,不能直接相加,也不能取算术平均数,而必须分别给予一定的加权系数,才能较客观地反映总资源量的实际状况。不解决这个问题,就不能进行预报计算。

如上所述, X_1 、各自代表的资源量的多少与其幼对虾分布面积有关。我们就以此为依据,采用逐步逼近法,推算加权系数。

历年各湾虾群的有效调查总面积约6300平方海里,其中辽东湾约1200平方海里,约

(1) 刘传楨、陈傑、严秀箕、崔维喜,1963。辽东湾当年生幼对虾分布与移动,辽宁省海洋水产研究所1951—1963年水产研究成果汇编。

占 19.1%；渤海湾及滦河口约 3000 平方海里，约占 47.6%；莱州湾约 2100 平方海里，约占 33%（图 1）。以此百分率为加权系数，分别乘上相应海区的 X_i 值后相加得总相对资源量 X 值，再计算历年（1966—1972）⁽¹⁾ X 与产量 Y 之间的相关性，结果相关系数 $R=0.95$ ，相关性相当显著。为排除因面积概算不准、各所调查时渔捞参数不尽一致等因素的影响，以找出更为合理的加权系数，我们又在上述百分率的基础上，假设了一系列的加权系数组。计算结果（表 1）表明，最接近于 1 的 R 值出现在辽东湾的 1.5 栏的第五组和第 2 栏的第六组。从这里获得启示：辽东湾、渤海湾、莱州湾三湾合理的加权系数可能分别为 1.5—2 之间、4—4.5 之间和 4 左右。见于此，我们各取其中值，再假设一组加权系数—辽东湾 1.75、渤海湾 4.25、莱州湾 4。计算结果 $R=0.966$ 。可以认为在已假设的各加权系数组中以该组最接近客观实际。从而导出：

$$X = 1.75X_1 + 4.25X_2 + 4X_3 \quad (1)$$

（1）式的导出，为研究渤海秋汛对虾数量预报的计算方法提供了基础。

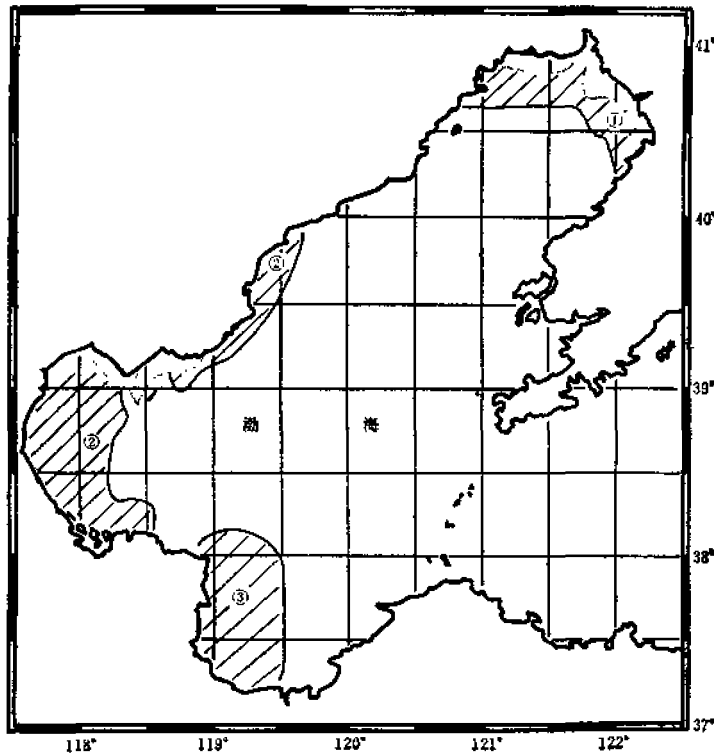


图 1 渤海幼对虾有效调查范围

（1）辽东湾，辽宁省海洋水产研究所调查，约 1200 平方海里。（2）渤海湾及滦河口，黄海水产研究所，河北水产研究所，约 3000 平方海里。（3）莱州湾，山东省海洋研究所，约 2100 平方海里

（1）推算加权系数是 1973 年进行的，所以只用 1972 年以前数值，其中 1965 年以前资料因调查方法尚未完善， X 值不大可靠也未应用。

表1 1966—1972各加权系数组计算的X与Y的相关性

辽 东 湾	渤 海 湾	莱 州 湾	R	辽 东 湾	渤 海 湾	莱 州 湾	R	辽 东 湾	渤 海 湾	莱 州 湾	R	辽 东 湾	渤 海 湾	莱 州 湾	R	辽 东 湾	渤 海 湾	莱 州 湾	R
1	7	2	0.854	1.5	6.5	2	0.86	2	6.5	1.5	0.819	2.5	6	1.5	0.823				
1	6.5	2.5	0.89	1.5	6	2.5	0.882	2	6	2	0.868	2.5	5.5	2	0.861	3	5	2	0.862
1	6	3	0.92	1.5	5.5	3	0.929	2	5.5	2.5	0.901	2.5	5	2.5	0.902	3	4.5	2.5	0.895
1	5.5	3.5	0.943	1.5	5	3.5	0.951	2	5	3	0.935	2.5	4.5	3	0.934	3	4	3	0.925
1	5	4	0.955	1.5	4.5	4	0.96	2	4.5	3.5	0.955	2.5	4	3.5	0.952	3	3.5	3.5	0.938
1	4.5	4.5	0.955	1.5	4	4.5	0.955	2	4	4	0.96	2.5	3.5	4	0.95	3	3	4	0.929
1	4	5	0.936	1.5	3.5	5	0.931	2	3.5	4.5	0.947	2.5	3	4.5	0.93	3	2.5	4.5	0.9
1	3.5	5.5	0.91	1.5	3	5.5	0.893	2	3	5	0.917	2.5	2.5	5	0.891	3	2	5	0.853
1	3	6	0.872	1.5	2.5	6	0.85	2	2.5	5.5	0.874	2.5	2	5.5	0.84				

直线回归方程

当两个变量之间存在着相关关系,且这种关系可用一条直线来表示时,就可以利用能测得的自变量,用直线方程预报应变量。但有时随着条件的变化,自变量对应变量的影响规律也随之发生变化,使得两个变量间的关系应以两条参数不同的直线来表示较为妥贴。

表2 X与Y的回归分析(1966—1972)

年 份	X_1	X_2	X_3	X 〔由(1)式〕	\hat{Y} 计算产量 〔由(2)式〕	Y^{**} 实际产量	$Y-\hat{Y}$	备 注
1966	63	$\frac{128+161}{2}=115$	96	983	95.8	100	4.2	* 一般取两所资料平均值,个别年份因某所资料不准,仅取一所资料。 ** 以1966年产量为100的相对值(下同)。
67	90	$\frac{24+38}{2}=31$	13	342	54.3	52.6	-1.7	
68	24	$\frac{13+11}{2}=12$	51	297	51.4	51.9	0.5	
69	1	119	48	700	77.5	73.7	-3.8	
70	28	50	96	646	74	77.4	3.4	
71	3	$\frac{27+15}{2}=21$	74	438	60.5	64.7	4.2	
72	16	$\frac{20+21}{2}=21$	157	745	80.4	73.7	-6.7	

$$R=0.966 \quad S=4.67$$

$$\hat{Y} = 32.14 + 6.48 \times 10^{-2} X \quad (2)$$

例如我们在1973年对1966—1972年的X与Y进行回归分析的结果如表2。两个变量的关系可用直线方程来表示,且标准差S值很小,预报精度相当高。但1973年以后由于形成(2)式的条件发生了显著的变化(对虾资源量及渔捞努力量大幅度增加),因而如用(2)式外推,则 $Y-\hat{Y}$ 值均远远超过了 ± 25 的范围(表3)。为此,我们考虑了这两个变量间的关系可能应以两条参数不同的直线来表示较为妥贴。

要判别两个变量间的关系用一条直线,还是两条直线来表示,应按一定标准分组后,看两条直线的回归系数是否有显著性差异。我们把1966—1978年中除1975年以外的

表 3 (2)式外推预报检验

年 份*	X	\hat{Y} [(2)式]	Y	$\hat{Y}-Y$
1973	1453	126.3	173.7	+47.4
74	1817	149.9	230.1	+80.2
77	1241	112.6	155.6	+43
78	1619	137.1	233.1	+96

* 1975 年有异常量站,难以数理统计。1976 年为低量年份,(2)式外推相符。

12 个年份分为 $X > 1000$ 和 $X < 1000$ 两组,分别进行直线方程的计算,并检验了回归系数中较为敏感的 b 值是否有显著性差异。结果如表 4 所示, $t_f^{0.05} < t < t_f^{0.01}$,表明回归系数 b_1 与 b_2 在 0.05 的水平上有显著性差异,也就是说相对资源量 X 对产量 Y 的影响规律在不同的量级中是显著不同的。若用统一的直线回归方程预报,则必然会影响到可靠性。

表 4 两条直线的回归系数—— b 值检验

组 别	回归方程及系数 b	$ b_1 - b_2 $	$S_{b_1 - b_2}$	$t = \frac{ b_1 - b_2 }{S_{b_1 - b_2}}$	$t_f^{0.05}$	$t_f^{0.01}$
$X < 1000$	$\hat{Y} = 32.16 + 6.48 \times 10^{-2} X \dots (3)$ $b_1 = 0.0648$	0.0822	0.03	2.74	2.31	3.86
$X > 1000$	$\hat{Y} = 0.147 X - 27.2 \dots (4)$ $b_2 = 0.147$					

曲线回归方程

从历年的散点图(图 2)来看, X 与 Y 的关系可能是如上所述为两条参数不同的直线,但也可能是一条指数函数曲线。为此,我们计算了指数函数曲线的回归方程,结果如下:

$$\hat{Y} = 37.57e^{1.056 \times 10^{-3} X} \quad (5)$$

不同量级的预报计算方程

在已有的 12 年统计资料中, X 与 Y 值可划分为两个量级: $297 \leq X \leq 983$, $51.9 \leq Y \leq 100$; $1241 \leq X \leq 1817$, $155.6 \leq Y \leq 233.1$ 。 $984 < X < 1240$, $100.1 < Y < 155.5$ 尚无统计资料。为选择精度较高的预报方程,我们对 (3)、(4)、(5) 式及统一的直线方程 [$\hat{Y} = 0.127 X - 1.2 \dots (6)$] 进行了预报效果检验(表 5),并绘制图 2 以资分析。表 5 及图 2 表明,实际产量均可落在各式计算的 $\pm 2S$ 范围内。但预报的精度(决定于 S 值的大小)却有很大差别。(3) 式的预报效果相当理想,但它只适用于低量级年份。(4) 式由于目前统计资料还太少,所以 R 值接近而尚未达到统计检验标准, S 值也还太大,还有待于高量级统计资料的积累,以期应用于高量级年份的预报。(5) 式的 R 值最优, S 值仅次于(3) 式而优于(4)、(6) 式,其在低量级区域的预报效果相当好,在高量级区域的预报效果也还可以。(6) 式在低量级区域的预报效果很差,其轨迹也与散点分布趋势不符,因而其在高

表5 各回归方程预报效果检验

年份	Y (产量)	(3)式预报产量		(4)式预报产量		(5)式预报产量		(6)式预报产量		误差率 (%)				
		\hat{Y}_3	$\hat{Y}_3 \pm 2S_3$	\hat{Y}_4	$\hat{Y}_4 \pm 2S_4$	\hat{Y}_5	$\hat{Y}_5 \pm 2S_5$	\hat{Y}_6	$\hat{Y}_6 \pm 2S_6$	$\frac{ \hat{Y}_3 - Y }{Y}$	$\frac{ \hat{Y}_4 - Y }{Y}$	$\frac{ \hat{Y}_5 - Y }{Y}$	$\frac{ \hat{Y}_6 - Y }{Y}$	
1966	100	95.9	87.4—104.4			106.1	79.6—182.6	128.3	91.4—155.2	4.1				23.3
67	52.6	54.3	45.8—62.8			53.9	27.4—80.4	42.1	10.2—74	3.2				20.0
68	51.9	51.4	43.4—59.9			51.4	24.9—77.9	36.4	4.5—68.3	1.0				23.9
69	73.7	77.5	69—86			78.7	52.2—105.2	87.5	55.6—119.4	5.2				18.7
70	77.4	74.0	65.5—82.5			74.3	47.8—100.8	80.6	48.7—112.5	4.4				4.1
71	64.7	60.5	52—69			59.7	33.2—86.2	54.3	22.4—86.2	6.5				16.1
72	73.7	80.4	71.9—88.9			82.5	56—109	93.2	61.3—125.1	9.1				26.5
73	173.7			186.4	147.4—225.4	174.3	147.8—200.8	182.9	151—214.8					6.3
74	230.1			239.9	200.9—278.9	255.9	229.4—282.4	229.0	197.1—260.9					0.5
76	63.9	63.8	55.3—72.3			62.9	36.4—89.4	60.6	28.7—92.5	0.2				5.2
77	155.6			155.2	116.2—194.2	139.3	112.8—165.8	156.0	124.1—187.9					0.8
78	233.1			210.8	171.8—249.8	207.7	181.2—234.2	203.9	172—235.8					12.5
回归方程		值		Z		S		平均误差率% (297 < X < 963)		平均误差率% (1241 < X < 1817)				
		5%检验标准						$\frac{1}{N} \sum \frac{ \hat{Y} - Y }{Y}$		$\frac{1}{N} \sum \frac{ \hat{Y} - Y }{Y}$				
(3)式		0.967	0.707			4.25		9.1						—
(4)式		0.915	0.95			19.5		—						5.4
(5)式		0.982	0.576			13.24		5.2						8.2
(6)式		0.975	0.576			15.94		13.0						4.7

量级区域的预报效果可能只是一种偶合。

为此我们认为，应根据不同的资源水平，选取适宜的回归方程来进行渤海秋汛对虾数量预报的计算。当 $297 \leq X \leq 983$ 时，无疑应选用(3)式。但当 $1241 \leq X \leq 1817$ 时，由于统计资料尚不足，所以无论用何式，预报效果都还不象低量级那样理想，还有待于今后该水平的统计资料的增加，以提高预报的精度。但就目前来说，(5)式在统计检验上优于(4)、(6)式，其在高量区的平均误差率 8.2% 和最大误差率 11.2% 也并不大，所以可暂用(5)式。待以后统计资料积累至一定数量后，再作统计比较，以择取最优预报方程。

$984 < X < 1240$ 时，如用(3)式或(4)式外推，可能都不适用。(5)式是 X 与 Y 这两个变量间相互关系的统一的回归方程，且无论是统计检验，还是其在低、高两个量级区内的预报效果也都不错。因此，如在尚无历史资料的区域内选用(5)式进行预报，估计效果不会很差。

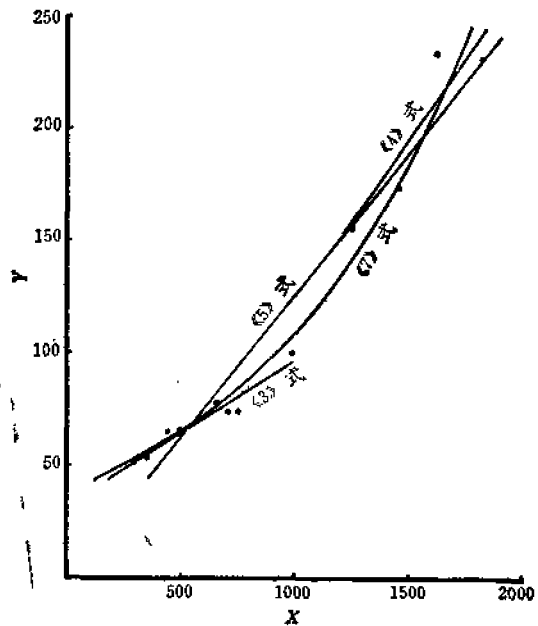


图2 X 与 Y 的散点及(3)、(4)、(5)、(7)式图形

关于渔捞努力量因素

由于产量不仅与由 X 所代表的资源量 N 有关，而且也与渔汛内的渔捞努力量 F 有关，其关系可用 $Y = CFN$ 表示 (式中 C 为渔捞参数)⁽¹⁾。因此在利用相对资源量作为单一指标计算产量的时候，关于渔捞努力量因素对预报效果会有什么样的影响的问题应该是应该予以考虑的。吴友贤等曾引用我们渤海对虾资料，认为渔捞努力量因素应纳入预报计算⁽²⁾。为此，我们检验了标志自变量 X 、 F 对应变变量 Y 的影响力大小的 t_i 值⁽³⁾。结果如下：

$$\hat{Y} = 0.113X + 0.025F - 10.09 \quad (7)$$

$$t_x = 12.5 \quad t_F = 1.0$$

一般，如果 t_i 值大于 1，则该自变量对因变量就有一定影响，大于 2 就被视为重要因素， t_i 值越大，该因素就越重要。所以就本例而言，相对资源量 X 是主导因素，渔捞力量 F 是有一定影响的次要因素，影响率为 12.5:1。

既然 F 对 Y 是有一定影响的次要因素，那么在预报时有没有必要加以考虑呢？试比

(1) 辽宁省海洋水产研究所资源研究室，1977。关于相对资源量指标的一般性探讨。辽宁省海洋水产研究所编水产科技，1977(2)。

(2) 吴友贤，1978。谈渔获量预报中渔捞强度因素。水产科技情报，第7期。上海市水产研究所。

(3) 所用统计资料与吴文相同。

较一下二元回归与一元回归方程的预报效果(表6),显然,预报效果非常相近。这是因为在一元回归方程中, F 这一变量实质上已自然地融汇在产量 Y 中参预了计算的结果。利用回归方程进行预报计算的一个重要原则是,自变量必须是已知数。而在进行预报计算的时候,事实上还很难预知预报渔汛内准确的渔捞努力量。所以,要用含有 F 的二元回归方程进行预报计算是很难行得通的。即使勉强假设一个 F 值参预计算,也只是徒增一项不可靠的因素而已。因而我们认为,在预报计算时可以不考虑渔捞努力量因素。当确实能预计到预报渔汛内的渔捞努力量将有较大变动时,只需在利用一元回归方程计算值的基础上,对预报值作适当调正就可以了。

表6 一元与二元回归方程预报效果比较(1967—74,76,77)

回 归 方 程	R	S	平均误差率(%) $\frac{1}{N} \sum \frac{ Y - \hat{Y} }{Y}$
一元, $\hat{Y} = 4.9 + 0.1185X \dots\dots (8)$	0.986	11.16	8.28
二元, (7)式	0.987	11.08	8.12

参 考 文 献

- [1] 吴敬南、程传中, 1965. 辽东湾毛虾的生活史及其渔获量预报方法的研究. 太平洋南部渔业研究委员会第六次全体会议论文集, 93—103.
- [2] 叶昌巨、刘传慎, 1979. 鱼类种群补充部份的渔获量预报. 动物学杂志, 3: 21—23.
- [3] Kiyohide Ishioka et al., 1975. Studies on the Fishery Biology of Kuruma Prawn, *Penaeus japonicus*-I. Estimation of the Amount of Recruitment in West Hiuchi-Nada Area of Seto Inland Sea. *Bull. Nansei Res. Fish. Lab.*, 8: 67—79.
- [4] Г. И. Тобров и В. В. Ткач, 1979. Количественная оценка промысловых скоплений креветок. *Рыбное хозяйство*, 3: 40

A STUDY ON THE METHOD OF PREDICTION FOR THE AUTUMNAL PRAWN CATCHES IN PO HAI

Liu Chuazhen, Yan Jungi and Cui Weixi

(Research Institute of Marine Fisheries of Liaoning Province)

Abstract

It was possible to estimate the productivity based on the relative abundance index obtained by catches of juvenile prawns (*Penaeus orientalis*). Since the resource and the area of distribution of juvenile prawns in three bays of Po Hai are unequal, it is necessary to use the weight coefficients by approximate method in the estimation. It is found that the optimal weight coefficients for Liaodong Wan, Pohai Wan and Laizhou Wan of Po Hai are 1.75, 4.25 and 4.00 respectively.

The result of statistical analysis shows that there is a simple linear relationship

between the catches and the relative abundance index. At present, within the range of the recent fishing effort, the varied effort has little significance in the prawn fishery.

In recent years, owing to the increase of the resource of prawns (When the relative abundance index is more than 1,000) it is found that there existed a significant difference in number of the predicted values, as compared with the actual yields. Hence, we have amended the prediction method as follows:

1. The catches are predicted by the relative abundance indexes. Thus, we have $\hat{Y} = 37.57e^{-1.055-3x}$, where \hat{Y} the predicted catches, x the relative abundance index.

2. If the relative abundance index was more than 1,000, we may have to predict with equation (4) and if it was less than 1,000, we may have to predict with equation (3).