

## DeLury法の修正とアワビ採捕漁業への応用

誌名	日本水産學會誌
ISSN	00215392
著者	平山, 信夫 山田, 作太郎 菊地, 弘
巻/号	55巻3号
掲載ページ	p. 409-416
発行年月	1989年3月

## DeLury 法の修正とアワビ採捕漁業への応用

平山信夫, 山田作太郎, 菊地 弘, 山田潤一

(1988年3月3日受付)

## A Modification of DeLury Method to Abalone Fishery

Nobuo Hirayama,\*<sup>1</sup> Sakutaro Yamada,\*<sup>1</sup> Hiromu Kikuchi,\*<sup>2</sup>  
and Junichi Yamada\*<sup>3</sup>

Analysis using a modified DeLury model to represent daily variation of the catchability coefficient was undertaken. The data utilized were from abalone *Haliotis discus hannai* fishery of Kisakata, Akita prefecture in July 1985 and 1986.

A multiplier for the catchability coefficient was expressed in a nonlinear term based on the ratio of operating hours spent for catching abalone to the total fishing hours. The exponent of the nonlinear term, additional parameter to DeLury model, was evaluated by multiple regression coefficient. Results of the estimates were as follows; abundance is about 3-4 t, the catchability coefficient is about  $3 \times 10^{-4} \text{ h}^{-1}$ , and the daily fishing rate is 3-4%.

磯根漁業は根付きの魚介類, 甲殻類などの高級魚や海藻類を採捕対象として, 昔から浦浜の漁業経済を支えてきた重要な漁業のひとつである。しかし, 移動性が少なく, かつ高価格の魚介類を対象とすることから一般に過度の漁獲圧力がかかり易く, 資源が減少し易い。そのため漁業者は過去の経験に基づいて試行錯誤により, 生産確保のため, いろいろの努力をほらってきた。また近年では種苗の放流など積極的に行い, 生産の増大や安定化を図ってきている。しかし, 当漁業の生産基盤をより合理的かつ有効に確立するためには, 資源量, 漁場の特性, 漁業技術評価などを基本とし, 放流の効果を調べ, 適正な種苗種類, 放流時期, 数量などが決定できるようにすることが肝要である。近年これらの計画を達成するために, 殊に精度の高い資源量推定方法が要求されるようになった。

本研究においては漁業データ\*<sup>4</sup>を用いて, これらの推定値の精度を向上させる方法について吟味した。

本研究において取り上げたのは秋田県南部地区(金浦, 象潟)(Fig. 1)のアワビ採捕漁業である。同地区は本県唯一のアワビ漁場で, 比較的単純な海岸線であることから潮流の影響を直接受け, アワビ浮遊幼生は流出することが多く, 餌料とする海藻類も乏しく, 再生産力の低い漁場である。このため, 象潟漁場では1962年より天然稚

貝(エゾアワビ *Haliotis discus hannai*) 放流を実施し, それまで漁獲量が3トン前後であったのが, 1968年には8トンにまで急速に増大した。1969年以降は天然稚貝に加えて人工種苗放流を実施するようになったが, 1975

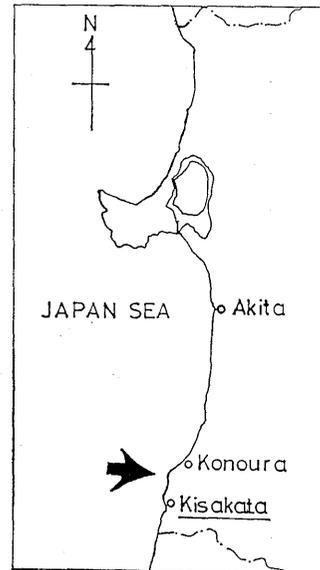


Fig. 1. Location of abalone fishing ground.

\*<sup>1</sup> 東京水産大学水産学部 (Faculty of Fisheries, Tokyo University of Fisheries, Konan, Minato, Tokyo 108, Japan).

\*<sup>2</sup> 水産庁研究課 (Research Division, Fisheries Agency Kasumigaseki, Chiyoda, Tokyo 100, Japan).

\*<sup>3</sup> 秋田県水産振興センター (Akita Prefecture Fisheries Center, Funakawa, Oga, Akita 010-05, Japan).

\*<sup>4</sup> 昭和 61 年度放流技術開発事業報告書放流漁場高度利用技術開発事業, 秋田県水産振興センター。

Table 1. Catch table of abalone at Kisakata in July of 1985 and 1986

No. $t$	Date	Total						Questionnaire						
		Effort			Catch			Effort			Catch			
		Number of fishermen	Weight (kg)	Number of fishermen	Operation of hour (h)*1	Weight (kg)	Number of fishermen	Operation of hour (h)*1	Weight (kg)	Number of fishermen	Operation of hour (h)*1	Weight (kg)	Number of fishermen	
1985														
1	July 3	41	175.5	24	75.9	95.3	605	July 3	42	174.1	24	74.7	90.2	552
2	4	42	165.6	22	84.6	98.9	520	4	42	148.3	23	83.0	83.9	509
3	5	38	154.0	19	71.5	88.4	462	6	44	146.8	23	77.0	80.3	486
4	8	12	23.6	9	22.0	12.2	77	7	38	108.3	19	60.4	53.4	335
5	10	26	85.0	18	61.8	50.6	304	9	42	133.4	15	55.3	54.5	301
6	11	24	64.3	13	49.5	38.6	217	10	38	130.7	15	55.9	53.1	323
7	17	33	72.1	15	44.3	37.9	211	11	42	128.2	15	52.8	52.6	309
8	21	33	93.2	17	66.6	62.8	299	15	39	112.2	13	56.5	46.0	271
9	22	26	68.9	14	47.3	41.6	238	16	27	43.3	9	27.2	24.5	144
10	23	34	131.2	16	63.4	61.9	360	17	38	84.0	14	45.3	38.4	227
11	24	34	111.8	17	74.8	69.0	373	20	36	84.2	13	46.0	33.2	194
12	25	34	109.9	18	77.9	67.9	376	21	36	80.9	12	36.5	34.6	191
13	26	34	124.9	16	70.6	60.7	339	22	38	69.8	8	23.8	21.8	127
14	28	31	90.4	20	68.1	52.1	285	24	3	5.6	2	4.6	3.7	27
15	29	30	63.8	20	71.9	45.6	263	25	34	58.9	12	34.6	28.5	176
16	30	32	76.6	16	62.7	44.9	227	27	34	64.5	13	43.2	30.9	185
17								28	26	38.4	13	38.0	22.0	138
18								29	31	81.1	12	35.5	28.1	165
19								30	41	119.1	14	61.3	42.9	241
20								31	37	115.2	11	52.6	43.2	244

\*1  $X_t = \sum_i h_{it}$ , where  $h_{it}$  shows operating hour spent for catching abalone by a fisherman  $i$  on  $t$ -th day.

\*2  $C_t = \sum_i C_{it}$ , where  $C_{it}$  shows catch-number of abalone caught by a fisherman  $i$  on  $t$ -th day.

年 9.7 トンをピークに漸減傾向にある。1985, 1986 年の漁獲量は 3.2 トン (うち, 7 月漁獲量 1.61 トン), 4.9 トン (うち, 7 月漁獲量 1.9 トン) で, 低迷している。しかし現在も放流を続けるとともに, アワビ漁業従事者で構成する根付漁業管理委員会によって, 漁期, 採捕個数等採捕規制を設けて資源管理を自主的に行っている。

資 料

秋田県南部地区象潟漁場で得られた漁業者アンケート調査 (アンケート抽出率 45~70%) と象潟漁場の全漁獲データの 1985, 1986 年度 7 月分を用いた (Table 1)。

当漁場では 7 月初旬~8 月末までが開口時期で, エゾアワビを主採捕対象とし, カキ, サザエ, ナマコ, モズクなどが素潜り法 (他漁法は禁止) により同時採捕される。なお 7 月中は象潟地先のみ, 8 月中には金浦地区を含めて入り会操業となるので, 入り会操業時のデータは用いなかった。また, それぞれ毎年開口日前にアワビに関しては制限採捕個数, 他種については制限採捕重量が定められている。

方 法

磯根採捕漁業の場合, 移動性が少なく, 漁期も比較的短期間であることから資源量推定には DeLury 法や標識放流法が用いられる。<sup>1,2)</sup> DeLury 法は周知のように基本的には CPUE が現存資源量に比例するという仮定に依っている。しかし同方式に操業のデータを当てはめても, 必ずしもよい適合性を示さない場合が多い。このため, DeLury 法については様々の研究や検討<sup>3,4)</sup>が行われてきた。本報においては, DeLury 法の漁獲能率を中心に検討を行う。

わが国では, 一般にアワビの採捕は船上からの釣獲り法と潜水採捕法 (潜水器使用, 素潜り法) で行われ, 採捕数は漁法とそれぞれの採捕者の経験・技術によって変わる。また, 採捕対象生物がアワビのみでなく, 複数種である場合には採捕生物の市場価格により優先種が選択される傾向がある。前述のように同地区ではアワビとともにカキ, ナマコ, モズク等の採捕が素潜り法のみにより行われている。したがって, ある採捕種に対する市場価格が日々変動することにより, また天候, 風向, 風力, 透明度等の自然環境要因<sup>2)</sup> および採捕技術と経験に依って採捕 (漁獲) 能率が変化すると思われるのが妥当である。DeLury 法があまりよく適合しない原因のひとつとして, 漁期を通じて漁獲能率を一定としていることが挙げられる。そこで本研究では, 漁獲能率が日々変化するものとして, 次のように考える。

いま, 採捕日  $t$  日の漁獲能率を  $q_t$  とする。

$q_t$  は  $t$  日の操業条件で変わるが, ある漁法を特定した

とき, 最良の操業条件下での漁獲能率 (最大漁獲能率) を  $q_0$  とすると

$$q_t = q_0 K(t) \quad (1)$$

で示されるものとする。ここで  $K(t)$  は  $t$  日の最大漁獲能率に対する相対率を示し  $0 \leq K(t) \leq 1$  で, 採捕日の諸条件で変わる値である。上に述べた漁獲能率に変化をもたらす諸条件と,  $K(t)$  がどの様に関係するかを定式化することは操業日の採捕条件が複雑に関連し合っているので, 困難が予想される。そこで, 最も簡単に表現する方法を試みる。採捕者のアワビ採捕条件の良否の決定は個人の総合的判断で行われるが, アワビ採捕の条件は漁獲制限個数がない場合, または制限個数が比較的大きい場合には次のように考えた。即ち, 採捕者  $i$  の操業日  $t$  日の全操業時間を  $h_{it}$ , この時間内のアワビ採捕に占める時間を  $h'_{it}$  とする。アワビ採捕条件の良い場合には  $h'_{it}$  の  $h_{it}$  に対する割合は大きく, 悪い場合には他の採捕対象魚介類に向けられるので  $h'_{it}/h_{it}$  は小さくなるのが予想される。よって,  $t$  採捕日の  $i$  採捕者のアワビ採捕量  $C_{it}$  の全採捕者による全採捕量  $C_t$  に対する比率  $P_{it}$  を重みづけして  $K(t)$  は

$$K(t) = \left( \sum_i \frac{h'_{it}}{h_{it}} \times P_{it} \right)^\nu = A_t^\nu \quad (2)$$

で示されるものとする。

ここで, 指数  $\nu$  は  $K(t)$  と  $A_t$  の関係の強さを表すパラメータで, 加入量と親魚量の関係などにもこのモデルが使われることがある。<sup>5)</sup>

また,

$$\frac{dq_t/q_t}{dA_t/A_t} = \frac{A_t \nu q_0 A_t^{\nu-1}}{q_0 A_t^\nu} = \nu$$

となり,  $\nu$  はいわゆる  $A_t$  と  $q_t$  の弾性値を表す。

以上の関係を用いて, DeLury 式にならって操業日  $t$  の CPUE を示すと, 次式のようになる。

$$\begin{aligned} \frac{C_t}{X_t} &= q_0 N_1 \left( \sum_i \frac{h'_{it}}{h_{it}} \times P_{it} \right)^\nu \\ &- q_0 \left( \sum_i \frac{h'_{it}}{h_{it}} \times P_{it} \right)^\nu \left\{ \sum_j^{t-1} C_j \right\} + \epsilon_t \\ &= q_0 N_1 A_t^\nu - q_0 A_t^\nu \left\{ \sum_j^{t-1} C_j \right\} + \epsilon_t \quad (3) \end{aligned}$$

ただし

$C_t$ :  $t$  日の全採捕者のアワビ漁獲量,  $\sum_i C_{it}$

$X_t$ :  $t$  日の全採捕者のアワビ採捕実働時間,  $\sum_i h'_{it}$

$N_1$ : 初期資源量

$\epsilon_t$ : 残差

(3) 式によって  $C_t/X_t$  と  $A_t^\nu, A_t^\nu \left\{ \sum_j C_j \right\}$  の回帰分析を行い, 重相関係数  $R$  が最大となる  $\nu$  の値を選ぶ。次に, この  $\nu$  から定まる回帰式に対して残差分析を行う。その結果を見て, パラメータ  $q_0, N_1$  を求める。本研究では理

論式である DeLury の式を基本としているので, 説明変数の選択の問題は生じない。標準的な最小自乗推定モデルの仮定をチェックするための残差分析は残差のプロット, 正規確率紙による正規性検定によってデータの中の異常値, 残差の無相関性, 正規性, 残差分散の均一性を調べた。さらに, 説明変数の  $A_i$  と  $A_i \sum C_j$  の間に相関があるときは, Ridge 推定を用いる必要があるので, この相関の計算をした。

### 結 果

**指数  $\nu$  の選択** 回帰モデル式 (3) に含まれる指数  $\nu$  について重相関係数を最大にするという基準で選択した。これに際して,  $A_i$  について次のような補正を行った。即ち象潟地区では現在アワビ資源管理のためのいろいろな管理方策がとられているが, その中に 1985 年度については 1 日 1 人当り 30 個, 1986 年度については 25 個という採捕個数の制限がある。採捕技術の高度な漁業者は  $(h'_{it}/h_{it}) P_{it}$  の値が小さくとも制限個数 (近く) まで採捕してしまう。終日かかって制限個数 (近く) まで採捕する人と比べると  $(h'_{it}/h_{it}) P_{it}$  の値が小さくなる傾向がある。そこで, 1985 年度については 1 日に 25 個以上, 1986 年度については 1 日に 20 個以上採捕した漁業者については  $h'_{it}/h_{it}$  の値を 1 に読みかえた。そして, このような修正を行わないものも含めて, 広い範囲から重相関係数が最大になる指数を選択した。両年度の各日の  $A_i$  の値は Table 2 に示した。計算の結果, 指数  $\nu$  は 1985 年度については 0.8 が, また 1986 年度については 0 が選ばれた (Table 3)。1985 年度については日々の漁獲能率  $q_t$  と  $A_t$  とが, かなり強く関係し, また  $A_t$  が 2 倍になっても  $q_t$  が必ずしも 2 倍までは大きくならないことを示している。1986 年度については 0 が選ばれたことは, 日々の漁獲能率  $q_t$  が一定値  $q_0$  であることを示している。

**残差分析** 標準的の最小自乗法が適用可能か, どうかを調べるために, 回帰モデル式 (3) の残差の分析を試みた。方法は主に残差のプロットに拠った。Fig. 2 において, 横軸には回帰にもとづく予測値 {Fig. 2: 1985 および 1986 (a)}, 説明変数 {Fig. 2: 1985 および 1986 (b), (c)}, 観測時間 {Fig. 2: 1985 および 1986 (d)} を, 縦軸には標準化残差を示す。

普通標準化残差の値が絶対値で 2 をこえた観測値は異常値といわれるが, そういう点からは 1985 年度, 1986 年度ともそれぞれ 1 つの異常値が存在する (Fig. 2: 1985 および 1986 (a))。両年とも, この日の CPUE が低く出ている操業日であるが, もし, このデータを異常値として取り除くと 2 番目の説明変数の値が累積漁獲量の項を含むので変わってくる。また, 一般に異常値については

Table 2. Values of  $A_i = \sum \frac{h'_{it}}{h_{it}} P_{it}^{*1)}$

Year	1985		1986	
	Criterion			
Date	25	30	20	25
July 1				
2				
3	0.964	0.877	0.964	0.929
4	0.824	0.776	0.958	0.871
5	0.813	0.890		
6			0.902	0.855
7			0.919	0.793
8	0.826	0.826		
9			0.908	0.885
10	0.839	0.800	0.908	0.908
11	0.950	0.924	0.964	0.849
12				
13				
14				
15			0.928	0.928
16			0.985	0.942
17	0.755	0.755	0.800	0.775
18				
19				
20			0.711	0.711
21	0.821	0.766	0.722	0.667
22	0.864	0.864	0.853	0.853
23	0.849	0.769		
24	0.884	0.884	0.931	0.931
25	0.876	0.847	0.727	0.727
26	0.831	0.800		
27			0.781	0.781
28	0.894	0.844	0.751	0.751
29	0.773	0.726	0.835	0.773
30	0.862	0.862	0.919	0.919
31			0.929	0.896

\*1 Values of  $h'_{it}/h_{it}$  were calculated as 1 in cases of  $C_{it} \geq 25$ , = 30 in 1985, and  $C_{it} \geq 20$ , = 25 in 1986.

Table 3. Values of the multiple correlation coefficient

Year	1985		1986	
	Criterion $\nu$			
	25	30	20	25
0.0	0.733	0.733	0.744*	0.744
0.1	0.742	0.734	0.742	0.740
0.2	0.750	0.734	0.739	0.735
0.3	0.757	0.733	0.738	0.729
0.4	0.762	0.731	0.730	0.722
0.5	0.766	0.727	0.725	0.714
0.6	0.768	0.723	0.719	0.706
0.7	0.770	0.717	0.712	0.699
0.8	0.771*	0.712	0.705	0.689
0.9	0.770	0.704	0.698	0.679
1.0	0.768	0.696	0.690	0.669

\* The numerals show the maximum value of multiple correlation coefficient in each case.

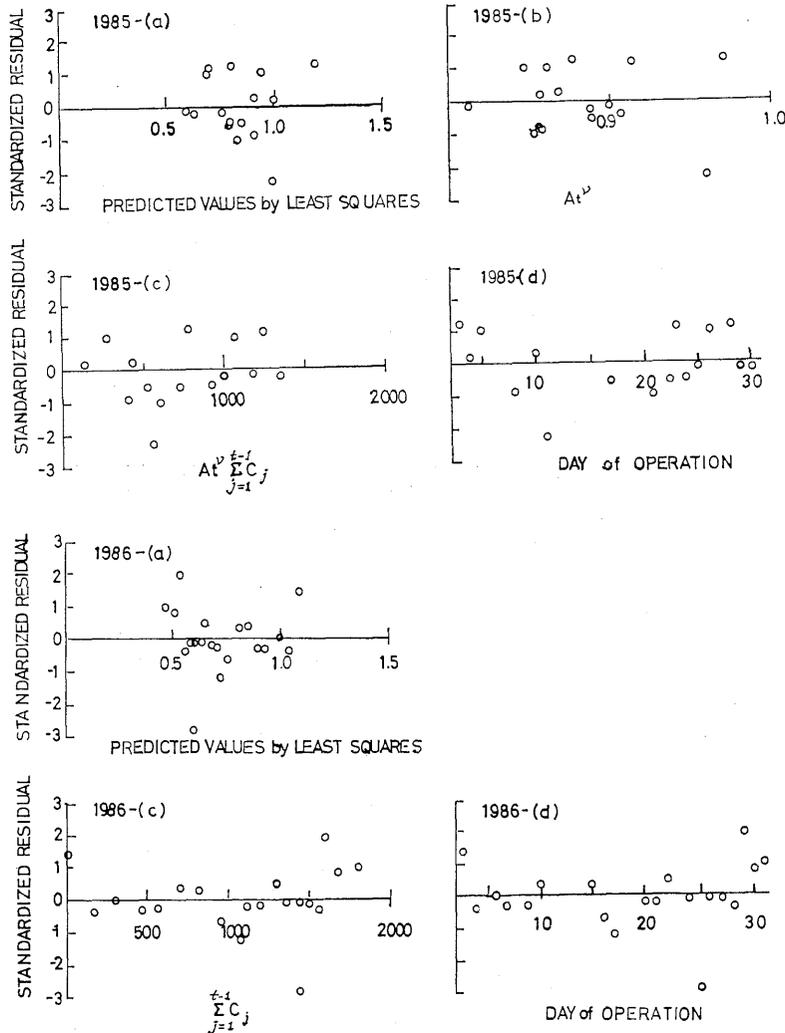


Fig. 2. Standardized residuals versus predicted values.

$$A_t^\nu = \left( \sum_i \frac{h'_{it}}{h_{it}} \times P_{it} \right)^\nu$$

$h'_{it}$  = Operation hours for abalone of the fisherman  $i$  at the day of  $t$ .

$h_{it}$  = Total operation hours of the fisherman  $i$  at the day of  $t$ .

$P_{it}$  = Ratio of abalone catch  $C_{it}$  of the fisherman  $i$  and the total catch  $C_t$  at the day of  $t$ .

$\nu$  = Exponent

$C_t$  = Total catch in weight (kg) of abalone at the day of  $t$ .

単純な記入ミス等の原因に基づく場合以外，安易に取り除くべきではない<sup>6,7)</sup> から今回はこの観測値も含めて推定値を求めた。

次に誤差項の独立性，分散均一性を調べるのに上に述べた残差図を用いた。これらの図から独立性，分散均一性を正確に判断するのは難しい。観測時点を横軸にとった場合の図 (Fig. 2: 1985 および 1986 (d)) から周期性は認められず，従って，残差に系列相関が示唆されない。また，予測値，説明変数，観測時間を横軸にとった図 (Fig. 2: 1985 および 1986 (a), (b), (c), (d)) でも増大

(減少) 傾向 (分散の不均一性) は認められず，分散均一性も保証されているようにみえる。さらに説明変数について非線形の項の存在も見られなかった。

しかし，ある程度予想されることではあるが，正規確率紙による正規性の検定 (Fig. 3) はさほどよくない。しかし標準最小自乗法は非正規性に関してある程度ロバストであることが知られている。<sup>8)</sup> よって以上全体的にみて標準的の最小自乗法を否定する強い徴候は残差分析からは見い出されなかった。

説明変数間の相関係数  $r$  1985 年度は  $r = -0.09$ ，と

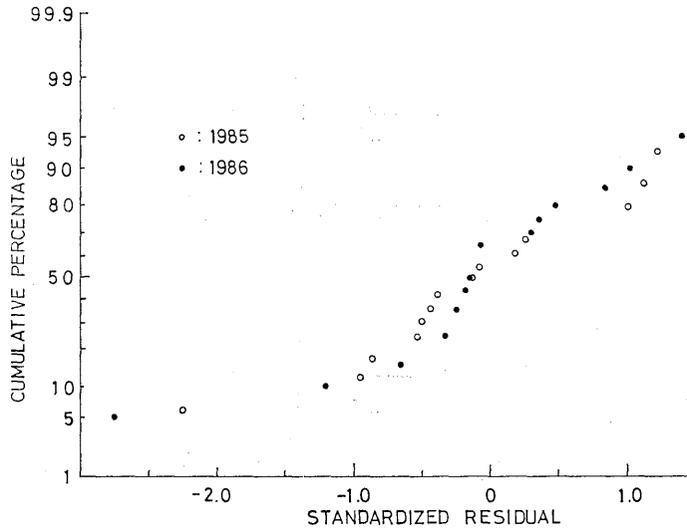


Fig. 3. Test of normality of residuals by normal probability paper.

Table 4. Estimated values of the initial abundance  $N_1$  and catchability coefficient  $q_0$  related to the exponent  $\nu$

Year	1985				1986			
	25		30		20		25	
Criterion	$q \times 10^{-4}$ ( $h^{-1}$ )	$N_1$ (kg)	$q_0 \times 10^{-4}$ ( $h^{-1}$ )	$N_1$ (kg)	$q_0 \times 10^{-4}$ ( $h^{-1}$ )	$N_1$ (kg)	$q_0 \times 10^{-4}$ ( $h^{-1}$ )	$N_1$ (kg)
$\nu$								
0.0	3.082	3560	3.082	3560	3.411*	3227*	3.411	3227
0.1	3.115	3567	3.137	3567	3.381	3275	3.428	3253
0.2	3.148	3573	3.193	3573	3.351	3323	3.446	3278
0.3	3.179	3578	3.249	3578	3.321	3372	3.465	3303
0.4	3.208	3584	3.307	3584	3.292	3422	3.484	3327
0.5	3.237	3589	3.307	3584	3.263	3471	3.505	3350
0.6	3.264	3595	3.365	3589	3.235	3522	3.526	3372
0.7	3.290	3600	3.424	3595	3.208	3572	3.549	3394
0.8	3.314*	3605*	3.484	3600	3.180	3623	3.573	3414
0.9	3.336	3609	3.606	3609	3.154	3674	3.597	3433
1.0	3.357	3614	3.668	3614	3.128	3725	3.623	3452

\* Estimates related to the maximum value of multiple regression coefficient (Table 3).

小さかった。従って Ridge 推定法<sup>6)</sup>を用いる必要はないと考えた。1986 年度については説明変数が 1 つであるので、本項に関しては考慮する必要はない。

**初期資源量  $N_1$ , 最大漁獲能率  $q_0$  の推定** 以上のデータ解析からパラメータの推定には標準最小自乗推定法を用いた。なお、1985, 1986 年の 1 人 1 日当たり採取制限員数はそれぞれ 30 個, 25 個であるので、1985 年においては  $C_{it} \geq 25$  個,  $C_{it} = 30$  個, 1986 年においては  $C_{it} \geq 20$  個,  $C_{it} = 25$  個の各場合,  $h'_{it}/h_{it} = 1$  として計算した。それぞれの  $\nu$  の値に対する  $q_0$ ,  $N_0$  を計算すると Table 4 となる。1985 年度の初期資源量の値は 3,605 kg, 最大漁獲能率  $3.314 \times 10^{-4} h^{-1}$ , 1986 年度の初期資源量の値は 3,227 kg, 最大漁獲能率  $3.411 \times 10^{-4} h^{-1}$  と推定した。区

間推定については  $q_0$ ,  $q_0 N_1$  のみ求める。1985 年度の  $q_0$ ,  $q_0 N_1$  の 95% 信頼区間は, 各  $3.24 \times 10^{-4} \leq q_0 \leq 3.38 \times 10^{-4}$ ,  $0.500 \leq q_0 N_1 \leq 1.96$ 。1986 年度の  $q_0$ ,  $q_0 N_1$  の 95% 信頼区間は, 各  $2.92 \times 10^{-4} \leq q_0 \leq 3.02 \times 10^{-4}$ ,  $0.744 \leq q_0 N_1 \leq 1.56$  と求められた。なお、自然死亡を考慮した DeLury 法の場合、自然死亡係数  $M$  を変化させて、 $N$  および漁獲能率  $q$  を調べた北西太平洋のアカイカ<sup>7)</sup>では両者の間に負の相関がみられる。本報では Table 4 にみられるように 1986 年の criterion=20 の場合を除いてこの関係はみられない。

**感度分析** 初期資源量の推定値は弾性値 (指数)  $\nu$  を 0 から 1 の範囲内で動かしたとき、Table 4 のように 1985 年度には推定された 3,605 kg から多い方、少ない

Table 5. Estimated values of the daily exploitation rate

Year Date	1985 (%)	1986 (%)
July 1		
2		
3	4.2	4.5
4	4.4	5.2
5	4.0	
6		5.0
7		3.8
8	0.8	
9		5.3
10	2.6	4.8
11	2.9	5.0
12		
13		
14		
15		5.8
16		2.8
17	2.6	4.2
18		
19		
20		4.3
21	3.7	3.7
22	2.6	3.9
23	3.9	
24	4.5	0.2
25	4.3	3.3
26	4.3	
27		3.9
28	3.2	2.6
29	2.9	3.1
30	3.7	6.1
31		6.0
Average	3.4	4.2

方に、それぞれ 0.2%, -1.2% に、1986 年度には 3,227 kg から多い方に 15% にわたって散らばった。さらに  $q_0$  の推定値は 1985 年度には  $3,314 \times 10^{-4} \text{ h}^{-1}$  から多い方、少ない方にそれぞれ 11%, 1%, 1986 年度には  $3,411 \times 10^{-4} \text{ h}^{-1}$  から少ない方に、8% にわたって散らばった。

**日々の採捕間引率の推定** 日々の間引率についてはその結果を Table 5 にまとめた。1985 年度の平均では、3.4%, 1986 年度の平均では 4.2% である。

考 察

$q_t$  のさらに精しい一つのモデル  $q_t$  のモデルについて、さらに精しいものの一つは、おそらく次の様なものであろう。

$$q_t = q_0 \left\{ \left( \sum_i \frac{h'_{it}}{h_{it}} \times P_{it} \right) \times \frac{b_t}{B} \right\}^\nu$$

ここに、 $B$  は操業可能漁業者 (たとえば採捕免許保持者) とでも呼ばれるべき一定の値で、 $b_t$  は  $t$  日のアワビ実働

採捕漁業者数である。しかし、 $B$  について資料がなかったので、このモデルの解析は今後の課題としたい。

**採捕時間のデータがないときの漁獲能率の時間変動を表すモデル** このときには、例えば次のようなモデルが考えられる。 $q_t = q_0 A_t^\nu$ ,  $A_t = (t \text{ 日における総採捕漁業者数}) / (t \text{ 日における総採捕漁業者数})$   
 $q_t$  のモデルの要因分析と指数  $\nu$  の値 我々は、漁獲能率は、天候、風向、水の透明度、同時に採捕されるカキ、ナマコ等の価格など、諸要因が重なって、その結果 (2) 式で示されるというモデルを提案した。もし、これらの諸要因が年度によってあまり変動がないならば、 $\nu$  はある値に落ち着くことが予想される。しかし、本報においては 0 および 0.8 と年度により大差が見られた。このことはこれらの諸要因が年度によって大きく変化することを示唆している。今後、これらの諸要因のデータが揃えば、多変量解析によって、どの因子がどのように効くか判明できるであろう。この点については次報において試みてみたい。

**拡張 DeLury 法** DeLury 法では、自然死亡係数を無視するのが一般的手法である。今、 $t$  日の自然死亡係数  $M_t$  は  $t$  に無関係に一定で、 $M$  と仮定すると

$$\log \left( \frac{C_t}{X_t} \right) = \log (q_0 N_1) + \nu \log \left( \sum_i \frac{h'_{it}}{h_{it}} \times P_{it} \right) - q_0 \sum_{j=1}^{t-1} \left( \sum_i \frac{h'_{ij}}{h_{ij}} \times P_{ij} \right)^\nu X_j - M(t-1)$$

というモデルを得る。漁獲量の代わりに努力量データ  $X_t$  を右辺に用いることになり、これはアンケート調査からの採捕者全体への引き伸ばしが必要となる。その意味で不安定である。また、 $\nu$  によって推定値が大きく変わり、非常に不安定な推定値しか得られなかったため、このモデルについては今後の課題としたい。

**変形最小自乗法** 残差分析の結果我々は標準的な最小自乗法が適用できることを知った。しかし、問題によっては標準的最小自乗法を適用するための諸条件が大きく崩れる場合もある。このときは、重みつき最小自乗法、Ridge 推定法等の推定法を試みる必要がある。

謝 辞

終わりに本研究を行うにあたり、ご協力を頂いた秋田県水産振興センター栽培部村岡 勝部長、秋田県南部漁業協同組合佐藤 孫一組合長および組合員の各氏に対し厚くお礼申し上げます。なお、本研究費の一部は昭和 62 年度文部省科学研究費 (一般研究 C 課題番号 62530009) によることを付記する。

参 考 文 献

1) 田中昌一: 水産資源学総論, 恒星社厚生閣, 東京, 1985, pp. 205-207.

- 2) 小島 博, 石橋 喜美子: 東海水研報, **118**, 11-20 (1985).
- 3) D. O. Braaten: *J. Fish. Res. Bd. Canada*, **26**, 339-355 (1969).
- 4) W. E. Ricker: *Bull. Fish. Res. Bd. Canada*, **119**, 300 (1958).
- 5) C. W. Clark: *Bioeconomic Modeling and Fisheries Management*, John Wiley, New York, 1985, pp. 1-257.
- 6) 佐和隆光: 回帰分析, 朝倉書店, 東京, 1979, pp. 111-140.
- 7) S. Chatterjee and B. Price: 回帰分析の実際 (佐和隆光, 加納悟訳), 新曜社, 東京, 1984, pp. 21-54.
- 8) 村田 守, 嶋津靖彦: 北水研報, **47**, 1-10 (1982).