南西水研報
Bull. Nansei Reg. Fish. Res. Lab. No. 14, 1982

Cohortの漁獲統計が得られる場合の初期資源量の推定方法

——江田島湾のガザミを例として*

石 岡 清 英・猪 子 嘉 生**

Estimation of Initial Stock Number based on Catch and Effort Statistics of a Cohort, with an Example of Blue Crab in the Etajima Bay, Hiroshima Prefecture

Kiyohide ISHIOKA and Yoshio INOKO**

Three methods were examined to estimate the initial stock number of a cohort for which the catch and effort statistics were made available for separated periods in a fishing season or a year.

The blue crab fishery represents such an example to develop this study, because artificially released crabs comprize almost all the available stock for the gill net fishery. The fishery co-operatives have compiled number of crabs caught and number of boats operated on each day during the autumn.

If natural mortality coefficient is known, it is possible to extend the DELURY's method for stocks with the appreciably high natural mortality rate (First Method of the present paper). The blue crab data fit fairly well to the equation 8 of the first method.

For the constant natural mortality coefficient and the constant catchability coefficient, the mean mortality coefficient, $Z_{(t)} / (t-1)$, or $\log(P_1 / P_t) / (t-1)$, is given by a linear regression equation on mean fishing effort, $E_{(t)} / (t-1)$, for the t-th period of a fishing season or a year, as in the equation 15 (Second Method). However, this equation does not explain the data from the blue crab fishery.

The cohort analysis is solved with the survival rate from the initial period to the final period of the fishing season (Third Method). This method is very usefull for application to the blue crab fishery data. The model of this cohort analysis is displayed in Figure 13. The initial stock number, N_o, is given from the fellowing formula, when the final stock number, N_e, and the total mortality coefficient in the whole period, M_T, are known.

$$N_o = N_e \exp(M_T) + Hm$$

1981年12月22日受理，南西海区水産研究所業績第116号，〒739-04，広島県大野町

*内容の一部は，1981年9月17〜18日に東京大学海洋研究所で行なわれた「資源評価の手法に関するシンポジウム」で報告した。

**広島県水産試験場 (Hiroshima Prefectural Fisheries Experimental Station)

Hm is nearly equal to the HONMA's minimum stock number (HONMA 1978), and determined with forward calculation of the cohort analysis without significant variation regardless value of preliminary figure of the initial stock number.

種苗放流の効果判定や，漁業管理を策定するための基礎資料として，初期資源量の推定は，瀬戸内海においても重要な課題である。資源量を推定するに当って，もっとも基本的な資料は，一定期間毎にまとめられた漁獲量と努力量の統計である。ただし，この資料は，一般に種々の誤差や，かたよりを含んでおり，とくに資源量を求める際に必要とされる自然死亡係数Mを推定するには適していないことが多い。個々の資料については，Mを他の情報で求められた値を用いる等，その特性に合った推定方法を考える必要がある。ここでは単独の系群から成っていることが明らかで，しかも漁期を通じて一定期間別に漁獲量，努力量統計が得られている資料に対する初期資源量推定方法を検討した。

本研究の推進に当っては，南西海区水産研究所企画連絡室長林繁一博士には原稿を校閲していただいた。国連食糧農業機構（FAO）千国史郎博士には，貴重な助言と，有益な文献をいただいた。これらの方々に感謝いたします。

材料および方法

この研究の資料は，種苗放流によって育成された広島県江田島湾のガザミの資源量を推定した，猪子他（1979）と同一である。江田島湾は，北側に狭い開口部を持つ約12km²の小湾で，1975年当時，天然のガザミはほとんど生息していなかった。1975年6月20日から7月18日にわたって同湾奥に，平均甲巾約4㎜の1齢期ガザミ20.2万尾を放流した。10月1日に湾内に指定配置された漁船による試験操業が行なわれた後，自由操業となり，約2週間の盛漁期が続いた。その後は断続的な少量の漁獲しか見られなかった。操業は約1.5トンのほぼ同一船型の刺網漁船（乗船員1名ないし2名）により行なわれ，全船のガザミ漁獲尾数が個人別に記帳された。盛漁期には，日別単位努力当り漁獲量 CPUE は，ほぼ単調に減少しており，同一ストックが引き続いて間引かれたことを示している（Fig. 1）。ここで，漁獲死亡係数Fと自然死亡係数Mは漁期内で一定であり，全減耗係数$Z=F+M$と仮定する。Mの値が他の情報から得られ，Zが CPUE の減少過程から推定できれば，初期資源量N_oを求めることができる。計算は BARANOV（1918）の漁獲量Cを示す(1)式から導いた(2)式を解くことである。

$$C = N_o \frac{F}{Z} \{1-\exp(-Z)\} \tag{1}$$

$$N_o = C \frac{Z}{F\{1-\exp(-Z)\}} \tag{2}$$

しかし，その期間内で，FまたはMが変化する場合には，N_o の正確な値は簡単には計算できず，

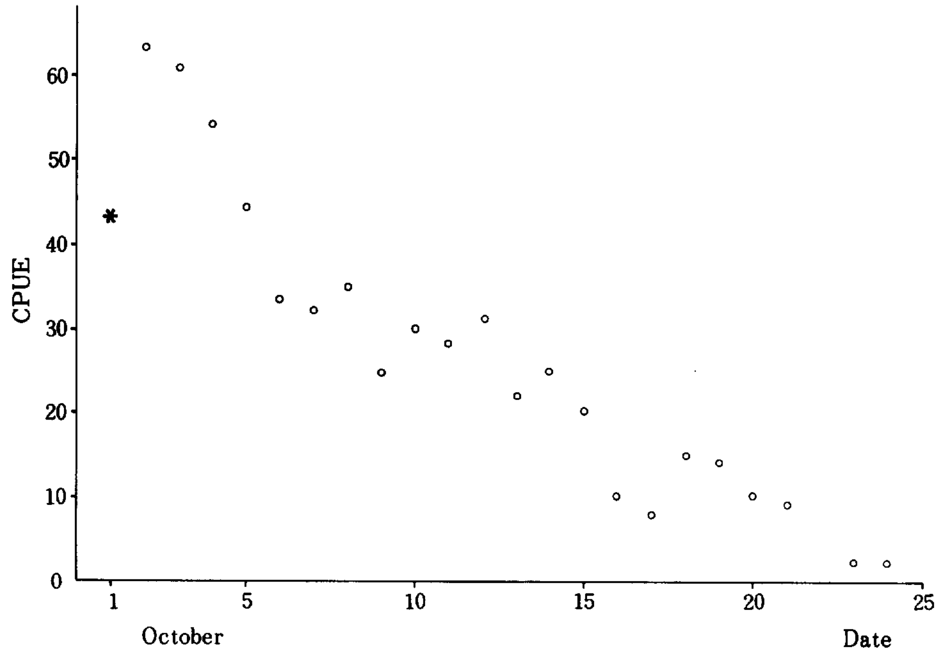

Fig. 1 Daily catch-per-unit-effort in the blue crub fishery in the Etajima Bay, 1-24 October 1975. CPUE is given in average number of crabs per operated-boats. Asterisk on 1 October denotes catch by the boats for trial operation.

$M=0$ とおいた DeLury (1947) の方法や，cohort analysis 等が考案されている。本報告では N_o を求めるのに，次の3つの方法を用いた。第1は，元来 $M=0$ とおいて CPUE と累積努力量を用いて求める DeLury の方法を $M \fallingdotseq 0$ の条件の下で拡張した方法。第2は，同じ資料を用いて M と F を分離するために考案した方法。第3は，漁獲の主要な対象となる第一期間と最終期間の間の生残率を用いた cohort analysis の方法である。これらの方法による推定式を確立し，かつ推定した係数を導びく過程は結果の項で述べる。

数値計算には、Hewlett-Packard 9830A および 9845B の卓上型計算機を用い，BASIC 言語でプログラムを組み立てた。

結　　　果

方法―1.　自然死亡がある時の DeLury 法の拡張

DeLury (1947) の方法は，つぎの(3)式に(4)式を代入して両辺の対数をとることによって求められる(5)式を用いる方法である (Ricker 1975a)。

$$C_t/f_t = q\ N_o\ (N_t/N_o) \tag{3}$$

$$N_t/N_o = \exp(-q\ E_{(t)}) \tag{4}$$

$$\log(C_t/f_t) = \log(q\ N_o) - q\ E_{(t)} \tag{5}$$

ここで，C_t　：t 期の漁獲量

f_t　：t 期の努力量

q　：漁獲能率（一定）

N_t　：t 期中央の資源量

$E_{(t)}$：初期から t 期中央までの累積努力量，$(\sum_{i=1}^{t-1} f_i) + f_t/2$（BRAATEN 1969）

(4)式は，生残率の式であり，初期から t 期までの全減耗係数 $Z_{(t)}$ が，$q\ E_{(t)}$ であることを示している。ここで期間 t における自然死亡係数 M_t がすべてわかっていれば，初期から t 期中央までの累積自然死亡係数 $M_{(t)}$ を用いて(6)式のように書きなおすことができる。

$$N_t/N_o = \exp\{-(qE_{(t)} + M_{(t)})\} \qquad (6)$$

ここで　$M_{(t)} = \sum_{i=1}^{t-1} M_i + M_t/2$　である

(3)，(6)式より(7)式が成立する。

$$\log(C_t/f_t) = \log(qN_o) - (qE_{(t)} + M_{(t)}) \qquad (7)$$

$M_{(t)}$ は独立に与えられるので，これを整理して(8)式を得る。

$$\log(C_t/f_t) + M_{(t)} = \log(qN_o) - qE_{(t)} \qquad (8)$$

(8)式で $\{\log(C_t/f_t) + M_{(t)}\}$ を y，$E_{(t)}$ を x とおき，x に対する y の回帰直線にあてはめ，q、N_o を求めることができる。

近年におけるガザミの自然死亡係数は判っていない。そこで漁業が未発達な時代に大島（1939）が越冬場で求めた0歳ガニと，1，2歳ガニとの比を用いて，年間生残率を計算し自然死亡係数を推定した。同氏によれば，越冬場においては年齢による住み分けはなく，桁付打瀬網でとられており，また寿命は3歳であるという。さらに越冬場では0歳ガニが80—90%を占めるが，まったく漁獲がなければ，この割合は多少低くなるはずである。ガザミ資源が自然死亡だけで減少したとして，0歳ガニが資源の75%を占めると仮定し，年間の生残率を S とおくと，次式が成立する。

$$(S+S^2)/(1+S+S^2) = 0.25$$

これを解くと，$S \fallingdotseq 0.264$ となる。したがって年間の自然死亡係数 M_y は，

$$M_y = -\log S = 1.333$$

となる。ここで，越冬期にあたる1～3月には，自然死亡は起らないとすると，1日当りの自然死亡係数Mは，

$$M = 1.333 / \{30 \times (12-3)\} = 0.005$$

と見積ることができる。

Fig. 1 から判断して，単調に資源量の減少が続いたと考えられる10月2日から15日までの14日間の資料を用いて，$M=0.005$ の場合における初期資源量 N_o と漁獲能率 q を計算した。その過程と結果を Table 1 および Fig. 2 に示す。なお，相関係数 −0.945，寄与率89％で，回帰直線への適合は良好と考えられる。N_o，q が求まれば，次に示す式によって，各期間毎の資源量が計算できる（Table 2）。

期間別漁獲死亡係数　: $F_t = q\ f_t$

〃　漁獲量　: $\hat{C}_t = N_t \dfrac{F_t}{F_t + M}[1 - \exp\{-(F_t + M)\}]$　(9)

〃　自然死亡量　: $\hat{D}_t = N_t \dfrac{M}{F_t + M}[1 - \exp\{-(F_t + M)\}]$　(10)

Table 1. Procedure of calculations with equation 8 for the First Method

Date	Catch in number C_t	Amount of effort f_t	CPUE C_t/f_t	$\log(C_t/f_t)$	*Cumulated natural mortality $M_{(t)}$	*Cumulated amount of effort $E_{(t)}$	$\log(C_t/f_t)$ $+M_{(t)}$
October 2	946	15	63	4.14	0.0025	8	4.15
3	1036	17	61	4.11	0.0075	24	4.12
4	811	15	54	3.99	0.0125	40	4.00
5	619	14	44	3.79	0.0175	54	3.81
6	336	10	34	3.51	0.0225	66	3.54
7	256	8	32	3.47	0.0275	75	3.49
8	244	7	35	3.55	0.0325	83	3.58
9	221	9	25	3.20	0.0375	91	3.24
10	151	5	30	3.41	0.0425	98	3.45
11	169	6	28	3.34	0.0475	103	3.39
12	219	7	31	3.44	0.0525	110	3.50
13	131	6	22	3.08	0.0575	116	3.14
14	124	5	25	3.21	0.0625	122	3.27
15	20	1	20	3.00	0.0675	125	3.06

Resultant equation 8	$\log(C_t/f_t) + M_{(t)} = 4.26 - 0.00888E_{(t)}$
Correlation coefficient (r)	−0.945
Degree of freedom ($d.\ f.$)	12
Initial stock number (N_o)	7950 crabs
Catchability coefficient (q)	0.00888 per boat

Natural mortality coefficient, M, is assumed 0.005 per day.

* The value of last period is a half of either the natural mortality coefficient per day, M, or amount of fishing effort, f_t, in that period.

Table 2. Ratio of real catch to estimated catch of blue crab, R_t, 2–15 October 1975.

Date	Catch in number C_t	Amount of effort f_t	Fishing mortality coefficient F_t	Estimated: Initial stock number of each day N_t	Estimated: Catch in number $\hat{C}_t$	Estimated: Natural death in number $\hat{D}_t$	Ratio of real catch to estimated catch $R_t=C_t/\hat{C}_t$
October 2	946	15	0.133	7950	989	37	0.96
3	1036	17	0.151	6924	968	32	1.07
4	811	15	0.133	5924	737	28	1.10
5	619	14	0.124	5160	602	24	1.03
6	336	10	0.089	4534	384	22	0.87
7	256	8	0.071	4128	282	20	0.91
8	244	7	0.062	3826	230	19	1.06
9	221	9	0.080	3578	274	17	0.81
10	151	5	0.044	3286	142	16	1.06
11	169	6	0.053	3128	162	15	1.04
12	219	7	0.062	2951	177	14	1.23
13	131	6	0.053	2759	143	13	0.92
14	124	5	0.044	2603	113	13	1.10
15	20	1	0.009	2478	22	12	0.92
Total	5283	125	1.110		5244	282	
Final				2444			
Mean							1.01

The values are based on the estimates of initial stock number, 7950 crabs and catchability coefficient, 0.00888 in Table 1 and given natural mortality coefficient, 0.005 per day. The values were computed by equations 9—12.

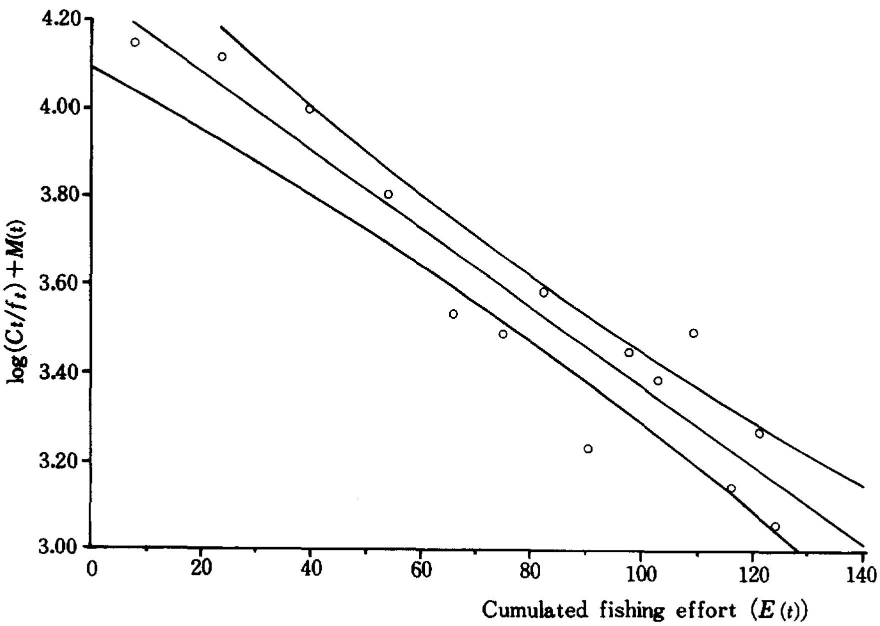

Fig. 2 Regression line and its confidence interval at 95 percent of log $(C_t/f_t)+M_{(t)}$ on cumulated fishing effort, $E_{(t)}$, for blue crab fishery, 2-15 October 1975. Natural mortality coefficient, M, is assumed 0.005 per day. See equation 8 and Table 1.

次の期間の期首資源量：$N_{t+1}=N_t \exp\{-(F_t+M)\}$ (11)

漁獲量の計算値に対する現実値の割合：$R_t=C_t / \hat{C}_t$ (12)

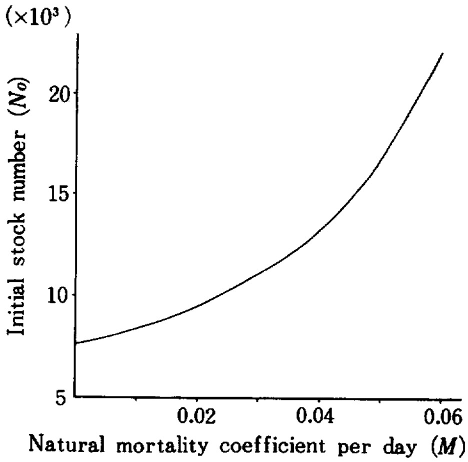

Fig. 3 Relationship between given natural mortality coefficient per day, M, and initial stock number, N_0, for blue crab fishery, 2-15 October 1975. See text and equation 8.

0から0.08の間の17個のMについてTable 1, Table 2 と同様の計算を行なった。ここで，$M=0$ は DELURY 法の計算であり，$M=0.08$では $M_T \fallingdotseq Z_T$ すなわち $F_T \fallingdotseq 0$ となる。M_T, Z_T, F_T は，それぞれ全期間（14日間）にわたって合計した自然死亡，全減耗，漁獲死亡の係数である。Fig. 3 にMと N_0 との関係を示す。Mを大きくするにつれて，N_0 の推定値も大きくなる。Mが0.05をこえると N_0 は急激に増大し，$Z_T=1.178$～1.191に相当する$M=0.08$/日に近づくと，N_0 は無限大となる。Fig. 4 に示すとうり，漁獲能率 q はMの増大につれて，直線的に減少する。$Z_T=M_T+q\ f_T$で，Z_T, f_T が一定なので，この直線は $q=(Z_T-M_T)/f_T$ である。f_T は全期間の努力量の合計である。累積努力量と $\log(C_t/f_t)+M_{(t)}$ との相関係数 r の絶対値は，Mの増大につれて急激に低下し，Mが0.065以上では，5％の有意水準で，相関があるとは云えなくなる（Fig. 5)。M_T が，Z_Tの値に近

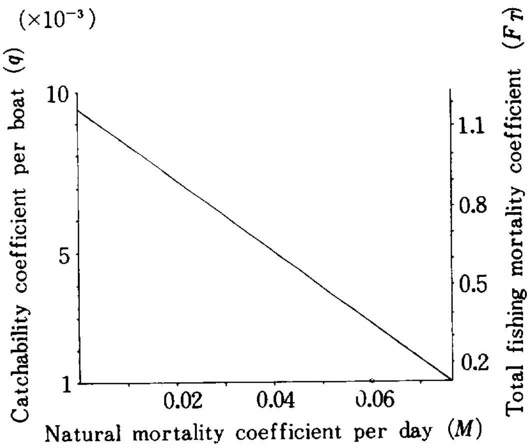

Fig. 4 Relationship between natural mortality coefficient per day, M, and catchability coefficient, q, with corresponding fishing mortality coefficient, F_T, for blue crab fishery, 2-15 October 1975. See text and equation 8.

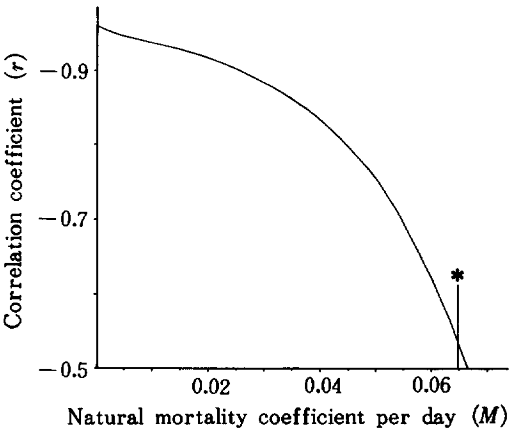

Fig. 5 Relationship of correlation coefficient, r, between cumulated amount of fishing effort, $E_{(t)}$, and $\log(C_t/f_t)+M_{(t)}$, on natural mortality coefficient per day, M, for blue crab fishery, 2-15 October 1975. See text and equation 8.
* The correlation coefficient −0.532 or less is statistically significant at the probability of 5 percent. The estimation is not applicable for stock with higher natural mortality coefficient than 0.069 corresponding M.

くなってくるためである。データのバラツキかたによっては，極値を持つ可能性がある。$M=0.005$，つまり，$M_T=0.07$ であれば，Table 1，Table 2 に示すように $q=0.0089$, $N_o=7950$, 全期間漁獲死亡係数 $F_T=1.110$, $Z_T=1.180$, $S_T=0.307$ と計算される。

方法―2. CPUE と累積努力量による自然死亡係数と漁獲能率の推定

CPUE が資源量水準を正確に反映しているとすれば，MとFの分離は可能であり，そのための一つの方法は，土井他（1972）の方法である。ここでは CPUE はかなりの誤差を含んでいると予想されたので，累積データを用いる方法を考えた。第 t 期間における CPUE を P_t とすると，第1期間から第 t 期間までの累積全減耗係数 $Z_{(t)}$ は⒀式となる。(PALOHEIMO 1961)。

$$Z_{(t)}=-\log(P_t\ /\ P_1) \tag{13}$$

この間の累積努力量を $E_{(t)}$ とする。ただし，ここでは P_t は t 期の中央での資源量水準を示し，$E_{(t)}$ は，第1期間の努力量$f_1/2$ を含まず，第 t 期間の$f_t/2$ を含む値とする。ここで，全期間にわたり，自然死亡係数Mと漁獲能率 q が一定と仮定すると $Z_{(t)}$ は，⒁式によっても表現できる (BEVERTON 1954)。

Table 3. Procedure of calculations with equation 15 for the Second Method.

Date	Catch in number C_t	Amount of fishing effort f_t	CPUE $P_t=C_t/f_t$	Cumulated mortality coefficient log (P_1/P_t)	Mortality coefficient per period log $(P_1/P_t)/(t-1)$	Cumulated amount of effort $E_{(t)}$	Effort per period $E_{(t)}/(t-1)$
October 2	946	15	63				
3	1036	17	61	0.034	0.034	16	16
4	811	15	54	0.154	0.077	32	16
5	619	14	44	0.355	0.118	47	16
6	336	10	34	0.630	0.157	59	15
7	256	8	32	0.679	0.136	68	14
8	244	7	35	0.593	0.099	75	13
9	221	9	25	0.943	0.135	83	12
10	151	5	30	0.736	0.092	90	11
11	169	6	28	0.806	0.090	96	11
12	219	7	31	0.701	0.070	102	10
13	131	6	22	1.061	0.096	108	10
14	124	5	25	0.933	0.078	114	10
15	20	1	20	1.149	0.088	117	9
Total	5283	118		1.149		118	
Mean			45		0.088		9
Case I *	Resultant equation 15 Date of 3—15	$\log(P_1/P_t)/(t-1)=0.0834+0.00116E_{(t)}/(t-1)$ $r=0.091$, $d.f.=11$, $M=0.0834$, $q=0.001116$, $N_o=56400$					
Case II*	Resultant equation 15 Date of 5–11 and 13–15	$\log(P_1/P_t)/(t-1)=0.00123+0.00911\ E_{(t)}/(t-1)$ $r=0.768$, $d.f.=8$, $M=0.00123$, $q=0.00911$, $N_o=7810$					

* Cases I and II are calculated with all data and with the data of 5–11 and 13–15 October, respectively.

$$Z_{(t)}=(t-1)\ M\ +\ q\ E_{(t)} \tag{14}$$

(14)式に，(13)式を代入して変形，整理すると，

$$\log(P_1\ /\ P_t)\ /\ (t-1)=M+q\{E_{(t)}\ /\ (t-1)\} \tag{15}$$

となる。

(15)式の $\{\log(P_1\ /\ P_t)\ /\ (t-1)\}$ を y，$\{E_{(t)}\ /\ (t-1)\}$ を x とおき，x に対する y の回帰直線にあてはめると，q，M が求まる。方法—1と同じ資料に適用し，その結果を Table 3 に示す。全データを用いて計算すると，M=0.083，q =0.00116となる。ただし，x と y との相関係数は0.09で有意ではない（Fig. 6）。前述のように，大島（1938）の資料から想定されるMは，0.005 である。それに近い値をとるように，10月3，4，12日の点を除去して計算すると，M=0.0012，q =0.0091，相関係数 r =0.768 で，1％の有意水準で相関関係が認められる。しかし，回帰直線の 95％信頼区間は広いので推定精度は低い（Fig. 7）。日別に F_t （$=q\ f_t$），Mが求められたので，全期間（ここでは n =14日間）の利用率 E_T が計算できる。

$$E_T=\sum_{t=1}^{n}\left\{\frac{F_t}{Z_t}(1-S_t)\prod_{i=0}^{t-1}S_i\right\} \tag{16}$$

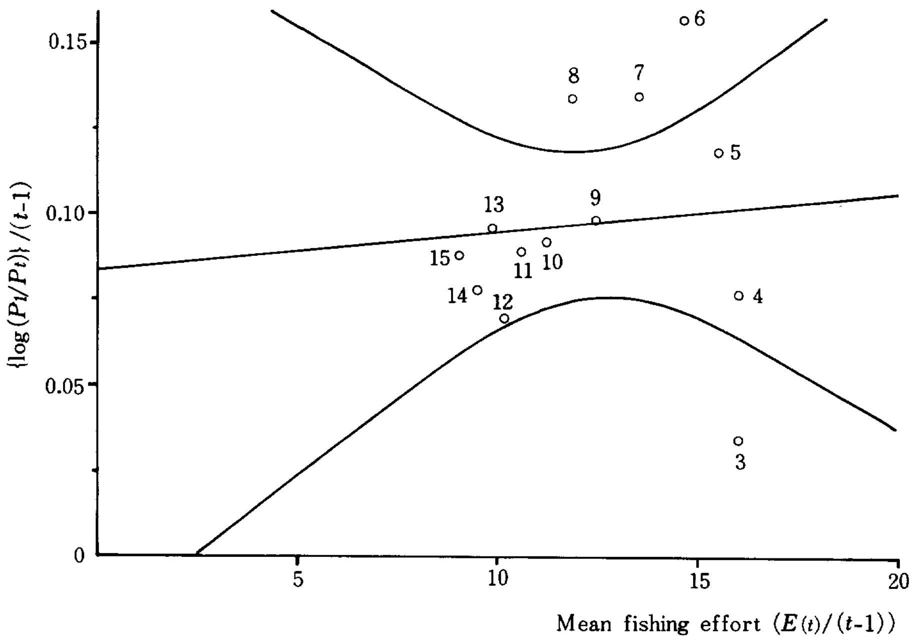

Fig. 6 Regression line and its confidence interval at 95 percent of a measure of mean overall mortality coefficient, $\{\log\ (P_1/P_t)\}/(t-1)$, on a measure of mean fishing effort, $E_{(t)}/(t-1)$, for blue crab fishery, 3-15 October 1975. (Case I)
See text, equation 15 and Table 3. Marks denote date of fishing.

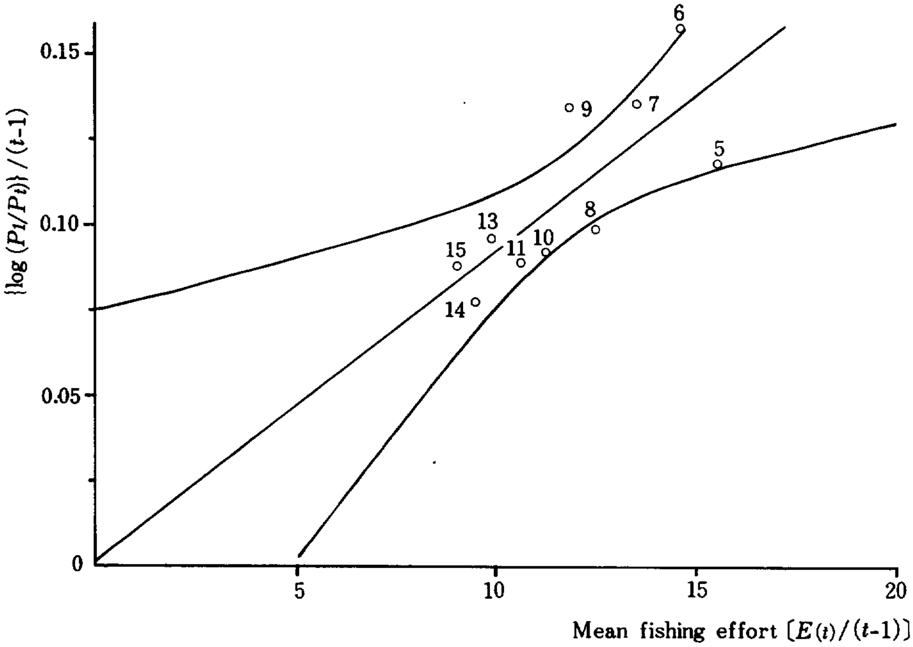

Fig. 7 Regression line and its confidence interval at 95 percent of a measure of mean overall mortality coefficient, $\{\log\ (P_1/P_t)\}/(t-1)$, on a measure of mean fishing effort, $E_{(t)}/(t-1)$, for blue crab fishery, 5-11 and 13-15 October 1975. (Case II)
See text, equation 15, and Teble 3. Marks denote date of fishing.

ここで，$S_t = \exp\{-(F_t + M)\}$，$S_o = 1$ である。

N_0 は単純に全漁獲量 C_T を E_T で除して求められる。３，４，12日の点を除いて求めると，$N_o =$ 7,800 となる。なお14日間すべての点を用いて計算すると，その７倍に当る56,000となる。

この方法では，第１日目の資源量水準 P_1 によって，毎日の累積死亡係数を求めるため，P_1 の精度は高くなくてはならない。回帰直線を求めるための図を描いた時，不適当な点は除外しないと，Mや q が負になったり，常識とかけはなれた値となることが多い。今回の資料は，この方法をあてはめるには適当でなく，Mや q の信頼性は低い。

方法—3. 全期間の生残率を用いる cohort analysis による推定

１期間内において，自然死亡係数 M_t と漁獲死亡係数 F_t が一定である場合の t 期における BARANOV の漁獲尾数の式は(17)式である。

$$C_t = N_t \frac{F_t}{F_t + M_t}[1 - \exp\{-(F_t + M_t)\}] \tag{17}$$

また定義により，

$$N_{t+1} = N_t\ \exp\{-(F_t + M_t)\} \tag{18}$$

である。ここで，N_t は t 期の初めの資源量である。N_t，C_t，M_t を与えて F_t を求めるために，まず，(17)式を F に関する単調減少関数である(19)式に変形した。

$$f(F)=C_t-N_t\frac{F}{F+M_t}[1-\exp\{-(F+M_t)\}] \tag{19}$$

適当な F を(19)式に代入して計算し，$f(F)=0$ を与える F が，求める F_t の推定値である。また，POPE (1972) は，漁獲が各期の中央で瞬間的に起ると考えて，F_t および N_{t+1} の近似値を与える(20)，(21)式を示した。

$$N_{t+1}'=\{N_t\ \exp(-M_t/2)-C_t\}\exp(-M_t/2)$$

したがって，

$$N_{t+1}'=N_t\ \exp(-M_t)-C_t\ \exp(-M_t/2) \tag{20}$$

$$F_t'=\log(N_t/N_{t+1}')-M_t \tag{21}$$

(20)，(21)式を用いれば，F_t の近似値が容易に求められる。ここでは(20)，(21)式から求めた F_t' を第1

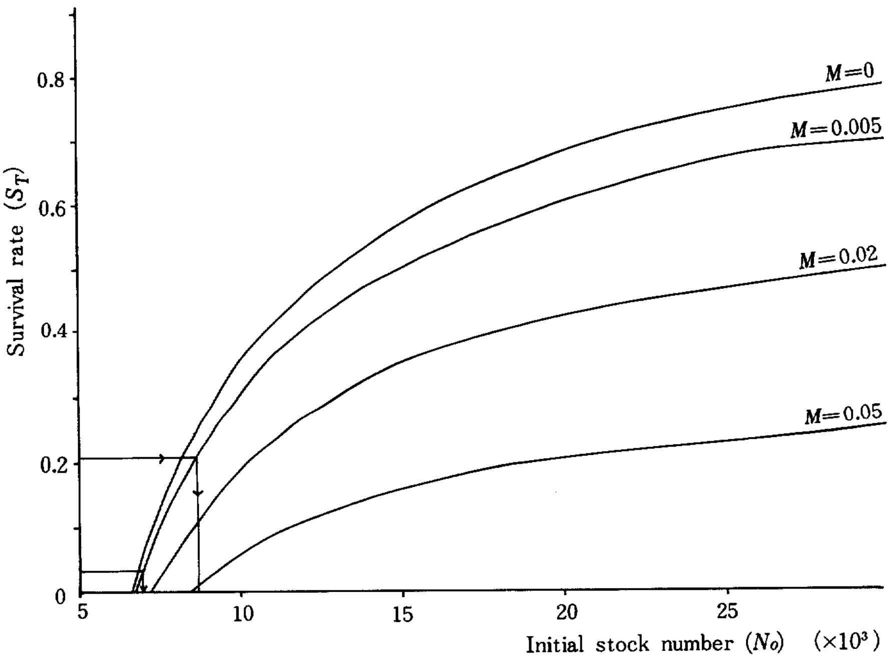

Fig. 8 Relationships between initial stock number, N_o, and survival rate, S_T, for five values of natural mortality coefficient per day, M, of blue crab, 1-21 October 1975.
Arrows denote estimates of initial stock number for survival rate of 0.032 and 0.209 and natural mortality coefficient of 0.005 per day. See text and Table 4.

Table 4. Procedure of calculations with forward cohort analysis of the Third Method for blue crab fishery, 1—21 October 1975, with initial stock number, N_o, 8000 and natural mortality coefficient, M, 0.02 per day.

Date	Catch in number C_t	Amount of effort f_t	Estimated: Fishing mortality coefficient per day F_t	Initial stock number of each day N_t	Natural death in number D_t	Catchability coefficient $q_t (\times 10^{-3})$
1	1120	26	0.152	8000	147	5.9
2	946	15	0.153	6733	124	10.2
3	1036	17	0.204	5663	101	12.0
4	811	15	0.200	4526	81	13.3
5	619	14	0.189	3634	66	13.5
6	336	10	0.122	2949	55	12.2
7	256	8	0.107	2558	48	13.3
8	244	7	0.116	2254	42	16.5
9	221	9	0.120	1968	37	13.4
10	151	5	0.093	1710	32	18.7
11	169	6	0.119	1527	29	19.8
12	219	7	0.182	1329	24	26.0
13	131	6	0.130	1086	20	21.7
14	124	5	0.144	935	17	28.8
15	20	1	0.026	794	16	25.8
16	10	1	0.013	758	15	13.4
17	16	2	0.022	733	14	11.1
18	30	2	0.044	703	14	22.0
19	28	2	0.044	659	13	21.9
20	10	1	0.017	619	12	16.5
21	18	2	0.031	596	12	15.5
Total	6515	161	2.227		6515	13.8
Final				567		

Total mortality coefficient, $Z_T = 2.647$
Final stock number, $N_e = 567$
Survival rate, $S_T = N_e/N_o = 0.0709$
Estimated HONMA's minimum stock, $Hm = 7137$

近似値として，(19)式に代入し，$f(F_t')$ を計算し，その後計算機による2分法を繰返し，0.00001の精度で F_t を求めた。なお，常に $F_t' > F_t$ である。

初期資源量 N_o，自然死亡係数M（ここでは全期間一定とする）と第1期間の漁獲量 C_1 を与えて，F_1，N_2 を計算し，次に N_2 の推定値と C_2 を用いて，F_2，N_3 を計算する。これを全期間についてくりかえして，F_t，N_t を全て求める。これを，10月1日から21日までのガザミ資料に適用した。Table 4 では，$M=0.02$，$N_o=8{,}000$ とおいた場合の計算過程を示す。同様に $N_o=5{,}000$～500,000の間の24個，$M=0$～0.07の間の15個の組合せについて計算した。

Table 4 で，全期間にわたって合計した漁獲係数を $F_T=\Sigma F_t$，自然死亡係数を $M_T=21M$，全減耗係数を $Z_T=F_T+M_T$，生残率 $S_T=\exp(-Z_T)=N_e/N_o$ とする。N_e は最終期の残存尾数である。$M=0$，0.005，0.02，0.05 の場合の N_o と S_T の関係を Fig. 8 に示す。現実のデータの生

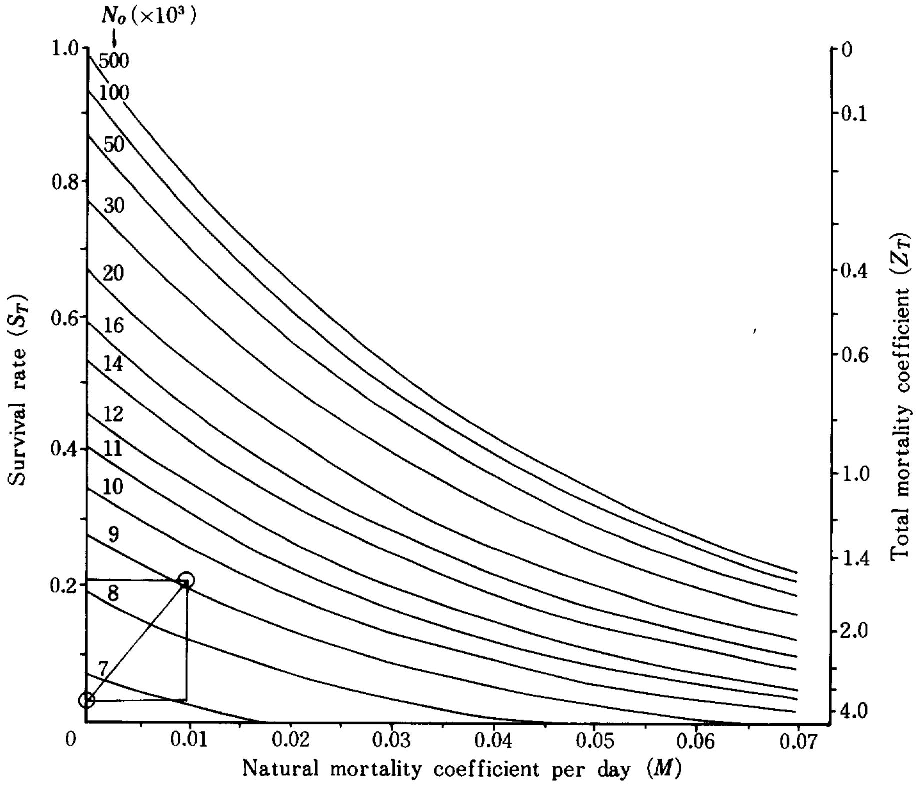

Fig. 9 Isometric contours of initial stock number, N_0, of blue crab for given survival rate, S_T, or mortality coefficient, Z_T, during the main fishing season and given natural mortality coefficient per day, M. Probable estimates of initial stock number on 1 October 1975 lies inside the rectangle for natural mortality coefficient per day of 0-0.01, and survival rate of 0.032-0.209. Numerals inside the figure denote initial stock number in 1000 crabs. See text and Table 4.

残率 S_T の推定は，10月1日に行なわれた試験操業の時の CPUE，43と，主漁期が終ったと考えられる10月21日の CPUE，9から推定した。

$$S_T=9/43=0.209$$

ここで，$M=0.005$ とすると，Fig. 8 から，$N_0=8{,}700$ が求められる。試験操業における CPUE は，10月2日から5日迄のそれに比べて低いので，この S_T は，最大推定値であると考えてよい。一方，最小推定値は，10月2日の CPUE，63 と24日の CPUE，2から $S_T=0.032$ と考えた。この時の N_0 の推定値は，Fig. 8 から 7,000 と求められる。

自然死亡係数Mと，全期間の生残率 S_T に対する初期資源量 N_0 を Fig. 9 に示す。実際の S_T は前述のように，0.03〜0.21の間にあると考えて良い。またMは大島（1938）の資料から求めた値0.005の2倍よりは小さいと考えられる。この2つの条件をみたす N_0 の推定値を Fig. 9 の左下の長方形で示した。つまり，N_0 の推定値をグラフから読みとると，6,700〜9,200尾になる。ここで

は，与えられた S_T から N_o を推定するために，グラフを用いたが，S_T を与えて，N_o を求める数式は，論義の項で示す。S_T が小さければ，M の変化は，N_o の推定値に大きく影響しない。また，M が小なら S_T の変化による N_o の推定値の変化は小さい。江田島湾のガザミの場合，M, S_T は比較的小さいので N_o の推定値も比較的せまい範囲におさまると考えられる。なお，Fig. 9 は M, S_T, N_o の関係を示すグラフで，そのうちの2つの係数の値がわかれば他の一つの係数が推定できることを示している。

ところで，一般に cohort analysis（GULLAND 1965，同1977，POPE 1972，加藤1978，佐藤1980）では，最終期の漁獲死亡係数 F_e を計算の出発点として N_o の推定を行なう後退法が用いられている。F_e がわかると云うことは，(17)式から見て，最終期の資源尾数 N_e が解っていることと同等である。Table 4 で求められている最終期資源尾数 N_e を用いて，$M=0$, 0.005, 0.02, 0.05, 0.07 の場合について，N_e に対する N_o をプロットし，Fig. 10 に示した。N_e と N_o の関係は，(22)式で示される直線となる。

$$N_o = N_e \exp(M_T) + Hm \tag{22}$$

M_T は，全期間を合計した自然死亡係数，ここでは $21M$ であり，Hm は，$N_e = 0$ を与える初期資

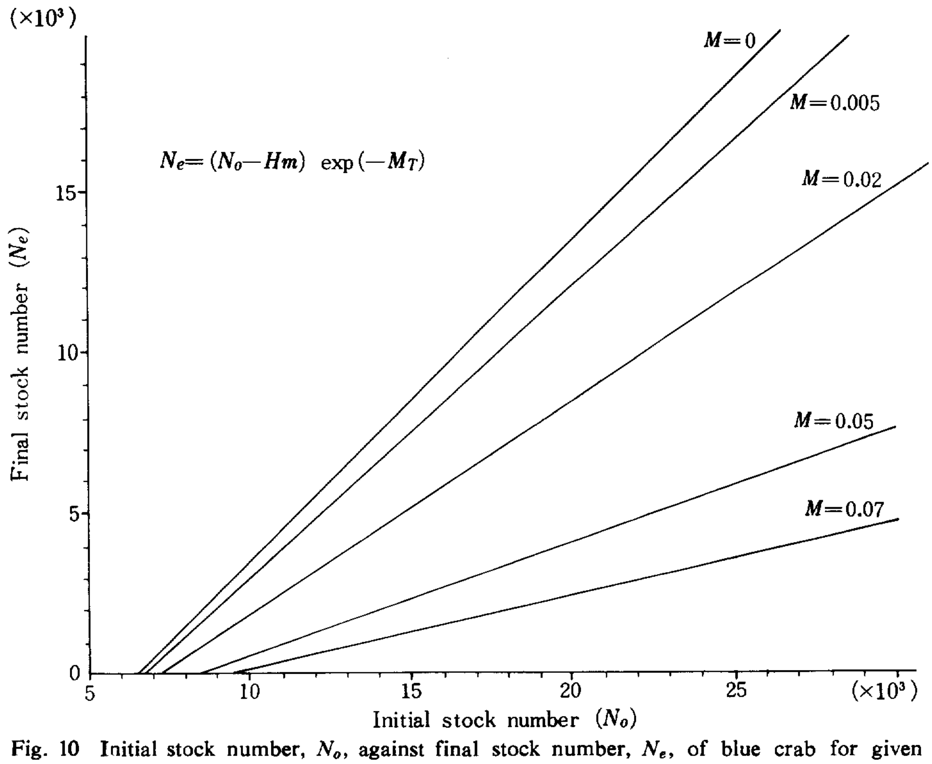

Fig. 10 Initial stock number, N_o, against final stock number, N_e, of blue crab for given natural mortality coefficient per day, M, and catch data of each day 1-21 October 1975. See text and Table 4.

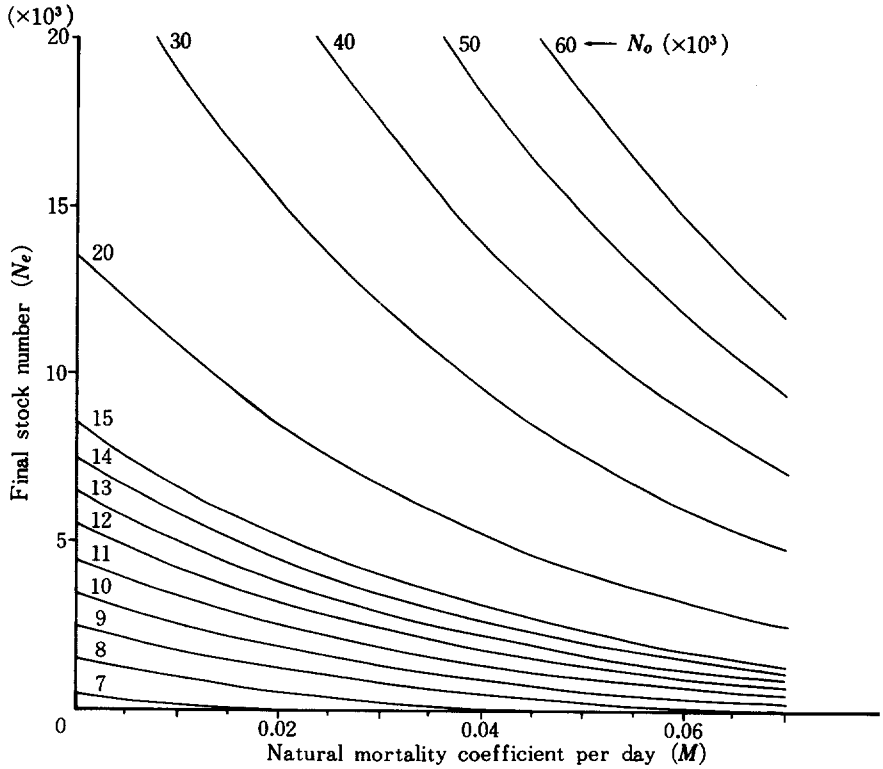

Fig. 11 Isometric contours of initial stock number, N_o, of blue crabs for given natural mortality coefficient per day, M, and final stock number, N_e. Numerals inside the figure denote initial stock number in 1000 crabs. See text and Table 4.

源量に相当する。*Hm* については次節で論じる。

Fig. 11 は，Mと N_e に対する N_o を示す。N_o の推定においては N_e が小ならMの変化の影響は比較的小さく，またMが小さければ，N_e の変化が N_o の推定に与える影響も小さいことがわかる。

論　　　議

DELURY の式を，自然死亡がある場合に拡張した方法―1 の弱点は，CPUE が資源量水準を正確に反映していることを前提にしていることである。努力量が有効漁獲強度を正確に反映していることは多くはない。また死亡係数と，累積努力量から，Mと q を推定する方法―2 は，方法―1 と同様の弱点をもつとともに，それ以上に正確な資源量水準の推定を必要とする。

cohort analysis を用いる方法―3 は，努力量を初期と最終期の資源量水準を推定するためだけに用いており，他の期間については，努力量に比較すると信頼性の高い漁獲量だけがわかればよく，この点で，前の2つの方法より，優れている。特に全期間生残率 S_T，または，一定期間の資源量 N_t が，年齢組成，魚探調査，標識放流調査等で独立に推定されていれば，cohort analysis では，

努力量を用いなくても資源量推定が可能となる。ここでは，特に cohort analysis について考察する。

cohort analysis では，同じ時に同じ場所で生まれた単一群 single cohort（TOMLINSON 1970）から，年，月，日など対象種の生涯におけるいくつかの期間別漁獲量を用いて，その群の各期間別の資源量や，漁獲係数を計算する。ただし，自然死亡係数はわかっているものとする。この方法は，RICKER (1948)，FRY (1949)，JONES (1961)，MURPHY (1965)，GULLAND (1965)，TOMLINSON (1970)，POPE（1972），大隅（1978）等の報告があり，"sequential computation based on BARANOV's catch equation", "virtual population analysis (VPA)", "cohort analysis", "MURPHY 法", "MURPHY-TOMLINSON 法", "GULLAND 法", "RUSSELL 型 cohort 解析" 等と呼ばれてきた。ここでは CADIMA (1978) にならって，これらの方法全体を cohort analysis と称した。なぜなら，これらの方法は同一の基本原理にもとづいているからである。この歴史的経過については，RICKER (1965)，GULLAND (1977)，CADIMA (1978) が紹介している。

一般的な cohort analysis では，最終期の尾数 N_e を推定し，後退法により初期資源量 N_o を求める。計算経過として，当然途中の資源量も求められる。最終期の尾数を推定するには，1)最終期の全死亡尾数に対する漁獲尾数の割合，2)最終期の資源尾数に対する漁獲尾数の割合，3)最終期の近くにおける i 期以降と（$i+1$）期以降の累積漁獲尾数 virtual population の比から平均的な生残率を推定するという3つの方法がよく用いられる（CADIMA 1978）。最終期の自然死亡係数，漁獲尾数はわかっているので，同期の漁獲死亡係数 F_e および資源尾数 N_e が計算できる。これらの方法によって求められた最終期尾数 N_e は非常に大まかな推定値である。しかし，N_e そのものが，非常に大きくない限り，N_e の推定精度が，初期資源量 N_o の推定に与える影響は小さい（POPE 1972，JONES and VAN ZALINGE 1981）。その理由は次のとおりである。N_o と N_e の関係は(22)式で示され，M_t が定まっており，期間別漁獲量 C_t がわかれば，M_T，Hm は定数となる。したがって，N_e が Hm に比べて小で，かつ M_T も小さければ，N_e の変化は，N_o に大きくは影響しない。本報告では，N_e と M_T に関する条件がみたされない場合にも適用できる全期間の生残率 S_T と，前進法の計算から，初期資源量 N_o を求める cohort analysis の方法を述べた。S_T は現実に求めやすい係数であり，応用範囲が広い。

前進法により，Fig. 8 を描くには，特定のM_tについて，5,000～30,000にわたる20～30個の N_o についての計算から，それぞれの S_T を求め，なめらかな線で結ぶ必要がある。(22)式を利用して，N_o から S_T を求める式を導くことができる。(22)式を変形すると，(23)式となる。

$$N_e=(N_o-Hm)\ \exp(-M_T) \tag{23}$$

したがって，N_o，Hm，M_T がわかっていれば，(23)式を N_o で除した(24)式によって S_T は求められる。

$$S_T=N_e\,/\,N_o=(1-Hm/N_o)\ \exp(-M_T) \tag{24}$$

逆に，S_T から N_o を(25)式又は(26)式により求めることができる。

$$N_o=\frac{Hm}{1-S_T\exp(M_T)} \tag{25}$$

または，

$$N_o=\frac{Hm}{1-\exp\{-(Z_T-M_T)\}} \tag{26}$$

ここで Hm の項について述べる。本間（1978）は cohort analysis の計算結果の傍証として，漁獲対象となった「Minimum ストック」を計算している。これは与えられたMと，期間別漁獲量に対して cohort analysis の前進法の計算が可能となる最少初期資源量のことである。すなわち，大きすぎる初期資源量では，最終期に残存資源量があるが，少なすぎる初期資源量を与えて計算すると，途中で資源量が負になり計算が続行されなくなる。計算可能な最少資源量を本間の「Minimum ストック」とし，Hm で表した。(22)式は Hm が N_o と N_e から求められることを示している。すなわち，cohort analysis の前進法の計算を，Hm より大きいと考えられる任意の N_o から出発して計算すると，それに対応する N_e が求められる。N_o と N_e および M_T から，Hm は(27)式で求められる。

$$Hm=N_o-N_e\ \exp(M_T) \tag{27}$$

普通には，N_o は，総漁獲尾数の10倍適度の値を用いるのが適当であろう。

この論文では，本間の定義を変更して，(27)式で与えられる Hm を本間の minimum ストックとして用いる。

cohort analysis のしくみを理解するために，Fig. 12 に単一期間の場合の cohort analysis の構造を示した。ここで，漁獲量C，自然死亡係数Mが解っているとする。任意の N_o を与えて，(19)式，(18)式を用いて N_e を計算できる。求められた N_e を(22)式に代入して Hm が求められる。Table 5 にM=0.3，C=300の場合に，N_o=350～100,000 の計算結果を示す。Hm は327～347となり，最大6％の差がある。しかし，一般的な漁獲状態では，単一期間のMの値はもっと小さく，N_o も漁獲量の数倍は存在する。Table 5 の場合でも，初期資源量 N_o が漁獲量Cの2倍以上あれば Hm は N_o に関らず一定であると考えてよい。ただし，本間（1978）が計算した，「N_e が0.5尾以下になるような N_o を Hm とする」と，ここで用いる Hm とはかなり異なる数値となることがある。しかし一般的な条件では，Fig. 10 に示すとうり，Hm は N_o に関らず一定となり，本間の定義による数値とほとんど差がない。したがって Fig. 12 は次のように解釈できる。初期資源量 N_o は，漁獲量Cと自然死亡係数Mのみで決定される Hm の部分と，その他の部分（N_o-Hm）に分けられる。Hm の部分は，N_o の大小に関係なく決まり，この期間の終りには0となる。残りの部分は自然死亡係数Mで減少し，この期間の終りには N_e となる。

Table 5. Relationship between preliminary initial stock number, N_o, final stock number, N_e, and estimation of *Hm* for given catch number, *C*, of 300, and natural mortality coefficient, *M*, of 0.3 per period, at a unit period in the forward calculation of cohort analysis.

Preliminary initial stock number N_o	Resulted final stock number N_e	$N_e\exp(M)$	HONMA's minimum stock $Hm=N_o-N_e\exp(M)$	Fishing mortality coefficient F
350	17	23	327	2.726
400	50	67	333	1.787
450	84	114	336	1.373
500	120	162	338	1.126
600	192	260	340	0.837
700	266	358	342	0.669
800	339	458	342	0.559
900	413	557	343	0.480
1000	486	656	344	0.421
2000	1226	1654	346	0.190
5000	3447	4653	347	0.072
10000	7151	9653	347	0.035
20000	14559	19653	347	0.018
100000	73825	99653	347	0.003

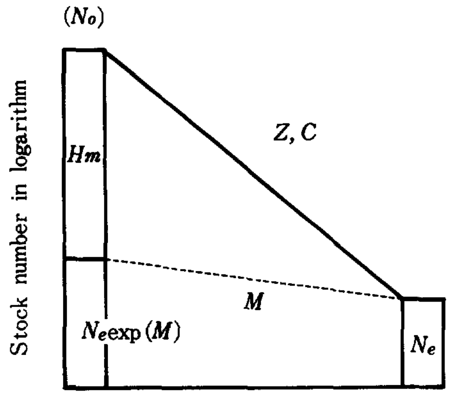

Fig. 12 Presentation of components of initial stock number, N_o, against final stock number, N_e, catch in number, *C*, and natural mortality coefficient, *M*, during a unit period.
Straight and dotted lines denote process of decrease of stock either due to total mortality, *Z*, and natural mortality, *M*, respectively. Numerals are plotted in logarithm. See text and Table 5.

$$(N_o-Hm)\ \exp(-M)=N_e\ \exp(M)\ \exp(-M)=N_e \tag{28}$$

POPE (1972) は，(17)，(18)式より，次式を導いた。

$$N_o=N_e\ \exp(M)+\frac{(F+M)(1-\exp\{-F\})}{F(1-\exp(-\{F+M\})}C \tag{29}$$

ここで，(29)式の一部を関数の形として，

$$f(F,\ M)=\frac{(F+M)(1-\exp\{-F\})}{F(1-\exp(-\{F+M\})} \tag{30}$$

とおくと，*Hm* は(31)式となる。

$$Hm=f(F,\ M)\ C \tag{31}$$

$M<0.3$，$F<1.2$ なら，$f(F, M)$ は $\exp(M/2)$ で近似でき，その誤差は4％以下であることを利用して，POPE の近似式による cohort analysis は導かれている（POPE 1972，永井1980）。(31)式にこの近似値を代入すると，(32)式となる。

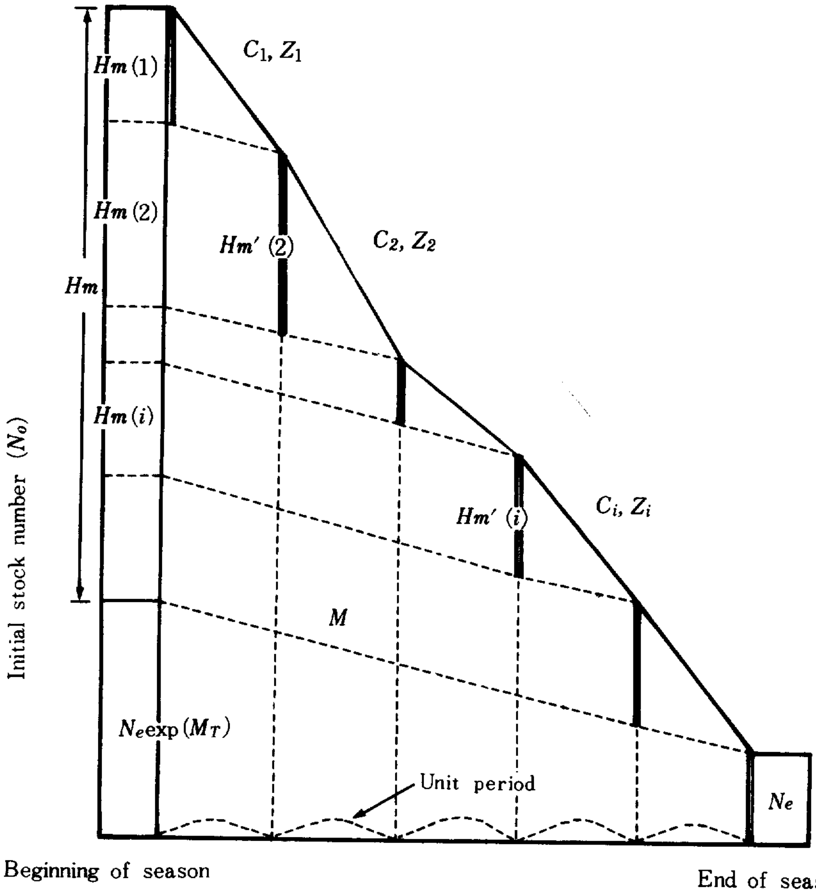

Fig. 13 Presentation of components of initial stock number, N_o, and HONMA's minimum stock number, Hm, against natural mortality coefficient, M, catch in number, C_i, total mortality coefficient, Z_i, at i-th unit period and final stock number, N_e, in the cohort analysis.
Straight and dotted lines denote process of stock either due to total mortality, Z_i, and natural mortality, M, respetively. Numerals are plotted in logarithm. See text.

$$Hm = \exp(M/2)\ C \tag{32}$$

すくなくとも，POPE の近似式が適用できる範囲では，HmはMとCだけで決定される。

Fig. 13 には，期間が 2 以上に分けられる場合を示す。Mが一定なら各期間漁獲尾数 C_1, C_2, ..., C_i は，Fig. 12 に示したように，その期間の初めにおける「minimum ストック」に換算できる。これを $Hm(1)'$, $Hm(2)'$, ..., $Hm(i)'$ とする。この値は N_o に関わらず一定である。$Hm(i)'$ は次式で，初期の minimum ストックの一部である $Hm(i)$ に換算できる。

$$Hm(i) = Hm'(i)\ \exp\{-(i-1)M\} \tag{33}$$

すなわち，本間の minimum ストック Hm はこれらの合計として，N_o に関らず一定となる。

$$Hm = Hm(1) + Hm(2) + \cdots + Hm(i) + \cdots \tag{34}$$

Mは期間内で一定なら，期間ごとに異なっていても，同様の考え方が適用できる。

なお，POPE (1972) の近似式では，i 期の資源尾数 N_i は，それ以降の漁獲尾数 C_{i+n}，と自然死亡係数M，t 期の残存尾数 N_t から(35)式で求められる。

$$N_i \fallingdotseq \{C_i \exp(M/2)\} + \{C_{i+1} \exp(3M/2)\} + \{C_{i+2} \exp(5M/2)\} + \cdots$$
$$\cdots + [N_t \exp\{(t-1)M\}] \tag{35}$$

すなわち本間の minimum ストック Hm の近似値は最後の項を除いたものであり，自然死亡係数Mが，期間別に異なる場合は(36)式で示される。

$$Hm \fallingdotseq \sum_{i=1}^{t} \left[C_i \exp\left\{ (\sum_{j=1}^{i-1} M_j) + M_i/2 \right\} \right] \tag{36}$$

この場合も，Hm は初期資源量 N_0 や，最終期資源量 N_e と無関係で，C_i と M_i だけで決定されることを示している。

Hm の以上の性質を利用すると，cohort analysis の前進法の計算プログラムは，後退法にも適応できることがわかる。すなわち前進法の計算から(27)式で Hm を求め，任意の N_e が与えられれば，(22)式で N_0 が求められる。さらに，各期間ごとの資源量が知りたければ，ここで求められた N_0 を出発点とした前進法の計算プログラムを用いればよい。

残された問題点

Fig. 12 の論議で述べたように，極端なMや C/N_0 の場合は，Hm が一定しない。Hm がほぼ一定となるM，N_0 の範囲を検討する必要がある。少くとも，(20)，(21)式で示される POPE (1972) の近似式が適用できる $M<0.3$，$F_t<1.2$ より広い範囲で一定と考えられる。

(19)式を用いて F_t を求めるのに，現在は２分法によって求めるプログラムを用いたが，NEWTON-RAPHSON の方法が適用できれば収束が早くプログラムも簡単になる。

LESLIE (1939) の方法は，「残存資源尾数は，資源量指数（又は CPUE）に比例する」ということと，「資源の減少は，漁獲のみによる」の前提から導かれている。cohort analysis を利用すれば，「資源の減少は，漁獲と自然死亡係数Mによる」場合についての推定方法すなわち，LESLIE 法を自然死亡がある場合に拡張できよう。

要　　　　約

single cohort について期間別の漁獲統計がある場合の初期資源量推定方法を検討した。

1．DELURY の方法を，自然死亡係数がわかっている場合にも適用できるように拡張した（方法―1）。

2. CPUE と累積努力量を用いて，自然死亡係数と漁獲能率を求める方法を示した（方法—2）。ただし，この方法は，データのバラツキのために，信頼性は低い。
3. 漁獲の第1期間と，最終期間の間の生残率 S_T を用いる cohort analysis の推定方法を述べた（方法—3）。
4. cohort analysis のモデル構造を示し，本間の minimum ストック（本間1978）を若干変更した Hm の項の役割をあきらかにした。すなわち，これを用いれば，初期資源量 N_o と最終期資源量 N_e の関係は次式となる。

$$N_o = N_e \ \exp(M_T) + Hm$$

ここで，M_T は全期間の合計した自然死亡係数（$=\Sigma\ M_t$），であり，Hm は本間の minimum ストックにほぼ等しい。Hm は，期間別の自然死亡係数 M_t と，漁獲量 C_t が与えられると，仮定した初期資源量 N_o' を用いて cohort analysis の前進法の計算から求めることができ，仮定した N_o' に関らずほぼ一定値となる。

文　　献

BEVERTON, R. J. H. 1953: Notes on the use of theoretical models in the study of the dynamics of exploited fish populations. U. S. Fish. Lab., Beaufort, N. C., Misc. Contrib. 2: 159p.

BRAATEN, D. O., 1969: Robustness of the DeLury population estimator. J. Fish. Res. Bd. Canada, 26(2): 339—354.

CADIMA, E. L., 1978: Cohort analysis. In "Models for fish stock assessment." In FAO Fish. Circ. 701: 49—60.

DELURY, D. B., 1947: On the estimation of biological populations. Biometrics, 3(4): 145—167.

土井長之，金　容文，高尾亀次，石岡清英，岡田啓介，1972：燧灘底曳漁場におけるクルマエビの資源解析．東水研報告，69：45—54.

FRY, F. E. J., 1949: Statistics of a lake trout fishery. Biometrics, 5: 27—67.

GULLAND, J. A., 1965: Estimation of mortality rates. Annex to Report Arctic Fish. Working Group, Int. Couc. Explor. Sea, C. M. 3: 12p.

GULLAND, J. A., 1977: The analysis of data and development of models. In "Fish population dynamics." A Willy-interscience publication, Chichester: 86—88.

本間　操，1978：漁獲対象となった Minimum ストックの計算．漁業資源解析のためのプログラム集，水産庁，FZRP/5：193—197.

猪子嘉生，川西正衛，平田貞郎，高場　稔，1979：ガザミの種苗放流・追跡—IX，50年江田島湾放流群の漁獲回収とその資源解析．広水試報，10：51—55.

JONES, R., 1961: The assessment of long-term effects of changes in gear selectivity and fishing effort. Mar. Res. (Scotland), (2): 1—19.

JONES, R. and N. P. VAN ZALINGE, 1981: Estimates of mortality rates and population size for shrimp in Kuait waters. Kuwait Bull. Marine Science. 2: 273—288.

加藤史彦，1978：Virtual population analysis 及び cohort analysis による資源尾数と漁獲死亡係数の推定．漁業資源解析のための電子計算機プログラム集．水産庁，FZRP/5：167—173.

LESLIE, P. H. and D. H. S. DAVIS, 1939: An attempt to determine the absolute number of rats on a given area. J. Animal Ecology 8:94—113.

MURPHY, G. I., 1965: A solution of the catch equation. J. Fish. Res. Bd. Canada, 22: 191—202.

永井達樹, 1980：コーホルトアナリシス入門. 遠洋水研ニュース, 38：10—12.

大島信夫, 1938：瀬戸内海「ガザミ」調査. 水試報, 9：141—212, PL. I—V.

大隅清治, 1978：Russell 型 cohort 解析. 漁業資源解析のための電子計算機プログラム集, 水産庁, FZRP/5：193—197.

PALOHEIMO, J. E., 1961: Studies on estimation of mortalities. I. Comparison of a method described by Beverton and Holt and a new linear formula. J. Fish. Res. Bd. Canada, 18(5): 645—662.

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.

RICKER, W. E., 1975a: Estimation of survival rate of fishing from the relation of fishing success to catch of effort. In "Computation and interpretation of biological statistics of fish populations." Bull. Fish. Res. Bd. Canada, 191: 149—161.

RICKER, W. E., 1975b: Estimation of stock and mortality from statistics of the catch and its qualitative composition. In "Computation and interpretation of biological statistics of fish populations." Bull. Fish. Res. Bd. Canada, 191: 181—202.

佐藤哲哉, 1980：Cohort analysis などによるキシマダイの資源評価. 西日本底魚部会報, 昭54年度, ：67—83.

TOMLINSON, P. K., 1970: A generalization of the Murphy catch equation. J. Fish. Res. Bd. Canada, 27(4): 821—825.