

主として漁獲努力量・漁獲量のデーターを用いて、近似的に ポピュレーションのパラメーターを推定する方法*

須 田 明

(遠洋水産研究所)

Approximate estimation of parameters in dynamics of fish population utilizing effort and catch statistics with little informations on biological features

Akira SUDA

(Far Seas Fisheries Research Laboratory)

For many fisheries resources, it generally happens that such biological data as annual surviving, annual age composition in catch, yearly change in vulnerability to fisheries and so on are not always well provided though effort and catch statistics are fairly well documented. Under the circumstances, development of the techniques to evaluate parameters of dynamics of fish population mainly upon the catch and effort data with some supplementary biological informations may be of greater merit to the population studies. As a matter of fact, devices of such kind have been developed, for instance, by Schaefer (1954, 1957 and 1967-1) on the fish population under logistic model and by Gulland (1962) on those which had experienced relatively small year by year changes in fishing intensity.

For some of tuna species, the author assumed a population as an aggregation of year classes, in which the number of fish decreases with time lapse taking mortality coefficient as a factor. With the present model, he tried to evaluate the parameters of dynamics of fish population mainly upon the catch and effort data. The techniques here developed is hinted by Doi's study (1962) which has shown a linear relationship to be expected between fishing effort and reciprocal of CPUE in a steady state. This method makes it possible to estimate an average size of recruitment as well as a ratio of M to q and, moreover, values of M and q respectively when some supplementary informations are available, as far as an average size of recruitment is stable.

The procedures of the method are explained below;

Step-1: Linear relationship between reciprocal of raw value of CPUE and amount of fishing effort is examined employing equation (V).

Thus, first approximations of R and M/q come out.

Step-2: Supplementary information on surviving is adopted in this step. When any one of the three, M , q and Z , or a relation between the two of them, be hypothesized or introduced, the remaining two parameters can be drawn because M/q is already known through Step-1. Thus, one can obtain first approximations of M and q .

Step-3: Correction factor of yearly catch in number is calculated at this step by putting the first approximation of M and q into equation (VII). Correction factor is a ratio of an

* 1969年11月1日受理 遠洋水産研究所業績 第22号

expected catch in number in a steady state to the actual yearly catch in number.

Step-4: Observed annual catch is corrected by adopting the correction factor and the first approximation to the reciprocal of CPUE in the assumed steady state is calculated.

The first approximation to the reciprocal of CPUE and amount of fishing effort are employed in Step-1 again and, hereafter, operations from Step-1 through Step-4 are repeated. The iteration is to be continued until the last approximations of R , M and q get close enough to those of the preceding approximations.

Examples of application of the method

(1) The case of bigeye tuna in the longline fishing ground of the Indian Ocean

In this example, the supplementary information introduced in Step-2 is

$$0.5951q + M = 1.130 \quad (\text{VIII})$$

This relationship is derived from Table-2 and gives an average mortality coefficient for the years from 1959 through 1963 when the fish population is considered to be in an almost steady state.

1st operation

Step-1: $f/c = 0.9361f + 1.2291$, $R = 1.0683$ (10^6), See Fig. 1.

Step-2: $M = 0.7447$, $q = 0.6473$ (per 10^8 hooks)

Step-3: See lefthand rows of Table-4

Step-4: Explanation is eliminated.

2nd operation

Step-1: $f/c = 1.1130f + 1.1948$, $R = 0.8985$

Step-2: $M = 0.7269$, $q = 0.6772$

Step-3: See righthand rows of Table-4

Step-4: See $1/\text{CPUE}$ values in Fig. 2.

3rd operation

Step-1: $f/c = 1.1157f + 1.1974$, $R = 0.8964$, See Fig. 2.

Step-2: $M = 0.7268$, $q = 0.6773$

The 2nd approximations of R , M and q and those of the 3rd are considered to be close enough and the operation was not let go more. So, the resultant estimates for bigeye in the Indian Ocean are 896 thousands fish, 0.7268 and 0.6773 per 10^8 hooks for R , M and q , respectively. The sustainable catch in number as well as in weight are calculated by employing these estimates (Figure 3 and 4).

(2) The case of yellowfin tuna in the Atlantic Ocean

The circumstances of yellowfin tuna caught by longline in the Atlantic Ocean differ notably from those of bigeye in the Indian Ocean because of existence of preceding catch by surface fisheries. The catch by surface fisheries is increasing year by year and conversely amount of recruitment to the longline fishery is considered to be decreasing. Annual drop of recruitment to the longline fishery is evaluated by adopting the equation (IX) and (X) and the resultant amount of decrease (S_t) is given in Table-5. This circumstance brings a need of change in a way of deriving the correction factor and it was done along equation (XI) in Step-3.

In Step-2, as the supplementary information on surviving, the value of M which is estimated at 0.8 for the eastern Pacific yellowfin tuna was adopted instead of Z in the case of the Indian Ocean bigeye tuna.

The operation was repeated 30 times but it did not successfully make the difference even between the 29th and the 30th approximations small enough. The average of the last two estimates was taken as the final ones and the resultant R and q are 1702 thousands fish and 0.239 per 10⁸ hooks, respectively (Table 6).

RY_t gives an amount of assumed decrease in a stock size for longline fishery caused by preceding catches by surface fisheries. Accordingly, sums of C_t and F_tRY_t/Z_t give the measures of yearly longline catches which are expectable when surface fisheries do not take places in the Atlantic Ocean. The calculated sums of C_t and F_tRY_t/Z_t are plotted in Fig. 8 with a calculated sustainable catch curve.

1. ま え が き

漁獲の対象となっている各種水産資源についてみると、多くの場合、努力量・漁獲量に関するデータだけは整っているけれども、年齢組成とか加入量の変動というような生物学的な情報はいちじるしく不足している。このような条件のもとで、主として努力量・漁獲量統計を用いつつ、仮に近似的にせよポピュレーションのパラメーターが推定できれば、それは資源診断をいちじるしくたすける。

Schaefer (1954, 1957, 1967-1), Schaefer and Beverton (1963), Gulland (1961) 等は、すでにこの種の工夫を行なっている。

Schaefer (1954, 1957) は、資源の自然増加力は、それぞれの瞬間の biomass の大きさによってきまるという logistic モデルを考えている。こゝではポピュレーションの年齢組成や再生産関係は具体的には考慮されていない。資源の変化量 $\frac{dP}{dt}$ は以下のように書ける。

$$\frac{dP}{dt} = k_1P(L-P) - k_2PF \dots \dots \dots [I]$$

こゝで、 k_1 , k_2 , 及び L はそれぞれパラメーター、このうち k_2 は catchability, L は期待し得るポピュレーションの最大の大きさを示す。平衡漁獲量 $\overline{k_2PF}$ は、[I] 式の右辺 $-k_2PF$ を左辺に移して $dP/dt=0$ とおけば求められる。

$$\overline{k_2PF} = k_1P(L-P) \dots \dots \dots [II]$$

又は U を CPUE として、 $P=U/k_2$ とかけるから、上の式は

$$\overline{k_2PF} = \frac{k_1}{k_2^2}U(L_u - U) \dots \dots \dots [II']$$

ともかける。こゝで、3ケのパラメーター k_1 , k_2 , L (又は L_u) が求めれば、平衡漁獲量が推定できる。1954年の研究では、まづ、データから年間の CPUE の変化量を求め、別に標識放流の結果から推定した単位努力量の漁獲能率 k_2 を導入してこれを biomass の変化量 $\frac{dP}{dt}$ に転換する。これとその年の実際の漁獲量との和 ([I] 式の右辺にある k_2PF を左辺に移すことになる) を、その時の平衡漁獲量の推定値とする。年々の CPUE と平衡漁獲量の推定値の間には、[II] 式で示されるような関係がある筈であるから、最少二乗法を用いて二次曲線をあてはめ、ポピュレーションのパラメーターを決めている。1957年の研究は更に興味のあるものである。こゝでは、努力量・漁獲量以外の情報は不要である。[I] 式に含まれる3ケのパラメーターを解くために、長年にわたる一連の努力量・漁獲量データをいろいろに組みかえて、努力量・漁獲量の間には3ケの実験式を組み立てる。このような取り扱いが可能なのは、ある年のポピュレーションの自然増加力が、先行する年のポピュレーションの状態には一切かかわりなく、その年の biomass だけできまるという logistic モデル特有の前提があるからである。そして、この3ケの実験式を用いて繰り返し計算を行ない、パ

ラメーターを決めている。

Schaefer は魚群密度 (biomass) とその増加率の関係に目をつけたが, Gulland (1961) は, 魚群密度と漁場に投下された努力量との関係をとりあげた。彼は, 魚群の年々のもちこしを考慮して, ある年の CPUE とそれに先行する数年間——これは平均漁場滞在年数に相当する年数だけとる——の平均努力量の間には, 平衡関係に近い関係が期待できると考えている。そして, 実験的に両者の回帰線を求め (曲線の場合はフリーハンドであてはめている), この回帰線が与える CPUE に努力量をかけて, 努力量と平衡漁獲量の関係を推定している。しかし, この手法は, あくまで近似的なアプローチである。Gulland も指摘しているように, 漁業事情に極端な変化が生じた場合, たとえば, 努力量の水準が断層的に変化したり, 増大傾向から減少傾向 (或いはその逆) に転ずる場合の適用には, それなりの配慮が必要である。

こゝで, 著者の試みた手法は, 土井 (1962) の研究からヒントを得たもので, 「年々漁期初めに一定数として加入し, 時間の経過とともに死亡係数をパラメーターとして指数的に減少してゆく年級群が集合した個体群」を前提としている。したがって, 平衡状態にあるポピュレーションの, 年間平均個体数 N は, 次のようにならわされる。

$$N = \frac{R}{Z}(1 - e^{-Z}) + \frac{R}{Z}e^{-Z}(1 - e^{-Z}) + \frac{R}{Z}e^{-2Z}(1 - e^{-Z}) \dots = \frac{R}{Z} = \frac{R}{F+M} = \frac{R}{qf+M} \dots \dots \dots [III]$$

ポピュレーションの変動を特長づけるものは死亡係数だけで, この点, 前述の Gulland のモデルとも本質的に同じである。このモデルのもとに, 詳細な生物学的な情報が得られない場合でも, 死亡係数についての補助的な情報を用いることによって, 平均加入尾数や平衡漁獲尾数の計算に必要な諸パラメーターを近似的に推定しようというのが, この研究の目的である。すでに, Schaefer や Gulland による研究があるにもかかわらず, あらためてこのような試みを行なうのは,

- i) マグロ類の漁獲統計は個体数統計であり, 漁獲量変動の研究には, 直接個体群を扱ったモデルがより好都合であること。
- ii) 年々の努力量の変化に伴う「実際の漁獲量と平衡漁獲量のズレ」の大きさを測る手がかりを求め, これを将来の漁業管理技術への発展の足がかりとしたいこと。
- iii) パラメーターに加入量 R を含むので, 直接加入量の推定が行なえること。
- iv) 須田 (1970) が述べているように, マグロ類, とくに寿命が長く, 成長段階で生活様式の分化がみられるような魚種のポピュレーションダイナミクスに, logistic モデルを導入することが常に適当であるとはいえないこと。
- v) マグロ漁業の場合, 漁業規模の成長はいちじるしく急速で, このような激しい努力量の変動に対しても, 一応, 理論的には耐えられるだけのモデルが欲しいこと。

等々の理由があるからである。

2. パラメーター推定の方法

平衡状態では, 漁獲尾数 (\bar{C}) は次式のようにあらわされる。

$$\bar{C} = \frac{F}{Z}R \dots \dots \dots [IV]$$

たゞし R は平均加入尾数, F は漁獲死亡係数, Z は全死亡係数である。この式を変形すると, 漁獲努力量と単位努力当り漁獲尾数の逆数との間に直線的な関係の成り立つことが示される (土井 1962)

$$\frac{1}{\bar{C}} = \frac{Z}{FR} = \frac{qf+M}{qf \cdot R} = \frac{qf+qm}{qf \cdot R} \quad \text{たゞし,}$$

$$m = \frac{M}{q}, \quad \text{したがって,}$$

$$\frac{f}{\bar{C}} = \frac{f}{R} + \frac{m}{R}$$

これを書き換えて,

$$\frac{f}{\bar{C}} = \alpha + \beta f \dots \dots \dots [V]$$

たゞし、 $\alpha = \frac{m}{R}$ 、 $\beta = \frac{1}{R}$ 。勿論、 $m = \frac{M}{q}$ である。〔V〕式で f/\bar{C} は単位努力当り漁獲尾数の逆数である。 M 、 q はそれぞれ自然死亡係数、及び単位努力の漁獲係数。したがって、漁獲尾数と努力量のデータがあれば、最少二乗法によって α と β を計算し、この値を用いて、 R と m (M と q の比) を求めることができる。

こゝで、更に、 q 又は M のいずれかについての、或いはまた q と M の関係を与えるような別種の情報があれば、〔V〕式に含まれる q 、 M 、 R のいずれをも計算することができる。しかし、すでに述べたように、漁業の対象となっている多くの資源では、漁獲尾数と努力量以外の生物学的な情報はいちじるしく不足勝ちである。とはいうものの、いろいろ工夫すれば、 q や M について何等かの手がかりはあるものである。あるいは又、他の類似の資源についての推定値がそのままその資源にも適応し得るということがあったりする。

むしろ、問題になるのは、実際に我々が入手し得る資料は平衡状態にある漁業を通して得られるものではないということである。漁業の規模は年々変動する。そして努力量の増大期の漁獲尾数は、平衡時に同量の努力量を投入して期待できる漁獲尾数を上回る筈である。逆に努力量の減少期には、年々の実際の漁獲尾数は、平衡時のそれを下回ると考えられる。この間の事情を、logistic モデルについては、すでに Schaefer (1954) が説明している。こゝでは、加入尾数を一定として、以下のように考える。 t 年、 $t-1$ 年、 $t-2$ 年、………における有効努力量を f_t 、 f_{t-1} 、 f_{t-2} 、………、全瞬間死亡係数を Z_t 、 Z_{t-1} 、 Z_{t-2} 、………とおくと、 t 年の実際の漁獲尾数 C_t は次のように書ける。

$$C_t = \frac{qf_t}{Z_t}(1 - e^{-Z_t})(1 + e^{-Z_t} + e^{-Z_{t-1} - Z_{t-2}} + \dots)R \dots\dots\dots \text{〔VI〕}$$

又、 t 年と同じ量の努力量（したがって全死亡係数）のもとでの平衡漁獲尾数 \bar{C}_t は、

$$\bar{C}_t = \frac{F_t}{Z_t}R = \frac{qf_t}{Z_t}R \dots\dots\dots \text{〔VI'〕}$$

\bar{C}_t と C_t の比が、定常状態のもとでの漁獲量と、実際の漁獲量（非定常状態にある漁獲量）の比である。

$$\frac{\bar{C}_t}{C_t} = \frac{1}{(1 - e^{-Z_t})(1 + e^{-Z_{t-1}} + e^{-Z_{t-1} - Z_{t-2}} + \dots)} = \frac{1}{X_t} \dots\dots\dots \text{〔VII〕}$$

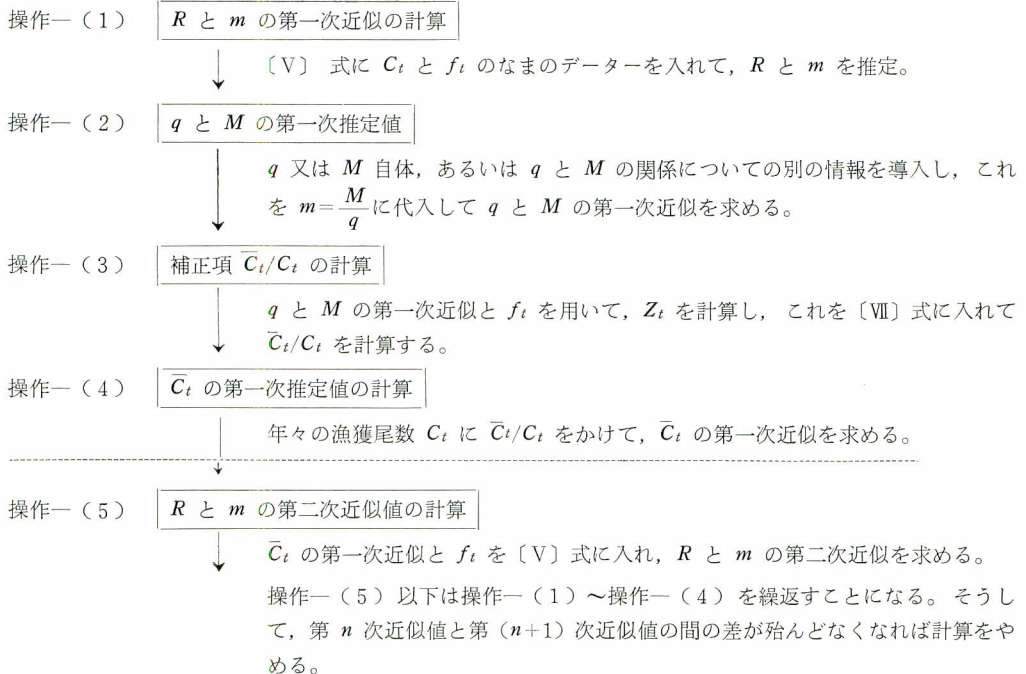
念のためにつけ加えれば、 $X_t = (1 - e^{-Z_t})(1 + e^{-Z_{t-1}} + e^{-Z_{t-1} - Z_{t-2}} + \dots)$ 。こゝで X_t は $\frac{1 + e^{-Z_{t-1}} + e^{-Z_{t-1} - Z_{t-2}} + \dots}{1 + e^{-Z_t} + e^{-2Z_t} + \dots}$ の形に書き換えられる。そして、 t 年にはいちじるしく漁業が拡大し、 $f_t > f_{t-1}$ 、 $f_t > f_{t-2}$ 、 $f_t > f_{t-3}$ ………という関係、換言すれば、 $Z_t > Z_{t-1}$ 、 $Z_t > Z_{t-2}$ 、 $Z_t > Z_{t-3}$ ………という関係があるとする。そうすると、 X_t の分子に含まれる $e^{-Z_{t-1}}$ 、 $e^{-Z_{t-1} - Z_{t-2}}$ ………と分母の e^{-Z_t} 、 e^{-2Z_t} ………のそれぞれについては、 $e^{-Z_{t-1}} > e^{-Z_t}$ 、 $e^{-Z_{t-1} - Z_{t-2}} > e^{-2Z_t}$ ………という関係が成り立つ。したがって、 $X_t > 1$ となる。このモデルのもとでも、漁獲規模が拡大する時には、平衡時に同量の漁獲努力量を投下して期待できるより多くの漁獲尾数があげられることになる。逆に、 $f_t < f_{t-1}$ 、 $f_t < f_{t-2}$ 、 $f_t < f_{t-3}$ ………といった関係が存在するならば、（漁業が縮小した場合には） $X_t < 1$ となり、実際の漁獲尾数は平衡時のそれより小さくなる。

以上のように、実際に観測された漁獲尾数と、漁獲努力量との関係は〔IV〕式や〔V〕式で示されているものとは別物である。〔V〕式の α と β を計算するには、実際の漁獲尾数を補正して平衡漁獲尾数を推定し、この推定値を用いるという手順をふむ必要がある。〔VII〕式はそのための補正式であり、 \bar{C}_t/C_t は t 年に対する補正係数である。

〔V〕式の使用にあたって、もうひとつ注意しなければならないことは、3ケのパラメーター、加入量 R 、自然死亡係数 M 及び catchability q のそれぞれが一定という条件である。土井 (1962) は、 R を一定とみなせるか否かを吟味する目的でこの式を用いた。こゝでは、逆にこれらのパラメーターが一定という前提のもとに f/\bar{C} と f の回帰関係を求めようとしているのである。したがって、各パラメーターがより一定に近い状態に保たれることが、必要な前提条件である。

〔VII〕式の補正係数を計算するには、年々の Z_t が必要である。 Z_t の計算のためには、 q と M の値を知りたい。たゞし、この場合、 q と M の推定値は充分正確でなく、一応の近似値であっても、それなりに補正の効果はある筈である。そこでひとまず、“なま”のデータを〔V〕式に入れて M/q を計算し、これを本当の値に比較的近い値を考える。こゝで上述したように、 q 、 M 又は Z について、別に得られた情報を導入する。そして、これと、今〔V〕式からみちびいた M/q の推定値とを連立させて、 q と M の個々の値を決

定する。 q と M がわかれば、次に年々のデータとして準備された f_t を用いて、毎年の Z_t を計算し、 \bar{C}_t/C_t を求める。この補正係数を用いて、年々の漁獲尾数を補正し、補正された漁獲尾数を用いて、再び CPUE の逆数を計算する。こゝで新たに得られる漁獲努力量と CPUE の逆数との関係は、“なま” のデータを用いて推定した関係よりは実際に近いと考えられる。この新しい関係を用いて、 q と M を推定し直せば、更に効果的な補正係数が求まる。このような操作を繰返し、第 2 次、第 3 次というふうに近似値を求めてゆけば、それだけ効果的な補正係数が求まる。最後に求めた $M/q(=m)$ と R の推定値が、その前の推定値と殆んどかわらなくなったところで、計算をやめて、これを最終推定値とする。この間の操作を模式的に示すと、以下の通り。



3. 適用例—1：インド洋のメバチ

Kikawa et al. (1969) は、インド洋ではえなわ漁業開始以来、我国の漁船による漁獲努力量やメバチの漁獲尾数を示している（第 1 表）。この漁獲努力量は、須田・久米（1967）にしたがって標準化されたもので、1960～1964 年の魚群分布の型を規準としている。なお、この表では、漁業規模がいちじるしく小さく、かつ漁場が小スンダ列島水域に局限されていた 1952 年及び 1953 年の CPUE ははぶいてある。

上表の数値を用い、操作一（１）にしたがって、まづ漁獲努力量となまの CPUE の逆数の回帰を計算し、 R と m の第一次近似値を求めた。 f と \bar{C} の単位をそれぞれ 10^8 、 10^6 として計算した回帰式は、

$$\frac{f}{\bar{C}} = 0.9361f + 1.2291$$

その結果、 $R=1.0683$ (10^6 尾)、 $m=1.1505$

となる。したがって、 $M=1.1505q$ 。この結果を第 1 図に示す。

第一表によると、1955～1964 年間の漁獲努力量は比較的安定している。この期間の後半では CPUE も安定しているので、定常状態に近いとみてもよいであろう。坂本（1966）は、1955～1963 年間の年令別魚群量指数を示している。このデータから年々の生残率を計算してみると、資源が殆んど安定状態にあると考えられるにもかかわらず、年々変動がいちじるしい。坂本の年令組成は、年々の体長組成を、平均的な「年令

Table 1. Numbers of effective hooks (f_t , in 10^4) and bigeyes caught (C_t , in 10^2), catch per unit effort (CPUE) and reciprocal of CPUE for the longline fishery in the Indian Ocean from 1952 through 1967 (from Kikawa et al, 1969)

Year	$f_t(10^4 \text{ hooks})$	$C_t(10^2 \text{ fish})$	$P(\text{CPUE}, 10^{-2})$	$1/P(10^2)$
1952	43	27	—	—
1953	397	249	—	—
1954	2,030	1,388	0.68	1.47
1955	4,645	3,108	0.67	1.49
1956	7,468	4,353	0.58	1.72
1957	4,370	2,663	0.61	1.64
1958	5,260	3,310	0.63	1.58
1959	4,975	2,678	0.54	1.85
1960	6,730	3,608	0.54	1.85
1961	5,070	2,713	0.53	1.89
1962	7,310	4,233	0.58	1.72
1963	4,412	2,540	0.58	1.72
1964	5,659	3,293	0.58	1.72
1965	8,745	3,785	0.43	2.32
1966	10,042	4,624	0.46	2.17
1967	12,144	5,124	0.42	2.38

—「体長」関係にもとづいて組みかえて求めたものである。だから、年級や年によって成長に差があれば、年令組成の推定値には誤差が生ずることになる。そうして、年別の生残率にも誤差が入ることになる。しかし、

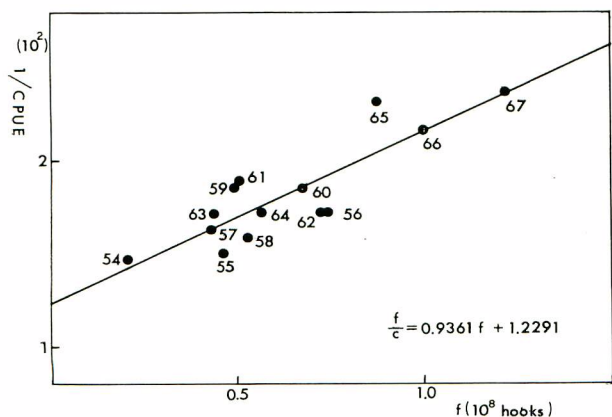


Fig. 1. Reciprocal of CPUE plotted against number of effective hooks for the bigeye tuna caught by longline fishery in the Indian Ocean

、年別に計算すれば、大きな誤差を伴うであろう生残率も、平衡状態に近い数ヶ年間の値を平均すれば、この期間の平均努力量に対応する平均生残率を一応代表すると思われる。第2表に示すように、1959~1963年の間の平均生残率は、0.323 ($Z=1.130$)、平均努力量は、 0.5951×10^8 本。したがって、

$$0.5951q + M = 1.130 \dots \text{〔VIII〕}$$

として、 q と M の関係が与えられる。この関係を操作一(2)に導入し、これに $M = 1.1505q$ を代入して、 M と q の第一次近似を求める。結果を第3表に示す。

M と q の第一次近似値を〔VII〕式に

入れて、操作一(3)の補正係数の計算を行なう。結果を第4表に示す。

この補正係数を第1表の“なま”の漁獲尾数 C_t にかけて、それぞれの年の漁獲努力量に対応する平衡漁獲尾数の第一次推定値 (\bar{C}_t) とする。

\bar{C}_t の第一次推定値と f_t を用いて操作一(1)~(4)の計算を繰返し、 M と R と q 、並びに補正係数の第二次推定値を決定する。こゝでは、同様な繰返し計算を更にもう1回、都合3回繰返した。第3表の各計算毎の M 、 q 、 R の推定値についてみると、第2回目の結果と第3回目のそれとは殆んど一致している。そ

Table 2. Number of effective hooks, index of population abundance and estimated survival rate for the years from 1959 through 1963, for which the bigeye tuna stock in the Indian Ocean is supposed to be on a steady state. (Indices of population abundance are derived from Sakamoto 1966)

Year	Number of effective hooks		Index of population abundance		Yearly survival-rate
	Yearly value (10^4)	Average value for succeeding 2 years (10^4)	5 and more than 5 years old fish	6 and more than 6 years old fish	
1959	4,975		728		
1960	6,730	5,853	556	164	0.226
1961	5,070	5,900	640	270	0.487
1962	7,310	6,190	459	148	0.231
1963	4,412	5,861		189	0.412
Total Mean		23,804 5,951	2,383	771	

Note; Average survival rate for the years from 1959 through 1963

$$e^{-Z} = 771/2383 = 0.323$$

Average total instantaneous mortality coefficient

$$Z = 1.130$$

Table 3. Estimates of R , M and q of the Indian Ocean bigeye tuna.

Operation No.	α	β	m	$R(10^6)$	M	$q(10^8 \text{ hooks})$
1	1.2291	0.9361	1.1505	1.0683	0.7447	0.6473
2	1.1948	1.1130	1.0734	0.8985	0.7269	0.6772
3	1.1974	1.1157	1.0732	0.8964	0.7268	0.6773

Table 4. Values of X_t and "Correction factor" for the Indian Ocean bigeye tuna.

Year	First approximation		Second approximation	
	X_t	Correction factor	X_t	Correction factor
1954	1.099	0.910	1.103	0.907
1955	1.157	0.864	1.167	0.856
1956	1.151	0.896	1.163	0.860
1957	0.948	1.055	0.950	1.053
1958	1.013	0.987	1.017	0.983
1959	0.994	1.006	0.997	1.003
1960	1.053	0.950	1.055	0.948
1961	0.964	1.037	0.964	1.037
1962	1.059	0.944	1.059	0.944
1963	0.928	1.078	0.928	1.078
1964	1.014	0.986	1.015	0.985
1965	1.095	0.913	1.100	0.909
1966	1.057	0.946	1.053	0.950
1967	1.055	0.948	1.057	0.946

れて、繰返し計算は3回目の操作—(2)で打ち切った。第2図には、平衡漁獲尾数の第2次推定値を用いて計算した CPUE の逆数を努力量に対してプロットすると同時に、両者の回帰直線をも示してある。第3表にも

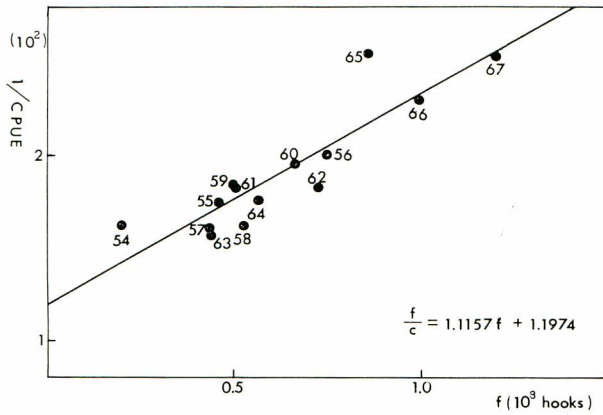


Fig. 2. Reciprocal of secondarily corrected CPUE plotted against number of effective hooks.

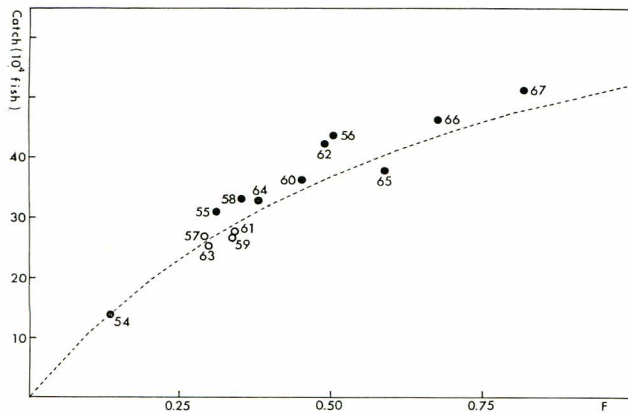


Fig. 3. Sustainable catch curve (dotted line) calculated employing the final estimates of R , M and q shown in Table 3 and actual yearly catches of Japanese longline fishery in the Indian Ocean. Closed and open circles are for years of fishing effort which are more than and less than those of foregoing years respectively.

ては、いろいろの角度から、 M についての検討が行なわれている (R. Henemuth 1961, T. Ishii 1967, M. B. Schaefer 1967-2)。そして、これらの結果はいずれも ≈ 0.8 という値を与えている。この値は大西洋のキハダについても適用し得ると考える。

もうひとつ、大西洋のキハダの場合、表層漁業の先どりによるはえなわ対象群への加入量の年々の減少が明らかにみとめられる (林・本間 1967)。操作—(3)の補正項の計算では、この種の加入減の効果をも見込めるような計算方法を考えた。そのあらましは以下の通りである。まず、本間他 (1969) の記述を手がかりに、表層漁獲物の平均年令を 2 才、平均体重を 12.0 kg、はえなわ漁業の漁獲開始年令を 3.5 才、 M を 0.8 とおく。又、ある年の表層漁業が C_{st} トンのキハダをとると、はえなわ漁業への加入は S'_{t} 尾 (単位 100 尾) だけ減るとおく。そうすると、

も示すように、なまの回帰係数 (β) よりも、補正された回帰係数の方が大きい。又、 R , M , q の最終推定値は、それぞれ、89.64 万尾、0.7268、0.6773 (10^5 本当り) である。

第3図に、 M , q , R の最終推定値を用いて計算した平衡漁獲尾数曲線 (点線) と、年々の実際の漁獲尾数との対比を示す。なお、太平洋のメバチについては、成長式がすでに求められている (行繩, 藪田 1963)。この式をそのままインド洋のメバチに適用し、こゝで求めた M の最終推定値 0.7268 と組み合わせ、Beverton and Holt (1957) にしたがって、加入当り漁獲量を計算する。この値に、加入尾数の最終推定値 $R \approx 90$ 万尾をかけると、平衡漁獲量が求まる。こうして計算した平衡漁獲量曲線を第4図に示す。なお、 $4.0 > t_c > 3.5$ と推定されているので、この図には $t_c = 4.0$ 及び $t_c = 3.5$ に対する2本の平衡漁獲量曲線を示し、更に両曲線にはさまれた部分に斜線を施してある。又、比較のために Kikawa et al. (1969) が示した年々の有効努力量、漁獲重量をもプロットしてある。

4. 適用例—2: 大西洋のキハダ

インド洋のメバチでは、操作—(2)に q と M の関係を与えたが、こゝでは、 M そのものの推定値を与えて計算をすゝめる。太平洋のキハダについ

$$S'_t = C_{st} \times \frac{e^{-0.8(3.5-2)}}{0.012 \times 10^2} = 0.251 C_{st} \dots \dots \dots [IX]$$

ところで、ある年の表層漁業の対象群が、はえなわ漁場へ加入するのは 1.5 年後である。したがって、 S'_t の 1/2 が翌年 ($t+1$ 年) の、その残余の 1/2 が翌々年 ($t+2$ 年) のはえなわ漁業への加入減少分ということになる。そして、ある年、たとえば $t+2$ 年における加入減 S_{t+2} は以下のようになる。

$$S_{t+2} = \frac{1}{2}(S'_t + S'_{t+1}) \dots \dots \dots [X]$$

このように、年々の加入減 S_t を考慮する場合には、補正係数の計算、すなわち、操作一(3)での〔VII〕式は〔XI〕式の形に変形される。

$$\bar{C}_t / C_t = 1 / (X_t - Y_t) \dots \dots \dots [XI]$$

ここで、

$$Y_t = \frac{1}{R} (1 - e^{-Z_t})(S_t + S_{t-1} \cdot e^{-Z_{t-1}} + S_{t-2} \cdot e^{-Z_{t-1} - Z_{t-2}} \dots) \dots \dots [XII]$$

なお、〔XI〕式内の X_t は〔VII〕式に与えられている。また、 $F_t R Y_t / Z_t$ は表層漁業の先どりによって生ずるはえなわ漁業の漁獲尾数減少分にあたる。

このように、大西洋のキハダの場合、操作一(2)と操作一(3)での手続きが、インド洋メバチの場合と

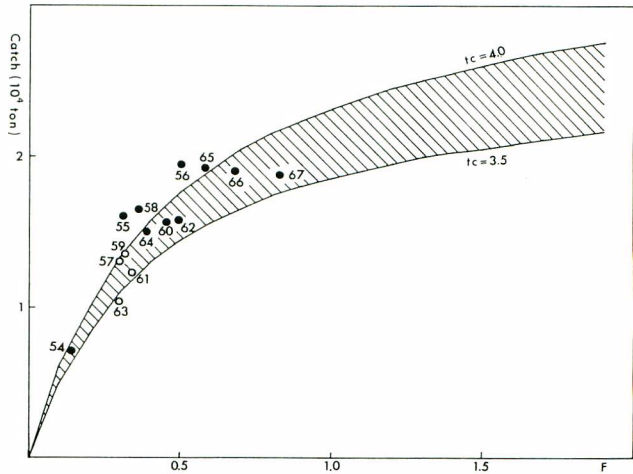


Fig. 4. Possible sphere of amount of sustainable yield (10^4 tons) of bigeye tuna in the Indian Ocean estimated by employing R , M and q values in Table 3 with actual yields of respective years. Closed and open circles represent years of increased and decreased efforts respectively in comparison with foregoing years.

Table 5. Number of effective hooks (f_t , in 10^3), number of yellowfins caught (C_t , in 10^2), reciprocal of CPUE for longline fishery, weight of yellowfin caught (10^2 tons) by surface fishery and estimated decrease in the recruitment to longline fishery caused by preceding catch by surface fishery (S_t , 10^2 fish) in the Atlantic Ocean.

Year	Longline fishery			Surface fishery	Amount of decrease in recruitment S_t (100 fish)
	Effective hooks f_t (1000)	Catch C_t (100)	Reciprocal of CPUE(100)	Catch in weight C_{st} (100 tons)	
1956	237	120	1.97		
1957	7,108	2,583	2.76		
1958	17,166	7,447	2.30	92	
1959	26,881	10,920	2.46	96	1,155
1960	33,258	11,680	2.84	133	2,360
1961	42,361	9,717	4.35	127	2,874
1962	67,147	9,763	6.89	182	3,263
1963	82,975	8,948	9.23	240	3,878
1964	92,989	8,857	10.48	271	5,296
1965	118,205	9,305	12.72	238	6,413
1966	52,614	4,182	12.58	330	6,388

や異なる。第5表に、以下の計算に用いたはえなわの有効鈎数、漁獲尾数 (10^2 尾)、表層漁業による漁獲重量 (C_t , 10^2 トン) 並びにはえなわ漁業への加入の減少分 (S_t , 10^2 尾) を示す。この表の有効鈎数は、1965～1967年の間の5°区画別平均鈎獲率を用いて須田・久米(1967)の方法にしたがって計算されたもので、林・本間(1969)が別の方法で計算した値とはやや異なっている。

この適用例では、推定値の収収がいちじるしくおそく、30回の繰返し計算を行なっている。結果は第6表

Table 6. Estimates of R and q of the Atlantic longline yellowfin tuna.

Operation No.	α	$\beta(10^{-1})$	$R(10^2)$	$q(\text{per } 10^8 \text{ hooks})$
1	1.370	0.990	10,098	0.578
5	1.628	0.778	12,855	0.382
10	2.101	0.507	19,742	0.193
15	1.906	0.623	16,049	0.262
20	1.994	0.572	17,493	0.229
25	1.956	0.594	16,828	0.243
26	1.977	0.581	17,198	0.235
27	1.959	0.592	16,883	0.242
28	1.975	0.583	17,149	0.236
29	1.961	0.591	16,923	0.241
30	1.973	0.584	17,115	0.237
Mean of 29th. and 30th.			17,019	0.239

の通り。第5図に漁獲努力量に対する“なま”のCPUEの逆数を、第6図に30回目の計算結果として得られた漁獲努力量と“修正CPUE”の逆数との関係を示す。インド洋メバチの場合とは逆に、30回目の補正値では、初回の計算値よりも回帰線の傾斜がいちじるしく小さくなっている。これは両者の補正項の計算手続きの差に基づくものである。収収がおそかったため、最終推定値としては29回目と30回目の平均値をとった。これによると、大西洋のはえなわ漁業への、キハダの平均加入尾数は約170万尾、鈎 10^8 本の漁獲係数は0.239となる。参考のために、年別の漁獲尾数に対する最終補正係数を第7表に示す。

すでに述べたように、 $F_t R Y_t / Z_t$ は表層漁業の先どりによるはえなわ漁業の漁獲減少分である。年々の実際の漁獲尾数 C_t に、第7表の Y_t の最終値を用いて計算した $F_t R Y_t / Z_t$ を加えると、表層漁業が全くない場合のはえなわによる漁獲尾数の予想値が得られる。この値と実際の漁獲尾数を第7図に示す。

又、[IX]式によれば、表層漁業による1万トンの漁獲のために、 2510×10^2 尾の加入減がはえなわ漁業におこる。これは表層漁業がない場合のはえなわ漁業への加入尾数170

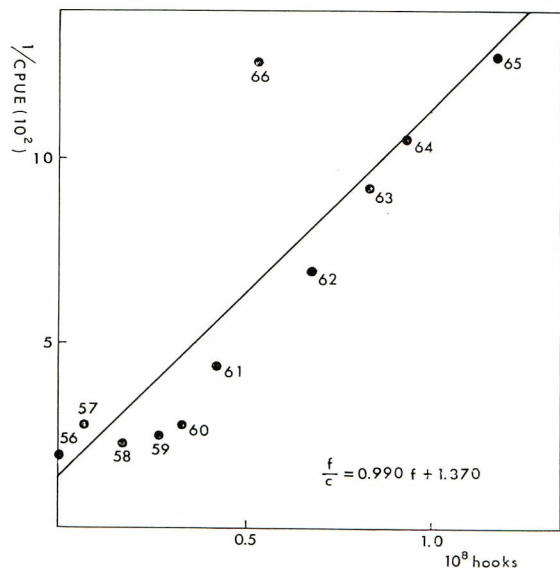


Fig. 5. Reciprocal of raw value of CPUE plotted against number of effective longline hooks for the yellowfin tuna in the Atlantic Ocean. In the ocean, surface and longline fisheries coexist and the former fisheries catch yellowfin tuna previously to the later one.

万尾の 14 %にあたる。

第 8 図の点線は、表層漁業は全くなく、はえなわ漁業のみが存在する場合の平衡漁獲尾数曲線を示す。この図には比較のために $(C_t + F_t R Y_t / Z_t)$ の値をプロットしてある。又、ここでは、前年より漁業が拡大した年は黒丸、その逆のケースを白丸で示してある。

5. 問題点

5-1: 適用例一(2)では、推定値がなかなか収斂しなかった。一般的にいて、すべてのケースで効果的な収斂が期待できるという保証はないようである。収斂が妨げられる原因として、かなり多様なものが考えられるが、観測値のちらばりのいちじるしい場合とか、回帰線の Y 切片や回帰線の傾斜が 0 に近い場合には、このような現象がおりやすいように思われる。

5-2: [V] 式が成り立つためには、3ヶのパラメーターが一定という条件が満たされ

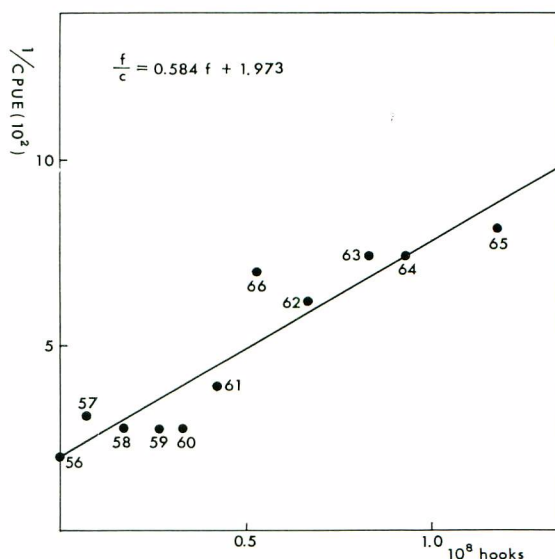


Fig. 6. Reciprocal of 30th revised value of CPUE plotted against number of effective longline hooks for the Atlantic yellowfin.

Table 7. Final values of X_t , Y_t , $(X_t - Y_t)$ and "Correction factor" calculated for the Atlantic longline yellowfin catch.

Year(t)	X_t	Y_t	$(X_t - Y_t)$	"Correction factor"
1956	1.004	0.000	1.004	0.996
1957	1.125	0.000	1.125	0.889
1958	1.185	0.000	1.185	0.844
1959	1.148	0.052	1.096	0.912
1960	1.080	0.124	0.956	1.046
1961	1.067	0.169	0.898	1.114
1962	1.099	0.205	0.894	1.119
1963	1.040	0.234	0.806	1.241
1964	1.016	0.312	0.704	1.420
1965	1.024	0.384	0.640	1.563
1966	0.897	0.339	0.558	1.792

ている必要がある。このうち加入量が一定という条件を、まず、とりあげてみよう。長年にわたる漁業の歴史の過程で、いろいろの理由でこの条件に変化が生ずる。たとえば、

- (i) **Density dependent** な再生産関係が存在するなら、いちじるしく大きい努力量が投下された時代と、小さい努力量しか投下されなかった時代の間で、加入量に差が生ずる。
- (ii) 別の漁業が存在し、それが先どり漁業である場合にも加入量が変わる。
- (iii) 成長段階によって、生息水域が変化するような魚種が漁獲対象になる場合、漁場のひろがりの年変化も漁獲開始年齢の変化をもたらす、漁獲開始時の個体数を変化させる。漁具の性能の変化も同じような効果をもつ。
- (iv) **Biotic** あるいは **Abiotic** な環境変化に伴う加入量の変動もあり得る。

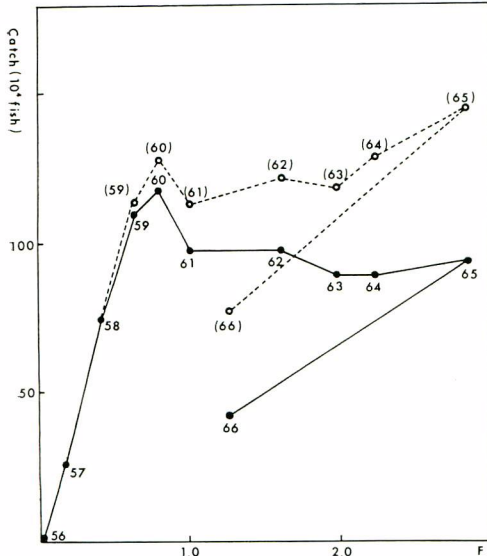


Fig. 7. The amount of observed yearly catches (closed circle) of yellowfin tuna by Japanese longline fishery in the Atlantic Ocean compared with calculated yearly ones which are expectable when surface fishery does not take place (open circle).

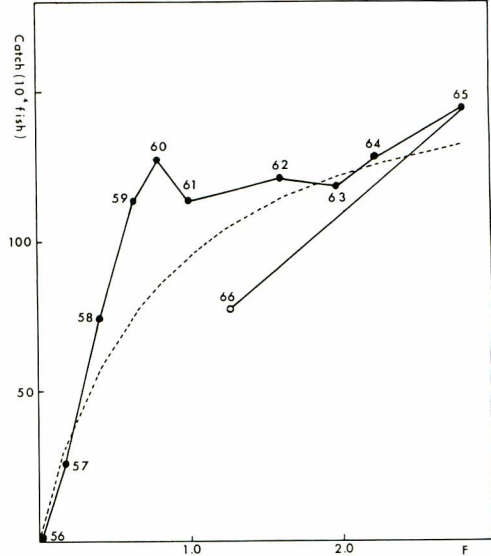


Fig. 8. Sustainable catch curve (dotted line) compared with yearly sums of actual longline catch and supposed amount of decrease in longline catch which are caused by preceding catch by surface fisheries. The sustainable catch curve is drawn on the basis of final estimates of R and q in Table-6 under the supposition of absence of surface fisheries.

以上述べた (i)~(iv) のケースはいずれも、普通におこり得ることのように思われる。と同時に、加入量

一定という条件を保つための工夫も、ある程度可能なこともある。適用例一(2)では、(ii) の先どり漁業が存在する場合のとり扱いの一例を示したつもりである。(iii) のケースでは、漁場のひろがりとか漁具構造の変化を目やすに、漁獲開始年令がいちじるしく変化していると思われる期間のデータを打ち切ればよい。しかし、(i) の Density dependent な再生産関係や、(iv) の Biotic あるいは Abiotic な環境変化に伴う加入量の変化については、仮にそれが存在しても、この研究でとり扱おうとしているような内容のデータでは実態がとらえにくく、実際には手のうちようがないように思われる。

M については、情報の不足が甚だしいので、一定という条件がどの程度みたされているのか予測の手がかりすら殆どないのが普通である。 q については、長年にわたって一定に保たれると考えること自体に問題がありそうである。 q の変化のうちでは漁具構造の変化に伴うものが比較的気づかれやすい。こういう場合には、変化のあった期間のデータを計算に用いなければよい。更に開拓に伴うストックの年令組成の変化とか、努力量の標準化の手続きの過程で導入されるみかけ上の q の変化もあろうが、実態の理解がむつかしく、今後の問題として保留せざるを得ない。

5-3: 本報告の適用例では、正確なパラメーターを指定するというより、むしろ、方法の解説に重点をおいた。よりよいパラメーターの推定値を得ることを目的とするならば、データの編纂方法に検討の余地があることを附記しておきたい。

6. 謝 辞

この研究にあたっては、木部崎遠洋水産研究所所長はじめ、研究員各位のいろいろの御指導と御協力をいただいた。とくに福田企画連絡室長、山中海洋部長には、原稿の校閲をいただいたばかりでなく、とりまとめの

過程でも、林繁一浮魚資源部第1研究室長とともに、種々御検討をいただいた。記して深謝の意を表する。

文 献

- R. J. H. BEVERTON and S. J. HOLT, 1957: On the dynamics of exploited fish populations. *Fish. Invest.*, London, Ser. 2, 19.
- 土井長之 1962: カムチャッカ西海岸のタラバガニの資料診断, 東海区水研報 33, 11-19.
- J. A. GULLAND, 1961: Fishing and the stocks of fish at Iceland. *Min. Agr., Fish. and Food, Fish. Invest.*, II-23(4), 1-32.
- 林繁一, 本間操 1969: 延縄漁業の漁獲統計からみた大西洋のキハダの資源に関する一考察 1956~64年. 遠水研報 2, 65-84.
- R. C. HENNEMUTH, 1961: Year class abundance, mortality and yield-per-recruit of yellowfin tuna in the eastern Pacific Ocean, 1954-1959. *IATTC. Bull.*, 6(1), 1-51.
- 本間操, 久田幸一, 菅野昇十 1969: アフリカ西岸におけるマグロ竿釣り, まき網漁業の近況とその漁獲対象となるキハダの漁業生物学的考察 遠水研報 2 85-114.
- 石井丈夫, 1968: 太平洋海域メバチ, キハダに関するパラメーターの推定. マグロ漁業研究協議会議事録, 昭和42年度, 72-76
- S. KIKAWA, T. KOTO, C. SHINGU and Y. NISHIGAWA, 1969: Status of tuna fisheries in the Indian Ocean as of 1968, 遠水研報, Sシリーズ, 2, 1-28.
- 坂本久雄 1966: インド洋におけるメバチの魚群量と年令組成の変動, 南水研報 24, 31-40.
- M. B. SCHAEFER, 1954: Some aspects of the dynamics of populations important to the management of the commercial marine fisheries. *IATTC. Bull.*, 1(2), 27-56.
- M. B. SCHAEFER, 1957: A study of the dynamics of the fishery for yellowfin tuna in the eastern tropical Pacific Ocean. *IATTC. Bull.*, 2(6), 245-285.
- M. B. SCHAEFER, 1967-1: Dynamics of the fishery for the anchoveta *Engraulis ringens*, off Peru. *Inst. Mer Peru, Bull.*, 1(5), 192-303.
- M. B. SCHAEFER, 1967-2: Fishery dynamics and present status of the yellowfin tuna population of the eastern Pacific Ocean. *IATTC. Bull.*, 12(3), 89-136.
- M. B. SCHAEFER and R. J. H. BEVERTON, 1963: Fishery dynamics—Their analysis and interpretation. *The Sea*, II, 464-483.
- 行縄茂理, 藪田洋一 1963: メバチの成長と年令. 南水研報 19, 103-118.
- 須田明, 1970: ビンナガ, メバチのように年令による生活様式の分化のいちじるしい魚族の持続生産量の計算 I, 持続再生産についての基礎的な議論と単一の漁業を想定した場合の計算モデル. 遠水研報 3,
- 須田明, 久米漸 1967: まぐろはえなわ漁業の漁獲物から推定された太平洋メバチの加入と生きのこり. 南水研報 25, 91-103.