

まぐろはえなわ漁業の漁獲強度の推定*

——魚群分布に季節変化のある大西洋のキハダの場合——

本 間 操

(遠洋水産研究所)

Estimation of overall effective fishing intensity of tuna longline fishery

—Yellowfin tuna in the Atlantic Ocean as an example of seasonally fluctuating stocks—

Misao HONMA

Many authors have assumed that range of fishing operation covers, at least in certain period of each year, the whole range of distribution of the stock in question. Under the assumption, the effective fishing effort, X , is easily calculated even if fish and effort are not randomly distributed, by weighting nominal amount of effort, properly standardized for mechanical variation of gears such as size of net, with index of abundance of fish, in each subarea selected so as to realize uniform density of fish therein (Equation 1).

$$X = \sum_i r_i \cdot g_i = \sum_i \left(\frac{C_i / g_i}{\sum_i \frac{A_i C_i}{g_i} / \sum_i A_i} \times g_i \right) = \frac{C}{N/A} = \frac{C}{\bar{d}} \dots\dots\dots(1)$$

where, C_i : catch in i -th subarea,

g_i : nominal effort in i -th subarea, standardized for technical variation of gears if required,

N : index of stock size,

\bar{d} : average density,

r_i : index of abundance of fish in i -th subarea, or ratio of density in the subarea to the average density,

A_i : areal extent of i -th subarea, and,

A : areal extent of the whole fishing ground.

In the 1950's, the Japanese tuna longline fishery expanded range of their operation successively. This change of fishery required modification to the procedures for estimating amount of effective effort. Hitherto two types of data processing appeared. One is limitation of data for years after the fishing ground covered the distribution range of stocks as in HONMA *et al.*'s study (1971) on yellowfin tuna in the Pacific Ocean. The other substitutes geographical distribution of density indices in the fully exploited years to the early period of exploitation when fishing ground did not yet cover the whole distribution range, as proposed by SUDA and KUME (1967) to assessment of bigeye tuna stock in the Pacific Ocean.

Since 1965, fishing grounds of tuna longline fishery showed not only expansion but also shrinking or transition (*e.g.* HAYASI 1973, HAYASI *et al.* 1970, HONMA 1973, SUDA 1971). Such change

* 1974年4月30日受理 遠洋水産研究所業績 第126号

of fishing operation implies it be fruitful to develop the SUDA and KUME's method. SHIOHAMA (1971) modified this method taking within-year-variation of hook rates into consideration. The present author tries to improve the method so as to fit cases in which distribution pattern of fish differs depending on season of a year, together with to find out conditions required for keeping validity of such method.

Formulation

The longline fishery in the Atlantic Ocean shows remarkable seasonal changes of extent of fishing ground and index of stock size of yellowfin tuna. This makes it necessary to use the catch statistics compiled by season of a year but not the annual total so that we can examine heterogeneity of distribution in a season, and seasonal change of stock size during a year. The present method evaluates relative efficiency, ϵ_{ij} , of unit effort in i -th subarea and j -th season as a product of indices of density, r_{ij} , and availability, a_j , based on average density indices, d_{ij} , over "standard years" when the fishery covered distribution range of the fish, and when the stock size was relatively stable (Equations 2 to 5). In this particular case, the subarea is Lat. 5° and Long. 5° square, or simply called 5-degree square, and the season is a three-month period or quarter.

$$r_{ij} = \frac{d_{ij}}{\sum_i A_{ij} d_{ij} / \sum_i A_{ij}} \dots \dots \dots (2)$$

where, A_{ij} : extent of i -th 5-degree square occupied in j -th quarter.

$$d_{ij} = \frac{1}{l_{ij}} \sum_{k=1}^{l_{ij}} C_{ijk} / g_{ijk} \dots \dots \dots (3)$$

where, C_{ijk} : catch in i -th 5-degree square occupied in j -th quarter of k -th year,

g_{ijk} : nominal effort used in i -th 5-degree square occupied in j -th quarter of k -th year,

and,

l_{ij} : number of years when i -th 5-degree square was occupied in j -th quarter.

$$a_j = \frac{\bar{N}_j}{\frac{1}{4} \sum_{j=1}^4 \bar{N}_j} = \frac{\sum_i A_{ij} d_{ij}}{\frac{1}{4} \sum_{j=1}^4 (\sum_i A_{ij} d_{ij})} \dots \dots \dots (4)$$

where, N_j : index of stock size in j -th quarter in "standard years".

$$\epsilon_{ij} = a_j r_{ij} = d_{ij} / \frac{\sum_i \sum_j d_{ij} A_{ij}}{4 \sum_i A_{ij}} \dots \dots \dots (5)$$

Amount of effective effort in j -th quarter of k -th year is simply a sum of products of the relative efficiency and nominal effort (Equation 6). Seasonal change of fishing ground requires calculation of yearly sum of overall effective fishing intensity, f_k , as a measure to be proportional to the fishing mortality coefficient in k -th year (Equation 7).

$$X_{jk} = \sum_i \epsilon_{ij} g_{ijk} = a_j \sum_i r_{ij} g_{ijk} \dots \dots \dots (6)$$

$$f_k = \sum_{j=1}^4 f_{jk} = \sum_{j=1}^4 X_{jk} / A_j \dots \dots \dots (7)$$

where, A_j : extent of the whole fishing ground in j -th quarter in "standard years".

Statistical test

The equation 6 is necessary when the pattern of geographical distribution of fish varies from

season to season. Furthermore, the equation is valid when the seasonal succession of pattern of geographical distribution of fish does not differ among years in question. The former condition is regarded to exist if interaction between subarea and season is a significant source of variation of density indices, in a statistical test based on a model given in equation 8. The latter condition is assumed to be real if variances of the other two interactions including "year" are not significantly large compared to "errors" as well as those due to the other factors.

$$d_{ijk} = a + y_k + p_i + q_j + (yp)_{ki} + (yq)_{kj} + (pq)_{ij} + e_{ijk} \dots \dots \dots (8)$$

where, a : grand mean,

$$y_k : \text{year deviation, } \sum_k y_k = 0,$$

$$p_i : \text{subarea deviation, } \sum_i p_i = 0,$$

$$q_j : \text{season deviation, } \sum_j q_j = 0,$$

$(yp)_{ki}$: interaction between year and subarea,

$(yq)_{kj}$: interaction between year and season,

$(pq)_{ij}$: interaction between subarea and season, and,

e_{ijk} : errors assumed to follow a normal distribution with mean of 0.

Results

(1) **Source of variation of density indices:** Quarter, subarea and their interaction appeared as statistically significant sources of variations in most sets of 34 analyses for data taken during 13 years from 1956 to 1968 in 23 subareas given in Fig. 1. Only 13 sets showed significant variation due to interaction between "year" and either "subarea" or "season" (Table 1). These statistical results show that the pattern of distribution of fish changed from season to season, but the seasonal change itself was fairly stable during the 13 years. These are necessary and satisfactory conditions for using the equation 6. The highly significant variance due to "year" for sufficiently long period from the major distribution range represents the succeeding decline of yellowfin tuna stock in longline fishery in the Atlantic Ocean.

(2) **Change of density and availability indices:** Examinations of d_{ij} and r_{ij} reconfirmed HONMA and HISADA's conclusions (1971) that high hook rates occurred in the eastern and western Atlantic separately in the northern winter, and that the two concentrations shifted toward central Atlantic and then joined each other in the northern summer (Fig. 3). Availability index, a_j , was as high as 1.16 in the first quarter and decreased to 0.88 in the fourth quarter (Fig. 4).

(3) **Yearly and quarterly estimates of amount of effort, overall fishing intensity and average effectiveness index:** In most years the effective effort tended to rise in the early half and to decline in the late half as stock size did. Year-to-year change was common in effective effort and overall effective fishing intensity, having increased up to 1965 and then turned to decline (Figs. 5 and 6). Average effectiveness coefficient, or ratio of effective effort to nominal effort in a quarter, also used to rise in the early half and to lower in the late half, and gradually decreased from about 2.3-2.4 in 1957 and 1958 to 1.1-1.3 in 1966 through 1968 (Fig. 7).

Conclusions

The aforementioned seasonal and yearly fluctuations of average effectiveness coefficient ac-

cord with seasonal change of abundance of fish and yearly shift of species preference of fishermen. Furthermore, the statistical analysis has indicated that the present method is necessary and satisfactory for estimating overall effective fishing intensity of longline fishery on yellowfin tuna in the Atlantic Ocean.

On the other hand, there appears no significant difference in year-to-year changes of the present and previous estimates of intensity of fishing to yellowfin tuna (Table 2). Nevertheless it is preferable to use the present method for its theoretical basis insofar as the computers are available. Further examination of resultant parameters may provide means to evaluate time of recruitment and change of catchability depending on developmental stage of fish and environmental factors, together with other ecological and oceanographical investigations.

は し が き

まぐろはえなわ漁業は一面そのストックの豊度を計算する上に便利な性質もっている。この漁具はある大きさ以上の魚をかなりランダムにとるので(上村・本間, 1963 p. 33), 一定数たとえば100本の鈎にたいする漁獲尾数を計算すれば, 船の大きさを補正した単位努力当り漁獲量が求められるからである。その反面この漁業は大きな機動性をもち, 年によって漁場を変えるので(須田1971), 投下努力の面積密度に著しい変動が年々生じ特定魚種を毎年同じように間引くとは限らず, その魚種に対する有効努力量の計算を難かしくする性質も併せもっている。1950年代に操業域が次第に広がっていった時代の資源を評価するに当っては, 海区別の漁獲努力の有効度指数を平年型から求める方法や, 漁場が分布域を覆った期間のみを取扱うという方法がとられてきた(上村他, 1966)。

大西洋のはえなわ漁船の操業域は, 1965年までキハダを追って拡大し, その後ビンナガなどに集中するようになった。そればかりでなく, 太平洋に比べて漁場の拡がりの季節変化も顕著である。そこで有効努力量を計算する新しい方法の開発が必要とされていた(林・本間, 1971 p. 74)。最近塩浜(1971)は四半期別平年型を求めて, 大西洋のキハダ, ビンナガ, メバチに対する有効努力量を計算している。著者はやはり大西洋で1956—1968年にえられたキハダの資料を例として, 平年型の存在を確認した上で有効努力量および有効漁獲強度を推定する方法を検討した。

本研究は, 農林水産技術会議の国内留学制度(昭和46年度)によって著者が派遣された東京大学海洋研究所資源解析部門において進められた。その間田中昌一教授, 石井丈夫助教授の懇切なご指導と, 電子計算機の使用に当って吉田幸雄氏, 生田目孝子氏のご協力を得た。さらに本報のとりまとめには, 遠洋水産研究所, 企画連絡室須田明室長, 浮魚資源部林繁一第1研究室長の指導を得た。また浮魚資源部上柳昭治部長, 海洋部山一郎部長には本稿を校閲して頂いた。これらの方々たいして厚く感謝の意を表す。

1. 資 料

本報告では塩浜他(1965)および水産庁調査研究部(1965, 1966, 1967 a, b, 1968, 1969, 1970)の集計による日本まぐろはえなわ漁船の緯度5度ますめ(以下5°ますめという), 月または四半期別使用鈎数およびキハダ漁獲尾数を用いた。

2. 用語と定義

2.1. 記 号

資源量指数 N , 資源密度指数 d , 有効努力量 X , 漁獲強度 f , 面積指数 A は, 栗田(1964)に倣って定義した。添字 i, j, k はそれぞれの漁場の単位(5°ますめ, 小海区, 海区等), 漁期の単位(月または四半期), 年を表わす。

2.2. 時空間を示す用語

(1)5°ますめ; まぐろはえなわ漁業漁獲統計集計の1単位で, 緯経度0度線, 5度線, 10度線……で囲まれた範囲を5°ますめという。赤道に接する5°ますめの広さを漁場面積単位とした(本間他, 1971)。

(2)海区; 漁獲量, 努力量, 密度指数の似通ったいくつかの5°ますめを集めて大西洋を図1に示す $N'_2 \sim 4, N_1 \sim 4, E_1 \sim 4, S_1 \sim 3, S'_1 \sim 3$ に区分した。ただし, $E_1 \sim 4$ は改めて2または3個に細分したので, 海区数は23個である。

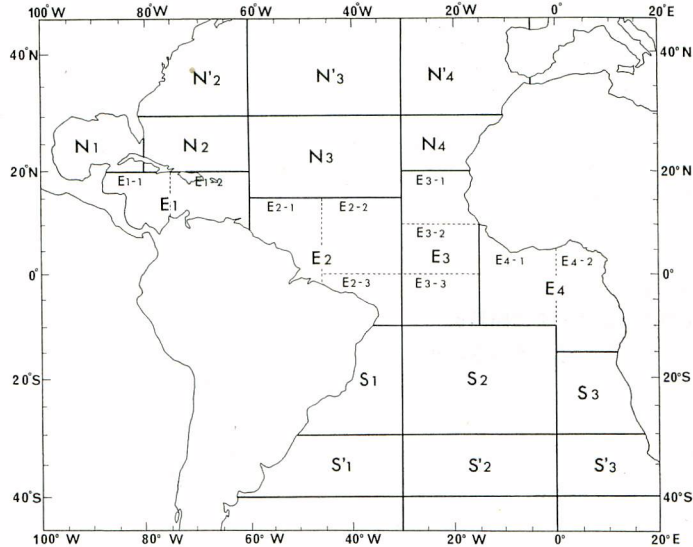


図 1. 研究対象海域の区分と拡がり。

Fig. 1. Division and extents of sea area under study.

本間・久田1971による。

After HONMA and HISADA (1971).

(3)漁場; 漁船が稼動したすべてのますめをいう。

(4)分布域; キハダがとれたすべてのますめをいう。

(5)時間の区分; 年は1月から12月までの歴年, 第1, 2, 3, 4四半期はそれぞれ1~3月, 4~6月, 7~9月, 10~12月である。

2.3. 「分布のパターン」および「平年型分布」

魚や漁獲努力の分布状態やその変化を簡潔に記述するために「分布のパターン」および「平年型分布」をつぎのように定義しておく。

「分布のパターン」をここでは漁場全体の平均密度指数にたいする各5°ますめ, または各海区におけるその比の分布型と定義する。具体的には以下の例の説明から理解されよう。たとえばある漁場がA, B, C, Dの4海区に分かれ, それぞれの面積が10, 5, 3, 2であるとする。そして各海区における密度指数が漁期-1, -2, -3につぎのように変わったとする。

海区	A	B	C	D	平均 密度指数
面積	10	5	3	2	
漁期					
1	1	5	3	7	2.9
2	3	15	9	21	8.7
3	15	2	4	1	8.7

第1期における平均密度指数は $\frac{1 \times 10 + 5 \times 5 + 3 \times 3 + 7 \times 2}{10 + 5 + 3 + 2} = \frac{58}{20} = 2.9$ である。同様に第2, 3期におけ

る平均密度指数はそれぞれ8.7, 8.7である。各漁期における平均密度指数に対する各海区の密度指数の比はつぎようになる。

漁期 \ 海区	A	B	C	D
1	0.3	1.7	1.0	2.4
2	0.3	1.7	1.0	2.4
3	1.7	0.2	0.5	0.1

この場合の漁期1と2との「分布のパターン」は同じで、漁期3の「分布のパターン」は他の漁期とは違くと表現する。「分布のパターン」が年によって余り変わらず、その年変動が誤差の範囲であれば、ますめ別または海区別の資源密度指数の何年かにわたる平均値の分布を「平年型分布」とすることができる。

3. 方 法

3.1. 有効努力量の推定

3.1.1. 従来の推定方法の概要とその問題点

3.1.1.1. 漁場と分布域とが一致している場合

総漁獲量を総努力量で割った単純な単位努力当り漁獲量が資源量に比例するためには、魚または漁船のいずれか一方がランダムに分布していなくてはならない (RUSSEL 1931, p. 13)。通例このような条件はみたまれないので資源量指数や有効努力量を求めるためにいくつかの方法が開発されてきた。その結果をとりまとめた田中 (1960, p. 116) は、漁場を密度の均一な海区に分けて、その各々に投下された努力量を相対密度指数で加重して有効努力量 X が求められることを示した (式1)。

$$\tilde{X} = \sum_i r_i \cdot g_i = \sum_i \left(\frac{C_i / g_i}{\sum_i \frac{A_i C_i}{g_i} / \sum_i A_i} \times g_i \right) = \frac{C}{N/A} = \frac{C}{\bar{d}} \dots \dots \dots (1)$$

C_i : i -海区における漁獲量

g_i : i -海区に投下された漁獲努力量

A_i : i -海区の面積

r_i : i -海区における相対密度指数

C : 総漁獲量

N : 総資源量指数

\bar{d} : 平均密度指数

A : 漁場面積

そして有効努力量の投下釣数に対する比を、努力が魚群の分布に対応した程度を示す有効度指数 $\epsilon = X/g$ と呼んだ。

しかし漁場が魚の分布域の一部しか覆っていなければこの方法は偏った結果をあたえる。この偏りはストック全体に対する漁場に入った魚群の割合が年によって変化すると補正しえない (たとえば WIDRIG 1954)。

3.1.1.2. 漁場が拡大を続けた場合

日本船のまぐろはえなわ漁場は、1952年から1963年にかけて拡大を続けた (上村他 1966)。この間引続いて主対象となった太平洋のキハダ、メバチでは分布のパターンの季節変化が比較的小さいので、その資源評価は年間の海区別努力量、漁獲量を用いて進められた。

本間他 (1971) による太平洋のキハダの研究では、その分布域である赤道周辺海域のうち、西経120度以西が漁場となった1955年以降のみが計算の対象となった。年数を限ることによって3.1.1.1.でのべた条件を満足させようとしたのである。しかし年数をできるだけ長くとうろくとすると海域がせまくなり、逆に海域を広くとうろくとするととりあげられる年数が短くなる。実用的な見地から同氏は中西部赤道海域という限られた漁場を取上げた。この漁場はキハダのストックのうち比較的若令魚のみの分布域となっているので、それに基づ

く計算は自然死亡係数を過大評価したおそれが大きい。

須田・久米(1967)は太平洋のはえなわ漁場がメバチの分布域を広くカバーした1960—1964年にわたる海区別平均釣獲率を求めて、有効努力量を推定する方法を考案した。つまり式(1)における海区別単位努力当漁獲量(釣獲率) C_i/g_i および相対密度指数 r_i を毎年求めるのではなくて上記の5年間における平均釣獲率から推定し、この相対密度指数を漁場が資源全体をカバーしなかった拡大期にも適用されると仮定したのである。これは漁場が拡大を続けたはえなわ漁業の有効努力量を求めるには便利な方法であるが、それが成り立つためにはつぎの2条件が満足されている必要がある。

- (1) 対象期間について密度指数分布の平年型が規定できること、つまり魚の分布のパターンが年々一定であること。
- (2) 季節別の密度指数、漁獲努力量、資源量指数の間につぎのいずれかの関係が成り立つこと。
 - (2a) 密度指数の分布のパターンおよび資源量指数が季節によって変わらない、いいかえるとある海区に投下された単位漁獲努力量によってとられるものの全資源に対する割合は季節にかかわらず一定であること。
 - (2b) 漁期が特定の季節に限られ、そのときには全ての魚が漁獲の対象となること。
 - (2c) 魚または漁獲努力量の分布が均一なこと。

まぐろはえなわ漁業では2b, 2cという条件が成立つ余地は少ない。

3.1.2. 大西洋のキハダに適した方法

大西洋ではえなわによってとられているキハダには前節でのべた方法はいずれもそのままでは適用できない。その理由は次の通りである。

- (1) 漁場とその拡がりおよび資源量指数が顕著な季節変化を示す。ある5°ますめに落された鈎の有効度は季節的に変化するので、漁獲努力量の分布のパターンが季節によって変ると、投下鈎数と漁獲尾数との年計値に基づく平均釣獲率からは有効度を求められない。
- (2) ところが大西洋における日本のはえなわ漁業は当初キハダのみを狙っていたが、1962年頃から遂次その主対象を温帯域のビンナガに移した(塩浜他1965, p. 6, 塩浜1971, p. 117, WISE 1968, p. 3, WISE・FOX 1969, p. 2, 林他1970, p. 2)。さらに1968年になると温帯のメバチおよび南半球高緯度水域のミナミマグロが日本はえなわ船の対象となり、漁場範囲は南北緯45度まで達した(図2)。対象魚種の変化にともなって、漁獲努力量の月別分布のパターンも総努力量の月変化も経年的に変ってきたと思われる。つまり、(1)でのべた年間集計値に基づく平均釣獲率が鈎の有効度に比例するという条件はみだされなくなった筈である。ここで扱った1968年迄に比べて、その後における魚種変化はさらに進んだので(須田1971, 塩浜1971, HAYASI 1973)、年間集計値による計算を引続いて採用すると有効努力量推定の偏りを大きくするはずである。

ここでキハダの密度指数が毎年同じような分布のパターンの季節変化を繰り返していれば、塩浜(1971)が行ったように「季節別密度分布の平年型」を用いて、有効努力量を季節別に推定すればよい。ただし「はえなわ漁具に対する魚群の availability には季節変化が全くない」という同氏の前提は、ここでは成立たない(本間・久田1971, p. 108, 109)。有効努力量は各四半期における密度指数分布によって定まる各ますめの季節別相対密度指数 r_{ij} と、利用度指数 a_j との積に比例すると考えた方が妥当である。この計算過程は式(2)~(5)で示される。

$$r_{ij} = \frac{d_{ij}}{\sum_k A_{ik} d_{ik} / \sum_k A_{kj}} \dots \dots \dots (2)$$

- r_{ij} : j -四半期における、 i -ますめの相対密度指数
 A_{ij} : j -四半期に漁場となった i -ますめの面積指数
 d_{ij} : i -ますめ、 j -四半期における密度指数の平年値

式(2)における d_{ij} は資源量が比較的安定し、操業域も十分に広がった数年間を「平年」として、その間における年々の釣獲率を平均してもとめた(式3)。ただし「平年とした期間」には操業がないが、それ以外の年には操業のあったますめ、四半期が僅かではあるがでてくる。それらの d_{ij} は周辺の値を用いて補間した。

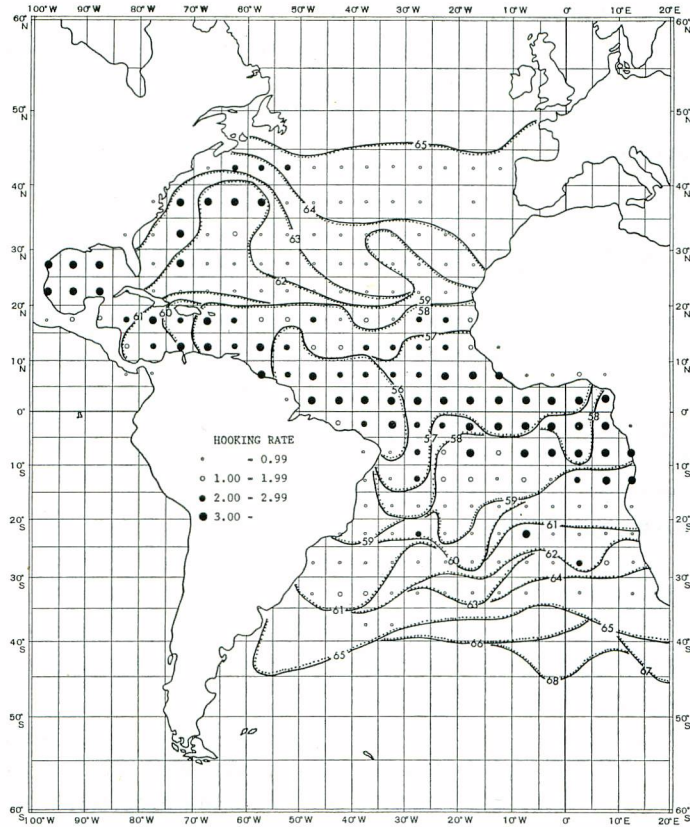


図 2. 大西洋における1956-1968年の日本はえなわ漁場の拡大と1963-1968年のキハダの5°ますめ別平均釣獲率。

図中の数字は年を示す。例“56”は1956年。釣獲率は図内に示した通り円の大ききで表わした。

Fig. 2. Expansion of fishing grounds of Japanese tuna longline fishery from 1956 to 1968, together with average hook rate of yellowfin tuna by five-degree square during the last six years, in the Atlntic Ocean.

Numerals in the figure denote years as 1956 by “56”. Hook rates are shown in size of circles as given in the figure.

$$d_{ij} = \frac{1}{l_{ij}} \sum_{k=1}^{l_{ij}} c_{ijk} / g_{ijk} \dots\dots\dots (3)$$

c_{ijk} : k -年, j -四半期, i -ますめにおける漁獲尾数

g_{ijk} : k -年, j -四半期, i -ますめにおける使用釣数

l_{ij} : j -四半期, i -ますめが漁場となった年の数

r_{ij} は j -四半期についてみれば、式(1)の r_i と同じく i -ますめに投下された釣に対して、相対的な効率をあてる。

各季節に「漁業の対象となっている資源量」は「資源の総量」と「利用率」との積である。式(3)で定義した平均釣獲率に各ますめの面積指数をかけた和は、まさに「漁業の対象となっている資源量」の指数に他ならない。この値を取扱うに当っては「資源の総量」もしくは「利用率」のいずれかを一定とおいて計算を始めねばならない。現実にはこの仮定は成立しないが、このようにして求めた第1近似値を用いて資源状態の評価を進めるなかで、または平行して行なわれる諸研究のなかで問題が生じたり、あるいは具体的な情報がえられた段階で仮説を修正し、一定とおいたものの季節変動を数量的に取扱うという方法をとってゆく必要がある。

資源総量の季節変動は、加入が短期間に行なわれる場合にとくに重要であろうが、大西洋のはえなわ漁業では、加入の季節変化を明らかにしうる程情報があるわけではない。一方「利用率」の季節変化を証明する情報として、漁具によって漁期が顕著に異なることは知られている。とくに東大西洋ではえなわの主漁期である1-4月にはまき網によってはほとんど漁獲がなく、逆に前者では実質的な漁獲があげられない7-10月は、まき網の主漁期である(本間, 久田1971)。そこで資源の総量は季節によって変らないという仮定で計算を進めることにした。この仮定の下で、「平年」における*j*-四半期の資源量指数 \bar{N}_j とそれらの四半期平均との比を*j*-四半期におけるはえなわの利用度指数 a_j とした(式4)。

$$a_j = \frac{\bar{N}_j}{\frac{1}{4} \sum_{j=1}^4 \bar{N}_j} = \frac{\sum_i A_{ij} d_{ij}}{\frac{1}{4} \sum_{j=1}^4 (\sum_i A_{ij} d_{ij})} \dots\dots\dots(4)$$

このようにして *j*-四半期, *i*-ますめの漁獲努力の有効度指数 ϵ_{ij} の要素として r_{ij}, a_j を求めた。ここで

$$\epsilon_{ij} = a_j \cdot r_{ij} = d_{ij} / \frac{\sum_i \sum_j A_{ij} d_{ij}}{4 \sum_i A_{ij}} \dots\dots\dots(5)$$

と書くと、各季節における分布面積が一定であれば、分母は年平均密度指数となり、塩浜(1971)の計算と一致する*。もしますめ毎の密度指数が一定で、利用可能なストックの分布域の面積のみが季節的に変化する場合には、有効度は当然その面積、つまり漁獲の対象となったストックの割合に一致する。

k-年の *j*-四半期における有効努力量は

$$X_{j k} = \sum_i \epsilon_{ij} \cdot g_{i j k} = a_j \sum_i r_{ij} \cdot g_{i j k} \dots\dots\dots(6)$$

$g_{i j k}$: *k*-年の *j*-四半期における *i*-ますめの使用鈎数

となる。

はえなわの対象となるキハダの分布域の面積は四半期によって変化するので、年間の漁獲係数に比例する間引きの強さは、ここで求めた有効努力量そのものではなく、単位面積当りの値、つまり有効漁獲強度の和 f_k になる(式7)。

$$f_k = \sum_{j=1}^4 f_{j k} = \sum_{j=1}^4 X_{j k} / A_j \dots\dots\dots(7)$$

A_j : *j*-四半期における面積指数

3.2. キハダの分布のパターンの変動要因

3.2.1. 目的

3.1.2.にのべたかなり複雑な計算は、魚の分布のパターンが季節的に変化する場合にはじめて必要となり、しかも、この季節変化の型が年々ほゞ一定である場合にのみ成立つ。この2つの条件が満たされているか否かを検討するのがこゝでの変動要因の吟味の目的である。

3.2.2. 検定の方法

k-年 *j*-四半期における *i*-海域の密度指数 $d_{i j k}$ を年, 四半期, 海域の主効果およびその2因子交互作用の線型式で表わし(式8), その主効果および2因子交互作用について検定する。

$$d_{i j k} = a + y_k + p_i + q_j + (y p)_{k i} + (y q)_{k j} + (p q)_{i j} + e_{i j k} \dots\dots\dots(8)$$

ただし $\sum_k y_k = \sum_i p_i = \sum_j q_j = 0$

a : 総平均 (一般平均)

y_k : *k*-年の効果

p_i : *i*-ますめの効果

q_j : *j*-四半期の効果

* また式(5)を $\epsilon_{ij} = 4d_{ij} \sum_i A_{ij} / \sum_i \sum_j d_{ij} A_{ij}$ という形で示せば分子は全分布域における密度指数がすべてそのますめにおける密度指数に等しかった場合の年間のべ資源量指数になる。

$(y\hat{p})_{ki}$: k -年と i -ますめの交互作用効果

$(yq)_{kj}$: k -年と j -四半期の交互作用効果

$(\hat{p}q)_{ij}$: i -ますめと j -四半期の交互作用効果

e_{ijk} : 誤差項, 平均0, 分散 σ_e^2 の正規分布に属すると仮定する

ここで各四半期の主効果およびますめと四半期の交互作用が有意であれば, 魚の豊度と分布のパターンとが季節的に変化しているといえよう。一方年と海域, 年と四半期の二つの交互作用が有意であれば, ある年の平均的な分布状態や各四半期の分布状態の変化型が年とともに変わるわけで, 「平年型分布」ひいてはこの計算は成立たない。

なお, 各要因の主効果およびますめと季節の交互作用が有意と認められない場合には, 誤差項つまり二次の交互作用が大きく, 平年型を考えられないか, あるいは分布のパターンに変化がないので, このような複雑な漁獲強度計算は不能または不要になる。

3.2.3. 分散分析の組合わせ

四半期別, 5°ますめ別集計値をそのまま用いると, 年によって操業が行なわれなかったますめ, つまり欠測値が多くなり, 計算が複雑になると同時に検定力が低下する。したがって5°ますめの代りに2.2.(2)でのべた23個の海區別(本間・久田1971)に資料を集計した(図1)。しかし海區別に集計してもなお漁船分布の経年変化やキハダの季節移動のために, 操業が全くない四半期, 海區がしばしば出現するので(付表), 2~7年間にわたって引続いて資料が得られた海區を組合せて完備型の3元配置による分散分析を行なった。

4. 結 果

4.1. 密度指数の変動要因

連続した2, 3, ……7年毎に組合せた34通りの分散分析の結果から次の4点が注意される(表1)。

(1) 各分析に含まれる海區の数も年の数も多い方が検定力は大きい, 海區の数と年の数とは当然のことながら相反的な関係にある。とくに7ケ年にわたる資料は1960—1966年の間では E_{3-3} と S_2 の2海區からとられたのみで, しかも S_2 は分布の末端である。

(2) 四半期および海區の主効果ならびに両者の交互作用は, 多くの場合密度指数の有意な変動要因である。海區の主効果が主要な変動要因であることは事前に判っており, だからこそ有効努力量の推定が問題になったのである。しかし同じ海區でも季節によって密度指数が変わり, しかもその季節変化の型が海區によって異なる。つまりある四半期から次の四半期に移る際に密度指数が高まる海區も, 逆に低くなる海區もあることは, 有効努力量の推定には使用釣数と漁獲尾数の季節別海區別集計値を用いる必要があることを示している。

(3) 年と四半期, 年と海區の交互作用が密度指数の有意な変動要因となっている場合は少ない。つまり各海區における密度指数の季節変化や, ある季節における密度指数の地域変化は年々かなり安定していると考えて差支えないようである。したがって, 3.1.2.節でのべた式(2)を用いて有効努力量を推定すれば大きな偏りをさけることができると考えてよさそうである。

(4) 年の主効果は2ケ年の組合わせは別として有意である場合が多い。そして有意な組合わせの割合は, 3, 4年の場合には50%, 5ケ年の場合には5組のうち4組(うち1組は5%水準), 6ケ年の場合は4組すべてで1つの分析に含まれる年数とともに多くなる。これはキハダの資源が引き続き減少した大西洋では当然のことである。

4.2. 平年値にもとづく相対密度指数, 利用度指数および有効度指数

4.2.1. 平年の設定

次の2つの理由で1963—1968年の6年間を平年とした。

(1) キハダの密度指数は開発当初から低下をつづけた。しかしその傾向は1959年から1962年にかけてとくに顕著で, 1963年以降では密度指数はゆるやかに減少したかもしくは横這い状態にあり, 比較的安定している(林・本間1971, p. 76)。

(2) 1963年以降でははえなわ漁業はキハダの主分布域をおさっている。本間・久田(1971, p. 112)によると,

表 1. 大西洋におけるキハダ密度指数の年, 四半期, 海區別平均値の分散分析

Table 1. Analyses of variances of mean density indices of yellowfin tuna in the Atlantic Ocean, by year, quarter and area (All complete sets).

(1) 組合 わ せ た 年 数	(2) 組合 わ せ た 年 年	(3) 各要因の有意性の検定						(4) 組 合 わ せ ら れ た 海 区 (○ 印)																
		年 (Y)	四 半 期 (Q)	海 区 (A)	Y × Q	Y × A	Q × A	海 区 数	N'3	N3	E1-1	E1-2	E2-1	E2-2	E2-3	E3-1	E3-2	E3-3	E4-1	E4-2	S1	S2	S3	S'3
2 年	1958, 1959	※	※※	※※				3					○				○							
	1959, 1960		※※	※※				3					○				○							
	1960, 1961	※	※	※※				3						○									○	
	1961, 1962	※※	※※	※※		※	※	6						○			○		○			○	○	
	1962, 1963	※※	※※	※※		※	※	7						○			○		○			○	○	
	1963, 1964	※	※	※※		※	※	10				○		○			○		○		○	○	○	
	1964, 1965	※	※	※※		※	※	13				○		○			○		○		○	○	○	
	1965, 1966	※	※	※※		※	※	13	○		○		○			○		○		○		○	○	○
	1966, 1967	※	※	※※		※	※	8	○			○		○			○		○				○	○
1967, 1968	※	※	※※		※	※	7	○	○		○		○			○		○				○	○	
3 年	1958~1960	※※	※※	※				2					○				○							
	1960~1962		※	※				3									○						○	
	1961~1963	※※	※※	※※				6						○			○						○	
	1962~1964	※※	※※	※※				7						○			○		○				○	
	1963~1965	※※	※※	※※				10						○			○		○		○		○	
	1964~1966	※※	※※	※※		※※		10			○			○			○		○		○		○	
	1965~1967		※	※※		※	※	8	○				○			○		○		○			○	○
1966~1968	※	※	※※		※	※	6					○			○		○		○			○	○	
4 年	1960~1963	※※	※※	※※				3						○			○						○	
	1961~1964	※※	※※	※※				6						○			○		○				○	
	1962~1965	※※	※※	※※		※		7						○			○		○				○	
	1963~1966	※※	※	※※		※		8				○		○			○		○				○	
	1964~1967	※※	※※	※※		※※		5						○			○		○					○
1965~1968	※※	※※	※※		※		6	○				○			○		○		○				○	
5 年	1960~1964	※	※※	※※				3						○			○						○	
	1961~1965	※※	※※	※※		※		6						○			○		○				○	
	1962~1966	※※	※※	※※				6						○			○		○				○	
	1963~1967	※※	※	※※				4						○			○		○				○	
	1964~1968	※	※	※		※		3						○			○		○				○	
6 年	1960~1965	※※	※※	※※				3						○			○						○	
	1961~1966	※※	※※	※※				5						○			○		○				○	
	1962~1967	※※	※※	※※		※※	※	2						○			○		○				○	
	1963~1968	※※	※	※				3						○			○		○				○	
7 年	1960~1966		※	※				2									○					○		

脚注(3) ※, ※※印はそれぞれ危険率5%, 1%における有意差を示す。

(4) ○印は分散分析の対象となった海区。

Footnotes:

(1) Number of years in the sets.

(2) Years in the set.

(3) Significance test. Significant difference as a probability is indicated as; ※ less than 5 percent, and ※※ less than 1 percent.

(4) Areas in the set. Open circles denote areas involved in the analysis.

主分布域 (N₂, N₁, E₁, E₂, E₃, E₄ 海区) の漁獲尾数は全大西洋の96%, その資源量は全体の80%を占める。

4.2.2. 相対密度指数 (r_{ij}) の分布

式(2)によって求められた四半期別5°ますめの相対密度指数 r_{ij} の分布を図3に示す。本間・久田 (1971) がのべている「密度の高いますめが北半球の冬には東西に分離, 夏には大西洋心部で連続する」という魚群の季節移動がみられる。

4.2.3. 利用度指数 (α_j) の季節変化

平年における各四半期の資源量指数は第1四半期にもっとも高く138に達し, 第4四半期にはその76%に当る105に低下している (図4)。キハダの自然死亡係数 M は0.8 (ICCAT 1972), またはえなわによる漁獲

期間	漁獲係数		
	0.3	0.9	2.7
6ヶ月	58%	43%	17%
9ヶ月	44%	28%	7%

係数 F は1965年には2.7に達したといわれる (須田1970)。漁獲係数 F がこれ程高ければ勿論、仮に0.3という考えにくい程低い値をとったとしても、魚群量は第1四半期から第4四半期まで76%よりもはるかに小さくなる筈である。加入時期が限られ利用率が一定であったと仮定して求めた計算値に比べて観測値の季節変動が

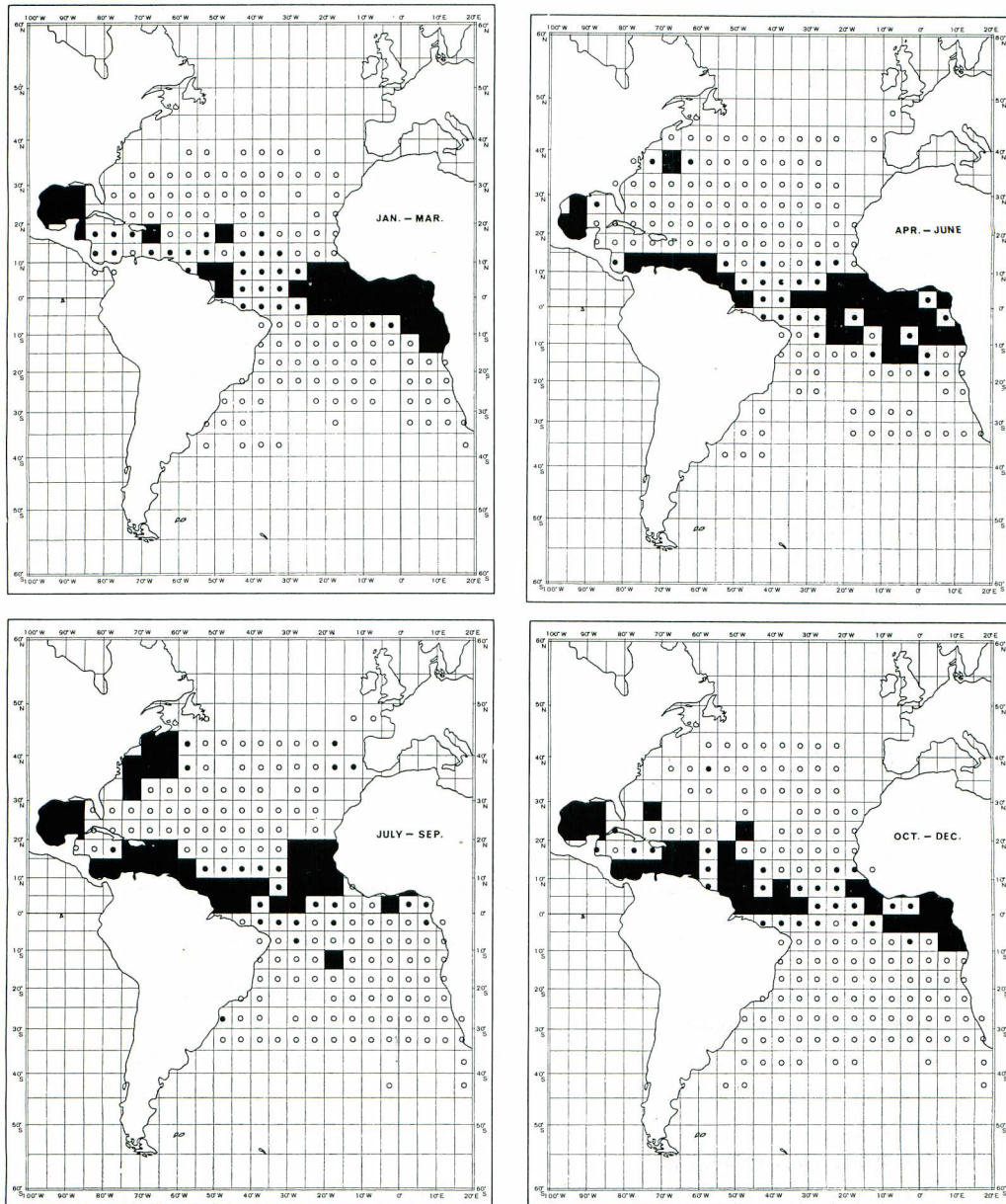


図 3. 大西洋はえなわ漁業における1963—1968年間のキハダ5°ますめ別、四半期別相対密度指数。

Fig. 3. Quarterly average of relative density indices of yellowfin tuna for each five-degree square in the Atlantic longline fishery, 1963-1968.

相対密度指数はつぎの通り示してある。

Relative density indices are shown as follows.

○ 0.0~0.9% ● 1.0~1.9% ■ 2.0~3.0%

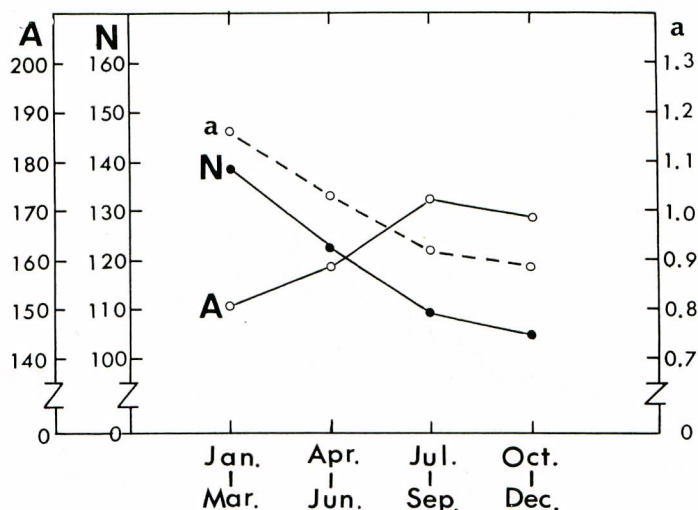


図 4. 大西洋はえなわ漁業におけるキハダの四半期別資源量指数 (N), 利用度指数 (a) および分布面積指数 (A), 1963-1968年

Fig. 4. Quarterly average indices of stock number, N , availability, a , and extent of distribution range, A , of yellowfin tuna in the Atlantic longline fishery, 1963-1968.

はるかに小さかったことの原因として2つの可能性が考えられる。第1に周年にわたってかなり安定した加入があるのかも知れない, 第2に加入や死亡による資源量の季節変化を打ち消す方向に利用率が変化したとも考えられる。第1の場合は式(4)の前提条件と一致し, それが成り立っていればここで求めた計算は偏りのない推定値を与えることになる。しかしキハダにおいても加入時期が限られていることは太平洋西部赤道海域で知られているところであり(本間末刊), それを考えにいて計算式を改善する必要がある。一方魚が少くなる季節に利用率が高まるという第2の場合が仮に起っているとすると, 実際の利用率は式(4)で与えられた a_j とは逆の季節変化を示すことになる。漁場への加入状態は今後の調査研究の主要な課題である。つまり第4四半期には, 第1四半期に利用可能であったストックの3/4しかはえなわ漁業の対象となっておらず第4四半期にキハダを狙った一定量の努力がそのストックを間引く効率は第1四半期に同種を狙って投下された同じ努力量の3/4に当ることになる。式(4)で求めた利用度指数 a_j は第1四半期に1.16, 第4四半期に0.88である(図4)。

4.2.4. 有効度指数 (ϵ_{ij}) の分布

式(5)で示した漁獲努力の有効度指数 ϵ_{ij} は各季節では相対密度指数 r_{ij} と同じ分布のパターンを示す。ただし ϵ_{ij} は利用度指数 a_j が高い第1, 2四半期には r_{ij} を上廻り, 逆に第3, 4四半期では下廻る。

4.3. 年, 四半期別有効努力量, 有効漁獲強度および平均有効度指数

式(6)で求めた年, 四半期別有効努力量を図5に示す。1960年までの有効努力量には明瞭な季節変化を指摘することができないが, 漁場がキハダ濃密分布域をおおった1960年第4四半期以降1963年までの有効努力量は第1または第2四半期に極大, 第4四半期に極小を示す。1964年には, 第3四半期に極大を示すが, 1965年以降再び第1四半期に極大, 第4四半期に極小を示す(図5)。以上のように有効努力量が, 年の前半に多く, 後半に少ない傾向は, 資源量指数の季節変化と一致している。

式(7)の計算過程で求められた季節別漁獲強度の変化は, 図4における各季節の面積指数についてみると, 150から173の範囲を変動していて, その変動巾は最大値の13%と比較的小さいため, 有効努力量とよく似た変化を示す。しかし時間の層化の仕方によっては漁獲強度と有効努力量とは若干異った季節変化を示す可能性もある。たとえばはえなわの対象となるキハダの分布域の月別面積指数は96~132の範囲にあり, その変動巾は最大値

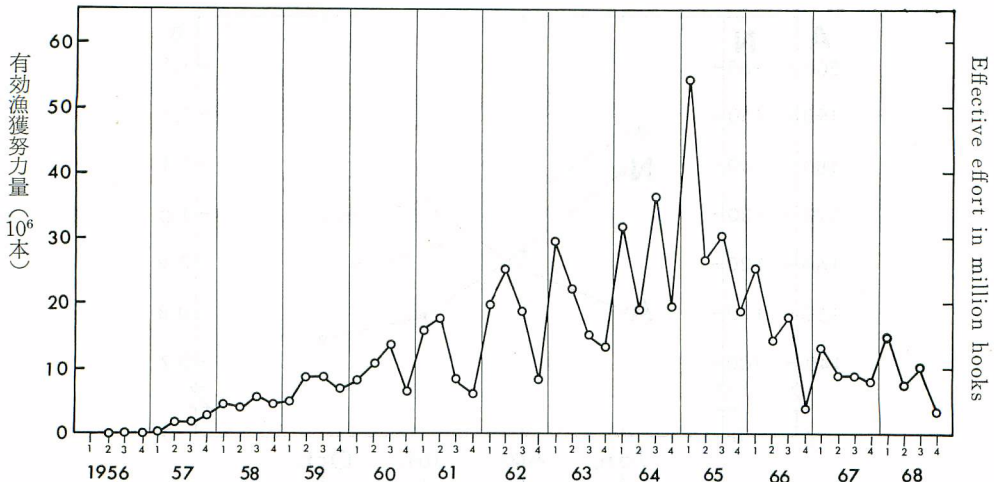


図 5. 大西洋におけるキハダに対する日本はえなわ漁業の四半期別有効漁獲努力量, 1956-1968年。
Fig. 5. Quarterly amount of effective fishing effort of Japanese longline fishery on yellowfin tuna in the Atlantic Ocean, 1956-1968.

の27%と四半期毎に求めたそれよりも若干大きい (HONMA 1973)。

有効努力量は, 1956年から1965年にかけて増加し, 1966年以降減少に転じている。この傾向は, 式(7)で求めた漁獲強度にもみられ, 1965年の80万本までは直線的に増加したが, 1966年には39万本に急減し, 1968年にはさらに減少し23万本で, 日本漁船が大西洋に出漁して間もない1960年程度にまで減少した(図6)。これは日本はえなわ船が大西洋への出漁が1965年までは多かったが, 1966年以降急激に減少したことが主因である。

さらに年計値にもとづく有効努力量と漁獲強度との間にはほぼ1.0に近い非常に高い相関がある。これは前述の面積指数の変動中の小さいことと, 有効努力量の季節分布が年々規則正しく変化していることに起因している。

ある四半期の有効努力量 X_{jk} に対する投下釣数 g_{jk} の比は, 田中 (1960) の有効度指数 $\varepsilon_{jk} = X_{jk}/g_{jk}$ で

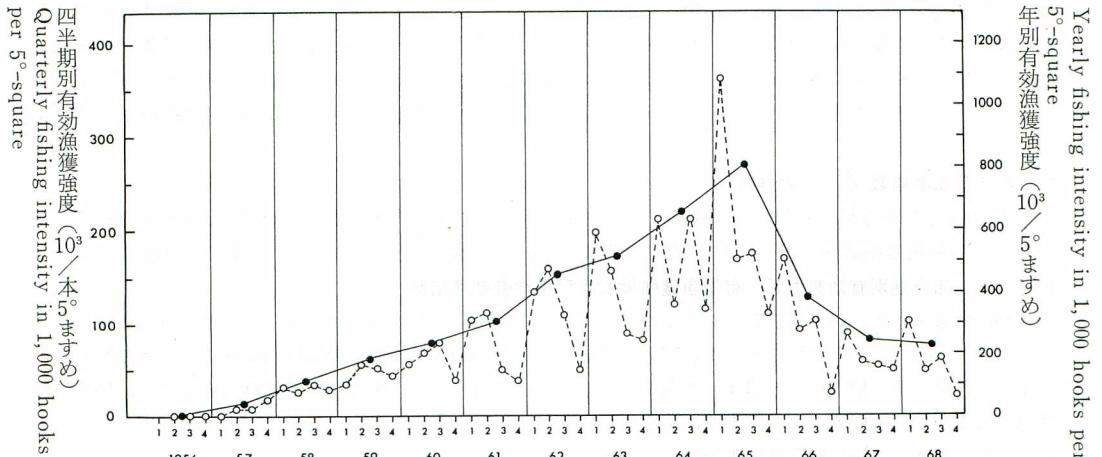


図 6. 大西洋のキハダに対する日本はえなわ漁業の四半期別漁獲強度 (白丸) およびその年計値 (黒丸) 1956-1968年

Fig. 6. Quarterly estimates of over-all fishing intensity of Japanese longline fishery on yellowfin tuna (open circles) and the yearly totals (closed circles) in the Atlantic Ocean, 1956-1968.

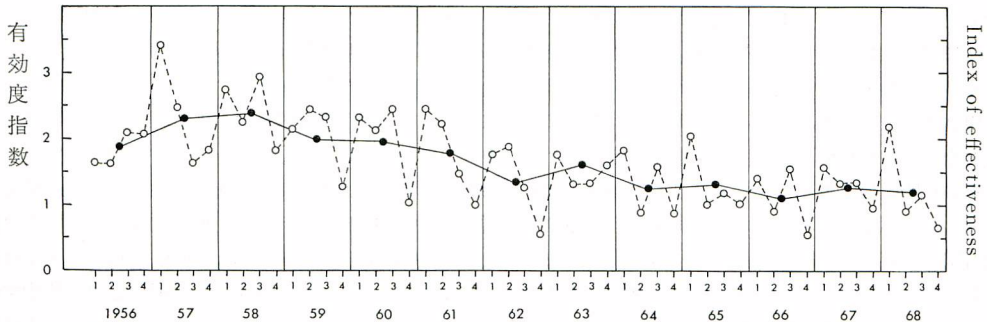


図 7. 大西洋のキハダに対する日本はえなわ漁業の四半期別有効度指数(白丸), およびその年平均(黒丸), 1956-1968年

Fig. 7. Quarterly indices of effectiveness of Japanese longline fishery on yellowfin tuna (open circles) and the yearly averages (closed circles) in the Atlantic Ocean, 1956-1968.

ある。それは個々のますめにおける有効度指数 ε_{ij} と異って、その四半期に投下されたはえなわが平均してキハダの分布にどの程度比例していたかを示すもので、ここではその四半期における「平均有効度指数」と呼んでおく。この値も有効努力量とは同様な季節変化を示し、開発年の1956年は別として、1957年から1962年にかけて第1, 2四半期に高く、第3, 4四半期に低い。1963年以降は第3または第4四半期でも高い値を示すときがある(図7)。経年的には1957, 1958年頃より年々低下し、1966-1968年ではおよそ1.1~1.3である。

5. 考 察

本研究で提案したはえなわ漁業の漁獲強度推定方法の妥当性をキハダの分布や季節変動等についての経験と過去の推定値との比較を通して検討する。ついで本研究で提案した方法を適用するに当たって生じるとと思われる諸問題を指適する。

5.1. 平均有効度指数の変化

年、四半期別平均有効度指数は通例年の前半に高く、年の後半に低い。この傾向は1961-1965年の資料にもとずいて本間・久田(1971)が計算した資源量指数の月変化とよく一致していて、漁場内でキハダの豊度が高まる時期に本種に対する漁業者の関心が強くなると解釈される。

またまぐろはえなわ漁業は、1962年頃までは、徹底してキハダに集中していたが、その後次第に漁場を南北の高緯度水域に拡大し、ビンナガ、メバチ等を主対象とする操業を増やしてきた(塩浜1971, HAYASI 1973)。このような対象種の変遷も、やはりキハダに対する平均有効度指数の低下傾向に良く反映されているといえよう。

上述の平均有効度指数の季節変化、経年変化は、漁期内におけるキハダの豊度の変化や経年的に対象種の変遷と関連しており、ここで行った一連の計算結果は、まぐろはえなわ漁業の実情を反映していると考えて良いであろう。

5.2. 過去の有効努力量推定値との比較

キハダに対する“有効努力量”は3つのタイプの計算で求められている。第1のタイプはキハダの主分布域における釣数のみを集計するというもっとも単純な方式である。LE GUEN・WISE(1967)は1956-1963年におけるキハダの有効努力量を赤道を中心とした6海区における釣数の和として求めている。

第2のタイプは、季節別平均密度指数の年平均で、年間漁獲尾数を除して求める方式である。林・本間(1969)は本報におけるE₁~₄に相当する赤道海域の四半期別平均密度指数の年平均、本間・鈴木(未発表)は全大西洋の四半期別平均密度指数の年平均(林他, 1970より引用)、林・本間(1971)は全大西洋の月別平均密度指数の年平均を用いて、有効努力量を計算している。

第3のタイプは本報で用いた方法の基礎となったものであるが、平年型のとり方は多少異っている。須田(1970)は1965-1967年の年間集計値を用いて5°ますめの平均密度によって各ますめに投じられた釣の有効度

指数を求めている。つまり同氏の計算では密度指数の季節変化は一応無視されている。塩浜（1971）は、この方法に密度指数の季節変化を加味した。同氏は1962—1966年における四半期別5°ますめ別密度指数の平年値を求め、その総平均に対する比をある四半期、あるますめにおける有効度指数とした。

粗鈎数、上記の諸氏による有効努力量、並びに今回求めた有効漁獲強度指数はよく似た経年変化を示す（表2）。今回求めた有効漁獲強度は過去に推定された夫々の努力量との間に0.97以上という高い相関を示す。とくにその相関係数は第3のタイプの方法で求めた須田（1970）、塩浜（1971）の集計値との間で1近くに達している。また第2のタイプで求めた林・本間（1971）、本間・鈴木（未発表）の有効漁獲努力量との間にも直線的な関係がみられ、後者において、漁獲強度が減少に転じた1966、1967年の努力量は1960—1962レベルよりかなり上廻った値を示している。第2のタイプでは漁場の拡大にともなって、漁獲努力が高緯度水域に集中するようになり、キハダが狙われなくなったため、年平均の密度指数が過小に見積られている。つまりこの方法は努力量の地理的配分および季節的配分の経年的な変化が考慮されないという欠陥をもっている。

表 2. 大西洋操業日本はえなわ船のキハダに対する努力量の推定値, 1956-1958年。

Table 2. Eight estimates of amount of fishing effort on yellowfin tuna in the Japanese Atlantic longline fishery, 1956-1968.

著者	LE GUEN・WISE (1967)	林・本間 (1969)	須田 (1970)	林・本間 (1971)	本間・鈴木 (未発表)	塩浜 (1971)	本間 (本研究)	粗鈎数
単位	1,000本	1,000本	1,000本	1,000本	100万本	1,000本	1,000本/5°ますめ	1,000本
年								
1956	113	124.5	237	161	0.2	233	1.6	131
1957	3,300	3,466.6	7,108	3,505	3.9	5,889	38.7	3,376
1958	7,600	8,920.7	17,166	10,725	9.9	17,980	116.9	8,001
1959	12,810	15,159.4	26,881	16,537	19.0	27,917	181.4	15,312
1960	15,301	19,070.5	33,258	22,608	25.1	37,404	240.5	20,727
1961	14,556	23,397.5	42,361	31,745	32.6	45,384	302.7	26,202
1962	27,181	35,626.1	67,147	55,004	52.3	71,091	450.7	54,104
1963	29,254	38,935.3	82,975	56,928	59.6	78,554	519.0	55,004
1964		46,005.7	92,989	88,816	98.8	98,204	656.2	84,998
1965			118,205	131,958	137.0	121,796	814.6	97,581
1966			52,614		61.6	57,305	387.9	53,814
1967					43.9	36,195	249.4	31,154
1968						33,539	229.5	30,247
相関係数 1)	0.989	0.997	0.997	0.979	0.972	0.999	—	0.985

1) Correlation coefficient with the present estimate.

2) HAYASI and HONMA, 1969.

3) SUDA, 1970.

4) HAYASI and HONMA, 1971.

5) HONMA and SUZUKI, unpublished.

6) SHIOHAMA, 1971.

7) HONMA, this study.

8) "Number of used hooks", reported by SHIOHAMA *et al.* (1965), and Fisheries Agency of Japan (1965-1970).

5.3. 適用上の問題

本研究では、有効漁獲強度をかなり複雑な手続きで検討した。しかしその結果は比較的単純な方法による計算値と大きくは違わないのでここでのべた計算は無駄ではないかという疑問が生じよう。それとともにここで提案した有効漁獲強度を含めて、努力量を計算する上でおかれる前提の妥当性に対する疑問も残っている。

第1の疑問に対しては、つぎのように考える。キハダがほとんど漁獲されなくなるといった極端な場合が起こったとすると、ここでのべた平年型に基づいて求めた有効漁獲強度に比べてそれを考慮しない有効努力量、も

しくは粗の努力量は資源にあたる漁獲の影響を正しく反映しなくなろう。現実の漁業がどの程度変化すれば有効漁獲強度の推定にここで提案した方法を導入しなくてはならないかという規準はあたえにくい。そのような規準を考えるよりは、電算機が発達した現在では理論的に妥当性の高い有効漁獲強度計算方法を最初から導入の方が良いと思われる。とくにはえなわ漁業にあっては、漁場別漁獲統計が磁気テープに収録されているので、電算機による計算が導入できる条件が整っている。筆者は本報でのべた方法を適用するためのプログラムを開発している (HONMA 1973)。

第2の計算上の前提に対しては今後多面的な検討を必要としよう。とくに「平年型」が存在するかどうかということはもっとも重要な問題であろう。まず「平年型」の存在を検定するのにここで用いた分散分析では釣獲率が正規分布をするという前提をおいてある。しかしこの仮定は常に成立つとは限らない (MURPHY・ELLIOTT 1954, 須田1958, 農林省統計調査部1956)。このような場合には釣獲率をなんらかの形で変換するという手続きが厳密に言えば必要である。もっとも現在えられているはえなわの資料の多くは10~50回の操業の平均であるので変換をしないことによる誤差は比較的小さいと考えて良いであろう。

つぎに「平年型」が期待できる範囲を考えてみる必要がある。もし発育にとまって魚の分布が変わると全ての年齢群をこみにした釣獲率の分布のパターンは漁獲強度によって変わり、高令魚の多い漁場の密度指数は若令魚の漁場におけるそれよりも大巾に低下するはずである。このような場合には、年齢によって層化した密度指数を用いるより他はない。なお須田、久米 (1967, p. 95) が指摘するように「平年型」における分布のパターンに基づく有効漁獲強度の計算には漁獲能率が魚の大きさ、発育、成熟、環境などにかかわらず一定であるという仮定が入っている。もしこれらの要因が変化すると、式(2)の r_{ij} および式(4)の a_j に変化があらわれる筈である。もし r_{ij} や a_j の変化を魚の行動とか、それに及ぼす海洋条件、たとえば躍層とか流れから説明できるとすると、魚の生態を定量的に解析し、ひいては漁獲能率を高めるための生物学的手懸りがえられよう。

一方、漁業がその主対象を転換した場合に、その魚種に対する選択性がどの程度変ったら「平年型」が成立たなくなるか、さらに「平年型」が変った場合に、本報でのべた方法をどのように修正するかは、体質が急速に変化しつつあるまぐろはえなわ漁業で、近い将来に生じる問題であろう。

文 献

- HAYASI, S. 1973. "Japanese fisheries and research activities of tunas and tuna-like fishes in the Atlantic Ocean, 1970-1972". *ICCAT Rept. 1972-73 Part I, English Version* 126-136. (和文は水産海洋研究会報23号に掲載)
- 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資源にかんする一考察, 1956-64年" 遠洋水研報(2), 65-83.
- 林繁一・本間操 1971. "大西洋のキハダ資源状態の評価, 1956-1967年" 同誌(4), 71-92.
- 林繁一・古藤力・新宮千臣・久米漸・森田安雄 1970. "大西洋におけるマグロ漁業資源の状態, 1956-67年" 遠洋水研 S. Series(3), 1-72.
- HONMA, M. 1973. "Overall fishing intensity and catch by length class of yellowfin tuna in Japanese Atlantic longline fishery, 1956-1970". *ICCAT Collective Volume of Scientific Papers Vol. 1, SCRS* 1972.
- 本間操・久田幸一 1971. "大西洋におけるキハダ個体群の構造" 遠洋水研報(4), 93-124.
- 本間操・上村忠夫・林繁一 1971. "太平洋ではえなわ漁業の対象となったキハダ資源診断における資料の取扱いと1950-1964年資料への適用" 同誌(4), 1-25.
- International Commission for the Conservation of Atlantic Tunas 1972a. "Report of the meeting of the Special Working Group on Stock Assessment of Yellowfin Tuna (Abidjan, June 12-16, 1972)". 11p. +15 tabs. +12 figs. +2p.
- 上村忠夫・本間操 1963. "太平洋のマグロ延縄漁場におけるキハダ *Neothunnus macropterus* (TEMMINCK

- & SHLEGEL) の分布” 南海水研報(17), 31-53.
- 上村忠夫・須田明・林繁一 1966. “まぐろ漁業に関するシンポジウム, 資源” 日水会誌32(9), 756-786.
- 栗田晋 1964. “数理資源量における標準術語および記号について” 同誌30(11), 940-943.
- LE GUEN, J.C. et J.P. WISE 1967. “Méthode nouvelle d'application du modèle de Schaefer aux populations exploitées l'albacores (*Thunnus albacares*) dans l'Atlantique”. *Doc. Centre ORSTOM Pointe-Noire*, (381), 18p. and also *Cah. ORSTOM Ser. Océanogr.*, 5(2), 6-93.
- 農林省農林経済局統計調査部 1956. “単位漁獲量の特性について——漁業生産の安定性について——” 農林水産調査資料(6).
- MURPHY G.I. and K.C. ELLIOTT 1954. “Variability of long-line catch of yellowfin tuna”. *U. S. Fish and Wildl. Serv., Spec. Sci. Rep.-Fish.* (119), 30p.
- RUSSELL, E.S. 1931. “Some theoretical considerations on the “overfishing problem”. *J. Cons. perm. int. Explor. Mer* 6(1), 3-20.
- 塩浜利夫 1971. “まぐろはえなわ漁業の漁獲努力の質的变化を測定するところみ-I, 大西洋漁場を例としてみた特定海域と特定魚種に対する漁獲努力の指向性” 遠洋水研報(5), 107-130.
- 塩浜利夫・明神方子・坂本久雄 1965. “大西洋における既往の延縄操業資料とこれに関する二・三の考察” 南海水研報(21), 139. p.
- 須田明 1958. “マグロ延縄操業の資料から魚群量を推定するところみ I. 鈎1000本当り漁獲量の分布と、その変動に関する 2, 3 の考察” 南海水研報(7), 105-126.
- 須田明 1970. “主として漁獲努力量・漁獲量のデータを用いて、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” 遠洋水研報(3), 1-14.
- SUDA, A. 1971. “Possible problems involved in the regulation of tuna longline fishery”. *International Symposium on Fisheries Economics, Paris, FI/T(71)1/41* (遠洋水研 S Series 7号に再録)
- 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残り” 南海水研報(25), 91-103.
- 水産庁調査研究部 1965. “まぐろはえなわ漁業漁場別統計調査結果報告, 昭和37年1-12月” 183p.
- 水産庁調査研究部 1966. “同上, 昭和38年1-12月” 320p.
- 水産庁調査研究部 1967a. “同上, 昭和39年1-12月” 375p.
- 水産庁調査研究部 1967b. “同上, 昭和40年1-12月” 371p.
- 水産庁調査研究部 1968. “同上, 昭和41年1-12月” 299p.
- 水産庁調査研究部 1969. “同上, 昭和42年1-12月” 293p.
- 水産庁調査研究部 1970. “同上, 昭和43年1-12月” 283p.
- 田中昌一 1960. “水産生物のPopulation Dynamics と漁業資源管理” 東海水研報(28), 200p.
- WIDRIG, T. M. 1954. “Method of estimating fish populations, with application to Pacific sardine”. *Fish. Bull., U. S. Fish and Wildl. Serv.*, 56(94), 141-166.
- WISE, J.P. 1968. “The Japanese Atlantic longline fishery 1964, and the status of the yellowfin tuna stocks”. *U. S. Fish and Wildl. Serv., Spec. Sci. Rep.-Fish.* (568), 5p.
- WISE, J.P. and W. W. FOX 1969. “The Japanese Atlantic longline fishery, 1965, and the status of the yellowfin tuna and albacore stocks”. *Ibid.* (582), 7p.

付表 大西洋における年, 四半期別, 海区别キハダ密度指数*, 1956-1968年

Appendix Table. Density index* of yellowfin tuna in the Atlantic Ocean by year, quarter and area, 1956-1968.

* 四半期, 海区别に投下された钩数で漁獲尾数を割って求めた釣獲率(%).

* Hook rate(%) based on number of hooks and catch for each quarter and area.

年, 四半期 Year & Quarter 海区 Areas	1956				1957				1958			
	I	II	III	IV	I	II	III	IV	I	II	III	IV
N'2												
N'3												
N'4												
N1								0.08091				
N2												
N3												
N4												
E1-1												
E1-2							1.71334			13.26214	12.71206	7.48807
E2-1		7.05357				5.79710	9.48758	7.38255	8.48145	8.66994	12.85744	7.68433
E2-2		12.50000	9.42612	10.89813		6.97423	6.57184	6.18870	3.59417	4.27689	8.49593	8.87087
E2-3		8.33882	4.82336	5.11538		6.31144			1.40438	1.15029	0.25940	
E3-1						0.00000	11.13096	3.03639			9.67150	6.59081
E3-2						8.85868	8.80515	6.24094	5.02834	8.45347	10.18740	5.76976
E3-3						4.05943			1.79961	7.74900		
E4-1					12.06199	10.32648	8.60000	6.63885	12.06603	10.04433		
E4-2							6.34058	9.15949	13.68540	9.49178		
S1						0.28986				0.88344		
S2						0.57971						
S3												
S'1												
S'2												
S'3												

まぐろはえなわ漁業の漁獲強度の推定

年, 四半期 Year & Quarter	1959				1960				1961			
	I	II	III	IV	I	II	III	IV	I	II	III	IV
N'₂												
N'₃												
N'₄											0.00000	
N₁												
N₂												
N₃				1.76142			6.42620				0.58048	
N₄												
E₁-₁											0.96906	
E₁-₂		6.31684	2.63372	7.89528	4.89940	0.99502	1.99300	1.54980	0.94844	3.72820	2.31858	
E₂-₁	6.41158	6.97316	6.86622	4.84298	4.55646	6.63330	6.01252	2.97210		2.62460	3.14824	3.47360
E₂-₂	6.45682	7.47226	8.08450	4.56431		4.64653	5.27324	2.99630	0.38995	3.57736	2.64917	2.30038
E₂-₃	1.22917	1.25317		0.73757	0.65391	3.19621	2.21365	1.73239	0.27451	0.72909	0.24468	0.16982
E₃-₁			11.01742	0.49218		6.25011	5.97226	0.14925		2.32414	3.03130	0.29070
E₃-₂	5.67868	9.45096	8.43115	3.97859	5.33695	6.03965	4.86426	2.89164		2.92619	2.51488	1.36882
E₃-₃	0.22099	6.39569	1.07720	0.37338	0.41263	6.21865	3.45492	0.96090	0.45162	3.04184	0.11074	1.16190
E₄-₁	14.53609	10.92634	2.71574	3.19324	11.22177	7.17335		2.89790	9.50213	4.96359	0.89856	2.31112
E₄-₂	20.31688	12.93975		0.30457	12.69954	9.05641		8.27425	8.86657	6.36423	1.57430	2.40021
S₁	0.94661	0.92005		0.06345	0.61310	0.14925		0.17531	0.22703	0.35181	0.14211	0.11689
S₂				0.40478	0.53620	0.63433	0.18201	0.30669	0.39768	0.56434	1.68282	0.38229
S₃											0.92659	0.82988
S'₁										0.16320	0.03847	0.09606
S'₂												
S'₃						8.68217						

年, 四半期 Year & Quarter 海区 Areas	1962				1963				1964			
	I	II	III	IV	I	II	III	IV	I	II	III	IV
N'2				1.57079		0.00000	3.79207			0.52475	2.76635	
N'3				0.84319			0.26968			0.13105	0.98837	0.12075
N'4			0.34335								0.00000	0.05382
N1								5.81540	4.99391	6.41458	2.45252	
N2		0.83232	0.30645	0.02569		0.33069	0.26130	6.00000	0.88823	0.13984	0.26290	
N3		0.33195	0.68902	2.33622		0.35528	0.40750	1.00866	0.83112	0.16458	0.31020	0.04703
N4				0.17559		0.25000				0.00000		0.04258
E1-1		2.58311	3.00689				5.13924	4.29512	2.32521	0.22880	0.89850	0.24044
E1-2		2.97889	0.60469		1.70757	1.09587	5.13901	2.37695	1.90040	0.65389	0.97523	1.74725
E2-1		4.91241	3.57840	3.27236	3.63936	2.05235	1.92639	2.14427	2.01063	1.18555	1.92054	1.26264
E2-2	1.91073	2.90663	2.12276	0.95238	0.83465	1.33297	1.55009	0.86104	1.44023	0.18410	1.53681	1.05788
E2-3	0.26381	3.67252	1.37137	0.47691	0.53412	0.87322	1.51927	0.49483	0.85382	0.80694	0.38882	0.37832
E3-1	0.12042	1.03621	2.87019	1.46716		1.29250	2.58221	0.37726	1.53236	0.57873	1.80529	0.68002
E3-2	1.90398	3.21319	2.37140	1.12220	3.06954	3.26498	2.62872	1.43983	3.27222	1.77676	1.68915	0.70417
E3-3	2.30161	2.08203	0.62539	0.52333	1.63639	2.47167	0.56464	0.27508	0.97908	1.82211	0.12690	0.17168
E4-1	3.98886	3.36619	1.09186	1.04203	3.16281	3.20593	0.68927	0.82487	2.94029	2.39194	0.21014	1.05840
E4-2	4.47894	2.95109	0.11532	1.45367	2.76265	1.92117	0.74674	3.28433	3.05427	2.68477	0.28965	5.01226
S1	0.12147			0.21641	0.14917	0.19872	0.46655	0.14797	0.13601	0.89654	0.14548	0.31207
S2	0.24830	0.60276	0.37942	0.25685	0.14317	0.27451	0.17743	0.15312	0.10078	0.37355	0.05861	0.05817
S3	1.01156		0.23840	0.21619	0.60950		0.17496	0.18353		0.13030	0.04401	0.01485
S'1									0.51803			0.01907
S'2					0.11340							
S'3												0.00000

まぐろはえなわ漁業の漁獲強度の推定

年, 四半期 Year & Quarter 海区 Areas	1 9 6 5				1 9 6 6				1 9 6 7			
	I	II	III	IV	I	II	III	IV	I	II	III	IV
N'2		0. 12560	0. 14032		0. 05772	0. 16408			0. 69489	0. 72410	0. 56294	
N'3	0. 04638	0. 10636	0. 01539	0. 04964	0. 05799	0. 04854	0. 01626	0. 17050	0. 62129	0. 29745	0. 31370	0. 12587
N'4	0. 01395	0. 00000	0. 86111	0. 01139		0. 00418	0. 00000				0. 00000	0. 00000
N1		2. 19388	1. 13171	1. 74905		2. 28007	2. 63178			10. 42540	4. 44137	
N2	0. 21681	0. 07183	0. 06579	0. 15591	0. 08092	0. 12892	0. 09471		0. 67846	0. 42442	0. 11678	
N3	0. 11722	0. 12760	0. 21618	0. 17697	0. 28329	0. 10267	0. 10496		0. 52034	0. 15349	0. 21918	0. 40174
N4	0. 13294	0. 01666	0. 21181	0. 08785	0. 19589						0. 00000	
E1-1	0. 09683	0. 34722	0. 31842	0. 48631	1. 50196	0. 78686	2. 73175	2. 00843			0. 34065	0. 99479
E1-2	0. 30957	1. 25490	2. 07702	0. 80519	0. 49688	0. 55095	4. 40470	1. 93575	0. 44001	0. 37686	0. 32840	0. 39601
E2-1	1. 54678	1. 47397	2. 23460	0. 92050	0. 82951	2. 39088	2. 83643	1. 38381	0. 52103	2. 23881	0. 93323	1. 09092
E2-2	1. 55487	0. 92995	1. 09046	0. 45392	0. 67941	0. 53064	1. 26237	1. 03885	1. 26278	1. 28988	1. 37385	1. 67458
E2-3	0. 78997	1. 08629	0. 21442	0. 64507	0. 28289	1. 17820		0. 21591	0. 15268			1. 29556
E3-1	0. 78541	0. 68571	1. 24311	0. 35276	0. 19584	0. 73309	1. 10327	0. 97487	0. 70802	0. 53479	1. 78323	0. 79876
E3-2	2. 43371	1. 42280	1. 21959	1. 14387	1. 16129	1. 20917	1. 79621	2. 03253	2. 71762	1. 81803	1. 57735	1. 75679
E3-3	0. 96612	1. 26327	0. 23489	0. 30596	0. 11895	1. 18383	1. 66947	0. 12906	1. 16658			1. 26775
E4-1	2. 17015	1. 29165	0. 56878	1. 17008	0. 93663	1. 32307	0. 38554	0. 30231	2. 07934	2. 51718		1. 59660
E4-2	3. 27431	1. 92248	0. 16756	1. 21511	1. 57284	1. 05205	1. 29870	0. 60524	2. 10007	3. 73967		1. 82442
S1	0. 15447	0. 60404	0. 07680	0. 12682	0. 06929		0. 02460	0. 06481	0. 04070			0. 25110
S2	0. 14696	0. 14164	0. 01247	0. 11044	0. 06148	4. 85065	0. 03123	0. 03404	0. 04556		0. 00129	0. 09182
S3	0. 11014	0. 03182	0. 03532	0. 06714	0. 04878	0. 01136	0. 00304	0. 01726	0. 00055	0. 00456	0. 00258	0. 01381
S'1				0. 02452	0. 05643	0. 00000	0. 00297	0. 00779			0. 00000	0. 05920
S'2			0. 00288	0. 01182			0. 00061	0. 00804			0. 00085	0. 00062
S'3	0. 01517	0. 01543	1. 35745	1. 26039	0. 03855	0. 01024	0. 00000	0. 04231	0. 02675	0. 00745	0. 06276	0. 07502

年, 四半期 Year & Quarter	1 9 6 8				
	海区 Areas	I	II	III	IV
N'2	0.16427	0.33383	0.16139		
N'3	0.11479	0.04197	0.05461	0.06924	
N'4	0.00000		0.00000		
N1		3.91971	3.51309		
N2	0.15021	0.10307			
N3	0.12398	0.20169	0.19842	0.15951	
N4	0.00724		0.00000		
E1-1	1.08223	0.26441	2.06576	1.56926	
E1-2	0.42343	0.39303	2.85780	1.25801	
E2-1	0.92615	1.76130	1.45825	0.96094	
E2-2		1.08558	1.18827	1.47185	
E2-3	0.89545			0.12241	
E3-1		1.24056	1.34615	0.43775	
E3-2	2.05469	1.65146	1.37742	1.19142	
E3-3	2.09239		0.86207		
E4-1	2.34119	2.37077		1.29682	
E4-2	3.20397	0.71735	0.08334	0.18110	
S1	0.07715		0.15743	0.20452	
S2	0.38173	0.04087	0.01357	0.06823	
S3	0.03156	0.00961	0.01682	0.08505	
S'1		0.33686	0.25457	0.01581	
S'2		0.00490	0.00109		
S'3	0.00000	0.02559	0.05622	0.10488	

まぐろはえなわ漁業の漁獲強度の推定