1973年9月現在の情報に基づくミナミマグロの 資源評価――その問題点と当面の結論*

林 繁 一 (遠洋水産研究所)

Stock assessment of southern bluefin tuna based on information up to September 1973—its conclusions and problems

Sigeiti HAYASI (Far Seas Fisheries Research Laboratory)

In spite of voluntary regulation of Japanese longline fishery, status of southern bluefin stock has not been improved yet (WARASHINA and HISADA 1974). Recent changes of fishing ground and supply-demand processes have made obvious many problems involved in the studies hitherto conducted under simplified assumptions. I present here some analyses of available data as a step of this series of investigations.

1. Fishing intensity and recruitment in longline fishery

Direct application of HAYASI et al.'s method (1972) overestimates longline fishing coefficient for two reasons. At first, major species aimed by the fishery in the Area 2** shifted from spawning adults of southern bluefin tuna to bigeye tuna since 1968, and then recent decreasing trend of cpue's overemphasizes intensity of exploitation of the former species. Strictly speaking, their estimates of fishing coefficient, F', refer to not one year but a duration from average age of first capture, tc, to 8 years old. The second cause occurs from recent lowering of t_c that expands deviation of the apparent coefficient from the true annual coefficient. In the present analysis, abundance of parent stock for 1968-69 season and onward are represented not by hook rate in Area 2 but by that in Areas 6-8 of the West Wind Drift times an average ratio of hook rates in the two fishing grounds during a period of full exploitation of both areas from 1965-66 to 1967-68 seasons (Tables 1 and 2). Annual fishing coefficient, F, is a quotient of apparent coefficient, F', by duration from average age of first capture to 8 years, The annual coefficient correlates significantly to effective effort, X, at a coefficient of 0.92. Estimates of catchability coefficient, q = F/X, range from 0.28 to 17.64×10-8 per hook but depend neither on fishing season nor on amount of effort (Table 3). The average coefficient, 1.23×10^{-8} , is about half of that estimated at the preceding occasion, 2.21×10^{-8} , and then lowers estimtes of corrected fishing coefficient, $F = q \times X$. In 1969-70 season the corrected coef-

^{* 1974}年10月31日受理 遠洋水産研究所業績第132号。

^{**} See SHINGU and HISADA (1970), HAYASI et al. (1972) or WARASHINA and HISADA (1974) for definitions of areas.

ficient reaches 1.5 that corresponds to 72 percent in rate of exploitation.

These estimates are compared to the others of fishing coefficients "based on age composition of catch" under assumed natural mortality coefficient of 0.2. Two series of "age composition-based coefficients" F_A by fishing season, and F_B by year class, show similar year-to-year changes with \hat{F} for 1958-59 to 1965-66 seasons. Discrepancy appeared among the estimates in the succeeding seasons: \hat{F} continued increase while rapid decrease occurred in F_A and F_B , often dropping to unrealizable negative values (Fig.1).

Appreciable biass of estimates of age composition might occur since 1966-67 searon when longline ground has extended toward the West Wind Drift in pursuit of pre-spawning adults. Most of age data have been converted from body weight measurements that change drastically due to spawning (WARASHINA and HISADA 1970). A pre-spawning fish of 7.7-year old measures 135 cm in length and weighs 65 kg on the average. Length-weight relation determined for post-spawning fish assigns a 65-kg fish as 156 cm in length that corresponds to 8.6 years in the age-length key. Recent concentration of effort toward pre-spawning adults might have raised chance of an individual to be erroneously classified into older age group (HAYASHI and HISADA 1973). It is possible that this type of miss-calculation generated overstimation of survival rates at 7-age or "ratio of fish assigned as 8-age to that as 7-age". In addition, extention of fishing cruises and development of immediate storage system of the whole landings of each boat lowered accuracy of port surveys. Only length measurement on board on daily basis provides reliable length composition data. No survey is planned to check possible year-to-year changes of growth and maturation.

Lowered accuracy of age composition makes it unnecessary to regard F based on hook rate of parents be overestimates simply because of discrepancy from F_A and F_B . Instead there is a good coincidence between theoretical calculation that rise of fishing coefficient over 0.5 does not result in increase of yield from a stock exploited at 5- to 7-age and onward (Fig. 7 of HAYASI et al. 1972) and observation that yield of southern bluefin tuna did not increase in spite of three-hold rise of effective effort from 35 milion hooks in 1961-62 season to 100 millions or over since 1967-68 season (Fig. 11 of the same). This coincidence implies it feasible to assume that recent fishing coefficient reached around 1.5.*

Using these estimates of fishing coefficient, \hat{F} , two series of recruits, R_c and R_y , are calculated on the bases of catch in number by fishing season, C, and yield in weight by fishing season, Y, under an assumption that "all the individuals are recruited into longline fishery at beginning of 5-age".

$$R_c = C(\widehat{F} + M)exp M(t_c - 5.0)/F$$

 $R_y = Y/(Y/R)^*$

where, $(Y/R)^*$ is yield-per-recruit defined by HAYASI *et al.* (1972) but converted for average age of first capture of 5.0 years. Recently HONMA (1973) gave its FORTRAN Programs.

Average recruits are 1,510,000 in R_c and 1,780,000 in R_y . Both series decreased suddenly in 1964-65 season (Table 4). This decline is partly related to recent increase of catch of 4-age

^{*} There is still room to doubt present estimates of fishing coefficient. CSIRO (1973) reported several southern blufin tuna recaptured seven to ten years after release. The long duration of liberty is preferable for rather low mortality.

and younger fish which amounts 650,000 to 900,000 in terms of number at beginning of 5-age for 1968-69 to 1970-71 seasons. Among the imaginary survivors, those from longline catch were already included in R_c and R_y . Remainders from surface catch* are added to the recruit so as to obtain the whole recruit into longline fishery (Table 5). The results still show higher recruit before 1965-66 season, especially in 1959-60 and 1960-61, than in later years. Another point of inetrest is that size of recruit has been retained up to 1970-71 season (1965-66 year class) in spite of steady decline of relative abundance** of parent stock down to 18.9 percent of initial level (Fig. 2). Eliminating figures for 1959-60 and 1960-61, R_c and R_y are averaged as 1.3 and 1.5 millions, respectively. Actually 4-age fish comprise some portion of catch, even more numerous than 5- and 6-age fish in recent years (WARASHINA and HISADA 1974), and then the condition for calculating R_c and R_y is not satisfied in strict sence. Here average recruit is postulated as 1,350,000 or slightly less than the median of 1.3 and 1.5 millions. Observation of estimates indicates moderate random fluctuation in recruitment, and calculated yield based on the average recruit show some discrepancy from observed yields (Fig. 3) It is important to improve methods to calculate the theoretical yields.

2. Improvement of regulation of longline fishery

Decrease of southern bluefin tuna in longline fishery is an undeniable fact. Nevertheless, more advanced assessment meets at a difficulty in estimation of fishing coefficient which forms initial step of the study. Important under such circumstance is establishment of feed-back systems between investigations and industry including advance of stock assessment and then regulatory measure, and repletion of survey through check to the resultant change of fishery. Required for investigations are presentation of inferences based on latest information in ready inspected forms. Recent change of management study presented provisional figures up to 1972–73 season (e.g. WARASHINA and HISADA 1974). The present and succeeding papers will give theoretical yields but not yields-per-recruit so as to make easy comparison of the inferences with actual observations.

2.1 Brief notes on status of stock

In longline fishery abundance of parents lowered below 10 percent of initial level and size of catch showed further decrease since 1968-69 season (Tables 2 and 3). WARASHINA and HISADA (1974) indicated that these tendency has continued to 1972-73 season. On the other hand, surface catch increased from 7,000-8,000 tons up to 1970-71 season to 9,000 tons in 1971-72 and 12,500 tons in 1972-73 season. Year-class strength showed moderate fluctuation at young and immature stages. The dominant classes are 1961-62, 1964-65 and 1966-67 in longline fishery (WARASHINA and HISADA 1974) and 1966-67, 1966-67, 1968-69 and 1969-70 classes in surface fishery (HISADA unpublished). It is noted that the 1966-67 class was exploited after full development of both fisheries. On the other hand, 1968-69 class did not adundantly appear in longline fishery in 1972-73 season. Examination of data in following years is required to decide which the intensified surface exploitation or the voluntary regulation to refrain catch of young

^{*} Surface yields were converted by multiplying a factor of 0.0546 to obtain the recruits from surface catch for 1958-59 to 1963-64 seasons. The factor is a simple mean of ratios of these two figures for 1964-65 to 1967-68 seasons.

^{**} Relative indices of parent stock were assumed as 1.00, 0.95, 0.90, 0.85 and 0.80 for the initial five seasons form 1953-54 to 1957-58.

fish accounts for less abundance of the year class in longline fishery. Dominancy of the 1969-70 class indicates that 7.8 percent of relative abundance of parents is sufficient for producing a strong year class, at least, under environmental conditions in that season. However, it is not feasible for the fishery to rise fishing intensity on southern bluefin tuna, especially young stock.

Fig. 4 gives yield against average age of first capture and fishing coefficient from recruit of 1,350,000 fish at the beginning of 5-age. This is essentially the same with Fig. 7 of HAY-ASI et al. (1972), and again indicates that rise of fishing intensity since around 1960 did not result in increase of yield. The present expanded fishery may produce yield between 40,000 and 45,000 tons in spite of moderate changes of fishing effort or average age of first capture unless recruit would change very drastically. Noted in regard of recruit is rapid decline of relative stock fecundity due to moderate lowering of average age of first capture in case of high fishing coefficient over 1.0, or due to moderate rise of fishing intensity in case of low average age of first capture below 6 age (Fig. 5). It is known that recruit of some demersal fishes declined rapidly for parent stock below particular level of abundance (e. g. SAISHU 1971, GARROD and JONES 1973).

2.2 Desirable longline fishery

It might have happened that longliners aggregate into the closed areas in pursuit of smallsized southern bluefin tuna if the voluntary regulation were not executed. If 20 percent of catch were taken from the closed areas, average age of first capture might have decreased slightly from realized 5.54 years to 5.40 years, but this might cause fairly large decline of relative stock fecundity from 4.2 percent to 3.4 percent under a condition of no surface fishery (Fig. 6). Thus the voluntary regulation played some role, but failed to improve the fishery so as to keep relative abundance of parents at 7.8 percent. Presence of surface fishery requires severer regulation of longline fishery so as to keep relative stock fecundity in Fig. 5 at any value higher than 7.8 percent, because the former fishery depleted recruit to the latter by about 25 percent in 1968-69 season when surface catch amounted 7,000-8,000 tons. Recent increase of surface yield by about 50 percent suggests it desirable to rise the relative stock fecundity toward 15 percent in Fig. 5. This goal requires to lower the fishing coefficient at 0.75 if average age of first capture be retained at the present level of 5.5 years, orto rise average age of first capture at 6.6 years if fishing coefficient be retained at the present level of 1.5. Principle of the present voluntary regulation permits only expansion of closed areas and seasons as suggested by WARASHINA and HISADA (1974). Another measure may be to discourage intention toward small-sized fish, maximum of 4-age of 110 cm in length and 22 kg in weight. According to data by 1960-71 season, cutting off of 4-age and younger fish rises average age of first capture to 6.6 years in sacrifice of only 10 percent of yield (Table 6).

Rise of average age of first capture accounts for only retention of recruit, but not for recovery of catch-per-unit-effort. Recent occurences pressing the tuna fishery, especially the oil crisis and following inflation, makes it difficult, together with lowly hanged price of fish, to retain running of longline enterprises. For instance, the *Nihon Suisan Keizai Shinbun* of April 19, 1974, reported a defiit of \(\forall 26\) millions for a ten-month cruise of a longliner having aimed at southern bluefin tuna because of rise of costs including \(\forall 72.5\) millions of fuel, food and bait. As already pointed, the present effort is so intensified as to make its substantial

reduction may not alter sustainable yield (HAYASI et al. 1969). Thus, a reduction of effort by a half will double yield-per-operation in the third year after its execution. The rise of cpue halves duration of a cruise and then expences of the above three items, and saves the running cost by $\frac{Y}{4}$ 36.2 millions, making the balance get back into the black of $\frac{Y}{4}$ 9.4 millions. It is worth studying the present calculation for improvement of the longline fishery.

It is awfully difficult to convert the longliners for southern bluefin tuna toward other species. These boats with excellent presrvation facilities must catch high quality fish suitable for the fresh marcket in order to balance the running cost. Bigeye tuna may be the only species with fairly large biomass, but already heavily exploited (HISADA 1973, KUME 1972, 1974, SUDA 1972). The alternative is reduction of cumulative effort through cutting either number of boats or extention of anchorage period.

日本のはえなわ業界の自主的な漁業管理にもかかわらず、ミナミマグロ資源はますます憂慮すべき状態になった(薬科、久田 1974)。その一方で漁場や流通過程の変遷に伴って、急がれるままに進めてきた従来の解析の欠陥が明らかとなり始めた。本来この欠陥は各年令群別にみた資源量及び漁獲強度に基づく資源評価の改善と、評価の妥当性を漁業管理の場で検証しながら生物学的調査研究を深めるという過程のなかで次第に解決されてゆくものである。その第1 歩としてここに予備的な解析を行なった。

本報告の基礎となった漁業生物学的情報は遠洋水産研究所浮魚資源部及び同焼津分室の各位,とくに新宮千臣,薬科侑生,久田幸一各技官から提供されたものである。また資料の取扱いについては同部本間操技官のお力添えを頂いた。同所須田明企画連絡室長は原稿を丁寧に校閲され貴重な助言を与えられた。これらの方々に深渊の意を表する次第である。

1. はえなわ漁獲係数と加入尾数

親魚の密度指数の変化を用いた林他(1972)の方法をそのまま最近の資料に適用すると 2つの理由で漁獲係数を過大に推定する結果となる。第 1 に産卵場である海区 2* が,1968年頃からメバチ漁場となったので,そこでの釣獲率は親魚豊度の過少評価になる。第 2 に漁獲開始年令の低下に伴って同氏らの式によって求めた漁獲係数 F' は年率ではなく,1年より長い期間における値となる。そこで産卵場である海区 2 と西風皮流域の海区 6-8 との双方で親魚が本格的にとられた 1965-66 年~1967-68 漁期における両海区間の年別密度比の平均 0.335 を用いて(表 1)、1968-69 年漁期以降の親魚豊度を海区 6-8 の平均密度指数から求めた(表 -2)。また見かけの係数 F' を親魚の平均年令 8 才と平均漁獲開始年令 10 た。才との差で割って年漁獲係数 10 を求めた。

表 1. はえなわ漁場におけるミナミマグロの 2組の密度指数, d_2 (海区 2における 7,8 才魚及び d_A (海区 6 ~ 8 における成魚) の比較, 1965-66~1968-69 年漁期。

Table 1. Ratio of two sets of density indices of southern bhefin tuna in long-line fishery, d_2 (7- and 8-age fish in Area 2) and d_A (adults in Areas 6 to 8 in the West Wind Drift), 1965-66 to 1968-69 seasons.

	d_2	d_A	d_2/d_A
1965-66	0. 585	1.675	0. 349
1966-67	0.330	1.145	0. 288
1967-68	0.396	1.079	0.367
1968-69	0.154	0.788	0. 195

^{*} 海区番号は新宮, 久田(1970), 林他(1972) に用いられているものと同様である。

表 2. ミナミマグロの親角豊度指数及び4年前の表層漁獲量。1957-58~1970-71年漁期。

Table 2. Density indices of parent southern bluefin tuna and surface catch in the four preceding years, 1957-58 to 1970-71 seasons.

- 1. Abundance of parent stock.
- 1a Average density index of 7- and 8-age fish in Area 2*.
- 1b Ratio of the average density to initial density assumed as 3.1.
- 2. Surface yield in 1,000 tons.

漁 期	海区2における	度 1 初期資源豊度 3.1 に対する 比 1b	4年前の表層漁獲量 2
1958-59	¹ a 2.447	0. 789	0.6x1,000 tons
1959-60	2.023	0.653	0.4
1960-61	2.915	0.908	1.1
1961-62	1.649	0.532	1.3
1962-63	1.686	0. 544	2.2
1963-64	1.106	0.357	2. 6
1964-65	0.942	0.304	3.8
1965-66	0. 585	0.189	5. 1
1966-67	0.330	0.106	6.8
1967-68	0.396	0.128	8.1
1968-69	0. 264	0.085	6. 6
1969-70	0. 243	0.078	8.2
1970-71	0. 220	0.071	5. 5

^{* 1968-69}年漁期以降は海区6-8の平均密度指数, 1968-69年0.788. 1969-70年0.724. 1970-71年0.657に0.335をかけて求めた。

この F は有効漁獲努力量 X にかなりよく比例しているので(相関係数 0.92)両者の比 F/X で漁獲係数を求めた。q は $0.28\sim17.64\times10^{-8}$ という広い範囲にわたるが,漁期や努力量とは無関係である(表 3)。この平均値は 1.23×10^{-8} で先に林他が求めた 2.21×10^{-8} の約 1/2 であり, $q\times X$ として求めた修正漁獲数 \widehat{F} も従来の計算結果より低い。

それでも 1969—70 年の \hat{F} は 1.5,漁獲率は 72%という高い値に達する。これらの数値の妥当性を検討するには今后の年令別漁獲強度の推定にまたねばならないが,ここではその手始めとして 7 才魚と 8 才魚との尾数比として求めた 全死亡係数から自然死亡係数 0.2 を差引いた「年令組成による漁獲係数推定値」と 対比した。この推定値には漁期別年令組成による F_A と年級別年令別魚群量による F_B とがあるが,いずれも 1958—59 年漁期から 1965—66 年漁期迄は, \hat{F} とよく似た経年変化を示した。1966—67 年漁期を過ぎると \hat{F} は引続いて増加したのに, F_A F_B は急激に低下し,現実にありえない負の値を示すに至った(図 1)。

1966—67年漁期には、はえなわ漁業が西風波流域で産卵前の成魚を漁獲するようになったので我々が推定した年令組成に重大な偏りを生じたのかもしれない。ミナミマグロの年令組成は焼津調査分を除いて、個体別体重測定値から換算して求められている。しかし体重は産卵の前後で大巾に変化し(藁科、久田 1970)、1つの試算によると産卵前の体長 135 cm の 7.7 才魚の体重 65 kg を産卵後の換算式にあてはめると 156 cm, 8.6 才になり、0.9 才も高令に見積られてしまう(林、久田 1973)。西風波流域が漁場となり、肥えた個体の割合

^{**} Density indices for 1968-69 seasons and onward are calculated by multiplying 0.335 to the mean density in Areas 6 to 8, 0.783 for 1968-69, 0.724 for 1969-70 and 0.657 for 1970-71.

表 3. はえなわ漁獲係数推定値、1958-59~1970-71 年漁期

Table 3. Parameters of longline fishery aiming at southern bluefin tuna, 1958-59 to 1970-71 seasons.

F': Raw estimats of fishing coefficient during a period from t_c to beginning of 8-age.

 t_c : Average age of first capture.

F: Fishing coefficient adjusted for one-year period.

X: Amount of effective fishing effort.

a : Coefficient of catchability.

F: Corrected fishing coefficient.

E: Rate of exploitation.

漁 期 Season	粗 数 F'	漁獲開始年令 t_c	年係数 <i>F</i>	努力量 <i>X</i>	漁獲能率 <i>q</i>	修正係数 \widehat{F}	漁獲率 <i>E</i>
1958-59	0. 234	5. 62	0.170	15.9×10^6	10.692×10^{-8}	0. 191	0. 158
1959-60	0.425	6.71	0.329	33.9	9.705	0.408	0.306
1960-61	0.094	7.02	0.096	34.4	2.791	0.414	0.309
1961-62	0.628	6.70	0.483	37.3	12.949	0.449	0.330
1962-63	0. 599	6.68	0.454	29.2	15.548	0.351	0.270
1963-64	1.029	6.47	0.667	48.8	13.668	0.587	0.406
1964-65	1.190	6.49	0.776	47.5	16.337	0.571	0.398
1965-66	1.628	6.28	0.947	53.7	17.635	0.646	0.436
1966-67	2. 245	6.17	1.207	90.2	13.382	1.085	0.611
1967-68	2.056	6.42	1.267	110.5	11.466	1.329	0.681
1968-69	2.466	5.88	1.141	97.9	11.655	1.178	0.639
1969-70	2.551	6.02	1.272	125.8	10.112	1.514	0.724
1970-71	2.646	5.83	1.206	115.3	10.460	1.387	0.695

 $F = F'/(8-t_c), q = F/X, \widehat{F} = q \cdot X, E = \widehat{F}(1-e^{-Z})/Z, Z = M + \widehat{F}$

が高くなると7才魚であり乍ら8才魚に分類された個体が多くなり,したがって見かけ上7才から8才にかけての生残率が過大に,したがって死亡係数が過少に評価される可能性がある。その他に航海の長期化や漁獲物の一船買いなどによって水揚地で偏りの少ない体長組成資料を入手することは困難になった。これを防ぐには船上における体長測定をおいて他に方法がない。体長一体重換算式のみでなく,成長度や成熟年令の変化による誤差も一概に否定し切れないが現在の所,この問題を取扱う目途はついていない。

このように年令組成の推定精度も低くなっているので F_A や F_B が 違っているからといって 親魚の釣獲率 から求めた漁獲係数 \widehat{F} を一概に過大評価であると断定できない。 $5 \sim 7$ 才でとり始めると漁獲係数が 0.5 を こえれば努力量を増やしても漁獲量を増やせないという理論計算(林他 1972 の図 7)と,はえなわの努力量 を 1961-62 年頃の 3500 万本から 1967 年以降 1 億本余りと 3 倍に増しても,漁獲量は増えなかった現実(同上,図 11)とは対応しているので近年の漁獲係数が 1.5 前後に達していると考えても良さそうである。*

そこで「すべての個体が5才初めに、はえなわ漁業に加入する」という条件をおいて、 \widehat{F} を使って、漁獲尾数 c と漁獲重量 Y とに基づく加入尾数の2つの推定値、Rc と Rr を計算した。

$$R_c = c(F+M)e^{M(t_c-5)}/F$$

 $R_{Y} = Y/(Y/R)^{**}$

^{*} ここで求めた漁獲係数が過大推定でないという保証はない。とくに7-10年経過した標識魚が再捕されたという最近の報告(CSIRO 1973)は漁獲係数が近年においても意外に低いことを示唆しているので、今后の検討が必要なことは繰返すまでもない。

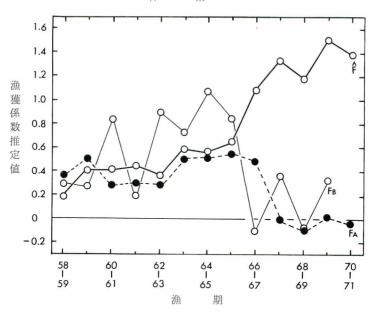


図 1. ミナミマグロに対するはえなわ漁獲係数の3つの推定値 1958-59~1970-71 年漁期

Fig. 1. Three sets of estimates of fishing coefficient of longline fishery on southern bluefin tuna, 1958-59 to 1970-71 seasons.

Abscissa: Fishing season.

Ordinate: Estimated fishing coefficient.

 \widehat{F} : Estimates based on density indices of adults.

 F_A : Estimates based on catch of 7- and 8-age fish compiled by fishing seasons.

 F_B : Estimates based on catch of 7- and 8-age fish compiled by year

ここで (Y/R)* は林他 (1972) による加入当り漁獲量を 5 才始めを基準に換算したもので、そのプログラムは最近本間 (1973) が完成した。

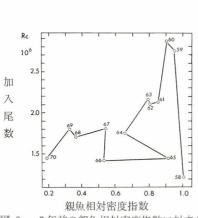
Rc の平均は 151 万尾,Rr の平均は 178 尾でいづれも 1964-65 年漁期に急激に減少している(表 4)。 4 才以下の漁獲尾数は 著るしく増加し,もしも とられなかったならば 5 才初め迄に生残った筈の尾数は 1968-69 年~1970-71 年漁期には 65-90 万に達した。 20 方の,はえなわによる漁獲物は 表 4 の計算に入っているので 5 才迄に生残った筈の表層漁獲物* のみを Rc, Rr に加えて,近年における若魚漁獲の増大を 補正してみた(表 5)。 それによっても 1959-60, 1960-61 年漁期を中心に 1963-64 年漁期迄は加入が多かったといえる。一方 1964-65 年~1970-71 年漁期にかけて親魚の相対密度指数** は自然時の 18.9% に 低下したにもかかわらず, 5 才初期の加入尾数との間に 明瞭な関係を 示していない(図 2)。そこで特に加入が多かったと思われる 1959-60 年,1960-61 年両漁期を除くと Rc, Rr の平均は 130 万尾及び 150 万尾となる。

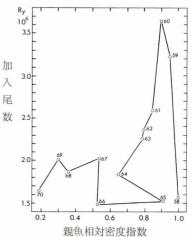
^{* 1958—59~1963—64} 年漁期の表層加入尾数は,漁獲重量に係数 0.0546 をかけて求めた。この係数は 1964 -65~1967—68 漁期における両者の比の平均である。

^{** 1953-54~1957-58} 年漁期の親魚相対密度指数は 1.00, 0.95, 0.90, 0.85, 0.80 と仮定した。

- 表 4. はえなわ漁業に対するミナミマグロの5才初めにおける2つの推定値Ro及びRv1958-59 \sim 1970-71 年漁期
- **Table 4.** Two sets of estimates of recruit of southern bluefin tuna to long-line fishery, at the beginning of 5-age, R_c and R_y , 1958-59 to 1970-71 seasons
 - t_c : Average age of first capture in Table 3.
 - F: Corrected fishing coefficient in Table 3.
 - C: Catch in number.
 - Y: Yield in weight.
 - A: Averages.

А	. Averages.					
漁期	平均漁獲	修正年	漁獲尾数 C	R_c	漁獲重量 Y	R_y
90 SESSIONE	開始年令 tc	漁獲係数 F	10 ³	10^{3}	10^{3}	10^{3}
1958-59	5. 62	0.191	471	1,091	25.9	1,455
1959-60	6.71	0.408	1,244	2,610	68.6	3,077
1960-61	7.02	0.414	1,195	2,655	71.5	3,421
1961-62	6.70	0.449	909	1,846	51.6	2,314
1962-63	6.68	0.351	787	1,725	44.3	1,987
1963-64	6.47	0.587	955	1,718	49.9	1,815
1964-65	6.49	0.571	759	1,381	40.0	1,455
1965-66	6.28	0.646	598	1,012	30. 4	1,086
1966-67	6.17	1.085	734	1,098	37.8	≣1,178
1967-68	6.42	1.329	922	1,409	52.8	1,630
1968-69	5.88	1.178	699	975	36.0	₹1,132
1969-70	6.02	1.514	909	1,262	47.8	£1,485
1970-71	5. 85	1.387	632	854	33.5	1,054
平 均A				1,510		1,776





- 図 2. 5年前の親魚相対密度指数に対する表層漁獲量で補正したミナミマグロ5才初期のは えなわ加入尾数,1958-59~1970-71 年漁期
 - 左 漁獲尾数で求めた加入尾数
 - 右 漁獲重量で求めた加入尾数

図中の数値は加入した漁期を示す。たとえば"58"の点は1958-59 年漁期の加入尾数と1953-54 年漁期の親魚相対密度指数である。

Fig. 2. Estimated size of recruit of southern bluefin tuna to longline fishery at beginning of 5-age corrected by surface catch (ordinate) against relative density of adults in the fifth preceding years (abscissa). 1958-59 to 1970-71 seasons.

Left: Estimate of recruit based on catch in number.

Right: Estimate of recruit based on yield in weight.

Numerals in the figure denote fishing seasons of the recruit as "58" for recruit in 1958-59 season and parent in 1953-54 season.

表 5. 若魚漁獲尾数及び5才初期換算資源尾数,1958-59年~1970-71年漁期

Table 5. Catch of youngs of southern bluefin tuna below 5-age and converted size for a stage at the beginning of 5-age, 1958-59 to 1970-71 seasons.

1. Catch in 1,000 fish

1a Total

1b Catch by longline fishery.

1c Catch by surface fishery.

1b1 & 1c1 Subtotal.

1b2 & 1c2 2-age and younger.

1b3 & 1c3 3-age.

1b4 & 1c4 4-age.

2. Imaginary stock number in 1,000 fish for the pre-empt catch if they survived at the begining of 5-age.

$$N_{50} = e^{-\frac{1}{2}M} (C_2 \times e^{-2M} + C_3 \times e^{-M} + C_4),$$

where,

 N_{50} : Stock number at the beginning of 5-age.

M: Natural mortality coefficient assumed as 0.2.

 C_a : Catch of a-age fish.

2a Total.

2b Catch by longline fishery.

2c Catch by surface fishery.

3. Imaginary stock number expected if there were no surface fishery.

	先	先き獲りによる漁獲尾数 (1,000尾) 1 はえなわ漁業 1b 表 層 漁 業 1c								期迄生き残った場合 ろ			たら5才初期	表層漁業がなかったとしたら5才初期にいたであろう資源尾数(1,000尾)	
漁 期	総 数 1a	小計 1b1	2才 以下 1b2	3才 1b3	4才 1b4	小計 1c1	2才以下	来 3才 1c3	4才	の尾3 総数 2a	数* (1,00 はえなわ 漁獲物 2b	T		R'y	
1958-59	49	49	0	9	39	_	_		_	165	47	118*	1,209	1,573	
1959-60	78	78	0	5	74	_	_	_	_	221	77	144*	2,754	3,221	
1960-61	11	11	_	0	11	_	_	_	-	220	11	209*	2,864	3,630	
1961-62	41	41	0	4	38	_	_		-	319	41	278*	2,124	2,592	
1962-63	50	50	1	12	38	_		-	_	420	48	372*	2,097	2,359	
1963-64	88	88	0	21	66	_	-	-	-	525	84	441*	2,159	2,256	
1964-65	513	72	0	20	52	441	162	95	184	439	69	370	1,751	1,825	
1965-66	564	83	0	18	64	481	18	256	207	508	79	429	1,441	1,515	
1966-67	478	117	1	28	88	361	66	174	122	420	112	308	1,416	1,486	
1967-68	552	93	2	25	65	459	9	375	78	476	87	388	1,797	2,018	
1968-69	1,169	151	. 4	53	94	1,018	759	226	34	867	140	727	1,702	1,859	
1969-70	822	155	10	52	93	666	206	397	64	669	143	526	1,788	2,011	
1970-71	979	140	6	52	83	839	660	171	8	719	129	591	1,445	1,645	

^{* 1958-59}年 ~ 1963-64 年漁期の表層漁獲尾数は不明であるので、その加入尾数は漁獲重量から類推した。

^{*} Surface catch in 1958-59 to 1963-64 seasons are guessed on the basis of yield in weight in the respective seasons.

現実には 4 才漁が 5, 6 才魚よりも多くとられており 1. にのべた条件は満足されていないから,この推定値の偏りについては,なお検討の余地がある。ここでは 5 才初めの平均的な加入尾数は 130 万尾と 150 万尾との中間値 140 万より多少低く 135 万尾であったと考えておく。一方加入量の不規則な変動も考慮する必要がある。平均加入量に基ずく計算漁獲量は,1959-60 年,1960-61 年漁期では現実の漁獲量よりも著るしく少ないし,その他の年でも両者の間にかなりのふれが見られる(図 3)。現実の漁獲量に 計算値を近ずける方法を 発見す

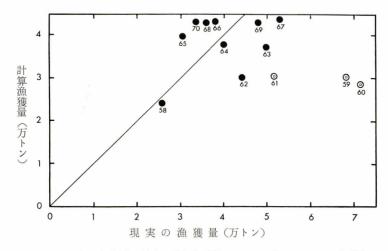


図 3. 現実の漁獲量に対する計算漁獲量,1958-59年~1970-71 年漁期 ② はとくに加入が多かったらしい年

Fig. 3. Actual (abscissa) and calculated (ordinate) amount of yield, ten thousand tons, of southern bluefin tuna in longline fishery, 1958-59 to 1970-71 seasons.

Numerals in the figure denote fishing seasons. Double circles denote years of strong recruit.

るために今後とくに年級別の発生量と漁獲強度の推定に力を入れてゆく必要がある。

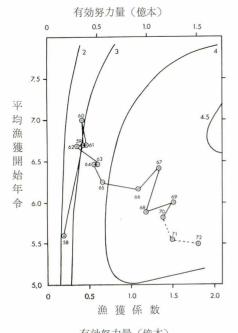
2 はえなわ漁業管理の改善

はえなわ漁業対象資源の低下は動かす余地がない。しかし一層精しい数量的な評価をしようとするとその出発点である漁獲率の推定で困難がつきまとう。この現状の下では資源評価とそれに基づく管理方法の改善並びにそれらの検証を通した調査の充実という研究と生産との間の相互交流過程の確立がとくに重要である。そこで研究側にとって大切なのは資料整理の即時性と,数値の現実性である。1973年 3 月 19 日及び 6 月 25 日に業界にあてた遠洋水産研究所のメモ並びに最近発表した薬科,久田の報告(1974)では 1971-72 年から 1972-73年漁期迄の暫定値を用いてある。一方漁獲係数は漁獲率で,加入当り漁獲量(Y/R)はできる限り推測漁獲量で表わすことによって,数値に現実感をあたえるように心がけた。

2.1. 資源の現状の要約

はえなわ漁業では 1968—69 年漁期以降親魚の豊度が開発初期の 10% を下廻る一方漁獲物の小型化が進んだ(表 2,3)。最近藁科,久田(1974)が集計した所では,1972—73 年漁期迄漁獲努力量の増加と漁獲量の停滞,それによる為獲率の低下は続いており,平均漁獲開始年令も5.5 才程度になった。これに対して表層漁獲量は 1970—71 年漁期迄の 7,000~8,000トンから 1971—72 年漁期に 9,000トン,1972—73 年漁期に 12,500トンに増大している。若魚期,未成魚期には年級変動が見られ,はえなわストックでは 1961, 1964, 1966 年

級(藁科,久田 1974),表層ストックでは 1966,1968,1969 年級が多かった(久田未発表)。両漁業の資料が充実してから開発された 1966 年級はそのどちらのストックでも卓越している。一方 1968 年級は 1972—73 年漁期に 4 才魚として,はえなわでも多獲されるはずなのに比較的少ない。これは表層漁業の強化によるとりべらしか,あるいは自主規制の効果によると思われるが今後の年令組成の推移を見ないと断定できない。先に加入量の計算ができた最後の年級である 1965—66 年級の親魚が初期の 1/5 であったとのべたが,表層漁業で1969—70 年級が卓越しているから親魚豊度が初期の 7.8 %に減っても,少なくともその年の環境条件下では加入を維持できたと思われる。しかしてれ以上はえなわの漁獲強度を,とくに若令魚に対して高めるのは得策



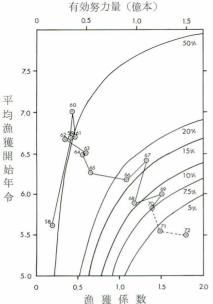


図 4. 5 才初めの加入を 135 万尾とした場合の漁獲量推定値,及び漁獲係数と平均漁獲開始年令の動き,1958-59年~1970-71年漁期。図中の数字は漁期を示す。

1971-72, 1972-73 年両漁期分は暫定値。

Fig. 4. Isometric curves of yield of southern bluefin tuna in longline fishery against fishing coefficient (abscissa) and average age of first capture (ordinate), and changes of the two variables from 1958-59 to 1972-73 seasons.

Numerals in the figure denote fishing seasons

Provisional estimates for 1971-72 and 1972 -73 seasons

図 5. 漁獲開始年令と漁獲係数にともなう相対産出卵数,及び漁獲係数と平均漁獲開始年令の動き,1958-59年~1972-73年漁期。図中の数字は漁期を示す。

1971-72, 1972-73 年両漁期分は暫定値。

Fig. 5. Isometric curves of relative stock fecundity of southern bluefin tuna assumed to be exploited by only longline fishery against fishing coefficient (abscissa) and average age of first capture (ordinate), and changes of the two variables from 1958-59 to 1972-73 seasons.

Numerals in the figure denote fishing seasons.

Provisional estimates for 1971-72 and 1972-73 seasons.

でない。

5才初めの加入尾数を 135万尾として、平均漁獲開始年令と漁獲係数に対する漁獲量を推定すると図 4 に示す通りである。これは林他(1972)の図 7 と本質的には変らず、やはり 1960 年頃からは漁獲努力量の増加が実質的な漁獲の増加をもたらさない方向に漁業が変ってきたことを示している。しかし漁業が拡大した現在では、努力量を増大しても、平均漁獲開始年令をかえても、よほど大きな年級変動がない限り漁獲量は 40,000~45,000 トンの範囲におちるであろう。不規則な自然要因以外の年級変動として、親魚 つまり 産出卵数の減少による加入低下が考えられる。これに関して相対産出卵数は、漁獲係数が 1 をこえると平均漁獲開始年令の低下とともに、また平均漁獲開始年令が 6 才を割ると漁獲係数の増大にともなって急減することに注意したい(図 5)。底魚の例では親の量がある限界を割ると加入が急減することが知られているからである(たとえば最首 1971、GARROD JONES 1973)。

2.2 望ましいはえなわ漁業

自主規制が行われなかったとすると、高令魚の減少に伴って漁船は小型魚を求めて規制海域に集中したかも知れない。かりに操業の制限がなかった場合に規制対象海域での漁獲尾数が全漁獲尾数の で20%あったとすると、平均漁獲開始年令は現実に実現された 5.54 才から 5.40 才に下るだけであるが表層漁業がないと仮定して計算した相対産出卵数は 4.2% から 3.4% と 3/4 に低下した筈である (図 6)。したがって今回の自主規

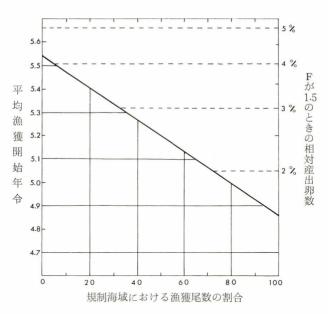


図 6. ミナミマグロ対象のはえなわ漁業規制海域内における漁獲尾数の割合に対する平均漁 獲開始年令および漁獲係数が 1.5 のときの相対産出卵数の変化

Fig. 6. Changes of average age of first capture (left ordinate) and relative stock fecundity (right ordinate) of southern bluefin tuna at fishing coefficient of 1.5 in longline fishery against ratio of the catch from closed areas (abscissa) defined in the voluntary regulation.

制は一定の役割を果たしたといえよう。しかし経験した親魚密度の最低限界が 7.8% であることを考えると、なお自主規制を強化する必要がありそうに見える。表層漁獲量が $7,000\sim8,000$ トンであった 1968-69 年迄の資料について林他(1972)は、その漁獲係数が 3 年間で 0.3 に達し、はえなわへの加入を 75% に引下げたと推論している。そうすると現実に相対産出卵数を 7.8% に維持するには、はえなわ漁業を、表層漁業がない

> 表 6. はえなわによるミナミマグロの年令別漁獲量及び4才以下の規制に伴う平均 漁獲開始年令の変化, 1958-59 年 ~ 1971-72 年漁期

Table 6. Yield of southern bluefin tuna in longline fishery by age categories and change of average age of first capture expected for banning exploitation of 4-age and younger, 1958-59 to 1971-72 seasons.

- 1. Yield in 1,000 tons by four age categories, 4-age and younger, 5-age, 6-age, and 7-age and older.
- 1a Total.
- 2. Average age of first capture.
- 2a Present level.
- 2b Improved level by the banning.

漁期		漁獲量	平均漁獲開	平均漁獲開始年令2			
	総 数 1a	≤4才	5才	6才	7才≤	現 状 2a	規 制 2b
1958-59	25.9	1.0	1.0	4.1	19.8	5.62	7.00
1959-60	68.6	1.7	3.3	14.0	49.6	6.71	6.92
1960-61	71.5	0.3	1.4	12.3	57.4	7. 02	7.05
1961-62	51.6	0.9	3.3	8.8	38.6	6.70	6.85
1962-63	44.3	1.0	1.8	8.6	32.9	6.68	6.92
1963-64	49.9	1.8	4.1	11.1	32.9	6.47	6.57
1964-65	40.0	1.4	2.7	9.3	26.6	6.49	6.81
1965-66	30.4	1.7	2.8	6.6	19.3	6. 28	6.71
1966-67	37.8	2.4	4.1	7.4	23.9	6.17	6.64
1967-68	52.8	1.8	2.7	7.4	40.9	6. 42	6.85
1968-69	36.0	2.8	2.6	5.3	25. 2	5. 88	6.69
1969-70	47.8	2.8	4.1	7.0	33.9	6.02	6.67
1970-71	33.5	2.6	2.2	4.0	24.8	5.83	6.72
1971-72	28.9	3.3	3.0	4.0	18.6	5. 54*	6.56*

* 暫定値 * Provisional

しかし漁獲開始年令の引上げだけでは加入の維持,つまり総漁獲量を現在よりも減少させないという効果はあっても、単位努力当り漁獲量の回復による漁業の生産性向上には殆んど役立たない。漁業経営を圧迫する最近の諸事件、とくに1973年秋以来の石油危機とそれに引続く諸物価の急騰及び魚価の低迷に伴って現在の1操業当り漁獲量では経営の維持がむずかしくなったといわれる。たとえば1974年4月19日付日本水産経済新聞によるとミナミマグロを狙った10ヶ月航海は燃料費、食費、餌料費7,250万円を含むコスト高を吸収できず2,680万円の赤字であったといわれる。この上漁獲開始年令が低下すれば加入そのものさえ減少させその結果経営が一層難かしくなる可能性がある。ところですでにのべた通り漁獲強度を半減しても漁獲量は制限第3年目にはほゝ規制前の水準に回復し、しかも環境条件に余程の大きな変化がない限り加入は確実に維持される。

筈である (林他 1969)。もしこの予想が正しければ努力量を 1/2 にすると 3 年後には 1 操業当り漁獲量は倍に、したがって航海日数と それに比例する燃油代,食料費,餌料費は 1/2 になる。この減少分は 前記新聞による と 3,620 万円に達するので先にのべた航海の収支は 940 万円の黒字に転じる筈である。これは非常に単純化した計算であり,その経営学的な基礎,並びに他国との関係をも考慮しなくてはならないが,少くともまぐろはえなわ漁業存立の前提が,このような措置の必要性を示唆する程に変ったことを示しているといって良いであるう。もっともミナミマグロに対するはえなわ漁獲強度を削減するために漁獲努力を他種に振向けることは容易ではない。優秀な装備を持つミナミマグロ漁船は生鮮消費に適する高級魚を狙う他はないが,そのような魚のうちマカジキやクロマグロの資源は限られている。残された最適種であるメバチも,すでに大巾な増獲が見込めない程に開発されている(HISADA 1973,KUME 1972,1974,SUDA 1972)。そうすると減船なり碇泊日数の延長なりによる延航海日数の削減が可能な対策となる。そのいずれをとっても個々の操業の生産性は高まるので,その選択は経済的,経営的な判断に委ねられる。現在の漁船の大部分が最近の建造で償却期間を残していること,国外に売却されれば再びミナミマグロに対する漁獲努力となりうることを考えると碇泊日数の延長の方が好ましい。この規制方式をとると経営体数を強制的に減らす必要はないけれども,それでも努力量削減を始めてから漁獲量が回復する迄の 1,2 年間における各漁船の転用策が必要とされる。

引 用 文 献

- Commonwealth Scientific and Industrial Research Organization 1973. Fisheries Field Bulletin, (137), 2p.
- GARROD, D. J. and B. W. JONES 1973. "The stock and recruitment relationship in Arcto-Norwegiannood". ICNAF Res. Doc. 73/74, Serial no. 3026 (D.C. 3), 10p. Annual Meeting-June 1973
- 林 繁一, 本間 操, 新宮千臣 1969. "ミナミマグロの資源状態の評価, 1960-66 年", 鮪漁業 (84), 9-23.
- 林 繁一, 久田幸一 1973. "マグロ資源研究体長組成調査の危機", 水産界, (1063), 32-34.
- 林 繁一,新宮千臣,久田幸一1972. "ミナミマグロ資源の合理的利用にかんする一つの推論,1957-1969年", 遠洋水産研究所 S Series (3),63-88.
- HISADA, K. 1973. "Overall fishing intensity of Japanese longline fishery for bigeye tuna in the Atlantic Ocean, 1956-1970". ICCAT Col. Vol. Sci. Pap. I (SCRS-1972), 479-488.
- 本間 操 1973, "年令によって 自然死亡係数の違う魚の加入当り漁獲量及び相対産出卵数の計算", 遠洋水研報(9), 177-199.
- KUME, S. 1972. "Tuna fisheries and their resources in the Pacific Ocean". *IPFC Procs.* **15**(III). 390-423.
- KUME, S. 1974. "Overall fishing intensity of Japanese Atlantic longline fishery for bigeya tuna, 1956-1971". ICCAT Col. Vol. Sci. Pap. II (SCRS-1973). 145-149.
- 新宮千臣,久田幸一 1971. "はえなわ漁場におけるミナミマグロの漁獲量と年令組成の変動,1957-1969年", 遠洋水研報(5),195-218.
- SUDA, A. 1972. "Observation on the recent status of the tuna longline fishery in the Indian Ocean". Doc. IOFC/IPFC Ad Hoc WP Sci. Stock Assess. Tuna, Rome, Italy. 遠洋水産研究所 S Series (6), 29-69 に再録。
- 薬科侑生,久田幸一 1970. "肉質および体重の変化からみたミナミマグロの産卵生態", 同誌(3), 147-165, 2 P/S.
- 薬科侑生. 久田幸一 1974. "ミナミマグロ資源とそのはえなわの漁業に対する自主規制の予備的評価"。同誌 (10)。