東シナ海におけるマアジ資源の研究—Ⅲ.

自然死亡係数と漁獲係数*

三谷 文夫・庄島 悦子**

(1965年10月19日受理)

STUDIES ON THE RESOURCES OF THE JACK MACKEREL, *TRACHURUS JAPONICUS* (TEMMINCK ET SCHLEGEL), IN THE EAST CHINA SEA—III.
NATURAL AND FISHING MORTALITY COEFFICIENTS

Fumio MITANI and Etsuko SHOJIMA**

In the case of assessment of fish resources, it is essential to know natural and fishing mortality coefficients of the fish resources under consideration.

In 1958, the virgin resource of the jack mackerel, *Trachurus japonicus* (TEMMINCK ET SCHLEGEL), was found in the mid-region of the East China Sea, and has been intensely exploited since 1959 (Fig. 2). In consequence the yield of the fish from the East China Sea has markedly been increasing, but recently this trend has stopped and the catch remains on the same level (Fig. 1).

In the present paper is shown: (1) the corrected fishing effort (X) in terms of the number of fishing days of the purse seine of one-boat-operation type of 50~100 tons (Table 1). (2) the total mortality coefficient of the fish in each of the recent years which is acquired on the basis of the age composition of the fish caught in one day's operation by purse seine of one-boat-operation type in the East China Sea during the period from 1957 to 1963 (Tables 2 and 3).

According to WIDRIG (1954), if a series of pairs of values of fishing effort (X) and total mortality coefficient (Z) is known, equation (3) gives a linear relation between them, as shown in Fig. 3. By application of the method, estimates of natural mortality coefficient (M) and catchability coefficient (q) are obtained at a high level of 0.994 and 0.03154 per 1,000 fishing days, respectively. The 95% confidence limits for M and q are 0.055~1.933 and -0.00491~0.07797, respectively. The estimate of M aforementioned is greater than that of F , and also correspondent to 1.32 K (" K " represents growth rate in BERTALANFFY's growth equation).

Judging from the various facts, the estimate of M in the present paper seems to give an indication of its order of magnitude.

The high level of M shows one of the characteristics of the jack mackerel fisheries in the East China Sea.

ま え が き

資源特性値のうちでも、自然死亡係数 M と漁獲係数 F とは特に重要な意味をもっており、これらの値は資源の評価のうえで不可欠の要素である。しかし、これらの正確な値を知することは必ずしも簡単なことではない。WIDRIG (1954)¹⁾ は漁獲努力量 X と全減少係数 Z との関係から M を推定するという便利な方法

* 西海区水産研究業績 第189号 (Contribution from the Seikai Regional Fisheries Research Laboratory, No. 189).

** 西海区水産研究所 (Seikai Regional Fisheries Research Laboratory, Nagasaki, Japan).

を考えているが、田中 (1960)²⁾ や山中 (1961)³⁾ によると、この方法を実際の資料に当てはめた場合、 M や単位当り漁獲能率 q が負になったりすることが案外多く、もつともらしい値を得る例の方がむしろ少ないのではないかという。それゆえ、この方法を利用する場合には十分慎重にしなければならないが、もし、利用できるならば、やはり簡便な方法である。ここでも、この WIDRIG の方法を利用して M と F の見当づけを試みたが、仮定を設ける際にはできるだけ漁業の実態を考慮したつもりである。

この報告をするに当り、資料の収集や整理に多大の労力と努力を払われた西海区水産研究所沿岸資源部の各位に対して深甚の謝意を表する。また、研究の進展に種々のご配慮をいただいた西海区水産研究所日笠七郎所長ならびに論文を校閲していただいた池末弥博士、下村敏正博士および真道重明博士に対し心から厚く御礼申しあげる。

近年における東シナ海マアジ漁業の大勢

近年における東シナ海・黄海のアジ類漁業の実態は 1958 年以前と 1959 年以後とで著しく変わっていることはすでに第 1 報の冒頭で指摘したとおりであるが、以下の解析を進めてゆくうえでこの間の事情をよく理解しておく必要があるので、そのすう勢をまずつかんでおきたい。

1951 年から急増した九州近海のマアジ漁獲量も '54 年にはひとまず頂点に達し、'55, '56, '57 年と連続 3 年漸減した。そのころ、マアジ漁場として最も栄えていたのは境沖——対馬沖の山陰から九州北西部にかけての海域であつて、五島灘や天草灘などの九州西海漁場は頭打ちの状態となり（これらの漁場では、その 2~3 年前までマイワシ漁が盛んであつた）、それ以上の漁獲努力を投入しても総漁獲量を高めるうえに大して効果が期待されない状況であつた。換言すれば、その当時の九州近海のマアジ資源はすでに開発の頂点近くにあつて、むしろ、老衰期になつていたものと考えられる。Fig. 1 は 1 そうまき網だけによる東シナ海からのマアジ漁獲量とそこに投入された漁獲努力量（このことの詳細については後述する）との関係を図示したもので、上述の全漁具による総漁獲量の経年変化とは多少異なっているけれども、その間の事情は大体うかがえよう。

このような状況のもとで、1958 年、西海区水研と長崎水試との共同調査により、東シナ海中・南部に新しいマアジ資源が開発され、翌 '59 年から本格的操業に入つたが、その資源は未開発の処女資源に近いものであつた。その後、東シナ海中・南部および黄海域のマアジ資源の開発は急速に進み（第 1 報の Fig. 1 において 1959 年以降体長 30 cm 以上の大アジがふえてきているのはこの間の事情を物語るものである）、その海域では Fig. 2 に示されているように、投入された漁獲努力量にほぼ比例して漁獲量があげられてきている（ $r = 0.957 > r_{0.01} = 0.917$ ）。以上のような経過であるので、以下の取り扱いでは、1959 年から本格的に開発されてきた東シナ海 B~F 漁場* の資源に焦点を絞つて解析を進めてゆくことにする。

Fig. 1. Relationship between fishing effort and catch of jack mackerel in the East China Sea during nine years from 1955 to 1963. Unit of fishing effort, 1,000 fishing days; Unit of catch, 1,000 tons.

* 農林省統計調査部「まき網漁業漁場別漁獲統計表」における漁場区分名。

Fig. 2. Showing linear correlation between fishing effort and catch of jack mackerel in the East China Sea B~F (Official Block Sign) during the six years from 1958 to 1963. Unit of fishing effort, 1,000 fishing days; Unit of catch, 1,000 tons.

Table 1. Corrected fishing effort in terms of the number of fishing days of purse seine of one-boat-operation type of 50 ~100 tons in the East China Sea B~F during the six years from 1958 to 1963. "g" represents uncorrected fishing effort; "X", corrected fishing effort. Fishing efficiency is estimated from the data given in Table 2 of MITANI and IMA (1965)⁶⁾ under the assumption that the fishing efficiency of purse seine of one-boat-operation type of 30~50 tons in 1955 was 1.000 and that of 50~100 tons in the same year was 1.500, and also that the fishing efficiency has been advancing year after year at a rate of 10%.

Year	Effort <i>g</i>	Fishing efficiency	<i>X</i>
1958	814	1.997	1,625
'59	4,847	2.196	10,644
'60	5,000	2.416	12,080
'61	5,592	2.657	14,857
'62	7,015	2.923	20,504
'63	10,552	3.215	33,924

漁獲努力量 *X* について

漁獲努力量についてはまき網統計表⁵⁾の東シナ海 B~F のうち、1 そうまき網の 50~100 トン規模のもののだけで代表させることにする。なお、漁獲努力量の種類としては同表に与えられている資料の範囲内では出漁日数が最も直接的であると思われるので、それを用いることにする。

さて、まき網漁業の最近 10 年間の発達が目覚ましく、その漁獲性能が年々向上してきていることは疑いのない事実である。しかし、これらの経年向上を正確に係数として求めることは標準船のない現状では容易でない。筆者ら (1965)⁶⁾ は第 2 報で 1956 年から '63 年までの 8 カ年間について 1, 2 そうまき網漁船の漁獲性能指数を求めたが、それは 1 そうまき網の 30~50 トン規模のものを基準とした相対的なもので、各規模ごとの絶対的な経年変化を求めることができなかった。しかし、第 2 報によつて、1956 年の 30~50 トン規模の 1 そうまき網漁船の漁獲性能を 1 とした場合、同年の 50~100 トン規模の 1 そうまき網漁船のそれは約 1.5 であること、およびそれが最近ではさらにその 2 倍ぐらいに向上していることなどを知ることができた。そこで、それらの結果を参考にして、漁獲性能について次のような思い切った仮定を設けることにした。すなわち、1956 年当時の 30~50 トン規模の 1 そうまき網漁船の漁獲性能を標準の 1.000 とし、50~100 トン規模のそれを 1.500 として、それが年々 10% ずつ向上してきているという仮定である。もちろん、漁獲性能の向上は必ずしも年々一定の割合でなされてきたものではなく、時には飛躍した年や進歩のない年などもあつたと考える方が事実に近いだろうが、とにかく、10 年間で大ざっぱにならして前記のような割合で向上してきたものとする。そして、この仮定のうへに立つて漁獲性能指数の絶対的な経年変化を求め、1958~'63 年の 6 カ年間の東シナ海 B~F における漁獲努力量 (出漁日数) を標準化して表示したものが Table 1 である。

全減少係数 Z の推定

東シナ海 B~F だけにおけるマアジ資源の Z を求める資料はないが、東シナ海全域についての Z は筆者ら (1964)⁴⁾ の第 1 報の Table 1 から求められる。ただし、その Z でこの海域の Z を代用させようかどうかということ、すなわち、年齢組成が東シナ海全域についてのものとその 1 部の東シナ海 B~F についてのものとで異なるかどうかという問題があるが、これについては次のように考えられる。九州近海域のマアジには 0~1-age のものが多く、反対に、その沖合域には高年のものが多いという特徴はそれぞれに認められるけれども (三谷・井田, 1964)⁷⁾、0-age のものには漁業資源として未加入の部分があるので Z の計算には含めないことにし、また、高年魚の量は少ないのでその多少による Z への影響は小さいものと思われる。したがって、実質的には両者の年齢組成はほぼ相似的なものとみなされよう。以上の想定に基づいて、次のようにして Z を求めることにする。

第 1 報⁴⁾ の Table 1 には 1957~'62 年の 6 カ年間についての年齢別漁獲尾数が与えられている。そこで、それらのおのおのを Table 1 の漁獲努力量で割って、単位努力量当り年令尾数に換算したものが Table 2 である。なお、Table 2 における 1963 年分はその後の資料によつたものである。

Table 2 に基づいて 1958~'63 年の間の毎年の生残率 S を求め、それから Z を求めたものが Table 3 の左半分に示されている。ただし、0-age のものは前述のようにまだ十分には漁業資源に加入していないと思われるので、1-age 以上のものについて取扱い、生残率の算出は LEA (1930)⁸⁾ の方法によつた。

Table 2. Age composition per unit effort of jack mackerel caught by purse seine of one-boat-operation type in the East China Sea during the seven years from 1957 to 1963.

Age Year	0	1	2	3+
1957	27,059	10,070	422	21
'58	19,128	3,468	607	8
'59	21,213	4,086	1,136	39
'60	16,075	9,681	1,713	70
'61	11,182	10,696	1,639	178
'62	8,874	10,898	1,944	234
'63	12,569	4,221	1,561	223

Table 3. Some of population parameters of jack mackerel caught by purse seine of one-boat-operation type in the East China Sea during the period from 1958 to 1963. S , survival rate; $1-S$, mortality rate; Z , total mortality coefficient; F , fishing mortality coef.; E , exploitation rate; and D , unconditional natural mortality rate. S , calculated from the age composition given in Table 2. F , E and D are estimated, respectively, under the condition that natural mortality coefficient (M) equals 0.994.

Calendar year	S	$1-S$	Z	E	F	D
1958	0.059	0.941	2.830	—	—	—
'59	0.289	0.711	1.241	0.247	0.142	0.569
'60	0.341	0.659	1.076	0.082	0.050	0.609
'61	0.159	0.841	1.839	0.845	0.386	0.455
'62	0.176	0.824	1.737	0.743	0.352	0.472
'63	0.139	0.861	1.973	0.979	0.427	0.434

Z からの M の分離と F の推定

もし、 M が一定とすれば、 Z の年変動は漁獲強度の年変動や利用度の年変動や標本誤差などによつて起こるものと考えられる。そして、資源が若い場合には Fig. 2 にみられるように、漁獲量の変動は X に比例するであろう。したがつて、 Z の年変動はけつきよく X の年変動によつて起こる部分が大いといみなされる。この考え方によつて、はじめにも述べたように、WIDRIG (1954)¹⁾ は Z から M を分離している。以上のことを数式で表わせば、よく知られている次の関係式が成立する。

$$Z = M + F \quad (1)$$

$$F = q \cdot X \quad (2)$$

q : 単位努力当り漁獲能率

ゆえに、

$$Z = M + q \cdot X \quad (3)$$

すなわち、式 (3) に示されているとおり、 X と Z とは 1 次回帰関係で表わされる。したがつて、もし、3 期間以上について X_i とそれに対応する Z_i とがわかつておれば、式 (3) の 0 次項の係数として M が、また、1 次項の係数として q が求められる。

そこで、Table 1 に与えられている X と Table 3 に示されている Z とを対応させてそれぞれプロットしたものが Fig. 3 である。

Fig. 3 を見ると、1958 年の Z が極端にとび離れている。その理由については論議のところでも明らかにしたいが、いずれにしろ、漁業の実態が 1959 年以降の場合と本質的に異なつているので、1958 年は考慮の外に置くことにする。そこで、1959 年以降の 5 カ年について相関係数 r を求めると、この 5 カ年についても r は有意でない ($r = 0.761 < r_{0.05} = 0.878$)。しかし、一応、この 5 カ年について回帰直線を求めると、

$$Z = 0.994 + 0.03154 \cdot X \quad (4)$$

となる。式 (4) から、

$$M = 0.994$$

$$q = 0.03154$$

が得られる。 q は 1,000 出漁日についての漁獲能率である。

このようにして、 Z から M が分離されたが、回帰が有意でないので、 M および q の 95 % 信頼限界の幅は著しく広く、

$$M = 0.055 \sim 1.933$$

$$q = -0.00491 \sim 0.07797$$

となる。 $M = 0.994$ に対応する自然死亡率 D を求めると、

$$D = 0.6299$$

で、その 95 % 信頼限界は、

$$D = 0.0535 \sim 0.8553$$

である。また、 $M = 0.994$ として 1959 ~ '63 年の間の各年の F と漁獲率 E と自然死亡率 D とを求めて表示したものが Table 3 の右半分である。

Fig. 3. Relationship between fishing effort X (Table 1) and total mortality coefficient Z (Table 3) of jack mackerel caught by purse seine of one-boat-operation type in the East China Sea B~F during the six years from 1958 to 1963. Unit of fishing effort, 1,000 fishing days. Regression line was drawn against the five points of 1959 to 1963.

論 議

はじめに、 Z について検討を加えておきたい。1958 年の Z が並みはずれて高いことがまず注目されるが、その理由は次のように考えられる。すなわち、この年の Z は事実上九州近海の資源についてのもので、はじめのところで述べたように (Fig. 1, 2), 1957, '58 年ごろには同近海のマアジ資源はほとんど開発しつくされていて、漁獲の圧力はかなり強く、したがって、漁獲による減耗は著しく大きかつたものと思われる。したがって、当時の資源と漁業との関係を考えれば、この年の Z の値がこのように高いことは大体納得されよう。

いっぽう、1959 年になつて Z の値が急に低くなつてきているが、この年にはすでに新漁場開発の影響が入つてきており (新漁場からの漁獲量は 1958 年には東シナ海全域からのまだ 4.8 % に過ぎなかつたが、'59 年には 18.7 % にまで上昇している)、資源に余裕ができてきたものと思われる。したがって、この年の Z の値が低くなつたことはむしろ当然のことであろう。そして、1961 年以降、開発が急速に進んできたが (東シナ海 B~F からの漁獲は 1961 年には 25.8 %, '62 年には 34.4 %, '63 年には 51.1 %), Z の値がそのころから高くなつてきているのも、その辺の事情を反映したものであろう。

次に M について検討を加えよう。もともと、この方法によつて正確な M を求めようとする自体の中に 1 つの矛盾が含まれている。すなわち、なるべく確からしい M を求めようとするれば、なるべく観測年数の多い方が望ましい。いっぽう、年数が永くなれば M は一定という仮定そのものが怪しくなつてくる。いまの場合、観測年数が短いので、 M の精度が悪く、信頼限界の幅も広がつていくのが目につく。

ところで、BEVERTON and HOLT (1959)³⁾ によれば、 M と BERTALANFFY の成長方程式における定数 K との間にはある関係が存在し、 K の値の高い (すなわち、成長の早い) 魚類では M の値は高く、反対に、 K の値の低い (すなわち、成長の遅い) 魚類では M の値は低い傾向にある。たとえば、比較的成長の遅いニシン類では $M \simeq 1.5K$ 、また、成長の早いタラ類では $M \simeq 2.5K$ である。マアジの場合には筆者ら (1964)⁴⁾ によると $K = 0.732$ であるから、 $M = 0.994$ とすれば M と K との間には $M = 1.35K$ という関係が成立して、マアジの成長は比較的遅いという事実とは矛盾しない。

なお、この研究では availability r は 1 に等しいか、または、1 より小さい場合でも常に一定と仮定されているので、もし、 r がそうでないならば (すなわち、漁場に加えや逸散がある場合には)、 q は漁場外へ出てゆく率の X への回帰係数の平均値だけ過大に推定されていることになり、したがって、 M はその分だけ過小に、また反対に、漁場外へ出てゆく率の平均値だけ過大に推定されていることになる (田中、1960)²⁾。

けつきよく、 Z にも X にも資料の点で多少問題があり、また、両者の回帰係数も有意でなく、 M の内容についてもつと検討する必要があるようにも思われるが、少なくとも、見かけ上はマアジ資源の生残率は非常に低く、したがって、全減少率は非常に高い。そして、その半分あるいはそれ以上の部分が自然減耗 (漁場からの逸散も含めて) によつていことがうかがわれる。このことは、マアジ資源やマアジ漁業の 1 つの性格を表わしているものであろう。

文 献

- 1) WIDRIG, T. M.: Method of estimating fish populations with application to Pacific sardine. *U. S. Fish and Wildl. Service, Fish. Bull.*, **56** (94), 141~166 (1954).
- 2) 田中昌一: 水産生物の population dynamics と漁業資源管理, 東海水研報, (28), 1~200 (1960).
- 3) 山中一郎: 利用度の変化を考慮した水産資源の数学的模型に関する研究. 日水研報, (8), 1~94 (1961).
- 4) 三谷文夫・井田悦子: 東シナ海におけるマアジ資源の研究—I. 生残率. 本誌, **30** (12), 978~982 (1964).
- 5) 農林省統計調査部: まき網漁業漁場別統計表, 昭和 30 年~38 年 (1957~'64).
- 6) 三谷文夫・井田悦子: 東シナ海におけるマアジ資源の研究—II. 1, 2 そうまきあぐりきんちやく網

漁船の漁獲性能. 本誌, **31**, (1), 18~23 (1965).

- 7) 三谷文夫・井田悦子: マアジの成長と年齢. 本誌, **30** (12), 968~977 (1964).
- 8) LEA, Einar: Mortality in the tribe of Norwegian herring. *Rapp. et Proc-Verl. des Reün.*, **65**, 100~107 (1930).
- 9) BEVERTON, R. J. and S. J. HOLT: A review of the lifespans and mortality rates of fishes in nature, and their relation to growth and other physiological characteristics. In Ciba Foundation colloquia on ageing. ed. by Worstehalme, C. E. W. and M. O'connor, London, J. and A. Churchill Ltd., **5**, 142~180 (1959). (HOLT, 1960 および GULLAND, 1964 から引用).