標識率法による東京湾北部のマハゼ資源量の推定

能 勢 幸 雄

(1961 年 6 月 28 日受理)

ON THE POPULATION SIZE OF JAPANESE COMMON GOBY,
ACANTHOGOBIOUS FLAVIMANUS IN THE NORTHERN
PART OF TOKYO BAY, ESTIMATED BY THE
TAGGED RATIO METHOD.

Yukio Nose*

The tagged ratio method already introduced by the Author, was applied to the tag-recapture data of Japanese common goby, *Acanthogobius flavimanus* in the northern part of Tokyo bay, from 1955 to 1959. The results showed that the population size of this goby in the area were about 1~2 hundred millions at the period from middle of September to beginning of October, though of course there were some yearly variation. Otherwise, the results obtained by common PETERSEN method, based on the same data, were clearly overestimates, caused by the successive diminution of tags.

The average value of weekly natural mortality coefficient, obtained by the tagged ratio method and BEVERTON method together, was about 0.0519 at the prime fishing season from middle of September to beginning of November in this area.

Furthermore, 0.10~0.20 for the exploitation rate, (1×10^{-6} for the catchability coefficient), and 0.60~0.70 for the survival rate during same period, were calculated respectively.

既報¹⁾のとおり、標識放流後に継続して標識減耗があるときに、ふつうの PETERSEN 法で放流時の資源尾数を推定すると、推定値は常に過大であり、推定の精度をあげようとして長期間のデータを用いるとまたよりはいつそう大きくなる。さらに、前報では、この標識減耗に起因する推定値のかたよりを除くために、放流後の標本標識率を用いる方法について述べた。

本報では、この方法を用いて東京湾北部**のマハゼ (*Acanthogobius flavimanus*) 資源についての標識放流調査のデータを解析した結果について報告する。

データの使用を快く許して下さった檜山義夫東大教授に感謝する。なお、本研究の費用の一部は文部省科学研究費によった。

用いた資料

1) 標識放流尾数と再捕尾数

1955 年度から 1959 年度にいたる 5 カ年の各年度の標識放流尾数、放流月日、放流後の各週ごとの再捕尾数は Table 1 に示したとおりである。

この表から明らかなように、1955 年度を除いて、全再捕尾数の 80~90% は放流後の 6 週間以内に再捕されているとしてさしつかえない。したがって、計算には放流後の最初の 6 週までのデータを用いた。ただし 1958 年度だけは、第 5, 6 週とも再捕がなかつたので、第 5 週までのデータを用いることにした。

* 東京大学農学部水産学科 (Fish. Inst., Fac. of Agr., Univ. of Tokyo).

** ここでいう東京湾北部とは、西は東京湾導流から、東は荒川放水路付近に至る東西約 10km, 南北約 4km の水域。多くの埋立地が連なっている。

Table 1. Number of tagged fish liberated, date of liberation, and number of recaptures in each week in each year of common goby, *Acanthogobius flavimanus* tagging experiments in the northern part of the Tokyo bay.

Year		1955	1956	1957	1958	1959
Number of tagged fish liberated		980	884	972	1000	1000
Date of liberation		Oct. 8	Sep. 25	Oct. 1	Sep. 25	Sep. 15
No. of weeks after liberation	1	23	13	37	13	13
	2	12	10	22	12	11
	3	10	12	4	7	7
	4	6	4	5	4	5
	5	4	1	6	0	1
	6	2	1	8	0	1
	Sum of above	57	41	82	36	38
	7~15	26	4	7	7	9
Total		83	45	89	43(1)*	47

* The date of recapture for one fish was unknown.

用いた標識は、各年度とも同形、同大のビニール製鰓蓋骨標識で、1個の重さは約80mgである。標識をつけた魚は、ふつうに釣りあげたもののうち元気な個体を選び、標識をつけてから30分~1時間、船上の水槽に貯え、この間に死んだもの、標識の落ちたものはもちろんのこと、弱った個体はすべてとり除いた。

放流地点は年によって多少異なるが、できるだけもの集団とよく混じるように8~11地点に分けて、さらに各地点でもできるだけ分散させて放流した。標識放流は各年度ともすべて1日で終了した。

2) 漁獲統計資料

Table 1 に示した期間の各週ごとの釣り人人数（漁獲努力量）を Table 2 に、漁獲尾数を Table 3 に示した。

Table 2. Number of anglers estimated in each week after liberation ($\times 10^4$ men).

Year	1955	1956	1957	1958	1959
Week					
1	4.1	2.7	5.7	1.3	3.0
2	3.8	2.8	5.9	1.7	1.8
3	4.5	2.8	5.3	2.1	3.2
4	5.0	3.7	4.7	2.6	3.1
5	4.6	2.6	3.8	1.8	1.9
6	3.8	4.3	4.5	—	2.6
Sum	25.8	18.9	29.9	9.5	15.6

Table 3. Number of fish caught in each week after liberation ($\times 10^6$ fish).

Year	1955	1956	1957	1958	1959
Week					
1	6.0	4.5	6.5	1.5	5.5
2	4.2	4.8	6.8	2.7	3.4
3	6.8	5.0	5.1	2.4	5.7
4	6.8	7.3	4.3	2.9	5.5
5	5.5	4.5	3.9	1.9	2.8
6	5.1	6.4	3.7	—	4.5
Sum	34.4	32.5	30.3	11.4	27.4

この釣り人人数と漁獲尾数は、この水域の沿岸にある約300軒の釣船宿から選んだ7~10軒の標本船宿についての表式調査から推定したものであつて、釣り人人数、漁獲尾数とも、その精度(C・V)は約10~16%とみつもられている。

標識放流時のマハゼの資源尾数の推定

Table 1, 2, 3 のデータを用いて、二、三の方法で放流時の資源尾数の推定を行なつてみる。

1) PETERSEN 法

標識減耗その他推定にかたよりを与える原因が存在しないときには、どの週までのデータを用いても推定値の系列には特別のクセは生じないはずである。

いま、年度別に第 r 週目までの再捕尾数と漁獲尾数のデータを用いて、PETERSEN 法でそれぞれ計算した初期資源尾数の推定値 $\hat{N}_{(r)}$ は Table 4 のとおりである。

Table 4. $\hat{N}$, the estimates of population size of goby by PETERSEN method based on the data from the liberation to each week, ($\times 10^7$ fish) and $\hat{N}_L$, the lower and $\hat{N}_U$, the upper limits of the 95% confidence intervals of the last estimates.

Year Week	1955	1956	1957	1958	1959
1	25.6	30.6	17.1	11.5	42.3
2	28.6	35.7	21.9	16.8	37.1
3	37.0	36.1	28.4	20.6	47.1
4	51.8	49.0	32.4	26.4	45.8
5	52.2	61.9	34.9	31.7	61.9
6	59.1	70.0	35.9	—	72.1
$\hat{N}_L$	46.8	53.4	29.4	23.8	54.5
$\hat{N}_U$	80.5	101.9	46.1	47.5	106.7

明らかにどの年度についても、 $\hat{N}_{(r)}$ は時間とともに傾向的に増加しており、継続的な標識減耗の存在を示している。したがって、これらの推定値はいずれも過大であると判断できる。過大推定の程度が最も大きい最後の週までのデータを用いた場合の推定値に、再捕尾数がポアソン分布にしたがうものとして、近似的に 95% の信頼限界をつけると、Table 4 の下端のようになる。この程度の再捕尾数では、信頼限界の上限と下限でだいたい倍くらいちがう推定しかできないことがわかる。

以上のことから、この再捕データをふつの PETERSEN 法で扱うのは不適当であるといえる。

次に著者の標識率法で推定してみる。

2) 標識率法による推定

いま、週単位の全減少係を Z_r 、標識減耗係数を T とすると、第 r 週の標本標識率の逆数 $1/p_r$ は、

$$\frac{1}{p_r} = \left(\frac{1}{P} \right) \frac{(Z_r + T)(1 - e^{-Z_r})}{Z_r(1 - e^{-(Z_r + T)})} e^{(r-1)T} \quad (1)$$

で表わすことができる*。ただし、 P は標識放流時の標識率 X_0/N_0 であり (X_0 : 標識放流尾数)、この場合は P がきわめて 0 に近いものとしている。

Z_r や T の大きさがかなりの範囲まで

$$\frac{(Z_r + T)(1 - e^{-Z_r})}{Z_r(1 - e^{-(Z_r + T)})} \sim 1 + \frac{T}{2} \quad (2)$$

の近似が成立するから、(1) 式で示される半対数直線の回帰係数が T を与え、また、その y 切片の値を a とすると、

$$\left(\frac{1}{P} \right) = \frac{e^a}{1 + \frac{T}{2}} \quad (3)$$

として $1/P$ の推定ができる。したがって、放流時の資源尾数の推定値 $\hat{N}$ は

* もちろん、(1) 式を次の形に書くこともできる。

$$p_r = P \frac{Z_r}{(Z_r + T)} \frac{(1 - e^{-(Z_r + T)})}{(1 - e^{-Z_r})} e^{-(r-1)T}$$

$$\hat{N} = \frac{X_0}{P} \quad (4)$$

となる。さらに、 $(1/\hat{P})$ および $\hat{N}$ の分散は近似的に (5), (6) で与えられる。

$$V\left(\frac{1}{\hat{P}}\right) = \left(\frac{2e^a}{2+T}\right)^2 \left\{ V(a) + \frac{V(T)}{(2+T)^2} - \frac{2V(a, T)}{2+T} \right\} \quad (5)$$

$$V(\hat{N}) = \left(\frac{2e^a X_0}{2+T}\right)^2 \left\{ V(a) + \frac{V(T)}{(2+T)^2} - \frac{2V(a, T)}{2+T} \right\} \quad (6)$$

さて、Table 1, 3 のデータを用いて、年度別に各週ごとの $1/p_r$ を計算したのが Table 5 である。

Table 5. $1/p_r$, the values of $n_r/(x_r+1)$ in each week, where n_r is the number of fish caught in r -th week after liberation and x_r is the number of recaptures of same period ($\times 10^5$).

Week Year (r)	1955	1956	1957	1958	1959
1	2.49	3.24	1.72	1.06	3.90
2	3.24	4.35	2.98	2.04	2.85
3	6.22	3.81	10.18	3.02	7.16
4	9.71	14.60	7.28	5.82	9.25
5	11.00	22.50	5.59	19.40	14.20
6	17.00	32.00	4.15	—	22.50

$1/p_r$ の計算のさい、BAILEY²¹, CHAPMAN³¹ のいう補正を考えて、各週の漁獲尾数をその週の(再捕尾数+1)でわつてある。

Table 5 を図示したのが Fig. 1-a, b, c である。Fig. 1-b の 1957 年度を除いてほぼ直線的に変化していることがわかる。

Fig. 1. The relationship between the time and $1/p_r$.
(a) 1955 and 1956, (b) 1957, and (c) 1958 and 1959

($r-1$) に対する $\log_e (1/P_r)$ の回帰式はそれぞれ次のように計算された。

$$\begin{aligned} 1955 \text{ 年度: } \log_e (1/p_r) &= 12.439 + 0.3917 (r-1) \\ 1956 \text{ 年度: } \log_e (1/p_r) &= 12.456 + 0.5061 (r-1) \\ 1957 \text{ 年度: } \log_e (1/p_r) &= 12.605 + 0.1699 (r-1) \\ 1958 \text{ 年度: } \log_e (1/p_r) &= 11.463 + 0.6868 (r-1) \\ 1959 \text{ 年度: } \log_e (1/p_r) &= 12.598 + 0.3953 (r-1) \end{aligned} \quad (7)$$

1957 年度を除いて、回帰はいずれも高度に有意であつた。これらの回帰式はそれぞれ Fig. 1 に直線として示されている。

上述のとおり、これらの式の見帰係数は標識減耗係数 T (週単位) の推定値であつて、回帰が有意でなかつた 1957 年度を除くと、 T はだいたい 0.4~0.7 の範囲にあり、この調査で用いられた鰓蓋骨標識による標識魚の死亡の増加、あるいは標識の脱落はかなり激しいものであるといえる*。

さて、(3), (4), (5), (6) 式を用いて得た $(1/\hat{P})$, $\hat{N}$, $D(1/\hat{P})$, $V(\hat{N})$ をまとめて Table 6 に示すことにする。さらに、PETERSEN 法で得た結果 (Table 4) は、Table 6 の $\hat{N}$ にくらべていちじるしく過大となっていることがわかる。

Table 6. Estimates of $1/P$ and N , initial fish population size by the Author's method.

Year	1955	1956	1957	1958	1959
$1/\hat{P} (\times 10^5)$	2.10	2.04	2.73	0.71	2.47
$D(1/\hat{P})$	0.27	0.26	—	0.20	0.52
$\hat{N} (\times 10^7)$	20.6	18.0	26.5	7.1	24.7
$D(\hat{N})$	2.7	2.3	—	2.0	5.2

3) BEVERTON 法⁵⁾ による推定値との比較

比較のため、同じ再捕データを用いて、BEVERTON法で初期資源尾数を推定してみよう。

BEVERTON 法を用いるについて、Table 2 に示した放流後の漁獲努力量の変動はさほど大きくないので計算の便宜上、再捕尾数を放流直後の 3 週とそれにつづく 3 週の二組にまとめ、漁獲努力量の変化はないものとして計算した**。得られた週単位の F , X および初期の平均資源尾数などを Table 7 に示す。

* 1959 年の 9 月に上野動物園の水族館の水槽で、標識魚 (フィールドで用いもの同じ標識をつけた) と非標識魚を各 50 尾ずつ飼つて、標識の脱落数と標識魚、非標識魚の死亡数を数えた。15 日後までに 23 尾の標識魚が死に、14 尾は標識を落し 13 尾が生残つた。この間の非標識魚の死亡は 17 尾で、33 尾が生残つた。週単位の水槽内自然死亡係数を M' , 標識減耗係数を T とすると、

$$33 = 50e^{-2.14M'} \quad \text{と} \quad 13 = 50e^{-2.14(M'+T)}$$

とから、 $M'=0.1972$, $T=0.4352$ を得る。さらに同年 10 月に、同じ実験をくりかえしたところ、 $M'=0.0663$, $T=0.3224$ を得た。環境のちがいはもちろんあるが、これらの T の値はフィールドのそれとかなり近い。(能勢・檜山⁴⁾)

** 第一再捕期の再捕尾数を n_1 , 第二期のそれを n_2 とすると、週単位の F は

$$F = \frac{n_1 \left(\log_e \frac{n_1}{n_2} \right)}{3X_0 \left(1 - \frac{n_2}{n_1} \right)}$$

となる。また、 X は

$$X = \frac{1}{3} \log_e \left(\frac{n_1}{n_2} \right) - F$$

となる。データをこの形にまとめたときは、その 2 点を直線でつなぐことになるので、 F , X などは一義的にきまるが、推定値の精度についてはなにもいえない。

Table 7. Estimates by the BEVERTON's method.

Year	1955	1956	1957	1958	1959
$F + X$	0.4407	0.5877	0.3997	0.6929	0.4960
F	0.0276	0.0281	0.0371	0.0252	0.0199
X	0.4131	0.5596	0.3626	0.6677	0.4761
$N (\times 10^7)$	21.7	16.0	17.5	6.0	27.6

F : weekly fishing mortality coefficient.

X : weekly natural mortality coefficient plus weekly tag diminishing coefficient

N : average population size at the initial week.

Table 7 の $\hat{N}$ は, Table 3 の第 1 週の漁獲尾数をわつたもので, 第 1 週内における平均資源尾数を示している。Table 6 の値とくらべると, 標識率法で回帰が有意とならなかった 1957 年度を除いてさほど大きい値は見られない。Table 6, 7 に示した他の年度の $\hat{N}$ はいずれも Table 4 の $\hat{N}_1$ よりかなり小さいことを考えると, 1957 年度の $\hat{N}$ は 17.1×10^7 よりさらに小さかつたのではないと思われる。

自然死亡係数の推定

さて, BEVERTON の方法で分離して推定した X を M と T の和と見なして, これらの X から著者の方法で得た T をさしひくと, 自然死亡係数 M (週単位) の推定ができる。その結果を Table 8 に示す。

Table 8. The estimation of weekly natural mortality coefficient.

Year	1955	1956	1957	1958	1959
1) X (Table 7)	0.4131	0.5596	0.3626	0.6677	0.4761
2) T (Eqn. 7)	0.3917	0.5061	0.1699	0.6868	0.3953
3) M (1) - 2))	0.0214	0.0535	0.1927	-0.0191	0.0808

2) で回帰が有意とならなかった 1957 年度の M はきわめて大きく, また 1958 年度のそれは負となった。その他の年度の M はおおむね 10^{-2} の桁にある。

1958 年の M が負となった原因ははつきりしないが*, 前報でも記したように標本標識率は標識減耗に影響されるとともに, 加入 (Recruitment) の存在があつても変化する。したがって, 1958 年度には標識放流後に継続的な加入があつたのではないと思われる。しかし, 加入があつたとしても Fig. 1-c で見られるとおり, $1/p_r$ の対数値は時間に対して直線的に変化しており, 加入が各期の現存尾数に比例するような形で起こつたと見られるので, 初期資源尾数の推定には影響しない⁶⁾。ただし, この年の T のなかには加入係数と呼ぶべきものが加わつており, 正しい T はもつと小さいと考えられる。

計算上, 問題の起きなかつた 1955, 1956, 1959 年度の M について見ると, これらの M は, さきに標識放流のデータと 9 月から翌年 1 月までの月別の努力当たり漁獲尾数および努力数などのデータとをくみあわせて得た⁴⁾ この 5 カ年の平均週自然死亡係数 0.027 とくらべると, その桁はあつているがやや大きく出ている。もつとも, どちらの M も精度が求められていないので, 単なる見かけ上の比較にしかすぎないが, もし, これらの値がいずれも妥当なものとすると, マハゼの自然死亡の大きさは漁期の初めに大きく, 漁期が進むにしたがつて, すなわち魚の成長と棲息密度の減少にともなつて小さくなることになる。漁獲物の約 80% がその年の春に発生した当才魚であるから, 成長にともなう自然死亡の減少は考えられることである。

* この年の第 5 週の再捕尾数は 0 であつた。第 4 週までのデータで T と X を計算すると, $T=0.5504$, $X=0.3956$ となり M はやはり負になる。したがって, 第 5 週目の $1/p_r$ を計算するさいに分母を 1 としたために $T > X$ の現象が生じたのではない。

なお、このマハゼの標識放流調査の場合、再捕魚の回収についての PR はたえず強力に行なわれており、また 1 尾ずつ釣りあげるハゼ釣りの形態からいつて、再捕魚の報告もれはまずないと思われる。また、釣て漁獲した魚に標識をつけると、釣による再捕は放流直後に一時的に減少するという報告^{6),7)}もあるが、マハゼはタフであり、また Table 1 の結果から見ても、この調査の場合、この種の原因による推定値のたよりはもしあるとしてもさほど大きくないと思われる。

したがって、以上の結果から見て、この水域のマハゼ資源の大きさは、年によつて多少変動するが、9 月中旬から 10 月上旬の頃にほぼ 1~2 億尾くらいであろうと考えられる。

漁獲率と生残率

また、上述の資源尾数あるいは自然死亡係数の推定値が妥当なものであるとすると、ここでとりあげた期間内での漁獲率、自然死亡率および生残率の計算が可能である。

漁獲率 (E) は、Table 3 の下端の総漁獲尾数の計と、Table 6 の $\hat{N}$ の比として与えられる。ただし、1957 年については $\hat{N}$ を 15×10^7 尾とおさえた。また、1958 年度は標識放流後にかなりの加入があつたものと考えられたので、漁獲尾数が多少大き目に見積もられ、したがって E の値も大き目に計算されていると思われる。 E の計算値は Table 9 に示してある。

また、生残率 S は $e^{-(\Sigma F_r + \Sigma M)}$ として与えられる。したがって、まず Table 3 の各年度の第 1 週の漁獲尾数を $\hat{N}$ でわつて (1957 年度の $\hat{N} = 15 \times 10^7$)、近似的に F_1 をそれぞれ求め、さらに F_1 を Table 2 の第 1 週の釣人人数でわつて漁獲能率 (q) を出す。 q に Table 2 の釣人人数の計をかけることによつて ΣF_r を得る。 ΣM は、1955、1956、1959 年度については Table 8 の M をそのまま用いて 6 倍 (週の数) した。1957、1958 両年度については前記 3 カ年の平均値、 $\bar{M} = 0.0519$ を便宜的に用いて、これに週の数をもそれぞれ乗じて ΣM とした。こうして得られた生残率 (S) の値は Table 9 に示したとおりである。

さらに、 $1-S$ は全減少率であるから、全減少率からさきに得た E をさしひくと自然死亡率 (D) が求められる。自然死亡率と、上記の計算の途中で得られた漁獲能率 q の値を同じく Table 9 に示しておいた。

Table 9. E , the exploitation rate, D , the natural mortality rate, S , the survival rate at the prime fishing season, from middle of September to beginning of November and q , the catchability coefficient for one man-day.

Year	1955	1956	1957	1958	1959
E	0.16	0.18	0.20	0.17	0.11
D	0.11	0.21	0.22	0.17	0.34
S	0.73	0.61	0.58	0.66	0.55
$q (\times 10^{-6})$	0.71	0.93	0.76	1.63	0.74

Table 9 からみて、この水域のマハゼ資源は、9 月上旬から 11 月上旬の盛漁期において、その 10~20% が釣人によつて間引かれ、漁獲以外の自然原因による死亡が 10~30%、さらに、これらの死亡から免れて生き残つたものが 60~70% ということになる。

最後に、すでに述べたように、この調査で用いたビニール製鰓蓋骨標識は標識減耗係数 T (週単位) が 0.5 くらいもあつてかなり大きいので、この点の改良が行われれば再捕尾数が増し、さらに資源推定の精度のあがることが期待される。

要 約

1. 東京湾北部のマハゼの標識放流調査のデータを、標識率法で解析して、その実用性を確かめたところほぼ妥当と思われる結果を得た。すなわち、9 月上旬から 10 月上旬の頃の、この水域のマハゼの資源尾数

はほぼ 1~2 億尾くらいであると考えられた。PETERSEN 法による結果は明らかに過大推定であつた。

2. BEVERTON 法との併用によつて得たこの時期の自然死亡係数(週単位)は平均 0.0519 で、さきにより長期間(9月~1月)のデータから得た 0.027 よりかなり大きかつた。これは、マハゼの生長にともなう自然死亡の減少を示唆しているように思われた。

3. これらの数値から、9月中旬~11月上旬の盛漁期における漁獲率は 0.10~0.20 (漁獲能率 1×10^{-6})、生残率は 0.60~0.70 程度と計算された。

文 献

- 1) 能勢幸雄: PETERSEN 型資源量推定法の一吟味. 本誌, **27** (8), 763~773 (1961).
- 2) N. J. J. BAILEY: On estimating the size of mobile populations from recapture data. *Biometrika*, **38**, 293~306 (1951).
- 3) D. G. CHAPMAN: The estimation of biological populations. *Ann. Math. Statistics*, **25**, 1~15.
- 4) 能勢幸雄・檜山義夫: 東京湾マハゼの死亡諸係数. 日本水産学会昭和 35 年度年会講演, (1960).
- 5) R. J. H. BEVERTON and S. J. HOLT: On the dynamics of exploited fish populations. *Fish. Invest.*, **Ser. II, XIX**, 533 pp.
- 6) J. F. DEQUINE and C. E. HALL: Results of some tagging studies of the Florida largemouth bass, *Micropterus salmoides floridanus* (Le Sueur). *Trans. Amer. Fish. Soc.* **82**, 155~166 (1952).
- 7) T. F. WATERS: The development of population estimate procedures in small trout lakes. —, **89** (3), 287~294 (1960).
- 8) 能勢幸雄: 加入のあるときの PETERSEN 型の推定について (未発表).