

標識放流法による飯田湾のマダイ 1 才魚の資源量の推定

加藤 史彦・山田 悦正¹

Estimation of Abundance and Related Parameters of the Age I Red Sea Bream, *Pagrus major*, in Iida Bay, by the Multiple Tag-Recapture Census

FUMIHIKO KATO AND YOSHIMASA YAMADA¹

Abstract

Population abundance, number of recruitment and survival rate of the age I red sea bream, (*Pagrus major*) were studied using the multiple tag-recapture census, in Iida Bay, Ishikawa prefecture.

The results of the experiment are summarized as follows:

- (1). A total of 8,421 fish were tagged and released out of 11,848 fish, caught by trawling operation on board the R/V *Rokko-Maru*, during the period July 6 through November 11, 1972.
- (2). A total of 1,186 tagged fish were recovered by the *Rokko-Maru*, and 265 recovered by fishermen.
- (3). The population size by the successive each ten days were estimated by the Jolly-Seber's stochastic method as follows:

| | |
|------------------|-------------------|
| Late July | About 67,000 fish |
| Early Sept. | 13,000 |
| Middle Sept..... | 77,000 |
| Late Oct. | 31,000 |

The great increase of the stock size at the middle September was considered to be due to the recruitment of about 65,000 fish.

- (4). The results obtained by the Petersen method based on the same data, were clearly overestimation as compare with those by the Jolly-Seber method.
- (5). The values of survival probability on the per tendays basis, estimated by the Jolly-Seber method, were about 0.85 to 0.95, which was almost similiar to those obtained by the Beverton-Holt method and the Nose method, respectively.

1. は し が き

日本海においてマダイの栽培漁業を行なおうとする試みがあり、その事前調査として、人工種苗投入前のマダイ天然魚の生態を把握するための調査が、日本海沿岸の 6 県水産試験場

¹ 石川県水産試験場, Ishikawa Pref. Fish. Exp. Sta.

により、1971年から3年間行なわれた。

1972年、石川県水産試験場は、能登半島・飯田湾に生息するマダイ1才魚の、主として、回遊を知る目的で、大量の標識放流を繰り返して行なつた。幸いにしてモデル水域は底びき網の禁止区域であつたため、再捕魚のほとんどは調査船の底びき網で漁獲され、かつ、再捕尾数も多かつたため、再放流もかなり行なわれた。また、標識は原則として放流日ごとに区別していたため、結果的には標識回を区別した多回放流一多回再捕調査を行なつたことになつた。そこで、陸上動物の数量変動を調査する目的で開発され、それが使える条件のものでは最も強力な方法であるが、水産動物の分野では一般に適応しにくい(能勢, 1971)といわれる JOLLY-SEBER 法を用いて、飯田湾のマダイ1才魚の個体群の大きさ、生残確率と加入数などを推定したのでここに報告する。

なお、従来から魚類の資源解析に利用されてきた PETERSEN 法・SCHNABEL 法・BEVERTON-HOLT 法および NOSE 法による解析結果との比較も行なつた。

本文に先だつて、標識放流および再捕作業にご尽力いただいた、祿剛丸、谷 保船長以下乗組員各位に厚くお礼申し上げる。また、データの使用を快く許して下さつた、石川県水産試験場、富 和一場長・町中 茂資源科長ならびに、原稿の校閲をいただいた当所、上村忠夫資源部長に心から謝意を表す。なお、JOLLY-SEBER 法による計算結果のチェックには、京都大学農学部、久野英二氏のお世話により、名古屋大学農学部、巖 俊一氏製作の Olivetti Programma 101 計算機用のプログラムを利用させていただいた。あわせて両氏にお礼申し上げます。

II. 用いた資料

1. 標識放流・再捕方法

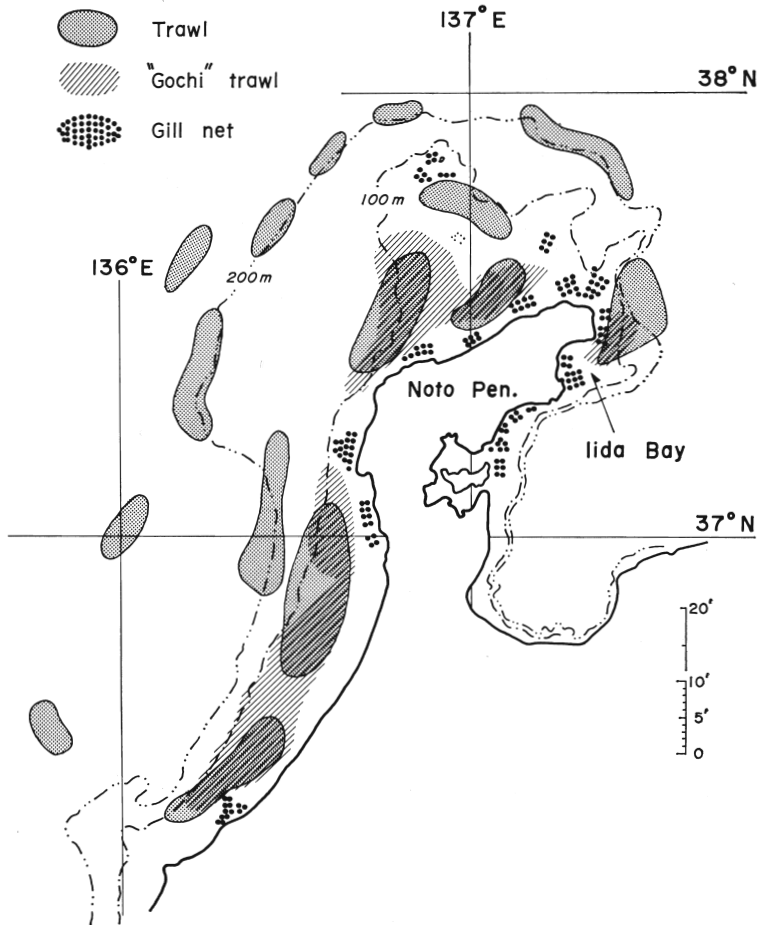
石川県水産試験場所属の調査船祿剛丸(17.42ton, 75HP)を用い、飯田湾内(第1図)にて、小型底びき網の操業を行ない、標識放流用のマダイの採集と標識魚の再捕を行なつた。採集された無標識魚は生殖孔より空気抜きを行ない、枠網または樽内に一時収容したのち、活力のある個体のみを選んで、標識ガンにより変型矢じり型標識(長さ35mm)を打込んだ。標識位置は背鰭第1棘の基部である(第2図)。標識は100枚1組を同一番号とし、原則として放流日が異なれば、違つた番号の標識を用いることにしたが、中には少数、前日または数日前に残つた標識を用いている。再捕魚のうちで、活力のあるものは再放流を行なつた。しかし、これからの個体は後に再再捕されても同一標識魚が多いため、前回いつ再放流されたものであるかを確定することはできない。

放流魚そのものの大きさは測定していないが、同時に漁獲されたマダイ1才魚の月別の尾叉長の測定結果は第3図であり、放流魚のサイズはほぼこの図によつて代表されると思われる。

なお、マダイの捕獲および再捕地点は、湾内の地形または漁業者の設置漁具等の関係で、若干かたよつているが、標識放流地点は飯田湾内になるべく均一となるよう努めた(第4図)。

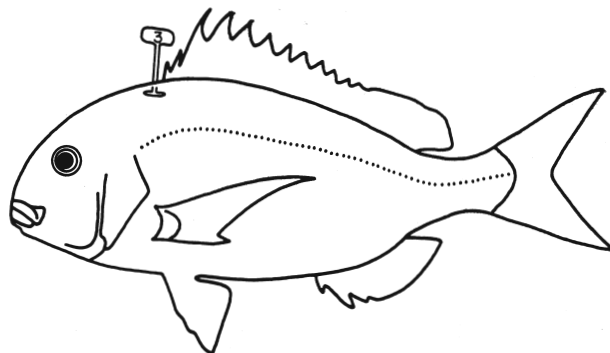
2. 標識放流尾数と再捕尾数

1972年7月6日から11月9日までの間に、延べ43日、計67回の底びき網操業を実施し、11,848尾のマダイ1才魚を採集し、そのうち8,421尾を標識放流した。調査船により1,186尾が再捕され、この中には、2回以上再捕されたものが82尾あつた。また、飯田湾内の漁業者



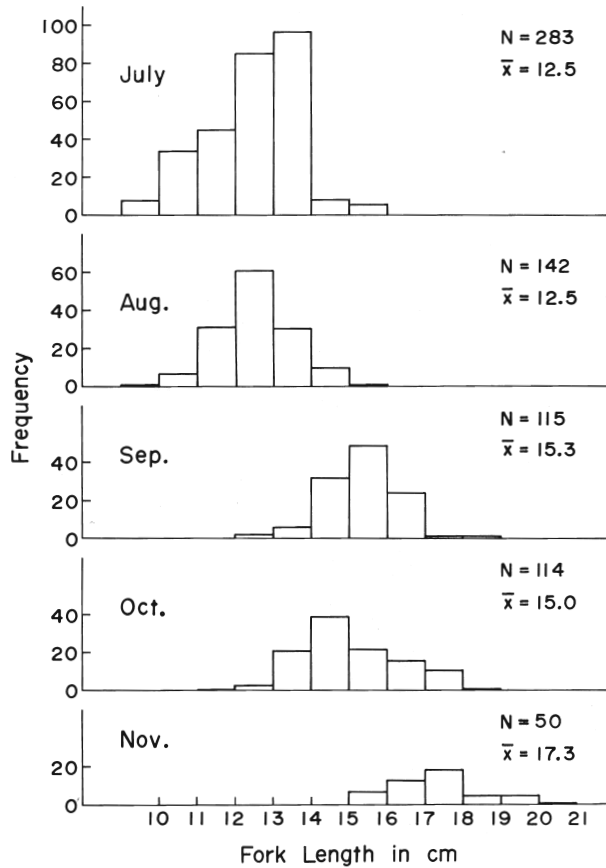
第1図 能登半島周辺においてマダイを漁獲する漁業の主な漁場

Fig. 1 The main fishing grounds of three kind of fisheries, catching the red sea bream at the vicinity of Noto Peninsula.



第2図 マダイの標識方法

Fig. 2 Tagging method.



第3図 マダイ1才魚の尾叉長組成

Fig. 3 Monthly fork length frequency distribution of the age I red sea bream.

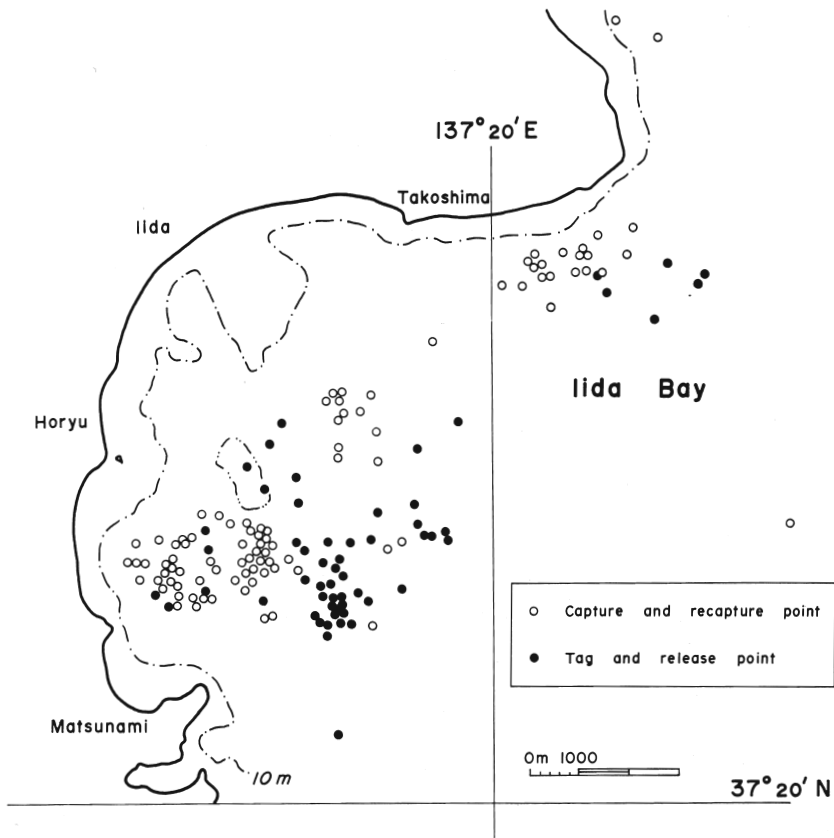
(定置網・地曳網および刺網)により139尾, 飯田湾近辺の漁業者(釣・延縄・吾智網および底びき網)により124尾再捕されている。この期間内に飯田湾から著しく離れた地点で漁業者により再捕されたものは、わずかに2尾にすぎない(第1表)。なお、能登半島周辺においてマダイを漁獲している漁業の主な漁場は第1図に示した。以下に述べるマダイの資源解析に利用した資料は、調査船による再捕分のうち、再再捕分を除いた1,104尾分である。

第1表 禄剛丸による、飯田湾における、マダイ1才魚の標識放流実験結果

Table 1 Tagging experiment data for the age I red sea bream, *Pagrus major*, in Iida Bay, by R/V *Rokko-Maru*

| | |
|--------------------------------------|-------------------------|
| Time interval of trawling experiment | 1972 6, July-9, Nov. |
| Number of days of experiment | 43 |
| Number of hauls | 67 |
| Number of caught | 11,848 |
| Number of tagged and released | 8,421 |

| | |
|-------------------------------------|-------|
| Total number of recaptures | 1,451 |
| Recaptured by research vessel; | |
| Total number | 1,186 |
| Recaptured once | 1,104 |
| Recaptured two times | 71 |
| Recaptured three times | 11 |
| Recaptured by fishermen; | |
| Total number | 265 |
| Recaptured by beach seine | 67 |
| Recaptured by set net | 14 |
| Recaptured by gill net | 58 |
| Recaptured by angling and long line | 18 |
| Recaptured by "gochi" trawl | 44 |
| Recaptured by trawl | 62 |
| Recaptured at far from Iida Bay | 2 |



第4図 マダいの標識放流および再捕地点

Fig. 4 Chart showing the locations where the tagging experiments were carried out

Ⅲ. 資源量およびその変動に関係したパラメーターの推定

1. 標識放流・再捕データの取扱い

まず、各再捕個体が前回いつ捕獲されたかにより群分けをする。すなわち、放流日別の再捕尾数の系列として整理した。再再捕・再再再捕個体については、最初に漁獲され放流された日ははつきりわかるが、同一標識番号をもつ個体が最大 100 尾存在するので、前回いつ再放流または再再放流されたものか、明確に区別できないため、最初の放流—再捕データだけを生かして以後の再放流—再再捕などはなかつたものとして取扱った。

次に、日別に整理されたデータを旬ごとに集計した（第 2 表）。この操作を行なうことに

第 2 表 マダイの標識放流時期別、再捕結果（記号については第 3 表参照）

Table 2 Tabulation of m_{ji} , the number caught in the i th sample last captured in the j th sample, for the red sea bream population

| Date | i | n_i | s_i | m_{ji} | | | | | | | | | | m_i | |
|-------|------|-------|-------|----------|------------------------|-----|-----|-----|-----|-------------|----|----|----|-------|-----|
| | | | | $j=1$ | 2 | 3 | 4 | 5 | 6 | 7 | 8 | 9 | 10 | | |
| July | E, M | 1 | 771 | 676 | — | | | | | | | | | | 0 |
| | L | 2 | 2445 | 1946 | 48 (108) | | | | | | | | | | 48 |
| Aug. | E | 3 | 879 | 654 | 8 33 | | | | | | | | | | 41 |
| | M | 4 | 1307 | 862 | 45 12 55 (24) | | | | | | | | | | 112 |
| Sep. | L | 5 | 1989 | 1255 | 13 39 61 122 (52) | | | | | | | | | | 235 |
| | E | 6 | 1008 | 553 | 19 46 24 29 97 | | | | | | | | | | 215 |
| | M | 7 | 760 | 534 | 11 15 2 0 1 0 | | | | | | | | | | 29 |
| | L | 8 | 967 | 810 | 7 5 0 4 4 7 22 | | | | | | | | | | 49 |
| Oct. | E, M | 9 | 363 | 200 | 4 1 5 0 10 13 6 15 | | | | | | | | | | 54 |
| | L | 10 | 822 | 538 | 3 17 14 10 20 9 2 18 4 | | | | | | | | | | 97 |
| Nov. | E | 11 | 351 | 207 | 0 1 6 2 15 6 0 3 0 5 | | | | | | | | | | 38 |
| Total | | | 11662 | 8235 | 158 | 169 | 167 | 167 | 147 | r_i 35 | 30 | 36 | 4 | 5 | 918 |

より、同一旬内に放流され、かつ再捕された個体尾数（第 2 表の（ ）内に示した数字）のデータは、放流も再捕もなかつたと見なされなければならないという欠点はあるが、かなりまとまった数としてデータを取扱うことができ、その上、近隣の日にまたがって使用した、同一番号の再捕データも利用できるという利点もある。しかし、これはサンプリングが連続的に行なわれたために生じた混乱であり、今後こういった調査を行なう際に留意しなければならない点である。第 2 表は、7 月上・中旬および 10 月上・中旬の放流尾数が少なかつたので、さらにそれらをそれぞれまとめて作つたものである。第 2 表は次のことを意味する。すなわち、例えば、 $i = 4$ （8 月中旬）には計 1,307 尾（ n_4 ）漁獲され、その中の再捕個体は $j = 1$ で放流されたものの 45 尾（ $m_{1,4}$ ）、 $j = 2$ で放流されたもの 12 尾（ $m_{2,4}$ ）、 $j = 3$ で放流されていたもの 55 尾（ $m_{3,4}$ ）の合計 112 尾（ m_4 ）であり、別に $i = 4$ で放流されたものがその旬内に 24 尾再捕されているが、その分については、 $i = 4$ の放流尾数（ s_4 ）から差し引いてあり、再捕のデータとしても利用していない。また、 $i = 4$ で放流された 862 尾（ s_4 ）は後の $i = 5, 6, 7, \dots$ でそれぞれ 122 尾（ $m_{4,5}$ ）、29 尾（ $m_{4,6}$ ）、0 尾（ $m_{4,7}$ ）と再捕され合計 167 尾（ r_4 ）再捕されたことを示す。

以下に第 2 表のデータを用いて、2・3 の方法で、資源量およびその変動に関係するパラ

第3表 定 義
Table 3 Notation

The values in the parent population:

The values of at time i ($i=1, 2, \dots, T$):

Total number of fish N_i

Total number of tagged fish M_i

Number of new fish joining the population in the interval between the time i and $i+1$ and alive at time $i+1$ B_i

The values in the sample:

The values in the i th sample;

Number captured n_i

Number recaptured m_i

Number, last captured in the j th sample m_{ji}

Number, last captured in the j th sample or before $a_{ji} = \sum_{k=1}^j m_{ki}$

Number released s_i

Number of tagged fish, released after the i th sample which are subsequently recaptured $r_i = \sum_{k=i+1}^T m_{ik}$

Number of fish caught before the i th sample which are not caught in the i th sample but are caught subsequently $z_i = \sum_{k=i+1}^T a_{i-1,k}$

The rate and probability:

The probability or rate that a fish alive at the moment of release of the i th sample will survive till the time of capture of the $i+1$ sample ϕ_i

The instantaneous rate of fishing mortality F

The instantaneous rate of tag diminishing T

The instantaneous rate of natural mortality M_0

The ratio of tagged fish in the population at time i α_i

メターの推定を行なつてみるが、解析方法を示す数式の記述などに用いる記号は、巖 (1971) を参考に第3表のように定めた。

2. JOLLY-SEBER 法による推定

JOLLY (1965) は確率論モデルを用いて、全個体の捕獲の確率が等しく、加入・消失があるときの種々のパラメーターおよびその分散の推定式を求めている。SEBER (1965) も群分け法の異なるモデルから出発して JOLLY と同一の推定式を得ている。JOLLY-SEBER 法の特徴は後に述べる PETERSEN 法と違って、各時点の標識個体数を既知のものとしせず、データから推定するところにある。すなわち、 i 時点で生存していた標識個体 M_i は、 i で捕獲された m_i と捕獲されなかつた $(M_i - m_i)$ の2つのクラスに分けられ、 i 時点の放流直後には $(M_i - m_i)$ と s_i の2つのクラスが存在する。前者のうち z_i 尾、後者のうち r_i 尾が次の時点 ($i+1$) 以後の調査期間中に再捕されたわけだから、両グループの再捕の確率が等しいと仮定すれば、 $z_i / (M_i - m_i)$ と r_i / S_i はほぼ等しいはずで、式(2)のように M_i が推定できる。ま

た、 α_i の推定は容易で式(1)により求められる。 M_i と α_i が推定できれば、他のパラメーターの推定はこれらを用いて容易に下記の式(3)～式(5)のように推定できる (JOLLY, 1965 ; 巖, 1971 ; SEBER, 1973) .

$$\hat{\alpha}_i = m_i/n_i \quad (i = 2, 3, \dots, T) \quad (1)$$

$$\hat{M}_i = (s_i z_i)/r_i + m_i \quad (i = 2, 3, \dots, T-1) \quad (2)$$

$$\hat{N}_i = \hat{M}_i/\hat{\alpha}_i \quad (i = 2, 3, \dots, T-1) \quad (3)$$

$$\hat{\phi}_i = \hat{M}_{i+1}/(\hat{M}_i - m_i + s_i) \quad (i = 1, 2, \dots, T-2) \quad (4)$$

$$\hat{B}_i = \hat{N}_{i+1} - \hat{\phi}_i (N_i - n_i + s_i) \quad (i = 2, 3, \dots, T-2) \quad (5)$$

ここに

$$r_i = \sum_{k=i+1}^T m_{i,k} \quad , \quad z_i = \sum_{k=i+1}^T a_{i-1,k} \quad , \quad a_{ji} = \sum_{k=1}^j m_{ki}$$

第4表 i における再捕数のうち j またはそれ以前に放流されたもの
Table 4 Tabulation of a_{ji} , the number caught in the i th sample last caught in or before the j th sample, for the red sea bream population

| $i \setminus j$ | 1 | 2 | 3 | 4 | 5 | 6 | 7 | 8 | 9 | 10 |
|-----------------|-----|-----|-----|-----|-----|-----|-----|-----|----|----|
| 1 | - | | | | | | | | | |
| 2 | 48 | | | | | | | | | |
| 3 | 8 | 41 | | | | | | | | |
| 4 | 45 | 57 | 112 | | | | | | | |
| 5 | 13 | 52 | 113 | 235 | | | | | | |
| 6 | 19 | 65 | 89 | 118 | 215 | | | | | |
| 7 | 11 | 26 | 28 | 28 | 29 | 29 | | | | |
| 8 | 7 | 12 | 12 | 16 | 20 | 27 | 49 | | | |
| 9 | 4 | 5 | 10 | 10 | 20 | 33 | 39 | 54 | | |
| 10 | 3 | 20 | 34 | 44 | 64 | 73 | 75 | 93 | 97 | |
| 11 | 0 | 1 | 7 | 9 | 24 | 30 | 30 | 33 | 33 | 38 |
| $z_{j+i} =$ | 110 | 238 | 293 | 225 | 157 | 163 | 144 | 126 | 33 | |

であり、第2表のデータを用いて、まず z_i を求めた。 z_i を得るには m_{ji} を左から順次加えて a_{ji} の表を作る (第4表) 。例えば $j=2$ の項の縦列では上から $8+33$, $45+12$, $13+39$ …… , $0+1$ となる。一番上の $8+33$ は $i=3$ における再捕総数だから、これを除いて縦列の数値を合計して $z_3=238$ ($i=3$ 以前に標識放流され $i=3$ では再捕されず、 $i=3$ 以後に再捕された合計数) を得た。このようにして得た第4表と第2表の数値を式(1)～(5)に代入して、各時点における個体群の大きさ・生残確率および添加数などのパラメーターを推定し、結果を第5表に示した。

種々の分散の推定式の記述は省略したが、JOLLY (1965), 巖 (1971), SEBER (1973) に示されている算式を用いて計算を行なった。

第5表 JOLLY-SEBER 法によるマダイの資源量等の推定
 Table 5 Population estimates for the red sea bream population, by the Jolly-Seber method

| i | $\hat{\alpha}_i$ | \hat{M}_i | \hat{N}_i | $\hat{\phi}_i$ | \hat{B}_i | $\hat{\sigma}(\hat{N}_i)$ | $\hat{\sigma}(\hat{\phi}_i)$ | $\hat{\sigma}(\hat{B}_i)$ | $\hat{\sigma}(\hat{N}_i/N_i)$ |
|-----|------------------|-------------|-------------|----------------|-------------|---------------------------|------------------------------|---------------------------|-------------------------------|
| 1 | - | 0 | - | - | - | - | - | - | - |
| 2 | 0.0196 | 1314.6 | 66967 | 0.303 | 748.9 | - | 0.0300 | 1362.7 | 12054.2 |
| 3 | 0.0466 | 973.0 | 20862 | 1.023 | -2163.3 | 3569.9 | 0.0980 | 722.3 | 3567.1 |
| 4 | 0.0857 | 1624.4 | 18956 | 0.908 | 1445.8 | 2261.0 | 0.0952 | 480.7 | 2256.6 |
| 5 | 0.1181 | 2155.9 | 18247 | 0.846 | -2185.3 | 1937.7 | 0.1499 | 600.6 | 1933.4 |
| 6 | 0.2133 | 2695.6 | 12638 | 0.964 | 65052.4 | 2231.4 | 0.2330 | 12440.6 | 2228.2 |
| 7 | 0.0382 | 2930.4 | 76798 | 0.957 | -8379.0 | 20225.3 | 0.2320 | 2581.2 | 20225.0 |
| 8 | 0.0507 | 3289.0 | 64908 | 1.563 | -58498.3 | 14699.4 | 0.8116 | 29365.2 | 14698.8 |
| 9 | 0.1488 | 6354.0 | 42713 | 0.558 | 7165.3 | 21951.2 | 0.3759 | 3346.1 | 21951.7 |
| 10 | 0.1180 | 3647.8 | 30913 | - | - | 14664.8 | - | - | 14664.6 |
| 11 | 0.1083 | - | - | - | - | - | - | - | - |

3. PETERSEN 法, SCHNABEL 法による推定

標識魚の減耗は再捕による以外はないか、あつても無標識魚と同一の割合で起ると仮定し、その他推定にかたよりを与える原因が存在しないと仮定すれば、以下の PETERSEN 法および SCHNABEL (1928) により導き出された推定式が利用できる。

PETERSEN の推定式

$$\hat{N}_i = n_i M_i / m_i \tag{6}$$

$$\hat{\sigma}(\hat{N}_i) = \sqrt{M_i^2 n_i (n_i - m_i) / m_i^3} \tag{7}$$

SCHNABEL の推定式

$$\hat{N}_i = \sum_{k=1}^i n_k M_k / \sum_{k=1}^i m_k \tag{8}$$

ここで M_i は上記の仮定より次のようになる。

$$M_i = \sum_{k=1}^{i-1} (s_k - m_k) \tag{9}$$

第2表の放流・再捕データを式(6)~(9)にあてはめ、各期のマダイ1才魚の資源尾数およびその標準誤差等を推定した結果は第6表のとおりである。

第6表 PETERSEN 法, SCHNABEL 法によるマダイの資源量の推定
 Table 6 Population estimates for the red sea bream population,
 by the Petersen method and Schnabel method

| | | Petersen | | | Schnabel |
|------|------|----------|-------------|---------------------------|-----------|
| | Date | i | \hat{N}_i | $\hat{\sigma}(\hat{N}_i)$ | \hat{N} |
| July | E, M | 1 | — | — | — |
| | L | 2 | 34433.8 | 4921.1 | 34433.8 |
| Aug. | E | 3 | 55184.0 | 8414.9 | 43992.9 |
| | M | 4 | 37191.2 | 3360.3 | 40202.9 |
| | L | 5 | 33322.1 | 2041.2 | 36494.2 |
| Sep. | E | 6 | 23240.3 | 1405.8 | 32116.9 |
| | M | 7 | 138765.5 | 25271.7 | 36665.2 |
| | L | 8 | 114461.2 | 15931.9 | 41894.3 |
| Oct. | E, M | 9 | 44104.5 | 5537.5 | 42046.7 |
| | L | 10 | 56836.6 | 5419.7 | 43677.0 |
| Nov. | E | 11 | 66024.9 | 10114.3 | 44602.0 |

4. BEVERTON-HOLT 法, NOSE 法による推定

標識魚が漁獲・自然死亡および標識の脱落または標識による死亡などにより減少すると仮定すると、以下の BEVERTON and HOLT (1957) および能勢 (1961 a) により導き出された推定式が利用できる。

BEVERTON-HOLT の推定式

$$\log e m_i = \log e \frac{F \cdot s_0}{F+T+M_0} \left\{ 1 - e^{-(F+T+M_0)} \right\} - (F+T+M_0) (i-1) \quad (10)$$

$$1 - \phi = 1 - e^{-(F+T+M_0)} \quad (11)$$

$$\hat{N}_i = \frac{F+T+M_0}{F} \cdot \frac{1}{1-\phi} \cdot n_i \quad (12)$$

NOSE の推定式

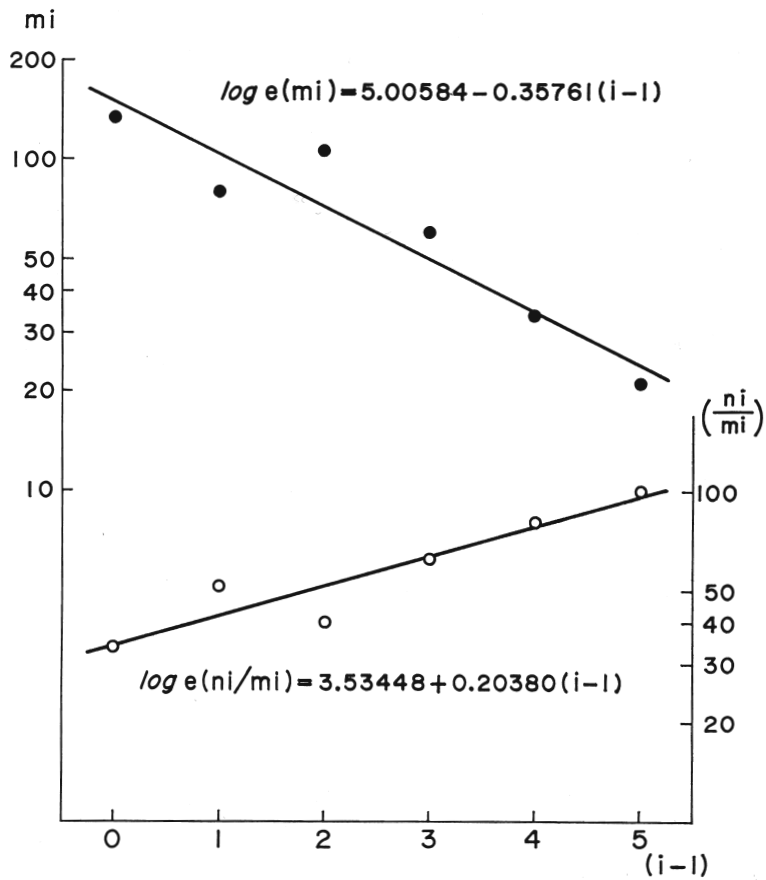
$$\log e \left(\frac{n_i}{m_i} \right) = \log e \left(\frac{1}{\alpha} \right) \left(1 + \frac{T}{2} \right) + T (i-1) \quad (13)$$

$$\hat{N}_0 = s_0 / \hat{\alpha} \quad (14)$$

式(10), (11), (12)は時間 i に対する各期の再捕尾数の対数 $\log e m_i$ の回帰関係 (第5図) から F と $T+M_0$ が推定でき、それらと各期の漁獲尾数から各期の資源尾数を推定できることを示している。式(13), (14)は時間 i に対する各期の標識率の逆数の対数 $\log e (n_i/m_i)$ の回帰関係 (第5図) から、 T と標識率 α が推定でき、それらと標識放流尾数とから初期資源尾数を

推定できることを示している。

第2表において、7月上・中・下旬、8月上旬に放流された合計3,274尾の再捕系列のデータを用いて、放流尾数と再捕尾数（それぞれの放流時から等しい間隔の）をそれぞれ加え合わせて一つの再捕系列とみなし、式(10)~(14)にあてはめ、1旬を単位とした、自然死亡係数・漁獲死亡係数・標識減耗係数および資源尾数などを推定し、第7表に示した。



第5図 時間と再捕尾数および標識率の逆数の関係

Fig. 5 The relationship between the time and m_i , time and (n_i/m_i)

第7表 BEVERTON-HOLT 法, NOSE 法によるマダイの資源量および10日を単位とした諸係数の推定

Table 7 Estimations of population size and various kind of rates on the per ten days basis for the red sea bream population, by the Beverton-Holt method and the Nose method

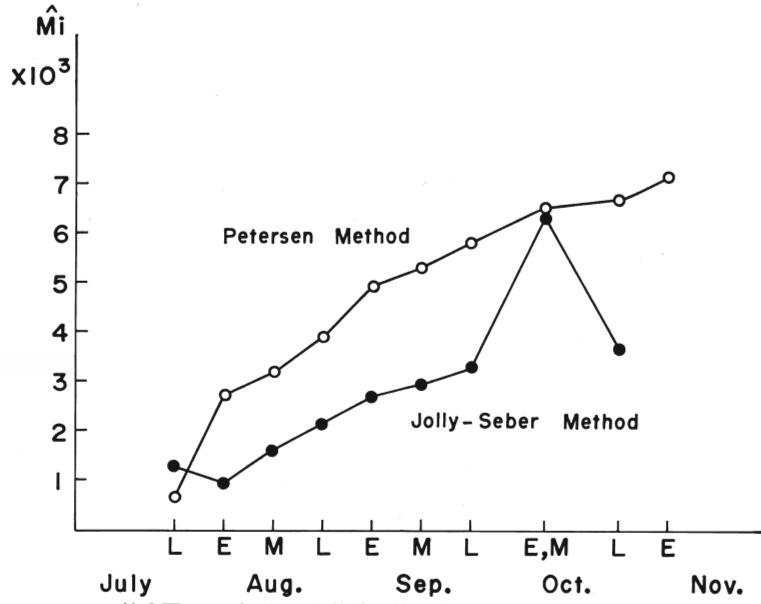
| | | |
|--|------------|------------------|
| The Beverton-Holt method; | | |
| The instantaneous rate of total mortality | $F+T+Mo$ | 0.3576 |
| The rate of total mortality | $1-\phi$ | 0.3006 |
| The instantaneous rate of fishing mortality | F | 0.0542 |
| The rate of fishing mortality | | 0.0456 |
| The instantaneous rate of natural mortality plus tag diminishing | $T+Mo$ | 0.3034 |
| The rate of natural mortality and tag diminishing | | 0.2551 |
| Estimated population size | \hat{N} | 101630 ~45867 |
| The Nose method; | | |
| The instantaneous rate of tag diminishing | T | 0.2038 |
| The rate of tag diminishing | | 0.1713 |
| The instantaneous rate of natural mortality | Mo | 0.0996 |
| The rate of natural mortality | | 0.0837 |
| Estimated inverse ratio of tagged fish in the population | $1/\alpha$ | 31.1073 |
| Estimated population size | \hat{N} | 101908 |

IV. 論 議

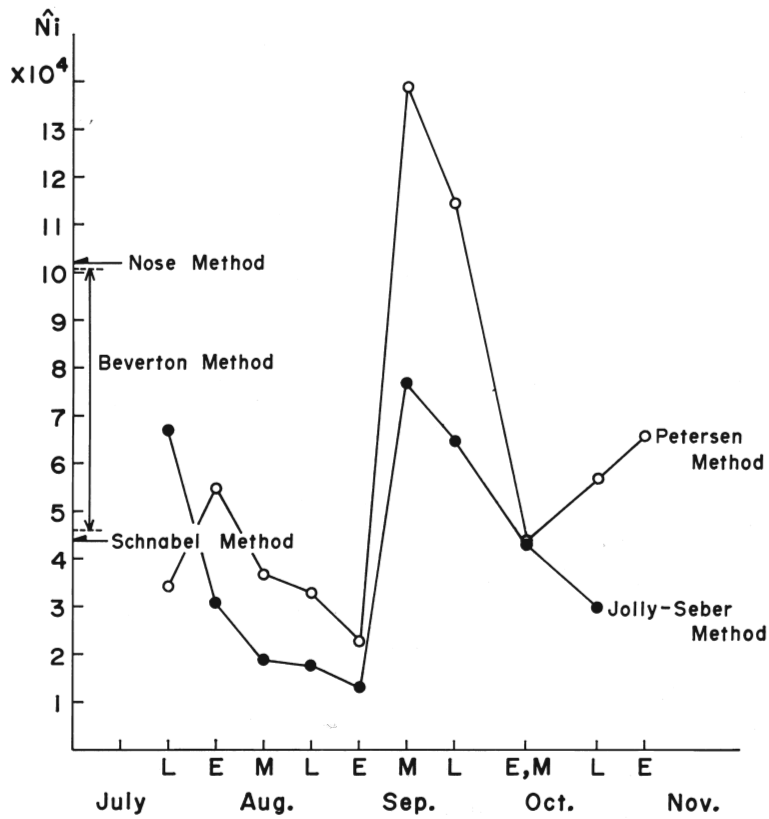
標識放流調査により個体群の大きさや諸種のパラメーターを推定する際、ある捕獲時点での標識個体の残存数をどのように推定するか、あるいは決定論的にどう与えるかという点に推定の中心がある(能勢, 1974)。

標識減耗の存在を無視した PETERSEN 法では、標識個体数は式(9)で決定され、飯田湾のマダイの標識放流調査資料を適用した結果は第6図となる。JOLLY-SEBER 法では、放流時の違う標識魚の再捕の確率が等しいと仮定して、標識個体数を推定しており(式(2))、その数は PETERSEN 法で推定した標識個体数より少なく推定されている(第5表, 第6表, 第6図)。

従つて、標識個体数と標識率の比として推定された(式(3), (6)) マダイ資源尾数は、常に、PETERSEN 法の方が過大となつてゐるのは当然であらう(第7図)。現実には、標識減耗は無視できないので、JOLLY-SEBER 法により推定された値の方が信頼性が高いことも事実であらう。JOLLY-SEBER 法による推定では、資源は7月下旬の約67,000尾から漸減し、9月上旬には約13,000尾となる。その後約65,000尾の添加により、9月中旬には約77,000尾と回復するが、10月下旬にはまた約31,000尾まで減少している(第5表, 第7図)。



第6図 マダイ標識個体数の推定値
Fig. 6 The estimated number of tagged fish at each time



第7図 種々の方法で推定したマダイ1才魚の資源量
Fig. 7 The population size of age I red sea bream estimated by various kind of methods

飯田湾内およびその周辺でマダイを漁獲している、蛸島漁協・内浦漁協・珠洲北部漁協および宝立漁協の1972年の月別・名柄別・漁法別のマダイ漁獲重量統計を用いて、マダイ1才魚の漁獲尾数を推定した(第8表)。ここでマダイ1才魚1尾の平均体重は、村上・岡田(1967)によるマダイの尾又長(L_{mm})と(W_{gr})の関係式、

$$W=6.19 \cdot L^{2.814} \cdot 10^{-5}$$

にマダイの月別平均尾又長(第3図)を代入して、7・8月は50gr, 9・10月は85gr, 11月は123grと推定して、それを利用した。

第8表によれば、飯田湾内において、多い時には1ヶ月に約20,000尾のマダイ1才魚が漁業者により漁獲されており、これがマダイ資源の変動の1つの大きな要因であることは確かであろう。また、同一時期に飯田湾周辺にもマダイ1才魚が生息することは、漁業者の漁獲状況(第8表)から見ても明らかであり、飯田湾周辺から湾内への添加も十分に考えられることである。

第8表 飯田湾内(A)とその近辺(B)における漁業者のマダイの漁獲、
再捕およびそれらから計算した標識率

Table 8 Monthly catch and recaptures of the red sea bream, by commercial fisheries in Iida Bay (A) and in the vicinity of Iida Bay (B), and the proportion of tagged fish in the total catch

| Date | (A) Set net, Gill net, Beach seine. | | | (B) Angling, Long line, "Gochi" trawl, Trawl. | | |
|------|-------------------------------------|-----|----------|---|-----|----------|
| | n | m | α | n | m | α |
| July | 13064 | 3 | 0.00022 | 6562 | 1 | 0.00015 |
| Aug. | 21070 | 53 | 0.00251 | 6444 | 1 | 0.00015 |
| Sep. | 6839 | 51 | 0.00745 | 12459 | 9 | 0.00072 |
| Oct. | 10468 | 31 | 0.00296 | 43694 | 104 | 0.00238 |
| Nov. | 4171 | - | - | 16667 | - | - |

放流後に継続しておこる標識減耗によるかたよりを除くために、再捕尾数の系列を用いる方法の1つとして、BEVERTON-HOLT法を利用して推定した資源尾数は、7月上・中旬から8月上旬の間で約100,000~45,000尾と推定され、同様に、標本標識率の系列を用いる方法の1つとして、NOSE法を利用すれば、放流時点の資源尾数を推定できるが、ここでは7月~8月上旬までの放流データをまとめて使用しているので、その間の平均的な資源尾数として約100,000尾が求められた。

BEVERTON-HOLT法によれば、自然死亡と標識減耗を混みにした減耗率は、毎旬一定と仮定して、0.2251と推定された。これからNOSE法により推定した1旬の標識の脱落・標識魚の死亡などによる標識減耗率(0.1713)を差し引くと自然死亡率が0.0837として求められる(第7表)。すなわち、漁獲死亡・標識減耗などを除いた純然たる自然死亡のみを考慮した場合の、マダイ1才魚の1旬の生残率は0.9163であり、これはJOLLY-SEBER法により推定された ϕ と同じ意味を持つ。JOLLY-SEBER法によれば、各旬の生残率を推定することができ、その結果は多くの旬で生残率が0.9を越えており(第5表)、おおむねBEVERTON-HOLT法とNOSE法とでの結果と一致する。いずれにしても、マダイ1才魚の自然死亡はかなり小

さく、それに比べて標識に起因する減耗の方が倍近くあることが示された。標識魚の減耗の中には、標識脱落・標識をつけたことによる死亡などの他に、第1表・第8表から明らかなように、標識魚のモデル水域からの逸散も含まれているが、ここで得られた値は東京湾においてマハゼの鰓蓋骨につけた標識の減耗率（能勢，1961b）に比べれば小さい。

魚類資源の解析を行なう場合、陸上の動物と違って、一般に再捕が漁業の場を経ることより、再放流または新たな標識魚の放流が困難であり、捕獲された標識魚および無標識魚の正確な数の把握に難点があつた。このことは本調査においても、調査船の調査結果から推定した標識率が0.02~0.21であるのに対し（第5表）、漁業者の飯田湾内におけるマダイ漁獲尾数と再捕尾数とから推定した標識率が、約0.0025~0.0075（第8表）と約1桁の単位で差があることからもうかがわれる。また、漁獲率・漁獲係数・漁獲能率など、資源に対する漁獲の圧力に関するパラメーターの推定が大きな目的の1つであることなどにより、前記のBEVERTON-HOLT法・NOSE法など、さまざまな独特の方法が開発されてきた。しかし、JOLLY-SEBER法はそれが使える条件のもとでは、きわめて有効な方法であろう（能勢，1971）とされている。JOLLY-SEBER法が魚類資源の解析に適用された例として、外国ではPARKER（1968）がBella Coola Riverのカラフトマスの資源解析に、BERST *et al.*（1970）がヒューロン湖のイワナ属間の交雑種Splakeの資源解析に利用しているが、いずれも淡水域においてであつて、いまだに海洋をモデル水域とした例はみあたらない。今回の調査において、ある期の添加数が負になつたことなどに問題が残るが、実験計画の充実・サンプル数の安定化などの改良を加えることにより、飯田湾のような海洋域においても、対象種に対する漁業の圧力が比較的小さく、調査船により標識放流および再捕作業が行なえる条件がそろえば、JOLLY-SEBER法により、各時点における個体群の大きさ・生残率・添加数など多くのパラメーターを推定することが可能であることが示された。

V. 要 約

1972年7月6日から11月9日にかけて、調査船・禄剛丸を用い、能登半島・飯田湾において、マダイ1才魚の多回標識放流一多回再捕調査を行ない、次の結果を得た。

- 1) 調査期間内に11,848尾のマダイを漁獲し、そのうち8,421尾を標識放流し、調査船により1,186尾、漁業者により265尾、合計1,451を再捕した。
- 2) 調査船の放流一再捕資料をJOLLY-SEBERの確率論モデルを用いて解析した結果、資源尾数は次の様に推定された。
 - 7月下旬……約67,000尾
 - 9月上旬……約13,000尾
 - 9月中旬……約77,000尾
 - 10月下旬……約31,000尾
- 3) 9月中旬に資源が増大したのは、約65,000尾の添加があつたためである。
- 4) 同じ資料をPETERSEN法により解析して得た資源尾数の推定値はJOLLY-SEBER法に比べて常に過大となつた。
- 5) JOLLY-SEBER法により推定した各旬の生残確率は0.85から0.95であり、これらはBEVERTON-HOLT法とNOSE法を併用して推定した、1旬当りの生残率とほぼ同じであつた。

引 用 文 献

- 巖 俊一 (1971). 標識再捕による動物個体数の推定 (I). 生物科学, **23** (1) : 14—22.
- BERST, A. H. and G. R. SPANGLER. (1970). Population dynamics of F_1 splake (*Salvelinus fontinalis* × *S. namaycush*) in Lake Huron. *J. Fish. Res. Bd. Canada*, **27** (6) : 1017—1032.
- BEVERTON, R. J. H. and S. J. HOLT. (1957). *On the dynamics of exploited fish populations*. Her Majesty's Stationary Office, 553pp.
- JOLLY, G. M. (1965). Explicit estimates from capture-recapture data with both death and immigration-stochastic model. *Biometrika*, **52** (182) : 225—247.
- 村上子郎・岡田啓介 (1967). 東シナ海・黄海産マダイ資源の研究—III. 年令と成長. 西水研研報, (35) : 23—40.
- 能勢幸雄 (1961 a). PETERSEN 型資源推定法の一吟味. 日水誌, **27**(8) : 763—773.
- (1961 b). 標識率法による東京湾北部のマハゼ資源量の推定. 同誌, **27**(8) : 793—800.
- (1971). 標識放流解析の理論. 標識放流による資源解析に関するシンポジウム議事録 : 1—12. (西海区水産研究所).
- (1974). 水産資源特性値の推定. 海洋科学, **6**(1) : 18—22.
- PARKER, R. R. (1968). Marine mortality schedules of pink salmon of the Bella Coola River, Central British Columbia. *J. Fish. Res. Bd. Canada*, **25**(4) : 757—794.
- SCHNABEL, Z. E. (1938). The estimation of the total fish population of a lake. *Amer. Math. Mon.*, **45** (6) : 348—352.
- SEBER, A. F. (1965). A note on the multiple-recapture census. *Biometrika*, **52** (1&2) : 249—259.
- (1973). *The estimation of animal abundance and related parameters*. Charles Griffin & Co Ltd., 506pp.