

## 熊野灘におけるイサキの性比と生残率

木村清志・鈴木清

### Sex Ratio and Survival Rate of *Parapristipoma trilineatum* in Kumano-nada, Central Japan

Seishi Kimura and Kiyoshi Suzuki

(Received November 8, 1979)

The present report deals with the fishery biology of *Parapristipoma trilineatum*, Pomadasysidae, with particular reference to sex ratio and survival rate, on 1242 individuals taken from coastal areas of Kumano-nada (Kii Peninsula, southern Honshu, Japan) from March 1978 to August 1979.

Monthly changes in the sex ratio showed that both sexes are equal in number or males slightly dominate over females all year round except for September. We presume that the predominance of females in September results from increased catches from hand line fishing in September when females feed more voraciously than males to compensate for the energy expenditure of spawning. It seems probable that the sex ratio in the population does not change throughout the year. There is little difference in the sex ratio of males to females in 0~3-year age groups, whereas in 4~8-year age groups the ratio evidently decreases. The relationships between the age ( $x$ ) and the sex ratio ( $s = \text{♂/♀}$ ) were expressed by the following equations: for 0~3-year age groups,  $s = 1.21$ ; for 4~8-year age groups,  $\log s = -0.112x + 0.423$ . From the regression of age composition, the survival rates ( $S$ ) were estimated as follows: for females of 1~3-year age groups and males of 1~4-year age groups,  $S = 0.774$ ; for females of 4~8-year age groups,  $S = 0.490$ ; for males of the same age groups,  $S = 0.387$ . Changes in the survival rate at 3- or 4-age groups in both sexes are likely to be attributable to the increase of both fishing and natural mortality.

(SK: Fisheries Research Laboratory, Mie University, Wagu, Shima-cho, Shima-gun, Mie-ken 517-07, Japan; KS: Faculty of Fisheries, Mie University, Edobashi, Tsu-shi, Mie-ken 514, Japan)

生残率は資源の状態を把握しその変動を察知するのに必要不可欠な資源特性値のひとつであり、また性比は生残率とも大いに関連し、魚群の生態的特徴を理解するために必要な要素である。しかしイサキ *Parapristipoma trilineatum* (Thunberg) については現在までにこれらに関する知見は得られていない。

著者らは熊野灘におけるイサキの資源生物学的特性を明らかにする目的で研究を行い、すでに年齢、成長について報告している（鈴木・木村、1980）。ここでは年齢査定の結果に基づく性比と生残率についての知見を報告する。

#### 材料と方法

供試材料は1978年3月から1979年8月までの期間

に熊野灘沿岸で採集したもののうち、年齢、性とも判明している27標本1242個体である（Table 1）。

性比の検定は吉原（1962）に、生残率の推定は土井（1949）およびLea（1930）の方法に従った。なお年齢はすべて産卵期の6月を基準とした満年齢で表わした。

#### 結果

性比の季節的变化 全標本の性比（♂/♀）は1.07とわずかに雄が多い程度で、ほぼ雌雄1:1と考えることができる。しかし、各標本の性比にはかなり偏りのあるものもみられる。Fig. 1は各標本別および月別の性比の季節的变化を表わしたもので、産卵後の9月にかなり雌よりに偏るが、その他の月では性比に大きな変化はなく、雌雄同数あるいはいくぶん雄が多い状態が続いている。

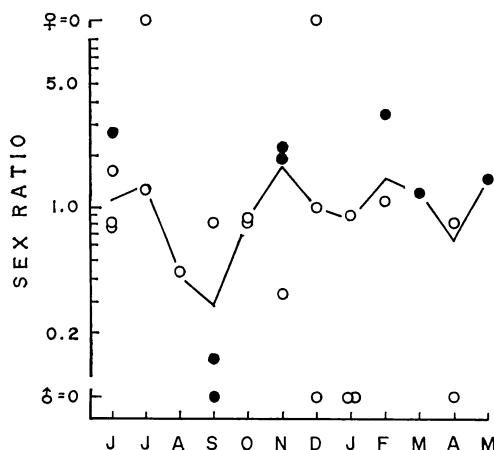


Fig. 1. Monthly change of sex ratio ( $\textcircled{\text{♂}}$ / $\textcircled{\text{♀}}$ ).  
Open circles, sex ratios estimated at 1  
stochastically; solid circles, sex ratios not  
estimated at 1.

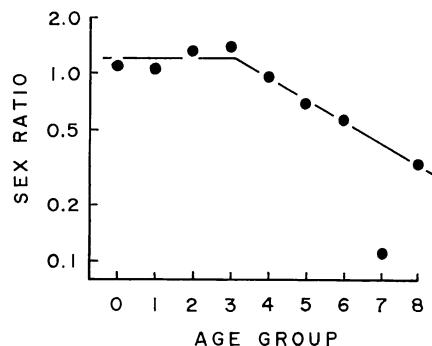


Fig. 2. Relationship between age and sex ratio.

Table 1. Collecting data of specimens used in this study.

| Date of catch | Locality | Gear used     | Number of specimens |      |
|---------------|----------|---------------|---------------------|------|
|               |          |               | Female              | Male |
| Mar. 12, 1978 | Shima    | Set net       | 66                  | 80   |
| Apr. 26       | Mihama   | Set net       | 11                  | 9    |
| May 12        | Mihama   | Set net       | 53                  | 79   |
| June 29       | Kumano   | Hook and line | 24                  | 39   |
| June 30       | Mihama   | Set net       | 8                   | 21   |
| July 14       | Shima    | Set net       | 0                   | 2    |
| July 25       | Kumano   | Hook and line | 26                  | 33   |
| Sep. 19       | Shima    | Hook and line | 29                  | 4    |
| Sep. 20       | Shima    | Hook and line | 6                   | 0    |
| Sep. 20       | Shima    | Set net       | 11                  | 9    |
| Oct. 19       | Shima    | Set net       | 25                  | 22   |
| Oct. 24       | Mihama   | Set net       | 53                  | 44   |
| Nov. 8        | Mihama   | Set net       | 17                  | 32   |
| Nov. 9        | Mihama   | Set net       | 12                  | 26   |
| Nov. 20       | Shima    | Set net       | 6                   | 2    |
| Dec. 7        | Shima    | Set net       | 0                   | 1    |
| Dec. 20       | Shima    | Gill net      | 1                   | 0    |
| Dec. 27       | Shima    | Set net       | 8                   | 8    |
| Jan. 7, 1979  | Shima    | Gill net      | 1                   | 0    |
| Jan. 12       | Shima    | Gill net      | 1                   | 0    |
| Jan. 19       | Shima    | Set net       | 92                  | 83   |
| Feb. 27       | Shima    | Set net       | 45                  | 49   |
| Feb. 28       | Shima    | Set net       | 9                   | 31   |
| Apr. 7        | Shima    | Hook and line | 3                   | 0    |
| June 14       | Shima    | Hook and line | 64                  | 51   |
| June 17       | Shima    | Hook and line | 11                  | 9    |
| Aug. 10       | Shima    | Hook and line | 18                  | 8    |
| Total         |          |               | 600                 | 642  |

いる。

**性比と年齢との関係** 本研究に用いた標本について年齢と性比の関係を片対数グラフに表わすと Fig. 2 のようになり、3才あるいは4才以上では、7才魚を除いて各プロットはほぼ直線上に配列し、性比は年齢に伴って減少する。これに対して0~3才の範囲では性比に大きな変化はなく、わずかに増加の傾向がみられる。これらのプロットの配列が直線と認められるかどうかを5%の危険率で検定してみると、0~3才では直線性は認められない ( $F_0=9.22$  (1, 2)) が、4~8才 (7才を除く) では直線性が認められる ( $F_0=645.91^{**}$  (1, 2))。従って、本種の性比  $s$  (♂/♀) は0~3才では各年齢群の平均値1.21で、4才以上では最小二乗法により、

$$\log s = -0.112x + 0.423 \quad r=0.999 \quad (1)$$

x, 年齢

で表わすことができる。

性比が年齢に伴って変化する原因には、雌雄の生残率の相違あるいは性転換が考えられるが、本種の場合、生殖腺の観察から性転換の可能性は考えにくい。雌雄の生残率が異なる場合の性比と年齢との関係は理論的には次式のように表わされる。

$$s = N_m/N_f = (N_{m0}S_m x)/(N_{f0}S_f x) \quad (2)$$

$$\begin{aligned} \log s &= (\log S_m \cdot x + \log N_{m0}) - (\log S_f \cdot x + \log N_{f0}) \\ &= \log (S_m/S_f) \cdot x + \log (N_{m0}/N_{f0}) \end{aligned} \quad (3)$$

$N_f$ 、雌の個体数； $N_m$ 、雄の個体数； $N_{f0}$ 、 $x=0$ の時の雌の個体数； $N_{m0}$ 、 $x=0$ の時の雄の個体数； $S_f$ 、雌の生残率； $S_m$ 、雄の生残率。

本種の4才以上にみられる性比の変化は(3)式によく適合することから、この変化は雌雄の生残率の差に基づくものと考えられる。

**生残率** 性比の検討から本種の生残率は性および年齢によって異なることが示唆された。そこで雌雄別の年齢組成を片対数グラフ上にプロットすると(Fig. 3)，雌では3才と4才の間で、雄では4才を境にして、各プロットはそれぞれ2本の直線上によく配列している。このため、雌雄とも2組の年齢群に分けて生残率を検討することにした。なお、加入の不完全な0才と異常に少ない雄7才は除外した。以下、雌1~3才、雄1~4才を若齢群、雌雄とも4~8才を高齢群と呼ぶ。

雌雄それぞれ2組の年齢群について直線性の検定を行うと、いずれも5%の危険率で有意性が認められる(雌、若齢群  $F_0=540.06^*$  (1, 1), 高齢群  $F_0=167.79^{**}$  (1, 3); 雄、若齢群  $F_0=34.77^{**}$  (1, 2), 高齢群  $F_0=419.27^{**}$  (1, 2))。次に回帰式を最小二乗法で求めると、次のようになる。

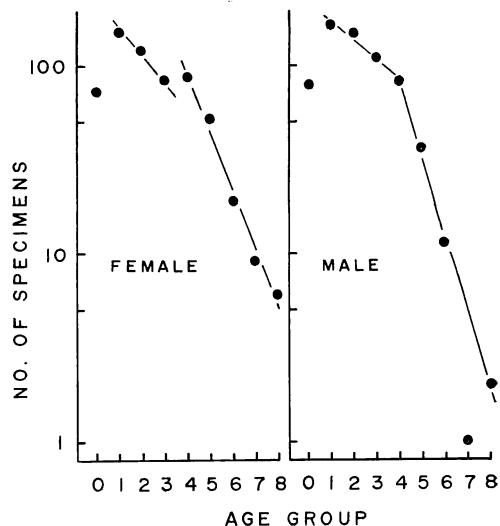


Fig. 3. Age compositions of the two sexes.

Table 2. Survival rate and total mortality coefficient obtained by Doi's method. Figures in parentheses indicate 95% confidence intervals.

| Sex    | Range of age | Survival rate          | Total mortality coefficient |
|--------|--------------|------------------------|-----------------------------|
| Female | 1~3          | 0.774<br>(0.729~0.833) | 0.256<br>(0.183~0.327)      |
|        | 4~8          | 0.490<br>(0.411~0.584) | 0.713<br>(0.538~0.889)      |
| Male   | 1~4          | 0.774<br>(0.729~0.833) | 0.256<br>(0.183~0.327)      |
|        | 4~8          | 0.387<br>(0.317~0.473) | 0.949<br>(0.749~1.149)      |

Table 3. Survival rate and total mortality coefficient obtained by Lea's method, and their precision calculated by Tanaka's method.

| Sex    | Range of age | Survival rate | Total mortality coefficient | Precision of survival rate |
|--------|--------------|---------------|-----------------------------|----------------------------|
| Female | 1~3          | 0.791         | 0.234                       | 4.4%                       |
|        | 4~8          | 0.509         | 0.657                       | 8.1%                       |
| Male   | 1~4          | 0.791         | 0.234                       | 4.4%                       |
|        | 4~8          | 0.383         | 0.960                       | 11.2%                      |

- 雌若齢群  $\log N = -0.151x + 2.370 \quad r=0.999 \quad (4)$   
 雌高齢群  $\log N = -0.310x + 3.195 \quad r=0.991 \quad (5)$   
 雄若齢群  $\log N = -0.101x + 2.346 \quad r=0.972 \quad (6)$   
 雄高齢群  $\log N = -0.412x + 3.578 \quad r=0.998 \quad (7)$

N, 個体数

生残率はこれらの回帰係数から求められるのであるが、ここでこれらの回帰係数間に推計学的な差が認められるかどうかについて 5% の危険率で検定を試みた。その結果、両性とも若齢群と高齢群の回帰係数の差は有意で（雌  $F_0=11.54^*$  (1, 4), 雄  $F_0=123.39^{**}$  (1, 4)), 若齢群では雌雄の回帰係数間に差は認められない ( $F_0=1.53$  (1, 3)) が、高齢群では雌雄の差は有意であった ( $F_0=9.91^*$  (1, 5))。これにより、若齢群では雌雄に共通の（こみにした）回帰係数を求めるとき、この値は  $-0.111$  となる。これらの回帰係数から生残率および全減少係数を求めるとき、Table 2 に示すとおりになる。また Table 3 には Lea の方法で求めた生残率とその精度（田中, 1953）を示した。

以上の結果、生残率は 3~4 才で大きく変化し、それ以前では雌雄の生残率はほぼ等しいが、それ以後では雌雄の生残率に差が生じ、雌の生残率は雄よりも高いと推定された。

### 考 察

産卵の初期、盛期に雄が多く、その後徐々に雌が増加し、終期には雌が卓越する現象はシラウオ（千田, 1973）やコモチジャコ（鈴木・木村, 1979）で知られている。イサキでは産卵盛期（6~7 月）にはわずかに雄が多く、産卵後期の 8 月から産卵後の 9 月にかけて雌が卓越するようになり、前 2 種と近い現象を示している。しかし、10 月以降の性比（♂：♀）は 1：1 かいくぶん雄が多い状態にもどり、シラウオ（堀田・田村, 1954）でみられるように雌雄が別群を形成するような傾向は認められない。性比が大きく偏る 9 月について考えると、この時期に雌雄どちらかが多い群を形成するのであれば、漁場からの逸散がない限り、タチウオ（三栖, 1959）のように雄の多い群も存在するはずであるが、本種ではこの時期に雄の多い標本は得られていない。また本種の漁獲は量的変化は大きいが、ほぼ周年にわたって同一漁場よりもなされていることから、雄がこの時期だけ漁場から逸散するとは考えにくい。これらのことから、9 月に性比が雌よりも偏るという事実は、特に雌の多い標本がいずれも釣りによって漁獲されたものであることをも考え合せると、雌が産卵後の疲労回復のために雄よりも食欲が旺盛となり、その結果釣りによる漁獲では雌の方が多い

るということに起因するのではないかと推定される。従って、イサキでは本質的には季節によってその性比が大きく変化することはないと考えられる。また、いくつかの標本で性比がいくぶん雄よりに偏るのは個体数の多い若齢群に雄が多いためであると考えられる。

雌雄の生残率の違いによって性比が年齢に伴って変化する現象はソウハチ（渡辺, 1956）でも知られている。この場合は 0~4 才までの間で性比は規則的に変化し、生残率がある年齢で変化することはないようである。

生残率を求める際に、年齢組成が Fig. 3 のような分布を示した場合、通常 0~3 才までの値は漁具の選択性などにより漁獲が不十分であったとして除外され、4 才以上について計算されることが多い。しかし、本種の場合、仮りに 4 才以上で求めた生残率で全年齢を代表させると、3 才以下では雄がかなり多くなることになり、性比の結果と矛盾する。従って、本種は 3~4 才で生残率が変化すると考えるのが妥当であろう。

ここで求めた生残率を他の魚種と比較して吟味してみると、高齢群の生残率はワニエソ、ホンニベ、シログチ、クログチ、キグチ、キダイ（真子, 1957）などと近い値を示しているので、一応妥当な値と考えられる。これに對して若齢群の生残率はかなり高い値を示している。田中（1960）は田内（1956）の考えに基づいて、最高年齢  $xd$  から自然死亡係数  $M$  を推定する方法を示している。イサキの  $xd$  は 8 才までは確認でき、さらにそれより大型の個体もいくらか採集されていることから、 $xd=10$  と推定できる。これより  $M=0.25$  となり、これに従えば若齢群の漁獲死亡率はかなり小さいことになる。イサキの漁獲は 0~1 才までは定置網によるのみであるが、2 才になると釣りが加わり、3 才以上では釣りによる漁獲がかなり増加する傾向を示している（鈴木・木村, 1980）。このことから、本種の生残率が 3~4 才で大きく変化する原因のひとつとして、釣りによる漁獲死亡率の増大が考えられる。しかし、これだけでは雌雄の生残率に差が生じる理由を説明できない。従って、自然死亡率も変化することが予想されるが、この原因については現在のところ明らかではない。ただ本種は満 3 才で群成熟度が 100% 近くなることから、自然死亡率の増大が成熟と関連していることも考えられる。

最後に、土井と Lea の方法で求めた生残率を比較すると、いずれもかなり近い値を示すので、実用上の差はないと思われる。

### 謝 辞

材料の採集にあたっては、三重県南牟婁郡御浜町阿田

和の故古川光治氏、古川正和氏、同県志摩郡志摩町片田の片田定置漁業協同組合、同町和具の和具定置漁業協同組合、同町和具の大田泰祐氏のご協力を得た。記して感謝の意を表する。本研究は一部三重県受託研究費によって行った。

## 引用文献

- 土井長之。1949. ストックの年齢組成の回帰分析による取扱について。日本水産学会誌, 15(7): 306~310, figs. 1~3.
- 堀田秀之・田村元。1954. シラウオ (*Salangichthys microdon* Bleeker) の生態。北海道大学水産学部研究彙報, (5): 41~46, figs. 1~9.
- Lea, E. 1930. Mortality in the tribe of Norwegian herring. Rapp. Proc.-Verb. Réu., 65: 100~117. (間接引用)。
- 真子渺。1957. 資源の状態。東海・黄海における底魚資源の研究 (西海区水産研究所), No. 4, pp. 79~86.
- 三栖寛。1959. 東海・黄海産タチウオ資源の研究. 第2報. 成熟と産卵について. 西海区水産研究所研究報告, (16): 22~33, figs. 1~8.
- 千田哲資。1973. 岡山県高梁川における産卵期のシラウオ. 魚類学雑誌, 20(1): 29~35, figs. 1~4.
- 鈴木清・木村清志。1979. 伊勢湾における産卵期のコモチジャコ. 魚類学雑誌, 26(2): 203~208, figs. 1~7.
- 鈴木清・木村清志。1980. 熊野灘におけるイサキの成長. 魚類学雑誌, 27(1): 64~71, figs. 1~9.
- 田中昌一。1953. 年齢組成から推定された生残率の比推定による精度計算法—I. 魚体抽出が単純抽出であった場合. 日本水産学会誌, 18(8): 353~358, fig. 1.
- 田中昌一。1960. 水産生物の population dynamics と漁業管理. 東海区水産研究所研究報告, (28): 1~200, figs. 2.1~5.33 (112 figs.).
- 田内森三郎。1956. 漁業資源管理論. 京都大学農学部水産学科第二講座出版部, 15 pp. (間接引用).
- 渡辺徹。1956. 重要魚族の漁業生物学的研究. ソウハチ. 日本海区水産研究所研究報告, (4): 249~269, figs. 100~118.
- 吉原友吉。1962. 水産資源の動態に関する数理的研究. 東京水産大学特別研究報告, 5(1): 1~103, figs. 1~50.
- (木村: 517-07 三重県志摩郡志摩町和具 三重大学水産学部附属水産実験所; 鈴木: 514 津市江戸橋 2-80 三重大学水産学部)