

# 水温情報を用いた卵数法によるカタクチイワシ 本州太平洋系群の資源量推定

今井千文\*<sup>1</sup>・楯取和明\*<sup>1</sup>・田島良博\*<sup>2</sup>・中村元彦\*<sup>3</sup>  
内山雅史\*<sup>4</sup>・山田浩且\*<sup>5</sup>

## Biomass Estimation of Japanese Anchovy Stock in the Honshu-Pacific Waters by the Egg Production Method Using Sea Surface Temperature Information

Chifumi IMAI\*<sup>1</sup>, Kazuaki KAJITORI\*<sup>1</sup>, Yoshihiro TAJIMA\*<sup>2</sup>, Motohiko NAKAMURA\*<sup>3</sup>,  
Masashi UCHIYAMA\*<sup>4</sup>, and Hirokatsu YAMADA\*<sup>5</sup>

### Abstract

Biomass of the Japanese anchovy *Engraulis japonicus* stock in Honshu-Pacific waters was estimated by the egg production method using sea surface temperature information. Batch fecundity of the individual of standard size was evaluated quantitatively from its dependence on the temperature, egg size, and gonad index. Spawning interval was estimated from an observed linear relationship to the mean sea surface temperature.

The monthly biomass of spawning females of the Japanese anchovy stock in central Honshu-Pacific waters (from Mie Prefecture to Chiba Prefecture) was estimated using monthly egg production data, mean sea surface temperature data, and mean gonad index data. The monthly (March-September) mean biomass of spawning females from 1978 to 1993 varied from 6,190 tons in 1978 to 101,050 tons in 1991. The monthly mean biomass of the adult stock including spawning and non-spawning females and males varied from 12,730 tons in 1978 to 236,100 tons in 1991, and was well correlated with catch statistics ( $r=0.79$ ,  $p<0.01$ ,  $N=16$ ). Exploitable recruit biomass was estimated from the adult biomass of the next year, assuming total mortality coefficient of  $Z=2.5$ . Also an estimated total exploitable biomass (recruits and adults) varying from 93,700 tons in 1978 to 1,219,000 tons in 1991 indicated a better correlation ( $r=0.93$ ,  $p<0.01$ ,  $N=15$ ) with the catch statistics than the adult biomass ( $r=0.85$ ).

### 1. はじめに

国連海洋法条約の批准に伴い、我が国の200海里海

域でも1997年よりマイワシをはじめとする浮魚類について総許容漁獲量 (TAC) 制度による資源管理が開始されている。TAC設定の科学的な根拠として正確な資源量推定は不可欠である。また、余剰資源については諸外国に割り当てる (外務省, 1997) ため、国内漁業の漁獲対象となっていない潜在的な資源についても資源量を把握しておく必要がある。さらに、資源の変動周期が早い魚種ではTACを漁期中に改訂する必要も認められており、迅速な資源量推定法が要求される。

卵数法は漁獲統計を使用しない迅速な資源量推定法であり (田中, 1985)、近年では北アメリカ太平洋岸

1998年2月9日受付 1998年6月26日受理

\*<sup>1</sup> 水産大学校 National Fisheries University, Shimonoseki 759-6595, Japan

\*<sup>2</sup> 神奈川県水産総合研究所 Kanagawa Prefectural Fisheries Research Institute, Miura 238-0237, Japan

\*<sup>3</sup> 愛知県水産試験場 Aichi Prefectural Fisheries Experimental Station, Minamichita 470-3412, Japan

\*<sup>4</sup> 千葉県水産試験場 Chiba Prefectural Fisheries Experimental Station, Chikura 295-0024, Japan

\*<sup>5</sup> 三重県水産技術センター Fisheries Research Institute of Mie, Hamajima 517-0404, Japan

のnorthern anchovy (*Engraulis mordax*) の資源量推定の基本的な方法として用いられている (LASKER, 1989). 卵数法は産卵雌の1回当たり産卵数および産卵頻度をパラメータとして、野外調査による総産卵数推定値から産卵雌資源量を推定する方法である。

我が国では水産庁および各県の水産試験機関が毎月マイワシ、カタクチイワシおよびマサバの産卵量の調査を実施している。その結果は1978年より緯度、経度30分升目毎の月別産卵量資料として公表されている (森ほか, 1988, 菊地・小西, 1990, 石田・菊地, 1992, 銭谷ほか, 1995)。したがって、1回当たり産卵数と産卵頻度の資料があれば、これら3魚種について卵数法による資源量推定を1978年に遡り実施することが可能である。

カタクチイワシは産卵が長期におよび、短い間隔で産卵を繰り返す (靄田, 1992) ので、卵数法によって親魚の資源量を推定するには好適な種である。その1回当たり産卵数は年、季節および海域によって大きく変動する (TAKESHITA and AIKAWA, 1960, 宇佐美・杉山, 1962, 平本, 1969)。近年、カタクチイワシの卵サイズが水温に影響されて変化し (IMAI and TANAKA, 1987), 1回当たり産卵数はこのサイズとトレードオフの関係をもって変化することが示された (IMAI and TANAKA, 1997)。さらに、1回当たり産卵数は生殖腺重量指数とも密接な関係をもって変化する (IMAI and TANAKA, 1997)。したがってカタクチイワシの1回当たり産卵数の時空間変動を水温と生殖腺重量指数の資料から見積もることができる。

カタクチイワシは夜間の限定された時間帯に産卵し、その卵巣に残された排卵痕は約1日以内に消失することから、卵巣組織の解析により排卵痕が認められる個体は前夜に産卵したことがわかる (靄田, 1992)。三浦半島産のカタクチイワシ漁獲物標本について1984年から1986年の産卵頻度を調べた靄田 (1992) によればカタクチイワシの産卵間隔は1.3日から5.7日で、水温の高い時期に短くなる傾向が認められた。産卵間隔についても表面水温資料から推定することが可能である。

本研究では表面水温および産卵雌魚の生殖腺重量指数から推定した1回当たり産卵数および産卵間隔の資料を用い、卵数法によりカタクチイワシ本州太平洋系群の海域別、月別産卵親魚量を推定した結果について報告する。また、魚体測定結果から成魚資源量および漁獲可能資源量を計算し、それらの変動と漁獲統計資料との関連について検討する。

## 2. 方法と資料

従来の卵数法では親魚の標本から平均体重  $W$  (g) の産卵雌1尾1回当たり産卵数  $BF$  の平均値および産卵頻度  $S$  を求め、海域においてネット調査により推定した1日当たりの総産卵数  $E$  から、産卵雌魚の資源重量  $B_{sf}$  (トン) を次式により推定する (PIQUWELL and HEWITT, 1984)。

$$B_{sf} = E/BF/S \times W \times 10^{-6} \quad (1)$$

本研究では  $BF$  を水温などの情報から推定するため、被鱗体長  $BL = 10$  cm, 体重  $BW = 10$  g の産卵雌魚を標準個体とし、その1回当たり産卵数を  $BFR$  とした。また、産卵頻度の逆数をとって産卵間隔  $I$  (日) として (1) 式を以下のように改変した。

$$B_{sf} = E/BFR \times I \times 10^{-5} \quad (1')$$

その標準誤差  $SE(B_{sf})$  はデルタ法 (PIQUWELL and HEWITT, 1984) により、

$$\begin{aligned} SE(B_{sf}) = & B_{sf} \{ CV(E)^2 + CV(BFR)^2 + CV(I)^2 \\ & - 2 \frac{COV(E|BFR)}{E \cdot BFR} + 2 \frac{COV(E|I)}{E \cdot I} \\ & - 2 \frac{COV(BFR|I)}{BFR \cdot I} \}^{1/2} \quad (2) \end{aligned}$$

で示される。ここで、 $CV(x)$  は変数  $x$  の変動係数、 $COV(xy)$  は  $x, y$  の共分散を表す。

海域別月別総産卵量資料は森ほか (1988), 菊池・小西 (1990), 石田・菊池 (1992) および銭谷ほか (1995) より得た。この一連の資料は各海区の水産研究所の産卵場調査および各県水産試験機関が漁況海況予報事業の一環として実施している丸特Bまたは改良NORPAC ネットによる垂直曳き調査の結果を水産研究所がまとめ、月別の総産卵量を緯度経度30分升目に記入したものである。以下では通称に従い Egg Census 資料と称する。Egg Census 資料の数値は月間の総産卵量であるため、数値を当該月の日数で除して、1日あたりの総産卵数  $E$  を求めた。計算対象期間は資料がすでに公表されている1978年1月～1993年12月とした。

対象海域は Egg Census 資料において海区IIとされる  $135.5^\circ E$  以東、 $36.0^\circ N$  以南の範囲の太平洋中区とした (Fig. 1)。Egg Census ではこの海区をさらに小海区に細分している。ここではこの海区細分を少し改

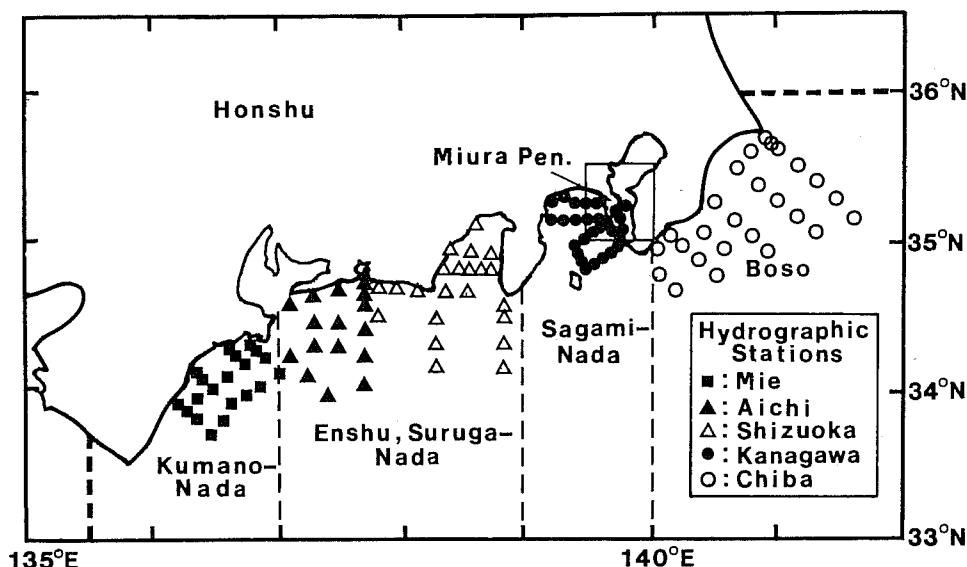


Fig.1. Map showing major egg census area in the central Honshu-Pacific waters with hydrographic stations routinely observed by prefectural fisheries experimental institutes. The quadrate around Miura Peninsula shows the 30' x 30' grid where adult biomass was estimated (Table 4).

変し, Fig.1 に示すような熊野灘, 遠州・駿河灘, 相模灘および房総の4海域に細分し, 各海域の月別産卵数を集計した。なお, 伊勢湾・三河湾および東京湾奥部は, 計算対象から除外した。1991年分以降の資料では緯度, 経度30分升目当たりの産卵量が数値ではなく, 円によって図示されている。したがって, 図上の円の直径を測定し, 面積の比例配分により各升目の産卵量を概算した。

BFRは平均表面水温 $T$  (°C) および生殖腺重量指数 $GI = GW/BL^3 \times 10^4$  {GWは生殖腺重量 (g)} との関係から推定した。三浦半島周辺海域産の1982年4月~6月および1984年5月, 6月の標本のBFを $BFR = BF/BL^3 \times 10^3$ によりBFRに換算した。BFRとGIの間に正比例の関係 $BFR = a \times GI$ を仮定し, 月別の $a$ と相模灘の $T$ との直線関係を最小自乗法により求め, その標準誤差はSNEDECOR and COCHRAN (1978)の方法により計算した。BFRの標準誤差SE (BFR) はデルタ法により次式から計算した。

$$SE(BFR) = BFR \{ CV(a)^2 + CV(GI)^2 - 2 \frac{COV(a|GI)}{a \cdot GI} \}^{1/2} \quad (3)$$

海域別月別の平均表面水温 $T$ として, 熊野灘では三

重島の20定点, 遠州・駿河灘では愛知県, 静岡県 of 38 定点, 相模灘では神奈川県 of 27 定点および房総海域では千葉県 of 26 定点における表面水温観測結果の平均値を用いた (Fig. 1)。ただし, 1990年以降の2月~4月には卵の分布域が本州南方の沖合域へ大きく拡大していた (銭谷・木村, 1997)。したがって, この期間については沿岸定線調査の平均表面水温では不十分と考え, 漁業情報サービスセンター発行の漁海況速報の表面水温等温線図から緯度・経度30分升目毎の水温を読みとった値を使用した。

産卵雌魚のGI資料は各県の水産試験機関による我が国200海里水域内漁業資源調査の魚体測定結果 (以後は200海里魚体測定と略称) から得た。GI  $\geq 2$  の個体を産卵雌魚として (鶴田, 1992, IMAI and TANAKA, 1994, 1997), 海域別月別に産卵雌魚のGIを平均した。熊野灘については三重県, 遠州・駿河灘海域では愛知, 静岡両県の測定結果を使用すべきであるが, 十分な量の測定が行われていない期間もあったため, 三重県, 愛知県の測定値をプールして両海域の値とした。相模灘および房総海域ではそれぞれ神奈川県と千葉県の測定結果を使用した。

産卵間隔 $I$  (日) は鶴田 (1992) が1984年~1986年4月~10月に三浦半島産の標本について排卵痕の出現

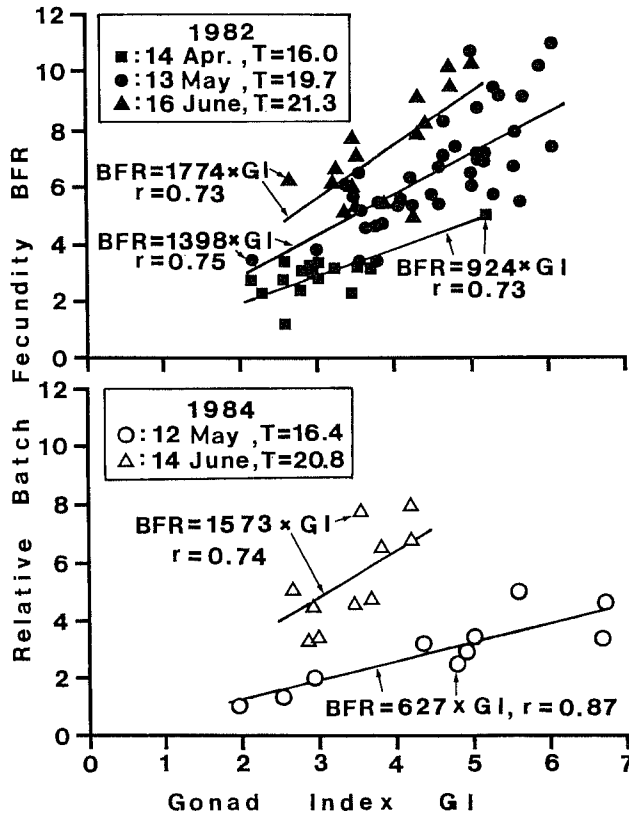


Fig. 2. Relationships between the relative batch fecundity  $BFR$  and the gonad index  $GI$  of samples from waters around Miura Peninsula in April, May, and June, 1982, and May and June 1984. The mean sea surface temperature  $T(^{\circ}C)$  data were taken from the routine observations at 27 stations in Sagami-Nada (Fig.1). All the coefficients of correlations  $r$  are significant ( $p < 0.01$ ).

頻度から求めた結果を用い、 $a$  を求めたのと同様に相模灘の  $T$  との回帰式とその標準誤差を求め、これに海域別月別の  $T$  を代入して推定した。

産卵雌魚に産卵休止中の雌成魚および雄成魚を加えた成魚資源量  $B_a$  (トン) は海域別月別の200海里魚体測定から成魚 ( $BL \geq 8$  cm) 総体重  $W_i$  (g) と産卵雌魚総体重  $W_{sf}$  (g) を求め、その比  $R_{sf} = W_{sf} / W_i$  により、

$$B_a = B_{sf} / R_{sf} \quad (4)$$

から計算した。また、 $i$  年の未成魚資源量  $B_r(i)$  は翌年の成魚資源量  $B_a(i+1)$  を用いて以下により計算した。

$$B_r(i) = B_a(i+1) \times R_{ar} \quad (5)$$

ここで、 $R_{ar}$  は未成魚 (0 歳) と成魚 (1 歳 ~ 3 歳) の資源重量の比で、和田ほか (1995) より、全減少係

数を  $Z=2.5$  として、 $R_{ar} = 167,793 / 101,125 \approx 1.66$  を採用した。

### 3. 結果

#### 3.1 1 回当たり産卵数の推定

三浦半島沿岸の定置網漁獲物から1982年4月~6月および1984年4月、5月に得た標本の  $BFR$  と  $GI$  の関係を Fig. 2 に示す。各月とも  $BFR$  は  $GI$  とおおよそ正比例の関係 ( $BFR = a \times GI$ ) にあり、相関係数は有意であった。相模灘の平均表面水温  $T$  に対する比例定数  $a$  の関係を Fig. 3 に示す。標本数が少ないものの、有意な正の相関 ( $r = 0.954$ ,  $0.01 < p < 0.05$ ,  $N = 5$ ) が認められた。したがって、

$$BFR = (-2176 + 182 \times T) \times GI \quad (T < 22) \quad (6)$$

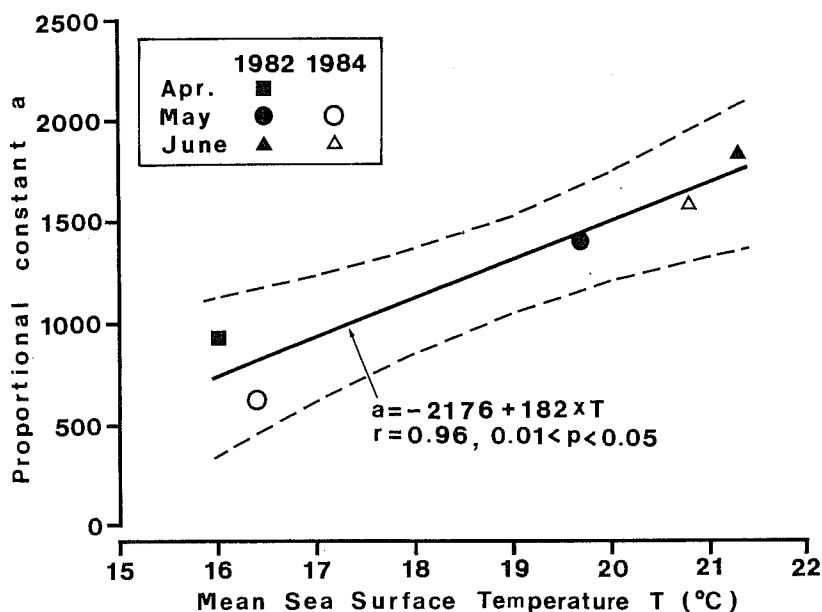


Fig. 3. Relationship between the proportional constant  $a$  and  $T$  ( $^{\circ}\text{C}$ ) for the same data as in Fig.2. Broken lines show the 95% confidence limit of the regression line.

$$BFR = 1828 \times GI \quad (T \geq 22)$$

により  $BFR$  を推定することができる。なお、水温  $22^{\circ}\text{C}$  以上で  $a$  を水温に関わらず一定としたのは、この水温帯では水温の卵サイズへの影響が小さいためである (IMAI and TANAKA, 1987)。

### 3.2 産卵間隔の推定

三浦半島の定置網における1984年～1986年4月～10月の漁獲物標本について  $I$  と  $T$  との関係を図.4 に示す。両者の間には有意な負の相関 ( $r = -0.630$ ,  $p < 0.01$ ,  $N = 21$ ) が認められ、産卵間隔の推定式

$$I = 7.85 - 0.243 \times T \quad (7)$$

が得られた。

### 3.3 産卵雌魚資源量の推定

産卵雌魚の  $GI$  の平均  $\pm$  標準誤差を  $GI = 4 \pm 1$ ,  $T$  を 15, 20,  $25^{\circ}\text{C}$  とした時の  $BFR$ ,  $I$  および月間 (30日) 総産卵数  $1000 \pm 238$  兆粒<sup>\*6</sup> に対する  $B_{sf}$  の推定値および標準誤差の計算例を Table 1 に示す。水温  $15^{\circ}\text{C}$  では

\*6 変動係数は PICQUELLE and HEWITT (1984) が northern anchovy について示した値を使用した

Table 1. Estimated values (standard errors) of the  $BFR$ ,  $I$ , and the biomass of spawning females  $B_{sf}$  for  $GI = 4(1)$ , and an egg production of 1000(238) trillion per a month under three temperature conditions

$t$ ( $^{\circ}\text{C}$ )	$BFR$	$I$ (Day)	$B_{sf}$ (1000t)
15	2216 (746) <sup>*1</sup>	4.21 (0.48)	632.5 (270.6) <sup>*2</sup>
20	5856 (1215) <sup>*1</sup>	2.99 (0.23)	170.2 (55.3) <sup>*2</sup>
25	7312 (1548) <sup>*1</sup>	1.78 (0.32)	80.9 (29.6) <sup>*2</sup>

\*1 : calculated by equation (3) in the text

\*2 : calculated by equation (2) in the text with an assumption of covariances equal to zero

$BFR$  は約  $2200 \pm 700$  粒であるが、水温  $25^{\circ}\text{C}$  では  $7300 \pm 1500$  粒で、約 3.3 倍になる。 $I$  は水温  $15^{\circ}\text{C}$  と  $25^{\circ}\text{C}$  でそれぞれ  $4.2 \pm 0.5$  日と  $1.8 \pm 0.3$  日と推定され、両者には約 2.3 倍の違いがある。したがって、産卵雌魚資源量の推定値は  $15^{\circ}\text{C}$  では  $63.3 \pm 27.1$  万トン、 $25^{\circ}\text{C}$  では  $8.1 \pm 3.0$  万トンで、低水温の場合に高い産卵雌魚量が推定される。なお、 $B_{sf}$  の標準誤差の計算では共分散項に関する情報が得られなかったため、これを無視した。

海域別、月別の産卵雌魚資源量の推定結果を Table

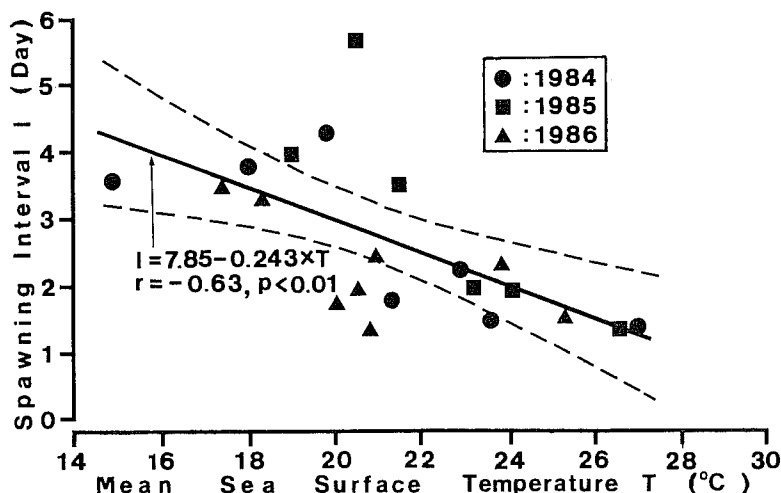


Fig. 4. Relationship between the spawning interval  $I$  (Day) of samples from waters around Miura Peninsula and  $T$  ( $^{\circ}\text{C}$ ) in 1984, 1985, and 1986. The  $I$  data were taken from Tsuruta (1992). The  $T$  data were taken from the routine observations at 27 stations in Sagami-Nada (Fig.1). Broken lines show the 95% confidence limit of the regression line.

2に示す。なお、1990年～1993年の2月～4月には卵の分布域が広く、海域により水温が大きく異なっていたので、緯度経度30分目毎の平均表面水温を用いて、その産卵雌魚資源量を推定し、これを海域毎に合計した。年間の産卵雌魚資源量の指標として、産卵盛期である3月から9月の産卵雌魚資源量推定値の平均値(平均産卵雌魚資源量  $\bar{B}_{sf}$ )を使用する。平均産卵雌魚資源量は熊野灘で0.9千トン～1.84万トン、遠州・駿河灘、0.7千トン～3.12万トン、相模灘1.9千トン～2.82万トンおよび房総海域で1.2千トン～2.39万トンと推定され、太平洋中区全体では6.2千トン～10.11万トンであった。いずれの海域とも1989年または1990年から急速に産卵雌魚資源量が増大した。したがって、1978年から1989年までを資源低水準期、1990年以後を資源高水準期と呼ぶことにする。

熊野灘海域の  $\bar{B}_{sf}$  は資源低水準期には0.9千トンから3.9千トンまで約4.3倍の変動を示し、遠州・駿河灘0.65千トン～6.85千トンで約10.5倍、相模灘では1.9千トン～1.2万トンで6.2倍、そして房総では1.2千トン～1.5万トンで約12倍の変動であった。資源高水準期には  $\bar{B}_{sf}$  は熊野灘から房総の各海域でそれぞれ2.3千トン～1.8万トン、1.3万トン～3.1万トン、7.2千トン～2.8万トン、1.5万トン～2.4万トンであった。

Table 2には月数を産卵雌魚資源量で重み付けした平均値である産卵雌魚出現重心月 ( $MM$ ) も示してあ

る。産卵雌魚出現重心月は資源低水準期には6月以降である場合が多かったが、資源高水準期には初春の産卵雌魚が増大し、 $MM$  の値は5以下になった。

太平洋中区全体の  $\bar{B}_{sf}$  は資源低水準期には1978年の6.2千トンから1986年の2.62万トンまで約4.2倍の変動を示した。 $\bar{B}_{sf}$  の極大は1980年、1.9万トン、1983年、1.8万トン、1985～1987年1.9万トン～2.6万トンと1989年に2.0万トンで7回見られた。1980年の極大は相模灘に限定され、1983年は房総、1985年は太平洋中区全体で多く、1986年は相模灘および房総、1987年は房総で産卵雌魚資源量が多かった。1989年には遠州灘から房総海域の広い範囲で資源量が多かった。産卵雌魚資源量の極大を示す年は海域により異なり、主分布域は年により大きく変動した。

資源高水準期には1990年は遠州・駿河灘を主な分布域として  $\bar{B}_{sf}$  は4.1万トン、1991年、1992年には相模灘を最大として広く分布して10.1万トンと9.3万トンであった。1993年には6.6万トンと減少し、遠州・駿河灘、熊野灘に多く、分布域は前年よりも西偏していた。

### 3.4 成魚資源量と漁獲量の関係

Table 2の産卵雌魚資源量推定値および漁獲物標本の産卵雌魚重量比  $R_{sf}$  により式(4)から産卵休止中の雌成魚および雄成魚を加えた成魚資源量  $B_a$  (トン) を計算した。太平洋中区を合計した月別の  $B_a$  の計算

**Table 2.** Estimated monthly biomass of spawning females  $B_{sf}$  (1000t), mean of the  $B_{sf}$  from March to September  $\bar{B}_{sf}$  (1000t), and the mean distribution month  $MM$  of the Japanese anchovy stock of central Honshu-Pacific waters from January 1978 to December 1993

**Table 2 (1)** Kumano-Nada

Year	$B_{sf}$												$\bar{B}_{sf}$	$MM^*$
	Jan.	Feb.	Mar.	Apr.	May	June	July	Aug.	Sep.	Oct.	Nov.	Dec.		
1978	0.01	0.23	0	0.43	0.88	3.42	5.73	0.84	0.07	0.01	0.01	0.03	1.63	6.16
1978	0.01	0.46	0.24	0.39	0.39	2.86	5.16	0.28	0.43	3.52	0.13	0.02	1.39	6.95
1980	0	0.29	0.24	0.17	0.48	1.63	9.16	1.21	0.55	0.09	0.06	0.00	1.92	6.46
1981	0	0.06	0.04	1.46	1.60	1.31	3.75	1.45	3.78	0.40	0.10	0.10	1.91	6.80
1982	0.19	0.09	0.86	7.16	1.61	1.35	0.53	0.16	0.07	0.35	0.21	0.81	1.68	4.73
1983	0	0.30	10.09	3.08	0.81	1.26	0.07	4.11	1.66	0.05	0.16	0.13	3.01	3.84
1984	0	0	0	3.35	2.12	0.99	2.23	0.94	2.21	0.02	0.37	0.40	1.69	6.19
1985	0.17	0	0	10.17	1.17	1.36	12.83	1.27	0.68	0.12	0.15	1.13	3.93	5.69
1986	0	0	0.13	1.26	0.56	3.45	2.55	1.08	0.14	0.40	0.49	0.10	1.31	6.35
1987	0.07	0	0.10	0.66	0.58	2.18	1.32	1.44	0.07	0.40	0	0	0.91	6.35
1988	0.02	0	2.99	0.29	0.63	0.41	1.33	1.12	0.04	0.02	0	0	0.97	4.27
1989	0	0	0	6.06	1.45	3.30	1.76	2.07	0.43	0.20	0.01	0.02	2.15	5.31
1990	0.11	4.27	0.14	4.18	1.90	3.67	3.34	1.72	0.96	0.68	0.05	0.02	2.27	4.87
1991	0	1.78	36.83	10.01	19.33	22.17	22.77	15.34	2.62	0.28	0	0	18.44	4.38
1992	0	7.01	14.41	27.47	13.04	12.24	13.01	5.69	3.32	0.59	0	0.05	12.74	4.25
1993	0	0.75	23.44	23.00	22.27	21.38	22.78	2.75	0.55	0.18	0	0	16.60	4.27

$$* : MM = \frac{\sum_{i=1}^{12} \{(i - 0.5) \cdot B_{sf}(i)\}}{\sum_{i=1}^{12} B_{sf}(i)}$$

$i$  : code of month from 1 for January to 12 for December

**Table 2 (2)** Enshu, Suruga-Nada

Year	$B_{sf}$												$\bar{B}_{sf}$	$MM^*$
	Jan.	Feb.	Mar.	Apr.	May	June	July	Aug.	Sep.	Oct.	Nov.	Dec.		
1978	0.04	0.02	2.12	2.71	0.44	1.43	3.18	0.12	0	0	0	0.22	1.43	4.68
1978	0	0.05	0.55	1.18	0.50	0.55	1.23	0.25	0.33	0.05	0	0	0.65	5.47
1980	0	0.12	0.03	4.34	2.65	6.34	1.74	1.19	4.31	0.06	0.20	0	2.94	5.92
1981	0	0	0	9.27	6.94	2.05	1.28	3.05	0.11	0.07	0.07	0	3.24	4.86
1982	0	0.44	0.01	1.38	1.01	28.23	12.46	4.85	0.03	0.15	0.02	0	6.85	5.91
1983	0	0.44	2.00	1.26	0.84	1.75	1.15	3.08	0.16	0	0	0	1.46	5.14
1984	0	0	0.21	4.07	3.20	0.76	2.31	0.03	0.97	0.07	0	0.11	1.65	5.20
1985	0	0	0.01	0.50	2.85	3.90	7.92	4.35	0.20	3.45	0.09	0.02	2.82	6.80
1986	0	0	0.00	1.33	1.16	2.74	1.64	4.76	1.27	0	0	0.01	1.84	6.56
1987	0	0	0.03	0.04	0.20	2.47	0.61	0.63	0.66	0.01	0	0	0.66	6.79
1988	0	0.02	3.22	0.33	0.38	2.77	1.75	0.22	0.33	0.09	0	0	1.29	4.45
1989	0.09	0.53	0.04	0.46	9.97	21.04	2.60	5.06	1.25	0.09	0	0	5.77	5.64
1990	0	13.73	0.40	32.56	36.58	5.43	17.02	1.43	0.18	0	0	0	13.37	4.24
1991	0	24.99	23.49	34.68	54.95	24.95	31.23	41.56	2.73	0.14	0	0	30.51	4.64
1992	0	24.04	31.65	68.03	42.06	26.61	32.17	11.75	5.78	0.70	0	0	31.15	4.11
1993	0	0.57	6.82	47.29	56.68	39.92	21.19	7.37	0.78	1.10	0	0	25.72	4.73

結果を Table 3 に示す。なお、11月～1月は産卵雌魚重量比の資料が少なく、また産卵雌魚資源量推定値も小さかったので計算から除外した。産卵雌魚重量比は1月から4月にかけて増大し、4～8月には0.5に近

く、9月以降はふたたび減少した。したがって、計算された成魚資源量の季節変化傾向は基本的に産卵雌魚資源量の季節変化と類似し、変動幅が小さくなっていった。産卵雌魚資源量と同様に3月から9月の平均成魚

水温情報卵数法によるカタクチイワシの資源量推定

Table 2 (3) Sagami-Nada

Year	$B_{sf}$												$\bar{B}_{sf}$	$MM^*$
	Jan.	Feb.	Mar.	Apr.	May	June	July	Aug.	Sep.	Oct.	Nov.	Dec.		
1978	0	0	0.90	1.52	2.78	3.72	2.82	1.49	0.06	0.01	0.07	0	1.90	5.43
1979	0	0	0.05	0.58	2.96	13.49	5.26	1.09	0.21	0.05	0.03	0	3.38	5.78
1980	0	0	0.09	4.27	32.17	16.76	12.16	11.45	2.24	0.53	0.94	0	11.31	5.62
1981	0	1.61	4.56	0.54	3.69	6.85	1.89	2.74	0.53	0.23	0.03	0	2.97	4.65
1982	0	0	0	0.50	1.71	2.00	4.46	4.02	2.95	0.23	0.01	0	2.23	6.89
1983	0	0.37	0.23	9.13	13.00	7.85	4.78	2.40	0.07	0.13	0.16	0	5.35	4.97
1984	0	0	0.26	1.20	1.13	17.27	5.98	2.30	2.33	0.70	0.36	0.42	4.35	6.20
1985	0	0	2.74	1.41	9.31	5.73	16.18	5.78	9.67	0.36	0.24	0.15	7.26	6.24
1986	0	0.08	1.08	12.03	8.49	8.24	31.75	16.36	4.80	2.53	0.07	0	11.82	6.13
1987	0	0.00	6.50	0.23	3.49	16.14	3.99	8.30	1.62	0.46	0	0	5.75	5.42
1988	0	0.38	1.56	0.41	4.58	1.33	14.66	2.80	2.93	0.05	0.08	3.08	4.04	6.65
1989	0	5.85	1.13	5.15	11.79	17.05	5.02	2.89	0.98	0.65	0.12	0.01	6.29	4.89
1990	0	2.11	7.60	2.67	13.86	11.01	7.78	6.83	0.49	0.04	0.01	0.04	7.17	4.81
1991	0	20.25	28.4	61.77	22.69	23.96	32.46	25.26	3.07	0.00	0	0	28.23	4.30
1992	0.17	34.77	16.70	65.38	30.96	46.43	21.72	8.48	2.81	0.47	0	0	27.50	4.07
1993	0	0.38	6.51	0	17.51	13.69	17.54	3.53	0.06	0.00	0	0	8.41	5.14

Table 2 (4) Boso

Year	$B_{sf}$												$\bar{B}_{sf}$	$MM^*$
	Jan.	Feb.	Mar.	Apr.	May	June	July	Aug.	Sep.	Oct.	Nov.	Dec.		
1978	0	0	0.08	0.64	2.80	2.06	1.10	1.99	0.00	0.00	0.00	0	1.24	5.86
1979	0	0	1.63	11.08	3.39	7.16	4.73	5.56	0.04	0.18	0.13	0.03	4.80	5.12
1980	0	0	2.67	5.37	1.64	3.78	3.46	2.94	0.01	0.06	0.00	0	2.84	4.89
1981	0	0	0.17	0.32	6.20	0.38	5.92	0.20	0.00	0.00	0.00	0	1.89	5.59
1982	0	0	0.06	1.32	5.73	3.23	1.23	0.42	0.02	0.00	0.00	0	1.71	5.16
1983	0	0	0.00	5.66	23.08	16.58	12.36	0.33	0.87	0.00	0.00	0	8.41	5.22
1984	0	0	0.14	0.90	0.18	2.93	32.16	4.21	0.25	0.04	0.00	0	5.82	6.51
1985	0	0	0.22	0.69	9.23	10.93	7.58	6.25	0.00	4.34	0.11	0	4.99	6.23
1986	0	0	0.00	5.29	5.33	24.68	19.47	20.73	2.79	0.00	0.00	0	11.18	6.21
1987	0	0	0.00	6.12	4.84	4.12	14.33	73.08	1.63	0.34	0.00	0	14.87	6.96
1988	0	0	0.55	1.37	11.33	1.20	9.29	1.63	0.28	0.00	0.00	0	3.66	5.47
1989	0	0.19	0.03	0.45	9.15	22.47	6.16	1.38	0.48	0.04	0.00	0	5.73	5.55
1990	0	0	2.05	0.82	15.39	35.93	69.04	0.87	0.13	1.09	0.03	0.03	17.75	5.92
1991	0	0.808	47.48	44.22	29.58	7.81	22.28	11.99	3.74	0.19	0.00	0	23.87	3.87
1992	0	17.2	35.61	52.50	20.49	5.74	32.20	3.93	0.00	1.80	0.00	0	21.50	3.70
1993	0	0.23	12.87	55.12	24.23	6.63	7.22	0.43	0.14	0.51	0.00	0	15.23	3.82

資源量 $\bar{B}_a$ を年間の資源量の指標とすると、年計漁獲量を12ヶ月で除して求めた月平均漁獲量 $\bar{C}$ との間には有意な相関 ( $r=0.791, p<0.01, N=16$ ) が認められた。

各海域における年別の $\bar{B}_a$ 、 $\bar{C}$ および漁獲率 $R_{cb} = \bar{C}/\bar{B}_a \times 100$  (%) を Table 4 に示した。 $\bar{C}$ として熊野灘では熊野灘の主要3港におけるまき網の水揚げ統計を使用し、遠州・駿河灘では静岡県漁獲統計、相模灘は神奈川県、房総では千葉県統計を用いた。

熊野灘の $R_{cb}$ は0.02%~0.44%で最も低く、遠州・駿河灘では $R_{cb}=0.30\% \sim 7.01\%$ 、相模灘では $R_{cb}=0.16\% \sim 6.57\%$ 、房総では最も高く、 $R_{cb}=6.4\% \sim 50.9\%$ であった。 $\bar{B}_a - \bar{C}$ 間の相関係数は遠州・駿河灘 ( $r=0.748, p<0.01, N=16$ ) と房総 ( $r=0.725, p<0.01, N=16$ ) で有意、熊野灘 ( $r=0.515, p>0.05, N=12$ ) と相模灘 ( $r=-0.15, p>0.05, N=16$ ) では有意ではなかった。



Table 2 (5) Central Honshu-Pacific

Year	$B_{sf}$												$\bar{B}_a$	$MM^*$
	Jan.	Feb.	Mar.	Apr.	May	June	July	Aug.	Sep.	Oct.	Nov.	Dec.		
1978	0.05	0.25	3.10	5.29	6.90	10.63	12.83	4.45	0.13	0.02	0.09	0.25	6.19	5.36
1979	0.01	0.52	2.48	13.22	7.24	24.05	16.38	7.18	1.02	3.78	0.30	0.04	10.22	5.58
1980	0.00	0.41	3.03	14.15	36.94	28.52	26.52	16.80	7.12	0.73	1.21	0.00	19.01	5.59
1981	0.00	1.67	4.77	11.60	18.42	10.59	12.84	7.44	4.42	0.70	0.20	0.10	10.01	5.20
1982	0.19	0.53	0.93	10.37	10.05	34.81	18.68	9.44	3.07	0.73	0.24	0.81	12.48	5.72
1983	0.00	1.10	12.32	19.12	37.73	27.44	18.37	9.92	2.77	0.19	0.32	0.13	18.24	4.85
1984	0.00	0.00	0.60	9.52	6.63	21.95	42.67	7.48	5.77	0.84	0.74	0.92	13.52	6.13
1985	0.17	0.00	2.98	12.76	22.57	21.91	44.51	17.66	10.54	8.28	0.58	1.30	18.99	6.17
1986	0.00	0.08	1.20	19.92	15.54	39.11	55.42	42.93	9.00	2.93	0.55	0.12	26.16	6.17
1987	0.07	0.00	6.63	7.04	9.11	24.91	20.25	83.44	3.98	1.21	0.00	0.00	22.19	6.48
1988	0.02	0.40	8.34	2.41	16.92	5.72	27.02	5.77	3.58	0.17	0.08	3.08	9.96	5.64
1989	0.09	6.57	1.20	12.11	32.36	63.86	15.55	11.39	3.13	0.98	0.13	0.03	19.94	5.27
1990	0.12	20.11	10.19	40.22	67.73	56.05	97.17	10.84	1.75	1.81	0.09	0.09	40.57	5.04
1991	0.00	47.82	136.2	150.7	126.5	78.89	108.7	94.14	12.15	0.60	0.00	0.00	101.05	4.32
1992	0.17	83.0	98.4	213.4	106.6	91.02	99.11	29.86	11.91	3.55	0.00	0.05	92.89	4.01
1993	0.00	1.93	49.63	125.4	120.7	81.62	68.73	14.09	1.53	1.78	0.00	0.00	65.96	4.44

Table 3. Estimated monthly adult biomass  $B_a$ (1000t), the mean of  $B_a$  from March to September  $\bar{B}_a$  (1000t), monthly mean of the catch statistics  $\bar{C}$  (1000t), and the catch rate  $R_{cb} = \bar{C} / \bar{B}_a \times 100(\%)$  of the Japanese anchovy stock of central Honshu-Pacific waters from February 1978 to November 1993

Year	$B_a$									$\bar{B}_a$	$\bar{C}$	$R_{cb}$
	Feb.	Mar.	Apr.	May	June	July	Aug.	Sep.	Oct.			
1978	0.85	6.91	9.34	11.89	25.20	25.66	9.60	0.50	0.07	12.73	1.80	14.1
1979	1.33	6.34	27.15	13.72	39.96	32.52	11.70	2.11	11.37	19.07	2.72	14.2
1980	1.05	21.79	28.83	84.11	50.69	46.31	29.14	17.80	2.80	39.81	3.23	8.1
1981	10.24	22.49	24.20	30.36	18.98	38.24	14.35	9.76	5.21	22.63	2.27	10.0
1982	1.36	4.31	18.56	14.03	65.78	47.62	18.21	8.51	4.35	25.29	2.04	8.1
1983	4.18	54.19	46.95	62.99	49.91	38.77	16.49	7.32	0.57	39.52	2.17	5.5
1984	0.00	6.07	26.08	13.28	51.73	85.91	14.65	14.45	3.66	30.31	3.57	11.8
1985	0.00	46.46	37.50	73.67	58.37	109.9	39.32	23.14	24.97	55.48	3.38	6.1
1986	0.50	18.39	61.60	31.90	77.28	112.5	80.65	22.32	16.04	57.81	4.16	7.2
1987	0.00	31.55	16.09	19.25	109.8	43.57	225.8	11.70	3.92	65.39	4.28	6.6
1988	2.40	29.51	5.34	30.26	11.45	70.29	11.71	9.63	0.51	24.03	4.34	18.1
1989	38.51	3.02	38.49	57.56	148.7	27.67	31.44	7.69	3.11	44.93	5.29	11.8
1990	53.18	34.20	83.01	128.30	92.76	193.44	21.57	4.78	5.00	79.72	6.05	7.6
1991	139.98	431.61	304.16	284.48	175.67	186.74	237.66	32.20	1.73	236.08	6.84	2.9
1992	277.41	256.13	463.17	191.82	150.05	222.80	93.99	77.20	17.28	207.88	6.15	3.0
1993	5.53	132.27	258.03	187.08	143.20	141.62	29.67	4.26	5.23	128.02	4.76	3.7
											$r=0.791^*$	

\*: correlation coefficient between  $\bar{B}_a$  and  $\bar{C}$  ( $p < 0.01, N = 16$ )

相模灘では  $R_{cb}$  が熊野灘のように低くはないにもかかわらず相関係数が有意ではなかった。そこで主漁場となっている三浦半島周辺の緯度経度30分の海域 (39.0° ~ 39.5° N, 139.5° ~ 140.0° E) の  $\bar{B}_a$  を計算した

(Table 4). 三浦半島周辺の成魚資源量は相模灘全体に対し、資源低水準期には17~73%を占めていて、相模灘のカタクチイワシは三浦半島周辺を主分布域としていた。しかし、1990年以降の資源高水準期において

**Table 4.** Estimated  $\bar{B}_a$ ,  $\bar{C}$ ,  $R_{cb}$ , and  $CPUE$  of the Japanese anchovy stock of central Honshu-Pacific waters from 1978 to 1993

Year	Kumano-Nada			Enshu,Suruga-Nada			Sagami-Nada			Miura-Pen.			Boso		
	$\bar{B}_a$ (1000t)	$\bar{C}^{*1}$ (t)	$R_{cb}$ (%)	$\bar{B}_a$ (1000t)	$\bar{C}^{*2}$ (t)	$R_{cb}$ (%)	$\bar{B}_a(a)$ (1000t)	$\bar{C}^{*3}$ (t)	$R_{cb}$ (%)	$\bar{B}_a(b)$ (1000t)	$CPUE^{*4}$ (t)	b/a (%)	$\bar{B}_a$ (1000t)	$\bar{C}^{*5}$ (1000t)	$R_{cb}$ (%)
1978	3.39			2.83	12.8	0.45	3.20	210.3	6.57	2.34	3.9	73.0	3.04	1.44	47.3
1979	2.84			1.42	99.8	7.01	5.31	196.8	3.70	3.75	3.4	70.6	9.49	1.40	14.8
1980	4.23			6.90	45.3	0.66	21.58	356.8	1.65	10.81	6.6	50.1	7.38	2.04	27.6
1981	3.78			6.12	39.7	0.65	4.10	177.6	4.33	2.95	4.5	72.0	5.71	1.08	19.0
1982	3.29	9.0	0.27	14.75	7.9	0.05	4.79	133.4	2.79	2.21	3.4	46.2	2.82	0.73	26.0
1983	8.51	6.4	0.08	3.20	19.9	0.62	10.78	151.5	1.41	3.70	3.7	34.4	15.99	1.16	7.3
1984	3.57	5.9	0.17	3.42	10.3	0.30	10.86	234.1	2.16	1.87	3.8	17.2	12.20	2.07	17.0
1985	11.64	9.3	0.08	8.09	154.9	1.91	14.77	192.2	1.30	6.16	4.4	41.7	14.62	1.49	10.2
1986	2.56	4.5	0.18	3.80	96.3	2.53	24.44	268.7	1.10	7.99	3.9	32.7	26.57	1.70	6.4
1987	2.39	0.8	0.03	1.85	24.8	1.35	18.42	87.0	0.47	9.25	3.6	50.2	38.57	3.18	8.3
1988	2.41	1.9	0.08	3.21	80.6	2.51	10.09	120.2	1.19	2.64	3.0	26.1	7.27	3.70	50.9
1989	4.35	9.3	0.21	11.41	280.7	2.46	17.12	164.9	0.96	4.55	3.0	26.6	12.00	2.97	24.7
1990	4.70	16.0	0.34	27.68	666.6	2.41	10.21	92.3	0.90	3.20	2.6	31.3	33.53	3.62	10.8
1991	44.45	8.2	0.02	68.20	526.7	0.77	50.62	81.2	0.16	5.72	3.6	11.3	59.28	4.77	8.0
1992	34.31	152.0	0.44	80.65	447.8	0.56	47.26	149.3	0.32	8.20	4.8	17.3	37.84	2.60	6.9
1993	30.68	25.2	0.08	43.06	230.9	0.54	13.27	241.5	1.82				37.90	3.17	8.4
$r^{*6}$	0.515 <sup>-</sup>			0.748 <sup>**</sup>			-0.15 <sup>-</sup>			0.628 <sup>*</sup>			0.725 <sup>**</sup>		

\*<sup>1</sup>: monthly mean of the catch statistic of purse seiners at three major ports in Kumano-Nada

\*<sup>2</sup>: monthly mean of the catch statistics in Shizuoka Prefecture

\*<sup>3</sup>: monthly mean of the catch statistics in Kanagawa Prefecture

\*<sup>4</sup>: catch per operation day of three purse seiners at Sajima port (western coast of Miura Peninsula) from March to September

\*<sup>5</sup>: monthly mean of the catch statistics in Chiba Prefecture

\*<sup>6</sup>: correlation coefficients between  $\bar{B}_a$  and  $\bar{C}$  or  $CPUE$ . :  $p > 0.05$ , \*:  $0.01 < p < 0.05$ , \*\*:  $p < 0.01$

も三浦半島周辺域の成魚資源量は顕著な増大を示さず、1991年、1992年の相模灘全体に占める割合は11.3%、17.3%で1989年以前よりも低くなった。三浦半島周辺の $\bar{B}_a$ と佐島漁港のまき網3ヶ統の3~9月の $CPUE$ (出漁日数当たり漁獲量)の間には有意な相関( $r = 0.585$ ,  $0.05 < p < 0.01$ ,  $N = 15$ )が認められた。

### 3.5 漁獲可能資源量の推定

Table 4の平均成魚資源量は未成魚の資源量を含まないため、未成魚も含まれている漁獲量との対比を行うには十分ではない。式(5)により翌年の成魚資源量から未成魚資源量 $B$ を計算し、成魚資源量と合計して漁獲可能資源量 $B$ を計算した。計算の基礎となる成魚資源量は一般的な資源量推定における初期資源量に対応するものとして、Table 3に示した太平洋中区全体の月別成魚資源量推定値のうち年間の最大の値とした。これは卵がパッチ状に分布すること、および調査海域が産卵場を十分に網羅しているとは限らないこと

から、総産卵数は往々にして過小推定されるため、成魚資源量推定値の年間最大値が初期資源量に最も近い値であると判断したためである。

計算結果をTable 5に示す。1978年から1992年の未成魚資源量は6.4万トン~76.9万トンと計算され、成魚資源量の52%~370%で、再生産率は約7.1倍変動した。総漁獲可能資源量は9.4万トン~121.9万トンと計算された。太平洋中区における年間総漁獲量と成魚資源量( $r = 0.845$ )、未成魚資源量( $r = 0.874$ )および総漁獲可能資源量( $r = 0.927$ )の間にはいずれも高い正の相関( $p < 0.01$ ,  $N = 15$ )が認められ、総漁獲可能資源量を計算することにより漁獲量との対応が改善された。

## 4. 考察

### 4.1 水温情報による卵数法

1回当たり産卵数は卵数法による資源量推定における最も重要なパラメーターの一つである。カタクチイワシの卵サイズの水温に反応した変化は海域でのネッ

**Table 5.** Estimated adult  $B_a$ , recruit  $B_r$ , and total  $B_t$  biomass (1000t) of the Japanese anchovy stock of central Honshu-Pacific with catch statistics (1000t) from Mie prefecture to Chiba prefecture from 1978 to 1993

Year	$B_a$	$B_r^{*1}$	$B_r/B_a$	$B_t$	Catch
1978	25.7	66.3	2.59	93.6	21.6
1979	40.0	139.6	3.49	182.9	32.6
1980	84.1	63.5	0.75	149.1	38.8
1981	38.2	109.2	2.86	150.1	27.2
1982	65.8	104.6	1.59	172.9	24.6
1983	63.0	142.6	2.26	209.0	26.0
1984	85.9	182.4	2.12	272.7	42.8
1985	109.9	186.8	1.70	301.2	40.5
1986	112.5	374.8	3.33	496.4	49.9
1987	225.8	116.7	0.52	345.3	51.4
1988	70.3	246.8	3.51	323.1	52.1
1989	148.7	321.0	2.16	477.5	63.0
1990	193.4	716.5	3.70	927.1	72.6
1991	431.6	768.9	1.78	1219.0	82.1
1992	463.2	428.3	0.92	901.8	73.8
1993	258.0				57.1
$r^{*2}$	0.845	0.874		0.927	

\*<sup>1</sup>: calculated by equation (4) in text the from  $B_a$  of the next year

\*<sup>2</sup>: correlation coefficients with catch statistics ( $p < 0.01, N = 15$ )

ト調査 (浅見, 1953, IMAI and TANAKA, 1987) および親魚の飼育実験 (IMAI and TANAKA, 1987, KAWAGUCHI *et al.*, 1990, 靄田, 1992) から普遍的な現象であると考えられる。卵サイズとトレードオフの関係で変化する1回当たり産卵数も水温変化に反応して変化的なことが明らかで (IMAI and TANAKA, 1997), 水温情報に基づく推定は合理的であると考えられる。

カタクチイワシの1回当たり産卵数は親魚の栄養状態や密度など水温以外の要因によっても変化する (靄田, 1992)。靄田・高橋 (1997) は1991年5, 6月に東北沖合海域で採集した大型魚の1回当たり産卵数が同一水温帯における沿岸域のものよりも多いことを報告している。しかし, 卵のサイズと比重が変化しなければ, 1回当たり産卵数が変化すると生殖腺重量指数が変化する。式 (6) は生殖腺重量指数を変数に含み, 栄養状態など水温以外の要因の1回当たり産卵数への影響にも対応している。

産卵間隔も卵数法による資源量推定に重要な影響を与えるパラメーターである。飼育実験では産卵間隔が産卵親魚の飼育密度や給餌量と関連して変化的なことが報告されている (靄田, 1992)。Fig. 4 の産卵間隔と200海里魚体測定 of 肥満度について, 近い採集日間

で比較を行ったが, 有意な相関係数は得られなかった ( $r = -0.136, p > 0.05, N = 21$ )。しかし, 1985年の19°C~22°Cの3点の産卵間隔は95%信頼限界を超えて大きく, 同時期の標本の肥満度は非常に低い水準であった。天然海域でも栄養状態が産卵間隔に影響する可能性は十分にある。今回は産卵間隔を推定した標本の肥満度資料が得られなかったため, 水温だけを変数とする線形回帰により産卵間隔の推定を行った。栄養状態などの要因を推定モデルに加えれば, 推定精度を向上させることが可能であろう。

Table 1 の  $B_r$  の標準誤差の計算では各変数の共分散を無視した。この点で本論文の標準誤差は暫定的な値とみなすべきである。今後, これらの共分散を見積もる調査・実験を実施する必要がある。

#### 4.2 産卵雌魚資源量の動向

太平洋中区における産卵雌魚資源量は1988年以降急速に増大したが, これにともない出現重心月 (MM) が早くなる傾向が顕著に認められた (Table 2)。分布域の沖合への拡大傾向も顕著であり, 1991年2月には北緯30.5度付近で卵が採集された (銭谷ほか, 1995)。2月, 3月の産卵場が沖合域へ拡大したことは銭谷・木村 (1997) も報告している。

カタクチイワシは資源が多い年代には沖合回遊性で春季に産卵する個体群が卓越するとされる(平本, 1968, 中原・小川, 1979, 小川, 1982, 船越, 1988). 産卵雌魚資源量を推定することで, 今回の資源高水準期にも同様の現象が起きていることが明瞭に確認された. なお, 沖合域の産卵調査はマイワシの産卵にあわせて実施されていて, 調査時期は2~4月に限定されている. 同様の調査が5月以降も継続されたとすれば, 資源量はさらに大きく推定された可能性が高い. 霞田・高橋(1997)は1991年5月, 6月に東北沖合海域で大型魚による産卵を確認している.

### 4.3 成魚資源量と漁獲量の動向

海域別の平均成魚資源量と漁獲量の相関は遠州・駿河灘と房総海域では1%水準で有意であったが, 熊野灘および相模灘では有意ではなかった. 熊野灘の平均成魚資源量は1991年に4.4万トンと推定され, 対象期間で最大であった. しかし, 熊野灘主要3港のまき網によるカタクチイワシの年計漁獲量は98トンと少なかった. 一方, 1992年の平均成魚資源量は3.4万トンで, やはり高い水準であった. 年計漁獲量は1824トンと過去の最大を記録し(Table 4), この約80%にあたる1520トンが2月に集中していた(山田, 1997). 熊野灘の1992年2月の成魚資源量は1.8万トンと推定され, 高水準ではあったが, 同年中でも4月の6.1万トンなどさらに多い月もあった.

熊野灘のまき網はマイワシ, サバ類, マアジなどを主な漁獲対象としているが, 1992年2月は3魚種ともに不漁であった(山田, 1997). 上記3魚種が不漁であったため, まき網の漁獲努力がカタクチイワシに集中したと考えられる. 熊野灘ではカタクチイワシは副次的な漁獲対象であり, 漁獲率が低いことが成魚資源量と漁獲量との相関係数が低いことの主要因であると思われる.

相模灘では熊野灘と異なり, カタクチイワシはカツオ1本釣り漁業の活餌として高値で取り引きされ, 主要漁獲対象種である(三谷, 1988). 三浦半島のカタクチイワシ漁業では漁獲物を活餌として蓄養するため, 遠距離の漁場は利用できず, 漁場は沿岸域に限定されている. 漁場である三浦半島周辺海域の成魚資源量とCPUEの間には有意な相関関係が認められた(Table 4). 相模灘全体の成魚資源量と漁獲量が対応していなかったのは1990年以降の顕著な資源量の増大にともない分布が沖合化し, 漁獲対象とならない資源が増えた

ためであると考えられる.

### 4.4 漁獲可能資源量の推定結果の比較

和田ほか(1995)は年間の産卵数を一定とした卵数法による産卵親魚資源量の計算結果に基づき潮岬以東の本州太平洋系群(常磐・東北部海域を含む)の漁獲可能資源量を18.9万トン~458.6万トンと推定した. また, 和田・岡田\*7はコホート解析により同系群の資源量推定を行い, 資源量を1978年~1987年の低水準期には10万トン~20万トン, 1990年に106万トンのピークとなり, 1991年以降は51万トン~86万トンであったとしている. Table 5の成魚資源量を卵数で比例配分して常磐・東海域を加えた漁獲可能資源量を求めると, 1978年~1987年は9.4万トン~52.1万トン, 1990年~1992年はそれぞれ143万トン, 152万トンおよび94万トンとなる.

和田ほか(1995)の結果は後2者と比べてはるかに大きく, 年間産卵数を過小に評価したための過大推定と考えられる. 和田・岡田と本研究の推定値は近いが, 本研究がやや大きかった. 和田・岡田が主に沿岸域に分布する漁獲対象資源を推定しているのに対し, 本研究は沖合に分布する潜在資源も包んでいることが両者の差の主な要因と考えられる. 和田・岡田では1990年に最大値の106万トンが計算されたが, 本研究では1991年に最大値152万トンが計算されている. 1991年以後は沖合域で早春に産卵する個体群が本格的に増大したため, その差が顕著になったものと考えられる.

国連海洋法条約は余剰資源を外国漁船へ割り当てることを規定しており(外務省, 1997), 資源量推定は系群全体について実施する必要がある. 今回の結果は系群全体の分布範囲を完全に網羅しているとはいえないが, 産卵量調査を増強すれば対応可能である. また, 本方法は継続して実施されている調査を有効に活用して簡便に資源量やその分布動向をリアルタイムに把握できる利点を持つ. TAC策定などにおいて有効な資源量推定方法であると考えられる.

## 5. 謝辞

本研究で使用した膨大なカタクチイワシの魚体測定資料は著者に名を連ねている各県の水産試験機関の現担当者のほかに, 過去の担当者の努力の結晶である.

\*7 和田時夫・岡田行親: カタクチイワシ本州太平洋系群の動態と管理. 1997年度水産海洋学会研究発表大会講演, 東京, 1997年9月

測定に携わった各位の努力にあらためて敬意を示す。西海区水産研究所の浅野謙治博士、静岡県水産試験場伊豆分場の高木康次氏および水産大学の深田耕一氏には魚体測定資料および水温資料の収集、整理にご協力をいただいた。千葉県水産試験場の平本紀久雄博士には有益なご助言をいただいた。著者一同は協力者の皆様に深い感謝の意を表す。

### 引用文献

- 浅見忠彦 (1953) カタクチイワシ *Engraulis japonicus* T. et S. の浮遊卵に関する研究. 南海区水研業績集, 1, 1-7.
- 船越茂雄 (1988) 日本産カタクチイワシの再生産機構. 21世紀の漁業と水産海洋研究. 水産海洋研究会, 東京, 98-117.
- 外務省 (1997) 国連海洋法条約: 英和対訳. 成山堂, 東京, 49-51.
- 平本紀久雄 (1968) 房総海域におけるカタクチイワシの漁業生物学的研究-I. 大型成魚の成熟, 集合および卵の分布について. 日水誌, 34, 36-43.
- 平本紀久雄 (1969) 房総海域におけるカタクチイワシの漁業生物学的研究-II. 卵巣卵について. 日水誌, 35, 517-523.
- 石田 実・菊地 弘 (編) (1992) 日本の太平洋沿岸 (常磐～薩南海域) におけるマイワシ, カタクチイワシ, サバ類の月別, 海域別産卵状況: 1989年1月～1990年12月. 水産庁 中央水産研究所, 南西海区水産研究所, 東京, pp.86.
- IMAI, C. and S. TANAKA (1987) Effect of sea water temperature on egg size of Japanese anchovy. *Nippon Suisan Gakkaishi*, 53, 2169-2178.
- IMAI, C. and S. TANAKA (1994) Analysis of ovarian egg size frequency distribution using computer graphics. *Fish. Sci.*, 60, 695-701.
- IMAI, C. and S. TANAKA (1997) Effect of sea water temperature on variability of batch fecundity in Japanese anchovy from coastal waters around Miura Peninsula, central Japan. *Fish. Sci.*, 63, 489-495.
- KAWAGUCHI, K., Y. YAMASHITA and A. HAYASHI (1990) Some aspects of spawning of the reared Japanese anchovy (*Engraulis japonicus* H.) in relation to photoperiod, water temperature and starvation. *Bull. Japan. Soc. Fish. Oceanogr.*, 54, 364-372.
- LASKER, R. (ed.) (1989) 総産卵量による浮魚類の資源量推定法-北米カタクチイワシへの適用-. 渡邊良朗・辻 祥子訳, 東北区水産研究所, 塩釜, pp. 190.
- 三谷 勇 (1988) イワシ類漁況予報の根拠と検証-III-冬季のカタクチイワシ未成魚の予測. *神水試研報*, 9, 27-34.
- 森 慶一郎・黒田一紀・小西芳信 (編) (1988) 日本の太平洋沿岸 (常磐～薩南海域) におけるマイワシ, カタクチイワシ, サバ類の月別, 海域別産卵状況: 1978年1月～1986年12月. 水産庁 東海区水産研究所, 東京, pp. 321.
- 中原民男・小川嘉彦 (1979) 浮魚類における卓越種の交代-I 資源の長期変動と分布域の変化. *水産海洋研究会報*, 34, 21-31.
- 小川信次 (1976) 五島灘・橋湾におけるカタクチイワシの来遊機構について. *西水研研報*, 48, 1-22.
- PICQUWELL, S. J. and R. P. HEWITT (1984) The 1983 spawning biomass of the northern anchovy. *CalCOFI Rep.*, 25, 16-27.
- SNEDECOR, G. W and W. G. COCHRAN (1978) 統計的方法. 畑村又好, 奥野忠一, 津村善郎訳, 岩波書店, 東京, pp. 131-165.
- TAKESHITA, K. and H. AIKAWA (1960) Biology of Japanese anchovy, *Engraulis japonica* (Houttuyn) in the Nankai region (II). *Rec. Oceanogr. Works Japan, Spec.*, 4, 159-164.
- 田中昌一 (1985) 水産資源学総論. 恒星社厚生閣, 東京, pp. 271-279.
- 鶴田義成 (1992) カタクチイワシの成熟・産卵と再生産力の調節に関する研究. *水工研研報*, 13, 129-168.
- 鶴田義成・高橋章策 (1997) 黒潮統流域および混合域におけるカタクチイワシ *Engraulis japonicus* H. の産卵生態. *北水研研報*, 61, 9-15.
- 宇佐美修造・杉山久治 (1962) カタクチイワシ *Engraulis japonica* (Houttuyn) の再生産力について-I 陸奥湾におけるカタクチイワシ卵巣卵の卵径組成からみた成熟と卵数. *東海水研研報*, 34, 19-35.
- 和田時夫・浅野謙治・岡田行親 (1995) カタクチイワシ漁獲量と資源量の短期予測法. *水産海洋研究*, 59, 384-388.
- 山田浩且 (1997) カタクチイワシ. 平成8年度漁況・海況予報事業結果報告書, 三重県水産技術センター, 志摩, p.11.
- 銭谷 弘・石田 実・小西芳信・後藤常夫・渡邊良朗・木村量 (編) (1995) 日本周辺海域におけるマイワシ, カタクチイワシ, サバ類, ウルメイワシ, およびマアジの卵仔魚とスルメイカ幼生の分布状態: 1991年1月～1993年12月. 水産庁 中央水産研究所, 東京, pp. 368.
- 銭谷 弘・木村 量 (1997) 太平洋岸域のカタクチイワシの資源回復に伴う2～3月の産卵量の増加. *日水誌*, 63, 665-671.