

# 本州四国連絡架橋漁業影響調査報告

第 67 号

平成8年3月



本州四国連絡架橋漁業影響調査委員会  
社団法人 日本水産資源保護協会

### 3) サワラの生物学的特性

#### 3.1 瀬戸内海東部域におけるサワラの成長および肥満度

香川県水産試験場 横川 浩治

##### 3.1.1 相対成長

###### 材料と方法

1987～1995年にわたる、本四漁業生物班の関係各府県によるサワラ生物測定データを基にサワラの相対成長について調べた。調べた項目は以下の①～⑩の関係であり、⑦尾叉長－体重関係については関係全府県のデータにより解析し、その他の項目については香川県と岡山県のデータによった。

解析方法は、最小二乗法により一次回帰、指数回帰、対数回帰、およびべき乗回帰の四つの回帰式を雌雄別に計算し、その中で最も相関係数の大きい回帰式を採用した。また、雌雄の回帰式について共分散分析（F検定）およびパラメーターのt検定を行ない、その統計的な差を調べた。パラメーターのt検定は、一次式の場合は $y = ax + b$ 、べき乗式の場合は $\ln y = a \ln x + b$ として雌雄のaとbの値を比較した。以下の結果では、このaを“傾き”、bを“y切片”と称する。検定の結果、有意差が認められた場合には数値の右肩にアスタリスクを付し、5%水準の場合には“\*”、1%水準の場合には“\*\*”、0.1%水準の場合には“\*\*\*”とした。

###### 結果と考察

###### ①全長－尾叉長関係

全長（TL）と尾叉長（FL）の関係は、雌雄ともにべき乗回帰により最も高い相関が得られ、回帰式は以下ようになった。

$$\text{雄} : FL = 0.728 TL^{1.033} \quad (r = 0.996, N = 620)$$

$$\text{雌} : FL = 0.742 TL^{1.030} \quad (r = 0.998, N = 903)$$

$$\text{雄+雌} : FL = 0.739 TL^{1.031} \quad (r = 0.998, N = 1523)$$

雌雄の回帰式のパラメーターを比較したところ、以下のような結果が得られた。

$$F = 2.097^{***} \quad \text{傾き} : t = 0.764 \quad y \text{切片} : t = 0.027$$

即ち、雌雄の回帰式のパラメーターには有意差はないが、回帰式の分散に高い水準で有意差が認められ、雌雄の回帰式は異質なものであると判断され

た。浜田・岩井(1967)は、播磨灘産サワラの全長と尾叉長の関係について調べ、これを一次回帰によって表わしている。今回得られたべき乗式の乗数は1にかなり近く、一次回帰による相関係数はべき乗式のものを下回るものの、その差は僅かである。しかし厳密な意味からは、べき乗式の方を採用すべきであろう。

なお、上記の逆の関係は以下の通りである。

$$\text{雄} : TL = 1.432 FL^{0.960} \quad (r = 0.996, N = 620)$$

$$\text{雌} : TL = 1.362 FL^{0.968} \quad (r = 0.998, N = 903)$$

$$\text{雄} + \text{雌} : TL = 1.382 FL^{0.965} \quad (r = 0.998, N = 1523)$$

### ②全長 - 標準体長関係

全長(TL)と標準体長(SL)の関係は、以下に示すように、雌の場合はべき乗回帰、雌および雌雄をいっしょにした場合は一次回帰により最も高い相関が得られた。

$$\text{雄} : SL = 0.887 TL - 20.532 \quad (r = 0.996, N = 592)$$

$$\text{雌} : SL = 0.660 TL^{1.040} \quad (r = 0.997, N = 872)$$

$$\text{雄} + \text{雌} : SL = 0.891 TL - 22.607 \quad (r = 0.996, N = 1464)$$

雌雄は異なる回帰式で表されたが、雄および雌雄をいっしょにした場合は一次回帰で表されたので、雌の場合も一次回帰式を求め、両者のパラメーターを比較したところ、以下のような結果が得られた。

$$F = 1.051 \quad \text{傾き} : t = 1.218 \quad y \text{ 切片} : t = 0.049$$

即ち、雌雄の回帰式の分散とパラメーターに有意差は認められず、雌雄の回帰式は統計的に同質なものであると判断された。

なお、上記の逆の関係は以下の通りである。

$$\text{雄} : TL = 1.117 SL + 27.998 \quad (r = 0.996, N = 592)$$

$$\text{雌} : TL = 1.546 SL^{0.956} \quad (r = 0.997, N = 872)$$

$$\text{雄} + \text{雌} : TL = 1.115 SL + 29.339 \quad (r = 0.997, N = 1464)$$

### ③尾叉長 - 標準体長関係

尾叉長(FL)と標準体長(SL)の関係は、雌雄ともにべき乗回帰により最も高い相関が得られ、回帰式は以下ようになった。

$$\text{雄} : SL = 0.977 FL^{0.995} \quad (r = 0.996, N = 592)$$

$$\text{雌} : SL = 0.895 FL^{1.009} \quad (r = 0.997, N = 872)$$

$$\text{雄} + \text{雌} : SL = 0.921 FL^{1.005} \quad (r = 0.997, N = 1464)$$

雌雄の回帰式のパラメーターを比較したところ、以下のような結果が得られた。

$$F = 1.169^* \quad \text{傾き: } t = 3.303^{***} \quad y \text{ 切片: } t = 0.124$$

即ち、雌雄の回帰式の分散と傾きに有意差が認められ、雌雄の回帰式は明らかに異質なものであると判断された。

なお、上記の逆の関係は以下の通りである。

$$\text{雄: } FL = 1.075 SL^{0.997} \quad (r = 0.996, N = 592)$$

$$\text{雌: } FL = 1.151 SL^{0.986} \quad (r = 0.997, N = 872)$$

$$\text{雄+雌: } FL = 1.126 SL^{0.990} \quad (r = 0.997, N = 1464)$$

#### ④尾叉長－前肛門長関係

尾叉長 (FL) と前肛門長 (PAL) の関係は、雌雄ともにべき乗回帰により最も高い相関が得られ、回帰式は以下ようになった。

$$\text{雄: } PAL = 0.731 FL^{0.948} \quad (r = 0.995, N = 92)$$

$$\text{雌: } PAL = 0.601 FL^{0.980} \quad (r = 0.996, N = 185)$$

$$\text{雄+雌: } PAL = 0.628 FL^{0.973} \quad (r = 0.996, N = 227)$$

雌雄の回帰式のパラメーターを比較したところ、以下のような結果が得られた。

$$F = 1.199 \quad \text{傾き: } t = 2.803^{**} \quad y \text{ 切片: } t = 0.239$$

即ち、雌雄の回帰式の傾きに有意差が認められ、雌雄の回帰式は異質なものであると判断された。

なお、上記の逆の関係は以下の通りである。

$$\text{雄: } FL = 1.468 PAL^{1.046} \quad (r = 0.995, N = 92)$$

$$\text{雌: } FL = 1.771 PAL^{1.012} \quad (r = 0.996, N = 185)$$

$$\text{雄+雌: } FL = 1.695 PAL^{1.020} \quad (r = 0.996, N = 277)$$

#### ⑤尾叉長－体高関係

尾叉長 (FL) と体高 (BD) の関係は、雌雄ともにべき乗回帰により最も高い相関が得られ、回帰式は以下ようになった。

$$\text{雄: } BD = 0.372 FL^{0.873} \quad (r = 0.915, N = 382)$$

$$\text{雌: } BD = 0.247 FL^{0.837} \quad (r = 0.936, N = 557)$$

$$\text{雄+雌: } BD = 0.297 FL^{0.909} \quad (r = 0.930, N = 939)$$

雌雄の回帰式のパラメーターを比較したところ、以下のような結果が得られた。

$$F = 1.019 \quad \text{傾き: } t = 2.571^* \quad y \text{ 切片: } t = 0.125$$

即ち、雌雄の回帰式の傾きに有意差が認められ、雌雄の回帰式は異質なものであると判断された。

なお、上記の逆の関係は以下の通りである。

$$\text{雄: } FL = 7.170 BD^{0.958} \quad (r = 0.915, N = 382)$$

$$\text{雌: } FL = 8.125 BD^{0.935} \quad (r = 0.936, N = 557)$$

$$\text{雄+雌: } FL = 7.443 BD^{0.952} \quad (r = 0.930, N = 939)$$

#### ⑥尾叉長—体周長関係

尾叉長 (FL) と体周長 (TRL) の関係は、雌雄ともに一次回帰により最も高い相関が得られ、回帰式は以下のようになった。

$$\text{雄: } TRL = 2.049 FL + 59.045 \quad (r = 0.927, N = 259)$$

$$\text{雌: } TRL = 2.090 FL + 61.943 \quad (r = 0.939, N = 273)$$

$$\text{雄+雌: } TRL = 2.098 FL + 54.330 \quad (r = 0.937, N = 952)$$

雌雄の回帰式のパラメーターを比較したところ、以下のような結果が得られた。

$$F = 1.826^{***} \quad \text{傾き: } t = 0.559 \quad y \text{ 切片: } t = 0.011$$

即ち、雌雄の回帰式のパラメーターには有意差はないが、回帰式の分散に高い水準で有意差が認められ、雌雄の回帰式は異質なものであると判断された。

なお、上記の逆の関係は以下の通りである。

$$\text{雄: } FL = 0.419 TRL + 5.817 \quad (r = 0.927, N = 259)$$

$$\text{雌: } FL = 0.422 TRL + 1.818 \quad (r = 0.939, N = 273)$$

$$\text{雄+雌: } FL = 0.419 TRL + 4.878 \quad (r = 0.937, N = 952)$$

#### ⑦尾叉長—体重関係

尾叉長 (FL) と体重 (BW) の関係は、雌雄ともにべき乗回帰により最も高い相関が得られ、回帰式は以下のようになった。

$$\text{雄: } BW = 2.501 \cdot 10^{-5} \cdot FL^{2.808} \quad (r = 0.978, N = 1999)$$

$$\text{雌: } BW = 1.587 \cdot 10^{-5} \cdot FL^{2.880} \quad (r = 0.985, N = 2442)$$

$$\text{雄+雌: } BW = 1.871 \cdot 10^{-5} \cdot FL^{2.854} \quad (r = 0.983, N = 4441)$$

雌雄の回帰式のパラメーターを比較したところ、以下のような結果が得られた。

$$F = 1.047 \quad \text{傾き: } t = 4.289^{***} \quad y \text{ 切片: } t = 0.093$$

即ち、雌雄の回帰式の傾きには高い水準で有意差が認められ、雌雄の回帰式は明らかに異質なものであると判断された。つまり、同じ魚体サイズでは雌の方が明らかに体重が重いということになる。

サワラの尾叉長と体重の関係について、岸田ら（1985）は瀬戸内海中西部産の群について時期別に調べ、いずれの時期にも雌雄に統計的な差はないとしている。この点については、彼らの研究では得られた標本を時期別に細分したために、統計処理に用いる標本数が過小になった可能性や、あるいは3・2節で述べるような瀬戸内海東部系群と西部系群の若干の遺伝的な差が現れていることが可能性として考えられる。

また、アロメトリーの相対成長係数であるFLの乗数が雌雄とも明らかに3を下回っていることが注目された。これは前述の岸田ら（1985）による結果でも生殖腺が発達している4月以外の時期ではこれがすべて3を下回り、また古い時代に調べられた播磨灘産のサワラや（浜田・岩井 1967）、東シナ海、黄海産のサワラ（濱崎 1993）、黄海・渤海産のサワラ（Liu 1982）でも全く同様の結果が得られている。

これらのことから、相対成長係数が3を下回るというのはサワラの生物学的特性と考えられ、成長に伴って相対的に体重が減少する魚種であると言える。これは、成長に伴って相対的に体重が顕著に増加するオオクチバス（横川 1992）やブルーギル（横川 1986）などとは全く逆の現象である。

なお、上記の尾叉長－体重関係の逆の関係は以下の通りである。

$$\text{雄} : FL = 48.463 BW^{0.341} \quad (r = 0.978, N = 1999)$$

$$\text{雌} : FL = 49.891 BW^{0.337} \quad (r = 0.985, N = 2442)$$

$$\text{雄} + \text{雌} : FL = 49.214 BW^{0.339} \quad (r = 0.983, N = 4441)$$

#### ⑧尾叉長－頭長関係

尾叉長（FL）と頭長（HL）の関係は、雌雄ともにべき乗回帰により最も高い相関が得られ、回帰式は以下のようなようになった。

$$\text{雄} : HL = 0.484 FL^{0.851} \quad (r = 0.961, N = 392)$$

$$\text{雌} : HL = 0.470 FL^{0.856} \quad (r = 0.972, N = 570)$$

$$\text{雄} + \text{雌} : HL = 0.471 FL^{0.855} \quad (r = 0.970, N = 962)$$

雌雄の回帰式のパラメーターを比較したところ、以下のような結果が得られた。

$$F = 1.207^* \quad \text{傾き} : t = 0.336 \quad y \text{ 切片} : t = 0.015$$

即ち、雌雄の回帰式のパラメーターには有意差はないが、回帰式の分散に有意差が認められ、雌雄の回帰式は異質なものであると判断された。浜田・岩井（1967）は、播磨灘産サワラの尾叉長と頭長の関係について調べ、これを今回と同じべき乗式で表し、今回の結果に非常に近いパラメーターを得ている。

なお、上記の逆の関係は以下の通りである。

$$\text{雄} : FL = 3.568HL^{1.085} \quad (r=0.961, N=392)$$

$$\text{雌} : FL = 3.255HL^{1.105} \quad (r=0.972, N=570)$$

$$\text{雄+雌} : FL = 3.340HL^{1.099} \quad (r=0.970, N=962)$$

#### ⑨頭長－眼径関係

頭長（HL）と眼径（OD）の関係は、雌雄ともにべき乗回帰により最も高い相関が得られ、回帰式は以下のようになった。

$$\text{雄} : OD = 0.396HL^{0.756} \quad (r=0.800, N=115)$$

$$\text{雌} : OD = 0.607HL^{0.671} \quad (r=0.756, N=135)$$

$$\text{雄+雌} : OD = 0.464HL^{0.724} \quad (r=0.792, N=250)$$

雌雄の回帰式のパラメーターを比較したところ、以下のような結果が得られた。

$$F=1.349 \quad \text{傾き} : t=1.135 \quad y \text{ 切片} : t=0.110$$

即ち、雌雄の回帰式の分散とパラメーターに有意差は認められず、雌雄の回帰式は統計的に同質なものであると判断された。

なお、上記の逆の関係は以下の通りである。

$$\text{雄} : HL = 11.686OD^{0.846} \quad (r=0.800, N=115)$$

$$\text{雌} : HL = 11.749OD^{0.852} \quad (r=0.756, N=135)$$

$$\text{雄+雌} : HL = 11.232OD^{0.860} \quad (r=0.792, N=250)$$

#### ⑩頭長－上顎長関係

頭長（HL）と上顎長（UJL）の関係は、雌雄ともにべき乗回帰により最も高い相関が得られ、回帰式は以下のようになった。

$$\text{雄} : UJL = 0.837HL^{0.911} \quad (r=0.986, N=115)$$

$$\text{雌} : UJL = 0.741HL^{0.937} \quad (r=0.990, N=135)$$

$$\text{雄+雌} : UJL = 0.782HL^{0.925} \quad (r=0.989, N=250)$$

雌雄の回帰式のパラメーターを比較したところ、以下のような結果が得られた。

F = 1.013      傾き:  $t = 1.369$       y 切片:  $t = 0.125$

即ち、雌雄の回帰式の分散とパラメーターに有意差は認められず、雌雄の回帰式は統計的に同質なものであると判断された。

なお、上記の逆の関係は以下の通りである。

雄:  $HL = 1.378UJL^{1.067}$       ( $r = 0.986$ ,  $N = 115$ )

雌:  $HL = 1.510UJL^{1.046}$       ( $r = 0.990$ ,  $N = 135$ )

雄 + 雌:  $HL = 1.438UJL^{1.057}$       ( $r = 0.989$ ,  $N = 250$ )

以上の解析結果から、サワラの相対成長は多くの形質においてべき乗式で表され、体の多くの部位が成長に伴って相対的に小さく、あるいは大きくなることが明らかとなった。また、回帰式のいくつかは雌雄で有意差があることも明らかとなり、雌雄の体型の相違が示された。このような成長に伴う体型変化について、表3.1 にまとめた。

表3.1 サワラの成長に伴う体型変化  
(↗: 相対的に大きくなる; ↘: 相対的に小さくなる; ➡: 変化しない)

形 質	雄	雌
全 長 <sup>*1</sup>	↘	↘
標準体長 <sup>*1</sup>	↘	↗
前肛門長 <sup>*1</sup>	↘	↘
体 高 <sup>*1</sup>	↘	↘
体 周 長 <sup>*1</sup>	➡	➡
体 重 <sup>*1</sup>	↗	↗
頭 長 <sup>*1</sup>	↘	↘
眼 径 <sup>*2</sup>	↘	↘
上 顎 長 <sup>*2</sup>	↘	↘

\*1 尾叉長に対する相対成長

\*2 頭長に対する相対成長



## 文 献

- 浜田尚雄・岩井昌三 1967. 播磨灘におけるサワラの資源生物学的研究 - I、形質特性と成長について. 日水誌、33(11) : 1013-1019.
- 濱崎清一 1993. 東シナ海・黄海に分布するサワラの年齢と成長. 西水研報、(71) : 101-110.
- 岸田 達・上田和夫・高尾亀次 1985 : 瀬戸内海中西部域におけるサワラの年齢と成長. 日水誌、51(4) : 529-537 .
- Liu, C., X. Zhan and K. Yang 1982 : Studies on the growth of spanish mackerel, *Scomberomorus niphonius* in the Huanghai Sea and Bohai Sea. Ocean. Limnol. Sinica, 13(2) : 170-178 (In Chinese with English abstract.)
- 横川浩治 1986 : 香川県湖沼におけるブルーギルの生態. 香水試研報 (2) : 47-74.
- 横川浩治 1992 : 外来魚問題対策検討事業. 香水試事報, 平成2年度 : 69-86.

### 3.1.2 年齢と成長

#### 材料と方法

本四調査の漁業生物班では、担当各県によって調べられたサワラの耳石にみられる輪紋の観察記録を総括し、年度ごとの結果が本四報告書に掲載されている。それらのデータを基に、中村ら(1989)の方法に従って輪紋のパターンを年齢に読みかえた。さらに中村・上田(1993)にならって4~6月を誕生日とし、毎年4~6月に得られた標本から年齢ごとの平均尾叉長を求めた。得られた年ごとの年齢と尾叉長の関係をWalfordの成長転換式にあてはめ、そのパラメーターから von Bertalanffyの成長式を得た。

#### 結果と考察

Walfordの成長転換式  $L_{t+1} = \alpha L_t + \beta$  および von Bertalanffyの成長式  $L_t = L_{\infty} (1 - e^{-k(t-t_0)})$  のパラメーターを雌雄別および年別にまとめたものを表3.2に示す。ここでWalfordの成長転換式のパラメーターである  $\alpha$  は成長速度を表わし、 $\beta$  は初期成長量即ち1年目の成長量を示す。また  $L_{\infty}$  は推定される成長量の極限值である。

まずこれらのパラメーターを雌雄別にみると、その平均値はすべて雌の方が顕著に大きく、雄よりも成長が卓越していることが示された。サワラの場合、雌の方が成長度が卓越していることは普遍的な生物学的特性であると思われる。前回の間とりまとめの結果(中村・上田 1993)や岸田(1985)に

よって調べられた瀬戸内海中西部産サワラの成長解析の結果、濱崎（1993）による東シナ海、黄海産サワラの成長解析の結果でも全く同様の結果が得られている。

得られた von Bertalanffyの成長式により各年の年齢ごとの尾叉長を雌雄別に計算し（表3.3）、さらに前節で得た尾叉長と体重の関係式から各尾叉長に対応する体重を計算した（表3.4）。それによれば、本四調査が開始された1987年以来、雌雄ともに明らかに成長度が増大している傾向が認められた。特に雄においてその傾向が顕著であり、体重で1987年と1994年を比較すると、各年齢とも1994年は1987年の2倍近くに達している（表3.4）。

表3.2 Walfordの成長転換式およびvon Bertalanffyの成長式のパラメータ

	雄					雌				
	$\alpha$	$\beta$	$L_{\infty}$	$k$	$t_0$	$\alpha$	$\beta$	$L_{\infty}$	$k$	$t_0$
1987年	0.593	297.9	732.4	0.522	-0.720	0.715	287.0	1007.3	0.335	-0.640
1988年*						0.634	299.7	819.9	0.455	-1.068
1989年	0.732	216.8	810.0	0.312	-2.076	0.810	207.0	1087.7	0.211	-2.073
1990年*	0.666	322.5	965.6	0.406	-0.678					
1991年*						0.758	265.8	1096.0	0.278	-1.368
1992年	0.732	230.0	859.4	0.311	-1.841	0.822	223.5	1254.2	0.196	-1.659
1993年	0.687	288.2	921.5	0.375	-1.282	0.613	388.7	1003.9	0.490	-0.533
1994年	0.685	313.5	994.9	0.378	-1.044	0.562	423.0	965.8	0.576	-0.492
平均値	0.683	278.2	880.7	0.384	-1.273	0.702	299.2	1033.5	0.363	-1.119

\* 1988年と1991年の雄および1990年の雌についてはデータ不足のため計算ができなかった

表3.3 von Bertalanffy の成長式により計算された年齢ごとの尾叉長

	雄						雌					
	1歳	2歳	3歳	4歳	5歳	6歳	1歳	2歳	3歳	4歳	5歳	6歳
1987年	434	555	627	670	695	710	426	592	710	795	855	899
1988年							500	617	691	738	768	787
1989年	499	582	643	688	721	745	519	627	715	786	843	890
1990年	478	641	749	821	870	902						
1991年							528	666	770	849	909	954
1992年	505	600	669	720	757	785	510	643	752	841	915	975
1993年	530	652	737	794	834	861	530	713	826	895	937	963
1994年	536	681	780	847	894	926	557	736	837	893	925	943

表3.4 von Bertalanffy の成長式と尾叉長と体重の関係式により  
計算された年齢ごとの体重

	雄						雌					
	1歳	2歳	3歳	4歳	5歳	6歳	1歳	2歳	3歳	4歳	5歳	6歳
1987年	637	1273	1793	2157	2394	2543	593	1528	2584	3574	4416	5091
1988年							941	1724	2391	2891	3240	3476
1989年	944	1455	1924	2323	2646	2900	1049	1809	2636	3462	4242	4951
1990年	833	1901	2950	3821	4484	4965						
1991年							1102	2147	3265	4326	5263	6055
1992年	973	1579	2149	2640	3042	3361	996	1939	3044	4210	5360	6445
1993年	1117	2001	2814	3479	3990	4368	1113	2620	3994	5030	5744	6213
1994年	1152	2253	3300	4171	4846	5346	1285	2866	4145	5004	5534	5847

ここで、前述のWolford の成長転換式のパラメーターについてみると、雌雄とも年によるばらつきはあるものの、成長速度を表わす $\alpha$ の値は毎年大差なく、1年目の成長量を表わす $\beta$ の値が年々大きくなっている傾向が認められた(表3.2)。つまり、サワラの成長度の経年変化の要因は成長速度の変化によるものではなく、1年目の成長量の増大によることが推定された。実際に0歳魚の成長が年々顕著に増加していることは次節で述べる通りである。

三尾(1962)は、全国各地のマダイの成長について調べ、成長度の地域による相違は成長速度の差によるものではなく、1年目の成長量の差によるものであるという説を提唱し、その後横川(1992)はその仮説を統計的に実証した。今回明らかとなった近年におけるサワラの成長度の増大の要因も、このマダイの場合と全く同じメカニズムによるものと考えられる。

以上のように瀬戸内海東部海域に來遊するサワラの成長度は年々増大していることが示されたが、一方では瀬戸内海東部海域産のサワラの魚体が小型化し、1尾あたりの平均体重は年々減少しているとする見解もある(永井・武田 1993)。しかしながら、今回の結果からサワラの成長は年々増大していることは明らかであり、彼らが指摘した現象の原因は成長度の低下によるものではない可能性が推定できる。

2.5の香川県における漁獲動向の節で示したように、春季漁においては漁期の終盤になるほど小型魚の割合が増加してくるが、その時期が最近年になるほど早くなり(図2.36~2.38)、結果的に総漁獲尾数中に占める小型魚

の割合が高くなることで体重の平均値を引き下げることになるものと思われる。つまり、永井・武田（1993）が示した魚体の小型化の原因は、成長度の低下ではなく、全体に占める小型魚の割合の漸増によると考えられる。

## 文 献

- 濱崎清一 1993：東シナ海・黄海に分布するサワラの年齢と成長。西水研報，(71)：101-110.
- 岸田 達・上田和夫・高尾亀次 1985：瀬戸内海中西部域におけるサワラの年齢と成長。日水誌，51(4)：529-537.
- 三尾真一 1962：九州における沿岸魚類の資源生物学的研究Ⅳ，マダイの年齢および成長。九大農学芸誌，19(4)：507-520.
- 永井達樹・武田保幸 1993：漁獲量。瀬戸内海東部域における回遊性魚類の資源生態調査（サワラの資源生態調査），日本水産資源保護協会編：1-16.
- 中村行延・篠原基之・武田保幸・岸田 達 1989：昭和62年度における瀬戸内海東部サワラ体長－年齢変換キーについて。本四架橋漁業影響調査報告，(53)：514-533.
- 中村行延・上田幸男 1993：年齢と成長。瀬戸内海東部域における回遊性魚類の資源生態調査（サワラの資源生態調査），日本水産資源保護協会編：17-27.
- 横川浩治 1992：播磨灘南部海域産マダイの鱗による年齢と成長の推定。水産増殖，40(1)：7-13.

### 3.1.3 0歳魚の成長度の年変化

#### 材料と方法

春季に瀬戸内海で発生したサワラ0歳魚の成長の年変化を調べるために、前節 3.1.2の年齢と成長を調べるのに用いたのと同様の方法で、毎年9～12月にかけて得られた0歳魚の尾叉長の年変化を調べた。

#### 結果と考察

サワラ0歳魚の尾叉長の経月、経年変化を表 3.5に示す。また、3.1.1の相対成長の節で得られた尾叉長と体重の雌雄別の関係式から各尾叉長に対応する体重を計算して表 3.6に示した。これらの結果によれば、1987年以来年々0歳魚の成長度が雌雄とも顕著に増大していることが明らかであり、12月の尾叉長を比較すると1987年と1994年では雌雄とも50mm以上の差が認められ

る。また、体重ではその差はさらに顕著で、1987年と1994年では雌雄とも300g以上の差があることになる。これは、前節で明らかとなった1年目の成長度の増大をあらためて実証する結果である。

表3.5 0歳魚の尾叉長の経月・経年変化

	雄				雌			
	9月	10月	11月	12月	9月	10月	11月	12月
1987年		413.9	460.0	470.0	405.6	420.4	441.4	470.0
1988年	386.7	418.6	456.5		399.2	419.1	460.9	470.0
1989年	405.6	442.4	471.2	482.0	413.3	445.0	491.7	472.7
1990年	414.3	464.2	503.3	496.7	411.5	461.0	487.0	502.0
1991年	363.3	448.1	476.3	460.0	390.0	493.3	480.8	448.0
1992年	430.0	460.7	503.8	510.0		474.0	509.0	511.3
1993年		456.8	490.0	502.3		461.4	494.6	515.0
1994年	425.4	486.8	511.3	526.7	435.7	498.0	505.6	530.0

0歳魚の成長に関連して、第2.5節の香川県における漁獲動向で示したように、秋季魚においては漁期の終盤になるほど体重1kg以上の中型魚の割合が増加してくるが、その時期が最近年になるほど早くなる傾向が認められる(図2.37~2.38)。これは言うまでもなく0歳魚の成長度が年々増加していることによるものである。

この体重1kg以上の個体の割合がおよそ50%に達するのは鴨庄漁協、四海漁協ともに1993年では11月下旬、1994年では10月下旬である(図2.37~2.38)。ところが、表3.6の体重の推移をみると、その時期には雌雄ともにまだ体重1kgを越えておらず、矛盾が生じるように思われる。

しかしながら、表3.6に示した体重は表3.5の平均尾叉長に対応する値であって、群としての平均体重を示すものではない。単一の生物集団においては、尾叉長などの体の長さの頻度分布は一般に正規分布を示し、そのモードと平均値は等しくなる(図3.1-A)。尾叉長が正規分布となる場合、体重はその3乗(サワラの場合正確には2.854乗)に比例するから、体重の頻度分布は図3.1-Bに示したような右側にすその著しく延びた形の分布となる。そ

のため、モードと平均値とのずれが生じ、尾叉長の分散の大きさにもよるが、実際の平均体重は尾叉長から計算された値（モード）よりもかなり大きくなるものと考えられる（図3.1-B）。このような理由から表 3.6に示した体重の実際の平均値はそれよりも大きいものと推定され、図2.37～2.38と表3.6は現実にはよく対応しているものと考えられる。

表3.6 0歳魚の体重の年変化

	雄				雌			
	9月	10月	11月	12月	9月	10月	11月	12月
1987年		558	750	797	515	571	657	787
1988年	461	575	734		492	566	745	787
1989年	527	672	802	855	544	673	897	800
1990年	559	770	966	930	537	745	872	952
1991年	387	697	827	750	460	905	841	686
1992年	621	753	969	1002		807	991	1004
1993年		736	896	960		747	912	1025
1994年	602	879	1010	1097	633	930	971	1113

ここで、0歳魚の毎年11月の尾叉長と花村ら（1996）のコホート解析によって計算された各年の0歳魚の資源尾数の関係を雌雄別に図 3.2に示す。その結果、雌雄ともに尾叉長と資源尾数の間にはかなり明瞭な逆相関がみられた（図3.2）。

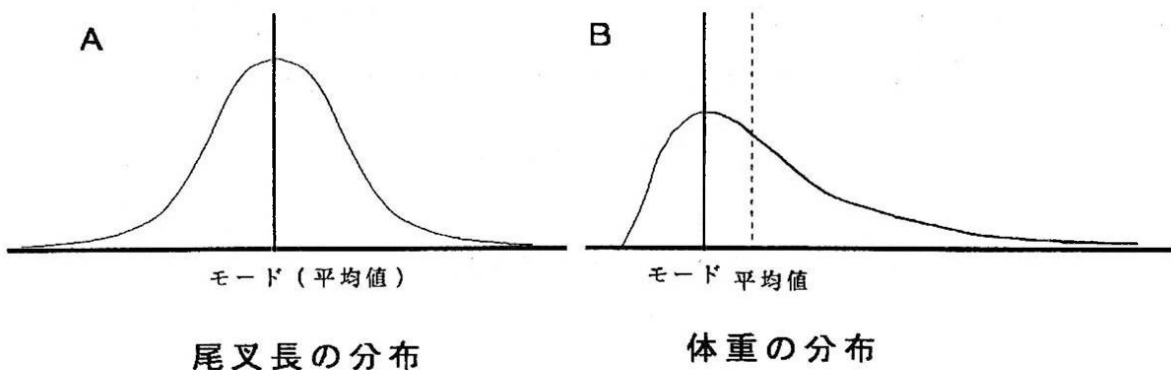


図3.1 尾叉長と体重の頻度分布

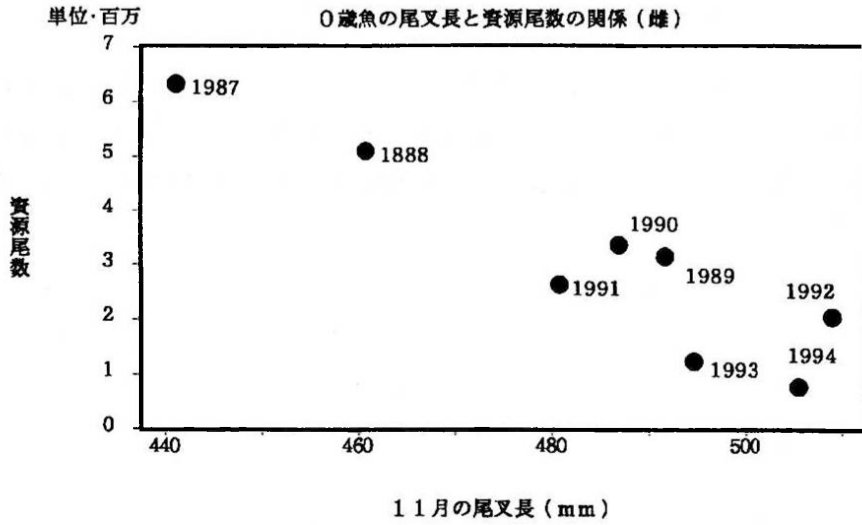
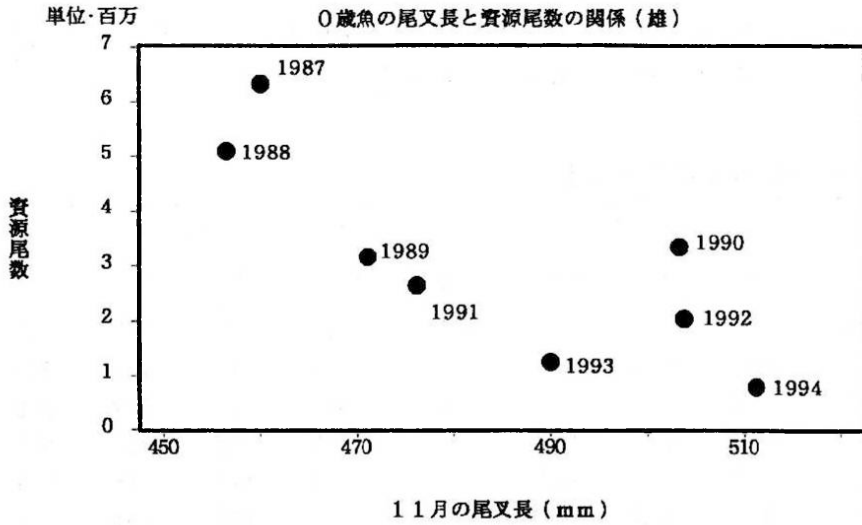


図3.2 0歳魚の11月の尾叉長と資源尾数の関係

0歳魚の尾叉長(L)と資源尾数(R)の関係について、3.1.1相対成長の節で用いた方法によって相関を調べたところ、雌雄ともに対数回帰に最も高い相関が認められ、回帰式は以下のようになった。

$$\text{雄： } R = -3.452 \cdot 10^7 \ln L + 2.614 \cdot 10^8 \quad (r = -0.801)$$

$$\text{雌： } R = -3.632 \cdot 10^7 \ln L + 2.276 \cdot 10^8 \quad (r = -0.928)$$

これらの回帰式の有意性をt検定によって調べたところ、雄の場合は $t = -3.274$ ( $P=0.031$ )、雌の場合は $t = -6.106$ ( $P=0.004$ )となり、それぞれ5%水準、1%水準で統計的に有意であると判断された。このことから、0歳魚の成長度と資源量の間には明瞭な逆相関があることが明らかとなった。

その相関は直線的ではなく指数的に表され、資源量の減少に呼応して加速度的に魚体サイズが大きくなることが示された。また、雄よりも雌の方が相関がかなり高いことから、この傾向は雌の方が顕著であり、資源量の減少にかなり敏感に対応して魚体サイズが大きくなるものと考えられた。

以上のように0歳魚の成長度と資源量の間には密接な関係が認められ、資源量が多いときには成長が悪く、資源量が少なくなると成長がよくなることが明らかとなった。この現象の要因について、まず考えられるのが個体あたりの摂餌可能な餌料生物量の変化である。サワラが利用できる餌料生物の量が毎年一定であると仮定すると、個体あたりの摂餌可能量は個体数(資源量)と反比例することになる。つまり、資源量が少なくなるほど個体あたりの摂餌量が増大して結果的に成長がよくなるという仮説が成り立つ。このような現象は、閉鎖的水域に生息するオオクチバスとブルーギルの成長と資源量の間にも同様の傾向が認められている(横川 1992)。

この仮説について実証するためには、餌料生物量の年変化、あるいはサワラと餌料を競合する他の生物の資源動向などの要素を調べ、さらに多面的に検討する必要がある。

## 文 献

横川浩治 1992：外来魚問題対策検討事業。香水試事報，平成3年度：44-52。

### 3.1.4 肥満度

#### 材料と方法

本四調査の担当各県によって得られた魚体測定データを基にサワラの肥満



度について検討した。まず、従来の肥満度計算方法について検討し、調査期間中で調べられた個体数の最も多かった調査初年の1987年度における肥満度の経月変化を調べた。

### 結果と考察

#### ①肥満度計算方法の検討

常法によれば、肥満度（CF）は以下の式によって計算される。

$$CF = BW / SL^3 \cdot 10^3 \quad (BW: \text{体重, g}; SL: \text{標準体長, cm})$$

ところで、前回の中間とりまとめでは以下の式が用いられた（篠原 1993b）。

$$CF = BW / FL^3 \cdot 10^6 \quad (BW: \text{体重, g}; FL: \text{尾叉長, mm})$$

篠原（1993）が用いた式と常法との相違は標準体長と尾叉長の相違だけである。サワラの場合、体の長さを表す尺度として一般に尾叉長が用いられるが、これは標準体長の測定が正確に行ないにくいという理由による。一般的な体型をした真骨魚類の場合、標準体長は吻端から尾椎骨末端までの直線距離であり、尾椎骨末端の位置は尾鰭を左右に折り曲げることによって生じる皺の位置によって推定できる。しかしサワラの場合、この部位は肥厚した肉塊状の尾柄隆起線によって被覆されるために尾柄部は柔軟性を欠き（横川 1994）、尾椎骨末端の位置が特定しにくいのが現実である。そのために、標準体長の代用として尾叉長が用いられるわけで、これを肥満度の計算に標準体長の代わりとして用いることは妥当な扱いであると考えられる。

横川ら（1992）は、カサゴの肥満度の計算方法について検討し、生殖腺の発達や摂餌状態によって肥満度の値が大きく影響を受ける弊害を除くために以下の式を用いた。彼らは、この方法によって特に生殖腺の大きい雌の肥満度の季節変化が明瞭に示されることを確認している。

$$CF = (BW - GW - SCW) / SL^3 \cdot 10^3$$

（BW = 体重, g ; GW : 生殖腺重量, g ;

SCW : 胃内容物重量, g ; FL : 尾叉長, cm）

サワラの場合、産卵期には生殖腺は雌雄とも著しく発達し、生殖腺重量が体重の30%近くに達する個体もある（横川 1995b）。また、胃内容物についてもその重量が体重の5%を越える場合もある（横川 1995a）。このようなことから、正確な肥満度を計算するために、横川ら（1992）に従ってこの生殖腺重量と胃内容物重量を体重から差し引くことが妥当であると判断された。

さらに問題となるのが、アロメトリーの相対成長の乗数 ( $W = L^n$ 、以下  $n$  という) である。 $n$  については、回帰分析の結果  $n$  が 3 を大きくはずれる場合には肥満度の算出には回帰分析で得られた値を用いるべきであるとされており (松原ら 1979)、実際にそのような計算例もある (横川 1986)。

3.1.1 の相対成長の節で述べたように、 $n$  の値が 3 より小さくなることはサワラの普遍的な生物的特性であると考えられ、成長に伴って相対的に体重が減少することは明らかである。

ここで、 $n$  に 3 を用いた場合と、今回尾叉長と体重の回帰分析により得られた 2.854 を用いた場合との肥満度の値の差について検討した (表 3.7)。まず 2.854 を用いた場合は、標準体重がこの乗数によって計算されるために、肥満度はいずれのサイズとも全く同じ値となる。一方  $n$  に 3 を用いた場合では、尾叉長が大きくなるほど仮想体重が過大に算出されるため、肥満度は魚体が大きくなるほど小さくなる (表 3.7)。つまり、この方法によって計算された肥満度は、魚体サイズが異なれば単純な比較はできないということになり、資源解析上不都合が生じる。このような理由から、サワラの場合  $n$  に 3 を用いることは適当ではなく、回帰分析によって得られた 2.854 を用いるべきであると考えられる。

表 3.7 過去のとりまとめに用いられた肥満度計算式による計算誤差

尾叉長(FL, cm)	30	40	50	60	70	80	90	100
$FL^{2.854}$	16433	37349	70609	118807	184463	270034	377927	510505
$FL^3$	27000	64000	125000	216000	343000	512000	729000	1000000
標準体重(BW, g)* <sup>1</sup>	220	499	944	1588	2466	3610	5052	6825
肥満度(BW/ $FL^{2.854} \cdot 10^3$ )	13.368	13.368	13.368	13.368	13.368	13.368	13.368	13.368
肥満度(BW/ $FL^3 \cdot 10^3$ )	8.136	7.801	7.551	7.353	7.189	7.051	6.930	6.825

\*<sup>1</sup>  $BW = 1.871 \cdot 10^{-5} \cdot (FL \cdot 10)^{2.854}$

なお、前回の中間とりまとめでは生殖腺指数 (GSI) の計算にも肥満度と同様の理論が適用され、尾叉長の 3 乗によって仮想体重を算出し、以下の式によって生殖腺指数が計算されている (篠原 1993a)。

$$GSI = GW / FL^3 \cdot 10^7 \quad (GW: \text{生殖腺重量, g}; FL: \text{尾叉長, mm})$$

しかしながら、肥満度の計算の場合と同じ理由からこの計算方法は不適当

であり、生殖腺重量を体重の10%として計算した場合、肥満度の場合と同様に魚体サイズが大きくなるに従って生殖腺指数はかなり小さく計算される(表3.8)。このようなことから、生殖腺指数の計算の場合にも仮想体重を用

表3.8 過去のとりまとめに用いられた生殖腺指数計算式による計算誤差

尾叉長(FL, mm)	300	400	500	600	700	800	900	1000
$FL^{2.854} (\times 10^3)$	11741	26686	50450	84887	131798	192938	270028	364754
$FL^3 (\times 10^3)$	27000	64000	125000	216000	343000	512000	729000	1000000
標準体重(BW, g)* <sup>1</sup>	220	499	944	1588	2466	3610	5052	6825
生殖腺重量(GW, g)* <sup>2</sup>	22	50	94	159	247	361	505	682
$GSI=GW/FL^{2.854} \cdot 10^7$	18.71	18.71	18.71	18.71	18.71	18.71	18.71	18.71
$GSI=GW/FL^3 \cdot 10^7$	8.14	7.80	7.55	7.35	7.19	7.05	6.93	6.82

\*<sup>1</sup>  $BW=1.871 \cdot 10^{-5} \cdot FL^{2.854}$

\*<sup>2</sup>  $GW=0.1 \cdot BW$  (生殖腺重量を体重の10%と仮定)

いる場合には回帰分析によって得られた乗数を用いるか、あるいは単純に生殖腺重量を体重で除して計算すべきである。むしろ、生殖腺指数の計算に仮想体重を用いる利点はほとんどないように思われ、体重に対するパーセンテージで表わした方が感覚的にも理解しやすいように思われる。

以上の検討結果から、今回サワラの肥満度の計算に用いた計算式は以下の通りである。

$$CF = (BW - GW - SCW) / FL^{2.854} \cdot 10^3$$

(BW: 体重, g; GW: 生殖腺重量, g;

SCW: 胃内容物重量, g; FL: 尾叉長, cm)

## ② 肥満度の経月変化

1987年4月から1988年3月にかけての肥満度の経月変化を図3.3に示す。雌雄ともに肥満度は4月から6月にかけて低下傾向を示し、6月に最低の水準となった。その後一転して増大に転じ、11月にかけて漸増して最大の水準を示した後再び翌年3月にかけて低下していった(図3.3)。また、4月から7月の間は雌の方が肥満度が高く、9月から1月の間は雄の方が肥満度が高いことが注目された。このようにサワラの肥満度は雌雄ともに季節によって周期関数的な増減をすることがかなり明瞭に示された。

前回の中間とりまとめでは、サワラの肥満度は雌雄ともに周期的に変動す

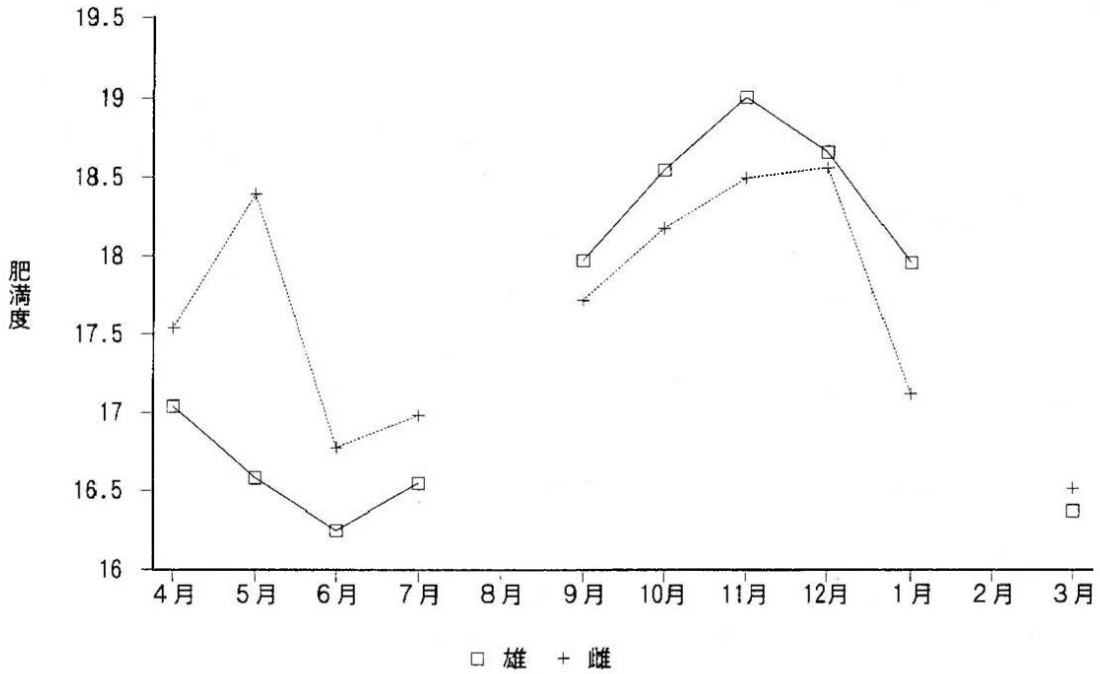


図3.3 1987年度におけるサワラの肥満度の経月変化

るパターンは認められないとしているが(篠原 1993b)、これは前述のように肥満度の計算方法に大きな問題がある可能性が強い。

肥満度の増減の原因として、まず5～6月に低下を示す要因は産卵活動に伴う生殖腺の増大であるものと思われる。前述のようにこの時期にはサワラの生殖腺は著しく発達し、生殖腺重量が体重の30%近くに達する個体もある(横川 1995b)。このため、摂取した栄養分の多くが生殖腺に要求され、体に供給される栄養分が不足して肥満度の低下をきたすものと推定される。

その後、秋季にかけて肥満度が増大していくが、これは産卵活動の終了に伴って生殖腺が退縮し、体の栄養状態が回復することによるものと考えられる。さらに冬季には再び肥満度が低下するが、これは水温の低下に伴って摂餌が不活発になり栄養状態が悪くなるか、あるいは次の産卵活動のために生殖腺が再び増大を開始することに起因するものと推定できる。

## 文 献

- 松原喜代松・落合 明・岩井 保 1979：新版魚類学（上）．恒星社厚生閣，東京：155-157.
- 篠原基之 1993a：熟度指数の季節変化と年変化、成熟及びよう卵数．瀬戸内海東部域における回遊性魚類の資源生態調査（サワラの資源生態調査），日本水産資源保護協会編：124-130.
- 篠原基之 1993b：肥満度の季節変化と年変化．瀬戸内海東部域における回遊性魚類の資源生態調査（サワラの資源生態調査），日本水産資源保護協会編：142-150.
- 横川浩治 1986：香川県の湖沼におけるブルーギルの生態．香水試研報，(2):47-74.
- 横川浩治 1994：サワラ，魚類解剖大図鑑，図版編（落合 明編），緑書房，東京：201-203.
- 横川浩治 1995 a：瀬戸内海東部海域における回遊性魚類の資源生態調査．本州四国連絡架橋漁業影響調査報告，(65)，漁業生物班140-171.
- 横川浩治 1995 b：サワラの産卵期における卵巣内卵数と卵径組成の経時変化．日水誌，61(5)：689-694.
- 横川浩治・井口政紀・山賀賢一 1992：播磨灘南部沿岸海域におけるカサゴの年齢、成長、および肥満度、水産増殖，40(2)：227-234.

### 3.2 瀬戸内海産サワラの系群

#### 材料と方法

従来、瀬戸内海に來遊するサワラには、漁場の形成と群の移動状況から備讃瀬戸以東の東部系群と燧灘以西の西部系群があるとされ（香川水試 1919）、前回の中間とりまとめでもこれらを別の群として扱っている（永井・武田 1993）。そこでこの説を検証することを目的とし、この二つの系群の差について明らかにするために遺伝的形質について調べた。

瀬戸内海東部系群のサワラとして播磨灘産の集団、同じく西部系群のサラワとして燧灘産の集団を材料に用いた。標本魚の入手に関するデータは表 3.9に示す通りで、いずれも1995年の春季に産卵のために來遊した大型魚群である。遺伝的形質としてアイソザイム系遺伝子を用い、クエン酸アミノプロピルモルフォリン緩衝液（pH 6.0）による水平式デンブルゲル電気泳動法（谷口・岡田

1980) により、表3.10に示す18酵素および1非酵素蛋白を検出し、合計33遺伝子座を推定した。

表3.9 標本魚の入手に関するデータ

	東部系群	西部系群
漁獲日	1995年5月17～23日	1995年5月10～12日
漁協	鳴庄	伊吹
漁獲海域	播磨灘中央部	燧灘西部
漁法	流し網	流し網
個体数	31	35
尾叉長 (mm)		
範囲	492-860	564-868
平均	643.7	731.2
体重 (g)		
範囲	1053.4-5514.1	1515.9-5510.8
平均	2385.5	3327.2

### 結果と考察

両集団において、多型を示した遺伝子座について、まず Hardy-Weinberg の法則への適合性を  $\chi^2$  検定によって調べ、遺伝的均質性を調べたところ、両集団ともに5%の有意水準に達する遺伝子座はなく Hardy-Weinberg の遺伝平衡によく適合していた。このことから、両集団ともに系統の異なる集団の混合などはなく、いずれも単一のメンデル集団に由来するものとみなされた。

次に、両集団の遺伝的諸特性値を表3.11に示す。まず特徴的なのが、遺伝子座当たりの平均対立遺伝子数、多型的遺伝子座の割合、および平均ヘテロ接合体率などの値がサワラの場合他の魚種に比べてかなり小さく、遺伝的多様性が低い点である。このように遺伝的変異性の低い魚種は特に珍しいものではないものの、平均ヘテロ接合体率は多くの生物で0.1に近い値を示すのが一般的であり(日本水産資源保護協会, 1989)、サワラの場合はその3分の1程度の水準であった(表3.11)。

平均ヘテロ接合体率の期待値と実測値の比である  $H_0/H_e$  の値は、播磨灘産の

集団は1を下回りホモ過剰の傾向を示し、一方燧灘産の集団では1を上回ってヘテロ過剰の傾向を示した(表3.11)。これは、サワラの場合前述のように平均ヘテロ接合体率自体が小さいために、HoとHeの値のわずかな差が過剰に影響

表3.10 サワラで検出されたアイソザイム

酵素(蛋白)名	組 織	遺伝子座
アスパラギン酸アミノ転移酵素(AAT)	肝 臓	AAT-1*
	肝 臓	AAT-2*
酸性フォスファターゼ(ACP)	肝 臓	ACP*
アルコール脱水素酵素(ADH)	肝 臓	ADH*
アデニール酸キナーゼ(AK)	肝 臓	AK*
アルドラーゼ(ALD)	筋 肉	ALD*
クレアチンキナーゼ(CK)	筋 肉	CK-1*
	筋 肉	CK-2*
エステラーゼ(EST)	肝 臓	EST-1*
	眼	EST-2*
グリセロリン酸脱水素酵素(GAPDH)	肝 臓	GAPDH-1*
	筋 肉	GAPDH-2*
グルコースリン酸イソメラーゼ(GPI)	肝 臓	GPI-1*
	肝 臓	GPI-2*
L-イディオール脱水素酵素(IDDH)	肝 臓	IDDH*
イソクエン酸脱水素酵素(IDHP)	肝 臓	IDHP-1*
	筋 肉	IDHP-2*
乳酸脱水素酵素(LDH)	肝 臓	LDH-1*
	肝 臓	LDH-2*
	肝 臓	LDH-3*
リンゴ酸脱水素酵素(MDH)	筋 肉	MDH-1*
	筋 肉	MDH-2*
	筋 肉	MDH-3*
マリックエンザイム(MEP)	筋 肉	MEP-1*
	筋 肉	MEP-2*
マンノースリン酸イソメラーゼ(MPI)	肝 臓	MPI-1*
	筋 肉	MPI-2*
フォスフォグルコン酸脱水素酵素(PGDH)	筋 肉	PGDH*
フォスフォグルコムターゼ(PGM)	肝 臓	PGM-1*
	肝 臓	PGM-2*
筋漿蛋白(PROT)	筋 肉	PROT-1*
	筋 肉	PROT-2*
スーパーオキシサイドディスムターゼ(SOD)	肝 臓	SOD*

表3.11 播磨灘産サワラと燧灘産サワラの遺伝的諸特性値

	播磨灘産	燧灘産
遺伝子座当たりの平均対立遺伝子数	1.333	1.455
P*	0.152	0.091
P	0.152	0.273
P + P*	0.303	0.364
平均ヘテロ接合体率	Ho	0.036
	He	0.031
	Ho/He	0.940
		1.029

P\* : 最大対立遺伝子頻度が0.95以下 (変異性の高い) の遺伝子座の割合

P : 最大対立遺伝子頻度が0.95を超える (変異性の低い) 遺伝子座の割合

Ho : 平均ヘテロ接合体率の観察値

He : 平均ヘテロ接合体率の Hardy-Weinberg の法則による期待値

したためとも解釈できるが、後述するようにいくつかの遺伝子座において両集団の遺伝子頻度に差が認められたことから、むしろ両集団の遺伝子構造の相違が現れている可能性がある。

両集団の遺伝子頻度の一覧および両者の遺伝子頻度の異質性混合検定の結果を表3.12に示す。両集団ともに少ない個体数でありながら低頻度遺伝子がかなり頻繁に出現し、いずれもかなり大きな繁殖集団を形成していることが示唆された。

遺伝子頻度に関しては、いくつかの遺伝子において両集団間で頻度に差が認められた。両集団の遺伝子頻度の差を検定した結果 ( $\chi^2$  hetero) では、EST-2\* 遺伝子座の \*100 および \*85 遺伝子、MPI-2\* 遺伝子座の \*100遺伝子において両集団間の頻度に5%水準で有意差が認められた (表3.12)。またこれ以外にも AAT-2\*や MPI-1\*遺伝子座の遺伝子頻度にも多少の相違が認められ、調べる個体数を増やせば  $\chi^2$  値が有意水準に達する可能性が考えられた。

両者で遺伝子頻度に差の認められた遺伝子座における遺伝子組成を円グラフにしたものを図 3.4に示す。これらを見ても播磨灘産サワラと燧灘産サワラの遺伝子頻度に差があることがよくわかる。



表3.12 播磨灘産サワラと燧灘産サワラの遺伝子頻度および  
異質混合性検定結果

遺伝子座	粒数	遺伝子頻度		$\chi^2$ hetero (遺伝子頻度の差の検定)
		播磨灘産	燧灘産	
AAT-1*	*140	0.052	0.029	0.409
	*100	0.724	0.838	2.420
	*40	0.224	0.132	1.830
AAT-2*	*-65	0.016	0.014	0.007
	*-100	0.984	0.986	0.007
ADH*	*-100	1.000	1.000	—
ACP*	*-100	1.000	1.000	—
AK*	*100	0.950	0.986	1.382
	*80	0.050	0.014	1.382
ALD*	*-100	1.000	1.000	—
CK-1*	*100	0.984	1.000	1.138
	*85	0.016	0.000	1.138
CK-2*	*-85	0.016	0.000	1.138
	*-100	0.984	1.000	1.138
EST-1*	*100	0.950	0.956	0.025
	*75	0.050	0.044	0.025
EST-2*	*100	0.917	1.000	6.067*
	*85	0.083	0.000	6.067*
GAPDH-1*	*155	0.000	0.015	0.919
	*100	1.000	0.985	0.919
GAPDH-2*	*-35	0.016	0.000	1.138
	*-100	0.984	1.000	1.138
GPI-1*	*100	1.000	1.000	—
GPI-2*	*-100	1.000	0.986	0.892
	*-130	0.000	0.014	0.892
IDDH*	*-100	1.000	1.000	—
IDHP-1*	*100	1.000	0.986	0.864
	*80	0.000	0.014	0.864
IDHP-2*	*100	1.000	1.000	—
LDH-1*	*100	1.000	1.000	—
LDH-2*	*-100	1.000	1.000	—
LDH-3*	*-100	1.000	1.000	—
MDH-1*	*100	1.000	1.000	—
MDH-2*	*100	1.000	1.000	—
MDH-3*	*-100	1.000	1.000	—
MEP-1*	*100	1.000	0.986	0.892
	*80	0.000	0.014	0.892
MEP-2*	*-100	1.000	1.000	—
MPI-1*	*100	0.774	0.829	0.615
	*80	0.226	0.157	1.010
	*60	0.000	0.014	0.892
MPI-2*	*120	0.000	0.057	3.654
	*100	1.000	0.914	5.567*
	*65	0.000	0.029	1.799
PGDH*	*100	1.000	0.986	0.892
	*80	0.000	0.014	0.892
PGM-1*	*120	0.016	0.014	0.007
	*100	0.984	0.986	0.007
PGM-2*	*-100	1.000	1.000	—
PROT-1*	*100	1.000	1.000	—
PROT-2*	*-100	1.000	1.000	—
SOD*	*100	1.000	1.000	—

\* 5%水準で有意

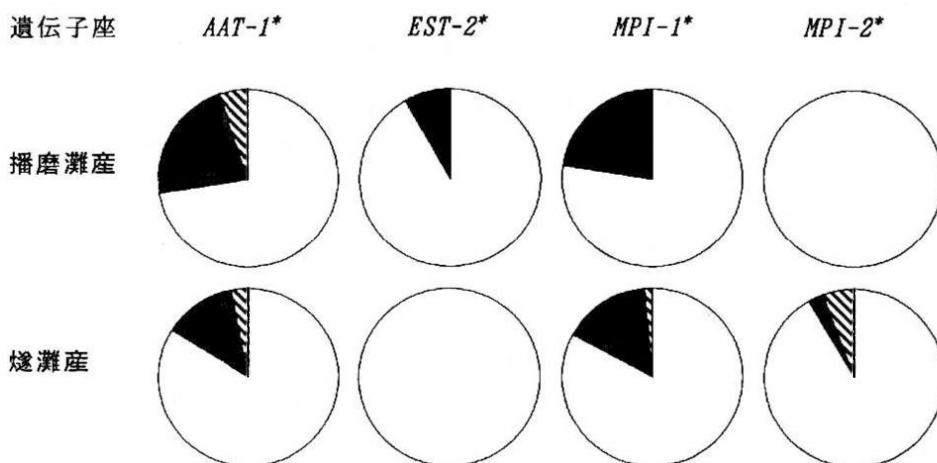


図3.4 いくつかの遺伝子座における播磨灘産サワラと燧灘産サワラの遺伝子組成

両集団の遺伝子頻度から Neiの遺伝的距離（D値）を計算したところ、 $D = 0.0010$ という値が得られ、両者は全くの同一集団とはみなせず、その遺伝的関係は地方集団程度の水準（根井 1990）であることが示された。

以上の結果から、瀬戸内海東部海域に來遊するサワラと西部海域に來遊するサワラは同一の系群ではない可能性が示唆された。このことは、播磨灘と燧灘という間に備讃瀬戸を夾んだ非常に近い海域でありながら、両集団は互いに混合することなく集団単位で活動していることを示唆している。

ちなみに、今回アイソザイム分析を行なった標本魚について 3.1.4の肥満度の節で用いた計算式によって肥満度を求め、播磨灘産のものと燧灘産のものの平均値を雌雄別にも検定によって比較した。その結果、雄の場合は  $t = 0.338$  ( $P = 0.738$ )、雌の場合は  $t = 2.286$  ( $P = 0.029$ )となり、雌の肥満度に 5%水準で有意差が認められた。このことも前述の両者の遺伝的な差に起因している可能性が推定される。

また、岡山県沿岸で漁獲されたサワラを尾叉長と体重の関係式は、アロメトリの相対成長係数が 2.4～2.5程度の値を示す場合が多く（篠原・松村 1990；篠原・松村 1991；篠原・鎌木 1992；藤井・篠原 1993；唐川・松村 1994；増成・唐川 1995）、瀬戸内海東部の他の地区で漁獲されたサワラが 2.8～2.9を示すのに対してかなり特異的な傾向が認められる。仮に、東部系

群と西部系群の相対成長係数が明らかに異なり、岡山県沿岸に西部系群が通過する経路が存在するとすれば、この現象に対してある程度合理的な説明が与えられることになる。実際に、西部系群の相対成長係数は東部系群のものよりも小さいようで、岸田ら（1985）では産卵期以外の標本で 2.676～ 2.713 という値を得ている。

今回調べたのは同一年に瀬戸内海東部と西部に来遊した集団であるが、それぞれの海域に毎年同じ群（同一のメンデル集団）が来遊しているという証拠はない。この点について明らかにするためには、複数年にわたり継続してサンプリングを行なって年ごとの遺伝的構造を比較する必要がある。仮に、それぞれの海域に毎年同一の系群が来遊しているとすれば、それぞれその海域が独自の繁殖場となり、東部系群と西部系群はまったく別のライフスタイルを持っていることになる。この可能性の検証のためには今後の更なる調査研究が不可欠である。

#### 文 献

- 藤井義弘・篠原基之 1993：瀬戸内海東部域における回遊性魚類の資源生態調査。本州四国連絡架橋漁業影響調査報告，(61)：漁業生物班A 97-120。
- 香川県水産試験場 1919：鯖漁業調査，第壹報：50pp。
- 唐川純一・松村眞作 1994：瀬戸内海東部海域における回遊性魚類の資源生態調査。本州四国連絡架橋漁業影響調査報告，(63)：漁業生物班97-129。
- 岸田 達・上田和夫・高尾亀次 1985：瀬戸内海中西部域におけるサワラの年齢と成長。日水誌，51(4)：529-537。
- 増成伸文・唐川純一 1995：瀬戸内海東部海域における回遊性魚類の資源生態調査。本州四国連絡架橋漁業影響調査報告，(65)：漁業生物班106-139。
- 永井達樹・武田保幸 1993：漁獲量。瀬戸内海東部域における回遊性魚類の資源生態調査（サワラの資源生態調査），日本水産資源保護協会編：1-16。
- 根井正利 1990：分子進化遺伝学（五條堀孝・斎藤成也 訳）。培風館，東京：vii+433 pp。
- 日本水産資源保護協会 1989：アイソザイムによる魚介類の集団解析：555 pp。
- 篠原基之・松村眞作 1990：瀬戸内海東部におけるサワラの資源生態調査。本州四国連絡架橋漁業影響調査報告，(53)：漁業生物班413-443。
- 篠原基之・松村眞作 1990：瀬戸内海東部におけるサワラの資源生態調査。本州四

- 国連絡架橋漁業影響調査報告, (55): 漁業生物班234-261.
- 篠原基之・松村眞作 1991: 瀬戸内海東部海域における回遊性魚類の資源生態調査.  
本州四国連絡架橋漁業影響調査報告, (57): 漁業生物班444-469.
- 篠原基之・鎌木昭久 1992: 瀬戸内海東部海域における回遊性魚類の資源生態調査  
(1991). 本州四国連絡架橋漁業影響調査報告, (59): 漁業生物班70-95.
- 谷口順彦・岡田容典 1980: マダイの生化学的多型に関する遺伝学的研究. 日水誌,  
46(4): 437-443.