

南米ペルー領海におけるメバチ (*Thunnus obesus*) の体長組成の解析
—成長式を考慮したベイズ型モデルによる複合正規分布の分解法とその適用結果—

品川 汐夫・今西 一*¹・天野卓郎*²

Analysis of body length composition of *Thunnus obesus* population off Peru
—an application of new method to decompose a mixture of normal
length—frequencies into component distributions by
Bayesian Model based on growth information—

Sekio Shinagawa, Hajime Imanishi, and Takuro Amano

Abstract

Akamine (1988) applied the non-linear optimization method to decompose a mixture of normal distributions into its component normal distributions and presented the Basic program for the numerical calculation.

With this program, as the actual parameters are not restricted within the positive range, it occurs often the case that the iteration does not reach convergence when the initial values are not suitable.

Tanaka and Tanaka (1990) proposed a method for estimating the age composition from the length-frequency by incorporating the theoretical growth curve as the penalty into the log likelihood of a mixture of normal distributions.

In this model the fitness to the growth curve of the mean and the variance of the component normal distributions are not treated independently.

A new method for estimating the age composition from the length-frequency by use of the Bayesian model is now proposed, which determines the penalty weight of the mean and the variance respectively according to the data, by the rule of minimizing the Akaike's Bayesian Information Criteria (ABIC). The program for the numerical calculation of this model is written with the C++. The constrained conditions of the parameters are introduced by the use of the

*¹元水産大学校教授

*²大成水産株代表取締役社長

Lagrange multiplier technique and the transformation of the independent variables. Furthermore, both the Marquardt's method and the Trust-region method are used to minimize the objective function, otherwise, the rate of convergence is too slow to reach ultimate convergence because of the existence of concave regions of the objective function.

This method was applied to the data of the big eye tuna, *Thunnus obesus* collected within the territorial waters of Peru in 1992, under the Science Agreement upon the joint investigations about the resources of the tunna, between Taisei Marine Co. LTD. and San Marcos National University of Peru, using the Taisei Maru No. 1, a fishing boat of Taisei Marine. The following important informations about the recruitment and the decreasing rate of this tuna were obtained.

- 1) The predominant age groups appear in every three year cycle, and the first predominant group is 2-year class, followed by 5- and 8-year classes in the population.
- 2) The maximum growth rate of mean body length from April to August is shown in 3- and 4-year classes of both sexes, such as about 2~3 cm per month in males, while about 0.5~1.0cm in females. Females more than 5-year class do not show an apparent growth and, therefore, the maximum mean body length of females is about 9.0cm shorter than that of males.
- 3) The recruitment of 2- and 3-year classes is observed from June to July, while specimens more than 4-year class disappear from the area. The decreasing rate of more than 4-year class altogether is estimated at about 0.4, though that of 5-year class is about 0.2.
- 4) The reproduction of the population is supported mainly by 8-year class, which may cause and reflect the predominant age group.

1. 緒言

1991年8月8日、大成水産株式会社（三浦市）とペルー共和国国立サンマルコス大学（リマ市）との間で、マグロ漁業・資源調査を行うための科学協定が締結された。

この協定に基づいて、'91年12月から'92年9月にわたって、エルニーニョの影響下にあるペルー領海内で、同社所有のマグロ延縄漁船第一大成丸403.31トンによる試験操業が行なわれた。

その中から、資料がよく整備されている4月~8月のメバチ (*Thunnus obesus*) について、その体長組成をもととした解析を行い、当該漁場評価のための、メバチ個体群についてのいくつかの知見を得た。

解析に際して、体長組成の複合正規分布を年級別の正規分布に分解するための数値計算モデルについて検討を行い、成長式を事前情報として取入れた、ベイズ型モデルを用いた数値計算プログラムを作成した。また、乱数により作成した人工データについて数値実験を行い、このプログラムを検証した。なお、プログラム作成にはC++言語を使用した。

2. 解析方法

体長組成の複合正規分布をいくつかの正規分布に分解するために非線型最適化の手法を用いることはすでに赤嶺¹⁾によって行われ、Basicプログラムが作成されている。田中²⁾はさらに、確率的な成長式を事前情報として尤度に入られることにより生物学的な知見と矛盾しない結果を得る方法を発表している。

しかし赤嶺のプログラムでは、パラメータが正という拘束条件が取入れられていないため、初期条件によっては解が収束しない場合がある。また田中のモデルでは、平均体長の成長式への適合度と、分散の成長式への適合度が切り離して扱えないことなどが改良すべき点として挙げられる。

そこでここでは、平均体長の成長式と分散の成長式それぞれを、事前確率として取入れた、ベイズ型モデルとその数値計算法について検討した。

この方法は坂元³⁾の密度関数自動描画法の応用で、ABICの最小化を通して、平均体長の成長式と分散の成長式への適合度が調節される。

このモデルの数値計算では、パラメータの拘束条件を指数変換とラグランジュ乗数法によって取入れ、最適化の手法としてマルカール法と信頼領域法を併用すると、最適解に到達できることが分かった。

2-1 基礎式

2-1-1 目的関数

第 i 年級群の体長組成密度関数を正規分布 $N[x | \mu_i, \sigma_i]$ とすると、 m 年級を含む複合正規分布の密度関数は、

$$f(x | P, \mu, \sigma) = \sum_{k=1}^m P_k \cdot N[x | \mu_k, \sigma_k], \quad \sum_{k=1}^m P_k = 1 \quad (1)$$

ただし、

$$P = [P_1, P_2, \dots, P_m]^t, \quad \mu = [\mu_1, \mu_2, \dots, \mu_m]^t$$

$$\sigma = [\sigma_1, \sigma_2, \dots, \sigma_m]^t, \quad x: \text{体長}$$

とする。

そこで Histogram の第 k 体長区間の中央値を x_k 、度数を F_k とすると、区間幅が充分小さければ、対数尤度関数は次式となる。

$$\log L_1 = \sum_{k=1}^n F_k \log f(x_k | P, \mu, \sigma) \quad (2)$$

n : 体長区間数

ここで、体長の成長が Bertalanffy の成長式にホワイトノイズが加わったものであるとすると、 μ_i, σ_i は次式で与えられる²⁾。

$$\left. \begin{aligned} \mu_i &= L \cdot \{1 - e^{-K(t_0+i)}\} \\ \sigma_i^2 &= \sigma_0'^2 + \frac{\sigma_0^2}{2K} \{1 - e^{-2K(t_0+i)}\} \end{aligned} \right\} \quad (3)$$

ただし、 $L, K, t_0, \sigma_0', \sigma_0$ は定数。

(3)より、第 i と第 $i+1$ 年級との間の関係は次式となる。

$$\left. \begin{aligned} \mu_{i+1} - \mu_i &= Ce^{-Ki} \\ \sigma_{i+1}^2 - \sigma_i^2 &= De^{-2Ki} \end{aligned} \right\} \quad (4)$$

ただし、 C, D は定数。

実際のデータはこれらの μ_i, σ_i^2 にランダムな変動が加わったものであるとして、 μ_i, σ_i^2 についての事前分布を次の式で仮定する。

$$\left. \begin{aligned} \pi_1(\mu | K, C, v_1) &= \prod_{i=1}^{m-1} \frac{1}{\sqrt{2\pi} v_1} \exp \left\{ -\frac{1}{2v_1^2} (\mu_{k+1} - \mu_k - Ce^{-Kk})^2 \right\} \\ \pi_2(\sigma | K, D, v_2) &= \prod_{i=1}^{m-1} \frac{1}{\sqrt{2\pi} v_2} \exp \left\{ -\frac{1}{2v_2^2} (\sigma_{k+1}^2 - \sigma_k^2 - De^{-2Kk})^2 \right\} \end{aligned} \right\} \quad (5)$$

(2), (5)から、事後分布の対数尤度は次式となる。

$$\begin{aligned} \log L &= \log L_1 + \log \pi_1 + \log \pi_2 \\ &= \sum_{k=1}^n F_k \log f(x_k | P, \mu, \sigma) - \sum_{i=1}^{m-1} \frac{1}{2v_1^2} (\mu_{k+1} - \mu_k - Ce^{-Kk})^2 \\ &\quad - (m-1) \log \sqrt{2\pi} v_1 - \sum_{i=1}^{m-1} \frac{1}{2v_2^2} (\sigma_{k+1}^2 - \sigma_k^2 - De^{-2Kk})^2 \\ &\quad - (m-1) \log \sqrt{2\pi} v_2 \end{aligned} \quad (6)$$

C, D, K, v_1, v_2 は μ, σ の事前分布を規定するハイパーパラメータで、後述する ABIC の最小化の基準によって定める。

そこで問題は、拘束条件

$$\left. \begin{aligned} P_i, \mu_i, \sigma_i, C, D, K > 0 \\ \sum_{k=1}^n P_k = 1 \end{aligned} \right\} \quad (7)$$

のもとで、ABIC を最小にし、 L を最大とするパラメータを決定することになる。

拘束条件(7)の第1式は指数変換を行えばよい。すなわち、

$$\left. \begin{aligned} P_i &= e^{\alpha_i}, \quad \mu_i = e^{\beta_i}, \quad \sigma_i = e^{\gamma_i} \\ C &= e^{\zeta}, \quad D = e^{\eta}, \quad K = e^{\xi} \end{aligned} \right\} \quad (8)$$

とおく。

(7)の第2式を満足させるために、ラグランジュ乗数 R を導入して、次の目的関数 Y の最小化を考える。

$$Y = -\log L + R(\sum_{k=1}^m P_k - 1) \quad (9)$$

このとき、 $\frac{\partial Y}{\partial P_i} = 0$ より、

$$R = \sum_{k=1}^m \frac{F_k}{f(x_k | P_i, \mu_i, \sigma_i)} \times N[x_k | \mu_i, \sigma_i] \quad (10)$$

$i = 1, 2, \dots, m$

となるが、(7)の第2式と(10)を同時に満足する R の値は、数値計算をしてみると、データ総数 $\sum_{k=1}^m F_k$ に等しくすればよいことが分かる。

そこで問題は、(8)による変数変換を行い、 $R = \sum_{k=1}^m F_k$ として、 $\xi, \eta, \zeta, v_1, v_2$ を固定して、(9)を α, β, γ について最小化する。無拘束最適化に帰着される。

$\xi, \eta, \zeta, v_1, v_2$ は次の ABIC の最小化の基準により定める。

2・1・2 ABIC の最小化によるハイパーパラメータの決定

C, D, K, v_1, v_2 を固定したとき、Y を最小化する α, β, γ を $\hat{\alpha}, \hat{\beta}, \hat{\gamma}$ とする。 β, γ についての事前分布が、(5)の μ_k, σ_k を $e^{\beta_k}, e^{\gamma_k}$ で置き換えた式で表されるとすると、(2)の μ_i, σ_i も $e^{\beta_i}, e^{\gamma_i}$ で置き換え、この場合のベイズモデルの ABIC は、 α を $\hat{\alpha}$ に固定して、次式で計算してよいであろう。

$$\text{ABIC} = -2 \log \int L_1(\beta, \gamma | \hat{\alpha}) \pi_1(\beta | K, C, v_1) \times \pi_2(\gamma | K, D, v_2) d\beta d\gamma \quad (11)$$

(11)右辺の積分の近似値を坂元³⁾の方法に従って求める。

まず、 $\log L_1 \cdot \pi_1 \cdot \pi_2$ を $(\hat{\alpha}, \hat{\beta}, \hat{\gamma})$ で、 β, γ について2次の項までテイラー展開した関数を $T(\beta, \gamma | \hat{\alpha})$ とすると、

$$\text{ABIC} \approx -2 \log \int \exp T(\beta, \gamma | \hat{\alpha}) d\beta d\gamma \quad (12)$$

ところで、 $T(\beta, \gamma | \hat{\alpha})$ は、 $(\hat{\beta}, \hat{\gamma})$ で最大となるので1次の項は0となり、

$$T(\beta, \gamma | \hat{\alpha}) = T(\hat{\beta}, \hat{\gamma} | \hat{\alpha}) - \frac{1}{2} [(\beta - \hat{\beta})', (\gamma - \hat{\gamma})'] | [H] | \begin{bmatrix} \beta - \hat{\beta} \\ \gamma - \hat{\gamma} \end{bmatrix} \quad (13)$$

ただし、 $[H]$ は $T(\beta, \gamma | \hat{\alpha})$ を、 $(\hat{\beta}, \hat{\gamma})$ において β, γ で微分したヘシアン行列である。

ここで、

$$\int \exp \left\{ -\frac{1}{2} [(\beta - \hat{\beta})', (\gamma - \hat{\gamma})'] | [H] | \begin{bmatrix} \beta - \hat{\beta} \\ \gamma - \hat{\gamma} \end{bmatrix} \right\} d\beta d\gamma$$

$$=(2\pi)^n (\det[\mathbf{H}])^{-\frac{1}{2}}$$

を用いると、

$$\text{ABIC} \doteq -2T(\hat{\beta}, \hat{\gamma} | \hat{\alpha}) + \log(\det[\mathbf{H}]) - 2n \log 2\pi \quad (15)$$

$\hat{\epsilon}$, η , ζ は、厳密には v_1 , v_2 とともに、(15)の ABIC が最小となるように定めるべきであるが、 v_1 , v_2 に比べると(15)の第2項への直接的影響は小さいと考えられるので、 $\hat{\alpha}$, $\hat{\beta}$, $\hat{\gamma}$ とともに、 v_1 , v_2 は固定して、Y を最小化することにより定めてもよいであろう。

v_1 , v_2 は主として第2項に影響し、他のパラメータへの直接的影響は小さい。従って厳密な計算は必要なく、適当な格子探索を行えば充分である。

実際の数値計算によると、 v_1 , v_2 が 10^{-4} より小になると、他のパラメータは殆ど変化しなくなるから、 $8 \sim 10^{-6}$ の間で、1より大きい場合には k ($k=1, 2, \dots, 8$), 1より小さい場合には $(1/10)^k$ ($k=1, 2, \dots, 6$) として格子探索を行えばよい。

結局数値計算上は、適当な v_1 , v_2 を選び、3つの対数尤度の和を最大化するパラメータを決定することになる。このとき、 v_1 , v_2 は平均値と分散の成長式への適合度の重みとして働き、それは ABIC の最小化を通して適度に調節される。

ABIC を(15)式で計算することについては、(12)式の近似の程度が問題であるが、(15)式第2項の $\det([\mathbf{H}])$ は Y の極小点における尖りの程度を表し、これが小さい程極小点の凹みが広いことを意味するから、(15)式は、極小点付近における一尤度の平均的な値を示すことにもなると考えられるので、(15)式の最小化も意味があると考えられる。

2.2 数値計算法

2.2.1 最適化の手法

v_1 , v_2 を適当に与え、 R =データ総数として(9)式の Y を最小化する α , β , γ , ϵ , η , ζ を求めるために、無拘束非線型最適化の手法を用いる。いくつかの手法が考えられるが、シンプレックス法、可変計量法、マルカール法など、通常よく用いられる方法では、収束が極めて遅いか、場合によっては収束しない。

それは、これらの方法が修正ベクトルを勾配ベクトルが0となる方向へと向かわせる傾向があるため、目的関数が複雑な凹凸を有する場合、途中の凹領域から容易に抜け出せないためである。

そこで、Y を2次の項まで近似して信頼領域の大きさを定め、逐次修正ベクトルの方向と大きさを決定する。信頼領域法⁴⁾を用いると、最適解に到達できることが分かった。

これは、マルカール法において、信頼領域の大きさから付加対角項の値を決定する方法で、修正ベクトルを勾配が大きくなる方向へ向かわせることができる。

ただしこの方法は、ヘシアン行列が正定値でないといけない。そこで、繰り返し計算の初めの段階ではマルカール法を用い、ある程度解が収束してから、信頼領域法に切り換えるようにすればよい。

2.2.2 収束判定について

最適解への収束判定の条件としてここでは、ヘシアン行列の対角項の平方根で基準化した勾配ベクトルのユークリッドノルムが、 2×10^{-8} 以下になることを目安とした。多くの場合、この条件で判定できるが、この条件を満たす場合でも、信頼領域が充分縮小していない場合には、さらに条件を厳しくして計算を続行すると、再び勾配ベクトルが増大することがあるので注意を要する。逆に勾配ベクトルのノルムが 10^{-7} 程度でも、信頼領域が 10^{-4} 以下に縮小し、付加対角項を0とした場合のYの変化が 10^{-16} 程度となる場合には収束と判定した。

3. 数値実験とその結果について

表1. 数値実験データの密度関数のパラメータ

K=0.1829 C=30.99 D=1.909

成分分布	割合	平均値	標準偏差
分布1	0.0252	66.9	6.1966
分布2	0.0711	92.7	6.3025
分布3	0.0302	114.2	6.3750
分布4	0.3782	132.1	6.4248
分布5	0.1445	147.0	6.4591
分布6	0.0000	159.5	6.4827
分布7	0.3047	169.8	6.4991
分布8	0.0000	178.4	6.5104
分布9	0.0461	185.6	6.5183

表1に示すパラメータで定まる、9個の正規分布からなる複合正規分布の密度関数に従う乱数を用いて、人工的な2通りのデータを作成した。(Case 1およびCase 2) データ総数はいずれも573とし、度数分布の区間幅は1とした。

人工データの密度関数から計算される度数分布の理論値を図1に示す。

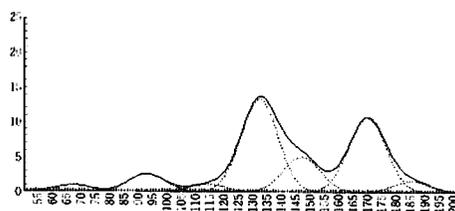


図1. 複合正規分布の密度関数から計算される人工データの度数分布

実線：複合分布 点数：各成分の分布

これらのデータに上で述べた解析方法を適用した。計算の結果得られたパラメータの推定値を表2、3に、またこれから計算される度数分布の計算値と実現値を図2、3に示す。

表2. 数値実験の計算結果 (Case 1)

(密度関数のパラメータの推定)

$v_1 = 1e-6$ $v_2 = 0.01$ ABIC=5370.671677
 $K=0.1740$ $C=29.39$ $D=4.394$

成分分布	割合	平均値	標準偏差
分布1	0.0246	68.4	5.4846
分布2	0.0615	93.1	5.7605
分布3	0.0193	113.9	5.9477
分布4	0.3342	131.3	6.0764
分布5	0.1696	146.0	6.1657
分布6	0.0389	158.3	6.2280
分布7	0.2397	168.6	6.2716
分布8	0.0510	177.3	6.3022
分布9	0.0613	184.6	6.3237

表3. 数値実験の計算結果 (Case 2)

(密度関数のパラメータの推定)

$v_1 = 1e-6$ $v_2 = 6.2$ ABIC=5305.016739
 $K=0.1816$ $C=31.18$ $D=0.0$

成分分布	割合	平均値	標準偏差
分布1	0.0241	66.1	6.3443
分布2	0.0645	92.1	6.3856
分布3	0.0170	113.8	6.1887
分布4	0.3692	131.9	5.9568
分布5	0.1190	147.0	5.7719
分布6	0.0374	159.6	5.5656
分布7	0.2842	170.0	5.3445
分布8	0.0495	178.8	5.1733
分布9	0.0350	186.1	4.9399

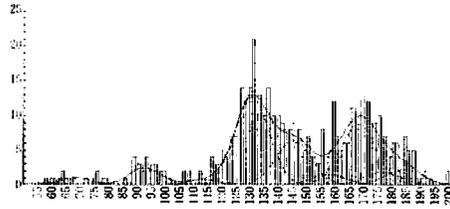


図2. 人工データ (Case 1) の度数分布の計算値 (曲線) と実現値 (棒グラフ)

実線：複合分布 点数：各成分の分布

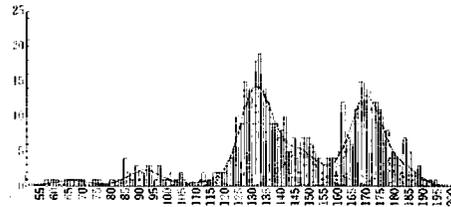


図3. 人工データ (Case 2) の度数分布の計算値 (曲線) と実現値 (棒グラフ)

実線：複合分布 点数：各成分の分布

これらから、各成分の正規分布の、平均値については、よい推定値を得ているといえるが、標準偏差については、かなりの推定誤差が含まれていることが分かる。

とくに Case 2 の場合、標準偏差の大きさの順序が逆転しているが、これは、データ数の少ない分布 1 の標本分散が大きくなったためである。

この場合、ABIC の値が、 v_2 を 6.2 とかなり大きくしたときに最小になっており、ABIC の最小化が、誤差の大きい標準偏差の適合度の重みを小さくする働きをしていることが分かる。

各成分正規分布の割合の推定値については、割合が小さく、かつ他の分布と重なる場合には誤差が大きくなるが、全体的には元の分布をよく復元しているといえよう。

4. 南米ペルー領海におけるメバチ (*Thunnus obesus*) の体長組成の解析

1992年4月～8月に、南米のペルー領海内の海域で漁獲されたメバチ (*Thunnus obesus*) の体長組成の解析に、上述の方法を適用した。

漁獲は4月～8月のほぼ連日行われ、採捕された個体の尾叉長、全重量が計測され、また雌雄の識別と成熟度の判定が行われているが、解析は4～5月、5～6月、6～7月、7～8月の2ヶ月間ごとにデータをプールして行った。調査海域を図4に示す。

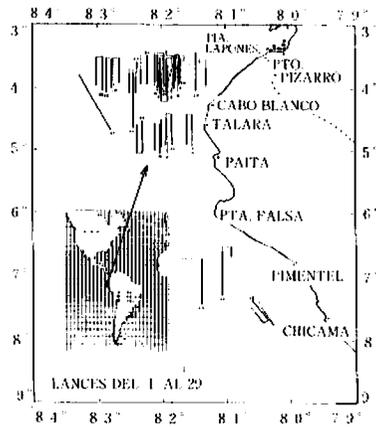


図4. 調査海域（文献⁷⁾から転載）
 図中の実線は6月～9月の第一大成丸の航跡を示す

4-1 解析結果

4-1-1 雌雄別漁獲個体数

表4. 4月～8月の雌雄別漁獲尾数と雌の割合

	雄	雌	不明	雌の割合
4月	214	223	0	0.5103
5月	360	443	0	0.5517
6月	200	244	329	0.5495
7月	349	432	288	0.5531
8月	302	358	67	0.5424

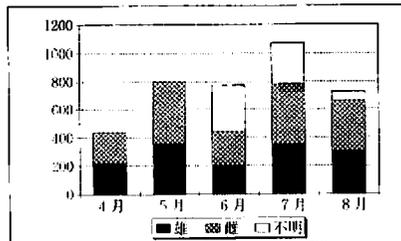


図5. 4月～8月の漁獲尾数の雌雄の内訳

各月の雌雄の漁獲個体数と雌の割合を表4と図5に示す。各月いずれも雌の割合が雄より多く、ほぼ雌55%、雄45%の割合である。4～5月は採捕された全個体の雌雄が識別されているが、6～8月はほぼ100cm以上の大型個体についてのみ行われている。そこで、6～8月の雌

雄不明の個体は、雌の割合が55%として雌雄に比例配分して個体数を計数し、以下の解析を行った。

4.1.2 体重～体長関係式

雌雄不明の個体を除き、雌雄それぞれについて、体重～体長関係式を、重み付き最小二乗法により求めた。そのさい重みは、体重の測定値の推定分散の逆数とし、推定分散は回帰式により計算される体重の推定値×定数とし、推定分散が収束するまで繰返し計算を行った。その結果、雌雄それぞれについて、次の関係式を得た。

$$\text{雄: } W = 4.270 \times 10^{-5} L^{2.815}$$

$$\text{雌: } W = 4.393 \times 10^{-5} L^{2.810}$$

W: kg, L: cm

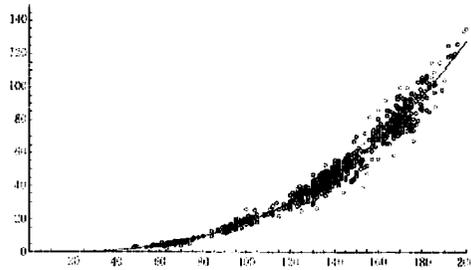


図 6-1. 雄の体重～体長関係

縦軸：全重量 (kg) 横軸：尾叉長 (cm)

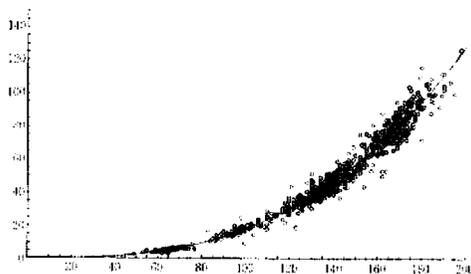


図 6-2. 雌の体重～体長関係

縦軸：全重量 (kg) 横軸：尾叉長 (cm)

結果を図 6-1、6-2 に示す。これから、体長 200 cm 以下では雌の方がやや体重が大きい傾向が見られるものの、ほとんど雌雄の差はないといえる。

そこで、雌雄併せたデータを用いて体長の体重に対する回帰式を同じ方法で求め、次式を得た。

$$L=36.32W^{0.3505}$$

6月～8月の資料には、体重の測定だけで、体長が計測されていない個体がある。これらについては、上の式を用いて体長を推定して、以下の解析に用いた。

4.3 体長組成度数分布の年級への分解

雌雄それぞれについて、2ヶ月間ごとにプールした体長組成度数分布を正規分布に分解して年級構成を推定した。そのさい、年級群の数は次のようにして定めた。

落合・田中¹⁹⁾によると、メバチの尾叉長は1歳で44.4cm、3歳で102.1cm、5歳で140.2cm、10歳で188.3cmとなることが知られている。

4月～8月の間に漁獲された個体の最小体長は47cm、最大体長は200cmであることから、データには2年～10年の9年級群が含まれている可能性がある。

そこで年級群を2年～10年の9群として計算を行い、得られた各年級群の平均体長が上の値から掛け離れたり、あるいは前月の計算結果と連続しない場合、上の年級から順に除いて計算を行い、最も適当と思われる計算結果を採用した。

なお、計算に用いた体長組成度数分布の階級幅は1cm間隔とした。

その結果推定された各年級群の割合と平均体長、標準偏差を表5に、度数分布の実現値と計算値を図7-1～図7-8に示す。

表 5. *Thunnus obesus* の計算結果
(密度関数のパラメータの推定)

'92年 4～5月 雄 (573個体)				'92年 4～5月 雌 (664個体)			
$v_1 = 1e-5 \quad v_2 = 1e-4 \quad ABIC=5359.3466$				$v_1 = 1e-6 \quad v_2 = 1e-4 \quad ABIC=6103.7149$			
$K=0.1874 \quad C=31.62 \quad D=5.354$				$K=0.2972 \quad C=43.15 \quad D=50.59$			
年 級	割 合	平均値	標準偏差	年 級	割 合	平均値	標準偏差
2年	0.0237	66.29	5.7617	2年	0.0181	63.17	2.6777
3年	0.0704	92.50	6.0727	3年	0.0621	95.23	5.9237
4年	0.0316	114.24	6.2775	4年	0.0693	119.05	7.1064
5年	0.3808	132.26	6.4145	5年	0.4402	136.74	7.6815
6年	0.1421	147.20	6.5070	6年	0.0000	149.88	7.9812
7年	0.0000	159.58	6.5698	7年	0.0000	159.65	8.1419
8年	0.3055	169.85	6.6126	8年	0.3481	166.90	8.2292
9年	0.0000	178.36	6.6419	9年	0.0000	172.29	8.2770
10年	0.0460	185.42	6.6620	10年	0.0622	176.30	8.3033
'92年 5～6月 雄 (720.65個体)				'92年 5～6月 雌 (883.35個体)			
$v_1 = 1e-6 \quad v_2 = 1e-5 \quad ABIC=6740.7147$				$v_1 = 1e-6 \quad v_2 = 1e-4 \quad ABIC=8304.9747$			
$K=0.2194 \quad C=35.04 \quad D=29.47$				$K=0.2755 \quad C=39.76 \quad D=37.14$			
年 級	割 合	平均値	標準偏差	年 級	割 合	平均値	標準偏差
2年	0.2572	66.61	3.7931	2年	0.2224	66.50	3.7711
3年	0.1001	94.75	5.7787	3年	0.0992	96.69	5.9692
4年	0.0267	117.35	6.7564	4年	0.0361	119.60	6.9263
5年	0.3359	135.49	7.3179	5年	0.3357	137.00	7.4221
6年	0.0356	150.06	7.6582	6年	0.0000	150.21	7.6934
7年	0.0000	161.76	7.8698	7年	0.0000	160.24	7.8455
8年	0.2445	171.16	8.0033	8年	0.2736	167.86	7.9318
				9年	0.0000	173.64	7.9812
				10年	0.0330	178.03	8.0095
'92年 6～7月 雄 (881個体)				'92年 6～7月 雌 (1083個体)			
$v_1 = 2.54 \quad v_2 = 1e-5 \quad ABIC=7661.1492$				$v_1 = 1e-4 \quad v_2 = 1e-5 \quad ABIC=9541.9500$			
$K=0.2486 \quad C=38.13 \quad D=30.36$				$K=0.2648 \quad C=38.66 \quad D=37.22$			
年 級	割 合	平均値	標準偏差	年 級	割 合	平均値	標準偏差
2年	0.5077	66.64	3.8723	2年	0.4635	66.63	3.8191
3年	0.1263	98.24	5.7845	3年	0.1088	96.30	6.0417
4年	0.0170	118.58	6.6852	4年	0.0162	119.06	7.0290
5年	0.2443	135.35	7.1780	5年	0.2651	136.53	7.5502
6年	0.0174	150.63	7.4618	6年	0.0000	149.93	7.8410
7年	0.0109	162.51	7.6292	7年	0.0000	160.22	8.0072
8年	0.0764	172.09	7.7293	8年	0.1463	168.11	8.1035
'92年 7～8月 雄 (866.9個体)				'92年 7～8月 雌 (1054.1個体)			
$v_1 = 2.99 \quad v_2 = 1e-6 \quad ABIC=7516.3589$				$v_1 = 1e-5 \quad v_2 = 0.001 \quad ABIC=9230.8267$			
$K=0.2573 \quad C=39.21 \quad D=27.33$				$K=0.3016 \quad C=41.39 \quad D=38.76$			
年 級	割 合	平均値	標準偏差	年 級	割 合	平均値	標準偏差
2年	0.5225	67.12	4.2182	2年	0.4742	67.32	4.1309
3年	0.1154	100.26	5.8417	3年	0.0812	97.93	6.1858
4年	0.0132	121.12	6.6247	4年	0.0191	120.58	7.0612
5年	0.2580	135.90	7.0513	5年	0.3020	137.32	7.4969
6年	0.0275	151.12	7.2944	6年	0.0000	149.71	7.7249
7年	0.0036	162.87	7.4359	7年	0.0000	158.86	7.8468
8年	0.0599	172.18	7.5192	8年	0.1235	165.64	7.9127

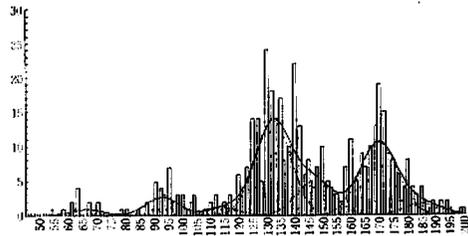


図7-1. 4月～5月の雄の体長組成度数分布の計算値（曲線）と実現値（棒グラフ）

実線：複合分布 点線：各成分の分布
縦軸：度数 横軸：尾叉長（cm）

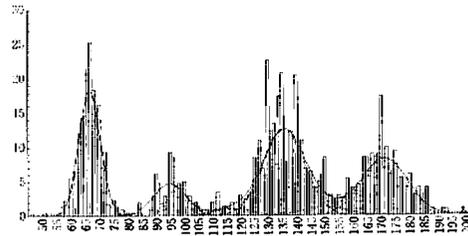


図7-2. 5月～6月の雄の体長組成度数分布の計算値（曲線）と実現値（棒グラフ）

実線：複合分布 点線：各成分の分布
縦軸：度数 横軸：尾叉長（cm）

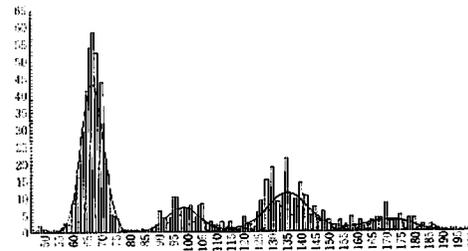


図7-3. 6月～7月の雄の体長組成度数分布の計算値（曲線）と実現値（棒グラフ）

実線：複合分布 点線：各成分の分布
縦軸：度数 横軸：尾叉長（cm）

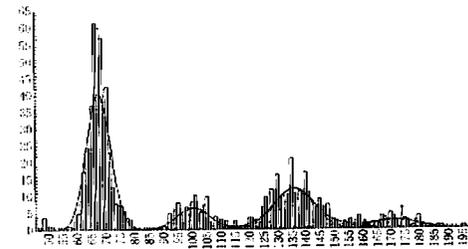


図7-4. 7月～8月の雄の体長組成度数分布の計算値（曲線）と実現値（棒グラフ）

実線：複合分布 点線：各成分の分布
縦軸：度数 横軸：尾叉長（cm）

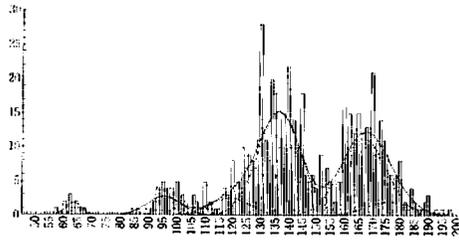


図7-5. 4月～5月の雌の体長組成度数分布の計算値(曲線)と実現値(棒グラフ)

実線：複合分布 点線：各成分の分布
縦軸：度数 横軸：尾叉長 (cm)

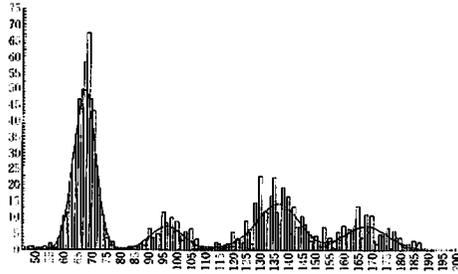


図7-7. 6月～7月の雌の体長組成度数分布の計算値(曲線)と実現値(棒グラフ)

実線：複合分布 点線：各成分の分布
縦軸：度数 横軸：尾叉長 (cm)

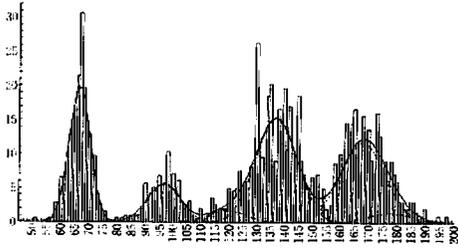


図7-6. 5月～6月の雌の体長組成度数分布の計算値(曲線)と実現値(棒グラフ)

実線：複合分布 点線：各成分の分布
縦軸：度数 横軸：尾叉長 (cm)

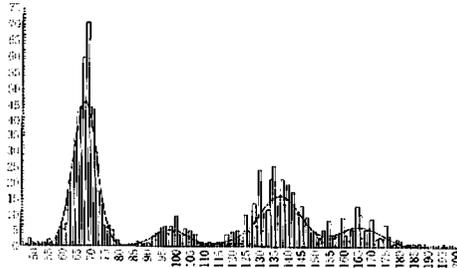


図7-8. 7月～8月の雌の体長組成度数分布の計算値(曲線)と実現値(棒グラフ)

実線：複合分布 点線：各成分の分布
縦軸：度数 横軸：尾叉長 (cm)

4・1・3 年級別平均体長の月変化

雌雄それぞれについて、各年級の平均体長の月変化を表6と図8に示す。

表6-1. 雄の年級別平均体長(尾叉長cm)
推定値の月変化

	4～5月	5～6月	6～7月	7～8月
2年	66.29	66.61	66.64	67.12
3年	92.50	94.75	98.24	100.26
4年	114.24	117.35	118.58	121.12
5年	132.26	135.49	135.35	135.90
6年	147.20	150.06	150.63	151.12
7年	159.58	161.76	162.51	162.87
8年	169.85	171.16	172.09	172.18
9年	178.36			
10年	185.42			

表6-2. 雌の年級別平均体長(尾叉長cm)
推定値の月変化

	4～5月	5～6月	6～7月	7～8月
2年	63.17	66.50	66.63	67.32
3年	95.23	96.69	96.30	97.93
4年	119.05	119.60	119.06	120.58
5年	136.74	137.00	136.53	137.32
6年	149.88	150.21	149.93	149.71
7年	159.65	160.24	160.22	158.86
8年	166.90	167.86	168.11	165.64
9年	172.29	173.64		
10年	176.30	178.03		

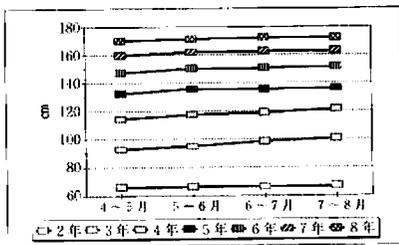


図8-1. 雄の年級別平均体長の月変化

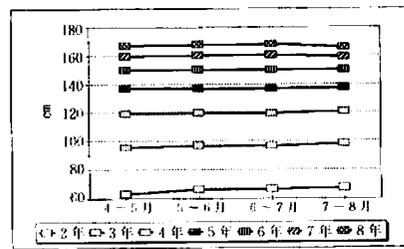


図8-2. 雌の年級別平均体長の月変化

これから、7年以上の年級では雄の方が雌より大きく、8年級で4～7cm、10年級で約9cmの差が見られる。

雄では各年級で月とともに平均体長が増加し、個体の成長を反映していると思われるが、雌の5年以上ではそのような成長が見られず、とくに6～7月、7～8月には逆に減少している。その原因として、6月以降は雌雄不明の個体や体長が計測されていない個体が増加したため、

計算の信頼度が損なわれたことが考えられるが、実際にこの時期に雌の成長が休止している可能性も考えられる。

雌雄ともに3年、4年で最も成長が大きく、雄では1ヶ月で2～3cm、雌では0.5～1cmの成長が見られる。

4-1-4 年級別漁獲努力量当たり漁獲量の月変化

雌雄それぞれについて、各年級群の割合から計算した年級別の漁獲尾数を漁獲努力量で割った値を表7と図9に示す。ただし、漁獲努力量は延縄長(100km単位)×操業時間とした。ま

表7-2. 雌の年級別漁獲努力量当たり漁獲尾数
(尾/時間/100km) 推定値の月変化

	4～5月	5～6月	6～7月	7～8月
2年	0.0321	0.3952	0.7451	0.6610
3年	0.1102	0.1762	0.1749	0.1131
4年	0.1229	0.0642	0.0261	0.0266
5年	0.7814	0.5963	0.4262	0.4210
6年	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000
7年	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000
8年	0.6178	0.4860	0.2352	0.1722
9年	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000
10年	0.1105	0.0586	0.0000	0.0000
2～10年	1.7749	1.7765	1.6075	1.3939
4～10年	1.6326	1.2051	0.6875	0.6198
努力量 (時間×100km)	374.1	497.2	673.7	756.2

表7-1. 雄の年級別漁獲努力量当たり漁獲尾数
(尾/時間/100km) 推定値の月変化

	4～5月	5～6月	6～7月	7～8月
2年	0.0363	0.3728	0.6832	0.5990
3年	0.1078	0.1451	0.1509	0.1323
4年	0.0484	0.0388	0.0173	0.0151
5年	0.5832	0.4869	0.3373	0.2957
6年	0.2177	0.0515	0.0359	0.0315
7年	0.0000	0.0000	0.0048	0.0042
8年	0.4679	0.3543	0.0783	0.0687
9年	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000
10年	0.0704	0.0000	0.0000	0.0000
2～10年	1.5317	1.4494	1.3077	1.1465
4～10年	1.3876	0.9315	0.4736	0.4152
努力量 (時間×100km)	374.1	497.2	673.7	756.2

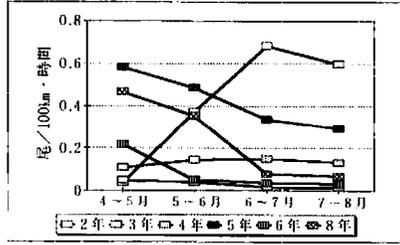


図9-1. 雄の年級別漁獲努力量当たり漁獲尾数の月変化

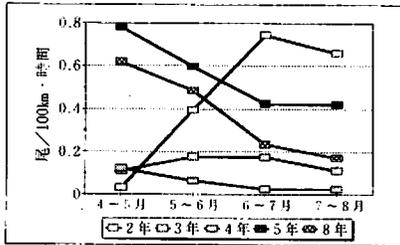


図9-2. 雌の年級別漁獲努力量当たり漁獲尾数の月変化

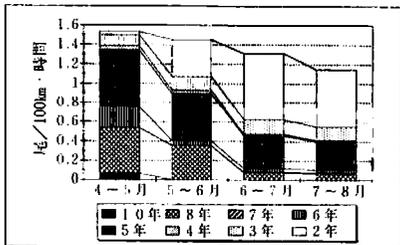


図10-1. 雄の漁獲努力量当たり漁獲尾数の年級構成

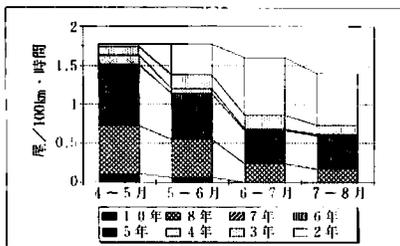


図10-2. 雌の漁獲努力量当たり漁獲尾数の年級構成

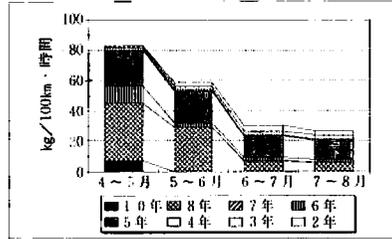


図11-1. 雄の漁獲努力量当たり漁獲重量の年級構成

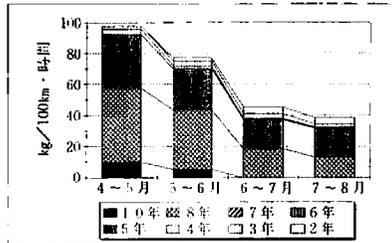


図11-2. 雌の漁獲努力量当たり漁獲重量の年級構成

た、雌雄別努力量当たりの尾数と重量の年級構成を図10と図11に示す。ここで重量の年級構成は、尾数の年級構成に上て求めた雌雄別の体重～体長関係式から推定される体重を乗じて求めた(表8)。そのさい体長は、各年級群の平均体長の推定値を用いた。

表8-1. 雄の年級別漁獲努力量当たり漁獲重量 (kg/時間/100km) 推定値の月変化

	4~5月	5~6月	6~7月	7~8月
2年	0.2074	2.1597	3.9623	3.5441
3年	1.5734	2.2661	2.6091	2.4226
4年	1.2795	1.1063	0.5080	0.4706
5年	23.2832	20.8074	14.3722	12.7434
6年	11.7463	2.9338	2.0668	1.8303
7年	0.0000	0.0000	0.3422	0.3013
8年	37.7724	29.2271	6.5580	5.7629
9年	0.0000			
10年	7.2746			
2~10年	83.1368	58.5004	30.4186	27.0752
4~10年	81.3560	54.0746	23.8472	21.1085

表8-2. 雌の年級別漁獲努力量当たり漁獲重量
(kg/時間/100km) 推定値の月変化

	4～5月	5～6月	6～7月	7～8月
2年	0.1615	2.2976	4.3556	3.9774
3年	1.7570	2.9318	2.8772	1.9508
4年	3.6688	1.9418	0.7794	0.8230
5年	34.4294	26.4164	18.6973	18.7717
6年	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000
7年	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000
8年	47.6590	38.0964	18.5150	13.0032
9年	0.0000	0.0000		
10年	9.9420	5.4191		
2～10年	97.6177	77.1031	45.2245	38.5261
4～10年	95.6992	71.8737	37.9917	32.5979

さらに雌雄を併せた努力量当たり尾数と重量の年級構成を表9、10および図12、13に示す。これらから、2年、3年の年級群は7月まで増加するが、4年以上の年級群は4月以降、急激に減少していることが分かる。

表9. 雌雄併せた漁獲努力量当たり漁獲尾数
(尾/時間/100km) の月変化

	4～5月	5～6月	6～7月	7～8月
2年	0.0684	0.7680	1.4283	1.2600
3年	0.2180	0.3213	0.3258	0.2454
4年	0.1713	0.1030	0.0434	0.0417
5年	1.3646	1.0832	0.7635	0.7167
6年	0.2177	0.0515	0.0359	0.0315
7年	0.0000	0.0000	0.0048	0.0042
8年	1.0857	0.8403	0.3135	0.2409
9年	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000
10年	0.1809	0.0586	0.0000	0.0000
2～10年	3.3066	3.2259	2.9152	2.5404
4～10年	3.0202	2.1366	1.1611	1.0350
努力量 (時間×100km)	374.1	666.4	673.7	756.2

表10. 雌雄併せた漁獲努力量当たり漁獲重量
(kg/時間/100km) の月変化

	4～5月	5～6月	6～7月	7～8月
2年	0.3689	4.4573	8.3179	7.5215
3年	3.3304	5.1979	5.4863	4.3734
4年	4.9483	3.0481	1.2874	1.2936
5年	57.7126	47.2238	33.0695	31.5151
6年	11.7463	2.9338	2.0668	1.8303
7年	0.0000	0.0000	0.3422	0.3013
8年	85.4314	67.3235	25.0730	18.7661
9年	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000
10年	17.2166	5.4191	0.0000	0.0000
2～10年	180.7545	135.6035	75.6431	65.6013
4～10年	177.0552	125.9483	61.8389	53.7064
努力量 (時間×100km)	374.1	666.4	673.7	756.2

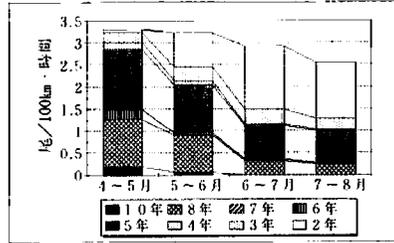


図12. 雌雄併せた漁獲努力量当たり漁獲尾数の年級構成

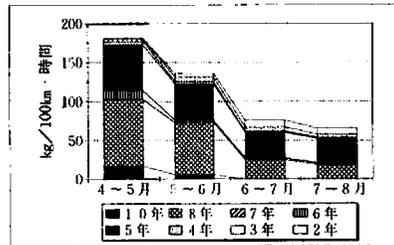


図13. 雌雄併せた漁獲努力量当たり漁獲重量の年級構成

そこで、4年以上の年級群の努力量当たり漁獲尾数について指数関数をあてはめ、その月当たり減耗係数を求めると表11のようになった。

表11. 雌雄別年級別漁獲努力量当たり漁獲尾数の減耗率の推定

年級	雄	雌	雌雄の合計
4年	0.4266	0.5441	0.5390
5年	0.2416	0.2283	0.2340
6年	0.8061	-	0.8061
8年	0.6856	0.4432	0.4946
4～10年	0.4439	0.3553	0.3933

これによると、減耗の雌雄による相違は余りないが、年級により0.2～0.8と、かなりのばらつきが見られる。雌雄ともに5年の年級が最も減耗率が小さく、0.2程度であるが、4年～10年を併せた減耗率はおよそ0.4になる。これは1ヶ月当たりとしてかなり大きく、自然死亡、漁獲死亡だけでは説明できないと考えられるので、散逸による減耗が相当あると考えられる。

漁獲重量の構成で見ると、この海域では5年と8年の年級群が卓越しており、全漁獲量の8割以上を占める。6月までは8年級の方が多いが、6月以降は5年級の方が多くなる。

以上より、この海域では、6月～7月に2～3年の若齢魚が加入してくるとともに、4年以上の年級群は離脱していることが推察される。ただし、この海域で卓越した年級群となっている5年の年級群は比較的長く留っているように思われる。

4・1・5 雌雄の年級別成熟度の月変化

各年級の平均体長±標準偏差に含まれる個体をその年級の個体として求めた、年級別成熟度の割合を、雌雄それぞれについて、図14に示す。

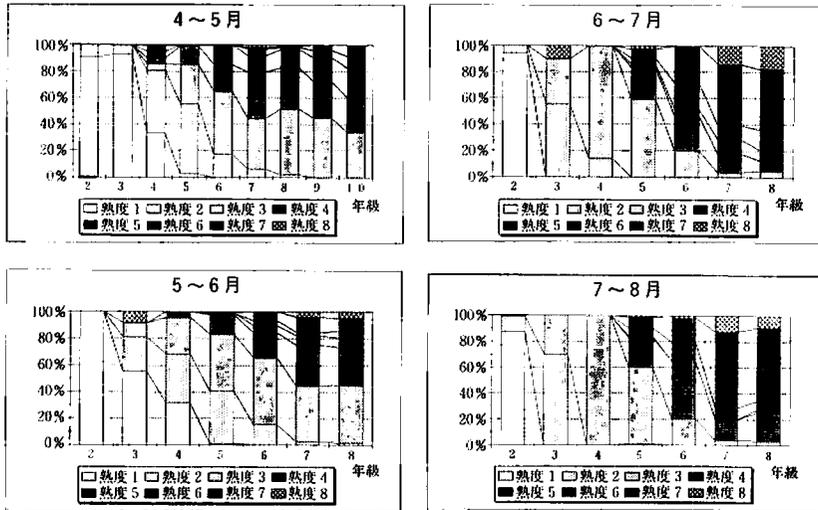


図14-1. 雄の年級別成熟度割合の月変化

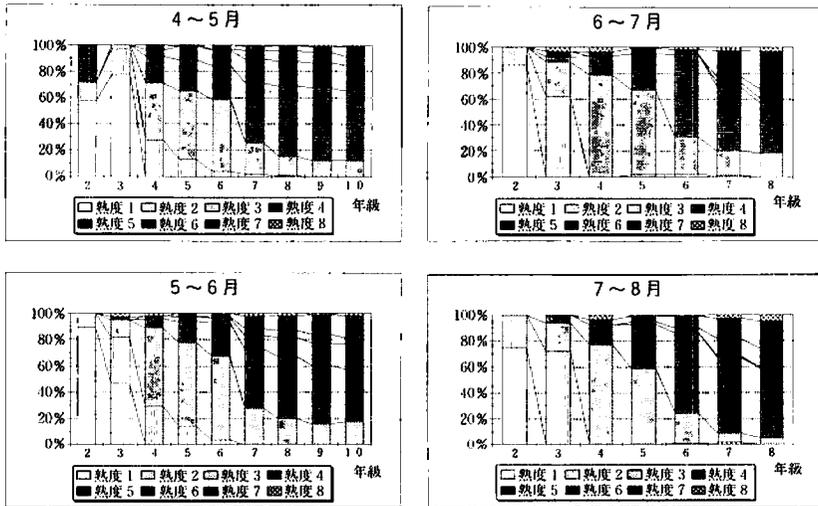


図14-2. 雌の年級別成熟度割合の月変化

ここでは8階級からなる熟度⁶⁾を使用し、熟度6が産卵・放精直前、熟度7以上は放卵・放精後である。

これから、雄では6月以降、7年、8年の年級で熟度6以上が急増し、7~8月には放精後の熟度7および8が約7割に達する。従って、雄の放精盛期は6月頃と推定される。

一方雌では、月とともに熟度が高くなる傾向は認められるものの、7~8月の7、8年級で

も、産卵後の熟度7以上は3割弱で、熟度4以下が6割を占めることから、まだ産卵盛期には達していないと推察される。このように、雄と雌では、放精、産卵の盛期にずれがあるように思われる。

年級別に見ると、放精・産卵直前の個体が見られるのは、雄では4年、雌では3年からであるが、雌雄ともに熟度4以上が6割を越えるのは、7～8月でも、6年級以上で、5年級以下では熟度3以下が6割以上を占め、2年、3年級では、熟度2以下が6割以上を占める。

4.2 考察

以上の解析結果から、当該海域におけるメバチ個体群について、つぎのような推察を行うことができる。

4.2.1 年級構成と年級群の加入・散逸について

漁獲物の年級構成の推定から、当該海域におけるメバチ個体群には2年、5年、8年の3年置きに卓越した年級群が存在すると考えられる。このことが当該海域に特有の事であるか否かは定かではないが、今後資源の保全を考えた適切な漁獲を計画する上で重要な知見と思われる。

年級別の努力量当たり漁獲尾数の変化から、6月～7月に2年、3年の年級群が当該海域に加入するとともに、4年以上の年級群は離脱していくと推察され、その減耗率はおよそ0.4/月である。ただし5年の年級群はその他に比べると比較的長くこの海域に留まると思われ、その減耗率はおよそ0.2/月である。

その結果、4月～5月には漁獲物は尾数重量ともに5年と8年の年級群が多くを占めるが、6月以降、尾数では2年、重量では5年の年級群が多くを占めるようになる。しかし全体として2年の年級群の重量は小さく、この海域での漁獲重量は5年と8年の卓越年級群が8割以上を占める。

4.2.2 個体の成長について

各年級群の平均体長の推定値は落合・田中⁵⁾に述べられているよりもやや小さいが、その差は1年間の成長量以下なので、時期の相違によることも考えられる。

平均体長を雌雄で比較すると、数値計算上の推定誤差を考慮すれば、7年級までは雌雄による顕著な差はないと見られるが、8年級以上では3～9 cm程度雄の方が大きい。

平均体長の月変化を見ると、雌雄ともに3～4年の年級で最も顕著な成長が見られる。このことは基礎式で仮定した Bertalanffy 型の成長とは矛盾しており、Logistic 型の成長であることを示唆しているか、または2年の年級が丁度漁獲への加入期になるため、見かけ上、平均体長が変化しないためとも考えられる。前者の場合、それが Bertalanffy 型から大きくずれなければ問題ないと考えられるが、モデルの再検討も必要かも知れない。後者の場合、2年の年級を除いた計算も必要であろう。

雌雄の平均体長の月変化を比較すると、雄では4月～8月の間、連続して増加しているが、雌では全体として増加が雄より小さく、とくに6月以降の5年級以上では増加が見られない。この雌雄による相違が、データ処理上の問題によるものか、またはこの時期、雌の成長が休止しているためかは明らかにできないが、後者の場合、次に述べる雌雄の成熟期の相違との関連が考えられる。

4.2.3 個体の成熟と個体群の再生産に関して

雌雄の年級別成熟度階級の変化から、この海域におけるメバチ個体群の再生産は、8年の卓越年級群によって支えられているといえる。そしてこのことが、再び卓越年級群を生み出す原因の一つといえるかも知れない。今後継続した調査が望まれる。

成熟度の変化には雌雄による違いが見られ、雄では6月頃、7、8年級による放精盛期があると推定され、7～8月には7、8年級の7割の個体が放精を終えているが、雌では6割以上の個体が産卵前である。このような雌雄による成熟期のずれが個体群の再生産とどのように関わっているかは、今後解明すべき課題である。

5. 結言

平均体長の成長式と分散の成長式それぞれを事前情報として取り入れた、ベイズ型モデルを用いて、体長組成度数分布を正規分布に分解する方法について検討し、その数値計算プログラムを作成した。このモデルは、坂元³¹の密度関数自動描画法を応用したもので、ABIC 最小化の基準により、尤度の平均体長成長式への重みと分散成長式への重みがデータに即して調節される。

このモデルによる目的関数最適化の数値計算においては、パラメータの拘束条件を指数変換とラグランジュ乗数法によって取入れ、マルカール法と信頼領域法を併せて用いることが有効である。可変計量法やシンプレックス法を用いると、途中の凹領域から抜け出せず、真の最適解に達しない場合がある。

信頼領域法を用いた場合でも、初期条件によっては1000回以上の繰返し計算を必要とする場合があり、さらに数値計算法の改良が望まれる。

乱数を用いて作成した人工データにこの方法を適用した結果、各成分正規分布の標準偏差の推定値にはかなりの推定誤差が含まれるが、各成分の割合や平均値については、ほぼ満足できる推定値が得られることが分かった。また、ABICの最小化が、尤度の平均体長成長式への重みと分散成長式への重みの調節として有効に働くことが分かった。

この方法を南米のペルー領海内で漁獲されたマグロの一種メバチ (*Thunnus obesus*) のデータに適用して、次のような知見を得た。

- 1) 漁獲物の年級構成は尾数では2年、5年、8年の3年置き年級の年級が卓越しており、重量では5年と8年の年級が8割を占める。
- 2) この海域では6月～7月に2年、3年の若齢群が加入してくるとともに、4年以上の年級群は離脱しており、その減耗係数は月当たり0.4程度と推定される。ただし、5年の年級群では減耗率は0.2程度と推定され、比較的長くこの海域に留まっていると思われる。
- 3) この海域での雌雄の割合は、雌55%、雄45%と雌の方が少し多い。

- 4) 体重－体長関係式は、

$$\text{雄: } W = 4.270 \times 10^{-5} L^{2.815}$$

$$\text{雌: } W = 4.393 \times 10^{-5} L^{2.810}$$

W: kg, L: cm

で、雌の方がやや大きいのが、殆ど差はない。

- 5) 体長は7年以上の年級では雄の方が雌より大きく、8年で約4～7 cm、10年で約9 cmの差が見られる。4月～8月の体長の成長は3年、4年の年級で最も大きく、月当たり雄では2～3 cm、雌では0.5～1.0 cmの成長が見られるが、雌の5年以上ではそのような成長は見られなかった。
- 6) 成熟度の月変化を見ると、雄では6月頃7～8年の年級群で放精の盛期があると思われるが、雌では未だ産卵盛期に達していないと思われ、雄と雌では盛期のずれがあるように思われる。
- 7) 年級別に成熟度を見ると、放精・産卵直前の個体が見られるのは雄では4年、雌では3年からであるが、雌雄ともに熟度が3以上になるのは4年以上で、さらに熟度が4以上になるのは6年以上と推定される。したがって個体群の再生産は8年の年級群によって支えられ

ていると思われ、これがまた、卓越年級群を生み出す原因の一つといえるかも知れない。

6. 謝辞

本論文作成のために長期間に亘り乗船し、漁獲物を精力的に測定された、サンマルコス大学の Roger Quiroz, Teodoro Amoroto, Luis Hoyos の3教授にまた、膨大な資料の整理の指導をされた水産大学校漁業管理学講座の町井紀之教授、須田有輔講師、両教官指導の下に資料を整理された同講座卒論学生の山根浩幸君に深く感謝いたします。

なおこの調査に深いご理解を示され、操業を許可されたペルー共和国漁業大臣、Jaime Sobero Taira 氏に、科学協定を積極的に支持し、調査が円滑に行なえるようご支援頂いたサンマルコス大学の Wilson Reátegui Chávez 学長、Victoria Paredes Sanchez 国会議員に、また調査実務に便宜を与えられた大成水産株式会社第一大成丸の船・漁撈長、吉田利夫氏並びに乗組員各位に、厚く御礼申し上げます。

文 献

- 1) T. Akamine, 日本海区水産研究所報告, 第37号, pp. 259-277, 1987
- 2) E. Tanaka and S. Tanaka, 日本水産学会誌, 第56巻第8号, pp. 1209-1218, 1990
- 3) 坂元慶行, カテゴリカルデータのモデル分析, 共立出版, 東京, 1985, pp. 112-144
- 4) 茨木俊秀・福島雅夫, 最適化の手法, 共立出版, 東京, 1993, pp. 114-118
- 5) 落合 明・田中 克, 魚類学辞典, 恒星社厚生閣, 東京, 1965, pp. 900-911
- 6) 久保伊津男・吉原友吉, 水産資源学, 共立出版, 東京, 1975, pp. 135-137
- 7) Roger Quiroz, Teodoro Amoroto, Luis Hoyos, Gladys Cárdenas, Andrés Chipollini, Miguel Niguen, José Pellón, INFORME DE LAS ACTIVIDADES DEL BUQUE PALANGREO JAPONES "TAISEI MARU No. 1" EN AGUAS JURISDICCIONALES PERUANAS (Diciembre 1991 - Setiembre 1992), INSTITUTO DEL MAR DEL PERU, CALLAO PERU, 1993