



Title	漁獲物の体長組成データにもとづくマルチコホート解析法の開発と推定精度の評価
Author(s)	松石, 隆
Citation	MEMOIRS OF THE FACULTY OF FISHERIES HOKKAIDO UNIVERSITY, 43(1-2), 1-80
Issue Date	1997-01
Doc URL	http://hdl.handle.net/2115/21894
Type	bulletin (article)
File Information	43(1_2)_P1-80.pdf



[Instructions for use](#)

漁獲物の体長組成データにもとづくマルチコホート解析法の開発と
推定精度の評価¹⁾

松石 隆²⁾

Development and Accuracy Assessment of a Method of
Separable VPA based on Catch-at-Length Data

Takashi Matsuishi

目 次

I. 緒言	
体長別資源量推定の必要性	3
本研究の目的	4
概要	5
II. 先行研究	
Age-Length Key	7
体長組成分解に関する研究	7
シングルコホート解析	8
マルチコホート解析	9
1. アルゴリズム	9
2. 方程式の解法	11
体長組成データによるコホート解析-Jonesの方法	13
体長組成データを用いたマッコウクジラの資源動態解析	13
III. 体長組成データによるマルチコホート解析	
概要	15
必要とするデータ	15
行列 P の推定	15
1. 方法 1	16
2. 方法 2	16

¹⁾ 東京大学審査学位論文

²⁾ 北海道大学水産学部海洋生物生産科学科資源生態学講座

(Laboratory of Marine Ecology, Department of Marine Biological Science, Faculty of Fisheries, Hokkaido University)

個体数推定法	18
IV. 妥当性の検討	
目的	20
模擬データの作り方	20
1. パラメータの設定	20
2. 模擬データ作成の手順	21
数値計算例	22
1. パラメータ	22
2. 精度評価の方法	24
結果	25
1. 誤差なしの基本データについて	25
2. A系列のデータについて	26
3. B系列のデータについて	29
V. 従来の方法との比較	
目的	33
方法	33
パラメータ	34
結果	34
VI. 事例解析 1：秋田県南部におけるアワビ漁業	
漁業の概要	38
解析に用いたデータ	40
解析方法	41
資源量推定結果	46
VII. 事例解析 2：北海道噴火湾沿岸におけるスケトウダラ漁業	
漁業の概要	53
解析に用いたデータ	55
解析方法	57
資源量推定結果	59
VIII. まとめ	65
IX. 摘要	68
X. SUMMARY	72
XI. 謝辞	77
XII. 文献	78

I. 緒言

体長別資源量推定の必要性

外国200海里水域や公海における漁業にたいする規制が強化され、水産業をめぐる状況は厳しくなっている。これに対応し、周辺水域の水産資源を維持・増大させるとともにこれを安定的な漁業生産につなげていく「管理型漁業」の推進が、重要になってきている。これに伴い、漁場別漁獲情報や生物データの収集・調査船による資源量推定などさまざまな調査とそのデータの科学的解析が行われている。しかし、その評価精度やこれにもとづく資源管理方策の実効性については、まだ確立した評価を得るには至っていない。

資源量推定は、今まで多くの魚種でVPA (Pope, 1972) をはじめとするコホート解析によって行われてきている (Gulland, 1965; Murphy, 1965; Evans, 1989; Allen and Hearn, 1989; MacCall, 1986)。これらの方法は、年齢別の漁獲個体数、最終年齢での漁獲死亡係数、自然死亡係数があれば、各年級群の年齢別の資源尾数を過去にさかのぼって計算できる。また、これらの方法は扱いが難しい努力量のデータを使わずに資源量を推定することができる。しかし、年齢別の漁獲尾数を推定するためには、多くの個体の年齢査定をする必要がある。

年齢形質が明らかな場合は資源量推定が可能であるが、年齢形質が明らかではない魚種も少なくない。また、過去のデータの解析をするときには体長は測定されていても年齢査定をしていない場合も多い。

このような場合は、従来は体長組成を正規分布などに分解する方法によって年齢組成に変換していた。この方法に関して、最尤法などを用いた高度な解析法が開発されている (Cassie, 1954; Kimura and Chikuni, 1987; Schnute and Fournier, 1980; Terceiro and Idoine, 1990; Pauly, 1987; Basson et al., 1988; Fournier et al., 1990; Martin and Cook, 1990)。成長がはやい魚の場合は、体長組成から年齢組成を推定する方法によって比較的精度良く年齢組成が推定できるが、寿命が長く高齢での成長が遅い魚種や、体長による漁獲選択がある場合などは、体長組成から年齢組成を推定する際に多くの誤差が混入している。

さらに、推定された年齢別資源量から、たとえば若齢魚の漁獲制限をするべきである、というような資源管理の方策を導く場合、漁獲規制は、主に漁獲対象魚の体長による漁具の選択性を利用することが多い。たとえば、魚類では網目制限、貝類・甲殻類では体長制限がこれにあたる。このような漁獲規制の実効性を検討するため

に必要なのは、年齢別資源量ではなく体長別の資源量である。

年齢査定が十分にできない魚に対して体長別資源量を推定するためには、データを体長でとって、これを年齢に変換し、コホート解析にかけて年齢別資源量を推定して、さらにこれを体長に変換するという手順をふむことになり、体長-年齢間の変換を2回行うことになる。そして変換のたびに誤差が入ってくる。

そこで、とった体長組成データを年齢に変換せずに「体長によるコホート解析」にかけ、この結果得られた「体長別資源量」から資源管理を考えれば、2回の変換で生じた誤差を省いてより精度良く推定できるはずである (Fig. 1)。

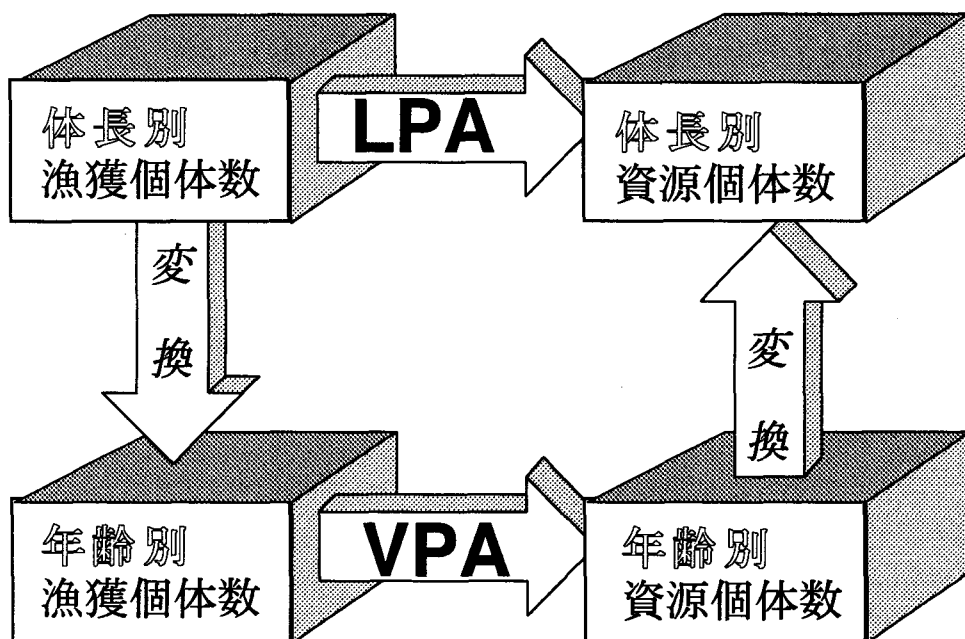


Fig. 1: Procedure to estimate population-at-length from catch-at-length: When VPA is used, twice conversions between age and length are needed, while LPA can estimate population-at-length directly.

本研究の目的

第2章で述べるように、体長によるコホート解析は既にJones (1984) が提案しているが、この方法は成長の個体差を考慮に入れていない。また、複数年級群間の整合性も考慮していない。Shirakihara and Tanaka (1982a,b, 1983, 1984) は、マッコウクジラの体長組成をもとに、再生産関係を用いて将来の資源動態の予測を

行っている。この方法の一部は体長組成を用いたマルチコホートに類似するが、再生産関係を用いているため、出産頭数が少ない哺乳類では可能でも、初期減耗の大きい魚類への応用は不可能である。

本研究では、毎年の体長組成を、漁獲物の体長組成と若干の年齢査定データから、整合性をもって推定できる、「体長によるマルチコホート解析法」を開発した。

また、シミュレーションデータを用いて、この方法と従来の方法との性能の比較を行なった。

さらに、実際に、秋田県南部におけるアワビ漁業のデータと、北海道噴火湾沿岸におけるスケトウダラ漁業のデータにこの方法を適用した。

概要

第2章では、体長組成を年齢組成に変換する方法、年齢組成によるコホート解析法、および体長組成によるコホート解析の今までの試みを概説する。

第3章では、本研究で開発した、体長によるマルチコホート解析 (Length based Population Analysis/LPA) を説明する。この方法は、第2章で述べられたマルチコホート解析を体長組成で用いるように改変したものである。

第4章では、LPAの推定精度を、シミュレーションによって検討し、LPAの際に与えるパラメータが結果へ与える影響の感度解析を行う。

第5章では、第2章に述べられた、体長組成を年齢組成に変換する方法と、年齢組成によるコホート解析を用いて得られる従来の推定値と、LPAの推定値の比較を行う。

第6章では、秋田県南部におけるアワビ漁業のデータへLPAを適用する。アワビは、殻から成長の履歴がわかるので、体長組成の遷移を直接推定することが可能である。

第7章では、北海道噴火湾沿岸におけるスケトウダラ漁業のデータへLPAを適用する。なおスケトウダラの成長の履歴は推定が難しいので、体長組成の推移を年齢別平均体長とその分散から推定する。

第8章では、以上の議論を総括し、本法の適用可能性と今後の改良点について述べる。

なお、本論文に用いる主な記号とその意味をTable 1に記した。

Table 1: Notation

Notation	Definition
A	Maximum age in calculation
a	Age
C	Catch number
d	Width of length class
F	Fishing mortality
F_T	Fishing mortality at terminal age.
f	Fishing mortality on year
I	Number of length classes
i	Length class
i_n	Length class at year $j + 1$
i_p	Length class at year j
i_r	Full recruited length class
J	Number of year in calculation
j	Year
K	A parameter of von Bertalanffy's growth curve
L_∞	A parameter of von Bertalanffy's growth curve
l	Body length
M	Natural mortality
N	Population in number
P	Matrix indicating relationship of the length composition at year $j + 1$ and at year j
R	Number of recruitment
s	Selectivity
s_a	Standard deviation of the body length at age a
α_ε	A parameter of variation around a growth curve
β_ε	A parameter of variation around a growth curve
CV	Coefficient of variance
SS	Sum of square residuals

II. 先行研究

ここでは、従来の年齢によるコホート解析と、その前処理として用いられる体長組成を年齢組成に変換する方法についてレビューし、その方法と特徴を述べる。まず、体長別漁獲個体数を年齢別漁獲個体数に変換する方法として、Age-Length Keyと体長組成分解について述べる。その後、年齢別漁獲個体数から年齢別資源個体数を推定する方法として、シングルコホート解析、マルチコホート解析について述べる。また、体長別漁獲個体数から直接、体長別資源個体数を推定する方法として、Jonesの方法とマッコウクジラの資源動態解析について述べる。

Age-Length Key

Age-Length Key法は、各体長階級に属する個体の年齢組成を求め、これを用いて体長組成を年齢組成に変換する方法である。Fridriksson (1934) がタラの資源研究にはじめて導入し、その後、年齢査定が可能な魚種の年齢別漁獲量を推定する方法として広く用いられている。

Tanaka (1953) および田中 (1985) は、この方法の推定精度を検討している。その計算によると、Age-Length Keyを用いる場合と、漁獲物を体長層別に分けずに年齢査定を行って年齢組成を得る場合の精度の比は、体長層別で年齢がどの程度分けられるかによって左右されるが、一例では同じ個体数の年齢査定で、標準誤差を50%減少させることが可能であるとしている。

Age-Length Keyを作成する場合、複数年の標本を用いると、偏りが生じることが知られている。これに対しKimura and Chikuni (1987) と真子・松宮 (1977) は、EMアルゴリズムによるAge-Length Keyの推定法を提案しており、これとともにHasselblad (1966) の方法の展開となっている (Akamine and Matsumiya, 1992)。

体長組成分解に関する研究

Age-Length Key法では、少数の個体でも、年齢査定をする必要がある。しかし、全く年齢形質が得られない魚種も少なくない。このような場合は、体長組成だけから年齢組成を推定しなければならない。

もし同一年級群の体長が正規分布をすると仮定できれば、体長組成は複数の正規分布の和として表される。したがって、多峰型を示す体長組成をいくつかの正規分

布に分解すれば、その面積比から年齢組成が得られると考えられる。

Buchanan-Wollaston and Hodgson (1929) は、正規分布の密度関数の対数を取ると、放物線になることに注目し、モード付近の3点から放物線を推定する方法を考えた。Cassie (1954) は、正規確率紙を用いて図的に多峰型を正規分布に分解した。田中 (1956) は、図的に放物線のあてはめを行った。さらに、岡 (1954) や Bhattacharya (1967) は、放物線の微係数が直線になることを利用して、直線回帰によってパラメータを推定した。

その後、コンピュータの普及によって、最尤法等によるパラメータ推定が可能になり、Hasselblad (1966) が、はじめて最尤法によってこの問題を定式化した。Macdonald and Pitcher (1979) は、この手法を漁業データへ応用した。近年は、ELEFAN (Pauly and David, 1981), MIXNOR (赤嶺・加藤, 1988), LEFRAN (Tanaka and Tanaka, 1990), MULTIFAN (Fournier et al., 1990) といった計算ソフトが普及し、広く用いられている。

Martin and Cook (1990) は、Age-Length Keyによる情報と、体長組成の情報を同時に用いて最尤法により年齢組成を推定する方法を開発した。

シングルコホート解析

シングルコホート解析とは、単一年級群だけに注目し、その年級群の個体数が年齢を追うごとにどのように変化してきたかを推定するものである。必要なデータは、年齢別漁獲量 C_a 、自然死亡係数 M 、最終年齢での漁獲死亡係数 F_T である。

基本的な式は、以下の2本である。

$$N_{a+1} = N_a e^{-(M+F_a)} \quad (1)$$

$$C_a = N_a \frac{F_a}{M+F_a} (1 - e^{-(M+F_a)}) \quad (2)$$

ここで、 N_a は、対象としている年級群が a 歳になった時の個体数、 F_a は対象となっている年級群が a 歳の間の漁獲係数である。

求めたい値は $N_1, N_2, \dots, N_T; F_1, F_2, \dots, F_{T-1}$ の $2T-1$ 個である。それに対して方程式も $2T-1$ 本あるので、原理としては未知数は決定できる。

計算の過程で C_a と N_a から F_a を求める必要が生じるが、これは解析的には解けない。この過程を回避するために、Pope (1972) の方法など、さまざまな近似

式が提案されている (Evans, 1989; Allen and Hearn, 1989)。

マルチコホート解析

マルチコホート解析とは、複数年級群の解析を一度に行うコホート解析である。漁獲係数を年齢に依存する項と年に依存する項に分解するので、Separable VPAともよばれる。

各年級群は、上述のようにシングルコホート解析によって解析できる。それぞれの年級群を独立に計算するため、年齢毎の漁獲選択性が年によらずほぼ一定であるはずであっても、そのような結果が出ないことが多い。また、各年級ごとに F_T を与える必要が生じる。従来は $F_{j,T}$ を試行錯誤的に動かして、整合性のとれた推定値を得ようとしていた。

Pope and Shepherd (1982) はこの試行錯誤を、最適化アルゴリズムを使って自動的に求める方法を開発した。これによって、今まで恣意的に与えられていた $F_{j,T}$ なども、データから求めることができるようになった。

1. アルゴリズム

漁具の選択性が年ごとに変わらないことを利用して、以下のように定式化した。各年 $j(j = 1, \dots, J)$ の完全加入漁獲係数 (fully exploited fishing mortality) を f_j 、年齢 $a(a = 1, \dots, A)$ ごとの選択率を s_a とし、年 j の年齢 a の漁獲係数 $F_{j,a}$ を、

$$F_{j,a} = f_j \times s_a \quad (3)$$

とする。

このように漁獲係数を年に依存する f と、年齢に依存する s に分解することによって、 $J \times A$ 個あった未知変数 $F_{j,a}$ は、 $J+A$ 個の未知変数 s_j, f_a で表せることになった。

以下では、 s_j, f_a と M の $J+A+1$ 個の未知変数を決定するために、 $J+A+1$ 本の方程式を提示する。

同じ年級群の1歳違う魚の漁獲個体数の比の対数を D で表す。

$$D_{j,a} = \ln[C_{j+1,a+1}/C_{j,a}] \quad (4)$$

$C_{j,a}, C_{j+1,a+1}$ とも、観測されているので、 $D_{j,a}$ は与えられる。

一方、(3)の f を用いて、漁獲個体数を表すと、

$$\hat{C} = N_{j,a}(1-e^{-z_{j,a}})\frac{F_{j,a}}{Z_{j,a}} \quad (5)$$

である。ここで $Z_{j,a} = F_{j,a} + M$ である。

同様に、

$$\hat{C} = N_{j+1,a+1}(1-e^{-z_{j+1,a+1}})\frac{F_{j+1,a+1}}{Z_{j+1,a+1}} \quad (6)$$

である。また、個体数の変化は

$$N_{j+1,a+1} = N_{j,a} e^{-z_{j,a}} \quad (7)$$

として表される。(4)に相当する推定値は(6)と(5)の商なので、(7)に注意して計算すると、

$$\hat{D}_{j,a} = \ln \left\{ F_{j+1,a+1} \frac{Z_{j,a}(1-e^{-z_{j+1,a+1}})e^{-z_{j,a}}}{F_{j,a} Z_{j+1,a+1}(1-e^{-z_{j,a}})} \right\} \quad (8)$$

となる。 $\hat{D}_{j,a}$ は N に依存せず、 $f_j, f_{j+1}, s_a, s_{a+1}, M$ の関数になっている。

実測値と理論値の差を $R_{j,a}$ と書く。

$$R_{j,a} = \hat{D}_{j,a} - D_{j,a} \quad (9)$$

もし、現実に即した $J+A+1$ 個の未知変数 s, f, M が見つければ、 \hat{D} は D のまわりにばらつくことになり、年ごとまたは年齢ごとの平均値が、推定値と観測値で等しくなることが期待される。そのとき、

$$\sum_{a=1}^A (\hat{D}_{j,a} - D_{j,a}) = \sum_{a=1}^A R_{j,a} = 0 \quad (10)$$

これが、 $j = 1, \dots, J-1$ で成り立つ。

$$\sum_{j=1}^J (\hat{D}_{j,a} - D_{j,a}) = \sum_{j=1}^J R_{j,a} = 0 \quad (11)$$

これが、 $a = 1, \dots, A-1$ で成り立つ。

また、ある年齢（加入が終了した時） a_r において、

$$s_{a_r} = 1 \quad (12)$$

とする。

以上で、未知数 $y+a+1$ に対して、 $y+a-2$ 本の方程式が立ったことになる。 f_j, s_A, M を与えると、未知数の数だけの方程式がそろい、未知数が全部決定できることになる。

2. 方程式の解法

1. まず

$$\begin{aligned} f_j &= f_j \quad (j = 1, 2, \dots, J-1) \\ s_a &= 1 \quad (a = 1, 2, \dots, A-1) \end{aligned}$$

と置く。

2. これを用いて \hat{D} を(8)によって計算し、 $R_{j,a}$ を(9)によって計算する。

3. この残差 R を用いて、 f, s を改善する。改善された f, s を \tilde{f}, \tilde{s} と書くと、

$$\tilde{f}_j = f_j \exp\left[\sum_{a=1}^{J-1} R_{j,a}/A\right] \quad (j = 1, \dots, J-1) \quad (13)$$

$$\tilde{s}_a = s_a \exp\left[\sum_{j=1}^{A-1} R_{j,a}/J\right] \quad (a = 1, \dots, A-1) \quad (14)$$

4. $s_{a_r} = 1$ となるように、

$$\tilde{s}_a \leftarrow \tilde{s}_a / \tilde{s}_{a_r} \quad (15)$$

と置き直す。

5. 2～4の操作を繰り返すと、次第に R が小さくなって来る。普通10回から30回、この操作を繰り返すと \tilde{f}, \tilde{s} はほとんど変化しなくなる。この時の \tilde{f}, \tilde{s} が推定値 \hat{f}, \hat{s} であり、推定漁獲係数 \hat{F} は、

$$\hat{F}_{j,a} = \hat{f}_j \times \hat{s}_a \quad (16)$$

である。

以上で推定された, $\hat{F}_{j,a}$ を用いて推定個体数 $\hat{N}_{j,a}$ を求める。 j 年に生まれた年級群が a 歳の時の個体数は,

$$\hat{N}_{j+a-1,a} = \hat{N}_{j,1} e^{-\sum_{k=1}^{a-1} \hat{z}_{j+k-1,k}} \quad (17)$$

である。

また, \hat{C} は(5)で与えられているので, これらを整理して, 残差平方和 SS を以下のように定義する。

$$SS = \sum_{a=1}^{A'} [\ln C_{j+a-1,a} - \ln \hat{N}_{j,1} \hat{E}_{j+a-1,a}]^2 \quad (18)$$

ここで A' は, コホートが計算できる最大の年齢である。すなわち,

$$A' = \min(A, J+1-j)$$

また

$$\hat{E}_{j+a-1,a} = \frac{\hat{F}_{j+a-1,a}}{\hat{Z}_{j+a-1,a}} \{1 - e^{-\hat{z}_{j+a-1,a}}\} e^{-\sum_{k=1}^{A-1} \hat{z}_{j+k-1,k}} \quad (19)$$

である。

残差平方和を最小にする値を求めるために,

$$\frac{\partial SS}{\partial \hat{N}_{j,1}} = 0 \quad (20)$$

を解くと,

$$\ln \hat{N}_{j,1} = \frac{1}{J} \sum_{a=1}^J [\ln C_{j+a-1,a} - \ln \hat{E}_{j+a-1,a}] \quad (21)$$

となる。

$\hat{N}_{1,a}$ についても同様に求まる。これが求まれば, あとは

$$\hat{N}_{j+1,a+1} = \hat{N}_{j,a} e^{-\hat{z}_{j,a}} \quad (22)$$

の関係を用いて, 全ての j, a で推定個体数 \hat{N} が計算できる。

体長組成データによるコホート解析-Jonesの方法

Jones (1984) は、体長によるコホート解析を示している。この方法は、成長にあわせて時間間隔を調整したVPAである。

任意の時間間隔 Δt に対して、

$$N_t = N_{t+\Delta t} e^{M\Delta t} + C_t e^{M\Delta t/2} \quad (23)$$

と書ける。ここで N_t は時刻 t におけるある年級群の個体数、 M は自然死亡係数、 C_t は時刻 t から $t+\Delta t$ の間の漁獲量である。

Δt を、体長が l_1 から l_2 になるまでの時間とする。von Bertalanffyの成長曲線に従うとすると、

$$\Delta t = \frac{1}{K} \ln \left(\frac{L_\infty - l_1}{L_\infty - l_2} \right) \quad (24)$$

である。

漁獲される最大体長階級から、順次この計算をすると、漁獲物の体長組成からコホート解析を行うことができる。

この方法によって、成長曲線に従って成長していれば個体数推定が可能であるが、実際は成長曲線のまわりにばらついているので、実際の推定の際には精度が悪くなることが予想される。

体長組成データを用いたマッコウクジラの資源動態解析

北西太平洋のマッコウクジラについては、体長組成の推移を用いた資源量評価が行われている (Shirakihara and Tanaka, 1982a,b, 1983, 1984; Cooke and Beddington, 1982)。マッコウクジラについては、年齢査定は行われていないが、捕獲された個体の性別と体長のデータは整備されている。そこで、この研究ではマッコウクジラの再生産や成長をモデル化し、捕獲開始前の初期頭数を与えて資源頭数の推移を計算した。これと、得られている雌雄別体長別捕獲頭数にあてはめることによって、初期頭数とその後の資源頭数の推移を推定し、今後の資源の衰退を予測しようとするものである。

この方法は、体長組成データを活用して資源量推定を試みた点で、本研究の方法と目的を同じくするものである。しかし、再生産を決定論的な単純なモデルで与えている点に、本研究の方法と大きな違いが見られる。

クジラなど哺乳類の場合、1回に少数の個体しか出産せず、その後の死亡率は魚類に比べて低いいため、再生産関係をモデルに入れることは、比較的容易である。し

かし、このような状況は水産生物の中では特殊であり、一般には安定した再生産関係は期待できない。

そのため本研究では、モデルは最高齢の個体数を決定してから順次若齢の個体数を推定する方法を用いている。こうすることによって再生産関係をモデルから排除することが可能になっている。

Ⅲ. 体長組成データによるマルチコホート解析

概要

まず、新たに開発した体長組成データによるマルチコホート解析法 (Length based Population Analysis/LPA) の原理を説明する。

従来の年齢によるコホート解析は、「1年前は1歳若い」という明白な関係にもとづいて、最終年の資源個体数を与えてそこから1年間の漁獲個体数と自然死亡による減少分を足すことによって、前年の1歳若い年齢群の資源個体数を推定する方法を取っている。それに対して、LPAは今年の体長別資源個体数から前年の体長別資源個体数を推定する行列を作成して前年の体長組成を推定し、これに自然死亡分・漁獲死亡分を足すことによって、前年の体長別の資源個体数を推定する方法をとる。漁獲個体数データとのあてはまりがよい漁獲パターンを求めることによって、最終年の体長別資源個体数や最大体長での資源個体数をデータより求め、各年・各年齢群間で整合性のとれた推定値を得ることができる。

必要とするデータ

LPAに必要なデータは以下の通りである。

- ・自然死亡係数 M
- ・完全加入体長階級 i_r
- ・年 j 体長階級 i の漁獲量 $C_{i,j}$
- ・体長の推移を表す行列 P

行列 P の推定

行列 P とは $j+1$ 年に体長階級 i_n に属している資源が、 j 年に体長階級 i_p に属していた確率を (i_p, i_n) 成分とする行列である。ここで体長階級幅は一定で d とする。また、自然死亡や漁獲による個体の減少は、別途考慮するので、ここでは含めない。

行列 P 推定する方法について、ここでは2つの方法を提案する。方法1は、個体毎に、その個体の各齢での体長がわかる場合に適用できる。たとえば、貝殻の年輪を判読したり、耳石・鱗などの硬組織に年輪が刻まれ、年輪径と体長に一定の関係が認められる場合、標識放流などで2時点の体長がわかる場合などが、この例である。方法1が適用できるデータがとれる資源は限られるが、このデータがあると、

成長の個体差が大きい場合でも精度良く推定できることが期待される。

方法2は、年齢-体長関係だけしかわからない場合に用いる。年齢査定が可能であっても、成長の履歴が追えない場合は方法2を用いる。もし、年齢査定が不可能な場合でも、体長組成を分解することによって年齢-体長関係を求めることができれば、適用することができる。しかし、成長の個体差が大きい場合は精度が悪くなることが予想される。

1. 方法1

方法1は、以下の手順により直接遷移行列を求める方法である。

データとして、個体 $k(k = 1, 2, \dots, K)$ の年齢 $a(a = 1, \dots, A_k)$ における体長、 $l_{k,a}$ が与えられているとする。ここで、 A_k は個体 k から得られる一番大きい体長に相当する年齢を表す。

1. 全ての個体 $k(k = 1, 2, \dots, K)$ について、 a 歳($a = 1, \dots, A_k - 1$) の時に属する体長階級 $i_p(i_p = 1, 2, \dots, I)$ と $a+1$ 歳の時に属する体長階級 $i_n(i_n = 1, 2, \dots, I)$ を全ての年齢について調べる。体長 l と体長階級 i の関係は

$$d \cdot (i-1) \leq l < d \cdot i \quad (25)$$

とする。また、1歳時の体長については、 $i_p = 0$ として i_n に1歳時の体長階級をとる。

2. (i_p, i_n) の組を数え上げ、出現頻度 $f(i_p, i_n)$ とする。
3. 遷移行列の各成分 $p(i_p, i_n)(i_p = 1, \dots, I, i_n = 1, \dots, I)$ は

$$p(i_p, i_n) = \frac{f(i_p, i_n)}{\sum_{i_p=0}^I f(i_p, i_n)} \quad (26)$$

とする。なお、 $\sum_{i_p=1}^I f(i_p, i_n) = 0$ の場合は、 $p(i_p, i_n) = 0$ とする。

2. 方法2

方法2は、以下によって間接的に行列 P を求める方法である。データとして K 組の年齢 a_k と体長 $l_k(k = 1, \dots, K)$ が与えられているものとする。

1. 各齢毎の平均体長 \bar{l}_a と標準偏差 s_a を求める。
2. \bar{l}_a と標準偏差 s_a の直線回帰

$$\hat{s}_a = \alpha_s + \beta_s \bar{l}_a \quad (27)$$

を求める。

3. \bar{l}_a と \bar{l}_{a+1} の直線回帰

$$\hat{l}_a = \alpha_l + \beta_l \bar{l}_{a+1} \quad (28)$$

を求める。

4. 全ての体長階級 i について、体長階級の中央 $l_{i_p}^M$ を

$$l_{i_p}^M = (i_p - 0.5) \times d \quad (29)$$

で求める。

5. 前年の平均体長 \bar{l}_{i_p} を

$$\bar{l}_{i_p} = \alpha_l + \beta_l l_{i_p}^M \quad (30)$$

として求める。

6. 前年の体長の標準偏差 s_{i_p} を

$$s_{i_p} = \alpha_s + \beta_s \bar{l}_{i_p} \quad (31)$$

として求める。

7. 体長階級 i_p の下限 $l_{i_p}^L$ と上限 $l_{i_p}^U$ を

$$l_{i_p}^L = d \times (i_p - 1) \quad (32)$$

$$l_{i_p}^U = d \times i_p \quad (33)$$

として求める。

8. 遷移行列の成分 $p(i_p, i_n)$ を,

$$p(i_p, i_n) = F(l_{i_p}^U) - F(l_{i_p}^L) \quad (34)$$

として求める。ここで $F(\cdot)$ は、平均 \bar{l}_{i_p} 、標準偏差 s_{i_p} の正規分布の累積密度関数である。

個体数推定法

上述の行列 P を用いて、以下の手順で資源個体数の推定を行う。

1. 各データを読み込む。
2. 初期値として

$$\begin{aligned} f_j &= F_T (j = 1, \dots, J) \\ s_i &= 1.0 (i = 1, \dots, I) \end{aligned} \quad (35)$$

を与える。

3. 全ての i, j に対して、漁獲係数 $F_{i,j}$ 、全死亡係数 $Z_{i,j}$ を以下のように計算する。

$$\hat{F}_{i,j} = f_j \times s_i \quad (36)$$

$$\hat{Z}_{i,j} = \hat{F}_{i,j} + M \quad (37)$$

4. 最終年 Y の体長別資源個体数 $\hat{N}_{i,j}$ を、漁獲個体数と漁獲係数・全死亡係数から推定する。

$$\hat{N}_{i,J} = \frac{C_{i,J} \hat{Z}_{i,J}}{(1 - e^{-\hat{Z}_{i,J}}) \hat{F}_{i,J}} \quad (38)$$

5. 同様に最大体長階級の資源個体数 $\hat{N}_{l,j}$ を推定する。

$$\hat{N}_{l,j} = \frac{C_{l,j} \hat{Z}_{l,j}}{(1 - e^{-\hat{Z}_{l,j}}) \hat{F}_{l,j}} \quad (39)$$

6. 最終年から順次、前年の体長階級別資源個体数を以下のように求める。

$$\hat{N}_{i,j} = e^{\hat{Z}_{i,j}} \sum_{i_n=1}^I p(i_n, i) \hat{N}_{i_n, j+1} \quad (40)$$

ここで、 $p(i_n, i)$ は行列 P の (i_n, i) 成分である。

7. 求められた各年の体長別資源個体数から、モデルから導出される漁獲個体数 $\hat{C}_{i,j}$ を以下によって計算する。

$$\hat{C}_{i,j} = \hat{N}_{i,j}(1 - e^{-\hat{Z}_{i,j}}) \frac{\hat{F}_{i,j}}{\hat{Z}_{i,j}} \quad (41)$$

8. モデルから導出される漁獲個体数とデータとして得られている漁獲個体数の差より，残差平方和 SS を求める。

$$SS = \sum_{j=1}^J \sum_{i=1}^I (\hat{C}_{i,j} - C_{i,j})^2 \quad (42)$$

9. SS が最小になるように非線形最適化を行ない，収束したときの体長別資源個体数と漁獲係数が，最終的な推定値である。

最適化法にはシンプレックス探索法 (Nelder and Mead, 1965) を用いた。計算は奥村 (1986) のシンプレックス法最適化プログラム SMPLX を FORTRAN に書き換えたプログラムを用い，ワークステーションコンピュータ上で実行した。

IV. 妥当性の検討

目的

LPAによってどの程度の精度で資源量が推定できるのかをシミュレーションによって検討する。

精度検討の手順は以下の通りである (Fig. 2)。

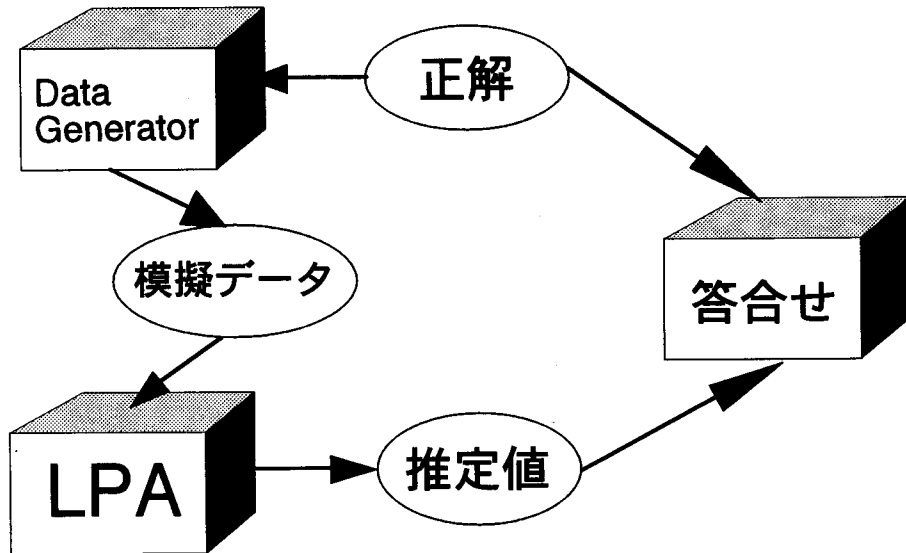


Fig. 2: Diagram of accuracy assessment using simulation method.

まず、現実的なパラメータを設定する。これを「正解」とする。次に、正解にしたがって、パラメータ推定に必要なデータを作る。これを「模擬データ」と言う。現実のデータに確率的な誤差が含まれる可能性のある部分には、正規乱数等を用いて誤差を導入する。この模擬データを推定過程にかけて、パラメータを推定する。

一つの正解に対し、いくつもの模擬データを作ることができる。それぞれの模擬データに対する推定値の平均値や分散を求め、正解と比べることによって、精度を評価する。

模擬データの作り方

1. パラメータの設定

模擬データを作成するデータジェネレータには、以下のパラメータを与える。

- ・計算する年数 J

- ・ シミュレーションで用いる仮想生物の最大寿命 A
- ・ 平均加入量 \bar{R}
- ・ 加入量の年変動の変動係数 CV_R
- ・ 仮想生物の平均自然死亡係数 \bar{M}
- ・ 自然死亡係数の個体変動の変動係数 CV_M
- ・ 体長階級幅 d
- ・ 体長階級数 I
- ・ 年 j の完全加入体長における平均漁獲係数 \bar{f}_j
- ・ \bar{f}_j の変動係数 CV_f
- ・ 各体長階級 i の平均選択率 \bar{s}_i
- ・ 選択率の変動係数 CV_s
- ・ 漁獲係数 $f_j \times s_i$ の変動係数 CV_F
- ・ 成長曲線の平均パラメータ \bar{L}_∞, \bar{K}
- ・ 成長曲線のパラメータの変動係数 CV_{L_∞}, CV_K
- ・ 成長曲線のまわりの変動のパラメータ $\alpha_\varepsilon, \beta_\varepsilon$
- ・ 行列 P の計算方法（方法1，方法2）
- ・ 行列 P 作成に用いる個体数 n

2. 模擬データ作成の手順

模擬データ作成の手順は以下の通りである。

まず、各パラメータを読み込む。

次に、漁獲係数 $F_{i,j}$ を以下の対数正規乱数によって与える。

$$F_{i,j} \sim LN(\tilde{F}_{i,j}, \tilde{F}_{i,j} \cdot CV_F) \quad (43)$$

ここで、

$$\bar{f}_j \sim LN(\bar{f}_j, \bar{f}_j \cdot CV_f) \quad (44)$$

$$\bar{s}_i \sim LN(\bar{s}_i, \bar{s}_i \cdot CV_s) \quad (45)$$

$$\tilde{F}_{i,j} = \bar{f}_j \cdot \bar{s}_i \quad (46)$$

である。

自然死亡係数 $M_{i,j}$ を以下によって計算する。

$$M_{i,j} \sim LN(\bar{M}, \bar{M} \cdot CV_M) \quad (47)$$

加入量 R_j を以下によって計算する。

$$R_i \sim N(\bar{R}, \bar{R} \cdot CV_R) \quad (48)$$

加入年 j ごと各個体 k ごとに成長曲線のパラメータ L_∞, K を以下により計算し、各年齢 a での体長を計算する。

$$L_{\infty,j,k} \sim N(\bar{L}_\infty, \bar{L}_\infty \cdot CV_{L_\infty}) \quad (49)$$

$$K_{j,k} = N(\bar{K}, \bar{K} \cdot CV_K) \quad (50)$$

成長曲線には von Bertalanffy の成長曲線を用いて、各個体の各年齢での体長を以下のように与える。

$$\bar{l}_{j,k,a} = L_{\infty,j,k} (1 - e^{-K_{j,k} a}) \quad (51)$$

$$l_{j,k,a} \sim N(\bar{l}_{j,k,a}, \alpha_\varepsilon + \beta_\varepsilon \bar{l}_{j,k,a}) \quad (52)$$

として与える。

計算開始前は、自然死亡だけによって減少していたと仮定し、各年齢の個体数を $R_j e^{-Ma}$ とする。死亡した個体数には、その年齢以降の $l_{j,k,a}$ に負の値を入れて、体長階級毎に数えるときに数に入らないようにする。

計算開始年 $j = 1$ から順次、まず、体長階級 j に $l_{j,k,a}$ が含まれる個体数を数え上げて、漁獲前の個体数 $N_{i,j}$ を求める。

次に、漁獲死亡個体数を

$$C_{i,j} = N_{i,j} (1 - e^{-Z_{i,j}}) \frac{F_{i,j}}{Z_{i,j}} \quad (53)$$

として求める。

体長階級ごとの漁獲個体数・自然死亡個体数を、その年のその階級に含まれる年長群の比率に応じて比例配分し、死亡個体数分の l に負の値を入れる。

計算最終年まで計算したら、漁獲量 $C_{i,j}$ を出力する。また、推定過程が正しいかどうかを検証するために、真の個体数 $N_{i,j}$ 、真の漁獲係数 $F_{i,j}$ を出力する。

数値計算例

以上の方法によって得られたシミュレーションデータを LPA にかけ、推定精度を検討する。

パラメータ

誤差を含まない基本となるパラメータ (A 系列) は、以下のような生物と漁業形態を想定して設定した。

平均加入量 \bar{R} は 5000 単位、個体数は自然死亡係数 $M = 0.62$ 、完全加入漁獲係数 $f = 0.3$ と設定した。なお、 $s = 1$ と固定し、漁業のサイズ選択性は無いものとした。最大年齢を 5 年とした。このように設定すると、5 年間で 99% の個体が死亡

することになる。個体数の推移をFig. 3に示した。

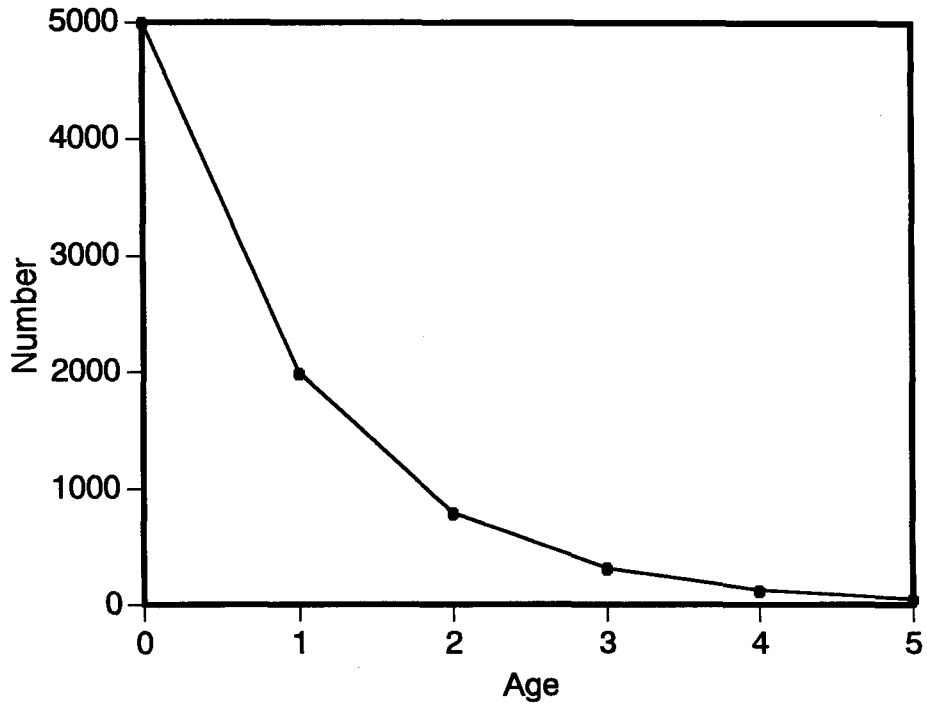


Fig. 3: Population dynamics setting for simulation ($F=0.3$, $M=0.62$).

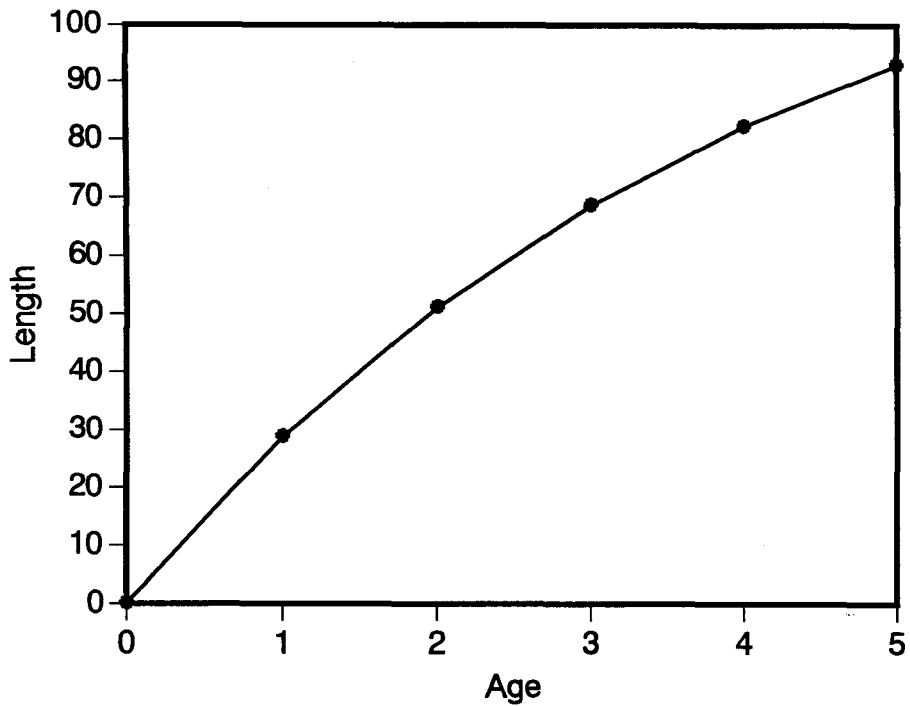


Fig. 4: Growth setting for simulation ($L_{\infty}=130$, $K=0.3$).

生物は、von Bertalanffyの成長曲線に従って成長すると仮定した。体長の推移をFig. 4に示した。漁獲物の体長は幅10の体長階級に集計した。この体長組成10年分を用いた。

行列 P を作成する際の個体数は100個体とし、方法1によって行列 P を求めた。基本となるデータセットには、行列 P 作成の際のサンプリング誤差を除いて、誤差は導入していない。A系列のパラメータをTable 2に示した。

これに対して、 CV_R , CV_M , CV_f , CV_s , CV_F , CV_{L_∞} , CV_K , β_e をそれぞれ、1%, 2%, 5%, 10%, 20%と変化させたもの、および α_e を1, 2, 5, 10, 20と変化させたもの、 n を10, 20, 50, 100, 200と変化させたデータセットを作成した。

データセット名は4文字からなり、最初の1文字は系列を示した。2文字目は変化させたパラメータに対応し、 CV_R , CV_M , CV_f , CV_s , CV_F , CV_{L_∞} , CV_K , α_e , β_e , n を変化させた物のデータセット名の2文字目をそれぞれ、R, M, F, S, G, P, A, B, Tとした。また、後ろの2文字は変化させた値に対応し、1(%), 2(%), 5(%), 10(%), 20(%)を、01, 02, 05, 10, 20と表示した。たとえば、A系列で $CV_F=10\%$ としたデータセット名はAG10である。

さらに、多くのパラメータに誤差があらかじめ含まれているデータセット (B系列) を作成した。このデータセットは、A系列のパラメータと平均値は等しいが、全てのパラメータにあらかじめCV 5%の変動を導入した。B系列のパラメータをTable 2に示した。

B系列のデータに対しても、 CV_R , CV_M , CV_f , CV_s , CV_F , CV_{L_∞} , CV_K , β_e をそれぞれ、1%, 2%, 5%, 10%, 20%と変化させたもの、および α_e を1, 2, 5, 10, 20と変化させたデータセット n を10, 20, 50, 100, 200と変化させたデータセットを作成した。B系列のデータセット名も、A系列のデータセットと同様に設定した。

2. 精度評価の方法

データジェネレータから出力される真の個体数 $N_{i,j}$ と、LPAから得られた個体数推定値 $\hat{N}_{i,j}$ を比較して、推定精度を検討した。

データジェネレータで作成された50セットのデータセットに対して、LPAで個体数を推定し、その推定精度を相対誤差

$$\frac{\hat{N}_{i,j} - N_{i,j}}{N_{i,j}}$$

Table 2: Parameter sets of data generator without errors (A series) and with errors (B series).

Parameters	A series	B series
J	10	10
A	5	5
\bar{R}	5000	5000
CV_R	0	0.05
\bar{M}	0.62	0.62
CV_M	0	0.05
d	10	10
I	10	10
\bar{f}_j	0.3	0.3
CV_f	0	0.05
\bar{s}_i	1.0	1.0
CV_s	0	0.05
CV_F	0	0.05
\bar{L}_∞	130	130
\bar{K}	0.25	0.25
CV_{L_∞}	0	0.05
CV_K	0	0.05
α_ε	0	0
β_ε	0	0
Estimation of matrix P	method 1	method 1
n	100	100

によって評価した。相対誤差の平均値・標準偏差・最小値, 10%点, 25%点, 50%点, 75%点, 90%点および最大値を表に示した。

評価する推定値は, 中間の年 $j = 5$ の体長階級 $i = 6$ を参考点とした。各シリーズ (たとえばAR01, AR02, AR05, AR10, AR20) について $j = 5, i = 6$ について評価した。また, 「10」のデータ (AR10など) については $j = 5, i = 1, \dots, 10$ および, $i = 6, j = 1, \dots, 10$ についても評価した。

結果

1. 誤差なしの基本データについて

誤差を導入しないデータセット (Table 2) をLPAにかけたところ, 資源個体数

推定値の相対誤差は0.5%以内と極めて小さく、誤差が無い場合には推定過程が正しいことが示された。

2. A系列のデータについて

A系列のデータセットの推定結果をボックスダイアグラム(Fig. 5~12)で示した。なお、第5年の推定結果と第6体長階級の推定結果についてはここでは省略した。

加入量 R を変化させた場合 (Fig. 5), 推定結果の偏りは小さく、加入量の変動がCV 10%程度でも、推定値の偏りは最大6%程度であった。体長別の推定結果を見ると、体長が小さいほど、推定精度が良くなる傾向が見られた。年別の推定結果からは、年 j が小さいほど (すなわち年をさかのぼるほど)、精度が良くなる傾向が見られた。これは、 j が小さい方が、多くの漁獲データを用いることができるからであると考えられる。

自然死亡係数を変化させた場合 (Fig. 6), CV 10%以上の変動を与えると大きな偏りを持つ推定値が少数、生じることがあるが、CV 10%でも90%点が0.063であり、多くのデータセットで十分な精度の推定値が得られた。体長別の推定結果には明確な傾向は見られなかった。年別推定結果をみると、 j が小さいほど偏りが小さくなる傾向が見られたが、最終年 ($j=10$) でも推定量の50%点は-10%程度であった。

年ごとの漁獲係数 f を変化させた場合 (Fig. 7), CV 20%の変動を与えると、10%を越える推定値の偏りが生じることがあるが、CV 20%のデータセットに対する推定値でも90%点が0.114と小さく、ほとんどのデータセットで十分な精度の推定値が得られた。また、推定値の50%点は、CV20%のデータセットで-0.017と0に近く、平均的には偏りのない推定値が得られた。体長別の推定結果には明確な傾向は見られなかった。年別推定結果をみると、 j が小さいほど偏りが小さくなり、精度が向上する傾向が見られたが、最終年 ($j=10$)でも、推定量の50%点は-0.09程度であった。最初の年 ($j=1$)では、50%点が0.045で、半数が相対誤差 ± 0.0012 以内であった。

選択率 s を変化させた場合 (Fig. 8), CV 20%の変動を与えると、推定値の10%点が-0.11, 90%点が0.36と推定精度が悪くなるが、CV 10%のデータセットの推定値は偏りが0.15を越える推定値はなかった。しかし、まれに推定結果が大きくはずれる結果が見られた。これは、あたかもある年級群だけを集中して漁獲しているかのような漁具選択性の変動が起こったためと考えられる。実際の漁業では、

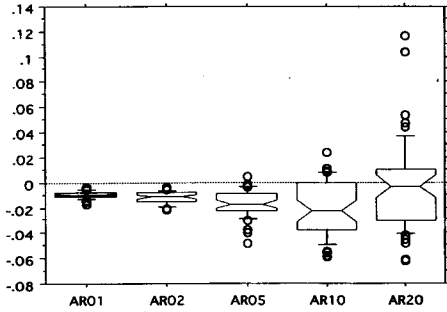


Fig. 5: Result of estimation at 5th year, 6th length class in AR series. Points are values outside of the 10 and 90 percentile, the ends of bars are 10 percentile and 90 percentile, the ends of boxes are 25 and 75 percentile and the narrowest point of the boxes means 50 percentile.

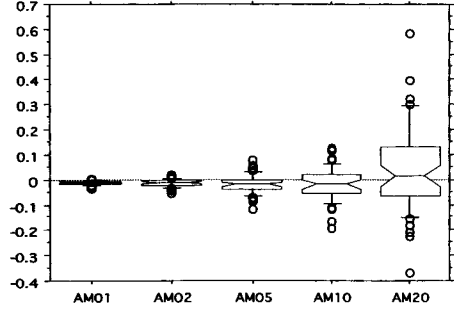


Fig. 6: Result of estimation at 5th year, 6th length class in AM series.

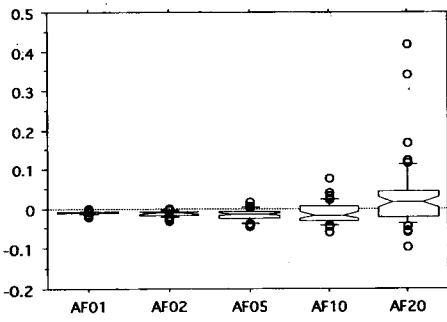


Fig. 7: Result of estimation at 5th year, 6th length class in AF series.

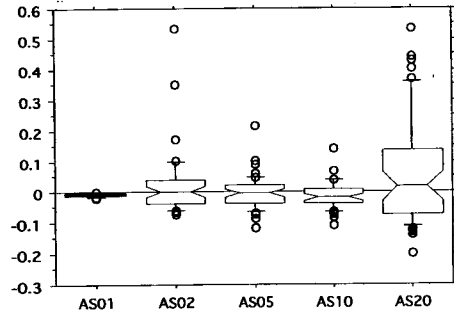


Fig. 8: Result of estimation at 5th year, 6th length class in AS series.

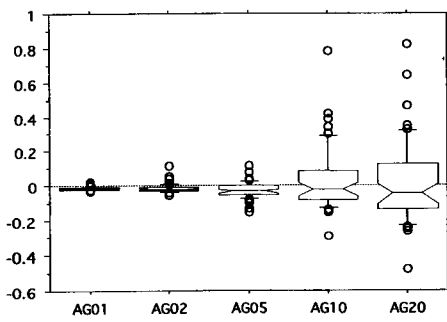


Fig. 9: Result of estimation at 5th year, 6th length class in AG series.

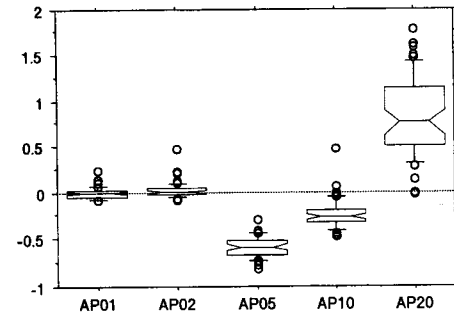


Fig. 10: Result of estimation at 5th year, 6th length class in AP series.

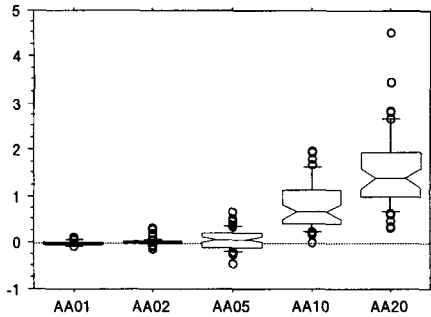


Fig. 11: Result of estimation at 5th year, 6th length class in AA series.

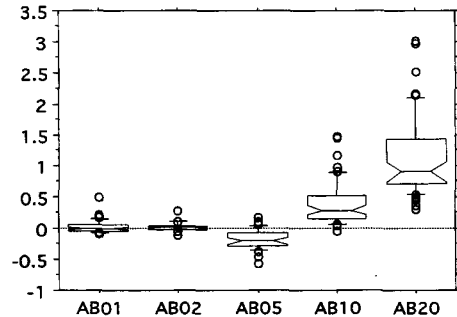


Fig. 12: Result of estimation at 5th year, 6th length class in AB series.

漁具や操業方法が年によって変化しない限りは、漁具のサイズ選択性の変動は少ないと考えられるので、この方法によって十分な推定精度が得られると考えられる。体長別の推定結果には体長が小さいほど精度が良くなる傾向が認められた。また、年別推定結果をみると、 j が小さいほど偏りが小さくなる傾向が見られたが、精度はかえって悪くなる傾向が見られた。

漁獲係数 F に直接変動を与えた場合 (Fig. 9), CV 20% の変動を与えると、推定値の10%点が -0.23 , 90%点が 0.32 と推定精度が悪くなる。しかし、CV 5% の変動を与えた場合は、推定値の10%点が -0.07 , 90%点が 0.03 と小さく、十分な推定精度が得られている。漁獲係数 F に変動を与えた場合は、 $F = f \cdot s$ (Separable 仮定) という分解ができなくなり、推定過程がうまく働かなくなることが考えられる。しかし、CV 5% 程度ならば問題なく推定できることを示唆している。体長別の推定結果には傾向が認められなかった。また、年別推定結果をみると、 j が大きいと著しく偏った推定値が出ることがあるが、小さいほど精度が良くなる傾向が見られた。

成長曲線のパラメータ L_{∞} , K に変動を与えた場合 (Fig. 10), CV 10% までの変動では、推定値の分散は大きくないが推定値の偏りが大きくなった。たとえば、CV 5% の変動を与えた場合は10%点と90%点の間は 0.278 であるが、50%点は -0.59 と0から大きく離れた。体長別の推定結果をみると、第2体長階級で著しく精度が悪いことがわかる。この体長階級は、成長に関する変動を導入しない場合には、0歳から1歳になる間に通過して、漁獲物の中に入っていない階級である。ここで成長に関する変動を導入したため少数個体がこの階級に入るが、必ずしもこの階級か

ら漁獲が無いので、その推定が困難であったためと考えられる。また、年別推定結果をみると、 j が大きいと著しく偏った推定値が出ることもあるが、小さいほど精度が良くなる傾向が見られた。

成長曲線のまわりに体長に依存しない変動を与えた場合 (Fig. 11), 10を越える変動を与えると推定値が大きく偏った。しかし、年をさかのぼると、精度・偏りともに改善された。体長階級別の推定結果からは階級によって精度が悪いものが見られた。

成長曲線のまわりに体長に比例した変動を与えた場合 (Fig. 12)も同様の推定結果を得た。この場合も、年をさかのぼると、精度・偏りともに改善された。体長階級別の推定結果からは階級によって精度が悪いものが見られた。

なお、A系列の基本データは成長に変動がないので、行列 P を作成する際に用いた個体数を変化させても、A系列の基本データを推定した結果と同様にほとんど偏りのない (0.005以内) 結果が得られた。

以上のように、成長に誤差が導入された場合、推定値の偏りが大きくなったり精度が悪くなったりすることがあるが、それ以外の場合では総じて安定した結果を得た。また、ほとんどの場合、年をさかのぼるに従って精度が向上した。

3. B系列のデータについて

B系列のデータセットの推定結果のボックスダイアグラムをFig. 13~21に示した。B系列は、全てのパラメータにCV 5%の変動 (ただし、 $\alpha_e = 5$) があらかじめ導入されている。そのため、複合的に誤差が含まれている場合について、特定のパラメータの影響を調べることができる。

B系列の基礎となる模擬データを推定にかけたところ、平均値が-0.58と偏っていた。この偏りがどのパラメータの変動によるものなのかについても、以下の解析で検討する。

R, M, f, s, F の変動係数を変化させたBR (Fig. 13), BM (Fig. 14), BF (Fig. 15), BS (Fig. 16), BG (Fig. 17) については、得られる推定値の偏りや精度は同様であり、これらのパラメータが推定精度に与える影響は少ないと考えられる。

変化させているパラメータを10にした場合の年ごとの推定結果についても同様の推移を示し、 $j = 10$ では過大評価をしており推定値の分散も大きい。年をさかのぼるに従って偏り、精度ともに減少している。また、 $j = 6$ 以前では過小評価になっている。

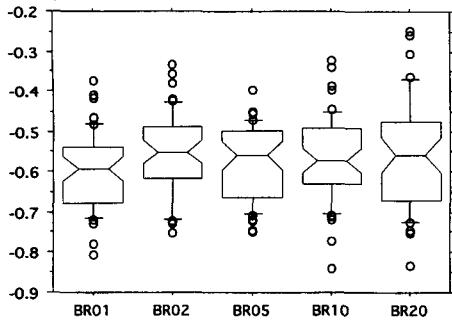


Fig. 13: Result of estimation at 5th year, 6th length class in BR series.

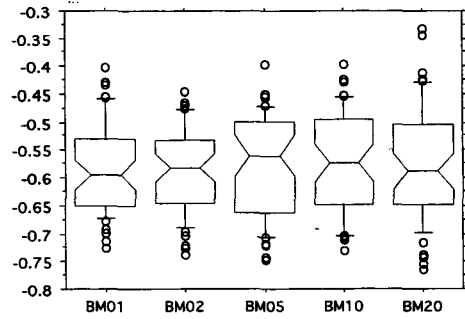


Fig. 14: Result of estimation at 5th year, 6th length class in BM series.

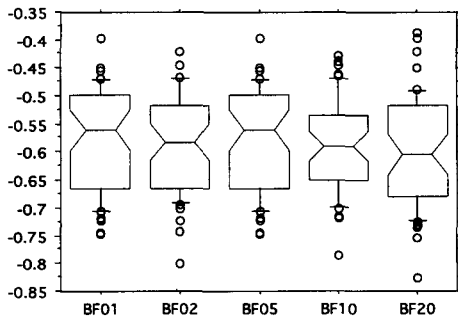


Fig. 15: Result of estimation at 5th year, 6th length class in BF series.

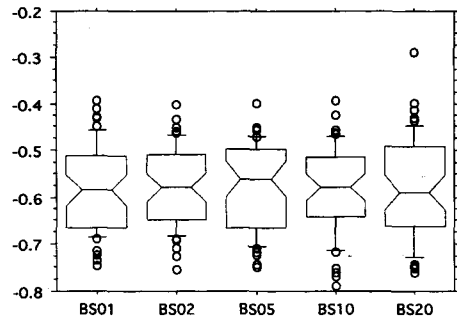


Fig. 16: Result of estimation at 5th year, 6th length class in BS series.

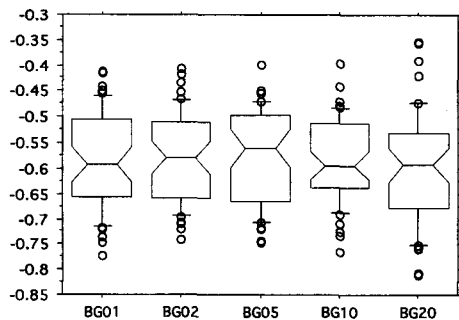


Fig. 17: Result of estimation at 5th year, 6th length class in BG series.

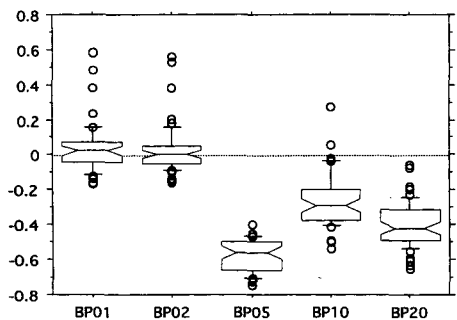


Fig. 18: Result of estimation at 5th year, 6th length class in BP series.

変化させているパラメータを10にした場合の体長階級ごとの推定結果は、 $i = 11$ 以外では過小評価をしているが、 i が小さくなるにつれて、偏りは少なくなってくる傾向が見られる。

p の変動係数を変化させた場合 (Fig. 18) は、推定値の50%点がCV 1%の時には0.02と小さいのに対し、CV 10%では-0.29, CV 20%では-0.42と急激に大きくなった。 p の変動が推定値の偏りに影響していることが示唆された。これは、成長の変動が少ない場合にはほとんど該当する個体のいない体長階級に、変動が大きい場合は確率的に個体が入り、そのような体長階級に対する行列 P の値が適切ではないことが原因であると考えられる。

年別の推定結果は、年をさかのぼるに従って偏り、精度とも大幅に改善されていることが示された。また、体長階級別の推定結果では、変動が無い場合には該当する個体のいない第2体長階級に、成長の変動の結果から少数の個体が入ったため、第2体長階級の推定結果が大きくはずれている。しかし、その他の体長階級では50%点は最大0.6偏るにすぎない。

a_e, b_e を変化させたとき (Fig. 19, 20) にも同様の傾向が見られ、成長に関する変動が推定値の偏りに影響を及ぼすことが示唆された。

行列 P を作成する際の個体数 n を10, 20, 50, 100, 200と変えた場合 (標準は100) の推定結果をFig. 21に示した。個体数が10, 20の場合は精度も悪く、推定値も大きく偏っている。 $n = 10$ (BT01) では25%, $n = 20$ (BT20) では10%を越える。 $i = 6, j = 5$ の推定結果が-1であったが、これは実際にはこの階級に個体数があるにもかかわらず、個体数を0と推定したことを意味している。しかし、 $n = 50$ (BT05) では精度は大幅に改善され、 $n = 100, n = 200$ (BT10, BT20) では、ほとんど性能に差が見られなかった。ある程度以上の個体数を用いれば、十分な推定ができることが示唆された。

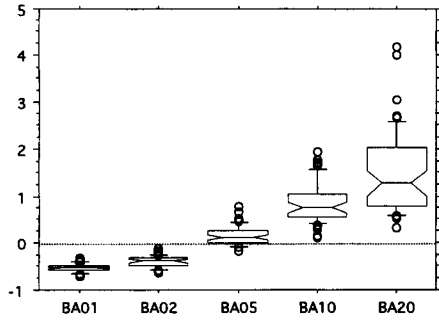


Fig. 19: Result of estimation at 5th year, 6th length class in BA series.

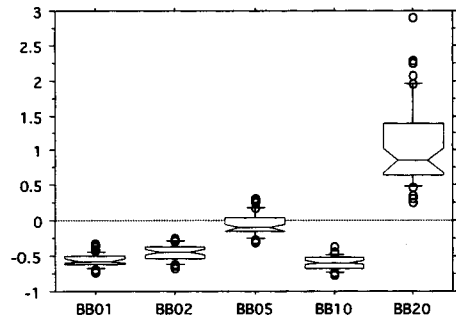


Fig. 20: Result of estimation at 5th year, 6th length class in BB series.

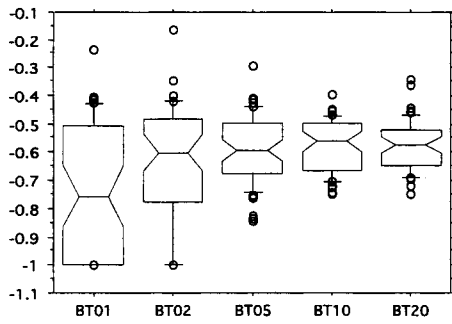


Fig. 21: Result of estimation at 5th year, 6th length class in BT series.

V. 従来の方法との比較

目的

本研究では、体長別漁獲個体数から体長別資源個体数を推定した。しかし、体長別資源個体数は従来の方法を組み合わせることによっても得ることが可能である。そこでここでは、従来のコホート解析などの方法を組み合わせて使用した場合の推定精度と本研究による方法による推定精度の比較を行った。

方法

従来行われているコホート解析は、年齢別漁獲個体数から年齢別資源個体数を推定するものである。したがって、体長別漁獲個体数をデータに用いる場合、いったん年齢別漁獲個体数に換算する必要がある。この方法には年齢査定が可能な場合は Age-Length Key (ALK), 年齢査定をしていない場合は体長組成分解 (LFA) がある。

ここでは、本研究と ALK, LFA の比較を行った。ALK, LFA のサブルーチンを FORTRAN で作成した。ALK のプログラムは、田中 (1985) をもとにして独自に FORTRAN で作成した。LFA については Hasselblad (1966) を元に赤嶺・加藤 (1988) によって作成された BASIC プログラムを FORTRAN に翻訳して用いた。

コホート解析には、マルチコホートを含めていくつもの小修正を施したモデルがあるが、ここでは Pope (1972) の VPA をもとにし、島本 (1988) が作成した BASIC プログラムを FORTRAN に翻訳して用いた。

コホート解析によって得られた年齢別資源個体数を体長別資源個体数へ変換する際は、各年齢の個体群の体長が正規分布にしたがうと仮定し、以下の式にもとづいて計算した。

$$N_{i,j}^t = \sum_{a=1}^J N_{a,j}^a \int_{i,d}^{(i+1)d} f(\bar{l}_a, s_a^2) dl \quad (54)$$

ここで、 $N_{i,j}^t$ は、年 j , 体長階級 i の資源個体数、 $N_{a,j}^a$ は、年 j , 年齢 a の資源個体数、 d は体長階級幅、 \bar{l}_a, s_a は、年齢査定や漁獲物の体長組成分解によって得られた年齢 a の個体の平均体長と標準偏差、 $f(\bar{l}_a, s_a^2)$ は、平均 \bar{l}_a, s_a^2 の正規分布の密度関数である。

パラメータ

計算に用いた模擬データの作成には、Table 3 のパラメータを用いた。

データジェネレータで50組のデータセットを作成し、LPA, LFA+VPA, ALK+VPAの3通りの方法で、50セットの推定値を得た。それぞれに対して、5年目および第6体長階級の推定値に対して、真の個体数との差(%)を計算し、その10%点, 25%点, 50%点, 75%点, 90%点をボックスプロットにより示した。

Table 3: Parameter set used for accuracy comparison

J	10
A	5
\bar{R}	5000
CV_R	0.05
\bar{M}	0.62
CV_M	0.05
d	10
I	10
\bar{f}_j	0.3
CV_f	0.05
\bar{s}_i	1.0
CV_s	0.05
CV_F	0.05
\bar{L}_∞	130
\bar{K}	0.25
CV_{L_∞}	0.025
CV_K	0.025
α_ε	0
β_ε	0
Estimation of Matrix P	method 1
n	100

結果

5年目第6体長階級の結果をFig. 22, Table 4 に示した。ALK+VPAを用いた場合, 50%点が 0.1423 , LFA+VPAを用いた場合は50%点が -0.0987 と0からはず

Table 4: Statistics of the populations at 5th year and 6th length class estimated from 50 sets sham data by ALK + VPA, LFA + VPA and LPA

	ALK + VPA	LFA + VPA	LPA
mean	0.1002	-0.0864	0.0246
s.d.	0.1599	0.1561	0.0977
min.	-0.3322	-0.3360	-0.1240
10%	-0.1413	-0.2292	-0.0730
25%	-0.0155	-0.1793	-0.0440
50%	0.1423	-0.0987	0.0095
75%	0.2092	-0.0378	0.0670
90%	0.2839	0.0375	0.1410
max.	0.3576	0.5881	0.4500

れたのに対し、LPAを用いた場合は50%点が0.0095と、1桁小さい値を示し、従来の方法よりも偏りが小さいことが示された。

また、推定値の標準偏差もALK+VPAが0.1599、LFA+VPAが0.1561に対し、LPAは0.0977となり、LPAの精度がALK+VPA、LFA+VPAよりも高いことが示された。

5年目の、第1体長階級から第10体長階級に対する、それぞれの方法の相対誤差の分布をFig. 23~25に示した。ALK+VPAは体長が大きくなるに従って過大評価、LFA+VPAは過小評価をする傾向にあるのに対し、LPAは階級によっては偏りに傾向が無い。また、50%点は±0.1以内に収まっている。

第6体長階級の1年目から10年目に対する、それぞれの方法による推定値の相対誤差の分布をFig. 26~28に示した。ALKは常に50%点が0.1をこえ、過大に偏って推定されている。LFA+VPAは1年目から8年目までは50%点が-0.1前後であるが、9年目は正に転じ、10年目は0.7と大きく過大評価している。LPAは1年目から8年目まで50%点が±0.06に収まり、一番偏った10年目の結果でも50%点は、-0.1485と、他の方法より小さい。

ALKを用いる場合は、100個体の年齢査定を行っている。年齢査定における誤差は無いものとしているので、漁獲物の年齢組成に含まれる誤差は、サンプリング誤

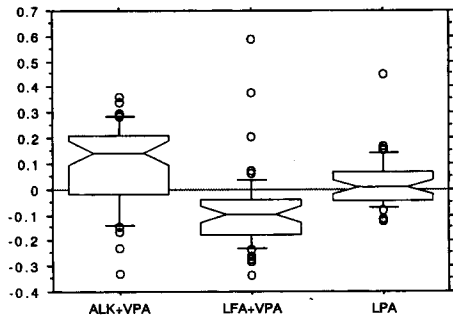


Fig. 22: Relative errors of the populations at 5th year and 6th length class estimated from 50 sets sham data by ALK+VPA, LFA+VPA and LPA

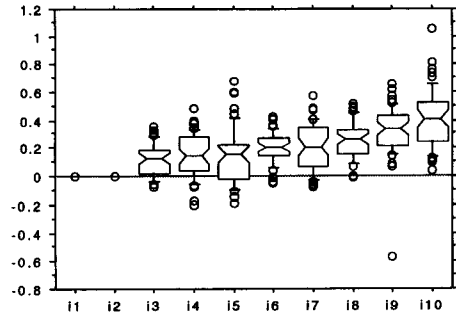


Fig. 23: Relative errors of the populations at 5th year estimated by ALK+VPA.

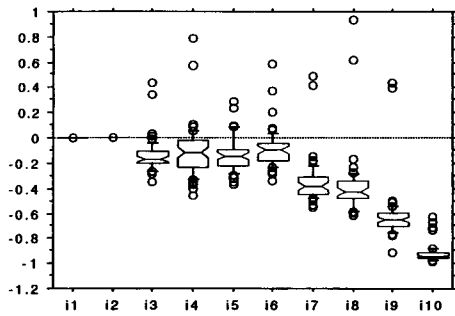


Fig. 24: Relative errors of the populations at 5th year estimated by LFA+VPA.

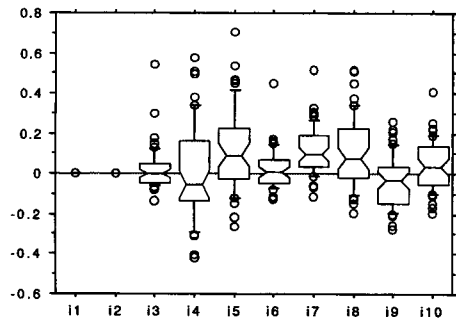


Fig. 25: Relative errors of the populations at 5th year estimated by LPA.

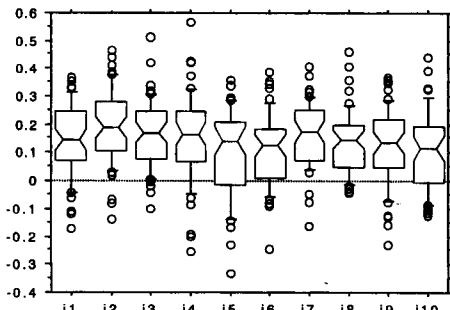


Fig. 26: Relative errors of the populations at 6th length class estimated by ALK+VPA.

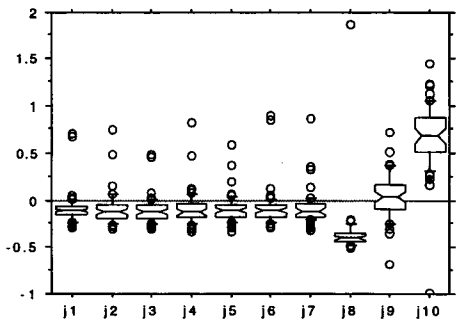


Fig. 27: Relative errors of the populations at 6th length class estimated by LFA+VPA.

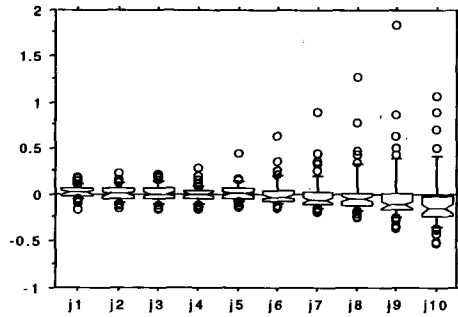


Fig. 28: Relative errors of the populations at 6th length class estimated by LPA.

差によるものである。ALK+VPAによる推定値が偏っていて、分散も大きいのは、加入量に対する年齢査定個体数の割合が少ないことと、年齢-体長間の変換を2回行っているためであると考えられる。

LFAを用いる場合は、全漁獲物についての体長のデータが正確に得られていることを想定しているので、サンプリング誤差は導入されない。しかし、体長組成を年齢組成に分解する際に大きなばらつきが生じ、推定精度が悪くなっていると考えられる。

以上のように、体長別漁獲物個体数から体長別個体数を推定する際には、Age-Length Keyや体長組成分解を用いるよりもLPAを用いた方が、精度よく偏りの少ない結果を得ることができた。

VI. 事例解析 1 : 秋田県南部におけるアワビ漁業

ここでは、LPAが実際の漁業のデータに対して有効であるかどうかを示すために、2種類の漁獲統計資料を用いて体長別資源量の推定を試みる。

漁業の概要

まず、秋田県南部に位置する象潟・金浦地区 (Fig. 29) のアワビ漁業を扱う。

秋田県南部地区 (金浦・象潟地区) は沖合を暖流が流れ、なだらかな海岸線の所々に磯が点在している。毎年7月と8月は素潜りによる磯根漁業が解禁になり、アワビ・ナマコ・サザエ・ウニ・カキ・モズク等の好漁場である。

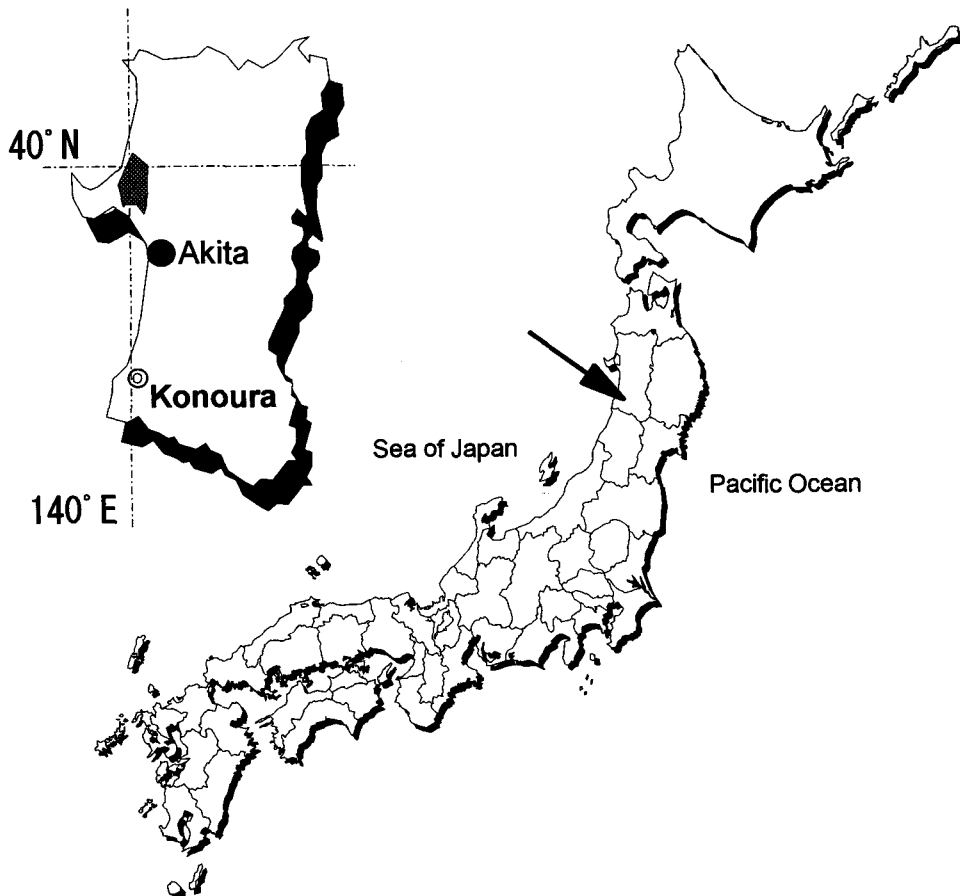


Fig. 29: Location of Konoura.

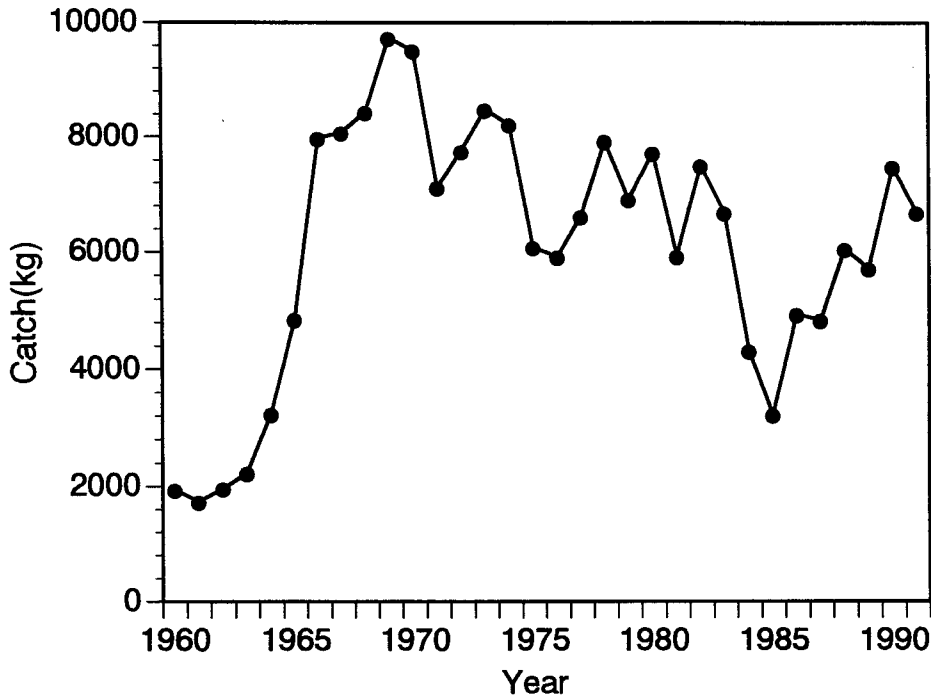


Fig. 30: Catch in weight in Konoura.

秋田県南部地区におけるアワビの漁獲量をFig. 30に示す。1960年代より急激に漁獲量が増加し、1969・1970年には9500kgを越える漁獲量をあげた。その後1983年までは徐々に減少しながらも6～10tの範囲で安定していた。その後減少し、1985年には過去25年間の最低値である3224kgを記録したが、エゾアワビの移植・放流のためか、その後漁獲量は好転してきている。

この地区で行われるアワビ漁業は、以下のような管理規則のもとに行われる。漁期は、7月・8月の2カ月で、7月は金浦地区・象潟地区のそれぞれで地先のアワビを漁獲する、8月は隣の金浦地区と象潟地区の入り会いになり、象潟の漁業者が金浦に漁獲に来ることもある。漁獲は素もぐりにより行われ、殻長10cm以下のアワビの漁獲は禁止されている。また、年毎に1日に漁獲できる個数を規定している。

漁業者の資源管理意識は大変高く、漁業協同組合を通さない漁獲物の流通は無いと考えられ、漁獲量データの信頼性は高い。また、漁場の沿岸には人家があるため、外部からの密漁も起こりにくい。したがって、この地区の漁獲量データは信頼性が高いと考えられる。

アワビは殻を白熱電球にあてて見る方法（藤本，1967）によって、年輪に相当す

る輪紋を読むことができ、これによってこの個体の成長の履歴を知ることができる。輪紋の判読の際には、不鮮明な輪紋を読み飛ばしてしまうため、1齢ずつずれた年齢-体長データが生じることが避けられない。松石ら(1996)では、輪紋の読み飛ばしが一定の確率で起きると仮定したモデルを作成し、これにより、正確な成長曲線の推定を可能にしている。

松石ら(1995)は、上記の方法によって得られた秋田県南部のアワビの年齢-殻長データをvon Bertalanffy, Logistic, Gompertz, Richardsの成長曲線にあてはめた。その結果、僅差ながら以下のLogistic成長曲線が最もよくあてはまった。

$$l_t = \frac{105.9}{1 + e^{-0.4498(t-3200)}} + \varepsilon \quad (5)$$

従来、アワビの資源量推定にはDeLury法(DeLury, 1947)やこれを改良した方法による資源解析が多く行われている。たとえば、Matsumiya and Matsuishi(1989)は、2種類の価格が異なるアワビが同時に漁獲される場合について、努力量の配分を決定する関数を導入して2種を同時にDeLury法で資源量推定する方法を開発し、五島列島のアワビ漁業に適用した。また、平山ら(1989)は天候などによって生じる日ごとの漁獲効率の変化を考慮に入れた解析をおこない、秋田県南部のアワビ漁業に適用した。

DeLury法の場合は努力量が正確に把握されなければならない。秋田県南部のアワビ漁業の場合は1日の漁獲個数に制限があるために、日を努力量とすると資源量にかかわらずほぼ一定のCPUEが算出されてしまうため、資源量推定に用いることができない。Zhao et al.(1993)は、年齢別漁獲個体数を体長組成からTanaka and Tanaka(1990)によって推定し、これを用いたコホート解析によって秋田県南部地区のアワビの資源量推定を行っている。

ここでは体長組成をそのまま用いて、LPAによって資源量を推定する。またその結果を、Zhao et al.(1993)の推定値と比較する。

解析に用いたデータ

用いた漁獲物の殻長組成データは、1986年から1993年に秋田県南部漁業協同組合象潟支場に集荷されたアワビの殻長を、月に2~4回、秋田県水産振興センターが測定したものである。この地区のアワビは、天然産のものと放流種苗から育ったものに分けられるが、ここでは一括して解析した。

成長に関するデータをとる標本は、1990年7月から11月、および、1993年7月と

9月に、金浦地区禁漁区において採集された356個体である。これを秋田県水産振興センターの斎藤和敬と松石が透過法により年輪に相当する輪紋の長径を測定し、各個体の各年齢での殻長を求めた。

得られた年齢-殻長関係と、その標準偏差をFig. 31, Table 5 に示した。

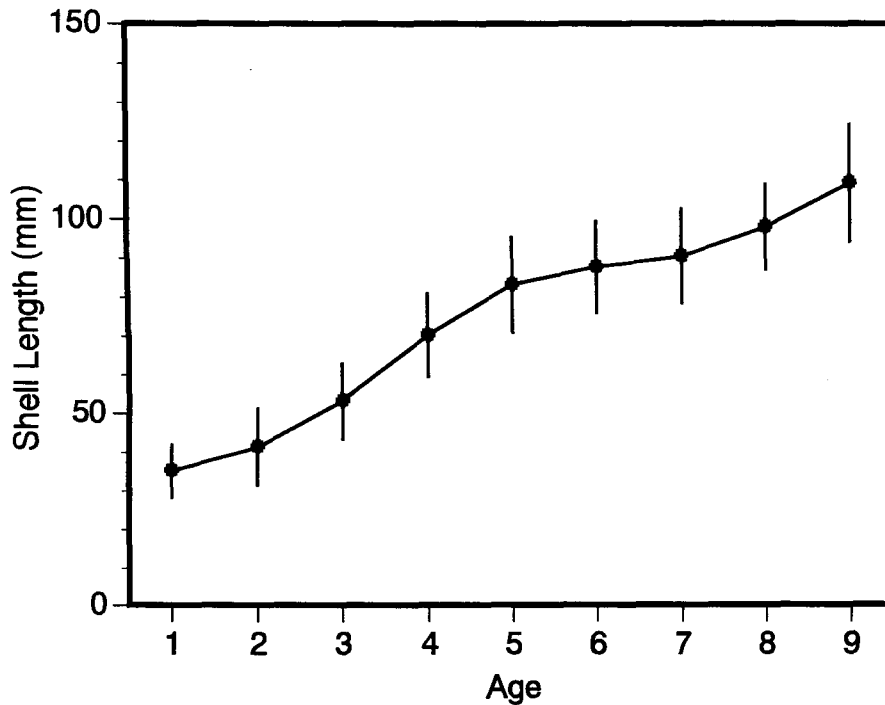


Fig. 31: Age-length relationship obtained from the yearly rings of Abalone collected in the protection area of Konoura from July to November 1990 and from July to September 1993. The points indicate average and the vertical bars mean standard deviations.

解析方法

漁獲物の殻長測定の結果100mmを下回る殻長の漁獲物も少数あったが、個体数が少なく、また漁獲選択性が不安定であることが予想されることからデータから除外した。また、ほとんどの個体は殻長140mm以下であった。そこで、体長階級は100mmから5mmずつ140mmまでの9階級とした。140mmを越える個体は最後の体長階級(140mm+)に含めた。

体長別漁獲量は、以下の手順により推定された。

まず、データとして得られている市場調査による漁獲物の殻長を、上記の体長階

Table 5: Age-length relationship obtained from the yearly rings of Abalone collected in the protection area of Konoura from July to November 1990 and from July to September 1993.

Age	mean (mm)	s.d. (mm)	N
1	35.0	6.8	110
2	41.2	9.9	195
3	53.1	9.8	238
4	70.1	10.8	232
5	83.1	12.3	180
6	87.6	11.8	84
7	90.4	12.1	32
8	97.9	10.9	12
9	109.1	15.0	6

級に分けた。次に、得られている、体長と体重の関係式（趙，1991）

$$w_x = 9.209 \times 10^{-5} \ell_x^{3.059} \quad (56)$$

を用い、各階級の個体数に階級値中央における計算体重を乗じた。

各年でこれを合計し、漁獲量との比をとり、この比にもとづいて、個体数を引き延ばした。

殻長データが無いために、個体数が0となる体長階級については、以下の式にもとづいて補間した。

$$\tilde{C}_{i,j} = \frac{\sum_i C_{i,j} \sum_i C_{i,i}}{\sum_i \sum_j C_{i,j}} \quad (57)$$

以上の手順により求められた、体長別漁獲個体数をTable 6に示した。

行列 P は、方法1と方法2の2通りの方法で作成した。

得られている各個体の各齢での殻長（Table 5, Fig 31）をもとに、方法1によって求められた行列 P をTable 7に示した。

この方法は、成長に関するさまざまな仮定を排除し、各個体の各齢での殻長を直接用いるため、標本数が多いと良い推定結果が得られることが期待される。しかし、今回用いた標本には、漁獲対象となるような大型の個体が少なかったため、行列 P を作るのに十分なデータ数が得られなかった。そこで、方法2による推定も行った。

Table 6: Catch-at-length in number in Konoura area. Values with † are calculated by interpolation.

Length class	Mean weight(g)	Year							
		1986	1987	1988	1989	1990	1991	1992	1993
100-105	130.32	5573	4288	6543	8963	2981	4963	4278	5109
105-110	150.76	5495	6979	10211	8327	11014	11820	8146	10066
110-115	173.26	6430	4903	7276	4909	8958	8680	6098	6622
115-120	197.91	3079	3581	3974	4074	6515	4871	3504	3027
120-125	224.81	3702	2522	2629	2305	4030	3116	2048	1362
125-130	254.08	1052	1414	2018	1828	2415	1824	1138	833
130-135	285.81	1013	716	1101	576	1560	1108	683	341
135-140	320.10	312	456	245	735	773	669	410	151
140+	376.56	468	†821	573	278	1008	231	546	227
Total		27123	25680	34570	31996	39254	37282	26848	27738

Table 7: Matrix P obtained using method 1.

Length class at year $j + 1$	Length class at year j								
	100	105	110	115	120	125	130	135	140
	∧	∧	∧	∧	∧	∧	∧	∧	+
100 - 105	0	0	0	0	0	0	0	0	0
105 - 110	0.111	0	0	0	0	0	0	0	0
110 - 115	0	0.111	0	0	0	0	0	0	0
115 - 120	0.213	0.213	0	0	0	0	0	0	0
120 - 125	0	0.25	0.25	0	0	0	0	0	0
125 - 130	0	0	1	0	0	0	0	0	0
130 - 135	0	0	0	0.5	0.5	0	0	0	0
135 - 140	0	0	0	0	0	1	0	0	0
140 +	0	0	0	0	0	0	0.5	0.5	0

方法2による行列 P を作成する際には、 \bar{l}_{a+1} と \bar{l}_a の直線回帰、および、 \bar{l}_a と \bar{s}_a の直線回帰を行なう必要がある。全ての個体について l_{a+1} と l_a の両方を得ることができる全ての齢 a についてプロットし直線回帰を行った結果、

$$\hat{l}_t = -7.598 + 0.903l_{t+1} \quad (N = 823, r = 0.92) \quad (58)$$

となり、有意 (t -test, $P < 0.01$) に相関したので、この関係を用いた。Fig. 32に、 \bar{l}_{a+1} と \bar{l}_a の関係を示した。

また、 \bar{l}_a と \bar{s}_a (Table 6) の直線回帰を行った結果、

$$\bar{s}_a = 5.46 + 0.0753\bar{l}_a \quad (N = 9, r = 0.87) \quad (59)$$

となり、有意 (t -test, $P < 0.01$) に相関したので、この関係を用いた。Fig. 33に、この関係を示した。

以上の関係をもとに、方法2によって求められた行列 P をTable 8に示した。

Table 8: Matrix P obtained using method 2.

Length class at year $j + 1$	Length class at year j								
	100	105	110	115	120	125	130	135	140
	∧	∧	∧	∧	∧	∧	∧	∧	+
100 - 105	0.057	0.028	0.012	0.004	0.001	0	0	0	0
105 - 110	0.093	0.056	0.028	0.012	0.004	0.001	0	0	0
110 - 115	0.126	0.089	0.054	0.028	0.012	0.005	0.002	0	0
115 - 120	0.147	0.121	0.086	0.053	0.028	0.013	0.005	0.002	0.001
120 - 125	0.150	0.142	0.117	0.083	0.052	0.028	0.013	0.005	0.003
125 - 130	0.136	0.146	0.137	0.112	0.080	0.050	0.028	0.013	0.008
130 - 135	0.113	0.135	0.143	0.132	0.108	0.078	0.049	0.027	0.022
135 - 140	0.086	0.114	0.134	0.139	0.128	0.104	0.075	0.048	0.050
140 +	0.061	0.088	0.114	0.132	0.136	0.124	0.101	0.073	0.098

自然死亡係数 M は、秋田県水産振興センター (1988) の推定より、0.102とした。推定された結果は、方法1と方法2やZhao et al. (1993) の推定結果と比較して検討した。また、方法2についてはRetrospective analysis (Hilborn, 1992) を行い、近年の推定結果の偏りを検討した。Retrospective analysisとは、用いる

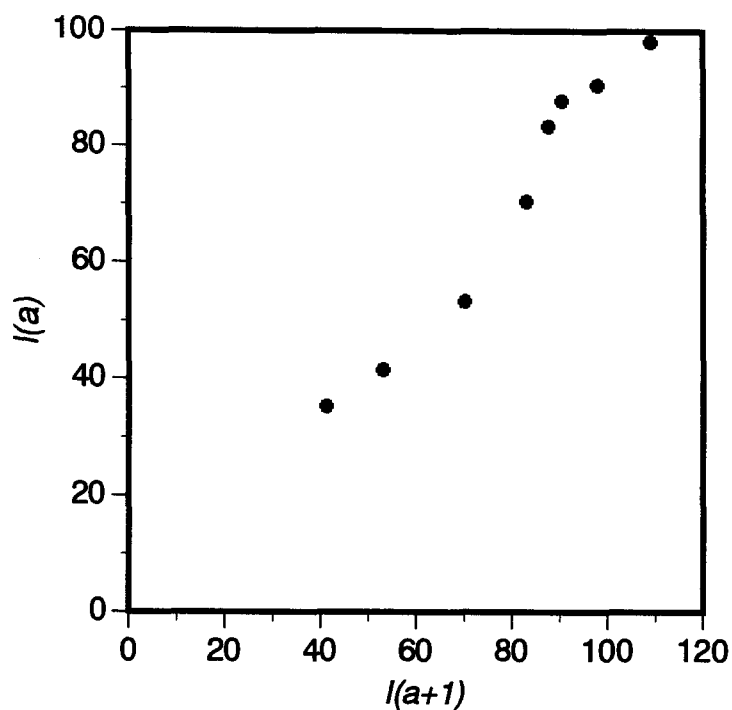


Fig. 32: Relationship between l_{a+1} and l_a .

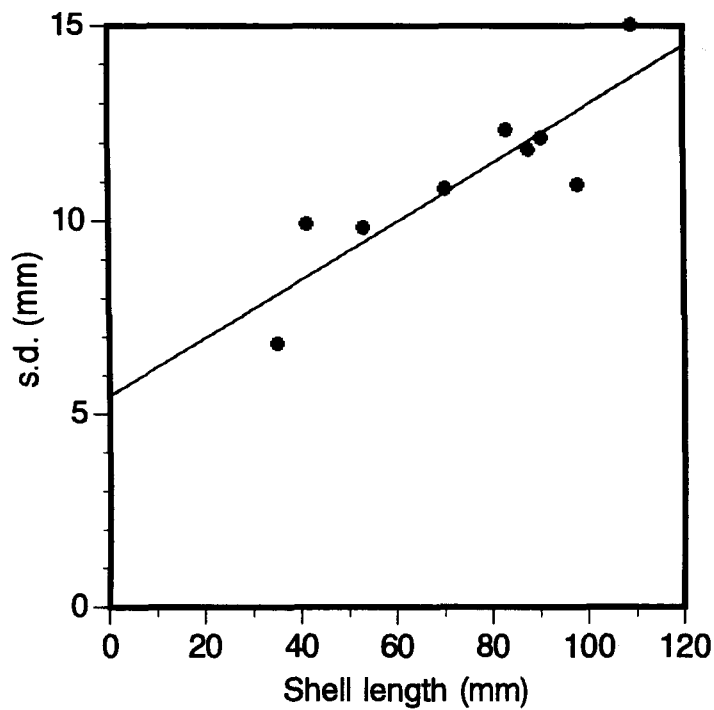


Fig. 33: Relationship between s_a and l_a . The line indicates $5.46+0.0753l_a$.

データを1年ずつ減らしてコホート解析を行い、その個体数推定結果の変動と推移を検討するものである。ここでは、1986-1993年の全てのデータを用いて推定した結果にたいして、1986-1992, 1986-1991, 1986-1990, 1986-1989年のデータを用いて推定した結果を比較した。

資源量推定結果

方法1によって推定された体長別個体数 $\hat{N}_{i,j}$ をTable 9に示した。また、方法2によって推定された体長別個体数 $\hat{N}_{i,j}$ をTable 10に示した。それぞれの方法で推定された $\hat{N}_{i,j}$, \hat{f}_j , \hat{s}_i をFig. 34~36に示した。

推定された個体数は、方法1よりも方法2の方が多くなっている。方法1では34千個から54千個、方法2では41千個から61千個となり、どちらも1990年に最大値をとるなど、同様の傾向を示した。

完全加入漁獲係数 \hat{f}_j は、方法1では1.0から2.2、方法2では0.9から1.5をとった。方法2の方が小さい値を推定した。また、方法1による推定値は大きく変動するのに対して、方法2による推定値は比較的安定していた。

選択率 \hat{s}_i は、第4体長階級(115~120mm)を1と標準化している。ここで示される選択率は、体長階級ごとの漁獲強度の指数であり、網目から逃避する率を示す「漁具の選択係数」(Gulland, 1993)とは、定義が異なる。方法1では推定値が体長階級によって大きく異なっている。しかし、素潜り漁業の場合、漁獲選択性はほとんどないと考えられ、この推定結果は実際の漁業形態を反映していないと考えられる。方法2では110~140mmに対して1.0に近い選択性を示した。

Zhao et al. (1993) の推定結果と、LPAの推定結果をFig. 37に示した。1991年を除いて、ほぼ同様な資源の増加を示している。全ての場合で、Zhao et al.(1993)の結果の方がLPAよりも多く推定しているが、これはZhao et al. (1993)では4歳以上の個体全てが漁獲対象になっていると仮定しているためと考えられる。Table 6に示されるように、4歳のアワビは平均殻長が70.7mmであり、全てが漁獲対象になってはいないと考えられる。

次に方法2の行列 P を用いて行ったRetrospective Analysisの結果を検討する。1986-1993, 1986-1992, 1986-1991, 1986-1990, 1986-1989年の5種類のデータセットを用いて推定した殻長100mm以上の資源個体数の合計をFig. 38に示した。データセットによる推定値の変動は極めて少なく、近年の推定値に対しても精度が高いことが示唆される。

Table 9: Estimated population-at-length in Konoura area using method 1.

Size Class (mm)	Year							
	1986	1987	1988	1989	1990	1991	1992	1993
100 - 105	5140	6783	7964	8744	8923	7539	8071	7848
105 - 110	10534	9749	12327	13920	14859	12473	11063	13620
110 - 115	6612	12632	5433	12290	9691	10100	9778	8987
115 - 120	2729	2163	7635	1284	9382	3271	1463	3894
120 - 125	1971	1751	5087	1022	6291	2109	1046	1941
125 - 130	1497	1020	3292	588	2557	1020	1098	1578
130 - 135	3239	998	1384	1879	757	2382	685	509
135 - 140	1558	620	555	1125	308	887	322	444
140 +	785	1835	849	588	1506	329	900	374
Total	34069	37555	44531	41444	54277	40112	34430	39200

Table 10: Estimated population-at-length in Konoura area using method 2.

Size Class (mm)	Year							
	1986	1987	1988	1989	1990	1991	1992	1993
100 - 105	9783	11042	12283	12456	12840	10935	10355	11706
105 - 110	11484	12241	15080	14365	16351	15019	12062	16036
110 - 115	8633	9017	11264	10689	12187	11063	8221	10223
115 - 120	5688	5807	7210	6946	7704	6857	4735	4710
120 - 125	3877	3777	4729	4623	5005	4528	2783	2052
125 - 130	2413	2236	2759	2806	2871	2665	1483	1255
130 - 135	1469	1279	1548	1660	1582	1557	781	510
135 - 140	819	663	777	898	773	829	370	225
140 +	791	1505	910	481	1533	320	843	374
Total	44962	47571	56562	54928	60850	53777	41638	47095

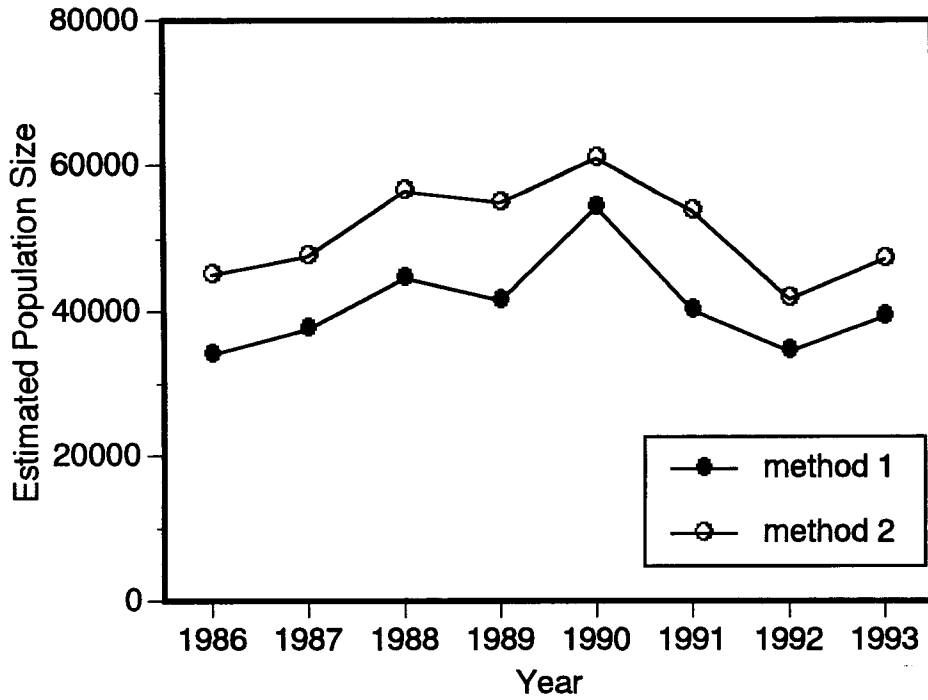


Fig. 34: Estimated population of abalone in Konoura using method 1 and method 2.

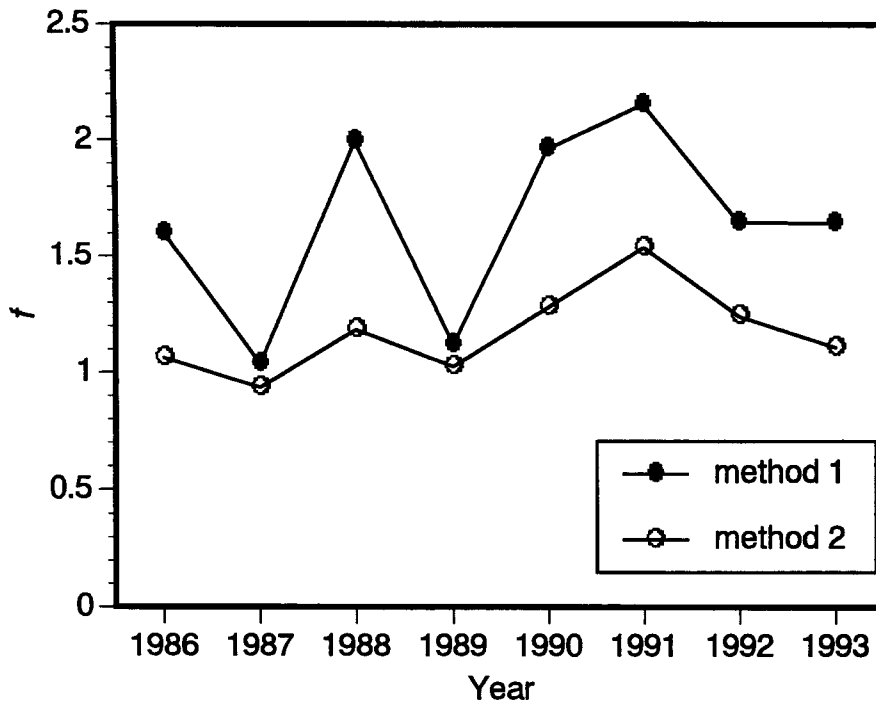


Fig. 35: Estimated fishing mortality on year of abalone in Konoura.

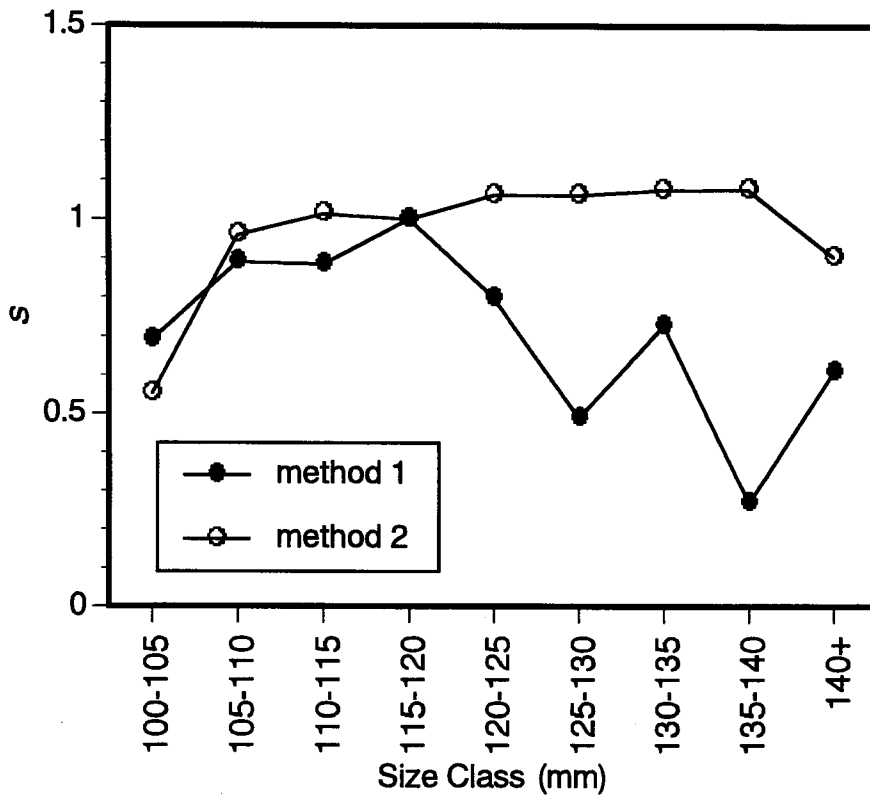


Fig. 36: Estimated selectivity of abalone in Konoura. Selectivity is standardized as the selectivity of the length class 115-120 to be 1.

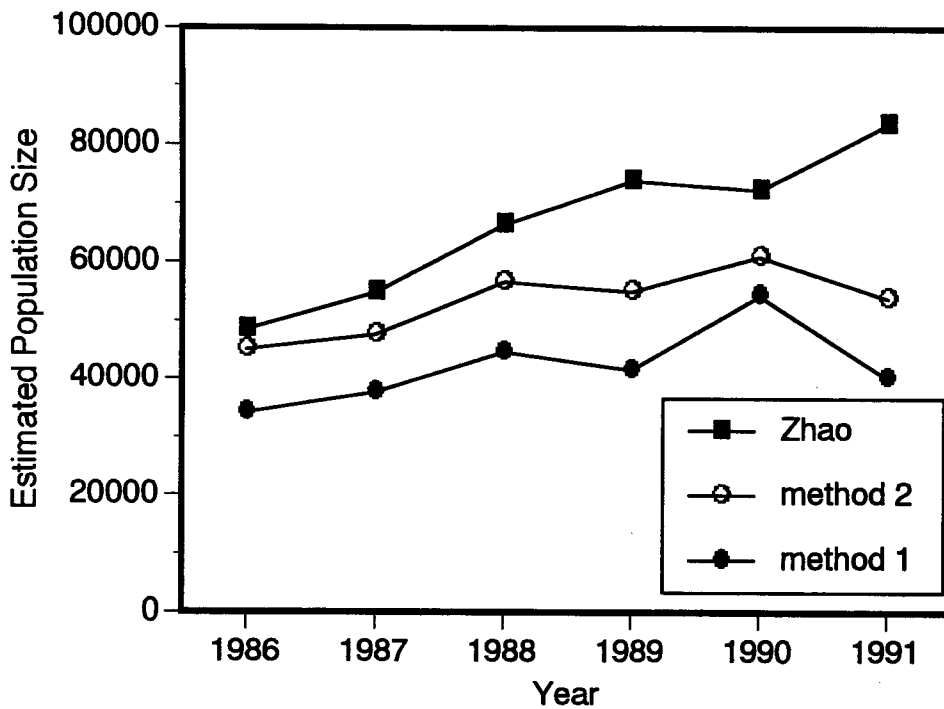


Fig. 37: Comparison of the population in Konoura estimated method 1, method 2 and estimated by Zhao *et al.*

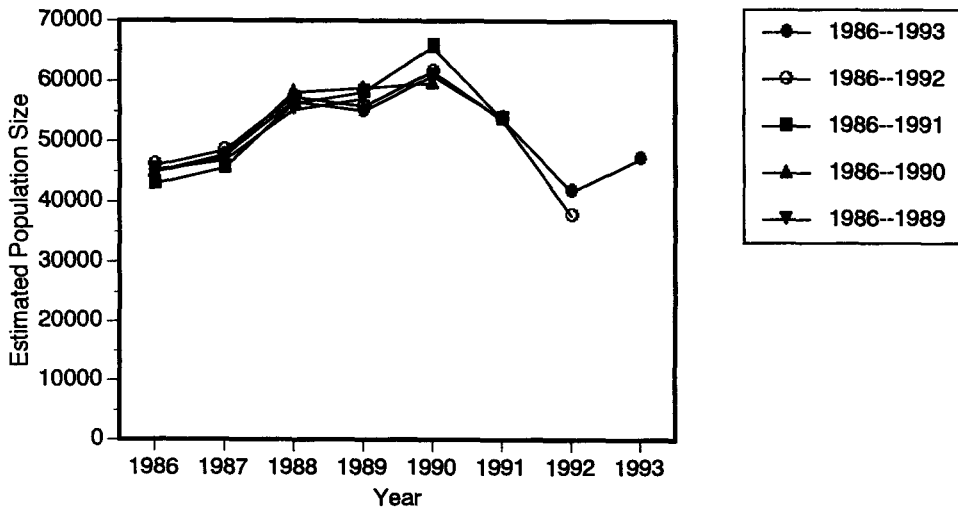


Fig. 38: Retrospective analysis of the estimated population of abalone in Konoura using method 2.

完全加入漁獲係数の推定値をFig. 39に示した。1986-1992年のデータを用いた時の1992年の完全加入漁獲係数と、1986-1991年のデータを用いたときの1991年の推定値は完全加入漁獲係数は過大に推定されているようであるが、年をさかのぼるとすぐに、他のデータセットの推定値と同様な推定結果を示すようになり、年をさかのぼれば推定結果は信頼できることが示唆された。

選択率の推定値をFig. 40に示した。体長の大きな体長階級では推定値がばらつき、特に1986-1991年のデータを用いた場合の135-140mmの推定値は大きくはずれている。しかし、130mm以下の体長階級についてはどのデータセットでも安定した推定結果を示している。

以上より、方法2を用いて行列 P を作成し、LPAによって秋田県南部におけるアワビ漁業のデータから資源個体数を推定した結果は、おおむね妥当であり、特に年をさかのぼった場合や体長の小さい体長階級に対しては、精度良く推定されていることが示唆された。

なお、今回解析した標本には大型の個体が少なく、方法1による遷移行列の信頼性が低いと考えられる。高年齢における年齢査定個体の個体数を増やすことによって精度の高い遷移行列を作成することによってより信頼性の高い推定値をえること

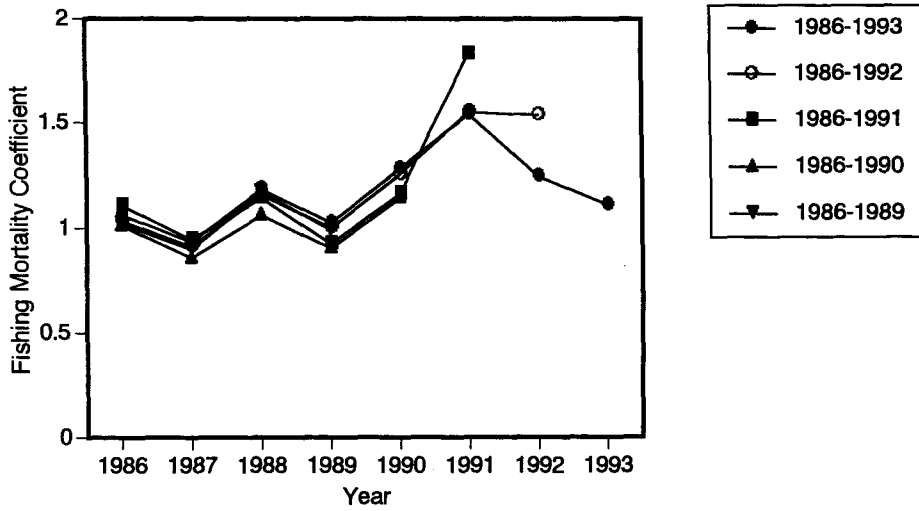


Fig. 39: Retrospective analysis of the estimated fishing mortality on year of abalone in Konoura using method 2.

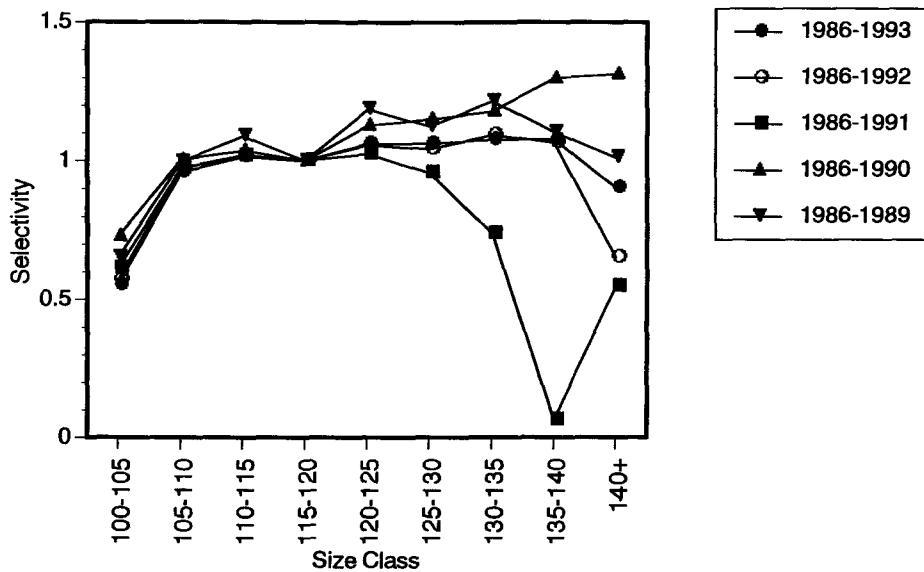


Fig. 40: Retrospective analysis of the estimated selectivity of abalone in Konoura using method 2.

ができると考えられる。

この海域では、天然由来のアワビ（主にクロアワビ *Nordotis discus*）と放流種苗由来のアワビ（エゾアワビ *Nordotis discus hannai*）が混在しており、両者の成長に差があることが知られている（松石ら, 1995）。これらを分けて解析することも、精度を上げる上で必要である。

VII. 事例解析 2 : 北海道噴火湾沿岸におけるスケトウダラ漁業

漁業の概要

次に、北海道南西部太平洋側の噴火湾 (Fig. 41) を主産卵場としているスケトウダラ *Theragra chalcogramma* に対する沿岸漁業 (襟裳以西, 恵山以东) について解析する。

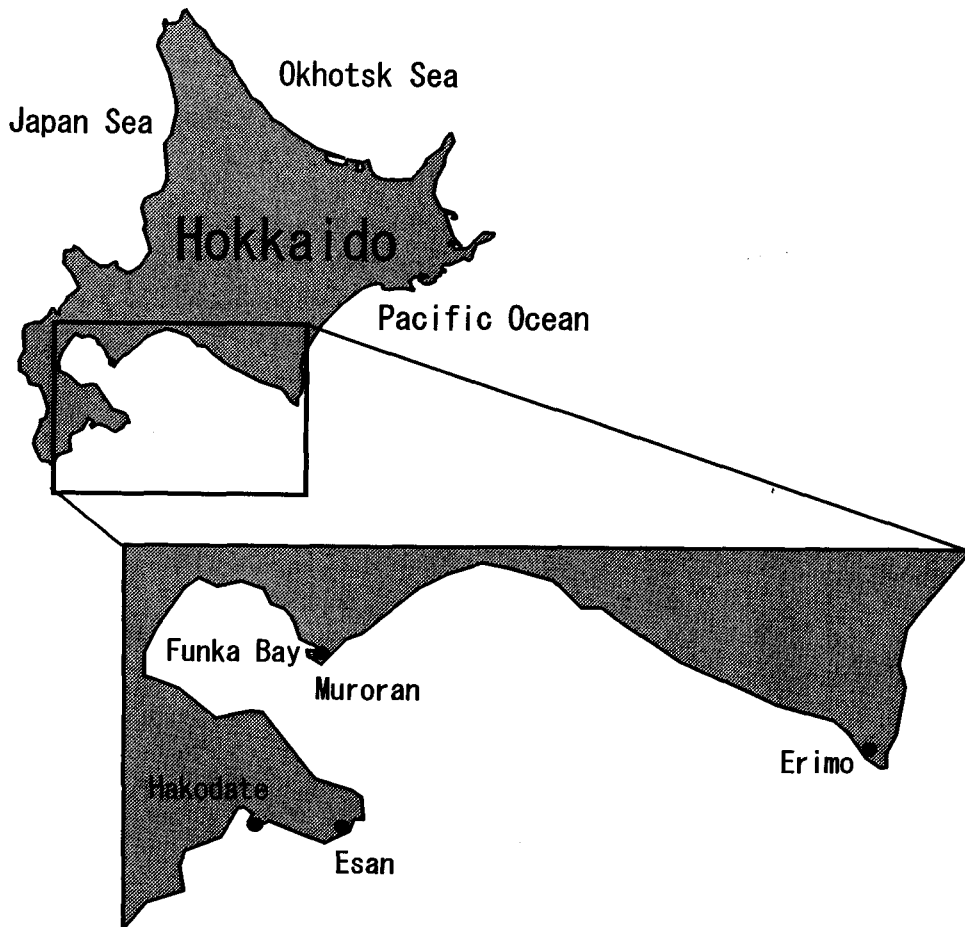


Fig. 41: Location of Funka bay

スケトウダラは漁業資源としては世界で最も大きなバイオマスを持ち、その食糧資源としての価値が認識されてきている（前田ら，1993）。日本沿岸では銚子以北の太平洋側，オホーツク海，本州以南の日本海に分布し，大きく太平洋系群・サハリンオホーツク海北見系群・北日本海系群・日本海南系群に分類される。ここで扱う太平洋系群の主産卵場は噴火湾から襟裳岬以西の沿岸である（前田ら，1976）。

この海域での産卵期は11月頃から3月である（前田ら，1979）。漁業は，この時期に産卵回遊してきたスケトウダラをねらい，刺網・底曳網・定置網で漁獲する。漁期は10月から始まり，3月に終了する。

漁具別漁獲量をFig. 42に示す。漁獲量は1966年度以降，4万トンから9万トンの間で変動をしているが，1980年度，1981年度に卓越発生が見られ，これが加入する1984年度以降，漁獲量は10万トンを越えている。その後，この卓越年級群の消滅に従って漁獲量は徐々に減り，1990年度には5万8千トンにまで減少した。

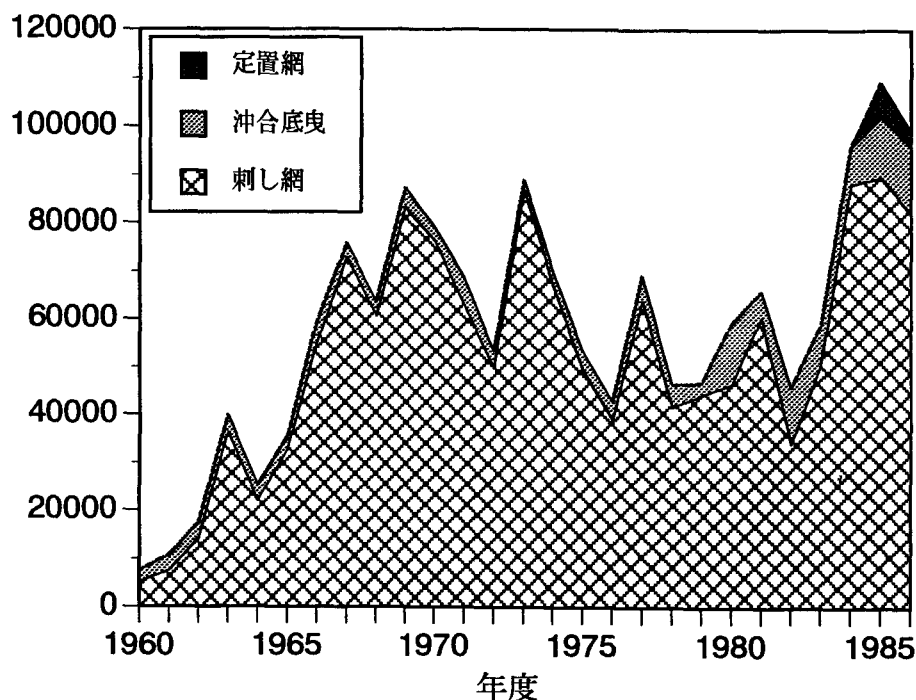


Fig. 42: Catch of walleye pollack in Funka bay by each gear.

漁獲対象となる魚は3歳以上、25cm以上のものである。ほとんどは刺し網によって漁獲されているが、近年は底曳網・定置網による漁獲も少しずつ増加している。しかし、その割合は1986年度では17%にすぎない。

噴火湾で産卵するスケトウダラの漁獲物の体長は、1950年代より北海道立函館水産試験場と同試験場室蘭支場によって測定されている。漁獲物の年齢査定は1980年代から行われている。

体長測定データは長期間にわたってあるが、途中で測定数が著しく少なかったり、全くデータが無い年がある。また、1987年度以降のデータは国際交渉にかかわる資料と指定されているため、詳細には公表されていない。

そこでここでは、体長組成を用いて1971年度から1986年度までの資源量をLPAにより算出した。また、近年の推定結果については従来行われていたコホート解析の結果と比較検討した。

解析に用いたデータ

漁期が年をまたぐため、集計は年度毎に行った。

対象海域の漁獲量は、函館水産試験場室蘭支場によって集計されたものを用いた。用いた値をTable 11, Fig. 43に示した。

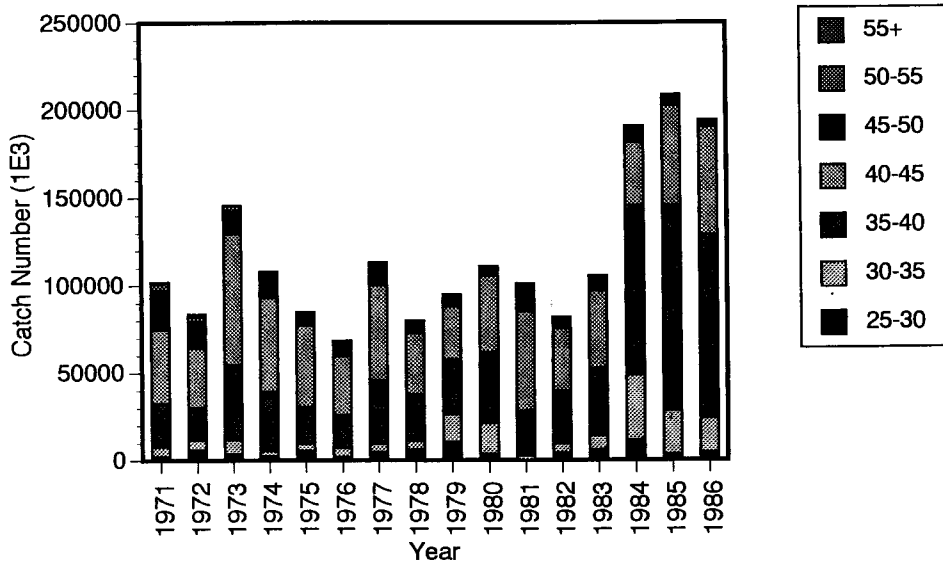


Fig. 43: Catch-at-length of walleye pollack in Funka bay.

Table 11: Catch in weight in the western area of Hokkaido. Aggregated from April to March in ton.

Year	Gill net	Trawl net	Set net	Total
1971	62873	5819	0	68692
1972	49745	3518	0	53263
1973	87015	1950	0	88965
1974	67104	2931	0	70035
1975	49440	4022	0	53462
1976	39024	3808	0	42832
1977	64068	5180	0	69248
1978	41744	4683	0	46427
1979	44266	2565	0	46831
1980	46592	12796	0	59388
1981	60492	5507	0	65999
1982	34120	11710	0	45830
1983	50610	8156	0	58766
1984	88220	7634	0	95854
1985	89572	12529	7101	109202
1986	82133	13998	2970	99101

Table 12: Body length of walleye pollack caught in Funka bay and measured in 1984.

Age	mean	s.d.	N
0	69.8	27.5	273
1	170.7	19.1	586
2	238.5	22.8	201
3	332.0	26.1	417
4	374.2	16.6	1564
5	404.3	15.5	865
6	426.9	17.4	314
7	446.8	21.7	89
8	467.8	24.4	31
9	482.9	40.6	15
10	519.0	69.5	4
11	485.0		1

漁獲物の体長組成データは、函館水産試験場室蘭支場によって調査された漁獲物測定台帳によった。これを25から55cmまで5cm間隔の体長階級ごとに集計した。なお、55cmを越える体長をもった個体は、プラスグループ(55+)として扱った。

25cmに満たないスケトウダラも対象海域に回遊し一部漁獲されるが、完全加入しておらず、当該海域に回遊してくる割合も推定できないので、解析対象から外した。

行列 P を求める際に用いた年齢別体長は、1984年の測定台帳に記載されている4460個体から求めた。データをTable 12に示した。

解析方法

体長と体重の関係は、1984年の測定結果より

$$w_x = 9.57 \times 10^{-6} l_x^{2.98} \quad (N = 4361, r = 0.997) \quad (60)$$

として求められた

体長別漁獲個体数は、以下の手順により推定された。まず測定した体長を、5cm刻みの体長階級に分けた。なお、55cmを越える個体はプラスグループ(55+)として数え、25cmに満たない個体は計数しなかった。次に、体長-体重関係(60)を用い、各階級の個体数に階級値中央における計算体重を乗じた。プラスグループの階級中央値は60cmとした。年ごとに全体長階級の体重の合計を計算し、その年の漁獲量との比をとった。この比にもとづいて、個体数を引き延ばした。体長データが無いために、個体数が0となる体長階級については、以下の式にもとづいて補間した。

$$\tilde{C}_{i,j} = \frac{\sum_i C_{i,i} \sum_j C_{i,j}}{\sum_i \sum_j C_{i,j}} \quad (61)$$

このようにして得られた体長別漁獲個体数をFig. 43に示した。

行列 P は、1984年の測定台帳のデータをもとに、方法2によりもとめた。

\bar{l}_{a+1} と \bar{l}_a をプロットし直線回帰を行った(Fig. 44)結果、

$$\bar{l}_t = -141.7 + 1.253 \bar{l}_{t+1} \quad (N = 10, r = 0.994) \quad (62)$$

となり、有意(t -test, $P < 0.01$)に相関したので、この関係を用いた。

また、分散の体長依存性を見るために \bar{l}_a と s_a の直線回帰を行った結果(Fig. 45),

$$s_a = 14.84 + 0.0324 \bar{l}_a \quad (N = 11, r = 0.330) \quad (63)$$

となり、有意な相関は得られなかった(t -test, $P < 0.05$)ので、s.d.の平均値をとり、年齢や体長にかかわらずs.d.=20.84とした。

以上の結果を用いて求めた行列 P をTable 13に示した。従来より行われている

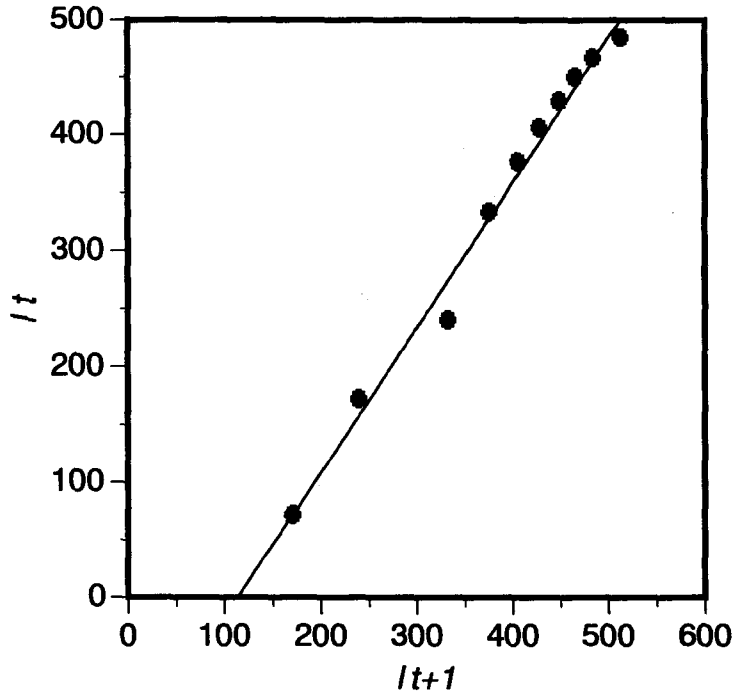


Fig. 44: Relationship between \bar{l}_{a+1} and \bar{l}_a . The line indicate $\hat{l}_t = -141.7 + 1.253\bar{l}_{t+1}$

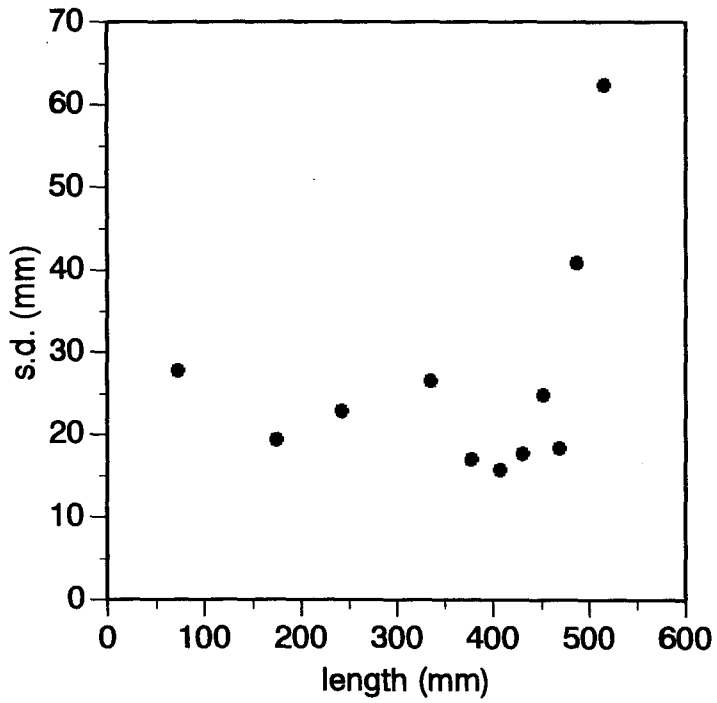


Fig. 45: Relationship between s_a and \bar{l}_a .

Table 13: Matrix P obtained using method 2.

Length class in year $j + 1$	length class in year j						
	25-30	30-35	35-40	40-45	45-50	50-55	55+
25-30	0.012	0	0	0	0	0	0
30-35	0.722	0.049	0	0	0	0	0
35-40	0.089	0.764	0.147	0	0	0	0
40-45	0	0.025	0.646	0.327	0.002	0	0
45-50	0	0	0.005	0.430	0.552	0.013	0
50-55	0	0	0	0.001	0.220	0.728	0.052
55+	0	0	0	0	0	0.084	0.916

コホート解析（北海道立函館水産試験場室蘭支場，1994）にあわせて，自然死亡係数 M は 0.3 とした。

また，1971-1986年のデータに対して，1971-1985，1971-1984，1971-1983，1971-1982，1971-1981，1971-1980，1971-1979，1971-1978年のデータを用いて同様に推定する Retrospective analysis を行い，近年の推定値の偏りを検討した。

資源量推定結果

推定された体長別個体数 $\hat{N}_{i,j}$ を，Fig. 46，Table 14に，完全加入漁獲係数 f_j を Fig. 47に，選択率 s_i を Fig. 48に示した。

推定された来遊個体数は体長25cm以上の合計で，119百万個体（1974年）から541百万個体（1985年）をとった。完全加入漁獲係数は1.3から3.8をとり，安定していない。選択率は40-45cmの体長階級で最大値をとった。

用いるデータを変えて個体数を推定した結果を Fig. 49に示した。この結果，推定する最終年の推定値は大きくはずれることがある（たとえば1971-1984年のデータを用いた場合の1984年の推定値）が，年をさかのぼると，他のデータによって推定された推定値と近い値をとることが判る。また，全てのデータを使って推定した結果（1971-1986）も，他のデータを用いたものと同様の推定結果を得ている。

用いるデータを変えて推定した完全加入漁獲係数を Fig. 50に示した。多くのデータで，最後の年の推定がはずれている。しかし，年をさかのぼると，多くの推定結果は収束することが判る。

また，用いるデータを変えて推定した選択率を Fig. 51に示した。1971-1977のデー

Table 14: Estimated population-at-length (thousand)

Size class (cm)	Year							
	1971	1972	1973	1974	1975	1976	1977	1978
25-30	62773	97372	35802	21383	67069	74477	51426	56132
30-35	43141	87257	74058	10724	38557	83926	57377	45208
35-40	48747	53359	83884	25502	17521	59625	62538	42271
40-45	47635	30362	67521	53356	6413	28588	66503	43047
45-50	8563	7401	8485	5476	2195	1443	13031	11351
50-55	8420	1945	3407	1693	773	989	564	4877
55+	1075	1974	661	534	176	270	380	75
Total	220354	279670	273816	118666	132705	249318	251818	202961

Size class (cm)	Year							
	1979	1980	1981	1982	1983	1984	1985	1986
25 - 30	80026	70910	68690	76172	119696	165394	190503	53991
30 - 35	63766	68274	55190	70161	82472	126017	117632	121038
35 - 40	48016	68076	58063	57316	65078	104849	138360	158609
40 - 45	33567	46260	48070	38573	54241	61457	86279	74363
45 - 50	8015	4713	5225	5820	13153	13157	4159	5572
50 - 55	4108	2370	1023	1347	2694	5796	2802	560
55 +	1420	1012	428	183	454	835	983	341
Total	238917	261613	236689	249571	337787	477505	540718	414475

タを用いて推定した結果は、45-55cmの体長階級の選択率が著しく高くなっているが、他の全ての結果はほぼ同様の傾向を示している。刺し網の選択性から考えても、45-50cmにピークを持つ選択率は妥当であると考えられる。

函館水産試験場室蘭支場が行った年齢によるコホート解析（北海道立函館水産試験場室蘭支場，1994）による4歳以上の個体数推定結果とLPAによる推定結果をFig. 52に示した。両者とも極めて近い値をとっている。

なお、この水域では1980，1981年に卓越年級群が発生しているが、推定結果では1983，1984年に来遊尾数のピークを示しており、この現象をとらえている。

スケトウダラについては、アワビのように個体の成長の履歴を調べるのが困難

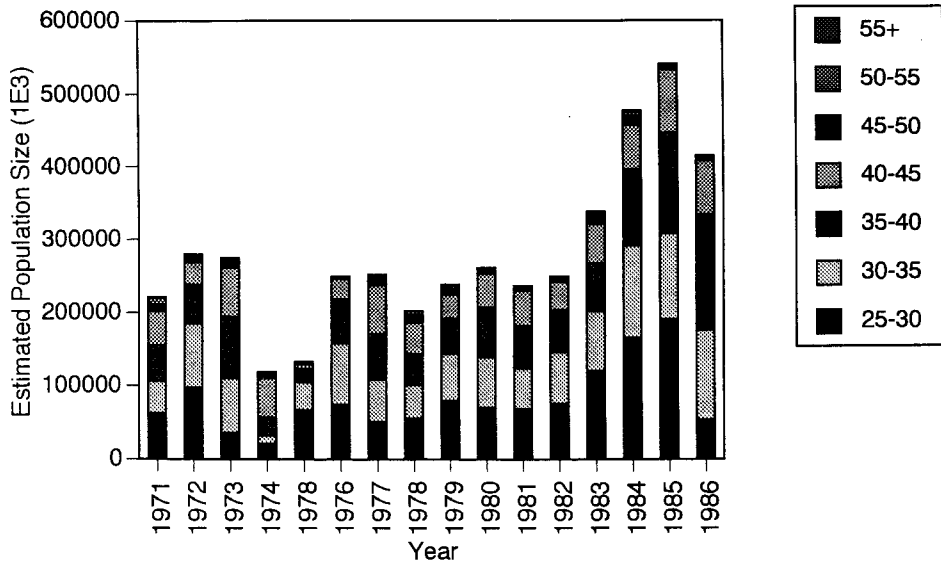


Fig. 46: Estimated population of walleye pollack in Funka bay over 25 cm T. L.

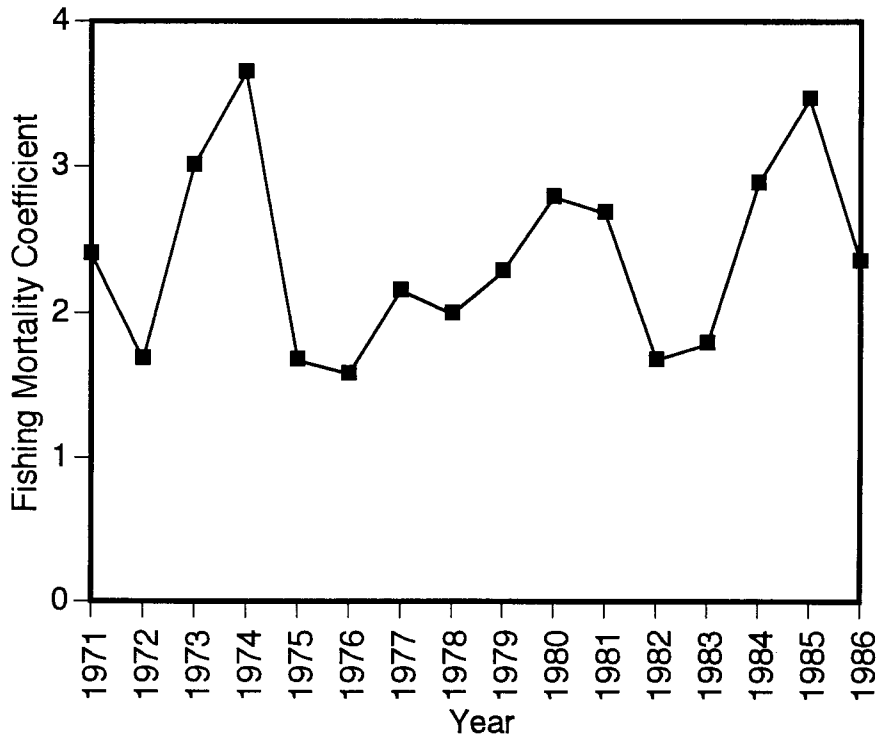


Fig. 47: Estimated fishing mortality on year of walleye pollack in Funka bay over 25 cm T. L.

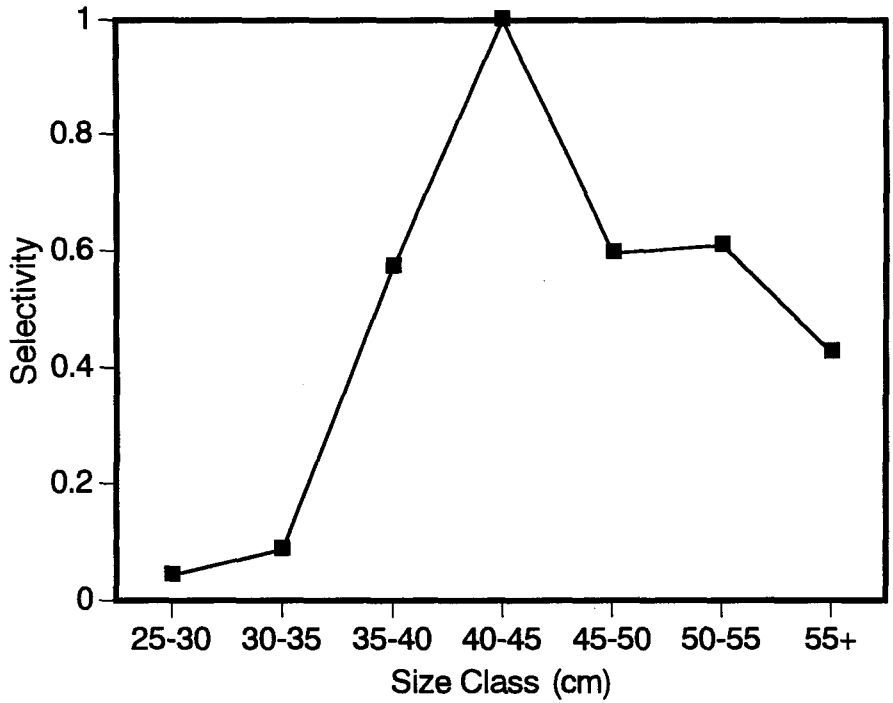


Fig. 48: Estimated selectivity of walleye pollack in Funka bay over 25 cm T. L. Selectivity is standardized as selectivity in 35-40 cm length class to be 1.

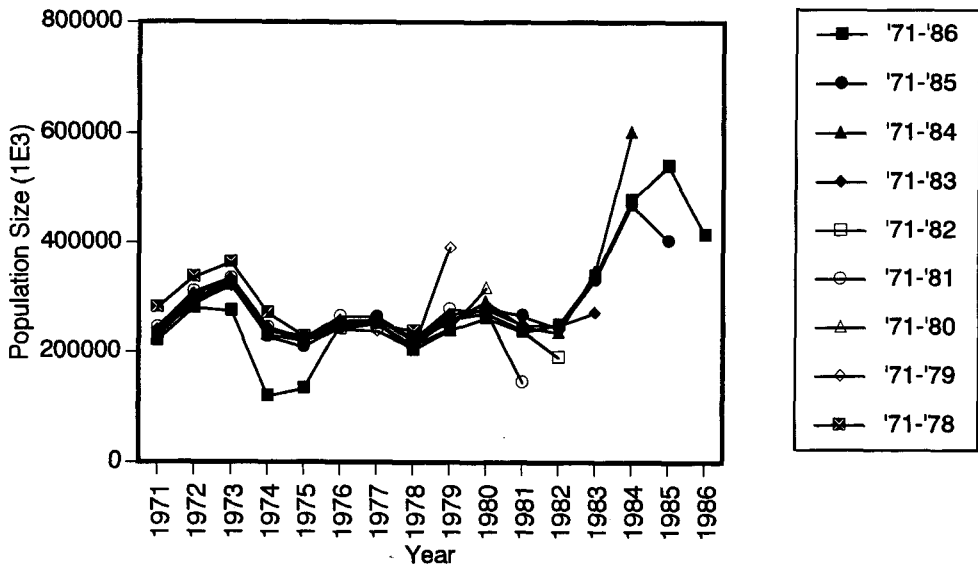


Fig. 49: Retrospective analysis of the population of walleye pollack in Funka bay over 25 cm T. L.

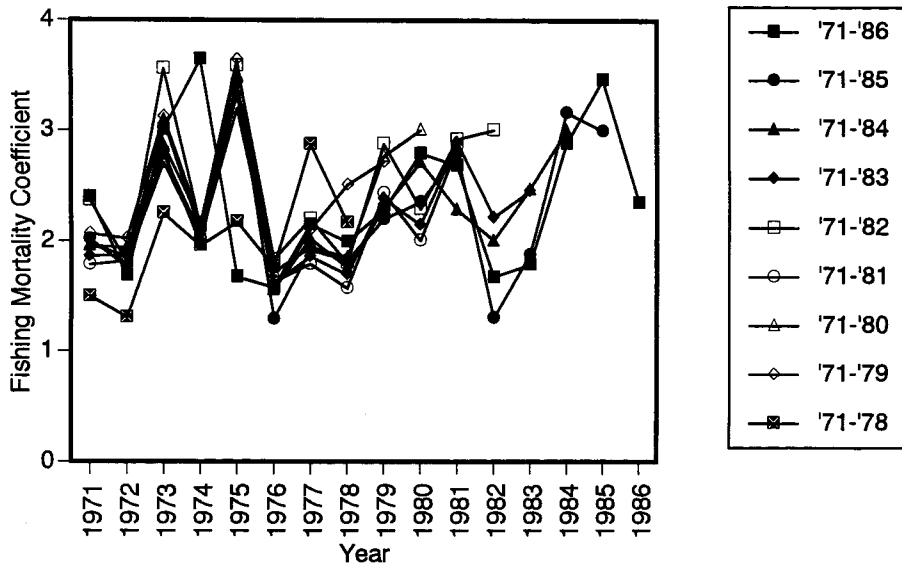


Fig. 50: Retrospective analysis of the fishing mortality on year of walleye pollack in Funka bay over 25 cm T. L.

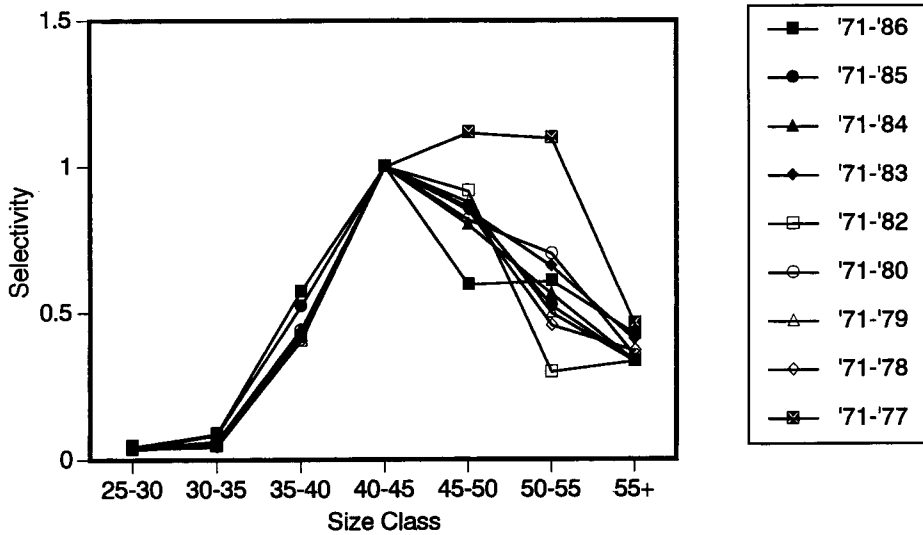


Fig. 51: Retrospective analysis of selectivity of walleye pollack in Funka bay over 25 cm T. L.

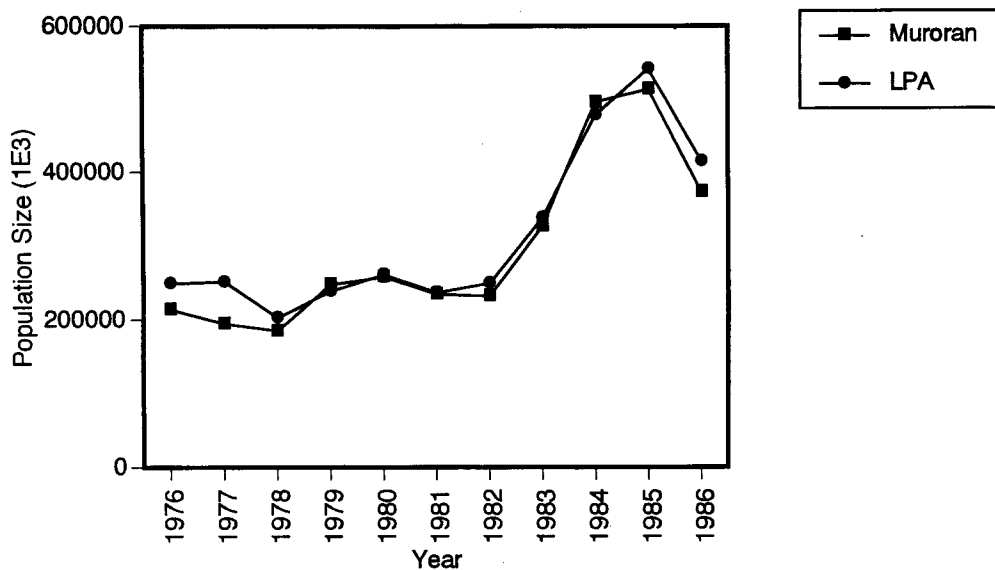


Fig. 52: Comparison of population of walleye pollack estimated using LPA (over 25 cm) and using VPA calculated by Hakodate Fishery Experimental Centre Murooran Branch (over age 4).

であり、遷移行列は方法2を用いざるを得ない。また、シミュレーションで、成長に関する誤差が推定値に大きな影響を及ぼすことが示されているため、推定精度が悪くなることが懸念された。しかし、従来の方法と同様の結果が推定され、卓越年級群や漁具の選択性もほぼ正しく推定されており、このような資源に対しても適用可能であることが示された。

スケトウダラは、体長測定の際に雌雄を判別することが可能であり、また雌雄によって成長や体長-体重関係も異なっていると考えられる。また、長期間のデータを扱う場合は、その間の成長の変化が懸念される。

以上の点を詳細に検討することによってより精度の高い推定値を得ることができると考えられる。

VII. まとめ

LPAの推定精度

これまで議論してきたように、LPAによって従来の方法と遜色ない精度の資源量推定が可能であることが示された。従来のVPAと同様に最後の数年の推定結果は不安定なこともあるが、年をさかのぼると急速に推定結果が安定した。また、小さい体長階級の方がよい推定結果が得られた。

成長に関する変動が大きくなると、推定精度の低下や偏りが生じることがシミュレーションで示されたが、複合的な変動が入っていると思われる事例解析のデータに対しても妥当と考えられる結果が得られ、頑健性は高いと考えられる。

体長組成データを用いる利点

LPAは、漁獲物の体長組成が得られているが年齢査定は重点的に行われていない資源に対して、漁具の選択性を利用した漁業管理を行う際に、有効である。年齢査定は耳石や鱗の採取とその分析が必要である。これらの作業は、専門的な知識と技術を要するため試験研究機関が直接実施する必要がある。そのため、重点的に資源管理を行う必要がある資源に対しては実施できても、ほとんどの魚種に対しては、コホート解析のデータとして用いるに足るだけの標本数を年齢査定していないのが現状である。

また、年齢査定をするためには魚体を傷つけなければならないため、標本を買い取らなければならない。希少で需要の高い高価な魚種ほど資源管理が必要であるにもかかわらず、金銭的制約から高価な魚種ほど年齢査定が困難になる。

その点、体長の測定には、専門的な技術はほとんど不要である。また、迅速かつ非破壊的に大量に測定することが可能である。そのため、既に多くの魚種でデータが蓄積されており、また新たに収集することも容易である。

行列 P の作成について

体長組成の変遷を表す行列 P を作成する際には、成長に関するデータを用いる必要がある。各個体の成長の履歴を用いて行列を作成する方法（方法1）を行うには年齢査定だけでは不十分である。

たとえば、鱗を用いる場合、年齢査定を行なうためには年輪に相当する部分の本数を数えればよい。しかし、成長の履歴を知る場合には、それぞれの年輪半径を測

定するとともに、鱗半径と体長関係を求めて、両者を用いて各年齢での体長を推定することになる。年輪数を計数する作業に対して年輪径を測定する作業は煩雑であり、多数の標本を処理することは困難である。また、本研究のアワビの事例解析のように、漁獲対象となっている体長階級の標本が十分に集まらなると、行列はつくりえない。

アワビやスケトウダラの事例解析では、行列 P を各年齢での平均体長とその分散から求める方法（方法2）によって作成し、これによって推定を行った結果、妥当と思われる結果が得られた。方法2では、各年齢での平均体長と分散が判ればよいので、年輪径などの測定は不要である。

全く年齢査定がされていない場合は、体長組成を正規分布に分解して平均体長と分散を推定することも可能かもしれない。しかし、この過程で誤差が導入される上、年齢組成も同時に推定されるので、LPAで解析するメリットは減少するだろう。

不安定な推定結果について

本研究で開発したLPAは、大きい体長階級と最終年の推定値が不安定であった。高齢の体長階級の推定が不安定になる原因の一つは、その階級に入る個体数が少ないことであると考えられる。したがって、ある程度不安定でも、全体の推定結果には大きな影響を与えない。

また、体長が大きくなると成長速度が遅くなるため、複数の年級群が一つの体長階級に入りその分離ができないのも原因の一つである。この場合、成長速度に応じて小さい体長階級は広く、大きい体長階級は狭くすると、各年級群の分離が良くなると考えられる。しかし、体長階級を狭くしすぎると、そこにはいる個体数は少なくなり、推定が不安定になる恐れがある。

最終年の推定結果が不安定であるのは、最終年近くに生まれた年級群にたいする漁獲量などの情報が少なく、漁獲係数の推定が困難であるためであると考えられる。本法では最終年の漁獲係数 F_T も推定したが、これを与えた方が推定結果は安定する。しかし、誤った F_T を与えれば、推定結果は偏るので注意が必要である。

欠測年の扱いについて

本研究で用いたスケトウダラのデータには途中に欠測年があるために、1960年代の体長組成データがあるにもかかわらず推定に利用できなかった。体長組成の欠測年がある場合、漁獲量と選択率からその年の体長別漁獲量を推定して解析すること

も考えられる。今後検討したい。

重量組成によるコホート解析について

本研究では体長データを用いてコホート解析を行ったが、漁獲物の重量組成のデータがあり、対象魚種の重量にかんする成長がわかれば、同様にコホート解析が可能である。大型魚の場合は、市場で1個体ずつ重量が測定されているので、この伝票を用いれば特別な測定を行わずに重量階級別漁獲個体数が求められるだろう。また、体長-重量の換算が省けてより良い結果がでると考えられる。

IX. 摘要

従来、多くの種でVPAやコホート解析といった年齢別漁獲個体数から資源個体数を推定する手法が広く用いられている。一般に年齢査定には手数がかかるため、容易に測定することができる体長別漁獲個体数を用いて年齢別漁獲個体数を推定する方法がとられる。体長と年齢との関係は、魚種や漁獲年次により大きな変動を示すため、個体数を年齢別に推定する際に多くの誤差が生じる。

推定された年齢別個体数を資源管理に用いる際には、漁具の選択性などを利用することが多い。この際に必要な情報は、年齢別資源個体数ではなく、体長別資源個体数である。したがって、得られた年齢別資源個体数を再び体長別資源個体数に変換する必要がある。この過程でも誤差が生じる。直接体長別漁獲個体数から体長別資源個体数を推定する方法があれば、推定過程が単純になり、精度が向上することが期待される。

Jones (1984) は、体長階級毎の漁獲個体数からコホート解析を行なう方法を提示している。この方法は、ある体長階級を成長曲線が通過する期間ごとに漁獲量を集計して計算するものであるが、漁獲個体数を集計する期間が不定期になるため、利用できる状況は限られる。

Shirakihara and Tanaka (1982a,b, 1983, 1984) はマッコウクジラの体長組成データを用いた資源動態解析を行っている。これは、再生産モデルによって加入量を推定し、これに体長組成の変遷を表す行列をかけることによって、順次、次年の体長組成を推定していくものである。この方法は加入量の推定値から計算を始めており、加入量が比較的安定している鯨類では有効であっても、加入量変動の大きい魚類等には適用が困難である。

そこで本研究では、上記の先行研究の欠点を克服して、加入量の変動の大きい種に対しても適用できるように、最近年および最大体長階級の個体数から順次年をさかのぼって体長組成の変遷を推定することによって、体長別漁獲個体数から体長別資源個体数を推定する方法 (Length based Population Analysis/LPA) を開発した。本研究ではさらに、LPAの推定精度をシミュレーションにより検討し、従来の方法との精度の比較をおこなった。また、秋田県南部地区のアワビ漁業と北海道噴火湾岸におけるスケトウダラ漁業のデータへ、本法を適用した。

体長組成にもとづくマルチコホート解析法

本法は、従来の年齢別漁獲個体数にもとづくマルチコホート解析法を、体長別漁獲個体数データに用いることができるように改変したものである。年齢別データを用いる場合、ある年齢の資源は1年前には1歳若いという明確な関係を用いることができるが、体長別データを用いる際には、1年前に属していた体長階級は一意には定まらず、いくつかの体長階級に振り分けられる。

推定の際に必要なデータは、自然死亡係数 M 、および年 j における体長階級 i の漁獲個体数 $C_{i,j}$ 、および行列 P である。

行列 P とは、 $t+1$ 年に体長階級 k に属している個体が年 t に体長階級 j に属していた確率を (j,k) 成分とする行列である。もし、対象とする生物が漁獲時に過去の成長の履歴を追うことができる場合は、実際に上記に該当する場合の数を計数して行列 P を得ることができる。後に解析するアワビは、殻に刻まれた年輪から過去の成長の履歴が判るので、この方法を用いた。漁獲時の年齢と体長しか分からない場合には、年齢ごとの体長の分散と成長曲線から行列 P を推定する。後に解析するスケトウダラはこの方法を用いた。

推定方法は、以下の手順で行う。まず、年別漁獲係数 $\hat{f}(j)$ 、および体長別選択率 $s(i)$ に初期値を与える。選択率は年によらず一定であると仮定し、漁獲係数 $\hat{F}_{i,j}$ を両者の積として与える。全死亡係数 $\hat{Z}_{i,j}$ は、漁獲係数 $\hat{F}_{i,j}$ と自然死亡係数 M の和として与える。最終年および、最大体長階級の個体数を、観測されている体長別漁獲量 $C_{i,j}$ と漁獲係数 \hat{F} 、全死亡係数 \hat{Z} によって求め、最終年より順に、前年の体長別個体数を、 $t+1$ 年と t 年の体長組成の関係を表す行列 P と全死亡係数 \hat{Z} を用いて計算する。求められた各年の体長別資源個体数と \hat{Z} 、 \hat{F} から、モデルから導出される漁獲個体数 $\hat{C}_{i,j}$ を計算し、これとデータとして得られている漁獲個体数の残差平方和 SS を求める。 SS が最小になるようにシンプレックス探索法によって最適化を行ない、収束したときの各パラメータ $\hat{N}_{i,j}$ 、 $\hat{F}_{i,j}$ 、 $\hat{f}(j)$ 、 $s(i)$ が、最終的な推定値である。

シミュレーションによる妥当性の検討

実際に本法を適用する際には、たとえば自然死亡は餌環境や水温のランダムな変化に応じて年変動することが想定される。また、漁獲圧や漁具の選択性の変動も避けられないであろう。環境の変化に応じて成長率も変化することが予想される。そこで、自然死亡係数、漁獲係数、成長に関するパラメータ等に変動がある場合の体

長別漁獲個体数の模擬データを出力するデータジェネレータを作成した。この模擬データをLPAにかけて体長別資源個体数を推定し、データジェネレータに与えた体長別資源個体数と比較することによって、LPAの推定量の精度と偏りを検討した。

まず、変動を全く加えない模擬データを用いて推定した結果、データジェネレータに与えた体長別資源個体数と極めて近い値がLPAによって得られ、正しく個体数を推定することが示された。年別漁獲係数や体長別選択率のランダムな変動に関しては、資源個体数は偏りなく推定された。また、自然死亡の変動に関しても大きな偏りは見られなかった。

以上の結果より、LPAは種々の変動を含む状況から発生する体長別漁獲個体数データに対して、頑健に資源個体数を推定することが示された。

従来の方法との比較

従来、体長別漁獲個体数から体長別資源個体数を推定するためには、Age Length Key (ALK) や体長組成分解 (LFA) によって体長別漁獲個体数から年齢別漁獲個体数へ変換し、これをVPAにかけて年齢別個体数を推定し、さらにこれを各齢の平均体長とその分散から体長別個体数に変換している。

従来の方法とLPAによって直接、体長別個体数を推定する場合の推定精度を比較検討するために、模擬データを用いて、ALKとVPA、LFAとVPA、およびLPAによって体長別資源個体数を推定した。

各パラメータにCV 5%の程度の変動を与えた模擬データを解析した結果、ALK+VPAによって推定された5年目第6体長階級個体数推定値の相対誤差50%点は0.142、LFA+CPAは-0.0987を示したのに対し、LPAは0.0095と絶対値が最も小さく、推定値の偏りが少ないことが示された。また、推定精度を表す相対誤差の標準偏差はLPAが0.0977と最も小さかった。

このように、LPAが従来の方法と同等以上の性能を持つことが示された。

秋田県南部のアワビ漁業への適用

実際のデータに対してこの解析が有効に働くかどうかを調べるために、秋田県南部地区のアワビの素潜り漁業データへLPAを適用した。

調査によって漁獲されたアワビ356個体の殻から年輪に相当する輪紋を判読して行列 P を作成した (方法1)。また、各年齢での平均殻長とその標準偏差からも行列 P を作成した (方法2) 秋田県水産振興センターが測定した1986年から1993年

までの漁獲物の殻長組成と漁獲個体数から、殻長別漁獲個体数を求めた。自然死亡係数は秋田県水産振興センターの推定により0.102とした。

方法2によって個体数を推定した結果、10cm以上の個体数は44千個（1987年）から68千個（1990年）と推定された。

従来のコホート解析によって得られている推定結果（Zhao et al., 1993）の結果と比較すると、解析が重なっている1986～1991年について、同様な資源変動傾向が見られた。

また、用いるデータの年数を変えて推定を行ったところ、どの場合も同様な推定値が得られ、推定値の信頼性が高いことが示唆された。

噴火湾のスケトウダラ漁業への適用

北海道南西部太平洋側の噴火湾を主産卵場としているスケトウダラ *Theragra chalcogramma*の刺し網・底曳網漁業のデータについて解析した。漁獲物の体長組成は函館水産試験場室蘭支場によって測定された1971年から1986年のデータを用いた。行列 P は1984年に年齢査定された4460個体を用い、各齢の平均体長と分散から求めた。自然死亡係数は、従来この海域のコホート解析に用いられていた0.3とした。

資源個体数は119百万尾（1974年）から541百万尾（1985年）と推定された。体長別選択性を示すパラメータ s は35cm以上の階級で急激に大きくなり、漁具の漁獲選択性を反映していることから、推定された結果の妥当性を裏付けている。

このように、成長の履歴が把握できない場合でも、解析が成功していることから、成長の推定が困難な種に対してもLPAが有効であることが示唆された。

まとめ

以上のように、LPAは体長別漁獲個体数から体長別資源個体数を推定する方法として有効であることが示された。年齢査定の困難な多くの魚種へ、この方法を適用して資源個体数推定を行うことが可能であると考えられる。

X. Summary

Virtual Population Analysis (VPA) and cohort analysis are widely used for estimating fish population size from catch-at-age data. Generally age determination is so laborious that catch-at-age is determined from catch-at-length data. Errors in this conversion, however, can be significant.

Fishery managers often control the selectivity of fishing gear. To manage fish stocks, the managers need population-at-length estimates instead of population-at-age. Another conversion is needed to estimate population-at-length from population-at-age, which is calculated from catch-at-age using VPA. Estimation errors in this conversion can also be significant. If population at length can be estimated directly from catch-at-length, these two conversions can be omitted, and thus the estimation accuracy will be improved.

Jones (1984) proposed a VPA method based on catch-at-length. This method estimates population-at-length by aggregating catch numbers during the periods that an average growth curve passes length classes. Because these periods are not equal, one must assume an equilibrium state for the population and the catch. This assumption limits the situations that this method can be used.

Shirakihara and Tanaka (1982a,b, 1983, 1984) analysed the population dynamics of sperm whales. In his analysis, he made a model of population dynamics, including models of reproduction and transition of length composition. The latter model is similar to a population estimation process based on catch-at-length. This method calculates the population size from recruits to adults. For whales with fairly stable recruitment, this method will be effective. But for fish with unstable recruitment, recruitment can not be accurately estimated and, thus, this method can not be used for population estimation.

In this study, I present a new method of population estimation based on catch-at-length called Length based Population Analysis or LPA. LPA estimates population-at-length from the largest to the smallest length class,

by avoiding the estimation errors of recruitment. I also examine the validity and accuracy of LPA using computer simulation

Length based population analysis

LPA is modified from separable VPA using catch-at-length data. When one uses catch-at-age in population analysis, the simple rule is to assume that a fish was 1 year younger during the previous year. However, when one uses catch-at-length, it is not so simple. Fishes that belong to a certain length class in one year, might have had different length in the previous year, so these fishes are divided into plural length classes.

Data required to estimate the population-at-length by LPA are natural mortality M , catch-at-length for length class j at year i $C_{i,j}$, and matrix P .

Matrix P is a matrix in which the (j, k) component is the probability that the individual at year $t+1$ in length class k belonged to the length class j . If the history of growth is available, this probability is estimated directly from growth data (method 1). In the population analysis of abalone mentioned later, growth history can be determined from shell rings. If growth history is not available, this probability is estimated from the average and variance of length at each age (method 2). In the population analysis of walleye pollack, also described later, this method was used.

The LPA procedure is as follows. First, give initial values for yearly fishing mortality, $\bar{f}(j)$ and for selectivity $\bar{s}(i)$. Selectivity is assumed to be constant and independent from the year. Fishing mortality $\bar{F}_{i,j}$ is given as the product of $\bar{f}(j)$ and $\bar{s}(i)$. Total mortality $\bar{Z}_{i,j}$ is given as the sum of $\bar{F}_{i,j}$ and natural mortality M .

Calculate the population of all length classes for the most recent year data was collected, and for the largest length class for every year data was collected from observed catch-at-length $C_{i,j}$, fishing mortality $\bar{F}_{i,j}$ and total mortality $\bar{Z}_{i,j}$. Then calculate the population-at-length $\bar{N}_{i,j}$ for the previous year using matrix P and $\bar{Z}_{i,j}$ sequentially. From $\bar{N}_{i,j}$, $\bar{F}_{i,j}$ and $\bar{Z}_{i,j}$, calculate the expected catch-at-length for each year $\bar{C}_{i,j}$. To compare estimates with the observed catch, calculate the sum of square residual

SS and minimize SS using a non-linear optimization method, such as the simplex search method. When SS is minimized, the parameters $\hat{f}(j)$, $\hat{s}(i)$ and $\hat{F}_{i,j}$, $\hat{N}_{i,j}$ are the final estimators.

Validation of LPA using simulation method

Factors such as natural mortality and growth will fluctuate in relation to biological and physical conditions. Fishing pressure and fishing-gear selectivity will also fluctuate. To examine the effect of these fluctuations on the estimators, I developed a data generator to generate sham catch-at-length data with various fluctuations. I examined the validity by estimating population-at-length from the sham data using LPA, and compared the original population set to the generator and estimators from LPA.

First, I generated sham catch data without any fluctuation, and estimated population-at-length by LPA. The estimate of population-at-length was very close to the estimate of the original population. When fluctuations are added to yearly fishing mortality and selectivity, the estimators are not largely biased. For fluctuations in natural mortality, the estimators are robust.

These results suggest that LPA is robust for various fluctuations that will occur in real catch data.

Comparison with the former methods

Formerly, to estimate catch-at-age from catch-at-length, Age Length Key (ALK) or Length frequency analysis (LFA) has been used. From the estimated catch-at-age, population-at-age has been estimated using VPA. Then, population-at-length has been estimated by converting the population-at-age to population-at-length.

To compare these two former methods with LPA, populations at length were estimated from sham catch-at-length data using ALK and VPA, LFA and VPA, and LPA.

From the sham data that included a C.V. 5 % fluctuation in all parameters, the 50% point of the relative error in the estimate of the population for the 5th length class in the 6th year was smallest for LPA (0.0095) followed by LFA and VPA (-0.0987), and ALK and VPA (0.142).

These results suggest that LPA performs equally well or better than the former methods.

Application for abalone fishery in Akita prefecture

To examining the validity and effectivity of LPA for an actual population, I applied LPA to the abalone diving fishery in Konoura, Akita prefecture.

Annual rings of 356 shells of abalone caught in this area were measured and matrix P was calculated using method 1. I also calculated the matrix using method 2. Catch-at-length data was generated from the length composition data recorded by the Institute for Fisheries and Fisheries Management in Akita prefecture and catch numbers in 1986 to 1993. Natural mortality was set at 0.102, as estimated by the Institute for Fisheries and Fisheries Management.

Using method 2, the estimated annual number of abalone with a shell length greater than 10 cm ranged from 44,000 (1987) to 68,000 (1990).

The population dynamics are quite similar with the estimates of Zhao et al., who used ALK and VPA in the same area. The results of retrospective analysis indicate the estimates were stable.

Application for walleye pollack fishery in Funka Bay

I next examined the gill-net and trawl fishery of walleye pollack, *Theragra chalcogramma*, whose spawning ground is in Funka Bay in the southwestern part of Hokkaido. I used the length composition data recorded by the Muroran branch of the Hokkaido Hakodate Fisheries Experimental Station from 1971 to 1986. Matrix P was calculated using method 2 from the age and length data of 4460 individuals measured in 1984. Natural mortality was set to 0.3, the value calculated by VPA for the walleye pollack in this area.

The estimated annual population size ranged from 195,000,000 (1978) to 513,000,000 (1971). The estimated parameter of the gear selectivity increased rapidly at 35 cm, which agrees to the real selectivity of the fishing gear used this area.

For a population with an unknown growth history, it is suggested that LPA is applicable.

Conclusion

From the results of both simulation and application, it is suggested that LPA is valid and effective method to estimate population-at-length from catch-at-length data. For populations that are difficult to age, it is possible to estimate population size using LPA.

XI. 謝辞

本研究をとりまとめるにあたり、懇切なご指導と御校閲を賜った東京大学農学部教授 清水 誠博士に深く感謝申し上げます。研究の最初からとりまとめまで、常に懇切なご指導を賜った東京大学教養学部助教授 岸野 洋久博士に深く感謝申し上げます。校閲と有益なご教示を賜った東京大学農学部教授 上村 賢治博士、同助教授 谷内 透博士、東京大学海洋研究所助教授 青木 一郎博士に感謝します。東海大学海洋学部教授 沼知 健一博士、北海道大学水産学部教授 菅野 泰次博士には温かい励ましと協力をいただきました。

秋田県南部のアワビ漁業の解析に関しては、秋田県水産振興センターの斎藤和敬氏に貴重なデータや標本の提供と懇切な助言をいただきました。スケトウダラの解析に関しては、北海道立函館水産試験場室蘭支場の上田吉幸氏と三原行雄氏に貴重なデータの提供と懇切な助言をいただきました。

北海道大学水産学部編集出版委員の西村 欣也博士・清水 幹博博士には、水産学部紀要出版に際し、有益な校訂のご意見をいただきました。

また、東京大学海洋研究所教授 松宮 義晴博士、三重大学生物資源学部助教授 原田 泰志博士、水産庁遠洋水産研究所 平松 一彦博士には、研究に関して有益なコメントをいただきました。

本研究の一部は、平成6年度科学研究費補助金奨励研究(A)06760167、平成6年度・平成7年度北水協会補助事業、住友財団1994年度研究助成により行った。

XII. 文献

- 赤嶺達郎, 加藤史彦 (1988). 複合正規分布のパラメータ推定. 東海区水産研究所数理統計部 (編), パソコンによる資源解析プログラム集, 134-143. 東海区水産研究所, 東京.
- Akamine, T. and Matsumiya, Y. (1992). Mathematical analysis of age-length key method for estimating age composition from length composition. *Bull. Japan Sea Natl. Fish. Res. Inst.*, **42**, 17-24.
- 秋田県水産振興センター(1988). 放流漁場高度利用技術開発事業 (アワビ類).
- Allen, K. R. and Hearn, W. S. (1989). Some procedures for use in cohort analysis and other population simulations. *Can. J. Fish. Aquat. Sci.*, **46**, 483-488.
- Basson, M., Rosenberg, A. A. and Beddington, J. R. (1988). The accuracy and reliability of two new methods for estimating growth parameters from length-frequency data. *J. Cons. int. Explor. Mer*, **44**, 277-285.
- Bhattacharya, C. G. (1967). A simple method of resolution of a distribution into Gaussian components. *Biometrics*, **23**, 115-135.
- Buchanan-Wollaston H. J. and Hodgson, W. C. (1929). A new method of treating frequency curves in fishery statistics, with some results. *J. Cons. Int. Explor. Mer*, **4**, 207-225.
- Cassie, R. M. (1954). Some uses of probability paper in the analysis of size frequency distributions. *Aust. J. Mar. Freshw. Res.*, **5**, 513-522.
- Cooke J. G. and Beddington, J. R. (1982). Further development of an assessment technique for male sperm whales based on length data from the catches. *Rep. int. Whal. Commn*, **32**, 239-241.
- DeLury, D. B. (1947). On the estimation of biological populations. *Biometrics*, **3**, 145-167.
- Evans, G. T. (1989). Rational approximations to solutions of the VPA equations. *Can. J. Fish. Aquat. Sci.*, **46**, 1274-1276.
- Fournier, D. A., Sibert, J. R., Majkowski, J., and Hampton, J. (1990). MULTIFAN a likelihood-based method for estimating growth parameters and age composition from multiple length frequency data sets illustrated using data for southern bluefin tuna *thunnus maccoyii*. *Can. J. Fish. Aquat. Sci.*, **47**, 301-317.
- Fridriksson, Á. (1934). On the calculation of age-distribution within a stock of cod by means of relatively few age-determinations as a key to measurements on a large scale. *RaP. V. Réun. Cons. Int. Explor. Mer*, **86**, 5.
- 藤本 武 (1967). アワビ類の年齢査定の一方法について. 水産増殖, **15**, 19-22.
- Gulland, J. A. (1965). *Estimation of Mortality Rates, 3 of Annex to Rep. Arctic Fish. Working Group, Int. Counc. Explor. Sea. C.M.* ICES.
- Gulland, J. A. (1993). *Fish Stock Assessment: A Manual of Basic Methods*. Wiley, New York.
- Hasselblad, V. (1966). Estimation of parameters for a mixture of normal distributions. *Technometrics*, **8**, 431-444.
- Hilborn, R. (1992). Current and future trends in fisheries stock assessment and management. *S. Afr. J. mar. Sci.*, **12**, 975-988.

- 平山信夫, 山田作太郎, 菊池弘, 山田潤一 (1989). Delury法の修正とアワビ採捕漁業への応用. 日本水産学会誌, 55, 409-416.
- 北海道立函館水産試験場室蘭支場 (1994). 道南太平洋海域のスケトウダラ漁況について.
- Jones, R. (1984). *Assessing the effects of changes in exploitation pattern using length composition data.* FAO Fisheries Technical Paper 256.FAO, Rome.
- Kimura, D. K. and Chikuni, S. (1987). Mixtures of empirical distributions: An iterative application of the age-length key. *Biometrics*, 43, 23-35.
- MacCall, A. D. (1986). Virtual population analysis (VPA) equatins for nonhomogeneous populations, and a family of approximations including improvements on Pope's cohort analysis. *Can. J. Fish. Aquat. Sci.*, 43, 2406-2409.
- Macdonald, P. D. M. and Pitcher, T. J. (1979). Age-groups from size-frequency data: A versatile and efficient method of analyzing distribution mixtures. *J. Fish. Res. Bd Can.*, 36, 987-1001.
- 真子 渺・松宮義晴. (1977). 銘柄組成による年齢組成推定法. 西水研研報, 50, 1-8.
- Martin, I. and Cook, R. M. (1990). Combined analysis of length and age-at length data. *J. Cons. int. Explor. Mer*, 46, 178-186.
- Matsumiya, Y. and Matsuishi, T. (1989). Estimation of population parameters by optimizing catch effort allocation. *Res. Popul. Ecol.*, 31, 305-310.
- 松石 隆, 斎藤和敬, 菅野泰次 (1995). アワビの成長曲線について. 北海道大学水産学部研究彙報, 46, 53-62.
- 松石 隆, 岸野洋久, 菅野泰次 (1996). 年齢の読み飛ばしを考慮した成長曲線の推定法. 日本水産学会誌, 62, 28-31.
- 前田辰昭, 高橋豊美, 伊地知誠, 平川英人, 上野元一 (1976). 噴火湾周辺海域におけるスケトウダラの漁場学的研究-ii産卵期. 日本水産学会誌, 42, 1213-1221.
- 前田辰昭, 中谷敏邦, 高橋豊美, 上野元一 (1979). スケトウダラ稚魚の沿岸水域での生活. 水産海洋研究会報, 34, 81-85.
- 前田辰昭, 高木省吾, 亀井佳彦, 梶原善之, 目黒敏美, 中谷敏邦 (1993). スケトウダラ調査研究の歴史と問題点. 北水試研報, 42, 1-14.
- Murphy, G. I. (1965). A solution of the catch equation. *J. Fish. Res. Bd. Can.*, 22, 191-202.
- Nelder, J. A. and Mead, R. (1965). A simplex method for function minimization. *Computer Journal*, 7, 308-313.
- 岡 正雄 (1954). 統計面から見た東支那海における黄鯛の生態學的研究-ii. 黄鯛 (*Taius tumifrons*) の成長に就いて. 長崎大学水産研究報告, 2, 8-25.
- 奥村晴彦 (1986). パソコンによるデータ解析. 技術評論社, 東京.
- Pauly, D. (1987). A review of the ELEFAN system for analysis of length-frequency data in fish and aquatic invertebrates. p. 7-34, Pauly, D. and Margan, G. R. (eds.). *Length Based Methods in Fisheries Research.* ICLARM Conf. Proc., Manila.
- Pauly, D. and David, N. (1981). ELEFAN I, a BASIC program for the objective extraction of growth parameters from length-frequency data. *Meersforsch*, 28, 205-211.
- Pope, J. G. (1972). An investigation of the accuracy of virtual population analysis. *ICNAF Res. Bull.*, 9, 65-74.
- Pope, J. G. and Shepherd, J. G. (1982). A simple method for the consistent interpretation

- of catch-at-age data. *J. Cons. int. Explor. Mer*, **40**, 176-184.
- Schnute, J. and Fournier, D. (1980). A new approach to length-frequency analysis: Growth structure. *Can. J. Fish. Aquat. Sci.*, **37**, 1337-1351.
- 島本信夫 (1988). 複数年級群のための virtual population analysis-1. 東海区水産研究所数理統計部 (編), パソコンによる資源解析プログラム集, 134-143. 東海区水産研究所, 東京.
- Shirakihara, K. and Tanaka, S. (1982a). Reconstruction of the Beddington and Cooke age-specific model and some comments on their models for sperm whales. *Rep. int. Whal. Commn*, **32**, 243-247.
- Shirakihara, K. and Tanaka, S. (1982b). Population estimation of the Northwest Pacific stock of sperm whales. *Rep. int. Whal. Commn*, **32**, 249-250.
- Shirakihara, K. and Tanaka, S. (1983). An alternative length-specific model and population assessment for the Western North Pacific sperm whales. *Rep. Int. Whal. Commn*, **33**, 287-294.
- Shirakihara, K. and Tanaka, S. (1984). Simulation studies on length-specific population assessment techniques for Western North Pacific sperm whales. *Rep. int. Whal. Commn*, **34**, 259-264.
- Tanaka, S. (1953). Precision of age-composition of fish estimated by double sampling method using the length for stratification. *Bull. Japan. Soc. Sci. Fish.*, **19**, 657-670.
- 田中昌一 (1956). Polymodal な度数分布の一つの取扱方及びそのキダイ体長組成解析への応用. 東海区水産研究所報告, **14**, 1-13.
- 田中昌一 (1985). 水産資源学総論, 新水産学全集, 第8巻. 恒星社厚生閣, 東京.
- Tanaka, E. and Tanaka, S. (1990). A method for estimating age-composition from length-frequency by using stochastic growth equation. *Nippon Suisan Gakkaishi*, **56**, 1209-1218.
- Terceiro, M. and Idoine, J. S. (1990). A practical assessment of the performance of Shepherd's length composition analysis (SRLCA): Application to Gulf of Maine northern shrimp *Pandalus borealis* survey data. *Fishery Bulletin*, **88**, 761-773.
- 趙 柏賢 (1991). 秋田県磯根漁場におけるアワビ漁業管理に関する研究. 博士論文, 東京水産大学.
- Zhao, B., Tanaka, E. and Yamada, J. (1993). Stock assessment of abalone in kisakata, akita prefecture. *Nippon Suisan Gakkaishi*, **59**, 1823-1830.