

多年級群解析方法の開発とそのインド洋キハダの体長組成解析への応用

王 健 雄*・田 中 昌 一**

Development of a multi-cohort analysis method and its application to the Indian Ocean yellowfin tuna length composition

Chien-Hsiung WANG* and Syoiti TANAKA**

The purpose of this paper is twofold. One is to convert the length compositions into age compositions for the yellowfin tuna caught by Japanese longline fishery in the Indian Ocean from 1952 to 1980. The other is to analyse the age composition by a newly developed multi-cohort method and to estimate recruitment, stock abundance and fishing mortality rate. Computer programs are developed for each purpose.

The length compositions are analysed by means of normal curve fitting. Mean length l_a (cm) and standard deviation σ_a (cm) at age a are well represented by the formulae:

$$l_a = 212.4 [1 - \exp(-0.292(a + 0.04))] \quad (\text{HUANG } et \text{ al.}, 1973)$$
$$\sigma_a = 17.1850(1 - \exp(-0.0793a))$$

These formulae are applied to the mean and standard deviation of each normal curve. The weight of each normal curve (that is the age composition) is estimated in the iterative calculation so as to minimize the sum of squares of differences between observed and calculated frequencies of the length composition. It is assumed that one cohort is recruited each season but cohorts weaker than a certain level are neglected.

In the catch, age 4 and age 3 fish are dominant. Age 2 fish occur but only in a small proportion and age 5 and age 1 fish are rare. The average annual catches in number from 1952 to 1977 are 612,000 for age 3, 463,000 for age 4 and 61,000 for age 2.

Models of the dynamics of the yellowfin tuna are set up as follows:

$$N_{a+1,t+1} = (N_{a,t}e^{-M/2} - C_{a,t})e^{-M/2}$$
$$C_{a,t} = S_{a,t}N_{a,t}e^{-M/2}$$
$$S_{a,t} = q_a f_t$$

where a ; age, t ; year, $N_{a,t}$; stock size in number, $C_{a,t}$; catch in number, $S_{a,t}$; fishing mortality rate, q_a ; age-specific fishing mortality, f_t ; fishing intensity and M ; natural mortality coefficient. Observed effective fishing effort is substituted into f_t . From the observed catch $C_{a,t}$ and calculated catch $\hat{C}_{a,t}$, $SSC = \sum (C_{a,t} - \hat{C}_{a,t})^2$ is calculated. The values of q_a and $\hat{N}_{1,y}$, recruitment to age 1 in year y , which make SSC minimum are searched by iterative calculation. Different values of the natural

1987年4月1日受理 遠洋水産研究所業績 第248号

* 国立台湾大学海洋研究所 (Institute of Oceanography, National Taiwan University)

** 東京水産大学 (Tokyo University of Fisheries)

mortality coefficient M are tried. The estimated value of $\hat{N}_{1,y}$ is not seriously affected by M . The absolute value of $\hat{N}_{1,y}$ tends to change in proportion to the initial value of the iterative calculation $\hat{N}_{1,y}(0)$, and so does \hat{q}_a in inverse proportion to $\hat{N}_{1,y}(0)$. However, the pattern of annual change of $\hat{N}_{1,y}$ is considerably robust against the value of $\hat{N}_{1,y}(0)$.

Value of $\hat{N}_{1,y}(0) = 5476482$ gives the minimum SSC, provided $M = 0.4$. The fishing mortality rate and annual recruitment are estimated based on this initial value. Except the early stage of the development, fishing mortality rates are generally 0.2-0.6 for age 4, 0.1-0.3 for age 3 and less than 0.05 for age 2. The recruitment shows a sharp decreasing trend. The average size for 1949-1952 is 22.6×10^6 , whereas for 1974-1977, only 2.9×10^6 . In this calculation, catches by the surface fisheries are neglected and these figures would represent only the escapement from the surface fisheries.

目 次

1. 緒 言	5
1-1. インド洋のキハダ漁業	5
1-2. 今までの研究	6
1-3. インド洋キハダ資源研究の問題点	7
1-4. 本研究の目的	8
1-5. 謝 辞	8
2. 資 料	9
2-1. 体長組成資料	9
2-2. 漁獲統計資料	12
2-3. 生物学的資料	12
2-4. 基本的仮定	12
3. 体長組成解析	12
3-1. 解析方法の検討	12
3-2. 計算条件の設定	14
3-2-1. 寿 命	14
3-2-2. 平均体重	14
3-2-3. モードの判定	14
3-2-4. 標準偏差	15
3-3. 正規分布の当てはめ	15
3-3-1. 当てはめの手順	15
3-3-2. 標準偏差値の変動	16
3-3-3. 平均体長の変動	18
3-4. 年齢組成の推定	23
3-4-1. 加重の再調整	23
3-4-2. 再調整の結果	24
3-4-3. 年齢別の漁獲尾数	27
3-5. 結果の検討	30
3-5-1. 平均漁獲年齢の比較	30
3-5-2. 個体成長式の妥当性	30
3-5-3. 寿命について	31
4. 年齢組成解析	33
4-1. CPUE の変動	33
4-2. 単年級群解析法 (SCA 法)	37
4-2-1. 単年級群解析法の吟味	37
4-2-2. 自然死亡係数の推定	40
4-2-3. SCA 法による試算	40
4-3. 多年級群解析法 (MCA 法)	44

4-3-1. 田中法	44
4-3-2. MCA 法	45
4-3-3. 計算条件の検討	47
4-4. MCA 法の試算	47
4-4-1. 収れん条件の検討	47
4-4-2. 自然死亡係数の差による検討	48
4-4-3. 初期値 $\hat{N}_{1,y}(0)$ についての検討	51
4-5. インド洋キハダの資源解析	56
4-5-1. 最適 $\hat{N}_{1,y}(0)$ の探索	56
4-5-2. 資源の推定結果	56
5. 論 議	61
5-1. データについて	61
5-2. 解析方法について	62
5-3. キハダの資源について	62
要 約	64
文 献	65

1. 緒 言

1-1. インド洋のキハダ漁業

キハダ (*Thunnus albacares*) は、マグロ類の一種で、熱帯域から温帯域まで、また、外洋部から沿岸域まで広範囲に分布している。インド洋では 20°N から 40°S までに分布しているが、一般に 10°N から 10°S までの赤道付近で分布密度が高い。特に、インド洋の西部沿岸域、及び東部バンド海で常に高い釣獲率を示している。

インド洋のキハダは色々な漁業でとられるが、最も広範に操業しているのは、はえなわ漁業である。その他まき網漁業、竿釣漁業、ひきなわ漁業、刺網漁業、及び定置網漁業等が、地域的に存在している。はえなわ漁業以外は表層漁業に一括され、かなり古くから存在していたものが多いが、1960 年以前の漁獲量は極めて少なかったと考えられる。FAO の統計によると、1964 年に初めて表層漁業が区分され、その漁獲量は 2,000 トンであったが、その後年々増加した (FAO, 1980)。特に、1970 年代の初期から増加が急で、1975 年には全インド洋のキハダの漁獲量の 1/2 を超えて 26,802 トンを記録した (表 1)。

はえなわ漁業によるインド洋マグロ資源の開発は、1952 年 10 月ごろから日本によって行われた。漁場の拡大はかなり速く、漁業を始めてから 3 年目の 1955 年 11 月ごろには、すでに赤道に沿ってアフリカ東岸に達し、1964 年ごろにはインド洋のマグロ分布海域を広くカバーしている (図 1)。

日本のはえなわ漁業によるインド洋キハダの漁獲量をみると、1956 年がピークで、年間 6 万トン以上を揚げたが、その後、主な漁獲対象魚種のミナミマグロ、メバチなどへの転換、及び他のはえなわ漁業国との競争により、漁獲量は年々減り、1970 年代前期には 1 万トンを割り、1977 年には僅か 3,521 トンであった。

日本に続いて台湾のはえなわ漁業は、1954 年ごろからインド洋に進出して、1968—1969 年の最盛期には年間 2 万トン以上のキハダを漁獲した。その後漁業が大西洋及び太平洋のビンナガを主な漁獲対象とするようになったため、インド洋のキハダ漁獲量は年々減り、1976 年には 2,545 トンにまで減少した。

一方、1966 年から始った韓国のはえなわ漁業はかなり急テンポで発展して、1977 年には 3 万トンの漁獲量を揚げた。韓国の増加量は、ほぼ日本と台湾の減少量に相当している。

その他、ソビエト、スリランカなどのはえなわ漁業は 1960 年代の前半からインド洋漁場に進出しているが、漁獲量はそれほど多くない。

全インド洋はえなわ漁業のキハダ漁獲量は、1968 年に 8 万トンを超え最高を示したが、開発初期を除けば、1972—1976 年の間に最も低い水準を示している。この時期の生産量は最高時の約 1/4 である。1952 年から 1977 年の平均漁獲量は 35,900 トンで、変動係数 $CV=0.451$ とかなり安定した漁獲をあげて

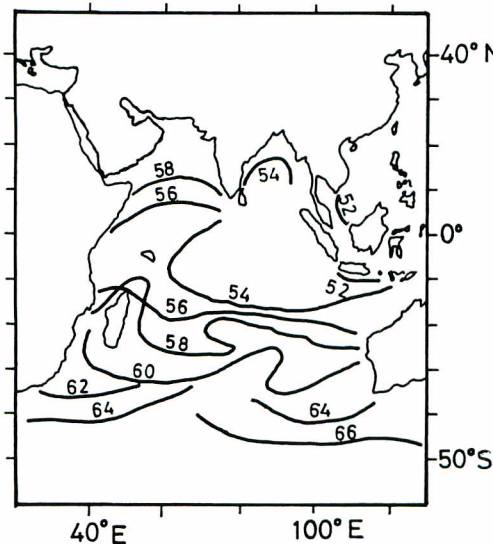


Fig. 1. Extension of fishing ground of the Japanese longline fishery in the Indian Ocean. (Fishery Agency, 1974, Fig. 16).

Table 1. Catch and effort statistics of the yellowfin tuna in the Indian Ocean (1952-1977).

YEAR	LONGLINE		SUR#	TOT	JPN/SUB ×100	JPN/TOT ×100	SUR/TOT ×100	EFFORT
	JPN	SUB						
1952	8858	8858	—	8858	100.00	100.00	—	5471
1953	13258	13258	—	13258	100.00	100.00	—	11994
1954	24883	25093	—	25093	99.16	99.16	—	15862
1955	46459	47148	—	47148	98.54	98.54	—	20340
1956	64402	65491	—	65491	98.34	98.34	—	41252
1957	36036	37288	—	37288	96.64	96.64	—	32984
1958	25727	27552	—	27552	93.38	93.38	—	28542
1959	24428	26808	—	26808	91.12	91.12	—	33439
1960	40292	42533	—	42533	94.73	94.73	—	51431
1961	34551	37428	—	37428	92.31	92.31	—	50477
1962	51665	55133	—	55133	93.71	93.71	—	84686
1963	25888	29390	—	29390	88.08	88.08	—	57743
1964	24752	28111	2000	30111	88.05	82.20	6.64	68859
1965	27579	30859	3600	34459	89.37	80.03	10.45	86909
1966	44106	51374	5400	56774	85.85	77.69	9.50	109777
1967	31597	38577	6200	44777	81.91	70.57	7.04	125726
1968	50475	80221	7900	88121	62.92	57.28	8.96	137998
1969	25228	55317	7400	62717	45.61	40.23	11.80	130113
1970	14459	36624	6000	42624	39.48	33.92	14.08	109263
1971	13471	38207	5600	43807	35.26	30.75	12.78	137822
1972	8880	29013	12300	41313	30.61	21.49	29.77	115697
1973	7470	21886	18700	40586	34.13	18.41	46.08	64702
1974	7935	22645	20011	42656	35.04	18.60	46.91	108739
1975	8577	23642	26802	50444	36.28	17.00	53.13	114225
1976	3507	*18900	27436	46336	18.59	7.57	59.21	*103957
1977	3521	*42049	10020	52069	8.37	6.76	19.34	*153682

JPN=Japan longline, SUB=Subtotal of longline, SUR=Surface fishery, TOT=Total

* Provisional estimate.

Incomplete data. These data would be very much underestimated.

EFFORT (1000 hooks) adapted from SUZUKI (1979).

CATCH (metric ton) adapted from FAO (1980).

いる。表層漁業を入れると年平均漁獲量は42,030トン、変動係数は0.392となる。

1962年以前の漁獲量は、ほとんどはえなわ漁業によるものであったが、その後、はえなわ漁業は年々減って、1975年には全キハダ漁獲量の50%以下に落ち、1976年にはわずか40%になった。逆に、表層漁業の増加は近年著しい(表1)。

1-2. 今までの研究

マグロ類の資源解析及び管理には一般に余剰生産量モデル(Surplus production model)が用いられ

ている。これは、マグロ類の年齢査定が特に高齢魚の場合にかなり困難なことから、このモデルが年齢組成から導き出される漁獲係数 (F) 及び自然死亡係数 (M) の値を必要としないためである。SCHAEFER (1954, 1957) は初めてこのモデルを提案し、東部太平洋のキハダ資源に適用して MSY (Maximum sustained yield) を計算した。これは年齢組成の変化を無視し、漁獲量と努力量の統計資料から logistic growth curve の理論に基づいて資源状態を解析する方法である。この方法では、平衡状態における CPUE と努力量の関係を直線と仮定しているが、PELLA and TOMLINSON (1969) は、これを一般化して曲線関係を仮定した。しかし、曲線関係の証明ができないので、この一般化されたモデルはあまり利用されていない。

はえなわ漁業の漁獲統計はかなり正確に集計されているので、資源評価はほとんどこの漁獲統計資料に基づいている。これに対して、表層漁業のデータは不十分であり、漁獲量は過小推定であると指摘されている (FAO, 1980)。近年は表層漁業の漁獲量がはえなわ漁業のそれを超えており、表層漁業の漁獲統計の不備は資源解析上の重要な問題となっている。

一方、HENNEMUTH (1961 a) は加入当り漁獲量を計算した。Age-structured model によってこの方法を適用するためには、いくつかのパラメーターを別の方法で推定する必要がある。

残念ながら、キハダの生物学的知見はまだ不十分である。例えば、M の推定値はまちまちで、かなり違う値が得られている (SCHAEFER, 1967; HENNEMUTH, 1961a; FINK, 1965; KAWAKAMI and KITAHARA, 1964; ISHII 1969; PIANET and LE HIR, 1971; 本間他, 1971; 林・本間, 1971; MURPHY and SAKAGAWA 1977; SUZUKI, 1979)。中でもインド洋のキハダのデータに基づいた推定は少ないようである。SUZUKI (1979) の推定値は $M=0.9\sim 1.3$ であり、KAWAKAMI and KITAHARA (1964) の推定値 0.44 の約 2~3 倍である。

キハダの年齢査定及び個体の成長についての研究は少なくないが (MOORE, 1951; 藪田・行縄, 1957 a; 能勢他, 1957; YABUTA *et al.*, 1960; HENNEMUTH, 1961b; DAVIDOFF, 1963; DIAZ, 1963; TAN *et al.*, 1965; YANG *et al.*, 1969; LE GUEN and CHAMPAGNAT, 1968; LE GUEN *et al.*, 1969; LE GUEN and SAKAGAWA, 1973), インド洋キハダに関するものは黄他 (1973) しかない。また成熟、産卵についてインド洋全体をカバーした研究は、宋 (1973) しかないようである。

キハダの年齢査定は難しいため、漁獲量の年齢組成はほとんど体長組成から推定している。代表的な例は、本間他 (1971) が提案した比例配分法である。この方法は計算が簡単であるが、年齢ごとの体長分布の重なりが大きいと、計算誤差が著しく大きくなる可能性がある。その他の研究ではモードの移動に注目した方法がよく用いられている。

資源解析上の基本的問題であるインド洋キハダの資源構造については、まだ不明な点が多い。インド洋のキハダには、形態的に、中部以西の赤道海域、アングマン西南部水域及び小スンダ列島南方水域に大別できる 3 つの群が考えられるが、隣接水域の標本間の変化にはラインがみられることから、それぞれの群の間ではかなりの割合で混合があると推定されている (水産庁, 1974)。

1-3. インド洋キハダ資源研究の問題点

キハダの資源研究については、COLE (1980) が東部太平洋における全米熱帯マグロ類委員会 (IATTC) の CYRA 海域 (Commissin Yellowfin Regulatory Area) のキハダについてかなり詳しくレビューした。一方、FAO (1980) は太平洋及びインド洋のキハダ資源について今までの知見をまとめた。その中で、インド洋キハダについて次のような幾つかの問題点が指摘されている：

- (1) 表層漁業の漁獲統計はかなり過小推定されているので、全漁獲量に基づいた解析はあまり意味

がない。

- (2) 系群の構造についてまだ解明されていないため、資源解析などは不明確さが含まれる。
- (3) 自然死亡係数及び漁獲係数などの推定は不十分であり、今後更に厳密な検討が必要である。
- (4) 漁獲量の集計が不十分なため、これによる余剰生産量モデルの解析にも疑問がある。
- (5) 再生産関係についてまだ分かっていない。

インド洋キハダの漁獲統計からみると、はえなわ漁業の努力量は 1973 年を除けば、1966 年以後はかなり高い水準を維持しているが、漁獲量は減り続けている。これは、インド洋のキハダ資源がすでに強度に開発されていることを示している。したがって、資源を合理的に利用するためには、資源状態を急いで解明する必要がある。

必要な生物学的知見が十分そろっていない現段階では、すべての問題を解決することは不可能であるが、信頼すべきはえなわ漁業の漁獲統計に基づき、より良い解析方法で資源評価を試みることは重要と考えられる。インド洋のキハダについては、はえなわ漁業に関する膨大な体長組成のデータが得られている。これをより綿密な方法で分析すれば、年齢組成が推定できる。これにより、加入量や年別及び年齢別の死亡率を見積り、更に資源変動についても論議することが、可能となるであろう。

1-4. 本研究の目的

日本のはえなわ漁業に関する漁獲量、投下した鈎数及び体長組成のデータは漁業者及び研究者の努力により開発初期から長年にわたってかなり正確に集計されている。年齢組成は、資源評価に最も重要な情報源であるが、詳細な体長組成のデータを十分に活用して、正確な年齢組成の推定ができれば、より正しい資源評価を行うことができる。

本研究の主な目的は 2 つある。1 つは、より綿密な方法で年齢組成の推定を試みることである。他の 1 つは得られた年齢組成を利用して、インド洋キハダ資源について解析を行うことである。これらの試みに利用する基礎データは、体長組成、漁獲量及び努力量である。ここで、必要な生物学的知見は個体の成長式、体重と体長の換算式及び自然死亡係数である。なお本研究は手法の開発に重点をおいているため、資源についての総合的評価は行わない。

1-5. 謝 辞

この研究をまとめるにあたり、東京大学海洋研究所石井丈夫教授からたいへん有益なご助言とご批判を頂いた。特に解析方法について色々ご指導を賜った。心から厚くお礼を申し上げる。

遠洋水産研究所のご厚意で、大切な体長組成のデータを借用させて頂いた。ここに、厚く感謝の意を表す。特に本間操技官から適切なお助言と重要な参考資料をいただいた。また鈴木治郎博士には種々のご助言をいただき、また本論文の出版に当り大変お世話をいただいた。これらの方々には衷心より感謝の意を表す。元同研究所上柳昭治部長（現、東海大学教授）及び同木川昭二博士（現、水産資源保護協会）から有益なご助言を頂いた。ここに謝意を表す。

計算機の利用及び解析方法について東京水産大学桜本和美博士から大変貴重なご意見を頂いた。また、東京大学海洋研究所立川賢一氏及び茂木雅子氏から種々有益なご助言を頂いた。それぞれの方々には厚くお礼を申し上げる。

2. 資 料

2-1. 体長組成資料

ここで用いた体長組成の資料は、遠洋水産研究所から本研究のために特に提供されたものである。1952年7月から1980年12月まで、合計1,120,397尾の体長のデータで、すべて日本のはえなわ漁船及び調査船から得られたものである。体長は尾又長2 cm単位、緯度10度、経度20度の海区別で月単位にまとめられている。

調査の行われた海域は、図2のように20°Eから140°Eまで、20°Nから50°Sまでの広い範囲に及んでいる。この範囲内における毎年の調査海域をみると(図3)、1954年以前の開発初期は、漁場がまだキハダの分布海域を十分カバーしておらず、調査海域も赤道以南から20°Sの東部インド洋に限られている。

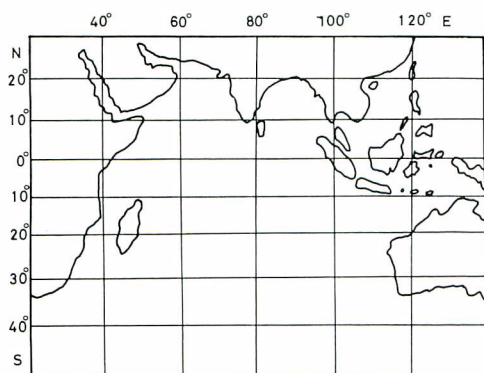


Fig. 2. Division of the yellowfin tuna fishing ground (10° × 20° rectangle) in the Indian Ocean.

その後、漁場の急速な拡大によって調査海域も次第に西へ広がり、1955年にはほぼインド洋の西部に達したが、南限は依然として20°Sにとどまった。1964年ごろまでには、漁場は南へ拡大し、調査海域も、45°Sに達したが、全般的にみると調査海域は、20°S以北のキハダ資源の主な分布海域に集中している。

標本は漁期及び海況に合わせて毎年10月から翌年3～4月ごろの間に集中している。この時期は、インド洋では北東モンスーンの時期であり、とくに、アフリカ東海岸ではほぼ無風状態が続き漁業が活発である。3月から9月の間に南東のモンスーンが続き、操業がやりにくくなる(上村, 1966, p.785; 山中・安楽, 1959, p.148)。

表2に示すように標本の個体数は、最大月当り21,192尾であり、平均は3,276尾であった。1万尾を超えた標本は、10カ月分しかなかった。

体長分布範囲を図4に示す。最小個体は、1970年11月に計られた28 cmのものであり、最大は1955年10月の198 cmの個体である。一般に、分布範囲は40 cmから180 cmで、両端の1%以内の分を除くと、そのほとんどが60 cmから160 cmまでであった。この分布範囲の下限を年代で比べると、開発初期はほとんど変化がないが、1960年代に入るとだんだん小さくなる傾向がみられ、1970年以後は変動しながら大きくなる傾向がみられる。一方、上限の年変動をみると、1950年代の後半から1970年の初めにかけてやや小さくなったが、長年にわたってほぼ160 cmを維持している。

さらに、両端の10%以内の分を除いて、全体の80%を含む体長分布範囲をみると年変動が大きくなる。下限は初期の120 cmから1957～1965年の約100 cmに下がったが、その後更に下がって1971～1977年には、90 cm以下が多かった。上限の方は、1960年から1970年代の初めまで140 cmと比較的小さいが、その前後はほぼ150 cm近くにある。

このように29年間の体長分布範囲は年々変化し、その主な分布範囲(80%を含む範囲)をみると、(1)近年、分布範囲がかなり広がっていること、(2)分布の上限は、一度かなり下がったが、近年また、ほ

Table 2. Sample size by months of the length compositions of yellowfin tuna in the Indian Ocean, 1952-1980.

YEAR	JAN.	FEB.	MAR.	APR.	MAY	JUN.	JUL.	AUG.	SEP.	OCT.	NOV.	DEC.	SUM
1952	—	—	—	—	—	—	2853	3512	0	186	2177	4551	13279
1953	5570	3401	419	0	1107	239	84	0	226	767	1833	3391	17037
1954	1129	444	508	4563	2096	711	969	1517	2438	946	3422	3726	22469
1955	11808	15007	10510	21192	8102	2114	1079	863	3398	5455	1565	14966	96059
1956	15696	8958	14325	5021	6737	3606	890	1508	2259	1956	1706	8294	70956
1957	6848	4839	3359	5077	4208	2098	0	4982	2257	967	2599	7001	44235
1958	9283	5545	5360	7975	5702	1933	472	869	1120	2210	3949	2412	46832
1959	3466	4388	6809	12251	7588	912	1460	1321	820	1442	3856	6055	50368
1960	13751	7037	5010	6500	3732	2129	3803	3385	773	4836	9144	9293	69393
1961	5384	2260	5018	5716	2823	807	0	518	449	1007	1725	4361	30068
1962	4017	4949	4097	3283	3927	462	1865	2836	2570	11070	7943	9294	56313
1963	4376	4274	894	480	449	100	821	0	1625	1302	1705	6444	22470
1964	3273	2152	3028	2192	1577	1515	7549	3629	4290	4995	5644	7414	47258
1965	4316	1399	3119	5010	4350	3015	6452	5829	5477	4867	6250	6995	57079
1966	7788	4878	3967	3677	4079	3103	1990	5746	3131	5742	6933	7566	58600
1967	4453	2404	4746	1601	1422	1627	1863	2785	708	1872	3200	2850	29531
1968	8171	8159	6124	1682	6828	4019	2541	2056	440	2500	4571	3835	50426
1969	5834	5442	7217	1001	1338	1351	1899	6107	1585	2830	2780	1771	39155
1970	3769	10348	3352	1506	2422	1614	1663	1590	2251	3316	3122	1324	36277
1971	6364	7194	3942	554	2544	7043	2295	2886	4107	3412	2694	2733	45768
1972	5800	8513	1970	425	3120	6743	843	1304	4519	3376	403	2244	39260
1973	5536	8033	1236	0	1776	1274	2	1493	2760	928	233	581	23852
1974	3937	4063	482	566	3387	3366	1456	514	1191	734	1516	591	21803
1975	3605	4575	1103	667	4697	2426	576	537	1569	1968	1610	1013	24346
1976	4215	6448	941	34	3428	4023	48	862	2760	2835	465	1157	27216
1977	5668	6104	2010	153	2665	2503	0	567	2633	2976	1180	812	27271
1978	4450	4948	1709	168	1080	1192	593	1921	1493	2155	396	835	20940
1979	3808	4067	508	331	1726	1377	248	1152	1888	2342	772	838	19057
1980	1383	2810	1540	951	2138	1541	556	161	575	852	295	277	13079

Average sample size = 3276, Total = 1,120,397

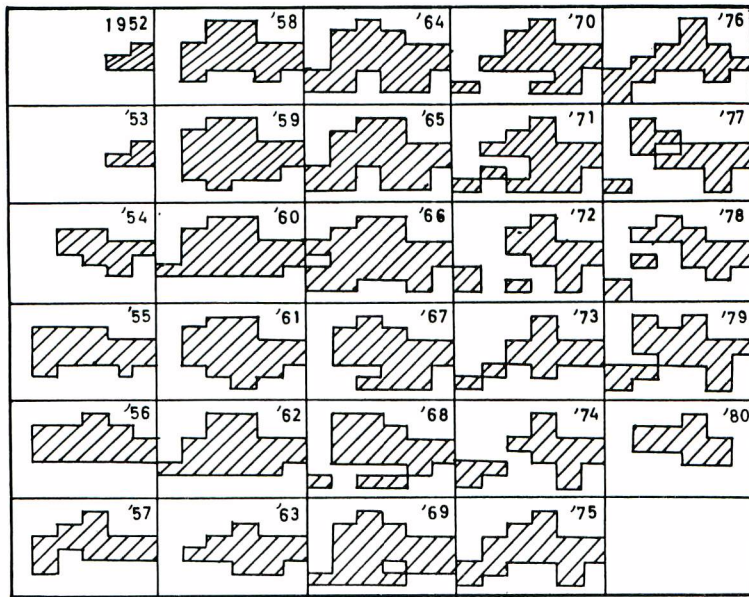


Fig. 3. Areas where the length samples were taken in the Indian Ocean, 1952-1980. Rectangle for each year corresponds to the entire area given in Fig. 2.

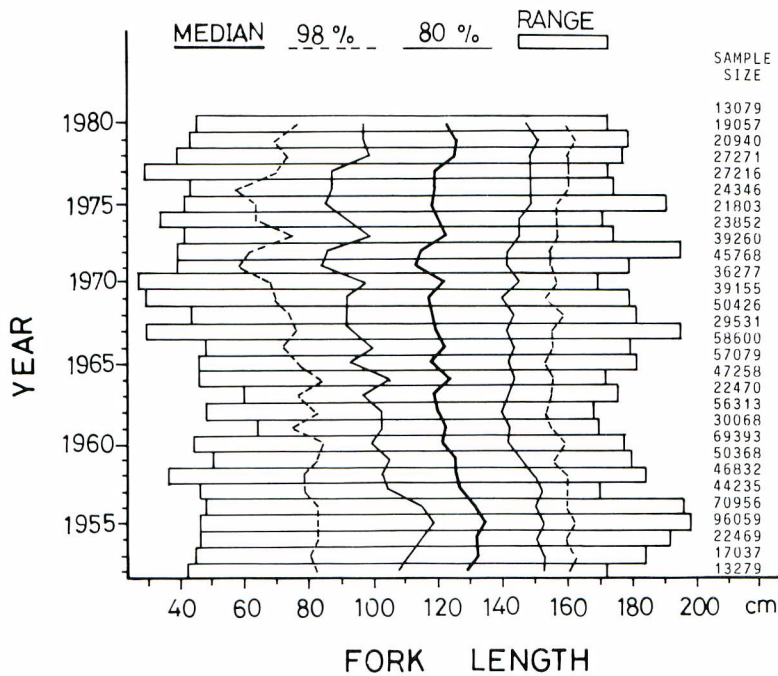


Fig. 4. Range of the length distribution of the yellowfin tuna in the Indian Ocean.

ば開発初期の水準にもどっていること、(3)下限が次第に大きくなること、(4)中位点 (median) は初期に比べ小さくなってはいたが、近年少しずつ大きくなっていること、などが分かった。これらは、この 29 年間の漁獲物の年齢組成が、かなり大きく変わったことを示唆している。

2-2. 漁獲統計資料

本研究で用いたキハダの漁獲統計資料、すなわち、インド洋における日本のはえなわ漁業漁獲量、全はえなわ漁業の漁獲量(台湾、韓国等を含む)、表層漁業の漁獲量及び全漁獲量を表 1 に示した。これは FAO (1980) がまとめたものである。努力量は、投下した有効鈎数であり、SUZUKI (1979) の表 1 から引用したもので、日本のデータに基づいて漁獲重量の比で努力量を引き伸ばし、本間 (1974) の方法で修正した全インド洋の有効努力量である。これは、日本、台湾及び韓国のはえなわ漁業の努力量の時空間分布及び漁獲効率が、同様であるとの前提に立ったものである。

2-3. 生物学的資料

インド洋のキハダについて年齢を査定し、成長式を推定した研究は、黄他 (1973) が唯一の例である。VON BERTALANFFY の成長式をあてはめて得られた式は

$$l_a = 212.4[1.0 - \exp(-0.292(a + 0.04))] \quad \dots\dots 2-3-1$$

である。ここで、 a を年齢、 l_a を a 歳魚の体長 (cm) とする。全漁獲尾数の資料がないので、本研究では体長と体重の関係式を用いて体長組成から平均体重に換算し、漁獲重量から全漁獲尾数を計算した。体長と体重との関係式は、森田 (1973) の推定した式を用いた。

$$W = 6.5874 \cdot 10^{-5} l^{2.750437} \quad \dots\dots 2-3-2$$

ここで、 W を体重 (kg)、 l を尾叉長 (cm) とする。

2-4. 基本的仮定

本研究では、次の仮定に基づいて解析を行った。

- (1) 年齢別の体長分布は正規分布に従うものとする。正規分布を決定するパラメーターは、平均体長、標準偏差及び加重である。この 3 つのパラメーターがわかれば、体長組成を年齢組成に変換することができる。
- (2) 自然死亡係数は年齢によって多少とも変化すると考えられるが、残念ながらその変化の様子はまだ明らかにされていない。ここでは、しばしば仮定されているように、自然死亡係数は年齢と年によらず一定とする。
- (3) インド洋のキハダ資源の系群構造は不明であり、またいくつかの系群を仮定して論議しようとしても、それぞれの系群に対応するデータは揃っていない。したがって、本研究では、インド洋のキハダ資源を 1 つの系群として解析を行う。

3. 体長組成解析

3-1. 解析方法の検討

年齢組成は資源解析に最も重要なデータである。体長組成から年齢組成を推定する方法は古くから研

究されている。一般的に、正規分布に基づいて体長組成を年齢組成に分解する方法が考えられる(田中, 1954, 1956)。Polymodal な体長分布の解法は幾つか考えられている。古く BUCHANAN-WOLLASTON and HODGSON (1929) は、モードの近くの3つの点を選んでその対数値に放物線を当てはめ、あるいはフリーハンドで線を引く方法を提案した。

一方, HARDING (1949) は確率紙を利用した方法を考え, CASSIE (1954) はこの方法を発展させた。田中 (1956) は、キダいの体長組成の幾つかのモードに正規分布を当てはめて年齢別に分解し、年齢組成を推定した。須田 (1954) も同様な考えによって、ピンナガの体長組成を解析した。

少数の年齢査定に基づいて年齢別の体長分布のパラメーター(正規分布の場合は平均値と標準偏差)を推定し、これに重みをかけて、全体の体長組成を合成した時に、実測値と観測値の差をなるべく小さくするように重みづけを決める方法もある。これは、山中 (1954) が、日本海の大羽マイワシに適用した方法である。

SCHNUTE and FOURNIER (1980) は、VON BERTALANFFY の成長式に基づいて体長組成から年齢組成を推定する方法を提案した。最小体長 (l) を最小年齢群 (a_1) の平均体長, 最大体長 (L) を最大年齢群 (a_L) の平均体長とすると、年齢 a の平均体長は

$$l_a = l + (L - l) \frac{1 - \exp(-K(a - a_1))}{1 - \exp(-K(a_L - a_1))} \quad \dots\dots 3-1-1$$

となる。なんらかの方法で、ある年齢 a の平均体長 l_a が分かれば、成長率 K の推定ができ、他の年齢群の平均体長も求まる。標準偏差については、

$$\sigma_a = s + (S - s) \frac{l_a - l}{L - l} \quad \dots\dots 3-1-2$$

の式を考えると、最小年齢と最大年齢の標準偏差 (s と S) が分かれば、各年齢群の標準偏差の計算ができる。上の両式を利用して、平均体長と標準偏差を計算し、各年齢群の重みづけをすることによって、年齢組成の推定が出来る。

キハダについて、体長組成を年齢組成に分解した例は少なくない(藪田・行縄, 1957 a, b; 上村・本間, 1959; YABUTA and YUKINAWA, 1962; 林・本間, 1969, 1971; 本間他, 1971等)。本間他(1971)は、太平洋のキハダ資源診断のため、体長組成から次の方法で年齢組成を計算した。まず、YABUTA *et al.*(1960)の推定した成長式に基づいて、0.5歳を時間単位として、それぞれの平均体長を計算した。次に、 a 歳魚は、 $a-0.5$ 歳及び $a+0.5$ 歳魚の平均体長をそれぞれの下限及び上限とする範囲に入る個体であるとして求めた。

以上述べたように、正規分布に基づいて体長組成を年齢組成に分解する時に、まず、平均値と標準偏差を決める必要がある。平均値はモードの位置から見当づけることができる。キハダは周年産卵し、成長が速い。この29年間の体長分布をみると、明白なモードはほとんど1つしかみられない。年齢に対応した各モードの位置はそれほど明白でないで、目視でその位置を決めるのは非常に難しい。また、年齢ごとの標準偏差がSCHNUTE and FOURNIER (1980)の提案したような線形関係を持つかどうかは確かでない。体長分布からみると、隣接した年齢の体長分布の重なりは、かなり大きいと考えられる。

本研究では、計算機の性能を十分に活用して、より客観的な判断基準を設定し、次に示すような色々な方法や条件で計算を行ってみて、その結果からもっともらしいと考えられる方法や条件を選び、体長組成を年齢組成に分解した。

3-2. 計算条件の設定

3-2-1. 寿命

一般にキハダの寿命は5歳以上と考えられる(上柳, 1966)。須田(1970)は、はえなわ漁業では主に3~8歳魚を利用していると推定した。本間・鈴木(1972)の報告によると、インド洋の日本のはえなわ漁業によるキハダ漁獲物については、1968年を除けば3歳魚が卓越し、4歳魚及び2歳魚がこれに次いでいる。大部分の年では、3歳魚が、最も多いと考えられる。6歳魚以上になるとほとんど漁獲されていない。黄他(1973)のインド洋キハダの鱗による年齢査定では、最大7輪まで観測されている。1年に2輪が形成されると考えると5歳以下となる。本研究で使ったデータによると、この29年間に180cm以上の個体は、僅か52尾しかない。180cm以上のものは、6歳以上に相当するので、6歳を寿命として考えることは差し支えないであろう。しかしながら、キハダの寿命については不明な点が多いのでここでは計算上、一応8歳まで設定する。

3-2-2. 平均体長

年齢別の平均体長は、黄他(1973)の推定式で計算する。2-3-1式は年単位で表わした式であるが、ここでは、四半期を単位とする。単純に、1/4年を時間単位とし、四半期別の体長を計算する。平均体長は、年級群によって変動する可能性があるため、ここである変動幅を設定し、適合度が最も良くなる値を探す。適合度は、計算した体長頻度と実測値との差の平方和で表わす。

平均体長の変動幅は：

$$l_a = l_a + 2k \quad \dots\dots 3-2-1$$

で表わす。

ここで、 l_a はa歳魚の平均体長(cm)、kはその変動量(cm)を示す。 $k = (-2, 2; 1)$ で、()内の数字は最小値、最大値、増加量である(以下同様)。変動範囲が大きすぎると、隣接年齢群のモードが混乱するので不合理な結果になる。なお、実際上でもそれほど大きな変動をすることはないのであるから、試算の結果を検討しながら、平均体長の変動幅を上のように4cmとおいた。

3-2-3. モードの判定

すべての年齢群のモードが、体長組成に表われているという保証はないので、次のようにして、そのモードの有無を判定する。

3-2-2に設定した変動幅の範囲内のどこにモードがあるかを判定するために、次の4つのケースを設定して計算した。ここで、 n_i を l_a を含むi体長階級の個体数とする。

$$(1) : n_{i-2} < n_{i-1} < n_i > n_{i+1} > n_{i+2}$$

$$(2) : n_{i-2} < n_{i-1} < n_i > n_{i+1}$$

$$(3) : n_{i-1} < n_i > n_{i+1} > n_{i+2}$$

$$(4) : n_{i-1} < n_i > n_{i+1}$$

$$\dots\dots 3-2-2$$

もし“=”が出たならば、移動平均を取って再び判定する。移動平均の計算は最大3回までの繰り返しを設定したが、ほとんど1回で終わったので、実際の計算は1回で行う。条件を緩めると、モードが頻繁に表われて意味がわからなくなる。試算の結果から考えると、3-2-2式の(1)はもっとも妥当な条件であると考えられる。

なお、体長組成のデータは20cmから220cmまで2cm単位で、計101階級に整理されている。ここで、平均体長を含む体長階級とその左右1つずつ、合計3つの体長階級の平均個体数が、その区間の1階級当りの平均個体数の1/100より少ないならば、ここにはモードは存在しないと考える。例えば、1965

年第4四半期の標本の大きさは、18,112尾である。体長階級の平均個体数の1/100は、 $18,112 \div 101 \div 100 = 1.79$ 尾となる。モードの近くの3つの体長階級の平均個体数が、これより少ないならば、例えモードを検出したとしても小さすぎるので、ここには存在しないと考える。この基準値の内もっとも高い値は、1956年の第1四半期の3.90尾である。これより大きいか、あるいは等しいならば、モードがありうると考えられる。

以上に設定した条件が満足されれば、モードが存在すると考えて、次の計算に移る。もし、平均体長の変動幅の範囲内で設定した条件が満たされないならば、モードは存在しないとして次の年齢群の平均体長に移り、そのモードの存在性の判定を行う。

3-2-4. 標準偏差

モードの位置が見つかったら、次は標準偏差の推定に移る。標準偏差の探索範囲は次のように考える。体長組成のデータが2 cm単位で集計されているので、これより標準偏差が小さすぎると意味がない。一方、最大体長は212.4 cmと推定されたので、例えば、モードが中央($l_a = 106.2$ cm)にあると、標準偏差を14 cmと設定すると($\sigma_a = 14$)、99.99%を含む4 σ の分布範囲は50.2 cmから162.2 cmまでである($\pm 4 \times 14 = l - 106.2$)。これは、全体長分範囲の1/2を超える($(162.2 - 50.2) \div 212.4 = 52.73\%$)。したがって、最大標準偏差を14と設定すれば、十分だと考えられる。

以上の2点を考慮して、標準偏差の探索範囲を次のように設定する。

$$\sigma = (2, 14; 0.3) \quad \dots\dots 3-2-3$$

試算の時、増加量を0.1, 0.3及び0.5などの3つのレベルに設定し、試算してみた。0.1の場合に4 σ の範囲の増分は0.4 cmとなり、体長階級幅に比べると、著しく小さい。一方、0.5の場合では、2 cmとなり、体長階級幅に等しくなる。0.3が妥当だと考え、この基準で計算を行う。

3-3. 正規分布の当てはめ

3-3-1. 当てはめの手順

以上の条件設定に基づいて、若齢の方から、逐次正規分布を当てはめる。a歳魚のj体長階級の理論頻度は：

$$P_{aj} = 2 \exp(-(l_j - l_a)^2 / (2\sigma_a^2)) / \{\sigma_a \sqrt{2\pi}\} \quad \dots\dots 3-3-1$$

で計算する。ここで

- l_j : j体長階級の平均体長, $l_j = 2j - 1$,
- l_a : a歳魚の平均体長,
- j : 2 cm単位の体長階級, $j = 1, 2, 3, \dots, 110$
- σ_a : a歳魚の体長分布の標準偏差
- a : 年齢: 月, 四半期, あるいは年,

とする。標本個体数の加重は次のようにする。 l_a を含む体長階級をi, 標本中のa歳で体長階級jに属するものの個体数を n_{aj} とし、

$$N_a = \sum_{j=1}^j n_{aj} \quad \dots\dots 3-3-2$$

$$P_a = \sum_{j=1}^j P_{aj} \quad \dots\dots 3-3-3$$

とおく。標本中のa歳魚j体長階級の理論頻度は：

$$\hat{n}_{aj} = P_{aj} N_a / P_a \quad \dots\dots 3-3-4$$

となる。

以上の方法を適用するに当たって、コホートがいずれの場合も四半期に1つずつ発生すると考える。

i 体長階級及びそれより小さい方の左半分の理論頻度を計算して、この左半分の適合度が最も良いように、平均体長及び標準偏差をそれぞれ設定した範囲内で探索する。a 歳魚の理論頻度が決まったら、観測値からこの理論頻度（左右両辺とも）を引いて次の a+1 歳魚のモードの探索に移る。

当てはめの具体的な手順は、付録 1 のフローチャート A に示す。ただし、標本の大きさが 500 尾より小さいと、体長階級の平均個体数は 5 尾より少なくなり小さすぎるので、解析は 500 尾以上の標本に限り計算を行う。

3-3-2. 標準偏差の変動

以上のように、月別、四半期別及び年別のそれぞれの場合について正規分布の当てはめを行った。年齢に対する標準偏差の変化を検討するために、各期間ごとに得られた標準偏差の加重平均を求め、年齢に対して示した（図 5）。すなわち、

$$\bar{\sigma}_a = \frac{\sum_t n_{at} \sigma_{at}}{\sum_t n_{at}} \quad \dots\dots 3-3-5$$

ここで、

- n_{at} : t 期 a 歳魚の推定した漁獲量、
- σ_{at} : t 期 a 歳魚の推定した標準偏差、
- $\bar{\sigma}_a$: a 歳魚の標準偏差の加重平均、

とする。

月別のデータで計算した時、得られた最若齡魚のモードは満 11 カ月のものである。最高齡魚のモードは生まれてから満 55 カ月のものである。これらの月齡の間で図 5 のように、標準偏差は成長にしたがっ

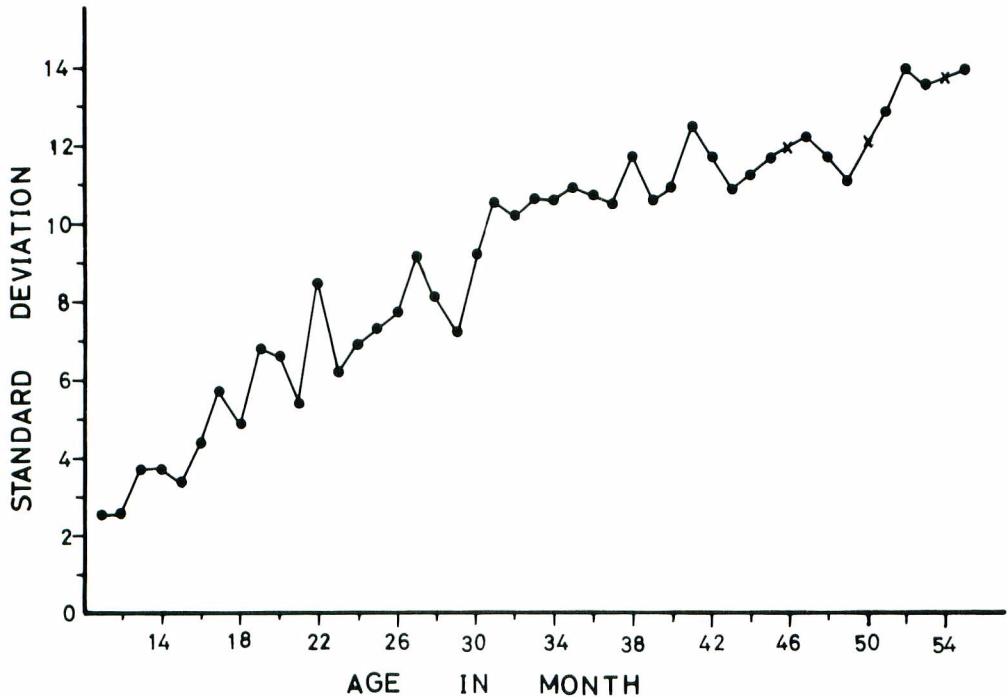


Fig. 5. Standard deviation of the length shown against the age in month.

で次第に大きくなる傾向がみられる。29年の間に満46カ月、50カ月及び54カ月のモードは、ここで用いた方法では一度も検出されなかった。月別のデータで計算すると、標本の大きさの平均は僅か3,276尾であり、また78カ月分の標本は1,000尾より小さい。標本が小さくなると、その代表性が悪くなるおそれがある。

年別のデータで計算すると、図6のようになる。表れた最若齡魚のモードは満1年のもので、最高齡魚のモードは満4年のものである。4つのモードしか現れていないので、年を単位とすると、時間間隔が長すぎると考えられる。

図7のように四半期の時間単位で計算しても、標準偏差の増加傾向は明らかである。実験式として、 $\sigma = \alpha \sqrt{a - \beta}$ を用い、 α と β の値を求めると、 $\alpha = 3.3667$ 、 $\beta = 2.3496$ となる。この関係を図8の中に実線で示す。一見して、当てはまりは良いが、期齡 a が2.3496(平均体長約35.56cmに相当する)より小さいと、標準偏差が虚数になることと、期齡に従って標準偏差が限りなく大きくなることの2点で不合理である。 $\sigma = \alpha \sqrt{a}$ を当てはめると、図8の破線のように実際の点の分布とずれ、当てはまりは悪くなる($\alpha = 3.0031$)。

SCHNUTE and FOURNIER (1980)は標準偏差と年齢との関係についてVON BERTALAFFY式に従うと提案した。原文の7式を11式に代入すると、 $\sigma_a = \sigma_\infty [1 - \exp(-ka)]$ になる。図7の点の分布からみると、変動の傾向は個体の成長の様子とよく似ている。ここで、(1)標準偏差が成長に従って次第に大きくなること、(2)標準偏差が大きくなっても限界のあること、(3)実際のデータによく当てはまることなどの理由で、実験式として個体の成長式と同じVON BERTALANFFY式を当てはめてみた。結果は次のようになる：

$$\sigma_a = 17.1850 [1 - \exp(-0.0793 \times a)] \quad \dots\dots 3 - 3 - 6$$

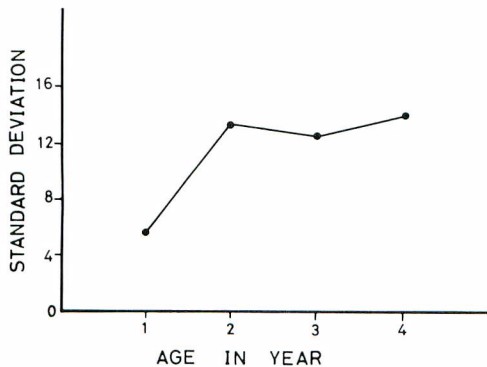


Fig. 6. Standard deviation of the length shown against the age in year.

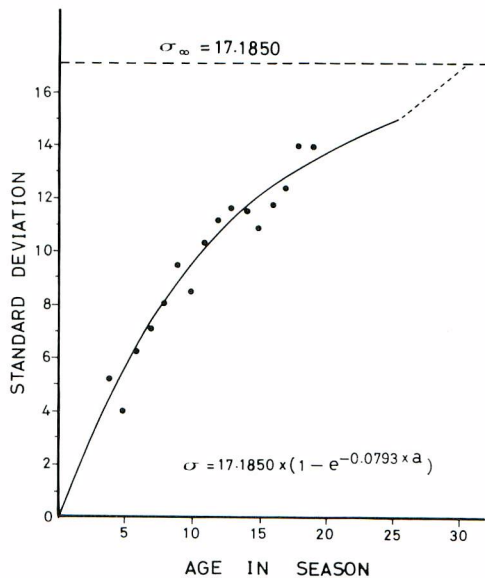


Fig. 7. Standard deviation of the length shown against the age in quarter and VON BERTALANFFY curve fitted.

ここで a は期齢である。標準偏差の最大理論値は、 $\sigma_{\infty}=17.1850$ である。表 3 は 3-3-6 式により計算した四半期別標準偏差である。

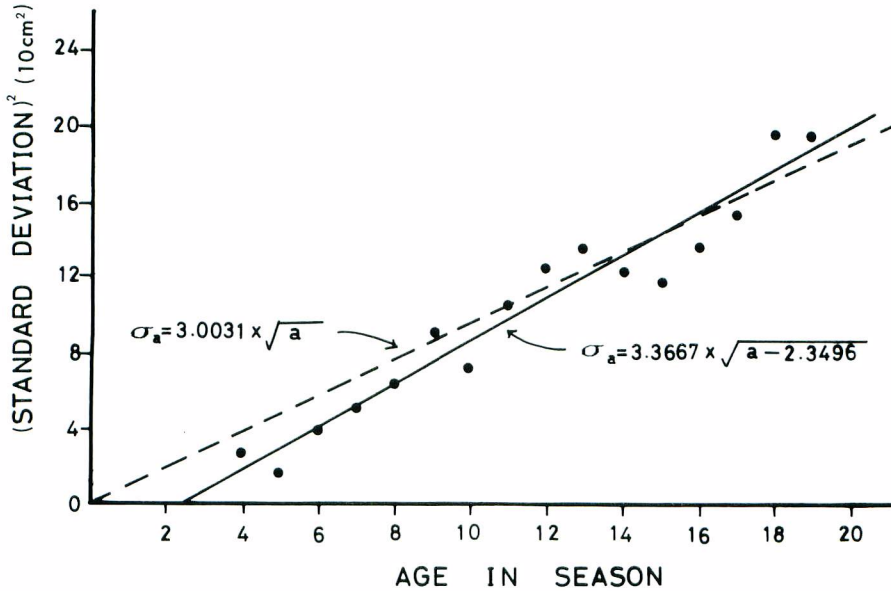


Fig. 8. Relation between square standard deviation and age in quarter.

Table 3. Calculated standard deviation of length at age in quarters.

AGE	SEASON	σ	AGE	SEASON	σ	AGE	SEASON	σ
I-1	1	1.31	IV-1	13	11.06	VII-1	25	14.82
	2	2.52		2	11.52		2	15.00
	3	3.64		3	11.95		3	15.17
	4	4.67		4	12.35		4	15.32
II-1	5	5.63	V-1	17	12.72	VIII-1	29	15.46
	2	6.51		2	13.06		2	15.59
	3	7.32		3	13.37		3	15.71
	4	8.07		4	13.67		4	15.83
III-1	9	8.77	VI-1	21	13.93			
	2	9.41		2	14.18			
	3	10.00		3	14.41			
	4	10.55		4	14.62			

3-3-3. 平均体長の変動

四半期別のデータに正規分布を当てはめて得られたモードの位置を、成長式により時間単位に換算し、標本採集の時期別を示すと、図 9 のようになる。横軸は生まれてから経過した時間（月単位）で、縦軸

SAMPLING TIME	NUMBER OF MONTH FROM BIRTH																				SAMPLE SIZE										
	1				2				3				4				5														
	0	1	2	3	4	5	6	7	8	9	0	1	2	3	4	5	6	7	8	9	0	1	2	3	4	5	6	7	8	9	
1980			M																												1424
																															1292
																															4630
																															5733
1979																															3952
																															3288
																															3434
																															8383
1978																															3386
																															4007
																															2440
																															11107
1977																															4968
																															3200
																															5321
																															13782
1976																															4457
																															3670
																															7485
																															11604
1975																															4591
																															2680
																															7790
																															9283
1974																															2841
																															3161
																															7319
																															8482
1973																															1742
																															4255
																															3050
																															14805
1972																															6023
																															6666
																															10288
																															16283
1971																															8839
																															9288
																															10141
																															17500
1970																															7762
																															5504
																															5542
																															17469
1969																															7381
																															9591
																															3690
																															18493
1968																															10906
																															5037
																															12029
																															22454
1967																															7922
																															5356
																															4650
																															11583
1966																															20241
																															10867
																															10859
																															16631

Fig. 9. Positions of the means of fitted normal curves to the length composition.

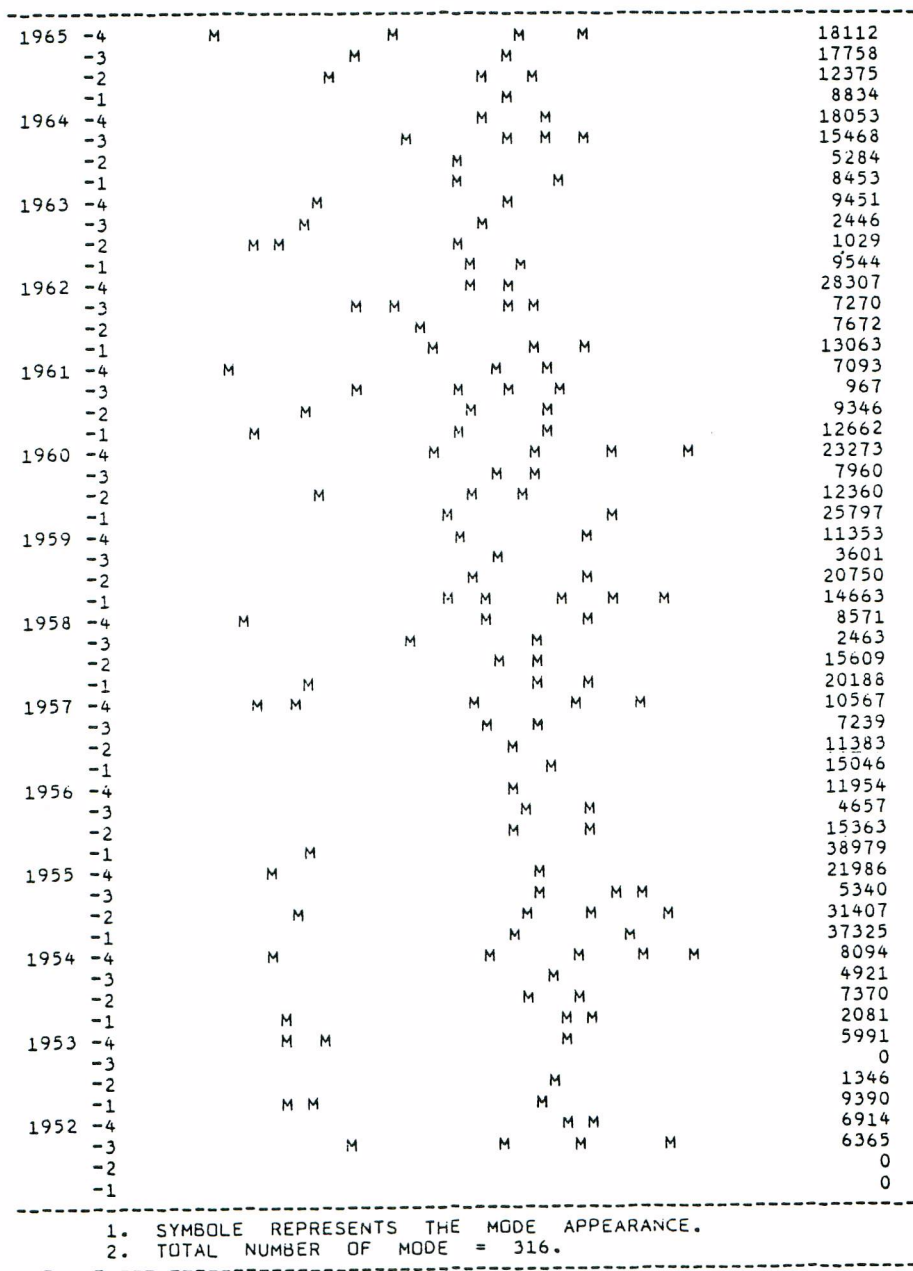


Fig. 9. Continued.

は標本採集の時期(四半期単位)である。この29年間で合わせて316個のモードが検出された。モード(Mで表わす)の分布をみると、一見ばらばらで規則性が見られない。成長の変動による平均体長の差はせいぜい1カ月以内であるとすると、 t_s 期に t_m にあったモードと t_s 期に t_m にあったモードとの間で：

$$|t_s - t_s| \times 3 - 1 \leq |t_m - t_m| \leq |t_s - t_s| \times 3 + 1 \quad \dots\dots 3 - 3 - 7$$

の条件が満足されれば、(t_s, t_m) の時期に現われたモードと (t_s, t_m) の時期に現われたモードを同じ年級群に属すると考えることができる。このようにして得られた結果が目視によって適当と考えられる場合には若干の修正を加えて年級に振り分け、その結果を図 10 に示す。なお、数字は同じ年級群のモー

SAMPLING TIME	NUMBER OF MONTH FROM BIRTH																												SAMPLE SIZE	
	1	2	3	4	5	6	7	8	9	0	1	2	3	4	5	6	7	8	9	0	1	2	3	4	5	6	7	8		9
1980	-4	1																												1424
	-3																													1292
	-2																													4630
	-1																													5733
1979	-4		1																										3952	
	-3																												3288	
	-2																												3434	
	-1																												8383	
1978	-4																												3386	
	-3																												4007	
	-2																												2440	
	-1																												11107	
1977	-4																												4968	
	-3																												3200	
	-2																												5321	
	-1																												13782	
1976	-4																												4457	
	-3																												3670	
	-2																												7485	
	-1																												11604	
1975	-4																												4591	
	-3																												2680	
	-2																												7790	
	-1																												9283	
1974	-4																												2841	
	-3																												3161	
	-2																												7319	
	-1																												8482	
1973	-4																												1742	
	-3																												4255	
	-2																												3050	
	-1																												14805	
1972	-4																												6023	
	-3																												6666	
	-2																												10288	
	-1																												16283	
1971	-4																												8839	
	-3																												9288	
	-2																												10141	
	-1																												17500	
1970	-4																												7762	
	-3																												5504	
	-2																												5542	
	-1																												17469	
1969	-4																												7381	
	-3																												9591	
	-2																												3690	
	-1																												18493	
1968	-4																												10906	
	-3																												5037	
	-2																												12029	
	-1																												22454	
1967	-4																												7922	
	-3																												5356	
	-2																												4650	
	-1																												11583	
1966	-4																												20241	
	-3																												10867	
	-2																												10859	
	-1																												16631	

Fig. 10. Shift of the means of fitted normal curves for each cohort. See text for explanations.

1965	-4	1		9		6	9		18112
	-3			9		6	9		17758
	-2					6	9		12375
	-1					9			8834
1964	-4					9	3		18053
	-3				9	3	2	1	15468
	-2					3			5284
	-1					2		6	8453
1963	-4			9		6			9451
	-3			9		6			2446
	-2		9	9		6			1029
	-1					2	3		9544
1962	-4					1	3		28307
	-3				6	2	5	1	7270
	-2								7672
	-1					3			13063
1961	-4	6				3	3	5	7093
	-3					3	5	1	967
	-2					5			9346
	-1					2	2	1	12662
1960	-4					2	6	6	23273
	-3						6	6	7960
	-2					5	6	3	12360
	-1					6	6		25797
1959	-4					3		F	11353
	-3						F		3601
	-2						F	F	20750
	-1						F	F	14663
1958	-4	6				1	4	4	8571
	-3					F			2463
	-2						4	3	15609
	-1						1	1	20188
1957	-4					3	5	5	10567
	-3	F	F			1	5		7239
	-2						5		11383
	-1							3	15046
1956	-4						3		11954
	-3						3	1	4657
	-2						3	1	15363
	-1								38979
1955	-4						2		21986
	-3						3		5340
	-2						3	6	31407
	-1						6	6	37325
1954	-4						6	6	8094
	-3						6	2	4921
	-2						6	2	7370
	-1							5	2081
1953	-4							5	5991
	-3								0
	-2							1	1346
	-1							1	9390
1952	-4							1	6914
	-3							1	6365
	-2								0
	-1								0

1. NUMERICAL REPRESENTED THE NUMBER OF MGDE APPEARED IN THE SAME YEAR CLASS.
 2. 'F' MEANS 11, 'G' MEANS 12, 'H' MEANS 19.

Fig. 10. Continued.

ドが現れた回数を示す。Fは11回、Gは12回、Hは19回を表わす。図10からみると、1970年の第3四半期に初めて表われ、1973年の第4四半期まで続いて出ているモード(H)は、もっとも顕著な年級群と考えられる。この29か年間に出現した316個のモードの内、3回以下しか表われていないモードは35.13%計111個のモードを占める(表4)。

G, F, 及びHなどの優勢年級群を基準にして、他のモードの配列をみると、ほぼ1年の間隔でモードが平行的に並んでいることがわかる。したがって、モードはほぼ年級に対応しているとみてよからう。

Table 4. Number of modes appeared in each cohort.

NM	NC	TN	IN %	SUM
1	39	39	12.34	
2	15	30	9.49	35.13
3	14	42	13.29	
4	7	28	8.86	
5	6	30	9.49	
6	8	48	15.19	
7	3	21	6.65	
9	4	36	11.39	64.87
11(F)	1	11	3.48	
12(G)	1	12	3.80	
19(H)	1	19	6.01	
TOTAL	99	316	100.00	100.00

NM: Number of modes appeared in the same cohort.

NC: Number of cohorts.

TN: Total number of modes.

また、時間の経過とモードの移動とはよく一致しており、黄他（1973）の推定値とモードの追跡結果の間に矛盾はない。このことはまた、この29年間の本種の成長に年級による大きな差がなかったことを意味している。

鈴木（1971）は、鱗による年齢査定に若干の問題があったとしても、推定値の偏りは体長組成のモードの移動による推定値より小さいと指摘している。漁具の選択性及び資源分布の季節変化などによって、モードの移動による個体成長の推定には限界があるが、ここで得られたモードはかなり正しく平均体長を表わしていると考えてよからう。

以上の結果、正規分布の当てはめによる体長組成の年齢群への変換は、一応満足すべきものと考えられる。しかし、個々の正規分布の当てはめの誤差を除くために、これからの年齢組成の推定に当たっては、平均体長については2-3-1式、標準偏差については3-3-6を用いて計算することにする。

3-4. 年齢組成の推定

3-4-1. 加重の再調整

前述のように、3-3で用いた方法では、モードより左半分のみで当てはめを行い、また若齢の方からモードごとに逐次計算しているため、偏りが入っている恐れがある。これを補正するために、加重の再調整を行う。再調整に当たっては、以下の条件を設定する。(1)期齢で数えたすべての年齢群が標本中に含まれているとする。すなわち、どの四半期にも発生群が存在する。ただし、(2)平均体長近くの3つの体長階級の平均個体数が体長階級の平均個体数の1/100より少なければ、その年齢を無視する。(3)期齢で数えた年齢別の平均体長及び標準偏差値は前述の2-3-1及び3-3-6式により計算する。(4)加重については再調整係数Aを乗じて行う。Aの値を以下のように設定する。ただし、 $A > 0$ とする。

$A \leq 0$ になるとこれを飛ばし、次の段階の調整に移る。

$$\begin{aligned} \text{大幅調整: } A &= 1 + 2(-5, 5; 1)/5^0 \\ &= 1 + (-10, 10; 2) \end{aligned}$$

$$\begin{aligned} \text{中幅調整: } A &= 1 + 2(-5, 5; 1)/5^1 \\ &= 1 + (-2, 2; 0.4) \end{aligned}$$

$$\begin{aligned} \text{小幅調整: } A &= 1 + 2(-5, 5; 1)/5^2 \\ &= 1 + (-0.4, 0.4; 0.08) \end{aligned}$$

$$\begin{aligned} \text{微幅調整: } A &= 1 + 2(-5, 5; 1)/5^3 \\ &= 1 + (-0.08, 0.08; 0.016) \end{aligned}$$

これは適当に与えた条件である。大幅調整はすべて整数倍であり、最小はそのまま、最大は 11 倍まで調整する。中幅調整は最小 0.2 倍に、最大は 3 倍まで調整できる。小幅調整は、最小 0.6 倍に、最大は 1.4 倍に調整できる。微幅調整は最小 0.92 倍に最大は 1.08 倍まで調整する。大幅から微幅までの全調整を 1 回行うと最小は 0.1104 倍に（すべてが下向きに調整される時）、最大は 49.896 倍になる（すべてが上向きに調整される時）。ある年齢群の加重を再調整する時に、外の年齢群の加重はすべて固定しておく。なお、若齢魚から高齢魚まで順番に再調整を行う。大幅から微幅までの調整を、若齢魚から高齢魚まですべての年齢群について実行した時これを一回分として、再調整は最大 20 回まで行う。具体的な調整手順は、付録 2 のフローチャート B に示す。

ここで、

n_j : j 体長階級の個体数の実測値、

$$n_j = \sum_a n_{aj}, \text{ a は期齢で表わす,}$$

n_{aj} : a 歳魚（期齢） j 体長階級の個体数（実測値）、

k : 修正回数、

β : 修正幅; $\beta = 0$ (大幅), 1 (中幅),
2 (小幅), 3 (微幅),

γ : 修正範囲; $\gamma = (-5, 5; 1)$,

SSB: 修正前の偏差の平方和、

SSA: 修正後の偏差の平方和、

\hat{n}_j : 修正後の j 体長階級の個体数の推定値、

\hat{n}_{aj} : 修正後の a 歳魚（期齢） j 体長階級の個体数の推定値

とする。

3-4-2. 再調整の結果

調整回数は最大 20 回まで設定したが、1952 年から 1980 年まで合わせて 113 四半期の中で、20 回まで調整したのは 15 四半期しかなかった（表 5）。設整前と調整後の偏差平方和の比をみると、最大は 7.46 倍（1964 年の第 4 四半期）、最小は 1979 年の第 3 四半期の 1.36 倍である。

調整された期齢ごとの正規分布を、同一年齢群について加え合わせその期の年齢別の体長分布とする。このようにして、体長分布を年を単位とした年齢別に分解することができる。ここで、 a 歳は生後 $a, a+1/4, a+2/4, a+3/4$ 年の個体を含むことになる。図 11 は 1952 年の第 3 四半期を例として示したものである。実測体長分布は 3 つのモードをはっきり示しているが、以上の方法で分解すると、期齢 4, 8, 9, 12, 13, 14 の 6 個のモードが検出された。年齢にまとめると 4 年齢群となる。図 12 は 1953 年の第 4 四半期の例で、実測体長分布には 4 つのモードがみえるが、以上の方法で解析すると 3 つの年齢群に

Table 5. Comparison of goodness of fit of the calculated length composition to the observed one before and after the adjustment.

YEAR	N	NB	NA	SSB	SSA	K	SSB/SSA
1952-1	—	—	—	—	—	—	—
—2	—	—	—	—	—	—	—
—3	6365	8693	6616	276448	110374	4	2.50
—4	6914	10554	7654	550299	208689	4	2.64
1953-1	9390	13266	9758	604612	180600	5	3.35
—2	1346	2221	1546	40298	21884	5	1.84
—3	—	—	—	—	—	—	—
—4	5991	8613	6172	227507	51814	5	4.39
1954-1	2081	3058	2119	30541	6215	7	4.91
—2	7370	10000	7634	298217	76872	5	3.73
—3	4924	7002	5217	186348	75356	8	2.47
—4	8094	10890	8535	399623	165778	4	2.41
1955-1	37325	49091	38899	7593157	3081730	20	2.46
—2	31408	41914	34828	6970042	3274450	20	2.13
—3	5340	7756	6017	331520	190189	3	1.74
—4	21986	28881	22804	2032561	630917	20	3.22
1956-1	38979	50886	39899	6984963	2297990	6	3.04
—2	15364	20770	16424	1516949	611423	20	2.48
—3	4657	6625	4952	175603	69784	4	2.52
—4	11956	16004	12388	639664	206473	5	3.10
1957-1	15046	20132	15415	937915	274550	5	3.42
—2	11383	14934	11512	536470	129630	4	4.14
—3	7239	9212	7404	189173	74429	5	2.54
—4	10567	14111	10904	555106	201720	5	2.75
1958-1	20188	27504	20765	1993130	572165	8	3.48
—2	15610	19806	16154	1026062	289874	4	4.54
—3	2463	3113	2524	19827	8650	6	2.29
—4	8571	11379	8862	293506	80483	4	3.65
1959-1	14663	19198	15544	953786	329224	20	2.90
—2	20751	28000	23236	5099359	3723843	5	1.37
—3	3601	4755	3699	55417	16498	7	3.36
—4	11353	14461	11683	352081	96820	5	3.64
1960-1	25798	32086	26696	2549167	971084	11	2.63
—2	12361	15600	12982	550498	168122	16	3.27
—3	7961	10047	8005	229049	84879	4	2.70
—4	23273	29540	23627	1777946	485652	18	3.66
1961-1	12662	16605	13007	762288	241596	20	3.16
—2	9346	12420	9817	488247	211651	3	2.35
—3	967	1241	958	3649	1799	20	2.03
—4	7093	9560	7279	198980	49326	20	4.03
1962-1	13063	16495	13296	616445	222048	20	2.78
—2	7672	9093	7838	124478	36992	20	3.37
—3	7271	8879	7253	106929	40594	5	2.63
—4	28307	34755	29336	2217398	603146	6	3.68
1963-1	9544	11893	9544	283661	55855	20	5.08
—2	1029	1375	1069	5001	926	5	5.40
—3	2446	3115	2540	22456	8853	4	2.54
—4	9451	12890	9584	425719	126580	6	3.36
1964-1	8453	11006	8749	226182	72385	4	3.12
—2	5284	6951	5427	138772	58363	4	2.38
—3	15468	18712	15954	651074	293572	3	2.22
—4	18053	22912	18455	1059489	141947	20	7.46

N : Observed sample size.
 NB : Estimated sample size before adjustment.
 NA : Estimated sample size after adjustment.
 SSB : Sum of square before adjustment.
 SSA : Sum of square after adjustment.
 K : The number of adjustment.

Table 5. Continued.

YEAR	N	NB	NA	SSB	SSA	K	SSB/SSA
1965—1	8834	11486	9340	351686	141366	6	2.49
—2	12375	16030	12377	508124	127442	6	3.99
—3	17758	21926	17808	647000	207307	6	3.12
—4	18112	22113	18305	597185	140112	5	4.26
1966—1	16633	21214	16719	986087	339893	20	2.90
—2	10859	13356	11017	367886	161450	5	2.28
—3	10867	13955	11148	311648	75750	4	4.11
—4	20241	25387	20816	1034590	224827	20	4.60
1967—1	11603	14815	12028	388531	86430	5	4.50
—2	4650	5934	5043	83990	33626	4	2.50
—3	5356	6501	5438	53903	20406	5	2.64
—4	7922	10013	7877	214737	60477	7	3.55
1968—1	22454	28967	22673	1713834	578674	9	2.96
—2	12029	16150	12067	987023	384993	17	2.56
—3	5037	8439	5252	490050	193801	4	2.53
—4	10906	13879	11006	321745	112497	4	2.86
1969—1	18493	24552	19095	1595737	678946	4	2.35
—2	3690	4681	3732	31050	9739	4	3.19
—3	9591	12224	9763	365064	112240	4	3.25
—4	7381	9242	7342	197974	75653	4	2.62
1970—1	17469	22638	18051	1333061	479273	4	2.78
—2	5542	7105	5621	97931	26237	4	3.73
—3	5504	6916	5628	68821	15823	5	4.35
—4	7762	10074	7839	223025	69084	4	3.23
1971—1	17500	22715	17889	1002183	141655	7	7.07
—2	10141	14294	10414	685592	223165	4	3.07
—3	8839	12295	9042	547361	238000	5	2.30
—4	8839	12295	9042	547361	238000	5	2.30
1972—1	16283	21752	16538	1098043	341705	5	3.21
—2	10288	13954	10565	519745	161365	7	3.22
—3	6666	8346	6674	140180	66383	4	2.11
—4	6023	8215	6399	247638	111409	5	2.22
1973—1	14805	20329	15668	1418652	639116	5	2.22
—2	3050	4293	3341	95818	49735	4	1.93
—3	4255	5537	4368	84813	30141	9	2.81
—4	1742	2169	1832	32806	20318	3	1.61
1974—1	8482	11014	8841	383773	151282	5	2.54
—2	7319	9679	7474	190805	53299	6	3.58
—3	3161	4155	3199	35294	12470	5	2.83
—4	2841	4487	2995	103169	41179	4	2.51
1975—1	9283	13111	9549	532338	211520	20	2.52
—2	7790	10768	7971	305546	87374	9	3.50
—3	2682	3610	2694	23365	7997	4	2.92
—4	4591	6392	4674	125454	43471	8	2.89
1976—1	11604	15833	11846	544455	186640	5	2.92
—2	7485	10242	7499	281848	89883	5	3.14
—3	3670	6154	3899	260864	119874	5	2.18
—4	4457	7313	4691	364541	157944	4	2.31
1977—1	13782	19123	13988	893792	185845	5	4.81
—2	5321	7802	5354	233465	79993	6	2.92
—3	3200	4715	3181	106847	51405	4	2.08
—4	4968	7133	5180	265591	140362	5	1.89
1978—1	11107	14467	11364	615397	212519	5	2.90
—2	2440	3343	2515	34540	11315	5	3.05
—3	4007	5959	4133	161427	63152	5	2.56
—4	3386	5447	3597	243109	111775	4	2.17
1979—1	8383	11410	8578	381353	157107	6	2.43
—2	3434	5026	3639	119750	61593	9	1.94
—3	3288	4124	3322	103679	76070	5	1.36
—4	3952	5387	3958	77919	26866	6	2.90
1980—1	5733	7506	5796	120064	44108	6	2.72
—2	4630	6156	4686	105395	40624	7	2.59
—3	1292	1798	1318	10391	4457	6	2.33
—4	1424	2235	1451	26785	10858	5	2.47

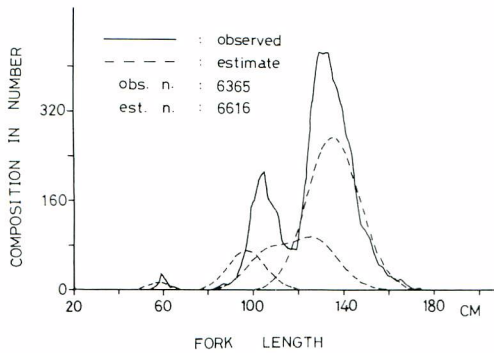


Fig. 11. Result of the length distribution analysis. July-September season of 1952.

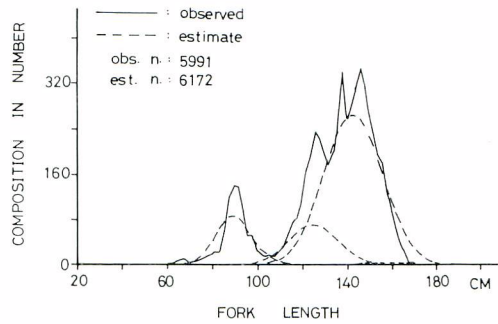


Fig. 12. Result of the length distribution analysis. October-December season of 1953.

分解された。

各年のデータから年齢群別の組成を計算すると表6のようになる。なお、これは上記のようにして集計した年別の年齢組成であり、同一のコホートを追跡したものではない。1952年の開発初期から1958年までは、4歳魚が60%以上を占め、3歳魚の占める率はわずか10~30%ぐらいで、2歳魚のそれは8%以下、1歳魚はほとんどなかった。1959年から一転して4歳魚は20~40%に低下し、3歳魚が50%以上を占めるようになった。なお、2歳魚もかなり多くなり、1971~1972年には一時30%前後を示した。1973年以後3歳魚は減少し4歳魚が増え、両者合わせてほぼ80~90%を占めるようになり、5歳魚が、わずかに多くなった。

以上のように大体1952~1958年、1959~1972年、及び1973~1980年の3つの時期の間で、漁獲物の年齢組成に著しい差がみられる。1952~1958年の間には4歳魚が中心で1959~1972年の間は4歳魚より3歳魚が多く、2歳魚の比重も高くなっている。1973年以後は、3歳魚が減り、4歳魚がほぼ同じレベルになり、5歳魚がわずかに増える。この29年間の平均をみると(表6)、3歳魚と4歳魚はほぼ同じぐらいで、40%を超え、2歳魚の12%と5歳魚の0.84%がこれにつづく。もっとも少ないのは1歳魚の0.25%である。変動係数をみると、2、3、4歳魚はいずれも1より小さくかなり安定している。はえなわ漁業はキハダの3~4歳魚を中心に開発している漁業と言える。

3-4-3. 年齢別の漁獲尾数

ここで、体長組成のデータは、全漁獲物の中からランダムな方法で標本抽出を行って得られたものとする。3-4-2の結果に基づいて全インド洋のはえなわ漁業の漁獲量から、次のようにして、全漁獲物の中の年齢別の尾数を推定する。

(1) 2-3-2式により、各体長階級の平均個体重量 W_j を計算する。

(2) y 年 s 四半期、 a 齢魚(期齢)の標本重量は

$$\hat{W}_{ysa} = \sum_{j=1}^{110} W_j \cdot \hat{n}_{ysaj} \quad \dots\dots 3-4-1$$

によって計算する。 \hat{n}_{ysaj} は標本から推定した y 年、 s 四半期、 a 齢魚、 j 体長階級の個体数である。

(3) y 年、 s 四半期の標本重量を

$$\hat{W}_{ys} = \sum_{a=1}^{32} \hat{W}_{ysa} \quad \dots\dots 3-4-2$$

で表わす。

(4) y 年の標本重量は

Table 6. Estimated age compositions (%) of yellowfin tuna catch in the Indian Ocean, 1952-1980*.

YEAR \ AGE	1	2	3	4	5
1952	0.60	5.84	13.62	79.94	0.00
1953	0.0	7.98	11.74	80.08	0.21
1954	0.0	4.15	20.05	75.81	0.0
1955	0.0	3.40	10.89	83.98	1.73
1956	0.0	3.61	24.23	72.17	0.0
1957	0.04	7.07	27.55	64.11	1.24
1958	0.0	7.58	28.17	64.25	0.0
1959	0.0	6.47	56.06	34.48	0.0
1960	0.0	12.45	53.35	34.20	0.0
1961	0.0	9.13	52.31	38.56	0.0
1962	0.0	5.47	63.73	30.80	0.0
1963	0.0	18.82	43.10	38.09	0.0
1964	0.15	3.06	56.18	40.61	0.0
1965	0.0	15.87	54.73	29.40	0.0
1966	0.25	3.77	70.15	25.83	0.0
1967	0.0	17.54	57.12	25.34	0.0
1968	0.10	19.48	52.11	26.56	1.76
1969	0.15	16.98	62.24	20.61	0.03
1970	0.28	8.32	58.29	33.10	0.0
1971	2.37	32.41	36.33	28.88	0.0
1972	0.57	27.73	54.94	15.82	0.94
1973	0.39	7.60	48.20	43.81	0.0
1974	0.30	13.72	28.20	56.76	1.03
1975	0.28	17.56	41.30	39.46	1.41
1976	1.28	17.78	49.92	24.24	6.78
1977	0.22	17.55	38.29	40.67	3.27
1978	0.06	8.32	31.39	60.23	0.0
1979	0.13	6.97	49.07	38.54	5.29
1980	0.0	9.47	42.42	47.39	0.72
MEAN	0.247	11.589	42.609	44.714	0.842
C.V.	1.991	0.640	0.387	0.442	1.961

* Summed up by ages in each quarter, regardless of cohort.

$$\hat{W}_{y..} = \sum_{s=1}^4 \hat{W}_{ys}. \quad \dots 3-4-3$$

になる。

(5) 換算係数 CF を次の式で求める。

$$CF = W_y / \hat{W}_{y..} \quad \dots 3-4-4$$

ここで、 W_y は y 年のはえなわ漁業の総漁獲重量である。

(6) \hat{N}_{ys} は y 年 s 四半期の標本の個体数とすると、 y 年 s 四半期の総漁獲尾数は

$$N_{ys} = \hat{N}_{ys} \cdot CF \quad \dots\dots 3-4-5$$

で求める。

(7) そして、y 年 s 四半期の a 歳魚の漁獲尾数は

$$N_{ysa} = N_{ys} \cdot \hat{N}_{ysa} / \hat{N}_{ys} \quad \dots\dots 3-4-6$$

で求めることができる。これにより、y 年 A 歳魚の総漁獲尾数を

$$N_{yA} = \sum_{s=1}^4 \sum_{a=4A+3}^{4A+S+3} N_{ysa} \quad \dots\dots 3-4-7$$

で計算することができる。計算の結果は表 7 に示す。1956 年の 4 歳魚と 1968 年と 1969 年の 3 歳魚が、100 万尾を超えた。平均してこの 29 年間に 3 歳魚は 61 万尾に達し、最も多かった。次は 4 歳魚の 46 万

Table 7. Catch in number of fish by ages converted from catch in weight of the Indian Ocean yellowfin tuna, 1952-1977*.

YEAR \ AGE	1	2	3	4	5
1952	123	4949	22141	164555	0
1953	0	5325	20520	186768	646
1954	0	7257	88244	446346	0
1955	0	10584	86089	873775	24601
1956	0	16671	291498	1123709	0
1957	34	21346	194894	609349	14530
1958	0	18371	147087	463343	0
1959	0	17712	352985	307063	0
1960	0	71035	557855	494450	0
1961	0	35544	485670	446454	0
1962	0	42609	874752	578583	0
1963	0	72470	325358	390473	0
1964	118	9280	356683	357692	0
1965	0	79931	464703	372282	0
1966	415	19938	894721	485602	0
1967	0	97046	630958	395219	0
1968	320	230940	1169009	833884	72013
1969	214	172883	1005761	523143	1290
1970	274	26978	519959	407095	0
1971	5411	242704	450526	550528	0
1972	935	160362	533972	229305	16921
1973	228	15689	236503	300195	0
1974	187	30329	133077	392686	9698
1975	201	45480	231282	344237	17117
1976	1078	42903	239559	182819	61179
1977	309	77431	387974	573219	64600
MEAN	374	60606	611606	462799	10869
C.V.	2.806	1.121	0.739	0.474	1.975

* Cohorts are grouped into year classes by age in January-March season.

尾であった。2歳魚はわずかで、3歳魚の約1/10であった。5歳魚は年により1万尾を超えるが、特に近年に集中している。1歳魚はほぼ無視できるほど少なかった。1978年以後の漁獲統計データが得られていないので、1977年までの年齢別漁獲尾数しか計算しなかった。

3-5. 結果の検討

3-5-1. 平均漁獲年齢の比較

前述のように、主な漁獲対象が変わっているため、漁獲物の平均年齢も年によって変わっている。図13は表6によって百分率で表わした年齢組成の変動である。また、図14は平均年齢の年変動である。この

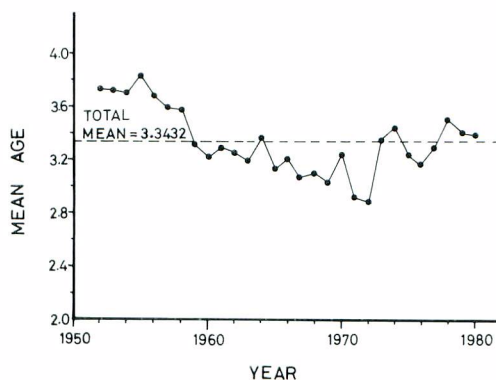
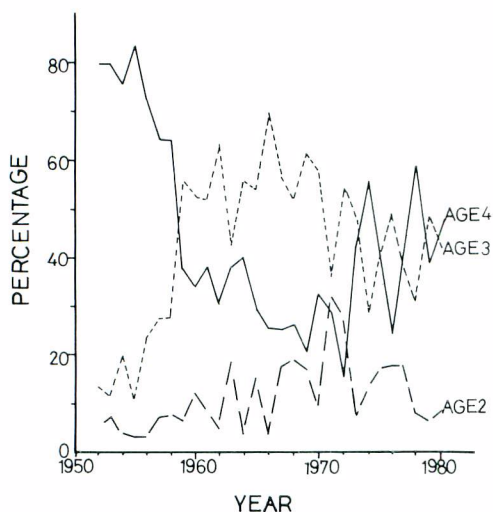


Fig. 13. Yearly change of the age composition (1952-1980).

Fig. 14. Yearly change of the mean age in the catch.

29年間の平均漁獲年齢は3.34歳である。1952～1958年の開発初期は4歳魚を中心に漁獲しているため、この時期の平均年齢も高い。1959年から漁獲の主対象が3歳魚に移り、平均年齢は1972年の2.9歳まで減少している。1973年以後は4歳魚の増加と5歳魚の出現により、平均年齢は3.3歳の水準に戻る。

本間・鈴木(1972)は1959～1969年のインド洋の日本のはえなわ漁業によるキハダの漁獲物について、1968年を除けば3歳魚が卓越し、4歳魚と2歳魚がこれに続いていると述べた。また経年的には4歳魚の割合が減少し、2歳魚の割合が増加し、1964年までは4歳魚が、1965年以後は2歳魚の方が多く、特に1968年には2歳魚が3歳魚を凌いだと指摘した。これらを本研究の結果と比べると差がある。すなわち、本間・鈴木と同じ期間を比較すると、本研究では1963年を除き、3歳魚が常に卓越し全漁獲物の1/2を越え平均56.46%に達した。4歳魚は20～40%の間を変動し、平均値は31.32%である。2歳魚は常に20%より少なく、平均は11.73%しかなかった。この差は、すでに述べたように体長組成を年齢組成に分解する方法の差により生じたものと考えられる。また、本間・鈴木は、YABUTA *et al.* (1960)の推定した太平洋系統群のキハダに基づいた成長式を用いている。

3-5-2. 個体成長式の妥当性

キハダの成長式はいくつか推定されているが(表8)、インド洋系キハダのデータを使った報告は黄他

Table 8. Parameters of VON BERTALANFFY growth curve for yellowfin tuna estimated by various authors and calculated time required to grow from 52.31 cm to 92.14 cm for each growth curve*.

AUTHOR	FISHING GROUND	GROWTH PARAMETER			METHOD	NEEDED TIME (UNIT: YEAR)
		K	L _∞	T ₀		
HUANG <i>et al.</i> (1973)	INDIAN	0.292	212.4	-0.04	SCALE	0.9797
YANG <i>et al.</i> (1969)	PACIFIC	0.36	195.2	0.24	〃	0.9077
〃	ATLANTIC	0.278	222.8	0.27	〃	0.9571
YABUTA <i>et al.</i> (1960)	PACIFIC	0.33	190.1	0.0	〃	1.0339
YABUTA and YUKINAWA (1975a)	〃	0.55	168.0	0.35	LENGTH	0.7673
〃 (1959)	〃	0.66	150.0	0.40	〃	0.7940
MOORE (1951)	〃	0.44	192.0	0.22	WEIGHT	0.7629
HENNEMUTH (1961b)	IATTC REGION	0.60	169.0	0.83	LENGTH	0.6959
DAVIDOFF (1963)	〃	0.60	167.0	0.83	〃	0.7110
DIAZ (1963)	〃	0.66	167.0	—	INCREMENT TECHNIQUE	0.6464
〃	〃	0.36	214.0	—	〃	0.7856
〃	〃	0.45	180.0	—	〃	0.8308
〃	〃	0.70	166.0	—	〃	0.6161
LE GUEN and SAKAGAWA (1973)	ATLANTIC	0.42	194.8	—	LENGTH	0.7806

* Data from SUZUKI (1971) Table 1 and HUANG *et al.* (1973) Table 4.

(1973) しかない。これらいくつかの推定式の妥当性について、次の様な検討を行った。

放流されたキハダの成長が自然界のキハダの成長と差がないとすると、放流期間中の成長量は推定した成長式より計算した成長量と同じになるはずである。表9は WILD and FOREMAN (1980) の表6から整理した値である。放流された19尾のキハダの最小体長は35.7 cm、最大体長は72.7 cm、平均体長は52.3 cmである。放流期間は129日から389日まで、平均は234日である。再捕時の体長は最小が54.4 cm、最大は106.8 cm、平均は77.9 cmである。各個体について放流期間の成長量を：

$$\text{年成長量} = (\text{再捕時の体長} - \text{放流時の体長}) \times 365 \text{ 日} / \text{経過日数}$$

によって平均年間成長量に換算すると、この19尾の平均年間成長量は39.8 cmになる。つまり、平均52.3 cmのものを放流して一年経つと平均39.8 cm成長し、92.1 cmになる。ここで52.3 cmのキハダが92.1 cmになるまでの所要時間(年単位)を各著者の推定した成長式で計算した値を表8の右欄に示した。黄他(1973)の推定式によると、所要時間は0.9797年で最も一年に近い。その次はYABUTA *et al.* (1960)の1.0339年とYANG *et al.* (1969)の0.9571年である。一般に鱗による推定式は、体長組成のモードによる推定式より、かなり大きくてはるかに一年に近い値を与える。

現段階では、インド洋キハダの資源を論議する時に、黄他の推定式を使うのが最も妥当と考えられる。

3-5-3. 寿命について

すでに述べたように、寿命についていろいろ論議されているが、表10に示すように、キハダの鱗や脊椎骨を用いた数多くの年齢査定結果をみると、輪紋は最大9輪しか現われていない。ほとんどの著者が年に2輪形成されると考えているので、(能勢他, 1957; YABUTA *et al.*, 1960; YANG *et al.*, 1969; 黄他, 1973) これらは5歳以下となる。

はえなわ漁業は比較的選択性が不明瞭であり、ある大きさ以上の個体はかなりランダムに漁獲される(上村他, 1963; 本間, 1974; 水産庁, 1974)。仮に、寿命が8歳とすれば(須田, 1970; 本間他, 1971;

Table 9. Growth of tagged yellowfin tuna.

SPECIMEN	FORK LENGTH IN CM			NUMBER OF DAYS	INCREMENT /YEAR
	RELEASED	RECAPTURED	INCREMENT		
1	35.7	76.2	40.5	311	47.5
2	39.5	69.3	29.8	309	35.2
3	41.1	55.2	14.1	141	36.5
4	42.7	70.3	27.6	225	44.8
5	43.2	54.4	11.2	142	28.8
6	45.4	62.0	16.6	214	28.3
7	45.6	54.6	9.0	120	27.4
8	46.3	67.5	21.2	338	22.9
9	46.8	59.6	12.2	134	33.2
10	47.3	71.9	24.6	339	26.5
11	47.5	59.6	12.1	141	31.3
12	57.0	95.6	38.9	310	45.4
13	60.4	104.5	44.1	308	52.2
14	61.7	81.7	20.0	127	57.5
15	62.2	106.8	44.6	389	41.8
16	64.8	100.3	35.5	312	41.5
17	66.7	84.9	18.2	129	51.5
18	67.2	99.2	32.2	215	54.3
19	72.7	105.8	33.1	241	50.1
AVERAGE	52.3	77.9	—	234	39.8

Table 10. Maximum number of scale rings observed for yellowfin tuna.

AUTHOR	DATA SOURCES	THE NUMBER OF RINGS	METHOD
HUANG <i>et al.</i> (1973)	INDIAN OCEAN	7	SCALE RING
YANG <i>et al.</i> (1969)	PACIFIC OCEAN	6	〃
	ATLANTIC OCEAN	6	〃
YABUTA <i>et al.</i> (1960)	PACIFIC OCEAN	6	〃
NOSE <i>et al.</i> (1957)	OFFSHORE OF JAPAN	9	〃
TAN <i>et al.</i> (1965)	PACIFIC OCEAN	8	VERTEBRAL RING

林他, 1972), 少なくとも5~7歳の個体はかなり漁獲されているはずである。5歳魚は体長160 cm以上の個体に相当する。この29年間に100万尾以上の標本中, 160 cm以上の個体は1%以下しかなかった。本研究では年齢範囲を1歳から8歳までと仮定して解析を行ったが, 5歳魚がわずかに現れただけで, 5歳を越える年齢群は検出できなかった。現れた5歳魚も近年に集中していた。本間・鈴木(1972)も, 6歳魚以上はほとんど漁獲されていないと述べている。

以上の結果により, 寿命を6歳としても誤りではないし, また, 5歳までしか検出できなかったことも, さほど不自然ではないと言える。

4. 年齢組成解析

4-1. CPUE の変動

図 15 は 1952~1977 年までの CPUE (釣獲率) の年変動を示す。数値は表 11 に与えられている。1958 年以前は 4 歳魚の釣獲率が最も高い。その後、3 歳魚及び 4 歳魚の釣獲率は差がなくなった。全体の釣獲率の年変動は 1958 年以前には 4 歳魚により、その後は 3 歳及び 4 歳魚により左右されている。他の年齢群には目立った変動傾向は現れていない。そして、全体としては変動しながら減少の傾向を示している。最近 5 年 (1973~1977) の平均釣獲率は開発初期の 5 年 (1952~1956) の平均釣獲率の 18.5% に過ぎない。その中で最も減少しているのは 4 歳魚である。近年の釣獲率は開発初期の約 1/10 に落ちた。3 歳魚は、1959 年から 1962 年の間に最も高い釣獲率を示している。1952~1977 年の平均は 4 歳魚の約

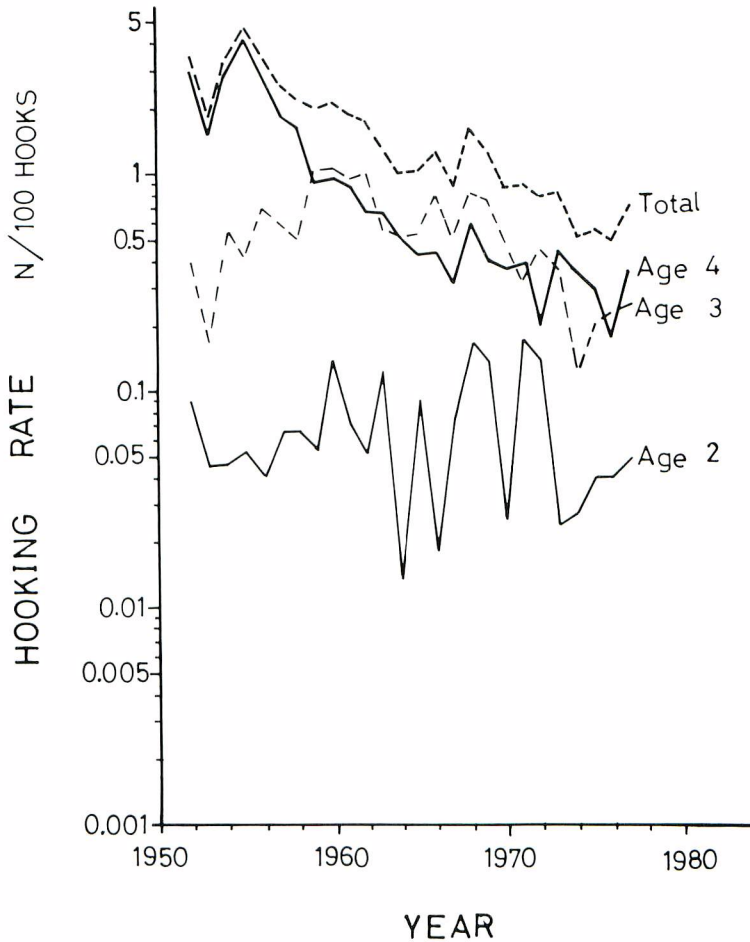


Fig. 15. Yearly change of the hooking rate by ages.

Table 11. Hooking rate by ages of the yellowfin tuna in the Indian Ocean. (From data in Table 7).

YEAR	HOOKS	TOTAL	HOOKING RATE				
			AGE 1	2	3	4	5
1952	5471	35.05	0.02	0.90	4.05	30.08	0.0
1953	11994	17.78	0.0	0.44	1.71	15.57	0.05
1954	15862	34.16	0.0	0.46	5.56	28.14	0.0
1955	20340	48.92	0.0	0.52	4.23	42.96	1.21
1956	41252	34.71	0.0	0.40	7.07	27.24	0.0
1957	32984	25.47	0.00	0.65	5.91	18.47	0.44
1958	28542	22.03	0.0	0.64	5.15	16.23	0.0
1959	33439	20.27	0.0	0.53	10.56	9.18	0.0
1960	51431	21.84	0.0	1.38	10.85	9.61	0.0
1961	50477	19.17	0.0	0.70	9.62	8.84	0.0
1962	84686	17.66	0.0	0.50	10.33	6.83	0.0
1963	57743	13.65	0.0	1.26	5.63	6.76	0.0
1964	68859	10.51	0.00	0.13	5.18	5.19	0.0
1965	86909	10.55	0.0	0.92	5.35	4.28	0.0
1966	109777	12.76	0.00	0.18	8.15	4.42	0.0
1967	125726	8.93	0.0	0.77	5.02	3.14	0.0
1968	137998	16.71	0.00	1.67	8.47	6.04	0.52
1969	130113	13.09	0.00	1.33	7.73	4.02	0.01
1970	109263	8.73	0.00	0.25	4.76	3.73	0.0
1971	137822	9.06	0.04	1.76	3.27	3.99	0.0
1972	115697	8.14	0.01	1.39	4.62	1.98	0.15
1973	64702	8.54	0.00	0.24	3.66	4.64	0.0
1974	108739	5.20	0.00	0.28	1.22	3.61	0.09
1975	114225	5.59	0.00	0.40	2.02	3.01	0.15
1976	103957	5.07	0.01	0.41	2.30	1.76	0.59
1977	153682	7.18	0.0	0.50	2.52	3.73	0.42
MEAN	77027	16.953	0.003	0.716	5.575	10.517	0.140
C.V.	0.587	0.654	2.873	0.657	0.502	1.011	2.027

Unit : Effort in 1000 hooks, Hooking rate (number of fish×1000/number of hooks).

1/2であった。4歳魚の急減に対して、3歳魚はかなり安定して利用されており、変動係数は4歳魚の約1/2で、0.502であった。2歳魚の釣獲率は3歳魚と4歳魚に比べるとかなり低いレベルであるが、変動係数は0.657でほぼ3歳魚と同じであった。1歳魚と5歳魚の釣獲率は最も低く、両方とも2以上の高い変動係数を示している。

次に、釣獲率と有効努力量（投下した鈎数）の関係を見る。図16は年齢群別に分けて釣獲率と努力量の関係を示した。努力量の増加に従って減少の傾向がはっきりみられる。これは主として4歳魚の変動傾向によるものである（図17）。3歳魚と2歳魚を4歳魚と比べると、全く異なった傾向を示している。すなわち、3歳魚の変動傾向（図18）は、4歳魚の減衰曲線とはちがって放物線のような関係を示している。釣獲率は1950年代の後半から1960年代の前半までの間に高く、その後、努力量の増加に従って

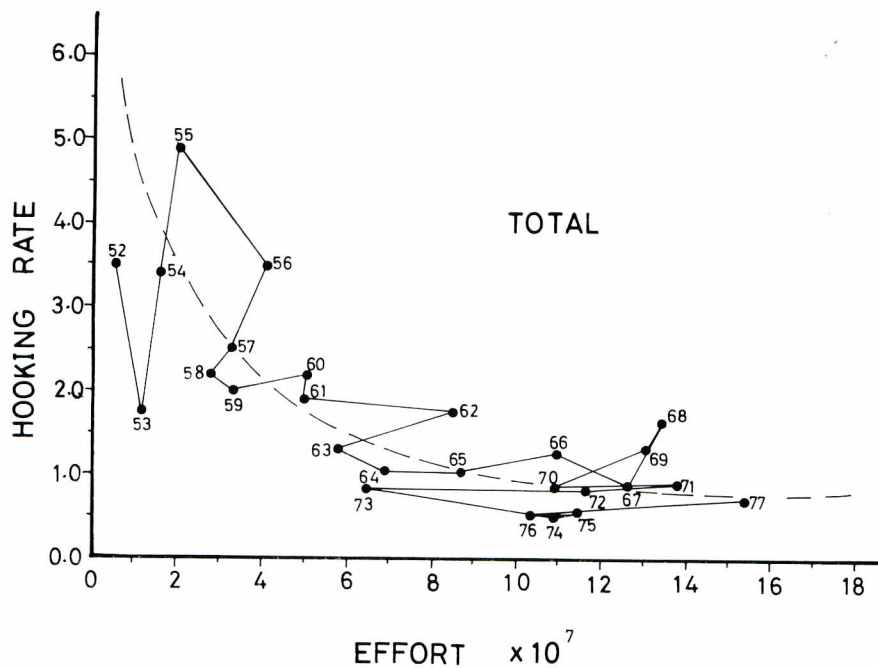


Fig. 16. Relation between the hooking rate and effective fishing effort.

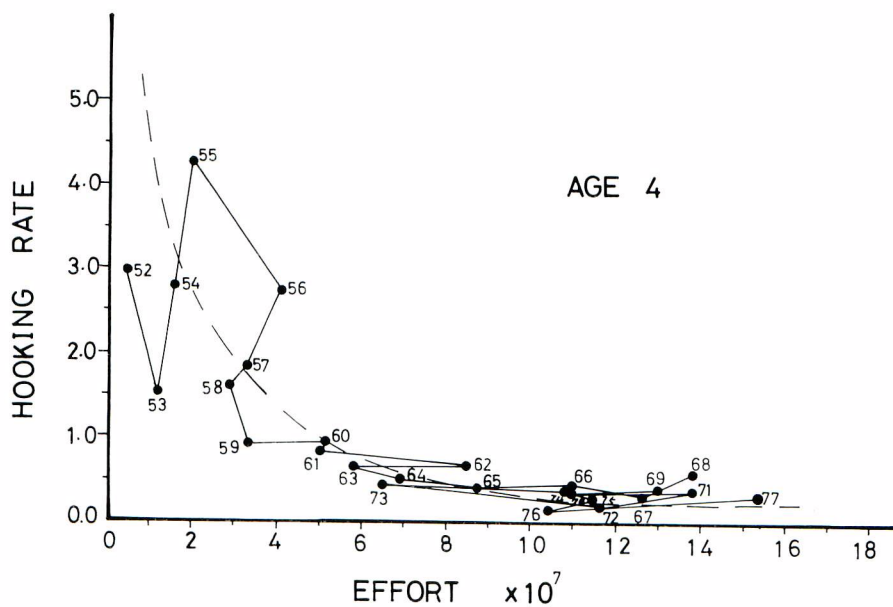


Fig. 17. Relation between the hooking rate and effective fishing effort for age 4 fish.

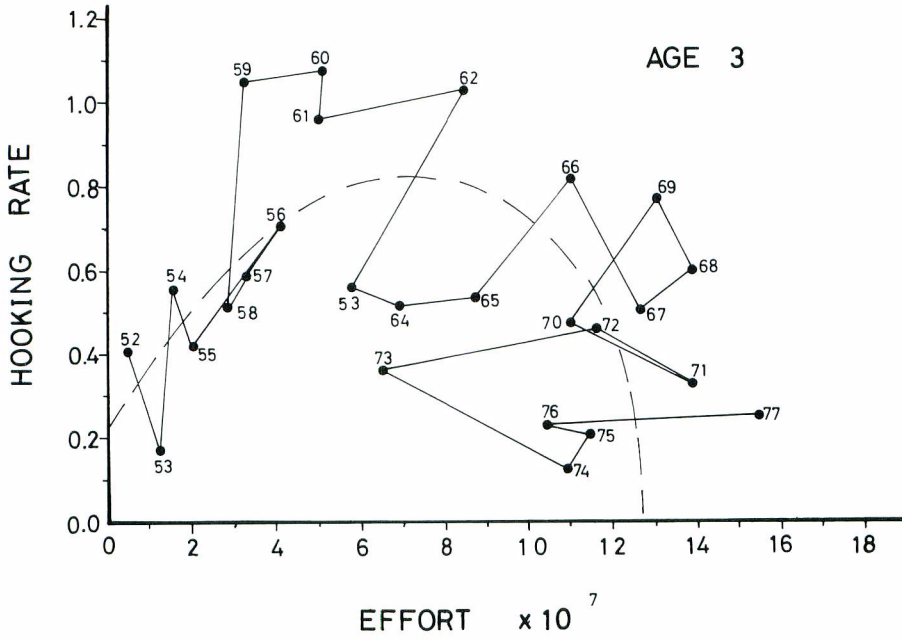


Fig. 18. Relation between the hooking rate and effective fishing effort for age 3 fish.

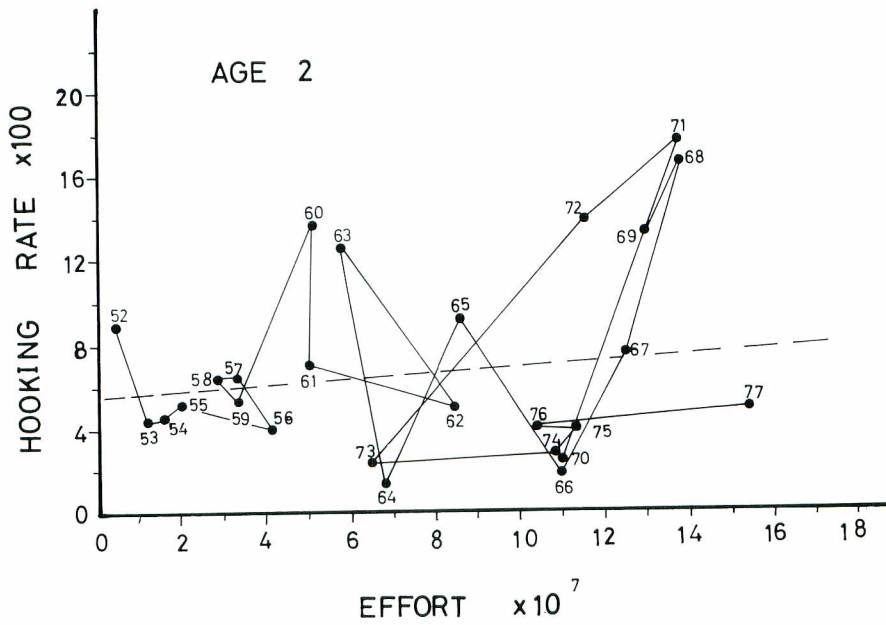


Fig. 19. Relation between the hooking rate and effective fishing effort for age 2 fish.

減少の傾向を示している。一方、2歳魚の変動はばらつきが大きい、ほぼ直線関係を示している(図19)。2～3歳魚は、表層漁業でも漁獲されており(林・本間, 1969, 1971; 林他, 1972; 本間他, 1969, 1971), 3歳魚は、1962年頃を境にして、前半と後半はかなり違う変動傾向がみえる。すなわち前半は努力量の増加に伴って、急に増加している。後半の減少には表層漁業が速いテンポで拡大したこと、及びはえなわ漁業の主な漁獲対象が4歳魚から3歳魚に移ったことなどが関係しているかもしれない。2歳魚ははえなわ漁業があまり利用しておらず、ほぼ一定の値を維持している。

CPUEを資源密度の指数とみなせば、資源は漁獲によりかなり影響を受けていると思われる。はえなわ漁業の主な漁獲対象であった4歳魚は投下された有効釣数の増加に応じて著しく減少した。4歳魚が減少するにつれて、漁獲対象は次第に3歳魚と2歳魚に移っていった。1962年以後は、はえなわ漁業に加えて表層漁業が次第に強くなり、両者の影響を同時に受けて3歳魚は急減した。2歳魚も同じく両漁業で利用されているが、はえなわ漁業では僅かしか利用していないので、変動が大きく、努力量の増加による影響はみられない。

すでに述べたように、キハダ資源の解析は従来年齢組成を無視した余剰生産量モデルによっていた。しかし、上に見たようにCPUEの変動傾向は年齢によってかなり異なっており、このような複雑な仕組みを無視して、余剰生産量モデルを用いるのは問題であるように思われる。そこで、以下に年齢組成を考慮した解析を幾つか試みた。

4-2. 単年級群解析法 (SCA法)

4-2-1. 単年級群解析法の吟味

年齢別の漁獲物の選択性を考慮した解析法としてはVirtual population analysis (Cohort analysis)がある。これは、ある年級群の生涯を通した漁獲物の年齢組成から、加入量及び年齢別の漁獲係数と資源量を推定する方法である。ここで、この方法を単年級群解析法 (SCA法; Single cohort analysis)と呼ぶ。Virtual populationという用語はFRY (1949)が初めて提起し、ある年級群の生涯を通して漁獲された全漁獲量と定義した。その後、GULLAND(1965), MURPHY(1965), POPE(1972, 1974, 1975, 1977)などの展開によって、SCA法はほぼ確立された。この方法の誤差の検討、応用及び歴史的な発展の紹介などの文献は多い(RICKER, 1975; ULLTANG, 1977; 大隅, 1978; CADIMA, 1978; 永井, 1980; PALOHEIMO, 1980; JONES, 1981; PARRACK, 1981; SIMS, 1982; 石岡・猪子, 1982; SUZUKI and HISADA, 1982; POPE and SHEPHERD, 1982; 王, 1983, 1984 a)。ここで、SCA法について別の方向から次のように考察してみよう。

ある年級群の資源量は、漁業がなければ、

$$N_{a+1} = N_a \cdot \exp(-M) \quad \dots\dots 4-2-1$$

に従って、図20の一点鎖線のように、滑らかに減少する。

はえなわ漁業は、天候とか海況などに対する適応性が比較的強く、ほぼ周年操業している。漁業による間引きがある時、キハダの資源は近似的に次式に従って減少し、図20の折線のようになる。

$$N_{a+1} = (N_a \cdot \exp(-M/2) - C_a) \cdot \exp(-M/2) \quad \dots\dots 4-2-2$$

ここで、aは年齢、Nは資源量、Cは漁獲量とする。rを加入年齢、N_rを加入量、Aを漁獲対象となる年齢群数、C_{r+i}を加入後i年目の漁獲尾数とすると

$$N_r = N_{r+A} \cdot \exp(A \cdot M) + \exp(M/2) C_A^* \quad \dots\dots 4-2-3$$

と表すことができる。ここでは、

$$C_A^* = C_r + C_{r+1} \cdot \exp(M) + C_{r+2} \cdot \exp(2M) +$$

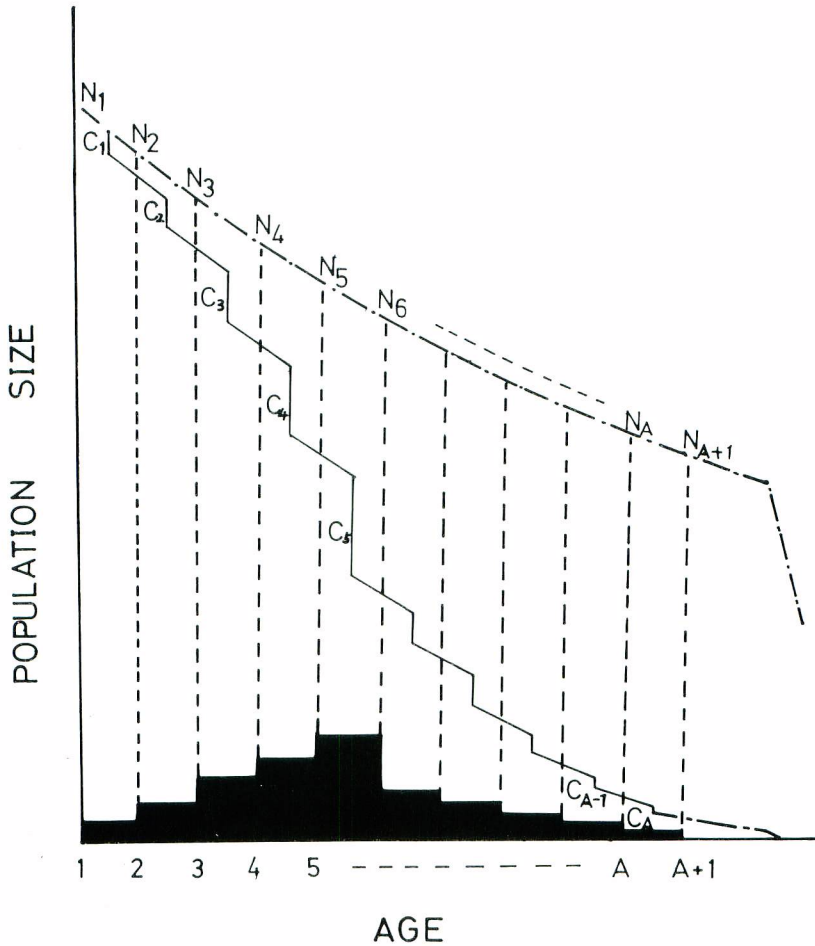


Fig. 20. Surviving process of a cohort under the effect of fishing.

$$\dots + C_{r+A-1} \cdot \exp((A-1)M) \quad \dots 4-2-4$$

である。N_{r+A}は漁業が終ったあとの生き残った量と考えることができる。

4-2-3式はM, A, C_{r+i}が既知であれば、加入量と生き残った量の線形関係を示す式である。この線形関係で、傾斜はMとAにより、また切片はMとC_A*により決る(図21)。SCA法によると、自然死亡係数Mが分かれば、図21のような無数の直線群の中から、Mにより決まるある直線を選ぶことができる。真の加入量及び残存量の点は、Mにより選ばれた直線上にのっている。この直線上の無数の点の中から、一点(真の値)を決めるため他の情報が必要である。従来の方ではこの必要な情報として、最高年齢群の漁獲係数を適当に与えることによって、年齢別の資源量及び漁獲率を計算している。最高年齢群の漁獲係数F_{r+A-1}を与えると

$$N_{r+A} = C_{r+A-1} \cdot \exp(-M/2) \frac{1 - F_{r+A-1}}{F_{r+A-1}} \quad \dots 4-2-5$$

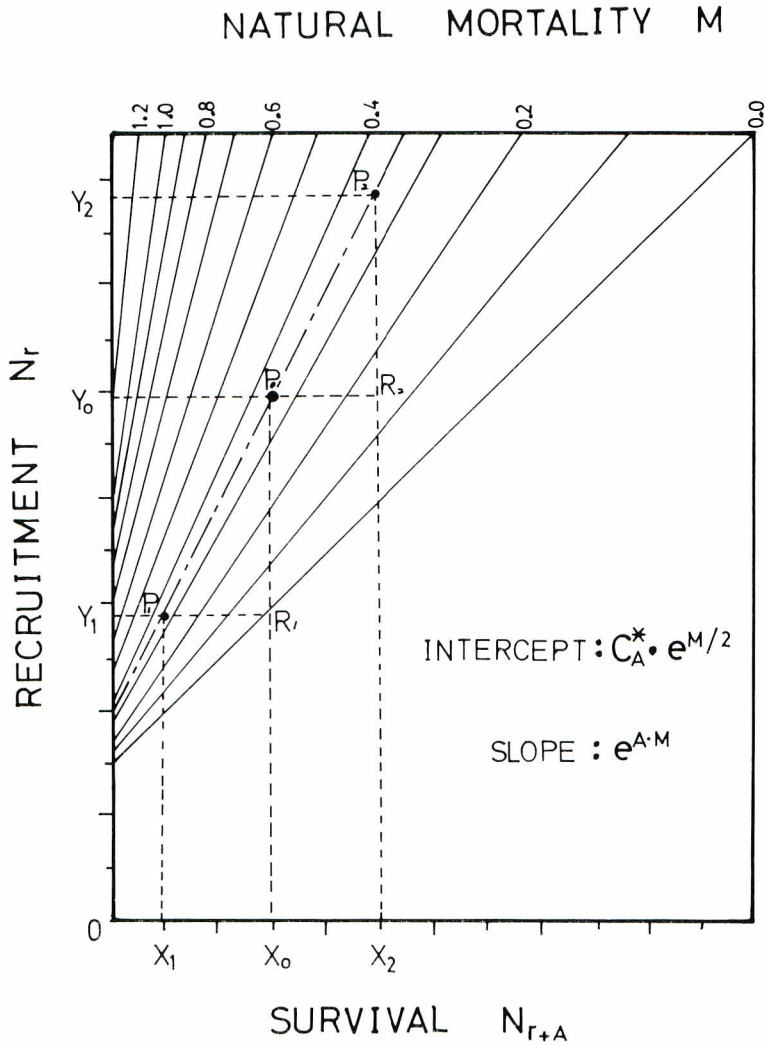


Fig. 21. Relation between recruitment and survival at the maximum age.

により、残存量の計算ができる。したがって、 F_{r+A-1} を与えることは、漁業が終ったあとの残存量を適当に与えることと同様である。そして、これはこの図の横軸に適当に一点を決めることと同様である。SCA法の解析結果の精度は、初めに横軸上に適当に与えた数値の精度による。資源が強度に開発されているならば、残存量はほぼ0に近いので、0として考えても差し支えない。多くの研究者が述べているように、強度に開発された資源にはSCA法は有効な解析方法である。一方、Mが小さくなると傾斜は当然小さくなる。この場合に、横軸上の適当に与えた点が多少ずれても、直線の傾斜が小さいため、SCA法により計算された加入量の差はさほど大きくない。逆に、Mが大きくなると、傾斜も大きくなる。この場合に、横軸上のほんの少しの差でも、縦軸には大きな差が生じる。SCA法はMが小さい場合に比較的有效な方法であるといわれるのは、このためである。

4-2-2. 自然死亡係数の推定

年級群解析法を応用する場合に自然死亡係数の情報が必要である。キハダの死亡係数については幾つかの推定値があるが、著者によりかなり大きな差がみられる(表 12)。最大は $M=2.61$ (PIANET and LE

Table 12. Natural mortality coefficient of yellowfin tuna estimated by various authors*.

AUTHOR	DATA SOURCE	M	F	Z
PIANET and LE HIR (1971)	ATLANTIC OCEAN	1.58	—	—
		2.61		
MURPHY and SAKAGAWA (1977)	〃	0.80	—	—
FINK (1965)	PACIFIC OCEAN	0.11-4.57	0.56-2.02	0.77-5.17
HENNEMUTH (1961)	〃	0.64-0.90 <MAINLY AGE 1-3>	0.82-1.08	1.60-1.85
ISHII (1969)	〃	0.34 <MAINLY AGE 1-3>	—	—
SCHAEFER (1967)	〃	0.55-1.05 <MAINLY AGE 1-3>	0.69-1.20	—
HAYASHI and HONMA (1971)	〃	0.30-0.80	—	—
KAMIMURA (1965) (CITED BY HAYASHI <i>et al.</i> (1971))	〃	0.30-0.40	—	—
HONMA <i>et al.</i> (1971)	〃	0.30-0.90 <AGE 2-3>	—	—
		1.20 <OLDER THAN AGE 4>	—	—
SUZUKI (1979)	INDIAN OCEAN	0.9, 2.0 <AGE 3>	0.5	—
		1.3, 2.2 <AGE 4 AND OLDER>	0.5	—
KAWAKAMI and KITAHARA (1964)	〃	0.44	0.48	0.92
THIS PAPER	〃	0.40	—	—

* Data : adopted from YOSHIDA (1979), Table 11. and COLE (1980), Table 5.

HIR, 1971) で、最小は $M=0.3$ (林・本間, 1971; 本間他, 1971) である。推定値は、太平洋系群のデータに基づいた例が多く、インド洋のキハダについては KAWAKAMI and KITAHARA (1964) と SUZUKI (1979) の例のみである。SUZUKI は 3 歳魚について 0.9 と 2.0 を得た。前者は、YABUTA *et al.* (1960) の成長式、後者は黄他 (1973) の成長式に基づいて、PALOHEIMO (1961) の方法により計算したものである。同じデータでも、方法により結果は 2.22 倍の差がある。表 12 からみると、 M を 0.9 より大きいと推定した結果は高齢魚に関するものが多いようで、このような推定値は高すぎるように思われる。田中 (1960) によると自然死亡係数と寿命 A_m との間に $M=2.5/A_m$ の関係がある。インド洋系キハダの寿命は 6 歳と考えられるので、田中法により、 $M=0.416$ と計算される。これは KAWAKAMI and KITAHARA (1964) の推定値に似ている。本研究では $M=0.4$ とおくことにするが、他の M の値についても検討する。

4-2-3. SCA 法による試算

先に得られたはえなわ漁業による年齢別の漁獲尾数の統計に SCA 法を適用し、毎年の加入量の推定

を試みる。キハダは表層漁業によっても利用されているが、ここではこれを無視する。表層漁業は一般にはえなわ漁業よりも若い個体を漁獲しているので、これを無視することは、表層漁業から生き残ってはえなわ漁業資源へ加入してくる量を計算していることになる。

前述のように、SCA法を応用する時になんらかの方法で、最高齢魚の漁獲係数を与えなければならない。表7のように、5歳魚はほとんど漁獲されていない。4歳魚の漁獲係数が知られれば、SCA法の応用ができるが、残念ながら4歳魚の漁獲係数はほとんど分かっていない。KAWAKAMI and KITAHARA (1964)の推定によると、漁獲係数は0.48である。E_tを努力量として、F₄=q₄・E_tとおくと、q₄が一定であれば、E_tは年によって大きく変動しているため、年によってF_tもかなりの差を示すはずである。ここでは、F₄を年によらず一定とする。ある年級群について、

$$N_4 = C_4 \cdot \exp(M/2) / (1.0 - \exp(-F_4)) \quad \dots 4-2-6$$

で、4歳魚の資源量の計算ができる。他の年齢群については、4-2-2式により計算する。なお、1974年以後に生まれた年級群は、1977年までのデータでは、3歳あるいはそれ以下しか漁獲されていないので、3歳あるいはそれ以下の漁獲係数を与えなければならない。ここではC₄のデータがない時に、F₃=F₄・exp(-M)、C₃とC₄のデータがない時に、F₂=F₄・exp(-2M)、以下同様にして与える。以上の方法で計算した加入量を表13に示す。F₄=0.4の場合に、1953年の1,400万尾の加入量が最も高い値である。12年後(最大寿命6歳の2倍)の1965年に再び1,200万尾の高いレベルが現れる。図22に示す

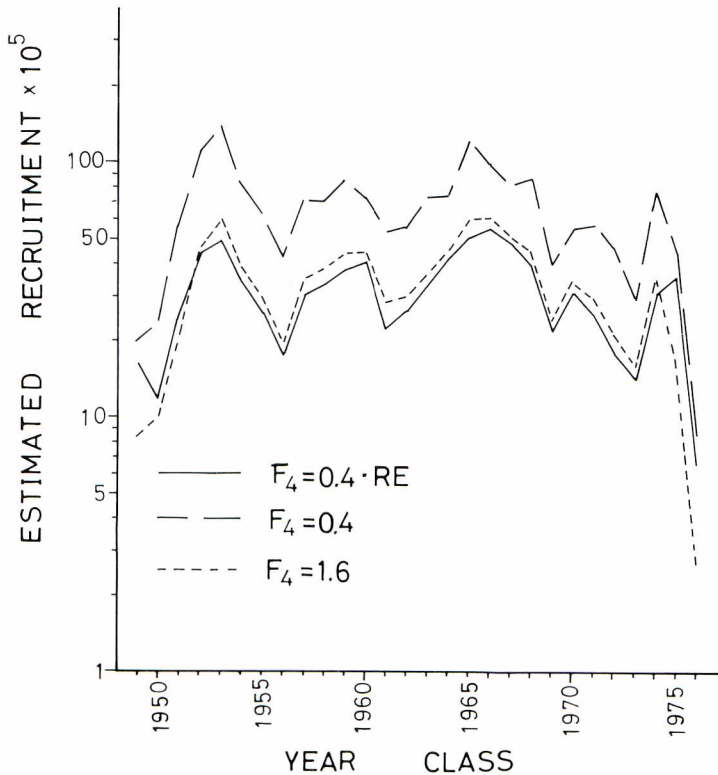


Fig. 22. Comparison of estimated recruitment by single cohort analysis with various terminal fishing mortality coefficient F₄. M=0.4.

ように、加入量はほぼ寿命6歳と同じ周期の変動を示している。正しい F_4 の値は不明であるので、 $F_4=0.4$ の外に、0.8, 1.2, 1.6の3つのレベルについても計算して、表13に示した。 $F_4=1.6$ の場合のみを図22に示したが、加入量の年変動はいずれもほぼ同じ傾向を示している。加入量の平均値は、 $F_4=0.4$ の場合に658万尾であるが、 $F_4=1.6$ になると335万尾に減少した。 F_4 が大きくなると残存資源量 N_5 が小さくなり、加入量のレベルも低くなる。変動係数は、 F_4 の値にかかわらず0.45程度で、ほぼ一定である。

今まで F の値は年によらず一定とおいたが、 $F=qE$ であるので、努力量が変化しているときは当然 F は E に依存して変っている。図22及び表13には努力量の影響を考慮し、1952年の $F_4=0.4$ となるよう

Table 13. Estimated recruitment by single cohort analysis derived from various values of terminal fishing mortality coefficient F_4 ($M=0.4$).

YEAR	0.4 RE_t	$F_4=0.4$	$F_4=0.8$	$F_4=1.2$	$F_4=1.6$
1949	1622947	2024094	1211802	954921	836113
1950	1162879	2357509	1435566	1144010	1009164
1951	2371580	5555042	3351740	2654963	2332704
1952	4367954	10997529	6684302	5320282	4689419
1953	4889646	14069287	8522302	6768119	5956803
1954	3388467	8306910	5298973	4347738	3907793
1955	2565657	6259468	3972261	3248951	2914419
1956	1734834	4215722	2699965	2220620	1998921
1957	3012020	7074973	4634214	3862344	3505352
1958	3372912	7040257	4836419	4139473	3817135
1959	3796539	8566440	5710374	4807166	4389433
1960	4031973	7245575	5318079	4708523	4426600
1961	2414417	5361818	3596139	3037756	2779504
1962	2611628	5680838	3843138	3261981	2993194
1963	3249364	7253216	4856131	4098076	3747469
1964	4180594	7439256	5488329	4871367	4586021
1965	5133026	12008588	7892273	6590522	5988461
1966	5476494	9789916	7207521	6390858	6013149
1967	4805639	8162187	6152639	5517137	5223214
1968	3961304	8500528	5782950	4923538	4526060
1969	2203968	4094625	2962701	2604742	2439184
1970	3113732	5586581	4104726	3636101	3419362
1971	2534154	5771893	3833473	3220462	2936948
1972	1787442	4625729	2926469	2389092	2140556
1973	1425631	2932982	2030531	1745139	1613143
1974	3058806	7785124	4955537	4060706	3646842
1975	3607544	4562548	2619275	1986768	1681552
1976	667538	858969	468576	339835	276491
MEAN	3091025	6575986	4371300	3673257	3349822
C.V.	0.4040	0.4547	0.4523	0.4578	0.4636

RE_t = relative fishing effort = E_t/E_{1952}

にしたときの結果も示した。周期的な変動傾向は、 F_4 を一定とおいた場合と同じである。しかし、1952年の努力量は低く、1960年代の後半にはその20倍以上に達した。したがって、1952年の $F_4=0.4$ は高すぎるので、もっと小さい F_4 を与えた場合について検討する。

図23は1952年の F_4 を0.025から0.500まで与えた時の計算結果である。加入量の年変動は F_4 の値

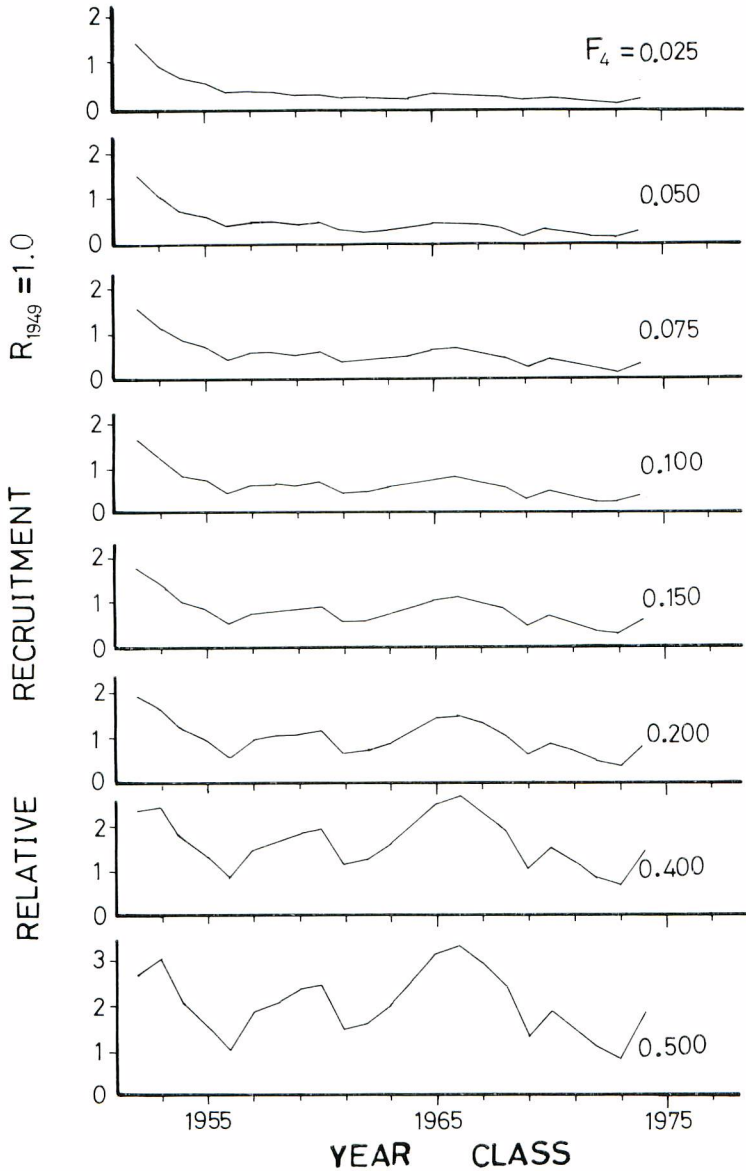


Fig. 23. Estimated recruitment by single cohort analysis with terminal F_4 values modified by effective fishing effort in each year. F_4 values in the figure show the values in 1952. $M=0.4$.

によって、かなり違う傾向を示している。前述のような周期変動傾向は、 F_4 の減少に従って段々みられなくなる。 $F_4=0.025$ の時に、はっきり減衰曲線的変動傾向を示している。

以上のように SCA 法の計算結果は、最初に与えた F_4 の値により大きく左右されるので、精度の高い F_4 の値が得られなければ無意味である。例え有効努力量の相対値で F_4 を修正しても、得られた結果だけからその正確性を判断することはほぼ不可能で、SCA 法の適用には問題がある。

4-3. 多年級群解析法 (MCA 法)

SCA 法は正確に最高齢魚の漁獲係数を与えないと、計算した結果が信用できない。また、最高齢魚の漁獲係数を適当に与えて計算するので、厳密な推定法にはなっていない。

それに代わる漁獲係数の推定について、近年、色々な方法が提案された (DOUBLEDAY, 1976; FOURNIER and ARCHIBALD, 1982; 田中, 1985; SAKURAMOTO and TANAKA, 1985)。これらは $C_{a,t}=q_a \cdot f_t \cdot N_{a,t}$ を基本式として、多年級群を利用して漁獲係数と加入量を推定する方法である。ここで、 $C_{a,t}$ は a 歳魚、 t 年の漁獲量、 q_a は a 歳魚の選択係数、 f_t は t 年の努力量、 $N_{a,t}$ は t 年 a 歳魚の資源量である。ここで、これらの方法を SCA 法に対して多年級群解析法 (MCA; Multi-cohort analysis) と呼ぶ。

4-3-1. 田中法

田中 (1985) は、漁獲量の観測値と計算値の差の平方和を最小にするようにして、最小二乗法により漁獲係数及び資源量を推定する方法を提案した。この方法をここで用いた式に合わせて書き直すと、以下ようになる。

$$N_{a+1,t+1} = (N_{a,t} \cdot \exp(-M/2) - C_{a,t}) \cdot \exp(-M/2) \quad \cdots 4-3-1$$

$$C_{a,t} = S_{a,t} \cdot N_{a,t} \cdot \exp(-M/2) + \varepsilon \quad \cdots 4-3-2$$

$$S_{a,t} = q_a \cdot f_t \quad \cdots 4-3-3$$

ここで、

$C_{a,t}$: t 年 a 歳魚の漁獲尾数,

$N_{a,t}$: t 年当初の a 歳魚の資源尾数,

$S_{a,t}$: t 年 a 歳魚の漁獲係数,

q_a : a 歳魚の選択係数,

f_t : t 年の漁獲強度,

a : 年齢, $a = 1, 2, 3, \dots, A$,

t : 年別, $t = 1, 2, 3, \dots, T$,

y : 年級群別, $y = t - a + 1$

と定義すると、漁獲係数に関する未知数の数を $A \times T$ から $A + T$ に減らすことができる。

田中 (1985) によると、 $\sum_a \sum_t (C_{a,t} - \hat{C}_{a,t})^2$ を最小にするパラメータは次の連立方程式を解くことによって得られる。ここで、 $S_{a,t}$ の推定値を $\hat{S}_{a,t}$ とした時、 $\hat{C}_{a,t} = \hat{S}_{a,t} \cdot N_{a,t} \cdot \exp(-M/2)$ である。

$$\sum_t C_{a,t} \cdot \hat{C}_{a,t} = \sum_t \hat{C}_{a,t}^2 \quad \cdots 4-3-4$$

$$\sum_a C_{a,t} \cdot \hat{C}_{a,t} = \sum_a \hat{C}_{a,t}^2 \quad \cdots 4-3-5$$

$$N_{1,y} = \left[\sum_t C_{1-y+1,t} \cdot \exp(-(t-y)M) \cdot \hat{S}_{1-y+1,t} + \sum_t \hat{S}_{1-y+1,t}^2 \cdot \exp(-2(t-y)M) \cdot \left(\sum_{i=y}^{t-1} C_{1-y+1,i} \cdot \exp((i-y)M) \right) \right] / \left[\exp(-M/2) \cdot \sum_t \hat{S}_{1-y+1,t}^2 \cdot \exp(-2(t-y)M) \right] \quad \cdots 4-3-6$$

未知数は $q_a : a = 1, 2, 3, \dots, A$, $f_t : t = 1, 2, 3, \dots, T$ 及び $N_{1,y} : y = 1, 2, 3, \dots, A + T - 1$ を

合わせて $2(A+T) - 1$ 個であり、3 年齢群、5 年以上のデータ、あるいは、5 年齢群 3 年以上のデータがあれば、理論的には $4-3-4$ 、 $4-3-5$ 及び $4-3-6$ 式で推定することができる。

田中法は、理論的には正しいが、取れんが極めて遅く、また、取れんした結果が正しい推定値を与えているという保証もない。実用的な意味で計算手順の改良が必要であると考えられる。そこで、理論的厳密性を緩め、以下のように計算手順を単純化することを考えた。

4-3-2. MCA 法

資源動態の基本モデルを次式のように仮定する。

$$N_{a+1,t+1} = N_{a,t} (1 - S_{a,t}) \cdot \exp(-M) \quad \cdots 4-3-7$$

ここで、 $S_{a,t}$ は $4-3-3$ 式を満足しているとする。y 年 1 歳魚の加入量を $N_{1,y}$ とすると、 $4-3-7$ 式から

$$N_{a,t} = N_{1,y} \cdot \exp(-(t-y)M) \cdot \prod_i (1 - S_{i,y+i-1}) \quad \cdots 4-3-8$$

が得られる。 $a=t-y+1$ の関係を用いると、漁獲量の計算値は

$$\hat{C}_{t-y+1,t} = \hat{S}_{t-y+1,t} \cdot \exp(-M/2) \cdot N_{t-y+1,t} \quad \cdots 4-3-9$$

あるいは

$$\hat{C}_{t-y+1,t} = \hat{S}_{t-y+1,t} \cdot \exp(-M/2) \cdot N_{1,y} \cdot \exp(-(t-y)M) \cdot \prod_i (1 - \hat{S}_{i,y+i-1}) \quad \cdots 4-3-10$$

となる。

もし、観測値 $C_{a,t}$ が $\hat{C}_{a,t}$ の周りに一定の分散をもつ正規分布をしているとすると

$$\begin{aligned} SSC &= \sum_{a,t} (C_{a,t} - \hat{C}_{a,t})^2 \\ &= \sum_{a,y+a-1} (C_{a,y+a-1} - \hat{C}_{a,y+a-1})^2 \quad \cdots 4-3-11 \end{aligned}$$

を最小にするように、 q_a 、 f_t および $N_{1,y}$ を求めることができる。ここで、 $\partial SSC / \partial N_{1,y} = 0$ とおくと：

$$\sum_a (C_{a,y+a-1} - \hat{C}_{a,y+a-1}) \cdot \hat{S}_{a,y+a-1} \cdot \exp(-M/2) \cdot \exp(-(a-1)M) \cdot \prod_i (1 - \hat{S}_{i,y+i-1}) = 0$$

あるいは：

$$\begin{aligned} \sum_a C_{a,y+a-1} \cdot \hat{S}_{a,y+a-1} \cdot \exp(-(a-1)M) \cdot \exp(-M/2) \cdot \prod_i (1 - \hat{S}_{i,y+i-1}) &= \\ \sum_a \hat{C}_{a,y+a-1} \cdot \hat{S}_{a,y+a-1} \cdot \exp(-(a-1)M) \cdot \exp(-M/2) \cdot \prod_i (1 - \hat{S}_{i,y+i-1}) & \quad \cdots 4-3-12 \end{aligned}$$

となる。両辺に $N_{1,y}$ をかけると：

$$\sum_a C_{a,y+a-1} \cdot \hat{C}_{a,y+a-1} = \sum_a \hat{C}_{a,y+a-1}^2 \quad \cdots 4-3-13$$

になる。 $4-3-13$ 式は田中法の、 $4-3-4$ 、 $4-3-5$ 式と同じ形であって、かなり簡明な式となっている。

次に q_a と f_t の推定を考える。ここで、問題は、 $4-3-10$ 式で、 $\prod_i (1 - \hat{S}_{i,y+i-1})$ の $\hat{S}_{i,y+i-1}$ 中に q_a と f_t が含まれていることである。したがって、厳密に、 $\partial SSC / \partial q_a = 0$ と $\partial SSC / \partial f_t = 0$ で式を導くと、非常に複雑な式となる。そこで、 $\hat{S}_{i,y+i-1}$ の中に含まれる q_a と f_t を無視して、 $\partial SSC / \partial q_a = 0$ と $\partial SSC / \partial f_t = 0$ とおくと、 $4-3-4$ 式と $4-3-5$ 式が得られる。 $4-3-4$ 、 $4-3-5$ 及び $4-3-13$ 式は和の取り方が異なるだけで、式の形は全く同様である。方程式の数は合計 $2(A+T) - 1$ 個である。

ここで、これら 3 式を用いて繰り返し計算により q_a 、 f_t 及び $N_{1,y}$ を推定することを考える。まず q_a 、 f_t 及び $N_{1,y}$ に任意の値 $\hat{q}_a(0)$ 、 $\hat{f}_t(0)$ 及び $\hat{N}_{1,y}(0)$ を与え、 $4-3-1$ および $4-3-2$ 式によって $\hat{C}_{a,t}(0)$ を計算する。この $\hat{C}_{a,t}(0)$ は $4-3-4$ 式などを満足しないので、

$$\hat{C}_{a,t}(n) = \hat{C}_{a,t}(n-1) \cdot \sum C_{a,t} \cdot \hat{C}_{a,t}(n-1) / \sum \hat{C}_{a,t}^2(n-1) \quad \cdots 4-3-14$$

で補正する。この補正を q_a , f_t 及び $N_{1,y}$ のそれぞれについて行い、値が取れなくなるまで繰り返す。

この計算を進めるに当たって注意すべきことは、4-3-4式などを導いた時に $S_{i,y+i-1}$ の中に含まれる q_a , f_t を無視したことである。したがって、 $N_{1,y}$ が得られるたびに $N_{a,t}$ を再計算して、この問題を補正する必要がある。なお、 $N_{a,t}$ の計算は、 q_a と f_t の誤差による $N_{a,t}$ の誤差を避けるため、4-3-7式ではなく、4-3-1式によるものとする。

4-3-4式は、最適解を得るための年別による修正として考えられる。これに対応して4-3-5式は年齢群別による修正であり、4-3-13式は、年級群別による修正として考えられる。なお、4-3-10式を4-3-4式に代入すると：

$$\begin{aligned} & \sum_t C_{a,t} \cdot [\hat{S}_{a,t} \cdot \exp(-(a-1)M) \cdot \exp(-M/2) \cdot \\ & \quad \prod_i (1 - \hat{S}_{i,t+i-a})] \cdot \hat{N}_{1,t-a+1} \\ = & \sum_t \{ \hat{S}_{a,t} \cdot \exp(-(a-1)M) \cdot \exp(-M/2) \cdot \\ & \quad \prod_i (1 - \hat{S}_{i,t+i-a}) \cdot \hat{N}_{1,t-a+1} \}^2 \quad \cdots \cdots 4-3-15 \end{aligned}$$

となるが、この式を整理すると：

$$\begin{aligned} \hat{q}_a = & \sum_t C_{a,t} \cdot [\hat{f}_t \cdot \exp(-(a-1)M) \cdot \\ & \quad \prod_i (1 - \hat{S}_{i,t+i-a}) \cdot \hat{N}_{1,t-a+1}] / \\ & \exp(-M/2) \cdot \sum_t [\hat{f}_t \cdot \exp(-(a-1)M) \cdot \\ & \quad \prod_i (1 - \hat{S}_{i,t+i-a}) \cdot \hat{N}_{1,t-a+1}]^2 \quad \cdots \cdots 4-3-16 \end{aligned}$$

で表わすことができる。この式は、次のように説明することができる。4-3-10式の $\hat{C}_{a,t}$ に観測値 $C_{a,t}$ を代入して

$$\hat{q}_a = C_{a,t} / [\exp(-M/2) \hat{f}_t \exp(-(a-1)M) \cdot \prod_i (1 - \hat{S}_{i,t+i-a}) \cdot \hat{N}_{1,t-a+1}] \quad \cdots \cdots 4-3-17$$

となる。この \hat{q}_a は、各年ごとに計算できるが、 t 年 a 歳魚の選択係数を

$$\hat{S}_{a,t} \cdot \exp(-(a-1)M) \cdot \exp(-M/2) \cdot \prod_i (1 - \hat{S}_{i,t+i-a}) \cdot \hat{N}_{1,t-a+1} \quad \cdots \cdots 4-3-18$$

で加重して平均をとると、4-3-16式になる。つまり、 \hat{q}_a は年ごとの推定値の加重平均である。同様に

$$\begin{aligned} \hat{f}_t = & \sum_a C_{a,t} \cdot [\hat{q}_a \cdot \exp(-(a-1)M) \cdot \\ & \quad \prod_i (1 - \hat{S}_{i,t+i-a}) \cdot \hat{N}_{1,t-a+1}] / \\ & \exp(-M/2) \cdot \sum_a [\hat{q}_a \cdot \exp(-(a-1)M) \cdot \\ & \quad \prod_i (1 - \hat{S}_{i,t+i-a}) \cdot \hat{N}_{1,t-a+1}]^2 \quad \cdots \cdots 4-3-19 \end{aligned}$$

が得られる。 \hat{f}_t は年齢ごとの漁獲強度の推定値の加重平均である。 $N_{1,y}$ は

$$\begin{aligned} \hat{N}_{1,y} = & \sum_t C_{t-y+1,t} \cdot [\hat{S}_{t-y+1,t} \cdot \exp(-(t-y)M) \cdot \\ & \quad \prod_i (1 - \hat{S}_{i,y+i-1})] / \\ & \exp(-M/2) \cdot \sum_t [\hat{S}_{t-y+1,t} \cdot \exp(-(t-y)M) \prod_i (1 - \hat{S}_{i,y+i-1})]^2 \quad \cdots \cdots 4-3-20 \end{aligned}$$

であるので、 $\hat{N}_{1,y}$ は加入量推定値の加重平均となる。

なお、 n 回目の繰り返し計算によって得られた値を $\hat{q}_a(n)$ で表わし、4-3-16式の右辺の分子と分母とともに、 $\hat{q}_a(n-1)$ をかけると：

$$\hat{q}_a(n) = \hat{q}_a(n-1) \cdot \sum_t C_{a,t} \cdot \hat{C}_{a,t}(n-1) / \sum_t \hat{C}_{a,t}^2(n-1) \quad \cdots \cdots 4-3-21$$

になる。同時に

$$\hat{f}_t(n) = \hat{f}_t(n-1) \cdot \sum_a C_{a,t} \cdot \hat{C}_{a,t}(n-1) / \sum_a \hat{C}_{a,t}^2(n-1) \quad \cdots 4-3-22$$

$$\hat{N}_{1,y}(n) = \hat{N}_{1,y}(n-1) \cdot \sum_t C_{t-y+1,t} \cdot \hat{C}_{t-y+1,t}(n-1) / \sum_t \hat{C}_{t-y+1,t}^2(n-1) \quad \cdots 4-3-23$$

が得られる。4-3-21, 4-3-22 と 4-3-23 式で、繰り返し計算により q_a , f_t 及び $N_{1,y}$ を推定することができる。

具体的な解析手順は、付録3のフローチャートCのようになる。ここでは、最大計算回数 N 及び取れん条件である δ 値は経験的に適当に与えればよい。出発値として考えられている $\hat{q}_a(0)$, $\hat{f}_t(0)$ 及び $\hat{N}_{1,y}(0)$ はデータ及び漁業により、適当に設定すればよい。 n 回目と $n-1$ 回目の計算値の差は次式で求める。

$$SSN = \sum_y (\hat{N}_{1,y}(n) - \hat{N}_{1,y}(n-1))^2 \quad \cdots 4-3-24$$

SSN の値が δ 値より小さくなれば計算を終わる。さもなければ、設定された最大計算回数 N まで計算を続ける。

以上は有効努力量のデータがない場合の一般的な推定方式である。一方、有効努力量のデータが利用できるならば、 f_t を推定する必要がないのでこの推定方法はずっと簡潔になる。この場合に、 f_t に努力量のデータを入れて 4-3-4 式 4-3-21 式と 4-3-13 式 4-3-23 式で q_a 及び $N_{1,y}$ を推定すればよい。以下の計算はすべて f_t に努力量のデータを入れて行った。

4-3-3. 計算条件の検討

計算を実行するに当たって、幾つかの条件をあらかじめ与えなければならない。以下は有効努力量のデータが得られる場合についての検討である。

理論的には、計算を続ければ、 n 回目と $n-1$ 回目の推定値の差の平方和はいくらでも小さくできる。しかし、インド洋キハダの年漁獲尾数は百万尾以上もあるので、この差の平方和は小さ過ぎてもあまり意味がない。ここでは比較のため、一応 $\delta = 10^{-10}$, 10^{-5} , 及び 10^0 などの3段階で計算して検討する。

インド洋系キハダの自然死亡係数 M は前述のように、いろいろな推定値が得られている。最大推定値には、 $M = 2.61$ のような値もある(表12)。最適推定値は不明であるが、 $M = 0.2, 0.4$ 及び 0.8 の3段階を設定して計算してみれば十分だと考える。

加入量の真の値が分っていないので、初期値を設定するのは難しい。小さ過ぎると、計算の途中で $S_{a,t}$ が1より大きくなるおそれがある。一方、大き過ぎると、後述するように、正しい答えが得られない。ここでは、漁獲尾数が100万尾以上であるので、一応 $\hat{N}_{1,y}(0) = 10^7$, $r = 6$ と設定した。これにより、まず $\hat{N}_{a,t}(0)$ と $\hat{C}_{a,t}(0)$ を計算してみる。もし、マイナスが1つでもあれば、一桁増やして、 $\hat{N}_{a,y}(0)$ と $\hat{C}_{a,t}(0)$ を再計算する。全部プラスになってから、繰り返し計算に入る。このときの r の値を計算可能な最小の値と考え、これに、 $r+1$ 及び $r+2$ を合わせて3段階を設定して試算する。

以上のように、 δ , M 及び $\hat{N}_{1,y}(0)$ について9ケースを計算する。Normal case として、 $\delta = 1$, $M = 0.4$ 及び $\hat{N}_{1,y}(0) = 10^7$ を考える。以下は、その試算によって得られた結果の比較である。

4-4. MCA法の試算

4-4-1. 取れん条件の検討

$M = 0.4$, $\hat{N}_{1,y}(0) = 10^7$, $\hat{S}_{a,t}(0) = 0.1$, $\hat{q}_a = \hat{S}_{a,t}(0) / (\text{有効努力量の平均値} = 7.6988 \cdot 10^7 \text{ 鈎})$ の初期値に基づいて、 $\delta = 10^{-10}$, 10^{-5} と 10^0 について計算した。その取れん過程を表14に示す。SSNは10回の計算で1より小さくなった。取れんはかなり速いことが分かった。漁獲量の差の平方和をみると、表14に示すように、第9回以後有効数字内で差が見られなかった。これは、繰り返し計算を10回以上 ($\delta \leq$

Table 14. Converging process of SSN and SSC by iterative calculation.
$$M=0.4, \hat{N}_{1,y}(0)=10^7$$

$$SSN = \sum_y (\hat{N}_{1,y}(n) - \hat{N}_{1,y}(n-1))^2$$

$$SSC = \sum_{a,t} (C_{a,t} - \hat{C}_{a,t})^2$$

NO = number of iterative calculation

NO	SSN	SSC
1	.6876329E + 16	.9314346E + 12
2	.8640068E + 13	.1012519E + 13
3	.5490839E + 11	.1003296E + 13
4	.6601065E + 09	.1004363E + 13
5	.1160731E + 08	.1004214E + 13
6	.2088365E + 06	.1004234E + 13
7	.4054613E + 04	.1004231E + 13
8	.8057965E + 02	.1004232E + 13
9	.1626193E + 01	.1004231E + 13
10	.3341489E - 01 < 10 ⁰	.1004231E + 13
11	.6936906E - 03	.1004231E + 13
12	.1458128E - 04	.1004231E + 13
13	.3091998E - 06 < 10 ⁻⁵	.1004231E + 13
14	.6599302E - 08	.1004231E + 13
15	.1424410E - 09	.1004231E + 13
16	.2966486E - 11 < 10 ⁻¹⁰	.1004231E + 13

Table 16. Search for the M value which gives minimum
$$SSC = \sum_{a,t} (C_{a,t} - \hat{C}_{a,t})^2, \hat{N}_{1,y}(0)=10^7$$

M	SSC
0.1	0.1129608E + 13
0.2	0.1097162E + 13
0.3	0.1056018E + 13
0.4	0.1004231E + 13
0.5	0.9399018E + 12
0.6*	
0.57	0.8866981E + 12
0.58	0.8785403E + 12
0.59*	
0.582	0.8768922E + 12
0.583	0.8760661E + 12
0.584*	
0.5834	0.8757353E + 12
0.5835	0.8756526E + 12
0.5836*	

*: $\hat{N}_{a,t}(n)$ less than $C_{a,t}$ occurred.

1) 続けても、当てはまりはあまり改善されないことを示している。推定された年齢別の選択係数は、 δ の値によらず、有効数字内で全く差がみられなかった。加入量についても同様であった。これらの数値は表 17 及び表 18 の中に示されている。

以上の結果により、 $\delta=1$ と設定すれば十分と考え、以下の計算はすべてこの条件で行った。

4-4-2. 自然死亡係数の差による検討

次に、 $\delta=1$ 、 $\hat{S}_{a,t}(0)=0.1$ 、 $\hat{N}_{1,y}(0)=10^7$ の初期条件に基づいて、 $M=0.2, 0.4, 0.8$ などで計算してみた。

$\hat{N}_{1,y}(0)=10^7$ の初期値で、 M が 0.5835 より大きいと、計算上資源量が漁獲量より少なくなるケースが出た。この時、 $M=0.8$ のかわりに、 $M=0.5835$ で計算した。結果を表 15 に示す。当てはまりの差の平方和 SSC は、 M の増加とともに小さくなる。これは初期値を一定とすれば、当てはまりが最も良いような M を探すことができることを意味している。

表 16 は、 $\hat{N}_{1,y}(0)=10^7$ に基づいた最適な M を探す過程を示す。有効数字を小数点以下 4 桁まで計算すると、 $M=0.5835$ の時に $SSC=0.8756526E 12$ が最も小さい。比較のために、 $\hat{N}_{1,y}(0)=10^8$ についても計算した。表 17 (続) に示すように、 M を増加させるにつれて当てはまりはよくなるが、SSC の値を比べると、 $\hat{N}_{1,y}(0)=10^7$ の時より高いレベルへ取れんすることが分かった。

一方、推定された \hat{q}_a の値をみると(図 24)、いずれも高齢魚で M による差が大きく 1 歳魚では、 M に

Table 15. Converging process of SSN and SSC for different levels of M value. $\hat{N}_{1,y}(0) = 10^7$.

M= .2000			
ITERATIVE CALCULATION			
NO=	1	SSN = .7524238E +16	SSC= .1059130E +13
NO=	2	SSN = .2978457E +13	SSC= .1100169E +13
NO=	3	SSN = .2413277E +11	SSC= .1097005E +13
NO=	4	SSN = .1856794E +09	SSC= .1097181E +13
NO=	5	SSN = .1484955E +07	SSC= .1097161E +13
NO=	6	SSN = .1266822E +05	SSC= .1097162E +13
NO=	7	SSN = .9074552E +02	SSC= .1097162E +13
NO=	8	SSN = .8559149E +00	SSC= .1097162E +13
M= .4000			
ITERATIVE CALCULATION			
NO=	1	SSN = .6876329E +16	SSC= .9314346E +12
NO=	2	SSN = .8640068E +13	SSC= .1012519E +13
NO=	3	SSN = .5490839E +11	SSC= .1003296E +13
NO=	4	SSN = .6601065E +09	SSC= .1004363E +13
NO=	5	SSN = .1160731E +08	SSC= .1004214E +13
NO=	6	SSN = .2088365E +06	SSC= .1004234E +13
NO=	7	SSN = .4054613E +04	SSC= .1004231E +13
NO=	8	SSN = .8057965E +02	SSC= .1004232E +13
NO=	9	SSN = .1626193E +01	SSC= .1004231E +13
NO=	10	SSN = .3341489E -01	SSC= .1004231E +13
M= .5835			
ITERATIVE CALCULATION			
NO=	1	SSN = .6035174E +16	SSC= .7578630E +12
NO=	2	SSN = .2678711E +14	SSC= .8980096E +12
NO=	3	SSN = .2998715E +12	SSC= .8713226E +12
NO=	4	SSN = .1241801E +11	SSC= .8765767E +12
NO=	5	SSN = .5948242E +09	SSC= .8754493E +12
NO=	6	SSN = .3004471E +08	SSC= .8756983E +12
NO=	7	SSN = .1606256E +07	SSC= .8756421E +12
NO=	8	SSN = .9051629E +05	SSC= .8756550E +12
NO=	9	SSN = .5398753E +04	SSC= .8756520E +12
NO=	10	SSN = .3401110E +03	SSC= .8756527E +12
NO=	11	SSN = .2253645E +02	SSC= .8756525E +12
NO=	12	SSN = .1559635E +01	SSC= .8756526E +12
NO=	13	SSN = .1118291E +00	SSC= .8756526E +12

For No, SSN and SSC, see Table 14.

Table 15. Continued. $\hat{N}_{i,y}(0) = 10^8$.

M = .2000					
ITERATIVE CALCULATION					
NO =	1	SSN =	.8575004 E + 18	SSC =	.1231476 E + 13
NO =	2	SSN =	.8945963 E + 14	SSC =	.1231347 E + 13
NO =	3	SSN =	.1896535 E + 13	SSC =	.1231229 E + 13
NO =	4	SSN =	.2763353 E + 11	SSC =	.1231223 E + 13
NO =	5	SSN =	.3929653 E + 09	SSC =	.1231222 E + 13
NO =	6	SSN =	.5593313 E + 07	SSC =	.1231222 E + 13
NO =	7	SSN =	.7963730 E + 05	SSC =	.1231222 E + 13
NO =	8	SSN =	.1134006 E + 04	SSC =	.1231222 E + 13
NO =	9	SSN =	.1614843 E + 02	SSC =	.1231222 E + 13
NO =	10	SSN =	.2299661 E + 00	SSC =	.1231222 E + 13
M = .4000					
ITERATIVE CALCULATION					
NO =	1	SSN =	.8501969 E + 18	SSC =	.1219593 E + 13
NO =	2	SSN =	.8738468 E + 14	SSC =	.1221759 E + 13
NO =	3	SSN =	.1895509 E + 13	SSC =	.1221574 E + 13
NO =	4	SSN =	.2669688 E + 11	SSC =	.1221564 E + 13
NO =	5	SSN =	.3647814 E + 09	SSC =	.1221563 E + 13
NO =	6	SSN =	.4991493 E + 07	SSC =	.1221563 E + 13
NO =	7	SSN =	.6831296 E + 05	SSC =	.1221563 E + 13
NO =	8	SSN =	.9350367 E + 03	SSC =	.1221563 E + 13
NO =	9	SSN =	.1279878 E + 02	SSC =	.1221563 E + 13
NO =	10	SSN =	.1752025 E + 00	SSC =	.1221563 E + 13
M = .8000					
ITERATIVE CALCULATION					
NO =	1	SSN =	.8192469 E + 18	SSC =	.1166974 E + 13
NO =	2	SSN =	.1035045 E + 15	SSC =	.1180312 E + 13
NO =	3	SSN =	.1918918 E + 13	SSC =	.1179644 E + 13
NO =	4	SSN =	.2324246 E + 11	SSC =	.1179634 E + 13
NO =	5	SSN =	.2694614 E + 09	SSC =	.1179631 E + 13
NO =	6	SSN =	.3138613 E + 07	SSC =	.1179631 E + 13
NO =	7	SSN =	.3647780 E + 05	SSC =	.1179630 E + 13
NO =	8	SSN =	.4244621 E + 03	SSC =	.1179630 E + 13
NO =	9	SSN =	.4936799 E + 01	SSC =	.1179630 E + 13
NO =	10	SSN =	.5743157 E - 01	SSC =	.1179630 E + 13

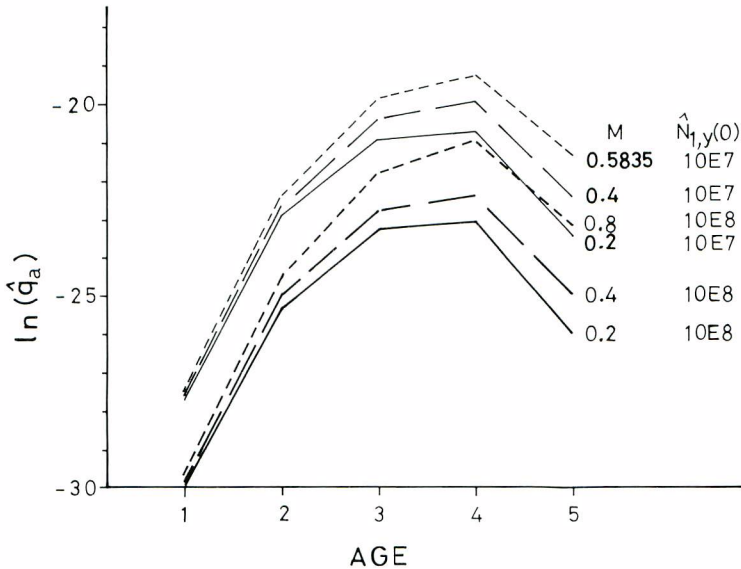


Fig. 24. Effect of natural mortality coefficient M applied on the estimate of q_a .

よらずほぼ一定である。ただし、 $\hat{N}_{1,y}(0)$ の変化によりかなりの差がみられる。これは、M と初期値 $\hat{N}_{1,y}(0)$ との間に依存関係があることを意味している。

M の差による加入量の推定値の変化を表 17 に示す。 $\hat{N}_{1,y}(0)$ を一定とすれば、推定された加入量は、M によらずほぼ一定している。しかし、同じ M では $\hat{N}_{1,y}(0)$ が変わると、推定された加入量も変わる。例えば、 $M=0.2$ の場合に、 $\hat{N}_{1,y}(0)=10^7$ とおくと、1972 年の加入量推定値は、 $0.4414825 E 7$ であるが、 $\hat{N}_{1,y}(0)$ を 10 倍すると、($N_{1,y}(0)=10^8$)、加入量の推定値は $0.4435772 E 8$ になり、 $\hat{N}_{1,y}(0)=10^7$ の場合の推定値の 10.05 倍となる。以上の結果によると

- (1) M が正しく推定されていない限り、特に高齢の q_a の値を正しく推定することはできない。
- (2) 与えた初期値 $\hat{N}_{1,y}(0)$ を一定とすれば、当てはまりが最も良いような M を探すことができるが、この取れん点は与えた $\hat{N}_{1,y}(0)$ に依存しているので、この方法で得られた M は最適とは言えない。
- (3) 与えた初期値 $\hat{N}_{1,y}(0)$ を一定とすると、加入量の推定値は M に依存せず、かなり安定している。したがって、現段階でキハダの自然死亡率係数を $M=0.4$ と考えることは差し支えないと思われる。

以下では、一応、 $M=0.4$ において計算を進める。

4-4-3. 初期値 $\hat{N}_{1,y}(0)$ についての検討

$\delta = 1$, $M=0.4$, $\hat{N}_{1,y}(0)=10^7, 10^8, 10^9$ を与えて計算してみた。取れんは速くせいぜい 10 回か 11 回で取れんした (表 18)。SSC の値をみると、当てはまりの良さは $\hat{N}_{1,y}(0)$ に依存している。

推定された選択係数をみると、ほぼ $\hat{N}_{1,y}(0)$ と反比例的に変わっている (表 19)。例えば $\hat{N}_{1,y}(0)=10^7$ の時に、3 歳魚の選択係数は、 $q_1=0.1351 \cdot 10^{-8}$ であるが、 $\hat{N}_{1,y}(0)$ を 100 倍にすると ($\hat{N}_{1,y}(0)=10^9$) 3 歳魚の選択係数はほぼ $1/100$ になる ($q_1=0.1357 \cdot 10^{-10}$)。これに対応して、加入量の推定値は $\hat{N}_{1,y}(0)$ の増加により比例的に増えている。たとえば、 $\hat{N}_{1,y}(0)=10^7$ の時に 1972 年の加入量は $0.4417632 \cdot 10^7$ と推定されたが、 $\hat{N}_{1,y}(0)$ を 100 倍にすると、加入量の推定値も約 100 倍になる ($0.4438758 \cdot 10^9$)。ただし、相対加入量は初期条件 $\hat{N}_{1,y}(0)$ によらずほぼ一定である (表 20)。

Table 17. Comparison of estimated recruitment from different levels of M value. $\hat{N}_{1,y}(0)=10^7$.

YEAR CLASS	M = 0.2		M = 0.4		M = 0.5835	
	REL-R	ABS-R	REL-R	ABS-R	REL-R	ABS-R
1949	3.40195127	.5880864 E + 08	3.25862416	.5574562 E + 08	3.05196908	.5168893 E + 08
1950	1.56237801	.2700842 E + 08	1.52487277	.2608615 E + 08	1.46765803	.2485663 E + 08
1951	2.13666514	.3693597 E + 08	2.13051108	.3644687 E + 08	2.11328016	.3579105 E + 08
1952	3.30986287	.5721674 E + 08	3.30185699	.5648520 E + 08	3.27884037	.5553128 E + 08
1953	2.61076578	.4513163 E + 08	2.55948325	.4378534 E + 08	2.47959400	.4199504 E + 08
1954	1.33179505	.2302239 E + 08	1.34475664	.2300489 E + 08	1.36331392	.2308943 E + 08
1955	1.17645455	.2033706 E + 08	1.18646691	.2029701 E + 08	1.19982833	.2032060 E + 08
1956	.86397009	.1493523 E + 08	.86102008	.1472956 E + 08	.85522063	.1448424 E + 08
1957	1.15807657	.2001937 E + 08	1.14754615	.1963119 E + 08	1.13239888	.1917860 E + 08
1958	1.16055090	.2006214 E + 08	1.16519676	.1993314 E + 08	1.17336352	.1987238 E + 08
1959	.91125025	.1575255 E + 08	.91354704	.1562814 E + 08	.91835733	.1555353 E + 08
1960	1.09142094	.1886711 E + 08	1.10946344	.1897970 E + 08	1.13924239	.1929450 E + 08
1961	.63349803	.1095112 E + 08	.63714346	.1089968 E + 08	.64319323	.1089328 E + 08
1962	.56236008	.9721372 E + 07	.56882031	.9730867 E + 07	.57918085	.9809155 E + 07
1963	.57555819	.9949524 E + 07	.58463421	.1000140 E + 08	.59978442	.1015810 E + 08
1964	.68178184	.1178578 E + 08	.71130821	.1216842 E + 08	.75705090	.1282161 E + 08
1965	.66716218	.1153306 E + 08	.68118822	.1165316 E + 08	.70425326	.1192741 E + 08
1966	.80563565	.1392681 E + 08	.84070126	.1438196 E + 08	.89507374	.1515920 E + 08
1967	.77671478	.1342687 E + 08	.80851269	.1383131 E + 08	.85710009	.1451607 E + 08
1968	.54439341	.9410787 E + 07	.56128566	.9601971 E + 07	.58707037	.9942774 E + 07
1969	.33697895	.5825267 E + 07	.34862627	.5963985 E + 07	.36703408	.6216183 E + 07
1970	.58364000	.1008923 E + 08	.60075093	.1027711 E + 08	.62637546	.1060845 E + 08
1971	.45775255	.7913049 E + 07	.46293295	.7919441 E + 07	.47038574	.7966573 E + 07
1972	.25538794	.4414825 E + 07	.25823381	.4417632 E + 07	.26252515	.4446193 E + 07
1973	.23321816	.4031582 E + 07	.23898058	.4088265 E + 07	.24801710	.4200481 E + 07
1974	.39329496	.6798787 E + 07	.39763506	.6802384 E + 07	.40457773	.6852032 E + 07
1975	.29548521	.5107976 E + 07	.30150727	.5157916 E + 07	.31103761	.5267812 E + 07
1976	.35584037	.6151320 E + 07	.36327088	.6214512 E + 07	.37526286	.6355548 E + 07
1977	.12615625	.2180830 E + 07	.13112296	.2243134 E + 07	.13901078	.2354322 E + 07
AVERAGE RECRUITMENT =		.1728674 E + 08			.1710710 E + 08	.1693626 E + 08
C.V. = 0.8589		C.V. = 0.8364		C.V. = 0.8024		

REL-R : relative recruitment ABS-R : absolute recruitment

Table 17. Continued. $\hat{N}_{1,y}(0)=10^8$.

YEAR CLASS	M=0.2		M=0.4		M=0.8	
	REL-R	ABS-R	REL-R	ABS-R	REL-R	ABS-R
1949	3.60615702	.6358254 E +09	3.59166881	.6323934 E +09	3.52798172	.6176168 E +09
1950	1.61415639	.2846026 E +09	1.61079367	.2836162 E +09	1.59619882	.2794343 E +09
1951	2.14129160	.3775453 E +09	2.14149845	.3770586 E +09	2.14233319	.3750419 E +09
1952	3.31624728	.5847095 E +09	3.31659624	.5839608 E +09	3.31815642	.5808843 E +09
1953	2.68036035	.4725921 E +09	2.67595008	.4711607 E +09	2.65674231	.4650956 E +09
1954	1.31558175	.2319589 E +09	1.31689709	.2318691 E +09	1.32290366	.2315906 E +09
1955	1.16311427	.2050764 E +09	1.16420767	.2049847 E +09	1.16913974	.2046724 E +09
1956	.86752228	.1529586 E +09	.86738401	.1527223 E +09	.86680672	.1517452 E +09
1957	1.17394012	.2069852 E +09	1.17293218	.2065209 E +09	1.16868934	.2045935 E +09
1958	1.15651500	.2039128 E +09	1.15688595	.2036956 E +09	1.15875744	.2028548 E +09
1959	.90877933	.1602329 E +09	.90886753	.1600264 E +09	.90930448	.1591850 E +09
1960	1.06995983	.1886517 E +09	1.07145841	.1886542 E +09	1.07830775	.1887711 E +09
1961	.62888063	.1108821 E +09	.62917362	.1107801 E +09	.63049572	.1103761 E +09
1962	.55314658	.9752893 E +08	.55367564	.9748695 E +08	.55594407	.9732488 E +08
1963	.56518046	.9965071 E +08	.56592356	.9964347 E +08	.56936228	.9967391 E +08
1964	.64196645	.1131894 E +09	.64462963	.1135014 E +09	.65632294	.1148974 E +09
1965	.65036695	.1146705 E +09	.65153897	.1147180 E +09	.65689264	.1149972 E +09
1966	.75832863	.1337059 E +09	.76148497	.1340764 E +09	.77534098	.1357330 E +09
1967	.72965413	.1286501 E +09	.73248116	.1289696 E +09	.74446330	.1303275 E +09
1968	.51827590	.9138065 E +08	.51974886	.9151338 E +08	.52587547	.9206100 E +08
1969	.32180309	.5673923 E +08	.32282445	.5684045 E +08	.32735717	.5730792 E +08
1970	.55493313	.9784393 E +08	.55643240	.9797234 E +08	.56243722	.9846159 E +08
1971	.44673621	.7876702 E +08	.44716888	.7873406 E +08	.44868266	.7854745 E +08
1972	.25157991	.4435772 E +08	.25183342	.4434089 E +08	.25294889	.4428183 E +08
1973	.22538322	.3973881 E +08	.22587656	.3977061 E +08	.22803005	.3991948 E +08
1974	.38719164	.6826832 E +08	.38755159	.6823710 E +08	.38910671	.6811794 E +08
1975	.28706387	.5061413 E +08	.28757836	.5063459 E +08	.28980314	.5073362 E +08
1976	.34632137	.6106221 E +08	.34694519	.6108744 E +08	.34973073	.6122469 E +08
1977	.11956262	.2108088 E +08	.11999263	.2112738 E +08	.12188447	.2133738 E +08
AVERAGE RECRUITMENT =		.1763166 E +09			.1760723 E +09	.1750624 E +09
C.V. = 0.8914		C.V. = 0.8893		C.V. = 0.8800		

Table 18. Converging process of SSN and SSC for different levels of $\hat{N}_{1,y}(0)$ value. $M=0.4$.

		ITERATIVE CALCULATION		$\hat{N}_{1,y}(0)=10^7$
NO=	1	SSN =	.6876329 E +16	SSC= .9314346 E +12
NO=	2	SSN =	.8640068 E +13	SSC= .1012519 E +13
NO=	3	SSN =	.5490839 E +11	SSC= .1003296 E +13
NO=	4	SSN =	.6601065 E +09	SSC= .1004363 E +13
NO=	5	SSN =	.1160731 E +08	SSC= .1004214 E +13
NO=	6	SSN =	.2088365 E +06	SSC= .1004234 E +13
NO=	7	SSN =	.4054613 E +04	SSC= .1004231 E +13
NO=	8	SSN =	.8057965 E +02	SSC= .1004232 E +13
NO=	9	SSN =	.1626193 E +01	SSC= .1004231 E +13
NO=	10	SSN =	.3341489 E -01	SSC= .1004231 E +13
		ITERATIVE CALCULATION		$\hat{N}_{1,y}(0)=10^8$
NO=	1	SSN =	.8501969 E +18	SSC= .1219593 E +13
NO=	2	SSN =	.8738468 E +14	SSC= .1221759 E +13
NO=	3	SSN =	.1895509 E +13	SSC= .1221574 E +13
NO=	4	SSN =	.2669688 E +11	SSC= .1221564 E +13
NO=	5	SSN =	.3647814 E +09	SSC= .1221563 E +13
NO=	6	SSN =	.4991493 E +07	SSC= .1221563 E +13
NO=	7	SSN =	.6831296 E +05	SSC= .1221563 E +13
NO=	8	SSN =	.9350367 E +03	SSC= .1221563 E +13
NO=	9	SSN =	.1279878 E +02	SSC= .1221563 E +13
NO=	10	SSN =	.1752025 E +00	SSC= .1221563 E +13
		ITERATIVE CALCULATION		$\hat{N}_{1,y}(0)=10^9$
NO=	1	SSN =	.8677641 E +20	SSC= .1246741 E +13
NO=	2	SSN =	.9557794 E +16	SSC= .1243810 E +13
NO=	3	SSN =	.1901765 E +15	SSC= .1243758 E +13
NO=	4	SSN =	.2904463 E +13	SSC= .1243756 E +13
NO=	5	SSN =	.4369913 E +11	SSC= .1243756 E +13
NO=	6	SSN =	.6579437 E +09	SSC= .1243756 E +13
NO=	7	SSN =	.9910032 E +07	SSC= .1243756 E +13
NO=	8	SSN =	.1492864 E +06	SSC= .1243756 E +13
NO=	9	SSN =	.2248989 E +04	SSC= .1243756 E +13
NO=	10	SSN =	.3388083 E +02	SSC= .1243756 E +13
NO=	11	SSN =	.5104587 E +00	SSC= .1243756 E +13

Table 20. Comparison of recruitments estimated from different levels of $\hat{N}_{1,y}(0)$. $M=0.4$.

YEAR CLASS	$\hat{N}_{1,y}(0) = 10^7$		$\hat{N}_{1,y}(0) = 10^8$		$\hat{N}_{1,y}(0) = 10^9$	
	REL-R	ABS-R	REL-R	ABS-R	REL-R	ABS-R
1949	3.25862416	.5574562 E + 08	3.59166881	.6323934 E + 09	3.62515833	.6404604 E + 10
1950	1.52487277	.2608615 E + 08	1.61079367	.2836162 E + 09	1.61874686	.2859856 E + 10
1951	2.13051108	.3644687 E + 08	2.14149845	.3770586 E + 09	2.14133098	.3783111 E + 10
1952	3.30185699	.5648520 E + 08	3.31659624	.5839608 E + 09	3.31629477	.5858931 E + 10
1953	2.55948325	.4378534 E + 08	2.67595008	.4711607 E + 09	2.68643164	.4746146 E + 10
1954	1.34475664	.2300489 E + 08	1.31689709	.2318691 E + 09	1.31409436	.2321624 E + 10
1955	1.18646691	.2029701 E + 08	1.16420767	.2049847 E + 09	1.16185237	.2052656 E + 10
1956	.86102008	.1472956 E + 08	.86738401	.1527223 E + 09	.86777636	.1533109 E + 10
1957	1.14754615	.1963119 E + 08	1.17293218	.2065209 E + 09	1.17538658	.2076567 E + 10
1958	1.16519676	.1993314 E + 08	1.15688595	.2036956 E + 09	1.15619713	.2042665 E + 10
1959	.91354704	.1562814 E + 08	.90886753	.1600264 E + 09	.90861671	.1605262 E + 10
1960	1.10946344	.1897970 E + 08	1.07145841	.1886542 E + 09	1.06813460	.1887084 E + 10
1961	.63714346	.1089968 E + 08	.62917362	.1107801 E + 09	.62848798	.1110356 E + 10
1962	.56882031	.9730867 E + 07	.55367564	.9748695 E + 08	.55234577	.9758348 E + 09
1963	.58463421	.1000140 E + 08	.56592356	.9964347 E + 08	.56430868	.9969698 E + 09
1964	.71130821	.1216842 E + 08	.64462963	.1135014 E + 09	.63842433	.1127911 E + 10
1965	.68118822	.1165316 E + 08	.65153897	.1147180 E + 09	.64893376	.1146478 E + 10
1966	.84070126	.1438196 E + 08	.76148497	.1340764 E + 09	.75412312	.1332317 E + 10
1967	.80851269	.1383131 E + 08	.73248116	.1289696 E + 09	.72544713	.1281655 E + 10
1968	.56128566	.9601971 E + 07	.51974886	.9151338 E + 08	.51594397	.9115234 E + 09
1969	.34862627	.5963985 E + 07	.32282445	.5684045 E + 08	.32047159	.5661804 E + 09
1970	.60075093	.1027711 E + 08	.55643240	.9797234 E + 08	.55234447	.9758325 E + 09
1971	.46293295	.7919441 E + 07	.44716888	.7873406 E + 08	.44573245	.7874800 E + 09
1972	.25823381	.4417632 E + 07	.25183342	.4434089 E + 08	.25124426	.4438758 E + 09
1973	.23898058	.4088265 E + 07	.22587656	.3977061 E + 08	.22469838	.3969769 E + 09
1974	.39763506	.6802384 E + 07	.38755159	.6823710 E + 08	.38666015	.6831164 E + 09
1975	.30150727	.5157916 E + 07	.28757836	.5063459 E + 08	.28632425	.5058519 E + 09
1976	.36327088	.6214512 E + 07	.34694519	.6108744 E + 08	.34550429	.6104059 E + 09
1977	.13112296	.2243134 E + 07	.11999263	.2112738 E + 08	.11898472	.2102115 E + 09

REL-R : relative recruitment ABS-R : absolute recruitment

Table 19. Comparison of q_a values estimated from different levels of $\hat{N}_{1,y}(0)$. $M=0.4$.

$\hat{N}_{1,y}(0) \setminus$ age	1	2	3	4	5
10^7	0.1095E-11	0.1478E-09	0.1351E-08	0.2155E-08	0.1854E-09
10^8	0.1162E-12	0.1503E-10	0.1357E-09	0.1907E-09	0.1398E-10
10^9	0.1168E-13	0.1504E-11	0.1357E-10	0.1884E-10	0.1361E-11

以上の結果から、以下のように結論できる。

- (1) インド洋キハダ資源を解析する時に、 $\delta=1$ とおけば、十分である。
- (2) 自然死亡係数を $M=0.4$ とおくことは、一応妥当である。
- (3) 選択係数と加入量の推定値の絶対値は、与えられた初期値 $\hat{N}_{1,y}(0)$ に依存しているが、推定値の相対量はかなり安定している。

推定された加入量の絶対値は、与えられた初期値により異なることがわかったので、次にどのようにして絶対量を推定するかを考えよう。

4-5. インド洋キハダの資源解析

4-5-1. 最適 $\hat{N}_{1,y}(0)$ の探索

与えた初期条件 $\hat{N}_{1,y}(0)$ により推定された加入量が異なっているので、このままでは資源量の推定ができない。ここで、(1) $\hat{N}_{1,y}(0)$ の大きさにより取れんした時の SSC の値はどのように変わるか、(2) $\hat{N}_{1,y}(0)$ の変化により、SSC を最も小さくするような $\hat{N}_{1,y}(0)$ が存在するか、(3) SSC が最も小さくなるときの推定値はどの位であるか、という3つの問題がでてくる。これらの問題について以下のようにして検討した。

$\hat{N}_{1,y}(0)$ を横軸にとり、縦軸に SSC をとって、 $\hat{N}_{1,y}(0)$ の値による SSC の変化を図 25 に示した。 $\hat{N}_{1,y}(0)$ を 5,476,482 より小さくおくと、負の資源量が現われたので、計算は $\hat{N}_{1,y}(0)$ を 5,476,482~15,000,000 尾の範囲で行った。図に示すようにかなりきれいで単調な増加傾向を示し、 $\hat{N}_{1,y}(0)=5,476,482$ の時に、SSC が最も小さいことが分かった。

図 26 は、 $\hat{N}_{1,y}(0)=10^7$ と $\hat{N}_{1,y}(0)=5,476,482$ の場合の年齢ごとの選択係数の推定値の比を示す図である。傾向はかなり一致しているが、 $\hat{N}_{1,y}(0)$ の差による年齢ごとの選択係数の推定値の比をみると、若齢魚では高齢魚よりかなり小さい。

図 27 は、 $\hat{N}_{1,y}(0)=5,476,482$ と $\hat{N}_{1,y}(0)=10^7$ に基づいて推定された加入量の相対値をそれぞれの加入量平均値で割って標準化したものである。前者の平均加入量は 925 万尾で(表 17)、後者の平均加入量 1711 万尾(表 22)の約 54% に過ぎないが、加入量相対値の変動はかなり一致している。ここで、 $\hat{N}_{1,y}(0)=5,476,482$ の時に最小の SSC が得られるので、この結果をインド洋キハダ資源の推定値として採用する。この時の $SSC=0.823398 \times 10^{12}$ であり、漁獲量と比べると、さほど大きい値とは思われない。

4-5-2. 資源の推定結果

表 21 は、はえ縄漁業によるインド洋キハダ資源の選択係数及び漁獲係数を示す表である。4 歳魚の漁獲率は最も高く、1960 年代の後半以降には 0.5 を超えている年が多い。3 歳魚の漁獲係数はほとんど 0.3 以下であった。

選択係数をみると、4 歳魚の 0.4355×10^{-8} が最も高い値を示している。その次は 3 歳、5 歳、2 歳、1 歳の順である。5 歳魚の漁獲量は 2 歳魚に比べると、かなり小さいが、生き残った資源量が少ないの

Table 21. Estimated values of q_a and $S_{a,t}$ based on $\hat{N}_{1,y}(0)=5476482$. $M=0.4$.

YEAR	$f_t \setminus q_a$	AGE-1	AGE-2	AGE-3	AGE-4	AGE-5
		.1858 E - 11	.2605 E - 09	.2409 E - 08	.4355 E - 08	.4345 E - 09
$S_{a,t} = q_a \cdot f_t$						
1952	.5471 E + 07	.1017 E - 04	.1425 E - 02	.1318 E - 01	.2383 E - 01	.2377 E - 02
1953	.1199 E + 08	.2229 E - 04	.3124 E - 02	.2889 E - 01	.5224 E - 01	.5211 E - 02
1954	.1586 E + 08	.2948 E - 04	.4132 E - 02	.3821 E - 01	.6909 E - 01	.6892 E - 02
1955	.2034 E + 08	.3780 E - 04	.5299 E - 02	.4900 E - 01	.8859 E - 01	.8837 E - 02
1956	.4125 E + 08	.7666 E - 04	.1075 E - 01	.9937 E - 01	.1797 E + 00	.1792 E - 01
1957	.3298 E + 08	.6129 E - 04	.8592 E - 02	.7946 E - 01	.1437 E + 00	.1433 E - 01
1958	.2854 E + 08	.5304 E - 04	.7435 E - 02	.6876 E - 01	.1243 E + 00	.1240 E - 01
1959	.3344 E + 08	.6214 E - 04	.8711 E - 02	.8055 E - 01	.1456 E + 00	.1453 E - 01
1960	.5143 E + 08	.9557 E - 04	.1340 E - 01	.1239 E + 00	.2240 E + 00	.2235 E - 01
1961	.5048 E + 08	.9380 E - 04	.1315 E - 01	.1216 E + 00	.2198 E + 00	.2193 E - 01
1962	.8469 E + 08	.1574 E - 03	.2206 E - 01	.2040 E + 00	.3688 E + 00	.3679 E - 01
1963	.5774 E + 08	.1073 E - 03	.1504 E - 01	.1391 E + 00	.2515 E + 00	.2509 E - 01
1964	.6886 E + 08	.1280 E - 03	.1794 E - 01	.1659 E + 00	.2999 E + 00	.2992 E - 01
1965	.8691 E + 08	.1615 E - 03	.2264 E - 01	.2094 E + 00	.3785 E + 00	.3776 E - 01
1966	.1098 E + 09	.2040 E - 03	.2860 E - 01	.2644 E + 00	.4781 E + 00	.4770 E - 01
1967	.1257 E + 09	.2336 E - 03	.3275 E - 01	.3029 E + 00	.5476 E + 00	.5463 E - 01
1968	.1380 E + 09	.2564 E - 03	.3595 E - 01	.3924 E + 00	.6010 E + 00	.5996 E - 01
1969	.1301 E + 09	.2418 E - 03	.3389 E - 01	.3134 E + 00	.5667 E + 00	.5653 E - 01
1970	.1093 E + 09	.2030 E - 03	.2846 E - 01	.2632 E + 00	.4759 E + 00	.4747 E - 01
1971	.1378 E + 09	.2561 E - 03	.3590 E - 01	.3320 E + 00	.6003 E + 00	.5988 E - 01
1972	.1157 E + 09	.2150 E - 03	.3014 E - 01	.2787 E + 00	.5039 E + 00	.5027 E - 01
1973	.6470 E + 08	.1202 E - 03	.1685 E - 01	.1559 E + 00	.2818 E + 00	.2811 E - 01
1974	.1087 E + 09	.2021 E - 03	.2833 E - 01	.2619 E + 00	.4736 E + 00	.4724 E - 01
1975	.1142 E + 09	.2123 E - 03	.2976 E - 01	.2752 E + 00	.4975 E + 00	.4963 E - 01
1976	.1040 E + 09	.1932 E - 03	.2708 E - 01	.2504 E + 00	.4528 E + 00	.4517 E - 01
1977	.1537 E + 09	.2856 E - 03	.4003 E - 01	.3702 E + 00	.6694 E + 00	.6677 E - 01

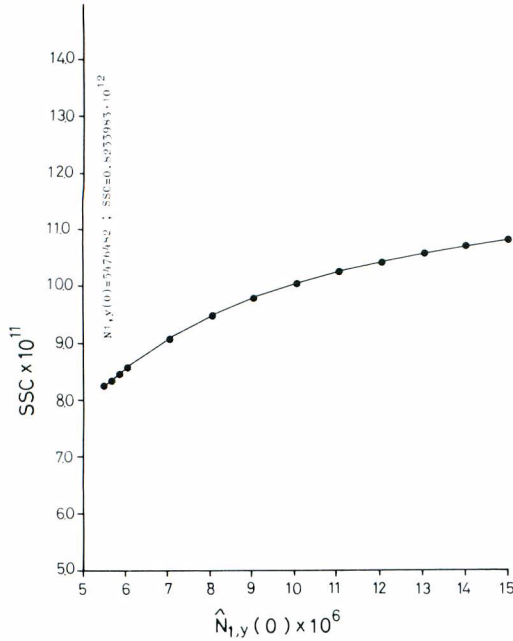


Fig. 25. Sum of squares of deviations SSC shown as a function of $\hat{N}_{1,y}(0)$ value. $M=0.4$.

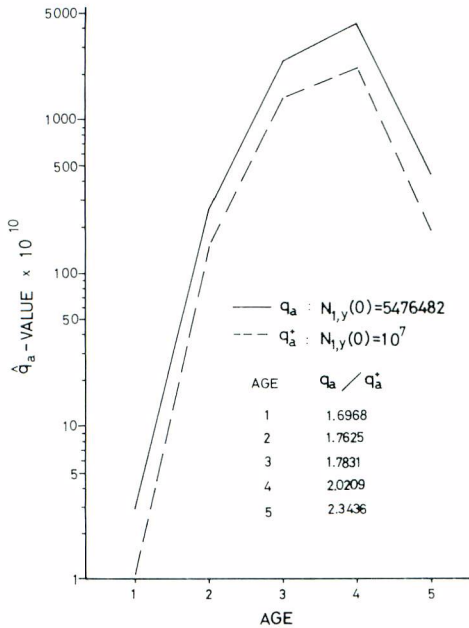


Fig. 26. Comparison of estimated q_a values derived from two different $\hat{N}_{1,y}(0)$ values, 5476482 and 10^7 . $M=0.4$.

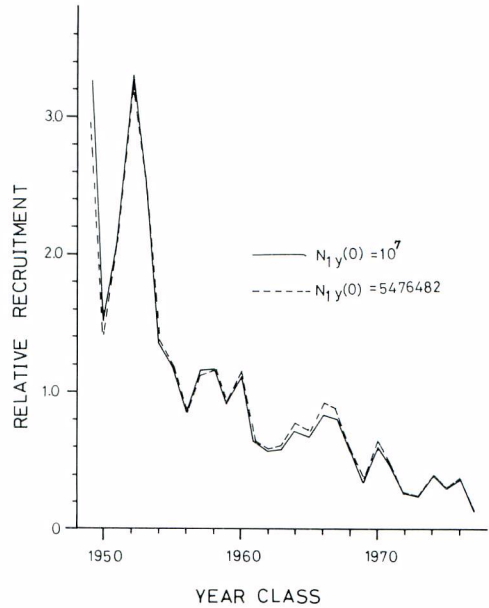


Fig. 27. Comparison of relative recruitments derived from two different $\hat{N}_{1,y}(0)$ values, 5476482 and 10^7 . $M=0.4$. Relative recruitment is shown as a ratio of the absolute value to the mean.

で、選択係数は2歳魚の約2倍になった。1歳魚はほとんど利用されていないので、選択係数も極めて小さい。

表 22 に、推定された各年級群の尾数を示す。漁獲年齢は5歳までであり、6歳魚はその生き残った資源量である。1歳魚の加入量の変動をみると、この29年間に年級群強度は年々低下している。変動の幅は100万尾から3,000万尾までである。1949—1953年の年級群の加入量は、まだはえなわ漁業の影響を受けていないが、かなり大きく変動している。しかし、変異係数は $CV=0.2945$ で、ニシン、イワシのような魚種に比べると小さい方である。

1954年以後の加入量の減少は顕著で、1977年には最低の132万尾となっている。これは、1952年のわずか4%に相当し、漁業の開発によって加入量がかなり減っている傾向を示している。

表 23 は表 22 から計算した年ごとの資源量であ

Table 22. Estimated number of fish by ages for each year class based on $\hat{N}_{i,y}(0)=5476482$. $M=0.4$.

YEAR CLASS	AGE-1	AGE-2	AGE-3	AGE-4	AGE-5	AGE-6
1949	.2746E+08	.1841E+08	.1234E+08	.8270E+07	.5409E+07	.3625E+07
1950	.1331E+08	.8925E+07	.5982E+07	.3992E+07	.2523E+07	.1691E+07
1951	.1941E+08	.1301E+08	.8718E+07	.5827E+07	.3541E+07	.2353E+07
1952	.3013E+08	.2020E+08	.1353E+08	.8999E+07	.5317E+07	.3564E+07
1953	.2256E+08	.1512E+08	.1013E+08	.6720E+07	.3585E+07	.2391E+07
1954	.1265E+08	.8481E+07	.5677E+07	.3566E+07	.1892E+07	.1268E+07
1955	.1112E+08	.7457E+07	.4985E+07	.3182E+07	.1754E+07	.1175E+07
1956	.7872E+07	.5277E+07	.3520E+07	.2239E+07	.1249E+07	.8375E+06
1957	.1040E+08	.6971E+07	.4657E+07	.2833E+07	.1494E+07	.1002E+07
1958	.1087E+08	.7287E+07	.4870E+07	.2808E+07	.1516E+07	.1017E+07
1959	.8526E+07	.5715E+07	.3773E+07	.2131E+07	.9550E+06	.6401E+06
1960	.1065E+08	.7141E+07	.4758E+07	.2473E+07	.1338E+07	.8969E+06
1961	.5978E+07	.4007E+07	.2651E+07	.1511E+07	.7198E+06	.4825E+06
1962	.5416E+07	.3631E+07	.2374E+07	.1300E+07	.5663E+06	.3796E+06
1963	.5603E+07	.3756E+07	.2510E+07	.1302E+07	.4752E+06	.3186E+06
1964	.7204E+07	.4829E+07	.3171E+07	.1393E+07	.6103E+06	.3502E+06
1965	.6603E+07	.4426E+07	.2951E+07	.1461E+07	.2968E+06	.1979E+06
1966	.8519E+07	.5710E+07	.3748E+07	.1555E+07	.6143E+06	.4118E+06
1967	.8196E+07	.5494E+07	.3494E+07	.1518E+07	.6845E+06	.4588E+06
1968	.5589E+07	.3746E+07	.2370E+07	.1163E+07	.3287E+06	.2065E+06
1969	.3474E+07	.2328E+07	.1539E+07	.6625E+06	.2563E+06	.1718E+06
1970	.5978E+07	.4007E+07	.2487E+07	.1230E+07	.5788E+06	.3800E+06
1971	.4435E+07	.2969E+07	.1859E+07	.1052E+07	.3838E+06	.2433E+06
1972	.2448E+07	.1640E+07	.1087E+07	.6195E+06	.1335E+06	.3937E+05
1973	.2339E+07	.1568E+07	.1026E+07	.4984E+06	.1844E+06	.7073E+05
1974	.3780E+07	.2534E+07	.1661E+07	.9174E+06	.1457E+06	.9764E+05
1975	.2927E+07	.1962E+07	.1280E+07	.5402E+06	.3621E+06	.2427E+06
1976	.3526E+07	.2362E+07	.1520E+07	.1019E+07	.6831E+06	.4579E+06
1977	.1322E+07	.8856E+06	.5937E+06	.3979E+06	.2667E+06	.1788E+06

Table 23. Population number of fish in each year calculated from Table 22. $\hat{N}_{1,y}(0) = 5476482$, $M = 0.4$.

YEAR	TOTAL POPULATION
1952	0.5739 E + 08
1953	0.6088 E + 08
1954	0.5328 E + 08
1955	0.4396 E + 08
1956	0.3540 E + 08
1957	0.3138 E + 08
1958	0.2883 E + 08
1959	0.2573 E + 08
1960	0.2649 E + 08
1961	0.2203 E + 08
1962	0.1883 E + 08
1963	0.2493 E + 08
1964	0.1682 E + 08
1965	0.1686 E + 08
1966	0.1847 E + 08
1967	0.1910 E + 08
1968	0.1722 E + 08
1969	0.1292 E + 08
1970	0.1301 E + 08
1971	0.1224 E + 08
1972	0.9354 E + 07
1973	0.7531 E + 07
1974	0.8238 E + 07
1975	0.7870 E + 07
1976	0.8024 E + 07
1977	0.6460 E + 07

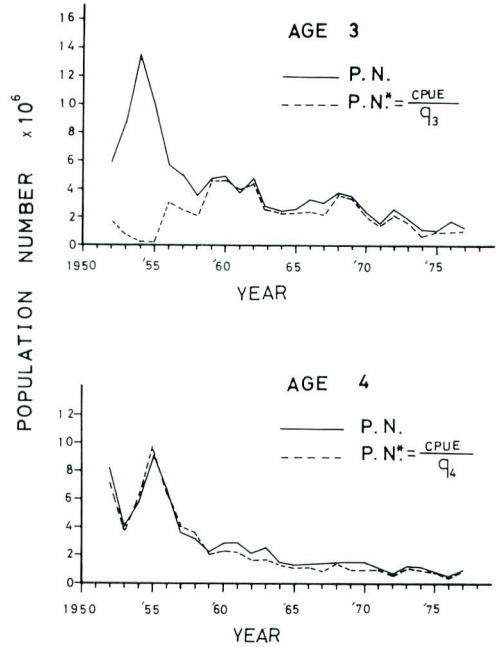


Fig. 28. Comparison of estimated population number by multi-cohort method to CPUE adjusted by q_a .

る。1954年以前は、5,000万尾を越えていたが、その後減り続け、1962年に2,000万尾以下に落ちた。10年後の1972年には、わずか935万尾となり、1977年には、さらに646万尾まで減少した。

図28は、主な漁獲対象である3歳魚と4歳魚の資源量のMCA法による推定値とCPUEの年変動を比べた図である。CPUEは、ここで推定された選択係数 q_a により、 $CPUE/q_a$ として示した。当然のことながら、3歳魚と4歳魚は共にかなりよく一致している。しかし、3歳魚の1958年以前は大きくはずれている。これは、開発初期における選択性の差及び標本の代表性の差によるものではないかと考えられる。

5. 論 議

5-1. データについて

以上の解析は、主に日本のはえなわ漁業のデータに基づいた結果である。今後、インド洋キハダ資源の研究を更に発展させるためには、次のような幾つかの問題を解決しなければならない。

- (1) 日本以外の他のはえなわ漁業国の漁獲統計資料を加えて計算し直すこと。台湾及び韓国、特に韓国は、近年かなりの漁獲量を揚げており、1977年には、インド洋はえなわ漁業の漁獲量の78%を占めるに至った。一方、日本のはえなわ漁業は近年ほとんどインド洋漁場から撤退しているので、日本のデータだけでは代表性がかなり低くなっている。
 - (2) これと同時に、表層漁業の資料も問題である。表層漁業は、はえなわ漁業に比べるとかなり複雑である。本論文で表層漁業というのは、単一漁業ではなく、はえなわ漁業を除いた他の漁業の総称である。地域性が強く、漁獲資料の集計が難しい表層漁業については、現段階では総漁獲量の集計さえも問題がある。漁業別及び魚種別に分けて集計するのは非常に困難なことである。近年、表層漁業の総漁獲量は、はえなわ漁業の漁獲量をしのいで、全漁獲量の半分を超えている。したがって、表層漁業のデータを無視することはできない。表層漁業は、主に中・小型魚及び幼魚を狙っている漁業であり、はえなわ漁業への加入量には、かなり影響があると思われる。表層漁業のデータを用いず、はえなわ漁業のデータだけでキハダ資源を論ずると、偏りを生ずる。
 - (3) ここでは、年齢組成のデータを得るために、体長組成を年齢組成に変換し、総漁獲量により、年齢別漁獲尾数を求めた。はえなわ漁業は主に3~4歳魚を利用し、表層漁業はこれと違って、主に2歳以下の中、幼魚を狙っている。したがって、はえなわ漁業からの年齢組成を表層漁業に適用することはできない。ここでは、表層漁業を無視したので、推定された加入量は、表層漁業の影響を受けた後の量であり、相当に過小推定になっているはずである。
 - (4) インド洋のキハダの系群は、東西に2つ存在すると言われているが、まだ十分明らかにされていない。また両系群に分かれているとしても、それぞれの系群の資料がそろっていないので、系群別に解析することはできない。したがって、ここでは1つの系群として解析を行った。今後、もしデータを海域別に分けて集計することができるようになれば、いくつかの系群に分けて解析し直す必要がある。
 - (5) 本研究で用いた有効努力量のデータは、キハダの時空間分布を重視した本間他(1971)の方法で求めた。はえなわ漁業には、マグロ類の他にカジキ類、サメ類などかなり混獲されている。マグロ類だけを見ても、時空間的に漁獲物の組成はかなり違っている。漁獲物の中に占めるキハダの割合は、一般にそれほど高くない。もし、他の魚種が先に餌付きすれば、この釣は当然キハダに対する有効性がなくなる。本間の方法による有効努力量は、このような偏りの補正をしていない。特に、台湾の資料では漁場が違うため80%以上はビンナガである。これと比べて、日本では約1/3、韓国では約2/5がキハダである。以上のように、有効努力量を求める時に、混獲の問題を十分考慮しなければならないと思われる。
- 一方、表層漁業の漁獲努力量を標準化することは一層難しい。多種多様の漁業を含んでおり、資料が不完全で、より多くの魚種を混獲しているので、有効努力量については、今後さらに研究しなければならない。
- (6) 長期のデータを利用して解析を行うことは望ましいが、長期にわたると、漁具、漁法などの改良に

よって有効性も当然変化する。これらのデータをどのように標準化して、有効努力量を求めるのかは重要な問題である。例えば、はえなわ漁業の1鉢の釣数は4から13まで様々であるが、付けた釣数により当然漁獲水深に大きな差がある。キハダの分布水深をどのくらいカバーしているかによって、漁獲率に影響がでる。近年の日本の深繩の開発は1つの例である。

5-2. 解析方法について

- (1) SCAには、特徴が2つある。1つは努力量のデータを必要としないこと、最高齢魚の漁獲係数が分かれば、逐次計算により、各年齢群の漁獲率及び資源量の計算ができることである。SCA法の理念により、最小二乗法を利用して開発されたMCA法は同様に努力量のデータを必要としない。さらに、MCA法では、漁獲係数をすべて推定できるので与える必要がない。
- (2) 有効努力量のデータがなくてもMCA法で解析できるが、繰り返し計算の回数はかなり増える。有効努力量のデータを入れた時、取れんまでの計算回数はせいぜい15回以内であるが、入れないと5,000回くらいまで増える。しかも、得られる漁獲強度と有効努力量との間かなりの食い違いがある。これが5-1で指摘したように、有効努力量のデータの問題によるものか、推定法の不完全さによるものか、あるいは、他の原因によるものであるのかは分からない。インド洋キハダ資源を解析する時に、現段階では最も信頼できる有効努力量のデータは、SUZUKI (1979)のデータと考えられるので、一応、これを用いて、前述のような年齢別の漁獲率及び加入量の推定を行った。
- (3) MCA法で必要なデータは、自然死亡係数と漁獲物の年齢組成であるが、適用するMが多少変わっても、加入量推定値にはあまり影響がないようである。しかし、Mの値により選択係数の推定値には差が生じ、特に高齢魚は、Mの変化により、差がかなり大きくなる。インド洋キハダの自然死亡係数の推定値は様々であるが、資源を正しく評価するには、自然死亡係数の正しい推定が必要である。石井(1968)およびISHII(1969)は、はえなわ漁業の漁獲対象のキハダについて $M=0.7, 0.44$ (各年齢こみ), 0.34 (1~3歳), 0.91 (4歳以上)と色々な推定値を与え、本間他(1971)は 0.9 と推定した。このように、Mの推定値にはかなり大きな差があるが、その原因として幾つか考えられる。1つは、使用されたデータの差によるものである。その2は、Mの年齢による差が大きいことである。その3は、逐次加入による差である。例えば、Mの年齢による差があれば、MCA法をこれに対応して修正しなければならない。王(1984b)は年齢群別の自然死亡係数の推定法を提案した。この方法は、計算の便利さ及び既知のデータを入れて自然死亡係数を推定した結果からみて、BEVERTON and HOLT (1955)及びPALOHEIMO (1961)の方法より良い。今後、Mの推定法をMCA法と組み合わせ、より有効な解析法を開発する必要がある。

5-3. キハダの資源について

- (1) インド洋キハダ資源についての報告は、それほど多くない。SUDA (1974)は $M=0.8$ とにおいて、加入量を190万尾と推定したが、これは明らかな過小推定である。表7からみると、1953年以前と1973年以後の完全利用されていない年齢群を除けば、漁獲量だけでも、平均値は100万尾を超えている。MCA法で推定すると、加入量の平均値は925万尾であった。処女資源は240万尾(SUDA, 1974, p 45)と推定されているが、これも、明らかに過小推定である。漁業は1952年から始まったが、1953年以前の加入量の平均値は、MCA法で推定すると、2,257万尾であった。漁業の実績からみると、MCA法の結果は、より合理的な推定値と思われる。
- (2) 本間・鈴木(1972)は、1959~1969年のデータを解析して、3歳魚の密度指数は低下傾向を示すが、

2歳魚のそれは横這いであると指摘した。漁獲物の年齢組成は、年級群強度や漁具漁法の変化など色々複雑な要因により変動している。表24に示した資源の年齢組成と表7に示した漁獲物の年齢組成との間に、必ずしも相関性があるとは言えない。1952～1977年の年齢別相対資源量からみると、5歳魚と6歳魚の占める率に低下の傾向がみられるが(表24)、漁獲量からみると5歳魚はむしろ増える傾向にある。なお、主な漁獲年齢群である3歳魚と4歳魚をみると、年齢別相対資源量の変動傾向は明白ではないが、1960年代の半ばごろに比較的低い水準を示した後、近年やや増加しているようにみえる。

(3) 1952～1977年の資源の平均年齢をみると不規則な増減を繰り返す、漁業の影響が十分現れていない1956年以前の開発初期を除けば、はっきり減少の傾向がみられ、1965年に最低水準を示したが、その後特定の傾向は見られない(図29)。1956年から1977年の資源の平均年齢と漁獲物の平均年齢(図14)を比べてみると、変動傾向は似ているが、必ずしも一致しているとは言えない。これは、漁業が選択性をもち、その選択性が年により変化するため、漁獲物の年齢組成の変動が、十分に資源の年齢組成の変動を反映していないことによると考えられる。

Table 24. Yearly changes of population age composition relative to age 1 and mean age. $\hat{N}_{1,y}(0)=5476482$, $M=0.4$.

YEAR	AGE-1	AGE-2	AGE-3	AGE-4	AGE-5	AGE-6	MEAN AGE
1952	1.00	0.432	0.199	0.274	—	—	1.867
1953	1.00	0.895	0.386	0.177	0.240	—	2.170
1954	1.00	1.195	1.070	0.461	0.199	0.287	2.650
1955	1.00	0.763	0.911	0.809	0.318	0.152	2.782
1956	1.00	0.947	0.721	0.854	0.675	0.299	3.034
1957	1.00	0.507	0.479	0.343	0.345	0.343	2.853
1958	1.00	0.641	0.324	0.293	0.174	0.220	2.495
1959	1.00	0.855	0.546	0.263	0.206	0.149	2.426
1960	1.00	0.537	0.457	0.266	0.117	0.110	2.314
1961	1.00	1.195	0.631	0.470	0.250	0.140	2.510
1962	1.00	0.740	0.879	0.393	0.280	0.185	2.646
1963	1.00	0.648	0.473	0.441	0.170	0.182	2.547
1964	1.00	0.521	0.330	0.210	0.186	0.089	2.284
1965	1.00	0.731	0.380	0.197	0.109	0.136	2.253
1966	1.00	0.520	0.372	0.153	0.066	0.057	2.048
1967	1.00	0.697	0.360	0.170	0.060	0.046	2.109
1968	1.00	0.983	0.671	0.261	0.109	0.057	2.243
1969	1.00	1.078	1.006	0.448	0.085	0.101	2.420
1970	1.00	0.389	0.396	0.254	0.103	0.033	2.159
1971	1.00	0.903	0.347	0.262	0.154	0.092	2.254
1972	1.00	1.213	1.016	0.271	0.134	0.187	2.447
1973	1.00	0.701	0.795	0.526	0.110	0.088	2.475
1974	1.00	0.415	0.288	0.278	0.153	0.045	2.222
1975	1.00	0.866	0.351	0.212	0.131	0.130	2.256
1976	1.00	0.557	0.471	0.141	0.038	0.069	2.063
1977	1.00	1.787	0.968	0.694	0.139	0.030	2.410

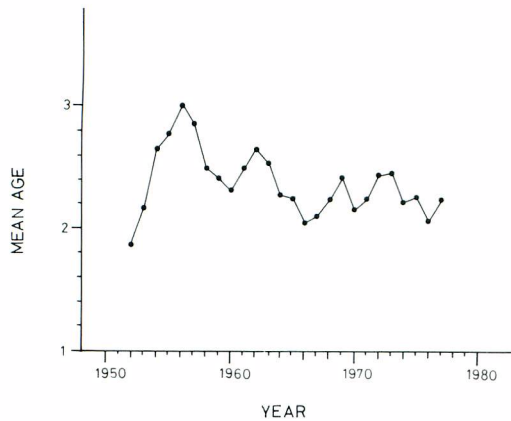


Fig. 29. Estimated mean age in the population.

- (4) インド洋キハダのはえなわ漁業による漁獲量の変動と年齢組成の変動は、年級群強度の変動にかなり依存している。はえなわ漁業の加入量は、表層漁業により利用された後の残存量であり、資源全体について検討するためには、表層漁業のデータも必要である。はえなわ漁業資源の減少が、表層漁業の先取りによるものか、あるいは、キハダ資源全体の変動によるものかは、表層漁業のデータを考慮しないと判断ができない。
- (5) 再生産の問題を論ずる前に、生物情報の充実が必要である。インド洋のキハダに関する繁殖生態についてはほとんど報告されていない。生物情報の充実は、以上の解析結果を改善するのに有益である。

要 約

本研究の目的は二点ある。第一点は、1952年から1980年の間にインド洋で日本のはえなわ船が漁獲したキハダの体長組成を年齢組成に変換することである。第二点は変換された年齢組成を、新たに開発した多年級群解析法を用いて分析し、加入量、資源豊度及び漁獲係数を推定することである。個々の目的に応じて電子計算機用のプログラムが開発された。

体長組成は正規曲線の当てはめによって分析された。a歳における平均体長 l_a (cm) と、標準偏差 σ_a (cm) は次の式で表わされる。

$$l_a = 212.4 [1 - \exp(-0.292(a + 0.04))] \quad (\text{黄他, 1973})$$

$$\sigma_a = 17.1850(1 - \exp(-0.07993a))$$

これらの式は個々の正規曲線の平均と標準偏差とに用いられた。個々の正規曲線（年齢組成に変換したもの）の加重は繰り返し計算によって、実測体長組成と計算体長組成との差の二乗和を最小とするように推定された。各四半期ごとにコホートが加入すると仮定したが、あるレベルより弱いコホートは無視した。

漁獲物中、4歳魚及び3歳魚が卓越しているが、2歳魚は小さな割合しか占めておらず、5歳魚及び1歳魚はまれである。1952年から1977年までの年平均漁獲尾数は3歳魚が612,000尾、4歳魚が463,000尾、2歳魚が61,000尾である。

本研究で用いたキハダの動態モデルは次のとおりである。

$$N_{a+1,t+1} = (N_{a,t}e^{-M/2} - C_{a,t})e^{-M/2}$$

$$C_{a,t} = S_{a,t}N_{a,t}e^{-M/2}$$

$$S_{a,t} = q_a f_t$$

ここで a は年齢、t は年、 $N_{a,t}$ は資源尾数、 $C_{a,t}$ は漁獲尾数、 $S_{a,t}$ は漁獲係数、 q_a は年齢別選択係数、 f_t は漁獲強度、M は自然死亡係数である。実測された有効努力量が f_t に代入され、実測漁獲尾数 $C_{a,t}$ と計算漁獲尾数 $\hat{C}_{a,t}$ から $SSC = \sum (C_{a,t} - \hat{C}_{a,t})^2$ が計算される。次に SSC を最小にする \hat{q}_a 及び y 年の 1 歳加入尾

数 $\hat{N}_{1,y}$ を繰り返し法で探索する。その際いく通りかの異なった自然死亡係数の値が試行されたが、推定された $N_{1,y}$ の値は M によってあまり大きく影響されない。 $\hat{N}_{1,y}$ の絶対値は繰り返し計算の初期値である $\hat{N}_{1,y}(0)$ に比例して変化する傾向があり、 q_a は $\hat{N}_{1,y}(0)$ に逆比例する傾向がある。しかしながら $\hat{N}_{1,y}$ の年変化のパターンは $\hat{N}_{1,y}(0)$ の値に対してかなり頑健である。

$M=0.4$ のとき $\hat{N}_{1,y}(0)=5,476,482$ が最小の SSC を与える。漁獲係数及び年々の加入量はこの初期値に基づいて推定された。漁業開発初期を除いて、漁獲係数は 4 歳魚で 0.2~0.6, 3 歳魚で 0.1~0.3, 2 歳魚では 0.05 以下である。加入量は急激な減少傾向を示し, 1949 年~1952 年の平均値 2.26×10^6 尾に対して, 1974 年~1977 年のそれは, わずか 2.9×10^6 尾である。この計算では表層漁業による漁獲を無視しているので, これらの値は, 表層漁業からの生残数を示しているにすぎない。

文 献

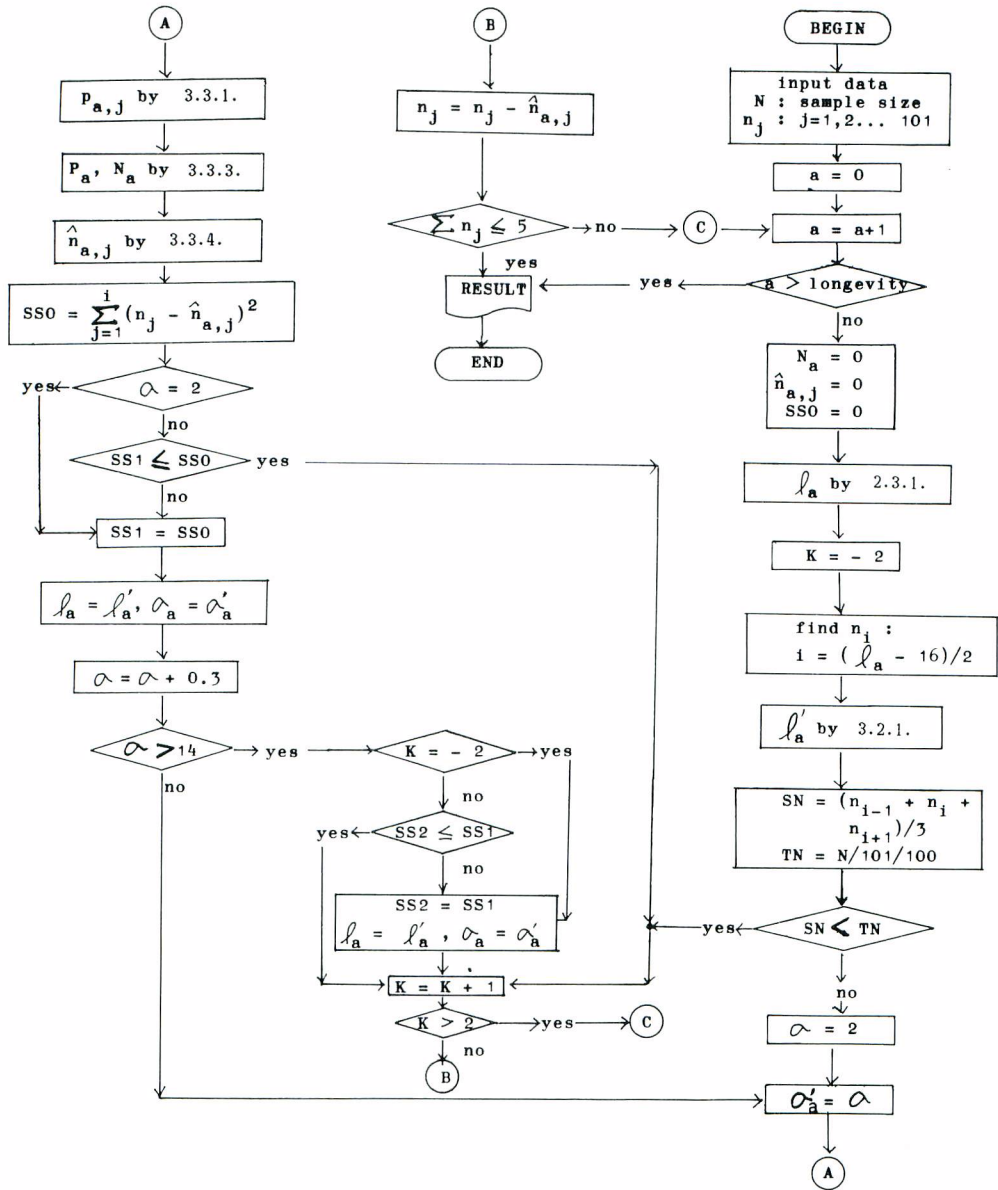
- BEVERTON, R. J. H. and S. J. HOLT 1955: A review of methods for estimating mortality rates in exploited fish populations, with special reference to sources of bias in catch sampling. *Rapp. Proc. Verb. Réun.*, **140**, 67-83.
- BUCHANAN-WOLLASTON, H. J. and W. C. HODGSON 1929: A new method of treating frequency curves in fishery statistics, with some results. *J. Cons. int. Explor. Mer*, **4**, 207-225.
- CADIMA, E. L. 1978: Cohort analysis. In "Models for fish stock assessment." *FAO Fish. Circ.*, **701**, 49-60.
- CASSIE, R. M. 1954: Some use of probability paper in the analysis of size frequency distribution. *Aust. J. Mar. Freshw. Res.*, **5**, 513-522.
- COLE, J. S. 1980: Synopsis of biological data on the yellowfin tuna, *Thunnus albacares* (BONNATERRE, 1788) in the Pacific Ocean. In "Synopsis of biological data on eight species of scombrids." edited by W. J. BAYLIFF. *IATTC Special Report*, **2**, 75-150.
- DAVIDOFF, E. B. 1963: Size and year class composition of catch, age and growth of yellowfin tuna in the eastern tropical Pacific Ocean. *IATTC Bull.*, **8** (4), 199-251.
- DIAZ, E. L. 1963: An increment technique for estimating growth parameters of tropical tunas as applied to yellowfin tuna (*Thunnus albacares*). *IATTC Bull.*, **8** (7), 383-416.
- DOUBLEDAY, W. G. 1976: A least squares approach to analysing catch at age. *ICNAF Res. Bull.*, **12**, 69-81.
- FAO 1980: State of selected stocks of tuna and billfish in the Pacific and Indian Oceans. *FAO Fish. Tech. Paper*, **200**, pp 89.
- FINK, B. D. 1965: Estimation, from tagging experiments, of mortality rates and other parameters respecting yellowfin and skipjack tuna. *IATTC Bull.*, **10** (1), 1-82.
- FOURNIER, D. and C. P. ARCHIBALD 1982: A general theory for analyzing catch at age data. *Can. J. Fish. Aquat. Sci.*, **39**, 1195-1207.
- FRY, F. E. J. 1949: Statistics of a lake trout fishery. *Biometrics*, **5**, 27-67.
- GULLAND, J. A. 1965: Estimation of mortality rates. Annex to Arctic Fisheries Working Group Report, ICES CM Gadoid Fish. Comm., No. 3, pp 9. (mimeo).

- HARDING, J. D. 1949: The use of probability papers for the graphical analysis of polymodal frequency distributions. *J. Mar. Biol. Assn.*, U. K. **28**, 141-153.
- 林 繁一・本間 操 1969: 延縄漁業の漁獲統計からみた大西洋のキハダ資源にかんする一考察, 1956-1964. 遠洋水研報, **2**, 65-83.
- 1971: 大西洋のキハダの資源状態の評価, 1956-1967. 遠洋水研報, **4**, 71-92.
- ・鈴木治郎 1972: 大西洋のキハダ, ビンナガ資源の合理的利用に関する一つの考案. 遠洋水研報, **7**, 71-111.
- HENNEMUTH, R. C. 1961a: Year class abundance, mortality and yield-per-recruit of yellowfin tuna in the eastern Pacific Ocean, 1954-1959. *IATTC Bull.*, **6** (1), 1-51.
- 1961b: Size and year class composition of catch, age and growth of yellowfin tuna in the eastern tropical Pacific Ocean for the year 1954-1958. *IATTC Bull.*, **5** (1), 1-112.
- 本間 操・久田幸一・菅野昇十 1969: アフリカ西岸におけるマグロ釣, まき網漁業の近況とその漁獲対象となるキハダの漁業生物学的考察. 遠洋水研報, **2**, 85-113.
- ・上村忠夫・林 繁一 1971: 太平洋ではえなわ漁業の対象となったキハダ資源診断における資料の取り扱いと1950-1964年資料への適用. 遠洋水研報, **4**, 1-26.
- ・鈴木治郎 1972: インド洋ではえなわ漁業の対象となったキハダの資源評価, 1959-1969. 遠洋水研報, **7**, 1-25.
- 1974: まぐろはえなわ漁業の漁獲強度の推定—魚群分布に季節変化のある大西洋のキハダの場合. 遠洋水研報, **10**, 63-85.
- 黄 哲崇・孫 寧・楊 栄宗 1973: 印度洋黄鰭鮪, 年齢, 成長と族群構造. 台湾水産, **2** (1), 16-30.
- 石井丈夫 1968: 太平洋海域メバチ・キハダに関するパラメータの推定. 昭和42年度マグロ漁業研究協議会議事録, 72-76.
- ISHII, T. 1969: Studies on estimating parameters of fish populations supplied by sequential recruitment V. Simultaneous estimation of parameters with the transfer effect of Pacific yellowfin tuna. *Bull. Jap. Soc. Sci. Fish.*, **35** (8), 537-545.
- 石岡清英・猪子嘉生 1982: Cohort の漁獲統計が得られる場合の初期資源量の推定法. 南西水研報, **14**, 23-54.
- JONES, T. 1981: The use of length composition data in fish stock assessments (with notes on VPA and cohort analysis). *FAO Fish. Circ.*, **734**, pp 60.
- 上村忠夫・本間 操 1959: 太平洋におけるキハダの水揚物の体長と体重の関係. 南海水研報, **11**, 88-107.
- ・————— 1963: 太平洋マグロ延縄漁業におけるキハダ, *Neothunnus macropterus* (TEM-MINCK & SCHLEGEL) の分布. 南海水研報, **17**, 31-53.
- 1966: マグロ漁業に関するシンポジウム, 第2部, 資源. 日水誌, **32** (9), 757-786.
- KAWAKAMI, T. and T. KITAHARA 1964: On the decline in the catch per unit effort and diminution of average body length due to the exploitation of a virgin stock. *Bull. Jap. Soc. Sci. Fish.*, **30** (10), 821-827.
- LE GUEN, J. C. and C. CHAMPANGNAT 1968: Croissance des albacores dans les regions de Pointe-Noire et de Dakar. *Doc. Cent. O.R.S.T.O.M. Pointe-Noire*, **431**, pp 25.
- , F. BAUDIN-LAURENCIN and C. CHAMPANGNAT 1969: Croissance de l'albacore

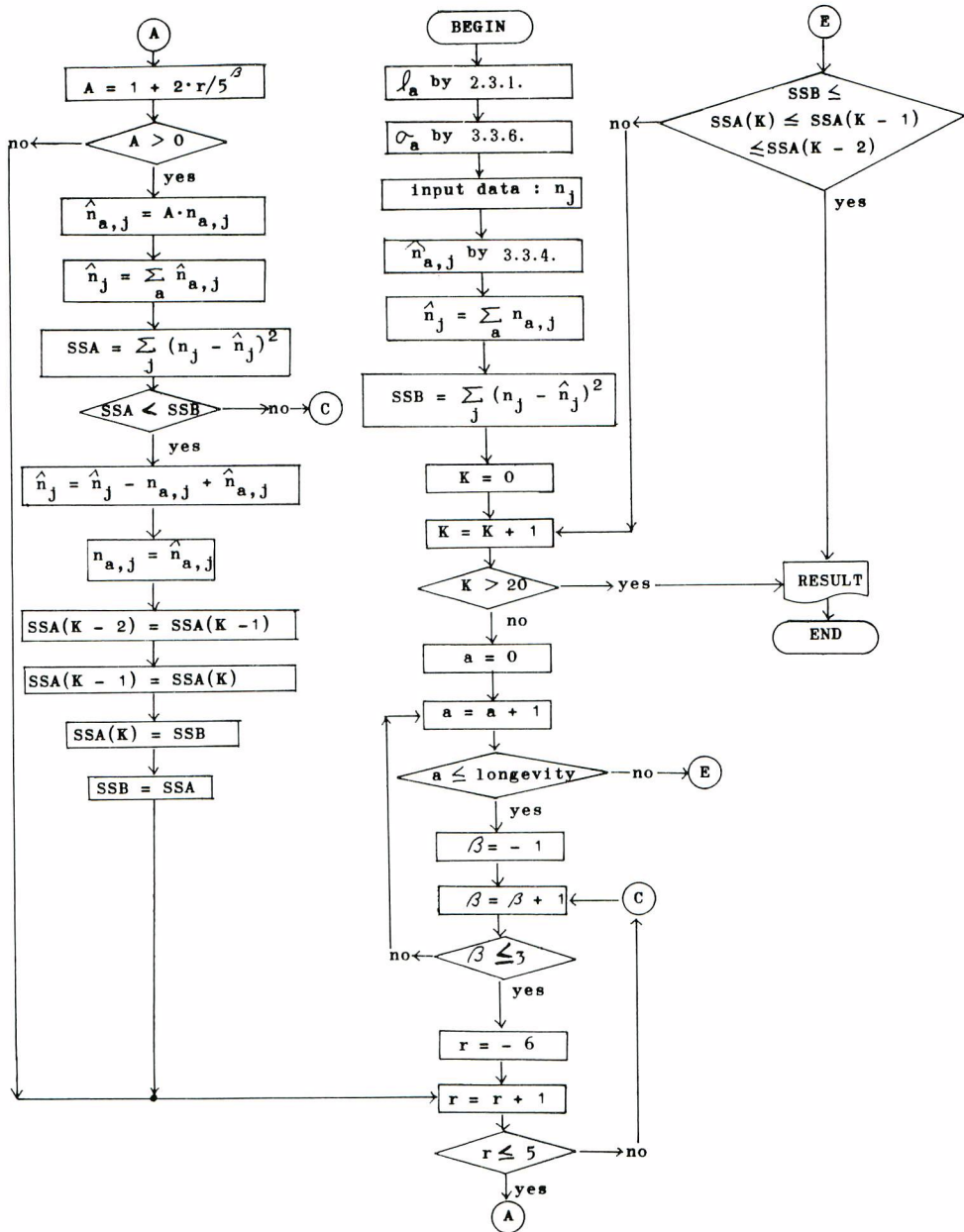
- (*Thunnus albacares*) dans les regions de Pointe-Noire et de Dakar. (Engl. summ.) *Cah. O.R. S.T.O.M. Ser. Oceangr.*, **7**, 19-40.
- and G.T. SAKAGAWA 1973: Apparent growth of yellowfin tuna from the eastern Atlantic Ocean. *Fish. Bull.*, U.S., **71**, 175-185.
- MOORE, H. L. 1951: Estimation of age and growth of yellowfin tuna (*Neothunnus macropterus*) in Hawaiian waters by size frequencies. *Fish. Bull.*, U.S., **52**, 133-149.
- 森田安雄 1973: メバチ, キハダのえら, 内臓抜き重量からの生重量の推定. 遠洋水研報, **9**, 109-121.
- MURPHY, G. I. 1965: A solution of the catch equation. *J. Fish. Res. Bd. Canada*, **22** (1), 191-202.
- MURPHY, T. C. and G.T. SAKAGAWA 1977: A review and evaluation of estimates of natural mortality rates of tunas. (Fr. and Span. summ.) *Int. Comm. Conserv. Atl. Tunas. Collect. Vol. Sci. Pap.* VI (SCRS-1976), 117-123.
- 永井達樹 1980: コホールトアナリシス入門. 遠洋水研ニュース, **38**, 10-12.
- 能勢幸雄・川津浩嗣・檜山義夫 1957: 鱗による太平洋マグロ類の年齢と成長に関する研究. 水産学集成, 701-716.
- 大隅清治 1978: Russell 型 Cohort 解析, 漁業資源解析のための電子計算機プログラム集. 水産庁, FZRP/5, 193-197.
- PALOHEIMO, J. E. 1961: Studies on estimation of mortalities I. Comparison of a method described by Beverton and Holt and a new linear formula. *J. Fish. Res. Bd. Canada*, **18** (5), 645-662.
- 1980: Estimation of mortality rates in fish population. *Trans. Am. Fish. Soc.*, **109**, 378-386.
- PARRACK, M.L. 1981: Atlantic bluefin tuna resources update. ICCAT, SCRS/81/55, pp 28. (mimeo).
- PELLA, J.J. and P.K. TOMLINSON 1969: A generalized stock production model. *IATTC Bull.*, **13** (3), 419-496.
- PIANET, Y. and Y. LE HIR 1971: La Campagne thoniere 1979 a Pointe-Noire. *Doc. Sci. Cent. O.R. S.T.O.M. Pointe-Noire*. Ser. 17, 1-15.
- POPE, J. G. 1972: An investigation of the accuracy of virtual population analysis using cohort analysis. *ICNAF Res. Bull.*, **9**, 65-74.
- 1974: A possible alternative method to virtual population analysis for the calculation of fishing mortality from catch at age data. Ann. Meet. Int. Comm. NW Atlant. Fish. Res. Doc. No. 20, Serial No. 3/66, pp 16. (mimeo).
- 1975: Manual of methods for fish stock assessment. *FAO Fish. Tech. Pap.*, **41** Rev., pp 65.
- 1977: Estimation of fishing mortality, its precision and implications for the management of fisheries. In "Fisheries mathematics." edited by J.H. STEELE, Academic Press, Ch. 4, 63-76.
- and J.G. SHEPHERD 1982: A simple method for the consistent interpretation of catch-at-age data. *J. Cons. int. Explor. Mer*, **40**, 176-184.
- RICKER, W. E. 1975: Computation and interpretation of biological statistics of fish populations. *Bull. Fish. Res. Bd. Canada*, **191**, 181-202.
- SAKURAMOTO, K. and S. TANAKA 1985: A new multi-cohort method for estimating southern hemisphere minke whale populations. *Rep. Int. Whal. Commn*, **35**, 261-271.

- SCHAEFER, M. B. 1954 : Some aspect of the dynamics of populations important to the management of the commercial marine fisheries. *IATTC Bull.*, **1** (2), 25-56.
- 1957 : A Study of the dynamics of the fishery for yellowfin tuna in the eastern tropical Pacific Ocean. *IAATC Bull.*, **2** (6), 245-285.
- 1967 : Fishery dynamics and present status of the yellowfin tuna population of the eastern Pacific Ocean. *IATTC Bull.*, **12** (3), 87-135.
- SCHNUTE, J. and D. FOURNIER 1980 : A new approach to the length-frequency analysis : growth structure. *Can. J. Fish. Aquat. Sci.*, **37** (9), 1337-1351.
- 宋 薰華 1973 : 卵巣の成熟状態から見たインド洋におけるキハダの Sexual activity. 遠洋水研報, **9**, 123-140.
- SIMS, S. E. 1982 : The effect of unevenly distribution catches on stock-size estimates using virtual population analysis (cohort analysis). *J. Cons. int. Explor. Mer.*, **40** (1), 47-52.
- 須田 明 1954 : ビンナガの研究, I. 北部太平洋で漁獲される南下期ビンナガの体長組成. 日水誌, **20** (6), 460-468.
- 1970 : 主として漁獲努力量, 漁獲量のデータを用いて近似的にポピュレーションのパラメータを推進する方法. 遠洋水研報, **3**, 1-14.
- SUDA, A. 1974 : Recent status of resources of tuna exploited by longline fishery in the Indian Ocean. *Bull. Far Seas Fish. Res. Lab.*, **10**, 27-62.
- 水産庁 1974 : 主要遠洋漁業資源, V. まぐろ類漁業資源. 水産庁研究開発部, pp 108.
- 鈴木治郎 1971 : 太平洋のキハダについて求められた成長係数に関する考察. 遠洋水研報, **5**, 89-105.
- SUZUKI, Z. 1979 : Stock assessment of yellowfin tuna in the Indian Ocean exploited by tuna longline fishery. FAO SAWS/BP/17, pp 53. (mimeo).
- and K. HISADA 1982 : Critical review and improvement of cohort analysis on bluefin tuna in the west Atlantic. ICCAT, SCRS/82/42, pp 21. (mimeo).
- TAN, H. C., Y. NOSE and Y. HIYAMA 1965 : Age determination and growth of yellowfin tuna, *Thunnus albacares* BONNATERRE by vertebrae. *Bull. Jap. Soc. Sci. Fish.*, **31** (6), 414-422.
- 田中昌一 1954 : 体長組成中にあらわれるモードの意義について, I. 正規分布をする2群の混合した分布型. 日水誌, **20** (8), 681-688.
- 1956 : Polymodal な度数分布の1つの取り扱い方法及びそのキダイ体長組成解析への応用. 東海水研報, **14**, 1-13.
- 1960 : 水産生物の Population Dynamics と漁業資源管理. 東海水研報, **28**, 1-200.
- 1985 : 水産資源学総論. 恒星社厚生閣, pp 381.
- 上柳昭治 1966 : マグロ漁業に関するシンポジウム, 第1部, 漁業生物. 日水誌, **32** (9), 739-755.
- ULLTANG, ϕ . 1977 : Sources of errors in and limitations of virtual population analysis (cohort analysis). *J. Cons. int. Explor. Mer.*, **37** (3), 249-260.
- 王 健雄 1983 : 単年級群解析法実用性之検討. *Acta Oceanographica Taiwanica*, **14**, 146-156.
- 1984 a : 水産資源単年級群解析方法中, 有関誤差問題的検討. 中国水産, **374**, 9-13.
- 1984 b : 自然死亡率以及漁獲率估計方法之検討及改進. *Acta Oceanographica Taiwanica*, **15**, 165-180.
- WILD, A. and T.J. FOREMAN 1980 : The relationship between otolith increments and time for

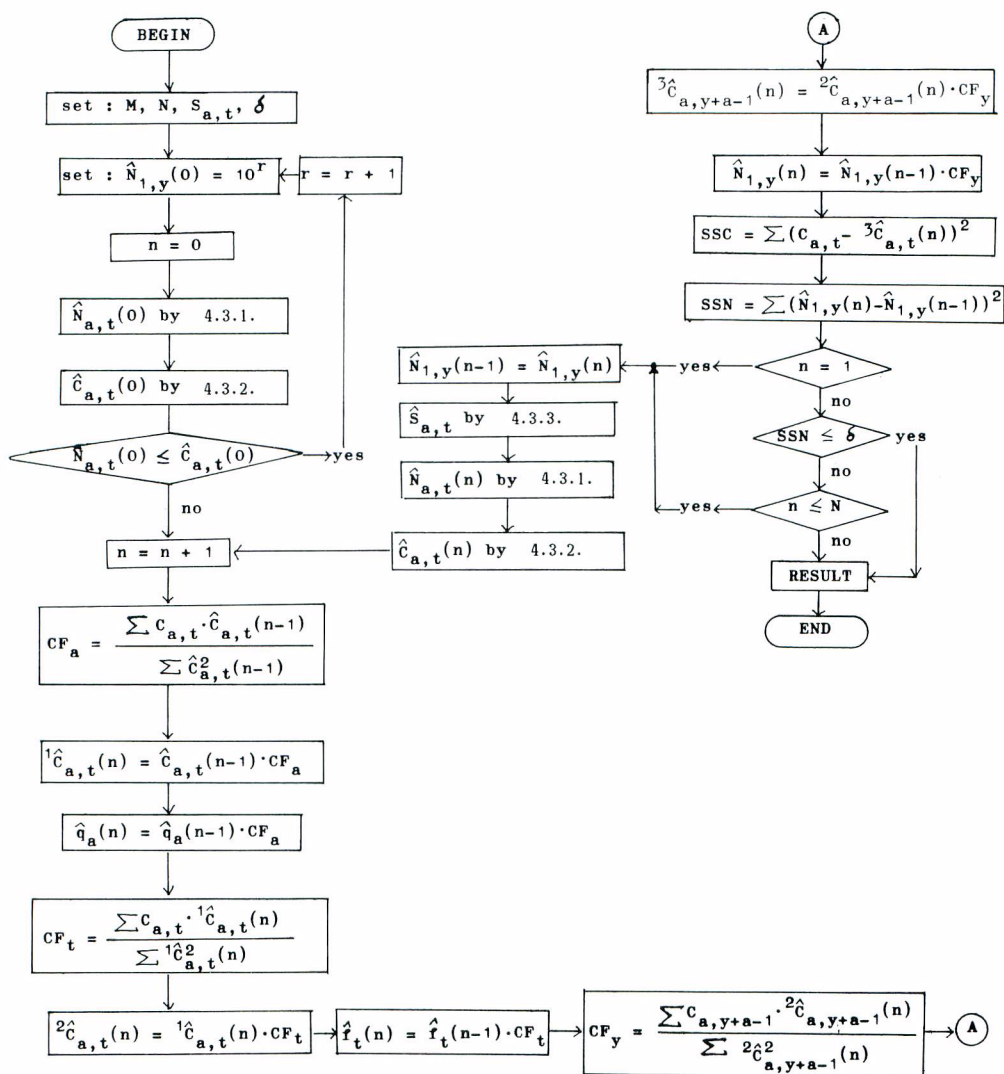
- yellowfin and skipjack tuna marked with tetracycline. *IATTC Bull.*, **17** (7), 509-560.
- 藪田洋一・行繩茂理 1957 a: 日本近海におけるキハダの年齢と成長. 南海水研報, **5**, 127-133.
- ・——— 1957 b: キハダの研究 I. 体長組成の季節変化 (西カロリン諸島沿海). 南海水研報, **5**, 119-127.
- YABUTA, Y. and M. YUKINAWA 1959: Growth and age of yellowfin tuna in the equatorial Pacific. Study of length frequency distribution I. *Nankai Reg. Fish. Res. Lab.*, **11**, 77-87.
- , ——— and Y. WARASHINA 1960: Growth and age of yellowfin tuna II. Age determination (Scale method). *Nankai Reg. Fish. Res. Lab.*, **12**, 63-74.
- 山中 一・安楽 昇 1959: インド洋におけるマグロ漁場の海洋学的研究 I. 冬季における海況の概要とマグロ類の分布. 南海水研報, **11**, 147-164.
- 山中一郎 1954: 体長組成推定法の改良. 日水研研究年報, **1**, 105-108.
- YANG, R. T., Y. NOSE and Y. HIYAMA 1969: A comparative study on the age and growth of yellowfin tuna from the Pacific and Atlantic oceans. *Bull. Far Seas Fish. Res. Lab.*, **2**, 1-21.
- YOSHIDA, H. O. 1979: Compilation of published estimates of tuna life history and population dynamics parameters. FAO, SAWS/BP/1, pp 30.



Appendix Fig. 1. Flow chart A



Appendix Fig. 2. Flow chart B



Appendix Fig. 3. Flow chart C