

## 水産資源の解析における 2, 3 の試み

北 原 武

(京都大学農学部)

### はじめに

最近の資源研究における顕著な特徴は、パーソナル・コンピューターの普及である。このパーソナル・コンピューターの普及は資源研究に大きな影響を及ぼしているようである。したがって、最初にパーソナル・コンピューターの普及に伴う、最近の資源研究における傾向について若干の感想を述べる。

当然のことであるが、パーソナル・コンピューターの出現とともに種々の資源解析用ソフトが開発されてきた。ソフト化された解析法が現れるにしたがい、パーソナル・コンピューターの普及が進み、資源研究でソフト化された解析法がよく利用されるようになった。その結果、最近の資源研究に次のような傾向が認められる。

#### 1. 好ましい傾向

##### (1) 定量的な研究の増加

資源研究は、いずれは資源管理ならびに漁業管理に結び付かなければならないので、それは最終的には定量的である必要がある。この意味で、定量的研究の増加は、歓迎すべき傾向である。同時に、定量的研究は定性的研究の水準も高めるであろう。

##### (2) あまり知られていなかった解析法の普及

この傾向については改めて説明する必要はない。実際に、これまでに日本海区水産研究所でもいろいろの解析法のプログラムを作り、その普及に努力されている。

上述のような、好ましい傾向の一方で、資源の調査・研究でソフト化された解析法に頼り過ぎ、以下のような好ましくない傾向も若干現れてきたようである。

#### 2. 好ましくない傾向

##### (1) 解析法の硬直化

解析においてソフト化された方法に目を奪われがちである。例えば、年齢査定データのデータがあるにもかかわらず、体長組成のみから年齢組成を推定しようとするのをよく見かける。

##### (2) データ利用の硬直化 (パラメーターの推定=資源解析)

例えば、上述の年齢査定データのデータは、多くの場合成長曲線とBERTALANFFYの成長式パラメーターの決定に用いられる。しかし、age-length key法によって体長組成と年齢査定データのデータから年齢組成を推定した例は希である。

##### (3) ソフト化された解析法の先行による調査・研究の硬直化

ソフト化された解析法を前提に、それに必要なデータを収集するための調査・研究が希ではない。

このこと自体は必ずしも悪いことではない。しかし、このような調査・研究では多分前もって準備された解を得るのみで、新しい知見を得ることができない可能性がある。

さて、本来資源解析で利用できるデータには大体限りがある。したがって、極端な言い方をすれば、資源研究は、限られたデータから種々な手段で情報を抽出・統合し、論旨が首尾一貫した物語を作ることである、とも考えられる。上述の好ましくない傾向は、先に述べたように、その物語を作る過程でソフト化された解析法に頼り過ぎることに原因がある。すなわち、もう少し実際のデータを基に仮説を見出し、解析を工夫する必要がある。見方を変えれば、このような傾向は、以前から存在したことであるが、解析法の導出と実際の解析との分業が一層進んだ結果だともいえる。

別に既存の解析用ソフトの使用を否定するわけではない。周知のように、解析法の導出は大胆な仮説や仮定の下で行われる。したがって、多くの場合提唱された解析法を用いる際には、その導出に採用された仮説や仮定に注意しなければならない。すなわち、ある解析法を実際のデータに適用するには、前もって仮説を満たすようにデータ処理を行うか、あるいは解析法を若干修正する必要がある場合が多い。例えば、体長組成の年齢組成への分解を考えよう。この方法は、各年齢の体長組成が正規分布をなす、という仮定の下で導出されている。仮定の正当性はさておき、実際に解析しようとする体長組成は、漁具の網目選択性等によって歪められていることが多い。このような体長組成を年齢組成に分解するには、前もって体長組成を補正しなければならない。しかし、仮説や仮定に注意を払われた解析は、実際にははなはだ少ないようである。

これまで抽象的なことを述べてきたので、具体的な解析とモデル作成の例を示す。最初に、資源解析から物語作りの過程の例として、日本海西南海域のムシガレイの資源解析について述べる。次に、解析法の導出時における大胆さを理解して頂く目的で、ホッコクアカエビの性転換モデルの作成過程を示す。筆者は、最近日本海の仕事を行っていないので、ムシガレイの資源解析では島根水試の北沢ら（1989）の解析結果をお借りした。性転換モデルの適用例では新潟県水産試験場（1986）によるホッコクアカエビの研究結果を利用して頂いた。なお、この適用結果は、現在本種の特定研究開発促進事業が行われているので、その研究結果が公表されたときに再検討したい。

## 日本海西南海域のムシガレイ

ムシガレイの資源解析に入る前に、若狭湾西部海域の小型底曳網漁業による投棄魚を検討する。同海域の小型底曳網漁業で投棄される、小型異体類の曳網当りの個体数を1980年と1987年の間で比較したのが Fig. 1 である。投棄される主な異体類は、1980年ではヒレグロ、ソウハチ、ヤナギムシガレイおよびアカガレイであったが（北沢・大阿久1982）、1987年にはヤナギムシガレイはほとんど漁獲されなくなった。Fig. 1 から明らかなように、小型異体類の投棄個体数は1987年では1980年に比較してオーダーが変わるほど低下した。さて、仮に小型異体類の投棄個体数が1980年から1987年の間に毎年一定な割合で  $1/10$  に低下したとしよう。そのとき平均増加率は0.72となる。日本海西南海域のムシガレイでも同様な現象が認められているので、北沢らによるムシガレイの解析結果を用いてももう少し詳しく

検討してみる。

最初に、北沢ら (1989) の解析結果に従って、日本海西南海域の2そう曳沖合底曳網漁場におけるムシガレイ資源の最近の動向を述べる。2そう曳沖合底曳網漁業によるムシガレイの漁獲量、曳網当りの漁獲量 (C P U E) とともに1969年から1985年の間では1978年に最大に達し、その後急激に減少した。同期間のC P U Eの年変動を銘柄間で比較すると、1969-1974年の間では豆(体長16cm以下)、小(16-20cm)および中(20-25cm)の3銘柄のC P U Eはお互いに同じような変動を呈した。しかし、銘柄豆のC P U Eのみが1975年から増加し、1978年に最大に達し、その後急激に減少し続けている。北沢らは、この現象は1975年頃から特に小型群に対して漁獲圧が強められた可能性を示唆しているとした。なお、銘柄大(体長25cm以上)のC P U Eは大きな年変動を示さなかった。1980年から1985年までの各年の漁獲物の体長組成では、体長13-14cmにモードを持つ群(1才魚)が年々相対的に減少する傾向が認められた。さらに、北沢らは曳網当りの年齢別漁獲尾数を1980-1985年の各年について次のように算出した。上述の各年の体長組成を、それが正規分布であるという仮定の下で、HARDING (1949) の方法によって各年齢群に分離し、年齢組成を推定した。なお、体長組成とそれを各年齢群に分離した結果から判断する限り、体長組成が漁具の網目選択性によって大きくは歪められていないようであった。体長と体重の関係、体長組成および曳網当りの漁獲量から曳網当りの漁獲尾数を推定した (KITAHARA1985)。ただし、曳網当りの漁獲尾数の推定では、体長と体重の関係は年によって変わらない、と仮定した。推定された年齢組成と曳網当りの漁獲尾数を用いて、曳網当りの年齢別漁獲尾数を求めた (Table 1; KITAHARA1985)。北沢らは、このように決定された曳網当りの年齢別漁獲尾数から、少なくとも1980年から1985年の間では1-3才の各年齢群の資源量が年々ほぼ一定の割合で減少している、と結論した。

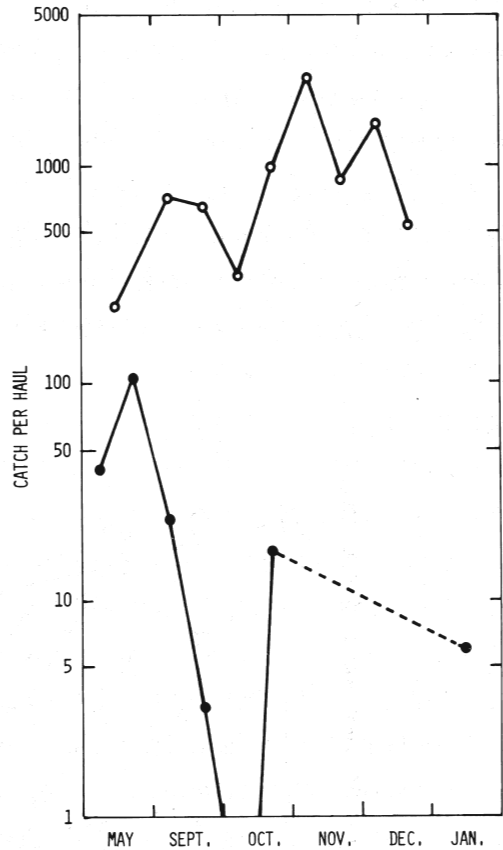


Fig. 1 若狭湾西部海域における小型底曳網漁業による、1980年と1987年の曳網当りの異体類の投棄尾数。白丸と黒丸はそれぞれ1980年と1987年を示す

Table 1 ムシガレイ *E. grigorjewi* の曳網当り年齢別漁獲尾数, 1980-1985年

Age	Year					
	1980	1981	1982	1983	1984	1985
1	932	753	489	306	168	166
2	265	242	319	164	155	123
3	79	84	90	50	53	47
4	19	14	18	20	23	13

次に、Table 1 に示した曳網当りの年齢別漁獲尾数を年齢別資源量指数として若干の資源解析を試みる。最近の傾向として、このような年齢別資源量指数が得られると、直ちに平均年齢法で全減少係数を推定しようとする。しかし、この平均年齢法には加入量と生残率が解析期間中一定である、という仮定が含まれている。したがって、年齢別資源量指数から全減少係数を推定したいならば、まず年齢別資源量指数の対数を年に対してプロットしてみるとよい (Fig. 2)。Fig. 2 の細い実線は、1978-1981年の各年級群の年齢に対する回帰直線であり、1982年年級群のそれは2歳魚と3歳魚の資源量指数を結んだものである。1978-1982年の各年級群の回帰直線は、お互いにほとんど平行で、少なくとも1978-1985年の間では全減少係数がほぼ一定であることがわかる。なお、回帰直線から全減少係数として約 $1.3\text{year}^{-1}$ を得る。

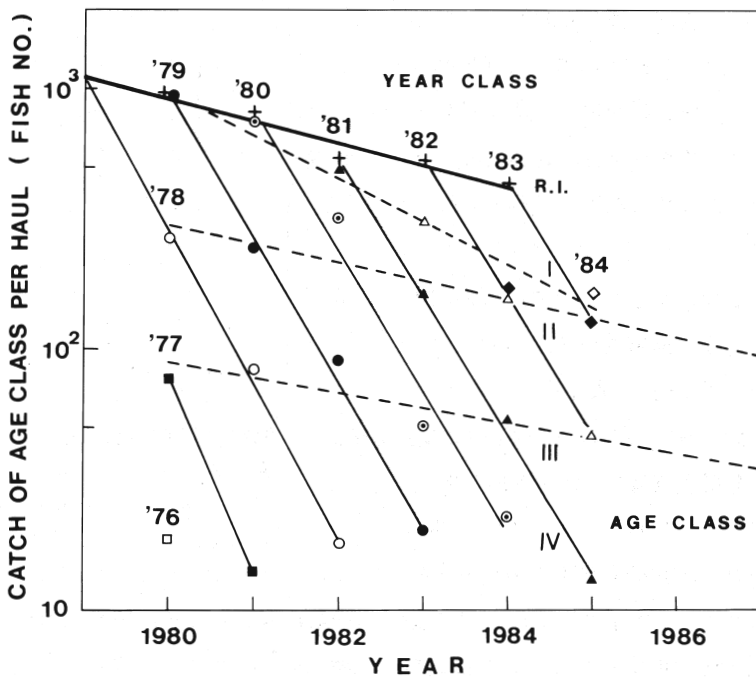


Fig. 2 日本海西南海域における2そう曳沖合底曳網漁業による、1980-1985年の各年の曳網当りの年齢別ムシガレイ漁獲尾数。細い実線は各年級群の年に対する回帰直線、破線は各年齢群の年に対する回帰直線を表す。太い実線は本文を参照

Fig. 2 の破線は、1-3歳の各年齢群の資源量指数の年に対する回帰直線である。2歳と3歳の年齢群の回帰直線は相互に大体平行であるが、1歳魚の回帰直線の傾きは2歳と3歳魚のそれと比べてかなり大きい。このことから、1歳魚に対する利用度とその現存量によって変化する可能性が考えられる。この可能性を確かめるために、年級群別回帰直線を1歳時に外挿することによって各年の1歳魚の資源量指数を求めてみた (Fig. 2 の+)。ただし、1983年年級群については全減少係数 $1.3\text{year}^{-1}$ に

相当する傾きで2歳魚の資源量指数を1歳時に外挿した。このように推定された1歳魚の資源量指数の年に対する回帰直線がFig. 2の太い実線で、2, 3歳魚のそれとほぼ平行になる。このことは、1歳を加入年齢とするならば、少なくとも、1979年頃から加入量がほぼ指数関数的に減少していることを示唆している。1歳魚の回帰直線の傾きから有限時間増加率を推定すると、それは年当り0.82であった。この推定値が、若狭湾西部海域の小型底曳網漁業による異体類の投棄個体数から得られたそれ(0.72)にかなり近いことは、非常に興味深い。なお、4歳魚の資源量指数が年に対してよい回帰性を示さない(Fig. 2)。これは、4歳魚の漁獲尾数が相対的に少ないために体長組成を年齢組成へ分解する際に高い相対誤差が含まれることによる、と考えられる。上述のように、年齢別資源量指数を図示することによって、予想していなかった知見が得られることがある。

前述の解析から、1980-1985年の間では年間生残率  $S$  はほぼ一定 ( $S=0.28$ ) で、加入量は少なくとも1979-1984年では近似的に指数関数に従って年々減少していることがわかった(有限時間増加率  $\lambda=0.82$ )。では、このような動態構造を持つ個体群は、どのような再生産曲線を持っているのだろうか。これを明らかにするために、次のようなシミュレーション実験を行った。問題にしている個体群では、満1歳で加入し、その大きさは有限時間増加率0.82で年々減少するものとする。一方、各年級群は加入後年間生残率0.28で生き残るものとした。これらの仮定から、時間  $t$  における加入量指数  $R(t)$  は

$$R(t) = 10^4 \times 0.82^t \quad (1)$$

で与えられる、ただし、0年の加入量指数を便宜的に  $10^4$  と置いた。

時間  $t$  で年齢  $x$  の資源量指数  $N(x, t)$  は

$$N(x, t) = 0.28^{(x-1)} R(t) \quad (2)$$

によって表される。さらに、 $t$  における総産卵量指数  $E(t)$  は次式で計算した。

$$E(t) = \sum_x G(x) P(x) N(x, t) / 2 \quad (3)$$

Eq. (3)で、 $G(x)$  は  $x$  歳の雌1個体の産卵量指数を、 $P(x)$  は  $x$  歳の雌が繁殖に参加する割合を表し、右辺の  $1/2$  は性比である。 $G(x)$  と  $P(x)$  が与えられれば、 $E(t)$  はEqs. (1), (2)および(3)から計算でき、 $E(t)$  に対する  $R(t+1)$  の関係、すなわち再生産曲線、を得ることができる。

$G(x)$  は完熟卵を持つ個体についての体長  $L$  と卵巣重量  $G$  の関係、およびBERTALANFFYの成長式  $L(x)$  から求めた。 $L$  (単位はcm) に対する  $G$  (単位はg) の関係は、 $G = 1.123 \times 10^{-5} L^{4.562}$  (相関係数0.657) で表される(北沢未発表)。一方、成長式は今岡・三栖(1970)によって決定された、 $L(x) = 39.19 [1 - \exp\{-0.208(x + 0.211)\}]$  (単位はcm) を用いた。さらに、 $P(x)$  は2歳以下では0%、3, 4および5歳に対してはそれぞれ5, 70および85%、6歳以上では100%と置いた(今岡1971)。ただし、Eq. (3)から明らかのように、総産卵量指数の計算では  $G(x)$ 、 $P(x)$  および  $L(x)$  には年変動がないと仮定されている。このようにして計算された、総産卵量指数に対する加入量指数の関係をFig 3に示した。同図から明らかのように、再生産関係が原点を通る直線となる ( $R(t+1) = 0.000631E(t)$ )。このことは、本海域のムシガレイの再生産関係において、密度効果がほとんど働いていないことを意味する。なお、このシミュレーション結果は、別に新しいものではなく、LOTKA (1922) が1920年代に理論的

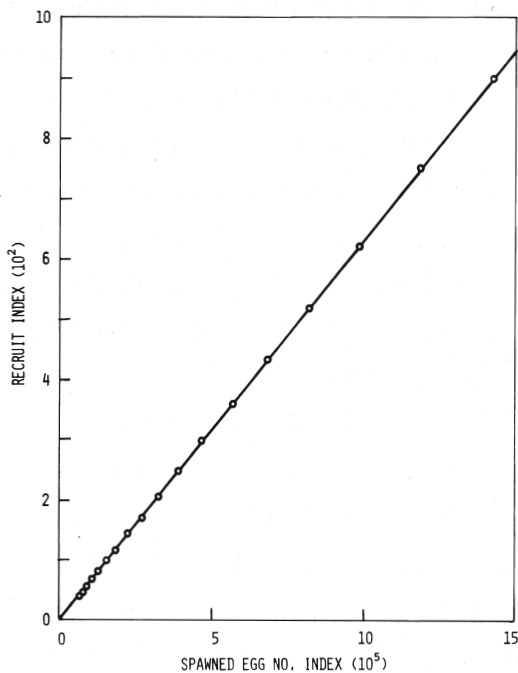


Fig. 3 シミュレーションによる総産卵量指数に対する加入量指数の関係

れる。ソウハチ、ニギスおよびアカムツではC P U Eは1970年代、1980年代ともに減少傾向にある。特に、アカムツとニギスではC P U Eの減少が顕著で、その減少傾向は統計学的に有意であった。一方、ムシガレイとイカ類ではC P U Eは1970年代後半まで若干の増加傾向にあったが、その後減少傾向に変わった。この長期傾向の検討は、対数変換されたC P U Eで行われたことに注意しなければならない。

ムシガレイの資源水準の低下に関しては、重要種間でのC P U Eの長期傾向の比較から次のように考えられる。上述のように、1970年代にムシガレイのC P U Eは若干増加した。これは、その資源量が増加したというより、むしろアカムツ、ニギスおよびソウハチ等の重要種の資源水準が低下するとともに、ムシガレイに対する漁獲圧が強められたことによると、考えるべきであろう。さらに、先に述べた、ムシガレイの銘柄別C P U Eの年変動から判断すると、特に若年魚に対する漁獲圧が強まったと見なされる。したがって、ムシガレイの資源水準の低下は、1970年代中頃から本個体群に対する漁獲圧が強められたことによる、と考えるのが妥当であろう。

さて、話をもう一歩進める。先に求めた $R$ と $E$ の関係を用いて、生産関係に密度効果が働かない資源状態での、全減少係数 $Z$ に対する有限時間増加率 $\lambda$ の関係を計算した(Fig. 4)。1980年代における本個体群の全減少係数約 $1.3\text{year}^{-1}$ に対する有限時間増加率は約0.8で(Fig. 4)、Fig. 2で推定された値と一致する。さて、現在の資源水準を維持するには、有限時間増加率を1に保たなければならない。したがって、現在の資源水準を維持するためには、 $Z$ を約 $1.05\text{year}^{-1}$ まで低下させる必要がある。

に、より一般的に導出した結果と同じである。すなわち、一定な環境の下で、雌の産卵数と生残率がそれぞれ年齢のみの関数ならば、その個体群は指数関数的に増減する。

さて、本ムシガレイ個体群の再生産関係に密度効果が本来存在しなかったとは考え難い。実際に、今岡(1976)は1960年代のデータから再生産曲線を決定し、密度効果の存在を示している。したがって、1980年代の本個体群の資源水準は、再生産関係で密度効果が働かないほど低下している、ということになる。

では、何が本個体群の資源水準をこれほどまでに低下させたのだろうか。この要因を見出す目的で、もう一度北沢ら(1989)の解析結果を借りる。彼らは、日本海西南海域で重要種であるムシガレイ、ソウハチ、ニギス、アカムツおよびイカ類について1969年から1985年までのC P U Eの年変動傾向を検討した。その結果は以下のように要約さ

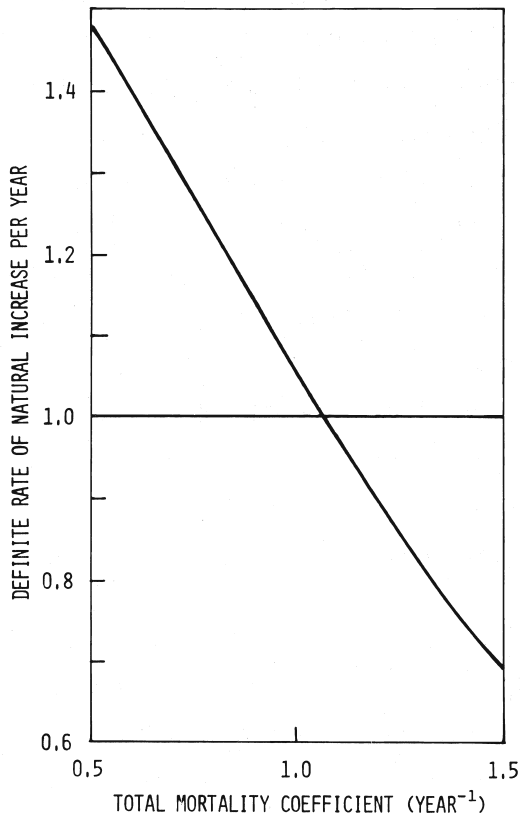


Fig. 4 再生産関係で密度効果が働かない資源状態における、全減少係数に対する有限時間増加率の関係

一方、有限時間増加率を1以上のある一定値に維持した場合、資源水準がその増加率で永久に増加するわけではない。すなわち、ある資源水準に達すると、密度効果が作用し始め、最終的には資源水準はある水準を中心に変動すると考えられる。しかし、Fig. 4からは最終的に到達する水準を予測することはできない、結局、この図は、現在の資源状態を改善するには $Z$ を約 $1.05\text{year}^{-1}$ 以下に低下しなければならない、ことを示すのみである。以上でムシガレイについては終わり、モデルの作成過程に移る。

### モデルの作成過程

本節では、ホッコクアカエビを例として性転換モデルの作成過程を示す。これを一般的に論じると複雑になるので、解析目的を次のように置いた。隣接的な雄性先熟の、社会調節機構を持たない種について、自然死亡係数 $\mu$ と性転換年齢 $X_s$ との関係を求める。周知のように、雌雄同体には同時的成熟と隣接的成熟がある。同時的成熟とは機能

的に同時に成熟することで、魚類では深海のエソ類で認められている。一方、隣接的成熟は性転換を行うもので、雄性先熟と雌性先熟に分けられる。雄性先熟は最初に雄として機能し、次に性転換を行って雌として機能する。その逆が雌性先熟で、雄がハレムやなわばりを形成するような社会調節機構を有する種が多い。雄性先熟の種では、社会調節機構を有する種は少ないようであるが、例えばクマノミの雌はハレムを形成する。適用例のホッコクアカエビは雄性先熟であるが、社会調節機構を有するかどうかは不明である。ここでは、簡単なために本種はそれを有しないものと仮定した。

性転換のような進化生態学のモデルの作成では必ず仮説が必要である。性転換モデルでは、生活史特性は有限時間増加率が最大になるように組み合わせられている、という仮説を置いた。漁業がなかった時代には、問題にしている個体群は生態学的時間スケールではある水準を中心に変動していたと考えられる。したがって、有限時間増加率 $\lambda$ は $\lambda = 1$ であると仮定する。この仮定によって、上述の仮説は、生活史特性は純繁殖率 $R_0$ が最大になるように組み合わせられている、という仮説に置き換えられる。実際のデータを適用する際には、この仮定は漁獲圧が加わっても短時間には生活史特性は変

化しない、という暗黙の仮定でもある。魚類の生活史特性が捕食圧や漁獲圧の増大によって変化したという報告は少なからずあるので (例えば, POWER and GREGOIRE 1978; 北野1974), この仮定には注意を要する。ここで, 純繁殖率 $R_0$ は, 0歳の1個体が一生の内に寄与する子供の数の期待値と定義される。

目的は, 仮説に従って純繁殖率を最大にする生活史特性の組合せを見出すことである。したがって, 純繁殖率を定式化する必要があり, そのためにまず次のような生活史モデルを考える。年齢0から繁殖開始年齢 $\alpha$ までの生残率 $L_m$ と繁殖開始年齢以降の年間生残率 $S (= \exp(-\mu))$ は一定である。本解析では性を取り扱うので, 性を制御するパラメーター $r(x)$ を導入し, それを次のように定義する。 $r(x)$ は年齢 $x$ の個体が雄として機能する割合で,  $0 \leq r(x) \leq 1$ の範囲をとる。例えば $r(x) = 0$ ならば,  $x$ 歳では雌として,  $r(x) = 1/2$ ならば,  $x$ 歳では $1/2$ は雌として,  $1/2$ は雄として,  $r(x) = 1$ ならば,  $x$ 歳では雄として機能する。このパラメーターを用いて, 年齢 $x$ の個体が雄として機能する相対的繁殖力 $m(r, x)$ は,

$$m(r, x) = ar(x) \quad (4)$$

で与えられると仮定した。ただし,  $a$ は年齢に独立な定数である。

一方, 年齢 $x$ の個体の産卵数 $f(r, x)$ は,

$$f(r, x) = b(x) (1 - r(x)) \quad (5)$$

で表されるものとする。ここで, 産卵数は一般に年齢とともに増加するので,  $b(x)$ は年齢の増加関数である。なお, Eq. (4)で,  $a$ を一定な定数と置いたことは, 雄としての繁殖能力が年齢によって変わらないことを暗黙内に仮定している。

上述の生活史モデルは純繁殖率をその定義から次のように与える,

$$R_0 = \sum_{x=\alpha}^{\omega} \{ (F/M) m(r, x) + f(r, x) \} L_m S^{x-\alpha} \quad (6)$$

ただし,  $\omega$ は寿命である。Eq. (6)で,  $F$ と $M$ はそれぞれ0歳の個体が一生を通して寄与する産卵数と雄としての相対的繁殖能力の期待値で,

$$F = \sum_{x=\alpha}^{\omega} f(r, x) L_m S^{x-\alpha}$$

$$M = \sum_{x=\alpha}^{\omega} m(r, x) L_m S^{x-\alpha}$$

によって与えられる。課せられた問題は,  $a, b(x), L_m, S, \alpha$ および $\omega$ が与えられたとき, Eq. (6)で定式化された純繁殖率を最大にする, 各年齢の $r$ を定めることである。換言すれば, 与えられた $a, b(x), L_m, S, \alpha$ および $\omega$ に対して $R_0$ を目的関数,  $r$ を制御変数とする最適制御問題となる。以上でモデルの作成と問題設定は終わった。少なくともこの辺りまでは水産資源の研究者の仕事で, 以降の具体的な解き方がわからなければ, それはその道の専門家に聞いてもよいであろう。

この問題はゲーム理論の問題であり (巖佐1985), 進化的に安定な戦略 (E S S) である $r(x)$ を



動的計画法によって得ることができる。ESSである  $M$  と  $F$  をそれぞれ  $M^*$  と  $F^*$  で表し、

$$V(x) = aF^*/M^* - b(x) \quad (7)$$

と置くと、 $r(x)$  の最適解  $r^*(x)$  として

$$\left. \begin{array}{l} V(x) > 0 \text{ ならば, } r^*(x) = 1 \\ V(x) < 0 \text{ ならば, } r^*(x) = 0 \end{array} \right\} \quad (8)$$

を得る。Eq. (8)は、 $V(x)$  が正ならば雄として機能せよ、逆に  $V(x)$  が負ならば雌として機能せよ、ということを示す。ところで、Eq. (7)の右辺の第一項  $aF^*/M^*$  は  $x$  歳の個体が雄として機能したときに期待される子供の数であり、第二項  $b(x)$  は雌として機能したときに期待される子供の数である。 $V(x)$  は両期待値の大小関係を表しているの、Eq. (8)が生物学的に意味するところは自明である。

上で得られた結果をホッコクアカエビに適用してみよう。Fig. 5は新潟県水産試験場(1986)のデータを用いて年齢と抱卵数の関係を図示したものである。同図から明らかなように、5歳以上では年齢  $x$  に対する抱卵数  $b(x)$  の関係は  $b(x) = 46.0x^2 + 538$  (相関係数1.0) で表される。ただし、Fig. 5で ( ) の点は9歳の抱卵数で、1個体だけのデータであり、上述の関係の計算では除いた。この関係を用いて、種々の成エビの生残率  $S$  に対する  $V(X_s) = 0$  を満たす性転換年齢  $X_s$  の関係を Fig. 6の実線で示した。ただし、繁殖開始年齢  $\alpha$  を2才、寿命  $\omega$  を無限大と置いた。なお、この計算では  $a$  と  $L_m$  の値は必要ない。Eq. (8)から、Fig. 6の実線の上側と下側がそれぞれ雌と雄の年齢領域である。もし漁獲圧が本種の生活史特性を変えないとするならば、本種では雌へ転換する年齢は約5歳と報告されているので(新潟県水産試験場1986)、自然死亡率(=  $1 - S$ )は年間0.3-0.4となる。

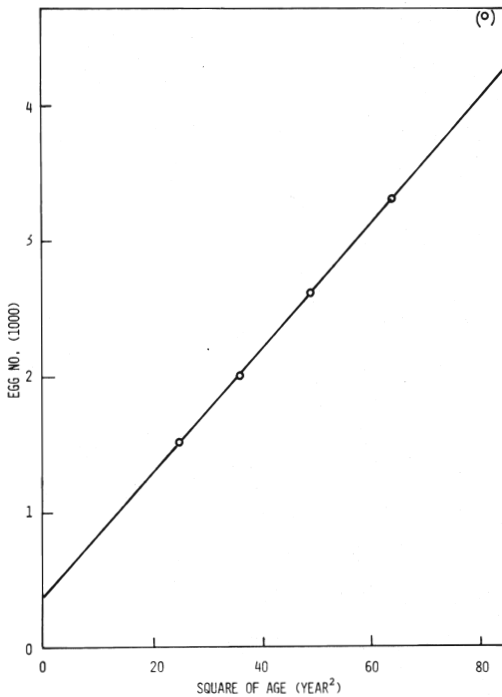


Fig. 5 ホッコクアカエビの年齢と抱卵数の関係

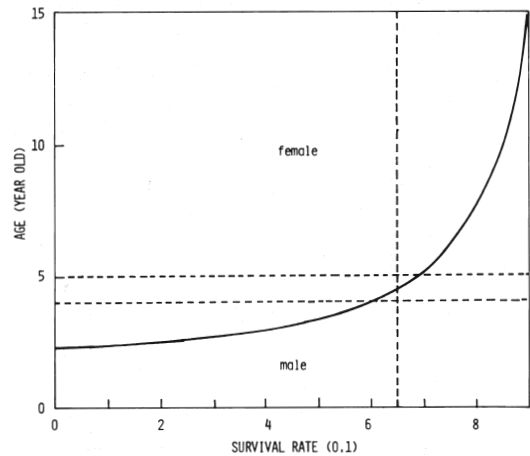


Fig. 6 生残率に対する  $V(X_s) = 0$  を満たす年齢  $X_s$  の関係 (実線)。生残率軸に平行な2本の破線はそれぞれ年齢4歳と5歳を、年齢軸に平行な破線は生残率0.65を表す

上述の、年間生残率に対する性転換年齢の計算は、連続形として計算された。しかし、実際の性の転換は離散的に起こる。例えば、 $S=0.65$ に対する性転換年齢は連続形では約4.4歳である（Fig. 6の破線）。したがって、性転換は離散的に起こるので、もし $S=0.65$ ならば、4歳の一部の個体が雌へ性転換する可能性がある。このことを考慮して、 $S=0.60$ 、 $0.65$ および $0.70$ について年齢別の性比を算出したのが、Fig. 7の実線である。同図の破線は1985年2月に観察された年齢別性比である（新潟県水産試験場1986）。Fig. 7からわかるように、 $S=0.65$ に対する年齢別性比の理論値はその観察値とよく一致する。

これまでに展開されてきた考え方を検証する方法は、現在のところ上で得られた年間自然死亡率0.35の正しさによる以外ない。本種では自然死亡係数のよい推定値がない（Table 2）。しかし、本種の繁殖開始年齢と寿命がそれぞれ2歳と9歳程度と報告されていることを考慮するならば（新潟県水産試験場1986）、自然死亡率0.35はほぼ妥当なようである。このように、ホッコクアカエビの性転換は size advantage model (WARNER1975) によって大体説明できると考えられる。

ここで展開された、自然死亡係数と性転換年齢の関係は、自然死亡係数の決定に用いられる可能性があるため、その弱点を指摘しておく。一般に、生活史特性からのパラメーターの推定値は必ず漁獲圧の影響を受ける。影響の程度は、漁獲がなかった時代での、遺伝的基礎を置く生活史特性のばらつき

の大きさと、漁獲圧の強さに依存する。これは、先に述べたように、生活史特性が漁獲圧によって変わらない、という仮定に起因するものである。

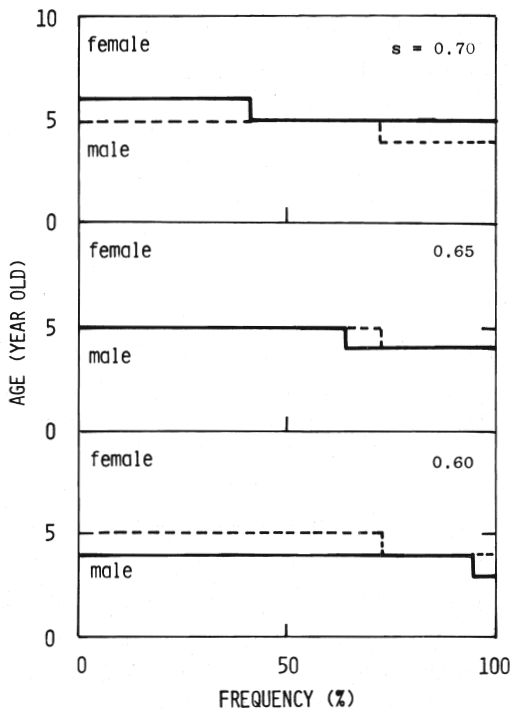


Fig. 7 生残率0.60、0.65および0.70について理論的に決定された年齢別性比。破線は観測値

Table 2 ホッコクアカエビの自然死亡係数  $M$  ( $\text{year}^{-1}$ ) 推定値の比較

Niigata Pref.	
Fish. Exp. Stat. (1986)	0.73
Tanaka's formula*	0.32
This study	0.40

\* $M=2.5/X$ .

## おわりに

報告書に追われて、手軽なソフト化された解析法を利用されることはよく理解できる。しかし、資源研究でソフト化された解析法を実際に用いることは案外難しく、かなりの基礎知識を要する。ソフト化された解析法を利用される際には、生のデータや過去の経験から得られた仮説を基に、それを用いられることをお勧めしたい。そうすることによって、ソフト化された解析法によるデータ解析の際に犯す誤りは少なくなるであろう。(例えば、ホッコクアカエビの自然死亡係数が約 $0.7\text{year}^{-1}$ と推定されるようなことはなくなるであろう)

いずれにしても重要なことは、パラメーターの単なる推定ではなく、限られた資料から様々な手段で情報を抽出・統合し、論旨が首尾一貫した物語をいかに作るかということである。このような意味で、ソフト化された解析法以外にも仮説に基づいて解析を種々工夫されることが望まれる。また、それは新しい知見をもたらす可能性もある。

## 文 献

- HARDING, J. P. (1949) The use of probability paper for the graphical analysis of polymodal frequency distributions. *J.Mar.Biol.Assn.U.K.*, 28, 141-153.
- 今岡要二郎 (1971) 日本海西南海域およびその周辺海域産ムシガレイの漁業生物学的研究-II. 成熟と産卵について. 西水研報, 39, 51-63.
- 今岡要二郎 (1976) 日本海西南海域およびその周辺海域産ムシガレイの漁業生物学的研究. 学位論文, 1-117.
- 今岡要二郎・三柄 寛 (1970) 日本海西南海域およびその周辺海域産ムシガレイの漁業生物学的研究. 第1報 年齢と生長について. 西水研報, 37, 51-70.
- 巖佐 庸 (1985) 生物の行動と生長に関する適応戦略論. 生物物理, 25, 10-15.
- KITAHARA, T. (1985) Characteristics of yearly fluctuation in the size of tile fish population in Wakasa Bay and its mean generation time. *Bull.Japan Soc.Sci.Fish.*, 51 (2), 239-246.
- 北野 裕 (1974) スケトウダラの資源について, 西脇昌治編 資源生物論. 東京大学出版会, 東京.
- 北沢博夫・大阿久俊郎 (1982) 若狭湾における小型底びき網漁業の投棄魚について. 日水誌. 48 (8), 1089-1093.
- 北沢博夫・藤川裕司・安達二郎・田中伸和 (1989) 日本海西南海域およびその周辺海域における近年のムシガレイの漁獲と資源の動向. 日水誌. 55 (8), 1297-1304.
- LOTKA, A. J. (1922) The stability of the normal age distribution. *Proc.N.A.S.*, 8, 339-345.
- 新潟県水産試験場 (1986) 昭和60年度新潟県沿岸域漁業管理適正化方式開発調査報告書.
- POWER, G. and GREGOIRE, J. (1978) Predation by freshwater seals on the fish community of Lower Seal Lake, Quebec. *J.Fish.Res.Board.Can.*, 35, 844-850.
- WARNER, P. R (1975) The adaptive significance of sequential hermaphroditism in animals. *Amer.Natur.*, 109, 61-109.