

水産資源管理談話会報

第 2 号

日本鯨類研究所 資源管理研究所

1991年4月

目 次

お知らせ 2
北田 修一 (日裁協) (論文内容の要旨) 標識再捕に基づく種苗放流の 評価に関する統計学的研究.	3
松田 裕之 (中央水研) 資源管理における3つの不確実性について	20
『水産資源管理談話会』について	30

法人 日本鯨類研究所
資源管理研究所

〒104 東京都中央区豊海町4-18 東京水産ビル
03-3536-6521
Fax 03-3536-6522

お知らせ

『水産資源管理談話会報 第2号』をお届けします。この号は1991年2月4日に開かれた第2回談話会の記録です。日裁協の北田修一氏と中央水研の松田裕之氏にお話をお願いしました。北田氏の論文の全文は下記に印刷刊行されていますので、詳細をお知りになりたい方は、これをご覧ください。

北田修一：標識再捕に基づく種苗放流効果の評価に関する統計学的研究。 栽培資源調査検討資料，（社）日本栽培漁業協会，1991 No. 6, pp.96 （1991年3月）。

1990年12月17日に第1回の幹事会を開催いたしました。そこで、談話会での今後の話題についてご検討をいただきましたが、一つの長期的研究テーマとして、不確実性、情報不足の状況のもとでの資源管理問題、を取り上げることとしました。松田氏の報告は、この最初の話題としてお願いしたものです。これからしばらくの間、色々な面からこの問題を考えていきたいと思えます。

第3回の談話会は4月8日に開催され、マグロ資源の問題、特にVPAの問題が取り上げられました。この会合の報告は、第3号としてお届けする予定です。

第4回の談話会は7月15日を予定しています。エキスパートシステムやファジー制御の問題を話題にしたいと考えています。

（田中昌一）

論文内容の要旨

標識再捕に基づく種苗放流効果の 評価に関する統計学的研究

北田 修一 (日本栽培漁業協会)

種苗放流の効果算定は、栽培漁業の経済的成立を検討する上で必須である。放流効果の評価には種々の方法が試みられてきた。放流魚と天然魚を識別する標識放流は、効果の算定に不可欠で基本的な手法である。従来、効果算定は標識魚の再捕報告から回収率を計算する方法によって行われてきたが、標識の脱落や再捕報告もれが大きく回収率が過小推定される場合が多いことが明らかとなった。このため、最近では研究者が直接市場に出向き、水揚げからのサンプリングを行って標識等によって識別された放流魚の混獲状況を調査するいわゆる混獲率調査が主流となっている。この方法は放流効果を直接推定する有効なものであるが、調査方法や推定精度については十分な検討がなされていないのが現状であり、方法論確立への要望は緊急かつ強いものである。

一方、種苗の放流に関しては、効率的な資源添加が要求される。放流種苗は放流後の比較的短期間に大きく減耗することが多いと考えられており、重要な問題となっている。この原因としては、種苗の質（種苗性）と放流技術の良否が考えられているが、初期減耗の過程を数理的に解析する手法が十分ではないため不明な点が多い。初期死亡の時期と大きさ（程度）について数量的な知見を得ることができれば、種苗の質や大きさ、あるいは放流方法、放流場所と初期生残率との関係を知り、健苗の生産方法や、有効な放流計画や保護手法などの資源添加への対応策が明らかになってくるはずである。

本論文は上記の課題に対し、水揚げ市場でのサンプリングによる放流効果の直接推定法と標識再捕データに基づく初期死亡過程の解析法を提唱したものである。

なお、種苗放流の効果としては放流魚の回収（直接効果）のほかに、放流魚の再生産による加入量の増大（再生産効果）があるが、本論文では直接効果についてのみ扱った。

市場でのサンプリングによる放流効果の推定法

本章では、放流効果を直接推定することを目的として、放流魚の水揚げ尾数、総水揚げ尾数、放流魚の混獲率、回収率、放流魚による水揚げ金額をその分散とともに推定する方法を導出した。これらは、第1段を市場の抽出、第2段を調査日の抽出とするいわゆる2段サンプリングを前提としたサンプリング理論に基づく推定方法である。市場の抽出は、単純ランダムサンプリング、水揚げ規模に比例した確率抽出、層別等確率抽出を考察した。一般に、規模比例抽出の方が単純ランダムサンプリングより推定精度が良いが、実際の調査を想定した非復元抽出では市場をそれぞれの抽出確率でサンプリングすることは抽出市場数が2以上の場合困難である。実用を考慮すると、規模比例の非復元抽出の一種である層別等確率抽出を良い推定法と判断した。

福島県のヒラメの調査データへの適用例では、1987年放流魚の1988年末までの回収率とその95%信頼区間は $0.207[0.097, 0.317]$ と推定された。信頼区間が広がった原因を検討したところ、放流魚を含む市場当りの水揚げ尾数の市場間分散が大きいことが第一の原因であることがわかった。市場毎に漁法や水揚げ量が異なっており、漁法による年齢の選択性と努力量の市場間の差が起因してこのような結果が得られたと判断した。漁法および漁獲量でデータを事後層別し、底曳網について層別の効果を検討したところ、放流魚の水揚げ尾数と総水揚げ尾数の推定において、推定分散は0.68, 0.81にそれぞれ減少した。混獲率については、分散は1.53に増加した。これは、混獲率の分散の推定式において、共分散に関する項をマイナスすることに起因するが、分散の増加は絶対値としては小さく、信頼区間に殆ど影響を与えない。層別推定によるこれらの結果は、シミュレーションによっても追認された。漁法および漁獲量によって母集団の市場を層別し、そこから単純ランダムサンプリングによって調査市場を抽出する層別抽出は有力である。福島県の場合、母集団の市場は14と比較的少ないが、この方法は母集団が大きくなるほど有効である。

推定誤差が大きくなる第二の原因は、毎日の水揚げ尾数の市場内分散で、漁獲量の季節変動が影響していると考えられた。本論文ではデータが十分ではないため、月毎の解析はできなかったが、月毎の調査データから推定を行い、その結果を年齢毎の推定に必要な月数合計すれば精度が良くなると考えた。これは月(時間)による層別である。調査の範囲が地理的に広い場合には、調査範囲をいくつかの地区に層別することも実際的である。調査日の抽出については、月内のランダムサンプリングを前提としたが、実用上は等間隔抽出で十分である。

この方法では、データから推定した1日当たり水揚げ尾数の市場内分散および市場当たり水揚げ尾数の市場間分散を用いて、市場抽出数と調査日数に対する放流魚と総水揚げ尾数、あるいは混獲率の推定精度の等値線を表示することができる。等値線の検討から、市場間分散が大きい適用例の推定精度の向上には市場数の増加が必要

なことがわかった。層別推定の場合は、市場間分散が小さくなる分、調査日を増やす効果もみられた。等値線を書くことによって、あらかじめ設定した精度に対する必要標本数（市場および調査日）を知ることができ、効率的なサンプリング戦略の検討が可能になる。

本適用例から想定されることは、この種の調査においては、漁法による年齢の選択性と市場毎の水揚げ量の変動が起因して、年齢別水揚げ尾数の市場間分散が大きくなることである。この状況に対して、推定精度をあげるには、市場を漁法で先ず層別することである。調査する魚がどの漁法でとられたのかがわかることがこの前提であるが、沿岸漁業においては、多くの魚種と場所でこれが可能である。一般に、漁協では漁法別の水揚げ量が把握されているので、さらに、層別した漁法毎に水揚げ量で層別することで、一層の精度の向上が期待できる。

水揚げ尾数の市場内分散が大きくなる要因としては、季節による水揚げ量の変動があげられる。これに対しては、季節毎、あるいは月毎に放流効果を推定することで精度の向上が期待できる。年間の水揚げ尾数は、月毎の結果を12ヵ月合計して推定する。この分散は、月毎の分散を12ヵ月加えることで推定できる。この時の \hat{R} は12ヵ月の \hat{M} 、 \hat{N} の合計値から求めれば良い。 \hat{R} の分散は、12ヵ月積み上げた \hat{M} 、 \hat{N} の分散および共分散を用いて推定できる。本事例では、月毎にみるとデータが不十分なところもあったため、月別の解析は行わなかったが、今後は、それぞれの市場で毎月複数日の調査を行って、月別の解析を行うのが望ましい。この他、推定に必要な重要データとして各漁協での漁法別水揚げ日数を調べておく必要がある。

最後に、サンプリングと調査の具体的方法を整理すると次のようになる。

1. 漁協別に前年の漁法別水揚げ重量を整理し、それぞれの漁法別に1つの市場とみなす。そして、漁法で市場を先ず層別し、さらに水揚げ重量に応じて市場を層別する。
2. 各各の層毎に市場に番号をつけておき、この中から必要な市場の数だけ乱数を用いて単純ランダムサンプリングによって毎年抽出する。
3. 市場が抽出されたら、月毎に必要な調査日を抽出する。調査日の抽出は、実用性、有効性からみて、月内の等間隔抽出で良いと考えられる。
4. 調査日毎に対象種の全水揚げ個体の年齢と放流魚の識別について調査を行う。
5. 月毎に M 、 N 、 S^* を推定し、年齢区分に必要な月数を加えて年齢に対する推定を行う。 R はここで得られた \hat{M} 、 \hat{N} を用いて推定する。
6. 放流場所や漁場などに起因して、市場によって放流魚の水揚げにきわ立った差が予想される場合には、それによって層別することも考えられる。

7. 必要市場数および調査日数は、調査データのある場合に限り、本論文で示した精度の等値線から任意の精度に対して決めることができる。

なお、休漁日の翌日が他の日と比べて明らかに水揚げが多いという規則性を持つ場合は、これを考慮する必要が生じるかも知れない。また、漁船の規模等が比較的そろっていて、しかも当該魚種の水揚げ隻数が容易に知れる場合には、水揚げ隻数を利用することも考えられよう。

本方法では、標本の年齢は誤差なく知られると仮定した。査定誤差の影響については検討しなかったが、年齢が大きくなるほど査定誤差は大きくなると考えられる。本方法は、年齢査定誤差が比較的小さい魚種や年齢群を対象にするのが、実際的である。

標識再捕データに基づく初期死亡過程の解析法

本章では、初期死亡過程において、死亡係数が1つの変化点を境にしたステップ関数であるとして、変化点およびその前後の漁獲係数 F 、全減少係数 Z 、自然死亡係数 X を最尤推定する方法を導いた。死亡係数は、変化点がある場合で2つのモデル (F 一定, Z_1, Z_2 と F_1, F_2, Z_1, Z_2) を用い、比較のために F, Z 一定のモデルも加えた。データ発生モデルとしては、先ず、従来から広く用いられてきた多項分布 (全尤度) モデルのほか条件付多項分布モデル (条件付尤度) を用いた。次に、多項分布の正規近似モデルを示し、これにバラツキのパラメータ σ^2 (1 より大きい) を考慮した正規近似モデルを考えた。このモデルはディリクレ多項分布の正規近似になっていると考えられる。ディリクレ多項分布は、多項分布の確率 P_1, P_2, \dots, P_{k+1} がディリクレ分布に従ってゆらいている場合の確率モデルで、ベータ2項分布の k 次元への拡張になっている。多項分布は単純ランダムサンプリングの時のモデルであるが、ディリクレ多項分布は分散共分散が多項分布の σ^2 倍になっており、サンプリングが単純ランダムでない場合に対応している。

最尤推定値は条件付尤度のモデル以外は、最適化法の数値計算によって対数尤度関数を直接最大にしてパラメータを推定する (適用例の計算ではシンプレックス法を用いた)。推定されたパラメータの漸近的な分散共分散は、ヘシアン行列の逆行列として数値計算で求めなければならない。条件付尤度を用いるモデルでは、 Z は数値計算で推定するが、計算の簡単な2分法で十分である。 F, X の推定量を導出し、さらに、これらの漸近分散も定式化した。どのモデルが適当かはAIC (赤池情報量規準) によって判断する。

瀬戸内海でのマダイの標識放流再捕データへの適用例では、Red, White の両放流群とも死亡係数のモデルは、 F_1, F_2, Z_1, Z_2 のモデルが AIC が最も小さく、このモデルが選択された。データ発生モデルとしてはディリクレ多項分布の正規近似モデルが選択された。多項分布モデルは適合度検定でも棄却されたが、この原因は日々の再捕尾数のバラツキが大きいことである。適用例では、種苗は低速で航行する船上から漁場内に分散放流し単純ランダムサンプリングを配慮したが、放流魚のパッチ状の分布を避けることはできなかったと考えられた。野外調査では多項分布の仮定は成立しない場合が多く、現状ではこの場合に使えるモデルはここで提案されたディリクレ多項分布の正規近似だけである。この近似の程度については今後の検討に待たねばならないが、実用上有力な方法である。

ディリクレ多項分布の正規近似モデルで推定された変化点は両放流群とも 14 日で、放流後 2 週間程度で死亡率が小さくなる可能性が示唆された。死亡係数の推定値は両者よく似た値であった。両群の再捕尾数の変化は非常に似ており、データをよく反映した結果が得られた。一方、多項分布モデルでは、Red が White に比べて死亡率が大きく、変化点も Red が 6 日、White が 14 日と大きく異なった推定結果が得られた。本質的に変化点の推定は日々の再捕尾数のバラツキに影響されるため、データのバラツキが大きい場合は、これを過小評価する多項分布では誤った推定をする危険性が高い。適用例の多項分布の解析はこの事例になっている。データ解析にあたっては、先ず多項分布の適合度検定を行うことが肝要である。仮説が棄却された場合はディリクレ多項分布の正規近似モデルでさらに解析を深める。

適合度検定によって多項分布の仮定が棄却されない場合は、条件付尤度で推定するのがきわめて実用的である。適用例では、全尤度による推定と条件付尤度による推定で、点推定値は完全に一致した。漸近分散についても F, Z とともに一定の場合は一一致した。変化点を仮定した場合でも \hat{F} の分散が条件付尤度でわずかに大きい、 \hat{Z} の分散については両者で一致した。条件付尤度による推定の最大の利点は計算時間が極端に節約されることである。適用例の 2 つの放流群の解析では、全尤度で約 6 時間を要したが、条件付尤度ではわずか 5 分で終了した（計算機：PC9801RA）。条件付尤度では、 X の分散は今後の検討に残されたので、変化点を仮定した場合は先ず条件付尤度でそれを推定し、推定された変化点についてだけ全尤度で解析するのが効率的である。

放流魚の 14 日までの死亡率は両群とも約 90% と推定された。実験漁場としては比較的狭い範囲を設定したため、放流直後からかなりの逸散がみられたことが主な原因と考えられた。今後は広範な調査体制の検討も必要である。両放流群の自然死亡係数の差の検定は種苗性の比較をする上で有効であるが、適用例のような同じ漁場で同時に実験している場合、自然死亡係数間の相関を考慮しなければならない。

これについては多変量正規分布による同時推定が考えられ、今後の興味ある検討課題となっている。

なお、本研究では変化点を1つとしてモデルを構成したが、 F と M がそれぞれ異なる変化点を持つ場合も想定される。この場合の推定については検討しなかったが、基本的には再捕確率 P_i をデータの発生に応じて与えれば、同じ手続きで推定できると考えられる。計算が複雑になるので、全尤度を用いて数値計算による推定を行うことになる。

論議

本研究では、放流魚や天然魚の水揚げ尾数の直接推定法および初期死亡過程の推定方法を提案した。これらの方法は放流魚だけでなく、天然魚即ち通常の資源調査でも使用できる一般的な方法である。今後、これらの方法を用いた解析事例が積み重ねられることによって、種類の魚種や海域での放流効果や死亡率が徐々に明らかになってくることが期待される。同時に放流魚を含めた年齢別漁獲尾数の推定とそれに基づく資源の評価が行われよう。天然の資源が豊かであれば、種苗を放流する必要はないので、常に天然資源の動向を把握しつつ、種苗放流の計画や資源の利用方法を考える必要がある。沿岸漁業資源においても、昨今、資源管理の必要性が強調されているが、その第一歩はできるだけ正確に資源の現状を評価することであり、本論文で提案した水揚げ尾数の推定方法が役立つはずである。これらの方法を実際に用いる場合、最も重要なのはデータのサンプリング計画である。

本研究でみたように、水揚げ尾数の推定についてはサンプリング理論によって必要な精度に見合う調査計画を決めることができるが、そのためには調査計画の段階から、調査単位の抽出に確率抽出の考え方を導入する必要がある。本研究では、層別2段サンプリングによる総量推定と比推定をとり扱った。今後は、ここでとりあげた問題に限らず母集団の様子やデータの扱える状況に応じて、クラスターサンプリングや多段サンプリングによる総量や平均あるいは比の推定が重要な役割りを果たすものと予想される。推定精度の向上には、層別サンプリングが実用的で有効な方法である。

死亡係数の推定値は様々な原因によって影響を受けるが、これらはRicker (1958)によって系統的誤差として、A型、B型、C型に分類されている。A型の誤差原因とは放流前の標識魚の減耗や再捕の報告もれ、B型のそれは標識装着による死亡(標識死亡)や標識の脱落あるいは調査域外への標識魚の逸散、C型については標識魚や努力量の漁場内での不均一分布である。A型の誤差原因は漁獲係数に影響を与え、B型のそれは全減少係数に影響し、他のパラメータの推定値にも影響を与える。C型の誤差原因はランダムサンプリングを妨げるものと考えられるが、これは全て

の推定値に影響する。実験を計画する場合には、これらに対して十分な注意が必要である。実際には、誤差の原因を完全にとり除くことは難しいが、魚種や実験の場所や方法をうまく選択すれば、意味のある推定結果を得ることは可能である。

上記の誤差原因に対応するように配慮した実験としては、Kitada and Shiota (1990) のガザミの事例がある。通常、この種の実験では漁獲係数は自然死亡係数に比べて極端に小さく推定されるが、この場合は、漁獲係数が大きく自然死亡係数は小さく推定された。再捕データの多項分布の検定は棄却されなかったが、推定値の誤差がかなり大きい結果となっており、この原因は毎日の再捕尾数のバラツキと考えた。

Hiramatsu and Kitada (1991) は自然死亡がないモデルをこのガザミのデータにあてはめ、自然死亡があるモデルよりも小さい AIC の値を得た。この場合の推定値の誤差は小さくなり、誤差が大きかったのは再捕尾数のバラツキが原因ではなく、不必要なパラメータ（自然死亡係数）をモデルに入れていたためであると判断した。この一連の実験と解析を通じて、成ガニの自然死亡は、老化によって死亡率が高くなるまでの期間については、無視できることが明らかとなった。この例は、データのサンプリングのみならず、データの解析やモデルの選択もまた重要であることを示している。

第 4 章の事例解析のマダイのデータでは、多項分布モデルは適合度検定で棄却された。この原因は、標識魚のパッチ状の分布であり、Ricker (1958) のいう C 型の誤差原因にあっている。上記のガザミの例でも、マダイの適用例でも放流は分散放流としたが、多項分布モデルはガザミでは棄却されず、マダイでは逆に棄却された。このことは標識放流されたガザミが天然の成ガニであり、マダイが人工種苗であったことに関係があると考えられる。魚種や成長段階によって群行動の程度が異なることを示唆している。また、人工種苗は飼育の経歴から考えてパッチ状の分布をしやすいことも考えられる。アユでは人工種苗の方が天然種苗に比べてパッチ状の分布をし易いことが報告されている (Tsukamoto and Uchida, 1990)。

標識再捕あるいは漁獲のモデルとしては、多項分布が用いられてきた。漁業によるサンプリングを前提とする水産資源についての解析の場合、魚のパッチ状の分布という生態的特性と効率良く（まとめて）漁獲するという漁具の特性に起因して、多項分布の仮定、即ち単純ランダムサンプリングの仮定は成立しない場合が多いと考えられる。このことは、一般に他の生物の野外調査においても起こりうることである。この状況に対しては、近似についての統計的な検討を今後に残してはいるが、本研究で用いたディリクレ多項分布の正規近似モデルが唯一有効である。

我がが推定したいのは母集団の様子、即ちそれを表現するパラメータである。これを偏りなく、しかも精度良く推定するには、どのようなサンプリングによってデータをとれば良いのかということを考えることが重要である。分布型を仮定するパラメトリックなモデルの場合は、データとモデルの適合についてもチェックする必要が

ある。ともすれば、データの解析に重点がおかれることが多いが、理論的に優れた方法で解析してもデータのとり方に問題があれば、得られた解析結果に意味を見つけることはできない。逆に、データのとり方に問題はなくても解析のモデルが適当でなければ、誤った結論が導かれることも本論文のマダいの適用例でみてきた。実際にデータをとることは多くの経費と労力を要し、簡単ではないが、今後は、データのサンプリングに確率抽出を導入し、単純ランダムサンプリングが行われるよう留意することが肝要である。データの解析についても、パラメトリックなモデルの場合は、モデルへの適合の検定や AIC による他のモデルとの比較を行って、適切なモデルを選択する配慮が必要である。

以上、本論文では種苗の放流効果の直接推定と初期死亡過程の解析に関する新しい 2 つの方法を提案した。

今後はさらに、計画的なサンプリングの下でこれらの方法を実際の場に適用し、放流効果や初期死亡過程の解析事例を積み重ねていく必要がある。

(付録)

適用例として扱った福島県でのヒラメの放流効果と瀬戸内海でのマダイの初期死亡の推定について、論文中から図表を抜粋した。表と図の番号は論文の番号をそのまま用いてありますが、近々、論文(全文)が印刷公表されるので、そちらを参照していただければ幸いです。

[ヒラメ]

- Table 3.8 福島県の調査データから推定した1987年級ヒラメの1988年における放流魚水揚げ尾数と総水揚げ尾数
- Table 3.9 漁法及び水揚げ重量によって層別した場合の市場間分散の比較
- Table 3.10 底曳網についての層別の有無による推定結果
- Fig. 3.2 市場数、調査日数と精度の関係(放流魚)
- Fig. 3.5 底曳網について層別したときの市場数、調査日数と精度の関係(放流魚)
- Fig. 3.6 層別した場合の市場数、調査日数に対する精度の向上

[マダイ]

- Table 4.3 'White' に対する全尤度、条件付尤度による推定結果(多項分布モデル)
- Table 4.5 'Red' に対する正規近似モデルによる推定結果
- Table 4.6 'White' に対する正規近似モデルによる推定結果
- Fig. 4.1 'Red' の再捕尾数と理論値の経時変化
- Fig. 4.2 'White' の再捕尾数と理論値の経時変化
- Fig. 4.3 'Red' の多項分布モデルでのAICの動き
- Fig. 4.4 'White' の多項分布モデルでのAICの動き
- Fig. 4.5 'Red'、'White' に対する条件付尤度の動き
- Fig. 4.8 'Red' の正規近似モデル($\sigma^2 > 1$)でのAICの動き
- Fig. 4.9 'White' の正規近似モデル($\sigma^2 > 1$)でのAICの動き

Table 3.8: Estimates of M , N and R and variance estimates based on the data in Table 3.2~3.6. 95% confidence intervals are shown in parentheses.

	M	N	R
Estimate	50978	152076	0.335
95% C. I.	[23860, 78097]	[102970, 201183]	[0.199, 0.472]
W. Var.* ¹	6837×10^4	29268×10^4	
B. Var.* ²	12307×10^4	33504×10^4	
Var.	19144×10^4	62772×10^4	4.9×10^{-3}

*¹ 1st term of variance equations related to within variance

*² 2nd term of variance equations related to between variance

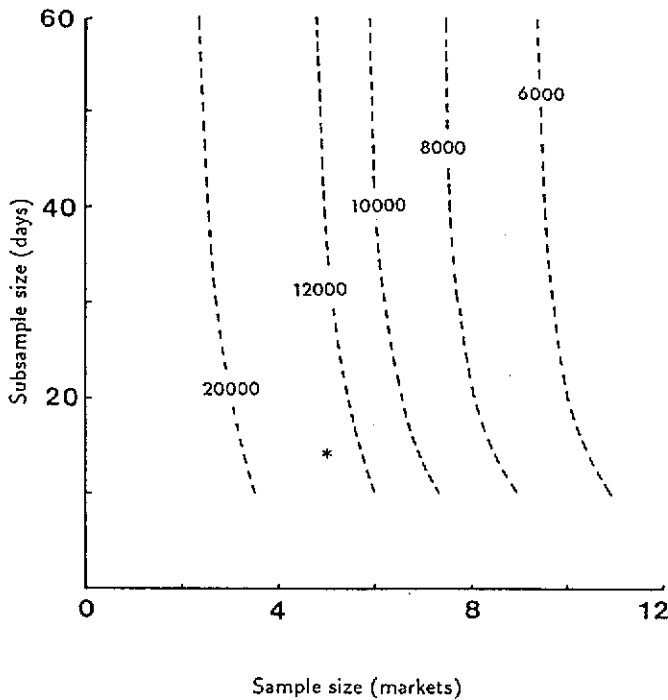


Fig. 3.2: Relation between sample size and subsample size for estimates of $SD(\hat{M})$ in Fukushima Prefecture.

* Present value of estimate of $SD(\hat{M})$.

Table 3.9: Between variances of fish landed on each market for the population of 14 markets and for the subpopulation of six trawl markets. The population is divided into two subpopulations of trawl markets and gill net markets. The subpopulation of six trawl markets is divided into two strata according to annual catch in weight. First stratum is Haragama market and 2nd stratum consists of other five markets, and data are assumed to be sampled from each stratum.

Population	$\hat{\sigma}_{M_b}^2 (\times 10^3)$	$\hat{\sigma}_{N_b}^2 (\times 10^3)$
Trawl + Gill net	4535	12345
Trawl	740	17860
Trawl (stratified)	208	11086

Table 3.10: Estimates and variance estimates of M , N and R for trawl fisheries when posterior stratification is performed or not. The subpopulation of six trawl markets is divided into Haragama market and other five markets and data are assumed to be sampled from each stratum.

	M	N	R
Not stratified			
Estimate	15033	61361	0.245
95% C. I.	[10507, 19559]	[41712, 81010]	[0.207, 0.283]
W. Var.* ¹	2668×10^3	36206×10^3	
B. Var.* ²	2665×10^3	64297×10^3	
Var.	5333×10^3	100503×10^3	3.7×10^{-4}
Stratified			
Estimate	14096	57579	0.245
95% C. I.	[10362, 17830]	[39845, 75314]	[0.198, 0.292]
W. Var.* ¹	2761×10^3	35677×10^3	
B. Var.* ²	868×10^3	46192×10^3	
Var.ST	3629×10^3	81869×10^3	5.7×10^{-4}
Efficiency* ³	0.68	0.81	1.53

*¹ 1st term of variance equations related to within variance.

*² 2nd term of variance equations related to between variance.

*³ Var.ST / Var.

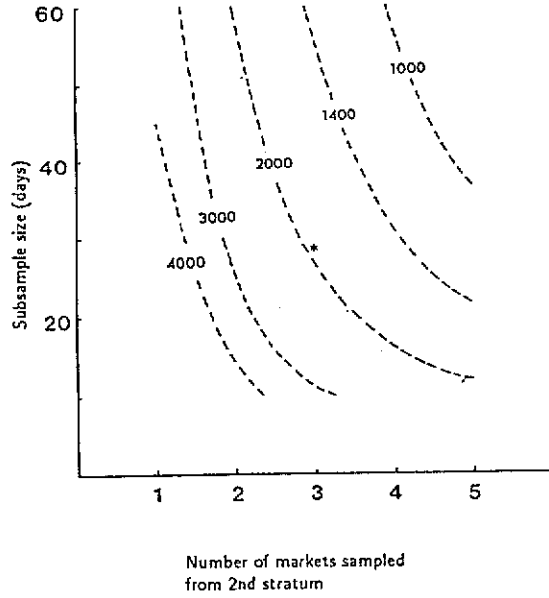


Fig. 3.5: Relation between sample size and subsample size for estimates of $SD(\hat{M}_{ST})$ landed by trawlers, when posterior stratification is performed according to annual catch in weight. First stratum is Haragama market and 2nd stratum is for other five markets, and data are assumed to be sampled from each stratum.

* Present value of estimate of $SD(\hat{M}_{ST})$.

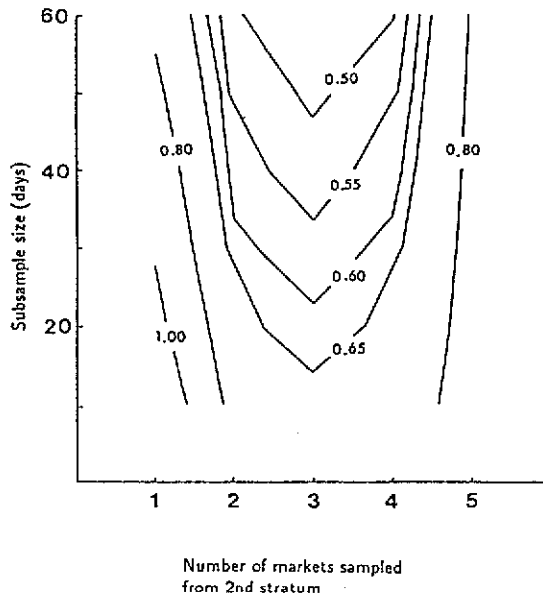


Fig. 3.6: Efficiency of stratification when Haragama market and three trawl markets are assumed to be sampled from each stratum. The contour line shows the value of $\hat{V}(\hat{M}_{ST})/\hat{V}(\hat{M})$.

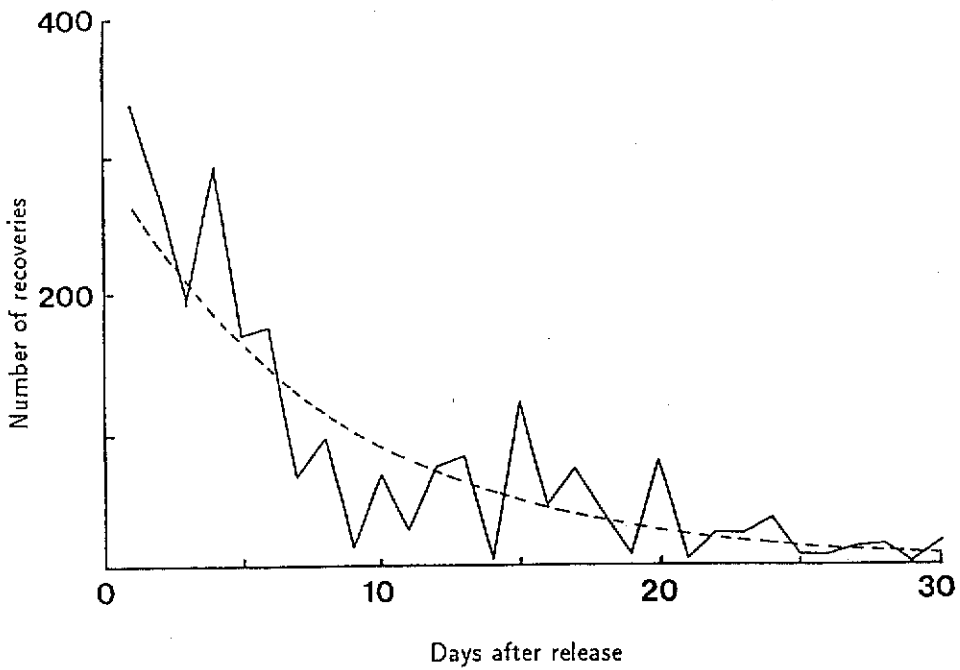


Fig. 4.1: Observed frequencies (—) of 'Red' and expected frequencies (---) based on truncated exponential distribution with scale parameter of 0.1174. The truncation point is 30.00.

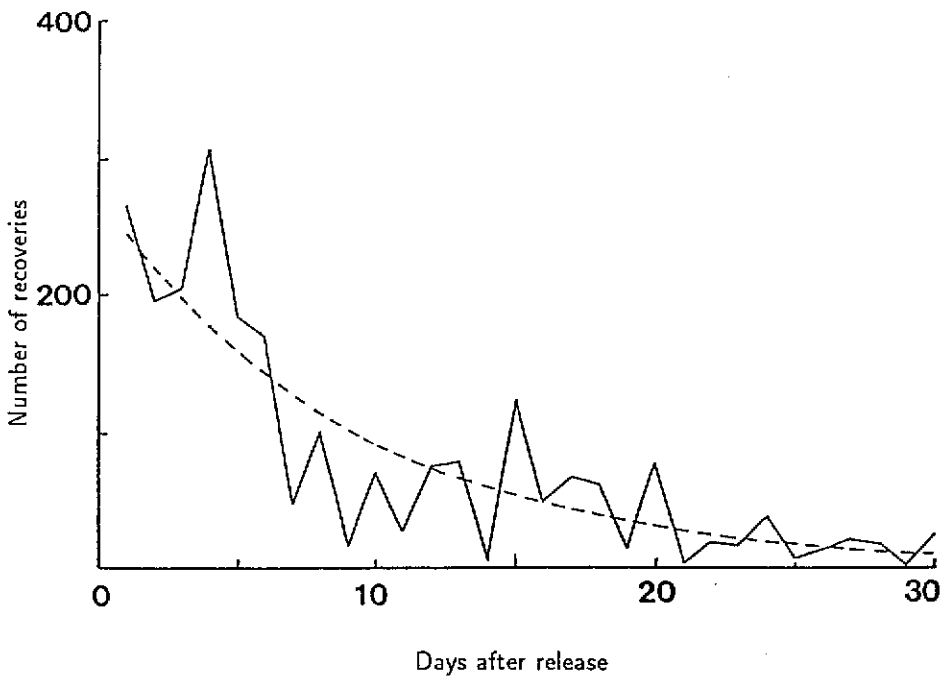


Fig. 4.2: Observed frequencies (—) of 'White' and expected frequencies (---) based on truncated exponential distribution with scale parameter of 0.1088. The truncation point is 30.00.

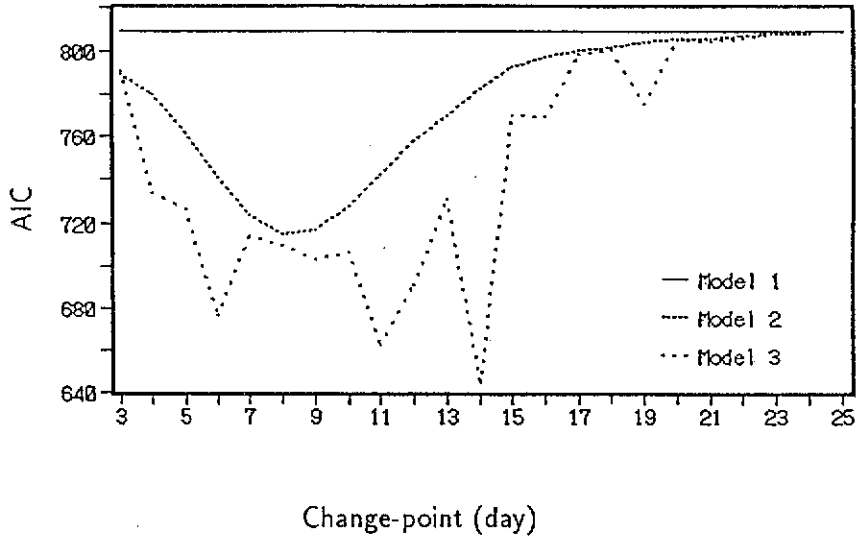


Fig. 4.3: The behavior of AIC of 'Red' for model 1, model 2 and model 3 under the multinomial model.

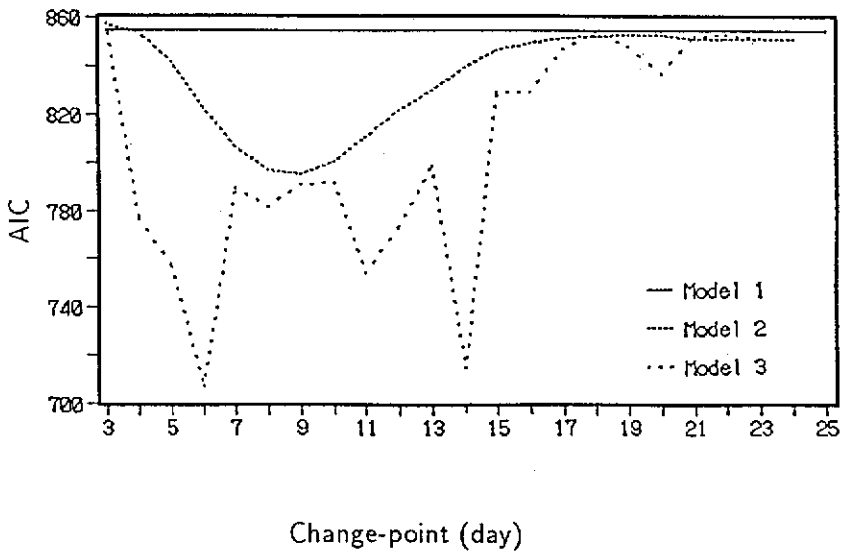


Fig. 4.4: The behavior of AIC of 'White' for model 1, model 2 and model 3 under the multinomial model.

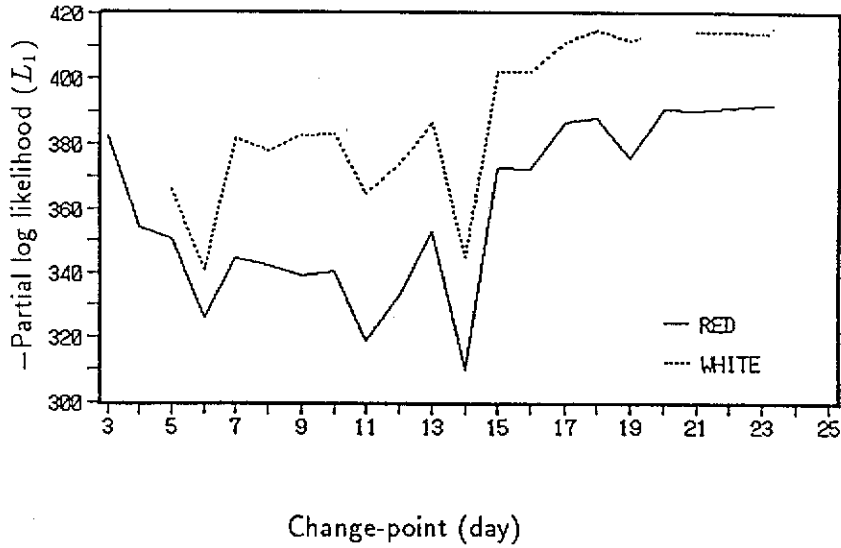


Fig. 4.5: The behavior of partial log likelihood of the multinomial model for 'Red' and 'White'.

Table 4.3: Estimates and their variances of parameters for 'White' obtained from conditional and full likelihood of the multinomial model.

Model	Full likelihood		Conditional likelihood		
	Estimate	Variance	Estimate	Variance	
1	Z	0.1088	(9.23×10^{-6})	0.1088	(9.23×10^{-6})
	F	0.0130	(1.64×10^{-7})	0.0130	(1.64×10^{-7})
	X	0.0958	(7.48×10^{-6})	0.0958	—
	t_r	6		6	
3	Z_1	0.0531	(2.60×10^{-4})	0.0531	(2.60×10^{-4})
	Z_2	0.0632	(2.41×10^{-5})	0.0632	(2.41×10^{-5})
	F_1	0.0129	(4.67×10^{-7})	0.0129	(4.75×10^{-7})
	F_2	0.0054	(3.58×10^{-7})	0.0054	(2.97×10^{-7})
	X_1	0.0402	(2.41×10^{-4})	0.0402	—
	X_2	0.0578	(2.21×10^{-5})	0.0578	—

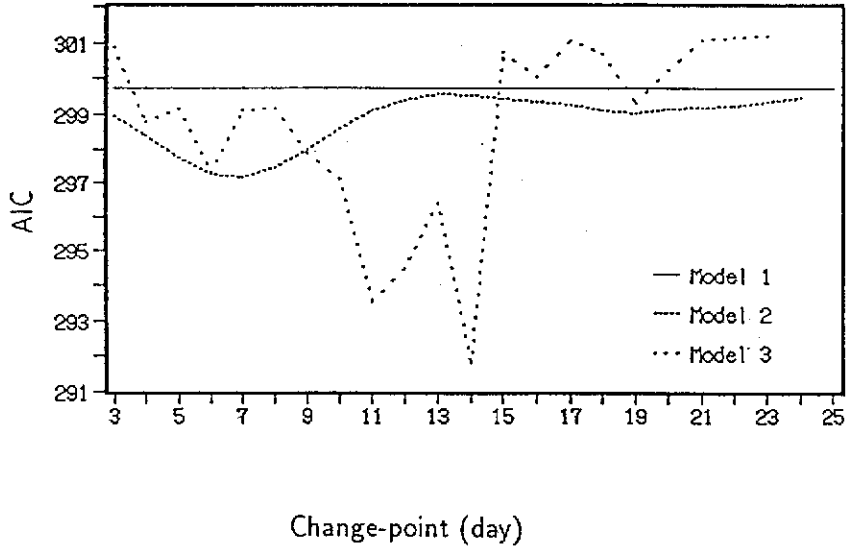


Fig. 4.8: The behavior of AIC of 'Red' for model 1, model 2 and model 3 under the normal approximation model of $\sigma^2 > 1$.

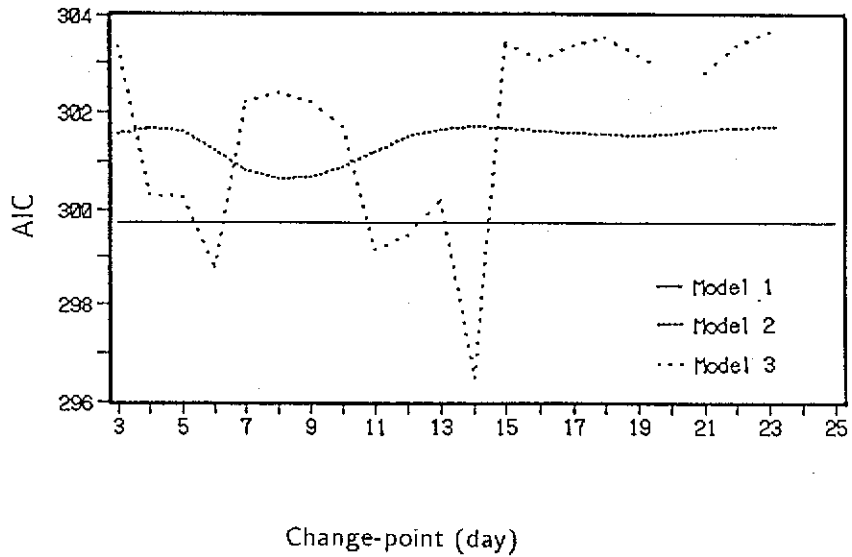


Fig. 4.9: The behavior of AIC of 'White' for model 1, model 2 and model 3 under the normal approximation model of $\sigma^2 > 1$.

Table 4.5: Estimates and their variances of parameters for ‘Red’ obtained from the normal approximation model of $\sigma^2 = 1$ and these of $\sigma^2 > 1$.

Model	$\sigma^2 = 1$		$\sigma^2 > 1$	
	Estimate	Variance	Estimate	Variance
t_r	14		14	
Z_1	0.1666	(3.80×10^{-5})	0.1757	(5.68×10^{-4})
Z_2	0.1489	(8.84×10^{-5})	0.1754	(1.26×10^{-3})
F_1	0.0183	(4.06×10^{-7})	0.0183	(6.05×10^{-6})
F_2	0.0511	(2.96×10^{-5})	0.0563	(5.29×10^{-4})
X_1	0.1484	(3.22×10^{-5})	0.1574	(4.81×10^{-4})
X_2	0.0978	(7.17×10^{-5})	0.1191	(1.05×10^{-3})
σ^2	—		14.73	(17.31)
AIC	589.09		291.80	

Table 4.6: Estimates and their variances of parameters for ‘White’ obtained from the normal approximation model of $\sigma^2 = 1$ and these of $\sigma^2 > 1$.

Model	$\sigma^2 = 1$		$\sigma^2 > 1$	
	Estimate	Variance	Estimate	Variance
t_r	14		14	
Z_1	0.1534	(4.23×10^{-5})	0.1644	(7.35×10^{-4})
Z_2	0.1351	(7.70×10^{-5})	0.1595	(1.24×10^{-3})
F_1	0.0161	(3.65×10^{-7})	0.0162	(6.29×10^{-6})
F_2	0.0409	(2.00×10^{-5})	0.0451	(4.16×10^{-4})
X_1	0.1372	(3.63×10^{-5})	0.1483	(6.31×10^{-4})
X_2	0.0942	(6.33×10^{-5})	0.1143	(1.04×10^{-3})
σ^2	—		17.00	(23.31)
AIC	649.76		296.50	

資源管理における3つの不確実性について

松田裕之（中央水産研究所）

はじめに

もし、生物資源の現状とその資源の再生産関係が完全に把握でき、漁獲量などの現在価値を最大にするという資源利用の目的を明確にされていれば、資源管理計画は必ず答がでるはずである。しかし、実際には資源を管理することはむずかしい。資源管理を困難にしている要因は、大きく分けて二つある。一つは、不確実性であり、もう一つは資源を利用する個々人の利害の対立である。

不確実性とは、生物資源の現状と再生産関係がわからないことを意味する。だから、最適な資源利用政策が理論的に求められないのである。個々人の利害対立は、「共有地の悲劇」(Hardin, 1968)という言葉に象徴される。つまり、皆が協力して資源管理政策を守れば、全体としては有効な資源利用が可能となる場合でも、非協力的な行動をとった方が、協力するより自分だけは得をする場合があるため、資源管理政策が容易に実現できない場合である。

資源管理を論じる場合、これら二つの側面は分けて考えることのできない問題である。しかし、分析的観点に立てば、二つの側面を分けて論じる方が議論が明確にできるであろう。

本稿では、不確実性の側面を、さらに3つの要因に分けて考える。第一に、再生産関係が定量的に分からない場合がある。第二に、資源量や資源の分布など資源の現状がわからない場合がある。漁獲量でさえ、十分に把握できないことが多い。これらは、正しい資源管理政策が客観的には存在しているのだが、人間には分からないという場合と考えられる。

それに対して、過去（去年）の状況を正確に分析できたとしても、環境の時間変化などにより、現在の再生産関係が掴めない場合もある。この場合、有効な管理を行なっても資源は年々変動し、定常状態に至らない。この不確実性の第三の要因を、ここでは非平衡系の側面と言うことにする。

表1 資源管理の問題点

- | | |
|-----------|---|
| 1. 不確実性 | (1a) 再生産関係が分からない (feedback管理)
(1b) 資源量 (資源の現状) が分からない (fuzzy管理?)
(1c) 再生産関係が年変動する (非平衡管理) |
| 2. 共有地の悲劇 | |

前回の資源管理談話会では、このうちの(1a)の再生産関係が不明の状況について、フィードバック管理の方策についていくつか話題提供が行なわれた。この管理政策の特長は、ある条件の下では、資源量と漁獲努力さえ分かっていたら、漁獲努力量を調整することによって最適持続生産量を実現する資源量(MSYレベル)を達成する方策を求められることである。この場合、再生産関係を、たとえばRicker型などと特定せずに、加入量が資源量の単調減少関数で与えられるなど、再生産関係が客観的には存在するが、人間には分からない状況で資源管理が可能となる。

(1b)の資源の現状が不明である場合も、CPUE(単位努力あたり漁獲量)などのデータがあれば、資源は管理できるはずである。底曳網漁船の場合には1網あたり漁獲量、旋網漁船の場合には探索時間あたり漁獲対象魚群発見率が、資源量の有効な指標となる。ただし、これらは必ずしも資源量に比例する指数とは言えない。最近では、制御工学でファジィ理論の有効性が広く認識されている。資源管理においても、複雑な電腦実験(コンピュータシミュレーション)によって定量的な予測と管理を試みるより、より直観に近い形での管理手法が科学的に確立される可能性がある。ファジィ理論による管理政策は、フィードバック管理政策を拡張したものにとらえることもできる。

これらの手法は、広い意味では、資源が減少傾向にあるときには漁獲努力を減らし、増加傾向にあるときには増やすことによってMSYレベルを達成しようというものである。その意味では、定常状態における資源の有効利用を計ろうとするものに他ならない。しかし、マイワシ、マサバなどプランクトン食性浮魚類では、増大期には漁獲しても資源は急速に増え、減少期には全く漁獲しなくても資源が減る傾向にあると思われる。つまり、浮魚資源は漁獲の強さによって資源量が変動するのではなく、環境条件などの自然条件によって変動する非平衡系なのである。この場合、去年資源が減ったからといって今年の漁獲努力を抑えることは、必ずしも得策ではない。海況予測などにより今年の資源が増加することが期待されれば、むしろ今年こそたくさん漁獲すべきかも知れないのだ。

クラーク(1985/1988)の第6章は、このような変動と不確実性を考慮した資源管理の問題を論じている。ある年 t の資源量 S_t 、加入量 X_t 及び漁獲量 H_t の間に、

$$S_t = X_t - H_t, \quad X_{t+1} = Z_t G(S_t), \quad 0 \leq H_t \leq X_t \quad (1)$$

という関係があるとする。つまりその年の加入後漁獲された残りが再生産する資源量となり、翌年の加入量 X_t は前年の資源量 S_t の関数 $G(S_t)$ と、環境変動を表わす確率変数 Z_t の積として表わせると仮定する。とりあえず Z_t は系列独立（今年の値の高低によって来年の Z_t の値が予断を許さない）と仮定する（Reed, 1979, Gets & Haight, 1989も参照）が、系列相関がある場合も研究されている（Sobel, 1982; Spulber, 1982）。 Z_t の確率密度関数を $\phi(z)$ とおく。資源管理を論じるとき、漁業者の利潤を最大にすることを目的とする場合が多い。ここでは、資源研究者の任務は国民に水産資源をより多く供給することであるという観点から、累積漁獲量の期待現在価値

$$\max E[\sum \alpha^t H_t] \quad (2)$$

を最大にする漁業政策 $\{u_t\}$ を考えることにする（以下では $\alpha=1$ とおき、有限の期間での合計値を考えた）。実際問題として、現在資源が減少して乱獲も懸念されている浮魚であるマサバの場合、ノルウェーなどからの輸入も多く、日本の漁獲量が減少しても魚価がそれほど高騰せず、漁業者が利益を追求することによって乱獲に結びつく経済的要因は十年前より少ない。また、冷凍技術が進歩してきたため、サバを長期保存することも可能であり、サンマでは実行されている。魚価の安定と冷凍技術の進歩は、浮魚資源を安定に国民に供給するという意味では好ましいことであり、昔のように漁業者の経済行為が乱獲による魚価の高騰につながりにくくなり、漁業者（生産者）と消費者の利害が一致しやすくなったとも言える。

本稿では、試みに、1年魚における非平衡資源の有効利用を説くReed (1979)の理論を、マサバやマイワシなどの多年魚へ応用することを試みる。これらの魚種は資源変動幅がきわめて大きい。

資料と方法

図1に、1951年～'88年までの熊野灘～鹿島灘（あるいは潮岬以東）太平洋岸域のサバ類（マサバが主）の推定産卵量 e_t 、太平洋側の漁獲量 H_t 、及び再生産指数 R_t （後述）の年変動のデータを示す（渡部, 1983、河井・高橋, 1983、水産庁研究部, 1990）。図2は、1950年～'86年までの熊野灘～鹿島灘太平洋岸域のマイワシの推定産卵量、太平洋側の漁獲量、及び再生産指数の経年変化を表わす。これから、再生産率の推移を予測し、マイワシとマサバの主な漁業である旋網漁業が資源変動に与える影響を試算する。

まず、雌一尾あたり平均産卵数を K （粒）、雌産卵魚の平均体重を W （グラム）、性比を0.5とおくと、親魚量 S_t （ト）は、

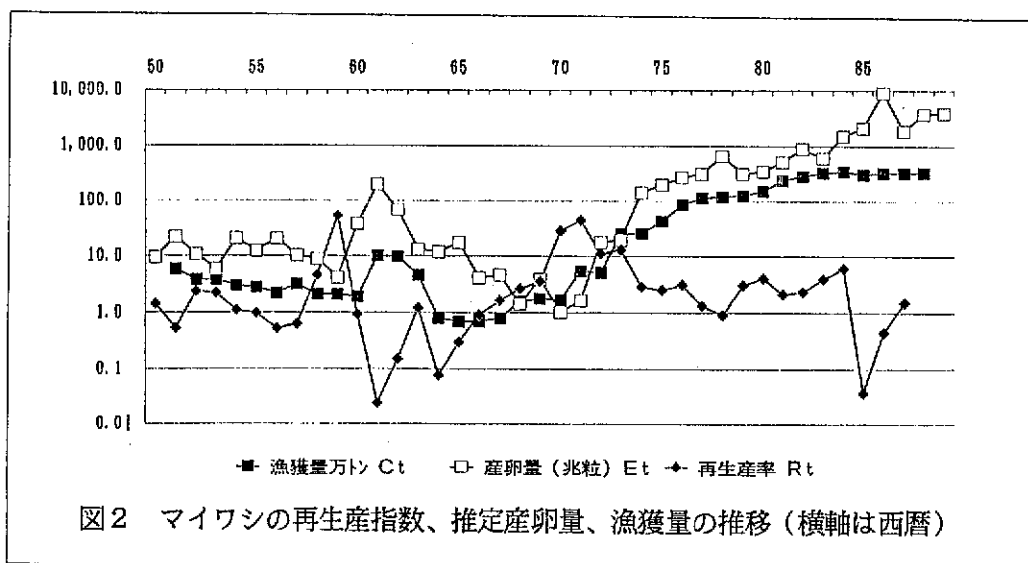
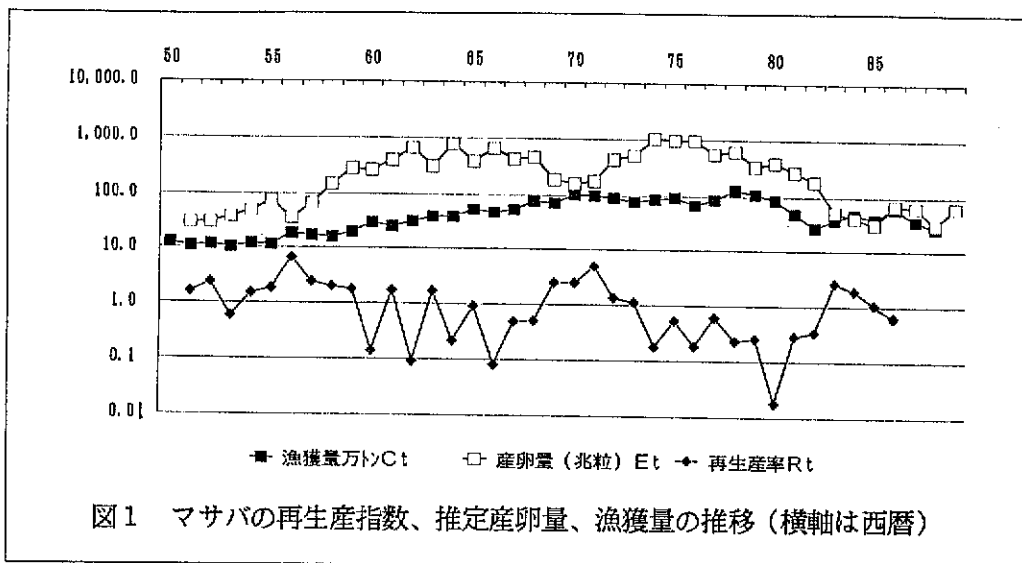
$$S_t = 2e_t W / K \cdot 10^{-6} \quad (3)$$

と見積られる。成魚の1年あたり（産卵期から翌年の漁期まで）生残率を L 、成熟に要する年数を m 年と仮定したとき、成魚1尾が年 t に産む卵のうち、3年後に成魚となっ

て加入する数の期待値 R_t （再生産指数とよぶ。これは年により変動すると考える）は、多年魚であることを考慮して、次の漸化式から求められる。

$$X_t = L \cdot S_{t-1} + R_t - m S_{t-m}, \quad S_t = X_t - H_t \quad (4)$$

ただし、 X_t は漁期前資源量である。マイワシの主な漁獲は道東海域の旋網によって産卵期前に行なわれるため、産卵期中の減耗は考えない。このとき、(2)式の $\alpha=1$ （未来の割引率0）とおいたときの向うT年間の累積漁獲量 $\sum H_t$ を最大にする漁業管理方策を探る。親魚は成熟開始後毎年生残率Lで生き残り翌年も産卵するため、再生産率は等比級数の和の公式より $R_t/(1-L)$ となる。すなわち、漁獲 C_t が毎年0のとき、 R_t が毎年 $1-L$ ならば資源量は平衡状態に落ち着く。



この再生産指数 R_t が、以下のようにRicker (1954) 型の密度依存性をもつ関数で表わされると仮定する。

$$R_t = \exp [b_t - aS_t] \quad (5)$$

ここで、簡単のため、 b_t は卵仔稚の生残率の年変動、 a は密度効果の強さを表わす。親魚生残率 L と密度効果の強さ a は一定とし、マサバでは成熟までの年数 $m=3$ 、マイワシでは $m=2$ と仮定した。

パラメタの値を定めれば、 e_t と H_t は図1及び図2より既知だから、再生産指数 R_t 及び b_t は、式(3)と(4)を変形した式からただちに求められる。産卵量の推定値 e_t には誤差があるが、Murphy (1966) のような区間推定は行なわれていない。

$$R_{t-m} = (S_t - L \cdot S_{t-1} + H_t) / S_{t-m} \quad (6)$$

$$b_{t-m} = aS_{t-m} + \log [(S_t - L \cdot S_{t-1} + H_t) / S_{t-m}]$$

このようにして、産卵量だけから資源量を推定し、それと漁獲量から再生産指数を求めることができる。

漁業政策は、資源が多いときの漁獲量(最大漁獲量)を H_m (トン)、資源がある水準(臨界資源量 S_c)以下になったときに全面禁漁とする。これを以下の様な関数として、 $H_t = \eta$ (臨界資源量; 通常漁獲量, 最大漁獲量)と表わす。たとえば、通常の漁獲量が漁獲率 $E=1/3$ の漁獲ならば、

$$H_t = \eta (S_c; S_t/3, H_m)$$

であり、これは

$$H_t = \begin{cases} H_m & S_t > H_m/E \text{ かつ } S_t > S_c \text{ のとき} \\ S_t E & S_t < H_m/E \text{ かつ } S_t > S_c \text{ のとき} \\ 0 & S_t < S_c \text{ のとき} \end{cases} \quad (7)$$

を意味する。現在資源量が低水準にあるマサバの場合、1972年～'85年までの b_t の値を用いて、1975～'88年の漁獲量に制限を加えた場合の1988年の漁期後の資源量と1975～'88年の累積漁獲量を計算し、さまざまな漁業管理方策がマサバの資源量と累積漁獲量に与える効果について試算した。マサバの漁獲方策として、実際の漁獲量の推移の他に、以下の5つの漁獲方策について電脳実験を行なった。①漁獲率 $1/3$ (基本形): $H_t = \eta (0; S_t/3, 200)$ 、②最大漁獲量低下: $H_t = \eta (0; S_t/3, 100)$ 、③低漁獲率 $1/5$: $H_t = \eta (0; S_t/5, 200)$ 、④禁漁水準設定: $H_t = \eta (150; 2S_t/5, 200)$ 、⑤目標資源量設定: $H_t = \eta (150; S_t - 150, +\infty)$ 。

現在のところ高水準だが、今後資源の減少が懸念されるマイワシの場合、あと10年間(1991～2000)は低水準期にあった1960～'69の10年間と b_t の平均値と分散が等しい値をとり、その後の5年間(2001～'05)は増大期に向う1970～'79の10年間と平均値と分散が等しい値をとると仮定して、 b_t の値を一様乱数を用いて変化させ、様々な漁獲政策のもとでの最終資源量と15年間の累積漁獲量を比較した。マイワシ資源については、①漁獲

率1/3（基本形）： $H_t = \eta (0; S_t/3, 500)$ 、②最大漁獲量低下： $H_t = \eta (0; S_t/3, 250)$ 、③高漁獲率： $H_t = \eta (0; S_t/2, 500)$ 、④禁漁水準設定： $H_t = \eta (500; S_t/3, 500)$ の4つの場合について、100組の乱数系列を用いて電腦実験を行なった。

結果

R_t の変動は、マサバとマイワシの場合、それぞれ図1と図2のようになった。マイワシの場合、1950年代、'80年代、'70年代及び'80～'87までの値を比較したところ、'60年代が最も低く、'70年代が最高であった。

年	実際	①基本形	② H_m 低下	③E低下	④禁漁	⑤目標資源量
75	93	200	100	166	200	678
76	68	200	100	153	200	357
77	86	136	100	88	164	62
78	130	164	100	109	191	38
79	110	92	100	67	102	0
80	86	91	100	72	97	14
81	48	57	82	49	0	0
82	26	35	50	33	0	0
83	37	13	18	14	0	0
84	47	16	22	17	0	0
85	39	13	18	15	0	0
86	60	26	37	35	75	0
87	35	28	40	39	76	33
88	26	19	26	28	0	0
累積	891	1091	893	895	1104	1182
最終資源量	23	38	52	113	133	136

マサバの電腦実験の結果は、表2に示すように、実際の漁獲は資源が低くなっても漁獲量を減らさない傾向にあり、①漁獲率を1/3に固定する場合に比べ、最終資源量も累積漁獲量もより低くなる傾向が見られた。③漁獲率を1/5に固定した場合は、累積漁獲量が実際とほぼ等しく、最終資源量は5倍以上に保たれている。Reed (1979)によれば、目標漁獲後資源量 S^* を定め、資源量 S_t が S^* を下回るときには禁漁とし、上回るときにはその差だけ漁獲する ($H_t = S_t - S^*$) 漁獲方策が最適だという。この最適漁獲方策は表2の⑤に近いが ($S^* = 150$ という値は累積漁獲量が多くなるよう設定した)、この場合は最終資源量も累積漁獲量も最高になり、Reedの理論が浮魚資源の場合にも成立することを示している。④の禁漁措置もそれに次いで有効である。ただし、これら二つの漁獲政策では、'81～'85ないし'86年まで禁漁になり、しかも禁漁中も環境がよくない年には資源量が減るなど、漁獲政策の実行にあたってはかなりの決断を必要とする。しかし、少な

くとも低水準期に漁獲率を下げる政策が、資源を保護する上でも、累積漁獲量を高める上でも有効なことは、この結果から明白である。現在のマサバ資源の低迷には、自然要因だけではなく、'80年代前半の低水準期における高い漁獲圧が関与している可能性が強い。

マイワシ資源については、4つの漁獲方策について、それぞれ100組の乱数系列を用いて電腦実験を行なった。結果は、表3のように、漁獲率が1/2の場合には15年後の最終資源量が有意に低く、累積漁獲量も低かったが、あとはそれほど大差はない。これは、マイワシの'70年代の増加率が、ばらつきはありつつも平均値がきわめて高いため、数年で環境収容量（約5000万トンと推定）に達してしまうためである。しかし、'60年代には卵数法の試算によれば実際にも8割以上の漁獲率があり、少なくとも半分以上の親魚を毎年漁獲していた可能性は否定できない。やはり、漁獲率1/3という基準を遵守することが、資源保護の上でも、累積漁獲量を高める上でも必要であろう。

表3 漁業政策とマイワシの15年後の資源量と15年間の累積漁獲量の関係

漁業政策	最終資源量 (±s. d.)	累積漁獲量 (±s. d.)
① 漁獲率1/3	3477 (±1504)	3022 (±435)
② 最大漁獲量低下	4221 (±1596)	2329 (±291)
③ 漁獲率1/2	511 (± 386)	2294 (±460)
④ 禁漁措置	5302 (±1427)	3356 (±289)

考察

浮魚のように資源量が大きく変動する生物資源の場合、個体群動態論と確率論に対する理解の不足と不可知論から、資源管理の有効性を疑う傾向が生じやすい。しかし、上に述べた資源管理方策は、理論的には単純明快であり、したがってきわめて一般性をもつ結果である。目標資源量を何万トンに設定するかといった、定量的に最適な方策は求めるのがむずかしいが、現状よりも資源保護と累積漁獲量を高める上で良い結果を導くことは十分に可能である。

上記の計算には、多くの現実的な要因を無視している。たとえば、各年齢の個体重や成熟齢は年によって変化する。マイワシの場合、2歳で成熟する個体と3歳のものが混在するのがふつうであり、しかもその比率が、資源の低水準期は2歳で成熟するものが多く、高水準期には逆である。また、親魚の生残率も年によって（または年級群によって）変化する（和田, 1988）。さらに、産卵量の推定値には誤差があり、そのため再生産率の見積もりも不正確である。クラーク (1982/1985, 邦訳p. 216) の指摘するように、

推定量誤差は再生産指数 R_t の「幻の変動」の原因となっていて、特にマイワシの1986年の産卵量は過大推定といわれ、そのため上の試算では同年の親魚量も過大推定されている恐れが強い。翌1987年の親魚量は少ないため、1986年の親魚が3割しか生き残らないとしても、その翌年の3歳魚の加入が負の値になるほどである。その結果、1985年級群の加入までの生残率は少なく見積もられることになる。

浮魚資源の再生産率は、高水準期に密度効果が働いていることは間違いないが、特に低水準期には密度効果よりも環境の年変動によって大きく左右される。一般に環境変動の効果について、次の2つの場合が考えられる。

- ① その年の卵の生残率は産卵数とは無関係で、その年の環境に大きく左右される。
- ② その年の加入量の強さは環境で決まり、その年の産卵数とは無関係である。

①と②は、ともに環境変動の影響が大きいことを認めているが、密度効果を否定しているのは①だけであり、②は強い密度効果を認めている。先に示した簡単な時系列解析のモデルは、低水準期には①の場合にあたる。

密度効果が強ければ、産卵数が多いときには仔魚の餌などをめぐる競争が強くなり、1卵あたりの生残率が悪くなり、結果として加入量は産卵数に比例せず、②のようにむしろ一定になる（産卵数が多くても飽和する）傾向を示す。その飽和値（環境収容量）に年変化があっても、密度効果があることに変わりはない。密度独立ということは、ある年に生まれた卵の生残率は環境にのみ左右されるため、もし、同じ環境で2倍の産卵量があったなら、加入量も2倍になることである。

したがって、漁獲によって親魚量が減ると、その分だけ産卵量が減り、再生産が密度独立ならば、次世代の加入量も減るはずである。高水準期には、資源量に比べ漁獲量は1割以下のため、漁獲の影響はそれほど大きくはなく、密度効果が働くとすればさらに小さくなる。しかし、低水準期には密度効果は無視できるだろうし、資源量に比べ漁獲量が比較的大きな比率を占めるため、漁獲は資源量に深刻なダメージを与え得る。

環境が良い年には漁獲をしても資源は増えるし、悪い年にはとらなくても減る。だから漁獲は影響ないという直観的発想は、比較の対象を誤っている。同じ環境で漁獲した場合としない場合を比べるべきである。マイワシのような浮魚資源は、漁獲し続けた場合としない場合で、表2に示したように、年々資源量の格差は広がる。

資源を保護するという観点からは最大漁獲量や漁獲率を下げてよいが、資源を保護しつつ累積漁獲量を増やすためには、特に低水準期の禁漁政策をとることが効果的である。ただし、この方策では数年間の禁漁期間があるため、漁業者がそれに耐えられ、漁獲物がある程度保存に耐えうるような体制を作るべきである。本稿の試算によれば、マイワシは高水準期には資源の半分以上を漁獲しても乱獲にはならない。よく、許容漁獲

量は資源量の1/3と見積もられるが、許容漁獲量は資源水準に応じて変えるべきであり、漁獲率一定という漁獲方策は累積漁獲量を高める上で有効ではない。1960年代の様に、低水準期には漁獲率が1/3を上回る危険を犯しやすい。

今後の課題は、産卵量と漁獲量だけを用いた、本稿の方法を改良し、精度を上げることである。特に、①年齢組成を考慮する。②マイワシやマサバなどの多年生浮魚類の場合でも、目標資源量設定が最適であることを数学的に証明する。③未成魚の漁獲や、産卵期の漁獲など、より複雑な要因を考慮することが重要であろう。

謝辞：木立孝、岸田達、小滝一三、清水弘文、黒田一紀、高橋朋世の諸氏にはデータの収集と解析の過程で協力していただいた。田中昌一、松宮義晴、原田泰志の諸氏には先行研究との関係について貴重な助言をいただいた。

文南犬 (*は原著未見)

河井智康・高橋朋世(1983)日本周辺海域における浮・底魚別海区别魚種組成と多様性の長期変動, 東海水研資料集11号1-128

クラーク, C. W. (1985/1988) 「生物資源管理論」 (田中昌一監訳、恒星社厚生閣)

Gets, W. M. & Haight, R. G. (1989) "Population Harvesting, Demographic Models of Fish, Forest, and Animal Resources", Monographs in Population Biology, Princeton Univ. Press.

Hardin, G. (1968) The tragedy of the commons. Science 162:1243-1247.

Murphy, G. I. (1966) Population biology of the Pacific sardine (*Sardinops caerulea*) Proc. Calif. Acad. Sci. 4th Ser. 34:1-84.

Reed, W. J. (1979) Optimal escapement levels in stochastic and deterministic harvesting models. J. Environ. Econ. Manag. 6:350-363.

Ricker, W. E. * (1954) Stock and recruitment. J. Fish. Res. Bd Canada, 11:559-623.

Sobel, M. J. * (1982) Stochastic fishery games with myopic equilibria. in L. J. Mirman & D. F. Apulber (Eds.), Essays in the Economics of Renewable Resources. North Holland, Amsterdam, pp. 259-268.

Spulber, D. F. * (1982) Adaptive harvesting of a renewable resource and stable equilibrium. in L. J. Mirman & D. F. Apulber (Eds.), Essays in the Economics of Renewable Resources. North Holland, Amsterdam, pp. 117-139.

水産庁研究部(1990)日ソ漁業協力協定及び地先沖合協定に基づく第21回サンマ・マサバ・マイワシ・イカ・スケトウダラ及びニシン協同研究会議経過報告

和田時夫(1988)道東海域におけるまき網対象マイワシ資源の来遊動態に関する研究、北

水研報, 52:1-138.

渡部泰輔 (1983) 卵数法 (石井丈夫編『生産資源の解析と評価』, 恒星社厚生閣, 9-29)

『水産資源管理談話会』について

1. 目的：水産資源の動態学 (fish population dynamics) の専門家が集まり、水産資源や生態系の動態解析および管理に関し、種々の問題について勉強し、討論を行ない、研究レベルを向上させるとともに、理論的あるいは実際的研究を推進すること。
2. 話題の範囲：明確には定めないが、水産資源および生態系の解析、評価、管理等に関連した諸問題を水産資源学、個体群生態学、統計学等の諸面から考究するものとする。
3. 談話会（会合）の持ち方：
 - ① 内外の重要文献、最近の研究の展開等の紹介。担当者を決めて紹介し、種々討論する。
 - ② 予め設定されたテーマについて協力して研究し、成果を発表して討論する。
 - ③ 必要に応じて、紹介、発表、討論等の記録を作成し、印刷配布する。
 - ④ 当面年数回程度開催する。
 - ⑤ 必要な場合、日本鯨類研究所から参加者に旅費を支給する。
 - ⑥ 会場は原則として日本鯨類研究所とする。
4. 会の組織：
 - ① 談話会の事務局を日本鯨類研究所に置き、連絡、会場設営、記録の編集等にあたる。
 - ② 会の運営に必要な経費は、日本鯨類研究所から支出する。
 - ③ 連絡の便のため、メンバーは登録して頂くものとするが、会費は徴収しない。登録および登録抹消は、本人からの申し出により行なう。
 - ④ 中央水研、東大海洋研、東水大、日大、遠洋研および日鯨研から各1名の幹事を選出し、年数回会合し、会の運営、事業の企画などについて協議する。
 - ⑤ 上記以外の機関にも必要に応じて連絡係を各1名指名しておく。

(1990年12月17日幹事会了承)