

## 標識再捕から推定した死亡率に基づく 放流魚の品質評価

日本栽培漁業協会\* 北 田 修 一  
東京大学\*\* 岸 野 洋 久

(1993 年 11 月 受付)

日本の漁業は戦後の経済の高度成長とともに、沿岸から沖合・遠洋へと漁場を拡大して生産高を伸ばしてきた。200 海里経済水域の国際的な定着にともなって遠洋漁業の漁獲が減少し、かつては年間 1,100 万トンを超える世界一の水揚げを誇った日本の海面漁業も、最近では 850 万トンの水揚げとなっている。海洋水産資源の沿岸国所有の原則に加えて、近年では公海漁業においても生物の多様性保存の観点から制約がかかるようになってきた。すなわち環境問題として漁業がとらえられている。このような背景から沿岸漁業の振興が日本の水産政策の大きな柱となっている。その一つとして栽培漁業と呼ばれる事業が全国的に実施されている。栽培漁業とは人工ふ化によって生産した魚介類の稚仔を海に放流して人為的に資源造成を図り、これを管理しながら漁獲するという計画生産のシステムを指した用語である。商品サイズまで網生簀等の中で育てる養殖漁業とは異なっている。

放流する魚介類の稚仔を種苗と呼ぶ。放流種苗は主として 15 カ所の国の栽培漁業センターと、沿海 39 都道府県に設置されている県の栽培漁業センターで生産されており、栽培漁業は北海道から沖縄県までの各地域で全国的に展開されている。国のセンターの運営は全国都道府県と都道府県漁業協同組合連合会等を会員とする社団法人日本栽培漁業協会に委託されており、県のセンターは県直営あるいは第 3 セクター方式で運営されている。栽培漁業は現段階では国の主導で進められており、国の水産関係予算約 3,800 億円のうち栽培漁業関係予算は約 57 億円である（農林水産予算は 3.4 兆円）。種苗生産・放流されている種類は魚類、甲殻類、貝類、ウニ・ナマコ類で約 80 種にのぼっている。

多くの種類は種苗生産の技術開発段階にあるが、量産が可能となった種類では大量の種苗放流が行われている。年間の放流規模を多い順に並べると、クルマエビが 3 億尾、ウニ類 5 千万尾、ガザミ、ヨシエビ、アワビ類、マダイ、ヒラメがそれぞれ 1~2 千万尾、クロダイ、アカガイ、サザエが 3~6 百万尾である。これらの種類では放流効果の事例も報告されるようになってきているが、20 億尾から 30 億尾の大規模種苗放流によって大きな産業が形成されたシロザケやホタテガイとはなお一線を画している。一方、海外に目を転じると、ノルウェーでは 1983 年からタラの種苗放流実験が開始され、1993 年には種苗放流についての国際シンポジウムが開催された。中国では渤海湾においてコウライエビの大規模放流が行われ、韓国でも栽培漁業センターで生産されたアワビやクルマエビが放流されている。台湾も栽培漁業センターの建設に着手した。このように、海面への種苗放流事業は近年拡大傾向にある。環境と調和のとれた持続的安定生産が現代漁業の目指す課題である。この課題を達成するためには種苗放流事業を実施する

\* 〒116 荒川区荒川 2-1-5 セントラル荒川ビル 6 階。

\*\* 教養学部：〒153 目黒区駒場 3-8-1。

のが良いのか、漁業規制などによる資源管理を行うのが効率的なのかは、そこでの資源や漁業の実態をよくみて判断すべきであるが、この前提として種苗放流効果の評価は不可欠である。

放流効果には種苗の回収量や回収金額といった直接効果と、放流種苗が親になって子供を産む再生産効果がある。再生産効果の把握は実際には困難であるため、種苗放流事業の評価は漁業による回収率が基本になる。このための推定方法や調査計画が提案されている (Kitada et al. (1992), 北田 他 (1993d)). これには組織的な市場調査が必要となるが、ダイレクトな評価が可能である。一方、この方法とは視点を変えて、放流種苗の資源への添加効率と回収率の間の相関に着目し、放流後の初期死亡率で種苗の品質や放流技術などを評価する試みがなされている。これには比較的小規模な調査で実施できるメリットもある。具体的には標識放流を行って、その再捕報告からハザードレイトを推定する。いわば水産版の生残解析である。

本稿では、標識再捕データから推定した死亡係数により、来歴の異なる2つの放流群の品質を比較する研究の発展について紹介する。事例として、異なる事業場で育成した2群のマダイ *Pagrus major* の再捕データを解析する。統計モデルには単純ランダムを超えるパラツキ (over-dispersion) と2つの再捕系列間の相関を考慮する。死亡係数には一つの変化点を持ったモデルを考え、コンスタントな死亡のモデルと比較する。ここでの比較方法と分割表による再捕率の差の  $\chi^2$  検定との関係や、一般線形モデルによる解析についても考察する。

## 1. マダイの再捕データ

放流種苗は、国営栽培漁業センター伯方島事業場で人工ふ化し、その後同事業場と屋島事業場で飼育された2つの群である。これらは同じ親魚群から同時期にふ化したものであり、放流時の種苗の大きさは両群とも全長約10 cmであった。標識にはアンカー型標識を用い、伯方島飼育群には赤色 (以下 Red という)、屋島飼育群には白色 (以下 White という) をそれぞれ放流全個体に装着した。死亡したり弱った個体は放流前にとり除いた。1989年9月30日に各群20,000尾の標識魚を広島県尾道市百島沖まで輸送し放流した。種苗の集中分布を極力避けるため船を微速で航行させながら約2 kmの距離を往復し、この間に活魚槽からタモ網ですくいあげ少しずつ放流した。放流場所は小型底曳網漁場で、この時期には漁獲は連続して行われていた。この海域においてはマダイの当歳魚は水温の低下する12月になると越冬場となる島の周辺深所に移動するため、11月頃から底曳網漁場から逸散して行く。再捕尾数は時間の経過とともに少なくなった。再捕データは漁業者からの報告によって収集した。放流場所の周辺では因島市漁協、浦島漁協、尾道漁協、田島漁協、横島漁協、吉和漁協の所属船が操業している。放流に先だってこの6漁協に出向き、実験の趣旨説明と協力依頼を通じて再捕報告の徹底に努めた。

Red と White の再捕尾数の経時変化はきわめて類似しており (Table 1, Fig. 1), 両者が漁場内で良く混合していたことが窺われる。各群20,000尾の放流尾数に対して、Redの再捕尾数は2,422尾、Whiteのそれは2,294尾で、再捕率はそれぞれ0.12, 0.11でほぼ同じであった。放流種苗の初期死亡は放流後比較的短い間に起こると考えられているので、データは再捕が少なくなった放流後30日で打ち切った。水産生物は大きく分けて2つの原因で死亡する。一つは漁獲であり、他の一つは被食や環境に起因する漁獲以外の死亡である。漁獲によるハザードレイトを漁獲係数、漁獲以外によるそれを自然死亡係数と呼んでいる。この2つを加えたものが全体のハザードに相当する。再捕データ (Table 1) を概観するために、漁獲係数  $F$  と自然死亡係数  $M$  が一定のモデル1 (次節で述べる) の場合の理論値を考えてみた (Fig. 1の曲線)。それぞれの放流群の再捕の期待値は実測値に対してかなり変動しながら減少しており、再捕の前半で死亡率が大きいように見える。

Table 1. Tag recoveries from two groups of red seabreams Red and White. The number released for each group is 20000.

Days after release			Days after release		
release	Red	White	release	Red	White
1	338	266	17	74	64
2	274	194	18	39	62
3	193	205	19	8	14
4	296	308	20	82	78
5	169	183	21	4	3
6	176	170	22	26	19
7	67	45	23	25	17
8	98	102	24	36	38
9	14	14	25	9	7
10	71	71	26	8	14
11	28	26	27	15	21
12	76	74	28	17	19
13	83	77	29	4	2
14	5	4	30	19	25
15	124	125			
16	44	47	Total	2422	2294

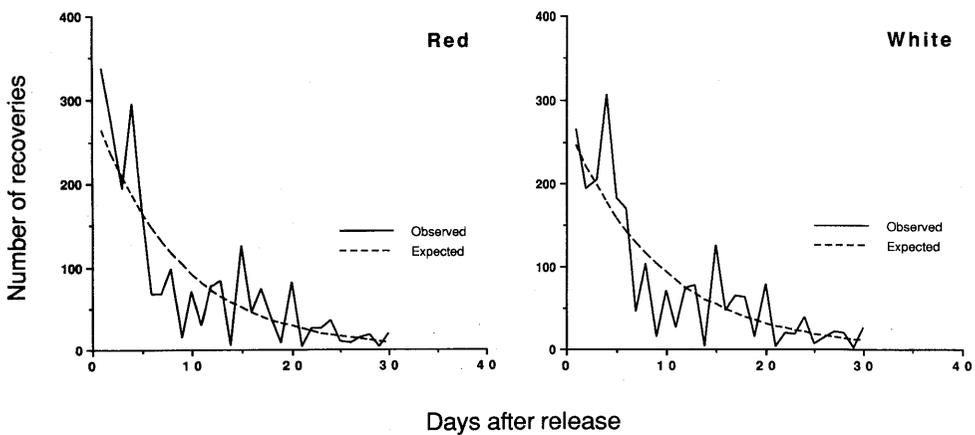


Fig. 1. Observed and expected recoveries of Red and White for 30 days after release.

## 2. 変化点の推定

### 2.1 ハザードと再捕確率

放流魚の死亡率は放流後しばらくの間は大きく、やがて自然環境へ順応して小さくなる場合が多いと考えられている。この放流直後の死亡の原因としては、種苗の品質のほか、放流までの種苗の取り扱い方、放流サイズ、天然魚との競合や外敵による被食などが考えられる。放流事業の効率を向上させるためには、初期死亡を低減し添加効率を高めることが先決である。その第一歩として、この初期の死亡がいつ頃まで続くのか、またその死亡率はどれ位かといった初期死亡の過程を知る必要がある。特に死亡率が変化する時刻(変化点)は興味深い。この節では死亡係数(ハザードレイト)に変化点が1つある場合の漁獲係数と自然死亡係数の推定について考察する。死亡係数は簡単のためステップ関数を想定する。曲線的に変化するハザード関数の推定は今後の課題である。

変化点の推定は、一般の生残解析において扱われている (Anderson and Senthilselvan (1982), Matthews and Farewell (1982), Nguyen et al. (1984)). そのモデルは change-point hazard rate model と呼ばれており、ガン患者の術後の生残が検討されている。ここで死亡係数は

$$(2.1) \quad Z(t) = \begin{cases} Z_1 & (0 \leq t \leq t_c) \\ Z_2 & (t > t_c) \end{cases}$$

であり、 $t_c$  を与えた下で最尤法によって  $Z_1, Z_2$  を推定している。 $t_c$  は変化点である。このモデルは水産学の問題にもよく適合するよう見える。しかし、上記の死亡時間の計測の方法は水産学の場合と異なっており、このモデルをそのまま適用することはできない。

一般の寿命データの解析における死亡時間の計測は、実験開始時から特定されたサンプルの寿命を観測して行われる。従って死亡係数を  $Z(t)$  とすると、任意の個体が時刻 0 から時刻  $t$  まで生き残り ( $t, t + \Delta t$ ) の間に死亡する確率は

$$(2.2) \quad p^*(t)\Delta t = Z(t)e^{-\int_0^t Z(u)du} \Delta t$$

となる。 $p^*(t)$  は確率密度関数である。従って死亡係数に (2.1) 式のようなステップ関数を仮定した場合は、変化点の推定問題は密度関数を 2 つの指数分布に分ける問題に帰着する。

前章でふれたように、水産学では魚の死亡係数は漁獲とその他に起因するものの和として考えられている。複数の原因で死亡する場合の取り扱いは、一般には competing risks の問題として知られている (Leigh (1988)). しかし、水産の場合は海や川の中で死亡した魚の死亡時間を知ることは不可能である。計測可能な死亡時間は漁獲までの時間のみである。このような背景から漁獲の理論 (Beverton (1954)) が考えられ、この分野固有の発展を遂げた。

標識魚は漁業者によって再捕され報告される。つまり、初期のサンプルサイズ(標識放流尾数)のうち、漁獲による死亡時間のみを扱うのである。従って、任意の個体が  $t$  まで生残りし、( $t, t + \Delta t$ ) の間に漁獲によって死亡する確率は

$$(2.3) \quad p(t)\Delta t = F(t)e^{-\int_0^t Z(u)du} \Delta t$$

となる。ここで  $F(t)$  は漁獲係数と呼ばれている。 $Z(t) = F(t) + M(t)$  と定義され、全減少係数と呼ばれる。 $M(t)$  は自然死亡係数と呼ばれる。(2.3) 式は (2.2) 式の密度関数  $p^*(t)$  を漁獲の分だけ漁獲係数で按分したものになっているので積分しても 1 にならない。(2.3) 式を積分したも

のは漁獲利用率 (rate of exploitation) と呼ばれている。標識放流の場合は再捕率と呼ばれるのが一般的である。(2.3) 式は標識放流のみならず、漁獲の理論を特徴づけるものである。漁業がある場合の変化点問題はこの理論の下で考える必要がある。

一般に放流魚の再捕時刻はわからず再捕日のみが記録されるため、ここでは期間毎にまとめられたデータに対応するモデルを考える。時刻  $t_{i-1}$  から  $t_i$  の期間  $i$  での再捕率  $P_i$  の一般式は

$$(2.4) \quad P_i = \int_{t_{i-1}}^{t_i} p(t) dt \quad (0 \leq t \leq t_k)$$

と与えられる。死亡係数のモデルが与えられれば (2.3) 式と (2.4) 式により再捕率  $P_i$  が定まり、問題が明確になる。

ここでは死亡係数のモデルとして3つのモデルを考える。モデル1は漁獲が連続的に一定の強さで行われ、自然死亡も一定のモデルとする。これに対して変化点  $\tau$  で死亡係数が変わるモデルを考える。ここで我々の興味は自然死亡係数がどの時点で安定するかということである。このため先ず、 $F$  は一定で  $M$  だけが変化するモデル2を考え、さらに  $F$  も  $M$  と同時に変化するモデル3もつけ加えた。これらのモデルの死亡係数および再捕率は次のようになる (北田 他 (1993b), Kitada et al. (1994)).

モデル1:  $Z = F + M$  ( $0 \leq t \leq t_k$ ),

$$(2.5) \quad P_i = \frac{F}{Z} (e^{-Zt_{i-1}} - e^{-Zt_i}) \quad (1 \leq i \leq k).$$

モデル2:  $Z_1 = F + M_1$  ( $0 \leq t \leq t_\tau$ ),  $Z_2 = F + M_2$  ( $t_\tau < t \leq t_k$ ),

$$(2.6) \quad P_i = \begin{cases} \frac{F}{Z_1} (e^{-Z_1 t_{i-1}} - e^{-Z_1 t_i}) & (1 \leq i \leq \tau) \\ \frac{F}{Z_2} e^{-Z_1 t_\tau} (e^{-Z_2(t_{i-1}-t_\tau)} - e^{-Z_2(t_i-t_\tau)}) & (\tau+1 \leq i \leq k). \end{cases}$$

モデル3:  $Z_1 = F_1 + M_1$  ( $0 \leq t \leq t_\tau$ ),  $Z_2 = F_2 + M_2$  ( $t_\tau < t \leq t_k$ ),

$$(2.7) \quad P_i = \begin{cases} \frac{F_1}{Z_1} (e^{-Z_1 t_{i-1}} - e^{-Z_1 t_i}) & (1 \leq i \leq \tau) \\ \frac{F_2}{Z_2} e^{-Z_1 t_\tau} (e^{-Z_2(t_{i-1}-t_\tau)} - e^{-Z_2(t_i-t_\tau)}) & (\tau+1 \leq i \leq k). \end{cases}$$

## 2.2 Over-dispersion のモデル

時刻  $t=0$  で  $N$  尾が放流され、時刻  $t_{i-1}$  から  $t_i$  の期間  $i$  ( $1, 2, \dots, k$ ) でそれぞれ  $n_i$  尾 (合計  $n$  尾) が確率  $P_i$  で再捕され、 $(N-n)$  尾が再捕されないとする。再捕が単純ランダムサンプリングによって行われるとき、再捕が起こる確率は多項分布

$$(2.8) \quad L = \frac{N!}{(N-n)! \prod_{i=1}^k n_i!} \prod_{i=1}^k P_i^{n_i} \left(1 - \sum_{i=1}^k P_i\right)^{N-n}$$

と与えられる。それぞれの期間での再捕尾数の平均と分散共分散は  $E(n_i) = NP_i$ ,  $V(n_i) = NP_i(1-P_i)$ ,  $\text{Cov}(n_i, n_j) = -NP_i P_j$  ( $i \neq j$ ) である。1955年以來、この尤度を使って標識再捕の問題が考えられてきた (Gulland (1955), Paulik (1963), Kitahara et al. (1986), Farebrother (1988)). 部分尤度による方法も考察されている (Tanaka (1967), 北田・平野 (1987), 北田 他 (1993a)). しかし、漁具による魚のサンプリングでは標識魚の集中分布が問題になることが多

く、単純ランダムサンプリングの仮定は多くの場合満たされない。漁具が魚が集中しているパッチに当たれば大量に再捕され、パッチをはずれた場合はほとんど再捕されないから、再捕データは多項分布の分散より大きく変動することになる。このバラツキを考慮するため正規近似の尤度

$$(2.9) \quad L = \frac{1}{(2\pi N\sigma^2)^{\frac{k}{2}} (\prod_{i=1}^{k+1} P_i)^{\frac{1}{2}}} \exp \left\{ -\frac{1}{2} \sum_{i=1}^{k+1} \frac{(n_i - NP_i)^2}{NP_i\sigma^2} \right\}$$

を考えた (北田 他 (1993b), Kitada et al. (1994)). ここで  $n_{k+1} = N - n$ ,  $P_{k+1} = 1 - \sum_{i=1}^k P_i$  である。  $\sigma^2$  はバラツキのパラメータである。多項分布では  $\sigma^2 = 1$  であるが、ここでは  $\sigma^2$  はアクティブパラメータとして扱われる。これによって、単純ランダムに比べてどの程度変動しているのかを知る。  $n_i$  ( $i=1, \dots, k$ ) の平均, 分散, 共分散は  $E[n_i] = NP_i$ ,  $V[n_i] = \sigma^2 NP_i(1 - P_i)$ ,  $\text{Cov}[n_i, n_j] = -\sigma^2 NP_i P_j$  である。分散共分散が  $\sigma^2$  倍ふくらんでいることから、このモデルは  $P_i$  がゆらいでいるディリクレ多項分布 (Johnson and Kotz (1969)) の近似尤度になっていると考えられる。

変化点の推定は解析の対象期間内で変化点 (日) を順に与え、最も適合の良いモデルの変化点を  $\hat{t}_\tau$  とする。モデルの適合は AIC (Akaike (1973)) によって判断する。

### 2.3 マダイのデータへの適用

解析に入る前に正規分布モデルの近似の良さについてシミュレーションによって検討した。  $N=20,000$ ,  $Z=0.1$ ,  $F=0.02$ ,  $k=30$  として多項乱数によって再捕データを生成し、(2.8) 式と (2.9) 式によって  $Z$  と  $F$  を推定した。これを 100 回行い平均と標準誤差を計算した。多項分布と正規近似のそれぞれについて  $Z$  の平均値と標準誤差 (括弧内) は 0.1001 (0.0022) と 0.1001 (0.0022),  $F$  では 0.0200 (0.0004) と 0.0200 (0.0004) が得られ、近似の良さを確認した。

Red および White について、変化点を 3 日から 25 日の間で順に与え、各モデルの下で最尤推定値を得た。各モデルの AIC の動きから、モデル 3 のうち変化点として 14 日を持つモデルが選択される (Figs. 2, 3)。  $\sigma^2$  を考慮した場合 (Fig. 3) は、モデル 3 における  $t_\tau=6$  や 11 の AIC の動きは  $\sigma^2=1$  の場合 (Fig. 2) より変化が小さくなり、  $t_\tau=14$  の時の AIC の谷が明確になる。この変化は再捕尾数のバラツキが大きい再捕の前半部で顕著であり、バラツキが変化点の推定に影響を与えることを示唆している。バラツキのより大きかった White の推定値を見ると、  $\sigma^2 > 1$  の場合は、多項分布をそのまま正規近似した  $\sigma^2=1$  の場合と比べて AIC は大幅に小さい (Table 2)。  $\sigma^2$  を考慮した正規近似モデルが選択される。パラメータの点推定値はおおむね同じような値であった。推定に用いたデータは 1 日毎のデータであり、死亡係数の推定値は日単位である。標準誤差は  $\sigma^2$  を考慮すると、桁違いに大きくなる (Table 2)。このようにバラツキの大きいデータに多項分布モデルを用いた場合は、パラメータの推定誤差を過小評価することがわかる。  $\sigma^2$  の推定値は、17.00 であり再捕データのバラツキは多項分布に比べて 4 倍程度 ( $\sqrt{17.00}$ ) 大きいと推定された。この原因として日々の漁獲努力量が異なることと、漁場内に分散放流したにもかかわらず人工種苗の行動特性に起因して集中分布が避けられなかったことが考えられる。ここで得られた自然死亡係数の推定値は極端に大きいが、これは越冬場への逸散が大きなウエイトを占めているためと考えられる。また、標識装着による死亡も無視できない。これらの要因による死亡と真の自然死亡との分離は今後の課題である。標識に関しては、従来の塩化ビニール系のものに替えて人工骨素材を用いた生体親和性標識の開発が行われており、その成果が期待されている。

変化点は  $\hat{t}_\tau=14$  と推定され、  $F$  も  $M$  も一つの同じ変化点を境に変わるというモデル 3 が選

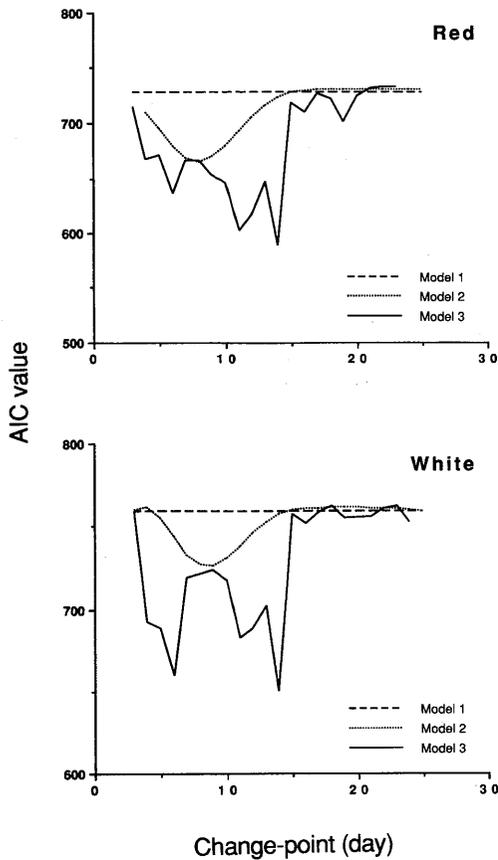


Fig. 2. The behaviors of AIC for Model 1, Model 2, and Model 3 of the normal approximation model of  $\sigma^2=1$ .

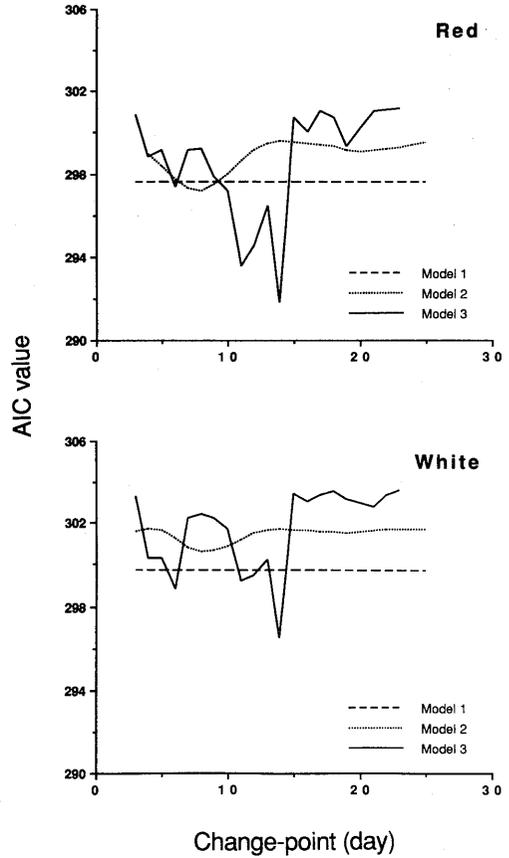


Fig. 3. The behaviors of AIC for Model 1, Model 2, and Model 3 of the normal approximation model of  $\sigma^2>1$ .

扱されたが、このモデルのようなことは現実には考えづらい。当初は  $M$  の変化点を推定することに重点を置いたが、ここで  $M$  が変化するというモデルを捨て、 $t_r=14$  のモデルのもとで  $F$  は変わるが  $M$  は変わらないモデル 4 を考えさらに解析を進めた。AIC の値はモデル 4 の方がモデル 3 より少しであるが小さく (Tables 2, 3),  $M$  一定と考えた方がデータのあてはまりは良い。  $M$  は 30 日間は一一定で、 $F$  が後半に大きくなったと解釈するのが自然である。仮に  $M$  の変化点があったとしても  $F$  の変動の方が相対的に大きく、その変動の中に埋没してしまっていて検出できないと考えられた。この例では再捕データのバラツキが大きく、 $M$  の変化点は検出できなかった。Red についても同様の結果を得た。

### 3. 種苗の品質比較

#### 3.1 相関を考慮したモデル

種苗の比較は環境条件を共通に設定して行うと感度が良くなる。放流事業に適した種苗の品質を評価するためには、実験室規模での生態学的、生化学的な種苗の特性比較の他、放流海域の自然環境の中で放流群の種苗の品質に実際にどう優劣がついているかをみることが不可欠で

Table 2. Estimates and standard errors of parameters of White for Model 3 based on the normal approximation models of  $\sigma^2=1$  and  $\sigma^2>1$ .

Model	$\sigma^2 = 1$		$\sigma^2 > 1$	
	Estimate	SE	Estimate	SE
$t_r(\text{day})$	14		14	
$Z_1(/\text{day})$	0.1534	0.0065	0.1644	0.0271
$Z_2(/\text{day})$	0.1351	0.0088	0.1595	0.0352
$F_1(/\text{day})$	0.0161	0.0006	0.0162	0.0025
$F_2(/\text{day})$	0.0409	0.0045	0.0451	0.0204
$M_1(/\text{day})$	0.1372	0.0060	0.1483	0.0251
$M_2(/\text{day})$	0.0942	0.0080	0.1143	0.0322
$\sigma^2$			17.00	4.83
AIC	649.76		296.50	

Table 3. Estimates and standard errors of parameters of White for Model 4 based on the normal approximation models of  $\sigma^2>1$ .

	Estimate	SE
$t_r(\text{day})$	14	
$Z_1(/\text{day})$	0.1495	0.0155
$Z_2(/\text{day})$	0.1731	0.0281
$F_1(/\text{day})$	0.0151	0.0018
$F_2(/\text{day})$	0.0387	0.0148
$M(/day)$	0.1344	0.0145
$\sigma^2$	17.47	4.95
AIC	294.97	

ある。環境条件の影響を考慮すると、同じ時に同じ場所で種苗を放流し、その結果を比較するのが望ましい。複数の群を同時に同じ場所に放流した場合はこれらの群は互いに関連して分布していることが予想され、それぞれの放流群の再捕系列は互いに相関を持つと想定される。これは、再捕の努力量がそれぞれの放流群に共通に働くためである。

$n_1$  と  $n_2$  を 2 つの放流群の再捕データ、 $\theta_1, \theta_2$  をそれらの死亡係数とする。再捕データ  $n_1$  と  $n_2$  は独立ではないので、それぞれのデータに基づいて個別に  $\theta_1, \theta_2$  が推定されたとしても、データの関数としての推定値  $\hat{\theta}_1 = \theta_1(n_1)$  と  $\hat{\theta}_2 = \theta_2(n_2)$  は相関をもっている。このため  $\hat{\theta}_1$  と  $\hat{\theta}_2$  の間の相関を考慮した同時推定モデルを考える。多項分布の正規近似を 2 変量に拡張すると

$$(3.1) \quad L(n_1, \dots, n_{k+1}) = \frac{1}{(2\pi)^k (N^{(1)} N^{(2)})^{\frac{k}{2}} (\prod_{i=1}^{k+1} P_i^{(1)} P_i^{(2)})^{\frac{1}{2}} (1-\rho^2)^{\frac{k}{2}} (\sigma_{(1)} \sigma_{(2)})^k} \\ \cdot \exp \left[ -\frac{1}{2(1-\rho^2)} \sum_{i=1}^{k+1} \left\{ \sum_{j=1}^2 \frac{(n_i^{(j)} - N^{(j)} P_i^{(j)})^2}{N^{(j)} P_i^{(j)} \sigma_{(j)}^2} \right. \right. \\ \left. \left. - 2\rho \frac{(n_i^{(1)} - N^{(1)} P_i^{(1)})(n_i^{(2)} - N^{(2)} P_i^{(2)})}{\sqrt{N^{(1)} P_i^{(1)} N^{(2)} P_i^{(2)}} \sigma_{(1)} \sigma_{(2)}} \right\} \right]$$

が得られる (北田 他 (1993c), Kitada et al. (1994)). ここで  $n_i^{(1)}, n_i^{(2)}$  は群 1, 群 2 の第  $i$  日における再捕尾数,  $j=1, 2$  は群の添字,  $\rho$  は相関係数である。また,  $n_{k+1}^{(j)} = N^{(j)} - n^{(j)}, P_{k+1}^{(j)} = 1 - \sum_{i=1}^k P_i^{(j)}$  である。

### 3.2 マダイのデータへの適用

Red, White と同じ変化点 14 日を得たので、種苗の比較にはモデル 4 の下で変化点を 14 日として解析を進めた。2 群の全減少係数, 漁獲係数およびバラツキのパラメータに差がないモデルと差があるモデルを考え、それぞれについて相関のない場合とある場合の 4 つのモデルを考えた。以下では、死亡係数に差がないと仮定して相関を考慮しないものをモデル A, 相関を考慮するものをモデル B とする。一方、死亡係数に差があると仮定して相関を考慮しないものをモ

Table 4. Estimates and standard errors of parameters for Model 4 under Model B and Model D.

	Model B	Model D	
	Red and White	Red	White
$Z_1$ (/day)	0.1628 (0.0148)	0.1700 (0.0152)	0.1593 (0.0166)
$Z_2$ (/day)	0.1857 (0.0263)	0.1982 (0.0289)	0.1813 (0.0287)
$F_1$ (/day)	0.0170 (0.0017)	0.0178 (0.0018)	0.0158 (0.0017)
$F_2$ (/day)	0.0398 (0.0138)	0.0460 (0.0161)	0.0377 (0.0143)
$M$ (/day)	0.1458 (0.0138)	0.1522 (0.0141)	0.1436 (0.0155)
$\sigma^2$	22.23 (6.45)	21.39 (6.46)	23.68 (7.19)
$\rho$	0.93 (0.024)	0.95 (0.014)	

デル C, 相関を考慮するものをモデル D とする. すなわち

- モデル A:  $P_i^{(1)} = P_i^{(2)}$  and  $\rho = 0$ ,
- モデル B:  $P_i^{(1)} = P_i^{(2)}$  and  $\rho \neq 0$ ,
- モデル C:  $P_i^{(1)} \neq P_i^{(2)}$  and  $\rho = 0$ ,
- モデル D:  $P_i^{(1)} \neq P_i^{(2)}$  and  $\rho \neq 0$ .

モデル A, B, C, D に対する最大対数尤度は  $-284.55, -254.27, -286.16, -250.00$  となった. どのモデルでも相関は有意に高かった. そこで相関を考慮に入れて, 死亡係数に差がないことを仮定したモデル B の差を許したモデル D に対する対数尤度比をみると,  $-2 \times (-254.27 + 250.00) = 8.54$  となり,  $p = 0.074$  であった (自由度 4). 従って, やや差はみられるものの, 有意水準 5% では仮説は棄却されず, 死亡係数に明確な差は検出されなかった. Red は White に比べてやや高密度で飼育されていた前歴を持っており,  $F$  と  $M$  とも White より大きく, とられやすく死にやすい傾向がうかがわれたが (Table 4), 尤度比検定では 5% 有意水準で仮説は棄却されなかったことから, 2 群の初期の死亡率には決定的な差はなかったと考えるのが妥当である. ここでのマダイの場合は, 同様の方法で同じ標識を装着し, 同じ船の活魚槽に収容して輸送し, 同時に同じ場所に放流したデータであるので, 死亡率の差は種苗の品質に起因すると考えられる. 2 つの事業場の飼育方法には顕著な差がなかったと判断した.

#### 4. 考 察

死亡率の差を評価する方法として, 再捕率の差の検定が考えられる. 再捕尾数と再捕されなかった尾数は Red が 2,422 と 17,578 で, White が 2,294 と 17,706 である. いわゆる分割表の  $\chi^2$  検定によって再捕率が 2 つの放流群で等しいという仮説を検定することになる. それぞれの群の再捕率を  $P^{(1)}$  および  $P^{(2)}$  とすると, 帰無仮説 ( $H_0$ ) は  $P^{(1)} = P^{(2)} = P_0$  である. この分割表の検定を最尤法で考えると, 群 1 と群 2 が同時に再捕される尤度は, もし 2 つの群が独立なら

$$(4.1) \quad L = P^{(1)} P^{(2)}$$

と書ける.  $P_0$  および  $P^{(1)}$  と  $P^{(2)}$  の最尤推定量は  $\log L$  からそれぞれ  $(n^{(1)} + n^{(2)}) / (N^{(1)} + N^{(2)})$ ,

$n^{(1)}/N^{(1)}, n^{(2)}/N^{(2)}$ となる。最大対数尤度は $-14,508.80 (H_0)$ と $-14,506.83 (H_1)$ となった。尤度比統計量は3.93で仮説は棄却される(自由度1,  $p=0.047$ )。この結果は以下で述べる分割表の $\chi^2$ 検定の結果と良く一致している。

再捕率だけが問題になる場合はこのような検定も無意味ではない。再捕率の検定を $F$ と $M$ が一定の場合で考えると、再捕率は $F(1-e^{-Zt_k})/Z$ であるから、再捕期間が十分長い時は、仮説は2群の $F/Z$ が同じことを意味している。あるいはこれは、 $F/M$ が等しいことと同等で、自然死亡と比べて漁獲の大きさが同じようにかかっているかどうかを比較していることになる。しかし、弱い種苗は自然死亡率が大きいだろうし、よりとられやすいと考えられるので、種苗の比較には再捕率の検定よりも $F$ と $M$ の両方を個別にみるモデル比較によるのが望ましい。また、再捕率の検定ではここで問題にしている $\sigma^2$ や $\rho$ が評価できない。

ところで、 $\chi^2$ 検定では、2群は独立で、単純ランダムサンプリングを仮定している点に注意が必要である。前でみたようにこのデータの場合は単純ランダム仮定は無理があった。また、複数の群を同時に同じ場所に放流しているため独立試行の前提は満足されない。このデータの場合 $\chi^2=3.94$ であり仮説は棄却され(自由度1,  $p=0.047$ )、2群の死亡率には差がないという前章とは逆の結果になる。この事例のように2つの事業場の生産方法の差を評価する場合は、慎重な判断が求められる。 $\chi^2$ 検定の前提が崩れているこのようなデータに、再捕率の差の検定を適用するのは適当ではない。再捕率の差の検定で仮説が棄却されたのは、再捕が多項分布の変動を超えてばらついているため、再捕率の検定のための検定統計量の分布が $\chi^2$ 分布の $\sigma^2$ 倍にふくらんでおり(McCullagh and Nelder (1989))、重い裾を持つことに起因する。

単純ランダムを超えたバラツキはover-dispersionの問題として一般線形モデルの中で疑似尤度(quasi-likelihood)によって取り扱われている。 $j$ 群の死亡係数 $\theta_j$ は疑似尤度によると次式を解いて求めることができる(Kitada et al. (1994))。

$$(4.2) \quad U(\theta_j) = \sum_{i=1}^{k+1} \nabla_{\theta_j}(NP_i^{(j)}) \frac{n_i^{(j)} - NP_i^{(j)}}{NP_i^{(j)}} = 0.$$

バラツキのパラメータは

$$(4.3) \quad \hat{\sigma}_{(j)}^2 = \frac{1}{k-s} \sum_{i=1}^{k+1} \frac{(n_i^{(j)} - \widehat{NP}_i^{(j)})^2}{\widehat{NP}_i^{(j)}}$$

で与えられる。 $\sigma^2$ 以外のパラメータは多項分布をそのままあてはめるかのように推定し、 $\sigma^2$ は別にピアソン統計量からexplicitに推定するこのアプローチは対数線形モデル(Farebrother (1985), 北田 他 (1992))の場合と同様であり、両者の関係は興味深い。 $\hat{\theta}_j$ の分散共分散は

$$(4.4) \quad V(\hat{\theta}_j) = \hat{\sigma}_{(j)}^2 \left( \sum_{i=1}^{k+1} \frac{1}{\widehat{NP}_i^{(j)}} \nabla_{\theta_j}(NP_i^{(j)}) \nabla_{\theta_j}^T(NP_i^{(j)}) \right)^{-1}$$

で与えられる(McCullagh and Nelder (1989))。ここで $T$ は行列の転置を表す。疑似尤度は尤度を構成するための情報が十分でないが、問題となっている確率変数の平均がパラメータの関数として、また分散も平均の関数として書ける場合に有効である。しかし、疑似尤度では、ここで扱ったような2組のデータに相関がある場合の解析方法は不明である。

ここではover-dispersionと相関を考慮するため、正規近似の尤度を考えた。これらのパラメータを推定することによって海のなかの魚の行動様式を把握することができる。 $\rho$ は2つの群の分布状況を表現する。実験海域でよく混ざり合って分布している場合は $\rho$ は大きく、別々に分布している場合は小さく推定される。 $\sigma^2$ は放流群の群行動の相対的な強さを表す。人工種苗は天然魚に比べて集中分布をしやすいことが知られており、これに起因して放流直後に大量

に漁獲されたりする。種苗の有効な資源添加のためには集中分布をなるべくさせないことが大切である。このためには、放流方法の工夫や群行動しにくい種苗の開発が考えられるが、これらの評価に  $\sigma^2$  の推定値は重要な意味を持っている。ここで扱った解析方法は、相関構造を自由に組み入れることができ、対象生物の集中分布にも対応できる。実用面ではここでの方法を含めた BASIC プログラム集 RECOVERY (北田 (1992)) が供給されている。

## 参 考 文 献

- Akaike, H. (1973). Information theory and an extension of the maximum likelihood principle, *2nd International Symposium on Information Theory* (eds. B.N. Petrov and F. Csáki), 267-281, Akadémiai Kiadó, Budapest.
- Anderson, J.A. and Senthilselvan, A. (1982). A two step regression model for hazard function, *Applied Statistics*, **31**, 44-51.
- Beverton, R.J.H. (1954). Notes on the use of theoretical models in the study of the dynamics of exploited fish populations, *Miscellaneous, U.S. Fishery Laboratory, Contributions*, **2**, 1-159.
- Farebrother, R.W. (1985). Weighted least-squares estimates of mortality rates from single-release tagging studies, *ICES Journal of Marine Science*, **42**, 166-170.
- Farebrother, R.W. (1988). Maximum likelihood estimates of mortality rates from single-release tagging studies, *ICES Journal of Marine Science*, **44**, 229-234.
- Gulland, J.A. (1955). On the estimation of population parameters from marked members, *Biometrika*, **42**, 269-270.
- Johnson, N.L. and Kotz, S. (1969). Dirichlet ( $\beta$ -) compound multinomial distribution, *Discrete Distributions*, 308-311, Wiley, New York.
- 北田修一 (1992). RECOVERY: パソコンによる放流効果評価のための標識再捕データ解析プログラム集, 栽培資源調査検討資料, **8**, 1-81.
- 北田修一, 平野勝臣 (1987). 期間毎の標識再捕データに基づく死亡係数の推定について, 日本水産学会誌, **53**, 1765-1770.
- 北田修一, 岸野洋久, 平松一彦 (1992). 試験操業による放流魚の死亡係数の推定, 日本水産学会誌, **58**, 1399-1403.
- Kitada, S., Taga, Y. and Kishino, H. (1992). Effectiveness of a stock enhancement program evaluated by a two-stage sampling survey of commercial landings, *Canadian Journal of Fisheries and Aquatic Sciences*, **49**, 1573-1582.
- 北田修一, 平松一彦, 岸野洋久 (1993a). 部分尤度を用いた標識再捕からの死亡係数の推定, 日本水産学会誌, **59**, 609-613.
- 北田修一, 平松一彦, 岸野洋久 (1993b). 変化点を持つ放流魚の死亡係数の推定, 日本水産学会誌, **59**, 263-267.
- 北田修一, 岸野洋久, 平松一彦 (1993c). 2つの同時放流群の死亡係数による種苗性の差の検定, 日本水産学会誌, **59**, 269-272.
- 北田修一, 岸野洋久, 多賀保志 (1993d). 2段抽出の市場調査による種苗放流効果の推定, 日本水産学会誌, **59**, 67-73.
- Kitada, S., Hiramatsu, K. and Kishino, H. (1994). Estimating mortality rates from tag recoveries: incorporating over-dispersion, correlation and changepoints, *ICES Journal of Marine Science* (in press).
- Kitahara, T., Takahashi, K., Hujikawa, Y., Ishida, K. and Yoshio, J. (1986). Estimation of fishing mortality coefficient from tag recoveries in a finite period with a few closed seasons, *Nippon Suisan Gakkaishi*, **52**, 579-584.
- Leigh, G.M. (1988). A comparison of estimates of natural mortality from tagging experiments, *Biometrika*, **75**, 347-353.
- Matthews, D.E. and Farewell, V.T. (1982). On testing for a constant hazard against a change-point alternative, *Biometrics*, **38**, 463-468.
- McCullagh, P. and Nelder, J.A. (1989). *Generalized Linear Models*, 2nd ed., Chapman and Hall, London.

- Nguyen, H.T., Rogers, G.S. and Walker, E.A. (1984). Estimation in change-point hazard rate models, *Biometrika*, **71**, 299-304.
- Paulik, G.J. (1963). Estimates of mortality rates from tag recoveries, *Biometrics*, **49**, 28-57.
- Tanaka, S. (1967). Estimation of fishing coefficient of Mojako by tagging experiments on drifting sea-weeds I. Method and example, *Nippon Suisan Gakkaishi*, **33**, 1108-1115.

Evaluation of the Quality of Hatchery-reared Fish Based on  
Mortality Rates Estimated from Tag Recoveries

Shuichi Kitada

(Japan Sea-Farming Association)

Hirohisa Kishino

(Department of Social and International Relations, University of Tokyo)

This paper reviews the development of estimation of the fishing and natural mortality rates from time series of tag recoveries, for evaluating quality difference of hatchery-reared fish. Recovery data are usually over-dispersed, and have correlations when we compare the viability of different reared groups released simultaneously. This is mainly because of aggregation in the population and being exposed in the same environments. For this problem, we considered the normal distribution model as an approximation of the Dirichlet compound multinomial distribution, and extended the model for bivariate case. We analyzed recovery data of two groups of hatchery-reared red seabream as an empirical study. Three change-point hazard rate alternatives against a constant mortality rate were considered. The  $\chi^2$  tests for the comparison of recovery rates are critically reviewed. The quasi-likelihood approach for estimating mortality rates is also discussed.