

2つの同時放流群の死亡係数による種苗性の差の検定

誌名	日本水産學會誌
ISSN	00215392
著者	北田, 修一 岸野, 洋久 平松, 一彦
巻/号	59巻2号
掲載ページ	p. 269-272
発行年月	1993年2月

2 つの同時放流群の死亡係数による種苗性の差の検定

北田 修一, 岸野 洋久, 平松 一彦

(1992 年 8 月 5 日受付)

Testing the Difference of Quality of Hatchery-reared Fingerlings by Mortality Rates Estimated Simultaneously from Tag Recoveries of Two Groups

Suyiti Kitada,*¹ Hirohisa Kishino,*² and Kazuhiko Hiramatsu*³

To evaluate the difference in quality of hatchery-reared fingerlings released into the same field at the same time, we propose simultaneous estimation of mortality rates taking the correlation between two series of recovery data into account. We consider the joint likelihood function as an extension of the bivariate normal distribution. For a test of mortality rates of two groups released, the likelihood ratio test is used. As an example, we applied this procedure to the case of red seabream *Pagrus major* in the Seto Inland Sea. We obtained maximum likelihood estimates for four models. The correlation coefficient was estimated to be over 0.9, and two models which assumed no correlation were rejected. For the two models of the correlation, the likelihood ratio test could not reject the hypothesis of no difference in the two groups. We also found that the χ^2 test of recovery rates under a contingency table is invalid for the overdispersion and correlation of recovery data.

種苗放流事業は人為的に資源造成を図ることを目的としている。造成される資源、すなわち栽培資源は一般的に天然資源とは産卵や初期の成育あるいは資源添加の過程が異なっている。シロザケやホタテガイのように栽培資源によって大きな産業が形成された例もあるが、未だ多くの回遊性魚類では栽培資源をいかに造成するかが技術開発の目的となっている。栽培資源の造成効果には放流魚の漁獲対象資源への添加効率,¹⁾ すなわち放流から漁獲加入までの生残率が直接影響する。放流後の生残をいかに高めるかが放流技術開発の中心課題である。特に、放流後の初期死亡率は添加効率に大きく影響すると考えられる。初期死亡の要因としては、種苗の質、放流までの種苗の取り扱い、放流場所の生物・物理環境、放流サイズ等が考えられるが、健全な種苗を生産することが先決である。種苗生産技術開発ではいろいろな方法で生産した種苗の質を比較し、放流事業に適した特性を備えた種苗に改良していくことになる。

種苗の特性を表す種苗性という概念はホタテガイ養殖の大量へい死対策を進めるに当たって提案された。²⁾ 青森県水産増殖センターはホタテガイの種苗を養殖した場合に、恒久的な産業の成立に必要な種苗の特性、資質を

指すと種苗性を定義し、その資質の内容としては、一定以上の生残率と期待する成長が得られることに集約されると述べている。³⁾ 最近、種苗放流事業で生産される種苗についても種苗性という用語が用いられるようになり、¹⁾ 栽培漁業の種苗性についての研究も実施されている。⁴⁾ 放流事業で要求される種苗性は養殖のそれとは異なってくる。本論文では、栽培資源をつくり出し経済的にも意味をもった種苗の特性を放流用の種苗性（以下単に種苗性という）と定義する。その特性の内容としては、形態学的、病理学的に健全なことに加え、放流後の生残、成長が天然魚と遜色がないことがあげられる。また、今後は再生産による放流効果と関連して、放流種苗の再生産様式⁵⁾ や、放流種苗と天然種苗の間の遺伝的相違⁶⁾ についても総合的に検討する必要がある。

種苗性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性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性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。

*¹ 日本栽培漁業協会 (Japan Sea-Farming Association, Arakawa, Arakawa, Tokyo 116, Japan).

*² 東京大学海洋研究所 (Ocean Research Institute, The University of Tokyo, Minamidai, Nakano, Tokyo 164, Japan).

*³ 遠洋水産研究所 (National Research Institute of Far Seas Fisheries, Orido, Shimizu, Shizuoka 424, Japan).

放流群の種苗性は再生産による放流効果を別にする
と、基本的には漁業での回収率で評価すべきである。こ
れには組織的な市場調査^{7,8)}が必要となるので、第1段
階として添加効率と回収率の間の相関に着目し、放流後
の初期死亡率で評価することを考える。放流群の種苗性
の評価基準として標識放流の再捕データから推定した
放流魚の死亡率が用いられている。⁹⁾ 同時に放流した複
数の群の種苗性の比較においても死亡係数の差を数値
評価することを考える。しかし、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。このよ
うな状況下では、独立試行の実験を前提とする通常の差
の検定によって死亡係数を正しく比較することができな
い。

本論文では2つの同時放流群の死亡係数を推定、比較
する際の解析方法を提案する。提案した方法を瀬戸内海
のマダイの再捕データを適用し、種苗性の差の検出につ
いて考察する。また、この方法と分割表による再捕率の
差の χ^2 検定との関係について比較検討する。

パラメータの同時推定と検定の方法

n_1 と n_2 を2つの放流群の再捕データベクトル、 θ_1, θ_2
をそれらのパラメータベクトルとする。再捕データ n_1 と
 n_2 は独立ではないので、 θ_1, θ_2 が独立にそれぞれのデー
タに基づいて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て、2つの再捕系
列からパラメータを同時推定する必要がある。2変量正
規分布の多項分布への拡張を考えると、次のような尤度
関数が得られる。

$$L(\theta_1, \theta_2, \rho | n_1, n_2, N^{(1)}, N^{(2)}) = \frac{1}{(2\pi)^k (N^{(1)} N^{(2)})^{k/2} (\sigma_{(1)} \sigma_{(2)})^k \times (\prod_{i=1}^{k+1} P_i^{(1)} P_i^{(2)})^{1/2} (1-\rho^2)^{k/2}} \times \exp \left[-\frac{1}{2(1-\rho^2)} \sum_{j=1}^{k+1} \left\{ \sum_{i=1}^2 \frac{(n_i^{(j)} - N^{(j)} P_i^{(j)})^2}{N^{(j)} P_i^{(j)} \sigma_{(j)}^2} \right\} \right] - 2\rho \frac{(n_1^{(1)} - N^{(1)} P_1^{(1)})(n_2^{(2)} - N^{(2)} P_2^{(2)})}{\sqrt{N^{(1)} P_1^{(1)} N^{(2)} P_2^{(2)} \sigma_{(1)} \sigma_{(2)}}} \quad (1)$$

ここで $n_i^{(1)}, n_i^{(2)}$ は群1, 群2の i 番目の再捕における
再捕尾数 ($i=1, \dots, k$), $j=1, 2$ は群の添字, ρ は相関係
数である。また、 $n_{k+1}^{(j)} = N^{(j)} - n^{(j)}$, P_i は i での再捕確率
で死亡係数の関数、 $P_{k+1}^{(j)} = 1 - \sum_{i=1}^k P_i^{(j)}$ である。 $\sigma_{(j)}$ は
パラツキのパラメータ⁷⁾ である。この尤度のもとで、数
値計算によってパラメータおよび誤差を直接最尤推定す
る。相関がないモデル、すなわち $\rho=0$ の場合、尤度は

$$L(\theta_1, \theta_2 | n_1, n_2, N^{(1)}, N^{(2)}) = \prod_{j=1}^2 \left[\frac{1}{(2\pi N^{(j)} \sigma_{(j)}^2)^{k/2} (\prod_{i=1}^{k+1} P_i^{(j)})^{1/2}} \right] \times \exp \left\{ -\frac{1}{2} \sum_{i=1}^{k+1} \frac{(n_i^{(j)} - N^{(j)} P_i^{(j)})^2}{N^{(j)} P_i^{(j)} \sigma_{(j)}^2} \right\} \quad (2)$$

となり、2つの正規近似の尤度⁷⁾ の積になっていること
が確かめられる。

$P_i^{(j)}$ には状況に応じた形を考えモデル化する。⁷⁾ 漁獲
が連続的に一定の強さで行われ、自然死亡も一定の場合
は再捕確率 $P_i^{(j)}$ は

$$P_i^{(j)} = e^{-z^{(j)}(i-1)} F^{(j)} (1 - e^{-z^{(j)}}) / Z^{(j)} \quad (3)$$

で与えられる。ここで $Z^{(j)}, F^{(j)}$ は j 群の全減少係数お
よび漁獲係数である。死亡係数に差がない場合は $P_i^{(1)} =$
 $P_i^{(2)}$ として解析する。漁業のない所で、試験操業による
再捕を行う場合についても、その場合の再捕確率⁹⁾ を用
いることで同様に解析できる。このようにして2群の死
亡係数に差がないモデルと差のあるモデルを考え、それ
ぞれについて相関のない場合とある場合で解析する。

推定された死亡係数の差の検定は、尤度比検定¹⁰⁾によ
って行う。 θ_0 を帰無仮説の下でのパラメータベクトル、
 θ を対立仮説の下でのパラメータベクトルとすると、こ
の検定には統計量

$$\lambda = \frac{L(\hat{\theta}_0)}{L(\hat{\theta})} \quad (4)$$

を用いる。ここで

- $L(\hat{\theta}_0)$: 帰無仮説の下での最大尤度
- $L(\hat{\theta})$: 対立仮説の下での最大尤度
- $\hat{\theta}_0$: p 個のパラメータの最尤推定値
- $\hat{\theta}$: $p+s$ 個のパラメータの最尤推定値

である。標本数が大きいとき帰無仮説の下で、 $-2 \ln \lambda$
が自由度 s の χ^2 分布に漸近的に従うことを利用して検
定する。ここで対立仮説のモデルは帰無仮説のモデルを
含むことが前提となる。

適用事例

比較に用いた種苗は1989年に日本栽培漁業協会伯方
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群のマダイ *Pagrus major* 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10cm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。標識装着によ
って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20,000尾の2つの放流群計
40,000尾を、種苗運搬船「さいばい」の活魚槽4槽には
ば均等に混合して収容し、広島県尾道市百島沖まで輸送

し放流した。種苗のパッチ状の分布を避けるため、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毎日行われていた。

初期の死亡率を比較するため再捕データは 30 日で打ち切った。⁷⁾ 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), 両者が漁場内で良く混合していたことが窺われる。再捕尾数と再捕率は Red が 2,422 尾と 0.12, White が 2,294 尾と 0.11 でほぼ同じであった。

結 果

死亡係数のモデルは実験の状況に応じたものを考える。死亡係数が時間とともに変化するモデルでは再捕のパラッキに影響されて、自然死亡係数 M の変化点の推定が困難である。¹¹⁾ この事例では死亡係数の比較に重点を置き、漁獲係数、自然死亡係数を一定と仮定する (3) 式の再捕確率に基づいて解析した。2 群の全減少係数、漁獲係数およびパラッ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 1, 相関を考慮するものをモデル 2 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デル 3, 相関を考慮するものをモデル 4 とする。自由パラメータ数はそれぞれ 3, 4, 6, 7 である (Table 2)。ここでは、 M は Z と F から定まるので自由パラメータではない。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。

Table 1. Tag recoveries from two groups of red seabreams 'Red' and 'White'

Days after release	Number of recoveries	
	Red	White
1	338	266
2	274	194
3	193	205
4	296	308
5	169	183
6	176	170
7	67	45
8	98	102
9	14	14
10	71	71
11	28	26
12	76	74
13	83	77
14	5	4
15	124	125
16	44	47
17	74	64
18	39	62
19	8	14
20	82	78
21	4	3
22	26	19
23	25	17
24	36	38
25	9	7
26	8	14
27	15	21
28	17	19
29	4	2
30	19	25
Total	2,422	2,294

The number released for each group is 20,000.

Table 2. Estimates and standard errors obtained by simultaneous estimation

Model	Equal mortality				Unequal mortality			
	Model 1: $\rho=0$		Model 2: $\rho \neq 0$		Model 3: $\rho=0$		Model 4: $\rho \neq 0$	
Z (/day)	0.1187	(0.0089)	0.1296	(0.0125)	0.1232	(0.0125)	0.1319	(0.0123)
					0.1138	(0.0128)	0.1227	(0.0126)
F (/day)	0.0145	(0.0014)	0.0159	(0.0017)	0.0153	(0.0019)	0.0163	(0.0017)
					0.0135	(0.0020)	0.0144	(0.0016)
M (/day)	0.1042	(0.0080)	0.1137	(0.0111)	0.1079	(0.0111)	0.1156	(0.0110)
					0.1003	(0.0115)	0.1083	(0.0113)
σ^2	20.90	(4.30)	22.97	(6.81)	20.25	(5.83)	22.00	(6.59)
					21.41	(6.34)	23.27	(7.00)
ρ			0.935	(0.024)			0.947	(0.019)
$-\log L$	292.86		262.40		292.63		258.93	

Models that the mortality rates are equal and not equal, are considered taking account of the correlation between recoveries of the two groups. The values in parentheses show the standard errors. In the unequal mortality models, the upper values refer to the estimates of 'Red' and the lower ones are for 'White'.

死亡係数に差がない仮定の下で相関を考慮に入れると(モデル2), 推定された相関係数は0.935と非常に高く, 相関のないモデル1は尤度比検定で棄却された(自由度1, $p \ll 0.01$) (Table 2)。同様に死亡係数に差があることを許した場合(モデル3と4)も, 相関係数は有意に高かった($p < 0.01$)。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2の, 差を許したモデル4に対する対数尤度比をみると $-2 \times (-262.40 + 258.93) = 6.94$ となり, $0.05 < p < 0.1$ であった(自由度3)。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。

考 察

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。しかし, 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。これはここで用いた種苗が同じ親魚から生まれたものであり, 両群の飼育方法にも顕著な差がなかったことによると考えられる。

2つの放流群の死亡率の差を評価する方法として再捕率の差の検定も考えられる。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 χ^2 検定¹⁰⁾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。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, $p < 0.05$), 2群の死亡率に決定的な差がないというこれまでの結果と異なる。しかし, χ^2 検定では2群は独立と仮定しており, ここで問題にしている相関は考慮していない点为本論文で提案したモデルと異なっている。この状況は死亡係数の解析ではTable 2の $\rho = 0$ の場合に相当している。しかし, この場合の尤度比検定でも仮説を棄却しない($-2 \times (-292.86 + 292.63) = 0.46$, 自由度3, $p > 0.9$)。このように相関の条件を同一にした場合でも χ^2 検定と尤度比検定で異なった結果が得られたが, これは χ^2 検定が単純ランダムサンプリングを前提にしていることに起因する。尤度比検定に用いた尤度には単純ランダムサンプリングを超えた再捕のパラツキ(以下では過分散という)を σ^2 として取り込んでいるが, χ^2 検定はこのパラツキを考慮していないので, 尤度でみると $\rho = 0, \sigma^2 = 1$ の場合に相当していると考えられる。

このことを確認するため, $\rho = 0, \sigma^2 = 1$ のモデルでさらに解析した。尤度比検定は仮説を棄却し($-2 \times (-734.74$

$+731.63) = 6.22$, 自由度2, $p < 0.05$), χ^2 検定の結果と良く一致する。再捕率の差の χ^2 検定が再捕の相関と過分散を考慮していないことが確かめられた。このことから同時放流の場合は χ^2 検定は有効ではないことがわかる。水産分野に限らずフィールド調査では対象生物のパッチ状分布により多項分布の仮定が厳しい場合が多いと考えられる。このような状況では, 同時放流ではない場合でも再捕率の差の χ^2 検定は有効ではない。これは, 再捕が多項分布の変動を超えてばらついているデータの場合は, 再捕率の検定のための検定統計量の分布が χ^2 分布よりも重い裾を持つことに起因するためと考えられる。

本論文では, 2つの同時放流群の死亡率の差を正しく検出するための解析方法を提案した。両群の放流尾数が極端に違う場合には各日での再捕尾数が放流群でかなり異なってくる。このようなデータで同時推定を行うと多い方の再捕データに推定値が影響される場合があるので, 放流尾数はなるべくそろえることが望ましい。この方法は異なる標識の魚体への影響評価試験にもそのまま適用できる。3群以上の同時放流群の再捕データの解析は, ここでの結果を多変量へ拡張し尤度を一般化することで可能である。

謝 辞

原稿の校閲を賜った東京大学農学部教授清水 誠博士および有益な助言を賜った日本栽培漁業協会常務理事菅野 尚博士, 草稿の段階で助言を賜った三重大学生物資源学部教授松宮義晴博士に感謝する。匿名の校閲者の方々に感謝する。

文 献

- 1) 日本栽培漁業協会: 栽培漁業技術についての考え方, 栽培資源調査検討資料, 1, 1-18 (1989).
- 2) 菅野 尚, 佐藤勝: ホタテガイ増養殖の実態。「ホタテガイの増養殖と利用」(日本水産学会編), 恒星社 厚生閣, 東京, 1980, pp. 11-25.
- 3) 青森県水産増殖センター: ホタテガイの種苗性の確立に関する研究, 1-40 (1982).
- 4) 塚本勝巳: 種苗性のはなし, さいばい, 55, 20-24 (1990).
- 5) 原田泰志, 松宮義晴: 再生産効果に注目した種苗放流効果の理論的研究, 日本誌, 58, 1833-1842 (1992).
- 6) Y. Harada: Genetic difference between the wild and the released individuals and the resource enhancement effect of stocking: A theoretical analysis. *Nippon Suisan Gakkaishi*, 58, 2269-2275 (1992).
- 7) 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, 6, 13-48 (1991).
- 8) S. Kitada, Y. Taga, and H. Kishino: Effectiveness of a stock enhancement program evaluated by a two-stage sampling survey of commercial landings. *Can. J. Fish. Aquat. Sci.*, 49, 1573-1582 (1992).
- 9) 北田修一, 岸野洋久, 平松一彦: 試験操業による放流魚の死亡係数の推定. 日本誌, 58, 1399-1403 (1992).
- 10) P. G. Hoel: 入門数理統計学(浅井 晃, 村上正康訳), 培風館, 東京, 1978, pp. 231-234.
- 11) 北田修一, 平松一彦, 岸野洋久: 変化点を持つ放流魚の死亡係数の推定. 日本誌, 59, 263-267 (1993).