

目視による飼付けシマアジ滞留尾数の推定

メタデータ	言語: Japanese 出版者: 公開日: 2025-04-24 キーワード (Ja): キーワード (En): 作成者: 北田, 修一 メールアドレス: 所属:
URL	https://fra.repo.nii.ac.jp/records/2014392

This work is licensed under a Creative Commons Attribution 4.0 International License.



目視による飼付けシマアジ滞留尾数の推定

北 田 修 一*

(1992 年 4 月 6 日受理)

近年, シマアジなどの魚類で飼付け型栽培漁業¹⁾の技術開発が行われるようになってきている。その主要な開発課題は, 給餌方法や飼付け基盤²⁾を工夫することによって, 放流した種苗をできるだけ長い間, 飼付け場所にとどめることにある。この飼付け型栽培漁業の経済的な評価は, 最終的には放流種苗の回収を算定して行うべきであるが, 飼付け技術の評価には飼付け場所における放流魚の滞留率が重要となる。いくつかの実験例で滞留率を比較することによって, 給餌量や放流量の検討も可能となる。

現在, ピーターセン法²⁾を用いてある時点の滞留尾数を推定しているが, 多くの場合で偏りが大きい。これは, 標識魚の均一混合の仮定に無理があるためである。また, 単純ランダムサンプリングを前提にしている方法では, バッチ状の分布をする魚類の場合, 誤差の過小評価が起り, この方法で滞留尾数を推定するには常に困難が付きまとう。放流種苗は生簀などの飼付け基盤の周囲で留まっており, シマアジでは目視によって尾数を確認しながら給餌を行っている。この確認される尾数は全体の一部であるが, 熟練した同じ人間が継続して目視を行う場合は, 信頼性が高いと考えられる。

この報告では, 飼付け環境での特徴である至近距離からの滞留尾数の目視観測が可能という点に着目して, 経時的に得られる目視データに基づいて滞留尾数を推定する方法を提案する。

対数線形モデルによる死亡係数と目視カバー率の推定

時刻 $t=0$ で N 尾が放流され, 任意の時刻 t_i (日) で滞留している個体のうち n_i 尾が確率 P_i で目視される場合, モデルは

$$n_i = NP_i + \varepsilon_i \quad (i=1, 2, \dots, k) \quad (1)$$

となる。この式は次のように変形できる。

$$\log\left(\frac{n_i}{N}\right) = \log P_i + E_i. \quad (2)$$

ここで, ε_i, E_i はデータの確率変動を表す。 $(n_1, n_2, \dots, n_k, (N-n))$ が多項分布に従う時, E_i は近似的に平均 $E(E_i) = 0$, 分散 $V(E_i) = (1-P_i)/(NP_i)$, 共分散 $\text{Cov}(E_i, E_j) = -1/N$ を持つ^{3,4)}。

飼付け期間中の逸散を含んだ自然死亡係数 M は一定と仮定する。目視によって全体の何割が確認されるかはわからないが, 逸散したもの以外の魚は比較的狭い範囲に滞留しており, 相当な割合で飼付け基盤からの目視が可能である。目視者は目でみた尾数の情報から自分自身の尺度で全数を推定する。ここでは, これを目視尾数とする。この推定の方式は明確に示すことはできない, いわば個人の能力であり滞留尾数の相対値が得られるにすぎないが, データが時系列で得られる場合は, 滞留率の情報として信頼できると考えられる。目視できる魚の割合を一定とすれば, どの調査日においても目視カバー率 α が一定と仮定される。この仮定の下で, P_i は

$$P_i = \alpha e^{-Mt_i} \quad (3)$$

で与えられる (モデル 1)。(3) 式を (2) 式に代入すると

$$\log\left(\frac{n_i}{N}\right) = \log \alpha - Mt_i + E_i \quad (4)$$

のような対数線形モデルが得られる。

この M と $\log \alpha$ は, E_i の分散共分散の構造からわかるように一般化最小 2 乗法によって推定する必要があるが, N が大きいときは共分散は無視され計算の簡単な加重最小 2 乗法を用いることができる。

* 日本栽培漁業協会調査課 (〒116 東京都荒川区荒川 2-1-5)

表 1 五島事業場前面海域での飼付けシマアジの目視尾数（五島事業場資料）

目視回数	放流後日数	目視尾数	目視回数	放流後日数	目視尾数	目視回数	放流後日数	目視尾数
1	2	36,481	12	20	24,640	23	36	17,324
2	3	42,525	13	21	21,382	24	37	19,778
3	7	34,590	14	23	22,690	25	38	13,942
4	8	34,560	15	25	22,208	26	42	17,001
5	9	20,215	16	26	23,607	27	44	17,944
6	10	30,768	17	27	23,582	28	50	20,451
7	11	26,630	18	28	14,475	29	53	16,905
8	13	31,229	19	29	22,955	30	55	15,100
9	14	25,432	20	30	24,920	31	56	12,891
10	15	24,402	21	31	20,995	32	58	10,545
11	16	26,456	22	34	14,788	33	60	12,973

$\widehat{\log \alpha}$ および $\hat{M}$ の分散は知られている。 $\hat{\alpha}$ の分散は $\log \alpha$ に正視分布を仮定すれば

$$\hat{V}(\hat{\alpha}) = e^{2\log \hat{\alpha} + \hat{V}(\log \hat{\alpha})} (e^{\hat{V}(\log \hat{\alpha})} - 1) \quad (5)$$

で評価される⁵⁾。

最 尤 推 定

目視では再捕尾数ではなく滞留尾数をみるため、観測尾数のバラツキは一般に大きい。このデータのバラツキをモデル比較の観点から検討するため、最尤法を適用する。このため正規近似の尤度⁶⁾

$$L = \frac{1}{(2\pi N \sigma^2)^{k/2} (\prod_{i=1}^{k+1} P_i)^{1/2}} \exp \left\{ -\frac{1}{2} \sum_{i=1}^{k+1} \frac{(n_i - NP_i)^2}{NP_i \sigma^2} \right\} \quad (6)$$

を用いる。ここで $n_{k+1} = N - n$, $P_{k+1} = 1 - \sum_{i=1}^k P_i$ である。

多項分布では $\sigma^2 = 1$ であるが、ここでは σ^2 はアクティブパラメータとして扱われる。 $n_i (i=1, \dots, k)$ 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。

飼付けシマアジは水温の低下とともに逸散してゆくことが観察されている。データがこのような傾向を示す場合は、ある時期から死亡係数が変わるモデル 2 を考え、モデル 1 と比較する。これによって、逸散の時期や大きさ、さらには適切な飼付け尾数などが検討できよう。時刻 t_τ で M が変化するとすれば、モデル 2 の目視確率 P_i は

$$P_i = \begin{cases} \alpha e^{-M_1 t_i} & (1 \leq i \leq \tau) \\ \alpha e^{-M_1 t_\tau - M_2 (t_i - t_\tau)} & (\tau < i \leq k) \end{cases} \quad (7)$$

で表される。このモデルの下では、変化点 τ を動かし、尤度を最大にするパラメータおよびその標準誤差を数値計算で求める⁶⁾。モデル比較は AIC⁷⁾ によって行う。

適 用 事 例

1991 年 8 月 26 日、日本栽培漁業協会五島事業場の海上筏に、平均全長 134 mm のシマアジ人工種苗 42,000 尾を放流した。給餌しながら、同一の個人が目視によって、筏の周囲のシマアジを観測した。放流後 60 日までの五島事業場のデータは、ほぼ指数的に減少している（表 1、図 1）。そこで、この間逸散を含めた死亡係数を一定と仮定し、モデル 1 を適用して解析した。点推定値はどの方法でもほとんど変わらないが、 σ^2 を考慮しないと誤差が過小推定される。AIC の値も σ^2 を考慮すると極端に小さくなり（表 2）、 σ^2 を入れたモデルの妥当性が示される。この推定において σ^2 の最尤推定値は偏っている⁵⁾ので、ここでは加重最小 2 乗法での結果を採用する。放流後 60 日までの滞留率と 95%信頼区間は 0.35 [0.29~0.45]、滞留尾数は 14,700 尾 [12,180~18,900] と推定された。また、目視カバー率は 0.85 [0.77~0.93] と推定される。

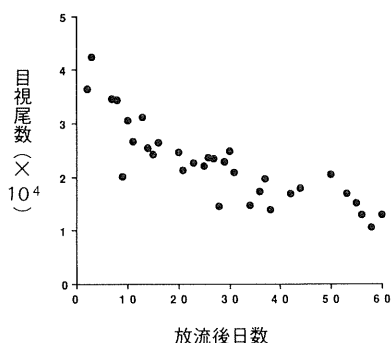


図 1 五島事業場前面海域での飼付けシマアジ目視尾数の経時変化

表 2 最小 2 乗法および最尤法による目視カバー率 α 、自然死亡率係数 M および σ^2 の推定値と標準誤差

推定法	最尤法		加重最小 2 乗法
	$\sigma^2 = 1$	$\sigma^2 > 1$	
α	0.84	0.83	0.85
M (/day)	0.0165	0.0168	0.0175
σ^2		809.1	558.6
SE(α)	0.0017	0.0487	0.0417
SE(M)	0.00007	0.00207	0.00171
r			-0.867
AIC	26,845.0	649.8	

考 察

σ^2 の推定値は標識再捕の場合⁵⁻⁶⁾と比べてかなり大きく、オーダーが変わっている。これは目視のバラツキが相当大きいことを示している。目視できる魚の割合が一定の仮定の下では、 σ^2 は目視能力のバラツキを表している。滞留尾数の推定は目視を通じて個人の経験によって行っており、熟練の度合いによって推定精度が変わる。 σ^2 の値が小さいほど、目視の情報から尾数を推定する能力が安定していると評価される。目視カバー率 α は、魚が目視可能な範囲にいる確率と目視者の尾数推定の確からしさの積になっていると考えられる。同じ場所で、違う目視者のデータからそれぞれカバー率を推定すれば、両者の相対的な目視の感度を知ることができる。

稿を終えるに当たり、有益な助言をいただいた日本栽培漁業協会五島事業場の各位、東京大学海洋研究所助教授岸野洋久博士、北里大学水産学部教授平野礼次郎博士、日本栽培漁業協会常務理事菅野 博士に感謝する。

文 献

- 1) 日本栽培漁業協会 (1991) 平成元年度飼付け型栽培漁業技術開発報告書 (1): 86 pp.
- 2) SEBER, G. A. F. (1982) The Estimation of Animal Abundance and Related Parameters. 2nd ed., Griffin, London: 654 pp.
- 3) PAULIK, G. J. (1963) Estimates of mortality rates from tag recoveries. *Biometrics*, **49**: 28-57.
- 4) FAREBROTHER, R. W. (1985) Weighted least-squares estimates of mortality rates from single-release tagging studies. *J. Cons. Int. Explor. Mer.*, **42**: 166-170.
- 5) 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. 日水誌, **58**: 1399-1403.
- 6) 北田修一 (1991) 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.
- 7) AKAIKE, H. (1973) Information theory and an extension of the maximum likelihood principle. In 2nd Inter. Symp. on Information Theory (B. N. PETROV, and F. CSÁKI eds.), Akadémiai Kiadó, Budapest: 267-281.