

調査区域外への移動拡散を考慮した全長 50 mm ヒラメ 種苗の生残率推定

二 平 章

Estimation of survival rate of Japanese flounder,
Paralichthys olivaceus, released at 50mm mean
total length using diffusion model.

Akira NIHIRA

Abstract

Survival rate of Japanese flounder, *Paralichthys olivaceus*, released at 50mm mean total length was investigated in Kashima-nada coastal waters. Japanese flounders with fluorescent otoliths-tags were released off the shore at Oarai where was northern place of Kashima-nada. Marked fishes were recaptured by trawl fisheries from November 1992 to February 1993. The area of the trawl fisheries was within southern twenty Kilometers from release point. Marked fishes seemed to be widely distribute to outside of the trawl area. Then, number of marked fishes outside of the area was estimated using diffusion equation, and the estimation of survival rate of the flounder using the delury model was increased by three times.

Keywords : survival rate, Japanese flounder, *Paralichthys olivaceus*, mark and recapture, delury model, diffusion.

目 的

ヒラメは栽培漁業の対象魚として多くの県において放流事業が展開されている。しかし、放流後漁獲加入までの生残率の推定については、理論的な展開はあるものの、実際のフィールドデータに

もとづく推定はほとんどなされていない。放流初期の生残率調査では放流後一定期間ごとのビーム曳きや底曳網における再捕獲率からの推定が試みられているが、いずれも急速な再捕獲尾数の減少傾向を示してはいるものの、それが自然死亡によるものか逸散によるものかは、推定が困難である。調査船を使った追跡調査は逸散を考慮する必要の

ない閉鎖的な環境条件であるか、逸散が調査範囲内にとどまるとごく短期間の場合は有効であろうが、漁獲加入までの数か月における生残率を扱う場合は、ヒラメの逸散状況（二平ほか1988）からみて、有効とは思えない。放流効果を推定するためには漁獲加入時期の放流魚の生残率を明らかにし、その後は天然資源の解析から得られる資源学的パラメータを応用するののも一つの方法である。漁獲加入時期における資源量の推定に delury モデルを用いることが考えられるが、この場合も区域外への拡散が問題となる。そこで、ヒラメの移動に拡散モデルをあてはめ、区域外への移動拡散を考慮して漁獲加入尾数と生残率の推定を行った。

方 法

1) 移動拡散モデル

外来昆虫の空間的伝播（移動拡散）に Fisher (1937) や Skellam (1951) の拡散モデルが適合することが Karciva (1983) や Andow et al. (1990) によって示されている。ある場所に侵入した集団の時刻 t 、場所 $x = (x, y)$ における固体密度を $n(x, t)$ とすると、Fisher の方程式は次式で示される。

$$\frac{dn}{dt} = D \left(\frac{d^2n}{dx^2} + \frac{d^2n}{dy^2} \right) + (\varepsilon - \mu n)n \quad \dots\dots (1)$$

- D : 拡散係数
- ε : 内的自然増加率
- μ : 種内競争係数

放流ヒラメ未成魚の移動分散過程をランダムな拡散過程のみとすると(1)式は次のように表される。

$$\frac{dn}{dt} = D \left(\frac{d^2n}{dx^2} + \frac{d^2n}{dy^2} \right) \quad \dots\dots (2)$$

ここで、 $r = \sqrt{x^2 + y^2}$ とおくと、2次元ガウス（正規）分布を N_0 倍した次式が導かれる。

$$n(x, t) = (N_0 / 4\pi Dt) \exp(-r^2 / 4Dt) \quad \dots\dots (3)$$

$n(r, t)$ を半径 r の円上の任意の点における個体の密度とすると、

$$\begin{aligned} \text{分散} = [r^2] &= (1/N_0) \int_0^{r^2} n(r, t) 2\pi r dr \\ &= 4Dt \end{aligned}$$

となり、分散は時間 t に比例して増加することがわかる。

2) ヒラメ放流魚への適用

放流種苗の移動拡散モデルは1983年9月に鹿島灘中央部である鹿島町地先で放流した平均全長154mmのアンカーディスク型標識群の再捕獲データを用いて作成した。生物のランダムな移動拡散については、先に述べたように正規分布の分散 (δ^2) が時間とともに直線的に変化する式、

$$\delta^2 = 4Dt \quad t: \text{時間} \quad D: \text{拡散係数}$$

であるので、再捕獲データを月別に10km単位の移動距離別に整理し、12月の距離別再捕獲尾数値を正規確率分布にあてはめ、 δ^2 を算出した。放流時の δ^2 は0であり、 δ^2 は時間的に増加することから旬別の δ^2 を求め、漁獲加入期である11月上旬から2月下旬までの各旬別の距離別正規分布確率を計算した。

3) Delury 法による漁獲加入期における種苗の生残数の推定

鹿島灘最北部の大洗町地先より ALC 耳石標識を装着した平均全長50mmのヒラメ48,598尾を1992年8月24日に放流し、11月から翌年の2月まで大

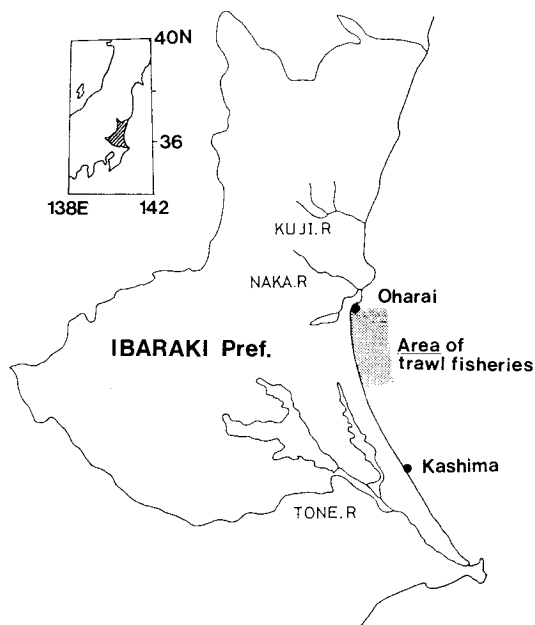


Fig. 1 Location of release and the area of trawl fisheries.

洗漁協所属の底曳船によって漁獲される0才魚全数を購入採集し、5,264尾についてALC耳石標識の有無を調べた。大洗地区の底曳船の操業区域は放流地点の南側およそ20kmの範囲である。放流魚は時間経過と共に移動拡散して、操業区域外へも分布していると考えられることから、底曳船による再捕獲尾数データ(N)だけを用いてDeluryモデルから初期加入尾数(N₀)を推定した場合には過小推定になると考えられる。そこで、前項で計算した各旬別の距離別正規分布確率から、底曳網の操業区域内と外との再捕獲比率(P)をもとめて、補正值(N/P)を計算し、これをDelury法にかけて11月始めの初期加入尾数(N₀)を推定した。そして、この初期加入尾数と放流尾数から生残率を求めた。

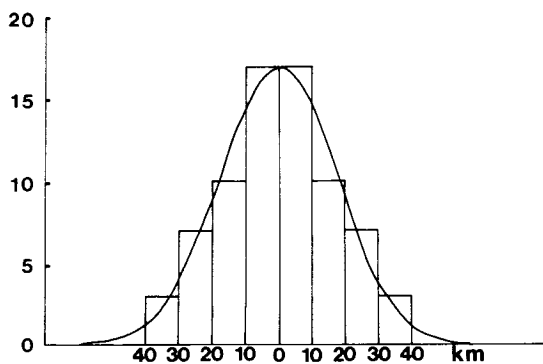


Fig. 2 Distribution of number of recovery of J. flounder by distance released off the shore at Kashima. It fitted in with the Normal distribution curve.

結 果

1) 操業区域内の標識魚の分布比率

Fig. 1に標識魚の放流位置、大洗地区の底曳船の操業区域を示した。放流位置は操業区域の最北部に位置する。大洗地区の底曳網漁業の操業期間は11月から翌年の6月までである。大洗地区の底びき網で漁獲される0才魚の耳石を調査した結果によれば、底曳網漁船による標識魚の再捕獲尾数は11月から2月までで1,193尾であった。これを旬別に整理し、また旬別の底びき網の努力量を延べ出漁隻数として水産情報システムデータ(二平ほか1990)からもとめた。

つぎに、鹿島地先放流群の再捕獲データのうち12月の再捕獲尾数を10kmごとの移動距離別に整理し、これに正規確率分布をあてはめて、分散値をもとめた(Fig. 2)。この分散値から各旬別の分散値を推定し(Fig. 3)、旬別、移動距離別の正規分布確率を計算した。大洗所属の底曳網船の操業範囲はほぼ南側20km以内であることから、この

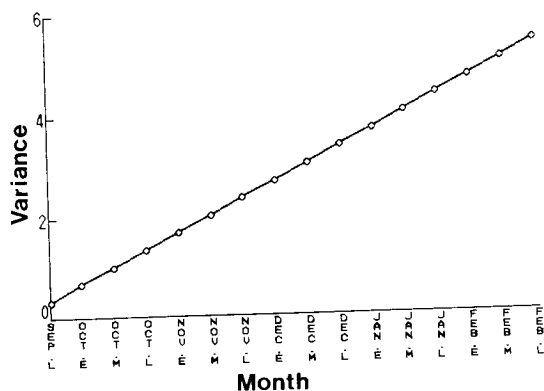


Fig. 3 Estimation of variance of every ten days.

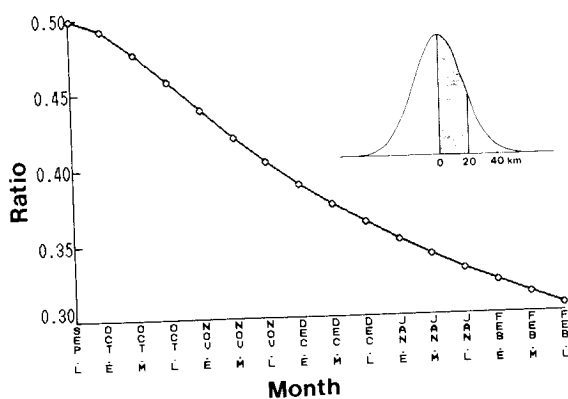


Fig. 4 Monthly variation ratio of released J. flounder between trawl fishing ground and vicinities.

正規分布確率を用いて操業範囲区域内のヒラメの再捕獲分布尾数比率をもとめた (Fig. 4)。さら

に、この比率と実際の区域内の再捕獲尾数から補正再捕獲尾数値を計算した (Table1)。

Table 1 Ratio of marked fishes in trawl area and effort of trawl fisheries

Month	Number of recapture (N)	Ratio of marked fishes in trawl area (P)	Effort of trawl fisheries (N/P)	
Nov. E	95	0.4386	217	17
Nov. M	135	0.4205	321	35
Nov. L	130	0.4039	322	21
Dec. E	96	0.3887	247	35
Dec. M	273	0.3749	728	92
Dec. L	153	0.3624	422	104
Jan. E	0	0.3509	0	0
Jan. M	34	0.3403	100	53
Jan. L	177	0.3307	535	69
Feb. E	56	0.3217	174	67
Feb. M	23	0.3134	73	34
Feb. L	21	0.3057	69	40

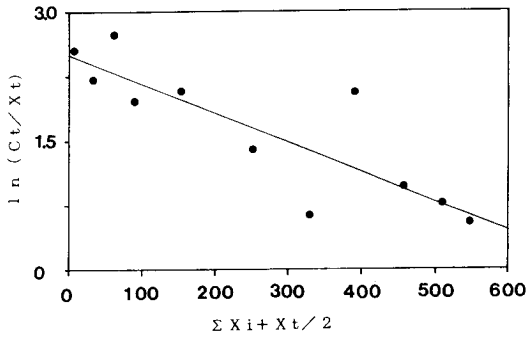


Fig. 5 Estimation of number of survival at the beginning of November using delury analysis model

2) delury モデルによる生残尾数の推定

前項でもとめた実再捕獲尾数, 補正再捕獲尾数, 底曳網の努力量を以下の delury モデルにあてはめて11月1日時点の加入尾数(生残尾数)を計算した (Fig.5)。

$$\ln(C_t/X_t) = \ln(qN_0) - q(\sum X_i + X_t/2)$$

Ct : 再捕獲尾数

Xt : 延べ出漁隻数

N₀ : 11月1日時点の加入尾数(生残尾数)

q : 比例定数

操業区域外への移動拡散を考慮しない場合の生残尾数(N₀)と放流後, 漁獲加入までの生残率(S)は

$$N_0 = 1,287 \quad S = N_0 / 48,598 \text{ (尾)} = 2.6 \text{ (\%)}$$

移動拡散を考慮した場合の生残尾数(N₀)と放流後, 漁獲加入までの生残率(S)は

$$N_0 = 3,591 \quad S = N_0 / 48,598 \text{ (尾)} = 7.4 \text{ (\%)}$$

と推定された。

3) 自然死亡を考慮した場合の delury モデル

上記の delury モデルには自然死亡要因による資源の減少は考慮されていない。田中(1985)によれば自然死亡を考慮したモデルは以下の式となる。

$$\ln(C_t/X_t) = \ln(qN_0) - q(\sum X_i + X_t/2) - M(t+1/2)$$

M : 自然死亡係数

つぎに, 田中(1960)の方法から自然死亡係数(M)をもとめると,

$$\text{年間の } M = 2.5 / X_d = 2.5 / 12 = 0.2$$

$$\text{旬間の } M = 0.2 / 36 = 0.006$$

X_d : 寿命

が得られた。

この値を上重回帰式のMに代入して単回帰式とし, ln(qN₀)とqをもとめ, N₀を計算した。移動拡散と自然死亡率を考慮した場合の生残尾数(N₀)と放流後, 漁獲加入までの生残率(S)は

$$N_0 = 3,747 \quad S = N_0 / 48,598 \text{ (尾)} = 7.7 \text{ (\%)}$$

と推定された。

考 察

調査区域外への移動拡散を考慮しない場合の生残率が2.6%であったのに対して, 移動拡散と自然死亡を考慮した場合には生残率は7.7%となった。一般的に delury モデルを用いた初期資源量尾数の推定では区域外への移動拡散や自然死亡率の扱いが問題となり, 資源量の過小推定に陥りやすい。今回の推定でも約3倍の相違が認められたが, 開放型の海域などにおける放流種苗の効果量推定においては移動拡散を考慮した推定が必要で

ある。これまで放流種苗の効果を論ずるのに拡散モデルを組込んだ解析例は少ない。昆虫の研究分野などでは実験データの拡散モデルへの適合性が検討され、移動拡散に関する種々な生態的知見が導きだされている(巖佐1990, 重定1992)。水産分野におけるいろいろな放流事例を移動拡散の数理解生態モデルを用いて解析してみることも興味ある課題であろう。今回の移動拡散モデルでは南北方向の環境は均質なものと計算したが、実際の放流海域の環境は不均質であることの方が多い。今後は不均質な環境条件下での移動拡散についても検討してみたい。

謝 辞

本研究を進める上で、水産工学研究所の丹羽洋智氏、漁業情報サービスセンターの大西修平氏および茨城県海区調整委員会事務局の浜田篤信氏からは有益な助言をいただいた。記して心より感謝申上げる。

文 献

- Andow, D., Kareiva, P., Levin, S. and Okubo, A. (1990) Spread of invading organisms. *Landscape Ecology*, **4**, (2/3), 177-188.
- Fisher, R.A. (1937) The wave of advance of advantageous genes. *Ann. Eugen.*, **7**, 355-360.
- 巖佐 庸 (1990) 数理生態学入門, 生物社会のダイナミクスを探る. HBJ出版局, (東京), pp350.
- Kareiva, P. (1983) Local movement in herbivorous insects: applying a passive diffusion model to mark-recapture field experiments. *Oecologia*, **57**, 322-327.
- 二平 章・高瀬英臣・別井一栄・石川弘毅 (1988) 茨城県沿岸海域におけるヒラメの標識放流. 茨城水試研報, **26**, 137-159.
- 二平 章・土屋圭己・佐々木道也・高橋 惇・草野和之 (1990) 水揚伝票情報の迅速集計のためのコンピュータネットワークシステムの構築. 平成2年度日本水産学会春季大会講演要旨集, 326.
- 重定南奈子 (1992) 侵入と伝播の数理解生態学. 東京大学出版会, (東京), pp155.
- Skellam, J.G. (1951) Random dispersal in theoretical populations. *Biometrika*, **38**, 196-218.
- 田中昌一 (1960) 水産生物の Population Dynamics と漁業資源管理. 東海区水研報, **28**, 1-200.
- 田中昌一 (1985) 水産資源学総論. 恒星社厚生閣 (東京), pp376.