

放流強度指数（仮称）についての考え方とその近似 計算例

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: 須田, 明
	メールアドレス:
	所属:
URL	https://fra.repo.nii.ac.jp/records/2014311

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



放流強度指数 (仮称) についての考え方とその近似計算例

須 田 明*

種苗放流に当って、どの程度の放流規模で、対象資源に対しどの程度の影響を及ぼし得るかを予測することは、大いに関心の持たれるところである。多くの場合、この種の予測は、単位放流量当りの漁獲量 (いわゆる Y/R) を推定することによって行われる。筆者は、視点を変えて、“放流量が資源への加入量のなかで占める割合”を評価することによって効果予測を行うことを試みた。もともと放流効果は放流量と自然加入量のバランスで決まると考えてよいからである。そして、このような予測を通して、放流効果の追跡がより適切に行われるようになるだけでなく、加入前後の期間での放流種苗の減耗についても議論の発展にも寄与出来ると考えている。

放流強度指数 α

以下に言う放流強度指数 α とは、放流種苗数と自然の加入尾数の比、厳密に言えば、放流種苗が、それが生産された年に自然発生した年級群に対して占める割合であり、現段階では仮称である。種苗の放流尾数を R_r 、放流の対象となる単位資源 (例えば地域群のようなもの) への同年の自然発生群の加入尾数 (以下自然加入尾数と記す) を R_0 とすると、放流強度指数 α は

$$\alpha = R_r / R_0 \quad (1)$$

と書ける。ここで放流尾数 R_r は放流時点での、自然加入尾数 R_0 は漁獲開始時点での尾数と定義する。

この指数は、種苗放流が対象資源の加入量に及ぼす影響を示す尺度であると同時に、漁獲物のなかで放流魚が占める割合 (標識放流群の場合は有標識率**) 等を予測する手掛りともなるものである。

この種の指数については既に 2, 3 の萌芽的な論議³⁻⁵⁾がある。ところで、実際にこの指数を求めるには幾つかの問題があって、それが発想の展開を妨げてきた。これらは大筋として以下の 2 点に集約出来る。

問題点 1: 放流の対象となる資源について、必ずしも自然加入尾数が判明していない。

問題点 2: 放流サイズ (放流年令 t_r) と漁獲開始サイズ (漁獲開始年令 t_0) とはしばしば一致せず、かつ放流技術に伴う減耗があって、放流量はそのまま、資源への添加量とは見做せない。

このような困難はあるにしても、その時々々の知見の蓄積状況に対応した精度でこの指数を試算し、放流の効果について判断を下すことは有用なことを考える。以下、上述した問題点 1, 及び 2 に対する当面の取り組み方を中心に考察を進める。

放流強度指数 α の計算に必要な加入尾数の推定

前節で問題点 2 として指摘した放流年令 (t_r) と漁獲開始年令 (t_0) とが仮に一致しない場合でも、(1) 式の定義のもとで放流強度指数 α の計算は可能である。当面の課題は、問題点 1 で指摘した自然加入尾数 R_0 の推定である。ここでは R_0 推定の便法として、その近似計算を考える。これは漁獲によるまびきを強く受けている資源に対して適用可能と考えられるものである。

ある加入群からの生涯を通じての漁獲尾数 C は、 F 及び Z をそれぞれ漁獲死亡係数、全減少係数として以下のよう

* 日本栽培漁業協会本部

** 漁獲物中における再捕標識魚の割合を示す。この用語の用法についてはなお検討が必要である^{1,2)}。

$$C = \frac{F}{Z} R_0 \quad (2)$$

加入尾数と漁獲努力量の年変動が小さい場合には、この値は、ある単位資源（ある水域）からのある年の全漁獲尾数、即ち年令別漁獲尾数の和にほぼ一致する。年令別、あるいは銘柄別の漁獲重量や平均体重が判っていれば、漁獲重量のデータから全漁獲尾数は計算出来る。仮にこのような資料がなくても、何等かの方法で全漁獲物の平均体重が推定出来るなら漁獲尾数の計算は可能なはずである。

漁獲尾数が計算出来るなら、自然加入尾数 R_0 は (2) 式を変形して

$$R_0 = \frac{Z}{F} C \quad (2')$$

として求められる。しかし、多くの場合、 F も Z も不明である。

ところで、漁獲によって漁獲量が減少しているような資源では、漁獲によるまびき量は最大持続生産量を超え、通常 F/Z は 0.4~0.5, あるいはそれ以上、換言すれば、 $F \div M^*$ か、 $F > M^*$ であると考えられている⁶⁻⁹⁾。そして重要な水産資源のなかには、このような条件下にあるものが可成りあるように思われる。

ここで $F/Z=0.5$ と仮定する。一方、 M に対する F の割合を 0.2 から 4 の間で変化させ、この間で、 $F/Z=0.5$ の仮定のもとに (2') 式を用いて計算した加入尾数と、個々の F/Z の値を用いて計算した加入尾数の差がどのように変化するかを表 1 に示した。 F の M に対する比率が 0.6 を超える範囲では、仮に F が M の 2 倍近くに達していても、両者の差は 20~30% 以下である。したがって、漁獲による“まびき”が強く、漁獲量が減少しているような資源については、全漁獲尾数を計算してそれを 2 倍 ($F/Z=0.5$ の逆数) すれば、比較的小さな誤差でおおよその加入尾数は推定出来ると考えられる。この場合、

$$\alpha = \frac{R_r}{R_0} = \frac{F}{Z} \cdot \frac{R_r}{C} \div \frac{R_r}{2C} \quad (1')$$

である。当然、このようにして計算された α にはある程度の誤差が含まれている。とくに、 F が M に比べて小さい（例えば表 1 で F の M に対する比率が 0.6 以下の）ような資源、換言すれば漁獲の影響をさほど大きく受けていない資源では、このような粗放的な計算では誤差が大きく、自然加入尾数が過少評価される。逆に F が M に比べて 2 倍以上も大きい場合には、自然加入尾数は過大評価されるが、実際にはこれ程激しくまびかれる資源は余り

表 1 $F=M$, 即ち $F/Z=0.5$ に固定して計算した加入尾数と、個々の F/Z の値に対して計算した加入尾数との間に生ずる差の大きさ

$F(M$ に対する比率で示す)	0.2	0.3	0.4	0.5	0.6	0.7	0.8	0.9
F/Z	0.17	0.23	0.29	0.33	0.38	0.41	0.44	0.47
Z/F	6.00	4.33	3.50	3.00	2.67	2.43	2.25	2.11
差の大きさ $(Z/F-2)^{*1}$	4.00	2.33	1.50	1.00	0.67	0.43	0.25	0.11
差の割合 $(Z/F-2)/Z/F^{*2}$	0.67	0.54	0.43	0.33	0.25	0.18	0.11	0.05
$F(M$ に対する比率で示す)	1.0	1.2	1.4	1.6	1.8	2.0	3.0	4.0
F/Z	0.50	0.55	0.58	0.61	0.64	0.67	0.75	0.80
Z/F	2.00	1.83	1.71	1.63	1.56	1.50	1.33	1.25
差の大きさ $(Z/F-2)^{*1}$	0	-0.17	-0.29	-0.37	-0.44	-0.50	-0.67	-0.75
差の割合 $(Z/F-2)/Z/F^{*2}$	0	-0.09	-0.17	-0.23	-0.28	-0.33	-0.50	-0.60

*1 $F/Z=0.5$ と仮定して計算した加入尾数を R_0' とすると、実際の加入尾数 R_0 と R_0' の差は、(2') 式から $R_0 - R_0' = C \cdot Z/F - 2C = (Z/F - 2)C$

*2 $(R_0 - R_0')/R_0 = (Z/F - 2)/Z/F$

* 自然減少係数。厳密には漁獲死亡係数以外の減少係数の和であり、 $F+M=Z$ となる。

ないと思われる。

上述したように、この便法は“まびき”の弱い資源には適用出来ない。一般的には、加入尾数は、漁獲量や漁獲物の年令組成についてのデータと減耗に関する推定値があれば、計算出来る。ただし減耗係数の一部を仮定して計算を進めることもある。コホート解析(例えば石岡^{10,11)})は、このような場合にも適用可能な融通性のひろい手法のひとつと言える。

放流強度指数 α を手掛りとした放流効果の評価 (影響指数 β)

放流強度指数 α が求まると、次に放流魚が対象資源のなかで占める割合を推定することになる。厳密に言えば、放流種苗が、それが生産された年に発生した年級群のなかで占める割合をどういう手順で推定するかということである。この値は対象年級群における放流魚の混獲率(全数標識放流の場合には有標識率)と言ってもよい。しかし、放流魚の逸散や加入前減耗があって、実際の混獲率は、通常、この値を下回ると考えられる。換言すれば、この値は可能性の上限値で、混獲率と呼ぶよりは影響指数(仮称)と呼称するのがよいと思われる。

放流年令 (t_r) と漁獲開始年令 (t_c) が一致する場合には、影響指数 β は、放流直後の減耗がないものとして

$$\beta = \frac{R_r}{R_0 + R_r} = \frac{\alpha}{1 + \alpha} \quad (3)$$

と書ける。また、種苗放流の結果、対象年級群からの漁獲量の上限值は、放流前の $(1 + \alpha)$ 倍になると予測される。

放流年令 (t_r) と漁獲開始年令 (t_c) が一致しなければ、前々節で問題点 2 として指摘したように、 R_r と R_0 は直接比較出来ないことになる。放流尾数 R_r の全てが漁獲開始時 (t_c) まで生き残るとは限らないからである。したがって指数 β は過大評価となる。放流尾数 R_r のうち、漁獲開始年令まで生き残る尾数を R_r' とすると

$$R_r' = K \cdot R_r \cdot e^{-Z'(t_c - t_r)}$$

したがって

$$\alpha' = R_r' / R_0 = K \cdot R_r \cdot e^{-Z'(t_c - t_r)} / R_0 = \alpha \cdot K \cdot e^{-Z'(t_c - t_r)} \quad (4)$$

α' は放流強度指数の実効値とも言うべきもので、(4) 式の K は種苗性の不足、放流技術の欠陥等に起因する放流直後の減耗 (RICKER¹²⁾ の A 型減耗) からの生残率、 Z' は放流後から加入までの期間の全減少係数である。したがって、 $K \cdot R_r \cdot e^{-Z'(t_c - t_r)}$ は有効放流尾数* に相当する。 $(t_c - t_r)$ が大きくなると (4) 式に含まれる Z' の値は、幼魚期、あるいは幼魚期から未成魚期の値となり、漁獲対象期のそれ (Z) とは異なってくる可能性もある。 K や Z' を正確に把握することはむづかしく、当面はある種の仮定を置かざるを得ないであろう。

放流年令と漁獲開始年令が一致しない場合の影響指数 β' は以下のように書ける。

$$\beta' = \frac{R_r'}{R_0 + R_r'} = \frac{\alpha'}{1 + \alpha'} \quad (3')$$

現実問題として現段階ではこの値は正確には推定出来ない。むしろ実測値に基づいて考え方を発展させてゆく必要があろう。

放流強度指数 α 、影響指数 β の近似計算例 (マダイを事例として)

全国的にみて、マダイ資源は可成り強い漁獲の影響を受けていると考えられるので、本種を計算事例とする。計算に当っては、放流年令と漁獲開始年令はほぼ等しく、0.3 才^{18,10)}とした。自然加入量は年々変動するので、ここでは 1981~85 年の 5 カ年間の平均加入尾数を基準とすることとし、それに対する 1984 年の放流強度指数 α と影響指数 β を試算した。生産統計で、ある県の漁獲量が海区別に分離計上されている場合には、指数の計算も別県として行った。

実際の計算手順は以下のとおり。

* この定義についても今後の検討が必要

表 2 放流強度指数 α と影響指数 β の計算事例 (マダイ, (1984 年))

水域 (県) 番号	1981~85年 平均漁獲量 (トン)	修正平均体 重 (kg)	1981~85年 平均漁獲尾 数 (10^3)	漁獲開始年 令の差に基 づく修正率	1981~85年 平均加入尾 数 (10^3)	1984年 放流尾数 (10^3)	放流強 度指数	影響指数
	C_w	W	C	$e^{0.35d}$	R_0	R_r	α	β
1	0							
2	107		669					
3	148		926		1853	62	0.03	0.03
4	115		721					
5	230		1439		2878	231	0.08	0.07
6	144		900		1800	111	0.06	0.06
7	633		3954		7908	830	0.10	0.09
8	178		1111		2223	293	0.13	0.12
9	81		509		1018	501	0.49	0.33
10	33		204		408	100	0.25	0.20
11	139	0.18	771					
12	665	0.40	1663	1.19	3958	1650	0.42	0.30
13	933		5186		10371	711	0.07	0.07
14	1641		9114					
15	342		1902					
16	1927		10707		21413	772	0.04	0.04
17	843		4681		9362	1869	0.20	0.17
18	0		0					
19	308		1337					
20	41		179					
21	345		1502		3003	797	0.27	0.21
22	77		335		670	149	0.07	0.07
23	29		124		249	313	1.26	0.56
24	513		2231		4463	1530	0.34	0.25
25	250		1087		2174	194	0.09	0.08
26	74		321		642	286	0.45	0.31
27	1991		8657		17313	631	0.04	0.04
28	0		1					
29	307		1333		2666	80	0.03	0.03
30	73							
31	3							
32	6							
33	3							
34	21							
35	77		220		524	574	1.10	0.52
36	4		13	1.19	30	4	0.13	0.12
37	43		122		291	807	2.77	0.73
38	67	0.75	90	1.42	255	547	2.14	0.68
39	39							
40	144	0.35	411	1.19	979	60	0.06	0.06
41	75	0.75	100	1.42	283	131	0.46	0.32
42	41		177		355	26	0.07	0.07
43	125		544		1087	533	0.49	0.33
44	380		1650		3301	30	0.01	0.01
45	441		1917		3835	1023	0.27	0.21
46	86		373		746	272	0.36	0.26
47	450	0.65	693	1.42	1968	1059	0.54	0.35

(1) まず、漁業・養殖業生産統計年報を用いて 1981～85 年の 5 カ年間の県別漁獲量の平均値を計算する。この際、以西底曳網漁業による漁獲量は控除する。

(2) (2') 式の C の値は県別の漁獲重量をその平均体重で除して求める。実際には、平均体重の推定に案外手間がかかる。ここでは水産庁が実施中の回遊性魚類共同放流実験調査事業のもとで行われた標識放流試験の結果¹³⁾のうち、再捕期間が 5 カ年にわたる放流群の再捕記録を資料として用いた。推定の手順は以下のとおり。

1) 年別再捕尾数と年令別平均体重を用いて再捕時の平均体重を計算する
2) 現時点では 5 カ年以上にわたる再捕記録がないので、6 年目以後の再捕に相当する部分として平均体重を一率に 1.2 倍^{15, 19)}して修正平均体重とする

3) 修正平均体重で漁獲重量を除して漁獲尾数を求める

(3) 漁獲尾数を 2 倍して自然加入尾数 R_0 を求める。

(4) 小型魚を漁獲する漁業が大規模に行われていない水域では漁獲開始年令が大きくなる。この場合、小型魚を漁獲するような漁業の行われている近接水域での漁獲物の平均年令と当該海域のそれとの差 d を漁獲開始年令の差とみなし、 $M=0.35^{15-20)}$ とおいて、 $e^{0.35d}$ を乗じて上記 R_0 を修正し、0.3 歳 (放流年令) における加入尾数に換算する。

(5) 放流の行われていない水域については、漁獲による“まびき”が低い水準にある可能性があるので R_0 の計算は行わない。放流実績のある水域についての放流尾数¹⁴⁾を自然加入尾数の推定値 R_0 で除して放流強度指数 α を求める。

(6) (3) 式に放流強度指数 α の値を代入して影響指数 β を計算する。

結果を表 2 に示した。

試算結果についての考察

(1) 放流強度指数 α の特性

現段階の放流技術では、マダイの放流強度指数 α の値は低い場合が多く、かつ変異性に富んでいる。県別に計算された指数 α の平均値は 0.28、その変動係数は 200% に近い (表 3)。

1) 指数 α の変異性の背景

ここで指数 α の特性を理解するために、まず県別の漁獲重量 C_W と放流尾数 R_r の関係をみてみよう (図 1)。漁獲重量が 1000 トン以下の範囲では、一応、漁獲重量が多ければ放流尾数も多いという関係が認められる。しかし、漁獲重量がほぼ同一の水準にある県の間でも、放流尾数には極端な差があり、放流については県によって取り組み姿勢に可成りの差があることが伺われる。もうひとつ、現状では単県での種苗生産能力に限界があり、漁獲重量が 1000 トンを超えるような県では、漁獲重量が増えても放流尾数は増えていない。このようにして、放流尾数 R_r と漁獲重量 C_W の間には多様な組合せが生じ、表 3 に示すように、表 2 のデータに基づいて計算した放流尾数と漁獲重量の比 R_r/C_W^* の変動係数は 170% と著しく大きくなったと考えられる。さらにそれが、 R_r/C_W と指数 α との間の高い相関関係**を通して、指数 α の変動係数の大きさに反映されていると考える。

2) 指数 α に及ぶ種々のノイズの影響

ところで、放流強度指数 α は、漁獲物の平均体重 W として、以下のようにつける。

$$\alpha = \frac{F}{Z} \cdot W \cdot \frac{R_r}{C_W} \quad (5)$$

右辺の各項のうち、前述したように、 R_r/C_W の変動は特に大きい。一方、 F/Z を 0.5 に固定することによって生ずる誤差や W の推定値のもつ誤差については実測値はないが、前者については“まびき”の強さが自然死亡に匹敵するという前提が崩れない限り表 1 で推測した程度であり、後者についても変動形数が 100% に達することはまず

* 野中³⁾の放流指数に相当する。

** $r=0.94$ ($n=46$), F/Z を 0.5 に固定したことが相関係数が大きくなる主な原因である。

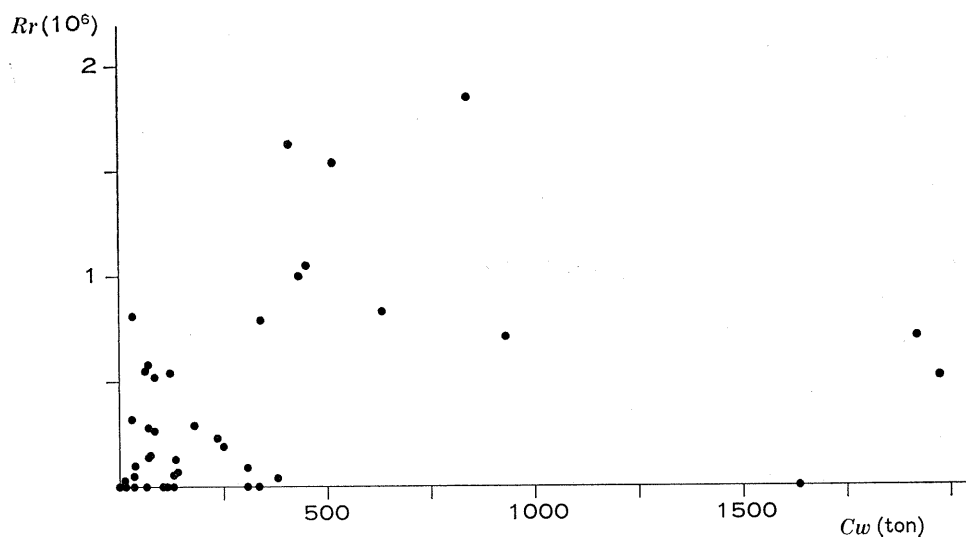


図 1 県別にみたマダイの漁獲量 (C_w) と放流尾数 (R_r) の関係 (1984 年)

表 3 放流強度指数 α と R_r/C_w の頻度分布と変動係数

	放流強度指数 α		R_r/C_w	
頻度分布	≥ 0.10	28	≥ 1.0	27
	0.11—0.20	3	1.1—2.0	4
	0.21—0.30	3	2.1—3.0	6
	0.31—0.40	2	3.1—4.0	4
	0.41—0.50	5	4.1—5.0	1
	0.51—0.60	1	5.1—6.0	
	0.61—0.70		6.1—7.0	1
	0.71—0.80		7.1—8.0	1
	0.81—0.90		8.1—9.0	1
	0.91—1.00		9.1—10.0	
	1.01—1.10		10.1—11.0	1
	1.11—1.20	1	11.1—12.0	
	1.21—1.30	1	12.1—13.0	
	1.31—1.40		13.1—14.0	
	1.41—1.50		14.1—15.0	
	1.51 $\leq$	2	15.1 $\leq$	1
平 均	0.2793		2.0428	
標準偏差	0.5398		3.4500	
変動係数	193 (%)		169 (%)	

ないと思われる。その結果、県毎に著しく変化する放流尾数と加入尾数の相互関係、換言すれば放流強度の実態は、 F/Z や W の変動に隠されることなく、指数 α の変動を通して把握出来ると考えられる。

3) 指数 α と自然加入量 R_0 の関係

図 2 に放流尾数 (図中の曲線)、自然加入尾数と放流強度指数の関係を示す。この図では、現段階での単県の放流能力の上限は 150~200 万尾辺りにあるように思われる。そして、自然加入の大きさがこの程度、あるいはそれ以下の水域では、強度指数が 1 を超える事例も認められる。一方、マダイの大生産地では、自然加入に匹敵するような種苗添加を行うことは容易ではなく、放流尾数は 100 万尾に達しているにもかかわらず、強度指数は低い水準に留まっている。結局、現段階では全体として自然加入尾数 R_0 と放流強度指数 α との間の相反的な関係は認めざるを得ない。しかし、自然加入の大きい水域でも、複数の地域群が存在し、そのなかから適当なものが選択出来るなら、十分な効果を期待し得るような種苗放流は可能である。したがって、県単位で計算された指数値だけから放流効果を判断するのは早計であろう。

(2) 影響指数 β とその実測値

図 2 に示すように、種苗放流能力と自然加入尾数に大差がない水域では、影響指数 β が 0.5 を超え、少なくとも計算上ではある年級群を構成する個体の過半数が放流魚によって占められるケース* もある。こういう水域では、実際に漁獲量や漁獲物の年令組成にそれを示唆するような変化が現われている¹⁸⁾。しかし、このような一部の事例を除くと、全般的に影響指数 β の値は小さく、多くの県では 0.2 以下の水準にある。

ここで関心が持たれるのは、影響指数 β と回遊性魚類共同放流実験調査事業での放流魚の混獲率調査の結果との比較である。ただし、このような比較に耐え得るような実測事例は極めて限られたものである。

事例一: 1956~59 年の間の標識放流尾数が $335 \sim 930 \times 10^3$ 尾 (平均 600×10^3 尾) の事例では、影響指数 β の平均値は 0.12 と計算される。水揚げの中心になっている 2 標本漁港での有標識率は 0.08~0.11 となっていて²¹⁾、実際の有標識率は計算値よりやや低い。

事例二: この事例では 1955~59 年の間に $193 \sim 257 \times 10^3$ 尾 (平均 245×10^3 尾) が標識放流され、指数 β の平均値は 0.11 と計算される。市場調査での有標識率は 0.07~0.20、平均 0.13 で²²⁾、この場合は逆に実測値が計算

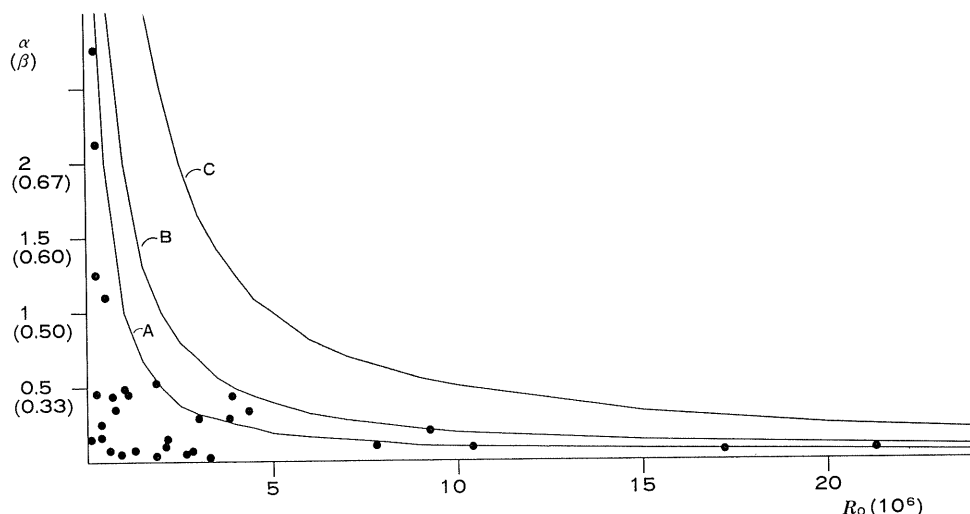


図 2 自然加入尾数 (R_0) と放流強度指数 (α)、影響指数 (β) の関係についての 1 事例 (マダイ, 1984 年)
図中の黒点は県別の計算値 (放流実績のある県のみを示す)、曲線はそれぞれ放流量 100 万尾 (A), 200 万尾 (B), 500 万尾 (C) の水準を示す。

* 遊漁による漁獲量を全く考慮していないので、指数値が過大になっている場合もあると思われる。

値をやや上回っている。

以上のようなフィールドでの放流魚の混獲率と指数 β の計算値との食い違いに加入尾数の推定精度が直接関与していることは当然考えられるが、この種の食い違いは、さらに、放流手法の適否や放流種苗の種苗性に関する情報源として、今後大いに注目すべき事項である。

今後にもむけて留意すべき 2, 3 の事項

以上、試算の結果に基づいて、放流強度指数 α や影響指数 β の現われ方やその特性について考察してきた。2つの指数値は何れも示唆に富んだものであるが、同時に計算の基礎となる資料の蓄積も不十分であり、取扱いの手法も未だ未熟であって、なお多くの問題を残している。

(1) 漁業生物学的パラメーターの把握

当面最も重要な課題は、自然加入尾数をより正確に把握することである。漁獲開始年令や減耗 (F や M) についての知見が整備されればこの問題は解決する筈である。とくにある程度限られた水域については、この種のパラメーターの推定は可能な場合が多い。そして、 $F/Z \div 0.5$ という荒っぽい設定から脱却出来よう。

(4) 式に含まれる放流から漁獲開始に至る迄の間の生残については、さらに多くの項目にわたって知見が不足しており、漁業資料の蓄積のみならず、より計画的な放流試験による資料収集も必要と思われる。

ヒラメの場合、漁獲開始年令は1歳以上である²³⁾。平均放流サイズは放流技術が未確定のためか、現段階では図3に示すように変異に富んでおり、かつ平均値は60 mm (0.25~0.3 歳*)と意外に小さい¹⁴⁾。その結果、漁獲開始年令と放流年令の隔りはかなり大きくなっており、この間に複雑な減耗が生じている可能性がある。例えば、放流サイズが小さい程生残率が低いこと^{23,24)}、人工種苗は天然のそれに較べて食害を受け易いこと²³⁾等が示唆されるとともに、成長段階に応じて異なった自然死亡を想定してゆくことの必要性も論じられている²³⁾。

ガザミ^{25,26)}やクルマエビ²⁷⁾についても同様な議論がある。

マダイでは放流年令と漁獲開始年令の差が小さく、 $(t_0 - t_1) \div 0$ とみなせる。この点、ヒラメ等に較べて加入前減耗の構造はやや単純にみえるが、それでも(4)式の K に対応する減耗、即ち種苗性や放流技術と直接関連した放流直後の減耗は無視出来ないとと思われる。この問題は、有効放流尾数にかかわる問題として、影響指数 β と放流魚の混獲率の実測値との“ずれ”を手掛りに、今後、さらに検討されるべきであろう。

(2) $F/Z \div 0.5$ という前提の妥当性と有効放流尾数との関係

$F/Z \div 0.5$ 、あるいはそれ以上というのは、加入量の近似計算を行ううえでの前提であった。このことは、ある加入群からの生涯を通じての回収率が約50%、あるいはそれ以上ということである。

放流魚の混獲率や有標識率について既に多くの調査結果が報ぜられている^{20~22)}。しかし、生涯を通じた回収率(累積再捕率)が約50%、ないしはそれを上回ることを支持するようなデータは得られていない。標識放流魚の再捕報告率には報告洩れによる過少評価はあるにしても、専門調査員によって直接行われる魚市場や標本船上での混獲率や有標識率調査では見落としは非常に少いと考えられる。それでも累積回収率の測定値は20~30% 止りである。

一方、漁獲物の年令組成の変化を手がかりに推定

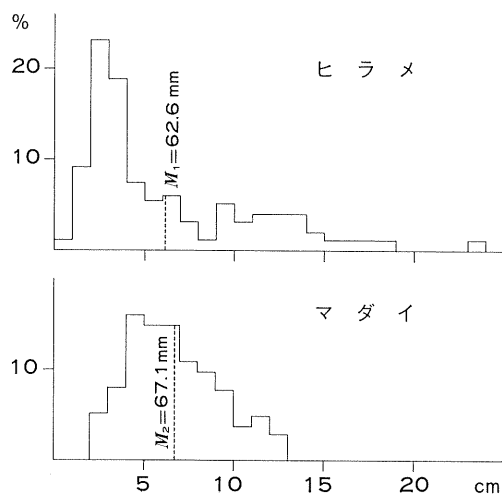


図3 放流種苗の体長分布(1984年)

* 青森県増殖センター・他²³⁾に示された資料から推定

した F/Z の値は、最小で 0.37²⁸⁾、その他では何れも 0.5 以上で^{15-17,29)}、標識放流試験からの推定値との間に喰い違いがある。

両者の推定手順について特に欠陥が指摘出来ない以上、ふたつの結果を両立させるような考え方も必要と考えられる。そのひとつとして、放流直後に放流種苗の種苗性や放流技術の欠陥と関連した減耗があって、実際に漁獲対象となる時点では放流種苗はかなり減少していると考えてみるのである。(4) 式の K が現実効いているという想定である。このような想定が成り立つなら、混獲率や有標識率を基準として計算された累積回収率は過少評価になる筈である。かつ、この議論は、前項で行った放流魚の混獲率と影響指数 β の“ずれ”に関する議論と本質的には同じものである。岡田³⁰⁾も、すでにこのような可能性について示唆している。

おそらく、この種の問題は、放流効果の追跡と関連して、今後の極めて重要な論点となるのではないかと思われる。

(3) 相関係数を用いた放流効果の評価

表 3 の放流強度指数 α の頻度分布から容易に推測出来ることであるが、現在の放流規模では、放流実施水域の半数以上において影響指数 β 、即ち期待し得る放流魚の混獲率の上限値は 0.1 以下となっている。このような水域では、放流効果が漁獲統計に反映されることを期待することは難しいように思われる。

ところで一方では、放流効果を判定するために、放流尾数と漁獲増の間に相関関係を想定し、その解析が試みられることがある。しかし、上述したように放流量が自然加入量に較べて十分量とは言えない場合が多いこと、さらに漁獲量には多様なノイズが含まれることを合せ考えると、むしろ無理なことが多いように思われる。放流効果とは別の要因に基づく漁獲変動が抽出されるに止まる可能性がある。この場合、より確実に放流効果を把握する方法は、放流魚の分布範囲を考慮したキメの細かい漁獲統計の入手に努めるか、あるいは水揚げの有標識率調査を行うかの何れかであろう。

謝 辞

原稿作成の段階において重要な御指摘をいただいた三重県・水産技術センター、関 政夫氏、鹿児島県・水産試験場、椎原久幸氏、並びにこの課題についてしばしば意見の交換をいただいた日本栽培漁業協会、北田修一氏に厚く御礼申し上げる。

文 献

- 1) 松宮義晴 (1984) 栽培漁業における資源学的用語の統一について。西海区ブロック浅海開発会議・魚類研究会報, 2: 37-38.
- 2) 北田修一 (1986) 有標識率調査の考え方と必要標本数。栽培技研, 15(2): 187-197.
- 3) 野中 忠 (1982) 種苗生産・放流の実績表をみての断篇。さいばい, 23: 25-28.
- 4) 須田 明 (1983) クルマエビの放流とその効果判定をめぐって。第 10 回・日本海ブロック増養殖研究推進連絡会議議事要録: 58-67.
- 5) 日本栽培漁業協会 (1985) 昭和 56~57 年度・クルマエビについて実施した種苗放流効果基礎調査の結果について。日裁協研究資料, 29: 38 pp.
- 6) FAO (J. A. ガーランド編集) (1972) 海洋漁業資源。海洋水産資源開発センター資料, 1: 633 pp.
- 7) GULLAND J. A. (1975) Manual of method for fisheries resources survey and appraisal·Part 5·Objectives and basic methods. FAO Fish. Techn. Paper, 145: 29 pp.
- 8) SCHAEFER M. B. and R. J. H. BEVERTON (1963) Fishery dynamics—Their analysis and interpretation. The Sea, 2: 464-483.
- 9) 土井長之 (1972) 実戦数理資源学概調, 第 3 部・第 2 次解析編: 61-98.
- 10) 石岡清美 (1983) 瀬戸内海におけるガザミ加入量の推定。水産学シリーズ 46 (石井丈夫編), 水産資源の解析と評価, 恒星社厚生閣: 79-90.
- 11) ——— (1986) コホート解析を利用したガザミ加入量の推定方法について。日裁協研究資料, 33: 86-94.
- 12) RICKER W. E. (1958) Handbook of computation for biological statistics of fish populations. Bull. Fish. Res. Canada, 119, Chap. 4: 111-127.

- 13) 水産庁・振興部・開発課 (1985) 栽培漁業技術開発事業業務参考資料: 516 pp.
- 14) 水産庁・日本栽培漁業協会 (1986) 昭和 59 年度・栽培漁業種苗生産, 入手, 放流実績 (全国): 373 pp.
- 15) 瀬戸内海栽培漁業協会 (1973) 瀬戸内海におけるマダイ資源の培養と種苗放流事業の在り方: 13 pp.
- 16) 土井長之 (1955) 瀬戸内海におけるマダイ資源について. 日水会誌, 21(5): 320-334.
- 17) 坂本俊雄・土井長之・岩井昌三・石岡清美 (1981) 瀬戸内海東部水域におけるマダイの生物情報と資源診断. 東海区水研報, 105: 59-113.
- 18) 神奈川県水産試験場・他 (1985) 回遊性魚類共同放流実験調査事業総括報告書・太平洋中区海域マダイ班: 51 pp.
- 19) 和歌山県水産増殖試験場・他 (1985) 回遊性魚類共同放流実験調査事業総括報告書・瀬戸内海東部マダイ班: 57 pp.
- 20) 広島県水産試験場・他 (1985) 回遊性魚類共同放流実験調査事業・瀬戸内海西部海域総合報告書: 123 pp.
- 21) ——— (1986) 昭和 60 年度・回遊性魚類共同放流実験調査事業・瀬戸内海西部海域総合報告書: 289 pp.
- 22) 島根県栽培漁業センター・他 (1985) 昭和 60 年度・九州西海・日本海西部回遊性魚類共同放流実験調査事業・マダイ共同報告書: 130 pp.
- 23) 青森県水産増殖センター・他 (1985) 昭和 55~59 年度・放流技術開発事業総合報告書・ヒラメ班: 55 pp.
- 24) ——— (1986) 昭和 60 年度・放流技術開発事業報告書・日本海ブロックヒラメ班: 204 pp.
- 25) 愛媛県水産試験場・他 (1985) 昭和 59 年度・放流技術開発事業ガザミ班総合報告書, I・要約編: 11 pp.
- 26) 北田修一 (1986) ガザミの放流効果評価方法をめぐる問題点と課題. 日裁協研究資料, 33: 64-75.
- 27) 檜山節久 (1987) 放流種苗からの資源培養. さいばい叢書, 1 (クルマエビ栽培漁業の手引き): 163-171.
- 28) 太平洋中区栽培漁業推進協議会技術部会 (1987) 太平洋中区海域のマダイ資源の培養. さいばい叢書, 2: 146 pp.
- 29) 岡田啓介 (1974) 東支那海・黄海産マダイの漁業生物学的研究. 西海区水研報, 44: 49-185.
- 30) ——— (1971) マダイについて. 標識放流による資源解析に関するシンポジウム議事録 (西海区水研刊行): 49-56.