

卵分布の集中度が高い魚種の 卵豊度—産卵場面積関係

銭谷 弘^{*1}・石田 実^{*2}・山田作太郎^{*3}

A Relationship between Egg Abundance and Spawning Area for Fishes under Patchy Egg Distribution

Hiromu ZENITANI^{*1}, Minoru ISHIDA^{*2}, and Sakutarō YAMADA^{*3}

Abstract

Pelagic fish species such as sardine and anchovy fluctuate dramatically in biomass size and geographical distribution. Especially, a non-linear relationship was observed between spawning area and spawning biomass level (or egg abundance). In order to explain the relationship, we tried to develop a mathematical model for the egg abundance and spawning area. The model was based on a stochastic description of the aggregation of eggs using negative binomial distribution. The non-linear relationship between the egg abundance (E) and spawning area (A) becomes as follow: $E = k \cdot U \cdot \{ [U / (U - A)]^{1/k} - 1 \} + 1/2 \cdot (1/k + 1) \cdot U^{1/k} \cdot A / (U - A)^{1/k + 1}$, where k is overdispersion parameter of negative binomial distribution; U is survey area.

The egg abundance can be estimated accurately using this model expression if k is constant. For sardine in the Pacific off Japan, k was dependent on the spawning biomass. However, this method seems to be applicable to the sardine stock if its spawning biomass will keep to be low.

1. 緒言

マイワシやカタクチイワシなどの浮魚類は資源量が大きく変動し、その分布範囲も資源量の変動に伴い拡大・縮小する (MACCALL, 1988, LLUCH-BELDA *et al.*, 1989). また産卵場面積も資源量の変動にともない拡大・縮小することが知られている (SMITH, 1990, LLUCH-BELDA *et al.*, 1991). 本邦のマイワシやカタクチイワシについても資源量減少期に産卵場面積が急

速に縮小することが報告されていることから (平本, 1996), 親魚資源量と産卵場面積間に非線形な関係があることが予想される. 本邦マイワシの卵豊度 E_w , 産卵場面積 A_w について WATANABE *et al.* (1996) が示した経験式 $A_w = 60.9 \cdot E_w^{0.181}$ も卵豊度 (産卵量) 水準は産卵資源量水準を近似することを考慮すると (松田ほか, 1992, 和田ほか, 1995), 産卵資源量と産卵場面積の間に非線形関係が存在することを示唆している.

本報では卵の集中分布を仮定した数理モデルから卵豊度と産卵場面積の間に存在する非線形関係が導けることを示し、さらに太平洋岸に分布するマイワシについて、この非線形関係に基づき産卵場面積から卵豊度の推定ができるかどうかを検討する.

2. 材料・方法

数理モデル

野外においてはランダム分布に適合する分布様式を示す動物の例は珍しい. 大部分の動物の分布様式は分

1997年8月7日受付 1998年2月12日受理

^{*1} 南西海区水産研究所

Nansei National Fisheries Research Institute, 2-17-5
Maruishi, Ohno-cho, Saeki-gun, Hiroshima 739-0452,
Japan

^{*2} 南西海区水産研究所

Nansei National Fisheries Research Institute, 6-1-21
Sanbashidori, Kouchi-shi, Kouchi 780-8010, Japan

^{*3} 東京水産大学

Tokyo University of Fisheries, 4-5-7 Kohnan, Minato-
ku, Tokyo 108-8477, Japan

散が平均値よりも大きい「過大分散」(overdispersion)を示す(伊藤・村井, 1977). 魚類の卵および親魚の空間分布様式も産卵場や棲息場所の偏りに起因した「過大分散」な分布様式である集中分布を示すものとして表現されることが多い(小西, 1980, SMITH and HEWITT, 1985, MANGEL and SMITH, 1990, WELCH and ISHIDA, 1993). BLISS(1958)は負の2項分布が「過大分散」な分布の大部分に対してもっとも適合しうることを示している. またMANGEL and SMITH(1990)では負の2項分布を用いて卵の空間分布を表現している. 本報でも, ある調査海域を N 個の単位海区に分割したときに得られる卵数 X_i ($i=1\sim N$)が以下のような負の2項分布にしたがうと仮定する.

$$\begin{aligned} Pr(X_i=x) &= \frac{\Gamma(k+x)}{\Gamma(k)\cdot x!} \cdot \left\{ \frac{k}{k+m} \right\}^k \cdot \\ &\quad \left\{ \frac{m}{k+m} \right\}^x \end{aligned} \quad (1)$$

ここで, Γ はガンマ関数, m は平均分布密度を示す. k はパラメータであり, 過大分散の指標, その逆数は集中度の指標である(伊藤ほか, 1992).

さらに, WATANABE *et al.* (1996) 同様, 任意の単位海区 i が産卵場か非産卵場かを, $y_i=1$ (産卵場), $y_i=0$ (非産卵場)とすると, y_i はベルヌーイ分布にしたがう. また卵が存在する総単位海区数を N_p とすると, $N_p = \sum y_i$ であり N_p は2項分布 $B(N, \theta)$ にしたがう(ガットマン・ウルクス, 1968). ここで, $\theta=1-Pr(X_i=0)$ で, (1)式より任意の単位海区の卵数 X_i が0である(卵が存在しない)確率は

$$Pr(X_i=0) = \left\{ \frac{k}{k+m} \right\}^k \quad (2)$$

である. k が既知ならば, 大きさ N のベルヌーイ試行の尤度関数 L は

$$\begin{aligned} L &= [1 - \left\{ \frac{k}{k+m} \right\}^k]^{N_p} \cdot \left\{ \frac{k}{k+m} \right\}^{k(N-N_p)} \\ &\text{であり, } m \text{ の最尤推定値 } m_L \text{ は } dL/dm=0 \text{ より,} \\ m_L &= k \cdot [N/(N-N_p)]^{1/k} - 1 \end{aligned} \quad (3)$$

となる. さらに, 調査海域における総産卵場面積 A が N_p に比例すると仮定し, γ を比例定数とすると,

$$A = \gamma \cdot N_p = A(N_p) \quad (4)$$

また調査海域での卵豊度 E は平均卵密度と調査海域面積($U = \gamma \cdot N$)の積であるので,

$$\begin{aligned} E &= m_L \cdot U \\ &= k \cdot U \cdot [N/(N-N_p)]^{1/k} - 1 = E(N_p) \end{aligned} \quad (5)$$

と推定される.

N_p の期待値 $Exp\{N_p\}$, 分散 $Var\{N_p\}$ は以下のようになる.

$$Exp\{N_p\} = N \cdot \theta$$

$$Var\{N_p\} = N \cdot \theta \cdot (1 - \theta)$$

さらに A, E は(4), (5)式で示されたように N_p の関数であるのでこれらの2つも確率変数となる. デルタ法(SEBER, 1973)および誤差の伝搬法則(吉澤, 1989)により各期待値および分散は

$$Exp\{A\} = U \cdot \theta = A(\theta) \quad (6)$$

$$\begin{aligned} Exp\{E\} &= k \cdot U \cdot [1/(1-\theta)] \cdot 1/(1-e)^{1/k} - 1 \\ &\quad + 1/2 \cdot (1/k+1) \cdot \gamma \cdot \theta / (1-\theta)^{1+1/k} = E(\theta) \end{aligned} \quad (7)$$

$$Var\{A\} = \gamma \cdot U \cdot \theta \cdot (1-\theta)$$

$$Var\{E\} = \gamma \cdot U \cdot \theta / (1-\theta)^{1+2/k}$$

となり, θ の関数として表すことができる. (6), (7)式より $E-A$ 間には以下のような非線形関係が導ける.

$$\begin{aligned} E &= k \cdot U \cdot [U/(U-A)]^{1/k} - 1 + 1/2 \cdot (1/k+1) \cdot U^{1/k} \cdot \\ &\quad A/(U-A)^{1/k+1} \end{aligned} \quad (8)$$

なお, $k \leq 1$ のとき, (8)式とWATANABE *et al.* (1996)の経験式ともに $dE/dA > 0$, $d^2E/dA^2 > 0$ であり, $E-A$ 曲線は共に上に凸で単調増加なグラフの形状である.

データ

マイワシの主産卵期である2~3月(WATANABE *et al.*, 1996)におけるマイワシ卵の分布様式, 卵豊度, および産卵場面積を中央水産研究所・南西海区水産研究所が収集した1曳網毎の卵採集数データにより推定した. 調査期間は1978~1994年であった. 対象海域はどの年も調査されている北緯 $30^\circ 00' \sim 35^\circ 00'$, 東経 $130^\circ 00' \sim 141^\circ 00'$ 海域(Fig. 2参照)に限定した. 近接した観測点間の卵数 X_i の相関を小さくし各観測点で採取される卵数 X_i の「独立」性を高めることを目的として, 緯度・経度1度樹目を単位海区として上記の対象海域内単位海区総数を $N=26$ とした. 卵採集に用いたネットは1978~1990年では網口面積が 0.282m^2 (大型ネット), 1991~1994年では 0.159m^2 (小型ネット)で, 曳網方法はいずれも水深150mから表層もしくは, 水深150m以浅では海底直上から表層までの鉛直曳網であった(石田・菊地, 1992, 銭谷ほか, 1995). なお大型ネットと小型ネットのデータを統一的に扱うため, 大型ネットによる1曳網当たり卵採集数データは $0.159/0.282=0.564$ を乗じて小型ネットによる卵採集数データ値に補正した.

任意の単位海区 i に n_i 回の観測点が含まれているとき, その単位海区で採集された平均卵数 $\sum_j X_{ij}/n_i$ を観測値 X_i とした. ここで X_{ij} は i 海区の j 観測点における1曳網当たり卵採集数である. また, 各年毎に X_i の標本平均値 \bar{X} , 標本分散値 S^2 および k を計算し,

X_i の頻度分布が負の 2 項分布に適合するか否かを χ^2 適合度検定した (ガットマン・ウイルクス, 1968). $k < 1$ の場合, 伊藤ほか (1992) によると平均値と分散の関係 ($k = \bar{X}^2 / (S^2 - \bar{X})$) から k を求める方法よりも, $N / (N - Np) = (1 + \bar{X} / k)^k$ を k について数値計算で解くほうが精度が高いため, 上記の式により k を求めた (伊藤ほか, 1992). 卵が存在する各单位海区の陸上部分をぬかした総面積 \hat{A} ($103 \cdot \text{km}^2$) と卵豊度 \hat{E} ($10^9 \cdot \text{Eggs}$) $= \bar{X} \cdot \gamma \cdot N = \bar{X} \cdot U$ を各年毎に計算した. なお γ は $\hat{A} = \gamma \cdot N_p$ をもとにした回帰分析より $\gamma = 8.18$ と求めた. (6), (7) 式より描画した E-A 曲線と各年実測値 (\hat{E}, \hat{A}) をプロットし, 経年的なマイワシ卵分布の集中度, 卵豊度および産卵場面積の変化を検討した.

3. 結果

E-A 曲線

$k = 0.25 \sim 1.00$ とした時の E-A 曲線を Fig. 1 に示す. γ, N は各々 $\gamma = 1, N = 100$ とした. 空間的な集中度が低い ($k \rightarrow$ 大) ほど産卵場面積は卵豊度の増減にともない急増減する傾向が示されている.

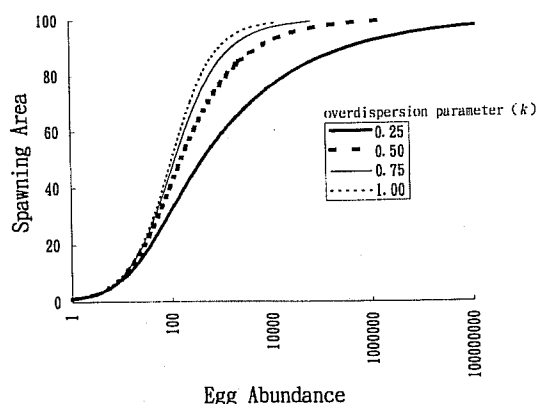


Fig. 1. A theoretical relationship between egg abundance and spawning area.

マイワシ卵の分布

1978~1994年におけるマイワシ卵の分布状況を Fig. 2-a~c に示す. 1978年, 981, 1992~1994年には概ね東経 $130^\circ 00' \sim$ 東経 $137^\circ 00'$ と東経 $139^\circ 00' \sim$ 東経 $142^\circ 00'$ の 2 海域に卵分布域は分離していた. 1979, 1980, 1982~1991年には東経 $130^\circ 00' \sim 142^\circ 00'$ でほぼ連続的

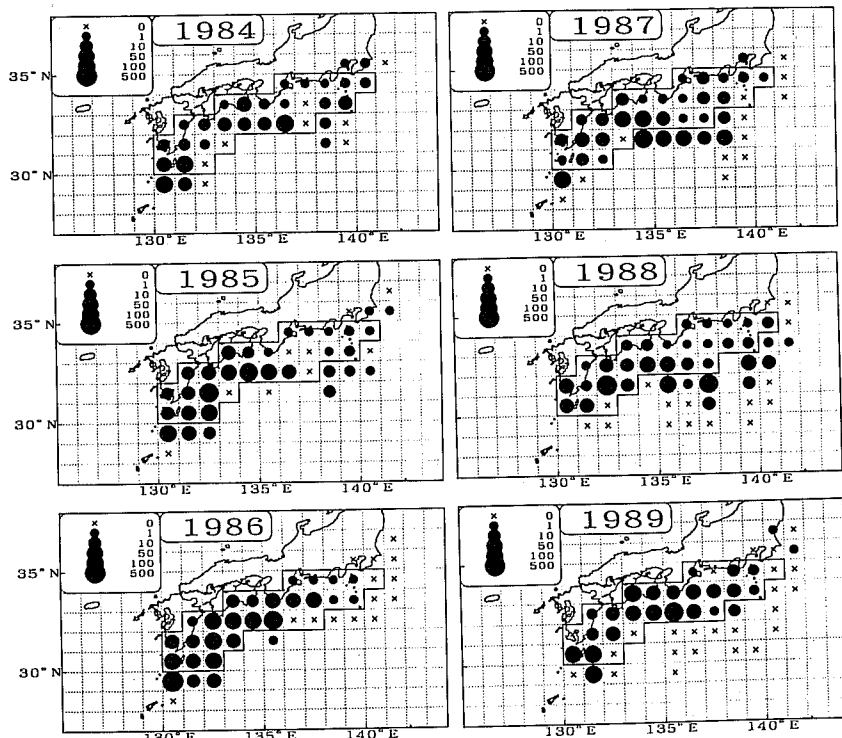


Fig. 2-a. Distribution of sardine eggs from in 1978~1983 in the Pacific Ocean off Japan. Solid circles and crosses show the mean egg density (number of eggs per 0.159 m^2) in $1^\circ \times 1^\circ$ squares. Data in an area surrounded by bold lines were used for the analysis.

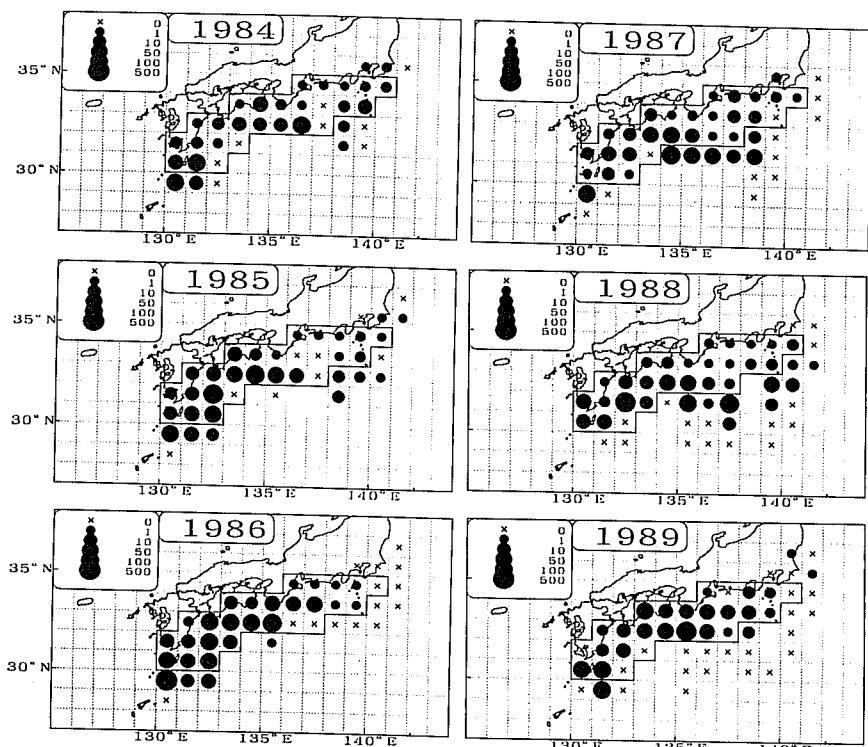


Fig. 2-b. Distribution of sardine eggs from in 1984–1989 in the Pacific Ocean off Japan. Solid circles and crosses show the mean egg density (number of eggs per 0.159 m^2) in $1^\circ \times 1^\circ$ squares.

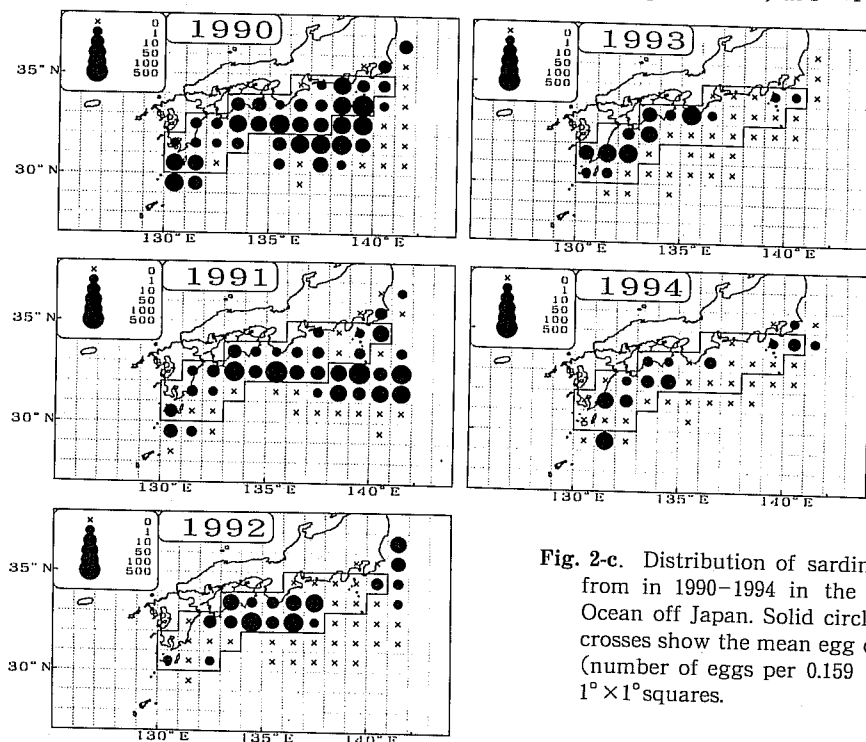


Fig. 2-c. Distribution of sardine eggs from in 1990–1994 in the Pacific Ocean off Japan. Solid circles and crosses show the mean egg density (number of eggs per 0.159 m^2) in $1^\circ \times 1^\circ$ squares.

卵分布の集中度が高い魚種の卵豊度—産卵場面積関係

Table 1. Frequency distribution of egg density, spawning area, and egg abundance in February-March from 1978 to 1994

Egg Density Eggs/0.159m ²	Year								
	1978	1979	1980	1981	1982	1983	1984	1985	1986
0	13	7	10	13	5	4	4	4	3
1-4 ¹	4	9	6	6	13	11	10	8	7
4 ¹ -4 ²	5	7	5	3	3	6	7	5	3
4 ² -4 ³	4	3	3	4	4	5	3	7	8
4 ³ -4 ⁴	—	—	2	—	1	—	2	1	5
4 ⁴ -4 ⁵	—	—	—	—	—	—	—	1	—
<i>N</i>	26	26	26	26	26	26	26	26	26
<i>N_p</i>	13	19	16	13	21	22	22	22	23
Mean	6.0	7.6	11.1	7.0	11.7	6.5	13.9	28.3	34.3
Variance	102.19	147.71	496.79	189.19	722.97	79.33	794.10	3414.27	2419.74
<i>k</i>	0.202	0.458	0.251	0.191	0.523	0.884	0.583	0.451	0.512
$\chi^2(df)$	0.74(1)*	1.18(1)*	1.78(1)*	1.27(1)*	13.01(1)	5.65(1)	5.47(2)*	4.96(2)*	5.18(2)*
\hat{A} (10 ³ · km ²)	98	147	123	109	166	182	176	177	186
\hat{E} (10 ⁹ · Eggs)	8077	10135	14868	9312	15691	8643	18572	37813	45839

Egg Density Eggs/0.159m ²	Year							
	1987	1988	1989	1990	1991	1992	1993	1994
0	2	1	5	2	7	12	13	15
1-4 ¹	12	12	5	7	9	4	6	5
4 ¹ -4 ²	7	7	3	7	5	5	1	4
4 ² -4 ³	4	5	9	4	3	2	3	2
4 ³ -4 ⁴	1	0	3	4	1	2	3	—
4 ⁴ -4 ⁵	—	1	1	2	1	1	—	—
<i>N</i>	26	26	26	26	26	26	26	26
<i>N_p</i>	24	25	21	24	19	14	13	11
Mean	9.3	23.4	32.6	68.6	44.8	32.3	24.6	4.2
Variance	227.52	5099.01	3719.47	30062.20	23510.70	6488.81	3198.70	113.59
<i>k</i>	1.170	1.028	0.366	0.526	0.253	0.143	0.133	0.170
$\chi^2(df)$	8.93(1)	34.57(2)	2.17(2)*	13.60(3)	11.03(2)	1.71(2)*	3.95(1)*	0.01(1)*
\hat{A} (10 ³ · km ²)	196	206	175	202	160	125	106	90
\hat{E} (10 ⁹ · Eggs)	12450	31331	43627	91781	59987	43164	32926	5556

N_p : number of sardine egg sampled

k : parameter of the negative binomial distribution

\hat{A} : spawning area

\hat{E} : egg abundance observed

* : significance in 5% level chi-square test for goodness-of-fit

に卵の分布が見られた。

対象海域の卵数の頻度分布, *N_p*, \bar{X} , *S*², *k*, \hat{A} , および \hat{E} を Table 1 に示す。 \bar{X} , *S*² は各々 4.2~68.6 (Eggs/0.159m²), 79.33~30062.20 の間で変動した。 \bar{X} は 1994 年に最小値, 1990 年に最大値を示した。各年とも *S*² は \bar{X} と比較して大きい値であり卵数の頻度分布は *S*²/ \bar{X} > 1 であり、「過大分散」(overdispersion) を示した (伊藤・村井, 1977)。*k* は 0.133~1.170 であり, 卵数の頻度分布は 1978~1981, 1984~1986, 1989, 1992~1994 年に 5% 水準で負の 2 項分布と適合した。(1978~1981, 1992~1994 年) の *k* 値は (1982~1991 年) と

比較し小さい傾向があった (*U* 検定, 5% 水準)。 \hat{A} , \hat{E} は各々 90~206 (10³ · km²), 5556~91781 (10⁹ · Eggs) の間で変動した。 \hat{A} は 1982 年に急増後, 1988 年まで漸増し, 1990 年以降減少に転じた。 \hat{E} は 1986 年まで漸増後, 1987 年にいったん減少した後, 再び増加したが, 1990 年以降減少に転じた。

E-A 曲線と各年実測値 (\hat{E} , \hat{A}) を Fig. 3 に示す。全調査年に対する \hat{E} , \hat{A} 間には累乗式で示される非線形関係 ($\hat{A} = 28.5 \cdot \hat{E}^{0.166}$) があったが, その寄与率 (*R*² = 0.25) は低かった。*k* 値の相違を基準に区分した各年代毎の卵豊度, 産卵場面積, 卵集中度を総括する

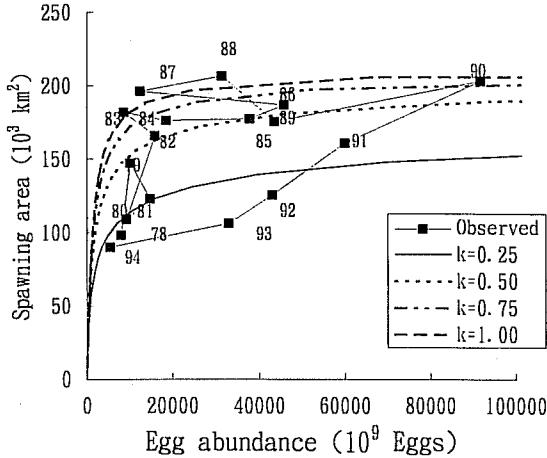


Fig. 3. Relationships between egg abundance (E) and spawning area (A) of Japanese sardine under the various values of k .

と1978～1981年は1979年を除き、卵豊度低水準、産卵場面積増加、卵集中度高水準期、1982～1991年は卵豊度増加、産卵場面積一定、卵集中度低水準期、1992～1994年は卵豊度減少、産卵場面積減少、卵集中度高水準期であると判断された。

4. 考察

浮魚類のように親魚群の分布が集中型（小西，1980）であり，結果として卵の空間分布が負の2項分布のような集中分布である場合，卵豊度と産卵場面積間にはE-A曲線で示したような非線形関係が想定できる。

E-A曲線で示される卵豊度と産卵場面積関係が存在するならば，この関係を利用して産卵場面積から卵豊度と産卵資源量水準を推定する手法が考えられる。産卵場面積から産卵資源量水準を推定する手法は，卵数法（渡部，1983）やEgg Production Method（EPM，LASKER，1985）と比較して簡便なデータセットを用いるので，資源解析および資源管理の現場での簡便かつ迅速な資源量推定法として有効であると考えられる（MANGEL and SMITH，1990）。ただし，k値が年々変動すると，長年のデータを用いた卵豊度の推定には大きな誤差が入る恐れがある。（8）式の利用にあたり卵分布の集中度の変動についての検討が不可欠である。本邦太平洋岸に分布するマイワシの場合，その卵分布の集中度が資源量水準に応じて年代により異なるので，マイワシの卵豊度と産卵場面積の関係は年代毎に変化する。したがって産卵場面積から卵豊度を推定する場

合，卵豊度，産卵場面積関係が現状としてどのE-A曲線上にあり，将来的に卵分布の集中度がどのように変化するかをあらかじめ吟味しておく必要がある。

マイワシ卵分布の年代的な集中度の変動は具体的には以下のように考えることができる。太平洋岸に分布するマイワシには大回遊型と小回遊型の2つの生活型が存在し，資源量低水準期には大回遊型が減少し小回遊型主体の資源構造となる（平本，1996）。親魚資源の構造が小回遊型主体となったときに，産卵場は薩南～土佐湾海域（足摺系群），熊野灘～常磐南部海域（太平洋系群）の2つの海域（近藤，1988）に分離する傾向が顕著となる。産卵調査を実施した調査海域でのマイワシ卵の分布様式は上記のような2海域への産卵場の分離という状況下で空間的な不均一性が増加し卵分布の集中度が高まる。k値の年代的相違は，マイワシ親魚の資源構造（資源量水準）の相違を反映しているものと考えられる。一方， $d\theta/dk = -\{k/(k+m)\}^k \cdot [\log\{k/(k+m)\} + m/(k+m)] > 0$ より，kは θ の増加関数であることが示されている。したがってk値は産卵場面積の期待値 $Exp\{A\} = U \cdot \theta$ の増加に伴い増加する。産卵場面積の大幅な増加は大回遊型の出現を意味するので，k値の年代的相違はマイワシ親魚の資源構造の相違に由来することが示唆される。

日本近海のマイワシ漁獲量は，1970年代に増加し1984～1990年まで約500万トンの高水準であったが，1991年以降減少に転じた（WATANABE *et al.*，1996）。漁獲動向から判断しても1970～1984年はマイワシ産卵資源量増加期，1985～1991年は産卵資源量高水準期，1992年以降は産卵資源量が減少し低水準期にあると考えられる。マイワシの資源変動には数十年単位の周期があるので（MATSUDA *et al.*，1992），今後，産卵資源構造は小回遊型主体で継続し，k値の大きな変動はないと考えられる。したがって，卵豊度と産卵場面積の関係のあるk値に対応した1つのE-A曲線として示すことができる。たとえばk値を，卵の空間分布が負の2項分布に適合し，卵豊度低水準，卵集中度高水準期である1978，1980，1981，1992～1994年の平均値 $k=0.182$ として（8）式より計算したEは各々，7525，30968，13483，35229，11440，5059（ $10^9 \cdot$ Eggs）であり，観測値 \bar{E} とほぼ等しい値となる（ $\bar{E}=0.99 \cdot E$ ， $R^2=0.33$ ）。本報で示した（8）式による卵豊度（産卵資源量）水準推定法は，産卵資源量が低水準であるかぎり有効であると考えられる。

謝辞

本論文の作成にあたりデータ収集に協力していただいた中央水産研究所初期生態研究室大関芳沖博士および木村 量博士並びに水産庁調査船蒼鷹丸および俊鷹丸等の乗組員の方々に深謝の意を表します。なお、本研究の一部は、農林水産技術会議事務局による“農林水産系生態秩序の解明と最適制御に関する総合研究”の一環として行われた (BCP-98-IV-A-5)。

引用文献

- BLISS, C. I. (1958) The analysis of insect counts as negative binomial distribution. *Proc. Xth Int. Congr. Entomol. (Montreal, 1956)*, 2, 1015-1031.
- ガットマン, I.・S. S. ウイルクス (1968) 工科系のための統計概論, 石井恵一・堀素夫 (訳), 培風館, 東京, 321pp.
- 平本紀久雄 (1996) イワシの自然誌「海の米」の生存戦略. 中央新書, 東京, 183pp.
- 石田 実・菊地 弘 (1992) 日本の太平洋岸 (常磐～薩南海域) におけるマイワシ, カタクチイワシ, サバ類の月別, 海域別産卵状況: 1989年1月～1990年12月. 南西海区水産研究所, 中央水産研究所, 高知 東京, 86pp.
- 伊藤嘉昭・村井 実 (1977) 動物生態学研究法 (上), 古今書院, 東京, 268pp.
- 伊藤嘉昭・山村則男・嶋田正和 (1992) 動物生態学, 蒼樹書房, 東京, 507pp.
- 小西芳信 (1980) 卵・稚仔分布の実態把握のための調査上の問題点. 水産海洋研究会報, 44, 92-99.
- 近藤恵一 (1988) 資源量高水準期における日本産マイワシの分布・移動について. 東海水産報, 124, 1-34.
- LASKER, R. (1985) Introduction: an egg production method for anchovy biomass assessment. *NOAA Tech. Rep. NMFS*, 36, 1-3.
- LLUCH-BELDA, D., R. J. M. CRAWFORD, T. KAWASAKI, A. D. MACCALL, R. H. PARRISH, R. A. SCHWARTZLOSE, and P. E. SMITH (1989) World-wide fluctuations of sardine and anchovy stocks: the regime problem. *South African J. Mar. Sci.* 8: 195-205.
- LLUCH-BELDA, D., D. B. LLUCH-COTA, S. C. HERNANDEZ-VAZQUEZ, A. SALINAS-ZAVALA, and R.A. SCHWARTZLOSE (1991) Sardine and anchovy spawning as related to temperature and upwelling in the California current system. *Calif. Coop. Oceanic Fish. Invest. Rep.* 32: 105-111.
- MACCALL, A. D. (1988) *Dynamic Geography of Marine Fish Populations*. University of Washington Press, Seattle, 153pp.
- MANGEL, M. and P. E. SMITH (1990) Presence-absence sampling for fisheries management. *Can. J. Fish. Aquat. Sci.*, 47, 1875-1887.
- 松田裕之・岸田 達・清水弘文・木立 孝 (1992) マイワシ資源の再生産率の年変動と資源管理. 日水誌, 58, 1861-1866.
- MATSUDA, H., T. WADA, Y. TAKEUCHI, and Y. MATSUMIYA (1992) Model analysis of the effect of environmental fluctuation on the species replacement pattern of pelagic fishes under interspecific competition. *Res. Popul. Ecol.*, 34, 309-319.
- SEBER, G. A. F. (1973) *The Estimation of Animal Abundance and Related Parameters*. Griffin, London, 506pp.
- SMITH, P. E. (1990) Monitoring interannual changes in spawning area of Pacific sardine (*Sardinops sagax*). *CalCOFI Rep.*, 31, 145-151.
- SMITH, P. E. and R. P. HEWITT (1985) Sea survey design and analysis for an egg production method of anchovy biomass assessment. *NOAA Tech. Rep. NMFS*, 36, 17-26.
- 和田時夫・浅野謙治・岡田行親 (1995) カタクチイワシ漁獲量と資源量の短期予測法. 水産海洋研究, 59, 384-388.
- 渡部泰輔 (1983) 卵数法, 「水産資源の解析と評価—その手法と適用例—」(石井丈夫編), 恒星社厚生閣, 東京, 9-29.
- WATANABE, Y., H. ZENITANI and R. KIMURA (1996) Offshore expansion of spawning of the Japanese sardine, *Sardinops melanostictus*, and its implication for egg and larval survival. *Can. J. Fish. Aquat. Sci.*, 53, 55-61.
- WELCH, D. W., and Y. ISHIDA (1993) On the statistical distribution of salmon in the sea: application of the negative binomial distribution, and the influence of sampling effort. *Can. J. Fish. Aquat. Sci.*, 50, 1029-1038.
- 吉澤康和 (1989) 新しい誤差論—実験データ解析法, 共立出版, 東京, 261pp.
- 銭谷 弘・石田 実・小西芳信・後藤常夫・渡邊良朗・木村量 (1995) 日本周辺水域におけるマイワシ, カタクチイワシ, サバ類, ウルメイワシ, およびマアジの卵仔魚とスルメイカ幼生の月別分布状況: 1991年1月～1993年12月. 水産研究所資源管理研究報告A, 1, 368pp.