

伊勢湾および西部遠州灘で漁獲されるカタクチイワシシラス供給源の 産卵-加入モデルによる推定

中村元彦^{†1}, 藤田弘一²

Estimation of the Supply Source of Anchovy (*Engraulis japonicus*) Larvae Caught in Ise Bay and the Western Enshu-Nada Using a Spawner–Recruit Model

Motohiko NAKAMURA^{†1} and Kouichi FUJITA²

We estimated the supply source of anchovy (*Engraulis japonicus*) larvae caught by the coastal fishery in Ise Bay and the western Enshu-Nada using a spawner–recruit model. In this model, the Ricker curve, which was evaluated to be the most appropriate among some functions, was adopted to show relationships between the monthly catch of larvae and the number of eggs caught in Ise Bay and the western Enshu-Nada. The determination coefficients of the model were 0.188–0.285 ($p<0.01$) from April to September and 0.052–0.178 ($p>0.01$) from October to December. Fluctuation of the number of eggs caught in the western Enshu-Nada was similar to that in the other parts of the coastal sea off the Tokai districts. Using the model, we estimated the monthly larval recruits from Ise Bay, the coastal sea off the Tokai districts and the other distant areas, respectively. The estimated value of the mean monthly larval recruits from Ise Bay was over 200 tons from June to September, that from the coastal sea off the Tokai districts was over 200 tons from May to August, excluding July, and that from the other distant areas was over 200 tons in May and July. The seasonal changes of the estimated values of the Ricker parameters and the monthly larval recruits were consistent with the seasonal changes of the anchovy spawning grounds and the rainfall, both of which affect survival and transport of larvae.

Key words: anchovy larvae, spawner–recruit model, supply source of larvae

はじめに

伊勢湾および西部遠州灘に来遊するカタクチイワシのシラス（以後、カタクチシラスとする）は、愛知県を主体とするしらす船びき網漁業の重要な漁獲対象であるとともに、未成魚に成長した後も愛知・三重両県のばっち網漁業の重要な漁獲対象になっている。ところが、しらす船びき網漁業の漁獲努力量は来遊資源に対して過剰であり、そのことが自身の経営を圧迫するとともに（船越、1991）、湾内で漁獲される未成魚の資源量に大きく影響している（中村、

投稿中）。そのため、愛知県のしらす船びき網漁業のほとんどの経営体が所属する同業者組織は、減船を実施した他、来遊量減少時の採算割れや過度の成長乱獲を防ぐために操業時間の短縮や休漁等の自主的な操業規制を行っている。このような操業規制を行う上で的確な漁況予測が求められており、予測手法確立のためにシラス供給源の解明が必要となっている。

これまでに、伊勢湾および西部遠州灘沿岸に形成されるカタクチシラス漁場には、卵・仔魚の分布域の移動からみて、伊勢湾や西部遠州灘の陸棚縁辺域を中心に形成される産卵場からカタクチシラスの来遊があると推定されている（中村・岡田、2001）。しかし、それら産卵場からの来遊量とその季節変化は明らかではない。そこで、卵採集数とカタクチシラス漁獲量データを基に、産卵-加入モデルを用いて供給海域別のカタクチシラス来遊量を月ごとに推定した。

2004年5月7日受付、2004年12月28日受理

[†] 愛知県水産試験場漁業生産研究所

Marine Resources Research Center, Aichi Fisheries Research Institute, Toyoura, Toyohama, Minamichita-cho, Chita-gun, Aichi 470-3412, Japan

² 三重県科学技術振興センター水産研究部鈴鹿水産研究室
Mie Prefectural Science and Technology Promotion Center, Fisheries Research Division, Suzuka Fisheries Laboratory, Shiroko, Suzuka, Mie 510-0243, Japan

[†] motohiko_nakamura@pref.aichi.lg.jp

解析と資料

産卵・加入モデル

t 年のある月のカタクチシラス来遊量 S_t は、産卵水準がモニタリングされている n 個の海域 i から来遊したカタクチシラスの来遊量 S_{it} とその他の海域から来遊したカタクチシラス来遊量 S_{ot} の和で表す。

$$S_t = \sum_{i=1}^n S_{it} + S_{ot} \quad (1)$$

S_{it} を、海域 i において S_{it} に寄与する期間の産卵量 E_{it} の適当な関数 $f_i(E_{it})$ で表される平均的な来遊量と海況等の産卵量以外の要因で変動する係数 k_{it} の積、 S_{ot} をその他の海域における未知の産卵量 E_{ot} で決まる平均的な来遊量 $f_o(E_{ot})$ と産卵量以外の要因で変動する係数 k_{ot} の積で表すと、(1) 式は次のように書き換えられる。

$$S_t = \sum_{i=1}^n k_{it} f_i(E_{it}) + k_{ot} f_o(E_{ot}) \quad (2)$$

カタクチシラスの供給源となる海域が異なっても、漁場が伊勢湾南部から西部遠州灘沿岸の比較的狭い海域に限られていることから、海域ごとの係数 k_{it} および k_{ot} の変動はある程度類似していると考えられるので、各海域の係数が等しい ($k_{it} = k_{ot} = k_t$) と仮定する。

$$S_t = \sum_{i=1}^n k_t f_i(E_{it}) + k_t f_o(E_{ot}) \quad (3)$$

(3) 式は、 k_t の変動が $f_o(E_{ot})$ の変動に比べて十分小さければ、 k_t を一定 ($=k$) とみなして $k f_o(E_{ot})$ の平均を α と置くと、

$$S_t = \sum_{i=1}^n k f_i(E_{it}) + \alpha + \{k f_o(E_{ot}) - \alpha\} \quad (4)$$

と表される。(4) 式は、誤差変動 $\{k f_o(E_{ot}) - \alpha\}$ が E_{it} と独立で正規分布に従うときに、 E_{it} と S_t の関係が(4)式の正規分布モデルで表されることを示している。

一方、 $f_o(E_{ot})$ の変動が k_t の変動に比べて十分小さければ、 $f_o(E_{ot})$ を一定とみなして β と置き、両辺を常用対数にとると、

$$\log_{10} S_t = \log_{10} \left\{ \sum_{i=1}^n f_i(E_{it}) + \beta \right\} + \log_{10} k_t \quad (5)$$

となる。(5) 式は、誤差変動 $\log_{10} k_t$ が E_{it} と独立で正規分布に従うときに、 E_{it} と S_t の関係が(5)式の対数正規モデルで表されることを示している。なお、常用対数としたのは、 S_t や k_t の大きさがわかりやすいからである。

さて、(4) 式および(5) 式に適当な関数 $f_i(E_{it})$ を与えれば、 E_{it} と S_t のデータにモデルを当てはめることができ、当てはまり具合で最適なモデルを選択することができる。そこで、次に示す $f_i(E_{it})$ を直線、リッカーモデル、ベバートン・ホ

ルト型曲線としたそれぞれの正規分布モデルと対数正規モデルについて、平松(1992)に従って最尤法で回帰を行い、赤池の情報量基準 (AIC = $-2 \ln(\text{最大尤度}) + 2(\text{パラメータ数})$) により当てはまりを評価した。

$$S_t = \sum_{i=1}^n a_i E_{it} + c + \varepsilon_t \quad (6)$$

$$\log_{10} S_t = \log_{10} \left(\sum_{i=1}^n a_i E_{it} + c \right) + \varepsilon_t \quad (7)$$

$$S_t = \sum_{i=1}^n a_i E_{it} \exp(-b_i E_{it}) + c + \varepsilon_t \quad (8)$$

$$\log_{10} S_t = \log_{10} \left(\sum_{i=1}^n a_i E_{it} \exp(-b_i E_{it}) + c \right) + \varepsilon_t \quad (9)$$

$$S_t = \sum_{i=1}^n a_i E_{it} / (1 + b_i E_{it}) + c + \varepsilon_t \quad (10)$$

$$\log_{10} S_t = \log_{10} \left\{ \sum_{i=1}^n a_i E_{it} / (1 + b_i E_{it}) + c \right\} + \varepsilon_t \quad (11)$$

t 年の供給海域別カタクチシラス来遊量 (S'_{it} および S'_{ot}) は、回帰で推定される式と定数 (それぞれ $\hat{\cdot}$ を付けて表記) および残差とデータ E_{it} から、正規分布モデルでは、

$$S'_{it} = \hat{k} \hat{f}_i(E_{it}), \quad S'_{ot} = \hat{\varepsilon}_t + \hat{c} \quad (12)$$

対数正規モデルでは、

$$S'_{it} = 10^{\hat{e}} \hat{f}_i(E_{it}), \quad S'_{ot} = 10^{\hat{e}} \hat{c} \quad (13)$$

と求められる。

愛知県のしらす船びき網漁業によるシラスの1日あたり漁獲率は約0.5と推定されていることから(静岡県・愛知県、1986)、来遊群の漁獲率は同一の群に対して3~4日の漁獲を仮定すると0.87~0.94 (1-0.5³~1-0.5⁴) と大きく、漁獲量は概ね来遊量を代表していると見なすことができる。ただし、シラスの来遊量が少ないと漁業者が出漁を控えるために、漁獲量は来遊量を過小評価することになる。この過小評価の影響が(7), (9), (11)式のように対数変換した場合に月別漁獲量の小さいところで大きくなるので、 S_t は愛知県のカタクチシラス月別漁獲量に最低水準の10tを一律に加えた値とした。月別漁獲量(1966~2001年)は、愛知県水産試験場が行った漁獲統計調査およびシラス混獲率調査の結果から算出した。

漁獲量との関係を見る産卵量の対象海域は西部遠州灘および伊勢湾とし、産卵量は卵採集数で表すこととした。卵採集数は、西部遠州灘については愛知県水産試験場(1966~2001年、18点ないし15点)、伊勢湾については三重県科学技術振興センター水産研究部(1966~1994年、20点)および愛知県水産試験場(1995~2001年、15点)が基

本的に月1回の定線調査で得た採集数データに基づいた(Fig. 1)。卵の採集は、ともに口径45cmの丸特ネット(網目幅0.33mm、開口比1.7)あるいは改良ノルバックネット(網目幅0.335mm、開口比5.12)の鉛直びきにより行われた。

錢谷(1998)によると、丸特Bネット(網目幅0.33mm、開口比1.7)と改良ノルバックネットにおける1曳網あたりの卵採集数(総魚卵数)の違いは改良ノルバックネットの6%と小さいことから、解析では、ネットによる濾水率の違いは採集数の変動に比べて小さく無視できると見なし、毎月に、各採集点1曳網あたりの採集数から西部遠州灘では18点あたり、伊勢湾では15点あたりの採集数(月別卵採集数)を求めて用いた。なお、調査が行われなかつた月の卵採集数は、西部遠州灘では1月と2月、伊勢湾では12月~3月であれば、過去の採集実績から判断して0粒とし、その他の月では前後の月の採集数の幾何平均値によって補完した。

漁獲されるシラスの日齢が概ね20~35日であることから(Sigel, 1988)、ふ化後漁獲サイズに成長するのに約1ヶ月かかると見なし、 E_{it} は漁獲の当月と前月および前々月の3ヶ月に渡る月別採集数の合計値(卵採集数3ヶ月合計値)とした。

最尤法による回帰分析では、準ニュートン法により最適化を行った。(8)~(11)式のモデルでは、 a_i と b_i が0以上であることを制約条件とし、(7)式のモデルでも、右辺対数の括弧内が負となる場合は a_i が0以上であることを制約条件として計算を行った。

海域間の産卵量変動の類似性

本報のモデルでは、 S_{it} は産卵量が E_{it} と同様の変動をする海域からの来遊量を表すと見なされるので、あらかじめ海域間で卵採集数の変動の類似性を調べ、解析に用いた西部遠州灘および伊勢湾の卵採集数が代表する海域を明らかにしておく必要がある。そこで、森ほか(1988)、菊地・小西(1990)、石田・菊地(1992)、錢谷ほか(1995)および久保田ほか(1999)による緯度・経度30分升目のカタクチイワシ月別産卵量(1978~1996年)を基に、Fig. 2に示す、概ね月ごとに採集の行われた区画A1~U2と西部遠州灘および伊勢湾の調査海域をそれぞれ含む区画M1およびL3とで、産卵量対数値(産卵量に最小値の 10^{10} 粒を加えて対数変換した)の年変動について相関係数を求めた。ここで、対数変換して相関を求めたのは分散安定化のためである。なお、データ期間の19ヶ年のうち欠測が3ヶ年以上の区画と産卵量が0粒の年が16ヶ年以上の区画は除外した。

また、海域が近接していることから産卵量の変動が西部遠州灘および伊勢湾と類似していることが予想される熊野灘と東部遠州灘~駿河湾については、類似性をより長期に渡って検討するため、それぞれ三重県科学技術振興センター水産研究部(1966~2001年、20点ないし9点)と静岡

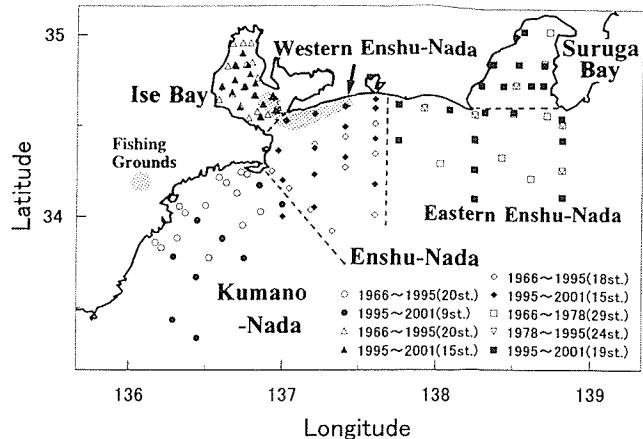


Figure 1. Monitoring area for anchovy egg abundance in Ise Bay and the coastal sea off the Tokai districts of Japan. The coastal sea off the Tokai districts indicates the area consisted of Kumano-Nada, the western and eastern Enshu-Nada, and Suruga Bay.

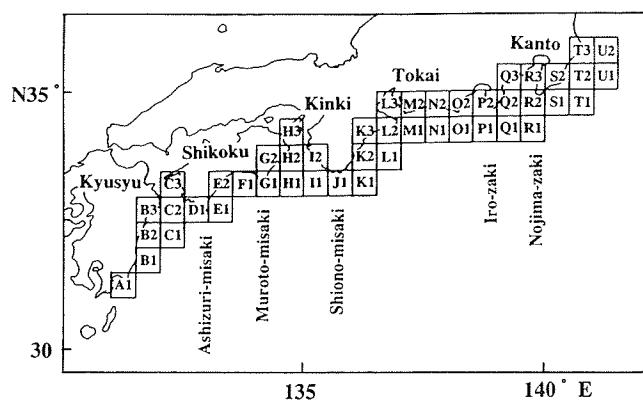


Figure 2. 30-minute squares where the monthly anchovy egg productions were compared for 19 years (1978~1996).

県水産試験場(1966~2001年、29点、24点ないし19点)が西部遠州灘および伊勢湾と同様にして得た卵採集数を基に(Fig. 1)、熊野灘では20点あたり、東部遠州灘~駿河湾では24点あたりの月別採集数から卵採集数3ヶ月合計値を求め、その対数値について西部遠州灘および伊勢湾との間で相関係数を計算した。

結果

カタクチシラス漁獲量と卵採集数の季節変化

カタクチシラス月別漁獲量平均値の季節変化をFig. 3(a)に、西部遠州灘と伊勢湾ならびに近接する熊野灘と東部遠州灘~駿河湾における月別卵採集数平均値の季節変化をFig. 3(b)に示した。漁獲量は4~12月に概ね100tを上回り、5~9月では500t以上が多い。卵採集数は外海の熊野灘、西部遠州灘、東部遠州灘~駿河湾の3海域では4~5月を中心として3~8月に多く、伊勢湾では6月を中心として5~8

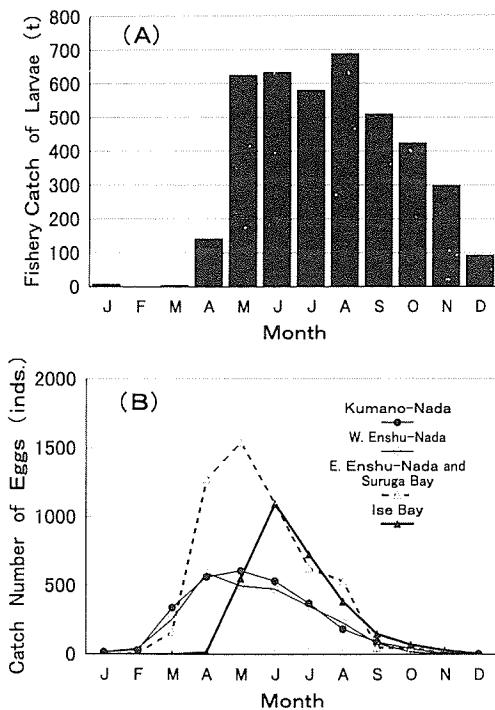


Figure 3. (A) The seasonal changes in the mean fishery catch of anchovy larvae in Ise Bay and the western Enshu-Nada; and (B) the mean number of eggs caught at the monitoring stations.

月に多い。9月以降、各海域とも卵採集数が少ない割に漁獲量は多い。

産卵量変動の海域間比較

西部遠州灘の調査海域を含む区画M1では例年産卵がみられる3~9月について、伊勢湾の調査海域を含む区画L3では同様に5~10月について、それぞれ他の区画との間で月別産卵量対数値の相関係数を求めTable 1に示した。西部遠州灘のM1は、伊勢湾を除く熊野灘から駿河湾沖の区画(L3を除くJ1~P2)との間で3~9月の相関係数が概ね正で、いくつかの区画で相関が認められた($p<0.05$)。また、土佐湾周辺(E1~F1)との間では4~5月、相模湾周辺から房総沖(Q1~S2)との間では3月の相関係数が概ね正で、いくつかの区画で相関が認められた($p<0.05$)。一方、伊勢湾のL3は、他の区画との間の相関係数に明瞭な傾向は見られなかった。

回帰分析に卵採集数3ヶ月合計値を用いた西部遠州灘と伊勢湾に熊野灘と東部遠州灘～駿河湾を加えた4海域間で、卵採集数3ヶ月合計値の対数値について相関係数を求めTable 2に示した。西部遠州灘は、東部遠州灘～駿河湾との間ではすべての期間で強い正の相関($p<0.001$)が認められた。また、熊野灘との間では、10~12月の期間で相関が認められなかつたが、2~4月の期間から8~10月の期間で強い正の相関($p<0.001$)が、9~11月の期間で正の相関

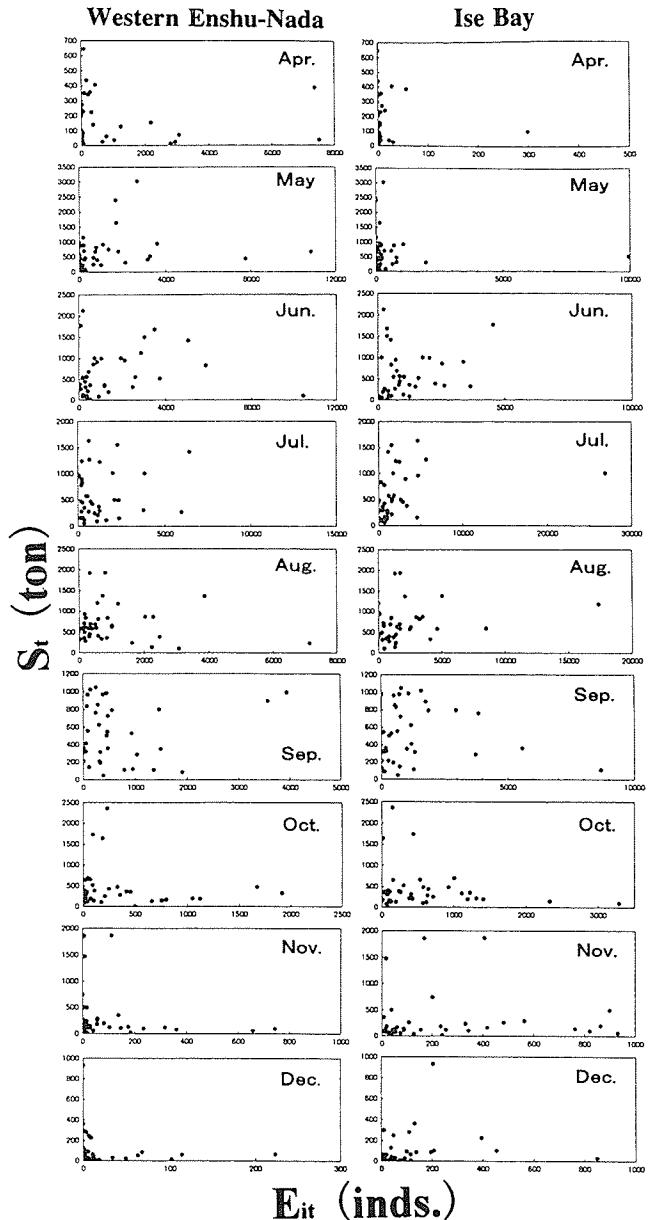


Figure 4. Relationships between the value which added 10 tons to the monthly larvae catch (S_t) and the number of eggs caught for three months (E_{it}) in the western Enshu-Nada (left), and relationships between S_t and E_{it} in Ise Bay (right).

($p<0.01$)が認められた。一方、伊勢湾は、東部遠州灘～駿河湾との間で3~5月の期間に弱い正の相関($p<0.05$)が認められたのを除いて、外海の3海域との間で相関は認められなかつた。

卵採集数と漁獲量の関係

西部遠州灘および伊勢湾における卵採集数3ヶ月合計値(E_{it})とカタクチシラス月別漁獲量に10tを加えた値(S_t)との関係をFig. 4に示した。データのはらつきが大きく、 E_{it} と S_t の関係は必ずしも明瞭ではないが、西部遠州灘では

Table 1. Correlation coefficients between the common logarithm of the monthly anchovy egg production in the square M1 (the western Enshu-Nada) and that in the other squares, and between that in the square L3 (Ise Bay) and that in the other squares (Fig. 2). The data were recorded from 1978 to 1996 (19 years). The squares where the data was not available in more than three years (SS), and the squares where the egg production is 0 in more than 16 years (NS) were excluded for a calculation.

Area	Correlation coefficient													
	M1 (Western Enshu-Nada)							L3 (Ise Bay)						
	Mar.	Apr.	May	Jun.	Jul.	Aug.	Sep.	May	Jun.	Jul.	Aug.	Sep.	Oct.	
Ashizuri-misaki	A1	-0.05	-0.05	0.20	0.03	0.06	0.36	SS	-0.24	-0.07	0.11	-0.06	SS	0.15
	B1	-0.28	0.16	0.10	NS	0.12	NS	SS	-0.18	NS	-0.66	NS	SS	NS
	B2	-0.17	0.05	0.13	-0.02	0.34	-0.13	SS	-0.24	0.08	-0.52	-0.17	SS	-0.29
	B3	-0.21	-0.03	-0.03	-0.23	-0.24	0.12	SS	0.07	0.00	0.37	0.24	SS	0.06
	C1	NS	-0.07	-0.22	0.22	NS	NS	SS	0.13	-0.23	NS	NS	SS	NS
	C2	-0.38	0.10	-0.21	0.25	-0.44	0.26	-0.24	-0.10	-0.58	-0.44	-0.07	-0.11	0.10
	C3	-0.19	0.22	-0.09	0.08	0.28	0.20	-0.38	0.06	-0.14	-0.33	0.24	-0.22	0.06
	D1	-0.22	-0.12	-0.37	0.13	0.10	0.30	-0.02	0.09	-0.37	0.02	-0.07	-0.14	0.27
	E1	SS	0.41	0.45	SS	SS	0.22	0.34	-0.14	SS	SS	0.06	-0.23	SS
	E2	SS	0.37	0.57	SS	SS	SS	0.24	-0.03	SS	SS	SS	0.02	SS
Muroto-misaki	F1	SS	0.37	0.57	SS	SS	SS	0.15	-0.49	SS	SS	SS	-0.02	SS
	G1	-0.16	0.10	0.07	0.28	0.06	-0.04	0.19	0.34	-0.28	-0.41	-0.03	-0.08	0.37
	G2	-0.06	0.41	0.12	0.15	0.44	0.12	-0.14	0.09	0.05	-0.02	0.05	0.16	-0.34
	H1	-0.01	NS	NS	0.05	-0.32	-0.13	0.58	NS	0.19	-0.49	-0.15	-0.31	NS
	H2	0.22	-0.14	-0.46	0.33	0.17	0.15	0.14	0.20	-0.20	0.13	0.05	0.37	0.10
	H3	-0.07	-0.40	-0.36	-0.25	-0.24	0.19	0.01	0.14	0.34	0.28	0.58	0.08	0.09
	I1	0.40	0.27	NS	0.40	0.09	NS	NS	NS	0.14	0.06	NS	NS	NS
	I2	0.07	-0.22	-0.20	0.12	-0.09	0.21	-0.19	0.44	0.35	-0.10	-0.02	0.10	0.34
	J1	0.31	0.15	0.12	0.29	-0.11	0.57	0.15	-0.15	-0.10	-0.17	-0.17	-0.16	0.21
	K1	0.41	0.58	0.22	0.48	0.66	0.08	NS	-0.14	-0.17	-0.41	0.08	NS	SS
Shiono-misaki	K2	0.28	0.36	0.12	0.32	0.41	0.33	-0.10	0.23	-0.03	0.06	-0.17	-0.24	0.16
	K3	0.26	0.41	0.20	0.14	SS	0.34	0.02	0.15	0.25	SS	0.28	-0.05	0.01
	L1	0.41	0.68	0.54	0.44	SS	0.41	0.24	-0.39	-0.07	SS	0.42	-0.07	NS
	L2	0.26	0.26	0.41	0.41	0.30	0.53	0.24	-0.12	-0.36	-0.05	0.16	-0.05	0.06
	L3	0.45	-0.12	-0.55	-0.49	0.00	0.05	-0.08	0.55	-0.49	0.00	0.05	-0.08	NS
	M1	SS	0.51	0.20	-0.03	0.12	-0.19	0.48	0.18	0.29	0.13	0.42	0.01	0.04
	M2	0.36	0.53	0.55	0.54	0.24	0.62	NS	-0.44	-0.28	-0.13	-0.17	NS	NS
	N1	0.80	0.49	0.17	0.43	0.49	0.40	0.30	-0.23	-0.38	0.09	0.01	-0.06	-0.40
	N2	0.50	0.19	0.63	0.65	0.31	SS	SS	-0.32	-0.34	0.16	SS	SS	0.45
	O1	0.74	0.54	0.22	0.02	0.60	0.36	0.01	-0.23	0.07	-0.21	-0.11	-0.09	-0.03
Iro-zaki	P1	0.44	0.15	0.47	0.48	0.43	SS	SS	-0.29	-0.41	0.20	SS	SS	SS
	P2	0.78	0.46	0.24	0.21	0.62	0.35	0.35	-0.19	-0.14	-0.17	-0.11	-0.08	0.29
	Q1	0.21	-0.06	0.36	0.05	0.42	0.19	-0.06	-0.39	0.16	-0.03	0.09	0.34	NS
	Q2	0.39	-0.02	0.52	-0.39	0.28	0.17	-0.08	-0.14	0.06	0.05	-0.04	0.49	-0.09
	Q3	0.65	0.44	0.30	0.21	-0.38	-0.52	-0.01	-0.09	-0.22	-0.06	-0.19	-0.03	-0.36
	R1	0.25	0.27	0.06	0.51	0.50	0.42	NS	-0.40	0.14	-0.25	-0.05	NS	NS
	R2	0.29	0.05	0.09	-0.29	0.17	-0.21	0.23	0.08	0.45	0.26	-0.11	0.06	-0.33
	R3	0.63	0.63	-0.04	0.02	0.40	-0.05	-0.14	-0.14	-0.12	0.35	-0.38	0.02	-0.19
	S1	0.61	-0.07	0.00	-0.23	-0.33	-0.16	0.44	0.03	0.56	0.31	0.26	0.17	0.25
	S2	0.56	0.12	-0.24	-0.20	0.17	-0.04	0.06	-0.12	0.36	0.37	-0.19	0.38	-0.11
Nojima-zaki	T1	0.18	0.41	-0.08	0.10	0.05	0.40	SS	0.46	-0.08	0.44	0.10	SS	NS
	T2	0.32	0.14	-0.14	0.07	0.19	-0.28	0.59	0.01	0.19	0.38	0.10	0.08	-0.09
	T3	0.27	0.02	0.16	0.17	0.04	-0.50	0.23	-0.20	-0.13	0.13	-0.07	0.04	0.00
	U1	0.14	0.49	0.06	-0.16	0.46	NS	NS	0.14	0.29	0.18	NS	NS	NS
	U2	0.27	0.25	-0.13	0.16	0.13	-0.32	0.42	-0.16	-0.15	0.06	-0.09	0.11	-0.02

■: $r > 0, p < 0.05$ ■: $r < 0, p < 0.05$

Table 2. Correlation coefficients of the number, in common logarithm, of anchovy eggs caught for three months between four areas: Kumano-Nada (Kumano), the western Enshu-Nada (W. Enshu), the eastern Enshu-Nada and Suruga Bay (E. Enshu), and Ise Bay (Ise). The data were recorded from 1966 to 2001.

Term	Correlation coefficient				
	W. Enshu vs. Kumano	W. Enshu vs. E. Enshu	Ise vs. Kumano	Ise vs. W. Enshu	Ise vs. E. Enshu
Feb.–Apr.	0.756* ¹	0.618* ¹	-0.002	0.189	0.258
Mar.–May	0.690* ¹	0.597* ¹	0.095	0.137	0.401* ³
Apr.–Jun.	0.679* ¹	0.601* ¹	0.160	0.045	0.277
May–Jul.	0.663* ¹	0.596* ¹	0.291	0.097	0.307
Jun.–Aug.	0.690* ¹	0.669* ¹	0.289	0.205	0.147
Jul.–Sep.	0.538* ¹	0.616* ¹	0.119	0.297	0.190
Aug.–Oct.	0.610* ¹	0.647* ¹	0.104	0.134	0.179
Sep.–Nov.	0.434* ²	0.578* ¹	0.118	0.093	0.178
Oct.–Dec.	0.189	0.525* ¹	0.073	-0.120	0.100

*¹ $p < 0.001$, *² $p < 0.01$, *³ $p < 0.05$

Table 3. AIC value of each regression model (equation (6)–(11)).

	AIC Value					
	Straight line		Ricker curve		Beverton-holt curve	
	Normal	Log-normal	Normal	Log-normal	Normal	Log-normal
Apr.	473.4	445.6	458.7	436.9* ¹	475.2	440.6* ²
May	571.2	543.4* ¹	559.8	544.4* ²	570.1	545.2
Jun.	560.4	544.3* ¹	561.9	544.6* ²	563.6	546.2
Jul.	544.4	526.4* ¹	548.3	527.8* ²	550.8	528.7
Aug.	544.7	533.2* ²	551.5	528.4* ¹	554.1	537.0
Sep.	523.5	525.2	520.5* ¹	520.8* ²	544.9	528.9
Oct.	553.7	510.7* ²	550.6	507.9* ¹	560.1	514.3
Nov.	550.0	478.9* ¹	552.3	481.5* ²	557.9	483.4
Dec.	476.5	398.9* ¹	475.4	400.4* ²	482.3	407.4
Total	4797.8	4506.6	4779.0	4492.7	4859.0	4531.7

*¹ Smallest

*² Small to the second

4~6月、8月、10月で、伊勢湾では8~10月で、 S_t が E_u の増加にともなって増加し、 E_u がある程度大きくなると増加率が減少する、あるいはピークとなった後に減少する傾向が見られる。

月毎の S_t と西部遠州灘および伊勢湾の E_u の関係に(6)~(11)式を当てはめて求めたAICをTable 3に示した。AICは、3つの関数とともにほとんどの月で正規分布モデルより対数正規モデルの方が小さく、直線対数正規モデルとリッカーモデルが比較的小さかった。直線対数正規モデルは、AICが最小の月数が5ヶ月と最も多かったが、残り4ヶ月のAICはリッカーモデルより2.8~8.7大

きく、AICの合計は4506.6で2番目に小さかった。一方、リッカーモデルは、AICが最小の月数は3ヶ月であったが、残り6ヶ月のAICはすべて2番目に小さい上に、AICが最小のモデルとの差が0.3~2.6と小さく、AICの合計は4492.7と最も小さかった。

(9)式のリッカーモデルのAICが安定して小さかったことから、(9)式のモデルが最適と見なし、その回帰分析の結果をTable 4に、また、西部遠州灘と伊勢湾それぞれの E_u の常用対数値に対する $\log_{10} S_t$ の残差 $\log_{10} k_t$ の分布をFig. 5に示した。月によっては、残差が E_u の小さいところでわずかに正に偏る傾向が見られるが、概ね残差

Table 4. Results of the regression analysis with the model (9) which was evaluated to be the most appropriate among the 6 models.

Month	r^2	W. Enshu-Nada			Ise Bay	
		a	$1/b$	a	$1/b$	c
Apr.	0.219* ¹	0.842	309	5.872	89	32
May	0.188* ¹	0.373	4505	0.050	3106	212
Jun.	0.219* ¹	0.247	4292	0.177	13263	94
Jul.	0.259* ¹	0.027	∞	0.168	15625	185
Aug.	0.285* ¹	2.768	444	0.140	12629	131
Sep.	0.212* ¹	4.472	170	0.447	1946	125
Oct.	0.174* ²	6.414	119	0.403	696	120
Nov.	0.052	4.029	55	0.625	367	85
Dec.	0.178* ²	0.000	100	0.581	375	25

*¹ $p < 0.01$, *² $p < 0.05$

の分布には大きな偏りは見られない。回帰式の決定係数は0.052~0.285で、11月が0.052と小さく、7月と8月が0.259~0.285と比較的大きかった。

独立変数に対する従属変数のピークを表す $1/b$ は、概ねFig. 4の両者の関係から読み取れる大きさとなっている。7月の西部遠州灘の $1/b$ が無限大となっているのは両者間に曲線関係が見られないことを、また、7月と12月の西部遠州灘および5月の伊勢湾の a が0あるいは0に近い値であることは、両者の間に関係がほとんどないあるいは弱いことを反映している。西部遠州灘では、12月を除くと、5~7月に a が0.027~0.373と小さく、 $1/b$ が4292以上と大きい。また、伊勢湾では5~8月に a が0.050~0.177と小さく、 $1/b$ が3106~15625と大きい。 c は25~212tで、各月とも S_i に比べて著しく大きな値ではなかった。

供給海域別来遊量の推定

年毎に各海域からのカタクチシラス来遊量推定値を(13)式を用いて計算し、月毎の平均値とその3海域の合計に対する各海域の比率を求めTable 5(a), (b)に示した。なお、西部遠州灘の卵採集数から推定されるカタクチシラスの供給海域は、卵採集数の変動が熊野灘および東部遠州灘~駿河湾とよく類似し、他の海域とは類似していないことから東海沿岸海域と呼ぶことにする。また、その他の海域を遠方域と呼ぶことにする。

伊勢湾では、来遊量推定値は7月をピークとして6~9月に200t以上と多く、来遊量推定値の比率は6~9月と12月に0.33~0.58と高い。東海沿岸海域では、5~6月と8月に200t以上と多く、9~10月も100t以上とやや多いが、7月は100t以下で前後の月に比べて少ない。来遊量推定値の比率は7月を除く4~10月に0.30~0.50と高い。遠方域では、来遊量推定値は5月と7月が200t以上と多く、6月および

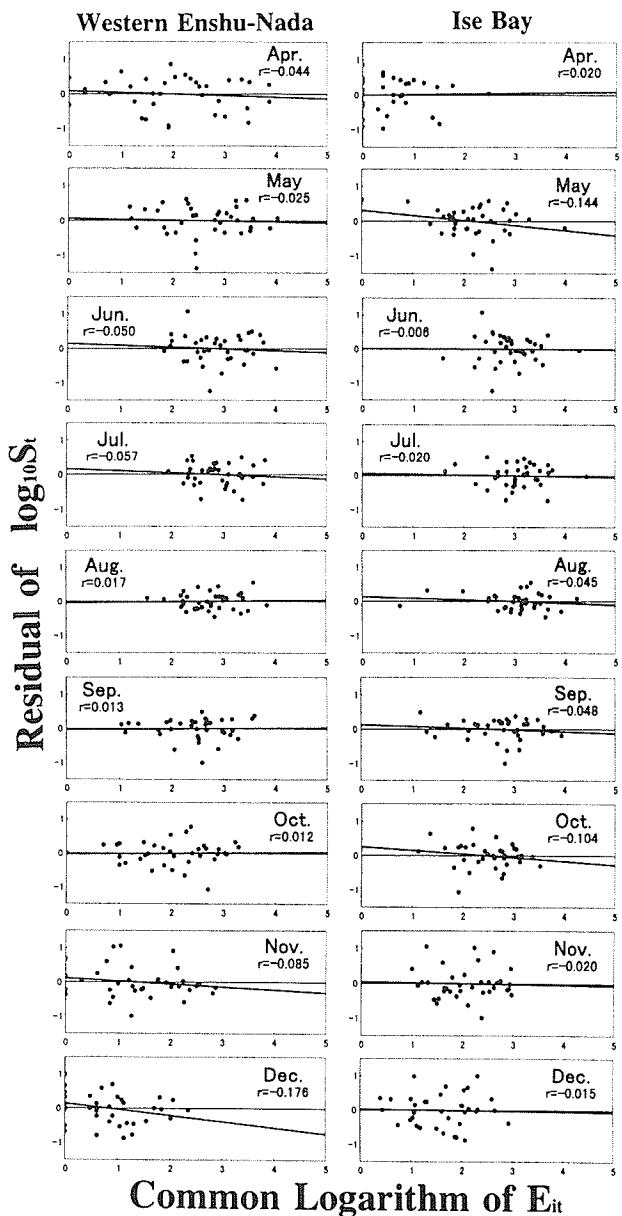


Figure 5. Relationships between the residual of $\log_{10} S_i$ from its predicted value, $\log_{10} k_i$, and E_{it} in the western Enshu-Nada (left), and relationships between $\log_{10} k_i$ and E_{it} in Ise Bay (right).

8~11月も100t以上とやや多い。来遊量推定値の比率は4~5月、7月、10~12月に0.34~0.51と高い。また、3ヶ月毎の季節別にみると、来遊量推定値の比率は4~6月では東海沿岸海域が0.44、7~9月では伊勢湾が0.42、10~12月では遠方域が0.43とそれぞれ3海域のうちで最も高い。

考 察

産卵量変動の類似性

30分升目の月別産卵量および卵採集数3ヶ月合計値の年変

Table 5. (a) The estimated value of the mean monthly larval recruits from each area (mean of S'_{it} or S'_{ot}); and (b) the ratio of that to the estimated value of the mean monthly larval recruits from all areas.

(a)

Area	Larval Recruits (ton)									
	Apr.	May	Jun.	Jul.	Aug.	Sep.	Oct.	Nov.	Dec.	Total
Ise Bay	39	16	242	310	229	215	83	88	60	1282
	(297)				(754)				(231)	
Coastal sea off Toaki districts	61	316	257	47	317	153	189	63	0	1403
	(634)				(517)				(252)	
Distant Area	52	303	145	234	153	152	163	157	44	1403
	(500)				(539)				(364)	
Total	152	635	644	591	699	520	435	308	104	4088

(b)

Area	Ratio									
	Apr.	May	Jun.	Jul.	Aug.	Sep.	Oct.	Nov.	Dec.	Total
Ise Bay	0.26	0.02	0.38	0.52	0.33	0.41	0.19	0.29	0.58	0.32
	(0.21)				(0.42)				(0.27)	
Coastal sea off Toaki districts	0.40	0.50	0.40	0.08	0.45	0.30	0.43	0.20	0.00	0.34
	(0.44)				(0.29)				(0.30)	
Distant Area	0.34	0.48	0.22	0.40	0.22	0.29	0.37	0.51	0.42	0.34
	(0.35)				(0.30)				(0.43)	

動における海域間の相関関係から (Table 1, 2), 伊勢湾の卵採集数は伊勢湾に限定される産卵水準の変動を、西部遠州灘の卵採集数は黒潮内側域であることの多い熊野灘から東部遠州灘にかけての東海沿岸海域に概ね限定される産卵水準の変動を表しているとみなせる。ただし、西部遠州灘の卵採集数は、春には土佐湾周辺や相模湾から房総沖にかけても類似性が認められ、秋には熊野灘との類似性が弱くなるので、代表する海域の広さが季節により多少変化している。

モデルの適合性

対数正規モデルが正規分布モデルより AIC が小さく、あてはまりが良かったことは、 k_i の変動が $f_o(E_{ot})$ より相対的に大きいことを示している。 E_{it} と S_i の関係 (Fig. 4) は西部遠州灘と伊勢湾のいくつかの月で S_i が E_{it} に対してピークを持つリッカーモデルの特徴を有し、リッカーモデル

の AIC が月によらず小さかった。また、リッカーモデルを採用した回帰分析の結果、残差に大きな偏りは見られなかったことから (Fig. 5)、リッカーモデルを採用し、 $k_{it} = k_{ot} = k_i$ および $f_o(E_{ot})$ を一定とする仮定の下で導出した (9) 式のモデルは、回帰モデルとしては妥当と考えられる。ただし、(9) 式のモデルでは、 k_{it} および k_{ot} の海域間の違いや $f_o(E_{ot})$ の変動は残差 $\log_{10} k_i$ の変動として扱われる。このため、2つの仮定が厳密に満たされていなくても回帰モデルの当てはめは可能ではあるが、そのことが推定値の誤差増大の原因になりうる。特に、来遊の主体となる産卵場が複数の場合は k_{it} および k_{ot} の海域間の違いが、また、遠方からの来遊量が多い場合は $f_o(E_{ot})$ の変動が無視できなくなる可能性がある。

パラメータ a および $1/b$ の季節変化

理論的にリッカーモデルの2つのパラメータは、それぞれ

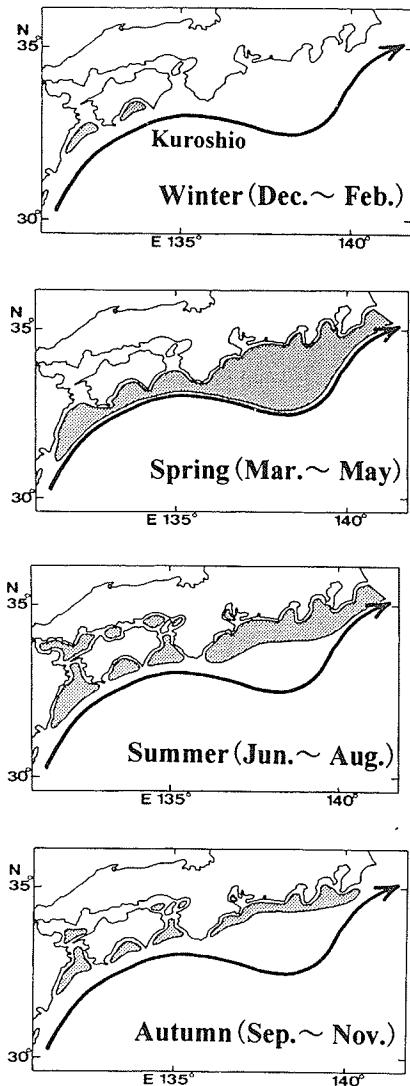


Figure 6. Seasonal changes in the anchovy spawning grounds along the south coast of Japan. Spawning precedes recruitment of larvae in fishing grounds about one month. The figure was drawn according to the results of Zenitani *et al.* (1995) and Kubota *et al.* (1999).

が密度に独立した卵から加入までの生残率と密度効果を表す。本報でのあてはめでは、漁場への来遊過程が含まれるので、 a は卵から加入までの密度に独立した生残率と来遊率（加入量に対する来遊量の比）の積を表し、 b は密度効果を表すことになる（ $1/b$ が大きいほど密度効果は弱い）。

本報の推定では、西部遠州灘のパラメータは5~7月に a が小さく $1/b$ が大きかった。 a が小さいことはカタクチシラスの生残率と来遊率の積が小さく、 $1/b$ が大きいことは密度効果が小さいことを示す。薩南から房総沖における産卵場の季節変化について、既存の資料（森ほか、1988；錢谷ほか、1995；久保田ほか、1999）を基に整理し、Fig. 6に示した。西部遠州灘で5~7月に生残率と来遊率の積およ

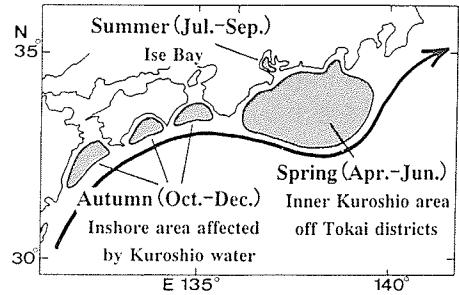


Figure 7. The estimated supply source of anchovy larvae caught in Ise Bay and the western Enshu-Nada.

び密度効果が小さいのは、この時期に数ヶ月先行して産卵場が漁場から比較的遠い沖合域に広く形成されることと、降水量の増加とともに西部遠州灘沖合への低塩分水の張り出しが強まることにより（船越ほか、1979）、卵やふ化仔魚の沖合への分散が促進されるためと考えられる。伊勢湾についても5~8月に a が小さく $1/b$ が大きいことは、降水量増加とともに同様の理由で説明できる。

一方、秋を中心として西部遠州灘では8~11月に、伊勢湾では9~12月に a が大きく $1/b$ が小さい。これは、産卵場が漁場に近いことと、降水量の減少とともに低塩分水の張り出しが弱まる結果、仔魚が漁場近くの狭い海域に分布し、来遊率と密度効果が大きくなるためと考えられる。

以上のように、パラメータの季節変化は、産卵場形成および降雨による海況の季節変化とよく対応している。ただし、パラメータのいくつかは1桁以上の大きな変化をしている。パラメータの大きな変化が産卵場形成や海況の季節変化から理論的に妥当か検討する必要がある。

供給海域別来遊量の季節変化

伊勢湾では6~9月に、東海沿岸海域では7月を除く5~10月に来遊量推定値が多く、比率も高い。これらの期間は、それぞれの海域に産卵場が形成される期間と約1ヶ月遅れで一致している。また、遠方域では、来遊量推定値は5月を最大として5~11月の長期に渡って比較的多く、比率は4~5月、7月、10~12月に高い。このことは、4~5月に潮岬以東沖合の黒潮内側域に広く産卵場が形成されることと、黒潮系水の影響が強い潮岬以西の沿岸域に周年にわたって産卵場が形成されることに対応している（Fig. 3(b), Fig. 6）。このように、来遊量推定値とその比率の季節変化は、産卵場が冬に黒潮系水の影響の強い沿岸域に形成され、春になって黒潮内側域に広がった後、夏には沿岸域や内湾に中心を移して秋に縮小するという季節変化によく対応している。

一方、7月は、東海沿岸海域の産卵水準が季節的に高いにもかかわらず、西部遠州灘の a が小さく、来遊量推定値が前後の月に比べて少ない。このことは、先に述べたように低塩分水の張り出しによる卵やふ化仔魚の分散が原因と

考えられるが、物理的な検討を要する。また、12月も遠州灘の a が著しく小さく、その来遊量推定値も少ないために伊勢湾の比率が相対的に高くなっているが、このことについても検討を要する。

来遊量の推定結果と産卵場の季節変化から推測される季節別的主要なカタクチシラス供給源をFig. 7に示した。4~6月では来遊量推定値の比率が東海沿岸海域で高く、遠方域からの来遊が沖合の黒潮内側域に広く形成される産卵場からの来遊を含むと見られることから、主要な供給源は黒潮内側域と考えられる。このことは、春に遠州灘漁場へ黒潮系水の流入が強まるとカタクチシラスの来遊量が減少する傾向のあることとも一致する(村中、1984; 船越、1990; 犀・中田、2001)。7~9月では来遊量推定値の比率が伊勢湾で高く、産卵場から漁場への卵・仔魚の分布域の移動も認められることから(中村・岡田、2001)、主要な供給源は伊勢湾と考えられる。10~12月では来遊量推定値の比率が遠方域で高く、産卵場の形成から、主要な供給源は黒潮系水の影響が強い潮岬以西沿岸の産卵場と推測される。輸送・成長・生残モデルによる数値実験によると、薩南から紀伊水道の黒潮域および黒潮内側域で産まれたマイワシは、60日後に約4~5cmに成長して熊野灘から常磐沖の黒潮内側域および混合水域に分布する(Suda and Kishida, 2003)。このことから、潮岬以西の沿岸域に形成される産卵場から体長3cm程度のシラスが来遊することは十分あり得る。

来遊量への産卵水準の寄与

遠方域からの来遊量推定値の比率が0.37~0.51と大きい5月と10~12月は、回帰式の決定係数が0.052~0.188と比較的小さく、これは遠方域の産卵水準が考慮されていないことが影響している可能性がある。一方、遠方域からの来遊量推定値の比率が0.22~0.29と小さい6月と8~9月は決定係数が0.212~0.285と比較的大きかった。このような、産卵水準がモニタリングされている海域からの来遊量が大半を占める月の決定係数は、概ね来遊量への産卵水準の寄与を表していると考えられ、決定係数の大きさから産卵水準の寄与は0.2~0.3程度の比率と推定される。産卵水準の来遊量への影響は無視できないが、その寄与はさほど大きくではなく、生残や輸送条件に関わる環境の影響が大きいと考えられる。同時に、算出された $\log_{10} k_i$ は、遠方域からの来遊量の比率が大きい月では遠方域の産卵水準の影響が十分除去されていないものの、その影響は十分に小さく、このことは対数正規モデルのAICが正規分布モデルより小さかったことにも反映している。 $\log_{10} k_i$ は、仮定が厳密には満たされていないことによる誤差を含むことに留意する必要はあるが、概ねカタクチシラスの来遊に影響する海況等の産卵水準以外の要因の変動を表す指標と見なすことができる。

謝 辞

本報で用いたデータは、水産庁の委託事業である沿岸重要資源委託調査、200カイリ水域内資源調査、我が国周辺資源評価調査および資源評価調査により取得した。これまでデータの取得に係わられた研究員と調査船乗組員の多くの方々に深く感謝する。また、卵採集数データの使用でご協力いただいた静岡県水産試験場漁業開発部資源海洋研究室と独立行政法人水産総合センター中央水産研究所資源評価部生態特性研究室の方々、本稿に丁寧なご校閲をいただいた愛知県農林水産部水産課の船越茂雄博士、英文についてご指導いただいたLinda Worland博士に深く感謝する。

引用文献

- 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、水産庁 中央水産研究所、86 pp.
- 船越茂雄・柳橋茂昭・岩瀬重元(1979)三河湾ならびに渥美外海の平均的海況、水産海洋研究会報、34, 115~127.
- 船越茂雄(1990)遠州灘、伊勢・三河湾およびその周辺海域におけるカタクチイワシの再生産機構に関する研究、愛知水試研究業績B集、10, 208 pp.
- 船越茂雄(1991)伊勢湾のイカナゴの資源管理、水産振興、283, 58 pp.
- 平松一彦(1992)最尤法による水産資源の統計学的研究(バラメータ推定とモデル選択)、遠洋水研報、29, 57~114.
- 菊地 弘・小西芳信(1990)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: 1987年1月~1988年12月、水産庁 中央水産研究所、72 pp.
- 久保田洋・大関芳津・石田 実・小西芳信・後藤常夫・錢谷 弘・木村 量(1999)日本周辺水域におけるマイワシ、カタクチイワシ、サバ属魚類、ウルメイワシの卵仔魚およびマアジ仔魚とスルメイカ幼生の月別分布状況: 1994年1月~1996年12月、水産庁研究所資源管理研究報告、A-2, 352 pp.
- 森慶一郎・黒田一紀・小西芳信(1988)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: 1978年1月~1986年12月、東海区水産研究所資料集、321 pp.
- 村中文夫(1984)シラスの漁獲量変動と環境、“イワシ類シラスの魚種交替現象の生物学的解明”、昭和55~57年度指定研究総合助成事業3ヶ年とりまとめ報告書、水産庁、314 pp.
- 中村元彦・岡田秋芳(2001)遠州灘西部および伊勢・三河湾におけるカタクチイワシシラスの漁場への来遊様式、愛知水試研報、8, 29~36.
- Sigel, R. B. (1988) Population Dynamics of the Japanese Anchovy, *Engraulis japonicus*, Shirasu of the Enshu-Nada and Ise Bay Fishery, Japan Revealed Through Otolith Daily Increments. Ph.D Thesis, University of Tokyo, Tokyo.
- 静岡県・愛知県(1986)遠州灘域シラス船びき網漁業、昭和60年度遠州灘域海域別調査事業報告書、101 pp.
- Suda, M. and T. Kishida (2003) A spatial model of population dynamics of the early life stages of Japanese sardine, *Sardinops melanostictus*, off the Pacific coast of Japan. Fish. Oceanogr., 12, 85~99.
- 犀 俊宅・中田英昭(2001)黒潮の離接岸変動が遠州灘の春季のシラス漁況に及ぼす影響、水産海洋研究、65, 51~58.
- 錢谷 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、水産庁研究所資源管理研究報告、A-1, 368 pp.
- 錢谷 弘(1998)丸特Bネットと改良型ノルパックネットによるカタクチイワシ、マイワシ、コノシロ卵の採集量比較試験、水産海洋研究、62, 199~205.