

海域の生産性がイカナゴ伊勢・三河湾系群の加入に与える影響

下村友季

(2025 年 10 月 10 日受付, 2026 年 1 月 28 日受理)

Effects of Marine Productivity on Recruitment of the Ise and Mikawa Bays Stock of Western Sand lance, *Ammodytes japonicus*

SHIMOMURA Yuuki*

Abstract : The effects of marine productivity on recruitment of the Ise and Mikawa Bays stock of western sand lance (*Ammodytes japonicus*) were investigated. The functions which respectively indicate relationships between the number of collected estivating fish (E_{t-1}) and the number of collected larvae (L_t), between L_t and the recruitment stock abundance (R_t), between E_{t-1} and R_t , and between the remaining stock abundance in the previous year (N_{t-1}) and R_t were estimated using nonlinear regression analysis from three models. A best-fit model for each relationship was selected based on the corrected Akaike Information Criterion (AICc). Residuals of data from the estimated values by the best-fit models were used as an index of recruitment success and compared with chlorophyll-*a* concentration. For all relationships excluding the relationship between E_{t-1} and L_t , interannual fluctuations in the residuals were consistent with the fluctuations in chlorophyll-*a* concentration in Ise Bay from February to April. It is suggested that the productivity in Ise Bay affected recruitment success of the western sand lance stock.

キーワード: イカナゴ, クロロフィル *a*, 海域の生産性, 加入

イカナゴ (*Ammodytes japonicus*) 伊勢・三河湾系群は 12 月頃に湾口付近の産卵場でふ化し, 仔魚は潮流により湾奥へ運ばれる。湾内へ入ったイカナゴは 3 月上旬頃全長約 3.5cm に成長すると漁獲対象となり, 船びき網漁業により 5 月頃まで漁獲される。湾内で索餌期を過ごした後 5~6 月頃に湾外へ移動し, 湾口外側の出山海域付近の海底で潜砂して 11~12 月頃まで夏眠する。水温が低下すると覚醒して成熟が始まり, 12 月末から 1 月頃に 1 歳で親魚となって産卵する (Fig. 1, Table1)。¹⁾

伊勢・三河湾では 1970 年代に資源が急激に減少したことから科学的データに基づく資源管理が始まった。²⁾ 具体的な資源管理方針は, 同じ海域でイカナゴ資源を利用する三重県と協力して, ボンゴネット調査や試験びきを行い, 仔魚の豊度や成長から解禁日を定めること, 操業中の漁獲尾数データからデルーリ法を用いて初期資源尾数と残存資源尾数を推定し, 終漁日を決定することである。終漁日を定めるための残存資

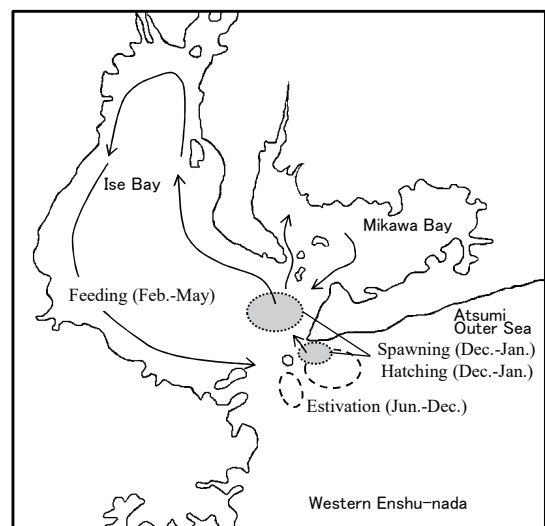


Fig.1 Life history of the western sand lance in Ise and Mikawa Bay modified from Yamada 2011.

* 愛知県水産試験場 漁業生産研究所 (Marine Resources Research Center, Aichi Fisheries Research Institute, Toyohama, Minamichita, Aichi 470-3412, Japan)

Table 1 Life cycle of the western sand lance in Ise and Mikawa Bays and data used in this study

Year	$t-1$						t					
Season	Spring (late)		Summer			Autumn			Winter		Spring (early)	
	Apr.	May	Jun.	Jul.	Aug.	Sep.	Oct.	Nov.	Dec.	Jan.	Feb.	Mar.
Life cycle	young						adult					
	-----						-----					
Distribution	Deyama district out of the mouth of Ise Bay						The mouth of Ise Bay					
	-----						-----					
Data of biomass index	N_{t-1} : Remaining stock abundance in the day after final fishing day						E_{t-1} : Number of collected estivation fish by a karaturikogi fishing gear					
	-----						-----					
Relationship	-----						-----					
	-----						-----					

源尾数は、1991年からは10億尾、2007年からはさらに制限を強化し20億尾としてきた。このような資源管理の取り組みにより資源水準は概ね安定していたが、2015年漁期の加入が大きく減少した後、回復がみられず、2016年以降は禁漁を余儀なくされた。³⁾伊勢・三河湾では栄養塩等の減少から基礎生産性の低下が指摘されており、^{4, 5)}アサリ^{4, 5)}やマアナゴ⁶⁾などの漁業生産量の減少やカタクチイワシの漁場分布の変化⁷⁾につながっていることが示唆されている。伊勢・三河湾で索餌回遊するイカナゴについても海域の生産性が与える影響は大きいと考え、本研究では産卵から加入までの過程に注目し、クロロフィル *a* 濃度を指標として海域の生産性が加入に与える影響を検討した。

材料及び方法

解析には、親魚資源量としてデルーリ法⁸⁾で推定された前年漁期末の残存資源尾数、⁹⁾産卵直前の親魚量として10~12月の夏眠魚個体数密度、ふ化直後の発生量として1月下旬の仔魚個体数密度、加入量としてデルーリ法で推定された加入資源尾数⁹⁾を用いる。使用するデータ期間は、残存資源尾数は1979~2014年、夏眠魚個体数密度は1992~2014年、仔魚個体数密度は1992~2015年、加入資源尾数は1980~2015年とする。

夏眠魚個体数密度は、10~12月に湾口部の出山海域における5定点で行われた空釣り調査による夏眠魚個体数密度の平均値とし、 $t-1$ 年の値を E_{t-1} (尾/km)で表す。仔魚個体数密度は、1月下旬に三重県と協力して伊勢・

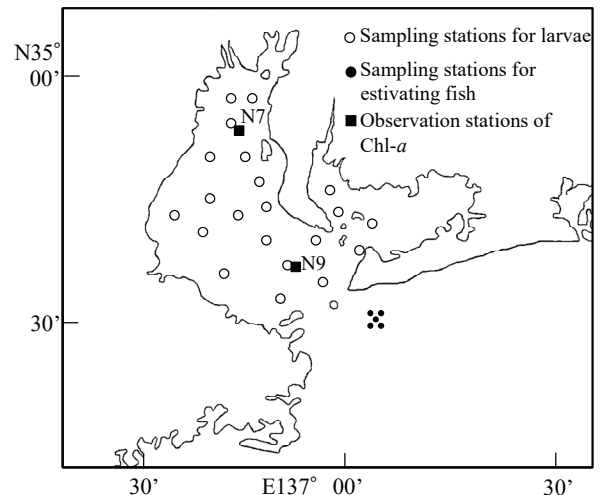


Fig.2 Sampling stations for the sand lance and observation stations for Chl-*a* in the scientific surveys. The sand lance larvae were collected by a bongo net in the Ise and Mikawa Bays in late January. The estivating fish were also obtained from the survey using a karaturikogi fishing gear from October to December. Chl-*a* were observed in the water quality survey of public water areas at two locations (N7, N9) in the Ise Bay from April to the following May.

三河湾内の21定点で実施されたボンゴネット調査による仔魚個体数密度の平均値とし、 t 年の値を L_t (尾/m²)

で表す。加入資源尾数は、漁期中の漁獲量や体重などの経時変化からデルーリ法を用いて推定される漁期初めの尾数であり、 t 年の値を R_t (億尾) で表す。前年漁期 ($t-1$ 年) の残存資源尾数は、加入資源尾数と同様にデルーリ法から推定される漁期終了時点の尾数であり、 N_{t-1} (億尾) で表す (Table1, Fig. 2)。

まず、生活史の各段階におけるこれらの生物量指標データを変数として、変数間の平均的な関係性を非線形回帰モデルにより表す。具体的には、前年の漁期末から当年の加入までの全過程を N_{t-1} と R_t の関係で、夏眠後に行われる産卵から加入までの過程を E_{t-1} と R_t の関係で、産卵から加入までの過程のうち産卵からふ化仔魚の湾内移入までの過程を E_{t-1} と L_t の関係で、ふ化仔魚の湾内移入から加入までの過程を L_t と R_t の関係で表す (Table1)。変数間の関係は目的変数を Y 、説明変数を X とし、次式で表す。

$$Y = f(X) \quad (1)$$

ここで $f(X)$ は、べき関数、ベバートン・ホルト型の再生産式、リッカー型の再生産式の3モデルを候補とし、それぞれパラメータを推定して、修正赤池情報量基準 (AICc) を用いてモデル式のデータへの当てはまりの良さを評価し、最適な式を選択する。3つのモデル式は係数 a 、 b を用いて下記のように表される。

$$\text{べき関数:} \quad Y = aX^b \quad (2)$$

$$\text{ベバートン・ホルト型:} \quad Y = aX / (1 + bX) \quad (3)$$

$$\text{リッカー型:} \quad Y = aXe^{-bX} \quad (4)$$

パラメータの推定は残差を ε とし、次式のように Y が $f(X)$ のまわりに対数正規分布すると仮定し、 ε の平方和が最小となるように行う。

$$\ln(Y) = \ln[f(X)] + \varepsilon \quad (5)$$

次に、目的変数の回帰推定値とデータの残差を算出し、 E_{t-1} と L_t の関係における残差を $\varepsilon_{EL,t}$ 、 L_t と R_t の関係における残差を $\varepsilon_{LR,t}$ 、 E_{t-1} と R_t の関係における残差を $\varepsilon_{ER,t}$ 、 N_{t-1} と R_t の関係における残差を $\varepsilon_{NR,t}$ で表す。これらの残差は変数間の平均的な再生産関係からのばらつき、すなわち環境変化がもたらす生残の良否を示す指標値と解釈できる。ここでは、海域の生産性の指標値がこの残差に与える影響を検討する。海域の生産性の指標値は、毎月実施されている公共用水域等水質調査 (<https://www.pref.aichi.jp/soshiki/mizutaiki/0000063715.html>, 2025年11月1日) のうち、1979~2015年の伊勢湾内の調査点N7 (湾奥) およびN9 (湾口) の月別の表層クロロフィル a 濃度 ($\mu\text{g/L}$) とする (Fig. 2)。残差と比較する期間は、前年漁期末から当年夏眠初期にあたる $t-1$ 年4月から t 年5月とする。また、クロロフ

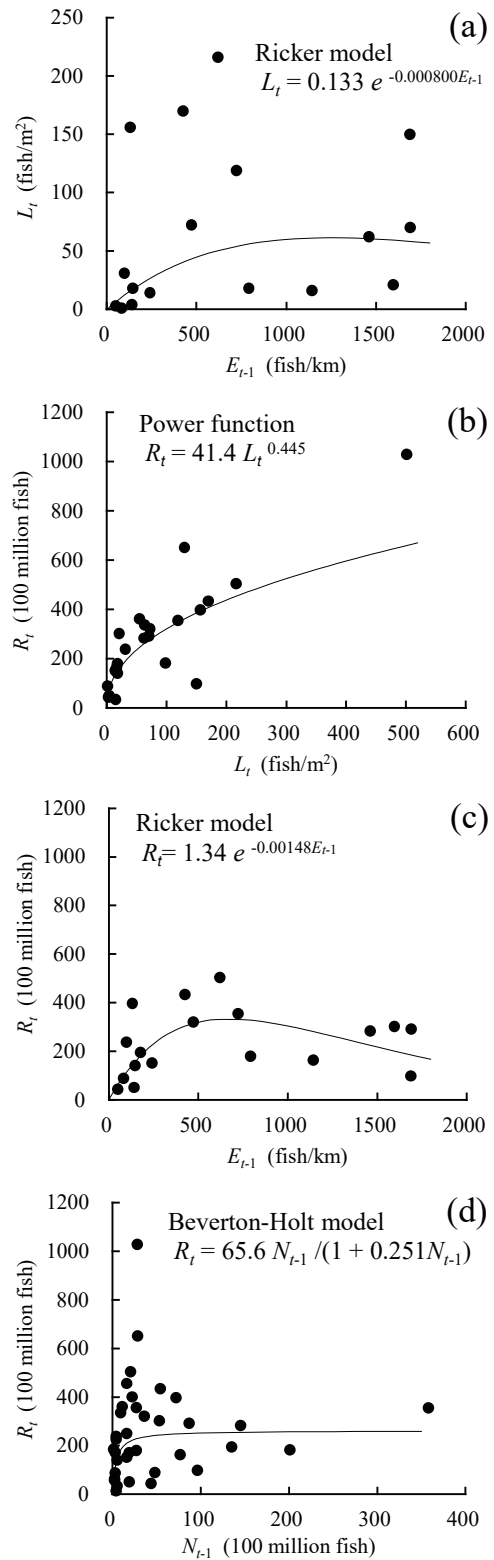


Fig.3 Relationships between biomass indices at each stage of life cycle. The regression equations and curves of best-fit model for each relationship with the smallest AICc were indicated in each figure. (a) the relationship between E_{t-1} and L_t , (b) the relationship between L_t and R_t , (c) the relationship between E_{t-1} and R_t , (d) the relationship between N_{t-1} and R_t .

Table 2 Estimated parameters and corrected Akaike Information Criterion (AICc) of three nonlinear regression models in the relationships among biomass indices at each life cycle stage

Relationship	Model	a	b	AICc
E_{t-1} vs. L_t	Power function	0.402	0.725	180.2
	Beverton-Holt model	0.134	0.00128	179.2
	Ricker model	0.133	0.000800	178.8
L_t vs. R_t	Power function	41.4	0.445	289.8
	Beverton-Holt model	20.9	0.0538	297.4
	Ricker model	8.43	0.00519	308.8
E_{t-1} vs. R_t	Power function	36.2	0.282	230.5
	Beverton-Holt model	2.15	0.00720	227.6
	Ricker model	1.34	0.00148	224.8
N_{t-1} vs. R_t	Power function	96.0	0.224	472.2
	Beverton-Holt model	65.6	0.251	471.3
	Ricker model	17.9	0.0133	487.7

イル a 濃度の季節別の経年変動を調べるために、調査点別に3か月ごと（冬季： $t-1$ 年12月～ t 年2月，春季：3～5月，夏季：6～8月，秋季：9～11月）の平均値とその3か月移動幾何平均値を用いる。

結果

それぞれの生物量指標間の関係を示すモデル式について推定されたパラメータとAICcをTable2に示す。AICcが最も小さい回帰式は、 E_{t-1} と L_t の関係ではリッカー型、 L_t と R_t の関係ではべき関数、 E_{t-1} と R_t の関係ではリッカー型、 N_{t-1} と R_t の関係ではベバートン・ホルト型であり、これらの式を採用した（Fig. 3）。ただし、 N_{t-1} と R_t の関係では、 N_{t-1} が20～30億尾で R_t のピークがみられ、その付近のデータはベバートン・ホルト型の曲線から大きく逸脱していた。

それぞれの関係において採用した回帰式から求めた推定値とデータの残差の経年変動をFig. 4aに示す。生活史の過程が重ならない $\varepsilon_{EL,t}$ と $\varepsilon_{LR,t}$ は経年変動があまり類似しない（ $r=-0.30$, $p>0.1$ ）。一方、 $\varepsilon_{ER,t}$ および $\varepsilon_{NR,t}$ との間で変動がある程度類似していた（ $r=0.63-0.66$, $p<0.01$ ）。また、 $\varepsilon_{LR,t}$ と $\varepsilon_{ER,t}$ の間では弱い正の関係があり（ $r=0.42$, $0.05<p<0.1$ ）、 $\varepsilon_{LR,t}$ と $\varepsilon_{NR,t}$ 、 $\varepsilon_{ER,t}$ と $\varepsilon_{NR,t}$ の間では経年変動がある程度類似していた（ $r=0.61-0.77$, $p<0.01$ ）。残差の変動の傾向を把握するため、データ期間が長く、各関係の残差の変動と概ね類似していた $\varepsilon_{NR,t}$ の3年移動幾何平均値をFig. 4bに示した。 $\varepsilon_{NR,t}$ は数年ごとに上昇と低下を繰り返しており、長期的な減

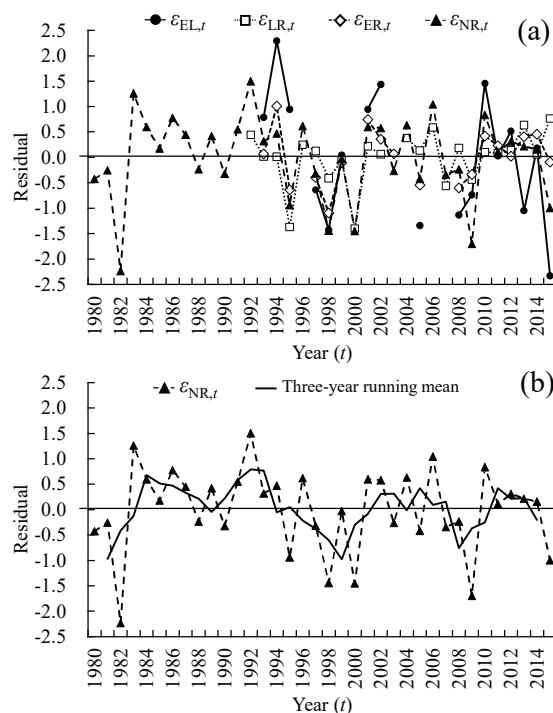


Fig. 4 Interannual variation in the residuals of data from the estimated values by the best-fit models in the relationships among biomass indices. $\varepsilon_{EL,t}$ indicate the residual from the relationship between E_{t-1} and L_t . $\varepsilon_{LR,t}$ indicate the residual from the relationship between L_t and R_t . $\varepsilon_{ER,t}$ indicate the residual from the relationship between E_{t-1} and R_t . $\varepsilon_{NR,t}$ indicate the residual from the relationship between N_{t-1} and R_t . (a) residuals from all relationships. (b) $\varepsilon_{NR,t}$ and three-year running geometric mean.

少はみられない。1983～1994年，2001～2006年，2010～2014年は高く，1995～2000年，2007～2009年に低い傾向がみられる。

クロロフィル a 濃度の季節別経年変動をFig. 5に示す。N7とN9の長期的な変動はおおむね類似し、12～2月（冬季）は1980年代に上昇し、その後は長期的には安定している。3～5月（春季）は、1998～2000年にN9で低く、N7、N9ともに2010年代に若干の低下がみられたが、長期的に大きな増減はない。6～8月（夏季）および9～11月（秋季）は、2000年頃から2010年にかけて減少し、2010年以降は低い。

生物量指標間の対応関係の残差とクロロフィル a 濃度との間の相関係数をTable3に示す。 $\varepsilon_{EL,t}$ は、産卵直前の親魚が採集された $t-1$ 年10月から仔魚が採集された t 年1月までのクロロフィル a 濃度とは有意な相関は認め

られなかった。一方、 $\varepsilon_{LR,t}$ および $\varepsilon_{ER,t}$ は、それぞれ t 年3月のN7 およびN9のクロロフィル a 濃度との間で有意な正の相関が認められ ($r=0.44-0.53$, $p<0.05$)、 $\varepsilon_{NR,t}$ は、 t 年2月のN7 ($r=0.37$, $p<0.05$)、3月および4月のN9 ($r=0.45$, $p<0.01$ および $r=0.36$, $p<0.05$) のクロロフィル a 濃度との間で有意な正の相関が認められた。なお、

$\varepsilon_{EL,t}$ では $t-1$ 年5月および t 年4月のN9のクロロフィル a 濃度と、 $\varepsilon_{LR,t}$ では $t-1$ 年10月のN7のクロロフィル a 濃度とも有意な相関が認められたが、いずれの生産性の指標値も各残差に対応する期間 (Table1) には含まれないものであった。

時間的に重複し、有意な正の相関がみられた残差とク

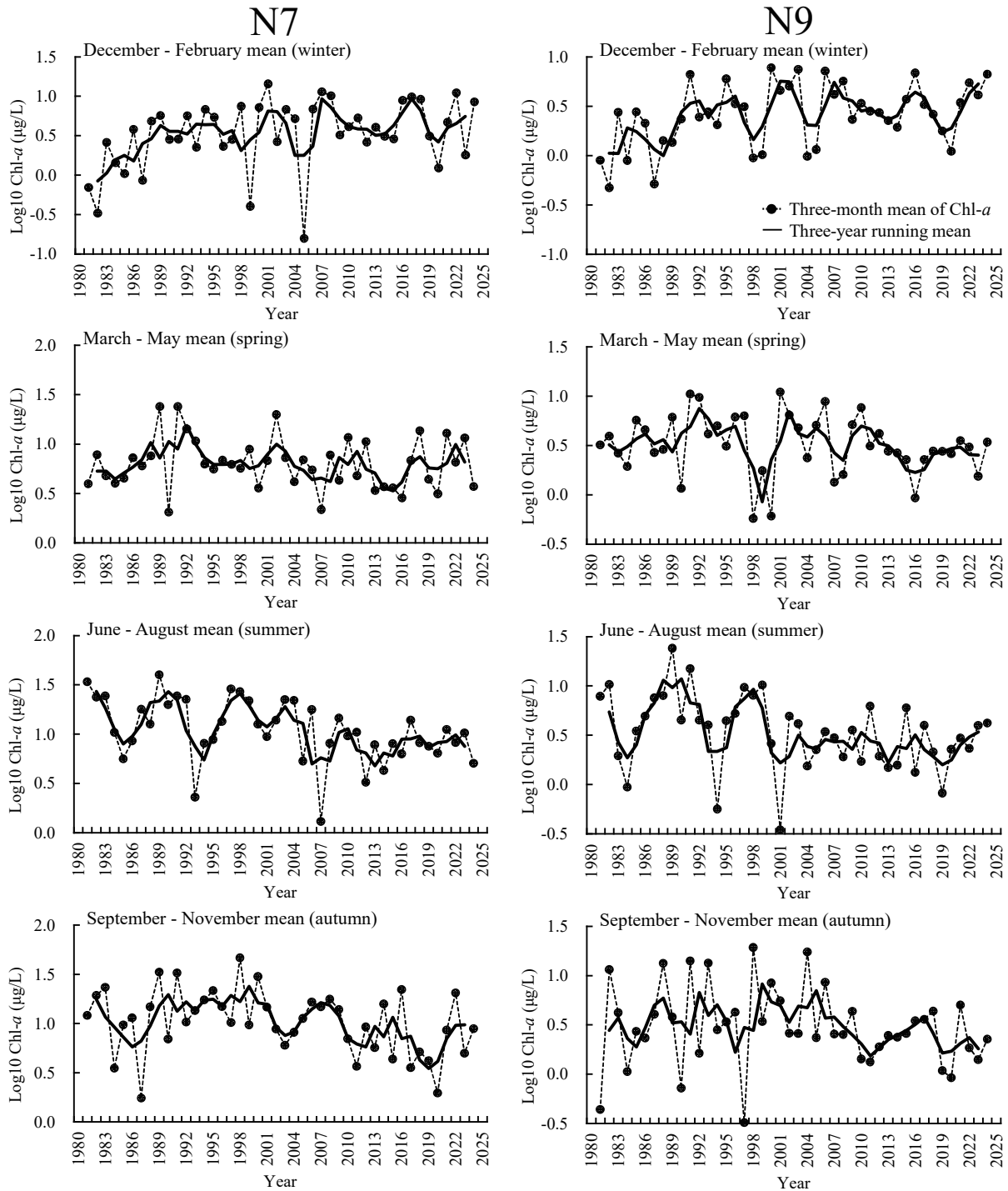


Fig.5 Fluctuation of Chl- a concentration in surface layer in st. N7 and st. N9. The figures show the three-month mean of Chl- a (December-February, March-May, June-August, September-November) and three-year running geometric mean.

Table3 Correlation coefficients between the best-fit model residuals estimated from the relationships among biomass indices and Chl-*a* values from April to the following May in st. N7 and st. N9

Relationship	Observation station	Year <i>t</i> -1										Year <i>t</i>				
		Apr.	May	Jun.	Jul.	Aug.	Sep.	Oct.	Nov.	Dec.	Jan.	Feb.	Mar.	Apr.	May	
E_{t-1} vs. L_t	N7	0.39	0.34	0.14	-0.20	0.09	-0.22	0.19	0.24	0.38	-0.04	0.16	0.35	0.40	0.12	
	N9	0.09	0.58 *	0.17	0.01	-0.28	-0.16	0.48	0.26	0.25	-0.21	0.33	0.36	0.56 *	-0.10	
L_t vs. R_t	N7	0.00	-0.08	-0.32	-0.21	0.02	0.38	-0.48 *	-0.09	-0.24	-0.16	0.13	0.44 *	-0.05	-0.09	
	N9	0.11	0.08	0.00	-0.27	0.17	0.24	-0.15	0.23	-0.19	-0.15	-0.10	0.47 *	0.31	0.05	
E_{t-1} vs. R_t	N7	0.19	0.24	-0.16	-0.37	0.06	-0.04	-0.12	0.16	0.13	0.05	0.39	0.52 *	-0.00	-0.39	
	N9	-0.15	0.42	-0.01	-0.16	-0.08	0.00	0.44	0.34	0.17	-0.07	0.17	0.53 *	0.36	-0.01	
N_{t-1} vs. R_t	N7	0.24	0.13	-0.11	-0.16	0.08	0.11	-0.09	0.10	0.14	-0.10	0.37 *	0.29	0.26	0.02	
	N9	0.24	0.32	0.08	-0.24	0.13	0.30	0.24	0.20	0.09	-0.16	0.32	0.45 **	0.36 *	-0.06	

* : $p < 0.05$, ** : $p < 0.01$

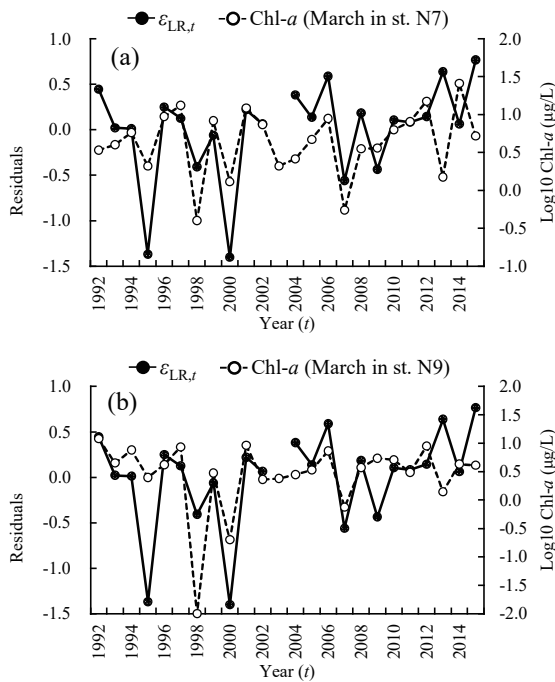


Fig.6 Interannual variation in the residuals of data from the estimated values by the best-fit models in the relationship between L_t and R_t ($\epsilon_{LR,t}$), and Chl-*a* value for March in st. N7 (a) and March in st. N9 (b). Both figures confirmed a significant positive correlation, (a) $r=0.44$, $p < 0.05$, (b) $r=0.47$, $p < 0.05$.

クロフィル *a* 濃度の組み合わせについて、 $\epsilon_{LR,t}$ と t 年 3 月の N7 および N9 のクロフィル *a* 濃度の変動を Fig. 6 に、 $\epsilon_{ER,t}$ と t 年 3 月の N7 および N9 のクロフィル *a* 濃度の変動を Fig. 7 に、 $\epsilon_{NR,t}$ と t 年 2 月の N7、3 月および 4 月の N9 のクロフィル *a* 濃度の変動を Fig. 8 に示した。いずれの関係も残差とクロフィル *a* 濃度の変動がよく一致していた。なお、 $\epsilon_{LR,t}$ 、 $\epsilon_{ER,t}$ および $\epsilon_{NR,t}$ において、湾奥の N7 のクロフィル *a* 濃度では t 年 2、3 月の方が t 年 4 月より相関係数が大きく、湾口に近い N9 のクロ

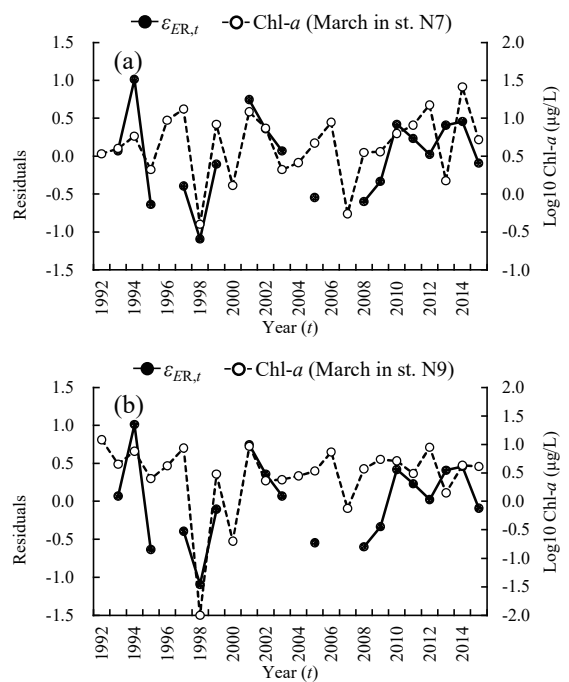


Fig.7 Interannual variation in the residuals of data from the estimated values by the best-fit models in the relationship between E_{t-1} and R_t ($\epsilon_{ER,t}$), and Chl-*a* value for March in st. N7 (a) and March in st. N9 (b). Both figures confirmed a significant positive correlation, (a) $r=0.52$, $p < 0.05$, (b) $r=0.53$, $p < 0.05$.

フィル *a* 濃度では t 年 2 月より t 年 3、4 月の相関係数が大きかった (Table3)。

考 察

E_{t-1} と L_t の関係では、リッカー型の AICc が最小となったが、リッカー型とベバートン・ホルト型の AICc の差は小さかった。山田¹⁰⁾ によりふ化仔魚と親魚の分布域が重なる期間の親魚による捕食が指摘されていることから、親魚量 (E_{t-1}) による強い密度効果を示すリッカー

型が妥当であると考えられる。 L_t と R_t の関係では、仔魚の生残に対して弱い密度効果を示すべき関数の AICc が最小となった。また、これら2つの過程を含む E_{t-1} と R_t の関係では、 E_{t-1} と L_t の関係の特徴が出たリッカー型の AICc が最小となった。 N_{t-1} と R_t の関係では、ベバートン・ホルト型の AICc が最小となったが、このモデル式では N_{t-1} が20~30億尾あたりのときにみられる R_t の明瞭なピークをうまく表現することができなかった(Fig. 3d)。 N_{t-1} から R_t の過程には夏眠場の収容力や夏眠中の生残が影響し、生物量指標間の関係は複雑であると推測され、この関係における最適なモデル式については今後検討が必要である。

$\varepsilon_{LR,t}$, $\varepsilon_{ER,t}$ および $\varepsilon_{NR,t}$ ではそれぞれ2~4月のいずれかの月のクロロフィル a 濃度との間で有意な正の相関関係があり (Table3), 残差の変動とクロロフィル a 濃度の変動はよく一致している (Fig6~8)。これらの結果から、湾内へ入った後の仔魚が漁獲加入するまでの過程では各年の生産性、特に冬季と春季の生産性の影響が大きいことが示唆された。また、湾奥の N7 は2, 3月, 湾口に近い N9 は3, 4月の相関係数が大きく (Table3), ふ化後、潮流によって湾奥まで輸送され、成長すると湾口部へ移動する^{1, 10)} イカナゴの生活史を反映していると推測される。

長期的にデータのある $\varepsilon_{NR,t}$ では、一時的に低い年代はあるものの長期的な減少傾向はみられなかった (Fig. 4b)。クロロフィル a 濃度の季節別経年変動では、仔魚から漁獲加入までの時期と索餌期を含む12~2月 (冬季) と3~5月 (春季) は $\varepsilon_{NR,t}$ 同様に減少しておらず、2010年代にやや低下がみられたが対象期間全体からみれば低い水準とは言えず、2020年代も低下していない (Fig. 5)。このように2015年漁期に加入が激減した後もイカナゴの生残に影響する季節である冬季と春季では生産性の減少はみられない。これらのことから、漁獲加入までの生残の良否は各年の生産性に強く影響を受けるが、2015年漁期後のイカナゴ資源の減少は生産性以外の要因により発生したと推察される。

湾内への移入から加入までの過程では海域の生産性の影響を受けている一方で、産卵から仔魚の湾内移入までの過程を表す $\varepsilon_{EL,t}$ は、クロロフィル a 濃度との間に相関はみられなかったことから (Table3), この過程では生産性以外の影響が大きいと考えられる。例えば既往研究では季節風¹⁾ やエスチャリー循環¹¹⁾ などによる輸送条件の影響を受けることが指摘されているが、具体的な影響やプロセスについては今後の検討課題である。また、伊勢・三河湾のイカナゴは湾内と外海を相互に移動する生

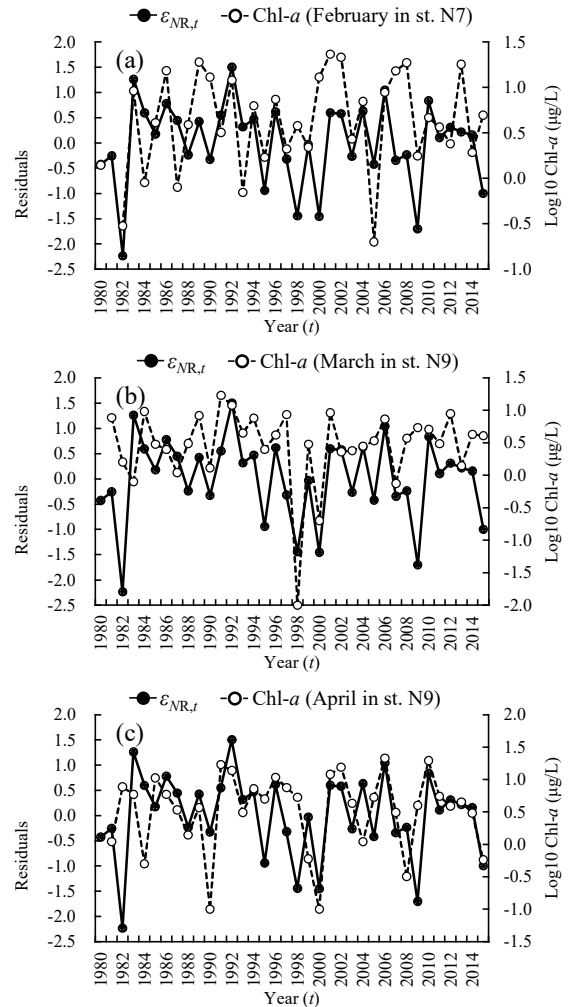


Fig.8 Interannual variation in the residuals of data from the estimated values by the best-fit models in the relationship between N_{t-1} and R_t ($\varepsilon_{NR,t}$), and Chl-a value for February in st. N7 (a), March in st. N9 (b) and April in st. N9 (c). All figures confirmed a significant positive correlation, (a) $r=0.37$, $p<0.05$, (b) $r=0.45$, $p<0.01$, (c) $r=0.36$, $p<0.05$.

活史を持ち生息域が広いため、資源変動に与える要因は複合的であると考えられ、詳細な要因の解明と今後の資源管理のあり方についてはさらなる検討が必要である。

要約

残存資源尾数 (N_{t-1}), 夏眠魚個体数密度 (E_{t-1}), 仔魚個体数密度 (L_t), 加入資源尾数 (R_t) を生物量指標値の変数として、変数間の関係を非線形回帰により推定し、モデル選択を行った結果、 E_{t-1} と L_t の関係ではリッカー型、 L_t と R_t の関係ではべき関数、 E_{t-1} と R_t の関係ではリッカー型、 N_{t-1} と R_t の関係ではベバートン・ホルト型が

最適な式として選択された。これらの生物量指標間の関係を表したモデル式における推定値からの残差とクロロフィル *a* 濃度との比較から、湾内に移入後の仔魚期から漁獲加入までの生残の良否には、各年の冬季と春季の海域の生産性の影響が大きいことが示唆された。

謝 辞

イカナゴの調査データを蓄積してこられた三重県水産研究所および愛知県水産試験場漁業生産研究所の歴代の研究員の皆様に感謝申し上げます。また、環境データの観測およびデータ蓄積をしてこられた愛知県水産試験場の調査船および研究員の皆様に感謝申し上げます。本研究のデータの一部は水産資源調査・評価推進委託事業の一環で得られたものである。

文 献

- 1) 船越茂雄 (1991) 伊勢湾のイカナゴ資源の管理. 水産振興, 283, 1-58.
- 2) 愛知県・三重県 (1993) イカナゴ資源管理推進指針. 太平洋中ブロック資源管理推進指針. 太平洋中ブロック資源管理型漁業推進協議会, 1-26.
- 3) 植村宗彦・大古田達也・石川雅章・塩田博一・壁谷信義・山本寛幸・久田昇平・荒木克哉 (2016) 浮魚資源調査 (イカナゴ). 平成 27 年度愛知県水産試験場業務報告, 64-65.
- 4) 国分秀樹 (2019) 伊勢湾における栄養塩類と水産資源の長期変動. 土木学会論文集 B2 (海岸工学), 75 (2), I_1123-I_1128.
- 5) 青山裕晃・蒲原聡 (2022) 伊勢・三河湾の年代別栄養物質濃度の水平分布について. 愛知水試研報, 27, 37-40.
- 6) 曾根亮太・日比野学・下村友季・鶴寄直文・横内一樹 (2022) 伊勢・三河湾におけるマアナゴの資源動態と肥満度, 胃内容物組成及び餌料環境の変化. 愛知水試研報, 27, 10-21.
- 7) 今泉哲・下村友季 (2026) 伊勢湾におけるカタクチイワシの漁場位置の変化について. 愛知水試研報, 31, 90-92.
- 8) D. B. DeLury (1947) On the estimation of biological populations. Biometrics, 3 (4), 145-167.
- 9) 川内陽平・横内一樹・竹茂愛吾・小柳津瞳・阿波望・青木一弘・寒川清佳 (2025) 令和 6 (2024) 年度イカナゴ伊勢・三河湾系群の資源評価. (https://abchan.fra.go.jp/wpt/wp-content/uploads/2025/03/details_2024_55.pdf, 2025 年 11 月 1 日)
- 10) 山田浩且 (2011) 伊勢湾におけるイカナゴの新規加入量決定機構に関する研究. 三重水研報, 19, 1-77.
- 11) 中村元彦・植村宗彦・林茂幸・山田大貴・山本敏博 (2017) 伊勢湾におけるイカナゴの生態と漁業資源. 黒潮の資源海洋研究, 18, 3-15.