

愛知県におけるマイワシシラス及びカタクチイワシシラス漁獲量の経年変動

中村元彦*

Interannual variation of the catch of sardine (*Sardinops melanostictus*) larvae and that of anchovy (*Engraulis japonica*) larvae in Aichi Prefecture

NAKAMURA Motohiko*

Abstract

In order to clarify the characteristics of the interannual variations in the catch of sardine and anchovy larvae in Aichi Prefecture, the time series of the third root of catch ($C^{1/3}$) in each month from 1950 to 1996 were analyzed using several statistical methods.

The periods of the long term change of $C^{1/3}$ except for the anchovy in June and December were estimated to be 36.4~50.5 years. In addition, about 9 years, 5.0~5.5 years, 4 years, 2 years were estimated as dominant periods of the shorter term fluctuation of $C^{1/3}$. The long term changes and about 9 years periodic fluctuations in the catch of sardine and anchovy larvae had 180° phase difference between their main fishing seasons.

The long term changes seemed to be affected by a global climate change, and about 9 years periodic fluctuations seemed to be affected by a variation of the Kuroshio path off Enshu-nada. It was suggested that the sardine and anchovy population fluctuate in abundance affected by the global climate and oceanic change with several time scale or interspecies competition, and the 180° phase difference of fluctuations indicate that they are in positions opposite to each other with regards to the climate and oceanic changes.

キーワード ; マイワシシラス, カタクチイワシシラス, 漁獲量, 周期性

はじめに

シラス類漁獲量の経年変動はシラス漁業および加工業の経営に大きな影響を与えるので、漁獲量の予測精度の向上はそれらの経営安定化のために役立つと考えられる。現在行っているカタクチシラス漁獲量の予測は、沿岸定線観測と内湾観測で採集されるカタクチイワシ卵の採集数や御前埼での黒潮流軸離岸距離と漁獲量との相関関係を基に行っている。しかし、予測の精度は十分とは言えない。漁獲量と変動要因との相関関係による予測では、相関の高い変動要因を捜し出すことが重要と考えられる。

漁獲量の変動特性は、変動要因探索の目安となる他、それ自身予測の手がかりになる。そこで、本報では愛知県下におけるマイワシシラス(マシラス)主漁期3~5月の漁獲量及びカタクチイワシシラス(カタクチシラス)月別漁獲量の変動について変動特性を調べた。解析では、まず原系列から長期傾向を除去し、長期傾向を除去した系列につ

いてスペクトル密度を求めてその系列の変動が持つ周期を推定した。次に、長期傾向を除去した系列を移動平均法によりいくつかの時間スケールの変動に分離し、時間スケールごとに変動の特徴を記述するとともに、種や月で変動の類似性を調べた。

資料と方法

漁獲量変動の解析には、水産試験場がいわし類調査、沿岸重要資源調査、200カイリ水域内漁業資源調査として行った市場調査および生物測定調査により得られた月別しらす類漁獲量、マシラス混獲率及び種別の体長組成、しらす類脊椎骨数の頻度分布を資料として用いた。解析した期間は、1950~1996年であった。

マシラス漁獲量は、月毎にマシラス混獲率の平均値を求め、その平均値としらす類漁獲量の積として算出した。また、カタクチシラス漁獲量は、ウルメイワシシラス等のその他のシラスの混獲は非常に少ないものとして、しらす類漁獲

* 愛知県水産試験場漁業生産研究所 (Marine Resources Research Center, Aichi Fisheries Research Institute, Minamichita, Aichi 447-3412, Japan)

量からマシラス漁獲量を引いた値とした。なお、マシラス混獲率の記載がない1953～1971年の期間のうち種別の体長測定が行われていた1953～1956年と1959～1964年の期間は、マシラスの測定値がなかったためマシラスの漁獲がないと判断した。また、1965～1968年と1970～1971年の期間は、脊椎骨数が49～52個の個体の割合をマシラス混獲率とした。1957年、1958年、1969年は種別の体長測定及び脊椎骨数の測定結果の記載がなかったが、これらの年を除く1952～1970年の期間のいずれの年においても上述の判断基準によりマシラスの漁獲が0と見積られたことから、これらの年もマシラスの漁獲は0とした。

マシラスは主漁期である3～5月に集中的に来遊し、漁期中の漁獲量がおおむねその年の年級群の大きさの指標となるので、この間の漁獲量を合計した値を解析に用いた。一方、さまざまな季節的発生群を持つカタクチシラスでは月別漁獲量を解析に用いた。マシラス3～5月漁獲量およびカタクチシラス月別漁獲量は、変動の大きさが漁獲量水準に対して独立となるように1/3乗変換して用いた。以後、漁獲量変換値を $C^{1/3}$ と記す。

$C^{1/3}$ の長期傾向 Y は、 $C^{1/3}$ が長期的に高水準期と低水準期をもつ周期的な変動をしていることから、1つの周期の三角関数で近似できると仮定して、次式を回帰モデルとする非線形回帰によって求められる回帰推定値とした。

$$y(t) = M + A \cos(2\pi t/T) + B \sin(2\pi t/T) + e(t) \quad (1)$$

ここで、 t は暦年から1949を引いた年数、 $y(t)$ は漁獲量変換値 $C^{1/3}$ 、 M 、 A 、 B 及び周期 T は回帰係数、 $e(t)$ は残差誤差である。計算では、初期値を M は $y(t)$ の平均、 A 及び B は1、 T は50年とした。ただし、マシラスでは漁獲量が0であった1952～1970年のデータを含めると推定された曲線のあてはまりが悪いので、この間のデータは除いて回帰を行い、この間の Y は0とした。また、カタクチシラス6月では変動が線形トレンドに近いために解が収束しなかったため、 M は回帰係数とせず $y(t)$ の平均で固定して計算した。さらに、カタクチシラス12月では、11項移動平均の変動周期がやや短いので、 T の初期値を30年として計算した。計算は計算ソフトSTATISTICA TM (StatSoft社)を用い、パラメータの推定は準ニュートン法で行った。

原系列 $C^{1/3}$ から長期傾向 Y を差し引いた系列 RY が含んでいる周期成分を推定するため、 RY についてスペクトル密度を求めた。スペクトル密度は、計算ソフトSTATISTICA TM (StatSoft社)を用い、ピリオドグラムを計算してそれをハミングの重みで平滑化して求めた。なお、スペクトル密度の有意性を調べるため、シュスターの検定法によりスペクトル密度の10%水準値を RY の不偏分散から求めた。

長期傾向 Y を除いた RY の変動に含まれるさまざまな時間スケールの変動周期を分離するために、重み付き移動平均による計算を行った。移動平均で用いた重み係数は次式により求められる $w(t')$ を基にして計算した。

$$w(t') = (2/T_0) (\sin(2\pi t'/T_0)/(2\pi t'/T_0) \quad (2)$$

ここで、 T_0 は分離の対象とする周期、 t' は移動平均の中央の項からの項数である。 $w(t')$ を重みとする移動平均は、理論上では T_0 より長い周期の成分を完全にもとのままに保存し、 T_0 より短い周期の成分を完全に取り除くことができる。ただし、 $w(t')$ の重みは裾が長いので t' は T_0 までとし、重み係数 $w'(t')$ は次式で求めた。

$$w'(t') = w(t') / \sum_{t'=-T_0}^{t'=T_0} w(t') \quad (3)$$

分離の対象とする周期 T_0 は3年、5年、7年とし、それぞれ移動平均値 $R(T_0=3)$ 、 $R(T_0=5)$ 、 $R(T_0=7)$ を求めた。そして、 RY から $R(T_0=3)$ を差し引いた値を3年以下の周期成分 $R(<3)$ とした。同様に、 $R(T_0=3)$ から $R(T_0=5)$ を差し引いた値を3年より長く5年以下の周期成分 $R(3-5)$ 、 $R(T_0=5)$ から $R(T_0=7)$ を差し引いた値を5年より長く7年以下の周期成分 $R(5-7)$ 、 $R(T_0=7)$ を7年より長い周期成分 $R(7<)$ とした。また、各系列の変動の大きさを把握するため、各系列の分散をマシラスおよび各月のカタクチシラスについて求めた。

$C^{1/3}$ の各時間スケールの変動の種や月の間の類似性を調べるため、 Y 、 $R(7<)$ 、 $R(5-7)$ 、 $R(3-5)$ 、 $R(<3)$ のそれぞれについて相互に相関係数を求め検討した。

結 果

結果は、まずその概略を述べ、次に長い時間スケールの変動からその特徴を記述する。

Fig.1に $C^{1/3}$ と(1)式による非線形回帰により求めた長期傾向 Y の変動を周期の推定値および Y の分散とともに示した。 Y の変動は $C^{1/3}$ の長期傾向をよく表している。このことから、 $C^{1/3}$ から Y を差し引いて求めた RY は、長期傾向がおおよそ除去されているとみてさしつかえない。

RY のスペクトル密度をFig.2に示した。スペクトル密度のピークは、小さいものを含めると2.0～15.3年の範囲にくっつき見られる。これらのうちスペクトル密度が10%水準で有意な周期は、カタクチシラス4月の4.6年、6月の7.7～9.2年、7月の6.6年、11月の5.8～6.6年であった。マシラスおよびカタクチシラスの各月では、3年以下、3～5年、5～7年および7年より長い周期のそれぞれの周期帯で見られるピークは、小さいピークを含め1つか2つである。

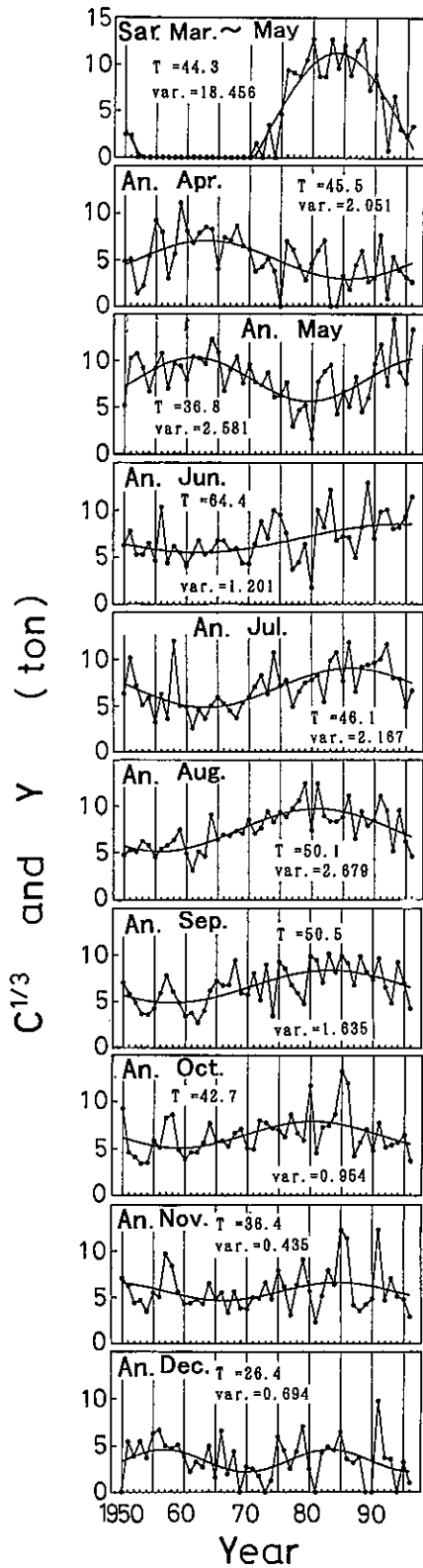


Fig.1 Fluctuations of the third root of the catch ($C^{1/3}$) (thin line with closed circles) and long term changes (Y) of $C^{1/3}$ (thick line). Y were estimated by a non-linear least squares method using equation (1). Estimated values of T in eq. (1) and values of variance of Y were described in Fig.1.

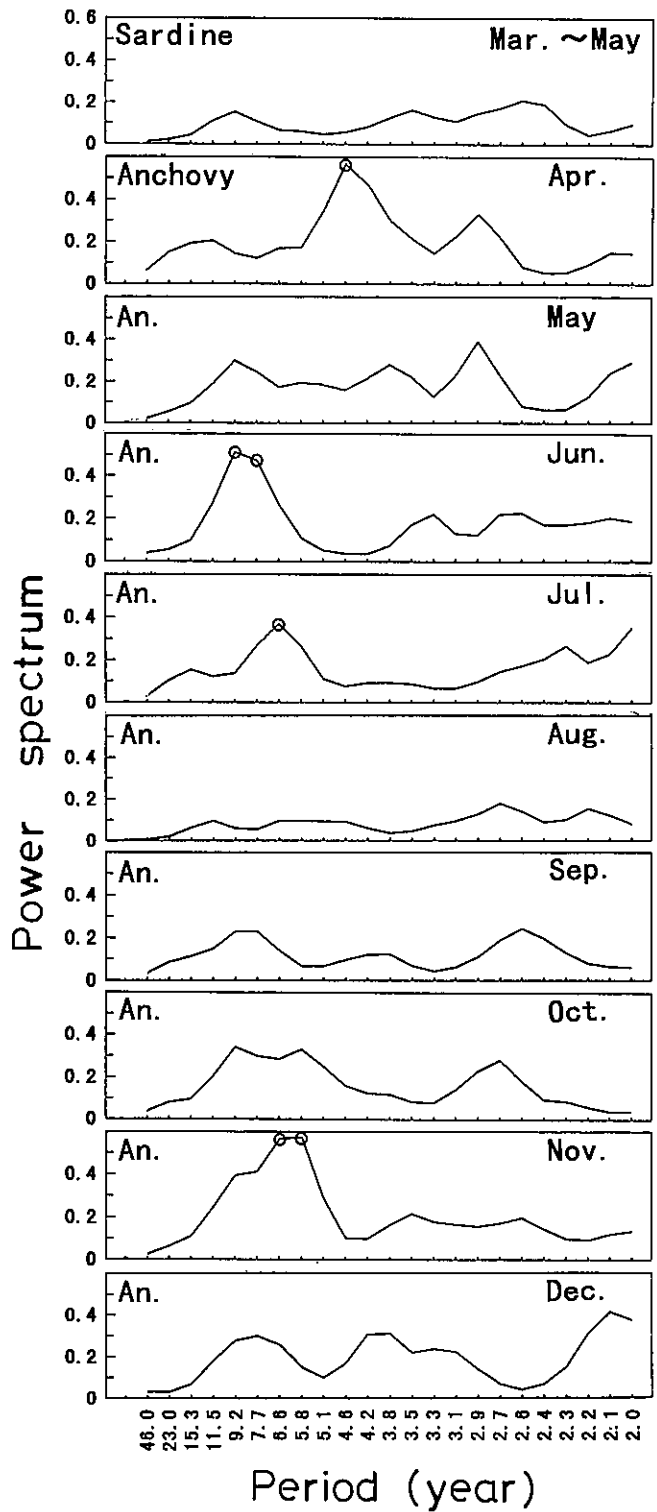


Fig.2 Power spectrum of the time series of YR which is the remainder subtracted Y from $C^{1/3}$. Values which are significant at $p=0.1$ were shown with an open circle.

したがって、 $R(7<)$ 、 $R(5-7)$ 、 $R(3-5)$ および $R(<3)$ それぞれの系列が含む主な周期成分は1つか2つである。

$R(7<)$ 、 $R(5-7)$ 、 $R(3-5)$ および $R(<3)$ の変動は、それぞれFig.3, 4, 5, 6にそれらの分散とともに示した。また、それら4つの系列の種および月の間での相関係数はそれぞれ Table 1-a, b, c, d, e に示した。カタクチシラス6月と12月の $R(5-7)$ では7年以上の時間スケールの変動が見られ、時間スケールによる変動の分離は必ずしも十分とはいえない。しかし、種・月ごとの各系列の変動のほとんどには、目的とする時間スケールの変動が明瞭に現れていて、時間スケールごとの変動におおよそ分離されている。

長期傾向

回帰分析による長期傾向の周期Tの推定値は、カタクチシラス6月がやや長く64.4年、カタクチシラス12月がやや短く26.4年、その他が36.4~50.5年であった (Fig.1)。

マシラスの変動傾向は1975~1990年の間に高水準期があり、漁獲のなかった1952~1970年を低水準期と見なせば、カタクチシラス7~11月の変動に類似し、4月と5月とは逆位相となっている。

カタクチシラスの変動傾向は、1955~1970年に高水準期、1975~1990年に低水準期のある4月と5月、逆に1955~1970年に低水準期、1975~1990年に高水準期のある7~11月、これらとはやや変動傾向を異にする6月および12月の4つに分類することができる。巨視的に見れば、カタクチシラスの変動傾向は、6月を境にして4~5月と7~12月の2つのグループに区分され、それらはマシラスの変動とそれぞれ逆の位相で連動している。

これらのことは相関マトリクスからも裏付けられ、マシラスとカタクチシラスの7~11月のYは、相互に高い正の相関を示し、ほとんどが有意水準0.1%で有意であった (Table 1-(a))。逆にカタクチシラス4月と5月はマシラス及びカタクチシラス7~11月と負の相関を示し、それらも0.1%水準で有意であった。

7年より長い周期の変動

7年より長い周期にスペクトル密度の明瞭なピークが見られなかった (Fig.2) カタクチシラスの8月は、 $R(7<)$ は分散が0.388と小さく周期性は不明瞭であった (Fig.3)。一方、マシラス及び8月を除くカタクチシラスでは、7年より長い周期にスペクトル密度の比較的大きな

値が見られた。これらの $R(7<)$ について、Fig.3より極大と極小の間隔を読みとったところ、間隔の範囲は6~12年で、間隔の種及び月ごとの平均値は8.4~9.6年であった。

マシラスの変動は、カタクチシラス4月との間で、漁獲のあった1970年以降類似の変動を示し相関係数も0.1%水準で有意であったが (Table-(b))、1978年以降の極大、極小には2年のずれが見られ必ずしも一致した変動を示していない (Fig.3)。一方、カタクチシラス5~7月との間では1970年以降、負の相関を示し (0.1%水準で有意)、特に5~6月の極大・極小とは逆位相の関係で一致していた。

カタクチシラスでは、1975年以前では5~11月の変動がおおよそ類似していた。しかし、1975年以降の変動は、5~7月のグループと10~11月のグループがそれぞれで類似していたが、2つのグループの変動は互いに異なっていた。2つのそれぞれのグループ内では全期間の変動が類似しており、グループ内での相関係数はすべて0.1%水準で有意であった。

5~7年周期の変動

マシラスの $R(5-7)$ の変動には、明瞭な周期は見られなかった (Fig.4)。

カタクチシラスでは、スペクトル密度の値が周期5.8年あるいは6.6年で有意 (10%水準) に大きかった7月と11月及び周期5~7年で値が比較的大きかった5月、10月の極大、極小の間隔は、範囲が4~7年で間隔の月ごとの平均値は5.1~5.5年であった。4月と5月は、1975年以降の変動がほぼ一致しており、この期間の変動は9月を除く7~11月と逆位相の関係で一致していた。しかし、4月と5月は1970年以前の変動が異なっていて、5月の変動は9月を除く7~11月と一致していた。なお、9月を除く7~11月は極大と極小がよく一致し、相互の相関係数はすべて正で有意 (0.1%水準) だった (Table-(c))。また、6月、9月、12月には、5~7年周期の明瞭な変動は見られなかった。

3~5年周期の変動

マシラス及びカタクチシラスの7月、8月、10月の $R(3-5)$ の変動には、明瞭な周期は見られなかった。一方、スペクトル密度の値が周期4.6年で有意 (10%水準) に大きかったカタクチシラスの4月と周期3.8~4.2年で値が比較的大きかった12月の $R(3-5)$ (Fig.5) には、それぞれ1985年以前と1981年以前に4年周期の変動が見られた。

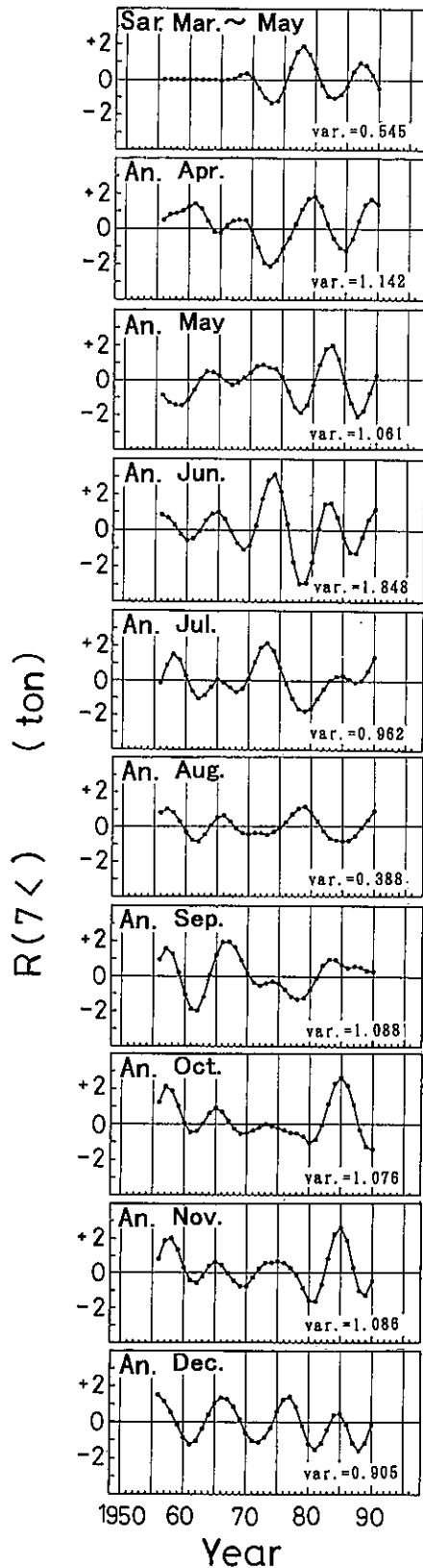


Fig.3 Time series of the fluctuation of $R(7<)$ with a period of over 7 years. $R(7<)$ was the weighted running mean of YR ($R(T_0=7)$). $R(T_0=7)$ was calculated using the weights ($w'(t)$) calculated by eq. (2) and (3) with $t'=-7\sim 7$ and $T_0=7$. Values of variance of $R(7<)$ were described in Fig.3.

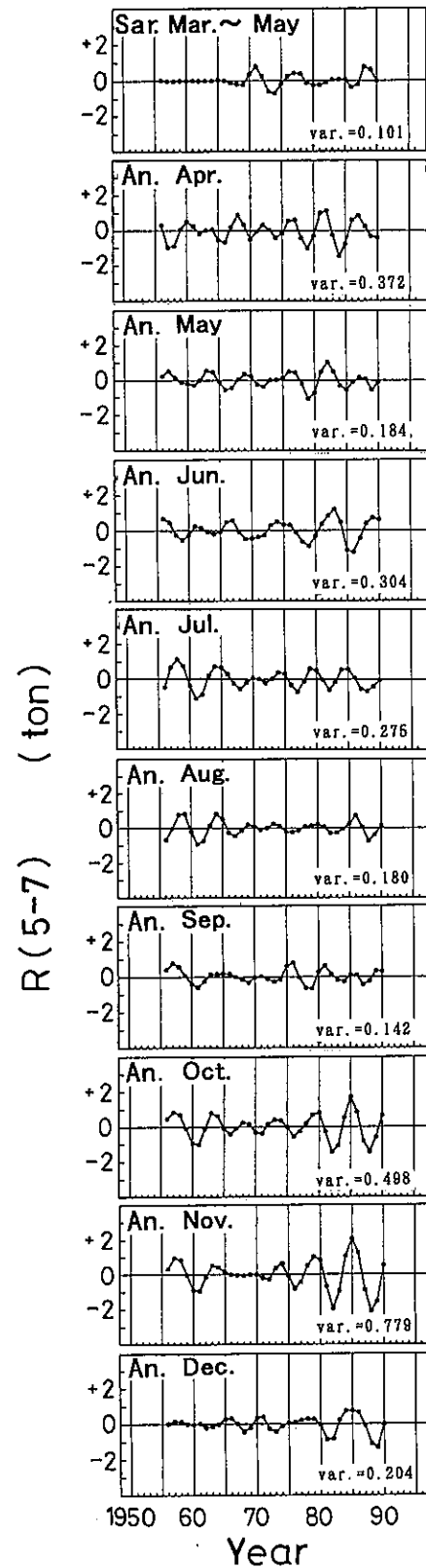


Fig.4 Time series of the fluctuation of $R(5-7)$ with a period of 5 to 7 years. $R(5-7)$ was the remainder subtracted $R(T_0=7)$ from $R(T_0=5)$. $R(T_0=5)$ was calculated using the weights calculated by eq. (2) and (3) with $t'=-5\sim 5$ and $T_0=5$. Values of variance of $R(5-7)$ were described in Fig.4.

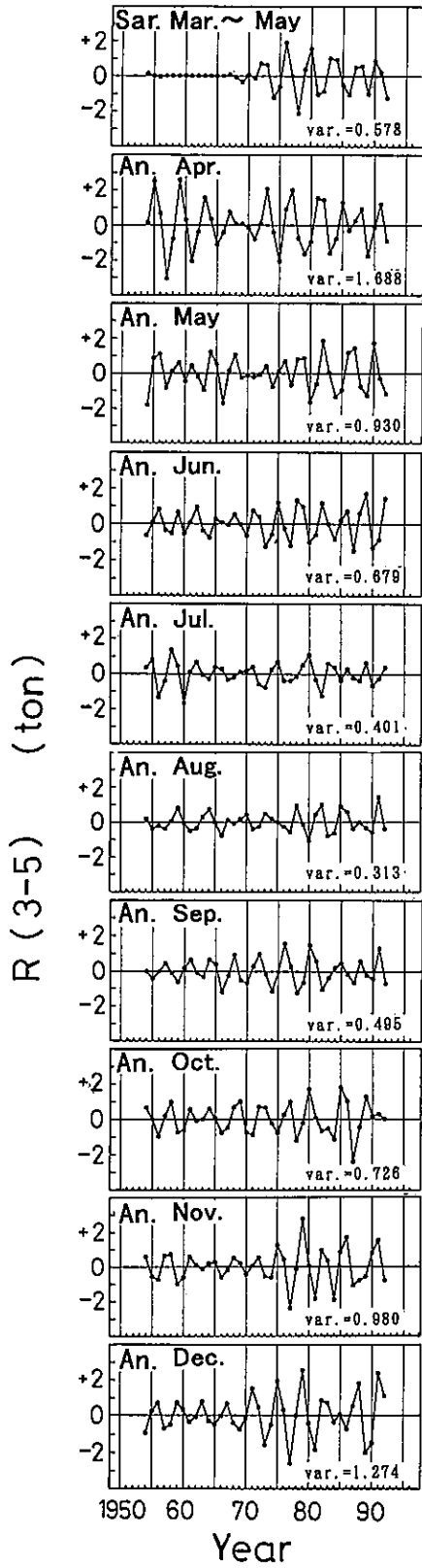


Fig.5 Time series of the fluctuation of $R(3-5)$ with a period of 3 to 5 years. $R(3-5)$ was the remainder subtracted $R(T_0=5)$ from $R(T_0=3)$. $R(T_0=3)$ was calculated using the weights calculated by eq. (2) and (3) with $t'=-3\sim 3$ and $T_0=3$. Values of variance of $R(3-5)$ were described in Fig.5.

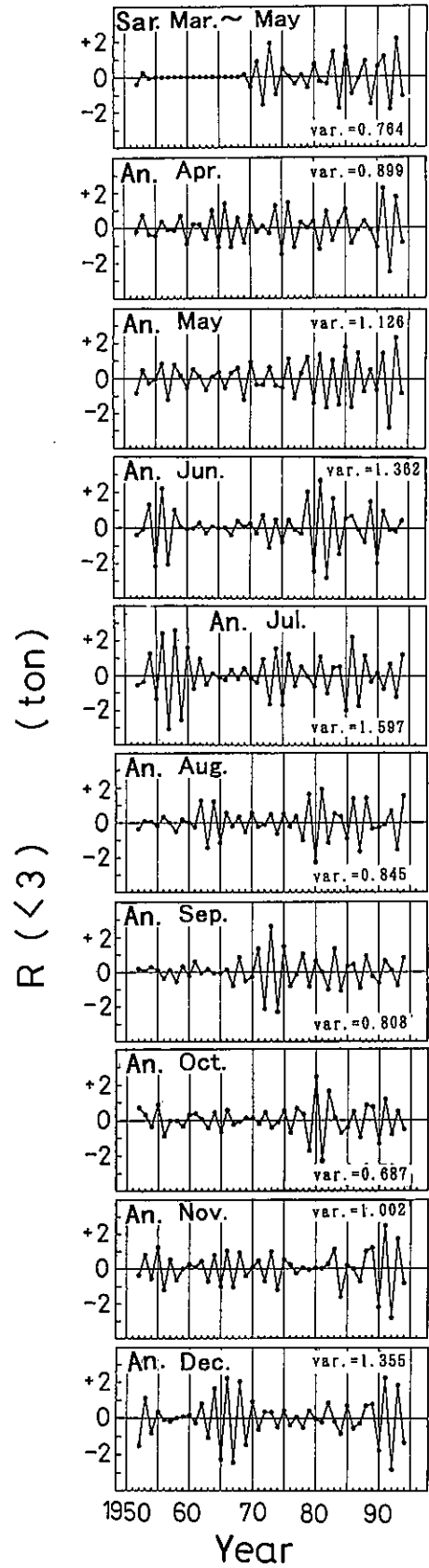


Fig.6 Time series of the fluctuation of $R(<3)$ with a period of under 3 years. $R(<3)$ was the remainder subtracted $R(T_0=3)$ from RY . Values of variance of $R(<3)$ were described in Fig.6.

これらの月の変動は、1969～1984年の期間は逆位相で、それ以外の期間は同位相で一致していた。これら以外の月では、3～4年の周期的変動が多少見られたが、さほど明瞭ではなかった。また、マシラス及びカタクチシラス各月間のR(3-5)の変動には、4月と12月との関係を除き、部分的には高い相関が見られたものの規則性は見い出せなかった(Table-(d))。

3年以下の周期の変動

スペクトル密度の値が周期2.9年でピークがはっきりしていたカタクチシラスの5月には1980年以前に3年周期の変動が見られたが、その振幅は比較的小さかった(Fig.6)。一方、マシラス及びカタクチシラスの各月には、断片的ではあるが2年周期の変動が見られ、2年周期が見られる期間に振幅が大きくなる傾向があった。

R(<3)の変動は、カタクチシラスの4月、11月及び12月が2年周期の変動がおおよそ一致しており相関係数は正で有意であつが、その他の相互関係には規則性が見いだせなかった(Table-(e))。

Table 1 Coefficients of correlation between each Y in Fig.1 (a), R(7<) in Fig.3 (b), R(5-7) in Fig.4 (c), R(3-5) in Fig.5 (d), and R(<3) in Fig.6 (e).

(a)

species and month	sardine	anchovy									
		Apr.	May	Jun.	Jul.	Aug.	Sep.	Oct.	Nov.	Dec.	
sardine	—	-0.91 *	-0.75 *	0.74 *	0.90 *	0.84 *	0.92 *	0.86 *	0.74 *	0.35	
anchovy	Apr.	-0.91 *	—	0.65 *	-0.90 *	-1.00 *	-0.71 *	-0.86 *	-0.74 *	-0.83 *	-0.22
	May	-0.75 *	0.65 *	—	-0.31	-0.62 *	-0.80 *	-0.76 *	-0.93 *	-0.60 *	-0.20
	Jun.	0.74 *	-0.90 *	-0.31	—	0.91 *	0.58 *	0.77 *	0.51	0.58 *	-0.04
	Jul.	0.90 *	-1.00 *	-0.62 *	0.91 *	—	0.70 *	0.86 *	0.73 *	0.82 *	0.20
	Aug.	0.84 *	-0.71 *	-0.80 *	0.58 *	0.70 *	—	0.96 *	0.96 *	0.35	-0.07
	Sep.	0.92 *	-0.86 *	-0.76 *	0.77 *	0.86 *	0.96 *	—	0.93 *	0.52	-0.02
	Oct.	0.86 *	-0.74 *	-0.93 *	0.51	0.73 *	0.96 *	0.93 *	—	0.51	0.06
	Nov.	0.74 *	-0.83 *	-0.60 *	0.58 *	0.82 *	0.35	0.52	0.51	—	0.62 *
	Dec.	0.35	-0.22	-0.20	-0.04	0.20	-0.07	-0.02	0.06	0.62 *	—

* significant at p=0.001

(b)

species and month	sardine	anchovy									
		Apr.	May	Jun.	Jul.	Aug.	Sep.	Oct.	Nov.	Dec.	
sardine	—	0.59 *	-0.79 *	-0.87 *	-0.66 *	0.46	-0.22	-0.19	-0.25	0.23	
anchovy	Apr.	0.59 *	—	-0.49	-0.59 *	-0.56 *	0.49	-0.12	-0.35	-0.50	-0.14
	May	-0.79 *	-0.49	—	0.63 *	0.19	-0.42	0.10	-0.09	-0.09	-0.20
	Jun.	-0.87 *	-0.59 *	0.63 *	—	0.71 *	-0.24	0.23	0.12	0.24	-0.04
	Jul.	-0.66 *	-0.56	0.19	0.71 *	—	-0.18	0.27	0.26	0.45	-0.07
	Aug.	0.46	0.49	-0.42	-0.24	-0.18	—	0.13	-0.20	-0.15	0.45
	Sep.	-0.22	-0.12	0.10	0.23	0.27	0.13	—	0.50	0.34	0.41
	Oct.	-0.19	-0.35	-0.09	0.12	0.26	-0.20	0.50	—	0.90 *	0.38
	Nov.	-0.25	-0.50	-0.09	0.24	0.45	-0.15	0.34	0.90 *	—	0.51
	Dec.	0.23	-0.14	-0.20	-0.04	-0.07	0.45	0.41	0.38	0.51	—

* significant at p=0.001

(c)

species and month		sardine		anchovy							
		Apr.	May	Jun.	Jul.	Aug.	Sep.	Oct.	Nov.	Dec.	
sardine		—	-0.09	-0.06	-0.00	-0.23	-0.31	0.01	-0.35	-0.37	-0.27
anchovy	Apr.	-0.09	—	0.46	0.04	-0.65 *	-0.19	-0.02	-0.47	-0.58 *	-0.48
	May	-0.06	0.46	—	0.34	-0.18	0.01	0.34	-0.27	-0.34	-0.23
	Jun.	-0.00	0.04	0.34	—	-0.29	-0.56 *	0.28	-0.44	-0.49	-0.43
	Jul.	-0.23	-0.65 *	-0.18	-0.29	—	0.77 *	0.35	0.63 *	0.68 *	0.44
	Aug.	-0.31	-0.19	0.01	-0.56 *	0.77 *	—	0.17	0.55 *	0.55 *	0.33
	Sep.	0.01	-0.02	0.34	0.28	0.35	0.17	—	0.22	0.09	-0.07
	Oct.	-0.35	-0.47	-0.27	-0.44	0.63 *	0.55 *	0.22	—	0.94 *	0.47
	Nov.	-0.37	-0.58 *	-0.34	-0.49	0.68 *	0.55 *	0.09	0.94 *	—	0.70 *
	Dec.	-0.07	-0.48	-0.23	-0.43	0.44	0.33	-0.07	0.47	0.70 *	—

* significant at p=0.001

(d)

species and month		sardine		anchovy							
		Apr.	May	Jun.	Jul.	Aug.	Sep.	Oct.	Nov.	Dec.	
sardine		—	0.07	-0.01	-0.51	0.00	-0.46	0.52	0.06	0.04	0.09
anchovy	Apr.	0.07	—	0.17	-0.26	-0.38	0.43	0.02	0.02	-0.37	-0.06
	May	-0.01	0.17	—	0.09	-0.30	0.27	-0.13	-0.26	0.32	0.15
	Jun.	-0.51	-0.26	0.09	—	0.15	0.10	-0.24	-0.08	0.27	0.37
	Jul.	0.00	-0.38	-0.30	0.15	—	-0.28	-0.10	0.17	0.12	0.02
	Aug.	-0.46	0.43	0.27	0.10	-0.28	—	-0.10	0.03	0.24	0.17
	Sep.	0.52	0.02	-0.13	-0.24	-0.10	-0.10	—	0.47	0.11	-0.02
	Oct.	0.06	0.02	-0.26	-0.08	0.17	0.03	0.47	—	0.26	-0.45
	Nov.	0.04	-0.37	0.32	0.27	0.12	0.24	0.11	0.26	—	0.42
	Dec.	0.09	-0.06	0.15	0.37	0.02	0.17	-0.02	-0.45	0.42	—

* significant at p=0.001

(e)

species and month		sardine		anchovy							
		Apr.	May	Jun.	Jul.	Aug.	Sep.	Oct.	Nov.	Dec.	
sardine		—	0.29	0.50	-0.13	-0.36	-0.25	0.50	0.15	0.54 *	0.33
anchovy	Apr.	0.29	—	0.45	0.01	-0.16	-0.22	-0.19	0.32	0.53 *	0.71 *
	May	0.50	0.45	—	0.50	-0.12	-0.08	0.02	-0.27	0.44	0.43
	Jun.	-0.13	0.01	0.50	—	0.48	0.41	-0.08	-0.46	0.03	0.09
	Jul.	-0.36	-0.16	-0.12	0.48	—	0.33	-0.27	-0.19	-0.35	-0.23
	Aug.	-0.25	-0.22	-0.08	0.41	0.33	—	0.21	-0.34	0.05	0.11
	Sep.	0.50	-0.19	0.02	-0.08	-0.27	0.21	—	0.15	0.41	0.10
	Oct.	0.15	0.32	-0.27	-0.46	-0.19	-0.34	0.15	—	0.49	0.39
	Nov.	0.54 *	0.53 *	0.44	0.03	-0.35	0.05	0.41	0.49	—	0.79 *
	Dec.	0.33	0.71 *	0.43	0.09	-0.23	0.11	0.10	0.39	0.79 *	—

* significant at p=0.001

考 察

本報の解析の結果、マシラス及び月別のカタクチシラス漁獲量の変動には、長期傾向として36.4~50.5年の周期があり、そのほかに約9年、5.0~5.5年、4年、2年の卓越周期があると推定される。カタクチシラスの4月はスペクトル密度の値が周期4.6年で有意に大きかったが、これは比較的周期の近い5.0~5.5年と4年の変動が含まれていたためと考えられる。

このように、漁獲量の変動に周期的変動が見られるということは、天体の運動や活動周期の影響を受けた気象・海洋における周期性の強い現象が変動要因であることを示唆している。

イワシ類が時空間スケールの大きな気象・海洋の変動の影響を受けながら資源変動を繰り返すことは、日本・カリフォルニア・チリーマイワシ3種の漁獲量が、いずれも北半球における暖候期に同調した位相で増加することからみて明らかである。¹⁾ Hansen & Lebedeff (1988) が求めた全球地上気温の5年移動平均値は、1900年、1940年および1980年に極大となる約40年周期の長期変動をしているが、¹⁾ 6月と12月を除くカタクチシラスとマシラス漁獲量の長期変動傾向は、この全球地上気温の長期傾向とは周期と位相がおおよそ一致している。本報で扱った漁獲量は愛知県のみ値であるが、長期傾向には広いスケールの現象が現れているようである。

東海海域のシラスの再生産や漁場への来遊が、この海域の海洋環境を大きく左右する黒潮の変動の影響を強く受けることは、遠州灘及び駿河湾におけるシラス類1日1カ統計漁獲量の年平均値が石廊崎での黒潮離岸距離との相関が高いこと、²⁾ また、東海海域におけるマシラスの来遊率が黒潮の離岸距離と相関が高いこと³⁾ などによって示されている。

黒潮大蛇行の発生には21年、8.5年、3.4年の卓越周期があることが報告されている。⁴⁾ また、黒潮流量の卓越周期は、潮岬沖では7~8年と3~4年、⁵⁾ 東シナ海では8年前後⁶⁾ であることが報告されている。シラス漁獲量の変動で見られた約9年の卓越周期は、黒潮大蛇行発生や黒潮流量の8年前後の卓越周期とおおよそ等しい。

黒潮流路は1953~1955年、1959~1962年、1968年、1975~1980年、1986~1988年の期間にA型あるいはAs型であった。⁷⁻¹⁰⁾ また、大王崎南方沖の黒潮流量指数には、A型流路の出現に対応して1959~1961年、1969~1970年、1976~1980年に極小が、1964~1966年、1972~1974年に極大がみられる。¹⁰⁾ R(7<)のマシラスの極大とカタクチシラス5月、6月の極小は、A型流路出現期間及び黒潮流量指数の

極小とほぼ一致している。一方、カタクチシラス10月、11月のR(7<)の変動も、1975年以前の期間ではA型流路出現期間及び黒潮流量指数の変動と同様の対応関係が見られる。このように、シラス漁獲量の約9年周期の変動は、黒潮流路や黒潮流量の変動と関連のある可能性がある。

水温変動については、月平均海面水温偏差は亜熱帯海域を含む北西太平洋では6年と2年、九州西方では6年と3年の周期が卓越し、東部太平洋赤道域の海面水温年偏差は6年と3.5年が卓越していることが報告されている。¹⁰⁾ また、気象変動については、極東域における冬期の偏西風帯の動態を示す東西指数偏差が約6年、¹¹⁾ エルニーニョと関係が深い南方振動指数の変動が6年と2.8年の卓越周期のあること¹⁰⁾ が報告されている。シラス漁獲量の変動で見られた5.0~5.5年の卓越周期は、これら水温や気象で見られる6年の卓越周期にやや近い。

各系列の分散をカタクチシラスの月の間で比較すると、分散はR(7<)では8月が、R(5-7)では8月と9月が、R(3-5)では7月、8月、9月がやや小さかった。伊勢湾でのカタクチイワシ卵採集数は季節的に6月と7月が多く、漁場は8月以降湾内に形成されるようになる(中村 未発表)。このことから、R(7<)、R(5-7)、R(3-5)の分散が夏季にやや小さいのは、カタクチイワシの再生産が湾内で行われる比率が高まり、外海の影響を受けにくくなるためと考えられる。逆に、これら3つの系列に影響する変動要因を黒潮の変動など外海で起こる空間スケールの大きい現象に求めることは妥当なことと考えられる。

今後、シラス漁獲量にみられる卓越周期等の変動特性を参考に、変動要因を探索しその関係を詳しく調べていく必要がある。

各時間スケールの変動のいくつかでは、変動傾向がマシラスとカタクチシラスの間やカタクチシラスの各月間で類似していた。このことは、種や季節で共通した環境の変動要因が存在し、生物の側が同様の応答を行っていることを示唆する。一方、各時間スケールの変動のいくつかでは、逆に変動が種や月の間で逆位相の関係も見られた。逆位相の関係については、変動要因自体が季節間で逆位相である場合、同じ変動要因に対して種や月により応答が異なる場合、競合のような関係で相互に影響する場合などが考えられる。

長期傾向では、マシラスとカタクチシラス7~11月に同位相の関係が、また、それらと4月及び5月の間で逆位相の関係が見られた。川崎¹⁾ は、1968年以降の北太平洋中央部における夏季のクロロフィルaの増加が冬季の風の強化および海面気圧の低下と平行して起こっていることから、

全球的な気温上昇にともなう気象の変化により太平洋中央部の表層生態系の環境収容力が変化した結果としてマイワシ資源が増大したと論じている。また、船越⁸⁾は、マイワシ資源が増加する1970年代半ばから1980年代半ばにかけて、カタクチイワシの4～6月の親魚の生殖腺熟度指数が傾向的に低下したことから、マイワシ資源の増大がカタクチイワシ春季大型群の産卵能力に経年的に影響する可能性がある⁹⁾と指摘している。環境収容力の変化にともなうイワシ類資源の変動の中で、マイワシとカタクチイワシとの間にこのような種間関係があるために、先に示した逆位相関係が生じたのかもしれない。

一方、7年より長い周期成分R(7<)でも、1970年以降のマシラスとカタクチシラス5月、6月および7月の間で逆位相の関係が見られ、これらの変動と黒潮流路との関連が示唆された。A型流路では、東海海域へのマシラスの来遊率は高いが、³⁾黒潮が沿岸に接岸するためプランクトン量が少なくなり、カタクチイワシの生活域が縮小する結果産卵量が減少する⁸⁾ことが知られている。これらの知見は、黒潮流路の変動に対してマシラスとカタクチシラスが正反対の応答をすることを示唆している。R(7<)で見られたマシラスとカタクチシラスの間での逆位相の関係は、こうした種による応答の違いによるものと推察される。

本研究によって、シラス類の漁獲量変動には、さまざまな時間スケールの変動周期のあることが明らかになった。これらの変動には、地球規模の気象・海洋の変動や黒潮の変動にともなう局地的な海況変動、さらには魚種間の種間関係など生物学的な原因が関係していると考えられる。今後、シラス類の漁況予測の精度向上のためには予測の時間スケールに対応した適切な資源海洋研究が必要と考えられる。

謝 辞

本報で解析に用いた資料は、いわし類調査、沿岸重要資源調査、200カイリ水域内漁業資源調査に携わってきた愛知県水産試験場の多くの方々のご努力により蓄積されたものである。担当されてきた方々に深く感謝いたします。また、本報をまとめるにあたり様々なご指導を頂いた愛知県水産試験場の船越茂雄博士に深く感謝いたします。

文 献

- 1) 川崎健(1992) SHサイクルとそれを引き起こすメカニズム、水産海洋研究, 56, 4, 491-500.

- 2) 河尻正博(1988) シラス漁業の現状と展望. 水産海洋研究会報, 52, 230-235.
- 3) 岸田達・勝又康樹・中村元彦・柳橋茂昭・船越茂雄(1994) 太平洋域におけるマイワシシラスの相対豊度推定の試み. 中央水研研報, 6, 57-66.
- 4) M.Kawabe(1985) El Nino effects in the Kuroshio and western North Pacific. 31-43. In El Nino North-Nino effects in the eastern subarctic Pacific Ocean, Ed. W. S. Wooster and D. L. Fluharty, Washington Sea Grant.
- 5) 南秀人・上平悦朗・江口博・西沢純一(1978) 本州南方海域に於ける平均的海況について. 海と空, 53, 147-156.
- 6) M.Saiki(1982) Relation between the geostrophic flux of the Kuroshio in the Eastern China Sea and its large-meanders in south Japan. Oceanogr. Magazine, 32, 11-18.
- 7) H.Nitani(1975) Variation of the Kuroshio South of Japan. J.Oceanogr.Soc. Japan, 31, 154-173.
- 8) 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, pp208.
- 9) 海上保安庁 海洋速報. 1986(1)~.
- 10) 佐伯理郎(1987) 北西太平洋の亜熱帯循環の経年変動. 海と空, 63(3), 113-125.
- 11) 朝倉正(1973) 気象, 199.