

基本水質パラメータの時系列分析

誌名	日本水産學會誌
ISSN	00215392
巻/号	518
掲載ページ	p. 1225-1232
発行年月	1985年8月

農林水産省 農林水産技術会議事務局筑波産学連携支援センター
Tsukuba Business-Academia Cooperation Support Center, Agriculture, Forestry and Fisheries Research Council
Secretariat



基本水質パラメータの時系列分析*1

加藤 進

(1984年12月24日受理)

A Time-Series Analysis of Fundamental Parameters*1

Susumu KATO*2

A time-series analysis was applied to monthly monitoring data (water temp., pH, DO, Sal., and COD) collected during Jan. 1973 to Dec. 1982 at Ise bay. Significant trend variation was not observed at any points but seasonal variation was observed by correlogram and power spectrum analysis. Moreover, behavior of parameters in ten-year period were simply illustrated with "Season Index" by fixed or moved season method. And the free COD-range of seasonal variation obtained by 12-month moving average method were 0.5-3.0, 0.4-1.9, and 0.5-1.4 ppm at St. 1, St. 11 and St. 18 respectively. These ranges decreased from inner to outer part of the bay. Total variation of water temp. and salinity could be explained as 90% and 50% by monthly or yearly variation independently upon observing points but other parameters showed irregular variation depending upon observing points.

海域の水質汚濁の状況を適確に把握し、赤潮防止等の富栄養化対策の策定には巨視的な立場で、過去～現在にわたる伊勢湾（以下本湾と称す）の水質動向を検討しておく必要がある。

ところが本湾は閉鎖性海域といわれながらも、その水質変動を考えていく上で木曾三川の影響や外洋海水との交換水量も無視できない。¹⁾ 加えて、表層海水は植物プランクトンによる光合成や底層海水との混合等の影響を受けている。こういった水質変動は通常年あるいは季節による長期変動と短期的もしくは不規則な変動とに分類される。従って、実測値の正しい評価にはいわゆる時系列的な取り扱いが必要である。

一般に、正確な時系列分析を行うにはデータ数(N)は測定間隔(Δt)の10倍以上必要と云われており、²⁾ さらに実測データについてはデータ間の独立性の仮定にも問題が在るためランダムサンプリングを基礎とする統計解析理論の適用には若干の疑問の余地もある。³⁾

しかし、コンピュータの一般化とともに最近になって公共用水域の時系列分析が、上述の問題点を内包しながらも報告されるようになってきた。⁴⁾

ここでは本湾のデータに、季節指数、コレログラム分析、フーリエ解析、スペクトル解析及び分散分析を実施すると共に、時系列データからみた各測点の代表性につ

いても検討したので報告する。

資 料

解析に供したデータは1973～1982年、伊勢湾漁況海況予報事業結果報告書*3によった。その測点をFig. 1に示した。

解析に取りあげた項目は、基本的な時系列特性をみるためにデータ数の多い水質パラメータ pH, DO, Sal., 水温及び COD であり、表層海水について時系列分析した。

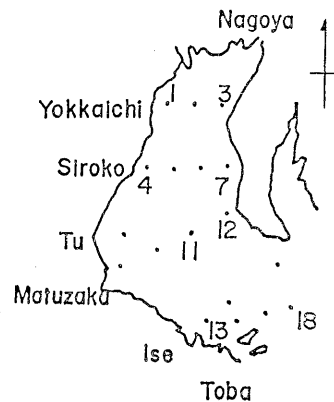


Fig. 1. Map of the sampling points.

*1 統計解析からみた伊勢湾における赤潮に関する研究—III (Fundamental Statistical Studies on Red Tide in Ise Bay).

*2 三重県環境科学センター (Environmental Science Institute of Mie Prefecture, 4-8-12 Sinsyo, Yokkaichi, Mie 515, Japan).

*3 三重県伊勢湾水産試験場発行 (1973～1982).

方法及び結果

代表点における水質の経年変化 本報では、前報³⁾による結果も考慮し湾奥部を St. 1 と 3、湾中央部を St. 11 と 12、湾口付近を St. 18 で代表させ、さらに三重県側の一級河川の流下域として St. 4 (白子沖…鈴鹿川) 及び St. 13 (伊勢沖…宮川) を取りあげた。

Fig. 2 には St. 11 における 1973~1982 年における水温、pH、DO 及び COD の変化を示した。それぞれの基本水質パラメータ (以下単にパラメータと呼ぶ) の特徴は以下のパラグラフで分析するが、目立った点をあ

げると水温には循環的な変動が認められる。pH は比較的一定しており、所々にみられるピークは赤潮発生による場合が多い。

DO や COD の変動の特徴については Fig. 2 からだけでは認め難い所もあるが、おおむね夏期 (7, 8, 9 月) に高く冬期 (1, 2, 3 月) に低くなっている傾向がうかがえる。

Table 1 には、上に述べた定点における 10 年間 (1973~'82) の各パラメータの平均値と標準偏差を示した。Table 1 から、水温と pH は測点の位置には依らずほぼ 17~18°C と 8.3 付近であることがわかる。COD

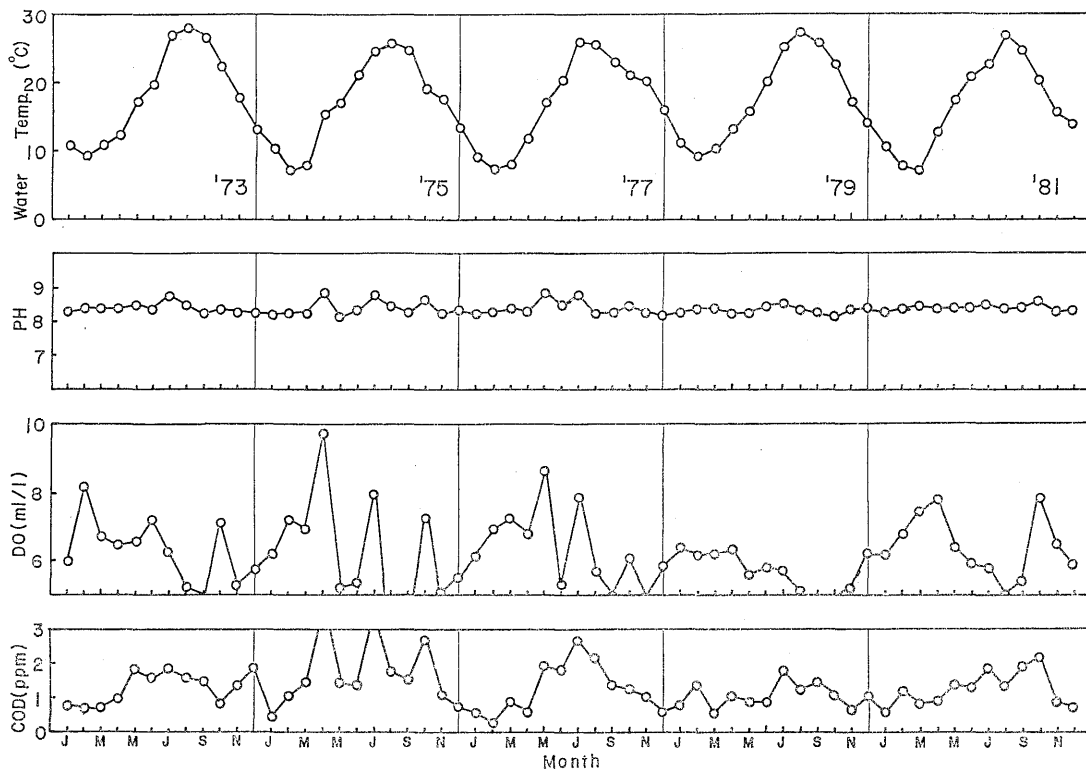


Fig. 2. Typical variation of water temp., pH, DO and COD at St. 11 (center of the bay).

Table 1. Fundamental water quality of Ise bay

St.	N	Temp.°C		pH		DO (ml/l)		Salinity (‰)		COD (ppm)	
		AV.	SD	AV.	SD	AV.	SD	AV.	SD	AV.	SD
1	120	17.6	6.7	8.3	0.2	6.6	1.4	21.9	8.3	1.8	1.4
3	120	18.2	6.4	8.3	0.2	5.3	1.1	26.0	6.9	1.7	1.1
4	120	17.6	6.9	8.5	0.2	7.0	1.3	26.0	5.7	1.8	1.3
7	120	17.9	6.4	8.4	0.2	6.1	0.8	27.9	5.0	1.4	0.8
11	120	17.5	6.4	8.4	0.1	6.2	0.7	28.7	4.4	1.3	0.7
12	120	17.7	6.3	8.3	0.1	6.0	0.9	29.2	3.9	1.4	0.9
13	120	17.5	6.9	8.4	0.1	6.2	1.1	27.0	5.0	1.5	1.1
18	120	17.9	5.8	8.3	0.1	5.7	0.6	30.9	3.2	1.1	0.6

N: Number of data AV.: Average SD: Standard deviation

については、湾奥から湾口にかけて値が次第に小さくなっている。

これらの現象を標準偏差で見ると、いずれのパラメータでも湾奥から湾口に向うにつれてその値が小さくなり、水質変動が少なくなっていることを示唆している。このような現象を更に詳しくみるために時系列分析を行った。

傾向変動分析 時系列分析の方法には多くの手法⁶⁾があるが、その構造を変動要因から推定することを考慮して

1. 傾向変動
 2. 季節変動
 3. 循環変動
 4. 誤差
- } 周期的変動

を取りあげた。⁷⁾ この中で、傾向変動とは長期にわたる持続的な時系列的变化であり、通常は観測年 (t) と対応するパラメータ $X(t)$ を

$$X(t) = a \cdot t + b \quad (1)$$

(ただし a, b は定数)

なる一次回帰式で近似することが多い。⁸⁾ さらに原系列 $X(t)$ に傾向変動が含まれていると以下の解析に不都合となるため全パラメータについて相関性を相関係数を用いて検定した。その結果、いずれのパラメータについても (1) 式で示した傾向変動は認められなかった ($N=120$, 5% 有意水準)。

周期的変動分析 周期的変動は、月別あるいは週別と云った形でサンプリングされる環境データに大部分認められ、これらは普通季節変動と循環変動にわけられる。この中で、季節変動とは、通常1年という一定の周期を持った比較的規則正しい変動である。

季節変動を解析するために、一番計算の簡単な月別平均法⁹⁾ と標準的な方法である連環比率法⁹⁾ で季節指数を求めた。すなわち、月別平均法では k 年、 j 月の観測データを $P_{k,j}$ ($k=1 \sim 10, j=1 \sim 12$) とすれば j 月の月別

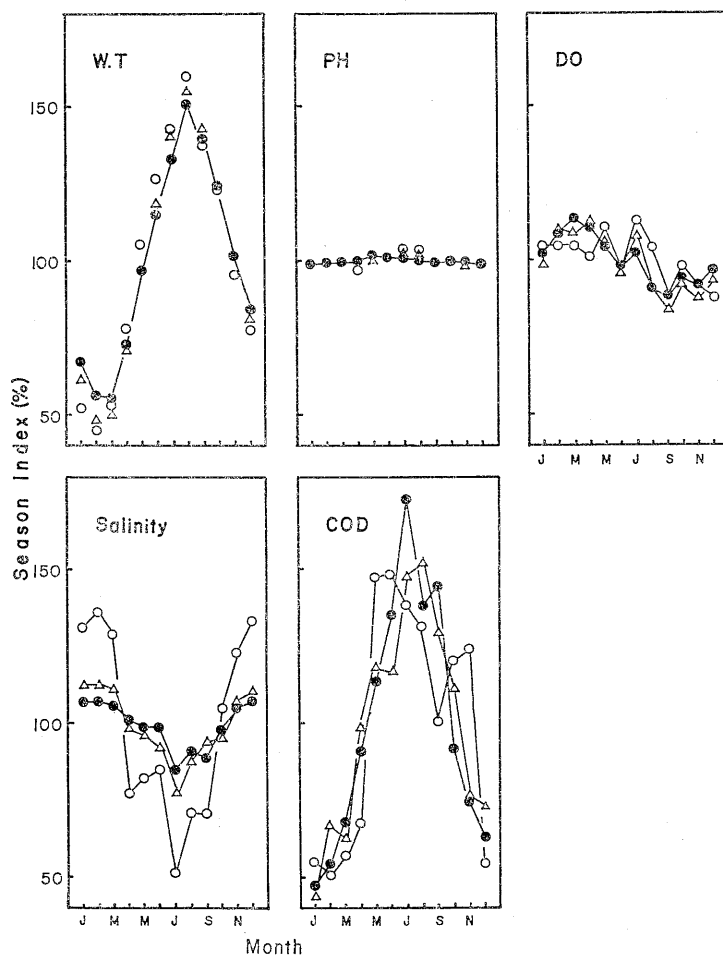


Fig. 3. "Season Index" of water temp., pH, DO, Salinity and COD at St. 1, St. 11 and St. 18 (○, △, ●).

平均値 M_j は

$$M_j = \frac{1}{10} \sum_{k=1}^{10} P_{k,j} \quad (2)$$

また全平均 $T(= (1/12) \sum_{j=1}^{12} M_j)$ を用いて j 月の月別指数 S_j は

$$S_j = \frac{M_j}{T} \times 100 \quad (3)$$

となる。pH, 水温, DO, Sal., 及び COD について得られた季節指数を Fig. 3 に示した。pH と DO の季節指数には若干の変動幅があるもののおおむねその指数は 100% 付近にあり, 季節的な変動が少ないパラメータといえる。

これに対して, 水温と COD の季節指数は 5 月~10 月にかけて 100% 以上となり, 12 月~2 月には 100% 以下となる。さらに塩分の季節指数は 5 月~10 月にかけて 100% 以下となっており, その傾向は St. 1 で著しい。

また, 水温と COD の季節指数の変動パターンをみると, 両者ともによく類似していることがわかる。COD は操作手義的な分析値なのでその内容には若干の問題点はあるというものの, COD を海洋における内部生産量と考えると, みかけ上水温という要素の重要性がうかがえる。

季節指数からみた COD 以上は月別平均法による結果であるが, この方法は指数化の際に (1) 式による月別平均値を用いるので, COD のような水質パラメータで, 赤潮等の影響を受けてパルス的に高い値が出ると, この値も含まれるため季節指数は高めに出る。この欠点を補うために連環比率法*で同様の計算を行った。すなわち, 原系列 $X(t)$ について連環比 $Y(t)$

$$Y(t) = X(t)/X(t-1), \quad t=2 \sim N$$

を求め, 年と月で考えて

$$Z_j = Y_j^{\text{Med}} \cdot Z_{j-1} \quad \text{ただし } Z_1 = 100, \quad j=1 \sim 12$$

$$W_j = Z_j \cdot (1+r)^{j-1}$$

J 月の季節指数 S_j を

$$S_j = (W_j/W_1) \times 100$$

((ここに $1+r = 12 \sqrt[12]{Z_{12} \cdot Y_1^{\text{Med}} / Z_1}$, \cdot は j に対す
る平均, Med はメジアン

から求めた。

得られた季節指数を COD について Fig. 4 に示した。その結果, 9 月~11 月にかけて *Noctiluca* や *Chaetoceros* 及び *Skeletonema* によるパルスの赤潮により高くなっていた季節指数が低くなり, 月別平均法ではあまり明瞭ではなかったが本法では季節指数の変動幅が湾奥から湾口にかけて減少していることや, 比較的赤潮の少ない St. 11 では両者がほぼ等しいこともわかる。

従って, COD のようなパラメータについては, メジアンを利用した連環比率法の方がより多くの情報を読み取ることができる。

次に原系列から季節変動を取り除くために $X(t)$ に対して 12 カ月移動平均法を COD に対して実施した。⁹⁾ St. 1, St. 11 及び St. 18 について得られた結果を Fig. 5 に示した。季節変動を除去した COD をみると St. 1 で 0.5~3.0 ppm, St. 11 で 0.4~1.9 ppm, St. 18 で 0.5~1.5 ppm となり, この値が本湾における COD レベルと考えられる。

ところで, 前に述べた月別平均法や連環比率法による季節指数は, その求め方からしていわゆる固定季節法と計量経済学分野で呼ばれており, 季節パターンは時間の流れについて不変かつ安定的と考えられている。¹⁰⁾ こ

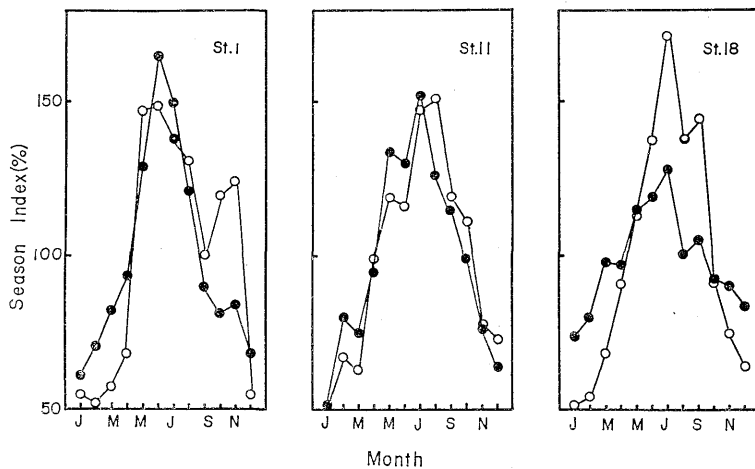


Fig. 4. "Season Index" of COD at several observing points (○ Fixed month, ● Persons).

* Persons 法とも呼ばれる。

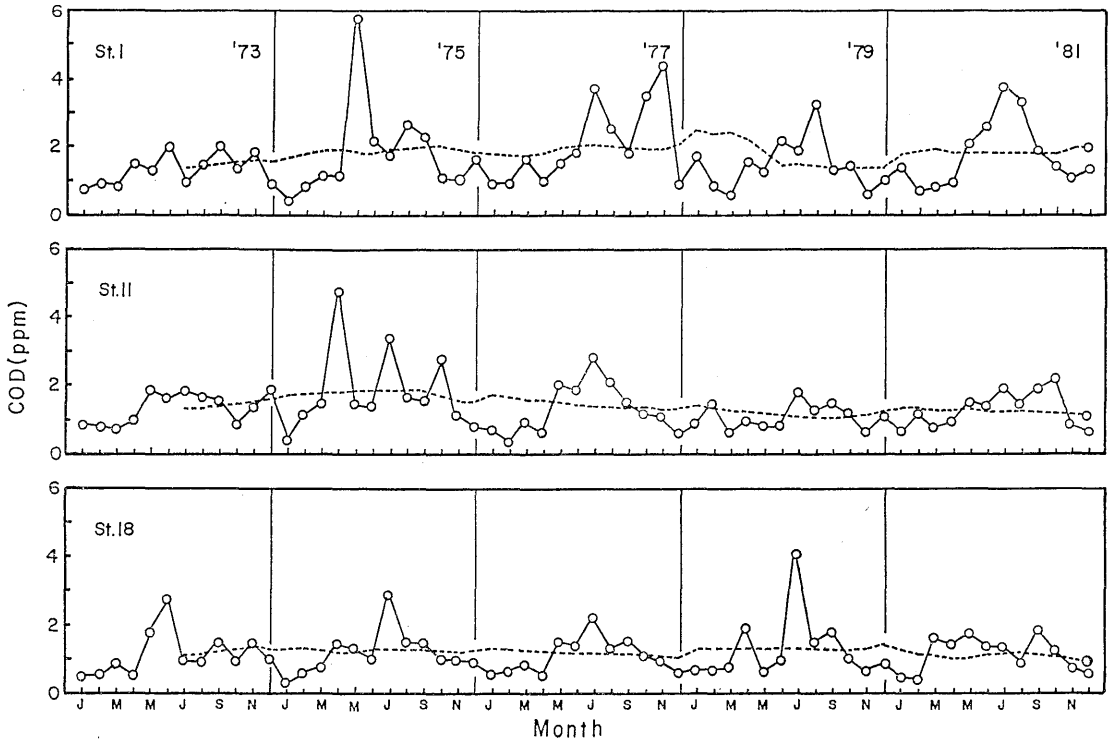


Fig. 5. Corrected COD values (----) by iterated moving average method.

れに対して、移動季節法と呼ばれる方法があり、季節パターンは年々変化するという前提に立っている。移動平均法からこの季節指数を求め固定季節指数と比較したが大差はなかった。

コレログラム分析 循環変動について解析するために自己相関係数を求め、コレログラムを作成した。すなわち、自己相関係数 $R(m)$ とは、一本の時系列を構成しているデータの相互関係を相関係数で示すものであり、たとえば隣り合うデータ (X_i, X_{i+1}) $i=1 \sim N-1$ 間の自己相関係数は $R(1)$ となり、 m 次の遅れについて $R(m)$ は次式で定義される。¹⁰⁾

$$R(m) = \frac{\sum_{t=m+1}^N (X(t) - \bar{X}) \cdot (X(t-m) - \bar{x})}{\sqrt{\sum_{t=m+1}^N (X(t) - \bar{X})^2} \cdot \sqrt{\sum_{t=1}^{N-m} (X(t) - \bar{x})^2}}$$

ここに

$$\bar{X} = \frac{1}{N-m} \sum_{t=m+1}^N X(t), \quad \bar{x} = \frac{1}{N-m} \sum_{t=1}^{N-m} X(t)$$

得られた水温、pH、DO、塩分及びCODのコレログラムを Fig. 6, 7 及び 8 に示した。なお、 $R(m)$ の有意性については R. L. ANDERSON の有意点表¹¹⁾によって検定した。

コレログラムには種々の形¹²⁾があるが、本報の中で一番典型的なのは水温のコレログラムであり、近似的には

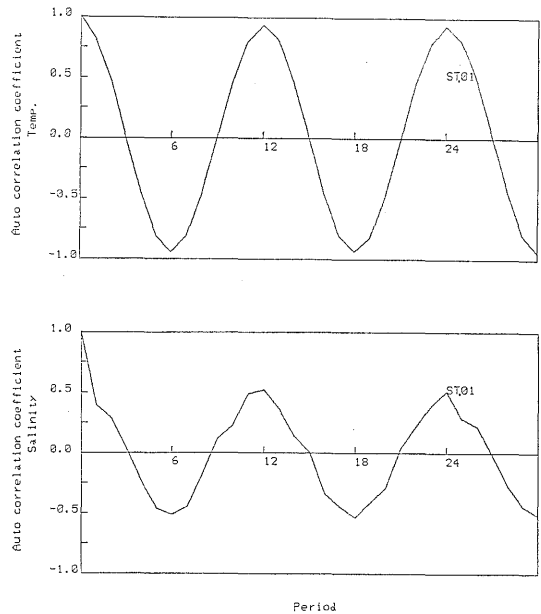


Fig. 6. Typical auto-correlation coefficient of water temp. and Salinity at St. 1.

単振動と考えられる。従って、この場合 $R(m)$ も周期性を持ち、周期 $(T_0)=12$ を読み取ることができる。また水温ほどではないが塩分も $R(m)$ が明瞭な周期性を示し

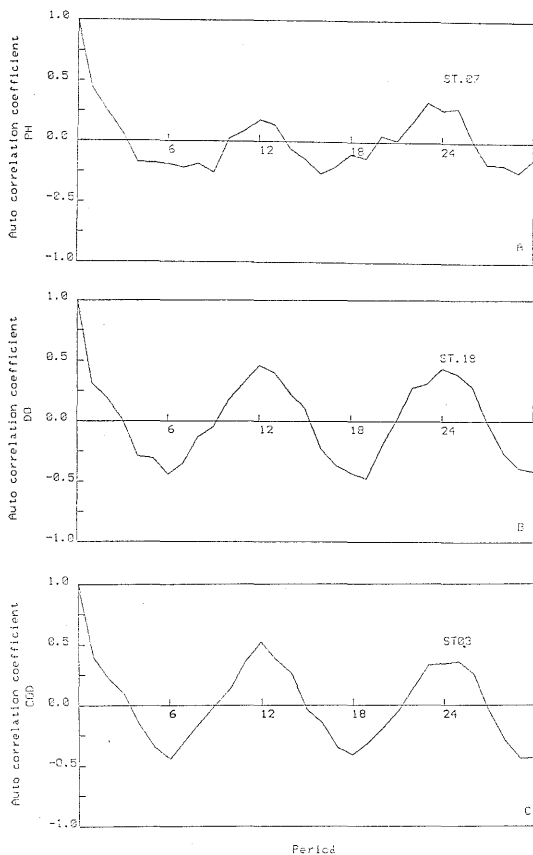


Fig. 7. Auto-correlation coefficient of pH, DO and COD.

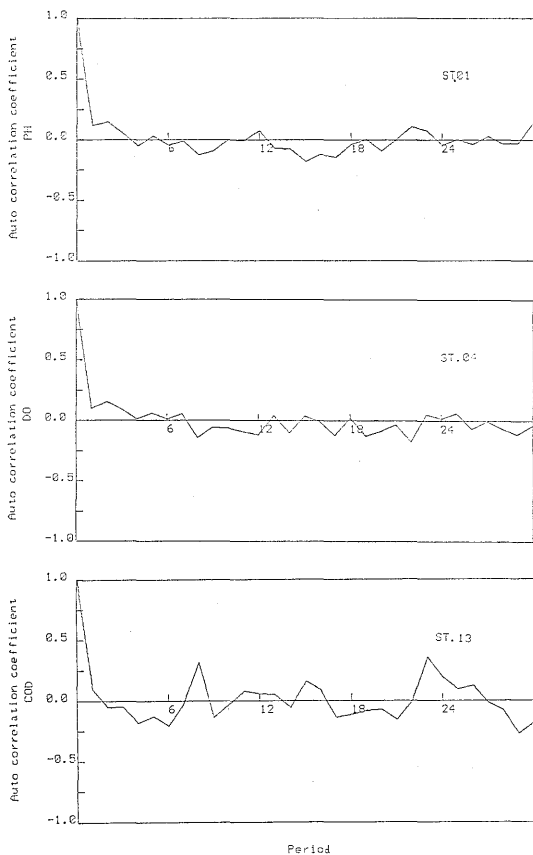


Fig. 8. Auto-correlation coefficient of pH, DO and COD.

ている。そして、これら二つのパラメータのコレログラムは、いずれの測点においても全く同様の傾向を示している。

これに対して、pH、DO及びCODのコレログラムは、測点の位置によって、三つの型に分類できた。その一つは、 $R(m)$ を検定すると有意な値もあるが、この m の整数倍の所に有意な $R(m)$ が存在しないランダム変動型 (Fig. 7A)、二つ目は、ほとんどの $R(m)$ は有意性を示さず $R(m) \approx 0$ 付近で振動する変動型 (Fig. 8) 及び上述の水温や塩分に比較すると $|R(m)|$ は小さいが、有意な周期性のある型 (Fig. 7C) である。

このように、得られたコレログラムを解析することにより、水温や塩分のそのコレログラムに陸水や潮流の影響が表面上出現し難いパラメータであり、DO、pH及びCODは陸水や潮流の影響を受けやすいパラメータと考えられる。そのため、三重県沿岸の測点のコレログラムが知多半島側に比べてランダムとなっているものと考え

られる。

このようなコレログラムの特徴を更に詳しく調べるためにパワースペクトル¹³⁾を求めた。すなわち、 $R(m)$ のパワースペクトル $\tilde{G}(k)$ はフーリエ変換より

$$\tilde{G}(k) = \frac{1}{M} \left\{ R(0) + \sum_{m=1}^{M-2} 2 \cdot R(m) \cdot \cos \left(\frac{\pi \cdot m \cdot k}{M} \right) + (-1)^k \cdot R(M) \right\}$$

となり、スペクトルウィンドに Hanning の係数を利用し、得られた結果を Fig. 9 に示した。その結果、Fig. 9 からいずれのパラメータについても $K=5$ の位置にピークが存在し、このことは、おおむね1年を周期とする波動変動を原系列が呈することを意味している。* ちなみに、Table 2 にはパラメータの月平均値にフーリエ解析を施し、得られたフーリエ係数を示した。いずれのパラメータも、基本波 $A(0)$ と単純な正弦及び余弦波から成った振動と考えられる。

* $\Delta t \div 30 \text{ day}$, $M=30$ より周期 (T) は $1/T = K/\Delta t \cdot M \cdot 2$ から求められ $1/T = 5/2 \times 30 \times 30$ となり $T \div 360 \text{ day}$ (約一年) となる。

Table 2. Fourier analysis of parameters at St. 1

	$A_0/2$	A_1	B_1	A_2	B_2	A_3	B_3	A_4	B_4	A_5	B_5
Water temp.	17.66	-4.961	-7.728	0.200	-0.106	0.588	0.141	-0.221	-0.219	0.133	0.409
pH	8.36	-0.083	-0.052	0.023	0.083	-0.003	-0.021	-0.033	-0.049	0.026	0.045
DO	6.62	-0.348	0.232	-0.029	0.229	-0.073	-0.028	-0.382	0.036	0.152	0.183
Salinity	21.88	7.166	3.917	0.539	-0.030	-1.636	-0.808	1.182	-1.592	-0.275	1.559
COD	1.84	-0.617	-0.573	0.284	-0.221	-0.202	-0.045	-0.181	-0.194	-0.051	0.126

$$Y(t) = A_0/2 + \sum_{n=1}^5 \{A_n \cos(2n\pi/T \cdot t) + B_n \sin(2n\pi/T \cdot t)\}$$

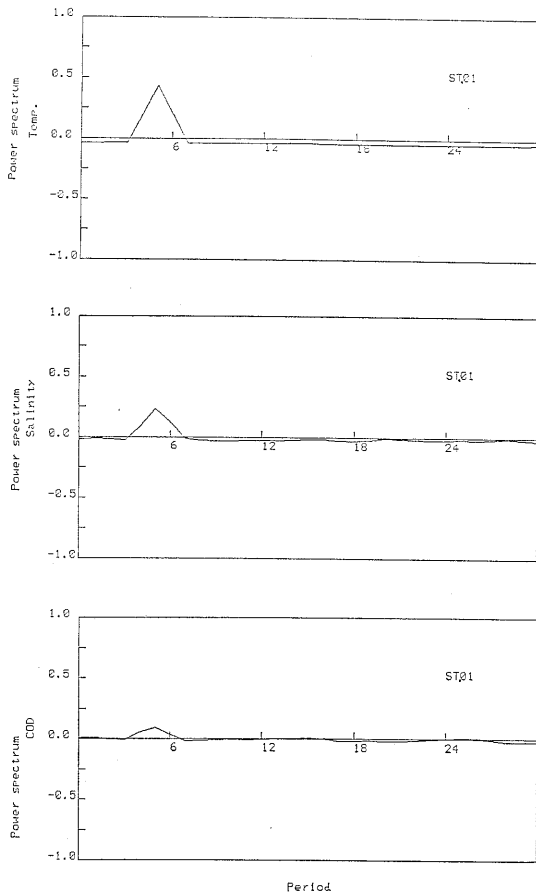


Fig. 9. Typical power spectrum of water temp., Salinity and COD.

考 察

これまでに、基本水質パラメータのスペクトル解析について述べた。ところが、一定間隔でサンプリングされた海水の水質変動を考える時、月変動な年変動も重要である。ここでは、分散分析¹⁴⁾を用いて両変動について検討した。

得られた結果を Table 3 に示した。Table 3 で*印は危険率1%で有意性を示さず、○印(○<◎)は有意性を示したことを意味する。またP欄では、全体の変動

を100とした時、月変動あるいは年変動で説明できる割合(寄与率%)を示した。

その結果、水温については測点の位置にかかわらず90%以上を月変動で説明できることがわかる。次に、寄与率の多いパラメータは塩分であり、St. 11に若干の年変動が認められるが約50%を月変動で説明できる。pH、DO及びCODについては、寄与率が0~50%までの間で幅広く変動しており中でもDOの寄与率は測点の位置によって大きく異なっている。

そこで全体の変動(100×5=500%)の半分(250%)以上を月変動あるいは年変動で説明できる測点をさがすと、St. 7及びSt. 12である。このことから、St. 11(湾央)よりもSt. 7あるいはSt. 12の方が本湾の代表点としては適しているように思われる。また、St. 1とSt. 13の合計寄与率はほぼ等しく、鈴鹿川に比べ流量の多い宮川が付近の海域に与える影響の大きさを示していると考えられる。

謝 辞

本研究の全般を通じて貴重な御助言を賜った三重大学水産学部岩崎英雄教授、データを快く提供していただいた当時伊勢湾水産試験場(松本、林技師)に厚くお礼申し上げます。

要 約

伊勢湾定点観測データ(1973.1~1982.12)の中で、pH、DO、水温、Sal.及びCODの基本水質パラメータに時系列分析を施したところ次のことがわかった。

- 1) 水質パラメータに相関分析を実施したがいずれのパラメータにも有意な傾向変動は認められなかった。
- 2) pH及びDOの季節指数は年間を通じて、ほぼ100%であるが、水温とCODの季節指数は5~10月にかけて100%以上となる。
- 3) パルスのような変動を持つCODのような水質パラメータの季節指数としては月別平均法よりも連環比率法の方が適している。

Table 3. Analysis of variance at observing points

St.	temp.			pH			DO			Salinity			COD		
	Y	M	P	Y	M	P	Y	M	P	Y	M	P	Y	M	P
1	*	○	94.1	*	○	10.4	*	*	—	*	○	52.3	*	○	18.0
3	*	○	93.9	*	○	24.9	*	○	34.4	*	○	54.9	○	◎	44.2
4	*	○	94.3	○	◎	33.3	○	*	8.1	*	○	55.8	○	◎	32.6
7	*	○	94.8	○	◎	41.9	*	○	29.3	*	○	59.1	*	○	38.3
11	*	○	95.8	*	○	29.8	*	○	27.7	○	◎	48.6	○	◎	34.8
12	*	○	96.3	*	○	42.5	*	○	46.8	*	○	48.1	○	◎	31.8
13	*	○	95.2	*	○	13.6	*	○	18.2	*	○	50.9	*	*	—
18	*	○	95.6	*	○	18.5	*	○	41.7	*	○	43.0	*	○	39.8

Symbols Y: Year variation

M: Month variation

P: Proportion (explained total variation from year or month variation)

○: significant (the level of significance $\alpha=0.01$, ○<◎)

*: insignificant

- 4) 季節変動を移動平均法で修正した COD でみると St. 1 では 0.5~3.0 ppm, St. 11 では 0.9~1.9 ppm 及び S. 18 では 0.5~1.5 ppm であった。
- 5) コレログラム解析から、いずれの測点においても水温と塩分は6の整数倍の所で $|R(m)|$ が最大となった。しかし残りのパラメータでは、この傾向は測点によってまちまちであった。
- 6) パワースペクトル解析から、すべてのパラメータはおおむね $T_0=12$ (1年) を周期とする波動変動であることがわかった。
- 7) 分散分析から、水温は90%以上、塩分は50%以上の変動を月変動で説明できた。しかし、残りのパラメータについては誤差変動の方が大きかった。

文 献

- 1) 岩崎英雄: 赤潮その発生に関する諸問題, p. 40, 海洋出版, 1976, 東京。
- 2) 岩井重久: 水質データの統計的解析, 森北出版, 東京, 1980, pp. 168-170。
- 3) 河原長美: 水質汚濁研究, 7, 232-238 (1984)。
- 4) 安田 裕: 岐阜県公害研究所年報, 10, 27-30 (1982)。
- 5) 加藤 進: 日水誌, 50, 1981-1989 (1984)。
- 6) ROBERT M. HIRSCH *et al.*: Water Resource Research, 18, 107-121 (1982)。
- 7) 河口至商: 多変量解析入門(II), 森北出版, 東京, 1978, pp. 45-50。
- 8) 古田正次: 愛知県公害センター所報, 7, 23-28 (1979)。
- 9) 宮川公男: 経営統計学入門, 実教出版, 東京, 1982, p. 135。
- 10) 大西正和: 実用 BASIC, 日刊工業新聞社, 東京, 1977, pp. 77-78。
- 11) 鈴木栄一: 気候統計学, 地人書館, 東京, 1968, p. 298。
- 12) 堀川 明: ランダム変動の解析, 共立出版, 東京, 1980, p. 124。
- 13) 後藤晶司: 多変量データの解析法, 科学情報社, 大阪, 1973, p. 179。
- 14) 奥野忠一: 実験計画法, 培風館, 東京, 1969, p. 67。