

(2) 霞ヶ浦の水質変化特性の統計的解析と水質観測方法

STATISTICAL ANALYSIS OF WATER QUALITIES VARIATION IN LAKE KASUMIGAURA AND ITS APPLICATION TO SAMPLING METHOD

○福島武彦・相崎守弘・海老瀬潜一・村岡浩爾*

Takehiko FUKUSHIMA, Morihiro AIZAKI, Senichi EBISE, Kohji MURAOKA*

ABSTRACT: Water qualities related to lake eutrophication such as water temperature, secchi depth, concentration of suspended matters, chlorophyll-a, nutrients, etc., were observed in Lake Kasumigaura by three types of survey; 1) monthly survey at ten points for 1976-1982, 2) daily observation for two months, 3) hourly observation for several days. Some statistical analyses were applied to those data and the fundamental features of the variation were investigated. First, the type of frequency distribution, typical pattern of seasonal and horizontal variations, and the relationship of those were obtained. Some water qualities such as chlorophyll-a, PON, POC, etc., which are almost all produced in the lake, have nearly same characteristics in the time and horizontal variations and their types of frequency distribution are varied from log-normal type near the river mouth to normal one in the center of the lake. Second, the magnitudes of variance for hourly, daily, seasonal variations were compared, and it was found that hourly and daily variations have nearly same order of seasonal one in the summer. Third, the short and long term effects of meteorological conditions to water qualities were examined and the singular conditions were separated to evaluate their effects.

These results are discussed at the view point of sampling method and some informations were proposed for the sampling method which would give the more accurate estimation of lake eutrophic conditions.

KEYWORDS: Lake Eutrophication, Statistical Analysis, Sampling Method.

1. 緒 言

浅い湖沼はその地理的、地形的特性により水質汚濁の進んだものが多い。ここではその代表的存在ともいえる霞ヶ浦を対象に、その水質変化特性を明らかにするとともに、この結果を利用して浅い湖沼における水質観測方法を論ずることを目的とした。

一般に浅い湖沼においては湖内流動の主たる外力である風の影響を下層にまで伝達しやすく、水質の鉛直均一性が高い。また沈降等により底泥への物質移行の割合が大きいため、水平方向の濃度差が大きい。さらに滞留時間が短いため水質時間変動が激しいなどの諸点が、深い湖沼、ダム湖等と大きく異なる水質変化特性と考えられる。ここでは以上のような浅い湖沼の空間、時間的变化特性を念頭に置き、各種水質項目の変化特性の基本的整理、時間スケールによる水質変動の大きさの検討、ならびに気象項目の水質変動に与える影響の解析等を行なう。最後に以上の結果を利用して、浅い湖沼における水質観測方法を若干ながら考察する。

2. 水質データの概要

解析に用いたデータは国立公害研究所所内特別研究「陸水域の富栄養化に関する総合研究」「陸水域の富栄養化防止に関する総合研究」(代表者 合田健)において霞ヶ浦を対象に得た水質観測データである。^{3) 4) 5)} その内容はTable-1. にまとめる通りである。測点その他はFigure-1.に示す。Table-1.中のD1は5年間にわたる各月1~2回の霞ヶ浦全10地点での観測結果を、以降の解析方法を考慮して年間均一サンプルとなるように約30日間隔月1回の値として整理したものである。またD2は1976, 1977年それぞれの夏期に行なわれた高浜入域における連続観測結果であり、その一部は既に報告されている。^{7) 8)} D3は水質の日変化ならびに鉛直

*国立公害研究所 The National Institute for Environmental Studies

分布特性に着目したSt. 1における約4日間の調査結果である。なおD1, D2の採水方法は1981.4までは0.5m採水, それ以降は2mの柱状採水である。Figure-2. には(1)にD2での水温, Chlaの変動を, (2)にはD3での水温, SS, DOの変動を例として示す。(後にFigure-5.にはD1の水温, SSの変動例を示す。)

霞ヶ浦は平均水深が4mと浅く, その全域での平均滞留時間は約半年である。測点での水深はSt. 1の2mよりSt. 4, 9の6mの範囲となっている。また流入河川は大小二十数河川を数えるが, その中で主たるものは土浦入への桜川, 高浜入への恋瀬川であり, このためSt. 1, 6ではこれらの河川水の影響をうける割合が他点よりも高い。流出河川は常陸利根川のみである。霞ヶ浦は図に示されるように複雑な形状を有するため水域間の交換が悪い。このため以降の解析では藤井ら⁸⁾が琵琶湖南湖に対して行なっているように全地点のデータを均質とみなすような解析は行なわなかった。

気象項目として日平均気温, 日最大風速, 全天日射量は館野の高層気象台の日観測値を, また日降雨量は土浦, 江戸崎, 銚田3地点の平均値を用いた。さらに湖水位は湖心にある建設省の連続観測地点での日平均値を利用した。

風速として日平均値ではなく日最大値を選んだ理由と

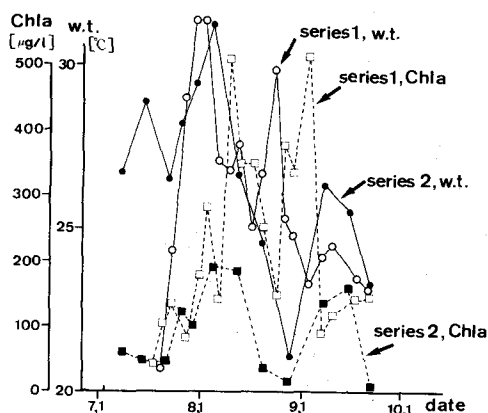


Figure-2,(1) Water temperature and concentration of chlorophyll-a at the surface (0.5m) of St.1 in Series-1 and Series-2 of D2.

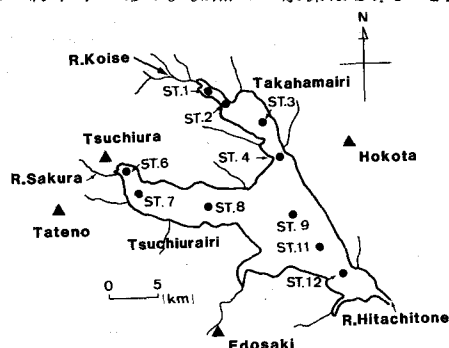


Figure-1, Sampling points of water qualities in Lake Kasumigaura and observation stations of meteorological conditions.

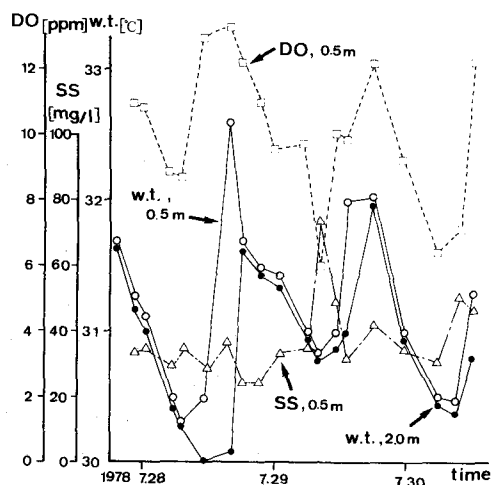


Figure-2,(2) Water temperature (0.5,2m), suspended solid (0.5m), and dissolved oxygen (0.5m) at St.1 in D3.

Table-1. list of data observed in L.Kasumigaura

Name of Data	Period	Sampling Interval	Num of Data	Num of Points	Measuring Items
D1:Monthly Survey Data	1977.4-1982.3	once or twice a month	60	10	w.t., Secchi depth, E.C., pH, SS, Chla, Pheo, T-P, PO ₄ -P, NH ₄ -N, NO ₂ -N, NO ₃ -N, POC, PON, COD, S-COD, TDP
D2:Daily Survey Data	Series1 1976.7-1976.9	3 or 4 days	19	4 ¹⁾	w.t., Secchi depth, E.C., pH, SS, Chla, T-P, PO ₄ -P, NH ₄ -N, NO ₂ -N, NO ₃ -N, TDP
	Series2 1977.7-1979.9	5 or 6 days	14	3 ²⁾	
D3:Hourly Observation Data	1978.7.27-7.30	3 or 4 hours	18	1 (5 points vertically) ³⁾	w.t., Secchi depth, E.C., pH, SS, Chla, T-P, PO ₄ -P, NH ₄ -N, NO ₂ -N, NO ₃ -N, TDP

w.t.: water temperature, E.C.:Electric Conductivity, Chla:Chlorophyll-a, Pheo:Pheophytin, POC:Particulate organic carbon, PON:Particulate organic

Nitrogen, S-COD:Soluble COD, TDP:Total dissolve Phosphorus, 1:St.1,2,3,4, 2:St.1,2,3, 3: St.1, 0,0.5,1.0,1.5,2.0m

しては、この量が湖内の非定常流特性、底泥等のまき上げ現象に関連が深いことが予想されるためである。

3. 水質変化の基本特性

3.1. 水質量の統計的分布特性の解析

D1を用いて各水質項目、各地点における測定水質データの確率分布型を考察した。標本分布から母集団の確率分布型を推定する方法には、各測定区間の頻度値を多項分布としてとらえることにより得られる χ^2 適合度、 χ_0^2 適合度

検定法、また標本分布の特性値の統計分布を利用する方法が一般的である⁹⁾。ここでは基本確率分布型として Table-2に示す6種のものを考え、各水質項目の分布型を分類した。他の分布型への適合度の評価も同様に可能ではあるが、ここでの目的は分布型の水質項目、地点による変化を明らかにすることであるため、以上の6種にしぼりその解析を行なった。表中でSINとした分布は一樣分布をSIN変換した時に得られる分布型で調和関数的に変動する量の理論確率分布型といえる。LN⁰は下限値が0の場合の対数正規分布であり、LNでは β である。また水質量は正值であり、理論上は正規分布となりえないものの、平均値と分散の関係から見かけ上こうした分布型に近似しうるケースも多いと考え、ここでは正規分布へのあてはめも行なっている。

Table-2.には各分布型の確率密度関数、母数の不偏定量

ならびに分布の代表的特性

値である歪度尖度(以下SK KUと略す。)をまとめる。

分布型の分類方法としては頻度数を一定として区間幅を標本分布の母数推定後、その区間幅に対応する頻度数を理論分布型より得て、

両者の頻度数を比較する方式で χ_0^2 検定

Table-2. theoretical probability distribution

Type of Probability Distribution	Probability Distribution function	unbiased estimate of parameter	Skewness	Kurtosis
$N(\mu, \sigma)$	$\frac{1}{\sqrt{2\pi}\sigma} \exp(-\frac{(u-\mu)^2}{2\sigma^2}) du$	$\hat{\mu} = \frac{1}{N} \sum u_i$ $\hat{\sigma}^2 = \frac{1}{N-1} \sum (u_i - \hat{\mu})^2$	0	0
$U(\theta - \alpha/2, \theta + \alpha/2)$	$1/\alpha du, \theta - \alpha/2 \leq u \leq \theta + \alpha/2$ $0, u - \theta > \alpha/2$	$\hat{\theta} = (\min u_i + \max u_i)/2$	0	-1.2
$SIN(\theta - \alpha/2, \theta + \alpha/2)$	$\frac{1}{\pi \sqrt{(\alpha/2)^2 - (u - \theta)^2}} du$ $0, u < \theta - \alpha/2, u > \theta + \alpha/2$	$\hat{\alpha} = \frac{N+1}{N-1} (\max u_i - \min u_i)$	0	-1.5
$LN^0(\mu, \sigma)$	$\frac{1}{\sqrt{2\pi}\sigma} \frac{1}{u} \exp(-\frac{(\log u - \mu)^2}{2\sigma^2}) du, u > 0, 0, u \leq 0$	$\hat{\mu} = \frac{1}{N} \sum \log u_i$ $\hat{\sigma}^2 = \frac{1}{N-1} (\sum (\log u_i - \hat{\mu})^2)$	log transform to N	
$LN(\mu, \sigma, \beta)$	$\frac{1}{\sqrt{2\pi}\sigma} \frac{1}{u} \exp(-\frac{(\log(u-\beta))^2}{2\sigma^2}) du, \text{ same in } LN^0$	β is estimated by Iwai Method ¹⁰⁾		
$E(\alpha, \beta)$	$\frac{1}{\alpha} \exp(-\frac{u-\beta}{\alpha}) du, u > \beta$ $0, u < \beta$	$\hat{\alpha} = \frac{1}{N-1} (\sum u_i - N \min u_i)$ $\hat{\beta} = \min u_i - \hat{\alpha}/N$	2	6

Table-3. Estimated type of probability distribution

Items	ST.1	ST.3	ST.9
w.t.	U	U	U, N
DO	N, (LN ⁰ , E)	LN ⁰ , (N)	N, LN ⁰
Secchi	N	(N)	[N]
E.C.	(LN ⁰)	[N]	[N]
pH	N, LN ⁰	N, (LN ⁰)	N, LN ⁰
SS	LN ⁰ , (E)	LN ⁰	[N]
Chla	LN ⁰ , (E)	N, LN ⁰	[N]
T-P	[E]	LN ⁰	LN ⁰ , N
PO ₄ -P	(LN ⁰ , LN)	[LN ⁰]	(LN ⁰ , N)
NH ₄ -N	LN ⁰ , (E)	(LN ⁰)	LN ⁰ , (E)
NO ₃ -N	N	LN ⁰ , LN	(LN)
POC	LN ⁰	LN ⁰ , (N)	(N)
PON	[LN ⁰]	LN ⁰ , (N)	LN ⁰ , (N)
COD	[LN ⁰]	LN ⁰ , N	N, LN ⁰

(): out of confidence interval of SK or KU.

[]: the type which has minimum χ^2 , when there is no type which satisfies the χ_0^2 test.

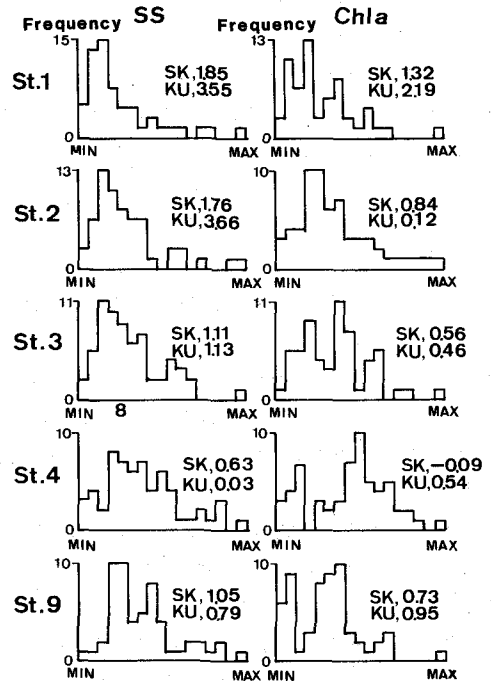


Figure-3. Examples of frequency distribution of suspended solid and chlorophyll-a at 5 sampling points.

を行なった。またSK, KUの区間推定にもとづく検定をあわせて行なった。なお後者の区間推定としてはSK, KUの統計分布を漸近分布で近似し、その区間を与える方法が正規分布では行なわれているが、¹⁰⁾他の理論分布型では同様な推定が難しいこともあり正規分布と同じ区間幅を用いた。

Table-3にSt. 1, 3, 9における各種水質項目の有意水準0.05での χ^2_0 検定, SK, KU区間推定を満足する分布型を示す。ともに分布型の適合に関する棄却検定であるため、両者を満足しても分布型を確定する危険率は高いが、ここでの目的は分布型のパターン化であるためこの方式を用いた。

Table-3によればUには水温, NにはDO, 透明度, pHなど, LN⁰にはNH₄-N, PO₄-P, CODなどがあげられる。水温がUになることは琵琶湖でも報告されている。⁸⁾水温の年間変動は単一のSIN波として表現される度合いが高いが、その確率分布型がSIN波とならない理由としては、その変動がSIN波に比べ若干尖っていること及び年間極値に経年変動が存在することが関係している。Table-3.で特に注目すべき点は湖内での内部生産と直接関連の深いChla, POC, PON, COD, (SS)等のものが湖内流入部であるSt. 1でLN⁰であるのに対し、湖心域のSt. 9でNタイプとなることがあげられよう。Figure-3.にはSt. 1, 2, 3, 4, 9におけるSS, Chlaの実測頻度分布, SK, KUの値を示すが、両者とも湖内流下に伴ない、分布の歪み、尖りが失なわれてゆく様子がわかる。湖内流入部では栄養塩が十分に存在するため藻類の増殖等が指数関数的に増大することが可能であったものが、湖内を流下するに従って、各種因子の相互特性により制限され正規的変動をするためと考えられる。同一季等での頻度分布型については5.4.で若干の例を示す。

3.2. 水質の時系列特性

Figure-2.あるいは5より明らかなように水質は明白な年間、月間変動のパターンを有している。ここではD1をもとに年間変動をパターン化する方法を検討した。従来よりこうした季節変動を有する時系列データの解析手法としては、季節変動を差分で除去した後に、残りの変動をAR, MAモデル化してゆくBox, Jenkinsタイプの解析法ならびに時系列をトレンド、季節変動等の和や積の形で表現し、それぞれの大きさを分解して明らかにしてゆく方法等が提出されている。^{12) 13)}ここでも両者の適用を試みたがBox, Jenkinsタイプでは偏自己相関係数の構造が明らかにならなかったこと、分解法では複雑に変動するトレンドを関数化する意味が明らかでないことを考慮して、以下のような時系列解析法を検討した。すなわちある時刻での水質量は年平均値と季節変化を表現する係数のみにより表現されるとして次式を考える。

$$y(t)=y(i, j)=\text{year}(i)+\text{Month}(j)+\epsilon_t \quad (1)$$

$$y(t)=y(i, j)=\text{year}(i) \times \text{Month}'(j)+\epsilon_t \quad (2)$$

ここにyは水質量, year(i)は年平均値, Month(j), Month'(j)は季節指数であり, ϵ_t は残差である。

(1)は和型(Additive type), (2)は積型(Multiplicative type)である。計算方式としてはまずyear(i)をもとめ、その後に各年平均値としてMonth(j), Month'(j)を算出する。

この解析法で一番問題となるのは年度の期間の設定であるこのため式(1), (2)の時系列データとの適合度を、平均値回りの平方和に対する予測残差の平方和の比rで定義した。rは回帰モデルの分散分析における分散比Fあるいは重相関係数Rと一意的な関係を有する。Figure-4.には年度開始月を1~12月

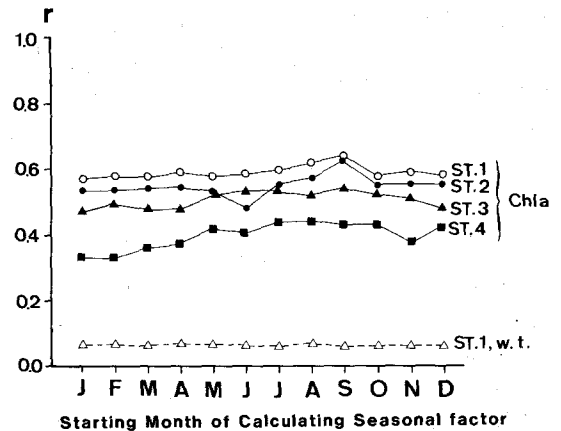


Figure-4, Change of r due to the starting month of calculating seasonal factor.

とした時のrの変化をSt. 1の水温ならびにSt. 1~9でのChlaについて示す。この図によればChla等の夏季に大きい値を有する水質ではこの時期の開始でrは高く、逆に冬期開始で小さい。この結果とあわせてD1

が4月より始まっていることを考慮して以下の解析には4月～翌年3月を一年度とする方式を用いた。

Table-4.には全変動に占める年間変動の比率 r_t ならびに式(1), (2)それぞれの分解方法による r の値をSt. 1, 3を例として示す。なお r_t は全分散に対する(2ヶ月移動平均値の分散 - 12ヶ月移動平均値の分散)として求めた。またFigure-5.にはSt. 1水温, St. 2 SSに対する実測時系列と式(1), (2)の予測時系列を示す。Table-4.によれば $r < 0.1$ と極めてよい一致を示すのは水温であり, 残りの水質項目は0.2～0.5程度とこうした分解方法では表現されない残差がかなり存在することを示している。なお残差成分は理論上白色雑音であるので正規性の検討ならびにBox, Jenkins法と同じく残差の自己相関係数の χ^2 検定を行なったが, これを満足する時系列は水温とその他若干であり, かなり傾向のある残差が存在することがわかった。

Table-4.によれば和型と考えられるものは特別に存在しなく, 積型には透明度, T-P, POC, PONなどがあげられる。また高浜入域に限ってみると, 湖心に近づくほど r が低下するものにはChla, T-P, PONがあり, St. 2で最小となるものには透明度, SS, PO_4 -P, PONがあった。St. 1では流入河川による水質変動が時系列データにもかなりの影響をもち, 一番大きい r を有している。

次にFigure-6.にはSt. 1, 2, 3, 4, 9におけるChlaの積型季節指

Table-4, the rate of seasonal variation and the rate of modelling residuals

Items	ST.1			ST.3		
	r_t	r-M	r-A	r_t	r-M	r-A
w.t.	0.90	0.07	0.07	0.89	0.06	0.06
SS	0.52	0.51	0.55	0.69	0.35	0.34
Chla	0.59	0.57	0.56	0.62	0.49	0.49
T-P	0.52	0.48	0.55	0.70	0.34	0.37
PO_4 -P	0.55	0.30	0.47	0.60	0.22	0.48
NO_3 -N	0.43	0.49	0.47	0.66	0.57	0.60
POC	0.58	0.43	0.50	0.64	0.47	0.48
PON	0.64	0.48	0.49	0.70	0.43	0.45

M: Multiplicative type, A: Additive type

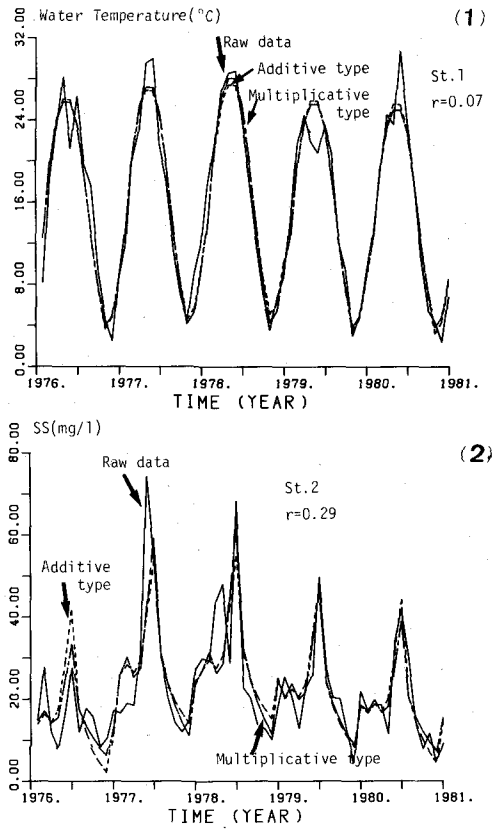


Figure-5, Time series analysis of seasonal variations of water temperature ((1), St.1) and suspended solid ((2), St.2). r means the rate of residuals in the modelling.

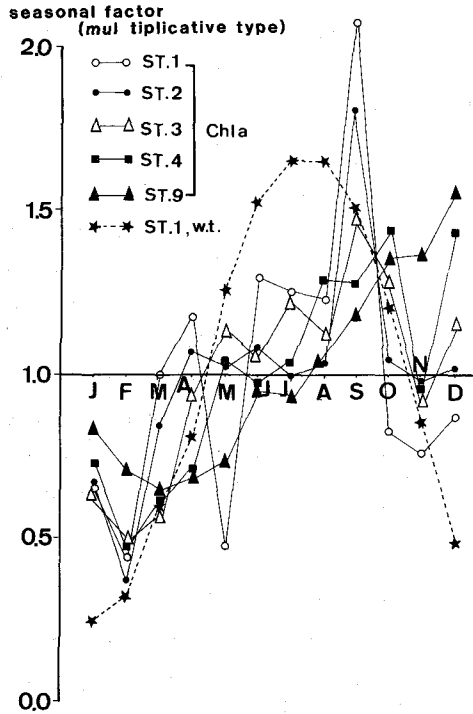


Figure-6, Seasonal factors of chlorophyll-a (St.1, 2, 3, 4, 9) and water temperature (St.1) in applying the time series model of multiplicative type.

数の年間変化を示す。同時に水温のその変化も St. 1 を例として示すが、水温は他地点でもあまり差がなかった。Chla の場合湖心に近づくほどその振幅が小さくなるのがわかる。こうした特性は湖内内部生産に関わる水質項目で一般的であった。なお各地点間の時間遅れとしては Chla の場合、St. 1 と比較して St. 4 で 1 ヶ月、St. 9 で 3 ヶ月程度存在することがわかる。また水温との時間遅れも St. 1, 2, 3 で約 1.5 ヶ月存在することがわかる。

なお年平均値の変動の大きさについては 5. で考察することにする。また D 3 は明確な日変動を有するが、データ数も少ないため上と同様な解析は行なわない。D 2 には不規則な振動が多いため、後に気象量との関係という形でその変動を論じることにする。

3.3. 水質項目相互間の関係

水質項目相互間には単純な同時線関係のみで表現されないような現象が存在することが予想される。例えば非線形式で表現されるような関係、時間遅れ、三者以上の関係などが考えられる。しかしこれらをすべてについて明らかにしてゆくことは極めて難しい作業と考えられる。このためここでは水質項目間の単純相関度をもとにクラスター分析を行なうことで、水質項目の分類のみを行なった。Table-5. には D 1 に関して各地点ごとに分類化を行なった結果をまとめる。分類基準には単純相関係数の絶対値が 0.5 以上という条件を用いた。データ数が 60 程度のため危険率は 1 % 以下である。Table-5. によればどの地点でも内部生産に関わる水質項目と SS、水温、pH、透明度等が 1 群を形成し、2 群としてはリン、3 群としては溶存態窒素にまとめられる。後に述べる気象項目の影響を除去した偏相関分析の結果から、1 群から水温が除かれるだけで、他の項目間の関係は内在的なものといえる。D 2、D 3 のデータにおいても以上とよく似た関係が存在することが確かめられている。

4. 測定間隔と水質変動

測定間隔と水質変動の問題を考える前に、D 1 のデータで地点による水質変動の大きさの変化を明らかにしておこう。Figure-7.(1) には各地点での全期間平均値を、St. 1. のそれで除した結果を数種の水質について示す。また(2)には変動係数の変化を示す。平均値は Chla 等の内部生産に関わる水質項目で、湖流入部より若干進んだ St. 2, 7 の地点において極大値を生じ、

Table-5. Results of cluster analysis for water qualities

	first group	second	third
ST.1	w.t., S.D., SS, Chla, POC, PON, COD, S-COD	PO ₄ -P, TDP	NH ₄ -N, NO ₃ -N
ST.2	w.t., S.D., SS, POC, PON, COD, S-COD, Chla, pH	T-P, PO ₄ -P, TDP	NH ₄ -N, NO ₂ -N
ST.3	w.t., TDP, S-COD, S.D., pH, Chla, SS, T-P, POC, PON, COD		NO ₂ -N, NH ₄ -N
ST.4	w.t., S.D., pH, Chla, SS, POC, PON, T-P, COD, S-COD		E.C., NO ₃ -N
ST.6	w.t., NO ₃ -N, COD, TDP, pH, POC, PON, Chla	S.D., SS	
ST.7	pH, SS, Chla, POC, PON, COD	W.T., TDP, T-P	E.C., NO ₃ -N
ST.8	S.D., pH, SS, Chla, POC, PON, COD	PO ₄ -P, TDP	w.t., NO ₃ -N
ST.9	S.D., SS, T-P, Chla, POC, PON, COD, S-COD	PO ₄ -P, TDP	w.t., DO
ST.11	w.t., NO ₃ -N, pH, S.D., Chla, SS, POC, PON, T-P, COD	DO, TDP	
ST.12	w.t., pH, S.D., T-P, Chla, POC, PON, COD	DO, PO ₄ -P	NO ₃ -N, NH ₄ -N

S.D.: secchi depth

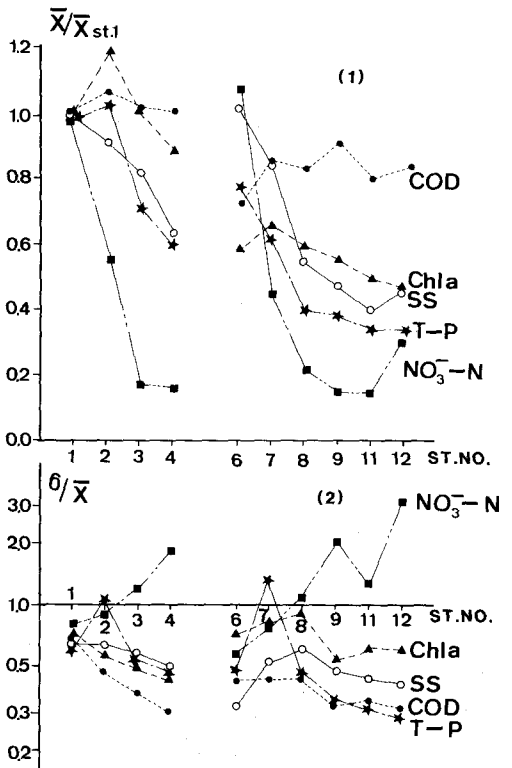


Figure-7, Horizontal profiles of the mean ((1)) and the coefficient of variance ((2)) of some water qualities.

流下とともに減少する傾向を有している。また内部生産に関わる水質の湖内での濃度減少の割合はSS、T-P、特にNO₃-Nに比べかなり小さい。また変動係数は一般に湖内流下とともに減少するが、逆に増加するものとしてはNO₃-N、NH₄-H、PO₄-P等の溶存態栄養塩があげられる。こうした水質ではその標準偏差の減少を平均値の減少が上回っている。3.1.で内部生産に関わる水質項目の分布型がLN⁰→Nとなる傾向は、変動係数の減少により分布の下限がゼロを上回るとも考えられる。以上の傾向はD2でも観察された。

次にTable-6.には年間、月間、日間変動の大きさを対比するためD2、D3の各地点での変動係数をD1のそれで除した結果をまとめる。年間を通して一番汚濁の激しい夏期の観測値を用いたこともあるが、St.1では月間変動は年間変動と同程度、日間変動もその0.2~0.4の割合で存在する。湖内を進んだSt.3では月間変動のウェイトが若干低下するが、それでも相当大きい月間変動を有することがわかる。後に気象変動と測定間隔の問題は論ずるが、各月1回程度の測定では月代表値として相当な誤差を生じる可能性を示している。また日間変動の水深変化を見ると表層0mで下層に比べ大きい値をもつことがわかる。夏期には浮上性の藻類が大発生し、風による鉛直混合とあわせて日周期的に上下運動することが原因である。

5. 気象項目の水質変化に及ぼす影響

5.1. 気象項目の変動特性

Table-7.に日平均気温、日最大風速、全天日射量、湖内水位、降水量の3ヶ年(1978-1980)にわたる日データをもとに計算された平均値等の統計量ならびに3ヶ年各90日の各月ごとのデータ群とした時の卓越分布型等をまとめて示す。年変動の割合は(2ヶ月移動平均値の分散

-1年移動平均値の分散)を、1ヶ月内変動は(全分散-1ヶ月移動平均後の分散)をそれぞれ全分散で除して

Table-6. the rates of daily and hourly variations to seasonal variation

Items	ST.1						ST.3	
	daily			hourly			daily	
	S1	S2	0m	0.5m	1.5m		S1	S2
w.t.	0.21	0.21	0.04	0.04	0.04		0.17	0.19
DO	1.45	1.23	0.92	0.96	0.98		1.45	0.65
S.D.	1.12	1.56					0.88	0.72
E.C.	0.74		0.45	0.40	0.42		0.38	
pH	1.09	1.18	0.23	0.23	0.19		1.00	1.03
SS	0.98	0.91	0.99	0.48	0.71		0.66	0.85
Chla	1.22	1.23	0.62	0.25	0.19		0.85	1.12
T-P	0.79	0.44	0.93	0.25	0.23		0.71	0.55
PO ₄ -P		0.43	0.28	0.17	0.18			0.35
NH ₄ -N	0.30	1.64	0.32	1.13	1.11		0.17	0.43
NO ₃ -N	1.17	1.02	0.37	0.26	0.44		0.60	0.84
POC	0.96	0.90					0.66	0.68
PON	1.04	0.90					0.76	0.92

S1: Series1, S2: Series2

Table-7. results of statistical analysis on meteorological conditions

Data	Items	a.t.	w.v.	l.i.	w.l.	r.
all data	average	13.7℃	5.7m/s	309cal/cm ² d	Y.P.1.01m	3.17mm/d
	coef. of variation	0.61	0.40	0.51	0.12	2.58
	skewness	-0.03	1.55	0.23	1.40	4.38
	kurtosis	-1.26	3.10	-0.90	7.68	26.1
	probability distri.	U	LN ⁰	N	LN ⁰	LN
	rate of seasonal var.	0.77	0.10	0.26	0.40	0.02
each one	probability distri.	N,U	LN ⁰ ,E	U,N	LN ⁰ ,N	LN,E
month data	rate of var. in month	0.13	0.87	0.69	0.40	0.95
	ave. of standard dev	2.8	2.1	132	0.076	7.6

a.t.: air temperature averaged in a day, w.v.: maximum wind velocity in a day

l.i.: amount of light intensity in a day, w.l.: water level in the center of

Lake Kasumigaura, r.: daily rainfall

Table-8. correlation between meteorological conditions and water qualities

relation		a.t.	w.v.	l.i.	w.l.	r.
annual average of water qualities	ST.1	+Chla,w.t.,SS,POC,PON,T-P	-S.D.	+PO ₄ -P,-NO ₃ -N		-NH ₄ -N,PO ₄ -P,T-P
	ST.2	+POC,T-P,w.t.,SS,PON,Chla		+PO ₄ -P		-NH ₄ -N,PO ₄ -P
	ST.3	+w.t.,POC,SS,T-P		+PO ₄ -P		
	ST.4	+w.t.	+Chla,-S.D.	+PO ₄ -P		
	ST.9	+POC,SS				
maximum in a year at ST.1	long term	+SS,POC,PON	-S.D.	+T-P,PO ₄ -P,COD,NH ₄ -N	+NO ₃ -N	-T-P,PO ₄ -P,NH ₄ -N
	short term	+w.t.,Chla,NO ₃ -N,POC	+PON	+w.t.	-SS,T-P,PO ₄ -P,COD	-SS

long term: correlation to long term average of meteorological conditions, short term: correlation to short term average of them, +: positive correlation, -: negative correlation, significance level above is 10%.

もとめた。エネルギースペクトルの周波数域積分によっても同様の傾向が得られている。表によれば年間変動のウェイトが大きいものとして日平均気温が、月内変動の大きいものとして日最大風速、降水量があげられる。湖内水位は数ヶ月及び経年変動のウェイトが大きい。

5.2. 年平均値, 年極値に与える気象因子の影響

3.2. で得た水質の

年平均値ならびに年最大値に与える影響を次のように検討した。まず気象量としてはその年の1～9月, 4～6月, 4～9月, 4～翌年3月の平均値ならびに水質年最大値の前5日間(当日も含む。こ

の量の説明は5.3.に)の平均値をもとめ, これと先の水質量との相関を調べた。なお気象量平均化期間の設定は上記以外にも可能ではあるがここでは行っていない。水質観測データが5ケ年と少ないため, 検定の危険率は10%とした。Figure-8. には日平均気温4種の平均値と水温, Chla の年平均値の関係をSt. 1を例として示す。次にTable-8.には気象量の平均の中では最も相関のよかった1～9月の平均値と有意な相関関係を有する水質項目を地点ごとに示す。最後の年最大値の欄には, 上段に年平均気象量(1～9月平均)との相関で, 下段には前5日気象量との相関で有意な水質項目を記した。Table-8.によれば内部生産に関わる水質, SS, 水温等と日平均気温の相関がよいこと, 溶存態栄養塩類と全日射量, 降水量の間に関係があることがわかる。またこの相関の度合は湖心に近づくほど減少し, 気象因子の影響をあまりうけないことがわかる。これは湖心に流達するまでの時間が数ヶ月とその影響が薄められてゆくことが関係していると考えられる。次に年極値と気象量の関係について気象量の平均化時間が長期, 短期を比較して見る。日平均気温ではほぼ同程度の影響であるが, Chla, SS等の水質では長期で日最大風速, 降水量, 湖内水位と相関をもたなかったものが, 短期では相関が存在する。以上をまとめてみると内部生産に関わる水質項目では年平均値と日平均気温が高い相関を有するが, さらに極値においては日最大風速, 降水量, 湖内水位等の

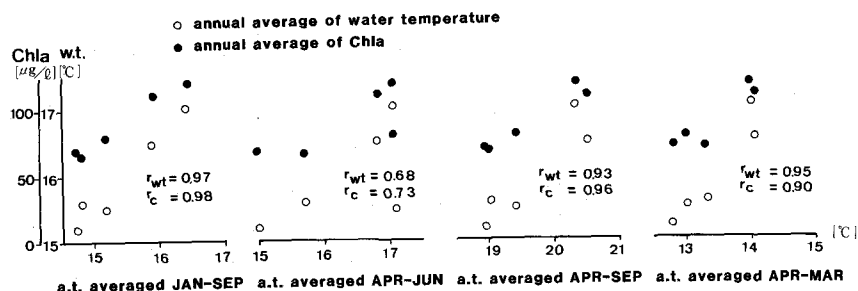


Figure-8, Relationships between the meteorological conditions averaged for long term and the annual average of some water qualities (water temperature and chlorophyll-a).

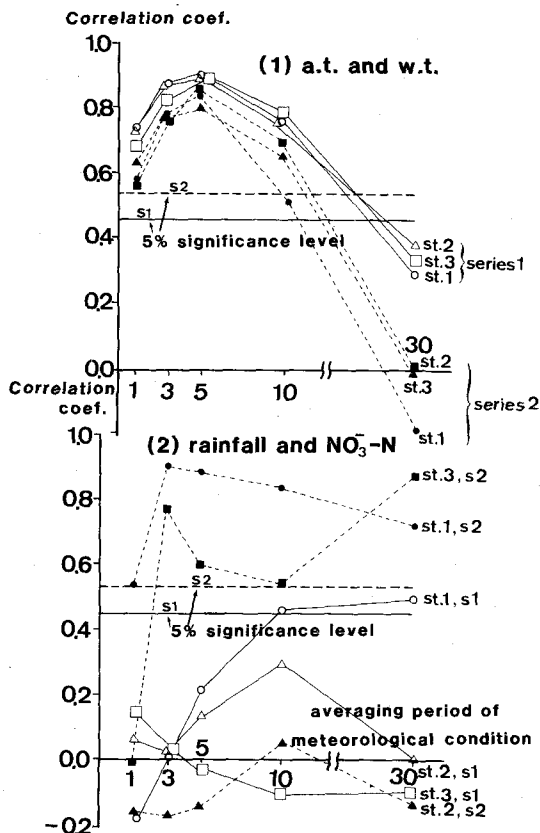


Figure-9, Relationships between the meteorological conditions and water qualities., (1) water temperature - daily averaged air temperature. (2) concentration of $\text{NO}_3\text{-N}$ - rainfall.

短期平均気象量と関係をもつことがわかる。このことは5.1.で明らかにしたように後者の気象因子では月間変動のウェイトが大きく、この変動が年極値にも影響を与えていることを推測させる。

5.3. 水質量の月間変動と気象量の関係

短期的な気象変動の水質量に与える影響をD2のデータをもとに解析した。気象量の平均化時間を1, 3, 5, 10, 30日(当日を含む。)としてこれと水質量の相関の程度を調べた。Figure-9.には水温と日平均気温, $\text{NO}_3\text{-N}$ と降水量の関係を例示する。水温と日平均気温の間の相関は5日程度の平均で最もよく、地点差は存在しない。これに対して $\text{NO}_3\text{-N}$ と降水量ではSt. 1において3日の平均が最もよく、他地点では有意水準以下である。他にChlaと日平均気温の例ではSt. 1で10日の平均がかなりの相関を示すが、他地点では同様に有意水準以下となる。St. 1は流入河川の河口と極めて近い位置にあり、こうした気象変動をかなり敏感に反映するが、流入に伴ないその影響は時間的に遅れ、またその度合が低下する。ここでシリーズ1とシリーズ2では気象変動の影響がかなり異なっていることがFigure-9.よりわかる。その原因はシリーズ2でシリーズ1に比べ降水量が2倍程度多く、また気象変動の主成分分析の結果、日平均気温、全天日射量、降水量、湖内水位に関連した第1主成分の固有値がかなり大きいという気象変動のパターンが影響している。ここでは結果の詳細は省略するが、前5日の気象量と水質項目の相関をD1, D2に対してもとめた結果、5.2.と同じく月間水質変動には日最大風速、湖内水位、降水量の影響がかなり存在することがわかって

Table-9. Multiple regression coefficient

water quality	D1		D2-Series1		D2-Series2	
	ST.1	ST.3	ST.1	ST.3	ST.1	ST.3
w.t.	0.78	0.97	0.87	0.82	0.89	0.93
DO	0.28	(0.08)	0.68	(0.33)		
S.D.	0.46	0.41	(0.55)	(0.29)		
SS	0.47	0.51	(0.30)	0.56	(0.51)	0.83
Chla	0.52	0.31	(0.25)	(0.51)	(0.66)	(0.61)
T-P	0.33	0.55	(0.29)	(0.36)		
$\text{NO}_3\text{-N}$	0.29	0.28	0.59	(0.39)		
POC	0.49	0.46	(0.22)	(0.45)	0.83	(0.61)
PON	0.56	0.47	(0.20)	(0.41)	0.89	(0.64)

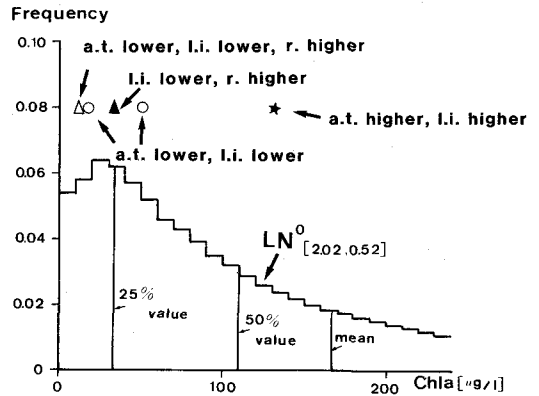


Figure-10, Frequency distribution pattern of chlorophyll-a in summer season and the observed values at singular meteorological conditions.

次にTable-9.には前5日間平均気象量を説明変数として水質量を目的変数とした場合の重回帰分析の結果得られる重回帰係数Rについて、その2乗をD1, D2に分けて示す。()付のものは危険率5%のF分布検定を満足しないものを表わす。水温以外の項目では R^2 は小さく、短期の気象変動によらない水質変動がかなり存在することを意味する。

5.4. 気象量の特異値と水質量の関係

Table-7.の月間内気象量分散を用いれば以下のようにある水質観測日が特異な気象状態であったのかの判断が可能となる。すなわち水質量はほぼ3~10日程度の気象量の平均と相関が高いことを利用すると、その気象量の平均は中心極限定理により正規分布に近づくため、その特異性は気象量の平均、分散を用いて正規密度関数より判断できる。ここでは平均化時間を5日としてその気象量が月代表値の95%信頼区間外となる場合を特異とした。そして日平均気温、日最大風速、降水量、全天日射量の4種の気象量中2種以上が特異と判断される観測日を選び出した。こうした特異日はD1の全60日中6日ほど存在し、このうち5日が夏期(7,8,9月)に集中した。次に夏期のみの水質観測値の統計分布を明らかにした。その結果は省略するが、その分布型はTable-3.と大差なかった。例としてFigure-10にSt. 1におけるChlaの夏期における統計分布型を示す。LN⁰が最適分布型となり母数推定後その理論確率分布を示す。またこの図中に特異日の観

測値を示す。日平均気温、全天日射量が低く降水量の大きい4観測日では下25%値以下か同程度となっている。このことは水質と気象量の相関の高さを示すとともに、観測日の特異性を気象量の統計分布から判断して、こうした日の観測値を他データから分離しうることの意味する。特に頻度の少ない観測ならびに気象量の影響の大きい河口付近の観測においてはこうした気象の特異性への配慮が十分に必要と考えられる。

6. 浅い湖沼における水質観測方法

富栄養化に関わる水質項目は多く、また富栄養化した水域では水質の空間的、時間的濃度変動は大きい。さらにその観測に際して連続自動測定が難しいという現状においては個々の測定値の重要度は高く、またこうした少ないデータより湖内での物質循環構造を推定せざるを得ない。このため各対象湖沼の特殊性を十分に考慮した上での観測、測定方法を明らかにし、その上での観測ならびにデータの解析が望まれる。ここでは水深が浅く富栄養化の著しく進んだ霞ヶ浦における水質変化特性の統計的解析を前節までにまとめた。浅い湖沼の水質観測方法という観点から以上の結果を考察すると以下のようにまとめられる。

(1) 浅い湖沼ではFigure-2, (2)に示されるように風等の外力により簡単に鉛直混合が行なわれる。しかし夏季等の特に静穏な日には浮上性の藻類が上層に集積するような現象も生じるため、これを考慮して多層採水、柱状採水等の方法により鉛直平均的な水質の測定を行うべきと考えられる。

(2) Figure-7. より明らかなように湖内での流下方向の水質変化は大きい。こうした現象は浅く滞留時間の長い湖沼では一般的なことと考えられる。こうした湖沼の全域平均的な水質を明らかにするためには流下方向に何点かの測点が必要と考えられる。

(3) 内部生産と関わりの深いChla, POC, PON, COD等の水質項目は、湖内での変化特性がかなり似かよ、また相互の相関度も高い。このため数ヶ年の調査後にはそれらの項目数を減らすことも可能である。

(4) 湖内への流入河川河口付近では気象変動に伴う水質変動が大きく、逆に湖心では水質変動は小さい。このため流入河川河口付近では測定の頻度を高くすることが必要であり、湖心ではその頻度が少なくても平均的水質の測定を簡単に行なうことができる。例えば夏期にSt. 1ではSt. 3に比べ内部生産に関わる水質項目では約2倍の変動係数を有している。このため同一の精度を有する平均値を求めるためには中心極限定理よりその二乗である4倍の測定数が必要となる。

(5) 特異な気象条件は気象量の統計解析より明らかとなる。頻度の少ない測定の場合にはこうした特異日避けるかあるいは後のデータ処理で十分に考慮する必要がある。

7. 最後 に

霞ヶ浦における過去5ヶ年にわたる水質観測データをもとに、その変動の基本特性、測定間隔と水質変動の関係、ならびに気象量の水質量に与える影響度を評価してきた。またこれらの考察をもとに浅い湖沼における水質観測方法について若干の検討を行なった。本論文で用いた統計処理手法は一般的なものであり、湖沼における水質変化の基本特性を明らかにすることを第一の目的とした。このため湖沼内における物質循環機構の解析にまで至らなかった。今後こうした観点からのアプローチが望まれることは言を待たない。

最後に水質観測、測定を長期にわたり協力して進めてきた国立公害研究所水特別研究関係者、ならびに貴重なデータを提供していただいた気象庁、建設省関係各位に深く感謝の意を表します。

〔参考文献〕 1) 村岡・福島：国立公害研究所研究報告 第19号, 1981 2) 福島他：第18回衛生工学討論会論文集, 1982 3) 相崎：国立公害研究所研究報告 第1号, 1977 4) 合田：同上 第6号, 1978 5) 相崎他：同上 第22号, 1981 6) 津野他：第11回水質汚濁研究に関するシンポジウム, 1977 7) 相崎他：同上 1977 8) 藤井・宗宮：第36回土木学会年次学術講演会, 1981 9) 竹内：数理統計学, 1963 など 10) 岩井他：水質データの統計的解析, 1980 11) 柴田：正規分布, 1981 12) G.E.P.Box and G.M.Jenkins: Time Series Analysis, 1970 13) B.L.Bowerman and R.T.O Connel: Time Series and Forecasting, 1979