

(7) 日本全国 90 湖沼の水質変動特性の統計解析

STATISTICAL ANALYSIS ON WATER QUALITY VARIATIONS OF 90 LAKES IN JAPAN

福島 武彦*・天野 耕二*・村岡 浩爾*

Takehiko FUKUSHIMA*・Kohji AMANO*・Kohji MURAOKA*

ABSTRACT ; Fundamental features of the variations of some water qualities such as pH, concentration of chemical oxygen demand (COD), dissolved oxygen (DO), suspended matter (SS), etc. were investigated with statistical analyses for 90 lakes in Japan. In most part of the lakes variations due to seasonal factor are dominant, whereas horizontal variations which may be explained by non-dimensional parameters Pe and Pk are less 20% of total variations in case of COD. The magnitude of seasonal variations of COD and SS is proportional to the mean level of COD. Retention time and characteristics of meteorological conditions affect the fitness of observed time series to the model composed of both seasonal and yearly factors. It is supposed the the production in a lake have great influence on the characteristics of seasonal variations of many water qualities.

KEYWORDS ; Lake eutrophication, Water quality variation, Statistical analysis

1. 緒 言

湖沼の水質汚濁が叫ばれている昨今、個々の湖沼を対象として詳細な水質変動特性の解析、水質予測モデルの開発、諸対策案の立案、検討が行われた例は多い。しかし、多くの湖沼を横並びに見て水質を中心とした湖環境の評価を行い、一般的な関係、特性を抽出したり、相互を比較したような研究は少ない。本研究ではその第一歩として、全国各自治体が観測し環境庁及び国立公害研究所が整理して作成された公共用水域水質データファイル¹⁾を用いて、数十の湖沼における水質変動を統計解析した。水質変動に見られる一般的な特徴の検出、変動要因の説明等を主な目的として作業を進めた結果を報告する。なお、各湖沼水質レベルの湖沼間比較については外的環境の評価とあわせて以降の研究に委ねる。

2. 解析の方法

(1) 対象としたデータ

公共用水域として水質観測が行われている湖沼は全国で 100 を超えるが、その中で観測数の少ないものを除き 90 の湖沼を選び、1978 年 4 月～1983 年 3 月の 5 ケ年の水質データを今回の解析の対象とした。年度ごとに地点、年間観測が異ったり、冬期を除く観測であったり、それぞれの湖沼ごとに観測の仕方が異なるため、Fig. 1 に示すような条件を設定し、4 つのデータセットを作成してそれぞれの解析にあてた。多水深で観測がなされている湖沼が少ないことから、今回の解析は表層値 (0 ～ 0.5 m) に限定した。Table 1 に解析レベルごとに分類して湖沼名を示す。表中の湖沼分類番号は(3)で説明する。解析対象とした水質は、データセット B ～ D では水温 (WT)、pH、DO、COD、SS であり、A ではこれらに透明度 (SD)、全窒素 (TN)、全リン (TP) を付加した。

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

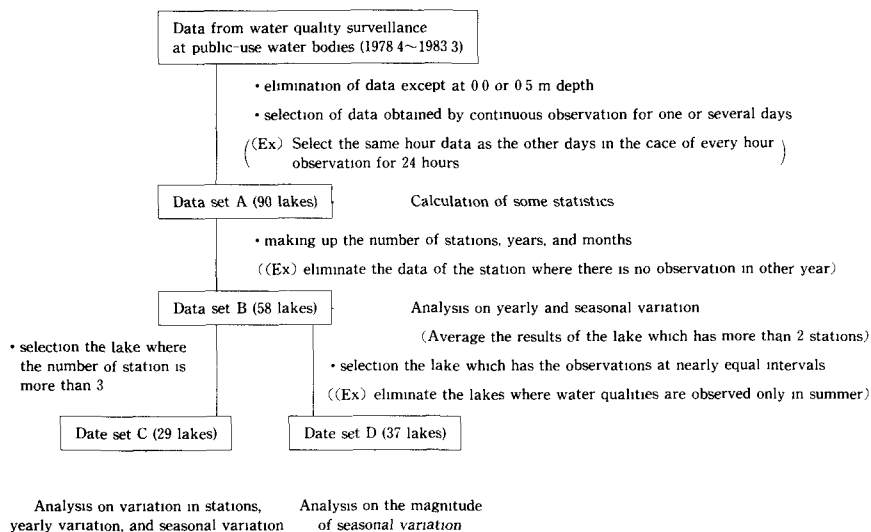


Fig. 1 Data set and procedure of analysis

(2) 解析の統計手法

データセットAに対しては個々の湖沼、水質ごとに対数変換しないもの、したものの平均、分散、歪度、尖度等の統計量を算出し、変動の大きさ、分布特性を調べる基礎資料とした。水質項目ごとにデータ数が20に満たないものは除外した。また、以降の解析でも同様であるが、定量限界値未満(N.D.)のデータ数が全データ数の1/10以上となる場合には解析の対象とせず、1/10未満の場合には定量限界値の半分の値に置きかえて解析した。次に、水質変動の内容の解析にあたっては地点、年度、季節といった要因に分け検討を進めた。まず、データセットB、Dに対しては湖沼各地点ごとに欠測値のない時系列を対象として、年度、季節(月)を2因子とした繰り返しのない二元配置の分散分析を適用した。特に、データセットDは年間等間

Table 1 Lakes for statistical analysis

I_1 is the group code of lakes. I_2 is the number of stations in each lake. I_3 is the observation frequency in a year. The lakes comprehended in Data set B have I_1 . The lakes comprehended in Data set C have I_2 . The lakes which have () in the column of I_3 are classified into Data set D.

name of Lake	I_1	I_2	I_3	name of Lake	I_1	I_2	I_3	name of Lake	I_1	I_2	I_3
L. Abashiri				R. Tagokura	4	9		L. Nakatsuna			
L. Shikotsu	3	6	6	R. Okutadami				L. Kizaki	5	2	
L. Tōya	3	7	6	L. Kasumigaura	1	12	02	L. Nojiri	5	02	
L. Ōnuma	1	6	6	L. Kitaura	1	12	02	L. Sanaru	1	02	
L. Akan	5	7	6	L. Hitachitane	1	02		L. Aburagafuchi	1	02	
L. Kussharo	3	5	6	L. Hinuma				N. of L. Biwa	3	14	02
L. Jusan				R. Kawamata				S. of L. Biwa	1	11	02
L. Tamognuma	1	3	6	R. Ikari				R. Sengari	4	02	
L. Ichiyaginuma	1	3	6	L. Yunoko	5	6	7	R. Muroo			
L. Towada				L. Chūzenji	3	7	6	R. Sarudani			
L. Ogawara	1	11	02	L. Akagionuma	5	6	6	R. Kazaya			
R. Gandō				L. Haruna	5	6	7	R. Ikehara			
R. Toyosawa				L. Ozenuma				R. Sakamoto			
R. Kurikoma				L. Inbanuma	1	4	02	L. Tanegaiké	2	3	4
R. Hanayama				L. Teganuma	1	3	02	L. Koyamaiké	2	4	02
R. Naruko				L. Ashinoko	3	4	02	L. Tōgōike	2	4	02
R. Urushizawa				R. Tanzawa				L. Nakaumi			
R. Kamafusa	4	02		L. Toyanogata	2	02		L. Shinji			
R. Tarumizu	4	02		L. Kibagata	2	02		L. Jinzai	2	02	
R. Ōkura	4	02		L. Shibayamagata	2	3	02	L. Kojima	1	4	02
L. Izunuma	1	02		L. Kahokugata	2	3	02	R. Sugano			
L. Naganuma	1	02		L. Kitagata	2	6		L. Tokiwa	1	3	(6)
L. Tazawa	3	4	8	L. Mikatagoko				R. Kanogawa	4	02	
L. Hachirō				L. Yamanaka	5	02		R. Kurose	4	02	
L. Inawashiro	3	7	6	L. Kawaguchi	5	02		R. Yanase			
L. Hibara	5	9		L. Saiko	3	02		R. Hyōgami	4	02	
L. Onogawa	5	9		L. Shōji				R. Hokuzan			
L. Akumoto	5	9		L. Motosu	3	02		R. Ryūmon			
L. Sohara	5	9		L. Suwa	1	02		L. Unagike			
R. Hatori	4	9		L. Aoki				L. Ikeda	3	5	02

L, Lake, R, Reservoir S, South basin N, North basin

隔サンプリングの測定結果を有する湖沼のデータであるため、分散分析の結果得られる一つの量を季節変動の大きさと見なし、その解析を行った。データセットCには地点も因子として繰り返しのない三元配置の分散分析を用いて解析した。分散分析で得られる特性量の説明を二元配置を例にAppendix 1に示す。以降の記号、解析のタイプはAppendix 1で用いたものを利用している。なお、時系列の解析にあたっては最大値、最小値といった極値が時系列特性に極端な影響を与える場合もあるため、異常値の検出を行い、異常値と判定された場合には月が同じの他年度の測定平均値で置きかえた。検出方法は岩井・石黒²⁾により、棄却限界は危険率0.05とした。置きかえる値については他に、異常値を除いてAppendix 1のタイプ1～3のようなモデル化を行いそれから予測される値を試しに入れ、後に示すのと同様な解析をいくつか行った。若干の値の差はあるものの、変動特性の基本的な特徴に違いは見られず、ここではそれらの結果の紹介は省略する。

(3) 湖沼の諸元、水質レベルと湖沼の分類

湖沼の諸元としては表面積A、平均水深 $\bar{h}$ 、滞留時間Tを指標とした。栄養度、水質汚濁の程度を示す水質レベルの指標にはCOD、TN、TPの平均値を用いた。また、湖沼のタイプによって水質変動特性に差異が生じることが予想されることから、あらかじめ5グループに湖沼を分類した。グループ1、2はそれぞれ表日本側、裏日本側の浅い自然湖沼($\bar{h} < 10 \text{ m}$)であり、グループ1の諏訪湖を除き標高は低い。グループ3は滞留時間が2年以上の深い自然湖沼($\bar{h} > 25 \text{ m}$)、グループ4はダム湖、グループ5は平均水深が10～25 m程度の山間に位置する自然湖沼である。グループごとに諸元、水質レベルの平均値をTable 2にまとめる。OECDの基準に従えば³⁾、TPの値から、グループ1、2は富栄養、グループ4、5は中栄養、グループ3は貧及び中栄養に属するものが多い。

Table 2 Surface area, mean depth, retention time, and averages of some water qualities calculated for each group of lakes

	All Lakes	Group 1	Group 2	Group 3	Group 4	Group 5
A (km ²)	26.1	23.8	2.8	92.0	2.5	4.2
$\bar{h}$ (m)	26.3	3.29	2.60	103.1	19.5	11.4
T (y)	2.71	0.33	0.088	12.7	0.23	0.72
COD (mg/l)	4.62	8.80	6.22	1.17	2.52	2.23
TN (mg/l)	0.891	1.67	1.38	0.205	0.443	0.337
TP (mg/l)	0.086	0.176	0.150	0.012	0.017	0.030
Number of lakes	58	17	9	11	9	12

3. 変動特性の解析結果

(1) 変動特性の概略

Table 3にはデータセットAに対して各湖沼ごとに平均、歪度、

尖度、変動係数を求め、これをまとめて対象全湖沼についての平均値、中央値を算出した結果を示す。各湖沼のサンプル数は20～1535である。各湖沼の統計量を対象全湖沼で並べて見ると、小さい側にかなり偏った分布形となるため、ここでは主に分布の中央値をもって各種統計量の代表値とした。なお、以下に述べる特性は各種統計量の頻度分布図等からも同様に判断されたものである。各湖沼、歪度、尖度の中央値から、透明度、pH、DOでは各湖沼での分布形が正規分布に近いこと、COD、SS、TN、TPでは小さい側に偏り、正規分布より尖った分布形を有していることがわかる。特に、SS、TPでは変動係数も大きく、正規分布からの隔たりが大きい。対数変換を行うと大部分の水質で歪度、尖度が減少し、特にCOD、SS、TN、TPでは正規分布に近づくことがわかる。

次に、Fig. 2にはデータセットCに対して三元配置の分散分析を適用した結果を、CODを例として全分散に対する各変動要因の分散の占める割合として示す。寄与率の大きさは地点変動で0～18%、経年変動で3～30%、季節変動で12～66%となり、交互作用としては地点×経年で0～8%、季節×地点で0～6%、季節×経年で8～40%、残差変動は9～60%程度となる。地点の効果はあま

Table 3 All lakes averages of some statistics calculated for each lake (Data set A)

	SD	pH	DO	COD	SS	TN	TP
number of lakes	60	89	89	84	64	27	22
mean of each lake mean	3.56	7.57	9.66	4.22	10.1	1.07	0.11
median of each lake mean	2.64	7.60	9.56	2.95	6.39	0.51	0.07
median of each lake skewness	0.45	0.40	0.24	0.86	2.25	0.77	2.06
median of each lake (kurtosis-3)	2.73	2.93	2.60	4.07	8.47	3.70	8.17
median of coefficients of variation	0.36	0.066	0.14	0.36	0.76	0.40	0.74
median of each lake skewness after log-transformation	-0.43	0.26	-0.078	-0.084	0.070	-0.24	0.13
median of each lake (kurtosis-3) after log-transformation	3.19	2.83	2.62	3.24	3.26	3.30	3.45

units of each lake mean : SD (m), DO, COD, SS, TN, TP (mg/l)

り大きくなり、季節、残差変動、季節×経年交互作用の寄与が大きい。年度によって季節変化パターンが変化することが季節×経年交互作用を生じる原因であり、時間が隣接するデータ間の相関が一般に高い傾向にあることが影響しているものと考えられる。他の水質に関しては、DO、pHでは地点変動の寄与率が若干小さく、季節変動の寄与率が若干大きい湖沼が多い。SSではDO、pHと逆の傾向がある。なお、Fig.2は滞留時間の小さい順に示してあるが、寄与率の変化に目立った傾向は見られない。平均水深、水質レベルの順に並べても同様である。4で考察するように各変動要因にもとづく変動の大きさはこうした湖沼の特性量に関係すると

しても、全変動に占める割合、すなわち寄与率の形になおすと影響が複雑にからみ合い、はっきりとした傾向が見られなくなるのではないかと考えられる。

(2) 地点変動の大きさ

Table 4に水質平均値の地点差（Appendix 1のD^x）をデータセットCについて平均して示す（水質によっては29湖沼より少ないサンプル数のものもある）。例えば、pH-1、COD-2と記したものは、それぞれpHにタイプ1、CODにタイプ2の解析法を適用した結果である（タイプの説明はAppendix

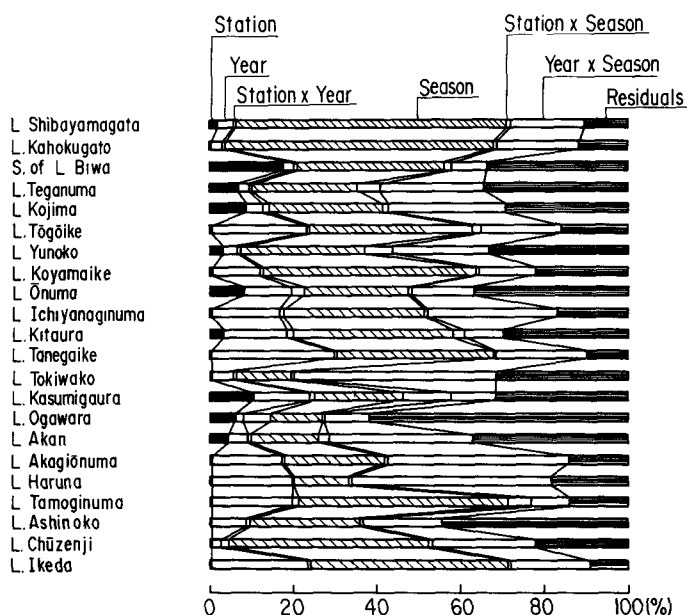


Fig. 2 Three-way layout analysis of variance for COD variations in each lake

(Lakes are aligned in the reverse order of retention time. Data set C)

1)。次の欄に地点変動が有意水準 0.05 で有意となる割合を示したが、どの水質とも半分程度の湖沼で有意となっている。COD-2, SS-2 の結果から、湖内で最大、それぞれの平均値の 15, 38 % 程度の地点差があることがわかる。なお、以降の検定でも断らない限り有意水準は 0.05 とした。

(3) 季節変動の大きさ

Table 5 は湖沼各地点の時系列を対象に、その基本特性を調べた結果をまとめる。最大値が異常値として判定される割合は、対数変換しない場合には COD で 40 %, SS で 70 % を超えるが、対数変換を行うと 10 % 台に下がる。最小値では逆の傾向が見られるものの異常値と判定される割合は少ない。(1)とあわせて考えれば、SS, COD では極端に大きい数値が混っていることを意味し、このような補正を行わないと時系列の特性がこうした大きな値にひき

づられ、間違っ
た解釈を生む原因となる。次に、経年変動が有意となる割合は 3 割程度でその影響が大きいことがわかる。これに対し、季節変動の有意性は高く、特に水温、DO では大部分のものが有意と判定される。また、残差の歪度、尖度、及び残差の自己相関係数から、残差の多くは正規分布に近く、時系列的に見ても白色雑音的な変動をしているものが多いことがわかる。

Table 6 には湖沼グループごとに季節変動の大きさの平均値を求め年間最大較差 D^m として示した。グループ間の有意差の欄には、グループ間変動とグループ内変動から求まる F 値をもとに、これが F 分布に従うとしてグループ間変動が存在するという仮説が成り立たない確率を示している。この数値が小さい程、グループ間の違いが大きいことを表している。タイプ 1 の解析法では、有意水準を 0.05 とすると pH を除く他の水質でグループ間の平均値の差が有意となる。特にグループ 1, 2 で季節変動の大きさが大きく、グループ 3 で小さい。タイプ 2, 3 の結果から、平均値で除したり、積型に表現した場合の季節変動の大きさはグループ間の差が小さいことがわかる。

Table 4 Differences of time-averaged values at some stations in a lake (Data set C)

	D^*	ratio of lakes where D^* is significant
pH-1	0.26	0.54
DO-1 (mg/l)	0.53	0.57
COD-1 (mg/l)	0.88	0.55
SS-1 (mg/l)	4.76	0.56
COD-2	0.15	0.55
SS-2	0.38	0.56
WT-1 (°C)	0.62	0.41

Table 5 Characteristics of time series of water qualities (Data set B)

		pH	DO	COD	SS	WT
number of time series		195	200	176	136	197
ratio of modification for maximum or minimum	maximum	0.159	0.065	0.460	0.706	0
	minimum	0.036	0.045	0.023	0	0
ratio of modification of maximum or minimum after log-transformation	maximum	0.123	0.020	0.114	0.162	0
	minimum	0.051	0.160	0.170	0.103	0
ratio of time series in which seasonal variation is significant		0.297	0.296	0.443	0.301	0.289
ratio of time series in which yearly variation is significant		0.764	0.960	0.659	0.404	1.0
ratio of time series of which distribution is judged not to be normal by skewness of residuals		0.195	0.298	0.290	0.515	0.122
ratio of time series of which distribution is judged not to be normal by kurtosis of residuals		0.272	0.225	0.273	0.382	0.330
ratio of time series which is judged not to be normal process by auto-correlation of residuals		0.451	0.310	0.455	0.316	0.426

最後に、実測、モデルの時系列間の相関係数 R を各湖沼グループごとに平均して、経年、季節変動のみを考えたモデルの実測時系列への適合度として Table 7 に示す。グループ間の有意差の欄に示した数値は Table 6 のそれと同じである。和型のタイプ 1 に比べ積型のタイプ 3 で若干 R が増加するが、その増加率はかなり小さい。変動係数が Table 3 に見られるように 0.5 以下のものが多いためと考えられる。次に、 R の大きい水質から並べると水温、DO、pH、COD、SS となり、Table 5 の季節変動が有意となる割合の大きい順と等しい。式 (Ap-2) から、残差 (経年×季節交互作用も含む) の比率は水温の 5 % 程度から SS の 50 % 程度に変化する。

Table 6 Magnitudes of seasonal variation for each group of lakes (Data set D)

	All lakes	Group 1	Group 2	Group 3	Group 4	Group 5	Significance level
pH-1	1.24	1.16	1.33	1.24	1.42	1.03	0.79
DO-1 (mg/l)	4.18	5.35	3.95	2.46	3.73	2.96	0.03
COD-1 (mg/l)	3.99	5.69	5.13	1.33	2.64	1.13	0.02
SS-1 (mg/l)	15.6	25.3	15.1	2.10	4.50	2.40	0.02
COD-2	0.71	0.63	0.80	0.72	0.89	0.52	0.30
SS-2	1.14	1.27	0.98	1.16	1.12	0.99	0.64
COD-3	2.10	2.00	2.28	2.18	2.20	1.80	0.88
SS-3	3.52	4.02	3.08	3.36	3.55	2.43	0.82
WT-1 (°C)	21.6	22.1	23.3	17.8	21.5	21.4	0.00

Table 7 Degree of fitness to time series model (Data set B)

	All lakes	Group 1	Group 2	Group 3	Group 4	Group 5	Significance level
pH-1	0.74	0.68	0.76	0.75	0.75	0.78	0.12
DO-1	0.82	0.78	0.77	0.90	0.85	0.86	0.00
COD-1	0.74	0.72	0.81	0.75	0.74	0.68	0.10
SS-1	0.66	0.69	0.66	0.70	0.68	0.60	0.11
COD-3	0.75	0.74	0.83	0.75	0.76	0.69	0.59
SS-3	0.67	0.70	0.65	0.72	0.68	0.61	0.20
WT-1	0.97	0.97	0.98	0.97	0.96	0.95	0.11

4. 変動要因についての考察

(1) 地点変動の大きさ

各湖沼の地点差の大きさ D^x と湖沼の諸元、水質レベルとの相関を調べたが、有意な関係は得られなかった。このため、Appendix 2 に示すような一次元移流分散モデルを考えて、地点変動の大きさを湖沼ごとに予測して実測値と比較した。この結果を Fig. 3 に示す。ここでは COD を対象に一次減少係数 k を $0.1 \text{ (d}^{-1}\text{)}$ 、分散係数に係る係数 γ を $0.01 \text{ (cm}^2/\text{s)}$ としたが (k, γ の説明は Appendix 2)、 k の増加、 γ の減少によって予測される地点差の大きさは増大する。COD 以外の水質項目については、DO、pH 等では k の推定が難しいため、TP、TN では多くの湖沼で全期間のデータがそろわなかったため、今回は予測を行な

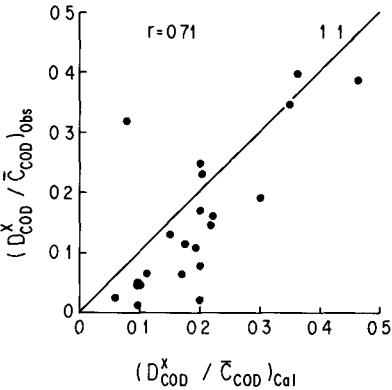


Fig. 3 Relationship between observed values and predicted values for magnitude of horizontal variation (Data set C). r is correlation coefficient.

かった。Fig.3 から数湖を除き予測値の方が実測値より大きいものの、実測値の変化の傾向を予測値がよく再現していることがわかる。Appendix 2 に示したモデルは非常に簡単なものではあるが、水域内の混合度を示す無次元数 Pe と変化率を表す無次元数 Pk が適切に与えられれば、地点差の大きさの目安が推定できる。

(2) 季節変動の大きさ

Table 6 からタイプ 1 の解析では、水深の浅く富栄養化した湖沼のグループほど季節変動の大きさも大きいことがわかる。このため、Fig. 4 には COD 、Fig.5 には DO について、各湖沼ごとに季節変動の大きさと COD 平均濃度との関係を示す。ともに正の相関を有している。SS の季節変動の大きさも COD 濃度と正の相関（相関係数 $r = 0.64$ ）を有している。また、 TN 、 TP の平均濃度に対しても同様な関係が得られ

る。また、深く滞留時間の長い湖沼ほど水質レベルは下がるため、 $\log(T)$ 、 $\log(\bar{h})$ と季節変動の大きさは負の相関となる。このため、何が主たる原因としてこのような傾向が生じたのかわかりにくい。現象論的及び各グループでの相関の程度から推測すると以下のような原因が

挙げられる。 COD 、 SS では湖の栄養度のレベルによって湖内生産量の季節変動の大きさが変化して Fig. 4 のような関係が得られたと考えられる。 DO では水温の影響が大きく、以下に述べるように水温と水深の間に逆相関が見られることからこうした傾向が得られたのではないかと考えられる。特に前者は ΔCOD 等の考え方と対応していて、今後流入栄養塩濃度、気温、日射量といった外的環境因子と D^m との関係の検討が必要といえる。

次に、Fig. 6 には平均水深と水温の季節変動の大きさととの関係を示す。負の相関となり、水深の増加とともに熱容量が増加して、季節変動の大きさが減少したものと考えられる。なお、グループ 4 の湖沼では平均水深が 10 m 程度あっても水温の季節変動の大きさがかなり大きい湖沼がある。これらの湖沼の表面積は 1 km² 前後と小さく、風の影響をあまり受けずに水温成層を生じやすいことが原因しているのではないかと考えられる。

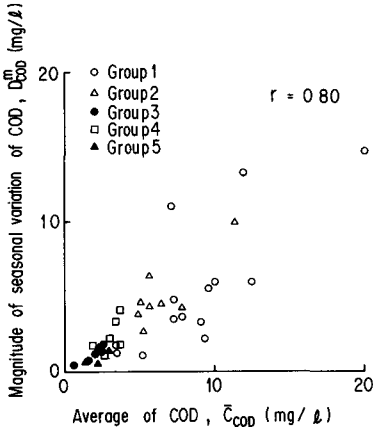


Fig. 4 Relationship between magnitude of seasonal variation of COD and average of COD. (Data set D)

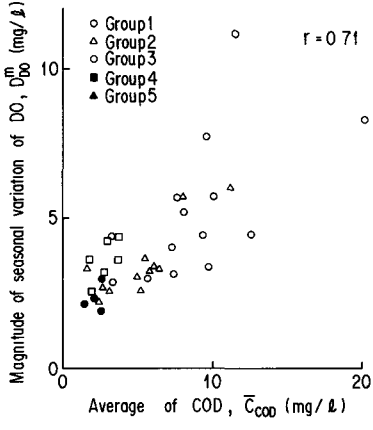


Fig. 5 Relationship between magnitude of seasonal variation of DO and average of COD. (Data set D)

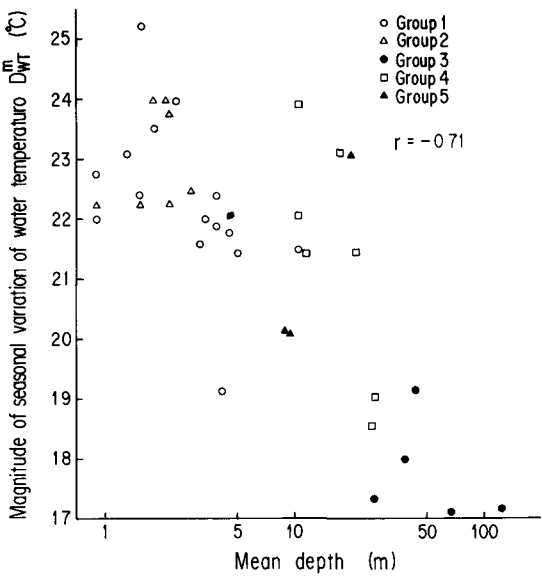


Fig. 6 Relationship between mean depth and magnitude of seasonal variation of water temperature. (Data set D)

なお、タイプ2, 3の解析から得られる季節変動の大きさ、すなわち平均値に対する変動率と湖沼の諸元、水質レベルとには明白な関係が見られなかった。

(3) 二元配置モデルの適合度

実測とモデル時系列の適合度Rと湖沼諸元、水質レベルとの関係を調べた。Fig. 7にはDOについて滞留時間TとRとの関係を示す。Tの増加とともにRが増加する傾向が見られる。pHでも酸性湖を除くと同様な傾向が見られる。滞留時間が大きいほど降雨、気温といった外的影響因子の影響が緩和されるため、季節変動のパターンがはっきりと現われやすいためと考えられる。CODについてはTable 7に見られるようにグループ2のRが大きい。同じく浅い湖沼のグループ1と比べ危険率0.02としても有意な差を有している。裏日本では内部生産の活発となる夏期に降水量が少なく、ピークの安定性が高いのではないかと考えられる。なお、水温ではすべての湖沼で $R > 0.95$ となり、短周期の日射量、気温等の変動は湖水の熱容量によって減衰してしまう。

(4) 季節変動のパターン

CODについてその季節変動パターンを調べた。Fig. 8にはグループ1の湖沼を例に平均値で除した季節変動パターンを示す。多地点で観測が行われている場合には湖心での変化パターンを書いている。湖沼名称を記した上から順番で平均COD濃度が減少する。平均COD濃度の低い湖沼では8, 9月にピークを有するが、手賀沼、油ヶ淵、印旛沼、児島湖といった平均COD濃度が8~20 mg/lと高い湖沼では3月のピークが大きい。これらの湖沼ではpHも春先にピークを有し、この時期内部生産が活発であることがわかる。他のグループでも小数の例外を除きCODでは夏期のピークが最も大きい。こうしたパターンの違いの原因は現在の所不明であるが、特に3月にピークを有する湖沼では滞留時間、卓越する藻類種、底泥からの栄養塩回帰量等の季節変化パターンを調べる必要があると考えられる。なお、諏訪湖において変動率が極めて大きいのは、この湖が標高750 m前後の高所に位置するため、夏期を除き水温が低く内部生産が抑えられているのが、夏期には水温が増加し高い栄養塩濃度に対して急激に内部生産が生じるためではないかと考えられる。

他の水質とCODの間には(5)で示すような相関があるため、水温、pH、SSはCODと同様に夏期に高く、冬期に低いパターンを示し、DOでは逆に夏期に低く、冬期に高いパターンが一般的である。

(5) 水質相互の相関

Fig. 9には各湖沼ごとにCODに対する各種水質の相関係数を計算した結果を、その頻度分布として示す。最右に示した DO^s とは水温で補正したDOの飽和度を表す。pH、SS、WT、 DO^s と正の相関を有する湖沼が2/3程度存在していることがわかる。(2)季節変動の大きさ、(4)季節変動のパターンの結果

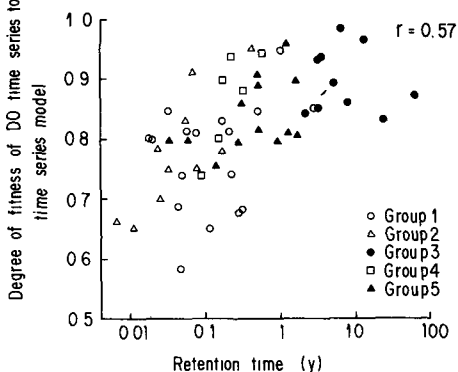


Fig. 7 Relationship between retention time and degree of fitness of DO time series to time series model. (Data set B)

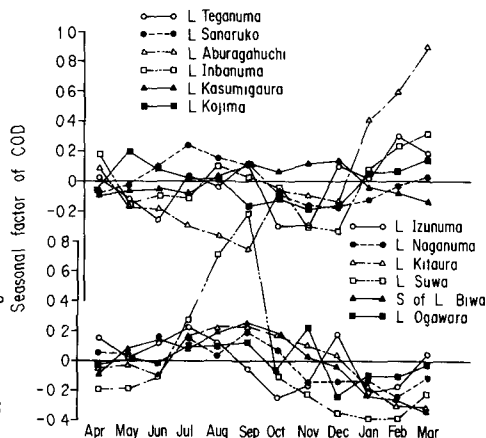


Fig. 8 Seasonal factor of COD (Group 1, Data set D)

もあわせて考えるならば、水温の増加とともに内部生産が活発となり、pH、D Oの飽和度が上昇するとともに藻類現存量が増加して、C O D、S Sも増えるというような湖内での物質循環構造が推測される。D Oは水温の上昇によって飽和濃度が減少するため、傾向としてはC O Dと負の相関を有するものが多くなったと考えられる。なお、グループごとに相関係数の大きさを比較すると、グループ1で水温との相関が低く、S Sとの相関が高いこと、グループ2でpH、

水温、D O飽和度との相関が高いことが目立つ。グループ1には3月にピークを有する湖沼が存在すること、グループ2には夏期にC O Dのピークを有する富栄養化した湖沼が多いことが原因と考えられる。

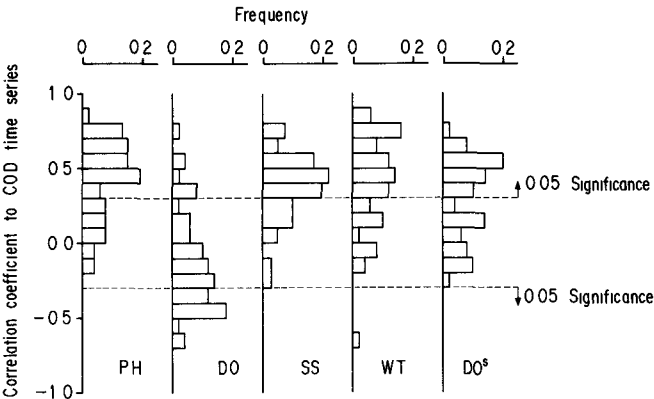


Fig. 9 Frequency distribution of correlation coefficient to COD time series. (Data set B)

5. 結 論

公共用水域水質観測結果をもとに全国数十湖沼での水質変動に関して統計解析を行い、時系列特性、各種変動の大きさと要因等を考察した。得られた主要な結果は以下の通りである。

- (1) 湖沼水質の変動要因としては季節変動、季節×経年交互作用による変動が大きく、地点変動の寄与はC O Dでは最大でも2割程度である。
- (2) 地点変動の大きさはPe、Pkといった無次元数と関係している。
- (3) 季節変動の大きさは、C O D、S Sでは各湖沼の水質レベルに比例する。水温では平均水深の増加とともに変動巾が小さくなる。
- (4) D O、pH等では経年、季節変動のみを考えたモデルに対する適合度に滞留時間の影響が見られ、C O Dのそれには気象特性の差が大きく影響している可能性がある。
- (5) 栄養度の極めて高い湖沼では春先にC O Dのピークが見られ、その他の湖沼では夏期に見られる。
- (6) (3)、(5)、及び水質項目間の相関関係から、湖沼での内部生産が多くの水質の季節変動に極めて重要な役割を果たしていることが推測される。

最後に、本研究に利用した公共用水域水質観測結果の使用にあたっては、環境庁水質保全局水質規制課並びに国立公害研究所環境情報部情報調査室の方々の御厚意を得た。記して感謝の意を表する。

参考文献及び資料

- 1) 国立公害研究所環境情報部：公共用水域水質データファイル、昭和53～57年度版。
- 2) 岩井重久・石黒政儀（1970）：応用水文統計学、森北出版、pp.102-106。
- 3) OECD（1982）：Eutrophication of Waters, OECD Paris, pp.75-77。
- 4) 中西弘・浮田正夫・宇野良治（1975）：海域におけるC O D生産量について、用水と廃水、Vol.17(6), pp.31-53。

Appendix 1 分散分析で得られる諸量（年、月を2因子とした二元配置の例）

Cを水質濃度として、その変動の要因を年度、季節(月)と考える。それぞれの水準を i 、 j で表し、Cを

$C(i, j)$ と書く。水準数はそれぞれ r, s とする。年度、季節の効果を α_i, β_j とすると $C(i, j)$ は次のように与えられる。

$$C(i, j) = \bar{C} + \alpha_i + \beta_j + \epsilon_{ij} \quad (\text{Ap-1})$$

ここに、 ϵ_{ij} は誤差変動である。なお、繰り返しかない二元配置の場合には年度と季節の交互作用効果と誤差とを分別できない（地点効果を含めた三元配置では分別される）。この場合の分散分析を Table A-1 に示す。

Table A-1 Analysis of variance for two-way classification

Source of variation	Degree of freedom	Sum of squares	Mean square	True variation	Contribution
Between years	$r-1$	$S_y = s \sum_{i=1}^r \alpha_i^2$	$V_y = S_y / (r-1)$	$S'_y = S_y - (r-1)V_e$	S'_y / S_T
Between months	$s-1$	$S_m = r \sum_{j=1}^s \beta_j^2$	$V_m = S_m / (s-1)$	$S'_m = S_m - (s-1)V_e$	S'_m / S_T
Residuals	$(r-1)(s-1)$	$S_e = \sum_{i=1}^r \sum_{j=1}^s \epsilon_{ij}^2$	$V_e = S_e / (r-1)(s-1)$	$S'_e = S_T - S_y - S_m$	S'_e / S_T
Total	$rs-1$	$S_T = \sum_{i=1}^r \sum_{j=1}^s (C_{ij} - \bar{C})^2$		S_T	1.0

S は平方和、 V は平均平方和、 S' は誤差変動の影響を差し引いた真の平方和である。また、下添字 y, m でそれぞれ年度、季節の効果を表す。例えば α_i は $\{(1/S) \sum_{j=1}^s C(i, j) - \bar{C}\}$ として得られる。特に、季節の効果 β_j を季節指数と呼ぶ。 $V_y/V_e, V_m/V_e$ を F 分布検定することから各効果が統計的に有意であるかの判定ができる。また、実測時系列 $C(i, j)$ と二元配置のモデル時系列 $C_{pre}(i, j) (= \bar{C} + \alpha_i + \beta_j)$ の相関係数を R とする。 R と S_e, S_T の間には次の関係があり、 R や S_e/S_T といった量は二元配置モデルの実測時系列への適合度を表している。

$$R = \sqrt{1 - S_e / S_T} \quad (\text{Ap-2})$$

各要因にもとづく変動の大きさは $\sigma_y^2 (= \frac{1}{r-1} \sum_{i=1}^r \alpha_i^2 = V_y/s)$ 等を用いても表されるが、ここでは α_i, β_j それぞれの最大値、最小値の差を D^y 、 D^m としてその指標とした。また、 $\epsilon_{ij} (= C - C_{pre})$ の歪度、尖度を調べると残差の正規性が検定でき、また ϵ_{ij} を時系列データとみなして自己相関係数を得れば白色雑音的な挙動を示すかの判定が可能である^{A1)}。

本文中のタイプ1と記した解析では上述の α_i, β_j, D^m 等を用いて変動の大きさを表している。また、COD, SS等の水質では平均値 $\bar{C}$ で除したような量も意味をもつため、 $C/\bar{C}$ として同様な解析をあわせて行った。この時、季節指数は $\beta_j/\bar{C}$ となり、季節変動の大きさは $D^m/\bar{C}$ となる。 R は変わらない。この表現方法をタイプ2の解析方法と呼ぶ。

さらに、COD, SS等の正規分布と隔った分布形を有する水質に対しては、 C を対数変換して以上と同様な解析を行った。これをタイプ3と呼ぶが、 C は次のように表される。

$$\log C = \overline{\log C} + \alpha'_i + \beta'_j + \epsilon'_{ij} \rightarrow C = e^{\overline{\log C}} e^{\alpha'_i} e^{\beta'_j} e^{\epsilon'_{ij}} \quad (\text{Ap-3})$$

このため、例えば季節変動の大きさは β'_j の最大、最小値を $\beta'_{\max}, \beta'_{\min}$ として、 $e^{(\beta'_{\max} - \beta'_{\min})}$ の形で与えた。タイプ1の解析方法は平均値、各変動要因の和型のモデル化、タイプ3は積型のモデル化であり、タイプ2は平均値については積型の、各変動要因間では和型のモデル化といえよう。

地点も因子として加わった三元配置の場合には、地点の効果として α_i , β_j と同様に γ_k (k は地点の水準), S_y , S_m と同様に S_x , V_y , V_m と同様に V_x (x は地点の効果の意味する)が求まる。 γ_k の最大値と最小値の差から D^x が得られる。 D^x は各地点平均値の各湖沼での最大較差である。

A1) G. E. P. Box and G. M. Jenkins (1970): Time Series Analysis. Holden-Day, pp 388-402.

Appendix 2 一次元移流分散モデル

途中流入がなく、流入河川流軸方向の横断面積 A_L が一様な湖沼を考える。定常状態を考えて、流軸方向に x 座標を選び、湖沼の長さを L とする。水質濃度を C , 移流分散係数を E , 流入河川流量を Q , 水質の一次反応型変化速度を k_1 とすると、 C は次の式で記述される。

$$\frac{d(QC)}{dx} = \frac{d}{dx} \left(A_L E \frac{dC}{dx} \right) - k_1 A_L C \quad (\text{Ap-4})$$

境界条件は流入端($x=0$), 流出端($x=L$)でそれぞれ次のようになる。

$$\left. \begin{array}{l} x=0, \quad E(dC/dx) - uC = -u C_{in} \\ x=L, \quad E(dC/dx) = 0 \end{array} \right\} \quad (\text{Ap-5})$$

u は断面平均流速で Q/A_L である。 $A_L u C_{in}$ が流入フラックスを表す。ここで k_1 , E を湖内で一定とし、 C を C_{in} , x を L で無次元化すると式(Ap-4)は次のように書き換えられる。

$$\frac{dC^*}{dx^*} = \frac{1}{Pe} \frac{d^2 C^*}{dx^{*2}} - Pk C^* \quad (\text{Ap-6})$$

ここに、 $C^* = C/C_{in}$, $x^* = x/L$ であり、 Pe , Pk は次のような湖内での混合率及び変化率を表す無次元数である。

$$Pe = QL/EA_L, \quad Pk = k_1 L A_L / Q \quad (\text{Ap-7})$$

式(Ap-7)を式(Ap-5)の境界条件のもとで解けば、湖内での C^* の変化が求まる。ここでは、地点変動の大きさの表現方法 $D^x/\bar{C}$ (D^x の説明はAppendix 1)を考慮して、 $(C^*(0.1) - C^*(0.9))/C^*(0.5)$ を算出して予測値とした。 $C^*(a)$ は $x^*=a$ における C^* を意味する。なお、 L は $A^{1/2}$, Q は $A\bar{h}/T$ として求めた。 E は湖スケール L についての $4/3$ 乗則で与え、その係数 γ には $0.002 \sim 0.09 (\text{cm}^{2/3}/\text{S})$ の報告値があるが^{A2, A3)}ここでは $0.01 (\text{cm}^{2/3}/\text{S})$ を用いた。また、 k_1 については物質循環モデルで $0.03 \sim 0.12 (\text{d}^{-1}, 20^\circ\text{C})$ が用いられた例があるため^{A4)}、ここでは $0.1 (\text{d}^{-1})$ とした。

以上のモデルは流入した物質が流下しつつ減少してゆく現象を表現したものである。COD等では内部生産の割合が高いが、その場合には湖流入部で急激に増加したものが、流下に伴い分解と生産の差し引きで減少してゆく過程をモデル化したものといえよう。なお、以上のモデルの詳細、ならびに浅い湖沼のTP, TNの地点差に応用した例はMuraoka and Fukushima^{A5)}を参照されたい。なお、この場合には沈殿による減少が k_1 の主体と考え、 k_1 は平均水深に反比例の形とした。

A2) Fisher, H. B. et al. (1979): Mixing in Inland and Coastal Waters. Academic Press, pp. 71-79.

A3) Wiegell, R. L. (1964): Oceanographical Engineering, Prentice-Hall Inc., pp 1-436.

A4) 奥川光治・宗宮功(1983): 数理モデルによる富栄養化のシミュレーション解析. 土木学会論文報告集, No 337, pp 119-128.

A5) K. Muraoka and T. Fukushima: On the box model for prediction of water quality in eutrophic lakes. Proceedings of the 4th ISEM, (in press).