

河川水質の統計学的研究 (I)

長野県内天竜川水質への多変量解析の適用

中路 勉・港 和行・入江 鎌三

信州大学農学部 環境保全化学研究室

I はじめに

水質汚濁防止法に基づく水質調査では、水銀、カドミウム、BOD、CODなど多くの項目をもうけ、公共用水域の水質を監視している。

しかしこの調査結果から、直接水質の状態を読みとることは容易なことではなく、まして自然状態の変動と、人為的な影響による変動とを分離することは至難と言えるであろう。

また調査項目を単独に解析したとしても、それが実際の水質状態を総合的に表わすものかどうか疑問の余地が残る。したがって調査項目相互間の関連をも踏まえた解析が必要となるのであるが、調査項目についての数値、あるいはグラフの検討より、水質についての総合的变化を把握することは、二項目間の関係を求めるならばまだしも、多くの項目が存在する実際の調査結果より実行することは、困難である。¹⁾²⁾

水質調査結果は、各都道府県あるいは国により公表されているが、水質データに日ごろなじみの少ない人々にとっては、ppm 数値等は難解かつ味気ないものではなからうか。多くの人々に、河川や湖沼等の水域に対する関心を、引いてはこれを愛護する気持をおこさせるためには、現在の数値表示だけでなく、わかりやすい表示での表現が望まれる所である。

これら要求を充たす為に、筆者らは水質データに統計学的手法を適用することにより、水質変動を総合的に解析し、平易な表示型式を作成することを目標として研究を進めている。

今回、長野県下の天竜川水系についての調査結果を処理することにより、一応の成果を得たのでここに報告する。

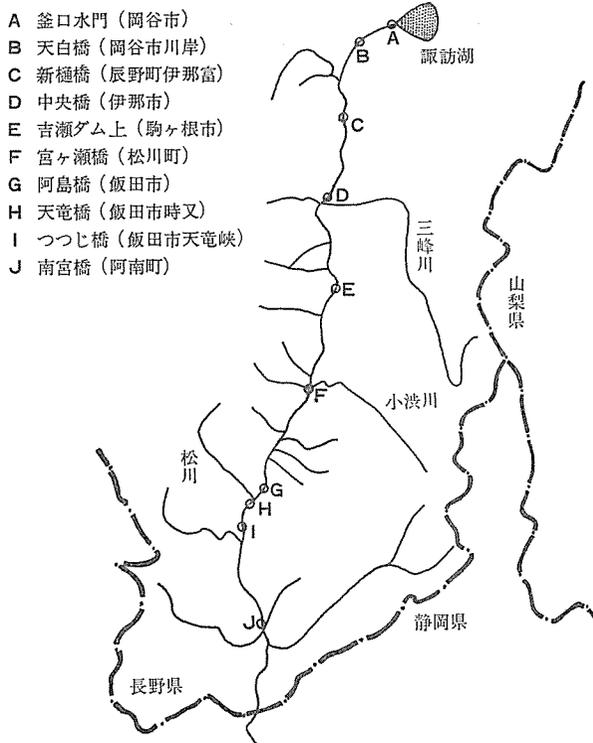
II データの入手および変量の選択

本研究では長野県内天竜川を対象とし、水質データとしては、水質汚濁防止法の規定に基づき、長野県が実施した公共用水域水質測定結果(昭和48年~51年度)を使用した。

長野県内の天竜川測定地点は、図-1に示すように10地点あり、この10地点に上流から、A, B, C, ..., Jの記号を付した。

変量の選択については、健康項目はデータ数が少なく、測定時刻が一定でないため変量としてとり上げなかった。したがって生活環境項目である次の6変量を使用した。

1 水温



図一 流況および測定地点

- 2 pH (水素イオン濃度)
- 3 DO (溶存酸素量)
- 4 BOD (生物化学的酸素要求量)
- 5 COD (化学的酸素要求量)
- 6 SS (浮遊物質)

これら6変量は一般にどの河川においても測定されており、今後他河川と比較する上においても便利と考えられた。ただ流量、大腸菌群数などがすべての測定地点で測定されている訳でなく、これらの変量を使用できなかった。

III 解析方法

多変量データである水質調査結果を解析する為に、多変量解析の1手法である主成分分析 (Principal Components Analysis) を用いた。

奥田氏³⁾によれば、主成分分析とは、 $x_1, x_2, x_3, \dots, x_p$ という p 個の特性値のもつ情報を少数個 (m 個, $m < p$) の総合特性値に要約する手法である。この総合特性値 (主成分) は、もとの p 個の変量の1次式で表わされ以下の様である。

$$\left\{ \begin{array}{l} z_1 = \sum_{i=1}^p l_{1i} x_i \\ z_2 = \sum_{i=1}^p l_{2i} x_i \\ \dots\dots\dots \\ z_m = \sum_{i=1}^p l_{mi} x_i \end{array} \right.$$

ただし $\sum_{i=1}^p l_{ki}^2 = 1 \quad (k=1, 2, \dots, m)$

これら主成分の係数 $\{l_{ki}\}$ は、 m 個の主成分が互いに無相関で、しかももとの p 個の変量のもつ情報をできるだけ多く集められるように定められる。各主成分への各変量の寄与のしかたを、後述の因子負荷量によって吟味することにより、集団の異質性の検出や、対象のセグメンテーションを行なうことができる。この主成分を求めることは、数学的には、データ行列の固有値、固有ベクトルを求めることに帰着される。^{3~5)} この計算を行なうにあたり、DIXON 氏⁶⁾ のプログラムを多少変更し使用した。これをリモートバッチ処理とし、信州大学農学部より東京大学大型計算機センターを利用した。

IV 結果および考察

1 水質概要

全地点を通しての4ヶ年度の水質変量の、最大値、最小値、平均値、標準偏差、変動係数を表一1に示した。表はBOD、COD、SSの変動係数が大きく、特にSSでは100%を超え

第1表 長野県内天竜川水質（昭和48年4月～昭和51年3月）

	水温 °C	pH	D \bar{O} mg/l	B \bar{O} D mg/l	C \bar{O} D mg/l	SS mg/l
最大値	31.6	10.5	19.7	24.3	21.8	346.0
最小値	-1.0	6.3	0.8	0.3	0.2	0.0
平均値	12.55	7.90	10.12	3.41	4.36	19.36
標準偏差	6.93	0.68	2.12	2.17	3.00	21.56
変動係数	55.2	8.6	20.9	63.6	68.8	111.4

(n=1269)

変動が非常に大きいことを示している。これについて各変量の度数分布図を作成し、検討した結果、SSは χ^2 —分布をしており、この為に変動が大きいと考えられた。pHは平均値で7.90とアルカリ側にかたよっておりこれについては今後の検討を要する。

2 相関分析

主成分分析計算途中で得た相関行列について結果を表一2に示した。これについて考察す

第2表 相関行列表

地点A (n=144)

		水 温	pH	D \bar{O}	B $\bar{O}D$	C $\bar{O}D$	SS
地点B (n=143)	水温	/	0.50**	-0.15	0.00	0.41**	0.03
	pH	0.34**	/	0.56**	0.15	0.42**	0.08
	D \bar{O}	-0.78**	0.08	/	0.15	0.08	-0.03
	B $\bar{O}D$	-0.12	0.38**	0.29**	/	0.57**	0.66**
	C $\bar{O}D$	0.43**	0.48**	-0.20*	0.39**	/	0.59**
	SS	0.18*	0.30**	-0.06	0.32**	0.64**	/

地点C (n=174)

		水 温	pH	$\bar{O}D$	B $\bar{O}D$	C $\bar{O}D$	SS
地点D (n=135)	水温	/	-0.17*	-0.61**	0.03	-0.08	0.15
	pH	-0.32**	/	0.29**	0.09	0.11	-0.13
	D \bar{O}	-0.76**	0.30**	/	-0.18*	0.10	0.02
	B $\bar{O}D$	-0.55**	0.40**	0.48**	/	0.36**	0.08
	C $\bar{O}D$	-0.15	0.29**	0.14	0.38**	/	0.06
	SS	0.14	0.02	-0.18	0.11	0.15	/

地点E (n=168)

		水 温	pH	D \bar{O}	B $\bar{O}D$	C $\bar{O}D$	SS
地点F (n=132)	水温	/	-0.02	-0.91**	-0.49**	0.09	-0.06
	pH	0.07	/	0.25**	0.32**	0.11	-0.09
	D \bar{O}	-0.82**	-0.05	/	0.55**	-0.10	0.02
	B $\bar{O}D$	-0.49**	0.16	0.42**	/	0.14	0.07
	C $\bar{O}D$	0.03	0.29**	-0.33**	0.23**	/	-0.01
	SS	-0.01	0.03	-0.11	0.00	0.14	/

地点G (n=47)

		水 温	pH	D \bar{O}	B $\bar{O}D$	C $\bar{O}D$	SS
地点H (n=136)	水温	/	0.07	-0.85**	-0.56**	-0.10	-0.12
	pH	0.15	/	0.06	0.18	0.13	-0.19
	D \bar{O}	-0.89**	0.00	/	0.59**	0.02	-0.08
	B $\bar{O}D$	-0.53**	0.17	0.59**	/	0.26	0.15
	C $\bar{O}D$	-0.22*	0.20*	0.25**	0.51**	/	0.27
	SS	0.00	-0.09	-0.08	-0.05	0.00	/

地点 I (n=143)

		水温	pH	D \bar{O}	B $\bar{O}D$	C $\bar{O}D$	SS
地点 J (n=47)	水温		0.40**	-0.83**	-0.29**	0.04	0.18*
	pH	0.34*		-0.19*	0.02	-0.14	-0.23**
	D \bar{O}	-0.88**	-0.34*		0.54**	-0.06	-0.37**
	B $\bar{O}D$	-0.38**	-0.30*	0.38**		0.32**	-0.21*
	C $\bar{O}D$	0.05	-0.16	-0.16	0.30*		0.37**
	SS	0.22	-0.10	-0.15	0.10	0.51**	

TOTAL (n=1269)

		水温	pH	D \bar{O}	B $\bar{O}D$	C $\bar{O}D$	SS
	水温		0.14**	-0.58**	-0.08**	0.18**	0.06
	pH			0.31**	0.20**	0.21**	0.03
	D \bar{O}				0.17**	-0.02	-0.08
	B $\bar{O}D$					0.63**	0.12**
	C $\bar{O}D$						0.18**
	SS						

** 1%で有意

* 5%で有意

ると次のようである。

水温—DO 間の相関は、A地点を除き高度に有意な負相関を示した。これは気体の性質より明らかであるが、何故A地点が負相関を示さなかった検討するため、A地点と負相関の強いH地点につき、DOの昭和50年4月から52年3月までの季節変化図を作成し図-2に示した。

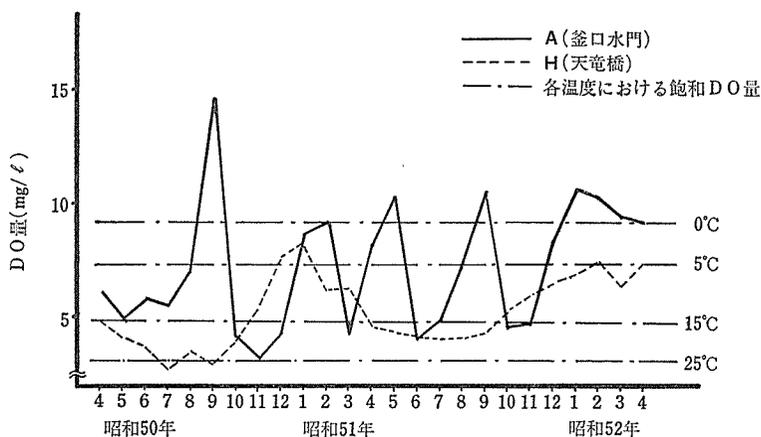


図-2 溶存酸素量の季節変動

これよりH地点ではDOが季節変化をしているのが認められる。これに対し、A地点は9月にピークが存在し、DOが著るしく飽和量を超えている。このことが水温との相関係数を低くしている原因であろう。そしてこれは、諏訪湖におけるアオコ^{註)}発生によるものであろう。

水温—BOD間には、A、B、C 3地点を除き、高度に有意な負相関が見られた。これに対し、水温—COD間にはH地点を除き、有意な負相関がみられず、かわってA、B 2地点で高度に有意な正相関がみられた。

pHに対し水温は、A、B、C、D、I、J地点で、有意あるいは高度に有意な相関を示している。しかし相関係数の符号は、A、B、I、J 4地点は+、C、D 2地点は-である。またpH—DOについてみると、A、C、D 3地点は+で高度に有意、I、J 2地点は-で有意である。これよりA地点のpHの変動はアオコによるものが主因であろう。

BODは先述したように、多くの地点で水温との負相関がみられる。またD～J地点ではDOと正相関をもち、一般に述べられているBOD—DO間の逆相関はC地点でのみ、みられる。BOD—COD両有機性汚濁指標間の相関は、E、G 2地点を除き有意な正相関を示す。また、BOD—SS、COD—SS間は、A、B 2地点では正相関を示し、これら地点のSSは有機性物質が多いことを考えさせる。J地点において、SS—BOD、SS—COD間の相関係数は、0.10および0.51^{**註)}であり、このJにおけるSSは、微生物分解をうけにくい有機性汚濁物質を含んでいることを思わせる。

A、～、J 10地点のデータをまとめたもの(以後このデータの組をTOTALと呼ぶ。)の相関行列表では、BOD—COD間に0.63^{**}、水温—DO間に-0.58^{**}といった有意な相関係数が見られ、DO—COD、水温—SS、pH—SS間には有意な相関は見られなかった。

3 固有ベクトル

長野県内天竜川水質について、総合水質の変動解析、測定地点のグルーピング、総合的な水質指標の作成を行なう為に、全地点のデータを1組にしたTOTALを使用し、固有ベクトルを計算した。結果を表—3に示した。

第1主成分から第3主成分までの固有値の累積寄与率は75.2%であり、全情報の4分の3であった。ここで得られた固有ベクトルは相関係数より計算したものであり、したがってすべての水質変量はN(0, 1)に規準化した後計算に用いられた。

第1主成分固有ベクトルは水温に対する係数が-0.02と小さく、DOに対するベクトルも0.25と小さい。これに対しBOD、COD両有機性汚濁指標は、0.62、0.60とともに高く、第1主成分の中心となっている。したがって第1主成分は有機性汚濁指標になっていると考えられる。

第2主成分固有ベクトルは、水温、DOの2変量が中心となる要因であり、pH、BODはほとんど影響を与えない。人為的影響による有機性物質、栄養塩類の増減は微生物活動によるDOの増減となって表われると考えられるが、これにより第2主成分の温度に起因する周期性にみだれを生ずると考えられる。すなわちこの第2主成分が周期性(季節周期性)をもつ

注) 夏期異常発生する植物プランクトンの俗称であり、主体はらん藻類の Microcystis である。¹⁷⁾

注) ** 1%で有意

* 5%で有意

第3表 固有ベクトル，因子負荷量および回転後の因子負荷量 (F因子)

	固有ベクトル			因子負荷量			回転後の因子負荷量		
	E ₁	E ₂	E ₃	L ₁	L ₂	L ₃	F ₁	F ₂	F ₃
水温	-0.02	0.67	0.39	-0.03	0.86	0.39	0.05	0.92	0.22
pH	0.39	-0.06	0.71	0.53	-0.08	0.72	0.20	0.00	0.88
DO	0.25	-0.66	0.11	0.34	-0.85	0.11	0.04	-0.85	0.35
BOD	0.62	0.01	-0.20	0.84	0.01	-0.20	0.83	-0.19	0.16
COD	0.60	0.26	-0.11	0.81	0.33	-0.11	0.85	0.14	0.18
SS	0.20	0.21	-0.52	0.28	0.27	-0.53	0.51	0.09	-0.40
固有値	1.84	1.65	1.01						
寄与率(%)	30.8	58.3	75.2						

て変動していれば，水質は良好な環境にあると判断できそうである。したがって自然状態の安定度を示す指標であろう。

第3主成分固有ベクトルは，pHが0.71，SSが-0.52と高い。ここでpHは水中微生物の呼吸および光合成に影響されること⁷⁾，またSSは濁度と関係があることより第2汚濁指標とすることもできる。しかし，第3主成分の変動が実際の水質変動と，どのような関係があるのか明らかにすることができなかった。

表-3の固有ベクトルを使用し，各主成分値(z)を計算した。計算に使用した式を以下に示す。

第1主成分値

$$z_1 = -0.02 \times \text{水温} + 0.39 \times \text{pH} + 0.25 \times \text{DO} + 0.62 \times \text{BOD} + 0.60 \times \text{COD} + 0.20 \times \text{SS} \quad (1)$$

第2主成分値

$$z_2 = 0.67 \times \text{水温} - 0.06 \times \text{pH} - 0.66 \times \text{DO} + 0.01 \times \text{BOD} + 0.26 \times \text{COD} + 0.21 \times \text{SS} \quad (2)$$

第3主成分値

$$z_3 = 0.39 \times \text{水温} + 0.71 \times \text{pH} + 0.11 \times \text{DO} - 0.20 \times \text{BOD} - 0.11 \times \text{COD} - 0.54 \times \text{SS} \quad (3)$$

代入する各変量は次式により規準化する。

$$x_{ij} = (X_{ij} - \bar{X}_i) / s_i \quad (4)$$

\bar{X}_i ; 第*i*番変量の平均値

s_i ; 第*i*番変量の標準偏差

X_{ij} ; 第*i*番変量第*j*番目の観測値

x_{ij} ; 規準化された X_{ij} の値

(\bar{X}_i, s_i は表-1参照)

各地点の総合的な水質変動を比較検討するため，(1)式，(2)式の結果を，主成分値を縦軸に，時間(月)を横軸にとった図上に記入した結果を図-3~6に示す。今回の報告では図が煩

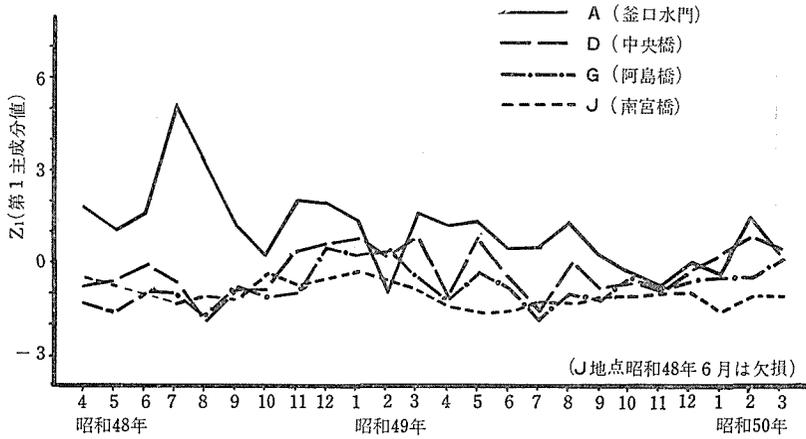


図-3 第1主成分値の季節変動

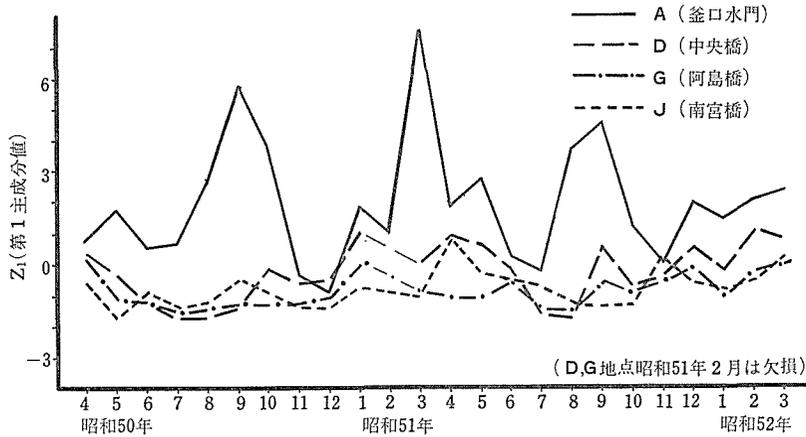
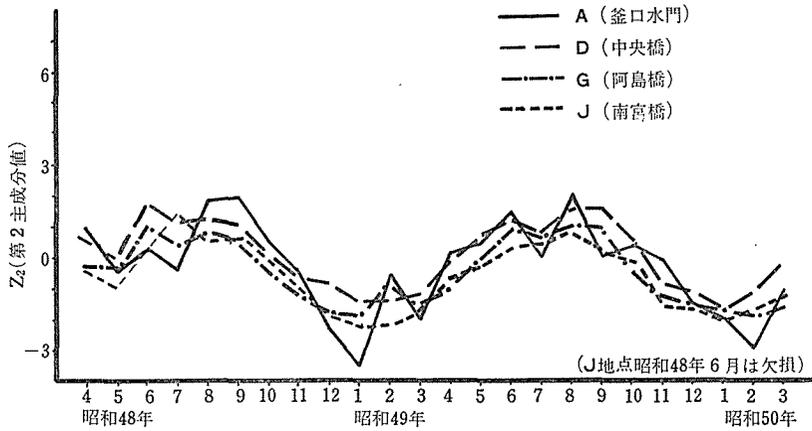


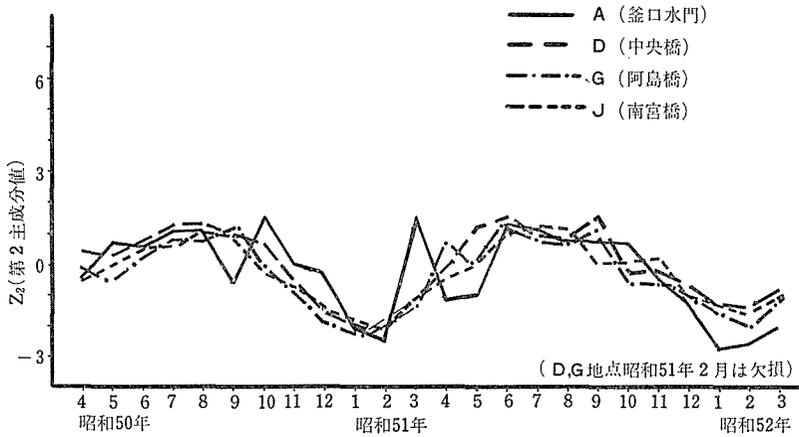
図-4 第1主成分値の季節変動

雑になるのを避け、A, D, G, J 4地点のみを記入し、図-3には昭和48年、49年度の z_1 を、図-4には50年、51年度の z_1 を、同様に図-5には48年、49年度の z_2 を、図-6には50年、51年度の z_2 を示した。

A地点では z_1 は49年度を除き、夏期に著しい増加があり、また冬期、春期に夏ほどではないが増加が認められる。この夏期の増加の原因は、諏訪湖でのアオコ発生による、pHの上昇、DOの過飽和、BOD、COD、SS増加による相乗作用によってであろう。 z_2 は周期性が弱く、水質変動が自然状態の変動から大きく懸け隔っていることを示している。またB地点の z_1 は、A地点と酷似しており、変動の幅のみが小さい。すなわちB地点の水質は、A地点の水質変動を直接受けており、流下過程で幾分か汚濁が弱まったと思われる。



図一五 第2主成分値の季節変動



図一六 第2主成分値の季節変動

D地点 z_1 は夏期減少，冬期増加といった変動を示している。これは冬期における，流量の減少，微生物活性の低下，DO量の増加の為であろう。

E地点では， z_1 はほとんどの月で負になっており，その変動は小さく安定している。 z_2 は変動幅 1.5 の季節周期性のカーブを示している。これより人為的影響が少なくなったと考えられる。F, G, H, I, J地点では， z_1 は安定しており，G, H, I, J地点では，ほとんどの月で負値であり，有機性汚濁が少ないことを示している。

4 因子負荷量

因子負荷量について要点を述べると，各変量の主成分への相関係数であり，これより変量自身の分類が可能となる。 $Cov[]$ を共分散を求めるオペレーター， $V[]$ を分散を求めるオペレーターとすれば，因子負荷量は以下の式で求められる。

$$r(z_i, x_k) = \frac{\text{Cov}[z_i, x_k]}{\sqrt{V[z_i] \cdot V[x_k]}}$$

$$= \sqrt{\lambda_i} \cdot l_{ik} \quad (5)$$

λ_i ; 第 i 番目固有値

l_{ik} ; 第 i 番目主成分固有ベクトルの第 k 番目ベクトル

データの組 **TOTAL** を用いた結果を表-3 に示した。これを, z_1 - z_2 軸, z_2 - z_3 軸, z_3 - z_1 軸の3つの因子負荷量図として表わし, 検討した結果, BOD, COD 両有機性汚濁指標が1群を形成し, SSがこのグループに入ることを示した。すなわち長野県内天竜川においては, SSは有機性汚濁物質と関係があることを示している。

同様にして, 各地点ごとのデータより因子負荷量を求め検討したところ, B, E, F, G, I, J 6地点において, BOD, COD 2変量が1群を形成せず, これら測定法によって測定される物質に差異のある可能性を示した。

5 F因子得点およびF因子評点

TOTAL の因子負荷量に規準バリマックス法^{5,6)}を適用し, 因子軸を回転した後の因子負荷量(以下F因子と記す。)を計算した。結果を表-3 に示した。

a) F因子得点

F因子を用い, F因子得点を計算した。使用したF因子は係数が0.50以上のもののみであり, 各変量は(4)式を用い, 規準化して代入した。以下に計算式を示す。

第1因子

$$F_1 = 0.83 \times \text{BOD} + 0.85 \times \text{COD} + 0.51 \times \text{SS} \quad (6)$$

第2因子

$$F_2 = 0.92 \times \text{水温} - 0.85 \times \text{DO} \quad (7)$$

第3因子

$$F_3 = 0.88 \times \text{pH} \quad (8)$$

結果を表-4 に示した。

b) F因子評点

F因子得点もそのままの形では各地点の水質の優劣の判定はしにくい。そこでこの得点を0~10までの11段階の評点におきかえることにした。すなわち各F因子得点について, 10地点の分布から, 平均値および標準偏差を計算し, この2つの値を用いて各地点のF因子得点を規準化し, 表-5を用いて評点づけを行なった。結果を表-4 に示した。

F_1, F_2, F_3 各因子評点は, それぞれ有機性汚濁, 溶存酸素量, 水素イオン濃度についての評点と考えられる。各F因子の係数より, 有機性汚濁の進行は F_1 の増加, DOの減少は F_2 の増加, pHの上昇は F_3 の増加を生むと思われる。 F_3 について, pH=7.0で計算した結果, 評点は1となり, したがって評点の増加はアルカリ側への傾きと考えられる。

以上より, F, G 2地点は有機性汚濁が進行しておらず, C地点ではDOの減少が著しいことなどが判明した。

このF因子評点は新しい水質指標として使用できそうである。

第4表 F因子得点およびF因子評点

地点	F 因子 得 点			F 因 子 評 点		
	第1因子	第2因子	第3因子	第1因子	第2因子	第3因子
A	1.26	-0.49	0.85	7	3	8
B	1.38	-0.15	0.75	8	5	7
C	1.42	0.79	-0.77	8	9	3
D	-0.09	0.05	-0.28	5	6	4
E	-0.98	0.20	-0.05	4	6	5
F	-1.14	-0.09	0.28	3	5	6
G	-1.28	-0.23	0.22	3	4	6
H	-0.75	-0.10	0.32	4	5	6
I	-0.63	-0.38	-0.71	4	3	3
J	-0.93	-0.41	-0.77	4	3	3

第5表 評点化

規準化したF因子得点	-2.4以上	-1.9~	-1.4~	-0.8~	-0.3	0.3~	0.8~	1.4~	1.9~	2.4以上
F因子得点	-2.4未満	-1.9未満	-1.4	-0.8	-0.3	0.3	0.8	1.4	1.9	2.4
F因子評点	0	1	2	3	4	5	6	7	8	9

c) F因子評点によるグルーピング

F因子評点を図-7のような三角形に図式化することにより、各地点のグルーピングを行った。

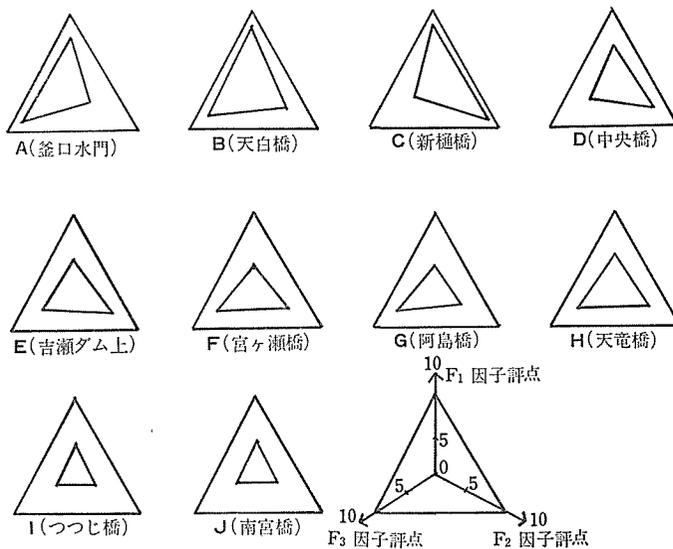


図-7 F因子評点三角パターン

これより、A、B 2地点は、富栄養化した諏訪湖の影響を受けるグループであり、C地点は有機性汚濁が進行するとともに、A、B 2地点とは異なりDOが減少していることを示している。

D、E、F 3地点は群を形成しているが、これら3地点は、伊那市、駒ヶ根市、飯田市の影響を受ける地点であり、この為であろう。

F、G 2地点は F_1 、 F_2 は比較的良好であるのに対し、 F_3 因子評点は高く、一群を形成している。またI、J 2地点は、A、～、J 10地点の中で、良好な水質をもつグループであることを示していると思われる。

V 終りに

今回の報告では変量間の関係への偏相関の導入、変量の時系列解析など今後多くの課題を残した。

なお各変量の共通因子(潜在因子)の究明には、因子分析が有効であろう。これらの問題については今後の検討にまきたい。

VI 要約

河川の水質変動を明らかにする為、統計学的手法を利用し、長野県内の天竜川を対象とし、県、「公共用水域水質測定結果」をもとに、多変量解析の一手法である主成分分析を行なった。これより以下の結果を得た。

- 1 相関分析より、SSが有機性と考えられる地点、そうでない地点がわかれ、また有機性と考えられた地点においても、BOD、CODに対して同様な相関を示していない。
- 2 主成分分析より、固有値の累積寄与率は、第3主成分までで約75%であり、第1、第2主成分はそれぞれ、有機性汚濁指標および自然状態の安定度指標と命名された。しかし第3主成分については名義づけができなかった。
- 3 因子負荷量より各地点の水質は5つのグループに別けられ、この手法が水質変化を知る上で有効であることを示した。

引用文献

- 1) 半谷高久 水質調査法 丸善('78)
- 2) 小出悟郎 水道協会雑誌 482号 p28('74)
- 3) 奥野忠一 多変量解析法 日科技連('72)
- 4) 奥野忠一 続多変量解析法 日科技連('78)
- 5) 守谷栄一 多変量解析とコンピュータ プログラム 日刊工業新聞社('74)
- 6) DIXON W. J. BMD Computer programs manual U. C. L. A. ('64)
- 7) 日本地球化学会 水汚染の機構と解析 産業図書('78)
- 8) 半谷高久 水質汚濁研究法 丸善('78)
- 9) 渡辺紀元 公害と対策 13(7) p757('77)

- 10) 田中庸央 水処理技術 18(9) p853 ('77)
- 11) 中島 淳 水処理技術 19(5) p69 ('78)
- 12) BOLTON P. W. Water Pollut Control 77 (2) p271 ('78)
- 13) 藤本義典 公害と対策 14(2) p1353 ('78)
- 14) WELLS R. J. Water Pollut Control 77 (1) p25 ('78)
- 15) 田中哲次郎 用水と廃水 20(6) p682 ('78)
- 16) 植木 肇 水処理技術 19(4) p335 ('78)
- 17) 沖野外輝夫 富栄養化調査法 講談社 ('76)

Statistical Studies of River Water Quality (1)
Application of Multivariate Data Analysis for Water Qualities of
TENRYU River in NAGANO Prefecture.

BY Tsutomu NAKAJI, Kazuyuki MINATO and Ryozo IRIYE

Laboratory of Environmental Conservation Chemistry, Fac. Agric., Shinshu Univ.

Summary

The water qualities of TENRYU River in NAGANO Prefecture were intended to explain by using statistical techniques. Correlation analysis and Principal components analysis were employed for this study.

In correlation analysis, observed stations were divided into two parts. One is the stations where SS is correlated with organic matters and the other is not. Even in the most part of the former, the correlation coefficients between SS and BOD are different from those between SS and COD. This result indicates that composition of SS is not same in each station.

In principal components analysis, the communality of the first 3 principle components is about 75% of the total variance of the original data. An interpretation of each principle component is as follows:

First principle component: Index of pollution by organic matters.

Second principle component: Stability index of natural environment or intensity of social (human) effects.

Third principle component: To our regret, this component could not be interpreted in this study.

Using Factor loading, 10 observed stations were classified into 5 groups by their water qualities. And it suggests that this procedure may be useful for water qualities investigations.