

京都大学 学生員 ○小野 芳朗
京都大学 正会員 宗宮 功

1.はじめに

琵琶湖南湖の水質を決定する要素は不確定的であり、汚濁現象の把握、因果関係、水質の予測は容易ではない。このような場においては大局的に水質を理解する方法をとることが次善であるとの観点より、筆者らは水質データに多変量解析の種々の手法を適用し、水系水質管理の方途を模索するものとして重回帰分析による検討を実施した。琵琶湖南湖は平均水深4mと浅く、成層を形成することなく、むしろ風、就航等による水面擾乱が問題となる。またその流出は、瀬田川の南郷洗堰の流出水量の人為的操作で滞留時間は4~30日、平均14日と変動する。水質データは、1976年6月より1979年4月まで図-1に示す琵琶湖南湖22地点において実測したものを利用した。本研究では藻類の増殖などの変量によって説明され(説明変数)、どのような形で説明されるか(因果)を調べることを目的とし、目的変数としてクロロフィル、 $a(\text{Chl}a)$ 、説明変数として藻類を直接構成すると考えられる懸濁性物質は省き、栄養塩因子としてアンモニア性窒素(NH_4^+)、硝酸性窒素(NO_3^-)、オルトリン酸態リン(PO_4^{2-})、増殖に影響する環境因子として水温(WT)、水の滞留時間(RT)、日射量(SUN)を選び、線形加法性モデルとした。なお計算は、京大大型計算機センターFACOM M-200 SPSS(Statistical Package for Social Science)を使用した。

2.パス解析(Path Analysis)

説明変数相互間の内部相関は小さくなければならない、理想としては相互に独立、相関が零であることが望ましい。しかしながら本研究においては、内部相関の予想されるものを説明変数として取っており、この変数間の因果的順序(causal order)を調べる必要がある。そこで目的変数以外の変数中から、あらたに目的変数を選び、さまざまな変数の組み合わせでさらに回帰分析を行なう。この結果を図-1に示した3地域について、図-2~図-4にパスダイヤグラムを掲げる。点線は $\text{Chl}a$ の説明に有意でない場合である。図中十一の符号のうち、左は標準偏回帰係数 β 、右は単相関係数Simple Rの符号であり、矢印に添う数字は標準偏回帰係数である。その矢印が説明変数から目的変数を直接に指している場合には β とSimple Rの符号が一致し、間接的である場合には相反していることが概して寄与率の小さい変数を例外として認められる。図-2東岸において夏と秋に目的変数 $\text{Chl}a$ に対する有意でないのは、この地域の汚染が進行しており常に負荷が高く栄養塩のbaseが十分にあり、かつ底泥の巻き上げの影響が強いためであると思われる。概して栄養塩に着目すれば NO_3^- の藻類増殖に対する寄与が高いといえる。しかし北西部においては PO_4^{2-} の寄与も他の栄養塩に比べて高く、この地

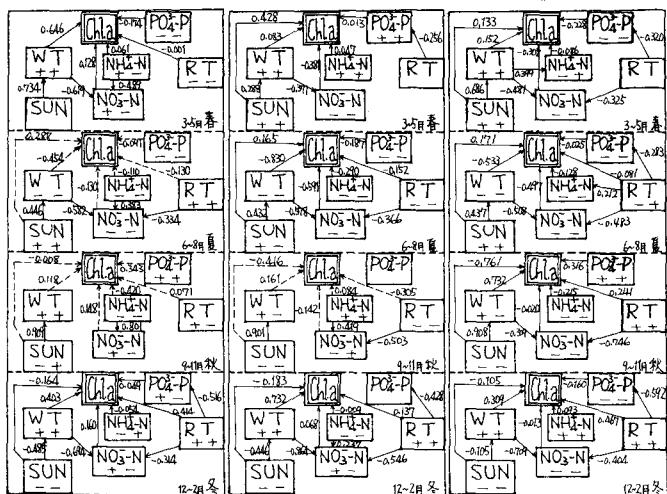
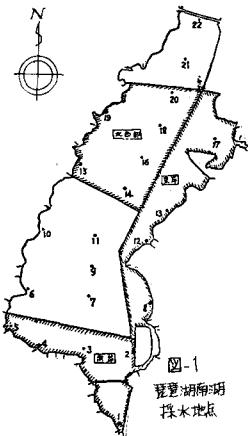


図-2 東岸
図-3 南岸
図-4 北西部
パスダイヤグラム

域ではPO₄³⁻-Pの制限因子としての役割が大きいといえる。またNO₃-Nを目的変数としてみた場合に、水温WTの効果の大きいのは、それが水温の上昇による藻類のNO₃-N摂取を示すものや、硝化菌の機能を示すものであろう。これらの重回帰モデル式を用いてChlaの推定値を各地域の各地点について求め、その平均値をChlaの実測値とともに1例を北西部にとり図-5に示すが、推定値は実測平均値にかなり近い値を示す。

3. 藻類増殖の制御

ここでは春期(3.4.5月)のChla濃度を目的変数とし、説明変数として栄養塩NH₄⁺-N、NO₃-N、PO₄³⁻-Pに関する1回前の測定日のデータ(約15日前のデータ)を用い重回帰式を求め、その結果を表-1に示す。藻類増殖の制御のためには様々な要因を変数として考えねばならないが、ここでは人為的にコントロールする流出水量のみ扱い滞留時間RTの操作によってChla濃度がどのように変化するかを見る。栄養塩の重回帰式、滞留時間を表-2に掲げる。表-2の栄養塩の回帰式を表-1のChlaの重回帰式のうち有意なものについてのみ代入し、表-3に示すように説明変数を滞留時間RTとしてChlaの回帰式を求めた。ここで用いた栄養塩の回帰式でNH₄⁺-Nについては南岸と北西部でRTで説明できなかたので実測値の平均値を用いている。冬期の滞留時間の平均は年によつて差はあるが、表-2に示すように比較的長い。そこで表-3の回帰式中でRTを15.0日、10.0日と短かくしていった場合の栄養塩、Chlaの変化を表-4に示す。この表よりRTが短くなるとNO₃-NやPO₄³⁻-Pは増加の傾向にあるが、Chla濃度は下がつてくることがわかる。また北西部でPO₄³⁻-Pが大きな制限因子となることは、表-1のPO₄³⁻-Pの回帰係数の大きさからもわかる。この符号が負であるのは、PO₄³⁻-Pが大きくなればChlaが小さくなるという矛盾をひきおこすが、これはPO₄³⁻-Pが滞留時間、流域の負荷等の他の要因の影響を受けているためと考えられ、PO₄³⁻-PからChlaを制御するには、その因果関係を把握する必要がある。

4. おわりに

本研究においては、多変量解析の一手法である重回帰分析法を用い、種々の要因の複合として藻類の増殖を検討し、その季節別、地域別による因果関係を知り、線形加法性モデルにより実測値の変動パターンにはほぼ一致した推定値を得た。さらに説明変数に栄養塩の1回前の測定日のデータを用いることにより、滞留時間の操作でChla濃度を予測することができた。

また今後、水質データに重回帰分析を施す際、留意すべきと考える点に重回帰モデルの効用性がある。水質因子による回帰モデルが必ずしも線形であるとは限らず、また説明変数の効果に、たとえばNO₃-NとWTの間のごとく交互作用(interaction)があり、加法性が損なわれる場合を考えられ、乗積項、指數項をも含むモデルを検討する必要があると考えられる。

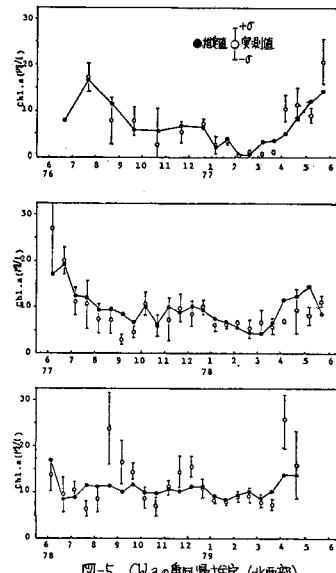


図-5 Chlaの重回帰推定(北西部)

表1 Chlaの重回帰式

	NO ₃ -N	PO ₄ ³⁻ -P	WT	R	P	F	N
夏	.065 - .100 - 1.461	50.764	.706	14.30	3.10 < 6.64		
春	.098 - .173 - .627						
秋	.056 - .022 - .068	22.313	.179	9.66	3.10 > 0.22		
冬	.031 - .130 - .079						
年	.101 - .051 - .377	23.392	.486	5.10	3.10 > 1.24		
	.258 - .355 - .205						
夏	.076 - .615 - .285	40.510	.782	8.47	2.98 < 13.64		
春	.213 - .750 - .393						
秋	.240 - .725 - .151		.793	4.53	2.98 < 14.73		
冬	.078 - .054 - .054	44.320	.758	8.05	2.98 < 7.16		
年	.069 - .049 - .463						
夏	.065 - .082 - .806		.764	5.00	2.90 < 14.93		
春	.232 - .750 - .393	18.650					
秋	.232 - .750 - .393						
冬	.120 - .316 - .079		.389	2.90	2.90 > 1.90		
年	.018 - .024 - .230	11.559					
夏	.069 - .057 - .806						
春	.232 - .750 - .393	15.244					
秋	.232 - .750 - .393						
冬	.171 - .468 - 1.073		.875	4.59	2.90 < 21.79		
年	.163 - .078 - 9.304	15.251					
	.232 - .750 - .393	.777					

A: Standard Partial Regression Coefficient

B: Partial Regression Coefficient

SE: Standard Error of Estimate

R: Multiple Correlation Coefficients

Sd.E: Standard Error

表2 栄養塩の重回帰式

	RT(day)	NO ₃ -N(g/l)	PO ₄ ³⁻ -P(g/l)	WT	R	P	F	N
夏	1.01 - 0.85RT+17.56				R=0.485			
春	NO ₃ -N-3.50RT+215.35				R=0.316			
秋	NO ₃ -N-3.50RT+215.35				R=0.316			
冬	NO ₃ -N-3.50RT+215.35				R=0.316			
年	NO ₃ -N-3.50RT+215.35				R=0.316			
夏	NO ₃ -N-3.50RT+215.35				R=0.316			
春	NO ₃ -N-3.50RT+215.35				R=0.316			
秋	NO ₃ -N-3.50RT+215.35				R=0.316			
冬	NO ₃ -N-3.50RT+215.35				R=0.316			
年	NO ₃ -N-3.50RT+215.35				R=0.316			
	.053 - 0.68RT+20.43				R=0.404			
	.232 - .750 - .393				R=0.352			

A: Standard Partial Regression Coefficient

B: Partial Regression Coefficient

SE: Standard Error of Estimate

R: Multiple Correlation Coefficients

Sd.E: Standard Error

表3 Chlaの重回帰式

	RT(day)	NO ₃ -N(g/l)	PO ₄ ³⁻ -P(g/l)	WT	R	P	F	N
夏	NO ₃ -N-1.63RT-6.38				R=0.485			
春	Chla=a ₁ +b ₁ RT+2.46				R=0.316			
秋	Chla=a ₂ +b ₂ RT+7.31				R=0.316			
冬	Chla=a ₃ +b ₃ RT-7.20				R=0.316			
年	Chla=a ₄ +b ₄ RT+0.05				R=0.316			
	Chla=a ₅ +b ₅ RT-160.22				R=0.316			

表4 滞留時間の影響によるChlaの変動

	RT(day)	NO ₃ -N(g/l)	PO ₄ ³⁻ -P(g/l)	Chla(g/m³)
夏	16.9	14	162	12
春	16.9	8*	178	6
秋	23.0	24*	134	4
冬	16.9	7*	152	2
年	16.9	7*	150	9
	15.0	16*	157	10
	15.0	16*	157	10
	15.0	16*	98	6
	15.0	16*	98	20.1
夏	15.0	10	162	12
春	15.0	8*	151	7
秋	24*	171	7	13.1
冬	15.0	7*	152	10.5
年	15.0	7*	157	8.8
	15.0	16*	157	10
	15.0	16*	157	(-50.1)
夏	10.0	1	180	15
春	10.0	8*	224	8
秋	24*	224	8	7.9
冬	10.0	7*	224	4.5
年	10.0	7*	176	3.9
	10.0	16*	176	14
	10.0	16*	176	(-55.1)