

京都大学 学生員 小野 芳朗
京都大学 正会員 河村 清史
京都大学 正会員 宗宮 功

はじめに 琵琶湖南湖水を原水とする京都市上水道においては昭和40年代中頃からカビ臭などの種々の臭気によるトラブルが相ついで起きている。ここではカビ臭が問題となった46年度と赤潮の発生で生ぐさ臭の問題となった54年度とを対象とし、臭気濃度TOと藻類種別の個体数との関連を多変量解析手法を用いて検討する。カビ臭についてはSynedra, Phormidiumとの関連が、また生ぐさ臭についてはUroglenaとの関連が指摘されているが、臭気の種類についてはここでは触れない。

2.重回帰分析による検討 昭和46年度、同54年度の京都市水道局水質試験年報の蹴上浄水場原水の毎日試験によるとTOの変化は図-5のようになっている。46年度と54年度を比較してもその類似性はなく、また前記データ中の優占種の変化(図-4)と対比しても、藻類の個体数が多い時に必ずしも高いとはいえない。そこで藻類種が臭気に対し単一的ではなく多重的、複合的に関連していると考え、重回帰分析によりTOに寄与の大きい藻類種をみいだす。入力データの藻類個体数は対数変換してTOに回帰させた結果を表-1に示す。これより、単相関係数が小さいのに比し重相関係数が大きく、各年度の入力した藻類種が説明変量として複合してTOに寄与していることがわかる。標準化偏回帰係数と単相関係数の大きさから検討してTOの説明に大きな寄与をしていると考えられる藻類種をつぎのようにした。

46年度 Phormidium(Ph.) Asterionella(As.) Closterium(Cl.) Chlamydomonas(Ch.)
54年度 Cyclotella(Cy.) Uroglena(Ur.) Melosira(Me.) Cryptomonas(Cr.)

3.多変量時系列分析による藻類とTOの関連の検討とTOの予測
TOと藻類との間の時間パラメータを介しての動的関係の内部構造を明らかにするためコヒーレンスを適用した。コヒーレンスは出力変量TOの中で入力変量の各種藻類と線形関係にある部分の割合を示すものであり、他の入力時系列の影響を除いて単一の入力時系列の依存を示すものをパーシ

藻類種	単相関係数	標準化偏回帰係数	重相関係数	F値
46年度				
Synedra	-0.082	-0.077	0.723	30.41 (7.175)
Phormidium	0.471	0.506		
Melosira	-0.181	-0.097		
Asterionella	-0.315	-0.266		
Closterium	-0.090	-0.170		
54年度				
Staurastrum	0.192	0.022	0.789	19.74 (14.168)
Chlamydomonas	0.486	0.384		
Lyngbya	-0.258	-0.082		
Cyclotella	0.355	0.270		
Synedra	0.438	-0.006		
Phormidium	-0.037	0.112		
Uroglena	0.731	0.705		
Melosira	0.398	0.166		
Cryptomonas	0.358	-0.111		
Closterium	-0.195	-0.188		
Pediastrum	-0.282	0.139		
Anabaena	-0.100	0.150		
Staurastrum	-0.121	0.051		
Gymnodinium	0.008	0.066		
Fragilaria	-0.134	0.008		
Mallomonas	-0.025	0.085		

ルコヒーレンス、全入力時系列の依存を示すものをマルチプルコヒーレンスという。その結果を図-1, 2に示すが、どの藻類種もそれぞれ単独にはTOに対し明瞭な線形関係をもたないが、複合して大きく関連していることがわかる。図-3に出力時系列のパワースペクトル中、各変量の固有変動ノイズによって生じさせられている部分の割合を示すも

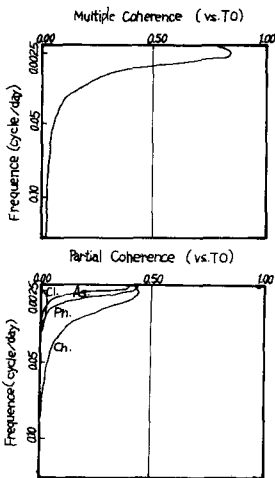


図-1 46年度コヒーレンス

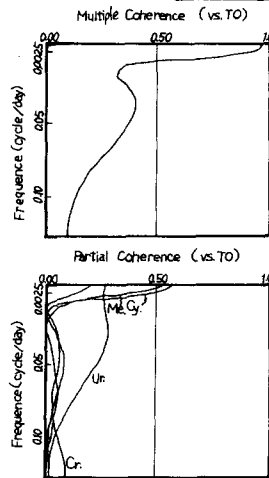


図-2 54年度コヒーレンス

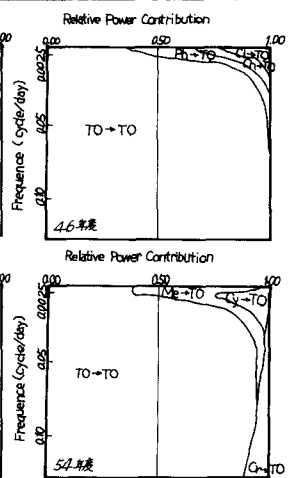


図-3 ノイズ寄与率

のとしてノイズ寄与率をあげたが、46年度に関してはTOは自らのノイズによりほとんどを説明されている。
 54年度はUroglenaはTOに対しノイズで寄与がなく、図-2のコヒーレンスでもMelosira, Cyclotella, CryptomonasがTOに対し同様の直線関係をもつのに比し、Uroglenaは広い周波数域にわたる直線関係をもつ。これは、54年度のTOの増減は主としてUroglenaの消長に支配され、残りの部分を持に、0.02 cycle/day (50日周期)以下の低周波域(長周期)ではMelosira, Cyclotellaが影響を与えTOに対する発現の応答の鈍さを示し、高周波域(短周期)ではCryptomonasが影響を与え応答の速さを示すことがわかる。

つぎに、多変量自己回帰モデル(MAR-Model)を用いて藻類の個体数よりTOの予測を試みた。藻類種とTOでつくれる変量ベクトル $X(t)$ に対する自己回帰表現として、つぎに示すものを考える。

$$X(t) = \sum_{m=1}^M A_m(m) X(t-m) + U(t) \quad U(t): \text{残差ベクトル} \quad A_m(m): \text{自己回帰係数行列} \quad m: \text{次数 (1スケルは2日)} \quad (1)$$

ここで $A_m(m)$ の次数として、次数0から最大次数($m=10$ を最大とした)まで $A_m(m)$ および、(2)式のFPE値(Final Prediction Error)を計算し、その中で最小のFPE値をとった次数の $A_m(m)$ を採用する。

$$FPE(M) = \left(1 + \frac{Mr+1}{N}\right)^r \left(1 - \frac{Mr+1}{N}\right)^{dm} \quad r: \text{全変量数} \quad dm: \text{予測誤差分散行列} \quad (2)$$

これを46年度、54年度に適用した結果、46年度は次数1、54年度は次数2でMAR-Modelは以下のように得られた。

$$46年度 \quad TO(t) = [1.790 \ 0.389 \ 0.015 \ -2.410 \ 0.937] \begin{bmatrix} Ph.(t-1) \\ As.(t-1) \\ Cl.(t-1) \\ Ch.(t-1) \\ TO(t-1) \end{bmatrix} \quad (3)$$

$$54年度 \quad TO(t) = [6.386 \ -0.903 \ 10.526 \ 9.189 \ -0.775] \begin{bmatrix} Cy.(t-1) \\ Ur.(t-1) \\ Me.(t-1) \\ Cr.(t-1) \\ TO(t-1) \end{bmatrix} \\ + [-0.006 \ 2.589 \ -3.421 \ -10.089 \ -0.187] \begin{bmatrix} Cy.(t-2) \\ Ur.(t-2) \\ Me.(t-2) \\ Cr.(t-2) \\ TO(t-2) \end{bmatrix}$$

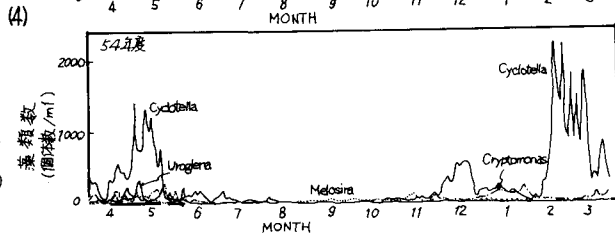
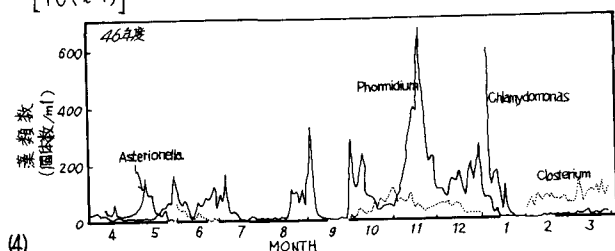


図-4 藻類個体数の経日変化

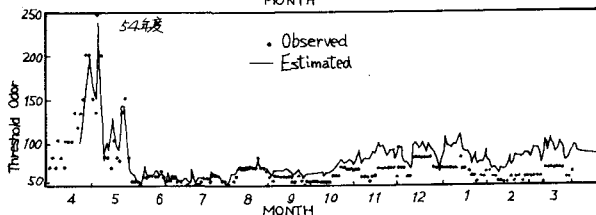
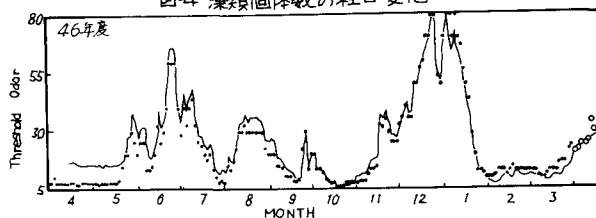


図-3 臭気濃度の変化

(3)(4)式より予測した結果を図-5に実測値とともに示した。これから、それぞれのモデルが実測値の変動をよくフォローしていることがわかる。

4.おわりに 多変量時系列分析の適用により藻類の個体数による臭気濃度の説明が可能となり、しかも臭気が藻類種の複合された影響として表現されることがわかった。

MAR-Modelの適用にあたってはデータ入力に際し、新しいデータの追加を連続的に行ない、将来を予測していき、このプロセスにおいて入力データ量、予測期間長の有効性、モデルの適応性等の検討を加えていく必要がある。

参考) 京都市水道局水質試験年報 昭和46年度
同 54年度