

金沢大学 正員 ○寺島 泰
富山県土木部 大石守仁

1. はじめに

水質汚濁発生の原因および結果としての水質発現様体と水質構成成分が多様化してくると、因果関係の把握や発現水質の予測、水質評価なども複雑かつ容易でないが、これに対し多変量解析の手法と電算機の助けにより、影響因子の抽出や重相関度の分析、水質特性の総合表示などの試みがなされている。我々は河川表流水を取水する浄水場の原水水質日資料に基づいて時系列変動の統計的な性質を検討、発表してきたが、今回は柴島浄水場原水水質をとりあげ、淀川下流部水質の因子分析、主成分分析などによる評価および回帰分析によるBOD予測を試みたので報告する。資料は昭和43年8月5日以後3年間の日資料、流量は枚方地点におけるものである。

2. 因子分析、主成分分析による評価

因子分析による淀川水質の総合評価は、庄司、山本氏らにより行なわれており、3個の共通因子として汚染因子、雨量因子、気温因子が抽出されている。ただしこの解析は昭和12年から33年に到る間の月別資料であるとともに、汚濁原因の変遷が急であった期間を含むところに検討の余地があるといえる。なを今回は人工汚染項目であるBOD、陰イオン活性剤、さらにマンガンを加えている。因子分析では変量 X を次式のように共通因子 F と因子

$$X_L = \alpha_{L1}F_1 + \alpha_{L2}F_2 + \cdots + \alpha_{Ln}F_n \quad (L=1, 2, \cdots, n) \quad (1)$$

負荷量 α の一次結合で表わすが、今回の解析では抽出因子は3因子までとしセントロイド法によって因子負荷行列を求め、さらにバリマックス基準により因子軸の回転を行なった。その結果、第1因子負荷の大きいものは記載の順にアルカリ度、比導電率、 NH_4-N 、流量、陰イオン活性剤、BODなどであり、流量のみが負の相関を示している。この因子は雨量因子と人為的汚染因子の複合因子とみることができよう。第2因子については色度、濁度、 $KMnO_4$ 消費量、マンガンを高い相関を示すから雨量因子、第3因子は水温、DO、一般細菌に相関を示すことから気温因子と考えられる。図-1には3共通因子より因子負荷量を3次元的に示した。

さらに全変量の変動を総合し、代表する因子(成分)としての $\bar{F}$ を主成分分析によって3因子まで求めた。上と同

$$\bar{F}_L = \beta_{L1}X_1 + \beta_{L2}X_2 + \cdots + \beta_{Ln}X_n \quad (L=1, 2, \cdots, n) \quad (2)$$

図-1 3共通因子による因子負荷量の表示

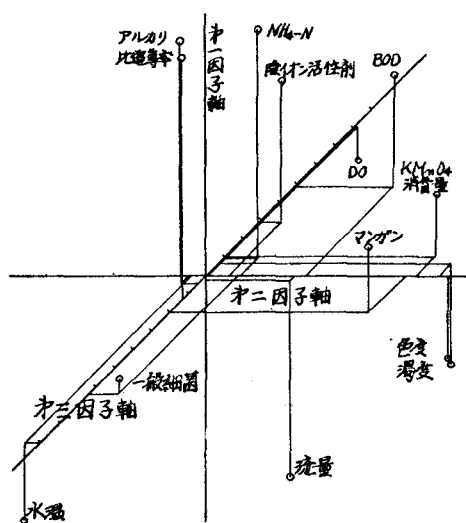


図-2 因子得点の変動

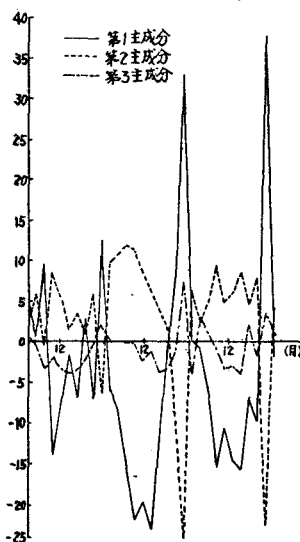


表-1 因子負荷量

X_i	β_{1i}	β_{2i}	β_{3i}
流量	0.747	-0.443	0.047
水温	0.255	0.027	0.907
濁度	0.317	-0.909	-0.035
色度	0.255	-0.936	0.005
$KMnO_4$ 消費量	-0.269	-0.872	-0.144
比導電率	0.933	0.087	0.061
総凡加度	0.925	0.171	-0.019
陰イオン活性剤	-0.561	-0.072	-0.411
NH_4-N	-0.889	-0.083	-0.176
BOD	-0.390	-0.389	-0.594
DO	0.263	0.035	-0.902

様にバリマックス回転を施している。なを庄司山本氏らは第1因子までを求め総合汚染指標としている。第3因子までの累積寄与率は82%に達し、因子の係数ベクトルは表-1のように求まった。 $F_1 \sim F_3$ 因子へのグルーピングの結果は、この場合一般細菌とマンガンの項目を欠いているが当然ながら $F_1 \sim F_3$ の場合とほぼ一致している。また水質項目分布形の検討結果において、今回雨量因子に類別された水質項目は流量と同様に対数正規型であり、人為的汚染因子と雨量因子に類別されたもののうち流量以外の項目はほぼ正規分布に、気温因子に類別されたものは週期性を反映した矩形分布かこれに類するものになるなどの注目すべき一致もえられた。なお、(2)式により因子得点を求めるには X を標準型の正規分布に変換したのち行なう。図-2に因子得点の34年における変動を示すが第1因子が周期性も含め変動を顕著に示し、第2因子が負の相関をもった変動を示している。

3. 重回帰分析による日水質の予測—とくにT日資料による(T+1)日BOD値の予測について

物理的モデルを用いる決定論的な予測はもちろんのこと、非物理モデルを用いる確率論的な予測手法、また結合手法においても最近著しい進歩がみられ、大気汚染予測への適用例が示されている。短期予測から中期、長期があるが、とくに短期予測については日野氏によるカルマン制御理論と回帰分析・因子分析を組合せた予測法(KARFA法)の提案が新しく、注目される。ところで河川水質について、短期予測の場合は連続観測の項目に限られかつ資料の信頼度が低いことが難点であり、また予測の必要度の高い急性毒物(シアンなど)ほど、これらが一過性であるため予測し難い。現段階で最も信頼度の高い短時間間隔定時観測資料は浄水場原水水質日資料であるが、今回は主要指標であるBODの予測をまず回帰分析によって行なった。予測モデルは次式のようにT日の水質および流量データ $X(T)$ から(T+1)日のBOD値 $Y(T+1)$ を求めるものであり、BOD測定に5日を要することから

$$Y(T+1) = \delta_0 + \delta_1 X_1(T) + \delta_2 X_2(T) + \dots + \delta_p X_p(T) \quad (3)$$

$X(T)$ にはBODは含まれない。 $X(T-K)$ も含ませうが、BODの日隠値が欠落しているため削除データがさらに増加する。さて、34年資料によって求めた重回帰式の偏回帰係数を表-2に、予測値と実測値を図-3に示す。回帰分析では短期間の変動は平均化されるが、図-3の結果では高BODを予測しきれない難点がある。

さらに α の有意性を危険率5%で検定し、表-2中の4変量にしばって回帰式を求めた。非線型関係が強いと思われる項目や内部相関の高い変量が除かれた結果、幾分予測精度が向上している。したがってまた河川水質の場合は因子分析による変量の圧縮の必要性は低いと思われる。次に、河川水質については強い季節的週期性があり、回帰の構造も

変化しているのもモデル決定期間を30日に区切って予測を行なった(図4)。厳密な意味での週期性を考慮した回帰予測ではないが、予測精度は幾分向上している。なお、非線型関係の強い項目については、対数変換他による線型化が望ましいが、これらについては講演時に述べる。

表-2 偏回帰係数

X_i	δ_i	δ_i
δ_0	5.3441	5.6587
アルカリ度	-0.0013	
DO	0.0588	
NH ₄ -N	1.1236	0.8772
陰イオン活性剤	0.2620	
マンガン	-0.1510	
一般細菌	0.0000	
水質	-0.1266	-0.1495
KMnO ₄ 消費量	0.1538	0.0916
比導伝率	-0.0066	
濁度	0.0004	
色度	-0.0127	
流量	-0.0010	-0.0010

図-3 (T+1)日BODのT日他成分データによる予測 (34年資料による)

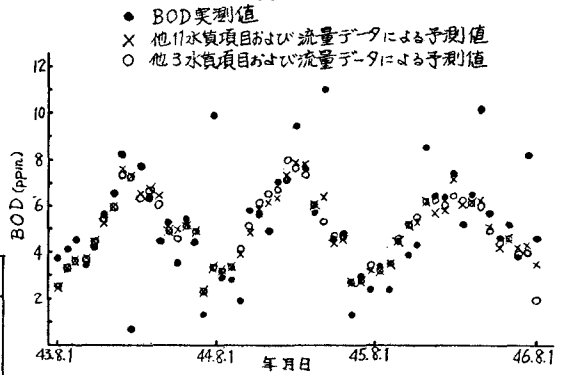


図-4 周期性を考慮した予測

