

東京都立大学工学部 正員 小泉 明
東京都立大学工学部 正員○稻員 とよの

1. はじめに

著者らは下水処理システムをマクロ的観点で捉え、下水処理場の維持管理情報を得るために様々な分析を行なってきた¹⁾。前報では、自動測定により得られた1時間間隔のデータ（時間データ）を用い、下水処理システムの変動特性のうち特に時間変動特性に着目し、これを分析する方法を提案した。すなわち、時間変動特性を保持できる平均化操作として6時間平均を用い、トレンドや季節的な周期変動を含まない定常な時系列長としてデータサイズを2ヶ月以内とすれば良いことを明らかにした²⁾。

本報ではこれらの結果を踏まえ、1985年6月～7月の6時間平均データ2ヶ月分（244個）を用いて下水処理システムのモデル化を試みる。なお、モデルは下水処理システムの出力要因と入力・制御要因との関係を記述できるモデルとして以前に提案した伝達関数ARIMAモデルを使用する。また、対象とするシステムは、都市下水を中心に活性汚泥処理しているC処理場で、一日平均汚水量が約24000m³/日の中規模な下水処理場である。

2. 相互相関分析によるモデル要因の選択と時間遅れの検討

まず、処理場からの出力を表わす要因としては、処理水COD、処理水SS、処理水PH等のうち、もっとも一般的な管理指標である処理水CODを代表要因として選択した。一方入力要因である流入SSと、制御要因のはばく気槽MLSS、プロワ風量、返送汚泥量とを組合せて入力・制御要因とした。これらは相互相関係数を計算した結果、表1に示す値を得た。この表より、出力要因との相関が高く、しかもシンプルな入力・制御要因として、「流入SS/プロワ風量」を代表要因として選びモデル化に用いることとした。また、その相互相関コログラムのパターンより、入力・制御要因の変化の影響がはじめて出力要因に表われるまでの時間遅れはゼロ（6時間以内）であると判断された。

3. スペクトル分析によるデータサイズの決定

下水処理システムはきわめて複雑な生物反応を含んでいるため、入力・制御要因の影響はある程度長期的なものと考えられる。そこでモデル化に先立ち、処理水CODと流入SS/プロワ風量とのクロススペクトルを求めた。図1に示すように、十数時間、24時間、数日、7日から15日にかけてレンズのピークが認められた。これより判断して、入力・制御要因が出力要因に影響を及ぼす期間は半月程度であることが分ったので、モデル化に用いるデータサイズを半月とする。

4. 下水処理システムのモデル化

伝達関数ARIMAモデルの基礎式は次式で示される。

$$y_t = \mu + \{\omega(B)/\delta(B)\} x_{t-b} + \{\theta(B)/\phi(B)\} a_t \quad \dots \quad (1)$$

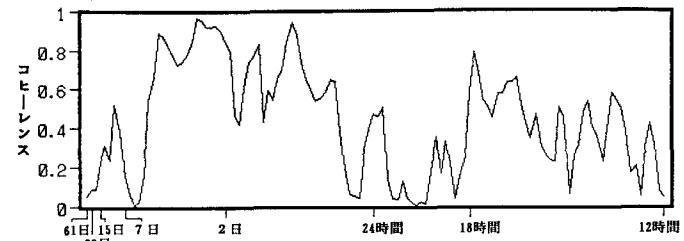
ただし、t:時間の指標、y_t:出力時系列、x_t:入力時系列、a_t:ランダム誤差、b:時間遅れ、μ:定数項、B:後退演算子、ω(B)/δ(B):伝達関数荷重、θ(B):移動平均演算子、ϕ(B):自己回帰演算子である。

表1 入力・制御要因と出力要因との相互相関 ($\tau = 0$)

入力・制御要因	相関
流入SS	.18
流入SS/プロワ風量	.45
流入SS/返泥量	.39
流入SS/MLSS	.12
流入SS/(プロワ風量*返泥量)	.30
流入SS/(プロワ風量*MLSS)	.45

(注)返泥量:返送汚泥量、MLSS:ばく気槽MLSS

図1 入力・制御要因と出力要因のクロススペクトル



(1)式の y_t には処理システムからの出力を表わす要因を、 x_t には処理システムへの入力要因と制御要因を合成変数として代入し、下水処理システムのブラックボックスモデルとして用いている¹³。

ここでは、下水処理システムを1次系の動的システムとみなし、伝達関数の分母 [$\delta(B)$] および分子 [$\omega(B)$] の次数を1次として、時系列長半月でモデル化を行なった。このモデルではまだ残差が大きかったため、さらにノイズモデルの自己回帰項と移動平均項の追加を検討した。残差の自己相関係数の χ^2 検定より、自己回帰項 [$\phi(B)$] および移動平均項 [$\theta(B)$] の次数がそれぞれ1次のモデルで、残差はほぼホワイトノイズと見なせることができた。これは、出力要因である処理水CODの時間変動は、入力・制御要因の流入SS/(γ 叩風量だけでは説明しきれず、出力要因自身の過去の値 および過去のランダム誤差の影響も受けているためと考えられる。得られたモデル式を6月前半と6月後半について以下に示し、実測値と推定値のプロットを図2と図3に示す。

[6月前半のモデル式]

$$y_t = 13.0 + (.007 - .035B)/(1 - .739B)x_t \\ + (1 - .403B)/(1 - .991B)a_t \dots \dots \dots (2)$$

[6月後半のモデル式]

$$y_t = 5.73 + (.088 + .054B)/(1 + .021B)x_t \\ + (1 - .367B)/(1 - .770B)a_t \dots \dots \dots (3)$$

両式中の y_t は処理水COD、 x_t は流入SS/ γ 叩風量である。図2および図3を見ると、得られたモデルは出力要因の時間変動を非常に良く記述していると言える。なお、表1に於いて 処理水CODと高い相関を示している「流入SS/(γ 叩風量*ばっ気槽MLSS)」を x_t とした場合についても 同様なモデルを作成したが、モデルの適合性には変りがなかったので、MLSSを含まないモデルをよりシンプルなモデルとして採用した。

5. おわりに

本報では、伝達関数ARIMAモデルにより、時間変動特性を考慮した下水処理システムのモデル化が可能であることを示した。すなわち、定常時系列長2ヶ月の6時間平均データを用いて、相互相関分析によりモデル要因を選択するとともに、入力・制御要因の影響が出力要因に及ぶまでの時間遅れを決定することができた。さらに、スペクトル分析により、入力制御要因は半月程度の遅れをもって出力要因に影響を与えることが明らかになり、これをモデル化の際のデータサイズとした。以上の結果を踏まえ、半月のデータにより下水処理システムのモデル化を行なったところ、処理水質の時間変動を良く再現するモデルを得ることができた。今後、他の月に於けるモデルの検討、日モデルとの比較検討など残された問題もあるが、本報で示したマクロモデルにより、下水処理場の運転管理に有効な情報を得ることができるものと考える。

【参考文献】

- 1) 小泉、稻員：下水処理システムの時系列分析、下水道協会誌、Vol. 25 No. 293, PP. 48~58, 1988
- 2) 小泉、稻員、三浦：下水道維持管理データの時間変動特性の分析、土木学会第43回年次学術講演会、第II部, PP. 806~807, 1988

図2 6月前半の実測値と推定値のプロット
(6時間平均データによる)

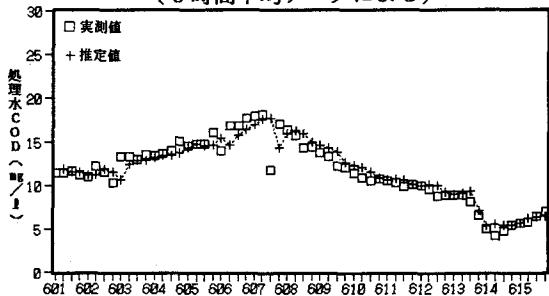


図3 6月後半の実測値と推定値のプロット
(6時間平均データによる)

