

II-541

## 小笠原父島下水処理システムのモデル化に関する一考察

東京都立大学工学部 学生員○加藤 徹  
 東京都立大学工学部 正員 稲員 とよの  
 東京都立大学工学部 正員 小泉 明

## 1.はじめに

筆者らは小笠原父島下水処理場の維持管理データを分析し、個々の要因の変動特性および要因間の時間遅れ関係を明らかにした<sup>1)</sup>。本稿ではこれらの結果を踏まえ、処理システムのモデル化を試みる。モデル化に用いる伝達関数ARIMAモデルは、処理システムからの出力を、定数項、入力および制御要因の影響を表わす伝達荷重項、そして、ランダム変動やその他の要因の影響を表わすノイズ項の3つの項により記述するモデルである。筆者らは既に東京都の3カ所の下水処理場において本モデルを使用している<sup>2)3)</sup>。

本稿ではそれらの処理場とは自然環境が異なり、しかも小規模な（平均流入下水量約1000m<sup>3</sup>/日）父島処理場において、伝達関数ARIMAモデルの適用性を検討する。

## 2.モデル要因およびデータサイズの決定

まず同時点の要因間の関係を把握するため、時間遅れゼロ（k=0）の相互联関係数を用いて要因関連図を作成したところ、図1を得た。この図より、要因は4つのグループに分類できる。すなわち、温度の状態を表わすAグループ、処理場の状態を表わすBグループ、ばっ気槽混合液の状態を表わすCグループ、塩素イオン濃度を表わすDグループである。これらの要因グループは東京都区内処理場の同様な解析とほぼ同じグループとなっており<sup>2)</sup>、活性汚泥処理システムの要因間の関係は、処理システムの規模や自然環境の影響を余り受けないものと考えられる。処理水CODとの相関に着目すると、各要因と同時点の処理水CODとの線形関係は弱いことが分かる。特に東京都区内の結果に比べて水温の相関が低く、これは年間を通して水温が20°C以上という父島の自然環境の影響と考えられる。

次に要因間の時間遅れを伴った関係を明らかにするため、先に計算した処理水CODと各要因とのクロススペクトルマトリックス<sup>1)</sup>を検討する。A、Dグループの殆どの要因は、どのような周期においても低いコヒーレンスを示している。それに対し、Cグループは長期パターン（周期7日以上）を示し、Bグループの流入CODは長期と短期（周期7日以内）の両方にコヒーレンスのピークが見られる。これらのコヒーレンスのピークより、処理水CODと他の要因との間には長期または短期の時間遅れを伴った影響があることが判る。

そこで、処理システムからの出力の代表要因である処理水CODを記述する要因として、共線性の大小並びに時間遅れを伴った影響の有無を考慮し、Bグループから流入COD、Cグループからばっ気槽MLDOを代表要因として選択した。相関係数の正負より、「流入COD／ばっ気槽MLDO」を入力・制御要因として用いることとする。

モデル化に先立ち、出力要因と入力・制御要因の相互相関関数およびクロススペクトル（図2）

図1 要因関連図

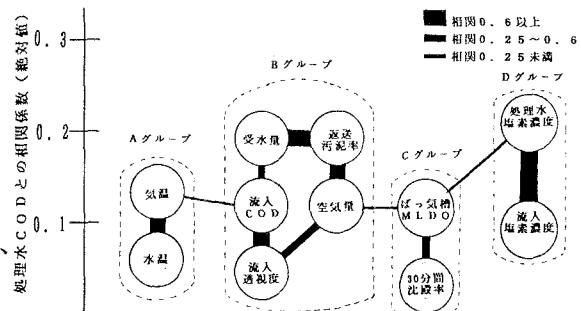
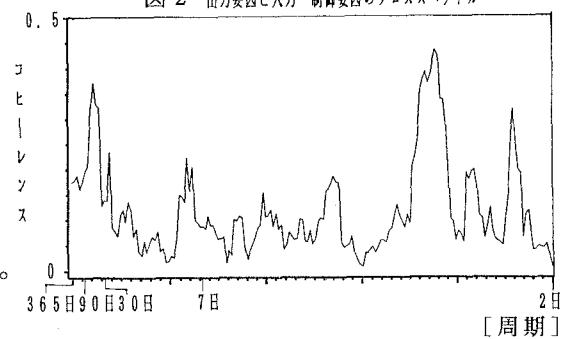


図2 出力要因と入力・制御要因のクロススペクトル



を計算した。相互相関関数より入力・制御要因の変動の影響が output 要因に表われるまでの初期遅れはゼロであった。また、図2より、入力・制御要因の出力要因への影響は30日～90日位まで及ぶと判断されるので、モデル化に用いるデータサイズは3ヶ月と決定した。

### 3. 下水処理システムのモデル化

ここでは、下水処理システムを1次系の動的システムと見なし、モデル化を行なう。3年分のデータを3ヶ月ずつ区切って、12ケースのモデルを推定した。この結果、自己回帰項を含むモデルでは、3年間を通して殆どのケースで有意なモデルが得られ、残差をホワイトノイズと見なせることが分かった。推定されたモデル式を、 $\chi^2$ 検定値が一番大きいケースと小さいケースについて以下に示し、実測値と予測値のプロットを図3および図4に示す。

[1986年10月～12月のモデル式]

$$y_t = 9.03 + (-0.010 + 0.022B)/(1 - 0.86B)x_t + 1/(1 - 0.83B)a_t \quad \dots \dots \dots (1)$$

[1985年10月～12月のモデル式]

$$y_t = 8.55 + (0.0083 + 0.013B)/(1 + 0.80B)x_t + 1/(1 - 0.91B)a_t \quad \dots \dots \dots (2)$$

両式中の $y_t$ は処理水COD、 $x_t$ は流入COD/ばっ氣槽MLDO、 $a_t$ はランダム誤差、Bは後退演算子である。その他のケースも含めて、自由度調整済み重相関係数( $R^*$ )は0.76～0.90となり、推定値は処理水CODの変動傾向を良く記述していると判断された。全ケースにおいて、伝達関数荷重項の分子の係数が小さく、しかも、自己回帰項を含むモデルが選択されていることは、父島処理場の特徴によるものと考えられる。すなわち、高い水温に加え、長時間エアレーション法による処理を行なっているため、入力および制御要因の変動の出力への影響は小さく、ランダム変動の急激な影響を受けにくい安定性の高い(つまり自己保存性の高い)処理システムであることを示している。

### 4. おわりに

本稿では、要因関連図およびクロススペクトル・マトリックスにより要因間の関係を明らかにし、処理システムのモデル化に用いる要因を決定した。そしてデータサイズを3ヶ月として、伝達関数ARIMAモデルを適用し、処理水質を良く再現するモデルを得ることができた。得られたモデルの構造は、父島下水処理場の自然環境および処理特性を反映していると考えられる。今後、種々の処理システムに本稿で示したモデル化のプロセスを適用することにより、モデル構造と処理場環境特性との関係を明らかにしていくと考えている。

#### [参考文献]

- 1) 小泉、稻員、富永：小笠原父島下水処理場データのスペクトル解析、土木学会第45回年次学術講演会、1990
- 2) 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, 1988
- 3) 小泉、稻員：時間変動特性を考慮した下水処理システムのモデル化、土木学会第44回年次学術講演会、第II部、1989

図3 1986年10月～12月の実測値  
と推定値のプロット  $\begin{bmatrix} \chi^2 \text{検定値 } 4.9 \\ R^* 0.78 \end{bmatrix}$

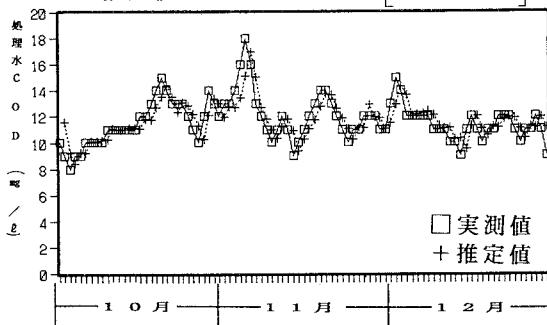


図4 1985年10月～12月の実測値  
と推定値のプロット  $\begin{bmatrix} \chi^2 \text{検定値 } 1.6 \\ R^* 0.89 \end{bmatrix}$

