島根原子力発電所温排水のひろがりに関する研究－Ⅱ

重回帰式によるひろがりの予測について

森　脇　晋　平

前報[1)]では温排水のひろがりとそれに関与すると考えられる要因の関係について検討した。

今回筆者はそれらの関係を用いて温排水のひろがりを予測しようとした。従来の温排水のひろがりに関する研究は，①淡水拡散などの調査資料に基づいた経験式による予測法（新田）。②既存知識を利用した物理的考察による半理論式の予測法（平野）。③数理模型によるシュミレーシ解析手法（和田）がある[2)]。

現在では③による解析がもっとも有力な手段と考えられている[3), 4)]。この物理的予測は，ある物理量の〝バランス〟を示す微分方程式などを適当な初期，境界条件下で数値的に解くことにより行なわれる[5)]。

これに対して今回もちいた統計的手法では，全変数の観測値から得られた予測対象と〝統計的関係〟をもっている要因を最少2乗法などの方法で予測しようとするものである。

資　料　と　方　法

前報[1)]で求めた説明変数の相関行列から出発する主成分分析法[6)]により固有値・固有ベクトルを求めた。これから要約される総合特性値[7)]と目的変数値の温排水関連項目を重回帰分析して予測式を求めた。

結 果 お よ び 考 察

回帰分析について　個有値とそれに対応する固有ベクトル及び累積寄与率を表1に示した。これによると個有値が1以上であるのは第3主成分までであり，約80％近くの情報がこの三つの主成分に集められていることがわかる。

また，大きい順に三つの個有値λ_1，λ_2，λ_3を選び，それに対応する個有ベクトルを，

$(\ell_{11}, \ell_{12} \cdots \ell_{18})$，$(\ell_{21}, \ell_{22}, \cdots \ell_{28})$，$(\ell_{31}, \ell_{32}, \cdots \ell_{38})$とすると，第1～第3主成分のスコアは，

$$
\left.\begin{aligned}
Z_1 &= \ell_{11} x_1 + \ell_{12} x_2 + \cdots + \ell_{18} x_8 \\
Z_2 &= \ell_{21} x_1 + \ell_{22} x_2 + \cdots + \ell_{28} x_8 \\
Z_3 &= \ell_{31} x_1 + \ell_{32} x_2 + \cdots + \ell_{38} x_8
\end{aligned}\right\} \quad (\mathrm{I})
$$

で与えられる。この作業により，もとの8つの変数は互いに無相関な3つの総合特性値に要約されたといえよう。

そこで，この総合特性値Z_1，Z_2，Z_3を説明変数にとり，温排水関連項目の上昇域到達距離（1℃，2℃到達距離をそれぞれL_1, L_2と記す）と上昇域面積（同様に1℃，2℃上昇域面積をS_1，S_2とする）を目的変数として重回帰分析した。その結果は，

$$
\left.\begin{aligned}
L_1 &= 0.275\,Z_1 - 0.009\,Z_2 + 0.069\,Z_3 \\
L_2 &= 0.172\,Z_1 - 0.102\,Z_2 - 0.198\,Z_3 \\
S_2 &= 0.183\,Z_1 - 0.529\,Z_2 - 0.242\,Z_3 \\
S_1 &= 0.356\,Z_1 - 0.293\,Z_2 - 0.031\,Z_3
\end{aligned}\right\} \quad (\mathrm{II})
$$

となる。また，その分散分析表を第2表に示した。これによると総合特性値と上昇域面積の回帰関係は高度に有意である。

回帰式による予測について　有意な回帰式からどの程度上昇域面積がひろがるのかを予測した。(II)式の上昇域面積の回帰式においてS_1，S_2を大きくするには，Z_1には最大値，Z_2とZ_3には最小値を代入すればよい。一方，特定の値に対して重回帰の推定値Yの標準誤差$S\mu$は

$$
S\mu = S\sqrt{1/n + C_{11}x_1^2 + C_{22}x_2^2 + C_{33}x_3^2 + 2(C_{12}x_1x_2 + C_{13}x_1x_3 + C_{23}x_2x_3)}
$$

表 1　固有値，個有ベクトルおよび累積寄与率

	Z_1	Z_2	Z_3	Z_4	Z_5	Z_6	Z_7	Z_8
1（風の東西成分）	0.028	−0.603	−0.358	−0.557	−0.142	−0.346	0.239	0.010
2（風の南北成分）	0.049	−0.564	−0.336	0.556	0.462	0.150	−0.146	−0.005
3（気　温）	0.492	−0.179	0.289	0.001	−0.103	0.137	0.027	−0.782
4（水　温）	0.411	−0.331	0.340	0.042	−0.394	0.029	−0.443	0.502
5（波　浪）	−0.292	−0.232	0.604	0.289	0.106	−0.585	0.242	−0.016
6（排水量と取排水温度差の積）	−0.305	−0.212	0.402	−0.512	0.477	0.375	−0.264	0.000
7（気温と水温の差）	0.483	0.043	0.161	−0.058	0.337	0.205	0.666	0.368
8（水温鉛直分布状況）	0.417	0.277	−0.084	−0.172	0.498	−0.559	−0.390	−0.009
固　有　値	3.506	1.388	1.183	0.945	0.487	0.314	0.177	0.000
累　積　寄　与　率	43%	61%	77%	88%	94%	98%	100%	100%

表 2　(Ⅱ)式の分散分析

	要因	自由度	平方和	分散	分散比
	全体	61	62		
L_1	回帰	3	4.99	1.66	1.69
	誤差	58	57.01	0.98	
	全体	61	62		
L_2	回帰	3	4.91	1.64	1.61
	誤差	58	57.09	1.02	
	全体	61	62		
S_2	回帰	3	23.07	7.69	11.46**
	誤差	58	38.94	0.67	
	全体	61	62		
S_1	回帰	3	13.25	4.42	5.25**
	誤差	58	48.75	0.84	

** $P < 0.01$

ただし,

n＝標本数

S^2＝偏差平均平方

$$\begin{vmatrix} C_{11} C_{12} C_{13} \\ C_{21} C_{22} C_{23} \\ C_{31} C_{32} C_{33} \end{vmatrix} = \begin{vmatrix} \Sigma Z_1^2 & \Sigma Z_1 Z_2 & \Sigma Z_1 Z_3 \\ \Sigma Z_1 Z_2 & \Sigma Z_2^2 & \Sigma Z_2 Z_3 \\ \Sigma Z_1 & \Sigma Z_2 Z_3 & \Sigma Z_3^2 \end{vmatrix}^{-1}$$

で求める[9]。

したがって　95％信頼限界$\hat{Y}$は

$$\hat{Y} = Y \pm 2.00 S\mu$$

として与えられる[9]。その値は

1℃上昇域面積：3.525(5.697～1.353)

2℃上昇域面積：4.656(6.596～2.716)

これを実際の値に変換すると，1°C上昇域面積は　1.99(2.64～1.34)×10^6㎡，2℃上昇域面積は，1.25(1.59～0.90)×10^6㎡ と推定できる。ただし，(　)内は95％信頼区間を示している。

1℃上昇域面積と排水量などの関係図[10]から今回予測した値と他の方法による値を比較してみると次のようである。ただし，排水量は30㎥/s，排水昇温値は7°Cとした。新田(1963)；3.2×10^6㎡，平野(1966)；1.7×10^6㎡，和田(1968)；0.52×10^6㎡，となり，平野(1966)とはほぼ同程度の値を示す。

また，今回の方法で計算した値は実際のデータの中で最大を与える条件を代入したものであり，常にこの程度ひろがっているということではない。しかし，上昇域の実測値は1°C上昇域で0.29～1.81×10^6㎡，2℃上昇域で0.14～0.91×10^6㎡ で変動しており，これより高い値が最大上昇域として算出された。したがって自然条件の組合わせによっては，この予測値の上限程度はひろがりうると推察できる。

文　　献

1) 森脇晋平：本誌　3,　58－62　(1981).

2) 和田　明：公害と対策，9，565－571　(1973).

3) 武田　康：　同誌　9,　551－556　(1973).

4) 千葉信一： 同誌 9, 557−563 (1973).

5) 鈴木栄一：環境情報科学, 7, 72−77(1978).

6) 奥野・芳賀他：多変量解析法, 日科技連, 東京, 1971, pp,160−257.

7) 同上： pp. 9−16.

8) 同上： pp. 25−157.

9) コクラン・スネデカー：統計的方法, 岩波書店, 東京, 1977, pp.361−393

10) 日本水産資源保護協会：水産生物と温排水, 1973, pp.14−16.