

洪水流出予測モデルの同定と予測に関する 2, 3 の考察

京都大学工学部 正 員 高樟琢馬 京都大学工学部 正 員 椎葉充晴
 鴻 池 組 正 員 ○富澤直樹 石 川 卓 正 員 平田浩一
 京都大学大学院 学生員 児玉好史

1. 概要 確率過程の流出モデルを同定する時ノイズ項のパラメタも含めパラメタを一括して同定する方が望ましいが、本研究では、確率過程の流出モデルを基礎とする決定論的流出モデルにノイズ項を付加したもの¹⁾と考えており、この考え方に従えばまず決定論的流出モデルを同定し、次に付加するノイズ項を同定することが可能である。また、確率過程の流出モデルでは想定しているモデルおよびパラメタが正しければ予測残差が白色になるはずである。そこで本研究では図1に示す段階的同定手法を提案する。また、STEP2 でノイズ項を同定する際、新たに追加するノイズ項のパラメタだけを最尤法を用いて逐次同定していくことにする。

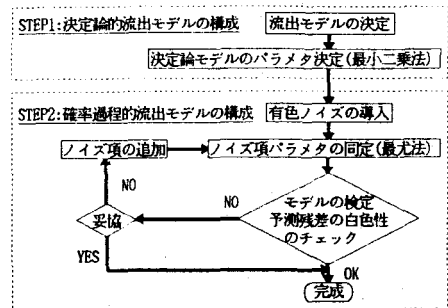


図1 確率過程の流出モデルの段階的同定法のフローチャート

2. 適用 神流川流域(373.6km²)に適用した例を示す。▷基礎とする決定論的流出モデルに貯留関数法を選ぶ。決定すべきパラメタは飽和雨量 R_{sa} 、一次流出率 f_1 、貯留関数の定数 K と P 、遅滞時間 T_L 、基底流量 Q_b の6つである。過去6出水の資料を用いてこれらを最小二乗法で求めた結果、 $P=0.5$ 、 $T_L=4$ h 以外はばらつきが大きく出水毎に確率的に変動するものと考えざるをえなかったが、統計的性質を調べるに十分な資料が無いため、 $R_{sa}=50$ mm、 $f_1=0.5$ 、 $Q_b=10$ m³/s、 $K=40$ (mm h)^{0.5} とした。構成された決定論的流出モデルを DET モデルと呼ぶ。▷DET モデルにノイズ項を付加し、 P 、 T_L 以外のパラメタ、面積平均降雨強度 r は連続的確率変量、 R_{sa} は逐次予測のアルゴリズムの都合上離散的確率変量として取り扱い、確率過程の流出モデルを構成する。1つ目のノイズ p_1 を付加したモデル(P00 モデル)は、次のように考えた。

状態方程式

$$r(t) = r_k \sim N(r_k, (0.1 r_k)^2), k-1 < t < k$$

$$dx(t)/dt = f r(t) - ((x(t)/K)^{1/P} + p_1(t))$$

$$dp_1(t)/dt = -(1/\tau) p_1(t) + v_{p1}(t)$$

$$E(v_{p1}(t)) = 0, V(v_{p1}(t)) = (2/\tau) \sigma_p^2$$

表1

モデル	状態方程式	出力方程式
P 0 0	$dx/dt = f \cdot r - ((x/K)^{1/P} + p_1)$	$Q = A/3.6((x/K)^{1/P} + p_1)$
P X 0	$dx/dt = f \cdot r - ((x/K)^{1/P} + p_1) + p_2$	$Q = A/3.6((x/K)^{1/P} + p_1)$
P Y 0	$dx/dt = f \cdot r - ((x/K)^{1/P} + p_1)$	$Q = A/3.6((x/K)^{1/P} + p_1) + p_3$
P X Y	$dx/dt = f \cdot r - ((x/K)^{1/P} + p_1) + p_2$	$Q = A/3.6((x/K)^{1/P} + p_1) + p_3$
P Y X	$dx/dt = f \cdot r - ((x/K)^{1/P} + p_1) + p_3$	$Q = A/3.6((x/K)^{1/P} + p_1) + p_3$

出力式 $Q(t) = A/3.6((x(t)/K)^{1/P} + p_1(t)) + Q_b$ 観測式 $y_k = Q(k) + w_k$, $w_k \sim N(0, (0.1 Q(k))^2)$
 x は貯留高, Q は流量, y はその観測値, A は流域面積 (373.6 km²), r は面積平均降雨強度である。この P00 モデルは、流出高を $(x/K)^{1/P}$ で表す誤差を補う意味で p_1 を付加したものである。最終的に得たモデルに至るまでに構成したモデルを表1に示す。追加したノイズ項に下線を付す。ノイズ項の未知パラメタは時定数 $\tau > 0$ と定常時分散 σ_p^2 で Takuma TAKASAO, Michiharu SHIIBA, Naoki TOMISAWA, Koichi HIRATA, Yoshifumi KODAMA

ある。1 時間先予測残差を $Y_{1,t}$ 、予測誤差の分散を $R_{1,t}$ とし、各出水毎に、最尤法に従い $F(\tau, \sigma_p^2) = \sum_t (\log(R_{1,t}) + Y_{1,t}^2/R_{1,t})$ を最小にするパラメタの値、評価関数値 F を求め、 N/F (N は各出水のデータ長) を重みとした重み付き平均値をパラメタ値として採用した (表 2)。同定に用いた出水 (1958年9月15日生起) での各モデルの 1 時間先再予測の予測残差のコレログラムとヒストグラムを図 2、図 3 に示す。P00 モデルの p_1 の時定数 τ は 87 h でこの時の自己相関係数は .989 となり、ノイズは白色とはできないことが判る。コレログラム分析ではまだ持続性が残るものの、DET モデルと比較するとかなり改善している。予測残差の分布もより 0 の近傍に集中している。しかし、予測残差の符号の検定でまだ白色と言えないため 2 つ目のノイズ項を追加する。PX0 モデルの p_2 と PY0 モデルの p_3 の定常時分散は単位を揃えて比較すると、PX0 モデルの $(36 \text{ m}^3/\text{s})^2$ が PY0 モデルの $(7 \text{ m}^3/\text{s})^2$ よりはるかに大きく、入力の水の誤差が大きい、もとのモデルが場の推移を十分には表現していない事を示している。両モデルを用いて再予測した結果、コレログラム分析もヒストグラム分析も P00 モデルに比べ改善している。PX0 モデルの方が PY0 モデルより良い結果を示しているのは、出力式より状態方程式の方により多くの誤差発生の原因があった事を意味し、その誤差を p_2 がよく補っている。予測残差の符号の検定でまだ予測残差が白色だと言いきれないため、3 つ目のノイズ項を追加する。PXY モデルと PYX モデルでは、3 つ目のノイズ項の効果はほとんどなく、再予測の結果は両者ともほとんど同じであった。予測残差は完全には白色ではないが限界であると考え、これらを最終モデルと考える。▷最終モデルのうち PXY モデルを用いて、同定に使用しなかった出水を予測した結果を図 4 に示す。

表2 同定されたパラメタの値

モデル	τ (h)	σ_p^2
P00	87.496	0.010063 (mm/h) ²
PX0	7.5179	0.11993 (mm/h) ²
PY0	107.88	53.432 (m ³ /s) ²
PXY	39.186	2.2586 (m ³ /s) ²
PYX	3.7118	0.094842 (mm/h) ²

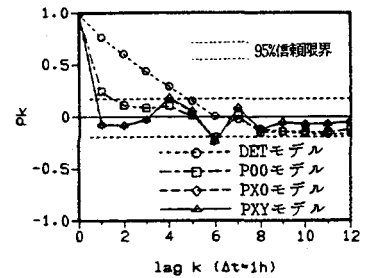


図2 1時間先予測残差のコレログラム

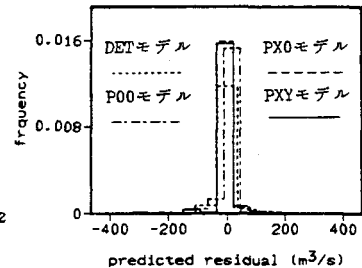


図3 1時間先予測残差のヒストグラム

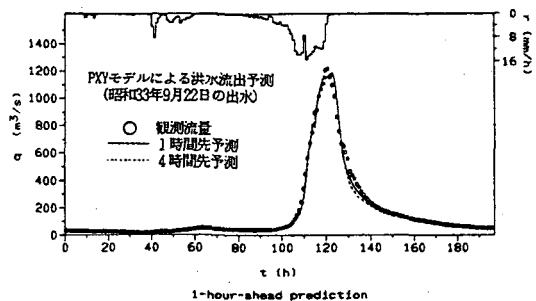


図4 流出予測ハイドログラフ

3. 結論

□貯留関数法における貯留高と流出高の

関係式には誤差が多く、それを補うノイズ項 p_1 の効果は大きい。□観測式より状態方程式の方により多くの誤差発生の原因がある。□予測残差の白色性を完全に満たすことはできなかったが、実用上は十分と思われるモデルが得られた。

1) 高棹・椎葉・富澤, 京都大学防災研究所年報, 第28号B-2, 1984, PP. 255-273.