

# バイアス補正カルマンフィルタを用いた 実時間分布型流出予測システムの改良

IMPROVEMENT OF A REAL-TIME DISTRIBUTED RAINFALL-RUNOFF  
PREDICTION SYSTEM BY KALMAN FILTER WITH BIAS CORRECTION

立川 康人<sup>1</sup>・福山 拓郎<sup>2</sup>・椎葉 充晴<sup>3</sup>・市川 温<sup>4</sup>

Yasuto TACHIKAWA, Takuro FUKUYAMA, Michiharu SHIIBA and Yutaka ICHIKAWA

<sup>1</sup> 正会員 博(工) 京都大学 准教授 大学院工学研究科 (〒 615-8540 京都市西京区京都大学桂 C1)

<sup>2</sup> 学生会員 学(工) 京都大学 修士課程 大学院工学研究科 (〒 615-8540 京都市西京区京都大学桂 C1)

<sup>3</sup> 正会員 工博 京都大学 教授 大学院工学研究科 (〒 615-8540 京都市西京区京都大学桂 C1)

<sup>4</sup> 正会員 博(工) 山梨大学 准教授 大学院医学工学総合研究部 (〒 400-8511 甲府市武田 4-3-11)

A real-time runoff prediction system using a distributed rainfall-runoff model with the Kalman filter is improved. The runoff model is composed of sub-basin models, which consist of a distributed runoff model and a channel routing model using kinematic flow approximation. Instead of updating state variables of the distributed hydrologic models, prediction biases induced by the distributed runoff models are treated as state variables to reduce computational burden of updating state variables. The application to the Katsura river basin shows the filtering with bias estimation improves the discharge predictions at ungauged locations.

**Key Words:** Kalman Filter, real-time prediction, distributed rainfall-runoff model

## 1. はじめに

計画規模に匹敵する、あるいはそれを上回る極めて大きな洪水がしばしば発生し、特に県管理の中小河川流域において多くの被害が出ている。こうした河川流域は今後とも高い治水整備を実現することは容易ではなく、被害を軽減するためには、確度の高い洪水予測情報を得て、それに基づく的確な避難体制を構築することが洪水災害を軽減する基本と考えられる。

中小河川流域を洪水予測の対象とする場合、観測情報の蓄積が不十分なことが多く、流出予測モデルを構築することが困難であることが多い。この困難を克服するためには、特定の中小河川を洪水予測の対象とするのではなく、水系全体を対象とする実時間流出予測システムを構築する必要がある。また、複数観測地点で得られる観測値を用いてモデル状態量をフィルタリングにより同化し、それを時々刻々、予測の初期値として用いれば、観測情報のない地点においても観測による初期状態量更新の効果が及ぶので、観測情報のない地点を含めて予測精度を向上させることができる。

従来、集中型流出モデルとカルマンフィルタとを組み合わせた流出予測手法が開発され、実用的にも用いられてきた。佐山ら<sup>1)</sup>はこれを発展させ、分布型流出予測システムにカルマンフィルタを導入した実時間流出予測手法を提案した。分布型流出モデルにカルマンフィルタを適用する場合、実時間計算を可能とするために効率的な状態量の取り方と計算アルゴリズムの

開発が重要となる。そのためこの手法では Dee and Da Silva<sup>2)</sup>の手法をもとに、流域斜面の流出モデルに起因する誤差バイアスを、状態量とともに時々刻々フィルタリングを行い推定しながら、状態量の予測計算を行うアルゴリズムを提案した。しかし、この手法は洪水追跡モデルの状態方程式としてマスキンガム-クンジ法による線形式を用いており、状態方程式の線形化の扱いに不十分な点があった。そこで本研究では、佐山の提案した手法で用いた状態方程式の線形化の方法を見直し、より精度の高いアルゴリズムを提示するとともに、実流域に適用してその有効性を確認する。

## 2. カルマンフィルタの洪水追跡モデルへの導入

非線形の微分方程式を離散時間の線形方程式に変換したのち、カルマンフィルタ理論を適用する。本研究では、洪水追跡モデルとして、キネマティックウェーブモデルの基礎式を逐次線形化した方程式を新たに用いた。以下にその基礎式を導出する。

### (1) キネマティックウェーブモデルの線形化

本研究で用いる広域分布型流出予測システム<sup>3)</sup>は、落水線型の分布型斜面流出モデルと河道網の洪水追跡モデルで構成される。淀川の流出予測システムでは河道の合流点および約 3km ほどの河道地点で河道網を分割しており、その各河道区分に対して、洪水追跡モデルを適用している。

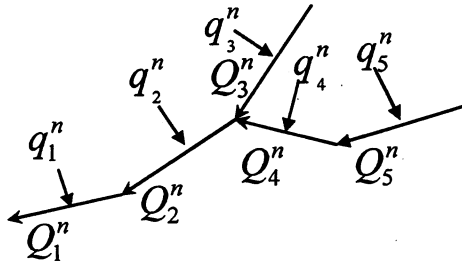


図-1 5つの河道区分で構成された河道網の例

時刻を  $t$ 、計算区間上端からの距離を  $x$  として、断面平均流量を  $Q$ 、通水断面積を  $A$ 、単位幅あたりの側方流入量を  $q$  とすると、連続式は

$$\frac{\partial A}{\partial t} + \frac{\partial Q}{\partial x} = q \quad (1)$$

となる。一方、運動方程式は、抵抗則として Manning 公式を用いると、

$$Q = \alpha A^m$$

と書くことができる。 $\alpha$  は、河道断面が広幅矩形であると想定した場合、 $m$  を無次元の流量流積パラメタ ( $= 5/3$ )、 $I$  を河道勾配、 $N$  を Manning の粗度係数、 $B$  を河道幅として  $\alpha = \sqrt{I}/(NB^{m-1})$  とし、洪水期間中は変化しないとして一定の値を与える。

流れの伝播速度を  $c = f(Q)$  とすると、

$$c = f(Q) = \frac{dQ}{dA} = m\alpha A^{m-1} = m\alpha^{1/m} Q^{(m-1)/m}$$

となり、連続式 (1) は

$$\frac{\partial Q}{\partial t} + f(Q) \left( \frac{\partial Q}{\partial x} - q \right) = 0 \quad (2)$$

と変形することができる。左辺各項を、空間的に  $(1-X)$  :  $X$ 、時間的に  $1:1$  の重みを付けて次のように差分近似する。

$$\frac{\partial Q}{\partial t} \approx X \frac{Q_{j-1}^n - Q_{j-1}^{n-1}}{\Delta t} + (1-X) \frac{Q_j^n - Q_j^{n-1}}{\Delta t} \quad (3)$$

$$\begin{aligned} f(Q) \left( \frac{\partial Q}{\partial x} - q \right) &\approx \frac{1}{2} \left\{ f \left( \frac{Q_j^{n-1} + Q_{j-1}^{n-1}}{2} \right) \left( \frac{Q_j^{n-1} - Q_{j-1}^{n-1}}{\Delta x} - q_j^{n-1} \right) \right. \\ &\quad \left. + f \left( \frac{Q_j^n + Q_{j-1}^n}{2} \right) \left( \frac{Q_j^n - Q_{j-1}^n}{\Delta x} - q_j^n \right) \right\} \quad (4) \end{aligned}$$

ここに、 $n$  は時間、 $j$  は空間を表す添え時である。ここで、式 (4) において、

$$g(Q_j^n) = f \left( \frac{Q_j^n + Q_{j-1}^n}{2} \right) \left( \frac{Q_j^n - Q_{j-1}^n}{\Delta x} - q_j^n \right)$$

とする。非線形関数  $g(Q_j^n)$  をあらかじめ既知な  $Q_j^n = Q_0$  のまわりに、Taylor 級数展開を用いて線形近似すると、

次式が得られる。

$$g(Q_j^n) \approx g(Q_0) + (Q_j^n - Q_0) g'(Q_0)$$

$Q_0$  は、 $Q_j^n$  の近傍でなければならないので、

$$Q_0 = Q_{j-1}^n + \Delta x q_j^n$$

とすると、式 (2) は以下のようにになる。

$$\begin{aligned} X \frac{Q_{j-1}^n - Q_{j-1}^{n-1}}{\Delta t} + (1-X) \frac{Q_j^n - Q_j^{n-1}}{\Delta t} \\ + \frac{1}{2} \left\{ f \left( \frac{Q_j^{n-1} + Q_{j-1}^{n-1}}{2} \right) \left( \frac{Q_j^{n-1} - Q_{j-1}^{n-1}}{\Delta x} - q_j^{n-1} \right) \right. \\ \left. + (Q_j^n - Q_{j-1}^n - \Delta x q_j^n) f \left( Q_{j-1}^n + \frac{\Delta x q_j^n}{2} \right) \frac{1}{\Delta x} \right\} = 0 \end{aligned}$$

ここで、上式において、

$$c^{n-1} = f \left( \frac{Q_j^{n-1} + Q_{j-1}^{n-1}}{2} \right)$$

$$c^n = f \left( Q_{j-1}^n + \frac{\Delta x q_j^n}{2} \right)$$

として、 $Q_j^n$  について整理すると、

$$Q_j^n = C_1 Q_{j-1}^n + C_2 Q_{j-1}^{n-1} + C_3 Q_j^{n-1} + C_4 \frac{q_j^n}{2} + C_5 \frac{q_j^{n-1}}{2} \quad (5)$$

が得られる。ここで係数  $C_1$  から  $C_5$  は、

$$\begin{aligned} C_1 &= \frac{-2X + c^n \Delta t / \Delta x}{2(1-X) + c^n \Delta t / \Delta x} \\ C_2 &= \frac{2X + c^{n-1} \Delta t / \Delta x}{2(1-X) + c^n \Delta t / \Delta x} \\ C_3 &= \frac{2(1-X) - c^{n-1} \Delta t / \Delta x}{2(1-X) + c^n \Delta t / \Delta x} \\ C_4 &= \frac{2c^n \Delta t}{2(1-X) + c^n \Delta t / \Delta x} \\ C_5 &= \frac{2c^{n-1} \Delta t}{2(1-X) + c^n \Delta t / \Delta x} \end{aligned}$$

となる。 $X$  は無次元パラメタであり、

$$X = \frac{1}{2} \left( 1 - \frac{Q_0}{BcI\Delta x} \right)$$

とすることにより、数値拡散を物理的な拡散として扱うことができる。また、 $Q_0$  は直前に推定された流量を用いて、

$$Q_0 = \frac{Q_{j-1}^{n-1} + Q_{j-1}^n + Q_j^{n-1} + Q_j^n + \Delta x q_j^n}{4}$$

としている。マスキンガム-クンジ法との違いは、各係数  $C_1$  から  $C_5$  における流れの伝播速度に、時刻  $t_{n-1}$  と  $t_n$  でそれぞれ得られる伝播速度を用いていることである。なお、流量や勾配などの条件に応じて  $\Delta t$  と  $\Delta x$  を自動的に調整する陸ら<sup>4)</sup>の Multi-step, Multi-reach 法を用い、数値計算の安定性を確保している。

## (2) 洪水追跡モデルの河道網全体への適用

これまででは一つの河道区分を対象にした場合の洪水追跡計算法を述べた。次に複数の河道区分が存在する河道網を対象にした場合に、どのように式(5)を連立させ、河道網全体の流量を計算するかについて説明する。ここでは簡単のため、図-1に示す河道網を対象にして以下の議論を進める。図-1は5つの河道区分が河道網を構成している例である。それぞれの河道区分に式(5)を適用すると、以下ようになる。

$$\begin{aligned} Q_1^n &= C_1^1 Q_2^n + C_2^1 Q_2^{n-1} + C_3^1 Q_1^{n-1} + C_4^1 q_1^n \\ Q_2^n &= C_1^2 (Q_3^n + Q_4^n) + C_2^2 (Q_3^{n-1} + Q_4^{n-1}) \\ &\quad + C_3^2 Q_2^{n-1} + C_4^2 q_2^n \\ Q_3^n &= C_3^3 Q_3^{n-1} + C_4^3 q_3^n \\ Q_4^n &= C_1^4 Q_5^n + C_2^4 Q_5^{n-1} + C_3^4 Q_4^{n-1} + C_4^4 q_4^n \\ Q_5^n &= C_3^5 Q_5^{n-1} + C_4^5 q_5^n \end{aligned}$$

式の簡略化のため、測方流入量は時刻  $t_n$  時のものを記している。なお、 $C$  の肩につけた数字は、その番号の河道区分を対象にして求めた係数であることを意味している。上式を整理すると、以下のように行列表示できる。

$$\begin{aligned} &\begin{bmatrix} 1 & -C_1^1 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 1 & -C_1^2 & -C_1^2 & 0 \\ 0 & 0 & 1 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 1 & -C_1^4 \\ 0 & 0 & 0 & 0 & 1 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} Q_1^n \\ Q_2^n \\ Q_3^n \\ Q_4^n \\ Q_5^n \end{bmatrix} \\ &= \begin{bmatrix} C_3^1 & C_2^1 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & C_3^2 & C_2^2 & C_2^2 & 0 \\ 0 & 0 & C_3^3 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & C_3^4 & C_2^4 \\ 0 & 0 & 0 & 0 & C_3^5 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} Q_1^{n-1} \\ Q_2^{n-1} \\ Q_3^{n-1} \\ Q_4^{n-1} \\ Q_5^{n-1} \end{bmatrix} \\ &\quad + \begin{bmatrix} C_4^1 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & C_4^2 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & C_4^3 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & C_4^4 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 0 & C_4^5 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} q_1^n \\ q_2^n \\ q_3^n \\ q_4^n \\ q_5^n \end{bmatrix} \quad (6) \end{aligned}$$

以下行列計算の説明を簡単にするため、式(6)の左辺の係数行列を  $X_n$ 、右辺第一項、二項の係数行列をそれぞれ  $Y_n$ 、 $Z_n$  とすると、式(6)は次式で表される。

$$X_n Q_n = Y_n Q_{n-1} + Z_n q_n$$

式(6)に示したように、 $Q_j^n$  を下流から上流に向かって順に並べて表示すれば、 $X_n$  は上三角行列になるので、逆行列  $X_n^{-1}$  を比較的容易に求めることができる。その逆行列を両辺にかけた式をベクトル表示すれば、

$$Q_n = A_n Q_{n-1} + D_n q_n \quad (7)$$

となる。ここで、

$$A_n = X_n^{-1} Y_n$$

$$D_n = X_n^{-1} Z_n$$

である。式(7)を状態量の伝達方程式として、次章で述べるカルマンフィルタ理論の一連の式に適用する。

## 3. バイアス補正カルマンフィルタ

洪水追跡モデルの状態量をフィルタリングの対象とする手法は、空間分布する状態量を複数地点の観測流量で同化できる点で優れている。しかし、予測のリードタイムが長くなると、洪水追跡の予測結果が斜面流出の予測結果に依存するため、河川の状態量を更新した結果が消えてしまうという欠点がある。つまり、斜面流出の予測モデルに起因する系統的な誤差をフィルタリングで予測・補正しなければ、河道網の状態量をフィルタリングする効果は十分に発揮できない。

従って、河道および斜面の状態量を同時に観測更新することが重要となる。しかし、水系全体を対象とするような洪水予測モデルを考える場合、これらの状態量すべてを観測更新の対象とすることは、実行可能性の点で困難さが付きまとう。そこで本研究では、斜面流出モデルが算定する流出量の予測誤差を、洪水追跡モデルのシステム方程式における予測バイアスとして捉え、逐次その予測バイアスを推定・補正する方法を用いた。以下にその導出方法を簡単に示す。

### (1) 問題の定式化

カルマンフィルタ理論で扱うシステム方程式は、前節の式(7)に、モデルの不確かさをあらわすシステムノイズ項  $\xi_n$  を加えて、

$$Q_n = A_n Q_{n-1} + D_n q_n + \xi_n \quad (8)$$

のように表すことができる。対象流域の河道区分数を  $p$  とすると、 $Q_{n-1}$  と  $q_n$ 、 $\xi_n$  は  $(p \times 1)$  次元のベクトルとなり、 $A_n$  と  $D_n$  は  $(p \times p)$  次元の係数行列となる。

一方、 $\eta_n$  を観測ノイズとして、観測方程式を以下のように表す。

$$Q_{n,obs} = H_n Q_n + \eta_n \quad (9)$$

データ同化に用いる観測流量が  $r$  個、すなわち観測地点が  $r$  地点ある場合、観測ベクトル  $Q_{n,obs}$  は、 $(r \times 1)$  の次元になる。また、 $H_n$  は、 $(r \times p)$  次元の係数行列であり、状態空間を観測空間に線形写像する役割を担っている。

バイアス補正カルマンフィルタでは、斜面流出モデルで得られる斜面からの流出量に誤差が発生すると考え、河道における連続式(1)は単位幅当たりの未知のバイアス項  $\beta$  を導入し、以下のように表される。

$$\frac{\partial A}{\partial t} + \frac{\partial Q}{\partial x} = q + \beta \quad (10)$$

式(10)を新たな連続式とすると、システム方程式と

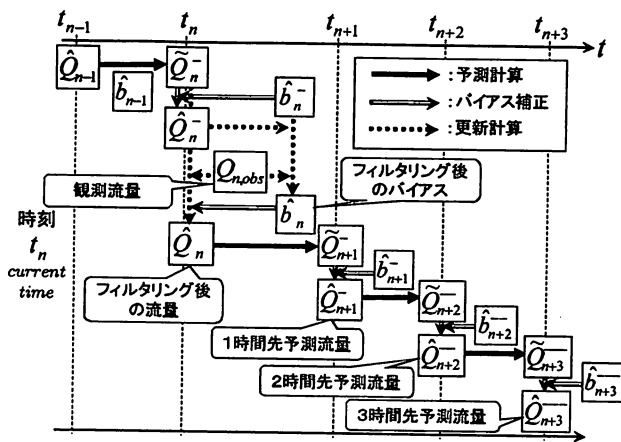


図-2 バイアス補正を考慮する場合の実時間流出予測計算アルゴリズムの概略図

観測方程式は以下のように表される。

$$Q_n = A_n Q_{n-1} + D_n q_n + B_n \beta + \xi_n \quad (11)$$

$$Q_{n,obs} = H_n Q_n + C_n \beta + \eta_n \quad (12)$$

ここで、 $B_n$  は  $(p \times p)$  次元の係数行列である。基礎式の一般性を持たせるため、観測方程式にも  $C_n \beta$  の項を加えている。

## (2) バイアス補正カルマンフィルタ

式(11)と式(12)から状態量とともに斜面流出モデルに起因するバイアスも逐次推定する適応カルマンフィルタ<sup>5)</sup>は、計算の次元が拡大するため、計算負荷が大きくなり、リアルタイム予測に用いるには難点がある。

そこで Dee and Da Silva<sup>2)</sup> は、行列計算の次元を状態量の数の次元に抑え、バイアスと状態量を順次求める方法を提案した。彼らは、時刻  $n$  におけるバイアス補正前後の流量の推定値をそれぞれ  $\hat{Q}_n$ 、 $\hat{Q}_n^-$ 、バイアスを  $b_n$  とすると、流量のバイアス補正を、

$$\hat{Q}_n = \hat{Q}_n^- - b_n \quad (13)$$

と表した。

## 4. 流出計算のアルゴリズム

バイアス補正カルマンフィルタを用いて流出計算を行う場合の計算アルゴリズムを述べる。現在時刻は  $t_n$  で、時刻  $t_{n-1}$  のフィルタリング後にバイアスを補正した状態量  $\hat{Q}_{n-1}$  とバイアス  $\hat{b}_{n-1}$  が得られている状況を想定する。本研究では、計算の時間ステップを1時間とし、3時間先までの予測流量を得ることを目標とする。

図-2に実時間流出計算アルゴリズムの概略図を示す。なお、バイアスは予測計算では変化しないため、

$$\begin{aligned} \hat{b}_{n-1} &= \hat{b}_n^- \\ \hat{b}_n &= \hat{b}_{n+1}^- = \hat{b}_{n+2}^- = \hat{b}_{n+3}^- \end{aligned}$$

が成り立つ。ここで、記号 $^-$ は、個数分だけ前の時刻の観測流量をもとに推定された状態量であることを表している。以下に、バイアス補正カルマンフィルタを適用した場合の流出計算のアルゴリズムを示す。

- 1) 時刻  $t_{n-1}$  から  $t_n$  の間の現況雨量データを入力し、現在時刻  $t_n$  まで現況流出計算を実行し、状態量  $\hat{Q}_n^-$  を得る。
- 2) 時刻  $t_{n-1}$  で求めたバイアス  $\hat{b}_{n-1} (= \hat{b}_n^-)$  をもとに、バイアスを補正した状態量  $\hat{Q}_n^-$  を計算する。
- 3) 時刻  $t_n$  の観測流量  $Q_{n,obs}$  を入手できたら、カルマンフィルタによりバイアス  $\hat{b}_n^-$  の更新計算を行い、 $\hat{b}_n$  を得る。
- 4) 更新されたバイアス  $\hat{b}_n$  をもとに  $\hat{Q}_n^-$  をバイアス補正するとともに、観測流量  $Q_{n,obs}$  を用いてカルマンフィルタにより更新し、 $\hat{Q}_n$  を求める。
- 5) 状態量がフィルタリングにより更新されると、以後予測計算を行う。更新された状態量  $\hat{Q}_n$  を初期値とし、1時間先までの予測降雨データを用い、 $\hat{Q}_{n+1}^-$  を求める。予測計算によって得られた  $\hat{Q}_{n+1}^-$  にバイアス  $\hat{b}_{n+1}^-$  を用いて補正された流量  $\hat{Q}_{n+1}^-$  を1時間先の予測流量とする。
- 6) 2時間先、3時間先の予測流量  $\hat{Q}_{n+2}^-$ 、 $\hat{Q}_{n+3}^-$  も同様に、予測計算によって得られた流量をバイアス補正した値とする。
- 7) 1時間時刻が経過し現在時刻が  $t_{n+1}$  となったら、一連の計算を同様に行い、予測流量を得る。

## 5. 桂川流域への適用

淀川流域のうち、桂川流域(流域面積 1100km<sup>2</sup>: 図-3)の桂地点上流域(流域面積 833km<sup>2</sup>)を対象に、本手法を適用して流出予測計算を行った。計算対象洪水として、1992年8月18日から8月22日までの洪水イベントを用いた。この時期には、上流域に主要なダムが存在しないため、自然流況で予測性能を検証できる。

図-4に、バイアス補正を行った場合と行わない場合の、桂地点における3時間先予測計算結果を示す。カルマンフィルタ理論を適用していないオフラインでのシミュレーション結果と観測流量も併せて示している。システムノイズ  $\xi_n$ 、観測ノイズ  $\eta_n$  の分散はともに 100 m<sup>6</sup>/s<sup>2</sup> としている。バイアス補正を導入する場合、バイアス補正に関するパラメータ  $\gamma$  (状態量の誤差分散から定めるバイアス補正に関する誤差分散の寄与率) は 0.25 とした<sup>1)</sup>。このパラメータは 0 から 1 の値をとり、1 に近いほど観測値の情報は主にバイアスの更新に用いることになる。一方、0 に近ければその情報は主に状態量の更新に用いることになる。なお、 $\gamma$  が 0 のときはバイアスは更新されないため、バイアス補正を考慮しない通常のカルマンフィルタによる結果が得られる。図-4より、バイアス補正を行わない場合、オフラインでの

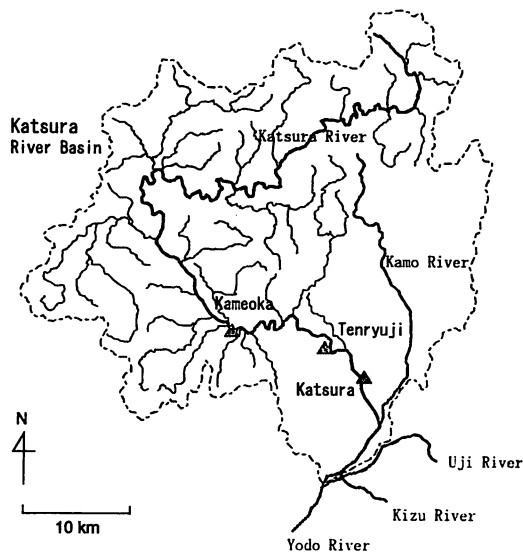


図-3 桂川流域の概要図

シミュレーション結果に近づき、フィルタリングの効果が十分に反映されていないことがわかる。この傾向は、予測のリードタイムが長くなるにつれ、顕著に現れることがわかった。一方バイアス補正を行った場合には、斜面流出に起因する誤差バイアスを逐次推定して河川流量の予測を補正しているため、リードタイムが長くなってもフィルタリングの効果が現れている。

次に、更新計算に用いる観測流量の個数の違いが及ぼす効果を図-5, 6, 7, 8に示す。図-5には、桂地点のみ、桂地点と亀岡地点、および亀岡地点のみの観測流量をそれぞれ更新計算に用いた場合の、天竜寺地点における3時間先予測計算結果を示す。図-3に示すように、桂地点の約5km上流に天竜寺地点が、さらに約10km上流に亀岡地点が位置している。図-5から天竜寺地点では、1地点のみの観測流量を更新計算に用いるより、桂・亀岡両地点の観測流量を用いた方が予測の精度は上がっていることがわかる。

図-6, 7, 8には、ハイドログラフの立ち上がり始めの8月19日0時、立ち上がる途中の同日9時、ピーク時の同日18時におけるバイアス補正量(式(13)の $b_n$ )を示している。これらの図はそれぞれ更新計算に桂地点のみ、亀岡地点のみ、桂・亀岡両地点での観測流量を用いて計算されたバイアスを示している。図-6では、桂地点に近い下流で集中的に比較的大きいバイアス補正がなされ、上流域ではバイアス補正による効果があまり及んでいないことがわかる。図-7では、亀岡地点より上流でバイアス補正の効果が表れ、亀岡地点より下流ではバイアス補正の効果があまり及んでいない。しかし、桂・亀岡両地点で得られた観測流量を更新計算に用いて計算を行った図-8では、下流から中流にまで比較的小さいバイアス補正がなされ、より広い地点にバイアス補正の効果が及んでいることがわかる。つまり、複数の観測地点から得られる観測情報を更新計算

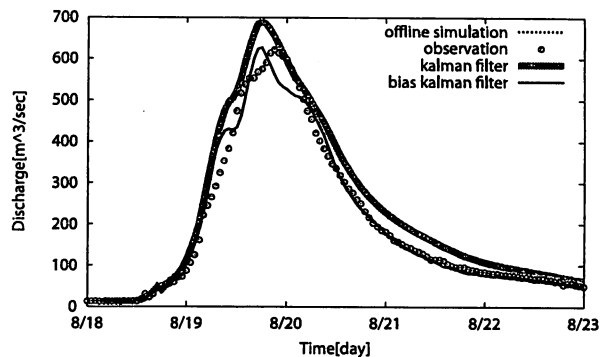


図-4 3時間先予測計算結果(桂地点)

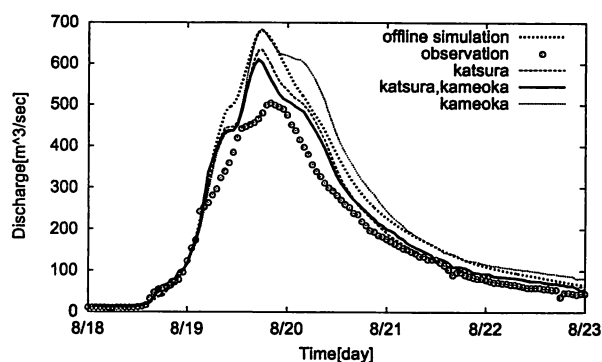


図-5 3時間先予測計算結果(天竜寺地点)

に用い予測計算後にバイアス補正を行うことで、それ以外の観測情報のない地点にまで更新計算の効果が及び状態量が修正され予測精度が向上することになる。

## 6. 結論

本研究では、広域分布型流出予測システムの洪水追跡モデルにキネマティックウェーブモデルの基礎式を線形化した方程式を新たに用いることで、計算の精度を向上させるとともに、理論的にも確かな方法でカルマンフィルタを用いた予測計算を行うことが可能になった。バイアス補正が流出計算に及ぼす効果については、状態量更新計算に関しては、バイアスを考慮していない場合と比べてあまり違いが見てとれなかったが、予測計算に関しては、バイアスを考慮した場合のほうが、考慮していない場合より明らかに観測流量に近づき、予測精度が向上する結果が得られた。また、観測流量が得られない地点では、他の上流及び下流に位置する観測地の観測流量を用いて状態量の更新を行うと、予測精度が向上するという結果も得られた。この結果から、観測情報の蓄積が不十分な中小河川流域においても洪水予測の高精度化が見込まれることがわかった。

謝辞：本研究を進めるにあたり、(財)河川環境管理財団の河川整備基金助成事業による補助をいただいた。記して謝意を表す。

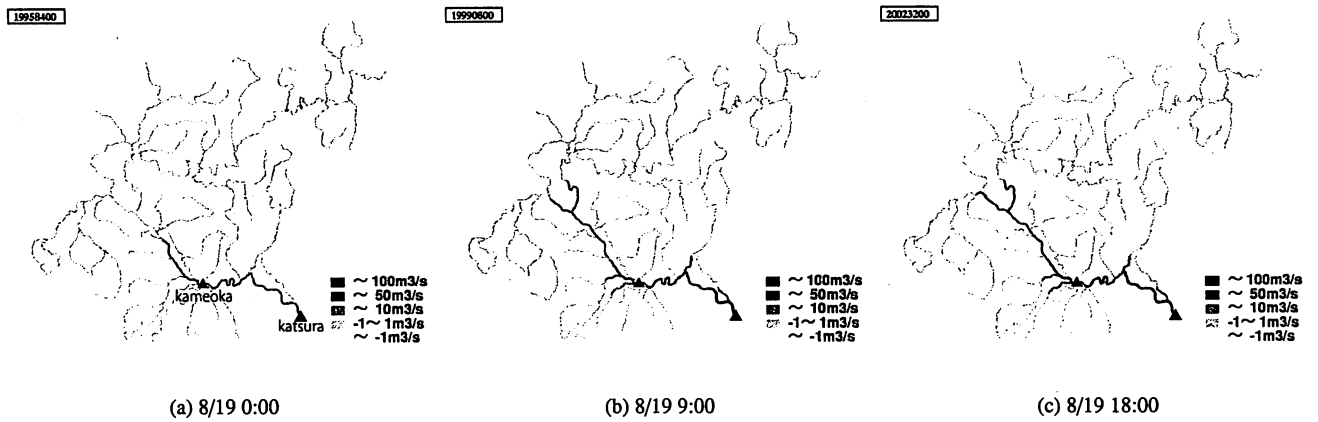


図-6 桂地点のみの観測流量を更新計算に用いた場合のバイアスの変動

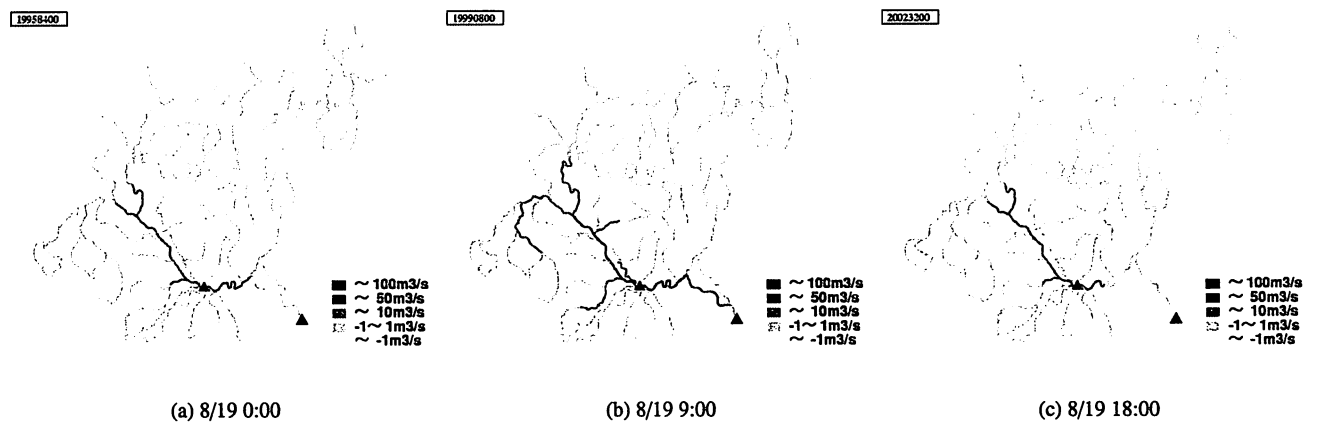


図-7 亀岡地点のみの観測流量を更新計算に用いた場合のバイアスの変動

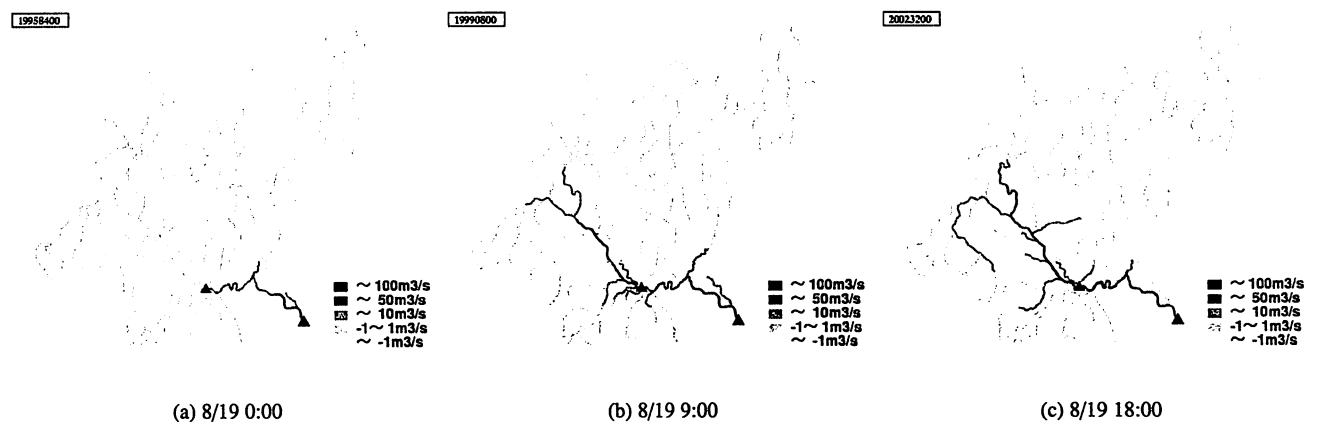


図-8 桂・亀岡地点の観測流量を更新計算に用いた場合のバイアスの変動

参考文献

- 1) 佐山敬洋・立川康人・寶馨：バイアス補正カルマンフィルタによる広域分布型流出予測システムのデータ同化，土木学会論文集B，Vol. 64，No. 4，pp. 226 - 239，2008.
- 2) Dee, D. P. and Da Silva, A. M. : Data Assimilation in the Presence of Forecast Bias, Q. J. R. Meteorol. Soc., 124, pp. 269 - 295, 1998.
- 3) 立川康人・佐山敬洋・寶馨・松浦秀起・山崎友也・山路昭彦・道広有理：広域分布型物理水文モデルを用いた実時間流出予測システムの開発と淀川流域への適用，自然災害科学，Vol. 26，No. 2，pp. 189 - 201，2007.
- 4) 陸 旻皎・小池俊雄・早川典生：Multi-step, Multi-reach Muskingum-Cunge 法を用いた分布型水文モデルの開発，水文・水資源学会，Vol. 12，No. 5，pp. 384 - 390，1999.
- 5) Jazwinski, A. H. : Stochastic Processes and Filtering Theory, Academic Press, New York, 1970.

(2009.4.9 受付)