

第II部門 バイアス補正を導入したカルマンフィルタ理論の分布型流出モデルへの適用

京都大学大学院工学研究科 学生員 ○ 福山拓郎
 京都大学大学院工学研究科 正員 立川康人
 京都大学大学院工学研究科 正員 市川 温
 京都大学大学院工学研究科 正員 椎葉充晴

1 はじめに 現在，淀川流域を対象とした実時間流出予測システム [1][2] が開発されており，予測降雨データを入力し，6時間先までの流出予測計算を行っている．しかし現行のシステムでは，河川流量の観測情報は予測結果との比較に用いられるだけで，予測システムの状態量の推定には利用されていない．

佐山ら [3] は，Dee and Da Silva[4] の手法をもとに，バイアス補正を導入したカルマンフィルタを洪水追跡モデルに適用する手法を提案した．この手法は，予測のリードタイムが長くなると河川の状態量を更新した効果が薄れてしまうという欠点を克服するために，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予測・更新するものである．この手法は状態方程式としてマスキンガム-クンジ法を用いており，状態方程式の線形化に不十分な点があった．そこで，本研究では線形化の方法を見直し，流出モデルの予測精度を向上させることを目的とする．

2 洪水追跡モデル 本研究で用いる広域分布型流出予測システムは，落水線型の分布型部分流域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ごと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．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． Q を断面平均流量， q を単位幅あたりの側方流入量として，伝播速度を $c = f(Q)$ とすると，キネマティックウェーブモデルの運動方程式と連続式から，

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

が得られる．左辺の各項を以下のようにそれぞれ差分近似する．

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

ここに， i は時間， j は空間を表す添え時である．次に Q_j^i について Taylor 級数展開して線形化し，整理すると以下の基礎式が得られる．

$$Q_j^i = C_1 Q_{j-1}^i + C_2 Q_{j-1}^{i-1} + C_3 Q_j^{i-1} + C_4 \frac{q_j^i}{2} + C_5 \frac{q_j^{i-1}}{2}$$

ここで係数 C_1 から C_5 は，

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

となる． X は無次元パラメタであり， c^i ， c^{i-1} は流れの伝播速度で，それぞれ

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

と表される．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を時刻 t_{i-1} と t_i での伝播速度としていることである．

この方程式は， Q_j^i について線形化されているため，カルマンフィルタを適用する上で数学的に適切な方



図 1：桂川流域の概要図

法といえる．なお，陸ら [5] の提案した，流量や勾配などの条件に応じて， Δt と Δx を自動的に調整する方法，Multi-step，Multi-reach 法を用いた．

3 バイアス補正を導入したカルマンフィルタの適用
桂川流域内の桂地点上流域 (流域面積 833km²：図 1) 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 2 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．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 γ は 0.25 とした [3]．図 2 より，バイアス補正を行わない場合，オフラインでのシミュレーション結果に近づく，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では，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 3 に示す．図 3 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

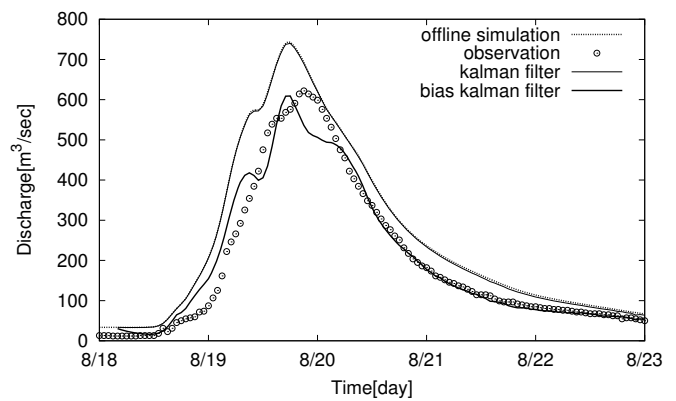


図 2：3 時間先予測計算結果 (桂地点)

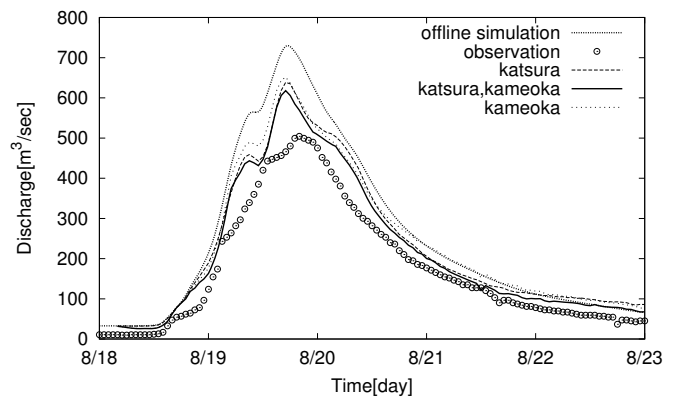


図 3：3 時間先予測計算結果 (天竜寺地点)

ける 3 時間先予測計算結果を示す．図 1 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 3 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ほうが，予測の精度は上がっていることがわかる．

参考文献

- [1] 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.
- [2] 京都大学大学院工学研究科 都市環境工学専攻 総合環境学講座 水文・水資源工学分野：淀川流域を対象とした実時間流出予測システム，<http://hywr.kuciv.kyoto-u.ac.jp/>.
- [3] 佐山敬洋・立川康人・平田智行・寶 馨：バイアス補正を考慮するカルマンフィルタを導入した実時間流出予測，京都大学防災研究所年報，50B, pp. 1 - 14, 2007.
- [4] Dick P. Dee, Arlindo M. Da Silva：Data Assimilation in the Presence of Forecast Bias, Q. J. R. Meteorol. Soc., 124, pp. 269 - 295, 1998.
- [5] 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.