

# レーダ定数の特性および地上雨量の実時間予測

## Characteristics of Radar Parameters and Real-Time Prediction of Ground Rainfall

神野健二 工博 九州大学工学部建設都市工学教室 教授  
Kenji JINNO Professor, Dept. of Civil Eng., Kyushu University

河村 明 工博 九州大学工学部建設都市工学教室 助教授  
Akira KAWAMURA Associate Professor, Dept. of Civil Eng., Kyushu University

脇水健次 農修 九州大学農学部農業工学教室 助手  
Kenji WAKIMIZU Research Associate, Dept. of Agricultural Eng., Kyushu University

西山浩司 理修 九州大学工学部建設都市工学教室 助手  
Koji NISHIYAMA Research Associate, Dept. of Civil Eng., Kyushu University

古川 節 工修 西松建設株式会社 技師  
Takashi FURUKAWA Engineer, Nishimatsu Corporation

### 要旨

レーダ雨量計は、地上雨量の短時間予測を行う上で有力な手段であるが、レーダ反射因子を降雨強度に変換するにはレーダ定数 $B, \beta$ が既知でなければならない。本来、 $B, \beta$ は時空間的に変化すると指摘されているが、従来は最適と考えられる一組の( $B, \beta$ )を固定し、レーダ方程式を用いて降雨強度に変換している。従って、個々の地上雨量の観測値との比較や、降雨セルの発達・消滅を予測するには精度上問題があると言われている。

そこで本研究では、地上雨量観測点毎に最適レーダ定数を最小二乗法を用いて算定し、レーダ定数が観測点毎にかなり異なることを明らかにし、そのレーダ定数の特性について詳細に検討を行った。その結果、レーダ定数 $\log B$ と $\beta$ 間に高い相関があることが示された。次に、この関係を用いて、拡張カルマンフィルター理論により、レーダ定数を観測点毎に逐次補正しながら地上雨量のオンライン予測、推定を行うモデルを構築した。そして、本手法を降雨原因の異なる実測データに適用し、その精度と実用性について検討した。その結果、本手法により、レーダデータを用いた地上雨量の実時間予測が精度良く行えることを示した。

キーワード：レーダ定数、レーダ反射因子、地上雨量、拡張カルマンフィルター、実時間予測

### Synopsis

This study shows the properties of radar parameters and proposes a real-time prediction method of ground rainfall  $R_g(\text{mm}/\text{hour})$  from the radar reflectivity factor by the extended Kalman filter (EKF). At first, the radar parameters ( $B$  and  $\beta$ ) are identified at each observation point for each rainfall event using the method of least squares. Then, transformed radar parameters ( $A$  and  $c$ ) from original radar parameters are defined in order to take advantage of real-time prediction by the EKF. The optimal radar parameters are also identified. The properties of these two sets of optimal radar parameters are analyzed.

As the next step, real-time prediction method of ground rainfall by the EKF using intensity of radar reflectivity factor  $Z(\text{mm}^6/\text{m}^3)$  is proposed. In this prediction method, the relation of the radar parameters obtained from above analysis is taken into account.

In order to study the effectiveness and the various characteristics of the prediction method, it is applied to hourly ground rainfall data from more than 100 gauges around the city of Sapporo. As the results, it is shown that the method is accurately able to conduct real-time prediction of ground rainfall using radar data in combination with the above relation between radar parameters.

KEY WORDS: Radar parameters, Radar reflectivity factor, Ground rainfall, Extended Kalman filter, Real-time prediction

## 1. はじめに

水文解析の基礎情報としての地上雨量は、渇水や洪水、その他の災害を防止する上で重要な要素となる。レーダ雨量計による雨量観測は、短時間に広範囲にわたる雨量情報を得ることができるので、地上雨量の短時間予測を行う上で有力な手段であるが、実際の地上雨量への実時間変換は容易でないのが現状である。一般にレーダ雨量計により雨量を求めるためには、レーダ方程式 $Z=BR^{\beta}$ 中のレーダ定数( $B, \beta$ )の値が既知でなければならず、同定のための手法として種々検討がなされている。

レーダ定数を同定する手法として気象学的な方法と統計的な方法の2つの手法がある<sup>1)</sup>。前者は、雨滴の粒径分布と雨滴の落下速度を与えてレーダ定数を理論的に同定する手法であり、後者は、レーダ反射因子 $Z$ と地上観測雨量 $R_g$ の複数組のデータから最適レーダ定数を求める統計学的な手法である。この手法としては、例えば対数線形回帰法や層別平均値法<sup>1),2),3)</sup>、同手法に重み付けを行った場合<sup>4),5)</sup>などが用いられているが、いずれの手法においても $B, \beta$ は一応独立として取り扱われており、また1降雨あるいは複数の降雨に対して時空間的に1組、あるいは流域毎に1組のレーダ定数を算定しているものが多い。そして、通常はこのように、簡便のため、レーダ定数は時空間的に一定として取り扱っている。しかしながら、本来、レーダ定数は時空間的に変動することが示されており<sup>6),7)</sup>、厳密にMarshall-Palmerによる雨滴粒径分布の仮定<sup>8)</sup>が成立しているわけではない。

さて、実用的に出水予測精度の向上を図り、豪雨・洪水災害を防止・軽減するためには、レーダ雨量計のデータを降雨強度に変換するレーダ定数を時空間的に変化させ、実時間でこれらを逐次補正し、地上雨量の予測、推定精度の向上を目指す必要があると考えられる。

そこで本研究では、まず、種々の降雨例に対して、レーダ雨量と地上雨量の残差平方和が最小となるようなレーダ定数を、地上雨量観測点ごとに求め、レーダ定数が推定誤差に及ぼす感度やその特性について検討を行った。次いで、拡張カルマンフィルタ理論を用いて、上記で得られたのレーダ定数間の特性を組み込んだ地上雨量の実時間予測モデルを構築した。そして、本モデルを実際の降雨に適用して、そのアルゴリズムについての検討と実用性についての検討を行った。

## 2. 地点別レーダ定数の特性

### (1) レーダ定数の同定

レーダ雨量計とは、回転するアンテナからストームに向けて電磁波を送信し、雨滴群から戻ってきた反射電磁波をレーダ反射因子 $Z(\text{mm}^6/\text{m}^3)$ に変換し、降雨強度(レーダ雨量)  $R_r(\text{mm}/\text{hour})$ を予測する装置である。この場合全方向から受信電力が得られ、それを方向別距離別に時空間的平均化を行った後、次式(1)で表される $Z$ と $R_r$ との関係(レーダ方程式)を用いて降雨強度に変換する<sup>9)</sup>。

$$Z = BR_r^{\beta} \quad (1)$$

ここで、 $B, \beta$ はレーダ定数と呼ばれ、降雨の種類や地形的要因により異なり、また時空間的に変動すると考えられるが、従来は簡単のため、時空間的にレーダ定数を固定して降雨強度が求められることが多い。

本研究で用いたレーダ雨量計では、レーダ反射因子 $Z$ は、レーダサイトから半径120kmの円を半径方向に40、円周方向に128分割した面積平均値として5分おきに観測される。一方、地上雨量は同観測域内にある地上雨量計で1時間の総降雨量 $R_g(\text{mm}/\text{hour})$ として観測される。従って、地上雨量 $R_g$ とレーダ反射因子 $Z$ との関係を次式(2)のように定式化する。以後式(2)第1項を時間平均レーダ雨量 $\bar{R}_r$ とする。

$$R_g(i,k) = \sum_{n=1}^{12} \frac{1}{12} \left( \frac{Z_n(i,k)}{B(i)} \right)^{1/\beta(i)} + w(i,k) \quad (2)$$

ここで、

$R_g(i,k)$ : 観測点*i*において時点(*k-1*)から時点*k*までの1時間で観測された地上雨量(mm/hour)

$Z_n(i,k)$ : 地上雨量観測点直上レーダメッシュにおいて、時点(*k-1*)から時点*k*までの1時間の5分おきに観測されたレーダ反射因子( $\text{mm}^6/\text{m}^3$ )

$n$ : 1時間内の各5分ごとの時間ステップ ( $n=1 \sim 12$ )

$w(i,k)$ : 誤差項(mm/hour)

解析には、現在運用されている北海道の道央レーダ雨量計において観測されたレーダ反射因子 $Z$ および同観測円内に設置してある地上雨量 $R_g$ の観測データを用いた。表1に解析対象降雨イベント6例の降雨期間および降雨原因を示すが、すべて夏場の降雨を対象としている。降雨原因については該当する天気図<sup>10)</sup>により推定した。また、図1に地上雨量観測点の分布を示すが、本解析においては、アメダス77地点、テレメータ56地点の計133地点の地上観測点を用いた。但し、各降雨イ

表1 対象解析降雨一覧

降雨No.	降雨イベント	降雨時間(降雨継続時間)	降雨原因
1	'88.8.5	5日 0時～5日 13時 (13)	高気圧周辺部
2	'88.8.12	12日 8時～13日 0時 (16)	高気圧周辺部
3	'88.8.25	25日 10時～26日 13時 (27)	停滞前線
4	'88.8.28	28日 12時～29日 2時 (14)	停滞前線
5	'89.6.28	28日 16時～29日 16時 (24)	温帯低気圧
6	'89.9.3	3日 17時～4日 9時 (16)	温帯低気圧

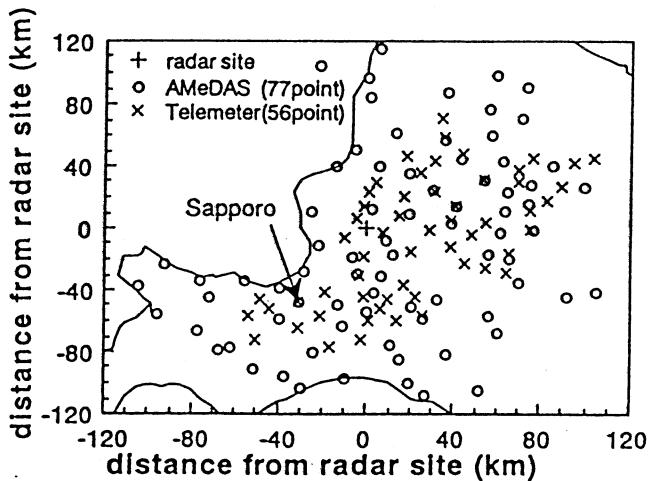


図1 地上雨量観測点分布

ベント毎に、地上雨量に欠測のある観測点および時間雨量の最大値が1(mm/hour)以下の観測点については解析から除外した。図2には、表1の6つの降雨イベントのうち降雨イベントNo.1およびNo.3に対する地上雨量の総雨量分布を示している。

次に、式(2)右辺第1項の時間平均レーダ雨量 $\bar{R}_r$ と地上雨量 $R_g$ との残差二乗和の平方根を最小にするような最適レーダ定数を、各降雨イベントおよび各観測点毎に1組づつ求めた。即ち、

$$J_t(B_t, \beta_t) = \sqrt{\frac{1}{N_k} \sum_{k=1}^{N_k} [\bar{R}_r(t, k) - R_g(t, k)]^2} \quad (3)$$

$$J_{\min} = \min_{B_t, \beta_t} J_t(B_t, \beta_t) \quad (4)$$

ここに、 $N_k$ は観測時間数である。この場合、最適レーダ定数を求める手法としては感度分析法を用い、レーダ定数 $B$ については、常用対数 $\log B$ の値で-1.0～4.0の範囲を刻み間隔 $\Delta \log B = 0.04$ として、また $\beta$ については0.5～6.0の範囲を刻み間隔 $\Delta \beta = 0.1$ として、総計7056通り

の組み合わせの中から探索を行い、式(3)の $J_t$ を最小にするような最適レーダ定数 $B, \beta$ を、全ての観測点に対して求めた。図3に、降雨イベントNo.1およびNo.3に対する観測点毎の最適レーダ定数の分布を示す。

## (2) レーダ定数の特性

通常、同じ降雨原因の降雨現象あるいは1つの降雨イベントに対しては、1組の $B, \beta$ を用いてレーダ反射因子 $Z$ より降雨量 $R_r$ への変換を行っている。また、これまで、降雨原因別にレーダ定数の値が、変化することが示されている<sup>9)</sup>。図3の結果によれば、さらに1つの降雨イベントにおいても観測点毎に最適なレーダ定数の値はかなりばらつくことが分かる。レーダ定数は雨滴粒径分布により理論的に決定されるが、図3より、観測点毎に雨滴粒径分布はかなり異なることが示唆される。これは、図2に示す降雨強度分布の違いが大きな原因と考えられる。

次に、雨滴粒径分布については、多くの研究者により実験されているが、よく用いられるMarshall-Palmerによる雨滴粒径分布の関係式<sup>8)</sup>によれば、

$$N_D = N_0 e^{-AD} \quad (5)$$

ここに、 $N_D$ は直径 $D$ の粒子数、 $N_0$ は定数、 $A$ は降雨強度の関数。式(5)が厳密に成立すれば、レーダ定数 $B$ 、 $\beta$ は独立の変数となり、式(1)のレーダ方程式の形で表される。しかし、図3の結果によると、各観測点毎の最適レーダ定数間にかなり高い相関が見られる。降雨イベントNo.1に対して、 $\log B$ と $\beta$ の相関は-0.628、イベントNo.3に対しては-0.914であった。これより、観測点毎にレーダ定数を推定する場合、レーダ定数間の関係を考慮する必要があるといえよう。

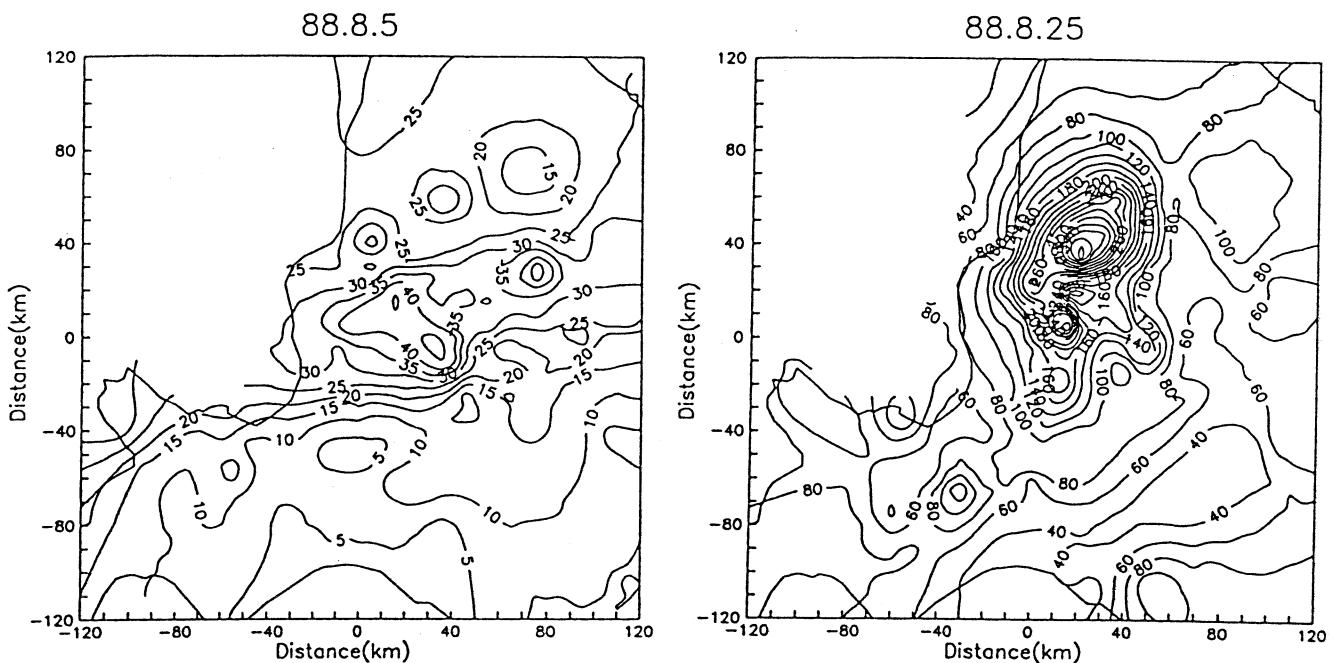


図2 降雨イベントNo.1およびNo.3の総降雨量分布

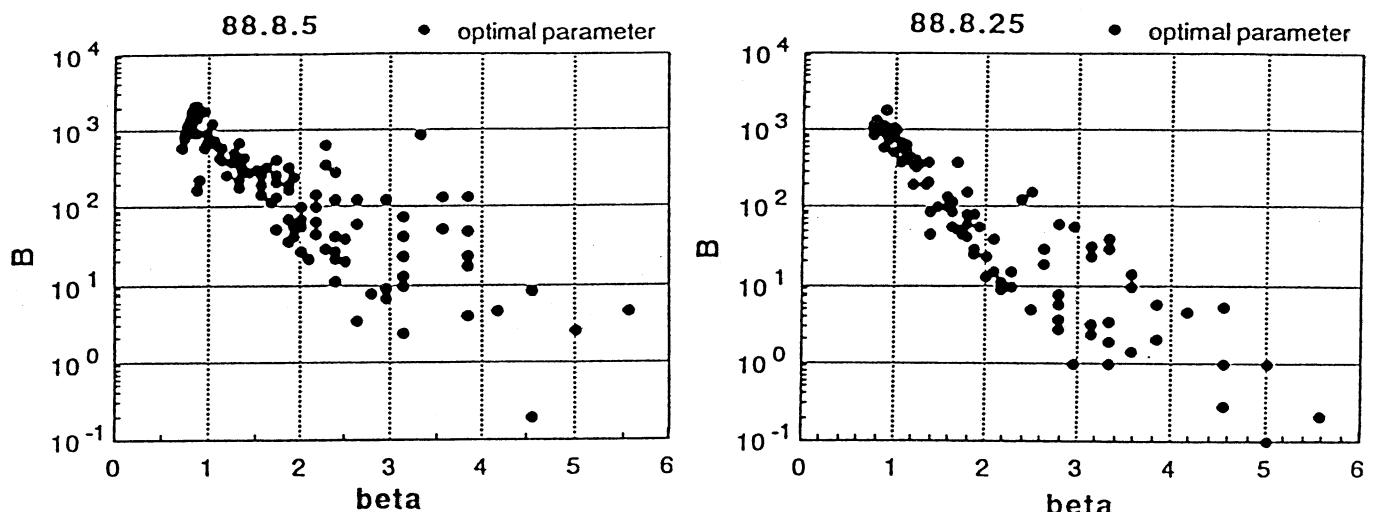


図3 降雨イベントNo.1およびNo.3に対する最適レーダ定数B,  $\beta$  の分布

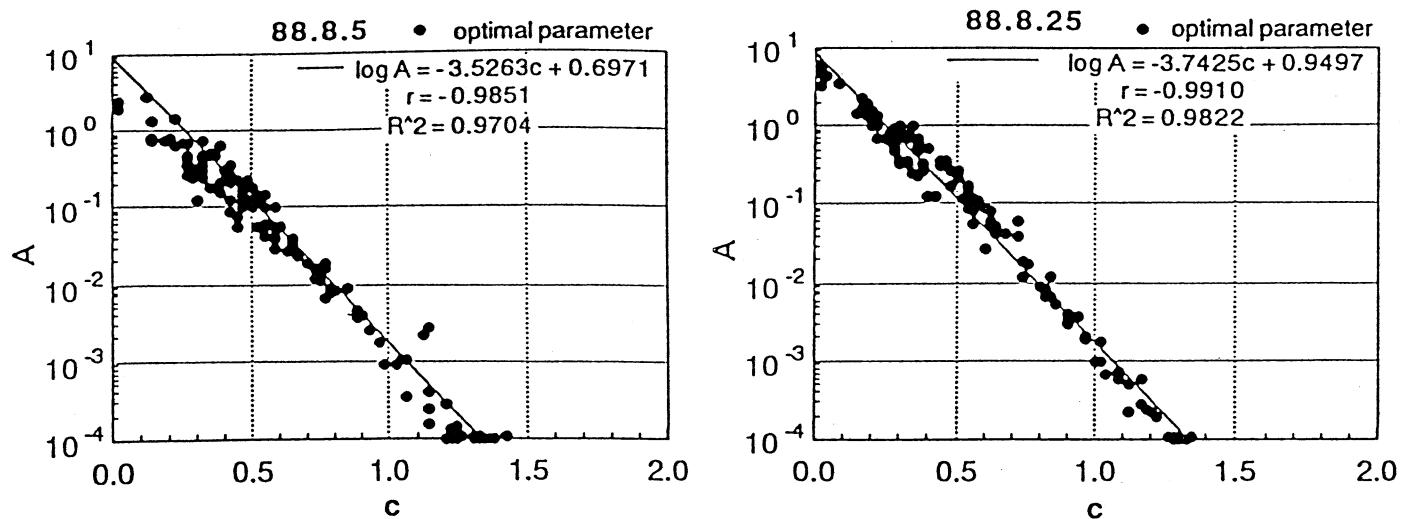


図4 降雨イベントNo.1およびNo.3に対する最適レーダパラメータA, cの分布

### (3) 実時間予測用レーダ定数の導入

地上雨量をオンラインで予測する場合には、予測手法のある程度の簡略化が必要である。レーダ定数B,βを用いると予測手法の定式化がやや複雑になるため、本研究では、新たに式(6)で表される定数A,cを導入して、レーダ定数B,βの変換を行った。その結果、式(2)は式(7)のように簡略化される。

$$A(i) = (1/B(i))^{c(i)}, \quad c(i) = 1/\beta(i) \quad (6)$$

$$R_g(i,k) = \sum_{n=1}^{12} \frac{1}{12} A(i) Z_n(i,k)^{c(i)} + w(i,k) \quad (7)$$

そして、各観測点毎に最適のB,βを求めた場合と同様の評価方法により、最適定数A,cを求めた。この場合、定Aについては、常用対数logAの値で-4.0～1.0の範囲を刻み間隔 $\Delta \log A = 0.04$ として、またcについては0.02～1.6の範囲を刻み間隔 $\Delta c = 0.02$ として、総計10080通りの組み合わせの中から探索を行い、時間平均レーダ雨量 $R_g$ と地上雨量 $R_s$ との残差二乗和の平方根を最小にするような最適定数A,cを、全ての観測点に対して求めた。図4に、降雨イベントNo.1およびNo.3に対する観測点毎の最適定数A,cの分布を示す。また、図5には全降雨イベントに対する最適定数A,cの分布を示している。

図4より、各点が図3のそれに比べ直線上によく並んでいるのが分かる。降雨イベントNo.1に対して、LogAとcの相関は-0.985、イベントNo.3に対しては-0.991であり、LogBとβのそれと比べ相関が高くなっている。これは当然、B,β間に図3の関係がある上に、A,c間に式(6)の関係があるためである。なお図4の最適定数A,cの値は、図3の最適レーダ定数B,βを式(6)を用

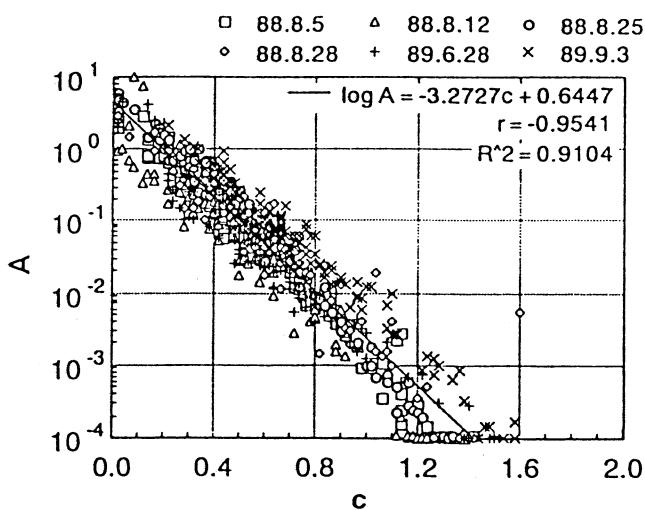


図5 全降雨イベントに対する最適パラメータA,cの分布

いて変換した値にほぼ等しくなっている。次に、図5より、降雨イベントに関係なく、即ち降雨原因に関係なく観測点毎のA,cの最適値は1つの直線上に並んでいる。よって、この直線関係を後述の実時間地上降雨予測の中に組み込むこととする。

### 3. 実時間地上降雨予測

#### (1) 拡張カルマンフィルターによる定式化

地上雨量の実時間予測には拡張カルマンフィルタ理論(EKF)を用いる。この理論は、式(8)に表されるようなシステムの状態量Xを推定するのに適用され、そのシステムの状態量Xは式(9)の観測方程式を通して観測される。

$$X(k+1) = \Phi(k)X(k) + \alpha(k) + u(k) \quad (8)$$

$$y(k+1) = \Gamma(k+1)X(k+1) + s(k+1) + w(k+1) \quad (9)$$

ここに、k時点 X:システム状態量ベクトル

$\phi$ :既知の状態遷移マトリクス  $\alpha$ :既知の定数ベクトル

$\Gamma$ :既知の変換行列  $u$ :システム雑音  $y$ :観測量ベクトル

$s$ :既知の観測行列  $w$ :観測雑音

式(8)、式(9)を定式化することにより、時点(k+1)までの観測量による $X(k+1)$ の最適推定値 $\hat{X}(k+1|k+1)$ はカルマンフィルターのアルゴリズムに従い逐次推定される。ここで、EKFで推定すべき状態量として $X=[X_1 X_2]^T=[A, c]^T$  ( $T$ :転置)とすると、ベクトルXの遷移方程式は $dX/dt=0$ であるので、式(8)の $\Phi=I$ (単位行列)、 $\alpha(k)=0$ となる。次に、式(7)および図5で求めたA,cの回帰式( $\log A = -a \times c + b$ )を式(9)の観測方程式に取る。すなわち、観測点iの $R_g(i,k)$ の値および回帰式における切片bを観測方程式(9)の観測量 $y_1, y_2$ にとると、

$$y_1 = R_g(i,k) = \sum_{n=1}^{12} \frac{1}{12} A(i) Z_n(i,k)^{c(i)} + w_1(i,k) \quad (10)$$

$$y_2 = b = a \times c(i) + \log A(i) + w_2(i,k)$$

ここに、式(10)第2式のa,bは、図5より $a=3.2727$ 、 $b=0.6447$ である。さてここで、式(10)の右辺第1項をベクトル関数 $g_m(A, c)$  ( $m=1, 2$ )とおくと、 $g_m(X)$ は非線形関数であるから $g_m(X)$ を $X$ の近傍 $X'$ でTaylor級数展開し、1次の項までとると次式(11)を得る。

$$g_m(X) = J(X')X + g_m(X') - J(X')X' \quad (11)$$

ここで、 $J(X')$ はヤコビアン行列である。さらに式(11)を

式(10)に代入すると、結局、観測方程式 $y_m$ ( $m=1,2$ )は次式で表される。

$$y_m = J(X')X + g_m(X') - J(X')X + w_m \quad (12)$$

ここで式(12)は、式(9)の $J=J(X')$ 、 $s=g_m(X')-J(X')X'$ に相当し、この場合 $J$ は2次のマトリクス、 $s$ は2次の列ベクトルで次式(13)、(14)で表される。

$$\begin{aligned} \Gamma &= \begin{pmatrix} \frac{\partial g_1}{\partial X_1} & \frac{\partial g_1}{\partial X_2} \\ \frac{\partial g_2}{\partial X_1} & \frac{\partial g_2}{\partial X_2} \end{pmatrix} \\ &= \begin{pmatrix} \frac{1}{12} \sum_{n=1}^{12} Z_n(i,k)^c(i) & \frac{1}{12} \sum_{n=1}^{12} A^*(i)Z_n(i,k)^c(i) \ln Z_n(i,k) \\ \frac{1}{A^*(i)} \log e & a \end{pmatrix} \quad (13) \end{aligned}$$

$$s = \begin{pmatrix} -\frac{1}{12} \sum_{n=1}^{12} A^*(i)c^*(i)Z_n(i,k)^c(i) \ln Z_n(i,k) \\ \log A^*(i) - \log e \end{pmatrix} \quad (14)$$

## (2) 適用例

ここでは、表1の6つの降雨イベントの中からイベントNo.3の降雨に対して、観測点毎(116地点)に前項で定式化したEKFを適用し、レーダ雨量計を用いた実時間での地上降雨予測を行った。この場合、状態量 $X$ の

初期推定値 $\hat{x}(0|0)$ には、前節2.(3)で求めた最適 $A(i), c(i)$ の50%の値を与えた。また、システム雑音 $u$ の共分散行列は $X'(0|0)$ の共分散の1%、観測雑音 $w_i$ の分散は1.0(mm/hour)、 $w_i$ の分散は $0.3^2$ を与え、各観測点毎に地上雨量の予測および各パラメータの逐次推定を行った。観測点 $i$ における時点 $k$ での1時間降雨量の予測値 $\hat{R}_g(i,k)$ は、 $(k-1)$ 時点までのデータを用いて、EKFにより同定された定数 $A(i,k|k-1)$ 、 $c(i,k|k-1)$ 及び時点 $(k-1)$ から時点 $k$ までの5分間隔12個のレーダ反射因子 $Z$ を用いて次式により求められる。

$$\hat{R}_g(i,k) = \sum_{n=1}^{12} \frac{1}{12} \hat{A}(i,k|k-1) Z_n(i,k)^c(i,k|k-1) \quad (15)$$

なお、 $k$ 時点までのデータを用いて同定されたレーダ定数で、その時点( $k$ 時点)の地上雨量を計算した場合は「推定」と呼ぶこととする。

図6に、116の観測点のうち適当に選んだ4観測点のEKFによる予測および推定結果を示している。また、図7には参考のため、同じ4観測点に対する本レーダの運用レーダ定数である $(B, \beta) = (180, 1.6)$  ( $if Z < 5000$ )、 $(B, \beta) = (410, 1.2)$  ( $if Z \geq 5000$ )に固定した場合およびその観測点での最適パラメータ $A(i), c(i)$ に固定した場合の2種類の手法による地上雨量の予測結果を示している。そして、図8には、4観測点において、EKFにより同定されたレーダ定数 $A(i), c(i)$ の時間的変化を示している。さらに、表2には、上記3手法による116観測地点全体

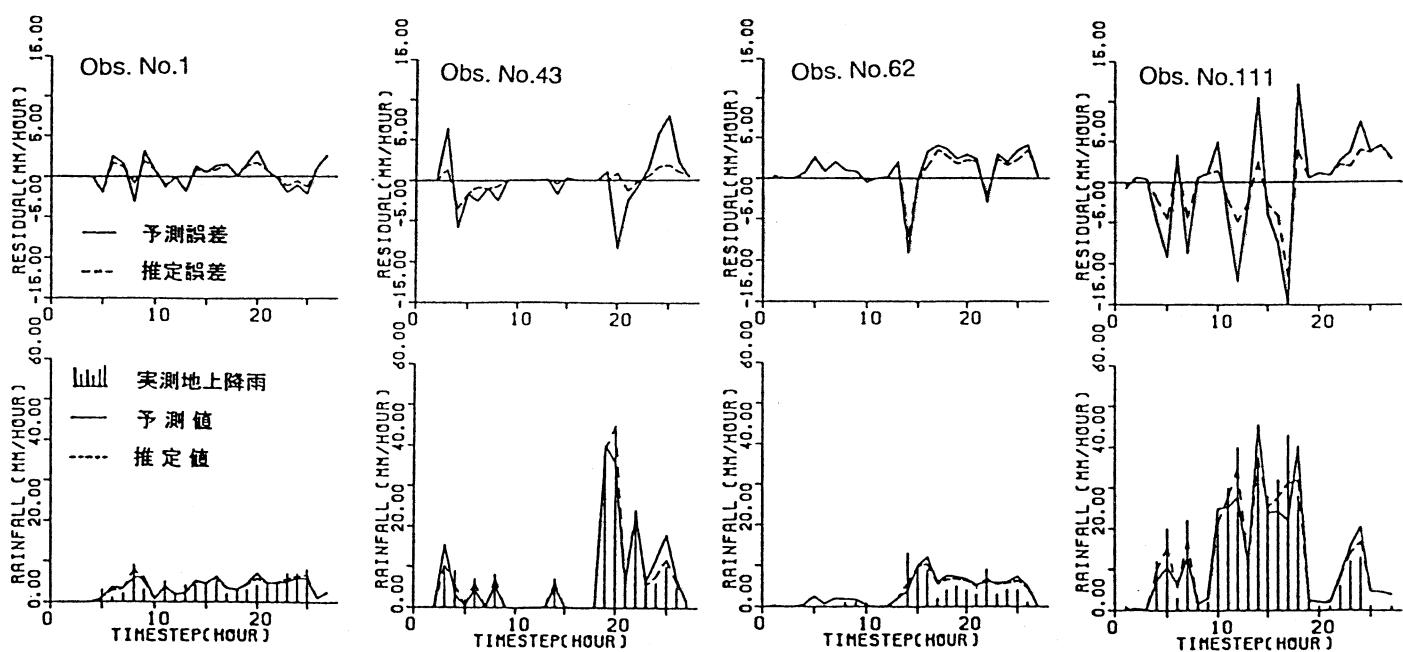


図6 EKFによる予測および推定結果

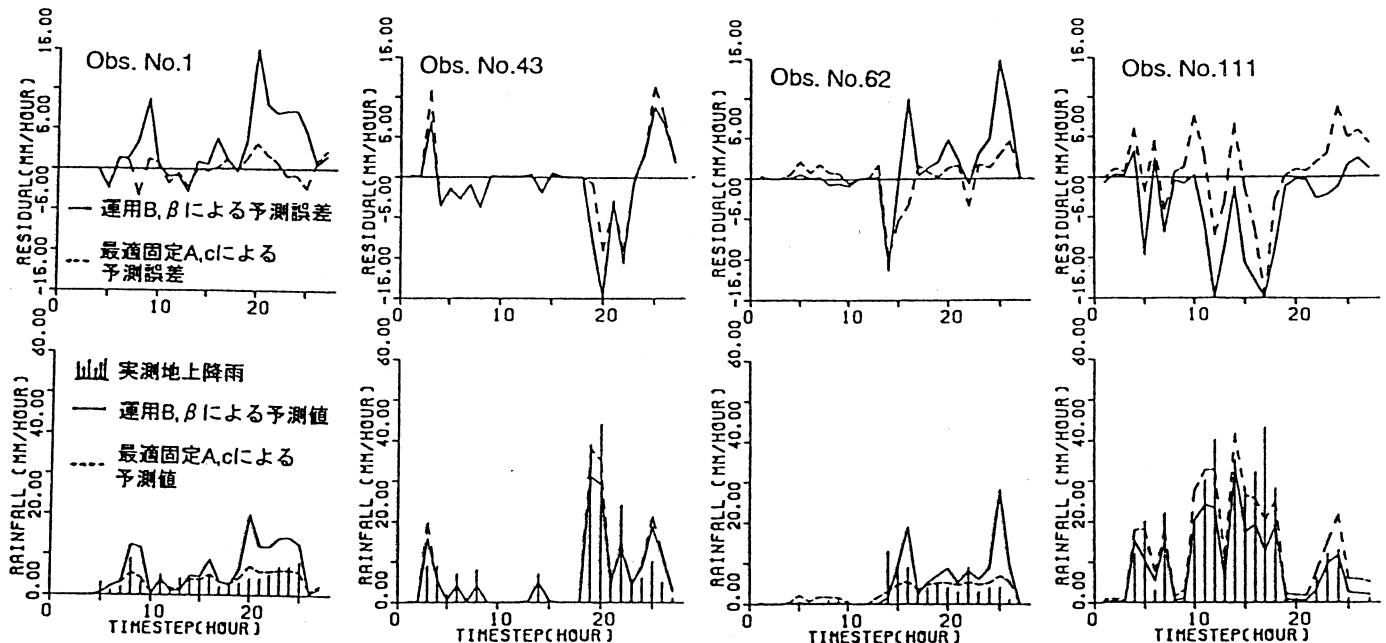


図 7 運用レーダ定数B,  $\beta$  および最適固定パラメータA, cを用いた予測結果

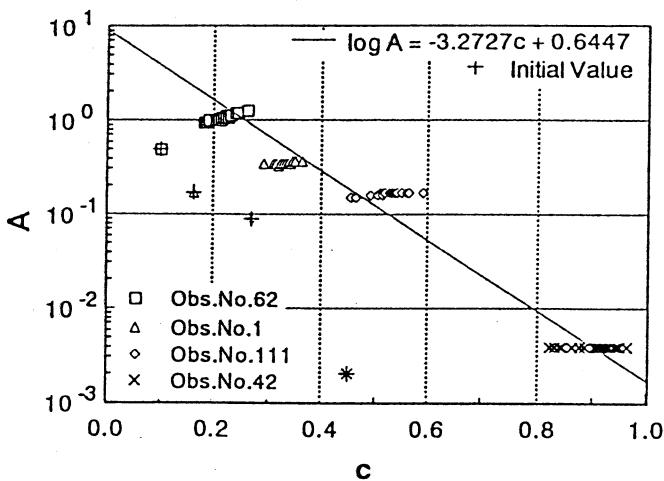


図 8 EKFによるパラメータA, cの同定過程

に対する予測誤差、推定誤差、総雨量比を示している。なお、運用レーダ定数であるB,  $\beta$ に固定する場合および最適パラメータA(i), c(i)に固定する場合では、予測と推定は同じ値になるので、表2の予測誤差と推定誤差の値は同じ値である。また、表2の総雨量比は予測に対する総雨量比を示していて、次式により計算されるが、総雨量比は1.0に近いほうが望ましい。

$$\frac{\sum_{t=1}^{N_t} \sum_{k=1}^{N_k} R_r(i,k)}{\sum_{t=1}^{N_t} \sum_{k=1}^{N_k} R_g(i,k)} \quad (16)$$

ここに、 $N_t$ ：地上雨量観測点数(この場合116地点)

$N_k$ ：観測時間数(この場合27時間)

### (3) 考察

表2 全観測点に対する予測・推定誤差および総雨量比

手法	予測誤差 (mm/hour)	推定誤差 (mm/hour)	総雨量比
EKF	4.48	2.57	1.04
運用B, $\beta$	4.69	4.69	0.85
最適固定A, c	3.77	3.77	0.97

図8より、レーダパラメータA(i), c(i)の初期値には最適なパラメータの50%を与えており、その同定値はすぐに回帰直線付近に移動し、後はその直線の回りで変動している。パラメータA(i), c(i)の同定値は観測点毎に異なっているものの、パラメータAの対数軸上での変化はパラメータcの変化に比べかなり小さくなっている。

図6、表2より、EKFの予測結果は、図8に示したようにパラメータA(i), c(i)を時間的に変化させることにより、図7、表2の本レーダの運用レーダ定数である(B,  $\beta$ )=(180, 1.6) (if Z < 5000), (B,  $\beta$ )=(410, 1.2) (if Z ≥ 5000)に固定した場合に比べ、かなり予測精度が向上していることが分かる。しかし、A, cを最適パラメータに固定した結果に比べると、まだ予測精度はかなり低いものとなっている。但し、A, cの最適パラメータを前もって同定することは困難である。また、EKFの推定結果については、図7、表2をみるとかなり精度は高くなっている。この精度が高くなるのは、ある時点での地上

雨量データが得られた後に、そのデータを考慮してパラメータを更新し、誤差を計算するためである。

次に、表2より、運用レーダ定数B,  $\beta$ 、パラメータA, cを固定した場合の総雨量比は1より小さくなっているのに比べ、EKFのそれは若干大きくなっている。また、EKFの総雨量比は運用レーダ定数B,  $\beta$  固定の場合に比べ、かなり1に近くなっていて、EKFによる予測精度の向上が見られる。

#### 4. むすび

本研究では、まず、種々の降雨例に対して、レーダ雨量と地上雨量の残差平方和が最小となるようなレーダ定数を、地上雨量観測点ごとに求め、レーダ定数間の特性について検討を行った。その結果、各観測点毎の最適レーダ定数B,  $\beta$ 間にかなり高い相関が見られ、 $\log B$ と  $\beta$ 間に直線関係が認められた。

次いで、地上降雨の実時間予測の定式化の簡単化のため、レーダ定数B,  $\beta$ をパラメータA, cに変換し、パラメータA, c間の関係式を求めた。そして、拡張カルマンフィルターを用いて、このA, c間の関係式を組み込んだ地上雨量の実時間予測モデルを構築した。最後に、本モデルを実際の降雨に適用して、その予測精度と特性について検討を行った。その結果、本モデルにより、運用レーダ定数B,  $\beta$ を固定した場合に比べ、予測精度が向上し、総雨量比も1に近くなることが示された。

謝辞：本研究は（財）河川情報センター「レーダ雨量

計を用いた地上雨量のオンライン予測に関する基礎的研究」（研究代表者 神野健二）の御援助を賜りました。ここに記して深謝申し上げます。

#### 参考文献

- 1) 上林好之、山口高志、山本晃一：レーダ定数(B,  $\beta$ )の同定手法の提案、土木学会論文集、第399号/II-10、pp.121-130, 1988.
- 2) (財)河川情報センター：レーダ雨量情報を利用した洪水流出予測に関する研究、河川情報研究所報告、第4号別冊-1、pp.21-82, 1990.
- 3) 建設省近畿地方建設局淀川ダム統合管理事務所、日本気象協会関西本部：最適B・ $\beta$ のオンライン逐次設定方法の検討業務報告書、1992.
- 4) 虫明功臣、沖大幹：降雨パターンの特徴解析、平成3年度河川情報センター助成研究成果報告書、pp.80-93, 1992.
- 5) 沖 大幹、虫明功臣：重みつき線形回帰法によるレーダ定数の同定、土木学会第46回年次学術講演会概要集、pp.44-45, 1991.
- 6) Fujiwara, M.: Raindrop-size distribution from individual storms, *J. Atmos. Sci.*, Vol.22, pp.585-591, 1965.
- 7) Waldvogel, A.: The N<sub>0</sub> jump of raindrop spectra, *J. Atmos. Sci.*, Vol.31, pp.1067-1078, 1974.
- 8) Marshall, J.S. and Palmer, W.M.: The distribution of raindrops with size, *J. Meteor.*, Vol.5, pp.165-166, 1948.
- 9) 小平信彦：気象レーダの基礎、気象研究ノート、第139号、pp.1-31、日本気象協会、1980.
- 10) 日本気象協会：気象、1988および1989.