



## グンベル分布の推定母数の信頼性評価\*

寒 川 典 昭\*\*・荒 木 正 夫\*\*・上 原 剛\*\*\*

草 刈 智 一\*\*\*\*

### 要 旨

グンベル分布 ( $a$ : 尺度母数,  $b$ : 位置母数) を用いて, 降水データの増加に伴う母数推定精度の向上をエントロピーの立場から論じた。まず, 母数を確率変数とみなして,  $a$  だけが未知,  $b$  だけが未知, 及び両方共に未知の3ケースに分け, 未知とした母数の事後確率分布のエントロピーを計算可能な形に展開した。続いて, 長野, 松本, 上田の年最大日降水量を採用し, データ数の増加に伴うエントロピーの挙動を, 導出した理論式を用いて把握した。計算結果は次のようになった。

- 1)  $a$  だけを未知とした場合, データ数が30個程度を越えると, エントロピーはほぼ直線的に減少した。
- 2)  $b$  だけを未知とした場合, データ数が10個付近から, エントロピーは緩やかな指数関数的減少を示した。
- 3)  $a, b$  共に未知とした場合, エントロピーは  $b$  だけを未知とした場合とほぼ同様な減少傾向となった。

### 1. まえがき

水工計画を策定するにあたって, 計画の規模をリターンピリオドで示し, それに対応する確率水文学量を算定することが要求される。従って, 精度の高い水工計画を策定するためには, 確率水文学量の推定精度を高める必要があるが, 降水・流量データをはじめとする水文データは一般に小標本であるため, 特にリターンピリオドの大きい確率水文学量は不確定であることが指摘されている(竹内, 1980; 寒川, 他, 1986)。

筆者らは, 水文学量に母集団確率分布が存在し, それに定常性が仮定できる場合, この不確定さを支配する要因の主なものは, 次の3つであると考えている。

- 1) 対象とする母集団の確率分布と確率水文学量推定のために用いられた確率分布が一致していない。
- 2) 確率分布の母数推定法として適切な方法が用いられていない。
- 3) データの量的・質的不十分さのために, 確率分布の母数推定に十分な情報が与えられていない。

\* Reliability evaluation on estimated parameters of Gumbel distribution

\*\* Noriaki Sogawa, Masao Araki, 信州大学工学部

\*\*\* Tuyoshi Uehara, 長野県庁

\*\*\*\* Tomokazu Kusakari, 中央復建コンサルタンツ(株)

—1989年9月4日受領—

—1991年4月6日受理—

1) に関する確率分布の研究は多数存在し、神田ら(1982)は、それらの研究を分布の種類と母数の数に着目してとりまとめている。その後、江藤ら(1986)は、一雨総雨量、あるいは日単位程度の雨量に対して有効な平方根指数型最大値分布を開発した。寒川ら(1987, 1988a, 1988b)は情報の与え方と最大エントロピー分布の関係を検討し、統計モーメントと指数関数の期待値を情報とすれば、年最大日降水量に対して妥当な値で安定した確率水文学量が得られることを示した。一方、宝ら(1988)は、データに対する確率分布の全体的な適合度と右裾の安定性から、最適な確率分布を選択するための評価手順を提案した。母集団が未だの場合、この評価手順に従えば、対象とした水文学量に対して優れた分布が選択される。ここで、宝ら(1988)、及び主として宝らの方法を最大エントロピー分布に対して適用した寒川ら(1987, 1988a, 1988b)は、確率分布の適合度と確率水文学量の安定性を次のように考え評価している。確率分布の適合度とは、水文データの分布に確率分布(理論分布)が適合している度合である。その具体的な手法としては、データのヒストグラムへの確率密度曲線の適合の目視、標準最小二乗規準、最大対数尤度、及び赤池の情報量規準が用いられている。確率水文学量の安定性とは、新たにデータが追加されても確率水文学量の推定値が大きく変動しない度合である。これに対しては、Jackknife法、及びBootstrap法が用いられている。なお、宝ら(1988)、及び寒川ら(1987, 1988a, 1988b)の研究では、推定母数 $\theta$ の漸近評価誤差 $\text{Var}(\theta)$ は直接評価していないが、実際の水工計画の策定に用いる確率水文学量の安定性を求めることにより、 $\text{Var}(\theta)$ は間接的に評価されているものと考えられる。

2) の母数推定法としては、いままで積率法と最尤法が多用されていた。最近になって、竹内ら(1988a, 1988b)はGreenwoodら(1979)によって提案されたPWM法を検討し、Phien(1987)、清水ら(1988)は水文統計の分野で慣用されてきた母数推定法の適用比較を検討し始めている。今後、利用する確率分布ごとに最適な推定法を見出すことが期待される。

3) の問題は長い間水文統計の重要課題であったにもかかわらず、本格的な取り組みがなされないままになっていた。ところが、1), 2) の問題が解決されても、どのようなデータから確率分布の母数が推定されたかということが、確率水文学量の精度を大きく支配する。従って、利用する水文データを用いて推定母数の信頼性を数

量的に評価しておくことは、水工計画の精度を論ずる上で極めて重要なことと言えよう。

このような背景を踏まえて、寒川ら(1986)は3)の問題へのアプローチを試みた。この研究は、年降水量と年最大日降水量のデータを用いて求めた確率分布と確率水文学量の変動をデータとの関連で明らかにした上で、正規分布の母数推定の精度がデータ数の増加とともにどのように向上するかを、母数の事後確率分布のエントロピーから評価したものである。

ところが、一般に水文学量の母集団は非常に時間単位の長い場合(例えば、年降水量)を除いては、非正規的である。特に、極値水文学量は右に尾を引く歪んだ分布をとることが知られており、治水計画にこの水文学量に適合する分布の母数推定精度を把握することが極めて重要となる。

本稿は、このような要請を受けて、具体的な確率分布としては、その導出において極値分布の一つとしての理論的背景をもつグンベル分布を取り上げ、代表的な極値水文学量である年最大日降水量のデータ数増加に伴う推定母数の信頼性向上について考察したものである。なお、通常極値分布として3つのタイプがあるが、もとの分布が指数分布であり標本の大きさ $m \rightarrow \infty$ のときの極値に対する漸近分布はグンベル分布となる(例えば、鈴木, 1985)。ここでは年最大日降水量のもとの分布である日降水量の分布は指数型であることが経験的に知られており、1年間の日降水量のデータ数 $m$ は十分に大きいと考えられるので、年最大日降水量に対してグンベル分布を採用している。また、母数推定精度の評価法としては、従来からクラメル・ラオの漸近下限評価がある。ところが、この評価には年最大日降水量の真の分布が必要であり、一般にそれは未知であること、及びこの評価から得られる推定母数の分散の下限値も重要であるが、それよりも具体的なデータを得た後の推定母数の事後確率分布全体を推定精度として表現できる指標の方が水文統計上望ましいこと、の2つの理由により本稿では確率分布の母数推定の精度を母数の事後確率分布のエントロピーから評価している。

一方、本稿と目差するところは異なるが、高棹ら(1975)が観測網配置計画を目的として、降水観測が持たらず情報量を確率分布の母数のエントロピーから測定した研究があり、これが本研究の考え方の基礎となっていることを付言しておく。

2. 理論式

本章では、推定母数の信頼性を評価するために、分布形を支配する母数を確率変数と考え（例えば宮沢, 1971）、ベイズ論的に求めた母数の事後確率分布のエントロピーを計算可能な形に変換する。ここで、基礎確率変数（以下では母数も確率変数とみなしているため、それと区別する意味で水文量を表現する確率変数を基礎確率変数と呼ぶ） $x$ が従う分布形として、年最大日降水量を対象としていることから、第1章で記述した理由により次のグンベル分布を用いる。

$$f(x) = a \cdot \exp(-a(x-b)) - e^{-a(x-b)} \quad (1)$$

ここに、 $a$ は尺度母数、 $b$ は位置母数である。なお、一般に観測所ごとに年最大日降水量を10個ずつのデータの組に分け、その各々に対して $a$ 、 $b$ を求め、それらのヒストグラムを描くと、一様分布に近い形状になる場合もあれば、指数分布や正規分布に近い形状をとる場合、及びヒストグラムの連続性がとぎれる等のため特定の形状の分布と判定し難い場合もある。著者らは、このように従う分布形を決定し難い時、事前状態として一定の存在区間  $[a_1, a_2]$ 、 $[b_1, b_2]$  内で $a$ 、 $b$ の生起に等確率を与えることを妥当と考え、本稿では事前確率分布に一様分布を採用した。また、 $a_1$ 、 $a_2$ 、及び $b_1$ 、 $b_2$ としては、第3章で説明するように長野県内19ヶ所で観測した年最大日降水量から1本の時系列を作成し、その時系列から上述のようにして求めた $a$ 、 $b$ の最小値と最大値の付近のラウンドナンバーを用いているので、ほとんどの場合に比較的早い（得たデータ数が少ない）段階で、区間の両端での事後確率密度関数の値は零に近くなる。

2.1  $a$  : 未知,  $b$  : 既知の場合

いま、基礎確率変数  $x_1, x_2, \dots, x_n$  が、未知母数  $a$ 、及び、 $a$ とは無関係な一定の既知母数  $b$ をもって、互いに独立に(1)式のグンベル分布に従うものとする。

$a[a_1, a_2]$  の事前確率分布に

$$g_1(a) = \frac{1}{a_2 - a_1} \quad (2)$$

なる一様分布を仮定すると、 $x_1, x_2, \dots, x_n$  の実現値  $x_1', x_2', \dots, x_n'$  が得られた後の $a$ の事後確率分布は

$$g_1(a|x_1', x_2', \dots, x_n') = k_1 L(a|x_1', x_2', \dots, x_n') g_1(a) \quad (3)$$

と書かれる。ここに、 $k_1$ は規準化係数である。 $L(\cdot)$ は尤度関数であり

$$L(a|x_1', x_2', \dots, x_n') = \prod_{i=1}^n a \cdot \exp\{-a(x_i' - b) - e^{-a(x_i' - b)}\}$$

$$= a^n \cdot \exp\{-a(\bar{x}' - b) - \sum_{i=1}^n e^{-a(x_i' - b)}\} \quad (4)$$

となるので、(2)、(4)式を(3)式に代入して

$$g_1(a|x_1', x_2', \dots, x_n') = k_1' a^n \cdot \exp\{aA_1 - \sum_{i=1}^n e^{-a(x_i' - b)}\} \quad (5)$$

が得られる。ここに

$$k_1' = k_1 \frac{1}{a_2 - a_1} \quad (6)$$

$$A_1 = -n(\bar{x}' - b) \quad (7)$$

であり、 $\bar{x}'$ は $x_i'$ の標本平均である。ただし、 $k_1'$ は確率密度関数の存在区間上での積分が1という条件を用いて

$$k_1' = \frac{1}{\int_{a_1}^{a_2} a^n \cdot \exp\{aA_1 - \sum_{i=1}^n e^{-a(x_i' - b)}\} da} \quad (8)$$

から算定される。

従って、(5)式から $a$ の事後分布のエントロピーは次式で表わされる。

$$\begin{aligned} H(a) = & - \int_{a_1}^{a_2} g_1(a|x_1', x_2', \dots, x_n') \\ & \ln g_1(a|x_1', x_2', \dots, x_n') da = - \ln k_1' \\ & - k_1' n \int_{a_1}^{a_2} a^n (\ln a) \exp\{aA_1 - \sum_{i=1}^n e^{-a(x_i' - b)}\} da \\ & - k_1' A_1 \int_{a_1}^{a_2} a^{n+1} \cdot \exp\{aA_1 - \sum_{i=1}^n e^{-a(x_i' - b)}\} da \\ & + k_1' \int_{a_1}^{a_2} \sum_{i=1}^n e^{-a(x_i' - b)} \\ & \cdot \exp\{aA_1 - \sum_{i=1}^n e^{-a(x_i' - b)}\} da \quad (9) \end{aligned}$$

2.2  $a$  : 既知,  $b$  : 未知の場合

ここでは、2.1の $a$ と $b$ を置き換えればよい。このとき、 $b[b_1, b_2]$ の事前確率分布に

$$g_2(b) = \frac{1}{b_2 - b_1} \quad (10)$$

なる一様分布を仮定し、(4)式で得られた尤度関数を用いると、 $b$ の事後確率分布は

$$g_2(b|x_1', x_2', \dots, x_n') = k_2 \cdot \exp(nab - A_2 e^{ab}) \quad (11)$$

となる。ここに

$$A_2 = \sum_{i=1}^n e^{-ax_i'} \quad (12)$$

であり、 $k_2$ は $k_1'$ と同様に確率密度関数の具備すべき条件から

$$k_2 = \frac{1}{\int_{b_1}^{b_2} \exp(nab - A_2 e^{ab}) db} \quad (13)$$

となる。

従って、(11)式から  $b$  の事後分布のエントロピーは次式で表わされる。

$$\begin{aligned}
 H(b) &= - \int_{b_1}^{b_2} g_2(b|x_1', x_2', \dots, x_n') \\
 &\ln g_2(b|x_1', x_2', \dots, x_n') db = - \ln k_2 \\
 &- k_2 n \int_{b_1}^{b_2} ab \cdot \exp(nab - A_2 e^{ab}) db \\
 &+ k_2 A_2 \int_{b_1}^{b_2} \exp\{(n+1)ab - A_2 e^{ab}\} db \quad (14)
 \end{aligned}$$

2.3 a, b 共に未知の場合

ここでは、基礎確率変数  $x_1, x_2, \dots, x_n$  が、2つの無関係な未知母数  $a, b$  をもって、互いに独立に(1)式のグンベル分布に従うものとする。  $a [a_1, a_2]$ ,  $b [b_1, b_2]$  の同時事前確率分布に

$$g_3(a, b) = \frac{1}{(a_2 - a_1)(b_2 - b_1)} \quad (15)$$

なる一様分布を仮定し、(4)式で得られた尤度関数を用いると、 $a, b$  の同時事後確率分布は

$$\begin{aligned}
 g_3(a, b|x_1', x_2', \dots, x_n') &= k_3 a^n \cdot \exp\{-an(\bar{x} - b) \\
 &- \sum_{i=1}^n e^{-a(x_i' - b)}\} \quad (18)
 \end{aligned}$$

となる。ここに、 $k_3$  は、やはり  $k_1', k_2$  と同様にして

$$\begin{aligned}
 k_3 &= \frac{1}{\int_{a_1}^{a_2} \int_{b_1}^{b_2} a^n \cdot \exp\{-an(\bar{x} - b) - \sum_{i=1}^n e^{-a(x_i' - b)}\} \\
 &\cdot db da} \quad (17)
 \end{aligned}$$

から算定される。

従って、式(16)から  $a, b$  の事後確率分布のエントロピーは、次式で表わされる。

$$\begin{aligned}
 H(a, b) &= - \int_{a_1}^{a_2} \int_{b_1}^{b_2} g_3(a, b|x_1', x_2', \dots, x_n') \\
 &\ln g_3(a, b|x_1', x_2', \dots, x_n') db da = - \ln k_3 \\
 &- k_3 n \int_{a_1}^{a_2} \int_{b_1}^{b_2} a^n (\ln a) \exp\{-an(\bar{x} - b) \\
 &- \sum_{i=1}^n e^{-a(x_i' - b)}\} db da \\
 &+ k_3 n \bar{x} \int_{a_1}^{a_2} \int_{b_1}^{b_2} a^{n+1} \cdot \exp\{-an(\bar{x} - b) \\
 &- \sum_{i=1}^n e^{-a(x_i' - b)}\} db da \\
 &- k_3 n \int_{a_1}^{a_2} \int_{b_1}^{b_2} a^{b+1} b \cdot \exp\{-an(\bar{x} - b) \\
 &- \sum_{i=1}^n e^{-a(x_i' - b)}\} db da \\
 &+ k_3 \int_{a_1}^{a_2} \int_{b_1}^{b_2} a^n \sum_{i=1}^n e^{-(x_i' - b)} \cdot \exp\{-an(\bar{x} - b)
 \end{aligned}$$

$$- \sum_{i=1}^n e^{-a(x_i' - b)}\} db da \quad (18)$$

3. 実データへの適用と考察

ここでは、実データを用いて 2. で計算可能な形に変換した事後確率分布のエントロピーを計算し、データの増加に伴う推定母数の信頼性の挙動を検討する。なお、データとして、千曲川の治水計画策定のために収集された長野 (1890~1985年)、松本 (1898~1985年)、上田 (1893~1985年、ただし、1897年、1907年、1975年は欠測) の年最大日降水量を採用した。また、データ数は年代の古いものから順番に1個ずつ増加させた。

3.1 a : 未知, b : 既知の場合

$a$  の事後確率分布のエントロピーは(11)式で与えられる。ここで、事前情報である  $a_1, a_2$ , 及び既知とした  $b$  は次のように設定した。

1) 長野県内19ヶ所で観測した年最大日降水量をつなぎ合わせて1本の時系列データを作成し、それらを10個ずつの組に分ける(端数は切り捨てる)。

2) 組ごとに積率法を用いて  $a$  の推定値を算定し、その中の最小値、最大値付近のラウンドナンバーを  $a_1, a_2$  とする。

3) 既知とした  $b$  は対象とした観測所の全データを用いて積率法より算定する。

第1表は、1)~3)で計算した  $a_1, a_2$ , 及び  $b$  の値である。第1図は第1表の値を用いて計算したデータ数の増加に伴う  $a$  のエントロピーの挙動を示したものである。この図より、どの地点においてもデータ数30個程度までエントロピーが変動していることがわかる。これは、上述の区間で事後確率分布が揺れ動いていることを示しており、データ数30個程度以下での  $a$  のみの推定には危険を伴うものと考えなければならない。それ以後ではエントロピー値はほぼ直線的に減少し、追加したデータが  $a$  の推定精度を線形的に高めていることが読み取れる。

3.2 a : 既知, b : 未知の場合

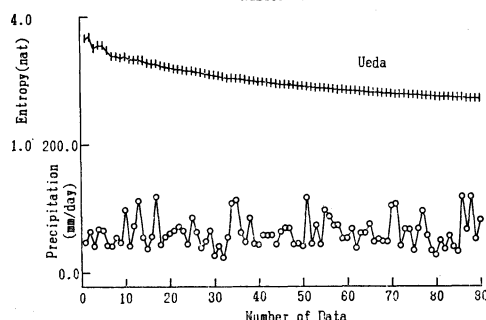
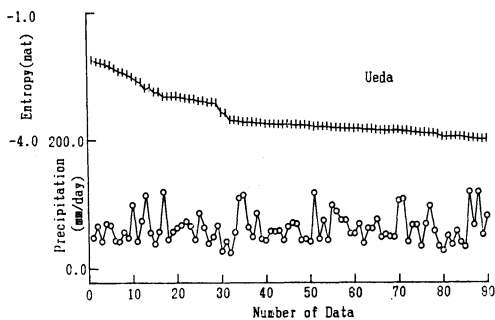
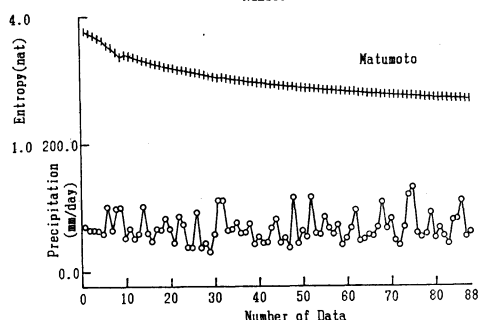
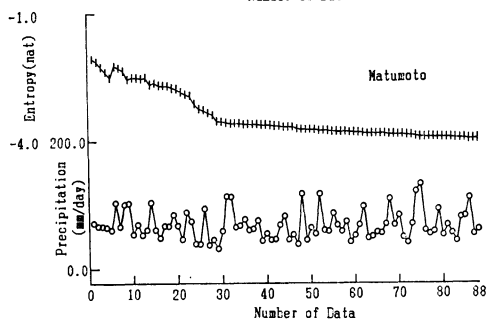
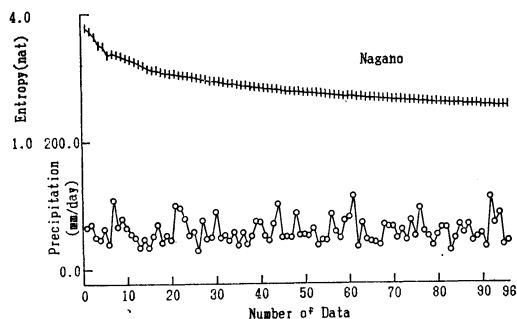
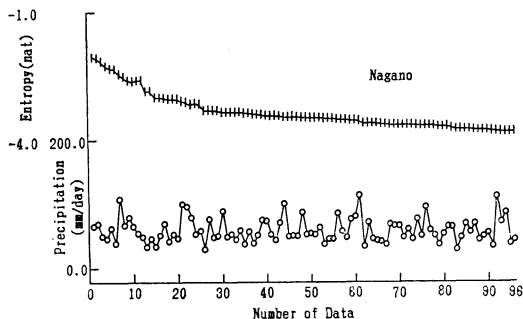
$b$  の事後確率分布のエントロピーは(14)式で与えられる。ここで、事前情報である  $b_1, b_2$ , 及び既知とした  $a$  は、前節の1)~3)の  $a, b$  を読み換えて算定した。その値を第2表に示している。第2図は、第2表の値を用いて計算したデータ数の増加に伴う  $b$  の事後確率分布のエントロピーの挙動を示したものである。どの観測所でも、データ数が10個程度まではエントロピーの減少勾配が大きく、また上田ではその間で少し変動がみられ

第1表 事前分布のパラメータの値 (a: 未知, b: 既知).

	$a_1$	$a_2$	b
長野	0.02	0.15	50.6
松本			58.8
上田			51.9

第2表 事前分布のパラメータの値 (a: 既知, b: 未知).

	a	$b_1$	$b_2$
長野	0.068	40.0	80.0
松本	0.057		
上田	0.055		



第1図 データ数の増加に伴う a のエントロピーの挙動 (a: 未知, b: 既知).

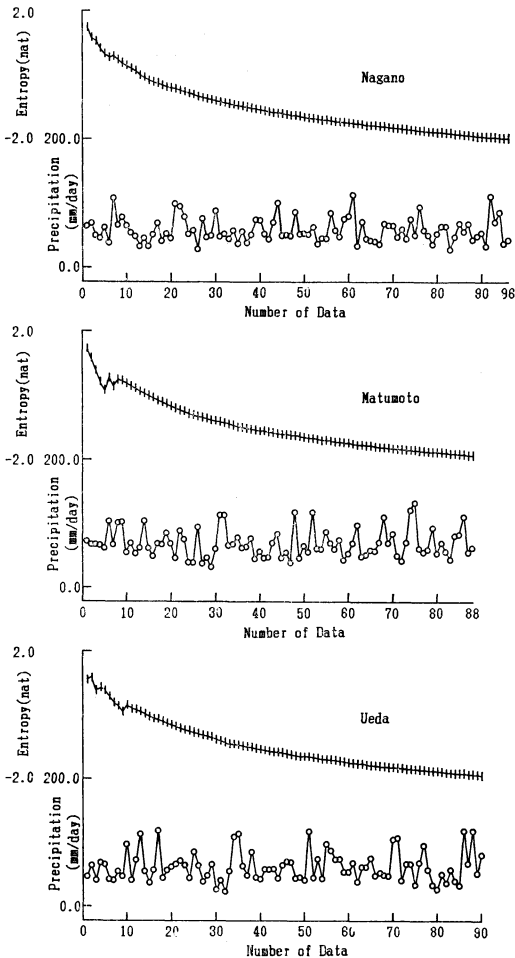
第2図 データ数の増加に伴う b のエントロピーの挙動 (a: 既知, b: 未知).

る。その後は10個程度までと比較して緩やかな指数関数的減少を示している。従って、ここでの計算例では、bの事後確率分布はaの事後確率分布より少ないデータ数

から安定傾向を示すと言えよう。

### 3.3 a, b 共に未知の場合

a, b の同時事後確率分布のエントロピーは(18)式で



第3図 データ数の増加に伴う  $(a, b)$  のエントロピーの挙動 ( $a$ : 未知,  $b$ : 未知).

与えられる。ここで、事前情報である  $a_1, a_2, b_1, b_2$  は第1表、第2表で示した値を用いた。第3図は、データ数の増加に伴う  $a, b$  のエントロピーの挙動を示したものである。この図より、ここでも3.2と同様にどの地点においてもデータ数が10個程度のところまでエントロピーの減少傾向が大きく、またその間で松本と上田に少し変動がみられる。その後は10個程度までと比較して緩やかな指数関数的減少に移行している。第3図では、 $a$  の事後確率分布の変動が、同時事後確率分布にすることにより相殺され、3.1よりデータ数の少ない段階からエントロピー値の減少傾向に安定が見られるようになったものと判断される。

#### 4. まとめ

データ数の増加とともに確率水文学の信頼性がどのように増加するかということは、水文頻度分析の大きな関心事である。筆者らはこの問題を第1章で詳述したように、データ数の増加に伴う確率分布の推定母数の信頼性向上という立場から捉え、その評価方法を提案した。本研究で得られた主な成果は次のとおりである。

1) グンベル分布の尺度母数  $a$ 、位置母数  $b$  を個々に、及び同時に確率変数とみなして、ベイズ論的立場から得られた事後確率分布を示し、その分布のエントロピーを計算可能な形に変換した。

2)  $a$  だけが未知な場合、長野、松本、上田の3観測所共に、データ数が30個程度を越えると、エントロピーはほぼ直線的減少傾向を示した。

3)  $b$  だけが未知の場合、上記3観測所共にデータ数が10個程度から、エントロピーは緩やかな指数関数的減少傾向を示した。

4)  $a, b$  共に未知の場合のエントロピーは、 $b$  のみが未知の場合とほぼ同様な減少傾向となった。

今後は、上述のことが他の観測所の年最大日降水量、及び年最大流量等に対して言えるかどうか検討するため計算例を追加するとともに、データの持つ情報量と確率水文学の信頼性との関係を、第2章で示した事後確率分布を用いて明らかにしていきたいと考えている。

#### 謝 辞

本研究を行うにあたり、建設省北陸地方建設局千曲川工事事務所が収集・整理したデータの一部を使用させて頂いた。記して謝意を表する。

#### 文 献

- 江藤剛治・室田 明・米谷恒春・木下武雄, 1986: 大雨の頻度, 土木学会論文集, 369 II-5, 165-174.
- Greenwood, J.A., J.M. Landwehr, N.C. Matalas, and J.R. Wallis, 1979: Probability weighted moments: Definition and relation to parameters of several distributions expressible in inverse form, Water Resour. Res., Vol. 15, No. 5, 1049-1054.
- 神田 徹・藤田睦博, 1982: 水文学—確率論的手法とその応用—, 技報堂出版, 29-48.
- 宮沢光一, 1971: 情報・決定理論序説, 岩波書店, 126-150.
- Phien, H.N., 1987: A review of methods of parameter estimation for the extreme value type-1

- distribution, *Jour. of Hydr.*, 90, 251-268.
- 清水 章・宝 馨・高棹琢馬, 1988: 対数正規分布の母数推定法の比較評価, 土木学会第43回年次学術講演会, II-1, 38-39.
- 寒川典昭・荒木正夫・船橋太道, 1988a: 情報と母数の数と最大エントロピー分布(その2), 土木学会第43回年次学術講演会, II-4, 44-45.
- ・—————・森 茂, 1988b: 1変数最大エントロピー分布の有効性の検討—他の分布との比較において—, 水文・水資源学会発表会, 30, 106-109.
- ・—————・大原基秀, 1987: 情報の与え方と最大エントロピー分布(その2), 土木学会第42回年次学術講演会, II-3, 36-37.
- ・—————・渡辺輝彦, 1986: 確率分布の推定母数の不確定性評価法, 土木学会論文集, 375 II-6, 133-141.
- 鈴木栄一, 1985: 気象, 気候における稀現象の解析, 天気, 32, 12, 3-19.
- 宝 馨・高棹琢馬, 1988: 水文頻度解析における確率分布モデルの評価規準, 土木学会論文集, 393 II-9, 151-160.
- 高棹琢馬・池淵周一, 1975: 降水観測がもたらす情報量とその観測網配置計画への応用, 土木学会論文報告集, 234, 83-95.
- 竹内邦良, 1980: 不確実性の定式化と分析—これらの動向から対処法も含めて—, ②水理・土工計画, 土木学会誌, 65, 9, 16-20.
- ・土屋一仁, 1988a: 正規分布, 対数正規分布およびピアソンⅢ型分布の PWM 解, 土木学会論文集, 393, II-9, 95-101.
- ・—————, 1988b: 正規分布および3母数対数正規分布の PWM 解の性能について, 土木学会論文集, 393, II-9, 103-112.

## 「熱帯降雨観測衛星 (TRMM) 計画」に関する研究会のお知らせ

衛星から熱帯域の降雨の定量的な3次元分布を観測しようとする TRMM (Tropical Rainfall Measuring Mission) 計画が, 日米共同研究として1996年8月衛星打ち上げを目指して着々と進行中です。現在, 日本側は衛星に搭載される降雨レーダーと衛星打ち上げに用いるH-IIロケットを, 一方, 米国側は打ち上げ衛星本体と可視近赤外放射計, マイクロ波放射計などを分担し, それぞれ宇宙開発事業団と米国航空宇宙局 (NASA) が中心となって研究開発が行われています。

本年7月, 宇宙開発事業団から, 「TRMM データを気象分野で有効に利用するための調査・検討」の委託が気象学会にあり, 7月25日の気象学会常任理事会で了承され, そのお世話を新田(勳)が行うことになりました。

TRMM 計画では, 衛星では初めて降雨レーダーが搭載されるとともに, 可視近赤外放射計, マイクロ波放射計などが搭載され, これら宇宙からのデータは気象分野の研究にとっても非常に貴重なデータとなることが期待されます。

つきましては, 気象学会秋季大会の翌日に, 以下のような研究会を計画しましたので, 興味をお持ちの方は奮ってご出席下さい。なお, 研究会ご出席の方には, 旅費の援助を考えていますので, 希望される方は下記の事務局 (気象研究所台風研究部 中沢哲夫) まで至急ご連絡

下さい。

日時: 10月26日 (土) 9時—12時 (気象学会秋季大会翌日)

場所: 名古屋大学水圏科学研究所会議室

内容: (1) TRMM 計画の概要, 経過 (新田)

(2) TRMM 計画に関する研究計画

2. 1 降水の気候学 (松本)
2. 2 熱帯の降雨システム (中沢)
2. 3 亜熱帯域の降雨システム (加藤)
2. 4 熱帯域熱源と大気大循環 (露木)
2. 5 大気大循環モデルの検証 (鬼頭)
2. 6 数値予報モデルの精度向上 (隈)
2. 7 熱帯降雨と植生 (田中)
2. 8 降雨量算出アルゴリズム (中村)
2. 9 グランド・トゥース計画 (住)

(3) 総合討論—今後の TRMM 計画研究の方向  
データ処理体制

第2回 TRMM 研究会 (来年1月 or 2月)

\*発表者は予定です。

TRMM研究会世話人 新田 勳 (気象大学校)

Tel (0471-44-7185) Fax (0471-46-1896)

事務局 中沢 哲夫 (気象研究所, 台風研究部)

Tel (0298-51-7111) Fax (0298-51-1449)