

情報量の増分と上限確率を付与した確率水文学量について*

寒 川 典 昭**・荒 木 正 夫***・草 刈 智 一****

要 旨

確率水文学量の精度は分布の母数を推定するためのデータに大きく依存するため、グンベル分布 (a : 尺度母数, b : 位置母数) を用いて、それに情報量の増分と上限確率を付与する方法を論じた。ここでは、まず母数を確率変数とみなして、 a だけ未知、 b だけ未知、両方共に未知の3ケースに分けた。続いて、未知とした母数に対して、事前分布のエントロピーとデータを得た後の事後分布のエントロピーとの差から情報量の増分を算定した。更に、事後分布の超過 (あるいは非超過) 確率から上限確率を評価する手法を展開した。こうして得られた情報量の増分と上限確率を付与した確率水文学量は次のように表現された。「情報量の増分が u の T 年確率水文学量は $R\%$ の上限確率をもって v 以内におさまる」。最後に、長野、松本、上田の年最大日降水量を採用し、 $T=100$ 年、 $R=90\%$ とした場合の、 u と v の関係を求める計算例を提示した。

1. はじめに

一般に、頻度分析を通じて確率水文学量を求める統計解析には、対象とする水文学量の定常性、等質性等、従来から仮定してきた事項に係る難解な問題が存在する。これらは、いずれ古期水文学及び気候変動等の研究成果を用いて解決すべき興味ある研究課題であるが、いま一つの重要な問題はリターンピリオドの大きな確率水文学量の不確定性に関するものである。本稿では、後者の問題解決に取り組む。そのために、便宜上従来からの頻度分析と同様に、上述した仮定の成立を認めるものとする。

さて、手法的な立場から見れば、確率水文学量の不確定さを支配する主要な要因は、確率分布に起因するもの (Benson, 1968; 竹内, 1980; 宝, 他, 1988) と母数推定法に起因するもの (Phien, 1987; 高埴, 他, 1988; 宝, 他, 1989), の2つである。

ところが上述の問題が実用的に解決されても、確率水

文学量の精度はどのようなデータ (データの数とその値) から確率分布の母数が推定されたかということに大きく依存する。そのため、利用する水文学量と推定母数の信頼性との関係を数量的に把握しておくことが、水工計画の精度を論ずる上で極めて重要なことである。

このような背景を踏まえて、寒川ら (1986, 1990, 1991) は、統計解析に用いる確率分布の推定母数の信頼性とデータとの関係を、母数の事後確率分布のエントロピーから評価する方法を提案し、理論的な面での1つの解決案を示した。従って、次の段階として、その結果を確率水文学量の評価にどのように反映するかということ、すなわち具体的には次の2項目の解決が望まれる。

1) 用いたデータが、母数の推定にどれだけの情報量の増分を提供したか。

2) 採用した母数の値が上述した母数の事後確率分布上でとる超過 (あるいは非超過) 確率と、その母数値を用いて推定した確率水文学量とは、どのような関係にあるか。

本稿では、著者ら (1991) がすでに推定母数の信頼性を評価するために事後確率分布のエントロピー算定式を導出しているグンベル分布を採用して、上述の2問題を解決するための1案を示し、実データを用いていくつかの計算を実行したので、それらの成果について報告する。なお、本研究の主たる目的は、1) で求めたデータ

* On hydrologic variate with increment of amount of information and probability of upper bound

** Noriaki Sogawa, 信州大学工学部.

*** Masao Araki, 熊本工業大学.

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

—1992年2月12日受領—

—1992年9月8日受理—

のもつ情報量の増分と、2)で母数の超過(あるいは非超過)確率を用いて定義した確率水文量の上限確率、の両者を付与した確率水文量を提案することにあり、実データへの適用は単に計算例を示したままで、ここから一般論を引き出すことを意図したものでないことを付言しておきたい。また、今まで実際の計画では確率水文量の推定誤差のみを問題にしているが、これを支配する母数の挙動にまで踏み込んだ本稿のような議論をしておくことが、以下に述べる立場から情報量の増分と上限確率を評価できるということの他に、いずれ母数が時間に依存して変化する非定常な水文頻度分析に取り組む前段階としても重要な意味を持つことと考えられる。

2. 理論式

第3章で用いる水文量は年最大日降水量であるため、著者ら(1991)がすでに記述している理由により、ここでも尺度母数 a 、位置母数 b のグンベル分布を採用している。また、事前分布として一様分布を用いているのも、著者ら(1991)が述べた理由と同様である。

なお、以下ではまず、 a のみ未知、 b のみ未知の場合について、続いて水文頻度分析では本来の姿である両方ともに未知の場合について、データのもつ情報量の増分の計算式と確率水文量の上限確率の計算式を導出する。 a 、 b どちらか一方が既知ということは現実にはありえないが、個々の母数の特性を把握するために、本稿ではこのような場合についても議論している。

2.1 データのもつ情報量の増分

本節中の事後分布及びそのエントロピーの導出については、著者ら(1991)がすでに発表してきたものであるが、以下の理論展開上必要であるため、ここで再記している。

2.1.1 a : 未知, b : 既知

いま、基礎確率変数(ここでは母数も確率変数とみなしている)ので、水文量を表現する確率変数を基礎確率変数と呼ぶ 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、互いに独立に次のグンベル分布に従うものとする。

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

ただし、 x は $x_i (i=1, 2, \dots, n)$ の総称した記述である。

ここで、 $a \in [a_1, a_2]$ 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。このとき、 a の事前分布のエントロピーは次式で表わされる。

$$H(a) = - \int_{a_1}^{a_2} g_1(a) \ln g_1(a) da = \ln(a_2 - a_1) \quad (3)$$

次に、 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

$$g_1(a | x_1', x_2', \dots, x_n') = k_1 a^n \cdot \exp\left\{a A_1 - \sum_{i=1}^n e^{-a(x_i' - b)}\right\} \quad (4)$$

となる。ここに

$$A_1 = -n(\bar{x}' - b) \quad (5)$$

$$k_1 = \frac{1}{\int_{a_1}^{a_2} a^n \cdot \exp\left\{a A_1 - \sum_{i=1}^n e^{-a(x_i' - b)}\right\} da} \quad (6)$$

であり、 \bar{x}' は x_i' の標本平均である。

従って、式(4)から a の事後分布のエントロピーは次式で表わされる。

$$\begin{aligned} H(a | x_1', x_2', \dots, x_n') &= - \int_{a_1}^{a_2} g_1(a | x_1', x_2', \dots, x_n') \ln g_1(a | x_1', x_2', \dots, x_n') da \\ &= - \ln k_1 \\ &\quad - k_1 n \int_{a_1}^{a_2} a^n (\ln a) \exp\left\{a A_1 - \sum_{i=1}^n e^{-a(x_i' - b)}\right\} da \\ &\quad - k_1 A_1 \int_{a_1}^{a_2} a^{n+1} \cdot \exp\left\{a A_1 - \sum_{i=1}^n e^{-a(x_i' - b)}\right\} da \\ &\quad + k_1 \int_{a_1}^{a_2} \sum_{i=1}^n e^{-a(x_i' - b)} \cdot \exp\left\{a A_1 - \sum_{i=1}^n e^{-a(x_i' - b)}\right\} da \end{aligned} \quad (7)$$

以上より、 a の推定に対して、 x_1', x_2, \dots, x_n' のもつ情報量の増分は、事前の不確定さ(エントロピー)式(3)から事後の不確定さ(エントロピー)式(7)を差し引いた次式から計算される。

$$I(a | x_1', x_2', \dots, x_n') = H(a) - H(a | x_1', x_2', \dots, x_n') \quad (8)$$

2.1.2 a : 既知, b : 未知

ここでは、2.1.1の a と b の立場を逆にすればよい。いま、 $b \in [b_1, b_2]$ の事前確率分布に

$$g_2(b) = \frac{1}{b_2 - b_1} \quad (9)$$

なる一様分布を仮定すると、 b の事前分布のエントロピーは次式で表わされる。

$$H(b) = - \int_{b_1}^{b_2} g_2(b) \ln g_2(b) db = \ln(b_2 - b_1) \quad (10)$$

一方、 b の事後確率分布は

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

となるので、そのエントロピーは次式で表わされる。

$$\begin{aligned}
 & H(b|x_1', x_2', \dots, x_n') \\
 &= - \int_{b_1}^{b_2} g_2(b|x_1', x_2', \dots, x_n') \text{lng}_2(b|x_1', x_2', \dots, \\
 & \quad x_n') db \\
 &= - \ln k_2 \\
 & - k_2 n \int_{b_1}^{b_2} ab \cdot \exp(nab - A_2 e^{ab}) db \\
 & + k_2 A_2 \int_{b_1}^{b_2} \exp\{(n+1)ab - A_2 e^{ab}\} db \quad (12)
 \end{aligned}$$

ここに

$$A_2 = \sum_{i=1}^n e^{-ax_i'} \quad (13)$$

$$k_2 = \frac{1}{\int_{b_1}^{b_2} \exp(nab - A_2 e^{ab}) db} \quad (14)$$

である。

従って、前項と同様に、 b の推定に対して、 x_1', x_2', \dots, x_n' のもつ情報量の増分は、式 (10) から式 (12) を差し引いた次式から計算される。

$$I(b|x_1', x_2', \dots, x_n') = H(b) - H(b|x_1', x_2', \dots, x_n') \quad (15)$$

2.1.3 a, b : 未知

前項及び前々項では a, b のどちらか一方を既知として取り扱ったが、本項では両者共に未知とする。すなわち、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をもって、互いに独立に式 (1) のグンベル分布に従うものとする。ここで、 $a \in [a_1, a_2], b \in [b_1, b_2]$ の同時事前確率分布に

$$g_3(a, b) = \frac{1}{(a_2 - a_1)(b_2 - b_1)} \quad (16)$$

なる一様分布を仮定する。このとき、 (a, b) の事前分布のエントロピーは次式で表わされる。

$$\begin{aligned}
 H(a, b) &= - \int_{a_1}^{a_2} \int_{b_1}^{b_2} g_3(a, b) \text{lng}_3(a, b) db da \\
 &= \ln(a_2 - a_1)(b_2 - b_1) \quad (17)
 \end{aligned}$$

一方、 (a, b) の同時事後確率分布は

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

となるので、そのエントロピーは次式で表わされる。

$$\begin{aligned}
 H(a, b|x_1', x_2', \dots, x_n') \\
 &= - \int_{a_1}^{a_2} \int_{b_1}^{b_2} g_3(a, b|x_1', x_2', \dots, x_n') \\
 & \cdot \text{lng}_3(a, b|x_1', x_2', \dots, x_n') db da \\
 &= - \ln k_3 \\
 & - k_3 n \int_{a_1}^{a_2} \int_{b_1}^{b_2} a^n (\ln a) \exp \left\{ -an(\bar{x}' - b) - \right.
 \end{aligned}$$

$$\begin{aligned}
 & \left. \sum_{i=1}^n e^{-a(x_i' - b)} \right\} db da \\
 & + k_3 n \bar{x}' \int_{a_1}^{a_2} \int_{b_1}^{b_2} a^{n+1} \cdot \exp \left\{ -an(\bar{x}' - b) \right. \\
 & \left. - \sum_{i=1}^n e^{-a(x_i' - b)} \right\} db da \\
 & - k_3 n \int_{a_1}^{a_2} \int_{b_1}^{b_2} a^{n+1} b \cdot \exp \left\{ -an(\bar{x}' - b) \right. \\
 & \left. - \sum_{i=1}^n e^{-a(x_i' - b)} \right\} db da \\
 & + k_3 \int_{a_1}^{a_2} \int_{b_1}^{b_2} a^n \sum_{i=1}^n e^{-(x_i' - b)} \cdot \\
 & \exp \left\{ -an(\bar{x}' - b) - \sum_{i=1}^n e^{-a(x_i' - b)} \right\} db da \quad (19)
 \end{aligned}$$

ここに

$$\begin{aligned}
 k_3 &= \frac{1}{\int_{a_1}^{a_2} \int_{b_1}^{b_2} a^n \cdot \exp \left\{ -an(\bar{x}' - b) - b \sum_{i=1}^n e^{-a(x_i' - b)} \right\} db da} \quad (20)
 \end{aligned}$$

である。

従って、前項及び前々項と同様に、 (a, b) の推定に対して、 x_1', x_2', \dots, x_n' のもの情報量の増分は、式 (17) から式 (19) を差し引いた次式から計算される。

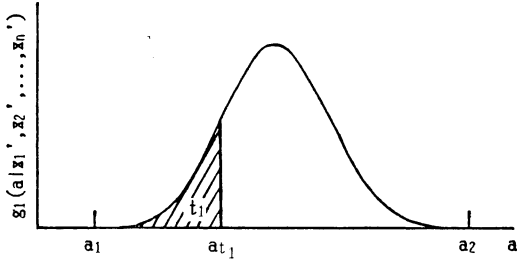
$$I(a, b|x_1', x_2', \dots, x_n') = H(a, b) - H(a, b|x_1', x_2', \dots, x_n') \quad (21)$$

2.2 確率水文学の上限確率

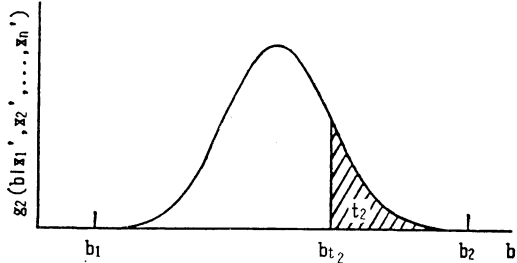
ここでは、グンベル分布の母数をその事後確率分布に超過あるいは非超過確率を与えることにより設定し、その母数の値をもつグンベル分布から推定された確率水文学の上限確率を評価する方法について記述する。

2.2.1 a : 未知, b : 既知

いま、実現値 x_1', x_2', \dots, x_n' を得た後の a の事後確率分布 $g_1(a|x_1', x_2', \dots, x_n')$ の模式図を第1図に示す。一般にグンベル分布において、 b を固定した場合、一定のリターンピリオド T に対し、 a が小さい程 T 年確率水文学の値が大きくなるということが知られている。ここで、第1図で非超過確率 t_1 に対応する a の値を a_{t_1} とすると、 t_1 が小さい程 a_{t_1} が小さくなり、 a_{t_1} を用いて推定される T 年確率水文学の値が増大する。一定の T に対して、その確率水文学が大きくなるということは、計画面からみれば安全側に移行することである。従って、 a の事後確率分布が $g_1(a|x_1', x_2', \dots, x_n')$ の状態のとき、その分布に従う a のある推定値を a_{R1} とすると、 $a_{t_1} \leq a_{R1}$ となる確率は、%表示すれば



第1図 a の事後確率分布の模式図。



第2図 b の事後確率分布の模式図。

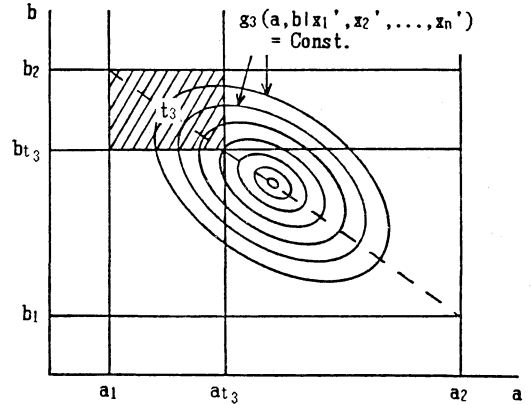
$$R = 100(1 - t_1) (\%) \quad (22)$$

となる。ここに、 t_1 は第1図に示した非超過確率である。従って、 a_{t_1} を用いて推定された T 年確率水量を x_{t_1} 、 a_{R_1} を用いて推定された T 年確率水量を x_{R_1} とすると、 $x_{t_1} \geq x_{R_1}$ となる確率も上式で表現される。同様にして、 $a_{t_1} > a_{R_1}$ なる確率は、 $x_{t_1} < x_{R_1}$ なる確率と等しく、 $100 - R (= 100t_1) (\%)$ となる。この R を、事後確率分布、すなわち情報量の増分が指定されたときの T 年確率水量の上限確率と呼ぶことにする。上述の議論の展開は、次項、及び次々項においても同様であるので、従ってそこでは簡単に触れることで留めている。

2.2.2 a : 既知, b : 未知

上述の条件では、前項の a と b の立場を逆にすればよいが、 b が確率水量に及ぼす影響は a とは異なるので、ここでも前項にならって確率水量の上限確率について説明する。

第2図は b の事後確率分布 $g_2(b | x_1', x_2', \dots, x_n')$ の模式図である。次に、 a を固定した場合、一定のリターンピリオド T に対して、今度は b が大きい程 T 年確率水量の値が大きくなるということが知られている。ここで、第2図で超過確率 t_2 に対応する b の値を b_{t_2} とすると、 t_2 が小さい程 b_{t_2} が大きくなり、 b_{t_2} を用いて推定される T 年確率水量の値が増大する。すなわち、このことは



第3図 (a, b) の事後確率分布の模式図。

b_{t_2} が大きくなると計画的に安全側に移行することを示している。従って、前項と同様に、 b の事後確率分布が $g_2(b | x_1', x_2', \dots, x_n')$ の状態のとき、その事後確率分布に従う b のある推定値 b_{R_2} を用いて推定された T 年確率水量が b_{t_2} の値を用いて推定された T 年確率水量以下になる確率は式 (22) で t_1 を t_2 に置き換えた場合の $R\%$ となる。

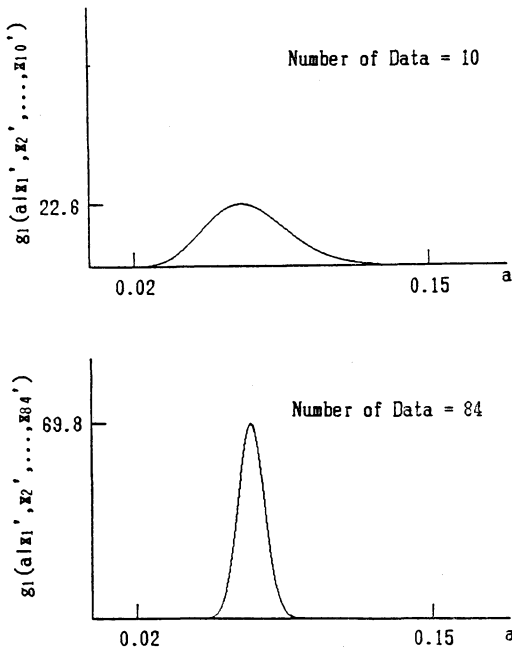
2.2.3 a, b : 未知

(a, b) 共に未知の条件では、前項と前々項を組み合わせたものとなる。

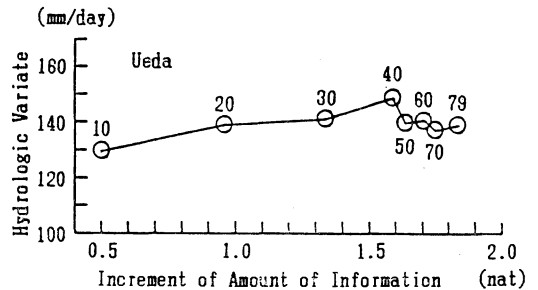
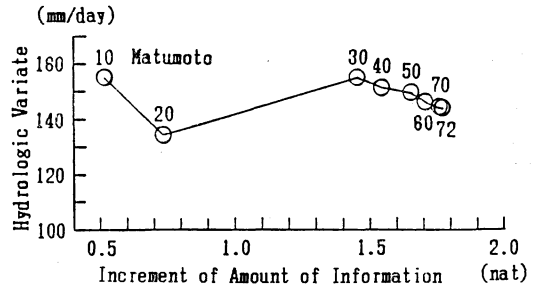
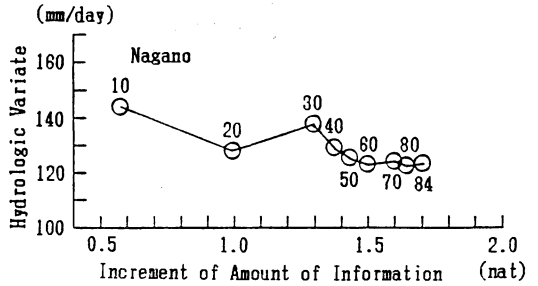
第3図は (a, b) の同時事後確率分布 $g_3(a, b | x_1', x_2', \dots, x_n')$ の等確率線の模式図である。前項と前々項で記述したように、 a は小さい程、 b は大きい程、確率水量は大きくなる。いま、第3図で a に対しては非超過側、 b に対しては超過側を同時に満たす確率 t_3 に対応する a, b の値を a_{t_3}, b_{t_3} とすると、 t_3 が小さい程 a_{t_3} が小さく b_{t_3} が大きくなり、(a_{t_3}, b_{t_3}) を用いて推定される T 年確率水量の値が増大し、計画が安全側に移行する。ただし、1つの t_3 の値を与える (a_{t_3}, b_{t_3}) の組み合わせは無数にあるので、確率水量に最大値を与える (a_1, b_2) から最小値を与える (a_2, b_1) の結んだ線分上で確率 t_3 を満たす (a_{t_3}, b_{t_3}) の値を決定した。これは、(a, b) をその存在範囲内で同じ比率で動かしていくことを意味しており、便法ではあるが、無数にある (a_{t_3}, b_{t_3}) の組み合わせから1組を選定する1つの妥当な手段であると考えられる。従って、前項、前々項と同様に、(a, b) の事後確率分布が $g_3(a, b | x_1', x_2', \dots, x_n')$ の状態のとき、その事後確率分布に従う (a, b) のある推定値 (a_{R_3}, b_{R_3}) を用いて推定された T 年確率水量が

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			50.5
松本	0.02	0.15	57.8
上田			52.5



第4図 データ数の増加に伴う a の事後確率分布の挙動 (a: 未知, b: 既知, 長野).



第5図 90%の上限確率をもつ100年確率水文学と情報の増分の関係, ○印の上下の数字はデータ数 (a: 未知, b: 既知, 長野).

(a_{t_2}, b_{t_2}) の値を用いて推定された T 年確率水文学以下になる確率は式 (22) で t_1 を t_2 に置き換えた場合の $R\%$ となる。

3. 年最大日降水量への適用例と考察

ここでは、前章で導出された理論式を実データに適用し、情報量の増分と上限確率を付与した確率水文学の計算例を提示する。なお、実データとして、千曲川の治水計画策定のために収集された長野 (1890年~1973年, 84個)、松本 (1898年~1969年, 72個)、上田 (1893年~1973年, 1897年, 1907年欠測, 79個) の年最大日降水量を採用した。また、これらは、著者ら (1991) の研究で

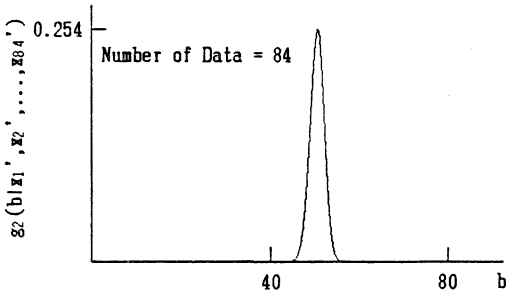
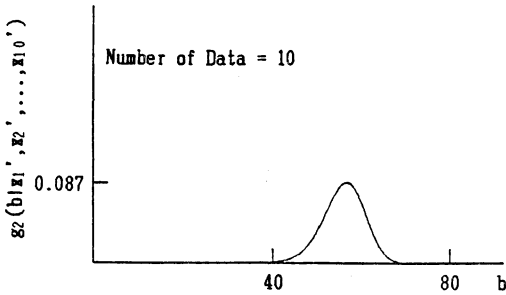
用いたデータより短い期間となっているが、いずれも現在実施されている千曲川の治水計画の検討結果と比較できるために、千曲川・犀川河川要覧 (雨量資料編) (1976) に収録されているデータのみに限ったためである。データ数は観測された年代の古い順番に1個ずつ増加させた。

3.1 a: 未知, b: 既知

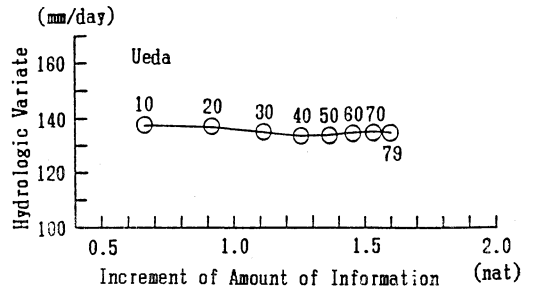
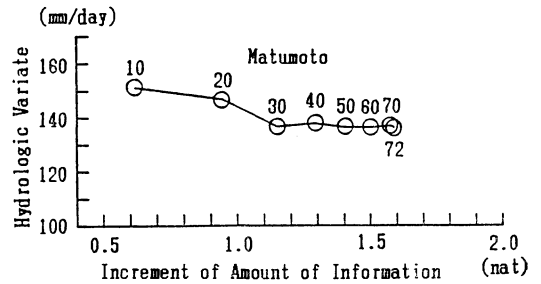
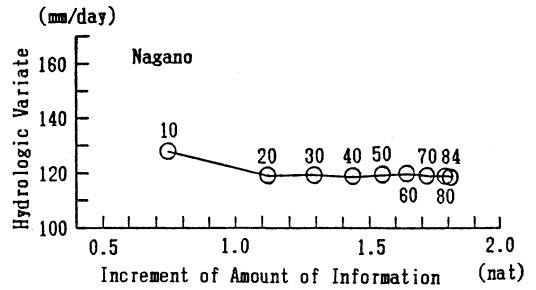
a に対してデータのもつ情報量の増分は式 (8) で、確率水文学の上限確率は式 (22) で与えられる。ここで、事前情報である a_1, a_2 , 及び既知とした b の設定方法は著者ら (1991) の方法と同様であるので省略する。

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	0.0695		
松本	0.0602	40	80
上田	0.0578		



第6図 データ数の増加に伴うbの事後確率分布の挙動 (a: 既知, b: 未知, 長野).



第7図 90%の上限確率をもつ100年確率水文学と情報量の増分の関係, ○印の上下の数字はデータ数 (a: 既知, b: 未知, 長野).

第1表はこうして求めた a_1 , a_2 , 及び b の値である。第4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 の事後確率分布の挙動の1例を示したものである。データ数の増加とともに事後確率分布がシャープになってくる様子がうかがわれる。第5図は R を90%としたときの100年確率水文学とデータのもつ情報量の増分との関係を図示したものである。もちろん、他の R の値についても同様の計算を実施することができ、 R が大きい程確率水文学は大きく現われる。長野、松本ではデータ数が30個を越えると、上田では40個を越えると、その後10個追加する毎の情報量の増加量は小さくなっている。また、長野、上田では、情報量の増分が1.5~1.6

(nat) 付近から確率水文学は安定してきている。松本でも情報量の増分が1.5(nat) 付近から確率水文学の大きな変動が収まっているが、その後も確率水文学の低下傾向が続いている。ただし、上述した数値は物理的にみて本質的な折れ曲がり点というわけではなく、計算上でできた1つの変曲点に過ぎない。このことは、本章の第2, 3節においても同様である。

以上のような状況を踏まえた上で、ここでは全データを用いた時の「情報量の増分と上限確率を付与した確率水文学」は次のように記述される。

「情報量の増分が u の100年確率水文学は90%の上限

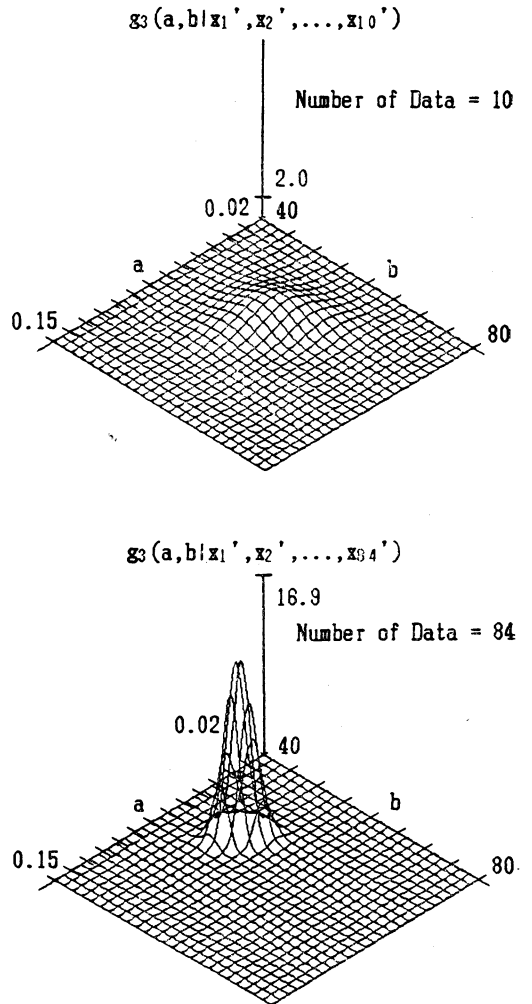
確率を持って v 以内におさまる。ただし、長野、松本、上田の順に、 u は 1.7, 1.8, 1.8 (nat), v は 124, 143, 139 (mm/day) である。」

3.2 a : 既知, b 未知

b に対してデータのもつ情報量の増分は式 (15) で、確率水文学の上限確率は式 (22) 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、著者ら (1991) の方法と同様に算定した。その値を第 2 表に示している。第 6 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 の事後確率分布の挙動の 1 例を示したものである。ここでも a の場合と同様に、データ数が増すにつれて事後確率分布がシャープになってきている。第 7 図には、 R を 90% としたときの 100 年確率水文学とデータのもつ情報量の増分との関係を示している。データを 10 個追加する毎に、その 10 個のデータがもたらした情報量の増加量は、データの増加とともにしだいに減少するが、 a のときのようにその増加量に明確な変曲点を与えるデータ数は見出せない。また、 a に比べると b の情報量の増分の変化に対して確率水文学は敏感に反応せず、長野、松本では情報量の増分が 1.1~1.2 (nat) 付近から、上田では 0.7 (nat) 付近より前から確率水文学が安定してきている。また、ここでも情報量の増分と上限確率を付与した確率水文学は前項の記述と同様であるが、長野、松本、上田の順に、情報量の増分である u は 1.8, 1.6, 1.6 (nat), 確率水文学である v は 119, 136, 135 (mm/day) である。

3.3 a, b : 未知

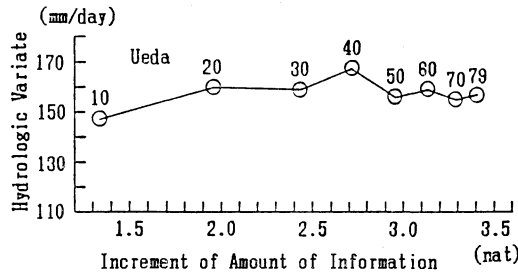
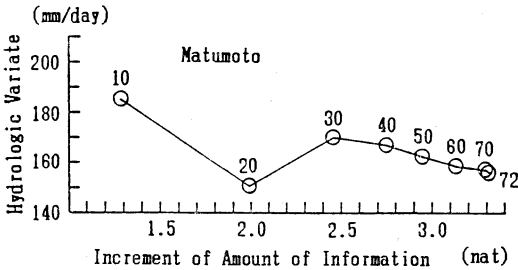
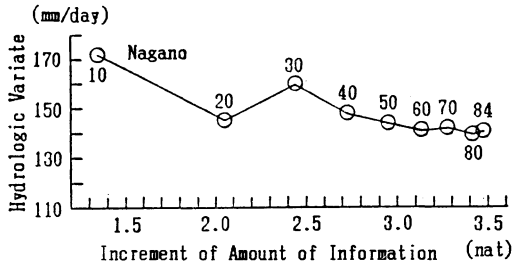
(a, b) に対してデータのもつ情報量の増分は式 (21) で、確率水文学の上限確率は式 (22) で与えられる。ここで、事前情報である $(a_1, a_2), (b_1, b_2)$ は第 1, 2 表の値を採用している。第 8 図はこの事前情報を用いて計算したデータ数の増加に伴う (a, b) の事後確率分布の挙動の 1 例を示したものである。ここでも、 a のみ未知、 b のみ未知の場合と同様に、データ数の増加とともに事後確率分布がシャープになってくる様子を読み取れる。第 9 図は R を 90% としたときの 100 年確率水文学とデータのもつ情報量の増分との関係を示したものである。データを 10 個追加する毎に、その 10 個のデータがもたらした情報量の増加量は、データ数の増加とともにしだいに減少し、その増加量に顕著な変曲点を与えるようなデータ数が a が未知の場合に比べると見出しにくく、この点で b が未知の場合に似ているが、情報量の増分と確率水文学との関係を示すグラフの形状は a が未知の場



第 8 図 データ数の増加に伴う (a, b) の事後確率分布の挙動 (a : 未知, b : 未知, 長野)。

合と類似している。長野、上田では、情報量の増分が 3.0~3.1 (nat) 付近から確率水文学が安定してきている。松本でも情報量の増分が 2.5 (nat) 付近から確率水文学の大きな変動が収まっているが、 a が未知の場合と同様にその後も低下傾向が続いている。

また、ここでも情報量の増分と上限確率を付与した確率水文学の記述方法は前節、前々節と同様であり、長野、松本、上田の順に、情報量の増分である u の値は 3.5, 3.3, 3.4 (nat), 確率水文学である v の値は 141, 156, 157 (mm/day) となる。なお、前節、前々節では個々の母数の特徴をみるために一方のみを未知としたが、



第9図 90%の上限確率をもつ100年確率水文学と情報量の増分の関係, ○印の上下の数字はデータ数 (a:未知, b:未知, 長野).

通常は a, b がともに未知であるから, 水工計画に用いられる確率水文学は本節の例に従って計算されることが望まれる.

4. まとめ

本稿は, データが確率分布の母数推定に与えた情報量の増分と, データから得られた事後確率分布を用いて決定される確率水文学の上限確率を評価する手法を展開し, 情報量の増分と上限確率を付与した確率水文学を提案したものであった. ただし, ここでは基礎確率変数が従う分布としてグンベル分布 (a :尺度母数, b :位置母数)を用いている. 理論面で得られた成果を要約すると以下のようなになる.

第3表 u (nat) の情報量の増分と90%上限確率をもつ100年確率水文学の値 v (mm/day).

	u (nat)	v (mm/day)
a:未知 b:既知	長野	1.7
	松本	1.8
	上田	1.8
a:既知 b:未知	長野	1.8
	松本	1.6
	上田	1.6
a:未知 b:未知	長野	3.5
	松本	3.3
	上田	3.4

1) a のみ未知, b のみ未知, a, b 共に未知の3つの場合に分け, データのもつ情報量の増分を, 確率変数とした未知母数の事前分布と事後分布のエントロピーの差とみなし, その計算式を導出した.

2) 上述の事後分布の非超過あるいは超過確率 t が小さい程大きい確率水文学を与えるように t を設定し, $R=100(1-t)$ (%) を t に対応する母数を用いて推定される確率水文学の上限確率と定義した. その後, 1) の情報量の増分と2)の上限確率を併記して, 「情報量の増分と上限確率を付与した確率水文学」を提案した.

次に, 実データとして千曲川流域内の長野, 松本, 上田の年最大日降水量を採用して, 上述の理論に従って計算を試みた. 得られた計算結果をとりまとめると以下のようなになる.

3) 情報量の増分と90%の上限確率をもつ確率水文学の関係を探ると, その挙動は観測所ごとに異なるが, おおまかにみると, a のみ未知のとき1.5~1.6 (nat) 付近より前から, b のみ未知のとき1.1~1.2 (nat) 付近より前から, a, b ともに未知のとき3.0~3.1 (nat) 付近より前から確率水文学が安定してきている. ただし, 今のところ確率水文学が安定する情報量の増分の値に物理的な根拠はなく, 上述した変曲点は単なる計算結果の考察である. また, 上限確率を90%にとっているが, これは計画の重要性に応じて適宜変更することを前提としている.

4) 上述の観測所のデータを用いた計算例では情報量の増分と上限確率を付与した確率水文学は次のように記述された.

「情報量の増分が u の100年確率水文量は90%の上限確率をもって v 以内におさまる。ここで、 u, v は第3表のようである。」

本稿は手法の提案に重点をおいたものであった。今後は、従来の方法による確率水文量との比較等を通じて、本法の実用性について検討したいと考えている。

謝 辞

本研究では、建設省北陸地方建設局千曲川工事事務所が収集したデータの一部を使用させて頂いた。データ処理では高橋浩一君(楠大本組, 当時信州大学工学部学生)に御協力頂いた。記して謝意を表する。

文 献

- Benson, M.A., 1968 : Uniform flood-Frequency estimating methods for federal agencies, Water Resour. Res., Vol. 4, No. 5, 891-908.
 建設省北陸地方建設局千曲川工事事務所, 1976 : 千曲川・犀川河川要覧(雨量資料編).
 Phien, H.N., 1987 : A review of methods of parameter estimation for the extreme value

type-1 distribution, Jr. of Hydr., Vol. 90, 251-268.

寒川典昭・荒木正夫・上原 剛・草刈智一, 1990 : 2母数対数正規分布の推定母数の信頼性評価, 水工学論文集, Vol. 34, 1-6.

_____, _____, _____, _____, 1991 : グンベル分布の推定母数の信頼性評価, 天気, 第38巻, 第8号, 3-6.

_____, _____, 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, No. 375/II-6, 133-141.

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, No. 393/II-9, 151-160.

_____, _____, 清水 章, 1989 : 極値分布の母数推定法の比較評価, 京都大学防災研究所年報, No. 32, B-2, 455-469.

高棹琢馬・宝 馨・_____, 1988 : 水文頻度解析モデルの母数推定法と確率水文量の変動性—3母数対数正規分布について—, 京都大学防災研究所年報, No. 31, B-2, 287-296.

竹内邦良, 1980 : 不確実性の定式化と分析—これからの動向から対処法も含めて—, 水理・水工計画, 土木学会誌, Vol. 65, No. 9, 16-20.

国際学術研究集会への出席補助金受領候補者の募集のお知らせ

国際学術交流事業(天気32巻5号参照)の一環として、国際学術研究集会への出席の旅費もしくは滞在費の補助を下記により行いますので、希望者は期日までに応募願います。

記

1. 対象の集会

A : 1993年6月1日~11月30日および

B : 1993年12月1日~1993年5月31日

の期間外国で開かれる国際学術研究集会

2. 応募資格

日本気象学会会員で国際学術研究集会に出席し論文の発表もしくは議事の進行に携わる予定のもの。

3. 募集人員

若干名

4. 補助金額

開催地域を考慮し最高15万円程度

5. 応募手続

所定の申請書類(日本気象学会事務局備付)を期日までに国際学術交流委員会(〒100 東京都千代田区大手町 1-3-4 気象庁内日本気象学会気付)に提出する。大学院生は指導教官の推薦状を併せて提出する。

期日 : A 1993年2月28日

B 1993年8月31日

6. 補助金受領者の選考・義務

当該集会終了後30日以内に委員会に報告書を提出する。