

論文

降水の時間集中度の確率分布 モデルとその1998年高知豪雨 ・2000年東海豪雨への適用

松田 誠祐*・Md. Abdur RAZZAK**・足立 真吾***

A Probability Distribution Model of the Temporal Concentration Degree of Precipitation and Its Application to the Heavy Rainfalls in Kochi in 1998 and Tokai in 2000

Seisuke MATSUDA*, Md. Abdur RAZZAK**
and Shingo ADACHI***

Abstract

In this study, we presented new equations to estimate the occurrence probability of the maximum 1 hour rainfall (R_{1h}) included in the maximum 24 hour rainfall (R_{24h}) in a ten days, based on a probability distribution model of the temporal concentration degree of precipitation. As well, we postulated an equation form of a joint distribution of R_{24h} and R_{1h} and estimated their joint probability of exceedance by a numerical experiment. Then, it is found that the two variables became almost independent each other, when their joint probability of exceedance was calculated to satisfy these equations. By applying these equations and carrying out a numerical experiment to the heavy rainfalls for many rain gauge stations in Kochi in 1998 and Tokai in 2000, each two and their joint exceedance probabilities in the form of the inverse, which we call non-dimensional return period, were estimated.

キーワード：頻度解析，確率，超過確率，数値実験，無次元再現期間

Key words : frequency analysis, probability, probability of exceedance, numerical experiment,
non-dimensional return period

* 高知大学農学部
Faculty of Agriculture, Kochi University

** 愛媛大学大学院連合農学研究科
The United Graduate School of Agriculture Science for the
Doctoral Course, Ehime University

*** 高知大学農学部農学研究科
Graduate School of Agriculture, Kochi University

本論文に対する討論は平成17年5月末日まで受け付ける。

1. はじめに

最近、世界の各地で洪水が頻発している。国土交通省河川局発行「災害列島2002」に収録されている世界の洪水によると、1998年のアジア各国、1999年12月の南アメリカベネズエラ北部、2000年10～11月のイギリス・フランス・イタリア、2000年7～11月のブラジル、2001年7月のパキスタン、2001年8月のイラン、2002年8月のオーストリア・チェコ・ドイツなど、枚挙に暇がないほどである。日本でも1998年9月の高知豪雨、2000年9月の東海豪雨など豪雨災害が頻発している。

このように頻発する豪雨の原因について、地球温暖化の影響が言われている(磯部, 2003)。一方、年々変動のトレンドについて、日本の平均年降水量は温暖化に伴って減少傾向にあることが指摘されている(2002年版日本の水資源)。著者らはこのことについての信頼できる情報を持ち合わせていないが、温暖化によって気象の変動が激しくなっていることは日本の平均年降水量の変動からも明らかである。

本研究の目的は、各地で頻発している豪雨の規模を個別観測点の特性に過度に影響されず、実証的かつ広域的に評価する方法を開発することである。それによって、温暖化の影響についても考慮できるようにしたいと考えている。

ところで、水文資料を用いて頻度解析を行って確率推定曲線を求め、その曲線式に過去の年最大値を代入して再現期間を推定する場合、値が推定曲線から大きくはずれるときがある。これを推定曲線に外挿して再現期間の推定を行うと、極端な再現期間が推定されることになる。また、観測点ごとに確率推定を行うと、観測点の特性に強く影響される。

これに対して著者らは、降水の時間集中度の確率分布モデルを用いるこれまでとは違った確率単位時間降水量の推定法を提案している(松田ら, 1996 a,b, 2000, 2001; Uligan et al., 1998a; Matsuda et al., 1998b)。直接のきっかけは、上に述べたような外挿による推定曲線から外れた値に対する再現期間の推定が正しいのであろうかと

いう素朴な疑問である。松田・角屋(1983)は、7505号台風および7617号台風などの異常な豪雨を対象としてDD (Depth-Duration) 解析、あるいはID (Intensity-Duration) 解析として知られている降水強度-降水継続時間の解析を行い、その結果を利用して水文特性量(降水の時間集中度)を定義した。さらに著者らは、降水の時間集中度に対する頻度解析の結果を用いて、確率単位時間降水量の推定法へと発展させた。ここではさらに、1時間降水量と24時間降水量の結合超過確率の推定法を示す。また、その結果を1998年の高知豪雨、2000年の東海豪雨に適用し、それぞれの豪雨において観測されている降水量の再現期間を推定する。

2. 降水の時間集中度

降水の時間集中度の定義を簡単に述べる。まず、平均降水強度をとらえる単位時間(Δt)およびある一定の長さの時間(=代表時間 T)を考える。単位時間および代表時間 T はどのように考えてもよいが、著者らは解析の対象となる現象の規模に応じて選ぶのがよいと考えている。次に、 $j=t/\Delta t$ のように時間を無次元化し、以下では単に単位時間(=1)、代表時間 T (または T) と表現する。

さて、著者らの降水の時間集中度はID解析の結果から導かれたものである。ID式としてよく知られているSherman式(例えば、角屋, 1964)は式(1)で与えられる。

$$r_t = \frac{a}{t^c} \quad (1)$$

ここに、 r_t は t 時間の最大降水強度、 a , c は定数。この a , c は、通常、任意の時間 t とその時間の最大降水強度 r_t のデータを用いて最小自乗法で求められる。しかし、式(1)において、 $a=r_1$ であることは自明であること、 a と c の関係が前者を対数軸にとる片対数紙上で直線的に分布する(松田・角屋, 1983)ことから、著者らは、最小自乗法ではなく、下限および上限時間(ID解析における下

限時間 = 1, 上限時間 = T) の 2 点から a, c を求めることとし, c を C で置換え, 降水の時間集中度 (以下, C) と呼ぶことにした。したがって C は, 両対数紙上で単位時間 1 の降水強度 r_1 と代表時間 T の平均降水強度 r_T を結ぶ直線のこう配で表される。

$$C = \frac{\log(r_1/r_T)}{\log(T)} = 1 - \frac{\log(R_T/R_1)}{\log(T)} \quad (2)$$

$$(R_T/T \leq R_1 \leq R_T)$$

ここに, $r_1 = R_1/1$, $r_T = R_T/T$, R_1 は単位時間降水量, R_T は代表時間降水量。

図 1 は ID 解析を模式的に表している。式 (2) は, 降水強度 - 降水継続時間が両対数紙の上で近似的に直線分布する性質を利用している。 C は $[0, 1]$ の範囲に分布すること, $C=0$ のとき $r_1 = R_T/T$ (T 内一様分布), $C=1$ のとき $r_1 = R_T/1$ (単位時間に集中) になることがわかる。

C の頻度解析において R_T を一定として解析するが, 実際にはデータが少ないので R_T の $\pm 2.5\%$ の範囲を許容してグループ分けしている。また, 実際の降水現象において一連の降水継続時間は一定ではない。しかし, これを一定の時間長さ T の中で起こる現象であるとして解析しないと, C に関して期待する結果は得られない。

C がこれまで注目されてこなかったのは, C が

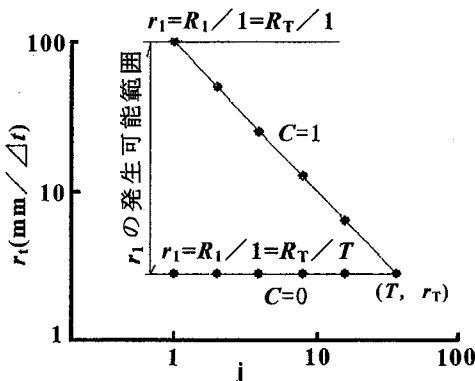


図 1 降水の時間集中度 C の定義を説明する ID 分布の単位時間降水強度 r_1 の発生可能範囲

必ずしも災害と結びつかないからである。すなわち, R_T 値が小さければ最大の集中度であっても災害は起こらない。集中豪雨が発生した場合, 1 時間に何 mm とか, 3 時間に何 mm とか, 総雨量は何 mm とかが報道されるだけである。 C のような特性量の定義が本当に役立つのかと言われたこともあるが, C は, 代表時間内に R_T の降水量があったとき, その中の最大の単位時間降水量 R_1 を確率的に推定したい場合に役立つ。すなわち, C は $[0, 1]$ の範囲にあって, ある種の頻度分布を示す。

日本で起こり得る C を一つの母集団として扱うと, 一つの母集団から求められた一組の確率推定式によって日本の単位時間降水量の確率評価ができると考える。どの程度の広さの地域における C を一つの集団として扱えるかという問題は, この方法の成立条件にも関係する重要な問題であるが, 目的によって異なる。ここでは日本の各地で頻発する豪雨の再現期間を比較したいと考えているので, 全てのアメダス降水量データ (1976~1999) を対象として推定式の係数を定めた。しかし, 地域の防災計画にこの方法を適用する場合には, 個々の地域において確率推定式を作ることも考えられる。

3. 年最大 1 時間降水量の独立性における問題点

N 年のデータから抽出された N 個の年最大 1 時間降水量は互いに独立である。そのことに何の問題もないように見える。しかし例えば, 1 時間降水が単独で発生するのであれば全く問題はないが, 通常, 数時間, あるいは数十時間の継続時間の中で発生することが多い。1 時間降水量は, 一連の継続時間の中で発生した長時間降水量の一部分であり, 長時間降水量に対して独立ではなく, また逆も成り立つ。

一方, C の解析においては一つの固定した代表時間降水量 R_T を考え, その上で C の頻度分布を調べる。これは, 図 1 における代表時間降水強度と最大の単位時間降水強度のこう配の発生頻度を調べるのと等価である。固定された代表時間降水強度に対して, C はある確率分布を示す。すなわ

ち、 C は短時間降水の長時間降水に対する従属性を集中度という形で表した確率変量であると言える。

実際の C の頻度解析において単位時間および代表時間を考える場合、降水現象の規模（気象ハンドブック編集委員会，1981）を積雲スケール（単位時間 1 時間，代表時間 24 時間），中間スケール（単位時間 1 日あるいは 24 時間，代表時間 10 日），大規模スケール（単位時間 10 日，代表時間 2 ヶ月あるいは 1 年）のようにとって解析する。したがって、降水現象における短時間降水と長時間降水の従属性の議論は、降水の物理的な発生過程を直接的に説明する場合だけでなく、実際には多分起こらないであろうと思われる仮想的な場合についても、拡張して適用する。

4. 確率単位時間降水量に対する推定式

式 (2) で表される C を、Slade III 型正規変換式を用いて、式 (3) のように正規化する（例えば、岩井・石黒，1970）。

$$\xi = \alpha \log \left\{ \frac{C(g - C_0)}{C_0(g - C)} \right\} \tag{3}$$

$$F(\xi) = \frac{1}{\sqrt{\pi}} \int_{-\infty}^{\xi} e^{-\xi^2} d\xi \tag{4}$$

ここに、 ξ は正規値（以下、 ξ ）， α ， g ， C_0 は C を正規化するための定数。

また、式 (2)，式 (3) および $r_1 = R_1 / 1$ ， $r_T = R_T / T$ の関係を用いて変形すると式 (5) が得られる。

$$B = 10^{(\xi/\alpha)} \frac{C_0}{g - C_0} \tag{5}$$

$$\log(R_1) = \left(\frac{Bg}{B+1} - 1 \right) \log(T) + \log(R_T)$$

図 2 は、式 (5) の右辺第 1 項が ξ をパラメータとして $\log(R_T)$ の 1 次式で表されることを示している。式 (6) は、図 2 の結果を考慮して作成した確率単位時間降水量 ${}_{\xi}R_1$ を推定する式である。

$$\log({}_{\xi}R_1) = (m+1)\log(R_T) + n \tag{6}$$

表 1 は一連の確率単位時間降水量推定式の係数 $(m+1)$ および n を ξ の関数で与えている。 ξ の適用範囲を分ける必要があること、2 次式となっていることなど、今後より詳細な解析が必要であるかもしれない。

さて、 ξ は超過確率と対応している。したがって、 R_1 と R_T が与えられると、 $(m+1)$ および n は ξ の関数で与えられているので、式 (6) を逆算して ξ を求めることができる (ξ の 2 次方程式

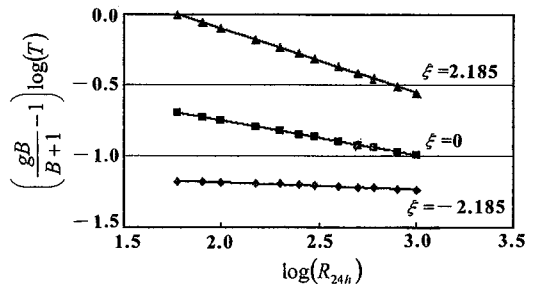


図 2 式 (5) の右辺第 1 項と $\log\{R_T(T=24)\}$ の直線関係

表 1 確率単位時間降水量推定式の係数

Unit time	Representative Duration	Applicable Range	Coefficient, $m+1$	Coefficient, n
$\Delta t=1h$	T=24	$-2.185 \leq \xi \leq 0$	$-0.0197\xi^2 - 0.1348\xi + 0.7543$	$0.0794\xi^2 + 0.5586\xi - 0.2595$
		$0 \leq \xi \leq 2.185$	$0.0218\xi^2 - 0.144\xi + 0.7543$	$-0.0474\xi^2 + 0.594\xi - 0.2595$
$\Delta t=24h$	T=10	$-2.185 \leq \xi \leq 2.185$	$0.0013\xi^2 - 0.0518\xi + 0.8729$	$0.0108\xi^2 + 0.3356\xi - 0.0304$

を解くとき、 ξ の大きい方の解を採用する)。すなわち、 R_T を固定とすれば、 R_1 に対応する超過確率を推定できることになる。

式(6)の適合性がどの程度であるかについて直接的に示すことはできないが、0~1乱数を累積確率とみなして模擬発生させ、式(6)に適用して発生させた年最大単位時間降水量の確率分布を実測値と比較することで、間接的に確率推定式が妥当なものであることを示すことができる(松田ら、1996b, 2001)が、ここでは省略する。

5. 1998年高知豪雨と2000年東海豪雨の R_1 に対する再現期間の推定について

確率単位時間降水量推定式は R_T と ξ の関数であるから、 ξ をパラメータとして、 R_T に対して

${}_tR_1$ を計算することができる。図3は1998年の高知豪雨、図4は2000年の東海豪雨のそれぞれ1時間降水量および24時間降水量の分布を示している。図中の線は、 R_T ($T=24$)に対して、 $C=1$ および $C=0$ に対応する R_1 ($\Delta t=1h$)の上下限值(点線)、および ξ ($1/1.001 \sim 1/1000$ に対応)に対応する ${}_tR_1$ ($\Delta t=1h$)(実線)を式(6)から計算したものであり、記号はそれぞれの豪雨における R_T ($T=24$)と R_1 ($\Delta t=1h$)の観測値である(大年, 1999; 河川情報センター名古屋センター, 2000)。一組の観測値(R_T, R_1)があれば R_1 に対する再現期間の推定が可能である。

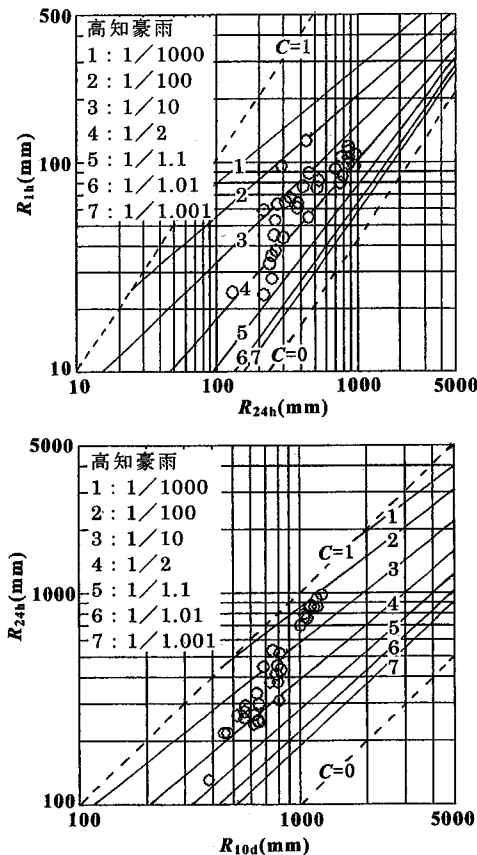


図3 高知豪雨における R_{1h} と R_{24h} に対する確率推定図

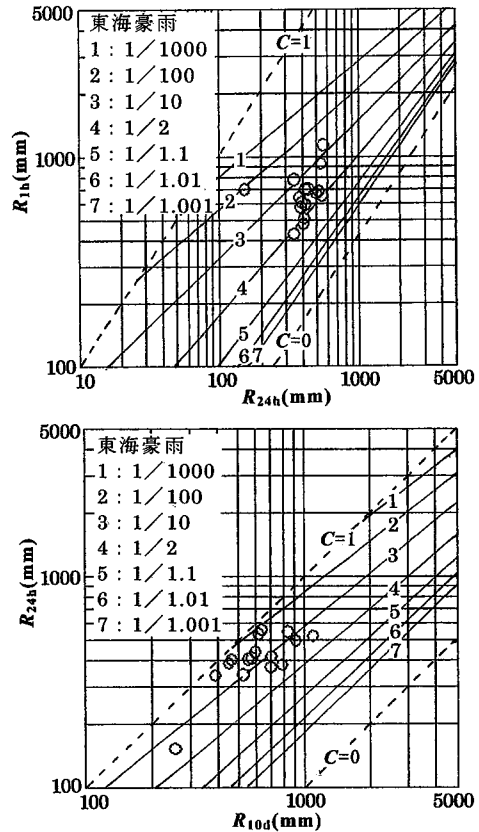


図4 東海豪雨における R_{1h} と R_{24h} に対する確率推定図

6. 1998年高知豪雨と2000年東海豪雨の R_{24h} と R_{1h} の結合超過確率について

著者らの確率単位時間降水量の推定法では、 R_T と R_1 を用いるので2変数の確率推定となる。日本の各地で頻発している豪雨規模を比較する場合、 R_T と R_1 のいずれに重点をおいて比較すればよいか迷うところである。このような2変数の場合には、両者の結合超過確率を推定できれば豪雨規模の比較がさらに容易になる。以下では R_T と R_1 の結合超過確率を推定するための数値実験を試みる。

6.1 結合無次元再現期間に関する仮定

著者らは、1時間を単位時間とする場合には代表時間を24時間とし、24時間を単位時間とする場合には代表時間を10日としている。したがってこれらを連続的に扱う場合には、 R_1 あるいは R_T を明示的に示さないと混乱する。そこで、1時間降水量を R_{1h} 、24時間降水量を R_{24h} 、10日降水量を R_{10d} で表す。 ξ についても場合によって ξ_{1h} 、 ξ_{24h} のように明示する。また、 R_{1h} と R_{24h} が相関をもつ場合とたない場合があるので、それを区別する必要が生ずる。式(6)から、 ${}_b R_{1h}$ は R_{24h} と ξ の関数であるから、 ${}_b R_{1h}$ を $R_{1h}(R_{24h}, \xi)$ で表し、両者が確率的に独立である場合には $R_{1h}(\xi)$ 、従属している場合には $R_{1h}(R_{24h})$ 、のように区別して表記する。また、条件として与えた値に b の添字を記号の前に付ける。そして超過確率および無次元再現期間を次のように定義する。

$$T\{R_{1h}(b\xi)\} = \frac{1}{W\{R_{1h}(b\xi)\}} \quad (7)$$

$$T\{R_{24h}(b\xi)\} = \frac{1}{W\{R_{24h}(b\xi)\}} \quad (8)$$

$$T\{{}_b R_{24h}(R_{10d}) \cap R_{1h}(b\xi)\} = \frac{1}{W\{{}_b R_{24h}(R_{10d}) \cap R_{1h}(b\xi)\}} \quad (9)$$

$$T\{{}_b R_{24h}(R_{10d}) \cap {}_b R_{1h}(R_{24h})\} = \frac{1}{W\{{}_b R_{24h}(R_{10d}) \cap {}_b R_{1h}(R_{24h})\}} \quad (10)$$

ここに、 R_{24h} を横軸、 R_{1h} を縦軸とする2次元対数直交座標において、 $W\{R_{1h}(b\xi)\}$ ： $b\xi$ 以上の ξ に対応する $R_{1h}(b\xi)$ に対する超過確率（この場合の $R_{1h}(b\xi)$ は R_{24h} に対して確率的に独立であることを後節の数値実験で確認）、 $T\{R_{1h}(b\xi)\}$ ： $W\{R_{1h}(b\xi)\}$ に対応する無次元再現期間、 $W\{R_{24h}(b\xi)\}$ ： bR_{24h} 以上となる R_{24h} の超過確率（ $R_{24h}(b\xi)$ は R_{10d} に対して確率的に独立であることを後節の数値実験で確認）、 $T\{R_{24h}(b\xi)\}$ ： $W\{R_{24h}(b\xi)\}$ に対応する無次元再現期間、 $W\{{}_b R_{24h}(R_{10d}) \cap R_{1h}(b\xi)\}$ ： $bR_{24h}(R_{10d})$ 以上でかつ $R_{1h}(b\xi)$ 以上となる結合超過確率（ $R_{24h}(R_{10d})$ は R_{24h} が R_{10d} に従属することを意味する）、 $T\{{}_b R_{24h}(R_{10d}) \cap R_{1h}(b\xi)\}$ ： $W\{{}_b R_{24h}(R_{10d}) \cap R_{1h}(b\xi)\}$ に対応する無次元再現期間、 $W\{{}_b R_{24h}(R_{10d}) \cap {}_b R_{1h}(R_{24h})\}$ ： $bR_{24h}(R_{10d})$ 以上でかつ ${}_b R_{1h}(R_{24h})$ 以上となる結合超過確率、 $T\{{}_b R_{24h}(R_{10d}) \cap {}_b R_{1h}(R_{24h})\}$ ： $W\{{}_b R_{24h}(R_{10d}) \cap {}_b R_{1h}(R_{24h})\}$ に対応する結合無次元再現期間。

後節の数値実験において著者らのモデルでは、 $R_{24h}(R_{10d}) \geq {}_b R_{24h}(R_{10d})$ の条件で $R_{1h}(R_{24h}) \geq {}_b R_{1h}(R_{24h})$ が成立する条件付超過確率に関して、次の結果が得られた。

$$W\{{}_b R_{1h}(R_{24h}) \mid {}_b R_{24h}(R_{10d})\} = \frac{W\{{}_b R_{24h}(R_{10d}) \cap {}_b R_{1h}(R_{24h})\}}{W\{{}_b R_{24h}(R_{10d})\}} \quad (11)$$

また式(9)において、 $R_{1h}(b\xi)$ は $R_{24h}(R_{10d})$ に対して確率的に独立であり、 $W\{{}_b R_{24h}(R_{10d})\} = W\{R_{24h}(b\xi)\}$ （いずれも後節の数値実験において確認）であるから、式(12)が成立する。

$$T\{{}_b R_{24h}(R_{10d}) \cap R_{1h}(b\xi)\} = T\{R_{24h}(b\xi)\} T\{R_{1h}(b\xi)\} \quad (12)$$

一方、 R_{24h} と R_{1h} は一般的には相関がある。両者に相関がある場合、 $T\{{}_b R_{24h}(R_{10d}) \cap {}_b R_{1h}(R_{24h})\}$ を理論的に求めることはできない。そこで式(13)を仮定する。

R_{24h} と R_{1h} の間に相関がなければ $\beta = 1$ になるはずである。また、 $C = 1$ の場合の β は明確ではないが、 C が大きくなれば R_{1h} も大きくなるので、 β も大きくなると思われる。 $C = 0$ の場合には $R_{1h} = R_{24h} / 24$ となり、 R_{1h} を R_{24h} で与えることができるので、 $\beta = 0$ となるはずである。

$$T\{ {}_bR_{24h}(R_{10d}) \cap {}_bR_{1h} \} \asymp T\{ R_{24h}({}_b\xi) \} T\{ R_{1h}({}_b\xi) \}^\beta \quad (13)$$

6.2 R_{24h} と R_{1h} の結合超過確率を推定するための降水量の模擬発生

例えば、1998年高知豪雨における最大10日降水量は繁藤地点で発生している。繁藤地点の降水量 ($R_{10d} = 1,257$ mm, $R_{24h} = 979$ mm, $R_{1h} = 109$ mm) に対して、模擬降水量 R_{24h} および R_{1h} を次のように発生させる。

R_T ($T = 10$) = $R_{10d} = 1,257$ mm に対して、①適当な数 (たとえば10,000~100,000個) の0~1乱数を発生させ、これらを R_{10d} における R_1 ($\Delta t = 24h$) = R_{24h} の発生確率とみなす。②これらを正規値 ξ に変換した後、式(6)に代入して R_1 ($\Delta t = 24h$)、すなわち、③ R_{24h} を計算する。計算された R_{24h} を④ R_T ($T = 24$) に読み替え、それぞれの R_T ($T = 24$) に対して再度0~1乱数を発生させ、式(6)を用いて R_1 ($\Delta t = 1h$)、すなわち、⑤ R_{1h} を計算する。以上の①から⑤の手順によって、予め定めた個数の R_{24h} と R_{1h} の組を創り出す。ここでは式(6)の適用にあたって ξ の適用範囲を表1の範囲から、上方または下方へ拡張して用いた。

図5は、 $R_{10d} = 1,257$ mm に対して R_{24h} と R_{1h} を模擬発生させた1例である。このような図は、 R_{10d} の値を特定することで簡単に作成できる。逆の言い方をすれば、 R_{10d} ごとに作成しなければならない。 R_{24h} と R_{1h} の模擬発生に R_{10d} が深く関係している。

6.3 R_{24h} と R_{1h} の結合超過確率を表す範囲

図5において、 R_{24h} と R_{1h} の結合超過確率を計

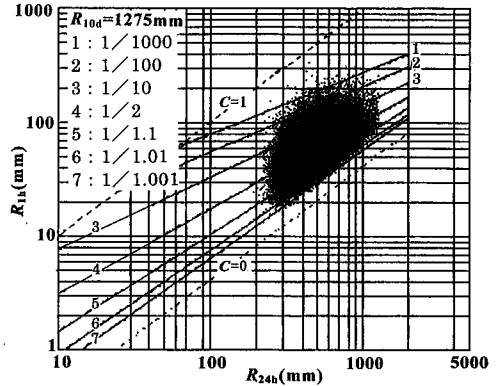


図5 高知豪雨における繁藤 ($R_{10d} = 1275$ mm, $R_{24h} = 797$ mm, $R_{1h} = 109$ mm) の R_{10d} を代表時間降水量として模擬発生させた R_{24h} と R_{1h} の分布

算する場合、 R_{24h} に関しては979 mm以上の点数を数えるが、 R_{1h} の範囲については2通りの選び方がある。1つは、 $R_{24h} \geq {}_bR_{24h}$ および $R_{1h} : \xi \geq {}_b\xi$ ($W\{R_{1h}({}_b\xi)\}$ に対応) を選ぶことである。すなわち、式(6)を用いて $R_{24h} = 979$ mm と $R_{1h} = 109$ mm に対応する ${}_b\xi$ を逆算し、模擬発生させた R_{24h} と R_{1h} の各組に対して同様に ξ を逆算する。これらの間において、

$$R_{1h} : \xi \geq {}_b\xi \text{ および } R_{24h} \geq 979 \text{ mm} \quad (14)$$

の範囲にある点数を数えれば、全体の点数は与えられているから結合超過確率を推定することができる。コンピュータで発生させた0~1乱数は擬似乱数であるから、多少のばらつきがあるので、何回かの平均値 (ここでは5回) を求める。

さて、式(14)は ξ を考慮した結合超過確率を与える点の範囲であるが、実用的には、 $R_{24h} \geq {}_bR_{24h}$ および $R_{1h} \geq {}_bR_{1h}$ (定義に従えば $R_{1h}(R_{24h}) \geq {}_bR_{1h}(R_{24h})$ のように記すべきであるが、括弧書きを省略して簡略化する) の結合超過確率がより重要であろう。

$$R_{1h} \geq 109 \text{ mm および } R_{24h} \geq 979 \text{ mm} \quad (15)$$

図6は、式(12)の指数 β を C_{1h} ($\Delta t = 1h$ のと

きの C) に対してプロットした結果であり、次の点が注目される。まず、式 (14) の条件で選ばれた場合の結合無次元再現期間の指数が $\beta = 1$ 、すなわち、 R_{24h} と R_{1h} ($b\xi$) が独立であるように計算されることである。次に、式 (15) の条件で得られる指数 β が、 R_{24h} と R_{1h} から求められる C_{1h} のみならず、ここでは示さなかったが、 R_{10d} と R_{24h} から求められる C_{24h} ($\Delta t=24h$ のときの C) によっても変化するということである。すなわち、 $R_{24h} \geq bR_{24h}$ および $R_{1h} \geq bR_{1h}$ の結合超過確率には R_{10d} が関係していることを意味している。さらに、式 (13) のように結合無次元再現期間を仮定できるのは、 $T\{R_{1h}(b\xi)\}$ と $T\{R_{24h}(b\xi)\}$ を別々に推定する方法、すなわち、 C に基づいて確率降水量を推定する方法による結果が利用できる場合であると考えられる点である。

表 2 は、高知豪雨と東海豪雨において観測された豪雨の中から降雨量の多いものを選んで、それぞれの R_{1h} 、 R_{24h} の無次元再現期間 $T(R_{1h})$ 、 $T(R_{24h})$ および両者の結合無次元再現期間 $T(R_{24h} \cap R_{1h})$ を計算した結果である。 $T(R_{24h} \cap R_{1h})$ でみると、高知豪雨に比べて東海豪雨の方が大きい、すなわち、より低頻度の起こりにくい観測値があったと評価される。

図 7 は 1998 年高知豪雨および 2000 年東海豪雨で観測された各観測点における $T(R_{1h})$ と $T(R_{24h})$ の対応関係を示している。図 7 から、 $T(R_{1h})$ が大きいときには $T(R_{24h})$ は小さいこと、逆も同様であることに注目すべきである。両方とも大きいものは見られないと言える。非常に稀で大規模な高知豪雨や東海豪雨の結合無次元再現期間が表 2 の程度であることから、結合無次元再現期間が極端には大きくなると、再現期間の一方が大きくなれば、一方は小さくなる結果は、結合再現期間を式 (13) のように仮定したことと矛盾しない。図中には、それぞれの豪雨において結合無次元再現期間が特に大きい (150 以上) 観測点名を記した。

図 8 はここで示した確率推定法の結果の活用を示すイメージ図である。ここで示した再現期間および結合再現期間はいずれも無次元であり、直接

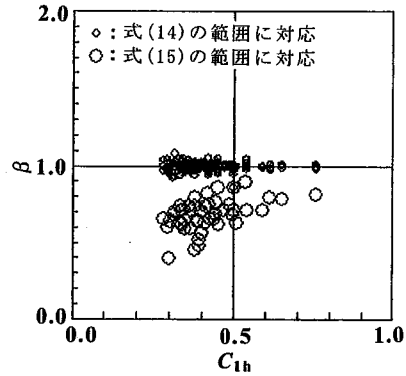


図 6 結合無次元再現期間として仮定した式 (13) の指数 β の C_{1h} に対する分布 (小白丸: 100000 個の模擬データで 5 回試行, 大白丸: 同じデータで 5 回試行して平均した)

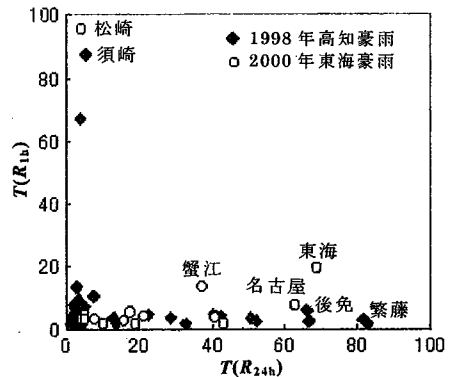


図 7 高知豪雨・東海豪雨における $T(R_{24h})$ と $T(R_{1h})$ の同時分布 (観測点名は結合無次元再現時間が 150 以上のもの)

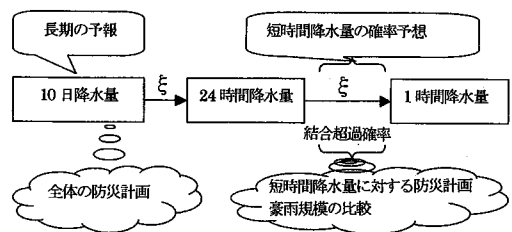


図 8 降水の時間集中度に基づく確率単位時間降水量の推定によって得られた結果の活用例

表2 高知豪雨・東海豪雨の R_{1h} , R_{24h} に対する推定式による無次元再現期間および数値実験による結合無次元再現期間の推定値

	観測点	$R_{1h}(mm)$	$R_{24h}(mm)$	$R_{10d}(mm)$	$\tau(R_{1h})$	$\tau(R_{24h})$	$\tau(R_{24h} \cap R_{1h})$
高知豪雨	本川	45	256	560	3	3	5
	本山	68	335	637	8	5	19
	繁藤	109	979	1257	3	81	161
	大橋	76	516	814	4	13	33
	高知	112	861	1231	4	38	105
	後免	119	862	1112	6	66	248
	芸西	96	292	567	67	4	116
	須崎	126	433	823	88	5	186
	窪川	65	311	807	8	2	6
	葉山	33	239	617	2	2	2
	越知	38	265	621	2	2	3
	伊野	61	378	732	4	5	11
	県庁	106	768	1056	5	40	127
	宗安寺	89	453	795	11	8	42
	鏡ダム	44	299	655	2	3	4
	南国	98	863	1112	3	67	128
	奈路	105	860	1165	3	50	117
	新改	96	943	1196	2	83	128
	末清	53	263	522	5	3	11
	安芸	59	218	455	13	3	19
	押谷	63	274	562	10	3	16
	古井	64	379	798	4	3	9
	佐川	36	249	647	2	2	2
	六泉寺	86	794	1049	2	52	84
	佐敷	55	449	685	2	13	21
	香北	80	759	1082	2	33	48
	戸波	77	414	783	7	5	21
谷地	23.5	218	470.5	1	3	3	
日章	82.5	533	755.5	5	22	73	
春野	93	702	1008.5	4	29	71	
東海豪雨	梅ヶ島	66	547	840	2	16	26
	本川根	58	383	791	3	4	7
	松崎	70	153	256	95	4	227
	稲武	70	438	598	4	21	67
	蟹江	78	340	389	13	37	389
	名古屋	93	535	617	8	63	373
	豊田	61	388	450	4	41	118
	東海	114	557	638	19	69	967
	作手	51	405	556	2	19	31
	三森山	70	411	577	5	18	63
	桑名	48	402	465	2	43	66
	小俣	43	343	526	2	10	15
	粥見	59	418	708	3	8	16
	宮川	69	522	1095	3	4	7
	紀伊長島	64	374	703	5	5	14
	尾鷲	67	496	913	3	7	12

確率年に対応しているわけではないが、高知豪雨や東海豪雨のような豪雨が表2で示したように推定されることから、今後多くの事例を解析して豪雨規模との関連を調べる必要がある。

7. まとめ

Cの頻度解析から得られた τR_1 は、 R_T と ξ によって表現されることを示し、日本に適用できる

確率単位時間降水量推定式の係数を提示した。これを用いて1998年高知豪雨と2000年東海豪雨の1時間降水量と24時間降水量の無次元再現期間を推定した。また、結合無次元再現期間について式形を仮定し、数値実験によって結合無次元再現期間を推定し、式中の係数 β を調べた。高知豪雨と東海豪雨における24時間降水量と1時間降水量の結合無次元再現期間は、高知豪雨に比べて東海豪雨の方が大きく評価される観測点があった。今後、この方法を日本各地の豪雨に適用し、豪雨規模との関連を調べる必要があると考えている。

謝 辞

本研究において気象庁のアメダス降水量資料、河川情報センター、高知県、愛知県および関係市町村の降水量資料を利用させて頂いた。記して謝意を表す。

参考文献

- 磯部英彦：気候変動による洪水と渇水への影響と対応—東アジアを中心として—, 災害列島2002, 38 p., 2003.
- 岩井重久・石黒政義：応用水文統計学, pp.64-147, 1970.
- 河川情報センター名古屋センター：平成12年9月東海豪雨出水記録, 2000.
- 角屋 睦：水文統計論, 土木学会水理委員会, pp.1-23, 1964.
- 大年邦雄(研究代表者)：平成10年9月高知水害の調査研究, 平成10年度文部省科学研究費補助金, 基盤研究(C)(1)研究成果報告書, 1999.
- 国土交通省河川局：災害列島2002, pp.30-37, 2003.
- 国土交通省土地・水資源局水資源部：平成14年版日本の水資源, 15 p., 2003.
- George. D. ULIGAN, Seisuke MATSUDA, Kunio OHTOSHI and Kazuo SHINO: The Regional Characteristics of the Parameters for Estimating the Annual Maximum 1-hour Rainfall, 農業土木学会論文集, 193号, pp.147-158, 1998a.
- Seisuke MATSUDA, George D. ULIGAN and Kunio OHTOSHI: A Method for Estimating the Probable 1-hour Rainfall Based on Time Concentration of Heavy Rainfall, Journal of Hydrosience and Hydraulic Engineering, Vol.16, No. 1, pp.1-7, 1998b.
- 松田誠祐・角屋 睦：長時間降雨強度曲線の一表現法, 農業土木学会論文集104号, pp.39-46, 1983.
- 松田誠祐・George D. ULIGAN・大年邦雄・篠 和夫：短時間雨量の確率推定法, 農業土木学会論文集185号, pp.87-92, 1996a.
- 松田誠祐・大年邦雄・George D. ULIGAN・篠 和夫：降雨の時間集中度を利用した年最大1時間雨量の推定法, 農業土木学会論文集191号, pp.59-65, 1996b.
- 松田誠祐・祁 永強・大年邦雄・藤原 拓：水文頻度解析における水水量の見直しについて, 水工学論文集, 第44巻, pp.25-30, 2000.
- 松田誠祐・大年邦雄・藤原 拓・祁 永強：確率降水量の推定法, 水文・水資源学会誌, Vol.14, No.4, pp.307-316, 2001.

(投稿受理：平成16年4月5日
訂正稿受理：平成16年7月30日)