

## 論文

# 九州中東部での IDF カーブの 作成と2005年台風14号による 豪雨の統計的評価

葛葉 泰久\*

Derivation of IDF (Intensity-Duration-Frequency)  
curves of rainfall for the central and eastern Kyushu  
region and estimation of return periods of rainfall  
depth due to Typhoon 0514

Yasuhisa KUZUHA \*

### Abstract

As mentioned in several hydrological textbooks, derivation of IDF (Intensity-Duration-Frequency) curves of rainfall for a region or observation point is one of the first steps in many hydrologic design projects, such as in design of facilities for flood prevention. We used AMeDAS data observed by the Japan Meteorological Agency and tried to improve a method how to construct the IDF curves. We adopted L-moment method for estimating the parameters of statistical distributions. For the evaluation of goodness-of-fit, we used MC (mean of confidence level) as well as SLSC (standard least-squares criterion). We conclude that the MC could be a potential valuable criterion. Moreover, we evaluated the frequency of rainfall depth due to Typhoon 0514. As a result, that is evaluated to be a heavy rainfall whose return period is longer than 120 years.

キーワード：IDF カーブ, 台風14号, L-moment 法, 適合度, 平均信頼度

Key words: IDF curve, Typhoon 0514, L-moment method, goodness-of-fit, mean of confidence degree

## 1. 序論

治水計画は、通常、100, 200年等の、ある想定されたリターンピリオド（再現期間）の豪雨・洪水に対して立案されることが基本になる（国土交

通省、2005）ため、計画策定時には、特定のリターンピリオドの降水量が必要になる（以前の河川砂防技術基準（案）同解説では、計画降雨という用語が用いられていたが、上記の国土交通省

\* 三重大学大学院生物資源学研究科  
Graduate School of Bioresources, Mie University

本論文に対する討論は平成19年8月末まで受け付ける。

(2005) では、対象降雨という用語に変わっている)。欧米では IDF カーブ (例えば Chow et al. 1988, p. 454) という、例えば横軸: 降水継続時間 (D: Duration), 縦軸: 降水強度 (I: Intensity) のグラフの中に、いくつかのリターンピリオド (F: Frequency) に対応する降水強度-降水継続時間のカーブが描かれた図がよく使われる。日本では、あまり IDF カーブという言い方をしないが、類似の趣旨の DD (Depth-Duration) 解析はよく行われている。

例えば竹内 (1997) や Chow et al. (1988) は、IDF カーブの一般的な形として、I, D, F をすべて用いた、指数関数的な関数形を例に挙げているが、これらの3つの変数を無理してひとつの式で表現する必要はなく、いくつかの降水継続時間ごとに、降水強度と確率統計的に表現された降水規模の関係を求めておく方が実用的である。つまり、高棹・宝 (1986) や宝・高棹 (1988), 星 (1998) などを参考に、降水継続時間別に、降水強度の確率分布へのあてはめをし、最適と思われる分布形から、100年規模、200年規模の降水強度を求めるのが、現時点では標準的である。

ここで、降水強度、降水継続時間という用語を用いているが、これらの用語を厳密に定義しておく。まず、本論文では、降水継続時間という用語を、実際の降水イベントとは関係なく「こちらで決めた任意の時間」という意味で用いる。実は、本来は、この語を「ひとつの降水イベントが継続した時間」という意味で用いるべきであるが、ひとつの降水イベントの切れ目が不明確であり、また、そのような解析をすると、標本数が極めて小さくなる (例えば  $0.5(\text{h}) \leq D \leq 1(\text{h})$  を、 $D = 1(\text{h})$  と考えるとしても、 $D = 1$  の降水イベントの標本数が極めて小さいことは自明である) ので、通常は、適当に  $D(\text{h})$  の起点と終点を移動させて、その間の平均降水強度  $I = P/D$  ( $P$  は  $D$  の間の総降水量、つまり DD 解析における Depth) をもって降水強度とすることが多い。つまり、図1のような降水イベントがあったなら、本来の意味での降水継続時間は、 $D_a$  のはずだが、ここでは、ある  $D_b$  (本研究では、1, 2, 3, 6, 12, 24, 36, 48, 60,

72h を用いている) をあらかじめ設定し、 $t_0$  を時間方向にずらして、降水量を計算する。

「降水継続時間」を、本来の意味で (イベントベースとして) 捉えた場合と、ここで述べているような便宜的な方法 (増分ベース) で捉えた場合では、IDF 関係が異なる (例えば Sivapalan et al., 1998 など) が、Sivapalan et al. と同じく、ここではそれを問題にしない。また、降水強度としては、 $I = P/D$  を用いるべきであるが、本論文では  $I = P$  とした。本研究は IDF カーブ算定と同時に台風14号に関する災害報告も目的としており、「D 時間降水量」を用いた方が、他の報告と整合性がよいと考えたからである。

この種の解析を行う場合、上記の意味での降水継続時間ごとに、降水量の annual maximum series (日本語では神田・藤田 (1982) により、毎年最大値資料) を、いくつかの確率分布にあてはめ、適合度 (goodness-of-fit) を調べて、最適の確率分布を求める。その分布と母数をもって、IDF カーブとする。というのが、おそらく、標準的な IDF カーブ作成の手順であろう。ここで、最も重要なプロセスは、確率分布の当てはめ、つまり母数推定と、適合度の評価である。

前者に関しては、星 (1998) Rao and Hamed

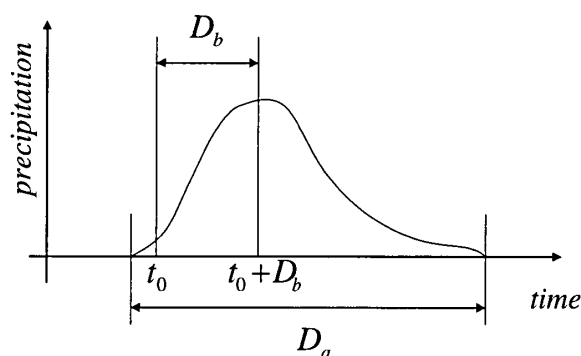


図1 増分ベースとイベントベースの「降水継続時間」の違いの説明図。イベントベースの場合は、 $D_a$  のように、降水イベントの始まりから終わりまでを降水継続時間と考え、「降水量」は、その間に降った降水量を意味するが、増分ベースの場合は、適当に「 $D_b$  時間」を設定し、 $D_b$  を示す「期間」を、時間軸上ずらして、降水量を計算する。

(2000)によると、モーメント法、最尤法、PWM法、また、Hosking and Wallis (1997)が詳述している L-moment 法が標準的な方法である。後者に関しては、最近、少なくとも日本では、図式推定法を客観的基準に拡張した SLSC 法(高棹・宝, 1986; 宝・高棹, 1988)が標準的な基準になりつつある。

本論文では、まず、九州中東部の AMeDAS データを用い、IDF カーブを作成する。ここで、特に適合度評価に関する基準について、検討を行う。IDF カーブは、通常、河川計画策定などに用いられるが、生起した豪雨の確率統計学的評価を行うにも便利である。そういう観点から、作成した IDF カーブを用い、2005 年台風 14 号による豪雨の規模を算定する。台風 14 号による豪雨に関し、降水量自体については、牛山・吉田 (2006) が速報的に、かつ詳しく述べているので、本論文では、IDF と関連する部分と統計的規模についてだけ述べる。

## 2. データのスクリーニング

使用したデータは、九州中東部の、気象庁による地域気象観測網 (AMeDAS) の一時間降水量データである。県でいうと、大分、宮崎、熊本、島嶼

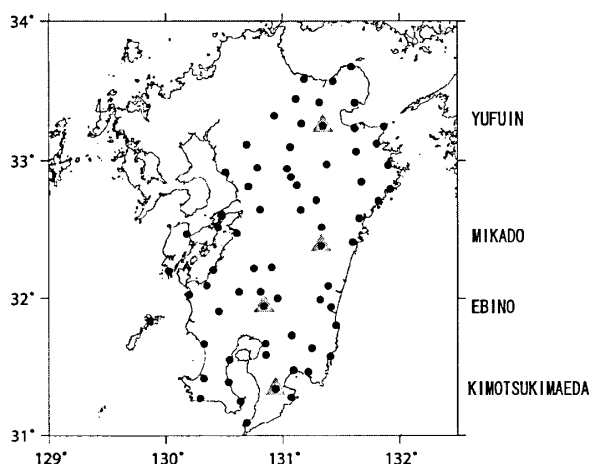


図2 本論文で解析対象とした73の AMeDAS 観測点を●で示した。▲は、特に後で取り上げて解析を行う4つの観測点を表す。図の右側の文字列は、4つの観測点の名称を示している。

部を除いた鹿児島県の観測点である(図2)。上述のように、D (以降、降水継続時間という意味で 'D' という語を多用する) として、1, 2, 3, 6, 12, 24, 36, 48, 60, 72(h) を採用し、それらの annual maxima series を用いた解析を行ったが、「D 時間降水量の年最大値」を適正に評価できるよう、対象地点・対象年の選択には、以下のような、比較的厳しい基準を設けた。つまり、年間の時間降水量データの欠測が5個以内の場合を有効年とし、その有効年が20以上ある観測点のみ、また有効年のデータのみ、解析に用いた。ただし、後述するように、観測点番号87206の神門だけは、有効年が19しかなかったものの、解析対象とした。えびの(観測点番号87346)と並んで、非常に台風14号での降水量が大きく、解析に欠かすことができなかったためである。

本論文では、著者らの2004年台風21号の解析(葛葉ら, 2006)よりも、データのスクリーニングに留意した。つまり、解析の第一段階として、まず、データの質のチェック(検定)を幾通りも行った。チェック項目は、(1) データの等質性、(2) データの独立性、(3) 異常値の有無、の3項目である。いずれも、Rao and Hamed (2000) を参考にした。地域頻度解析をする場合には、これらに加えて、地域 (region) の等質性をチェックする必要があるが、本論文では、地域頻度解析を行わない。地域頻度解析に関しては、葛葉ら (2005) を参照されたい。

### (1) データの等質性

Sheskin (2003) を参照し、Mann-Whitney (1947) の U 検定(以下、MW 検定と称す)を用いた。MW 検定は、2つの標本の母集団のメジアンが同じであるということを帰無仮説にし、「2つの母集団のメジアンが異なる(両側検定の場合)」という対立仮説を立てる。

本研究で用いた手順は、標本(つまり、ある観測点のある D 時間降水量の毎年最大値資料)を適当に2つのグループに分け、両グループのデータの(2つに分けなかった場合の) rank の和を元にした統計量 U を用いて検定を行う(実際は、U が

正規分布に従うことを仮定し、標準正規変量  $Z$  に変換する)。ここで、「2つのグループへの分け方」は、ほぼ同数になるように分けるという条件付でも、非常に多くなるので、1つの観測点の1つの  $D$  に対し、乱数により、10,000通りの試行を行い、帰無仮説が棄却されて対立仮説が採用される割合を調べた。

優位水準を1%とした場合には両側検定で  $Z = 2.58$  で、帰無仮説が棄却される。5%の場合は、 $Z = 1.96$  である。データが均質である方が好ましいという観点から、より厳しい優位水準5%とした場合に、帰無仮説が棄却される(10,000回の試行に対する)割合が最も大きかったのは、観測点番号86141(熊本)の  $D = 1$  (h) の場合で、その場合でも、棄却されたのは6.2%に過ぎなかった。他のほとんどの場合は、試行回数の5%以下について、帰無仮説が棄却されたに過ぎなかった。これをもって、{全73ヶ所の観測点  $\times$  10種類の  $D$ } のデータを、「解析対象にすることが可能な程度に等質」と判断することにする。なお、ここで、{\*\*} という記号を使っているが、以降、このような表記で、{|} 内のいくつかの集合の組み合わせをすべて含んだ集合を表すことにする。

## (2) データの独立性

Rao and Hamed (2000) によると、データの独立性は、Wald-Wolfowitz(1943)検定で調べられる。これも、ここで求められる統計量  $W$  (上記文献を

参照されたい) は、近似的に標準正規分布に従うため、例えば有意水準5%の両側検定を行う場合、 $U$  を変換した標準正規変量  $Z$  の絶対値が1.94より大きい場合に、有意ということになり、独立性を仮定した帰無仮説が棄却される。

計算の結果、すべての{|観測点  $\times D$ }のうち、表1に示したような8つの組において、有意水準5%で独立性が棄却された。よって、これらの(観測点,  $D$ )の組に関しては、次節以降で、解析対象には含めるものの、注意をして取り扱うことにする。

## (3) 異常値の有無

異常値は、データの収集時、記録時に発生し、また自然現象がその要因になることもある(Rao and Hamed, 2000)。Hosking and Wallis (1997) が、アメリカの気象データで、日降水量が負値であったり、日の最高気温と最低気温の差が56℃であったりした例、5～9月に日最高気温が負値であった例等を挙げているが、おそらく、本研究で用いている AMeDAS データは、それほど大きな、このような人為的もしくは機械による収集・記録時のエラーはないと思われる。しかし、本項では、Grubbs and Beck (1972) の検定(以下、GB検定)、Sprent (1993) の検定(以下  $S$  検定)を用いて、異常値の有無と、その原因について調べる。つまり、まず、機械的に、これらの検定を用いて、異常値の有無を調べ、次に、その異常値

表1 有意水準5%で独立性が棄却された、{|観測点番号  $\times D$ }の組み合わせと、標準正規変量を示している。

Station No.	Station Name	D(hrs)	D. Signif.
86141	KUMAMOTO	1	-2.37
86141	KUMAMOTO	2	-2.34
86141	KUMAMOTO	3	-3.16
86156	ASOSAN	1	-2.13
86271	MATSUSHIMA	5	-2.22
88107	SATSUMAKASHIWABARU	4	-2.23
88371	KASEDA	4	2.02
88686	YAKUSHIMA	1	-2.13

が、上記の例のように、明らかな人為・機械的ミスなのか否かを判断する。

2つの検定法のうち、前者は、データの自然対数の平均、標準偏差を用いて、‘異常でない’データの範囲（この節では、範囲の上限をH、下限をLとする）を規定するものであるが、ここでは、(Rao and Hamed, 2000)に記載されている、Pilon et al.による有意水準10%の場合の係数を用いる。また、後者は、データのメジアンからの偏差と、その偏差のメジアンの比を用いて異常値を判断するが、ここでは、‘その比が5以内’という基準 (Sprenst (1993) による推奨値) で、異常値を検出する。

まず、GB検定により、10%の有意水準で有意と判断されたデータは、有意に大きいもの61個、有意に小さいもの49個の合計110個であった。173ヶ所の観測点×10通りのD×20年余りの年数内数である。そのうち、Hとの比が最大のものがHの1.25倍、Lとの比が最小のものが、Lの0.84倍であった。

次に、S検定で、データのメジアンからの偏差が極めて大きい異常値は343個にのぼった。最も大きいものは、偏差が基準値の3倍（つまり上記の、データのメジアンからの偏差と、その偏差のメジアンの比が15倍）であった。例えば、この(15倍の)例は、鞍岡(87071)の、D=2のケースである。表2は、20個の順序統計量を昇順で示したものである。最大の141mm(1997年8月18日22:00~24:00の2時間降水量)だけ、飛びぬけており、第2位が、82mm(1992年8月8日4時~6時)であり、そのため、S検定では、第1位の記録を‘異常’と判断したと思われる。つまり、こ

の‘異常’は、人為的・機械的ミスと判断することはできず、いわゆる異常気象の範疇に入る可能性が高い。こういう場合、もちろん、第1位の記録を異常値として処理する（つまり棄却する）という方法がある。しかし、著者は、本研究の趣旨から考えて、この第1位の記録を棄却してIDFカーブを作ることに意味があるとは思わない。すべての検定結果において、同様の判断ができたので、この異常値検定において、棄却するデータはないと判断する。ただし、後に確率分布へのあてはめにおいて、適合度判定を行うので、極端な異常値を持つ観測点が、その過程で排除される可能性があることに留意されたい。

### 3. IDFカーブの作成

#### (1) L-moment ratio diagramによる確率分布の選択

前章で述べたように、極値データへの確率分布の当てはめには、モーメント法、最尤法、PWM法、L-moment法などがあるが、本研究では、L-moment法を用いることにする。なお、解析の際には、様々なプログラムを用いてデータを処理したが、L-moment法を用いてパラメータを求めるサブルーチンだけは、Hoskingが公開しているサブルーチン集 (URLは参考文献リスト中に示す) をダウンロードして用いた。

L-moment法は、Hosking and Wallis (1997) が最も詳しい文献と考えるが、それによる解析は、L-moment ratio diagram (以下、ダイアグラムと称す) を描くことから始まる。

図3は、観測点ごとのL-moment比 (x軸に $\tau_3$ , y軸に $\tau_4$ ) をプロットしたダイアグラムである。

表2 鞍岡(87071)の、D=2のケースについて、解析に用いた20個の順序統計量を昇順で示したものである。

～2004年の昇順順序統計量 (mm)									
46	46	46	49	54	54	57	58	58	59
59	60	63	64	64	64	71	77	82	141
2005年台風14号時の降水量 (mm)									
72									

ここで、L-moment, L-moment 比のうち、主なものを説明しておく。

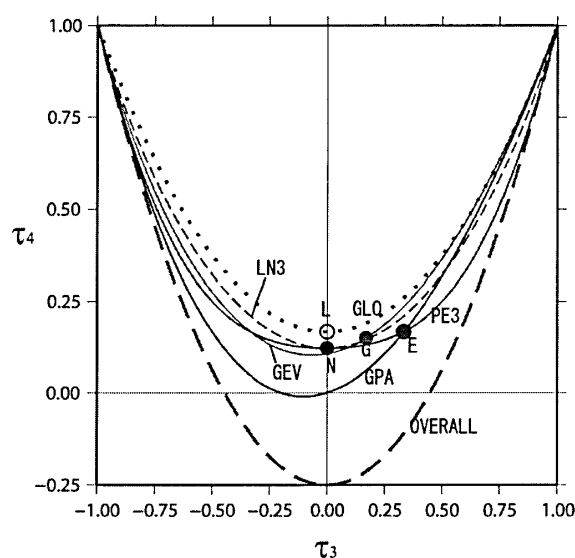
$$\begin{aligned}\lambda_1 &= E[X_{1:1}] \\ \lambda_2 &= \frac{1}{2}E[X_{2:2} - X_{1:2}] \\ \lambda_3 &= \frac{1}{3}E[X_{3:3} - 2X_{2:3} + X_{1:3}] \\ \lambda_4 &= \frac{1}{4}E[X_{4:4} - 3X_{3:4} + 3X_{2:4} - X_{1:4}] \\ \tau &= \frac{\lambda_2}{\lambda_1} \\ \tau_r &= \frac{\lambda_r}{\lambda_2} \quad r = 3, 4, 5, \dots\end{aligned} \quad (1)$$

ここで、 $E[\cdot]$  は期待値を表し、 $X_{k:n}$  は、ある分布に従う母集団から抽出した  $n$  個の標本から作った昇順の順序統計量の、 $k$  番目の値を表す。ここで、 $\lambda_1$  は L-location と呼ばれ、分布の平均を表し、 $\lambda_2$  は L-scale と呼ばれ、分布の横方向への拡が

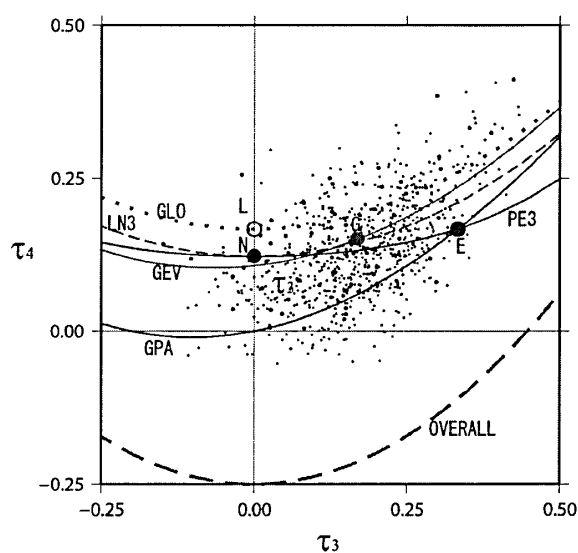
りを表す。また、 $\tau_2$  は L-CV と呼ばれ、変動係数に相当し、 $\tau_3$  (同様に L-skewness) は歪度を、 $\tau_4$  (同様に L-kurtosis) は尖度を表す。

図3(1)には、いくつかの分布に関して、L-moment 比の理論解を示している(この図は、Hosking and Wallis (1997) と同様の図である)。図中、3母数の分布に対しては3文字の略称(図のキャプション参照)を使い、母数が2以下の分布に対しては、1文字の略称を使っている。また、図3(2)には、(1)と同じ図の上に、全部の観測点  $\times D$  に対する、合計730のデータに関して求めた L-moment 比をプロットしてある(ただし(1)と(2)は、 $x$  の範囲が異なる)。

このダイアグラムは、確率分布の当てはめを行う時、分布の選択において有用である(Rao and Hamed, 2000)。特に地域頻度解析を行う場合には、'homogeneous な地域' ('地域が homogeneous である' ということが、地域頻度解析を用いる際の必要条件になる。このあたりの解説は、葛葉(2006)を参照されたい)の中の観測点について、



(1)



(2)

図3 L-moment 比のダイアグラム。この図中、確率分布の名称を、次のような略称で表す。G: Gumbel 分布, L: ロジスティック分布, E: 指数分布, N: 正規分布, GPA: 一般化パレート分布, GLO: 一般化ロジスティック分布, GEV: 一般化極値分布, PE3: Pearson III 分布, LN3: 対数正規分布。なお、(1)と(2)は、横軸の範囲が異なる。なお、本文、下線がある分布は、本論文の解析でもに用いる7種類の分布である(KAP: Kappa 分布を含む)。また、Gumbel 分布については、以降では 'GUM' と書くことが多い。

どの分布の理論曲線の周りにデータがばらついて  
いるかが、地域頻度曲線を求める手がかりにな  
る。本研究の場合は、観測点ごとに違う分布を用  
いればいいのであるが、図3にあげた、5つの3  
母数分布（GEV：一般化極値分布，GPA：一般化  
パレート分布，GLO：一般化ロジスティック分  
布，PE3：PearsonⅢ分布，LN3：対数正規分布）  
と1つの2母数分布（GUM：Gumbel分布），1つ  
の4母数分布（KAP：Kappa分布）の、計7つの  
分布に当てはめ、適合度（goodness-of-fit）を評価  
することにする。また、plotting position 公式と  
して、表3（の列方向に）示した7種類を用いた  
ので、モデルとしては、確率分布×plotting  
positionの49種類を用いたことになる。これらの  
plotting position 公式の具体的な式形については、  
高棹・宝（1986）と星（1998）を参照されたい。

## （2）適合度（goodness-of-fit）

73個の観測点について、それぞれ10個のDを想  
定したので、730のIDFを求めるわけだが（つま  
り、観測点×Dが730個の要素を持つということ  
である）、本論文では、730のIDFカーブの母数の  
推定結果を網羅的に挙げるのではなく、SLSC（標  
準最小二乗基準；高棹ら，1986）の計算結果を用  
いて、総体的な傾向を述べることにする。

表3には、各確率分布×plotting positionの49  
通りの組み合わせについて、730の、得られたIDF  
カーブのうちSLSC<0.04になるものの比率を表示  
したものである。ここで、0.04という閾値を用い

たのは、田中・宝（1999）を参考にしたものであ  
る。表より、一般に、母数の数が多い4母数  
Kappa分布が、良い成績を残している。ただし、  
L-moment法でKappa分布の母数を推定する場合、  
前述のダイアグラムで、L-moment比がGLOの上  
にある場合（図3（1）のGLOと表示した点線より  
上）、適当な母数を求めることができない。つま  
り、Kappa分布を用いると、適合度の良い母数を求  
めることができる可能性が高い一方、その分布自  
体、用いるのが不適当な場合が多いことに注意す  
べきである。この表では、KAPの行以外は、すべ  
て、観測点×Dの個数、730に対する比が表示され  
ているのに対し、KAPの行だけは、そもそもの分  
母が730ではなく、336であった。また、確率分布  
とplotting positionには、相性があるとされている  
が、この表を見ると、一般的にWeibullとHosking  
の公式は、どの確率分布に対しても適合度が悪い。  
単純に、表3の各列ごとの、7つの値を平均すれ  
ば、その値はBlom>Cunnane>Adamowski>  
Gringorten>Hazenとなる。

また、表4は、Dごとに、いくつの観測点で、  
最低1つの「SLSCが0.04より小さいIDFカーブ」  
が求まったかを示したものである。つまり、0.04  
をSLSCの閾値とした場合に、観測点のうちい  
くつで、最適解が求まったかということになる。  
この表の趣旨は、D=1(h)とか3(h)というよ  
うな短時間降水と、1日～3日降水といったよう  
な継続時間の長い降水との間で、「十分に小さな  
SLSCをもった最適解が求まるか否か」という観点

表3 確率分布×plotting positionの49通りの組み合わせについて、得られたIDFカーブのうちどの程度の  
ものが、SLSC<0.04になっているかを調べた結果を表示している。

	Weibull	Hazen	Gringorten	Blom	Cunnane	Adamowsk	Hosking
GUM	0.458	0.523	0.548	0.559	0.556	0.567	0.416
GEV	0.625	0.756	0.779	0.795	0.793	0.781	0.578
GPA	0.416	0.477	0.486	0.496	0.492	0.481	0.407
GLO	0.579	0.711	0.748	0.763	0.763	0.758	0.512
KAP	0.804	0.842	0.857	0.875	0.863	0.866	0.759
GNO	0.632	0.756	0.779	0.788	0.793	0.768	0.585
PE3	0.630	0.722	0.747	0.755	0.755	0.737	0.595

から、統計的な違いがあるかどうかを比較したものであるが、ほぼ全部Dに対しても、73地点の9割(65.7)以上の地点で、SLSCの充分小さなIDFカーブが求まっており、Dの大小による大きな違いはない。

次に、Dごとに、どの分布形の成績が良いかを調べた。表5は、列方向に、Dを並べ、行方向に分布形を並べた表で、各カラムには、対応するDと分布形について、SLSCが0.04未満になった率を表記したものである。Kappa分布以外は、各カラムについて、総数が511(=73×7)であるが、Kappa分布だけは、総数が、この表の最下段の行に示したような数字になった。この数字より、Dが大きくなるにつれて、ダイアグラムの「GLOより上の範囲」に入る個数が増加していることになる。つまり、Dが大きいほど、尖り度が大きいデータが多いということである。

成績が極端に悪いGPAを除き、他の分布は、一般に、D=36、48時間あたりで、適合度が良くなる傾向にある。つまり、このような観点から、(多くの河川で行われているように)この程度の長い降水継続時間の降水量を計画降雨として用いることは、短時間降水を対象とするより有利だとい

うことがわかる。さらに、ここでの結果は、GEV、KAP、GNOの成績が比較的良く、母数の多いKAPは別として、GEVの成績が良いというのは、洪水流量を対象とした、田中・宝(1999)が示唆しているところと矛盾しない。

### (3) 平均信頼度の評価

ここまでは、SLSCによって適合度を評価してきた。この項では、これに加えて、補助的な評価法である‘平均信頼度’による評価法を考えてみる。つまり、SLSCは、確率分布、plotting position公式を超えて用いることのできる、客観的な評価法ではあるが、元が図式推定法であり、基準の直線からどれくらい離れているかを評価する。ここに、降水量の大小、リターンピリオド、超過確率の大小は考慮せず、すべてのデータを一様に扱い、理論直線とデータの離反程度を評価する。一方、同じ程度の‘理論直線からの離反’でも、そのデータの信頼度は、確率分布によって大きく異なる場合がある。なぜなら、降水量の大きさ(超過確率)により、信頼区間が異なるからである。本研究では、Hosking and Wallis(1997)が、個々のデータについて求めている、信頼区間の求め方と同じ方

表4 0.04をSLSCの閾値とした場合に、73の観測点のうちいくつで最適解が求まったかを示している。

D	1	2	3	6	12	24	36	48	60	72
number	66	68	67	66	66	70	66	70	66	65

表5 SLSCが0.04未満になった率を示している。Kappa分布以外は、各カラムについて、総数が511(=73×7)であるが、Kappa分布だけは、総数がこの表の最下段の行に示したような数字になっている。

D	1	2	3	6	12	24	36	48	60	72
GUM	0.411	0.452	0.474	0.425	0.466	0.542	0.603	0.660	0.591	0.560
GEV	0.681	0.685	0.697	0.714	0.712	0.757	0.781	0.808	0.748	0.712
GPA	0.294	0.442	0.436	0.403	0.564	0.489	0.530	0.575	0.452	0.464
GLO	0.687	0.650	0.665	0.673	0.654	0.718	0.722	0.748	0.714	0.675
KAP	0.806	0.838	0.868	0.776	0.763	0.878	0.907	0.967	0.817	0.816
GNO	0.675	0.687	0.695	0.708	0.708	0.752	0.779	0.812	0.759	0.712
PE3	0.628	0.663	0.669	0.663	0.675	0.738	0.744	0.812	0.761	0.703
(KAP)	371	315	287	259	224	189	182	182	175	168

法で、個々のデータの信頼度を求め、全部のデータの信頼度の平均（本研究ではMC: mean of confidence degree と称す）をもって、適合度を評価することを試みた。

具体的には、以下のようにした。

- 1) 個々の [観測点×D×確率分布×plotting position] について、L-moment 法で、母数推定を行う。
- 2) 推定した母数を用いて、 $m \times n$  個のデータを生成させる。 $m$  は、Monte Carlo シミュレーションの回数で、本研究では試行錯誤的に5,000とした。 $n$  は、実データの数、つまり、20~30の、実際のデータ数（前述の、'有効年'の数）である。データの生成は、0~1の乱数を発生させ、 $x(F)$ 、つまり確率分布関数の逆関数を介して行った。
- 3)  $m$  回（本研究では5,000）のそれぞれの試行に対し、( $n$  個のデータを用いて) L-moment 法で、母数推定を行う。
- 4) 求められた母数により、ある超過確率のクオンタイルが  $m$  個求められるが、 $m$  個のうち、0.45  $m$  番目と0.55  $m$  番目にある値を、90%信頼度の両端とした。同じように、80%, 95%などの信頼区間を定めた。また、実データについては、シミュレーション結果の中心（メジアン）からどの程度離れているかによって、信頼度を算定した。つまり、中心から20%の位置（片側10%の位置）にあるなら、80%の信頼度とした。
- 5) 全部の（有効年の個数）データの信頼度を平均して、MC とした。

推定された確率分布の周りのデータの分散は、理論的に求めることも可能 (Rao and Hamed, 2000) であるが、Hosking and Wallis (1997) が行っているように、Monte Carlo シミュレーションによる手法が簡便であるので、本研究ではそれを採用した。

このようにして求めたMCとSLSCの関係をプロットしたのが図4である。全般的に、SLSCが小さい場合にMCが大きくなるという、当然の結果が出ているが、SLSCが0.04（図中、SLSC = 0.04の位置に直線を入れた）より小さい場合でも、

MCが、小さい場合で0.50程度になるなど、両者は完全な逆相関の関係ではなく、かなりのばらつきを包含した逆相関関係にあることが分かる。

図5は、SLSCによる評価結果とMCによるそれが逆転する場合を特に選んで示したものである。観測点は87376の'宮崎（データ個数29年分）'で、Dは72時間である。図5の左をCase1、右をCase2とすると、Case1が、'GEVを用いてplotting positionがCunnane公式のケース'、Case2が'Kappa分布、Weibull公式のケース'である（表6）。SLSCによる評価結果は、Case1 (0.0195)の方が、Case2 (0.0256)より適合度が良いが、MCで比較すると、69%と81%で、Case2の方がかなり良い。図5を見て、何が起きているかを確認してみる。

まず、最下段の図は、通常の図式推定に用いる、確率紙上にデータをプロットした図である。x軸は降水量で、y軸はreduced variate、ただし、中段・上段の図と異なり、仮定した確率分布ごとの、推定された母数の値を反映したものである。ここを詳細に説明しておく。例えばCase1では、GEVを用いているので、location parameter, scale parameter, shape parameterをそれぞれ、 $\xi$ ,  $\alpha$ ,  $k$  とすると、確率分布関数の逆関数  $x(F)$  は、次式 (2) のように表せる。

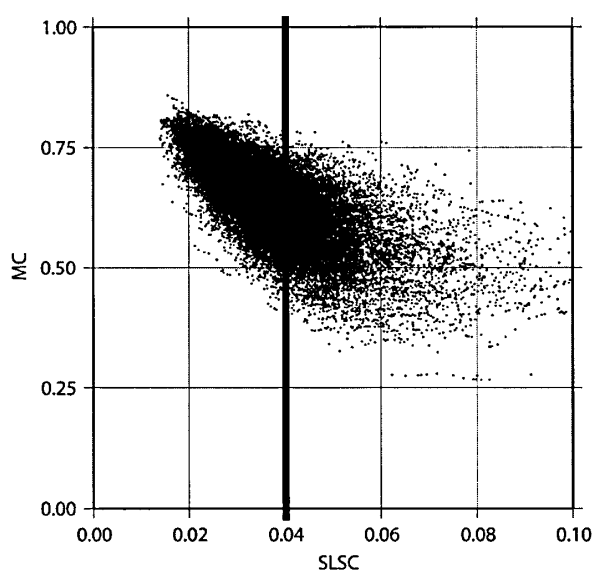


図4 SLSCとMCの関係を示した図

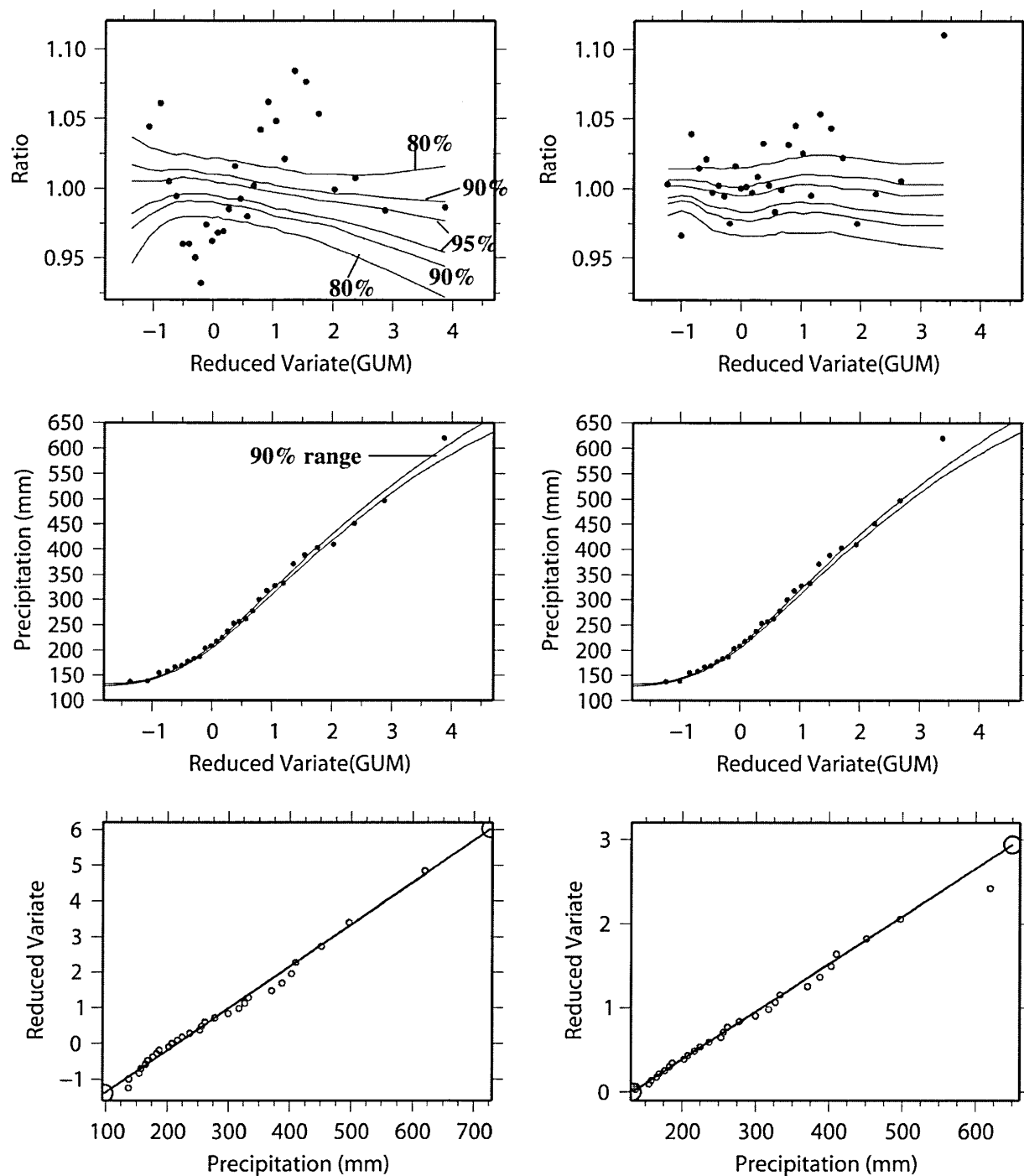


図5 観測点87376,  $D = 72$ 時間について, 「GEVを用いてCunnane公式のケース」(左)と「Kappa分布, Weibull公式のケース」のSLSC, MCを比較するために作った図。確率紙上にデータをプロットした図(下段), 'reduced variate'の定義だけを変えた下段の図と類似の図(中段), 80%, 90%, 95%信頼区間と実データの関係を示した図(上段)。左図の上段の図で80%信頼区間から外れるデータが多いことが分かる。

$$x(F) = \begin{cases} \xi + \alpha \{1 - (-\log F)^k\} / k, k \neq 0 \\ \xi - \alpha \log(-\log F), k = 0 \end{cases} \quad (2)$$

ここで, reduced variate を  $s$  とおくと,  $s$  は次式 (3) のように表される (これは, GEV に限らず, 多くの分布でそうなる)。

$$s = \frac{x - \xi}{\alpha} \quad (3)$$

そこで, 例えば  $k$  が 0 でない場合, 'GEV の'  $s$  は, 次式 (4) で表される。

$$s = \{1 - (-\log F)^k\} / k \quad (4)$$

ところが, Gumbel 分布では,  $s$  は, GEV の  $k = 0$  の場合に相当するので,

$$s = -\log(-\log F) \quad (5)$$

になる。下段の図では, 各分布固有の  $s$  (式 (4)) を用いているが, 中段, 上段の図では, 左右の図の横軸のスケールを統一するために, Gumbel 分布の  $s$ , つまり式 (5) を用いている。

下段の図において, 両図とも, 図中の直線の両端の○は, 確率分布関数が 0.01, 0.99 に相当する点である (SLSC は, この 2 つの値を使って基準化したものである)。左右の図を比較すると, 見た目には, 両者にそう大きな違いはない。客観的に判断するなら, 表 6 に示したとおり, SLSC の値により, Case 1 が選択されることが多いと思われる。

中段の図は, 下段の図と類似の図であるが, 横

軸の 'reduced variate' は, 上述のように, Gumbel 分布のそれに相当する。また, 中段の図には, 90% 信頼区間を表示している。

上段の図は, 横軸は中段と同じである, 縦軸は, 実データ (降水量) を, 母数推定値を用いて求められた (確率分布式から求めた) 理論値で除したものである。図中の曲線は, 80%, 90%, 95% 信頼区間を示している。左図の Case 1 で, 80% 信頼区間から外れるデータが多いことが分かる。このため, MC が小さくなっている。

著者は, SLSC と MC の優劣を比較しているのではなく, 目的によって, 適合度を評価する基準を複数用いることを提案している。この場合, データが信頼区間からあまり外れないように分布形を求めたいなら, MC の大きな, 右の図の Case 2 を選ぶべきであろう。

ただし, 「確率紙上の直線への当てはめの程度が一見同じでも, 超過確率によって信頼度が異なるので, それを考慮すべき」という考えから MC を用いたが, 「信頼区間が広い場合に, MC が大きくなる (有利である) が, 信頼区間が広いことが良いことかどうか」という観点から, さらに MC の意味を検討した方が良いと考える。

#### 4. 120年のクオンタイルと2005年台風14号による豪雨の評価

一般に, 重要度の高い河川ほど, (河川) 計画規模が大きい, 砂防技術基準 (国土交通省河川局) によると, その規模は, A 級河川で 200 年以上, B 級で, 100~200 年ということになっている。ちな

表 6 図 4 の 2 つのケースの特徴を表示している。Dist. は分布形, PP. は plotting position, CNN は, Cunnane 公式, WBL は, Weibull を表している。

	Dist.	PP.	SLSC	MC
Case 1	GEV	CNN	0.0195	0.69
Case 2	KAP	WBL	0.0256	0.81
Station No.	87376			
Station Name	Miyazaki			
D	72 (hour)			

みに、我国で一番流域面積が大きく、首都圏をその流域に含む利根川は、本川で、「計画規模200年または既往最大洪水の大きい方」という基準で立案されている。

一方、石原（2006）は、ハードな対策の規範となる再現期間として、人間の寿命の最大値と考えられる「120年」を提案している。

本章では、今まで求めたIDFカーブにより、ある基準値の再現期間に相当するD（時間）降水量を示すが、上記の石原の考えを取り入れ、120年のクオンタイルを示すことにする。ただし、多くの地点では、100年～200年の再現期間に対する降水量は、大きく変わるわけではないので、本論文では、「再現期間120年の降水量」を「100年～200年程度に一度の降水」という意味で用いている。

まず、図6は、2005年の台風14号による24時間降水量の最大値（1）と48時間降水量の最大値（2）を等値線図で表した図である。これらの図は、当該期間の降水時に欠測がないことなどを条件に選定した194ヶ所のAMeDASデータから作成したものである。気象学会による同様の図（2006）には、降水量の多かった、湯布院、肝付前田、倉木、見立、神門、鰐塚山、えびのの7ヶ所について、特に降水量が明示してあるが、ここでは、そのうち、ここまでの解析で用いた（すなわち年降水量データが充分にある）湯布院、肝付前田、神門、えびのの4ヶ所について、図中に「+」で位置を明示した。この4点、特に神門とえびので異常な降水量が記録されていることが分かる。

次に、図7は、上述の石原の基準に従い、120年のクオンタイル（再現期間120年の水文量）を等値線図にした図で、（1）が、継続時間24時間のもの、（2）が48時間のものである。いずれも、SLSCが一番小さかった、分布・プロットイングポジションの組を、無条件に選定したもので、ただし、SLSCが0.04より小さい場合のみ、等値線図作成に用いた。ここで、これらの等値線図作成に用いた観測点は、図2中に●で示す観測点のみであり、九州北西隅の等値線図には意味がないので注意されたい。

図7作成の際用いたIDFカーブは、2005年の

データを用いずに作成されたものである。つまり、図7の神門、えびの等で120年のクオンタイルが非常に高い（48時間で神門1,145mm、えびの1,187mm、湯布院で497mm、肝付前田で768mm）が、これは、台風14号の降水量とは独立に、20年以上のデータを用いて作ったIDFカーブについても、台風14号と同じような位置で、大きな降水量を示しているということである。

以上を踏まえ、台風14号の降水量がどのくらいの統計的規模であったかを、上記4点で評価する。降水量の統計的規模が大きければ大きいほど（極値であればあるほど）、算定の誤差も大きくなるので、「再現期間の等値線図」のような表し方は無意味と思われる。そこで、上記4点で評価された再現期間の特徴を、以下に示す。

### （1）神門

継続時間（以下同様）3時間以下で、20年以下、6時間～12時間で40年～60年、24時間～72時間で120年を超えるという結果であった。採用する確率分布により、例えばGEVでは300年程度、GLOだと150年程度になるなどばらつきがあるので、正確な算定をしようとするには意味がない。そこで、前述の石原の考えから、120年を超えるかどうかという判断だけを行う。ただし、治水計画上の観点から、200年に対するクオンタイルは、120年に対するものと、さほど変わらない。

### （2）えびの

12時間以下では20年以下、36時間で60年程度、48時間で120年前後、60時間～72時間で120年を超える。

### （3）湯布院

12時間では、120年前後であるが、それを超えると、120年を大幅に超える。これは、図4、5から分かるように、もともとそれ程降水量が大きい観測点でないのに、台風14号で大きな降水量を記録したためである。

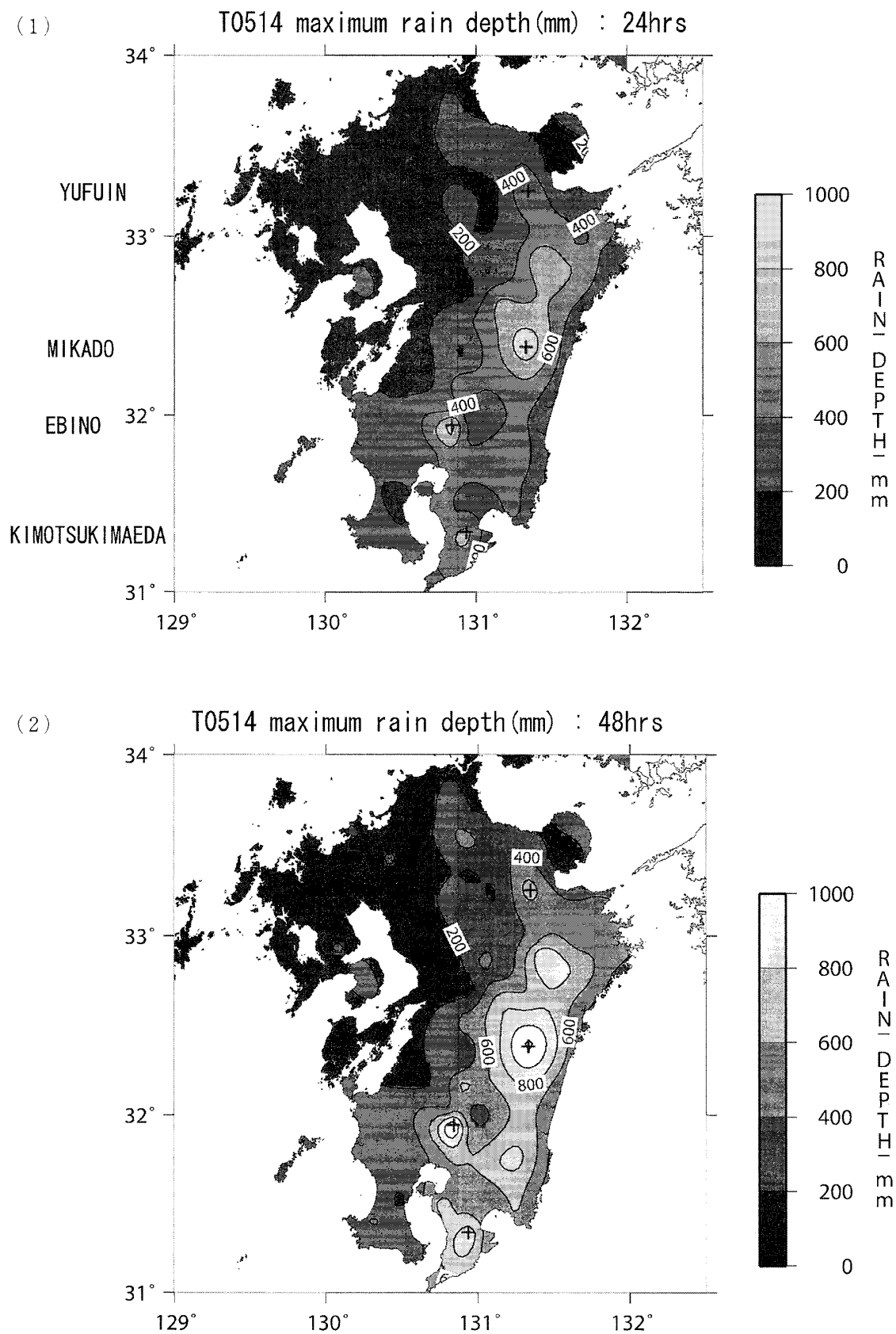
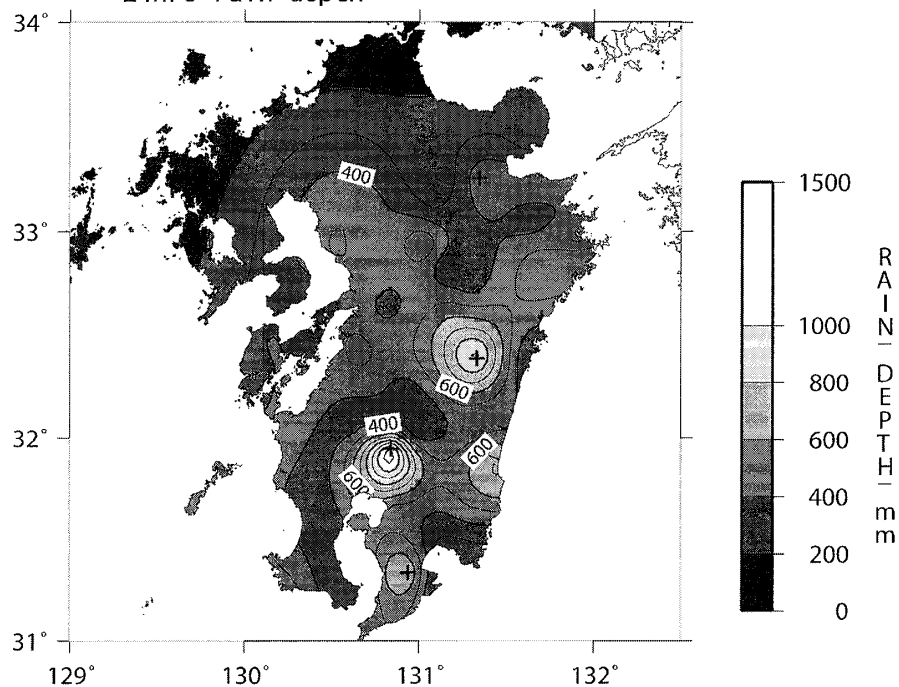


図6 台風14号による24時間降水量の最大値の等値線図(1)と、48時間降水量の同様の図(2)。

- (1) quantile whose return period is 120yrs  
: 24hrs rain depth



- (2) quantile whose return period is 120yrs  
: 48hrs rain depth

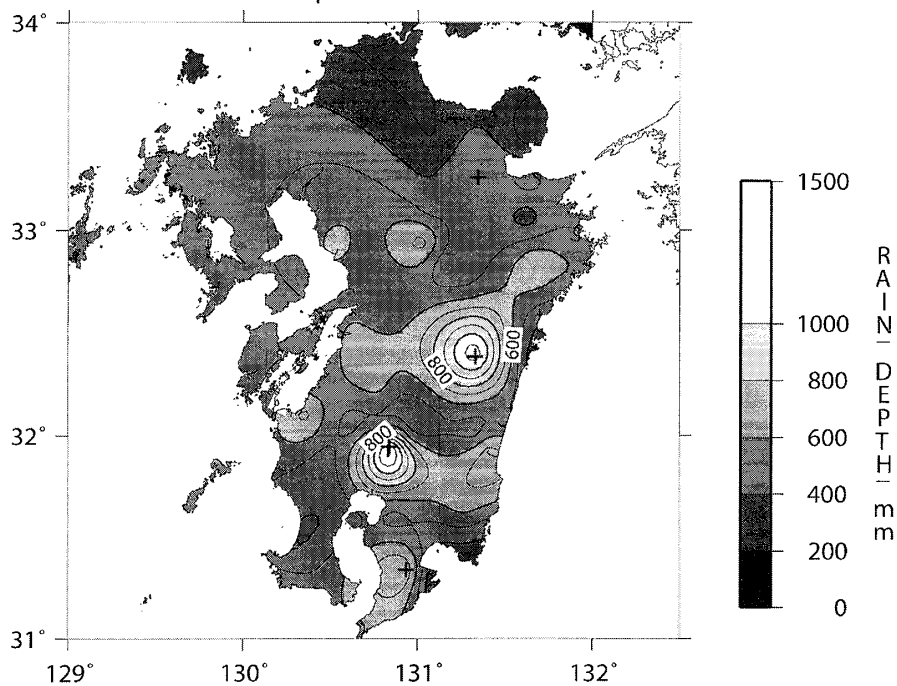


図7 図5と類似の図で、24時間降水量の「再現期間120年に対応するクオンタイル」(1), 48時間降水量の同様の図(2)である。

#### (4) 肝付前田

継続時間 1 時間～12 時間の場合は、25 年以下（ただし、3 時間だけは 40 年程度と算定された）であった。24 時間降水量が 120 年前後で、それより継続時間が長いと、120 年を超える。

### 5. 結論

前章までで、以下のような解析を行った。

1. AMeDAS の一時間降水量データについて、年最大 D 時間降水量が正しく算定されたと看做せるだけ、十分なデータ量を有している年を有効年と考え、その有効年が 20 年以上ある観測点を、九州中東部から 73 個選び出した。ただし、神門のみ、特例で 19 個である。
2. いくつかの手法で検定を行い、データのスクリーニングを行った。データの等質性、独立性、異常値の有無を確認した。
3. データに、{7 種類の確率分布 × 7 種類の plotting position 公式} を当てはめ、SLSC によって、適合度を評価した。また、平均信頼度 (MC) という、新たな基準も用いて、適合度を評価した。ここで、著者は、目的によって、SLSC と MC を、適合度評価基準として、目的に応じて用いることを提案している。
4. 得られた IDF カーブにより、再現期間 120 年のクオンタイルを示すとともに、2005 年台風 14 号による降水量の確率統計的規模を評価した。

上記の解析によって得られた、おもな結果は、以下の通りである。

1. MC と SLSC は、「ばらつきの大きい逆相関関係」にあり、適合度評価に関し、MC によって、SLSC と異なる結果を得る場合があることが分かった。
2. 神門、えびの等、台風 14 号で大きな降水量を記録した観測地点で、120 年のクオンタイルが非常に高くなった。つまり、台風 14 号の降水量はイレギュラーなものではなく、「元々大きな降水量を示す観測点」で、大きな降水量を示していることがわかった。
3. 上記の、非常に降水量が大きかったいくつか

の地点で、台風 14 号による降水量の確率統計的評価を行った結果、短時間降水量の再現期間は短く、1 日～3 日降水量で、再現期間 120 年を超えていることが分かった。ここに、120 年というのは、石原 (2006) により提案されている基準である。

### 謝 辞

本研究は、科学研究費補助金（特別研究促進費）：「2005 年 9 月台風 14 号による水災害と土砂災害に関する調査研究」と、河川整備基金の助成を受けた「計画降雨の IDF 関係策定の新手法開発に関する研究」（17-1212-7）の成果の一部をまとめたものである。ここに記して感謝する次第である。また、三重大学生物資源学部東佑次君には、GMT（ソフトウェア）の使い方、数々の協力を得た。ここに記して深謝する。

### 参考文献

- Chow, V.T., D.R. Maidment and L.W. Mays: Applied hydrology, McGraw-Hill, 572p., 1988.
- Grubbs, F. and G. Beck: Extension of sample sizes and percentage points for significance tests of outlying observations, *Technometrics*, 14(4), pp.847-854, 1972.
- 星清：水文統計解析，開発土木研究所月報，540，pp.31-63，1998.
- Hosking, J.R.M.: Fortran routines for use with the method of L-moment Version 3.03, Research Report, 33pp., 2000. (次項の web page で入手可能)
- Hosking, J.R.M. (web page), The L-moment page: <http://www.research.ibm.com/people/h/hosking/lmoments.html#papers1>, 2006 年 6 月 16 日.
- Hosking, J.R.M. and J.R. Wallis: Regional Frequency Analysis, 224p., Cambridge University Press, U.K., 1997.
- 石原安雄：自然災害における防災規範と防災数，自然災害科学，24(4)，pp.473-476，2006.
- 神田徹・藤田睦博：水文学，新体系土木工学 26，275p.，技報堂，1982.
- 気象学会：気候情報「2005 年の大雨・2005 年の台風」，天気，53(5)，pp.430-440，2006.
- 国土交通省：河川砂防技術基準，山海堂，230p.，

- 2005.
- 葛葉泰久・小松陽介・友杉邦雄・岸井徳雄：地域洪水頻度解析・スケーリングと PUB, 水文・水資源学会誌, 18(4), pp.441-458, 2005.
- 葛葉泰久, 沼元晋也, サンガ・ンゴイ・カザディ, 福山薫：2004年台風21号と前線による豪雨災害, 自然災害科学, 24(4), pp.409-421, 2006.
- Mann, H. and Whitney D.: On a test of whether one of two random variables is stochastically larger than the other, *Annals of Mathematical Statistics*, 18, pp.50-60, 1947.
- Rao, A.R. and K.H. Hamed: *Flood frequency analysis*, 350p., CRC Press, 2000.
- Sheskin, D.J.: *Handbook of parametric and nonparametric statistical procedures* (3<sup>rd</sup> edition), CHAPMAN & HALL/CRC, 1193p., 2003.
- Sivapalan, M. and G. Blöschl: Transformation of point rainfall to areal rainfall: Intensity-duration frequency curves, *J. Hydrology*, pp.150-167, 1998.
- Sprent, P.: *Applied nonparametric statistical methods* (2<sup>nd</sup> edition), Chapman & Hall, 1993.
- 宝馨・高棹琢馬：水文頻度解析における確率分布モデルの評価基準, 土木学会論文集, 393/II-9, pp.151-160, 1988.
- 高棹琢馬・宝馨・清水章：琵琶湖流域水文データの基礎的分析, 京都大学防災研究所年報, B-2, pp.157-171, 1986.
- 田中茂信・宝馨：河川流量の頻度解析における適合度と安定性の評価, 水工学論文集, 43, pp.127-132, 1999.
- 竹内邦良：水文資料の基本統計処理, 水文・水資源ハンドブック, pp.234-237, 朝倉書店, 1997.
- 牛山素行・吉田淳美：2005年9月の台風14号および前線による豪雨災害の特徴, 自然災害科学, 24(4), pp.487-497, 2006.
- Wald, A. and J. Wolfowitz: An exact test for randomness in the nonparametric case based on serial correlation, *Annals of Mathematical Statistics*, 14, pp.378-388, 1943.

(投稿受理：平成18年6月20日  
訂正稿受理：平成18年12月25日)