

異常豪雨を考慮した日降水量再現期間の推算法*

鈴木 昭夫**・菊地原 英和***

要 旨

日降水量再現期間を推算するに当たって問題となるのは、基本資料となる各地点の降水量資料の分布の不規則性、特に異常豪雨の取り扱いである。まず、分布の不規則性について調査をした結果、これは標本変動によるものであることがわかった。そこで、Linsley (1949) の提案した Station Year Method を適用し、地点別の再現期間2年値 ($M2$) および10年値 ($M10$) を用いた、全国一律の日降水量再現期間推算式を導いた。この式の安定性から、再現期間1000年位までは十分計算に使用できると考えられる。

しかし、これらの値を基準化変量として用いても、彦根 (597 mm)、苫小牧 (448 mm) の2つの異常豪雨だけは他とかけ離れており、十分な説明付けはできなかった。

1. 従来の推算法の概要と問題点

気象現象の再現期間 (Return Period: 以下で R.P. と略記) を推算する方法の大部分は、確率変数 X の、すなわち分布関数 $P(X < x) \equiv F(x)$ の関数形を仮定し、その式に含まれるパラメーターを標本から推算するというものである。このため、仮定する関数形とパラメーター推算方式の相異により、多数の方法にわかれる。

一方、 N 個の順序統計量 ($x_1 \geq x_2 \geq \dots \geq x_j \dots \geq x_N$) に対し、 x_j の経験的再現期間 T_j は、 N と順位 j との関数として算出される。 x と T を両軸にとり、 N 個の点 (x_j, T_j) をプロットして得られる曲線を経験的再現期間曲線といい、理論曲線の適合度の検討等に使用される。 T_j を求める式の主なものを第1表に示したが、その選択も問題点の一つである。

さらに、年最大日降水量の R.P. 推算では、資料となる降水量の不規則性という問題がある。菊地原 (気象庁統計課 (1958), 菊地原英和 (1959)) は、経験的 R.P. の式として HAZEN の式を用いて全国気象官署の R.P. 曲線を6種に分類し、当時までの主な推算方法の適合度

を検討した。その結果、実測点の分布が不規則な場合、特に第1位の値が第2位以下の値に比して異常に大きい場合 (F型と呼称)、特定の分布型を当てはめることができないことを示した。そしてこのF型は、特定地域で発現するものでも発現が稀でもないこと、従って、実測点の分布が例えば直線型で従来の推算法の適合が良くても、近い将来、その地点で予想外に大きい値が出現しない保証は無いことを述べた。菊地原は、このF型の第1位の値を“異常豪雨”と名付けた。

異常豪雨は“Outlier”とも呼ばれ、坂上ほか (1974, 1975) も、九州地方の大雨の研究において注目している。異常豪雨出現地点に関する研究には岸原 (1978) 等があるが、R.P. の推算に関しては、岸原 (1978) が、将来異常豪雨の発現危険度の高い地点の選出法を発表した程度である。一方、異常に大きな第1位の値は棄却検定で取り除いて統計することも行われている (岩井・石黒, 1970) が、異常豪雨を偶発の産物とみなせるかどうかについての検討がなされておらず、依然として R.P. 推算上、その取り扱いが未解決である。

2. 異常豪雨の実態

まず、今回収集した全国気象官署のうち、137地点の統計開始から1976年までの年最大日降水量データを用い、異常豪雨をその他の大雨と区別して扱う必要性・可能性を検討した。

* Method for estimating the return period of annual maximum daily precipitation considering about extreme values.

** Akio Suzuki, 水戸地方気象台.

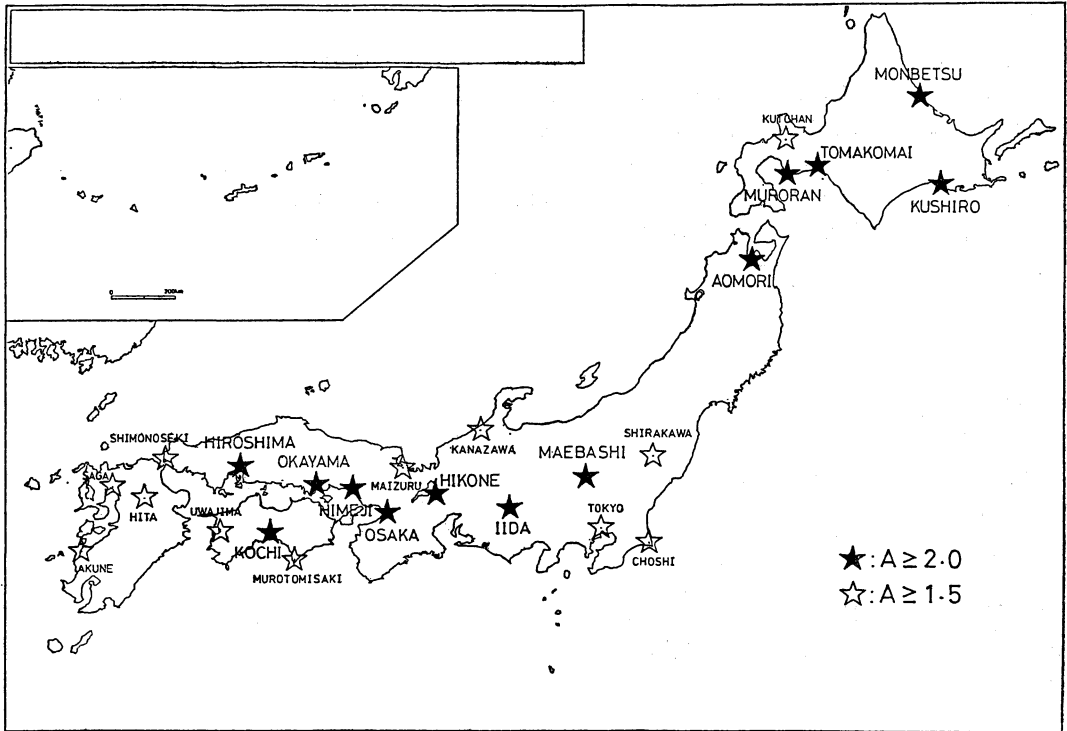
*** Hidekazu Kikuchihara, 日本気象協会.

——1982年12月3日受領——

——1983年12月20日受理——

第1表 経験的再現期間 (T_j) の諸式.

	提案者 (名称)	再現期間 (T_j)		提案者 (名称)	再現期間 (T_j)
①	California	$T_j = N/j$	④	Gringorten	$T_j = (N+0.12)/(j-0.44)$
②	HAZEN	$T_j = 2N/(2j-1)$	⑤	TAKAHASHI	$T_j = N/(j-0.48)$
③	Gumbel, SUZUKI	$T_j = (N+1)/j$	⑥	Jenkinson	$T_j = (N+0.38)/(j-0.31)$



第1図 異常豪雨の出現地点.

異常豪雨には明確な定義がないため、次の値Aを参考にした。

$$A = \frac{x_1 - x_2}{S_x} \dots\dots\dots(1)$$

ここで S_x は標準偏差, x_1 は第1位, x_2 は第2位の標本値である. 地点毎に、この値Aと経験的 R.P. 曲線とを比較して、 $A=1.5$ 以上の地点を異常豪雨出現地点とした. これには25地点が該当し、全体の18.2%である(第1図). なお、菊地原(1959)では主観的方法で57地点中13地点(22.8%), 岸原(1978)では本研究とは別の基準により93地点中22地点(23.7%)を選出してい

る. この中から、特に異常度の大きい $A=2.0$ 以上(13地点)を抽出、その発現原因を併せて第2表に示した. ここで第2位は、いわば“正常豪雨”で、異常豪雨との比較のため示した. 第2表より、異常豪雨はその発生原因も発生時期も特定することはできず、1時間降水量でも雨の強さが異常に強かったとも言えない. また第1図に示すように、発現地域も特に限定できない. 結局のところ、異常豪雨を第2位の大雨と異質であると考え理由は見出せなかった.

それ故、推算法検討に当たっては異常豪雨を他の大雨と区別せずに扱い、しかるのちに標本論的立場から検討

第2表 異常豪雨 ($A \geq 2.0$) の気象状況

観測点	1 位				2 位				時間雨量 (mm)	
	mm/D	mm/h	起日	原因	mm/D	mm/h	起日	原因	1 位	2 位
釧路	182.4	20.0	41・9・6	T	129.8	24.8	36・10・3	T, L	55.9	44.7
室蘭	170.0	37.0	75・11・7	L	120.1	23.4	46・7・22	L, F	51.3	50.0
苫小牧	447.9	126.0	50・8・1	F, (T)	136.8	45.6	46・10・15	L, F	126.0	86.0
紋別	148.0	21.0	73・8・18	T	88.0	14.0	75・8・23	T	26.0	24.6
青森	187.9	32.3	35・8・22	L, F	125.8		32・8・5	T	58.1	51.0
前橋	357.4	56.5	47・9・15	T	262.4	96.0	55・8・6	F	96.0	81.4
飯田	325.3	40.0	61・6・27	F	210.7	20.6	40・6・17	F	79.7	56.5
彦根	596.9	60.1	96・9・7	F, T	195.8	46.9	59・9・26	T	60.1	58.6
広島	339.6	79.2	26・9・11		197.1	57.1	45・9・17	T	79.2	73.0
岡山	177.2		92・7・23	T(?)	129.3	58.5	53・7・18	F	67.1	63.7
姫路	294.0	45.5	76・9・10	F, T	175.6	48.0	65・9・15	F, T	53.0	50.5
大阪	250.7	51.7	57・6・26	F, T	183.2	40.0	35・6・29	F	63.8	63.2
高知	524.5	97.0	76・9・12	T	370.8	64.7	56・9・25	L, F	106.8	102.2

(1) 起日：年は西暦年

(2) 原因：T：台風，L：低気圧，F前線

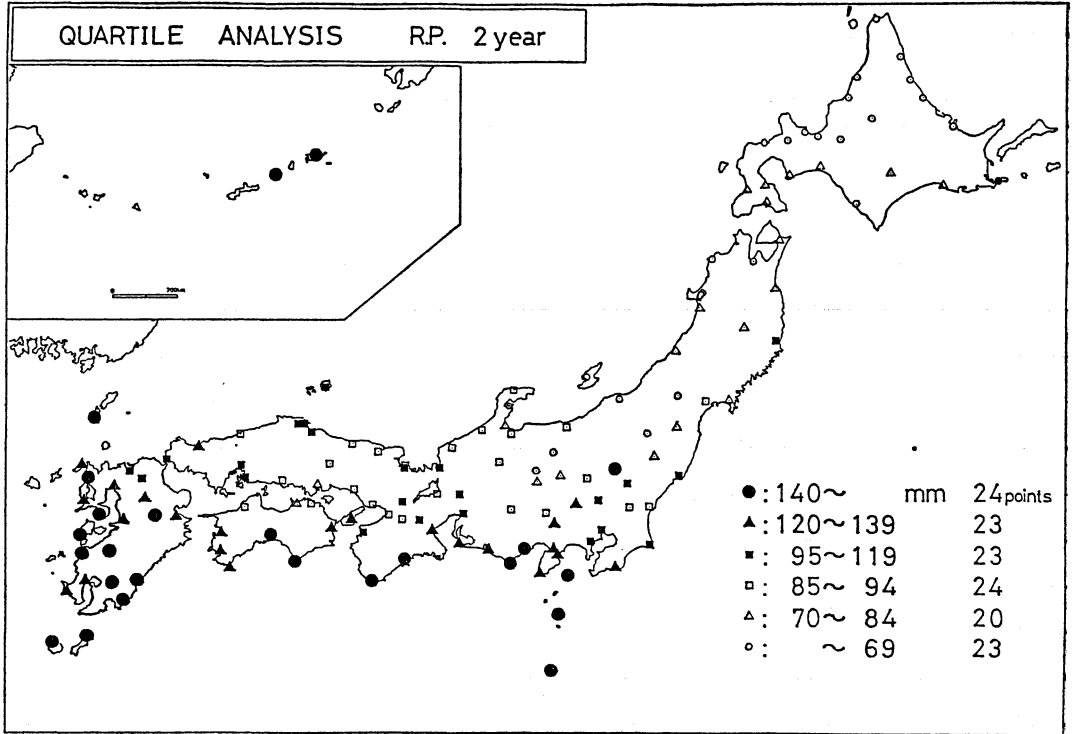
第3表 5位までの日降水量値の年代別出現度数

	1900 ~09	1910 ~19	1920 ~29	1930 ~39	1940 ~49	1950 ~59	1960 ~69	1970 ~76+
旭川・網走・札幌・帯広	2	1.7	1.7	2	2.7	2	3.5	4.5
青森・秋田・宮古・山形	3	8.3	1	4	1	1.3	0.3	1
新潟・金沢・長野・水戸・ 岐阜・浜松・東京	1.5	5	3	6.5	5	3	8	3
境・広島・大阪・多度津・高知	1	3	4	2	6	3	3	3
福岡・長崎・鹿児島・宮崎	1	2.5	5	3	3.5	3	2	0
合計 (1位)	0	5	2	4	3	5	4	1
合計 (1~3位)	3	14	6	11	12	7	12	7
合計 (1~5位)	8.5	20.5	14.7	17.5	18.2	12.3	16.8	+16.4

(1) 5位までの度数のとき、5位と6位とが同じ値ならば0.5回、5位から7位まで同じ値ならば1/3回=0.3回と数えた。

(2) 1970~1976年では1~5位の合計の場合のみ7分の10倍して10年当たりの度数に直してある(+印)。

(3) 地点は、北海道、東北、関東・中部、近畿・中国・四国、九州毎にまとめてある。



第2図 M2の分布.

を加えることにした.

また、木下・米谷(1980)は、関東地方各地点の1928年以前と1929年以降のそれぞれ約50年間の降水量をみると、後半の50年間に大きな降水量値が多く出現していると述べている。そこで、大きな降水量値出現の変化傾向をみるため、今回収集した地点から統計年数80年以上の地点を選出し、それぞれの上位5位までの値の年代別出現数を第3表に示した。この表からはっきりした年代別変化傾向を見出せなかったため、この問題は考慮しないことにした。

3. Station Year Method

3.1. Station Year Method の概要

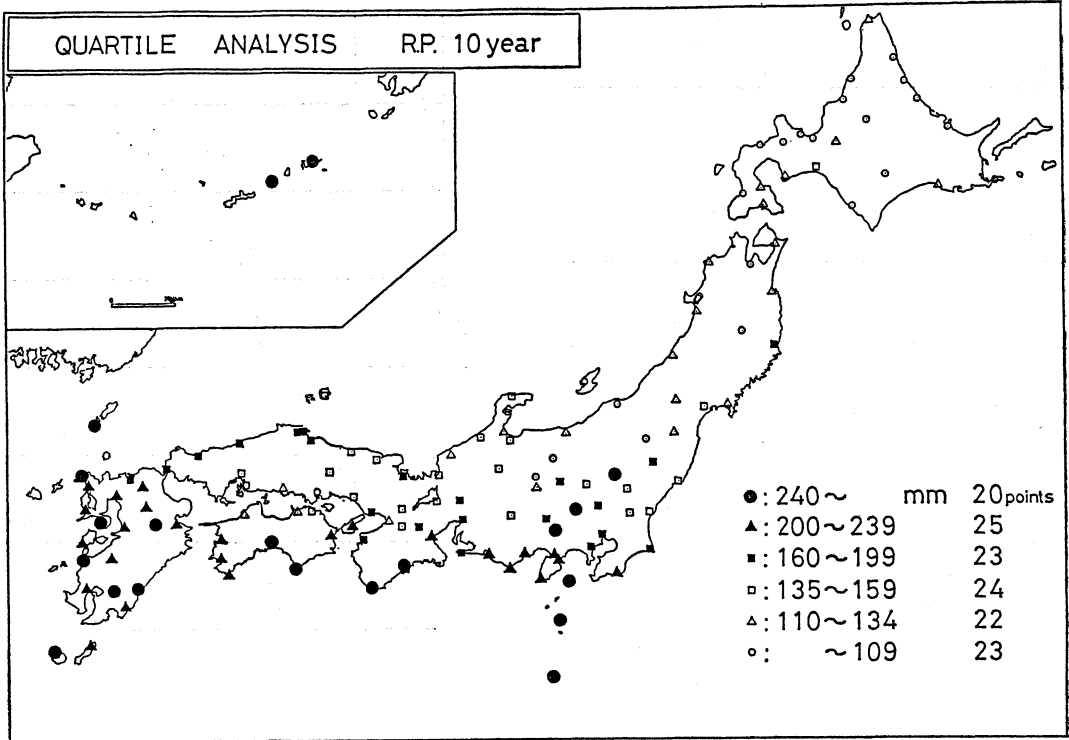
異常豪雨は1地点に1個有るか無いかという現象のため、1地点だけのデータから、異常豪雨をも考慮に入れたR.P.の推算はできない。これを補う方法には、Linsley(1949)の、Station Year Method(以下SY法と略記)がある。これは、ある地域内の地点の全データを合併してその地域を代表する1組のデータとして扱い、個々の地点の統計年数より大きなR.P.の推算を行う方法であ

る。Jenkinson(1975)等がこの考え方をういている。

SY法によりデータを合併するとき、互いに統計的分布の異なるデータを合併したのでは意味がない。各地点のデータには、経験的R.P.曲線に現れる見かけ上の分布型の差異と、平均値・分散の度合いといったパラメーターの大きさの差異とがある。本研究ではパラメーターの差は何らかの方法で基準化し、その上で、見かけ上の分布型の差が地域的や統計的に意味があると考えられる場合には、SY法を使用する時点で考慮することにした。

R.P.推算法は全て、標本同士の独立性を仮定しているが、複数地点のデータを合併すると同じ原因(1つの台風で年極値が複数地点で現れた場合等)で発生した値が含まれる可能性があり、データ同士が独立とは言えなくなる。この点について、SY法が盛んな米国ではあまり問題視されていないようで、Hafstad(1942)がR.P.推算値の標準偏差が大きくなると指摘した以外はこの問題を直接検討した論文は見当たらなかった。

この問題を一般論として考えると大変むずかしい。それ故、ここでは特別な場合として、地点間の相関係数が1の場合について考察する。地点数を k 、各地点の資料



第3図 M10の分布.

年数が共に N 年であるとする。地点間のデータの相関係数は1であるから、1次変換によって、各地点の N 個のデータは全地点で全く同じ値になる。これを $y_1 \geq y_2 \geq \dots \geq y_N$ とすれば、SY法を適用して合併したデータでは、 y_1, y_2, \dots, y_N が各々 k 個ずつ含まれる。順位 j 位の値 y_j は、合併データでは順位 $k(j-1)+1$ 位から kj 位に対応する。経験的 R.P. 曲線での y_j のプロット位置として、この k 個の順位の超過確率の平均値より求まる \bar{T}_j を対応させると、第1表の各式に対して \bar{T}_j は次の式で与えられる。

$$\text{①式 } \bar{T}_j = \frac{2kN}{k(2j-1)+1} \quad \dots\dots(2)$$

$$\text{②式 } \bar{T}_j = \frac{2N}{2j-1} \quad \dots\dots(3)$$

$$\text{③式 } \bar{T}_j = \frac{2kN+2}{k(2j-1)+1} \quad \dots\dots(4)$$

この場合、1地点と k 地点のSY法とでは標本が全く相似であるから、1地点の場合の T_j と k 地点の場合の \bar{T}_j とは同じ値にならないと不合理である。上式のうち

式(3)はこの条件を満たし、その他の式は k が大きくなるにつれ、式(3)に近づく。それ故、式(3) (HAZENの式)を採用すれば、非常に相関の大きな地点のデータを合併する場合でもSY法の適用でR.P.が異なってくる心配はない。

実際には、地点間のデータの相関係数は1でも0でもない。しかし、各地点の上位のデータ同士はほぼ独立と考えられる。例えば、第2表の異常豪雨は全て出現年次が異なり、第3表の地点別上位5位までの計120データ中、出現日のごく近い(同じ擾乱によると考えられる)ものは10組だけであった。それ故、本研究の主目的である大きなR.P.に対する上位のデータはほぼ独立と見られ、また、独立でない値が多少含まれても、上に述べた相関係数1の場合の検討結果からみて、データを規準化した後にSY法を適用すれば一応支障はないものと考えた。

3.2. 地点別データの規準化

分布型を表現するには、少なくとも、中心位置を表すパラメーター (location parameter) と、広がりを表すパラメーター (scale parameter) の2つが必要である。

第4表 Y_u の地域別の平均と標準偏差.

地 域	地点数	平均 (\bar{Y}_u)	標準偏差 (S_{Y_u})
北海道	22	1.671	0.306
東 北	15	1.565	0.181
関東・中部	43	1.560	0.156
近畿・中国・四国	31	1.610	0.203
九 州	26	1.623	0.169

そこで、データ規準化のために、地点毎の再現期間2年値(以下 $M2$ と略記)と、再現期間10年値(以下 $M10$ と略記)との2つのパラメーターを用いた。HAZENの式によると、 $M2$ は分布の中央値であり、各々の地点の年最大日降水量の平均的大きさを表す値(location parameter)である。また $M10$ は分布の上位10%値に相当し、 $M10-M2$ は年最大日降水量の分布の幅を表す一つの尺度(scale parameter)となる。

この2つのパラメーターを用いて、地点別の降水量値 x_i を次式で規準化変量 y_i に換算すると、各地点の標本分布の中央値が0に、上位10%値が1に変換される。

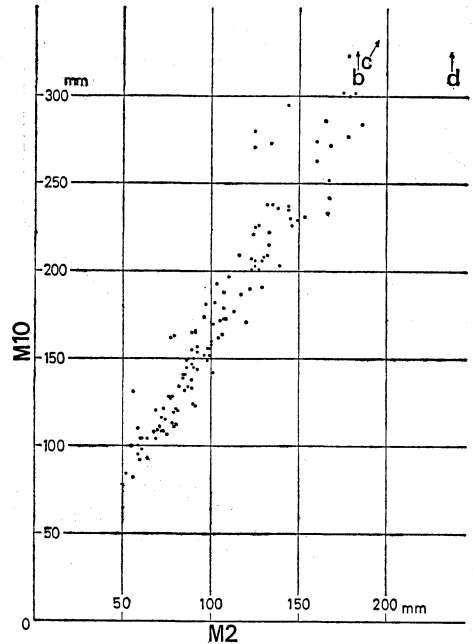
$$y_i = \frac{x_i - M2}{M10 - M2} \dots\dots(5)$$

$M2$, $M10$ の値は、現用されている代表的な方法である岩井法と二重指数分布の簡便な当てはめ法であるQuartile Analysis (Q.A. 法, Jenkinson (1975))とによって、全地点について計算した結果ほとんど差がなかったため、便宜上QA法を使用した。

3.3. 地域分類の検討

まず、地点毎の $M2$, $M10$ に地域的な差があるかどうかを調べた。第2図は $M2$, 第3図は $M10$ を、各々6階級に区分して記入したものである。他に $M5$ (R.P. 5年値)についても同様のものを作成した(図省略)。地域分布の特徴は、 $M2$, $M5$, $M10$ のいずれも同様で、関東以西の太平洋側と九州では大きな値に、北日本では小さな値になった。しかし、地域区分として別々にSY法を適用する根拠となるような明確な分布の不連続は見出せない。

また、上位の値が分布のどの辺に位置しているかを見るため、地点毎に上位10%までのデータの算術平均値(X_u)をさらに式(5)で変換して Y_u とした。個々の地点でみると、 Y_u に多少のバラつきがあり、特に異常豪雨出現地点の中には、大きな値を持つものもあった。しかし、地域的に見た場合には、明確な分布の不連続は見出



第4図 $M2$ と $M10$ との相関図.

- b : 日光 ($M10=380$ mm)
- c : 尾鷲 (298 mm, 508 mm)
- d : 屋久島 ($M10=368$ mm)

せなかった。第4表は、5つに分類した地域毎の Y_u の平均値と標準偏差であるが、どの地域の Y_u にも差は見られない。以上から、地域による大きな差はないと判断した。

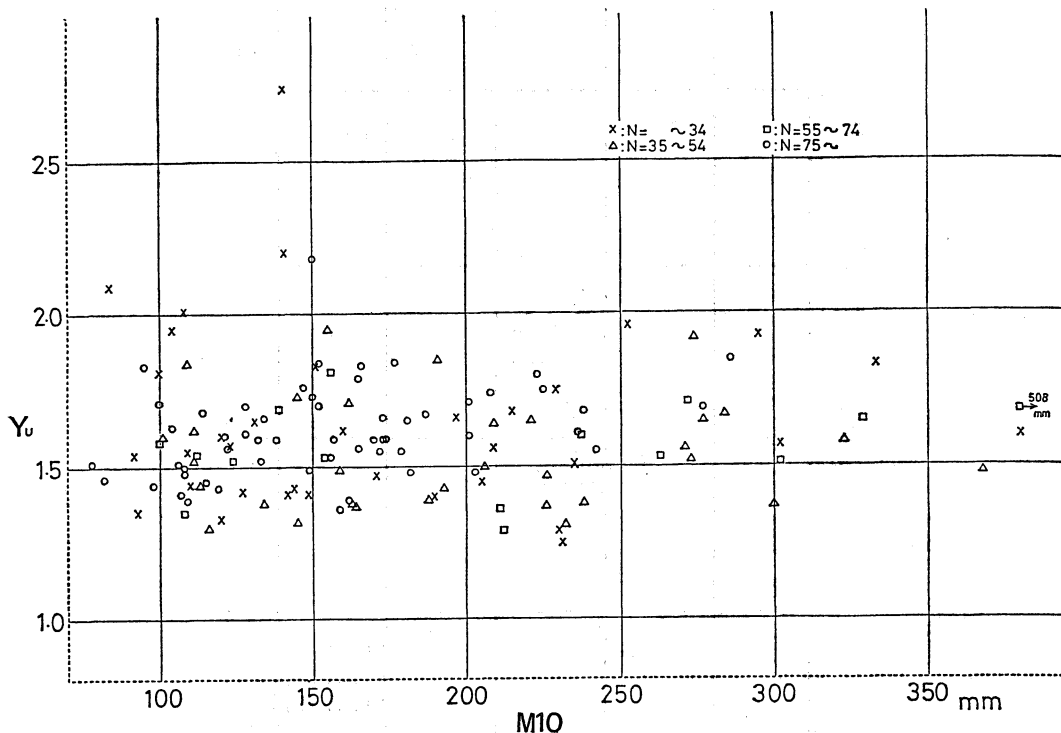
次に、見かけ上の分布型のちがいがパラメーターにどう反映しているかを調べた。第4図は $M2$ を横軸に $M10$ を縦軸にとって各地点をプロットした結果である。同様に $M2$ と $M5$ の相関図(省略)も作成したが、地点分類の根拠となるような不連続や、他と飛び離れた点等はない。

さらに、統計期間の長短により、基準化した分布の型のちがいを見るため、第5図に統計期間によって分類した $M10$ と Y_u の相関図を示した。同様に $M2$ と Y_u の相関図(省略)も作成したが、統計年数 N の長短との関係は特に見出せなかった。

以上の検討結果から、地域や分布型によって地点を分類し、別々にSY法を適用する必要のないことがわかった。

4. 総合 R.P. 曲線による R.P. の推算

地点別のデータを(5)式を用いて規準化し、前章の結論



第5図 M10とYuとの相関図。

により、SY法の考え方を適用して一つにまとめる。まとめられた全8218個のデータを大きさの順に並べ、HAZENプロットをしたものが第6図である。なお、プロットの際、実測点が過密な下位のデータは適宜間引いてある。

第6図に示された特徴は次の通りである。

- (1) 第1位・第2位の値以外の規準化変量は奇麗に並んでおり、R.P.2年以上はほぼ直線状に、それ以下は下方に凸な曲線状になっている。この特徴は、二重指数分布

$$F(x) = \exp(-e^{-y}), y = a(x-b) \dots\dots(6)$$

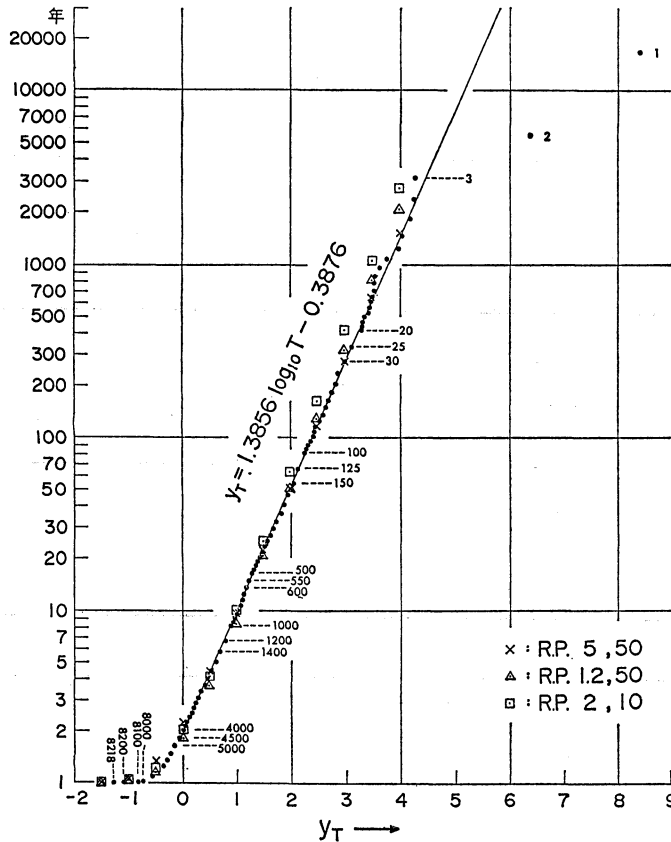
を片対数紙上にプロットしたものと同じである。式(6)の2つのパラメーターa, bを図上の2点を与えて決め、第6図上に二重指数分布の値の例をプロットしたが(3例, 右下に二重指数分布を決定した2つのR.P.を示す), これらと規準化変量のプロットとはかなり良く一致した。

- (2) 第1位の値は彦根の、第2位の値は苦小牧の異常豪雨であり、第6図においても異常値である。この二

第5表 主なTに対するYT.

T (年)	YT
2	0.030
3	0.274
5	0.581
7	0.783
10	0.998
20	1.415
30	1.659
50	1.967
70	2.169
100	2.384
200	2.801
300	3.045
500	3.352
700	3.555
1000	3.770

つの値をどのように解釈すべきかは今後の課題である。



第6図 全地点の資料による経験的 R.P. (HAZEN).

(3)上記2例以外は、この図には不自然な屈折や切断はない。このことは、地点別 R.P. 曲線に見られる分布の不規則性は標本変動により生じたものであり、異常豪雨等の値を含めて、降水量値は分布の主要部に基づく確率法則による集団であることがわかった。第6図上の直線部分に最小二乗法により直線をあてはめ、

$$\log_{10} T = 0.2797 + 0.7217 Y_T \text{ または } Y_T = 1.3856 \log_{10} T - 0.3876 \quad \dots\dots(7)$$

を得た。これも図に記入したが、これから見ると、R.P. 1000年くらいまでの推算には、この式を用いて良いと考えられる。

この式により、任意の再現期間 T に対する規準化変数 Y_T が求められる。全国に共通なこの Y_T の値を、地点別の降水量値 x_T に換算するには、その地点について求

めた M_2, M_{10} を使い、(5)式を変形して得られる次式を用いれば良い。

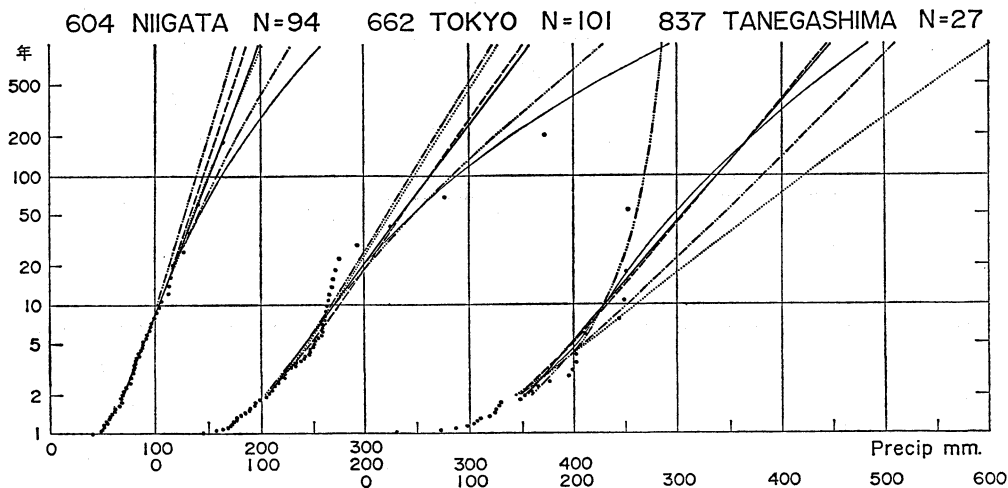
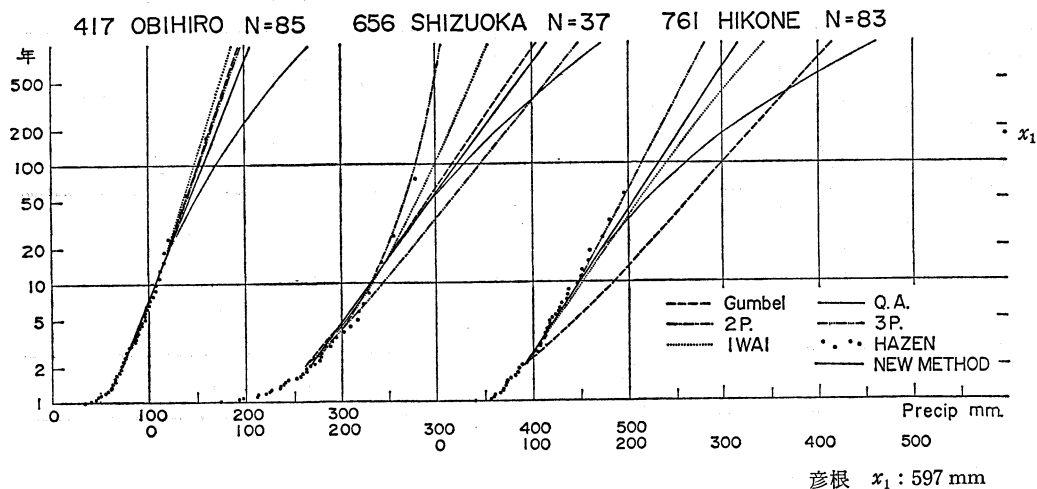
$$x_T = (M_{10} - M_2) Y_T + M_2 \quad \dots\dots(8)$$

第5表は主な T に対する Y_T である。

5. 結果の考察と今後の課題

本研究の推算結果と、Gumbel 積率法、岩井法、菊地原 (1958・1959) 以後発表された推算法である QA 法、極値の漸近分布 (Fisher・Tippet, 1928; Jenkinson, 1954) のパラメーターの最尤解を行列方程式の逐次近似解法によって求めた 2パラメーター法 (2P法 (Jenkinson, 1972)) と 3パラメーター法 (3P法 (Jenkinson, 1972)) による推算結果をまとめて、第7図に示した。結果は、以下のようにまとめられる。

(1)実測点との適合度は、統計課(1958)、菊地原(1959)



第7図 推算結果例.

の調査の結論(前記)と同じである。

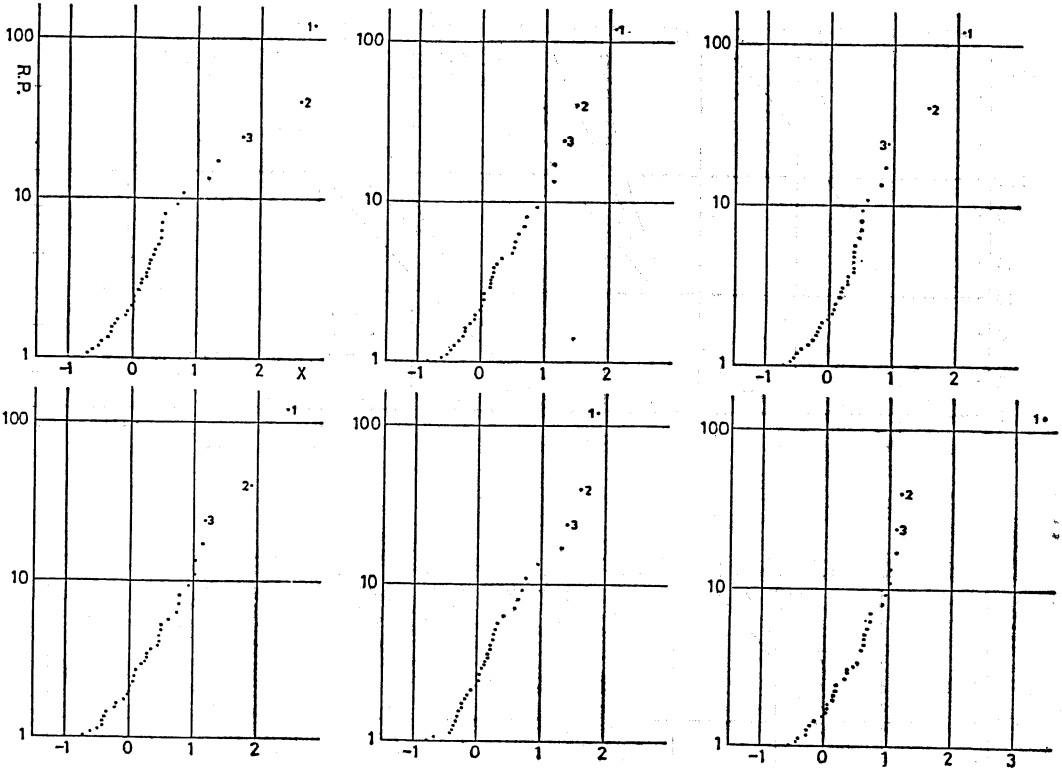
- (2) R.P. 10年程度までは推算値同士は比較的良く一致し、実測点とも合う。
- (3) R.P. の大きい部分では推算値同士の差が大きくなり、実測点と大きくかけ離れる場合がある。実測点が一番近い推算値を得る方法も、地点によって異なる。

本研究の推算値は他の方法に比べて大差のない値であり、実測値との見掛けの適合も特に良いわけではないが、異常豪雨等の分布の不規則性が標本変動によるものであることを証明し、R.P. の推算は分布の主要部に基

づくべきであるという結論をもとにしている点で、他の推算値とは異なっている。

また、第6図および式(8)に示したように、全く新しい地点で長期 R.P. の推算をするには、その地点の M2 と M10 とを推算し片対数紙上にプロットして直線を引く、という簡単な方法で良いことがわかった。

一方、地点別標本には異常豪雨のような極めて大きな標本変動があり、経験的方法による R.P. 100年の値は M100 より著しく大きな場合や小さな場合が起こる。今後の問題として、この標本変動を量的に見積もることが必要であり、これによって推算値が正確な意味のあるも



第8図 (1) ランダム抽出データによる経験的 R.P.

のとなる。

ここでは、この点について考察する手掛かりとして、規準化された全8218個の値からランダム抽出により大きさ60の標本を作り、経験的 R.P. 曲線を第8図に示した。これは、実際の地点別の R.P. 曲線型とよく似ている。一方、M10を規準化した値である $x=1.0$ とこれらの曲線の R.P. 10年の部分が必ずしも一致せず、かなり短い R.P. から標本変動が大きいものであることがわかる。

これらの点を考慮した推算法の改良、変動幅の見積もり等は、今後の課題としたい。また、標本変動では説明できなかった彦根・苫小牧の第1位の値が真の意味での異常豪雨なのかどうかについても、ここでは結論を下せない。

謝 辞

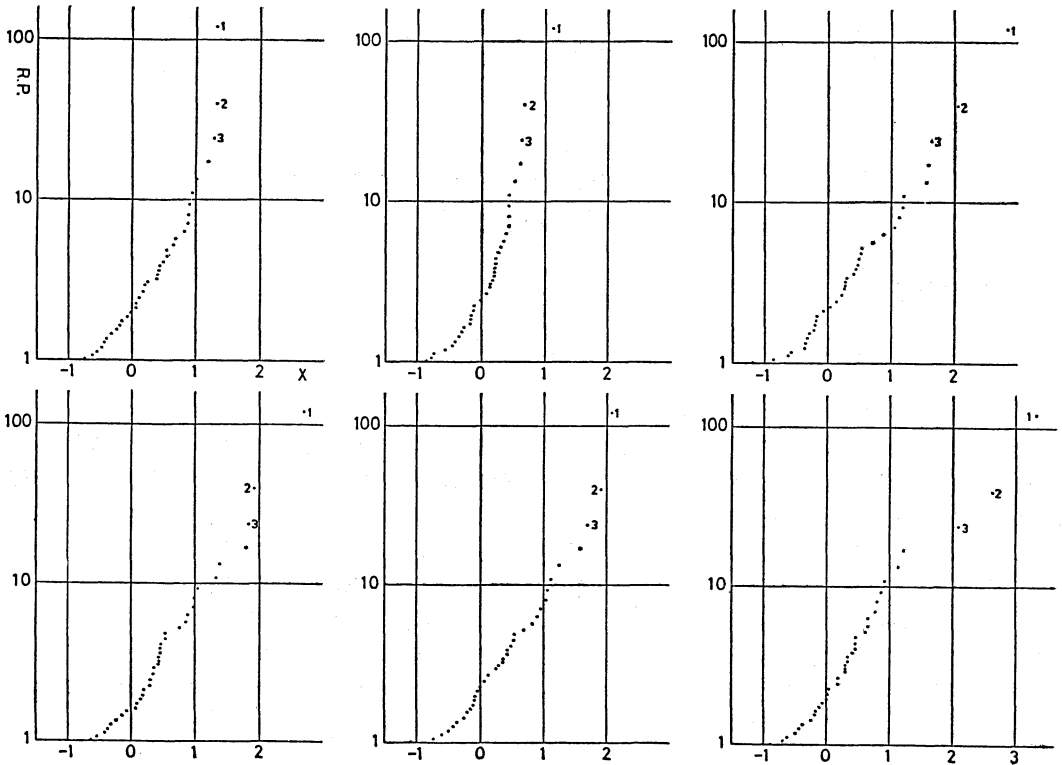
本研究は昭和55年度気象大学卒業研究として、菊地原の指導のもと鈴木が実施したものである。

磁気テープデータを提供していただいた気象庁統計課

の山下統計係長（現沖縄 気象台観測課 主技専）・山口教官には大変お世話になった。また、気象大学校の古屋教官には、プログラムについて御援助をいただき、青山学院大学の鈴木栄一教授には、最近の R.P. 推算方法についての情報および文献入手についてお世話になった。記して謝意を表します。

文 献

Fisher, R.A. and L.H.C. Tippett, 1928: Limmitting forms of the frequency distribution of the largest or smallest member of a sample, Proc. Cambridge Phil. Soc., 83-89.
 Gumbel, E.J., 1941: The return periods of flood flows, Ann. Math. Statist., 12, 163-190.
 Gumbel 著, 河田竜夫他訳, 1963: 極値統計学, 広川書店.
 Hafstad, K.C., 1942: Probability of station-year rainfall frequency distributions, Trans, ASCE, 107, 633-683.
 岩井重久・石黒政義, 1970: 応用水文統計学, 森北



第8図 (2) ランダム抽出データによる経験的 R.P.

出版.

Jenkinson, A.F., 1972: Statistics of extremes, WMO Tech. Note, 98, 183-277.

——, 1975: Extreme value analysis in meteorology, Fourth Conf. on Prob. and Stat. in Atm. Sci., 83-89.

気象庁統計課, 1958: 日降水量の再現期間の推定法に関する調査, 測候時報, 25, 181-186.

気象庁, 1973: 地上気象観測統計指針, 付録 2-24~2-27.

菊地原英和, 1959: 確率雨量について, 気象研究ノート, 10, 125-139.

——, 1969: 全国気象官署における日降水量の再現期間, 災害の研究, 8, 64-72.

——, 1970: 風速の再現期間計算法の比較考察, 天気, 18, 21-34.

——, 1975: 統計資料の利用に関する参考事項(その3), 福岡管区気象台 技術通信, 21, 239-250.

岸原信義, 1978: 年最大日雨量の再現期間の推定法について, 日本林学会誌, 60, 298-307.

——, 1979: 治山・治水事業の設計基準として

の確率雨量に関する研究, (未印刷).

木下武雄・米谷恒春, 1980: 関東地方の主要都市における確率雨量の統計期間による差異, 水利科学, 132, 102-119.

Linslay, R.H. et al., 1949: Applied hydrology, New York, McGraw-Hill.

Miller, J.F., 1964: Two-to ten-day precipitation for return periods of 2 to 100 years in the contiguous, U.S. Wea. Bur. Tech. Pap., 49, 1-6.

二宮洗三, 1977: 豪雨の時間スケールからみた降水強度極値の地理的分布, 天気, 24, 63-70.

奥田 稔, 1973: 関東地方における確率雨量計算について, Pap. in Met. and Geophys., 21, 341-355.

大阪管区気象台, 1974: 確率雨量分布図, 解説資料第2号.

坂上 務・元田雄四郎・早川誠而, 1974: 九州地方における災害雨量資料解析, 自然災害資料解析, 1, 70-73.

——, 1975: 九州地方における災害雨量資料解析(2), 自然災害資料解析, 2, 40-45.