

風速の再現期間計算法の比較考察*

——二重指数分布の当てはめにおける問題点——

菊地 原 英 和**

要 旨

年最大風速の統計的分布に二重指数分布を仮定して、その再現期間を推算する場合、採用が考えられる推算法は各種ある。また、二重指数確率紙上に実測点をプロットする際の経験的再現期間の式にも各種ある。これらを比較考察した結果、次の結論を得た。

- (1) N 年中 j 位の値の経験的再現期間の式は、Hazen による $T_j = 2N/(2j-1)$ がよく、Gumbel による $T_j = (N+1)/j$ は不適当である。
- (2) $T_j = (N+1)/j$ を採用した Gumbel の最小二乗法、Weiss の方法は、確率紙上の推算直線の勾配の偏りが大きく、不適当である。
- (3) 従来の推算法のうちでは、二重指数分布のパラメーターを積率法できめる Gumbel の積率法、これと同等な Gringorten の方法がよい。
- (4) Gumbel の積率法または Gringorten の方法において、使用する標本標準偏差は、標本の大きさを N とするとき、 $N/(N-1)$ を乗じて偏りを補正したほうがよい。

1. ま え が き

斎藤鍊一(1959)は全国の気象官署について、観測法の変更、移転等の影響を補正、均質化した年最大風速値を求め、これから再現期間50年の風速値を推算し、さらに共軸図法による地形因子解析を行なって、任意地点の強風を推算するみをひらいた。同様の試みは、ローカルには統計課(1965)および小野田仁(1967)が多重回帰式の方法で実施したものがあるが、全国的なものとしては、その後行なわれていない。統計課では、この間に数年間の新しい観測値が得られていることなどの事情を考慮して、全国の気象官署の風速の再現期間の推算と地形因子解析を計画した。現在、風速の再現期間については集計を完了し、気象庁観測技術資料第34号として近々刊行されるが、風速の再現期間を推算するに先立って、従来から多くの学者、研究者によって提案されている各

種の再現期間の推算法のうち、どの方法を採用すべきかという問題に直面した。そのための予備調査として、筆者は各推算法について理論的な検討と少数の実例計算による検討を行ない、一応の結論をえたので、これについて報告し、読者諸氏の御批判をこう次第である。

2. 年最大風速の統計的分布

斎藤(1957)は全国の気象官署の年最大風速の分布をしらべ、次の二重指数分布がよく適合することを指摘した。

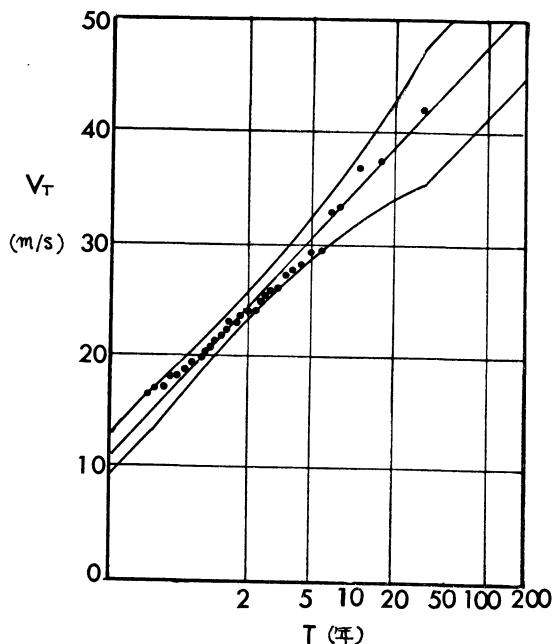
$$F(x) = \phi(y) = \exp(-e^{-y}), \quad y = a(x-b) \quad (1)$$

ここで $F(x)$ は年最大風速の分布関数、 a, b は定数である。この分布は、極値の漸近分布として Fisher-Tippet (1928) が導いた分布のひとつで、I型極値分布とも呼ばれる。

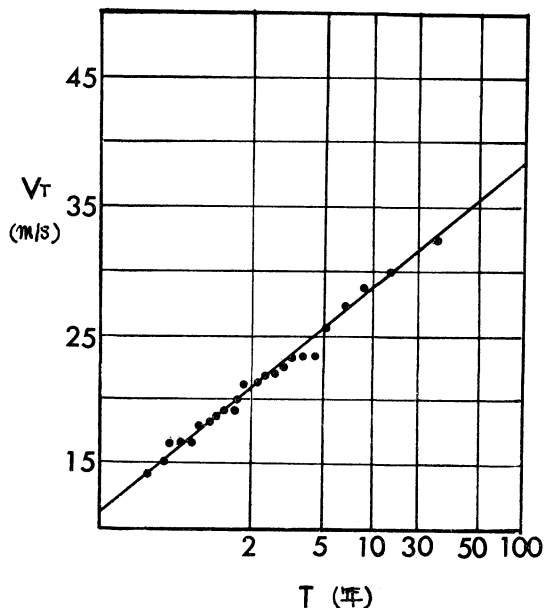
筆者はその後、本州四国連絡架橋調査に関連して、瀬戸内海周辺の約30か所について年最大風速の分布を調べたが、一、二の例外地点を除いて、(1)式の分布がよく当てはまることを確めた(気象庁統計課(1965))。第1図に徳島の例を挙げる。小野田(1967)が行なった関門海峡付近の観測所の調査でも同様のことが確かめられている。第2図はその1例である。

* On the Comparison of Several Methods Calculating the Return Period of Wind Velocity. (Some Problems in Applying Double Exponential Distribution for Observed Data.)

** H. Kikuchihiro 気象庁観測部統計課
—1969年2月4日受理—



第1図 徳島の風速の再現期間（統計課）



第2図 福岡の風速の再現期間（小野田）

なお高橋浩一郎（1954）は強風の度数分布がほぼ指数関数であらわされとしている。（1）式の関数形から容易にわかるように、風速値 x が大きいところでは、二重指数分布は、指数分布で近似される。筆者の経験では、再現期間5年以上、すなわち $F(x)$ が0.8以上のところでは、この二つの分布は十分な精度で一致する。したがって高橋の結果は、年最大風速に（1）式の分布を当てはめることと矛盾しない。

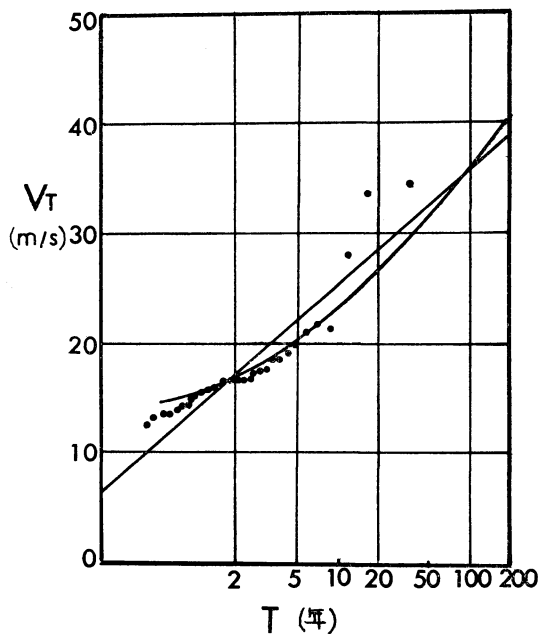
以上の理由で、再現期間の計算法を選択するに当たって、年最大風速の分布が二重指数分布に従うことを仮定した。

3. 各種の再現期間推算法（方法の選定その1）

再現期間は、年最大値の分布における超過確率 $1 - F(x)$ の逆数として与えられる。すなわち

$$T(x) = \frac{1}{1 - F(x)} \quad (2)$$

したがって、分布関数 $F(x)$ がわかれば、再現期間 $T(x)$ は直ちに求まる。第1表は、従来提案された各種の再現期間推算法であるが、このうちの大多数は ①適当な分布型を仮定する ②分布のパラメーターを標本から推定するという方式で $F(x)$ をきめ、これから $T(x)$ を求めている。No. 2, 13および14は二重指数確率紙、立方根正規確率紙または片対数方眼紙上で実測点に直線



第3図 大阪の風速の再現期間
直線は Gumbel の最小二乗法、曲線は Jenkinson の方法。

を当てはめる方式で、やはり分布型を仮定している。どのような分布型にも適用できる方法は小河原他による

No.	著 者	年 次	適用分布型	計 算 法	解説または適用例
1	Gumbel (積率法)	1928	二重指数分布 (I 型極値分布)	パラメーターの積率推定	菊地原1959 斎藤 1957
2	Gumbel (最小二乗法)	1958	二重指数分布	最小二乗法	統計課1965 小野田1967
3	Jenkinson (最小二乗法)	1955	一般化した極値分布 (二重指数分布を含む)	二年間最大値の標準偏差からパラメータを推定	菊地原1959
4	Lieblein	1954	二重指数分布	小標本の順序統計量によるパラメータ推定とその拡張	Thom 1966
5	Weiss	1955	二重指数分布	Gumbel No. 2 法のノモグラム化	
6	小河原他	1954	一般	経験的変換曲線による正規化	統計課1954 菊地原1959
7	統計課	1954	一般 (ただし降水量の年最大値を対照)	片対数方眼紙上で実測点に目視で曲線を当てはめる	統計指針付録
8	Gringorten	1962	正規母集団からの標本最大値の分布 (正規分布, 二重指数分布を含む)	規準化変換のパラメーターの積率推定	岡本1968
9	Hazen	1914	対数正規分布	パラメーターの積率推定	菊地原1954
10	Foster	1924	Pearson I 型, III 型分布	パラメーターの積率推定	"
11	Slade	1936	有界分布	パラメーターの積率推定 (上, 下限は仮定)	"
12	岩井	1949	下方有界分布	パラメーターの積率その他の標本量による推定	"
13	正務・草間	1955	立方根正規分布	立方根正規確率紙による直線の当てはめ	
14	花井	1963	指数分布	最小二乗法	
15	Thom	1954	II 型極値分布	対数変換後 No. 4 の方法を適用	Thom 1966

第1表 再現期間の各種推算方法

No. 6 だけである。

第1表の各方法のうち, No. 9～13 および No. 7 は主として水文量や降水量の分布を対照としたもので, 風速の分布に適用するのは不相当と考えられる。No. 14 については, 指数分布と二重指数分布は前記のように近似的に一致するが, 後者のほうが極値の分布として理論的根拠がある。No. 15 の II 型極値分布のあてはめは, 前節でのべたように年最大風速の分布がほぼ二重指数分布に従うとすれば, 風速の対数変換値が二重指数分布に従うとは考えにくい。こうした理由で, 第1表の各方法のうちから, No. 7 と No. 9 以下を先ず除外した。

残りのうち No. 3 の Jenkinson の方法は, 筆者が日降水量 (菊地原1959) および風速 (統計課1965) に適用した経験がある。二重指数分布は, 後にのべる二重指数確率紙上で直線で表現されるが, Jenkinson の方法は, 直線のみならず上方に凹または凸の (変曲点のない) 曲線が当てはめられるものであるが, 筆者の経験では, 一

般に実測点の分布に強い彎曲がみられる場合にも, 推算曲線はわずかに彎曲するだけで, あまり効果がない。第3図に大阪の風の例を示す (菊地原1959には降水量に関する更に顕著な例が示してある)。

No. 6 の小河原の方法は, 年最大値のデータ x_i ($i=1, 2, \dots, N$) を用いて経験的変換曲線を描き, これを用いて x_i を正規変数 ξ_i に変換し, 正規母集団の標本の理論により, 再現期間 T 年の値 ξ_T を求め, 上記変換曲線で元の変数値 x_T に変換するという方式で, x の分布型を仮定しない点, 原理的には適用範囲が広い。しかし経験的変換曲線を外挿して描く際に, 標本誤差の大きい極値付近の値だけを利用しているため, 推算結果は標本誤差によるデータの不規則な変動が大きく影響して分布の大勢をあらわさないきらいがあり, 降水量や風速のように, 変動の大きい要素に適用するのは適当でないことは, 筆者がすでに指摘した (菊地原1959)。

これらの方法を除外すれば, 残りは No. 1, 2, 4,

5, 8の5通りの方法が残る。次にこれらの方法をのべておく。

(イ) Gumbel による積率法

Gumbel (1928) は $F(x)$ の関数形として (1) 式の二乗指数分布を仮定し、分布のパラメーター a, b を積率法によってきめた。すなわち、二重指数分布に従う量 Y の母平均と母標準偏差は

$$\mu_y = \gamma = 0.5772 \quad (3)$$

$$\sigma_y = \sqrt{E[(Y - \mu_y)^2]} = \pi \sqrt{6} = 1.283 \quad (4)$$

γ は Euler の定数である (Gumbel 著, 河田等訳 極値統計学 p. 185~186 参照)。これを y の平均値、標準偏差の標準値に等しいとおき $\mu_y = a(\bar{x} - b)$, $\sigma_y = as_x$ より

$$a = 0.780 s_x, \quad b = \bar{x} - 0.450 s_x \quad (5)$$

が得られる。ひと組の年最大値のデータより、その算術平均値 $\bar{x}$ と標準偏差 s_x を計算すれば、(5) 式で a, b が求まり、分布関数 $F(x)$ が決定するから (2) 式より再現期間 $T(x)$ が計算できる。この方法は斎藤 (1957) が採用している。

(ロ) Gumbel による最小二乗法

二重指数分布に限らず、任意の分布型について、積率法は分布のパラメーターをきめる有力な方法であるが、この方法が左右非対称の歪んだ分布についてはあまりよい推定をあたえないこともよく知られている。たまたまデータの中に、異常に大きな値が含まれると、これが高次の積率に著しくきくため、筆者 (1959) が (イ) の方法を年最大日降水量に適用した場合にもそのような例が多くあった。Gumbel (1958) はその後、二重指数確率紙上にプロットした実測点に、最小二乗法で直線を当てはめる方法を推奨している (極値統計学 p. 37)。

* 一般に実測点 (x_i, y_i) $i=1, 2, \dots, N$ に最小二乗法で直線を当てはめる場合、実測点から直線までの垂直距離 (y の偏差) の二乗和を最小にきめれば x の y に関する回帰直線

$$y - \bar{y} = r \frac{s_y}{s_x} (x - \bar{x}_i) \text{ が得られ、実測点から直線}$$

までの水平距離 (x の偏差) の二乗和を最小にきめれば x の y に関する回帰直線

$$y - \bar{y} = \frac{1}{r} \frac{s_y}{s_x} (x - \bar{x}_i) \text{ が得られる (} r \text{ は相関}$$

係数)。 (8) 式はこの二本の直線の勾配の幾何平均を勾配にとって描いた直線になる (統計指針 p. 151~152 参照)。

二重指数確率紙は、一方の軸に (1) 式の規準化変数 y をリニヤ・スケールでとり、他方の軸上に y の代りに (1) 式で変換した分布関数 $\phi(y)$ の値を目盛ったものである。ある確率変数 X 、たとえば年最大風速が二重指数分布に従うとすれば、他方の軸に X の値 x をリニヤ・スケールでとり、確率目盛 $\phi(y)$ には $Pr(X \leq x)$ をとれば両者の関係は直線であらわされる。前掲の第 1 図、第 2 図は、確率目盛の代りに、(2) 式で変換した再現期間を目盛ってあるが、本質的には二重指数確率紙である。

変数 X の大きさ N の標本を大きさの順にならべ、大きい方から j 番目の標本を x_j とする。 x_j の経験の超過確率 P_j として

$$P_j = Pr(X \geq x_j) = \frac{j}{N+1} \quad (6)$$

$$\text{あるいは } F_j = Pr(X \leq x_j) = \frac{N+1-j}{N+1} \quad (7)$$

を採用し、二重指数確率紙の x 軸に x_j 、確率目盛には F_j をとって、 N 個のデーターをプロットする。Gumbel はこの実測点からの垂直距離の二乗和が最小になるという条件で直線を当てはめ、次の式*を得た。

$$y - \bar{y}_N = \frac{\sigma_N}{s_x} (x - \bar{x}) \quad (8)$$

ここで $\bar{x}, s_x$ は N 個のデータ $x_1, x_2, \dots, x_N$ の平均値と標準偏差で、 $\bar{y}_N, \sigma_N$ は次の式であたえられるその規準化変数 y_j の平均値と標準偏差である。

$$y_j = -\ln\{-\ln F_j\}, \quad j=1, 2, \dots, N \quad (9)$$

この方法は前記統計課 (1965)、小野田 (1967) が採用した。第 1 図、第 2 図はその例である。

(ハ) Lieblein の方法

(1) 式で $a=1/\beta$, $b=\alpha$ とおけば (1) 式は

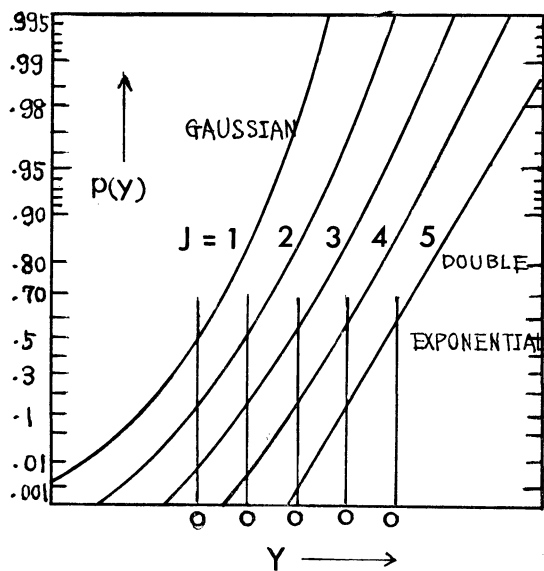
$$F(x) = \phi(y) = \exp(-e^{-y}), \quad x = \alpha + \beta y \quad (10)$$

と書ける。Lieblein (1954) は、与えられた y から x を推算する場合の誤差の分散を最小にするという条件から、 α, β をきめる方法を与えた。

m 個のデータを $x_1 \leq x_2 \leq x_3 \leq \dots \leq x_m$ とするとき、 α, β は次の式で与えられる。

$$\alpha = \sum_{i=1}^m a_i x_i, \quad \beta = \sum_{i=1}^m b_i x_i \quad (11)$$

そうして、 $1 \leq m \leq 6$ の場合について、定数 a_i, b_i を計算し、表に与えた。一般にデータの数 N (資料年数) は 6 より大きい、 $N = km + n$, k, n は整数、



第4図 二重指数確率紙上のモデル分布
(Gringorten による)

$n < m$ とおくと、 N 年の期間を m 年づつ k 個の期間と残り n 年の期間にわけて (11) を適用して求めた各期間の α, β を最後に年数に応じて荷重平均して α, β の最終的な推算値とする。この方法は具体的な計算例とともに WMO Technical Note No. 81 に Thom が詳しく解説している。

(二) Gringorten の方法

Gringorten (1962, 1963) は次のような方法を提案した。規正正規分布 (平均値 0, 標準偏差 1) の分布関数を $P_1(y)$ とすると、これは二重指数確率紙上で第4図の $j=1$ のような曲線であらわされる。規正正規母集団から大きさ N の標本を取り出したとき、その最大値の分布関数は $P(y) = P_1^N$ であらわされ、 $N \rightarrow \infty$ の極限では $P(y) = \exp(-e^{-y})$ すなわち規正二重指数分布になる。 $N=10, 100, 1000, \infty$ のときの分布関数は、二重指数確率紙では、それぞれ第4図の $j=2, 3, 4, 5$ のような曲線 ($j=5$ は直線) になる。確率紙上にプロットした実測点の様子をみて、この五つの分布型のどれかを当てはめるのが Gringorten の方法である。

その方法については、岡本 (1968) が日降水量への適用例とともに詳しく紹介しているので、ここでは省略するが、たとえば建造物の設計風速を求める場合、建物の使用期間とその間に設計値以上の強風が現われ

ない確率、すなわち斎藤 (1957) による耐用期間と耐用安全率から設計風速を求めるノモグラムがある。

(ホ) Weiss の方法

Weiss (1955) は二重指数分布について、再現期間を簡単に求める数表とノモグラムをあたえたが、これは (8), (9) 式にもとづいているので、本質的には (ロ) の Gumbel の最小二乗法と同等である。

以上のうち (ホ) の Weiss の方法は本質的には (ロ) の Gumbel の最小二乗法と同じであることは前記したが、当てはめる分布を二重指数分布に限定すれば (二) の Gringorten の方法は (イ) の Gumbel の積率法と本質的に一致する。というのは、Gringorten の方法は次の式にもとづいていて

$$\frac{y - \mu_y}{\sigma_y} = \frac{x - \bar{x}}{s_x} \quad (12)$$

μ_y, σ_y は当てはめる分布の母平均と母標準偏差であるから、これに二重指数分布の値 (3), (4) を代入すれば、(1) および (5) 式と一致するからである。

Gumbel の最小二乗法で採用した (8) 式は次のように書ける。

$$\frac{y - \bar{y}_N}{\sigma_N} = \frac{x - \bar{x}}{s_x} \quad (13)$$

結局のところ、残った方法は、本質的には次の (A), (B), (C) の3通りである。

(A) 規準化変数 y の平均値、標準偏差に母集団の値

$$\mu_y = \gamma = 0.5772 \quad \sigma_y = \pi / \sqrt{6} = 1.283 \quad (14)$$

を採用した (12) 式の方法——Gumbel の積率法、Gringorten の方法

(B) うえの μ_y, σ_y の代りに、 N 個の標本による y の標本平均値 $\bar{y}_N, \sigma_N$ を使った (13) 式を採用し、かつ規準化変数の標本値としては

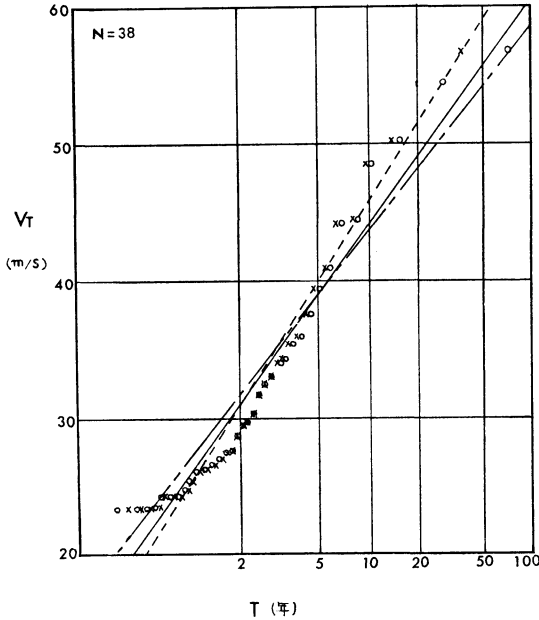
$$\left. \begin{aligned} y_m &= -\ln\{-\ln P_j\}, & P_j &= \frac{j}{N+1} \\ m &= N+1-j, & (j=1, 2, 3, \dots, N) \end{aligned} \right\} \quad (15)$$

を採用する方法——Gumbel の最小二乗法、Weiss の方法。ただし P_j は大きい方から数えて j 位の値の経験的超過確率で、 m はその値の小さい方から数えた順位である。なお $\bar{y}_N, \sigma_N$ の数値は前記 Gumbel の極値統計学 (訳書) p. 243にある。

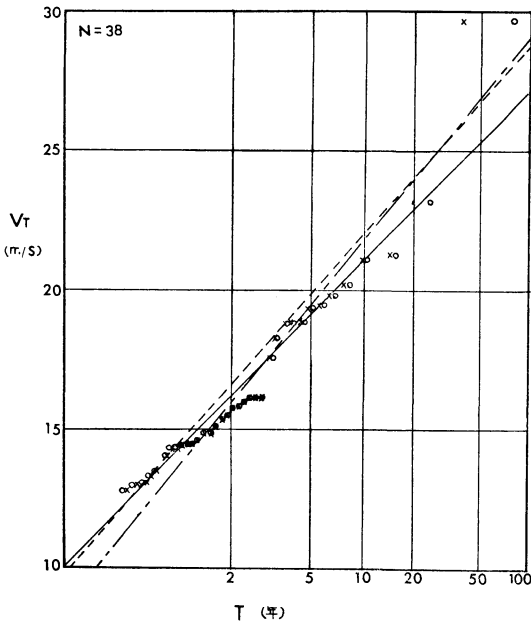
(C) Lieblein の方法

4. 実例計算による A, B, C 3方法の比較

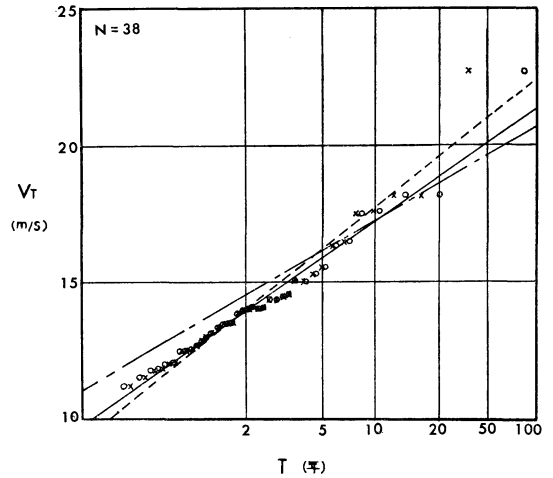
前節でまとめた A, B, C の3通りの方法の適否を比較するために、A 法としては Gumbel の積率法、B 法としては Gumbel の最小二乗法をとり、C の Lieblein



第5図 室戸岬の風速の再現期間
実線は Gumbel の積率法、点線は Gumbel の
最小二乗法、鎖線は Lieblein の方法



第6図 東京の風速の再現期間



第7図 飯田の風速の再現期間

の方法とともに少数の実例について計算を実施して
みた。

年最大風速のデータは過去数次の観測法の変更によ
ってデータの均質性が失われており、また移転や風速計の
高さの変更によって影響をうけた地点もある。斎藤・壇
上 (1962) はこれらの影響を調べて、1929年から1961年
までの資料を補正均質化し、地上 10m の値に換算した
データを与えた。1928年以前は自記機械を使わず、観測
値だけから日最大風速を求めていたので、接続不能であ
る。

多賀・菊地原 (1967) は同じ方法を踏襲して、1966年
までの均質化資料を追加した。こうして均質化された年
最大風速が、1921年から1966年までの38年間揃っている
地点のうちから、地理的条件を考慮して、室戸岬、東
京、飯田の3地点をえらび、計算を行なった結果を第
5, 6, 7 図に示す。

この図で×印の点は、経験的超過確率として (15) 式
の p_j を採用してプロットした実測点である。次節での
べるが、 p_j の式としては、別に Hazen による $P_j =$
 $(2j-1)/2N$ も従来からよく使われているので、これを
採用してプロットした実測点を白丸印で示した。

この3枚の図で三つの方法の実測点に対する当てはま
りをみると、Lieblein の方法は室戸岬と飯田で他の方
法より適合が悪いようである。殊に飯田の場合には実測
点の傾向からかなりずれている。この方法が他の二つの
方法に比べて計算がずっと面倒なことも考慮して、この
方法は採用しないことにした。

次に A 法と B 法の推算結果を比べてみると、B 法

No.	超過確率	適用分布	提案者（推奨者）
①	$P_j = j/N$	一般	
②	$P_j = (j - \frac{1}{2})/N$	一般	Hazen
③	$P_j = j/(N+1)$	一般	Gumbel, 鈴木
④	$P_j = (j - \frac{3}{8}) / (N + \frac{1}{4})$	正規分布	Blom (Kimbal)
⑤	$P_j = (j-a)/(N+1-2a)$	一般	Gringorten
⑥	$P_j = (j-0.44)/(N+0.12)$	二重指数分布	"
⑦	$P_j = (j-0.48)/N$	風速・降水量の年最大値	高橋
⑧	$P_j = (j-0.48)/(N+0.04)$	"	"

第2表 経験的超過確率の諸案

式	①	②	③	⑥	⑦
P_1	0.0200	0.0100	0.0196	00.112	0.0104
T_1 (年)	50.0	100.0	51.0	89.5	96.2
T_1 の 大きい順	5	1	4	3	2

第3表 50年中の最大値の経験的超過確率 P_1 と経験的再現期間 T_1 の比較

(最小二乗法) はつねに A 法 (積率法) に比べて、この図における直線の勾配が大きく、一定の再現期間の風速値が大きくなっている。A 法の直線の勾配は (12) 式から s_x/σ_y で、B 法の直線の勾配は (13) 式から s_x/σ_N であるからこのことは

$$\sigma_N < \sigma_y \quad (16)$$

を示している。いくつかの N の値に対応する σ_N の数値は後掲の第5表 (表の Gumbel と書いてある欄) に挙げてあるが、有限の N についてつねに (16) が成立っており、

$$\lim_{N \rightarrow \infty} \sigma_N = \sigma_y \quad (17)$$

であるが、データ数 N が小さいときには両者にはかなりのちがいがあり、 $N=10$ では σ_N は σ_y の約 3/4 である。

この喰違いは後に再び検討することにして、実測点との当てはまりをみると、図の×印の実測点を採用するか白丸印の点を採用するかで、見方がかなりちがつてくる。×印の点、すなわち経験的超過確率として (15) の P_j を採用するとすれば B 法が適合のよいことは、最小二乗法の意味から考えても当然であるが、もしも白い丸印すなわち Hazen の式 $P_j = (2j-1)/2N$ がよいとなれば積率法のほうがよいように見受けられる。それ故この

段階では一応結論を保留し、次節以下で、経験的超過確率について考察を進めることにする。

5. 経験的超過確率の諸案とその検討

N 個のデータのうち大きいほうから j 番目の値が、母集団分布で超過確率のどのような値に対応すると考えるべきかについては、前節までにのべた二通りの考え方のほかにも、多くの提案がある。そのどれがよいかについて結論を出しておかないと、推算値の適否の判断ができないことは、前節でみた通りである。それ故この節では、経験的超過確率について従来提案された主な案を挙げ、それらを比較検討しよう。

5.1 各案とその数値的差異

確率変数 X の N 個の標本中の大きい方から j 番目の値を x_j とするとき、 x_j の超過確率の推定値が経験的超過確率である。すなわち

$$P_j = f(N, j) = \Pr(X \geq x_j) \quad (18)$$

これについての主な提案をあげると第2表のようになる。変数 X が年最大値のときは、 x_j の再現期間の推定値、すなわち経験的再現期間 T_j は

$$T_j = \frac{1}{P_j} \quad (19)$$

であたえられる。たとえば、③案を採用するなち $T_j = (N+1)/j$ である。また、標本を小さい方から数えて m 番目の値 x_m の分布関数の推定値を F_m とすれば、

$$F_m = f(N, m) = \Pr(X \leq x_m) \quad (20)$$

たとえば③案を採用するということは $F_m = m/(N+1)$ を採用するということにもなる。すなわち第2表で j を小さい方から数えた順位と考えれば、 P_j は経験的分布関数である。確率紙等に実測点をプロットするときには、確率を表現する目盛としては分布関数、超過確率、再現期間のどれでもよく、第2表の八つの案も、分布関

数や再現期間の表現として提案されたものも含まれている。

次に上記各案のうち、正規分布を前提とした④と、⑦と実質上ほとんど同じ値の⑧および⑤を除いて、その数値を比較する。どの式も順位 j が大きくなると j/N に近づき、差が小さくなるから、 $N=50$, $j=1$ のときの P_j と T_j を比較したのが第3表である。

表の経験的再現期間の値をみれば、次のように数値的に2つのグループに分けられる

第1群 ①, ③式 $T_1 \div N$

第2群 ②, ⑥, ⑦式 $T_1 \div 1.8N \sim 2N$

このどちらのグループに属する方法を採用するかで、評価が著しくちがってくるわけである。

5.2 各案の根拠とその妥当性

(1) ①式について

“ x_j 以上の値はデータ N 個中に j 個あるから x_j 以上の値の現われる確率は j/N である” という簡単に考えた場合であるが、最小値 x_N については P_j が1になるから、二重指数分布確率紙や正規確率紙のプロットには使えない。また、 x_j の経験的超過確率 P_j とその経験的分布関数 F_{N+1-j} の和が1にならないという本質的な矛盾がある。現在は③式の代用または j が大きいときの各式の近似式として使われているにすぎない。

(2) ②式について

x_j 以上の値の標本確率は j/N であるが、 x_j は標本超過確率の不連続点になっていて、この値をそのまま採用するのは適当でない。いま、 ε を正の微小量とすると、 $X_j - \varepsilon$ 以上の値の標本確率は j/N であるが、 $X_j + \varepsilon$ 以上の値の標本確率は $(j-1)/N$ である。これは $\varepsilon \rightarrow 0$ としても成り立つ。この二つの標本確率の平均を採用するのが Hazen の提案で

$$P_j = \frac{1}{2} \left\{ j/N + (j-1)/N \right\} = \left(j - \frac{1}{2} \right) / N \\ = (2j-1)/2N$$

となる。鈴木 (1962) は分布則の正規化変換に関連したプロット位置として、同じ式を提案している。

(3) ③式について

Gumbel は N 個の標本中 j 番目の値の超過確率の期待値が③式の P_j であたえられることを示し (極値統計学 p. 50), これを確率紙上のプロット位置に採用することを提案した。

N 個の標本 $x_1 \geq x_2 \geq x_3 \geq \dots \geq x_N$ があたえられたとき、将来の独立な m 個の標本が、区間 $(-\infty, x_N)$,

$(x_N, x_{N-1}), \dots, (x_2, x_1), (x_1, \infty)$ にそれぞれ m_i 個

$\left(\sum_{i=1}^{N+1} m_i = m \right)$ 入る確率は小川潤次郎があたえた

が、鈴木 (1961) はその特別な場合 ($m=1$) として将来1個の観測値が x_j をこえる確率が $j/(N+1)$, すなわち (6) 式が成立つことを示した。

鈴木はこの根拠で③式を推奨しているが、これは上述の Gumbel の論拠と本質的には同じことと解釈される。

(4) ⑤, ⑥式について

Gringorten (1963) は近年最もよく採用されている②, ③式と、正規確率紙上のプロットの方法として Blom (1958) が提案した④式をすべて含む一般式として、⑤を提案した。さらに x が二重指数分布に従う場合について、 N 個の標本中の最大値の期待値 (標本最大値の母平均) の超過確率が P_1 になるように⑤式の定数 a を求めた。

$$Pr[X \geq E(x_1)] = P_1 = \frac{1-a}{N+1-2a} \rightarrow a \div 0.44 \\ (N \geq 20 \text{ のとき}) \quad (21)$$

この a の値を⑤に代入すれば⑥をうる。

(5) ⑦, ⑧式について

高橋 (1967) はモンテカルロ法によってこの問題を調べた。すなわち、乱数表から求めた多数の4桁の数字を超過確率の標本とし (たとえば2415は超過確率が0.2415のデータと考える) 各種の分布型について変数値に変換して標本の統計的性質を調べ、

(i) N 個の標本中の最大値 x_1 の超過確率の平均は $1/(N+1)$ とよく一致する。

(ii) x_1 の期待値 (平均値) に対応する超過確率を各種分布型について求め、降水量、風速の年最大値については、これが⑦式で与えられることを示し、この値が Hazen の②式と Gringorten の⑥式の間になり、数値的に②とあまりちがわないことから、③式よりは②式がよいとのべている。⑧は、⑦を少し修正して、Gringorten の一般式⑤の形にしたものである。

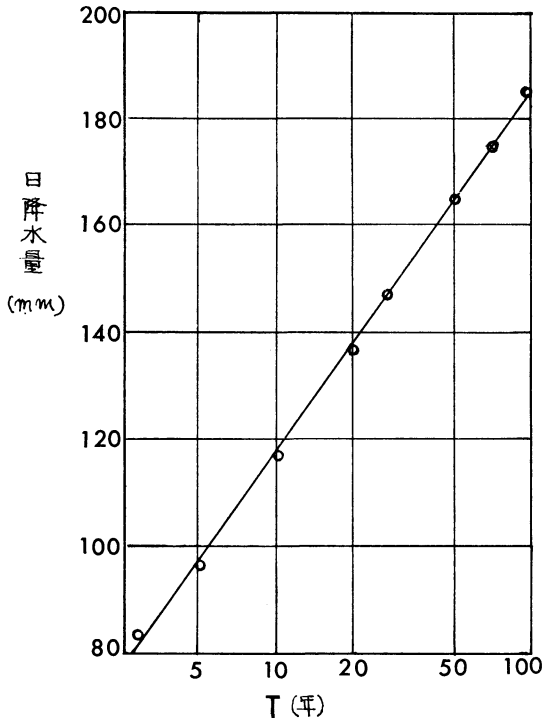
5.3 各案の比較検討

(1) 第2表の8種の案のうち、④は正規分布を前提としており、⑤は形式を示しただけであるからこの両者を除外し、また①も上記のように矛盾を含み、他の式の代用の意味でしか使われてもいないので除外する。

⑦と⑧は実質上殆んど同じであるから、簡単な⑦式を検討し、⑧は省略する。

式 順位 j	$T_j = \frac{③}{j} \frac{N+1}{j}$	$T_j = \frac{⑥}{j-0.44} \frac{N+0.12}{j}$	$T_j = \frac{②}{2j-1} \frac{2N}{j-1}$	$T_j = \frac{(24)}{j-1} \frac{N}{j-1}$
1	51.0 年	89.5 年	100.0 年	(∞) 年
2	25.5	32.1	33.3	50.0
3	17.0	19.6	20.0	25.0
4	12.8	14.1	14.3	16.7
5	10.2	11.0	11.1	12.5

第4表 各式による経験的再現期間



第8図 東北本線上19地点平均の日降水量の再現期間 (野辺地福島間)

(注) ⑦式の形は (20) 式が成立たない。すなわち $F_m = (m-0.48)/N$ は⑦式と矛盾する。⑦はあくまで超過確率の表現として考えることになる。一方⑧を採用すれば $F_m = (m-0.48)/(N+0.04)$ も成立つことになるから、形式上はこのほうが合理的である。

以上により、今後は②、③、⑥、⑦式について検討する。

(2) 6.2節の最後にのべた高橋の結論 (i) は③式の理論を実験的に確かめたものであり、また、日降水量と風速の年最大値が二重指数分布に従うとすれば、結論

(ii) は、Gringorten の⑥式の論拠を実証したものと考えてよい。風速の年最大値が二重指数分布に従うと考えることの妥当性はこの報告の最初にのべた。日降水量の年最大値の分布の実態は複雑であるが、筆者が東北本線に沿う19地点の各再現期間の日降水量の平均値で描いた平均的再現期間曲線は、第8図のように二重指数確率紙上でほぼ直線になった (菊地原 1969)。そうすると、標本から求めた実験式である⑦よりも、その理論式である⑥を採用したほうがよいであろう。こうして⑦は除外した。

(3) 上記のように②、③、⑥式はそれぞれ根拠をもっていて、どれが正しく、どれが誤りという問題ではなく、どのような考え方を採用するかという選択の問題である。標本超過確率の期待値を採用すれば③になり、標本最大値の期待値の超過確率に合せば⑥になる。また、⑥とほとんど等しく、式の簡単な②を採用するのもよいことになる。

別の考え方として、標本再現期間の期待値を採用することも決して不自然ではない。小さい方から m 番目の標本 x_m の分布関数を F_m とすればその分布は次であたえられる (極値統計学 p.50)。

$$V_N(F_m) = \left(\frac{N}{m} \right) F_m^{m-1} (1-F_m)^{N-m} \quad 0 \leq F_m \leq 1 \quad (22)$$

これから標本再現期間の期待値は $1-F_m$ を x において

$$\int_0^1 \frac{1}{1-F_m} V_N(F_m) dF_m = \left(\frac{N}{m} \right) m \int_0^1 (1-x)^{m-1} x^{N-m-1} dx = \frac{N}{N-m}, \quad (m \neq N) \quad (23)$$

m を大きい方からの順位 $j = N+1-m$ におきかえてこれを経験的再現期間に採用すれば次式をうる。

$$T_j = \frac{N}{j-1} \rightarrow P_j = \frac{j-1}{N}, \quad (j \neq 1) \quad (24)$$

$N=50$, $j=1\sim 5$ として各式の数値を比較したのが第4表である。

超過確率の期待値を考える③式では、稀に起こる大きな x の超過確率の値はほとんどきかないから値が小さくなり、反対に再現期間の期待値の(24)式はこのような大きな x の再現期間の値が非常にきくから値が最も大きくなる。②と⑥は両者の中間に当たる。

何十年に一度というような稀な事象を対象とすることの多い設計等の問題では、③よりむしろ(23)式のほうが考え方として自然であって、③を特によいとする理由はない。一方、(23)式は標本中の最大値のプロットができない。それ故 Gringorten, 高橋の考えを採用して、②または⑥を採用するのが無難と考えられる。

なお, Gumbel は Hazen の方法について, “ N 年間の最大値の再現期間が $2N$ となってしまうので, 確率紙の上では用いることができない。いいかえれば, N 年にすでに1度起こった事象を平均して $2N$ 年間に1度起こるであろうとみなす妥協が必要である。…”

(極値統計学 p. 34) とのべているが, これは独断的な批判にすぎないことは上に論じた通りである。

(4) 筆者(1959)は Neumann の百分率の信頼限界の式から再現期間の信頼限界を計算し, この限界が非常に広い巾をもつことを示した。たとえば $N=70$, 信頼係数 50% のとき, 最大値の信頼限界は 26.0 年から 243.9 年の巾がある。このような推算精度からみると第3表に示した②式と⑥式の数値的差異は問題にならない。したがって実用上簡単な②式をとり, 以下では⑥式を除外して, ②と③についてさらに考察しよう。

(5) j 位の値 x_j 以上の値の標本出現率は j/N であるが, $x_{j+1} < x < x_j$ なる任意の x を考えたとき, x 以上の値の標本出現率はすべて j/N であたえられる。したがって j/N は x の範囲の中間くらいの値, たとえば, $\frac{1}{2}(x_j + x_{j+1})$ に対応させるのが, プロットの方法としては適当であって, j/N と実質上ほとんど同じ値の $j/(N+1)$ を上記の範囲の最大値 x_j に対応させるのは不合理である。

②式はこのような点からも妥当であるし, x_j が誤差を含む観測値であることを考えると, $x_j + \epsilon$ と $x_{j-\epsilon}$ を限界とした標本確率の平均値を採用することは, 十分根拠がある。

(6) N 個のデータ $x_1 \geq x_2 \geq \dots \geq x_N$ で x の全領域は $N+1$ 個の区間にわけられる。③式のときは, 各区間

に, X が現われる確率はすべて $1/(N+1)$ であって, データは母集団分布の $N+1$ 分位点に相当する。これに対して②式では, 両端の区間 $[-\infty, x_N]$ と $[x_1, +\infty]$ の確率は $1/2N$, 残りの区間の確率は $1/N$ である。すなわち, x の母集団分布曲線下の面積を N 等分し, 各区間の median に相当する値を, データ $x_1, x_2, \dots, x_N$ の位置と考えていることになる。これは, 全区間の確率が等しいとする③式の考え方に比べて, 一見不自然にみえるが, 次のように考えれば, そうともいえない。

(i) x の全変域を母出現率 $1/N$ の N 個の区間に分割すれば, 各区間の値の現われる確率は同じであるから, N 個の標本 $x_1 \geq x_2 \geq \dots \geq x_N$ は, 平均的にみれば, 各区間に1個ずつ入る, すなわち x_j は大きい方から j 番目の区間にあると考えてよいであろう。

(ii) $N=1$, すなわち唯一個の標本を考えると, ②式も③式も $P_1=1/2$ となる。すなわち, 唯一個の標本を, 母集団分布の median と考えるという点では, 両者が一致している。

(iii) 以上の(i), (ii)は分布の型によらないから, これを同時に考えれば, データの位置は②式と一致する。

以上のような検討により, 筆者は, Hazen による③式が最も適当と判断した。なお, ③式が②式よりも不適当な大きな理由がいまひとつあるが, これは次節でのべる。

6. 推算方法の選定・その2

再現期間の各種推算法のうち, 第5節までの検討で, (12)式, (14)式による Gumbel の積率法(およびこれと同等な Gringorten の方法)と, (13)式, (15)式による Gumbel の最小二乗法(およびこれと同等な Weiss の方法)が残された。この節ではこの両者を検討する。前と同様に前者をA法, 後者をB法と呼ぶことにする。

(12)式, (13)式の直線は, データ数 N が大きいほど標本誤差が小さくなり, 真の関係をあらわすことはもちろんである。すなわち, 最も正しいはずの関係式は, これらの式で $N \rightarrow \infty$ として得られる次の式である。

$$y - \mu_y = \frac{\sigma_y}{\sigma_x} (x - \mu_x) \quad (25)$$

ここで σ_x, μ_x は x の母平均と母標準偏差である。

実際に有限個 N の標本では, この式は使えないから, μ_x の代りに $\bar{x}$, σ_x の代りに s_x を使わざるをえな

資料数 N	$\bar{y}_N$		σ_N	
	③ Gumbel	② Hazen	③ Gumbel	② Hazen
10	0.4952	0.5502	0.9497	1.2200
20	0.5236	0.5632	1.0628	1.2439
30	0.5362	0.5677	1.1128	1.2537
40	0.5436	0.5700	1.1413	1.2592
50	0.5485	0.5714	1.1607	1.2628
70	0.5548	0.5730	1.1854	1.2673
100	0.5600	0.5743	1.2065	1.2710
∞	$\mu_y=0.5772$		$\sigma_y=1.283$	

第5表 ②式と③式の $\bar{y}_N$, σ_N の比較

いが、 $\bar{x}$ は不偏推定量で、 N が小さいほど母集団値に対する誤差の分布はひろがるが、誤差の平均は 0 になる。 s_x として不偏分散の平方根を使えば、その偏りも小さいであろう。一方、 μ_y と σ_y はなにも標本値に置きかえる必要はなく、二重指数分布ならば $\mu_y=\gamma$, $\sigma_y=\pi/\sqrt{6}$ を使えばよい。これはA法にほかならない。

次に、 μ_x の代りに $\bar{y}_N$, σ_x の代りに σ_N を使った場合の誤差を考えてみる。 $P_j=1/(N+1)$ を採用した $\bar{y}_N$, σ_N が、母集団値 μ_x , σ_y よりつねに小さく、このためB法で求めた直線は、標本数 N が小さいとき、その勾配に系統的な大きな誤差が生ずることは第4節ですでのべた。このことは実は Lieblein が前記の論文ですでに指適していて、Gringorten (1963) にもそのことが引用されている。このことはB法の重大な欠点であろう。プロットの位置としても $P_j=1/(N+1)$ が適当でないという前節の結論と合せて、B法は望ましくなく、A法が各方法のうち最もよいことになる。

プロットの位置として Hazen の式 $P_j=2j/(2N-1)$ を使ったとしても、やはり $\bar{y}_N$, σ_N が母集団の値より小さく、実測点に最小二乗法で当てはめた直線が系統的な誤差を含むことは、筆者が計算した第5表の結果からわかる。しかし同じ標本数で、 $P_j=j/(N+1)$ を採用した場合の値と比較すれば、Hazen の式のほうが、はるかに誤差が小さいことがわかる。なお、Gringorten の⑥式を使うと、 $\bar{y}_N$, σ_N は $N=20$ のとき 0.5567, 1.1893, $N=10$ のとき 0.5430, 1.1250で、Hazen より少し誤差が大きい。

以上のようにプロットの位置としては Hazen の②式が最適で、これを採用すれば、二重指数確率紙上の直線の勾配の誤差は資料数20以上で2%以下、資料数10個でも5%程度にすぎない。

以上の各節で、年最大風速が二重指数分布に従うと仮定して、従来の各再現期間の推算方法を比較した結果、Gumbel の積率法およびこれと同等な Gringorten の方法がよいという結論を得た。この二つの法のうちでは、Gringorten (1963) の方法のほうが、推算値の管理限界（標準誤差）が容易に求められる点便利である。この方法はノモグラムを主体としているが、容易に計算に置換えられるので、統計課ではこの方法を採用して、電子計算機で全国の計算を行なうことにした。

実測点のプロットに使う経験的超過率としては、②の Hazen の式が最適とわかった。

7. 補遺—標準偏差の偏りの影響—

以上の結論をまとめた時点では、実は Lieblein の方法については、原論文の入手ができず、Thom (1966) が WMO Technical Note にこの方法を詳しく解説しているので、これにもとづいて検討した。ところで、前節では、母標準偏差 σ_x の代りに標本値 s_x を使うために生ずる偏りについては、 s_x として不偏分散の平方根を使えば、その偏りは小さいであろうとした。その後 Lieblein の論文を入手し、検討したところ、この偏りについて手懸りが得られたので、この点についての検討を補足する。

標本分散については、個々のデータの算術平均からの偏差の2乗和を標本数 N で割る代りに $N-1$ で割った、いわゆる不偏分散は、母分散 σ^2 の偏りのない推定量になる。しかし標準偏差については、 σ の偏りのない推定量は正規分布の場合のほかは得られていない。

二重指数分布に従う変数 x および規準化二重指数変数 y について、一定の有限の大きさ N の標本標準偏差 s_x , s_y の母平均をそれぞれ $E(s_x)$, $E(s_y)$ とかけば (25) 式から

標本の大きさ N (標本の数)	10 (1200組)	20 (600組)	30 (400組)
$\hat{E}(s_y)$ (*)	1.166	1.221	1.246
$\hat{\sigma}^2(s_y)$ (*)	0.132	0.078	0.051
$K=E(m')/m$	0.909	0.952	0.971
$(N-1)/N$	0.900	0.950	0.967
②式による σ_N	1.220	1.244	1.254
②式による $K'=E(m'')/m$	0.956	0.982	0.994
③式による σ_N	0.950	1.063	1.113
③式による $K'=E(m'')/m$	1.227	1.149	1.120

第6表 二重指数分布における標本標準偏差の平均値、分散と K, K'

(*) Lieblein による計算値

$$\frac{E(s_x)}{\sigma_x} = \frac{E(s_y)}{\sigma_y} = K, \quad \left(\sigma_y = \frac{\pi}{\sqrt{6}} = 1.283 \right) \quad (26)$$

を得る。ただし K は、標本の大きさ N だけできる定数で、 $E(s_x^2) = \frac{N-1}{N} \sigma_x^2 < \sigma_x^2$ からわかるように、 K は1より小さい。

また、二重指数確率紙上で x と y の真の関係を示す(25)式の直線の勾配を m 、Gumbel の積率法による(12)式の直線の勾配を m' とすれば m' と m の比は(第1～8図のように y を横軸にとったとして)

$$\frac{m'}{m} = \frac{s_x/\sigma_y}{\sigma_x/\sigma_y} = \frac{s_x}{\sigma_x} \quad (27)$$

それ故、 m' の母平均を $E(m')$ と書けば、(26)、(27)より

$$\frac{E(m')}{m} = \frac{E(s_x)}{\sigma_x} = \frac{E(s_y)}{\sigma_y} = K < 1 \quad (28)$$

Lieblein は、規準化二重指数変数 y の母集団から、乱数表を使って、大きさ $N=10, 20, 30$ の3通りの標本をそれぞれ多数えらび、各 N についてその標本標準偏差 s_y の平均値 $\hat{E}(s_y)$ と標準偏差 $\hat{\sigma}^2(s_y)$ を計算した。その結果は第6表に転載した。

(28)式の $E(s_y)$ の値として、Lieblein の推算値 $\hat{E}(s_y)$ を使い、これを σ_y の値1.283で割って K の値を計算し、第6表の値を得た。この値でみると、

二重指数確率紙上の Gumbel 積率法による直線((12)式)の勾配 m' は、正しい直線((25)式)の勾配 m に対して、平均して、標本数 N が10個のとき約9

%, 20個のとき約5%, 30個のとき約3%小さい。

統計課では前節までの結論に従ってこの推算方法ですでに気象官署の風速の再現期間の計算を終り、近々「観測技術資料第34号」として刊行されるが、資料年数20年以上の地点に限定したので、勾配の偏りは5%以下でその誤差は一応無視できると考えられる。

K の値を第6表に掲げた $(N-1)/N$ の値と比べてみると、両者はほとんど同じくらいの値を示している。それ故、標本数が少ない場合には

Gumbel 積率法の(12)式で、標準偏差 s_x の代りに $s_x' = \frac{N}{N-1} s_x$ を使えば、偏りのない直線が得られる。

次に、Gumbel の最小二乗法の(13)式の勾配を m'' とすればその真の勾配 m に対する偏りを表わす定数 K' が次の式で与えられることが容易に導かれる。

$$K' = \frac{E(m'')}{m} = \frac{E(s_y)}{\sigma_N} \quad (29)$$

経験的超過確率として Hazen の②式または Gumbel の③式を使った場合について、この値を求め、第6表に示した。この値から Gumbel の最小二乗法の(13)式で、経験的超過確率に Gumbel の③式を採用する従来の方法は、推算直線の勾配が真の値より著るしく大きく、標本数10個で2割以上、30個でも1割以上の偏りがある。

同じ(13)式で、超過確率に Hazen の②式を採用することにすれば、推算直線の勾配は標本数が少ないとき真の値より多少小さくなるが、その偏りは標本数10個でも約4%, 20個では2%以下にすぎない。

この節の検討で、従来の推算法のうちでは Gumbel の積率法が最もよいこと、二重指数確率紙上の実測値のプロットの位置は Hazen の②式がよく Gumbel の③式は望ましくないという前節までの結論が、一層明確に裏づけられた。また、新しい方法としては、Gumbel の積率法の改良式として

$$\frac{y - \mu_y}{\sigma_y} = \frac{(N-1)(x - \bar{x})}{N s_x} \quad (30)$$

を得た。また、Gumbel の最小二乗法の改良として、(13)式はそのまま使い、 $\bar{y}_N$, σ_N は(15)式そのままではなく、経験的超過確率の式を $P_j = (2j-1)/2N$ に入れかえた式から求めた値を使う方法が考えられる。この二つの改良法は小標本の場合も二重指数確率紙上の直線の勾配の偏りは小さいが、後者は前者より計算が多少面倒なうえ、偏りのある平均値を使っている欠点があるので、前者、すなわち(30)式の方法のほうが、より望ましい

であろう。

8. あとがき

年最大風速が二重指数分布に従うという前提のもとで、その資料から風速の再現期間を推算する最良の方法を、従来の各種推算法を比較検討して選び出すという所期の目的は、今回の調査で概ね達成した。これによって各方法の意味や長所、短所等がかなり明確になったと思う。ここで行なった検討は、風速に限らず、二重指数分布に従う年最大値一般に適用できるものである。一方、年最大風速の分布型として、二重指数分布が最適かどうかという点については、最近統計課で気象官署の資料について行なった推算（前記）の結果からみると、一部の地点については、多少の疑問が残る。今後の問題として、Ⅱ極極値分布の適用との比較等について検討してみたい。

この調査は、統計課で実施する風速再現期間の推算の予備調査として行なったので、前統計課長多賀将（現福岡管区気象台長）氏をはじめ、統計課柴田裕司（現富山地方気象台）、浜瑞枝、原山保春（現高層課）の諸氏に種々御援助をいただいた。青山学院大学鈴木栄一博士には種々有益な御助言をいただいた。ここに厚く御礼申上げる。

参考文献

- Blom, G., 1958: Statistical estimates and transformed Beta-variables, John Wiley & Sons, New York.
- 中央気象台統計課, 1954: 北日本における日降水量の Return Period について, 電力気象連絡会彙報, 第2輯, **3**, 209-216.
- 中央気象台統計課, 1954: 主として小河原氏の方法による日降水量の Return Period の計算法, 電力気象連絡会彙報, 第2輯, **3**, 217-239.
- Foster, H.A., 1924: Theoretical frequency curves, Trans. ASCE, **87**, 142-173.
- Gringorten, I., 1962: Fitting meteorological extremes by various distributions, Quart. J. Roy. Met. Soc., **88**, 170-176.
- Gringorten, I., 1963: A simplified method of estimating extreme values from data samples, J. Appl. Met., **2**, 82-89.
- Gringorten, I., 1963: A plotting rule for extreme probability paper, J. Geophys. Res., **68**, 813-814.
- Gumbel, E.J., 1941: The return period of flood flows, Ann. Math. Stat., **12**, 163-190.
- Gumbel, E.J., 1958: Statistics of extremes, Columbia University Press, New York.
- Gumbel, E.J. 著河田・岩井・加瀬監訳, 1958: 極値統計学, 広川書店.
- Hanai, M., 1963: Studies on decision of design wind load, 東大生産技術研究所報告, **12**, No. 6.
- Hazen, A., 1914: The storage to be provided in impounding reservoirs for municipal water supply, Trans. ASCE, **77**, 1549.
- 岩井重久, 1949: Slade 型分布の非対称性の吟味及びその2, 3の新解法, 土木学会論文集, **4**, 84-104.
- Jenkinson, A.F., 1955: The frequency distribution of the annual max. (or min.) values of meteorological elements, Quart. J. Roy. Met. Soc., **81**, 158-171.
- 菊地原英和, 1954: 降水量の Return Period の推定法, 電力気象連絡会彙報, 第2輯, **3**, 19-24.
- 菊地原英和, 1959: 確率雨量について（再現期間の計算法とその問題）, 気象研究ノート, **10**, 125-139.
- 菊地原英和, 1969: 線形領域の再現期間の理論とその計算, 第二報計算の実施と検討（東北本線の大雨に対する適用）, 気象集誌, **47**, 133-144.
- 気象庁統計課, 1965: 架橋候補地における風速の再現期間の推定(Ⅱ), 本州四国連絡架橋調査, 気象調査（中間報告その3）, 気象庁, 建設省, 37-87.
- Lieblein, J., 1954: A New method of analyzing extreme value data, NACA Tech. Note No. 3053, 88pp.
- 正務章, 草間宗三, 1955: 松本の確率雨量について, 研究時報, **7**, 277-282.
- Ogawara, M. and Collaborators, 1954: Stochastic limits for maximum possible amount of precipitation, Papers in Met. and Geophys., **5**, 8-23.
- 岡本雅典, 1968: グリンゴルテン図表による日最大降水量の推定, 天気, **15**, 243-247.
- 小野田仁, 1967: 関門海峡における風速の再現期待値, 第二関門道路調査, 気象調査, 気象庁, 建設省, 11-27.
- 斎藤鍊一, 1957: 暴風の確率限界値—日本の強風の研究 研究時報—Ⅲ, **9**, 529-532.
- 斎藤鍊一, 井上恵一, 壇上得爾, 1959: 暴風の図式相関解析—日本の強風の研究Ⅳ—, 研究時報, **11**, 775-780.
- Slade, J.J., 1936: An asymmetric probability function, Trans. ASCE, **101**, 35-104.
- 鈴木栄一, 1961: 河川流量資料の統計的取扱について, 電力気象連絡会彙報, 第2輯, **5**, 241-249.
- 鈴木栄一, 1962: 降水量の統計的研究 (15)—分布則の正規化交換—, 研究時報, **14**, 900-907.
- 多賀将, 菊地原英和, 1967: 強風の統計（日本各地の年最大風速, 風向風速別観測回数）, パンフレ

ット, 70pp.

高橋浩一郎, 1954: 日本の風水害について, 予報研究ノート, **5**, 312-340.

高橋浩一郎, 1967: モンテカルロ法による再現期間と設計荷重に関する研究, Papers in Met. and Geophys., **18**, 327-343.

Thom, H.C.S., 1954: Frequency of maximum wind speeds, Proc. ASCE, **80**, 539-1~539-11.

Thom, H.C.S., 1960: Distribution of extreme winds

in the United States, Proc. ASCE, **86** (ST 4) 11-24.

Thom, H.C.S., 1966: Some method of climatological analysis, WMO Tech. Note No. 81.

Weiss, L.L., 1955: A nomogram based on the theory of extreme values for various return periods, Month. Weath. Rev., **83**, 69-71.

IUGG 総会に関するお知らせ (第2回)

IUGG 本部より第2回目のサーキュラーがきましたので、その要約を抜粋します。天気10月号に掲載したプログラムには変更ありません。

1. 資格

Delegate.....学術会議地球物理研究連絡委員会(略称地物研連)で指名された人

Guest.....地物研連から推せんされた人

Associate.....Delegate または Guest の家族

2. 登録料

Delegate.....22ドル, Associate.....11ドル, 登録料は

7月1日までに下記に払込むこと。

N 70102300 of the Organizing Committee of the

XV General Assembling of the IUGG,

Vneshorgbank of the USSR,

Neglinnaya 12, Moscow, USSR

登録料はアブストラクト代, 総会出席料, レセプション, 特別のエキスカンション代などを含む。

3. 登録について

登録用紙に必要事項をかきこみ4月1日までに申込むこと。

登録用紙は下記に申し込んで下さい。

東京都文京区弥生町二東京大学理学部地球物理学教室
岸保 勘三郎

第3回目のサーキュラーはモスクー到着後に入手できます。

4. 旅行について

日本にある Intourist に申し込んで欲しい。ビザは Intourist が保証してくれるとのこと。

5. 気候

モスクーの夏の平均気温16°C, 湿度60%, 総会終了後旅行をされる人はスエーターなど必要。

6. 宿舎

カテゴリーA.....17ルーブル(シングル, 浴室付)
9ルーブル(2ベッド, 浴室付)

カテゴリーB.....7ルーブル(2ベッド, 浴室なし)
デラックス.....30ルーブル(シングル)

7. エキスカンション

Moscow-Simferopol-Moscow.....8月15日~17日。

Karaday にある Ozonometric Observatory 見学。費用92ルーブル。