

## 年最大風速記録による設計基本風速の算定に関する研究\*

BASIC DESIGN WIND SPEEDS BASED ON YEARLY  
MAXIMUM WIND SPEED RECORDS

藤野 陽 三\*\*・伊藤 学\*\*\*・酒井 利 夫\*\*\*\*

By Yozo FUJINO, Manabu ITO and Toshio SAKAI

## 1. ま え が き

構造物の耐風設計の出発点は、設計基本風速の設定である<sup>1)</sup>。たとえば、現行の道路橋示方書では、100 年再現期待値 40 m/s 程度の 10 分間平均風速を設計基本風速とする全国一律な風速を規定している。この規定は工学的判断を加味した長年の実績に基づくものではあるが、本来強風の統計的性質は地点地点によって異なるので、この示方書によって設計された構造物は、耐風安全性に関する限り、かなりのばらつきが生じることになる<sup>2)</sup>。

このような安全性レベルのばらつきをなくするためには、基本的には構造物の建設される地域の年最大風速分布から、所定の再現期間に対応する風速値を設計基本風速として選ばばよい。土木構造物の安全性照査に用いられる設計基本風速の再現期間の値は設計規準によって異なるが、現在のところ 50~150 年の間にある場合が多い。もちろん、この再現期間と構造物の設計寿命との関係は安全率のとり方と関連づけて論じられるべきものでまたの別の機会にとりあげたい。

ところで特定の気象官署における年最大風速の観測年数は、わが国においてはいまのところただか 50 年で、設計基本風速の算定に用いられる再現期間よりも小さい場合がほとんどである。したがって、設計基本風速は年最大風速記録に数学的確率分布をあてはめた後、外挿して求めるのが普通である。

年最大風速のような値は極値とよばれ、これは理論的

に導かれる 3 種類の極値 I, II, III 型分布のいずれかに漸近的に従うとされている。わが国においては斎藤の研究<sup>6)</sup>以後、年最大風速分布として極値 I 型分布が広く用いられており<sup>7)</sup>、ヨーロッパ諸国<sup>8)</sup>やカナダ<sup>9)</sup>においても I 型分布が比較的好まれて用いられているようである。他方、Thom<sup>10)</sup> がアメリカ合衆国の年最大風速記録に関しては極値 II 型分布がよく適合するとして以来、アメリカ合衆国では極値 II 型分布を用いることが普通となっている。しかし、最近の Simiu らの研究<sup>11)</sup>では、ハリケーンに襲われることの少ない地域では、アメリカ合衆国でも極値 II 型分布よりも I 型分布の方が年最大風速記録に対する適合度がよいと報告されている。

いずれにせよ、前に述べたデータ数の不足から、どの極値分布が正しいかを決定することはかなり難しい。理論的には、母集団の性格から考えて I 型分布が妥当とする説が支配的<sup>12)</sup>であるが、正の確率変数を対象とすることから II 型分布を推す論拠もあり得る。他方、これまで年最大風速の分布にはとりあげられていない III 型分布は 2. に述べるように上限値を有するので、現実的な表現という点からは検討に値する分布ではないかと考えられる。従来、これら各種分布に対する適合度の比較検討はアメリカ合衆国における Simiu ら<sup>11)</sup>の研究以外見受けられないが、再現期間によってはどの極値分布を採用するかによって設計基本風速の設定に有意な差をもたらすこともある<sup>3)</sup>ので工学的には重要な問題である。

以上の実情に鑑みて、日本各地における年最大風速記録から設計基本風速を求めるにあたって用いられるべき極値分布形の選択、およびこれに関連するいくつかの問題について、統計確率論的立場から考察を加えようとするのが本研究の目的である。ここで用いるデータは、気象庁管轄全国 136 か所の観測所における 10 分間平均風速値の年最大値に均質化操作を施したものである<sup>13)</sup>。

なお、均質化操作とは、各地点の年最大風速記録について観測法の変更に対する補正と、風速計の高さの変更

\* 本論文は第 5 回世界風工学会議(コロラド)<sup>1)</sup>、第 34 回土木学会年次学術講演会<sup>2)</sup>および第 16 回自然災害科学総合シンポジウム<sup>3)</sup>に発表した内容をとりまとめ、加筆したものである。

\*\* 正会員 Ph.D. 筑波大学講師 構造工学系

\*\*\* 正会員 工博 東京大学教授 工学部土木工学科

\*\*\*\* 学生会員 東京大学大学院生

に対する補正を行い、最終的に地上 10 m における風速値に換算することをいう。データ数は、半数近くの地点においては 1929 年から 1977 年までの 49 個の年最大風速値、残りの地点についてはばらばらであるが平均約 40 個の年最大風速値となっている。

2. 時系列としての年最大風速記録

年最大風速記録から設計基本風速を求める手続きは通常次のようにして行う。すなわち、年最大風速記録を大きい順に並べ、その 1 つ 1 つに経験的超過確率を与えた後、数学的確率分布をあてはめ、あてはめられた分布形において所定の再現期間に対応する風速をもって設計基本風速とする。しかし、この方法の前提となるのは、毎年の年最大風速記録は互いに独立で同一の母集団からの実現値であり、なおかつ、このような定常性が将来にわたっても続くということである。もし、この前提が正しくなければ、求められた設計基本風速値は、これから将来における再現風速値を予測していることにはならなくなる。年々の最大風速値が定常で独立であるならば、超過確率  $p$  と平均再現期間  $R$  との間にはよく知られているような次の関係式が成り立つ。

$$R = \frac{1}{p} \dots\dots\dots (1)$$

そこで、ここではまず年最大風速記録の統計的独立性、定常性についての検討を行う。年最大風速記録の 1

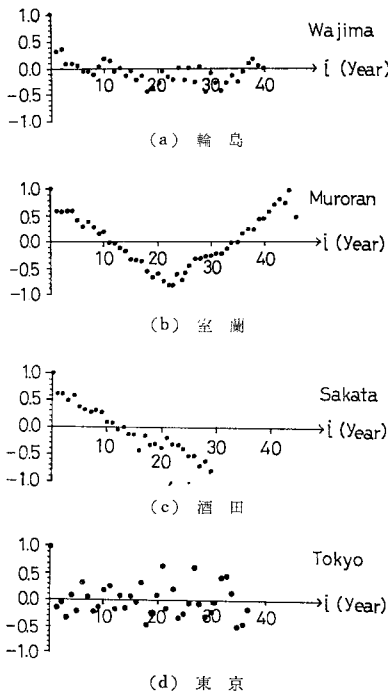


図-1 年最大風速記録の自己相関係数の例

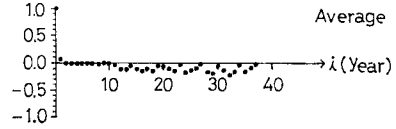


図-2 年最大風速記録の自己相関係数(全国平均)

つ 1 つの統計的独立性を調べるために、各地点の記録の自己相関係数  $\rho(i)$  を次式により求めた。

$$\rho(i) = \frac{1}{n-i} \sum_{l=0}^{n-i} w_l w_{l+i} / \left( \frac{1}{n} \sum_{l=1}^n w_l^2 \right) \dots\dots\dots (2)$$

ただし、

$$w_l = x_l - \bar{x}$$

ここで  $x_l$  は観測しはじめて  $l$  年目の年最大風速値、 $n$  は観測年数、 $\bar{x}$  は年最大風速値の平均である。例として、輪島、室蘭、酒田の記録を式 (2) に従って計算した結果を図-1 (a)~(d) に示す。年最大風速値が互いに独立であるならば、 $\rho(i)$  は  $i=0$  で 1.0 をとり、 $i \geq 1$  に対しては  $\rho(i)=0$  となる。輪島の記録については、各データはかなり独立であるといえるが、室蘭、酒田、特に室蘭の記録は、周期性の強いものとなっている。また、東京の記録のように負の自己相関係数値を数多くとる例もある。残り 132 地点の記録についても自己相関係数  $\rho(i)$  を計算したが、独立性の強い場合が多いものの、弱い場合、あるいは周期性の強い場合などもかなりみられた。自己相関係数の形状と地域の間には有意な関係は認められなかった。

136 地点の自己相関係数の平均的な傾向をみるために、各地点での自己相関係数  $\rho_k(i)$  ( $k$  は地点番号) の平均

$$\bar{\rho}(i) = \frac{1}{M} \sum_{k=1}^M \rho_k(i) \dots\dots\dots (3)$$

ここで、 $M$ : 全地点数 (=136)

を求めた。この平均  $\bar{\rho}(i)$  を示したのが図-2 である。これをみると、平均的には年最大風速値は互いにほぼ独立とみなし得ることがわらう。

風速のような気象現象が、太陽等の活動によって長期的な変動を受けることはよく知られている。そこで年最大風速値が年々どのように変化するのか、増大あるいは減少方向にあるのかを記録上から調べるために、全国の風速平均値の年変動を示したのが図-3 である。図-3 において  $y(t)$  の  $\pm 1$  は風速に変換するとおおよそ  $\pm 3$  m/s である。1934, 1945, 1954, 1959 年は高い値を示しているが、これは室戸、枕崎、洞爺丸、伊勢湾各大型台風によるものである。大型台風が 1 つ来襲すれば、全国の年最大風速値がかなり大きくなるということである。近年大型台風の来襲が減り、年最大風速値の記録更新が少なく、風速値の減少が予想されるが、この減少傾向は図-3 にも現れている。図-3 をみる限り、年最大風速値は

1960年以降、減少傾向、すなわち非正常性を示している<sup>注1)</sup>。このような非正常性を風速の統計解析に取り入れるべきかについては議論の分かれるところであろう。

構造物に加わる風荷重という見地から過去の風速の統計的性質を調べる目的は、過去の風速記録より将来起こるであろう強風の予測を行うことにある。

現在、風速は確かに減少傾向にあるが、今後このような傾向が果たして続くのか、特にわれわれの関心のある今後50~150年においてどのような傾向となるのかについては、最新の気象学の成果を結集しても信頼のできる予測は無理と考えられる。近年の風速値の減少傾向も1回の大型台風の来襲により簡単に一掃される程度のものである。また、図-3に示したのはあくまでも全国平均であり、各地点の風速値の変動パターンはきわめて多岐にわたり、このことを取り入れた普遍的な風速モデルを構築するのはきわめて困難といわざるを得ない。これらの事情から、風速の非正常性をあえて考慮に入れた解析を現時点において行う必要はないものと考えられる。

ただ、現実に構造物の建設される地点の風速データは必ずしもそろっておらず、最近数年~十数年分のデータしかない場合も多い。このようなときには、近年の風速

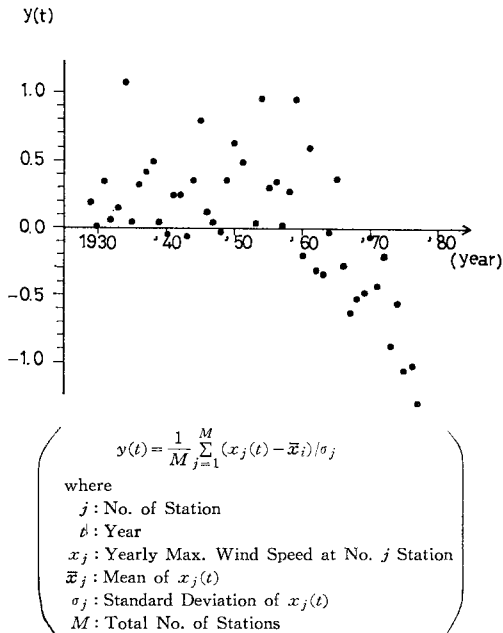


図-3 年最大風速値の年変動(全国平均)

注1) 1961年1月1日から気象庁は風速計を4杯式から3杯式に変更した。この変更により弱風は1割程度低く測定されるようになったが、強風に対してはその差は小さく、年最大風速記録の均質化補正にはこの計器変更の補正は考慮されていない。図-3に示される1960年以降の年最大風速の減少傾向は風速計の変更による部分はきわめて少なく、なんらかの長周期の気象変動によるものと考えられる。

減少傾向を念頭においた風速値の推定を行う必要がある。この問題については4.でふれる。

### 3. 年最大風速記録の分布形

#### (1) 極値分布のあてはめ方法

理論的に導かれる極大値漸近分布はよく知られているようにI, II, そしてIII型の3つがある。おのおのタイプの確率分布関数  $F(x)$  は次のように与えられる。

極値I型分布

$$F_I(x) = \exp\{-\exp[-a(x-u)]\};$$

$$-\infty < x < \infty \quad (a, u: \text{分布形パラメーター})$$

.....(4)

極値II型分布

$$F_{II}(x) = \exp[-(w/x)^k];$$

$$0 < x \quad (k, w: \text{分布形パラメーター})$$

.....(5)

極値III型分布

$$F_{III}(x) = \exp\{-[(v-x)/(v-y)]^\xi\};$$

$$x < v \quad (y, \xi, v: \text{分布形パラメーター})$$

.....(6)

これまでに年最大風速分布として、高橋<sup>14)</sup>が指数分布を用いた例はあるが、広く用いられてきたのは極値IもしくはII型分布である。式(6)に示す極値III型は確率変数  $x$  に上限値がある場合に適用できるものである。風速値には実際、気象学の見地からの上限値が存在するという考えもあり<sup>14)</sup>、この意味ではIII型分布も考慮の対象に加え得るのではないかと考え、本研究ではこれも主たる検討目的の1つとしている。

各極値分布へのあてはめは次のようにして行う。まず、各地点における年最大風速記録を大きい順に並べ換えた年最大風速値  $\{x_i\}$  ( $i=1 \sim n$ ,  $n$  は観測年数) に、Hazenの方法による超過確率  $\{p_i\}$

$$p_i = (i-0.5)/n \quad \text{.....(7)}$$

を対応させる。この経験的超過確率  $\{p_i\}$  についてはGumbelほかいくつかの提案式があるが、ここでは菊地原<sup>15)</sup>の推奨する上記Hazenの方法を用いた。

次に、各極値分布が直線となるような確率紙に  $\{p_i, x_i\}$  をプロットさせたらうで最小二乗法により各極値分布のパラメーターを決定する。パラメーター値の決定法としてはこのほかにGumbelの積率法、Gringortenの方法、菊地原による修正Gringorten法、Liebleinの方法など<sup>15)</sup>がある。どの方法がよいかは超過確率  $p_i$  の与え方とも関連して考えねばならないが、ここでは統計的パラメーターの推定法として最もよく使われ、また風速

記録の統計的解析においてもよく用いられる最小二乗法によった。なお、Ⅲ型分布における上限値  $v$  としては、さしあたり 150 m/s<sup>注2)</sup> を一律に採用する。よって、Ⅲ型分布において決めるべきパラメーターは  $y$  と  $z$  の2つとなる。例として、福岡、洲本、松本、名古屋、相川、札幌における年最大風速記録に極値分布をあてはめた結果をおのおの 図-4 (a)~(f) に示す。

図-4 で (a), (b) はⅠ型分布がよく適合する例であり、(c), (d) はⅡ型分布、(e), (f) はⅢ型分布がそれぞれよく適合する例となっている。図-4 (a)~(f) よりわかるように、よほど再現期間が長くない限り、Ⅰ型とⅢ型分布では再現期間にかかわらず、ほぼ同じ風速値を与える。一方、Ⅰ型（もしくはⅢ型）とⅡ型では、通常用いられるような 50 年以上の再現期間に対応する風速ではかなりの差があり、同じ記録に対してはⅡ型の方が大きな値を与える。再現期間が 100 年程度の場合、その差は全国平均で約 10% であった。図-4 (a)~(f) からわかるように、各分布形の風速記録への適合度の優劣を確率紙の上からのみ論ずることは難しく、なんらかの客観的な尺度によってのみ、各分布形の適合度の比較が行い得るといえよう。

(2) 各分布形に対する適合度

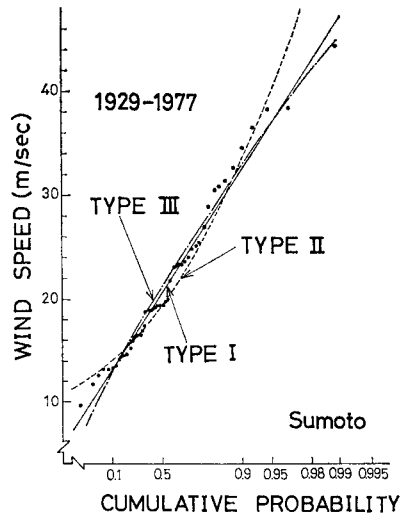
次に与えるような無次元化された二乗推定誤差によって各分布形の適合度を示すこととする。

$$E_l = \sqrt{\frac{1}{n} \sum_{i=1}^n (x_i - x_{l,i}^*)^2 / x_{l,i}^{*2}} \quad l = \text{I, II, III} \quad \dots\dots\dots (8)$$

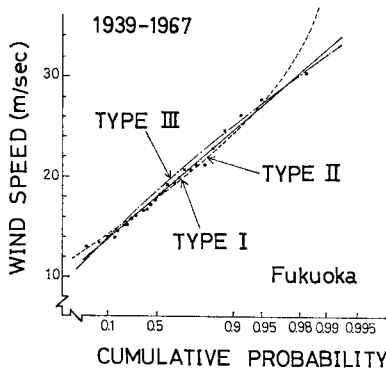
ただし、ここで  $n$  は観測年数、 $x_{l,i}^*$  はあてはめられた  $l$  型分布において超過確率  $p_i$  に対応する推定風速値である。

表-1 分布形判定基準

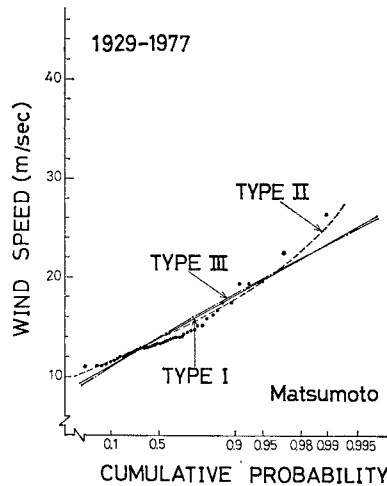
$E \equiv \min [E_I, E_{II}, E_{III}]$	
CRITERIA	JUDGEMENT
If $E \geq 0.05$	TYPE 0 (poor fitness)
Otherwise ( $E < 0.05$ )	
If $E = E_I$	TYPE 1
If $E = E_{II}$	TYPE 2
If $E = E_{III}$	TYPE 3



(b) 洲本 (Ⅰ型分布が適合する例)  
 (Ⅰ型:  $a=0.159$  s/m,  $u=18.13$  m/s)  
 (Ⅱ型:  $k=3.66$ ,  $w=17.47$  m/s)  
 (Ⅲ型:  $z=19.70$ ,  $y=18.22$  m/s,  $v=150.0$  m/s)

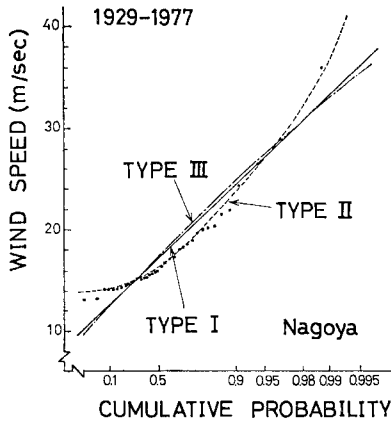


(a) 福岡 (Ⅰ型分布が適合する例)  
 (Ⅰ型:  $a=0.279$  s/m,  $u=15.33$  m/s)  
 (Ⅱ型:  $k=5.17$ ,  $w=15.09$  m/s)  
 (Ⅲ型:  $z=36.42$ ,  $y=15.36$  m/s,  $v=150.0$  m/s)

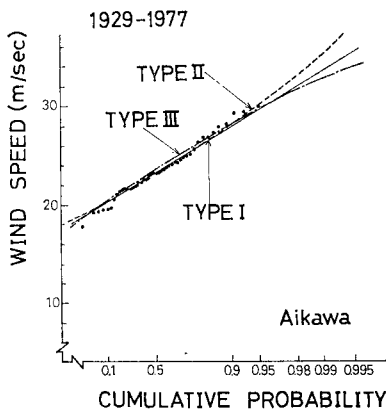


(c) 松本 (Ⅱ型分布が適合する例)  
 (Ⅰ型:  $a=0.437$  s/m,  $u=12.98$  m/s)  
 (Ⅱ型:  $k=7.01$ ,  $w=12.94$  m/s)  
 (Ⅲ型:  $z=58.17$ ,  $y=12.99$  m/s,  $v=150.0$  m/s)

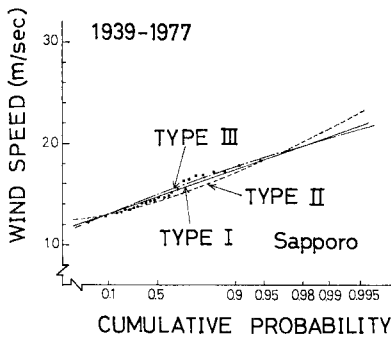
注 2) あとの解析 3.(2) b), 3.(2) c) において、上限値を 90~200 m/s の範囲で変えてみたが、分布形判定結果にはほとんど差がみられなかった。



(d) 名古屋 (II型分布が適合する例)  
 (I型:  $a=0.265$  s/m,  $u=14.97$  m/s)  
 (II型:  $k=5.23$ ,  $w=14.87$  m/s)  
 (III型:  $z=34.00$ ,  $y=14.98$  m/s,  $v=150.0$  m/s)



(e) 相川 (III型分布が適合する例)  
 (I型:  $a=0.370$  s/m,  $u=15.00$  m/s)  
 (II型:  $k=6.51$ ,  $w=14.85$  m/s)  
 (III型:  $z=48.83$ ,  $y=15.01$  m/s,  $v=150.0$  m/s)



(f) 札幌 (III型分布が適合する例)  
 (I型:  $a=0.680$  s/m,  $u=13.59$  m/s)  
 (II型:  $k=10.03$ ,  $w=13.52$  m/s)  
 (III型:  $z=91.85$ ,  $y=13.59$  m/s,  $v=150.0$  m/s)

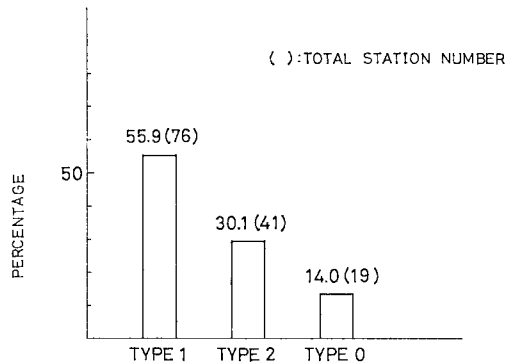
図—4 極値分布の年最大風速記録へのあてはめ例

この適合度  $E_I$  の値が小さいほど、その分布形に対する適合度がよいということになる。この  $E_I$  の大小を、表—1 に示す基準により比較し、最もよく適合する分布形を判定する。表—1 において Type 1, 2, 3 はおのおの I, II, III 型分布に最も適合度がよい場合である。無次元誤差  $E_I$  が 0.05 より大きいと Type 0 と判定され、これはいずれの分布形にも適合度が悪いとみなすことができる。0.05 すなわち 5% 誤差は確固たる根拠、必然性のもとに選ばれた値ではない。この値は判定結果に影響を及ぼす重要な量であり、いかなる値が最も適切かについては設計基本風速算定で要求される精度等と関連して考えて行かねばならぬ問題である。ここでは参考とすべき資料もないので、工学における統計的推定、検定等で広く用いられている 5% 誤差を基準値として選んだ。

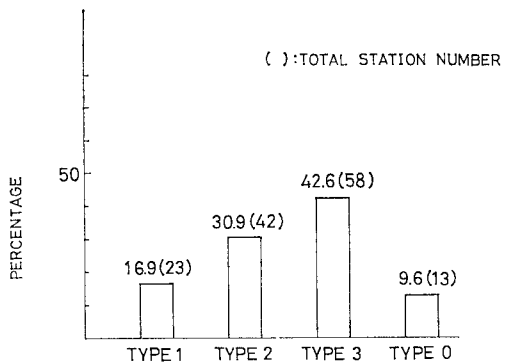
a) I型分布とII型分布の適合度の比較

1. で述べたように、これまで年に年最大風速分布として用いられてきたのは I 型もしくは II 型分布である。そこで、ここではまず全国 136 地点の年最大風速記録に I 型および II 型分布をあてはめ、表—1 の判定基準に従って、分布形の判定を行った。なお、ここで対象とするのは I, II 型分布のみなので、表—1 の “If  $E=E_{III} \dots$  Type 3” という判定基準は適用されない。

判定結果を図—5 に示す。これによると、Type 1 と



図—5 極値 I, II 型分布へのあてはめ結果 (実記録)



図—6 極値 I, II, III 型分布へのあてはめ結果 (実記録)

判定された地点が過半数 (76 地点) を占めるものの、Type 2 と判定された地点もかなり存在することがわかる。

b) I 型, II 型および III 型分布の適合度の比較

I, II 型のみならず III 型分布をも対象として、表-1 の判定基準に従って実測データを解析した結果を図-6 に示す。Type 1, 2, 3 の中では Type 3, すなわち III 型分布に最もよく適合する地点が多い。図-5 と図-6 を比較すると、Type 2 と判定された率はほぼ同じであることがわかる。事実、a) で Type 2 と判定された地点と、今回 Type 2 と判定された地点とはほとんど一致していた。a) で Type 1 と判定された地点の大半と、Type 0 と判定された地点のいくつかは、今回 Type 3 と判定された。

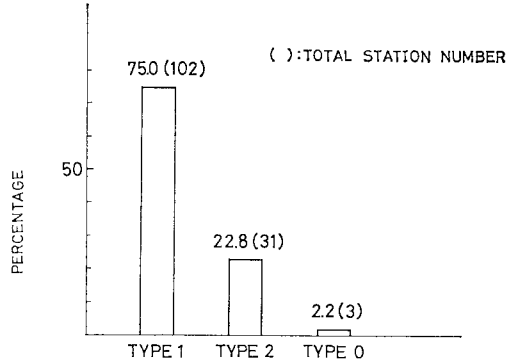
図-4 より明らかなように、I 型と III 型分布は極めて似ている。ここで用いたたかだか 49 個の実現値から母集団が I 型か III 型かを定めることは不可能であることは後章で示されるが、いずれにせよ、本結果はこれまで用いられることのなかった極値 III 型分布を年最大風速分布として用いることの可能性を風速記録の適合度の点から示しているといえよう。

c) モンテカルロ法による分布形判定に関する数値実験

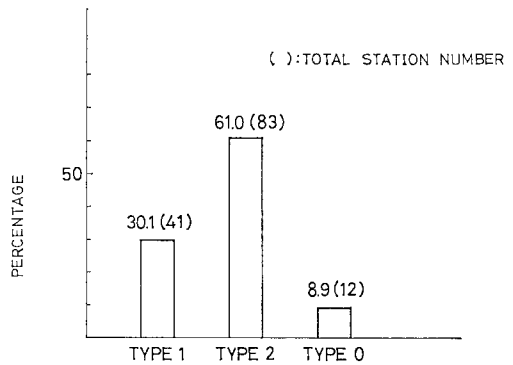
a), b) の解析で用いたデータは、各地点につきたかだか 49 個よりなる実現値であり、そのために本来の母集団の分布形とは異なる分布形への適合度が最も高いという誤った判定が生じるケースが考えられる。図-5 に示された結果もこのような誤った判定を含んでいると考えられるので、誤って判定された率を考慮して、図-5 の結果を修正することが望まれる。

そこで、I, II 型分布に従う 49 個の風速サンプル値をモンテカルロ法で計算機により作成し、表-1 の判定基準を適用した。この操作を 200 回繰り返して得られた結果を図-7 (a), (b) に示す。図-7 (a) を例にとれば、仮に母集団が I 型分布であったとしても 49 個のサンプル値から表-1 の判定法に従うと、I 型分布に最もよく適合する率は 75% にすぎないということである。II 型の場合はさらに低く、61% である。

ここで図-7 (a), (b) の結果を用いて図-6 の結果を修正することを考える。もし、日本各地の年最大風速分布が I 型, II 型, 他のタイプ (I, II 型どちらにも適合度が悪い) の 3 つに分けられるとし、おのおの割合 (%) を  $P_I, P_{II}, P_0$  とする。さらに、本来、I, II 型どちらの分布にも属さない風速記録が表-1 で Type 1, 2 と判定されることはなく、常に Type 0 と判定されるものとする、図-7 の結果を用いて  $P_I, P_{II}, P_0$  は次式を満たすことになる。



(a) 極値 I 型分布の場合 (サンプルサイズ=49)



(b) 極値 II 型分布の場合 (サンプルサイズ=49)

図-7 モンテカルロ法による分布形判定に関する数値実験結果 (シミュレーション)

$$\begin{bmatrix} 0.75 & 0.30 & 0.0 \\ 0.23 & 0.61 & 0.0 \\ 0.02 & 0.09 & 1.0 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} P_I \\ P_{II} \\ P_0 \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} 55.9\% \\ 30.1\% \\ 14.0\% \end{bmatrix} \dots (9)$$

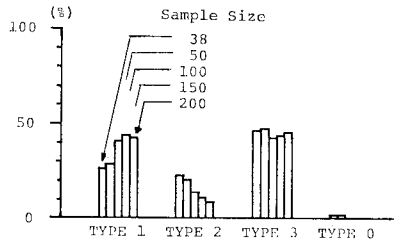
式 (9) を解くと、

$$P_I \doteq 65\%, P_{II} \doteq 25\%, P_0 \doteq 10\% \dots (10)$$

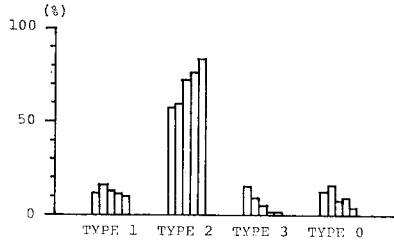
となる。図-5 の結果に比べ、I 型に適合する割合が増え、およそ 3 分の 2、II 型に適合する割合は少し減り、4 分の 1 となるが、II 型分布とみなすべき地点が依然としてかなり存在することは注目すべきことである。いずれにせよ、1 つの型の極値分布で日本各地の年最大風速分布を表すことには無理があるということになる。

モンテカルロ法による分布形判定のシミュレーションを I, II, III 型分布について、サンプル数を変えて行った数値実験の結果を図-8 (a)~(c) に示す。図-8 より、II 型分布の場合、サンプル数がふえるに従って正しい判定がくだる率は高くなるが、I, III 型分布の場合は互いに分布形がきわめて似ており、サンプル数にかかわらず正しい判定のくだる率が低く、また、I と III 型分布の区別を高い信頼度で行うことは無理であることがわかる。

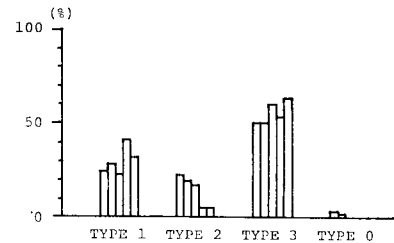
以上の実記録の解析ならびにモンテカルロ法による数値実験の結果により、II 型分布を採用すべき地点が約 4



(a) 極値Ⅰ型分布



(b) 極値Ⅱ型分布



(c) 極値Ⅲ型分布

図-8 モンテカルロ法による分布形判定に関する数値実験結果 (シミュレーション)

分の1, I型 (もしくは III型) 分布を採用すべき地点が約3分の2あるが, I型か III型かの区別は観測年数にかかわらずきわめて困難であり, どちらの分布形を採用するかは工学的決定の問題であることがわかった。

(3) 判定分布の地域的特性

3. (2). b) における判定タイプを日本地図上に示したのが 図-9 である。Type 1 と 3 は区別し得ないので, Type 1 か Type 3 に合う地点を同種のものとし, Type 2 に合う地点と比較すると,

- ① Type 1 もしくは Type 3 と判定された地点は全国的にほぼ一様に分布している。
- ② Type 2 と判定された地点は, 東北, 北海道には比較的少なく, 関東以西に多い。しいていえば, 関東・中部内陸, 東海・近畿, 四国西南部, 九州北西部の4地域に多い。

の2点の特徴として挙げられる。

Type 2 と判定された地点が関東以西に多いことから,

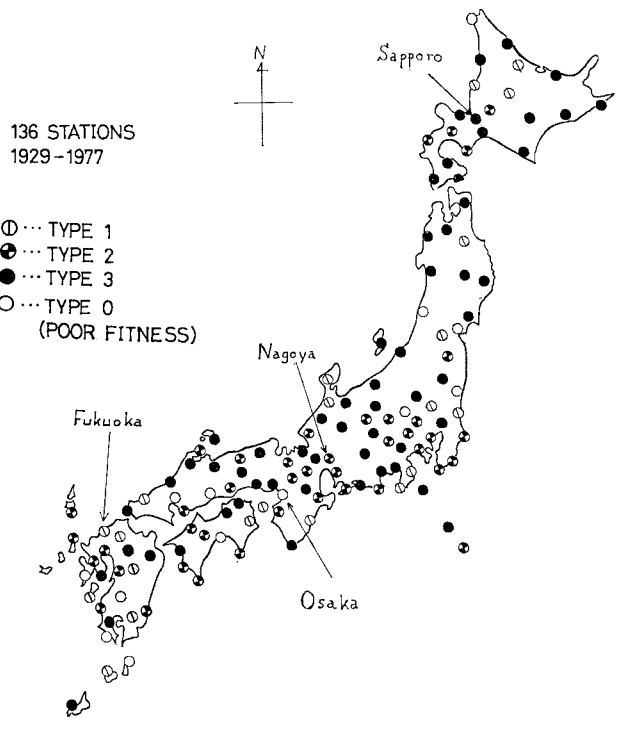


図-9 全国 136 地点の分布形判定結果

台風の来襲頻度と分布形判定タイプとの関連性を調べてみた。各地点において各年の最大風速値が記録された月に注目し, 8, 9, 10月に観測された値は台風によるものと仮定し, 台風の来襲頻度を示すパラメーター台風来襲率を次のように定義する。

台風来襲率  $T$

$$= \frac{\text{8,9,10月に観測された年最大風速値の数}}{\text{観測年数}} \dots\dots\dots (11)$$

この台風来襲率  $T$  と, 式 (8) の  $E_{II}$  と  $E_{III}$  の比  $E_{II}/E_{III}$  の相関を考える。  $E_{II}/E_{III}$  の値が1より大きければ Type 3 と判定され, 1より小さければ Type 2 と判定される。全国 136 地点の  $T$  と  $E_{II}/E_{III}$  の相関係数を求めると 0.25であった。8, 9, 10月に観測された年最大風速値は必ずしも台風によるものばかりでないことを考慮に入れば, 実際の相関係数はもっと小さいと考えられ, したがって適合分布形と台風来襲率との間には相関はあまり認められないといえる。

ただ, Type 2 と判定された地点には, たとえば名古屋 (図-4 (d)) のように, 第1位, 2位の風速値がそれ以下の値に比べてかなり大きく, そのために Type 2 と判定される場合が多い。これらの数十年に1, 2度しか起こらぬ強風は台風起因している場合がほとんどであることを考えると, ごくまれに来襲する台風に伴う強風

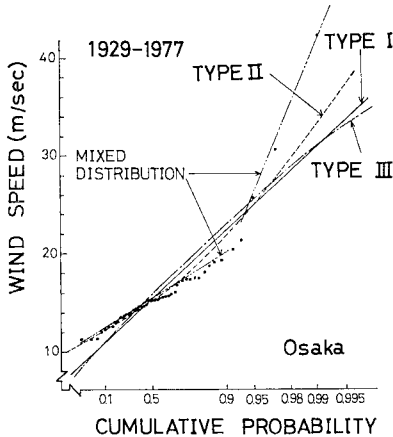


図-10 大阪における年最大風速記録  
—混合分布のあてはめ—

- (I型:  $a=0.272$  s/m,  $u=14.21$  m/s)
- (II型:  $k=5.39$ ,  $w=14.19$  m/s)
- (III型:  $z=34.69$ ,  $y=14.19$  m/s,  $v=150.0$  m/s)
- 混合 I 型分布:  $a=0.112$  s/m,  $u=-0.2$  m/s  
(風速  $\geq 21.0$  m/s)
- $a=0.409$  s/m,  $u=14.5$  m/s  
(風速  $< 21.0$  m/s)

により Type 2 と判定された地点は多いといえる注3)。

全国 136 地点のうち 13 地点の風速記録はいずれの分布形に対しても適合性が悪い。その一例である大阪の年最大風速記録を 図-10 に示す。図からわかるように、上位 3 番目までの風速値の傾向は 4 位以下の風速値の傾向とかなり異なっている。これら 3 つの風速値はいずれも超大型台風によるものである。大阪のように台風、季節風が互いに影響し合って年最大風速統計を形成すると考えられる場合には、Thom<sup>(6)</sup> が提唱しているような混合分布 (mixed distribution) を用いる方が適切と考えられる。

#### 4. 再現期待値推算に必要なデータ個数について

これまでの解析は、気象庁観測所の 1929 年 (一部は 1939 年) から 1977 年までの記録を用いて行ってきたが、実際の構造物が建設される地点の設計基本風速を決める場合、必ずしも記録の数は多くないであろう。Simiu<sup>(7)</sup> らによると、もし質的に適切なデータが得られれば、風速値の推定に必要なデータの個数は最小 20 個程

注 3) たとえば東海地方名古屋では、第 1 位の値 (36.0 m/s) は、1959 年 9 月 26 日の伊勢湾台風時に観測されている。この値は第 3 位 (26.5 m/s) 以下の値よりかなり大きく、伊良湖 (愛知県) では第 1 位の値 (47.5 m/s) はやはり伊勢湾台風によるもので、平均値 (23.9 m/s) + 4.02 × 標準偏差 (5.88 m/s) に相当するとびぬけて大きな値となっている。

度ということである。わが国においては 1960 年以降の年最大風速値は 図-3 に示されているように減少傾向にあり、最近の風速記録は質的に適切なデータとはいえない。今後この傾向がどのように推移するのかかわからないが、少なくとも、最近の数少ないデータによって推算される風速値は、過去 40 年以上のデータによる風速値よりも小さな値となり、これをそのまま設計の中で用いることには危険が伴う。ここでは風速の減少傾向という立場からデータの個数と推算風速値との関係を明らかにする。

用いるデータはこれまでと同じであり、これらの風速値は簡単のために極値 I 型分布に従うと仮定する。各地点について、最近  $n$  年 ( $n=10, 20, 30, 40$ ) の風速データに I 型分布をあてはめて求まる風速値と、全年データにより求まる風速値の比  $r$  をとる。日本を 5 つの地域に分け、各地域ごとにその比の地域平均を求めた結果が 表-2 である。この表によると比  $r$  はすべて 1.0 以下であり、データの個数が増加するとき、その値は 1.0 に近づく。このような指摘は文献 (8) にも記されている。データの個数が 30 個以上になると、比  $r$  はどの地域でも 0.98 以上となることが表よりわかる。1960 年以降の減少傾向のため、わが国においては風速値の推算には 30 年以上にわたるデータが必要といえる。

ところで、表-2 の  $r$  の逆数は、最近  $n$  年のデータを用いて推算した風速値を、十分なデータがあった場合に算出されるであろう風速値に補正するための係数とみなすことができる。表-2 の結果より、 $r$  の値は地域によらず比較的一定でデータ個数  $n$  にも依存すると考えてよいであろう。 $n=5, 10, 12, 15, 20, 25, 30$  について補正係数  $\delta_n (\equiv 1/r)$  と  $n$  との関係を求めると 表-3 のようになる。この補正係数の経験式を求めると次のようになる。

$$\delta_n = -0.255 \ln n + 1.85 \dots \dots \dots (12)$$

よって、最近  $n$  年分のデータより求められた風速値  $x_n^*$  は式 (12) の補正を行って、

表-2 風速データ数と推定風速比の関係

データ年数	10 年 (1968~1977)		20 年 (1958~1977)		30 年 (1948~1977)		40 年 (1938~1977)	
	10	100	10	100	10	100	10	100
全国 (136 地点)	0.829	0.798	0.936	0.935	0.980	0.981	0.992	0.981
北海道 (21)	0.814	0.773	0.893	0.873	0.978	0.980	0.991	0.989
東北 (14)	0.826	0.801	0.941	0.950	0.975	0.981	0.990	0.991
中部・関東 (44)	0.785	0.739	0.955	0.967	0.982	0.987	0.992	0.992
近畿・中国 (24)	0.854	0.828	0.958	0.957	0.992	0.991	0.994	0.993
四国・九州 (33)	0.880	0.867	0.917	0.907	0.991	0.988	0.991	0.987

表-3 風速の補正係数  $\delta_n$

データ年数 ( $n$ )	5	10	12	15	20	25
$\delta_n$	1.43	1.25	1.22	1.15	1.07	1.04



$$x_d = \delta_n x_n^* \dots \dots \dots (13)$$

とすれば、設計基本風速値  $x_d$  は、データの少ないことに対する補正を平均的な意味で行ったことになる。

### 5. 比較的短い再現期間を有する風速値の評価

土木構造物の耐風設計において用いられる風速の再現期間はおおよそ 50~150 年であるとすでに述べたが、これは終局限界状態の照査に用いられる風荷重に対応する値である。一方、架設時あるいは仮設構造物の設計風速の再現期間は一般にこれよりはるかに短くてよい。また完成後にしても、フレキシブルな構造物の使用性照査のための風速、部材の疲労破壊に関連する渦励振の発生風速は通常低く、この場合も再現期間の短い風速値が問題となる。ところで、年最大風速記録は各年の 2 位以下の風速値、いい換えれば比較的頻りに発生する風速値を切り捨てて得られた情報である。年最大風速統計に基づいて風速値の推定を行う場合、再現期間が長いものであればその影響がほぼ無視できることは直観的に明らかであろう。しかし、架設時の風荷重や渦励振の照査に用いられる再現期間が 10 年以下の風速値の推定では無視できないであろうと一般的に考えられており<sup>19)</sup>、この点に対する注意が指摘されてはいるが<sup>9)</sup>、風速データの上から調査・解析を行った例はないようである。そこで本章では、年最大風速記録から風速値を推定する場合、推定風速値の誤差と再現期間との関係について、簡単な確率理論と実データの双方から調べてみる。

#### (1) 確率論的考察

時間間隔  $\Delta t$  (年) における最大風速値  $x_d$ 、(以後この分布を  $\Delta t$  最大風速分布とよぶ) は互いに統計的に独立で、極値 I 型分布に従うと仮定する。ただし、 $\Delta t$  は  $1/\Delta t \equiv m$  が正整数となるように選ぶ。年最大風速値  $x_y$  は  $m$  個の最大風速値  $\{x_d\}$  の中の最大値とみなせるから、上述の仮定のもとでは年最大風速分布  $x_y$  も極値 I 型分布に従うことになる。年最大風速分布のパラメーター  $a_y, u_y$  を  $\Delta t$  最大風速分布のパラメーター  $a_d, u_d$  で表すと、

$$u_y = u_d + \ln m/a_d, a_y = a_d (=a) \dots \dots \dots (14)$$

となる。年および  $\Delta t$  最大風速分布により、再現期間  $R$  年に相当する風速値  $x_{yR}, x_{dR}$  を求めると、

$$x_{yR} = u_y + \tau_y/a, x_{dR} = u_d + \tau_d/a \dots \dots \dots (15)$$

となる。ただし、 $\tau_y, \tau_d$  は次に与えられる量である。

$$\left. \begin{aligned} \tau_y &= -\ln \left[ -\ln \left( 1 - \frac{1}{R} \right) \right] \\ \tau_d &= -\ln \left[ -\ln \left( 1 - \frac{1}{mR} \right) \right] \end{aligned} \right\} \dots \dots \dots (16)$$

よって両推定値の差  $\delta_x$  は式 (14), (15) より

$$\begin{aligned} \delta_x (\equiv x_{dR} - x_{yR}) &= \frac{1}{a} (\tau_d - \tau_y - \ln m) \\ &= \left( \frac{1}{a} \delta \tau \right) \dots \dots \dots (17) \end{aligned}$$

となる。 $\delta x$  は式 (16), (17) より、 $R \geq 1, m \geq 1$  で常に正で、 $m \searrow 1$  に対して、また  $R \nearrow \infty$  に対して零に近づくことがわかる。この意味するところは、同一の再現期間  $R$  に対しては、時間間隔  $\Delta t$  を短くすれば  $\Delta t$  最大風速値分布による推定風速値は年最大風速分布による推定風速値よりも大きくなり、また再現期間  $R$  を大きくすれば推定風速値は  $\Delta t$  によらず同一の値になるということである。

ここで時間間隔を限りなく短くしてもなおかつ最大風速値が互いに独立で極値 I 型分布に従うとすると、同一の  $R$  値に対して  $\delta \tau$  は式 (16), (17) において  $m \rightarrow \infty$  として

$$\lim_{m \rightarrow \infty} \delta x (\equiv \delta \tau \equiv \frac{\delta \tau}{a}) = \ln \left( -\ln \left( 1 - \frac{1}{R} \right)^R \right) / a \dots \dots \dots (18)$$

となる。無論、時間間隔を短くすれば上の仮定は成り立たない<sup>20)</sup>と考へねばならないが、この  $\delta x$  の値は一応の目安を与えるものと思われる。 $m=12, \infty$  の場合、式 (17), (18) の  $\delta x$  を求めると、 $R$  が 1.0 よりかなり大きければ、両者はほぼ等しい値となる。 $a$  の値は日本各地の風速記録によると 0.16~0.90 程度である<sup>注4)</sup>ので、 $a=0.16 \sim 0.90, m=\infty$  の場合の  $\delta x$  の範囲を示したのが図-11 (a) である。

極値 II 型分布の場合にも同様な理論展開が可能である。この場合、式 (17) に対応するものとして、風速比、

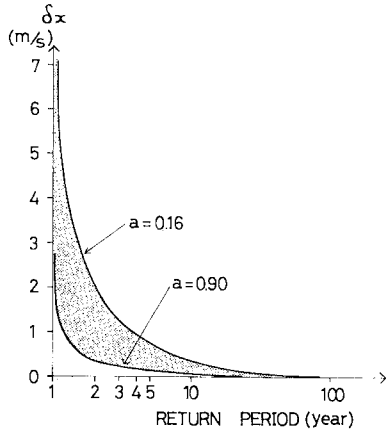
$$\delta r (\equiv x_{dR}/x_{yR}) = \exp(\delta \tau/k) \dots \dots \dots (19)$$

が得られる。この  $\delta \tau$  は式 (17) の  $\delta \tau$  と同一パラメーターである。ここで  $k$  (式 (5)) は 3.6~12.5 程度である<sup>注4)</sup>ので、 $k=3.6 \sim 12.5, m=\infty$  の  $\delta r$  の範囲を図-11 (b) に示す。図-11 (a), (b) より、再現期間が 3 年と短い場合でさえ、年最大風速記録により推算される風速の誤差はたかだか 1.5 m/s, 5% 程度であることがわかる。

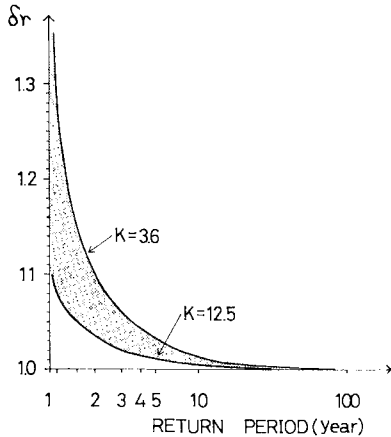
#### (2) 実記録による解析

年最大風速記録より再現期間の短い風速値を推算する場合の誤差を風速記録の上から検討してみる。年最大風速分布と比較する最大風速分布の  $\Delta t$  として何を選ぶかは問題となるところである。強風の要因としては台風、

注 4) I 型分布のパラメーター  $a$ , II 型分布のパラメーター  $k$  において  $a=0.16, k=3.6$  は洲本における年最大風速記録、 $a=0.90, k=12.5$  は長野における記録より求めた値で、おのおの、全国 136 地点中最小値、最大値である。



(a) 極値Ⅰ型分布の場合

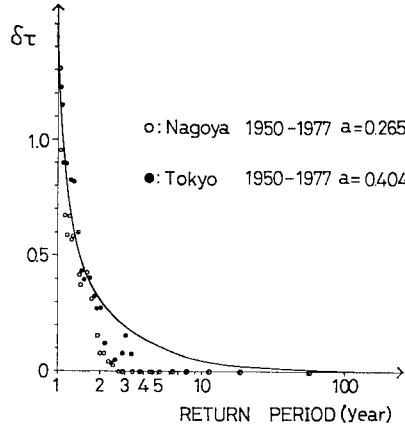


(b) 極値Ⅱ型分布の場合

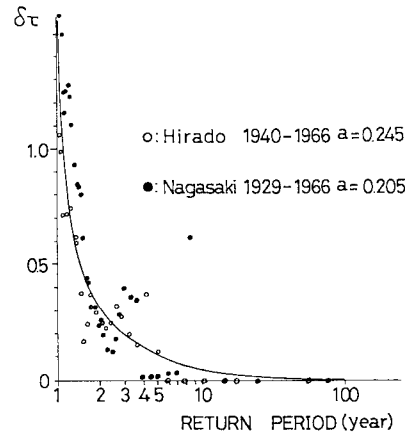
図一11 年最大風速分布による再現期待風速値の誤差

季節風等が考えられるが、これらの要因による強風はある継続時間をもって生じるもので、その継続時間は数十分～数日にわたるものと考えられる。このような1つの要因による強風を1単位としてその再現期間を論ずるならば、 $4t$ としては数日以上とる必要がある。気象庁より公表される風速記録は日最大、月最大、年最大値の形でまとめられており、前述の理由を考慮してここでは $4t=1/12$ 年(1か月)とした。

いくつかの地点における年、月最大風速記録にHazenの方法による超過確率を与えると、再現期間と風速値との対応がつく。いくつかの地点について、記録の上から再現期間 $R$ と無次元量 $\delta\tau=(x_{1R}-x_{yR})\cdot a$ の関係を求めた結果を図一12(a)と(b)に示す。なお、 $a$ の値は、最小二乗法により年最大風速記録を極値Ⅰ型分布にあてはめて得られたものである。また、図一12には式(17)(ただし $m=12$ )で与えられる理論式による $\delta\tau$ の値を示してある。図一12(a)の東京、名古屋では式(17)で与えられる $\delta\tau$ の値は実際の風速記録値により求めら



(a) 東京・名古屋の場合



(b) 平戸・長崎の場合

図一12 年最大風速記録ならびに月最大風速記録による再現期待風速値の差(ただし、差としては無次元化された量を用いている。実線は式(17)による理論解)

れた $\delta\tau$ の値よりもほぼ常に大きな値となっている。一方(b)の平戸、長崎では実記録による $\delta\tau$ が式(17)による $\delta\tau$ を上回っているケースがかなりある。実記録により求められた $\delta\tau$ の値は有限個データの統計解析に付随する不確定性(Sampling Uncertainties)が含まれた値である。したがって、式(17)による $\delta\tau$ と実記録による $\delta\tau$ を比較する場合、後者は平滑化・平均化して読まれるべきである。実記録による $\delta\tau$ の値を平均化してみるならば、理論式(17)による $\delta\tau$ と実記録による $\delta\tau$ とはかなりよく一致しているといえよう。

図一11(a),(b)よりわかるように、再現期間が3年と短い場合でさえ、年最大風速記録より推算される風速の誤差はたかだか1.5 m/s、率にして5%程度である。 $a$ 値もしくは $k$ 値が非常に小さくない限り、風速の誤差 $\delta x$ は1 m/s以内、率にして2.3%であると考えてよい。構造物の耐風設計に関心のある再現期間の下限は

3年程度である。この程度までの再現期間を有する風速は、月あるいは日最大風速記録からして推算する必要はなく、年最大風速記録から実用上十分な精度で求めるといえよう。

年最大風速記録から求められた再現風速値の誤差の修正の必要があれば、式(17)もしくは式(19)を用いることにより平均的な意味で修正を施したことになる。

図-11(a), (b), 特に(b)で示したように、実記録により求まる $\delta\tau$ は、実記録が有限個であるために凸凹が生じ、式(17)による $\delta\tau$ を超える場合が生じている。この $\delta\tau$ のばらつきを考慮に入れて、式(17)もしくは(19)の $\delta\tau$ の値にさらに1より大きい係数を乗じ、その値を風速修正に用いることも考えられよう。この係数は $\delta\tau$ のばらつきの程度により決まる量で、風速記録の解析より求まる。

## 6. 結 論

年最大風速記録から設計基本風速を求めるにあたって、用いるべき分布形、必要とされるデータの個数、そして再現期間の大小と推定風速値の精度の問題に対して日本各地の風速統計記録に基づいた解析・考察を行った。本研究により得られたおもな結論は以下のとおりである。

(1) 1地点における年最大風速値の統計相独立性を調べるために、各地点における自己相関係数を求めた結果、平均的には各年の年最大風速値は独立とみなし得ることがわかった。

(2) 年最大風速値は全国平均でみると1960年以降減少傾向にある。しかし、この減少傾向は1回の大型台風の来襲により一掃される程度のものであり、また年最大風速値の変動パターンは地点ごとに大きく異なっているので、現在のところこの減少傾向を強風の予測にしいて取り入れる必要はないものと思われる。

(3) (1), (2)により、従来の年最大風速値の統計解析で採られてきた、各年の最大風速値は同一母集団からの互いに独立な実現値であるという基本的な仮定は認め得るものであることが確認された。

(4) 全国136地点における年最大風速記録の極値I型、II型分布への適合性を調べ、その結果をモンテカルロ法による分布形判定の数値実験の結果により修正したところ、およそ3分の2の地点でI型、4分の1の地点でII型がよく適合することがわかった。したがって、日本各地の年最大風速を単一の確率分布形モデルで表すには無理がある。

(5) 極値I型、II型および、風速の上限値をパラメーターとして有する極値III型分布への各地点の年最大風

速記録への適合度を調べると、III型分布に対して適合度の高い地点が最も多かった。この結果は、これまで用いられることのなかった極値III型分布を年最大風速として用いることの可能性を風速記録の適合度の点から示すものである。ただし、I型分布とIII型分布は非常に似た分布形であるので、記録の上からのその区別は難しく、どちらを採用するかについては工学的判断によらざるを得ない。

(6) 1960年以降のわが国の風速の減少傾向により、再現期間の長い設計風速を精度よく推算するためには、30年以上にわたった年最大風速記録が必要である。また近年の風速減少傾向により、最近のデータによる推算風速値は実際の値よりも小さく評価されるので、それに対する風速補正係数の経験公式を観測年数の関数として導いた。

(7) 年最大風速記録により推定された再現期間の短い風速値の誤差を確率的解析ならびに実記録の上から論じた。耐風設計で問題となる再現期間3年以上の風速であれば、その誤差は風速にして1.5 m/s程度で年最大風速記録より風速値を推算しても実用上支障はない。

なお、本研究における数値計算は東大大型計算センター HITAC 8700/8800 によった。

## 参 考 文 献

- 1) Ito, M. and Y. Fujino : Design Wind Speed and Wind Load Factor Based on a Probabilistic Rationale, Proc. of 5th World Conf. on Wind Engineering, Colorado, USA, July 1979.
- 2) 酒井・伊藤・藤野 : 年最大風速分布に関する統計的解析, 土木学会 第34回 年次学術講演会講演概要集, I-285, 1979年10月.
- 3) 伊藤 学・藤野陽三 : 設計基本風速の評価について, 第16回自然災害科学総合シンポジウム論文集, 1979年9月.
- 4) 岡内・伊藤・宮田 : 耐風構造, 丸善出版, 1977年.
- 5) 藤野陽三・伊藤 学 : 耐風設計規準に関する若干の確率統計的考察, 第5回構造物の耐風性シンポジウム論文集, 1978年12月.
- 6) 斎藤鍊一 : 暴風の確率限界値, 気象庁研究時報, Vol. 9, No. 7, 1957.
- 7) 成田信之 : 設計基本風速の調査, 土木学会 第32回 年次学術講演会講演概要集 第I部-115, 1977.
- 8) Sfintesco, D. and T.A. Wyatt : A Proposed European Code of Practice, Proc. of 4th Int'l Conf. of Wind Effects on Buildings and Structures, Cambridge Univ. Press, 1976.
- 9) National Building Code of Canada, National Research Council of Canada, 1975.
- 10) Thom, H.C.S. : Distributions of Extreme Winds in the United States, Proc. of ASCE, Vol. 86, No. ST 4, 1960.
- 11) Simiu, E. et al. : Sampling Errors in Estimation of Extreme Winds, Proc. of ASCE, Vol. 103, No. ST 3, 1978.

- 12) Davenport, A.G. : The Dependence of Wind Loads on the Meteorological Parameters, Proc. of Int'l Res. Seminar on Wind Effects on Buildings and Structures, Univ. of Toronto Press, 1967.
- 13) 気象庁：たとえば観測技術資料, No. 34, 1971.
- 14) 高橋浩一郎：災害に関するオペレーションズリサーチ(II), 気象庁研究時報, Vol. 13, No. 7, 1961.
- 15) 菊地原英和：風速の再現期間推算法の比較考察, 天気, Vol. 18, No. 1, 1971.
- 16) Thom, H.C.S. : Toward a Universal Climatological Extreme Wind Distribution, Proc. of Int'l Res. Seminar on Wind Effects on Buildings and Structures, Univ. of Toronto Press, 1967.
- 17) Simiu, E. and J.J. Filliben : Probability Distributions of Extreme Wind Speeds, Proc. of ASCE, Vol. 102, No. ST 9, 1976.
- 18) 建設省土木研究所, 日本気象協会東京支部：設計基本風速に関する報告書, 1977年.
- 19) 土木学会・本州四国連絡橋耐風研究小委員会：本州四国連絡橋の耐風性に関する調査研究報告書, 1975年3月.
- 20) L.V. Taware : Extremes of Autocorrelated Load Model, Proc. of ASCE, Vol. 104, No. EM 4, 1977.

(1978.10.17・受付)

---