



論文



モンテカルロシミュレーションとMCP法を用いた混合気候における 極値風速の予測

Prediction of the Extreme Wind Speed in the Mixed Climate by Using Monte Carlo Simulation and Measure-Correlate-Predict Method

石原 孟^{*1}

山口 敦^{*2}

Takeshi ISHIHARA, Atsushi YAMAGUCHI

SUMMARY

The extreme wind speed at an offshore location is predicted using Monte Carlo simulation (MCS) and Measure-Correlate-Predict (MCP) method. The Gumbel distribution can successfully express the annual maximum wind speed of extratropical cyclone. On the other hand, the analytical probability distribution underestimates annual maximum wind speed of tropical cyclone. In the mixed climate like Japan, the extreme wind speed estimated from the combined probability distribution obtained by MCP and MCS methods agrees well with the observed data as compared to the combined probability distribution obtained by the MCP Method only. The uncertainty of extreme wind speed due to limited observation period of wind speed and pressure is also evaluated by the Gumbel theory and Monte Carlo simulation. As a result, it is found that the uncertainty of 50-year recurrence wind speed obtained by MCS method is considerably smaller than that obtained by MCP method in the mixed climate.

Key Words: Monte Carlo simulation, Measure-Correlate-Predict method, mixed climate, extreme wind speed, prediction uncertainty, observation period

1. はじめに

風力発電設備の設計風速を評価するためには、年最大風速の非超過確率分布を精度よく求める必要がある。強風の成因が温帯低気圧である地域においては、国際基準 IEC61400-1¹⁾に示されるように、MCP法(Measure-Correlate-Predict)を用いて、近隣の気象官署での風観測記録から対象地点における風速を推定し、ガンベル分布により年最大風速の50年再現期待値を求めることができる。一方、日本のように熱帯低気圧および温帯低気圧の両方が強風の要因となる混合気候では、強風の成因を考慮した年最大風速の確率分布を評価する必要がある²⁾。

日本では極値風速の評価で考慮すべき強風の成因について、熱帯低気圧の影響が最も重要である。

例えば、日本近海では年間平均26個の台風が発生し、その1割程度が上陸する。しかし、顕著な台風の発生が稀であり、しかも台風の進路をたまたま外れた気象官署では大きな風速が観測されないことがあり得る。このような熱帯低気圧による風観測記録の統計的不安定性を補う方法として、モンテカルロシミュレーション(Monte Carlo Simulation)により熱帯低気圧に起因する強風の非超過確率を求める手法³⁾が提案されており、日本建築学会(2004)⁴⁾、ASCE(2000)⁵⁾等の基準に用いられている。モンテカルロシミュレーションによる手法は、風観測により極値風速を求める従来手法に比べ、統計的に安定し、予測の不確かさが小さいと言われている。しかし、これまでの研究ではモンテカルロシミュレーション

*1 東京大学工学系研究科 社会基盤学専攻 教授

Professor, Department of Civil Engineering, The University of Tokyo

*2 東京大学工学系研究科 社会基盤学専攻 特任助教

Research Associate, Department of Civil Engineering, The University of Tokyo

(原稿受理年月日: 2012年4月29日, 採用決定: 2012年7月27日)

ンによる予測の不確かさについて定量的に評価した例はほとんどない。

そこで、本研究では、まず MCP 法により、気象官署で観測された風速を対象地点に変換し、温帯低気圧および熱帯低気圧に起因する強風について、それぞれガンベル分布および本研究で提案したガンベル分布と離散的確率分布からなる混合確率分布により、成因別に極値風速を評価する。次に、モンテカルロシミュレーションにより年最大風速の確率分布を求め、風観測データと比較することによりその予測精度を評価する。最後に、風観測の年数、モンテカルロシミュレーションの解析年数およびモンテカルロシミュレーションに用いる気圧の観測年数が極値風速の不確かさに与える影響を定量的に評価するとともに、温帯低気圧と熱帯低気圧の観測年数に起因する不確かさを考慮した極値風速の評価式を提案する。

2. 風観測に基づく極値風速の評価

MCP 法は、予測する対象地点での短期観測データと近傍気象官署等の長期観測データを利用し、両者の相関から対象地点の長期風速・風向データを求める手法である¹⁾。観測データが得られていない場合は、気流解析により両者の相関を予測することが可能である^{6), 7), 8)}。本研究では、非線形局所風況予測モデル MASCOT⁷⁾により求めた風速比を用いて銚子地方気象台の風速・風向データを洋上の対象地点へ変換した。以下、MCP 法による風観測データの変換手法を述べるとともに、これらの風観測データにより極値風速の評価を行う。

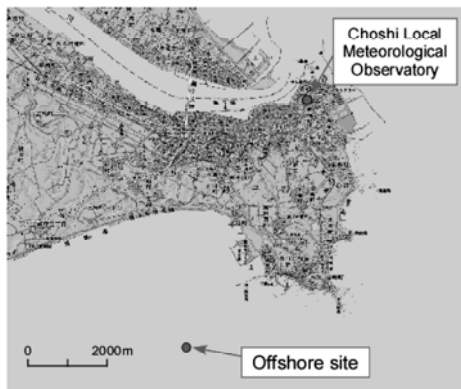


図1 洋上風力発電所の予定地 (Location of the offshore wind power plant)

2.1 MCP 法による観測データの変換

本研究の対象地点は、千葉県銚子市沖の北緯 35 度 40 分 41.87 秒、東経 140 度 49 分 35.91 秒(日本測

地系)、海上高度 100m の洋上地点である(図 1)。

風観測データは 1995 年～2007 年までの 13 年間の銚子地方気象台における 10 分間平均風向・風速データを用い、風向・風速の時系列データは MCP 法により洋上風力発電所の対象地点に変換した。風速比は、非線形風況予測モデル MASCOT⁷⁾により求めた。具体的には銚子地方気象台の風向・風速の時系列データを式(1)と式(2)を用いて洋上地点の風向風速の時系列データに変換した。

$$u_s = u_M \times S_s \quad (1)$$

$$\theta_s = \theta_M + D_s \quad (2)$$

ここで、 u_s と θ_s は各々洋上地点の風速と風向、 u_M と θ_M は各々銚子地方気象台で観測された風速と風向を表す。 S_s と D_s は、洋上地点と観測地点との風速比と風向偏角を表し、気流解析により求めた。ここで、気象台で観測された風向 θ_M が流入風向とほとんど変わらないと仮定した。

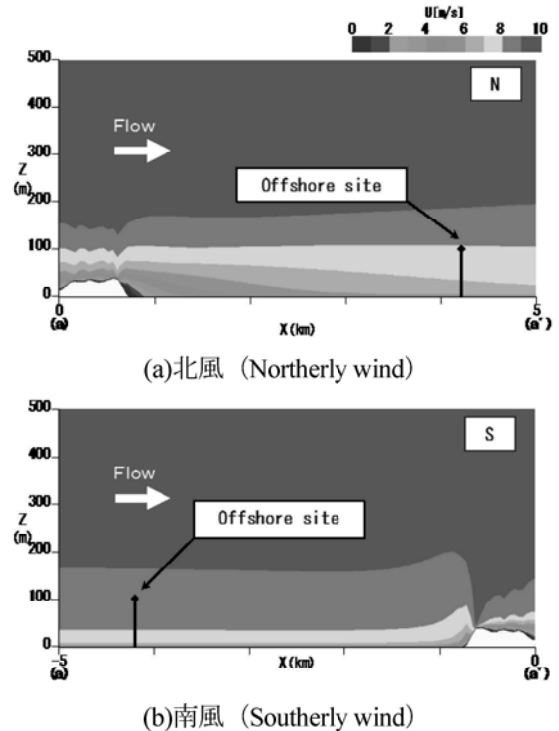


図2 洋上風力発電所地点における風速の空間分布 (Spatial distributions of wind speed at the offshore site for the northerly and southerly winds)

図2には気流解析により求めた対象地点の風速の空間分布を示す。北風(陸側)が吹く場合(図 2a)は、南風(海側)が吹く場合(図 2b)に比べ、陸地の影響を受け、下層で風速が低下している。この違いは図3に示す風速の鉛直分布にもはっきりと現れている。

図4には、平均風速の風速比の風向による変化を示す。洋上対象地点の評価高さ(100m)は、銚子地方

気象台の風観測高さ(28m)より高いことから、殆どの風向において風速比は1より高くなっている。特に135度~270度の範囲においては、銚子地方気象台で観測された風速が地面の影響を受けるため、風速比は1よりかなり大きくなっている。315度~360度の風向においては風速比が1より小さい。これは図1に示すように、銚子気象台がひらかれた海に面しており風速が増加するのに対して、観測地点は上流側の陸の影響を強く受け、風速が減少していることによるものである。

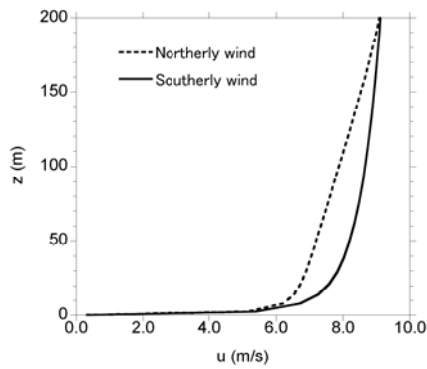


図3 北風と南風の鉛直風速分布の予測値の比較
(Comparison of predicted vertical wind profiles for the northerly and southerly winds)

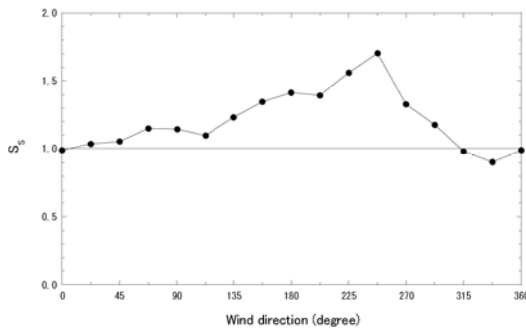


図4 平均風速の風速比の風向による変化 (Variation of speed-up ratio of mean wind speed with wind direction)

2.2 温帯低気圧による極値風速の評価

成因別解析を行うために、対象地点を中心に半径500kmの円内を熱帯低気圧の中心が通過した時間の風速データを熱帯低気圧によるものとし、それ以外の風速データを温帯低気圧によるものとした。

対象地点に変換された風速の時系列データから確率分布を求める際には、1年ごとの年最大風速を抽出し、 N 年間における年最大風速を昇順に並び替えた。この年最大風速の非超過確率分布はガンベルの方法により次式で表される。

$$F(u_i) = i/(N+1) \quad (3)$$

ここで、 u_i は i 番目の年最大風速である。基準化変数 y_i は次式に示す。

$$y_i = -\ln(-\ln(F(u_i))) \quad (4)$$

温帯低気圧による年最大風速はガンベル分布に従うことがよく知られている。非超過確率 F がガンベル分布に従う場合、温帯低気圧による年最大風速の期待値 u_E は、積率法から次式により表わせる⁹⁾。

$$u_E = V + \sigma_p(y - \gamma)/(\pi/\sqrt{6}) \quad (5)$$

ここで、 V と σ_p は、それぞれ風観測データから得られる年最大風速の平均値と標準偏差を表し、 γ はオイラー定数 (0.57722)、 y は基準化変数である。

図5には、ガンベル分布を仮定して求めた確率分布と年最大風速の観測データの比較を示す。式(6)に示す再現期間 R と非超過確率 $F(u)$ の関係から、50年再現期間に対応する基準化変数 y は3.90となり、この時の風速が50年再現期間の年最大風速の推定値となる。図4から、13年間の観測値から求められたガンベル分布は、温帯低気圧による年最大風速をよく表していることが分かる。

$$F(u) = 1 - 1/R \quad (6)$$

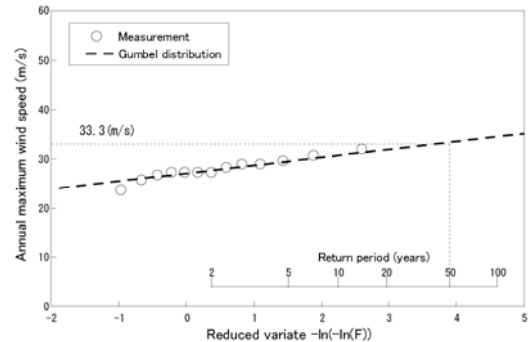


図5 温帯低気圧の年最大風速の予測値と観測値との比較 (Comparison of predicted and observed extreme wind speeds caused by extratropical cyclones)

2.3 熱帯低気圧による極値風速の評価

温帯低気圧による年最大風速と異なり、熱帯低気圧が上陸しない年があるため、熱帯低気圧に起因する年最大風速は0m/sとなる年があり、ガンベル分布をそのまま用いることができない。そこで、本研究では、熱帯低気圧に起因する年最大風速が0m/sとなる年の確率分布を F_{zero} 、それ以外の年の確率分布を $F_{nonzero}$ とし、式(7)に示すガンベル分布と離散確率分布を合成した混合確率分布を提案した。

$$F_{mod} = F_{zero} + F_{nonzero} \quad (7)$$

観測年数を n ，そのうち熱帯低気圧による年最大風速が 0m/s となる年数を n_0 とすると， F_{zero} は次式により表すことができる。

$$F_{\text{zero}} = n_0 / n \quad (8)$$

また， 0m/s ではない年最大風速はガンベル分布 $G(u)$ に従うとし， F_{nonzero} を次式により表した。

$$F_{\text{nonzero}}(u) = (n - n_0) / n \times G(u) \quad (9)$$

熱帯低気圧に起因する年最大風速 u_T は，式(10)により表し，修正基準化変数 y' は，式(11)により求める。

$$u_T = V + \sigma_p(y' - \gamma) / (\pi / \sqrt{6}) \quad (10)$$

$$y' = -\ln(-\ln(F_{\text{nonzero}} \times n / (n - n_0))) \quad (11)$$

ここで， V ， σ_p はそれぞれ 0m/s 以外の年最大風速の平均値と標準偏差である。本提案モデルは $n_0 = 0$ の場合にガンベル分布と一致する。

図6には，熱帯低気圧による年最大風速の確率分布を示す。図中の白丸は，13年間の熱帯低気圧による年最大風速を表し，破線は，本研究で提案した混合確率分布により求めた確率分布を表す。提案モデルによる推定値は，5年より短い再現期間で観測とよく一致し，それより長い再現期間は観測値を過小評価している。これは熱帯低気圧による極値風速を13年の風観測データから求める場合に不確かさが高いことを示唆している。

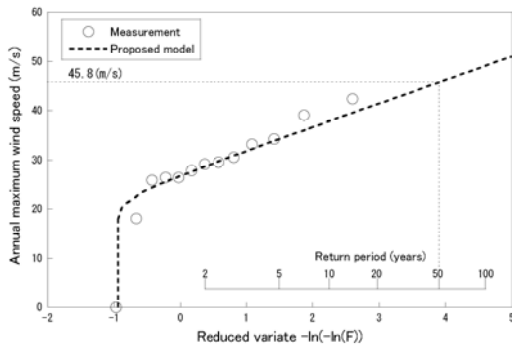


図6 熱帯低気圧の年最大風速の観測値と予測値との比較 (Comparison of predicted and observed extreme wind speeds caused by tropical cyclones)

2.4 混合気候における極値風速の評価

日本のような混合気候では，熱帯低気圧と温帯低気圧による強風に分けて成因別の確率分布を評価した後，確率分布を合成する必要がある。温帯低気圧に起因する年最大風速 u_E と熱帯低気圧に起因する年最大風速 u_T は独立の事象であると仮定した場合，温帯低気圧に起因する年最大風速の非超過確率 $F_E(u_E)$ と熱帯低気圧に起因する年最大風速の非超過確率 $F_T(u_T)$ とを合成した混合確率分布 $F_C(u_C)$ は次式より評価できる。

$$F_C(u_C) = F_E(u_E) \times F_T(u_T) \quad (12)$$

図7には，式(12)を用いて求めた混合確率分布を実線で示す。この合成確率分布は，5年より短い再現期間で観測とよく一致し，それより長い再現期間は観測値を過小評価している。

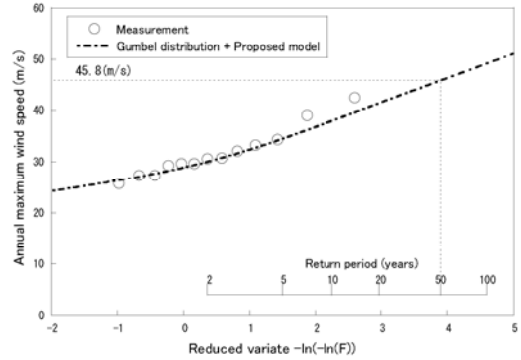


図7 MCP法により求めた混合気候における極値風速の予測値と観測値との比較 (Comparison of predicted and observed extreme wind speeds in mixed climate by the MCP method)

3. モンテカルロシミュレーションに基づく極値風速の評価

モンテカルロシミュレーションを用いて年最大風速の確率分布を評価する場合，長期間のシミュレーションができるため，風観測に基づく評価に比べ，不確かさが低いと期待される。本章では，Ishihara et al.¹⁰⁾の研究に示されているモンテカルロシミュレーションの手法を述べると共に，洋上風力発電所地点における解析結果について示す。

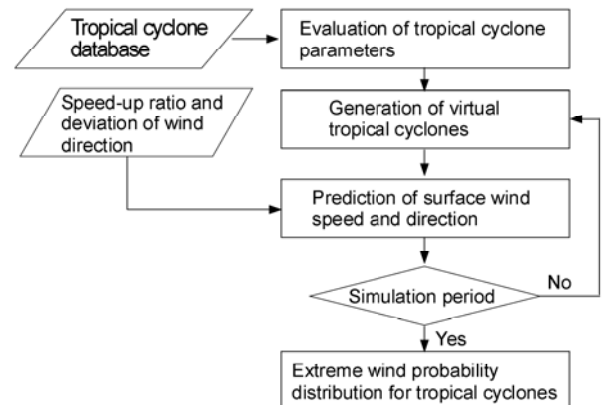


図8 熱帯低気圧のモンテカルロシミュレーションのフロー (Flow chart of the MCS method for tropical cyclones)

図8に熱帯低気圧のシミュレーションのフローを

示す。まず、過去の熱帯低気圧に関する進路や気圧等の観測データにより、熱帯低気圧の気圧場を表す5つのパラメータ(中心気圧低下量, 最大風速半径, 進行速度, 最接近距離, 進行方向)及び熱帯低気圧の年発生数の確率分布を求める。次に求められた確率分布を用いて、モンテカルロシミュレーションにより1万年分の仮想熱帯低気圧を発生させる。そして発生した熱帯低気圧の気圧場から傾度風速を求め、地表面の粗度や地形の効果を考慮した実地形上の風速を推定する。最後に、推定した風速の時系列データを基に各年における年最大風速を抽出し、昇順に並べ、非超過確率分布を求める。

3.1 熱帯低気圧パラメータの評価

熱帯低気圧パラメータの確率分布を求める際に、気象庁における1961年から2007年の熱帯低気圧の経路データ、気圧の地上観測データおよび天気図からデジタル化された中心位置と等圧線情報により構築された熱帯低気圧データベースを用いた。

熱帯低気圧の発生頻度 λ は1年間に対象地点を中心に半径500kmの円内を通過した熱帯低気圧の数として定義し、過去の観測データから年別の発生頻度を求める。また、熱帯低気圧の中心気圧 p_c , 進行速度 C , 進行方向 θ , 最接近距離 $d_{\min}$ は過去の観測データから求めた。最大風速半径 R_m は、次式に

示す Schloemer¹¹⁾により提案された気圧場モデルにより求める。

$$\frac{p(r) - p_c}{p_\infty - p_c} = \exp\left(-\frac{R_m}{r}\right) \quad (13)$$

ここで、 $p(r)$ は熱帯低気圧の中心から r の位置での海面気圧の値である。気象官署での海面気圧観測値と気圧場モデルとの差が最小となるように R_m を最小二乗法により同定した。周辺気圧 p_∞ も R_m と同様に最小二乗法により決定することができる。この場合には中心気圧低下量は $\Delta p = p_\infty - p_c$ により求める。

表2 熱帯低気圧パラメータの観測値の相関係数 (Correlation coefficients between measured tropical cyclone parameters)

	$\ln(\Delta p)$	$\ln(R_m)$	$\ln(C)$	θ	$d_{\min}$
$\ln(\Delta p)$	1.00	-0.37	-0.02	-0.03	0.27
$\ln(R_m)$	-0.37	1.00	0.42	-0.06	-0.28
$\ln(C)$	-0.02	0.42	1.00	-0.31	-0.27
θ	-0.03	-0.06	-0.31	1.00	-0.35
$d_{\min}$	0.27	-0.28	-0.27	-0.35	1.00

本研究では、熱帯低気圧の5つのパラメータと発生頻度を表1に示す確率密度関数により近似した。 Δp , R_m , C は対数正規分布とワイブル分布の混合分布 (Ishihara et al.¹⁰⁾), θ は正規分布 (Vickery and Twisdale¹²⁾), $d_{\min}$ は二次関数, λ はポアソン分布に

表1 熱帯低気圧の各パラメータの確率密度関数 (Probability density functions of tropical cyclone parameters)

Parameter	Distribution	Probability density function	Value
Central pressure depth Δp	mixed	$F_M(x) = a \times \frac{1}{\sqrt{2\pi}\sigma_{\ln x}} \exp\left[-\frac{1}{2}\left(\frac{\ln x - \mu_{\ln x}}{\sigma_{\ln x}}\right)^2\right] + (1-a) \times \frac{k}{c} \left(\frac{x}{c}\right)^{k-1} \exp\left[-\left(\frac{x}{c}\right)^k\right]$	$\mu = 1.584$ $\sigma = 0.115$ $k = 4.158$ $c = 43.733$ $a = 1.000$
Radius of maximum wind speed R_m			$\mu = 2.102$ $\sigma = 0.246$ $k = 1.917$ $c = 164.679$ $a = 0.521$
Translation speed C			$\mu = 1.657$ $\sigma = 0.227$ $k = 2.484$ $c = 57.481$ $a = 0.000$
Translation direction θ	normal	$F_N(x) = \frac{1}{\sqrt{2\pi}\sigma} \exp\left[-\frac{1}{2}\left(\frac{x - \mu}{\sigma}\right)^2\right]$	$\mu = 143.349$ $\sigma = 25.738$
Minimum distance $d_{\min}$	polynomial	$d_{\min}(x) = zx^2 - (z - 2r)x - r$	$z = -409.980$ $r = 500.000$
Annual occurrence rate λ	Poisson	$\lambda(x) = \frac{\lambda_m^x \exp(-\lambda_m)}{x!}$	$\lambda_m = 2.787$

よって近似する。銚子地方気象台における熱帯低気圧パラメータの確率密度関数およびその変数の値も表1に示した。ここで、 μ と σ は対象とする各パラメータの平均値との標準偏差、 k と c はワイブル分布の形状係数と尺度係数、 a は混合係数、 z は二次関数の係数、 r は代表半径(500km)、 λ_m は年平均発生回数、 x は年間発生数である。

3.2 仮想熱帯低気圧の生成

表2には、熱帯低気圧の観測データから求めたパラメータ間の相関係数を示す。この表からパラメータによって0.3を超える相関係数がみられることが分かる。これらの相関をIshihara et al.¹⁰⁾によって提案された修正直交変換法(modified orthogonal decomposition)を用いて再現し、相関関係を満たすようなパラメータの組で表される仮想的な熱帯低気圧を発生させる。以下に修正直交変換法の詳細を示す。

熱帯低気圧パラメータの5個のパラメータを正規化し、次のようにベクトルの形で表す。

$$x^T = \{\ln(\Delta P), \ln(R_m), \ln(C), \theta, d_{\min}\} \quad (14)$$

熱帯低気圧のパラメータ間の分散共分散行列を S とし、固有値 $\lambda^{(k)}$ と固有ベクトル行列 $\Phi^{(k)}$ を次式

により求める。

$$[S - \lambda^{(k)} E] \Phi^{(k)} = 0 \quad (15)$$

まず、5個の要素からなり要素間の相関がないパラメータの組 z_i を、目標確率分布を満たすように対象とする期間において発生させる。ただし、各年の年発生数は発生頻度の確率分布に従うとする。ここで、相関を考慮したパラメータの組 x_i は次式により得ることができる。

$$x_i = [\Phi^{(1)} \ \Phi^{(2)} \ \dots \ \Phi^{(5)}]^{-1} z_i \quad (16)$$

これらのベクトル x_i を熱帯低気圧パラメータの組とする。ただし、 x_i の個々の要素間の相関は目標とする相関を満たしているが、確率分布は目標関数に従わないことに注意する必要がある。

最後に、 x_i を昇順に並び替え、確率分布が目標確率分布を満たすように個々の要素を微修正する。このときパラメータの組み合わせは変えないため、パラメータ間の相関にはほとんど影響を与えない。

表3には、修正直交変換法により求めた相関係数を示す。修正直交変換法により求めた相関係数は、熱帯低気圧の観測データより求めた相関係数(表2)とほぼ一致していることが分かる。このように求めた熱帯低気圧の各パラメータの確率密度関数は、図

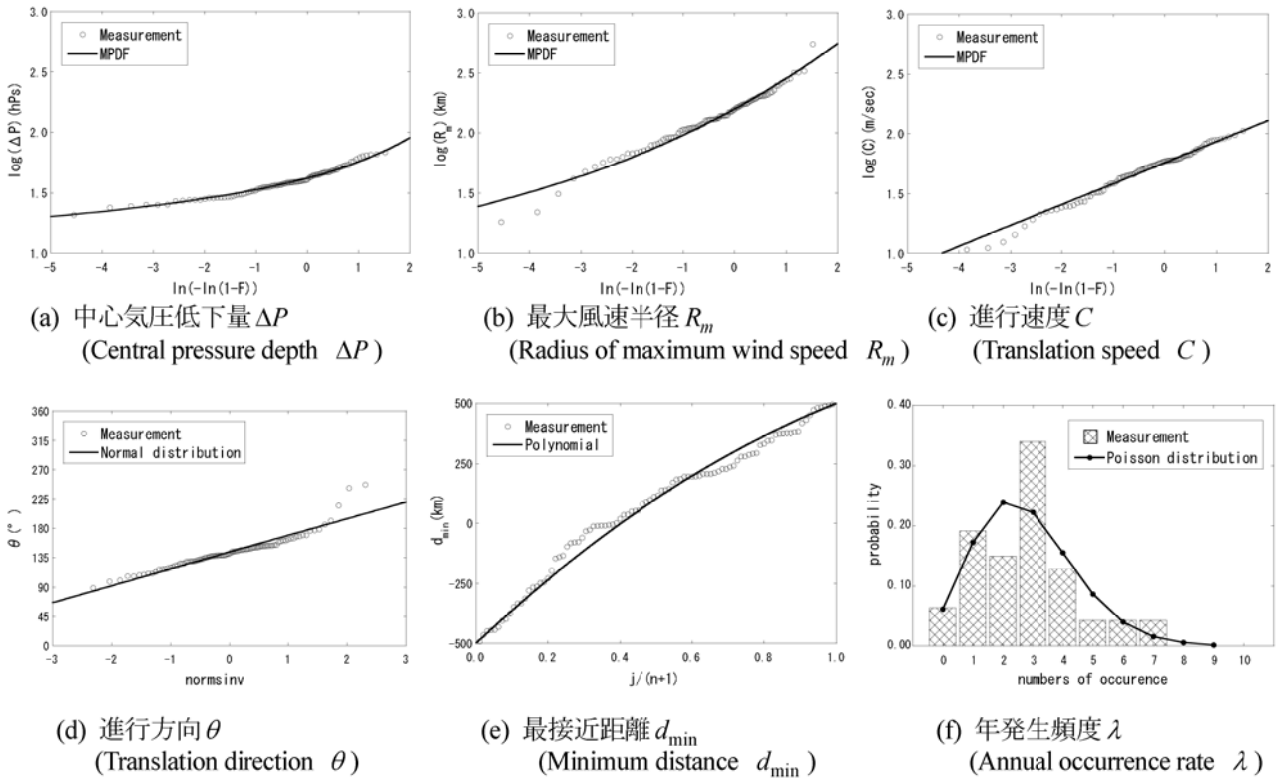


図9 熱帯低気圧の各パラメータの確率密度関数と観測データとの比較 (Comparison of probability density functions of tropical cyclone parameters and observation data)

9に示すように観測データもよく近似していることが分かる。

表 3 熱帯低気圧パラメータの予測値の相関係数
(Correlation coefficients between estimated tropical cyclone parameters)

	$\ln(\Delta p)$	$\ln(R_m)$	$\ln(C)$	θ	$d_{\min}$
$\ln(\Delta p)$	1.00	-0.36	0.01	-0.03	0.25
$\ln(R_m)$	-0.36	1.00	0.38	-0.05	-0.27
$\ln(C)$	0.01	0.38	1.00	-0.28	-0.25
θ	-0.03	-0.05	-0.28	1.00	-0.35
$d_{\min}$	0.25	-0.27	-0.25	-0.35	1.00

以上に述べた確率モデルにより生成された仮想熱帯低気圧の気圧場の精度を検証するために、個々のパラメータの検証では不十分であり、本研究では傾度風速を利用した検証を行った。傾度風速は、気圧勾配が遠心力とコリオリ力とバランスすると仮定した運動方程式から求めることができ、次式により表される。

$$v_{rg} = 0 \quad (17)$$

$$v_{\theta g} = \frac{C \sin \theta - fr}{2} + \sqrt{\left(\frac{C \sin \theta - fr}{2}\right)^2 + \frac{r}{\rho} \frac{\partial p}{\partial r}} \quad (18)$$

ここで、 v_{rg} と $v_{\theta g}$ はそれぞれ半径方向と接線方向の速度成分を示し、 f はコリオリパラメータ、 ρ は空気密度、 θ は熱帯低気圧の進行方向を示す³⁾。

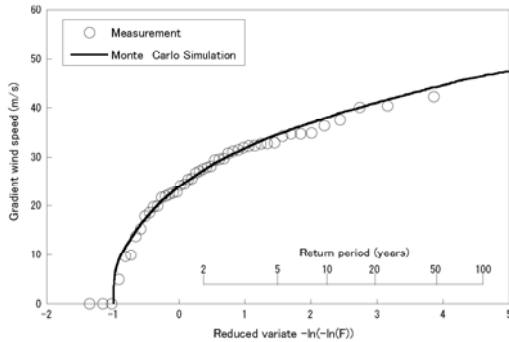


図 10 銚子気象台地点における傾度風の年最大値の予測値と観測値との比較 (Comparison of predicted and observed gradient winds at Choshi Meteorological Station)

図 10 には、傾度風モデルにより推定した銚子気象台における 1 万年分の熱帯低気圧の 10 分平均風速の時系列データから年最大風速の非超過確率分布と実際に観測された熱帯低気圧の経路と気圧のデータから求めた年最大風速を示す。仮想的に発生した熱帯低気圧により求めた傾度風速の年最大風

速は、気圧場の観測データにより求めた傾度風速と一致していることから、本手法により推定した熱帯低気圧パラメータが精度よく観測された気圧場を再現していることが分かる。

3.3 地上風速の評価

熱帯低気圧に伴う地上風速は対象地点の周辺地形と地表面粗度の影響を受け、Ishihara et al.¹⁰⁾により提案された次式により求めた。

$$u_t = u_f \times S_t \quad (19)$$

$$\theta_t = \theta_f + D_t \quad (20)$$

ここで、 u_t と θ_t は洋上対象地点での熱帯低気圧が通過時の風速と風向を表し、 u_f と θ_f は一様粗度の平坦地形上での熱帯低気圧通過時の風速と風向を表す。局所地形の影響による風速の割増係数 S_t と風向偏角 D_t は気流解析により求めた。

一様粗度の平坦地形上の対象地点における平均風速の鉛直分布 $u(z)$ と風向偏角の鉛直分布 $\gamma(z)$ は次式のように表される¹⁰⁾。

$$u(z) = u_g \left(\frac{z}{z_g} \right)^{\alpha_u} \quad (21)$$

$$\gamma(z) = \gamma_s \left(1.0 - 0.4 \frac{z}{z_g} \right)^{1.1} \quad (22)$$

ここで、 $u_g (= \sqrt{v_{\theta g}^2 + v_{rg}^2})$ は傾度風速、 z_g は傾度風高さ、 z は地表面からの高さ、 α_u は平均風速の鉛直分布のべき指数、 γ_s は地表面または海面における風向偏角である。またこれらのパラメータは傾度風速 u_g 、地表面粗度長 z_0 、絶対渦度 f_λ 、渦度の非一様性を表すパラメータ ξ を用いて以下のように表すことができる。

$$\alpha_u = 0.27 + 0.09 \log(z_0) + 0.018 \log^2(z_0) + 0.0016 \log^3(z_0) \quad (23)$$

$$z_g = 0.052 \frac{u_g}{f_\lambda} (\log Ro_\lambda)^{-1.45} \quad (24)$$

$$\gamma_s = (69 + 100\xi) (\log Ro_\lambda)^{-1.13} \quad (25)$$

$$f_\lambda = \left(\frac{\partial v_{\theta g}}{\partial r} + \frac{v_{\theta g}}{r} + f \right)^{1/2} \left(2 \frac{v_{\theta g}}{r} + f \right)^{1/2} \quad (26)$$

$$\xi = \left(2 \frac{v_{\theta g}}{r} + f \right)^{1/2} / \left(\frac{\partial v_{\theta g}}{\partial r} + \frac{v_{\theta g}}{r} + f \right)^{1/2} \quad (27)$$

ここで、 $Ro_\lambda (= U_g / f_\lambda z_0)$ は修正地表ロスビー数と

呼ばれる無次元数である。このモデルの特徴は、従来風工学の分野で用いられてきたべき法則モデルの扱い易さの長所を兼ね備えつつ、風速の鉛直分布のべき指数、傾度風高さ、風向の偏角と地表面粗度長、熱帯低気圧の特性との関係が半理論的に与えられた点である。このように、対象地点における地表面粗度長を与えると、一様粗度をもつ平坦地形上の熱帯低気圧通過時の風速と風向の鉛直分布が求められる。

本研究では平坦地形上の風速と風向は、ISO4354¹³⁾を参照に平均風速のべき指数 $\alpha_u = 0.1$ を用いて求めた。また周辺地形の影響を受けた洋上対象地点での風向と風速の時系列データは、非線形風況予測モデル MASCOT により求めた風速の風速比と風向偏角を用いて式(19)と式(20)により算出した。

図 11 は、非線形風況予測モデルにより求めた平均風速の風速比の風向による変化を示す。風向 67.5°~180°の範囲の風速比は、概ね 1 であり海風に対応している。それ以外の範囲の風向は 1 よりかなり小さく陸の影響を強く受けている。このように海岸付近では、地表面粗度が不均一であり、地表面粗度および周辺地形の変化を考慮した風速の評価が必要であることがわかる。

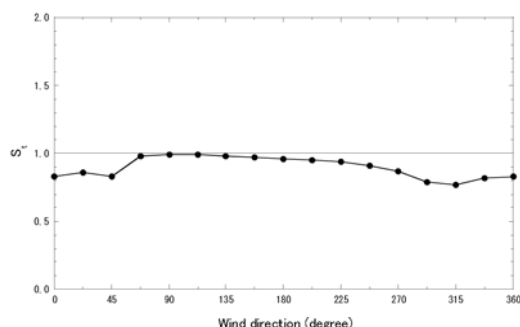


図 11 平均風速の風速比の風向による変化
(Variation of speed-up ratio of mean wind speed with wind direction)

モンテカルロシミュレーションにより推定される風速は 1 時間から 3 時間平均の風速に相当すると言われている^{14, 15)}。極値風の 10 分平均風速を推定するには平均化時間の違いを考慮した補正が必要である。Yasui et al.¹⁵⁾は、台風時の観測データを解析し、3 時間平均風速と 10 分間平均風速との差が正規分布で近似できることを示し、次式により正規分布の標準偏差 σ_a を求めた。

$$\sigma_a = 0.1 \times u_T \quad (28)$$

比例定数 0.1 は Yasui et al.¹⁵⁾により提案された値である。この比例定数の平均化時間によって変化して

いることは文献 16 により示されている。

図 12 には、モンテカルロシミュレーションにより求めた年最大風速の非超過確率分布を示す。予測値は、観測値(白丸)と一致していることが分かる。

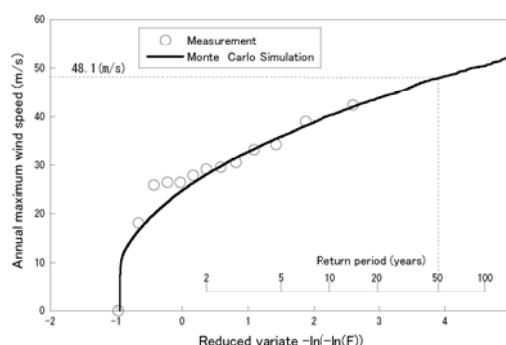


図 12 熱帯低気圧の年最大風速の予測値と観測値との比較 (Comparison of predicted and observed extreme winds caused by tropical cyclones)

風車に作用する風荷重を評価する際には、極値風速の 50 年再現期待値のみならず、平均風速の鉛直分布のべき指数および乱流強度を設定する必要がある。本研究では 50 年再現期待値に対応する平均風向 (50 年再現期待値 ± 0.5 m/s の風速範囲内の風向の平均値) を求め、この風向を平均風速の鉛直分布のべき指数および乱流強度を評価する際に用いる照査風向とした。本研究の対象地点における照査風向は南風向である。この風向に対応する平均風速のべき指数は 0.1、乱流強度は 0.11 である。

3.4 混合気候における極値風速の評価

2.4 節で述べた混合気候帯における極値風速の評価手法を用いて、モンテカルロシミュレーションにより求めた熱帯低気圧の確率分布と MCP 法により求めた温帯低気圧の確率分布を合成した混合確率分布を図 13 に実線で示した。混合確率分布は、広い範囲の再現期間において観測値(白丸)とよく一致している。またこの図から合成後の 50 年再現期待値は 48.1m/s であり、合成前(図 12)の値と同じであることから、この地点における極値風速の 50 年再現期待値に対しては熱帯低気圧が支配的であることが分かる。図 7 に示すように、MCP 法のみにより求めた 50 年再現期待値 45.8m/s は、モンテカルロシミュレーションから求めた値 48.1m/s より小さく、モンテカルロシミュレーションを用いて熱帯低気圧による極値風速を評価する必要があることが分かる。

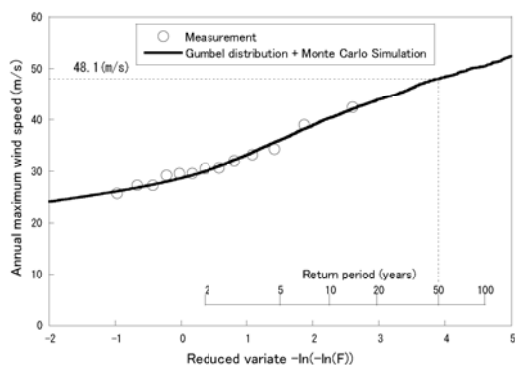


図 13 MCS 法により求めた混合気候における極値風速の予測値と観測値との比較 (Comparison of predicted and observed extreme winds in mixed climate by the MCS method)

4. 不確かさを考慮した極値風速の評価

モンテカルロシミュレーションに用いている台風パラメータは、観測データを基に確率分布でモデル化しているため極値風速の予測値には不確かさが内在している。本章では、極値風速の不確かさを評価する指標として、年最大風速の 50 年再現期待値周りの標準偏差を取り上げ、モンテカルロシミュレーションにおける年最大風速の解析年数による不確かさと気圧場データの年数による不確かさを評価した。また、温帯低気圧と熱帯低気圧双方の不確かさを考慮した極値風速の評価式を提案した。

4.1 極値風速の不確かさにおける風速の観測年数の影響

年最大風速の観測年数が年最大風速の 50 年再現期待値の不確かさに与える影響を調べるために、ガンベルの理論を用いた⁹⁾。ある再現期間に対応する年最大風速の分散 σ_u^2 は、次式により表される。

$$\sigma_u^2 = \frac{\sigma_N^2}{N} \left[1 + 0.885(y - \gamma) + 0.6687(y - \gamma)^2 \right] \quad (29)$$

ここで、 N は推定に用いた母集団のデータ数 (観測年数または解析年数) を、 σ_N は母集団の標準偏差、 y は求めたい再現期間に対応する基準化変数である。

まず、不確かさ評価におけるガンベル理論の有効性を、モンテカルロシミュレーションの結果を用いて検証する。図 14 には、解析年数 N を 10 年から 1 万年まで変化させ、式(29)により算定した 50 年再現期待値の標準偏差(点線)と、モンテカルロシミュレーションにより求めた 50 年再現期待値の標準偏差(黒丸)で示した。シミュレーションによる標準偏差は、1 万年のシミュレーションによる年最大風速の

データからランダムに 100, 200, 500, 1000, 2000 年の 100 個のデータセットを各々作り、年最大風速の 50 年再現値を求め、その標準偏差を算出した。

図 14 から、ガンベル理論により求めた 50 年再現期待値の標準偏差は、解析年数が短い場合に大きく、解析年数が長くなるに従い小さくなることが分かる。また、ガンベル理論の標準偏差(点線)は、モンテカルロシミュレーションから求めた標準偏差(黒丸)とよく一致していることから、ガンベル理論から算出された標準偏差は、十分な精度をもつことが分かる。

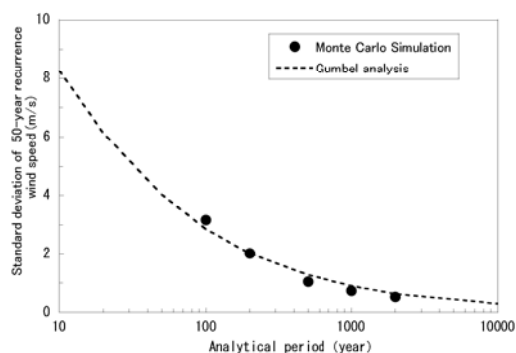


図 14 ガンベル理論とモンテカルロシミュレーションにより求めた 50 年再現期待値の標準偏差の比較 (Comparison of standard deviation of 50-year recurrence wind speed obtained by the MCS method and Gumbel theory)

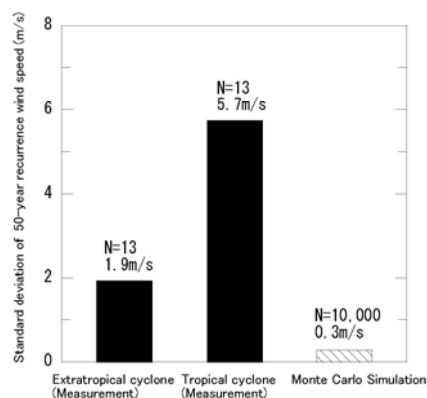


図 15 年最大風速の 50 年再現期待値の標準偏差の比較 (Comparison of standard deviation of 50-year recurrence wind speed)

式(29)により求めた温帯低気圧と熱帯低気圧に起因する年最大風速の 50 年再現期待値の標準偏差をそれぞれ図 15 の黒色の棒グラフで示す。両者とも 13 年の観測データからの値であるが、母集団の標準偏差 σ_N が異なるため、推定値の標準偏差が大きく異なる。温帯低気圧の場合には 50 年再現期待値の

標準偏差は 1.9m/s(推定値の 5.7%)であるのに対し、熱帯低気圧の場合には 5.7m/s(推定値の 12.5%)に達し、不確かさが大きいことがわかる。

式(29)により求めた 1 万年の熱帯低気圧のモンテカルロシミュレーションによる 50 年再現期待値の標準偏差 σ_u は、図 15 に斜線の棒グラフで示した。モンテカルロシミュレーションによる 50 年再現期待値の標準偏差の値は 0.3m/s(推定値の約 0.6%)であり、風観測から推定される極値風速の不確かさよりもずっと小さいことがわかる。

4.2 極値風速の不確かさにおける気圧の観測年数の影響

熱帯低気圧のパラメータは、気圧の観測データを基に求められているため、モンテカルロシミュレーションによる極値風速の予測値には気圧データの不確かさによる影響が含まれる。気圧の観測年数が年最大風速の 50 年再現期待値に与える影響を調べるために、用いた熱帯低気圧の観測年数と年最大風速の 50 年再現期待値との関係を調べた。

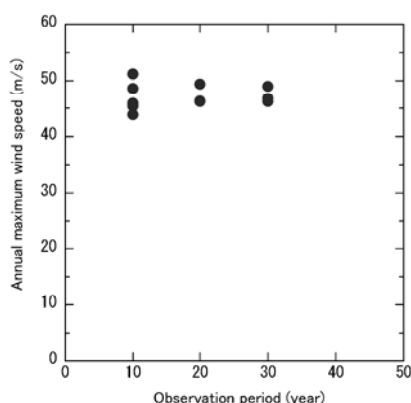


図 16 熱帯低気圧の観測年数による年最大風速の 50 年再現期待値の変化 (Variation of 50-year recurrence wind speed with observation period of pressure)

図 16 には、熱帯低気圧の観測年数と年最大風速の 50 年再現期待値との関係を示す。年最大風速の 50 年再現期待値の算定は、1961 年から 2007 年までにおける過去の熱帯低気圧の気圧に関する観測データから 10, 20, 30 年のデータセットを作成し、各々の観測年数に対応する熱帯低気圧のパラメータと年発生数の確率分布を用いて、モンテカルロシミュレーションにより熱帯低気圧の 50 年再現期待値を求めた。図 16 から、熱帯低気圧の観測年数が

短い場合、年最大風速の 50 年再現期待値のばらつきが大きく、熱帯低気圧の観測年数が長くなると一定の値となる傾向がみられる。

図 17 には、年最大風速の 50 年、100 年、500 年再現期待値の変動係数と気圧の観測年数との関係を示す。変動係数 $\gamma_p (= \sigma_p / u_T)$ は、10, 20, 30 年の気圧の観測値を用いて求めた年最大風速の 50 年再現期待値の平均値 u_T と標準偏差 σ_p から算出した。図中の点線は次式に示す変動係数 γ_p と観測年数との関係から求めた。

$$\gamma_p = 0.003 \exp(-0.1(N - 25)) + 0.03, N \geq 10 \quad (30)$$

ここで、観測年数 N の最小値は IEC61400-1¹⁾ の推奨値を準用し、10 年以上とした。観測期間 10 年の変動係数 γ_p は、4.1 % であり、気圧の観測年数が長くなるに従い、ばらつきが小さくなる。観測年数 30 年以上の変動係数 γ_p は 3.0 % に漸近することが分かる。このように、気圧の観測データの不確かさによる標準偏差 σ_p (1.5m/s) は、前節で示した解析年数 1 万年の熱帯低気圧のモンテカルロシミュレーションの不確かさによる標準偏差 σ_u (0.3m/s) より大きく、気圧の観測年数による不確かさが支配的であることが分かる。また変動係数は再現期間が変化しても殆ど変化せず、同じ式で評価できることが分かる。

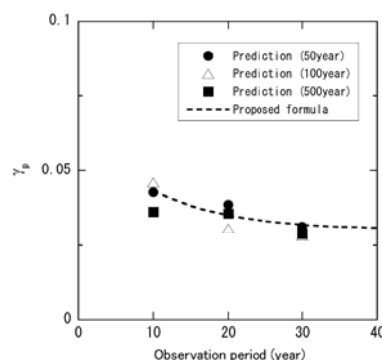


図 17 年最大風速の 50 年再現期待値の変動係数と熱帯低気圧の観測年数との関係 (Relationship between a coefficient of variation of 50-year recurrence wind speed and observation period of pressure)

図 15 から、13 年間の風観測データにより求めた熱帯低気圧の年最大風速の 50 年再現期待値の標準偏差は 5.7m/s であり、10 年間の気圧の観測データを用いてモンテカルロシミュレーションにより求めた年最大風速の 50 年再現期待値の標準偏差 2.9m/s に比べ、大きいことが分かる。気圧の観測年数が短くても、モンテカルロシミュレーションによ

り推定した極値風速の不確かさが小さく、モンテカルロシミュレーション手法の有用性が示された。

モンテカルロシミュレーションの解析年数による年最大風速の50年再現期待値の標準偏差 σ_u と気圧データの観測年数による標準偏差 σ_p を考慮し、熱帯低気圧のモンテカルロシミュレーションによる年最大風速の50年再現期待値の標準偏差 σ_T を次式により表すことができる。

$$\sigma_T = \sqrt{\sigma_u^2 + 2\beta\sigma_u\sigma_p + \sigma_p^2} \quad (31)$$

ここで、 β は相関係数を表し、1と仮定した場合に σ_T は安全側の評価となり、次式により表せる。

$$\sigma_T = \sigma_u + \sigma_p = \sigma_u + \gamma_p u_T \quad (32)$$

本研究における熱帯低気圧の年最大風速の50年再現期待値の標準偏差 σ_T は、モンテカルロシミュレーションの解析年数(1万年)による標準偏差 σ_u (0.3m/s)と気圧の観測年数(47年)による標準偏差 σ_p (1.5m/s)と加算し、1.8m/sとなる。この値は図15に示す温帯低気圧の年最大風速の50年再現期待値の標準偏差と同じレベルである。

4.3 不確かさを考慮した極値風速の評価

4.1節で述べたように風観測データから推定された極値風速には不確かさが存在し、また4.2節で示したように気圧の観測データに基づくモンテカルロシミュレーションから推定された極値風速にも不確かさが内在している。本研究では、これらの不確かさを評価し、式(33)に示すように、温帯低気圧と熱帯低気圧の不確かさを考慮した極値風速 $\hat{u}_C$ の評価式を提案した。

$$\hat{u}_C = u_C + k\sigma_C \quad (33)$$

ここで、 k は信頼区間を表わす定数、標準偏差 σ_C は、次式により表す。

$$\sigma_C = \alpha\sigma_E + (1-\alpha)\sigma_T \quad (34)$$

σ_E と σ_T は温帯低気圧と熱帯低気圧による年最大風速の標準偏差である。また、重み α は次式により求める。

$$\alpha = (u_C - u_T) / [(u_C - u_T) + (u_C - u_E)] \quad (35)$$

熱帯低気圧が支配的である場合には $u_C = u_T$ となり、重み α は0となる。一方、温帯低気圧が支配的である場合には、 $u_C = u_E$ となり、重み α は1となる。

図18には、重み α の再現期間 R (基準化変数 y で表わす)による変化を示す。この図から、本研究の

対象地点では再現期間が長い(y が大きい)場合は、熱帯低気圧が支配的であり、重み α は0に漸近し、また再現期間が短い(y が小さい)場合には温帯低気圧が支配的であることになり、重み α は1に漸近することが分かる。

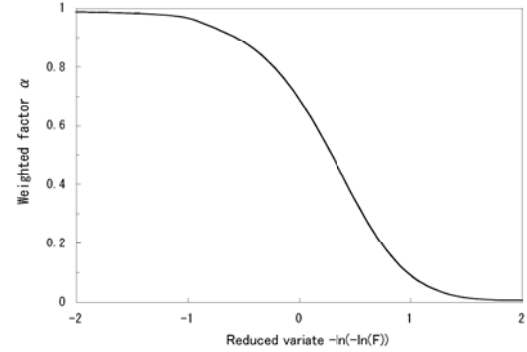


図18 重み α の再現期間による変化 (Variation of weighted factor α with return periods)

表4に不確かさを考慮しない場合と $1\sigma_C$ 考慮した場合の50年再現期待値を示す。不確かさを考慮しない場合のモンテカルロシミュレーションによる年最大風速の50年再現期待値は48.1m/sであるのに対し、13年間の風観測データにより推定された50年再現期待値は45.8m/sである。このことから、不確かさを考慮しない場合に、10年程度の風観測データにより推定された極値風速が過小評価されていることが分かる。一方、不確かさを考慮した場合、13年間の風観測データによる極値風速は51.5m/sとなり、モンテカルロシミュレーションにより求めた極値風速の49.9m/sとほぼ同じ値となる。

極値風速の評価に不確かさを取り入れる必要があるかどうかは荷重評価に用いる部分安全係数に関係する。IEC 61400-1の部分安全係数を導出する際には極値風速変動係数10%を仮定した¹⁷⁾。モンテカルロシミュレーションにより極値風速を評価する場合にはその変動係数が10%以下であり、不確かさを考慮する必要がないが、10年間程度の風観測データにより極値風速を推定する場合の変動係数は10%を超えているため、不確かさを考慮しないと、極値風速が過小評価される。

表4 MCP法とMCS法により求めた極値風速の50年再現期待値の比較 (Comparison of 50-year recurrence wind speeds by MCP and MCS Methods)

Extreme wind speed	MCP	MCS
u_C	45.8 m/s	48.1 m/s
$\hat{u}_C$	51.5 m/s	49.9 m/s

5. まとめ

本研究では、モンテカルロシミュレーションおよび MCP 法により混合気候における極値風速の予測を行い、風観測データと比較することにより、その予測精度を評価した。また風速の観測年数並びにモンテカルロシミュレーションに用いる気圧の観測年数が極値風速の不確かさに与える影響を定量的に評価すると共に、温帯低気圧および熱帯低気圧の不確かさを考慮した年最大風速の 50 年再現期待値の評価手法を提案した。本研究から以下の結論を得た。

- 1) 温帯低気圧の風観測データから求めたガンベル分布は、温帯低気圧に起因する年最大風速の観測値をよく再現しているが、熱帯低気圧の風観測データから求めた混合確率分布は、熱帯低気圧の観測値を過小評価している。混合気候では 10 年間程度の風観測データに基づき、MCP 法より推定した極値風速の 50 年再現期待値が過小評価される可能性があることを示した。
- 2) モンテカルロシミュレーション手法により求めた熱帯低気圧の年最大風速の確率分布は、熱帯低気圧の観測値をよく再現し、混合気候における極値風速の 50 年再現期待値の推定には MCS 法を用いる必要があることを示した。
- 3) 年最大風速の 50 年再現期待値の不確かさをガンベル理論により評価した。観測期間が同じ場合には、温帯低気圧に比べ、熱帯低気圧による年最大風速の不確かさが高いことが分かった。
- 4) モンテカルロシミュレーション手法により求めた 50 年再現期待値の不確かさにシミュレーション期間および熱帯気圧の観測期間が与える影響を定量的に評価した。熱帯気圧のモンテカルロシミュレーションの不確かさにおいては、シミュレーション期間に起因する不確かさに比べ、熱帯気圧の観測データに起因する不確かさが支配的であることが分かった。

謝辞

本研究の一部は、独立行政法人新エネルギー・産業技術総合開発機構(NEDO)の委託業務で得られた研究成果である。ここに関係者の皆様に感謝の意を表する。

参考文献

- 1) IEC 61400-1, "Wind turbines-Part 1 Design requirements", Ed.3, (2005)
- 2) Gomes, L. and Vickery, B. J., "Extreme wind speeds in mixed

climates", J. Wind Eng. Indust. Aerodyn., 2, pp.331-334, (1978)

- 3) Georgiou, P. N., Davenport, A. G. and Vickery, B. J., "Design wind speeds in regions dominated by tropical cyclones", J. Wind Eng. Indust. Aerodyn., 13, pp.139-152, (1983)
- 4) 日本建築学会, 建築物荷重指針・同解説, (2004)
- 5) ASCE 7-98, "Minimum design loads for buildings and other structures", Revision of ANSI/ASCE 7-95, (2000)
- 6) Ishihara, T. and Hibi, K., "Numerical study of turbulent wake flow behind a three-dimensional steep hill, Wind and Structures", Vol.5, No.2-4, pp.317-328, (2002)
- 7) 石原 孟, 山口 敦, 藤野 陽三, 「複雑地形における局所風況の数値予測と大型風洞実験による検証」, 土木学会論文集, No.731/I-63, pp.195-221, (2003)
- 8) 山口 敦, 石原 孟, 藤野 陽三, 「力学統計的局所化による新しい風況予測手法の提案と実測による検証」, 土木学会論文集 A, Vol.62, No.1, pp.110-125, (2006)
- 9) DNV/Risø, "Guidelines for Design of Wind Turbines", 2nd Ed., (2002)
- 10) Ishihara, T., Siang, K. K., Leong, C. C. and Fujino, Y., "Wind field model and mixed probability distribution function for typhoon simulation", The Sixth Asia-Pacific Conference on Wind Engineering, pp.412-426, (2005)
- 11) Schloemer, R. W., "Analysis and synthesis of hurricane wind patterns over Lake Okeechobee", Florida. Hydrometeorological Report, No.31, (1954)
- 12) Vickery, P. J. and Twisdale, L. A., "Prediction of hurricane wind speeds in the United States, Journal of Structural Engineering", ASCE, 121(11), pp.1691-1699, (1995)
- 13) ISO4354, Wind actions on structures, (1997)
- 14) 松井 正宏, 石原 孟, 日比 一喜, 「実測と台風モデルの平均化時間の違いを考慮した台風シミュレーションによる年最大風速の予測手法」, 日本建築学会構造系論文集, 第 506 号, pp.67-74, (1998)
- 15) Yasui, H., Ohkuma, T., Marukawa, H. and Katagiri, J., "Study on evaluation time in typhoon simulation based on Monte Carlo method", J. Wind Eng. Indust. Aerodyn., 90, pp.1529-1540, (2002)
- 16) 山口 敦, メルヴィン ブランコ ソロモン, 石原 孟, 「極値風速予測のための風速の平均化時間に関する研究」, 第 33 回風力エネルギー利用シンポジウム, pp.171-174, (2011)
- 17) Tarp-Johansen, N.J., Madsen, P.H., Frandsen, S.T., "Partial safety factors for extreme load effects in wind turbines", Riso report R-1319 (EN), (2002)