



特 集



構造物の設計風速の評価手法と実務への応用

風力発電設備における設計風速評価の現状 Practice of Design Wind Speed Prediction for Wind Turbines

石原 孟*

Takeshi ISHIHARA

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50年再現期待値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IEC61400-1第3版¹⁾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50年再現期待値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(2015)⁴⁾、ASCE(2000)⁵⁾等の指針に用いられている。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た。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による予測の不確かさについて定量的に

評価した例は少ない。最近、石原と山口(2012)⁶⁾は、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し、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を可能にした。

風力発電設備の設計風速を評価する際には建設地点の自然環境を考慮することが重要である。建設地点の地形が平坦な場合における設計風速は、建築基準法に示す基準風速(10分間平均風速の50年再現期待値)を用いることができる。一方、建設地点の地形の影響を受ける場合には地形による平均風速の割増係数を数値流体解析により評価する必要がある。台風のモンテカルロシミュレーションを利用すれば、風向特性を考慮した平均風速の割増係数の評価(菊地と石原, 2010)⁷⁾が可能であり、平均風速の割増係数評価の合理化に繋がる。風向特性を考慮した設計風速の評価手法は風力発電設備の耐風設計で用いられている。

本稿では土木学会発行の風力発電設備支持物構造設計・同解説2010年版⁸⁾に用いられている設計風速の評価手法および国際基準IEC61400-1の第4版に提案した台風のモンテカルロシミュレーション⁹⁾を利用した設計風速の評価手法について説明するとともに、風力発電設備に作用する風荷重の部分安全係数に関する考え方および風力発電設備の設計風速評価についての新しい取り組みについて紹介する。

* 東京大学大学院工学系研究科 社会基盤学専攻 教授
Professor, Department of Civil Engineering, The University of Tokyo

2. 基準風速マップに基づく設計風速の評価

風力発電設備の設計風速を評価するには、図1に示す設計基準風速の分布を用いることができる。建築基準法（平成12年告示1454号）の基準風速の値は30m/s～46m/sの間にあり、市町村別に定められている。この設計基準風速は平坦な地形上（粗度区分II，高さ10m）における10分間平均風速の50年再現期待値を表している。

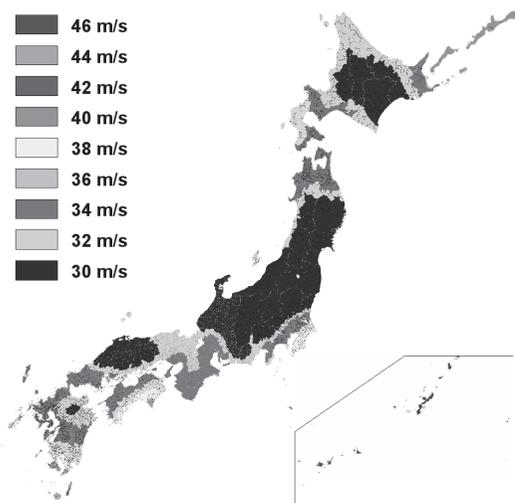


図1 基準風速の分布

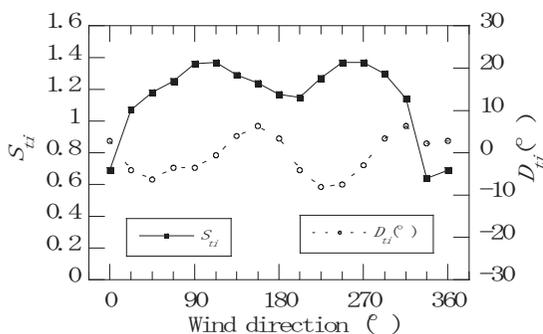


図2 風向別平均風速の割増係数（室戸岬）

建設地点の地形が平坦な場合には、設計風速は基準風速をベースに地表面粗度、ハブ高さを考慮して評価することができるが、一方、建設地点の地形が急峻な場合には設計風速を解析的に求めることが困難であるが、気流解析により、地形や地表面粗度を考慮した平均風速の割増係数を求め、山岳地帯における設計風速を評価することが可能である。図2には数値解析により複雑地形上の風速の割増係数を求めた一例を示す。このケースでは70mの高さでも風速の割増係数が1.37

に達していることが分かる。風圧力は風速の2乗に比例することから、風速の割増係数を正確に評価することは風力発電設備の耐風安全性を考える上で極めて重要である。風車は風況のよい地点に建設され、台風時には周辺地域よりも強い風が吹くことが多い。風車を建設する際に設置地点での設計風速の評価を誤ると、台風時に大きな被害を受ける可能性がある。

一方、日本では年最大風速の50年再現期待値が台風によって支配される。台風シミュレーション⁹⁾により年最大風速を求めることにより、台風時の風向特性と地形による平均風速の割増係数を同時に考慮することができ、風向特性を考慮した地形による平均風速の割増係数評価手法を用いることもできる。図3には、台風シミュレーションから求めた地形による平均風速の割増係数の一例を示す。図中の細い点線が平坦地形上の年最大風速の非超過確率、太い実線が実地形上の年最大風速の非超過確率、プロットは台風による年最大風速の観測値である。実地形上の年最大風速の50年再現期待値と平坦地形上の年最大風速の50年再現期待値との比から求めた割増係数は1.29である。このように、台風時の風向特性を考慮することにより、平均風速の割増係数が低減することが分かる。

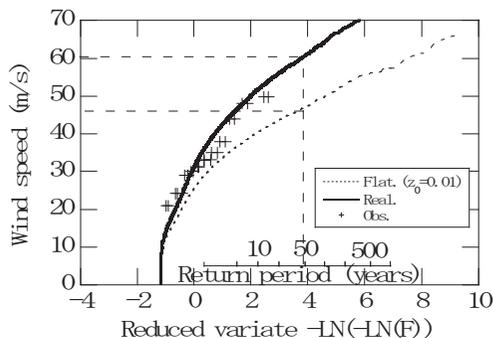


図3 台風シミュレーションから求めた地形による平均風速の割増係数（室戸岬）

3. モンテカルロシミュレーションに基づく設計風速の評価

洋上には基準風速マップが存在しないため、洋上風力発電所を建設する際の設計風速の評価が問題になる。モンテカルロシミュレーションに基づき、年最大風速の50年期待値を評価できるとともに、長期間のシミュレーションができるため、従来の風観測に基づく評価に比べ、不確かさが低いことも期待される。

以下、石原と山口（2012）⁹⁾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、洋上風力発電所の建設地点における設計風速評価の結果を示す。

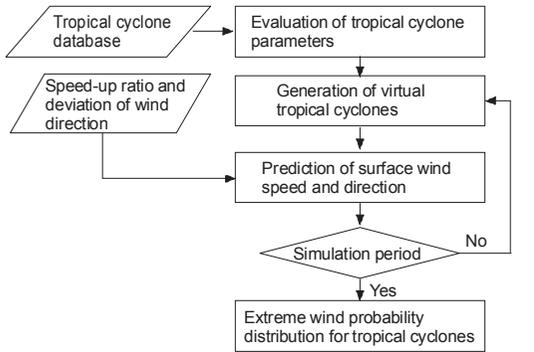


図 4 熱帯低気圧のモンテカルロシミュレーションのフロー

図 4 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。

図 5 には本稿が対象とする洋上風力発電所の位置を示す。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。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洋上風力発電所の対象地点に変換し、台風シミュレーションの結果との比較に使用した。

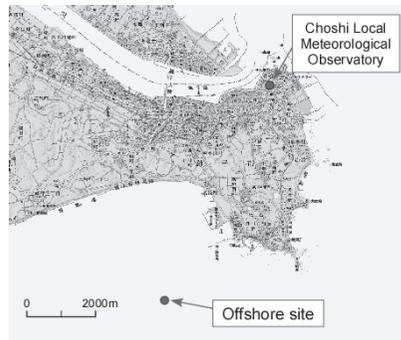


図 5 洋上風力発電所の場所

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

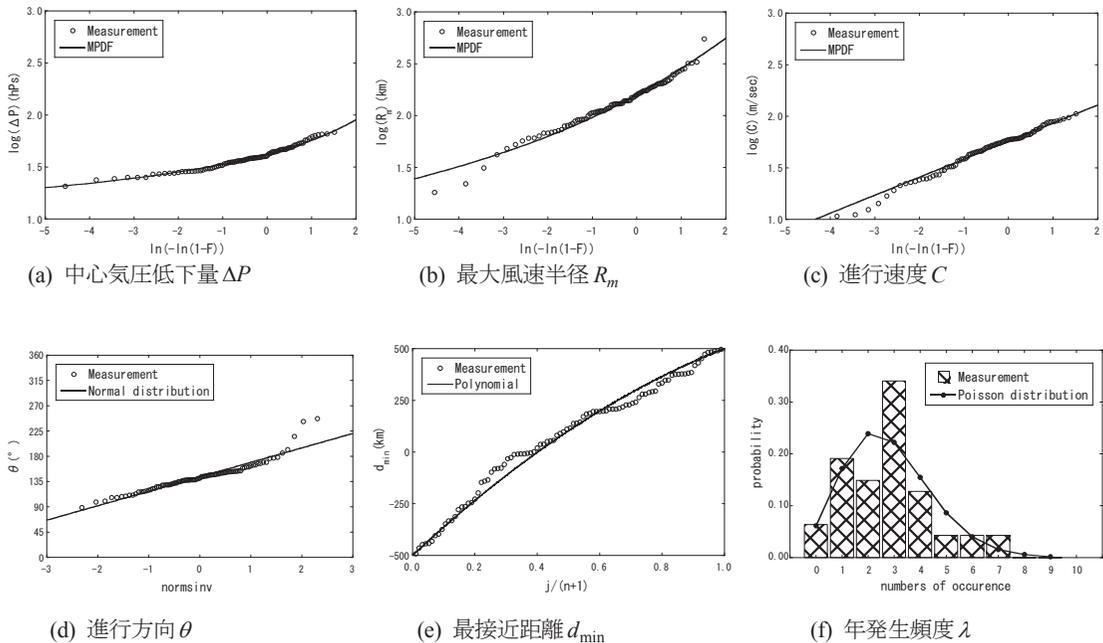


図 6 熱帯低気圧の各パラメータの確率密度関数と観測データとの比較

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Schloemer⁹⁾により提案された気圧場モデルにより求める。

$$\frac{p(r) - p_c}{p_\infty - p_c} = \exp\left(-\frac{R_m}{r}\right) \quad (1)$$

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。

熱帯低気圧の5つのパラメータと発生頻度を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 Twisdale¹¹⁾、 d_{\min} は二次関数、 λ はポアソン分布によって近似する。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 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。

$$x^T = \{\ln(\Delta p), \ln(R_m), \ln(C), \theta, d_{\min}\} \quad (2)$$

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。

$$[S - \lambda^{(k)}E]\Phi^{(k)} = 0 \quad (3)$$

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

表1 熱帯低気圧の各パラメータの確率密度関数

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	$\lambda(x) = \frac{\lambda_m^x \exp(-\lambda_m)}{x!}$	$\lambda_m = 2.787$

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。

$$x_i = [\Phi^{(1)} \quad \Phi^{(2)} \quad \dots \quad \Phi^{(5)}]^{-1} z_i \quad (4)$$

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6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2 熱帯低気圧パラメータの観測値の相関係数

	$\ln(\Delta p)$	$\ln(R_m)$	$\ln(C)$	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

表3 熱帯低気圧パラメータの予測値の相関係数

	$\ln(\Delta p)$	$\ln(R_m)$	$\ln(C)$	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。

$$v_{rg} = 0 \quad (5)$$

$$v_{\theta g} = \frac{C \sin \theta - fr}{2} + \sqrt{\left(\frac{C \sin \theta - fr}{2}\right)^2 + \frac{r}{\rho} \frac{\partial p}{\partial r}} \quad (6)$$

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7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。

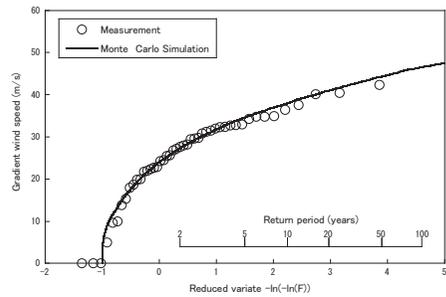


図7 銚子気象台地点における傾度風の年最大値の予測値と観測値との比較

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。

$$u_i = u_F \times S_i \quad (7)$$

$$\theta_i = \theta_F + D_i \quad (8)$$

ここで、 u_i と θ_i 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_i と風向偏角 D_i は気流解析により求めた。

一様粗度の平坦地形上で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⁾。

$$u(z) = u_g \left(\frac{z}{z_g} \right)^{\alpha_u} \quad (9)$$

$$\gamma(z) = \gamma_s \left(1.0 - 0.4 \frac{z}{z_g} \right)^{1.1} \quad (10)$$

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。

$$\alpha_u = 0.27 + 0.09 \log(z_0) + 0.018 \log^2(z_0) + 0.0016 \log^3(z_0) \quad (11)$$

$$z_g = 0.052 \frac{u_g}{f_\lambda} (\log Ro_\lambda)^{-1.45} \quad (12)$$

$$\gamma_s = (69 + 100\xi) (\log Ro_\lambda)^{-1.13} \quad (13)$$

$$f_\lambda = \left(\frac{\partial v_{\theta g}}{\partial r} + \frac{v_{\theta g}}{r} + f \right)^{1/2} \left(2 \frac{v_{\theta g}}{r} + f \right)^{1/2} \quad (14)$$

$$\xi = \left(2 \frac{v_{\theta g}}{r} + f \right)^{1/2} \left/ \left(\frac{\partial v_{\theta g}}{\partial r} + \frac{v_{\theta g}}{r} + f \right)^{1/2} \right. \quad (15)$$

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、ISO4354¹²⁾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^{13), 14)}により求めた風速の風速比と風向偏角を用いて式(7)と式(8)により算出した。

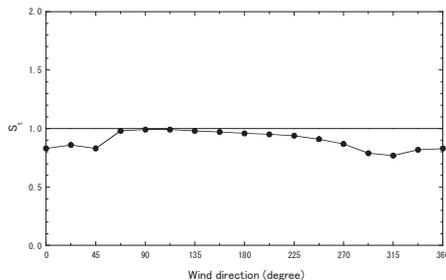


図8 平均風速の風速比の風向による変化

図8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。

3.4 極値風速の評価

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^{15, 16)}。極値風の10分平均風速を推定する際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.¹⁶⁾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。

$$\sigma_a = 0.1 \times u_T \quad (16)$$

比例定数0.1はYasui et al.¹⁶⁾により提案された値である。図9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。

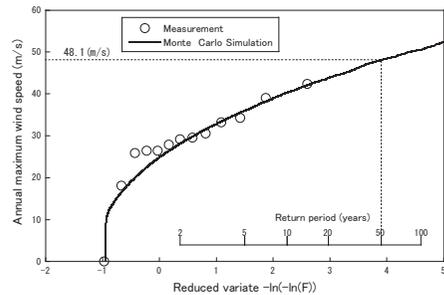


図9 熱帯低気圧の年最大風速の予測値と観測値との比較

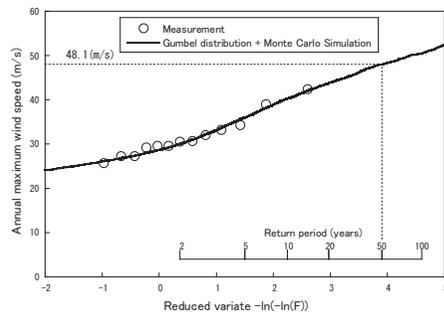


図10 MCS法により求めた混合気候における極値風速の予測値と観測値との比較

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。

$$F_C(u_C) = F_E(u_E) \times F_T(u_T) \quad (17)$$

図 10 には、式(17)を用いて求めた混合確率分布を実線で示す。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ことが分かる。

3. 5 不確かさの評価

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。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。

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。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。

$$\sigma_u^2 = \frac{\sigma_N^2}{N} \left[1 + 0.885(y - \gamma) + 0.6687(y - \gamma)^2 \right] \quad (18)$$

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。

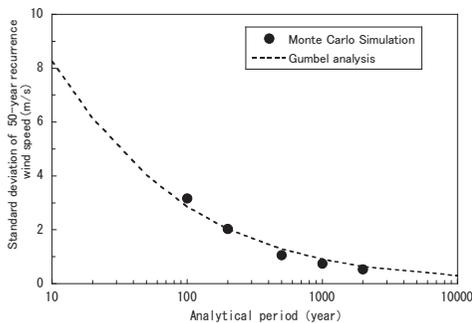


図 11 ガンベル理論とモンテカルロシミュレーションにより求めた 50 年再現期待値の標準偏差の比較

図 11 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。

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 12 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。

$$\gamma_p = 0.003 \exp(-0.1(N - 25)) + 0.03, N \geq 10 \quad (19)$$

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、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。

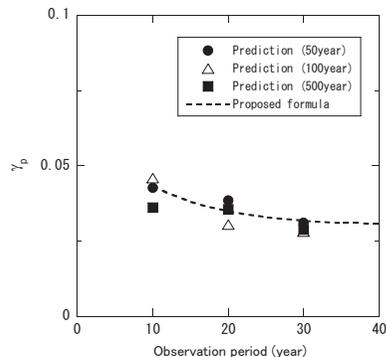


図 12 年最大風速の 50 年再現期待値の変動係数と熱帯低気圧の観測年数との関係

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。

$$\sigma_T = \sqrt{\sigma_u^2 + 2\beta\sigma_u\sigma_p + \sigma_p^2} \quad (20)$$

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。

$$\sigma_T = \sigma_u + \sigma_p = \sigma_u + \gamma_p u_T \quad (21)$$

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ことは文献6に示されている。

4. まとめ

本稿では、基準風速マップに基づく設計風速の評価手法およびモンテカルロシミュレーションに基づく設計風速の評価手法を説明し、その有効性を実例で示した。またモンテカルロシミュレーションによる予測の不確かさについて、モンテカルロシミュレーションの解析年数および気圧の観測年数が極値風速の不確かさに与える影響を示すとともに、温帯低気圧および熱帯低気圧を考慮した年最大風速の50年再現期待値の評価結果を示した。

風力発電設備に作用する風荷重を評価する際には部分安全係数が用いられている¹⁾。風車のヨー制御(風向に対する追従)およびブレードのピッチ制御が正常に働いている正常時(Normal)の部分安全係数は1.35とし、これらの制御が正常に働かない異常時(Abnormal)の部分安全係数は1.1として定められている。これらの部分安全係数は信頼性理論に基づき、風荷重の評価式にある設計風速、空気力係数、ガストファクター等の変数に含まれる不確かさに基づき、算出されている¹⁷⁾。現在改定中のIEC61400-1第4版では熱帯低気圧の影響を強く受ける地域において年最大風速の変動係数を考慮した部分安全係数を定めている。

風力発電設備に作用する風荷重は風車の制御によっても大きく変化する。バッテリーを備えた風車も提案されており、強風の持続時間やバッテリーの容量等についてもモンテカルロシミュレーションに基づき決定することが可能であり、本報で示した設計風速の評価手法は今後さらに広く使われることが期待される。

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, (2015)
- 5) ASCE 7-98, "Minimum design loads for buildings and other structures", Revision of ANSI/ASCE 7-95, (2000)
- 6) 石原 孟, 山口 敦, 「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」, 日本風工学会論文集, Vol.37, No.3, pp.105-116, (2012.)
- 7) 菊地 由佳, 石原 孟, 「台風時の風向特性と複雑地形の増速特性を考慮した風速割増係数の評価手法の提案」, 第21回風工学シンポジウム論文集, pp.31-36, (2010)
- 8) 土木学会, 風力発電設備支持物構造設計指針・同解説【2010年版】, (2010)
- 9) Schloemer, R. W., "Analysis and synthesis of hurricane wind patterns over Lake Okeechobee", Florida. Hydrometeorological Report, No.31, (1954)
- 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) 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)
- 12) ISO4354, Wind actions on structures, (1997)
- 13) 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)
- 14) 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)
- 15) 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)
- 16) 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)
- 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)