

淡路島洲本における日最大風速を対象とした模擬時系列の作成

法政大学 正会員 北川徹哉

1. はじめに 本研究においては、強風によるリスクの評価に役立てることを念頭に、日最大風速の模擬時系列を作成する。昨年度、そのための前処理として、淡路島洲本での日最大風速の Box-Cox 変換¹⁾による正規過程化を報告した²⁾。本論はその継続検討の内容であり、Box-Cox 変換を介した平均回帰 Ornstein-Uhlenbeck 過程（例えば文献 3））による日最大風速の模擬時系列作成について説明する。

2. シミュレーション方法 淡路島洲本における y 年の日最大風速 $U_y(t)$ を Box-Cox 変換したものを $\hat{U}_y(t)$ とし、まず、 $\hat{U}_y(t)$ の模擬時系列を作成する。 t は 1 月 1 日から数えた日数 ($t = 1 \sim 365$ 日) である。 $\hat{U}_y(t)$ を模擬した波形を $\hat{U}_y^*(t)$ とし、平均回帰 Ornstein-Uhlenbeck 過程の確率微分方程式にあてはめると

$$d\hat{U}_y^*(t) = d\hat{M}_y(t) + \kappa_y (\hat{U}_y^*(t) - \hat{M}_y(t)) dt + \hat{\sigma}_y(t) dB(t) \quad (1)$$

となる。ここで、 $B(t)$ はブラウン運動のランダム変動、 κ_y は平均へ回帰する速度を表す定数である。また、 $\hat{M}_y(t)$ および $\hat{\sigma}_y(t)$ は $\hat{U}_y(t)$ の平均値ならびに標準偏差であり、いずれも t に依存するものとする。

$\hat{M}_y(t)$ については、 $\hat{U}_y(t)$ の低次までのフーリエ級数展開で近似する。図 1 は $y = 2014$ の場合の検討例であり、次数を変えつつ近似の程度を観察し、適当な次数を決定した。この例では、11 次を選択している。また、 t とその前後各々 15 日間の $\hat{U}_y(t)$ より求めた移動分散を、 $\hat{M}_y(t)$ のときと同様に低次までのフーリエ級数展開で表し、その 1/2 乗を $\hat{\sigma}_y(t)$ とした。

$y = 2014$ の場合、図 2 のように次数に応じた近似の度合いを検討し、8 次を選択した。一方、 κ_y は $\hat{U}_y(t) - \hat{M}_y(t)$ に関する AR(1) モデルから求められ、 $y = 1926 \sim 2014$ の各 κ_y は図 3 のように得られた。おおむね、 κ_y は -0.6 から -0.8 の範囲にある。

式(1)を陽的に離散化し、時間発展的に解くことで $\hat{U}_y^*(t)$ がシミュレートされる。最後に、得られた $\hat{U}_y^*(t)$ に Box-Cox 逆変換

$$U_y^*(t) = \begin{cases} \exp\left(\frac{\ln(\lambda \hat{U}_y^*(t) + 1)}{\lambda}\right) & (\lambda \neq 0) \\ \exp(\hat{U}_y^*(t)) & (\lambda = 0) \end{cases} \quad (2)$$

を適用することで、 $U_y(t)$ を模擬した波形 $U_y^*(t)$ が得られる。式(2)の λ には $U_y(t) \rightarrow \hat{U}_y(t)$ の変換に用いたものと同じ値 λ_y を用いる。なお、文献 2) において、 $y = 1926 \sim 2014$ の各 λ_y を最尤法により求めている。

3. 模擬時系列の特性 式(1)により作成された $\hat{U}_{2014}^*(t)$ の一例を図 4 に示す。比較のため、 $\hat{U}_{2014}(t)$ も点線であわせて示している。 $\hat{U}_{2014}^*(t)$ は $\hat{U}_{2014}(t)$ と同様に平均付近を中心としてほぼ対称な変動となつて

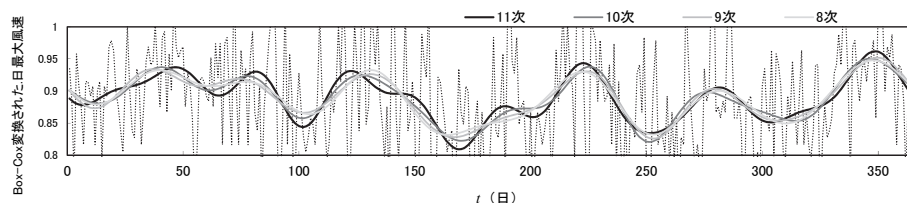


図 1 8～11 次までのフーリエ級数展開による $\hat{M}_{2014}(t)$ の近似（点線は $\hat{U}_{2014}(t)$ の拡大）

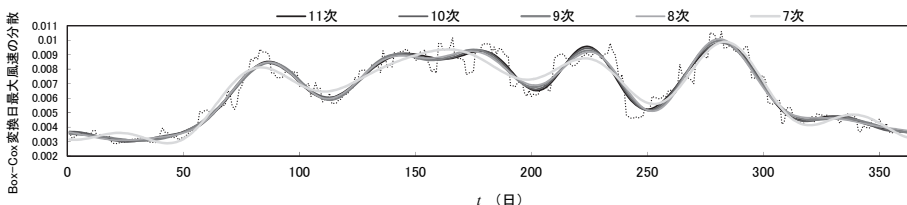


図 2 7～11 次までのフーリエ級数展開による $\hat{\sigma}_{2014}(t)^2$ の近似（点線は $\hat{U}_{2014}(t)$ の移動分散）

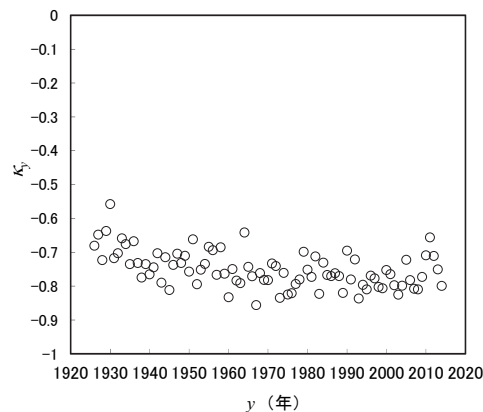


図 3 κ_y の値

Box-Cox 変換, Ornstein-Uhlenbeck 過程, 日最大風速, 模擬時系列

〒102-8160 東京都千代田区富士見 2-17-1 電話: 03-3264-4921 FAX: 03-3264-9663

いる. また, 図4のヒストグラム(図5)も $\hat{U}_{2014}^*(t)$ がほぼ対称な変動であることを示しており, また, 正規分布に近い分布となっている. 一方, 式(1)の $B(t)$ には乱数を用いるため, シミュレーションごとに異なる $\hat{U}_y^*(t)$ が得られる. 図6は200回のシミュレーションにより得られた $\hat{U}_{2014}^*(t)$ の平均値と標準偏差の分布である. 模擬対象の $\hat{U}_{2014}(t)$ のプロット(Δ のマーカー)を囲むように, $\hat{U}_{2014}^*(t)$ の平均値は0.87~0.905の範囲に, 標準偏差は0.08~0.1の範囲に分布している. また, $\hat{U}_{2014}^*(t)$ の標準偏差/平均値に対する最大値/平均値のプロットを図7に示す. やや右上がりにばらついており, 標準偏差が大きいほど最大値も大きくなる傾向がある.

図4の $\hat{U}_{2014}^*(t)$ にBox-Cox逆変換を適用して得られた模擬日最大風速 $U_{2014}^*(t)$ を図8に示す. また, 模擬対象 $U_{2014}(t)$ もあわせて示している. この例では, $U_{2014}^*(t)$ は $U_{2014}(t)$ と似た波形となっている. しかしながら上述したように, 本手法では乱数を用いることからシミュレーションごとに $\hat{U}_y^*(t)$ は異なり, それらのBox-Cox逆変換である $U_y^*(t)$ も互いに異なる. 図9も $U_{2014}^*(t)$ の一例であり, 春季に間欠的に高い風速を示しているが, 夏季にはそれがない. この特性は模擬対象の $U_{2014}(t)$ とは逆ではあるが, 非現実的というわけではなく, 例えば図10に示すように, 観測年によっては夏季よりも春季の方が高い風速が発生したことがある.

参考文献 1) G. E. P. Box and D. R. Cox: An analysis of transformations, *Journal of Royal Statistical Society, Series B*, Vol. 26, No. 2, pp. 211-252, 1964. 2) 北川徹哉: 淡路島洲本における日最大風速データの正規分布への変換, 土木学会第70回年次学術講演会講演概要集 I-587, 2015. 3) Dornier, F. and Queruel, M.: Caution to the wind, Risk and Energy Power Risk Management Special Report, *Weather Risk*, pp. 30-32, 2000.

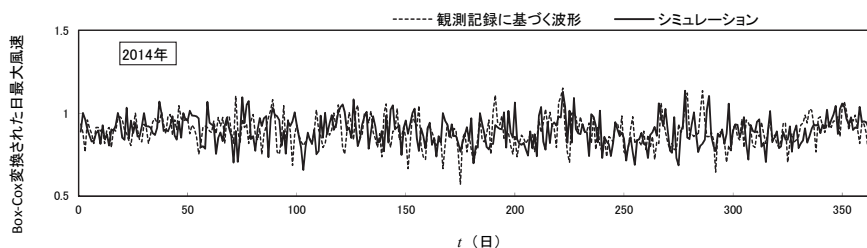


図4 シミュレーションにより得られた $\hat{U}_{2014}^*(t)$ の一例

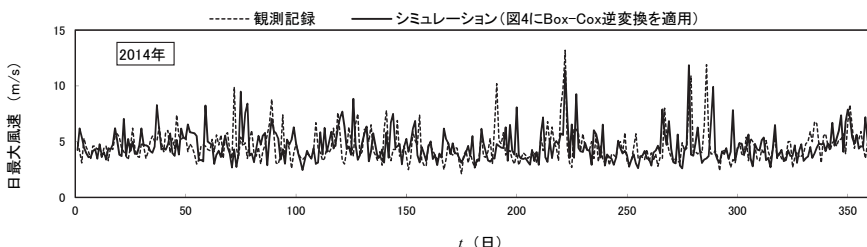


図8 シミュレーションにより得られた $U_{2014}^*(t)$ の一例
(図4の $\hat{U}_{2014}^*(t)$ にBox-Cox逆変換を適用した結果)

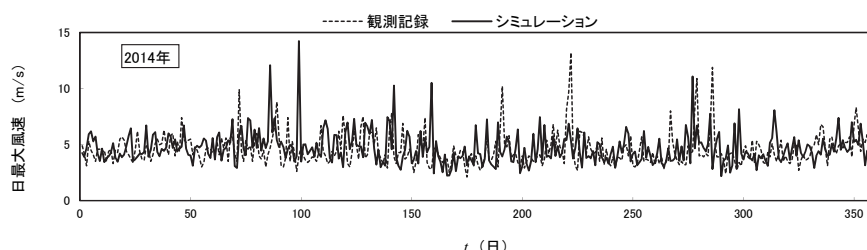


図9 春季の風速が夏季よりも大きく現れた $U_{2014}^*(t)$ の例

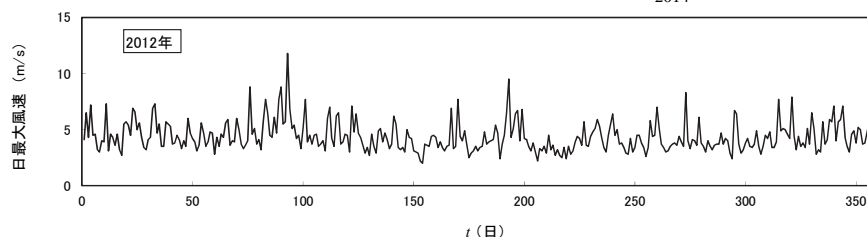


図10 春季の風速が夏季よりもやや大きかった観測記録の例 ($U_{2012}(t)$)

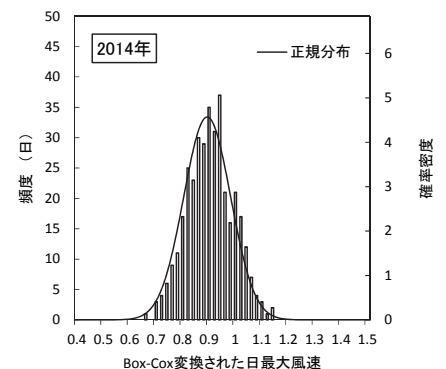


図5 図4の $\hat{U}_{2014}^*(t)$ のヒストグラム

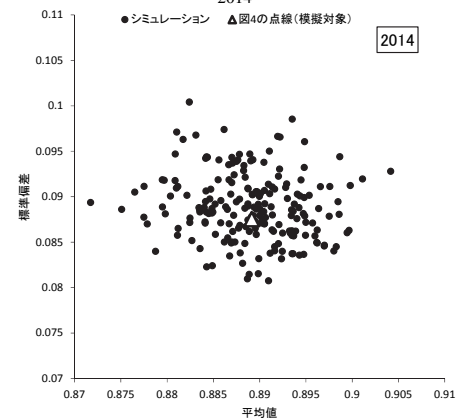


図6 200個の $\hat{U}_{2014}^*(t)$ の平均値と標準偏差

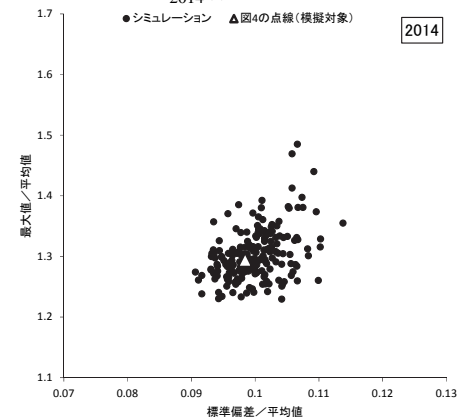


図7 200個の $\hat{U}_{2014}^*(t)$ の標準偏差/平均値と最大値/平均値