

徳島大学工学部 正員 端野 道夫
(株)岸田石材 正員○岸田 学

1. まえがき

地球温暖化に伴う台風の諸特性の変化が注目されている。本報では確率統計的方法でこれを究明する。日本上陸台風の個数と強さ(中心気圧深度)の経年変動を、周期成分と自己励起型成分の和の指数をとってモデル化し、将来の台風のシミュレーションを行い、将来の台風の強さの非定常年最大値分布を示す。また、大阪における高潮と台風性降雨の非定常同時年最大値分布の評価法についても提示する。

2. 理論

1) 日本上陸台風の個数と強さの経年変動のモデル化¹⁾ 個数については、(1)式のポアソン分布のパラ

メータ Λ_t に経年変動を考慮する(2)式のモデルを用いる。ここで、 N , M はパラメータ数、 λ , k_j , θ_j , α_k , β はパラメータ、 T_j は周期年数、 t_i は台風上陸時刻、 y_i は中心気圧 P_i を(3)式で基準化したものである。(2)式の細線は周期的変動を考慮する周期成分であり、太線は過去の台風の履歴を考慮する自己励起型成分である。非負条件を考慮してこれらの和の指数をとる。強さについては、(4)式のベータ分布のパラメータ B_i に(2)式と同様のモデルを用いる。もう一つのパラメータ A については実データの積率より計算される値に固定する。

$$P_r[N_{t_i, t_i+1} = n] = (n!)^{-1} \left[\int_{t_i}^{t_i+1} \Lambda_s ds \right]^n \exp \left[- \int_{t_i}^{t_i+1} \Lambda_s ds \right] \quad (1)$$

$$\Lambda_t = \lambda \exp \left[\sum_{j=1}^M k_j \sin \left(\frac{2\pi}{T_j} t + \theta_j \right) + \sum_{i=1}^M \sum_{k=0}^{\infty} \alpha_k (t - t_i)^k \exp \left[-\beta (t - t_i) \right] y_i \right] \quad (2)$$

$$y_i = \frac{P_{\max} - P_i}{P_{\max} - P_{\min}} \quad (3)$$

$$h_i(y) = \frac{\Gamma(A+B_i)}{\Gamma(A)\Gamma(B_i)} y^{A-1} (1-y)^{B_i-1} \quad (0 \leq y \leq 1) \quad (4)$$

$$P_r[X(t) \leq y] = \exp \left\{ - \int_{t_i}^{t_i+1} [1 - H_i(y)] \Lambda_s ds \right\} \quad (5)$$

$$H_i(y) = \int_0^y h_i(y) dy \quad (6)$$

$$P_r[X_s(t) \leq x, X_r(t) \leq z] = \exp \left\{ - \int_{t_i}^{t_i+1} [1 - F_w(x, z)] \Lambda_s \varepsilon_w ds \right\} \cdot \exp \left\{ - \int_{t_i}^{t_i+1} [1 - F_E(x, z)] \Lambda_s \varepsilon_E ds \right\} \quad (7)$$

$$f(x, z) = f(x) f(z) \left\{ \frac{1 + \rho_{xz} (x - \mu_x) (z - \mu_z)}{\sigma_x \sigma_z} \right\} \quad (8)$$

2) 台風の強さの非定常年最大値分布²⁾

台風の強さの非定常年最大値分布は(5)式のように定式化される。

3) 大阪における高潮と台風性降雨の非定常同時年最大値分布 高潮と台風性降雨の非定常同時年最大値分布は(7)式のように定式化する。ここで、 ε_w , ε_E はそれぞれ日本上陸台風の個数 Λ_t に対する西側、東側通過台風によって高潮と台風性降雨の生起する割合、 $F_w(x, z)$, $F_E(x, z)$ はそれぞれ西側、東側通過台風に対する高潮と台風性降雨の2変数同時確率分布で、その密度関数は(8)式を用いる。ここで、 ρ_{xz} は相互相関係数、 μ_x , μ_z は平均、 σ_x , σ_z は標準偏差、 $f(x)$, $f(z)$ はそれぞれ高潮、台風性降雨の周辺確率密度関数で3母数ガンマ分布を用いる。

3. 結果

1) 最適モデル パラメータの同定には最尤法を評価基

準にはAIC基準を用いた。有意周期成分は、個数については0.5年、1年、39年、強さについては0.5年、19年、86年となった。また、自己励起型成分は、個数については0次、強さについては無いモデルが最適モデルとなった。

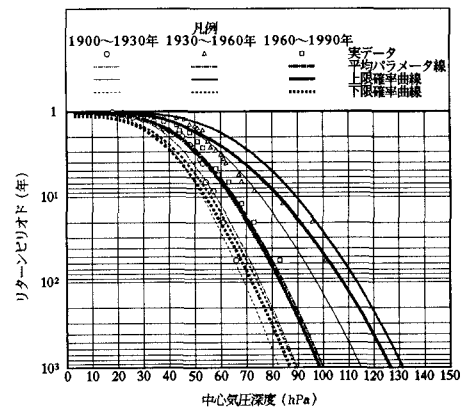


図1 台風の強さの非定常年最大値分布

2) 台風の強さの非定常年最大値分布 日本上陸台風の個数、強さそれぞれの最適モデルを用いて(5)式により台風の中心気圧の非定常年最大値分布を1900～1930年間、1930～1960年間、1960～1990年間の3期間で求め、図化した結果を図1に示す。ここで、1点鎖線は各期間の平均パラメータを用いて求めた年最大値分布であり、実線は(5)式で1年ごとに積分を行って求めた分布の上限確率曲線で、点線は1年ごとの平均パラメータを用いて求めた分布の下限確率曲線である。同じ期間の実測値をプロットした結果、全体として確率分布が良く一致していることがわかる。1900～1930年間は分布の変動幅が比較的小さい。一方、1930～1960年間は3期間の内最も変動が大きく実測値も平均パラメータによる分布から外れ非定常性の強い期間と言える。1960～1990年間はその変動も大きさも前2つの期間の中間になっている。

次に、10回のシミュレーションデータを用い1990～2020年間の非定常年最大値分布を求め、その上、下限確率曲線とシミュレーションデータを合わせて図2に示す。1990～2020年間の年最大値分布は1960～1990年間と比較すると小さくなっており、変動幅も狭くなっているようである。

3) 大阪における高潮と台風性降雨の非定常同時年最大値分布 最適モデルを用いて(7)式により高潮と台風性降雨の非定常同時年最大値分布を求め、 Λ_t の経年変動による200年確率の変動域を図3に示す。ここで、平均パラメータ線は Λ_t に1900～1991年間の平均値を用いたもので、上、下限確率曲線は等確率線の上限、下限である。これから主だった台風は200年確率程度であるといえる。T7916については700年確率と計算された。

次に、10回のシミュレーションデータを用いて1990～2020年間の非定常同時年最大値を求めた。プロットしてあるデータは1900～1991年間のものである。過去の同時年最大値分布と比較すると若干大きくなる。また、変動幅についてはほとんど変化がない。

4. あとがき

日本上陸台風の個数と強さの経年変動をモデル化し、台風の強さの非定常年最大値分布を定式化した。また、大阪における高潮と台風性降雨について、大阪湾の西側、東側を台風が通過した場合の特性の違いに注目した非定常同時年最大値分布の評価法を開発した。

【参考文献】 1) 尾形良彦：事象発生因果解析，数理科学，No.213，1981。

2) Michel North：Time-Dependent Stochastic Model of Floods，J.of HY，ASCE，1980。

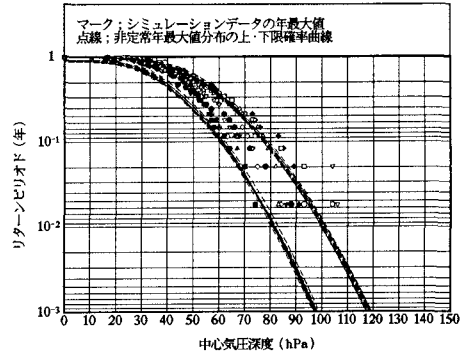


図2 シミュレーションデータによる
台風の強さの非定常年最大値分布

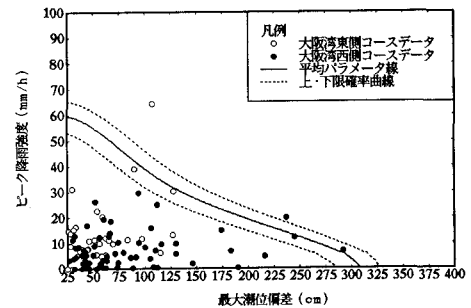


図3 高潮と台風性降雨の200年確率線

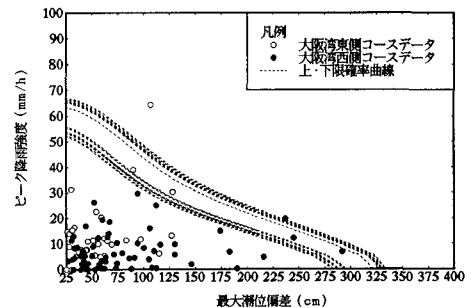


図4 シミュレーションデータによる
高潮と台風性降雨の200年確率線