

確率的台風モデルを用いた台風性降雨と高潮のシミュレーション Simulation of Storm Surge and Rainfall Using a Stochastic Typhoon Model

徳島大学工学部 正員 端野道夫
徳島大学大学院 学生員 桑田康雄

1. は し が き

都市河川・感潮区間における台風来襲時の高潮と洪水の同時生起性評価に関する研究^{1)~4)}として、本論文では、台風中心気圧、進行方向、進行速度の3要素についての確率的台風モデルを構築し、そのモンテカルロ・シミュレーションより得た台風情報を、別途設定された対象地点での降雨、高潮回帰モデルに用い、降雨、高潮の1時間単位時系列をシミュレートする方法を提案する。対象地点として大阪を考え、北緯28°~40°、東経128°~140°の矩形領域を通過した過去約50年間の台風データを確率的台風モデルの構築に用い、大阪管区気象台での降雨データと大阪港での高潮(潮位偏差)データをそれぞれの回帰モデルの構築に用いた。

2. 確率的台風モデル

台風属性のうち、中心気圧 p 、進行方向 θ 、進行速度 c の3要素を東経 x 、北緯 y の関数とし、これら3要素の空間的平均場を2次元Bスプライン関数(絶対スプライン面 S_p 、 S_θ 、 S_c とよぶ)で表現し、台風移動に伴う3要素の1時間当りの変化量 Δp 、 $\Delta \theta$ 、 Δc に関する空間的平均場を2次元Bスプライン関数(相対スプライン面 $S_{\Delta p}$ 、 $S_{\Delta \theta}$ 、 $S_{\Delta c}$ とよぶ)で表現する(図-1、2参照)。

さらに、1時間当りの変化量 Δp 、 $\Delta \theta$ 、 Δc とその平均場である相対スプライン面 $S_{\Delta p}$ 、 $S_{\Delta \theta}$ 、 $S_{\Delta c}$ との差、すなわち残差 Z_p 、 Z_θ 、 Z_c を個々の台風データより求め、時刻 i の残差： $Z_i = (Z_{pi}, Z_{\theta i}, Z_{ci})$ に3次元1次自己回帰モデル： $Z_i = AZ_{i-1} + B\delta_i$ を適用する。ここに、 $\delta_i = (\delta_{pi}, \delta_{\theta i}, \delta_{ci})$ は平均0、分散1のランダム変数であるが、データ解析によれば、図-3に示すような、正規分布よりもかなり尖り度大きい左右対称分布である。

本確率的台風モデルによる台風3要素のモンテカルロ・シミュレーション手順(台風の走らせ方法)の概略を示せば図-4のようであり、

- i) 各月でポアソン乱数を発生させ、台風個数を決める。
- ii) 台風の初期位置(x_0 , y_0)を29°~39°N、129°Eの緯線上および29°N、129°~139°Eの経線上で各月ごとの累積確率分布(図-5参照)に従う乱数発生より求める。
- iii) 初期位置(x_0 , y_0)における台風3要素の平均値を

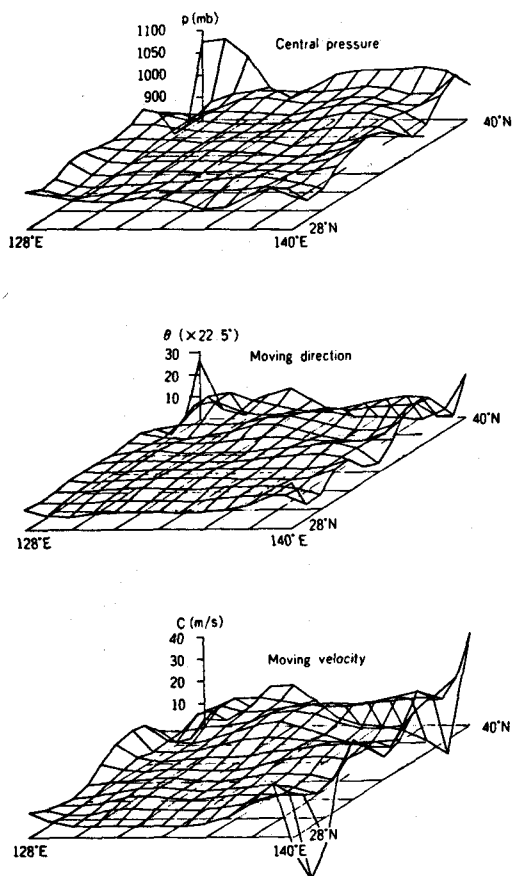


図-1 絶対スプライン面

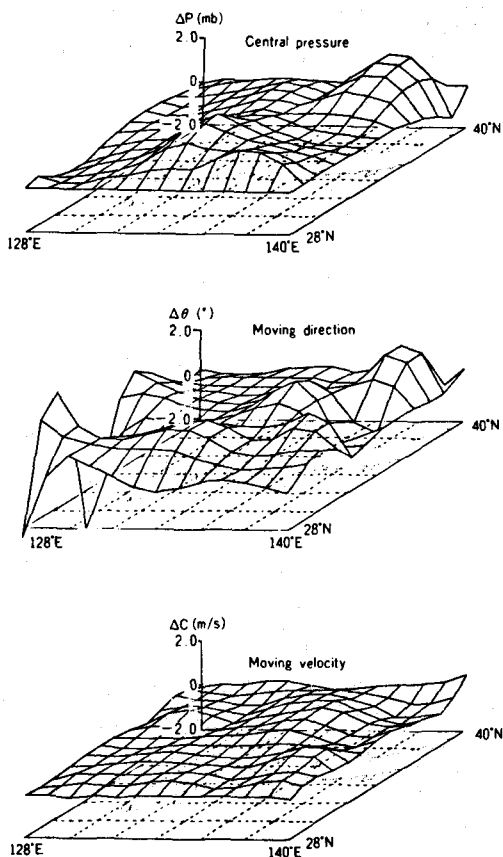


図-2 相対スプライン面

絶対スプライン面を用いて求める。

iv) 各月ごとの台風3要素の残差 ε_p , ε_θ , ε_c を後述の方法のように、相互相関を考慮して乱数発生させ、ステップiii) で求めた値に付加して台風3要素の初期値 p_0 , θ_0 , c_0 が決まる。

v) 時刻 i ($i = 1, 2, 3 \dots$) の台風位置 (x_i , y_i) は時刻 $i-1$ の c_{i-1} , θ_{i-1} , x_{i-1} , y_{i-1} より決まる (図-4 中の α_x , α_y は換算係数)。

vi) 時刻 i の位置 (x_i , y_i) における台風3要素 p_i , θ_i , c_i は相対スプライン面と3次元1次自己回帰モデルより決まる。

vii) 対象領域 ($29 \sim 39^\circ\text{N}$, $129 \sim 139^\circ\text{E}$) 内に台風がある間、ステップv) ~ vi) を繰り返す。

前述のステップiv) における初期位置 (x_0 , y_0) での ε_p , ε_θ , ε_c について、各月ごとのそれぞれの平均: m_{p_j} , m_{θ_j} , m_{c_j} と標準偏差: σ_{p_j} , σ_{θ_j} , σ_{c_j} を用いて規準化変数: t_p , t_θ , t_c に変換すれば次式で、三者の間の相互相関を考慮することができよう。

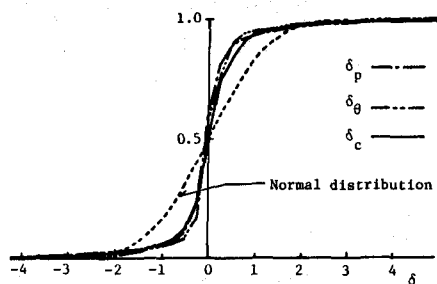


図-3 δ の分布

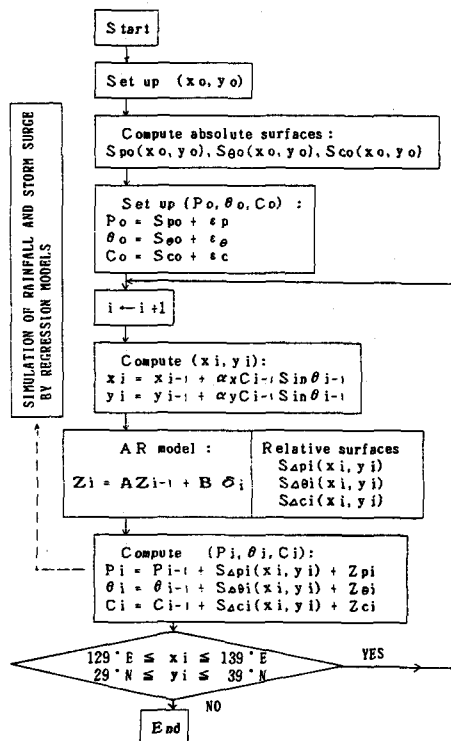


図-4 シミュレーション手順

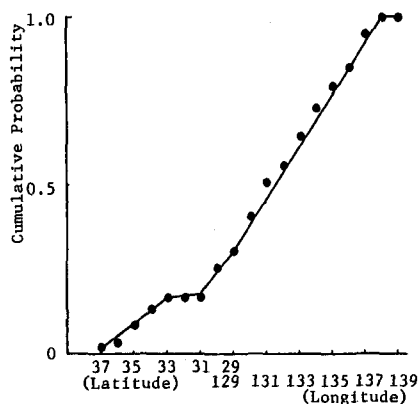


図-5 初期位置の累積分布 (9月)

$$\left. \begin{aligned} t_p &= a_{11}t_\theta + a_{12}t_c + a_{13}\kappa_p \\ t_\theta &= a_{21}t_c + a_{22}t_p + a_{23}\kappa_\theta \\ t_c &= a_{31}t_p + a_{32}t_\theta + a_{33}\kappa_c \end{aligned} \right\} \quad (1)$$

$$a_{i3} = \sqrt{1 - a_{i1}^2 - a_{i2}^2 - 2a_{i1}a_{i2}\rho_i} \quad (i=1,2,3)$$

ここに、 ρ_i ($i=1,2,3$): それぞれ (t_θ, t_c) , (t_c, t_p) , (t_p, t_θ) の相互相関係数、 $\kappa_p, \kappa_\theta, \kappa_c$: それぞれ平均 0, 分散 1 の完全ランダム変数。

(1) 式の完全ランダム変数 $\kappa_p, \kappa_\theta, \kappa_c$ の分布を実データを用いて調べたところ、図-6 のように 3 者とも標準正規分布 $N(0, 1)$ に従うことが明らかとなった。結局、前述の

シミュレーション手順のステップ IV) では、 $N(0, 1)$ 分布に従う正規乱数 $\kappa_p, \kappa_\theta, \kappa_c$ を発生させ、(1) 式の連立方程式を解き、その解: t_p, t_θ, t_c に各月の平均: $m_{pj}, m_{\theta j}, m_{cj}$ と標準偏差: $\sigma_{pj}, \sigma_{\theta j}, \sigma_{cj}$ を用いて、所要の残差 $\varepsilon_p, \varepsilon_\theta, \varepsilon_c$ を決めることにする。なお、これらの $\varepsilon_p, \varepsilon_\theta, \varepsilon_c$ に絶対スプライン面の値: $S_{\Delta p}, S_{\Delta \theta}, S_{\Delta c}$ を付加すれば、台風 3 要素の初期値 p_0, θ_0, c_0 が与えられる訳であるが、 $p_0 < 1008$ (mb), $0 < c_0, \theta_L(x_0, y_0) < \theta_0 < \theta_U(x_0, y_0)$ なる制約条件を満たさない場合は、再度乱数発生を繰り返し、 t_p, t_θ, t_c すなわち p_0, θ_0, c_0 を求め直す。

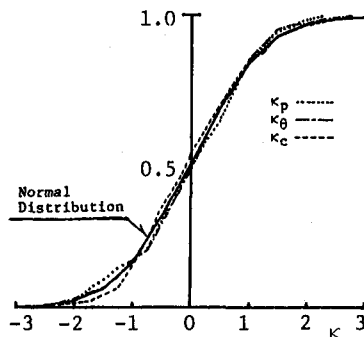


図-6 κ の分布

3. 台風シミュレーション

実測資料の比較的充実している 1941~1980 年の 40 年間に對してシミュレーション期間を 40 年とし、大阪に影響のある 7~10 月の台風を、表-1 に示すように 40 年間 5 組発生させた。大阪を中心とする半径 $D=500, 300, 100$ km の円形領域を通過した台風個数はそれぞれの実測個数と有意な差がないことが検定 (ポアソン分布, F 検定, 有意水準 5%) の結果明らかとなった。なお、実際の台風では消滅したものは勿論のこと、温帯低気圧に変化したものは個数には数えないことにし、台風シミュレーションでは中心気圧が 1013 mb 以上になれば、消滅したと判定した。

表-1

表 - 1		Number of typhoons within			
		Frame: 29- 39°N 129-139°E	Circle with radius: D(km)		
			500	300	100
Observed		191	148	85	26
Simulation group	1	213	162	97	36
	2	194	157	89	34
	3	190	154	81	19
	4	172	140	82	27
	5	184	139	69	17

次に、それぞれの円形領域を通過中の台風の中心気圧低下量 ΔP_T の最大値を上位 40 個 ($D=100$ km ではすべて) 抽出しプロットすれば図-7 のようである。

これらのすべて (15 通り) に対する Kolmogorov-Smirnov 検定 (2 標本の場合で、有意水準両側 5%) によれば、シミュレーションと実測の ΔP_T 最大値分布には

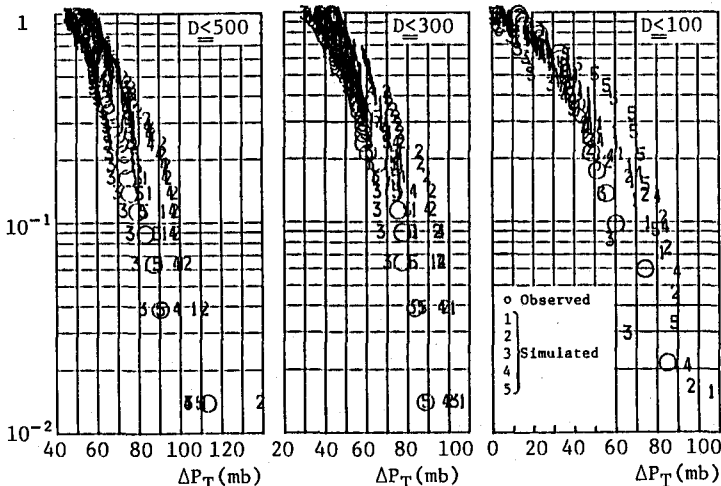


図-7 ΔP_T の最大値分布

ほとんどすべての場合について
有意な差がないことが明らかと
なった。

台風シミュレーション標本か
ら(後述の)大きな高潮あるい
は降雨をもたらした台風を抽出
しその経路を図-8に示す。最
大潮位偏差 η_{max} あるいはピーク
雨量 r_p が生じたときの台風位
置の空間的分布は既往の台風の
それらと比較的よく一致してい
るようである。

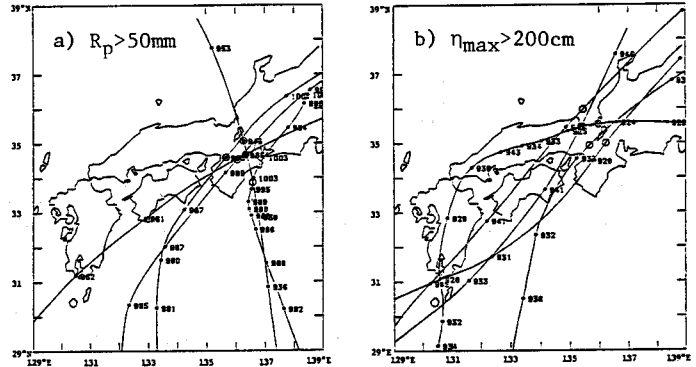


図-8 大きな r_p , η_{max} をもたらした台風の経路
(○印は r_p , η_{max} の発生位置, 数字は6 hrごとの中心気圧)

4. 降雨と高潮の回帰モデルとシミュレーション方法

対象地点(大阪)における台風時の降雨 r と高潮潮位偏差 η をシミュレートするモデルとして, 時々刻々の台風情報 (p_i , θ_i , c_i , ζ_i , y_i , etc) を利用する回帰モデルを設定する。高潮については大阪湾長軸方向を基準に東・西通過別に, 降雨 r については大阪を中心とする半径 D (km) の同心円形領域別に, 次のような回帰モデルを用いる。⁵⁾

$$\eta = \begin{cases} 13.45 (y_M/y) + 0.02 V_o^2 \cos \phi_e + 37.4 + \varepsilon_{\eta E} & \text{(東)} \\ 2.02 \Delta P_0 - 0.04 V_o^2 \cos \phi_o + 0.8 V_0^2 \cos \phi_0 + 24.4 + \varepsilon_{\eta W} & \text{(西)} \end{cases} \quad (2)$$

$$r = X^{5/4} \cdot \tilde{r} \quad (3) \quad \tilde{r} = \begin{cases} 0.39 \tilde{r}_{-1} + 2.48 \zeta_{-1} - 1.58 \zeta_2 + 1.13 & (0 \leq D < 100) \\ 1.75 \zeta + 0.56 \tilde{r}_{-1} + 0.28 & (100 \leq D < 200) \\ 2.99 \zeta + 0.38 \tilde{r}_{-1} + 0.34 & (200 \leq D < 300) \end{cases} \quad (4)$$

ここに, η : 潮位偏差 (cm), y_M : 最大旋衡風速半径 (=80 km とした), y : 台風中心から大阪までの距離 (km), ΔP_0 : 大阪における気圧低下量 (mb), $V_o^2 \cos \phi_e$, $V_0^2 \cos \phi_0$: 湾中央および大阪における風速2乗値の湾軸平行成分 (m-sec), $\tilde{r}$: 降雨強度 r の期待値 (mm/hr), ζ : 傾度風 V_g の渦度 (hr^{-1}), $\tilde{r}_{-1}$, ζ_{-1} , ζ_2 : それぞれ, 1, 1, 2 時間前の $\tilde{r}$, ζ , ζ の値。台風の気圧分布として Schlomer 式を用い, 風速, 風向は傾度風 V_g の方向を等圧線より 30° 内側に向け, この傾度風ベクトルと台風の進行ベクトルを合成したものをを用いる。したがって,

台風の位置 (x_i , y_i) と中心気圧 $p_i (=P_f)$, 進行方向 θ_i , 進行速度 c_i が与えられれば, 対象地点での気圧低下量 ΔP , 風速 V , 風向, 渦度 ζ 等がただちに計算され, (2), (4) 式の右辺に用いられる。

さて, (2) 式における高潮のランダム変数 $\varepsilon_{\eta E}$, $\varepsilon_{\eta W}$ の分布形と自己相関性を調べたところ, 分布形はいずれも図-9 のようにほぼ正規分布に近く, 自己相関係数はそれぞれ 0.808, 0.736 と高い。したがって, $\varepsilon_{\eta E}$, $\varepsilon_{\eta W}$ についての一次の自己回帰モデルを採用する。

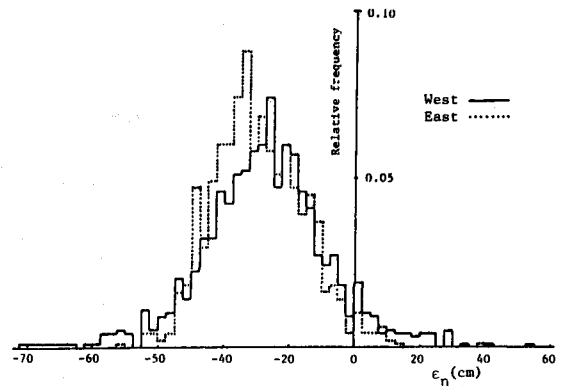


図-9 $\varepsilon_{\eta E}$, $\varepsilon_{\eta W}$ の分布

一方、台風性降雨について、大阪を中心とする半径 $D = 300 \text{ km}$ の円形領域内の実測時間雨量 r_0 (3 時間以上の無降雨は除く) と (4) 式による期待値 $\bar{r}$ との比、すなわち $r_0/\bar{r}$ の分布形を調べたところ、 $X = (r_0/\bar{r})\%$ と変数変換すると、 X と X_{-1} (: 1 時間前の X 値) は相関を考慮した Freund の二変数指数型分布でよく表わされることが明らかとなった (図-10 参照) 。 (3) 式の関係式はこのようにして得たものであり、 $X (> 0)$ は 1 時間前の値 X_{-1} の条件下で Freund 分布の条件付確率分布 $F(X|X_{-1})^3$ に従う乱数を発生させることにより得られる。また、この X は台風の大阪湾東・西通過別や降雨期待値 $\bar{r}$ と関連があるかを検討すれば、図-11 のようであり、 X の上限値は東側通過台風の方が高く、また $\bar{r}$ が大きくなるにつれて X の上限値は小さくなる傾向が見られる。そこで、東・西通過別に図中の実線のように X の上限値を設定し、乱数発生で X の上限値を越えれば、再度乱数発生を行うことにする。

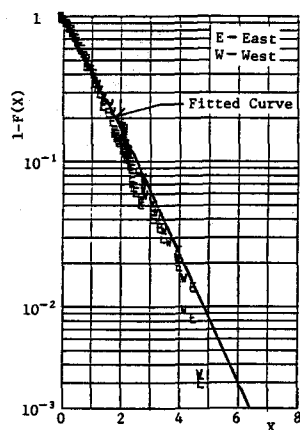


図-10 X の周辺確率分布

高潮潮位偏差 η の時系列は 2. の台風シミュレーション手順のステップ ii) で述べた台風の初期位置 (x_0, y_0) から台風が走り出すと同時に (2) 式を用いてシミュレートするが、降雨 r については (実測台風時降雨として、無降雨継続時間が 7 時間以上のものや台風接近時でない、いわゆる先行降雨は除外し、主に台風自体の構造から生ずる降雨と思われるものに限定している¹⁾ ことに対応して) 大阪を中心とする半径 $D = 300 \text{ km}$ 以内に限定する。

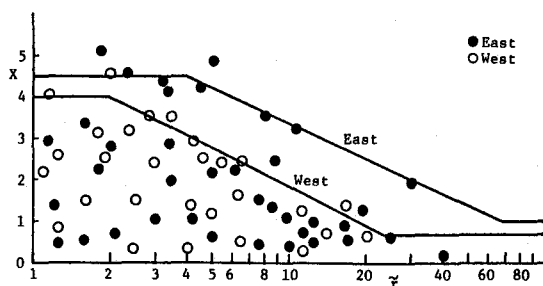


図-11 X の上限値の設定

実際の台風性降雨は $D = 300 \text{ km}$ 以内でも無降雨がかなりの時間続いたり、断続的に降ったり止んだりすることがあり、このことを表現するため、1 時間前後の降雨・無降雨確率を用いる。すなわち、 $D = 300 \text{ km}$ 以内のある時点 i での降雨・無降雨事象を W_i とし、降るとき $W_i = 1$ 、無降雨のとき $W_i = 0$ とすれば、時点 i と 1 時間前 $(i - 1)$ の降雨・無降雨確率は、4 つの場合： $P_r(W_i = 1 | W_{i-1} = 0)$ 、 $P_r(W_i = 0 | W_{i-1} = 0)$ 、 $P_r(W_i = 1 | W_{i-1} = 1)$ 、 $P_r(W_i = 0 | W_{i-1} = 1)$ に分けられ、実際の資料より簡単に求められる。結局、降雨 $r (> 0)$ を (3)、(4) 式を用いてシミュレートするのは、台風中心が $D = 300 \text{ km}$ 以内にあるときでかつ $(W_i = 1, W_{i-1} = 1)$ or $(W_i = 1, W_{i-1} = 0)$ の場合である。

5. 降雨と高潮のシミュレーション結果と考察

3. で得られている台風シミュレーション 40 年間・5 組に対し、それぞれ 3 通りの乱数系列を用い、計 15 通りの降雨、高潮シミュレーションを実施した。この内、台風シミュレーション 5 組の各々 1 通りの計 5 通りについて、ピーク雨量 r_p と最大潮位偏差 η_{max} を個々の台風より抽出し、それぞれ上位 40 個のデータを Gringorten プロットすれば図-12 のようである。Kolmogorov-Smirnov 検定 (2 標本の場合、有意水準両側 5 %) によれば図-13 のように、高潮についてはすべての場合で、降雨については組番 5 の下位データだけを除くすべての場合で、実測データの分布とシミュレーション標本の分布に有意な差がないことが明らかである。残り 10 通りの降雨、高潮シミュレーション標本についても Kolmogorov-Smirnov 検定を行ったが、同様な結果であった。以上のことから、高潮については勿論のこと、ピーク雨量 r_p についても治水計画等で対象となる比較的大きな値の再現性に何ら問題がなく、良好な結果が得られていると考えられる。

降雨、高潮シミュレーションでは、同一の台風標本に対し、3 通りの乱数系列を用い、3 通りの降雨、高潮時系列を発生させた訳であるが、高潮では、図-9 から判るように、その変動幅は比較的小さく、当然

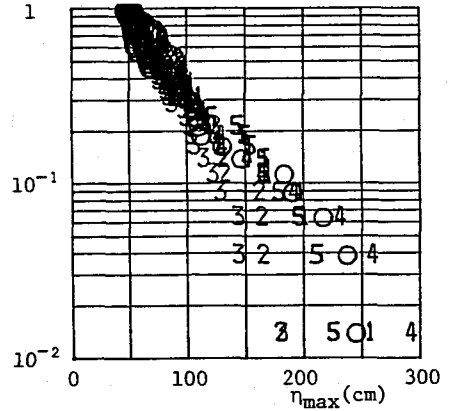
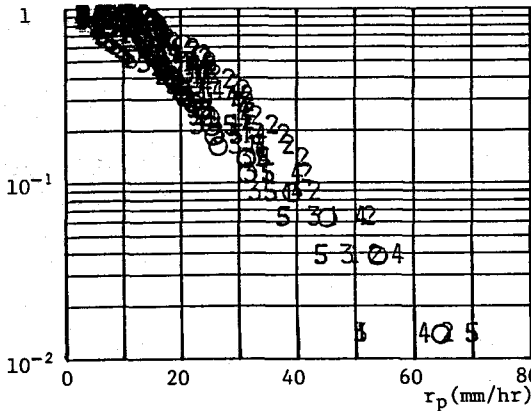


図-12 r_p , η_{max} の確率分布 (○印は実測, 数字はシミュレーション組番号を示す)

のことが、 η_{max} に支配的であるのは台風の経路、中心気圧、進行速度、方向である。したがって、逆の見方をすれば、妥当な高潮シミュレーション結果を得たことは確率的台風モデルによる台風シミュレーションが妥当であったものと解釈できよう。

一方、降雨では、同一台風標本で、かつ大阪に比較的接近する場合でも、乱数系列の違いが降雨時系列に大きく影響することがあり、本モデルは実現象のランダム性を良く表現しているものと思われる。シミュレーションより得たすべての $r_p \sim \eta_{max}$ をプロットすれば図-14のようであり実測値の全般的傾向とはほぼ一致している。

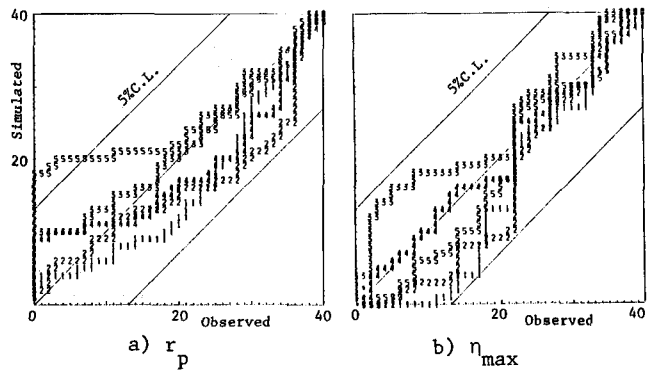


図-13 Kolmogorov-Smirnov検定

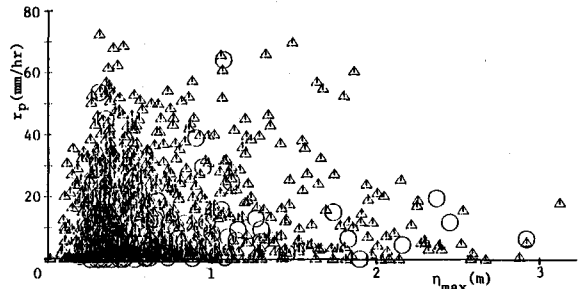


図-14 $r_p \sim \eta_{max}$ 関係 (○印は実測)

6. あとがき

シミュレーション結果の検証事項として

残されているものが若干あるが、基本的には本論文で提案した確率的台風モデルを用いた、降雨、高潮シミュレーションにより両者の同時生起性を評価する上での有効な情報を得ることができると考える。最後に本研究は科研費自然災害特別研究(吉川秀夫教授代表)の補助を得て行った研究成果の一部であり、記して謝意を表します。

参考文献

- 1) 端野・神田：第27回水理講演会論文集，1983。
- 2) 端野・北澤：徳大工学部研究報告，1984。
- 3) 端野・杉：徳大工学部研究報告，1984。
- 4) 端野：第28回水理講演会論文集，1984。
- 5) 端野・桑田：第21回自然災害科学総合シンポジウム講演要旨集，1984。