

# 琉球大学学術リポジトリ

## 台風災害の周期性解析と危険評価

|       |  |
|-------|--|
| メタデータ | 言語:<br>出版者: 琉球大学工学部<br>公開日: 2007-10-28<br>キーワード (Ja):<br>キーワード (En): Typhoon disaster, Disaster spectrum, Spectral analysis, Pulse series, Maximum entropy, Extreme-value, Periodicity, Risk assessment, Risk potential, Human psychology<br>作成者: 筒井, 茂明, Tsutsui, Shigeaki<br>メールアドレス:<br>所属: |
| URL   | <a href="http://hdl.handle.net/20.500.12000/2212">http://hdl.handle.net/20.500.12000/2212</a>  |

## 台風災害の周期性解析と危険評価

筒井茂明\*

## Periodicity Analysis and Risk Assessment for Typhoon Disasters

Shigeaki TSUTSUI\*

## Abstract

Periodicity of fluctuations of typhoon disasters in Okinawa is analyzed by the spectral method. Risk against typhoons is also assessed through evaluation of the risk potential for human disasters.

Investigation of historical changes both in typhoon disasters and in coastal and social environments leads to the fact of increase in risk potential near coastal regions to typhoons, storm surges, and tsunami.

A new model of spectra for the intermittent time series of disasters and the extreme-value series of climates is developed for extraction of the periods of fluctuations, based on the pulse series analysis. Interrelation between the periods in disasters and climates is clarified. Long-term periodicity of about 9 years exists in the full range 76-83 year time series of typhoon disasters, which is nearly resonant with the 9-11 year period in the full range 42-96 year time series of the number of typhoons, the maximum wind speed, and the maximum instantaneous wind speed. But, in recent 30 years the periods of typhoon disasters have been reduced to the 5.4-7.7 year periods. The 5.4 year period of human disasters is associated with the period of rainfall. On the contrary, the 7.7 year period of the dead is roughly resonant with those of wind speeds and barometric pressure. The fact denotes that the disaster of the dead is chiefly caused by strong winds.

A method for risk assessment to typhoon disasters is presented and the usefulness is verified by the real data obtained from retroactive investigation using the newspapers. The method is available for the data obtained on many locations spread widely, and then the details between the number of disasters and meteorological conditions being unknown. Reduction of disasters due to human factors, such as careless action, is important to increase in the potential of disaster prevention. In the method, to properly assess risk, the suitable threshold value of the contribution ratio to typhoon disasters is about the mean value  $1/N$ , where  $N$  is the total number of measuring sites.

As the results of risk assessment with the threshold value of  $1/N$ , it is clearly seen that the disaster preventive ability in Okinawa became high because of recent development in social bases. However, the extreme-value analysis shows that the typhoon disasters in Okinawa have been occurred by small scale typhoons. Therefore, the disaster preventive ability is still not enough judging from the scale and number of typhoons and the present states of coastal and social environments. Occurrence of human disasters reflects psychological problems, which should be taken into considerations in planning any disaster preventive countermeasures.

**Key words.** Typhoon disaster, Disaster spectrum, Spectral analysis, Pulse series, Maximum entropy, Extreme-value, Periodicity, Risk assessment, Risk potential, Human psychology

---

受理：1993年5月10日

土木学会年次学術講演会講演概要集(1991, 1992, 1993)にて一部発表

\* 工学部土木学科 Dept. of Civil Engineering, Fac. of Eng.

## 1. 序論

東シナ海は夏から秋にかけて発生する熱帯性台風の北上通過路にあたり、通常、沖縄近海で台風の進路が北東側へ反転する。その際には移動速度が減少し、沖縄諸島は1日あるいは数日中暴風圏にあることもまれではなく、台風はこれまでに社会の様々な分野に影響を及ぼしてきた。

沖縄における台風に対する防災力は近年の社会基盤整備により向上の一途をたどっているが、台風襲来時には小規模ながら災害は今なお発生し、かつ災害の特質が近年変化してきた(筒井, 1991)。このような台風災害を防止するためには、過去の災害の歴史と現状を把握することが重要である。本研究はこれまでに行ってきた台風災害に関する研究成果(筒井ら, 1991; 筒井, 1992, 1993)を取りまとめたもので、その目的は以下の通りである。

- (1) 台風災害の変遷を調べその気象要素への依存性を明らかにする。すなわち、両者の変動周期を解析し、数年以上の長周期変動の相関性を解明する。
- (2) 強風によって発生する人身災害に対するリスク・ポテンシャルの推算を通して台風災害危険度の評価を行わない、防災対策における指針を示す。

Van der Hoven(1957)が表面風に対する広範囲の周波数スペクトルを提案して以来、わが国においても数多くの研究者(例えば、石崎ら, 1968; 甲斐, 1984)が気象要素の変動を調べるため同種のスペクトルの実測例を示した。その後の研究成果によると、表面風の周波数スペクトルの一般的特性はほぼ判明している。

これらは1地点で観測されたスペクトルであるが、Kai(1985, 1987)はスペクトル気候学(Harrington & Heddinghaus, 1974)の立場に立ってわが国における表面風スペクトルの地域の変動特性を精査した。その結果によると、表面風スペクトルの変動は局所的な気候条件、すなわち地形と緯度に深く依存していることが判明した。特に、沖縄における表面風スペクトルの特性は日本本土のスペクトル特性とは顕著に異なることが指摘されている。主たる特徴は、広範囲のエネルギーを持つ部分は2-20日の周期を持つが、40-60日周期の変動が卓越し、年単位の変動は小さいことである。これらの特徴は沖縄の特殊な気候、すなわち亜熱帯、海洋性気候を反映している。また、40-60日の周期的変動は夏から秋にかけて発生し、台風による強風と深く関

係している。

以上の議論は2時間から3.7年の範囲の周波数スペクトルに基づくものであるため、表面風の年変動は小さいという結果が得られた(Kai, 1987)。しかし、数年から数十年に亘る気象学的現象の時系列資料には数年以上の周期変動が存在することが知られている。約11年の太陽黒点の活動周期(Curie, 1974)がその1例である。台風に関する気象資料によると、台風災害の外力であるその規模(例えば、最大風速、降雨量)や年間の台風発生個数などに長周期的変動が認められる。したがって、台風災害にも当然この変動に起因する変動が存在するはずである。これらの変動の生じる原因が火山活動や最近の地球温暖化などの真の気候学的効果による結果でないとしても、数年以上の周期をもつ変動は疑いなく台風災害に影響している。また、自然災害は人間社会と自然現象との相互関係によって発生することを考慮すれば、これら長周期的変動は我々の生活にとっては非常に重要である。

近年の自然災害科学の研究動向は災害危険度の評価へと向かって進められてきた。例えば、河川災害の分野における従前の治水の安全性、すなわち危険度評価は、主として洪水・越水の発生頻度、あるいは防災構造物の直接的な抵抗力を上回る外力の頻度といった確率的な基準により、工学・理学(気象学・水文学・地学など)の手法を駆使して行なわれている。これらは危険度に対して事前の予測評価に用いられることが多い。一方、許容損失は、災害を受ける側からの危険度評価の指標であって、必然的に社会科学的手法が採られる。その内訳として人身災害、経済的損失、および被害可能性あるいはその許容値などが考えられる。したがって、洪水災害危険度は面的に評価され、その結果は河川管理の一助として使用されている(高橋, 1982)。具体的成果として、重要河川に対しては洪水災害危険度地図が作成されている。

さらに、地球規模的に災害をとらえた死亡リスクの評価もなされている(河田, 1990; 村本, 1990)。また、災害を論ずる上で個人の行動意識あるいは心理を考慮することは大切である(齊藤, 1990; 川上, 1992)。すなわち、地震、台風、洪水、土石流、火山噴火などに対して我々がどのように意識し行動するかは災害を防止するための重要な素因である。災害を完全に無くすることはできないにしても、可能な限り減災に務める必要がある。そのためには、災害防止がどこまで可能かを判断する資料を整備し、許容損失を的確にとらえ減災

目標を設定することが肝要である。したがって、社会基盤整備がなされ、防災能力の向上が期待される今こそ、防災対策を立案・運用する上で有用な情報を災害の歴史から学ぶときである。

2. 沖縄における台風災害の変遷とその環境

2.1 台風災害の変遷

ここで用いた資料は台風災害データベース(矢吹, 1990)によるもので以下の災害および気象情報からなっている。

- (1)災害資料：沖縄県における人身災害(死者、重軽傷者、行方不明者)、家屋災害(全半壊、床上下浸水)、農林水産被害、および公共施設被害の年間の総量、海岸隣接地の人口の変遷、海岸の地形学的変遷。
- (2)気象資料：襲来台風個数：沖縄諸島から半径300-500km以内に接近した台風個数、8観測地点(大東、名護、那覇、久米島、宮古、石垣、西表、与那国)におけ

Table 1. Periods of measurement for disasters and climatic factors.

| Kinds of disasters | Periods of mea. |
|--------------------|-----------------|
| Human disasters    | 1911 - 1988     |
| Dead               | 1913 - 1988     |
| Housing disasters  | 1906 - 1988     |
| Measuring stations | Periods of mea. |
| Daito I.           | 1960 - 1990     |
| Nago               | 1970 - 1990     |
| Naha               | 1895 - 1990     |
| Kume I.            | 1960 - 1990     |
| Miyako I.          | 1960 - 1990     |
| Ishigaki I.        | 1960 - 1990     |
| Iriomote I.        | 1960 - 1990     |
| Yonaguni I.        | 1960 - 1990     |

る最大風速、最大瞬間風速、気圧、および降雨量の年最大・最小値(極値)。

図-1は8観測地点(○印)を示す。観測地点は24-27°Nから123-131°Eの広範囲に亘っている。表-1は台風災害および気象要素の観測期間を示す。那覇での気象極値の観測期間は96年であるが、その他の地域では1960

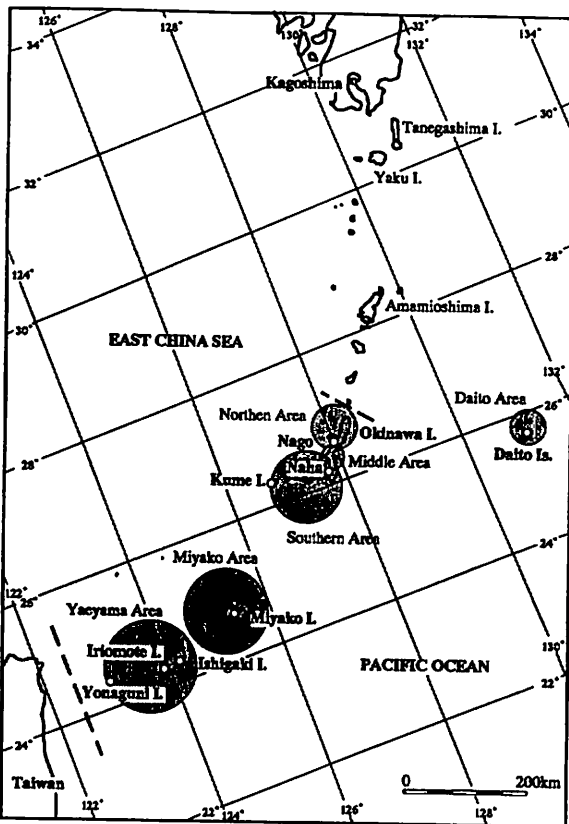
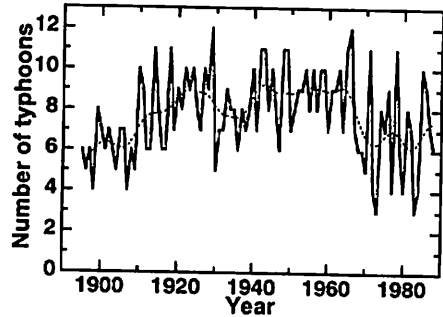
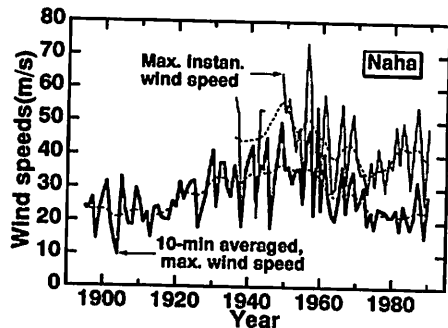


Figure 1. Okinawa islands and eight measuring stations marked by the open circles, that spread between 24-27°N and 123-131°E.



(1) Number of typhoons



(2) Extreme-values of wind speeds

Figure 2. Time series of the number of typhoons passed near the Okinawa islands and the extreme-values of the maximum wind speed and the maximum instantaneous wind speed measured at Naha.

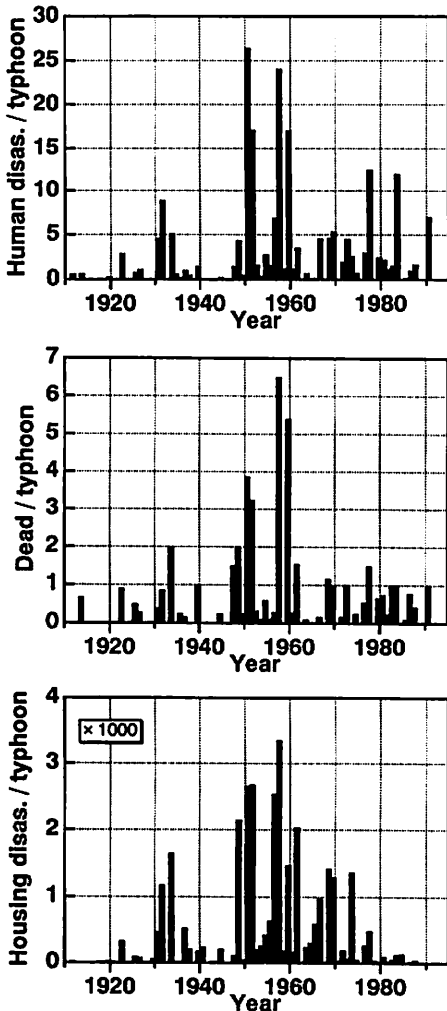


Figure 3. Time series of disasters per typhoon in Okinawa; the number of human disasters, the dead, and housing disasters.

年以後に組織的な観測がなされたため観測期間は31年以下である。

図-2は気象極値資料の例として襲来台風個数および那覇における最大風速と最大瞬間風速の変遷を示す。また、図-3は沖縄における台風1個当りの年間の人身災害、死者災害、および家屋災害の経年変化を示す。これら災害は戦後では1950-60年に基大となっている。この時期には、図-2(1)に示すように、歴史的に見て大規模な台風が沖縄諸島に数多く襲来した。例えば、Clara, Marge, Luce, Wanda, Bass, Emma, Balielt, Faye, 宮古島, 伊勢湾台風などで、その最大風速は30-50m/secであった。最大瞬間風速が50m/secを越える

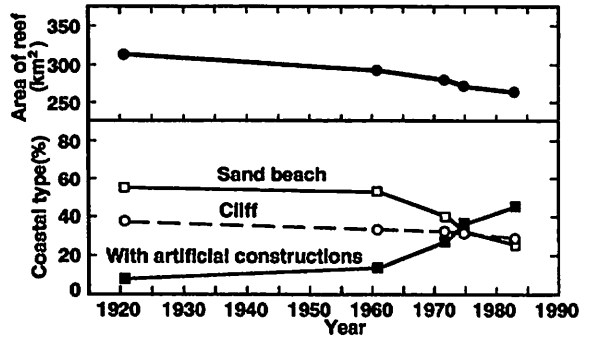


Figure 4. Changes in coastal environments in the main island of Okinawa; the area of reef and the coastal type.

大型の台風が数多く襲来し、時には最大瞬間風速が70m/secを越える場合もあった。

家屋災害の発生原因の1つとして当時の家屋の構造条件が考えられる。当時は社会基盤が未整備な上、ほとんどの家屋が木造であったことが被害を甚大にした。しかし、構造材料の鉄筋コンクリートへの変更および建築技術の向上により、家屋災害は1960年以降急激に減少している。さらに、過去20年における襲来台風個数は1940-60年当時と比べて少なく、最大風速極値は30m/sec以下でかなり小規模であったことも幸いであった。

この家屋災害減少と同時に人身災害および死者災害も減少しているが、これら災害の特性は1960年頃を境に明瞭に変化している。すなわち、1960年以降の災害値はあるレベルを保ち、時としてスパイクのように、周期的かつカタストロフィックに変化している。このような災害特性がなぜ生じるか、また、災害値が許容される損失の範囲内にあるかについて検討する必要がある。いずれにしても、これら災害と気象極値の時系列には長周期的変動が認められる。

## 2.2 環境変化

沖縄における台風災害に関する環境要因として地形・地理的なリーフおよび社会的な背景として人口の変遷を取り上げる。沖縄諸島を取り囲むリーフは悪天候時の沿岸災害防止に重要な役割を担っている。沖縄本島および周辺の島々の海岸地形の変化を国土地理院発行(1921, 1961, 1972, 1975, 1983)の1/50000地図により調査した。図-4は沖縄本島でのリーフと海岸線とで囲まれたリーフ内面積と海岸形態の変遷を示す。リーフ内面積は過去62年間で全体として50km<sup>2</sup>(≈16%)減少

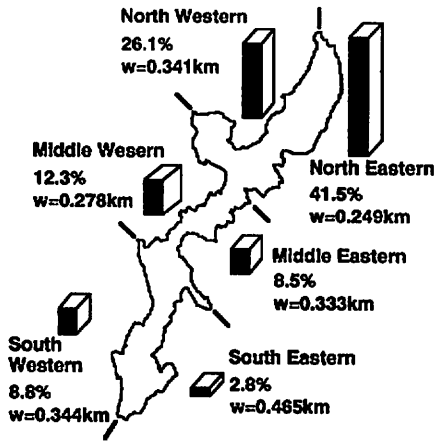


Figure 5. Disasters of public facilities in 1972-1986 in the six coastal regions of the main island of Okinawa. The percentage (%) is the contribution to the total amount and the value  $w$  denotes the mean width of the reef per unit kilometer.

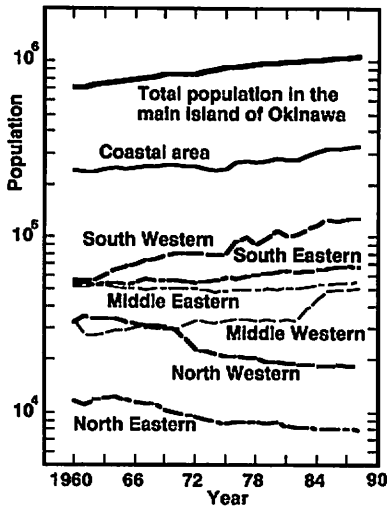


Figure 6. Changes in population living just in the coastal regions of the main island of Okinawa.

している。これは主に1960年以降の海岸地帯の埋立によるものである。結果的に、自然の砂浜海岸は1921年当時の約1/2に減少している。

図-5は1972-1986年における沖縄本島の海岸隣接地域での台風災害後の災害復旧工事を百分率で示す。ただし、海岸隣接地域は東・西、北・中・南部の計6区間に分けられている。図中の値 $w$ は当該区間の海岸線1km当たりのリーフ幅(リーフと海岸線の距離)を示す。この値はリーフの発達状況を示す指標である。特徴的な点は北部海岸での災害が多いことである。こ

れについては、中・南部に比べて社会基盤整備が遅れていたことに加えて、海岸工学的に見ればリーフの発達状況と密接な関係がある。図-5はリーフの防災能力を顕著に表している。すなわち、リーフ幅が狭ければ狭いほど海岸災害が多く発生している。

図-6は、社会的要因の1つとして、上述の6海岸隣接地域および沖縄本島内の人口推移を示す。ただし、前者は海岸線を有する区、字等のみ的人口累計である。沖縄本島内の人口は、過去30年間に103万人に増加し、これは1960年人口の約1.5倍である。その中約30%の人々が海岸線隣接地に居住している。北部地域では人口減少の傾向にあるが、中南部地域では増加し、特に西海岸での人口集中が顕著である。

以上の自然、社会両条件を考慮すると、沖縄の沿岸域でのリスク・ポテンシャルは増大していると判断される。

### 3. 災害および気象極値に対するスペクトル・モデル

風速などの気象資料は、通常、無限長のデータ列の非周期的な一部分であるが、その変動解析にはこれまでBlackman & Tukey (1958)法あるいは高速Fourier変換(FFT) (Cooley & Tukey, 1965)が採用され、成功を収めている(例えば、Van der Hoven, 1957; 石崎ら, 1968; Hess & Clarke, 1973; Kai, 1985, 1987; Nishi, 1989; 山口・大福, 1992)。FFTはこれら時系列資料の周期性を仮定するというように資料の両端での情報に関して実情にそぐわない仮定の上に成り立っている。しかし、解析対象とする最大変動周期に比べて記録長が十分に長い場合には、資料の有限長の影響が解析結果に現れないであろうし、そのようにする手法も考案されている(Blackman & Tukey, 1958)。

一方、気象極値資料の記録長は通常高々数十年から百年であって短い。さらに欠測により資料が不連続になる場合もある。また、台風災害の時系列の特徴は、災害値は常に正値を採り災害が無い場合にはゼロ値となるから、災害資料は時間に関する不連続なあるいは間欠的な関数となり、記録長も短いことである。したがって、いずれの資料に対しても記録長が短い場合にはFFTは適応できない。他法、最大エントロピー法(MEM)(Burg, 1968)は記録長の短い時系列を取り扱える可能性を持っている(例えば、Currie, 1974)。しかし、不連続な時系列に対する適用には注意を要する。

以上のように、台風災害および気象極値の時系列資

料に対する最適な変動解析手法は存在しない。したがって、ここでは災害と気象要素の時系列における変動を取り扱うためのスペクトル・モデルをパルス列解析に基づき展開する。

### 3.1 災害資料に対するスペクトル・モデル

災害は台風による間欠的な作用に対する社会システムの出力であり、この時系列資料は無限長のデータ列の非周期的な一部分であるか、あるいは単一の事象またはパルスである。したがって、災害の時系列は図7に示すように間欠的な矩形パルスとして表すことができる。それぞれの区間値 $g(t)$ はそこで発生する災害値を示す。本研究では、区間 $\Delta t$ は1年であり、台風災害は夏から秋に発生する。したがって、災害資料に対するスペクトル・モデルが以下のように構成される。

災害が区間 $\Delta t$ で観測されると、災害時系列 $g(t)$ は式

$$g(t) = \sum_{n=0}^{N-1} \alpha_n p_{\Delta t, \Omega}(t - n\Delta t) \quad (1)$$

で与えられる(Papoulis, 1962)。

ここに、 $t$ ：時間、 $N$ ：資料数、 $\alpha_n$ ：区間 $\Delta t$ における災害値、 $p_{\Delta t, \Omega}(t)$ ：図8(1)に示される単位矩形パルスで次式で定義される。

$$p_{\Delta t, \Omega}(t) = \frac{1}{\Delta t} \begin{cases} 1, & |t| < \Delta t/2 \\ 0, & |t| > \Delta t/2 \end{cases} \quad (2)$$

自己相関関数は、 $g(t)$ の重畳積分として、次式で与えられる。

$$R(\tau) = A_0 q_{\Delta t}(\tau) + \sum_{n=1}^{N-1} A_j \{q_{\Delta t}(\tau + j\Delta t) + q_{\Delta t}(\tau - j\Delta t)\} \quad (3)$$

ここに、 $A_j$ は次式で与えられる。

$$A_j = \sum_{n=0}^{N-1-j} \alpha_n \alpha_{j+n} \quad (4)$$

また、 $q_{\Delta t}(\tau)$ は図8(2)に示された単位三角パルスで次式で定義される。

$$q_{\Delta t}(\tau) = \frac{1}{\Delta t} \begin{cases} 1 + \tau/\Delta t, & -\Delta t < \tau < 0 \\ 1 - \tau/\Delta t, & 0 < \tau < \Delta t \end{cases} \quad (5)$$

式(3)のFourier変換は災害スペクトル(6)を与える。

$$\psi(\omega) = \frac{\Delta t}{N} \left\{ \frac{\sin(\omega\Delta t/2)}{\omega\Delta t/2} \right\}^2 \left\{ A_0 + 2 \sum_{j=1}^{N-1} A_j \cos(j\Delta t\omega) \right\} \quad (6)$$

ここに、 $\omega \equiv 2\pi f$  ( $f$ : 周波数)である。ただし、災害値

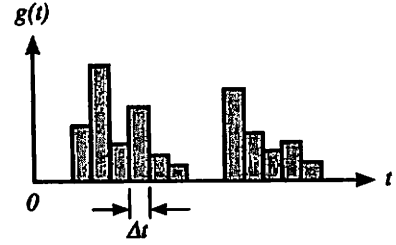


Figure 7. Model of the time series of disasters based on the unit square-pulse.

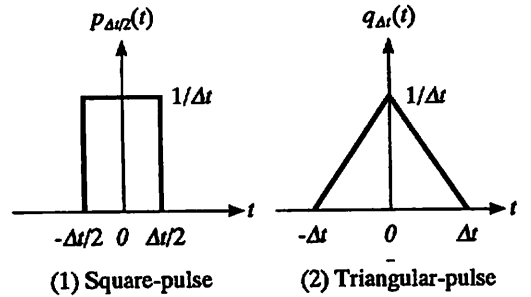


Figure 8. Unit square- and unit triangular-pulses.

の自乗平均

$$E = \frac{1}{N} \sum_{j=0}^{N-1} \alpha_j^2 \quad (7)$$

で災害スペクトルの全エネルギーを正規化するため、式(6)には係数 $\Delta t/N$ が乗じられている。

### 3.2 気象極値資料に対するスペクトル・モデル

気象極値資料は、年最大あるいは最小値であり、相互に無関係である(Gumbel, 1957)。したがって、気象極値の時系列はインパルス列で表わすことができる。これは式(2)および(5)において区間 $\Delta t \rightarrow 0$ なる極限として与えられる。 $\Delta t \rightarrow 0$ のとき単位矩形パルスと単位三角パルスはともにDiracのデルタ関数 $\delta(t)$ となるので、気象極値データの時系列および自己相関関数はそれぞれ次のようになる。

$$g(t) = \sum_{n=0}^{N-1} \alpha_n \delta(t - n\Delta t) \quad (8)$$

$$R(\tau) = A_0 \delta(\tau) + \sum_{j=1}^{N-1} A_j \{ \delta(\tau + j\Delta t) + \delta(\tau - j\Delta t) \} \quad (9)$$

したがって、スペクトルは次式で与えられる。

$$\psi(\omega) = \frac{\Delta t}{N} \left\{ A_0 + 2 \sum_{j=1}^{N-1} A_j \cos(j\Delta t\omega) \right\} \quad (10)$$

3.3 台風災害の変動周期性

以下の周期性に関する議論においては次の事項に注意すべきである。(a)人身災害および死者災害の変遷特性は過去30年の間に变化した。(b)台風災害の記録長は76-83年であり、気象極値の記録長は那覇以外の観測地点では31年以下である。したがって、まず、台風災害および気象極値スペクトルの特性とその資料数への依存性について述べる。

(a)台風災害の周期性

図-9は全資料(資料数:76-83年)を用いた人身災害、死者災害、および家屋災害のスペクトルの比較を示す。実線はパルス列モデル(6)によるスペクトル、破線は定常過程を仮定したMEMスペクトルを示す。横軸は対数座標で周波数  $f$ (1/年)を表す。ある周波数幅における変動はスペクトル曲線下の面積で表されるので、この特性を保つため周波数と推算スペクトルとの積  $f\psi(f)$  が縦軸に採られている。その単位は(災害/台風)

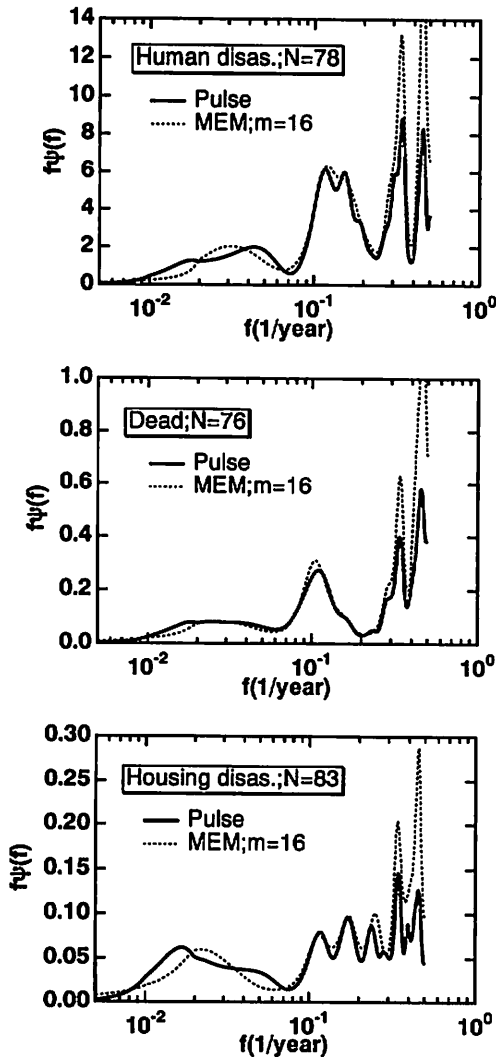


Figure 9. Spectra of disasters for the full range 76-83 year data; the number of human disasters, the dead, and housing disasters. The ordinate denotes the product of the frequency and the power spectral density. The abscissa denotes the log frequency. N is the sample size.

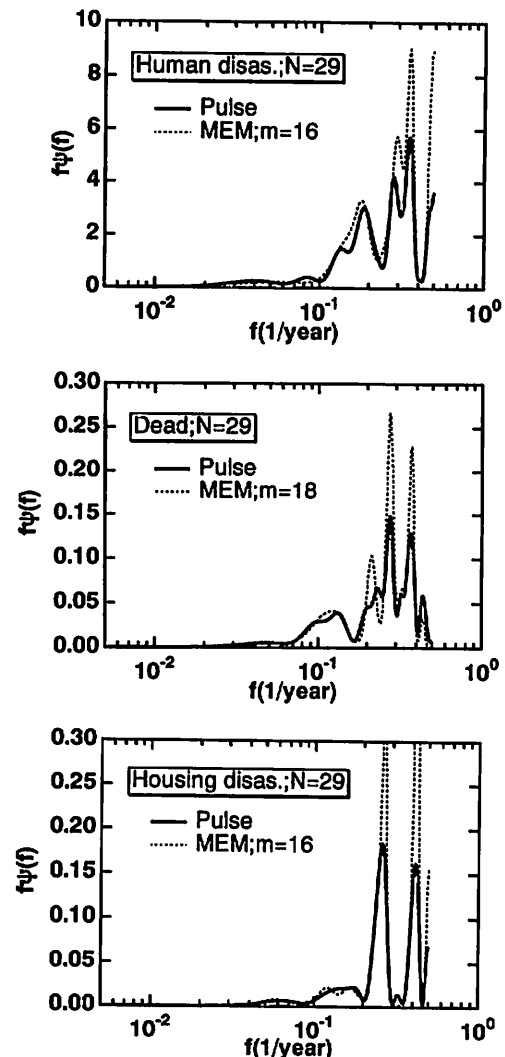


Figure 10. Spectra of disasters for the 29 year data after 1960; the number of human disasters, the dead, and housing disasters. The ordinate and abscissa are the same as in Figure 9 and N is the sample size.



である。資料の平均値と線形トレンドは事前に取り除かれている。ただし、パルス列モデルによる生スペクトルは激しく振動するので、ハニング・ウインドウ (Blackman & Tukey, 1958)により平滑化されている。MEMの精度は予測誤差フィルターの項数 $m$ に依存するので (Ulrychら, 1973), 項数は $m = (2 - 3)\sqrt{N}$  (Akaike, 1969; 日野, 1977)により推定した。ただし、 $N$ は資料数である。同様に、図-10は災害資料を1960年以降の29年に制限した場合のスペクトルを示す。表-2はこれら記録長の異なる2種のスペクトルのピーク周波数から得られた台風災害資料の変動周期を示す。

資料数のスペクトルに及ぼす影響が低周波領域に明瞭に現われている。図-9においてはパルス列モデルによるスペクトルのピークの位置は周波数が0.1より大きい領域でMEMのそれとよく一致する。しかし、両スペクトルのピークの位置は周波数が0.1より小さい領域で差異が生じている。一方、図-10においては両スペクトルのピークの位置は全周波数領域でよく一致する。これら両図におけるスペクトルのピーク位置の一致度に差が生じる原因は災害資料の時系列特性にある。すなわち、全資料から得られた図-9に対しては図-3に示したように資料が間欠的な挙動をしている。しかし、1960年以降には資料の欠けた時期がなく、あたかも連続関数のように見做される。したがって、間欠的な資料の変動解析へのMEMの適用には疑問があることを示唆している。

災害スペクトルにおけるピーク周波数には3部分がある。全資料に対しては、22-59年、約9年、および3-6年である。1960年以降の短期間資料に対しては、16-22年、5-8年、3-4年であるが、最長の周期におけるスペクトル強度は非常に小さい。

Table 2. Representative periods of disasters for the full range 76-83 year data and the 29 year data after 1960. N is the sample size.

|     | Human disasters (years) | Dead (years) | Housing disasters (years) |
|-----|-------------------------|--------------|---------------------------|
| No. | N=78                    | N=76         | N=83                      |
| 1   | 21.9                    | 43.5         | 58.8                      |
| 2   | 8.8                     | 9.2          | 8.4                       |
| 3   | 3.0                     | 2.9          | 5.9                       |
| 4   | 2.2                     | 2.2          | 2.9                       |
| No. | N=29                    | N=29         | N=29                      |
| 1   | 21.9                    | 21.9         | 16.3                      |
| 2   | 5.4                     | 7.7          | 5.7                       |
| 3   | 2.8                     | 3.6          | 3.8                       |
| 4   | ---                     | 2.7          | 2.4                       |

図-9と10を比較すると、災害特性の変化が明らかとなる。重要な特性は、全資料において共通な約9年 ( $f=0.11$ )の変動周期が短期間資料においては5-8年 ( $f=0.13-0.2$ )に減少したことである。

(b)気象極値の周期性

図-11は、図-9および10と同様に、2種の資料数による襲来台風個数の変動スペクトルを示す。これら両スペクトルのピーク位置の一致度においても差異が生じ、その原因も資料の時系列特性にある。すなわち、全資料は、図-2(1)に示したように資料は欠測のため間欠的であり、1960年以降の資料は連続的である。

図-12は那覇における気象極値の全資料(資料数:42-96年)に対する変動スペクトルを示す。実線はインパルス・モデル(10)による極値スペクトル、破線はMEMスペクトルを表す。図-13は8観測地点における気象極値に対してインパルス・モデルおよびMEMを適用し、そのスペクトルのピーク周波数より得られた変動周期の相関を示す。ただし、全観測地点での同一気象要素に対する周期はまとめてプロットされている。長

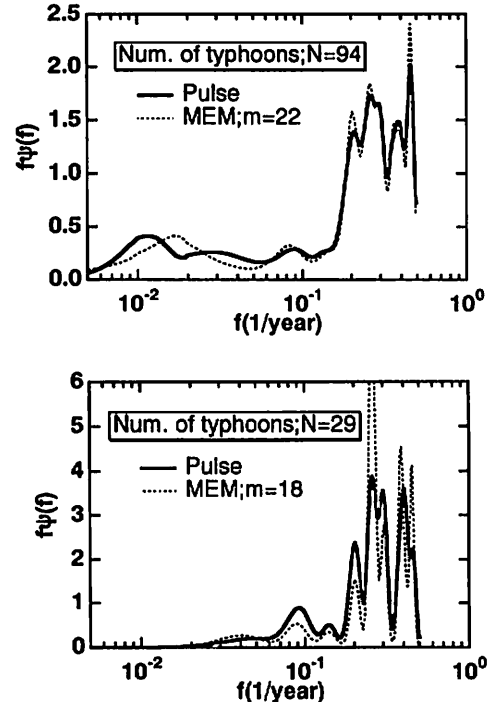


Figure 11. Spectra of the number of typhoons, passed near the Okinawa islands, for the full range 94 year data and the 29 year data after 1960. The coordinate is the same as in Figure 9 and N is the sample size.

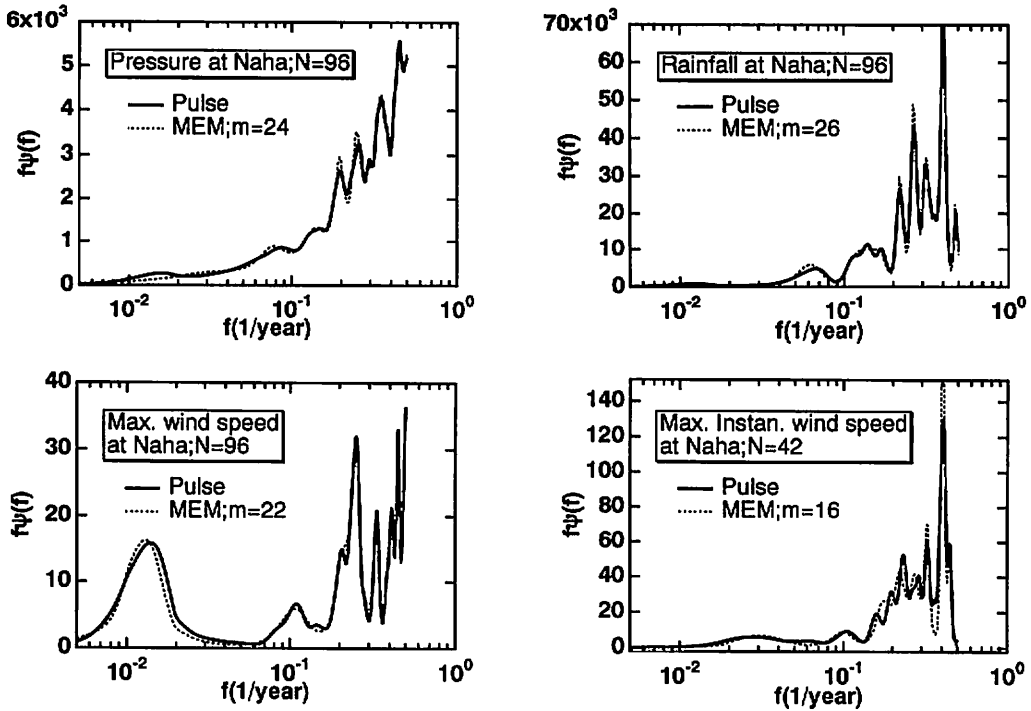


Figure 12. Climatic spectra for full range 42-96 year data measured at Naha; the pressure, rainfall, maximum wind speed, and maximum instantaneous wind speed. The coordinate is the same as in Figure 9 and N is the sample size.

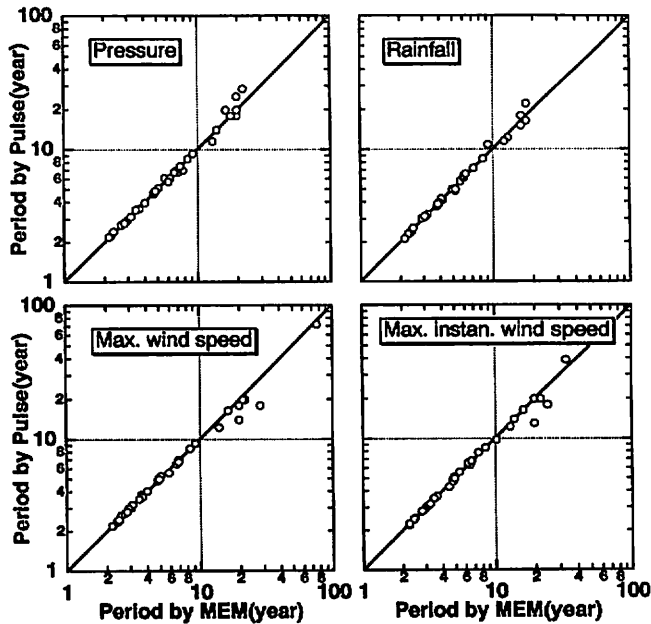


Figure 13. Correlation of the periods evaluated from spectral peak frequencies by pulse series model and MEM. The periods for the same climatic factor at eight measuring stations are plotted in the same chart.

Table 3. Representative periods for the full range climatic data measured at Naha and the number of typhoons.

|     | Number of typhoons (years) | Maximum wind speed (years) | Max., instan. wind speed (years) | Lowest atmos. pressure (years) | Rainfall (years) |
|-----|----------------------------|----------------------------|----------------------------------|--------------------------------|------------------|
| No. | N=94                       | N=96                       | N=42                             | N=96                           | N=96             |
| 1   | 76.9                       | 71.9                       | 38.5                             | 11.4                           | 15.0             |
| 2   | 10.8                       | 9.2                        | 9.7                              | 6.7                            | 7.2              |
| 3   | 4.6                        | 4.0                        | 4.3                              | 5.1                            | 3.7              |
| 4   | 3.7                        | 3.0                        | 3.1                              | 3.9                            | 2.5              |

周期側でわずかな差異が生じるが、図-12および13におけるインパルス・モデルおよびMEMによる極値スペクトルの一致度は良好である。これは資料に欠測がないことに因る。

以上の結果、パルス列モデルによるスペクトルは、簡単ではあるが、台風災害および気象極値の時系列資料の連続および間欠性の如何にかかわらず、これら資料の変動特性の調査に対して高い適用性があることが示された。

(c) 台風災害と気象極値の周期の相関

表-3は那覇における気象極値および襲来台風個数の全資料を用いて得られた変動周期を示す。最長の変動周期は最大風速および台風襲来個数に対して72-77

年であり、気圧および降雨量に対して11-15年である。最大風速、最大瞬間風速、および襲来台風個数には9-11年の非常に重要な変動周期が存在する。この周期に対して太陽活動、すなわち約11年の太陽黒点周期(Currie,1974)の影響が認められる。また、この気象極値の変動周期は表-2に示した全災害資料の第2変動周期に近いことは注目すべきである。

図-14は1960年以降の短期資料を用いた場合の台風による人身災害および死者災害の変動周期と全観測地点における気象極値の変動周期との関係を示す。横軸は変動周期(年)を示し、観測地点は縦軸に採られている。ほとんどの気象極値資料に対して最長の周期は10年以上であるが、資料数の影響から判断して、信頼性における周期は10年以下であろう。表-2に示した人

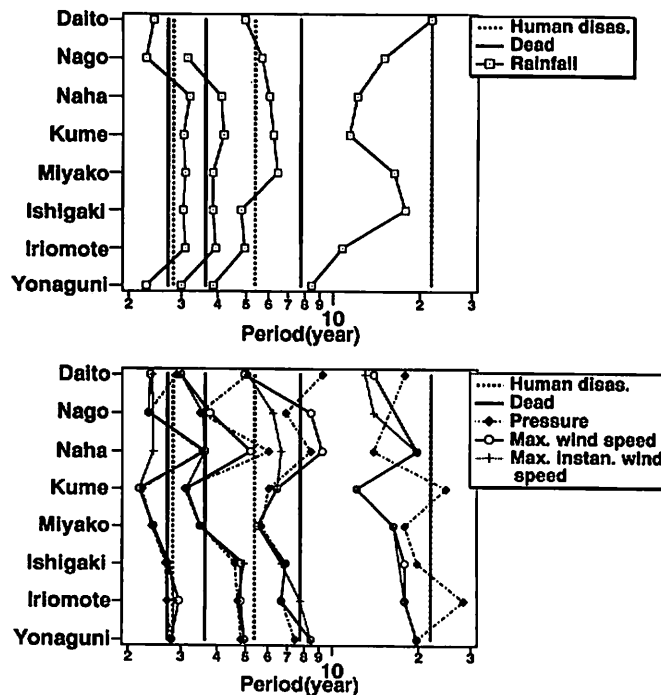


Figure 14. Relationship between the periods of disasters and climates at eight measuring stations, obtained from the data after 1960 by the pulse series model; the rainfall, pressure, maximum wind speed, and maximum instantaneous wind speed. The eight measuring stations are located along the ordinate.

身災害における5.4年周期は降雨量の変動周期と共鳴関係にある。死者災害における7.7年周期は、最大風速、最大瞬間風速、および気圧と相関があることが示唆されている。すなわち、死者災害は主として強風により発生することを意味している。

#### 4. 台風災害危険度

台風に対する防災力あるいは災害危険度を評価するには過去の災害資料に基づきその変遷と気象極値との関係を調べる必要がある。しかし、災害情報は、通常、重軽傷者数や死者数など被災者の地域での年間集計結果が総災害値として行政サイドから発表される場合が多い。その結果、個々の地域での災害数と気象条件との関係などの詳細について不明な場合がまれではない。本研究で用いた沖縄における災害情報(矢吹,1990)も同様である。さらに、図-1に示したように、地域が広範囲にまたがっているので気象極値には各地の特性が反映され、1地点での気象極値で全体を代表させることはできない。以下では、このような台風災害資料を用いて、台風災害危険度に関する大局的な情報を得るための手法について考える。

##### 4.1 台風災害危険度の評価法

台風災害危険度は次式(筒井,1992)で評価することができる。

$$\text{台風災害危険度} = D \times R_j \quad (11)$$

$$R_j = c_j / \sum_{k=1}^{K_{max}} c_k \quad (12)$$

$$\bar{R}_j = c_j / \sum_{k=1}^N c_k \quad (13)$$

ここに、 $D$ ：年間の台風1個当りの災害数、 $R_j, \bar{R}_j$ ：各観測地点における気象極値の災害寄与率、 $N$ ：全観測地点数である。台風災害危険度の単位は(災害数/台風/年)であって、災害寄与率は以下のように算定される。

気象極値は $N$ 地点で観測されたものであるから、これら観測地点が広範囲に亘っているときには、1つの台風が全ての地域に影響を及ぼさない場合がある。この事実を考慮して気象極値の災害寄与率に閾値を設定する。すなわち、全観測地点の気象データ $c_k$  (例えば最大風速)を用いて式(13)により特定の観測地点での $\bar{R}_j$ を求め、この値が設定した閾値より小さい場合に

は、その観測地点での災害寄与率はゼロとし、災害は発生しないと仮定する。例えば、8観測地点数に対して閾値を1/8とすることは、式(13)から判かるように、気象極値が全体の平均値より小さければ災害が発生しないと仮定することを意味する。同様に、全ての観測地点に対して式(13)により災害寄与率を検査すると、その年の災害に関与すると考えられる観測地点の数 $K_{max}$ が定められる。したがって、これら $K_{max}$ 個の観測地点の気象極値に応じて災害を配分するように式(12)により災害寄与率 $R_j$ を算定する。

以下ではまず、式(11)および災害寄与率における閾値について検討する。

##### 4.2 台風災害危険度評価法の検証

###### (a)災害資料について

沖縄における台風災害と気象極値との詳細な関係を得るため地元新聞による遡及調査を行なった。期間は1966-1990年の25年間で、掲載された台風災害関連の記述から人身災害および死者災害の数と発生年月、地域、およびその台風を求めた。この結果と災害集計値(矢吹,1990)との比較を行なうと、新聞紙上より求めた災害数は人身災害および死者数ともに若干多めになった。この原因は、特に負傷者に関して、新聞には自治体、消防、警察等には連絡が行き届かない細かい災害情報が含まれていることによるものであろう。また、災害数がまとめて発表され、その発生地点が不祥である場合もあった。以下では、この災害資料の妥当性を詳細に検討の上、解析に使用した。

###### (b)台風災害危険度の検討

図-15および16はそれぞれ実資料に基づく人身災害および死者の災害危険度(リスク・ポテンシャル)と最大風速および最大瞬間風速との関係を示す。縦軸は対数座標であり、各観測地点での災害値を台風1個当りに換算したもので、その単位は(人/台風/年)である。縦軸の災害危険度の値が小さく、横軸の風速極値が大きいほど台風に対する防災力が高いことを意味する。沖縄の本土復帰の年(1972)はその後の膨大な社会資本投資による防災上の転換点であるので、1972年で災害を2分し、その変遷について調べることにした。○, △...印および●, ▲...印はそれぞれ沖縄の本土復帰前後の災害を示す。人身災害の資料に発生地不明な集計値のみがある場合には、8観測地点での風速極値の平均値の位置に災害危険度を描き、風速極値の最大・最小値

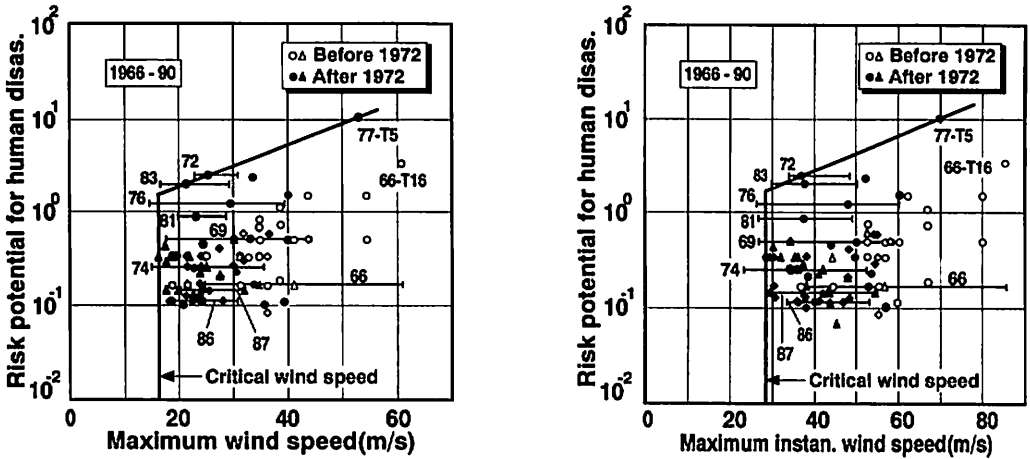


Figure 15. Risk potential for human disasters against the extreme-values of wind speeds, where the disasters being retroactively investigated using newspapers. The ordinate denotes risk potential with the unit of person per typhoon in a year. The open symbols denote the risk potential before 1972 and the solid symbols, after 1972. The numbers mean the year and/or the typhoon number.

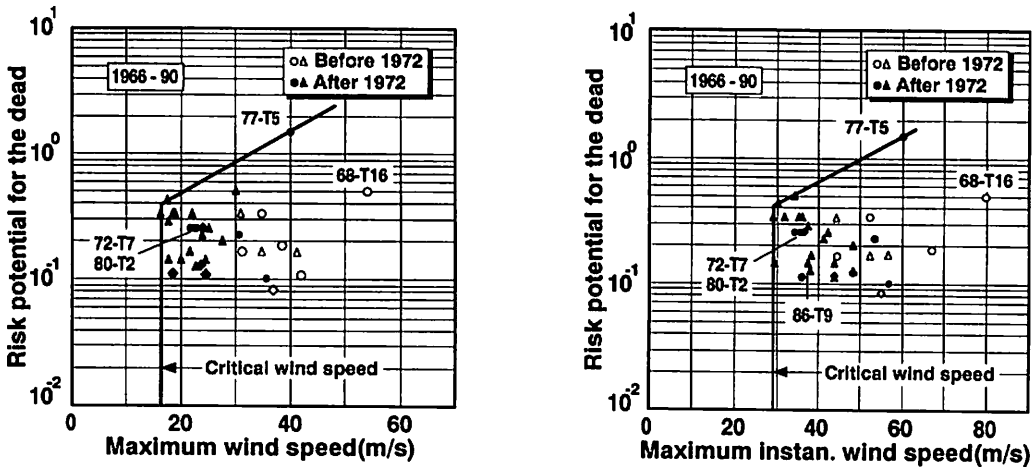


Figure 16. Risk potential for the dead against the extreme-values of wind speeds, where the disasters being retroactively investigated using newspapers. The coordinate and symbols are the same as in Figure 15.

の範囲が示されている。図中の数字は年あるいは台風番号を表す。災害発生風速域は実線で囲まれた範囲であって、明らかに災害が発生する最小限界風速が存在する。注目すべき点は、1972年以降の災害の多くはこの最小限界風速近くに分布し、1966-1990年における災害危険度はむしろ高まっていることである。

そこで、人身災害および死者災害が発生する最大瞬間風速域を3分し、各区間における被災原因を強風、水泳や釣り中などの不注意と考えられる人的素因、および船舶その他に大別し、個々の割合を示すと図-17のようになる。低・中風速域での不注意と考えられる人的素因に起因する沿岸域での被災、特に死者災害の

存在が特徴的である。この事実は図-14における台風災害と気象極値の変動周期の相関にも反映されており、死者災害の多くは強風により発生することを示している。したがって、台風に対する防災力を高めるためには、図-15および16における災害の発生する限界風速を大きくし、かつ縦軸の災害危険度の値を小さくする必要がある。そのためには、まず、人的素因に起因する災害を低減することが不可欠である。

次に、式(11)による台風災害危険度評価法における閾値を検討するため、1972年以降の災害発生 の最小限界風速が図-15および16に示した実資料に基づく値と一致するように反復計算により災害寄与率の閾値を決

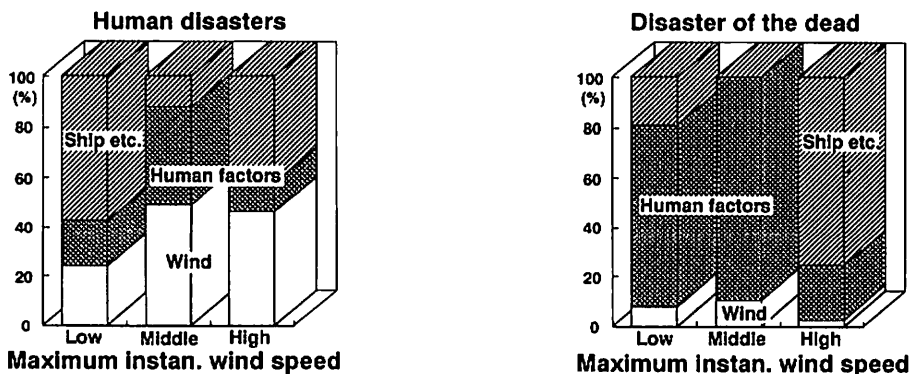


Figure 17. Causes of human disasters and the dead in 1966-1990 by the extreme-values of the maximum instantaneous wind speeds. The region of winds is divided into three portions; low, middle, and high wind speeds.

定し、災害危険度の評価を行なった。

図-18および19は推算した人身災害および死者災害危険度と各地点の風速極値との関係を示す。実線は沖繩の本土復帰(1972)以降の災害発生風速域を示す。このときの人身災害および死者災害に対する限界風速および災害寄与率の閾値が表-4の上段(1)に示されている。

推算による災害危険度の値は、人身災害に対してはほぼ一致するが、死者災害に対してはやや過小評価される傾向がある。この原因は式(11)によると災害が他

の観測地点に分配される傾向があるからである。

表-4の上段(1)に示された閾値は全観測地点数 $N=8$ による平均値 $1/8$ より小さい。そこで、明かに不注意とみなされる人的素因による災害を除いた資料に対して災害危険度を再推算すると限界風速および災害寄与率の閾値は表-4の中段(2)に示すようになる。このときには最大瞬間風速による死者災害に対する限界風速の上昇が顕著である。これは台風に対する防災力の向上において人的素因に起因する災害を低減することが重要であることを示唆している。また、災害寄与率の閾

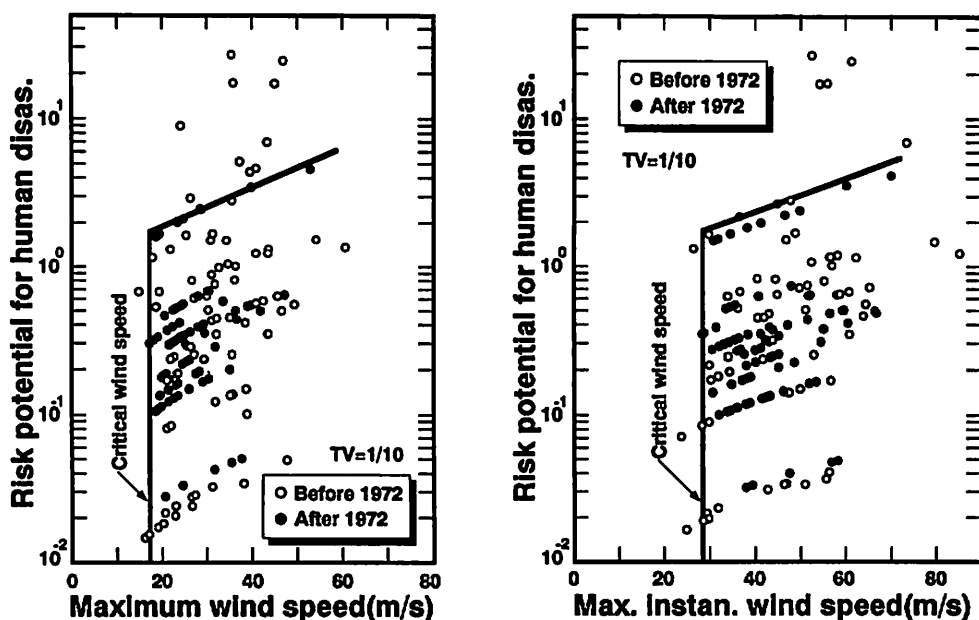


Figure 18. Risk potential for human disasters against the extreme-values of wind speeds. The contribution ratios of the climatic data to the disaster are evaluated for the minimum critical wind speeds to be equal to that for the real disasters, as given in Figure 15. The coordinate is the same as in Figure 15. TV means a threshold value.

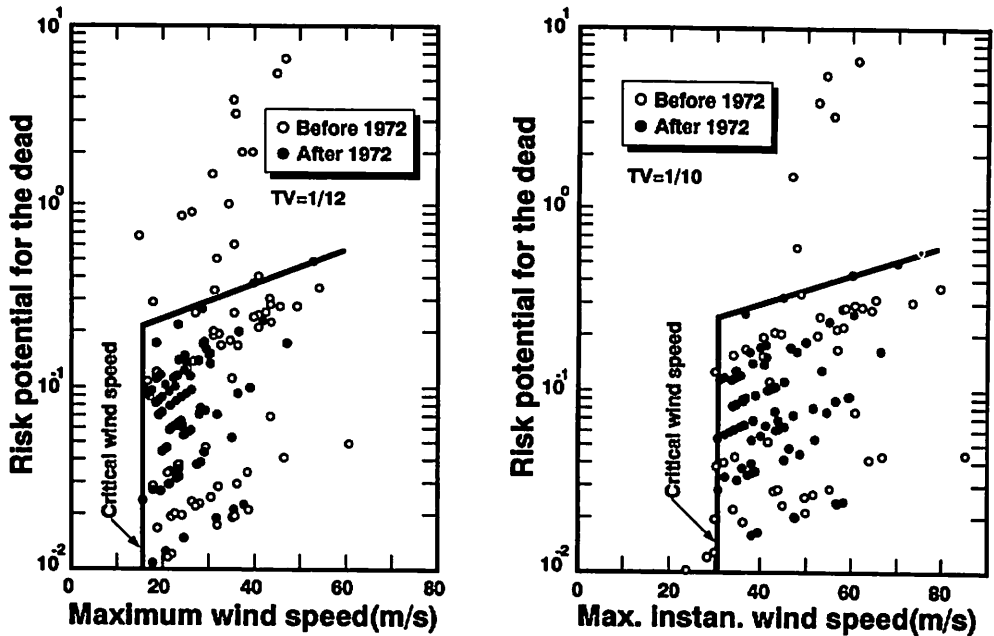


Figure 19. Risk potential for the dead against the extreme-values of wind speeds. The contribution ratios of the climatic data to the disaster are evaluated for the minimum critical wind speeds to be equal to that for the real disasters, as given in Figure 16. The coordinate is the same as in Figure 16. TV means a threshold value.

Table 4. Minimum critical wind speeds and threshold values of the contribution ratios of climatic data to disasters. The upper column(1) gives the values that were estimated using all retroactive data of disasters and the middle column(2), the data without disasters due to human factors. The minimum critical wind speeds for allowable disasters are also given in the lower column(3), with the threshold value of 1/8.

| Disastres                 | Critical wind speed |                         | Threshold value    |                         | Notes                                   |
|---------------------------|---------------------|-------------------------|--------------------|-------------------------|---|
|                           | Maximum wind speed  | Max. instan. wind speed | Maximum wind speed | Max. instan. wind speed |   |
| 1 Human disasters<br>Dead | 16.3m/s<br>16.2m/s  | 28.4m/s<br>30.5m/s      | 1/10<br>1/12       | 1/10<br>1/10            | All data of disasters                   |
| 2 Human disasters<br>Dead | 18.4m/s<br>18.4m/s  | 28.1m/s<br>35.3m/s      | 1/9<br>1/9         | 1/10<br>1/8             | Data without those due to human factors |
| 3 Human disasters<br>Dead | 24.2m/s<br>25.8m/s  | 35.0m/s<br>35.3m/s      | 1/8<br>1/8         | 1/8<br>1/8              | Target of risk potential                |

値は全観測地点数による平均値1/8に一致することは注目に値する。したがって、許容損失(被害可能性あるいはその許容値)の目標値を、最低限、人的素因による災害を低減することと設定すると、台風災害寄与率の閾値は全観測地点数Nによる平均値1/Nが適当である。

### 4.3 台風災害危険度

ここでは、災害資料が年間の累計として与えられた場合を想定し、改めて台風災害危険度を評価・検討する。すなわち、災害の発生地点が不詳な資料から台風災害危険度に関してどのような情報が得られるかを調べる。人的素因による災害は不可避な自然現象による

ものではなく、防災対策上無くすべき災害の1つである。したがって、防災目標として“人的素因による災害を無くすこと”を設定し、上述のように台風災害寄与率の閾値を全観測地点数N=8による平均値1/8とする

図一18および19と同様に、全資料に対する人身災害および死者災害の災害危険度(リスク・ポテンシャル)と最大風速および最大瞬間風速との関係を示すと図一20および21が得られる。縦軸は対数座標で、単位は(人/台風/年)である。○印および●印はそれぞれ沖縄の本土復帰(1972)前後の災害を示す。また、表一4の下段(3)にはこのときの限界風速が示されている。これらの

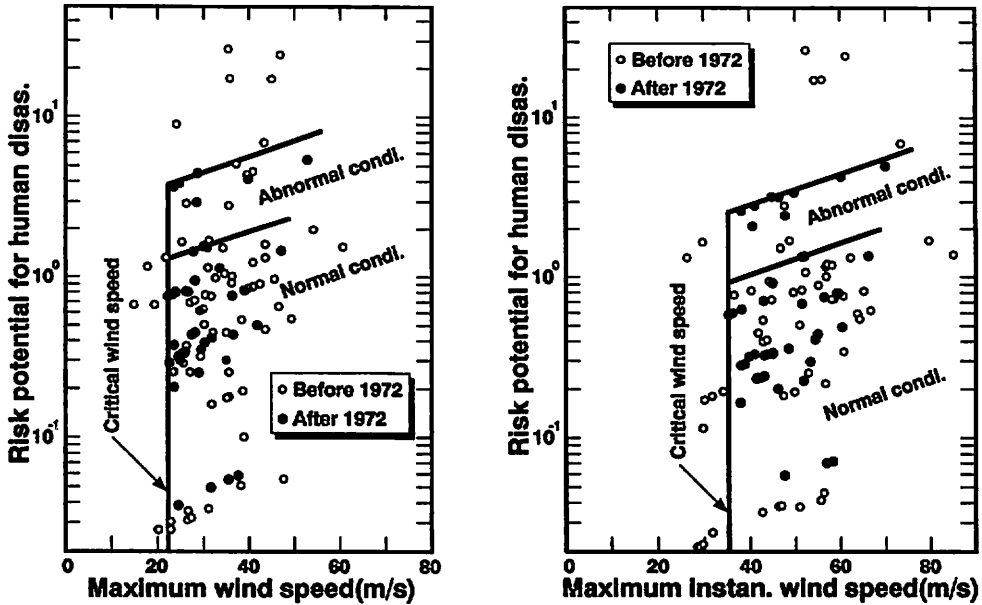


Figure 20. Risk potential for human disasters against the extreme-values of wind speeds. The contribution ratios of the climatic data to the disaster are estimated with the threshold value of 1/8. The coordinate is the same as in Figure 18.

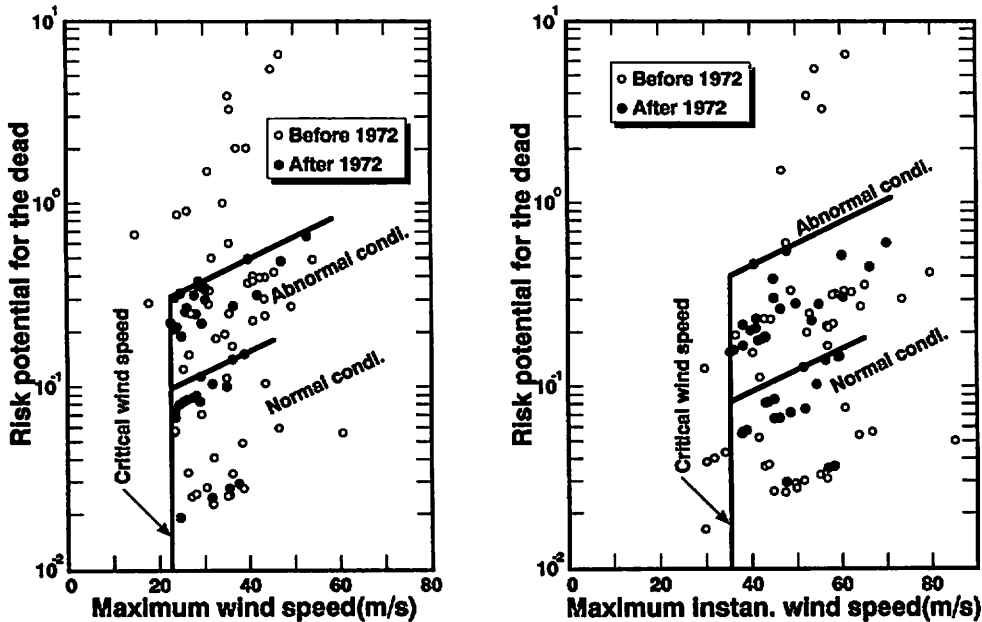


Figure 21. Risk potential for the dead against the extreme-values of wind speeds. The contribution ratios of the climatic data to the disaster are estimated with the threshold value of 1/8. The coordinate is the same as in Figure 19.

図は近年の防災ポテンシャルの増加を示す。すなわち、災害が発生する最小限界風速の増加と災害危険度の減少は明らかである。ただし、図-15および16に示

した通り、実資料によると1966年以降の防災ポテンシャルは低下しているが、ここで用いた累計資料からはそこまで判断することはできない。すなわち、図一



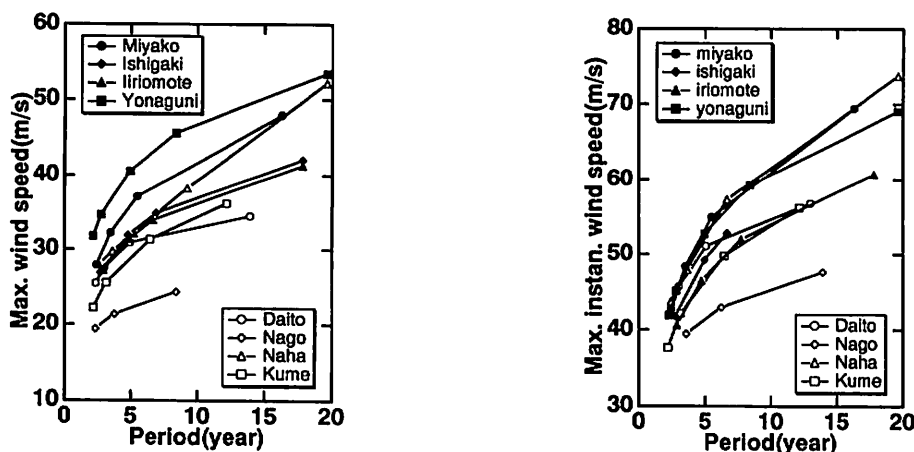


Figure 22. Variations of the maximum wind speed and the maximum instantaneous wind speed with respect to the return periods, as the results of the extreme-value analysis based on the Gumbel distribution model.

20および21の実線で示した災害発生風速域の外部にある○印の多くは1966年以前の災害である。したがって、式(11)による危険度評価は大局的な災害特性を得るのに好都合である。

1972年以降の災害危険度の領域は図中に示すように2分することができる。上側領域の災害危険度は図-3に示したスパイク状の特異な台風条件による災害に対応し、下側領域の災害危険度は通常の台風による災害からなっている。図-20の上側領域の災害は1977、1983年に発生したものである。図-21の災害危険度の大きな値は主として1977年の八重山地域(図-1)での災害による。

図-20および21によると、通常状態での災害危険度の値は、人身災害および死者災害に対してそれぞれ1.0、0.1人/台風/年である。特異な台風条件での値はこれらの3-6倍である。沖縄諸島に襲来する台風個数は、図-2に示したように10-12個に達する可能性があることを考慮すると、通常状態での人身災害は10-12人/年、死者災害は1-1.2人/年となり、突発的にはこれらの3-6倍となる可能性を持っている。したがって、図-20および21に示された災害危険度(リスク・ポテンシャル)はなお高い値であると言わざるを得ない。

さらに、限界風速を調べるため、気象極値に対する極値統計解析としてGumbel分布モデル(Gumbel, 1957; 岩井・石黒, 1970)を適用した結果、気象極値スペクトルより抽出されたピーク周波数に対応する再現期間(年)と確率最大風速および確率最大瞬間風速との関係は図-22のようになる。この図は表面風の変動の緯度による変化傾向(Kai, 1987)、すなわち低緯度の地点は

ど表面風の変動が大きいことを示す。

図-20および21の1972年以降の災害危険度(リスク・ポテンシャル)に対する限界風速の概略値は、表-4の下段(3)に示されているように、最大風速および最大瞬間風速に対してそれぞれ24-26m/secおよび35m/secである。一方、これらの風速に対する再現期間は図-22より約2.5年である。この結果は2-3年毎に襲来する比較的小規模な台風によっても人身災害および死者災害が発生していることを示している。さらに、表-3に示したように気象極値には10年以上の長周期変動があり、当然ながらこのときの台風規模は大規模となる。沖縄には過去に大規模な台風が襲来した経験がある。例えば、1966年の第2宮古島台風である；最大風速は60.8m/sec、最大瞬間風速は85.3m/secであった。したがって、このような再現期間の長い台風によっては甚大な災害が生じる可能性が大であり、台風災害を防止するためには限り無い注意が必要である。

## 5. 結論

沖縄における台風災害の変動周期性解析と台風に対する危険度評価を行なった。その結果は以下のように要約される。

2.では沖縄における台風災害の変遷とその環境を調べた結果、以下のことが判明した。沖縄本島では、過去30年間における沿岸地域の開発とともに、海岸隣接地域における人口および社会資本の集中が顕著に進展している。一方、用地確保のための埋立によりリーフ面積は減少傾向にあり、この傾向は今後も助長される

であろう。気象面から見れば、ここ20年間は襲来台風個数が少なく、その規模も比較的小さい時期に相当していると考えられる。これらの事実、台風、高潮、あるいは津波に対する沿岸地域でのリスク・ポテンシャルの増大を示唆し、災害の巨大化のシナリオが進展していると言わざるを得ない。

3.では台風災害と気象極値の資料解析のためのスペクトル・モデルを提案し、このモデルは台風災害のような間欠的な時系列および気象極値資料をも解析可能であることを示した。那覇における気象極値資料(資料数:42-96年間)のスペクトル解析によると、襲来台風個数、最大風速、および最大瞬間風速の変動には9-11年の重要な周期がある。この再現期間は太陽活動の効果を反映していると考えられる。災害資料(資料数:76-83年)には約9年の変動周期性が認められ、この周期は全気象極値資料の周期とほぼ一致する。しかし、その特性は過去30年間に変化し、変動周期は短くなった。すなわち、人身災害における最重要な周期は約5.4年で、降雨量の周期と一致する。7.7年の死者災害の周期は風速と気圧の周期とほぼ一致し、死者災害が主として強風により生じることを示している。

4.では台風災害危険度の評価法を提案し、その有用性が新聞による遡及調査に基づく実災害資料により確認された。ここで提案した危険度評価法によると、災害値が年間の累計として与えられ発生地などの不明な資料から大局的な災害特性を得ることができる。また、気象観測点が広範囲に渡っている地域に対しても有効である。実災害資料によると数多くの人身災害が台風に対する不注意により発生していることが判明した。したがって、台風防災力向上のためには人的素因に起因する災害を低減することが最も重要であり、その際に設定すべき台風災害寄与率の閾値は全観測点数 $N$ による平均値 $1/N$ が適当である。

そこで、“人的素因による災害を無くすこと”を防災目標とし、台風災害寄与率の閾値として全観測点数 $N=8$ による平均値 $1/8$ を設定して、人身災害および死者災害に対する危険度評価を行なった。その結果によると、近年の防災能力の向上がうかがえるものの、台風災害の危険度の値は決して許容される範囲の値ではないことが判明した。さらに、極値統計解析により災害が発生する最小限界風速を調べた結果、沖縄におけるこれらの災害は再現期間の短い比較的小規模な台風によって発生していることが明らかとなった。したがって、台風の規模と襲来個数および現在の海岸およ

び社会環境から判断して、防災能力は今なお不十分である。

以上の台風災害の周期性解析と危険度評価の結果は、災害防止の鍵が台風に対する個人の意識と災害に対する心理にあることを示唆している。これは災害防止対策において重要であり、防災に関して絶えざる啓蒙努力が必要である。

## 謝 辞

本研究の一部は文部省科学研究費補助金：重点領域研究(2)(研究代表者：矢吹哲哉)(No.01601526,1990; No.04201238,1992)によるものである。また、本研究に際しては当時学生であった仲里直樹・玉城重則・與那嶺学・玉城要一・嘉手苅典雅の諸氏には種々の面で大変なご助力をいただいた。ここに記して謝意を表する次第である。

## 参考文献

- 石崎澆雄・光田寧・花房龍男(1968):風速変動の長周期成分について、京都大学防災研究所年報, Vol.11A, pp.489-497.
- 岩井重久・石黒政儀(1970):応用水文統計学, 森北出版, 東京, 370p.
- 甲斐憲次(1984):30m鉄塔で観測された風速変動と気圧変動の長周期スペクトル, 天気, Vol.31, pp.235-241.
- 川上浩(1992):防災ポテンシャルの評価に関する考察—長野市を例として—, 自然災害科学, Vol.11, pp.13-26.
- 河田恵昭(1990):都市災害の特質とその巨大化のシナリオ, 自然災害科学, Vol.10, pp.33-45.
- 斉藤徳美(1990):1989年三陸沖地震に関する住民の意識・行動解析, 自然災害科学, Vol.9, pp.49-63.
- 高橋浩(編)(1982):洪水災害危険度の評価法に関する研究, 文部省科学研究費補助金研究成果報告書, 自然災害科学研究班, 139p.
- 筒井茂明・仲里直樹・玉城重則(1991):沖縄における沿岸災害ポテンシャルについて, 第46回年次学術講演会講演概要集, 土木学会, II-395, pp.830-831.
- 筒井茂明(1992):沖縄における台風災害の周期性と防災力, 第47回年次学術講演会講演概要集, II-493, pp.1036-1037.
- 筒井茂明(1993):台風災害危険度評価法, 第48回年次学術講演会講演概要集, II(投稿中).
- 日野幹雄(1977):スペクトル解析, 朝倉書店, 東京,

- 300p.
- 村本嘉雄(1990):死者数からみた風水害の世界的動向, 自然災害科学, Vol.9, pp.87-99.
- 矢吹哲哉(編)(1990):亜熱帯地方・沖縄における台風による都市災害の特性評価とその防災力の変遷について, 文部省科学研究費補助金研究成果報告書.
- 山口正隆・大福学(1992):わが国における気象要素の長期変動および周期性の解析, 海岸工学論文集, Vol.39, pp.1016-1020.
- Akaike, H. (1969): Power spectrum estimation through auto-regressive model fitting, *Ann. Inst. Statist. Math.*, Vol.21, pp.407-419.
- Blackman, R. B. and Tukey, J. W. (1958): *The Measurement of Power Spectra*, Dover Pub., 190p.
- Burg, J. P. (1968): A new analysis technics for time series data, NATO Advanced Study Institute on Signal Processing, Netherlands.
- Cooley, J. W. and Tukey, J. W. (1965): An algorithm for the machine calculation of complex Fourier series, *Mathematics of Computation*, Vol.19, pp.297-301.
- Currie, R. G. (1974): Solar cycle signal in surface air temperature, *Jour. Geophys. Res.*, Vol.79, pp.5657-5660.
- Gumbel, E. J. (1957): *Statistics of Extremes*, Columbia Univ. Press (邦訳:河田竜夫・岩井重久・加瀬滋男(1978):極値統計学, 生産技術センター新社, 東京, 404p.).
- Harrington, J. B. and T. R. Heddinghaus (1974): Determinism in microscope wind spectra at Columbia, Missouri, *Jour. Atmos. Soci.*, Vol.31, pp.727-737.
- Hess, G. D. and Clarke, R. H. (1973): Time spectra and cross spectra of kinetic energy in the planetary layer, *Quart. Jour. Roy. Met. Soc.*, Vol.99, pp.130-153.
- Kai, K. (1985): Spectrum climatology of the surface winds in Japan, Part I: The 40-60 day fluctuations, *Jour. Meteorological Soc. Japan*, Vol.63, pp.873-882.
- Kai, K. (1987): Spectrum climatology of the surface winds in Japan, Part II: The diurnal Variation, the synoptic fluctuations, the 10-20 day fluctuations and the annual variation, *Jour. Meteorological Soc. Japan*, Vol.65, pp.751-765.
- Nishi, N. (1989): Observational study on the 30-60 day variations in the geopotential and temperature fields in the equatorial region, *Jour. Meteorological Soc. Japan*, Vol.67, pp.187-203.
- Papoulis, A. (1962): *The Fourier Integral and Its Applications*, McGraw-Hill (邦訳:大槻喬・平岡寛二(1970):工学のための応用フーリエ積分, オーム社, 東京, 372p.).
- Ulrych, T. J., Smylie, D.E., Jensen, O. G. and Clarke, G. K. C. (1973): Predictive filtering and smoothing of short records by using maximum entropy, *Jour. Geophys. Res.*, Vol.78, pp.4859-4964.
- Van der Hoven, I. (1957): Power spectrum of horizontal wind speed in the frequency range from 0.0007 to 900 cycles per hour, *Jour. Meteorology*, Vol.14, pp.160-164.
-