

多変量極値分布を用いた 多地点強風および地震危険度解析

神田 順[†]・西嶋 一欽[†]

(受付 2003 年 8 月 20 日; 改訂 2004 年 1 月 21 日)

要 旨

我が国における建築物の構造設計において、想定すべき外力として代表的なものが強風と地震動であり、強風危険度解析および地震危険度解析は、建築物の構造設計において、基本的な情報を提供する。強風や地震動の強さを確率モデルを用いて評価することは一般的に行われているが、従来の危険度解析はある地点における地震動や強風の年最大値の非超過確率を評価するものであった。しかしながら、複数の建築物の最適設計や、ある地域の被害想定を行うような場合には、個々の地点での危険度のみならず、地点間の相関を適切に考慮することが必要である。本論文では、多変量極値モデルを用いた強風および地震動の、空間相関を考慮した多地点危険度解析手法を検討した。

強風危険度解析に関しては、台風の上陸回数が多い九州地方と、比較的少ない関東地方についておもに地点間の従属構造について定量的に考察した。また、地震危険度解析に関しては、関東地方を例にとり、同様に考察を行った。最後に、台風による強風と地震動の空間相関規模について比較検討した。これらの結果は、工学的な経験とも整合するものであった。

キーワード：多変量極値分布，空間相関，従属関数，多地点，危険度解析。

1. はじめに

構造物の想定すべき外力として代表的なものが、地震動と強風である。いずれもわが国においては、構造工学における主要な研究対象となっている。日本列島は、地帯構造的にプレート境界に位置しており、プレート境界に発生する比較的規模の大きな地震とプレート内の比較的規模の小さな地震ともに、過去に多くの被害がもたらされている。一方、熱帯で発生した台風が成長してわが国に上陸するケースも少なくなく、台風の経路に当たる地域では強風災害も少なくない。

構造物の設計に当たっては、過去の地震動や強風の記録に基づき、安全が確保される大きさを設定しており、例えば建築基準法では施行令において設定している安全性の限界としては、外力のレベルとして年超過確率 $1/500$ が目安とされている。しかし、局所的な変動や構造物の側の耐力のばらつき、耐力劣化の放置などもあって、被害は簡単にはなくなる。

地震動や強風の強さを確率モデルで評価することは危険度解析として一般的に行われているが、従来の危険度解析は、ある地点における地震動や強風の年最大値の非超過確率を評価するもので、複数地点における地震動強さや強風の相関を評価することはなされていない。地震動

[†] 東京大学大学院 新領域創成科学研究科：〒113-0033 東京都文京区本郷 7-3-1

はマグニチュードに応じて、断層の大きさが数十キロから数百キロに及ぶことがあり、また、台風の場合は経路を考えると数百キロを超える範囲が直接の影響を受ける。そのような場合は、断層や台風の中心との位置関係により、² 地点間における荷重強さの相関が大きくなる場合が考えられる。

ある領域の被害想定や、異なる地点の多数の構造物群の被害を評価するような場合は、単に荷重強さのみでなく、地点間の相関を考慮する必要がある。本論文では、一般的に利用可能な地震や強風のデータをもとに、多変量極値分布による危険度評価を試みる。

2. 建築分野における極値統計学の貢献

2.1 強風危険度解析に関する既往研究

強風危険度解析に関する研究は専ら、統計的手法によるものである。この理由として、強風という大気現象は地球規模の気象の影響を受けるので、それらを解析的にモデル化することが現時点においては困難であることが挙げられる。また、強風危険度は大気現象の年周期性などの理由から、年最大風速を統計的に推定し、建築物の供用期間における最大風速を確率的に予測することが多い。それらは年最大風速に対して、一般極値分布 (Generalized Extreme Value Distribution, GEV) を用いたもの、一般パレート分布 (Generalized Pareto Distribution, GPD) に Poisson 過程を組み合わせた Peak Over Threshold (POT) 法、年あたり上位いくつかの風速までを用いる手法などがある。最大風速の確率モデルに関する研究は、Palutikof et al. (1999) によって整理されている。

強風危険度評価は、建築物の設計のみならず、強風による建築物の被害評価にも応用されている。極値モデルを用いた建築物の被害評価は、Rootzén and Tajvidi (1997) がケーススタディを行っている。また、保険分野において損害料率算定には、被害の空間的な相関を考慮する必要があるが、これには台風シミュレーションを用いることもある。本論文では、複数の建築物のための最適な要求安全性あるいはある地域の被害評価を念頭に置いて、多地点での空間相関を考慮した強風危険度評価を試みる。

2.2 地震危険度解析に関する既往研究

建築物の耐震設計において、建設地点での地震動強さの評価は最も基本的な情報であり、地震動強さの評価手法は地震危険度解析と呼ばれている。今日までに、地震危険度解析に関する多くの研究および手法の提案がなされているが、それらを分類すると図 1 のようになる。地震危険度解析手法は、まず確定論的手法と確率論的手法に大別される。

前者は、関東地震や東海地震など特定の地震を念頭に置き、過去の同じ地震域での記録や地震学的知見を用いて、詳細な波動伝播解析を行う手法である。従って、得られる結果は、特定

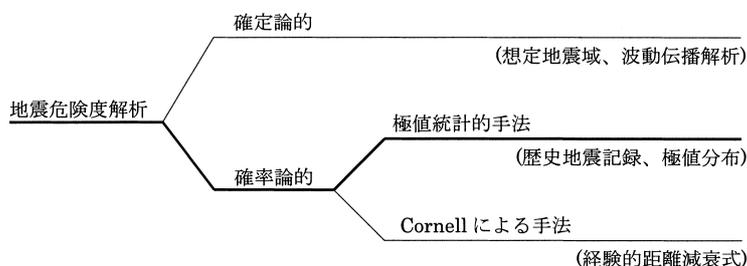


図 1. 地震危険度解析の手法による分類。

の地震が発生したと仮定したときの、ある地域の地震動の空間的な分布である。一般的にこのようなアプローチは、対象地域の詳細な情報と、地震動予測手法を用いて、高度な強震動予測が可能であると言われているが、震源の諸パラメータそのものの不確実性が予測結果に影響を及ぼすため、得られた強震動の空間分布は平均的なものであるとの認識が必要である。

一方、後者は地震という不確実性を伴う自然現象を確率的に評価しようというアプローチであり、さらに2つに分類される。一つは、Cornellの手法(Cornell(1968))と呼ばれるものであり、プレート境界地震、活断層、あるいは震源が特定できない背景地震などを地帯構造区分と歴史地震記録を用いて確率的にモデル化し、また震源での地震の規模と震源から建設地点までの距離とから地震動強さを推定する経験的距離減衰式を用いることによって、確率的に当該地点での地震動強さを評価する手法である。もう一つは、過去の歴史地震記録に対して、極値分布などの分布を統計的に推定する手法である。

特定の地震モデルに対する確定的地震危険度解析は、地方自治体の地震被害想定および防災対策に利用されることが多い一方、確率論的地震危険度解析は建築物などの性能設計に用いられることが期待される。本論文では、極値統計とも関わりが深い確率論的地震危険度解析について考察する。

統計的な手法を用いて、地震危険度を評価しようとする試みは、Kawasumi(1951)をはじめ、服部(1977)、松村・牧野(1978)など、日本においても数多く研究されてきた。極値統計的アプローチは、北米などではMilne and Davenport(1969)、Ellingwood et al.(1982)に見られるように極値分布型としてFréchet分布が用いられることが多かった。しかし、Kanda(1981, 1994)は、日本のように地震データが比較的長期に渡って蓄積されているような場合には、最大値が頭打ちになる傾向を指摘し、上下限を有する経験的な極値分布を提案した。建築物の設計においては、極値統計的な意味での極値のみではなく、比較的小さな地震動強さに対しても、適切に確率的にモデル化されていることが望まれる。このような点において、神田によって提案された上下限を有する極値分布は、上限値から下限値までの比較的広い範囲で地震動強さをモデル化できることから、しばしば用いられている。ただし、上限値の設定が最終的な結果に大きな影響を及ぼすので、その設定に関しては、地震学的な知見も含めて慎重に検討することが必要である。

このような極値統計的アプローチの利点の一つは、最終的に得られた地震危険度が極値分布によって簡潔に表現されることであるが、一方で地震学的な知見の反映が困難であるなどの欠点も指摘されている。このような統計的な手法に対し、Cornellによって提案された手法では、震源域を確率的にモデル化するので、ここに地震学的な知見を反映することが容易である。しかし、当該地点での地震危険度を評価するためには、数値積分が必要であり、地震危険度を解析的に表現することができない。また、本論文で考察するような、多地点での地震危険度の評価に際しては、多重積分が必要となり、現実的に計算することが困難になる。このような背景を踏まえ、本論文では確率論的な震源モデルと経験的な距離減衰式の不確実性を考慮したモンテカルロシミュレーションを行った上で、得られた結果を仮想的な歴史地震動記録として用い、多変量極値分布による多地点地震危険度評価のモデル化を試みる。このような手順を踏むことにより、地震学的な知見を取り込みつつ、簡潔な地震危険度の表現を得ることができると考える。

また、従来、確率論的地震危険度解析は単一の地点に関して行われてきたが、ある地域あるいは複数の建築物の地震リスク評価を同時に行う必要がある場合には、地点間の相関を考慮した地震危険度評価が必要不可欠である。本論文で考察する多地点地震危険度評価は、強風危険度解析同様、このようなことを念頭に置いたものである。

3. 多地点強風危険度解析

年最大風速を与える成因は、竜巻などの局所的な現象を除くと、台風あるいは季節風など、その成因が明らかな場合が多い。特に台風に関しては、台風ごとにその経路、風速、中心気圧など詳細な観測結果が得られている。季節風に関しては、明確な定義はなされていないものの、冬季の日本海沿岸に吹き込む北風のように、強風を生じさせる成因が明らかな場合も少なくない。しかも、それらは個々の地点で独立に生じるものではなく、空間的な広がりをもって強風を生じさせることが多い。従って、多地点での強風危険度を相関も含めて考察するには、これら強風を生じさせる成因を空間的な広がりという観点から、適切に評価することが必要不可欠である。本章では、強風をもたらす成因として、わが国の上位の年最大風速の成因である台風に着目し、空間相関を考慮した強風危険度解析を試みる。

3.1 年最大風速の成因

まずはじめに、台風によって年最大風速がもたらされたときのその空間的な規模を調べるた

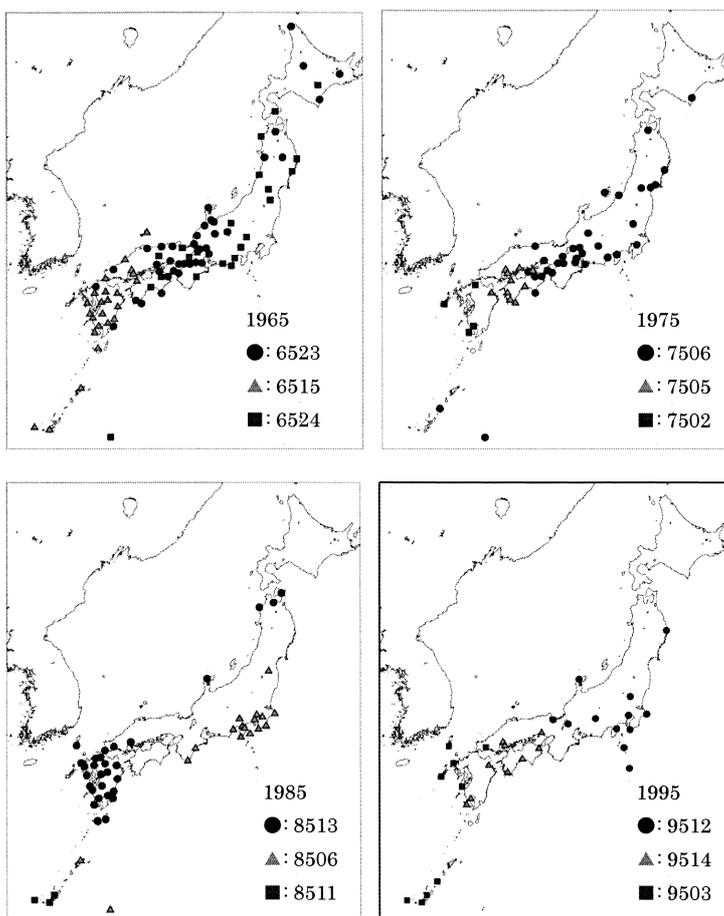


図2. 年最大風速の成因。

め、いくつかの年における年最大風速の成因をプロットした地図を図2に示す。成因はその年の空間規模が大きい上位3番目までの台風について図示している。同じ記号は同じ台風によって年最大風速を観測したことを示す。ただし、図中の凡例中の数字は台風が発生した年および号を表す。例えば、6514は1965年の台風14号を表す。これらの図から、かなり広い範囲の地域で同じ成因で年最大風速を観測していることがわかる。それとともに、地域によってその成因の規模も異なることが見て取れる。九州地方では、多くの年で同じ台風によって年最大風速を観測しているのに対し、関東以北においては、必ずしも同じ台風で年最大風速を記録するわけではない。九州地方などでは異なる成因が混在しているものもあるが、これは複数の同程度の強風が異なる成因によってもたらされた結果、たまたま最大風速を与えた成因が異なったものである。このように、年最大風速のデータだけを用いて相関を評価すると、このようなデータの遮蔽が起こる場合がある。また、年最大風速だけを用いた場合、異なる成因によってもたらされた最大風速の相関を評価する場合があります、物理的に意味のない相関を評価することになる。

台風の襲来という事象において、その規模、経路あるいは上陸地点等は台風ごとに独立であると考えられるので、上陸回数が多いほど年最大風速は大きくなる可能性が高くなる。さらに、台風の経路にはある程度の特徴があると考えられるので、それらの経路特性に沿った地域では、年最大風速の相関は高くなると考えられる。従って、そのような地域では、被害を生じさせるような大きな台風に対して同時に被害を受ける可能性も高い。また、ある地点に台風が襲来し、別の地点には台風が襲来しない場合、それらの地点では風速に大きな違いがあると考えられるので、多地点年最大風速モデルを構築する上では、このような台風襲来の相関を考慮することも重要である。なお、台風以外によって強風が記録されたときについても同様に整理したが、台風以外で年最大風速が記録されるのは、春または冬の季節風であることが多い。しかしながら、同一季節風による年最大風速の空間的な広がりには台風の場合よりも大きくない。このことは広域に分散する複数の建築物の被害評価には、季節風よりも台風による強風危険度評価が重要であることを示していると判断できる。

3.2 多変量極値分布

極値統計論によれば、独立で同一の適当な条件を満たす分布に従う確率変数列 X_1, X_2, \dots, X_n の最大値 M_n の分布は、Gumbel, Fréchet, Weibull の3つの型の分布のいずれかに収束する。また、これらの3つの分布は一般極値分布 (Generalized Extreme Value Distribution, GEV) によって次のように統一的に表現される。

$$(3.1) \quad G(x; k, \sigma', \mu) = \exp \left[- \left(1 + \frac{k(x - \mu)}{\sigma'} \right)^{-\frac{1}{k}} \right]$$

GEVによるモデル化は、パラメータの推定が容易な反面、パラメータの推定に年最大値のみを用いるので、観測データを十分に生かしていない。このようなことから、上位 r 位のデータを用いる手法や閾値 u を超えたデータを用いる手法 (POT手法) などが提案されている。本論文では、年最大値分布の推定に POT手法を用いる。POT手法を用いることの利点は、GEVに比べてより多くのデータを生かすことができることおよび、 2 地点以上に拡張したときに、少なくとも一地点で閾値を超える台風時の各地点での風速の相関を直接、モデル化できることである。

POT手法では、十分大きい閾値 u を超えたという条件の下での条件付き確率を次式(3.2)の一般パレート分布 (Generalized Pareto Distribution, GPD) でモデル化する。

$$(3.2) \quad \Pr[X > x | X > u] = \left(1 + \frac{k(x - u)}{\sigma} \right)^{-\frac{1}{k}}$$

ただし定義域は, $k < 0$ のとき $u < x < u - \sigma/k$, $k \geq 0$ のとき $x > u$ である. また, 十分に大きな閾値 u を超える事象 A は, Poisson 過程に従うと考えられる. 事象 A の年平均発生率を λ_A とすると, Poisson-GPD モデルを用いて, 年最大値分布は式(3.2)のパラメータを用いて, 次のように表すことができる(例えば, Smith(2002)).

$$(3.3) \quad \Pr[M_n \leq x] = \exp \left[-\lambda_A \left(1 + \frac{k(x-u)}{\sigma} \right)^{-\frac{1}{k}} \right]$$

ただし, $x > u$ に対して意味をもつ. POT 手法において年最大風速は, 以上のように裾野の分布の推定および年平均発生率の推定の2段階により, 各地点での年最大風速の分布形が推定される. 具体的には, GPD のパラメータ k, σ は閾値 u を超えたデータを用いて, λ_A は用いたデータの期間中に事象 A が生じた回数によって推定することができる. ただし, 各データの独立性は必ずしも成り立たないので, 前処理が必要であるが, これについては後で述べる.

さて, X_1, X_2, \dots, X_n を p 変数で適当な条件を満たす同一の分布に従う確率ベクトル列とする. これらの最大値 M_n は,

$$(3.4) \quad M_n = \left(\max_{i=1, \dots, n} \{X_{i,1}\}, \dots, \max_{i=1, \dots, n} \{X_{i,p}\} \right)$$

で定義する. $n \rightarrow \infty$ のとき, M_n の各要素は GEV 分布に収束する. 一般に, 確率変数 Y の分布形 $F_Y(y)$ が連続のとき, 変数変換 $Y' = -1/\log F_Y(Y)$ によって, 確率変数 Y' は標準 Fréchet 分布, $F_{Y'}(y) = \exp(-1/y)$, $y > 0$ に従うので以下の議論では確率変数 X_j ($j = 1, 2, \dots$) の各要素は標準 Fréchet 分布に従うと仮定しても一般性を失わない. このとき, M_n/n は多変量極値分布 G に収束する. ここで,

$$(3.5) \quad r = \sum_{j=1}^p X_j/n, \quad w_j = X_j/nr, \quad (j = 1, \dots, p)$$

とすると, 多変量極値分布は以下の形で与えられる.

$$(3.6) \quad G(x_1, \dots, x_p) = \exp \left\{ - \int_{S_p} \max_{j=1, \dots, p} (w_j/x_j) dH(\mathbf{w}) \right\}$$

ここで $H(\mathbf{w})$ は従属関数と呼ばれ, p 次元の単体

$$(3.7) \quad S_p = \left\{ \mathbf{w} = (w_1, \dots, w_p) : w_j \geq 0, \sum w_j = 1 \right\}$$

上で定義される各要素間の相関構造を規定する関数である. ただし, 周辺分布が標準 Fréchet 分布であるための制約条件として,

$$(3.8) \quad \int_{S_p} w_j dH(\mathbf{w}) = 1 \quad (j = 1, \dots, p)$$

が必要である. これらの導出手順は Coles and Tawn(1991)に詳しく述べられている. $H(\mathbf{w})$ に関する条件は式(3.8)だけであるが, Coles and Tawn(1991), Tawn(1990), Joe(1990), McFadden(1978)などで様々なパラメトリックモデルが提案されている. ここでは以下のモデルを用いることにする. Logistic モデルは従属関数のパラメトリックモデルの中で最も単純な構造を有したものであり, Dirichlet モデルは要素間の非対称性を考慮できる中で比較的単純なモデルである. なお以下の式で, $h(\mathbf{w}) = dH(\mathbf{w})/d\mathbf{w}$ である.

a) Logistic モデル

$$(3.9) \quad h(\mathbf{w}) = \prod_{j=1}^{p-1} (j\alpha - 1) \left(\prod_{j=1}^p w_j \right)^{-(\alpha+1)} \left(\sum_{j=1}^p w_j^{-\alpha} \right)^{\frac{1}{\alpha}-p}$$

ただし, $\alpha > 1$ である.

b) Dirichlet モデル

$$(3.10) \quad h(\boldsymbol{w}) = \prod_{j=1}^p \left(\frac{\alpha_j}{\Gamma(\alpha_j)} \right) \frac{\Gamma(\boldsymbol{\alpha} \cdot \mathbf{1} + 1)}{(\boldsymbol{\alpha} \cdot \boldsymbol{w})^{p+1}} \prod_{j=1}^p \left(\frac{\alpha_j w_j}{\boldsymbol{\alpha} \cdot \boldsymbol{w}} \right)^{\alpha_j - 1}$$

ここで, $\boldsymbol{\alpha} = (\alpha_1, \dots, \alpha_p)$, $\alpha_j > 0$, $j = 1, \dots, p$ であり, $\mathbf{1} = (1 \cdots 1)$, ‘ \cdot ’ は内積を表す.

なお, Logistic モデルで, $\alpha \rightarrow 1$ は独立, $\alpha \rightarrow \infty$ は完全従属を, Dirichlet モデルで各要素において, $\alpha \rightarrow 0$ は独立, $\alpha \rightarrow \infty$ は完全従属を, それぞれ表す. Logistic モデルは, p 変量に対してパラメータ 1 個でモデル化しているのに対して, Dirichlet モデルは p 変量に対して p 個のパラメータでモデル化しており, より柔軟である.

多変量極値モデルは多地点での極値イベントを確率的に表現しうるが, 強風を含む多くの現象は空間的に連続であるから, 極値イベントを空間的に連続にモデル化することは自然な拡張である. de Haan (1984) は多変量極値分布の process への拡張として, max-stable process を提案した. S を測度空間とし, $\{(x_i, s_i); i = 1, 2, \dots\}$ を $(0, \infty) \times S$ 上で定義された, 強度 $\mu(dx, ds) = x^{-2} dx \nu(ds)$ のポアソン過程とする. ただし, ν は S 上の測度である. また, $f(s, t)$ は $S \times T$ 上で定義された正値をとる関数であり, 本論文ではプロファイル関数と呼ぶことにする. ここで, T は極値イベントを考える対象地域であり, $T \subset \mathbb{R}^2$ である. このとき, max-stable process は,

$$(3.11) \quad Z_t = \max_{i=1, \dots, n} \{X_i f(S_i, t)\}$$

と表現され, $n \rightarrow \infty$ の極限において,

$$(3.12) \quad \Pr[Z_t \leq z_t, \forall t \in T] = \exp \left[- \int_S \max_{t \in T} \left\{ \frac{f(s, t)}{z_t} \right\} \nu(ds) \right]$$

となる. ただし, 任意の周辺分布が標準 Fréchet 分布であるための制約条件として,

$$(3.13) \quad \int_S f(s, t) \nu(ds) = 1, \quad \forall t \in T$$

が必要である. max-stable process を構成する各要素の物理的な解釈は, 降雨現象に対して Coles (1993) が与えており, 次の通りである.

- a) $t \in T$ は極値イベントを考える対象地域の地点である.
- b) $s \in S$ は極値イベントの種類を表す.
- c) $\nu(ds)$ は s の相対的な発生頻度を表す.
- d) $f(s, t)$ は s による異なる地点の相対的な大きさを表す.
- e) $X_i = x$ は i 番目の極値イベントの大きさを表す.

多地点年最大風速モデルの観点から直感的に解釈すると次のようになる. Z_t は n 回の独立な台風による強風の地点 t における最大値であり, i 番目の台風の経路特性は確率変数 S_i によって表され, そのときの各地点 t における風速の相対的な大きさは $f(S_i, t)$ で表される. また, その台風自体の「強さ」は確率変数 X_i で表現される. ただし, X_i は標準 Fréchet 分布に変換されているものとする. ここで, max-stable process を構成するパラメータを $\nu = H$, $s = w$ とし, かつ

$$(3.14) \quad f(w, t_j) = w_j$$

なる制約条件を与えることにより, max-stable process の t_j ($j = 1, \dots, p$) における周辺結合分布は多変量極値分布に一致する. $s = w$ の意味は, 台風の経路特性を風速の相対的な大きさで表現するということであり, プロファイル関数が台風の経路とそれに伴う強風を表すことになる. $S = S_p$ の意味は極値イベントの空間的な相対的強さを表すプロファイル関数 f が地点 t_j における w_j によって完全に記述されるということである. これは p が大きくなるにつれて正当化される.

地点間における極値イベントの同時性を表す指標として, 相関係数は必ずしも適切ではないことが指摘されており, 極値統計の分野では極値イベントの集中度 (extremal coefficient) θ_c が提案され, 利用されている(例えば Coles (1993)). 本論文でもこれに従い, 地点間の極値イベントの相関を調べるために, 極値イベントの集中度 θ_c を用いる. θ_c の定義は次の通りである.

式(3.6)において, 任意の部分集合 $c \subset c_p = \{1, \dots, p\}$ に対して, c の要素に対して $x_j = x$, そうでないものに対して, $x_j = \infty$ とすると,

$$(3.15) \quad \Pr[X_j \leq x, \forall j \in c] = \exp(-1/x)^{\theta_c}$$

ここで,

$$(3.16) \quad \theta_c = \int_{S_p} \max_{j \in c} (w_j) dH(w)$$

となる. 各地点間の極値イベントが完全従属であれば $\theta_c = 1$, 完全独立であれば $\theta_c = |c|$ となる. ただし, $|c|$ は集合 c の要素数である. 一般的には, $1 \leq \theta_c \leq |c|$ の値をとる.

3.3 解析手順

北海道および東北の日本海側など一部の地域を除いて, 過去最大の年最大風速は台風によってもたらされている地点が多いこと, および, 季節風の空間的な広がりも同様に考察したが台風ほどに空間的な相関の広がりは見られなかったことから, 以下の解析においては台風時の風速データのみを用いる. なお, 以下の解析で用いるデータは, 気象庁の資料の内, データの質がよいと考えられる 141ヶ所の 1970 年から 1999 年までのデータである. また, 観測地点の粗度区分および高さの補正は行っていない. なお, 本論文を通して, 「年最大風速」とは 10 分間平均風速の年最大値のことである. なお, データは気象官署によって得られた 1 時間おきの 10 分間平均風速と, 気象庁から発表されている 6 時間おきの台風に関する資料をもとに作成したものである.

3.3.1 データ前処理

地点 t_j での 10 分間平均風速を確率変数 $X_{i,j}$ とし, $X_{i,j}$ は同一分布 F_{X_j} に従うものとする. まずはじめに F_{X_j} を推定する手順について考察する. ただし, x_j の定義域すべてにおいて推定するのではなく, 閾値 u m/s 以上の x_j について分布形を推定する. 台風時など強風が卓越するとき, 連続するいくつかの 10 分間平均風速には相関があるので, これらをそのまま用いることは F_{X_j} の推定に際して好ましいことではない. そこで, 次のような前処理を行う.

- 台風時の 10 分間平均風速だけを抽出する. ここで, 「台風時」とは, 台風の中心からの距離が 500km 以下の時と定義する.
- さらに, 1 つの台風時に複数の 10 分間平均風速が得られる場合には, それらの中から, 最大の 10 分間平均風速を抽出する.

このような前処理によって確率変数 $X_{i,j}$ は, もはや単なる 10 分間平均風速ではなく, 台風時の 10 分間平均風速の最大値となるが, 年最大風速の分布を求めることが最終的な目的であること, 今回対象としたほとんどの地点で過去最大級の風速は台風によってもたらされているこ

とによって、以上の前処理は適切であると考えられる。以下の議論において、確率変数 $X_{i,j}$ およびその実現値はこのような前処理によって得られた、台風時の 10 分間平均風速の最大値である。

3.3.2 パラメータ推定

このようにして抽出されたデータのうち、閾値 u を超えたデータは、独立で同一の分布 GPD に従う確率変数からの実現値とみなせる。従って、これらのデータを用いて式(3.2)の周辺分布のパラメータの推定が可能である。次に従属関数 $H(w)$ のパラメータ α 、あるいは α を推定する手順について説明する。従属関数 $H(w)$ は、年最大風速の空間的な相関を規定するが、各地点での年最大風速 $M_{i,1}, \dots, M_{i,p}$ の実現値は、異なる台風によってもたらされた可能性があり、それゆえ実際の極値イベントの空間相関を表さない場合がある。従って、本論文では台風時に各地点で観測された風速を用いて $H(w)$ のパラメータ α を推定する。各地点での台風時の 10 分間平均風速 $X_{i,j}$ の分布は、

$$(3.17) \quad F_{X_j}(x) = 1 - p_j \left(1 + k_j \frac{(x - u_j)}{\sigma_j} \right)^{-\frac{1}{k_j}}$$

ここで、 $p_j = \Pr[X_{i,j} > u_j]$ である。従って、

$$(3.18) \quad \tilde{X}_{i,j} = -\frac{1}{\log F_{X_j}(X_{i,j})}$$

なる変換によって、 $\tilde{X}_{i,j}$ は標準 Fréchet 分布に従う確率変数となる。少なくとも一地点において、台風が襲来したという事象を B とすると、パラメータ推定に用いるデータは事象 B となる N_B 組のデータである。しかしながら、事象 B のときいくつかの点では閾値 u_j を超えていないことがあるので、そのような場合には式(3.18)の変換を用いることができない。そのような場合には以下の経験的な $X_{i,j}$ の分布を用いることになる。

$$(3.19) \quad \tilde{F}_{X_j}(x) = \frac{R(x)}{n_j + 1}$$

ここで、 n_j は地点 j におけるデータ処理前のデータ数、 $R(\cdot)$ はランクである。例えば、最も小さな実現値 x_L に対して $R(x_L) = 1$ であり、 $\tilde{F}_{X_j}(x_L) = 1/(n_j + 1)$ となる。 $i (= 1, \dots, N_B)$ 番目のデータを式(3.5)に従って (w_1, \dots, w_p) に変換する。Coles(1993)に従い、このようにして得られた N_B セットのデータを用いて、次の尤度関数を最大化するパラメータ α 、あるいは α を推定する。

$$(3.20) \quad L_B(\alpha) \propto \prod_{i=1}^{N_B} h(w; \alpha)$$

このようにして、すべてのパラメータを推定することができる。

3.3.3 多地点年最大風速モデルの構築

地点 t_j で閾値 u_j を超える事象 A_j が年平均発生率 λ_j のポアソン過程に従うとすると、地点 j の年最大風速 M_j の分布 $F_{M_j}(x)$ は、Poisson-GPD モデルで表され、

$$(3.21) \quad F_{M_j}(x) = \exp \left[-\lambda_j \left(1 + k_j \frac{(x - u_j)}{\sigma_j} \right)^{-\frac{1}{k_j}} \right]$$

となる。最後に、

$$(3.22) \quad \tilde{M}_j = -1 / \log F_{M_j}(M_j)$$

なる関係によって、多地点年最大風速の確率モデルが得られる。

$$(3.23) \quad \Pr \left[\tilde{M}_j \leq \tilde{x}_j, j = 1, \dots, p \right] = \exp \left[- \int_{S_p} \max \left(\frac{w_j}{\tilde{x}_j} \right) dH(w) \right]$$

以上の手順をまとめると次のようになる。

- 1) 台風時の 10 分間平均風速の最大値を地点ごとに抽出する。
- 2) 閾値 u_j を決め、1) のデータを用いて GPD のパラメータを推定する。
- 3) 事象 B となる極値イベントを抜き出す。
- 4) 事象 B となる極値イベント時の観測値を標準 Fréchet 分布に従う確率変数の実現値に変換する。
- 5) それらのデータを用いて、従属関数のパラメータを推定する。
- 6) Poisson-GPD モデルを用いて、年最大値を標準 Fréchet 分布に変換し、多地点年最大風速モデルを得る。

3.4 適用例

3.1 節でも見たように、関東地方と九州地方では空間的な広がりやの程度に違いがあると考えられる。すなわち、九州地方は関東地方と比較して、ひとたび台風が襲来するとより広域に強風をもたらすことが多い。このようなことから、ここでは関東地方と九州地方を例にとり、台風による多地点強風危険度評価を行う。図 3 に強風危険度解析を行った地点の番号と位置を示す。解析を行ったのは、九州地方 12 地点、関東地方 12 地点の計 24 地点である。なお地点番号と地名の対応は表 1 に示した。

まずはじめに、解析対象の 24 地点の周辺分布のパラメータ推定を行った。その結果を表 1 に示す。どの地点においても閾値 u は、 u 以上のデータが GPD に従っていると見なせるように、かつ地点間でパラメータ推定に用いるデータ数が著しく異ならないように判断した。その結果、どこの地点でも概ね 50 個のデータを用いることが適切であり、閾値はほぼ 10m/s 前後の値となった。ただし、これらのパラメータ推定は、各台風時の 10 分間平均風速の最大値の



図 3. 考察対象地点の位置と番号。

表 1. 各地点における周辺分布の諸パラメータ.

地点番号	k	σ	u	p	λ
615 宇都宮	-0.154	3.685	9.2	0.382	1.724
620 諏訪	-0.014	2.173	8.9	0.388	1.724
626 熊谷	-0.161	2.902	7.6	0.392	1.759
629 水戸	-0.031	2.608	8.3	0.391	1.724
637 飯田	-0.435	2.913	6.5	0.382	1.724
640 河口湖	-0.014	3.047	6.4	0.388	1.724
655 御前崎	-0.136	4.530	12.4	0.345	1.724
656 静岡	0.043	2.185	8.0	0.369	1.759
657 三島	-0.127	2.991	7.8	0.373	1.724
662 東京	-0.009	2.837	10.1	0.389	1.759
670 横浜	-0.093	2.985	11.2	0.386	1.759
674 勝浦	-0.031	4.210	10.2	0.366	1.793
809 飯塚	-0.144	3.879	9.2	0.376	1.724
812 佐世保	-0.253	3.666	8.6	0.374	1.793
813 佐賀	0.037	4.140	11.3	0.362	1.724
814 日田	-0.023	2.919	5.8	0.365	1.724
815 大分	-0.194	4.474	9.2	0.360	1.724
819 熊本	0.101	3.219	8.9	0.342	1.724
821 阿蘇山	0.065	3.447	15.0	0.352	1.724
822 延岡	-0.316	5.196	9.8	0.351	1.793
823 阿久根	-0.110	4.803	10.0	0.325	1.724
824 人吉	-0.009	4.622	8.4	0.342	1.793
827 鹿児島	0.098	4.665	11.4	0.331	1.793
829 都城	-0.107	3.737	9.7	0.323	1.724

データを用いて行ったものである。多くの地点で、パラメータ k は負の値を示しているが、これは極値分布が上限値を有する Weibull 型であることを意味する。このような上限値を有する分布を仮定することは工学的に危険側の判断を与える場合があるとの観点から、Gumbel 型を仮定することがあるが、ここでの主題は相関構造の考察であるから、周辺分布についての詳細な議論は避け、推定されたパラメータをそのまま用いることにする。

次に、多変量極値モデルの基本的な特性および、地点間の風速の相関構造を調べるため、

- 1) 河口湖(640), 三島(657), 東京(662), 横浜(670)..... 関東地方
- 2) 阿久根(823), 人吉(824), 鹿児島(827), 都城(829)..... 九州南部地方

の 2 組それぞれの任意の 2 地点について、前節で述べた手順に従って、多変量極値モデルを適用した。従属関数の推定には Logistic モデルおよび Dirichlet モデルを用いた。Logistic モデルおよび Dirichlet モデル ($p = 2$) のパラメータ α あるいは (α_1, α_2) の推定値を表 2 に示す。また観測値から得られる w に関する頻度分布と推定したパラメータを用いた従属関数との対応を図 4 に示す。頻度分布は積分値が 1 になるように基準化し、従属関数は $h(w)/2$ の値を図示した。マトリクス上に配置されたグラフおよびパラメータにおいて、地点番号が小さい方が i 、大きい方が j である。また、図 4 内の w は w_1 であり、 $w_2 = 1 - w_1$ の関係がある。例えば、図 4(a)

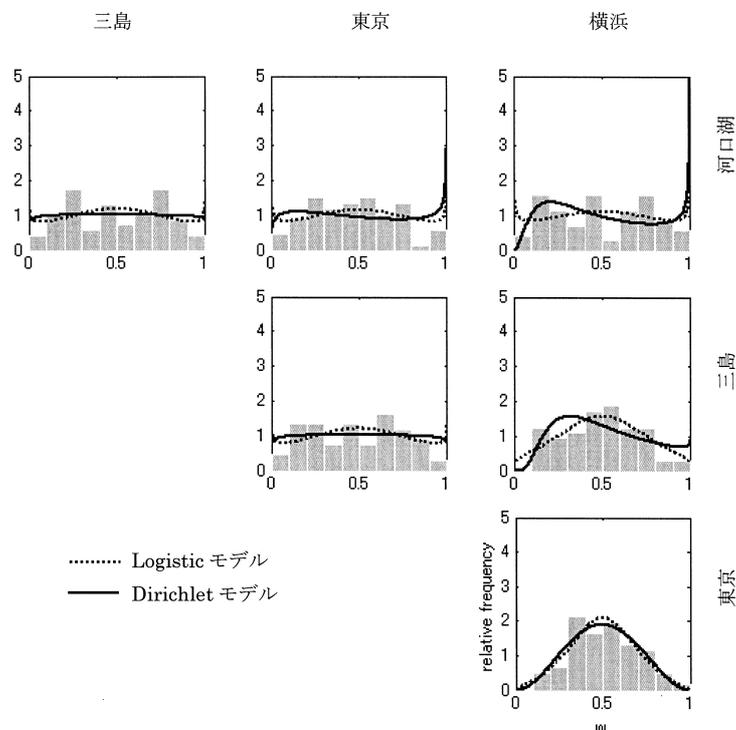


図 4.(a) 関東の各要素間の推定した従属関数と w の頻度分布 .

表 2.(a) 関東の各要素間の Logistic モデル及び Dirichlet モデルのパラメータ .

三島	東京	横浜	
1.815 (1.057,1.021)	1.786 (1.190,0.742)	1.755 (3.155,0.579)	河口湖
-	1.830 (1.050,1.040)	2.138 (6.539,0.912)	三島
-	-	2.616 (3.176,2.964)	東京

(上段: Logistic モデル 下段: Dirichlet モデル)

の左上のグラフは河口湖と三島の関係について描かれており、河口湖の地点番号の方が小さいので w は河口湖についてのものである。従って、 $w \rightarrow 0$ は河口湖の風速の三島に対する風速の割合が 0 であることを意味する。関東地方と九州南部地方のそれぞれの 4 地点は、空間的にはほぼ同程度の広がり位置しているが、風速の相関は Logistic モデル、Dirichlet モデルいずれの場合にも、一般的に九州南部地方の方が大きな値を示している。これは、九州南部地方の方が同時に台風によって強風が観測されやすいことを意味し、3.1 節で定性的に見たことを裏付けるものである。Logistic モデルは w に対して対称であるのに対して、Dirichlet モデルは非対称であり、従属関数 $h(w)$ をより柔軟にモデル化することが可能であるが、実際、いくつかの

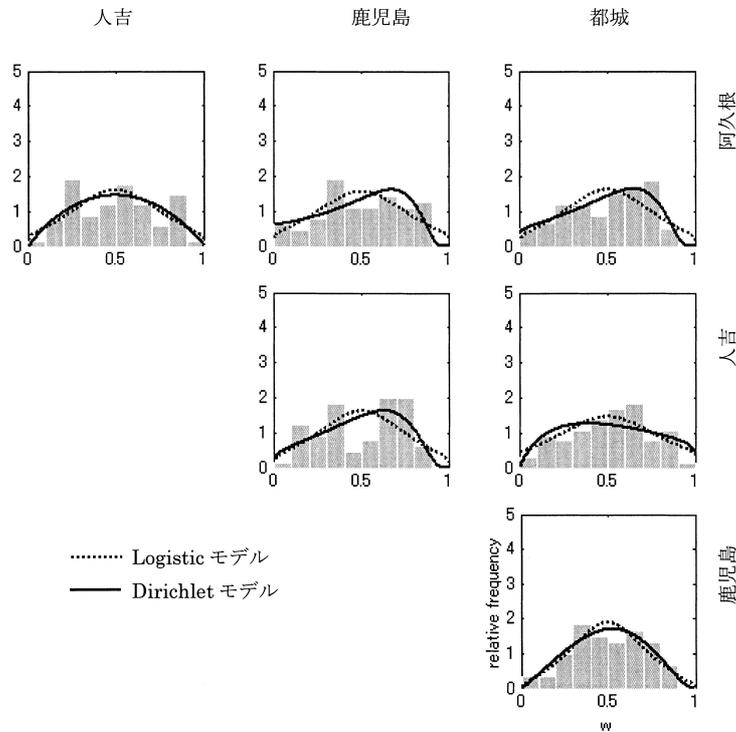


図 4.(b) 九州の各要素間の推定した従属関数と w の頻度分布 .

表 2.(b) 九州の各要素間の Logistic モデル及び Dirichlet モデルのパラメータ .

人吉	鹿児島	都城	
2.166 (1.923,1.868)	2.132 (0.958,8.157)	2.179 (1.093,7.209)	阿久根
-	2.180 (1.209,5.544)	2.038 (1.822,1.159)	人吉
-	-	2.420 (2.140,2.965)	鹿児島

(上段: Logistic モデル 下段: Dirichlet モデル)

地点では, Dirichlet モデルのパラメータ α が強い非対称性をもって推定されている. 例えば, 九州南部地方の(鹿児島, 阿久根)などでは, 従属関数のヒストグラムが強い非対称性を持っており, このことは阿久根に台風が襲来しやすく, しかもそのときの相対的な風速が大きいことを意味する. このような場合には, Logistic モデルではなく, Dirichlet モデルでモデル化することが望ましい. また(東京, 横浜)の方が(都城, 人吉)よりも強い相関を示しているが, これはひとたび台風が襲来すれば(東京, 横浜)は(都城, 人吉)よりも, 同時に強い風速を観測することを示している. 図 5 は推定した Dirichlet モデルのパラメータを用いて, 年最大風速の同時超過確率を算出したものである. この図だけから, 推定したパラメータの妥当性を定量的

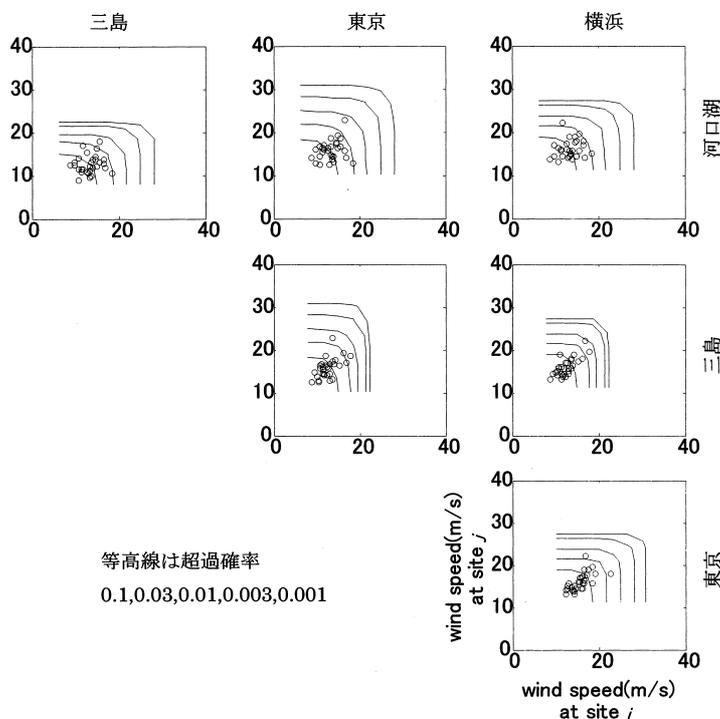


図 5.(a) 関東の各要素間の年同時超過確率.

に評価することは難しいが、定性的には相関も含めた強風危険度を表現していると言える。

続いて関東地方(地点番号 615~674),九州地方(地点番号 809~829)のそれぞれ 12 地点について, 12 変量 Dirichlet モデルを適用した. それぞれの従属関数のパラメータはそれぞれ,

$$\alpha = (0.48, 0.45, 0.65, 0.46, 0.48, 0.51, 0.50, 0.47, 0.49, 0.58, 0.52, 0.43)$$

$$\alpha = (0.46, 0.61, 0.54, 0.54, 0.56, 1.27, 0.84, 0.60, 1.19, 1.22, 1.19, 1.11)$$

と推定された. 全般的に九州地方の方がパラメータ α_j は大きくなったが, これは先にも見たように, 九州地方に台風が襲来したときには九州全域に強い風速をもたらす傾向が強いことを反映したものである. さらに九州地方について詳しく見ると, 熊本に対応する α_j が大きい. このことは, 他の地点で強風を観測した場合には, 熊本でも強い風速を観測する傾向が高いことを表し, 熊本が九州南西部に位置すること, 一般的な台風の進路を考えれば容易に理解される. そのほかにも α_j が大きな値になっている地点というのは九州南西部に集中している. 次に極値イベント集中度を計算すると関東地方は $\theta_C = 4.10$, 九州地方では $\theta_C = 3.49$ となった. このことから, ここで選択した地点に関して, 九州地方の方が関東地方よりも強風危険度の相関が高いことがわかった. 最後に, 得られたパラメータを用いて max-stable process に拡張したときのプロファイル関数 $f(w, t)$ の具体的な形状を図 6 に示す. ただし, プロファイル関数の具体的な形状に関しては, 12 の地点の w の値を nearest neighbor 法による補完によって求めた. 図の上段は, 一つの極値イベント中に九州地方の北部と南部のみに強風が卓越して, 中部には強風が吹かないという状況を表すプロファイル関数を表す. そしてそのような状況に対

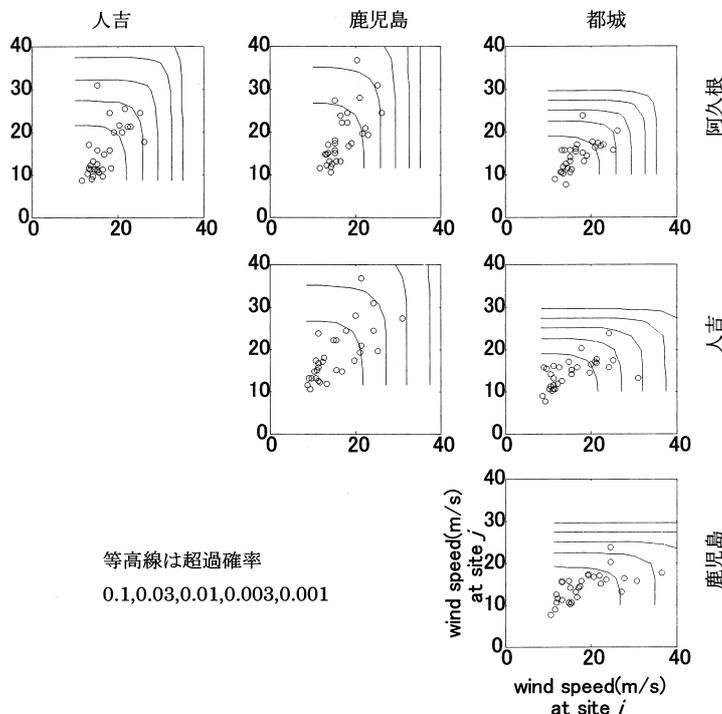


図 5.(b) 九州の各要素間の年同時超過確率 .

応する従属関数は $h(w)/p = 0.4560$ である . 一方 , 図の下段は , 一つの極値イベント中に九州地方の中南部に強風が卓越する状況を表すプロフィール関数であるが , このような状況に対する従属関数は $h(w)/p = 1212.2$ となり , 上段のものよりも格段に大きい . これは , 一般的な台風の経路特性を考えれば当然のことである . 最終的な多地点における強風危険度は , このようなプロフィール関数のすべてにそれぞれ確率的な重み付けをして算出されるものであり , 具体的な成因のプロフィールを直接モデル化するので , 物理的な成因との対応も明快である . なお , プロフィール関数 $f(w, t)$ は , 対象とする任意の地点 $t \in T$ 上で定義されており , それらのとりうる形態は , $w \in S_p$ によって規定される . この場合には $S_p = S_{12}$, すなわち九州地方に卓越しうる強風の形態は , 上記の 12 地点によって完全に規定されるものと仮定している .

本章では , 多変量極値モデルを用いて多地点強風危険度を解析的に評価する手法を提案した . 提案した手法を用いて , 関東地方および九州地方の計 24 地点に対して , 実際に強風危険度解析を行った . その結果 , 九州地方の方が関東地方よりも , 極値イベントの空間相関規模が大きいことが定量的に示された . さらに , 九州地方の中でも , 南西に位置する地点ほどそのほかの地点との風速の相関が高いことも示され , これらの結果は我々の直感的な理解とも整合する . このような確率モデルは建築物ポートフォリオの最適設計に役立つのはもちろんのこと , 建築物群の被害推定にも有用な情報を与える .

Dirichlet モデルは , Logistic モデルに比べてより柔軟なモデル化が可能であるが , 同時分布形が解析的には与えられず , 3 変量以上に対しては数値積分が必要である . この点に関して , 次章で取り上げる Asymmetric Logistic モデルなどを用いることも考えられる . 従属関数に対し

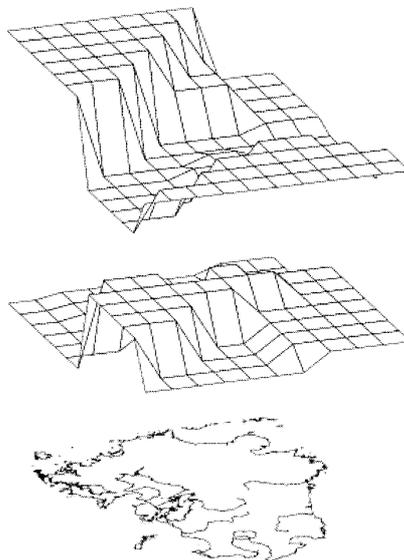


図 6. プロファイル関数の形状. 上段: $w = (0.2, 0.2, 0.2, 0.1, 0.03, 0.01, 0.01, 0.03, 0.01, 0.1, 0.1)h(w)/p = 0.456$. 下段: $w = (0.01, 0.02, 0.02, 0.03, 0.04, 0.05, 0.05, 0.14, 0.2, 0.2, 0.14, 0.1)h(w)/p = 1212.2$.

て、どのようなモデルが適切であるかについてはさらに議論が必要であるが、少なくともここでは、多変量極値モデルを用いれば空間相関規模など、従来、定量的な比較が困難であったものを、数学的に定義された統計量を用いて定量的に算出できることを示した。

4. 多地点地震危険度解析

本章では、モンテカルロシミュレーションによって得られた仮想的な歴史地震記録を観測値として、多変量極値分布のパラメータを推定することにより、多地点での地震危険度評価を行う。

4.1 モンテカルロシミュレーションによる多地点地震危険度評価

シミュレーションの対象とした活断層、背景地震、プレート境界地震を図 7 に示す。活断層では、地震発生に関しては Poisson 過程に従うとし、マグニチュード、震源深さ、断層面は確定値とした。震源を特定できない背景地震については、地帯構造区分に従っていくつかの活動域に分割し、それぞれの活動域について歴史地震記録から、その活動域での地震の平均発生率あるいは平均的な震源深さ等を算出し、Cornell (1968) にならい Gutenberg-Richter の式に従うとした。プレート境界地震は、最新の地震活動および地震の平均発生間隔およびその変動係数を用いて、非 Poisson 過程としてモデル化した。一般に、非 Poisson 過程のモデル化には、地震の発生間隔を Weibull 分布、対数正規分布あるいは Brownian Passage Time 分布などを用いることが多いが、ここでは対数正規分布を用いた。また、震源の詳細な特性を表す、アスペリティ (断層面の強く固着している部分で、応力が多く蓄積されており、地震時には大きな加速度をもつ強震動を発生させる断層面の一部)、ディレクティビティ効果 (断層の破壊進展方向で地震動が大きくなる効果) などは考慮せず、地震規模についてはマグニチュードのみで表現されると仮定した。またいずれの場合も、経験的距離減衰式には最短距離に対する安中 (1997) に

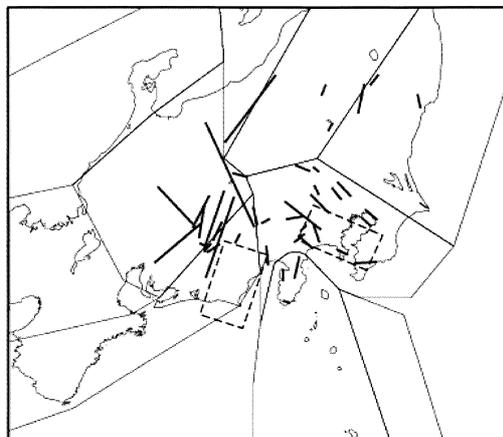


図 7. 対象とした活断層，背景地震，プレート境界地震．破線で囲まれた領域はプレート境界地震，太い実線は活断層，多角形領域は背景地震を表す．

よる地動速度(単位: kine(=cm/s))を用いた．経験的距離減衰式のばらつきの相関には，高田・下村(2003)が提案しているモデルおよび値を参照した．この値は地表面地動速度に対する相関係数であるから，安中式が対象としている $V_s=300 \sim 600$ m/s 程度の工学的基盤では，この値よりもかなり大きなものになると考えられる．ただ，現時点では定量的に示されている値は，高田・下村によるものが唯一のものであることおよび，最終的には確定的な地盤増幅率で地表面速度に変換することからここではこの値を採用する．評価期間は 50 年とし，1000 回のシミュレーションを行った．プレート境界地震の発生事象に対しては，発生間隔について式(4.1)のモデルを考えた．なお，プレート境界地震が 50 年間に 2 回以上発生する可能性はないと仮定した．

$$(4.1) \quad P_{T_p}(T) = 1 - \frac{\phi(T_p + T)}{\phi(T_p)}$$

ただし，

$$(4.2) \quad \phi(t) = 1 - \Phi\left(\frac{\ln(t) - \lambda}{\zeta}\right), \quad \zeta = \sqrt{\ln(1 + v^2)}, \quad \lambda = \ln(Te) - \frac{1}{2}\zeta^2$$

である．ここで， $P_{T_p}(T)$ は最新の地震活動から T_p 年経過した時点から，今後 T 年間に地震が起こる確率である．また， Te は平均発生間隔， v は発生間隔の変動係数， $\Phi(\cdot)$ は標準正規分布関数である．背景地震，活断層に関しては，地震発生は Poisson 過程に従うとした．従って，過去 50 年 \times 1000 すなわち 50000 年分の仮想歴史地震を作成したことに相当するが，プレート境界地震は現時点から 50 年の発生確率を考慮したものとなっているので，2003 年から 50 年の地震危険度を評価するための 50000 年分の仮想歴史地震データということになる．

4.2 適用例

ここでは，強風危険度との比較を行うため，東京，横浜，河口湖，三島の 4 地点の地震危険度について考察を行う．周辺分布には 2 章と同様に Poisson-GPD モデル，従属関数には Asymmetric Logistic モデルを用いる．Asymmetric Logistic モデルは Tawn(1990)によって提案されたモデルで，Logistic モデルを非対称の場合および多変量の場合に拡張したものである．このとき，標

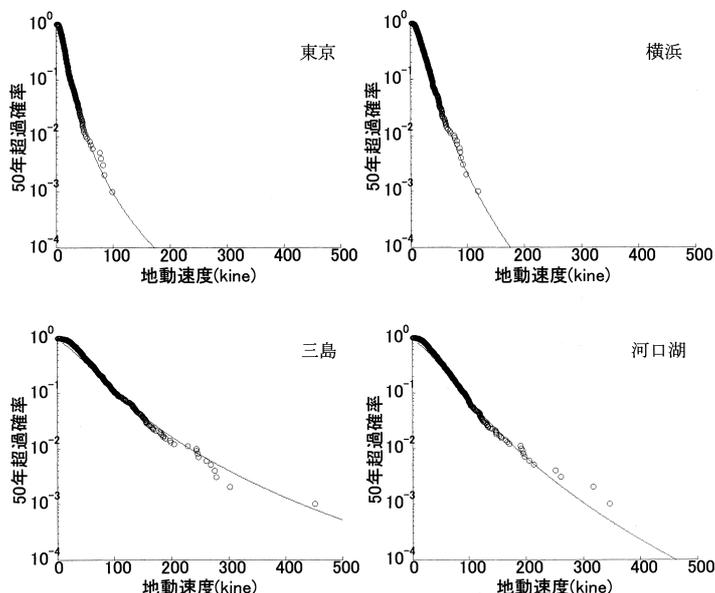


図 8. 極値モデルの適合性.

表 3. 推定した GPD-Poisson モデルのパラメータ.

着目地点	k	σ	λ (50年平均超過回数)	p (閾値を超える確率)
東京	0.21	5.60	1.00	0.029
横浜	0.12	8.95	1.49	0.043
三島	0.18	25.47	1.72	0.049
河口湖	0.12	24.50	1.62	0.047

準 Fréchet 分布に変換された p 変量確率変数 X に対して同時分布関数 $G(x)$ は,

$$(4.3) \quad G(x) = \exp \left[- \sum_{C \in S} \left\{ \sum_{j \in C} (\theta_{j,C} / x_j)^{r_C} \right\}^{1/r_C} \right]$$

で与えられる. ここで, $S = \{1, \dots, p\}$, C は空でない S のすべての部分集合族, $\theta_{j,C} \geq 0$ かつ $\sum_{C \in S} \theta_{j,C} = 1$, $r_C \geq 1$ である.

まずはじめに, 東京, 横浜, 三島, 河口湖での 50 年最大値を Hazen プロットによって得られた 50 年の地震危険度と, 閾値 $u = 10$ kine の Poisson-GPD モデルを用いて得られる, 極値モデルによる地震危険度との対応を図 8 に示す. Hazen プロットとは, 確率紙上に非超過確率と実現値をプロットする際, 非超過確率として $(m - 0.5)/n$ (m : ランク, n : データ数) を用いたものである. また, 推定したパラメータを表 3 に示す.

図 8 から Poisson-GPD モデルによって地震危険度をモデル化できていることがわかる. なお, 図中の点は, 1000 個の 50 年最大地動速度を昇順に並べたものであるのに対して, Poisson-GPD モデルでは, 50 年最大地動速度に限らず, 閾値 $u = 10$ kine を超える地動速度を用いてパラメータ推定を行ったものである. その結果が一致するということは, 閾値 $u = 10$ kine は十分に大き

な閾値であり、それを超える地動速度は極値イベントであると考えてもよいことを示唆する。

従って、多地点での結合分布のパラメータを推定する際には、少なくとも一地点で $u = 10\text{kine}$ を超える地震動を用いることにする。

次に任意の 2 地点について、Asymmetric Logistic モデルを適用する。2 変量 Asymmetric Logistic モデルは、

$$(4.4) \quad G(x_1, x_2) = \exp(-V(x_1, x_2))$$

$$(4.5) \quad V(x_1, x_2) = \frac{1 - \theta_1}{x_1} + \frac{1 - \theta_2}{x_2} + \left\{ \left(\frac{\theta_1}{x_1} \right)^r + \left(\frac{\theta_2}{x_2} \right)^r \right\}^{1/r}$$

と書ける。ただし、 X_1, X_2 は標準 Fréchet 分布に従う確率変数であるが、先ほど得られた GPD のパラメータを用いて以下の変換をすることにより得られる。

$$(4.6) \quad X_j = -\frac{1}{\log [1 - p_j \{1 + k_j(Y_j - u)/\sigma_j\}^{-1/k_j}]} \quad (Y_j > u), \quad (j = 1, 2)$$

ここで、 Y_j は地点 j での地動速度である。 θ_j は地点 j で閾値を超える地震動を起こした地震が、もう一方の地点でも閾値を超える地震動を起こしている割合であり、任意の 2 地点に対してシミュレーション結果から推定した値を表 4 に示す。続いてパラメータ r の推定を行う。パラメータ r は両地点で閾値 $u = 10\text{kine}$ を超えた N_A 個の事象に対して次の尤度を最大化するように決定すればよい。

$$(4.7) \quad L = \prod_{i=1}^{N_A} (r - 1) \cdot (\theta_1 \theta_2)^r \cdot (w_i(1 - w_i))^{-(r+1)} \cdot \left\{ \left(\frac{\theta_1}{w_i} \right)^r + \left(\frac{\theta_2}{1 - w_i} \right)^r \right\}^{1/r-2}$$

ただし、 $w_i = x_{1,i}/(x_{1,i} + x_{2,i})$ であり、 $x_{j,i}$ は地点 j での i 番目の実現値を式(4.6)に従って変換したものである。推定した結果を表 5 に示す。表 4、表 5 で得られたパラメータの値を用いて、少なくともどちらかの地点で閾値を超える地震動をすべて考慮した場合の、極値イベントの集中度(extremal coefficient) θ_c を算出すると表 6 のようになる。なお、Asymmetric Logistic モデルの場合の、極値イベントの集中度 θ_c は、

$$(4.8) \quad \theta_c = (1 - \theta_1) + (1 - \theta_2) + (\theta_1^r + \theta_2^r)^{1/r}$$

表 4. Asymmetric Logistic モデルのパラメータ θ_i .

	東京	横浜	三島	河口湖
東京	-	0.540	0.483	0.483
横浜	0.360	-	0.574	0.557
三島	0.280	0.498	-	0.787
河口湖	0.297	0.512	0.834	-

表 5. 推定した Asymmetric Logistic モデルのパラメータ r .

	横浜	三島	河口湖
東京	2.02	1.93	2.00
横浜	-	1.98	1.99
三島	-	-	1.42

表 6. 極値イベントの集中度 θ_c .

	横浜	三島	河口湖
東京	1.74	1.80	1.79
横浜	-	1.69	1.69
三島	-	-	1.42

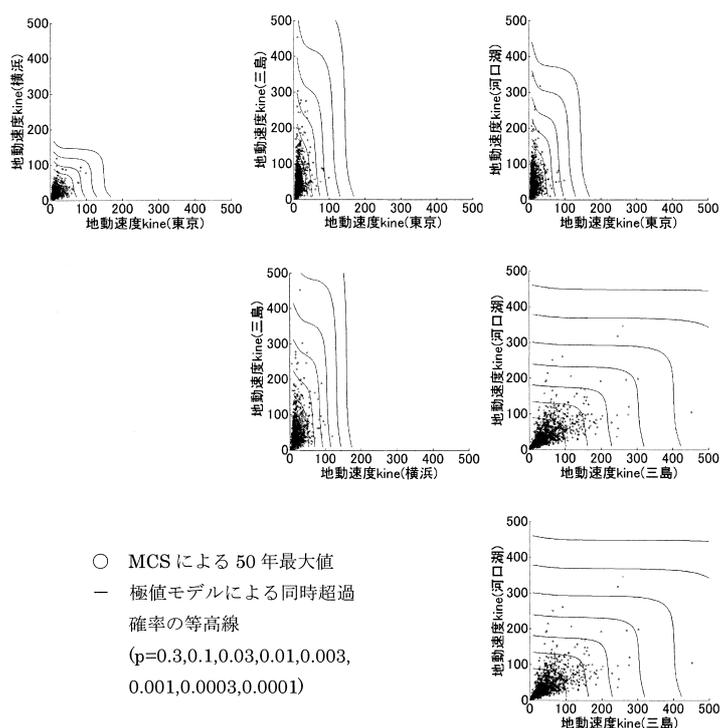


図 9. 50年同時超過確率とシミュレーション結果の50年最大値.

で与えられる. $\theta_c = 1$ なら完全従属, $\theta_c = 2$ なら完全独立を意味するので (三島, 河口湖) が最も高い相関を示すことがわかる.

このようにして, 極値モデルによる2地点地震危険度評価に必要なパラメータがすべて推定されたので, 極値モデルを用いて推定した50年同時超過確率と, シミュレーションから得られた50年最大値との比較を行った. その結果を図9に示す. これらの図から推定したパラメータを用いた Asymmetric Logistic モデルが, それぞれの地点間の地震危険度を定性的には, 適切に反映していることがわかる. 本節の最後として, 同じ地点で算出した強風危険度の極値イベントの集中度と地震危険度の極値イベントの集中度を比較することで, 強風と地震の空間相関規模の定量的な比較を試みる. p 変数 Asymmetric Logistic モデルの極値イベントの集中度は,

$$(4.9) \quad \theta_c = \sum_{C \in S} \left\{ \sum_{i \in C} \theta_{i,C}^{r_{i,C}} \right\}^{1/r_{i,C}}$$

で与えられ, 実際にパラメータを推定し, 計算すると, $\theta_c = 2.83$ となる. 一方, 同じ地点での

強風危険度の場合には、2章で見たように $\theta_c = 2.06$ なので、極値イベントの空間相関という視点からは、地震と強風を比較すると強風の方が空間相関規模は大きいことがわかる。

5. まとめ

多変量極値分布を用いて、強風および地震動の空間相関を考慮した危険度解析手法について考察した。既往の強風あるいは地震危険度解析は一つの地点についてのみ行われていたので、複数の建築物の強風あるいは地震リスクの評価を行うことはできなかった。本論文で考察した手法は、複数の建築物を対象とした設計やある地域の強風および地震リスク評価を行う際に、ハザードに関する基礎的な情報を提供することができる。

九州地方と関東地方について、多地点強風危険度解析を行った結果、九州地方は関東地方よりも空間相関が高いことが定量的に示された。また、関東地方において、強風と地震の空間相関を極値イベントの集中度(extremal coefficient)を用いて比較した結果、強風の空間相関は地震のそれよりも大きくなった。現時点では、多地点での強風あるいは地震危険度解析が他に行われていないので、本論文の結果の妥当性を定量的に比較検討することはできないが、定性的には適当な結果が得られた。従属関数としてどのモデルを採用することが適切であるかも含めて、多変量極値分布によって多地点での強風および地震危険度解析結果の妥当性を定量的に評価することは、今後の課題である。

参 考 文 献

- 安中正, 山崎文雄, 片平冬樹(1997) 気象庁 87 型強震計記録を用いた最大地動及び応答スペクトル推定式の提案, 第 24 回地震工学研究発表会講演論文集, 161-164.
- Coles, S. G.(1993) Regional modelling of extreme storms via max-stable processes, *Journal of the Royal Statistical Society, Series B*, 55(4), 797-816.
- Coles, S. G. and Tawn, J. A.(1991) Modelling extreme multivariate events, *Journal of the Royal Statistical Society, Series B*, 53(2), 377-392.
- Cornell, C. A.(1968) Engineering seismic risk analysis, *Bulletin of Seismological Society of America*, 58, 1583-1606.
- de Haan, L.(1984) A spectral representation for max-stable processes, *Annals of Probability*, 12(4), 1194-1204.
- Ellingwood, B., McGregor, J. G., Galambos, T. V. and Cornell, C. A.(1982) Probability-based load criteria: Load factors and load combinations, *Journal of Structural Division, Proceedings ASCE*, 108, 978-997.
- 服部定育(1977) 日本付近の地震危険度に関する考察, 建築研究所報告, 81, 1-63.
- Joe, H.(1990) Families of min-stable multivariate exponential and multivariate extreme value distributions, *Statistics and Probability Letters*, 9, 75-82.
- Kanda, J.(1981) A new extreme value distribution with lower and upper limits for earthquake motions and wind speeds, *Theoretical and Applied Mechanics*, 31, 351-360.
- Kanda, J.(1994) Applications of an empirical extreme value distribution to load models, *Journal of Research of the National Institute of Standards and Technology*, 99(4), 413-420.
- Kawasumi, H.(1951) Measures of earthquake danger and expectancy of maximum intensity throughout Japan as inferred from the seismic activity in historical times, *Bulletin of the Earthquake Research Institute*, 29, 469-482.
- McFadden, D. L.(1978) Modelling the choice of residential location, *Spatial Interaction Theory and Planning Models*, 75-96, North-Holland, Amsterdam.

- 松村和雄, 牧野稔 (1978) ポアソン確率モデルから求められる最大地動の極値分布(その1)最大地動の極値分布における観測値と解析値の比較, 日本建築学会論文報告集, 273, 55-62.
- Milne, A. G. and Davenport, A. G. (1969) Distribution of earthquake risk in Canada, *Bulletin of the Seismological Society of America*, 59(2), 729-754.
- Palutikof, J. P., Brabson, B. B., Lister, D. H. and Adcock, S. T. (1999) A review of methods to calculate extreme wind speeds, *Meteorological Applications*, July, 119-132.
- Rootzén, H. and Tajvidi, N. (1997) Extreme value statistics and wind storm losses: A case study, *Scandinavian Actuarial Journal*, January, 70-94.
- Smith, R. L. (2002) Statistics of extremes with applications in environment, insurance and finance, <http://www.stat.unc.edu/postscprit/rs/semstatrls.ps>, 9-10.
- 高田毅士, 下村哲人 (2003) 台湾集集地震記録に基づく地震動のマクロ相関特性, 日本建築学会構造系論文集, 565, 41-48.
- Tawn, J. A. (1990) Modelling multivariate extreme value distributions, *Biometrika*, 77, 245-253.

Multi-site Wind and Earthquake Hazard Analysis via Multivariate Extreme Value Distribution

Jun Kanda and Kazuyoshi Nishijima

(Graduate School of Frontier Sciences, University of Tokyo)

Wind loads and earthquake loads are two major loads considered in structural design in Japan. Wind hazard analysis and earthquake hazard analysis provide essential information to structural engineers. It is common to estimate intensities of wind speeds and earthquake ground motions in a probabilistic manner, but existing hazard analyses are commonly available only for a single site. However, for optimum design for a group of buildings or disaster mitigation for an area, correlation of loads between any two sites have to be considered. In this paper, such spatial correlation characteristics are discussed by utilizing the multivariate extreme value distribution.

For the wind hazard analysis, we quantitatively examined wind hazards in the Kyushu area, where typhoons tend to attack more frequently, than in the Kanto area in terms of the dependency function at sites. For the earthquake hazard analysis, we dealt with those at various sites in the Kanto area. Finally, we compared the degree of spatial correlation in case of wind and earthquake. All the results were found to be consistent with existing engineering observations.