地域頻度解析手法によるわが国沿岸の高潮偏差の極値統計解析

Extreme Statistics of Storm Surge Heights around Japan through Regional Frequency Analysis

河合弘泰¹・合田良実²・久高将信³・仲井圭二⁴

Hiroyasu KAWAI, Yoshimi GODA, Masanobu KUDAKA and Keiji NAKAI

Annual maximum series data of the storm surge heights above the astronomical tide and the highest tide levels around Japan were analyzed in search of regional frequency distributions using the L -moments method. Storm surge height data at 34 stations were divided into five homogeneous regions, while tide level data at 36 stations were divided into different five regions. Both data sets had one station each that was excluded from homogeneous regions. Storm surge heights of the five regions were fitted to the Weibull distribution with the shape parameter of $k = 1.01, 1.10, 1.57, 1.68$, and 2.20 , respectively, while annual highest tide levels of the five regions were fitted to the General Extreme Value distribution with $k = -0.08, -0.10$, and -0.18 , and the Weibull with $k = 1.19$ and 1.92 , respectively.

1. はじめに

わが国の沿岸防災計画の策定には、高波・高潮偏差の合理的設定が不可欠である。そのため既往データの極値統計解析が行われるものの、これまでは単独地点の解析にとどまり、データの統計的変動性の影響を強く受けていた。そこで本研究は、広い沿岸域の複数地点を同時に解析する地域頻度解析手法を用いて、高潮偏差に係わる信頼度の高い推定値を得ることを目的とする。

2. 地域頻度解析手法の概要

地域頻度解析とは水文統計の分野で早くから用いられてきた手法であり、広い地域内の複数地点を極値データの特性が類似する幾つかの小地域に分割し、小地域に共通する極値分布関数を推定するものである。特に、Hosking・Wallis (1997) はHosking (1990) の提案した L -モーメント法に基づく地域頻度解析法を詳しく解説しており、本論文もその方法を用いる。

具体的には、地点毎の極値データについて1～4次の L -モーメント $\lambda_1 \sim \lambda_4$ と相互比 (L -CV $= \lambda_2/\lambda_1$, L -skewness $= \lambda_3/\lambda_2$, L -kurtosis $= \lambda_4/\lambda_2$) を計算し、各地点のデータ数を重みとする L -モーメント比の加重平均を求める。この際には、地点毎のデータをその平均値で除した無次元量を用いる。 L -モーメントについては、合田・久高 (2009) あるいは合田ら (2009) を参照されたい。

地域平均の L -モーメント比が求められると、各種の極値分布関数の形状母数 k , 尺度母数 A , 位置母数 B を簡単

な数式で推定できる。各種の分布関数に対する母数推定式はHosking・Wallis (1997) が提示しており、ワイブル分布の母数推定式については合田ら (2009) が示している。ただし、合田らが論文に示したワイブル分布の尺度母数については誤記があり、次式が正しい推定式である。

$$A = \lambda_2 / [(1 - 2^{-1/k}) \Gamma(1 + 1/k)] \quad \dots\dots\dots (1)$$

ここに、 λ_2 は2次の L -モーメント、 k は形状母数である。こうして求めた地域共通の母数はすべて無次元量であるため、尺度・位置母数については各地点のデータ平均値を乗じて次元量に戻す。無次元量の形状母数は地域内の全地点に共通である。

地域頻度解析法の要件は地域内の地点のデータが均質であることで、各地点の L -CVの値がある範囲内に収まること、 L -CVと L -skewnessの相関分布図および L -kurtosisと L -skewnessの相関分布図でそれぞれの重心からあまり離れた地点がないことが必要である。均質性を判定する基準はHosking・Wallis (1997) に述べられている。

種々の極値分布関数のデータに対する適合度は、 L -kurtosisである τ_4 を用いた次式の Z^{DIST} 値で判断する。

$$Z^{DIST} = (t_4^R - \tau_4^{DIST}) / \sigma_4 \quad \dots\dots\dots (2)$$

ここに、 t_4^R は地域平均の L -kurtosisの値であり、 τ_4^{DIST} はシミュレーションで得られた地域平均の L -skewnessを使って分布関数毎に算出される L -kurtosisの値である。また、 σ_4 はシミュレーションで得られたカッパ分布の L -kurtosisの標準偏差の地域平均値である。極値データに当てはめ可能な分布関数としては、Hosking・Wallis (1997) が $|Z^{DIST}| \leq 1.64$ の判断基準を示している。これは、正規分布が適用できるとしたときの90%信頼区間である。

なお、適合度指数が $|Z^{DIST}| \leq 1.64$ の基準は、これを満た

1 正会員 博(工) (独法)港湾空港研究所 海洋・水工部
海洋情報研究領域長心得
2 名誉会員 工博 (株)エコー 顧問
3 正会員 (株)エコー 防災・水工部担当 参事
4 正会員 理修 (株)エコー 防災・水工部 部長

表-1 地域区分毎の年最大高潮偏差の特性

地域名称	地点名	地点数	偏差平均(m)	L-モーメント比			適合度指標Z		
				L-CV	L-skew	L-kurt	GEV	GPA	WBL
A:東京湾・紀州沿岸	布良, 千葉, 東京, 東京灯標, 川崎, 横浜新港, 南伊豆, 鳥羽, 尾鷲, 浦神, 串本, 白浜, 和歌山	13	0.498	0.1928	0.2978	0.1736	1.80	-1.66	-1.16
B:本州東岸	釧路, 宮古, 横須賀, 久里浜, 内浦, 清水港, 御前崎	7	0.387	0.1287	0.1611	0.1244	1.16	-3.55	0.69
C:伊勢・大阪・四国	名古屋, 大阪, 神戸, 広島, 松山, 室戸岬, 土佐清水	7	0.628	0.2584	0.3287	0.1499	3.33	0.49	0.54
D:四国・九州	宇野, 高松, 宇和島, 油津	4	0.516	0.2056	0.1801	0.0648	3.92	0.14	2.22
E:南西諸島	那覇, 石垣	2	0.402	0.2140	0.0907	0.0479	2.49	-0.60	1.85
X:なし	銚子漁港	1	0.466	0.1772	0.0474	0.1792	—	—	—

表-2 地域区分毎の年最高潮位の特性

地域名称	地点名	地点数	潮位平均(m)	L-モーメント比			適合度指標Z		
				L-CV	L-skew	L-kurt	GEV	GPA	WBL
H	釧路, 千葉, 川崎, 南伊豆	4	1.113	0.0743	0.2215	0.1489	0.63	-1.71	-0.73
I	宮古, 布良, 東京, 横浜新港, 横須賀, 久里浜, 浦神, 和歌山, 大阪, 広島, 白浜, 青浜, 長府	13	1.285	0.0655	0.2344	0.2154	-1.96	-5.09	-3.91
J	内浦, 清水港, 御前崎, 鳥羽, 尾鷲, 串本, 那覇	7	1.137	0.0580	0.1245	0.1140	0.96	-3.40	-0.31
K	銚子漁港, 宇野, 高松, 松山, 室戸岬, 菊田	6	1.481	0.0658	0.2915	0.2676	-2.29	-3.88	-3.61
L	名古屋, 土佐清水, 宇和島, 油津, 石垣	5	1.299	0.0778	0.2700	0.1509	1.36	-1.00	-0.41
Y	神戸	1	1.111	0.1388	0.0220	0.3735	—	—	—

さない分布関数を排除することが主目的である。著者らは、極値データに対する最適分布関数として適合度指標が最小の関数を自動的に選択するのではなく、分布関数の特性なども勘案して選定する方針を取っている。

3. 年最大高潮偏差のデータと地域分割

本研究では、気象庁発行の「潮汐観測」に記載された特異気象潮資料や、海上保安庁海洋情報部の毎時の潮位データから算出した高潮偏差等から、わが国沿岸34地点における年最大高潮偏差（津波を除く）を抽出し、極値データとして使用した。統計期間は1958～2008年であるが、欠測などのために統計年数は24～51年である。

これら34地点をHosking・Wallis（1997）が提唱する地域頻度解析の基準に従い、表-1に示す5地域に区分した。地域平均のL-モーメント比その他は表中に記載した。図-1は地域区分C～X（名古屋から銚子漁港）の14地点についてL-CVとL-skewnessおよびL-kurtosisとL-skewnessの相関分布を示したものである。銚子漁港はL-skewnessが小さい一方でL-kurtosisが大きく、どの地域にも配属させることができなかった。

4. 年最高潮位のデータと地域分割

年最高潮位については年最大高潮偏差と異なるデータベースから抽出したため地点に若干の差異があり、同一地点でも統計年数に差異がある。データとしては表-2に示す36地点であり、港湾局の菊田なども含まれている。

図-1 高潮偏差に関する地域区分C～Xに対するL-CVとL-skewnessおよびL-kurtosisとL-skewnessの相関図

統計年数は10～51年である。潮位は東京湾平均海面（TP）からの高さである。36地点は均質性を保持するように、表-2のような地域区分とした。潮位をTP基準とし

図-2 年最高潮位に関する地域区分J～Yに対するL-kurtosisとL-skewnessの相関図

たためかL-CVがどの地点も小さく、均質性の確認はもっぱらL-CVとL-skewnessおよびL-kurtosisとL-skewnessの相関に基づいて行った。後者の相関図の一部を図-2に示す。

地域J, K, Lの諸地点は、L-kurtosisとL-skewnessが近接した領域に分布していることがこの図で明らかである。神戸は他と離れており、どの地域区分にも入れることができなかった。周防灘に位置する荏田も地域Kの中では飛び離れているが、統計年数が10年と短いこともあって除外されなかった。

なお、年最大高潮偏差の地域分割では、東京湾と紀州沿岸が1つの地域にまとめられ、銚子漁港が単独で残ったほかは、地理的に隣接した地点がまとめられている。一方、年最高潮位の地域分割では、地理的に離れた地点も少し入り乱れている。高潮偏差と天文潮位の2つの要素が影響したためと考えられる。

5. 年最大高潮偏差の分布関数と確率高潮偏差

極値分布関数の候補としては、一般化極値分布 (GEV)、一般化パレート (GPA) 分布、およびワイブル (WBL) 分布の3種を用いた。式 (2) の適合度指標は地域区分毎に表-1に記載したようになった。

地域区分A, Bについてはワイブル分布、地域区分C～EについてはGPA分布の適合度が良かった ($|Z|$ が小さい)。ただし、GPA分布は形状母数 k が正のときに極値に上限がある分布である。C～Eについてはそれぞれ $k = 0.011, 0.390, 0.668$ が得られ、特に地域D, EについてこのGPA分布を適用すると、確率高潮偏差が頭打ちとなる懸念があるため、表-1に示す適合度指数の値がGPA分布よ

図-3 C地域の無次元高潮偏差の共通分布との適合状況

りも大きいワイブル分布を取ってC～E地域に適用した。

図-3は「C. 伊勢・大阪・四国」地域の場合について無次元高潮偏差と再現期間の関係を示しており、最適分布関数 (RFA distr.) が形状母数 $k = 1.01$ 、無次元尺度母数 $A = 0.5234$ 、無次元位置母数 $B = 0.4791$ のワイブル分布であった。

この地域の6地点のデータは最適分布のまわりに分散しており、この手法が地域全体を代表する分布関数を選定できることを表している。なお本論文では、観測された昇順第 i 位のデータの再現期間 R_i を与える際に、ワイブル分布に対するプロットングポジション公式を用いた (合田, 2008)。すなわち、

$$\left. \begin{aligned} R_i &= 1/(1 - F_i), \\ F_i &= (i - \alpha)/(N + \beta), \\ \alpha &= 0.60 - 0.50/\sqrt{k}, \quad \beta = 0.20 + 0.23/\sqrt{k} \end{aligned} \right\} \quad \dots (3)$$

図-4は室戸岬について観測データを各種の方法で当てはめた結果と比較したもので、ここでは次元量に戻して表示してある。LM-fitはデータのL-モーメント比から直接に分布関数を求めたもの、LSQ-fitは最小2乗法によるもの、LSQ-commonは最小2乗法の適合・棄却基準 (合田, 2008) を用いて地域共通の分布を求めたものである。

室戸岬のデータを単独に当てはめるのであれば、LM-fitあるいはLSQ-fitの確率分布が適用される。しかし、地域頻度解析では室戸岬の上位データが偶発的に大きな値を取ったと見なす、すなわち統計的変動性の影響であると考え、室戸岬についてもC地域共通のワイブル分布を適用するのである。なお、表-1の適合度指数から推測されるように、C地域ではワイブル分布とGPA分布はほとんど同一の確率偏差を与える。

さらに、GPA分布の適合度指標がワイブル分布よりも優れている「D. 四国・九州」地域について無次元高潮偏

図-4 室戸岬の高潮偏差の観測値と確率分布との適合状況

図-5 D地域の無次元高潮偏差の共通分布との適合状況

差と再現期間の関係を示したのが図-5である。

再現期間が10年以上の範囲についてはGPA分布の適合度が優れていることが認められる。しかし、再現期間が50年を超えたあたりからGPA分布による高潮偏差が頭打ちになる傾向が現れている。他地域では高潮偏差に対する上限値の存在が認められないところから、表-3ではD地域についてもワイブル分布を採択したものである。

以上、解析を行った34地点毎の高潮偏差の分布関数の母数値と100年確率偏差および観測最大偏差を表-3にまとめて示す。任意の再現期間 R 年に対する確率高潮偏差 x_R は、式(4)、(5)に基づき、表に示した形状母数 k 、尺度母数 A 、位置母数 B の値を用いて容易に計算できる。

ワイブル分布：

$$x_R = B + A[\ln R]^{1/k} \quad \dots\dots\dots (4)$$

GEV分布：

$$x_R = B + A\{1 - [-\ln(1 - 1/R)]^k\} / k \quad \dots\dots\dots (5)$$

表-3 年最高高潮偏差の最適分布と確率偏差

地点	年数	関数	母数			100年 確率 偏差	観測 最大値 (m)
			形状	尺度 (m)	位置 (m)		
布良	42	WBL	1.101	0.2010	0.276	1.08	0.83
千葉	44	WBL	1.101	0.2647	0.364	1.42	1.22
東京	46	WBL	1.101	0.2707	0.372	1.46	1.26
東京灯標	39	WBL	1.101	0.2429	0.334	1.31	1.22
川崎	24	WBL	1.101	0.2198	0.302	1.18	1.06
横浜新港	27	WBL	1.101	0.2164	0.297	1.16	0.95
南伊豆	44	WBL	1.101	0.1809	0.249	0.97	1.01
鳥羽	43	WBL	1.101	0.2224	0.306	1.20	1.00
尾鷲	43	WBL	1.101	0.1796	0.247	0.96	0.92
浦神	43	WBL	1.101	0.1847	0.254	0.99	0.85
串本	48	WBL	1.101	0.1903	0.261	1.02	0.89
白浜	41	WBL	1.101	0.1924	0.264	1.03	1.16
和歌山	41	WBL	1.101	0.2078	0.286	1.12	0.95
銅路	45	WBL	1.675	0.1718	0.251	0.68	0.65
宮古	45	WBL	1.675	0.1352	0.197	0.53	0.48
横須賀	48	WBL	1.675	0.1850	0.270	0.73	0.73
久里浜	51	WBL	1.675	0.1603	0.234	0.63	0.62
内浦	48	WBL	1.675	0.1629	0.238	0.64	0.62
清水	44	WBL	1.675	0.1599	0.233	0.63	0.56
御前崎	48	WBL	1.675	0.1739	0.254	0.69	0.70
名古屋	48	WBL	1.012	0.3784	0.346	2.06	1.91
大阪	48	WBL	1.012	0.4088	0.374	2.22	2.27
神戸	44	WBL	1.012	0.3407	0.312	1.85	1.65
広島	48	WBL	1.012	0.3554	0.325	1.93	1.74
松山	48	WBL	1.012	0.3109	0.285	1.69	1.34
室戸岬	40	WBL	1.012	0.2607	0.239	1.42	1.56
土佐清水	48	WBL	1.012	0.2397	0.219	1.30	1.17
宇野	43	WBL	1.571	0.4009	0.265	1.32	1.23
宇松	41	WBL	1.571	0.3784	0.250	1.25	1.11
宇和島	43	WBL	1.571	0.2720	0.180	0.90	0.82
油津	48	WBL	1.571	0.2809	0.186	0.93	0.90
那覇	42	WBL	2.200	0.3312	0.159	0.74	0.64
石垣	40	WBL	2.200	0.3894	0.186	0.87	0.78
銚子漁港	38	WBL	2.484	0.3892	0.121	0.84	0.78

6. 年最高潮位の分布関数と確率潮位

年最高潮位のデータに対しても、極値分布関数の候補として一般化極値分布 (GEV)、一般化パレート (GPA) 分布、およびワイブル (WBL) 分布の3種を用いた。式(2)の適合度指標は地域区分毎に表-2に記載したようになった。最適分布関数は地域によって異なり、GEV分布あるいはワイブル分布であった(表-4)。GPA分布は表-2中の適合度指標の絶対値が他の二分布よりも大きく、年最高潮位に対しては最適分布として選ばれなかった。

年最高潮位の観測値と極値分布関数との適合状況をJ地区について示したのが図-6である。GPA分布は上位のデータに適合しているように見えるけれども、下位のデータにはあまり適合しておらず、全体として適合度指標が-3.40という大きな値となった(表-2参照)。

表-4 年最高潮位の最適分布と確率潮位

地点	年数	関数	母数			100年 確率 潮差	観測 最大値 (m)
			形状	尺度 (m)	位置 (m)		
釧路 千路 川葉 南崎 伊豆	36	GEV	-0.079	0.1033	0.984	1.56	1.41
	44	GEV	-0.079	0.1219	1.162	1.84	1.88
	18	GEV	-0.079	0.1109	1.056	1.68	1.32
	44	GEV	-0.079	0.1007	0.960	1.52	1.50
宮古 布良 東京 横浜 横須 久里 浦神 和歌 大阪 大広 白浜 青浜 長府	36	GEV	-0.098	0.0785	0.863	1.32	1.10
	35	GEV	-0.098	0.0839	0.923	1.41	1.43
	36	GEV	-0.098	0.1103	1.214	1.85	2.03
	27	GEV	-0.098	0.0948	1.042	1.59	1.48
	48	GEV	-0.098	0.0905	0.995	1.52	1.49
	51	GEV	-0.098	0.0768	0.845	1.29	1.29
	36	GEV	-0.098	0.0921	1.013	1.55	1.58
	36	GEV	-0.098	0.1019	1.120	1.71	1.63
	36	GEV	-0.098	0.1031	1.134	1.73	1.84
	48	GEV	-0.098	0.1917	2.109	3.22	2.80
	36	GEV	-0.098	0.1022	1.124	1.72	1.71
	21	GEV	-0.098	0.1673	1.840	2.81	2.43
	21	GEV	-0.098	0.1775	1.953	2.98	2.64
内浦 清水 御前 島羽 尾鷲 串本 那覇	36	WBL	1.915	0.2254	0.846	1.35	1.25
	36	WBL	1.915	0.2420	0.908	1.45	1.38
	36	WBL	1.915	0.2345	0.880	1.40	1.34
	36	WBL	1.915	0.2685	1.008	1.60	1.57
	36	WBL	1.915	0.2217	0.832	1.33	1.35
	36	WBL	1.915	0.2528	0.949	1.51	1.45
	36	WBL	1.915	0.2696	1.012	1.61	1.48
銚子 宇野 高松 高松 室戸 岬田	31	GEV	-0.181	0.0707	0.851	1.36	1.45
	36	GEV	-0.181	0.1317	1.585	2.53	2.53
	34	GEV	-0.181	0.1225	1.474	2.35	2.46
	36	GEV	-0.181	0.1546	1.860	2.97	2.75
	35	GEV	-0.181	0.1002	1.205	1.92	2.11
	10	GEV	-0.181	0.0855	1.028	1.64	1.39
名古屋 土佐 清水 和島 油津 石垣	36	WBL	1.191	0.2861	1.260	2.29	2.16
	36	WBL	1.191	0.2165	0.954	1.74	1.78
	36	WBL	1.191	0.2388	1.052	1.91	1.79
	36	WBL	1.191	0.2280	1.004	1.83	1.82
	36	WBL	1.191	0.2453	1.081	1.96	1.90
神戸	36	GEV	0.212	0.2607	1.007	1.77	1.78

7. あとがき

以上に示すように、 L -モーメント比に基づく地域頻度解析手法を用いて、日本海沿岸を除くわが国沿岸の年最大高潮偏差ならびに年最高潮位を分析し、地域共通の極値分布を推定することができた。ただし、年最高潮位については基準面を東京平均海面にとったためにデータの

図-6 J地域の無次元最高潮位の共通分布との適合状況

変動幅が相対的に狭くなっている。潮位として朔望平均高潮面を基準としたならば、地域区分や最適極値分布も異なる可能性がある。

また、取り扱ったデータが一部を除いて高潮偏差は1961年以降のものであり、最高潮位は1973年以降のものが大半である。このため、1959年の伊勢湾台風や1961年の第二室戸台風のときのデータが未収録である。今後は旧運輸省の港湾工事事務所あるいは港湾管理者の所管データを調査し、地点数を増やしてデータバンクを充実させる必要がある。そのようにして拡充されたデータを解析することによって、わが国沿岸の防災事業に資するための基本データが作成できるのであり、著者らとしてもそのように努力する考えである。

参考文献

- 合田良実 (2008) : 耐波工学, 鹿島出版会, p. 334 & p. 342.
- 合田良実・久高将信 (2009) : 高波の極値統計解析に対する L -moments法の適用と分布関数の選択について, ECOH/YG 技術論文 No. 10 (<http://www.ecoh.co.jp/comp/paper/paper.htm>), 2009年5月7日, 12p.
- 合田良実・久高将信・河合弘泰 (2009) : L -moments法を用いた波浪の極値統計解析について, 海岸工学論文集, 第56巻, pp. 161-165.
- Hosking, J. R. M. (1990): L -moments: Analysis and estimation of distributions using linear combinations of order statistics, *J. Roy. Statistical Soc., Series B*, **52**, pp. 105-24.
- Hosking, J. R. M. and J. R. Wallis (1997): "Regional Frequency Analysis," Cambridge Univ. Press, 224p.