水工学論文集,第51巻,2007年2月

歴史情報を含む年最大値資料に対する極値統計解析における最尤法モデルの適用

APPLICATION OF MLM-BASED EXTREME VALUE ANALYSIS MODEL TO ANNUAL MAXIMUM DATA SAMPLE WITH HISTORICAL INFORMATION

山口正隆[1]・野中浩一[2]・宇都宮好博[3]
Masataka YAMAGUCHI, Hirokazu NONAKA and Yoshihiro UTSUNOMIYA

[1]正会員　工博　愛媛大学大学院理工学研究科教授　（〒790-8577 松山市文京町3）
[2]正会員　博（工学）　愛媛大学契約職員　工学部環境建設工学科（〒790-8577 松山市文京町3）
[3]正会員　博（工学）　(財)日本気象協会首都圏支社（〒170-6055 東京都豊島区東池袋3丁目1番地1号）

This paper discusses the characteristics of quantile and its standard deviation estimated by applying an MLM(maximum likelihood method)-based extreme value analysis model to various kinds of annual maximum data samples with historical information. The samples of storm surge height, flood, sea level height and lake level height are acquired from published papers. An optimum distribution is selected from a family of candidate distributions such as the Gumbel, GEV and Weibull distributions according to an MLL(maximum log-likelihood) criterion. Main findings are as follows; 1) The model yields steadily reasonable estimates of quantile and its standard deviation even in the cases of samples including historical information. 2) Introduction of historical information in the extreme value analysis may contribute to a reduction of the standard deviation, that is the improvement of a statistical reliability of the estimated quantile, in cases where a proper evaluation of historical information is critical.

Key Words : *extreme value analysis, historical information, annual maximum samples, MLM-based model*

1．緒 言

再現確率統計量の推定精度の向上をはかるために歴史情報を考慮した極値統計解析を行う場合，最も汎用性のあるモデルは候補確率分布の母数推定を最尤法に基づくモデルである．この場合の最尤法モデルの性質や精度はモンテカルロシミュレーション[1)~5)]を通じて種々調べられているが，現地資料への適用事例は適正な資料の取得が容易でないことから，きわめて限られている．

本研究では，既往の文献や資料から収集した種々の歴史情報を含む年最大値観測資料や欠落を伴う年最大値観測資料に最尤法モデルを適用した結果の特性を細かく検討・吟味し，その有用性を検証する．

2．最尤法に基づく極値統計解析モデル

全資料期間mを歴史資料の期間m_1，新しい時代の観測資料の期間m_2，古い時代の観測資料あるいは推定資料が異常時のみ得られている期間m_3より成ると考える．期間m_1では閾値h_{U1}より大きい資料値の出現回数q_1のみが既知，期間m_2では閾値h_{L2}より小さい資料値の出現回数p_2と閾値h_{U2}より大きい資料値の出現回数q_2が既知で各資料値は不明，残りn_2（$=m_2-p_2-q_2$）個の資料値は既知，期間m_3でも期間m_2と同様に，閾値h_{L3}より小さい資料値の出現回数p_3と閾値h_{U3}より大きい資料値の出現回数q_3が既知で各資料値は不明，残りn_3（$=m_3-p_3-q_3$）個の資料値は既知とすれば，この場合の尤度関数L[1)~5)]はつぎのように表される．

$$L \propto \left[F(h_{U1})^{m_1-q_1}\{1-F(h_{U1})\}^{q_1}\right]\bullet \left[F(h_{L2})^{p_2}\bullet\prod_{i=1}^{n_2} f(h_i)\bullet\{1-F(h_{U2})\}^{q_2}\right]\bullet \left[F(h_{L3})^{p_3}\bullet\prod_{i=1}^{n_3} f(h_i)\bullet\{1-F(h_{U3})\}^{q_3}\right] \quad (1)$$

ここに，$F(h)$：確率分布関数，$f(h)$：確率密度関数，

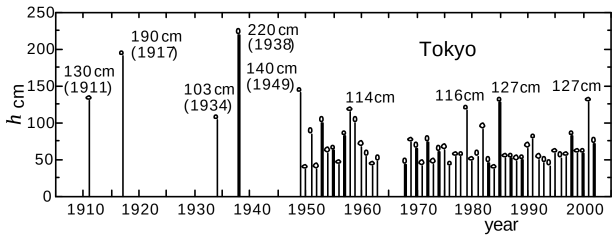

図-1 東京における年最大高潮偏差時系列

である．本論文では，歴史情報を含む多種多様な年最大値資料を解析の対象とすることから，各資料の分類において整合性を保つために，一定値以上の異常値の出現回数のみが知られている期間m_1を歴史時代Ⅰ，その間の資料を歴史資料Ⅰ，特定の観測年より古い時代に観測値であれ推定値であれ一定値以上のすべての異常値が知られている期間m_3を歴史時代Ⅱ，その間の資料を歴史資料Ⅱ（この場合，$q_3 = 0$）と呼ぶ．

式(1)の最尤解は，対数尤度関数を最大化する母数を求めれば，得られる．数値計算手法として，負符号をつけた対数尤度関数に対して極小値を求める最適化手法を適用する．また，再現確率統計量の分散（標準偏差）の推定は観測情報行列法[6), 7)]による．候補分布には，Gumbel分布（Gum）のほか，数値計算の安定化をはかるために，3母数分布であるWeibull分布とGEV分布の形状母数kをそれぞれ0.5～10の27種類および－0.4～0.4の40種類に固定した形状母数固定型Weibull分布（Weib2）および形状母数固定型GEV分布（GEV2）を2母数分布[8)]として使用し，最適分布を最大対数尤度（MLL）基準により選択する．

3．資料解析の結果と考察

(1) 高潮偏差資料

図-1は東京における1911～2002年92年間の年最大高潮偏差資料（h cm）の時系列を示す．観測資料は1911～1948年の38年間（期間m_3）では4年相当分のみが得られており，1949～2002年の54年間（期間m_2）では1964～1967年の4年間相当分が得られていない．期間m_3の観測値は全観測資料において上位3位までを占め，しかも上位2位までの値（220，190 cm）が突出する．そのため，これらの値は観測資料に有意な負のトレンド（－0.86 cm/year）をもたらすけれども，ここではトレンドの影響を無視する．これは以降の事例についても同様である．

解析は，期間m_3で欠落年の値が第4位値（103 cm）より小さいと仮定し，また期間m_2で欠落年の値は不明として，閾値h_{L2}を種々変化させて行う．得られた確率高潮偏差は閾値にあまり依存しないことから，その標準偏差の値を考慮してh_{L2}=50 cmの結果を採用する．この場合，1949～2002年の54年間において50cmより小さい資

表-1 年最大高潮偏差資料に対する極値統計解析結果(東京)

m ys.	$h_R \pm s_{hR}$ (cm) 100 ys.	200 ys.	k	q_1
92	199±26	233±32	0.70	0
276	176±18 185±21	201±21 216±25	0.80 0.70	0
276	208±23 208±23	244±28 244±28	0.70 0.70	2
276	248±31 229±25	302±39 270±30	0.60 0.70	4
552	177±16 183±17	203±19 214±21	0.80 0.70	1
552	219±21 214±19	260±26 251±23	0.65 0.70	5
552	255±25 241±20	310±31 284±25	0.60 0.70	9
323	221±25 214±22	263±31 252±28	0.65 0.70	3

$p_2 = 20$，$h_{L2} = 50$ cm，$h_{U1} = 220$ cm
opt. dist.：Weib2

料値の数p_2は1964~1967年の4個を含めて20個である．計算条件は式(1)の記号に従えば，m=92，m_1=0，q_1=0，m_2=54，p_2=20，h_{L2}=50 cm，q_2=0，m_3=38，p_3=34，h_{L3}=103 cm，q_3=0である．最適分布は形状母数k=0.70のWeibull分布，200年確率高潮偏差h_{200}とその標準偏差s_{h200}は233±32 cm（変動係数13.9 %）と評価される．また，第1位値220 cmに対する再現期間は154年となる．

ついで，歴史時代Ⅰ（期間m_1）の異常高潮の生起回数が確率高潮偏差とその標準偏差に及ぼす影響をみるために，期間m_2と期間m_3の観測資料の合計期間を92年（=54年+38年）としたうえで，全資料期間を276年（92年×3倍，歴史資料Ⅰの期間184年）および552年（92年×6倍，歴史資料Ⅰの期間460年），それぞれの歴史資料Ⅰの期間で全観測資料の第1位値より大きい異常高潮偏差の生起回数を$q_1 = 0$，2，4回および1，5，9回と仮想的に置き，期間m_2の観測資料の下限値をh_{L2}=50 cmとして解析を行う．計算は候補分布から最適分布を選択する場合と，全観測資料単独の場合の最適分布の形状母数に固定する場合について実施する．たとえば，全資料期間276年における異常高潮の生起回数が3回でそのうち2回が歴史資料Ⅰの期間に生起しているとする場合，計算条件はm=276，m_1=184，q_1=2，h_{U1}=220 cm，m_2=54，p_2=20，h_{L2}=50 cm，q_2=0，m_3=38，p_3=34，h_{L3}=103 cm，q_3=0である．

表-1は極値統計解析の結果の一覧を示す．第2欄以降の各欄の2段目は候補分布の形状母数を全観測資料単独の場合の最適分布の形状母数（Weibull分布でk=0.70）に固定した場合の結果を表す．全資料期間276年および552年のいずれの場合にも歴史時代Ⅰにおける異常高潮の生起回数が多いほど，最適分布として選択されたWeibull分布の形状母数の値が小さくなって正側に長く

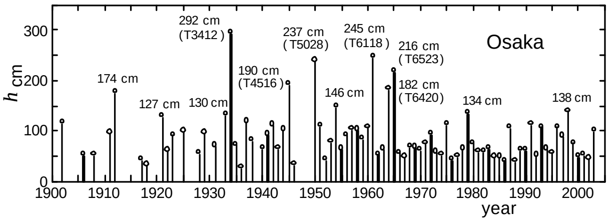

図-2 大阪における年最大高潮偏差時系列

表-2 年最大高潮偏差資料に対する極値統計解析結果(大阪)

m ys.	$h_R \pm s_{hR}$ (cm) 100 ys.	200 ys.	k	q_1
102	247±21	280±24	-0.029	0
306	240±18	272±21	-0.029	0
	258±19	292±22	-0.029	2
	275±20	312±24	-0.029	4
612	240±16	272±19	-0.029	1
	267±17	303±20	-0.029	5
	291±18	331±21	-0.029	9
529	264±18	299±20	-0.029	4

$p_2 = 21$， h_{L2} = 26 cm, h_{U1} = 292 cm
opt. dist.：GEV2

裾を引く分布になるとともに，確率高潮偏差とその標準偏差は大きい値をとる．また歴史資料Ｉの期間が長くなると，確率高潮偏差は増大するが，その標準偏差は減少する．異常高潮の生起回数が同じ比率の場合（92年間で1回，276年間で3回，552年間で6回），歴史資料Ｉの期間の増加とともに確率高潮偏差そのものもやや大きくなるが，標準偏差は小さくなる．つまり，歴史時代Ｉにおける異常値の生起回数を考慮すると，確率高潮偏差の標準偏差はおおむね減少し，推定値の信頼性が向上するけれども，確率高潮偏差の値も変化することから，歴史情報（この例では異常値の生起回数）の適切な評価が重要である．さらに，候補分布の形状母数を全観測資料の場合に得られた最適分布の形状母数に固定しても，同様の特性がみられるが，異常高潮の生起回数や期間長の増加に伴う確率高潮偏差とその標準偏差の変動幅が小さくなる．

佐藤[9]によれば，東京湾では1911年以前において1680年，1791年，1856年に少なくとも2 m以上の高潮偏差が発生しているとのことであるので，ここでは1680～2002年の全資料期間m =323年のうち1680～1910年の231年間の歴史資料Ｉの期間において220 cmより大きい高潮偏差が3回生起したとして解析を行う．計算条件にはm =323, m_1 =231, q_1 =3, h_{U1} =220 cmを与える．他の条件は上記と同じである．解析結果は表-1の最下欄に示す．最適分布はk =0.65のWeibull分布，確率高潮偏差と標準偏差は再現期間100年で$h_{100} \pm s_{h100}$ =221±25 cm，再現期間200年で$h_{200} \pm s_{h200}$ =263±31 cmと評価される．これらの値は全資料期間276年のうち歴史時代Ｉの184年間で220 cmより大きい高潮偏差の生起回数を2回および4回とした表-1の値の中間に位置する．また，候補分布の形状母数を全観測資料のみの場合に得られたk =0.70（Weibull分布）とすれば，再現期間100年および200年に対する確率高潮偏差とその標準偏差は順に$h_{100} \pm s_{h100}$ =214±22 cm，$h_{200} \pm s_{h200}$ =252±28 cmとなる．確率高潮偏差は全資料期間を276年，そのうち歴史時代Ｉの異常高潮の生起回数を2回とした表-1の結果よりやや大きく，標準偏差は同程度である．このように，仮想的条件下の推定値の不確実性が歴史的事象を考慮した解析により合理的に解消される．なお， Goda[10]に記載されている同様の資料において，高潮偏差の規模の評価結果は佐藤[9]による値と必ずしも整合しない．

図-2は大阪における1902～2003年102年間の年最大高潮偏差の時系列を示す．大阪では26 cm以上の年最大高潮偏差資料81個がすべて得られている．このうち，第1位値は台風3412号（室戸台風）時の292 cmである．解析によると，最適分布は形状母数k=-0.029のGEV分布，200年確率高潮偏差とその標準偏差は$h_{200} \pm s_{h200}$ =280±24 cm（変動係数8.5 %）と評価される．第1位値に対する再現期間は258年になる．

ついで，観測資料期間102年の3倍の全資料期間（306年）および6倍の全資料期間（612年）のうち歴史資料Ｉの期間としたそれぞれ204年間および510年間において292 cmより大きい異常高潮の生起回数をそれぞれ0，2，4回および1，5，9回と仮定し，確率高潮偏差の変化を抑制するために候補分布を観測資料単独の解析から得た形状母数$k = -0.029$のGEV分布として，解析を行う．表-2は極値統計解析結果の一覧を示す．歴史資料Ｉの期間における異常値の生起回数が多いほど，確率高潮偏差とその標準偏差は大きくなる．また歴史資料Ｉの期間が長いと，確率高潮偏差は大きくなるが，標準偏差は小さくなる．この挙動は東京の事例と同じである．

Goda[10]は，歴史時代Ｉの大阪における最大級の異常高潮が発生した年として1475年，1557年，1670年，1763年をあげている．そこで，1475～2003年の全資料期間529年のうち，1475～1901年の427年間の歴史時代Ｉにおいて室戸台風（台風3412号）時の最大高潮偏差292 cmより大きい高潮偏差が4回生起したとして解析を行う．計算条件はm =529, m_1=427, q_1=4, h_{U1} =292 cm, m_2=102, p_2=21, h_{L2} =26 cm, q_2=0, m_3=0, p_3=0, q_3=0である．計算結果を表-2の最下欄に示す．再現期間100年および200年に対する確率高潮偏差とその標準偏差は順に$h_{100} \pm s_{h100}$ =264±18 cm, $h_{200} \pm s_{h200}$ =299±20 cmである．確率高潮偏差の値は全資料期間を612年，歴史時代Ｉの異常高潮偏差の生起回数を5回とした結果と同程度の値となっている．

図-3は名古屋における年最大高潮偏差の時系列を示す．名古屋では1950～2002年の53年間の年最大高潮偏差資料がすべて得られている．第1位値345 cm（台風5915号…伊勢湾台風）は第2位値197 cmをはるかに上まわる．最適分布は形状母数k=-0.333のGEV分布で表され，資料分

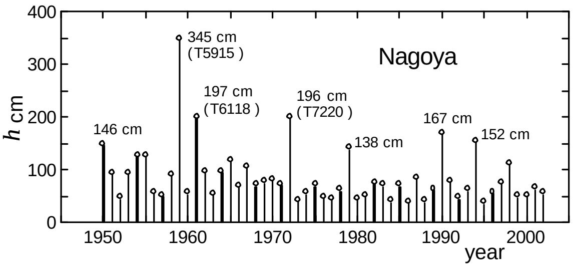

図-3 名古屋における年最大高潮偏差時系列

表-3 年最大高潮偏差資料に対する極値統計解析結果（名古屋）

m ys.	$h_R \pm s_{hR}$ (cm) 100 ys.	200 ys.	k	q_1
53	294±37	372±48	-0.333	0
391	282±31 293±32	357±41 371±42	-0.333 -0.333	1 2

h_{U1}=345 cm　opt. dist.：GEV2

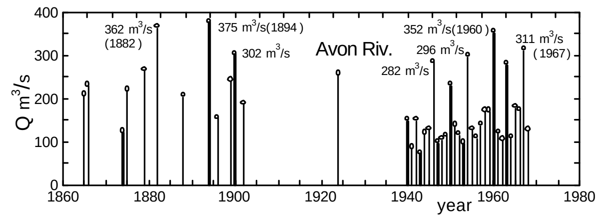

図-4 Avon河における年最大洪水流量時系列

表-4 年最大洪水流量資料に対する極値統計解析結果(Avon河)

m ys.	$Q_R \pm s_{QR}$ (m³/s) 100 ys.	200 ys.	A m³/s	B m³/s
29	347.5±38.5	380.6±43.7	47.66 47.7*	128.25 128.3*
90	344.3±23.8	377.1±27.3	47.10 47.1*	127.67 127.7*

opt. dist.：Gumbel　*：Leese

布は正側に長く裾を引く分布で近似される．200年確率高潮偏差とその標準偏差は$h_{200} \pm s_{h200}$=372±48 cm（変動係数12.9 %），第1位値345 cmに対する再現期間は160年と評価される．

Goda[10]は伊勢湾における17世紀以降の最大級の巨大高潮の発生年として1612年および1722年をあげている．ここでは，1612～2002年の全資料期間391年のうち，1612～1949年の338年間（期間m_1）において345 cmより大きい高潮偏差の発生回数が2回，候補分布は上記の形状母数k =-0.333のGEV分布として解析を行う．再現期間200年に対する確率高潮偏差と標準偏差は$h_{200} \pm s_{h200}$=371±42 cmである．確率高潮偏差は観測資料単独の解析から得た値とほぼ一致し，標準偏差は有意な程度減少する．しかし異常高潮偏差の発生回数を1回とすると，$h_{200} \pm s_{h200}$=357±41 cmとなり，とくに確率高潮偏差がより小さい値をとることから，歴史資料Ｉを考慮する極値統計解析では，異常値の発生回数についての適正な評価がきわめて重要である．表-3は以上の結果をまとめている．なお，名古屋における高潮偏差資料は異常高潮の希生起性を代表する事例であり，第1位値は突出した値をもつ．

(2) 洪水流量資料

Leese[11]は極値統計解析モデルの適用にあたり，図-4に示すような連合王国BathのAvon（エイボン）河における年最大洪水流量（Q m³/s）資料を用いている．これは1863～1924年の62年間（ただし，記録不備のため1個を捨てて61年間）における13年相当分の上位年最大洪水痕跡値に対する換算流量資料と，1940～1968年の29年間における年最大洪水流量観測資料よりなる．資料期間は全体で90年（=61年+29年）である．また，13個の年最大換算洪水流量のうち3個は異常値というほどの値でないので，これらを観測資料に含めるとしている．したがって，58年間（期間m_3 =61年-3年）で10個の年最大換算洪水流量が歴史資料IIとして，32年間（期間m_2 =29年+3年）で32個の年最大洪水流量が観測資料として得られているとしている．ここではLeese[11]と同様に，①29年間29個の観測資料の場合，②32年間32個の観測資料と58年間10個の歴史資料IIより成ると考える場合，の2通りについて解析を行う．

表-4は候補分布をGumbel分布に固定した場合の解析結果の一覧であり，上段は観測資料のみの場合，下段は歴史資料IIを考慮した場合を表す．尺度母数 A と位置母数 B の値は小数点1桁でLeese[11]の結果と一致することから，上記の条件下でのGumbel分布に対する本研究の数値計算プログラムの整合性が確認される．歴史資料IIを考慮すると，確率洪水流量はあまり変化しないまま，その標準偏差は観測資料単独の場合の 60 %程度に減少し，確率洪水流量推定値の信頼性が向上する．

(3) 海水位資料および湖水位資料

図-5 は van Gelder[12]の論文から採録したオランダのHook of Hollandにおける年最大海水位資料の時系列を示す．これは 1500～1887 年の 388 年間（期間m_3）に痕跡値から推定された300 cm以上の 10 個の異常年最大海水位資料（第 1 位値は1570 年の 390 cm）と 1888～1994 年の 107 年間（期間m_2）107 個の観測資料の合計 495 年間117 個の資料からなる．観測資料における第 1 位値はオランダ南部デルタ地帯をはじめ全土に未曾有の大災害をもたらした1953 年の 1 月 31 日～2 月 1 日のストームに伴う 385 cm である．歴史時代IIの推定値は同一の値をとる場合，±10cm の変動を考慮する．解析は①107 年間の観測資料，②閾値をh_{L3}=350 cm として，歴史資料IIの実現値（390，370，360，350 cm）とその生起

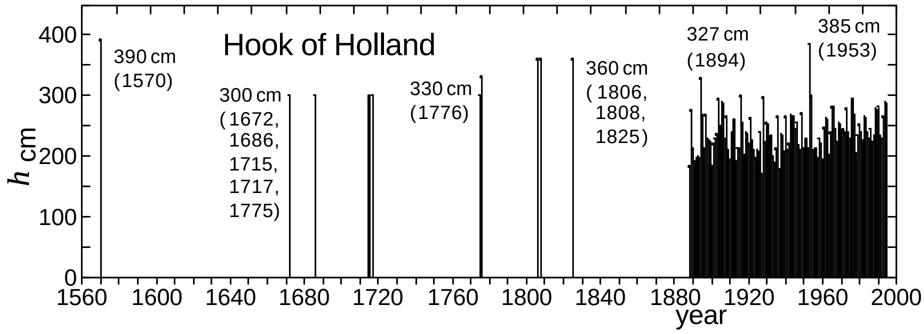

図-5 Hook of Hollandにおける年最大海水位時系列

回数（$n_3 = 4$，$q_3 = 0$）を考慮する場合，③h_{U1}=350 cmより大きい異常値の生起回数（q_1=4）のみを歴史資料Ⅰとして考慮する場合，の3通りについて行う．

解析結果を表-5の第1欄と第2欄に示す．複数の候補分布の中から選択された最適分布はいずれもGumbel分布，オランダの堤防高さの決定に用いられる10,000年確率海水位とその標準偏差は順に①$h_{10000} \pm s_{h10000}$ =483±20 cm，②481±16 cm，③481±16 cm，である．つまり，①歴史資料Ⅱや歴史資料Ⅰの導入によっても確率海水位はほとんど変わらず，標準偏差は減少して確率海水位推定値の信頼性が向上し，②歴史資料Ⅱとして異常海水位の値を考慮する場合と，歴史資料Ⅰとして異常海水位の生起回数のみを考慮する場合で，解析結果にほとんど差を生じない．

ついで，Goda[10]により紹介されたデルタ計画のパンフレット抜粋文によれば，オランダにおける異常海水位が1288年，1404年，1421年，1530年，1570年に生起したとのことである．このうち，1570年の資料はvan Gelder[12]の資料に含まれているが，1530年の資料は含まれていないので，解析に使用する資料の整合性を保つために，これを削除する．したがって，解析は1288～1499年の212年間において例外的な異常海水位が3回生起した（歴史資料Ⅰ）とみなし，van Gelder[12]を参考に設定海水位を①390 cm，②360 cm，③330 cm，の3通りに変化させる．すなわち，全資料期間を1288～1994年の707年間として，歴史資料Ⅰを考慮する場合の計算条件はm =707，m_1 =212，q_1 =3，①h_{U1} =390 cm，②h_{U1} =360 cm，③h_{U1} = 330 cm，であり，解析結果を表-5の第3欄に与える．最適分布は①，②，③いずれの場合にもGumbel分布をとる．10,000年確率海水位とその標準偏差は①から③の順に①$h_{10000} \pm s_{h10000}$ =494±16 cm，②487±15 cm，③476±14 cm，であり，設定海水位の低下とともに確率海水位および標準偏差が小さくなる．確率海水位は設定海水位が360 cm以上のときに，1500年以降の歴史資料Ⅱを考慮した結果より大きい値をとるが，標準偏差は若干小さくなる．いずれにせよ，設定海水位の適正な推定が重要である．

図-6は池淵・前田[4]の論文から得た琵琶湖における年最大湖水位資料の時系列を示す．これは1912～1980年の69年間の観測資料（実際には瀬田川の疎通能力を古文書による資料が存在する時代と同じ条件にして換算された資料）および古文書から推定された1874～1911年の38年間の歴史資料Ⅱ(1)と1735～1873年の139年間の歴史資料Ⅱ(2)（合計246年間）からなる．湖水位の上位値は歴史資料Ⅱの期間に生じていることから，全期間の湖水位資料は統計的に有意な減少傾向を示す．解析は①観測資料のみの場合，②観測資料と歴史資料Ⅱ(1)の場合，③観測資料と歴史資料Ⅱ(1)，Ⅱ(2)の場合，の3通りについて，それぞれ①最適分布を選択する場合，②Gumbel分布に固定する場合，について行う．池淵・前田[4]の解析は候補分布に関して②に相当する．

表-5 年最大海水位資料に対する極値統計解析結果（Hook of Holland）

m ys.	$h_R \pm s_{hR}$ (cm) 100 ys.	10,000 ys.	h_{L3} cm	n_3	h_{U1} cm	q_1
107	352±11	483±20				
495	351±9	481±16*	350	4		
	351±9	481±16**			350	4
707	358±8	494±16	350	4	390	3
	354±8	487±15	350	4	360	3
	348±7	476±14	350	4	330	3

opt. dist.：Gumbel，*：hist. data，**：num. of hist. data

表-6は極値統計解析結果の一覧を示す．複数の候補分布からMLL基準に従って抽出された最適分布は観測資料単独ではGumbel分布，歴史資料Ⅱを考慮する場合には，Gumbel分布に近いGEV分布（形状母数k =−0.025）である．この資料は減少傾向を伴うことから，確率湖水位は歴史資料Ⅱの期間が長いほど大きくなるが，標準偏差は減少するので，有効性に関して歴史資料Ⅱの導入効果が認められる．確率湖水位と標準偏差はGumbel分布を極限形とするGEV分布の場合に，より大きい．なお，本研究における観測資料は池淵・前田の論文[4]から読み取って得ているにもかかわらず，Gumbel分布の場合の200年確率湖水位の推定値は池淵・前田の結果[4]と最大6 cmの差を示すにすぎず，よく符合する．また，古文書に基づく歴史資料Ⅱは庄ら[13]によって再検討されているので，確率湖水位の適正な評価のためには，この資料を

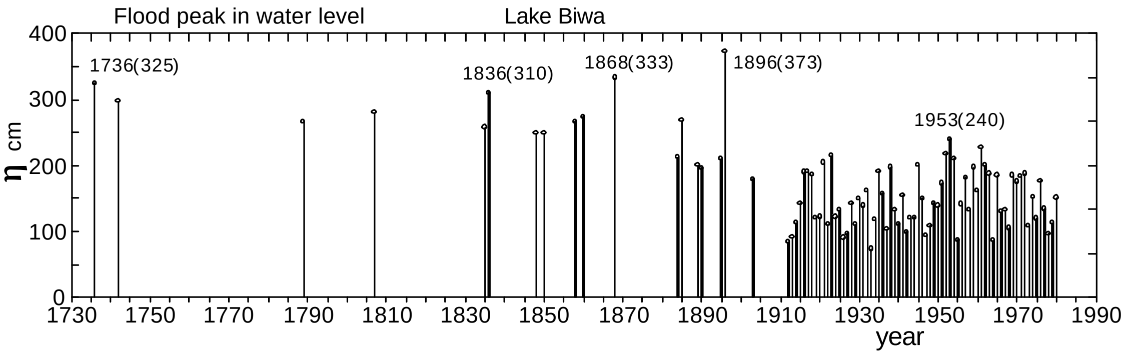

図-6 琵琶湖における年最大湖水位時系列

表-6 年最大湖水位資料に対する極値統計解析結果（琵琶湖）

m ys.	$h_R \pm s_{hR}$ (cm) 100 ys.	200 ys.	opt. dist.	h_{L3} cm
69	288±17 288±17	312±19 312±19	Gum Gum*	
107	297±16 290±15	325±18 315±17	GEV2 Gum*	179
246	321±14 315±14	351±16 342±15	GEV2 Gum*	249

*candidate dist.=Gumbel, GEV2：k =-0.025

用いた考察も今後必要であろう．

４．結 語

本研究の結果の大要はつぎのようである．
①2母数分布を候補分布とする最尤法モデルは種々の歴史情報を含む年最大値資料の極値統計解析に有用であり，安定的に計算結果を与える．
②歴史資料の極値統計解析への導入は再現確率統計量の標準偏差の減少を可能にするけれども，再現確率統計量の有意な変化を生じる場合もある．
③歴史資料として異常値の生起回数を極値統計解析に考慮する場合，生起回数の正確な評価が重要である．また，歴史資料の期間を長くとる必要がある．
④歴史資料として異常値とその生起回数あるいは異常値の生起回数のみを考慮しても，再現確率統計量の推定精度は相互にあまり変わらない事例がある．

参考文献

1) Stedinger, J.R. and T.A. Cohn : Flood frequency analysis with historical and paleoflood information, *Water Resour. Res.*, Vol.22, No.5, pp.785-793, 1986.
2) Hosking, J.R.M. and J.R. Wallis : Paleoflood hydrology and flood frequency analysis, *Water Resour. Res.*, Vol.24, No.4, pp.543-550, 1986.
3) Cohn, T. and J.R. Stedinger : Use of historical information in a maximum-likelihood framework, *Jour. Hydrol.*, Vol.96, pp.215-223, 1987.
4) 池淵周一・前田 勝：歴史洪水資料を利用した計画降雨算定手法，京大防災研年報，第34号B-2，pp.103-125，1991.
5) 庄 建治朗・岩崎誠一郎・長尾正志・富永晃宏：誤差を含む歴史洪水データの確率洪水評価への導入シミュレーション，水工学論文集，第43巻，pp.133-138，1999.
6) Phien，H.N. and F.T.　Emma：Maximum likelihood estimation on the parameters and quantiles of the general extreme-value distribution from censored sample，*Jour. Hydrol.*，Vol.105，pp.139－155, 1989.
7) 山口正隆・畑田佳男・大福　学・前川隆海：censoringを考慮した極値統計解析モデルおよび現地観測資料への適用，海岸工学論文集，第45巻，pp.216-220，1998.
8) 宇都宮好博・山口正隆・野中浩一・畑田佳男：censoringを受けた年最大値資料に対する極値統計解析結果の相互比較，水工学論文集，第50巻，pp.181-186，2006.
9) 佐藤愼司：東京湾の高潮対策，海岸，Vol.45，pp.8-13，2006.
10) Goda，Y.：On necessity of exploration of historical storm surge, *Proc. Int. Workshop on Natural Hazards in Coastal Areas*, pp.1-3, 2003.
11) Leese，M.N. : Use of censored data in the estimation of Gumbel distribution paramenters for annual maximum flood series，*Water Resour．Res.*，Vol.9，No.6，pp.1534-1542, 1973.
12) van Gelder，P.H.A.J.M：*Statistical Methods for the Risk-Based Design of Civil Structures*，PhD thesis，Delft Univ. of Tech.，pp.173-187, 2000.
13) 庄 建治朗・長尾正志・富永晃宏：古記録による琵琶湖歴史洪水の水位推定，水工学論文集，第44巻，p.371-376，2000.

（2006.9.30受付）