

歴史資料を含む年最大値資料に対する極値統計解析における PPWM 法の適用性

宇都宮好博* ・ 山口正隆** ・ 野中浩一***
真 鍋 晶**** ・ 畑田佳男*****

本研究では, 歴史資料を含む年最大値資料にあてはめる 2 母数分布 (Gumbel 分布, 形状母数固定型 GEV 分布, 形状母数固定型 Weibull 分布) の母数, すなわち再現確率統計量の推定に対する PPWM 法の精度と再現確率統計量の分散の推定に対する jackknife 法の精度を広範なモンテカルロシミュレーションに基づいて検討したのち, 最適分布の選択を相関係数最大基準による極値統計解析モデルを現地資料の解析に適用した. 歴史資料の導入は, 再現確率統計量の bias の増減にあまり寄与しないが, 正側に裾を引く分布形状の場合ほど, 分散に関して有意な大きさの減少をもたらすこと, および歴史資料を含む現地資料の解析事例は上記の結果を裏づけることがわかった.

1. 緒 言

計器観測開始以前の気象・水文・海象などの各要素の極値に関する歴史資料を, 観測記録に基づく年最大値資料に組込むことによって, 再現確率統計量推定値の精度の向上をはかる極値統計解析モデルの 1 つに, 候補分布の母数推定を PPWM 法 (部分確率加重積率法) によるモデルがある. これは Gumbel 分布や GEV 分布を対象として Wang (1990) により提案された方法であるが, 広範な適用条件の検討, 再現確率統計量の分散推定法, 海岸工学分野で多用される Weibull 分布に対する検討, 現地資料への適用などが行われていない.

本研究では, Gumbel 分布, 形状母数固定型 GEV 分布 (GEV2), 形状母数固定型 Weibull 分布 (Weib2) の 2 母数分布を対象とした広範な条件のもとでのモンテカルロシミュレーション結果を用いて, 各分布による再現確率統計量の推定に対する PPWM 法の精度や分散の推定に対する jackknife 法の精度を検討するとともに, これらの分布で構成される極値統計解析モデルを現地資料の解析へ適用し, その有用性を調べる.

2. PPWM 法の適用法

(1) 候補確率分布

Gumbel 分布, GEV 分布および Weibull 分布は H を確率変数, $F(H)$ を確率分布関数, A を尺度母数, B を位置母数, k を形状母数として, それぞれ次式で表される.

$$F(H) = \exp[-\exp\{-(H-B)/A\}], \quad -\infty < H < \infty$$

..... (1)

$$F(H) = \exp[-\{1-k(H-B)/A\}^{1/k}],$$

$$k < 0: B+A/k < H < \infty$$

$$k > 0: -\infty < H < B+A/k \dots\dots\dots (2)$$

$$F(H) = 1 - \exp[-\{(H-B)/A\}^k], \quad B < H < \infty$$

..... (3)

合田 (1990) の成書に与えられる FT-II 型分布は $k < 0$ の場合の GEV 分布, その形状母数は $-1/k$ に相当する. 3 母数分布は適切な母数の推定値を与えない場合もあるので, 計算安定性に優れた形状母数固定型 GEV 分布および形状母数固定型 Weibull 分布を用いる.

(2) 母数推定法および分散推定法

Weibull 分布を対象とする場合, 下限 censoring 条件に対する理論 PPWM β_s^* は, $\mu_1 (= F_1)$ を下限 censoring 比, $\mu_2 (= 1 - F_2)$ を上限 censoring 比とすると, つぎのように表される.

$$\begin{aligned} (s+1)\beta_s^* &= (s+1) \left\{ \int_{F_1}^{F_2} H(F)(1-F)^s dF \right. \\ &\quad \left. + \int_{F_2}^1 H(F)(1-F)^s dF \right\} / (1-F_1)^{s+1} \\ &= (s+1)(\beta_s^{**} + \beta_s^*) / (1-F_1)^{s+1} \dots\dots\dots (4) \end{aligned}$$

いま, 全資料期間 m 年のうち, 年最大値に対する観測資料の期間を n 年, 歴史資料の期間を $m-n$ 年, また観測資料を昇順に $H_1 \leq H_2 \leq \dots \leq H_l \leq \dots \leq H_n$, さらに m 年間で基準値 H_c を越える高位資料の数を l 個とし, これが $H_{m-l-1}^{(k)} \leq H_{m-l-2}^{(k)} \leq \dots \leq H_m^{(k)}$ ($H_m^{(k)}$ には H_l がいくつ含まれる可能性がある) とすると, β_s^* に対応する標本 PPWM b_s^* は次式で計算される.

$$\begin{aligned} b_s^* &= (1/n) \sum_{i=1}^n \left\{ (n-i)(n-i-1) \dots (n-i-s+1) \right\} H_i \\ &\quad / \left\{ (n-1)(n-2) \dots (n-s) \right\} \dots\dots\dots (5) \end{aligned}$$

$$H_l = 0; H_l < H(F_1), \quad H_l = 0; H_l > H(F_2) \dots\dots\dots (6)$$

* 正会員 工修 (財)日本気象協会首都圏支社
** 正会員 工博 愛媛大学教授工学部環境建設工学科
*** 正会員 博(工) 愛媛大学契約職員工学部環境建設工学科
**** 修(工) (株)NOVA
***** 正会員 博(工) 愛媛大学講師工学部環境建設工学科

β_s^* に対応する標本 PPWM b_s^* の算定式は次式である。

$$b_s^* = (1/m) \sum_{i=m-s+1}^m \left\{ (m-i)(m-i-1) \cdots (m-i-s+1) \right\} H_i^{(h)} / \left\{ (m-1)(m-2) \cdots (m-s) \right\} \cdots \cdots (7)$$

したがって、全資料期間についての標本 PPWM b_s およびその再定義値 b_s^* は次式になる。

$$b_s = b_s^* + b_s^*, \quad b_s^* = b_s / (1 - F_1)^{s-1} \cdots \cdots (8)$$

ついで、理論 PPWM β_s と標本 PPWM b_s を等値すると、母数を推定するための式が得られる。すなわち、

$$(s+1)\beta_s = B + A(s+1)^{-k} \gamma(k+1; t_1) / (1 - F_1)^{s+1} \\ = (s+1)b_s^*; \quad t_1 = -(s+1)\log(1 - F_1) \cdots \cdots (9)$$

ここに、 $k=1/k$ 、 $\gamma(k+1; t_1)$ は下限値を t_1 とする不完全 γ 関数である。したがって、形状母数固定型 Weibull 分布では、 $s=(0, 1), (1, 2), (2, 3)$ のそれぞれに対して式 (9) から母数 A, B が求められる。この場合、 s の各組合せを順番に指標 $I_{rs}=0, 1, 2$ で表わす。Gumbel 分布や形状母数固定型 GEV 分布の場合にも、Wang (1990, 1996) に標本 PPWM の算定式と理論 PPWM が与えられることから、同じ方法で母数 A, B の計算を行える。

なお、再現確率統計量の分散推定は jackknife 法 (山口ら, 2004) による。

3. PPWM 法の精度の検討

(1) モンテカルロシミュレーションの方法

PPWM 法や jackknife 法の精度を調べるために、モンテカルロシミュレーションを Weibull 分布に対してつ

ぎの手順で行う。Gumbel 分布および GEV 分布の場合も同じ手順による。

①母分布の種類 (Weibull 分布) と母数 (k, A, B)、下限 censoring 比 $\mu_1 (=F_1)$ 、上限 censoring 比 $\mu_2 (=1-F_2)$ 、PPWM の次数 ($I_{rs}=0, 1, 2$)、全資料期間 m 、観測資料相当期間 n を順次指定する。また、再現期間 R に対する確率統計量の真値 H_{trR} および非超過確率 F_2 に相当する再現確率統計量 H_c を計算する。

②指定した母分布の inverse form に 0 ~ 1 間の一様乱数を与えて、大きさ m の標本を 1 組作成するとともに、資料の後半部から大きさ n の標本を取り出す。そして、大きさ m の標本から基準値 H_c 以上の標本値を用いて標本 PPWM b_s^* を、また大きさ n の昇順に順序づけた標本から H_c 以上の標本値および下位 $n \times F_1$ 個の標本値を削除した標本資料を用いて標本 PPWM b_s を計算し、両者の和として b_s および b_s^* を求める。

③標本 PPWM b_s が理論 PPWM β_s に等しいとして、確率分布の母数 A, B および再現確率統計量 H_R とその分散の jackknife 推定値 $\sigma_j^2(H_R)$ を算定する。計算に際し、形状母数固定型 Weibull 分布では、入力条件として与えた形状母数をそのまま用いる (母分布既知の仮定)。

④②, ③の演算を 10,000 回繰り返したのち、再現確率統計量の平均値 $\bar{H}_R$ と bias $\Delta H_R (= \bar{H}_R - H_{trR})$ 、分散 $Var(H_R)$ および分散の jackknife 推定値の平均値 $\bar{\sigma}_j^2(H_R)$ を求める。

(2) GEV 分布に対する検討

表-1 は形状母数固定型 GEV 分布 ($A=1.0, B=0.0$) を対象として、歴史資料を考慮するケース (obs. + hist.) としないケース (obs. only) について、200 年確率統計量推定値の bias $\Delta \tilde{H}$ と分散平方根 $\sqrt{Var}$ および $Var^{1/2}$ に対する jackknife 推定値 $\tilde{\sigma}_j$ の % 値を、形状母数

表-1 誤差統計量と下限 censoring 比の関係 (GEV 分布)

data type (μ_1)	error statis. (%)	GEV2 ($k=-0.2$), $n=30$			GEV2 ($k=0.0$), $n=30$			GEV2 ($k=0.2$), $n=30$		
		I_{rs}			I_{rs}			I_{rs}		
		0	1	2	0	1	2	0	1	2
obs.+ hist.	ΔH	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0
(0)	$Var^{1/2}$	19.8	23.0	25.4	15.9	18.4	20.5	13.3	14.9	16.7
	σ_j	99.4	97.6	95.6	99.2	96.0	92.3	99.1	93.7	87.6
obs. only	ΔH	-0.3	-0.4	-0.4	-0.2	-0.2	-0.2	-0.1	-0.1	-0.1
(0)	$Var^{1/2}$	25.4	31.2	35.6	17.6	20.7	23.0	13.7	14.9	16.0
	σ_j	101.2	101.2	101.5	101.7	101.9	102.4	102.3	102.8	103.5
obs.+ hist.	ΔH	1.8	0.9	0.5	2.3	1.3	0.7	2.7	1.5	0.8
(0.4)	$Var^{1/2}$	25.1	26.0	27.1	20.5	21.2	22.3	16.7	17.4	18.5
	σ_j	95.6	94.3	92.7	95.0	92.3	89.2	93.1	88.6	83.8
obs. only	ΔH	1.4	0.6	0.0	2.1	1.1	0.5	2.6	1.4	0.7
(0.4)	$Var^{1/2}$	34.0	36.1	38.3	23.1	23.9	24.9	16.7	16.9	17.2
	σ_j	98.7	99.0	99.3	100.0	100.3	100.7	101.3	101.7	102.2

$A=1.0, B=0.0, m=1000, F_2=F(H_{200})$

を3通り ($k = -0.2, 0.0, 0.2$), PPWM の次数を3通り ($I_{rs} = 0, 1, 2$), 下限 censoring 比を2通り ($\mu_1 = 0, 0.2, 0.4, 0.6$ のうち $0, 0.4$) とした場合に示す. 全資料期間は $m = 1000$ 年, 観測資料期間は $n = 30$ 年, 上限 censoring 条件は $F_2 = F(H_{200})$ である. ここに, $F(H_{200})$ は200年確率統計量 H_{200} に相当する非超過確率値を意味する. bias と $Var^{1/2}$ はそれぞれ200年確率統計量の真値により, σ_j は $Var^{1/2}$ により無次元化しているが, 無次元量を表す記号 ‘ $\sim$ ’ は省略している. これは以下の表でも同じである. 形状母数 $k = 0.0$ の GEV 分布は Gumbel 分布に相当する. 数値計算の都合上, $k = -0.0005$ とするけれども, 計算結果は Gumbel 分布に対する結果とほぼ一致する.

表からつぎのことが指摘できる.

- ① 歴史資料の極値統計解析への導入は完全データ条件 ($\mu_1 = 0$) の場合を除いて, bias の減少を必ずしも助長しないが, 一方, $Var^{1/2}$ の減少をもたらす. その度合は形状母数が負の場合に著しい. しかし, 形状母数が正の場合にはかえって $Var^{1/2}$ の増加を生じる.
- ② 下限 censoring 比が大きいほど, 歴史資料の考慮の有無や形状母数の値によらず, bias と $Var^{1/2}$ は完全データ条件に比べて増大する. また, PPWM の次数が高くなると, bias は減少し, $Var^{1/2}$ は増大する.
- ③ 歴史資料を考慮しないケースでは, jackknife 法の $Var^{1/2}$ 推定に対する精度はかなり高い. 一方, 歴史資料を考慮するケースでは, jackknife 法は PPWM の次数が高く下限 censoring 比や形状母数の値が大きいほど, $Var^{1/2}$ を低めに評価する傾向にある.

表-2 は形状母数固定型 GEV 分布 ($A = 1.0, B = 0.0$) に対する誤差統計量 $\Delta\tilde{H}$, $\tilde{Var}^{1/2}$ と jackknife 推定値 $\tilde{\sigma}_j$ に及ぼす全資料期間長 ($m = 30, 50, 100, 300, 500, 1000$ 年のうち $30, 100, 500$ 年) の影響を表す. 計算は低次 PPWM ($I_{rs} = 0$) による. 表からつぎのこと

が言える.

- ① 固定した観測資料期間 ($n = 30$ 年) に対して, bias は全資料期間長とともに増大傾向にあり, 完全データ条件 ($\mu_1 = 0$) では0近くの値をとるが, 下限 censoring 条件では正の bias が大きくなる.
- ② $Var^{1/2}$ は全資料期間長の増加とともに減少するが, 全資料期間長が300年を越えると, 減少率は微小なものになる. つまり, 全資料期間長が観測期間長に比べてあまり長くなっても, とくに形状母数が正の値をとる場合には, $Var^{1/2}$ の有意な減少は現れない.
- ③ jackknife 法の $Var^{1/2}$ に対する推定精度は全資料期間長よりむしろ下限 censoring 比に依存し, とくに形状母数が正の値をとる場合にやや低下する傾向にある.

表-3 は位置母数を $B = 5.0$ とした場合の表-2 と同様の結果を表す. これからつぎの特徴を指摘できる.

- ① 固定した観測期間長 ($n = 30$) に対して, 全資料期間長の増加とともに, bias はわずかに増大傾向を示す. また, bias は下限 censoring 条件の場合に大きくなる. 一方, $Var^{1/2}$ は形状母数が負の値の場合に減少するのに対して, 形状母数が0以上の場合 (Gumbel 分布を含む) には, むしろ増加する. つまり, 位置母数が正の値 ($B = 5.0$) をとるこの事例では, Gumbel 分布や上限値をもつ GEV 分布 (形状母数が正の値) の場合に, 歴史資料の導入がかえって再現確率統計量推定値の信頼性の低下 (bias と $Var^{1/2}$ の増加) を招く.
- ② jackknife 法の精度は censoring の有無によらず, とくに形状母数が正の値をとる場合に全資料期間長の増大とともに低下する.

このほか, 他の条件を固定した場合, 上限 censoring 比 μ_2 の減少, すなわち F_2 の増加とともに $Var^{1/2}$ は減少し, jackknife 法の精度は向上する. その結果, jackknife 法による $Var^{1/2}$ 推定値は F_2 の増加とともに小さくなる. これは, 歴史資料の取込みを最上位値付近の資料

表-2 誤差統計量と全資料期間長の関係 (GEV 分布)

m	error statist. (%)	GEV2 ($A=1.0, B=0.0$), $n=30$			
		$\mu_1=0$		$\mu_1=0.2$	
		$k=-0.2$	$k=0.2$	$k=-0.2$	$k=0.2$
30	ΔH	-0.32	-0.11	0.14	0.72
	$Var^{1/2}$	25.4	13.7	29.5	13.2
	σ_j	101.2	102.3	100.3	101.8
100	ΔH	-0.08	-0.01	0.41	0.84
	$Var^{1/2}$	21.7	13.4	24.8	15.0
	σ_j	102.0	102.6	101.3	101.2
500	ΔH	-0.03	0.06	0.43	0.84
	$Var^{1/2}$	20.0	13.3	22.6	14.8
	σ_j	99.5	99.3	97.8	96.2

$$F_2 = F(H_{200}), I_{rs} = 0$$

表-3 誤差統計量と全資料期間長の関係 (GEV 分布)

m	error statist. (%)	GEV2 ($A=1.0, B=5.0$), $n=30$			
		$\mu_1=0$		$\mu_1=0.2$	
		$k=-0.2$	$k=0.2$	$k=-0.2$	$k=0.2$
30	ΔH	-0.21	-0.04	3.04	3.04
	$Var^{1/2}$	16.6	5.4	19.3	6.0
	σ_j	101.2	102.3	100.3	101.8
100	ΔH	-0.07	-0.01	3.19	3.07
	$Var^{1/2}$	15.2	7.0	17.6	8.7
	σ_j	103.3	92.2	108.8	100.2
500	ΔH	0.05	0.09	3.31	3.17
	$Var^{1/2}$	14.6	7.5	17.0	9.5
	σ_j	90.8	71.9	96.8	82.0

$$F_2 = F(H_{300}), I_{rs} = 0$$

に限定した方が $Var^{1/2}$ に対する jackknife 法の推定精度が高く、しかも $Var^{1/2}$ 推定値が小さいことを示唆する。

なお、GEV 分布に対する本研究のシミュレーションに基づく誤差統計量は $bias$ や $Var^{1/2}$ 、とくに $Var^{1/2}$ に関して Wang (1990) の結果とほぼ符合する。

(3) Weibull 分布に対する検討

表-4 は形状母数固定型 Weibull 分布 ($A = 4.0$, $B = 1.0$) において誤差統計量 ΔH , $\tilde{Var}^{1/2}$ と jackknife 推定値 $\tilde{\sigma}_j$ に及ぼす形状母数 ($k = 0.75, 1.0, 1.4, 2.0$) および下限 censoring 比 ($\mu_1 = 0, 0.2, 0.4, 0.6$ のうち $0, 0.4$) の影響を歴史資料を考慮したケースと考慮しないケースについて示す。ほかの条件は $F_2 = F(H_{200})$, $m = 1000$, $n = 30$ である。Weibull 分布の場合、高次の PPWM ほど $bias$ および $Var^{1/2}$ に対して適切な値を与えないので、最低次の PPWM ($I_{rs} = 0$) による結果を提示している。これからつぎの特徴を指摘できる。

- ① 歴史資料の考慮の有無によらず、 $bias$ は形状母数および下限 censoring 比が大きいほど増大する。ただし、完全データ条件 ($\mu_1 = 0$) では、 $bias$ は形状母数の値によらず非常に小さい。
- ② 歴史資料の導入は $bias$ の減少をほとんどもたらさないが、形状母数が小さいほど、 $Var^{1/2}$ の減少に寄与する。しかし、形状母数が $k \geq 1.4$ では下限 censoring 比が大きいほど、 $Var^{1/2}$ の増大を招く。
- ③ 歴史資料を考慮しないケースでは、jackknife 法の $Var^{1/2}$ に対する推定精度は良好である。一方、歴史資料を考慮するケースでは、jackknife 法は完全データ条件の場合形状母数が大きいほど、また下限 censoring 条件の場合全般的に、 $Var^{1/2}$ をやや過小あるいは過大評価する。

表-4 誤差統計量と下限 censoring 比の関係 (Weibull 分布)

data type (μ_1)	error statis. (%)	Weib2. $m=1000, n=30$			
		k			
		0.75	1.0	1.4	2.0
obs.+ hist. (0)	ΔH	-0.1	0.0	0.0	0.0
	$Var^{1/2}$	22.3	17.3	13.0	10.1
	σ_j	98.9	97.4	94.1	88.1
obs. only (0)	ΔH	-0.3	-0.2	-0.1	-0.1
	$Var^{1/2}$	26.4	19.1	13.3	9.3
	σ_j	101.3	101.6	102.0	102.3
obs.+ hist. (0.4)	ΔH	2.4	3.7	5.1	6.5
	$Var^{1/2}$	25.0	20.5	16.8	14.2
	σ_j	95.7	97.4	95.9	102.4
obs. only (0.4)	ΔH	2.2	3.5	5.0	6.4
	$Var^{1/2}$	30.6	22.8	16.4	11.6
	σ_j	98.5	99.3	100.2	100.9

$A=4.0, B=1.0, F_2=F(H_{200}), I_{rs}=0$

表-5 誤差統計量と全資料期間長の関係 (Weibull 分布)

m	error statis. (%)	Weib2 ($A=4.0, B=1.0, n=30$)			
		$\mu_1=0$		$\mu_1=0.2$	
		$k=0.75$	$k=1.4$	$k=0.75$	$k=1.4$
30	ΔH	-0.26	-0.10	0.43	1.61
	$Var^{1/2}$	26.4	13.3	28.1	14.7
	σ_j	101.3	102.0	100.0	101.4
100	ΔH	-0.07	-0.02	0.63	1.71
	$Var^{1/2}$	23.7	13.1	24.9	14.6
	σ_j	102.0	102.2	101.6	103.6
500	ΔH	-0.04	0.05	0.64	1.75
	$Var^{1/2}$	22.5	13.0	23.5	14.5
	σ_j	98.9	95.0	97.5	94.4

$F_2=F(H_{200}), I_{rs}=0$

表-5 は形状母数固定型 Weibull 分布 ($A = 4.0$, $B = 1.0$) に対する誤差統計量と $Var^{1/2}$ 推定値に及ぼす全資料期間長 ($m = 30, 50, 100, 300, 500, 1000$ 年のうち $30, 100, 500$ 年) の影響を 2 種類の下限 censoring 条件 ($\mu_1 = 0, 0.2$) と 2 種類の形状母数 ($k = 0.75, 1.4$) について示す。計算条件は $n = 30$, $F_2 = F(H_{200})$, $I_{rs} = 0$ である。Weibull 分布の場合、 $Var^{1/2}$ に対する jackknife 推定値に及ぼす位置母数 B の影響は小さい。この表からつぎの特徴を指摘できる。

- ① 全資料期間長によらず、 $bias$ は完全データ条件 ($\mu_1 = 0$) でかなり小さいが、下限 censoring 条件では形状母数が大きいほど、相対的に増大する。 $Var^{1/2}$ は全資料期間長の増加とともに小さくなるが、 $m \geq 300$ では低減率が微小になる。形状母数が大きい場合には、全資料期間長の増加に伴う $Var^{1/2}$ の減少の割合は著しく低下する。
- ② 全資料期間長や下限 censoring 条件によらず、jackknife 法の精度は全般的に高いが、形状母数および全資料期間長が大きい場合に相対的にやや低下する。

4. 極値統計解析モデルの観測資料への適用

(1) 極値統計解析モデルの構成

本モデルは候補分布を Gumbel 分布、形状母数固定型 GEV 分布 (形状母数は $k = -0.4 \sim 0.4$ の間の 40 種類)、形状母数固定型 Weibull 分布 (形状母数は $k = 0.5 \sim 10$ の間の 27 種類) の 2 母数分布とし、母数推定を PPWM 法、標本のプロットイングポジションを Cunnane (1978) の公式、最適分布の選択を最大相関係数基準、再現確率統計量の分散推定を jackknife 法による。

(2) 海水位資料に対する解析

ここでは、van Gelder (2000) の論文から直接読み取ったオランダの Hook of Holland における年最大海水位の観測資料 (η cm) を解析に用いる。読み取った資料数は van Gelder (2000) が述べている 1888~1995 年の 108 個でなく 107 個であったので、期間を 1888~1994 年の

107年とする。読み取った資料にあてはめた直線の勾配値と切片値は van Gelder (2000) によるものとほぼ一致することから、読取り精度はかなり高い。解析では、傾向変動 (20 cm/100年) に対する補正をしていない。

図-1 は年最大海水位資料の時系列を示す。第1位値はオランダ南部デルタ地帯を始め全土に大災害をもたらした1953年の385 cm, 第2位値は1894年の327 cmである。また、1500~1850年の351年間に近似的に300 cmの年最大海水位が5回, 330 cmが1回, 360 cmが3回 (生起年はそれぞれ1806年, 1808年および1825年, 平均値を360 cm, 標準偏差を10 cm に仮定して, 370, 360, 350 cm とする), 390 cm (1570年) が1回の合計10回記録されていることが痕跡調査から示されている。歴史資料は1850年以前であり, 計器観測の開始年である1888年との間に37年の空白期間をもつことになる。ここでは, 全資料期間 $m = 458$ ($= 351 + 107$) 年で325 cm 以上 $l = 7$ 個, $n = 107$ 年で325 cm より小さい105個 (325 cm 以上2個の資料を除く), 下限 censoring 比 $\mu_1 = F_1 = 0$ として, 解析を2段階で行った。すなわち, 第2回目の解析では, 第1回目の解析で得た位置母数 B を原資料から引いた資料に対して最適分布を固定したまま計算を行ったのち, 再現確率統計量に上述の位置母数 B を加えて, 再現確率統計量の最終的な推定値とした。

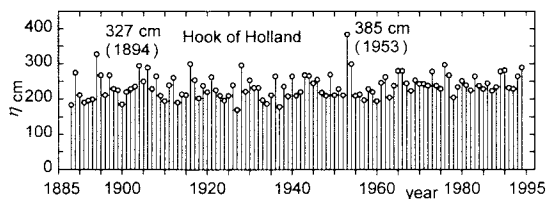


図-1 年最大海水位資料の時系列

図-2 は観測資料単独ケースに対する Q-Q プロット図であり, 相関係数の値 ($\rho = 0.9909$) が示すように, 最適分布の適合度は比較的高い。最適分布は歴史資料の有無によらず, いずれも Gumbel 分布であり, これによって Gumbel 分布のみを対象としている van Gelder (2000) の候補分布選択の妥当性が裏づけられる。van Gelder (2000) と同様に再現期間を10,000年とすれば, 確率海水位とその標準偏差は歴史資料を考慮しない場合 472 ± 21 cm, 考慮する場合 467 ± 17 cm, である。確率海水位の差は有意でなく, しかも標準偏差は歴史資料を考慮した場合に, より小さい値をとることから, 歴史資料の導入によって確率海水位推定値の信頼性が向上して

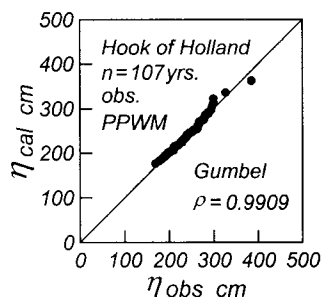


図-2 年最大海水位資料に対する Q-Q プロット

いることがわかる。

5. 結 語

本研究で得た主な知見はつぎのように要約される。

- ① 広範なモンテカルロシミュレーション結果の検討は, 歴史資料の導入は再現確率統計量の bias の増減にあまり寄与しないが, 正側に長く裾を引く分布形状の場合ほど分散に対して有意な大きさの減少をもたらすことや, jackknife 法が再現確率統計量の分散推定に有用であることを示した。ただし, 観測期間に比べて歴史資料の期間がある程度以上長くなると, 歴史資料の導入は一定値以上の分散の減少にほとんど寄与しない。
- ② 現地資料に対する極値統計解析モデルの適用事例は, 歴史資料の考慮が再現確率統計量推定値をあまり変えないまま, その分散推定値の減少 (精度の向上) をもたらすことを例証した。

参 考 文 献

- 合田良實 (1990): 港湾構造物の耐波設計 - 波浪工学への序説 -, 鹿島出版会, 333p.
- 山口正隆・宇都宮好博・野中浩一・真鍋 晶・畑田佳男 (2004): censoring を伴う年最大値資料に対する極値統計解析における PWM 法の適用性, 海岸工学論文集, 第51巻, pp. 186-190.
- Cunnane, C. (1978): Unbiased plotting position, a review, Jour. Hydrol., Vol. 37, pp. 205-222.
- van Gelder, P. H. A. J. M (2000): Statistical methods for the risk-based design of civil structures, PhD thesis, Delft Univ. of Tech., pp. 173-187.
- Wang, Q. J. (1990): Unbiased estimation of probability weighted moments and partial probability weighted moments from systematic and historical flood information and their application to estimating the GEV distribution, Jour. Hydrol., Vol. 120, pp. 115-124.
- Wang, Q. J. (1996): Using partial probability weighted moments to fit the extreme value distributions to censored samples, Water Resour. Res., Vol. 32, No. 6, pp. 1767-1771.