

檢潮記錄을 利用한 極值海面 算定 Evaluation of Extreme Sea Levels Using Long Term Tidal Data

심재설* · 오병철* · 김상익**

Jae Seol Shim*, Byung Cheol Oh* and Sang Ik Kim**

要 旨 : 본 논문에서는 비교적 장기간의 조위 관측자료가 축적되어 있는 인천, 제주, 여수, 부산, 목호에 대하여 극치확률법과 결합확률법을 이용하여 극치해면을 산정하였다. 극치확률법의 분포는 Gumbel, Weibull 및 일반화 극치(GEV)분포에 대하여 최소자승법, 모멘트법, 확률가중적분(PWM)법으로 parameter를 추정하여 극치해면을 산출하였다. 그 결과 Gumbel 분포와 최소자승법이 각각 다른 분포와 다른 parameter 추정법에 비해 크게 추정되는 경향이 있다. 그리고 결합확률법이 극치확률법 보다 대략 5-10 cm 정도 크게 나타났다. 이는 극치확률법이 tide와 surge가 동시에 발생한 조위를 사용한 반면 결합확률법은 동시 발생하지 않은 극치 tide와 극치 surge도 포함하여 극치해면을 산출하기 때문에 값이 조금 크게 추정된다.

Abstract □ Two methods for computing extreme sea levels, which are the extreme probability method and the joint probability method, are examined at five different ports (Incheon, Cheju, Yeosu, Pusan, Mukho). The extreme probability method estimates the extreme sea levels from three different probability papers of Gumbel, Weibull and generalized extreme value(GEV) using the least square method, conventional moment method and probability weighted moment method, respectively. The results showed that the extreme sea levels estimated by the Gumbel paper or the least square method appeared higher than those calculated by other papers or methods. The extreme values estimated by the extreme probability method are approximately 5-10 cm lower than the values by the joint probability method.

1. 서 론

해면상승은 달, 태양 등의 인력에 의한 천문조(astronomical tide)와 바람이나 기압 등의 현상에 기인하는 기상조(storm surge) 등이 중복되어 나타나는 현상으로 우리나라에서의 조위관측은 교통부 수로국에서 1960년 이후 주요 항내에 고정검조소를 설치하여 체계적으로 계속 실시해 오고 있다.

비교적 장기간의 조위 관측자료로 산출한 극치해면은 해면상승에 따른 연안구조물의 설계에 파랑과 더불어 매우 중요하고, 또한 해면하강시 연안에 위치한 원자력발전소의 취수구 및 조력 발전소의 터빈 위치와 항로를 결정하는데 필수적인 요소이다. 특히

우리나라의 서, 남해 연안은 천해역으로 기상조가 크고 조석간만의 차가 커서 간사지가 매우 넓게 발달하여 극치해면에 대한 정보가 구조물 설계에 중요하다.

구조물을 설계하는데 있어 가장 이상적인 방법은 그 구조물을 설치하고자 하는 지점에서 구조물의 내구년수에 상응하는 실관측 자료를 통계처리하여 적합한 설계치를 그 구조물의 기능과 경제성을 고려하여 사용하는 것이다. 그러나 대부분의 경우 실제 관측 기간이 짧거나 전무함으로 hindcasting으로 자료를 보완한 후, 극치 통계분석과 빈도해석을 통하여 구조물의 설계치를 구하고 있는 실정이다.

극치해면의 산출 방법에는 극치확률법(extreme

*한국해양연구소 연안방재연구실 (Coastal Disaster Engineering Labortory, Korea Ocean Research & Development Institute, Ansan P.O. Box 29, 425-600, Korea)

**한국해양연구소 환경공학연구실 (Ocean Environmental Engineering Labortory, Korea Ocean Research & Development Institute, Ansan P.O. Box 29, 425-600, Korea)

probability method)과 결합확률법(joint probability method)이 있는데, 전자의 방법은 연속관측 조위자료 중 매년 최고치를 추출하여 표본자료를 구성하고 그 표본자료를 극치확률 분포함수에 적용하여 극치해면을 외삽(extrapolation)으로 구하는 방법(Lennon, 1963; Suthons, 1963; Führböter, 1978; Blackman과 Graff, 1978, 1979; Graff, 1979, 1981; 심 등, 1989)이고, 후자의 방법은 조위자료로부터 tide와 surge의 성분으로 분리한 다음, 이 두 성분이 서로 독립이라는 가정하에 각각의 확률밀도함수(probability density function)를 convolution으로 재결합하여 극치해면을 산출한다(Pugh와 Vassie, 1978, 1980; Walden 등, 1982; 최, 1980; 심 등, 1989).

본 연구에서는 연안구조물의 설계에 필요한 극치해면의 산출방법과 그 신뢰도를 파악하기 위하여 비교적 장기간의 관측자료가 축적되어 있는 인천, 여수, 제주, 부산, 목호의 매년 최고치 조위자료를 이용하여 극치확률법인 Gumbel (1958), Weibull(1951) 및 일반화 극치(Generalized Extreme Value; GEV)분포(Jenkinson, 1955)에 대하여 최소자승법, 모멘트법, 확률가중적률(Probability Weighted Moment; PWM)법으로 모수(parameter)를 추정하여 극치해면을 산출하였다. 또한 결합확률법은 극치확률법에 비하여 단기간의 자료로도 극치해면을 산출할 수 있으나 본 연구에서는 극치확률법의 결과와 비교하기 위하여 극치확률법에 사용된 자료와 동질성을 유지하도록 가능한 한 장기간의 자료를 사용하여 극치해면을 구하였으며, 위의 여러 방법들에 의한 결과들을 비교 분석하였다.

2. 조위자료

조위자료에 대한 분석을 하기 위하여는 매시간 관측자료를 전산입력하고 오차를 수정해야 하는데, 우선 전산입력된 자료를 매시간 검조표와 비교하여 잘못 입력된 자료를 수정하고 관측자료(매시간 조석 자료) 및 비조석 성분을 plot하여 불규칙성 및 극치(extremes, spikes)를 육안으로 확인한 후 검조표와 비교하여 수정하였다. 이 과정을 간단히 기술하면 다음과 같다(Pugh와 Vassie, 1978; 최, 1980)

- 1) 1년 검조자료의 1차분석(pilot analysis) - 관측

Table 1. List of tidal data used in this report.

지점 구분 연도	인 천		제 주		여 수		부 산		목 호	
	A	B	A	B	A	B	A	B	A	B
1960		953								
1961		965						160		
1962	○	942					○	154		
1963	○	952					○	150		
1964	○	960	○	304			○	167		
1965	○	984	○	297			○	147		
1966	○	970	○	316	○	414	○	158		
1967	○	943	○	292			○	407	○	159
1968	○	930	○	304	○	390	○	153		
1969	○	952	○	307	○	393	○	151		60
1970	○	946	○	300	○	398	○	153		71
1971	○	957	○	310	○	414	○	159	○	70
1972	○	975	○	304	○	394		152	○	71
1973			○	300	○	403	○	158	○	58
1974			○	324	○	411	○	164	○	56
1975		971	○	303	○	416	○	174	○	58
1976	○	951	○	307	○	397	○	157	○	57
1977	○	942	○	308	○	394	○	154	○	52
1978	○	967	○	299	○	404	○	157	○	51
1979	○	952	○	301	○	393	○	159	○	50
1980	○	970	○	306	○	396		151	○	52
1981	○	954	○	303	○	406	○	151	○	61
1982	○	946	○	304	○	394	○	151	○	68
1983	○	955	○	309	○	410	○	156	○	58
1984	○	970	○	306	○	396	○	159	○	70
1985	○	958	○	300	○	391	○	151	○	58
1986		936	○	301	○	385	○	155	○	77
1987		958	○	313	○	397	○	154	○	63
1988	○	963	○	302	○	395	○	160	○	54
1989	○	953	○	310	○	396	○	160	○	61
1990		954	○	309	○	398	○	155	○	61

조위자료 plot

- 2) 비조석 성분을 plot(비조석 성분 = 관측치 - 추정치)
- 3) 극치 및 이상변화 부분 판별
- 4) 매시간 검조표와 비교, 검토 및 수정
- 5) 큰 비조석 성분이 발생하였을 때의 기상자료 조사
- 6) 입력 자료(1시간 간격의 관측자료) 편집
- 7) 장기 검조자료의 조화분석
- 8) 비조석 성분(surge)의 추정

이와 같이 조위자료를 편집하여 결합확률법으로 극치해면을 구하는데 사용하였고, 또한 극치확률법에

는 교통부 수로국 발행의 수로기술년보와 검조표에서 매년 최고조위를 추출하여 표본자료로 구성하였다. 본 연구에 사용된 조위자료의 내용은 Table 1과 같다.

3. 극치확률법

구조물의 계획, 설계에 대한 기본량을 정하는 데에는 해당 data를 수집하여 그 data를 확률통계학적 관점에서 일정한 평가를 한 후 소정의 재현기간에 대응하는 확률값을 구해야 하는데, 이와 같이 행하는 것을 빈도해석이라고 부른다. 우선 빈도해석을 실시하기 위하여 data에 적합한 모집단의 분포로서 무엇을 선택해야 하는가와 분포가 선택된 경우에도 그 모수를 어떻게 추정해야 하는가가 시계열 해석에 있어 통계수법상의 중요한 문제이다. 다시 말하면 data수가 제한되어 있는 가운데 어떻게 합리적으로 모집단의 확률특성을 추정하는가에 대한 문제라고 할 수 있다. 그 때문에 무엇을 합리적으로 생각하는가에 따라 각종 파라미터 추정방법이 제안되고, 또한 그 해가 생겨나고 있다.

따라서 본 연구에서 사용된 극치 확률분포는 Gumbel, Weibull, GEV 분포로서 Table 2에 비초과 확률, 평균, 분산에 대하여 나타내었으며, 그 분포의 parameter를 최소자승법, 모멘트법, PWM법으로 추정하였다.

3.1 최소자승법(method of least square)

최소자승법은 적합한 확률 분포지에 data를 plot-

Table 3. Scale relationships for probability papers

Distribution	Abscissa scale x	Ordinate scale y	Slope a	Intercept b
Gumbel	x	$-\ln[-\ln\{F(x)\}]$	$1/\theta$	$-\varepsilon/\theta$
Weibull	$\ln(x-\varepsilon)$	$\ln[-\ln\{1-F(x)\}]$	α	$-\alpha \ln \theta$
GEV	x	$[-\ln\{1-F(x)\}]^{\frac{1}{\alpha}}$	$1/\theta$	$-\varepsilon/\theta$
	x	$[1-\{-\ln F(x)\}^{\alpha}]/\alpha$	$1/\theta$	$-\varepsilon/\theta$

ting할 때 그 data에 가장 근접한 직선의 기울기 a, 절편 b를 구하여 $y=ax+b$ 의 직선식을 구하는 것이다. 각 분포의 x, y축의 scale에 대한 기울기(a), 절편(b)과 parameter와의 관계가 Table 3에 나타나 있다. 표에서 보는 바와 같이 Gumbel 분포는 parameter가 2개(θ, ε)이므로 a, b값으로부터 쉽게 parameter를 추정할 수 있으나 Weibull, GEV 분포는 x, y축이 구해야 할 parameter 중 하나에 연관되어 이 parameter에 대한 사전 정보가 없으면 plotting할 수도 없으므로 Petruskas와 Aagaard(1971)가 시행한 것처럼 시행착오법으로 상관계수(correlation coefficient)가 가장 좋은 것을 선택하여 parameter를 구한다.

최소자승법으로 모수를 추정하기 위하여서는 plotting position 공식을 필요로 하는데 사용된 공식은 다음과 같다.

$$F(x) = \frac{k-a}{N+b} \tag{1}$$

각 분포형에 가장 적합한 plotting position 공식의 계수는 필연적으로 정해져 있지만 지금까지

Table 2. Asymtotic probability distributions

Distribution	Range	Cumulative probability $F(X_m \leq x)$	Mean	Variance
Gumbel	$-\infty < x < \infty$ $-\infty < \varepsilon < \infty$ $0 < \theta < \infty$	$\exp\left[-\exp\left\{-\left(\frac{x-\varepsilon}{\theta}\right)\right\}\right]$	$\varepsilon + \gamma^* \theta$ ($\approx \varepsilon + 0.58 \theta$)	$\frac{\pi^2}{6} \theta^2$ ($\approx 1.64 \theta^2$)
Weibull	$\varepsilon < x < \infty$ $0 < \theta < \infty$ $0 < \alpha < \infty$	$1 - \exp\left\{-\left(\frac{x-\varepsilon}{\theta}\right)^\alpha\right\}$	$\varepsilon + \theta \Gamma\left(1 + \frac{1}{\alpha}\right)$	$\theta^2 \left\{ \Gamma\left(1 + \frac{2}{\alpha}\right) - \Gamma^2\left(1 + \frac{1}{\alpha}\right) \right\}$
GEV**	$\varepsilon < x < \infty$ $0 < \theta < \infty$ $-\infty < \varepsilon < \infty$	$\exp\left[-\left\{1 - \frac{\alpha}{\theta}(x-\varepsilon)\right\}^{\frac{1}{\alpha}}\right]$	$\varepsilon + \theta \left\{ 1 - \Gamma(1+\alpha) \right\} / \alpha$	$\theta^2 \left\{ \Gamma(1+2\alpha) - \Gamma^2(1+\alpha) \right\} / \alpha^2$

[주] *: γ 는 0.5772(Euler 상수)

** : $\alpha=0$ 이면 Gumbel 분포와 동일

Table 4. Parameters of distributions as estimated by method of moments

Distribution	Estimated parameters		
	$\hat{\alpha}$	θ	$\hat{\epsilon}$
Gumbel	-	$\frac{\sqrt{6}}{\pi} [\bar{X}^2 - (\bar{X})^2]^{\frac{1}{2}}$	$\bar{X} - \gamma\theta$
Weibull	$\sqrt{\beta} = f(\hat{\alpha})$	$\left\{ \frac{\bar{X}^2 - (\bar{X})^2}{\Gamma(1+2/\hat{\alpha}) - \Gamma^2(1+1/\hat{\alpha})} \right\}^{\frac{1}{2}}$	$\bar{X} - \theta\Gamma(1+1/\hat{\alpha})$
GEV	$\sqrt{\beta} = f(\hat{\alpha})$	$\frac{1}{\hat{\alpha}} \left\{ \frac{\bar{X}^2 - (\bar{X})^2}{\Gamma(1+2/\hat{\alpha}) - \Gamma^2(1+1/\hat{\alpha})} \right\}^{\frac{1}{2}}$	$\bar{X} - \hat{\alpha}\theta(1-\Gamma(1+1/\hat{\alpha}))$

연구에 의해 plotting에 따른 오차를 줄일 수 있는 계수는 다음과 같다.

Gumbel 분포 : $a=0, b=1$ (Gumbel, 1958)

Weibull 분포 : $a=0.30+0.18/\alpha$

$b=0.21+0.32/\alpha, N>20,$

(Petrauskas와 Agaard, 1971)

GEV 분포 : $a=0.5, b=0$ (Hazen, 1930)

$$\sqrt{\beta} = \frac{\Gamma\left(1+\frac{3}{\hat{\alpha}}\right) - 3\Gamma\left(1+\frac{1}{\hat{\alpha}}\right) \cdot \Gamma\left(1+\frac{2}{\hat{\alpha}}\right) + 2\Gamma^3\left(1+\frac{1}{\hat{\alpha}}\right)}{\left[\Gamma\left(1+\frac{2}{\hat{\alpha}}\right) - \Gamma^2\left(1+\frac{1}{\hat{\alpha}}\right)\right]^{\frac{3}{2}}} \quad (4)$$

와 같고 식 (4)에서 $\hat{\alpha}$ 를 구한 다음 Table 4에 의해 다른 parameter를 추정한다.

3.2 모멘트법(method of moment)

이 방법은 분포의 parameter 수만큼 data에 대한 모멘트를 구하여 모수를 추정하는 것으로 즉 추정할 parameter는 Table 4와 같이 $\bar{X}, \bar{X}^2, \bar{X}^3$ 로 표현할 수 있으며, 각 모멘트는 다음과 같이 구해진다.

$$\bar{X} = \frac{1}{N} \sum_{m=1}^N X_m, \bar{X}^2 = \frac{1}{N} \sum_{m=1}^N X_m^2, \bar{X}^3 = \frac{1}{N} \sum_{m=1}^N X_m^3 \quad (2)$$

저차 모멘트일수록 분포의 형상에 많은 영향을 주므로 이 모멘트법은 합리적인 방법으로 자주 사용되고 있다 (Isaacson과 MacKenzie, 1981). Weibull, GEV 분포는 3개의 parameter로 이루어졌기 때문에 우선 sample의 왜곡도(skewness) $\sqrt{\beta}$ 으로 $\hat{\alpha}$ 를 계산한 뒤 1차, 2차 모멘트로 나머지 parameter를 추정한다. $\sqrt{\beta}$ 를 분포의 2차, 3차 중심 모멘트(central moment : μ)로 표시하면 다음과 같다.

$$\sqrt{\beta} = \mu_3/\mu_2^{\frac{3}{2}} = \frac{\bar{X}^3 - 3(\bar{X})(\bar{X}^2) + 2(\bar{X})^3}{[\bar{X}^2 - (\bar{X})^2]^{\frac{3}{2}}} \quad (3)$$

위 식에 각 모멘트를 계산하여 $\hat{\alpha}$ 의 함수로 표시하면

3.3 PWM(probability weighted moment)법

PWM법은 모멘트법의 일종으로 모멘트법 변수 x의 원점 또는 평균치에 대하여 모멘트를 취하지만, PWM은 비초과확률 F(x)의 누승으로 가중한 모멘트로 다음과 같이 정의된다(Greenwood 등, 1979).

$$M_{l,j,k} = E[x^k F^j(1-F)^l] = \int_1^0 x^k F^j(1-F)^l dF \quad (5)$$

여기서, E는 기대치, $F(x) = \text{Prob}(X \leq x)$ 이고 l, j, k 는 양의 정수이다. 누적분포함수 $F = F(x)$ 의 역함수가 $x = x(F)$ 로 표기 가능할 때, $M_{l,j,k}$ 는 다음과 같이 표시된다.

$$M_{l,j,k} = \int_1^0 \{x(F)\}^k F^j(1-F)^l dF \quad (6)$$

F에 대상으로 하는 확률분포함수를 대입하면 정해진 l, j, k 의 조합에 대하여 식 (5), (6)의 적분이 가능하며, 적분 결과는 F의 모수에 대한 함수로 표현된다. 따라서 미지 모수와 동등한 수의 l, j, k 의 조합에 대한 PWM을 구하면 미지 모수에 대한 연립방정식이 얻어져 그 해로서 모수를 구할 수 있는데, 이와 같이 모수를 추정하는 방법이 PWM법이다. 상기 방법을 수행하기 위해서는 우선 l, j, k 의 조합을 결정하지 않으면 안된다. PWM법으로는 $l=1, j=0$ 또는 $l=1,$

$k=0$ 어느쪽이든 사용하기 용이한 쪽을 이용한다. 따라서 x 에 대한 차수는 항상 1차이고 F 혹은 $(1-F)$ 의 어느 한쪽은 제외된다.

본 연구에서는 $j=0$ 이거나 $k=0$ 의 경우 둘 다 이용하여 이론을 전개했는데, $k=0$ 일 때를 설명하면 이용된 PWM의 모수가 2개 일 때는 $j=0, 1$ 이고 3개일 때는 $j=0, 1, 2$ 로 모수가 증가됨에 따라 PWM을 고차까지 이용하게 된다. 또한 $k=0$ 일 때와 $j=0$ 일 때 PWM의 표기는 각각

$$M_j = M_{1,j,0} = \int_0^1 x^j F^j dF \quad (7)$$

$$M_{(k)} = M_{1,0,k} = \int_0^1 x(1-F)^k dF \quad (8)$$

로 간략화하는 것이 통례이다.

이는 통상모멘트(conventional moment)

$$M_r = \int_{-\infty}^{\infty} x^r f(x) dx \quad (9)$$

과는 크나큰 차이가 있는데, 그 차이는 식 (9)의 모멘트에는 관측치 x 의 r 승 operation이 포함되어 있기 때문에 고차일 때는 관측치의 오차나 이상치를 강조해 증폭되지만 식 (7)과 (8)의 PWM에서는 그 operation이 비초과확률 F 에 있기 때문에 오차나 이상치에 대한 sampling error의 증폭이 작게 된다고 말할 수 있다. 그러나 이 효과는 모멘트의 정의 형태로부터 추정된 것으로 그 실체에 대한 엄밀한 검토는 지금까지 되어 있지 않다(竹内와 土屋, 1988).

j, k 가 양의 정수일 때 $M_{1,0,k}$ 와 $M_{1,j,0}$ 는 다음과 같은 관계가 있다.

$$M_{1,0,k} = \sum_{j=0}^k \binom{k}{j} (-1)^j M_{1,j,0} \quad (10)$$

위와 같은 방법으로

$$M_{1,j,0} = \sum_{k=0}^j \binom{j}{k} (-1)^k M_{1,0,k} \quad (11)$$

가 된다.

더욱 data가 주어진 경우 그 data에 적합한 모수를 추정하기 위해서는 우선 주어진 data로부터 표본의 PWM을 산정한 후 연립방정식에 대입하여 모수를 구하지 않으면 안된다. 즉 PWM에 의한 M_j 의 추정량 \hat{M}_j 이나 $M_{(k)}$ 의 추정량 $\hat{M}_{(k)}$ 가 필요하다. 그것은 $M_{1,j,k}$ 가 $E(x_{j-1,k+j-1}')$ 에 비례한다는 관계로부터

$$M_{1,j,k} = B(j+1, k+1) E[x_{j+1,k+j+1}'] \quad (12)$$

을 이용했다(Landwehr 등, 1979), 여기서 $B(\cdot, \cdot)$ 는 Beta 함수를 나타내고 $x_{j+1,k+j+1}'$ 은 $N(=\infty)$ 개로 된 모집단에서 임의로 추출한 $k+j+1$ 개의 표본에서 크기가 작은 것부터 $j+1$ 번째 순서통계량의 1차 모멘트이다.

$l=1, j=0$ 일 때 위 식 (11)은

$$M_{(k)} = M_{1,0,k} = B(1, k+1) E[x_{1,k+1}] \quad (13)$$

과 같고 표본의 크기가 n 이고, k 가 양의 정수일 때 $\hat{M}_{(k)}$ 는 다음과 같이 구해진다.

$$\begin{aligned} \hat{M}_{(k)} &= \frac{1}{k+1} \sum_{i=1}^n x_i \binom{n-i}{k} / \binom{n}{k+1} \\ &= \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n x_i \binom{n-i}{k} / \binom{n-1}{k+1} \\ &= \frac{1}{n} \sum_{i=1}^{n-k} x_i \binom{n-i}{k} / \binom{n-1}{k+1} \end{aligned} \quad (14)$$

또한 $l=1, k=0$ 일 때는

$$M_j = B(j+1, 1) E[x_{j+1,j+1}] \quad (15)$$

이 되어, 그 추정량 \hat{M}_j 를 구하기 위해서는 $E(x_{j+1,j+1})$ 즉 $N(=\infty)$ 개로 된 모집단에서 추출한 임의의 $j+1$ 개 표본의 최대치에 대한 기대치의 추정량이 필요하다. 여기에서는 크기가 n 인 표본의 순서통계량 x_1, x_2, \dots, x_n 중에서 임의의 $j+1$ ($n > j+1$)개를 추출할 때 그 최대치가 x_i 인 확률은 $\binom{i-1}{j} / \binom{n}{j+1}$ 이므로

$$E[x_{j+1,j+1}] = \lim_{n \rightarrow \infty} \sum_{i=1}^n x_i \binom{i-1}{j} / \binom{n}{j+1} \quad (16)$$

인 관계를 이용하면 식 (15)에서 M_j 의 추정량 M_j 는

$$\hat{M}_j = \begin{cases} \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n x_i \frac{(i-1)(i-2)\cdots(i-j)}{(n-1)(n-2)\cdots(n-j)} & (j \geq 1) \\ \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n x_i & (j=0) \end{cases} \quad (17)$$

로 된다.

이와 같이 표본의 크기가 n 개 일 때 작은 것부터의 순서통계량 x_1, x_2, \dots, x_n 을 만들면 식 (14)로부터 $M_{(k)}$ 의 추정량인 $\hat{M}_{(k)}$ 를 구하거나, 또는 식 (17)로부터 M_j 의 추정량인 \hat{M}_j 를 구해 그것을 모수의 연립방정식에 대

Table 5. Expressions of probability weighted moment

Distribution	Probability weighted moments $M_{1,j,k}(\text{real } j,k \geq 0)$
Gumbel	$M_{1,j,0} = \frac{\epsilon}{1+j} + \frac{\theta\{\ln(1+j) + \gamma^*\}}{1+j}$
Weibull	$M_{1,0,k} = \frac{\epsilon}{1+k} + \frac{\theta\Gamma(1+1/\alpha)}{(1+k)^{1+1/\alpha}}$
GEV	$M_{1,j,0} = \frac{\epsilon + \theta\{1 - (j+1)^{-\alpha}\Gamma(1+\alpha)\}}{j+1}$

[주] *: γ 는 0.5772(Euler 상수)

입함으로써 모수에 대한 PWM 해가 얻어진다.

Table 5에 세 분포에 대한 확률가중적률 $M_{1,0,k}$, $M_{1,j,0}$ 을 표시하였고 Table 6에 각 분포의 parameter를 M_j , $M_{(k)}$ 모멘트로 나타내었다. Table 4와 6에서 보는 바와 같이 Gumbel의 parameter는 모멘트이나 PWM의 함수로서 explicit하게 정의되지만 Weibull, GEV분포의 parameter는 확률가중적률의 함수로써 explicit하게 나타낼 수 있지만 모멘트의 함수로써는 explicit하게 정의되지 않는다.

3.4 결합확률법(joint probability method)

결합확률법은 단기간의 조위 관측자료를 tide, surge(non-tide) 및 평균해수면의 성분으로 분리한 다음 각각의 성분이 서로 독립이라는 가정하에 확률밀도 함수(probability density function)를 convolution으로 재결합하여 재현기간에 해당하는 극치해면을 산출하는 것이다(Pugh와 Vassie, 1978, 1980; Walden 등, 1982; 최, 1980; 심 등, 1989). 이 방법은 극치해면을 산출하는데 있어 단기간의 자료를 이용함으로써 장기간 관측 자료가 없는 지점에 대한 극치확률법의 적용에 따른 어려운점(분포형 설정, parameter 산정 등)을 극복할 수 있는 장점이 있다.

파랑성분이 제거된 임의의 시간(t)에서 관측된 조위 $\zeta(t)$ 는 평균해수면 $Z_0(t)$, tide 성분 $X(t)$, surge 성분 $Y(t)$ 의 3성분으로 이루어져 있으므로 식 (18)과 같이 표현할 수 있다.

$$\zeta(t) = Z_0(t) + X(t) + Y(t) \quad (18)$$

평균해수면은 관측기간의 길이에 따라 항상 일정하지는 않으나 관측자료로부터 구해지며, 또한 그 관측자료에서 제거함으로써 tide와 surge 성분만으로

Table 6. Parameter expressions of probability weighted moment

Distribution	Parameter	Using probability weighted moments $M_{(k)}$, M_j
Gumbel	ϵ	$M_{(0)} - \gamma\theta$
	θ	$(2M_1 - M_0)/\ln(2)$
Weibull	$\epsilon=0$	0
	θ	$M_{(0)}/\Gamma\{\ln\{M_{(0)}/M_{(1)}\}/\ln(2)\}$
	α	$\ln(2)/\{M_{(0)}/2M_{(1)}\}$
	$\epsilon \neq 0$	$4[M_{(3)}M_{(0)} - \{M_{(1)}\}^2]/\{4M_{(3)} + M_{(0)} - 4M_{(1)}\}$
	θ	$\{M_{(0)} - \epsilon\}/\Gamma\{\ln\left(\frac{M_{(0)} - 2M_{(1)}}{M_{(1)} - 2M_{(3)}}\right)/\ln(2)\}$
	α	$\ln(2)/\ln\left(\frac{M_{(0)} - 2M_{(1)}}{2(M_{(1)} - 2M_{(3)})}\right)$
GEV	α	$[\ln\{(M_0 - 2M_1)/2(M_1 - 2M_3)\}]/\ln(2)$
	θ	$\alpha(2M_1 - M_0)/\{\Gamma(1+\alpha)(1-2^{-\alpha})\}$
	ϵ	$M_0 - \theta\{1 - \Gamma(1+\alpha)\}/\alpha$

조위자료를 나타낼 수 있다. 조석 성분은 검조소에서 관측된 조위자료를 매년마다 조화분석(harmonic analysis)하여 구한 조화상수를 재합성하여 구하였다. 조화분석은 Easton(1977)이 제시한 방법을 이용하여 1 시간 간격의 자료로부터 64개 분조를 다음식과 같이 최소자승법으로 구하였다.

$$X(t) = \sum_{n=1}^{64} f_n H_n \cos[\sigma_n t + (V_n + \mu_n) - g_n] \quad (19)$$

여기서, H_n : 각 분조의 진폭

σ_n : 각 분조의 각속도

V_n : t=0에서의 평균분조에 상응하는 위상

g_n : 각 분조의 지각(phase lag)

f_n, μ_n : 진폭과 위상의 18.6년의 변화를 고려한 nodal factor.

surge는 non-tide 성분으로서 관측치와 예보치(천문조)의 차이를 말하며, 충분히 긴시간을 생각할 때 무작위 변수(random variable)이다.

tide와 surge 성분을 독립 사건으로 가정하면 임의의 시간 t에서 평균해수면에 대한 수위($w = \zeta(t) - Z_0(t)$)는 tide($x = X(t)$)와 surge($y = Y(t)$) 두 성분의 합으로 생각할 수 있어 다음과 같이 나타낼 수 있다.

$$f(w) = \int_{-\infty}^{\infty} f_x(x)f_y(y)dy = \int_{-\infty}^{\infty} f_x(w-y)f_y(y)dy \quad (20)$$

여기서, $f_t(x)$: tide의 확률밀도함수
 $f_s(y)$: surge의 확률밀도함수
 $f(w)$: total sea level의 확률밀도함수

$x=X(t)$ 와 같이 시간 t 를 생략한 것은 사용된 시계열 자료가 시간에 따라 크게 변하지 않는다는 가정을 내포하고 있다. 매시간 예보되는 천문조는 일반적으로 stationary 하다고 생각되지만 매시간의 surge 값은 시간에 random하게 분포하며, 계절적 혹은 기상의 영향으로 어느 정도 시간에 따라 변화는 nonstationary이라고 할 수 있다(Walden 등, 1982).

특정수위 η 를 초과할 확률(exceedance probability)은 그에 상응하는 누적분포함수 $F_\zeta(\eta) \{= \text{Prob}(\zeta \leq \eta)\}$ 로부터 구한다.

$$1 - F_\zeta(\eta) = \int_n^\infty f(w)dw$$

$$\int_n^\infty \int_{-\infty}^\infty F_t(w-y)f_s(y)dy dw \quad (21)$$

또한

$$1 - F_\zeta(\eta) = 1 - \int_{-\infty}^\infty F_t(\eta-y)f_s(y)dy \quad (22)$$

여기서 $F_t(\eta)$ 는 tide의 누적분포함수이고 η 의 극치해면이 발생할 재현기간은 다음 식과 같이 구하여진다.

$$R_p = 1 / [(1 - F_\zeta(\eta)) \cdot \lambda] \quad (23)$$

λ 는 단위 시간당 사용한 자료수로 매년 최고 조위를 사용한 극치확률법에서는 $\lambda=1$ 이고, 1년간 매시간 관측된 조위의 평균회수를 사용한 결합확률법에서는 $\lambda=8766$ 이다.

4. 극치해면

Table 1에서 보는 바와 같이 인천(29년), 제주(27년), 여수(25년), 부산(30년), 목호항(22년) 검조소의 조위자료중 매년 최고 조위자료를 sample로 하여 극치확률법인 Gumbel, Weibull, GEV 분포에 대해서 최소사승법, 모멘트법, PWM법으로 parameter를 추정된 후 재현기간에 따른 극치해면값을 Table 7에 수록하였고, 그 중 인천, 부산항에 대하여 도시하면 Fig. 1과 같다. 또한 위 지점들에 대해 결합확률법으로 구한 극치해면값도 Table 7에 함께 나타내었다.

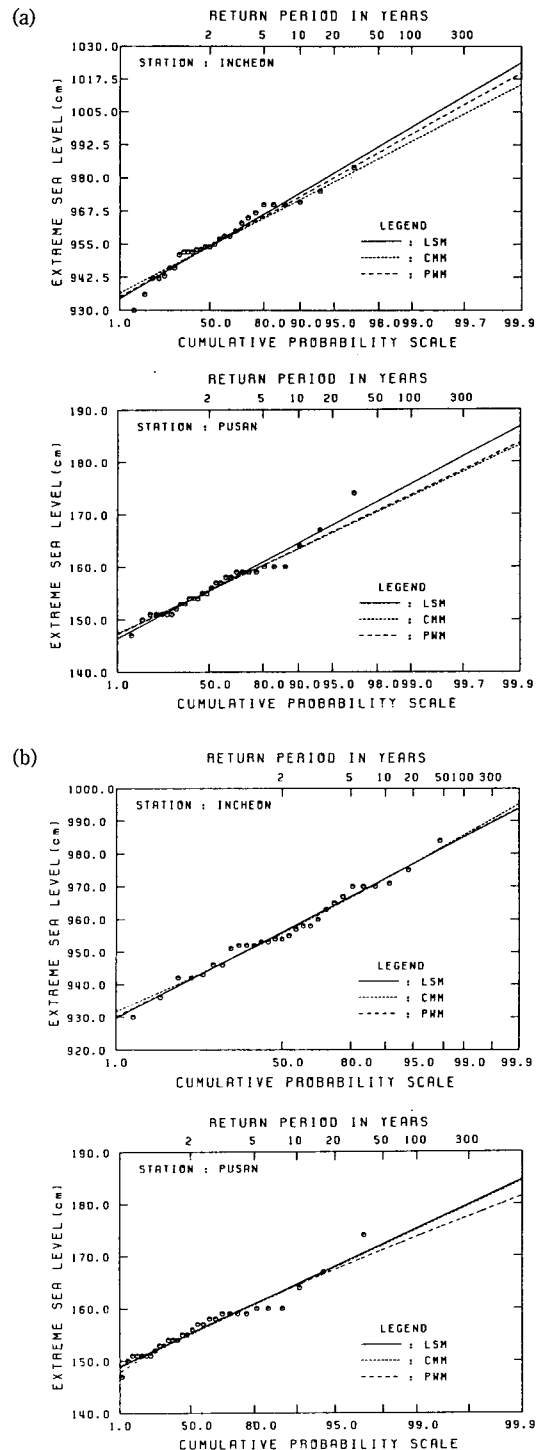


Fig. 1. Probability distributions of extreme sea level at Incheon, Pusan harbor by (a) Gumbel, (b) Weibull (c) GEV distribution

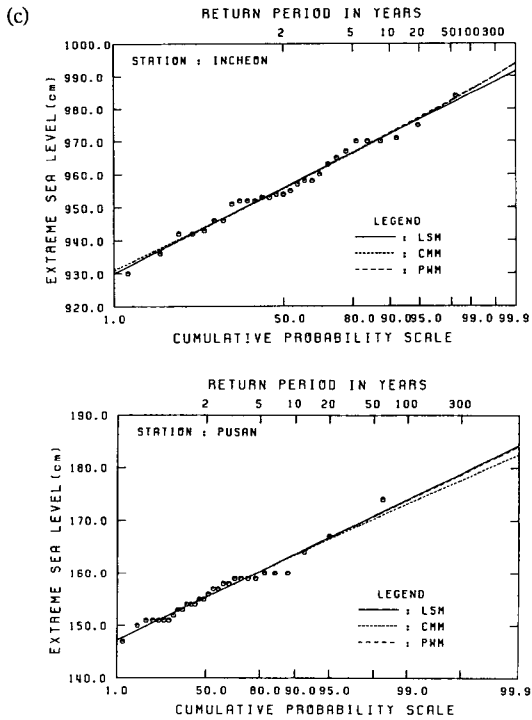


Fig. 1. Continued

그리고 그림에서 모멘트법, PWM법에 의해 나타난 선은 각각의 방법으로 모수를 추정하여 확률지에 그은 선이다. Table 7에서 보는 바와 같이 결합 확률법이 극치 확률법보다 각 검조소에서 대략 5-10 cm 정도 더 크게 추산되었는데 이는 연속된 surge의 시계열 자료에서 surge의 grouping 현상으로 인한 자기상관(auto correlation)의 영향으로 생각되며(Pugh와 Vassie, 1978; Walden 등, 1982), 또 다른 이유는 결합 확률법은 tide와 surge가 발생 가능한 모든 확률의 결합(극치 tide에 극치 surge의 경우)으로 극치해면을 산출하기 때문에 크게 추산될 수 있다고 본다. 즉, 극치확률법은 tide와 surge가 동시에 발생한 조위를 사용하는 반면 결합확률법은 tide와 surge가 동시에 발생하지 않은 극치 tide와 극치 surge의 재결합으로 극치해면을 산출하기 때문에 극치해면의 값이 조금 크게 추산된다.

극치확률 분포에서는 동일한 parameter 추정법으로 parameter를 추정할 경우 전반적으로 Gumbel 분포가 다른 분포에 비하여 극치해면이 크게 추정되었으며, 또한 최소자승법이 다른 모수 추정법 보다 대부분의

경우 극치해면이 크게 추정되는 경향이 나타났다. 그리고 Gumbel 분포의 최소자승법으로 구한 극치해면이 가장 크게 추정되었으며, Weibull 분포의 모멘트법이나 PWM법으로 구한 값이 전반적으로 작게 나타났다. 이와 같이 극치확률법으로 극치해면(확률)값을 추정하는데 따르는 상대오차(진값이 없기 때문에 상대 오차로 표기)는 극치 분포의 종류 및 모수 추정법에 의해 발생된다. 어떤 재현기간에 대한 극치해면의 가장 작은 값은 가장 크게 추정된 분포의 parameter 추정법(Gumbel 분포의 최소자승법)에 비교해 보면 모든 지점에서 그 재현기간의 1/3에 해당하는 값도 되지 않는다. 예를 들어 인천 지점에서 재현기간 300년 빈도에 해당하는 가장 작은 값(988.3)은 가장 크게 추정되는 Gumbel의 최소자승법에 비교해 보면 50년 빈도도 안된다.

따라서 연안구조물의 계획 및 설계시 필요한 극치해면 값은 가능한 한 많은 분포에 대하여 여러가지 방법으로 parameter를 추정하여 극치해면을 구한 후, 그 구조물의 중요성과 경제성을 고려하여 사용자가 어떤 재현기간에 대한 추정값의 최대치, 최소치 혹은 평균치 중 하나를 택하여 사용하는 것이 바람직하다고 사료된다.

그리고 결합확률법은 극치확률법에 비해 단기간(5년 이내)의 관측자료(단, 본 연구에서는 가능한 한 장기간 자료 사용)만으로도 극치해면을 추산할 수 있고, 저극 조위에 대한 극치값도 동시에 산정되는 장점이 있다. 따라서 연안에 신공항 건설, 인공섬 건설, 연안역 매립 등 장기간 동안 대단위 공사들을 위하여 극치해면 값이 필요한데 공사지점에 장기간 관측조위자료가 없을 경우 단기간의 관측자료로서 극치해면을 추정할 수 있으며, 그 추정된 값이 약간 과대 추정되는 것은 공학적인 측면에서 과소추정되는 것보다 바람직하다고 본다.

5. 결 론

오늘날 인구의 집중화, 도시화, 산업화로 인해 바다와 접한 연안지역에 대한 이용 개발이 내륙에 비해 매우 급속히 이루어져 왔으며, 또한 국가 경제의 산업생산 활동의 중심지로서 대두됨에 따라 개발하고자 하는 연안역에서의 관측자료와 그를 토대로 한 설계기준치가 매우 필요한 실정이다.

Table 7. Extreme sea levels with return periods estimated with various methods

(a) Incheon, (b) Cheju, (c) Yeosu, (d) Pusan, (e) Mukho

(a) Incheon

(교통부 수로국 조석기준면 기준 : Cm)

재현 기간 (년)	Gumbel			Weibull			GEV			결합확률법(tide + surge)		비 고 관측 최고 (저)조위
	LSM	CMM	PWM	LSM	CMM	PWM	LSM	CMM	PWM	고극조위	저극조위	
29	986.0	982.1	984.0	979.0	978.9	978.9	978.8	978.3	979.6	982.6	-128.5	984.0 (-102.0)
50	991.8	987.2	989.5	981.8	981.9	981.7	981.6	982.3	982.6	987.6	-135.3	
100	999.2	993.8	996.6	985.1	985.3	985.0	984.6	985.7	985.9	993.9	-143.6	
200	1006.6	1000.3	1003.5	988.0	988.4	987.9	987.1	988.6	988.7	1000.2	-151.4	
300	1010.9	1004.1	1007.6	989.5	990.1	989.5	988.3	990.1	990.1	1003.8	-155.8	

(b) Cheju

(교통부 수로국 조석기준면 기준 : Cm)

재현 기간 (년)	Gumbel			Weibull			GEV			결합확률법(tide + surge)		비 고 관측 최고 (저)조위
	LSM	CMM	PWM	LSM	CMM	PWM	LSM	CMM	PWM	고극조위	저극조위	
27	320.3	318.2	318.6	319.1	317.9	317.4	318.4	317.9	318.3	330.5	-52.4	324.0 (-48.0)
50	323.8	321.3	321.7	321.8	320.3	319.5	321.3	320.6	321.1	334.3	-55.7	
100	327.6	324.6	325.2	324.6	322.8	321.6	324.5	323.4	324.2	338.7	-59.6	
200	331.5	328.0	328.7	327.2	325.1	323.6	329.4	327.6	328.9	342.9	-63.5	
300	333.7	330.0	330.7	328.7	326.4	324.7	330.6	328.6	330.1	345.3	-65.7	

(c) Yeosu

(교통부 수로국 조석기준면 기준 : Cm)

재현 기간 (년)	Gumbel			Weibull			GEV			결합확률법(tide + surge)		비 고 관측 최고 (저)조위
	LSM	CMM	PWM	LSM	CMM	PWM	LSM	CMM	PWM	고극조위	저극조위	
25	419.3	416.5	417.6	417.7	415.5	417.6	416.8	415.8	417.5	423.5	-54.9	416.0 (-57.0)
50	424.5	421.0	422.4	421.6	418.6	421.7	421.3	419.0	422.3	428.5	-58.4	
100	429.6	425.4	427.2	425.2	421.4	425.6	425.7	422.0	427.0	434.2	-61.9	
200	434.7	429.9	431.9	428.6	424.0	429.3	430.2	424.7	431.0	441.1	-65.4	
300	437.7	432.5	434.7	430.5	425.5	431.4	432.8	426.2	434.3	445.6	-67.5	

(d) Pusan

(교통부 수로국 조석기준면 기준 : Cm)

재현 기간 (년)	Gumbel			Weibull			GEV			결합확률법(tide+surge)		비 고 관측 최고 (저)조위
	LSM	CMM	PWM	LSM	CMM	PWM	LSM	CMM	PWM	고극조위	저극조위	
30	169.9	168.2	168.4	169.9	168.5	167.9	168.6	168.2	168.5	176.5	-43.9	174.0 (-41.0)
50	172.4	170.4	170.7	172.3	170.5	169.7	170.9	170.3	170.8	179.2	-45.4	
100	175.7	173.4	173.7	175.3	173.1	172.0	174.0	173.2	173.8	183.3	-47.2	
200	179.1	176.3	176.7	178.2	175.6	174.1	177.1	176.0	176.9	187.7	-48.9	
300	181.0	178.1	178.4	179.9	177.0	175.3	178.9	177.7	178.7	190.5	-49.8	

(e) Mukho

(교통부 수로국 조석기준면 기준 : Cm)

재현 기간 (년)	Gumbel			Weibull			GEV			결합확률법(tide+surge)		비 고 관측 최고 (저)조위
	LSM	CMM	PWM	LSM	CMM	PWM	LSM	CMM	PWM	고극조위	저극조위	
22	77.8	75.0	76.2	76.1	74.3	75.5	74.9	74.4	75.5	87.2	-33.8	77.0 (-29.0)
50	83.3	79.8	81.3	80.1	77.5	79.4	78.9	77.8	79.7	91.1	-35.5	
100	88.0	83.7	85.7	83.2	79.9	82.4	82.0	80.4	83.0	93.9	-36.8	
200	92.7	87.7	90.0	86.1	82.2	85.2	85.0	82.8	86.2	96.7	-37.8	
300	95.4	90.0	92.5	87.7	83.4	86.7	86.6	84.1	88.0	98.1	-38.4	

[주] LSM : 최소자승법
 CMM : 모멘트법
 PWM : 확률가중적률법

따라서 본 연구에서는 연안구조물의 내구년수에 비하여 비교적 짧은 기간의 조위관측로부터 연안구조물의 계획 및 설계시 필요한 극치해면 산출방법과 그 적용을 인천, 제주, 여수, 부산, 목호 검조소의 조위자료에 실시한 결과를 비교분석하여 다음과 같은 결론을 도출하였다.

- 1) 결합확률법에 의해 산출된 극치해면이 극치확률법에 의해 산출된 값보다 대략 5-10 cm 크게 나타났다.
- 2) 동일한 방법으로 parameter를 추정할 경우 Gumbel 분포가 다른 분포에 비해 극치해면이 크게 추정된다.
- 3) 같은 분포에서 최소자승법이 다른 parameter 추정법보다 대부분의 경우 크게 추정되는 경향이 나타났다.
- 4) 어떤 재현기간에 대한 가장 작은 극치해면 값은

가장 큰 값을 갖는 분포의 모수 추정법과 비교해 보면 그 재현기간의 1/3 이하에 해당하는 확률값으로 사용할시 그 구조물의 여러 여건을 고려하여 선별선택하여 사용하는 것이 바람직하다고 사료된다.

사 사

본 논문에 이용된 조위자료는 교통부 수로국에서 관측한 자료이며, 이를 제공해 주신데 대하여 깊은 감사함을 드립니다. 그리고 본 연구는 과기처 특정연구사업인 "연안방재 시설의 설계기준 산출연구"의 일환으로 수행된 것임을 밝힙니다.

參考文獻

심재설, 김상익, 강시환, 1989. 극치해면 산출방법의 비교

- 분석, 해양연구, 11(2): 43-50.
- 崔秉昊, 1980. 仁川港 潮位分析에 관한 연구, 海洋研究報告書 80-01, 韓國海洋研究所 · 交通部水路局.
- 竹内邦良, 土屋一仁. 1988. 正規分布, 對數正規分布およびピアソン型分布의 PWM解, 土木學會論文集, 393(II-9): 95-101.
- Blackman, D.L. and Graff, J., 1978. The analysis of annual extreme sea levels at certain ports in southern England, Proc. Instn Civ. Engrs., Part 2, 65, pp. 339-357.
- Easton, A.K., 1977. Selected programs for tidal analysis and prediction, Computing Rep., No. 9, Flinders Univ., South Australia.
- Führböter, A., 1978. Frequencies and probabilities of extreme storm surges, Proc. 16th Coastal Engrg Conf., Hamburg, ASCE, pp. 949-964.
- Graff, J., 1979. Concerning the recurrence of abnormal sea levels, Coastal Engng., 2, pp. 177-187.
- Graff, J., 1981. An investigation of the frequency distributions of annual sea level maxima at ports around Great Britain, Estuarine, Coastal and Shelf Science, 12, pp. 389-449.
- Graff, J. and Blackman, D.L., 1978. Analysis of maximum sea levels in southern England, Proc. 16th Coastal Engng Conf., Hamburg, ASCE, pp. 931-947.
- Greenwood, J.A., Landwehr, J.M., Matalas, N.C. and Wallis, J.R., 1979. Probability weighted moments, Water Resour. Res., 15(5), pp. 1049-1054.
- Gringorten, I., I., 1963. A Plotting rule for extreme probability paper, Geophys. Res., 68(3), pp. 813-814.
- Gumbel, E.J. ed. 1958. Statistics of extremes. Columbia Univ. Press, New York.
- Hazen, A. ed. 1930. Flood flows. John Wiley, New York.
- Isaacson, M.de St. Q. and MacKenzie, N.G., 1981. Long-term distribution of ocean waves: A review, Journal of the Waterways, Port, Coastal and Ocean Division, ASCE, 107(2), pp. 93-109.
- Jenkinson, A.F., 1955. The frequency distribution of the annual maximum (minimum) values of meteorological elements, Quart. J. Roy. Meteor. Soc., 81, pp. 158-171.
- Landwehr, J.M., Matalas, N.C. and Wallis, J.R., 1979. Probability weighted moments compared with some traditional techniques in estimating Gumbel parameters and quantiles, Water Resour. Res., 15(5), pp. 1055-1064.
- Lennon, G.W., 1963. A frequency investigation of abnormally high tide levels at certain west coast ports, Proc. Instn Civ. Engrs, 25, pp. 451-483.
- Petrauskas, C. and Aagaard, P., 1971. Extrapolation of historical storm data for estimating design-wave heights, Journal of the Society of Petroleum Engineers, 11, pp. 23-37.
- Pugh, D.T. and Vassie, J.M., 1978. Extreme sea levels from tide and surge probability, Proc. 16th Coastal Engng Conf., Hamburg, ASCE, pp. 911-930.
- Pugh, D.T. and Vassie, J.M., 1980. Applications of the joint probability method for extreme sea level computations, Proc. Instn Civ. Engrs., Part 2, 69, pp. 959-975.
- Suthons, C.T., 1963. Frequency of occurrence of abnormally high sea levels on the east and south coasts of England, Proc. Instn Civ. Engrs., 25, pp. 433-450.
- Walden, A.T., Prescott, P. and Webber, N.B., 1982. An alternative approach to the joint pobability method for extreme high sea level computations, Coastal Eng., 6, pp. 71-82.
- Weibull, W., 1951. A statistical distribution function of wide applicability, Journal of Applied Mechanics, 18, p. 293.