

FT-1형 분포와 Weibull 분포를 이용한 한국 연안 심해파 분석 Analysis on the FT-1 and Weibull distributions of Deepwater Wave in Marginal Seas and Korea

김정대¹, 정신탉²

Jeong Dae Kim¹, Shin Taek Jeong²

1. 서 론

설계과 산정에 이용되는 자료는 장기간의 실측에 의한 자료와 기상자료를 이용하여 사후 추산한 자료 두 가지 형태로 존재한다. 첫 번째 실측 자료의 경우 10년 이상의 자료가 바람직하나(해양수산부, 2005), 계기관측의 역사가 짧아서 전 세계적으로도 10년 이상 자료가 축적되어 있는 지점은 많지 않다. 우리나라에서는 1986년에 8개소의 파랑관측소와 보조관측소를 구축하였으나 현실적으로 운영 및 관리상 어려움이 많은 실정이다(해양수산부, 2003). 두 번째 자료의 경우는 제1세대(DSA-5) 모델, 제2세대(HYPA) 모델이 주로 사용되어왔으며, 제3세대 모델인 WAM 4, Wave Watch III 등이 개발되어 사용할 수 있게 되었다. 한편, 해양수산부에서는 2001년부터 매년 “해상 파랑관측 및 조사”로 파랑관측 및 산출과업을 시행하고 있다(해양수산부, 2003).

심해파 자료의 통계분석은 연안구조물에 대한 설계과 산정에 있어서 중요한 과제이다. 관측기기로 실측한 자료가 설계과 산정시 가장 좋은 자료라는 것은 자명하다. 그러나 장기간에 걸친 자료를 축적하여 사용하기에는 아직 시간적·공간적으로 한계가 있다. 따라서 장기간의 파랑산출 자료를 확보하여 극치분석을 실시하여야 한다.

김(2003)과 정 등(2004)은 한국해양연구원(2000)에서 추산한 20년간의 자료를 이용하여 Gumbel 분포가 한국 연안에 적합하다는 결론을

내린 바 있다. Goda et al.(2000)은 일본 해안에 대한 파랑자료를 분석하여 2개의 Weibull 분포와 1개의 FT-1형 분포로 제안하였다. 이러한 연구는 Isaacso and Mackenzie(1981), Muir and El-Shaarawi(1986), Ochi(1982), 그리고 Vledder et al.(1993)에서 여러 가지 방법으로 시도되었다.

본 연구에서는 현재 파랑의 극치 통계에서 지배적으로 이용되고 있는 FT-1형 분포와 4개의 Weibull 분포를 후보로 하여 매개변수를 추정하고 재현기간별 파고를 산정하였다. 극치분포의 적합성 검정 및 선정은 극치자료의 특성에 맞추어 Goda(2000)의 MIR(Minimum Ratio of residual correlation coefficient)을 기준으로 판단하였다.

2. 심해 설계파 추산 자료

심해파의 극치분석에 있어서 가장 중요한 것은 이용 가능한 자료의 축적 및 확보이다. 본 연구에 사용한 파랑자료는 HYPA 모델을 사용한 20년간의 연 최대 자료이며 태풍 시에 크게 저평가되는 경향이 있다(한국해양연구원, 2005). 그러나 본 연구의 목적은 심해파의 극치분석의 방법론에 역점을 두고 있으며, 현재까지 확보된 자료는 한국연안의 심해파의 극치분포의 특성을 파악하는데 가장 적합하다고 본다.

한국해양연구원에서는 ‘해상파랑 관측 및 조

1 발표자: 원광대학교 토목환경도시공학부 박사과정

2 원광대학교 토목환경도시공학부 교수

사' 사업을 진행 중에 있다. 이러한 연구 자료와 관측 자료는 파랑자료의 극치분석을 통한 심해 설계파 산출 등에 적합한 자료가 된다. Fig. 1은 본 연구에 사용한 한국연안 67개 지점을 도시한 것이다. 각 지점의 경위도 등에 관한 정보는 한국해양연구원(2000)과 김(2003)에 수록되어 있다.

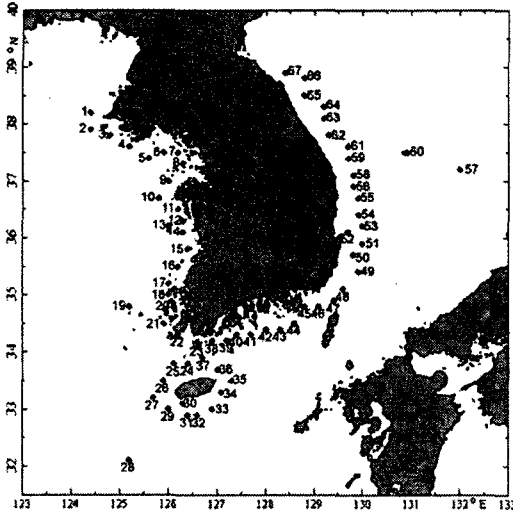


Fig 1. Location number of the estimated wave heights off the Korean coast

3. 후보 분포함수의 종류

본 논문에서 채택한 극치분석을 위한 후보 분포함수를 아래에 정리하였다.

1. Fisher-Tippett type I(FT-I) 분포:

$$F(x) = \exp[-\exp\{-(x-B)/A\}]: -\infty < x < \infty \quad (1)$$

$$y_R = -\ln[-\ln\{1-1/(\lambda R)\}] \quad (2)$$

2. Weibull distribution:

$$F(x) = 1 - \exp[-\{(x-B)/A\}^k]: B < x < \infty \quad (3)$$

with $k = 0.75, 1.0, 1.4$ 그리고 2.0

$$y_R = \{\ln(\lambda R)\}^{1/k} \quad (4)$$

여기서, x 는 극치확률변량(extreme variate, 즉 파고), y_R 는 기준화변량(reduced variate), k , A 그리고 B 는 각각 형상(shape), 규모(scale) 그리고 위치(location) 매개변수이다. λ 는 평균 발생률(mean rate)이다. 식(1)과 식(3)에 나타낸 극치분포 함수는 2 매개변수와 3 매개변수 분포

형이다. 주어진 표본에 가장 잘 맞는 분포를 찾아내는 목적으로 3 매개변수 분포를 사용하는 것이 유리하다. 단, 3 매개변수 분포는 표본의 값이 약간 변한 것만으로 매개변수의 추정치가 크게 변하는 일이 있고, 매개변수 추정이 불안정하게 되기 쉽다(Goda, 2000). 김(2003)과 정 등(2004)의 연구에 의하면 2 매개변수(Gumbel, 2변수 Weibull)분포가 3 매개변수(3변수 Weibull, Log-Pearson Type-III, Lognormal) 분포보다 안정적임이 증명되었다.

극치분석은 표본이 속하는 모집단의 특성을 추정하는 것을 목적으로 하고 있기 때문에 매개변수의 추정치가 가능한 안정적인 것이 바람직하다. 이 때문에 Weibull 분포는 형상매개변수를 미리 고정하여 각각 형상이 다른 2 매개변수형 분포함수로서 취급되어지고 있다.

4. 매개변수 추정 및 적합도 검정 방법

4.1 매개변수 추정

극치자료의 표본은 주로 평균(x_{mean})과 표준편차(σ)로 묘사되어진다. 이를 이용하여 식 (5)를 이용하여 규모매개변수와 위치매개변수를 추정할 수 있다(Goda, 2004). 식(5)에 사용된 계수들은 Table 1.에 정리하였다.

$$\bar{A} = \sigma/\alpha k, \quad \bar{B} = x_{mean} - \beta\sigma/\alpha k \quad (5)$$

Table 1. α , β 그리고 κ 계수값(Goda,2000; Goda, 2004)

| Distribution | α | β | κ |
|---------------------|----------|---------|----------|
| FT-I | 0.5772 | 1.2826 | 0.975 |
| Weibull($k=0.75$) | 1.1906 | 1.6108 | 0.923 |
| Weibull($k=1.00$) | 1.0000 | 1.0000 | 0.958 |
| Weibull($k=1.40$) | 0.9114 | 0.6597 | 0.977 |
| Weibull($k=2.00$) | 0.8862 | 0.4633 | 0.986 |

4.2 재현기간별 확률파고 산정

후보 극치분포의 기준화변량 y_R 이 식(2)와 (4)에 의해 정해지고, 식(5)에 의해 매개변수가 정해지면 재현기간 R 에 대한 확률파고 H_R 을 다음 식 (6)에 의해 산출할 수 있다.

$$H_R = \bar{A}y_R + \bar{B} \quad (6)$$

4.3 표본에 적합한 극치분포형의 선정

적합 극치분포형의 선정은 다음의 수순으로 행하였으며, Fig 2에 순서도를 도시하였다.

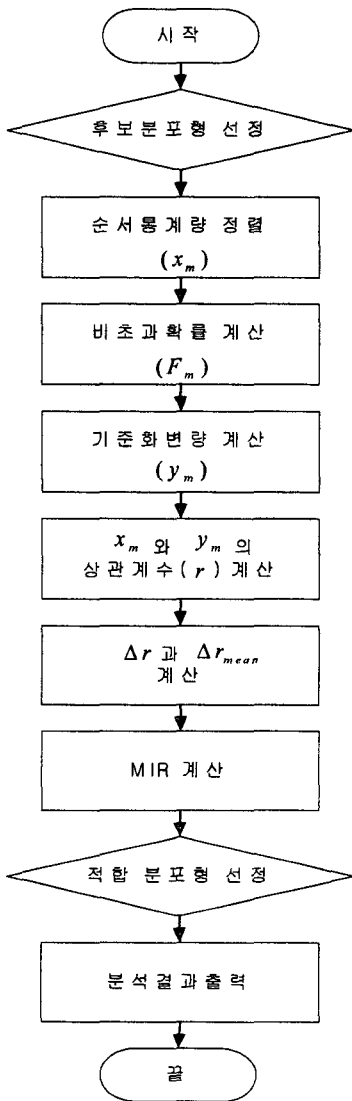


Fig 2. Flowchart of the selection of Most Probable Parent Distribution

- ① 후보 분포형 선정
- ② 순서통계량 x_m 정렬(주어진 표본의 자료를 크기 순으로).
- ③ x_m 에 대한 비초과확률 F_m 을 계산(Goda, 2004).
- ④ x_m 에 대한 기준화변량 y_m 을 계산.
- ⑤ x_m 과 y_m 사이의 상관계수 r 을 계산.
- ⑥ 완전적합인 값인 1에 대한 상관계수의 잔차 $\Delta r=1-r$ 을 계산.

- ⑦ monte carlo법의 추출한 표본 각 10,000조에 계산 결과인 상관계수의 잔차의 평균치 Δr_{mean} 을 계산(Goda, 2000).
- ⑧ Goda(2004)가 제안한 MIR을 계산(식(7) 참조).
- ⑨ 후보 분포형의 MIR을 비교하여 가장 작은 값에 해당하는 분포형을 채택.

$$MIR = \frac{\Delta r}{\Delta r_{mean}} \quad (7)$$

4. 결과 및 토의

한국연안 1072지점의 MIR 값의 결과는 Table 2.에 정리하였다. FT-1형 분포가 886개 지점, Weibull($k=0.75$) 분포가 81개 지점 및 Weibull($k=1.00$) 분포가 81개 지점이다.

Table 2. The number of the smallest MIR among Candidate Distributions

| | 1순위 | 2순위 | 3순위 | 4순위 | 5순위 | 합계 |
|----------------------|------|------|------|------|------|------|
| FT-1 | 886 | 85 | 68 | 10 | 23 | 1072 |
| Weibull ($k=0.75$) | 81 | 46 | 185 | 240 | 520 | 1072 |
| Weibull ($k=1.00$) | 105 | 60 | 155 | 630 | 122 | 1072 |
| Weibull ($k=1.40$) | 0 | 101 | 664 | 192 | 115 | 1072 |
| Weibull ($k=2.00$) | 0 | 780 | 0 | 0 | 292 | 1072 |
| 합계 | 1072 | 1072 | 1072 | 1072 | 1072 | |

일반적으로 통계분석에서는 적합성은 단지 x_m 과 y_m 사이의 상관계수 r 이 1에 가까운 값을 택하는 경우가 많다. χ^2 -검정이나 KS 검정 등을 사용하기도 한다. 확률변량이 적은 극치분석에서는 이러한 검정이 반드시 적절하지는 않다. 본 연구에서는 Goda(2000)가 제안한 MIR을 지표로 정했다. 잔차가 작은 것은 분포함수에 대한 표본의 적합도가 높은 것을 의미하기 때문에 평균치로서 정규화된 잔차가 최소인 것이 가장 최적인 것이다. 즉 후보 분포형 중 MIR이 가장 작은 것이 가장 적합한 분포형이다.

5. 결론 및 제언

한국연안의 67지점 16방위의 1072지점의 극치 분석 결과 하나의 분포형에 집중하는 것은 곤란

하다. FT-1형 분포가 적합성이 가장 우수한 것은 김(2003)의 결과와 일치하지만 지점별, 방향별 극치파랑의 자료의 특성을 반영하여 복수의 분포형을 적용하는 것이 필요하다. 후보분포형의 지역적인 특성은 현재의 자료로는 분석되어지지 않았다. 파랑 관측 자료가 계속 축적되고 파랑 산출 모델도 급속히 발전하고 있어 파랑자료는 수정보완하는 것이 요구된다. 파랑자료의 극치분석도 이를 반영하여야 할 것이다.

참고문헌

- 김정대. (2003). 한국연안 심해파의 극치분포 특성, 석사학위논문, 원광대학교.
- 한국해양연구원(2005). 전해역 심해설계과 추정 보고서 II
- 해양수산부. (2000). 해상파랑관측 및 조사.
- 해양수산부. (2003). 해상파랑관측 및 조사
- 해양수산부. (2005). 어항 및 항만 설계기준 (상권), 60.
- Goda, Y., Konogaya, O., Takeshita, N., Hitomi, H., and Nagai, T., (2000). Population distribution of extreme wave heights estimated through regional analysis, Proc. Coastal Engrg., 1078-1091.
- Goda, Y., (2000). Random seas and design of maritime structures, World Scientific.
- Goda, Y. (2004). Spread Parameter of Extreme Height Distribution for Performance-Based Design of Maritime Structure. Journal of Waterway, Port, Coastal and Ocean Engineering, Vol. 130, No 1, 29-38.
- Gumbel, E. J., (1958). Statistics of Extremes, Columbia University Press, New York.
- Hogg, W. D. and Swail, V. R., (2002). Effects of Distribution and Fitting Techniques on Extreme Value Analysis of Modelled Wave Height, 7th International workshop on Wave Hindcasting and Forecasting Preprints, Banff, Alberta, Canada.
- Isaacson, M. and MacKenzie, N.G., (1981). Long-term Distributions of Ocean Waves, J. Waterway, Port, Coast., and Oc. Engrg., ASCE, 93-109.
- Muir, L.R., and El-Shaarawi, A.H., (1986). On the Calculation of Extreme Wave Heights: A Review, Ocean Eng., 13, 93-118.
- Ochi, M.K., (1982). Stochastic analysis and probabilistic prediction of random seas, Adv. Hydrosci., 13, 218-375.
- Rao, A.R. and Hamed, K.H., (2000). Flood Frequency Analysis, CRC Press LLC.
- Shimosako, K., and Takahashi, S., (1999). Application of reliability design method for coastal structures-expected sliding distance method of composite breakwaters. Proc., Coastal Structures, Balkema, Rotterdam, The Netherlands, 363-371.
- Vladder, G. van, Goda, Y., Hawkes, P., Mansard, E., Martin, M.H., Mathiesen, M., Peltier, E., and Thompson. E., (1993). Case studies of extreme wave analysis: a comparative analysis, Proc. 2nd Int. Symp. Ocean Wave Measurement and Analysis", ASCE, 978-992.