

## 국내 케이슨 방파제의 허용활동량 초과확률 Exceedance probability of allowable sliding distance of caisson breakwaters in Korea

김승우\* · 서경덕\*

Seung-Woo Kim\* and Kyung-Duck Suh\*

**요 지 :** 케이슨 방파제의 사용연수 동안의 기대활동량은 방파제의 안정성 평가 기준으로서 한계점이 있다. 기대활동량은 사용연수 동안의 모의 활동량의 평균으로 계산되기 때문에 실제 활동량은 평균을 초과할 가능성이 있다. 이를 극복하기 위해 허용활동량에 대한 초과확률을 산정하여 안정성을 평가하였다. 초과확률을 산정하기 위해 Latin Hypercube sampling과 Crude Monte Carlo simulation을 사용하였다. 또한 확률변수의 분포함수로 정규분포가 가지는 단점을 해결하기 위해 이중절단정규분포를 사용하였다. 정규분포를 사용한 경우의 모든 한계상태에서 옥계항, 화순항, 동해 NI의 보강 전 단면은 불안정한 것으로 평가되었다. 한편, 이중절단정규분포를 적용한 경우에서 보수가능 한계상태의 화순항과 모든 한계상태의 동해 NI의 보강 전 단면만 불안정한 것으로 해석되었다. 결론적으로 안정성 평가 기준으로 기대활동량이 가지는 단점을 발견하였고 허용활동량에 대한 초과확률을 이용하여 국내 케이슨 방파제의 활동에 대한 안정성을 합리적으로 평가하였다.

**핵심어 :** 케이슨 방파제, 허용활동량, 초과확률, 이중절단정규분포

**Abstract :** The expected sliding distance for the lifetime of a caisson breakwater has a limitation to be used as the stability criterion of the breakwater. Since the expected sliding distance is calculated as the mean of simulated sliding distances for the lifetime, there is possibility for the actual sliding distance to exceed the expected sliding distance. To overcome this problem, the exceedance probability of the allowable sliding distance is used to assess the stability of sliding. Latin Hypercube sampling and Crude Monte Carlo simulation were used to calculate the exceedance probability. The doubly-truncated normal distribution was considered to complement the physical disadvantage of the normal distribution as the random variable distribution. In the case of using the normal distribution, the cross-sections of Okgye, Hwasun, and Donghae NI before reinforcement were found to be unstable in all the limit states. On the other hand, when applying the doubly-truncated normal distribution, the cross-sections of Hwasun and Donghae NI before reinforcement were evaluated to be unstable in the repairable limit state and all the limit states, respectively. Finally, the shortcoming of the expected sliding distance as the stability criterion was investigated, and we reasonably assessed the stability of sliding of caissons by using the exceedance probability of allowable sliding distance for the caisson breakwaters in Korea.

**Keywords :** Caisson breakwater, Allowable sliding distance, Exceedance probability, Doubly-truncated normal distribution

### 1. 서 론

국제표준화기구(ISO)의 설계기준 ISO 2394는 구조물의 확률적인 설계를 규정하고 있다. 이에 일본은 신뢰성 설계법을 항만 설계기준에 반영하였고(JPHA, 2007) 유럽은

ECS (1991, 1992)을 개발하여 국제 기준을 주도하고 있다. 이와 같이 토목구조물의 설계는 세계적으로 결정론적 방법에서 확률론적인 방법인 신뢰성 설계법으로 변화하고 있다. 국내에서 항만 구조물의 신뢰성설계에 대한 연구가 활발히 진행 중이다(김·서, 2009; 김 등, 2005; 김동현,

\*서울대학교 건설환경공학부(Corresponding author: Kyung-Duck Suh, Department of Civil and Environmental Engineering, Seoul National University, Seoul 151-744, Korea, kdsuh@snu.ac.kr)

2005). 국토해양부는 항만 구조물의 신뢰성 설계법에 대한 표준서를 개발하고 있다. 신뢰성 설계법 중 부분안전계수법은 결정론적 설계법과 가장 유사한 형태이기 때문에 현업에 있는 설계자가 기존의 방법과 큰 혼돈 없이 확률론적 설계를 할 수 있다. 그러나 케이스 방파제는 허용피해 기준이 다소 큰 경사식 방파제와 달리 피해의 허용범위가 작아서 경사식 방파제보다 높은 안정 기준이 요구된다. 특히, 피해 발생 시 국가 경제에 어려움을 줄 수 있는 국가 중요 항만의 방파제는 일반적인 구조물보다 정도 높은 안정성을 확보하도록 설계해야 한다. 그래서 1차적으로 부분안전계수법에 의해 케이스 방파제를 설계하여 목표과파확률을 확보하고 2차적으로 설계된 단면에 대해 성능설계법으로 허용활동량의 초과확률을 산정하여 이중적인 안정성을 확보하는 설계 과정을 제안한다. 따라서 본 연구는 기존에 설계되어 있는 케이스 방파제에 대해 성능설계법을 사용하여 허용활동량에 대한 초과확률 및 기대활동량을 산정한다. 산정된 초과확률과 기대활동량은 JPHA의 허용기준으로 판단하여 안정성을 평가한다.

기대활동량 산정 기법은 Shimosako and Takahashi(2000)에 의해 제안된 후 국내외에서 많은 연구자들이 사용하고 있다(Goda and Takagi, 2000; Goda, 2001; Kim and Takayama, 2003; Hong et al., 2004; Kim and Suh, 2006). Hong et al. (2004)은 파향의 변동성을 고려한 케이스 방파제의 기대활동량을 산정하였고 Kim and Suh(2006)는 혼성제 및 수평혼성제의 형식을 가진 동해항 방파제에 대해 기대활동량을 산정하였다. 또한 김(2005)은 전형적인 케이스 형식이 아닌 소파케이스에 대해 기대활동량을 산정하였다. 최근 김 등(2005)은 기존의 정규분포의 한계점을 극복하기 위해 이중절단정규분포를 사용하여 케이스 방파제의 기대활동량을 산정하였다. 본 연구에서는 기대활동량으로 안정성을 평가할 때 발생할 수 있는 한계점을 파악하였고 이를 허용활동량에 대한 초과확률의 산정으로 안정성 평가에 대한 문제점을 해소하였다.

본 연구는 김 등(2005)과 동일하게 마찰계수와 수평과력에 대해서 이중절단정규분포를 사용하였고 그 외 설계변수는 정규분포를 사용한다. 케이스 방파제의 사용년수 동안의 허용활동량에 대한 초과확률과 기대활동량을 각각 산정한다. 이중절단정규분포의 사용에서 상한과 하한은 Takayama and Ikeda(1992)의 실험에서 제안된 값을 사용한다. 또한 기대활동량의 산정과정에서 가장 중요한 설계변수인 방파제 위치에서 유의파고는 LHS(Latin Hypercube Sampling)를 사용하였고 그 외에는 CMCS(Crude Monte

Carlo Simulation) 방법을 사용하였다. 대상 구조물은 무역항인 옥계항, 동해항, 울산항과 연안항인 화순항과 울릉(사동)항을 채택했다. 케이스 방파제는 국내에서 시공사례가 많지 않기 때문에 동해항과 울산항에서 6단면과 3단면을 각각 채택하여 전체 5개 항만에서 12단면을 사용하였다. 본 연구에서 채택한 단면은 김·서(2009)에서 선정한 방파제 단면이다. 케이스 방파제의 형식별로는 전형적인 혼성제가 5개 단면이고 수평혼성제는 3개 단면 그리고 상부 경사면 혼성제가 4개 단면이다.

## 2. 설계변수의 통계적 특성

### 2.1 방파제 위치에서의 유의파고

방파제 위치에서의 재현기간 50년의 설계유의파고 및 유의주기는 대부분 각 방파제의 실시설계 보고서의 자료를 사용한 김·서(2009)에서 인용하였다. 방파제 위치의 파고 분포는 식 (1)의 Gumbel 분포를 사용하며 모수 추정 은 김 등(2009)의 방법을 이용하였다.

$$F(H_s) = \exp[-\exp(-k(H_s - \lambda))] \quad (1)$$

여기서  $k$ 는 파고 분포의 척도모수(scale parameter)이며  $\lambda$ 는 위치모수(location parameter)이다. Table 1은 각 방파제 단면별로 설계파고, 주기 그리고 추정된 Gumbel 분포의 척도모수와 위치모수를 각각 제시하고 있다.

김 등(2009)의 모수 추정방법은 제한된 자료를 사용하여 추정한 방법이기 때문에 불확실성이 내포되어 있다. 또한 추정방법에 사용한 파고 및 주기 자료는 파랑변형 수치모형에 의해 계산되었기 때문에 이 또한 불확실성을 가지고 있다. Burcharth(1992)는 파랑변형 시 발생할 수 있는 수치모형의 불확실성을 Table 2와 같이 제시하였다. 본 연구에서는 현재 국내에서는 유의파고를 산정하는 수치모형의 불확실성에 대한 연구가 거의 없어 Burcharth의 자료를 이용하였다. 편의는 Burcharth와 동일한 값을 사용하였고 변동계수는 김 등의 모수 추정방법의 불확실성과 자료의 불확실성을 고려하여 제시된 값 중 가장 큰 값인 0.2를 사용하였다. 방파제 위치에서의 유의파고는 식 (1)의 추출된 파고에서 Table 2의 불확실성이 고려된다.

### 2.2 유의주기 및 개별파 주기

Burcharth(1992)는 외해에서 주어진 유의파고에 대한 평균주기의 불확실성을 관측기와 계산 방법에 따라 Table 2와 같이 제시하였다. 한편 서 등(2008)은 우리나라

**Table 1.** Significant wave heights and periods of 50 years return period and estimated parameters of Gumbel distribution of extreme wave heights

No.	Name	Wave height (m)	Wave period (s)	Parameters	
				$k$	$\lambda$
1	Okgye	7.7	14.0	1.050	3.976
2	Hwasun	9.4	14.0	1.276	6.335
3	Donghae NG (Bef)	7.4	12.0	0.960	3.324
4	Donghae NH (Bef)	7.4	12.0	0.960	3.324
5	Donghae NI (Bef)	7.3	12.0	0.973	3.279
6	Donghae NG (Aft)	7.4	12.0	0.960	3.324
7	Donghae NH (Aft)	7.4	12.0	0.960	3.324
8	Donghae NI (Aft)	7.3	12.0	0.973	3.279
9	Ulsan A	6.7	13.0	1.125	3.224
10	Ulsan B	6.3	13.0	1.197	3.031
11	Ulsan C	5.4	13.0	1.396	2.598
12	Uleung	7.0	11.0	1.156	3.615

**Table 2.** Typical coefficients of variation  $\delta_X(=\sigma_X/\mu_X)$  for measured and calculated sea state parameters

Parameter	Methods of Determination	$\delta_X(=\sigma_X/\mu_X)$	Bias ( $=\mu_X/X-1$ )	Comments
Significant wave height nearshore determined from offshore significant wave height accounting for shallow-water effects	Numerical models	0.1-0.2	0.1	$\delta_X$ can be much larger in some cases
Mean wave period offshore on condition of fixed significant wave height	Hindcast, Numerical models	0.1-0.2	0.0	

라 연안에서의 관측 및 후측 자료, 일본의 장기간 실측자료인 NOWPHAS(Nationwide Ocean Wave information network for Ports and HarbourS) 자료 등을 분석하여 설계파에 근접하는 고파랑에 대해서 Goda(2003)가 제시한 식

$$T_s = 3.3H_s^{0.63} \quad (2)$$

을 유의파고-유의파주기 관계에 사용할 수 있음을 보인 바 있다. 이 식을 사용하면 주어진 유의파고에 대한 유의파 주기를 계산할 수 있다. 또한 서 등(2008)은 한국해양연구원(2005)에 제시된 한반도 주변의 106개 연안 격자점에서 후측 자료를 분석하여 우리나라 연안의 해역별 유

의파고별로 유의파 주기의 불확실성을 Table 3와 같이 제시하였다. 남해에서 파고가 아주 큰 경우에는 변동계수가 작지만, 나머지 값들은 Burcharth가 제안한 값(즉 0.1~0.2)과 비슷하다. 개별파 주기는 유의주기와 같은 값을 사용하였다.

### 2.3 수평파력, 양력, 마찰계수

Oumeraci et al.(2001)은 관측된 파력과 Goda(1974) 공식으로 계산된 파력의 비에 대한 편의와 변동계수를 Table 4와 같이 제시하였다. 파력 계산에서 대부분의 경우는 Goda 공식을 사용한다. 따라서 활동량 산정에 사용되는 파력은 Goda 공식으로 계산된 파력에 일정한 편의

**Table 3.** The coefficient of variation of significant wave period according to significant wave height in Korea

Eastern sea		Western sea		Southern sea	
$H_s=3\sim 10$ m	$H_s=10\sim 14$ m	$H_s=2\sim 11$ m	$H_s=3\sim 6$ m	$H_s=6\sim 11$ m	$H_s=11\sim 15$ m
0.13	0.07	0.10	0.21	0.12	0.04

**Table 4.** Typical coefficients of variation  $\delta_X(=\sigma_X/\mu_X)$  for measured and calculated force parameters

Parameter	$\delta_X(=\sigma_X/\mu_X)$	Bias( $=\mu_X/X_C-1$ )	Upper bound( $=X_E/X_C$ )	Lower bound( $=X_E/X_C$ )
Horizontal force $F_p$	0.222	-0.10	0.48	1.42
Vertical force $F_U$	0.260	-0.23	-	-
Friction coefficient $f$	0.15	0.06	0.71	1.43

(bias)와 변동계수를 고려하여 사용해야 한다. Takayama and Ikeda(1992)는 혼성제 76개 단면에 대한 수평파력의 실험값과 Goda 공식에서 계산되는 값과 비교하여 편의와 변동계수로 -0.09와 0.21을 제안하였다. 이는 Oumeraci et al.이 Table 4에서 제안한 수평파력의 통계적 특성과 잘 일치한다. 한편, 콘크리트 케이슨과 사석 마운드 사이의 마찰계수는 정규분포를 따르고 평균은 해양수산부(2005)에서 제안하는 0.6을 사용하며 변동계수는 Takayama and Ikeda(1992)가 제안한 0.15를 사용하였다.

대부분의 설계변수가 정규분포로 표현되는데 김 등(2005)은 정규분포의 문제점을 고려하여 이중절단정규분포의 사용을 제안하였다. 정규분포는 음의 무한대에서 양의 무한대까지 발생 가능한 분포형식이므로 물리적으로 발생할 수 없는 설계값이 추출될 수 있다. 따라서 김 등은 이런 단점을 극복하고자 수평파력과 마찰계수에 대해 Takayama and Ikeda(1992)의 실험 자료에 근거한 상한과 하한을 사용하여 이중절단정규분포를 활동량 산정에 적용하였다. 본 연구는 김 등과 같이 이중절단정규분포를 사용하였다. 수평파력과 마찰계수 외에 나머지 설계변수는 정규분포를 그대로 사용하였는데 이는 상한과 하한을 산정할 실험 자료가 부족하기 때문이다. Table 4에 Takayama and Ikeda가 제안한 수평파력과 마찰계수의 상한과 하한이 주어져 있다. 여기서  $X_E$ 와  $X_C$ 는 각각 설계변수의 실험치와 계산치를 의미한다.

#### 2.4 이중절단정규분포

상한  $x_2$ 와 하한  $x_1$ 을 가지는 이중절단정규분포의 확률

밀도함수  $f_{DTN}(x)$ 는 다음과 같이 표현할 수 있다.

$$\int_{x_1}^{x_2} f_{DTN}(x) dx = 1 \quad (3)$$

식 (3)의 이중절단정규분포의 확률밀도함수  $f_{DTN}(x)$ 는 정규분포의 확률밀도와 다음과 같은 관계를 가진다.

$$f_{DTN}(x) = \frac{1}{p_{12}} f(x) \quad (4)$$

여기서,  $p_{12} = \int_{x_1}^{x_2} f(x) dx$  이다.

이중절단정규분포의 누적분포함수  $F_{DTN}(x)$ 는 정규분포의 누적분포함수  $F(x)$ 로 다음과 같이 표현된다.

$$\begin{aligned} F_{DTN}(x) &= \int_{x_1}^x f_{DTN}(x) dx \\ &= \frac{1}{p_{12}} \left[ \int_{-\infty}^x f(x) dx - \int_{-\infty}^{x_1} f(x) dx \right] = \frac{F(x) - F(x_1)}{p_{12}} \end{aligned} \quad (5)$$

여기서 상한과 하한이 결정되면  $F(x_1)$ 과  $p_{12}$ 는 각각 계산된다. 또한 이중절단정규분포의 난수  $r(0 \leq r \leq 1)$ 은 정규분포로 생성되는 난수를  $r'$ 과 다음과 같은 관계를 가진다.

$$r = F_{DTN}(x) = \frac{r' - F(x_1)}{p_{12}} \quad (6)$$

따라서 정규분포에 대한 난수  $r'$ 을 사용하여 이중절단정규분포의 확률을 다음과 같이 산정할 수 있다(Ikesue, 1999).

$$\begin{cases} \mu + \sqrt{2} \sigma \sqrt{\frac{\pi}{4} \ln(4r' - 4r'^2)} & (r' \geq 0.5) \\ \mu - \sqrt{2} \sigma \sqrt{\frac{\pi}{4} \ln(4r' - 4r'^2)} & (r' < 0.5) \end{cases} \quad (7)$$

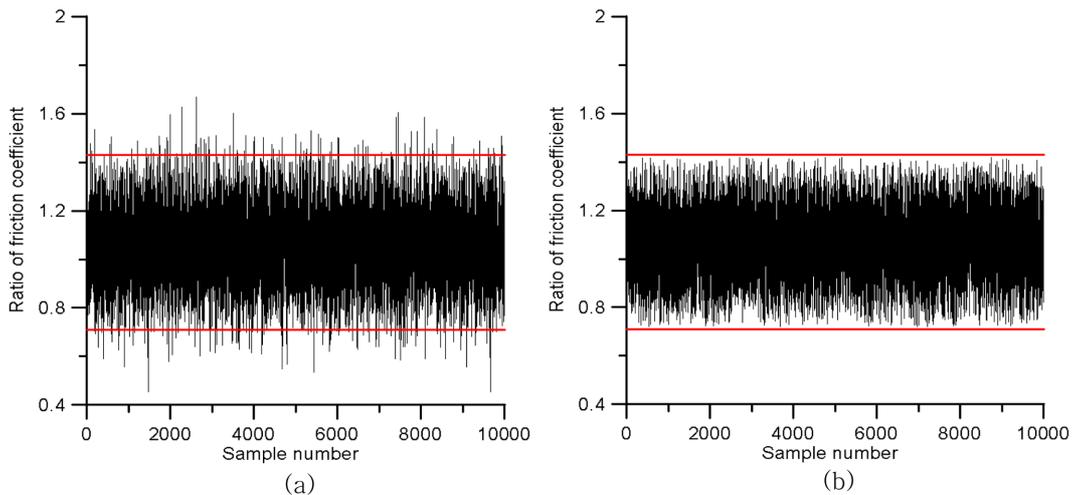


Fig. 1. Random sample of friction coefficient from (a) normal distribution and (b) doubly-truncated normal distribution.

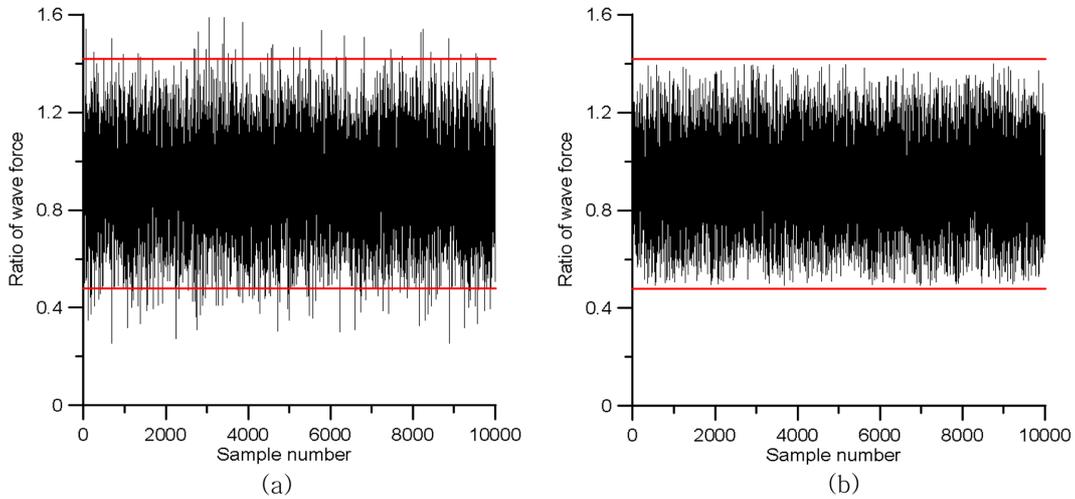


Fig. 2. Random sample of wave force from (a) normal distribution and (b) doubly-truncated normal distribution.

Fig. 1은 실험값에 대한 관측치의 비로 나타낸 마찰계수를 임의의 추출한 것이다. Fig. 1의 (a)는 정규분포에서 마찰계수 비를 추출한 것이고 (b)는 상한과 하한을 규정 한 이중절단정규분포에서 추출한 값이다. 정규분포에서 물리적으로 발생 가능성이 희박한 상한과 하한 밖의 값을 제거함으로써 합리적인 마찰계수를 생성할 수 있게 되었다. Fig. 2는 Fig. 1과 동일한 방법으로 추출한 수평과력을 나타내고 있다.

### 3. 성능설계

#### 3.1 활동량 계산 방법

활동량 계산은 Shimosako and Takahashi(2000)의 모형으로 계산한다. Fig. 3은 케이슨이 활동할 동안 케이슨에 작용하는 수평과력, 양력, 조파저항, 마찰저항에 대한 것이다. 미소한 조파저항을 제외한 활동발생 시 운동방정식은 다음과 같다.

$$\left(\frac{W}{g} + M_a\right) \frac{d^2 x_G}{dt^2} = P - F_R \quad (8)$$

여기서  $W$ 는 공기 중 케이슨의 중량,  $g$ 는 중력가속도,  $M_a$ 는 부가질량(=1.0855 $\rho_0 h^2$ ),  $\rho_0$ 는 해수의 밀도,  $h$ 는 케이슨 저면으로부터 설계조위까지의 거리,  $x_G$ 는 케이슨의 수평 변위,  $P$ 는 수평과력,  $F_R$ (= $\mu(W'-U)$ )는 마찰저항력,  $W'$ 는 수중 케이슨의 중량,  $U$ 는 양력이다.

케이슨 방파제의 피해는 설계과에 상응하는 큰 파랑에

의해 발생되므로 년최대 유의파고만을 사용한다. 2절에서 산정된 Gumbel 분포에서 년최대 유의파고를 무작위로 추출하며 이를  $H_{se}$ 라 한다. 이 때 사용년수 50년에 해당하는 년최대 유의파고는 한 시행에 단지 50개만 추출되므로 CMCS 대신에 LHS를 사용하는 것이 합리적이다. 왜냐하면 CMCS는 추출횟수가 적을 경우에 모집단 분포를 정확하게 모의하기 어렵다. 반면 LHS는 전체 확률을 추출개수로 나누어 추출하므로 모집단 분포를 보다 정확히 모의한다. 특히, 추출 횟수가 적을 경우 CMCS는 추출자료가 한쪽으로 몰리는 경향이 있는 반면에 LHS는 골고루 추출된다. 이 파고에 다시 평균이  $\mu_{H_s}$ , 표준편차가  $\sigma_{H_s}$ 인 정규분포의 확률적 변동을 부여한다. 이러한 변동은 극치분포의 모수 추정과 파랑 변형 모형의 부정확성에 의한 불확실성을 모의한다.

$$\mu_{H_s} = (1 + \alpha_{H_s})H_{se}, \sigma_{H_s} = \gamma_{H_s}H_{se} \quad (9)$$

여기서  $\alpha_{H_s}$ 와  $\gamma_{H_s}$ 는 각각 편의와 변동계수를 나타낸다. 이제 계산에 사용될 표본 유의파고  $H_{sc}$ 는 식 (9)에 기초한 정규난수에 의해 결정한다. 이에 상응하는 유의파주기는 2절에 주어진 유의파고-유의파주기 관계로부터 계산한다. 이와 같이 계산된 주기에 대하여 위와 비슷한 방법으로 정규분포의 확률적 변동을 부여하여 계산에 사용될 표본 유의주기를 결정한다.

방파제 위치에서 유의파고가 계산되면 폭풍 발생 기간 동안의 개별파를 Rayleigh분포에서 추출한다. 추출된 개별파고가 쇄파고보다 클 경우 개별파고 대신에 쇄파고를

사용한다. 다음 식은 천해역의 쇄파고에 대한 공식(Goda, 2000)이다. 불규칙파이며 random wave breaking의 상한과 하한을 결정할 때  $A$ 는 각각 0.18과 0.12이다. 본 연구에서는 개별파가 쇄파고의 상한보다 클 수 없다는 조건이기 때문에 0.18을 사용하였다. 여기서 심해파장에 따라 쇄파고가 다르게 계산될 수 있기 때문에 확률변수로 고

려되어야 한다. 심해파장은 주기의 함수로 나타낼 수 있기 때문에 주기의 확률변수로 고려하였다.

$$\frac{H_b}{L_0} = A \left\{ 1 - \exp \left[ -1.5 \frac{\pi h}{L_0} (1 + 15 \tan^{4/3} \theta) \right] \right\} \quad (10)$$

개별파의 주기는 유의파주기의 특성값( $T_{sc}$ )과 같은 값을 사용하고 다음 식과 같은 확률적 변동을 하는 것으로 가정한다.

$$\mu_T = (1 + \alpha_T) T_{sc}, \sigma_T = \gamma_T T_{sc} \quad (11)$$

여기서  $\alpha_T$ 와  $\gamma_T$ 는 각각 주기의 편의와 변동계수이다. 표본 개별파의 주기는 위 식의 평균과 표준편차를 사용하여 정규분포에서 난수 추출한다. 수평파력과 양력은 중복파압과 충격 쇄파압이 모두 고려된 Shimosako and Takahashi (2000)와 같은 방법으로 계산하였다.

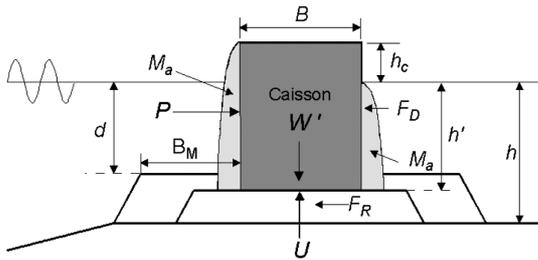


Fig. 3. Force acting on caisson during sliding.

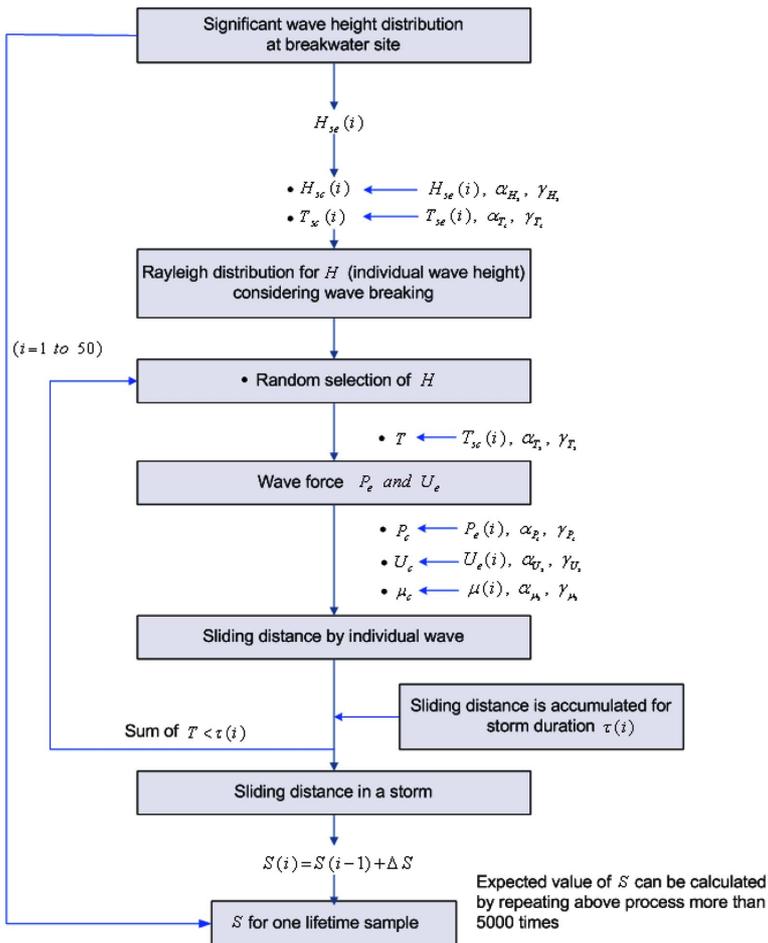


Fig. 4. Flow chart of performance design method of caisson breakwater (● denotes random number generation).

사용년수 동안의 활동량을 계산하기 위해서 사용년수 동안에 발생하는 모든 고파랑에 대하여 활동량을 계산해야만 한다. 하지만 1년에 1회의 빈도로 고파랑이 발생하는 것으로 가정하더라도 충분할 것으로 생각된다. 식 (8)을 연속 2회 수치적분하면 개별파에 의한 케이슨의 활동거리를 산정할 수 있다. 이를 파랑 지속시간 동안에 누적하면 단위년의 활동량이 계산된다. 이를 사용년수 동안 누적하여 1회 시행의 활동량을 산정할 수 있다. 단, 1회 시행에서 발생할 수 있는 활동량의 최대값은 케이슨의 중심부터 마운드 상단의 항내측 끝까지의 거리이며 이를 초과할 경우 최대값을 사용하였다(Goda and Takagi, 2000). 이와 같은 시행을 5000번 수행하여 평균한 활동량을 기대활동량이라 한다. 또한 1회 시행 시 허용활동량과 비교하여 초과확률을 계산한다. Fig. 4는 위에서 설명한 케이슨 방파제의 1회 시행의 활동량 산정과정을 간략하게 나타내고 있다.

**3.2 기대활동량 및 허용활동량에 대한 초과확률 산정**

수치모의기법을 사용하여 활동량을 산정할 경우에 주의해야 할 사항은 균일분포 난수를 합리적인 방법으로 추출하는 것이다. 균일분포 난수 추출에 문제가 있다면 수치모의 결과를 신뢰할 수 없다. Park and Miller(1988)는 지난 수십 년 동안 사용되어 온 수많은 난수 추출방법을 조사하여 폭넓게 사용하고 있는 비합리적인 추출방법을 나타내 보였다. 우선, 균일분포 난수 추출의 가장 간단한 방법은 Power residue method인데 이는 modulus보다 작은 간격으로 계속적으로 반복되는 값이 발생하여 가상 난수(pseudo random number)이다. 이 방법의 사용 시 유의사항은 반드시 추출횟수보다 modulus를 크게 설정해야 한다는 것이다. 계산 속도가 빠르다는 장점이 있으나 추출된 표본 상호 간의 완전한 독립이 아니라 자기 상관성을 가질 수 있다. 그래서 이 방법을 quick and dirty generator라고 부르기도 한다. Kim and Takayama(2003)와 Hong et al. (2004)은 quick and dirty generator를 사용하여 균일분포 난수를 추출하였다. 특히, Kim and Takayama는 서로 다른 10가지 초기 종자값을 사용하여 기대활동량을 산정하였는데 초기 종자값에 따른 기대활동량이 상당히 큰 변동성을 나타내었다. 이는 quick and dirty generator의 단점으로 인해 발생할 수 있는 문제점이다.

한편, Press et al.(1992)은 quick and dirty generator의 단점을 보완하기 위해 4가지 generator(i.e. ran0, ran1, ran2, ran3)를 제안하였다. Fig. 5는 10가지 초기 종자값을 사용

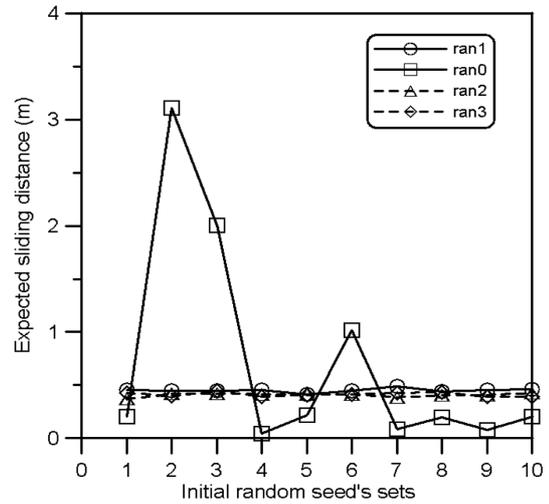


Fig. 5. Expected sliding distance calculated by different random number generator and different initial random seed's sets (Okgye harbor).

하여 4가지 generator에 따른 기대활동량을 산정하여 비교한 것이다. ran1, ran2 및 ran3는 초기 종자값의 변화에 따라 기대활동량의 변동성이 크지 않은 반면 ran0은 기대활동량의 변동성이 상당히 크다. 충분히 큰 추출횟수(N=5000)를 사용하였으나 초기 종자값의 변화에 따라 기대활동량의 변동성이 크다는 것은 ran0과 같은 비합리적인 generator를 사용했다는 것을 의미한다. Rackwitz(2001)는 추출횟수2000에서 10개의 서로 다른 초기 종자값을 사용하여 계산한 신뢰도지수의 변동계수가 5% 이하가 되는 결과를 보인 바 있다. 최종적으로 본 연구에서는 Press et al.의 추천과 Fig. 5의 결과를 바탕으로 ran1을 선택하여 나머지 방파제 단면에 대해서 기대활동량 및 허용활동량에 대한 초과확률을 산정하였다. ran1은 난수의 자기 상관성을 배제하는 기능인 Bays-Durham shuffle을 고려한 Park and Miller(1988)의 Minimal random number generator로서 quick and dirty generator의 단점을 보완한 것이다. 따라서 수치모의에서 균일분포 난수의 추출 방법은 결과에 많은 영향을 줄 수 있기 때문에 주의해서 사용해야 한다.

Fig. 6은 ran1을 사용하여 허용활동량을 초과하는 확률을 산정한 것이다. 기대활동량과 비슷하게 변동계수가 5% 이하인 것을 확인할 수 있다. Fig. 7은 추출횟수에 따른 기대활동량의 변동을 나타낸 것이다. 10개의 초기 종자값을 사용하여 각각 산정한 기대활동량의 최대값, 최소값, 평균, 표준편차를 나타낸다. 추출횟수가 5,000회 이상일 때 기대활동량의 변동계수는 5% 미만이다. 하지만 본 연구

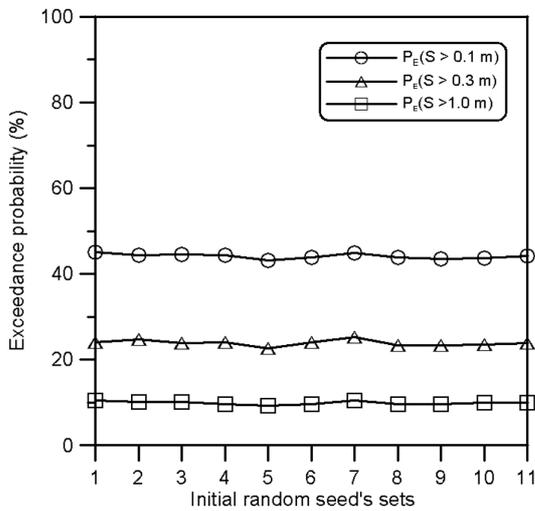


Fig. 6. Exceedance probability of different allowable sliding distances calculated by different initial random seed's sets (Okgye harbor).

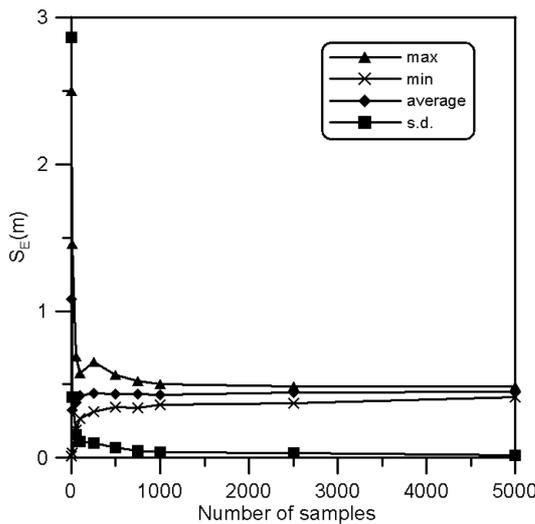


Fig. 7. Expected sliding distance vs. number of samples (Okgye harbor).

에서는 오차를 최소한으로 줄이기 위해 서로 다른 10개의 초기 종자값에 따른 기대활동량을 계산해서 평균값을 사용하였다.

계산된 기대활동량을 평가하기 위해 Table 5의 기준을 사용하였다. Table 5는 JPHA(2007)에서 구조물의 중요도와 한계상태에 따라 제시된 허용기준이다. JPHA에는 Table 5 이외에도 재현기간에 따른 허용기대활동량의 기준이 있다. 하지만 허용기대활동량은 활동량의 평균치를 지표로 하기 때문에 실제로는 허용치를 초과하는 활동이 발생할 수 있다. 따라서 본 연구에서는 허용기대활동량을 기준으로 사용하지 않고 허용활동량을 초과하는 확률을 안정성의 기준으로 사용하였다. Table 5의 기준을 사용하면 고과광의 출현빈도 등 환경적인 요인에 의해 활동량이 달라지는 어떤 설계조건에서도 거의 같은 안정성을 유지할 수 있다. 보통의 중요도의 구조물에서 사용년수 동안의 허용활동량을 초과하는 확률은 복구가능 한계상태, 극한 한계상태, 붕괴 한계상태에서 각각 30, 10, 그리고 5%를 제시하고 있다.

Tables 6 및 7은 12개 방파제 단면에 대해서 각 한계 상태에 따른 허용활동량을 초과하는 확률과 기대활동량을 산정한 것이다. Table 6은 마찰계수와 수평과력의 분포로 정규분포를 사용한 결과이며, Table 7은 정규분포의 단점을 보완한 이중절단정규분포를 사용한 결과이다. 구조물의 안정성을 평가하기 위해 대상 구조물의 중요도를 선정해야 한다. 김·서(2009)는 국내 무역항 및 연안항의 방파제의 평균 신뢰도지수를 산정하여 보통의 중요도로 평가하였다. 따라서 본 연구에서는 보통의 구조물의 중요도와 세 가지 한계 상태에 대해서 안정성을 평가하였다. 복구가능 한계상태에서 안정한 단면은 동해항 NG의 보강 전후, NH의 보강 전후, NI의 보강 후, 울산항, 그리고 울릉(사동)항이며, 옥계항, 화순항, 그리고 동해 NI의 보강 전 단면은 불안정하다. 극한 한계상태와 붕괴 한계상태의 안정평가는 복구가능 한계상태와 비슷하다. 한편, Goda and Tagaki(2000)의 허용기대활동량 0.1 m의 기준으로 안정성을 평가하면 울산항 A, B, C 단면이 불안정한 것으로 해석되는데, 허용활동량의 초과확률에 의한 안정성 평가와는 다소 차이가 있으나 전체적인 경향을 비슷하다.

Table 5. Exceedance probability of allowable sliding distance over the lifetime of structure

Limit State (Allowable sliding distance)	Importance of Structure		
	Upper bound	Normal	Lower bound
Repairable limit (0.1 m)	15 %	30 %	50 %
Ultimate limit (0.3 m)	5 %	10 %	20 %
Collapse limit (1.0 m)	2.5 %	5 %	10 %

**Table 6.** Exceedance probabilities of different allowable sliding distances and expected sliding distances calculated using normal distributions for friction factor and horizontal wave force

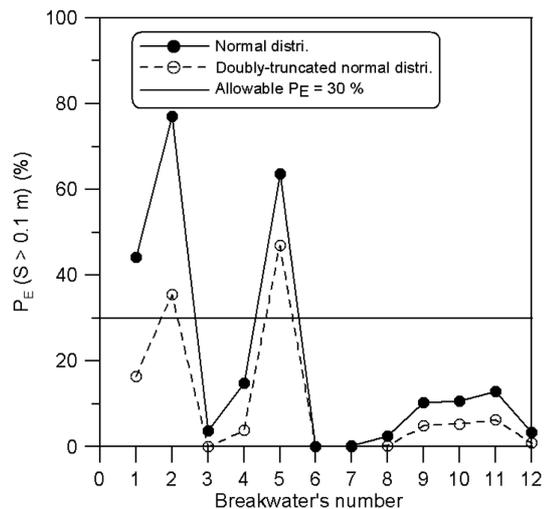
No	Name	$P_E(S > 0.1 \text{ m}) \%$	$P_E(S > 0.3 \text{ m}) \%$	$P_E(S > 1.0 \text{ m}) \%$	$S_E(\text{m})$
1	Okgye	44.12	23.87	9.89	0.451
2	Hwasun	77.01	46.23	20.45	0.910
3	Donghae NG(Bef)	3.67	0.82	0.18	0.025
4	Dongha NH(Bef)	14.85	4.73	1.26	0.087
5	Donghae NI(Bef)	63.62	47.84	26.96	1.148
6	Donghae NG(Aft)	0.04	0.01	0.00	4.22E-04
7	Donghae NH(Aft)	0.22	0.07	0.02	0.002
8	Donghae NI(Aft)	2.52	1.32	0.42	0.022
9	Ulsan A	10.37	6.61	3.35	0.136
10	Ulsan B	10.68	6.81	3.42	0.144
11	Ulsan C	12.86	8.76	4.82	0.187
12	Uleung(Sadong)	3.37	1.664	0.594	0.029

**Table 7.** Same as Table 6 but calculated using doubly-truncated normal distributions

No	Name	$P_E(S > 0.1 \text{ m}) \%$	$P_E(S > 0.3 \text{ m}) \%$	$P_E(S > 1.0 \text{ m}) \%$	$S_E(\text{m})$
1	Okgye	16.32	4.82	0.70	0.073
2	Hwasun	33.52	8.60	1.19	0.128
3	Donghae NG(Bef)	0.06	0.00	0.00	0.003
4	Dongha NH(Bef)	3.82	0.43	0.03	0.020
5	Donghae NI(Bef)	46.98	30.22	12.54	0.485
6	Donghae NG(Aft)	0.00	0.00	0.00	1.17E-06
7	Donghae NH(Aft)	0.00	0.00	0.00	1.10E-04
8	Donghae NI(Aft)	0.27	0.08	0.00	0.002
9	Ulsan A	4.92	2.73	0.93	0.042
10	Ulsan B	5.35	2.85	0.92	0.046
11	Ulsan C	6.31	3.78	1.49	0.061
12	Uleung(Sadong)	0.87	0.26	0.05	0.006

한편, Table 7은 마찰계수와 수평파력에 대한 이중절단 정규분포를 사용하여 산정한 허용활동량의 초과확률 및 기대활동량이다. 정규분포를 사용한 Table 6에 비해 초과확률 및 기대활동량이 상당히 감소한 것을 볼 수 있다. 복구가능 한계상태에서 안정성 기준을 초과한 곳은 화순항과 동해항 NI의 보강 전 단면이다. 정규분포에서는 옥계항이 불안정한 것으로 해석되었지만 이중절단정규분포를 적용한 결과는 안정한 것으로 평가된다. 극한 한계상태 및 붕괴 한계상태에서는 옥계항 뿐 아니라 화순항까지 안정한 구조물로 해석되고 있다. 한편, Goda and Takagi(2000)의 허용기대활동량으로 분석하면 화순항과 동해항 NI의 보강 전이 불안정한 것으로 판단되며 이는 본 연구의 안정 기준의 복구가능 한계상태와 비슷한 결과이다.

Figs. 8~10은 세 가지 한계상태에 대하여 수평파력과 마찰계수의 분포로 정규분포를 사용한 경우와 이중절단정규분포를 사용한 경우 초과확률을 비교한 것이다. 이 그



**Fig. 8.** Comparison of exceedance probabilities between normal distribution and doubly truncated normal distribution in the repairable limit state.

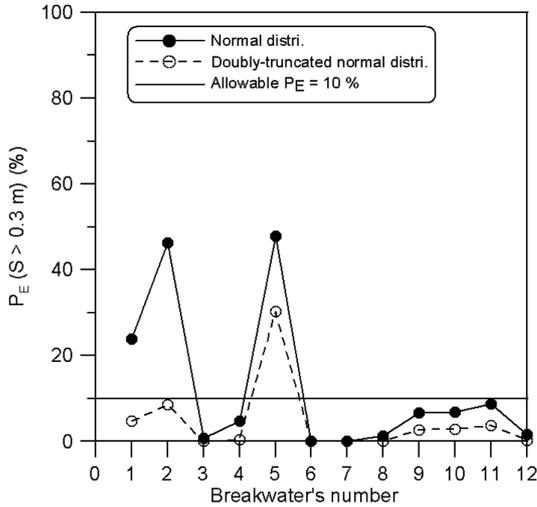


Fig. 9. Comparison of exceedance probabilities between normal distribution and doubly truncated normal distribution in the ultimate limit state.

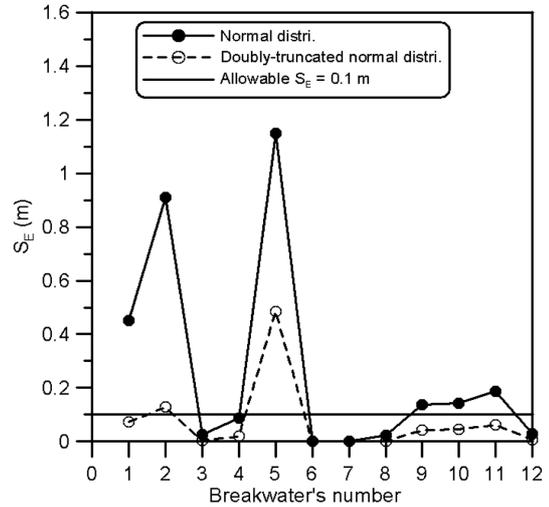


Fig. 11. Comparison of expected sliding distance between normal distribution and doubly truncated normal distribution.

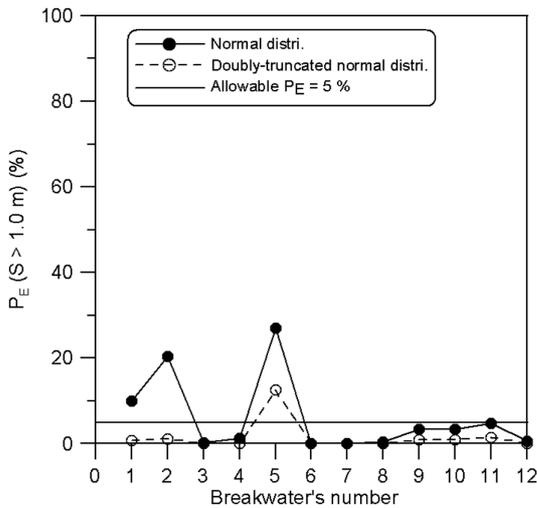


Fig. 10. Comparison of exceedance probabilities between normal distribution and doubly truncated normal distribution in the collapse limit state.

림들에서 가로축의 방파제 번호는 Table 1에 주어진 번호이다. Fig. 8은 복구가능 한계상태에 대한 초과확률을 나타낸 것이다. 정규분포를 사용한 경우에는 12개 중 3개 단면이 기준을 초과한 반면 이중절단 정규분포를 적용하면 2개 단면이 기준을 초과한다. Fig. 9는 극한 한계상태 일 때 산정한 초과확률이다. 이중절단정규분포를 적용할 경우에 기준을 초과하는 단면이 1개로서 정규분포를 사용할 때보다 2개가 더 많이 안정 기준을 만족하였다. Fig.

10은 붕괴 한계상태에 대한 초과확률인데 극한 한계상태와 비슷한 결과를 보여주고 있다. Fig. 11은 기대활동량을 계산하여 정규분포와 이중절단정규분포의 조건에서 비교하였다. Goda and Tagaki(2000)가 제시한 0.1 m의 안정 기준으로 평가하면 정규분포 일 때는 6개 단면이 기준을 초과하지만 이중절단정규분포일 때는 2개만 기준을 초과한다.

본 연구에서 대상으로 하는 12개 단면 중 대표적으로 불안정한 단면은 옥계항, 화순항, 동해 NI의 보강 전 단면이다. 이 중 동해항은 이미 보강이 되었고 옥계항은 이중절단정규분포를 적용하면 안정한 항으로 평가되기 때문에 정규분포 및 이중절단정규분포의 적용에서 모두 불안정한 단면으로 판단되는 화순항에 대해서 활동량의 빈도 분석을 수행하였다. Figs. 12~15는 화순항의 방파제 사용 연수 동안의 활동량에 대해 상대빈도를 산정한 결과이다. Figs. 12와 13은 정규분포를 사용한 경우이고 Figs. 14와 15는 이중절단정규분포를 사용한 경우이다. Fig. 12는 발생한 모든 활동량을 고려하여 상대빈도를 계산한 것이다. 활동량이 1.0 m을 초과하지 않을 확률이 80%에 이른다. 즉, 대부분의 경우 붕괴 한계상태 이하의 활동이 발생한다고 생각할 수 있다. 따라서 1.0 m 이하 일 때에 대해서 다시 빈도 분석을 한 것이 Fig. 13이다. 활동량 0.3 m 이하에서 발생확률이 비교적 높다. 즉, 활동량 허용치의 기준으로 0.1 m 및 0.3 m이 적합하다는 것을 나타낸다. 이런 분석결과는 Figs. 14~15의 이중절단정규분포의 적용에서도 뚜렷하게

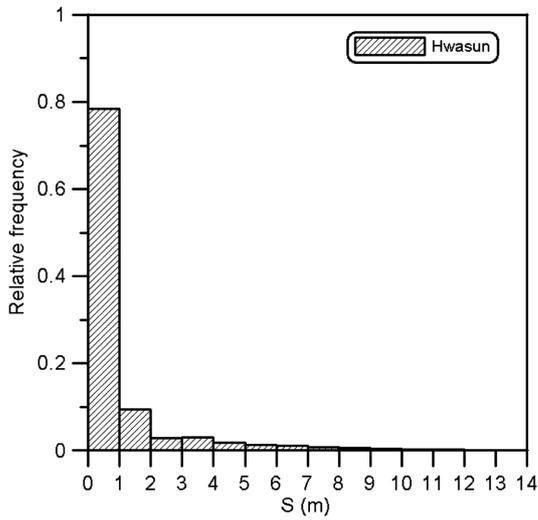


Fig. 12. Relative frequency of accumulated sliding distance during the life time calculated using the normal distribution in Hwasun harbor.

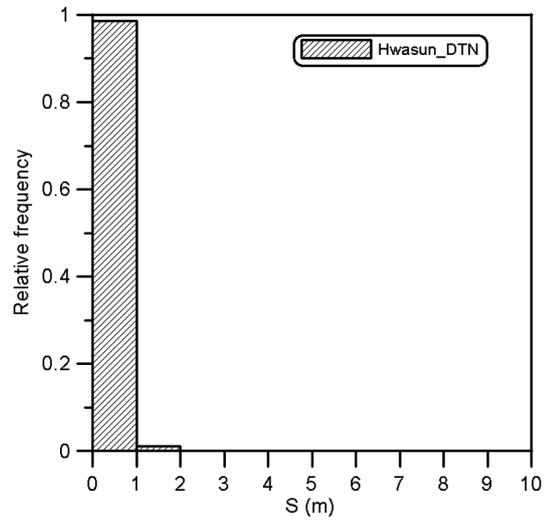


Fig. 14. Relative frequency of accumulated sliding distance during the life time calculated using doubly-truncated normal distribution in Hwasun harbor.

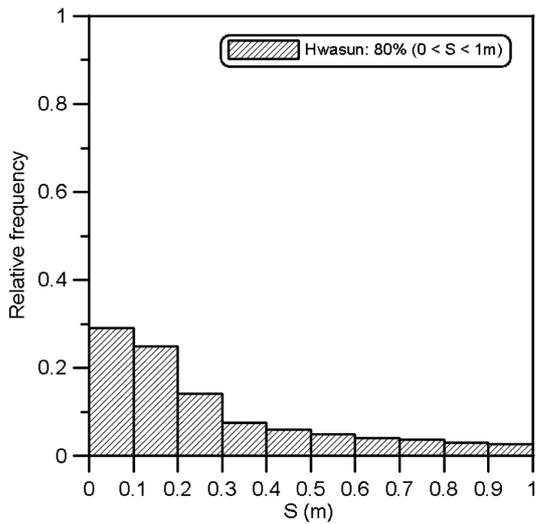


Fig. 13. Same as Fig. 12 but for the range of 0 to 1 m.

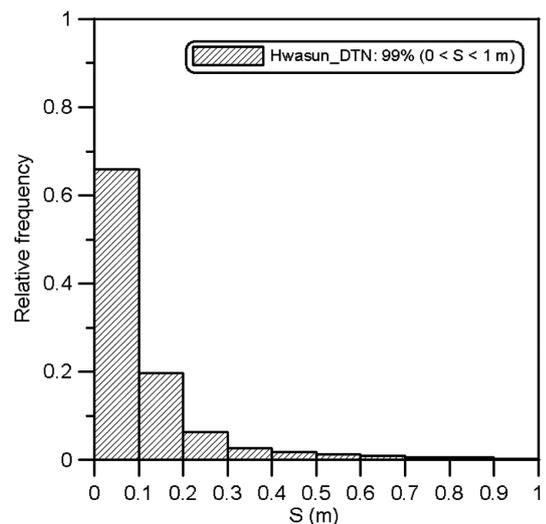


Fig. 15. Same as Fig. 14 but for the range of 0 to 1 m.

나타난다. Fig. 14에서와 같이 활동량 1.0 m을 초과하지 않는 확률이 무려 99%이다. Fig. 15에서는 활동량 0.1 m을 초과하지 않을 확률이 64%이고 활동량 0.3 m을 초과하지 않을 확률은 91%이다.

Fig. 16은 정규분포를 사용한 경우 기대활동량  $S_E$ 와 상위 10%를 평균한 활동량  $S_{1/10}$ 의 관계를 나타낸 것이다. 허용기대활동량을 0.3 m로 규정한다면 상위 10%의 평균활동량은 1.8 m이다. 다시 말해, 한 방파제에서 100개의 케이슨을 사용한다면 10개 정도는 1.8 m의 활동이 발생할 수

있음을 말해주고 있다. 또한 0.1 m의 허용기대활동량의 기준을 사용한다면 상위 10%의 평균활동량은 0.78 m이다. 즉, Goda and Takagi(2000)가 제안한 허용기대활동량 0.1 m가 보다 적합하다고 생각한다. 하지만 기대활동량의 기준을 사용할 경우에 활동량의 평균을 지표로 하고 있어 실제로 허용치를 초과하는 활동이 발생할 가능성이 있다. 따라서 케이슨 활동의 안정기준으로 기대활동량보다 허용활동량의 초과확률을 사용하는 것이 보다 합리적이라고 생각된다.

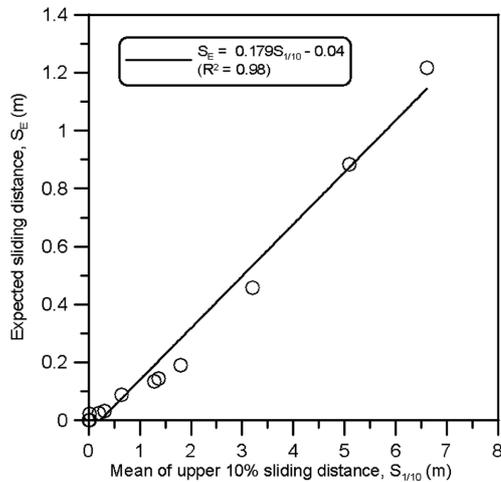


Fig. 16. Relationship between the mean of upper 10% sliding distance and the expected sliding distance.

#### 4. 결 론

본 연구에서 케이슨 방파제의 허용활동량에 대한 초과 확률을 각 한계상태에 따라 산정하였다. 각 설계변수의 확률분포로서 정규분포가 가지는 단점을 극복하기 위해서 수평파력과 마찰계수에 대하여 상한과 하한이 주어진 이중절단정규분포를 적용하여 허용활동량을 초과하는 확률을 계산하였고 정규분포일 경우와 비교하였다. 전체적으로 이중절단정규분포를 적용한 경우의 초과확률은 정규분포를 그대로 사용한 결과보다 상당히 작게 계산되었다. 이는 허용활동량에 대한 초과확률은 극대 혹은 극소값에 민감하게 반응하는데 상한과 하한을 둬으로써 이런 극값의 출현 횟수가 줄어들었기 때문이다. 상한과 하한의 경계치에 따라 결과에 미치는 영향이 크기 때문에 향후 합리적인 상한과 하한을 결정하는 방법에 대해 추가적인 연구가 필요할 것이다. 정규분포를 사용한 경우의 모든 한계상태에서 옥계항, 화순항, 동해 NI의 보강 전 단면은 불안정한 것으로 평가되었다. 한편, 이중절단정규분포를 적용한 경우에는 화순항과 동해 NI의 보강 전 단면이 불안정한 것으로 해석되었다. 화순항은 보수가능 한계상태에서만 불안정한 것으로 평가되었고 나머지 극한 한계상태와 붕괴 한계상태에서는 모두 안정한 것으로 분석되었다. 결론적으로 안정성 평가 기준으로 기대활동량이 가지는 한계점을 발견되었고 허용활동량에 대한 초과확률을 이용하여 국내 케이슨 방파제의 활동에 대한 안정성을 합리적으로 평가하였다.

#### 감사의 글

본 논문은 한국해양수산진흥원 지원과제인 ‘항만구조물 신뢰성 설계법 개발’ 연구과제(PM48400)와 서울대학교 BK21 안전하고 지속가능한 사회기반건설 사업단의 지원을 받았습니다. 본 연구는 서울대학교 공학연구소에서 수행되었습니다.

#### 참고문헌

- 김동현 (2005). 소파케이슨 방파제의 기대활동량 산정. 한국해양해양공학회지, 17(4), 213-220.
- 김승우, 서경덕 (2009). 국내 케이슨 방파제의 활동에 대한 신뢰성 해석 및 부분안전 계수 산정. 한국해양·해양공학회논문집, 21(4), 278-289.
- 김승우, 서경덕, 이철웅, 박동헌 (2009). 국내 항만의 방파제 피복블록의 신뢰성 해석, 한국해양·해양공학회논문집, 21(1), 15-29.
- 김태민, 황규남, 타카야마 토모즈카 (2005). 이중절단정규분포의 적용을 통한 케이슨 방파제 기대활동량 평가의 향상. 한국해양·해양공학회지, 17(4), 221-231.
- 서경덕, 권혁동, 이동영 (2008). 한국 연안 심해파의 통계적 특성. 한국해양·해양공학회논문집, 20(4), 342-354.
- 한국해양연구원 (2005). 전해역 심해 설계과 추정 보고서 II.
- 해양수산부 (2005). 항만 및 어항 설계 기준.
- Burcharth, H.F. (1992). Uncertainty related to environmental data and estimated extreme events, Final Report of PIANC Working Group 12, Group B, June 1992.
- European Committee for Standardisation (1991). Eurocode 1 for Actions on Structures, European Committee for Standardisation.
- European Committee for Standardisation (1992). Eurocode 2 for Design of Concrete Structures, European Committee for Standardisation.
- Goda, Y.(1974). A new method of wave pressure calculation for the design of composite breakwater, Proc. 14th International Conference on Coastal Engineering, ASCE, Copenhagen, 1702-1720.
- Goda, Y. (2001). Performance-based design of caisson breakwaters with new approach to extreme wave statistics. Coastal Eng. J., 43, 289-316.
- Goda, Y. (2003). Revisiting Wilson's formulas for simplified wind-wave prediction. J. Waterw., Port, Coast. and Ocean Eng. 129(2), 93-95.
- Goda, Y. and Takagi, H. (2000). A reliability design method of caisson breakwaters with optimal wave heights, Coastal

- Eng. J., 42, 357-387.
- Hong, S.Y., Suh, K-D, Kweon, H.M. (2004). Calculation of expected sliding distance of breakwater caisson considering variability in wave direction. *Coastal Eng. J.*, 46, 119-140.
- Ikesue, S. (1999). Study on reliability design method of composite breakwaters using the expected sliding distance, Master Thesis, Kyoto University (in Japanese)
- JPHA (2007). Japan Port and Harbor Association, Technical Standards for Port and Harbor Facilities in Japan (in Japanese).
- Kim, S.-W. and Suh, K.-D. (2006) Application of reliability design methods to Donghae harbor breakwater, *Coastal Engng. J.* 48(1), 31-57.
- Kim, T.M. and T. Takayama (2003). Computational improvement for expected sliding distance of a caisson-type breakwater by introduction of a doubly-truncated normal distribution. *Coastal Eng. J.*, 45, 387-419.
- Oumeraci H., Kortenhaus A., Allsop W., de Groot M., Crouch R., Vrijling H., Voortman H. (2001). Probabilistic design tools for vertical breakwaters, Sweta & Zeitlinger B.V., Lisse.
- Park, S.K. and Miller, K.W. (1988). Communications of the ACM, 31, 1192-1201.
- Press, W.H., Teukolsky, S.A., Vetterling, W.T., Flannery, B.P. (1992). Numerical recipes in Fortran, Second edition.
- Rackwitz, R. (2001). Reliability analysis-a review and some perspectives. *Structural safety*, 23, 365-395.
- Shimosako, K. and Takahashi, S. (2000). Application of deformation-based reliability design for coastal structures. Proc. Int. Conf. Coastal Struct., A.A. Balkema, Spain, 363-371.
- Takayama, T. and Ikeda, N. (1992) Estimation of sliding failure probability of present breakwaters for probabilistic design, Report of the Port and Harbour Research Institute, vol.31, No.5.

---

원고접수일: 2009년 8월 31일

수정본채택: 2009년 11월 23일(1차), 2009년 12월 23일(2차)

게재확정일: 2009년 11월 23일