

직립방파제의 케이슨 활동에 대한 확률과정에 기반한 시간의존 신뢰성 설계법 개발 Development of Time-Dependent Reliability-Based Design Method Based on Stochastic Process on Caisson Sliding of Vertical Breakwater

김승우* · 천세현* · 서경덕*

Seung-Woo Kim*, Sehyeon Cheon* and Kyung-Duck Suh*

요 지 : 직립 케이슨 방파제에 대한 기존의 성능설계법은 임의의 시간 동안의 평균활동량을 산정하지만 허용활동량을 최초로 초과하는 사건의 발생확률(최초통과확률)은 계산하지 못한다. 설계자는 구조물이 최초로 피해를 입을 확률에 대한 정보를 구조물의 설계 단계뿐 아니라 관리 및 운영에서도 필요로 한다. 따라서 본 연구에서는 케이슨 활동의 최초통과확률을 산정하기 위해 확률과정에 기반한 시간의존 신뢰성 설계법을 개발하였다. 방파제의 활동을 일으키는 폭풍파는 발생 시간과 강도의 임의성의 특징이 있기 때문에 Poisson spike process를 사용하여 케이슨 활동을 정식화할 수 있다. 여기서 방파제의 활동을 일으키는 폭풍파의 발생률은 활동량분포함수와 폭풍파의 평균발생률로 표현된다. 성능설계법으로 모의된 이들은 설계변수들의 다변량 회귀함수로 나타내진다. 결과적으로 활동량분포함수와 폭풍파의 평균발생률은 유의파고, 케이슨 폭, 수심의 함수로 표현되어 케이슨 활동에 대한 최초통과확률을 손쉽게 산정할 수 있다.

핵심용어 : 직립방파제, 케이슨 활동, 최초통과확률, 시간의존 신뢰성 설계법, 확률과정

Abstract : Although the existing performance-based design method for the vertical breakwater evaluates an average sliding distance during an arbitrary time, it does not calculate the probability of the first occurrence of an event exceeding an allowable sliding distance(i.e. the first-passage probability). Designers need information about the probability that the structure is damaged for the first time for not only design but also maintenance and operation of the structure. Therefore, in this study, a time-dependent reliability design method based on a stochastic process is developed to evaluate the first-passage probability of caisson sliding. Caisson sliding can be formulated by the Poisson spike process because both occurrence time and intensity of severe waves causing caisson sliding are random processes. The occurrence rate of severe waves is expressed as a function of the distribution function of sliding distance and mean occurrence rate of severe waves. These values simulated by a performance-based design method are expressed as multivariate regression functions of design variables. As a result, because the distribution function of sliding distance and the mean occurrence rate of severe waves are expressed as functions of significant wave height, caisson width, and water depth, the first-passage probability of caisson sliding can be easily evaluated.

Keywords : vertical breakwater, caisson sliding, first-passage probability, time-dependent reliability method, stochastic process

1. 서 론

직립방파제의 파괴모드에서 활동파괴가 지배적인 것은 잘 알려져 있다(Goda and Takagi, 2000; Takahashi et al., 2000). 많은 연구자들은 수십 년 동안에 케이슨 활동에 대한 연구를 중점적으로 수행해왔다. Goda(1974)는 파압 공식을 제안하여 활동의 안전율을 산정하였다. 하지만 같은 안전율에서도 수심과 파랑 조건에 따라 서로 다른 활동량이 산정되는 경우가 발생한다. 이를 극복하기 위해 확률론에 근거한 신뢰성설계법과 성능설계법이 도입되었다(이, 2009; 김* 서,

2009; Yoshioka and Nagao, 2005; U.S. Army, 2006; OCDI, 2009). 일반적으로 전통적인 신뢰성 설계법은 구조물의 생애 동안의 파괴확률을 계산하는 반면, 성능설계법은 구조물의 변위와 허용변위를 초과하는 확률을 산정한다. 성능설계법은 Shimosako and Takahashi(2000) 이후로 지금까지 여러 연구자들이 사용하고 있다(Goda and Takagi, 2000; Kim and Takayama, 2003; Hong et al., 2004; Kim and Suh, 2006). 최근에는 성능설계법으로 기후변화효과가 구조물의 안정성에 미치는 영향을 분석하고 있다(Okayasu and Sakai, 2006; Takagi et al., 2011; 서 등, 2011). 특히, 서 등(2011)은 기후

* 서울대학교 건설환경공학부 (Corresponding author: Kyung-Duck Suh, Department of Civil and Environmental Engineering, Seoul National University, Seoul 151-744, Korea. Tel: 02-880-8760, Fax: 02-873-2684, kdsuh@snu.ac.kr)

변화영향인 해수면 상승과 파고 증가를 고려하기 위해서 Shimosako and Takahashi (2000)의 방법을 개선한 시간의존 성능설계법을 제안하였다.

하지만 기존의 신뢰성 설계법과 성능설계법은 임의의 시간의 평균적인 파괴확률과 활동량은 산정하지만 허용활동량을 최초로 초과하는 확률은 계산하지 못한다. 설계자나 운영자는 일정 시간 동안의 평균적인 파괴확률과 활동량에 대한 정보도 필요하지만 구조물이 최초로 피해를 입을 시간과 그 때의 확률에 대한 정보도 필요하다. 따라서 본 연구에서는 케이슨 활동에 대한 확률과정(stochastic process)에 기반한 시간의존 신뢰성 설계법을 제안하고자 한다. 본 연구에서 개발할 시간의존 신뢰성 설계법은 Level techniques(Level 2; 3)인 전통적인 신뢰성 설계법과 성능설계법을 포함하고 있으며 케이슨 활동에 대한 최초통과확률을 산정한다. 케이슨의 활동을 일으키는 폭풍파는 발생 시간과 강도의 임의성을 가지기 때문에 확률과정에서 Poisson spike process를 사용하여 정식화할 수 있다(Madsen et al., 1986; Melchers, 1999). 이때 허용활동량을 초과하는 폭풍파의 발생률은 개별파의 활동량분포함수와 폭풍파의 평균발생률로 표현된다. 여기서 활동량분포함수와 폭풍파의 평균발생률은 성능설계법으로 모의된 값들을 이용하여 주요 설계변수의 다변량 회귀함수로 표현된다. 결과적으로 본 연구에서는 최초통과확률의 산정에 핵심적인 정보인 활동량분포함수와 폭풍파의 평균발생률을 제안하고자 한다. 본 논문에서의 폭풍파(severe wave)는 케이슨의 활동을 유발시킬 수 있는 큰 개별파를 의미하며, 일반적인 의미의 storm wave와는 다르다는 것을 유의해야 한다.

2. 최초통과확률의 정식화

실제적인 공학문제는 주요변수가 시간의 함수로 표현되어 있어 시간의존 신뢰성 설계법으로 해석해야 한다. 이와 같은 신뢰성 설계법은 구조물의 안정성을 평가하기 위해 다음과 같은 한계상태식을 사용한다.

$$g(\mathbf{R}, \mathbf{L}, t) = \mathbf{R}(t) - \mathbf{L}(t) \quad (1)$$

여기서 \mathbf{L} 과 \mathbf{R} 은 하중(혹은 하중효과)과 저항(혹은 허용한계)이며 t 는 시간이다. 식 (1)을 사용하여 임의의 시간에서 구조물의 파괴확률은 다음과 같이 표현된다.

$$P_f(t) = \Pr[g(\mathbf{R}, \mathbf{L}, t) \leq 0] \quad (2)$$

여기서 $\Pr[\]$ 은 사건의 발생확률을 의미한다. 위 식은 시간 t 동안에 하중이 허용한계를 최초로 초과하는 사건의 발생확률을 나타내며 이를 일반적으로 최초통과확률(first-passage probability)이라 부른다(Melchers, 1999; 양 등, 1999). 최초통과확률은 시간 간격 $(0, t]$ 에서 하중 $\mathbf{L}(t)$ 가 허용한계 $\mathbf{R}(t)$ 를 최초로 초과할 확률이며 시간 t 의 확률은 다음과 같이 정의된다.

$$P_f(t) = 1 - \Pr[N(t) = 0 | \mathbf{L}(0) < \mathbf{R}(0)] \Pr[\mathbf{L}(0) < \mathbf{R}(0)] \quad (3)$$

여기서 $N(t)$ 는 시간 간격 $(0, t]$ 에서 하중이 허용한계를 초과할 횟수, $\mathbf{L}(0)$ 와 $\mathbf{R}(0)$ 은 $t=0$ 에서 하중과 허용한계의 realization이며 시간에 따라 그 특성이 변화하지 않는 것을 의미한다. $\Pr[\mathbf{L}(0) < \mathbf{R}(0)]$ 는 최초의 하중과 허용한계의 realization이 시간에 따라 변화하지 않을 때 하중이 허용한계를 초과하지 않을 확률이다. 즉, $1 - P_f(0)$. $\mathbf{L}(0) < \mathbf{R}(0)$ 의 조건에서 시간 t 까지 $N(t) = 0$ 인 확률은 다음 식과 같이 $N(t) = 0$ 인 확률과 같다고 가정할 수 있다.

$$\Pr[N(t) = 0 | \mathbf{L}(0) < \mathbf{R}(0)] \approx \Pr[N(t) = 0] = P_0(t) \quad (4)$$

이는 초기 시간에서는 두 경우의 확률이 거의 동일하기 때문에 두 사건이 통계적으로 독립이라는 가정이 성립된다. 여기서 $P_0(t)$ 는 시간 간격 $(0, t]$ 에서 하중이 허용한계를 초과하는 사건이 발생하지 않을 확률이다. $P_0(t)$ 는 다음과 같이 Poisson 분포를 따른다(Cramer and Leadbetter, 1967).

$$P_0(t) = \exp\left(-\int_0^t \lambda^+(\tau) d\tau\right) \quad (5)$$

여기서 λ^+ 은 하중이 허용한계를 초과할 사건의 발생률이며 $\Delta t \rightarrow 0$ 에서 Poisson spike process를 만족할 때 다음과 같이 표현된다(Madsen et al., 1986; Melchers, 1999).

$$\begin{aligned} \lambda^+ &= \lim_{\Delta t \rightarrow 0} \left[\frac{1}{\Delta t} \{ \Pr[\mathbf{L}(t) \leq \mathbf{R}(t)] \cap \Pr[\mathbf{L}(t + \Delta t) \leq \mathbf{R}(t)] \} \lambda \right] \\ &= F_{\mathbf{L}}(\mathbf{R}) [1 - F_{\mathbf{L}}(\mathbf{R})] \lambda \end{aligned} \quad (6)$$

여기서 $F_{\mathbf{L}}$ 는 하중 $\mathbf{L}(t)$ 의 누적분포함수이고 λ 는 하중이 허용한계 $\mathbf{R}(t)$ 를 초과할 평균 발생률이다. 식 (4)-(6)을 식 (3)에 대입하면 최초통과확률은 다음과 같이 유도된다.

$$P_f(t) = 1 - [1 - P_f(0)] \exp\left(-\int_0^t F_{\mathbf{L}}(\mathbf{R}) [1 - F_{\mathbf{L}}(\mathbf{R})] \lambda d\tau\right) \quad (7)$$

위 식에서 하중 $\mathbf{L}(t)$ 의 누적분포함수인 $F_{\mathbf{L}}$ 와 하중이 허용한계를 초과할 사건의 평균발생률 λ 를 정의한다면 최초통과확률은 쉽게 산정된다. 이때 하중의 특성이 Poisson spike process를 따르는지 확인해야 한다.

케이슨의 활동은 폭풍 시 큰 파가 케이슨의 전면에 작용하여 케이슨이 항내측으로 밀리는 것을 의미한다. 케이슨 방파제의 성능해석에서 폭풍 파랑의 발생빈도와 활동량이 케이슨 활동에 중요한 요소이다. 동시에 설계된 케이슨 방파제는 구조물의 생애주기 동안에 활동을 일으키는 사건을 만날 횟수가 상당히 작다. 이와 같이 일반적으로 케이슨 활동은 폭풍파의 큰 충격쇄파에 의해 발생한다. 이런 폭풍파는 Reeve (1998), Besley(1999) 그리고 Li and Zhao(2010)에 의해 그 특성이 분석되어 발생 시간의 임의성과 강도의 임의성을 가

지는 것으로 관찰되었다. 폭풍과는 폭풍 기간 동안에 언제 발생할지 혹은 그렇지 않을지에 대한 임의성이 있으며, 발생된 폭풍과는 케이슨의 활동을 일으킬지 혹은 그렇지 않을지에 대한 강도의 임의성이 있다. 이와 같은 특성으로 Poisson spike process를 사용하여 폭풍과의 발생을 정식화 할 수 있다. Fig. 1은 Poisson spike process의 개념도이며 임의의 시간 t_i 에서 i 번째 폭풍과에 의해 발생한 활동량 s_i 를 나타낸다. 수학적으로 폭풍과에 의한 케이슨 활동의 Poisson spike process는 평균발생률 λ_s 와 활동량의 크기 s 를 사용하여 다음과 같이 표현된다.

$$s(\lambda_s, s_i, t, t_i) = \begin{cases} s_i & \text{when it occurs} \\ 0 & \text{otherwise} \end{cases} \quad (8)$$

또한 케이슨 활동의 위험도를 평가하기 위해서 한계상태함수는 다음과 같이 수립된다.

$$g(s_a, s, t) = s_a(t) - s(t) \quad (9)$$

여기서 s_a 는 개별파에 의한 허용활동량이며 본 연구에서는 상수를 사용하였다.

식 (7)에서 하중효과 \mathbf{L} 과 저항 \mathbf{R} 대신에 활동량 s 와 허용 활동량 s_a 를 각각 사용하면 주어진 폭풍 파랑 H_s 에서 허용 활동량을 초과하는 최초통과확률은 다음과 같이 표현된다.

$$P_f(t|H_s) = 1 - [1 - P_f(0)] \times \exp\left\{-\int_0^t (F_s(s_a)[1 - F_s(s_a)]\lambda_s)d\tau\right\} \quad (10)$$

여기서 $P_f(t|H_s)$ 는 주어진 재현기간 50년의 유의파고 H_s 에서 조건부 최초통과확률이다. 그러나 50년 빈도파는 통계적인 추정 오차와 파랑변형모형의 오차를 포함하고 있기 때문에 불확실성을 고려해야 한다. 따라서 본 연구에서는 유의파고의 불확실성을 정규분포함수로 가정하여 최초통과확률을 계산한다. 평균은 50년 빈도파를 사용하고 변동계수는 평균의 10%를 적용할 수 있다. 제안된 변동계수 10%는 심해파 추정오차와 파랑변형 시 발생할 수 있는 오차를 포함한 것이다. 하지만 변동계수는 50년 빈도파의 추정방법에 따라 다르게 산정될 수 있다. 이를 고려한 최종적인 최초통과확률은 다음과 같다.

$$P_f(t) = \int_0^\infty P_f(t|H_s)f_{H_s}(H_s)dH_s \quad (11)$$

여기서 $f_{H_s}(H_s)$ 는 H_s 의 확률밀도함수이다. 기후변화로 인한 파후(wave climate)의 비정상성(non-stationariness)을 고려할 경우 극치파고분포의 매개변수가 매년 달라지며, 따라서 50년 빈도파도 매년 다르게 산정된다. 결국 케이슨 활동에 대한 최초통과확률을 산정하기 위해서 가장 필요한 자료

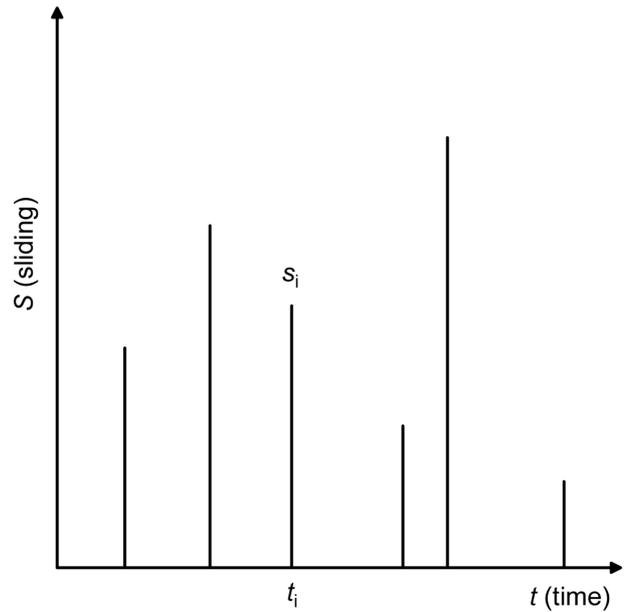


Fig. 1. Definition sketch of Poisson spike process.

는 케이슨의 활동량분포함수와 활동을 일으키는 폭풍과의 평균발생률이다.

3. 폭풍과의 평균발생률과 활동량의 확률분포 함수

케이슨 활동의 최초통과확률을 계산하기 위해서 $P_f(t)|_{t=0}$ 와 λ_s 그리고 F_s 를 산정해야 한다. 우선, $P_f(t)|_{t=0}$ 는 전통적인 신뢰성 설계법(즉, 시간독립 신뢰성 설계법)인 Level 2 혹은 Level 3로 계산할 수 있다. 시간독립 신뢰성 설계법의 한계상태식은 하중과 저항이 시간에 독립인 함수로 표현되며, 하중과 저항이 구조물의 생애 동안의 정상성(stationariness) 조건을 만족함을 의미한다.

구조물의 활동을 일으키는 폭풍과의 평균발생률 λ_s 은 다음과 같이 나타낼 수 있다.

$$\lambda_s = \frac{N_s}{N_w T_m} \quad (12)$$

여기서 N_s 는 폭풍의 지속시간 동안에 활동을 일으키는 개별파(individual wave)의 갯수이며 N_w 는 같은 기간에서 전체 개별파의 갯수이다. 평균주기 $T_m (= T/1.2)$ 로 표현된 λ_s 는 단위 시간당 구조물의 활동을 일으키는 폭풍과의 평균발생률을 의미한다. 위 식에서 N_s/N_w 는 활동에 영향을 주는 설계변수의 함수로 다음과 같이 근사 될 수 있다.

$$\frac{N_s}{N_w} = \text{function}(H_s, \text{other design variables}) \quad (13)$$

한편, 개별파에 의한 활동량의 확률밀도함수와 누적분포함수는 2모수 Weibull 분포로 가정하였다.

$$f_s(s) = \frac{k}{A_s} \left(\frac{s}{A_s}\right)^{k-1} \exp\left[-\left(\frac{s}{A_s}\right)^k\right] \quad (14)$$

$$F_s(s) = 1 - \exp\left[-\left(\frac{s}{A_s}\right)^k\right] \quad (15)$$

여기서 A_s 와 k_s 는 Weibull 분포의 척도와 형상 매개변수이다. 2모수 Weibull 확률밀도함수는 형상 매개변수 k_s 가 1보다 작은 경우에 활동량 s 가 0에 접근할 때 확률밀도는 무한대가 되며 s 가 커질 때 확률밀도가 지수함수로 작아지기 때문에 활동량의 분포함수로 적합하다.

결과적으로 최초통과확률의 산정에서 2모수 Weibull 활동량분포함수의 매개변수와 N_s/N_w 을 유의파고 H_s 와 다른 기하학적 설계변수로 표현하는 것이 중요하다. 본 연구에서는 성능설계법으로 분류되는 Shimosako and Takahashi(2000) 모델을 사용하여 활동량분포함수와 N_s/N_w 을 모의하였다. 모의된 값은 다변량 회귀분석에 의해 설계변수의 함수로 표현된다. 다변량 회귀분석을 수행하기 전에 다양한 설계변수 중에서 활동량분포함수와 N_s/N_w 에 지배적인 영향을 미치는 변수를 검토하였다. 검토된 설계변수는 해수의 밀도 ρ_w , 케이슨의 평균 밀도 ρ_c , 케이슨 폭 B , 구조물 전면 수심 h , 케이슨 바닥의 수심 h' , 마루 높이 h_m , 마운드 피복층 위의 수심 d , 유의파고 H_s , 유의주기 T_s , 케이슨과 마운드 사이의 마찰계수 f 이다. 이들 중에서 ρ_w (= 1030 kg/m³), ρ_c (= 2100 kg/m³) 그리고 f (= 0.6)는 상수이며 d (= $h'-1.5$ m)는 h' 와 크게 차이가 나지 않는다. 또한 마루 높이 h_m 는 유의파고의 0.6배를 사용하고 유의주기는 파고와 밀접한 관계를 가진다(Suh et al., 2010). 따라서 활동에 영향을 미치는 주요변수는 h' , h , H_s , 그리고 B 이며, 이를 수심으로 나누어 무차원화하면 h'/h , H_s/h 그리고 B/h 가 된다. 그런데 h' 은 마운드의 두께 t_r 과 구조물의 전면 수심과 다음의 관계를 가진다(Goda and Takagi, 2000).

$$h' = h - t_r = h - \max\{0.2h, 3.0\text{m}\} \quad (16)$$

결국 본 연구에서 N_s/N_w 와 2모수 Weibull 분포의 매개변수는 무차원 변수 H_s/h 와 B/h 로 표현된다. 50년 빈도 유의파고 H_s , 케이슨 폭 B 그리고 구조물의 전면 수심 h 가 결정되면 케이슨의 단면이 결정되고 해당 단면에서 활동을 일으키는 개별파의 개수 N_s 와 각 개별파에 의한 활동량이 계산된다. 폭풍 지속시간 동안에 개별파에 의한 활동량을 빈도분석하면 매개변수를 추정할 수 있다.

3.1 무차원 변수의 범위 결정

무차원 변수의 범위를 결정하기 위해서 한국과 일본의 66개 직립방파제 단면을 조사하였다. 케이슨 폭을 수심으로 무차원화한 변수는 다음과 같은 분포를 보인다(김·서 2009; Yoshioka and Nagao, 2005).

$$0.4 \leq B/h \leq 1.4, \Delta(B/h) = 0.05 \quad (17)$$

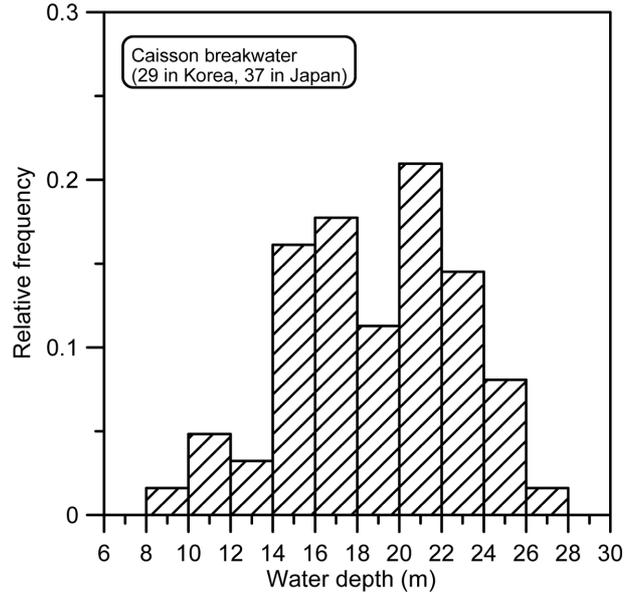


Fig. 2. Relative frequency of water depths of the existing caisson breakwaters.

여기서 실제 방파제의 수심은 8 m에서 28 m 사이에 분포하지만 수심 12 m 이상이 전체의 약 92%이므로 수심이 아주 얇은 12 m 미만은 본 연구에서 제외하였다(Fig. 2). 한편, 가능한 넓은 H_s/h 의 범위를 포함하기 위해 쇄파 상한기준은 다음과 같이 결정하였다(U.S. Army, 2006).

$$0.3 \leq H_s/h \leq 0.8, \Delta(H_s/h) = 0.025 \quad (18)$$

위 두 식에서 $\Delta(B/h)$ 와 $\Delta(H_s/h)$ 는 각 무차원 변수의 추출 간격이다. 전체 구간에서 각각 21개를 추출하여 수심별 441개의 샘플을 얻는다. 또한 본 연구에서는 추출된 샘플로 설계된 단면의 안전율이 1.0 이상 되도록 제한조건을 설정하였다. 왜냐하면 일반적으로 결정론적 설계뿐 아니라 확률론적 설계에서도 저항 특성치가 하중 특성치보다 크게 설계하기 때문이다. 다시 말하면, 각 수심에서 441개의 샘플 중에서 안전율 1.0 이상을 만족하는 샘플만 사용된다.

3.2 N_s/N_w 산정

폭풍의 지속시간 동안에 활동을 일으키는 개별파의 개수 N_s 를 산정하기 위해서 Shimosako and Takahashi(2000) 모델을 사용하였다. 각 폭풍 지속 시간은 평균주기 T_m 의 1000파로 고정하였고 단면의 기하학적 변수는 바닥경사 0.01과 전형적인 직립방파제 단면 형상 치수를 사용하였다(Goda and Takagi, 2000). 또한 설계변수의 불확실성을 나타내는 통계적 특성치는 Table 1과 같다. 구조물 위치에서 유의파고와 유의주기는 주어지기 때문에 편위와 변동계수는 모두 0.0으로 가정하였다. 그러나 개별파의 파압과 마찰계수의 편위와 변동계수는 서 등(2011)과 같은 값을 사용하였다. 이와 같이 결정된 설계변수와 그 변수의 통계적 특성치를 사용하여 단면을 결정하고 주어진 파랑에 의해 N_s/N_w 가 계산된다. Shimosako

Table 1. Statistical characteristics of design variables

Description	X_i	α_{X_i}	γ_{X_i}	References
Horizontal wave force	various	-0.09	0.19	Takayama and Ikeda(1993), Kim and Takayama(2003)
Vertical wave force	various	-0.23	0.20	Oumeraci et al.(2001)
Friction coefficient	0.6	0.06	0.16	Takayama and Ikeda(1993), Kim and Takayama(2003)

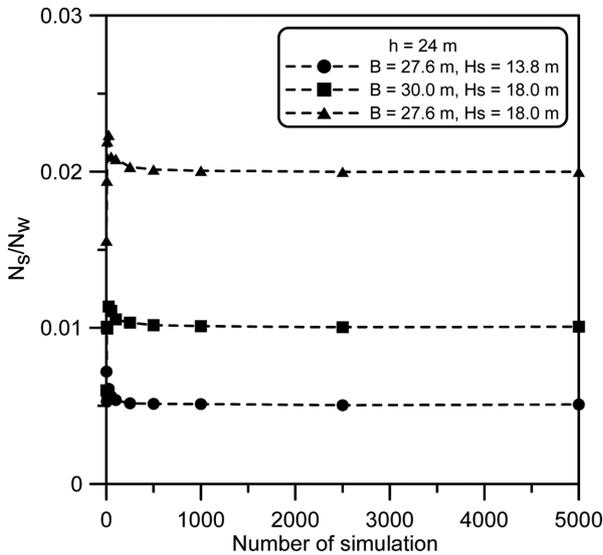


Fig. 3. Examination of N_s/N_w versus number of simulation.

and Takahashi(2000) 모델에서는 Monte-Carlo 모의가 수행되는데 합리적인 모의 횟수를 결정하는 것이 중요하다. Fig. 3은 수심 24 m에서 모의 횟수와 N_s/N_w 의 관계를 보여주며, 모의 횟수가 1000 이상에서 N_s/N_w 가 일정하게 수렴한다. 각 수심에서 산정된 N_s/N_w 은 1000회의 계산결과를 평균한 것이다.

N_s/N_w 는 여러 가지 함수 형태로 표현되며 다음과 같이 세 가지 함수 형태를 사용하여 다변량 회귀분석을 수행하였다.

$$\frac{N_s}{N_w} = a_1 \left(\frac{B}{h}\right)^{b_1} \left(\frac{H_s}{h}\right)^{c_1} \quad (19)$$

$$\frac{N_s}{N_w} = a_1 \left(\frac{H_s}{B}\right)^{b_1} \quad (20)$$

$$\frac{N_s}{N_w} = a_1 \exp\left[b_1 \left(\frac{H_s}{B}\right)\right] \quad (21)$$

우선, 위 식 중에서 식 (19)를 사용하여 수심 24 m에서 Fig. 4와 같이 회귀분석을 수행하였다. 그러나 Fig. 4와 같이 N_s/N_w 의 크기에 따라 구간을 나누지 않고 회귀분석을 수행하면 예측 능력이 현저히 떨어진다(Fig. 4(a)). 이러한 현상은 식 (20) 및 (21)에서도 나타난다. 회귀분석의 예측 능력을 향상시키기 위해서 세부 구간으로 나눌 필요가 있다. 구간의 경계 값을 찾기 위해서 Fig. 4(b)와 같이 각 축을 대수(logarithm)로 표현하였고 0.001을 기준으로 구간을 나누어 회귀분석을 각각 수행하였다.

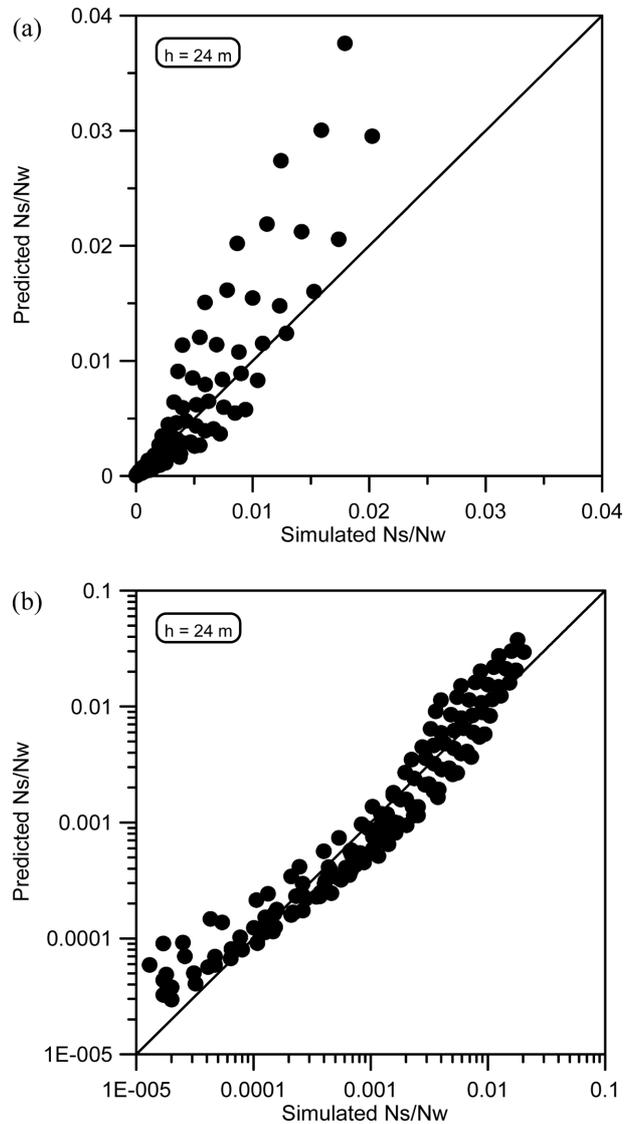


Fig. 4. Comparison of N_s/N_w between prediction and simulation at $h = 24$ m. ; (a) Comparison of N_s/N_w between prediction and simulation with all data, (b) Comparison of N_s/N_w between prediction and simulation with all data for log-scale.

모의된 값을 가장 잘 예측하는 회귀함수의 형태를 찾기 위해서 앞에서 언급한 방법으로 식 (19)-(21)를 사용하여 Fig. 5와 같이 각각 회귀분석을 수행하였다. N_s/N_w 가 큰 값에서는 함수 형태에 따라 모의된 값과 회귀분석으로 예측된 값의 차이가 크지 않다. 하지만 N_s/N_w 가 작을 때는 함수 형태에 따라 예측결과가 서로 다르게 분석되었다. 따라서 N_s/N_w 이 0.001보다 작은 경우에서 각 함수 형태의 결정계수를 계산하

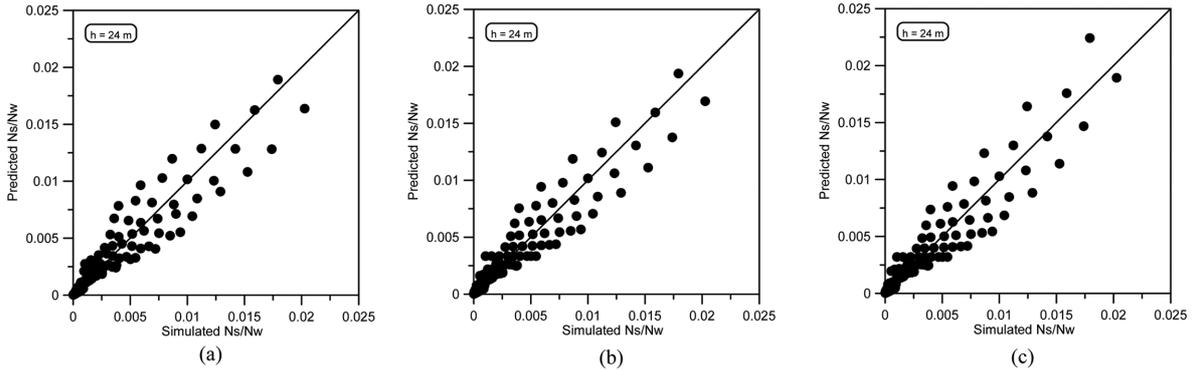


Fig. 5. Comparison of N_s/N_w between prediction and simulation with Eqs. (19) to (21). ; (a) Regression result with Eq. (19), (b) Regression result with Eq. (20), (c) Regression result with Eq. (21).

여 모의된 값을 가장 잘 예측하는 함수 형태를 선택하였다. 식 (19)의 결정계수는 0.903인데 반해 식 (20)과 (21)의 결정계수는 각각 0.769과 0.751로 산정되어 최종적으로 식 (19)의 함수 형태를 사용하여 N_s/N_w 을 계산하였다.

Fig. 6은 각 수심에 따라 회귀분석을 수행하여 모의된 N_s/N_w 와 예측된 N_s/N_w 를 비교한 것이며, Table 2는 식 (19)의 계

수와 R^2 값이다. Fig. 6에서 보듯이 전반적으로 예측값과 모의값이 잘 일치하고 있다. 하지만 평균값을 주변으로 자료가 흩어져 있으며, 이를 고려하기 위해 식 (22)를 사용하여 통계적 불확실성을 산정하였다.

$$Z_1 = \frac{\left(\frac{N_s}{N_w}\right)}{a_1 \left(\frac{B}{h}\right)^{b_1} \left(\frac{H_s}{h}\right)^{c_1}} \quad (22)$$

여기서 Z_1 는 회귀 함수의 불확실성을 나타내는 계수이다. 이 계수는 모든 수심에서 유의수준 5%을 만족하는 정규분포를 따른다. Table 3은 계수 Z_1 의 평균과 표준편차이다.

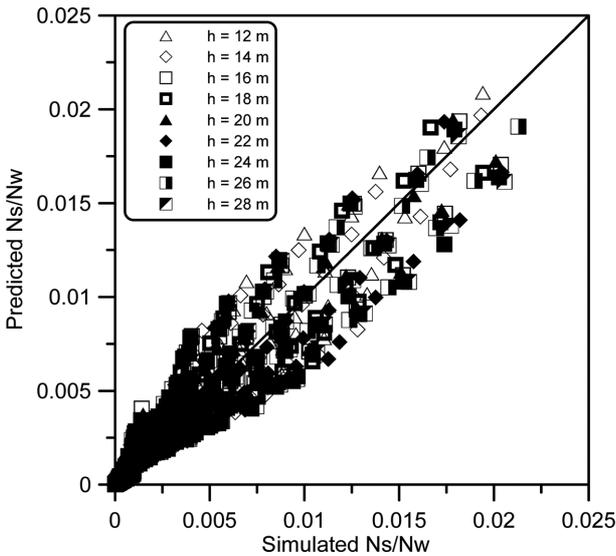


Fig. 6. Comparison of N_s/N_w between prediction and simulation with all data.

3.3 활동량분포함수의 매개변수 산정

개별파에 의한 활동량을 사용하여 2모수 Weibull 분포함수의 매개변수를 추정한다. 매개변수를 추정에는 네 가지 매개변수 추정법과 두 가지 적합도 검증 방법을 사용하였다. 사용된 매개변수 추정법은 모멘트법, 최우도법, 최소자승법 그리고 L모멘트법이며 적합도는 K-S 검증과 Chi-square 검증을 사용하였다. 매개변수 추정은 유의수준이 최소 1%에서 최대 20% 범위를 만족하면서 critical value가 가장 낮은 값을 산정하는 방법을 채택하였다.

활동량분포함수의 매개변수를 추정할 때 충분한 수의 활동

Table 2. Coefficients of regression equation for the number of severe waves (N_s/N_w) for each water depth

h (m)	Data	$0 < N_s/N_w \leq 0.001$				$0 < N_s/N_w \leq 0.03$			
		a_1	b_1	c_1	R^2	a_1	b_1	c_1	R^2
12	140	26.2482	-10.2491	10.9755	0.931	0.2819	-5.7847	5.8778	0.934
14	165	55.2450	-10.3141	12.9812	0.930	0.2370	-5.6752	6.1684	0.861
16	152	42.3740	-10.0030	12.9010	0.914	0.2405	-6.3108	6.1344	0.862
18	166	37.4424	-10.1672	12.7012	0.930	0.2746	-6.4946	6.3002	0.862
20	152	51.3574	-10.2452	12.9883	0.926	0.2429	-6.4044	6.0824	0.869
22	165	46.7471	-10.1519	12.8886	0.918	0.2186	-5.7943	6.1363	0.853
24	151	32.1638	-9.6883	12.4777	0.903	0.2050	-5.7159	6.0082	0.855
26	160	70.0522	-10.4707	13.2448	0.933	0.2356	-5.8808	6.1647	0.861
28	152	53.9352	-9.9500	12.9656	0.913	0.1865	-5.5312	5.8189	0.847

Table 3. Uncertainty of regression equation for the number of severe waves (Coefficient Z_I)

h (m)	Data	$0 < N_s/N_w \leq 0.001$		$0 < N_s/N_w \leq 0.03$	
		Mean	Standard deviation	Mean	Standard deviation
12	140	1.05	0.32	1.02	0.21
14	165	1.05	0.31	1.04	0.30
16	152	1.07	0.39	1.04	0.29
18	166	1.06	0.33	1.04	0.28
20	152	1.06	0.35	1.04	0.28
22	165	1.06	0.36	1.05	0.32
24	151	1.07	0.39	1.05	0.31
26	160	1.05	0.31	1.05	0.30
28	152	1.07	0.37	1.05	0.32

Table 4. Acceptable rates of goodness-of-fit tests

h (m)	Data	Kolmogorov-Smirnov		Chi-squared	
		$\alpha \geq 0.01$	$\alpha \geq 0.02$	$\alpha \geq 0.01$	$\alpha \geq 0.02$
12	140	96 %	91 %	77 %	72 %
14	165	98 %	94 %	81 %	78 %
16	152	96 %	93 %	85 %	78 %
18	166	96 %	94 %	92 %	86 %
20	152	95 %	89 %	85 %	82 %
22	165	91 %	87 %	84 %	78 %
24	151	92 %	88 %	88 %	82 %
26	160	88 %	83 %	84 %	81 %
28	152	88 %	86 %	80 %	75 %

량이 필요하다. 왜냐하면 발생하는 활동량의 수가 적을 경우에는 왜곡된 매개변수가 추정될 수 있기 때문이다. N_s/N_w 가 0.001보다 작은 경우에서 모의횟수 1회(폭풍 지속시간은 평균주기의 1000과)에서 활동이 발생하는 사건은 평균적으로 1번 이하이기 때문에 충분한 수의 활동량이 추출되도록 $1/(N_s/N_w)$ 의 모의횟수를 사용하였다. 한편, $1/(N_s/N_w)$ 가 0.001보다 큰 경우에는 $1/(N_s/N_w)$ 의 모의횟수를 사용하되 최소 500회 이상이 되도록 하였다. 이 구간에서는 모의횟수를 최대 500회로 제한하여도 충분한 활동량의 발생사건이 계산되기 때문에 매개변수를 왜곡 없이 추정할 수 있다.

각 수심에서 활동량분포함수의 매개변수, N_s/N_w , 샘플 크기, 유의수준 등의 자세한 내용은 Kim(2012)의 부록에 제시되어 있다. Table 4는 각 수심별 전체 자료에서 유의수준 1%와

2% 이상을 만족하는 확률이다. 전반적으로 K-S 검증이 Chi-square 검증보다 높은 통과율을 보였다. Table 4의 결과는 본 연구에서 활동량분포함수로 제안한 2모수 Weibull 분포함수가 합리적임을 보여준다.

활동량분포함수의 척도 매개변수는 다음과 같이 표현된다.

$$A_s = a_2 \left(\frac{B}{h}\right)^{b_2} \left(\frac{H_s}{h}\right)^{c_2} \tag{23}$$

여기서 a_2 , b_2 , 그리고 c_2 는 척도 매개변수의 다중회귀분석 계수이다. Table 5는 회귀분석으로 계산된 회귀함수의 계수와 결정계수이며, Fig. 7은 모의된 척도 매개변수와 회귀분석으로 산정된 척도 매개변수를 비교한 것이다. 수심이 깊은 지역에서 몇 개의 자료는 예측값이 모의값을 과대하게 추정하

Table 5. Coefficients of regression equation for scale parameter of sliding distance distribution

h (m)	Data	$0 < N_s/N_w \leq 0.001$				$0.001 < N_s/N_w \leq 0.03$			
		a_1	b_1	c_1	R^2	a_1	b_1	c_1	R^2
12	140	0.0470	-3.9001	3.6556	0.784	0.0136	-2.7318	2.1800	0.704
14	165	0.0687	-4.2736	4.0229	0.812	0.0225	-3.6434	2.4842	0.748
16	152	0.0901	-4.2149	4.1938	0.762	0.0299	-4.1609	2.4814	0.777
18	166	0.0968	-4.3116	4.0122	0.837	0.0352	-4.1808	2.4789	0.804
20	152	0.1620	-4.4887	4.4002	0.789	0.0421	-4.3490	2.5035	0.803
22	165	0.1539	-4.5437	4.1727	0.832	0.0400	-3.7473	2.3530	0.700
24	151	0.1465	-4.0168	4.0439	0.726	0.0493	-3.9205	2.4608	0.753
26	160	0.2600	-4.5782	4.4797	0.790	0.0597	-4.0374	2.5294	0.756
28	152	0.2721	-4.5307	4.4144	0.767	0.0599	-3.9859	2.3356	0.767

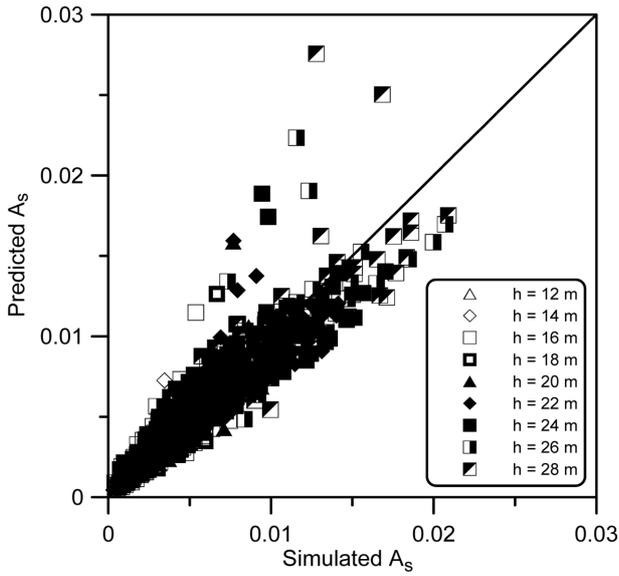


Fig. 7. Comparison of the scale parameter between the predicted value and the calculated one.

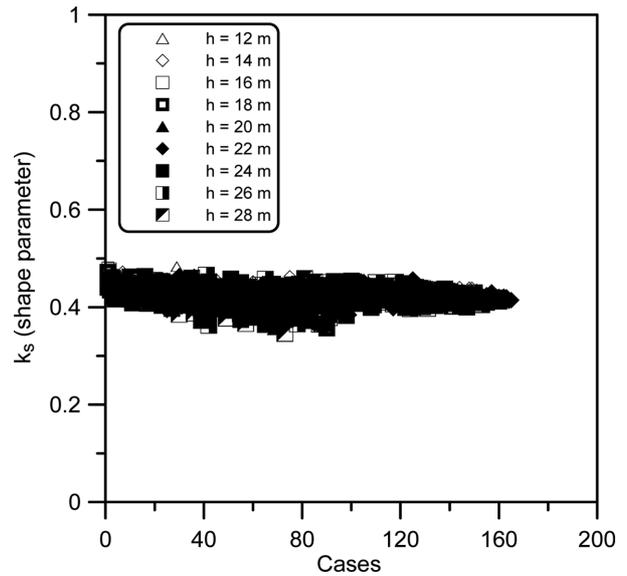


Fig. 8. Shape parameter of the distribution of sliding distance for all cases.

Table 6. Uncertainty of regression equation of the scale parameter (Coefficient Z_2)

h (m)	Data	$0 < N_s/N_w \leq 0.001$		$0.001 < N_s/N_w \leq 0.03$	
		Mean	Standard deviation	Mean	Standard deviation
12	140	1.02	0.22	1.02	0.18
14	165	1.02	0.22	1.02	0.17
16	152	1.04	0.27	1.02	0.17
18	166	1.02	0.23	1.01	0.16
20	152	1.03	0.26	1.01	0.17
22	165	1.02	0.22	1.02	0.21
24	151	1.04	0.26	1.02	0.19
26	160	1.03	0.24	1.02	0.19
28	152	1.04	0.29	1.02	0.19

지만 전반적으로 추정된 회귀함수가 모의값을 잘 예측하고 있다. 하지만 회귀함수로 추정된 척도 매개변수도 불확실성을 내포하고 있어 다음 식을 사용하여 불확실성의 정도를 산정하였다.

$$Z_2 = \frac{A_s}{a_2 \left(\frac{B}{h}\right)^{b_2} \left(\frac{H_s}{h}\right)^{c_2}} \quad (24)$$

여기서 Z_2 는 예측된 척도 매개변수의 불확실성 계수이다. 이 계수는 유의수준 5% 이상에서 정규분포를 만족하고 있으며 그 평균과 표준편차는 Table 6에 제시되어 있다.

한편, 활동량분포함수의 형상 매개변수는 Fig. 8과 같이 구조물의 설계변수와 수심에 관계없이 상당히 일정한 값을 가진다. Table 7은 수심에 따라 형상 매개변수의 평균과 표준편차를 각각 제시하고 있으며, 전체 수심에서 평균값과 표준편차는 각각 0.424와 0.02이다. 형상 매개변수는 변동성이 크지 않기 때문에 평균값을 대표값으로 제안한다.

앞에서 각 수심에서 활동에 영향을 미치는 폭풍파의 평균

Table 7. Shape parameter of sliding distance distribution

h (m)	Data	Mean	Standard deviation
12	140	0.430	0.013
14	165	0.429	0.016
16	152	0.427	0.017
18	166	0.424	0.017
20	152	0.424	0.017
22	165	0.422	0.019
24	151	0.423	0.019
26	160	0.421	0.018
28	152	0.419	0.019
All data	1287	0.424	0.017

발생률 N_s/N_w 과 활동량분포함수의 매개변수를 계산하였다. 이는 수심에 따라 폭풍파의 평균발생률과 활동량분포함수의 매개변수의 변동성이 크기 때문이다. 그러나 Tables 2부터 7은 2m 간격의 수심에서 산정된 값이기 때문에 그 사이의 수심에서는 적절한 방법을 제시해야 한다. Figs. 9-10은 수심 14m에서 모의된 N_s/N_w 와 척도 매개변수 A_s 를 Tables 2-7에서 제

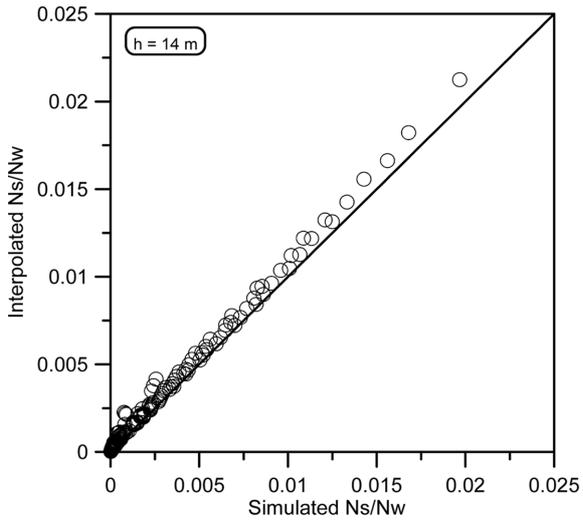


Fig. 9. Comparison of N_s/N_w between interpolation and simulation at $h = 14$ m.

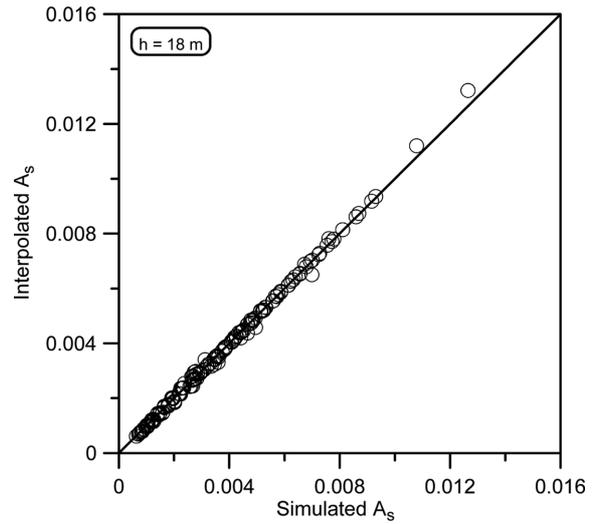


Fig. 12. Comparison of the scale parameter between interpolation and simulation at $h = 18$ m.

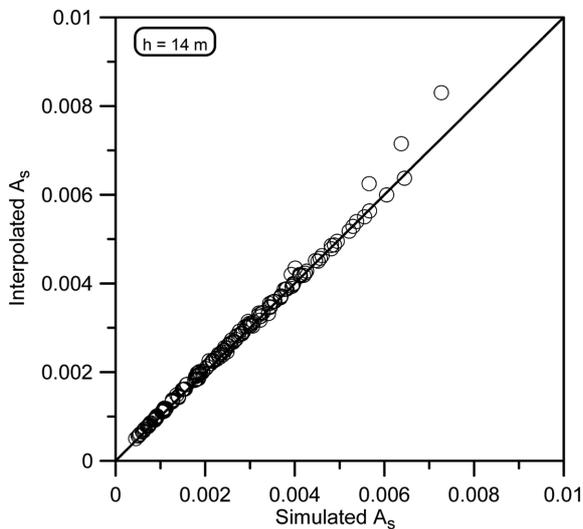


Fig. 10. Comparison of the scale parameter between interpolation and simulation at $h = 14$ m.

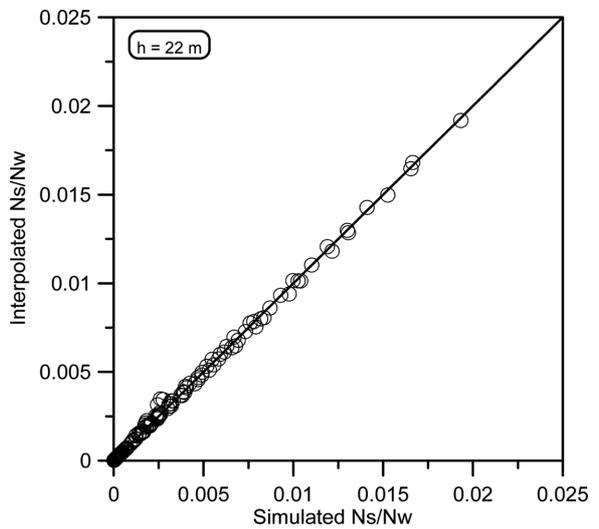


Fig. 13. Comparison of N_s/N_w between interpolation and simulation at $h = 22$ m.

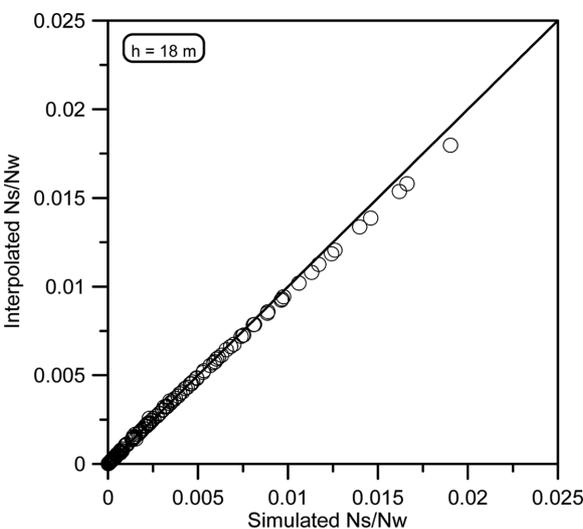


Fig. 11. Comparison of N_s/N_w between interpolation and simulation at $h = 18$ m.

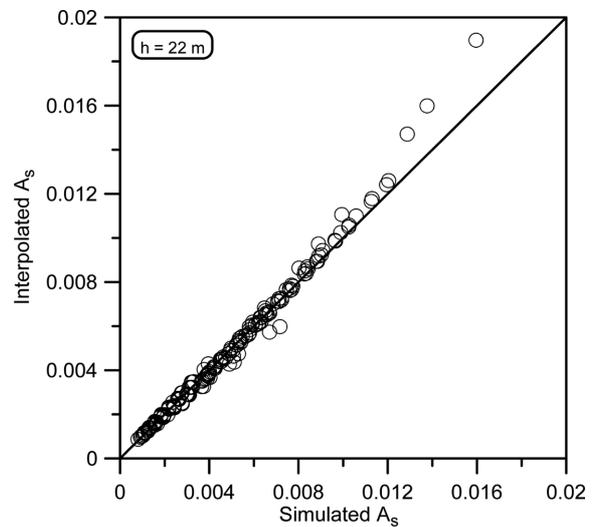


Fig. 14. Comparison of the scale parameter between interpolation and simulation at $h = 22$ m.

안된 수심 12 m와 16 m의 N_s/N_w 와 A_s 를 선형 보간한 값과 비교한 것이다. N_s/N_w 와 A_s 의 값이 커질수록 선형으로 보간된 값이 약간 크지만 전반적으로 잘 일치하는 것을 볼 수 있다. Figs. 11-14는 수심 18 m와 수심 22 m에서 동일한 방법으로 비교한 것이며 수심 14 m에서와 같이 두 결과가 잘 일치한다. 전체적으로 수심에 관계없이 선형 보간한 값이 모의된 값과 잘 일치하는 것을 볼 수 있다. 따라서 Tables 2-7에 제시되지 않은 수심에서는 인근 수심에서 제안된 값을 사용하여 선형 보간하여 사용할 수 있다.

4. 케이스 활동의 최초통과확률 산정

4.1 $P_f(t)|_{t=0}$ 산정

$t = 0$ 일 때 최초통과확률은 Level 2의 FORM(First-Order Reliability Method)을 사용하여 계산한다. 대상구조물은 Goda and Takagi(2000)이 사용한 전형적인 혼성방파제이며, 수심 16 m와 20 m에서 안전율 1.2로 설계된 단면 형상치수와 설계파랑조건은 Table 8에 제시되어 있다(김 등, 2012).

다음 식은 신뢰지수를 산정하기 위해 유도된 활동에 대한 한계상태함수이다.

$$g = [W_a - F_B - U]f - P \tag{25}$$

여기서 W_a 는 공기 중의 케이스 중량, $F_B (= \rho_0 g(WL + h)B)$ 은 케이스의 부력, WL 은 조위, ρ_0 은 해수의 밀도, h 는 케이스 바닥에서 LWL까지 수심, f 는 마운드와 케이스의 마찰 계수, P 와 U 는 각각 수평파력과 양력이다. 위 식의 모든 설계변수는 계산치와 관측치 사이에 오차가 존재하기 때문에 Table 1 및 9와 같이 다양한 실험과 관측을 통해 산정된 불확실성을 고려한다. 불확실성은 각 설계변수의 통계적 특성치를 사용하여 표현되며 마찰계수는 Takayama and Ikeda (1993)가 제안한 통계적 특성치를 사용했고 케이스 중량은 김·서(2009)의 값을 사용하였다. 수평파력 및 양력의 통계적 특성치는 Oumeraci et al.(2001)이 제시한 값을 사용하였다. 그리고 조위의 특성치는 H.H.W.L.(Higher High Water Level)과 H.W.L.(High Water Level)의 비 r_{WL} 에 따라 제안된 OCDI(2009)의 값이 사용되었다.

신뢰지수는 원점에서 설계변수의 파괴점까지의 최단거리

이다. 이 때 파괴점은 매 반복 계산 시 갱신되며 최단거리 일 때 파괴점을 MPFP(Most Probable Failure Point)라 한다. 각 설계변수의 MPFP를 알면 그 변수가 전체 설계에 미치는 영향을 산정할 수 있는데, 이를 영향계수 혹은 방향여현이라 부른다. 신뢰지수는 파괴확률과 수학적으로 양함수적인 관계를 가지므로 간단하게 계산할 수 있다. 최종 신뢰지수는 $(n + 1)$ 번째 신뢰지수와 n 번째 신뢰지수의 차이가 0.005 이내 일 때 결정되며 각 수심에서 계산된 신뢰지수는 Table 8과 같이 파괴확률로 환산된다.

4.2 허용활동량 산정

케이스 활동의 안정성 해석에서 최초통과확률은 처음으로 제안된 개념이기 때문에 허용활동량에 대한 기준이 없다. 본 연구에서 언급된 활동량은 폭풍 지속 기간 동안의 누적활동량이 아니며 개별파에 의한 활동량을 의미한다. 개별파에 의한 허용활동량을 결정하기 위해서 수치모의를 수행하였다. Figs. 15와 16은 수심 16 m와 20 m에서 각각 50년과 100년 빈도파에 의한 허용활동량에 따른 최초통과확률이다. 전체적으로 허용활동량이 클수록 최초통과확률이 작아지며 일정한 허용활동량 이상에서는 최초통과확률의 변화가 크지 않다. 수

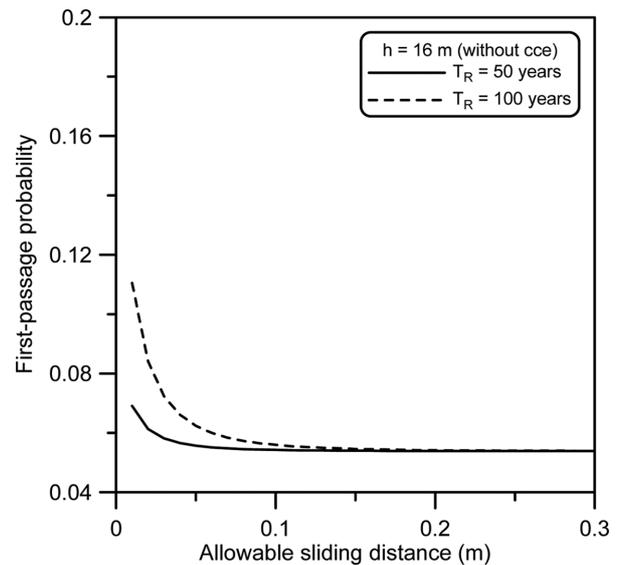


Fig. 15. First-passage probabilities with various allowable sliding distances at $h = 16$ m.

Table 8. Design conditions (unit: m, s)

h (MSL)	H_s	T_s	B	h	B/h	H_s/h	S.F.	$P_f(0)$
16	8.08	14.0	24.03	17.58	1.37	0.46	1.20	0.054
20	7.79	14.0	21.72	21.58	1.01	0.36	1.20	0.058

Table 9. Statistical characteristics of caisson weight and tidal level

Variable	X_D	μ_X/X_D	σ_X/X_D	σ_X/μ_D	Distribution	Remarks
W_a	Various	1.01	0.02	0.02	Normal	Kim and Suh(2009)
WL ($r_{WL} = 1.5$)	Various	1.00	0.20	0.20	Normal	OCDI(2009)

Table 10. Allowable sliding distance (m) during one storm (Takahashi et al., 2001)

Limit state (Allowable sliding distance, m)	Wave statistics with return periods			
	5-year	50-year	500-year	5000-year
Serviceability (0.03)	Ordinary		High	
Repairable (0.1)	Low	Ordinary		High
Ultimate (0.3)		Low	Ordinary	
Collapse (1.0)			Low	Ordinary

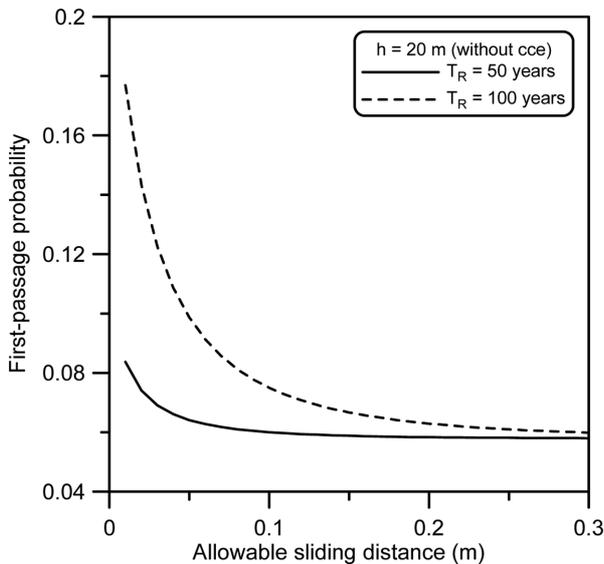


Fig. 16. First-passage probabilities with various allowable sliding distances at $h = 20$ m.

심 16 m에서는 허용활동량이 0.1 m 보다 크면 최초통과확률의 변화가 거의 없으며 수심 20 m에서는 0.15 m 이상에서 최초통과확률의 변화 폭이 현저하게 줄어든다. 이와 같이 서로 다른 수심에서 공통으로 적용될 허용활동량의 한계는 0.1 m 로 결정하였으며, 이 값은 직립 방파제의 수리가능 한계상태에서 50년 빈도파에 대한 한 폭풍 동안의 허용활동량과 동일하다(Table 10).

한편, Table 10은 폭풍 지속 기간 동안에 발생하는 누적 허용활동량에 대한 기준이며 50년 빈도파에 대한 수리가능 및 극한한계상태에서 허용활동량은 각각 0.1 m와 0.3 m이다. 개별파에 의해 허용활동량은 Table 10의 기준치보다 작아야 하므로 본 연구에서는 Table 11과 같이 두 가지 개별파의 허용활동량을 채택하였다. 본 연구에서 제안된 개별파의 허용활동량은 50년 빈도파에 의해 발생하는 누적활동량의 약 1/3 수준이다. 이와 같은 기준은 향후 다양한 수리 실험과 수치 모

Table 11. Allowable sliding distance (m) by an individual wave proposed in the present study

Limit state (Allowable sliding distance, m)	Wave statistics with return periods
	50-year
Repairable (0.03)	Ordinary
Ultimate (0.1)	Low

의로 보완되어야 할 것이다.

4.3 기후변화를 고려한 최초통과확률

본 절에서는 기후변화에 따른 해수면 상승과 침해파고 증가를 고려한 최초통과확률을 계산한다. 본 연구에서 반영된 기후변화효과는 해수면 상승과 침해파고 증가이며 서 등 (2011)과 Mori et al.(2010a; 2010b; 2011)의 자료를 사용하였다. 이산화탄소 배출시나리오 중에서 배출량이 큰 A2 시나리오에 의한 해수면 상승 자료를 사용하였다. 또한 침해파고 증가는 A2 시나리오보다 이산화탄소 배출량이 작지만 한국과 일본의 기술 및 경제성장에 적합한 A1B 시나리오에서 계산된 것이다. 시간적 계산영역은 2000년부터 2100년까지이며 공간적 계산 영역은 일본 동쪽의 태평양 연안(130-145E⁰, 25-40N⁰)이다.

4.3.1 해수면 상승의 영향

Fig. 17은 수심 16 m에서 해수면 상승의 고려 유무에 따른 최초통과확률이며 해수면 상승은 최초통과확률에 거의 영향을 미치는 않는다. 이는 최초통과확률의 계산 모델에서 해수면 상승의 평균값(예, 2050년에 0.17 m)만 고려되었기 때문이다. 만약 발생 가능한 해수면 상승의 최대값이 사용된다면 구조물의 위치에 따라 최초통과확률은 의미 있는 폭으로 변

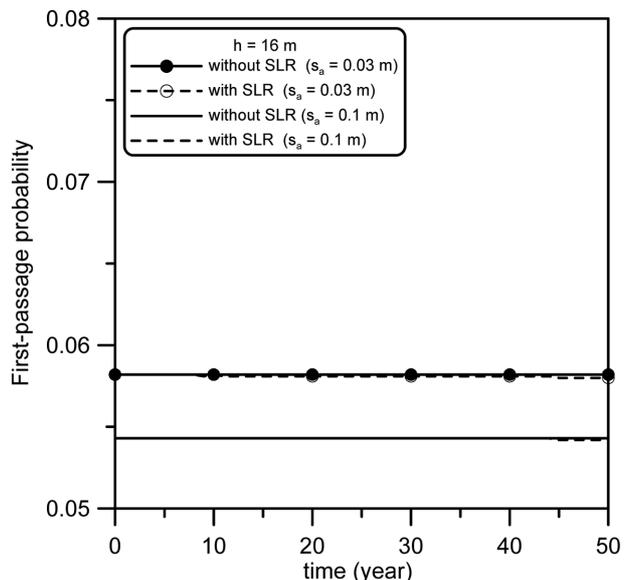


Fig. 17. Comparison of first-passage probability between with and without sea level rise.

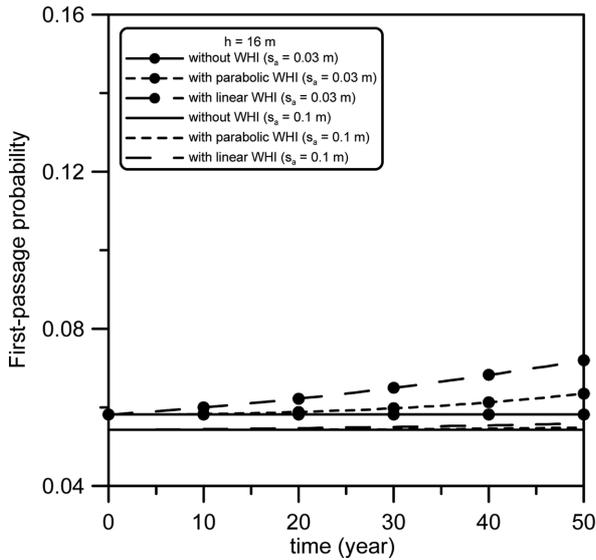


Fig. 18. Temporal variation of first-passage probability for wave height increase at $h = 16$ m.

화할 것이다. 구조물이 비쇄파대에 위치해 있다면 해수면 상승에 따라 파고가 감소하여 최초통과확률은 작아진다. 반면, 구조물이 쇄파대 내에 존재한다면 해수면 상승으로 파고가 증가되어 최초통과확률이 커진다. 수심 16 m는 쇄파점(breaking point) 부근이므로 해수면이 상승하면서 파고가 약간 감소되어 최초통과확률이 조금 줄어들었다. 하지만 해수면 상승 폭이 크지 않기 때문에 파고 변화가 크지 않으며 최초통과확률의 차이 또한 공학적으로 무시할 수 있을 정도이다. 수심 20 m에서 해수면 상승의 영향은 수심 16 m의 경우보다 작으며 전체적인 경향이 비슷하여 그 결과를 본 논문에서 신지 않았다.

4.3.2 심해파고 증가의 영향

Figs. 18과 19는 서로 다른 수심에서 파고의 선형증가와 포물선 증가를 고려한 최초통과확률이다. 사용된 개별파에 의한 허용활동량은 수리가능한계상태와 극한한계상태의 기준인 0.03 m와 0.1 m이다. 전반적으로 수심 16 m에서 최초통과확률은 수심 20 m보다 작게 산정되었으며, 이는 앞에서 언급한 대로 수심 16 m에서는 매우 큰 파는 쇄파되기 때문이다. 또한 허용활동량이 0.1 m인 경우에는 심해파고의 증가 효과가 거의 나타나지 않는다. 수심 16 m에서 처음 20년 동안은 포물선 증가를 고려한 최초통과확률은 파고 증가를 고려하지 않은 경우와 크게 다르지 않다(Fig. 18). 이는 수심이 깊어지더라도 유사한 경향을 보이고 있다(Fig. 19). 그러나 선형 증가인 경우는 수심에 관계없이 처음부터 상당히 급격하게 증가한다. 한편, 사용년수의 나중 30년 동안에 파고의 선형증가와 포물선 증가의 영향은 수심에 관계없이 상당히 크다. 일반적으로 시간이 증가하고 수심이 깊어질수록 심해파고 증가의 영향이 커지는 것을 쉽게 확인할 수 있다. 이는 기후변화로 인한 심해파고 증가가 최초통과확률의 산정에 지배적인 영

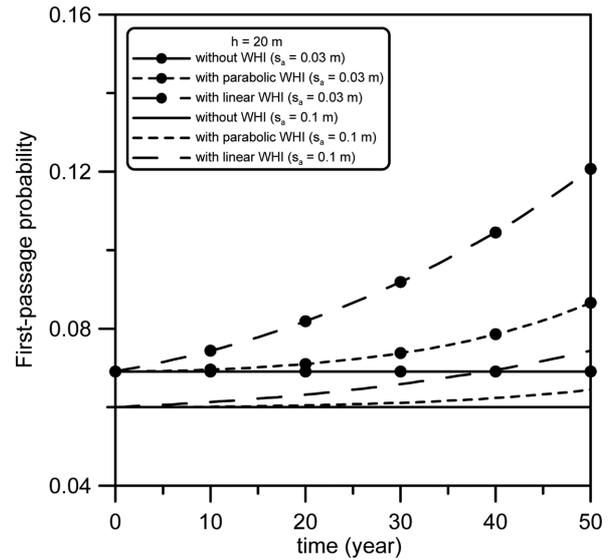


Fig. 19. Temporal variation of first-passage probability for wave height increase at $h = 20$ m.

향을 미친다는 것을 의미한다.

5. 결 론

본 연구에서는 케이스 활동에 대한 확률과정에 기반한 시간의존 신뢰성 설계법을 개발하였다. 이 방법은 케이스 활동에 대한 새로운 안정성 평가기준인 최초통과확률을 산정한다. 이 기준은 케이스 활동의 안정성에 위협을 주는 사건이 최초로 발생할 확률을 계산하기 때문에 방파제의 설계단계뿐 아니라 운영 및 유지·보수에서도 유용할 것으로 판단된다. 전통적인 성능설계법 및 신뢰성 설계법은 구조물의 수명 동안에 평균적으로 발생 가능한 파괴확률 및 구조물의 변위를 산정한다. 예를 들어, 구조물의 생애주기 50년 동안에 구조물의 파괴확률이 5%라는 의미는 50년 동안에 하중이 저항을 초과할 평균적인 확률이 5%라는 것이다. 이와 같은 설계법은 구조물의 전체 수명 동안의 평균적인 변위 및 확률을 산정하기 때문에 설계 단계에서는 유용하다. 하지만 구조물의 효과적인 유지 및 관리를 위해서는 구조물의 성능이 손실되기 이전에 위험도를 예측하여 대처해야 한다. 앞에서 언급한 방법은 구조물의 수명 중간에 발생하는 위험도를 예측하지 못한다. 반면, 본 연구에서 제안된 최초통과확률은 개별파에 의해 발생하는 활동량이 허용활동량을 최초로 초과할 확률을 의미한다. 따라서 제안된 방법은 구조물의 기능이 완전히 손실되기 이전에 정량적인 안정성 평가 자료를 제공할 수 있어 구조물의 유지 및 관리에 효과적이다.

최초통과확률을 산정하기 위해서 개별파의 활동량분포함수와 폭풍파의 발생률을 각각 산정하였다. 수치 모의된 활동량 분포함수의 매개변수와 폭풍파의 발생률은 유의파고, 케이스 폭 그리고 전면 수심으로 정의된 다변량 회귀함수로 표현되었다. 특히, 활동량분포함수의 형상 매개변수는 수심에 관계

없이 변동성이 거의 없어 평균을 대푯값으로 사용하였다.

개발된 설계법으로 전형적인 직립방파제 단면에서 기후변화 효과 여부에 따른 최초통과확률을 계산하였다. 지금까지 개별파에 대한 허용활동량이 제안되지 않아 수치 모의를 통해 50년 빈도파에 대한 허용활동량은 수리가능한계상태와 극한한계상태에서 각각 0.03 m와 0.1 m로 결정하였다. 이 기준을 사용하여 기후변화효과인 해수면 상승과 심해파고 증가를 고려하여 최초통과확률을 산정하였다. 해수면 상승은 최초통과확률에 거의 영향을 미치는 않는 반면에 심해파고 증가는 지배적인 영향을 미쳤다. 본 연구에서 케이슨 활동에 대한 안정성을 효과적으로 평가할 수 있는 새로운 방법이 제안되었다. 하지만 허용최초통과확률에 대한 기준이 없어 구조물의 안정성을 정량적으로 평가하기에는 어려움이 있다. 향후 연구에서 기존 설계기준에 상응하는 최초통과확률을 산정하여 허용기준으로 제안하고자 한다.

감사의 글

본 연구는 서울대학교 BK21 안전하고 지속가능한 사회기반시설 사업단과 한국해양수산진흥원 ‘항만구조물 신뢰성 설계법 개발’ 연구과제(PM 48400)의 지원을 받았습니다. 본 연구는 서울대학교 공학연구소에서 수행되었습니다.

참고문헌

- 김승우, 서경덕 (2009). 국내 케이슨 방파제의 활동에 대한 신뢰성 해석 및 부분안전계수 산정, 한국해양·해양공학회논문집, 21(4), 278-289.
- 김승우, 김소연, 서경덕 (2012). 직립방파제의 케이슨 활동에 미치는 기후변화영향에 대한 수심의 효과, 한국해양·해양공학회논문집, 24(3), 179-188.
- 서경덕, 김승우, Mori, N., Mase, H. (2011). 기후변화 효과를 고려한 케이슨 방파제의 시간 의존 성능설계, 한국해양·해양공학회논문집, 23(3), 215-225.
- 양영순, 서용석, 이재욱 (1999). 구조 신뢰성 공학, 서울대학교출판부, ISBN 89-521-0063-8.
- 이철웅 (2009). 혼성제 직립 케이슨의 활동에 대한 부분안전계수 산정, 한국해양·해양공학회논문집, 21(4), 267-277.
- Besley, P. (1999). Overtopping of seawalls-design and assessment manual, R&D Technical Rep. No. W178, Environment Agency, Bristol, UK.
- Cramer, H. and Leadbetter, M.R. (1967). Stationary and related stochastic processes, John Wiley & Sons, New York.
- Goda, Y. (1974). A new method of wave pressure calculation for the design of composite breakwater, Proc. 14th Int. Conf. Coast. Eng., 1702-1720.
- 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. and Kweon, H. M. (2004). Calculation of expected sliding distance of breakwater caisson considering variability in wave direction, Coastal Eng. J., 46(1), 119-140.
- Kim, S.-W. (2012). Probabilistic analysis of caisson sliding of vertical breakwater considering climate change impacts, PhD dissertation, Seoul National University.
- Kim, S.-W. and Suh, K.-D. (2006). Application of reliability design methods to Donghae harbor breakwater, Coast. Eng. J., 48(1), 31-37.
- Kim, T.-M. and Takayama, T. (2003). Computational improvement for expected sliding distance of a caisson-type breakwater by introduction of a doubly-truncated normal distribution, Coast. Eng. J., 45(3), 387-419.
- Li, C.Q. and Zhao, J.M. (2010). Time-dependent risk assessment of combined overtopping and structural failure for reinforced concrete coastal structures, J. Waterway, Port, Ocean Eng., 136(2), 97-103.
- Madsen, H.O., Krenk, S. and Lind, N.C. (1986). Method of structural safety, Prentice-Hall, New Jersey.
- Melchers, R.E. (1999). Structural reliability analysis and prediction, 2nd ed., John Wiley & Sons, Chichester.
- Mori, N., Shimura, Y., Yasuda, T. and Mase, H. (2010a). Projection of extreme waves under a global warming scenario, Annual J. Coast. Eng., JSCE, 57, 1231-1235 (in Japanese).
- Mori, N., Shimura, Y., Nakajo, S., Yasuda, T. and Mase, H. (2011). Multi-model ensemble projection of coastal environment under global warming scenario, J. Waterway, Port, Coast., Ocean Eng. (in preparation).
- Mori, N., Yasuda, T., Mase, H., Tom, T. and Oku, Y. (2010b). Projection of extreme wave climate change under the global warming, Hydrological Res. Letters, 4, 15-19.
- OCDI (2009). Technical standards and commentaries for port and harbor facilities in Japan, The Overseas Coastal Area Development Institute of Japan, Ports and Harbours Bureau, Ministry of Land, Infrastructure, Transport and Tourism.
- Okayasu, A. and Sakai, K. (2006). Effect of sea level rise on sliding distance of a caisson breakwater: Optimization with probabilistic design method, Proc. 30th Int. Conf. Coast. Eng., 4883-4893.
- Oumeraci, H., Kortenhaus, A., Allsop, W., de Groot, M., Crouch, R., Vrijling, H. and Voortman, H. (2001). Probabilistic design tools for vertical breakwaters, Sweta & Zeitlinger B.V., Lisse.
- Reeve, D.E. (1998). Coastal flood risk assessment, J. Waterway, Port, Coastal, Ocean Eng., 124(5), 219-228.
- 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.
- Suh, K.-D., Kwon, H.-D. and Lee, D.-Y. (2010). Some characteristics of large deepwater waves around the Korean Peninsula, Coast. Eng., 57, 375-384.
- Takagi, H., Kashihara, H., Esteban, M. and Shibayama, T. (2011). Assessment of future stability of breakwaters under climate change, Coastal Eng. J., 53(1), 21-39.
- Takahashi, S., Shimosako, K., Kimura, K. and Suzuki, K. (2000). Typical failure of composite breakwaters in Japan, Proc. 27th

- Int. Conf. Coast. Eng., 1899-1910.
- Takayama, T. and Ikeda, N. (1993). Estimation of sliding failure probability of present breakwaters for probabilistic design, Rep. of the Port and Hab. Res. Inst., 31(5).
- U.S. Army Corps of Engineers (2006). Coastal Engineering Manual, U.S. Army Corps of Engineers, Washington, D.C. (in 6 volumes).
- Yoshioka, T. and Nagao, T. (2005). Level 1-reliability-based design method for gravity-type special breakwaters, Research report of NILIM (in Japanese).
-
- 원고접수일: 2012년 6월 11일
수정본채택: 2012년 8월 21일
게재확정일: 2012년 9월 12일