

항만 구조물의 최적 정밀점검 시기 추정을 위한 추계학적 결정모형의 개발

Development of Stochastic Decision Model for Estimation of Optimal In-depth Inspection Period of Harbor Structures

이철응*

Cheol-Eung Lee*

요지 : 경사제 피복재와 같은 항만 구조물의 유지관리 계획에서 중요한 최적 정밀점검시기를 쉽게 결정할 수 있는 RRP(Renewal Reward Process)기반 기대할인비용모형인 추계학적 결정모형을 개발하였다. PIM(Periodic Inspection and Maintenance)과 CBIM(Condition-Based Inspection and Maintenance) 정책을 동시에 적용하여 이전 모형들의 한계성을 극복할 수 있는 수학적 모형을 수립하였다. 또한 모형에 연속복리계수를 도입하여 점검 및 보수보강과 관련된 비용들의 시간에 따른 가치변화를 고려하였다. 먼저 파괴율 함수가 일정한 조건에서 해석해를 유도하고, 분포 함수에 따른 영향 등 다각적 민감도 분석을 수행하여 본 연구에서 유도된 해석해가 기존에 제시된 해석해를 포함하며 적용성이 더 우수함을 확인 할 수 있었다. 추계학적 확률과정을 이용하는 경우에도 본 연구에서 수립된 모형은 경사제 피복재와 같은 구조물의 추계학적 누적피해도의 비선형성을 올바르게 해석할 수 있다. 특히 MCS(Monte-Carlo Simulation) 기반 표본경로기법을 사용하여 모형의 피해강도함수의 계수들을 비교적 쉽게 산정할 수 있었다. 마지막으로 본 연구에서 개발된 추계학적 결정 모형을 경사제 피복재에 만족스럽게 적용하였다. 누적피해의 거동 특성, 사용한계의 수준 그리고 구조물의 중요도에 따라 단위시간당 기대 총 비용이 최소가 되는 경사제의 피복재의 최적 정밀점검 시점을 비교적 쉽게 결정할 수 있었다.

핵심용어 : 항만 구조물, 최적 정밀점검시기, 추계학적 결정모형, 피해강도함수, 표본경로기법

Abstract : An expected-discounted cost model based on RRP(Renewal Reward Process), referred to as a stochastic decision model, has been developed to estimate the optimal period of in-depth inspection which is one of critical issues in the life-cycle maintenance management of harbor structures such as rubble-mound breakwaters. A mathematical model, which is a function of the probability distribution of the service-life, has been formulated by simultaneously adopting PIM(Periodic Inspection and Maintenance) and CBIM(Condition-Based Inspection and Maintenance) policies so as to resolve limitations of other models, also all the costs in the model associated with monitoring and repair have been discounted with time. From both an analytical solution derived in this paper under the condition in which a failure rate function is a constant and the sensitivity analyses for the variety of different distribution functions and conditions, it has been confirmed that the present solution is more versatile than the existing solution suggested in a very simplified setting. Additionally, even in that case which the probability distribution of the service-life is estimated through the stochastic process, the present model is of course also well suited to interpret the nonlinearity of deterioration process. In particular, a MCS(Monte-Carlo Simulation)-based sample path method has been used to evaluate the parameters of a damage intensity function in stochastic process. Finally, the present stochastic decision model can satisfactorily be applied to armor units of rubble mound breakwaters. The optimal periods of in-depth inspection of rubble-mound breakwaters can be determined by minimizing the expected total cost rate with respect to the behavioral feature of damage process, the level of serviceability limit, and the consequence of that structure.

Keywords : harbor structures, optimal period of in-depth inspection, stochastic decision model, damage intensity function, sample path method

1. 서 론

사용년수가 진행하면서 모든 항만 구조물은 피해를 입게 된다. 구조물을 구성하는 주요 성분들의 재질적 내구성 감소에

따라 피해가 발생하기도 하고, 임의 크기의 하중이 갑작스럽게 발생하여 순간적인 피해를 일으키기도 한다. 일반적으로 시간에 따라 피해가 진행되는 구조물은 처음에 비하여 그 성능이 상대적으로 감소되다가 사용한계를 지나 결국에는 파괴된다. 따

*강원대학교 토목공학과(Department of Civil Engineering, Kangwon National University, Chuncheon, Gangwon, 24341, Korea, Tel:+82-33-250-6238, Fax:+82-33+259-5543, celee@kangwon.ac.kr)

라서 성능이 얼마나 감소하는지와 파괴가 언제 발생하는지에 대한 불확실성을 고려한 확률적 평가가 필요하다 이는 해당 구조물의 사용성이나 안정성에 중대한 영향을 미치기 때문이다. 특히 항만 구조물의 경우 파괴에 따른 사회적 영향 정도와 경제적 손실이 크기 때문에 파괴되기 전에 사용한계를 통과하는 시점에 예방적으로 유지관리 하는 것이 필요하다.

항만 구조물을 최적으로 유지관리하기 위해서는 먼저 불확실성을 고려한 올바른 점검계획이 수립되어야 한다. 우리나라의 시설물안전관리에 대한 특별법과 같이 점검계획에서는 점검의 수준과 점검 시기가 규정되어야 한다. 점검의 수준은 정기점검(regular/cursory inspection)과 정밀점검(in-depth inspection)으로 구분되며 각기 다른 시기에 실시된다. 일반적으로 정기점검은 구조물의 외적 피해정도를 전문가가 육안으로 확인하는 것으로 상황에 따라 다르지만 대략 일 년에 한 두번 정도 수행된다. 이에 비해 정밀점검은 정기점검에서는 파악되지 않는 피해를 심층 탐지하기 위하여 특수 장비의 도움을 받아 수행된다. 특히 항만 구조물은 해상에 위치하기 때문에 수중에 있는 부분의 피해를 정기점검으로 파악하기가 어렵다. 이와 같이 정밀점검에 의하여만 파악되는 피해가 적합한 시기에 확인되지 않으면 작은 하중에도 갑작스런 피해를 유발하여 상대적으로 큰 손실을 가져올 수 있다. 따라서 불확실성을 고려하여 정밀점검 시기를 올바르게 결정하는 것이 유지관리에서 중요하다. 이는 정밀점검의 목적이 정기점검에서 확인되지 않은 피해를 파악하고 그 후속조치로 합리적 보수보강을 실시하여 구조물의 파괴를 예방적으로 방지하는 것이기 때문이다. CIRIA(2007)에서는 정밀점검 시기를 결정하는 방법으로 모두 3가지의 방법을 제시하고 있다. 하나가 PIM(Periodic Inspection and Maintenance) 정책으로 미리 정해진 일정한 시간 간격으로 정밀점검을 실시하는 방법이다. 우리나라의 시설물 안전관리에 관한 특별법은 이 방법을 따르고 있다. 그러나 이 방법은 구조물의 피해과정과 상관없이 점검시기가 고정된다는 문제점이 있다. 두 번째 방법이 UBIM(Used-based Inspection and Maintenance) 정책이다. 구조물의 사용년수에 근거하여 정밀점검을 실시하는 방법이다. 이 방법은 주로 사용년수와 파괴의 관계를 비교적 정확히 알 수 있는 기계적인 장치에 이용된다. 마지막 방법이 CBIM (Condition-based Inspection and Maintenance) 정책이다. 이 방법은 구조물의 사용한계를 정의하고 시간의 진행에 따른 피해도가 이 한계에 도달하면 정밀점검을 실시하여 그 결과에 따라 보수보강을 실시하는 방법이다. 따라서 이 방법을 적용하기 위해서는 해당 구조물의 시간에 따른 피해도 진행을 예측할 수 있는 추계학적 모형이 필요하다.

90년대까지는 주로 PIM 정책에 따라 파괴율 함수를 이용하여 내구년수에 대한 분포함수를 추정하는 방법이 주로 적용되었다. 그러나 어떠한 파괴모드에 의하여 파괴되었는지 파악하기도 어렵고 동질성을 갖는 관측자료를 확보하는 것이 상당히 어렵다. 무엇보다 이 방법은 시간에 따른 피해진행과정

의 불확실성을 고려할 수 없다는 단점을 가지게 된다. 따라서 최근에는 CBIM 정책에 따라 추계학적 확률과정을 이용하는 방법이 주로 적용되고 있다. 이는 파괴까지 피해진행의 물리적 특성과 운용환경을 올바로 고려하기 위함이다. Barlow and Proschan(1965), Munford and Shahani(1972, 1973), Zacks and Fenske(1973), Nakagawa and Yasui(1979), Tadikamalla(1979), Wattanapanom and Shaw(1979), Kaio and Osaki(1984, 1986), Yum and McDowell(1987), Gassandras and Han(1992), Noortwijk and Klatter(1999), Sandoh and Igaki(2003), 그리고 Nakagawa(2005) 등이 최적의 정밀점검 시기를 결정하기 위한 다양한 방법들을 연구하였다. 그러나 이들의 연구는 대부분 내구년수의 분포함수를 쉽게 알 수 있는 생산설비의 기계적 장치들에 대한 것이다. 현재까지 항만구조물에 대한 유사 연구는 거의 없는 실정이다.

따라서 본 연구에서는 경사제 피복재와 같은 항만 구조물의 피해를 조사하기 위한 최적 정밀점검시기를 쉽게 결정할 수 있는 RRP(Renewal Reward Process) 기반 기대할인비용 모형을 개발하였다. 본 연구에서는 파괴한계대신 사용한계를 이용하여 앞에서 언급한 PIM 정책과 CBIM 정책을 동시에 적용하였다. 또한 점검 및 보수보강과 관련된 관련 비용들의 시간에 따른 가치변화를 고려하였다. 선형의 피해율 대신 비선형 피해강도함수를 도입하여 구조물의 추계학적 누적피해도의 비선형성도 해석할 수 있다. 특히 본 연구에서는 피해강도함수에 포함된 관련 변수들을 산정하기 위하여 표본경로 기법을 도입하였다. 표본경로기법은 구조물의 추계학적 누적피해도를 추적하는 수치기법이다. 먼저 제 2절에 이자율을 고려하여 기대비용을 산정할 수 있는 수학적 모형을 유도하였다. 제 3절에서는 본 연구에서 개발된 모형을 검증하고 민감도 분석도 수행하였다. 제 4절에서는 표본경로기법을 이용하여 개발된 추계학적 기대할인비용모형을 경사제 피복재에 적용하였다. 마지막으로 제 5절에 결론을 언급하였다.

2. 기대할인비용 산정을 위한 수학적 모형 수립

임의의 항만 구조물은 그 기능을 시작하면서 시간의 진행에 따라 피해를 입게 되고 누적피해도, $Z(t)$ 는 임의의 시간에 사용한계, SL 에 도달된다. 따라서 해당 구조물의 피해를 추적하기 위하여 단위시간당 c_0 의 점검비용으로 정기점검을 실시한다. 또한 PIM 정책에 의하여 T 년에 C_1 의 정밀점검비용을 들여 의무적으로 정밀점검을 실시한다고 가정한다. 시간에 따른 누적피해도는 다음 Fig. 1에 제시된 바와 같이 두 가지 경우로 구분할 수 있다. 하나는 $Z(T) \leq SL$ 인 경우이고 다른 하나는 $Z(T) > SL$ 인 경우이다. 특히 후자에 CBIM 정책의 예방적 유지관리 개념을 적용하면 사용한계를 초과하는 순간에 C_1 의 보수보강비용을 들여 완전 보수보강되어야 한다. 따라서 전자에 비하면 추가적인 보수보강 비용이 필요하게 된다. 추가적인 보수보강 비용은 사용한계를 초과하는 시간의 함수가 된

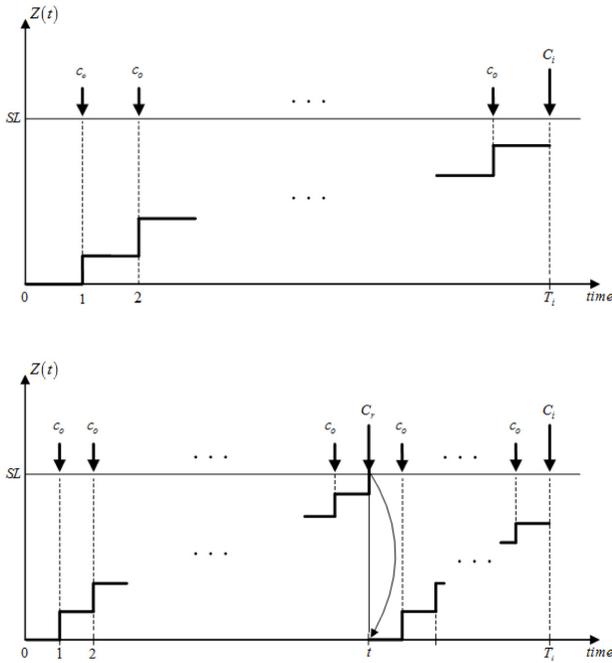


Fig. 1. Definition sketch of regular and in-depth inspection processes.

다. 이는 T_i 이전에 사용한계를 초과하는 사건이 발생하여 유발된 손실비용으로 생각할 수 있다(Van der Troon, 1994).

그러므로 T_i 동안에 소요되는 총 기대비용은 다음 식 (1)과 같이 정의할 수 있다.

$$C_r(T_i) = \int_0^{T_i} c_o e^{-rt} dt + \int_0^{T_i} C_a(T_i - t) e^{-rt} f_{T_{SL}}(t) dt + C_i e^{-rT_i} \quad (1)$$

여기서 C_a 는 단위시간당 손실비용, $f_{T_{SL}}(t)$ 는 사용한계를 초과하는 사용년수의 확률밀도함수이고 r 은 이자율(discount rate)이다. 특히 식 (1)은 연속복리계수를 이용하여 비용의 미래가치를 현재가치로 나타낸 것이다. 또한 식 (1)에서 단위시간당 손실비용, C_a 는 일회지불비용 C_r 을 등가지불한다는 경제성 이론을 이용하면 다음 식 (2)와 같이 쉽게 변환할 수 있다(Thuesen and Fabrycky, 1994).

$$C_a = C_r \left[\frac{e^r - 1}{1 - e^{-r(T_i - t)}} \right] \quad (2)$$

한편 Ross(1980)와 Lee(2013)에서 언급하였듯이 유지관리에서는 RRP 개념에 따라 식 (1)의 총 기대비용을 직접 사용하지 않고 단위시간당 총 기대비용의 개념이 사용된다. 따라서 식 (1)을 RC(Renewal Cycle), T_i 로 나누게 되면 본 연구의 최적화 모형의 목적함수(objective function)인 다음 식 (3)과 같은 단위시간당 총 기대비용, $CR(T_i)$ 을 얻을 수 있다.

$$\frac{MinCR(T_i)}{T_i^*} = \frac{C_r(T_i)}{T_i} \quad (3)$$

정밀점검을 위한 최적 시점, T_i^* 는 식 (3)의 목적함수를 만

족하는 시간을 의미한다. 식 (3)을 계산하기 위하여는 식 (1)에서 볼 수 있듯이 사용한계를 초과하는 사용년수의 누적분포함수, $F_{T_{SL}}(t)$ 를 알아야 한다. 현재까지 제시된 구조물의 사용년수의 누적분포함수, $F_{T_{SL}}(t)$ 를 산정하는 방법은 다음과 같이 두 가지로 구분된다. 하나가 파괴율 함수(failure rate function)를 이용하는 방법이고, 다른 하나는 누적 피해도의 추계학적 확률과정(stochastic process)을 이용하는 방법이다. 추계학적 확률과정을 이용하는 방법은 다시 WP(Wiener Process), GP(Gamma Process) 그리고 CPP(Compound Poisson Process) 등으로 구분된다. 본 연구에서는 두 가지 방법을 모두 이용하여 해석하였다.

3. 사용년수에 대한 분포함수와 해석

파괴율 함수를 이용하는 방법은 파괴까지 걸리는 시간속에 존재하는 불확실성만고려할 수 있는 방법이다. 만약 사용년수의 누적분포함수를 $F_{T_{SL}}(t)$ 라 하면 사용한계를 통과하는 사건의 단위시간당 발생함수/파괴율 함수, $\nu(t)$ 는 최초통과이론(first-passage theory)에 의하여 다음 식 (4)와 같이 정의된다.

$$\nu(t) = \frac{f_{T_{SL}}(t)}{1 - F_{T_{SL}}(t)} \quad (4)$$

여기서 T_{SL} 은 사용한계 SL 을 통과하는 시간이다. 모형의 단순화를 위하여 현재 가장 많이 사용하는 방법이 파괴율 함수를 상수로 고려하는 방법이다. 따라서 본 절에서는 먼저 $\nu(t) = \nu$ 인 경우에 대한 해석해를 유도하였다. 식 (4)를 식 (1)에 직접 대입하고 약간의 적분과정을 수행한 후 식 (3)에 대입하여 정리하면 다음 식 (5)를 얻을 수 있다.

$$\frac{MinCR(T_i)}{T_i^*} = \frac{1}{T_i} \left\{ \frac{c_o(1 - e^{-rT_i})}{r} + \frac{\nu C_a [T(r + \nu) + e^{-(r + \nu)T_i} - 1]}{(r + \nu)^2} + C_i e^{-rT_i} \right\} \quad (5)$$

특히 식 (5)는 본 연구에서 유도된 식인데 비용의 시간적 가치를 고려하지 않고($r = 0.0$) 정기점검을 실시하지 않는다고($c_o = 0.0$) 가정하면 Sandoh and Igaki(2003)가 유도한 해석해와 정확히 일치한다. 그들은 관련 비용의 시간적 가치를 고려하지 않았으며, 정기점검을 실시하지 않는다고 가정하였다. 따라서 본 연구에서 수립된 식 (1)은 Sandoh and Igaki(2003) 모형의 한계성을 극복할 수 있는 모형이다.

아래에 식 (5)에 포함된 관련 변수 변화에 따른 특성들을 해석하였다. 먼저 사용한계를 통과하는 평균 기대시간이 5년 경우에 대하여 해석하였다. 이자율은 5%를 적용하였으며, $C_i/c_o = 3.0$ 이라 가정하였다. 이는 정밀점검 비용 C_i 가 정기점검 비용 c_o 에 비하여 3배 더 든다는 의미이다. 단위시간당 손실비용, C_a 를 변화시키면서 계산한 결과를 Fig. 2에 제시하였다. 그림에서 쉽게 알 수 있듯이 단위시간당 총 기대비

용이 최소가 되는 점이 존재하며 손실비용이 커질수록 정밀점점의 시기가 빨라진다는 것을 확인 할 수 있다. 따라서 수

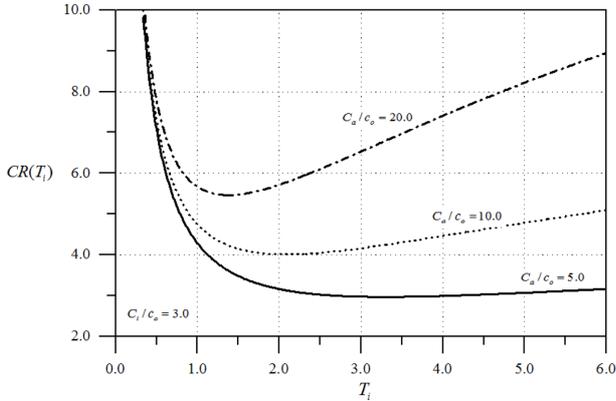


Fig. 2. Expected cost rates with respect to C_a/c_o as a function of T_i for $C_i/c_o = 3.0$ and $\nu = 0.2$.

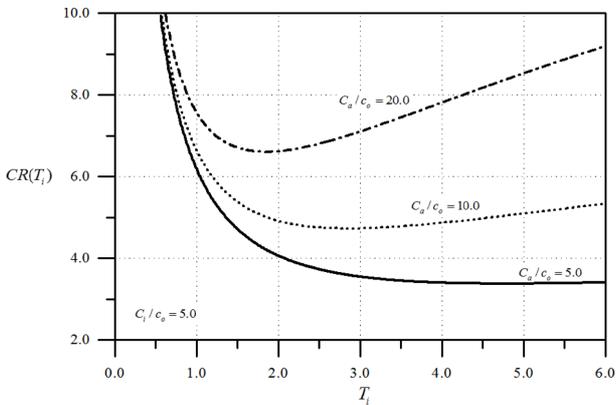


Fig. 3. Expected cost rates with respect to C_a/c_o as a function of T_i for $C_i/c_o = 5.0$ and $\nu = 0.2$.

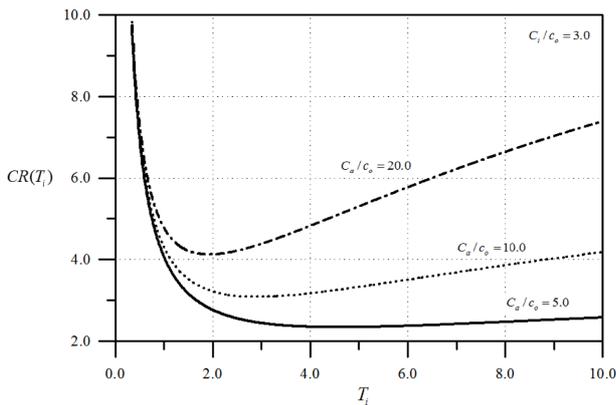


Fig. 4. Expected cost rates with respect to C_a/c_o as a function of T_i for $C_i/c_o = 3.0$ and $\nu = 0.1$.

학적로나 물리적으로도 바람직한 결과를 제시하고 있다. 동일하게 Fig. 3은 $C_i/c_o = 5.0$ 에 대한 결과이고 Fig. 4는 평균 기대시간이 10에 대한 결과이다. 세 결과를 정량적으로 비교하기 위하여 Table 1에 총 기대비용이 최소가 되는 T_i^* 를 제시하였다. 이는 최적의 경제성을 만족한다는 의미이다. 표에서 알 수 있듯이 정밀점점 비용이 커지거나 평균기대 시간이 커질수록 T_i^* 가 커지는 것을 쉽게 알 수 있다.

마지막으로 소요비용의 시간에 따른 가치변화를 살펴보기 위하여 이자율 변화에 따른 결과를 Fig. 5에 제시하였다. $C_i/c_o = 3.0$ 과 평균 기대시간이 5에 대한 결과이다. 그림에서 볼 수 있듯이 이자율이 커짐에 따라 T_i^* 가 커지는 것을 알 수 있다.

식 (4)에서 알 수 있듯이 이상의 결과들은 사용년수의 분포함수가 지수분포를 따르는 경우이다. 그러나 Kaio and Osaki(1986), Ramchandani(2009) 등에 의하면 감마분포나 Weibull 분포도 사용년수의 분포함수로 많이 사용되고 있다. 이는 감마분포나 Weibull 분포의 극한이 지수분포이기 때문이다. 따라서 분포함수의 차이에 따른 영향을 해석하였다. 본 연구에서는 감마분포와 Weibull 분포를 각각 다음 식 (6)과 식 (7)과 같이 정의하였다.

$$f_{T_{SL}}(t) = \frac{u^v}{\Gamma(v)} t^{v-1} e^{-ut} \tag{6}$$

$$f_{T_{SL}}(t) = \frac{\beta}{\alpha} \left(\frac{t}{\alpha}\right)^{\beta-1} e^{-(t/\alpha)^\beta} \tag{7}$$

지수분포의 결과인 Fig. 2와 동일한 조건에서 비교하기 위하여 모멘트법을 적용하여 사용년수의 평균이 동일하다고 하여 축척계수 $u = 0.4$, $\alpha = 5.642$ 를 산정하였다. 또한 형상

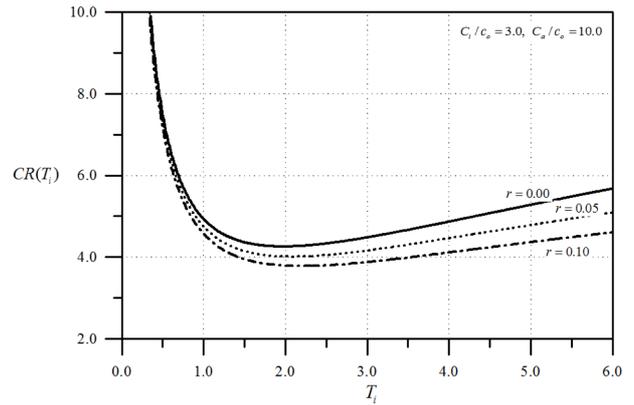


Fig. 5. Expected cost rates with respect to as a function of T_i for $C_i/c_o = 3.0$, $C_a/c_o = 10.0$ and $\nu = 0.2$.

Table 1. Optimal T_i^* for several constraints

Expected serviceability time	$C_i/c_o = 3.0$			$C_i/c_i = 5.0$		
	$C_a/c_o = 5$	$C_a/c_o = 10$	$C_a/c_o = 20$	$C_a/c_o = 5$	$C_a/c_o = 10$	$C_a/c_o = 20$
5	3.3	2.1	1.4	4.8	2.9	1.9
10	4.6	2.9	1.9	6.5	3.9	2.6

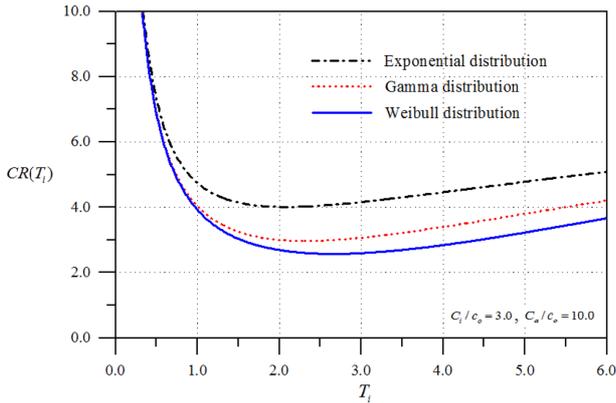


Fig. 6. Comparison of expected cost rates with respect to different distribution functions for $C_i/c_o = 3.0$, $C_a/c_o = 10.0$.

계수는 각각 $\nu = 2$, $\beta = 2$ 로 가정하였다. 이는 분포함수에 따른 변동계수를 다르게 고려하기 위함이다. 만약 변동계수 까지 같다고 가정하면 형상계수가 각각 $\nu = 1$, $\beta = 1$ 이 되어 지수분포와 동일해지기 때문이다. $C_a/c_o = 10$ 인 조건에 대하여 식 (6)과 식 (7)을 식 (1)에 대입하여 수치적으로 계산한 결과를 Fig. 6에 제시하였다. 그림에서 볼 수 있듯이 단위시간당 기대비용 $CR(T_i)$ 가 최소가 되는 시간 단위가 지수 분포보다 늦게 발생하면서도 그 크기가 작음을 알 수 있다. 그와 같은 특성은 감마분포보다 Weibull 분포에서 더 두드러진다. 이는 불확실성의 차이에 따른 것이다. 따라서 최적의 정밀점검 시기를 올바르게 결정하기 위해서는 이전의 대부분 연구에서 사용된 지수분포보다는 누적피해도의 거동특성에 맞는 올바른 분포함수를 사용하여야 한다.

앞의 결과들은 사용년수에 대한 관측 자료가 풍부하여 분포 함수를 비교적 쉽게 추정할 수 있는 경우에 적용 가능하다. 이를 항만 구조물에 적용하기에는 여러 가지 제약성이 있다. 이는 사용년수에 대한 관측이 사실상 불가능하기 때문이다. 비록 관측한다고 하여도 표본의 제약성으로 인해 추계학적 확률과정에서 가장 중요하게 생각하는 피해과정에 대한 불확실성을 고려할 수 없다. 또한 항만 구조물의 파괴모드마다 각기 다르게 정의되는 사용연계, SL을 고려할 수 없을 뿐만 아니라 하중 발생 사상과 비선형적인 누적 피해도 진행과정도 올바르게 고려할 수 없다. 따라서 본 절에서는 앞에서 언급한 추계학적 확률과정중 하나인 CPP를 이용하여 이와 같은 문제를 해결할 수 있는 방법을 제시하였다. Van der Weide and Pandey (2011)는 $P(T_{SL} \leq t) = P[Z(t) \geq SL]$ 의 개념을 사용하여 다음 식 (8)과 같은 사용년수의 분포함수를 유도하였다.

$$f_{T_{SL}}(t) = I_0(2\sqrt{\mu t} \int_0^{SL} \lambda(u) du) \mu \exp(-\mu t - \int_0^{SL} \lambda(u) du), t \geq 0 \quad (8)$$

여기서 μ 는 단위시간당 하중발생 개수를 의미하는 하중발생율, $\lambda(u)$ 는 단위하중에 대한 피해강도함수이다. 또한

$I_n(x)$ 는 다음 식 (9)와 같이 정의되는 제1종 수정 Bessel 함수(modified Bessel function of the first kind)이다.

$$I_n(x) = \left(\frac{x}{2}\right)^n \sum_{k=0}^{\infty} \frac{(x/2)^{2k}}{\Gamma(k+1)\Gamma(n+k+1)} \quad (9)$$

식 (8)은 추계학적 확률과정 중 하나인 CPP를 이용하여 쉽게 유도할 수 있다. 식에서 알 수 있듯이 식 (8)에서 하중발생 사상은 HPP(Homogeneous Poisson Process)를 따른다고 가정하였다. 현재까지 시설물의 누적피해 거동을 해석한 대부분의 연구들은 하중사상을 HPP로 간단히 고려하고 있다. 그러나 NHPP(Non-homogeneous Poisson Process)나 MPP(Mixed Poisson Process) 그리고 DSPP(Doubly Stochastic Poisson Process)로의 확장도 가능하다(Kahle and Wendt, 2004).

따라서 식 (8)을 사용하기 위해서는 먼저 사용연계 뿐만 아니라 피해강도함수를 정의하여야 한다. 본 연구에서는 Noortwijk and Frangopol(2004), Van der Weide and Pandey(2011), Cheng, et al.(2012) 등 많은 연구자들이 사용한 다음 식 (10)을 사용하였다

$$\lambda(u) = au^b, a > 0 \quad (10)$$

식 (10)에서 $b = 0$ 인 경우를 선형모형(additive model)이라 하고, $b \neq 0$ 인 경우를 비선형모형이라 한다. 비선형 모형은 다시 $b > 0$ 인 포화모형(saturated model)과 $b < 0$ 인 가속 모형(accelerated model)으로 구분된다. 따라서 대상 항만 구조물의 시간에 따른 누적 피해도 진행에 적합한 계수 a 와 b 를 올바르게 결정해야 한다. 이는 시간에 따른 누적 피해도의 진행을 예측해야 한다는 것을 의미한다. 이를 위해 본 연구에서는 Van der Weide and Pandey(2011)가 제시한 다음 식 (11)을 이용하였다.

$$E[Z(t)] = \frac{1}{a} \left(\frac{b+1}{a}\right)^{-\frac{b}{b+1}} \sum_{k=1}^{\infty} \frac{(\mu t)^k}{k!} e^{-\mu t} \sum_{j=0}^{k-1} \frac{\Gamma(j + \frac{1}{b+1})}{\Gamma(j+1)} \quad (11)$$

식 (11)은 시간에 따른 기대 누적 피해도를 산정할 수 있는 식으로 하중발생 사상이 HPP를 따른다는 가정하에 CPP 추계학적 누적피해모형을 이용하면 쉽게 유도할 수 있다.

하중발생율이 1.0이고 $a = 1.0$ 인 조건에서 b 를 0.0, -0.5, 0.5로 다르게 하여 식 (11)을 이용하여 산정한 기대 누적피해도의 결과를 Fig. 7에 제시하였다. 그림에서 알 수 있듯이 기대 누적피해도의 거동특성이 앞에서 언급한 특성들을 잘 만족한다. 또한 Fig. 7의 선형모형, 가속모형 그리고 포화모형에 대한 사용년수의 확률밀도함수를 Fig. 8에 제시하였다. $SL = 6.0$ 에 대하여 식 (8)을 이용하여 산정한 결과이다. 그림에서 쉽게 알 수 있듯이 누적피해도 진행 과정과 일치하는 결과를 나타내고 있다. 즉, 완만하게 증가하는 포화모형의 결과가 급격히 증가하는 가속모형의 결과보다 오른쪽으로 치우치는 경향을 보이고 있다.

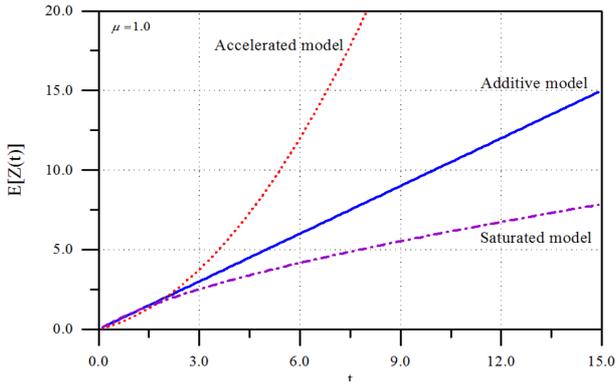


Fig. 7. Expected cumulative damages of three different models as a function of time.

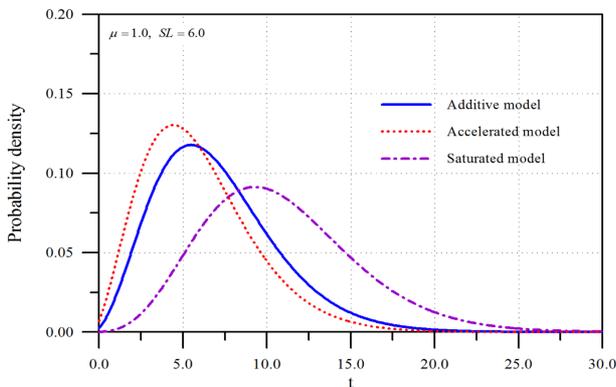


Fig. 8. Probability density functions of three different damage models.

따라서 식 (1), (3) 그리고 식 (8)을 사용하여 최적 정밀점검 시점 산정을 위한 단위시간당 총 기대비용, $CR(T_i)$ 을 수치적으로 계산하였다. 먼저 Fig. 9는 $SL = 6.0$ 에 대한 선형 모형에 대한 결과이다. 여기서 이자율은 5%, 단위시간당 하중발생율, $\mu = 1.0$, 그리고 $C_r/c_o = 5.0$ 이라 가정하고 C_r 을 변화시키면서 계산하였다. 이전의 해석해 결과들은 보수보강 없이 단위시간당 손실이 일정하게 발생하는 경우를 해석한 것이라면 이후 결과들은 사용한계를 초과하는 순간의 비용으로 완전보수보강하는 경우이다. 따라서 식 (2)를 이용하여 일회지불 보수보강 비용을 단위시간당 등가지불 손실비용으로 변환하여야 한다. 그림에서 $E[T_{SL}] = 7.0$ 은 식 (8)로부터 산정된 사용년수의 평균을 의미한다. 이는 누적 피해도가 사용한계를 초과하는 평균시간이 7.0이라는 것이고, 최소한 7.0에 한번은 정밀점검을 실시하여야 한다는 것을 의미한다. 즉, $T_i^* > E[T_{SL}]$ 인 경우는 $T_i^* = E[T_{SL}]$ 이어야 한다. 또한 C_r 이 커다는 것은 단순히 피해가 크게 발생하여 보수보강비용이 많이 든다는 의미로 해석할 수도 있지만, 다른 한편으로는 식 (2)에 의하여 C_r 이 커지면 단위시간당 손실비용 C_d 가 커지기 때문에 상대적으로 구조물의 중요도가 높다고 생각할 수도 있다. 후자의 개념으로 Fig. 9의 결과를 보면 동일한 조건에서 구조물의 중요도가 높으면 더 자주 정밀점검을 실시

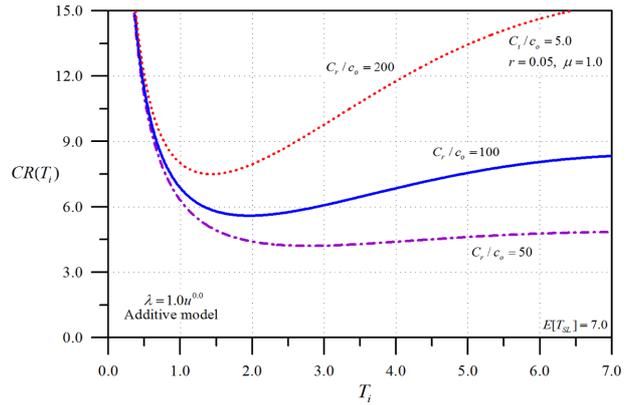


Fig. 9. Expected cost rates with respect to C_r as a function of T_i for the additive damage model.

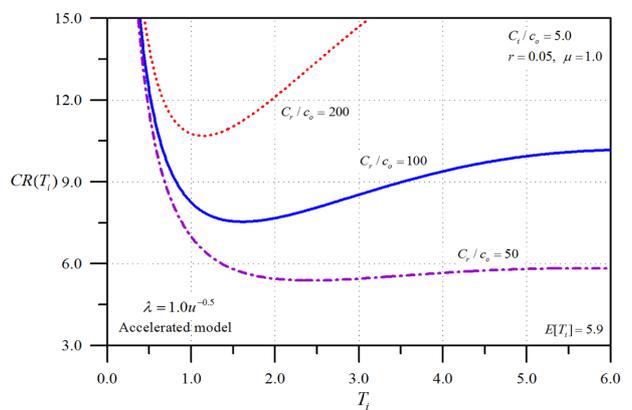


Fig. 10. Expected cost rates with respect to C_r as a function of T_i for the accelerated damage model.

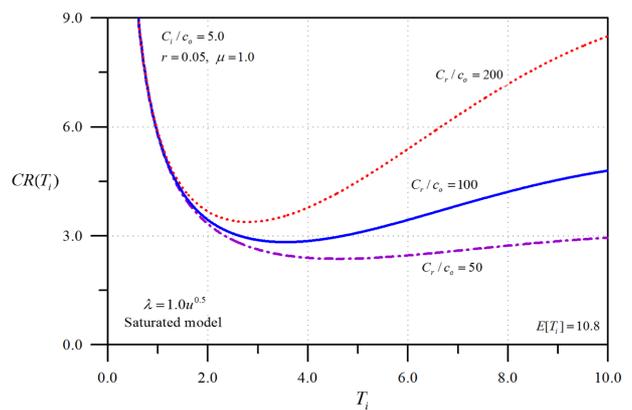


Fig. 11. Expected cost rates with respect to C_r as a function of T_i for the saturated damage model.

하여야 한다는 것을 알 수 있다. 또한 가속모형 및 포화모형에 대한 결과를 각각 Fig. 10과 Fig. 11에 제시하였다. 전반적인 거동특성이 선형모형과 유사하나 피해가 상대적으로 빨리 진행되는 가속모형에서 정밀점검을 자주 실시하여야 하고 그에 따라 비용도 커지는 것을 알 수 있다. 그러나 포화모형에서는 그와 같은 경향이 완만하게 나타나고 있다. Table 2에 각각의 결과에 대한 최적해 T_i^* , $CR(T_i^*)$ 를 제시하였다. 물

Table 2. Optimal values with respect to several constraints for each damage model

	$C_r/c_o = 50$		$C_r/c_o = 100$		$C_r/c_o = 200$	
	T_i^*	$CR(T_i^*)$	T_i^*	$CR(T_i^*)$	T_i^*	$CR(T_i^*)$
Additive model	2.78	4.21	1.96	5.59	1.43	7.50
Accelerated model	2.41	5.38	1.61	7.53	1.14	10.69
Saturated model	4.60	2.36	3.55	2.82	2.80	3.38

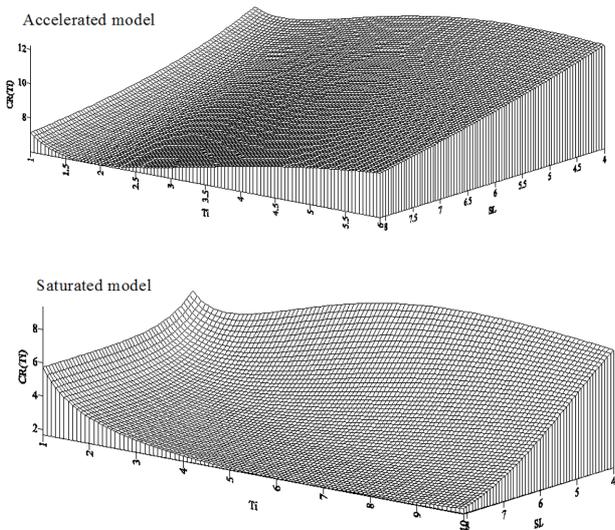


Fig. 12. Perspectives of expected cost rates for accelerated and saturated damage models.

리적으로는 누적피해가 빨리 발생할수록 구조물의 중요도가 높을수록 자주 정밀점검을 실시하여야 한다. 따라서 가장 경제적인 유지관리를 계획하기 위해서는 누적피해의 거동특성 그리고 구조물의 중요도에 따라 맞춤형 최적 정밀점검시기가 결정되어야 한다.

마지막으로 이자율은 5%, $\mu = 1.0$, $C_r/c_o = 5.0$ 그리고 $C_r/c_o = 100$ 조건을 가지고 가속모형과 포화모형을 이용하여 사용한계, SL 을 변화시키면서 계산된 결과를 Fig. 12에 제시하였다. 이는 사용한계 설정의 유연성을 부여하기 위함이다. 그림에서 볼 수 있듯이 사용한계가 작아짐에 따라 $CR(T_i)$ 가 최소가 되는 T_i^* 가 일찍 발생하는 것을 알 수 있다. 이는 정밀점검을 자주 실시하여야 된다는 것을 의미하고 따라서 비용이 증가하게 된다. 따라서 누적 피해도의 진행 특성에 따라 최적해 T_i^* , $CR(T_i^*)$ 의 전반적인 거동특성을 확인할 수 있다.

4. 경사제 피복재에 대한 적용

3절의 해석 과정에서 이미 언급하였듯이 본 연구에서 수립된 모형을 경사제 피복재에 적용하기 위해서는 먼저 대상 파괴모드를 선정하여야 한다. 또한 누적 피해도의 시간에 따른

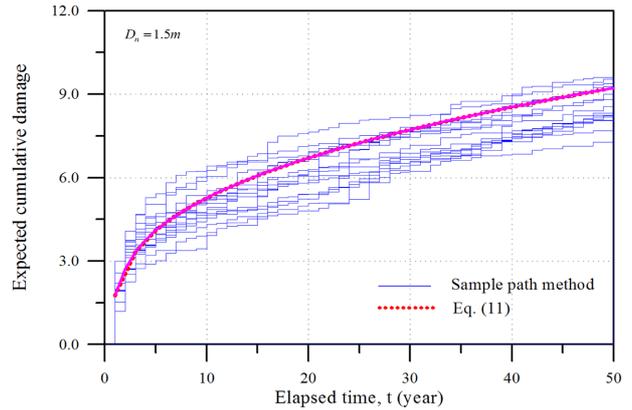


Fig. 13. Comparison of the sample paths of expected cumulative damage level with the results calculated by Eq. (11) for $D_n = 1.5m$.

거동 특성을 올바르게 예측하여 식 (10)의 계수들이 결정되어야 한다. 본 연구에서는 경사제 피복재의 피해를 파괴모드로 고려하였으며 피복재의 시간에 따른 누적피해도는 MCS(Monte-Carlo Simulation)에 기초한 표본경로기법(sample path method)을 이용하여 해석하였다.

표본경로기법에 대한 자세한 내용은 Lee(2015)에 언급하였다. Van der Meer(1988)의 피해수준을 가지고 Melby(1999, 2005)의 경험식을 이용하여 매년 태풍이 연속적으로 내습하여 발생하는 피해의 누적기대치를 추정하는 방법이다. 내습하는 태풍의 불확실성을 고려하기 위하여 년 최대 유의파고의 분포함수를 Gumbel 극치분포로 고려하였다. Burcarth(1992)가 제시한 조건에 대하여 MCS 기법으로 반복적인 계산을 실시하였다. 이때 주기와 유의파고의 관계는 Goda(2010)의 식을 사용하였으며 초기상태에 대한 적합조건(compatibility condition)은 Castillo et al.(2012)의 개념을 적용하였다. 이하의 해석에 사용된 조건은 Lee(2015)의 조건과 동일하다.

이상에 설명한 표본경로기법에 의하여 산정된 경사제 피복재의 누적 기대피해수준의 결과를 Fig. 13에 제시하였다. 대략 1000 파가 내습한다고 생각하여 각 태풍의 지속시간을 약 3.0 시간이라고 가정하여 모두 50×10000 번의 반복을 실시하였는데 그 일부를 제시한 것이다. 그림에는 식 (11)에 의하여 계산된 결과도 함께 제시하였는데 피해강도함수의 변수를 변화시키면서 계산된 결과 중 가장 잘 일치한다고 판단되는 결과이다. 전체 평균보다 조금 큰 누적피해가 발생한다는 가정하에 약간 보수적으로 산정된 것이다. 그림에서 쉽게 알 수 있듯이 경사제 피복재의 누적피해 거동은 포화모형을 따른다. 따라서 식 (10)의 변수, $a = 0.4$, $b = 1.7$ 이 결정되었다. 또한 Fig. 14는 Fig. 13의 결과 중 하나를 나타낸 것으로 시간에 따라 어떤 파랑이 발생되며 그때 어떤 크기의 기대피해수준이 발생하는지를 살펴보기 위하여 제시하였다. 이는 누적 기대피해수준이 아닌 순간 기대피해수준을 살펴보기 위함이다. 따라서 각각의 연속적인 파고에 따라 발생하는 순간 기대피

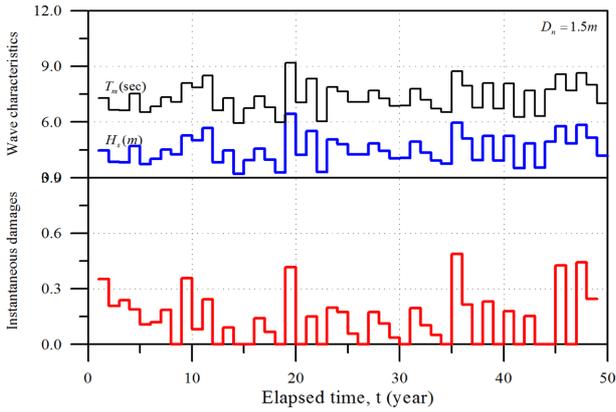


Fig. 14. Expected instantaneous damage level generated by MCS-based sample path method.

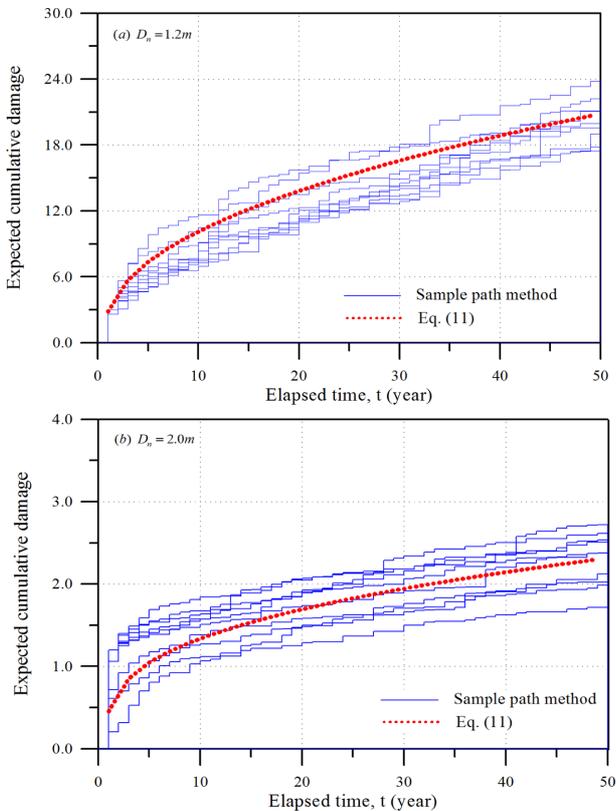


Fig. 15. Comparison of the sample paths of expected cumulative damage level with the results calculated by Eq. (11) for (a) $D_n = 1.2$ m and (b) $D_n = 2.0$ m.

해수준을 정량적으로 확인할 수 있다.

한편 피복재의 직경에 따른 영향을 살펴보기 위하여 D_n 을 다르게 하여 산정된 누적 기대피해수준을 Fig. 15에 제시하였다. 동일하게 경사제 피복재의 누적피해 거동은 포화모형을 따르며, 식 (11)에 의하여 예측된 결과와 비교적 잘 일치하고 있다. 또한 대표직경 변화에 따른 누적 기대피해수준을 정량적으로 확인할 수 있다. 예로, 10년이 경과한 후의 누적 기대피해수준을 보면 $D_n = 1.2$ m로 설계한 경우는 약 10.0이고 $D_n = 1.5$ m인 경우는 약 5.0이 된다. 반면 $D_n = 2.0$ m으로 설계된 경우는 약

Table 3. Estimated results of parameters in Eq. (10)

	a of Eq. (10)	b of Eq. (10)
$D_n = 1.2$ m	0.17	1.15
$D_n = 1.5$ m	0.40	1.70
$D_n = 2.0$ m	16.5	1.75

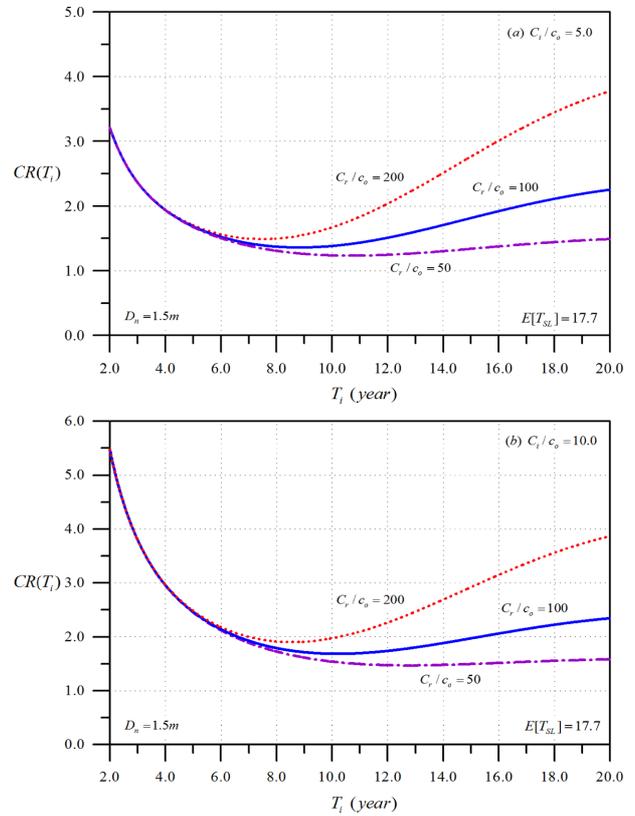


Fig. 16. Expected cost rates with respect to C_r as a function of T_r for $D_n = 1.5$ m, (a) $C_i/c_o = 5.0$ and (b) $C_i/c_o = 10.0$.

1.3 정도로 매우 작게 진행되는 것을 알 수 있다.

이상의 결과를 정리하여 Table 3에 식 (10)의 피해강도함수의 계수들을 제시하였다. 이 결과를 앞에서 수립된 식 (3)의 기대비용모형에 적용하면 하중조건이나 설계조건에 적합한 경사제 피복재의 최적 정밀점검 시점을 쉽게 결정할 수 있다.

최적 정밀점검 시점 결정을 위한 해석에서 사용하게 피해수준은 PIANC(1992), CIRIA(2007)에 제시된 $SL = 6.0$ 을 사용하였다. 그리고 이자율은 5%로 가정하여 C_i/c_o 와 C_r/c_o 의 차이에 따라 해석하였다. 먼저 $D_n = 1.5$ m에 대한 해석 결과를 Fig. 16에 제시하였다. 그림에서 알 수 있듯이 $C_i/c_o = 5.0$ 인 경우 구조물의 중요도에 따라 또는 피해수준에 따라 대략 8년에서 11년에 한 번씩 정밀점검을 실시해야 된다는 것을 알 수 있다. 반면 $C_i/c_o = 10.0$ 인 경우는 대략 9년에서 13년에 한 번씩 정밀점검을 실시해야 된다. 또한 동일 조건에서 $D_n = 1.2$ m에 대한 결과를 Fig. 17에 제시하였다. Fig. 17은 본 연구에서 개발한 모형이 극단적인 상황에 어떻게 거동하는지를 살펴보기 위하여 비교 목적으로 제시한 것이다. 전반적인 경

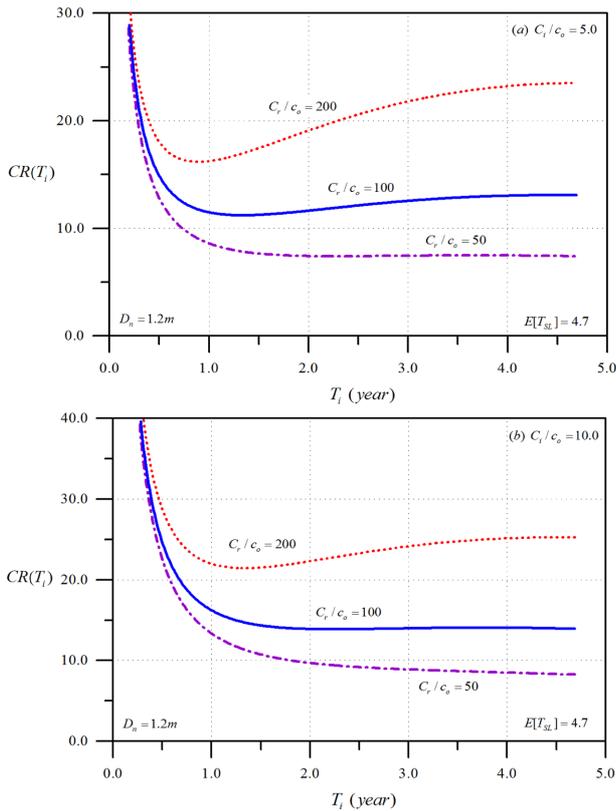


Fig. 17. Expected cost rates with respect to C_r as a function of T_i for $D_n = 1.2$ m (a) $C_r/c_o = 5.0$ and (b) $C_r/c_o = 10.0$.

Table 4. Optimal values with respect to several constraints for (a) $D_n = 1.2$ m and (b) $D_n = 1.5$ m.

	$C_r/c_o = 50$		$C_r/c_o = 100$		$C_r/c_o = 200$	
	T_i^*	$CR(T_i^*)$	T_i^*	$CR(T_i^*)$	T_i^*	$CR(T_i^*)$
(a) $D_n = 1.2$ m						
$C_r/c_o = 5.0$	4.7	7.40	1.3	11.21	0.9	16.19
$C_r/c_o = 10.0$	4.7	8.25	2.2	13.86	1.3	21.44
(b) $D_n = 1.5$ m						
$C_r/c_o = 50$	10.7	1.23	8.8	1.36	7.5	1.49
$C_r/c_o = 100$	12.7	1.47	10.2	1.68	8.6	1.90

항은 동일하나 대표직경이 작아지면 사용년수의 평균이 17.7년에서 4.7년으로 급격히 짧아진다. 따라서 구조물의 중요도에 상관없이 최대 4.7년에 한 번씩은 정밀점검을 실시하여야 한다. 그림을 보면 $C_r/c_o = 50$ 인 경우에서 사용년수의 평균 이내에서 최소점이 발생하지 않는다. 따라서 앞에서 언급한 $T_i^* > E[TSL]$ 에 해당하는 경우가 되고 $T_i^* = E[TSL] = 4.7$ 년이 되어야 한다. 즉, 사용년수의 평균 간격으로 정밀점검을 실시하여야 한다. 그러나 $C_r/c_o = 200$ 인 경우에는 거의 매년 정밀점검을 실시하여야 한다. 이는 매년 실시하는 정기점검을 정밀점검으로 대체하여야 한다는 의미이다. 따라서 정기점검 비용 c_o 를 고려할 필요가 없다. Table 4에 각각의 경

우에 대한 최적해의 정량적인 결과를 제시하였다.

경사제 피복재에 대하여 본 연구에서 유도한 모형을 적용한 결과 피복재의 직경을 어떻게 설계하느냐에 따라 또는 해당 구조물의 중요도나 피해 수준에 따라 정밀점검하는 시기가 각각 다르게 산정되었다. 이는 우리나라 시투법에 임의로 규정된 일정한 간격으로 정밀점검을 실시하는 것이 아니라 최적화 모형을 이용하여 구조물의 피해 특성에 따라 맞춤형으로 정밀점검 시기가 결정되어야 한다는 것을 의미한다.

5. 결론

경사제 피복재와 같은 항만 구조물의 유지관리 계획에서 중요한 최적 정밀점검 시기를 쉽게 결정할 수 있는 수학적 모형을 개발하였다. RRP를 기반으로 추계학적 누적피해도에 경제성 모형을 결합하여 단위시간당 총 기대비용을 산정할 수 있는 모형이다. PIM 정책과 CBIM 정책을 동시에 적용하여 기존 방법의 한계성을 극복하였다. 매년 실시하는 정기점검 비용을 고려하였고, 등가지불 개념을 도입하여 일회지불 보수보강 비용을 단위 시간당 손실비용으로 변환하였다. 또한 관련된 모든 비용들에 연속복리계수를 도입하여 비용의 시간에 따른 가치변화를 고려할 수 있도록 하였다. 따라서 본 연구에서 개발된 모형을 이용하면 단위시간당 총 기대비용이 최소가 되는 최적해를 쉽게 얻을 수 있는 모형이다.

먼저 일정 파괴율 함수를 사용하여 본 연구에서 수립된 수학적 모형의 해석해를 유도하였다. 본 연구에서 유도된 해석해는 다른 연구자들이 단순화된 조건에서 유도한 해석해와 정확히 일치한다. 또한 해석해를 이용한 관련 변수들의 거동특성이 자세히 분석되었다. 단위 시간당 총 기대비용이 최소가 되는 점이 존재하며 전반적으로 제반 물리적인 특성들을 잘 반영하고 있다. 손실비용이 커질수록 정밀점검의 시기가 빨라지고 반면 정밀점검 비용과 이자율이 커질수록 정밀점검의 시기가 늦어지는 것을 확인할 수 있었다.

그러나 해석해를 항만구조물에 적용하기에는 여러 가지 제약이 따른다. 이와 같은 한계성을 극복하기 위하여 본 연구에서 유도된 모형을 항만 구조물에 적용할 수 있는 방법을 제안하였다. 추계학적 확률과정 중 하나인 CPP를 적용하여 항만 구조물의 파괴모드마다 다르게 정의되는 사용한계와 하중 발생사상을 고려하면서도 추계학적 누적피해도의 비선형성을 고려할 수 있는 방법이다. 발생 가능한 누적피해도의 비선형성을 모두 해석할 수 있도록 피해강도함수를 도입하였으며 관련 계수들은 MCS 기반 표본경로기법을 이용하여 산정할 수 있다. 특히 대표적 항만 구조물인 경사제 피복재의 추계학적 누적 기대피해수준이 포화모형을 따른다는 것이 MCS 기반 표본경로기법에 의하여 확인되었다.

마지막으로 본 연구에서 개발된 추계학적 결정모형을 이용하여 누적피해수준의 거동 특성, 사용한계의 변화 그리고 구조물의 중요도에 따라 경사제 피복재의 최적 정밀점검 시점

을 올바르게 결정할 수 있었다. 따라서 경사제 피복재 뿐만 아니라 다른 항만 구조물의 다양한 파괴모드에도 본 연구에서 개발된 체계학적 결정모형을 확장하여 적용할 수 있다고 판단된다. 다만 개발된 모형의 적용성을 높이기 위해서는 실제 방파제에 대한 실증적인 추가 연구가 필요하다.

감사의 글

본 연구는 2015년도 강원대학교 학술연구조성비로 연구하였으며(과제번호-52015 0077) 지원에 감사드립니다.

References

- Barlow, R.E., and Proschan, F. (1965). *Mathematical theory of reliability*, New York, NY., John Wiley & Sons.
- Burcharth, H.F. (1992) Reliability evaluation of a structure at sea, *Short course of 23rd ICCE.*, 470-517.
- Castillo, C., Castillo, E., Fernandez-Canteli, A., Molina, R., and Gomez, R. (2012) Stochastic model for damage accumulation in rubble-mound breakwaters based on compatibility conditions and central limit theorem, *J. Waterway, Port, Coast., and Ocn. Eng.*, ASCE, 138(6), 451-463.
- Cheng, T., Pandey, M.D., and Van der Weide, J.A.M., (2012). The probability distribution of maintenance cost of a system affected by the gamma process of degradation : finite time solution, *Rel. Eng. and Sys. Saf.*, 108, 65-76.
- CIRIA. (2007). *The rock manual, The use of rock in hydraulic engineering(2nd. ed.)* C683, London.
- Gassandras, C.G. and Han, Y. (1992). Optimal inspection policies for a manufacturing station, *European J. of Op. Res.*, 63, 35-53.
- Goda, Y. (2010) *Random seas and design of maritime structures*, World Scientific Pub. Co.,
- Kahle, W., and Wendt, H. (2004) On a cumulative damage process and resulting first passage times, *Appl. Stochastic Models Bus. Ind.*, 20, 17-26.
- Kaio, N. and Osaki, S. (1984). Some remarks on optimal inspection policies, *IEEE Trans. on Reliability*, R-33, 277-279.
- Kaio, N. and Osaki, S. (1986). Optimal inspection policy with two types of imperfect inspection probabilities, *Micro-elect. and Reli.*, 26, 935-942.
- Lee, C.-E. (2013). Development of stochastic expected cost model for preventive optimal maintenance of armor units of rubble-mound breakwaters, *Journal of the Korean Society of Coastal and Ocean Engineers*, 25(5), 276-284. (in Korean).
- Lee, C.-E. (2015). Estimation of time-dependent damage paths of armors of rubble-mound breakwaters using stochastic processes, *Journal of the Korean Society of Coastal and Ocean Engineers*, 27(4), 246-257. (in Korean).
- Melby, J.A. (1999). *Damage progression on breakwaters*, Ph.D. thesis, Dept. of Civ. Engrg., Univ. of Delaware, USA.
- Melby, J.A. (2005) *Damage development on stone-armored breakwaters and revetments*, ERDC/CHL CHETN-III-64, US Army Corps of Engineers.
- Munford, A.G. and Shahani, A.K. (1972). A nearly optimal inspection policy, *Oper. Res. Quarterly*, 23, 373-379.
- Munford, A.G. and Shahani, A.K. (1973). An inspection policy for the Weibull case, *Oper. Res. Quarterly*, 24, 453-458.
- Nakagawa, T. (2005). *Maintenance theory of reliability*, Springer-Verlag, London.
- Nakagawa, T. and Yasui, K. (1979). Approximate calculation of inspection policy with Weibull failure times, *IEEE Trans. on reliability*, R-28, 403-404.
- Noortwijk, J.M. and Frangopol, D.M. (2004). Deterioration and maintenance models for insuring safety of civil infrastructures at lowest life-cycle cost, *Proc. of Life- Cycle Performance of Deteriorating Structures: Assessment, Design and Management*, ASCE, 384-391.
- Noortwijk, J.M. and Klatter, H.E. (1999). Optimal inspection decisions for the block mats of the Eastern-Scheldt, *Rel. Eng. and Sys. Saf.*, 65, 203-211.
- PIANC (1992). *Analysis of rubble mound breakwaters*, Supplement to Bull. N. 78/79, Brussels, Belgium.
- Ramchandani, P (2009). *Stochastic renewal process model for condition-based maintenance*, Master thesis, University of Waterloo.
- Ross, S.M. (1980). *Introduction to probability models*, Academic Press, N.Y.
- Sandoh, H. and Igaki, N. (2003). Optimal inspection policies for a scale, *Comp. and Math. with Applic.*, 46, 1119-1127.
- Tadikamalla, P.R. (1979). An inspection policy for gamma failure distributions, *Naval Re. Log. Quarterly*, 25, 243-255.
- Thuesen, G.J. and Fabrycky, W.J. (1994). *Engineering economy*, Prentice-Hall Inc, N.J.
- Van der Meer, J.W. (1988). Deterministic and probabilistic design of breakwater armor layers, *J. Waterway, Port, Coast., and Ocn. Eng.*, ASCE, 114(1), 66-80.
- Van der Troon, A. (1994). The maintenance of civil engineering structures, *Heron Journal, TRB*, 39, 3-34.
- Van der Weide, J.A.M., Pandey, M.D. (2011). Stochastic analysis of shock process and modelling of condition-based maintenance, *Rel. Eng. and Sys. Saf.*, 96, 619-626.
- Wattanapanom, N. and Shaw, L. (1979). Optimal inspection schedules for failure detection in a model where tests hasten failures, *Oper. Res.*, 27, 303-317.
- Yum, B.J. and MxDowell, E.D. (1987). Optimal inspection policies in a serial production system including scarp rework and repair: A MILD approach, *Int. J. of Prod. Res.* 25, 1451-1464.
- Zacks, S. and Fenske, W.J. (1973). Sequential determination of inspection epochs for reliability system with general lifetime distributions, *Naval Res. Log. Quarterly*, 20, 377-386.

Received 11 February, 2016

1st Revised 18 March, 2016

2nd Revised 25 March, 2016

Accepted 25 March, 2016