

# 베이지안 기법을 이용한 염해 콘크리트구조물의 내구성 예측

정현준<sup>1)</sup> · 지광습<sup>1)</sup>\* · 공정식<sup>1)</sup> · 강진구<sup>1)</sup>

<sup>1)</sup>고려대학교 건축사회환경공학과

# Durability Prediction for Concrete Structures Exposed to Chloride Attack Using a Bayesian Approach

Hyun-Jun Jung<sup>1)</sup>, Goangseup Zi<sup>1)\*</sup>, Jung-Sik Kong<sup>1)</sup>, and Jin-Gu Kang<sup>1)</sup>

<sup>1)</sup>Dept. of Civil & Environmental and Architectural Engineering, Korea University, Seoul 136-713, Korea

**ABSTRACT** This paper provides a new approach for predicting the corrosion resistivity of reinforced concrete structures exposed to chloride attack. In this method, the prediction can be updated successively by a Bayesian theory when additional data are available. The stochastic properties of model parameters are explicitly taken into account into the model. To simplify the procedure of the model, the probability of the durability limit is determined from the samples obtained from the Latin hypercube sampling technique. The new method may be very useful in designing important concrete structures and help to predict the remaining service life of existing concrete structures which have been monitored.

Keywords : corrosion, bayesian theory, durability prediction, remaining service life, monitoring.

## 1.서 론

해양환경에 직접 노출되거나, 혹은 해안가에 건설된 콘 크리트구조물에는 표면으로부터 침투하는 염분에 의해 내구성 문제가 발생한다. 콘크리트표준시방서 (2003)에는 콘크리트 표면에서의 염화물이온 농도가 비말대일 경우 13 kg/m<sup>3</sup>, 해안선 부근일 경우 9 kg/m<sup>3</sup>, 해안으로부터 1 km 떨어진 거리에서는 1.5 kg/m<sup>3</sup>로 고려하도록 하고 있다. 그 런데 최근 연구에 의하면 서해안으로 부터 10.35~71.50 km 범위의 거리까지 포집기를 설치하여 표면 염화물량을 측 정한 결과, 염화물이온량의 최대값이 10.75 kg/m<sup>3</sup> 값을 가 진 것으로 확인되었다<sup>11)</sup>. 이 값은 해안선 근처와 비말대 사이의 값에 해당한다<sup>11)</sup>. 상시적으로 해수에 침수되어 있 는 해양 구조물의 경우는 표면농도가 해수의 이온농도와 같게 된다. 시간이 지남 따라 콘크리트 내부에 침투 및 확산한 염분은 콘크리트 내부에 축적이 된다. 철근 위치 까지 침투된 염분은 일정한 농도 이상이 농축되면 철근 의 부식을 야기한다.

최근 외부 하중에 대한 내구성을 확보하기 위한 설계 개념 이외에도 부식에 대한 내구성 확보를 위한 여러 가 지 방법이 시도되고 있다. 부식에 대한 내구성 확보를 위한 방법으로는 콘크리트 요구 성능 개선, 고내구성 콘 크리트의 개발 및 혼화재료의 개발, 내부식 철근의 개발, 구조물의 표면 처리 등이 있다. 하지만 이를 위해 가장 기본적으로 고려되어야 하는 사항은 콘크리트구조물 내 부에서 시간과 깊이에 따라 변화하는 염분의 농도를 어 떻게 예측하고 평가할 것인가라고 할 수 있다.

콘크리트와 같이 다공성 매체 내부에서 일어나는 물질 의 이동은 일반적으로 Fick의 두번째 법칙을 모델로 한 다. 이 법칙은 내부에서 일어나는 물질의 이동이 농도의 구배에 비례하는 것을 기본으로 한다. 이 법칙의 기본적 인 구조는 퓨리에의 법칙이나 Darcy 법칙과 매우 유사 하다. 내부의 수분이 이동할 때에는 염분이 수분과 같이 이동할 수도 있으나, 이 경우에는 컴퓨터 구현이 복잡해 지고, 간단한 일차원 문제에서도 해석적인 해의 도출이 불가능해진다. 지광습 등<sup>9</sup>에 의하면 수분이동을 고려해 도 콘크리트와 같이 투수성이 낮은 재료에서는 해의 차 이가 약 3% 이내인 것으로 확인되었다.

위에서 언급한 Fick의 두번째 법칙에 기초한 확산방정 식을 콘크리트의 염화물 침투 문제에 접근한 예는 Crank<sup>5)</sup> 의 연구에서 찾아 볼 수 있으며, 그 후에도 여러 가지 유사한 연구들이 많이 진행되었다. 하지만 내구성 문제 가 가지는 근본적인 불확실성 때문에 다양한 콘크리트구 조물의 현장 실측 데이터의 직접적인 통계처리를 이용하 는 방법도 사용되고 있다<sup>4)</sup>. 이 경우에는 통계처리 기법 에 따라 예측 결과가 크게 영향을 받는 문제가 있으므 로, 위의 확산방정식의 모델 변수의 통계적인 분산을 고 려한 기법들이 개발되었다<sup>2.7)</sup>. 이 새로운 접근법에서도 모

<sup>\*</sup>Corresponding author E-mail: g-zi@korea.ac.kr Received June 4, 2007, Accepted September 17, 2007 ©2008 by Korea Concrete Institute

델 변수의 통계적인 예측 값은 자체적으로 가지는 불확 실성을 고려해야 하는 문제가 아직도 남아 있으며, 이 문제는 부분 신뢰성 기법의 현장 적용에 필연적으로 수 반되는 문제이다. 만약 지속적인 유지·관리를 통해 계 측이 이루어진다면, 이 문제는 상당 부분 제거될 수 있으며, 잔존수명 예측의 정확도도 향상시킬 수 있다.

본 논문에서는 모니터링이 이루어지는 구조물의 모델 변수가 가지는 불확실성을 합리적으로 고려하기 위해 베 이지안 기법을 채택하였다. 지속적인 유지·관리와 모니 터링이 수행되는 구조물의 경우에서는 가용한 데이터가 지속적으로 축적되기 때문에 매우 유용한 방법이라고 판 단된다. 베이지안 이론에 근거한 여러 가지 기법이 있지 만, 본 논문에서는 단조증가 혹은 단조감소 하는 현상에 적용되는 기법을 사용하였다. 이 기법은 프리스트레스 세 그멘트 교량의 장기처짐 문제에 Bazant 등<sup>11</sup>이 적용하였고 같은 문제를 통계적 기법을 통하여 양인환<sup>121</sup>이 적용한 바 있다. 염화물 침투 문제에서도 내부에 침투한 염화물의 농도가 보수 전 까지는 지속적으로 증가하는 패턴을 가 지고 있으므로 이 기법의 적용이 가능할 것으로 판단된다.

본 논문의 구성은 다음과 같이 구성된다. 1장에서는 현 재까지 진행되어진 연구들의 내구성 예측과 평가에 대한 성과와 동향, 본 논문의 적용성 및 장점 등을 기술했고, 2장에서는 확정론적 염해 내구성 분석인 염해 해석 모델 및 잔존수명 예측 모델을 기술하였으며, 3장과 4장에서는 본 논문에서 핵심적으로 다루고 있는 베이지안 기법과 염 분 침투 한계식을 기술하였다. 그리고 5장에서는 염해 해 석 절차에 대해서 열거하였고, 6장에서는 해외의 콘크리 트구조물에 대한 베이지안 기법을 적용한 예시를 다루었다.

#### 2. 확정론적 염해 내구성 분석

#### 2.1 일차원 염해 해석 모델

표면으로부터 콘크리트 내부로 침투하는 염분의 분포 를 해석하기 위해 다음과 같은 Fick의 두번째 법칙에 근 거한 편미분 방정식이 사용 된다<sup>5)</sup>.

$$\frac{\partial C(X,t)}{\partial t} = D \frac{\partial^2 C(X,t)}{\partial X^2}$$
(1)

여기서 *C*(*X*,*t*)는 *t*시간 동안 염분이온에 노출된 표면으로 부터 *X*만큼의 거리에 위치한 콘크리트의 염분이온 농도 (kg/m<sup>3</sup>)이며, *t*는 염소이온 확산이 일어나는 시간 (second), *X*는 표면에서 측정된 거리 (mm), *D*는 염분이온 확산계 수 (m<sup>2</sup>/s)이다. 초기염소이온 농도 *C*<sub>0</sub>(kg/m<sup>3</sup>)는 0으로 한 다. 확산계수의 균질성을 가정한다면, 일차원 문제에 대 해서는 식 (2)와 같이 해석적인 해를 얻을 수 있다<sup>5</sup>.

$$C(X,t) = C_s \left\{ 1 - erf\left(\frac{X}{2\sqrt{D_m t}}\right) \right\}$$
(2)

78 | 한국콘크리트학회 논문집 제20권 제1호 (2008)

여기서 *erf*는 오차함수이고, *C<sub>s</sub>*는 표면 염분이온농도 (kg/m<sup>3</sup>)이다. 또한 콘크리트 재령에 따른 확산계수의 변 화를 반영하기 위해서는 식 (3), (4)와 같은 실험적인 식 을 사용한다.

$$D_m = \frac{D_0}{1 - n} \left(\frac{t_0}{t}\right)^n (t < t_c)$$
(3)

$$D_m = D_0 \left[ 1 + \frac{t_c}{t} \frac{n}{1-n} \right] \left( \frac{t_0}{t_c} \right)^n (t \ge t_c)$$

$$\tag{4}$$

여기서  $t_c$ 는 염소이온 확산계수의 변화가 일어나지 않는 시점이고, 본 논문에서는 기존의 연구<sup>10</sup>와 마찬가지로 30 년으로 정하였다.  $t_0$ 는 콘크리트 재령인 28일로 정하였다. 그리고  $D_0$ 은 시간  $t_0$ 에서의 확산계수, 지수 n은 시간에 따 른 염소이온 확산계수의 변화를 나타내는 계수이다. RC 구조물일 경우에는 ACI 318의 규정을 적용하여 0.1 mm 보다 크게 균열이 발생되었을 경우, Fick의 두 번째 법칙 을 적용할 수가 없다<sup>6</sup>. 또한, 식 (2)는 염소이온 확산계 수  $D_m$ 이 상수일 때 얻어진 해석적 해이다. 그러나 식 (3) 과 (4)의 변화를 가정한다면, 엄밀한 관점에서 볼 때 식 (2)를 사용할 수 없게 된다. 하지만 대부분의 실무와 연 구에서는 식 (3)과 (4)의 보정을 대체적으로 사용하고 있다.

#### 2.2 확정론적 염해 잔존 수명 예측

염해로 인한 부식 잔존 수명을 예측하기 위해서는 염 해 실험 데이터나 현장에서 측정한 데이터가 필요하다. 또한 콘크리트구조물의 공용연수 (*t<sub>ser</sub>*), 표면 염소이온농 도 (*C<sub>s</sub>*), 최소 피복두께 (*X<sub>min</sub>*), 임계부식농도 (*C<sub>cr</sub>*) 그리 고 유효 염소이온확산계수 (*D<sub>eff</sub>*)가 필요하다. 염해에 의 한 수명 (*t<sub>cr</sub>*)은 다음과 같이 주어진다.

$$t_{cr} = \frac{1}{D_{eff}} \left[ \frac{X_{min}}{2erf^{-1} \left( 1 - \frac{C_{cr}}{C_s} \right)} \right]$$
(5)

잔존수명 (L<sub>rem</sub>)은 임계부식농도에 도달하는 시간 (t<sub>cr</sub>)과 현재의 공용연수 (t<sub>ser</sub>)의 차이로서 표현된다.

 $L_{rem} = t_{cr}(-t_{ser}) \tag{6}$ 

위의 확정론적으로 산정된 잔존수명은 초기 측정 한 시점에서 측정된 모델변수들의 평균치를 이용한 것으로 서, 변수들이 가지는 불확실성이 고려되지 못했다. 가령 예를 들면 염해 예측 모델식 (6)으로 예측된 염화물 침 투농도는 실제 현장에서 계측된 값과는 항상 차이가 있 게 된다. 그러므로 초기에 예측된 부식에 대해서 추가적 인 계측 데이터의 추세를 반영해서 수정하는 절차가 필 요하게 된다.

## 3. 베이지안 기법에 근거한 염해 내구성 분석

#### 3.1 염해 문제에 대한 베이지안 기법

본 논문에서는 Bazant 등<sup>11</sup>이 장기처짐 문제에 사용한 베이지안 기법을 염해 문제에 적용하였다. 모니터링을 통 해 계측된 부식 데이터를 X라고 하고, 앞으로 예측해야 할 염화물에 의한 부식을 Y라고 하면, Xm은 시간 tm에서 측정한 염화물 농도 (m = 1, 2, 3, …, M)이고, Y는 시간 에서 예측한 염화물 농도 (i = 1, 2, 3, …, I)이다. 초기 계측치를 이용해서 개선 전, 즉 모니터링을 통해 얻어지 는 추가적인 데이터를 고려하지 않은 염화물 농도 X'와 의 Y' 평균과 표준편차는 다음과 같고, 등가의 확률을 가 지는 구간을 k개로 나누었다.

$$\overline{X'_{m}} = \frac{1}{K} \sum_{k} X'^{(k)}_{m}, \, \sigma'^{X}_{m} = \sqrt{\frac{1}{K} \sum_{k} (X'^{(k)}_{m} - \overline{X'_{m}})^{2}}$$
(7)

$$\overline{Y'_{i}} = \frac{1}{K} \sum_{k} Y'^{(k)}_{i}, \, \sigma'^{Y}_{i} = \sqrt{\frac{1}{K} \sum_{k} (Y'^{(k)}_{i} - \overline{Y'_{i}})^{2}}$$
(8)

여기서  $\overline{X'}$ ,  $\overline{Y'}$ ,  $\sigma'_m^X$ ,  $\sigma'_i^Y$ 는 각각 시간  $t_m$ ,  $t_i$ 의 함수이다. 시간  $t_m$ 에서  $X_m$ 에 해당하는 염화물 농도를 계측한 후에 는 우도함수 (likelihood function)  $p_k$ 를 다음과 같이 구한 다.

$$p_k = \exp\left[-\sum_m \frac{1}{2} \left(\frac{X_m - X'_m^{(k)}}{\sigma_m^X}\right)^2\right]$$
(9)

여기서 우도함수의 표준편차 σ<sup>X</sup><sub>m</sub>는 기존의 실험치나 측 정 데이터로부터 추정해야 한다. 사실 이 값이 10~50% 까지 그 값이 작아진다고 해도 전체적인 사후확률의 데 이터에 영향을 미치는 것이 아주 적다. 모델상수 <u>β</u>의 확률 P'(<u>β</u>)를 등가의 확률을 가지는 구간으로 분할하면 가 상수로 바뀌게 되고 X<sup>(k)</sup><sub>m</sub>이 각각 무작위로 추출한 샘 플인 <u>g</u><sup>(k)</sup>를 얻게 되면 다음과 같은 식이 성립하게 된다.

$$p''(X_m^{(k)}) = c_0 p_k \tag{10}$$

$$c_0 = \left(\sum_k p_k\right)^{-1} \tag{11}$$

모델 예측치의 평균  $\overline{X''_m}$ 과  $\overline{Y''_i}$ 은 통계적 분포를 전 술한 베이지안 기법을 사용하여 다음과 같이 성립하게 된다.

$$\overline{X''_m} = \sum_k p''(X^{(k)}_m) X'^{(k)}_m = c_o \sum_k p_k X'^{(k)}_m$$
(12)

$$\overline{Y_i''} = c_o \sum_k p_k Y_i'^{(k)} \tag{13}$$

개선된 염화물 농도의 예측치  $\overline{X''_m}$ 과  $\overline{Y''_i}$ 의 표준편차  $\sigma''^x_m$ 와  $\sigma''^y_i$ 는,

$$\sigma_m^{\prime\prime X} = \sqrt{c_o \sum_k p_k (X_m^{\prime\prime (k)} - X_m^{\prime\prime})^2}$$
(14)

$$\sigma_i^{"Y} = \sqrt{c_o \sum_k p_k (Y_i^{"(k)} - Y_i^{"})^2}$$
(15)

이다.

#### 3.2 라틴 하이퍼큐브 샘플 추출법

라틴 하이퍼큐브 샘플 추출법은 입력변수 공간에서 결 과 데이터를 추출할 때, 골고루 추출되도록 각 입력 변 수의 범위를 n개의 범위로 나눈 다음, 각 구간에서 하나 씩 추출하되 중복되지 않도록 무작위로 n개를 뽑는 방 법이다. 어떤 변량에 대해서 n개의 값을 추출할 때는 원 하는 수 개의 배열을 형성한 후, 이중 하나의 배열에서 만 중복되지 않도록 하는 추출하는 방법이다. 라틴 하이 퍼큐브 샘플 추출법은 많은 수의 파라미터를 분석하는데 유용하며, 적은 모의실험을 수행하면서도 실험점들이 입 력변수 영역에 골고루 분포되어서 공간을 채우게 되는 특성을 가지고 있다.

#### 4. 염분 침투의 한계상태식

해양환경에 노출된 콘크리트구조물은 시간이 지남에 따라 콘크리트 내부로 침투 및 확산된 염소이온으로 인 해 철근 위치까지 염소이온이 농축되며, 일정농도 이상 이 축적되면 철근의 부식이 시작된다. 철근의 부식으로 인하여 콘크리트구조물의 강도는 저감되기 시작된다. 염 소이온 농도가 특정치에 도달한 시점을 사용성 한계상태 로 정의하고, 이때의 부식발생 확률을 계산한다. 한계상 태에 대한 부식 발생 확률을 구하기 위해 다음과 같은 한계상태함수 (limit state function)로 정의할 수 있다.

$$\underline{\vartheta} = \theta [C_S, D_0, n], \quad R = r(\underline{\vartheta}), \quad S = s(\underline{\vartheta})$$
(16)

$$G = R - S \tag{17}$$

여기서 R은 임계염소이온 농도 (C<sub>cr</sub>), 하중함수 S는 시간 에 따라 변화하는 염소이온 농도며, <u>θ</u>는 함수를 의미한 다. 하중에 저항하는 저항 성능함수 R과 하중함수 S를 모 두 확률변수 함수로 표현할 수 있기 때문에 한계상태함 수 G에 대해 신뢰성 있는 결과를 도출할 수 있다. 한계 상태함수 G가 확률밀도함수 f<sub>G</sub>(g)로 주어진다면 손상확률 은 Fig. 1의 빗금친 영역의 면적으로 표현된다. 실무에서 는 손상확률 P<sub>f</sub>보다는 신뢰성 지수 β를 주로 사용한다. 손상확률 P<sub>f</sub>와 신뢰성 지수 β는 다음과 같은 관계가 있다.



**Fig. 1** Model of reliability index  $(\beta)$ 

$$P_f = \int_{-\infty}^0 f_G(g) dg \tag{18}$$

$$\beta = \frac{\mu_G}{\sigma_G}, \quad P_f = \Phi(-\beta)$$
(19)

여기서 σ<sub>G</sub>는 G의 표준편차이고 μ<sub>G</sub>는 G의 평균이다.

신뢰성 지수를 사용하여 내구수명을 예측한다면, Fig. 2 에서 보는 바와 같이 구조물 설계자가 현 신뢰성 지수 를 현 시점에서 정량적으로 계산할 수 있다. 그리고 설 계자가 구조물의 내구성에 대한 임계 신뢰성 지수 (critical reliability index)를 결정한 후에 시간이 지남에 따라 β가 이 임계지수와 같아지는 시점을 산정하면 구조물의 내구 수명 (service life)을 예측할 수 있다.

#### 5. 염해 내구성 해석 절차

본 논문에서는 다음과 같은 절차로 내구성 해석을 수 행하였다.

1) 염해 해석 모델에 사용될 설계변수를 선정한다.

 정규분포 (normal distribution)를 이용하여 각 설계 변수의 누적분포함수 (cumulative density function:CDF) 를 생성한다.

3) 2 단계에서 계산된 누적분포함수와 라틴 하이퍼큐 브 샘플 추출법(Latin hypercube sampling:LHS)을 이용 하여 설계변수의 샘플을 추출한다.

4) 추출된 샘플을 무작위로 배열하여 설계변수 조합을 구성한다.



Fig. 2 Prediction of service life

계산하고 사전 예측치 (prior distribution)를 구한다.

7) 초기 현장계측 데이터 (measured data)로 초기 우도함수 (initial likelihood function)를 계산한다.

5) 조합된 각 설계변수를 이용해서 염소이온 농도를

8) 초기 우도함수 (initial likelihood function)를 사용하 여 5단계에 구한 사전 예측치 (prior probability)를 보정 한다.

## 6. 적용 예

# 6.1 포르투갈의 서쪽해안인 세테나베 (Setenave)에서 1992~1997년까지 측정한 염해 침투

본 예제에서 대상으로 하고 있는 도크 20은 포르투갈 의 서쪽해안인 세테나베라는 강어귀가 있는 부두에 위치 해 있다. 도크 20에 있는 패널이 위치한 곳을 4년간 모 니터링한 결과, 22번에 걸쳐 반복적인 침수가 발생하였 다<sup>3)</sup>. Table 1은 도크 20에서 콘크리트구조물의 시간에 따 라 측정한 염해 침투 데이터이다. 본 예제에서는 측정 데이터를 FO라 칭한다. 본 내구성 문제의 설계변수 (design parameter)로 초기염분이온 확산계수 Do과 시간 의존성 지수 n, 표면염분이온농도 C,를 사용했다. 사전 확률분포를 정하는데 필요한 가용 데이터 (available data) 가 없으므로 문헌<sup>10)</sup>에서 얻을 수 있는 유사한 콘크리트 의 물성을 사용했다 (Table 2). 그런데 Table 2의 확률분 포는 본 예제 구조물의 데이터와는 분명히 차이가 있으 므로 이 데이터를 이용해서 얻은 사전 예측치 (prior distribution)는 측정치와 비교할 때 상당한 차이가 있다 (Fig. 3). 그래서 이 사전 예측치는 현장에서 계측한 2개 의 데이터로 보정하여 사후 예측치 (posterior distribution) 를 계산하였다. Fig. 3의 연한 선은 사전 예측치이고, 진 한 선은 본 기법을 통해 얻은 사후 예측치이다. 한계상 태함수에서 저항치인 R값을 정할 때 보통 철근 부동태 가 일어나는 염소이온농도 임계값인 1.2 kg/m<sup>3</sup>을 사용한 다. 하지만 본 논문에서는 모니터링한 콘크리트구조물의 측정 데이터에 대해서 베이지안 기법을 이용하여 사후예 측을 하는데 목적이 있다. 또한 본 예제에서 1.2 kg/m<sup>3</sup>을

Table 1 Measured data in the field, FO

	Cx	Time (months)					
Туре	Depth (mm)	6	12	24	36	48	
	10	1.50	2.80	3.48	3.90	5.52	
FO	20	0.42	0.90	1.80	2.69	3.12	
	25	0.17	0.31	0.90	1.68	2.16	

Table 2 Variables for prior-estimation, FO

Design parameters		Prior-estimation (mean, standard deviation)
	$D_0(\times 10^{-12} \text{ m}^2/\text{s})$	N (6, 1.2)
FO	п	N (0.4, 0.08)
	$C_s \text{ (kg/m}^3)$	N (9, 1.8)

R값으로 사용하였을 경우 얇은 피복두께로 인해 임계치 에 도달하는 시간이 짧아서 신뢰성지수 그래프에서 사후 예측 효과를 보이기가 쉽지 않다. 따라서 본 예제에서는 R값을 2.5 kg/m<sup>3</sup>으로 정해 준다. 본 논문에서 사용된 라 틴 하이퍼큐브의 샘플 수는 사후 예측치를 계산하기 위 해서 9개 세트로 고정하였다. 다른 샘플 수를 추출할 때 는 랜덤으로 계산하였다. Bazant 등<sup>1)</sup>에 따르면 라틴 하 이퍼큐브 샘플 추출법 (latin hypercube sampling)의 샘플 링 개수는 설계변수의 수 n을 두 배로 고려한 값이 전 체 설계변수의 수에 대한 결과에 수렴되는 것으로 확인 되었다. 본 논문에서는 계산량의 증가가 그리 크지 않기 때문에 샘플 개수를 3n으로 정하였고, 콘크리트 표면으 로부터 측정지점까지의 거리를 10, 20, 25 mm로 변화시 키면서 본 기법에 따른 사후 예측치의 변화를 Figs. 3~5 에 나타내었다.

Figs. 3~5는 현장 계측데이터로 사전 예측치를 보정한



Fig. 3 Change of chloride concentration measured at 10 mm distance from the surface, FO



Fig. 4 Change of chloride concentration measured at 20 mm distance from the surface, FO



Fig. 5 Change of chloride concentration measured at 25 mm distance from the surface, FO

결과, 계측 데이터의 분포에 따라 사후 예측치가 결정되 었다. Fig. 3은 사전 예측치가 측정 염분농도 보다 높은 경우이다. 사전 예측치에 2개의 계측 데이터를 보정한 예측치인 사후 예측치는 현저하게 나머지 3개의 계측 데 이터에 접근한다.

Figs. 3, 4에서는 초기 계측 데이터와 신뢰성 예측 구 간 간에 약간의 차이가 발생하는 것을 볼 수 있다. 그 이유는 신뢰성 예측 기법의 특성으로서 그래프의 시작점 은 영점에서 시작한다. 하지만 환경 요인에 의한 변수들 은 통계적으로 계산한 수치들이기 때문에 전체적인 경향 적인 추세만을 나타내고 있을 뿐이지 그래프와 같이 유 연한 곡선을 그릴 수가 없다. 그러나 계측 데이터는 시 간이 흐를수록 점차 사후 예측치의 신뢰성 구간에 포함 되는 것을 볼 수 있다.

사전 예측치의 초기 데이터 결정은 매우 중요하다. 왜 나하면 이 결정은 전체 그래프에 영향을 주고 예측한 그 래프의 신뢰성에도 반영이 되기 때문이다. 만약 초기 계 측 데이터가 사전 예측치와 같다면, 이 계측 데이터로 보정한 사후 예측치 그래프의 경향은 사전 예측치와 다 르지 않을 것이다. 이러한 사후 예측치는 본 기법의 적 용성을 증명하는데 어려움이 따를 것이다.

Fig. 6은 시간과 염분농도 그래프에서 라틴 하이퍼큐 브 샘플 수에 따른 사후 예측치의 변화를 비교했다. Fig. 6을 보면 샘플 수는 예측치의 정확도를 향상 시키는 것 보다 95% 신뢰성 구간에 영향을 주는 것을 볼 수 있다. 샘플 수가 많으면 많을수록 95% 신뢰성 구간이 점점 좁 아지는 것을 확인할 수 있다.

Fig. 7은 구조물의 개보수시기를 정해놓고 역으로 R값 을 정할 수 있게 한 그래프이다. 본 예제에서 정한 R값 은 모니터링한 측정 데이터와 비교하였을 경우 임계치인 2.5 kg/m<sup>3</sup>에 도달했을 때 개보수 시기를 해야 하는 시점과 측정 데이터로 추정하는 시점이 거의 비슷하게 나옴을 예측할 수 있었다. 따라서 임계농도치 R값을 2.5 km/m<sup>3</sup>



Fig. 6 Change of a number of sampling compared with the change of chloride concentration measured at 10 mm distance from the surface, FO



Fig. 7 R value decided to the C.O.M and the change of measured distance from the surface, FO

으로 정하였다. Fig. 8은 샘플 수가 변화하여도 R값의 변 화가 거의 없음을 알 수 있다. 따라서 Fig. 8의 그래프도 9세트로 고정하였다.

Figs. 9, 11, 13은 측정된 피복두께의 X깊이를 각각 10, 20, 25 mm로 고정하고 라틴 하이퍼 큐브 샘플 수를 다르게 하여 한계상태함수식에서 계산된 염분이온 농도 의 평균값 그래프를 나타내었다. 전체적으로 염해 신뢰 성 지수의 사전 예측치는 무작위로 샘플을 추출했음에도 불구하고 거의 같은 예측치를 보였다.

Figs. 10, 12, 14는 측정된 피복두께 X의 깊이를 각각 10, 20, 25 mm로 고정하고 라틴 하이퍼큐브 샘플 수를 다르게 하여 염해 신뢰성지수 그래프를 나타내었다. 샘 플 수는 측정된 피복두께 X가 깊어짐에 따라 피복두께 에 거의 영향을 끼치지 않는다. 따라서 다른 모든 그래 프는 앞의 설명과 같이 효율적인 예측을 위해서 샘플 수 를 9개 세트로 고정하였다. Figs. 9, 11, 13과 각각 비교 하면 염분이온농도의 평균값과 염해 신뢰성 지수에서 0



Fig. 8 Change of R value compared with the change of samples, FO (10 mm)



Fig. 9 Change of samples compared with the change of chloride mean measured at 10 mm distance from the surface, FO



Fig. 10 Change of samples compared with the change of chloride reliability index measured at 10 mm distance from the surface, FO



Fig. 11 Change of samples compared with the change of chloride mean measured at 20 mm distance from the surface, FO



Fig. 12 Change of samples compared with the change of chloride reliability index measured at 20 mm distance from the surface, FO



Fig. 13 Change of samples compared with the change of chloride mean measured at 25 mm distance from the surface, FO



Fig. 14 Change of samples compared with the change of chloride reliability index measured at 25 mm distance from the surface, FO

이 되어 개보수해야 하는 시점이 같다.

Fig. 15는 측정된 피복두께 X에 따른 한계상태함수식 에서 계산된 염분이온농도의 평균값에 대한 사전 예측치 와 사후 예측치의 개보수시기를 비교하였다. 그래프를 보 면 측정되는 피복두께와 관계없이 염분이온의 평균값이 0인 지점에서 사전 예측치와 사후 예측치의 차이는 거의 비슷하다.

Fig. 16은 측정된 피복두께 X에 따른 염해 신뢰성 지 수에 대한 사전 예측치와 사후 예측치의 개보 수시기를 비교하였다. Fig. 15와 비교하였을 경우 거의 비슷한 유 형을 보이고 있다.

본 예제의 구조물에 대한 개보수시기는 피복두께의 깊 이 X가 10 mm일 때, 사전에 예측한 시기보다 약 3개월 정도 늦춰야 하고, X가 20 mm일 때와 25 mm일 때도 거 의 10 mm와 마찬가지로 약 3개월로 비슷한 시기를 나타 내는 것을 볼 수 있었다. 의사결정자는 신뢰성 지수 그 래프의 사전 예측치와 사후 예측치에 나타난 차이를 보 고 의사결정을 내릴 수 있다.

# 6.2 잉글랜드 남동부주 안의 쇼버리너스 (Shoeburyness) 에서 10년 동안 측정한 염해 침투

이 예제에서의 시험체는 잉글랜드 남동부 주 안의 쇼 버리너스 근처에 있는 BRE (building research establishment) 해양 노출상태에 있다. 비말대의 위치에 놓여 있는 100×100×300 mm인 1,000개의 콘크리트 직육면체 시 험체와 100 mm 콘크리트 정육면체 시험체를 1, 2, 4, 10 년에 걸친 결과를 모니터링 하였다. 또한 pfa (pulverizedfuel ash)가 콘크리트에 끼치는 영향을 시험하였다. 본 연 구에서는 pfa가 포함되지 않은 부식 환경에 놓인 콘크리 트를 시간별로 모니터링하여, 현장 계측 데이터를 사용 하였다. 잉글랜드에서 측정한 데이터를 EN이라고 칭한 다<sup>8</sup>. 앞의 포르투갈 예와 마찬가지로 Table 4에 있는 설



Fig. 15 Change of chloride mean compared with the change of measured distance from the surface, FO



Fig. 16 Change of chloride reliability index compared with the change of measured distance from the surface, FO

계변수로 사전 예측치 (prior distribution)를 결정하였다. 초기계측거동을 표현할 수 있도록 모델 상수를 선정하였 다. 정확한 예측을 하기 위해서는 사전 예측치를 현장에 서 계측한 2개의 데이터로 보정하여 사후 예측치 (posterior

Table	3	Measured	data	in	the	field,	ΕN
-------	---	----------	------	----	-----	--------	----

Cx		Time (years)					
Туре	Depth (mm)	1	2	4	10		
	10	6.00	8.67	11.01	12.00		
EN	20	3.99	6	7.32	11.01		
	25	3.33	5.34	6.99	10.5		

Table	4	Variables	for	prior-estimation,	ΕN
-------	---	-----------	-----	-------------------	----

Desigr	n parameters	Prior-estimation (mean, standard deviation)
	$D_0 \ (10^{-12} \mathrm{m^2/s})$	N (6, 1.2)
EN	п	N (0.4, 0.08)
	$C_s$ (kg/m <sup>3</sup> )	N (20, 4.5)

distribution)를 정하였다. 한계상태함수에 대한 부분은 앞 에서 거론한 부분과 같다. 본 예제에서도 포르투갈 데이 터와 마찬가지로 1.2 kg/m<sup>3</sup>를 R값으로 사용하였을 경우 신뢰성지수 그래프에서 사후 예측한 값을 보여주기 어렵 다. 따라서 본 예제에서는 R값을 Fig. 22의 그래프를 통 하여 8 kg/m<sup>3</sup>로 정해 주었다. 앞의 포르투갈 데이터 (FO) 예와 마찬가지로 잉글랜드 데이터 (EN)도 같은 방법으 로 그래프를 해석하였다.

Figs. 17~19는 현장 계측데이터로 사전 예측치를 보정 한 결과, 계측데이터의 분포에 따라 사후 예측치가 결정 되었다. 다른 그래프의 해석은 포르투갈 데이터의 그래 프 (Figs. 3~5)와 같다.

Fig. 20은 시간과 염분농도 그래프에서 라틴 하이퍼큐 브 샘플 수에 따른 사후 예측치의 변화를 비교했다. 이 에 대한 해석은 Fig. 6과 같다.

Fig. 21은 구조물의 개보수 시기를 정해놓고 역으로 R







Fig. 18 Change of chloride concentration measured at 20 mm distance from the surface, EN



Fig. 19 Change of chloride concentration measured at 25 mm distance from the surface, EN

값을 정할 수 있게 한 그래프이다. EN의 경우 실험 결 과로부터 예상되는 표면염분이온 농도가 매우 크므로 일 반적인 임계값을 사용하는 경우 예상 개보수 시점이 계 측시점보다 앞서게 된다. 본 논문의 목적은 베이지안 업 데이트에 의한 내구성 평가 방법에 있으므로 임계값을 8 kg/m<sup>3</sup>으로 크게 산정하였다. Fig. 22에서는 샘플 수가 바뀔 때 R값이 증가할 경우 점점 다른 값을 보이는 것을 볼 수 있다. 이는 10 mm에서 사전 예측치를 모니터링한 측정 데이터로 예측하여 사후 예측치를 구한 Fig. 17을 보면 점점 시간이 지남에 따라 사전 예측치와 사후 예 측치가 차이가 많이 나는 것을 볼 수 있다. 하지만 샘플 수가 증가함에 따라 변화의 폭이 줄어듦을 볼 수 있고, 사후 예측치가 모니터링한 데이터와 비슷하게 예측이 되 면 그에 대한 변화의 차이도 줄어든다. 따라서 Fig. 21의 그래프도 9세트로 고정하였다. Fig. 21에서 보이고 있지 않지만 R값이 12 kg/m<sup>3</sup>으로 했을 경우에는 10 mm의 그 래프가 20 mm와 25 mm보다 C.O.M 값이 크게 계산된다. 왜냐하면 Fig. 17에서 보면 10 mm에서 모니터링한 측정 데이터는 사전 예측치보다 적고 Fig. 19에서 보면 25 mm 에서 모니터링한 측정 데이터는 사전 예측치보다 크므로 10 mm에서의 업데이트 결과는 염해침투농도 (C<sub>x</sub>)를 감 소시키는 경향의 사후 예측치를 구성하게 되고, 25 mm 에서 업데이트한 결과는 염해침투농도 (Cx)를 증가 시키 는 경향의 사후 예측치를 산출하기 때문이다. 이러한 결 과는 측정 데이터의 오차에 의한 것으로 일관성 있는 측 정 데이터를 사용할 경우 해결될 수 있다.

Figs. 23, 25, 27은 측정된 피복두께의 X깊이를 각각 10, 20, 25 mm로 고정하고 라틴 하이퍼큐브 샘플 수를 다르게 하여 한계상태함수식에서 계산된 염분이온농도의 평균값 그래프를 나타내었다. 이 그래프의 해석은 포르 투갈 데이터의 그래프 (Figs. 9, 11, 13)와 같다.

Figs. 24, 26, 28은 측정된 피복두께 X의 깊이를 각각 10, 20, 25 mm로 고정하고, 라틴 하이퍼큐브 샘플 수를



Fig. 20 Change of a number of sampling compared with the change of chloride concentration measured at 10 mm distance from the surface, EN



Fig. 21 R value decided to the C.O.M and the change of measured distance from the surface, EN



Fig. 22 Change of R value compared with the change of samples, EN (10 mm)

다르게 하여 염해 신뢰성지수 그래프를 나타내었다. Figs. 23, 25, 27와 Figs. 24, 26, 28의 그래프를 비교하게 되면



Fig. 23 Change of samples compared with the change of chloride mean measured at 10 mm distance from the surface, EN



Fig. 24 Change of samples compared with the change of chloride reliability index measured at 10 mm distance from the surface, EN



Fig. 25 Change of samples compared with the change of chloride mean measured at 20 mm distance from the surface, EN



Fig. 26 Change of samples compared with the change of chloride reliability index measured at 20 mm distance from the surface, EN



Fig. 27 Change of samples compared with the change of chloride mean measured at 25 mm distance from the surface, EN



Fig. 28 Change of samples compared with the change of chloride reliability index measured at 25 mm distance from the surface, EN

사전 예측치와 사후 예측치가 교차하는 것과 샘플 개수 에 의한 차이가 비교적 큰 것을 볼 수 있다. Fig. 26의 사전 예측치와 사후 예측치 결과가 보여주는 신뢰도의 차이는 각각의 샘플이 가지고 있는 분산의 차이 때문이 다. 그림에 나타나지는 않았으나 사전 예측치는 샘플 개 수와는 비교적 관계가 적은 분산의 형태를 보이나, 사후 예측치에는 샘플 개수에 의한 분산의 차가 증폭되어 나 타나고 있다. 이러한 분산의 차이는 무작위로 추출된 표 본의 수가 적을 때 더욱 증폭되어 나타난다. 따라서 사 전 예측치와 측정 데이터와의 차이가 큰 경우에는 샘플 개수를 증가 시켜 샘플 개수로부터 발생하는 오차의 범 위를 줄이도록 유의해야 한다.

Fig. 29는 측정된 피복두께 X에 따른 한계상태함수식 에서 계산된 염분이온농도의 평균값에 대한 사전 예측치 와 사후 예측치의 개보수시기를 비교하였다. 이 그래프 의 해석은 포르투갈 데이터의 그래프 (Fig. 15)와 같다. Fig. 30은 측정된 피복두께 X에 따른 염해 신뢰성 지수 에 대한 사전 예측치와 사후 예측치의 개보수시기를 비 교하였다. Fig. 29와 비교하였을 경우 거의 비슷한 유형 을 보이고 있다.



Fig. 29 Change of chloride mean compared with the change of measured distance from the surface, EN



Fig. 30 Change of chloride reliability index compared with the change of measured distance from the surface, EN

본 예제의 구조물에 대한 개보수 시기는 피복두께의 깊이 X가 10 mm일 때, 사전에 예측한 시기보다 약 16개 월 정도 시일을 미뤄야하고, X가 20 mm일 때는 약 10개 월 정도 보수시기를 앞당겨야하며, 25 mm일 때는 약 46 개월 정도 미리 개보수를 해야 한다고 의사결정 내릴 수 있다.

#### 7.결 론

베이지안 기법을 이용한 염해 콘크리트의 내구성 평가 에 관한 연구를 통하여 얻어진 본 연구의 결론은 다음 과 같다.

- 일반적으로 내구성을 예측하기 위한 염해해석 모델 인 Fick 두 번째 법칙에 모델의 불확실성을 고려할 수 있도록 베이지안 기법을 적용하였다. 이 기법은 내구성 모니터링이 수행되는 구조물의 내구수명예 측에 유용하게 사용될 수 있다. 베이지안 기법을 적 용한 염해 해석 모델은 사전 예측치를 초기 측정 데이터로 보정하여 구조물의 부식을 예측하였다. 또 한 부식 예측의 95% 신뢰성 구간도 자동적으로 제 시할 수 있었다.
- 2) 염해를 받는 국외의 콘크리트구조물에 대한 조사 자료를 기반으로 확률적 내구성 평가를 한 결과는 다음과 같다. 임계염소이온 농도를 2.5 kg/m<sup>3</sup>으로 정한 경우, 포르투갈 서쪽해안 세테나베 (FO)는 피복두께가 25 mm일 경우에 약 4년 5개월 이후에 손상이 발생하였고, 임계염소이온 농도를 8 kg/m<sup>3</sup>으로 정한 경우, 잉글랜드 남동부주안의 쇼버리너즈 (EN)의 경우에는 약 6년 3개월 이후에 손상이 발생하는 것으로 계산되었다.
- 3) 라틴 하이퍼큐브 샘플 수는 9개 세트로 모든 그래 프에 고정하였다. 그 이유는 만약 사전 예측치와 측 정 데이터와의 차이가 크지 않는다면 샘플의 수가 사후확률치의 신뢰성 지수에 그리 큰 영향을 주지 못하고, 적은 샘플의 수는 최소한의 계산량으로 효 율적인 예측이 가능하기 때문이다. 샘플 개수를 증 가시켰을 경우에는 예측치의 변화보다 95% 신뢰성 구간에 영향을 더 준다. 그러나 잉글랜드 데이터의 경우는 사전 예측치와 측정 데이터와의 차이가 크 므로 신뢰도의 오차를 줄이기 위해서 샘플 개수를 증가시켜야 한다.
- 4) 초기 사전 예측치를 정하기 위해서 설계변수를 정하게 될 때 설계변수의 평균과 표준편차의 비율은 샘플 개수에 영향을 주게 되어 개보수 시기의 차이를 줄일 수 있다. 이 때문에 평균과 표준편차의 비율을 10% 이상이 되었을 경우 샘플 개수를 2~3배로 늘리면 개보수 시기의 정확도를 향상시킬 수 있다.
- 5) 적용성이 좋은 베이지안 기법으로 염해 환경에 위 치한 콘크리트구조물의 내구적 사용수명을 예측함 으로서 염해 환경에 있는 콘크리트구조물의 유지·

관리를 하기 위한 부식개시를 예측할 수 있다. 또 한 부식개시기를 예측함으로서 의사결정자가 구조 물을 유지·관리하기 위한 유연한 의사 결정할 수 있다고 판단된다.

### 감사의 글

본 논문은 건설교통부가 출연하고 한국건설교통기술평 가원에서 위탁 시행한 2005년도 건설기반구축사업 05 기 반구축 D04-01과 첨단융합건설기술개발사업 05 첨단융 합 B01의 지원으로 이루어졌습니다.

#### 참고문헌

- Bazant, Z. P. and Kim, J. K., "Segmental Box Girder-Deflection Probability and Bayesian Updating", *Journal of Structural Engineering*, Vol.115, No.10, 1989, pp.2528~2547.
- Bentz, E. C., "Probabilistic Modeling of Service Life for Structures Subjected to Chlorides", *ACI materials Journal*, Vol.100, No.5, 2003, pp.391~397.
- Costa, A. and Appleton, J., "Chloride Penetration into Concrete in Marine Environment-Part I : Main Prameters Affecting Chloride Penetration", *Materials and Structures*, Vol.32, No.218, 1999, pp.252~259.

- Clifton, J. R., "Predicting The Service Life of Concrete", ACI Materials Journal, Vol.90, No.6, 1993, pp.611~617.
- Crank, J., *The Matdhematics of Diffusion*, Clarendon Press, Oxford, 1975, pp.48~73, 414.
- Li, C. Q., Zheng, J. J., and Shao, L., "New Solution for Prediction of Chloride Ingress in Reinforced Concrete Flexural Members", *ACI materials journal*, Vol.100, No.4, 2003, pp.319~325.
- Miguel, F., Said, J., and Odd, E. G., "Probabilistic Assessment of the Durability Performance of Concrete Structure", *Engenharia Civil*, 21, 2004, pp.39–48.
- Thomas, M. D. A. and Matthews, J. D., "Performance of pfa Concrete in a Marine Environment: 10-year Results", *Cement* & *Concrete Composites*, Vol.26, No.1, 2004, pp.5~20.
- Zi, G. and Bazant, Z. P., "Decontamination of Radionuclides from Concrete by Microwave Heating: II. Numerical Studies", *Journal of Engineering Mechanics ASCE*, Vol.129, No.7, 2003, pp.785~792.
- 10. 김지상, 정상화, 김주형, 이광명, 배수호, "염해를 받는 콘크리트구조물의 확률론적 내구성 해석", 콘크리트학회 논문집, 18권 2호, 2006, pp.239~248.
- 성낙일, 김동조, "염해환경 구조물의 유지관리 방안에 대 한 고찰", 유신기술회보, 11호, 2004, 169pp.
- 12. 양인환, "비선형 회귀분석기법을 이용한 콘크리트 교량 프리스트레스의 장기예측", 콘크리트학회 논문집, 18권 4호, 2006, pp.507~515.

**요 약** 본 논문에서는 염해를 받는 RC 구조물의 부식 내구성을 예측하기 위한 새로운 접근 방법을 제시한다. 이 예 측 방법은, 현장 계측 데이터가 추가적으로 있을 때 베이스 정리 이론에 의하여 계속적으로 업데이팅을 할 수 있다. 모 델 매개변수의 확률론적인 특성은 모델로 명백하게 고려된다. 염해 해석 모델의 절차를 간단하게 하기 위해서는, 내구 성 한계의 확률은 라틴 하이퍼큐브 샘플 추출법에서 얻는 표본에서 결정된다. 이러한 새로운 방법은 중요한 콘크리트 구조물을 설계하기에 아주 유용하다. 그리고 모니터링을 통한 실 콘크리트구조물의 잔존수명을 예측 할 수 있다.

핵심용어: 부식, 베이지안 기법, 내구성 예측, 잔존수명, 모니터링