# 報告 塩害環境下にある RC 部材の点検結果に基づいた劣化進行予測の更 新手法に関する基礎研究

平野 正大\*1・内田 慎哉\*2・鎌田 敏郎\*3・田中 伸幸\*1

要旨:著者らは,塩害環境下にある RC 部材を対象として,部材が設置されている環境条件および部材設計 諸元から,モンテカルロシミュレーションにより部材の曲げ耐力を予測する手法についての検討を行ってき た。本研究では,この予測手法を活用し,供用年数に対する各劣化過程の期間(潜伏期,進展期,加速期お よび劣化期)の推移を求めるとともに,導出した各劣化期間の推移に対して,対象とする部材の点検結果を 想定した調査結果を反映させることにより各劣化期間の推移を更新し,点検以後の予測結果の不確実性を低 減する方法を構築するとともに,手法の妥当性の検証も行った。

キーワード: 塩害, RC 部材, 劣化予測, 劣化進行過程, 非破壊試験, モンテカルロ法, ベイズの定理

## 1. はじめに

著者らは、塩害環境下にある RC 部材の曲げ耐力に関 する劣化曲線をモンテカルロ法 (MCM)を用いて予測す る手法<sup>1)</sup>を活用し、コンクリート標準示方書 [維持管理 編]<sup>2)</sup>に示されている塩害劣化進行過程における各劣化 過程(潜伏期、進展期、加速期および劣化期)の推移を 推定するとともに、導出した各劣化期間の推移に対して、 対象とする部材の調査結果を反映させることで、各劣化 期間の推移を更新する手法の提案<sup>3)</sup>を行ってきた。しか しながら、調査結果を反映させて求めた各劣化期間の推 移の妥当性については、未だ検討の余地を残していた。

そこで本研究では、まず、飛沫帯にある RC 部材を対 象として、塩害劣化進行過程における各劣化期間の推移 を算出した。続いてケーススタディとして、上記と同じ 対象部材において、潜伏期における定期点検にて、2 ケ ースの異なる調査結果(「表面塩化物イオン濃度」および 「塩化物イオンの見かけの拡散係数」)が得られた場合を 想定し、各ケースで調査結果をそれぞれ反映させた劣化 期間の推移を算出した。想定したケースとしては、今後 塩害による劣化進行が速くなると判断される場合と、今 後も塩害劣化があまり進行しないと想定される場合の2 ケースである。最後に、本手法の妥当性を検証するため、

表一1 F	RC スラブの部材設計諸:	元
-------	---------------	---

スラブ厚さ(mm)		350
引張側主鉄筋	径(mm)	13
	かぶり(mm)	63.5
コンクリートの圧縮強度(N/mm <sup>2</sup> )		32.6
コンクリートの弾性係数(N/mm <sup>2</sup> )		28.0
水セメント比(%)		47.5

定期点検以降のある供用年数において各ケースで求めた 潜伏期,進展期,加速期および劣化期の占める割合を算 出し,併せて当初(定期点検前)に求めた劣化期間の推 移結果から同供用年数における潜伏期,進展期,加速期 および劣化期が占める割合も算出し,両者を比較した。

#### 対象とした飛沫帯にある RC 部材

本研究で対象とした RC 部材は,桟橋上部工の RC ス ラブ<sup>4)</sup>である。この桟橋は 1968 年から 1971 年にかけて 建設され,2004 年に撤去された。対象とした RC スラブ は飛沫帯に位置しており,H.W.L.から部材下面までの距 離: *d*は0.19m である。これより,部材設置環境条件と して,コンクリート表面の塩化物イオン濃度:*C*<sub>0</sub>(kg/m<sup>3</sup>) は,港湾の施設の技術上の基準・同解説<sup>5)</sup>および既往の 研究<sup>6</sup>に基づき次式により推定した。

 $C_0 = -6.0d + 15.1 \tag{1}$ 

式(1)より *C*。は 14.0kg/m<sup>3</sup>となる。一方,部材諸元は**表**-1 のとおりである。表中の部材寸法,引張側主鉄筋の鉄 筋径とかぶりおよびコンクリートの圧縮強度は,桟橋調 査結果の値を採用した<sup>2)</sup>。水セメント比は同調査結果に より得られたコンクリートの圧縮強度<sup>2)</sup>および既往の研 究により得られたコンクリートの圧縮強度と水セメント 比の関係<sup>7)</sup>に基づいて 47.5%とした。コンクリートの弾 性係数は,コンクリート標準示方書【設計編】に基づき 圧縮強度に対応する値を用いた。

# 塩害劣化進行過程における各劣化過程の期間の推移 を算出する方法

#### 3.1 算出手順の概要

2章で推定した表面塩化物イオン濃度および RC スラ ブの部材設計諸元(表-1)から,鉄筋の腐食開始時刻,

\*1 大阪大学大学院 工学研究科地球総合工学専攻 (学生会員)

\*2 立命館大学 理工学部環境システム工学科講師 博士(工学) (正会員)

\*3 大阪大学大学院 工学研究科地球総合工学専攻教授 博士(工学) (正会員)

腐食ひび割れ発生時刻および加速期終了時刻を算出した。 具体的には、まず、鉄筋腐食発生限界塩化物イオン濃度 や腐食ひび割れ発生前の腐食速度などのバラツキを考慮 するために、これらを確率変数として取り扱い、既往の 研究および実構造物での調査結果から確率変数の確率分 布および統計量を設定した(3.2 参照)。その後、「鉄筋 の腐食開始時刻(3.3 参照)」、「腐食ひび割れ発生時刻(3.4 参照)」および「加速期終了時刻(3.5 参照)」をモンテ カルロ法(MCM)により推定した。これらの推定結果を 用いて、「塩害劣化進行過程の各劣化進行過程の期間(3.6 参照)」を算出した後、「劣化進行過程の期間の推移(3.7 参照)」を推定した。詳細を次節以降にそれぞれ示す。

# 3.2 確率変数の確率分布および統計量

本研究で設定した確率変数の確率分布および統計量を **表**-2<sup>1)</sup>に示す。データ数が少ないものに関しては,理由 不十分の原則より,一様分布と仮定した。各確率変数の 確率分布および統計量の決定方法は以下に示す。鉄筋腐 食発生限界塩化物イオン濃度: $C_{\rm lim}(kg/m^3)$ は,既往の文 献<sup>8)</sup>に基づき1.2~2.5kg/m<sup>3</sup>と設定し,一様分布と仮定し た。鉄筋位置での塩化物イオン濃度: $x_1$ および塩化物イ オンの見かけの拡散係数: $x_2$ は,飛沫帯にある実構造物 での調査結果<sup>2),9),10)</sup>, Fick の拡散方程式および次式を参 考に決定した。すなわち, $x_1$ は平均値:1.1 および標準偏 差:0.47, $x_2$ は平均値:0.34 および標準偏差:0.24 を求 めた。これら鉄筋位置での塩化物イオン濃度および塩化 物イオンの見かけの拡散係数は常に正の値(非負)を取 るため対数正規分布に従うと仮定した。

$$log_{10}D = -.$$
  $(W_{C}) + . (W_{C}) - 25$  (2)

ここで、D: 基準となる塩化物イオンの見かけの拡散係数(cm<sup>2</sup>/年)、<math>W/C: ホセメント比(表-1参照)である。  $C_0$ については、飛沫帯にある実構造物での調査結果<sup>6</sup>に 基づき、確率分布を正規分布、標準偏差: 5.05kg/m<sup>3</sup>を採 用した。平均値は式(1)より求めた値(14.0kg/m<sup>3</sup>)をそれ ぞれ使用した。かぶりの施工誤差:  $c_{error}$  (mm)については、 川村ら<sup>10,11)</sup>によって実測された調査結果から正規分布 として設定し、平均値および標準偏差を新たに算出した。 腐食ひび割れ発生時の腐食量: $x_3$ は、既往の研究<sup>12)</sup>に基 づいて、平均値:1.00、標準偏差:0.33 をそれぞれ求め た。腐食ひび割れ発生時の腐食量は、鉄筋位置での塩化 物イオン濃度と同様に非負の値となるため、対数正規分 布で近似することとした。 $f'_c$  (N/mm<sup>2</sup>)は、徳富が実施し た試験体 100 体での結果<sup>13)</sup>から変動係数:0.0382 の正規 分布とした。平均値は桟橋調査結果(**表**-1 参照)<sup>2)</sup>を採 用した。標準偏差は**表**-2 に示す。腐食ひび割れ発生前 の腐食速度: $V_b$ (mg/cm<sup>2</sup>/年)は、飛沫帯で暴露した供試体 での実験結果<sup>14),15)</sup>および腐食促進試験による実験結果<sup>16)</sup>を、式(3)に代入して求めた。

$$V_b = W_c / (t_{cra.} - t_{corr.})$$
<sup>(3)</sup>

ここに, W<sub>c</sub>:腐食ひび割れ発生時の腐食量(mg/cm<sup>2</sup>), t<sub>cra.</sub>:腐食ひび割れの発生時刻(年), t<sub>corr.</sub>:鉄筋の腐食 開始時刻(年)である。W<sub>c</sub>が不明なものについては, Qi らが提案している腐食ひび割れ幅から鉄筋の腐食量を推 定する式<sup>17)</sup>により求めた。腐食ひび割れ発生時のひび割 れ幅:w<sub>cr</sub>は 0.1mm<sup>18)</sup>と仮定した。その結果, V<sub>b</sub>は 2.3 ~21.9mg/cm<sup>2</sup>/年を得た。なお, V<sub>b</sub>は一様分布と仮定した。 3.3 鉄筋腐食発生の判定と腐食開始時刻の算出

任意の供用年数: t (年)における鉄筋位置での塩化物イオン濃度: C (kg/m<sup>3</sup>)が,  $C_{lim}$  [=1.2~2.5(kg/m<sup>3</sup>)]を超えた場合に,鉄筋腐食と判定した( $g_1 < 0$ で鉄筋腐食発生)。 判定式:  $g_1 = 0$ としてtについて解くと,

*tcor.*(年)が算出できる。以下に判定式<sup>1)</sup>および*tcor.*算出 式<sup>1)</sup>をそれぞれ示す。

$$g_1 = C_{\lim} - C(c, C_0, D_t, t)$$
(4)

$$C = x_1 \left[ C_0 \left\{ 1 - erf \frac{0.1(c + c_{error})}{2\sqrt{x_2 D_t t}} \right\} \right]$$
(5)

$$t_{corr.} = \frac{1}{4x_2 D_t} \left\{ \frac{0.1(c + c_{error})}{erf^{-1} \left(1 - \frac{C_{lim}}{x_1 C_0}\right)} \right\}$$
(6)

2 ر

表-2 各パラメータのバラツキを表す確率変数の確率分布および統計量

確率変数		確率分布	平均值	変動係数	標準偏差
鉄筋腐食発生限界塩化物イオン濃度(kg/m <sup>3</sup> )	$C_{lim}$	一様	1.85	—	0.375
鉄筋位置での塩化物イオン濃度	<i>x</i> <sub>1</sub>	対数正規	1.1	—	0.47
表面塩化物イオン濃度(kg/m <sup>3</sup> )	$C_0$	正規	14.0	—	5.05
かぶりの施工誤差(mm)	Cerror	正規	-0.16	—	7.8
塩化物イオンの見かけの拡散係数	<i>x</i> <sub>2</sub>	対数正規	0.34	—	0.24
腐食ひび割れ発生時の腐食量	<i>x</i> <sub>3</sub>	対数正規	1.00	0.330	0.330
コンクリートの圧縮強度(N/mm <sup>2</sup> )	$f_c'$	正規	32.6	0.0382	1.25
腐食ひび割れ発生前の鉄筋の腐食速度(mg/cm <sup>2</sup> /年)	$V_b$	一様	12.1	_	5.7

ここで、c:かぶり(表-1参照)である。塩化物イオンの見かけの拡散係数 $D_t$ については、基準となる塩化物イオンの見かけの拡散係数Dと、供用年数tを用いた次式<sup>19</sup>により、時間に依存するモデルとした。

$$D_t = \left(\frac{t}{5}\right)^{0.54} \times D \tag{7}$$

ここで、 $D_t$ :時間に依存した塩化物イオンの見かけの拡 散係数, である。式(4)~(6)の確率変数:  $C_{\text{lim},x_1}, C_0, c_{error}, x_2$ は、MCMにより表-2に示す確率 分布および統計量に従ってそれぞれ発生させ、 $t_{corr.}$ を算 出する。

### 3.4 腐食ひび割れ発生の判定とひび割れ発生時刻の算出

任意の供用年数: t (年)における鉄筋の腐食量: Q (mg/cm<sup>2</sup>)<sup>1)</sup>が,  $W_c$  (mg/cm<sup>2</sup>)<sup>17)</sup>を超えると腐食ひび割れ発 生と判定した ( $g_2 < 0$ で腐食ひび割れ発生)。判定式:  $g_2 = 0$ としてtについて解くと,  $t_{cm.}$  (年)が算出できる。 以下に判定式<sup>1)</sup>および $t_{cm.}$ の算出式<sup>1)</sup>をそれぞれ示す。

$$g_2 = x_3 \eta W_c - Q(V_b, t_{corr.}, t)$$
(8)

$$Q(V_b, t_{corr.}, t) = V_b(t - t_{corr.})$$
<sup>(9)</sup>

$$t_{cra.} = t_{corr.} + \frac{x_3 \eta W_c}{V}$$
(10)

$$W_{c} = \frac{100\rho_{s}}{\pi(\gamma - 1)} \left[ \alpha_{0}\beta_{0} \frac{0.22 \left[ \left\{ 2(c + c_{error}) + \varphi \right\}^{2} + \varphi^{2} \right]}{E_{c}(c + c_{error} + \varphi)} (f_{c}')^{\frac{2}{3}} \right]$$

$$+ \alpha_{1}\beta_{1} \frac{c + c_{error} + \varphi}{5(c + c_{error}) + 3\varphi} w_{cr} \right] (11)$$

ここで、 $\eta$ :腐食ひび割れ発生時の腐食量に関する補正 係数[=3.68<sup>12)</sup>]、 $\rho_s$ :鉄筋の密度[=7.85(mg/mm<sup>3</sup>)]、 $\gamma$ :腐 食生成物の体積膨張率[=3.0]、 $\varphi$ :鉄筋径[=13(mm)]、  $\alpha_0, \beta_0, \alpha_1, \beta_1$ :かぶり、鉄筋径およびコンクリートの圧 縮強度に関する補正係数である。この補正係数は、以下 の式<sup>17)</sup>により求めることができる。

$$\alpha_0 = (-0.0005\varphi + 0.028)(c + c_{error}) + (-0.028)(c + 1.27)$$
(12)

$$7 (12)$$

$$\beta_0 = -0.0055f_c' + 1.07$$

$$\alpha_1 = (0.0007\varphi - 0.04)(c + c_{error}) + (0.0663\varphi + 5.92)$$

$$\beta_1 = -0.0016f_c' + 1.04 \tag{15}$$

式(8)~(15)の確率変数:  $x_3$ ,  $V_b$ ,  $f'_c$ は, **表**-2 に示す確率 分布および統計量に従って MCM によりそれぞれ発生さ せ,  $t_{cm}$ を算出する。

#### 3.5 加速期終了時刻の算出

既往の研究<sup>20)</sup>によると,加速期の期間(加速期開始時 刻から加速期終了時刻まで)は潜伏期の0.5倍になると されている。これより,加速期が終了する時刻:tde.(年) は以下の式により求めることができる。

$$t_{de.} = t_{cra.} + 0.5t_{corr.}$$
(16)



# 3.6 塩害劣化進行過程における各劣化進行過程の期間の 算出

**3.3, 3.4** および **3.5** で求めた *tcor.*(年), *tcra.*(年)および *tde.*(年)を用いて,各劣化過程の定義<sup>2)</sup>および前述の既往 の研究<sup>20)</sup>から,各劣化過程の期間を次に示すように算出 した。

$t$ Keorr $A$ cra $\leq t$ de.	… 潜伏期	(17)
tcorr. $\kappa \triangleleft cra \leq t$ de.	… 進展期	(18)
$t_{corr}$ . Kera. $\sphericalangle < t_{de}$ .	… 加速期	(19)
corrt < crta. < te. < t	… 劣化期	(20)

### 3.7 供用年数に対する各劣化期間の推移

tcorr.(年), tcra.(年)およびtde.(年)をシミュレーションを 行って求め,供用年数0から50年までの塩害劣化進行過 程における各劣化期間の推移を割合(比率)として求め た。本研究では10,000回のMCMを行っており,供用年 数1年ごとにMCMの結果がそれぞれどの劣化期間に該 当するかをカウントし,これをMCMの総数10,000回で 除すことにより,供用年数1年ごとの各劣化期間の割合 を算出した。算出した結果を図-1に示す。

### 4. 点検結果を反映した劣化進行過程の更新手法

潜伏期に表面塩化物イオン濃度および塩化物イオンの 見かけの拡散係数を各種非破壊試験により調査した結果 であると仮定した確率分布に従って,それぞれ 20 個のデ ータを生成した。この結果を 3 章に示す方法に反映し, 劣化進行過程を更新する。なお,本研究では,表面塩化 物イオン濃度はガーゼ法や土研法などにより測定した飛 来塩分量より推定し,塩化物イオンの見かけの拡散係数 は4 プローブ法<sup>21)</sup>により計測された電気抵抗率から推定 されることを想定している。

# 4.1 点検結果の反映方法

本研究では、点検結果を反映した表面塩化物イオンおよび塩化物イオンの見かけの拡散係数は、ガンマ分布に従うと仮定する。すなわち、 $C_0 \sim G(\alpha_1, \beta_1)$ ,  $x_2 \sim G(\alpha_2, \beta_2)$ であり、ガンマ分布の確率密度関数は、

(14)

$$G(C_0 \mid \alpha_1, \beta_1) = \frac{(\beta_1)^{\alpha_1}}{\Gamma(\alpha_1)} C_0^{\alpha_1 - 1} \exp(-\beta_1 C_0)$$
(21)

$$G(x_2 \mid \alpha_2, \beta_2) = \frac{(\beta_2)^{\alpha_2}}{\Gamma(\alpha_2)} x_2^{\alpha_2 - 1} \exp(-\beta_2 x_2)$$
(22)

で与えられる。ただし、 $\Gamma(\cdot)$ はガンマ関数であり、 $\alpha_1, \beta_1$ , α2, β2 は初期状態における定数パラメータである。本研 究では、この定数パラメータ: $\alpha_1$ ,  $\beta_1$ ,  $\alpha_2$ ,  $\beta_2$  を確率変 数として取り扱う。これらの確率変数の値を特定すれば, 点検結果を反映した表面塩化物イオンおよび塩化物イオ ンの見かけの拡散係数の確率分布を得ることができる。 算出方法について,以下に述べる。まず供用年数T年に おいて、点検を実施した場合を考える。このとき、RC 床板の表面塩化物イオン濃度および塩化物イオンの見か けの拡散係数のバラツキを示す確率変数に関するデー タ: $\overline{C_0}^{1,n} \notin \overline{C_0}^1, ..., \overline{C_0}^n$ )および  $\overline{x_2}^{1,n} = (\overline{x_2}^1, ..., \overline{x_2}^n)$ が獲得でき たと考える。ここで、ひとまず確率変数で $\alpha_1$ ,  $\beta_1$ ,  $\alpha_2$ ,  $\beta_2$ を与件とする。このとき、調査結果より推定した RC 床 板の表面塩化物イオン濃度および塩化物イオンの見かけ の拡散係数: $\overline{C_0}^{1,n}$ および $\overline{x_2}^{-1,n}$ が観測される同時生起確 率密度(尤度)は,

$$L(\overline{C_0}^{1,n} \mid \alpha_1, \beta_1) \propto \prod_{k=1}^n (\overline{C_0}^k)^{\alpha_1 - 1} \exp(-\beta_1 \overline{C_0}^k)$$
(23)

$$L(\overline{x_2}^{-1,n} \mid \alpha_2, \beta_2) \propto \prod_{k=1}^n (\overline{x_2}^k)^{\alpha_2 - 1} \exp(-\beta_2 \overline{x_2}^k)$$
(24)

と表される。また, 確率変数である  $a_1$ ,  $\beta_1$ ,  $a_2$ ,  $\beta_2$ の事 前確率密度関数  $\pi(\alpha_1)$ ,  $\pi(\beta_1)$ ,  $\pi(\alpha_2)$ ,  $\pi(\beta_2)$ はそれぞれ ガンマ分布  $G(\eta_{\alpha_1}, \xi_{\alpha_1})$ ,  $G(\eta_{\beta_1}, \xi_{\beta_1})$ ,  $G(\eta_{\alpha_2}, \xi_{\alpha_2})$ ,  $G(\eta_{\beta_1}, \xi_{\beta_2})$ に従うと仮定する。このとき, 観測値により修正された 事後確率密度関数:  $\pi(\alpha_1, \beta_1 | \overline{C_0}^{1,n})$ および  $\pi(\alpha_2, \beta_2 | \overline{x_2}^{1,n})$ は ベイズの定理<sup>22</sup>,

$$\pi(\alpha_1,\beta_1|\overline{C_0}^{1,n}) \propto L(\overline{C_0}^{1,n}|\alpha_1,\beta_1)\pi(\alpha_1)\pi(\beta_1)$$
(25)

$$\pi(\alpha_2,\beta_2|\overline{x_2}^{-1,n}) \propto L(\overline{x_2}^{-1,n}|\alpha_2,\beta_2)\pi(\alpha_2)\pi(\beta_2)$$
(26)

により算出することができる。なお,事後確率密度関数:  $\pi(\alpha_{1},\beta_{1}|\overline{C_{0}}^{1,n})$ および $\pi(\alpha_{2},\beta_{2}|\overline{x_{2}}^{-1,n})$ を算出するためには確率 分布  $L\overline{C_{0}}^{1,n}|\alpha_{1},\beta_{1})\pi(\alpha_{1})\pi(\beta_{1})$ および  $L(\overline{x_{2}}^{1,n}|\alpha_{2},\beta_{2})\pi(\alpha_{2})\pi(\beta_{2})$ からのランダムサンプリングが必要となる。しかしなが ら,直接サンプリングすることは困難であるため,条件 付き事後確率密度関数: $\pi(\alpha_{1}|\beta_{1},\overline{C_{0}}^{1,n}), \pi(\beta_{1}|\alpha_{1},\overline{C_{0}}^{1,n})$ および  $\pi(\alpha_{2}|\beta_{2},\overline{x_{2}}^{1,n}), \pi(\beta_{2}|\alpha_{2},\overline{x_{2}}^{1,n})$ からのサンプリングを利用し たマルコフ連鎖モンテカルロシミュレーション法

(MCMC 法)<sup>22)</sup>により事後確率密度関数:  $\pi(\alpha_1, \beta_1 | \overline{C_0}^{1,n})$ および $\pi(\alpha_2, \beta_2 | \overline{x_2}^{1,n})$ を算出する。算出にあたり、ここで は、MCMC 法の一種であるギブスサンプリング法を採用 した。以下では、ギブスサンプリングに必要な条件付き 事後確率密度関数  $\pi(\alpha_1 | \beta_1, \overline{C_0}^{1,n}), \pi(\beta_1 | \alpha_1, \overline{C_0}^{1,n})$ および  $\pi(\alpha_{2}|\beta_{2},\overline{x_{2}}^{-1,n}), \pi(\beta_{2}|\alpha_{2},\overline{x_{2}}^{-1,n})$ をそれぞれ定式化する。す なわち,表面塩化物イオン濃度  $C_{0}$ の場合であれば,まず,  $\alpha_{1} \geq \overline{C_{0}}^{-1,n}$ を既知とした時の  $\beta_{1}$ に関する条件付き事後確 率密度関数: $\pi(\beta_{1}|\alpha_{1},\overline{C_{0}}^{-1,n})$ は,

$$\pi(\beta_1 \mid \alpha_1, \overline{C_0}^{1,n}) \propto \beta^{\overline{\eta_{\beta_1}} - 1} \exp(-\overline{\xi_{\beta_1}}\beta_1)$$
(27)

$$\overline{\eta}_{1} = \eta_{1} + n\alpha_{1} \tag{28}$$

$$\overline{\xi}_{\beta_{i}} = \xi_{\beta_{i}} + \sum_{k=1}^{n} \overline{C_{0}}^{k}$$
(29)

と表すことができる。よって,条件付き事後確率密度関数: $\pi(\beta_{1}|\alpha_{1},\overline{C_{0}}^{1,n})$ は、ガンマ分布 $G(\overline{\eta}_{\beta_{1}},\overline{\xi}_{\beta_{1}})$ に従う。これより、 $\beta_{1}$ の標本サンプルはガンマ分布 $G(\overline{\eta}_{\beta_{1}},\overline{\xi}_{\beta_{1}})$ から発生させることができる。さらに、 $\beta_{1}$ と $\overline{C_{0}}^{1,n}$ を既知とした時の $\alpha_{1}$ に関する条件付き事後確率密度関数: $\pi(\alpha_{1}|\beta_{1},\overline{C_{0}}^{1,n})$ は、

$$\pi(\alpha_{1}|\beta_{1},\overline{C_{0}}^{a_{1},n}) \propto \alpha_{1}^{\eta_{\alpha_{1}}-1} \exp(-\xi_{\alpha_{1}}\alpha_{1}) \prod_{k=1}^{n} \frac{(\beta_{1})^{\alpha_{1}}}{\Gamma(\alpha_{1})} (\overline{C_{0}}^{k})^{\alpha_{1}-1}$$
(30)

と表現できる。式(30)で表される条件付き事後確率密度 関数: $\pi(\alpha_1|\beta_1,\overline{C_0}^{L^n})$ は一般によく知られた分布ではない ために、 $\alpha_1$ の標本サンプルを直接サンプリングすること は難しい。本研究では直接サンプリング法を用いない MH 法<sup>22)</sup>を適用することで $\alpha_1$ の標本サンプルを得る。 MH 法では $\pi(\alpha_1|\beta_1,\overline{C_0}^{L^n})$ を近似するような提案分布から サンプリングを行うとともに、本来の分布からずれを修 正するプロセスすなわち採択確率によって次のサンプル 候補を採択するか棄却するか決定するプロセスを経るこ とで目標とする $\pi(\alpha_1|\beta_1,\overline{C_0}^{L^n})$ からの標本サンプルを求め ることができる。同様にして、塩化物イオンの見かけの 拡散係数のバラツキを示す確率変数に関しても、 $\alpha_2$ およ び $\beta_2$ の標本サンプルを求めることができる。

#### 4.2 生成した 2 ケースの調査結果

2 ケースの調査結果として、表面塩化物イオン濃度お よび塩化物イオンの見かけの拡散係数のバラツキを示す 確率変数のデータを表-3 にそれぞれ示す。調査時期は、 供用年数 15 年目の潜伏期(図-1参照)とした。ケース 1 は今後の劣化進行が比較的遅く、ケース 2 は劣化進行 が比較的早いと考えられるものを想定した。具体的には、 ケース 1 における表面塩化物イオン濃度は平均値 10.0 (kg/m<sup>3</sup>)、標準偏差 5.05 (kg/m<sup>3</sup>)の正規分布、塩化物イオン の見かけの拡散係数のバラツキを示す確率変数は平均値 0.20、標準偏差 0.24 の対数正規分布とした。ケース 2 に おける表面塩化物イオン濃度は平均値 20.0 (kg/m<sup>3</sup>)、標準 偏差 5.05 (kg/m<sup>3</sup>)の正規分布、塩化物イオンの見かけの拡 散係数のバラツキを示す確率変数は平均値 0.60、標準偏 差 0.24 の対数正規分布とした。それぞれの分布に従って 20 個のデータを生成した。

	表面塩化物	かイオン濃	塩化物イス	オンの見か	
	度		けの拡散係数のバラ		
	(kg/m <sup>3</sup> )		ツキを示す確率変数		
	ケース1	ケース2	ケース1	ケース2	
1	9.00	18.1	0.176	0.664	
2	10.5	17.8	0.180	0.495	
3	8.76	17.0	0.175	1.40	
4	9.17	20.5	0.0577	0.446	
5	8.44	17.0	0.0792	0.623	
6	18.8	19.8	0.111	0.581	
7	11.5	23.1	0.103	0.499	
8	11.1	17.6	0.0288	0.495	
9	14.0	23.7	0.186	0.512	
10	1.73	25.0	0.0388	0.450	
11	8.61	22.5	0.184	0.905	
12	14.0	20.0	0.728	0.313	
13	4.49	19.2	0.117	0.935	
14	8.83	18.2	0.185	0.656	
15	14.1	19.3	0.166	0.617	
16	19.9	19.2	0.329	0.382	
17	13.0	20.8	0.0985	0.844	
18	16.3	21.6	0.343	0.527	
19	13.1	19.9	0.0681	0.707	
20	7.32	18.5	0.0729	0.355	

表-3 生成したデータ

### 4.3 劣化期間の推移結果の妥当性の評価

4.1 で述べた MCMC 法により 20,000 個のサンプルを発 生させた。MCMC 法によりサンプリングを行う場合は, 初期値を設定する必要があり、この初期値の影響を受な いように後半10,000個のサンプルのみ事後分布からの標 本として記録した。これらの期待値を用いて求めた表面 塩化物イオン濃度および塩化物イオンの見かけの拡散係 数のバラツキを示す確率変数の確率分布を図-2 および 図-3 に示す。この確率分布を用いて、3 章で示した方 法により各劣化期間の推移を算出した(図-4 および図 -5 参照)。また、供用年数 20 年における各劣化過程の 割合を図-6に示す。調査結果反映前とケース1を反映 した場合を比較すると、例えば潜伏期に着目した場合, 調査結果反映前よりケース1を反映した場合の方が、割 合が大きくなっていることがわかる。調査結果反映前と ケース2を反映した場合を比較すると、例えば劣化期に 着目した場合,調査結果反映前よりケース2を反映した 場合の方が、割合が大きくなっている。これらは劣化の 進行が遅い場合を想定したケース1と、劣化の進行が早 い場合を想定したケース2をそれぞれ適切に反映できて



おり、本手法の妥当性が検証できたものと考えられる。



### 5. まとめ

本研究では、供用年数に対する各劣化過程の期間の推 移を求めるとともに、対象とする部材の表面塩化物イオ ン濃度および塩化物イオンの見かけの拡散係数の点検結 果を想定した調査結果を反映させることにより、各劣化 期間の推移を更新し、将来時点での不確実性を低減する 方法を構築することができた。今後は、実際の点検結果 のデータを用いて本手法を適用し、実構造物に対する本 手法の有効性を検証することが課題として挙げられる。

### 参考文献

- 木下真一,内田慎哉,鎌田敏郎:飛沫帯にある RC 部材の曲げ耐力に関する劣化予測手法,コンクリー ト工学年次論文集,Vol.33,No.1, pp.887-892,2011
- 2) 土木学会:コンクリート標準示方書[維持管理編], 2007
- 3) 田中伸幸,内田慎哉,鎌田敏郎,平野正大:塩害環 境下にある RC 部材の劣化進行予測の点検結果に基 づく更新手法に関する基礎研究,コンクリート構造 物の補修,補強,アップグレード論文報告集,Vol.13, pp.157-164,2013.11
- 加藤絵万,岩波光保,山路 徹,横田 弘:建設後 30年以上経過した桟橋上部工から切り出した RC部 材の劣化性状と構造性能,港湾空港技術研究所資料, No.1140,2006
- 5) 日本港湾協会:港湾の施設の技術上の基準・同解説 (下巻), p.488, 2008.7
- 6) 山路 徹,横田 弘,中野松二,濱田秀則:実構造 物調査および長期暴露試験結果に基づいた港湾 RC 構造物における鉄筋腐食照査手法に関する検討,土 木学会論文集 E, Vol.64, No.2, pp.335-347, 2008.5
- 大即信明,下沢治:港湾工事におけるコンクリートの品質調査報告,港湾技研資料, No.429, 1982
- 建設省東北地方建設局酒田工事事務所:温海地区塩 害橋対策技術報告書, p.6, 1998.3

- 建設省土木研究所:土木研究所資料 飛来塩分量全 国調査(III) -調査結果およびデータ集-,土木研 究所資料,第2687号,1988
- 10) 川村 力ほか:鉄道構造物の調査に基づくコンクリ ート中への塩化物イオン浸透に関する研究,土木学 会論文集, No.781/V-66, pp.193-204, 2005.2
- 川村 力ほか:実態調査に基づく鉄道高架橋におけるかぶりの施工誤差に関する研究,土木学会論文集, No.767/V-64, pp.253-266, 2004.8
- 例えば、吉田郁政、秋山充良、鈴木修一、山上雅人: Sequential Monte Carlo Simulation を用いた維持管理 のための信頼性評価手法、土木学会論文集 A, Vol.65, No.3, pp.758-775, 2009.8
- 13) 徳富久二:コンクリートの引張・圧縮強度分布について、日本建築学会大会学術講演梗概集、pp.127-128、 1994
- 14) 松村卓郎,西内達雄:沖縄における 13 年間の暴露 実験による鉄筋コンクリートの塩害劣化に関する 検討,コンクリート工学年次論文集, Vol.30, No.1, pp.795-800, 2008
- 15) 松村卓郎,金津 努,西村達雄:7年間海岸に暴露 した鉄筋コンクリート試験体への交流インピーダ ンス法を用いた鉄筋腐食検査手法の適用,材料, Vol.51, No.5, pp.581-586, 2002.5
- 16) 桝田佳寛ほか:塩化物を含んだコンクリート中の鉄 筋腐食速度に関する実験、日本建築学会構造系論文 報告集、第435号、pp.19-27、1992.5
- 17) Qi, L., 関 博:鉄筋腐食によるコンクリートのひび 割れ発生状況及びひび割れ幅に関する研究,土木学 会論文集, No.669/V-50, pp.161-171, 2001.2
- 中川裕之,田中大博,横田 優,松島 学:塩水を 用いた乾湿繰返し促進腐食実験によるひび割れモ ードとひび割れ発生時の腐食量,土木学会論文集 E, Vol.64, No.1, pp.110-121, 2008.2
- 19) 松田耕作,金谷誠也,横田 優,松島 学:塩害劣 化を受ける構造物の劣化モードを推定する確率論 的手法の構築,JCOSSAR 論文集,pp.440-445,2011
- 20) 高橋 順, 江本久雄, 宮本文穂: コンクリートコア 試験に基づく橋梁健全度評価システムの検証法に 関する一考察, コンクリート工学年次論文集, Vol.34, No.2, pp.1399-1404, 2012
- 21) 榎原彩野,齋藤佑貴,皆川浩,久田真:電気抵抗率による物質透過性評価に及ぼす塩化物イオン 濃度の影響,土木学会第65回年次学術講演会, 2010.9
- 22) 和合 肇:ベイズ計量経済分析,マルコフ連鎖モン テカルロ法とその応用,東洋経済新報社,2005