

論文 更新理論とマルコフ連鎖モデルを用いた鉄筋コンクリート構造物の塩害劣化予測に関する基礎的研究

竹中 孔信*1・萩野 統也*1・秋山 充良*3・吉田 郁政*4

要旨: 本論文では、海洋環境にある鉄筋コンクリート (RC) 構造物を対象に、マルコフ連鎖モデルを用いた塩害劣化予測手法を提案した。特徴は、目視調査により得られた RC 構造物の劣化状態を観測量として、その観測量を再現できるように遷移確率を Sequential Monte Carlo Simulation により更新している点にあり、調査結果が蓄積されるごとに RC 構造物の劣化状態の将来的な予測精度を改善できる。RC 栈橋上部工に提案手法を適用し、第一回目の目視調査結果を踏まえて遷移確率を更新することで、第二回目の目視調査結果に近い劣化状態を予測できた例を示すとともに、各劣化状態の経時変化に点検結果が及ぼす影響などを考察した。

キーワード: 塩害、鉄筋コンクリート構造物、マルコフ連鎖モデル、Sequential Monte Carlo Simulation

1. はじめに

海洋環境にある鉄筋コンクリート (RC) 構造物の余寿命評価では、たとえば、建設予定位置やコンクリートの水セメント比などの設計時に得られる情報から 50 年後や 100 年後の塩化物イオンの浸透などを予測するため、予測結果は極めて大きなバラツキを有すると考えるべきであり、一連の予測に介在する種々の不確定性を適切に考慮する必要がある (例えば¹⁾。参考文献 2) や 3) では、特に新設のコンクリート構造物を対象として、海洋からの塩分の飛来から鉄筋腐食が発生するまでのモデル化に介在する不確定性について、観測・実験データをもとに定量的に評価し、耐用期間内に鉄筋腐食が生じる確率などを信頼性理論の考えを用いて定量化している。

既存の RC 構造物に関しては、供用期間中に現場位置で点検・検査を行うことで、劣化予測に係るパラメータを点検・検査の結果を再現するように更新できる。更新により、一般的には、既存の劣化予測式などが持つモデル誤差の低減を期待できる。著者らは、参考文献 4) や 5) において、既存の RC 構造物で生じている腐食ひび割れの幅や塩化物イオン濃度の測定結果を再現できるように劣化予測に係る複数のパラメータを Sequential Monte Carlo Simulation (SMCS) により更新し、RC 構造物の安全性の将来的な経時変化を確率論的に予測する手法を提示した。SMCS は、particle filter や Monte Carlo filter などとも呼ばれ、逆問題におけるパラメータ同定のために開発された数理手法の一つであり⁶⁾、モデル誤差などを表現する確率変数の確率分布を通常の MCS と同じく多数のサンプルを用いて近似し、各サンプルを点検・検査の結果に応じて更新する。つまり、更新後の確率分布も多

数のサンプルを用いて近似されることになり、更新された確率分布の結果を信頼性解析に容易に反映できる。ただし、参考文献 4) や 5) の手法は、塩害環境の厳しさを定量的に表現する飛来塩分量のハザード曲線を使用し、また、腐食ひび割れの発生から鉄筋腐食量の増加までのコンクリート構造物の劣化過程を既存の提案式や実験結果に基づきモデル化している結果として、確率変数の数が多く、その確率計算は相当に複雑である。

一方、例えば、米国における橋梁マネジメントシステム Pontis⁷⁾ では、目視点検の結果に基づき橋梁の劣化状態が 4、あるいは 5 段階に分類され、橋梁の劣化状態の経時的な変化の予測が行われている。Pontis に蓄積された点検結果を用いた劣化予測では、橋梁の劣化状態の推移はマルコフ連鎖モデルに従うと仮定されることが一般的である (例えば、⁸⁾。これらの予測結果は、ライフサイクルコストを最小化できる補修・補強の実施時期を決定する際に活用されている。我が国でも、既に、マルコフ連鎖モデルを海洋環境にある RC 構造物の劣化予測に適用した事例が報告されている⁹⁾⁻¹⁴⁾。経験的に定めた遷移行列を用いることで、建設後 t 年目の構造物の劣化状態が簡易に予測可能となっている。ただし、参考文献 8) や 9) に示される劣化予測モデルで用いられている遷移行列は、多数の劣化構造物から得られた点検・検査結果をマクロに分析して得られたものである。マルコフ連鎖モデルは、一般的に、特定の構造物の劣化予測を行うものではなく、多くの構造物群で生じる劣化の傾向を把握するために用いられることが多い。特定の構造物の劣化予測に適用するためには、遷移行列を個々の構造物の劣化の状況に応じて修正する必要がある。

*1 早稲田大学 大学院創造理工学研究科建設工学専攻 (学生会員)

*2 早稲田大学 大学院創造理工学研究科建設工学専攻

*3 早稲田大学 創造理工学部社会環境工学科教授 博 (工) (正会員)

*4 東京都市大学 工学部都市工学科教授 工博

表-1 劣化度と構造物の状態の関係⁹⁾

劣化度	鉄筋の腐食	ひび割れ	かぶりコンクリートの剥離
0 (X ₀)	なし	なし	なし
1 (X ₁)	点錆が見られる	ひび割れやや多い	なし
2 (X ₂)	錆汁が見られる	ひび割れ多い	浮きが見られる
3 (X ₃)	錆汁多い	ひび割れやや多い	剥離・剥落が見られる
4 (X ₄)	浮き錆多い	ひび割れ幅数 mm 以上	剥離・剥落多し
5 (X ₅)	浮き錆著しい		剥離・剥落著しい

本研究では、点検・検査結果に基づいて遷移行列を SMCS により更新し、そのような遷移行列を用いたマルコフ連鎖モデルにより個別構造物の劣化状態の推移を予測する手法を提示する。参考文献 4) や 5) に比べて簡易な劣化予測が可能となり、また、SMCS では複数の点検・検査結果に基づいた更新が可能なることから、点検・検査結果が蓄積されるごとに将来的な劣化の進行の予測精度が改善されていくと期待される。本論文では、提案手法の計算手順を示すとともに、海洋環境にある RC 構造物の塩害劣化予測に適用した事例を紹介する。

2. 更新理論とマルコフ連鎖モデルを用いた RC 構造物の劣化予測手法の提案

2.1 マルコフ連鎖モデル

参考文献 9)~14) に基づき、海洋環境にある RC 構造物の塩害劣化の状態推移を以下の 4 つの仮定によりマルコフ連鎖モデルで表現する。

- 1) RC 構造物の劣化の状態 (劣化度) は、表-1 に示す 6 段階 (劣化度 0~劣化度 5) に分類する。
- 2) 単位時間 (=1 年) 内の RC 構造物の劣化度の変化は、1 つ増える、あるいは増えることなく同じ劣化度に残留するかのどちらかである。
- 3) 劣化度が 1 つ増える確率は、劣化度の大きさが i ($i=0, 1, 2, \dots, 5$) のとき、遷移確率 p_i で求められる。
- 4) 劣化度が 5 に達した場合、その後は劣化度 5 に残留し続ける。

このとき、遷移確率行列 \mathbf{P} は次式で表すことができる。

$$\mathbf{P} = \begin{pmatrix} 1-p_0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ p_1 & 1-p_1 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & p_2 & 1-p_2 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & p_3 & 1-p_3 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & p_4 & 1-p_4 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 0 & p_5 & 1 \end{pmatrix} \quad (1)$$

参考文献 9) では、全国の栈橋床版の調査データに基づき、式(1)で用いる p として式(2)が提案されている。参考

文献 9) では、RC 構造物が各劣化度で留まっている期間は同じであるとの仮定のもと、 $p = p_0 = p_1 = p_2 = p_3 = p_4 = p_5$ としている。

$$p = 0.14e^{-0.6H} \quad (2)$$

ここに、 H は、部材と海水面の距離(m)である。

2.2 点検・検査結果を用いた劣化予測モデルの修正

マルコフ連鎖モデルでは、遷移確率行列 \mathbf{P} を構成する遷移確率 p_i の精度により対象構造物の劣化予測の精度が決定される。式(2)は、実際の栈橋構造物の目視調査の結果に基づいて定めたものであり、同様の海洋環境に置かれる RC 構造物の劣化予測を行う際に用いることができる。ただし、参考文献 9) でも指摘されているが、このようなマクロな分析に基づいて定めた経験式は、非常に大きなモデル誤差 (不確定性) を含む。そこで、本研究では、対象とする RC 構造物の点検・検査結果に基づいてモデル誤差を表す確率変数を更新し、遷移確率 p_i を修正する。このとき、遷移確率 p_i は、式(3)で表される。

$$p_i = \chi_i \cdot 0.14e^{-0.6H} \quad (3)$$

ここに、 χ_i は劣化度 i から劣化度 $i+1$ に移行する確率 p_i の算定式のモデル誤差を表現する確率変数である。

式(3)を用いることで、対象とする RC 構造物の点検・検査時点の劣化の状態を反映した遷移確率行列 \mathbf{P} を求めることができる。

2.3 Sequential Monte Carlo Simulation (SMCS)

建設後 t 年において、劣化度 0~5 になる割合を $X_0 \sim X_5$ として表現すると、 $X_0 \sim X_5$ の算定式は式(4)となる。

$$\begin{pmatrix} X_0 \\ X_1 \\ X_2 \\ X_3 \\ X_4 \\ X_5 \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} 1-p_1 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ p_1 & 1-p_2 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & p_2 & 1-p_3 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & p_3 & 1-p_4 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & p_4 & 1-p_5 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 0 & p_5 & 1 \end{pmatrix}^t \begin{pmatrix} 1 \\ 0 \\ 0 \\ 0 \\ 0 \\ 0 \end{pmatrix} \quad (4)$$

参考文献 9) や 12) では、目視調査により t 年目において $X_0 \sim X_5$ となる各割合が与えられる例が示されている。し

かし、式(4)から求められる $X_0 \sim X_5$ と遷移確率 p_i の関係式は非線形であり、目視調査の結果と整合するようにモデル誤差を理論解により定めることは困難である。

そこで、本研究では SMCS によりこの逆問題を解く。本研究に関する SMCS の計算概要を以下に示す。その他の詳細は、参考文献 5)や 6)を参照されたい。

(1) 全体フロー

SMCS の全体フローを図-1 に示す。時間更新を表す非線形、および非ガウス変数も含んだ一般的な状態方程式は以下で表される。

$$\mathbf{x}_{k/k-1} = F(\mathbf{x}_{k-1/k-1}, w_k) \quad (5)$$

ここで、 $\mathbf{x}_{k/k-1}$ は $k-1$ ステップまでの観測情報で更新された k ステップにおける状態量ベクトルである。本研究では、状態量は式(3)で用いられる各モデル誤差 χ_i ($i = 0, 1, 2, \dots, 5$) である。また、 w_k は k ステップにおけるプロセスノイズである。

一方、観測方程式は次式で表される。観測方程式とは、観測量 (点検・検査の結果)、それに係る状態量を用いた予測値および観測誤差の関係式である。

$$Z_k = H(\mathbf{x}_{k/k}, v_k) \quad (6)$$

ここで、 Z_k は k ステップにおける観測量ベクトル、 v_k は観測ノイズである。

観測更新は観測量 z_k が与えられたときにそれと整合するように状態量ベクトル $\mathbf{x}_{k/k}$ を更新するプロセスである。

(2) 更新アルゴリズム

確率密度分布 $g(x)$ に従う n 個のサンプルを発生させ、近似的に確率密度分布を表現する。

$$g(x) = \frac{1}{n} \sum_{j=1}^n \delta(x - x^{(j)}) \quad (7)$$

ここで、 δ はディラックのデルタ関数である。また、上添え字 (j) は実現されたサンプルを表すものとする。

観測量ベクトル Z_k が与えられた条件下での状態量ベクトル \mathbf{x}_k の確率密度関数は、経験的分布関数として次式で与えられる。

$$\begin{aligned} g(\mathbf{x}_k | \mathbf{Z}_k) &= \frac{g(\mathbf{x}_k, \mathbf{Z}_k | \mathbf{Z}_{k-1})}{g(\mathbf{Z}_k | \mathbf{Z}_{k-1})} \\ &= \frac{g(\mathbf{Z}_k | \mathbf{x}_k, \mathbf{Z}_{k-1})g(\mathbf{x}_k | \mathbf{Z}_{k-1})}{\int g(\mathbf{Z}_k | \mathbf{x}_k, \mathbf{Z}_{k-1})g(\mathbf{x}_k | \mathbf{Z}_{k-1})d\mathbf{x}_k} \\ &= \frac{g(\mathbf{Z}_k | \mathbf{x}_k) \frac{1}{n} \sum_{j=1}^n \delta(\mathbf{x}_k - \mathbf{x}_{k/k-1}^{(j)})}{\int g(\mathbf{Z}_k | \mathbf{x}_k) \frac{1}{n} \sum_{j=1}^n \delta(\mathbf{x}_k - \mathbf{x}_{k/k-1}^{(j)})d\mathbf{x}_k} \quad (8) \end{aligned}$$

状態量ベクトル \mathbf{x}_k が与えられた条件では、観測量の確率密度分布 $g(z_k | \mathbf{x}_k, Z_{k-1})$ は観測量誤差の確率分布だけから決まるため、 $g(z_k | \mathbf{x}_k)$ と単純化できる。 $g(z_k | \mathbf{x}_k)$ は観測量

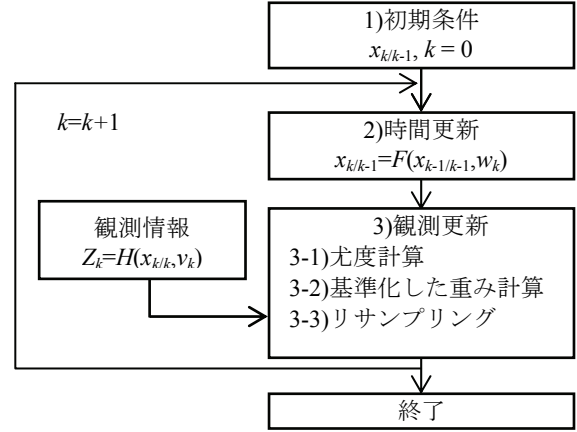


図-1 SMCS による確率変数の更新手順

z_k を固定して考えると状態量ベクトル \mathbf{x}_k に対する尤度を表している。そこで、サンプル値 $x_{k/k-1}^{(j)}$ に対する尤度 $q_k^{(j)}$ を次式で定義する。

$$q_k^{(j)} = g(z_k | x_{k/k-1}^{(j)}) \quad (9)$$

式(8)について、分母の積分を行い、さらに式(9)を代入して整理すると、結局、経験的確率密度分布 $g(\mathbf{x}_k | \mathbf{Z}_k)$ は以式で表すことができる。

$$g(\mathbf{x}_k | \mathbf{Z}_k) = \sum_{j=1}^n a_k^{(j)} \delta(\mathbf{x}_k - \mathbf{x}_{k/k-1}^{(j)}) \quad (10)$$

ここで、 $a_k^{(j)}$ は次式の基準化された尤度を表している。

$$a_k^{(j)} = \frac{q_k^{(j)}}{\sum_{i=1}^n q_k^{(i)}} \quad (11)$$

式(10)では各サンプルに重み $a_k^{(j)}$ が乗じられていることがわかる。つまり、観測情報から決まる尤度比に従って各サンプルの重み $a_k^{(j)}$ が与えられている。

最終的に、各サンプルの重みが等しくなるように、サンプル集合 $\mathbf{x}_{k/k-1}^{(j)}, j=1, 2, \dots, n$ から尤度比に従って $\mathbf{x}_{k/k}^{(j)}, j=1, 2, \dots, n$ を抽出し直リサンプリングを行うことで、観測量が既知の条件下での状態量の確率密度分布が得られる。

(3) 観測方程式

本研究では、観測量が連続量であり、また、観測誤差は正規分布に従うと仮定した。そして、式(6)に相当する観測方程式として以下の関数形 (式(12)) を想定する。なお、観測誤差を正規分布と仮定することの妥当性の検証は別途必要である。

$$\begin{pmatrix} z_0 \\ z_1 \\ z_2 \\ z_3 \\ z_4 \\ z_5 \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} X_{0,ave} \\ X_{1,ave} \\ X_{2,ave} \\ X_{3,ave} \\ X_{4,ave} \\ X_{5,ave} \end{pmatrix} + \begin{pmatrix} v_0 \\ v_1 \\ v_2 \\ v_3 \\ v_4 \\ v_5 \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} f(p_1, t) \\ f(p_1, p_2, t) \\ f(p_1, p_2, p_3, t) \\ f(p_1, p_2, p_3, p_4, t) \\ f(p_1, p_2, p_3, p_4, p_5, t) \\ f(p_1, p_2, p_3, p_4, p_5, t) \end{pmatrix} + \begin{pmatrix} v_0 \\ v_1 \\ v_2 \\ v_3 \\ v_4 \\ v_5 \end{pmatrix} \quad (12)$$

表-2 想定した観測情報¹²⁾

劣化度	観測年（目視点検実施年）	
	16年目	22年目
0	0.42	0.40
1	0.18	0.15
2	0.30	0.32
3	0.08	0.11
4	0.02	0.02
5	0.00	0.00

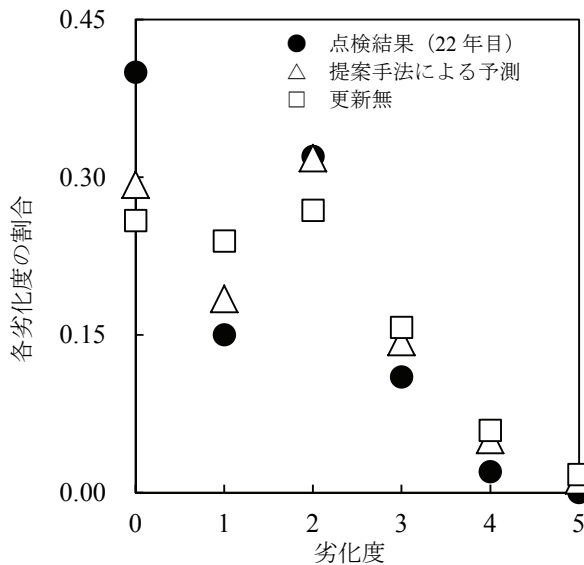
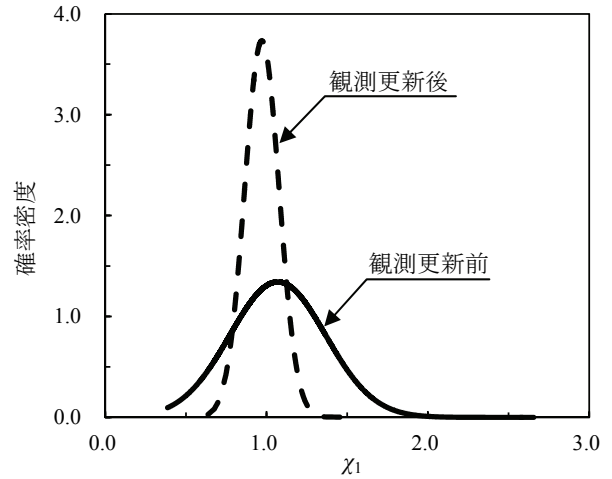


図-2 16年目の目視調査結果に基づく22年目の各劣化度の割合の予測精度の検証

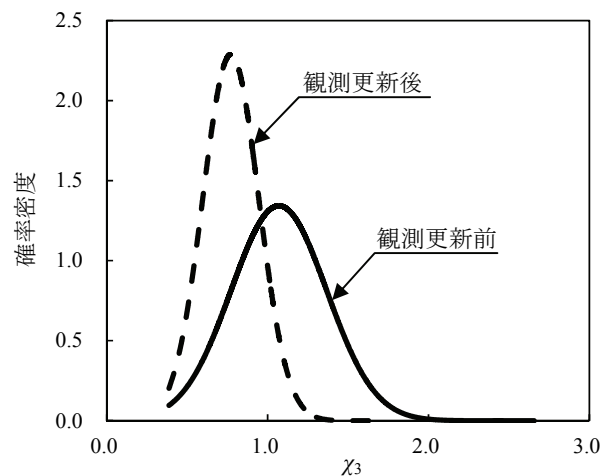
ここで、 z_i ($i=0, 1, 2, \dots, 5$) は、劣化度 i の各観測量であり、 v_i は観測誤差、 $X_{i,ave}$ ($i=0, 1, 2, \dots, 5$) は式(4)により算定される劣化度の各割合である。

3. 解析結果

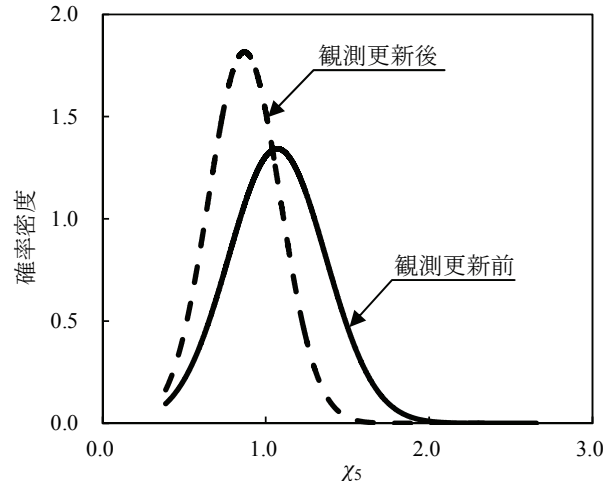
参考文献 12)では、東京湾にある栈橋 RC 上部工を対象に目視調査を実施し、表-1にある区分に従い、各劣化度の割合が算定されている。栈橋 A の床版から得られた建設後 16年目、および 22年目の調査結果として示される各劣化度の割合を参考文献 12)に示される図から読み取った結果を表-2に示す。そして、表-2にある 16年目の目視調査結果（劣化度の各割合）を用いて確率 p_i を SMCS により更新し、それから 22年目の各劣化度の割合を予測した。22年目の目視調査結果により得られた劣化度の各割合の実測値（表-2）と比較した結果を図-2に示す。SMCS とマルコフ連鎖モデルにより推定される各劣化度の算定値は、建設後 22年目で実施された目視調査の結果と差はあるものの、それが無い場合に比べて 22



(a) χ_1 の確率密度分布



(b) χ_3 の確率密度分布



(c) χ_5 の確率密度分布

図-3 モデル誤差を表す確率変数の観測更新前後における確率密度分布の比較

年目での各劣化度の予測精度を改善できている。

SMCS を用いず、式(2)を用いたマルコフ連鎖モデルにより 22年目の目視調査結果を再現すると、計算結果と調査結果に大きな差が生じた。そこで、図-2にある「更新無」を計算する際には、16年目の目視調査結果に最も

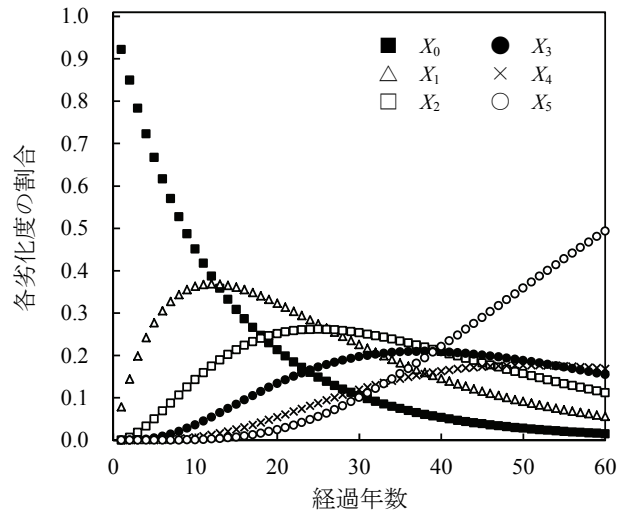
整合するように式(2)の p を同定し、その p を用いて 22 年目の各劣化度の割合を予測した。具体的には、 $p = 0.0737$ とした。なお、提案手法では、16 年目の実際の目視調査結果に整合するように遷移確率は更新され、16 年目での計算結果と調査結果の差は 22 年目での計算結果に影響しないため、式(2)をそのまま用いている。

16 年目の目視調査結果を用いることで、式(3)にある確率変数 χ_i (モデル誤差) の確率分布が更新される。更新の前後の確率密度分布の比較の例を図-3 に示す。更新後の確率密度分布は、式(10)の $g(\mathbf{x}_k | \mathbf{Z}_k)$ である。将来予測を行う際には、予測式が持つモデル誤差を考慮しなければならない。このような不確定性は、認識論的不確定性 (epistemic uncertainty) に分類されるもので、点検・検査結果に基づいて低減可能なものである¹⁵⁾。図-3 に示されるように、SMCS による更新により、モデル誤差のバラツキを小さくできていることが確認される。なお、式(12)から明らかなように、 p_1 は全ての観測量 $z_0 \sim z_5$ に関係するため、一度の目視調査結果であっても χ_1 は χ_5 に比べて多くの情報に基づいて更新される。そのため、観測更新前からの確率密度関数の幅 (不確定性の大きさ) の変化を比較すると、 χ_1 が最も大きくなっている (最も不確定性を小さくできている)。

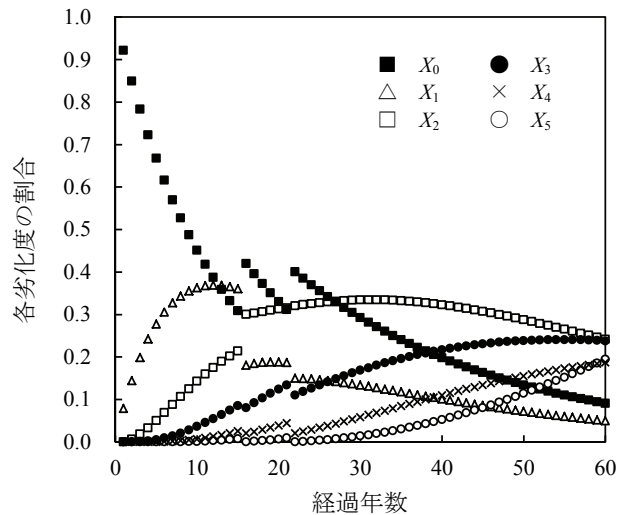
図-4 には、経過年数と劣化度の各割合の経時変化を示す。また、図-5 には、最も厳しい劣化状態となる劣化度 5 に陥る割合の増加傾向を目視調査結果に基づく更新の有無で比較した結果を示す。両図において、提案手法では、16 年目から 21 年目までは表-2 にある 16 年目の目視調査結果を用いて各劣化度の割合を予測したものであり、22 年目以降は、16 年目と 22 年目の両方の目視調査結果を用いて p_i ($i=0,1,2, \dots, 5$) を更新し、各劣化度の割合を予測したものである。

現時点では、22 年目以降の目視調査結果がないため、精度の検証はできないが、SMCS による更新では、過去に実施された複数の点検・検査結果の全てを用いてパラメータの同定が可能である。図-4 の(a)と(b)の比較、あるいは図-5 から明らかなように、建設後 60 年での各劣化度の割合の予測値は目視調査結果の有無により大きく異なる。本研究において、表-2 で与えた目視調査の結果は、通常のマルコフ連鎖モデルから予想された劣化度よりも進展が遅くなっているため、劣化度 5 に達する割合の予測値は、更新有の場合で小さくなっている。

RC 構造物の塩害劣化予測に介入する不確定性の大きさを考慮すると、適当な間隔で点検・検査を実施し、それらの結果に基づいて劣化予測に係るパラメータを更新し、劣化予測精度の改善を図ることが重要である。



(a) マルコフ連鎖モデルによる劣化予測



(b) 提案手法による劣化予測

図-4 各劣化度の割合の経時変化の比較

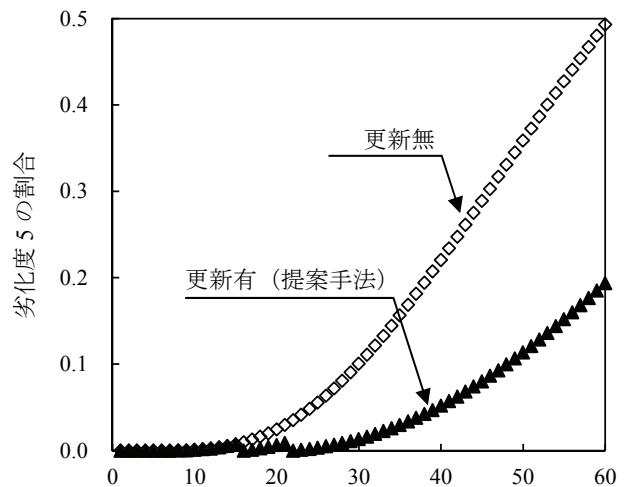


図-5 更新の有無による劣化度 5 となる割合の経時変化の比較

4. まとめ

本論文のまとめを以下に示す。

- (1) Sequential Monte Carlo Simulation (SMCS) とマルコフ連鎖モデルを用いた RC 建造物の塩害劣化予測手法を提案した。本手法は、複数回にわたる点検・検査の結果を反映した将来予測が可能であり、劣化予測に介在するモデル誤差を合理的に低減できること、および劣化予測に係る複数のパラメータの同時更新が可能な点に特徴を有する。
- (2) RC 栈橋上部工に提案手法を適用し、第一回目の目視調査結果を踏まえて遷移確率を更新することで、第二回目の目視調査結果に近い劣化状態を予測できた例を示した。
- (3) 今後、我が国でも、米国の Pontis のように、劣化建造物の点検・検査結果のデータベース化が進むと期待される。長期にわたり劣化度の各割合の経時変化を実測した例がないため、提示した手法により得られる予測値のさらなる精度検証が必要であるものの、本研究で提示した更新理論とマルコフ連鎖モデルを用いることで、蓄積される点検・検査結果のデータを反映した個別建造物の劣化予測が可能になる。

参考文献

- 1) 野口貴文：耐久設計におけるコンピュータ利用技術：コンクリート工学, Vol.38, No.1, pp. 21-26, 2000.1
- 2) Akiyama, M., Frangopol, D.M. and Suzuki, M.: Integration of the effects of airborne chlorides into reliability-based durability design of R/C structures in a marine environment, Structure and Infrastructure Engineering, Vol.8, No.2, pp.125-134, Feb. 2012.
- 3) 松崎裕, 秋山充良, 鈴木基行：部分係数を用いた海洋環境下にある RC 建造物の耐久信頼性設計, 構造工学論文集, Vol. 56A, pp. 733-741, 2010.3
- 4) Akiyama, M., Frangopol, D.M. and Yoshida, I.: Time-dependent reliability analysis of existing RC structures in a marine environment using hazard associated with airborne chlorides, Engineering Structures, Vol. 32, No. 11, pp. 3768-3779, Nov. 2010
- 5) 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
- 6) Arulampalam, S., Maskell, S., Gordon N. and Clapp, T.: A tutorial on particle filters for on-line non-linear/non-Gaussian Bayesian tracking, IEEE transactions on signal processing, Vol.50, No.2, pp.174-188, Feb. 2002.
- 7) Cambridge Systematics, Inc.: Pontis Release 4.5 Technical Manual. AASHTO, Washington, D.C., 2009.
- 8) Saydam, D., Frangopol, D. M. and Dong, Y.: Assessment of risk using bridge element condition ratings, Journal of Infrastructural System, Vol. 19, pp. 252-265, Mar. 2013.
- 9) 小牟禮健一, 濱田秀則, 横田弘, 山路徹：RC 栈橋上部工の塩害による劣化進行モデルの開発, 港湾空港技術研究所報告, Vol.41, No.4, pp.31-38, 2002.
- 10) 古谷宏一, 横田弘, 橋本勝文, 花田祥一：マルコフ連鎖モデルを用いた係留施設の劣化進行予測の信頼性評価, 土木学会論文集 F4, Vol.67, No.4, pp.I_159-I_168, 2011.12
- 11) 加藤絵万, 岩波光保, 横田弘：栈橋のライフサイクルマネジメントシステムの構築に関する研究, 港湾空港技術研究所報告, Vol.48, No.2, pp.3-36, 2009.6
- 12) 谷口修, 田村保, 佐野清史, 濱田秀則：目視調査結果に基づいた栈橋 RC 上部工の劣化予測手法に関する研究, コンクリート工学年次論文集, Vol.26, No.1, pp.2049-2054, 2004.
- 13) Kato, E., Kawabata, Y., Iwanami, M. and Yokota, H.: Probabilistic assessment for structural performance of port RC structure, Proceedings of the 3rd International Symposium on Life-Cycle Civil Engineering, Vienna, Austria, Oct. 2012.
- 14) Yokota, H., Furuya, K., Hashimoto, K. and Hanada, S.: Reliability of deterioration prediction with Markov model for mooring facilities, Proceedings of the 3rd International Symposium on Life-Cycle Civil Engineering, Vienna, Austria, Oct. 2012.
- 15) Ang, AH-S. and De Leon, D.: Modeling and analysis of uncertainties for risk-informed decisions in infrastructures engineering, Structure and Infrastructure Engineering, Vol. 1, No. 1, pp. 19-31, 2005.