論文 鉄筋腐食を考慮した RC 高欄の剥離・剥落発生予測モデル

松岡 弘大*1・貝戸 清之*2・徳永 宗正*3・曽我部 正道*4

要旨:鉄筋腐食深さに基づく既存の剥離・剥落発生予測手法は多くの調査データが不可欠であるとともに, 多大な不確実性を有するために複数回の調査による補正を前提としている。本研究では,実態調査データに 基づき剥離・剥落発生過程を推計する方法論を提案する。具体的には鉄筋腐食深さを既存の劣化予測モデル により推計したうえで,鉄筋腐食深さに依存した非定常ポアソン過程に従って確率的に剥離・剥落が発生す るハイブリッド型剥離・剥落発生モデルを定式化する。さらに,複合劣化が懸念される RC 鉄道高架橋の高 欄部材への適用を通じて,提案手法の妥当性を実証的に検証する。

キーワード:非定常ポアソン発生モデル、剥離・剥落、複合劣化、劣化予測、鉄筋腐食

1. はじめに

構造物の劣化現象に介在する不確実性を考慮した予 測手法として、目視点検情報を利用した統計的劣化予 測モデルが急速な発展を遂げている。本研究で対象と するかぶりコンクリートの剥離・剥落発生予測に関し てもいくつかの研究事例が存在する¹⁾。統計的劣化予 測モデルは取得した劣化情報の背後に存在する規則性 をモデル化するとともに、種々の劣化因子の不確実性 を考慮した劣化予測を可能とする。一方、統計モデル であるために、その精度は蓄積した劣化情報の量に大 きく依存する。特に数回の点検・調査データしか存在 しない場合には精度の確保は大きな課題となる。

一方,統計モデルとは異なるが,かぶりコンクリー トの剥離・剥落の予測モデルは,2006年制定の鉄道構 造物等維持管理標準・同解説²⁾(以下,維持管理標準 と呼ぶ)で提案されている。当該手法は過去の研究に より蓄積された理論的,経験的な知見に基づいており, 剥離・剥落発生過程の将来時点における変化を鉄筋腐 食深さから予測する。ただし,確定的手法であるため に,安全側の仮定を設けることで剥離・剥落発生過程 が有する多大な不確実性に配慮している。維持管理標 準では定期的な調査によるデータの取得と予測値の補 正が前提となっている。このような理論的,経験的知 見に基づいた予測モデルを踏襲しながら,多大な不確 実性を統計的に分析可能な方法論の構築は,より精度 の高い劣化予測を可能にすると考えられる。

以上を踏まえ,本研究では,実態調査データに基づ き,不確実性を考慮して剥離・剥落の発生予測を実施 するための方法論を提案する。具体的には鉄筋腐食深 さを維持管理標準に基づく鉄筋腐食モデルにより推計 したうえで,鉄筋腐食深さに依存した非定常ポアソン 過程に従って確率的に剥離・剥落が発生するようなハ イブリッド型の剥離・剥落発生過程をモデル化する。 また,内的塩害と中性化による複合劣化が懸念される RC 鉄道高架橋の高欄部材への適用を通じて,提案手 法の有効性を検証する。

ハイブリッド型剥離・剥落発生モデル モデル化の前提条件

かぶりコンクリートの剥離・剥落発生過程のモデル 化に際しては,実態調査により取得した剥離・剥落数, かぶり、初期塩化物イオン濃度、中性化深さ、鉄筋径 といった情報を1回以上取得していることを前提とす る。また、剥離・剥落の有無の評価は図-1 に示すよ うにコンクリート表面をいくつかのメッシュ単位に分 割して判定する。また、それ以外の情報(かぶり、初 期塩化物イオン濃度など)は任意の数のメッシュを結 合したメッシュ集合単位で使用可能であるものとする。 メッシュ分割の詳細は 3. 適用事例で述べる。以下で はそれらの調査データを利用して、剥離・剥落の発生 数(メッシュ数)を予測する方法論を展開する。2.2 で鉄筋腐食の進行を表現するためのモデル(鉄筋腐食 モデル)について、2.3 で剥離・剥落の発生過程を表 現するためのモデル(ポアソン発生モデル)について, それぞれ説明したうえで、2.4 でそれらを有機的に結 合させたモデル(ハイブリッド型剥離・剥落発生モデ ル)を導出する。

2.2 鉄筋腐食モデル

表-1 に鉄道維持管理標準に示されている中性化と初 期塩化物イオンによる複合劣化の劣化予測モデルを示 す。表-1 には後に適用する RC 高欄に合わせて複合 劣化の劣化予測モデルを示しているが,適用対象に合

*1 大阪大学大学院 工学研究科地球総合工学専攻 博士後期課程(学生会員)

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

*3 公益財団法人 鉄道総合技術研究所 鉄道力学研究部 研究員 工修(正会員)

*4 公益財団法人 鉄道総合技術研究所 鉄道力学研究部 主任研究員 博士(工学)(正会員)

わせて中性化や外的塩害の劣化モデルに変更すること ができる。これ以降,複合劣化の劣化モデルを鉄筋腐 食モデルと呼ぶ。本モデルでは既往の研究³に基づき 変状過程ごとに腐食速度 *dr/dt*と,過程の終了時の腐食 深さ *dr* が定められている。内的塩害が進行している構 造物でも中性化残り(かぶりから中性化深さを引いた 値)が 25mm を下回った時点で内的塩害と中性化によ る複合劣化へと移行する。なお,**表-1**中にはひび割 れ,および剥離・剥落の発生限界が示されているが,

1. で述べた通り多大な不確実性を有するために,本 研究では各期の腐食速度のみを利用し,剥離・剥落の 発生過程の評価には後述の確率モデルを用いる。



図-1 メッシュ分割(評価単位)と剥離・剥落評価

	表-1	鉄筋腐食モデル1)	(複合劣化)
--	-----	-----------	--------

各期終了時の 鉄筋腐食深さ ⊿r (mm)	鉄筋の腐食速度 <i>dr/dt</i> (mm/年)		
潜伏期 中性化残り Y≦25mm (初期塩化物イオン 濃度 1.2kg/m ³ 以上は 潜伏期なし)	0.0		
進展期 ひび割れ発生 $\Delta r_{cr} = 13(c/\phi) \times 10^{-3}$	中性化残り Y>25mm かつ Cl ≧ 1.2kg/m ³ $\frac{dr}{dt} = \frac{10^{-3}}{\sqrt{c}} (7.70Cl^{-} + 0.503W / C - 40.6)$ 1.0×10 ⁻³ ≤ dr/dt ≤ 8.0×10 ⁻³		
加速期前期 剥離・剥落発生 $\Delta r_{sp} = 56(c/\phi) \times 10^{-3}$	中性化残り Y≦25mm かつ Cl≧0.6kg/m ³ $\frac{dr}{dt} = \frac{10^{-3}}{\sqrt{c}} (19.34Cl^{-} + 0.748W/C - 49.4)$ $3.0 \times 10^{-3} \le dr/dt \le 8.0 \times 10^{-3}$		
<i>c</i> : かぶり (mm), φ: 鉄筋径 (mm), <i>W/C</i> : 水セメント比, <i>CI</i> : 初期塩化物イオン濃度, <i>Ar</i> : ひび割れ発生腐食深さ,			

Δr_{sp}: 剥離・剥落発生腐食深さ

いま, 図-2 に示すようにあるメッシュ集合 i につい て時刻 τ_A (0 $\leq \tau_A$)と時刻 τ_B ($\tau_A \leq \tau_B$)で実態調査が実施 されている場合を考える。また、メッシュ集合内の鉄 筋はいずれも同じ腐食過程に従うと仮定する。時刻 τ_A から時刻 τ_B までにメッシュ集合 i の各鉄筋に生じる鉄 筋腐食の深さ $\Delta r_i(\tau_B, \tau_A)$ は、

$$\Delta r_i(\tau_{\rm B},\tau_{\rm A}) = \int_{\tau_{\rm A}}^{\tau_{\rm B}} \frac{dr(Cl^{-}_i,W/C_i,Y_i(u))}{dt} u \, du \quad (1)$$

と表すことができる¹⁾。なお,メッシュ集合 *i* の中性 化残り *Y*_i,および水セメント比 *W/C*_iは,

$$Y_i(\tau) = c_i - \alpha_i \sqrt{\tau} \tag{2}$$

$$W / C_i = \left(\frac{\alpha_i}{1.1\gamma_{cb}\beta_e\gamma_c} + 3.57\right) / 9.0 \qquad (3)$$

として、中性化深さ $y_i = a_i \sqrt{\tau}$ に基づいて算出できる。 なお、uは任意時間(年)、 τ は供用開始からの経過時 間(年)、 a_i はメッシュ集合iの中性化速度係数 (mm/ $\sqrt{\mu}$)、 γ_{cb} は推計値のばらつきを考慮する係数 (=1.15)、 β_e は環境の影響の程度を表す係数(=1.6)、 γ_c はコンクリートの材料係数(=1.0)である。各係数 は既往の研究^{3)、4)}に示されている値を用いることがで きる。

2.3 ポアソン発生モデル

まず定常ポアソンモデル¹⁾を定式化する。いま, 簡 単のために, 実態調査を通して剥離・剥落が発見され れば, 直ちに補修されると考える。 τ_A に着目すれば, この時点で剥離・剥落は存在しない。その後の時間の 経過に伴い, 例えば, **図**-2 においては時刻 τ_1 , τ_2 ,..., τ_n にコンクリートの浮きなどの不具合(潜在 的な剥離・剥落要因)が生じている。しかし, 実態調 査では個々の不具合が発生した時刻(τ_1 , τ_2 , ..., τ_n) を把握することはできない。時刻 τ_B で実態調査を行い, ハンマー等でコンクリートをたたき落とすことで, 調 査間隔[τ_A , τ_B)に発生した剥離・剥落の総数が n 個であ ったという情報のみをメッシュ集合ごとに取得するこ とができる。

いま, 図-2に示すように, メッシュ集合 *i* に対して 時刻 $\tau_A \ge \tau_B (\tau_B > \tau_A)$ という2時点で調査が行われた



と考える。調査間隔は $z_i = r_B - \tau_A$ である。また,時刻 τ_A の調査直後の時刻では,剥離・剥落の数は0となる。 ここで,時刻 r_B に調査を実施した時に,メッシュ集合 iにおいて, n_i 個の剥離・剥落が発見される確率Poが ポアソン分布に従うと仮定すると,

$$Po(n(z_i) = n_i | \lambda_i) = \frac{(\lambda_i z_i)^{n_i}}{n_i!} \exp(-\lambda_i z_i)$$
(4)

と表現できる。なお、 λ_i は到着率と呼ばれる制御パラ メータである。また、平均値関数 Λ_i を

$$\Lambda_i = \lambda_i z_i \tag{5}$$

と定義する。 Λ_i は調査期間 z_i の間にメッシュ集合 i で 発生する剥離・剥落の平均個数を表す。式(4)は(定 常)ポアソン発生モデル¹⁾と呼ばれる。式中の n_i, z_i は既知であり,剥離・剥落の到着率を表す λ_i のみが未 知パラメータとなる。

一方で,剥離・剥落の主要因が鉄筋腐食であること を考えると,到着率 λ_i が時間に依存せず一定値を取る とは考えにくい。そこでポアソン発生モデルを非定常 へ拡張するとともに鉄筋腐食モデルを組み込む。到着 率 λ_i が時間に依存して変化する場合,

$$\lambda_i = \lambda_i(t)$$
 (6)
となる。 $\lambda_i(t)$ が[0, t]で積分可能ならば,平均値関数は,

$$\Lambda_{i}(t) = \int_{0}^{t} \lambda_{i}(u) du \tag{7}$$

により定義できる。これは λ_i が単位時間当たりの発生 個数を表すためである。ここで再び、図-2に示すように、メッシュ集合*i*に対して時刻 τ_A と τ_B ($\tau_B > \tau_A$)で 調査が行われたと考える。このとき、時刻 τ_B にメッシュ集合*i*で n_i 個の剥離・剥落が観測される確率は、

$$Po(n(\tau_{\rm B}) - n(\tau_{\rm A}) = n_i |\lambda_i(t)) = \frac{\{\Lambda_i(\tau_{\rm B}) - \Lambda_i(\tau_{\rm A})\}^{n_i}}{n_i!} \exp\{-\Lambda_i(\tau_{\rm B}) + \Lambda_i(\tau_{\rm A})\}^{(8)}$$

と導出できる。式(8)は定常ポアソン発生モデルを拡張 した非定常ポアソン発生モデルである。

2.4 ハイブリッド型剥離・剥落発生モデル

さらに,剥離・剥落発生数の鉄筋腐食深さへの依存 性を考慮した到着率を

$$\lambda_i(t) = \varphi_i \cdot \Delta r_i(t) \tag{9}$$

と定義する。 $\Delta r_i(t)$ は鉄筋腐食深さ(式(1))である。なお、 φ_i は到着率のうちで時間に依存しない成分を表すがこれについては後に詳述する。式(7)~(9)より、時刻 $\tau_{\rm B}$ にメッシュ集合iで n_i 個の剥離・剥落が観測される確率は、

$$Po\left(n(\tau_{\rm B}) - n(\tau_{\rm A}) = n_i \middle| \varphi_i, \Delta r_i(t)\right)$$

=
$$\frac{\left(\varphi_i \int_{\tau_{\rm A}}^{\tau_{\rm B}} \Delta r_i(u) du\right)^{n_i}}{n_i!} \exp\left(-\varphi_i \int_{\tau_{\rm A}}^{\tau_{\rm B}} \Delta r_i(u) du\right)$$
(10)

と定式化される。式(10)より明らかなように、剥離・ 剥落の発生過程は鉄筋腐食深さを制御パラメータに持 つ非定常ポアソン発生過程としてモデル化される。本 研究では式(10)を鉄筋腐食モデルと非定常ポアソン発 生モデルの混合モデルという意味でハイブリッド型剥 離・剥落発生モデルと呼ぶ。なお、当該モデルにおい て、調査期間[τ_{A} , τ_{B})の間にメッシュ集合*i* で発生する 剥離・剥落数の期待値*E*[$n_i | \Delta r_i(t)$]と分散*V*[$n_i | \Delta r_i(t)$] を以下に示す。

$$E[n_i \mid \Delta r_i(t)] = \varphi_i \int_{\tau_A}^{\tau_B} \Delta r_i(u) \, du \tag{11a}$$

$$V[n_i \mid \Delta r_i(t)] = \varphi_i \int_{\tau_A}^{\tau_B} \Delta r_i(u) \, du$$
 (11b)

図-2 では実態調査を 2 回実施していることを前提 としている。一方で、本研究のように実態調査を 1 回 しか実施していない場合でも、 $\tau_A=0$ とすることで、本 モデルを適用可能である。この場合、式(10)は、

$$Po(n(\tau_{\rm B}) = n_i | \varphi_i, \Delta r_i(t))$$

$$= \frac{(\varphi_i \int_0^{\tau_{\rm B}} |\Delta r_i(u) du)^{n_i}}{n_i!} \exp(-\varphi_i \int_0^{\tau_{\rm B}} \Delta r_i(u) du)$$
(12)

となる。

剥離・剥落の発生は鉄筋腐食に大きく依存するもの の、1. で述べたように多大な不確実性が介在している。 そこで、種々の要因が剥離・剥落の発生過程に及ぼす 影響をハイブリッド型剥離・剥落発生モデルとともに 実データから推計する。いま、各種発生要因の影響に より到着率 *φ*_iが変動すると考える。具体的には、

2.5 モデルの推計

時点 τ において実施した実態調査により合計 K 個の 調査サンプルが得られたとする。調査サンプル $k(k=1, \cdots K)$ の情報 $e^k \epsilon$,

$$e^{k} = (n^{k}, \tau^{k}, \tau^{k'}, X_{i(k)},)$$
(14)

と表す。なお、前回調査時点は τ であった。また、i(k)は、調査サンプルkのデータが対象とするメッシュ集合の ID を表す。また、 n^k は観測された剥離・剥落の

個数,データ集合 X_i(k)は,鉄筋腐食モデルの推計に必要なかぶり c_i,中性化深さ y_i,初期塩化物イオン濃度 CFで構成される部分データ集合 x'_i(k)と,特性変数によって構成される部分データ集合 x_i(k) を合わせた調査 データ集合である。まず鉄筋腐食モデルにより鉄筋腐 食深さの推計を行う。鉄筋腐食深さは鉄筋腐食モデル

(表-1) に部分データ集合 $x_{i(k)}$ を代入することで一意に推計できる。したがって、得られた鉄筋腐食深さの推計値 $\Delta \hat{r}_i(t)$ を含む調査サンプルを、新たに

 $\tilde{e}^{k} = (n^{k}, \tau^{k}, \tau^{i^{k}}, x_{i(k)}, \Delta \hat{r}_{i}(t))$ (15) と定義する。このとき,調査サンプルkの実測値 \tilde{e}^{k} が 生起する条件付き確率(非定常ポアソン発生モデルの 対数尤度関数)は,

$$\ln\{L(\beta;\tilde{e})\} = \ln\prod_{k=1}^{K} \ell(\beta;\tilde{e}^{k})$$

$$= \kappa + \sum_{k=1}^{K} \overline{n}^{k} \ln\{\varphi(x_{i(k)},\beta)\} - \sum_{k=1}^{K} \varphi(x_{i(k)},\beta) \int_{\tau_{A}}^{\tau_{B}} \Delta r_{i}(u) du$$
と表わされる。ただし、 $\tilde{e} = \{\tilde{e}^{k} (k = 1, \cdots, K)\}$ である。
また、

$$\kappa = \sum_{k=1}^{K} \left\{ \overline{n}^k \ln \left(\int_{\tau_A}^{\tau_B} \Delta r_i(u) \, du \right) - \ln \overline{n}^k \, ! \right\}$$
(17)

は定数項であり無視し得る。対数尤度関数,式(16)を 最大にするようなパラメータ β の最尤推計量は,

$$\frac{\partial \ln L(\hat{\beta}:\tilde{e})}{\partial \beta_m} = 0 \quad (m = 1, \cdots, M)$$
(18)

を満足するようなパラメータとして与えられる。最適 化条件は M 次の連立線形方程式であり,たとえば,ニ ュートン法を基本とする逐次反復法を用いて解くこと ができる。また,最適な特性変数 x_i^mの選定にあたっ ては,以下で定義される AIC (赤池情報量基準)を用 いてもっとも説明力の高い特性変数の組合せを選択す ることができる。なお,AIC は小さいほどモデルの予 測能力が高いことを表す。

 $AIC = -2\ln L(\hat{\beta}:\tilde{e}) + 2M \tag{19}$

3. 適用事例

3.1 実態調査データ

2. で定式化したハイブリッド型剥離・剥落発生モデ ルを,実際の実態調査データへ適用する。実態調査は 文献³⁾ で詳述されているが,適用に際して以下にその 概要を述べる。表-2 には実態調査データの内訳を示 す。調査構造物はいずれも海岸から数 km 以内に位置 する路線 A, B の RC 鉄道高架橋の高欄 13 枚である。 高欄は竣工から 27 (路線 A), 25 (路線 B) 年経過し ている。劣化要因を俯瞰的に把握するために,図-3 に対象高欄の調査時点での中性化残りと初期塩化物イ オン濃度の関係を示す。いずれの高欄でも内的塩害と

表-2 実態調査データの内訳

	路線 A	路線 B	総数
供用年数(年)	27	25	
総メッシュ数	4,354	1,855	6,209
総メッシュ集合	548	232	780
剥離·剥落総数	342	110	452
平均剥離・剥落数	0.62	0.47	0.58



中性化による複合劣化が主な劣化要因であると推測さ れる。なお、塩化物イオン濃度、中性化深さ、かぶり は高欄ごとに代表的に調査された値を集計して示して いる。メッシュは図-1 に示すコンクリート表面(内 面)を鉛直方向鉄筋と水平方向鉄筋を含む赤点線で区 切ることで形成した。剥離・剥落の有無は各メッシュ に対して判定している。13枚の高欄を対象とした実態 調査により、合計で 6,209 メッシュに関する剥離・剥 落の有無、かぶりの情報が得られている。評価単位と なるメッシュ集合については、代表的に実施した初期 塩化物イオン濃度と中性化深さの調査³⁾に合わせて, 隣接する 7~9 メッシュにより構成している(図-1). これにより、高欄を橋軸方向に4分割、鉛直方向に15 ~17分割としたメッシュ集合が最小単位となる.なお, かぶりは3本の水平方向鉄筋に沿ったメッシュで測定 されているが、それ以外のメッシュでは2次関数補間 により算出した³⁾。また初期塩化物イオン濃度と中性 化深さの測定値が存在しないメッシュ集合では、最も 近傍の測定値を代用した。

実態調査を通して取得した調査サンプルは,式(14) のようにメッシュ集合ごとの剥離・剥落の発生総数 n^k , 調査時点 τ^k ,調査データ集合 $X_{i(k)}$ という情報を含む。 得られた調査データ集合 $X_{i(k)}$ を構成するデータのうち で,非定常ポアソン発生モデルの特性変数 $x_{i(k)}$ につい て説明する。本研究では高欄のかぶりコンクリートの 剥離・剥落の発生に影響を及ぼすと考えられた3つの 変数と,メッシュ集合の設定に起因するバイアスを補 正するための2つの変数を採用した。具体的には,1) かぶり,2) 初期塩化物イオン濃度,3) 中性化深さ,4) (メッシュ集合の)高さ,5) (メッシュ集合中の)鉄 筋数,である。また,ポアソン発生モデルの推計に際 しては定数項として x_1 (常に $x_1=1$)を用いるとともに, 各特性変数は最大値が1となるように基準化している。

3.2 鉄筋腐食深さ *∆r_i(t*)の推計

調査サンプルに基づき 2.4 で述べた方法によって各 メッシュ集合の鉄筋腐食深さ Δr_i(t)を推計した。例とし て高欄A-3の5つのメッシュ集合(i=121,136,137,144, 165)の推計結果を図-4に,推計に利用した調査デー タを表-3 にそれぞれ示す。図-4 からいずれのメッ シュ集合の鉄筋も時間の経過とともに腐食が進行する が,その進行速度は影響因子に依存して変動すること がわかる。例えば供用開始から27年が経過した時点の 鉄筋腐食深さの推計値がもっとも大きい ID-121 (赤 線)のメッシュ集合では、被りが 23.2mm と少ないう えに、初期塩化物イオン濃度が内的塩害の閾値を超え ており、中性化速度係数も大きい。また、ID-136(橙 線)とID-137(黄緑線)はかぶり以外のデータが同じ であるが、かぶりの小さい ID-136(橙線) では供用か ら8年程度で内的塩害から内的塩害と中性化による複 合劣化に移行している。ID-137(黄緑線)の推計値に 着目すると、実態調査を実施した27年以降の33年で 複合劣化へと移行している。したがって,調査時点ま でのデータのみを利用するポアソン発生モデルでは, 33 年以降を危険側に評価する可能性があることを示 唆している。理論的,経験的知見に基づき構成された 鉄筋腐食モデルを内包することにより、ID-137(黄緑 線)のような将来時点での鉄筋腐食速度の加速情報を 剥離・剥落発生予測に反映することができる。

同様にすべてのメッシュ集合について鉄筋腐食深さ Δr_i(t)を推計し,非定常ポアソン発生モデルの推計用調 査サンプル(式(15))を作成した。

3.3 非定常ポアソン発生モデルの推計

前節で作成した調査サンプル(式(15))に基づき2.4 の方法によって非定常ポアソン発生モデルを推計した。 本研究においては、4 つの説明変数を同時に考慮した モデルが AIC を最小とする最適モデルであった。推計 結果を表-4 に示す。なお、表中に示すβの推計値の 多寡は、剥離・剥落過程に対する説明変数の寄与度を、 t-値は説明変数の剥離・剥落過程に対する説明力を表 す指標(説明変数として採用するか否かの判断指標) である。t-値に関しては、採用しようとする説明変数 が有意でないという帰無仮説を有意水準95%で棄却さ れる臨界値が1.96である。表-4 に示す通り、いずれ の説明変数として採用するに値することがわかる。



図-4 鉄筋腐食深さ *△r_i(t*)の推計結果の例(高欄 A-3)

表-3 推計に用いた調査データの例(高欄 A-3)

-	JERI: -710 -		P = P P 1	
メッシュ	かぶり	初期塩化物	中性化	中性化
集合 ID	[mm]	イオン濃度	深さ[mm]	速度係数
		[kg/m ³]		[mm/√年]
i	c_i	Cl	<i>y</i> _{<i>i</i>} (27)	α_i
121	23.2	1.52	12.2	2.35
136	31.8	1.77	11.5	2.21
137	37.8	1.77	11.5	2.21
144	52.3	1.45	10.3	1.98
165	28.8	1.10	10.1	1.94

また,特性変数の組合せが異なるモデルの例として, 最適モデルからかぶりと除去したモデルの AIC を AIC*として併せて示している。最適モデルの方が AIC を小さく,観測データをより説明できている。さらに, 同表には鉄筋腐食深さを考慮しない (ハイブリッド型 ではない)場合のポアソン発生モデル (式(4))の AIC を AIC**として示している。特性変数の組合せは最適 モデルと同じであるが,ハイブリッド型剥離・剥落発 生モデルの方が AICが小さくなっている。したがって, ハイブリッド型剥離・剥落発生モデルは,将来時点の 情報を鉄筋腐食モデルにより予測できるだけでなく, 現在時点までの剥離・剥落発生過程の評価という観点 でも,定常ポアソン発生モデルと比較して優れている ことがわかる。

3.3 推計モデルの利用

表-4の推計結果により,推計モデルの鉄筋腐食深 さに対するポアソン到着率は,

$\varphi_{i} = \exp(x_{i}\beta)$ = exp(0.076-0.142x_{2}+0.093x_{3}-1.048x_{4}+0.337x_{5})^{(20)}

として与えられる。このとき,式(12)に基づきポアソ ン分布を算出する。同式より明らかなように,説明変 数,調査期間を任意に設定することにより,様々な高 欄の剥離・剥落発生過程のモデル化が可能である。こ こでは,ハイブリッド型剥離・剥落発生モデルの特徴 を把握するために,高欄 A-3 (平均かぶり 37.1,平均

	定数項	かぶり x2	中性化深さ x ₃	塩化物イオン濃度 x4	鉄筋数 x5
	β_1	β_2	β_3	eta_4	β_5
推計値	0.076	-0.142	0.093	-1.048	0.337
<i>t</i> -値	-	-17.68	3.08	-7.29	4.18
AIC	1134.4				
AIC*	1142.3				
AIC**	1190.5				

表-4 非定常ポアソンモデルの推計結果(最適モデル)

t-値は各特性変数が有意でないという帰無仮説に対する検定統計量,AIC*は最適モデルから中性化深さを 除去して推計した場合のAIC,AIC**は鉄筋腐食深さを考慮しない定常ポアソン発生モデル(式(4))を最適 モデルと同じ特性変数で推計した場合のAICをそれぞれ表す。



中性化深さ 8.80, 平均初期塩化物イオン濃度 1.25, 平 均鉄筋数 8, 鉄筋腐食深さは各メッシュごとに算出し た鉄筋腐食深さの平均値を適用)を例として取りあげ る。図-5 は高欄 A-3 を対象とした非定常ポアソン分 布を示す。供用開始時付近では剥離・剥落が発生しな い(発生メッシュ数0の)確率が最も大きいが,時間 の経過とともに剥離・剥落発生数の大きい方へとピー クが移行していく様子を確認できる。さらに,図中に は調査時点のポアソン分布を赤で示しているが,観測 値(3 個)と推計モデルの期待値(2.99 個)がよく一 致している。また,時間の経過とともにポアソン分布 のピークが小さく,裾野が広くなっていることも確認 できる。確率モデルを用いることでこのような不確実 性を評価できる。図-6 ではこのような不確実性に起 因するリスクを考慮した劣化予測の一例を示す。同図 には期待シナリオ(式(11a))と期待シナリオに標準偏差(分散(式(11b))の平方根)を加えた悲観シナリオ を示している。たとえば、図中に黒線で示す剥離・剥 落数を6個以内に抑えるといった管理水準を設定する ことで、期待シナリオにより平均的な到達時刻が約37 年であることがわかる。一方で、悲観シナリオでは、 到達時刻は約30年となっている。剥離・剥落過程の不 確実性を考慮することによってリスクマネジメントの 観点から点検や補修の実施時期を議論が可能である。

5. おわりに

本研究では、実態調査データに基づいて不確実性を 考慮した剥離・剥落の発生予測を実施するための方法 論の構築を目的として、鉄筋腐食モデルと非定常ポア ソン発生モデルを連動させたハイブリッド型剥離・剥 落発生モデルを提案した。さらに、中性化と内的塩害 の複合劣化が懸念される RC 鉄道高架橋の高欄部材を 対象に実施された実態調査データへの適用を通じて、 提案モデルにより、将来時点の鉄筋腐食速度の増加を 考慮した予測が可能であるとともに、調査時点までの 剥離・剥落発生過程を定常ポアソン発生モデルよりも 説明できることを確認した。提案した方法論を用いる ことで、どの程度の不確実性を考慮して維持管理水準 を設定するのか、という議論が可能となる。

参考文献

- 1) 貝戸清之,小林潔司,加藤俊昌,生田紀子:道路 施設の巡回頻度と障害物発生リスク,土木学会論 文集 F, Vol.63, No.1, pp.16-34, 2007.
- 2)鉄道総合技術研究所編:鉄道構造物等維持管理標準・同解説(構造物編)コンクリート構造物,丸 善,2007.
- 3) 曽我部正道,谷村幸裕,松橋宏治,宇野匡和:鉄 道高架橋の RC 高欄の変状調査とその劣化予測,コ ンクリート工学, Vol.47, No.8, pp.16-24, 2009.
- 松本光矢,曽我部正道,轟俊太郎,谷村幸裕:内 的塩害と中性化の複合劣化を対象とした劣化予測 に関する検討,コンクリート工学年次論文集, Vol.32, No.2, pp.1423-1428, 2010.