

# 論文 RC 高欄を対象とした空間的連鎖性を考慮した剥離・剥落発生モデル

早矢仕 廉太郎\*1・小濱 健吾\*2・松岡 弘大\*3・貝戸 清之\*4

**要旨:** かぶりコンクリートの剥離・剥落の発生は、コンクリート構造物における代表的な劣化事象である。本研究では、実態調査のデータに基づき、不確実性を考慮したコンクリートの剥離・剥落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、時間の経過とともに鉄筋が腐食し、剥離・剥落発生数が増大する現象を、ワイブル劣化ハザードモデルを用いて表現する。さらに、鉄筋腐食により、その周辺において部分的に剥離・剥落発生数が増大するような空間的連鎖性を考慮した空間的ワイブル劣化ハザードモデルを提案する。最後に実際の鉄道橋の RC 高欄へ適用し、提案モデルの有効性を検証する。

**キーワード:** 剥離・剥落, 空間的ワイブル劣化ハザードモデル, リスク評価

## 1. はじめに

近年、老朽化に伴って補修・補強等の対策を要する社会基盤施設が急増している。特に、施設の構造安全性への影響は小さくとも、第三者被害の可能性を有するような損傷に対しては、早急な対策を講じる必要がある。構造物管理者は、第三者被害を未然に防ぐために定期的目視点検を行い、社会基盤施設の安全確保に努めている。定期点検の頻度を増やし、構造物の損傷を早期発見することで、損傷を長時間放置するリスクが小さくなる。しかし、高頻度の点検は点検費用の増加を招き、結果的に維持管理費用を増加させる。また、施設が老朽化するにつれて、損傷の発生頻度が増加する可能性がある。そのため、同一の点検間隔を設定しても、構造物の供用年数とともに損傷発生数が多くなる場合も考えられる。構造物管理者が第三者被害リスクに合理的に対応するためには、維持管理業務の効率化に配慮した点検・補修のあり方を検討する必要がある。また、そのために、実現象に応じた損傷発生リスクの評価が必要となる。

本研究では、鉄道高架橋の高欄のかぶりコンクリートの剥離・剥落発生過程に着目する。かぶりコンクリートの剥離・剥落発生はコンクリート構造物における代表的な劣化事象であり、剥離・剥落の発生過程は構造物の構造条件や環境条件だけではなく、中性化や内的塩害などによる鉄筋の腐食深さに大きく依存する。過去の研究の理論、知見に基づいて鉄筋の腐食過程を表現し、剥離・剥落発生過程を分析することも可能ではあるが、確定的な手法である場合が少なくない。そのため、剥離・剥落発生過程の不確実性を表現することが困難となり、確定的手法を用いて実現象を統合的に説明することができない。実際の管理においては、不確実性を考慮した剥離・

剥落発生過程のモデル化が必要とされている。

以上の問題意識のもと、本研究では、不確実性を考慮したコンクリートの剥離・剥落発生過程モデルを提案する。具体的には、はじめに、時間の経過とともに鉄筋が腐食し、剥離・剥落発生数が増大する現象を、ワイブル劣化ハザードモデルを用いて表現する。つぎに、鉄筋腐食により、その周辺において部分的に剥離・剥落発生数が増大する空間的連鎖性を考慮した空間的ワイブル劣化ハザードモデルを提案する。以下、2. では本研究の基本的な考え方について述べる。3. では空間的ワイブル劣化ハザードモデルの定式化について説明する。さらに、4. で実際の RC 高欄に対する適用事例について述べる。

## 2. 本研究の基本的な考え方

本研究では過去に剥離・剥落の評価法として提案されたメッシュ分割法を前提とする<sup>1)</sup>。メッシュ分割法は図-1に示すようにコンクリート表面を任意メッシュに分割し、メッシュごとに劣化事象を評価する方法である。過去に提案されたメッシュ分割法に基づく剥離・剥落発生予測において、モデル化では、明示的に各メッシュの剥離・剥落発生は互いに独立で相関性はないものと仮定していた。しかし、剥離・剥落の発生はその物理的・化学的特性から空間的に独立とは言い難く、剥離・剥落発生メッシュに近接するメッシュでは剥離・剥落が通常よりも発生しやすくなる空間的連鎖性が存在すると考えられる。本研究では、そのような空間的連鎖性による剥離・剥落発生確率の増幅効果を、実構造物の実態調査から評価可能な空間依存型のハザードモデルとして提案する。

図-1の左には、ある時点でのコンクリート表面の剥離・剥落状況を示している。さらに時間経過によって、

\*1 大阪大学大学院 工学研究科地球総合工学専攻 博士前期課程 (学生会員)

\*2 大阪大学大学院 工学研究科 特任研究員 博士(工学) (非会員)

\*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 博士(工学) (正会員)

\*4 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)

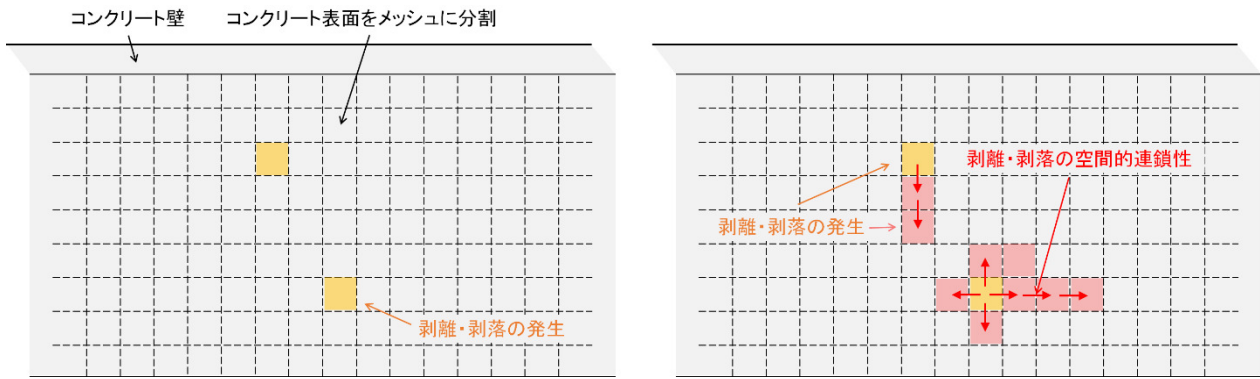


図-1 メッシュ分割と剥離・剥落評価

コンクリート表面の状況が図-1の右のように変化した場合を考える。このとき、図中に黄色で示すメッシュは空間的に独立に発生した剥離・剥落であり、過去の研究でその影響因子と統計的ハザードモデルによる発生予測法が検討されてきた。一方で図中に赤色で示すメッシュは、近傍で以前に剥離・剥落しているメッシュの影響を受けてその後発生した剥離・剥落である。本研究では図-1の右に赤矢印で示す近接メッシュへの剥離・剥落の発生の空間的連鎖性の影響を、空間的確率伝播として空間統計モデルにより表現する。このような空間的確率伝播を組み込んだハザードモデルを構築することで、剥離・剥落の発生規模や進展方向予測が可能となる。また、このような空間連鎖性の定量的評価は大規模な剥離・剥落を抑制するためのかぶり厚の（厚さのみならず、そのばらつきを制御するような）設定法に関する定量的な議論を可能にする。空間的確率伝播を組み込んだハザードモデルとして、本研究では空間的ワイブル劣化ハザードモデルを開発する。本モデルは時間的な劣化の進展を表すワイブルハザードモデルと、空間的な劣化進展を表す空間自己回帰モデルを融合させた時空間モデルである。

### 3. 空間的ワイブル劣化ハザードモデル

#### 3.1 モデル化の前提条件

かぶりコンクリートの剥離・剥落過程をモデル化するために、図-2に示すような時刻  $t=0$  から無限遠に続く連続時間軸を導入する。時刻  $t=0$  に対象とする鉄道高架橋の高欄の供用が開始され、それ以降の任意の時刻にわたって実態調査が実施される。現時刻までに時刻  $\tau=(\tau_0, \tau_1, \dots, \tau_U)$  において、合計  $U$  回の実態調査が実施されている。ただし、0 回目の実態調査は供用開始時刻を表し、 $\tau_0=0$  である。また、鉄道高架橋の高欄を鉛直方向に  $P$  個、水平方向に  $Q$  個、合計  $P \times Q$  個のメッシュに分割し、これらメッシュ単位で剥離・剥落事象が発生する。時刻  $\tau$  に実施される実態調査により、各メッシュにおける剥離・剥落発生の有無が判定される。

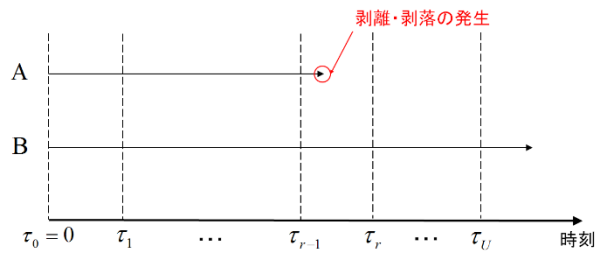


図-2 剥離・剥落の発生過程

#### 3.2 ワイブル劣化ハザードモデル

空間的ワイブル劣化ハザードモデルは、各メッシュの空間的連鎖性を考慮したワイブル劣化ハザードモデルである。ワイブル劣化ハザードモデル<sup>2)</sup>について簡単に説明しておく。

いま、各メッシュの剥離・剥落発生事象が、互いに独立であり、剥離・剥落発生確率が時間とともに増大すると仮定する。対象とする鉄道高架橋の高欄の供用が開始されたとし、高欄のあるメッシュにおけるかぶりコンクリートの剥離・剥落が発生するまでの期間(以下、寿命と呼ぶ)に着目する。メッシュの寿命を確率変数  $\zeta$  で表し、確率密度関数  $f(\zeta)$ 、分布関数  $F(\zeta)$  に従って分布すると仮定する。ただし、寿命  $\zeta$  の定義域は  $[0, \infty)$  である。供用開始から任意の時刻  $t \in [0, \infty)$  まで、剥離・剥落が発生しないで生存する確率(以下、生存確率と呼ぶ)  $\tilde{F}(t)$  は、ハザード関数  $\lambda$  を用いて、

$$\tilde{F}(t) = \exp\left[-\int_0^t \lambda(u) du\right] \quad (1)$$

と表される。ここで、劣化ハザード関数としてワイブル劣化ハザード関数

$$\lambda(t) = \mathbf{x}\boldsymbol{\beta}'\alpha t^{\alpha-1} \quad (2)$$

を考える。ただし、メッシュ間の剥離・剥落発生過程の違いがメッシュ特性により表現されると考え、メッシュの特性を  $M$  個の特性変数  $x^m (m=1, \dots, M)$  を用いて、 $\mathbf{x}=(x^1, \dots, x^M)$  のベクトルによって表す。また、 $\boldsymbol{\beta}=(\beta^1, \dots, \beta^M)$  は未知パラメータベクトルであり、' は転置操作を示し、特性

$\alpha$  は劣化の時間依存性を表す加速度パラメータである。加速度パラメータについては  $\alpha > 1$  の場合、時間とともにハザード率は大きくなり、 $\alpha < 1$  の場合、時間とともに小さくなることを示す。さらに  $\alpha = 1$  のとき、ハザード率は時間に依存せず一定値となる。ワイブル劣化ハザード関数を用いた場合、メッシュの寿命の確率密度関数  $f(t)$ 、およびメッシュの生存確率  $\tilde{F}(t)$  はそれぞれ

$$f(t) = \mathbf{x}\boldsymbol{\beta}'\alpha^{\alpha-1}\exp(-\mathbf{x}\boldsymbol{\beta}'t^\alpha) \quad (3)$$

$$\tilde{F}(t) = \exp(-\mathbf{x}\boldsymbol{\beta}'t^\alpha) \quad (4)$$

と表される。

### 3.3 空間的ワイブル劣化ハザードモデル

実際の高欄においては、各メッシュにおける剥離・剥落発生事象が独立とは考えがたく、剥離・剥落の発生確率が大きいメッシュの近傍では、剥離・剥落の発生確率が同様に大きくなるような空間的連鎖性が存在すると考えられる。いま、メッシュ  $(p, q)$  におけるハザード率を  $\lambda_{p,q}$  とし、当該メッシュにおけるハザード率が、隣り合うメッシュのハザード率から影響を受けるとする。このとき、鉛直方向への影響を表す自己相関係数を  $\rho_p$ 、水平方向への影響を表す自己相関係数を  $\rho_q$  とすると、メッシュ  $(p, q)$  における空間的ワイブル劣化ハザード関数  $\lambda_{p,q}$  を

$$\lambda_{p,q} = \mathbf{x}_{p,q}\boldsymbol{\beta}'\alpha^{\alpha-1} + \rho_p(\lambda_{p-1,q} - \lambda_{p,q}) + \rho_p(\lambda_{p+1,q} - \lambda_{p,q}) + \rho_q(\lambda_{p,q-1} - \lambda_{p,q}) + \rho_q(\lambda_{p,q+1} - \lambda_{p,q}) \quad (5)$$

と表すことができる。第2項より後ろの項は、隣り合うメッシュ間でハザード率が類似している様子を表現する、空間的自己相関項である。式(5)における未知パラメータベクトルを  $\boldsymbol{\theta} = (\rho_p, \rho_q, \alpha, \boldsymbol{\beta})$  とおくと、時刻  $t$  までにメッシュ  $(p, q)$  で剥離・剥落が発生しない確率  $\tilde{F}(t | \lambda_{p,q}(\boldsymbol{\theta}))$  は

$$\tilde{F}(t | \lambda_{p,q}(\boldsymbol{\theta})) = \exp\left[-\int_0^t \lambda_{p,q}(\boldsymbol{\theta}) dt\right] \quad (6)$$

によって表される。実態調査により、メッシュごとに、実態調査を実施した時刻  $\tau_r (r=1, \dots, U)$ 、および剥離・剥落発生の有無に関する情報を得ることができる。実態調査を実施したある時刻  $t = \tau_{r,q}$  を考える。時刻  $t = \tau_{r,q}$  は、 $r$  回目の実態調査によりメッシュ  $(p, q)$  において初めて剥離・剥落が観測された時刻を表す。以下、煩雑さを避けるため、当面の間添え字  $p, q$  を省略し、当該時刻を  $t = \tau_r$  と簡単に表記する。この場合 (図-1 の A)、剥離・剥落が発生した正確な時刻を把握することはできないが、時刻  $t = \tau_{r-1}$  において剥離・剥落が発生しておらず、時刻  $t = \tau_r$  において剥離・剥落が発生していることから、少なくとも期間  $[\tau_{r-1}, \tau_r)$  の中のどこかで剥離・剥落が発生したということを把握できる。メッシュ  $(p, q)$  において、寿

命が少なくとも  $t = \tau_{r-1}$  より大きく、かつ期間  $[\tau_{r-1}, \tau_r)$  において剥離・剥落が発生する確率は

$$\Pr(\tau_{r-1} \leq \zeta \leq \tau_r) = \int_{\tau_{r-1}}^{\tau_r} f(t | \lambda_{p,q}) dt = \tilde{F}(\tau_{r-1} | \lambda_{p,q}) - \tilde{F}(\tau_r | \lambda_{p,q}) \quad (7)$$

と表すことができる。また、実態調査によってメッシュ  $(p, q)$  に剥離・剥落の発生が観測されない場合 (図-1 中の B)、当該メッシュの寿命は少なくとも  $\tau_U$  より大きいことを把握できる。この時、実態調査の実施により、剥離・剥落の発生が観測されない確率は  $\tilde{F}(\tau_U | \lambda_{p,q})$  となる。ここで、メッシュ  $(p, q)$  において、 $U$  回の実態調査時に剥離・剥落が発生していたか否かを表すダミー変数  $\delta_{p,q}$  を

$$\delta_{p,q} = \begin{cases} 1 & \tau_{r-1} \leq \zeta_{p,q} \leq \tau_r \text{ のとき} \\ 0 & \zeta_{p,q} \geq \tau_U \text{ のとき} \end{cases} \quad (8)$$

と定義する。このとき高欄  $k (k=1, \dots, K)$  の実態調査によって観測値ベクトル  $\bar{\xi}_{p,q}^k = (\bar{\tau}_{p,q}^k, \bar{\tau}_{r,p,q}^k, \bar{\delta}_{p,q}^k, \bar{\mathbf{x}}_{p,q}^k)$  が観測されるとする。このとき同時生起確率 (尤度)  $L(\boldsymbol{\theta} | \bar{\xi}_{p,q}^k)$  は、

$$L(\boldsymbol{\theta} | \bar{\xi}_{p,q}^k) = \left\{ \tilde{F}(\bar{\tau}_{r,p,q-1}^k | \lambda_{p,q}^k(\boldsymbol{\theta})) - \tilde{F}(\bar{\tau}_{r,p,q}^k | \lambda_{p,q}^k(\boldsymbol{\theta})) \right\}^{\bar{\delta}_{p,q}^k} \cdot \left\{ \tilde{F}(\bar{\tau}_U^k | \lambda_{p,q}^k(\boldsymbol{\theta})) \right\}^{1 - \bar{\delta}_{p,q}^k} \quad (9)$$

と表すことができる。したがって、すべての高欄の実態調査によって獲得された全データセット  $\bar{\Xi}$  が観測される尤度は、

$$L(\boldsymbol{\theta} | \bar{\Xi}) = \prod_{k=1}^K \prod_{p=1}^{P_k} \prod_{q=1}^{Q_k} L(\boldsymbol{\theta} | \bar{\xi}_{p,q}^k) \quad (10)$$

となる。ただし、 $P_k, Q_k$  は高欄  $k$  における水平方向、鉛直方向のメッシュの分割数である。本研究ではマルコフ連鎖モンテカルロ法<sup>3)</sup> (MCMC 法) を利用したベイズ推定を用いて未知パラメータの推計を行う。また、最適なパラメータの選定にあたっては、未知パラメータの数を  $S$ 、サンプルサイズを  $T$  とすると、以下で定義される BIC を用いてもっとも説明力の高いパラメータの組み合わせを選択することができる。なお、BIC は値が小さいほどデータに対するモデルのあてはまりが良いことを表す。

$$\text{BIC} = -2 \ln L(\boldsymbol{\theta} | \bar{\Xi}) + S \log T \quad (11)$$

## 4. 適用事例

### 4.1 データ概要

3. で定式化した空間的ワイブル劣化ハザード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<sup>4)</sup>で詳述されているが、適用に際して以下にデータの概要を述べる。調査対象はいずれも海岸から数 km 以内に位置する RC 鉄道高架橋の高欄 13 枚であり、竣工から 25 年、あるいは 27 年経過しているものである。表-1 にデータ

に関する詳細を示す。実態調査によって獲得された総メッシュ数は12,194メッシュであり、各メッシュに対して目視点検による剥離・剥落の有無、かぶりに関する情報が獲得されている。剥離・剥落に関しては、全12,194メッシュのうち、1,584メッシュで発生が確認された。かぶりに関しては、各高欄に対して3本の水平方向鉄筋に沿ったメッシュで測定されており、それ以外のメッシュに関しては2次関数補間により算出されたものを用いた。また、初期塩化物イオン濃度、中性化深さが高欄単位で獲得されている。初期塩化物イオン濃度は、中性化による濃縮の影響を受けない表面から70~100mmの深さから採取した試料により測定されたものである。今回、実態調査は1回のみであったことからサンプルサイズは総メッシュ数と同じ12,194である。以上のデータに対して、空間的ワイブル劣化ハザードモデルを推定する。

#### 4.2 ワイブル劣化ハザードモデルの推計結果

本研究では、空間的ワイブル劣化ハザードモデルの推計に先立ち、空間的連鎖性を考慮しないワイブル劣化ハザードモデルの推計を行った。モデルの特性変数の候補として、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る、1) かぶり厚、2) 中性化深さ、3) 初期塩化物イオン濃度の3つの変数を採用した。また、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になるように基準化を行っている。モデルの選択に関しては、推計結果から得られたパラメータの90%信頼域が0をまたぐ特性変数や、パラメータの影響が物理的、化学的に矛盾している特性変数を不採用とし、採用された特性変数の組み合わせを含むモデル群の中で、式(11)のBICを最小とするモデルを選択した。特性変数の候補の中で、初期塩化物イオン濃度のパラメータは、数値が大きくなると、劣化進展が遅くなるという実現象と整合的でない結果となった。そのため、本研究では初期塩化物イオン濃度を特性変数から削除した。この原因として、1) 高欄単位でのデータを用いたこと、2) 濃縮の影響を考慮していないことが挙げられる。すなわち、本研究で利用した高欄1枚に対して1箇所から採取した初期塩化物イオン濃度では、同じ高欄内でも箇所ごとに異なる中性化の進行や、これに伴う中性化境界での塩化物イオンの濃縮の影響を正確に考慮できていない可能性がある。上記の理由により、実現象と整合的でない結果となったと考えられる。また、加速度パラメータについては、加速度パラメータ $\alpha$ の90%信頼域が1をまたいだことから、コンクリートの剥離・剥落における劣化速度の時間依存性を確認することができなかった。したがって本研究では加速度パラメータを $\alpha=1$ とした。これは、今回実態調査が1回のみであったことや、データの経過時間が類似していたことが原

表-1 調査データの概要

総メッシュ数	12,194
総剥離・剥落数	1,584
平均かぶり厚	29.0(mm)
平均中性化深さ	10.9(mm)
平均初期塩化物イオン濃度	1.54(kg/m <sup>3</sup> )

表-2 ワイブル劣化ハザードモデルの推計結果  
(空間的連鎖性なし) ( $\alpha=1$ )

	定数項 $\beta_1$	かぶり厚 $\beta_2$	中性化深さ $\beta_3$
推計値	-4.118	-13.075	3.283
信用域下限 5%	-4.449	-13.543	2.827
信用域上限 5%	-3.795	-12.595	3.698
Geweke 検定統計量	-0.035	-0.010	0.046
対数尤度	-2,243		
BIC	4,513		

因として考えられる。ワイブル劣化ハザードモデルの推計結果を表-2に示す。表-2には各パラメータの推計値、90%信頼域、Geweke 検定統計量、さらに、モデルの対数尤度、BIC が示してある。Geweke 検定統計量は、獲得された標本が、不変分布である事後分布からの標本であるかを判定する検定統計量である。表-2に示す $\beta$ の推計値はそれぞれ、剥離・剥落過程に対する特性変数の寄与度を示す。また、表-2より Geweke 検定統計量はいずれも絶対値で1.96を下回っており、有意水準5%で収束仮説を棄却できないことがわかる。表-2に示すように特性変数として1) かぶり厚、2) 中性化深さを採用した。かぶり厚のパラメータ推計値 $\beta_2$ が負の値を示すことから、かぶり厚を厚くすれば、劣化進展を抑制できることがわかる。一方、中性化深さのパラメータ推計値 $\beta_3$ は正の値を示すことから、中性化深さの値が大きくなれば、劣化進展は早まることが理解できる。また、両者のパラメータの絶対値の大きさの比較により、かぶり厚は中性化深さと比べて劣化進展に及ぼす影響が大きいことが読み取れる。ただし、本研究においては、データの獲得単位が、かぶり厚がメッシュ単位であるのに対して、中性化深さは高欄単位であった。したがって、本結果はデータの不足により中性化深さの影響を過小評価している可能性がある点に留意して欲しい。

#### 4.3 空間的ワイブル劣化ハザードモデルの推計結果

空間的ワイブル劣化ハザードモデルを推計に際し、4.2で述べたモデルの選択手順と同様の手順で、最適なモデルを選択した。水平方向の空間的自己相関 $\rho_q$ パラメータ

表-3 空間的ワイブル劣化ハザードモデルの推計結果（空間的連鎖性考慮）（ $\alpha=1$ ）

	定数項 $\beta_1$	かぶり厚 $\beta_2$	中性化深さ $\beta_3$	鉛直方向空間相関 $\rho_p$
推計値	-4.234	-12.844	3.471	0.049
90%信用域	-4.444~-4.020	-13.481~-12.391	3.151~3.807	0.028~0.071
Geweke 検定統計量	0.129	0.579	-0.475	-0.111
対数尤度	-2,233			
BIC	4,503			

については、90%信頼域が 0 をまたいだことから不採用とした。その結果、4.2 で採用した特性変数に加え、鉛直方向の空間的自己相関パラメータ  $\rho_p$  を採用した。また、加速度パラメータについても 4.2 と同様に  $\alpha=1$  を採用した。空間的ワイブル劣化ハザードモデルの推計結果を表-3 に示す。鉛直方向の空間的自己相関パラメータ  $\rho_p$  は、任意のメッシュのハザード率と鉛直方向の隣接するメッシュのハザード率の差が 5%程度の割合でハザード率に影響を与えることを示している。本モデルでは、このように、メッシュ間に存在する空間的連鎖性を定量的に評価することを可能とする。さらに、BIC を用いて表-2 で推計した空間的連鎖性を考慮しないモデルと比較すると、表-3 の空間的連鎖性を考慮したモデルの方が、BIC が小さいことから、データに対するモデルのあてはまりが良いことが見て取れる。

#### 4.4 分析結果

空間的連鎖性の影響を把握するため、表-4 に示す 2 つの高欄 A, B に着目した比較・検討を行う。各高欄の主な特徴として、高欄 A では目視点検時において多くの剥離・剥落発生が確認されたが、高欄 B では剥離・剥落がほとんど確認されなかったことがあげられる。各高欄の時間経過による剥離・剥落発生メッシュ数の推移を図-3 に示す。図中の点線が空間的連鎖性を考慮していないもの、実線が考慮したものとなっている。剥離・剥落メッシュ数については、各高欄の各メッシュの剥離・剥落発生確率の期待値の和をとることによって算出した。同図より、空間的連鎖性を考慮しない場合、高欄 A と B による違いはほとんどみられないのに対し、空間的連鎖性を考慮した場合、発生数に大きな差異があることが確認できる。実態調査データによって獲得された観測値を用いて比較すると、空間的連鎖性を考慮した場合の方がより実態調査データに近い結果となっていることから、既往の手法では、剥離・剥落発生数を発生数が多い高欄 A では過小評価、発生数が少ない高欄 B では過大評価する可能性が示唆される。言い換えれば、既往のモデルで生じるであろう実現象との乖離を、本研究で提案するモデル

表-4 高欄ごとの調査データ

高欄	A	B
総メッシュ数	480	510
剥離・剥落数	70	1
平均かぶり厚	29.6(mm)	32.6(mm)
かぶり厚最小値	5(mm)	6(mm)
かぶり厚最大値	61(mm)	58(mm)
中性化深さ	15(mm)	6.8(mm)
年数	27	27

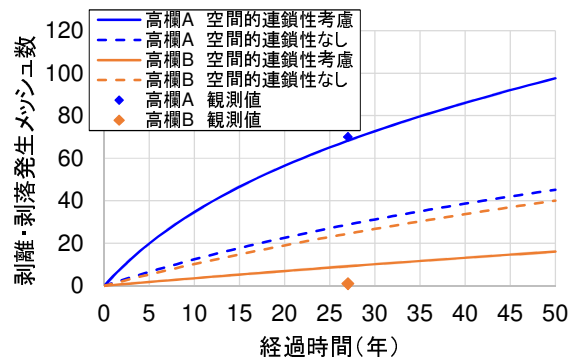


図-3 空間的連鎖性の有無による比較

により解消できるといえる。図-4 には高欄 A の各メッシュに着目したより詳細な分析結果を示す。各図の縦軸、横軸はそれぞれの方向のメッシュの位置を示している。図中 (a) に示す実態調査データは、目視点検によって判定された剥離・剥落の有無を表している。一方、図中の (b), (c) には、それぞれ空間的連鎖性を考慮しないモデルと、考慮したモデルの推計結果を用いて、式 (7) より各メッシュの剥離・剥落発生確率を算出したものを示している。図中 (a) に関しては、剥離・剥落が発生したか否かの 2 値で表現されるデータであるため、剥離・剥落発生が確認されたメッシュを赤色で、確認されていないメッシュを青色で示した。一方、図中の (b), (c) の各メッシュは、剥離・剥落発生確率が 0 のものを青色として、発生確率が高くなれば、赤色に推移していく。よ

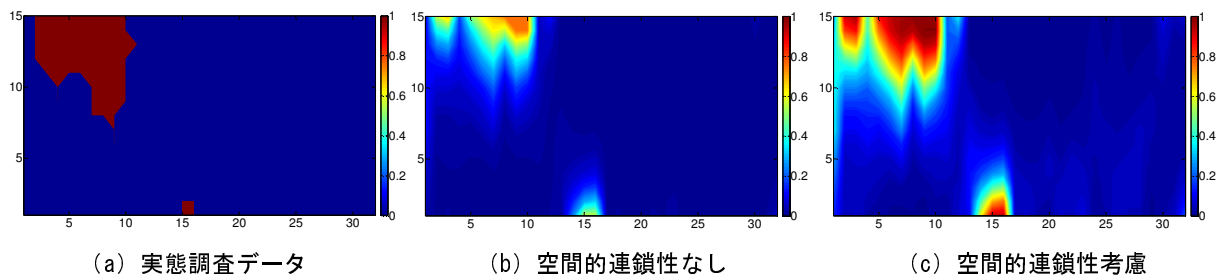


図-4 実態調査データとモデルの比較 (高欄 A  $t=27$ )

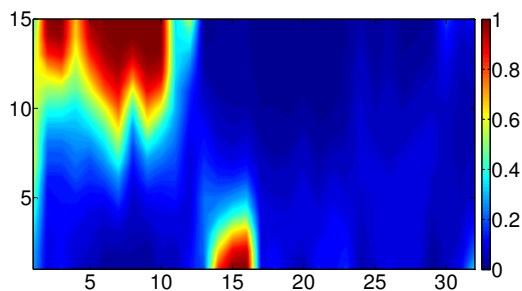


図-5 剥離・剥落発生の将来予測 (高欄 A  $t=50$ )

って、濃い赤色で示された部分は大規模な剥離・剥落が発生していることを示す。図-4の結果より、空間的連鎖性を考慮したモデルは、考慮しないモデルに比べ、実態調査データの剥離・剥落発生箇所をよりの確に表現していることが見て取れる。さらに、図-5には、高欄 A における供用開始から 50 年経過した時点 (現時点から 23 年後) での剥離・剥落発生の予測結果を示している。同図と図-4 (c) を比較すると、時間経過とともに鉛直方向に剥離・剥落発生確率が高くなっていることがわかる。本結果を受けて、例えば、鉛直方向に連続して剥離・剥落が発生した場合、隣接するメッシュのかぶり厚が大きければ、それ以上剥離・剥落の規模が大きくなる可能性は低いことが考えられる。一方で、水平方向に連続して剥離・剥落が発生した場合、時間経過とともに鉛直方向の剥離・剥落が増大し、大規模な剥離・剥落が発生する可能性が高いことが示唆される。大規模な剥離・剥落発生リスクに着目すると、連続して剥離・剥離が発生した場合でも、水平方向で発生した場合と鉛直方向ではリスクの大きさが異なる。よって水平方向に連続して剥離・剥落発生が確認された場合、大規模な剥離・剥落の発生を未然に防ぐため、予防的に補修を行うなどの対策が考えられる。このように、本研究で提案したモデルを利用して、事前に発生を抑制するような補修工法・補修時期の選択の議論を可能とする。

## 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・剥落発生予測を実施するための方法論の構築を目的として、空間的ワイブル劣化ハザードモデルを提案した。さらに、実態調査データへの適用を通じて、空間的連鎖性の有効性を実証した。本研究で提案されたモデルを利用することで、現存するコンクリート構造物における今後の剥離・剥落の発生数のみならず発生箇所や時期の予測が可能となる。これにより劣化状況に応じた補修工法・時期の選択へと議論を進めることが可能となる。一方で、今後の課題を以下にあげる。まず第 1 に、物理的、化学的特性を考慮したモデルの精微化が挙げられる。本研究ではかぶり厚と中性化深さを独立したものとして扱ったが、物理的關係を考慮した上でのモデル化が必要である。こうした実務を通じた知見との整合性を高めるようなモデルの構築が重要である。第 2 に、さらなるデータの蓄積が必要である。今回確認されなかった劣化進展の時間依存性については、データの不足が原因として考えられる。今回は実態調査が 1 回のみであったが、劣化進展の時間依存性の有無を確認するために、さらなるデータの蓄積が重要である。また、今回特性変数として不採用とした、初期塩化物イオン濃度については、より細分化した単位での塩化物イオン濃度の獲得が必要である。なお、本研究は一般財団法人港湾空港総合技術センター (SCOPE) の平成 24 年度研究開発助成を受けて実施された。ここに感謝の意を表す。

## 参考文献

- 1) 松岡弘大, 貝戸清之, 徳永宗正, 曾我部正道: 鉄筋腐食を考慮した RC 高欄の剥離・剥落発生モデル, コンクリート工学年次論文集, Vol.34, No.2, pp.1435-1440, 2012.6
- 2) 青木一也, 山本浩司, 小林潔司: 劣化予測のためのハザードモデルの推計, 土木学会論文集, No.791/VI-67, pp.111-124, 2005.6
- 3) 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, 2005.6
- 4) 曾我部正道, 谷村幸裕, 松橋宏治, 宇野国和: 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, 2009.8