

# 論文 目視点検データに基づく橋梁床版のかぶりコンクリートの剥離・剥落に関する統計分析

起塚 亮輔\*1・貝戸 清之\*2・伊藤 哲男\*3・西川 秀\*4

**要旨:** 予算制約の下で、土木構造物を適切に維持管理していくためには、目視点検の対象となる劣化・損傷の発生過程を把握し、リスク管理水準を設定した上で、点検間隔を決定する必要がある。本研究では、高速道路の橋梁床版のかぶりコンクリートの剥離・剥落に着目し、その発生過程をポワソン発生モデルで定式化する。さらに、個々の剥離・剥落発生過程の異質性を考慮するために、ランダム比例ポワソンモデルを提案する。最後に、実際の高速道路への適用事例を通して、提案モデルの妥当性を実証的に検証するとともに、剥離・剥落の発生要因を統計的に分析することで、点検間隔の決定に資する基礎的情報を提供する。

**キーワード:** 橋梁床版, 剥離・剥落, ポワソン発生モデル, 目視点検, アセットマネジメント

## 1. はじめに

構造物管理者は、橋梁等の土木構造物を常時良好な状態に保つように努めなければならない。このために、管理者は定期的に構造物を目視点検し、安全の確認に努めている。しかしその一方、維持管理費用の中で点検費用が占める割合は少なくない。財政状況が悪化する中で、安全性の確保を前提としながらも、同時に効率性にも配慮した点検の在り方を検討することが必要である。

通常、土木構造物に対する目視点検は一定の時間間隔ごとに実施される。管理者にとって、このような点検費用は構造物の損傷・劣化の有無に関係なく、固定的に発生する。一方、構造物や路線によって、単位期間中に発生する損傷・劣化の数は多様に変動する。構造物の点検頻度を増やすほど、構造物の損傷箇所に対して迅速かつ予防的な対策を講じることができ、損傷・劣化を長時間放置するリスクは小さくなる。しかし、高頻度の点検は点検費用の増加を招き、結果的にライフサイクル費用の増加に繋がる可能性がある。このように、損傷・劣化の発生リスクと点検費用との間にはトレードオフの関係があり、管理者は損傷・劣化発生リスクの管理目標を設定した上で、点検費用を可能な限り削減するような点検方策を検討する必要がある。

本研究では、高速道路の橋梁床版のかぶりコンクリートの剥離・剥落を具体的な対象として選定し、その剥離・剥落過程をポワソン過程としてモデル化する。さらに、高速道路の管理事務所が管理する道路区間を基本単位として、道路区間ごとの剥離・剥落発生過程の異質性を考慮するためのランダム比例ポワソンモデルを定式化する。

これらのモデルを実際の目視点検データを用いて推計することにより、対象道路区間における床版かぶりコンクリートの剥離・剥落の発生確率を定量的に評価するとともに、剥離・剥落の発生に影響を及ぼす要因についても統計的に考察を加える。以下、**2.** で目視点検を通して取得できる情報の概要を述べる。**3.** で剥離・剥落に対するポワソン発生モデルの定式化と推計手法について説明する。**4.** で実際の高速道路を対象とした適用事例を述べる。

## 2. 橋梁の目視点検スキームと取得情報

橋梁に対する目視点検は定められた点検間隔により実施される。本研究で対象とする床版コンクリートの剥離・剥落は多数ある点検項目の一つである。点検結果として、個々の剥離・剥落に関する情報が点検台帳に記録され、損傷度が判定される。その一方で、剥離・剥落に対する補修行為については、橋梁径間を基本として意思決定がなされる。したがって、剥離・剥落に対する維持管理を行う上では、橋梁径間単位で生じる剥離・剥落の総数に対する発生過程をモデル化することが重要である。

いま、**図-1** に任意の橋梁径間を対象とした剥離・剥落の発生過程と目視点検スキームを図示している。時刻 $t$ はカレンダー上の実時刻を表す。以下、実時刻のことを「時刻」と呼ぶ。同図の時刻 $\tau_A$ ,  $\tau_B$ において、橋梁の目視点検が実施されている。ある点検時刻から次の点検時刻までの期間を点検間隔 $\xi$ と定義する。簡単のために、橋梁の点検を通して剥離・剥落が発見されれば、直ちに補修されると考える。 $\tau_A$ に着目すれば、この時点で剥離・剥落は存在しない。しかし、時間の経過とともに、

\*1 大阪大学大学院 工学研究科地球総合工学専攻 修士課程 (正会員)

\*2 大阪大学大学院 工学研究科グローバル若手研究者フロンティア研究拠点 特任講師 博士(工学) (正会員)

\*3 西日本高速道路株式会社 技術本部 技術部 技術グループ 博士(工学) (非会員)

\*4 西日本高速道路株式会社 技術本部 技術部 技術グループ (非会員)

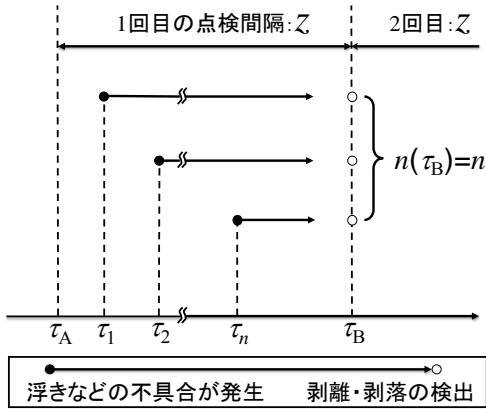


図-1 剥離・剥落の発生過程

例えば、同図においては時刻  $\tau_1, \tau_2, \dots, \tau_n$  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、目視点検では個々の不具合が発生した時刻 ( $\tau_1, \tau_2, \dots, \tau_n$ ) を把握することはできない。時刻  $\tau_B$  で目視点検を行い、ハンマー等でコンクリートをたたき落とすことにより、点検間隔  $[\tau_A, \tau_B]$  の間に発生した剥離・剥落の総数が  $n$  個であったという情報のみを径間ごとに取得することができる。本研究では、このような剥離・剥落が一定の到着率  $\lambda$  でポワソン到着する場合を考える。

### 3. ポワソン発生モデル

#### 3.1 モデルの定式化

いま、図-1 に示すように、径間  $i$  に対して時刻  $\tau_A$  と  $\tau_B$  ( $\tau_B > \tau_A$ ) という2時点で点検が行われたと考える。点検間隔は  $z_i = \tau_B - \tau_A$  である。また、時刻  $\tau_A$  の点検直後の時刻では、剥離・剥落の数は0となる。ここで、時刻  $\tau_B$  に点検を実施した時に、径間  $i$  において、 $n_i$  個の剥離・剥落が発見される確率がポワソン分布に従うと仮定すると、

$$Po(n(z_i) = n_i | \lambda_i) = \frac{(\lambda_i z_i)^{n_i}}{n_i!} \exp(-\lambda_i z_i) \quad (1)$$

と表される。以下、式(1)をポワソン発生モデル<sup>1)</sup>と呼ぶ。式中の  $n_i, z_i$  は既知であり、剥離・剥落の到着率を表す  $\lambda_i$  のみが未知パラメータとなる。したがって、剥離・剥落過程の記述は、未知パラメータ  $\lambda_i$  を推計することによって達成される。その一方で、膨大な数の橋梁群を効率的に管理していくためには、剥離・剥落の要因を把握しなければならない。すなわち、目視点検データを用いた推計により式(1)の到着率  $\lambda_i$  を一意に定めることは剥離・剥落の平均的な発生過程を記述することと等価であるが、剥離・剥落の発生に影響を及ぼす要因ごとに発生過程を記述することも実務的には不可欠である。この点を考慮するために、各種発生要因の影響により到着率が変動すると考える。具体的には、到着率を

$$\lambda_i = \lambda(x_i, \beta) = \exp(x_i \beta^T) \quad (2)$$

と定義する。ここで、 $x_i$  は径間  $i$  の特性変数  $x_i^m$  ( $m = 1, \dots, M$ ) を要素とする行ベクトルであり、特性変数は剥離・剥落の発生過程に影響を及ぼす要因（例えば、床版種別、径間長、交通量など）である。また、 $\beta$  は未知パラメータであり、 $\beta^m$  ( $m = 1, \dots, M$ ) を要素とする行ベクトルである。なお、記号「 $T$ 」は転置操作を表す。式(2)は指数関数形を用いており、これにより到着率は非負の値をとる。さらに、式(2)から理解できるように、特性変数で表される各種要因  $x_i^m$  の影響は対応する  $\beta^m$  を介して到着率に反映される。以上から明らかのように、到着率  $\lambda_i$  の推計問題は、 $\beta^m$  の推計問題に帰着されることとなる。さらに、未知パラメータの数は採用した特性変数の数だけ増加することになるので、「特性変数  $x_i^m$  の選定」と「 $\beta^m$  の推計」が重要な課題であるといえる。

また、初期時点  $\tau_A$  から点検間隔である  $z_i$  の経過後に、径間  $i$  で把握することができる剥離・剥落の期待値  $E[n_i | z_i]$  と分散  $V[n_i | z_i]$  は、

$$E[n_i | z_i] = \lambda(x_i, \beta) z_i \quad (3a)$$

$$V[n_i | z_i] = \lambda(x_i, \beta) z_i \quad (3b)$$

と表される。ポワソン発生モデルを用いた場合、剥離・剥落数の期待値と分散は一致する。

なお、図-1 では目視点検を2回実施していることを前提としている。仮に目視点検が1回しか実施されていない場合であっても、 $\tau_A$  を供用開始時点（供用開始時点において剥離・剥落数は0）と設定すれば、ポワソン発生モデルの適用は可能である。

#### 3.2 ランダム比例ポワソン発生モデルの定式化

3.1において、橋梁床版コンクリートの剥離・剥落過程をポワソン発生モデルで記述できること、さらには剥離・剥落過程に影響を及ぼす要因に関しても考慮可能であることを述べた。しかし、主要な発生要因を特定し、同一条件下にある複数のサンプルを集めて比較したとしても、剥離・剥落の発生過程は一樣ではなく、なおも多様に変動する。主要な発生要因以外の要因にまで踏み込んだ詳細な分析を行うためには、さらに特性変数を増やすことが考えられる。しかし、豊富な特性変数、つまりは豊富なデータベースの整備が必要となることに加え、推計すべき未知パラメータの増加は推計精度の観点からも好ましくない。また、材質や施工品質など、そもそも把握が難しい、あるいは把握が不可能な要因も存在する。本研究では、これらを不可観測要因と呼ぶ。一つの劣化現象に対して、複数の不可観測要因が介在する場合もあると考えられるが、本研究においては、解析の簡便化のために、不可観測要因の影響を検討単位に対して1つのパラメータで表現する。さらに、これらを異質性パラメ

ータと呼ぶ。異質性パラメータを設定する検討単位として、今回の分析の最小単位である橋梁径間を取り上げることも可能である。しかし、最小単位を検討単位として設定すると、劣化過程があまりにも細分化されてしまい、分析やその分析結果に基づいて立案した維持管理計画が煩雑になってしまう。そこで、本研究では維持管理計画の立案を念頭に、維持管理実務の基本単位である管理事務所ごとに異質性パラメータを設定することとした。

このような異質性を考慮したランダム比例ポワソンモデルを定式化する。ただし以下では読者の便宜を図るために、具体的に異質性パラメータを設定する基本単位として管理事務所を想定した説明を行うが、勿論それ以外の基本単位を設定することも可能である。いま、対象路線が、 $J$  箇所の管理事務所で管理されているとする。さらに、管理事務所  $j$  ( $j=1, \dots, J$ ) 内の任意の橋梁径間  $i$  ( $i=1, \dots, I_j$ ) に着目する。当該径間の目視点検を通して取得された情報サンプル  $k$  ( $1, \dots, K_{ji}$ ) を例に取る。ここで、当該径間の点検間隔を  $z_{ji}$  と表すと、各径間における剥離・剥落の到着率は、

$$\lambda_{ji}(z_{ji}^k) = \varepsilon_j \mu_{ji} = \varepsilon_j \exp(x_{ji} \beta') \quad (4)$$

と定義できる。ただし、上式において、管理事務所  $j$  における到着率の異質性を表すパラメータを  $\varepsilon_j$  として表している。また、同一の管理事務所  $j$  に含まれる径間に対して  $\varepsilon_j$  は共通の値を取ると考える。異質性パラメータを考慮することで、特性変数として与えられる条件が全く同じ床版であっても、剥離・剥落の発生過程は管理事務所ごとに異なることが表現可能となる。異質性パラメータは、現実には確定的な値をとるが、観測者にとっては直接把握が不可能なパラメータである。

さらに、異質性パラメータ  $\varepsilon_j$  が平均 1、分散  $\phi^1$  のガンマ分布に従う確率変数であると仮定する。ガンマ分布は区間  $[0, \infty)$  で定義されており、かつ式 (4) の右辺で特性変数の加重和に関する指数関数を採用していることより、任意の特性変数と確率変数に関して、式 (4) の右辺が正の値をとることが保証される。一般に、ガンマ分布  $G(\alpha, \beta)$  の確率密度関数  $f(\varepsilon_j; \alpha, \beta)$  は、

$$f(\varepsilon_j; \alpha, \beta) = \frac{1}{\beta^\alpha \Gamma(\alpha)} \varepsilon_j^{\alpha-1} \exp(-\frac{\varepsilon_j}{\beta}) \quad (5)$$

と定義できる。ガンマ分布の平均は  $u = \alpha\beta$  で、分散は  $\sigma^2 = \alpha\beta^2$  である。したがって、平均 1、分散  $\phi^1$  のガンマ分布の確率密度関数  $f(\varepsilon_j; \alpha, \beta)$  は、

$$f(\varepsilon_j; \phi, \phi^{-1}) = \frac{\phi^\phi}{\Gamma(\phi)} \varepsilon_j^{\phi-1} \exp(-\phi\varepsilon_j) \quad (6)$$

と表される。剥離・剥落が到着率  $\lambda_{ji}$  で発生すると仮定すると、この時、点検間隔  $z_{ji}$  で点検を実施した際に、径間  $i$  に  $n_{ji}$  個の剥離・剥落が発見される無条件確率は、

$$\begin{aligned} P(n(z_{ji}) = n_{ji}) &= \int_0^\infty Po(n(z_{ji}) = n_{ji} | \lambda_{ji}) f(\varepsilon_j; \phi, \phi^{-1}) d\varepsilon_j \\ &= \frac{\phi^\phi}{n_{ji}! \Gamma(\phi)} \int_0^\infty (\mu_{ji} z_{ji})^{n_{ji}} \varepsilon_j^{n_{ji} + \phi - 1} \exp(-(\mu_{ji} z_{ji} + \phi)\varepsilon_j) d\varepsilon_j \end{aligned} \quad (7)$$

と表わされる。ここで  $u_{ji} = (\mu_{ji} z_{ji} + \phi)$  と置き、確率密度関数の変数変換を行えば、

$$\begin{aligned} &\int_0^\infty (\mu_{ji} z_{ji})^{n_{ji}} \varepsilon_j^{n_{ji} + \phi - 1} \exp\{-(\mu_{ji} z_{ji} + \phi)\varepsilon_j\} d\varepsilon_j \\ &= \frac{\Gamma(\phi + n_{ji}) (\mu_{ji} z_{ji})^{n_{ji}}}{(\mu_{ji} z_{ji} + \phi)^{n_{ji} + \phi}} \end{aligned} \quad (8)$$

が成立する。したがって、点検間隔  $z_{ji}$  の下で管理事務所  $j$  ( $j=1, \dots, J$ ) 内の径間  $i$  ( $i=1, \dots, I_j$ ) に剥離・剥落が  $n_{ji}$  個発生する無条件確率は、

$$P(n(z_{ji}) = n_{ji}) = \left( \frac{\phi}{\mu_{ji} z_{ji} + \phi} \right)^\phi \left( \frac{\mu_{ji} z_{ji}}{\mu_{ji} z_{ji} + \phi} \right)^{n_{ji}} \frac{\Gamma(\phi + n_{ji})}{n_{ji}! \Gamma(\phi)} \quad (9)$$

と表わされる。以下、確率モデル、式 (9) をランダム比例ポワソンモデルと呼ぶこととする。なお、ランダム比例ポワソンモデルは負の二項分布に他ならない。式 (9) において、未知パラメータは、 $\beta$  と分散パラメータ  $\phi$  である。

### 3.3 ランダム比例ポワソン発生モデルの推計

目視点検により、剥離・剥落に関する情報を取得できる。点検の結果、合計  $K$  個の点検サンプル情報が得られたとする。点検サンプル  $k$  ( $k=1, \dots, K$ ) の情報  $e^k$  を

$$e^k = (n^k, z^k, x_{i(k)}) \quad (10)$$

と表す。ここに、 $i(k)$  は、点検サンプル  $k$  のデータが対象とする径間のコード番号を表す。また、 $n^k$  は観測された剥離・剥落の個数、 $z^k$  は点検間隔、 $x_{i(k)}$  は径間  $i(k)$  の特性ベクトルを表す。このとき、点検サンプル  $k$  の実測値  $e^k$  が生起する条件付き確率(ランダム比例ポワソン発生モデルの対数尤度関数)は、

$$\begin{aligned} &\ln\{L(\beta, \phi; \bar{e})\} \\ &= \sum_{k=1}^K \left\{ \ln \left[ \frac{\Gamma(\phi + \bar{n}^k)}{\Gamma(\phi)} \right] + \bar{n}^k \ln(\mu_{j(i(k))} \bar{z}^k) \right. \\ &\quad \left. - (\bar{n}^k + \phi) \ln(\mu_{j(i(k))} \bar{z}^k + \phi) + \phi \ln \phi - \ln \bar{n}^k! \right\} \end{aligned} \quad (11)$$

と表わされる。ここでガンマ関数に関して、

$$\ln \left[ \frac{\Gamma(\phi + \bar{n}^k)}{\Gamma(\phi)} \right] = \sum_{k=0}^{\bar{n}^k-1} \ln(\phi + k) \quad (12)$$

が成立する。したがって、対数尤度関数は、

$$\begin{aligned} &\ln\{L(\beta, \phi; \bar{e})\} \\ &= \sum_{k=1}^K \left\{ \sum_{k=0}^{\bar{n}^k-1} \ln(\phi + k) + \bar{n}^k \ln(\mu_{j(i(k))} \bar{z}^k) \right. \\ &\quad \left. - (\bar{n}^k + \phi) \ln(\mu_{j(i(k))} \bar{z}^k + \phi) + \phi \ln \phi - \ln \bar{n}^k! \right\} \end{aligned} \quad (13)$$

と書き換えることができる。

以上より、対数尤度関数、式 (13) を用いれば、最尤法によりランダム比例ポワソンモデルのパラメータ  $\beta$  と分散パラメータ  $\phi$  の最尤推定量を求めることができる。つぎに、 $\beta$  と  $\phi$  の最尤推定量を与件として、異質性パラメ

ータ  $\varepsilon_j$  ( $j = 1, \dots, J$ ) の最尤推定量を求める。部分尤度関数を

$$L_j^\circ = \prod_{k=1}^K \frac{\phi^\phi}{n_{jk}! \Gamma(\phi)} (\mu_{jk} z_{jk})^{n_{jk}} \varepsilon_j^{su+k(\phi-1)} \exp\{-(\varphi + k\phi)\varepsilon_j\} \quad (14)$$

と定義できるが、ただし、式中の  $su$  および  $\varphi$  は、

$$su = \sum_{k=1}^K n_{jk} \quad \varphi = \sum_{k=1}^K \lambda_{jk} z_{jk} \quad (15)$$

を表す。このとき、異質性パラメータ  $\varepsilon_j$  の最尤推定量は、

$$\frac{\partial \ln L_j^\circ(\varepsilon_j, \hat{\theta}_j)}{\partial \varepsilon_j} = 0 \quad (16)$$

を満足するような  $\hat{\varepsilon}_j$  として求めることができる<sup>2)</sup>。このようにして求めた異質性パラメータの最尤推定量はパラメータ  $\hat{\theta} = (\hat{\beta}, \hat{\phi})$  を与件として求めた推定量である。このことを明示的に表現するために、式(16)の解を  $\hat{\varepsilon}_j(\hat{\theta})$  と表わすと、式 (14) (15) より次式を得る。

$$\hat{\varepsilon}_j(\hat{\theta}) = \frac{su + K(\phi - 1)}{\varphi + K\phi} \quad (17)$$

#### 4. 適用事例

##### 4.1 適用事例の概要

本研究で提案したモデルを、西日本高速道路株式会社が管理する高速道路へ適用する。適用路線と目視点検結果の概要を表-1に示す。当該路線に橋梁は985橋存在し、それらは1974年から2005年にかけて供用が開始されている。したがって、最も古い橋梁で供用開始から36年が経過していることとなる。また、これらの橋梁を床版種別でみると、RCが471橋(47.8%)、PCが170橋(17.3%)、RCホローが344橋(34.9%)という内訳であり、総径間数は8,212である。さらに、1サンプルは1径間に対して1回の目視点検を通して取得できる情報単位と考える。今回の場合、8,212径間に対して総10,972サンプルが得られていることから、径間によっては2回の目視点検が実施されていることになる。さらに、目視点検を通して発見された剥離・剥落は総数で31,215箇所であった。同表には、剥離・剥落総数を総サンプル数で除した平均剥離・剥落数も併せて示している。なお、剥離・剥落総数に関しては極めて微小なコンクリートの浮きやハンマーでたたき落としたものも計上されている。平均剥離・剥落数を床版種別ごとに単純に比較すると、RC床版の剥離・剥落数が高いことが理解できる。

目視点検を通して取得できる点検サンプルは、式(10)に示すように径間ごとの剥離・剥落の発生総数  $n^k$ 、点検間隔  $z^k$ 、特性変数  $x_{i(k)}$  という情報を含む。平均的な剥離・剥落の発生過程のみを対象とする場合には、発生総数  $n^k$  と点検間隔  $z^k$  のみの情報でもモデルの推計は可能である。しかし、剥離・剥落の発生過程に影響を及ぼす要因を分析すること、さらには要因ごとに剥離・剥落の

表-1 目視点検データの内訳

	RC	PC	RCホロー	総数
供用年	1974~2005			
総橋梁数	471	170	344	985
総径間数	2,666	1,126	4,420	8,212
総サンプル数	3,949	1,340	5,683	10,972
剥離・剥落総数	19,155	1,219	10,841	31,215
平均剥離・剥落数	4.85	0.910	1.91	2.85

発生過程を評価することは維持管理計画を立案する上で有用な基礎的情報をもたらす。また、そのためには特性変数  $x_{i(k)}$  としてどのような情報を採用するかが極めて重要な課題となる。

今回は、橋梁床版かぶりコンクリートの剥離・剥落の発生過程に影響を及ぼすと考えられる9つの特性変数を採用した。具体的には、1) 床版種別、2) 径間長、3) 橋面積、4) 床版厚、5) 交通量、6) 大型車交通量、7) 斜角最小角、8) 主桁間隔、9) 供用開始が1983年以前か1984年以降か、である。なお、これらの中には相関性が高いものが含まれている可能性があることも付記しておく。さらに、9)に関しては設計基準やコンクリート材料の変遷の影響を考慮するために、建設年代でサンプルを区分することを考えた。具体的に、1980年から1990年まで1年刻みでサンプルを区分して、区分年の以前か、以降かを特性変数として捉え、モデル推計を行った結果、最も有意性の高い(最も  $t$ -値が高い:  $t$ -値については4.2で詳述)区分が1983年以前、1984年以降となった。

##### 4.2 推計結果

床版コンクリートの剥離・剥落の発生過程を表現するランダム比例ポワソンモデルを点検サンプル情報に基づいて推計する。ただし、事前の検討より、床版種別に関しては、形状の違いから①RCおよびPC床版と、②RCホローという2つのデータベースに分類し、それぞれに対してモデルの推計を行うこととした。以後は、①RCおよびPC床版を中心にして述べる。

はじめに、4.1であげた9つの特性変数に関して、それぞれの影響の度合いをモデル推計を通して確認する。1変数の影響のみを考慮する場合、到着率は具体的に、

$$\lambda_{ji}(z_{ji}^k) = \varepsilon_j \mu_{ji} = \varepsilon_j \exp(\beta_1 + \beta_2 x_{2,ji}) \quad (18)$$

と定義できる。式中、 $\beta_1$  は定数項である。9つの特性変数は逐次  $x_{2,ji}$  で表され、それぞれの特性変数の剥離・剥落の発生過程への寄与を  $\beta_2$  で表す。さらに、検討した特性変数の剥離・剥落過程に対する説明力(採用に値するか否かの指標)を  $t$ -値で検定した。記述は前後するが、

表-2 推計結果 (RC, PC 床版)

	定数項	床版種別	径間長	1983	$\phi$
	$\beta_1$	$\beta_2$	$\beta_3$	$\beta_4$	
推計値	-1.98	0.723	$6.12 \times 10^{-3}$	-1.45	0.852
$t$ -値	21.5	13.5	5.84	-37.1	31.8
AIC	20045.0				

具体的な事例として表-2を参照されたい。同表はRCとPC床版の剥離・剥落の発生過程に対する最終的な最適モデルである。このうち、例えば、径間長( $\beta_3$ )に着目して欲しい。 $\beta_3=6.12 \times 10^{-3}$ 、 $t$ -値=5.84となっている。前者は剥離・剥落過程に対する径間長の寄与度、後者は径間長の寄与が有意か否かを表す指標である。いずれの特性変数を採用すべきかは、前者の符号条件、および後者の絶対値から判断する。具体的には、前者 $\beta_3$ の符号は正となっている。これはすなわち径間が長くなるほど、剥離・剥落の発生頻度が高くなる(到着率が大きくなる)ことを意味しており、実務的経験等と整合的である。一方で、 $\beta_3$ の符号が負となる場合には、径間が長くなると剥離・剥落が少なくなるということの意味し、実務的経験等と整合的ではない。したがって、符号条件を満足しないと判断する。後者の $t$ -値に関しては、採用しようとする特性変数が有意でないという帰無仮説が有意水準95%で棄却される臨界値が1.96である。径間長 $\beta_3$ の推計値( $\beta_3=6.12 \times 10^{-3}$ )に対する $t$ -値は5.84と絶対値で臨界値を上回るために、帰無仮説は有意水準95%で棄却され、径間長は剥離・剥落発生過程に有意な影響を及ぼすと判断される。以上の統計的検討を9つの特性変数に対して、式(18)に基づいて繰り返し適用した。その結果、今回の解析では9つの特性変数全てが符号条件と $t$ -値の両方を満足する結果となった。

つぎに、これらの9つの特性変数候補のうち、2変数を組み合わせ、同様にモデル推計、推計値の符号条件および $t$ -検定を行い、さらに3変数、4変数と、同時に考慮する特性変数を増やしてモデル推計を行った。このとき、多変数を考慮したそれぞれのモデルに対して、モデルと実データの当てはまり具合を評価する情報量基準AICを算出し、AICが最小となる推計モデルを最適モデルとして選定した。その推計結果を表-2に示す。今回対象とした橋梁群においては、床版かぶりコンクリートの剥離・剥落過程に対して、1)床版種別、2)径間長、9)1983年以前・1984年以降の3つの特性変数を採用したモデルがAIC最小となった。同表において、さらに $t$ -値を確認すると、1983年以前・1984年以降が最大となっており、これが剥離・剥落の発生過程に最も強い影響を及ぼすことが理解できる。以上のような統計分析を実施する

表-3 推計結果 (RC ホロー)

	定数項	1983	$\phi$
	$\beta_1$	$\beta_2$	
推計値	-1.66	-1.27	0.713
$t$ -値	63.7	-31.4	27.7
AIC	17497.3		

ことで、剥離・剥落過程を推計できるのみならず、対象構造物群において、どのような要因が剥離・剥落の発生過程に有意な影響を及ぼすのか、さらには有意な影響を及ぼすと判定された要因の中で影響の強さに関する順位付けを定量的に行うことが可能となる。また、表-3にはRCホローに対する最適モデルの推計結果を示す。RCホローにおいて、径間長が採用されなかった理由は $t$ -値が1.96を下回ったためである(床版種別に関してはもともとRCホロー1種類のために、設定していない)。しかし、今回対象としたRCホローでは95%以上が径間10~20mの範囲の長さであった。したがって、 $t$ -値が低くなった理由は、径間長が剥離・剥落に影響を及ぼさないということよりも、径間長がほぼ均一であり、多様性に欠けたことが原因であると推察される。

これらのことを視覚的に理解するために、上記の推計結果を用いて、ランダム比例ポワソンモデルの分布関数を算出する。供用を開始してから $z$ 年後に剥離・剥落が $N$ 個以上発生する確率(分布関数)は、

$$P(n(z) \geq N) = 1 - \sum_{n_i=1}^{N-1} P(n(z) = n_i) \quad (19)$$

と定義できる。式(19)の分布関数に基づいて、図-2に剥離・剥落発生時の累積確率を示す。発生個数を5個以上( $N=5$ )と固定し、供用年数を横軸に設定した。全体的な傾向として、1983年以前に供用が開始された橋梁の床版の方が、1984年以降の床版より剥離・剥落が数多く発生することが読み取れる。この要因を設計基準の変遷等から調べると、1979年にコンクリート材料に含まれる塩化物イオンの許容含有率の基準が変更されたことによる影響が大きいものと推察される。また、床版種別(RCか、PCか)で比較を行うと、目視点検データにおいて一次分析をした結果と同様に、RC床版における剥離・剥落が、より高い確率で発生することも読み取ることができる。例えば、供用開始後30年が経過した時点において、1983年以前に供用開始したRC床版ではほぼ全ての床版で剥離・剥落が5個以上発生している。一方で、同一条件であっても、PC床版では、その確率は0.5程度となっている。なお、今回の解析で、 $t$ -値の値が最小となった径間長に対しては、剥離・剥落の発生過程に与える影響が小さかったために径間長をパラメータとする累積確率

表-4 各管理事務所における異質性パラメータと RC 床版の割合

管理事務所	A	B	C	D	E	F	G	H	I	J
$\varepsilon$ の推計値	0.9924	0.9864	0.8992	0.7300	0.0695	0.4237	0.7878	0.3748	0.3498	0.3595
RC 床版の割合	0.4971	0.5347	0.4834	0.4582	0.1623	0.3784	0.3037	0.2873	0.3720	0.4110

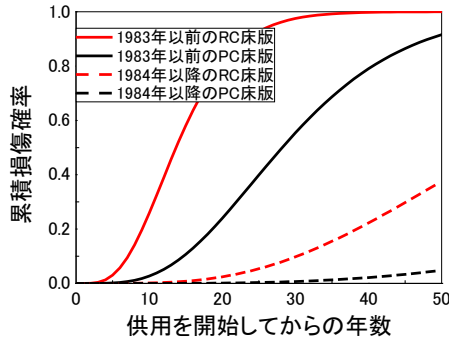


図-2 剥離・剥落の累積確率（各要因別）

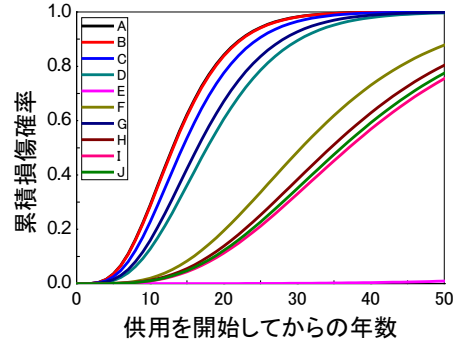


図-3 剥離・剥落の累積確率（各管理事務所別）

の記述は割愛する。さらに、図-2 においては、径間長の値として平均値である 39.0m を採用している。

### 4.3 異質性を考慮した剥離・剥落の発生過程

式 (13) に基づいて、ランダム比例ポワソンモデルの  $\beta$  と  $\phi$  については既に推計を行った (表-2)。つぎに、管理事務所 (全 10 箇所) ごとに部分尤度関数を定義し、式 (17) に基づいて異質性パラメータを算出した。異質性パラメータの推計結果を表-4 に示す。到着率に対して比例性を仮定しているので、異質性パラメータが大きい管理事務所ほど、同一条件下であっても剥離・剥落の発生確率が高くなる。同表より、管理事務所 A, B, C, D, G では剥離・剥落の進行が早いことが読み取れる。また、管理事務所 E においては、異質性パラメータの値が他の管理事務所と比較して、極めて小さな値を示していることが確認できる。実際に、10 の管理事務所に関する剥離・剥落の累積確率を図-3 に示すと、表-4 の関係がより明確に理解できる。これらは全て 1983 年以前に供用開始された径間長 39.0m の RC 床版 (剥離・剥落数 5 個以上) を対象としているが、管理事務所単位で剥離・剥落に大きな変動が生じていることが視覚的に把握できる。加えて、先述した 5 つの管理事務所では、その他の事務所と比較して、剥離・剥落の進行が相対的に早く、その傾向も大きく異なっていることが確認できる。これらの管理事務所管理する橋梁は、その建設年代から考えて、コンクリートに海砂を含んでいる可能性が高い。もちろん、このような事実は以前から把握されていたことではあるが、以上のような分析結果を通して、定量的な評価が可能となる。また、RC 床版の採用率が高い管理事務所においても、剥離・剥落の発生確率が高くなっている。

### 5. おわりに

本研究では、既存の目視点検データを用いて、橋梁床版かぶりコンクリートの剥離・剥落過程のモデル化を行った。具体的にはポワソン発生モデルを基本とする、ランダム比例ポワソンモデルを定式化し、剥離・剥落に影響を及ぼす要因の特定を行うとともに、各条件下における剥離・剥落の発生確率を評価した。さらに、剥離・剥落過程に影響を及ぼす主要因を取り除いたとしても、なお存在する要因を考慮するために、異質性パラメータを管理事務所ごとに設定し、それらの異質性パラメータを推計した。本研究で提案したような統計分析を実施することで、目視点検データを中心とした維持管理計画の立案が可能になるだけでなく、データベースの項目としてどのような情報を優先的に記録すべきか、という議論が可能となる。さらに、最終的には、ライフサイクル費用とリスク分析を行うことにより、剥離・剥落の補修対策や優先順位に関する意志決定へと展開できるようになる。

なお、本研究の一部は文部科学省「若手研究者の自立的な研究環境整備促進」事業によって実施された。また、アセットマネジメント全般に関して、第二著者は常に京都大学・小林潔司教授からご指導を賜っている。

### 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) 貝戸清之, 山本浩司, 小濱健吾, 岡田貢一, 小林潔司: ランダム比例ワイブル劣化ハザードモデル: 大規模情報システムへの適応, 土木学会論文集 F, Vol.64, No.2, pp.115-129, 2008.