

論文 混合ポアソン発生モデルによるコンクリート剥離・剥落の統計分析

福田 泰樹*1・貝戸 清之*2

要旨: 本研究では、かぶりコンクリートの剥離・剥落の発生過程を数え上げ過程としてモデル化する。その際、施工の不具合等に起因する剥離・剥落の発生過程と、鉄筋腐食などの劣化事象に起因する剥離・剥落発生過程を考慮するために、通常のポアソン発生モデルと、剥離・剥落の非斉次性を考慮したポアソン発生モデルの混合モデルを提案する。後者に関しては、具体的には到着率の時間依存性をワイブル分布で表現した非斉次ポアソン発生モデルを定式化したのち、斉次型、非斉次型を混合した混合ポアソン発生モデルを定式化する。さらに、実際の高速道路への適用することで提案したモデルの有効性を実証的に検証する。

キーワード: 剥離・剥落, ポアソン発生モデル, 非斉次ポアソン発生モデル, 混合ポアソン発生モデル

1. はじめに

近年、社会基盤施設の老朽化に伴い、維持管理費が増大することが見込まれている。そのため施設を計画的かつ適切に維持管理し、施設の安全性を確保するとともに、維持管理費の最小化を図り長期にわたって有効に施設を活用していくことが不可欠となっている。

通常、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施設の損傷・劣化の有無に関係なく、固定的に発生する。一方、施設によって、単位期間中に発生する損傷・劣化の数は多様に変動する。当然ながら、それらに対する点検頻度を増やすほど、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、点検費用を含めたライフサイクル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する。はじめに、剥離・剥落の発生過程を、各事象がランダムに発生するような数え上げ過程（ポアソン過程）としてモデル化するとともに、剥離・剥落の発生過程の時間依存性を有する要素に着目し、非斉次ポアソン過程を定式化する。さらに以上二つのポアソン過程を複合させたような混合ポアソン発生モデルの定式化を行う。その後、目視点検データを用いて混合ポアソン発生モデルを推計する手法を提示する。

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.で本研究の基本的な考え方を説明する。3.では非斉次ポアソン発生モデルを含めた混合ポアソン発生モデルの定式化と推計方法を示し、4.で高速道路の橋梁床版のかぶりコンクリートの剥離・剥落の発生現象を対象とした適用事例を示す。

2. 本研究の基本的考え方

2.1 橋梁の目視点検スキームと取得情報

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 τ 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 $\tau_A, \tau_B, \tau_C, \tau_D$ において、橋梁の目視点検が実施されている。また、時刻とは別に橋梁の供用開始時刻を $t_0 = 0$ とする局所時間軸を橋梁ごとに定義する。つぎに、ある点検時刻から次の点検時刻までの期間を点検間隔 z と定義する。同図では $\tau_B = t_B$ で実施された m 回目の点検間隔は z_m 、 $\tau_D = t_D$ で実施された $m+1$ 回目の点検間隔は z_{m+1} である。簡単のために、橋梁の点検を通して剥離・剥落が観測されれば、直ちに補修されると考える。 $\tau_A = t_A, \tau_C = t_C$ 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例えば、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）が生じる。しかし、目視点検では個々の不具合が発生した時刻を把握することはできない。時刻 $\tau_B = t_B$ 、時刻 $\tau_D = t_D$ で目視点検を行うことにより、点検間隔 $[t_A, t_B)$ と $[t_C, t_D)$ の間に発生した剥離・剥落の総数がそれぞれ n_{t_B} 個と n_{t_D} 個であった

*1 大阪大学 工学研究科社会基盤工学専攻 博士前期課程 (学生会員)

*2 大阪大学 工学研究科社会基盤工学専攻 准教授 (正会員)

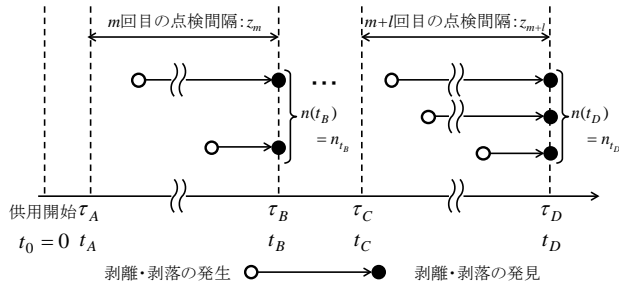


図-1 剥離・剥落の発生過程

という情報のみを径間ごとに取得することができる。以上のように、目視点検においては、剥離・剥落の発見数を点検情報として記録する。一方で、ある点検時点、例えば t_B において発見されなかった剥離等がその後の目視点検により発見されるという可能性も考えられる。このような目視点検誤差の問題に関しては既往の研究³⁾がなされているが、本研究では、あくまで剥離・剥落の時間依存性に着目し統計分析を行うことを目的とする。ここで、コンクリートの剥離・剥落数 $n(t)$ を局所時間軸における任意の時点 $t(0 \leq t < \infty)$ で離散値をとる確率変数であると考え、このとき、以下の条件を満たす場合、剥離・剥落 $n(t)$ は到着率を $\lambda(\lambda > 0)$ としたポアソン過程に従うと考えることができる。

- 1) $n(t)$ は非負の整数値 $0, 1, 2, \dots$ をとる確率変数である。
 - 2) $n(0) = 0$ である。
 - 3) 任意の局所時間 $0 \leq t_A < t_B \leq t_C < t_D$ が与えられたとき、 $n(t_B)$ と $n(t_D)$ は独立である。
 - 4) $0 \leq t_A < t_C$ 、 $0 < z$ としたとき、 $n(t_{A+z})$ と $n(t_{C+z})$ の分布は一致し点検間隔 z のみに依存する。
 - 5) 任意の局所時間 t での微小間隔において $n(t) = 1$ となる確率は、 $n(t) \geq 2$ に比べ十分に大きい。
- 3) は各 $n(t)$ が独立であること意味している。4) は剥離・剥落の発生過程が局所時間 t に対して独立であることを要求している。これに対して本研究では、4) の条件を緩和し、剥離・剥落の発生過程が局所時間 t に依存する非斉次ポアソン発生モデルを導出する。

3. 混合ポアソン発生モデル

3.1 非斉次ポアソン発生モデル

図-1 に示すように、径間 i に対して4回の点検が実施されており、1回目と2回目の点検間隔が $z_m = t_B (> t_A) - t_A (> t_0)$ と3回目と4回目の点検間隔が $z_{m+1} = t_D (> t_C) - t_C (> t_B)$ である場合を考える。このとき、2. で示したポアソン過程の条件4) が成立する場合には、局所時間 $t = t_B$ と $t = t_D$ で点検した際の径間 i の剥離・剥落発生数の確率分布 $n_i(z_m)$ と

$n_i(z_{m+1})$ は同じ分布に従う。このとき径間 i に n_i 個の剥離・剥落が観測される確率は、点検間隔 z_i にのみ依存する以下のようなポアソン分布に従う。

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

一方で、コンクリートの剥離・剥落数はその発生原因となる鉄筋腐食の進行などにより時間とともに変動すると考えられる。すなわち、径間 i に n_i 個の剥離・剥落が観測されるポアソン分布が径間 i の局所時間 t に依存して変化することを考える。このとき、到着率は、

$$\lambda_i = \lambda_i(t) \quad (2)$$

と表現できる。いま、局所時間に依存する到着率 $\lambda_i(t)$ が $[0, t]$ で積分可能であるとすると、

$$\Lambda_i(t) = \int_0^t \lambda_i(u) du \quad (3)$$

で定義される。 $\lambda_i(t)$ は積分区間 $[0, t]$ における平均発生個数を意味することから平均値関数と呼ばれる。式(1)の定常ポアソンモデルにおいては $\lambda_i z_i$ に相当する。いま、再び図-1のように径間 i に対する m 回目の点検で時刻 $t = t_A$ と $t = t_B$ ($t_B > t_A$) という2つの局所時点と、点検間隔 z_m ($z_m = t_B - t_A$) が与えられている場合を考える。このとき、局所時点 t_B における径間 i の剥離・剥落数は、前回点検時点 $t_i = t_A$ と当該期の点検間隔 $z_i = t_B - t_A$ を用いて $n_i(t_i + z_i)$ により表される。局所時点 t_i で剥離・剥落数が0になっていることを踏まえ、局所時点 $t_i + z_i$ に径間 i で n_i の剥離・剥落が観測される確率を考えると、

$$\begin{aligned} P(n_i = n(t_i + z_i) - n(t_i) | \lambda_i(t)) \\ &= \frac{\{\Lambda_i(t_i) - \Lambda_i(t_i + z_i)\}^{n_i}}{n_i!} \exp\{\Lambda_i(t_i + z_i) - \Lambda_i(t_i)\} \\ &= \frac{\left\{ \int_{t_i}^{t_i+z_i} \lambda_i(u) du \right\}^{n_i}}{n_i!} \exp\left\{ - \int_{t_i}^{t_i+z_i} \lambda_i(u) du \right\} \end{aligned} \quad (4)$$

となり、ポアソン発生モデルを非斉次に拡張した表現となっている。本研究では具体的な $\lambda_i(t_i)$ として、

$$\lambda_i(t_i) = \zeta_i \cdot \alpha_i^{\alpha-1} = \exp(x_i \beta') \cdot \alpha_i^{\alpha-1} \quad (5)$$

を与える。 α は時間依存性を表す未知パラメータであり、ワイブル分布における加速パラメータを表している。一方で、 $\zeta_i = \exp(x_i \beta')$ は到着率のうちで非時間依存な成分を表す。詳述すると、いま、ある径間 $i(i = 1, \dots, I)$ に対して、剥離・剥落の要因と考えられる構造条件や使用・環境条件を表す特性ベクトルを、特性変数 x_i^m ($m = 1, \dots, M$) を要素とする行ベクトル $x_i = (x_i^1, \dots, x_i^M)$ で表す。ただし、 x_i^m ($m = 1, \dots, M$)

は径間 i の m 番目の特性変数の観測値を表す。よって、径間 i における剥離・剥落の到着率 λ_i は特性ベクトル x_i に依存する。ただし、 $\beta = (\beta^1, \dots, \beta^M)$ は未知パラメータ β^m ($m=1, \dots, M$) による行ベクトルであり、記号「 $'$ 」は転置操作を表す。 ζ_i 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。式(5)を式(4)に代入し、整理することで、

$$\begin{aligned} Po'(n(t_i + z_i) = n_i | \zeta_i(t)) \\ = \frac{(\zeta_i \xi_i)^{n_i}}{n_i!} \exp(-\zeta_i \xi_i) \end{aligned} \quad (6)$$

と表現できる。なお、

$$\xi_i = \xi(t_i, z_i, \alpha) = (t_i + z_i)^\alpha - t_i^\alpha \quad (7)$$

である。以下、式(6)を非斉次ポアソン発生モデルと呼ぶこととする。式中の n_i , z_i , t_i が既知であり、 ζ_i , ξ_i が未知パラメータとなる。加速パラメータ α が加わったことによって、供用期間の経過に伴った到着率の時間依存性を分析できる。式(6), (7)から明らかのように、加速パラメータ $\alpha = 1$ の場合は到着率が時間依存しない定常ポアソン発生モデルに帰着する。また、供用開始時点 t_0 から前回点検時点 t_i と点検間隔 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 $E[n_i | t_i, z_i]$ と分散 $V[n_i | t_i, z_i]$ は、

$$E[n_i | t_i, z_i] = \lambda(x_i, \beta) \xi(t_i, z_i, \alpha) \quad (8-a)$$

$$V[n_i | t_i, z_i] = \lambda(x_i, \beta) \xi(t_i, z_i, \alpha) \quad (8-b)$$

と表される。

3.2 混合ポアソン発生モデルの定式化

3.1 では、剥離・剥落の到着過程が時間の経過に伴い増加するような非斉次ポアソン発生モデルを定式化した。実際の剥離・剥落発生過程は、供用年数の長さや施工方法等により、時間に定常な成分と非定常な成分が個別の橋梁床版に対して混合していると考えられる。しかし、通常の見視点検では、定期的な見視点検により、剥離・剥落を発見し集計するに留まる。各橋梁スパンに生じた剥離・剥落の要因を把握することは、剥離・剥落リスクを考慮した点検間隔の設定、補修時期の決定等の維持管理計画を立案する上で非常に有用な情報となる。もちろん詳細な検査を行うことで、当該の剥離・剥落がどちらの要因に依るものかを判別することはできるが、膨大な見視点検データに対して一つずつ損傷要因を判別することは非効率である。そこで本研究では時間に定常な成分と非定常な成分を同時に考慮した混合ポアソン発生モデルを定式化し、2種類の剥離・剥落過程の表現を試みる。

いま、ある点検サンプル $k(1, \dots, K)$ に関する情報について、以下のような混合ポアソン分布を考える。

$$\begin{aligned} P(n(z_k) = n_k | \lambda_{i(k)}^1, \lambda_{i(k)}^2) \\ = \sum_{h=1}^2 \pi_h Po(n(z_k) = n_k | \lambda_{i(k)}^h) \end{aligned} \quad (9)$$

ここで、 π_h は混合ポアソンモデルの混合率とよび、点検情報が要素 h に属するサンプルの割合を示すパラメータである。混合率 π_h は確率であるため、

$$0 \leq \pi_h \leq 1 \quad \sum_{h=1}^2 \pi_h = 1 \quad (10)$$

を満たす。また、 $\lambda_{i(k)}^1, \lambda_{i(k)}^2$ はそれぞれ(1),(6)で表されるポアソン分布の到着率である。

3.3 混合ポアソン発生モデルの推計

目視点検の結果、 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、

$$\bar{e}^k = (n_k, z_k, t_k, x_{i(k)}) \quad (11)$$

と表す。このとき、点検サンプル k の実測値 \bar{e}^k が生起する条件付き確率（尤度） $\ell(\beta, \alpha; \bar{e}^k)$ は、

$$\ell(\beta, \alpha; \bar{e}^k) = \sum_{h=1}^2 \pi_h Po(n(z_k) = n_k | \lambda_{i(k)}^h) \quad (12)$$

と表せる。 I 個の径間における剥離・剥落の発生が、互いに独立に分布すると仮定すれば、 K 個の点検サンプルデータが生じる同時生起確率密度を表す対数尤度関数は、

$$\ln\{L(\beta, \alpha; \bar{e})\} = \sum_{k=1}^K \ln \left\{ \sum_{h=1}^2 \pi_h Po(n(z_k) = n_k | \lambda_{i(k)}^h) \right\} \quad (13)$$

と表せる。ここで、ある観測データ k に関して2値確率変数応ずる ω^k が存在することになる。以降では ω^k を混合係数と呼ぶ。ただし、混合係数は点検情報から取得できない情報である。そこで本研究では、混合係数を点検情報に潜む潜在変数として取り扱う。いま、 \bar{e}^k が与えられた下での ω^k の条件付き確率 $p(\omega_h^k = 1 | \bar{e}^k)$ を $\gamma(\omega_h^k)$ で表すことにする。この値はベイズの定理を用いることで以下のように得られる。

$$\begin{aligned} \gamma(\omega_h^k) &\equiv p(\omega_h^k = 1 | \bar{e}^k) \\ &= \frac{\pi_h^k Po(n_k(z_k) = n_k | \lambda_{i(k)}^h)}{\sum_{h=1}^2 \pi_h^k Po(n_k(z_k) = n_k | \lambda_{i(k)}^h)} \end{aligned} \quad (14)$$

このとき、 $\gamma(\omega_h^k)$ は混合要素 h が \bar{e}^k の点検情報を説明する度合いを示したものであり、以降では負担率と呼ぶ。本研究では以上のパラメータをEMアルゴリズム⁴⁾を含んだMCMC法⁵⁾によりベイズ推計する。

表-1 目視点検データの概要

供用年	1974～2007
総橋梁数	471
総径間数	2,666
総サンプル数	3,949
剥離・剥落総数	19,155
平均剥離・剥落数	4.85
平均供用年数	16.8

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、実橋梁の床版かぶりコンクリートの剥離・剥落問題に適用する。適用路線と目視点検データの概要を表-1に示す。当該路線に橋梁は471橋存在し、それらは1974年から2007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2012年時点で38年が経過していることとなる。また、総径間数は3,792である。さらに、モデル推計のための点検サンプルは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、2,666径間に対して総3,949サンプルが得られていることから、径間によっては2回以上の目視点検が実施されていることになる。さらに、目視点検を通して観測された剥離・剥落は総数で19,155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。目視点検を通して取得できる点検サンプルは、式(11)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 、前回点検時の供用年数 t^k 、特性変数 $x_{i(k)}$ という情報を含む。特性変数 $x_{i(k)}$ は剥離・剥落の発生要因を分析し、要因ごとの発生過程を評価する上で重要な情報となる。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7つの特性変数を採用した。具体的には、1) 径間長、2) 橋面積、3) 床版厚、4) 交通量、5) 大型車交通量、6) 斜角最小角、7) 主桁間隔、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。さらに前回点検時の供用年数 t^k については、剥離・剥落過程の非斉次性を考慮するためにも必要なデータであるため、点検間隔 z^k とともに剥離・剥落過程の分析を行う上での有用な情報となる。

4.2 混合ポアソン発生モデルの推計

床版かぶりコンクリートの剥離・剥落の発生過程を表現するポアソン発生モデルを点検サンプル情報に基づいて推計する。はじめに、4.1で設定した7つの特性変数に関して、それぞれが剥離・剥落過程に及ぼす影響の度合いをモデル推計を通して確認する。特性変数として、1変数の影響のみを考慮する場合、ポアソン到着率は具体的に、

$$\lambda_i^h = \exp(\beta_1^h + \beta_2^h x_{i2}) \quad (15)$$

と定義できる。式中、 β_1^h は定数項である。7つの特性変数は逐次 x_{i2} 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 β_2^h で表す。

4.1で設定した7つの特性変数のうちいずれを採用すべきかは、符号条件を勘案したうえで特性変数を変えた複数モデルを比較して判断する。特性変数の異なる複数のモデルの優劣を評価するために、情報量基準AICを用いた。AICの算定式は、

$$AIC = -2\ln(L) + 2k \quad (14)$$

である。ここで、 L は対数尤度、 k は自由パラメータの数を表す。特性変数を複数個組み合わせ合わせた場合もAICによるモデルの比較が可能であり、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。

本研究では代表的なMCMC法の一つであるMH法を採用しており、これにより標本を事後分布から乱数発生させている。総発生サンプル数はいずれのパラメータも10,000と設定し、初期値の影響を排除するために最初の7,000サンプルを除き、残りの3,000をパラメータ標本として統計分析に用いた。なお、統計分析に用いる標本が不変分布である事後分布からの標本であるかどうか(マルコフ連鎖が定常状態に到達したかどうか)はGewekeの方法により仮説検定している。

4.1で示した適用事例に関する推計結果を表-2に示す。同表は、複数の特性変数の影響を同時に考慮した、コンクリート床版の剥離・剥落の発生過程に対する最適モデルである。本研究ではMCMC法に基づくベイズ推計により未知パラメータの事後分布を算出している。そのために表-2には事後分布の期待値を推計値として示しているほか、事後分布の90%信頼区間も記載している。 β_2^1 、 β_2^2 はそれぞれ斉次ポアソン、非斉次ポアソン発生モデル(以降、斉次型、非斉次型と呼ぶ)におけるパラメータである。支間長に関する特性変数 β_2^h に着目すると、推計値は $\beta_2^1=0.5649$ 、 $\beta_2^2=1.3867$ となっている。これは剥離・剥落過程に対する支間長の寄与度を表す指標である。具体的には、前者 β_2^h の符号は正となっている。

表-2 推計結果

	β^1		β^2		加速度パラメータ	混合係数	
	定数項: β_1^1	支間長: β_2^1	定数項: β_1^2	支間長: β_2^2			
推計値	-2.4291	0.5649	-4.7386	1.3867	2.5295	0.8915	
90%信頼区間	(-2.557 -2.388)	(0.452 0.678)	(-4.788 -4.686)	(1.281 1.511)	(2.484 2.553)		
geweke 検定量	-1.051	-1.068	-0.172	-0.468	0.781		
対数尤度	-9,488						
AIC	11,980						
AIC ₁ AIC ₂	33,254 33,182						

表-3 剥離・剥落発生個数の割合と混合率

剥離・剥落発生個数	～10	～20	～30	～40	～50	50～
割合	0.937	0.046	0.008	0.003	0.003	0.003
混合率	0.956	0.195	0.001	0.000	0.000	0.000

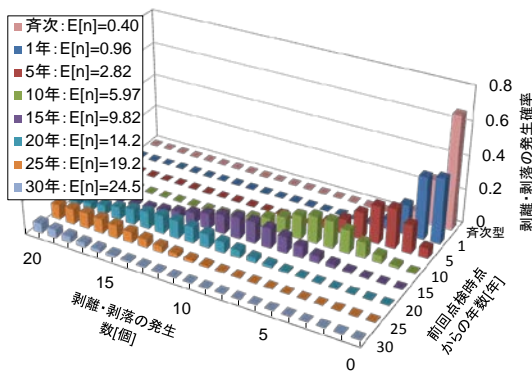


図-3 剥離・剥落数の分布と前回点検時点との関係

すなわち、支間長が長くなるほど、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。さらに、時間依存性を表す加速パラメータの推計値は2.5295となっており、時間の経過とともに剥離・剥落の発生頻度が高くなっていくことを示している。混合率は、全サンプルに対して、齊次ポアソン発生モデルが点検サンプルを説明している割合であり、0.8915となっている。これは約88%のサンプルが齊次的な成分で説明できることを示している。同図には Geweke 検定統計量を併せて示しているがいずれも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。加えて、表-2には、混合ポアソン発生モデルのAICを、齊次型、非齊次型みのポアソン発生モデルで推計を行った場合のAICをそれぞれAIC₁、AIC₂として示す。このとき、混合ポアソン発生モデルのAICが大幅に低下していることから、剥離・剥落過程に対する説明力が強いことがわかる。以上のような統計分析を実施することで、剥離・剥落過程を推計できるのみならず、

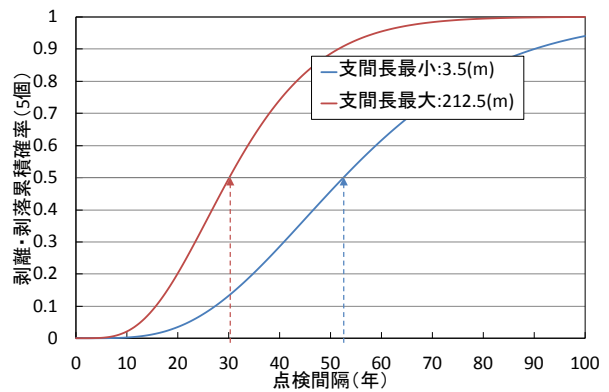
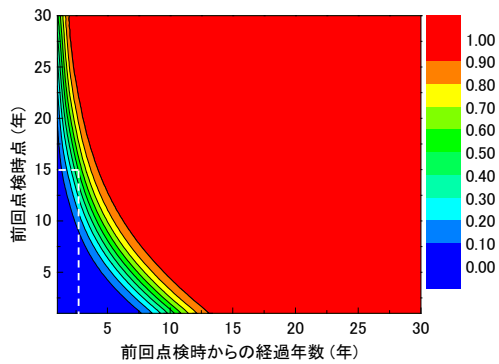


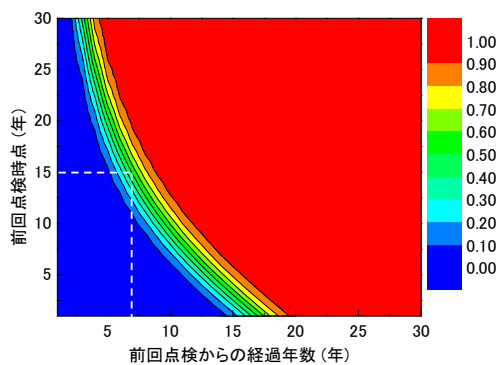
図-4 剥離・剥落発生数5個以上としたときの累積剥離・剥落発生確率（齊次型）

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、さらには要因の影響の強さを定量的に評価することが可能となる。

表-3に、対象とした目視点検データを剥離・剥落個数で分類し、データに占める割合を表す。剥離・剥落発生個数は、10個未満のサンプルが約9割を占めているが、残りの約1割は10個以上で、多いサンプルでは50個以上のものも存在する。同表には、推計で得られた分類別の混合率を記載している。齊次ポアソン発生モデルの混合率を1とし、1に近いほど齊次ポアソン発生モデルが点検情報を説明する度合いが高いことを示す。それぞれの混合率を見ると、10個未満で0.924、10個以上になると全て0.1以下となっている。したがって、剥離・剥落の到着過程は個数が10個未満の場合は齊次要素が、10個以上の場合には非齊次要素が卓越することがわかる。図-3には、5年間に発生する剥離・剥落の個数の確率分布と前回点検時点の関係を示している。E[n]は前回点検時点別の期待値を表している。



(a) 剥離・剥落数 5 個以上



(b) 剥離・剥落数 15 個以上

図-5 剥離・剥落数別の累積発生確率

斉次ポアソン発生モデルでは剥離・剥落数 0 個をピークとして分布が形成されているが、非斉次ポアソン発生モデルでは前回点検時点が供用開始から増すことで、前回点検からの経過時間が同じ 10 年であってもピークとなる剥離・剥落数は増加する。これは加速度パラメータ α の影響に他ならない。

上記の推計結果を用いて、混合ポアソン発生モデルの分布関数を算出する。図-4 に斉次型の剥離・剥落個数を 5 個以上とした累積発生確率を示す。支間長は最小: 3.5m, 最大 212.5m を採用した。発生確率が 50% を超える時点で着目すると、最小で 53 年, 最大で 30.1 年と約 29.9 年の差が生じている。

図-5 には非斉次型の剥離・剥落個数別の累積発生確率を示す。縦軸に前回点検時点、横軸に前回点検時点からの経過時間(点検間隔)を設定し、発生個数別に累積発生確率を等高線図として示している。(a)は発生個数を 5 個以上、(b)は 15 個以上とした時の累積発生確率である。前回点検時点が 15 年であった場合に剥離・剥落数が 5 個以上になる確率が 50% に到達するのは、2.5 年であるのに対し、剥離・剥落数が 15 個以上となる確率が 50% に到達するのは 6.3 年である。また、表-3 よりも剥離・剥落数が 15 個以上となるサンプルは全サンプルの 10% に満たない。しかし、加速パ

ラメータ α により時間依存性を考慮することで、供用年数が長く発生数が極めて多い場合においても、その剥離・剥落過程を表現することが可能となる。

つぎに、剥離・剥落数の累積発生確率が同一である場合に着目する。いずれの等高線も、右下から左上への曲線を示している。仮に管理指標として一定の剥離・剥落数を設定したうえで点検間隔を決定する場合には、供用開始からの時間経過(前回点検時点の増加)とともに点検間隔を短く設定しなくてはならないことを意味している。このように、加速パラメータ α として時間依存性を考慮することにより、供用開始からの経過時間に応じた点検間隔の設定を議論することが可能になる。

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。具体的にはポアソン発生モデルの到着率が時間依存するような非斉次ポアソン発生モデルを定式化し、時間に定常な要素(斉次要素)とともに二つの剥離・剥落過程を表現できるようなモデルとして混合ポアソン発生モデルを定式化した。

本研究で提案した混合ポアソン発生モデルを用いることで、剥離・剥落過程を時間に定常な(不具合に起因する)剥離・剥落: 斉次型、時間に依存する(鉄筋腐食等に起因する)剥離・剥落: 非斉次型の 2 つのポアソン分布で表現することができ、それぞれに応じた適切な維持管理計画を立案することが可能となる。

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
- 2) 起塚亮輔, 貝戸清之, 伊藤哲男, 西川秀: 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, コンクリート工学年次論文集, Vol.32, 2010.7
- 3) 小林潔司, 貝戸清之, 林秀和: 測定誤差を考慮した隠れマルコフ劣化モデル, 土木学会論文集 D, Vol.64, No.3, pp.493-512, 2008.9
- 4) Dempster, A. P., (1980), N. M. Laird, and D. B. Rubin(1977). Maximum likelihood from incomplete data via the EM algorithm. Journal of the Royal Statistical Society, B 39(1),1-38
- 5) 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.