

床版かぶりコンクリートの剥離・剥落発生リスクと最適点検政策

貝戸清之¹・起塚亮輔²・伊藤哲男³・橋爪謙治⁴・出口宗浩⁵

¹正会員 大阪大学准教授 大学院工学研究科 地球総合工学専攻 (〒 565-0871 吹田市山田丘 2-1)
E-mail: kaito@ga.eng.osaka-u.ac.jp

²学生会員 大阪大学大学院 工学研究科 地球総合工学専攻 (〒 565-0871 吹田市山田丘 2-1)
E-mail: okizuka@civil.eng.osaka-u.ac.jp

³正会員 西日本高速道路株式会社 関西支社建設事業部建設課 (〒 567-0871 茨木市岩倉 1-13)
E-mail: t.ito.ak@w-nexco.co.jp

⁴非会員 西日本高速道路株式会社 技術本部技術部技術課 (〒 530-0003 大阪市北区堂島 1-6-20)
E-mail: k.hashizume.aa@w-nexco.co.jp

⁵非会員 西日本高速道路株式会社 中国支社保全サービス事業部保全課 (〒 731-0103 広島市安佐南区緑井 2-26-1)
E-mail: m.deguchi.aa@w-nexco.co.jp

予算制約の下で、社会基盤施設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、リスク管理限界を設定した上で、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、その発生過程をポアソン発生モデルで定式化するとともに、目視点検データを用いたモデルの推計手法を示す。さらに、床版個々の剥離・剥落発生過程の異質性を考慮するために、ランダム比例ポアソン発生モデルを提案する。その上で剥離・剥落に対するリスク管理限界を設定し、リスク管理限界を満足するような最適点検間隔の決定手法を示す。最後に、実際の高速道路への適用を通して、提案モデルの妥当性を実証的に検証する。

Key Words : *risk management, optimum inspection cycle, random proportional Poisson model, peeling/falling of concrete*

1. はじめに

近年、高齢化に伴い、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現象に対しては、早急な対策を講じる必要がある。社会基盤施設の管理者（以下、単に管理者）は、このような損傷現象を未然に防ぐために定期的な目視点検を行い、社会基盤施設の安全確保に努めている。しかし一方で、社会基盤施設の維持管理において、点検費用が占める割合は少なくなく、安全性の確保を前提としながらも、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。

通常、社会基盤施設に対する目視点検は一定の時間間隔ごとに実施されるために、点検費用は損傷の有無に拘わらず固定的に発生する。一方で、単位期間中に発生する損傷の発見確率は多様に変動する。また、社会基盤施設の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、損傷を長時間放置するリスクは小さくなる。これと対照的に、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が増加してしまう可能性がある。このように、

損傷の発生リスクと社会基盤施設に対する点検費用との間にはトレードオフの関係が成立するために、管理者は損傷発生に対する管理目標（リスク管理限界）を設定した上で、点検費用を可能な限り削減するような最適点検政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、目視点検データを用いてポアソン発生モデル^{1),2)}を推計する手法を提示する。さらに、高速道路の管理事務所が管理する路線を基本単位として、管理路線ごとの剥離・剥落発生過程の異質性を考慮することを目的に、ランダム比例ポアソン発生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。

以上の問題意識の下に、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・剥落の発生現象をランダム比例ポアソン発生モデルで表現するとともに、

さらに、点検費用を削減するような望ましい点検政策を検討する剥離・剥落発生リスクの管理モデルを提案する。以下、2. で本研究の基本的な考え方を説明する。3. ではポアソン発生モデルを、4. ではランダム比例ポアソン発生モデルを定式化する。5. で剥離・剥落発生リスクの管理モデルを提案し、6. 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. 本研究の基本的な考え方

(1) 目視点検に基づく統計的劣化予測

社会基盤施設に対するアセットマネジメントを実践していく上では、社会基盤施設の劣化予測が重要な課題となる。本研究で着目する橋梁の床版かぶりコンクリートの剥離・剥落の要因としては、ひび割れ、塩害や中性化に起因する鉄筋腐食、床版の疲労破壊、施工の不具合（かぶりの不足）等が指摘されている。さらに塩害³⁾⁻⁵⁾や中性化⁶⁾⁻⁸⁾の発生メカニズムや予測に関する解析的、実験的検討や、疲労破壊メカニズム⁹⁾⁻¹¹⁾に関する力学的検討、具体的には各種の室内試験および実橋調査¹²⁾⁻¹⁵⁾が実施されている。しかしながら、実供用下にある橋梁床版においてはこれらの複数の要因が同時に作用するだけでなく、(知り得ない、あるいは観測できないという意味で) 不可観測要因も介在し、その不可観測要因が劣化過程に大きな影響を及ぼす事例も少なくないと考えられる。一方で、現場で蓄積される膨大な目視点検データのアセットマネジメントへの活用に対する実務的要請は高い。実際に、膨大な劣化情報から劣化過程の背後に存在する規則性をモデル化する統計的手法は近年著しく進展している¹⁶⁾⁻²²⁾。目視点検の結果として獲得できる健全度（離散的な状態変数）は、社会基盤施設の構造的性能を定量的に評価したものではないが、補修タイミングと密接に連動していることが多い。したがって、統計的劣化予測では、劣化メカニズム等の解明には直接的に寄与できずとも、補修時期（当該健全度に到達する時期）の決定には合理的な解を与えることができる。さらに、現状の点検業務を通して獲得できる情報のみを用いて、点検や補修の必要性に対する説明責任を果たすことができる点は強調すべき特長である。

統計的劣化予測は、マルコフ劣化ハザードモデル¹⁶⁾の開発により学術的にも実務的にも急速に進展してきた経緯がある。一連のハザードモデル¹⁶⁾⁻¹⁸⁾の詳細についての記述は割愛するが、ハザードモデル^{19),20)}は個々の劣化事象に着目し、その事象が管理限界に到達するまでの期間（寿命）を確率変数とみなす。これに対して、本研究で対象とする橋梁床版かぶりコンクリート

の剥離・剥落の発生予測は違った視点からのアプローチが必要となる。すなわち、ハザードモデルが対象とする損傷現象では、対象とする社会基盤施設が正常なサービスを提供している「期間長」を予測することを目的とする。サービスの提供が不可能になった時点で、施設の状態は要対策となるか、よりサービス状態が劣化した健全度に推移していく。これに対して、本研究の場合は、剥離・剥落が観測された時点以降にも、施設サービスが持続的に提供されるために、次の点検時点までに発生する剥離・剥落の「数」を求めることが課題となる。本研究では、このような損傷の発生過程をポアソン過程としてモデル化する。

(2) 混合確率モデル

本研究では橋梁床版コンクリートの剥離・剥落過程をポアソン過程でモデル化することを試みる。伝統的なポアソン過程では、剥離・剥落過程を支配する到着率に特性変数として剥離・剥落要因の影響を内包することが可能であるが、到着率は確定値をとることになる。しかし、主要な要因を特定した上で、同一の構造・材料特性、使用条件の下にあるサンプルを集めたとしても、床版コンクリートの剥離・剥落過程は一様ではなく、なおも多様に変動する。このようにポアソン到着率に特性変数では完全に考慮することができない異質性が存在する場合には、伝統的なポアソン過程を拡張する必要が生じる。異質性を考慮する方法としては、1) 異質性を考慮すべきグループ特性の相違をダミー変数で表現する方法、2) 到着率を確率変数としてとらえてその確率分布を考慮する方法が考えられる。前者の方法は簡便であるという特長がある。一方でグループ特性を判別するためのダミー変数が増加し、モデルの推計効率や推計精度が著しく低下するという問題が生じる。さらに、到着率の異質性を表現するために特性変数の数を増加させたとしても、材質や施工品質など、依然として特性変数では表現しきれない異質性が残存している可能性を否認しない。したがって、本研究では後者の方法、すなわち、グループの到着率の異質性を確率分布で表現するような混合ポアソン発生モデル²⁾を採用する。本研究では、異質性によって表現される要因を総称して不可観測要因と呼ぶ。なお、一つの剥離・剥落過程に対して、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つのパラメータに集約して表現する。このパラメータをこれ以降、異質性パラメータと呼ぶ。

混合ポアソン発生モデルでは到着率の支配的要因となる異質性パラメータが、ある確率密度関数に従って分布すると考える。その上で、混合ポアソン発生モデ

ルを、到着率と異質性パラメータの確率分布の確率的コンボリューションにより定義する。このような混合確率モデルに関しては、すでにいくつかの提案がなされている。実際に、社会基盤施設のアセットマネジメント分野においても研究蓄積がある。貝戸らは健全度が2値で評価される機器を対象に、その劣化過程をワイブル劣化ハザードモデルで表現するとともにハザード関数に異質性パラメータを考慮した²¹⁾。さらに小濱らは健全度が多段階で評価される一般的な社会基盤施設の劣化過程を記述するマルコフ劣化ハザードモデルに異質性を考慮した混合マルコフ劣化ハザードモデルの開発を行っている²²⁾。一方、混合ポアソン過程に関する研究も、Fisherの研究²³⁾を皮切りにその後、各種の拡張が試みられた。土木分野においても貝戸らは路上障害物の発生過程を混合ポアソン発生モデルによって定式化し、障害物発生リスクを低減するための道路巡回頻度の検討を行っている²⁾。一般に混合ポアソン発生モデルは発生確率分布と発生間隔の確率分布を合成するためにモデル構造が非常に複雑になるという問題がある。しかし、上述の既往研究や本研究で採用する混合ポアソン発生モデルを始め、異質性パラメータの確率分布としてガンマ分布を仮定するモデルは最も簡単なモデル構造を有しており、モデルを解析的に表現できるという利点がある。さらに、コンクリートの剥離・剥落のリスク管理指標を容易に導出できるという利点も有している。以上の理由により、本研究では混合ポアソン発生モデルとして、ポアソンガンマ発生モデルを用いて剥離・剥落過程を表現する。

(3) リスクマネジメント

ハザードモデル、ポアソンモデルのいずれにせよ、確率モデルを採用することで対象とする劣化過程の期待寿命だけでなく、分散や確率分布を算出することができる。リスクマネジメントを行う上では、確定的な劣化過程（例えば平均的な劣化曲線）だけでは様々な意思決定問題を扱うには不十分であり、確率論的アプローチが必要となる。一例として、膨大な数の同質な橋梁床版を管理する問題を考える。全ての橋梁床版に対して定期的に目視点検を実施している。ある時点における床版からのかぶりコンクリートの剥離・剥落数は多様に変動するために、確定的に与えることはできない。図-1には時間経過とともに各時点における剥離・剥落数の平均値を青線で示している（以降、平均パスと呼ぶ）。同図は模式的なものであるが、補修等がなされなければ、一般的に時間の経過に伴って、剥離・剥落数が増加していく。このとき、剥離・剥落の個数 n^* をリスク管理限界として点検間隔を決定する問題を考える。極めて単純に考えれば、リスク管理限界 n^* と平均パス

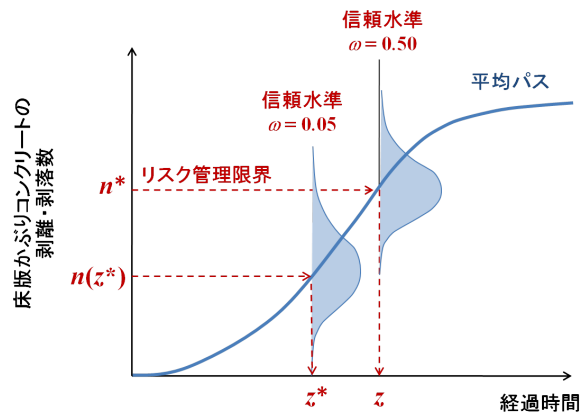


図-1 剥離・剥落発生数と不確実性

の交点となる時間 z を点検間隔と決定できる。しかし、先述したように平均パスは各時点における剥離・剥落数の平均値を示したに過ぎない。そのことを明示するために、時間 z における剥離・剥落の分布状態を確率分布で表している。平均値ということは確率分布の期待値、すなわち50%点である。これは z 年後に剥離・剥落数が n^* を超える床版が50%（半数）存在することを意味している。通常、リスク管理限界を超えるサンプルが50%も存在するような期間を点検間隔として選定することはあり得ない。一方で、時点 z^* に着目して欲しい。当該時点の剥離・剥落の平均値は $n(z^*)$ であり、リスク管理限界 n^* を下回っている。ただし、時点 z^* において、リスク管理限界 n^* は確率分布の上限5%と一致している。これは点検間隔を z^* 年に設定すれば、95%の床版に対しては、それらの剥離・剥落数がリスク管理限界 n^* を下回ることを意味している。同図では z^* と z の差はそれほど大きくないが、仮に剥離・剥落の発生が時間に対して緩やかであったならば、点検間隔の差は無視しえない。したがって、単純にサンプルを数え上げるのではなく、剥離・剥落過程を確率過程としてモデル化した上で、リスク管理限界（同図中の n^* ）とリスク信頼水準（同図中の例では5%）の両方を設定することが重要である。もちろん、具体的なリスク管理限界とリスク信頼水準をどのように設定するかという問題は残るものの、リスクマネジメントを実践する上では確率論に基づく検討が必要である。本研究では具体的なリスク管理指標としてVaR（Value at Risk）指標を定式化する。

(4) 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かぶり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-2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 τ_A 、 τ_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 z と定義する。簡単のために、橋梁の点検を通して剥離・剥落が観測されれば、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。しかし、時間の経過とともに例えば、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 τ_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 λ でポアソン到着する場合を考える。

3. ポアソン発生モデル

(1) モデル化に際しての留意事項

既述の通り、本研究では橋梁床版のかぶりコンクリートの剥離・剥落過程に対して、その発生率が時間に関して不変（ポアソン到着率が一定）であると仮定している。この点について、本来であれば、ポアソン到着率が時間的に変動するようなモデルを定式化した上で、そのモデルと本モデルとを実データに基づいて推計し、両者のAIC等の情報量規準を算出するなどして、モデルの当てはまり度合いを相対的に比較することが必要となる。実際に、ポアソン到着率の時間的変動を考慮したモデルも提案されているが、本研究で定式化するポアソンモデルは4.で述べるように、ポアソン到着率が確率変数となる混合確率モデルである。したがって、ポアソン到着率の時間的変動を考慮し、かつポアソン到着率の異質性を考慮するような混合確率モデルの定式化とその統計的推計手法の開発は、本研究の域を大きく超えた研究であると考えられる。また、単純な適合度検定により、ポアソンモデルの妥当性を判断することは、点検間隔が不均一という現状の目視点検においては適用そのものが困難である。7.で指摘する通り、ポアソン到着率の時間依存性を考慮したポアソンモデル

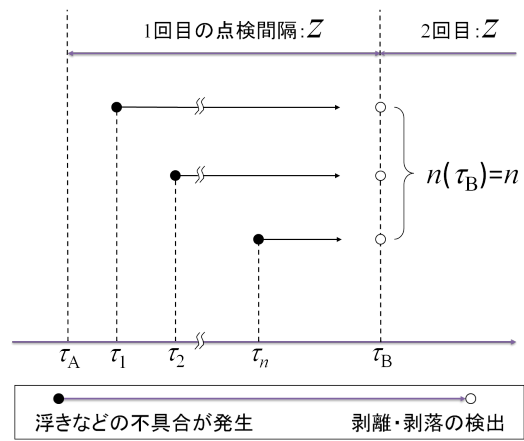


図-2 剥離・剥落の発生過程

の開発は今後の最優先課題であるが、モデルの妥当性もさることながら、確率モデルを用いたリスクマネジメント手法の提案に本研究の価値を見出して欲しい。

一方で、著者等は通常第三者被害をもたらすような剥落（ある程度大きな剥落）のみを扱ったのでは、そのポアソン到着率が時間依存性を有することになると考え、微少なコンクリートの剥離（浮き）までもサンプルとしてカウントした。そのような剥離・剥落は、構造的・物理的メカニズムにより発生するものではなく、むしろ独立なランダム事象として捉えられる性質のものであり、それらが全サンプルの大多数を占めるようにすることで、総合的には剥離・剥落の到着率が一定であるとの仮定を満足すると考えている。

(2) モデルの定式化

いま、図-2に示すように、径間 i に対して時刻 $t = \tau_A$ と $t = \tau_B$ （ $\tau_B > \tau_A$ ）という2つの時刻で目視点検を実施したと考えると、橋梁の点検間隔は $z_i = \tau_B - \tau_A$ となる。時刻 $t = \tau_A$ に目視点検を実施したときに、剥離・剥落が発生していれば、同時刻に直ちに補修が実施され、剥離・剥落の数は0となる。したがって、時刻 $t = \tau_A$ の点検直後の時刻では、剥離・剥落の発生数は0となる。すなわち、時刻 $t = \tau_B$ に点検を実施した時に、径間 i に n_i 個の剥離・剥落が観測される確率はポアソン分布

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

で表される。以下、式(1)をポアソン発生モデルと呼ぶこととする。式中の n_i 、 z_i は既知であり、剥離・剥落の到着率を表わす λ_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 λ_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 λ_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

$$\lambda_i = \lambda(\mathbf{x}_i, \boldsymbol{\beta}) = \exp(\mathbf{x}_i \boldsymbol{\beta}') \quad (2)$$

と定義する。詳述すると、いま、ある径間 i ($i = 1, \dots, I$)に対して、剥離・剥落の要因となる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 $\mathbf{x}_i = (x_i^1, \dots, x_i^M)$ 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 \mathbf{x}_i に依存する。ただし、 $\boldsymbol{\beta} = (\beta^1, \dots, \beta^M)$ 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。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 β^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 λ_i の推計問題は、 β^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「 β^m の推計」が重要な課題であるといえる。また、初期時点 τ_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、

$$E[n_i|z_i] = \lambda(\mathbf{x}_i, \boldsymbol{\beta}) z_i \quad (3a)$$

$$V[n_i|z_i] = \lambda(\mathbf{x}_i, \boldsymbol{\beta}) z_i \quad (3b)$$

と表される。ポア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-2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、 τ_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、ポアソン発生モデルを推計することは可能である。

(3) ポア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獲得することができる。目視点検の結果、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、

$$e^k = (n^k, z^k, \mathbf{x}_{i(k)}) \quad (4)$$

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・剥落の発生数、 z^k は目視点検の間隔、 $\mathbf{x}_{i(k)}$ は径

間 $i(k)$ の特性ベクトルを表す。この時、点検サンプル k の実測値 e^k が生起する条件付き確率(尤度) $\ell(\boldsymbol{\beta} : e^k)$ は、

$$\ell(\boldsymbol{\beta} : e^k) = \frac{(\lambda(\bar{\mathbf{x}}_{i(k)}, \boldsymbol{\beta}) z^k)^{n^k}}{n^k!} \exp\{-\lambda(\bar{\mathbf{x}}_{i(k)}, \boldsymbol{\beta}) z^k\} \quad (5)$$

と表せる。記号 $\bar{\cdot}$ は、実測値であることを意味する。また、尤度 ℓ は推計パラメータの関数として定義されるが、同時に与件データ(実測値など)を用いて定義される。このことを明示的に示すために、尤度関数の中に記号「:」を用いている。この点は、通常の場合の条件付き確率の表記と異なるので留意されたい。対象とする橋梁群の総径間数を I とすると、 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、

$$\begin{aligned} \ln\{\mathcal{L}(\boldsymbol{\beta} : \bar{\mathbf{e}})\} &= \ln \prod_{k=1}^K \ell(\boldsymbol{\beta} : e^k) \\ &= \kappa + \sum_{k=1}^K n^k \ln\{\lambda(\bar{\mathbf{x}}_{i(k)}, \boldsymbol{\beta})\} - \sum_{k=1}^K \lambda(\bar{\mathbf{x}}_{i(k)}, \boldsymbol{\beta}) z^k \quad (6) \end{aligned}$$

と表せる。ただし、 $\bar{\mathbf{e}} = \{e^k (k = 1, \dots, K)\}$ である。また、 $\kappa = \sum_{k=1}^K (n^k \ln z^k - \ln n^k!)$ は定数項であり無視し得る。対数尤度関数、式(6)を最大にするようなパラメータ値 $\boldsymbol{\beta}$ の最尤推定量は、

$$\frac{\partial \ln\{\mathcal{L}(\hat{\boldsymbol{\beta}} : \bar{\mathbf{e}})\}}{\partial \beta_m} = 0, \quad (m = 1, \dots, M) \quad (7)$$

を同時に満足するようなパラメータ $\hat{\boldsymbol{\beta}} = (\hat{\beta}_1, \dots, \hat{\beta}_M)$ として与えられる。最適化条件は M 次の連立非線形方程式であり、たとえば、ニュートン法を基本とする逐次反復法²⁴⁾を用いて解くことができる。

4. ランダム比例ポアソン発生モデル

(1) 異質性パラメータの設定

3.において、橋梁床版コンクリートの剥離・剥落過程をポア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。ここでは異質性を考慮したポアソン発生モデルをランダム比例ポアソン発生モデルと呼び、定式化を試みる。

定式化を行うに際して、異質性パラメータを設定する検討単位について述べておく。2.で説明したように、異質性パラメータは、剥離・剥落過程に関する数ある不可観測要因を1つのパラメータに集約化したものである。3.で検討したように、本研究では、まず剥離・剥落の発生要因をすでに獲得している情報(構造条件、環境条件、使用条件)に基づいて統計分析を実施する。具体的には、これらの影響をポアソン到着率の特性変数として考慮する。特性変数はその説明力を統計的に

検定することによって、最終的に絞り込まれるが、その段階にあり、なおかつ特性変数が同一、同値である床版であっても、その剥離・剥落過程は一様ではなく、なおも多様に変動する。その変動要因についてさらに詳細に検討することは、現場で追加情報を収集しない限り、不可能である(すでに獲得している情報は統計分析で使用済みであるため)。なおも存在し、特定できない変動要因は不可観測であるために、文字通り要因を特定することはできない。仮に、追加調査を行って要因を特定し、情報を収集することが可能であるならば、不可観測要因とはならず、再び統計分析に組み入れればよいだけである。一方で実務的には、ある程度の段階で要因追求を断念する(劣化過程の変動を許容することになるかと考えられる。本研究で実施するアセットマネジメントの目的が点検間隔の決定にあるのであれば、点検間隔の設定の最小単位は橋梁径間個々になる。しかし、径間個々に点検間隔が異なるというのは、剥離・剥落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ことを意味する。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(点検間隔を統一する最小単位である)管理事務所単位で異質性パラメータを設定し、事務所間の剥離・剥落過程の相対比較を行い、点検間隔を決定する。以上のように、異質性パラメータは、剥離・剥落(劣化)の要因分析段階では物理的・力学的要因に応じて設定し、マネジメント(意思決定)段階では維持管理を行っていく上での管理単位に応じて設定することになる。なお、以下の定式化においても具体的に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。

(2) モデルの定式化

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 ($k = 1, \dots, K_{ji}$) 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、

$$\lambda_{ji} = \mu_{ji}\varepsilon_j = \exp(\mathbf{x}_{ji}\boldsymbol{\beta}')\varepsilon_j \quad (8)$$

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 ε_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 ε_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。本研究においてはこのようにして不可観測要因の定量化を試みる。

また、異質性パラメータ ε_j は、平均 1、分散 ϕ^{-1} のガンマ分布に従う確率誤差項であると仮定する。ガンマ分布は区間 $[0, \infty)$ で定義されており、かつ式 (8) の右边で説明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、任意の説明変数と確率誤差項に関して式 (8) の右边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 $f(\varepsilon_i; \alpha, \beta)$ は、

$$f(\varepsilon_i; \alpha, \beta) = \frac{1}{\beta^\alpha \Gamma(\alpha)} \varepsilon_i^{\alpha-1} \exp\left(-\frac{\varepsilon_i}{\beta}\right) \quad (9)$$

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

$$f(\varepsilon_i; \phi, \phi^{-1}) = \frac{\phi^\phi}{\Gamma(\phi)} \varepsilon_i^{\phi-1} \exp(-\phi\varepsilon_i) \quad (10)$$

と表される。ここで、剥離・剥落が到着率 λ_{ji} で発生すると仮定すると、このとき、時間間隔 z_{ji} で目視点検を実施した際に、径間 i に n_{ji} 個の剥離・剥落が観測される条件付き確率は、式 (1) に示すようなポアソン分布 $Po(n(z_{ji}) = n_{ji} | \lambda_{ji})$ で表現される。さらに、到着率 λ_{ji} が、ガンマ分布、式 (10) に従って分布する場合、時間間隔 z_{ji} の下で床版 i に n_{ji} 個の剥離・剥落が観測される無条件確率は、

$$\begin{aligned} P(n(z_{ji}) = n_{ji}) &= \frac{\phi^\phi}{n_{ji}! \Gamma(\phi)} \int_0^\infty (\mu_{ji} z_{ji})^{n_{ji}} \varepsilon_j^{n_{ji} + \phi - 1} \\ &\quad \exp\{-(\mu_{ji} z_{ji} + \phi)\varepsilon_j\} d\varepsilon_j \end{aligned} \quad (11)$$

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

$$\begin{aligned} &\int_0^\infty (\mu_{ji} z_{ji})^{n_{ji}} \varepsilon_j^{n_{ji} + \phi - 1} \exp\{-(\mu_{ji} z_{ji} + \phi)\varepsilon_j\} d\varepsilon_j \\ &= \frac{\Gamma(\phi + n_{ji})(\mu_{ji} z_{ji})^{n_{ji}}}{(\mu_{ji} z_{ji} + \phi)^{n_{ji} + \phi}} \end{aligned} \quad (12)$$

が成立する。したがって、時間間隔 z_{ji} の下で管理事務所 j ($j = 1, \dots, J$) 内の橋梁径間 i ($i = 1, \dots, I_j$) に n_{ji} ($n_{ji} = 0, 1, 2, \dots$) 個の剥離・剥落が観測される無条件確率は、

$$\begin{aligned} P(n(z_{ji}) = n_{ji}) &= \left(\frac{\phi}{\mu_{ji} z_{ji} + \phi}\right)^\phi \left(\frac{\mu_{ji} z_{ji}}{\mu_{ji} z_{ji} + \phi}\right)^{n_{ji}} \frac{\Gamma(\phi + n_{ji})}{n_{ji}! \Gamma(\phi)} \end{aligned} \quad (13)$$

と表される。以下、確率分布モデル、式 (13) をランダム比例ポアソン発生モデルと呼ぶこととする。さらに、 $p_{ji} = \phi / (\mu_{ji} z_{ji} + \phi)$ と置けば、式 (13) は、

$$\begin{aligned} P(n(z_{ji}) = n_{ji}) &= \binom{\phi + n_{ji} - 1}{n_{ji}} p_{ji}^\phi (1 - p_{ji})^{n_{ji}} \end{aligned} \quad (14)$$

と書き換えることができる. ただし, $\Gamma(\phi + n_{ji}) = (\phi + n_{ji} - 1) \cdots \phi \Gamma(\phi)$ であり,

$$\binom{\phi + n_{ji} - 1}{n_{ji}} = \frac{(\phi + n_{ji} - 1)(\phi + n_{ji} - 2) \cdots \phi}{n_{ji}!}$$

と表せる. また,

$$P(n(z_{ji}) = 0) = p_{ji}^{\phi} \quad (15)$$

である. すなわち, ランダム比例ポアソン発生モデル, 式(14)は, 確率 p_{ji} を持つ負の2項分布²⁵⁾として表すことができる. また, 時間間隔 z_{ji} を与件とした剥離・剥落の平均発生数 $E[n_{ji}|z_{ji}]$ と, 分散 $V[n_{ji}|z_{ji}]$ は,

$$E[n_{ji}|z_{ji}] = \mu_{ji} z_{ji} \quad (16a)$$

$$V[n_{ji}|z_{ji}] = \frac{\mu_{ji} z_{ji} (\mu_{ji} z_{ji} + \phi)}{\phi} \quad (16b)$$

と表される^{26), 27)}. なお, 式(13)において, 未知パラメータは, β と分散パラメータ ϕ である.

(3) ランダム比例ポアソン発生モデルの推計方法

目視点検により, 剥離・剥落に関する情報を取得できる. **3.(2)**と同様に, 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 ($k = 1, \dots, K$) の実測値情報 $\bar{e} = \{e^k (k = 1, \dots, K)\}$ が得られた場合を考える. ランダム比例ポアソン発生モデルの対数尤度関数は,

$$\begin{aligned} \ln\{\mathcal{L}(\beta, \phi; \bar{e})\} &= \sum_{k=1}^K \left\{ \ln \left[\frac{\Gamma(\phi + \bar{n}^k)}{\Gamma(\phi)} \right] + \bar{n}^k \ln(\mu_{ji(k)} \bar{z}^k) \right. \\ &\quad \left. - (\bar{n}^k + \phi) \ln(\mu_{ji(k)} \bar{z}^k + \phi) + \phi \ln \phi - \ln \bar{n}^k! \right\} \quad (17) \end{aligned}$$

と表される. ここで, ガンマ関数に関して,

$$\ln \left\{ \frac{\Gamma(\phi + \bar{n}^k)}{\Gamma(\phi)} \right\} = \sum_{k=0}^{\bar{n}^k - 1} \ln(\phi + k) \quad (18)$$

が成立する^{28), 29)}. したがって, 対数尤度関数は,

$$\begin{aligned} \ln\{\mathcal{L}(\beta, \phi; \bar{e})\} &= \sum_{k=1}^K \left\{ \sum_{k=0}^{\bar{n}^k - 1} \ln(\phi + k) + \bar{n}^k \ln(\mu_{ji(k)} \bar{z}^k) \right. \\ &\quad \left. - (\bar{n}^k + \phi) \ln(\mu_{ji(k)} \bar{z}^k + \phi) + \phi \ln \phi - \ln \bar{n}^k! \right\} \quad (19) \end{aligned}$$

と書き換えることができる. ただし,

$$\mu_{ji(k)} = \exp(\bar{x}_{ji(k)} \beta') \quad (20)$$

が成立する. 対数尤度関数, 式(19)を用いれば, ポアソン発生モデルの場合と同様に, 最尤法によりポアソンガンマ発生モデルのパラメータ β, ϕ の最尤推定量を求めることができる.

つぎに, β と ϕ の最尤推定量を与件として, 異質性パラメータ ε_j ($j = 1, \dots, J$) の最尤推定量を求める.

ここで, 部分尤度関数を

$$\begin{aligned} \mathcal{L}_j^{\circ} &= \frac{\phi^{\phi}}{n_{ji}! \Gamma(\phi)} (\mu_{ji} z_{ji})^{n_{ji}} \prod_{k=1}^K \varepsilon_j^{Su+k(\phi-1)} \\ &\quad \exp\{-\tau p + k\phi\} \varepsilon_j \end{aligned} \quad (21)$$

と定義する. ただし, 式中の Su および τ は, それぞれ, $Su = \sum_{k=1}^K n_{ji}^k$, $\tau p = \sum_{k=1}^K \mu_{j(k)} z_j^k$ である. この時, 異質性パラメータ ε_j の最尤推定量は,

$$\frac{\partial \ln \mathcal{L}_j^{\circ}(\varepsilon_j, \cdot; \hat{\theta})}{\partial \varepsilon_j} = 0 \quad (22)$$

を満足するような ε_j として求めることができる. 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(22)の解を $\hat{\varepsilon}_j(\hat{\theta})$ と表わすと, 式(21), (22)より次式を得る.

$$\hat{\varepsilon}_j(\hat{\theta}) = \frac{Su + K(\phi - 1)}{\tau p + K\phi} \quad (23)$$

5. 剥離・剥落発生リスク管理モデル

(1) リスク管理の目的

リスク管理指標として, 剥離・剥落の発生数に着目する. リスク管理指標は, 径間単位, および橋梁単位で定義できる. ここでは, 実務的な整合性を勘案して径間 i ($i = 1, \dots, I$) ごとにリスク管理指標を定義する. **5.(2)**では, 点検時刻で観測される剥離・剥落数の分布を定義する. その際, 剥離・剥落の発生数の期待値と VaR 指標を定義する. 剥離・剥落の発生が確率過程に従う場合, 点検時刻で観測される剥離・剥落の発生数は確率分布する. ある信頼水準の下で, 剥離・剥落の発生数に関するリスク管理を行う場合, 剥離・剥落の発生数の分散を考慮する VaR 指標が必要となる. この考察は, ランダム比例ポアソン発生モデルを用いて統計的な方法で検討できる. しかし, 径間の中には, 局所的な橋梁条件や環境条件により, 統計的なリスク水準より剥離・剥落の発生リスクが突出する径間が存在する. このような径間に対しては, 例えば補修や防護ネットによる対策等, 重点的なリスク管理が必要となる. このような重点的なリスク管理が必要となる径間を抽出することも, 剥離・剥落におけるリスク管理において重要な課題となる. この問題に関しては, **5.(3)**で議論する.

(2) 剥離・剥落発生数

ある径間 i ($i = 1, \dots, I$) に対して, 時間間隔 z_i ごとに点検する場合を考える. この時, n_i ($n_i = 0, 1, \dots$) 個の剥離・剥落が観測される確率は, 式(14)より, 負

の2項分布

$$NB(n_i : z_i) = \binom{\phi + n_i - 1}{n_i} p_i^\phi (1 - p_i)^{n_i} \quad (24a)$$

$$NB(0 : z_i) = p_i^\phi \quad (24b)$$

と書き換えることができる。剥離・剥落の期待発生数 $E[n_i|z_i]$ は、

$$E[n_i|z_i] = \mu_i z_i \quad (25)$$

と表される。期待発生数 $E[n_i|z_i]$ は直観的に分かりやすい指標である。しかし、期待発生数は、数多く繰り返される点検において観測される剥離・剥落の発生数の期待値を定義したものであり、現実には各点検時刻において観測される剥離・剥落の発生数を表したのではない。各点検時刻において観測される剥離・剥落の発生数が $E[n_i|z_i]$ より多くなることは当然起こりうる。剥離・剥落に対するリスク管理のためには、発生数の確率分布を明示的に考慮できる管理指標が望ましい。そこで、剥離・剥落の発生リスクの管理指標として VaR 指標を定式化する。いま、点検間隔を z_i とした時に、点検時刻において観測される剥離・剥落の発生数 n_i が、ある許容水準（以下、リスク管理限界と呼ぶ） \bar{U}_i 以上となる確率は、

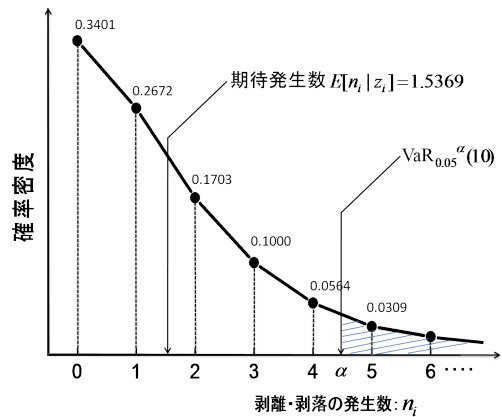
$$P(n_i \geq \bar{U}_i | z_i) = \sum_{n_i = [\bar{U}_i]}^{\infty} NB(n_i : z_i) \quad (26)$$

と表される。ただし、 $[\bar{U}_i]$ は \bar{U}_i を越える整数の中で最小の整数を表す。図-3 に、剥離・剥落の発生数の確率分布と、剥離・剥落の期待発生数、リスク管理限界を示している。この場合の確率変数である剥離・剥落の発生数は離散値を取るため、図中の $n_i \geq \alpha$ の領域（斜線部分）に描かれている線分長（確率）の総和 ω は、点検時刻で観測される剥離・剥落の発生数がリスク管理限界として設定した $\bar{U}_i = \alpha$ より大きくなる確率を表している。剥離・剥落の発生過程に不確実性があるために、点検時刻で観察される剥離・剥落の発生数が、所与の管理限界を常に満足するとは限らない。確率 ω は、剥離・剥落の発生リスクを表す指標であり、剥離・剥落のリスク信頼水準と呼ぶこととする。ここで、剥離・剥落のリスク信頼水準 ω と点検間隔 z_i を所与とした剥離・剥落発生数に関するリスク管理指標である VaR 指標 $VaR_\omega(z_i)$ を、

$$VaR_\omega(z_i) = \arg \max_{U_i} \left\{ U_i \mid P(n_i \geq U_i | z_i) \leq \omega \right\} \quad (27)$$

と定義する。ただし、 \arg は式 (27) の右辺を最大にする U_i を指定する記号である。ここで、集合 $\Omega_\omega(\bar{U}_i)$ を、

$$\Omega_\omega(\bar{U}_i) = \left\{ z_i \mid VaR_\omega(z_i) \leq \bar{U}_i \right\} \quad (28)$$



注) 本図は実証分析事例（点検間隔 z_i を 10 年と設定した場合）に、点検時刻で観測される剥離・剥落発生数の確率分布を表したものである。図中の点 α は、VaR 値 $VaR_{0.05}(10)$ を示す。なお、期待発生数 $E[n_i|z_i]$ は 1.5369 個である。

図-3 剥離・剥落の発生分布

と定義する。集合 $\Omega_\omega(\bar{U}_i)$ は、「剥離・剥落に対するリスク信頼水準 ω の下で、剥離・剥落の発生数をリスク管理限界 \bar{U}_i 以下に抑えることが可能な点検間隔の集合」を表している。このように、剥離・剥落の発生リスクは、リスク信頼水準 ω とリスク管理限界 \bar{U}_i という 2 つのパラメータを用いて表現できる。信頼水準は統計学の有意水準に相当し、通常は $\omega = 0.05, 0.01$ が採用される。リスク管理限界は許容することができない具体的な物理量（この場合には剥離・剥落発生数）を設定する。当然のことながら、信頼水準、リスク管理限界を小さくすればするほど、厳しい点検政策を採用することを意味する。実際に管理者は、リスク信頼水準とリスク管理限界を設定することで、最適な点検間隔を上式のように決定することができる。なお、期待発生数 $E[n_i|z_i]$ は信頼水準として 0.5 を採用した VaR 値 ($VaR_{0.5}(z_i)$) に他ならない。VaR 指標の定義より、 $\omega < 0.5$ の場合、 $E[n_i|z_i] < VaR_\omega(z_i)$ が成立する。

(3) 重点管理径間の抽出

ある径間 i ($i = 1, \dots, I$) に対して、時間間隔 z_i ごとに点検を実施した場合を考える。さらに、点検によって得られた剥離・剥落の発生数に関する観測サンプルベクトルを $\mathbf{n}_i = (n_1, \dots, n_I)$ と表す。この時、観測される剥離・剥落の発生数が、ランダム比例ポアソン発生モデルで推計する平均的な剥離・剥落の発生数と比較して、過大な発生数が観測される可能性がある。このような異常値が見いだせる径間においては、当該径間特有の条件を有しており、それが剥離・剥落の発生に何かしらの影響を及ぼしている可能性があると考えられる。このような径間に関しては、標準的な点検だけ

でなく、重点的な点検管理が必要である。本研究では、剥離・剥落の発生数が同一の環境条件を有する径間と比べて過大である径間を重点管理径間と呼ぶこととする。重点管理径間を抽出するためには、分析対象とする径間それぞれの平均的な剥離・剥落の到着率（ランダム比例ポアソン発生モデルで推定される期待値）と、抽出する径間における到着率が有意な差異を有しているかどうかを検討することが必要となる。

前述したように、点検間隔 z_i の下で特性 \mathbf{x}_i の径間において、剥離・剥落の期待発生数 $E[n_i|z_i]$ は、式 (25) より、

$$E[n_i|z_i] = \exp(\mathbf{x}_i\beta')z_i \quad (29)$$

と表せる。また、この径間 i における期待発生数 $E[n_i|z_i]$ と実際に目視点検で得られた剥離・剥落発生数 n_i の乖離具合 B_i を、

$$B_i = \frac{n_i - E[n_i|z_i]}{n_i} \quad (30)$$

と定義する。個数の差異だけを比べると、 $n_i - E[n_i|z_i]$ と表現することができるが、この場合、乖離具合は期待発生数 $E[n_i|z_i]$ の値に依存することになるため、式 (30) のように目視点検で得られた剥離・剥落発生数 n_i で割り戻した表現を用いている。よって、この乖離具合 $B_i (i = 1, \dots, I)$ に基づいて、異常値（外れ値）の検出を行うことで、重点管理径間の抽出を行う。

つまり、剥離・剥落の発生がランダム比例ポアソン発生モデルで発生しているか否か、すなわち剥離・剥落が標準的に発生しているか否かを統計的に判断するためには、予め設定した有意水準 γ における臨界値 k に対して、スミルノフ・グラブス棄却検定³⁰⁾を行う。径間 $i (i = 1, \dots, I)$ におけるスミルノフ・グラブス棄却検定統計量 T_i は、

$$T_i = \frac{B_i - \bar{B}}{\sqrt{s^2}} \quad (31)$$

と定義でき、

$$T_i < k \quad (32)$$

を満足しない場合、当該径間は他の径間より剥離・剥落の発生特性が顕著であると判断することができる。

6. 適用事例

(1) 適用事例の概要とデータの1次分析

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データの概要を表-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2010年時点で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床版

表-1 対象路線の橋梁と目視点検データの概要

	総数	RC	PC	RC ホロー
供用年	1974~2005			
総橋梁数	985	471	170	344
総径間数	8,212	2,666	1,126	4,420
総点検サンプル数	10,972	3,949	1,340	5,683
剥離・剥落数	31,215	19,155	1,219	10,841
平均剥離・剥落数	2.85	4.85	0.91	1.91

が471橋(47.8%)、PC床版が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、モデル推計のための1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、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・剥落数が相対的に多いことが理解できる。目視点検を通して獲得できる点検サンプルは、式(4)に示した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、橋梁の供用開始年と発生総数 n^k だけの情報であっても図-4のように算出することは可能である。確かに同図からもRC床版の剥離・剥落の発生数は他と比較して多く、30年後には1径間あたり約20箇所に達することが読み取れる。しかし、2.(4)で指摘した目視点検データの不確実性の影響が考慮できていないこと、剥離・剥落の発生過程に影響を及ぼす要因を分析できないこと、さらには要因ごとに剥離・剥落の発生過程を評価できないことは、維持管理計画を立案する上で有用かつ基礎的な情報が欠落することを意味している。そのためには特性変数 $x_i(k)$ を考慮した確率モデルで剥離・剥落過程をモデル化するとともに、特性変数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。

本研究では、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: x_1^2 , 2) 径間長: x_2^2 , 3) 橋面積: x_3^2 , 4) 床版厚: x_4^2 , 5) 交通量: x_5^2 , 6) 大型車交通量: x_6^2 , 7) 斜角最小角: x_7^2 , 8) 主桁間隔: x_8^2 , 9) 供用開始が1983年以前か1984年以降か: x_9^2 、である。ここで1)と9)は定性的パラメータ

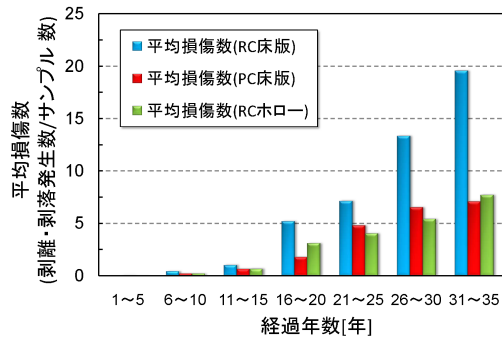


図-4 剥離・剥落数の時間推移 (単純集計)

であり, ダミー変数を用いて,

$$x_1^2 = \begin{cases} 0 & \text{PC床版 床版} \\ 1 & \text{RC床版 床版} \end{cases} \quad (33a)$$

$$x_9^2 = \begin{cases} 0 & \text{供用開始が1983年以前のとき} \\ 1 & \text{供用開始が1984年以降のとき} \end{cases} \quad (33b)$$

と定義できる (以下, 1) を種別ダミー, 9) を年代ダミーと称する). 一方で, 1) と 9) 以外は定量的パラメータであり, 各特性変数の最大値が 1 となるように基準化した値を用いた. さらに 9) 年代ダミーに関しては, 設計基準やコンクリート材料の変遷が剥離・剥落過程に及ぼす影響を考慮するために設定した. 1983年と1984年で区分した点に関しては, 区分年を1980年から1990年まで1年刻みで設定し, 各区分年を境にサンプルを2分して, 区分年の以前か, 以降かを式(33b)と同様の特性変数として捉え, モデル推計を行った. その結果, 最も説明力の強い (最も t-値が高い: t-値については 4.(2) で詳述) 区分年が1983年以前, 1984年以降となった.

(2) ポアソン発生モデルの推計と要因分析

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. 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 (1)RC床版およびPC床版と, (2)RC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, (1)RC床版およびPC床版を中心に述べる.

はじめに, 4.(1) で設定した9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,

$$\lambda_{ji} = \mu_{ji} \varepsilon_j = \exp(\beta_1 + \beta_2 x_{2,ji}) \varepsilon_j \quad (34)$$

と定義できる. 式中, β_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 β_2 で表す. さらに, 検討し

表-2 ポアソン発生モデルの推計結果 (RC床版, PC床版)

	定数項 β_1	種別 β_2	径間長 β_3	年代 β_4	ϕ
推計値	-1.98	0.723	6.12e-03	-1.45	0.852
t-値	21.5	13.5	5.84	-37.1	31.8
AIC	20045.0				

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, 具体的な事例として表-2を参照されたい. 同表は, 複数の特性変数の影響を同時に考慮した, RC床版と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 (β_3) に着目すると, $\beta_3 = 6.12e-03$, 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 β_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, β_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を意味し, 一般的な認識と整合的ではない. したがって, β_3 の符号が負の場合には, 符号条件を満足しないとして判断し, β_3 を除外する. 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 β_3 の推計値 ($\beta_3 = 6.12e - 03$) 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 (及ぼさないとは言えない) 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(34)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ために, 情報量基準 AIC の算出を行った. AIC の算定式は,

$$AIC = -2 \ln(\mathcal{L}) + 2k \quad (35)$$

である. ここで, \mathcal{L} は対数尤度, k は自由パラメータの数を表す. 今回, 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. 対象とした橋梁群においては, 床版かぶりコンクリー

表-3 ポアソン発生モデルの推計結果 (RC ホロー)

	定数項	1983	ϕ
	β_1	β_2	
推計値	-1.66	-1.27	0.713
t-値	63.7	-31.4	27.7
AIC	17497.3		

トの剥離・剥落過程に対して、1) 種別ダミー、2) 径間長、9) 年代ダミーの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、年代ダミー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ことで、剥離・剥落過程を推計できるのみならず、対象となる社会基盤施設群において、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。

(3) ポアソン発生モデル

表-2の推計結果を用いて、具体的な剥離・剥落過程を記述する。最適モデルのポアソン到着率は、

$$\lambda_{ji} = \mu_{ji}\epsilon_j = \exp(-1.98 + 0.723x_2 + 6.12e^{-3}x_3 - 1.45x_4) \quad (36)$$

として与えられる。ただし、異質性パラメータに関しては、ひとまず $\epsilon_j = 1.0$ とし、 x の下付添字 ji は省略した。このとき、式(1)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、特性変数を設定することにより、様々な床版を対象とした剥離・剥落過程のモデル化が可能である。しかし、ここでは標準的な床版として、1983年以前に建設された径間長が39.0m(サンプルの平均値)のRC床版に着目する(以下、標準モデルと称する)。図-5には、標準モデルを対象とした剥離・剥落発生の確率分布(ポアソン分布)を示している。比較のために、供用開始後5年、10年、20年経過後($z_i = 5, 10, 20$)のポアソン分布を図示している。5年経過時点では剥離・剥落数1個をピークとして分布が形成されているが、時間の経過とともにピークが右方

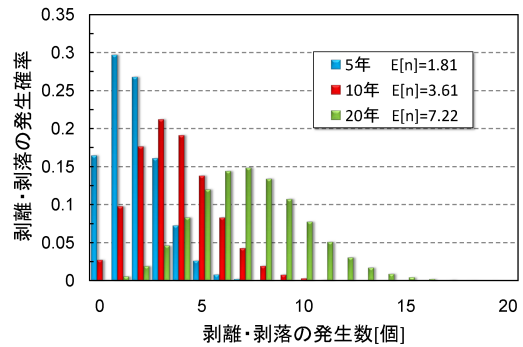


図-5 剥離・剥落のポアソン分布 (標準モデル: 1983年以前建設された径間長が39.0mのRC床版)

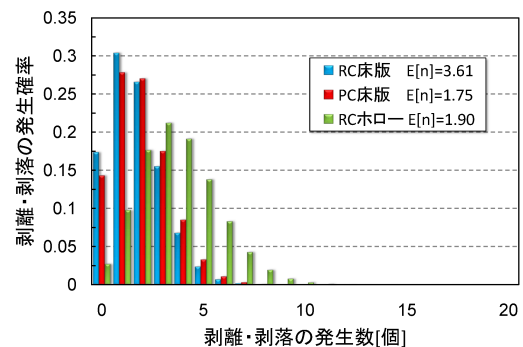


図-6 剥離・剥落のポアソン分布 (床版種別, 10年経過時点)

向にシフトしていく様子を確認することができる。これは時間の経過に伴って、剥離・剥落数の期待値 $E[n]$ が増加していることに他ならない。

さらに、図-6では床版種別によるポアソン分布の相違を確認する。同図にはRC床版の標準モデルに加えて、PC床版とRCホローの3種類の床版に対するポアソン分布を示している。標準モデルと条件を統一するために1983年以前に建設された径間長39.0mの床版の10年経過時点におけるポアソン分布をそれぞれの床版に対して設定した。ただし、RCホローに関しては、特性変数として径間長が採用されなかったため、年代のみを1983以前に設定した。RC床版、RCホロー、PC床版の順に、剥離・剥落が発生する確率が高いことが読み取れる。

上記の推計結果を用いて、分布関数を算出する。供用を開始してから径間 i において、 z_i 年後に剥離・剥落が N 個以上発生する確率(分布関数)は、

$$P(n_i(z_i) \geq N) = 1 - \sum_{n_i=1}^{N-1} P(n_i(z_i) = n_i) \quad (37)$$

と定義できる。式(37)の分布関数に基づいて、図-7に剥離・剥落発生の累積確率を示す。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。図-6

表-4 各管理事務所における異質性パラメータ

管理事務所	A	B	C	D	E	F	G	H	I	J
ε の推計値	0.9924	0.9864	0.8992	0.7300	0.0695	0.4237	0.7878	0.3748	0.3498	0.3595

表-5 各管理事務所における RC 床版比率

管理事務所	A	B	C	D	E	F	G	H	I	J
RC 床版の割合	89%	96%	87%	94%	52%	65%	76%	55%	64%	62%
建設年代	'74-'97	'78-'83	'79-'93	'74-'01	'88-'05	'88-'93	'74-'96	'86-'92	'89-'05	'89-'03

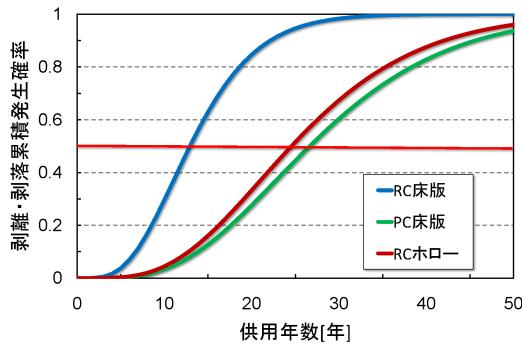


図-7 剥離・剥落 5 個以上の累積発生確率 (1983 年以前)

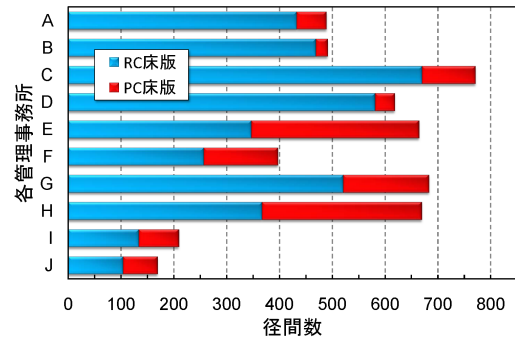


図-9 各管理事務所の径間数と床版種比率

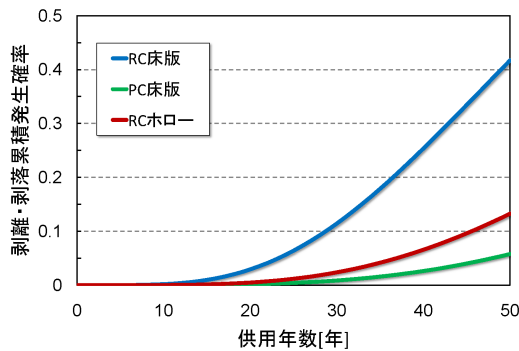


図-8 剥離・剥落 5 個以上の累積発生確率 (1984 年以降)

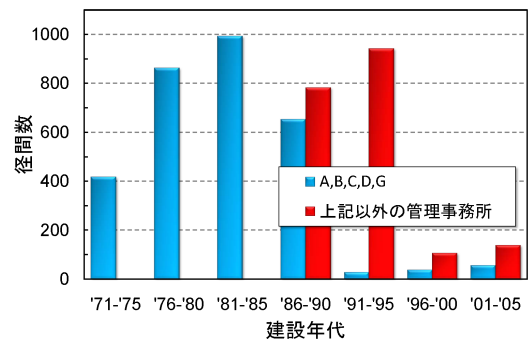


図-10 各管理事務所の橋梁建設年代

と同一の条件で 3 種類の床版に対する累積確率を比較すると、先ほどと同様に 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が読み取れる。実際に剥離・剥落数が 5 個以上になる確率が 50%に到達するのは、RC 床版が 12.9 年であるのに対して、RC ホローは 24.6 年、PC 床版は 26.6 年と、他の床版よりも 2 倍程度早くなっている。また、図-8 には 1984 年以降に供用が開始された 3 種類の床版に対する累積確率を示す。1983 年以前と比較すると、剥離・剥落数が少なくなっていることが理解できる。この要因に関しては 6.(4) で考察する。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の記述は割愛する。

(4) 異質性を考慮した剥離・剥落の発生過程

式 (19) に基づいて、ランダム比例ポアソン発生モデルの β と ϕ についてはすでに推計を行った (表-2)。つぎに、対象路線内にある 10 箇所の管理事務所ごとに部分尤度関数を定義し、式 (23) 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。表-5 に各管理事務所の橋梁 (径間) の概要を、さらに図-9 と図-10 にそれらの詳細を示す。劣化の早い 5 箇所の管理事務所では RC 床版の比率が高いこと、建設年代が古いことが読み

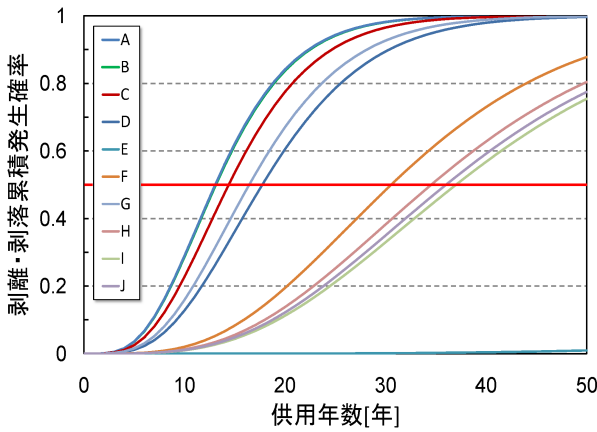


図-11 剥離・剥落 5 個以上の累積発生確率 (管理事務所別の標準モデル)

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 箇所の管理事務所に関する剥離・剥落の累積確率を式 (37) に基づいて図-11 に示すと、表-4 の関係がより明確に理解できる。これらは全て標準モデルに対して剥離・剥落が 5 個以上発生しているケース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。実際に 5 箇所の管理事務所の中で最も剥離・剥落の進行が早い事務所 A では累積確率が 0.5 に到達する年数が 13.0 年であるのに対して、最も進行が遅い事務所 D では 17.7 年となっている。図-9 と図-10 に示したように、床版種別や建設年代の相違はポアソン発生モデルの特性変数として考慮されているが、異質性を考慮することでより詳細な分析が可能となる。なお、これらの 5 箇所の管理事務所管理する橋梁は、その建設年代から考えて、1) コンクリートに海砂を含んでいる可能性が高い、2) 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。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、実務経験に代表される暗黙知、すなわち専門技術者が頭の中で主観的に展開してきた意思決定問題に対して、現象のモデル化し、実務で獲得された情報でモデル推計を行い、意思決定モデルを構築することで、暗黙知の定量化や視覚化が可能となる。

管理事務所による劣化過程の相違を特性変数で表現すると、2. で述べたように事務所に関するダミー変数

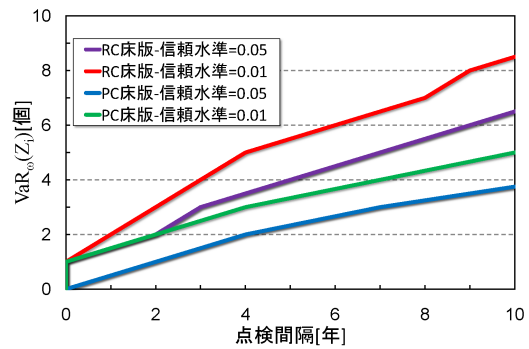


図-12 剥離・剥落発生数に対する VaR

が 9 個必要となり、推計が著しく困難となる。一方で、事務所単位にサンプルを分割して個別にポアソン発生モデルを推計すると、サンプル数の少ない事務所では推計に支障をきたす。異質性パラメータを導入することにより、これらの問題が解決されることを理解してほしい。また、管理事務所というアセットマネジメント上の意思決定に関する基本単位となるパラメータを異質性パラメータに設定することで、それぞれの相对比较を容易に実施することができ、意思決定の効率化・視覚化に貢献することが可能となる。

(5) VaR 指標に基づく最適点検政策

対象橋梁群に対する最適な点検間隔を決定するために、5.(2) で述べた VaR 指標に基づいて、任意のリスク信頼水準に対するリスク管理限界を満足するような最適な点検間隔を決定する。リスク管理の VaR 指標は、剥離・剥落発生数を基準にした指標である。

ランダム比例ポアソン発生モデルを用いて、剥離・剥落発生数に関するリスク管理指標 $VaR_{\omega}(z_i)$ (式 (27)) を求めた。当然ながら、VaR 指標は全ての橋梁に対して算定できる。しかし、その結果は膨大な量となるために、ここでも標準モデル (RC 床版、径間長 39.0m, 1983 以前の建設) と標準モデルと同条件の PC 床版に着目する。図-12 は、点検間隔 z_i と、リスク信頼水準 $\omega = 0.01$ に対応する VaR 指標 $VaR_{0.01}(z_i)$ と $\omega = 0.05$ に対応する $VaR_{0.05}(z_i)$ の関係を分析した結果を示している。点検間隔の基本単位として年を採用している。当然ながら、同一の点検間隔のもとでは、PC 床版よりも RC 床版の方が剥離・剥落の発生数は多い。さらに、信頼水準 $\omega = 0.01$ の方が大きな VaR 指標値を示している。例えば、RC 床版に着目すれば、点検間隔を 5 年に設定すると、信頼水準 $\omega = 0.01$ のもとではその間に剥離・剥落が 5 個以上発生する確率が 1%であることを意味している。言い換えれば、5 年に一度の点検を実施することで、99%の床版に対しては剥離・剥落の発生数を 5 個以下に抑えることができる。

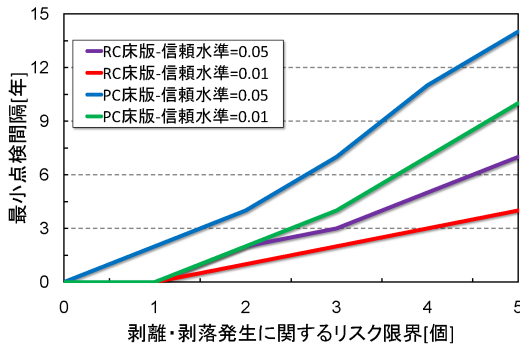


図-13 リスク管理限界と最小点検間隔

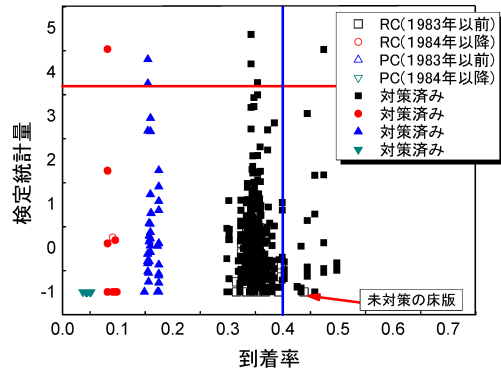


図-14 重点管理径間の抽出 (管理事務所 A)

表-6 各管理事務所における対策前のリスク限界 [5 個] における最小点検間隔 (但し, 20 年以上は-と表示)

	RC 床版 $\omega = 0.05$	RC 床版 $\omega = 0.01$	PC 床版 $\omega = 0.05$	PC 床版 $\omega = 0.01$
A	7	4	15	10
B	7	5	15	10
C	8	5	16	11
D	9	6	-	13
E	-	-	-	-
F	17	11	-	-
G	9	6	-	13
H	19	13	-	-
I	-	14	-	-
J	-	13	-	-

また、図-13は、剥離・剥落の発生数に関するリスク管理限界 \bar{U}_i と、集合 $\Omega_\omega(\bar{U}_i)$ (式(28)) の最小値で定義される最小点検間隔の関係を示している。この図から、標準モデルにおいては、例えば信頼水準を $\omega = 0.01$ 、リスク管理限界を 5 個と定めると、最小点検間隔は 4 年となることがわかる。一方で同一条件であっても、PC 床版の場合には最小点検間隔は 10 年となる。

以上は標準モデルに対する検討であったが、分析の対象とした全ての RC 床版と PC 床版に対してリスク信頼水準 $\omega = 0.01$ と $\omega = 0.05$ 、リスク管理限界 5 個という条件を満足する最適点検間隔を算出した。10 箇所の管理事務所ごとに最小点検間隔を整理すると、表-6 のようになる。当然ながら、ランダム比例ポアソン発生モデルにおいて、剥離・剥落の発生数が多いと推計された管理事務所 A, B, C, D, G の点検間隔は短くなる。特に管理事務所 A に関しては 4 年となっており、現行の点検マニュアル(西日本高速道路: 保全点検要領(構造物編)³¹⁾ で規定された近接目視点検の間隔 5 年では、今回暫定的に設定した設定した条件(リスク信頼水準 $\omega = 0.01$ 、リスク管理限界 5 個)を満足しない可能性がある。ただし、リスク信頼水準とリスク管理限界の設定に関しては確定的な方法論が存在しないために、実務的な制約を勘案しながら本研究で提示した方法を試行錯誤的に繰り返すことが重要である。

(6) 補修・対策の優先順位の決定

床版かぶりコンクリートの剥離・剥落に対する補修優先順位、あるいは剥離・剥落リスクを回避するための防護ネットの設置順位を決定することは管理者にとって重要な実務的課題である。そこで、本研究では、異質性を考慮した混合ポアソン到着率と、5.(3) で提案した重点管理径間の抽出方法に基づいて、優先順位の決定手法を提示する。混合ポアソン到着率は剥離・剥落の数量、重点管理径間は同一条件の下での剥離・剥落発生数の異質度合を表す。

具体的な事例として、図-14に、管理事務所 A の全床版に対する、混合ポアソン到着率とスミルノフ・グラフ検定統計量を示す。混合ポアソン到着率に関しては有意水準 95% の臨界値が 0.40 (図中、青線)、検定統計量に関しては有意水準 95% の臨界値が 3.69 (図中、赤線) である。これらの数値を上回る床版が補修・対策の優先順位が高くなる。ただし、当然ながらこれらの上限値は解析条件に応じて変化する。混合ポアソン到着率によって、剥離・剥落に影響を及ぼす要因が顕著な床版(環境条件が厳しい床版: 今回の場合には 1983 以前に建設された径間が長い橋梁の RC 床版) が抽出される。一方で、検定統計量に着目することで、同一条件下で剥離・剥落が相対的に顕著な床版が抽出される。すなわち、PC 床版のように剥離・剥落数の絶対数では少数であったとしても、その他の PC 床版と比較して剥離・剥落数が多い場合には重点管理径間として抽出されることになる。したがって、図-14において、混合ポアソン到着率と検定統計量の両者で有意水準 95% の臨界値を上回る床版に対しては優先的に補修、あるいは防護ネット対策を実施する必要がある(第 1 グループ)。つぎに、混合ポアソン到着率のみで臨界値を上回る床版を第 2 グループ、検定統計量のみで臨界値を上回る床版を第 3 グループとして選定することになる。

西日本高速道路株式会社において補修対策が実施済

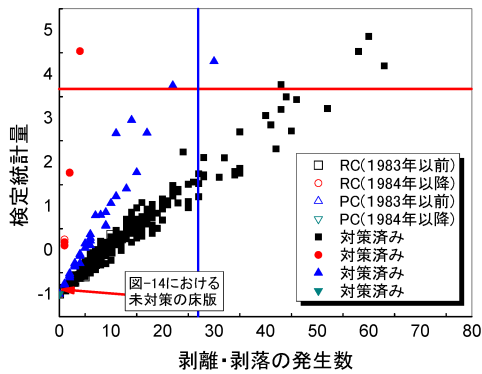


図-15 重点管理径間の抽出 (管理事務所 A)

みの床版に対して、同図中に塗りつぶして表示し、対策実施の有無を識別できるようにしている。ただ、管理事務所 A はこれまで確認してきたように、剥離・剥落の発生頻度が最も高い路線を管理している。この点は実務においても十分に認識されており、すでに補修対策が十分に取られていることが理解できる。しかしながら、第 2 グループに 1 点だけ未対策の床版が存在している (図中、矢印)。これに関して、図-15 に横軸として混合ポアソン到着率ではなく、剥離・剥落発生数を採用した結果を示す。剥離・剥落発生数は実務的経験と整合的な指標であり、同図においては、第 1 から第 3 グループまで未対策床版は存在しないことがわかる。このことから、当該橋梁の床版は、混合ポアソン到着率で採用した特性変数の条件は厳しい (径間長が長い 1983 年以前に供用が開始された RC 床版である) もの、実際に観測された剥離・剥落数は少ないことが理解できる (実際に当該径間の検定統計量は-1に近い)。さらに、図-16 と図-17 には管理事務所 G の床版の事例を示す。こちらは重点管理径間に属する複数の床版への対策が未実施となっている。この点に関しては、これらの橋梁の当該径間は山林等に位置し、さらに交差道路等が近接していないことから、剥離・剥落による第三者被害が発生しないと判断し、補修対策を実施していない。なお、当然ながら、本手法はあくまでも補修対策の実施に関する一提案である。したがって、仮に重点管理径間として抽出された一部の床版の対策が未実施であったとしても、安全対策が不十分であることに直結しないことを断っておく。しかしながら、一方でこのような対策優先順位を多角的に検討することや、意思決定のプロセスを視覚化することに対する継続的な努力が重要であることは論を俟たない。

また、このような分析を通して、補修・対策の優先順位の決定に加え、それらの達成度を視認することが可能となる。さらに、補修対策済みの床版を除いて、改めて表-5 と同様に各管理事務所ごとの最小点検間隔を算

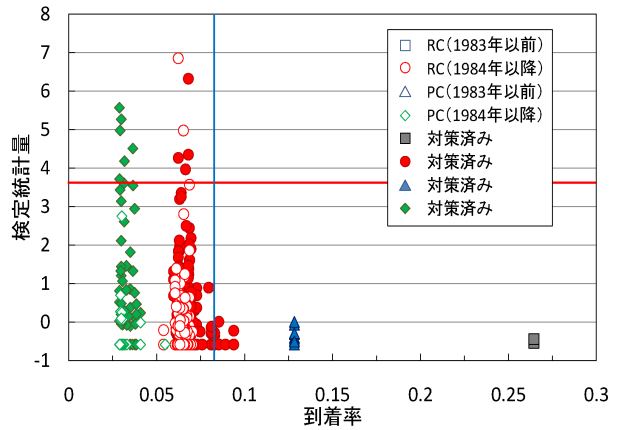


図-16 重点管理径間の抽出 (管理事務所 G)

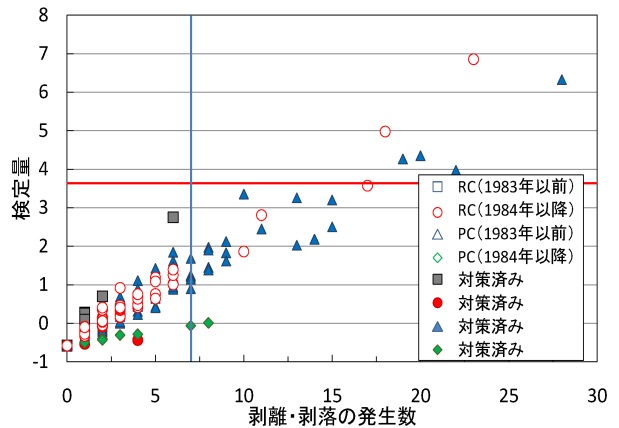


図-17 重点管理径間の抽出 (管理事務所 G)

出ることによって、対策効果を点検間隔の延長、あるいは点検費用の縮減という形で把握することができる。なお、今回の場合には、全路線においてすでに十分な補修対策が講じられているために、それらの床版を除いた後の最小点検間隔は 20 年以上となった。もちろん、目視点検は剥離・剥落のみを対象として実施されているわけではないので、この結果をもって、当該路線の点検間隔を決定することは妥当ではない。しかし、このような検討を通して、現状では時間依存的に実施されている目視点検を状況依存的に実施することも可能になる。

(7) 実用化への示唆

本研究においては、リスク管理指標として、リスク信頼水準とリスク管理限界を取り上げ、それらに基づいて点検間隔を決定するための方法論を提示した。ところが、これらのリスク管理指標に関しては一意に決定するための一般的な方法論は存在しない。これは、点検間隔を変数として、費用とリスクがトレードオフ関係にあることに起因する。したがって、本研究におい

てもリスク管理限界5個という数値は暫定的に決定した(1径間でリスク管理限界5個は多いと考えられるが、本研究の場合には微小な浮きや、点検時点でたき落としたものも含まれている)。前にも触れたように、実務的な制約を勘案しながら本研究で提示した方法を試行錯誤的に繰り返すことが重要である。また、リスク信頼水準とリスク管理限界の設定を見直すことにより、点検間隔が変動することにも留意されたい。

ただし、以上のようなリスク管理指標の設定が課題となるのは、アセットマネジメントが自律的予算調達手段として機能している場合であると考えられる。しかし、残念ながら現在の社会情勢においては、アセットマネジメントが自律的予算調達手段として機能していることは極めて希である。大半のケースでは事前に予算制約が定められており、その予算制約の中で維持管理に関する意思決定を行っていくことが求められる。このような他律的な予算調達手段としてアセットマネジメントが機能している場合には、現状の点検政策により達成できるリスク信頼水準とリスク管理限界を定量的に示すことがまずは重要となる。その上で、リスク管理指標を含む道路サービス水準の明示に努め、さらに継続的政策改善を実施していくことで説明責任を果たさなければならない。そして、そのような実績を積み重ね、土木技術者の意思決定プロセスに対する信頼を獲得して、アセットマネジメントを自律的予算調達手段に転換することが必要である。その段階では、補修費用、第三者リスク費用を考慮した上で、費用とリスクのトレードオフ分析³²⁾を行うことで、現状の点検で達成できるリスク管理指標を定量的に評価することが可能となる。

7. 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を基本とする、ランダム比例ポア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。以下に得られた主な知見を整理する。今回対象とした道路区間においては、床版の劣化に影響を及ぼす要因として、床版種別、径間長、建設年代が影響することがわかった。目視点検データより推計した結果に基づくポアソン発生モデルにより、例えば、1983年以前の径間長39.0mのRC床版(標準モデル)であれば、剥離・剥落が5個以上発生する確率が50%に到達する時間は12.9年であった。一方で、同一条件下であっても、PC床版であれば、26.6年であった。さらに、路線間の異質性を評価することによって、同一条件下であっても、劣化の速さには約2倍の差が生じることもわかった。特に本研究においてこのような差異をもたらした要因は、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変更、コンクリートに海砂を含んでいたことがあげられる。さらに、剥離・剥落発生数に基づくリスク管理指標を設定することにより、最適な点検間隔を決定することができる。実際に、標準モデルにおいては、リスク信頼水準1%、リスク管理限界5個の場合、最小点検間隔は4年であった。また、補修や防護ネットなどの対策優先順位を決定する手法を提案し、優先順位の高い床版を列挙した結果、そのほとんどがすでに補修対策済みであることが判明した。

一方で、今後の課題として以下を指摘しておく。1つは、今回の分析はある特定の道路区間を対象としたものであり、今後道路区間を拡大していく必要がある。その結果として、採用される特性変数や、ポアソン発生モデルが精緻化され、より汎用性の高い推計結果を得ることで普遍的な意思決定が可能となる。いま1つは、本研究では到着率が時間に依存しないという仮定を設定した。今後の分析により、剥離・剥落の発生数が時間依存性を有することが判明した場合には、到着率の時間依存性を考慮したモデルへの改良が必要となる。

なお、本研究の実施に際しては、西日本高速道路エンジニアリング中国株式会社・刈山茂喜課長、横山和昭調査役から貴重なご助言を賜った。また、アセットマネジメント全般に関して、第一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) McNeil, J. A., Frey, R. and Embrechts, P.: *Quantitative Risk Management*, Princeton University Press, 2005.
- 2) 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.
- 3) 堤知明, 松島学, 村上祐政, 関博: 腐食ひび割れの発生機構に関する研究, 土木学会論文集, N0.532/V-30, pp.159-166, 1996.
- 4) 松島学, 中川貴之, 堤智明: 塩害を受けた既設構造物の劣

- 化予測に関する研究, 土木学会論文集, No.679/VI-51, pp.93-100, 2001.
- 5) 中川裕之, 田中大博, 横田優, 松島学: 塩水を用いた乾湿繰返し促進腐食実験によるひび割れモードとひび割れ発生時の腐食量, 土木学会論文集 E, Vol.64, No.1, pp.110-121, 2008.
 - 6) 大賀宏行, 長瀧重義: 促進試験によるコンクリートの中性化深さの予測と評価, 土木学会論文集, No.390/V-8, pp.225-233, 1988.
 - 7) 佐伯竜彦, 大賀宏行, 長龍重義: コンクリートの中性化機構解明, 土木学会論文集, No.413/V-12, pp.99-108, 1990.
 - 8) 魚本健人, 高田良平: コンクリートの中性化速度に及ぼす要因, 土木学会論文集, No.442/V-17, pp.109-118, 1992.
 - 9) 前田幸雄, 松井繁之: 鉄筋コンクリート床版の押抜きせん断耐荷力の評価式, 土木学会論文集, No.348/V-1, pp.133-141, 1984.
 - 10) 松井繁之, 前田幸雄: 道路橋 RC 床版の劣化度判定法の一提案, 土木学会論文集, No.374/I-6, pp.419-426, 1986.
 - 11) 阪神高速道路公団: 道路橋 RC 床版のひび割れ損傷と耐久性, 1991.
 - 12) 石橋忠良, 古谷時春, 浜崎直行, 鈴木博人: 高架橋等からのコンクリート片剥落に関する調査研究, 土木学会論文集, No.711/V-56, pp.125-134, 2002.
 - 13) 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.
 - 14) 轟俊太郎, 曾我部正道, 谷村幸裕, 松橋宏治: 鉄筋腐食によるかぶりコンクリート剥落の実態調査, コンクリート工学年次論文集, Vol.32, No.1, pp.1103-1108, 2010.
 - 15) 松本光矢, 曾我部正道, 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.
 - 16) 津田尚胤, 貝戸清之, 青木一也, 小林潔司: 橋梁劣化予測のためのマルコフ推移確率の推定, 土木学会論文集, No.801/I-73, pp.68-82, 2005.
 - 17) 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.
 - 18) 青木一也, 山本浩司, 津田尚胤, 小林潔司: 多段階ワイブル劣化ハザードモデル, 土木学会論文集, No.798/VI-68, pp.125-136, 2005.
 - 19) Lancaster, T.: *The Econometric Analysis of Transition Data*, Cambridge University Press, 1990.
 - 20) Gourieroux, C.: *Econometrics of Qualitative Dependent Variables*, Cambridge University Press, 2000.
 - 21) 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用, 土木学会論文集 F, Vol.64, No.2, pp.115-129, 2008.
 - 22) 小濱健吾, 岡田貢一, 貝戸清之, 小林潔司: 劣化ハザード率評価とベンチマーキング, 土木学会論文集 A, Vol.64, No.4, pp.857-874, 2008.
 - 23) Fisher, R. A.: The negative binomial distribution, *Annals of Eugenics*, Vol.11, pp.182-187, 1941.
 - 24) 磯田和男, 大野豊: 数値計算ハンドブック, オーム社, 1990.
 - 25) 東京大学教養学部統計学教室編: 統計学入門, 東京大学出版会, 1991.
 - 26) Cameron, A. C. and Trivedi, P. K.: Regression-based tests for overdispersion in the Poisson model, *Journal of Econometrics*, Vol.46, pp.347-34, 1990.
 - 27) Maher, M. J. and Summersgill, I.: A comparative methodology for the fitting predictive accident models, *Accident Analysis & Prevention*, Vol.28, pp.281-296, 1996.
 - 28) Lawless, J. F.: Negative binomial and mixed Poisson regression, *Canadian Journal of Statistics*, Vol.15, pp.209-225, 1987.
 - 29) Piegorisch, W. W.: Maximum likelihood estimation for the negative binomial dispersion parameter, *Biometrika*, Vol.46, pp.863-867, 1990.
 - 30) 前野昌弘, 三國彰: 解析統計, 日本実業出版社, 2000.
 - 31) 西日本高速道路株式会社: 保全点検要領 (構造物編), 2006.
 - 32) 小濱健吾, 貝戸清之, 小林潔司, 加藤俊昌, 生田紀子: 道路障害リスクと道路巡回の合理化方策, 建設マネジメント論文集, 土木学会, Vol.14, pp.87-98, 2007.

(2010. 12. 14 受付)

PEELING/FALLING OF PROTECTIVE COVERING CONCRETE AND ITS OPTIMAL INSPECTION POLICY

Kiyoyuki KAITO, Ryosuke OKIZUKA, Tetsuo ITO, Kenji HASHIZUME
and Munehiro DEGUCHI

In order to maintain and manage infrastructures appropriately under a budget constraint, it is necessary to grasp the processes of deterioration and damage, which are the targets of visual inspection, specify the criteria for risk management, and determine inspection cycle. This study is focused on the peeling/falling of the protective covering concrete of expressway bridge slabs, formulates its process with the Poisson model, and proposes a model that can take into account some effects on peeling/falling. This study proposes a random proportional Poisson model for discussing the heterogeneity of the peeling/falling of concrete of individual slabs. Then, the criteria for risk management regarding peeling/falling are specified, and a method for determining optimal inspection cycle that satisfies the criteria for risk management is proposed. Lastly, the appropriateness of the proposed model is discussed empirically, by applying it to actual expressways.