

戦略的創造研究推進事業（社会技術研究開発）

「科学技術イノベーション政策のための科学

研究開発プログラム」

「科学的エビデンスに基づく社会インフラの

マネジメント政策形成プロセスの研究」

## 研究開発実施終了報告書

研究開発期間 令和元年10月～令和5年3月

貝戸 清之

(大阪大学大学院工学研究科 准教授)

## 目次

|                                   |    |
|-----------------------------------|----|
| 0. 研究開発の概要.....                   | 2  |
| 1. プロジェクトの達成目標.....               | 3  |
| 2. 研究開発の実施内容.....                 | 3  |
| 2-1. 研究開発実施体制の構成図.....            | 3  |
| 2-2. 実施項目・研究開発期間中の研究開発の流れ.....    | 4  |
| 2-3. 実施内容.....                    | 5  |
| 3. 研究開発結果・成果.....                 | 10 |
| 3-1. プロジェクト全体としての成果.....          | 10 |
| 3-2. 実施項目ごとの結果・成果の詳細.....         | 10 |
| 3-3. 今後の成果の活用・展開に向けた状況.....       | 54 |
| 4. 研究開発の実施体制.....                 | 56 |
| 4-1. 研究開発実施者.....                 | 56 |
| 4-2. 研究開発の協力者・関与者.....            | 58 |
| 5. 研究開発成果の発表・発信状況、アウトリーチ活動など..... | 58 |
| 5-1. 社会に向けた情報発信状況、アウトリーチ活動など..... | 59 |
| 5-2. 論文発表.....                    | 61 |
| 5-3. 口頭発表（国際学会発表及び主要な国内学会発表）..... | 62 |
| 5-4. 新聞報道・投稿、受賞など.....            | 64 |
| 5-5. 特許出願.....                    | 65 |
| 6. その他（任意）.....                   | 65 |
| 付録I. マルコフ劣化ハザードモデル.....           | 69 |
| 付録II. 混合マルコフ劣化ハザードモデル.....        | 73 |

## 0. 研究開発の概要

### 1. 対象とした政策や政策形成プロセス、およびその課題

道路、橋梁、トンネルなどに代表されるインフラの老朽化が顕在化し社会問題化する中で、その補修や更新に関するマネジメント政策の重要性が増している。しかし、現状のマネジメント政策は、ベテラン技術者の長年の経験、勘と知識（特に、現場でインフラの健全性を目視点検によって評価して、投資タイミングを見抜く能力、劣化や寿命を予測する能力）に基づいて形成されている。しかし、これはいわゆる前例、経験に基づく政策形成であるという批判を免れず、① 高度経済成長期整備された我が国のインフラの団塊的の老朽化、② 日本社会のダウンサイジング（人的・予算的リソース縮小、既存インフラの取捨選択）、③ ベテラン技術者の経験・知識と、センサー・ドローン・ICT・AIなどの革新的技術の混在など、インフラおよびその周辺環境の劇的な変化の中で、今後、適切なリソース配分が困難になるという実務的課題がある。したがって、科学的エビデンスに基づく政策形成のための方法論を確立させ、老朽化インフラの補修・更新の経済的合理化を図り、同時にインフラ利用者の安全・安心を確保していくことが重要となっている。

### 2. 「科学技術イノベーション政策のための科学」としてのリサーチ・クエスチョン

(1) 「点検ビッグデータを用いたデータサイエンス技術によってインフラの寿命や、補修・更新に関する需要を予測する（科学的エビデンスを提示する）ことは可能か」。

(2) 「劣化予測結果をどのように活用することによって老朽化インフラに対するマネジメント政策形成プロセスを進化させることができるのか」

(3) 「劣化予測結果が、補修・更新計画立案を超えたさらなる価値創造を成し得るのか」

(4) 「本プロジェクトで取り組むデータサイエンス技術が他分野（不完全情報下において意思決定・政策形成が求められる分野）のマネジメント政策形成へ適用可能であるのか」

### 3. 創出した成果により、「誰に、何を」与えたのか

インフラ管理者は、インフラを健全な状態に保つ（サービスを継続的に提供可能な状態に保つ）業務をステイクホルダーである国民（納税者）から委託されている。したがって、維持管理の必要性や意思決定の妥当性に関して説明責任を果たす義務を負っている。また、不特定多数が利用し得る公共物である社会インフラでは、マネジメントにおける説明責任はこれらの利用者に対しても同様に生じる。本プロジェクトでは、構造物の部材・損傷データに基づく補修優先順位の決定、サンプル欠損を考慮したインフラの劣化予測手法、補修・更新効果の評価手法、重点管理区域のプロファイリング手法、政策の費用効率性評価手法の開発を通して、客観的な根拠に基づく説明性や透明性のもとに、インフラ管理に対して、社会インフラのマネジメント政策形成のための方法論を提示した。

### 4. 研究開発の達成状況と限界

プロジェクトの各実施項目に対応する各種手法の研究開発という目標は達成することができ、学術的成果や実務的成果を上げることができた。これらの手法はインフラ管理を広範な視点で捉えた際の、個別のシステムや要素技術の開発に相当する。より実践的な政策形成を行うためには、DXに代表される総合化技術、システム化技術を開発し、インフラ管理の全体像捉えることが重要となる。このような統合的マネジメント構想に関して議論する場として土木学会土木計画学研究会内に、「維持修繕および防災の統合的マネジメント小委員会（委員長：貝戸清之）」を立ち上げた。また、これまで主眼が置かれてきた国土交通省が管轄するインフラ施設から、他省庁管轄のインフラ施設への管理技術の水平展開について議論する場として、日本アセットマネジメント協会内に「アセットマネジメント技術水平展開小委員会」が設置された（令和4年5月設置承認、委員長：貝戸清之）。

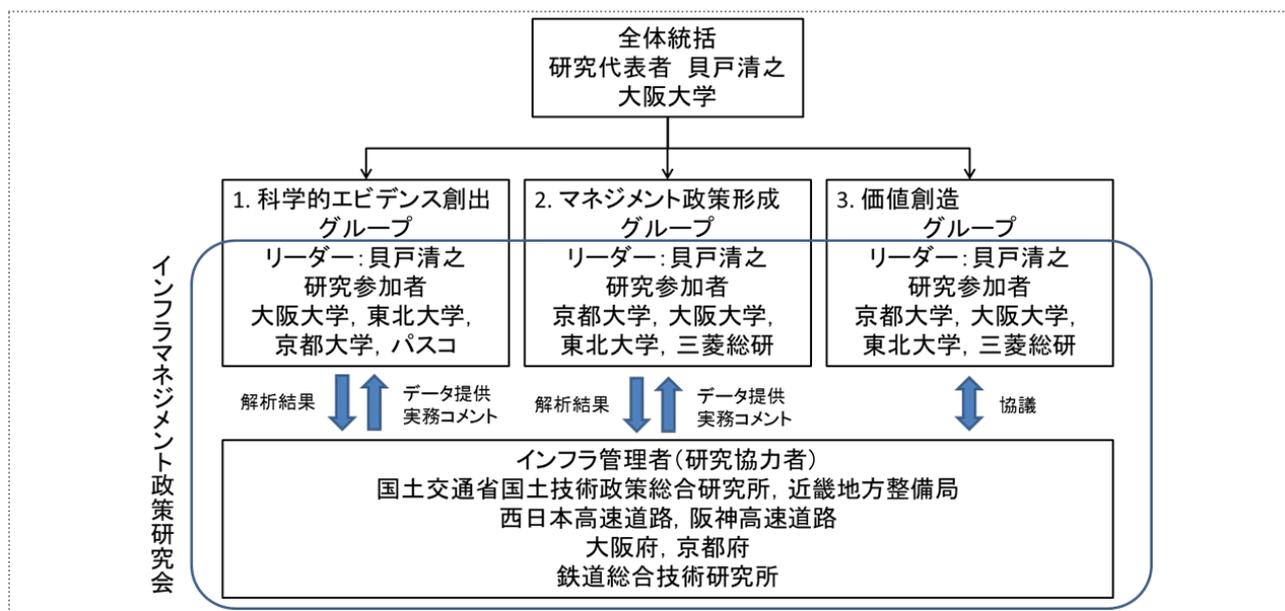
## 1. プロジェクトの達成目標

以下に本プロジェクトの達成目標を箇条書きで、アウトプット（成果物）→アウトカム（社会への影響・効果）のように列挙する。

- ・科学的根拠を政策形成へ活用するための意見集約と理解促進の仕組み作り
  - 管理者の人的・予算的リソースの制約と制約下における政策形成プロセスを明確にする。
- ・管理者が保有する点検データに応じた劣化予測手法やライフサイクル費用評価手法の開発
  - 管理者の技量に依らず、情報量に応じた政策形成の同質性と公平性を担保する。
  - 政策形成を下支えする科学的根拠の提示方法を確立する。
- ・インフラ長寿命化政策形成（個別施設毎の長寿命化計画の立案）プロセスへの試行的導入
  - インフラ長寿命化に要する社会的費用削減を達成する。
  - 本邦技術による海外途上国支援の道筋をつける（新しいインフラ輸出施策として）。
- ・インフラ点検政策形成プロセスへのバックデータの提供
  - 科学的根拠に基づく点検周期の最適化を図り、安全性確保を実現する。
- ・社会インフラのマネジメントを超えたデータサイエンス×マネジメント分野の創出
  - 土木業界における新しい技術継承，知識共有，新規ビジネスの形態を創出する。
  - 他の公共インフラ政策，教育・医療・金融政策などへの適用可能性を検討する。
  - 政策と科学の共進化を目的とする新しい科学技術分野を創出する。
- ・以上を体系的に整理した書籍の出版
  - 当該分野の広報と基礎資料の提供。

## 2. 研究開発の実施内容

### 2-1. 研究開発実施体制の構成図



〈研究開発実施体制〉

本プロジェクトでは、大きく3つのグループからなる研究開発実施体制をとった。1. 科学的エビデンス創出グループは、大阪大学・貝戸と小濱が中心となり、インフラの寿命や、補修・更新に関する需要を予測する研究開発を担当した。2. マネジメント政策形成グループは、京都大学・小林が中心となり、老朽化インフラに対するマネジメント政策形成プロセスの研究開発を担当した。3. 価値創造グループは、東北大学・水谷が中心となり、インフラ管理者の管理効率性や費用効率性を評価する研究開発を担当した。研究代表者である大阪大学・貝戸は、プロジェクトの全体統括として、全グループの研究開発で中心的役割を担った。また、研究グループの構成メンバーである株式会社パスコおよび株式会社三菱総合研究所と、データ提供者並びに実務視点からのアドバイザーとして研究協力頂いたインフラ管理者がプロジェクトの遂行に大きく寄与した。以下に各グループの役割の説明を記す。

#### (1) 科学的エビデンス創出グループ

グループの役割の説明： リサーチ・クエスチョン「点検ビッグデータを用いたデータサイエンス技術によってインフラの寿命や、補修・更新に関する需要を予測する（科学的エビデンスを提示する）ことは可能か」に対する解決策を検討するために、

- ① インフラ管理者ごとに保有情報の相違を明らかにする。
- ② 統計的劣化予測手法の開発と実際の目視点検データを用いた実証分析を行う。

#### (2) マネジメント政策形成グループ

グループの役割の説明： リサーチ・クエスチョン「劣化予測結果をどのように活用することによって老朽化インフラに対するマネジメント政策形成プロセスを進化させることができるのか」に対する解決策を検討するために、

- ① インフラの劣化予測に重大な影響を与える補修行為に対する影響を考慮した劣化予測とライフサイクル費用分析手法を開発する。
- ② 補修戦略の選定を行うための補修プロファイリング手法を提案する。

#### (3) 価値創造グループ

グループの役割の説明： リサーチ・クエスチョン「劣化予測結果が、補修・更新計画立案を超えたさらなる価値創造を成し得るのか」「本プロジェクトで取り組むデータサイエンス技術が他分野（不完全情報下において意思決定・政策形成が求められる分野）のマネジメント政策形成へ適用可能であるのか」に対する解決策を検討するために、インフラマネジメント研究会での議論を中心に、本プロジェクトにおける分析結果全体を俯瞰的に評価するとともに、政策立案を超えた本プロジェクトの波及効果、波及効果を達成するために必要な追加開発項目を抽出する。

## 2-2. 実施項目・研究開発期間中の研究開発の流れ

- 実施項目 1. インフラ管理データの相互比較検証
- 実施項目 2. インフラに対する統計的劣化予測
- 実施項目 3. 補修効果の事後評価手法の開発
- 実施項目 4. 補修プロファイリング手法の開発
- 実施項目 5. 評価実施と効果検証

| 研究開発の実施項目         | 2019年度<br>(6カ月) | 2020年度<br>(12カ月) | 2021年度<br>(12カ月) | 2022年度<br>(12カ月) |
|-------------------|-----------------|------------------|------------------|------------------|
| 1. 科学的エビデンス創出フェーズ |                 |                  |                  |                  |
| インフラ管理データの相互比較検証  | ←→              |                  |                  |                  |
| インフラに対する統計的劣化予測   | ←→              |                  | ←→               |                  |
| 2. マネジメント政策形成フェーズ |                 |                  |                  |                  |
| 補修効果の事後評価手法の開発    |                 | ←→               |                  |                  |
| 補修プロファイリング手法の開発   |                 | ←→               |                  |                  |
| 3. 価値創造フェーズ       |                 |                  |                  |                  |
| 評価実施と効果検証         | ←→              | ←→               | ←→               | ←→               |
| インフラマネジメント政策研究会   | ● ● ●           | ● ● ●            | ● ● ●            | ● ● ●            |

〈研究開発実施項目〉

## 2-3. 実施内容

### 2-3-1. インフラ管理データの相互比較検証

#### 2-3-1-1. 点群深層学習に基づく斜面の局所的異常検知

はじめに、阪神高速道路、西日本高速道路、国道（近畿地方整備局管内）の橋梁に関するデータベースに対して、点検における損傷評価の相違、データの記録方法の相違などを比較して整理した。さらに、各管理者の所有している情報の量と質の相違によって、適用可能な劣化予測モデルを分類するとともに、マネジメント政策形成という観点における各手法の特徴、利点をまとめた（図-2.1、図-2.2）。

次に、科学的エビデンス創出グループでは、1) インフラ管理に関する構造台帳、点検データ、補修履歴情報、図面などは全て独立したデータベースで管理されている、2) 管理者ごとに記録の様式も異なる、3) 今後、インフラの管理に関わるデータの蓄積が進み、マネジメント分野においても（国土交通政策として）デジタルトランスフォーメーション化が推進されることが容易に想像できる、という研究背景をもとに、記録するデータの仕様を標準化しておくことが不可欠である点が議論された。そこで、斜面・法面に対する防災点検と特定土工点検に着目して、それぞれの業務フローと、各業務における入力情報と出力情報を調査して、両点検で共有化可能な入出力情報とそれらの基盤プラットフォームとなる 3D モデルについての検討を行った。

### 2-3-2. インフラに対する統計的劣化予測

#### 2-3-2-1. 新しい統計的劣化予測モデルの提案と比較検討の実現

社会インフラの戦略的な維持管理に対するニーズの高まりを受け、統計的劣化予測手法は著しい発展を遂げている。これまで、マルコフ劣化ハザードモデルを代表とした様々な劣化予測手法が開発されており、実務への適用事例は多く存在する。しかし、各手法の有効性を体系的に比較した事例は少なく、当該構造物の維持管理に最適な劣化予測手法を選択する基

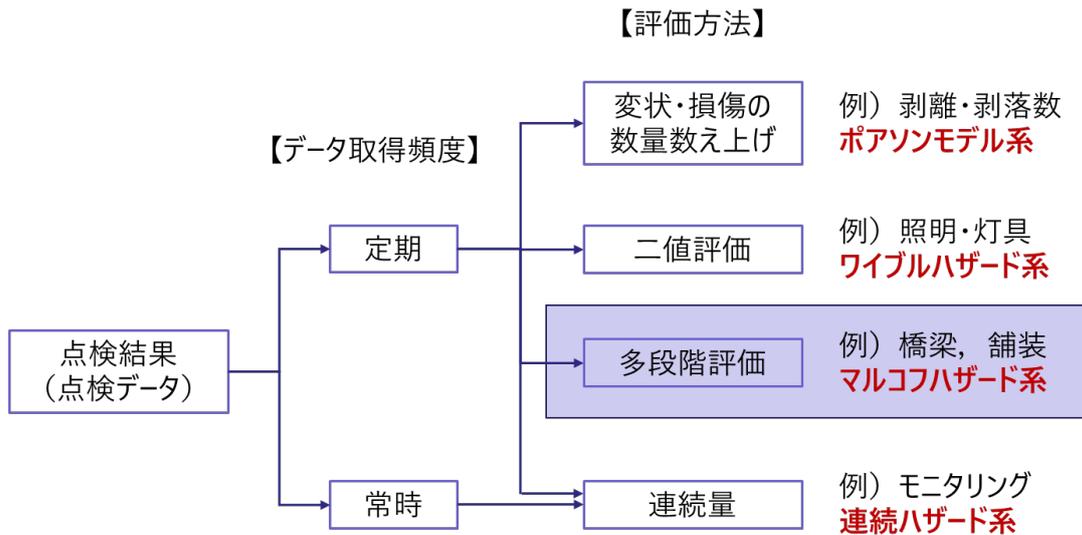


図-2.1 データ種別と予測モデルの体系的分類

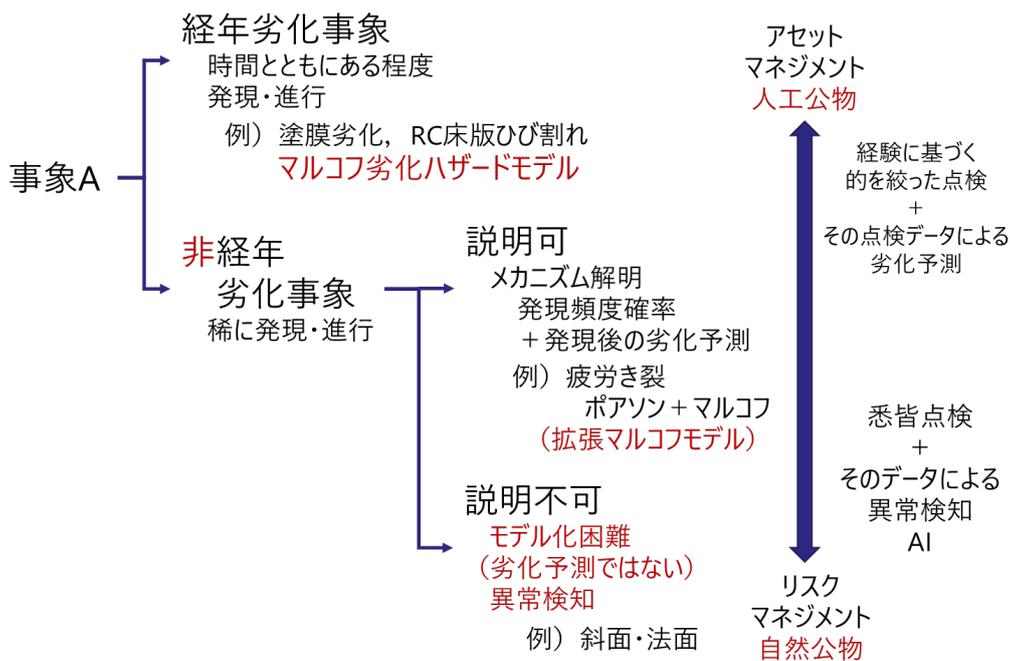


図 2.2 アセットおよびリスクマネジメント政策の形成に求められるモデルの体系的分類

準が明確化されているとは言い難い。さらに、これらの手法には実務者による適用にあたって数学的、技術的に障壁があるものが存在する。本研究では、目視点検を通じて得られた健全度推移データの数え上げを基本とした概念的に理解しやすい集計的な劣化予測手法を提案し(図 2.3 中の赤字: 拡張数え上げ手法)、既存の手法との相対比較を行った。その上で、各手法の有用性について議論し、それぞれの手法が有効的に機能する状況を明らかにすることを試みた。

### 2-3-2-2. サンプル欠損を考慮した劣化予測モデルに基づく点検時措置

代表的な社会インフラ(例えば、高速道路)では、構造物の点検データを用いて劣化速度

の推定を行おうとしたとき、そのデータのなかに、途中で補修や補強によって健全度が回復しているデータが含まれていることがある。そのようなデータを排除したり、補修前後に分けてデータとして取り入れることも可能であるが、もしそのような記録が残されていないと、補修前後の経緯が反映されず、劣化過程を実際とは乖離して扱ってしまうなどの間違いが起こり得る。このような補修に伴う点検データの欠損（補修を実施することにより、補修を実施しなければ獲得できていたはずの点検データが獲得できなくなるという意味でのデータ欠損）に伴うデータバイアスをサンプル欠損バイアスと呼ぶ。

今後インフラの老朽化に伴い、補修・補強がなされるインフラの増加が見込まれる、すなわち補修による点検データの欠損が数多く見込まれることから、サンプル欠損を考慮した統計的劣化予測モデルの定式化と推定手法の開発を行った（図 2.3 中の赤字：サンプル欠損を考慮したマルコフ劣化ハザードモデル）。具体的には、統計的劣化予測のパラメータ推定の際の尤度関数にサンプル欠損の影響を修正するための補正係数を導入することによって、サンプル欠損を考慮可能な予測手法を開発するとともに、実データを用いた劣化予測を実施した。実データは、阪神高速技術から阪神高速道路の点検データを提供して頂いた。阪神高速道路では、軽微な劣化や損傷を有する橋梁に対して点検時措置（簡易補修）を実施しており、サンプル欠損率が他の道路管理者と比較すると相対的に高いという背景がある。また、サンプル欠損バイアス問題を中心としながらも、それ以外に生じるデータの量と質の問題を解決可能な新しい劣化予測モデルの開発を目的として、科学的エビデンスとしての劣化曲線や平均寿命の精緻化と標準化を検討した。

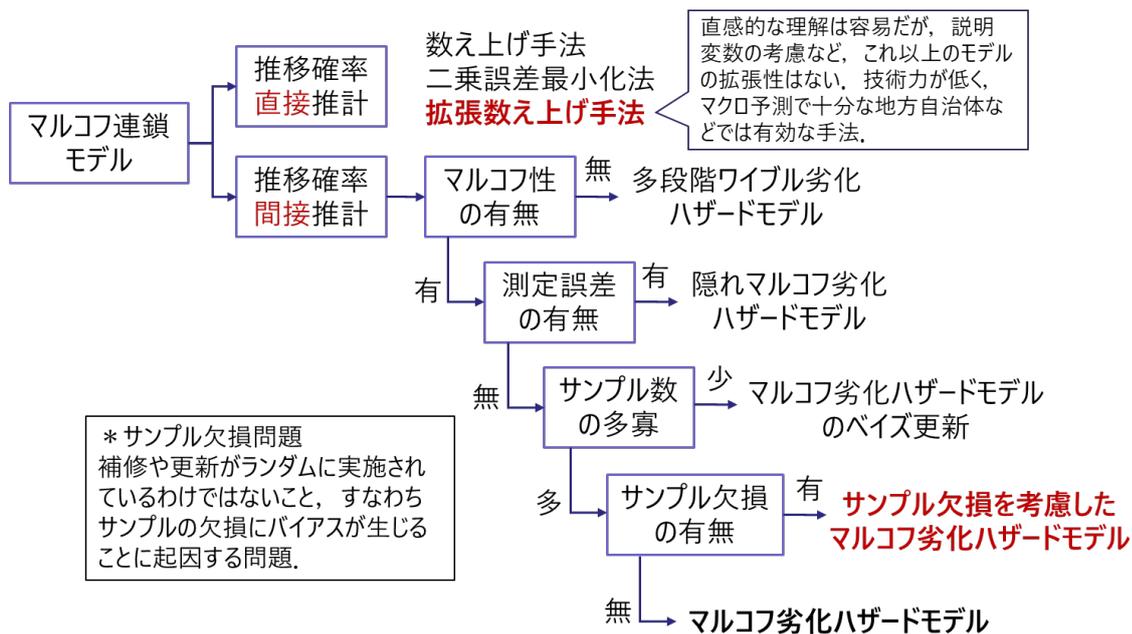


図 2.3 本プロジェクトにおける開発モデルの位置づけ（赤字）

### 2-3-3. 補修効果の事後評価手法の開発

#### 2-3-3-1. 劣化・回復過程を考慮した層別修繕によるたわみ回復量の評価

社会インフラに対する長寿命化技術に関しては、その導入効果を定量的かつ継続的に評価するための枠組みを構築しておくことがアセットマネジメントを実践していく上で重要な課題となる。そこで、長寿命化技術の導入効果を導入前後の劣化速度の差異として評価する手

法の開発を行った。その際に、長寿命化技術の導入効果が劣化過程のいずれの段階で最も発現し得るかを明らかにするために、劣化速度を規定する劣化ハザード率に対して、健全度ごとに段階的に変化する劣化異質性を考慮した混合マルコフ劣化ハザードモデルを提案した。推定された異質性パラメータの差異の有意性を仮説検定により評価し、長寿命化技術の導入効果を定量的に事後評価した。さらに、実際の点検データを用いて高速道路 RC 床版への防水層導入効果を評価し、提案手法の有用性を示した。

また、我が国の高速道路舗装では、経年に伴う構造耐荷力の低下による損傷部位の深層化が確認されている。実務においては、表層材料が密粒度から高機能へと推移したことを受けて、損傷状態に応じた層別修繕が実施されているが、構造耐荷力がどの程度回復したかは定量的な評価がなされておらず、層別修繕の効果と構造耐荷力の関係性が明らかとなっていない。そこで、舗装構造の耐荷力の推移を、1) 経年によって低下する劣化過程と、2) 修繕時に向上する回復過程との複合過程として記述する隠れマルコフ劣化モデルを開発し、構造耐荷力の劣化予測に加え、修繕時の回復を推移確率として定量的に評価することが可能とした。さらに、高速道路舗装を対象とした適用事例を通して、提案したモデルの有用性について実証した。

#### 2-3-4. 補修プロファイリング手法の開発

##### 2-3-4-1. 空間マッピングを用いた下水道管渠の状態シミュレーションと改築更新区域の抽出

老朽化した下水道管渠が増加傾向にあるなかで、管渠の改築更新工事の効率化が重要視されている。特に管渠は埋設構造物であり、地中で複雑なネットワークを形成するという性質上、管理対象全域において悉皆点検を行うことが困難であり、ある一定数の工事を集約するような改築更新工事の水平的同期化施策が有効となる。一方で、点検が実施できなくとも、管渠の劣化に影響を及ぼす属性情報であれば全域で利用可能であることが多い。そこで、部分的に獲得された点検データを用いて点検実施管渠に対する劣化予測を行ったうえで、回帰クリギングを用いて管渠の劣化異質性と属性情報の空間的関係性を表す空間マッピングモデルにより、点検未実施管渠も含めた全管渠の劣化を予測する方法論を提案した。さらに、劣化予測結果をもとに作成した健全度分布に対して、デュアルカーネル密度推定を用いて老朽管渠の空間的集積傾向を視覚化し、改築更新区域を抽出した。最後に、提案手法を大阪市の下水道管渠データに適用して、その有用性を検証した。

##### 2-3-4-2. 部材・損傷の劣化シミュレーションに基づく橋梁の補修優先順位の決定

インフラの目視点検データおよび維持管理に必要なデータは、管理者によって記録する内容が異なる（データベースの構成が異なる）。例えば、インフラの部材を最小単位として ID で管理する場合がある。このような場合には同一部材に発生した複数の劣化・損傷事象は部材単位で集約され、個々の劣化・損傷事象を把握することはできない。一方、インフラの部材に生じる劣化・損傷事象を最小単位として ID で管理する場合もある。この場合には、劣化・損傷ごとに劣化曲線の算出や、部材の寿命評価が可能となる。したがって、高速道路、国、地方自治体などの管理者のデータ（データベース）を相互比較して、点検データ（データベース）のデータ構成を把握するとともに、獲得される点検データに応じた劣化予測モデルや補修・更新の意思決定モデルを選定、必要に応じて開発することが重要となる。

本研究では、種々の記録単位で点検データが得られている際の補修優先順位手法の開発を行った。道路橋管理者は、国土交通省が示す道路橋定期点検要領に従い定期点検を行っている。その中でも、国土交通省は道路橋定期点検要領に基づいた橋梁定期点検要領に従い定期点検を行っている。橋梁定期点検要領に従い、部材単位の健全性の診断を行う際、構造上の

部材区分あるいは部位毎，損傷種類毎に行うことを基本している．また，道路橋毎の健全性の診断を行う際は，当該橋梁の対策区分の判定や，所見あるいは部材単位の健全性の診断の結果などを踏まえて総合的に判断している．補修計画の策定の際，一般的に道路橋毎の健全性の診断結果を用いるが，同一判定内の優劣がついていない．そのため，部材単位の健全性の診断を用いて，道路橋全体の健全度に関するリスク値を算出し比較することで，同一判定内の優劣を付けられる方法論を開発した．

## 2-3-5. 評価実施と効果検証

### 2-3-5-1. 確率的費用フロンティア分析に基づく政策導入効果の定量化手法の開発

インフラの統計的劣化予測結果の活用，補修効果の事後評価，補修プロファイリングの実施は，補修工法の決定や更新計画の立案など，維持管理に直接的に関わる事柄のみならず，インフラ管理者のアセットマネジメント全般に関わる多様な事柄（例えば，組織内での情報共有の高度化，職員の維持管理の力量の向上など）に対して広範囲に影響を与える．これらの影響を測定する指標として，インフラ管理者の管理効率性や費用効率性が考えられる．本実施項目では，インフラ管理者の管理効率性あるいは費用効率性を定量化するための効率性評価手法を確率的フロンティア分析に基づき開発する．具体的なインフラとして，全国の下水処理場に着目し，包括的民間委託（PFI・PPP）導入の有無に着目した効率性評価を実施する．また，インドネシア公共事業省との共同研究を通して，舗装分野における効率性評価を実施する．本実施項目で開発する効率性評価手法は，本研究で開発した統計的劣化予測手法や補修プロファイリング手法の導入効果（価値）を研究期間終了後も継続的にモニタリングするための基幹技術となり得る．

### 2-3-5-2. パラメトリック型保険の適用による社会インフラの維持更新費用の不確実性の低減

本章では，社会インフラの劣化過程の不確実性に起因する維持更新費用の不確実性への対応として，リスクファイナンスを実施する．リスクファイナンスとは，劣化速度の抑制を目的としたハードウェア施策であるリスクコントロール後の残余リスクに対するソフトウェア施策である．公的援助などの事後のリスクファイナンスには限界があり，保険や現金積立などの事前のリスクファイナンスが必要となる．財源が十分でない地方自治体では現金積立は適さないため，本研究では保険の付保によるリスクファイナンスを試みる．

保険には様々な種類があるが，本研究ではパラメトリック型保険を適用する．パラメトリック型保険とは，保険金の支払額決定に損害調査が必要である従来保険と異なり，トリガーとなる事象の発生のみを事由として予め定められた金額の保険金が支払われる保険である．従来保険では損害調査の鑑定人の性質などにより評価結果が変わることがあるが，パラメトリック型保険ではトリガーの発生で既定の金額が支払われるため，資金の使途の透明性を重要視する自治体にとっては，透明性の観点からも従来保険より優位であるといえる．さらに，保険金が即時に支払われるため，迅速に被害回復のための措置を実施できる利点も存在する．本研究では，想定される劣化過程を超過する劣化現象の生起を支払事由となるトリガーとし，計画費用と実修繕費の差分を保険金とする保険を設計する．

### 3. 研究開発結果・成果

#### 3-1. プロジェクト全体としての成果

社会インフラに対する補修等の意思決定は目視点検を通して、点検員や専門技術者の経験的判断（暗黙知）によってなされる場合が少なくない。一方で近年における社会インフラを取り巻く経済的状況は厳しく、このような意思決定プロセスの視覚化（形式知化）が重要な課題となっている。このような背景を基に、本プロジェクトでは、科学的エビデンスに基づく社会インフラのマネジメント政策形成に必要な要素技術の開発に取り組んだ。後述する5. 研究開発成果の発表・発信状況、アウトリーチ活動などにあるように、開発結果・成果は多くの論文投稿や学会での口頭発表等を通じて学術的業績としてまとめられている。また、開発された技術がインフラ管理の現場で実際の意思決定に用いられるために、本プロジェクトに研究協力者として参加していただいたインフラ管理者との議論や、インフラ管理において産官学民の連携を図るためのセミナー・シンポジウムでの講演を通して、積極的な広報活動を行っている。以下に、実施項目ごとの結果・成果を記す。いずれも、土木学会論文集に投稿済みで、近く掲載される見込みである。ここでは、インフラ管理技術に精通されていない読者を想定し編集したものを載せている。

#### 3-2. 実施項目ごとの結果・成果の詳細

##### 3-2-1. インフラ管理データの相互比較検証

###### 3-2-1-1. 点群深層学習に基づく斜面の局所的異常検知

近年 DX に代表されるデジタル化技術は社会インフラのマネジメント分野にも急速に導入されるようになってきており、従来の目視点検データから各種モニタリングデータに置き換わりつつある傾向がインフラ管理データの比較を通して読み取れた。そこで、このようなモニタリングデータを活用したマネジメントおよびその政策形成について検討を行うこととする。例えば、斜面・法面のような自然公物の場合、劣化に介在する不確実性の影響が大きく、専門技術者であっても異常を早期に検知することが難しい。このような状況下においては、斜面・法面に生じた変化を空間的に高密度な点群データを用いて異常検知する方法が有効である。社会基盤工学分野においては、MMS に代表される点群データ計測のためのレーザー計測技術が発展している。しかし、点群データは地物ごとの変状や時系列変化を容易に把握できないために、未だ実務における意思決定に十分に活用されていない。本研究では、点群データを入力とする点群深層学習に基づいた斜面・法面の局所的な異常検知手法を提案する。さらに、実際の法面を対象として、変形やはらみ出し等の局所的異常を有する法枠の検知を試み、提案手法の有効性を実証的に検証する。

#### 1. はじめに

社会インフラのアセットマネジメントにおいて、ライフサイクル費用最小化やリスク評価の観点から予防保全の重要性が指摘されている。予防保全を実現するためには社会インフラの早期異常検知が不可欠である。しかし、社会インフラの種類により、異常検知の方法やその有効性の程度が多様に異なる。たとえば、橋梁の場合、経験豊富な専門技術者の暗黙知、

あるいは目視点検データを用いた統計的劣化予測手法によって、劣化進展部材の特定や寿命評価が可能であり、早期異常検知を行うことは技術的には不可能ではない。これは橋梁が人工公物であることから、構造上の弱点部位や部材が特定され、またそれらの劣化メカニズムが解明されている場合が多く、有形無形の知見を利用可能であることに起因する。一方、本研究で対象とする斜面・法面の場合、それらの背後にある地山は自然公物であり、その構造特性や劣化過程などに介在する様々な不確実性の影響が大きい。専門技術者であっても、要監視箇所の抽出、劣化予測や異常検知が困難である。また、点検は防災を目的とした道路防災点検と防災カルテ点検、維持管理を目的とした特定土工点検に大別され、これまで前者に軸足が置かれていた。したがって、健全度判定や劣化予測を目的としたデータや知見が蓄積されていないのが現状である。

異常の発生箇所や時期、劣化進展メカニズムなどが不明な場合には、対象となる構造物に対して、時間的に長期間、空間的に高密度な計測が必要である。特に斜面に関しては長期モニタリングの重要性が指摘され、モニタリング技術に関する研究が蓄積されてきた。しかし、センサー設置数の制約から、センサー設置箇所を絞り込む必要があり、予め構造的な弱点や異常が発生する可能性のある箇所を特定しておかなければならず、適用には高度な判断が要求された。一方、空間的に高密度な計測に関しても、近年点群データの計測技術の発展が著しい。しかし、点群データを用いた異常検知に関する研究は、筆者等の知る限りほとんど行われていない。点群を入力データとして扱う場合、後に述べるような点群固有の性質や高次元であることを考慮する必要があり、時系列データや画像データと比べ扱いにくい。しかしながら、深層学習の分野において、点群データを入力として、分類や物体検出を行う点群深層学習と呼ばれる技術が開発されている。点群深層学習は未だ発展途上の技術であるが、点群における異常検知モデルの作成においても、点群深層学習における種々の要素技術は有効であると考えられる。

以上の問題意識のもと、本研究では斜面・法面の異常検知を目的として、深層学習に基づく大規模点群を処理可能な異常検知の方法論を開発する。具体的には、深層学習モデルの1つである AutoEncoder に対して、点群データを直接入力として取り込めるように拡張し、斜面・法面の局所的異常を検知するモデルを開発する。

## 2. 提案手法

### (1) AutoEncoder による異常検知

AutoEncoder (以下、AE) とは入力と同じデータを復元するように重みを学習するニューラルネットワークであり、近年では異常検知などに用いられている。AE による異常検知では、**図-3.1** に示すように、はじめに正常データのみを用いて AE を訓練する。その後、新規データを訓練済みの AE に入力し、入力と復元との復元誤差を算出する。このとき、新規データが正常なものであれば、復元も正常なものであるため復元誤差が小さくなる。一方で、異常なものであれば AE は正常データの特徴しか学習していないため、異常データを復元することができず誤差が大きくなる。したがって、復元誤差を確認することで入力が正常であったか、異常であったかを判別可能である。

### (2) PointNet

点群は画像などのようにグリッドに固定された構造をもたないため、順序が一意に決定されない。したがって、点群をモデルの入力とする場合、入力の順序を任意に入れ替えたとしても出力が不変な構造 (順不変性) をもつ必要がある。PointNet<sup>1)</sup> では、重みを共有した多層パーセプトロン (multi-layer perceptron, MLP) と MaxPooling により順不変性が獲得されており、本研究ではこの構造を AE に導入する。

本研究では、AE に順不変性を導入することで、入力に点群をとれるように拡張した込み層

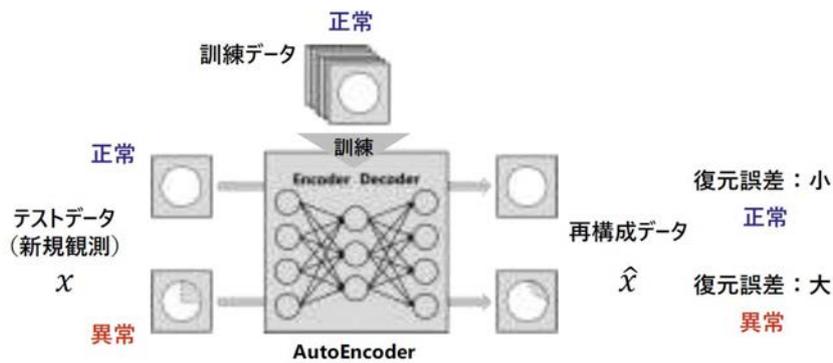


図-3.1 AutoEncoder による異常検知

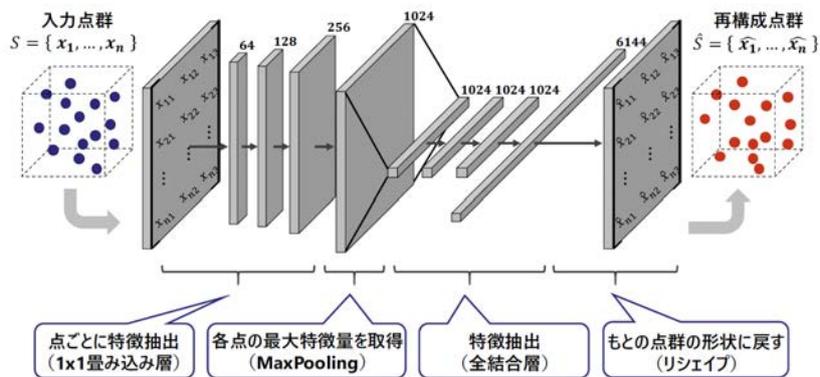


図-3.2 PointAutoEncoder の構造

PointAutoEncoder (以下, PAE) を用いる. 図-3.2 に PAE の構造を示す. 各数字は行列の列数を表す. エンコーダには PointNet における順不変性を満足する構造を採用した.  $1 \times 1$  畳み込みはフィルタサイズ 1 の 1 次元畳み込み層であり, 重みを共有した MLP と同等である. 損失関数には入力点群と再構成点群の非類似度を設定する必要がある. また, デコーダには順不変性を考慮しないため, 損失関数により順不変性を考慮する必要がある

### 3. 実証分析

#### (1) 実験概要

提案した異常検知モデルを MMS により取得された法面点群データに適用した. 法面点群データは 2 時期のデータにより構成される. 以下, これらのうち, 1 期目に計測されたデータを 1 期点群データ, 2 期目に計測されたデータを 2 期点群データと呼ぶ. ただし, 1 期と 2 期の計測は同日中に実施したものであり, その間隔は 2 時期を比較して異常検知を試みるには短い. したがって, 2 期点群データについては, 提案手法の検証を行うために, 既知の異常として, 特定の法枠内に 3cm, 2cm, 1cm の疑似的なはらみ出しを設けた. 以下では, この疑似的なはらみ出しや, 初期より生じている各法枠の変形の検知を行う.

図-3.3 に, 計測された 2 時期の点群データを示す. 同図において, 同時に計測された画像情報から点群に色を付している. そのため, (a)と(b)で日当たりが異なり, 点群の色が異なることに注意を要する. なお, 計測時の MMS の走行速度は 15km/h である. MMS の走行速度は, 地物に対し十分な点数を取得できるか否かに強く関わる. すなわち, 計測時の MMS の速度が速すぎる場合は十分な密度の点群を取得することができず, 対象の局所の変状が適切に検知できなくなる.

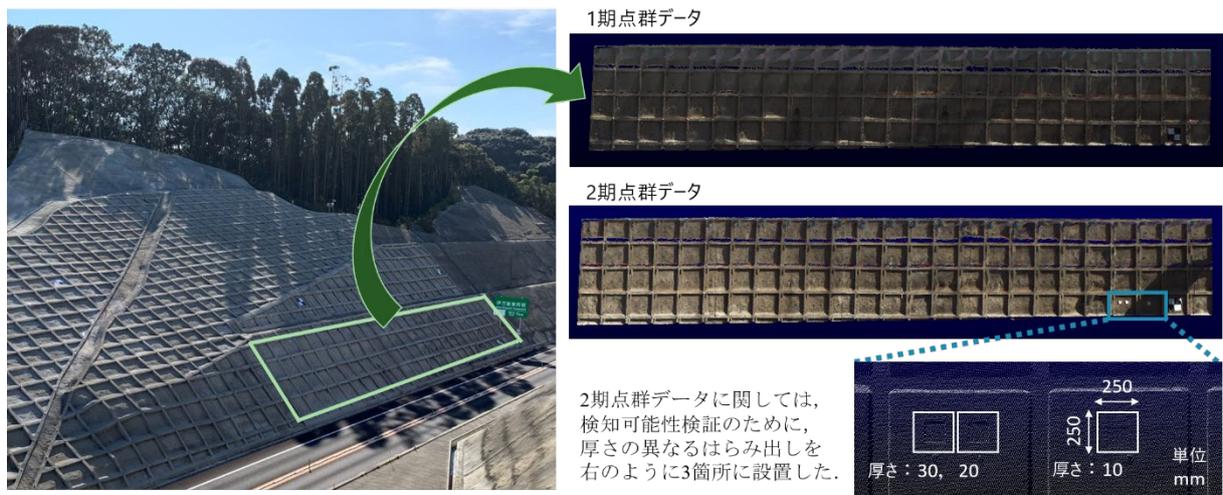


図-3.3 法面点群データ

## (2) 訓練用データセットの概要

計測対象となった法面で取得された点群データに関して、1期点群データは873,168点、2期点群データは928,225点の位置情報を獲得しており、データ数は膨大である。そこで、データ数に起因する計算負荷の軽減と、本研究で取り扱う局所的異常の検知可能性を考慮して、点群深層学習を法面全体ではなく、法枠に対して実施する。はじめに、各法枠内から点群データを抽出し、取得された点群データから点群処理ソフト（CloudCompare）を用いて、目視で境界を確認しながら法枠ごとの点群データを抽出した。1期点群データ、2期点群データともに100フレームの法枠で構成されているが、上段の点群は下段の点群と比較して計測距離が長くなってしまったために空間的に疎な状態で取得されている。そのために、訓練データを作成する際には、十分な点群を確保できている法面下半分の50フレームの法枠から、専門家による目視によって健全性が担保された法枠を訓練データとして用いることとした。

統一的に作業を行うため、これらの50フレームの法枠内点群は、各法枠内から一律に4,096点をランダムサンプリングすることにより抽出した。50フレームの法枠のうち、健全性が担保されたものは27フレームであり、これらを訓練データとして用いることとした。27フレームから、離散一様分布に従って512フレームの法枠を復元抽出した上で、各法枠内点群データから2,048点をランダムサンプリングして訓練データセットを作成した（すなわち、2,048点のデータを有する512フレームの法枠内点群データを作成した）。本研究では、教師なし異常検知を行うために、健全な法枠内点群データを大量に用意する必要がある。しかし、今回の場合、データが限定されていることから、27個の法枠内点群データに対して上述のようなランダムサンプリングを行うことにより、ある程度の多様性（位置ずれを含む）を有する仮想的な法枠内点群データ（訓練データ）を作成した。一方で、異常検知には、2期点群データの下半分すべての法枠内点群データを用い、全50フレームの法枠内の異常の有無を確認することとした。図-3.4に、ここまでの説明をデータセットの作成過程としてまとめる。

前述したように、本研究では同一法面に対して2回のMMS計測を行っている。ただし、同じ法枠の2時期の点群データを比較して異常検知を試みるのではないことに留意されたい。実際2回の計測は同一日に行われていることから、この間に劣化が進行しているわけではない。したがって、単純に2時期の差分に着目しているのではなく、27の正常な法枠の同質性を学習させて、計測条件がやや異なる2時期目のデータを入力として用いることによって異常検知を試みる。

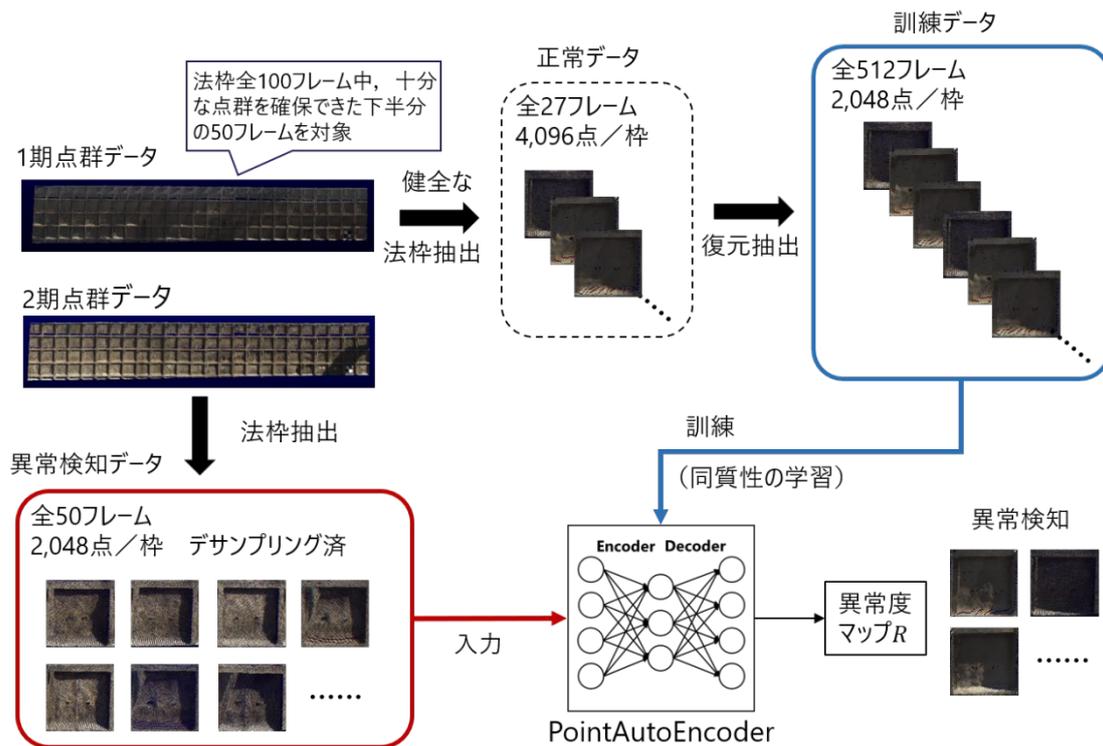


図-3.4 データセットの作成方法

### (3) 実法面データにおける分析結果

前節で述べたデータに対して、提案手法を適用した。訓練データを用いて、PointAutoEncoderの訓練を行った。その後、2期目の法枠ごとのMMS計測データを異常検知データとして入力し、各点異常度を算出することによって、入力点群の異常度マップを作成した。図-3.5に、入力点群として用いた全50法枠のうち、6つの法枠（法枠A～F）を例にあげ、提案手法によって各点異常度を異常度マップとして示す。同図において、異常度が高いほど赤く着色されており、異常度がゼロに近いほど白に近い色となっている。法枠A、法枠Bは特定の箇所に隆起点があるような点群である。両点群ともに隆起部分で異常度が高く算出されていることが確認できる。法枠Cは中心下部に歪みをもつ点群、法枠Eもほぼ同様の箇所に歪みをもつ点群である。異常度マップを見ると、歪み付近で異常度が高く算出されていることが確認できる。法枠Dは右側にねじれのような歪みが生じている点群である。ねじれの部分で明瞭な異常が検知されているのが確認される。また、法枠Fは、擬似的に既知の異常としてはらみ出しを与えた点群であるが、3cmはらみ、2cmはらみともに異常として検知できていることが確認される。しかしながら、擬似的に与えたはらみ出しのうち、1cmはらみについては異常として明瞭な着色がされず、事前知識なしで検知することは不可能な結果となることを確認した。なお、図-3.5には示していないが、訓練データに用いた法枠点群は異常度マップがほぼ白色となったことを確認している。

これらの異常検知を行うにあたり、1期点群データでモデルの訓練を行っていれば、2期点群データを入力した際の計算は（計算機の性能にもよるが）数秒程度で行うことが可能である。したがって、実務における利用に適していると考えられる。なお、手動による法枠内点群の抽出は、異常検知精度に大きな影響を与えることとなるため注意深く行う必要がある。すなわち、手動による切り出しが粗雑であれば、法枠端部の湾曲などが法枠内点群に付されてしまうこととなり、そちらの異常度が法枠内における異常に対する異常度よりも大きくなってしまふことがある。この点は今後の課題であり、法枠を自動検知して抽出を行うような

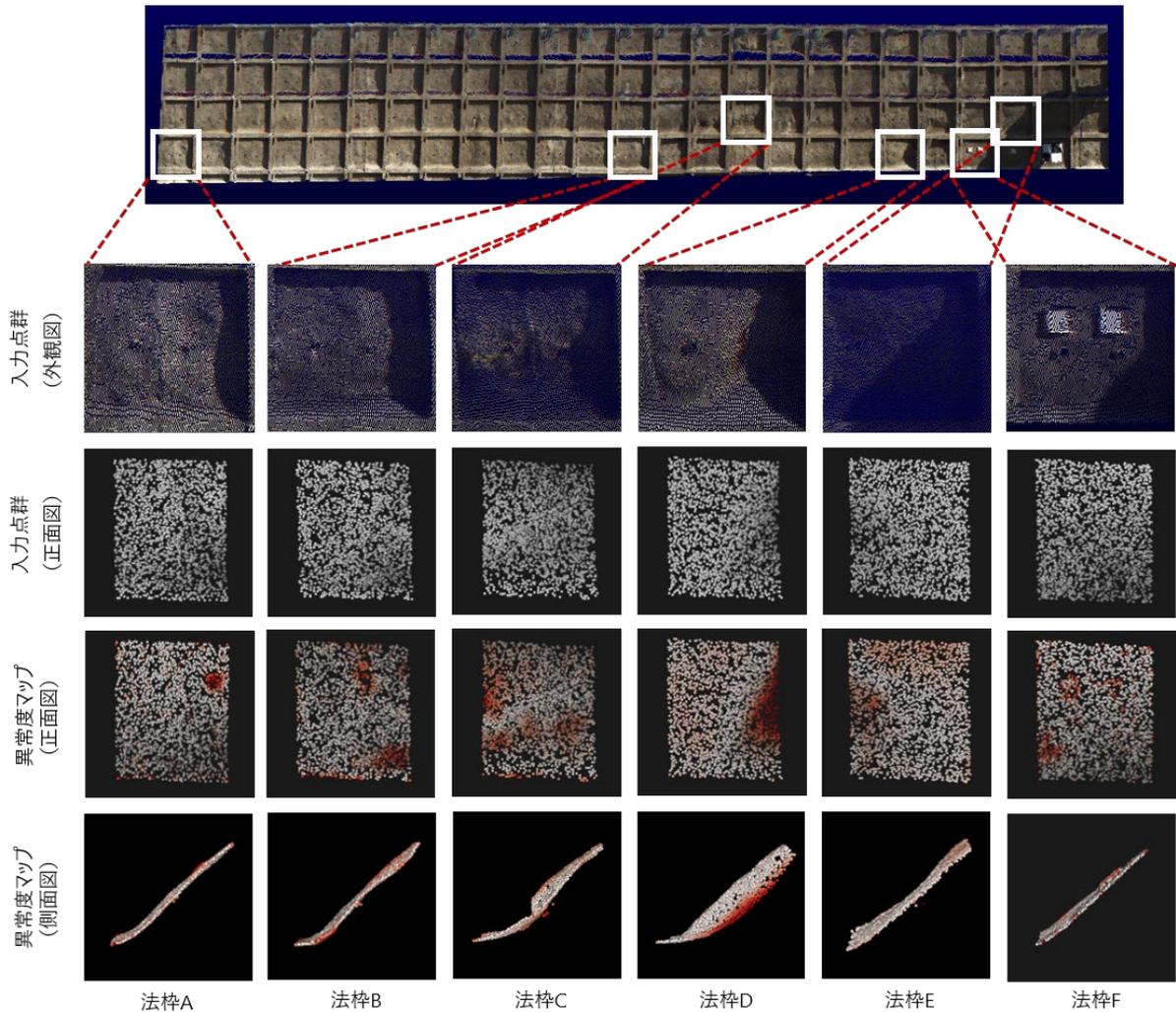
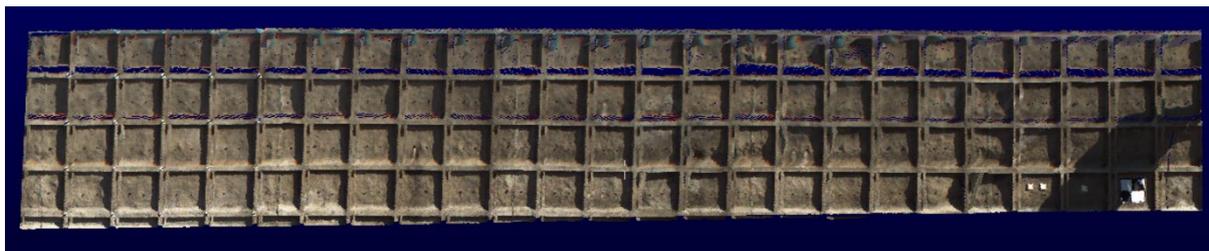


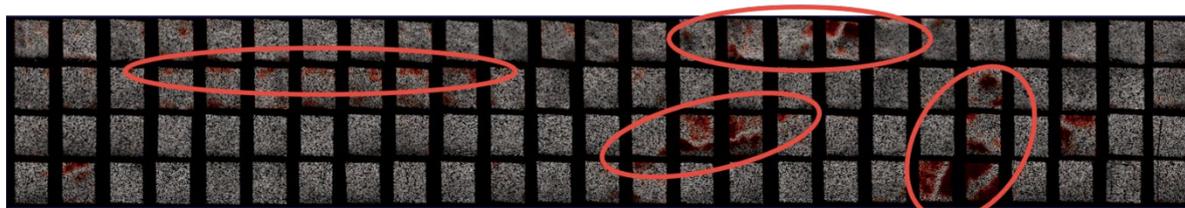
図-3.5 法枠 6 箇所に対する異常検知の結果

手法の開発が望まれる。また、本研究においては、2 時期の点群を用いて解析を行ったが、本手法においては、必ずしも 2 時期の点群が必要であるわけではない。1 期点群に対して、正常な法枠内点群が専門家の知見などによりわかっているならば、それを用いて学習させ、1 期目の点群を入力することによっても解析を行うことが可能である。このような検討は、1 期点群にすでに存在する初期異常や施工不良の存在のスクリーニング、またそれがどのような異常であるかを具体的に確認することに有用であるといえる。特に、法面上部の法枠はロープアクセスや高所作業者が必要となり、点検に多大な労力を要するため、このようなスクリーニング技術は有用であるといえる。このような初期異常の検知が可能であるという点は差分解析的手法には存在しない、本手法の特徴の 1 つといえる。

本研究では、1 期目の点群に対し、手動で正常と考えられる法枠内点群を抽出し、それに基づいて訓練を行ったモデルで 2 期目の点群の異常検知を行った。今後の展望としては、本モデルを他の法面に対しても適用可能かどうか検討することがあげられる。すなわち、正常な点群で訓練したモデルの移転可能性を調べ、どの程度法面のベンチマークとなりえるかを検証する必要がある。例えば、国内各地における類似した勾配・形状をもつ法面に今回の訓練データを用いて訓練したモデルを適用することが可能であると考えられる。また、異常が検知された法枠に対する異常の経時変化をモニタリングするためのシステム開発や制度構築、あるいは経時変化を検知する点群深層学習手法の提案が重要である。



(a) 点群データ (法面全体)



注) 異常度に対して, カラースケールを[0, 0.005]に統一して全体表示.

(b) 異常度マップ (法面全体)

図-3.6 法面全体における異常検知結果

#### (4) 法面上段点に対する分析結果

一般に, MMS による点群計測ではレーザ光の反射を用いて計測を行うために上段の点ほど取得しにくくなり, 得られる点群がスパースとなってしまう. このスパース性は, 異常検知の精度に大きな影響を及ぼし, 差分解析による手法では法面上段の点の差分値に大きな誤差が含まれることが多い. そこで, 得られる点群がスパースとなることに起因して出力される異常度マップに特徴的な変化が現れるかどうか検討を行うため, 法面全体の異常度マップを作成した. 前節までの分析で使用した訓練済みのモデルを用いて, 上段の点に関する法枠も同様に入力を行うことで異常度マップを作成した. なお, 今回用いている点群データの場合, 法面下段の法枠内点群がおおむね 8,000 点程度で構成されているのに対し, 法面上段の法枠内点群はおおむね 2,500 点程度で構成されており, そこから 2,048 点をランダムサンプリングした点群をモデルに入力した. 図-3.6 に, 法面全体における異常度マップの算出結果を示す. 法面上段点と下段点の異常度マップを比較するため, 得られた異常度に対しカラースケールを[0, 0.005]に統一していることに注意を要する.

図-3.6 より, 法面上段点に対する異常度マップも法面下段点とほぼ同様なものが得られており, 突出して異常な結果は得られていないことが確認される. すなわち, 図-3.6 中に緑の枠で示すように, 異常度の高い法枠群はある程度分散して生じており, 上部に偏るような結果は生じていない. この結果から, 法枠内の点群を抽出して異常検知を行う本手法では, 得られる点群密度の低下にロバストな傾向があるといえる. 一方で, 本研究において構築したモデルでは, 入力として 2,048 点の点群データを入力しなければならず, 本研究で用いている点群データ以上に点密度が低いデータ (2,048 点より少ないようなデータ) では, モデルへの入力が困難となる. そのため, そのようなデータに対してもモデルへの入力が可能なように, 方法論の修正を行う必要があるといえる.

#### 4. おわりに

本研究では, 斜面・法面を対象とする点群データを用いて, それらの局所的異常を検知する点群深層学習モデルを開発した. 具体的には, 異常検知に用いられる深層学習モデルである AutoEncoder に対して, 点群データを直接入力として取り込めるように拡張し, 各点にお

ける異常度を算出する異常検知モデル (PointAutoEncoder) を提案した. 実際の法面で MMS により取得された点群データに提案モデルを適用し, はらみ出しやねじれ, 歪みのような部材の変形を検知可能であることを示した. 本研究の成果をさらに発展させることにより, 1 期目データの正常な法枠点群で提案モデルを訓練しておき, 2 期目以降の MMS 計測データを訓練したモデルに入力して, 斜面における局所的異常を簡易に検知できる. したがって, 同じような寸法, 形状, 材質が連続するような構造物や部材に対して有効な手法である.

今後の課題について以下に述べる. 第一に, はらみ出しや部材の変形以外の局所的異常に適用対象を拡大することがあげられる. 斜面・法面における局所的異常には, はらみ出しや部材の変形以外にも, ひび割れや段差, うき, 剥離, 湧水など多くが存在する. これらのうち, ひび割れや湧水のような点群としての変動が生じない変状については, 盛んに研究されている画像認識の技術が適用可能であると考えられる. 逆に, 段差やうきなどのような点群として変動が生じるものについては, 本研究における提案手法が適用可能であると考えられる. 開発した本手法を様々な局所変状に適用し, より多くの変状に対応可能となるように汎用性を向上させることが重要であるといえる. 第二に, オクルージョン (障害物) への対応があげられる. 現場における法面によっては, 植生等によりレーザーが遮蔽され, 点群データの一部が欠損してしまうことが考えられる. そのような場合, 欠損箇所が存在する局所的異常を検知することは困難であり, 適切な方法で点群データを補完する必要がある. MMS は地上からの計測であるため, 欠損が生じやすく, 航空 LP や UAV による点群データを複合的に用いて点群データを補完する方法論の構築が必要であると考えられる. 第三に, 大域的異常 (マクロスケール異常) を検知するモデルの開発があげられる. 本研究では, 斜面における局所的異常のみを対象として異常検知モデルを構築した. 斜面においては, 局所的異常のほか斜面全体として変動がおこるような異常 (e.g. 表層崩壊) も存在する. 本研究の手法では, 斜面に対し平行方向のずれは検知することが困難であり, 大規模な崩壊の予兆をとらえるために本手法をそのまま用いることは難しいといえる. このような異常にも, 本研究の手法を適用できるように, 方法論を修正していく必要があるといえる. 第四に, 入力の変長化があげられる. 現在の手法においては入力となる点群データの点数が固定されている. しかしながら, MMS の計測条件によっては少数の点群計測データしか獲得できない場合であっても, 予め相対的に大量の点群計測データで学習させたモデルに入力できることが望ましい. 一方法論として, 入力点数に満たない計測点数をもつ点群から入力点数を満足するまでアップサンプリングする手法が考えられる. ここで, 入力点数に満たない計測点数をもつ点群に対し, 重複を許してアップサンプリングを行った場合, モデルへ入力することは可能となるが, 同じ点の情報を用いるため異常検知精度の向上は期待できない. 既往研究として, LiDAR の測定精度を考慮して計測点の存在する位置に関する確率分布を生成し, それをもとにアップサンプリングする手法等が存在するが, これらの手法が異常検知に対して有効な手法となるかを検証する必要があるといえる. 第五に, 竣工図面の情報も事前情報として活用することにより, 竣工検査において初期不正や不良を抽出できるような方法論の開発があげられる. その規模によっては近接目視が難しい高所や法枠では, 初期不良を精緻かつ迅速に検出可能な技術は実務的には重要である.

## 参考文献

- 1) C. R. Qi, H. Su, K. Mo and L. J. Gibes : PointNet: Deep Learning on Point Sets for 3D Classification and Segmentation, *Computer Vision and Pattern Recognition*, pp.652-660, 2017.
- 2) D. P. Kingma and J. Ba : Adam: A method for stochastic optimization, *International Conference on Learning Representations*, pp.1-13, 2015.

## 3-2-2. インフラに対する統計的劣化予測

### 3-2-2-1. 新しい統計的劣化予測モデルの提案と比較検討の実現

統計的劣化予測のために、マルコフ劣化ハザードモデルなど、点検間隔が不均一である点検データベースを用いたマルコフ推移確率の推定手法が多く提案されており、実務への適用事例も多く存在する。しかし、それらの手法は専門性が高く、実務者による活用に技術的な障壁があることが少なくない。一方、点検データベースの数え上げ手法は概念的に理解が容易である反面、点検間隔が不均一である場合への適用が困難とされてきた。本研究では、点検間隔が不均一である点検データベースを点検間隔が均一となるように疑似的に再構成することにより、点検間隔が均一である場合の数え上げ手法への帰着を図る。最後に、提案手法の有用性を実橋梁の点検データベースを用いて検証するとともに、提案手法と既存手法の関連性や実務への適用可能性について論じる。

#### 1. はじめに

マルコフ過程モデルは、離散的な健全度の時間的変化を表す確率モデルであり、時間の取り扱い方に応じて、離散時間モデルと連続時間モデルに大別できる。また、その推定手法に関しても、数え上げ操作によるものや、最小二乗法、最尤推定法など多様な手法が開発されている。これらのモデルや推定手法は、獲得されたデータの種類や分析環境に応じて使い分けられる。マルコフ過程モデルを推定する場合に取り扱う点検データベースは、2 時点の健全度ペアとその時間間隔（点検間隔）からなる個別データにより構成される。点検データベース全体において個別データの点検間隔が均一である場合には、数え上げ操作によって離散時間モデルのマルコフ推移確率が推定できる。このような数え上げ操作による離散時間モデルの推定手法は、確率論や統計学、統計的劣化予測手法に明るくない分析者にとっても、比較的簡便にマルコフ推移確率を推定できる手法と位置付けられる。

一方、本研究では、点検間隔が不均一である点検データベースを用いてマルコフ過程モデルを推定する手法に着目する。このような点検データベース内のすべての個別データを同時に用いてマルコフ過程モデルを推定する場合、異なる点検間隔でのマルコフ推移確率間の整合性を満足させる必要がある。次章で述べるような離散時間モデル、連続時間モデルともに、異なる点検間隔でのマルコフ推移確率間の整合性が満足される。しかしながら、このとき、両モデルともに、マルコフ推移確率がパラメータの複雑な関数として表される。そのため、点検間隔が均一である場合のように、簡便な数え上げ操作のみからマルコフ推移確率を推定することは困難であり、最小二乗法や最尤推定法を用いざるを得ない状況が生じる。近年、橋梁長寿命化修繕計画や公共施設等総合管理計画など、社会インフラの劣化状態の将来予測を含めたアセットマネジメント計画が作成される機会が増加しており、その作成者は、管理者あるいはそれらの業務を受注したコンサルタントなどの実務者である場合が少なくない。これら実務者は、多様な経歴を持っており、マルコフ過程モデルで劣化予測を行うにしても、いずれのモデルが扱いやすいのか、どういった推定手法が望ましいのかは、分析者の知識や環境に応じて多様に異なると考えられる。そのため、点検間隔が均一である場合ほどは簡便とはならずとも、点検間隔が不均一である場合に対しても、数え上げ操作といった直感的な理解が容易であると考えられる手法に基づいたマルコフ過程モデルの推定手法を開発することは、アセットマネジメント計画作成などにおける実務者の選択肢の拡充に寄与できると考

えられる。

以上の問題意識の下、本研究では離散時間モデルのマルコフ推移確率を、点検間隔の不均一性を考慮した上で点検データベースの数え上げ操作により推定する手法（数え上げ手法）を構築する。はじめに、点検データベースを構成する個別データは、単位となる時間長（以下、単位時間）における劣化（健全度推移）を複数回経験した結果として記録されたと考える。その上で、個別データを単位時間に生じた劣化を表す複数の個別データに分割することにより、点検間隔が不均一である点検データベースを点検間隔が均一である擬似的な点検データベースに再構成する。このように元の点検データベースを点検間隔が均一な擬似的な点検データベースに再構成することにより、数え上げ操作による推定手法が適用できる。提案手法は数え上げを基本としており推定に要する処理が簡便であるため、実務者による適用が期待できる。

## 2. 連続時間モデルと離散時間モデル

### (1) マルコフ過程

社会インフラの劣化過程は不確定であるため、将来生起する事象を確定的に予測することは不可能である。そこで、劣化過程がマルコフ過程に従うと仮定して、社会インフラの劣化過程を表現することを考える。対象とする社会インフラは、その状態が目視点検などを通じて離散的な $I$ 段階の健全度 $1, 2, \dots, I$ として評価されるとする。ただし、健全度はその値が大きくなるほど健全性が低い状態を表す。健全度 $1$ は新設状態、健全度 $I$ は使用限界を意味する。時刻 $\tau$ における健全度を $h(\tau)$ と表すとする。以下、 $z > 0$ に対して、2つの時点間 $\tau_A, \tau_B = \tau_A + z$ における健全度の推移確率について考える。 $\tau_A, \tau_B$ は点検時点を表し、これらの時点においてのみ健全度が点検などを通じて確認できる。マルコフ推移確率 $\pi_{ij}(z)$ は $h(\tau_A) = i$ である条件下で $h(\tau_B) = j$ が生起する条件付き確率として定義され、推移確率が $\tau_A$ 以前の健全度の履歴に依存しないという点においてマルコフ性を有する。 $\pi_{ij}(z)$ をまとめた行列 $\Pi(z)$ をマルコフ推移確率行列という。チャップマン・コルモゴロフ方程式より、自然数 $n$ に対して $\Pi(z)^n = \Pi(nz)$ が成立する。本稿で議論するいずれのモデルおよび手法は、劣化過程にマルコフ過程を共通して仮定している。

### (2) 連続時間モデル

社会インフラの劣化過程はマルコフ過程に従うと仮定する。健全度 $i (i \leq I - 1)$ の寿命 $y_i > 0$ の連続確率変数を $Y_i$ とし、寿命を迎えたとき健全度が $i + 1$ へ推移するとする。図-3.7の左図に連続時間モデルの概念図を示す。健全度が $2 \rightarrow 3 \rightarrow 4 \rightarrow 5$ と推移した様子を示しており、健全度 $2, 3, 4$ の寿命はそれぞれ $y_2, y_3, y_4$ であり、いずれも確率変数 $Y_2, Y_3, Y_4$ の実現値である。寿命は正の実数を台としており、任意の時点で健全度推移が生起することが認められていることがわかる。

### (3) 離散時間モデル

劣化が生起する最小単位の時間間隔を $t > 0$ とし、以下 $t$ を単位時間と称するとする。健全度 $i (i \leq I - 1)$ が $j (i < j \leq I)$ へ推移するまでの時間 $\tilde{y}_{ij}$ の離散確率変数を $\tilde{Y}_{ij}$ とし、健全度は $\operatorname{argmin}_j \{\tilde{Y}_{ij}\}$ へ推移するとする。なお、 $\tilde{Y}_{ij}$ の台は自然数 $\zeta$ を用いて $\zeta t$ と表現される実数全体である。図-3.7の右図に離散時間モデルの概念図を示す。健全度が $2 \rightarrow 4 \rightarrow 5$ へと推移した様子を示しており、健全度 $3$ を経ずに $2$ から $4$ へ直接推移した。健全度 $2, 4$ の寿命はそれぞれ $\tilde{y}_{24}, \tilde{y}_{45}$ であり、いずれも $\min\{\tilde{Y}_{23}, \tilde{Y}_{24}, \dots, \tilde{Y}_{2I}\}, \min\{\tilde{Y}_{45}, \tilde{Y}_{46}, \dots, \tilde{Y}_{4I}\}$ の実現値である。寿命は離

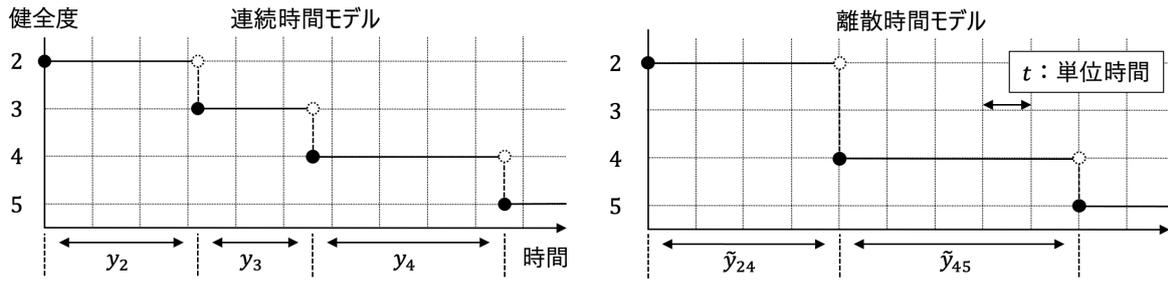


図-3.7 連続時間モデルと離散時間モデルの概念図

散値であり、健全度の推移は単位時間ごとにのみ生起していることが読み取れる。

### 3. 統計的劣化予測モデルと推定手法

#### (1) 目視点検データ

本稿で与件とする目視点検データの構造について述べる。社会インフラに対する点検を通じて収集された目視点検データは $K$ 個の個別データから構成されているとする。それぞれの個別データは時期の異なる2回の点検に関するものであり、 $k(k = 1, \dots, K)$ 番目の個別データに関して、1回目の点検が実施された時点を $\tau_A^k$ 、2回目の点検が実施された時点を $\tau_B^k$ とする。また、それぞれの点検において健全度 $i^k = h(\tau_A^k)$ 、 $j^k = h(\tau_B^k)$ が観測されたとする。さらに、 $z^k = \tau_B^k - \tau_A^k$ とする。以上を踏まえ、 $k$ 番目の個別データを $\xi^k = (h(\tau_A^k), h(\tau_B^k), z^k)$ と表し、 $\xi = (\xi^1, \dots, \xi^K)$ と表すとする。

#### (2) 連続時間モデル：最尤法

連続時間モデルの1つであるマルコフ劣化ハザードモデルを取り上げる。読者の便宜を図るために概要を述べるに留める。なお、モデルの推定は最尤法によるとする。

健全度 $i(i \leq l-1)$ を維持する時間 $y_i > 0$ の確率変数の確率密度関数を $f_i(y_i)$ 、累積分布関数を $F_i(y_i)$ とする。このとき、時点 $y_i$ まで健全度 $i$ を維持した下で、微小時間経過時点 $y_i + \Delta y_i$ において健全度が $i+1$ へと推移する条件付き確率は

$$\lambda_i(y_i)\Delta y_i = \frac{f_i(y_i)\Delta y_i}{F_i(y_i)} \quad (1)$$

で与えられる。 $\lambda_i$ はハザード関数と称し、瞬間的な劣化確率を表す指標である。

ここで、定数 $\theta_i$ を用いてハザード関数が $\lambda_i(y_i) = \theta_i$ と表されるとき、指数ハザードとなり、劣化過程はマルコフ性を満たす。時点 $y_A$ で健全度 $i$ が観測された下で、時点 $y_B (= y_A + z)$ においても健全度 $i$ が観測される条件付き確率は

$$\text{Prob}[h(y_B) = i \mid h(y_A) = i] = \exp(-\theta_i z) \quad (2)$$

と求めることができる。以上の議論を拡張することで、推移確率 $\pi_{ij}(z)$ は、

$$\pi_{ij}(z) = \sum_{l=i}^j \prod_{m=i}^{l-1} \frac{\theta_m}{\theta_m - \theta_l} \prod_{m=l}^{j-1} \frac{\theta_m}{\theta_{m+1} - \theta_l} \exp(-\theta_l z) \quad (3)$$

と表される。ただし、表記上の規則として

$$\left\{ \begin{array}{l} \prod_{m=i}^{l-1} \frac{\theta_m}{\theta_m - \theta_l} = 1 \quad (l = i) \\ \prod_{m=l}^{j-1} \frac{\theta_m}{\theta_{m+1} - \theta_l} = 1 \quad (l = j) \end{array} \right. \quad (4)$$

が成立すると考える。

ハザード率 $\theta_i$ の推定は最尤法による。それぞれの個別データが独立に獲得されたと仮定すれば、 $K$ 個の個別データが同時生起する対数尤度は

$$\ln \mathcal{L} = \sum_{k=1}^K \ln \pi_{i^k j^k}(z^k) \quad (5)$$

と表すことができる。 $\ln \mathcal{L}$ を最大化するようなハザード率の最尤推定値 $\hat{\theta} = (\hat{\theta}_1, \dots, \hat{\theta}_{I-1})$ は以下の連立方程式

$$\frac{\partial \ln \mathcal{L}}{\partial \theta_i} = 0 \quad (i = 1, \dots, I-1) \quad (6)$$

の解として与えられる。

### (3) 離散時間モデル：集計的推定手法（提案モデル）

離散時間モデルの推定手法として、点検間隔の不均一性を考慮した数え上げに基づく集計的推定手法を取り上げる。

収集された点検データの点検間隔が均一であり、すべてが $t$ であるとすれば、 $\pi_{ij}(t)$ は健全度が $i$ であるもののうち、時間 $t$ の経過後に健全度が $j$ であるものの割合として

$$\pi_{ij} = \frac{\#\{h(\tau_A^k) = i, h(\tau_B^k) = j \mid k \leq K\}}{\#\{h(\tau_A) = i \mid k \leq K\}} \quad (7)$$

と表現することができる。ただし「#」は引数を要素とする集合の要素の数を表す。しかし、実際の点検データの点検間隔は不均一である場合が多い。そこで、点検間隔 $z$ が単位時間 $t$ の倍数で表現できると考える。つまり、個別データ $\xi^k$ の点検間隔 $z^k$ が自然数 $\zeta^k$ を用いて $z^k = \zeta^k t$ と表現できると考える。このとき、個別データは、時間長 $t$ における健全度推移を複数回経験した一連の記録であると捉えることができ、 $t$ の間に生起した $\zeta^k$ 個の健全度推移の記録に分離することができる。 $\zeta$ 回目の健全度推移は時点 $\tau_A^k + \zeta t - t$ から $\tau_A^k + \zeta t$ の健全度推移に対応し、それぞれの時点における健全度は $h(\tau_A^k + \zeta t - t) = i_{\zeta-1}^k, h(\tau_A^k + \zeta t) = i_{\zeta}^k$ であるため、 $\xi_{\zeta}^k = (i_{\zeta-1}^k, i_{\zeta}^k, t)$ と表現できる。これにより、点検間隔が不均一である目視点検データ $\xi$ は、点検間隔が $t$ で均一である $\sum_k \zeta^k$ 個の個別データから構成される目視点検データ $\tilde{\xi}$ に再構成できる。これにより、式(7)を拡張して $\tilde{\xi}$ を数え上げることで $\pi_{ij}(t)$ は

$$\pi_{ij}(t) = \frac{\sum_k \#\{i_{\zeta-1}^k = i, i_{\zeta}^k = j \mid \zeta \leq \zeta^k\}}{\sum_k \#\{i_{\zeta-1}^k = i \mid \zeta \leq \zeta^k\}} \quad (8)$$

と推定することができる。ここで、 $i_0^k = i^k, i_{\zeta^k}^k = j^k$ は収集された目視点検データから確定するが、 $i_1^k, i_2^k, \dots, i_{\zeta^k-1}^k$ は不可観測であるため、確定しない。組 $i_1^k, i_2^k, \dots, i_{\zeta^k-1}^k$ は

$$i_0^k \leq i_1^k \leq \dots \leq i_{\zeta^k-1}^k \leq i_{\zeta^k}^k \quad (9)$$

を満たす限り複数通り考えられるため、それぞれの組が確率

$$\frac{1}{\pi_{i^k j^k}(\zeta^k t)} \prod_{\zeta=1}^{\zeta^k} \pi_{i_{\zeta-1}^k i_{\zeta}^k}(t) \quad (10)$$

に従い生起すると考える．この確率は， $\xi^k$ に対応する健全度推移が生起した下で，組  $i_1^k, i_2^k, \dots, i_{\zeta^k-1}^k$  が生起する条件付き確率である．式(8)の分母，分子ともにすべての考える組に関する期待値を考えることで，それぞれ劣化前の健全度が  $i$  である個別データ数と，その下で劣化後の健全度が  $j$  である個別データ数の期待値が求まり，それらの比としてマルコフ推移確率を

$$\pi_{ij}(t) = \frac{\sum_k E[\#\{i_{\zeta^k-1}^k = i, i_{\zeta^k}^k = j \mid \zeta \leq \zeta^k\}]}{\sum_k E[\#\{i_{\zeta^k-1}^k = i \mid \zeta \leq \zeta^k\}]} \quad (11)$$

と推定するとする．これにより，式(7)を点検間隔が不均一な場合へ拡張することができる．式(11)の右辺はの分母と分子はそれぞれ  $\pi_{i'j'}(t) (i \leq i' \leq j' \leq j)$  の  $\zeta$  次式で表現されていることから，式(11)は  $I(I+1)/2$  個の方程式からなる連立方程式であり，その解が推定すべきマルコフ推移確率である．

#### (4) 離散時間モデル：最尤法

離散時間モデルの推定手法として，杉崎らによる最尤法を取り上げる．個別データ  $\xi^k$  の点検間隔  $z^k$  が単位時間  $t$  の自然数倍として  $z^k = \zeta^k t$  と表現できるとする．すべての個別データが独立に獲得されたと仮定すれば，目視点検データが同時生起する対数尤度は

$$\ln \mathcal{L} = \sum_{k=1}^K \pi_{i^k j^k}(z^k) \quad (12)$$

であるが，チャップマン・コルモゴロフ方程式より， $\pi_{i^k j^k}(\zeta t)$  は  $\pi_{i'j'}(t) (i \leq i' \leq j' \leq j)$  の  $\zeta$  次式で表現されるため，対数尤度は  $p_{ij} := \pi_{ij}(t) (1 \leq i \leq j \leq I)$  の関数である．対数尤度を最大化するような最尤推定値  $\hat{p}_{ij}$  の組は，以下の連立方程式

$$\frac{\partial \ln \mathcal{L}}{\partial p_{ij}} = 0 (i = 1, \dots, I-1, j = i, \dots, I) \quad (13)$$

の解である．

#### (5) 離散時間モデル：残差平方和最小化手法

まず，点検間隔ごとに個別データを分割し，推移度数を算出する．算出された健全度の推移度数とマルコフ推移確率行列に基づく度数の要素ごとの差を小さくすることにより，最も推移度数と適合性の良い推移確率行列を推定する．各要素の残差平方和を最小化により，マルコフ推移確率行列を推定する．

つぎに，単位時間  $t$  を設定し，個別データ  $\xi$  の点検間隔  $z$  が自然数  $\zeta$  を用いて  $z = \zeta t$  と表現できるとする． $\zeta$  が同一である個別データごとにグループに振り分け，グループ毎に健全度の推移度数を算出する．これにより，すべてのグループにわたる要素数の残差平方和は

$$\sum_{\zeta=1}^{\infty} \sum_{i=1}^I \sum_{j=i}^I (\pi'_{ij}(\zeta t) - \pi_{ij}(\zeta t))^2 \quad (14)$$

と表される．なお， $\pi'_{ij}(\zeta t)$  は点検間隔が  $\zeta t$  である個別データのうち健全度が  $i$  から  $j$  へ推移した度数， $\pi_{ij}(\zeta t)$  はマルコフ推移確率行列  $\Pi(\zeta t)$  の  $ij$  成分を表す．最小化に際しては，まず単位時間  $t$  に対応するマルコフ推移確率行列  $\Pi(t)$  の初期値を適当に与える． $\Pi(t)$  の推移確率行列の各要素を  $\sum_{j=i}^I \pi_{ij} = 1$  の条件を満たしながら微小量ずつ変化させ，前回算出した残差平方和より小さければ行列を更新する．以降，残差平方和が最小となる行列を直接探索的に漸次的に求める．また，算出したマルコフ推移確率行列を用いると，終局状態までの平均ステップ数  $\bar{\zeta}$  は次の行列より算出できる．

$$\zeta = [E - \Pi'(t)]^{-1} \quad (15)$$

ただし $E$ は $I - 1$ 次の単位行列、 $\Pi'(t)$ は $\Pi(t)$ から $I$ 行、および $I$ 列を削除した行列を表す。

#### 4. 比較手法

以上で取り上げたモデル、推定手法の比較を行う。実際の日視点検データとして想定される条件を更に課した際に確認される影響を評価する。具体的には、(1)点検間隔の外れ値が及ぼす影響、(2)特定の健全度のデータが得られないことによる影響、(3)サンプル数が十分に得られない影響について議論する。以下、元となる日視点検データを元データベース、元データベースから特定のデータを抽出して作成した比較を目的とした日視点検データを適宜二次データベースと称するとする。

##### (1) 点検間隔が推定結果に及ぼす影響

一般に、日視点検は予め定められた時期に実施されるため、収集される日視点検データの点検間隔は、一致しないものの一定の規則性が確認できる。しかし、突発的な損傷の発見に伴う点検記録や、管理基準の変更による不規則な時期における記録など、点検間隔として外れ値が含まれることがある。本稿で取り上げたいずれのモデル、手法も点検間隔が不均一であることは想定しているものの、外れ値への過適合のために全体の推定結果が影響を受ける可能性がある。推定結果が一部のデータに大きく影響を受けることは推定の安定性の欠如に繋がるため、外れ値を含む元データベースから外れ値を除いた二次データベースを作成し、比較検討を行う。

##### (2) 特定の健全度のデータが得られない影響

社会インフラに対する点検の難度等のために高頻度に点検を実施することができず、1回の点検データしか収集されていない場合など、劣化前後の健全度の組が情報として得られない場合がある。このとき、供用開始の年次が利用可能である場合は、供用開始年次における状態を最良（健全度 1）であると考え、劣化前後の健全度の組を作成することがある。そのような組が目視点検データの多くを占める場合、劣化前の健全度が 1 であるデータの割合が多くなり、劣化前の健全度が 1 であるという情報が多く推定に用いられるため、推定にバイアスを生じうる。以上の検証のため、元データベースから劣化前の健全度が 1 であるデータをランダムサンプリングして二次データベースを作成し、比較検討を行う。この際、劣化後の健全度が終局状態へ推移するデータが存在しない場合、終局状態へ推移する劣化過程を推定することは不可能である。そのため、ランダムサンプリングの際に劣化後の健全度が終局状態であるデータが含まれるよう条件を課した。

##### (3) サンプル数が十分に得られない影響

統計的劣化予測は膨大なデータに基づくことが望ましい。しかし、地方自治体や小規模な社会インフラの維持管理者においては、管理下の日視点検データに含まれる日視点検データのサンプル数が十分でない場合がある。サンプル数が少ないことは統計的推定そのものの信頼性に関わることであるが、保有する日視点検データに基づいて維持管理の意思決定を下す必要がある場合、サンプル数の少なさに頑健性を示す手法を適用することが望ましい。以上の検証のため、原データベースからのランダムサンプリングによりサンプル数が少ない二次データベースを作成し、比較検討を行う。推定そのものが可能であるのみならず、原データベースと二次データベースのそれぞれに基づく推定結果の差異に着目する。

表-3.1 元データベースの健全度分布

|       |   | 事後健全度 |       |       |       |       |
|-------|---|-------|-------|-------|-------|-------|
|       |   | 1     | 2     | 3     | 4     | 5     |
| 事前健全度 | 1 | 1,150 | 828   | 106   | 18    | 4     |
|       | 2 | -     | 2,999 | 1,389 | 205   | 10    |
|       | 3 | -     | -     | 9,927 | 2,821 | 254   |
|       | 4 | -     | -     | -     | 8,239 | 1,522 |
|       | 5 | -     | -     | -     | -     | 3,430 |

表-3.2 二次データベースの健全度分布

|       |   | 事後健全度 |       |       |       |       |
|-------|---|-------|-------|-------|-------|-------|
|       |   | 1     | 2     | 3     | 4     | 5     |
| 事前健全度 | 1 | 1,143 | 790   | 106   | 18    | 4     |
|       | 2 | -     | 2,984 | 1,357 | 201   | 10    |
|       | 3 | -     | -     | 9,806 | 2,745 | 250   |
|       | 4 | -     | -     | -     | 8,162 | 1,465 |
|       | 5 | -     | -     | -     | -     | 3,365 |

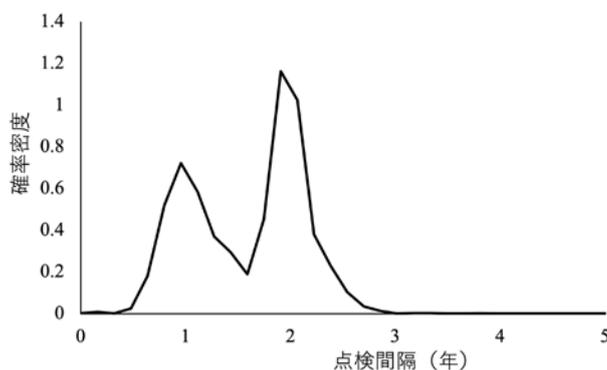


図-3.8 点検間隔の分布

## 5. 適用事例

### (1) 目視点検データの概要

本研究で言及したモデルや手法を 3. に示した観点で、実橋梁に対して収集された目視点検データに基づいて比較した結果を示す。実証分析に用いる目視点検データはニューヨーク市が管理するものである。当該目視点検データには、ニューヨーク市橋梁点検マニュアルに従って RC 床版に実施された時期の異なる 2 回の目視点検の結果が記録されている。健全度の段階数は 7 であるが、分析の都合上、健全度 5, 6, 7 は健全度 5 へ集約した。その結果、元データベースとして、32,902 個のデータからなるデータセットを作成した。表-3.1 に元データセットの健全度分布を示す。

### (2) 点検間隔が推定結果に及ぼす影響

図-3.8 に元データセットの点検間隔の分布を示す。点検間隔は 1 日単位で記録されており、その最大値は 5.080 年 (1,854 日) であった。当該 RC 床版は 2 年に一度の目視点検が実施されているので、点検間隔 1 年や 2 年がピークとなっていることは工学的意義がある。しかし、一部 (314 個) の RC 床版は管理者の変更などの特殊な事情により点検間隔が 2 年を超えており、これらの全体の 1% 程度のデータに推定結果が過適合することが懸念される。そのため、点検間隔が 2 年を超えるデータを除去し、32,588 個のデータからなる二次データベースを作成した。表-3.2 に二次データベースの健全度分布を示す。元データベースと二次データベースのそれぞれに基づく結果を比較することで、全体の 1% 程度の外れ値が推定結果に与える影響を考察することができる。

2.(2)連続時間モデル：最尤法，(3)離散時間モデル：集計的推定手法，(4)離散時間モデル：最尤法，(5)：離散時間モデル：残差平方和最小化手法に示した手法に基づいて、元データベースと二次データベースのそれぞれを用いて推定した結果をそれぞれ図-3.9～図-3.12 に示す。

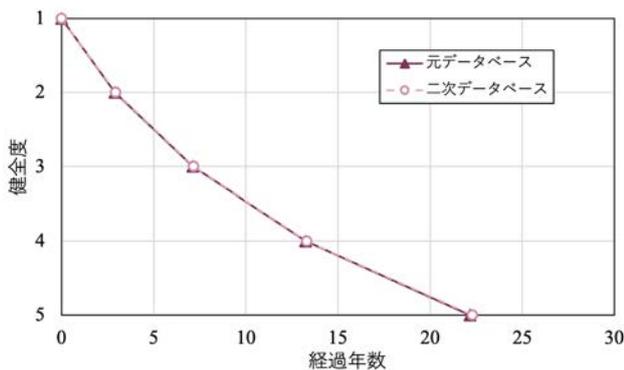


図-3.9 連続時間モデル：最尤法

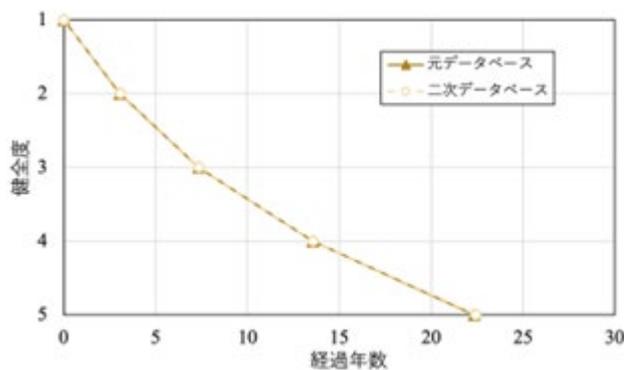


図-3.10 離散時間モデル：集計的推定手法

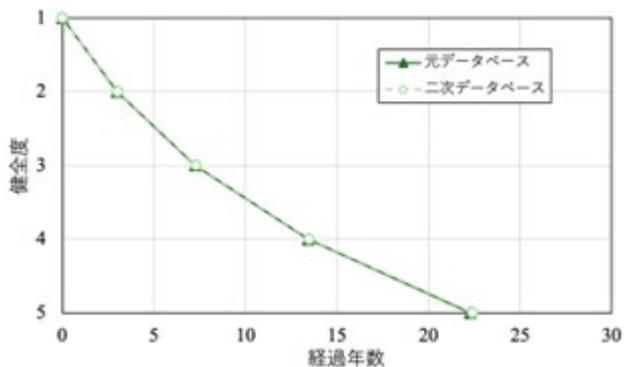


図-3.11 離散時間モデル：最尤法

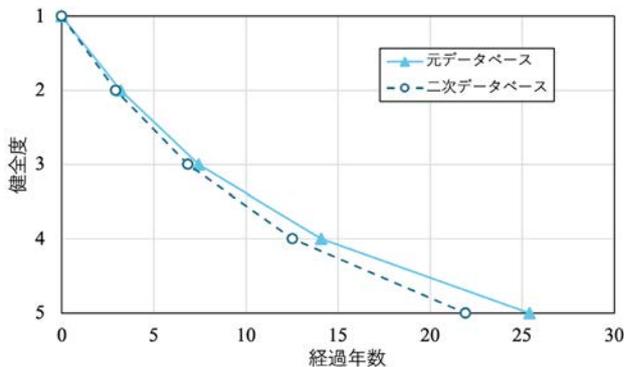


図-3.12 離散時間モデル：残差平方和最小化手法

(2)連続時間モデル：最尤法，(3)離散時間モデル：集計的推定手法，(4)離散時間モデル：最尤法は，点検間隔の外れ値の考慮の有無に関わらず，概ね同一の推定結果を示している．この結果は，それぞれの推定手法の導出から推察できるように，すべてのデータを等価なものとして扱って推定を実行しているためである．一方，(5)離散時間モデル：残差平方和最小化手法では，外れ値の考慮の有無により，終局状態へ至るまでの期待年数に数年程度の差が生じた．全体の1%程度の外れ値の影響が大きく現れていることが確認できる．本手法では，点検間隔（単位時間の自然数倍ごと）ごとに数え上げにより推定される推移確率との残差平方和が最小となるように推移確率行列が推定される．例えば，ある点検間隔におけるある推移確率が数え上げにより0.7と推定されたとする．0.7がどのような比として推定されたものであるかは議論の対象としていない．つまり，700/1000と7/10を等価なものとして扱っている．しかし，統計的推定の観点に立てば，前者の方が多くのデータを用いて得られた値であるため，本来は前者が有する情報が推定結果に強く反映されるべきである．しかし，本手法は両者を等価なものとして扱うため，外れ値に該当する点検間隔における残差平方の項を小さくする影響が他の手法より大きく現れる．以上から，(5)離散時間モデル：残差平方和最小化手法を用いて劣化予測を実行する際，点検間隔の外れ値の存在を考慮する必要がある．ただし，点検間隔の差異は単に外れ値として無視できない施設の特徴などに由来する場合もあるため，一部のデータを取り除くことによる影響に留意する必要がある．

### 3-2-2-2. インフラに対する統計的劣化予測

#### — サンプル欠損を考慮した劣化予測モデルに基づく点検時措置の要補修損傷発生抑制効果

橋梁の定期点検時に、安全性の向上と予防保全を目的として点検時措置が実施されることがある。点検時措置の効果を評価することは重要であるが、点検時措置は相対的に劣化速度が大きい損傷に対して実施されるために、そのような損傷に対して点検時措置を実施しなかった場合の点検データが獲得できなくなるというサンプル欠損が生じる。本研究では、サンプル欠損を考慮した劣化予測モデルを援用することによってこの問題を解決した上で、点検時措置実施時と未実施時の劣化過程を比較して、点検時措置の効果を劣化抑制効果として定量的に事後評価する。最後に実際の高速道路高架橋を対象とした目視点検データを用いた適用事例を通して、点検時措置による劣化抑制効果を定量的に評価するとともに、点検時措置の実施タイミングに関する考察を行う。

#### 1. はじめに

現在我が国では、橋梁やトンネル等の道路構造物に対して、損傷の早期発見や進展の確認を目的に、5年に一度の頻度での近接目視を基本とする定期点検を実施することが道路法施行規則により定められており、その際に、安全性の向上と予防保全を目的として、図-3.13のように点検時措置（点検時の簡易補修）が施されることがある。例えば、コンクリートの浮きに対しては表面部分の叩き落としを行い、鉄筋の防錆処理を施した上で剥落防止スプレアの散布が点検時措置として行われている。また、鋼部材の錆に対しては浮き錆の除去後に防錆剤の塗布が行われている。点検時措置の実施によって、損傷の発見から補修の実施までに要する時間が短縮されている。その結果として構造物の安全性の向上が期待される。また、後日補修を行う場合と異なり、作業員や作業機材の再調達や交通規制を伴わないため、点検時措置を実施することにより維持補修費用を低減できる。点検時措置はその有用性が確認されているものの、点検時措置の効果を実証的に示した事例は存在しない。

そこで、本研究では、点検時措置の実施による、将来発生する要補修損傷（対策を要する損傷）の発生抑制効果を明らかにする。つまり、点検時措置の実施が将来の各健全度に分類される損傷数に与える影響を評価する。具体的には、点検時措置が実施される損傷数を現状から変更した場合に、法令の点検間隔である5年後に各健全度に分類される損傷数をシミュレーションを通じて感度分析により推定を行う。しかし、点検時措置が実施される損傷数を変更した場合、一部の損傷は本来と異なる劣化過程を経験すると考えられることから、点検データから直接推定できる劣化過程を考慮するだけでは不十分である。そこで、サンプル欠損バイアス<sup>1)</sup>の概念を拡張することで、感度分析の実施に十分な劣化過程の推定を行った。その結果として、点検時措置の実施数を減少させた場合においても大きく影響のない条件や、増加させることにより、大きな効果が期待できる条件を明らかにした。

#### 2. 本研究の基本的な考え方

本研究の目的は、現行の点検時措置の実施数の変更が、将来の各健全度に分類される損傷数に与える影響の評価である。評価は点検時措置の実施数を変化させたうえで、劣化シミュレーションを実施することにより行う。点検時措置が実施される損傷数を変更した場合、一部の損傷は本来と異なる劣化過程を経験すると考えられる。そのため、点検データから直接推定できる劣化過程を考慮するだけでは不十分である。そこで、点検時措置は点検の対象となる全損傷のうち、劣化速度が大きいものから優先的に実施されるという仮定に基づいて図-3.14に示される6通りの劣化過程を考える。図中の $\Omega$ はサンプルの全集合を表しており、 $+\Omega$ と $-\Omega$ はそれぞれ劣化速度が大きいサンプルと小さいサンプルの集合を表す。このうち、点検



図-3.13 点検時措置実施例

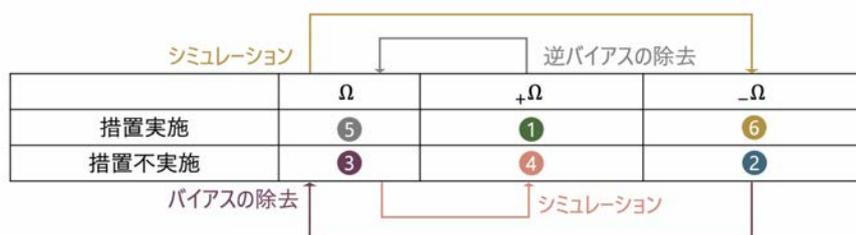


図-3.14 劣化過程と評価の流れ

データに基づいて直接、推定が可能である劣化過程は、図中の 1 と 2 である。

まず、点検データから直接推定が可能である劣化過程 2 に基づいて劣化過程 3, 4 を推定することを考える。劣化過程 2 は、劣化過程 3 がすべての損傷からなる集合に対応する劣化過程であることと異なり、劣化速度が相対的に大きい損傷が欠損した、サンプル欠損バイアスを含む劣化過程である。よって、劣化過程 2 にサンプル欠損バイアスが発生していることを考慮した推計を行うことにより、劣化速度が相対的に大きい損傷が欠損しているというバイアスを除去できるため、劣化過程 3 が推定できる。その上で、劣化過程 4 は劣化速度が相対的に大きい集合に対応する劣化過程であるため、推定された劣化過程 3 に従う劣化現象のシミュレーションを行い、その結果のうち劣化が速く進展したものに注目することで、劣化過程 4 が推定できる。

次に、劣化過程 1 に基づいて劣化過程 5, 6 を推定することを考える。劣化過程 1 は、劣化過程 5 がすべての損傷からなる集合に対応する劣化過程であることと異なり、劣化速度が相対的に小さい損傷が欠損しているバイアスを含む劣化過程である。以下、個のバイアスをサンプル欠損逆バイアスと称するとする。劣化過程 1 にサンプル欠損逆バイアスが発生していることを考慮した推計を行うことにより、劣化速度が相対的に小さい損傷が欠損しているというバイアスを除去できるため、劣化過程 5 が推定できる。その上で、劣化過程 6 は劣化速度が相対的に小さい集合に対応する劣化過程であるため、推定された劣化過程 5 に従う劣化現象のシミュレーションを行い、その結果のうち劣化が遅く進展したものに注目することで、劣化過程 6 が推定できる。

### 3. 推計手法

損傷の進展過程がマルコフ性を有するとして記述し、マルコフ劣化ハザードモデル<sup>2)</sup>の推計を実施する。同モデルでは、生存時間解析の理論を応用し、健全度の瞬間的推移率を示すハザード率を、尤度関数を最大にする推移確率 $\pi_{ij}(z)$  (期間 $z$ で健全度が $i$ から $j$ に推移する確率)を求めることにより推定する。サンプル欠損を考慮する場合には、理論的な健全度分布に対する観測された健全度分布の比を用いて補正係数 $R(j|i, \beta)$ を定義する。補正係数

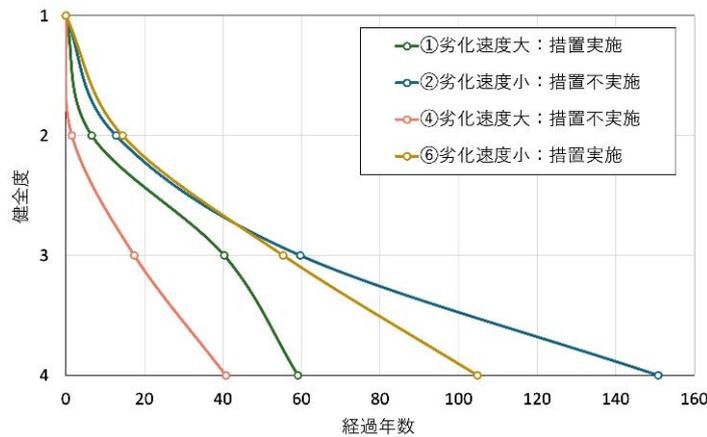


図-3.15 劣化過程

$R(j|i, \beta) < 1$ ならば、当該健全度に対して、サンプル欠損が生じていると仮定し、修正推移確率（補正係数 $R(j|i, \beta)$ と推移確率 $\pi_{ij}(z)$ の積）を用いる。ここに、 $\beta$ は推定されるハザード率に関するパラメータである。

上記の手法を用いて、サンプル欠損バイアスに除去することにより劣化過程 1, 2 並びに 3, 5 が推定できる。次に、劣化速度が相対的に大きい劣化過程である劣化過程 4、劣化速度が相対的に小さい劣化過程である劣化過程 6 をシミュレーションにより推定することを考える。まず、劣化過程 3 に基づき相対的に早く進行する劣化現象のシミュレーションを行う。この劣化過程は  $+K + -K$  個の要素からなる  $\Omega$  の平均的な劣化過程とみなせる。そのため、シミュレーション結果のうち、寿命が下側  $100 \times +K / (+K + -K)$  % 点に相当する劣化過程が、 $+K$  個の要素からなる  $+\Omega$  の平均的な劣化過程 4 に対応すると考える。同様にして、劣化過程 5 に基づき相対的に遅く進行する劣化現象のシミュレーションを行う。推定した劣化過程 5 は  $+K + -K$  個の要素からなる  $\Omega$  の平均的な劣化過程とみなせるため、シミュレーション結果のうち、寿命が上側  $100 \times +K / (+K + -K)$  % 点に相当する劣化過程が、 $-K$  個の要素からなる  $-\Omega$  の平均的な劣化過程 6 に対応すると考える。

#### 4. 実証分析

本研究では、平成 11 年から平成 30 年にかけて鋼桁、支承などを対象として行われた目視点検データを用いて実証分析を行った。点検データにおいて、防錆剤が塗布された損傷群が 12,806 サンプル、塗布が実施されていないサンプルを 101,467 サンプル獲得できた。なお、劣化状態の観点において健全度は 1（健全な状態）から 4（対策を要する状態）までの、4 段階で設定されている。

図-3.15 に点検データから直接推定が可能である劣化過程 1, 2 と、サンプル欠損バイアスを考慮したモデル推計（劣化過程 3, 5）を実施した後、シミュレーション結果から推定された劣化過程 4, 6 の健全度の平均的な経時変化を示す。図中の劣化過程 1 と 4 の比較により、劣化速度が相対的に大きい施設に対しては、点検時措置の実施により、寿命が増加していることがわかる。一方で、劣化過程 2 と 6 の比較では、点検時措置の実施により劣化速度が増大するという想定から反する結果が得られた。この結果は、本研究で定義したサンプル欠損逆バイアスが、防錆剤が塗布されなかったサンプル群において十分に生じていなかった可能性を示唆している。よって、点検時措置の実施による健全度の一時的な回復の効果が劣化速

表-3.3 増加率

| 実施数変更<br>集合 | 実施数変更<br>健全度 | 増加率    |        |        |        |
|-------------|--------------|--------|--------|--------|--------|
|             |              | 1 (OK) | 2 (C)  | 3 (B)  | 4 (A)  |
| + $\Omega$  | 2 (C)        | 0.208  | -0.033 | -0.158 | -0.017 |
|             | 3 (B)        | 0.202  | 0.257  | -0.389 | -0.070 |
| - $\Omega$  | 2 (C)        | 0.315  | -0.286 | -0.030 | 0.001  |
|             | 3 (B)        | 0.306  | 0.164  | -0.467 | -0.003 |

度の逆転により抑制されていると考察した。

シミュレーションを行うことにより算出された点検時措置の実施数の影響評価を表-3.3に示す。表では健全度 1,4 に対して、措置実施数の変更による影響が顕著に見られなかったため割愛し、健全度 2,3 に対して分析を行っている。各値は正であれば措置実施数を増加させた際に当該健全度に分類される損傷数が増加することを表す。また、負の場合は措置実施数を増加させた場合、当該健全度に分類される損傷数が減少することを表す。まず、いずれの集合に対しても措置実施数を変更する健全度より小さい健全度の増加率は 16.4%以上である。また、 $-\Omega$ の健全度 2 に対する実施数の変更を除き、措置実施数を変更する健全度以上の健全度の増加率は負値である。このことから、措置実施数を現行から増加させることにより損傷群の状態は概ね改善されることがわかり、一方で減少させれば損傷群の状態は悪化する。

図-3.16 に健全度 2 の施設に対する点検時措置実施数を変更した場合の、各健全度に属する施設数の変化を示す。現状実施されている健全度 2 に対する点検時措置数を 2,000 個減少させた場合、5 年後に健全度 1 に属する施設数は 415 個減少する。また、健全度 3,4 に属する施設数が減少することが確認できる。図-3.17 に健全度 3 の施設に対する点検時措置実施数を変更した場合の、将来時点における各健全度に属する施設数の変化を示す。健全度 3 に対する措置実施数を増加させることにより健全度 3 以下に属する施設数が減少し、健全度 1 に属する施設数が増加することが確認できる。

増加率は以下の 2 つの要因に依存する。第一は、点検時措置の実施による健全度の一時的な回復である。第二は、措置実施数の変更により本来と異なる劣化過程を経験する損傷が存在することによる長期的な劣化速度の抑制である。措置実施数の変更によって経験する劣化過程が変更された際、その劣化過程が本来の劣化過程に比べて劣化速度が小さければ、5 年間でその差に起因する状態の改善が確認できる。実際、 $+\Omega$ に対して措置実施数を増加させた場合は劣化過程が 4 から 1 に変更される損傷があるが、図-3.15 より後者のほうが劣化速度が小さいことが確認できる。つまり、 $+\Omega$ に対しては 2 つの要因の双方により、増加率が正値となったことがわかる。一方、 $-\Omega$ に関しては劣化過程が 2 から 6 に変更される損傷があるが、図-3.15 によれば変更したほうが劣化速度が大きいことが確認できる。しかし、健全度 3 までの劣化速度に大きな違いは見られないことから、 $-\Omega$ に対しては 2 つの要因のうち点検時措置の実施による健全度の一時的な回復のみにより、増加率が正値となったことが考えられる。

施設管理者が維持管理に対して利用可能な予算は限られているため、より少ない措置で損傷群の状態が改善することが好ましく、点検時措置の実施を見送った場合の損傷群の状態の悪化の程度が小さい対象に関しては点検時措置を実施しないという意思決定ができる。措置実施数を変更する健全度より小さい健全度の増加率の絶対値は総じて大きいいため、措置実施数の変更のこれらへの影響は顕著である。しかし、措置実施数を変更する健全度以上の健全度の増加率の絶対値の中には小さいものもある。 $+\Omega$ 、 $-\Omega$ いずれに対しても、健全度 2 の措置実施数を変更したときの増加率に比べて健全度 3 に対する増加率のほうが大きい傾向にある。そのため、措置実施数の増加は健全度 2 より 3 に対するほうが優先されるべきである。この

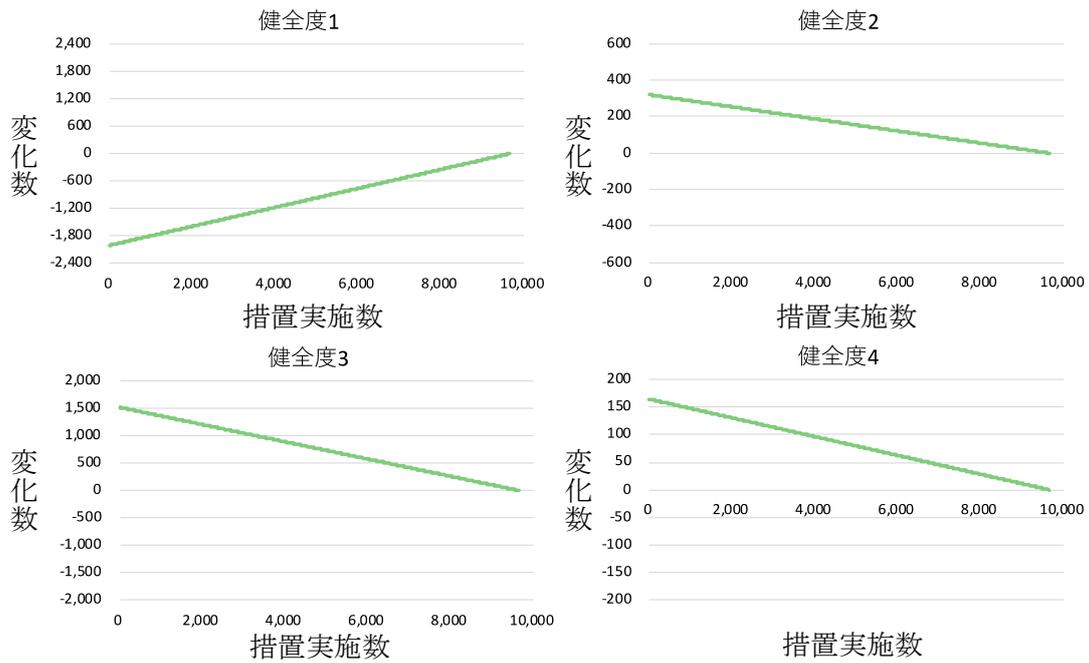


図-3.16 健全度 2 に対する措置実施数の影響

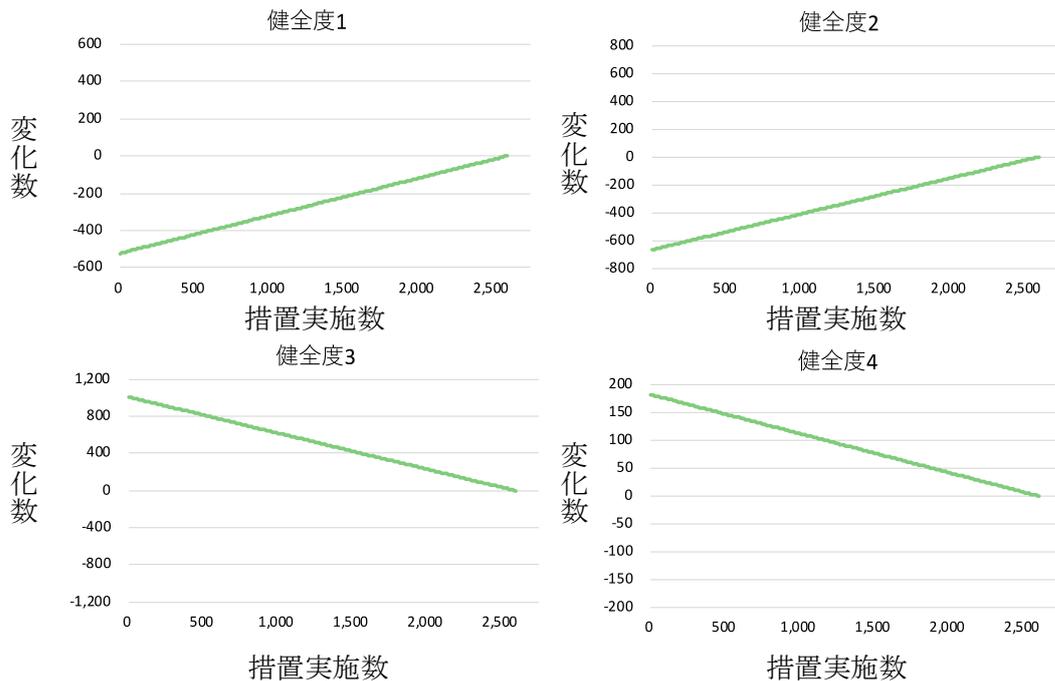


図-3.17 健全度 3 に対する措置実施数の影響

結果は、健全度 3 に対する措置実施数を減少させた場合に損傷群の状態がより顕著に悪化することと同値であるため、措置実施数を減少させる際に優先されるべきは健全度 2 である。

## 5. おわりに

本研究では、点検時措置の実施が将来の各健全度に分類される損傷数に与える影響の評価を点検データに基づいて行った。点検時措置の実施数を変更した際に本来と異なる劣化過程

を経験する損傷が存在することを指摘し、それらの劣化過程を推定する手法を提案した。その上で、点検時措置の実施数を変更した場合、5年後に各健全度に分類される損傷数の変化率を増加率として定義し、点検時措置の実施の損傷群に与える影響を評価する手法を提案した。その結果、点検時措置の実施は損傷群の状態を改善させる効果を有することを改めて確認し、措置実施数を増加させたときの効果が健全度によって異なることを示し、予算や人員の不足により点検時措置の効率化を図る必要がある場合、措置実施数を優先して増加させるべき健全度が存在することを示した。

## 参考文献

- 1) 小林潔司, 熊田一彦, 佐藤正和, 岩崎洋一郎, 青木一也: サンプル欠損を考慮した舗装劣化予測モデル, 土木学会論文集 F, Vol.63, No.1, pp.1-15, 2007.
- 2) 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.

### 3-2-3. 補修効果の事後評価手法の開発

#### 3-2-3-1. 劣化・回復過程を考慮した層別修繕によるたわみ回復量の評価

我が国の高速道路舗装では、経年に伴う構造耐力力の低下による損傷部位の深層化が確認されている。実務においては、表層材料が密粒度から高機能へと推移したことを受けて、損傷状態に応じた層別修繕が実施されているが、構造耐力力がどの程度回復したかは定量的な評価がなされておらず、層別修繕の効果と構造耐力力との関係性が明らかになっていない。本研究では、舗装構造の耐力力の推移を、1)経年によって低下する劣化過程と、2)修繕時に向上する回復過程との複合過程としてモデル化する。これにより、構造耐力力の劣化予測に加え、修繕時の回復を推移確率として定量的に評価することが可能となる。さらに、高速道路舗装を対象とした適用事例を通して、提案したモデルの有用性について考察する。

#### 1. はじめに

我が国における高速道路アスファルト舗装は、道路表面から順に表層、基層、上層路盤、下層路盤により構成される<sup>1)</sup>。近年では、表層に用いる舗装材料が密粒度から高機能（排水性）へと移り変わったことと、経年劣化の進行も相まって、損傷部位の深層化が起きている。これに応じて舗装マネジメントの実務においては、表層のみを対象とした修繕から基層や上層路盤までを対象とした修繕への転換が進められてきている。しかしながら、修繕が深層を対象とするに従って工事に必要となる費用や通行規制期間は増大する。ゆえに、損傷を修繕することに加え、工事費用や通行規制による経済的損失を抑えることも同時に考慮した際の最適な修繕区間・修繕対象層の選択が求められる。そのためには、①基層や上層路盤までを含めた構造耐力力の経年による低下を予測することと、②層別修繕効果（層別修繕による構造耐力力の回復量）を定量的に評価することが重要である。

本研究では、構造耐力力を離散的なレーティング（耐力力ランク）で表し、その推移の様子をマルコフ推移確率により表現する。すなわち、耐力力ランクの推移を①経年による耐力力の低下（劣化過程）を表す経過時間に依存したマルコフ推移確率と、②修繕による耐力力の向上（回復過程）を表す修繕対象層に依存したマルコフ推移確率による複合的な確率過程で表現する。さらに、実際に獲得された耐力力調査データをもとにマルコフ推移確率を推定することにより、耐力力の低下、及び層別修繕効果について考察することが可能となる。具

体的に本研究では、FWD (Falling Weight Deflectometer) 調査によるたわみ量を用いて耐荷力ランクを定め、マルコフ推移確率を推定する際に生じる修繕前後の FWD 調査データの欠損という問題点を、修繕前後の耐荷力ランクを潜在変数と捉えることにより解決する。そして、実際に獲得されたデータをもとに実証分析を行い、その分析結果について考察する。

## 2. 本研究の基本的な考え方

社会インフラを対象とした劣化予測手法であるマルコフ劣化ハザードモデル<sup>2)</sup>の開発以降、同モデルを応用したモデルが数多く開発されており、これらのモデルを舗装マネジメントに適用した事例も多数存在する。大井等<sup>3)</sup>は、舗装耐荷力の予測を目的としてマルコフ劣化ハザードモデルを推定し、舗装構造の劣化因子を特定するとともに、推定時に交互作用を考慮する必要性について言及した。また、小林等<sup>4)</sup>は、舗装構造の劣化は路面の劣化と耐荷力の低下の複合的な現象であるという考えから、耐荷力の低下過程を斉次マルコフ過程で表現し、路面の劣化過程を耐荷力の状態に依存する非斉次マルコフ過程で表現する階層的隠れマルコフ劣化モデルを提案した。しかしながら、これらの既往研究においては、耐荷力が低下した舗装に対して修繕を実施することにより耐荷力が最も高い状態に確定的に回復する（厳密には事前に設定した耐荷力ランクに、事前に設定した割合で確定的に回復する）という前提が設けられている。これは、修繕の直前と直後に、点検・調査を実施することがない（修繕工事に対する竣工検査は実施されるが、今後の維持管理を目的とする点検・調査は実施されずその時点における耐荷力情報は記録されない）ために、修繕時の耐荷力ランク推移を推定するのに十分なデータサンプルを獲得できなかったことに起因する。

アスファルト舗装の舗装構造は、道路表面から順に表層、基層、上層路盤、下層路盤により構成される多層構造を有している。表層は、密粒度舗装と高機能舗装に大別され、近年では高機能舗装が標準的に採用されている。高機能舗装には、安定的な滑り抵抗性を確保できる、車両騒音を吸音する等の機能的特徴のほか、表層から基層へと雨水を通水させるという構造上の特徴がある。そのため、損傷が基層以下の深層において発生しやすく、基層や上層路盤を含めた2層、3層の打ち替えが標準的な修繕工法になりつつある。基層以下の層を打ち替える場合、その層より上部に位置する層の全てを打ち替えることになる。つまり、基層修繕は表層修繕を、上層路盤修繕は基層修繕を、さらに極小事例である下層路盤修繕は上層路盤修繕をそれぞれ包含している。したがって、より深層を対象に修繕が実施されると、舗装構造の耐荷力はより大きく回復することが見込まれる。その一方で、修繕費用や工事期間は増大し、予算や規制時間の制約等から修繕延長を伸ばすことは難しくなる。修繕を実施すべき区間を適切に選定し、最も効果的な層に対して修繕を実施する必要がある。

道路管理における点検・調査業務としては、一般的に日常巡回、路面性状調査、FWD 調査が実施される。密粒度舗装が主流であった時期には、損傷が路面から下層へ進展するケースはあまり見られなかったため、路面性状調査を通して獲得されるひび割れ率やわだち掘れ量が切削オーバーレイの実施を判断する際の指標となっていた。一方で、高機能舗装が主流となり損傷部位の深層化が進んだことに伴って、修繕工法が2層、3層の打ち換えへと推移した近年においては、舗装耐荷力を評価可能な FWD 調査データを用いて、修繕の実施や修繕対象層の選択等の判断を下すための方法論が必要になる。実際に構造耐荷力の低下、すなわち深層における損傷が疑われる事例が増加したため、①修繕対象層の決定のための FWD 調査の実施頻度が高まってきたこと、②定期的な FWD 調査の必要性が認識されるようになり一部道路区間で試験的に定期調査が行われるようになったことにより、本研究の適用事例で取り上げた道路区間のように FWD 調査データの蓄積が進んできた。そこで、本研究では、FWD 調査データを用いて舗装構造の耐荷力ランクを定め、これを健全度指標とすることにより舗装構造の劣化予測と層別修繕時の回復予測を行う。そのために、舗装構造の耐荷力の経

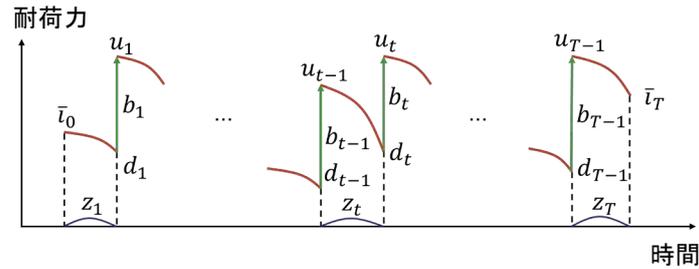


図-3.18 耐荷力の推移

年による低下に加え，修繕時の向上を表現できるマルコフ劣化ハザードモデルの拡張モデルを提案する．

具体的に本研究では，舗装の構造耐荷力の推移を，①経年により耐荷力が低下する劣化過程と，②修繕時に耐荷力が向上する回復過程の複合過程として記述する．その概念図を図-1に示す．耐荷力が不確実な低下と回復を繰り返しながら推移する様子が見て取れる．図中の赤線で表される劣化過程の差異は，構造条件，環境条件，使用条件の不確実性により生じる．図中の緑矢印で表される回復過程の推移の差異は，層別修繕による不確実性（修繕工法，タイミング，施工の品質）が大きいと考えられる．また，図中，2時点における耐荷力ランク $\bar{i}_0, \bar{i}_T$ ，修繕対象層 $b_1, \dots, b_{T-1}$ ，調査時点と修繕時点の間隔 $z_1, \dots, z_T$ は FWD 調査データと修繕履歴データから獲得される情報である．2 時点における耐荷力ランク情報は観測可能であるが，その間に実施された修繕直前・直後のランク情報は観測されない．そこで，これらの不可観測なランク情報を潜在変数と捉えた上でマルコフ劣化ハザードモデルを推定し，ランク推移の様子を推移確率として定量的に評価する．さらに，回復過程の推移確率を修繕対象層別に推定することにより，修繕効果を修繕対象層ごとに比較する．

### 3. モデル

本研究では，舗装構造の耐荷力の状態を離散的なレーティング（耐荷力ランク $i [i = 1, 2, \dots, I]$ ）で表す．その上で，耐荷力の推移（耐荷力ランクの $i$ から $j$ への推移）を，①経年による耐荷力の低下（劣化過程）を表す経過時間 $z$ に依存したマルコフ推移確率 $\pi_{ij}(z)$ と，②修繕による耐荷力の向上（回復過程）を表す修繕対象層 $b$ に依存したマルコフ推移確率 $r_{ij}^b$ による複合的な確率過程として表現する．なお，マルコフ推移確率は過去の劣化履歴には依存しない．劣化過程のマルコフ推移確率はマルコフ劣化ハザードモデル<sup>2)</sup>を用いて推定できる．回復過程のマルコフ推移確率はノンパラメトリックな離散確率分布を用いて表現する．

2.にて既述したように 2 時点におけるランク情報が観測されたとしても，その間に修繕が実施されていた場合，修繕直前・直後のランク情報は不可観測であり，修繕時のランク推移を直接的に求めることはできない．そこで，図-3.18 のように潜在変数ベクトル $\mathbf{d} = (d_1, \dots, d_{T-1})$ ， $\mathbf{u} = (u_1, \dots, u_{T-1})$ を導入する． $\mathbf{d}$ ， $\mathbf{u}$ はそれぞれ修繕直前，直後の耐荷力ランクを表す．潜在変数は観測不可能な変数であるが，ひとまず潜在変数を与件とした尤度関数（完備化尤度関数）を考える．完備化尤度関数を用いて，未知パラメータの推定と潜在変数の更新を同時に行う MCMC アルゴリズムによりマルコフ推移確率を推定する．

### 4. 実証分析

本研究では，実際に獲得された FWD 調査データに対して本研究で提案したモデルを適用することにより，高速道路舗装の経年劣化と層別修繕効果に関する考察を行う．FWD 調査データベースから，同じ地点における 2 回の調査データによる耐荷力ランクの推移ペアサンプルを作成する．さらに，得られたサンプルに対し，表層種別（密粒度舗装または高機能舗装）

表-3.4 耐荷力ランク

| 耐荷力ランク | $D_i$                  |
|--------|------------------------|
| 1      | $D_i < 400$            |
| 2      | $400 \leq D_i < 800$   |
| 3      | $800 \leq D_i < 1200$  |
| 4      | $1200 \leq D_i < 1600$ |
| 5      | $1600 \leq D_i$        |

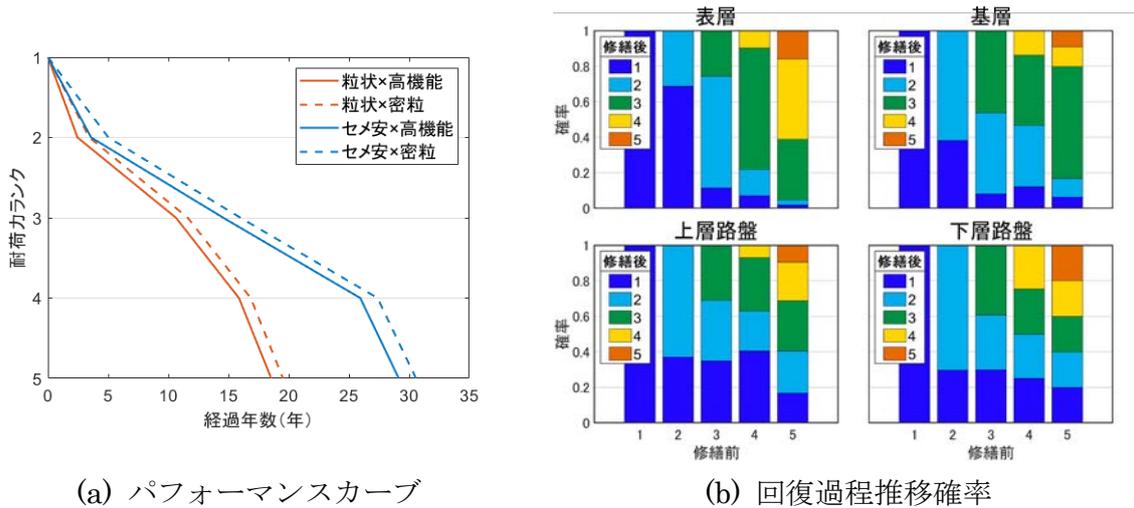


図-3.19 モデルの推定結果

と下層路盤種別（セメント安定処理路盤または粒状路盤）を説明変数に採用した．これにより，構造条件が劣化過程に与える影響を評価することが可能となる．たわみ量をもとにした耐荷力ランクの設定に関しては，表-3.4に示すように損傷指標 $D_i$ を離散的に区分して定める．

耐荷力ランク $i(= 1, 2, \dots, I)$ に初めて到達した時点から，耐荷力が低下して次のランクに進むまでの期待期間長を期待寿命と呼ぶ．縦軸を耐荷力ランク，横軸を各ランクの累積期待寿命としたグラフをパフォーマンスカーブとして図-3.19(a)に示す．同図より，高機能舗装は密粒度舗装に比べ耐荷力の低下が速く，下層路盤が粒状路盤の場合ランク 5 に到達するまでの期待寿命に約 1 年の差異が存在することがわかる．また，粒状路盤はセメント安定処理路盤に比べ耐荷力の低下が速く，表層が高機能舗装の場合ランク 5 に到達するまでの期待寿命に約 11 年の差異が存在することがわかる．既述したように，高機能舗装には深層において損傷が進展しやすいという特徴があり，密粒度舗装と比べて構造的な劣化が速いことが問題視されている．また，下層路盤に着目すると，粒状路盤はセメント安定処理路盤に比べて構造的な劣化が速いことも判明しており，本研究の実証分析における劣化過程の推定結果は，これらの実務の知見と整合的である．

次に，層別修繕による回復過程の推移確率の推定結果を図-3.19(b)に示す．横軸に示す修繕前のランクから色分けされた修繕後のランクへの推移確率が帯の面積で表されている．同図より，サンプル数の非常に少ない下層路盤修繕は事前分布の影響を強く残していることがわかる．しかし，その他の推定結果は，より深層を修繕の対象としたときにより低いランクへと推移する（より回復量が多い）確率が大きくなることを示唆している．特に，ランク 1 まで完全に回復する確率は上層路盤修繕が最も高いという結果が得られている．その一方で，図-3.19(a)よりランク 1 の期待寿命は比較的短い．基層修繕と上層路盤修繕のどちらが最適な

修繕であるかに関しては、ライフサイクル費用等の算出を行い検討する必要がある。

## 5. おわりに

本研究では、表層の高機能舗装化に伴い損傷部位・修繕が深層化する高速道路舗装構造を対象として、舗装構造の劣化予測と層別修繕効果の評価を行う方法論を提案した。具体的には、舗装構造の耐荷力推移を劣化・回復の複合過程として記述し、それぞれの推移確率を算出するために、修繕直前・直後の耐荷力ランクを潜在変数と捉えモデル化し、2時点間の調査データと修繕履歴をもとにした推定手法を提案した。これにより、調査時点間に修繕履歴の存在するデータをもとにした舗装構造の劣化予測に加え、修繕効果の定量的な評価が可能となった。実証分析では、実務の知見と整合的な劣化予測結果と、より深層を対象としたときに耐荷力回復量が大きくなるという結果が得られた。

## 参考文献

- 1) (公社)日本道路協会：舗装設計便覧，2006.
- 2) 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.
- 3) 大井明，宮崎文平，小濱健吾，貝戸清之，小林潔司，山口清人：定期的なFWD調査データを用いた高速道路舗装の劣化予測，土木学会論文集 E1，Vol.70，No.2，pp.11-25，2014.
- 4) 小林潔司，貝戸清之，江口利幸，大井明，起塚亮輔：舗装構造の階層的隠れマルコフ劣化モデル，土木学会論文集 D3，Vol.67，No.4，pp.422-440，2011.
- 5) 神谷恵三，風戸崇之：高速道路舗装の損傷評価方法に関する研究，土木学会舗装工学論文集，Vol.13，pp.171-178，2008.

### 3-2-4. 補修プロファイリング手法の開発

#### 3-2-4-1. 空間マッピングを用いた下水道管渠の状態シミュレーションと改築更新区域の抽出

下水道管渠は埋設構造物であるために、管理対象全域において悉皆調査を行うことが困難である。一方で、調査が実施できなくとも、管渠の劣化に影響を及ぼす属性情報であれば全域で利用可能であることが多い。本研究では、部分的に獲得された調査データを用いて調査実施管渠に対する劣化予測を行ったうえで、回帰クリギングを用いて管渠の劣化異質性と属性情報の空間的関係性を表す空間マッピングモデルにより、調査未実施管渠も含めた全管渠の劣化を予測する方法論を提案する。さらに、劣化予測結果をもとに作成した健全度分布に対して、デュアルカーネル密度推定を用いて老朽管渠の空間的集積傾向を視覚化し、改築更新区域を抽出する。最後に、提案手法を大阪市の下水道コンクリート管渠に対する調査データに適用して、その有用性を検証する。

## 1. はじめに

下水道管理者は、人的・財政的リソースの制約のもとで、下水道施設と下水道事業を効率的に管理・運営することが求められている。とりわけ、下水道管渠は老朽化が顕在化しつつあり、それらを効率的に維持管理するためのアセットマネジメント手法が普及してきている。なかでも、下水道管渠の調査データを用いた統計的劣化予測手法を基幹技術とするアセットマネジメントの実践的研究や実務への試行的導入が進んでいる。ただし、下水道管渠は埋設構造物であるために、管理対象区域に存在する全ての管渠を対象とした悉皆調査を実施する

ことが困難である。下水道管理者は、調査を実施した管渠だけでなく、調査未実施管渠を含めた全管渠に対して、改築更新計画を立案する必要がある。そのためには調査実施管渠において部分的に獲得された調査データを用いて、全管渠の劣化予測と健全度シミュレーションが可能な方法論の開発が不可欠である。

調査未実施管渠の劣化予測を行う方法としては、調査実施管渠を対象に推定された劣化予測モデルを調査未実施管渠に移転して使用することが考えられる。しかしながら、管渠の劣化は、構造条件、使用条件、環境条件など、多様な要因が複合的に作用し合うことによって進行する事象であると考えられるために、モデルの移転可能性を担保できない場合も少なくない。その一方で、下水道管渠の場合、管渠が敷設されている地中環境には距離に依存した同質性が認められることから、調査実施管渠とその周辺の調査未実施管渠との劣化速度の間には類似性が存在し、その類似性によって劣化要因の多様性を集約的に表現できる可能性がある。そのため、劣化速度の空間的關係性を考慮することにより、調査実施管渠の劣化速度に基づいて、調査未実施管渠の劣化速度を記述するようなルール（空間マッピングモデル）を見出すことができれば、管理対象区域における調査未実施管渠も含めた全ての管渠の劣化予測と健全度シミュレーションが可能になる。さらに、これらの結果を活用して具体的な改築更新計画を策定する場合には、単純に個別管渠の劣化速度に着目するのではなく、健全性が低いと推定される管渠が密集する区域をスクリーニングすることによって老朽管渠の空間的集積傾向を視覚化し、改築更新工事の集約化を図る必要がある。これは埋設構造物である管渠の実際の工事が管渠単位に実施されるのではなく、工事費用や工事に伴う道路規制の縮減を目的として、ある一定の区域（マンホール間2～4スパン程度）で実施されている現状と整合的である。

以上の問題意識のもと、本研究では調査実施管渠の劣化予測結果に対し、劣化速度に関する回帰クリギング手法により、調査未実施管渠に対する劣化速度を空間的に補間するための方法論を提案する。さらに、推定された劣化速度を用いて予測される健全度情報をもとに、デュアルカーネル密度分析を援用して、健全性が低いと推定される管渠が密集する区域をスクリーニングする。

## 2. 本研究の基本的な考え方

近年、我が国では社会インフラの団塊的な老朽化に伴う補修・更新費の増加が見込まれており、アセットマネジメントの必要性が高まりつつある。そのような中、蓄積された点検データを用いて、社会インフラの劣化過程をモデル化する統計的劣化予測モデルが発展している。とりわけ、マルコフ劣化ハザードモデルの開発により、離散的な健全度で評価された点検データを用いた劣化過程のモデル化が可能となった。また、小濱等は個別の社会インフラが有する劣化過程の異質性を表現可能な混合マルコフ劣化ハザードモデルを提案した。これらの統計的劣化予測モデルでは、点検データの質・量が推定精度や信頼性に多大な影響を及ぼす。実際に、維持管理の実務においては、舗装路面に対する路面性状調査車の導入や、トンネルや橋梁を対象とした5年に一度の近接目視点検の義務化等により、点検データが以前と比較して蓄積されてきている。しかし、管理者によっては、人的・財政的リソースの制約や、点検の実施困難性等の理由により、管理対象とする社会インフラ全体に対する悉皆点検が困難な場合も少なくない。また、点検データが部分的に獲得される場合であっても、管理者が維持管理計画を策定する際には、管理施設全体を対象とする必要がある。しかし、既往の統計的劣化予測モデルは、当然のことながら、点検データが獲得された施設に対してのみ劣化予測を行うものであり、点検未実施の施設に対する劣化予測を行うことはできない。ただし、点検実施が困難な社会インフラであっても、その劣化過程に多大な影響を及ぼすと考えられる構造条件、使用条件、環境条件等の属性情報であれば、利用可能である場合が少なくない。

実際、国土交通省では、「国土交通省データプラットフォーム 1.0」をはじめとする、各種データプラットフォームの整備を進めており、官民それぞれが保有する多様なデータを API (Application Programming Interface) により連携する取り組みが進みつつある。また、地理空間情報活用推進基本法の成立により、地理空間情報の高度な活用が求められており、社会インフラの維持管理分野においても活用が期待されている。このような社会的背景を踏まえると、地理空間情報を活用しながら、点検未実施の施設も含めた管理対象全域の施設に対する劣化予測やアセットマネジメントを展開可能な方法論は社会的ニーズが高いものと考えられる。

### 3. 実証分析

大阪市では、コンクリート管渠に対して TV カメラ調査を実施しており、「変形、クラック、目地不良、侵入水、浸食」の 5 つの評価項目に対して 4 段階の判定を行っている。判定された 5 つの項目をもとに評点を算出し、5 段階の健全度を設定している。一方で、本研究の分析においては、大阪市の健全度区分を参考にしつつも、独自に設定した 7 段階の健全度区分を用いて分析を実施している。健全度 7 が最も健全性の高い状態であり、健全度が低下するにつれて健全性も低下する。大阪市が管理する下水道管渠を対象として、1982 年から 2020 年に実施された TV カメラ調査の結果をもとにデータベースを作成した。今回の分析においては、同一管渠に対して 1 回しか TV カメラ調査が実施されておらず、1 回分の調査データしか利用できなかった。通常、マルコフ劣化ハザードモデルは 2 時点分の調査データを 1 データサンプルとして取り扱うが、管渠のような埋設構造物の場合、調査データが 1 回分しか利用可能でない場合も少なくない。このような場合、通常のデータサンプルを獲得することができない。そこで、下水道調査台帳に記載された敷設年度を利用して、仮想的に敷設時点を事前健全度、1 回目の調査データを事後健全度、敷設から調査までを調査間隔と取り扱うことによりデータサンプルを作成した。その結果、本研究においては、全データサンプルの事前健全度が 7 となり、獲得されたデータサンプルは合計 49,243 であった。

図-3.20 には、大阪市の下水道管渠を対象にした実証分析の全体概要を示す。一番上中央の図は大阪市全域におけるコンクリート管渠 115,050 スパンの敷設状況を散布図で表現したものである。全体フローは大きく 4 つのステップに分類できる。はじめに、全コンクリート管渠を、調査データが獲得されている調査実施管渠 (49,243 スパン) と、獲得されていない調査未実施管渠 (65,807 スパン) に分類する。調査実施管渠に対して、混合マルコフ劣化ハザードモデルの推定に使用するデータサンプルを作成し、管渠ごとの異質性パラメータ値 (劣化速度) を推定する【ステップ 1】。つぎに、推定された劣化速度の異質性と、劣化要因である属性情報を位置情報を介して紐づけ、回帰クリギングを用いることにより、空間的関係性を推定する【ステップ 2】。調査実施管渠の劣化異質性と属性情報の空間的関係性を回帰クリギングに基づく空間的マッピングモデルを用いて、調査未実施管渠へ適用させることによって、調査未実施管渠の劣化異質性を定量的に評価する。上記の操作により、調査実施管渠と調査未実施管渠を合わせた管渠に対する劣化速度の推定が可能になり、推定された劣化速度をもとに健全度を推定する【ステップ 3】。さらに、健全度情報を再度位置情報と紐づけデュアルカーネル密度推定を用いて健全性が低いと推定される管渠が密集する区域のスクリーニングを行う【ステップ 4】。

水道管渠のデータベースを用いて、混合マルコフ劣化ハザードモデルを階層ベイズ法により推定した。階層ベイズ法ではマクロ予測で使用するパラメータに加え、各管渠それぞれに対する異質性パラメータも同時に推定している。異質性パラメータを用いた各管渠に対する期待劣化パスを一括して図-3.21(a)に示す。異質性パラメータを用いることにより、管渠それぞれの期待劣化パスを求めることが可能となる。本研究では健全度 7 から 1 に至る年数を管渠

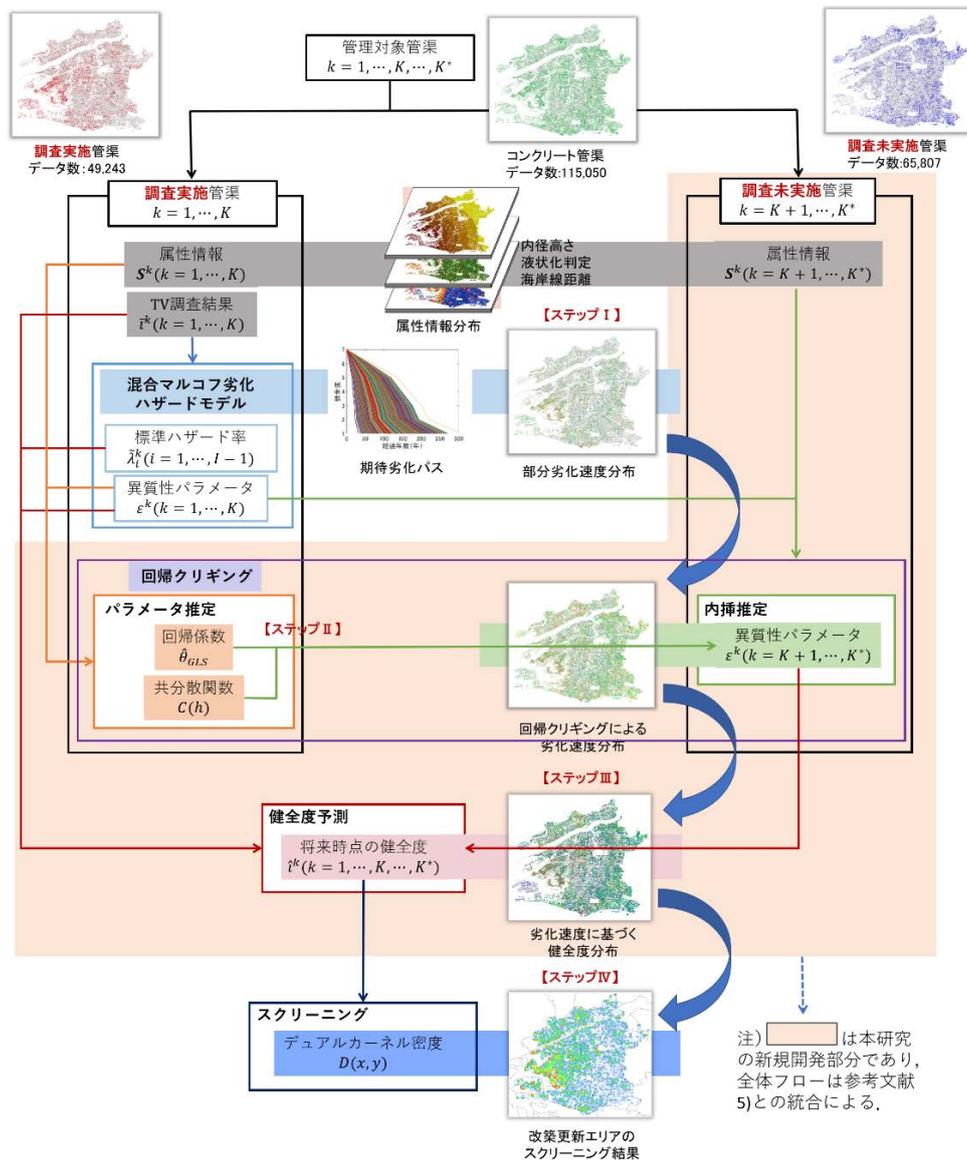


図-3.20 実証分析（提案手法）の全体フロー

の期待寿命と定義する。これより、同図に示すように、期待寿命が 50 年以下の管渠から、200 年以上の管渠が存在することがわかる。全管渠に対する期待劣化パスの期待寿命が約 115.5 年（ベンチマーク）であることを踏まえると、各管渠の期待寿命には大きな差異が存在することが理解できる。これらの異質性パラメータ（期待寿命）に基づいて、部分的劣化速度分布を作成する。期待劣化パスを推定した管渠はそれぞれ緯度・経度情報を有している。図-3.21(b)には、管渠のもつ緯度・経度情報と推定された劣化速度（異質性パラメータ）を紐づけた結果を示しており、劣化速度は 7 段階のカラーバーを用いて表されている。当然のことながら、部分的劣化速度分布は調査データが獲得され期待寿命および劣化速度を推定された管渠のみが着色されている。以上のように、混合マルコフ劣化ハザードモデルを用いることにより、実際の調査データを用いて管渠の期待劣化パスや期待寿命を推定できる。さらに、調査実施管渠に対する部分的劣化速度分布を部分的な解として、これを説明できるような空間マッピングモデルを構築できる点に本研究の優位性がある。

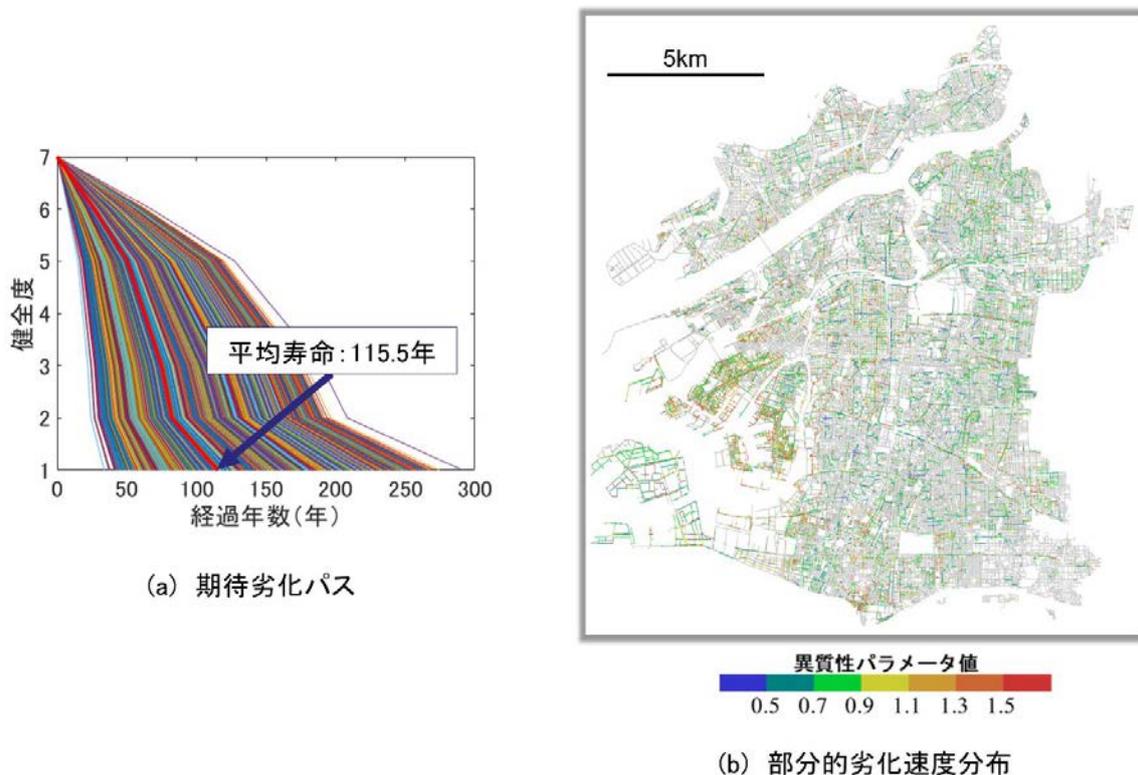


図-3.21 コンクリート管渠の期待劣化パスおよび部分的劣化速度分布

図-3.22 の左上図に、空間補間前の部分的劣化速度分布と、回帰クリギングに基づく空間マッピングモデルにより劣化速度が補間された補間後の劣化速度分布、すなわち大阪市全域におけるコンクリート管渠の劣化速度分布を示す。実際に回帰クリギングに使用したデータ数は、混合マルコフ劣化ハザードモデルにより劣化速度が推定された管渠のうち、緯度・経度情報および属性情報が利用可能な 45,509 であった。空間的關係性に基づいて推定された調査未実施管渠の数が 65,784 であったことを考えると、本研究の有用性が理解できる。大阪市全域における全管渠の劣化速度の推定結果を用いて、将来時点におけるコンクリート管渠の健全度シミュレーションを実施する。上記の方法を用いて作成した 2020 年から 2070 年までの 10 年刻みの健全度分布を図-3.22 に示す。海岸付近および淀川北部の管渠の劣化速度が速いために、2020 年から 2040 年にかけて海岸付近の管渠から順に健全度の低下が進み、その後大阪市全域において劣化が進展していくことが理解できる。一方で、敷設されてからの年数が短い、あるいは劣化速度が遅い管渠においては海岸付近の管渠であっても健全性の高い管渠が一定数存在することも理解できる。

#### 4. おわりに

本研究では、大阪市の下水道管渠を対象として、調査実施管渠の劣化速度の異質性を空間マッピングモデルを用いて空間補間することにより、調査未実施管渠の劣化速度を評価する方法論を提案した。さらに、推定された劣化速度をもとに作成した健全度分布に対して、健全性が低いと推定される管渠が密集する区域のスクリーニングを実施した。具体的には、1) 混合マルコフ劣化ハザードモデルの階層ベイズ推定により求めた各管渠の劣化速度の異質性パラメータに対して、2) 異質性パラメータ値とその位置情報を回帰クリギングを用いて分析することにより、属性情報が得られている対象区域内の任意の地点における劣化速度の評価(空間マッピングモデル)を行い、3) 推定された劣化速度をもとに作成された健全度分布に対し

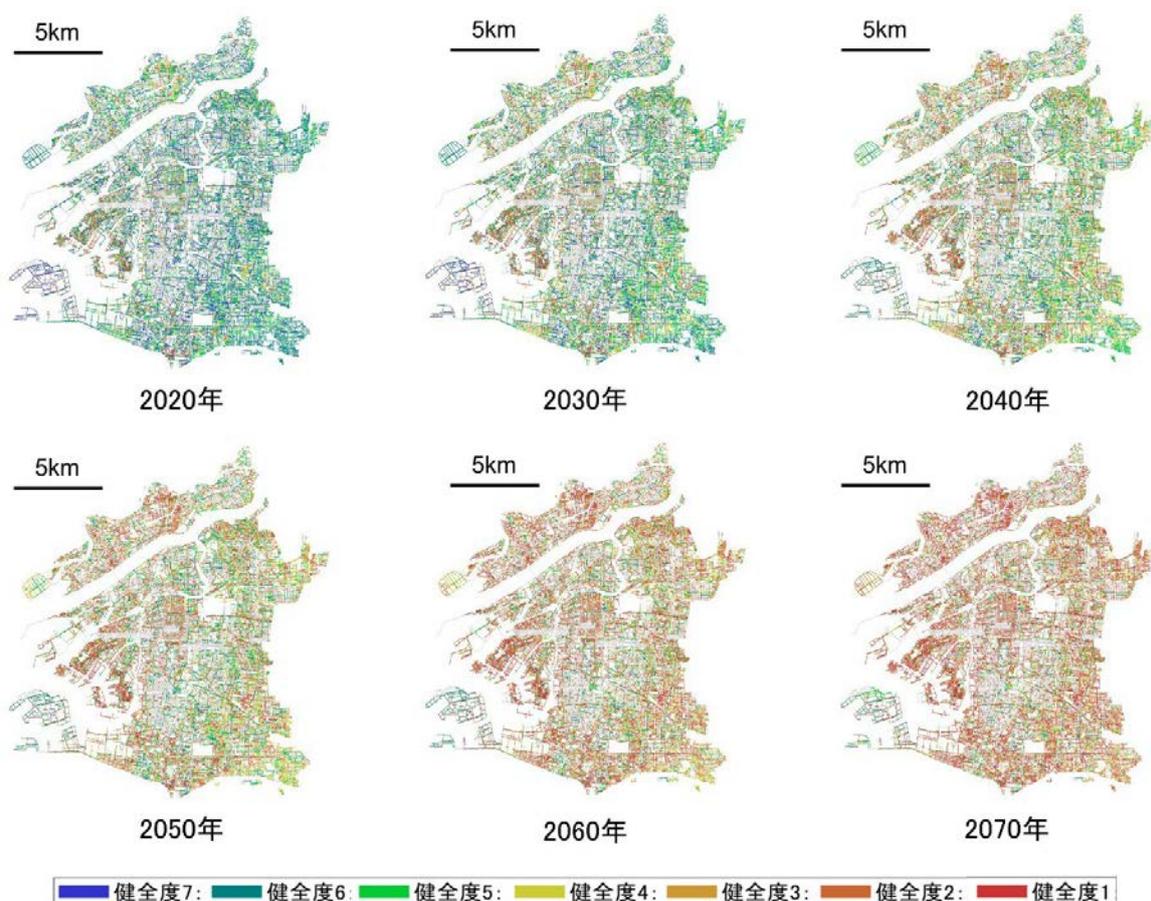


図-3.22 大阪市全域を対象とした下水道管渠の健全度シミュレーション

でデュアルカーネル密度推定を適用することにより、健全性が低いと推定される管渠が密集する区域のスクリーニングを行った。

#### 参考文献

- 1) 小林潔司, 熊田一彦, 佐藤正和, 岩崎洋一郎, 青木一也: サンプル欠損を考慮した舗装劣化予測モデル, 土木学会論文集 F, Vol.63, No.1, pp.1-15, 2007.
- 2) 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.

#### 3-2-4-2. 部材・損傷の劣化シミュレーションに基づく橋梁の補修優先順位の決定

近年、高度経済成長期に建設された橋梁の老朽化が急速に進行しており、それらの長寿命化対策が喫緊の課題となっている。国土交通省近畿地方整備局は、これらの対策として橋梁の健全度に基づいた補修計画を策定しているが、劣化が大きく目立っていない健全度2判定の橋梁の補修着手率が低いことが課題である。健全度2判定の橋梁が健全度3判定となる前に補修を行うことができれば、戦略的に橋梁の長寿命化対策が行えるが、補修優先順位の定め方に明確な指針が存在していないのが現状である。そこで、本研究では、部材・損傷の劣化速度を用いて劣化シミュレーションを行い、次期に健全度が低下するリスクを算出し、異なる

橋梁間の相対比較を行う。また、リスクを算出する際、橋梁管理者の意思決定を反映する方法を検討する。さらに、実際の橋梁データを用いた適用事例を示し、提案手法の検証を行う。

## 1. はじめに

近年、高度経済成長期に団塊的に建設された橋梁の老朽化が急速に進行し、定期点検や補修等を通じた橋梁の安全性確保及び長寿命化対策が喫緊の課題となっている。国土交通省近畿地方整備局は、これらの対策として橋梁の健全度に基づいた補修計画を策定している。このような場合、従来手法である混合マルコフ劣化ハザードモデルの劣化過程の比較は、補修の優先順位の決定の際、定量的な情報として有用である。これにより、早期措置段階である健全度Ⅲや緊急措置段階である健全度Ⅳと判定された橋梁の補修が順次進んでいる。整備局管内においては、健全度Ⅳ判定の橋梁は補修が済み、健全度Ⅲ判定の橋梁も5年以内に補修される目途が立っている。一方で、予防保全段階である健全度Ⅱと判定された橋梁の補修着手率は低い。実際、2014年度に点検した橋梁において、2019年度末までに補修された健全度Ⅱ判定の橋梁は29%である。仮に健全度Ⅱ判定の橋梁を、Ⅲ判定になる前に補修すれば、順次健全度Ⅲ判定となる橋梁は減少し、戦略的に橋梁の長寿命化対策を行うことが可能となる。

本研究では、健全度Ⅱ判定の橋梁群を対象とし、健全度Ⅲ判定となりやすい橋梁を評価することによる、補修優先順位の決定手法を提案する。具体的には、ある橋梁を構成する部材・損傷毎の劣化過程について後述する混合マルコフ劣化ハザードモデルを用いた劣化予測を行い、一定期間後に健全度が低下する確率を推計する。そして、得られた値からフォルト・ツリー分析を行い、ある橋梁全体の健全度に関するリスク値を算出し、複数の橋梁間の相対的な比較を行う。

## 2. 本研究の基本的な考え方

2013年11月、我が国は、国民の安全・安心を確保し、中長期的な維持管理・更新等に係るトータルコストの縮減や予算の平準化を図るとともに、維持管理・更新に係る産業（メンテナンス産業）の競争力を確保するための方向性を示すものとして、国や地方公共団体、その他民間企業等が管理するあらゆるインフラを対象に、インフラ長寿命化基本計画を策定した。この基本計画に基づき、各インフラの管理者及びそのものに対して指導・助言するなど当該インフラを所管する立場にある国や地方公共団体の各機関は、インフラの維持管理・更新等を着実に推進するための中期的な取り組みの方向性を明らかにする計画として、「インフラ長寿命化計画（以下「行動計画」という。）」を策定する必要がある。さらに、行動計画に基づき、各インフラの管理者は、個別施設毎の具体の対応方針を定める計画として、「個別施設毎の長寿命化計画（以下「個別施設計画」という。）」を作成する必要がある。

インフラ長寿命化基本計画では、インフラの維持管理・更新等は、一義的に法令等に基づき、各インフラの管理者の責任の下で行われるべきものであると記されている。しかしながら、現状では、維持管理・更新等に係る体制の整備や予算の確保を自ら行うことが困難な管理者も存在しており、国等が必要な支援を実施しつつ、インフラに求められる安全や機能を確保し、国民生活や社会経済活動を支えていく必要がある。更に、産学界との連携の下、技術力の向上やメンテナンス産業に資する取組みを国・地方公共団体が一体となって推進する必要がある。

以上を踏まえて、大学や研究機関等においても、これまで、維持管理・更新等に関する取組みは個別性が高い課題との認識の下、専門分化が進んできた。その結果、主に施設分野ごと、管理者ごとに知識と技術が蓄積され、相互の情報共有が十分とは言えない状況にあり、今後、更なる成熟化や体系化が求められている。本研究はこれまでの維持管理・更新の取組

みの体系化に資するものとしても期待できると考える。

道路橋管理者は、国土交通省が示す道路橋定期点検要領に従い定期点検を行っている。その中でも、国土交通省は道路橋定期点検要領に基づいた橋梁定期点検要領に従い定期点検を行っている。定期点検では、部材単位と道路橋毎の健全性の診断を行う。橋梁定期点検要領に従い、部材単位の健全性の診断を行う際、構造上の部材区分あるいは部位毎、損傷種類毎に行うことを基本している。また、道路橋毎の健全性の診断を行う際は、当該橋梁の対策区分の判定や、所見あるいは部材単位の健全性の診断の結果などを踏まえて総合的に判断している。補修計画の策定の際、一般的に道路橋毎の健全性の診断結果を用いるが、同一判定内の優劣がついていない。そのため本研究は、部材単位の健全性の診断を用いて、道路橋全体の健全度に関するリスク値を算出し比較することで、同一判定内の優劣を付けられる点において優位性がある。

上述の通り、健全性の診断は複数種類の部材、複数種類の損傷、橋梁毎に行われる。以下、本研究では、複数の健全性の診断結果を明瞭に示すために、ある部材のある損傷に対する健全性の診断結果を部材・損傷（の）健全度、ある部材に対する健全性の診断結果を部材（の）健全度、ある道路橋の健全度を橋梁全体（の）健全度と呼ぶ。

小濱ら<sup>1)</sup>は、土木施設間の劣化速度の多様性を、異質性パラメータを用いて表現する混合マルコフ劣化ハザードモデルを提案している。個別土木施設における劣化速度を相対評価できるこのモデルは、補修前後の劣化速度を相対評価するために適用された例もある。本研究においては、橋梁が階層構造を持つことに着目し、生じた損傷毎の部材間の劣化速度を相対評価することを目的とし本モデルを適用する。

### 3. 部材・損傷の健全度が低下する確率

本研究では、橋梁を構成する A 個の部材、部材に生じる B 個の損傷を考え、K 個のグループ間の劣化速度の多様性を、混合マルコフ劣化ハザードモデルで表現する。最新の点検時刻から任意の時刻間で健全度が推移する状況を考える。この推移結果を推移確率を用いてシミュレーションする。ある橋梁の最新点検時の部材・損傷健全度において、シミュレーションを行い、あらかじめ設定した閾値を超えた回数をシミュレーション回数で除した回数を部材・損傷の健全度が低下する確率とする。閾値は部材毎に異なる。本研究では、橋梁を構成する部材健全度から橋梁全体健全度を推論する決定木を構築し、決定木などのツリーモデルで算出可能な特徴量重要度を変数変換し、閾値として適用した。決定木の構築の際、元々の点検データに記載されている部材グループを主桁、横桁、床版、下部構造、支承部、その他の 6 種に再グルーピングしている。

### 4. 橋梁全体の健全度に関するリスク値

本研究の分析対象とする橋梁は、複数の部材で構成される構造系である。これらの部材の劣化確率は時間経過とともに増加するために、橋梁全体のリスク発生確率も増加する。更に、部材の劣化過程は多様に異なるために、劣化過程の不確実性を考慮した劣化予測を行う必要がある。したがって、現状の橋梁及び部材の劣化発生過程をモデル化して、フォルト・ツリー分析を通して目視点検上の管理限界リスクの計量化を行い、橋梁群で相対比較することにより、将来の橋梁群の点検・補修計画を立案するための基礎的情報を提供することができる。

本研究では、ある特定の橋梁を対象としたフォルト・ツリーを構築する。その際に、目視点検における管理限界リスクの発生をフォルト・ツリーの頂上事象として設定する。なお、本研究では、橋梁群の常時の点検政策を対象としている。地震や事故などの突発的事象に起因するリスク発生は考慮しない。

フォルト・ツリー分析は、部材・損傷レベルの劣化事象の発生が橋梁全体のリスクに発展

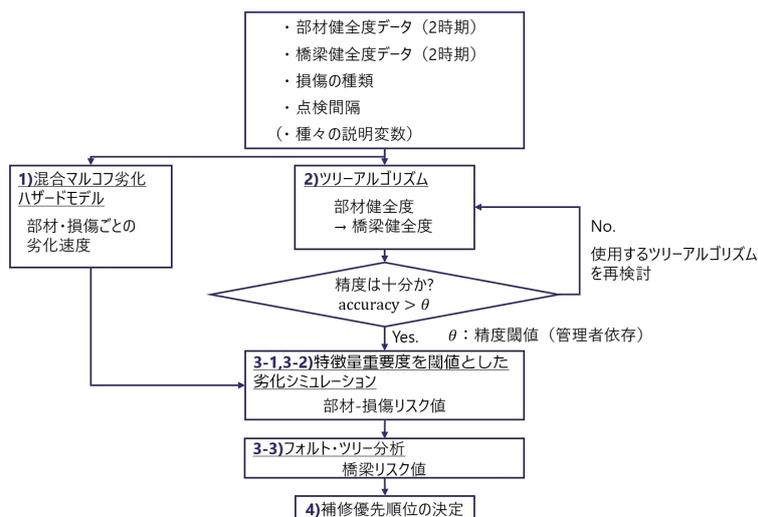


図-3.23 補修優先順位の決定フロー

するメカニズムを階層的に表現し、下位のレベルにある劣化事象の発生確率に基づいて、分析対象とするシステム全体の管理限界リスクを評価するための手法である。原子炉故障解析や航空工学などの分野の設計段階において多くの適用事例が存在している。フォルト・ツリー分析では、はじめに、対象とする橋梁の全体としての限界状態を表す事象（頂上事象）を設定する。さらに、下位のレベルの劣化事象の発生と、頂上事象が発生する条件や因果関係を明らかにし、下位の劣化事象の発生が頂上事象の発生に展開する可能性をフォルト・ツリーを用いて表現する。事象間の因果関係を、AND ゲートと OR ゲートという論理構造を用いて表現することが可能である。下位事象の発生確率を用いて、より上位の劣化事象や頂上事象の発生確率を逐次算出することができる。さらに、頂上事象とその要因である下位事象の発生確率に基づいて、システムの安全性、信頼性を向上させるための対策方法を検討することが可能である。

本研究において、末端事象の生起確率は **3.** で提案した、グループ  $k$  の健全度が低下する確率である。グループ  $k$  は、橋梁を構成する  $A$  個の部材、部材に生じる  $B$  個の損傷を考え、 $K$  個のグループ（評価単位）に分割した時の一グループである。合計  $K$  個の部材・損傷レベルの末端事象から合計  $A$  個の部材レベルの中位事象、橋梁全体レベルの頂上事象へと逐次算出することで、橋梁全体の健全度に関するリスク値を算出することができる。このとき、各事象間の関係を AND ゲート、OR ゲートを組み合わせて、任意の管理水準を構成することが可能となるが、本研究では、すべて OR ゲートのみで整理した。

橋梁全体の健全度に関するリスク値を対象橋梁群において算出し、それらを相互に比較することにより任意の管理水準の下での橋梁の優劣を付けることが可能となる。

以上の説明を踏まえ、前章も含めた推計全体のフローを図-3.23 にまとめているので、適宜参照されたい。

## 5. 適用事例

本研究で提案した補修優先順位決定モデルを、国土交通省近畿地方整備局（以下、近畿地整）が管理する橋梁に適用する。近畿地整は、以前より、健全度の悪い管内橋梁から順番に補修に取り組んでいる。その結果、直近の点検での健全度判定が III 又は IV であった橋梁は少ない。一方で、健全度判定が II の橋梁は多く、補修優先順位が決まっていない。そのため、本研究で提案した手法を適用して、健全度判定が II の橋梁の補修優先順位を決定する。

各部材・損傷の劣化速度を混合マルコフ劣化ハザードモデルを用いて推定する。なお、二

表-3.5 閾値

| 部材 | 閾値    | 部材   | 閾値    | 部材  | 閾値    |
|----|-------|------|-------|-----|-------|
| 主桁 | 0.181 | 床版   | 0.347 | 支承部 | 0.353 |
| 横桁 | 0.382 | 下部構造 | 0.342 | その他 | 0.396 |

| 部材-損傷名     | 部材-損傷  | 部材     | 橋梁     |
|------------|--------|--------|--------|
| 縦壁-ひびわれ    | 0.0000 | 0.0002 | 0.1227 |
| 縦壁-漏水・遊離石灰 | 0.0000 |        |        |
| 縦壁-床版ひびわれ  | 0.0000 |        |        |
| 縦壁-その他     | 0.0002 |        |        |
| 縦壁-変形・欠損   | 0.0000 |        |        |
| 胸壁-ひびわれ    | 0.0003 | 0.0005 |        |
| 胸壁-漏水・遊離石灰 | 0.0001 |        |        |
| 胸壁-床版ひびわれ  | 0.0000 |        |        |
| 胸壁-その他     | 0.0001 |        |        |
| 胸壁-変形・欠損   | 0.0000 |        |        |
| 床版-ひびわれ    | 0.0000 | 0.0645 |        |
| 床版-漏水・遊離石灰 | 0.0413 |        |        |
| 床版-床版ひびわれ  | 0.0237 |        |        |
| 床版-その他     | 0.0005 |        |        |
| 床版-変形・欠損   | 0.0000 |        |        |
| 主桁-ひびわれ    | 0.0370 | 0.0616 |        |
| 主桁-漏水・遊離石灰 | 0.0255 |        |        |
| 主桁-床版ひびわれ  | 0.0000 |        |        |
| 主桁-その他     | 0.0000 |        |        |

図-3.24 橋梁 X のリスクの算出過程

時点の部材・損傷データ 44,539 件を推計に用いた。総部材数は 36 部材，総損傷数は 26 損傷であった。その組み合わせの内，十分なデータがないグループを除いた結果，部材・損傷グループは 50 となった。フォルト・ツリー分析の対象橋梁は，直近の点検での健全度判定が II であった 1,372 橋中 565 橋である。残りの橋梁を分析対象から外した理由は，当該橋梁が，劣化速度が推計可能であった部材・損傷グループに該当する点検データを有していなかったためである。時間幅を 1 年，シミュレーション回数を 10,000 回として分析を行った。

決定木を用いて部材ごとの閾値を算出するための特徴量重要度の算出を行った。データについては，本研究の対象が近畿地整の管理する橋梁であることを踏まえ，近畿地方の橋梁データを用いた。各橋梁のデータに対し，橋梁全体健全度は既知とし，各部材に対し種々の損傷別に健全度が記載されている中からその最低値を当該部材の健全度とした。その結果，総サンプル数は 21,699 となった。なお，3. で述べたように，各グループに存在するサンプル数を考慮し，元々の点検データに記載されている部材グループを主桁，横桁，床版，下部構造，支承部，その他の 6 種に再グルーピングし，各部材グループの健全度を特徴量ベクトルとして，橋梁全体健全度を予測する決定木を構築する。算出した特徴量重要度を変数変換した閾値を表-3.5 に示す。閾値を用いて対象橋梁 X のフォルト・ツリー分析過程を図-3.24 に示す。部材・損傷グループのリスク値が 0.0000 を示している項目は，点検データが存在し，シミュレーションを行ったが，限りなく 0 に近いことを示している。

## 6. おわりに

本研究では，道路橋の補修優先順位を決定する手法として，混合マルコフ劣化ハザードモデルとフォルト・ツリー分析を用いた。さらに，部材損傷リスクを末端事象としたフォルト・ツリーを作成し，頂上事象である道路橋リスクを求め，これを相対比較することにより，補修優先順位を決定した。その際，機械学習手法の一つである決定木分析を利用して，特徴量

重要度を算出することにより求めた部材間の相対的な重要度をシミュレーションにおける閾値として導入した。

## 参考文献

- 1) 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.

### 3-2-5. 評価実施と効果検証

#### 3-2-5-1. 確率的費用フロンティア分析に基づく政策導入効果の定量化手法の開発

近年, 包括的民間委託による下水処理施設の管理事例が増加している。下水処理施設のアセットマネジメントの継続的改善を目指す場合, 包括的民間委託による維持管理費用の低減や管理の効率化の効果を定量的に評価するとともに, ベストプラクティスを抽出し, 管理・運営方法を改善することが重要となる。そこで本研究では, 費用効率性に基づき下水処理施設の包括的民間委託導入効果を定量的に評価する。具体的には, 確率的費用フロンティアモデルを用いて推定した費用効率性パラメータの分布をノンパラメトリック検定により比較することにより, 包括的民間委託導入効果を定量化する方法論を提案する。当該方法論を全国の下水処理施設の維持管理費用や処理水量で構成されるデータベースに適用し, 実際の包括的民間委託の導入効果を定量化する。

#### 1. はじめに

本実施項目においては, インフラマネジメントに関する政策の定量的評価手法の開発を目的とする。開発した方法論を用いることにより, 本研究の他の実施項目にて開発した, 統計的劣化予測を基軸とした手法の導入前後での効果の定量化が期待できる。このように, ここで開発する方法論は多様なマネジメント政策導入の評価に利用可能であるが, 以下では, 分析のためのデータが十分に蓄積されている下水処理施設の包括的民間委託の導入効果の評価を対象として分析を行った結果を示す。

近年, 包括的民間委託やコンセッション方式といった官民連携方式による下水処理施設の管理事例が増加している。官民連携方式では, 下水処理施設を管理する民間企業に具体的な管理・運営方法選択の裁量が与えられるため, 民間企業の創意工夫により, 管理・運営事業の効率化が達成される可能性がある。民間企業による管理・運営事業の効率化を図るためには, 官民連携方式導入前後の効率性を適切に評価し, その結果に基づき管理・運営方法を継続的に改善することが重要となる。また, 下水道事業の公共性を考えると, このような効率性の評価結果を管理者が把握し, 事業の効率性を継続的にモニタリングすることが望まれる。

本研究では, 下水処理施設の官民連携方式の中でも包括的民間委託に着目し, その導入効果を評価することを考える。包括的民間委託の導入効果評価事例として, 自治体に対するアンケートやヒアリングによる調査が行われている。また, 包括的民間委託導入前後の維持管理費用や処理水量を比較することによっても, 包括的民間委託導入効果を簡易的に評価できる可能性がある。しかしながら, このような調査や評価では, ある下水処理施設の包括的民間委託導入前後の状況を比較することはできても, 導入された包括的民間委託にどの程度改善可能性があるのかを検証したり, 規模などが異なる下水処理施設での包括的民間委託導入効果を統一指標により相対評価したりすることは困難である。包括的民間委託を活用した下水処理施設の管理事業の継続的改善を考えた場合, 効率的な管理・運営が行われた事例の抽

出や、理論的に達成可能な効率性の推定を行ったのちに、それらからの乖離度合いとして民間委託導入効果を評価し、今後の管理・運営方法を改善することが可能な方法論の開発が望まれる。

以上の問題意識に基づいて、本研究では、費用効率性の観点から下水処理施設の包括的民間委託導入効果を定量的に評価するための方法論を提案し、全国の実在の下水処理施設における包括的民間委託導入時の費用効率性を推定する。具体的には、マルコフ連鎖モンテカルロ（MCMC）法により確率的費用フロンティアモデルをベイズ推定し、サンプリングされた費用効率性指標の分布を包括的民間委託導入の有無に応じてノンパラメトリック検定により比較する。これにより、理論的に達成可能な維持管理費用を推定するとともに、包括的民間委託導入による費用効率性の変化を定量的に評価できる。このような方法論を、全国の下水処理施設で得られたデータに適用し、実際の包括的民間委託導入効果について分析する。

## 2. 下水処理施設の包括的民間委託の概要と導入効果の評価方針

下水処理施設の管理・運営を民間企業に委託し、民間企業の技術や創意工夫により維持管理の効率化や費用低減を図るための、官民連携方式の採用事例が増加している。その中でも、包括的民間委託は、性能発注方式であること、複数年契約であることの2つを基本要件としている。2018年4月時点で、全国の約2,200箇所の下処理施設において、これまで471件の包括的民間委託の実施事例が存在し、その件数は今後も増加することが予想される。

包括的民間委託により下水処理施設の管理・運営の効率化や維持管理費用低減が可能とされる理由の例として以下が考えられる：

- これまで個別に行っていた点検や清掃、調査業務等を複合的に発注し、それを複数年契約とするため、個々別々に委託業務を発注する場合に比べ、設計書作成業務、契約事務手続き業務が省略され、業務の軽減を図ることができる。
- 受託者から見ても、複数年の契約期間に伴い、人材の確保や設備投資がしやすく、加えて短期間では効果を発現しにくい創意工夫も行いやすい。
- 分割発注で得られた個別の調査データを維持管理データとして全体にまとめる業務は、自治体の職員ないしは委託された業者が行っていたが、包括的民間委託により、一括して民間の技術者が行うため省力化が可能となる。
- 調査データの集積・とりまとめによる不具合の発見と補修作業を随時適切に行うことができる。
- 事故・苦情等の緊急の際、受託者が対応することが多くなるため、自治体職員の負担が減少し、特に苦情への対応は委託者の指示を待たずに受託者が迅速に行える。このことは、使用者（住民）の顧客満足度の向上にもつながる。
- 計画に従って継続的に実施することにより、苦情発生原因を軽減し苦情を減少させることが可能となる。
- 今後、南海トラフ地震等の災害が懸念される中で、緊急時には、状況を把握した経験ある業者によって、迅速かつ適切に対応することができる。

下水処理施設の管理者および包括的民間委託の受託者は、上に列挙したような管理・運営事業の効率化の達成度合いを適切に評価し、効率性の継続的改善を目指すことが求められる。

包括的民間委託による効率性の評価に関して、アンケート調査や維持管理費用等の変化の把握が、下水処理施設の包括的民間委託事例に対して個別に実施されている。当然のことながら、アンケート調査は管理・運営業務に係わる当事者に対して実施することになるために、導入効果が過大評価される可能性を否めない。また、事例ごとに個別に評価を行う現在の方法では、規模や下水処理方法、資源の配分等が異なる全国の下水処理施設を網羅的に対象として、包括的民間委託導入効果を統一的な基準のもとで相対評価することは困難である。さ

らに、現在の方法では、個々の包括的民間委託事例で維持管理費用等の低減効果があったことは確認できても、それ以上の効率化の可能性があるか否かに関しては評価が困難であるために、下水処理施設の維持管理の効率性の継続的改善に資する情報を獲得するのも困難である。このような状況に対して、本研究では下水処理施設の費用効率性に着目した確率的費用フロンティア分析に基づく課題解決を図る。

確率的費用フロンティア分析において、理論的に到達可能な最小の維持管理費用（費用フロンティア）からの乖離度合いとして、各下水処理施設の費用効率性が定義される。包括的民間委託導入の有無ごとに費用効率性を推定し比較することにより、包括的民間委託の導入効果を定量的に検証できる。費用フロンティアは、全国の下水処理施設の維持管理費用や処理水量データから推定される。そのため、費用効率性を用いることにより、全国の下水処理施設の効率性を統一的な尺度のもとで相対評価して包括的民間委託の導入効果を検証できる。また、推定された各下水処理施設の費用効率性は、当該施設の管理・運営方法の改善可能性の程度であると解釈することができる。さらには、費用フロンティアに近い維持管理費用となっている下水処理施設の管理・運営方法をベストプラクティスとして抽出することにより、下水処理施設の効率性向上のための具体的な方法に関する知見を蓄積することも可能となり得る。これらの理由から、費用効率性による評価が、現在のアンケート調査や維持管理費用の比較等の簡易な方法と比較して有用となると考えられ、本研究では、費用フロンティアに対するランダムな外的要因の影響も考慮した確率的費用フロンティアモデルにより、包括的民間委託の導入効果を分析する。

### 3. 確率的費用フロンティアモデルと費用効率性評価手法の概要

提案方法論の数理モデルの定式化の詳細は、現在投稿中の文献（貝戸清之、竹末直樹、水谷大二郎、小林潔司：下水処理施設の包括的民間委託導入効果：費用効率性に基づく評価、土木学会論文集）に譲るが、ここでは、その概要を説明する。本研究では、ある時点 $t$  ( $t = 1, \dots, T$ )におけるある下水処理施設 $k$  ( $k = 1, \dots, K$ )の確率的費用フロンティアモデルを、フレキシブル型関数である Translog 型費用関数を用いて、

$$\ln E_{t,k} = \beta_0 + \beta_y \ln y_{t,k} + \sum_{m=1}^M \beta_m \ln w_{k,m} + \frac{1}{2} \sum_{n=1}^M \sum_{l=1}^M \beta_{n,l} \ln w_{k,n} \ln w_{k,l} + v_{t,k} + u_{\delta_{t,k},k} \quad (15)$$

と定式化する。ここに、 $E_{t,k}$ は修繕費を除いた維持管理費用総額、 $y_{t,k}$ は年間処理水量、 $w_{k,m}$ は $m$ 種類目の生産要素の単価、 $v_{t,k}$ は idiosyncratic な確率誤差項、 $u_{\delta_{t,k},k}$ は施設 $k$ に固有な確率変数項（費用効率性パラメータ）、 $\delta_{t,k}$ は下水処理施設 $k$ における年度 $t$ での包括的民間委託導入の有無を表す二値変数（導入が 1、未導入が 0）、 $\beta = (\beta_0, \beta_y, \beta_1, \dots, \beta_M, \beta_{1,1}, \dots, \beta_{M,M})$ はパラメータベクトルである。下水処理施設 $k$ における年度 $t$ での確率的費用効率性（Stochastic Cost Efficiency, SCE）指標は、

$$SCE_{\delta_{t,k},k} = \exp(-u_{\delta_{t,k},k}) \quad (16)$$

と表せる。SCE 指標に関して、 $0 \leq SCE_{\delta_{t,k},k} \leq 1$ が成立し、 $SCE_{\delta_{t,k},k}$ が 1 に近いほど、費用効率性であることを意味する。

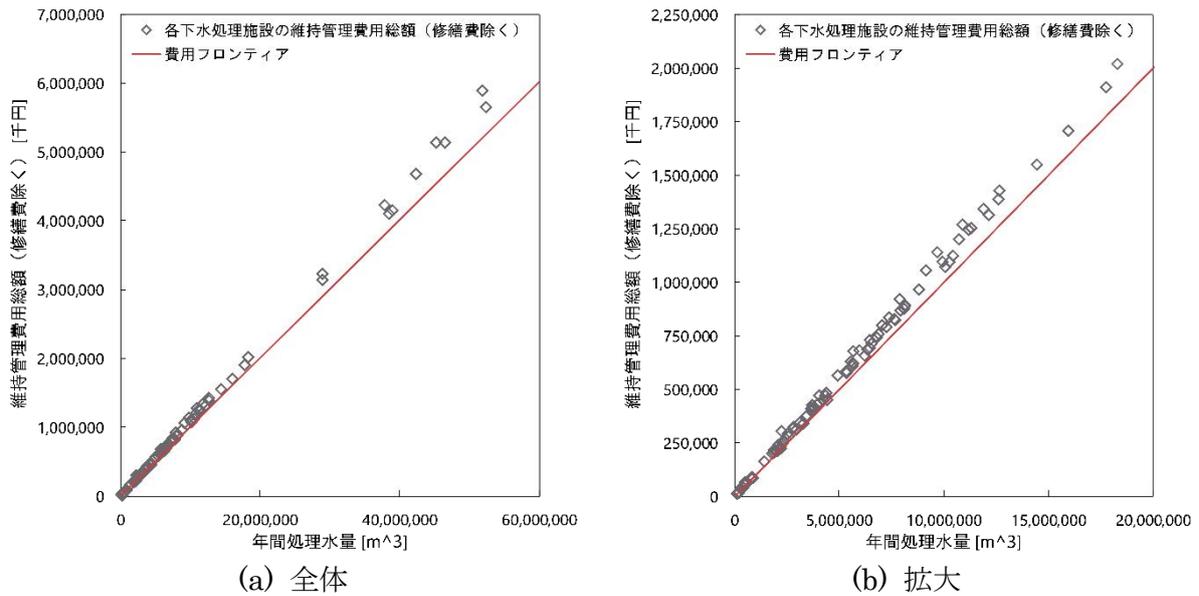


図-3.25 推定された費用フロンティアと各下水処理施設の維持管理費用総額

マルコフ連鎖モンテカルロ (MCMC) 法を用いて、パラメータベクトル $\beta$ を実データからベイズ推定する。その際、費用効率性パラメータ $u_{\delta_{t,k,k}}$ を潜在変数として取扱い、完備化尤度関数に基づきモデル推定を行う。これにより、パラメータベクトルに加えて、包括的民間委託導入の有無ごとの各下水処理施設の費用効率性パラメータも、MCMC法の各グループにて数値的にサンプリングできる（本研究では、各パラメータ9,000サンプルずつ獲得）。

上記の方法でサンプリングした費用効率性パラメータを、上述の式 $SCE_{\delta_{t,k,k}} = \exp(-u_{\delta_{t,k,k}})$ に従いSCE指標に変換することにより、SCE指標の分布が推定できる。このSCE指標の分布を、ある下水処理施設に着目して、包括的民間委託導入前後で比較することにより、不確実性も考慮しながら個々の下水処理施設の包括的民間委託導入効果を評価できる。ここでは、ノンパラメトリック検定の1種であるWilcoxonの符号付き順位検定により、分布の差異を定量的に評価する。本研究では、この方法をマイクロ評価手法と呼ぶ。また、上記のSCE指標の分布の期待値のみを用いて、包括的民間委託が導入された下水処理施設群、包括的民間委託が導入されていない下水処理施設群それぞれのSCE指標の期待値の分布が求められる。これらの分布を比較することにより、包括的民間委託導入政策に対して、その効果を全体的に評価できる。この評価の際にも、Wilcoxonの符号付き順位検定を用いて、SCE指標の期待値の分布の差異を定量的に評価する。本研究では、この方法をマクロ評価手法と呼ぶ。

#### 4. 分析結果

公益社団法人日本下水道協会が発行している下水道統計の2007年度から2012年度までのデータを用いて、パラメータベクトル及び費用効率性パラメータを推定した。その際、1,322箇所の下水処理施設のデータを用いた。なお、下水道統計には2,024箇所の下水処理施設のデータが存在したが、データの欠測等により、分析に活用できるデータが記録されていたのは1,322箇所に留まっていた。この点については、データ整備体制の強化が今後の重要な課題となる。

推定された費用フロンティア(SCE指標が1となる曲線,理論的に到達可能な費用効率性)

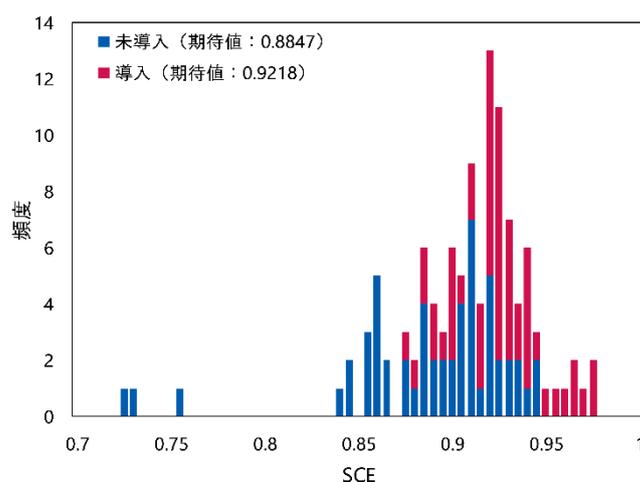


図-3.26 包括的民間委託導入前後の SCE 指標の期待値のヒストグラム

を図-3.25 に示す。ここでは、年間処理水量の差異による費用フロンティアの変動に着目している。同図では、各下水処理施設の維持管理費用総額も併せて示している。この分析結果を用いることにより、維持管理費用総額を評価尺度として、各下水処理施設の費用フロンティアからの乖離度合いを評価する、すなわち、各下水処理施設の現状の管理・運営体制の改善可能性を定量的に評価することが可能となる。また、図中で費用フロンティア付近に位置する下水処理施設をベストプラクティスとして抽出することにより、費用効率性向上のための方策に関する知見の蓄積に寄与できる。

図-3.26 に、包括的民間委託導入前後の双方のデータが獲得できた 55 箇所の下水処理施設についてのマクロ評価結果として、SCE 指標の期待値のヒストグラムを示す。同図より、包括的民間委託導入後に SCE 指標が増加していることが確認でき、Wilcoxon の符号付き順位検定の結果も SCE 指標の有意な増加を示していた。また、推定された SCE 指標を用いてミクロ評価を行うことにより、55 箇所中 39 箇所の下水処理施設で包括的民間委託導入後に SCE 指標が有意に増加していることを確認した。その一方で、残りの 16 箇所の下水処理施設においては、包括的民間委託導入後に SCE 指標が有意に減少しているという結果となった。これらの結果に対して、包括的民間委託導入前後の具体的な維持管理方法の変化と SCE 指標の増減の関係を体系的に整理することが今後求められ、本研究では、その第一歩となる重要な分析結果を導出できたと考えられる。

本研究において、包括的民間委託導入効果を定量化できたものの、今後のデータ整備等について課題が見つかった。図-3.27 には、ある下水処理施設の維持管理費用と年間処理水量の経年変化を示している。当該下水処理施設においては、2010 年度以降、包括的民間委託が導入されており、SCE 指標の期待値の推定値は、導入前が 0.8516、導入後が 0.9284 であった。同図から、2010 年度以降の維持管理費総額の低減が確認できるものの、それと同時に、包括的民間委託導入後の年間処理水量の増加傾向も併せて確認される。同額の維持管理費用総額のもとで年間処理水量が増加した場合にも SCE 指標は増加するため、今回の分析結果における SCE 指標の増加には、i) 維持管理費用の低減、ii) 年間処理水量の増加、の 2 種類の要因が含まれていると推察される。年間処理水量については、その定義やデータ記録体制が包括的民間委託導入後に変化した可能性が否定できないため、年間処理水量を同一の基準のもとで記録する体制の構築が望まれる。また、図-3.27 各費用項目に着目すると、2010 年度と 2011 年度以降で人件費の割合が大きく変化していることが確認できる。この点については、実際の人件費が変化したのか、2011 年度以降の人件費の多くが運転管理委託費に含まれる形で記録されたのかが判別できていない。これらの費用の記録体制についても、統一的な方法の

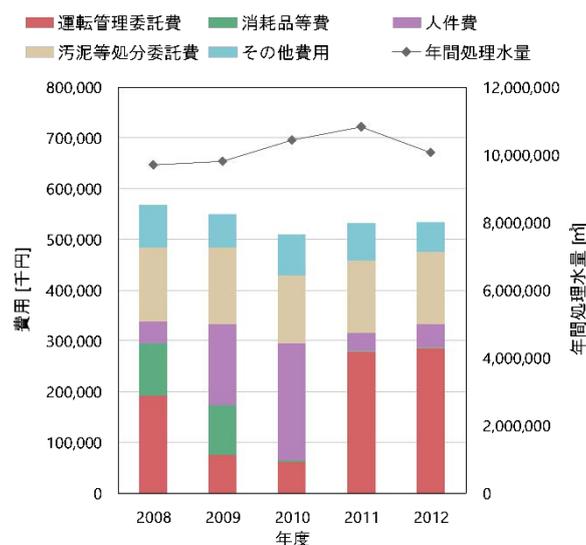


図-3.27 ある下水処理施設の費用・処理水量の推移

もとで今後のデータ蓄積を行う体制を構築することが望まれる。

## 5. おわりに

本研究では、確率的費用フロンティア分析に基づき、インフラマネジメント政策の事後評価を定量的に行うための方法論を開発した。開発した方法論を、下水処理施設の包括的民間委託導入効果の評価に適用し、提案方法論により、政策の定量的評価が可能であることを実証的に確認した。分析の結果として、下水処理施設の包括的民間委託により、費用効率性が増加している傾向を確認した。今後は、開発した方法論を多様なインフラマネジメント政策の評価に活用することが望まれる。特に、本研究の他の実施項目において開発した劣化予測手法利用の有無などに着目して、それらの導入効果を定量的に評価することが重要となる。

### 3-2-5-2. パラメトリック型保険の適用による社会インフラの維持更新費用の不確実性の低減

社会インフラの老朽化に伴う維持更新費用の増加は、長年指摘されてきた課題である。特に長期に亘る今後の財源確保は実務的な重要課題ではあるが、社会インフラの劣化過程に不確実性が介在するために、維持更新に関する計画予算と、予想外の劣化に伴い増加した実費用との差異が無視しえない。このため、社会インフラの劣化過程の不確実性に伴う維持更新費用の不確実性を低減させる方策が不可欠である。本研究ではリスクファイナンスの観点から社会インフラの維持管理における保険の適用可能性について考察した。具体的には、トリガー事象の発生で保険金の支払いが可能となる即時性を有するパラメトリック型保険に着目して、実橋の点検データを用いた劣化予測を行い、その結果に基づく数値シミュレーションを通して保険の適用可能性を検証した。

## 1. はじめに

高度経済成長期に建設された社会インフラの老朽化が顕在化し、厳しい制約下の維持管理が要求される。施設の将来に亘る維持更新費用を見積もり、財源の事前確保が重要である。しかし、例えば原則単年度主義に従う自治体では、事前の多額の財源の確保が困難である。

加えて、維持更新費用には、突発的な自然災害や施設の劣化過程の不確実性に起因する不確実性が伴う。前者に対しては様々な公的支援が存在するが、後者の対策は現状ない。後者に関して、点検データを用いた統計的劣化予測モデル<sup>1)</sup>の発展が近年著しく、不確実性の定量的評価が可能である。以上より、本研究では、社会インフラの劣化過程の不確実性に起因する維持更新費用の不確実性をリスクと定義する。その上で、リスクを定量的に評価し、損害保険分野で適用が進むパラメトリック型保険<sup>2)</sup>を適用することで、リスクの低減を図る。

## 2. 本研究の基本的な考え方

リスクの制御手法として、リスク事象の生起確率を減少させるリスクコントロールと、被害を全体に分散させるリスクファイナンスがある。社会インフラの維持管理では、予防保全や維持更新の優先順位付けなどの主にリスクコントロールが着目されてきた。一方、本研究におけるリスクの観点からリスクファイナンスを検討した事例は存在しない。内閣府<sup>3)</sup>によれば、リスクファイナンスとは、リスクの時空間的な移転により個々の被害を軽減または早期に回復させるものである。本研究で提案される保険に複数の管理者が加入することでリスクの空間的な移転が実現される。さらに、本スキームは保険であるため、一定の保険料を対価として要するが、リスクの時間的な移転が可能となる。

社会インフラの劣化過程の予測モデルとして、マルコフ劣化ハザードモデル<sup>1)</sup>を用いる。状態が離散的な $I$ 段階の健全度として評価される場合、期間 $z$ において健全度が $i$ から $j$ へ推移する確率 $\pi_{ij}(z)$ は以下である。

$$\pi_{ij}(z) = \sum_{k=i}^j \prod_{m=i}^{k-1} \frac{\theta_m}{\theta_m - \theta_k} \prod_{m=k}^{j-1} \frac{\theta_m}{\theta_{m+1} - \theta_k} \exp(-\theta_k z) \quad (17)$$

$\theta_i$ は健全度 $i$ のハザード率であり、施設に対する点検データを与件として最尤法などで推定できる。

## 3. 分析手法

保険期間は $T$ 年間とする。対象とする社会インフラは $K$ 個の要素から構成されており、これら全体からなる集合を $\Omega$ とする。 $\Omega$ を $S$ 個の非交差的な大きさ $K_s$ の部分集合 $\Omega_s$ に分割する。 $t$ 年度に点検と修繕が $\Omega_{s_t}$ に対して実施されるとし、 $S_t$ は $t$ の $S$ による剰余を表す。各構成要素の状態は $I$ 段階の離散的な健全度として評価されるとする。健全度 $i$ の構成要素に対する修繕費を $c_i$ とし、修繕後は健全度 $1$ へ回復するとする。健全度 $i$ の管理水準を $p_i$ とし、健全度 $i$ の構成要素の割合が $p_i$ 以下となるよう修繕される。 $t$ 年度の $\Omega_{s_t}$ に対する修繕割合を $\gamma_{i,s_t}(t)$ とする。

本保険におけるトリガーイベントを、点検により観測された健全度 $i$ と期待される健全度 $\bar{i}$ の差が $1$ 以上である場合とする。 $\bar{i}$ を確率変数とし、トリガーイベントが発生した際の保険金 $B_i(t)$ を以下のように定める。

$$B_i(t) = E_{\bar{i},t}[b_{i,\bar{i}}] = \sum_{\bar{i}=1}^{i-1} b_{i,\bar{i}} \cdot \tilde{u}_{\bar{i}}(t) \quad (18)$$

$b_{i,\bar{i}} = \max\{c_i - c_{\bar{i}}, 0\}$ であり、修繕費の差額を表す。 $\tilde{u}_{\bar{i}}(t)$ は $t$ 年度の健全度 $\bar{i}$ の割合の期待値で

ある。

保険料の算定は収支相当の原則に基づく。簡単のため付加保険料を無視し、純保険料のみを考える。収支相当の原則下では保険料は、保険料の現価と保険金の現価が一致するよう算定される。保険料 $P$ を期始年払いとして、原価率を $v$ とすれば保険料の現価は以下である。

$$\sum_{t=1}^T v^{t-1} P = \frac{P(1-v^{T-1})}{1-v} \quad (19)$$

保険金は期末払いとすれば、保険金の現価の期待値は

$$\sum_{t=1}^T v^t \left\{ \sum_{i=1}^I B_i(t) \tilde{u}_i(t) \right\} \quad (20)$$

である。収支相当の原則は上 2 式が等しいことを要請し、 $P$ はこれを解くことで得られる。保険に加入する場合、 $t$ 年度の維持更新費用 $m(t)$ は修繕費と保険料の和から保険金を引いたものであり、以下で与えられる。ただし、修繕費は期末に生じるとする。

$$m(t) = v^{t-1} K_{S_t} \left\{ P + v \sum_{i=1}^I \gamma_{i,S_t}(t) (c_i - B_i(t)) \right\} \quad (21)$$

未加入の場合の維持更新費用 $m'(t)$ は修繕費のみであり、

$$m'(t) = v^t K_{S_t} \sum_{i=1}^I \gamma_{i,S_t}(t) c_i \quad (22)$$

である。 $M(t), M'(t)$ をそれぞれ累計の維持更新費用とし、 $M(t), M'(t)$ のそれぞれの期待値で正規化された標準偏差を $\sigma(t), \sigma'(t)$ とする。正規化標準偏差低減率 $\chi(t)$ を

$$\chi(t) = 1 - \frac{\sigma(t)}{\sigma'(t)} \quad (23)$$

と定義する。 $\chi(t)$ は維持更新費用の不確実性の低減の程度、つまりリスクの低減の程度を表現している。

#### 4. 実証分析

保険期間は 30 年間とする。対象の社会インフラは 500 個の構成要素からなり、その状態は 5 段階の健全度で評価されるとする。ハザード率 $\theta$ 、初期状態 $w$ 、修繕費 $c$ 、管理水準 $p$ は表-3.6 に従う。また、 $v = 0.99$ とする。以上に基づく、30 年間に亘る保険金の期待値の現価は 1,533.9 万円であるため、収支相当の原則より年払い保険料は 59.6 万円である。さらに、累積の維持更新費用 $M(t), M'(t)$ の平均と上下 5%値の推移を図-3.28 に示す。収支相当の原則に従うため、両者の期待値は 2,021.5 万円程度でほぼ一致する。また、 $\sigma(30), \sigma'(30)$ はそれぞれ 0.012, 0.053 であるため、 $\chi(30)$ は 0.78 である。よって、保険へ加入することにより、本研究におけるリスクを大幅に低減できることが確認された。

表-3.6 シミュレーションにあたる諸条件

| 健全度 | $\theta$ | $w$  | $c$ (万円) | $p$ |
|-----|----------|------|----------|-----|
| 1   | 0.095    | 0.80 | 0.0      | 1.0 |
| 2   | 0.057    | 0.10 | 0.3      | 0.3 |
| 3   | 0.262    | 0.05 | 3.5      | 0.1 |
| 4   | 0.006    | 0.05 | 6.0      | 0.1 |
| 5   | -        | 0.00 | 15.0     | 0.0 |

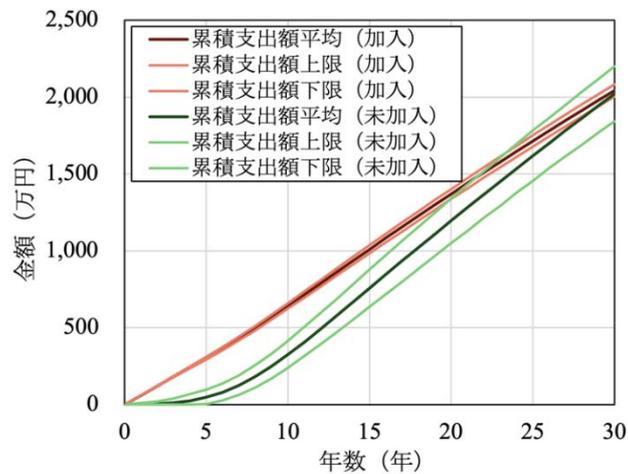


図-3.28 累積の維持更新費用の推移

## 5. おわりに

本研究では、社会インフラの劣化過程の不確実性に起因する維持更新費用の不確実性をリスクと定義し、パラメトリック型保険の適用によってリスクを低減する手法を提案した。多様なトリガーの検討や付加保険料の考慮、モラルハザードへの対策が今後の課題としてあげられる。

## 参考文献

- 1) 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.
- 2) 濱田和博：パラメトリック保険の現状と課題，損保総研レポート，Vol.129，2019.
- 3) 内閣府：我が国経済の災害リスクマネジメント力向上に向けて，2017.

### 3-3. 今後の成果の活用・展開に向けた状況

#### 3-3-1. 学際的活用・他分野への展開

科学的エビデンスに基づく社会インフラのマネジメント政策形成を考えるうえで、要素技術の研究開発とその成果の活用が高い学際性を持つ点を強調したい。アセットマネジメントの基幹技術となっているマルコフ劣化ハザードモデルをはじめとして、点検・モニタリングデータを用いる劣化予測手法の多くが、確率論や統計論に基づいている。中でも、種々の劣化ハザードモデルの基盤となっている生存時間解析は、医学・工学・経済学・社会学等の分野で、膨大な応用例が蓄積されている。他にも、信頼性評価・安全性解析に関する汎用性の高い分析手法であり、IEC 61025 として国際規格となっているフォルトツリー解析や、主に経済学の分野で様々な業種の組織の効率性評価手法として用いられている費用フロンティアモデル等、本プロジェクトで用いられている方法論は学際的展開が可能な手法に基づいている。実際に、本プロジェクトの期間中に、教育格差をもたらす要因分析や、携帯電話会社が保有する人口流動統計データを用いたインフラ整備計画の立案など、他分野への具体的な展開や連携も検討し始めている。

#### 3-3-2. アセットマネジメントの水平展開

これまでアセットマネジメントの分野で開発され蓄積されてきた要素技術の適用事例は、いわゆる国土交通省が管轄する社会インフラ施設が主たる対象となっており、その意味において適用範囲が限定的であったことは否めない。しかし、社会インフラは各施設が分類ごとに異なった管理者によって管理されていることが少なくない。地下埋設インフラを例に考えてみれば、国土交通省が管理する下水道に加えて、上水道（厚生労働省）、工業用水、電気・ガス（経済産業省）、通信（総務省）等がある。マルコフ劣化ハザードモデルを基幹技術とするアセットマネジメント手法のさらなる展開や、デファクト標準化を見据えると、上記に加え、農道（農林水産省）、海外インフラ施設（外務省、JICA）等を含めた、他省庁管轄のインフラ施設への水平展開を検討する段階に差し掛かっているものと考えられる。水平展開を見据えた場合の重点項目や課題（研究開発要素）を抽出し他省庁管轄のインフラ管理者との意見交換を実施し、双方向の議論によって技術開発を加速させるための活動を行うための場として、日本アセットマネジメント協会内に「アセットマネジメント技術水平展開小委員会」が設置される予定である。

社会インフラ分野ではカーボンニュートラルポートの整備や、洋上風力発電施設の整備が急速に進んでおり、それらを核とするGXを推進・実現するためには本プロジェクトのマネジメント手法および政策形成が不可欠となる。さらに、海外の社会インフラ市場を見据える際には、老朽化という視点だけでなく、交通事故リスクの低減など、社会インフラの持続可能性（SX）への具現化策としての役割も期待できる。

#### 3-3-3. インフラマネジメントとDX

本プロジェクトへの採択を契機に、社会インフラのマネジメント分野における政策形成プロセスにEBPMの概念が不可欠であることが認識されてきた。その一方で、採択時点と現時点では、マネジメント分野におけるDX化が大きく異なる。今後、社会インフラのマネジメント分野においては、EBPMとDXを両輪とした研究開発でなければ高度な意思決定を創出することも、それらを実用化・実装化していくことも難しくなる。本章では、そのDX化について触れておきたい。デジタル化技術に支えられたデジタル化社会において、社会インフラの計画・設計・施工・維持管理の各プロセスにおいて作成される情報が包括的に利用され

るような環境づくりが求められている。我々の主たる対象となるマネジメントは、このような情報フローの最後の部分を担う活動である。そこでは、計画・設計・施工の段階で作成された情報と維持管理の段階で発生した情報を長期に亘って活用し、マネジメントの高度化を達成することが求められている。情報はフローとして流れて初めて役に立つ。しかし、社会インフラのライフサイクルを通じて発生する情報課程では、情報を作成する事業者と情報を利用する事業者が異なるという本質的な問題が存在する。情報を利用する主体にとって、いくら膨大な情報源が存在していても、役に立たない情報は、結果として役に立たない。情報フローの上流側の事業者がデータをデジタル化しない限り、デジタル化は進展しない。その一方で、あるべきデータ様式やモード、コンテンツの内容や解像度は、データを利用する下流側のニーズにより規定される。このような上流・下流側のデジタル化のモチベーションや全体のデジタル化の進捗を管理することも社会インフラマネジメント分野の重要な課題である。例えば、土木計画学で道路ネットワークの交通流を分析するためのOD表がある。社会インフラのライフサイクルにおける各段階で使用、作成された情報の流れをOD表を用いて分析することによって、情報の流れを可視化することともに、DX化を積極的に推進すべき箇所を明確化していく研究も今後必要になると考える

#### 4. 研究開発の実施体制

##### 4-1. 研究開発実施者

###### (1) 科学的エビデンス創出グループ（リーダー氏名：貝戸清之）

| 氏名     | フリガナ           | 所属機関                | 所属部署                     | 役職<br>(身分)     |
|--------|----------------|---------------------|--------------------------|----------------|
| 貝戸 清之  | カイト キョユキ       | 大阪大学大学院             | 工学研究科<br>地球総合工学専攻        | 准教授            |
| 小濱 健吾  | オバマ ケンゴ        | 大阪大学大学院             | NEXCO 西日本高速道<br>路学共同研究講座 | 特任准教授          |
| 水谷 大二郎 | ミズタニ ダイジ<br>ロウ | 東北大学大学院             | 工学研究科<br>土木工学専攻          | 助教             |
| 小林 潔司  | コバヤシ キヨシ       | 京都大学                | 経営管理大学院                  | 特任教授           |
| 青木 一也  | アオキ カズヤ        | 株式会社パスコ             | 経営戦略本部<br>技術革新部          | 室長             |
| 塚本 成昭  | ツカモト シゲア<br>キ  | 阪神高速技術<br>株式会社      | 技術部                      | 課長             |
| 慈道 充   | ジドウ ミツル        | 一財)阪神高速道<br>路技術センター | 調査研究部<br>調査研究第二課         | 係長             |
| 二宮 陽平  | ニノミヤ ヨウヘ<br>イ  | 大阪大学大学院             | 工学研究科<br>地球総合工学専攻        | 日本学術振興会<br>DC1 |
| 篠崎 秀太  | シノザキ シュウ<br>タ  | 大阪大学大学院             | 工学研究科<br>地球総合工学専攻        | 博士前期課程         |
| 橋詰 遼太  | ハシヅメ リョウ<br>タ  | 大阪大学大学院             | 工学研究科<br>地球総合工学専攻        | 博士前期課程         |
| 山岸 拓歩  | ヤマギシ タクホ       | 大阪大学大学院             | 工学研究科<br>地球総合工学専攻        | 博士前期課程         |
| 石川 大智  | イシカワ タイチ       | 大阪大学大学院             | 工学研究科<br>地球総合工学専攻        | 博士前期課程         |
| 山村 昂也  | ヤマムラ タカヤ       | 大阪大学大学院             | 工学研究科<br>地球総合工学専攻        | 博士前期課程         |
| 吉田 伊織  | ヨシダ イオリ        | 大阪大学大学院             | 工学研究科<br>地球総合工学専攻        | 博士前期課程         |

###### (2) マネジメント政策形成グループ（リーダー氏名：貝戸清之）

| 氏名    | フリガナ     | 所属機関    | 所属部署              | 役職<br>(身分) |
|-------|----------|---------|-------------------|------------|
| 貝戸 清之 | カイト キョユキ | 大阪大学大学院 | 工学研究科<br>地球総合工学専攻 | 准教授        |
| 小林 潔司 | コバヤシ キヨシ | 京都大学    | 経営管理大学院           | 特任教授       |

|        |            |                 |                              |                |
|--------|------------|-----------------|------------------------------|----------------|
| 小濱 健吾  | オバマ ケンゴ    | 大阪大学大学院         | NEXCO 西日本高速道路学共同研究講座         | 特任准教授          |
| 水谷 大二郎 | ミズタニ ダイジロウ | 東北大学大学院         | 工学研究科<br>土木工学専攻              | 助教             |
| 玉越 隆史  | タマコシ タカシ   | 京都大学            | 経営管理大学院                      | 特定教授           |
| 慈道 充   | ジドウ ミツル    | 一財)阪神高速道路技術センター | 調査研究部<br>調査研究第二課             | 係長             |
| 塚本 成昭  | ツカモト シゲアキ  | 阪神高速技術株式会社      | 技術部                          | 課長             |
| 宮崎 文平  | ミヤザキ ブンペイ  | 株式会社<br>三菱総合研究所 | スマート・リージョン本部<br>都市インフラ戦略グループ | 研究員            |
| 二宮 陽平  | ニノミヤ ヨウヘイ  | 大阪大学大学院         | 工学研究科<br>地球総合工学専攻            | 日本学術振興会<br>DC1 |
| 篠崎 秀太  | シノザキ シュウタ  | 大阪大学大学院         | 工学研究科<br>地球総合工学専攻            | 博士前期課程         |
| 橋詰 遼太  | ハシヅメ リョウタ  | 大阪大学大学院         | 工学研究科<br>地球総合工学専攻            | 博士前期課程         |
| 山岸 拓歩  | ヤマギシ タクホ   | 大阪大学大学院         | 工学研究科<br>地球総合工学専攻            | 博士前期課程         |
| 石川 大智  | イシカワ タイチ   | 大阪大学大学院         | 工学研究科<br>地球総合工学専攻            | 博士前期課程         |
| 山村 昂也  | ヤマムラ タカヤ   | 大阪大学大学院         | 工学研究科<br>地球総合工学専攻            | 博士前期課程         |
| 吉田 伊織  | ヨシダ イオリ    | 大阪大学大学院         | 工学研究科<br>地球総合工学専攻            | 博士前期課程         |
| 新 雄成   | ニイ ユウセイ    | 大阪大学大学院         | 工学研究科<br>地球総合工学専攻            | 博士前期課程         |
| 四井 陽貴  | ヨツイ ハルキ    | 大阪大学大学院         | 工学研究科<br>地球総合工学専攻            | 博士前期課程         |

### (3) 価値創造グループ（リーダー氏名：貝戸清之）

| 氏名     | フリガナ       | 所属機関    | 所属部署                 | 役職<br>(身分) |
|--------|------------|---------|----------------------|------------|
| 貝戸 清之  | カイト キョウキ   | 大阪大学大学院 | 工学研究科<br>地球総合工学専攻    | 准教授        |
| 小林 潔司  | コバヤシ キョウシ  | 京都大学    | 経営管理大学院              | 特任教授       |
| 小濱 健吾  | オバマ ケンゴ    | 大阪大学大学院 | NEXCO 西日本高速道路学共同研究講座 | 特任准教授      |
| 水谷 大二郎 | ミズタニ ダイジロウ | 東北大学大学院 | 工学研究科<br>土木工学専攻      | 助教         |

|        |               |                       |                                   |                |
|--------|---------------|-----------------------|-----------------------------------|----------------|
| 青木 一也  | アオキ カズヤ       | 株式会社パスコ               | 経営戦略本部<br>技術革新部                   | 室長             |
| 稲垣 博信  | イナガキ ヒロノ<br>ブ | 株式会社 Digital<br>Blast |                                   | 取締役 COO        |
| 宮崎 文平  | ミヤザキ ブンペ<br>イ | 株式会社<br>三菱総合研究所       | スマート・リージョン本<br>部 都市インフラ戦略<br>グループ | 研究員            |
| 細見 さやか | ホソミ サヤカ       | 京都大学                  | 経営管理大学院                           | 研究補助員          |
| 二宮 陽平  | ニノミヤ ヨウヘ<br>イ | 大阪大学大学院               | 工学研究科<br>地球総合工学専攻                 | 日本学術振興会<br>DC1 |
| 篠崎 秀太  | シノザキ シュウ<br>タ | 大阪大学大学院               | 工学研究科<br>地球総合工学専攻                 | 博士前期課程         |
| 橋詰 遼太  | ハシヅメ リョウ<br>タ | 大阪大学大学院               | 工学研究科<br>地球総合工学専攻                 | 博士前期課程         |
| 山岸 拓歩  | ヤマギシ タクホ      | 大阪大学大学院               | 工学研究科<br>地球総合工学専攻                 | 博士前期課程         |
| 石川 大智  | イシカワ タイチ      | 大阪大学大学院               | 工学研究科<br>地球総合工学専攻                 | 博士前期課程         |
| 山村 昂也  | ヤマムラ コウヤ      | 大阪大学大学院               | 工学研究科<br>地球総合工学専攻                 | 博士前期課程         |
| 吉田 伊織  | ヨシダ イオリ       | 大阪大学大学院               | 工学研究科<br>地球総合工学専攻                 | 博士前期課程         |
| 新 雄成   | ニイ ユウセイ       | 大阪大学大学院               | 工学研究科<br>地球総合工学専攻                 | 博士前期課程         |

#### 4-2. 研究開発の協力者・関与者

| 氏名     | フリガナ       | 所属                       | 役職   | 協力内容                  |
|--------|------------|--------------------------|------|-----------------------|
| 中村 和博  | ナカムラ カズヒロ  | 西日本高速道路株<br>式会社          | 課長代理 | 実務的視点からの助言, データ提<br>供 |
|        |            | 国土交通省<br>国土技術政策総合<br>研究所 |      | 実務的視点からの助言, データ提<br>供 |
| 増田 寛四郎 | マスダ カンシロウ  | 国土交通省<br>近畿地方整備局         | 課長代理 | 実務的視点からの助言, データ提<br>供 |
|        |            | 西日本高速道路株<br>式会社<br>技術本部  |      | 実務的視点からの助言, データ提<br>供 |
| 北野 陽一郎 | キタノ ヨウイチロウ | 大阪市建設局 下<br>水道部調整課       | 担当係長 | 実務的視点からの助言            |

#### 5. 研究開発成果の発表・発信状況、アウトリーチ活動など

## 5-1. 社会に向けた情報発信状況、アウトリーチ活動など

### 5-1-1. 情報発信・アウトリーチを目的として主催したイベント（シンポジウムなど）

| 年月日        | 名称   | 場所          | 概要・反響など                             | 参加人数    |
|------------|--|-------------|-------------------------------------|---------|
| 2021/7/    | マルコフモデルによる劣化予測入門セミナー   | オンライン       | 一般社団法人 日本アセットマネジメント協会主催             |         |
| 2021/9/    | 実践に向けた劣化予測・維持管理施策最適化セミナー                                     | オンライン       | 一般社団法人 日本アセットマネジメント協会主催             |         |
| 2022/8/    | 劣化予測・維持管理施策最適化のためのマルコフモデル入門webセミナー                           | オンライン       | 一般社団法人 日本アセットマネジメント協会主催             |         |
| 2022/10/27 | RISTEX 研究開発プロジェクト オンラインメディア説明会                               | オンライン       | 月刊下水道 12月号に記事掲載。政策情報誌「毎日フォーラム」寄稿相談。 | 約 10 名  |
| 2022/11/4  | 第 42 回 SciREX セミナー「どうする？日本のインフラマネジメント ～点検データの山から見出す意思決定の道筋～」 | オンライン       | 様々な分野の方々に参加いただいた。                   | 約 60 名  |
| 2022/11/22 | 京都大学経営管理大学院、道路アセットマネジメント政策講座技術セミナー                           | 京都大学, オンライン |                                     | 約 300 名 |

### 5-1-2. 研究開発の一環として実施したイベント（ワークショップなど）

| 年月日        | 名称                                      | 場所          | 概要・反響など                                 |
|------------|---|-------------|---|
| 2020/11/15 | 第 62 回土木計画学研究発表会・秋大会「アセットマネジメントと EBPM」  | オンライン       | 企画セッション。講演 11 題と参加者約 25 名による質疑を通じた意見交換。 |
| 2021/12/4  | 第 64 回土木計画学研究発表会・秋大会「社会基盤施設のアセットマネジメント」 | オンライン       | 企画セッション。講演 13 題と参加者約 20 名による質疑を通じた意見交換。 |
| 2022/8/12  | アセットマネジメントワークショップ                       | 高知工科大学      | 阪大, 京大, 岐阜大, 高知工科大の研究者による最先端研究に関する議論    |
| 2022/9/1   | 愛媛大学 ME 養成講座                            | 愛媛大学, オンライン | 主に四国地方の実務者に対する話題提供と質疑。参加者約 20 名。        |

|                   |                                      |             |  |
|-------------------|--------------------------------------|-------------|--|
| 2022/9/7          | 橋梁マネジメントシステム・データベース研究会               | 京都大学, オンライン | 国総研, 京都府などの道路管理者を交えたマネジメント技術に関する研究会. 参加者約 40 名.                  |
| 2022/9/9          | 道路コンセッションとマネジメントに関する研究会              | 愛知有料道路      | 道路コンセッション事業を实践するうえでのマネジメント技術に関する意見交換. 参加者であった NTT ドコモと共同研究を開始予定. |
| 2022/9/22         | 新都市社会技術融合創造研究会                       | オンライン       | 4 次元インフラマネジメントの在り方について斜面・法面を対象に意見交換                              |
| 2022/10/24        | 土木学会関西支部メンテナンス技術者講習会                 | オンライン       | 産官学の参加者を対象にアセットマネジメントの実践について話題提供. 参加者約 20 名                      |
| 2022/11/7         | EBPM による上下水道インフラマネジメント研究会            | オンライン       | 上水, 下水の統合マネジメントを目指した研究会. 来年度シンポジウム開催.                            |
| 2022/11/12        | 第 66 回土木計画学研究発表会・秋大会「アセットマネジメントと DX」 | 琉球大学        | 企画セッション. 講演 17 題と参加者約 40 名による質疑を通じた意見交換.                         |
| 2022/12/6<br>(予定) | 新都市社会技術融合創造研究会                       | オンライン       | 4 次元インフラマネジメントの在り方について斜面・法面を対象に意見交換                              |

### 5-1-3. 書籍、DVD など論文以外に発行したもの

なし

### 5-1-4. ウェブメディア開設・運営

なし

### 5-1-5. 学会以外 (5-3. 参照) のシンポジウムなどでの招へい講演 など

- (1) 貝戸清之：劣化予測とライフサイクル費用評価，アセットマネジメントのための資産評価—公共インフラ管理と地域アセットマネジメントプラットフォームの活用に向けて—，JAAM 資産評価小員会 WEB セミナー，2022.1.24
- (2) 貝戸清之：DX 時代におけるマネジメント技術，道路アセットマネジメント政策講座技術セミナー，京都大学経営管理大学院，2022.2.22
- (3) アセットマネジメント理論，京都大学経営管理大学院 ABL プロジェクト PPP セミナー，2022.5.9
- (4) インフラ DX の活用例と今後に向けて，関西道路研究会コンクリート構造調査研究委員会，大阪公立大学文化交流センター，2022.7.19
- (5) 貝戸清之：Infrastructure Asset Management，JICA 「キューバ国別研修：道路・橋梁維持管理」，JICA 関西，2022.9.5
- (6) 貝戸清之：アセットマネジメント概論，メンテナンス技術者講習会，(社)土木学会関西支部，オンライン，2022.10.24
- (7) 貝戸清之：社会インフラの安全・安心を「データサイエンス」で守るシステム開発，RISTEX 研究開発プロジェクト オンラインメディア説明会，オンライン，2022.10.27
- (8) 貝戸清之，水谷大二郎，中村和博：どうする？日本のインフラマネジメント～点検データの山から見出す意思決定の道筋～，SciREX Seminar #42，オンライン (Zoom)

- ウェビナー), 2022.11.4
- (9) 貝戸清之: 4D インフラマネジメントのためのプロファイリング技術, 道路アセットマネジメント政策講座技術セミナー, 京都大学経営管理大学院, 2022.11.22
  - (10) 科学的エビデンスに基づく社会インフラのマネジメントと政策決定論, 2022 年度インドネシア国「地方道路維持管理能力向上プロジェクト, JICA, 2022.12.1
  - (11) 貝戸清之: Deterioration Prediction Model (Markov Model), JICA 道路維持管理(D)コース, オンライン, 2022.12.2

## 5-2. 論文発表

### 5-2-1. 査読付き ( 16 件)

- (1) 貝戸清之, 二宮陽平: ポットホールの発生頻度を補完的情報とする RC 床版の状態依存型点検手法, 土木学会論文集 F4, Vol.76, No.1, pp.63-82, 2020.10
- (2) 二宮陽平, 水谷大二郎, 慈道充, 貝戸清之, 小林潔司, 宮田亮: 鋼床版疲労き裂の発生・進展過程に着目した高速道路高架橋の大規模修繕箇所を選定手法, 土木学会論文集 F4, Vol.77, No.1, pp.37-56, 2021.2
- (3) 貝戸清之, 小林潔司, 水谷大二郎, 二宮陽平, 河合良治: 鋼桁端部の腐食に対する伸縮装置止水材の予防保全効果, 土木学会論文集 F4, Vol.77, No.1, pp.96-114, 2021.4
- (4) 貝戸清之, 篠崎秀太, 鎌田敏郎, 前川波奈江, 山中明彦: 下水道管渠の空間的劣化異質性に着目した重点管理区域スクリーニングと改築更新施策, 土木学会論文集 F4, Vol.77, No.1, pp.115-134, 2021.5
- (5) 貝戸清之, 小林潔司, 青木一也, Ei Ei Myo, 米山秀樹, 松本圭史: 空間マッピングを用いた舗装劣化速度評価: ミャンマーにおける実践, 土木学会論文集 F5, Vol.77, No.1, pp.84-100, 2021.6
- (6) 浜田成一, 貝戸清之, 杉原栄作, 水谷大二郎: 元請負業者の施工要素技術の空洞化と経時的進行状況, 土木学会論文集 F4, Vol.77, No.1, pp.135-152, 2021.7
- (7) Gunawan, D., Aoki, K., Kaito, K. and Pantha, B. R.: Incentive-Based Program to Improve Regional Road Governance in Indonesia, Journal of JSCE, Vol.9, pp.242-255, 2021.7
- (8) 稲垣博信, 山岸拓歩, 貝戸清之: インフラ維持管理におけるパラメトリック型保険の適用可能性, 土木学会論文集 F4, Vol.78, No.1, pp.1-20, 2022.1
- (9) 貝戸清之, 慈道充, 水谷大二郎, 小林潔司, 宇野裕亮: 段階的劣化異質性に基づく長寿命化技術導入効果の事後評価, 土木学会論文集 F4, Vol.78, No.1, pp.99-117, 2022.5
- (10) 二宮陽平, 水谷大二郎, 貝戸清之: 更新履歴情報の欠損を考慮した道路照明柱の劣化予測手法, 土木学会論文集 F4, Vol.78, No.1, pp.118-132, 2022.5
- (11) 山岸拓歩, 水谷大二郎, 小濱健吾, 貝戸清之: 点検間隔の不均一性を許容した数え上げによるマルコフ推移確率の推定手法, 土木学会論文集 F4, Vol.78, No.1, pp.164-183, 2022.10
- (12) 貝戸清之, 松本圭史, 鎌田敏郎, 北野陽一郎, 山中明彦: 空間マッピングを用いた下水道管渠の状態シミュレーションと改築更新区域の抽出, 土木学会論文集, Vol.79, No.1, 22-00111, 2023.1
- (13) 貝戸清之, 小林潔司, 神谷恵三, 新雄成: 劣化・回復過程を考慮した層別修繕によるたわみ回復量の評価, 土木学会論文集, Vol.79, No.1, 22-00130, 2023.1

- (14) 中村和博, 松本大二郎, 小濱健吾, 川本熙鷹, 貝戸清之; 路面性状調査と日常点検のデータ連携に基づく高速道路舗装の新たな修繕施策, 土木学会論文集 E1 (舗装工学), Vol.78, pp. I\_200-I\_210, 2023.2
- (15) 貝戸清之, 竹末直樹, 水谷大二郎, 小林潔司: 下水処理施設の包括的民間委託導入効果: 費用効率性に基づく評価, 土木学会論文集, Vol79, No.4, 22-00255, 2023.4
- (16) 小濱健吾, 吉田伊織, 田山聡, 貝戸清之: 斜面管理における RTK-GNSS データの測定誤差を考慮した変化点検知手法, 土木学会論文集 (査読修正中)

#### 5-2-2. 査読なし ( 3 件)

- (1) 山岸拓歩, 四方滉也, 貝戸清之: 実務適用のための統計的劣化予測手法の提案及び比較検討, 第 5 回 JAAM 研究・実践発表会論文集, (一社) 日本アセットマネジメント協会, pp.63-70, オンライン開催, 2021.11
- (2) 増田寛四郎, 貝戸清之, 光川直宏, 塚田祥久, 井川理智: 近畿地方整備局における橋梁長寿命化修繕計画の取り組み, 第 5 回 JAAM 研究・実践発表会論文集, (一社) 日本アセットマネジメント協会, pp.173-179, オンライン開催, 2021.11
- (3) 新雄成, 貝戸清之, 小林潔司, 神谷恵三: 層別修繕効果の定量的な評価に向けた隠れマルコフ劣化モデル, 第 6 回 JAAM 研究・実践発表会論文集, (一社) 日本アセットマネジメント協会, pp.61-67, オンライン開催, 2022.11

#### 5-3. 口頭発表 (国際学会発表及び主要な国内学会発表)

##### 5-3-1. 招待講演 (国内会議 0 件、国際会議 0 件 なし)

##### 5-3-2. 口頭発表 (国内会議 23 件、国際会議 6 件)

- (1) 山岸拓歩, 二宮陽平, 貝戸清之: 橋梁の長寿命化を目的とした点検時応急措置の効果の評価, 第 60 回土木計画学研究発表会・秋大会, 富山大学, 2019.12.
- (2) 篠崎秀太, 貝戸清之: 下水道管渠の集約的な維持管理実施のための更新対象地域の特定手法, 令和 2 年度土木学会全国大会第 75 回年次学術講演会講演概要集, 土木学会, DVD-ROM, VI-389, 名古屋工業大学 (オンライン), 2020.9
- (3) 松本圭史, 青木一也, 貝戸清之: 劣化・属性情報を用いたマネジメントマップによる舗装選定手法の提案, 令和 2 年度土木学会全国大会第 75 回年次学術講演会講演概要集, 土木学会, DVD-ROM, VI-404, 名古屋工業大学 (オンライン), 2020.9
- (4) 山岸拓歩, 安藤翠, 貝戸清之: サンプル欠損を考慮した劣化予測モデルに基づく簡易補修の実施タイミングの提案, 令和 2 年度土木学会全国大会第 75 回年次学術講演会講演概要集, 土木学会, DVD-ROM, VI-778, 名古屋工業大学 (オンライン), 2020.9
- (5) 松本圭史, 貝戸清之, 小林潔司, 青木一也: 空間マッピングを用いた舗装劣化評価, 第 62 回土木計画学研究・講演集, 土木学会, CD-ROM, No.7174, ウェブ開催 (信州大学), 2020.11
- (6) 篠崎秀太, 貝戸清之: 更新工事集約化のための重点維持管理対象地域スクリーニング手法の提案, 第 62 回土木計画学研究・講演集, 土木学会, CD-ROM, No.7093, ウェブ開催 (信州大学), 2020.11
- (7) 山岸拓歩, 安藤翠, 貝戸清之: サンプル欠損を考慮した劣化予測モデルによる簡易補修の有効性の検討, 第 62 回土木計画学研究・講演集, 土木学会, CD-ROM, No.7189, ウェブ開催 (信州大学), 2020.11

- (8) 山村昂也, 貝戸清之, 増田寛四郎: 部材・損傷のベンチマーク分析に基づく道路橋の補修優先順位の決定, 第 34 回日本道路会議, 日本道路協会, No.5006, 都市センターホテル, 2021.11
- (9) 稲垣博信, 山岸拓歩, 貝戸清之: 社会基盤施設の維持管理におけるパラメトリック型保険の適用可能性, 第 64 回土木計画学研究・講演集, 土木学会, CD-ROM, No.7038, ウェブ開催 (福島大学), 2021.12
- (10) 山岸拓歩, 貝戸清之, 稲垣博信: 点検間隔の不均一性を考慮したマルコフ推移確率の集計的推定手法の提案, 第 64 回土木計画学研究・講演集, 土木学会, CD-ROM, No.7056, ウェブ開催 (福島大学), 2021.12
- (11) 松本圭史, 貝戸清之: 下水道管渠に対する空間的補間を用いた劣化予測モデルの提案, 第 64 回土木計画学研究・講演集, 土木学会, CD-ROM, No.7180, ウェブ開催 (福島大学), 2021.12
- (12) 山村昂也, 貝戸清之, 増田寛四郎: 部材・損傷の劣化シミュレーションに基づく道路橋の補修優先順位の決定, 第 64 回土木計画学研究・講演集, 土木学会, CD-ROM, No.7379, ウェブ開催 (福島大学), 2021.12
- (13) 石川大智, 貝戸清之, 浜田成一: 労働災害に対するリスクアセスメントの高度化に向けた深層学習に基づく 4M 分析, 2022 年度土木学会関西支部年次学術講演会講演概要集, 土木学会, DVD-ROM, VI-6, 関西大学, 2022.5
- (14) 新雄成, 貝戸清之, 神谷恵三, 小林潔司: 隠れマルコフ劣化モデルを用いた層別修繕によるたわみ回復量の評価, 2022 年度土木学会関西支部年次学術講演会公演概要集, 土木学会, DVD-ROM, VI-3, 関西大学, 2022.5
- (15) 新雄成, 貝戸清之, 小林潔司, 神谷恵三: 構造条件と層別修繕による回復を考慮した舗装構造耐荷力の経年推移予測, 第 27 回舗装工学講演会講演集, 土木学会, 講演 NO.033, 北海道科学大学, 2022.8
- (16) 石川大智, 貝戸清之, 浜田成一: 汎用言語モデルを用いた労働災害に対するリスクアセスメント支援システムの開発, 令和 4 年度土木学会全国大会第 77 回年次学術講演会講演概要集, 土木学会, DVD-ROM, CS14-66, 京都大学, 2022.9
- (17) 新雄成, 貝戸清之, 神谷恵三, 小林潔司: 層別修繕による回復を考慮した舗装構造耐荷力の経年推移予測, 令和 4 年度土木学会全国大会第 77 回年次学術講演会講演概要集, 土木学会, VI-395, 京都大学, 2022.9
- (18) 吉田伊織, 貝戸清之: 補修を考慮した連続量劣化ハザードモデルの高速道路舗装への適用, 令和 4 年度土木学会全国大会第 77 回年次学術講演会講演概要集, 土木学会, VI-397, 京都大学, 2022.9
- (19) Ishikawa, T., Kaito, K. and Kobayashi, K.: Local Anomaly Detection on Slopes Based on Deep Learning with A Point Cloud, 4th Symposium Infrastructure Asset Management- SIAM4, Northwestern Univ. Illinois, 2022.6
- (20) Ishikawa, T., Kaito, K. and Kobayashi, K.: Development of Slope Anomaly Detection Method using a Point Cloud, 4th IRF Asia Pacific Regional Congress & Exhibition, World Trade Centre. Kuala Lumpur, 2022.10
- (21) Nii, Y., Kaito, K., Kobayashi, K. and Kamiya, K.: Evaluation of the Amount of Deflection Recovery by Stratified Repair Using a Hidden Markov Deterioration Model, 4th IRF Asia Pacific Regional Congress & Exhibition, World Trade Centre, Kuala Lumpur, 2022.10
- (22) Yoshida, I., Obama, K., Tayama, S. and Kaito, K.: Change point detection method using particle filter of RTK-GNSS data in slope management, 4th IRF

Asia Pacific Regional Congress & Exhibition, World Trade Centre, Kuala Lumpur, 2022.10

- (23) 石川大智, 貝戸清之: グラフニューラルネットに基づく LP 点群データを用いた危険斜面スクリーニング手法の高度化, 第 66 回土木計画学研究・講演集, 土木学会, CD-ROM, No.3015, 琉球大学, 2022.11
- (24) 川本熙鷹, 中村和博, 小濱健吾, 貝戸清之: 混合マルコフ劣化ハザードモデルによる舗装劣化特性の地域間比較, 第 66 回土木計画学研究・講演集, 土木学会, CD-ROM, No.3005, 琉球大学, 2022.11
- (25) 新雄成, 貝戸清之, 小林潔司, 神谷恵三: 修繕前後のデータ欠損を考慮した舗装構造の耐荷力推移予測, 第 66 回土木計画学研究・講演集, 土木学会, CD-ROM, No.3002, 琉球大学, 2022.11
- (26) 山村昂也, 稲垣博信, 貝戸清之: 自治体における社会基盤施設の分野横断的管理の適用可能性, 第 66 回土木計画学研究・講演集, 土木学会, CD-ROM, No.3011, 琉球大学, 2022.11
- (27) 吉田伊織, 貝戸清之: 連続量を用いた多角的劣化過程モデルによる高速道路の予防保全に向けた提案, 第 66 回土木計画学研究・講演集, 土木学会, CD-ROM, No.3001, 琉球大学, 2022.11
- (28) Asnake, A., Kaito, K.: Safety Integrated Strategic Pavement Management Using a Hybrid Approach of Stochastic and Deterministic Process as a Practical Solution in Developing Countries: the Case of Addis Ababa, Ethiopia, Transportation Research Board (TRB) 102nd Annual Meeting, Washington, D.C., 2023.1
- (29) Ishikawa, T., Kaito, K. and Kobayashi, K.: Local Anomaly Detection on Slopes Using Point Cloud Data, Transportation Research Board (TRB) 102nd Annual Meeting, Washington, D.C., 2023.1

#### 5-3-3. ポスター発表 (国内会議 1 件、国際会議 0 件)

- (1) 新雄成: 隠れマルコフ劣化モデルを用いた層別修繕によるたわみ回復量の評価, 建設技術展 2022 近畿, インテックス大阪, 2022.11

#### 5-4. 新聞報道・投稿、受賞など

##### 5-4-1. 新聞報道・投稿

なし

##### 5-4-2. 受賞

- (1) 貝戸清之, 松本圭史, 青木一也, 小林潔司: 第 4 回 JAAM 賞, ミャンマーにおける空間マッピングを用いた舗装マネジメント, 第 4 回 JAAM 研究・実践発表会論文集, (一社) 日本アセットマネジメント協会, 2020.11
- (2) 増田寛四郎, 貝戸清之, 光川直宏, 塚田祥久, 井川理智: 第 5 回 JAAM 賞, 近畿地方整備局における橋梁長寿命化修繕計画の取り組み, 第 5 回 JAAM 研究・実践発表会論文集, (一社) 日本アセットマネジメント協会, pp.173-179, オンライン開催, 2021.11
- (3) 新雄成: 2022 年度土木学会関西支部年次学術講演会 優秀発表賞 (ポスター発表) (新雄成), 2022.5
- (4) 新雄成, 貝戸清之, 小林潔司, 神谷恵三: 第 6 回 JAAM 賞, 層別修繕効果の定量的な評価に向けた隠れマルコフ劣化モデル, 第 6 回 JAAM 研究・実践発表会論文集, (一社) 日本アセットマネジメント協会, pp.61-67, オンライン開催, 2022.11

### 5-4-3. その他

- (1) 貝戸清之（インタビュー）：ビッグデータで橋や道路の補修・更新時期を予測－統計的劣化予測モデルがひらくインフラ大延命時代－，POLICYDOOR，2022.4  
(<https://www.jst.go.jp/ristex/stipolicy/policy-door/article-11.html>)
- (2) 貝戸清之：「アセットマネジメント 点検ビッグデータの活用とDXで高度化」，月刊毎日フォーラム・視点，2023.1
- (3) 中村和博，松本大二郎，小濱健吾，川本熙鷹，貝戸清之；路面性状調査と日常点検のデータ連携に基づいたこれからの高速道路舗装の修繕施策に関する一考察，舗装，2023.2

### 5-5. 特許出願

#### 5-5-1. 国内出願（ 0 件）

なし

#### 5-5-2. 海外出願（ 0 件）

なし

## 6. その他（任意）

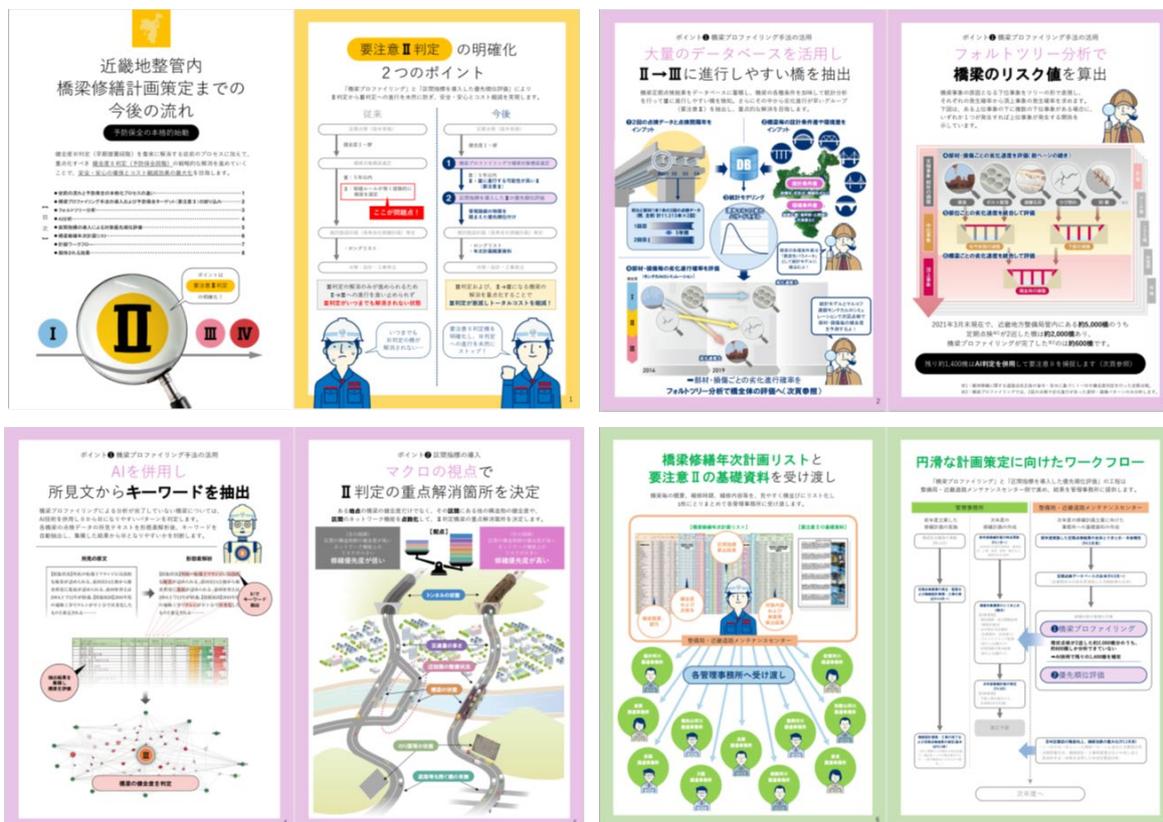
以下，正式な報告書として記載し難い内容も含まれるため，「その他」として記す。

### (1) プロジェクトの実用化について

#### ・下水道（大阪市）

大阪市建設局と進めてきたプロジェクトは，2009年に大阪市から点検データを供与されてから2010年に下水道協会誌にて劣化予測結果を公表し，2013年に大阪大学，大阪市，パンフィックコンサルタンツの三者による共同研究締結により今日に至っている。すでに，点検データを用いて，大阪市内の下水道コンクリート管渠を対象に実施した劣化予測の結果は，大阪市の下水道施設計画（H28～H37の10年）に採用されている。当初はこれをもって三者による共同研究は終了する予定であったが，Ristexプログラムへの採択を契機として，マネジメント政策を高度化させること，当初の下水道施設計画の妥当性を中間年（2021年）に評価することを新たな目標として共同研究を継続して行ってきた。実際の点検データによる劣化予測結果に基づく計画（マネジメント政策）の中間評価を実施した事例は国内においては皆無であり，その妥当性（毎年新たに蓄積される点検データのばらつきにより劣化予測結果は当初から変動したものの，方法論は普遍的である）が2021年の大阪市議会に報告された。また，このプロジェクトを進めていくなかで，大阪市上水道との連携を図ることを模索したが，想像以上に組織間の壁が厚いことを痛感した。さらに，地下に埋設されている構造物という視点で考えれば，下水道（国土交通省）および上水道（厚生労働省）だけでなく，工業用水，電気・ガス（経済産業省），通信（総務省）など，似たような環境に似たような構造物が設置されているにもかかわらず，連携が全く図られていないことが判明した。そこで本プロジェクトの研究成果を，他省庁管轄のインフラ施設へ水平展開させるべく，（社）日本アセットマネジメント協会に「アセットマネジメント技術水平展開小委員会（小委員長：貝戸清之）」を設置することとした。現在，セミナーの開催（EBPMに基づく上下水道アセットマネジメントの実践と課題～地下インフラの統合的マネジメントに向けて～）と，アセ

ットマネジメントに関する EBPM ガイドラインの作成を目的とした委員会活動を開始して



橋梁修繕計画策定までの流れ（研究成果が記載されたリーフレット）

いる。

- ・橋梁（国土交通省近畿地方整備局）

国土交通省近畿地方整備局と進めてきたプロジェクトは、2017年9月から2020年3月に実施した新都市社会技術創造融合研究会（近畿地方整備局幹事）内の「橋梁補修施策プロファイリング手法の開発（プロジェクトリーダー：貝戸清之）」が前身である。2020年3月に当初の開発目標を達成して研究会を閉会する予定であったが、Ristexプログラムへの採択を契機として、開発した方法論の実用化や実装に関しては継続して検討することとなった。この結果、2020年度には「緊急性の高い橋梁に対する補修優先順位の決定」、2021年度には「橋梁に対する予防保全の優先順位の決定」がコンサルタントに業務発注され、業務発注の特記仕様書に研究会の名称「橋梁補修施策プロファイリング手法の開発」が明記され、実際にコンサルタントが業務を受託するに至っている。これは研究成果の実用化の一事例である。さらに、2020年度、2021年度業務の成果に基づいて、2022年度に補修工事の予算要求、2023年度には補修工事発注となる予定であり、本プロジェクトの研究成果が実用化、社会実装された証左である。下図は、業務を受注したコンサルタントが近畿地方製局管内の事務所に配布したリーフレットである。補修工事の優先順位を決定するための手順の中にマルコフ劣化ハザードモデルと、フォルトツリー分析の概要が記載されている。

(2) 研究資金の獲得からみる研究プロジェクトの継続性と拡大

Ristexプログラムへの採択により、新しい共同研究や、従来の共同研究の期間延長などが

決定し、「科学的エビデンスに基づく社会インフラのマネジメント政策形成プロセスの研究」が発展的に拡大している。時系列順に列挙すると以下のようになる。

- ・ 土木学会，2019年度土木学会インフラマネジメント技術国際展開研究，「実点検データを用いた統計的劣化予測に基づくインフラマネジメント技術のミャンマー国での展開」，4,000千円，2019.10～2022.3
- ・ 国土交通省近畿地方整備局「道路管理の高度化・効率化に資する4次元インフラマネジメント手法の開発」，2020.9～2023.3
- ・ (一財)国土技術研究センター，第22回研究開発助成，「道路利用条件の変化や長寿命化技術の導入が舗装寿命に与える影響の定量的評価に関する研究」，4,000千円，2021.1～2023.3
- ・ 中日本高速道路「予防保全に向けた舗装点検指標の開発」，6,600千円，2021.12～2023.3
- ・ 国土交通省，道路政策の質の向上に資する技術研究開発，「統計的アセットマネジメント手法に基づくバックキャスト型道路政策の深化についての技術研究開発」，48,500千円，
- ・ (一社)日本建設情報総合センター令和4年度研究助成，「3次元点群データの活用による斜面・法面管理の効率化・高度化」，6,000千円，2022.9～2024.11

なお，以上は全て貝戸が研究代表である。さらに，次期SIP「スマートインフラマネジメントシステムの構築」に向けて，幹事機関である土木研究所から2022年10月に1回目のヒアリングを受け，2022年12月に2回目のヒアリングを受ける予定であり，2023年4月からの本格的スタートに向け役割を果たすことを期待されているものと考えられる。

### (3) 人材育成について

今回のプロジェクト採択により，大きく変化したことは，新しい方法論を開発して論文を執筆するという学術的研究だけでなく，研究開発した成果を実用化，社会実装する実践的研究も今後重要になるという認識が芽生えたことである。これは社会インフラの管理者との議論のなかで，そのような役割を大学の研究者（アカデミア）が担っていくことに対する期待が大きいことから感じ取ることができた。具体的に，本研究の共同研究者である東北大学・水谷大二郎助教は当該分野において実践的研究論文を執筆するなどの研究業績をあげている。また，2020年9月まで本プロジェクトに参加していた二宮陽平氏（当時博士後期課程，日本学術振興会特別研究員）は学術面のみならず実務面も意識して一財)電力中央研究所に就職するとともに大阪大学にて学位を取得している。さらに，「点群深層学習に基づく斜面の局所的異常検知」に携わった石川大智氏（現 M2）は東京大学大学院博士後期課程への進学が決まり，本プロジェクト全般に携わった四井陽貴氏（現 M1）は大阪大学大学院博士後期課程への進学を予定している。このように学術的研究成果を武器に，実践的研究分野にも挑戦する若手研究者を育成できたことも本プロジェクトの大きな成果であると言える。

一方で，本プロジェクトには数多くの実務者が参画しており，共同研究を通したリカレント教育の側面も評価に値するものと考えられる。統計的劣化予測モデルの開発で協働した一財)阪神高速道路技術センターから1名が2024年3月に大阪大学で学位取得予定，大阪市下水道で協働したパシフィックコンサルタンツからも1名が2024年3月に大阪大学で学位取得予定，サンプル欠損モデルで協働した阪神高速技術からも1名が2024年3月に大阪大学で学位取得予定，インフラ保険で協働したデジタルブラストからも1名が2024年3月に大阪大学で学位取得予定，舗装の劣化モデルで協働した西日本高速道路から1名が2024年9月に大阪大学で学位取得予定，橋梁フォルト・ツリーで協働した建設技術研究所から1名が2023年4月に大阪大学博士後期課程に入学予定，斜面・法面の異常検知で協働した応用地質からも1名が2023年4月に大阪大学博士後期課程に入学予定である。

さらに，EBPMに基づくインフラマネジメント分野は，海外の実務者からの評価も高い。

2020年12月にエチオピア（博士後期）、ミャンマー（博士前期）、2022年5月にネパール（博士後期）、2022年10月にラオス（博士後期）、ガーナ（博士前期）から留学生が来日し、当該分野の研究を行っている。また、2023年4月にはエチオピア2名（いずれも博士後期）、カンボジア（博士後期）が大阪大学に入学予定である。以上の留学生はいずれもJICAによる選抜者であり、各国の国土交通省に相当する省庁に勤務する実務者であり、帰国後は実際に道路政策行政に携わる自分物であり、本プロジェクトの成果の海外における実用化・実装も現実的に進展するものと考えられる。

## 付録I. マルコフ劣化ハザードモデル

土木施設のアセットマネジメントでは、ライフサイクル費用評価に基づく維持管理戦略の決定が重要な課題となる<sup>1) 2)</sup>。基本的には目視検査データ等に基づいて土木施設の劣化予測を行い、ライフサイクル費用を最小にするような補修政策と補修タイミングが検討される。本資料では、その劣化予測として管理する土木施設群全体の平均的な劣化を対象に、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を採用する。

### (1) モデル化の前提

土木施設の劣化を予測するためには、施設の劣化状態に関する時系列データを蓄積する必要がある。いま、ある施設の劣化状態が目視検査データとして得られ、その履歴が図・付1に示すように与えられたとする。同図は、施設が補修されずに放置された時に、劣化がどのように進展するかを表したものである。現実には、施設の劣化過程には不確実性が含まれ、しかも劣化状態は時間軸上の限られた時刻で実施される目視検査を通じてのみ知ることができる。図中、時刻 $\tau$ はカレンダー上の実時刻（以下、時刻と呼ぶ）を表す。時刻 $\tau_0$ で施設の使用が開始された直後から劣化が始まる。施設の劣化状態が $J$ 個のレーティングで記述される場合を考えよう。施設の劣化状態を表すレーティングを状態変数 $i$  ( $i = 1, 2, \dots, J$ )で表現する。施設が最も健全な(劣化が進展していない)状態を $i = 1$ で表し、状態変数 $i$ の値が大きくなるほど、劣化が進展していることを表す。 $i = J$ の場合、当該施設が使用限界に到達していることを示す。

施設に対して定期的に目視検査が実施され、施設の劣化状態に関するレーティングが獲得できる場合を考える。ここでは、時間軸上の2つの時刻 $\tau_A$ と $\tau_B$ において定期検査が実施される。時刻 $\tau_A$ で観測された当該部材の健全度が状態変数 $h(\tau_A)$ として表されているものとしよう。状態変数 $h(\tau_A)$ はカレンダー上の実時刻 $\tau_A$ での目視検査結果であり、このときのレーティング評価が $i$  ( $i = 1, 2, \dots, J$ )であれば、 $h(\tau_A) = i$ となる。このとき、レーティング $i$ から $j$ への推移状態を表すマルコフ推移確率は、時刻 $\tau_A$ で評価された健全度 $h(\tau_A) = i$ を与件とし、将来時点において健全度 $h(\tau_B) = j$ が生起する条件付確率として定義される。すなわち、

$$\text{Prob}[h(\tau_B) = j | h(\tau_A) = i] = p_{ij} \quad (\text{付1})$$

と表すことができる。マルコフ推移確率行列は、全てのレーティングの組み合わせに対して算出したマルコフ推移確率を要素とする行列である。

マルコフ推移確率の推定方法に関する既往の研究は、推移確率そのものを推定対象として、2時点間における状態推移の件数というサンプルの数え上げデータに基づいてマルコフ推移確率を推定する事例が多い。たとえば、数え上げデータは

$$\bar{p}_{ij} = \frac{h(\tau_A) = i \text{ かつ } h(\tau_B) = j \text{ である件数}}{h(\tau_A) = i \text{ である件数}} \quad (\text{付2})$$

により定義できる。このような集計的なマルコフ推移確率の推定法は取り扱いが簡便であるが、個々の施設の構造特性や環境条件といった固有の情報を反映することはできない。また、限られた検査データを有効に活用するためにも、データによる検査間隔の差異を考慮しながら、すべての検査データを活用してマルコフ推移確率を推定することが望ましい。そこで、次節では、マルコフ劣化ハザードモデルを用いて、マルコフ推移確率を推定する方法を説明する。

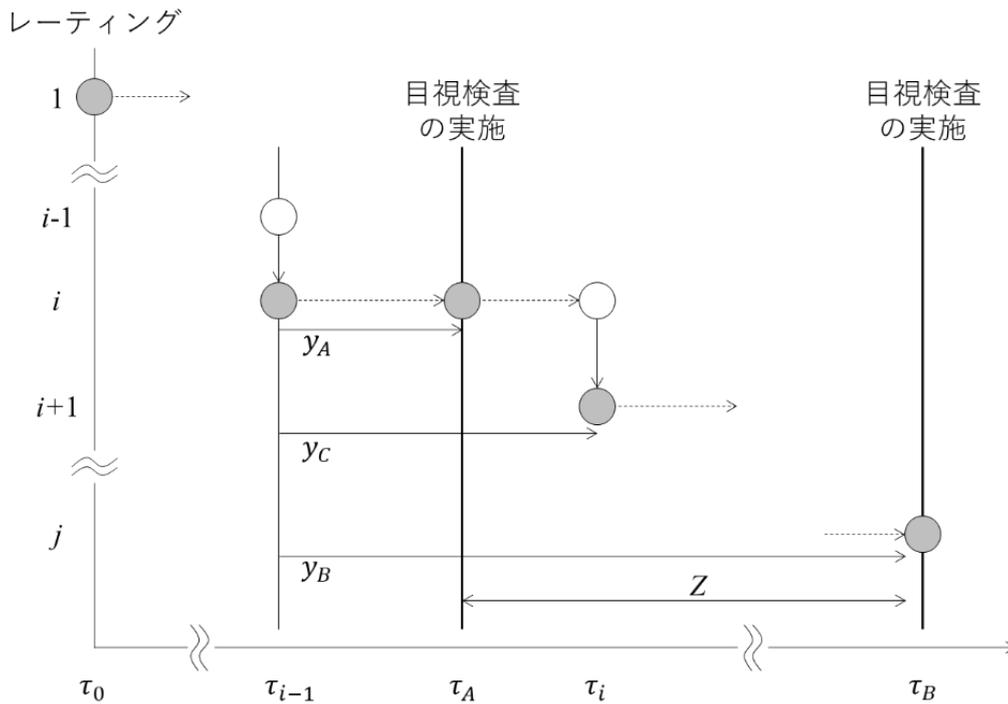


図-付1 劣化過程のモデル化

(2) マルコフ劣化ハザードモデルの概要

(1) で示した劣化過程を，マルコフ劣化ハザードモデルを用いて定式化しよう．読者の便宜を図るために概要を述べるに止めるが，ハザードモデルの詳細については参考文献<sup>3) 4)</sup>を参照して欲しい．**図-付1**の例を再び取り上げる．時間軸上の離散時刻 $\tau_i (i = 1, \dots, J-1)$ において，劣化状態が $i$ から $i+1$ に進展しているとする．以下，時刻 $\tau_i$ は「劣化状態が $i$ から $i+1$ へ推移する時刻」を表す．ここで，カレンダー時刻 $\tau_{i-1}$ を初期時点 $y_i = 0$ とする時間軸（以下，サンプル時間軸と呼ぶ）を導入する．サンプル時間軸上の時刻を，以下「時点」と呼び，カレンダー時間軸上の「時刻」とは区別する．**図-付1**の例では，検査時刻 $\tau_A, \tau_B$ は，サンプル時間軸上の時点 $y_A, y_B$ に該当している．当然のことながら， $y_A = \tau_A - \tau_{i-1}, y_B = \tau_B - \tau_{i-1}$ が成立する．なお，定期検査は検査実施時点での断片的な劣化情報を獲得しているにすぎず，劣化状態 $i$ が始まったカレンダー時刻 $\tau_{i-1}$ に関する情報を獲得することはできない．したがって，サンプル時間軸上の時点 $y_A, y_B$ も正確に把握できない．目視検査データのように断片的な劣化情報を用いる場合には，このような観測情報の切断の問題<sup>5) 6)</sup>に留意する必要がある．ここでは，記述の便宜上，当面サンプル時点情報が既知であると仮定して議論を進めるが，このことは劣化過程がマルコフ性を満足するという条件下においては，後に明らかになるように本質的な問題ではない．

いま，時刻 $\tau_i$ （時点 $y_C$ ）において，劣化状態が $i$ から $i+1$ に推移すると考えよう．この時，当該施設の劣化状態が $i$ に留まる期間長（以下，劣化状態 $i$ の寿命と呼ぶ）は $\zeta_i = \tau_i - \tau_{i-1} = y_C$ と表せる．劣化状態 $i$ の寿命 $\zeta_i$ は確率変数であり，確率密度関数 $f_i(\zeta_i)$ ，分布関数 $F_i(\zeta_i)$ に従うと仮定する．ただし，劣化状態 $i$ の寿命 $\zeta_i$ の定義域は $[0, \infty)$ である．分布関数の定義より

$$F_i(y_i) = \int_0^{y_i} f_i(\zeta_i) d\zeta_i \quad (\text{付3})$$

が成立し，分布関数 $F_i(y_i)$ は劣化状態が $i$ となった初期時点 $y_i = 0$ （時刻 $\tau_{i-1}$ ）からサンプル時間軸上のある時点 $y_i$ （時刻 $\tau_{i-1} + y_i$ ）までに劣化状態が $i$ から $i+1$ に変化した累積確率を表す．したがって，初期時点 $y_i = 0$ からサンプル時点 $y_i \in [0, \infty)$ まで，劣化状態が $i$ のまま推移する確

率 $\tilde{F}_i(y_i)$ は、時点 $y_i$ までに劣化状態が $i$ から $i+1$ に変化する累積確率 $F_i(y_i)$ を用いて

$$\text{Prob}\{\zeta_i \geq y_i\} = \tilde{F}_i(y_i) = 1 - F_i(y_i) \quad (\text{付 4})$$

と表すことができる。ここで、施設の健全性が時点 $y_i$ までレーティング $i$ で推移し、かつ期間 $[y_i, y_i + \Delta y_i)$ 中に $i+1$ に進展する条件付き確率は

$$\lambda_i(y_i)\Delta y_i = \frac{f_i(y_i)\Delta y_i}{\tilde{F}_i(y_i)} \quad (\text{付 5})$$

と表せる。対象とする施設のレーティングが時点 $y_i$ で $i$ から $i+1$ に推移しようとする瞬間的な速度 $\lambda_i(y_i)$ をハザード関数と呼ぶ。想定する劣化過程に合致するハザード関数を用いることで、例えば初期不良、偶発的な劣化、経年の劣化などを表現することが可能となる。

土木施設の劣化過程が過去の履歴に依存しないというマルコフ性を満足し、ハザード関数がサンプル時間軸上の時点 $y_i$ に依存せず、常に一定値 $\theta_i > 0$ をとると仮定する。すなわち、次式が成立する。

$$\lambda_i(y_i) = \theta_i \quad (\text{付 6})$$

ハザード関数 $\lambda_i(y_i) = \theta_i$ を用いれば、レーティング $i$ の寿命が $y_i$ 以上となる確率 $\tilde{F}_i(y_i)$ は若干の計算<sup>7)</sup>により

$$\begin{aligned} \tilde{F}_i(y_i) &= \exp\left[-\int_0^{y_i} \lambda_i(u)du\right] \\ &= \exp(-\theta_i y_i) \end{aligned} \quad (\text{付 7})$$

と表される。

### (3) マルコフ推移確率の導出

カレンダー時刻 $\tau_{i-1}$ にレーティングが $i$ に推移し、検査時刻 $\tau_A$ までレーティング $i$ が継続した場合を考えよう。すなわち、時刻 $\tau_A$ における検査の結果、レーティングが $i$ であるという観測情報が得られたとする。このとき、サンプル時間軸上の時点 $y_A$ で、レーティングが $i$ であったという条件の下で、さらに時点 $y_A$ から追加的に $z_i (\geq 0)$ 以上にわたってレーティング $i$ が継続する確率 $\tilde{F}_i(y_A + z_i | \zeta_i \geq y_A)$ は

$$\tilde{F}_i(y_A + z_i | \zeta_i \geq y_A) = \text{Prob}\{\zeta_i \geq y_A + z_i | \zeta_i \geq y_A\} \quad (\text{付 8})$$

と定義できる。確率 $\tilde{F}_i(y_i)$ の定義(4)より、

$$\frac{\text{Prob}\{\zeta_i \geq y_A + z_i\}}{\text{Prob}\{\zeta_i \geq y_A\}} = \frac{\tilde{F}_i(y_A + z_i)}{\tilde{F}_i(y_A)} \quad (\text{付 9})$$

が成立する。式(7)より、上式の右辺は

$$\begin{aligned} \frac{\tilde{F}_i(y_A + z_i)}{\tilde{F}_i(y_A)} &= \frac{\exp\{-\theta_i(y_A + z_i)\}}{\exp(-\theta_i y_A)} \\ &= \exp(-\theta_i z_i) \end{aligned} \quad (\text{付 10})$$

と変形できる。すなわち、検査時点 $y_A$ においてレーティングが $i$ として判定され、次の検査時点 $y_B = y_A + z$ においてもレーティングが $i$ と判定される確率は、

$$\text{Prob}[h(y_B) = i | h(y_A) = i] = \exp(-\theta_i z) \quad (\text{付 11})$$

と表される。ただし、 $z$ は2つの検査時点の間隔を表す。ここで、確率 $\text{Prob}[h(y_B) = i | h(y_A) = i]$ はマルコフ推移確率 $p_{ii}$ に他ならない。つまり、指数ハザード関数を用いた場合、推移確率 $p_{ii}$ はハザード率 $\theta_i$ と検査間隔 $z$ のみに依存し、時点 $y_A$ 、 $y_B$ に関する確定的な情報を用いなくても推移確率を推定することが可能となる。

以上の議論を拡張し、指数ハザード関数を用いて、点検時刻 $\tau_A$ と $\tau_B = \tau_A + z$ の間で健全度が $i$ から $j (> i)$ に推移するマルコフ推移確率 $p_{ij}(z)$ は、

$$\begin{aligned} p_{ij}(z) &= \text{Prob}[h(\tau_B) = j | h(\tau_A) = i] \\ &= \sum_{k=i}^j \prod_{m=i}^{k-1} \frac{\theta_m}{\theta_m - \theta_k} \prod_{m=k}^{j-1} \frac{\theta_m}{\theta_{m+1} - \theta_k} \exp(-\theta_k z) \end{aligned} \quad (\text{付 12})$$

$(i = 1, \dots, J-1; j = i+1, \dots, J)$

と表すことができる。ただし、表記上の規則として、

$$\begin{cases} \prod_{m=i}^{k-1} \frac{\theta_m}{\theta_m - \theta_k} = 1 & (k < i+1 \text{ の時}) \\ \prod_{m=k}^{j-1} \frac{\theta_m}{\theta_{m+1} - \theta_k} = 1 & (k \geq j \text{ の時}) \end{cases}$$

が成立すると考える。また、 $p_{ij}$ に関してはマルコフ推移確率の条件より次式が成立する。

$$p_{ij}(z) = 1 - \sum_{j=i}^{J-1} p_{ij}(z) \quad (i = 1, \dots, J-1) \quad (\text{付 13})$$

#### (4) マルコフ推移確率の推定

同種の土木施設に関する $K$ 個の2時点間の検査データが得られたとする。検査サンプル $k (k = 1, \dots, K)$ には、2回の連続する定期検査が実施されたカレンダー時刻 $\tau_A^k$ と $\tau_B^k$ と、各検査で計測された施設のレーティング $h(\tau_A^k)$ 、 $h(\tau_B^k)$ に関する情報が記述されている。検査サンプルにより、検査間隔が異なっても差し支えない。以上の検査データに基づいて、検査サンプル $k$ の検査間隔を $z^k = \tau_B^k - \tau_A^k$ と定義する。さらに、2回の検査時刻における劣化推移パターン情報に基づいて、ダミー変数 $\delta_{ij}^k (i, j = 1, \dots, J; k = 1, \dots, K)$ を

$$\delta_{ij}^k = \begin{cases} 1 & h(\tau_A^k) = i, h(\tau_B^k) = j \text{ の時} \\ 0 & \text{それ以外の時} \end{cases} \quad (\text{付 14})$$

と定義する。さらに、施設の劣化速度に影響を及ぼす、施設の構造特性や環境条件を表す特性ベクトルを $\mathbf{x}^k = (x_1^k, \dots, x_M^k)$ と表す。ただし、 $x_m^k (m = 1, \dots, M)$ は検査サンプル $k$ の $m$ 番目の説明変数の観測値を表す。説明変数の観測値としては、構造諸元や環境条件などの定量的データだけでなく、構造形式や材料などの定性的データを用いることができる。なお、第1番目の説明変数は定数項に該当する変数であり、恒等的に $x_1^k = 1$ としよう。定期的な目視検査で得られる検査サンプル $k$ が有する情報は、実測値であることを記号「 $\bar{\quad}$ 」で協調して、 $\xi^k = (\bar{\delta}_{ij}^k, \bar{z}^k, \bar{\mathbf{x}}^k)$ として整理できる。

一方、検査サンプル $k (k = 1, \dots, K)$ の劣化過程を指数ハザード関数 $\lambda_i^k(y_i^k) = \theta_i^k (i = 1, \dots, J-1)$ を用いて表現しよう。レーティング $J$ はマルコフ連鎖の吸収状態であり、 $p_{JJ} = 1$ が成立するためにハザード率 $\theta_J$ は必然的に $\theta_J = 0$ となる。土木施設の劣化過程を特徴づけるハザード率 $\theta_i^k (i = 1, \dots, J-1; k = 1, \dots, K)$ は施設の特性ベクトルに依存して変化すると考え、ハザード率 $\theta_i^k$ を特性ベクトル $\mathbf{x}^k$ を用いて

$$\theta_i^k = f(\mathbf{x}^k; \boldsymbol{\beta}_i) \quad (\text{付 15})$$

と表そう。ただし、 $\boldsymbol{\beta}_i = (\beta_{i,1}, \dots, \beta_{i,M})$ は未知パラメータ $\beta_{i,m} (m = 1, \dots, M)$ によるベクトルである。また、 $x_1^k = 1$ より、 $\beta_{i,1}$ は定数項を表す。したがって、特性ベクトル $\boldsymbol{x}^k$ は既知であるので、ハザード率 $\theta_i^k$ の推定問題が $\boldsymbol{\beta}_i$ の推定問題として扱うことが可能となる。

マルコフ推移確率は、式(付 12)で示したように、各レーティングにおけるハザード率 $\theta_i^k (i = 1, \dots, J-1; k = 1, \dots, K)$ を含む。さらに、ハザード率は施設の特性ベクトル $\boldsymbol{x}^k$ を用いて式(15)で表現できる。また、推移確率はデータが観察された検査間隔 $z^k$ にも依存する。これらのことを明示的に表すため推移確率 $p_{ij}$ を目視検査による実測データ $(z^k, \boldsymbol{x}^k)$ と未知パラメータ $\boldsymbol{\beta} = (\boldsymbol{\beta}_1, \dots, \boldsymbol{\beta}_{J-1})$ の関数として $p_{ij}(z^k, \boldsymbol{x}^k; \boldsymbol{\beta})$ と表そう。いま、 $K$ 個の土木施設の劣化現象が互いに独立であると仮定すれば、全検査サンプルの劣化推移パターンの同時生起確率密度を表す尤度関数は

$$\mathcal{L}(\boldsymbol{\beta}) = \prod_{i=1}^{J-1} \prod_{j=i}^J \prod_{k=1}^K \{p_{ij}(z^k, \boldsymbol{x}^k; \boldsymbol{\beta})\}^{\delta_{ij}^k} \quad (\text{付 16})$$

と定式化できる<sup>5) 6)</sup>。検査データ $\delta_{ij}^k, z^k, \boldsymbol{x}^k$ はすべて確定値であり、対数尤度関数は未知パラメータ $\boldsymbol{\beta}$ の関数である。最尤法では、この尤度関数(付 16)を最大にするようなパラメータ値 $\boldsymbol{\beta}$ を推定することになる。以上の手順で得られたパラメータ値 $\boldsymbol{\beta}$ を用いて、式(付 15)によりハザード率を算出することで、マルコフ劣化ハザードモデルを記述することが可能となる。

#### (5) レーティング期待寿命の算出

マルコフ劣化ハザードモデルを用いれば、個別の施設ごとにマルコフ推移確率を推定することが可能である。しかし、現実の土木施設のマネジメントにおいて、施設個々に最適補修戦略を求めると問題が過度に煩雑になる。このため、類似の施設を対象にして平均的なマルコフ推移確率を推定した方が便利な場合が少なくない。そこで、推定した指数ハザードモデルを用いて平均的なマルコフ推移確率を推定する方法について説明する。すなわち、当該レーティングにはじめて到達した時点から、劣化が進展して次のレーティングに進むまでの期待期間長（以下、レーティング期待寿命と呼ぶ）は、生存関数 $\tilde{F}_i(y_i^k)$ を用いて

$$R_i^k = \int_0^{\infty} \tilde{F}_i(y_i^k) dy_i^k \quad (\text{付 17})$$

と表される<sup>3)</sup>。ここで、指数ハザード関数を用いた生存関数 $\tilde{F}_i(y_i^k)$ が式(付 7)で表されることに留意すれば、レーティング期待寿命は次式となる。

$$R_i^k = \int_0^{\infty} \exp(-\theta_i^k y_i^k) dy_i^k = \frac{1}{\theta_i^k} \quad (\text{付 18})$$

## 付録 II. 混合マルコフ劣化ハザードモデル

社会基盤施設のアセットマネジメントでは、ライフサイクル費用評価に基づく維持管理戦略の決定が重要な課題となる。ライフサイクル費用は、当該施設の劣化予測を行い、ライフサイクル費用を最小にするような補修政策と補修タイミングが検討されることになる。アセットマネジメントにおける劣化予測を目的として、蓄積された目視点検データ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劣化モデルが発展している。特に、施設の劣化状態が目視点検により離散的健全度で規定されるような劣化過程に関しては、マルコフ連鎖モデル（マルコフ推移確率）の適用が可能である。しかし、目視点検データには様々な不

確実性が介在したり、観測期間に異質性が存在する。このために、点検データに基づいたマルコフ連鎖モデル推計方法に多くの課題が残されていた。マルコフ推移確率の推計は、ハザード解析手法の導入により飛躍的に発展した。中でも、2 つ以上の任意の健全度間における推移状態を表現する多段階指数ハザードモデル（マルコフ劣化ハザードモデル）の開発により<sup>7)</sup>、マルコフ推移確率を推計する一般的な方法論が確立した。マルコフ劣化ハザードモデルでは、劣化速度を定義するハザード率に、構造特性、使用・環境条件の相違を説明変数として内包することが可能である、したがって、種々の条件の相違が劣化過程に及ぼす影響を定量的に評価できる。しかし、考慮することが可能な説明変数は、施設の平均的な劣化特性の差異を表現するような要因に限られ、膨大な数の社会基盤施設それぞれに固有な劣化条件の異質性を説明変数を用いて記述することには限界があった。混合マルコフ劣化ハザードモデル<sup>8)</sup>では、代表的劣化説明変数では記述できないシステム的な要因に基づく劣化速度の変動を異質性パラメータを用いて表現する。

### (1) モデル化の前提条件

カレンダー時刻 $s_0$ を初期時点とする離散的時間軸 $t = 0, 1, 2, \dots$ を考え、離散的時間軸上の点を時点と呼び、カレンダー時刻と区別する。単位時間幅を1に基準化する。施設の健全度を $I$ 個の健全度 $i (i = 1, \dots, I)$ で表現する。 $i$ の値が大きくなるほど、劣化が進展している。時点 $t$ における施設の健全度を状態変数 $g(t) = i (i = 1, \dots, I; t = 0, 1, \dots)$ を用いて表現する。施設の劣化過程がマルコフ連鎖に従うと仮定し、離散時間軸上の単位時間間隔における健全度間の推移確率をマルコフ推移確率を用いて表現する。推移確率は、時点 $t$ における健全度 $g(t) = i$ と与件とし、次の時点 $t + 1$ における健全度 $g(t + 1) = j (j \geq i)$ が生起する条件付確率

$$\text{Prob}[g(t + 1) = j | g(t) = i] = \pi_{i,j} \quad (\text{付 19})$$

によって定義される。なお、微小時間での健全度の推移は1段階である。式(付 19)に示すマルコフ推移確率は所与の2つの時点 $t, t + 1$ の間において生じる健全度間の推移確率を示したものであり、当然のことながら、対象とする点検間隔が異なれば推移確率の値は異なる。補修がない限り常に劣化が進行するので、 $\pi_{i,j} = 0 (i > j)$ が成立する。また、推移確率の定義より $\sum_{j=i}^I \pi_{i,j} = 1$ が成立する。すなわち、マルコフ推移確率に関して、

$$\left. \begin{array}{l} \pi_{i,j} \geq 0 (i, j = 1, \pi_{i,j} = 0 (i > j \text{ のとき})) \\ \sum_{j=i}^I \pi_{i,j} = 1 \end{array} \right\} \quad (\text{付 20})$$

が成立しなければならない。健全度 $I$ は、補修のない限りマルコフ連鎖における吸収状態であり、 $\pi_{i,I} = 1$ が成立する。なお、マルコフ推移確率は過去の劣化履歴には依存しない。マルコフ連鎖モデルでは、健全度が $i - 1$ から $i$ に推移した時点に拘わらず、時点 $t$ から時点 $t + 1$ の間に推移する確率は時点 $t$ における健全度のみ依存するという性質（マルコフ性）を満足する。

### (2) 混合マルコフ劣化ハザードモデルの定式化

分析対象とする社会基盤施設を $K$ 施設グループに分割する。 $K$ 施設グループ $k (k = 1, \dots, K)$ は、合計 $L_k$ の施設で構成されている。施設グループ $k$ に固有なハザード率の異質性を表すパラメータ $\varepsilon^k$ を導入する。このとき、施設グループ $k$ の施設 $l_k (l_k = 1, \dots, L_k)$ の健全度 $i (i = 1, \dots, I - 1)$ のハザード率を、個別ハザード率

$$\lambda_i^{l_k} = \tilde{\lambda}_i^{l_k} \varepsilon^k \quad (\text{付 21})$$

$$(i = 1, \dots, I-1; k = 1, \dots, K; l_k = 1, \dots, L_k)$$

を用いて表す. ここに,  $\tilde{\lambda}_i^{l_k}$  は, 施設グループ  $k$  の施設  $l_k$  が有する健全度  $i$  の平均的なハザード率 (以下, 標準ハザード率) である. 異質性パラメータ  $\varepsilon^k$  は, 施設グループ  $k$  の標準ハザード率  $\tilde{\lambda}_i^{l_k}$  からの乖離の程度を表す確率変数であり,  $\varepsilon^k \geq 0$  が成立すると仮定する. 異質性パラメータ  $\varepsilon^k \geq 1$  であり, かつ  $\varepsilon^k$  の値が大きくなるほど, 当該施設グループ  $k$  に含まれる全ての施設の劣化速度が, 標準ハザード率に対して大きいことを表す. 式(付 21)において, 全ての健全度のハザード率に, 同一の確率変数  $\varepsilon^k$  が含まれることに留意して欲しい. これにより, ある健全度において劣化速度が大きい場合, 他の健全度の劣化速度も相対的に大きくなることを表すことができる. いま, 異質性パラメータ  $\varepsilon^k$  がガンマ分布  $f(\varepsilon^k | \alpha, \eta)$

$$f(\varepsilon^k | \alpha, \eta) = \frac{1}{\eta^\alpha \Gamma(\alpha)} (\varepsilon^k)^{\alpha-1} \exp\left(-\frac{\varepsilon^k}{\eta}\right) \quad (\text{付 22})$$

から抽出された確率標本であると考え. ガンマ分布  $f(\varepsilon^k | \alpha, \eta)$  の平均は  $\alpha\eta$  で, 分散は  $\alpha\eta^2$  である. また,  $\Gamma(\cdot)$  はガンマ関数である. さらに, 平均 1, 分散  $1/\phi$  のガンマ分布の確率密度関数  $\bar{g}(\varepsilon^k | \phi)$  は,

$$\bar{g}(\varepsilon^k | \phi) = \frac{\phi^\phi}{\Gamma(\phi)} (\varepsilon^k)^{\phi-1} \exp(-\phi\varepsilon^k) \quad (\text{付 23})$$

と表される. ここで, 施設グループ  $k$  ( $k = 1, \dots, K$ ) の異質性パラメータ  $\varepsilon^k$  の値を  $\bar{\varepsilon}^k$  に固定する. このとき, 施設グループ  $k$  のある施設  $l_k$  の健全度  $i$  の寿命が  $y_i^{l_k}$  以上となる確率  $\tilde{F}_i(y_i^{l_k})$  は, 式(付 21)に示す指数ハザード率を用いて

$$\tilde{F}_i(y_i^{l_k}) = \exp\left(-\tilde{\lambda}_i^{l_k} \bar{\varepsilon}^k y_i^{l_k}\right) \quad (\text{付 24})$$

と書き換えることができる. さらに, 施設グループ  $k$  の施設  $l_k$  の第 1 回目の点検時刻  $\tau_A^{l_k}$  において健全度が  $i$  と判定され, 次の点検時刻  $\tau_B^{l_k} = \tau_A^{l_k} + z^{l_k}$  においても健全度が  $i$  と判定される確率  $\pi_{i,i}(z^{l_k} | \bar{\varepsilon}^k)$  は,

$$\pi_{i,i}(z^{l_k} | \bar{\varepsilon}^k) = \exp\left(-\tilde{\lambda}_i^{l_k} \bar{\varepsilon}^k z^{l_k}\right) \quad (\text{付 25})$$

となる. また, 点検時刻  $\tau_A^{l_k}$  と  $\tau_B^{l_k} = \tau_A^{l_k} + z^{l_k}$  の間で健全度が  $i$  から  $j$  ( $j > i$ ) に推移するマルコフ推移確率  $\pi_{i,j}(z^{l_k} | \bar{\varepsilon}^k)$  は, 式(付 21)より,

$$\begin{aligned} \pi_{i,j}(z^{l_k} | \bar{\varepsilon}^k) &= \sum_{v=i}^j \prod_{w=i, \neq v}^{j-1} \frac{\tilde{\lambda}_w^{l_k}}{\tilde{\lambda}_w^{l_k} - \tilde{\lambda}_v^{l_k}} \exp\left(-\tilde{\lambda}_i^{l_k} \bar{\varepsilon}^k z^{l_k}\right) \\ &= \sum_{v=i}^j \psi_{i,j}^v(\tilde{\lambda}^{l_k}) \exp\left(-\tilde{\lambda}_i^{l_k} \bar{\varepsilon}^k z^{l_k}\right) \end{aligned} \quad (\text{付 26})$$

$$(i = 1, \dots, I-1; j = i+1, \dots, I; k = 1, \dots, K)$$

と表すことができる. ただし,  $\tilde{\lambda}^{l_k} = (\tilde{\lambda}_1^{l_k}, \dots, \tilde{\lambda}_{I-1}^{l_k})$  である. また,  $\psi_{i,j}^v(\tilde{\lambda}^{l_k})$  は

$$\psi_{i,j}^v(\tilde{\lambda}^{l_k}) = \prod_{w=i, \neq v}^{j-1} \frac{\tilde{\lambda}_w^{l_k}}{\tilde{\lambda}_w^{l_k} - \tilde{\lambda}_v^{l_k}} \quad (\text{付 27})$$

となり, 標準ハザード率のみの関数で表される. また,  $\pi_{i,I}(z^{l_k} | \bar{\varepsilon}^k)$  に関しては,

$$\pi_{i,I}(z^{l_k} | \bar{\varepsilon}^k) = 1 - \sum_{j=i}^{I-1} \pi_{i,j}(z^{l_k} | \bar{\varepsilon}^k) \quad (\text{付 28})$$

と表すことができる. つぎに, パラメータ  $\varepsilon^k$  がガンマ分布, 式(付 24)に従って分布する場合

を考える。まず、健全度*i*の寿命が $y_i^{l_k}$ 以上となる確率は、式(付 26)を用いて

$$\tilde{\pi}_{i,i}(z^{l_k}) = \int_0^\infty \pi_{i,i}(z^{l_k}|\bar{\varepsilon}^k) \bar{g}(\varepsilon^k|\phi) d\varepsilon^k \quad (\text{付 29})$$

と表すことができる。マルコフ推移確率 $\tilde{\pi}_{i,i}(z^{l_k})$ はハザード率の確率分布を考慮した点検間隔 $z^{l_k}$ の平均的なマルコフ推移確率を表している。同様に点検間隔 $z^{l_k}$ の下で健全度*i*から健全度*j*へ推移する平均マルコフ推移確率は、

$$\tilde{\pi}_{i,j}(z^{l_k}) = \int_0^\infty \pi_{i,j}(z^{l_k}|\bar{\varepsilon}^k) \bar{g}(\varepsilon^k|\phi) d\varepsilon^k \quad (\text{付 30})$$

と表される。

### (3) 目視点検データとハザード率

施設グループ*k* ( $k = 1, \dots, K$ )に属する施設 $l_k$  ( $l_k = 1, \dots, L_k$ )に関して2回の目視点検が実施されたと考える。(2)と同様に、目視点検が実施されたカレンダー時刻を $(\tau_A^{l_k}, \tau_B^{l_k})$ と表す。ただし、 $\tau_A^{l_k}$ は第1回の目視点検時刻であり、 $\tau_B^{l_k}$ は第2回目の実施時刻である。施設グループ*k*に含まれる施設 $l_k$ の点検サンプルには、第1回目の目視点検から第2回目の目視点検が実施された時刻までの期間長 $z^{l_k}$ と、これら2回の目視点検で観測された施設の健全度 $\bar{g}(\tau_A^{l_k})$ 、 $\bar{g}(\tau_B^{l_k})$ に関する情報が記載されている。記号「 $\bar{\phantom{x}}$ 」は、実測値であることを意味している。点検時点における健全度に基づいて、ダミー変数 $\bar{\delta}_{i,j}^{l_k}$  ( $i = 1, \dots, I-1, j = i, \dots, I; k = 1, \dots, K; l_k = 1, \dots, L_k$ )を

$$\bar{\delta}_{i,j}^{l_k} = \begin{cases} 1 & \bar{g}(\tau_A^{l_k}) = i, \bar{g}(\tau_B^{l_k}) = j \text{ のとき} \\ 0 & \text{それ以外} \end{cases} \quad (\text{付 31})$$

と定義する。さらに、ダミー変数ベクトルを $\bar{\delta}^{l_k} = (\bar{\delta}_{1,1}^{l_k}, \dots, \bar{\delta}_{I-1,I}^{l_k})$ 、施設の劣化速度に影響を及ぼす施設の構造条件や環境条件を表す特性行ベクトルを $\bar{x}^{l_k} = (\bar{x}_1^{l_k}, \dots, \bar{x}_M^{l_k})$ と表す。ただし、 $\bar{x}_w^{l_k}$  ( $w = 1, \dots, W$ )は施設グループ*k*、施設 $l_k$ の点検サンプルの*m*番目の説明変数に関する期間 $[\tau_A^{l_k}, \tau_B^{l_k}]$ における観測値を表す。また、第1番目の説明変数は定数項に該当する変数であり、恒等的に $x_1^{l_k} = 1$ である。施設グループ*k*に属する施設 $l_k$ の点検サンプルが有する情報を $\theta^{l_k} = (\bar{\delta}^{l_k}, z^{l_k}, \bar{x}^{l_k})$ と表す。また、目視点検データ全体を $\Xi$ と表す。さらに、施設 $l_k$ の点検サンプルの期間 $[\tau_A^{l_k}, \tau_B^{l_k}]$ における劣化過程を個別ハザード率 $\lambda_i^{l_k} = \tilde{\lambda}_i^{l_k} \varepsilon^k$  ( $i = 1, \dots, I-1$ )を用いて表現する。健全度*I*はマルコフ連鎖の吸収状態であり、 $\pi_{I,I} = 1$ が成立するためにハザード率 $\tilde{\lambda}_I^{l_k}$ は必然的に $\tilde{\lambda}_I^{l_k} = 0$ となる。舗装路面の劣化過程を特徴づける標準ハザード率 $\tilde{\lambda}_i^{l_k}$  ( $i = 1, \dots, I-1; k = 1, \dots, K$ )は施設の特性ベクトルに依存して変化すると考え、標準ハザード率 $\tilde{\lambda}_i^{l_k}$ を特性ベクトル $x^{l_k}$ を用いて、

$$\tilde{\lambda}_i^{l_k} = \exp(x^{l_k} \beta_i') \quad (\text{付 32})$$

と表す。ただし、 $\beta_i = (\beta_{i,1}, \dots, \beta_{i,W})$ は未知パラメータ $\beta_{i,w}$  ( $w = 1, \dots, W$ )による行ベクトル、記号「 $'$ 」は転置操作を表す。また、 $x_1^{l_k} = 1$ より、 $\beta_{i,1}$ は定数項を表す。

平均マルコフ推移確率は、施設の特性ベクトル $\bar{x}^{l_k}$ を用いて式(付 32)で表現できる。また、推移確率はデータが観測された検査間隔 $z^{l_k}$ にも依存する。これらのことを明示的に表すため平均マルコフ推移確率 $\bar{\pi}_{i,j}^{l_k}$ を目視点検による実測データ $(z^{l_k}, \bar{x}^{l_k})$ と未知パラメータ $\theta =$

$(\beta_1, \dots, \beta_{I-1}, \phi)$ の関数として $\bar{\pi}_{i,j}^{l_k}(z^{l_k}, \bar{x}^{l_k}|\theta)$ と表す。いま、*K*個の土木施設の劣化現象が互いに独立であると仮定すれば、全検査サンプルの劣化推移パターンの同時生起確率密度を表す尤

度関数は

$$\mathcal{L}(\theta, \Xi) = \prod_{i=1}^{I-1} \prod_{j=i}^I \prod_{k=1}^K \prod_{l_k}^{L_k} \left\{ \bar{\pi}_{i,j}^{l_k}(\bar{z}^{l_k}, \bar{x}^{l_k} | \theta) \right\}^{\delta_{i,j}^{l_k}} \quad (\text{付 33})$$

と定式化できる。ただし、 $\theta = (\beta, \phi)$ である。また、 $\bar{\pi}_{i,j}^{l_k}(\bar{z}^{l_k}, \bar{x}^{l_k} | \theta)$ は、前回の検査時にレーティングが*i*であるという条件の下で、今回のレーティングが*j*となるレーティング推移確率であり、

$$\bar{\pi}_{i,j}^{l_k}(\bar{z}^{l_k}, \bar{x}^{l_k} | \theta) = \frac{\phi^\phi}{\{ \exp(\bar{x}^{l_k} \beta'_i) \bar{z}^{l_k} + \phi \}^\phi} \quad (\text{付 34})$$

$$\bar{\pi}_{i,j}^{l_k}(\bar{z}^{l_k}, \bar{x}^{l_k} | \theta) = \sum_{s=i}^j \frac{\psi_{i,j}^s(\tilde{\lambda}_i^{l_k}) \phi^\phi}{\{ \exp(\bar{x}^{l_k} \beta'_s) \bar{z}^{l_k} + \phi \}^\phi} \quad (\text{付 35})$$

$$(i = 1, \dots, I-1; j = i, \dots, I; l_k = 1, \dots, L_k; k = 1, \dots, K)$$

と表される。ただし、

$$\psi_{i,j}^s(\tilde{\lambda}_i^{l_k}) = \prod_{m=i \neq s}^{j-1} \frac{\exp(\bar{x}^{l_k} \beta'_m)}{\exp(\bar{x}^{l_k} \beta'_m) - \exp(\bar{x}^{l_k} \beta'_s)} \quad (\text{付 36})$$

である。検査データ $\delta_{i,j}^{l_k}, \bar{z}^{l_k}, \bar{x}^{l_k}$ はすべて確定値であり、対数尤度関数は未知パラメータ $\beta, \phi$ の関数である。最尤法では、この尤度関数を最大にするようなパラメータ値 $\hat{\theta} = (\hat{\beta}, \hat{\phi})$ を推定することになる。ここで、尤度関数(付 33)の対数尤度関数

$$\ln \mathcal{L}(\theta, \Xi) = \sum_{i=1}^{I-1} \sum_{j=i}^I \sum_{k=1}^K \sum_{l_k=1}^{L_k} \delta_{i,j}^{l_k} \ln \bar{\pi}_{i,j}^{l_k}(\bar{z}^{l_k}, \bar{x}^{l_k} | \theta) \quad (\text{付 37})$$

を定義する。対数尤度関数(付 37)を最大にするようなパラメータ値 $\theta$ の最尤推定値は

$$\frac{\partial \ln \mathcal{L}(\theta, \Xi)}{\partial \theta_i} = 0, \quad (\text{付 38})$$

$$(i = 1, \dots, (I-1)M + 1)$$

を同時に満足するような $\hat{\theta} = (\hat{\theta}_1, \dots, \hat{\theta}_{(I-1)M+1})$ として与えられる。

#### (4) 異質性パラメータの推定

グループ*k*の検査サンプル $\xi^{l_k} (l_k = 1, \dots, L_k)$ に着目する。検査サンプル $l_k$ の1回目の目視検査によるレーティングを $i(l_k) (l_k = 1, \dots, L_k)$ 、2回目の目視検査の結果を $j(l_k)$ と表す。さらに、パラメータの最尤推定量 $\hat{\theta} = (\hat{\beta}_1, \dots, \hat{\beta}_{I-1}, \hat{\phi})$ を与式とする。この時、異質性パラメータがガン

マ分布 $\bar{g}(\varepsilon | \hat{\phi})$  (式(付 23)を参照) に従い、グループ*k*に属する $L_k$ 個の検査サンプル

$\xi^{l_k} (l_k = 1, \dots, L_k)$ が得られた場合、これら $L_k$ 個の検査サンプルが得られる異質性パラメータ $\varepsilon^k$ に関する同時生起確率密度関数(部分尤度)は、

$$\rho^k(\varepsilon^k | \hat{\theta}, \xi^k) = \left\{ \bar{\pi}_{i(l_k)j(l_k)}^{l_k}(\bar{z}^{l_k}, \bar{x}^{l_k} | \hat{\beta}, \varepsilon^k) \right\}^{\bar{\delta}_{i(l_k)j(l_k)}^{l_k}} \bar{g}(\varepsilon^k | \hat{\phi})$$

$$\propto \prod_{l_k=1}^{L_k} \left\{ \sum_{m=i(l_k)}^{j(l_k)} \psi_{i(l_k)j(l_k)}^m(\hat{\lambda}^{l_k}(\hat{\theta})) \exp(-\hat{\lambda}_m^{l_k}(\hat{\theta}) \varepsilon^k \bar{z}^{l_k}) \right\}^{\bar{\delta}_{i(l_k)j(l_k)}^{l_k}} \left\{ (\varepsilon^k)^{\hat{\phi}-1} \exp(-\hat{\phi} \varepsilon^k) \right\}$$

(付 39)

と表される。ただし、 $\hat{\lambda}^{l_k}(\hat{\theta}) = (\hat{\lambda}_1^{l_k}(\hat{\theta}), \dots, \hat{\lambda}_{l_k-1}^{l_k}(\hat{\theta}))$ であり、標準ハザード率ベクトルである。

ここでは、標準ハザード率 $\hat{\lambda}^{l_k}$ が、パラメータ $\hat{\theta}$ に依存していることを明示的に表現するために $\hat{\lambda}^{l_k}(\hat{\theta})$ と表している。式(付 38)の両辺の対数をとることにより、部分対数尤度関数は、

$$\ln \rho^k(\varepsilon^k | \hat{\theta}, \xi^k)$$

$$\propto \sum_{l_k=1}^{L_k} \bar{\delta}_{i(l_k)j(l_k)}^{l_k} \ln \left\{ \sum_{m=i(l_k)}^{j(l_k)} \psi_{i(l_k)j(l_k)}^m(\hat{\lambda}^{l_k}(\hat{\theta})) \exp(-\hat{\lambda}_m^{l_k}(\hat{\theta}) \varepsilon^k \bar{z}^{l_k}) \right\}$$

$$+ \{(\hat{\phi} - 1) \ln \varepsilon^k - \hat{\phi} \varepsilon^k\}$$

(付 40)

と表せる。したがって、異質性パラメータ $\varepsilon^k (k = 1, \dots, K)$ の条件付き最尤推定量は、条件付対数尤度最大化問題

$$\max_{\varepsilon^k} \{ \ln \rho^k(\varepsilon^k | \hat{\theta}, \xi^k) \}$$

(付 41)

の最適解 $\varepsilon^k$ として求めることができる。以上の方法で求めた異質性パラメータの最尤推定量は、パラメータ $\hat{\theta} = (\hat{\beta}_1, \dots, \hat{\beta}_{l-1}, \hat{\phi})$ を与式として求めた条件付最尤推定量である。このことを明示的に表現するために、問題(付 41)の解を、 $\varepsilon^k(\hat{\theta}) (k = 1, \dots, K)$ と表す。

## 参考文献

- 1) 小林潔司：分権的ライフサイクル費用評価と集計的効率性，土木学会論文集，No.793/IV-68，pp.59-71，2005.
- 2) 小林潔司，上田孝行：インフラストラクチャ・マネジメント研究の課題と展望，土木学会論文集，No.744/IV-61，pp.15-27，2003.
- 3) Lancaster, T.: The Econometric Analysis of Transition Data, Cambridge University Press, 1990.
- 4) Gourieroux, C.: Econometrics of Qualitative Dependent Variables, Cambridge University Press, 2000.
- 5) Tobin, J.: Estimation of relationships for limited dependent variables, *Econometrica*, Vol.26, pp.24-36, 1958.
- 6) Amemiya, T. and Boskin, M.: Regression analysis when the dependent variables is truncated lognormal, with an application to the determination of the duration of welfare dependency, *International Economic Review*, Vol.15, p.485, 1974.
- 7) 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.69-82，2005.
- 8) 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.