

戦略的創造研究推進事業
(社会技術研究開発)
令和3年度研究開発実施報告書

「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」

貝戸 清之

(大阪大学大学院工学研究科, 准教授)

目次

1. 研究開発プロジェクト名	2
2. 研究開発実施の具体的内容	2
2 - 1. 研究開発目標	2
2 - 2. 実施内容・結果	2
2 - 3. 会議等の活動	23
3. 研究開発成果の活用・展開に向けた状況.....エラー! ブックマークが定義されていません。	
4. 研究開発実施体制	25
5. 研究開発実施者	27
6. 研究開発成果の発表・発信状況、アウトリーチ活動など	30
6 - 1. シンポジウム等	30
6 - 2. 社会に向けた情報発信状況、アウトリーチ活動など	30
6 - 3. 論文発表	30
6 - 4. 口頭発表（国際学会発表及び主要な国内学会発表）	31
6 - 5. 新聞／TV報道・投稿、受賞等	31
6 - 6. 知財出願	31

1. 研究開発プロジェクト名

「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」

2. 研究開発実施の具体的内容

2 - 1. 研究開発目標

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の明確化
- ・管理者が保有する点検データに応じた劣化予測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 - 2. 実施内容・結果

(1) スケジュール

研究開発の実施項目	2019年度 (6カ月)	2020年度 (12カ月)	2021年度 (12カ月)	2022年度 (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	←→			

(2) 各実施内容

今年度の到達点①

代表的なインフラ管理者(具体的には、阪神高速道路)を対象に、点検データを取得して、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)が生じた場合に対するサンプル欠損バイアスを考慮した統計的劣化予測を行った。

実施項目①：インフラに対する統計的劣化予測

実施内容

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。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。さらに、研究活動を展開していく中で、橋梁、舗装、下水道など数多くの点検データが本研究プロジェクトに集まってくる。サンプル欠損バイアス問題と中心としながらも、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。

期間：令和3年4月～令和3年12月

実施者：水谷 大二郎(東北大学・助教)

対象：橋梁

今年度の到達点②

従来の劣化予測手法では、補修後の劣化曲線や寿命は、補修前と同様という仮定を設けているが、実務者の経験では補修前後の劣化曲線が異なることはよく知られている。ここでは、補修前と補修後の劣化曲線と寿命の相違を相対的に評価するための手法を開発した。また、従来の劣化予測手法では、補修後は当初想定した健全状態まで健全度が確実に回復するという仮定を設けていた。補修後の健全度回復量を定量的に評価可能な方法論を併せて開発した。

実施項目②：補修効果の事後評価手法の開発

実施内容

昨年度からデータ提供を受けている阪神高速道路を対象として、補修効果が構造物の寿命にもたらす影響(工学的考察)と、補修に伴う費用のトレードオフ問題(経済学的考察)に取り組み、阪神高速道路における最適な補修量を検討するための方法論を開発した。特に、補修効果に関しては、昨年度はある1部材の1補修工法についての検討であったが、他部材や他の補修工法への展開も図っていった。また、中日本高速道路の舗装点検データを入手して、補修工法ごとの健全度の回復量を潜在変数としてモデルに内包することによって、健全度回復量を推定するためのアルゴリズムの開発を実施した。

期間：令和3年4月～令和4年3月

実施者：貝戸 清之(大阪大学・准教授)

対象：橋梁、舗装

今年度の到達点③

インフラに対する補修プロファイリング手法の基礎検討として、インフラの劣化速度の異質性に着目したベンチマーク分析（混合マルコフ劣化ハザードモデル）に基づく劣化プロファイリング手法を開発するとともに、国土交通省近畿地方整備局が保有する実際の橋梁の点検データを用いて提案手法の妥当性を検討した。

実施項目③：補修プロファイリング手法の開発

実施内容

近畿地方整備局管内の橋梁を対象として、その重要部材であるRC床版に対する補修優先順位を決定する問題に、劣化の相対比較が可能なベンチマーク分析手法と、その結果に基づくプロファイリング手法を開発した。これにより、プロファイリング手法の実用化と、実際の政策形成への道筋を検討した。また別途、大阪市の下水道を対象としたコンクリート管渠の更新問題に対しても、プロファイリング手法を適用して、具体的な更新計画を立案することによって実用化への道筋を付けた。

期間：令和3年4月～令和4年3月

実施者：小林 潔司（京都大学・特任教授）

対象：橋梁，下水道

今年度の到達点④

本研究では基本的にインフラに対する維持管理に関する工学的・経済的問題を扱うが、その基幹技術である統計的劣化予測手法およびその結果として導かれる劣化曲線や平均寿命は維持管理以外への活用も考えられる。価値創造フェーズではそのような新しい展開についても検討していった。

実施項目④：評価実施と効果検証

実施内容

インフラの統計的劣化予測手法により劣化過程の不確実性を定量的に評価して、この結果を有機的に用いることにより、インフラの維持管理分野におけるインフラ保険など、新しい事業モデルを提案した。本年度は具体的な事例として地方自治体向けのパラメトリック型保険をインフラの維持管理分野へ適用した際の有効性や妥当性について、実データを用いた検討を行った。

期間：令和3年4月～令和4年3月

実施者：貝戸 清之（大阪大学・准教授）

対象：橋梁，下水道

(3) 成果

【インフラに対する統計的劣化予測】の詳細

(目標) 新しい統計的劣化予測モデルの提案と比較検討の実現

社会基盤施設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、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。

1. 連続時間モデルと離散時間モデル

(1) マルコフ過程

社会基盤施設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、社会基盤施設の劣化過程を表現することを考える。対象とする社会基盤施設は、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 τ 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。 τ_A, τ_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 τ_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

社会基盤施設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-1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 ζ を用いて ζt と表現される実数全体である。図-1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

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。

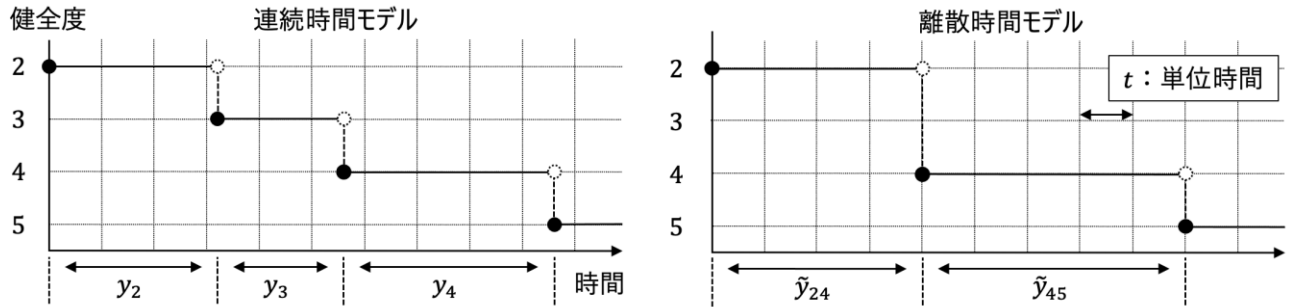


図-1 連続時間モデルと離散時間モデルの概念図

2. 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。社会基盤施設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 τ_A^k 、2回目の点検が実施された時点を τ_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 $i(i \leq I - 1)$ 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。 λ_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 θ_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 θ_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

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

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 ξ^k の点検間隔 z^k が自然数 ζ^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 ζ^k 個の健全度推移の記録に分離することができる。 ζ 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 ξ 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、 ξ^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う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

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

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 ζ 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、その解が推定する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 ξ^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 ζ 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 ξ の点検間隔 z が自然数 ζ を用いて $z = \zeta t$ と表現できるとする。 ζ 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 ζt 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 $\sum_{j=i}^J \pi_{ij} = 1$ 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 ζ 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。

3. 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。実際の目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、元となる目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目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、目視点検は予め定められた時期に実施されるため、収集される目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

社会基盤施設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回分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基盤施設の維持管理者においては、管理下の目視点検データに含まれる目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、保有する目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かのみならず、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。

4. 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-1に元データセットの健全度分布を示す。

表-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-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

(2) 点検間隔が推定結果に及ぼす影響

図-2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

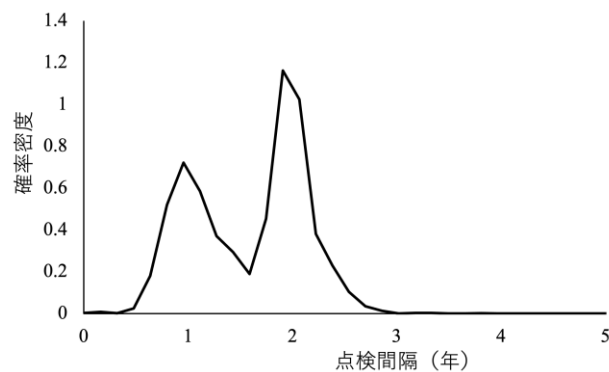


図-2 点検間隔の分布

した。表-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～図-6に示す。(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

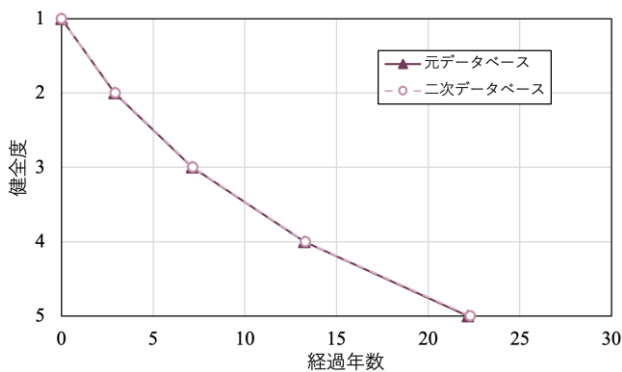


図-3 連続時間モデル：最尤法

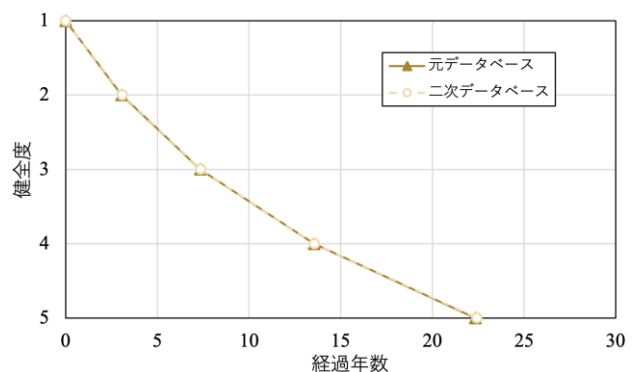


図-4 離散時間モデル：集計的推定手法

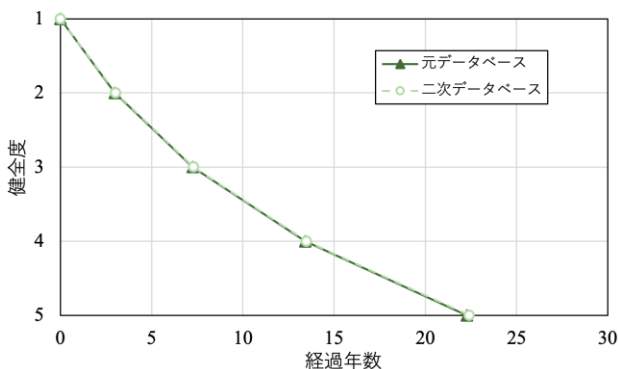


図-5 離散時間モデル：最尤法

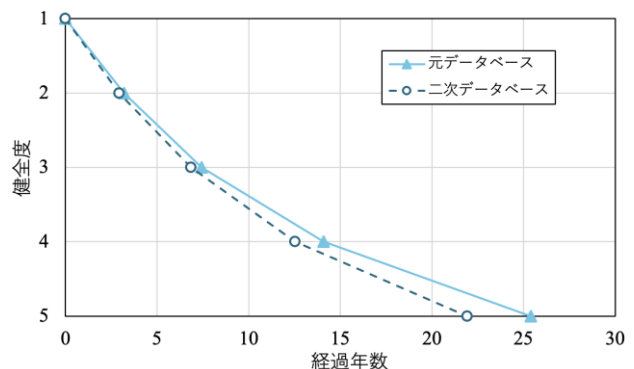


図-6 離散時間モデル：残差平方和最小化手法

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。

【補修効果の事後評価手法の開発】の詳細

(目標) 補修効果の経済的評価手法の提案

本研究の目的は、性質の異なる補修方法の選択に起因するライフサイクルにおける維持更新費用の差を定量的に考察することにある。昨年度までの研究では、予防保全的に実施されている点検時措置によって、劣化の進行が抑制されることが示されており、点検時措置が維持管理において有効であることが判明している。一方で、事後保全的な位置づけで実施される補修方法として本補修が存在する。本補修は点検時措置と異なり、点検後、後日補修計画を立案し実施される。点検時に簡易的に実施できる点検時措置がコストは小さい。しかし、補修効果は本補修の方が大きい。つまり、2つの補修方法は、コストと補修効果の観点からトレードオフの関係にあるといえる。そのため、補修方法の選択に依る維持更新費用の差異を定量的に分析、考察することはより効率的な維持管理を実施していくうえで大きく寄与すると考えられる。

1. 補修過程のモデル化

(1) 補修過程のモデル化の前提

補修政策は、選定された補修工法に基づいた「補修アクション」と「補修費用」の組によって記述される。管理者は、劣化した部材の健全度を回復するために補修工法を選定する。健全度に応じて補修工法を決定するルールを「補修アクション」と呼ぶ。いま、補修アクションベクトル η^ξ を、

$$\eta^\xi = (\eta^\xi(1), \dots, \eta^\xi(M)) \quad (2.1)$$

と表す。ここで補修政策 $\xi \in \Xi$ は各健全度に対して、その時点で実施する補修アクションを指定する一連のルールを表す。また、 Ξ は、適用可能な補修政策の集合を表す。補修政策 ξ を構成する補修アクション $\eta^\xi(j) \in \eta(j)$ は、健全度 j に対して補修を実施し、健全度が $\eta^\xi(j)$ に推移することを意味する。例えば、 $\eta^\xi(j) = j$ は、健全度 j が観測された後に補修を実施し、健全度 j' まで回復するというアクションを表現する。 $\eta(j)$ は健全度 j の部材に対して採用可能な補修アクションの集合を表し、補修アクション集合と呼ぶ。また、補修アクション集合には補修を実施しないというアクションも含まれており、 $\eta^\xi(j) = j$ と表される。いま、時刻 t_r^z において、点検、補修が実施された直後の部材の健全度を状態変数 $\tilde{h}_k(t_r^z)$ を用いて表す。次に時刻 t_{r+1}^z に点検が実施される。点検後（補修アクションが実施される前）の施設状態を $h_k(t_{r+1}^z)$ と表す。次に、補修政策 $\xi \in \Xi$ に従って、補修アクションが実施された後の状態変数は $\tilde{h}_k(t_{r+1}^z) = \eta^\xi(h_k(t_{r+1}^z))$ と表される。このとき部材の劣化補修過程は、1) 時刻 t_r^z の補修後の状態変数ベクトル $\tilde{h}(t_r^z) = \{\tilde{h}_k(t_r^z): k = 1, \dots, K\}$, 2) 時刻 t_{r+1}^z の点検後に観測される状態変数ベクトル $h(t_{r+1}^z) = \{h_k(t_{r+1}^z): k = 1, \dots, K\}$, 3) 時刻 t_{r+1}^z の補修後に定義される状態変数ベクトル $\tilde{h}(t_{r+1}^z) = \{\tilde{h}_k(t_{r+1}^z): k = 1, \dots, K\}$ を用い

て記述できる． つぎに，補修アクション η^ξ に必要となる部材 k の補修費用を費用ベクトル $c^\xi = (c^\xi(1), \dots, c^\xi(M))$ により表す．部材 k の健全度を j から j' ($1 \leq j' \leq j$) へ回復させるための補修費用を $c_j^{j'}$ と表せば， $\eta^\xi(j) = j'$ のとき， $c^\xi(j) = c_j^{j'}$ が成立する．

(2) 劣化補修過程のモデル化

補修政策 $\xi \in \Xi$ に基づく補修アクションの内容は，部材 k の健全度 $h_k(t_{r+1}^z)$ に対して，上述した補修アクションルールによって記述される．いま，点検後の部材 k の状態を $h_k(t_{r+1}^z) = j$ とする．さらに補修政策 ξ を適用することにより補修前後の健全度状態は変化するが，このような損傷状態の推移関係を

$$q_{jj'}^\xi = \begin{cases} 1 & \eta^\xi(j) = j' \\ 0 & \text{それ以外のとき} \end{cases} \quad (j = 1, \dots, M; j' = 1, \dots, j) \quad (2.2)$$

と定義する．上述した推移関係は，実施する補修政策において生じうる推移のときに1を，生じえない推移のときに0を示す．この推移要素を各健全度の組について求めた行列を Q^ξ とすると，

$$Q^\xi = \begin{pmatrix} q_{11}^\xi & q_{12}^\xi & \cdots & q_{1M}^\xi \\ q_{21}^\xi & q_{22}^\xi & \cdots & q_{2M}^\xi \\ \vdots & \vdots & \ddots & \vdots \\ q_{M1}^\xi & q_{M2}^\xi & \cdots & q_{MM}^\xi \end{pmatrix} \quad (2.3)$$

を得る．以上のような，補修政策の下で管理される部材 k の劣化・補修過程を健全度の回復過程の記述に用いることとする．いま，補修政策 ξ と仮定し， $R^{\xi'}$ と表すとすると，

$$R^{\xi'} = \begin{pmatrix} r_{11}^{\xi'} & 0 & \cdots & 0 \\ r_{21}^{\xi'} & r_{22}^{\xi'} & \cdots & 0 \\ \vdots & \vdots & \ddots & \vdots \\ r_{M1}^{\xi'} & r_{M2}^{\xi'} & \cdots & r_{MM}^{\xi'} \end{pmatrix} \quad (2.4)$$

と上三角行列で表される．シミュレーションに用いる回復行列を R^ξ とすると， $Q^\xi, R^{\xi'}$ を用いて次式で与えられる．

$$R^\xi = Q^\xi \odot R^{\xi'} \quad (2.5)$$

なお， \odot はアダマール積を表す．ただし補修基準の健全度を i とすると， $r_{mm}^\xi = 1 (m < i)$ である．部材 k に対する目視点検が z 期ごとに実施されると想定する．このとき基本期間 ($t \leq z$ が成立する．例えば $t = 1$ 期間) のマルコフ推移確率行列を用いて，任意時点 T における健全度分布 $s_k^{T,\xi}$ は，

$$s_k^{T,\xi} = s_k^{0,\xi} \mathbf{P}^{z-1} \{\mathbf{R}^{\mathbf{P}^z}\}^{l-1} \mathbf{R}^{\mathbf{P}^{z+1}} \quad (2.6)$$

と表される．なお， \mathbf{P} はマルコフ推移確率行列であり，添字 k, ξ は省略していることに留意されたい．ここで， $s_k^{T,\xi}$ は補修政策 ξ を採用したとき，時点 $t = T$ における健全度分布を示した行ベクトルである．また，上式中の l は時点 T までの点検回数， τ は最終点検の

実施時点から時点 T までの期間であり、 $T = l \times z + \tau$ が成立する。ただし、初期時点 $t = 0$ において、目視点検と補修が実施されるものとする（なお、この初回目視点検と補修は l にはカウントしない）。

(3) ライフサイクル費用の算出

現在時点における健全度分布 $s_k^{0,\xi}$ 、劣化過程に関する推移確率行列 P_k 、補修政策 ξ 、目視点検・補修の実施間隔 z が決まれば、将来時点 t の健全度分布 $s_k^{t,\xi}$ を求めることができる。さらに、この健全度分布に対し、補修費用を用いることで対象期間におけるライフサイクル費用を算出することができる。 K 個の部材全てに対して補修戦略 $\xi \in \Xi$ 、目視点検・補修の間隔 z を採用した場合を想定する。任意の部材 k に対する現在時点の健全度分布を $s_k^{0,\xi}$ 、劣化過程に関する推移確率行列を P_k とすると、将来時点 t の健全度分布が前節の方法により算出できる。ここで、時点 t において補修が実施される場合に生じる費用に着目する。補修戦略 $\xi \in \Xi$ に基づいて各健全度における補修の実施の有無、補修工法が決まり各健全度における補修費用 $c_k^\xi = (c_1^\xi, \dots, c_j^\xi)$ が決定される。このとき部材 k の時点 t における期待補修費用は、

$$CM_k^{t,\xi} = \delta^{t,z} \odot s_k^{t,\xi} c_k^{\xi T} \quad (2.7)$$

となる。式中 T は転置を表す。また $\delta^{t,z}$ は点検・補修の実施の有無を表すダミー変数であり、

$$\delta^{t,z} = \begin{cases} 1 & \text{点検・補修が実施される場合} \\ 0 & \text{点検・補修が実施されない場合} \end{cases} \quad (2.8)$$

と定義される。いま、 T 期間におけるライフサイクル費用を $LCC^{T,\xi}$ とすると、

$$LCC^{T,\xi} = \sum_{t=0}^T \frac{1}{(1+\rho)^t} \sum_{k=1}^K s_k^\xi \{c_k^\xi\}^T \quad (2.9)$$

により算出できる。なお、本研究では割引率の考慮は行わないため、 $\rho = 1$ である。

2. 実証分析

2.1 データの概要

本研究で提案した手法の有用性を検証するため、提供データを用いて実証分析を行う。分析の対象とする提供データの諸元を表-1に示す。昨年度よりデータ数が増加したため、本研究では材料別にメタル、コンクリート、措置内容別に防錆剤、表面防護法の4種類に分類したうえで推計を実施した。使用する提供データ全体を Ω とし、点検時措置が実施された損傷群を $+\Omega$ 、実施されなかった損傷群を $-\Omega$ とする。阪神高速技術内では損傷の状態の評価を OK, C, B, A, S1, S2 の6段階で行っている。しかし、S1に関してはデータ数の不足、S2に関しては第三者被害が懸念される損傷に対して付けられる評価である点から除外した。また、OK, C, B, A に関してはモデル適用の観点からそれぞれ、1,2,3,4 を対応させた。特性 x としては定数項のみを採用し、 $\beta = T(\beta_1, \beta_2, \beta_3)$ とする。この点に関しては、本来であれば様々な特性を考慮した上で多角的に検討することが求められる。しかし、本研究においては

統計的に有意な特性が存在しなかったこと、および特性を考慮するとその組み合わせによってはサンプル数が極端に少なくなることから、特性として定数項のみを採用した。

表-1 健全度評価基準

阪神高速技術内の評価	健全度	状態
OK	1	健全な状態
C	2	軽微な損傷
B	3	損傷の観察を要する
A	4	対策を要する

(2) シミュレーションを実施しない劣化過程の推定

推定手法はサンプル欠損バイアスを考慮した推定手法を用いた。MCMC法におけるバーンイン回数は $n = 2,000$ 、アルゴリズム回数は $\bar{n} = 12,000$ としてベイズ推計を実施した。その結果、いずれのGeweke検定統計量も絶対値が1.96以下であることから、帰無仮説は棄却されず、MCMCによるサンプリング結果が事後分布からの標本でないとはいえない。マルコフ劣化ハザードモデルにおいては、各健全度の寿命はその健全度のハザード率をパラメータに持つ指数分布に従うため、それぞれの劣化過程の健全度 i の期待寿命 ${}_u\text{RMD}_i$ は、

$$\begin{aligned} {}_u\text{RMD}_i &= \int_0^{\infty} {}_u\zeta_{iu} f_i(u\zeta_i) d_u\zeta_i \\ &= \exp(-{}_u\beta_i) \end{aligned} \quad (3.1)$$

(3) 劣化過程4,6の推定

シミュレーションを用いて劣化過程の推定を行う3.2で推定された劣化過程に基づいて、それぞれ劣化過程4,6の推定を行う。まず、劣化過程3に基づく劣化現象のシミュレーション

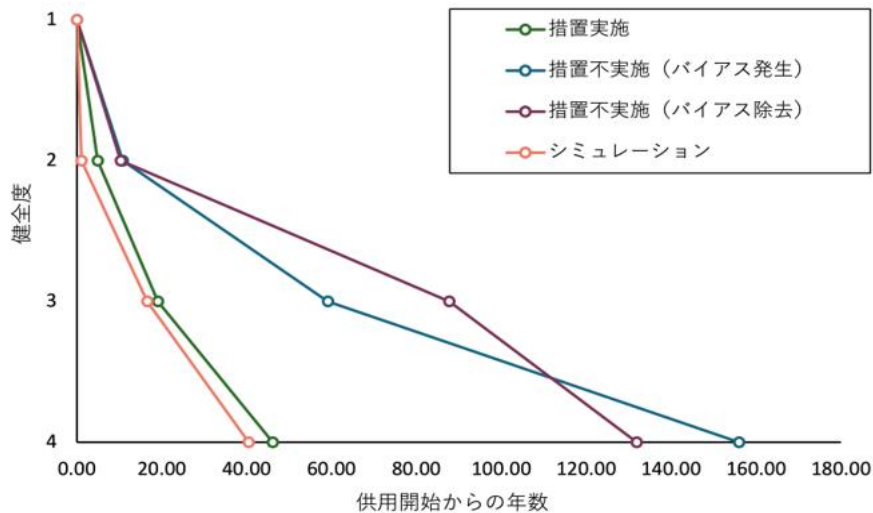


図-1 期待劣化パス：メタル

ンを行う。この劣化過程は $+K+_{-}K$ 個の要素からなる Ω 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、寿命が下側 $100 \times \frac{+K}{+K+_{-}K}$ % 点に相当する劣化過程が $+K$ 個の要素からなる Ω の平均的な劣化過程4に対応すると考える。同様に、劣化過程5に基づく劣化現象のシミュレーションを行う。その上で、この劣化過程は $+K+_{-}K$ 個の要素からなる Ω 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 $100 \times \frac{-K}{+K+_{-}K}$ % 点に相当する劣化過程が、 $-K$ 個の要素からなる Ω の平均的な劣化過程6に対応すると考える。シミュレーションにより得られた各劣化過程の平均的な経時変化を図-1に示す。

(4) LCCの推定結果

同一健全度であっても、点検時措置の対象となる損傷と対象とならない損傷が存在する。そのため、本研究では実際に点検時措置が実施された施設の点検データを基に推移確率を算出することとした。算出できる推移確率は点検時措置の実施対象となる劣化に対応するものとなる。本補修の劣化過程については、本来、本補修が実施された施設の点検データを基に推移確率を算出することが望ましいが、データ数の問題により、点検時措置と同様の推移確率に従うと仮定している。補修は予め設定した健全度に達した施設に対して実施されるものとし、各補修方法、各基準健全度について推計を実施した。本補修を実施した場合の回復マトリクスを表-3に示す。このように本補修が実施された場合、健全度は供用開始時点の健全度へと回復するものと仮定する。また、点検時措置を実施した場合の回復マトリクスを表-2に示す。点検時措置による回復マトリクスは、実績値をもとに点検時措置を実施する直前の健全度毎に相対度数を取ることにより算出している。推計に用いる点検時措置、および本補修に要する費用の単価は実績値より算出し、それぞれ 10,221 (円/損傷), 39,742 (円/損傷) とする。なお、今回は便宜上、簡易補修による費用を本補修の費用として代用している。

表-2 点検時措置による健全度回復の分布

		今回措置前判定			
		1(OK)	2(C)	3(B)	4(A)
前回措置後判定	1(OK)	1	-	-	-
	2(C)	0.446	0.554	-	-
	3(B)	0.433	0.051	0.516	-
	4(A)	0.000	0.002	0.002	0.997

表-3 本補修による健全度回復の分布

		今回措置前判定			
		1(OK)	2(C)	3(B)	4(A)
前回措置後判定	1(OK)	1	-	-	-
	2(C)	1	0	-	-
	3(B)	1	0	0	-
	4(A)	1	0	0	0

以上の条件の下、50年分のシミュレーションを実施した。推計結果を表-4に示す。健全度C以下に劣化した施設に対して補修を実施すると、点検時措置を行う場合は1年、1施設当たり平均3,586円となった。また、本補修を行う場合は平均7,336円となった。よって健全度Cを基準とする場合は、点検時措置を実施する方が望ましいといえる。健全度Bを基準とすると、点検時措置の場合は平均1,890円、本補修の場合は平均2,001円となり、大きな差が見られなかった。そのため、本研究の結果からは交通状況等、コスト面以外の要素から補修方法を選択することが望ましいといえる。健全度Aを基準とすると、点検時措置の場合は5,300円、本補修の場合は757円となった。つまり、健全度Aを基準とする場合は本補修を

表-4 維持更新費用の推定結果

実施健全度	OKからの 到達期待年数	維持更新費用（円/年/損傷）		
		点検時措置		本補修
C	4.90	3,586	<	7,336
B	14.15	1,890	≈	2,001
A	27.11	5,300	>	757

選択する方が望ましいといえる。健全度Aが基準の場合、点検時措置と本補修で大差が生じている。これは表-2に示すように、健全度Aにおいて点検時措置を講じた場合の回復量が小さいことが原因だと考えられる。

点検時措置を行う場合、基準となる健全度に対する維持更新費用は、大きい順から健全度A→C→Bと算出された。そのため点検時措置を行う場合、健全度Bを基準とすることが望ましいといえる。表-5より健全度Bに対して措置実施数を1増加させた場合の効果が大きいことが読み取れる。今回の結果は、表-6の結果と一致していることがわかる。本補修を行う場合、維持更新費用は大きい順から、健全度C→B→Aと算出された。そのため、本補修は健全度Aを基準として実施することが望ましいといえる。

表-5 各健全度ランクの増加率

		健全度			
		OK	C	B	A
実施数変更 健全度	C	0.208	-0.033	-0.158	-0.017
	B	0.202	0.257	-0.389	-0.070

【補修プロファイリング手法の開発】の詳細

（目標）補修・更新区域の抽出手法の提案

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点検を行うことが困難である。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。本研究では、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。

1. はじめに

近年、点検データを活用した統計的劣化予測モデルの開発に伴い、実務におけるアセットマネジメントの実践的研究や試行的導入が進んでいる。そのような中、インフラ管理者によっては、開発途上国における地域格差や民族問題、人的・財政的リソースの制約や埋設構造物を対象とする等の理由により、管理対象とする施設全体に対する悉皆点検が困難な場合も少なくない。一方で、限定的点検状況下であっても、劣化要因になると考えられる構造条件や使用条件、環境条件等の情報が維持管理目的外での情報として利用可能である場合が少なくない。そこで、本研究では、限定的点検状況下にある施設に対して利用可能である場合が多いと考えられる属性情報や地理空間情報を活用したインフラ維持管理手法を提案す

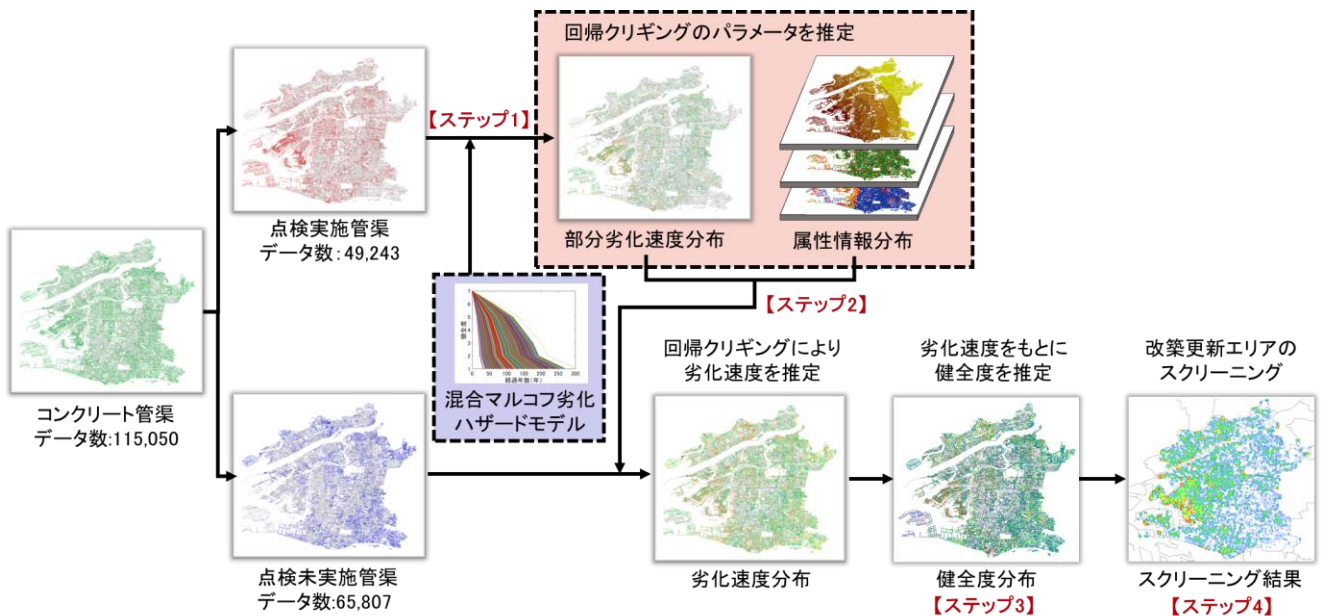


図-1 提案手法の全体概要*)

る。具体的には、地理空間情報を活用したインフラ維持管理手法として大阪市の下水道管渠に対する実証分析を行い、その有用性を分析する。

2. 限定的点検状況下における下水道管渠に対する劣化予測および改築更新エリアの選定

下水道管渠を管理する地方自治体では、人的・財政的リソースの制約や、埋設構造物である等の問題により、管理対象とする管渠全体に対する悉皆点検が困難な場合も少なくない。

*) 国土地理院発行の数値地図（国土基本情報）とESRIジャパンの全国市区町村境界データを使用。

そのため、管渠全体の状態を把握し、維持管理計画を立案するためにも、管理対象管渠全体の劣化状態を予測する手法が必要である。そこで、ここでは点検未実施管渠の劣化予測手法を提案し、分析結果を踏まえた改築更新エリアの選定方法を示すこととする。図-1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している。分析は大きく分けて4つのステップで実施した。はじめに、点検が実施された管渠に対して劣化速度を推定し、その結果と位置情報を紐づけることにより、部分的劣化速度分布を作成した（ステップ1）。次に、周辺管渠間での環境条件の類似性により発生すると考えられる劣化速度の空間的自己相関を考慮した、点検未実施管渠に対する劣化速度の推定を実施した（ステップ2）。具体的には、部分的に推定された劣化速度評価結果と管渠の有する地理空間情報に対して、属性情報および位置情報を考慮可能な空間的内挿手法である回帰クリギングを用いて分析することにより、点検未実施管渠の劣化速度を推定した（図-2）。さらに、図-3(a)に示すように、推定された劣化速度結果をもとに健全度を推定し、位置情報と紐づけることにより健全度分布を作成した（ステップ3）。

分析により推定された健全度情報をもとに維持管理計画を立案する場合、改築更新工事の実情を考慮することが重要である。とりわけ、下水道管渠に対して改築更新が実施される場合、複数の管渠をまとめた改築更新工事が行われる場合が少なくない。そのため、健全性の低い管渠が密集するエリアをスクリーニング（改築更新工事の集約化）することが重要である。そこで、ステップ3までの分析において推定された健全度分布に対して、デュアルカーネル密度推定を適用することにより、健全性の低い管渠が密集するエリアのスクリーニングおよび可視化を実施した（ステップ4）。図-3(b)の右下に着目すると、健全性の低い管渠が密集する該当エリアが赤く呈色しており、改築更新エリアのスクリーニングが適切に行われていることが理解できる。

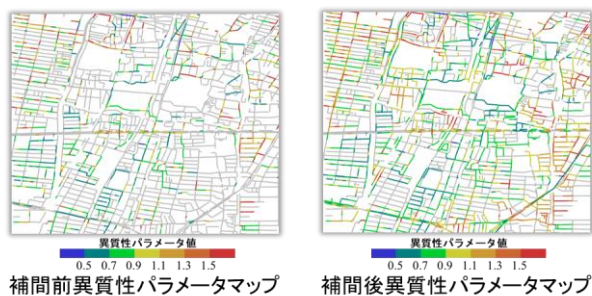


図-2 異質性パラメータの補間結果*)

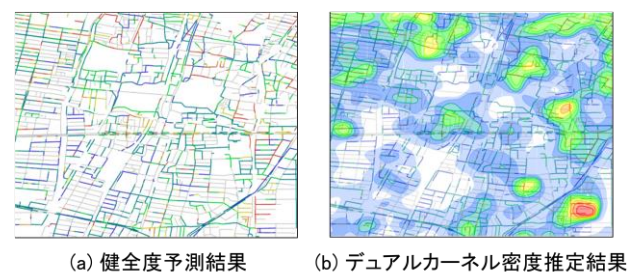


図-3 デュアルカーネル密度推定結果*)

【評価実施と効果検証】の詳細

（目標）新しいインフラ保険の提案

社会基盤施設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、社会基盤施設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、社会基盤施設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

*) 国土地理院発行の数値地図（国土基本情報）とESRIジャパンの全国市区町村境界データを使用。

点から社会基盤施設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

近年、社会基盤施設の老朽化が顕在化しており、継続的な供用のために計画的な維持管理を行わなければならない。また、少子高齢化による税収の減少や福祉の需要の増大により、維持管理にあたっては一層厳しい予算制約が課されることが懸念される。そのため、将来時点における維持更新費用を適切に見積もる必要があるが、社会基盤施設の劣化過程は不確実性を孕むため、維持更新費用の予測にあたっては不確実性を考慮する必要がある。十分な財源を有さない地方自治体では、維持更新費用の不確実性は相対的に重大な問題となり、維持管理の障壁となり得る。また、維持更新費用の予測のためには施設の劣化過程の適切な予測が不可欠であり、劣化予測を実施する技術者や施設に対する点検データの蓄積が求められる。しかし、地方自治体では予算や人員や予算の不足のため、劣化予測に必要なこれらの要素を満足できない可能性がある。以上の点から、地方自治体における社会基盤施設の維持管理にあたっては、将来時点の維持更新費用の不確実性自体のみならず、その不確実性の予測の実施が課題となるといえる。

以上の問題意識の下、本研究では地方自治体によるリスクファイナンスの実践のための方法論について議論する。まず、社会基盤施設の劣化予測における課題として、分析者の技量と不十分な点検データに基づく寿命の過大評価の2点を取り上げ、それぞれを考慮した劣化予測手法を構築する。その上で、将来時点の維持更新費用の不確実性への対応として、パラメトリック型保険の付保によるリスクファイナンスの実施を試みる。

2. 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

本章では、地方自治体が劣化予測を実施する際に生じ得る課題として、分析者の技量の不足を取り上げる。点検データの点検間隔が均一である場合、離散時間モデルを点検データの数え上げ操作により推定する手法が容易であることに着目し、点検間隔が不均一な場合でも適用が可能となるように手法を拡張し、劣化予測手法の選択肢の拡充を図る。

対象とする点検データ $\xi = (\xi^1, \dots, \xi^K)$ は K 個の個別データ $\xi^k (k = 1, \dots, K)$ で構成され、各 ξ^k は時期の異なる2回の点検の記録である。 $\xi^k = (h(\tau_A^k), h(\tau_B^k), z^k)$ と表し、 τ_A^k, τ_B^k は1回目と2回目の点検時点、 $h(\tau_A^k), h(\tau_B^k)$ は各時点での健全度である。 $z^k = \tau_B^k - \tau_A^k$ であり、単位時間 t と $\zeta^k \in \mathbb{N}$ により $z^k = \zeta^k t$ と表現できる。また、 ξ^k に関して、健全度が $h(\tau_A^k)$ から $h(\tau_B^k)$ へ推移するまでに t ごとに経験する健全度の組は複数存在し、それらの組全体の集合を \mathcal{D}^k とする。 $d_{\zeta^k}^k \in \mathcal{D}^k$ に関して、 ζ ($\zeta = 1, \dots, \zeta^k$)回目の推移を $i_{\zeta-1}^k \rightarrow i_{\zeta}^k$ と表すと、 ξ^k は ζ^k 個の個別データ $\xi_{\zeta^k}^k = (i_{\zeta-1}^k, i_{\zeta}^k, t)$ に分割できる。以上より、 K 個の個別データで構成される ξ を $\sum_k \zeta^k$ 個の個別データからなり、かつ点検間隔が t で均一な点検データに再構成できる。 $d_{\zeta^k}^k$ の \mathcal{D}^k からの選び方に関する期待値を考えて数え上げることにより、マルコフ推移確率 $\pi_{ij}(t)$ は

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

$$(1 \leq i \leq j \leq I)$$

と表現できる。式(1)は求めるべきマルコフ推移確率に関する連立方程式であり、Brouwerの不動点定理により解の存在が保証される。

3. 寿命の有限性を考慮した劣化予測モデルの開発

本章では、地方自治体が劣化予測を実施する際に生じ得る課題として、点検データの蓄積の不足を取り上げる。不十分な点検データに基づいて劣化予測を実施した場合、施設の寿命を過大評価する恐れがあるため、寿命の有限性を考慮した劣化予測モデルを開発する。その際、既往の劣化予測モデルの多くがマルコフ劣化ハザードモデルの拡張モデルであることを踏襲する。

マルコフ劣化ハザードモデルは、健全度の寿命の確率変数 X を $\Gamma(1, \theta)$ に従うとして構築されている。 $\Gamma(1, \theta)$ は条件付き確率変数 $X - u \mid X > u$ が X と同分布である無記憶性を示し、平均超過関数 $e(u) = E[X - u \mid X > u]$ が閾値 u に依らず一定値 $E[X]$ となり、常に $e(u) > 0$ である。また、多段階ワイブル劣化ハザードモデルでも $e(u)$ は u に依るものの、 $e(u) > 0$ が成立する。そこで、寿命の確率変数を、ある u_0 が存在して $e(u_0) = 0$ が成立する確率分布に従わせることにより、寿命の有限性を考慮する。本研究では、実数 p, q を用いて

$$e(u) = pu + q \geq 0 \quad (2)$$

と表示される $e(u)$ を採用する。実際、 $p < 0, q > 0$ のとき、 $u_0 = -q/p > 0$ で $e(u_0) = 0$ となる。 $e(u)$ が式(2)で表されるとき、 X は一般化パレート分布 $\text{GPD}(p/(p+1), q/(p+1))$ に従う。以下、 $\xi = p/(p+1), \beta = q/(p+1)$ とおく。 $\xi < 0 (p < 0)$ のとき X の台は $(0, -\beta/\xi]$ となり、寿命の有限性が考慮可能である。また、 $X \sim \text{GPD}(\xi, \beta)$ のとき、ハザード h は

$$h(x) = \frac{1}{\xi x + \beta} \quad (3)$$

であるため、 ξ の絶対値が大きいほど経過時間 x の増加に伴うハザードの増加の程度が大きくなり、劣化速度の経時変化がより鋭敏な劣化過程を表現する。以上から、 $\text{GPD}(\xi, \beta)$ に基づいて構築される劣化予測モデルは、寿命の有限性を考慮可能であるのみならず、 ξ により劣化速度の経時変化の程度を検出可能である。

4. 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

本章では、社会基盤施設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。

上記の付保による維持更新費用の不確実性の低減効果を、**図-1**に示す累積の維持更新費用の推移に基づいて検証する。なお、詳細な設定は論文を参照されたい。まず、収支相当の原則に基づいて保険料が算出されているため、付保の有無に依らず維持更新費用の期待値は一致している。なお、付加保険料は簡単のため無視し、純保険料のみを考察している。30年経過後の正規化された標準偏差（変動係数）は、付保時0.14であり、不付保時0.49であるため、付保により正規化された標準偏差が72%低減した。以上から、付保による維持更新費用の不確実性の低減効果が示され、複数の自治体が加入することにより、劣化過程の不確実性に起因するリスクを時空間的に移転可能であると考えられる。

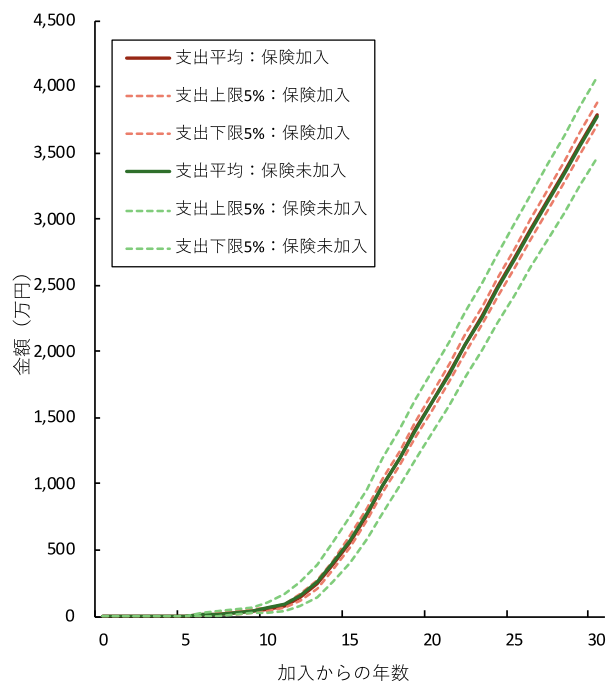


図-1 累積の維持更新費用の推移

5. 結論

本研究では、地方自治体によるリスクファイナンスの実践のための方法論について議論した。各章共通の課題として、各章で提案する技術が未だ独立している点があげられる。ど

のような分析者や点検データが利用可能であり、どのような保険の設計が望ましいかはそれぞれの地方自治体に応じて異なるため、その都度状況を考慮した上で実践しなければならない。

(4) 当該年度の成果の総括・次年度に向けた課題

本年度の研究成果はいずれも土木学会論文集に投稿予定、あるいは投稿済みである。これまでの研究活動が学術的にはある一定の評価を得つつある。すなわち統計的劣化予測モデルによる社会インフラの寿命評価やその結果として余寿命が政策形成のための科学的エビデンスとなり得る可能性を示すことができたと考えている。次年度は、これらの成果を実際の政策形成に落とし込んでいくための方法論を開発していくことが重要である。また、研究成果を対外的にアピールしていくための方策を検討していくことも並行して進める必要がある。

2 - 3. 会議等の活動

年月日	名称	場所	概要
2021/04/07	インフラに対する統計的劣化予測WG	オンライン	開発方針の検討
2021/05/20	補修効果の事後評価手法の開発WG	オンライン	分析データと解析手法の検討
2021/05/27	評価実施と効果検証WG	オンライン	インフラ保険に関する意見交換
2021/06/16	インフラに対する統計的劣化予測WG	オンライン	分析データと解析手法の検討
2021/07/05	補修プロファイリング手法の開発WG	オンライン	分析データと方法論に関する検討
2021/07/07	評価実施と効果検証	オンライン	シミュレーションケースの設定
2021/08/02	インフラに対する統計的劣化予測WG	オンライン	分析データと解析手法の検討
2021/09/09	補修プロファイリング手法の開発WG	オンライン	方法論に関する意見交換
2021/09/30	評価実施と効果検証WG	オンライン	確率フロンティアモデルの実務適用性検討
2021/10/20	インフラに対する統計的劣化予測WG	オンライン	分析結果のアウトプット検討
2021/11/10	評価実施と効果検証WG	オンライン	インフラ保険の分析結果に関する考察
2021/12/20	インフラに対する統計的劣化予測WG	オンライン	論文草稿の確認
2022/1/25	補修プロファイリング	オンライン	橋梁フォルトツリーに関

	手法の開発WG		する議論
2022/2/22	補修プロファイリング 手法の開発WG	オンライン	インフラ補修・更新計画の 立案との整合性検討
2022/3/22	評価実施と効果検証 WG	オンライン	下水道事業評価手法の検 討
2022/3/25	補修プロファイリング 手法の開発WG	オンライン	下水道への適用結果に関 する考察

3. 研究開発成果の活用・展開に向けた状況

国土交通省、西本高速道路、大阪市建設局とは開発してきた方法論とそこから導き出されるエビデンスを用いた政策形成を検討していくことで合意している。学術的な成果を上げることはもちろんのこと、政策形成プロセスに落とし込んでいく検討に軸足を移していく予定である。また、EBPMについて議論する場として、土木学会土木計画学研究委員会内に、「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。この小委員会の中でより多くの意見を収集していくことも考えている。さらに、国土交通省の令和4年度道路政策の質の向上に資する技術研究開発に申請テーマ「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」が採択された。これにより、国土交通省や近畿地方整備局との連携が強化され、EBPMを含めた本研究の実用化が加速されるものと考えられる。

4. 研究開発実施体制

(1) 科学的エビデンス創出グループ（貝戸清之）

大阪大学大学院 工学研究科
京都大学 経営管理大学院
東北大学 災害科学国際研究所
株式会社 パスコ
阪神高速技術 株式会社
株式会社 三菱総合研究所

実施項目①： インフラ管理データの相互比較検証

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、インフラ管理者ごとに保有情報の相違を明らかにする。

実施項目②： インフラに対する統計的劣化予測

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、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（貝戸清之）

大阪大学大学院 工学研究科
京都大学 経営管理大学院

東北大学 災害科学国際研究所

株式会社 パスコ

阪神高速技術 株式会社

株式会社 三菱総合研究所

実施項目①： 補修効果の事後評価手法の開発

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、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。

実施項目②： 補修プロファイリング手法の開発

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、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 (貝戸清之)

大阪大学大学院 工学研究科

京都大学 経営管理大学院

東北大学 災害科学国際研究所

株式会社 パスコ

阪神高速技術 株式会社

株式会社 三菱総合研究所

実施項目①： 評価実施と効果検証

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（今後の課題）を抽出する。

5. 研究開発実施者

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 (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 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	災害科学国際研究所	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 技術革新部	室長
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
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 調査研究第二課	係長
山岸 拓歩	ヤマギシ タクホ	大阪大学大学院	工学研究科 地球総合工学専攻	博士前期課程
石川 大智	イシカワ ダイチ	大阪大学大学院	工学研究科 地球総合工学専攻	博士前期課程
山村 昂也	ヤマムラ タカヤ	大阪大学大学院	工学研究科 地球総合工学専攻	博士前期課程
吉田 伊織	ヨシダ イオリ	大阪大学大学院	工学研究科 地球総合工学専攻	博士前期課程

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 (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 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	災害科学国際研究所	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 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	三菱総研	次世代インフラ事業本部	副主任 研究員
山岸 拓歩	ヤマギシ タクホ	大阪大学大学院	工学研究科 地球総合工学専攻	博士前期課程
石川 大智	イシカワ ダイチ	大阪大学大学院	工学研究科 地球総合工学専攻	博士前期課程
山村 昂也	ヤマムラ タカヤ	大阪大学大学院	工学研究科 地球総合工学専攻	博士前期課程
吉田 伊織	ヨシダ イオリ	大阪大学大学院	工学研究科 地球総合工学専攻	博士前期課程

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 (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 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	災害科学国際研究所	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 技術革新部	室長
宮崎 文平	ミヤザキ ブンペイ	三菱総研	次世代インフラ事業本部	副主任 研究員
山岸 拓歩	ヤマギシ タクホ	大阪大学大学院	工学研究科 地球総合工学専攻	博士前期課程
石川 大智	イシカワ ダイチ	大阪大学大学院	工学研究科 地球総合工学専攻	博士前期課程
山村 昂也	ヤマムラ タカヤ	大阪大学大学院	工学研究科 地球総合工学専攻	博士前期課程
吉田 伊織	ヨシダ イオリ	大阪大学大学院	工学研究科 地球総合工学専攻	博士前期課程

6. 研究開発成果の発表・発信状況、アウトリーチ活動など

6-1. シンポジウム等

なし.

6-2. 社会に向けた情報発信状況、アウトリーチ活動など

(1) 書籍、フリーペーパー、DVD

なし

(2) ウェブメディアの開設・運営

なし

(3) 学会（6-4.参照）以外のシンポジウム等への招聘講演実施等

なし

6-3. 論文発表

(1) 査読付き（ 6 件）

●国内誌（ 6 件）

・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

・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

・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

・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（投稿中）

・小濱健吾，山岸拓歩，橋詰遼太，田山聡，貝戸清之：ハザードモデルを用いた降雨時通行規制基準値の設定方法，土木学会論文集F4（投稿中）

・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F4（投稿中）

●国際誌（ 0 件）

(2) 査読なし（ 2 件）

・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

・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

6-4. 口頭発表（国際学会発表及び主要な国内学会発表）

(1) 招待講演（国内会議 0 件、国際会議 0 件）

(2) 口頭発表（国内会議 5 件、国際会議 0 件）

- ・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
- ・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
- ・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
- ・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
- ・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

(3) ポスター発表（国内会議 0 件、国際会議 0 件）

6-5. 新聞／TV報道・投稿、受賞等

(1) 新聞報道・投稿（ 0 件）

(2) 受賞（ 1 件）

- ・第5回JAAM賞，一般社団法人日本アセットマネジメント協会，2021.11

(3) その他（ 0 件）

6-6. 知財出願

(1) 国内出願（ 0 件）

(2) 海外出願（ 0 件）