

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

山岸 拓歩¹・四方 滉也²・貝戸 清之³

¹非会員 大阪大学大学院 工学研究科 地球総合工学専攻 (〒565-0871 吹田市山田丘 2-1)

E-mail: t.yamagishi@civil.eng.osaka-u.ac.jp

²非会員 大阪大学 工学部 地球総合工学科 (〒565-0871 吹田市山田丘 2-1)

E-mail: k.shikata@civil.eng.osaka-u.ac.jp

³個人正会員 大阪大学准教授 大学院研究工学科 地球総合工学専攻 (〒565-0871 吹田市山田丘 2-1)

E-mail: kaito@ga.eng.osaka-u.ac.jp

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う。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る。

キーワード：統計的劣化予測、連続時間モデル、離散時間モデル、非集計的手法、集計的手法

1. はじめに

道路構造物に対する定期点検の義務化¹⁾や、橋梁の定期点検要領の策定²⁾により、目視点検データの蓄積が加速的に増加している。それに伴い、膨大に蓄積された目視点検データを社会基盤施設の維持管理の意思決定に活用する手段として、統計的劣化予測手法が著しく発展を遂げている。津田ら³⁾によるマルコフ劣化ハザードモデルが代表的手法であり、このモデルを基幹技術として実用化と高度化の両側面において様々な応用的なモデル⁴⁾が提案されている。さらに、竹田ら⁵⁾や武山ら⁶⁾により、推定手法の理解や適用の容易さに特化した手法も提案されている。

対象とする社会基盤施設に対して収集された目視点検データに基づいて統計的劣化予測を実施する際、適用可能であるモデルや推定手法の選択肢は複数存在する。加えて、社会基盤施設の種類や特徴、維持管理の実態によって、目視点検データが有する特徴も多様である。これらの事実を踏まえた上で、採用するモデルや推定手法を

決定することは容易ではなく、選択基準の明確化が求められる。過去にモデルの比較を実施した研究事例として近田ら⁷⁾によるものがあげられる。サンプルデータに基づいて様々なモデルの比較が実施されているが、サンプルデータの作成条件とモデルの前提が類似するモデルを過大に評価する点が課題である。

以上の問題意識の下、本研究では、様々なモデルや推定手法を取り上げた上で、実務上想定される目視点検データが示す特徴を複数検討することで、モデルや手法の選択の基準を与えることを試みる。主に、点検間隔の外れ値の影響や、特定の健全度のデータが得られていない場合、サンプル数が少ない場合を想定する。その際、推定に用いる目視点検データへの過適合を避けるため、議論は推定の安定性を主軸に行う。

以下、2.では本研究の基本的な考え方を述べる。3.では本研究で取り上げる劣化予測モデルの概要を述べる。

4.ではそれらのモデル上で適用される推定手法の概要を述べる。5.では、実際の目視点検データが有する特徴に起因して、様々なモデルや手法に基づく結果が受ける影響について評価する手法について述べる。

2. 本研究の基本的な考え方

(1) 既往研究の概要

複数の劣化予測手法の比較を実施した研究成果はいくつか報告されている。坂口ら⁹⁾は、アスファルト舗装が施されている国道に対して、建設時点あるいは修繕時点からの経過年数とひび割れ率の関係を、最小二乗法による線形近似、二次曲線近似、およびマルコフ過程を仮定した分析を実施した。推定結果に対して目視点検データとの合致性を検証し、推定精度を向上させるデータクリーニング基準に関して考察した。また、将来予測値と観測値の比較を行った。しかし、細かいデータクリーニングを要するため、データ数の減少に留意する必要があること、劣化曲線の作成には正確な修繕履歴が必要となることが述べられている。そして、データに対するオーバーフィッティングの可能性は考慮されていない。

また、玉越ら¹⁰⁾は、国が管理する道路橋の点検を通じて記録された目視点検データに対して、マルコフ劣化ハザードモデル、点検間隔が均一であるデータのみを用いた数え上げによるモデル、およびワイブルハザードモデル¹¹⁾を用いて劣化予測を実施した。推定された各モデルに基づく劣化曲線の比較により、推定結果がモデル選択に大きく依存する指摘がなされた。

さらに、近田ら¹²⁾は、マルコフ劣化ハザードモデル、二乗誤差最小化モデル、点検間隔を平均化して半減期の概念を応用した数え上げによるモデル（以下、竹田モデル）を用いて、作成したサンプルデータに基づく劣化予測を実施した。データ数が豊富である場合はどのモデル、手法に基づいても正確な逆推定が可能であることが確認された。一方、マルコフ劣化ハザードモデルはサンプル数が少ない場合、推定結果に若干のバイアスが生じうること、竹田モデルは複雑な健全度推移に対応できない可能性があることが示された。加えて、サンプルデータの作成条件と適合度が高いモデルが有利になる可能性が示唆されている。

(2) 連続時間モデルと離散時間モデル

本研究では、社会基盤施設の状態を離散的な健全度として評価した目視点検データを扱う。そのような目視点検データに基づく統計的劣化予測手法はこれまでに数多く提案されている。劣化過程の不確実性の考慮の有無で確定的手法と確率的手法に分類できる。さらに、確率的手法のうち、推定手法に応じて非集計的手法と集計的手法に分類できる。非集計的手法とは、個別の社会基盤施設に対する目視点検データからミクロ的に劣化予測する手法を指す。一方、集計的手法とは、管理下の社会基盤施設のすべての目視点検データを集計して何らかの平均

化操作によるマクロ的に劣化予測する手法を指す。

確率的手法は、健全度の推移が確率的に生起すると仮定した手法であり、健全度の推移が生起するタイミングの仮定に応じて連続時間モデルと離散時間モデル上で議論できる。一般に、非集計的手法は連続時間モデル上で、集計的手法は離散時間モデル上で議論される。連続時間モデルは、健全度推移が任意の時点で生起することを認めるモデルであり、生存時間解析の手法を用いて健全度が維持する寿命の確率分布に着目することが想定されている。連続時間モデルの代表的手法であるマルコフ劣化ハザードモデルは、それぞれの健全度の寿命が独立な指数分布に従うとしている。一方、離散時間モデルは、健全度推移が起こりうる時点が離散的な時点に限られているモデルである。マルコフ過程ではマルコフ推移確率行列の積で複数回の状態推移を表現できることに着目し、マルコフ推移確率行列によって劣化過程を直接表現することを想定している。

(3) モデルと推定手法の選択

社会基盤施設に対して収集された目視点検データに基づいて劣化予測を行う際、2.(2)で取り上げたモデルの選択や、そのモデルを推定するための手法の選択が実務上の問題となりうる。

例えば、連続時間モデルの代表的手法であるマルコフ劣化ハザードモデル³⁾は、生存時間解析の手法に基づいてモデル化がされているため数学的な裏付けが強く、その推定手法として提案されている最尤法やベイズ推定法¹³⁾などは結果の統計的検証が可能な手法である。一方で、これらの理解や活用には統計学やアルゴリズムに関する知識が要求されるため、専門的知識を有さない者にとっては技術的な障壁が少なからず存在する。これに対して、離散時間モデルは連続時間モデルに比べてモデル化の仮定が単純であり、その理解が概念的に容易である。その推定手法としては杉崎ら¹⁴⁾による最尤法、点検間隔の不均一性を考慮した数え上げに基づく手法、武山ら⁷⁾による残差平方和の最小化による手法などが提案されている。最尤法は数学的な裏付けがあり、結果の統計的検証が可能である一方で、要求される知識が高度である。それに対し、数え上げによる手法は、目視点検データの点検間隔が均一である場合に自然にマルコフ推移確率を推定する手法を不均一な場合に拡張した手法であり、理解や適用に際して要求される知識は少ない。推定の過程に一定の妥当性は認められるが、結果の統計的検証が不可能である点に課題がある。また、残差平方和の最小化の手法は、マルコフ推移確率の推定手法として直感的ではあるが、推定の過程に数学的な裏付けが乏しく、結果の統計的検証も不可能である。さらに、点検間隔の分布が異質である目視点検データへの対応に課題が残る。

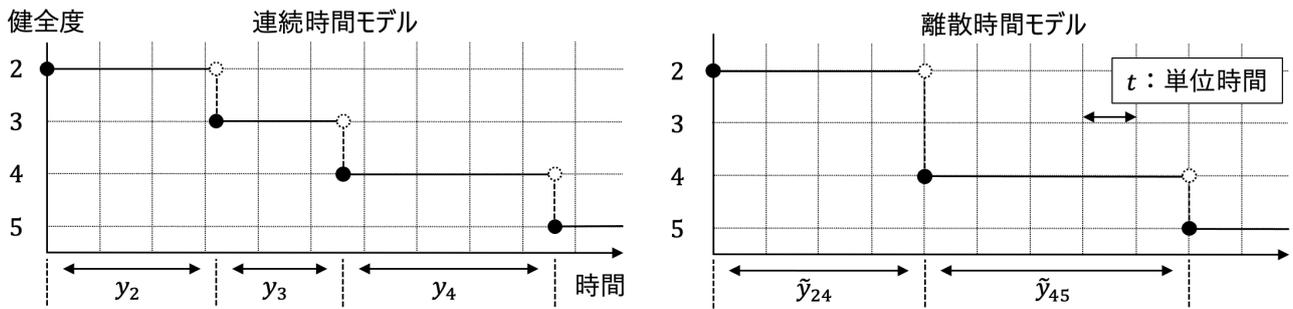


図-1 連続時間モデルと離散時間モデルの概念図

以上のように、それぞれのモデルや手法には利点と欠点が存在し、目視点検データの特徴や劣化予測を実施する実務者の技量に応じて適切な組を選択する必要がある。本稿では、様々なモデルや推定手法をあげたうえで、想定される目視点検データが有する特徴を複数検討することで、モデル及び手法の選択の基準の1つを与えることを試みる。

3. 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。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。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 $\text{argmin}_j \{\tilde{Y}_{ij}\}$ 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。

4. 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 τ_A^k 、2回目の点検が実施された時点 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が、詳細に関しては文献^{3),14)}を参照されたい。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。これは、3(2)において $Y_i \sim \text{EX}(\theta_i)$ とした結果にほかならない。以上の議論を拡張することで、推移確率 $\pi_{ij}(z)$ は、以下の式で表される。

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

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

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 であるとするれば、 $\pi_{ij}(t)$ 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「 $\#$ 」は指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 ξ に再構成できる。これにより、式(7)を拡張して ξ 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

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

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。概要を述べるが、詳細は文献¹³⁾を参照されたい。

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

離散時間モデルの推定手法として、武山らによる手法を取り上げる。概要を述べるが、詳細は文献⁷⁾を参照されたい。

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。

まず、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 $\sum_{j=i}^I \pi_{ij} = 1$ 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。

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

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。

5. 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

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

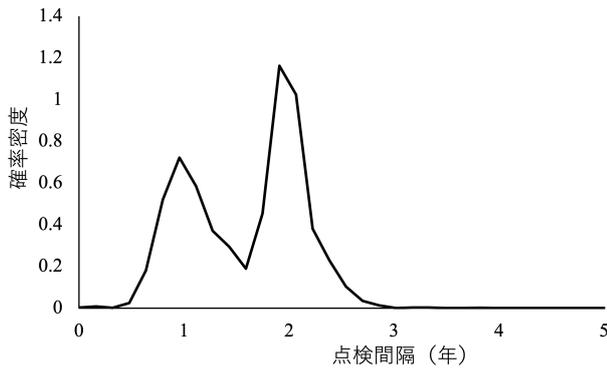


図-2 点検間隔の分布

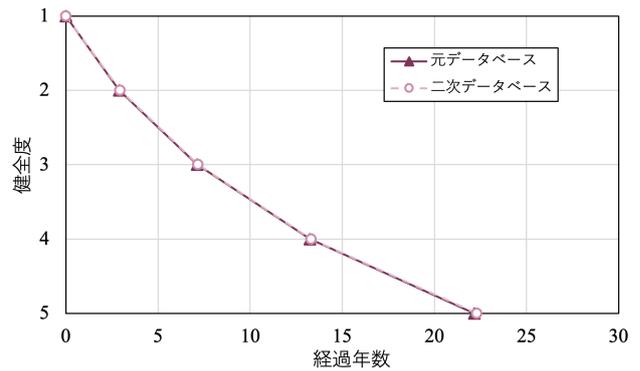


図-3 連続時間モデル：最尤法

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。

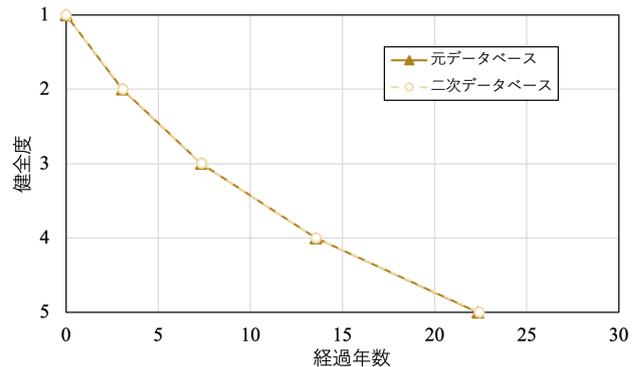


図-4 離散時間モデル：集計的推定手法

6. 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 5. 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。なお、本稿では 5. (2) の観点での比較の結果のみ示し、5. (3) および(4) の観点での比較は研究発表会当日に発表する予定である。

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¹⁹⁾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

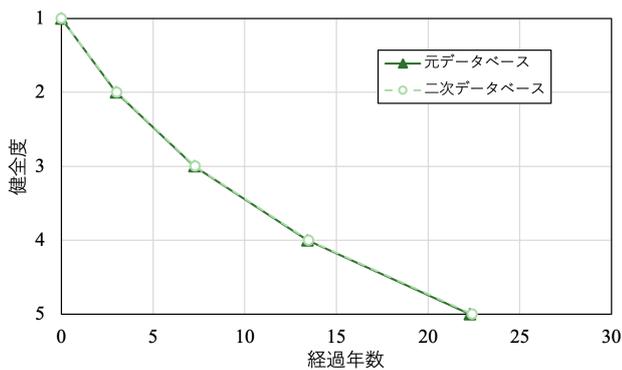


図-5 離散時間モデル：最尤法

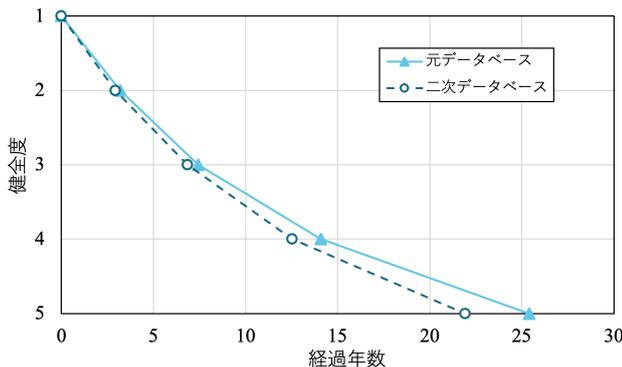


図-6 離散時間モデル：残差平方和最小化手法

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。

(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年)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-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。

4. (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、各点検間隔(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。

7. おわりに

本研究では、様々なモデルや手法を例示した上で、実務上想定される目視点検データが有する特徴を取り上げることで、各モデルや推定手法の適用する際の基準を示した。本稿で取り上げなかった推定結果およびその考察は、研究発表会当日に発表する予定である。

参考文献

- 1) 国土交通省：橋梁定期点検要領, 2014.
- 2) 国土交通省：道路橋定期点検要領, 2014.
- 3) 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.
- 4) 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.
- 5) 水谷大二郎：健全度推移の不連続性を考慮した

- マルコフ推移確率の非集計的手法，土木学会論文集，Vol.74，No.2，pp.125-139，2018.
- 6) 竹田俊明，大島俊之，佐藤誠，三上修一：橋梁点検実測データに基づく橋梁資産劣化予測評価の検討，構造工学論文集，Vol.51A，2005.
 - 7) 武山泰，嶋田洋一，福田正：マルコフ連鎖モデルによるアスファルト舗装の破損評価システム，土木学会論文集，第420号/V-13，pp/135-141，1990.
 - 8) 近田康夫，鈴木慎也，小川福嗣：点検結果に基づく劣化予測のためのマルコフ遷移確率推定方法に関する一考察，構造工学論文集，Vol.61A，pp.70-80，2015.
 - 9) 坂口浩昭，森飛翔，菊地俊明，入江健夫，窪田光作：地域別・条件別の代表箇所に関する舗装劣化曲線の構築と検証，土木学会論文集，Vol.75，No.2，pp.I_9-I_16，2019.
 - 10) 玉越隆史，横井芳輝，石尾真理：全国規模の実測データによる道路橋の劣化特性とその定量的評価，土木学会論文集，Vol.70，No.4，pp.61-72，2014.
 - 11) 青木一也，山本浩司，津田尚胤，小林潔司：多段階ワイブル劣化ハザードモデル，土木学会論文集，No.798，VI-68，pp.125-136，2005.
 - 12) 貝戸清之，小林潔司：マルコフ劣化ハザードモデルのベイズ推定，土木学会論文集 A，Vol.63. No.2，pp.336-355，2007.
 - 13) 杉崎光一，貝戸清之，小林潔司：目視検査周期の不均一性を考慮した統計的劣化予測手法の構築，構造工学論文集，Vol.52A，pp.781-790，2006.
 - 14) 小林潔司，小濱健吾：リスク・アセットマネジメントのための統計数理，電気書院，2019.
 - 15) State of New York, Department of Transportation : *Bridge Inspection Manual*, 1997.