

目視検査データに基づく橋梁部材の劣化予測

株式会社 BMC 杉崎 光一 *1

株式会社 BMC ○貝戸 清之 *2

京都大学大学院 小林 潔司 *3

By Koichi SUGISAKI, Kiyoyuki KAITO, Kiyoshi KOBAYASHI

本研究では、アセットマネジメント問題の根幹であるライフサイクル費用評価において、補修タイミングを合理的に決定するための方法論を提案する。特に、社会基盤施設に対して実施された目視検査データに基づく統計的な劣化予測に着目し、不確実な劣化過程をマルコフ連鎖モデルで表現する。本研究の特徴は、実際の目視検査に存在する検査間隔の不均一性をモデル化で考慮している点、すなわちサンプリング間隔が異なるデータが混在する場合のマルコフ推移確率を集計的に推定する方法を構築している点にある。さらに、ニューヨーク市の橋梁目視検査データを用いてRC床版の平均劣化曲線を算出し、代表的な単純集計法により推定されたマルコフ推移確率との比較等を通して、提案手法の有効性を実証的に検討する。

【キーワード】統計的劣化予測、マルコフ連鎖モデル、目視検査データ

1. はじめに

団塊的に老朽化する社会基盤施設群に対して、予算制約を考慮した効率的な維持管理戦略を求めるアセットマネジメントが着目されている¹⁾。アセットマネジメントでは、まずライフサイクル費用の最小化を達成するような維持管理戦略の決定が重要となる。ライフサイクル費用は社会基盤施設の生涯を通して発生する全費用の集計結果であり、その評価は実質的には補修額と補修タイミングを変数とする費用最小化問題に過ぎない。ライフサイクル費用評価の概念自体は極めて単純であるが、特に補修タイミングの決定は構造部材の劣化予測と直接的に関連するだけに工学的には興味深い課題である。

劣化予測の手法としては、1) 構造部材の力学的劣化メカニズムに基づく物理的手法と、2) 過去の検査データに基づく統計的手法に大別することができる。いずれの手法を用いるかは劣化予測の目的に応じて選択されるが、実用的には、個々の社会基盤施設の具体的な余寿命推定や補修・補強方法の検討といったミクロレベルの意思決定では物理的手法が、また不確実な将来時点における社会基盤施設群

全体の予算管理や維持管理戦略を求めるマクロレベルの意思決定では統計的手法が、採用されることが多い。このうち、本研究では後者の立場から統計的手法による劣化予測を提案する。具体的には、社会基盤施設の劣化の進展をレーティング間の推移として捉え、不確実な劣化過程を条件付確率で表現するために、マルコフ連鎖モデルに着目する。マルコフ連鎖モデルは概念的に受け入れやすく、モデルの汎用性が高いことから、本分野における適用事例も多い。しかし、既往の研究ではマルコフ推移確率を目視検査データの単純集計によって推定するに留まっている。単純集計の問題点は、膨大な社会基盤施設群を対象とする目視検査のように、検査間隔が均一でないデータが混在する場合にはその不均一性の影響を考慮することができない点にある。そこで、本研究では、検査間隔の不均一性を考慮したマルコフ連鎖モデルを提案し、マルコフ推移確率の推定のための方法論を構築する。

以下、2.で検査間隔の不均一性を考慮したマルコフ推移確率の推定方法を提案する。3.では、提案した手法を橋梁の目視検査データに適用して、有効性を実証的に考察する。

*1 経済学修士 株式会社 BMC 043-297-0207

*2 博(工) 株式会社 BMC 043-297-0207

*3 工学研究科都市社会工学専攻 教授 075-753-5071

2. 提案手法の概要

(1) マルコフ推移確率

いま、ある社会基盤施設に対する目視検査の結果が、離散的に J 段階のレーティングで評価されるケースを考える。任意時点で目視検査が実施され、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 τ_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。なお、当該部材は、 $h(\tau_A) = 1$ の時は新設状態であり最も健全性が高く、 $h(\tau_A) = J$ の時は使用限界とする。マルコフ推移確率は、時刻 τ_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、

$$\text{Prob}[h(\tau_B) = j \mid h(\tau_A) = i] = \pi_{ij} \quad (1)$$

と表す。このような推移確率を全てのレーティングの組み合わせに対して算出すると、マルコフ推移行列を次式で得ることができる。

$$\Pi = \begin{pmatrix} \pi_{11} & \cdots & \pi_{1J} \\ \vdots & \ddots & \vdots \\ 0 & \cdots & \pi_{JJ} \end{pmatrix} \quad (2)$$

社会基盤施設に対する劣化過程は、補修や補強が実施されない限り常に劣化が進行するので、 $\forall i$ において $\pi_{ij} = 0$ ($i > j$) が成立する。また、状態 J は最も劣化した状態を表し、補修がない限りマルコフ連鎖における吸収状態となり、 $\pi_{JJ} = 1$ が成立する。

マルコフ推移確率の定義式 (1) は所与の2つの時点 τ_A, τ_B 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るから、対象とする時間間隔が異なれば推移確率の値は異なる。つまり、検査間隔に不均一性が存在する場合には、単純にその影響を無視することはできない。

(2) 検査周期が不均一なマルコフ推移確率

2.(1) で述べた劣化状態の一例を図-1に示す。このとき、時刻 τ_A と時刻 τ_B で実施された目視検査の検査間隔を $2T$ とする。構造物管理者が、全ての社会基盤施設に対して均一の検査間隔で目視検査を

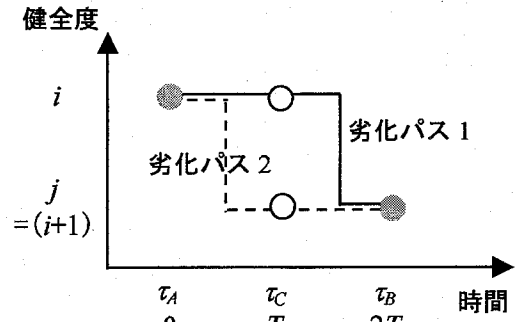


図-1 提案手法の概念

実施できるならば、3.(2) で言及するように目視検査データの単純集計によりマルコフ推移確率を推定することが可能である。しかし、実際の目視検査においては、検査間隔に不均一性が存在する。

本研究ではこの検査間隔の不均一性の問題を次のように解決する。カレンダー時刻 τ_A と τ_B の中間点に新たに時刻 τ_C を設定する。さらに、時間軸 τ とは別に、カレンダー時刻 τ_A を初期時点 $t = 0$ とする時間軸 t を導入する。カレンダー時刻 τ_C は $t = T$ 、 τ_B は $t = 2T$ となる。いま、目視検査の基準間隔を T とすると、図-1の事例は、任意時点 $t = 0$ においてレーティング i であった社会基盤施設が本来の検査間隔 T で検査を行うことができず、 $2T$ で検査を行ったときに健全度が j であったということを示している。この際のマルコフ推移確率を、特に検査間隔 $2T$ を明示的に表現して π_{ij}^{2T} と定義する。ここで、議論を単純化するために、 $j = i + 1$ の場合、すなわちレーティングが $2T$ (2期間) で1段階のみ低下するケースを考える。区間 $0 \sim 2T$ では図-1に示すような2通りの劣化パスのいずれかが選択される。

劣化パス1: $h(0) = i \Rightarrow h(T) = i \Rightarrow h(2T) = j$

劣化パス2: $h(0) = i \Rightarrow h(T) = j \Rightarrow h(2T) = j$

全劣化パスを考慮して、検査間隔 $2T$ の推移確率を間隔 T の推移確率を用いて表現すると、次式を得る。

$$\pi_{ij}^{2T} = (\pi_{ii}^T \pi_{ij}^T + \pi_{ij}^T \pi_{jj}^T) \quad (3)$$

(3) 一般化と推計方法

つぎに、検査間隔が nT で、レーティングが i から j まで低下する場合を一般化しよう。ただし、 $i < j \leq J$ が成立する。マルコフ推移確率 π_{ij}^{nT} を検査間隔 T と $(n-1)T$ のマルコフ推移確率で示すと、

$$\pi_{ij}^{nT} = \pi_{ii}^T \pi_{ij}^{(n-1)T} + \pi_{i+1}^T \pi_{i+1j}^{(n-1)T} +$$

$$\begin{aligned} & \dots + \pi_{ij-1}^T \pi_{j-1j}^{(n-1)T} + \pi_{ij}^T \pi_{jj}^{(n-1)T} \\ &= \sum_{k_1=i}^j \pi_{ik_1}^T \pi_{k_1j}^{(n-1)T} \end{aligned} \quad (4)$$

が成立する。さらに、上式中の $\pi_{k_1j}^{(n-1)T}$ を検査間隔 T と $(n-2)T$ のマルコフ推移確率を用いて表現し、逐次再帰的に展開すると、 $n \geq 3$ に対して最終的に、

$$\begin{aligned} \pi_{ij}^{nT} &= \sum_{k_1=i}^j \pi_{ik_1}^T \sum_{k_2=k_1}^j \pi_{k_1k_2}^T \pi_{k_2j}^{(n-2)T} \\ &= \sum_{k_1=i}^j \pi_{ik_1}^T \dots \sum_{k_{n-1}=k_{n-2}}^j \pi_{k_{n-2}k_{n-1}}^T \pi_{k_{n-1}j}^T \end{aligned} \quad (5)$$

$$(i \leq k_1 \leq k_2 \leq \dots \leq k_{n-1} \leq j)$$

を得る。ただし、 $n=2$ のときは次式となる。

$$\pi_{ij}^{2T} = \sum_{k_1=i}^j \pi_{ik_1}^T \pi_{k_1j}^T \quad (6)$$

以上により検査間隔に不均一性が存在する場合のマルコフ推移確率を一般化することができる。しかし、上式のマルコフ推移確率は単純集計で算出することができないために、ここでは最尤法を利用して推移確率を推定する。尤度関数を目視検査データの同時生起確率で表せば、対数尤度は次式で与えることができる。

$$\begin{aligned} \ln L &= \ln \prod_{n=1}^N \prod_{i=1}^J \prod_{j=i}^J (\pi_{ij}^{nT})^{m_{ij}^n} \\ &= \sum_{n=1}^N \sum_{i=1}^J \sum_{j=i}^J m_{ij}^n \cdot \pi_{ij}^{nT} \end{aligned} \quad (7)$$

ただし、 m_{ij}^n は、検査間隔 n で状態 i から状態 j へ推移したサンプル数である。対数尤度関数を最大化するとき以下の条件を満たす。

$$\frac{\partial \ln L}{\partial \pi_{ij}^T} = 0 \quad (8)$$

この関係を用いて連立方程式を立て、収束計算によりマルコフ推移確率を算出する。

3. 目視検査データを用いた実証的検証

(1) 目視検査データ概要

検証に用いるデータは、NY市が管理する橋梁に対して実施された9年間(1992~2000年)の目視検

表-1 床版の検査間隔ごとの目視判定データ合計

検査間隔	サンプル数
1	14,030
2	18,312
3	479
合計	32,821

査データである。NY市では、橋梁の各部材はそれぞれ1~7の整数値で健全度がレーティング評価される。7は新設状態を表し、劣化の進行に応じてレーティングが低下し、重要部材では2が使用限界となっている。なお、以降の解析ではこれまでの説明と整合性を取るために、新設状態を1とし、最も劣化が進行した状態を7として扱う。

本研究では、橋梁の部材のうちでも最重要部材として位置づけられているRC床版の目視検査データを用いた。サンプル数は合計で32,821であった。これらを検査間隔ごとに整理した結果を表-1に示す。

(2) RC床版の劣化予測

提案手法によってRC床版のマルコフ推移確率と劣化の期待パスを算出する。基準間隔は $T=1$ である。さらに、1期間でのレーティングの低下は2段階までという制約を設ける。特にレーティングの低下に制限を設けた理由は、アセットマネジメントでは通常の劣化問題を対象とするためである。この条件の下、マルコフ推移確率は式(5)に基づいて、

$$\pi_{ij}^{3T} = \sum_{k_1=i}^{i+2} \pi_{ik_1}^T \sum_{k_2=k_1}^{i+2} \pi_{k_1k_2}^T \pi_{k_2i+2}^T \quad (9)$$

と表すことができる。式(8)に従って、対数尤度関数を求める。対数尤度を各未知変数で偏微分して得られた最適化条件は非線形連立方程式になる。この非線形連立方程式をニュートン法を中心とする数値計算により解くと、マルコフ推移確率を推定することができる。推定結果を表-2に示す。

つぎに、推定されたマルコフ推移確率からRC床版の期待劣化パスを算出する。レーティング i から $i+1$ へ到達するまでの期待寿命 $E[\overline{RMD}_i]$ は、マルコフ推移確率を用いて、

$$\begin{aligned} E[\overline{RMD}_i] &= T \cdot \pi_{ij}^T + \sum_{l=1}^{\infty} \sum_{m=i}^{J-1} (lT + T) \cdot \pi_{im}^{lT} \pi_{mj}^T \\ &\quad - \sum_{m=i+1}^{J-1} E[\overline{RMD}_m] \end{aligned} \quad (10)$$

表-2 提案手法によるマルコフ推移確率の推定結果							
健全度	1	2	3	4	5	6	7
1	0.713	0.281	0.006	0	0	0	0
2	0	0.793	0.189	0.018	0	0	0
3	0	0	0.852	0.142	0.006	0	0
4	0	0	0	0.893	0.101	0.006	0
5	0	0	0	0	0.917	0.063	0.020
6	0	0	0	0	0	0.919	0.081
7	0	0	0	0	0	0	1.000

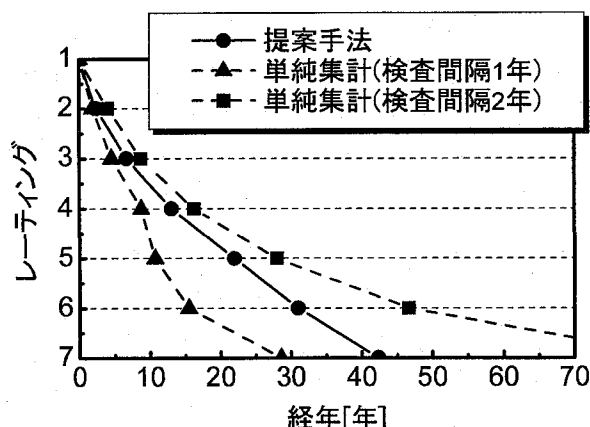


図-2 劣化予測結果(RC床版の期待劣化パス)

と定義できる。ただし、 $\pi_{ij}^{(lT)}$ は推定したマルコフ推移確率行列 $\Pi^{(T)}$ を l 乗することにより求めた lT 期間の推移確率を示す。上式の右辺第1項、第2項の和は i から J に至る期待経過年数を表す。また、第3項は $i+1$ から $J-1$ までのレーティング期待寿命 RMD_i の和であり、 $i+1$ から J に至る期待経過年数を意味する。したがって、RC床版がレーティング1に達するまでの平均寿命は、次式となる。

$$E[RMD] = \sum_{i=1}^{7-1} E[RMD_i] \quad (11)$$

これにより算出した期待パスを図-2に示す。RC床版は新設状態である1から使用限界である7に平均で42年程度で達する。

また、比較のために、既存の代表的な手法である単純集計によってマルコフ推移確率の算出を試みる。この場合には検査間隔が異なるレーティングを単純に集計できないので、検査間隔1年と2年のデータに分類して、それぞれマルコフ推移確率を算出することとする。検査間隔 T の目視検査データから単純集計により算出されるマルコフ推移確率は、

$$\pi_{ij}^n = \frac{m_{ij}^T}{\sum_{j=i}^J m_{ij}^T} \quad (12)$$

で与えることができる。ただし、 m_{ij}^T は検査期間 T で状態 i から状態 j に推移する目視検査データ数である。目視検査間隔が1年と2年のデータを用いて算出した期待パスを図-2に併せて示す。通常、斉時マルコフ過程では $\Pi^{(nT)} = \{\Pi^{(T)}\}^n$ が成立するので、両者の期待パスは一致しなければならない。しかし、今回のケースでは両者の期待パスは明らかに異なる経路を通る。これは、目視検査の間隔がランダムに決定されるのではなく、橋梁の劣化状態や進行度等の物理的要因を勘案した上で決定されるためである。したがって、検査間隔の不均一性を考慮してマルコフ推移確率を推定しなければ、マルコフ連鎖モデルによって劣化予測を行うことが困難であると言えよう。一方、提案手法による結果は、1年間隔と2年間隔の単純集計結果の期待寿命の範囲内にあり、有効性を実証的に確認することができる。

4. まとめ

社会基盤施設に対する目視検査のように、検査間隔に不均一性が存在するサンプルが混在する場合のマルコフ推移確率を一般化し、最尤法による推定方法を構築した。NY市が管理する橋梁のRC床版に対する目視検査データを用い、一般的な単純集計法との比較による実証から、本提案手法の妥当性を示した。本研究を遂行するに際して、NY市交通局 Bojidar Yanev 博士からは、目視検査データを提供して頂いた。ここに記して感謝の意を表する。

【参考文献】

- 1) 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.
- 2) State of New York, Department of Transportation: Bridge Inspection Manual, 1997.