

## 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

Statistical Deterioration Prediction Considering Nonuniformity of Visual Inspection Cycle

杉崎光一\*, 貝戸清之\*\*, 小林潔司\*\*\*

Koichi SUGISAKI, Kiyoyuki KAITO, Kiyoshi KOBAYASHI

\*経済学修士 株式会社BMC (〒261-7125 千葉県美浜区中瀬 2-6 WBG マリブウエスト 25 階)

\*\*博(工) 株式会社BMC (〒261-7125 千葉県美浜区中瀬 2-6 WBG マリブウエスト 25 階)

\*\*\*工博 京都大学大学院 工学研究科都市社会工学専攻 (〒606-8501 京都市左京区吉田本町)

This study addresses a methodology for determining the timing of repairs in life cycle cost analysis, which is an essential part of asset management issues. In particular, this study focuses on statistical deterioration prediction based on visual inspection data conducted at infrastructures, and describes uncertain deterioration processes with the Markov Chain Model. The characteristic of the proposed method is that it uses modeling to take into account the random intervals of inspection cycles in actual visual inspection; namely, that it establishes a method for estimating Markov transition probability in cases where data with different sampling intervals are mixed. In addition, the average deterioration curve of RC slabs is obtained using the visual inspection data of bridges in New York City, and the result is compared with the Markov transition probability estimated by a representative simple accumulation method, in order to empirically verify the validity of the proposed method.

*Key Words: Statistical Deterioration Prediction, Markov Chain Model, Visual Inspection Data*

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<sup>1)2)</sup>。アセットマネジメントにおいては、まずは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ての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寿命推定や補修・補強方法の検討といったマイ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、本研究では後者に着目する。

過去の検査データを利用した統計的手法を構築する上で、どの検査データを用いるかの判断は極めて重要である。実際に、検査の効率化や定量化を目的として各種の非破壊検査技術<sup>3)</sup>やモニタリング技術等<sup>4)</sup>の開発が近年急速に進展している。しかしながら、これまでの実績や蓄積された情報量、検査の簡便性や迅速性を考慮すると、今後も目視検査が主体となることは想像に難くない。また、全ての構造物管理者では目視検査の実施が義務付けられており、目視検査の結果はレーティングとして記録されている。

以上を踏まえ、本研究は、実検査データとして、目視検査データを用いた統計的劣化予測手法の構築を目的とする。特に、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<sup>5)6)</sup>ではマルコフ推移確率を仮想的に与えている場合がほとんどで、一部実データへの適用を試みている事例においてもマルコフ推移確率が目視検査データの単純集計によって推定されるに留まっている。単純集計法の問題点は、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

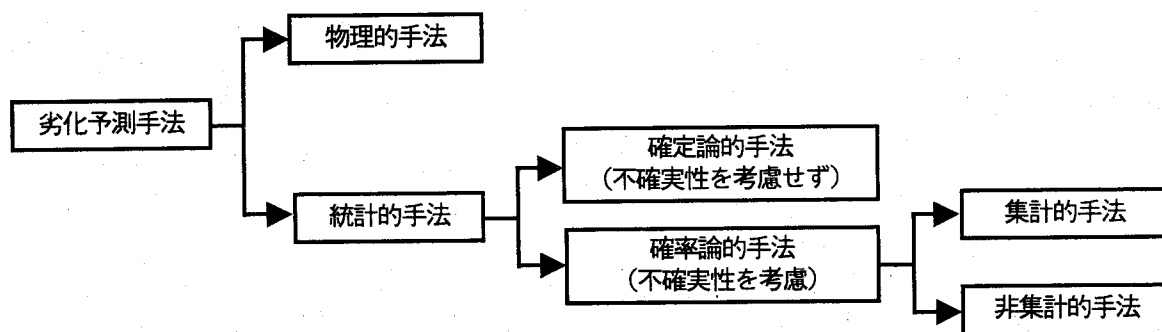


図-1 統計的劣化予測手法の体系

間隔（データのサンプリング間隔）が均一でないデータが混在する場合には、不均一性の影響を考慮してマルコフ推移確率を推定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.で既往の研究のレビューを通して本研究の位置づけを明確にする。3.で検査間隔の不均一性を考慮したマルコフ連鎖モデルを構築して、マルコフ推移確率の推定方法を提案する。4.では、提案した手法を橋梁の目視検査データに適用して、本研究の有効性を実証的に考察する。

## 2. 本研究の基本的な考え方

### 2.1 目視検査データと劣化予測

社会基盤施設に対する非破壊検査技術<sup>3)</sup>、定量的診断技術や各種センサーを用いたモニタリング技術<sup>4)</sup>の開発が盛んに行われている。しかしながら、とりわけ橋梁のような大型構造物では、検査の簡便さ、迅速性および費用面から、一次検査においては目視が主体的な役割を果たしている。目視検査の結果は、構造物管理者により評価基準は異なるものの、一般的には数値やアルファベット等を用いたレーティングによって評価される。前述したモニタリング技術等の急速な発展の背景には、少子高齢化による人材不足を見越した効率的な維持管理体制の構築や、定性的判断・評価から定量的判断・評価への移行を目指した動きがあるものと推察されるが、社会基盤施設に対する検査は今後も当面は目視が主体となることが予想できる。

一方、構造部材の劣化予測手法に関する研究は数多く蓄積されてきたが、実用段階まで到達した研究はわずかである。これは劣化予測が手法論の構築に偏重し過ぎ、劣化予測に必要な情報と実務で獲得できる情報との間に大きな乖離が存在したためと考えられる。劣化予測に必要な情報を獲得するために、検査の枠組みそのものが見直されることがないならば、現状の検査体制を踏襲した上で、そこから獲得される情報に基づいた劣化予測手法を構築することが肝要である。そのためにも目視検査データの活用は有効な手段であり、これまでに蓄積された情報量の観点から

も他の検査手法と比較して一日の長がある。また、目視検査データが劣化予測に直接的に反映され、それがライフサイクル費用評価や長期維持管理計画の立案に貢献するアセットマネジメントのプロセスが明確になってくると、目視検査が構造物の変状・損傷捜しの手段から、アセットマネジメントの根幹情報収集の手段へと進化するものと期待できる。

なお、本研究では、社会基盤施設群に対する目視検査結果のレーティング評価手法が確立され、十分な情報の蓄積があることを前提として議論を進めていく。

### 2.2 統計的劣化予測手法

目視検査データに基づく統計的劣化予測手法は数多く提案されているが、体系化すると図-1の通りに分類することができる。すなわち、劣化過程の不確実性に対する考慮の有無、さらには推定方法が集計的であるか、非集計的であるか、である。ここで、集計的手法とは社会基盤施設群の全ての目視検査データを集計して何らかの平均化操作によりマクロ的な劣化を予測する手法を指す。一方、非集計的手法は、個々の社会基盤施設に対する目視検査データのみを用い、個々の特性を反映したミクロ的な劣化を予測する手法である。

不確実性を考慮しない確定論的手法の事例としては、Yanev, B.<sup>9)</sup>、貝戸ら<sup>10)</sup>の研究がある。Yanev, B.<sup>9)</sup>は、ニューヨーク市（以下、NY市と略記）の橋梁に対する目視検査データ（7段階のレーティング評価）から橋梁の劣化曲線を算出した。しかし、同時に、本手法では橋梁の過去における完全な検査履歴を把握していなければ、劣化予測結果が実際の劣化よりも緩やかになってしまうことも示した。この適用限界に関しては、その他の文献においても同様の報告がなされている<sup>11)</sup>。一方、貝戸ら<sup>10)</sup>は同一橋梁に対する2回の目視検査データから得られる劣化速度に着目して、橋梁の平均劣化曲線を算出する手法を提案している。この方法の利点は過去の検査履歴が不明な場合であっても2回の目視検査データが得られていれば、前述の適用限界を克服した劣化予測が可能なる点にある。

不確実性を考慮した確率論的手法ではマルコフ連鎖モデルを用いたものが代表的である。マルコフ推移確率の集計的推定手法としては、小牟禮ら<sup>5)</sup>、内山ら<sup>7)</sup>、保田ら<sup>8)</sup>

の研究がある。しかし、著者らが指摘する検査間隔の不均一性については考慮されておらず、暗に検査間隔が一定という前提で集計操作を行っている。一方、非集計的手法としては、津田ら<sup>12)</sup>の研究がある。津田らは、劣化過程を多段階の指数ハザードモデルで表現し、マルコフ推移確率を推定する方法を提案している。この手法の利点は、部材固有の特性や環境条件を考慮した劣化曲線を算出できる点にある。また、著者らの知る限り、検査間隔の不均一性の問題について言及した研究でもある。しかしながら、本手法の実用上の課題として、予測精度を確保するためには十分なデータ蓄積が必要となることを津田らは指摘している。さらに、本研究で対象とするような社会基盤施設全体のマクロ的な劣化を予測するためには、最終的に集計操作を行う必要が生じてくる。以上を考慮して、本研究では、推定精度では指数ハザードモデルによる非集計的手法に劣るものの、実用性が高く、かつ概念的に理解し易い集計的手法に着目し、検査間隔の不均一性の解決を試みる。

### 2.3 マルコフ推移確率

社会基盤施設の劣化過程は不確実であり、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。このような場合には、2つの時点間における健全度の不確実な推移状態をマルコフ推移確率で表現することが多い。本研究の目的は、次章で述べる通り検査間隔が不均一な場合の目視検査データを用いてマルコフ推移確率を算出することにあるが、ここでは議論を単純化するために、まずは検査間隔が均一な場合を例に取り、目視検査データに基づくマルコフ推移確率を定義する。

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  $\tau_A$  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。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  $\tau_A$  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次式で定義される。

$$\Pr[h(\tau_B)=j | h(\tau_A)=i] = \pi_{ij} \quad (1)$$

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、マルコフ推移確率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を考えると、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、推移確率の定義より

$\sum_{j=1}^J \pi_{ij} = 1$  が成立する。すなわち、マルコフ推移確率に関して、

$$\left. \begin{aligned} 0 \leq \pi_{ij} \leq 1 \quad (\forall i, j | i > j) \\ \pi_{ij} = 0 \quad (i > j) \\ \sum_{j=1}^J \pi_{ij} = 1 \quad (\forall i) \end{aligned} \right\} \quad (3)$$

が成立しなければならない。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る。つまり、 $\pi_{JJ}=1$  が成立する。

以上のようにマルコフ連鎖モデルは概念的に理解し易く、目視検査を通じた健全度のレーティングを直接モデルに反映できることから、マクロレベルでのアセットマネジメント戦略を検討する場合に有効なツールとなる。しかし、上で述べたようにマルコフ推移確率の定義式(1)は所与の2つの時点  $\tau_A$ 、 $\tau_B$  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、当然のことなが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。

## 3. 検査間隔が不均一な場合のマルコフ推移確率の推計

### 3.1 提案手法の概説

2.3 で述べた劣化状態の一例を図-2 に示す。このとき、時刻  $\tau_A$  と時刻  $\tau_B$  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、管理するその他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実施することが可能であるならば、4.2 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できる。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。例えば、2年に一度の目視検査が義務付けられている場合であっても、何らかの理由により、1年間隔や3年間隔のデータが存在する場合である。また、検査基準等の改定により検査間隔が短縮・延長される場合も想定できよう。このような条件の下で、マルコフ推移確率を算定するために従来実施されてきた単純集計法を適用しようとする、検査周期の不均一性を無視するか、最もサンプル数の多い検査間隔を基準検査間隔としてそれ以外の目視検査データを除外するか、のいずれかを採用せざるを得ない。

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。再び、図-2 の事例を取り上げる。カレンダー時刻  $\tau_A$  と時刻  $\tau_B$  の中間点に新たに時刻  $\tau_C$  を設定する。さらに、時間軸  $\tau$  とは別に、カレンダー時刻  $\tau_A$  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  $\tau_C$  は  $t=T$ 、 $\tau_B$  は  $t=2T$  となる。いま、目視検査の基準間隔を  $T$  とすると、図-2 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、検査間隔  $2T$  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

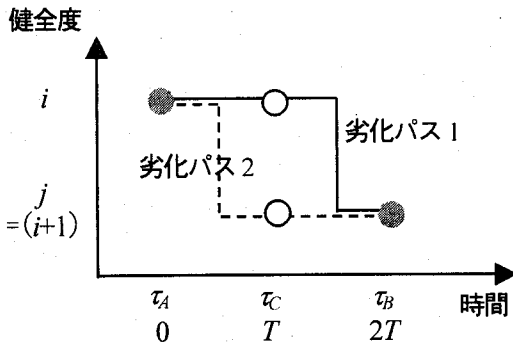


図-2 提案手法の概念

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  $\pi_{ij}^{2T}$  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よう。区間  $0 \sim 2T$  では図-2 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:  $h(0)=i \Rightarrow h(T)=j \Rightarrow h(2T)=j$

全ての劣化パスを考慮して、検査間隔  $2T$  のマルコフ推移確率を間隔  $T$  の推移確率を用いて表現すると、

$$\pi_{ij}^{2T} = (\pi_{ii}^T \pi_{ij}^T + \pi_{ij}^T \pi_{jj}^T) \quad (4)$$

を得る。これにより検査間隔  $2T$  で健全度が一段階 ( $i \rightarrow i+1$ ) 低下したときのマルコフ推移確率を、間隔  $T$  のマルコフ推移確率で表現することが可能となる。

### 3.2 一般化と推計方法

つぎに、検査間隔に不均一性を含む目視検査データからマルコフ推移確率を推定する手法を一般化しよう。具体的には、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考える。ただし、 $i < j \leq J$  が成立する。マルコフ推移確率  $\pi_{ij}^{nT}$  を検査間隔  $T$  と  $(n-1)T$  のマルコフ推移確率を用いて表現すれば、

$$\begin{aligned} \pi_{ij}^{nT} &= \pi_{ii}^T \pi_{ij}^{(n-1)T} + \pi_{ii+1}^T \pi_{i+1j}^{(n-1)T} + \\ &\quad \dots + \pi_{ij-1}^T \pi_{j-1j}^{(n-1)T} + \pi_{ij}^T \pi_{jj}^{(n-1)T} \quad (5) \\ &= \sum_{k_1=i}^j \pi_{ik_1}^T \pi_{k_1j}^{(n-1)T} \end{aligned}$$

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、逐次再帰的に展開していくと、 $n \geq 3$  に対して最終的に、

$$\begin{aligned} \pi_{ij}^{nT} &= \sum_{k_1=i}^j \pi_{ik_1}^T \sum_{k_2=k_1}^j \pi_{k_1k_2}^T \pi_{k_2j}^{(n-2)T} \quad (6) \\ &= \sum_{k_1=i}^j \pi_{ik_1}^T \sum_{k_2=k_1}^j \pi_{k_1k_2}^T \dots \sum_{k_{n-1}=k_{n-2}}^j \pi_{k_{n-2}k_{n-1}}^T \pi_{k_{n-1}j}^T \\ &\quad (i \leq k_1 \leq k_2 \leq \dots \leq k_{n-1} \leq j) \end{aligned}$$

を得る。ただし、 $n=2$  のときは次式となる。

$$\pi_{ij}^{2T} = \sum_{k_1=i}^j \pi_{ik_1}^T \pi_{k_1j}^T \quad (7)$$

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ので、ここでは最尤法を利用して推移確率を推定する。最尤法は一般的には、平均値や分散等の特定値を未知パラメータとした確率分布を仮定して推定を行う場合が多いが、本研究では確率自体を推定対象とする。目視検査データの同時生起確率としての尤度関数は次式で表される。

$$L = \prod_{n=1}^N \prod_{i=1}^J \prod_{j=1}^J (\pi_{ij}^{nT})^{m_{ij}^n} \quad (8)$$

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。つぎに、両辺の対数を取ると、対数尤度関数は次式となる。

$$\ln L = \sum_{n=1}^N \sum_{i=1}^J \sum_{j=1}^J m_{ij}^n \cdot \pi_{ij}^{nT} \quad (9)$$

対数尤度関数を最大化する推定値は以下の条件を満たす。

$$\frac{\partial \ln L}{\partial \pi_{ij}^T} = 0 \quad (10)$$

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。

なお、マルコフ推移確率が時間によって変化しない定常状態を満足する条件下においては、マルコフ推移確率行列  $\Pi$  に関して次式が成立しなければならない。

$$\Pi^{(nT)} = \{\Pi^{(T)}\}^n \quad (11)$$

式中、 $\Pi^{(T)}$  は検査間隔 (サンプリング間隔)  $T$  の目視検査結果から推計したマルコフ推移確率行列であることを示す。すなわち、検査間隔  $nT$  で推計したマルコフ推移確率行列  $\Pi^{(nT)}$  は、検査間隔  $T$  のマルコフ推移確率行列  $\Pi^{(T)}$  を  $n$  乗したマルコフ推移確率行列に等しいことを示している。この条件を時間的整合条件と呼ぶ<sup>12)</sup>。マルコフ推移確率  $\pi_{ij}^{nT}$  においても条件式(11)を満足することを示そう。式(5)を再度取り上げると、同式は、期間  $T$  のマルコフ推移確率行列と期間  $(n-1)T$  のマルコフ推移確率行列との積を表していることに他ならないことがわかる。そこで、改めて行列として表記すると、

$$\Pi^{(nT)} = \Pi^{(T)} \Pi^{(n-1)T} \quad (12)$$

となる。これはチャップマン・コルモゴロフの等式の特別な場合でもある<sup>13)</sup>。この関係を式(6)への展開と同様に繰り返して行くと条件(11)が成立する。したがって、マルコフ推移確率  $\pi_{ij}^{nT}$  は、時間的整合条件を満足することが理論的に保証される。

#### 4. 目視検査データを用いた実証的検証

表-1 レーティング7段階評価基準 (RC床版)<sup>14)</sup>

##### 4.1 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10年間(1987~1996年)の目視検査データである。米国では、全ての橋梁に対して少なくとも2年に1度目視検査を実施することが義務付けられている。特に、NY市では1982年にNY州から発行された橋梁インスペクションマニュアル<sup>14)</sup>に準拠した目視検査が実施され、目視検査データの蓄積が豊富にある。目視検査の詳細は参考文献14)と15)に譲るが概要はつぎのとおりである。目視対象は上部25部材および下部22部材であり、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、これら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床版を劣化予測の対象とし、その全ての目視検査データを用いた。統計的手法を適用する場合には、サンプルが同一母集団に属することが前提となり、RC床版についても本来は構造諸元や環境条件を厳密に区分する必要がある。実際にNY市の橋梁は複数の形式が存在する。さらに建設年代が広範であるので、設計仕様も年代により変遷している。したがって、床版面積だけでなく、床版厚や配筋量といった構造特性がばらついていることが予想される。さらに、環境条件、例えば交通量を取り上げても全橋梁で均一ではなく、1日の平均交通量が数百台の橋梁もあれば、10万台を越える橋梁もある。このような構造特性や環境条件の差異を認識しつつも、本研究は構造物管理者が管理する橋梁(RC床版)全体のマクロな劣化予測を目的としているため、NY市が目視検査の中で同一のカテゴリーとして扱っているRC床版のレーティング全てを一つの母集団に属すると考えた。また、構造形式や環境条件を厳密に区分すると、各カテゴリーのサンプル数が著しく低下し、本研究で提案する集計的手法では推定精度が低下するという問題も新たに発生することが懸念されたために、構造形式や環境条件によるカテゴリー分類は実施していない。

RC床版のレーティングと損傷状態(物理的意味)の対比を表-1に示す。はじめに、9年間で獲得された目視検査データに対して、同じRC床版に対する2回のレーティング $i, j$ と各検査実施日 $\tau_A$ と $\tau_B$ の4情報を1サンプルとして集計した。つぎに、各サンプルでレーティングが回復したものを( $i > j$ )を補修・補強が実施されたとみなし、除外することとした。(この点について、補修工法によってはレーティングが回復せずに長寿命化効果だけを期待する工法も存在することから、そのような工法が頻りに採用され、かつその影響を除外することが困難な場合には予測結果が実際よりも緩やかな結果を与える可能性があることに留意する必要がある。)なお今回のケースにおいて、

レーティング	物理的意味
1	新設状態。劣化の兆候がほとんど見られない。
2	1と3の間
3	一部分で漏水が確認できる。(漏水を伴う一方向ひび割れ、端部で斑点状の漏水)
4	3と5の間
5	床版面積の75%以上から漏水が確認できる。一部分で剥離や剥落が確認できる。桁上フランジに沿った遊離石灰が確認できる。
6	5と7の間
7	深刻な剥落や遊離石灰が確認できる。抜け落ちやその傾向が確認できる。

注) 実際のNY市の健全度評価では、新設状態をレーティング7に、以降劣化が進行するほどレーティング番号が小さくなるように表記されている。

表-2 RC床版の検査間隔ごとの目視判定データ

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

注) 検査記録には、検査の実施時期は日単位まで記録されている。上記の検査間隔の算出の際には、月単位以下の端数に対して7ヶ月未満は切り捨て、7ヶ月以上は切り上げた。なお、検査間隔はサンプル数との兼ね合いで決定した。

レーティングが回復したものを除外した結果、今回の解析で使用可能な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-2に示す。ほとんどの目視検査が2年以内に実施されていることがわかる。3年間隔のサンプルもごく一部存在するが、これはNY市とNY州の間で管轄が年ごとに入れ替わるケースがある等の理由によるものと推察される。

##### 4.2 RC床版の劣化予測

本提案モデルと単純集計モデルによる劣化予測結果を比較検証し、予測精度について考察を加える。

はじめに、RC床版に対するNY市の目視検査データを用いて、提案手法によってマルコフ推移確率と劣化の期待パスを算出する。表-2に示したとおり、今回用いる目視検査間隔は1年、2年、3年であるので、基準検査間隔は $T=1$ とする。さらに、レーティングは7段階評価、1期間でのレーティングの低下を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。すなわち、1期間でレーティングが3段階以上低下するような現象は何らかの突発的要因によるものと判断する。この条件の下、マルコフ推移確率は式(6)に基づ

表-3 提案手法によるマルコフ推移確率の推定結果

レーティング	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

表-4 単純集計法によるマルコフ推移確率の推定結果 (検査間隔1年)

レーティング	1	2	3	4	5	6	7
1	0.514	0.457	0.030	0	0	0	0
2	0	0.667	0.305	0.028	0	0	0
3	0	0	0.770	0.218	0.012	0	0
4	0	0	0	0.767	0.117	0.117	0
5	0	0	0	0	0.890	0.074	0.036
6	0	0	0	0	0	0.924	0.076
7	0	0	0	0	0	0	1.000

表-5 単純集計法によるマルコフ推移確率の推定結果 (検査間隔2年)

レーティング	1	2	3	4	5	6	7
1	0.572	0.369	0.059	0	0	0	0
2	0	0.653	0.297	0.050	0	0	0
3	0	0	0.767	0.213	0.021	0	0
4	0	0	0	0.839	0.155	0.006	0
5	0	0	0	0	0.901	0.095	0.004
6	0	0	0	0	0	0.948	0.052
7	0	0	0	0	0	0	1.000

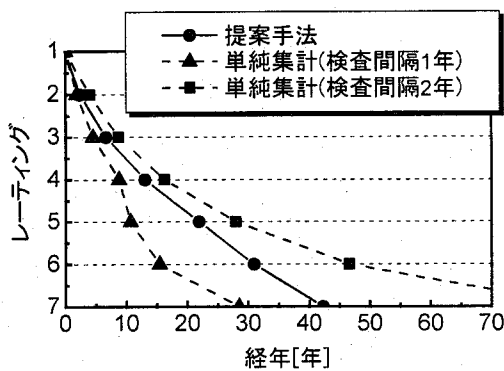


図-3 RC床版の期待劣化パス

いて、次式で表すことができる。

$$\pi_{ij}^{3T} = \sum_{k_1=i}^{i+2} \pi_{ik_1}^T \sum_{k_2=k_1}^{i+2} \pi_{k_1k_2}^T \pi_{k_2i+2}^T \quad (13)$$

なお、上式は3期間までのデータが利用可能な場合にのみ時間的整合条件を満足するような推計が可能となる。4期間以上のデータが利用可能な場合には、さらに多くのレーティング間の推移を考える必要があることに留意しなければならない。式(11)に従い、対数尤度関数を求めると、

$$\ln L = \sum_{n=1}^3 \sum_{i=1}^7 \sum_{j=i}^7 m_{ij}^n \cdot \pi_{ij}^{nT} \quad (14)$$

を得る。式(14)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-3にまとめる。いずれのレーティングにおいても、同表の対角成分(劣化が進行せずに同じレーティングに留まる成分)のマルコフ推移確率が最大値を示している。また、レーティングが増加する(劣化が進行する)に連れて、対角成分のマルコフ推移確率も増加する。劣化の進展に伴って進展速度が緩やかになる傾向を確認することができる。

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経過年数  $E[RMD_i]$  はマルコフ推移確率を用いると、

$$E[RMD_i] = T \cdot \pi_{ij}^T + \sum_{\ell=1}^{\infty} \sum_{m=i}^{J-1} (\ell T + T) \cdot \pi_{im}^{\ell T} \pi_{mj}^T - \sum_{m=i+1}^{J-1} E[RMD_m] \quad (15)$$

と定義できる。ただし、 $\pi_{im}^{\ell T}$  は推定したマルコフ推移確率行列  $\Pi^{(T)}$  を  $\ell$  乗することにより求めた  $\ell T$  期間の推移確率を示している。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項はレーティン

グ  $i+1$  から  $J-1$  に至るまでの期待経過年数  $E[RMD_i]$  の和であり、 $i+1$  から  $J$  に至る期待経過年数を意味する。すなわち、健全度  $i$  のレーティング期待経過年数  $E[RDM_i]$  は、健全度  $i$  から健全度  $J$  までに到達するまでの期待経過年数から、健全度  $i+1$  から健全度  $J$  までに到達するまでの期待経過年数を差し引いた値として定義される。したがって、RC床版がレーティング7に達するまでの期待寿命は、次式で与えることができる。

$$E[RDM] = \sum_{i=1}^{7-1} E[RMD_i] \quad (16)$$

これにより算出した期待劣化パスを図-3に示す。RC床版は新設状態であるレーティング1から年々劣化が進行する。新設状態から十数年でレーティングが3段階低下して4に達する。最終的には、使用限界である7に42年程度で到達することが確認できる。

また、比較のために、既存の代表的な手法である単純集計法によってもマルコフ推移確率の算出を試みる。単純集計法は非常に簡便にマルコフ推移確率を推定できる方法ではあるが、検査間隔が異なる目視検査データを同一のサンプル集団として扱うことはできない。そこで、表-2の検査間隔が1年と2年のデータを別個のサンプル集団として捉え、それぞれのサンプル集団に対して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、

$$\bar{\pi}_{ij}^T = \frac{m_{ij}^T}{\sum_{j=1}^J m_{ij}^T} \quad (17)$$

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それぞれのマルコフ推移確率行列を表-4と表-5に示す。通常、斉時マルコフ過程では、マルコフ推移確率行列は3.2の時間的整合条件を満足する。しかし両者を比較すると、明らかに条件式  $\Pi^{(nT)} = \{\Pi^{(T)}\}^n$  を満たしていないことがわかる。これは、目視検査の間隔がランダムに決定されているのではなく、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ているためである。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期待劣化パスを把握することが困難であると言えよう。式(15)と式(16)に基づいて算出した1年間隔と2年間隔の期待劣化パスを図-3に併せて示す。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が与える期待寿命の範囲内にあることがわかる。さらに、3本の期待劣化パスに共通して、レーティング5→6、6→7の劣化過程が緩やかになっていることが確認できる。これは、劣化が深刻な段階（レーティング3～1）に達したRC床版に対しては、状態がより深刻なものあるいは進展速度がより速いものから順次大規模な補修・補強、あるいは更新が講じられるので、このレーティ

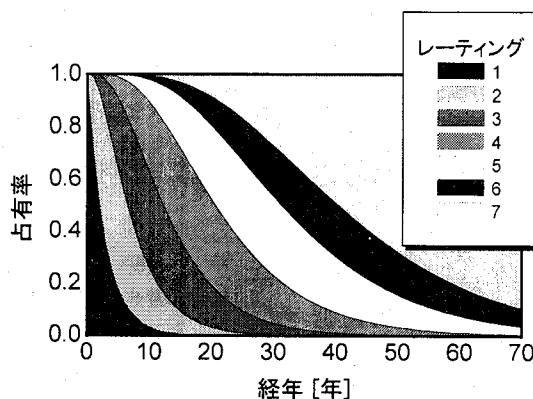


図-4 レーティング分布の推移  
(初期状態ベクトル:  $x_i = [1 \ 0 \ 0 \ 0 \ 0 \ 0 \ 0]$ )

ング範囲でサンプルが得られるRC床版はレーティングの回復を期待するのではなく延命化効果のみを期待する補修工法などが施され、劣化の進行が抑えられているか、あるいは交通量の減少などの理由によって現状より劣化が進展する可能性が低いと判断されたものばかりであると推察される。したがって、サンプル数が他のレーティングと比較して圧倒的に少ないだけでなく、必然的に劣化の進展が緩やかな方向にバイアスが加わっている。この問題は、現実的には重要であるが、バイアスを取り除くためには、すでに補修・補強されたRC床版に対して、対策が講じられなかった場合の劣化を予測した上で集計化しなければならず、本研究の範囲を逸脱するので本論文では扱わないこととする。

#### 4.3 経年劣化によるレーティング割合の変化

構造物管理者が管理する社会基盤施設、あるいは部材の平均的な劣化傾向を捉えておくことは、アセットマネジメントを実行する上で重要である。前節においては、RC床版の期待劣化パスを算出した。これによりRC床版の平均的な劣化過程を把握することができる。さらに、管理する社会基盤施設全体、あるいは部材全体のレーティング分布が経年とともにどのように推移していくかを把握することも重要であろう。そこで、本節ではマルコフ推移確率行列を用いて、レーティング分布の経年推移を求める手法を提案する。

ある任意の時点  $t$  における、レーティング  $i$  のサンプル数を  $n_i(t)$  と表す。各レーティングのサンプルを足し合わせた総数に対して、レーティング  $i$  が占める割合をレーティング  $i$  の占有率と呼び、次式で表す。

$$x_i(t) = n_i(t) / \sum_{i=1}^J n_i(t) \quad (18)$$

さらに、各レーティング (1, 2, ..., J) の占有率を要素とする状態ベクトルを下式の通り定義する。この状態ベクトルが当該時点  $t$  でのレーティング分布を示す。

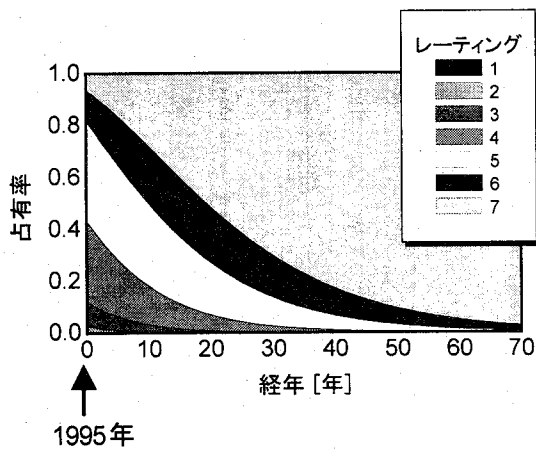


図-5 レーティング分布の推移  
(初期状態ベクトル:

$$x_t = [0.001 \ 0.026 \ 0.092 \ 0.317 \ 0.382 \ 0.117 \ 0.065]$$

$$x_t = [x_1(t) \ x_2(t) \ \dots \ x_j(t)] \quad (19)$$

ただし、上式は、 $\sum_{j=1}^J x_j(t) = 1$ が成立する。このとき、時点  $t+1$  における状態ベクトルは、時点  $t$  の状態ベクトルと前節で推定したマルコフ推移確率行列  $\Pi$  を用いて、

$$x_{t+1} = x_t \Pi \quad (20)$$

と示すことができる。さらに、時点  $t+2$  の状態ベクトルは、上式の  $x_{t+1}$  を  $x_t$  と置き、行列計算を行うことで求めることができる。したがって、アセットマネジメントの対象期間内におけるレーティング分布の推移は、この繰り返し計算を必要な回数だけ実行することで得られる。

再び NY 市の RC 床版に対する目視検査データを取り上げ、7段階のレーティングの分布が経年とともにどのように変化するかを検討する。

はじめに、時点  $t$  において、全ての RC 床版が新設状態である場合を考える。レーティングは全て 1 (新設状態) であるので、状態ベクトルの初期値は、

$$x_t = [1 \ 0 \ 0 \ 0 \ 0 \ 0 \ 0] \quad (21)$$

となる。任意時点  $t$  を  $t=0$  として、式(21)を式(20)に代入して、繰り返し計算を 70 回行った。推定したマルコフ推移確率行列は、1 年間隔の推移を示したものである。70 回繰り返し計算を行えば、70 年間のレーティング分布を求めることができる。結果を図-4 に示す。レーティング 7 を保ちつづける RC 床版は 15 年後にはほとんどがなくなる。その後は劣化の進行が進み、より健全度が低いレーティングの占有率が增加してくる。また、前節の期待劣化パスで期待寿命を与えた 42 年付近では、RC 床版の約 50% が使用限界であるレーティング 7 に達していることがわかる。

つぎに、NY 市の 1995 年の目視検査データを利用して、状態ベクトルの初期値を設定し、その後のレーティング分

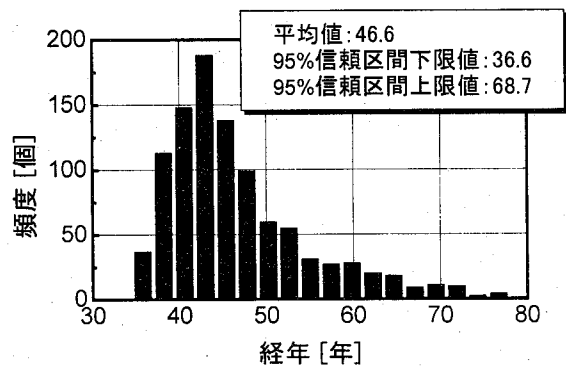


図-6 期待寿命の分布 (抽出サンプル数: 2,000)

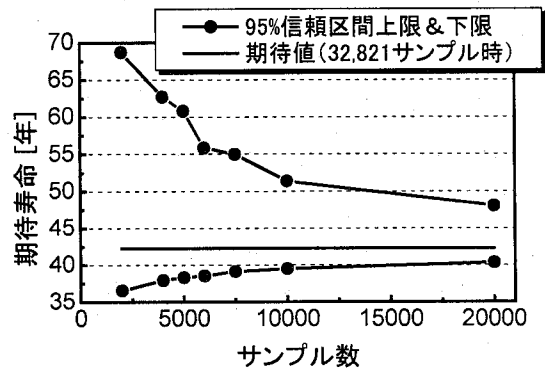


図-7 サンプル数と期待寿命の推移

布の推移を検証する。状態ベクトルの初期値は、実際に 1995 年に目視検査が実施されたサンプルを数え上げることで得られる。

$$x_t = [0.001 \ 0.026 \ 0.092 \ 0.317 \ 0.382 \ 0.117 \ 0.065] \quad (22)$$

レーティング分布の推移を図-5 に示す。1995 年時点で新設状態の RC 床版は極めて少ないことがわかる。また、今後このまま補修等を実施することがなければ、20 年後には使用限界に達する RC 床版が全体の 50% に到達することが理解できる。ちなみに、NY 市の維持管理の実施状況を次のような観点で評価してみよう。まず、1990 年時点の目視検査データを用いて、同様の手法でレーティング分布の算出を行った。その結果の図示は割愛するが、図-5 とほぼ同様の形状を得ることができた。図-5 で検討すると、5 年が経過した時点ではレーティング 6、7 が全体の約 30% を占める傾向にある。したがって、仮に NY 市において 1990 年以降に適切な維持管理が実施されていなければ、1995 年時点の状態ベクトルの初期値は 6 と 7 の占有率が大きくなる可能性があった。しかしながら、1990 年時点と 1995 年時点でのレーティング分布の推移がほぼ同様であるということは、NY 市では適切な補修等が実施され、RC 床版の健全性が全体的に一定に保たれていることを示唆している。

したがって、ある任意時点におけるレーティング分布



(占有率)を特定することができれば、その後のレーティング分布の推移をマルコフ推移確率行列を用いて算出することができる。このような検討は、社会基盤施設のマクロ的な劣化状態を判断して、維持管理を行っていく上で有用な情報となる。

#### 4.4 目視検査データサンプル数が推定精度に及ぼす影響

本研究では、NY市の目視検査データを利用し、マルコフ推移確率を算出した。サンプル総数は32,821と理想的な状態である。一方、我が国では、ニューヨーク市のように豊富な目視検査データを有する橋梁管理者は少なく、近年ようやく整備が進みつつある状況と言える。そこで、サンプル数がマルコフ推移確率の推定精度に及ぼす影響をシミュレートすることで、推定結果がある程度の信頼性を確保するために必要なサンプル数を考察する。

表-2に示した合計32,821個の目視検査データのサンプル集団から無作為非復元抽出により一定数のサンプルを抽出し、擬似データベースを作成する。なお、ここでは抽出するサンプル数(以下、抽出サンプル数と略記)を2,000個、4,000個、5,000個、6,000個、7,500個、10,000個、20,000個と変化させた。抽出した擬似データベースを利用して、マルコフ推移確率を推定し、式(15)を利用して期待余寿命を求める。この試行を、抽出サンプル数を変化させた7つの擬似データベースそれぞれに対して1,000回繰り返し、期待寿命の分布をシミュレートし、さらにその平均値と95%信頼区間を算出する。一例として、図-6に抽出サンプル数が2,000個の擬似データベースからシミュレートした期待寿命の分布を示す。分布には一つのピークが確認できる。また、平均値と95%信頼区間の下限値との距離よりも上限値との距離の方が大きくなる分布形状であった。この他の抽出サンプル数の場合も、同様の分布形状を得た。図-7には、抽出サンプル数ごとにプロットした95%信頼区間を示す。実線は32,821サンプルを用いた際の期待寿命を示しており、これを真値として考える。抽出サンプル数が増加するにつれ、95%信頼区間の幅が狭まり、収束傾向にあることがわかる。最終的には、10,000サンプル程度で、期待余寿命の平均値が真値に近づき、95%信頼区間は10年程度となる。したがって、本手法により一定の推定精度を確保するためには、10,000サンプルほどのデータが必要になることがわかる。

#### 5. まとめ

本研究では、社会基盤施設に対する補修タイミングを合理的に決定するための手段として、目視検査データを利用した統計的な劣化予測手法に着目し、社会基盤施設の不確実な劣化過程をマルコフ連鎖モデルで表現した。得られた知見を以下にまとめる。

目視検査のように検査間隔に不均一性が存在するような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。提案手法の概要は、

①多期間に亘る検査間隔から基準検査間隔を決定する、②対象とする検査間隔を基準検査間隔で分割する、③基準検査間隔で分割された劣化パスを基準検査間隔のマルコフ推移確率の同時生起確率でモデル化する、④全ての劣化パスを抽出する、という手順で任意の検査間隔のマルコフ推移確率を基準検査間隔のマルコフ推移確率で表現するものである。

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実証的な推定精度の比較を行った。その結果、橋梁の目視検査のように、その検査間隔がランダムに決定されているのではなく、橋梁の劣化状態等を勘案した上で決定されている場合には、検査間隔の不均一性を考慮した手法でなければ、精度良くマルコフ推移確率を推定することが困難であることを明らかにした。また、マルコフ推移確率行列を用いて、RC床版の期待劣化パスを算出する手法、およびレーティング分布の経時変化を求める手法を示した。これらの情報は、アセットマネジメントにおけるマクロレベルの意思決定を下す際の重要な判断材料になるものと考えられる。さらに、数値シミュレーションにより、本手法でマルコフ推移確率を推定する際にある程度の信頼性を確保するために必要なサンプル数についても検討を加えた。その結果、NY市で利用した32,821サンプルと同程度の精度を保つためには、約10,000サンプルの情報蓄積が不可欠であることがわかった。

また、今後は次のような課題に取り組むことが肝要である。第一に追加情報が劣化予測に逐次反映できる更新型劣化予測モデルである。今回の事例で取り上げたNY市の目視検査データの情報は理想的であると言える。一方、大半の構造物管理者では劣化予測が可能な十分な情報が蓄積されているとは言い難く、アセットマネジメントの実用化における弊害となっている。そこで、ベイズ推計に基づいて、専門家等が設定した事前の主観的な情報を獲得情報で修正していく劣化予測モデルの構築が現実的な観点からは不可欠である。第二に部材間の相互作用を考慮した補修戦略決定モデルがあげられる。本研究を含めて、劣化予測の結果をライフサイクル費用解析に反映させる取り組みは多々ある。しかしながら、各部材のライフサイクル費用の最小化を独立に目指している事例が多い。現実の社会基盤施設では、ある部材を補修・補強する際に、併せて他の部材についても対策を講じた方が費用的には有利になるケースもある。そのために、例えば、慈道ら<sup>16)</sup>が提案するような複数部材の補修時期の同期・非同期を考慮した、より現実的なモデルを構築する必要がある。第三は目視検査データに含まれる判定誤差(ヒューマンエラー)を考慮した劣化予測がある。検査者の主観的判断に依存する目視検査では、レーティングは真値に判定誤差が加わった出力となる。判定誤差を定量的に推定することは、劣化予測精度の向上に資するだけでなく、判定誤差の多い部材に対しては検査基準の見直しを図る等、判定誤差を低減するための実務上のアクションへのフィードバック情報として活用することも可能となる。第四に、劣化が最終段階まで進

行した階級における劣化予測結果の信頼性の問題である。まず、そのような階級は通常、他の階級と比較してサンプルが絶対的に少ない。さらに、劣化が最終段階まで進んだ構造物は状態の深刻さに応じて補修・補強や部材交換がなされるから、結果的に劣化が緩やかなものだけが残り、これらがサンプルとして獲得される。したがって、予測結果は必然的に安全側のバイアスがかかった劣化曲線とならざるを得ない。この問題には、補修・補強がすでに実施された部材に対して対策が講じられなかった場合の劣化を推計する必要があり、工学的な観点と統計的な見地からのモデル構築が求められよう。

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。なお、本研究で得られた知見は、著者らの独自のものであり、NY市やその他のいかなる団体の正式な見解でないことを付記しておく。

#### 【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) 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, 2005.7
- 3) 例えば, 土木学会メンテナンス工学連合小委員会編: 社会基盤メンテナンス工学, 東京大学出版会, 2004.
- 4) 例えば, Los Alamos National Laboratory: A Review of Structural Health Monitoring Literature: 1996-2001, LA-13976-MS, 2004.
- 5) 小牟禮建一, 濱田秀則, 横田弘, 山路徹: RC 栈橋上部工の塩害による劣化進行モデルの開発, 港湾空港技術研究所報告, Vol.41, No.4, pp.3-37, 2002.
- 6) 赤石沢総光, 吉田郁政, 安田登, 宮本幸始: 性能設計を活用した RC 構造物の保守頻度・時期の最適化に関する研究, 構造工学論文集, 土木学会, Vol.47A, pp.277-284, 2001.
- 7) 内山典之, 平野廣和, 佐藤尚次: 床版の劣化予測を考慮した橋梁維持管理システムの構築, 土木学会第 59 回年次学術講演会, I-137, 2004.
- 8) 保田敬一, 小林潔司: BMS における点検結果と状態推移確率が LCC に及ぼす影響, 建設マネジメント論文集, Vol.11, pp.111-122, 2004.
- 9) Yanev, B.: Life-Cycle Performance of Bridge Components in New York City, *Proceedings of Recent Advances in Bridge Engineering*, pp.385-392, 1997.
- 10) 貝戸清之, 阿部允, 藤野陽三: 実測データに基づく構造物の劣化予測, 土木学会論文集, No.744/IV-61, pp.29-38, 2003.
- 11) 例えば, Abed-Al-Rahim, I.J. and Johnston, D.W.: Bridge Element Deterioration Rates, *Transportation Research Record 1490*, pp.9-18, 1995.
- 12) 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計, 土木学会論文集, No.801/I-73, pp.69-82, 2005.10
- 13) 森川英典, 高橋幸雄: マルコフ解析, 日科技連, 1979.
- 14) State of New York, Department of Transportation: *Bridge Inspection Manual*, 1997.
- 15) 貝戸清之: ニューヨーク市における橋梁維持管理マネジメントの現状, 橋梁と基礎, Vol.36, No.10, pp.37-41, 2002.
- 16) Jido, M., Otazawa, T. and Kobayashi, K.: Synchronized repair policy for bridge management, *Proceedings of Bridge Maintenance, Safety, Management and Cost*, CD-ROM, 2004.

(2005年9月9日受付)