

論文 下水道コンクリート管渠の統計的劣化予測

貝戸 清之^{*1}・鎌田 敏郎^{*2}・大谷 明^{*3}・山中 明彦^{*4}

要旨：下水道管渠などの埋設構造物は、橋梁や舗装などの土木施設に比べ、目視調査（TV カメラ調査を含む）データの取得に多大な労力を要する。したがって、調査データが得られた際には、調査データを劣化予測に有効的に活用させることが極めて重要である。本研究では、コンクリート管渠に着目し、管渠に対する目視調査データに基づいて統計的劣化予測を行う。具体的には管渠の劣化過程をマルコフ劣化ハザードモデルで記述し、その期待劣化パスや期待寿命を推計する方法を提案する。最後に、本モデルを大阪市の実データへ適用し、管渠の劣化予測を行うことで、今後のアセットマネジメントに資する基礎的情報を提供する。

キーワード：下水道、コンクリート管渠、劣化予測、ハザードモデル、マルコフ推移確率

1. はじめに

土木施設に対する維持管理計画を立案する上で、土木施設の劣化予測は基幹技術であるといえる。劣化予測技術の中でも、近年、目視調査を通して獲得される健全度を利用した統計的劣化予測に関する学術的研究や実用化開発の進展が著しい¹⁾。しかし、下水道管渠のような埋設構造物の場合には、橋梁や舗装などのその他の土木施設と比べて、目視調査の実施が困難である場合が少なくない。実際に目視調査が実施される場合であっても、管径の小さいものでは、点検員が管内に入って直接目視を行うことが難しい。このようなときには、テレビカメラを搭載した自走式の点検装置により診断が行われるケースもあるが、得られた表面画像をポスト処理した上で、人手で分析する必要があるために経験や技術の他に時間と費用も要する。したがって、調査データが得られた際に、調査データを劣化予測に有効的に活用させることが下水道施設のアセットマネジメントを実践していく上で重要な課題である。

以上の問題意識のもと、本研究では目視調査が実施されたコンクリート管渠に着目し、目視調査データを用いた統計的劣化予測を行う。具体的には、コンクリート管渠の劣化過程をマルコフ劣化ハザードモデルで定式化し、期待劣化パスや、劣化要因ごとの劣化過程を記述する。これにより、管渠の補修時期や改築更新計画の意思決定に資する基礎的情報を提供するとともに、同種のコンクリート管渠を保有する他の下水道施設管理者に対しても有益な情報を提供するものと期待できる。以下 2. でマルコフ劣化ハザードモデルの概要について述べる。3. で大阪市が管理する実際のコンクリート管渠への適用事例について詳述する。

2. マルコフ劣化ハザードモデル

2.1 目視調査スキームと獲得情報

土木施設の目視調査データは通常、多段階の離散的な健全度として与えられる。いま、ある土木施設の劣化過程が図-1のように与えられたと仮定する。さらに目視調査データが J 段階の健全度で評価されることを考える。健全度1が新設状態であり、健全度 J は最も劣化が進行した使用限界状態である。同図において、土木施設は時点 τ_{i-1} で健全度 $i-1$ から i へ、時点 τ_i で健全度 i から $i+1$ へ進展している。当該土木施設がセンサー等により常時モニタリングされている場合には、このような劣化過程に関する完全な情報を得ることができる。一方で、 τ_A と τ_B は目視調査を実施した時点をそれぞれ表している。容易に理解できるように、目視調査を通して劣化過程に関して獲得できる情報は、1回目の目視調査の時点 τ_A で健全度が i であること、2回目の目視調査の時点 τ_B で健全度が j であること、のみである。すなわち、目視調査は調査時点での健全度を記録しているに過ぎず、任意時点の健全度から次の健全度に推移する正確な時点（ τ_{i-1} や τ_i ）を捉えることはできない。したがって、目視調査データを用いて劣化予測を行う場合には、このような目視調査データに介在する不確実性に留意することが重要である。

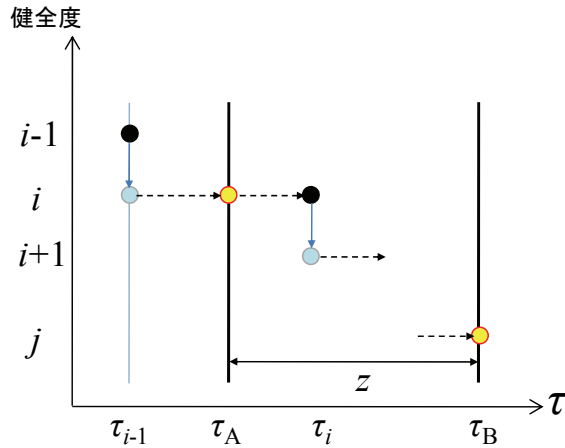
また、実際の健全度の推移に基づいて劣化予測を行う場合には、2回の目視調査の調査間隔 z （ $\tau_B - \tau_A$ ）が重要となる。すなわち、健全度が同じ i から j に推移するような場合であっても、調査間隔 z が異なると劣化過程も異なる。調査間隔はマニュアルなどで定められてはいるものの、全ての土木施設に対して厳密には一律ではない。調査間隔 z も変数であり、不確実性を含む。

*1 大阪大学大学院 工学研究科グローバル若手研究者フロンティア研究拠点 特任講師 博士（工学）（正会員）

*2 大阪大学大学院 工学研究科地球総合工学専攻 教授 博士（工学）（正会員）

*3 大阪市 建設局下水道河川部 事業調整担当係長 （非会員）

*4 パシフィックコンサルタンツ株式会社 大阪本社水工技術部 上下水道グループ （非会員）



図－1 土木施設の劣化過程

先述したように、目視調査では劣化過程に関する限定的な情報しか獲得できないばかりか、獲得可能な情報にも不確実性が介在する。しかしながら、限定的かつ不確実性を有する情報のみであっても、確率モデルにより劣化過程を定式化し、目視調査データを用いて劣化過程を統計的に推計することで、土木施設の劣化予測を行うことが可能である。

一般的に、離散的な状態変数間の推移を表現する確率モデルとしてマルコフ連鎖モデル¹⁾がある。マルコフ連鎖モデルでは、ある状態から任意の状態へ推移する確率をマルコフ推移確率で表現し、その劣化過程をマルコフ推移確率行列に基づいて算出する。土木施設の健全度間の推移をマルコフ推移確率で表現すると考えれば、目視調査データを用いて土木施設の劣化過程を記述することが可能である。さらに、マルコフ連鎖モデルの概念は単純であり、モデルの汎用性と柔軟性に優れている。しかし、マルコフ連鎖モデルを目視調査データに基づいて推計する際には、上述した不確実性に関する課題を解決する必要がある。現実には高い精度での推計は極めて困難であったが、マルコフ劣化ハザードモデル¹⁾の開発により、飛躍的な実用化が図られた。当該モデルは、学術的な新規性やモデルの精緻化に加え、現体制の中で、現場で獲得できる情報を出発点としてモデル構築が図られた点に実務的優位性を見出すことができる。さらに、マルコフ連鎖モデルは、マルコフ決定モデル²⁾へと拡張することで期待ライフサイクル費用の最小化を達成するような最適補修政策を導出することが可能である。マルコフ連鎖モデルとマルコフ決定モデルを援用することで、現場での情報獲得手段である目視調査を出発点とするアセットマネジメント手法を要素技術間の有機的連動性を考慮した枠組みの中で構築することが可能となる。

2.2 マルコフ劣化ハザードモデルと推計

マルコフ劣化ハザードモデルは 2.1 で述べた課題を克服した極めて汎用性の高い劣化予測モデルである。詳細は参考文献 1) に譲るが、多段階の指数ハザード関数を用いて、調査間隔 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 $\pi_{ij} (i=1, \dots, J; j=i, \dots, J)$ を、

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

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

と定義する。ただし、表記上の規則として、

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

を与える。上式は複雑な式となっているが、ハザード率 θ と調査間隔 z の2変数で構成されていることがわかる。調査間隔 z は既知情報であるために、ハザード率を推計すれば、マルコフ推移確率を完全に算出することができる。目視調査データを用いたハザード率（未知パラメータ）の推計の詳細も参考文献1) に譲るが、ハザード率を推計するために必要となる情報は、総サンプル数を K としたときに、任意のサンプル k に対して、

$$\Xi^k = \{(i^k, j^k), z^k, \mathbf{x}^k\}$$

$$= (\text{健全度}, \text{調査間隔}, \text{特性変数}) \quad (2)$$

となる。ここで (i^k, j^k) はサンプル k に対する 2 回の目視調査データ（健全度）であり、推計のためには同一施設に対して少なくとも 2 回の目視調査を実施する必要がある。また、健全度 (i^k, j^k) と調査間隔 z^k は目視調査を通して獲得することができる既知情報である。一方で特性変数 $\mathbf{x}^k$ は、劣化過程に影響を及ぼす要因を考慮するために導入されるパラメータであり、要因が複数存在する場合にはベクトルとなる。例えば、内径や土被りが管渠の劣化過程に影響を及ぼすと考えられる場合には、これらの変動により劣化予測結果がどの程度変動するかを分析することが可能である。特性変数には、内径や土被り等の定量的な変数だけでなく、管種や継手形式などの定性的な変数も考慮することができる。さらに、考慮した変数の中で、いずれの変数が劣化過程に真に影響を及ぼすかの判断、あるいは採用された要因の影響力に関する順位についても、各種の検定統計量により評価することができる。特性変数は、台帳等に記載されている情報を活用することが可能であり、特性変数を獲得するために別途調査を行う必要はない。したがって、劣化予測を行うために要求されるデータは目視調査データと台帳データのみであり、実務デー

タと極めて整合的であることが理解できる。

任意のサンプル k に関して獲得できる情報を改めて $\Xi^k = \{(\bar{i}^k, \bar{j}^k), \bar{z}^k, \bar{x}^k\}$ と記述する。ただし、記号「 $\bar{\cdot}$ 」は実測値であることを示す。ここで、式 (1) より明らかなようにマルコフ推移確率は、各健全度におけるハザード率 θ_i^k と調査間隔 $\bar{z}^k$ に依存する。さらに、ハザード率はコンクリート管渠の特性ベクトル $\bar{x}_k$ によりサンプル個々に設定される。このことを明示的に表すために推移確率 π_{ij} を目視調査による実測データ $(\bar{z}^k, \bar{x}^k)$ と未知パラメータ $\theta = (\theta_1, \dots, \theta_{J-1})$ の関数として $\pi_{ij}(\bar{z}^k, \bar{x}_k : \theta)$ と表す。いま、 K 個のコンクリート管渠の老朽化現象（劣化過程）が互いに独立であると仮定すれば、全調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対数尤度を

$$\ln[L(\theta)] = \ln \left[\prod_{i=1}^{J-1} \prod_{j=i}^J \prod_{k=1}^K \left\{ \pi_{ij}(\bar{z}^k, \bar{x}^k : \theta)^{\bar{\delta}_{ij}^k} \right\} \right] \\ = \sum_{i=1}^{J-1} \sum_{j=i}^J \sum_{k=1}^K \bar{\delta}_{ij}^k \ln[\pi_{ij}(\bar{z}^k, \bar{x}^k : \theta)] \quad (3)$$

と表せる。式中、 $\bar{\delta}_{ij}^k$ はダミー変数であり、

$$\bar{\delta}_{ij}^k = \begin{cases} 1 & \text{1 回目の健全度が } i, 2 \text{ 回目 } j \text{ のとき} \\ 0 & \text{それ以外} \end{cases} \quad (4)$$

を意味する。したがって、 $\bar{\delta}_{ij}^k, \bar{z}^k, \bar{x}_k$ は全て確定値であり、対数尤度関数は未知パラメータ θ の関数となっていることが理解できる。ここで、対数尤度関数を最大にするようなパラメータ θ の最尤推定値は、

$$\partial \ln[L(\hat{\theta})] / \partial \theta_i = 0 \quad (5)$$

を同時に満足するような $\hat{\theta}$ として与えられる。このとき最適化条件は連立非線形方程式となり、ニュートン法を基本とする逐次反復法を用いて解くことができる。

3. 適用事例

3.1 適用事例の概要

大阪市が管理する 12 の下水処理区のうち、A 処理区内を適用事例として取り上げる。A 処理区内の下水道管渠は 8 行政区に敷設されており、その総延長は約 600km に及ぶ。また、使用されている管種は、コンクリート管、硬質塩化ビニル管、陶管など、様々な管種が使用されている。昭和 26 年から昭和 37 年まではコンクリート管と陶管が大半を占めており、昭和 38 年以降はコンクリート管が、さらに平成 10 年以降は硬質塩化ビニル管が多く使用されている。また、図-2 に、大阪市の A 処理区内の管種構成を示すが、コンクリート管が全体の約 55% を占めている（ただし、「その他」

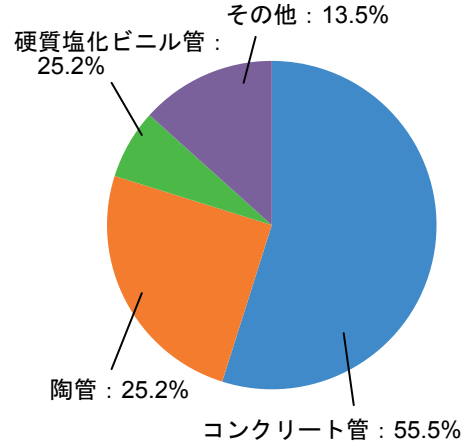


図-2 下水道管種の構成（大阪市 A 処理区）

表-1 健全度区分

健全度	老朽度点	老朽度	判定
1	$0 \leq a < 3$	C	補修部分を検討。
2	$3 \leq a < 5$		
3	$5 \leq a < 8$	B	更新の対象。
4	$8 \leq a < 10$		
5	$10 \leq a$	A	更新の対象。 優先順位高い。

*老朽度点、老朽度、判定は、大阪市建設局、管路施設の維持管理指針、平成 20 年 4 月より抜粋。健全度は著者らが独自に設定。

には、ダクタイル鋳鉄管、強化プラスチック複合管、シールド、カルバート、現場打コンクリート構造、石積構造、形成管（硬化式）、形成管（製管式）、内管挿入、不明、コンクリートブロックを含む）。以上のようなコンクリート管の構成比の高さを考慮して、具体的な劣化予測の対象としてコンクリート管を取り上げることとした。

大阪市では、下水道管渠に対する目視調査結果に関して、大阪市建設局による平成 20 年 4 月「管路施設の維持管理指針」に基づき、管渠の変形、クラック、目地不良等を加点点評価した老朽度点を算出し、さらに老朽度点を用いて老朽度を A、B、C の 3 段階で評価している。本研究ではこれらの老朽度を参考にしながらも、表-1 に示すように独自に 5 段階の健全度を設定した。健全度は数値が大きくなるほど、老朽化が進展していることを意味する。

式 (2) で言及したように、マルコフ劣化ハザードモデルを推計するには一般的には目視調査を 2 回実施する必要がある。しかし、下水道管渠の目視調査は膨大な時間と費用を要することから、目視調査が実施されている場合であっても、敷設後 1 回しか行われていな

表－2 マルコフ劣化ハザードモデルの推計結果

健全度	定数項 $\beta_{i,1}$	区間距離 $\beta_{i,2}$	内径高さ $\beta_{i,3}$
1	-3.52 (-105.8)	1.17 (-5.70)	-0.654 (-11.6)
2	-1.90 (-17.9)	-1.15 (-3.32)	-1.50 (-13.9)
3	-2.11 (-15.7)	-1.78 (-3.97)	-0.843 (-5.79)
4	0.271 (1.14)	-5.34 (-7.56)	-0.817 (-3.39)

*括弧内は t -値であり、その値が絶対値で 1.96 を下回る特性変数を棄却した。また、内径高さの単位は mm である。

いのが実情である。そこでコンクリート管渠の敷設年における健全度を 1 と考え、これを 1 回目の目視調査結果と仮定した。すなわち、式 (2) の (i^k, j^k) に関して全てのサンプルにおいて常に $(1^k, j^k)$ となる。また、コンクリート管渠のデータベースから特性変数として利用可能な情報として、区間距離（上下流人孔間距離）、内径高さ、外径高さを選定した。以上の結果、今回の解析で用いたサンプル総数は 2,679 となった。

3.2 推計結果

コンクリート管渠の老朽度に関して、健全度（表－1）を 5 段階に設定したので、推計すべきハザード率 θ_i は合計 4 つになる。例えば、ハザード率 θ_1 は健全度 1 から 2 へ推移する際のハザード率を表している。さらに特性変数の影響を考慮するために、ハザード率を

$$\theta_i^k = \exp(\beta_{i,1} + \beta_{i,2}x_2^k + \beta_{i,3}x_3^k + \cdots) \quad (6)$$

$$(i = 1, \dots, 4, k = 1, \dots, K)$$

と定義する。ここで $\beta_{i,1}$ は定数項であり、定数項には劣化過程の共通要因が集約されていると考えてよい。共通要因では説明できない劣化の不確実性を表現するために、特性変数が採用される。一方で $\beta_{i,2}$ 以降に関して、特性変数 x^k として何を採用すべきかは、対象とする劣化過程（健全度の設定数）や保有する台帳の情報量などを勘案しながら決定することは言うまでもない。本研究では、特性変数の決定に際して、特性変数候補（区間距離、内径高さ、外径高さ）の中から全ての組み合わせの数だけ式 (6) を設定し、マルコフ劣化ハザードモデルの推計を行った。その過程で、実データとモデルとの適合度を測る AIC 情報量規準³⁾を最小化するモデルを最適モデルとして選定した。具体的には、特性変数として x_2 に区間距離、 x_3 に内径高さを採

用したモデルが最適モデルとなった。さらに、上式 (6) の構成から読み取れるように、 $\beta_{i,2}$ 、 $\beta_{i,3}$ は、区間距離 x_2 と内径高さ x_3 がハザード率に及ぼす影響の強さを表している。また、ハザード率は指数関数形であるので、非負の値を取ることが保証される。

このような最適モデルの決定（検討した特性変数が採用に値するか否かの検討）について、具体的な事例をあげて述べる。表－2 を参照されたい。同表は特性変数として区間距離と内径高さを採用したマルコフ劣化ハザードモデルの推計結果である。ちなみに、当該モデルの場合、特性変数として 2 変数 (x_2 と x_3) を考慮したので推計対象となる未知パラメータの数は最終的に 12 個となった。最適モデルに対する推計結果のうち、例えば、健全度 2 の区間距離 ($\beta_{2,2}$) に着目して欲しい。区間距離 x_2 は定量的なデータである。推計結果は $\beta_{2,2} = -1.15$ 、 t -値⁴⁾ $= -3.32$ となっている。前者はコンクリート管渠の劣化過程に対する区間距離の寄与度、後者は区間距離の寄与が有意か否かという説明力を表す指標である。いずれの特性変数を採用すべきかは、前者の符号条件、および後者の絶対値から判断する。具体的には、前者 β_2 の符号は負となっている。これは区間距離が長くなるほど、コンクリート管渠の劣化の速度が緩やかになる（ハザード率が小さくなる）ことを意味している。この点に関しては、例えば、管渠に一定量の沈下が生じた場合、区間距離が長くなれば、管渠一本当りの継手変位が少なくなるといった実務的な経験との整合性を論じることが可能である。健全度 3 と 4 も同様である。一方で、健全度 1 の区間距離 $\beta_{1,2}$ の符号は正となっており、この場合には区間距離が長くなると劣化が早くなるということを意味し、健全度 2～4 の場合と一定の整合性はない。したがって、符号条件を満足しないと判断し、これ以降の解析においては $\beta_{1,2} = 0$ と設定する（本来であれば、表－2 には $\beta_{1,2} = 0$ と記載すべきであるが、読者に上述の過程を説明するために、本研究ではあえて $\beta_{1,2} = 1.17$ と記載していることを断っておく）。後者の t -値に関しては、採用しようとする特性変数が有意でないという帰無仮説が有意水準 95% で棄却される臨界値が 1.96 であることから、 t -値の絶対値がこの臨界値を上回るものを採用する。区間距離 $\beta_{2,2}$ の推計値 ($\beta_{2,2} = -1.15$) に対する t -値は -3.32 と絶対値で臨界値を上回るために、帰無仮説は有意水準 95% で棄却され、区間距離はコンクリート管渠の劣化過程に有意な影響を及ぼすと判断される。

一方で、内径高さに関する特性変数 x_3 は定性的なデータである。本来内径高さも定量的なデータではあるが、維持管理上の取り扱いを考慮して、内径高さ 300mm 以上 600mm 未満、600mm 以上の 2 つのクラス

に分類した。したがって、 x_3 はダミー変数であり、

$$x_3^k = \begin{cases} 0 & \text{内径高さ300mm以上 600mm未満} \\ 1 & \text{内径高さ 600mm以上} \end{cases} \quad (7)$$

と表せる。表-2 の推計結果から内径高さが大きい 600mm 以上のコンクリート管渠ほど、劣化の進展が緩やかになることが読み取れる。さらに、区間距離と内径高さの t -値を健全度ごとに比較することで、健全度が大きくなるにつれ、区間距離の影響が内径高さの影響よりも徐々に大きくなっていくことが理解できる。

3.3 期待劣化パス

本研究で提案する方法論では、ハザード率に特性変数を考慮しているので、個別の管渠ごとに劣化過程を推計することが可能である。しかし、現実の維持管理の実務において、個別の管渠ごとに最適補修・更新戦略を求めると問題が過度に煩雑になる。このために、類似の管渠を対象にして平均的な劣化過程を推計した方が便利な場合が少なくない。そこで、推計したマルコフ劣化ハザードモデルを用いて平均的な劣化過程を算定する方法を説明する^{1), 5)}。当該健全度にはじめて到達した時点から、劣化が進展して次の健全度に進むまでの期待期間長は、生存関数 $\tilde{F}_i(y_i^k)$ を用いて、

$$RMD_i^k = \int_0^\infty \tilde{F}_i(y_i^k) dy_i^k \quad (8)$$

と表される。式中 y_i^k はサンプル k が健全度 i に到達してから経過時間である。ここで、指数ハザード関数を用いた生存関数が

$$\tilde{F}_i(y_i^k) = \exp\left[-\int_0^{y_i^k} \theta_i(u) du\right] = \exp(-\theta_i^k y_i^k) \quad (9)$$

となることに留意すれば、健全度 i の期待期間長は、

$$RMD_i^k = \int_0^\infty \exp(-\theta_i^k y_i^k) dy_i^k = \frac{1}{\theta_i^k} \quad (10)$$

となる。期待期間長を健全度 1 から $J-1$ (本研究の場合は 5-1) まで算出し、その総和を取れば期待寿命を得る。また、その際の劣化過程が期待劣化パスである。

以上の手順により算出したコンクリート管渠の期待劣化パスを図-3 に示す。用いたコンクリート管渠の総サンプル数は 2,679 個であり、図中の青色が内径高さ 300~600mm、赤色が 600mm 以上の管渠を表す。また、それぞれ実線は区間距離として平均値を使用し、点線と一点鎖線は区間距離の下限 10%と上限 10%の値を使用している。例えば、内径高さ 300mm~600mm のコンクリート管渠に着目すると、その期待寿命は平均で 60.3 年であり、期待寿命を中心に 20 年程度のば

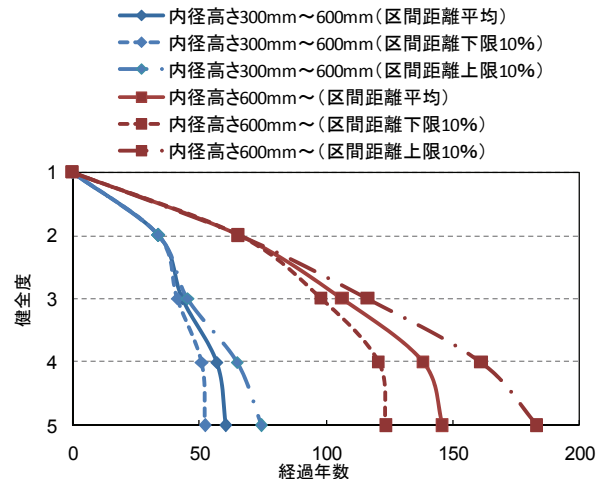


図-3. 期待劣化パス

らつき (下限10% : 52.2年, 上限10% : 74.3年) を有することが読み取れる。また、600mm以上の管渠では平均 : 146.0年, 下限10% : 123.6年, 上限10% : 183.1年であった。さらに全体的な傾向として、健全度が悪くなるにつれ、劣化の進行が速くなることがわかる。このようにマルコフ劣化ハザードモデルを適用することで、コンクリート管渠の期待劣化パスや期待寿命を獲得できるだけでなく、様々な条件の多寡によるこれらの変動を定量的に評価することが可能となる。

3.4 健全度分布の推移

表-2 の推計結果と式 (1) に基づいてマルコフ推移確率を算出した。具体的な事例として、内径高さ 600mm 以上、平均区間距離のコンクリート官渠に対して、調査間隔を 1 年 ($\tau=1$) としたときのマルコフ推移確率 (1 年後のマルコフ推移確率) を表-3 に示す。同表より、マルコフ推移確率行列の対角成分がいずれの健全度においても最大値を示していることがわかる。これは、1 年程度の経過時間では、9 割程度のコンクリート管渠の健全度は同一の健全度に止まる傾向が強いことを意味している。ただし、健全度が大きくなる (劣化が進行する) につれ、同一健全度に止まる確率は徐々に小さくなっていく。また、1 年間で健全度 1 から健全度 4, 5, 健全度 2 から健全度 5 に推移する確率は 0 であった。

つぎに、健全度分布 (状態分布) を算出する。ある任意時点 t における健全度 i のサンプル数を $n_i(t)$ と表す。サンプル総数に対して、健全度 i が占める割合を健全度 i の占有率と呼び、次式で表す。

$$X_i(t) = n_i(t) / \sum_{i=1}^J n_i(t) \quad (11)$$

さらに、各健全度の占有率を要素とする状態ベクトル

表-3. マルコフ推移確率

	1	2	3	4	5
1	0.9848	0.0150	0.0002	0	0
2	0	0.9760	0.0237	0.0004	0
3	0	0	0.9691	0.029	0.0019
4	0	0	0	0.8802	0.1198
5	0	0	0	0	1

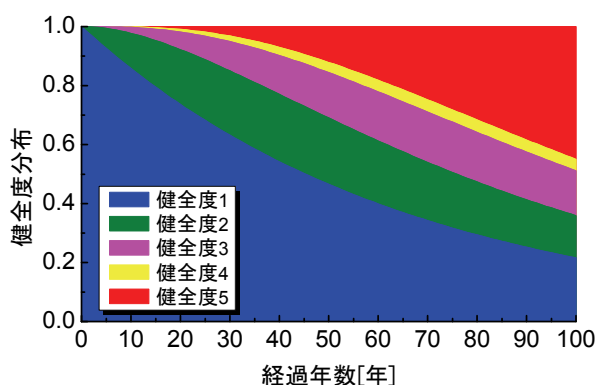


図-4. 状態分布の推移

を次のように定義する。この状態ベクトルが当該時点 t での健全度分布に他ならない。

$$X_t = \{X_1(t), X_2(t), \dots, X_J(t)\} \quad (12)$$

ただし、上式は $\sum_{i=1}^J X_i(t) = 1$ が成立する。このとき時点 $t+1$ における状態ベクトル X_{t+1} は、時点 t の状態ベクトル X_t とマルコフ推移確率行列 Π (具体的な事例として表-3) を用いて、

$$X_{t+1} = X_t \Pi \quad (13)$$

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、同様の行列計算を行って求める。最終的に、アセットマネジメントの対象期間内における健全度分布の推移は、この繰り返し計算を必要な回数だけ実施することで得られる。

時点 t において、A 処理区内の全てのコンクリート管渠が新設状態である場合を考える。このとき、健全度は全て 1 であるので、状態ベクトルの初期値は、

$$X_t = \{1, 0, 0, 0, 0\} \quad (14)$$

となる。任意時点 t を $t=0$ として、式 (14) を式 (13) に代入し、繰り返し計算を 100 回行った。推計したマルコフ推移確率は、検査間隔が 1 年であるので、100 回繰り返し計算を行えば、100 年間の健全度分布の推移を把握することができる。図-4 は、推計したマルコフ推移確率 (表-3) を用いた場合の健全度分布の推移である。健全度 1 を保ち続けるコンクリート管渠は

50 年後には約 50% となる。その後は劣化の進行が進み、より大きな健全度 (劣化が進行した状態を表す健全度) の占有率が増加してくる。なお、前節の期待劣化パスで健全度の期待寿命の平均値を与えた 146.0 年では、コンクリート管渠の約 50% が使用限界である健全度 5 に達することになる。

4. おわりに

本研究では、下水道施設の管渠を例にあげ、目視調査データを用いた統計的劣化予測手法を提案した。管渠のような埋設構造物は、目視調査そのものが困難であり、これまで調査データに基づく劣化予測が皆無であった。本研究においては、大阪市 A 処理区内のコンクリート管渠を対象に、マルコフ劣化ハザードモデルによりその劣化過程の記述を試みた。今回の分析に用いたような豊富な目視調査データが得られることは極めて希であり、本研究の成果と実務との整合性を検証していくことが重要である。また、今後下水道施設のアセットマネジメントの検討を予定している自治体や、目視調査データが十分に蓄積されていない自治体に対して、本研究の成果をベンチマークとして活用することも可能である。

謝辞：本研究の一部は文部科学省「若手研究者の自立的研究環境整備促進」事業によって大阪大学グローバル若手研究者フロンティア研究拠点にて実施された。また、アセットマネジメント全般に関して、第一著者は京都大学・小林潔司教授からご指導を賜っている。また、大阪大学・藤森裕二特任研究員 (京都大学大学院生) には解析の一部を補助して頂いた。

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計, 土木学会論文集, No.801/I-73, pp.69-82, 2005.
- 2) 貝戸清之, 保田敬一, 小林潔司, 大和田慶: 平均費用法に基づいた橋梁部材の最適補修戦略, 土木学会論文集, No.801/I-73, pp.83-96, 2005.
- 3) 飯田恭敬, 岡田憲夫編著: 土木計画学システム分析 現象分析編, 森北出版, 1992.
- 4) 坂元慶行, 石黒真木夫, 北川源四郎, 情報量統計学, 共立出版, 1983.
- 5) Lancaster, T.: *The Econometric Analysis of Transition Data*, Cambridge Univ. Press, 1990.