

論文 下水道コンクリート管渠の劣化予測における最適モデルの決定方法

田中 伸幸^{*1}・貝戸 清之^{*2}・鎌田 敏郎^{*3}・山中 明彦^{*4}

要旨：本研究では、大阪市の下水処理区にあるコンクリート管渠に着目し、管渠に対する目視点検データを用いた統計的劣化予測を行った。具体的には、大阪市の千島処理区を対象に、管渠のスパンごとに獲得された 3,047 サンプルの目視点検データに対してマルコフ劣化ハザードモデルを適用するにあたり、クラスター分析によりモデルに用いる説明変数を選定し、最適モデルの決定手法を提案した。その結果、管内径と施行年度という 2 種類の説明変数を含むモデルを最適モデルとして提示した。さらに、提案した最適モデルを用いて、管渠の期待劣化パスを導出し、大阪市におけるストックマネジメントに資する有用な情報を示した。

キーワード：下水道コンクリート管渠、マルコフ劣化ハザードモデル、クラスター分析、目視点検データ

1. はじめに

大阪市では、1894 年（明治 27 年）に近代的水道事業（中央部下水道改良事業）に着手し、下水道施設の拡張、改築更新および維持補修を進め、平成 24 年度末時点では、下水道管渠の総延長は約 4,900km にも及んでいる。このような膨大な管渠ストックに対して、平成 24 年度末時点において供用開始から 50 年以上経過した管渠が約 1,300km あり、管渠全体の約 27%を占めている。このように多くの管渠の老朽化が進行しており、今後ますます老朽管が増加していくことがわかっている。下水道管渠の老朽化は、道路陥没につながる可能性があり、このような事故を未然に防ぐためには、点検により管渠の状態を把握し、補修あるいは更新等の適切な維持管理を行う必要がある。しかし、下水道管渠のような埋設構造物は、橋梁や道路などの土木構造物に比べて、一般的に目視などによる点検調査を実施するには、多大な時間や労力を要する。そのため、大阪市でも、上記のような老朽管に対して、十分な点検を実施できていない現状がある。したがって、仮に下水道管渠に対して目視点検を実施し、点検結果が得られた場合は、その情報を活用し、今後の維持管理計画に役立てることが重要であると考えられる。

そこで、本研究では、大阪市の下水処理区にある下水道管渠の中でも特にコンクリート管渠に着目し、統計的劣化予測を行う。具体的には、管渠ごとに獲得された 3,047 サンプルの目視点検データに対してマルコフ劣化ハザードモデル¹⁾（2.参照）を適用するにあたり、管渠台帳より利用可能な項目（3.2 参照）に対して、クラスター分析を実施し説明変数の組み合わせを決定し（3.3 参照）、最適モデルの提案を行う（3.4 参照）。さらに、コンクリート管渠に対する実際の目視点検データを用い

て最適劣化予測モデルを推定するとともに、管渠の期待劣化パスを導出し（3.5 参照）、今後の下水道管渠のストックマネジメントにおける有用な情報を示す。

2. マルコフ劣化ハザードモデル

2.1 モデル化の前提条件

下水道管渠の目視点検データは通常、多段階の離散的な健全度として与えられる。いま、目視点検データが I 段階の健全度で評価されると考える。健全度 1 が新設状態であり、健全度 I はもっとも劣化が進行した使用限界状態である。このとき、ある下水道管渠の劣化過程が図-1 のように与えられたと仮定する。同図において、下水道管渠は時点 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。当該管渠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 は目視点検を実施した時点をそれぞれ表して

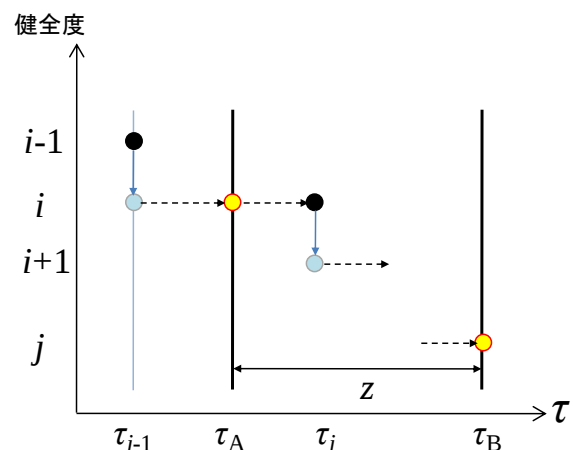


図-1 下水道管渠の劣化過程

*1 大阪大学大学院 工学研究科地球総合工学専攻 (学生会員)

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

*3 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)

*4 パシフィックコンサルタンツ (株) 大阪本社国土保全事業部 水工室室長 (非会員)

いる。同図にて容易に理解できるように、目視点検を通して劣化過程に関して獲得できる情報は、1 回目の目視点検の時点 t_A で健全度が i であること、2 回目の目視点検の時点 t_B で健全度が j であること、のみである。すなわち、目視点検は点検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 (t_{i-1} や t_i) を捉えることはできない。したがって、目視点検データを用いて劣化予測を行う場合には、このような目視点検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 回の目視点検の点検間隔 z 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。点検間隔はマニュアルなどで定められているものの、全ての下水道管渠に対して実施することは不可能であり一律ではない。点検間隔 z も変数であり、不確実性を含む。先述したように、目視点検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、目視点検データを用いて劣化過程を統計的に推計することで、下水道管渠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。下水道管渠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、目視点検データを用いて下水道管渠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非常に単純であり、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点検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点検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、点検間隔 z の間で健全度が i から j ($j > i$) に推移するマルコフ推移確率 π_{ij} を、

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

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

と定義する。ただし、表記上の規則として、

$$\begin{cases} \prod_{s=i}^{m-1} \frac{\theta_s}{\theta_s - \theta_m} = 1 & (m=i \text{ の時}) \\ \prod_{s=m}^{j-1} \frac{\theta_s}{\theta_{s+1} - \theta_m} = 1 & (m=j \text{ の時}) \end{cases} \quad (2)$$

を与える。上記は複雑な式となっているが、ハザード率 θ と点検間隔 z の 2 変数で構成されていることがわかる。点検間隔 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。目視点検データを用いたハザード率 (未知パラメータ) 推計の詳細は参考文献 1) に譲るが、ハザード率を推計するために必要な情報は、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、

$$\Xi^k = \{(i^k, j^k), z^k, x^k\} \\ = (\text{健全度, 調査間隔, 説明変数}) \quad (3)$$

となる。健全度 (i, j) と点検間隔 z は目視点検を通して獲得することができる。一方で説明変数 x 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、管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、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。説明変数には、管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、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。説明変数は、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、説明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点検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 $\Xi^k = \{(i^k, j^k), z^k, \bar{x}^k\}$ と記述する。ただし、記号「 $\bar{\cdot}$ 」は実測値であることを示す。マルコフ推移確率は指数ハ

ザード関数を用いて、式(1)のように表すことができる。マルコフ推移確率には各健全度におけるハザード率 θ_i^k が含まれるが、上述したように、ハザード率は（コンクリート管渠の）特性ベクトルによりサンプル個々に設定される。また、式(1)より明らかなようにマルコフ推移確率は点検間隔 $\bar{z}^k$ にも依存する。このことを明示的に表すために推移確率 π_{ij} を目視点検による実測データ $(\bar{z}^k, \bar{x}^k)$ 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、全点検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

$$\ln[L(\theta)] = \sum_{i=1}^{J-1} \sum_{j=i}^J \sum_{k=1}^K \delta_{ij}^k \ln[\pi_{ij}(\bar{z}^k, \bar{x}^k; \theta)] \quad (4)$$

と定義できる。式中、 δ_{ij}^k はダミー変数であり、

$$\delta_{ij}^k = \begin{cases} 1 & \text{1 回目の健全度が } i, 2 \text{ 回目が } j \text{ のとき} \\ 0 & \text{それ以外のとき} \end{cases} \quad (5)$$

を意味する。したがって、調査データ δ_{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、

$$\partial \ln[L(\hat{\theta})] / \partial \theta_i = 0 \quad (6)$$

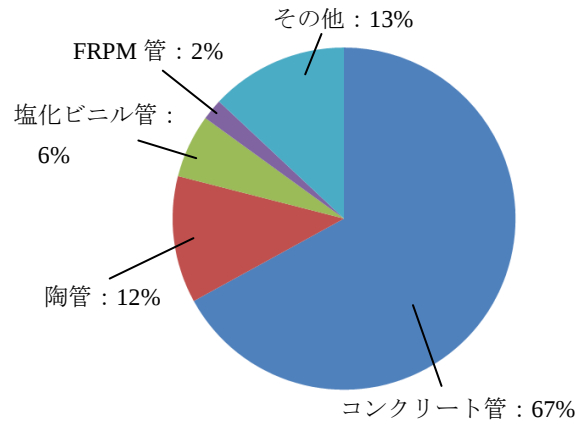
を同時に満足するような $\hat{\theta}$ として与えられる。このとき最適化条件は連立非線形方程式となり、ニュートン法を基本とする逐次反復法を用いて解くことができる。

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、千島処理区を適用事例として取り上げる。千島処理区の下水道管渠の総延長は約 137km に及び、使用されている管種は、コンクリート管、塩化ビニル管、FRPM 管など、様々である。図-2 に千島処理区の管種構成を示すが、コンクリート管が全体の約 67% を占めている。また、コンクリート管の平均経過年数は、平成 24 年度末時点で約 45 年と老朽化が進んでいることがわかる。以上のような背景を踏まえて、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点検の対象として、変形・クラック、侵食、勾配、目地不良および侵入水の 5 つの項目があげられる。本研究では、全処理区のデータ分析において劣化評価の支配的な項目と判断される、「変形・クラック」に着目した。変形・クラックは、管渠の状態に応じて表-1 に示す 4 段階の健全度で評価される。例えば、健全度 2 の管の状態 10% 以下とは、管渠の 1 スパンを構成する管体のうち、変形・クラックが確認される割合が 10% 以下であることを示している。な



*「その他」には、ダクタイル鋳鉄管、現場打ちコンクリート構造、ボックスカルバート等が含まれる。

図-2 下水道管種の構成

表-1 変形・クラック

健全度	評点	管の状態
1	0	なし
2	3	10%以下
3	6	10%超 20%未満
4	10	20%以上

表-2 説明変数の候補

番号	項目		ダミー変数の設定
1)	区間距離(mm)	x_1	なし
2)	土被り(m)	x_2	なし
3)	管内径	x_3	1 600mm 以上
			0 600mm 未満
4)	施工年度	x_4	1 1954～1981 年
			0 1954～1981 年以外
5)	液状化判定	x_5	1 極めて発生しやすい
			0 極めて発生しにくい
6)	重要路線	x_6	1 重要路線
			0 一般路線
7)	用地種別	x_7	1 車道
			0 車道以外

お、健全度は数値が大きくなるほど、劣化が進展していることを意味する。

3.2 説明変数の設定

マルコフ劣化ハザードモデルにおいて、コンクリート管渠の劣化因子を説明変数としてモデルに組み込むことにより、各因子が劣化に及ぼす影響を定量的に評価することが可能となる。管渠台帳の中から使用可能なデータとして、表-2 に列挙した 7 項目の説明変数の考慮が可

能であった。同表において、1)～2)項目に関しては、説明変数が連続値として観測される、定量的パラメータであり、各項目に対し、1種類ずつ説明変数が存在する。定量的パラメータでは、観測値を説明変数 x として直接利用（ただし、最大値を1として規格化）できる。一方、同表の3)～7)項目については、説明変数が離散的カテゴリーに分類される定性的パラメータである。定性的パラメータに関しては、表-2 右側に示すようにダミー変数として設定した。なお、「7) 用地種別」の「車道」および「車道以外」の2種類の分類に関して、「車道」には、「一般国道（指定区間）車道」、「一般国道（指定区間外）車道」、「府道（主要）車道」、「府道（一般）車道」、「市道（主要）車道」および「市道（一般）車道」が含まれており、「車道以外」には、「一般国道（指定区間）歩道」、「一般国道（指定区間外）歩道」、「府道（主要）歩道」、「府道（一般）歩道」、「市道（主要）歩道」、「市道（一般）歩道」、「公園」、「私有地（建物・建物下）」および「その他」が含まれている。

3.3 クラスタ分析を用いた説明変数の分類

マルコフ劣化ハザードモデルを適用するにあたり、クラスタ分析を用いてモデルに用いる説明変数を決定した。クラスタ分析とは、対象とするデータ間の距離を定義し、距離の近さによってデータをいくつかのクラスターに分類する方法である。距離は次式で定義されるユークリッド平方距離を用いる。

$$d_{ij}^2 = \sum_{k=1}^p (X_{ik} - X_{jk})^2 \quad (7)$$

$(i, j = 1, \dots, n)$

ただし、上式(7)は n 個の個体において p 個の変数 $X_{i1}, \dots, X_{ip}$ ($i=1, \dots, n$) が与えられた場合のユークリッド平方距離 d_{ij}^2 を示している。この方法を用いて、以下の手順により説明変数を決定する。まず、表-2 に示す説明変数の候補に対して、クラスタ分析を実施する。なお、全てのデータに対して基準化（平均0、分散1）を行っている。続いて、クラスタ分析の結果をもとに、デンドログラム（樹形図）を作成する。デンドログラムにより、説明変数の候補をいくつかのクラスターごとに分類し、各クラスターから説明変数の候補を1つずつあげ、マルコフ劣化ハザードモデルの説明変数として採用する。

本研究で対象とした千島処理区のコンクリート管渠に関するデータに対してクラスタ分析を実施した結果、図-3 のデンドログラムが得られた。このデンドログラムから、説明変数の候補を2つのクラスターに分類することがわかる。第1クラスターには、「1) 区間距離」、「2) 土被り」、「3) 管内径」および「6) 重要路線」の4種類の説明変数が含まれており、第2クラスターには、「4) 施工年度」、「5) 液状化判定」および「7) 用地種別」

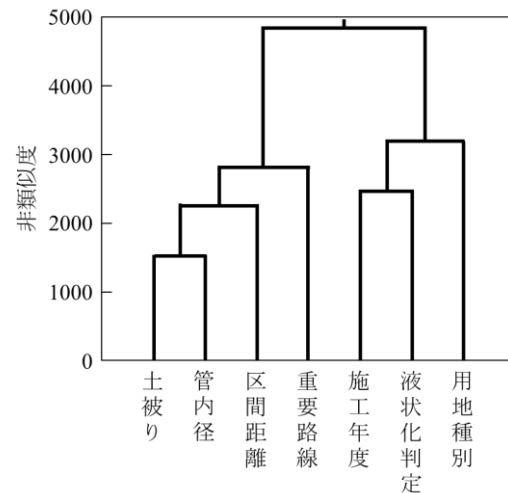


図-3 デンドログラム

表-3 説明変数の分類

第1クラスター	第2クラスター
1) 区間距離	4) 施工年度
2) 土被り	5) 液状化判定
3) 管内径	7) 用地種別
6) 重要路線	

の3種類の説明変数が含まれている（表-3 参照）。

3.4 最適モデルの推計

3.3 では、管渠台帳より使用可能な説明変数の候補に対してクラスタ分析を実施し、2つのクラスターに分類した。本節では、3.3 で得られた結果を利用し、マルコフ劣化ハザードモデルにおける最適モデルを提案する。具体的には、まず第1クラスターおよび第2クラスターからそれぞれ説明変数を1個ずつ採用し、合計 $4 \times 3 = 12$ 種類のモデルの推計を行う。次に、推計結果より得られた説明変数の t -値およびモデルのAICをもとに、最適なマルコフ劣化ハザードモデルを決定する。

まず、3.3 の結果より推計する12種類のマルコフ劣化ハザードモデルを定義する。各モデルの健全度 i におけるハザード率を、

$$\theta_i = \beta_{i,1} + \beta_{i,2}x_m + \beta_{i,3}x_n \quad \begin{cases} m=1,2,3,6 \\ n=4,5,7 \end{cases} \quad (8)$$

と定義し、パラメータ β の推計を行った。これらのパラメータ β のうち、 t -値の絶対値が1.96以上（有意水準5%）となるものが説明変数として採用される。例えば、ある説明変数の t -値の絶対値が大きくなればなるほど、その説明変数の説明力が強い、すなわち、その説明変数を考慮することによって生じるハザード率の変化が大きくなる。表-4 には、推計された説明変数の中で、 t -値の絶対値の上位10種類を示した。次に、モデルの最適性を調べるためにAICを算出した。AICは次式で定義される。

表－4 上位 10 種類の t-値

説明変数		説明変数の組み合わせ	健全度	t-値
3) 管内径	x_3	3) 管内径と 7) 用地種別	1	-17.182
3) 管内径	x_3	3) 管内径と 5) 液状化判定	1	-17.042
3) 管内径	x_3	3) 管内径と 4) 施工年度	1	-15.296
1) 区間距離	x_1	1) 区間距離と 7) 用地種別	2	-15.022
1) 区間距離	x_1	1) 区間距離と 5) 液状化判定	2	-15.014
1) 区間距離	x_1	1) 区間距離と 4) 施工年度	2	-14.850
4) 施工年度	x_4	1) 区間距離と 4) 施工年度	1	13.592
4) 施工年度	x_4	2) 土被りと 4) 施工年度	1	13.580
6) 重要路線	x_6	6) 重要路線と 7) 用地種別	1	-12.855
6) 重要路線	x_6	6) 重要路線と 5) 液状化判定	1	-12.245

$$AIC = -2\ln(L) + 2k \quad (9)$$

AIC は対数尤度 L と未知パラメータの数 k で決定され、AIC が小さくなるほど、観測データとモデルの当てはまり具合の観点から適したモデルであると言えることができる。表－5 に推計した 12 種類のマルコフ劣化ハザードモデルの AIC を昇順に示す。表－5 より、「4) 施工年度」を含む 3 種類のモデルの AIC が小さいことがわかる。また、表－4 に示した t-値についても、第 2 クラスターの説明変数としては「4) 施工年度」のみが、上位 10 種類に入っていることがわかる。よって、第 2 クラスターからは「4) 施工年度」を説明変数として採用する。一方で、第 1 クラスターからは、「3) 管内径」を説明変数として採用する。表－5 より、「4) 施工年度」を含まないモデルの中では、「3) 管内径」を含むモデルの AIC が最も小さくなっており、表－4 においても、健全度 1 のパラメータが上位を占めており、説明変数の説明力が高く、最適モデルの説明変数として採用した。以上のことから、3) 管内径および 4) 施工年度を説明変数としたマルコフ劣化ハザードモデルを最適モデルとして提案する。最適モデルの推計結果を表－6 に示す。同表の管内径に関するパラメータ $\beta_{i,2}$ が負の値を示すことから、管内径 600mm 以上の管渠ほど、劣化の進行が緩やかになることがわか

表－5 各モデルの AIC

説明変数の組み合わせ		AIC
第 1 クラスター	第 2 クラスター	
3) 管内径	4) 施工年度	7433.82
2) 土被り	4) 施工年度	7504.60
1) 区間距離	4) 施工年度	7507.10
3) 管内径	7) 用地種別	7613.97
3) 管内径	5) 液状化判定	7625.33
6) 重要路線	4) 施工年度	7666.44
1) 区間距離	5) 液状化判定	7794.80
1) 区間距離	7) 用地種別	7806.29
6) 重要路線	7) 用地種別	7907.80
6) 重要路線	5) 液状化判定	7920.87
2) 土被り	5) 液状化判定	8045.46
2) 土被り	7) 用地種別	8048.12

表－6 推計結果

健全度	定数項 $\beta_{i,1}$	管内径 $\beta_{i,2}$	施工年度 $\beta_{i,3}$
1	-4.296 (-52.893)	-1.503 (-15.296)	0.836 (9.840)
2	-3.870 (-26.109)	-0.728 (-4.053)	1.106 (7.201)
3	-2.858 (-47.608)	- (-)	- (-)
AIC		7433.82	

注) 括弧内は t-値を示す。

る。また、同表の施工年度に関するパラメータ $\beta_{i,3}$ が正値を取っていることから、1954～1981 年以外の時期に施工された管渠と比較して、1954～1981 年に施工された管渠の方が劣化の進行が速いことがわかる。これは、特に 1954～1981 年の時期に管渠の施工が集中していることも踏まえ下水道管渠の場合、劣化を「経年」のみで捉えることでは予測精度の向上には問題があり、経年劣化以外の劣化原因についても検討する必要があることを示している。なお、管内径および施工年度における健全度 3 のパラメータ $\beta_{3,2}$ 、 $\beta_{3,3}$ の「-」は、t-値の絶対値が 1.96 を下回り、パラメータが削除されたことを示している。

3.5 期待劣化パス

3.4 で推計した最適モデルのパラメータを用いて、期待劣化パスを算出する。以下に算出方法¹⁾³⁾について述べる。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 RMD_i^k は、生存関数 $\tilde{F}_i(y_i^k)$ を用いて、

$$RMD_i^k = \int_0^\infty \tilde{F}_i(y_i^k) dy_i^k \quad (10)$$

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

$$\tilde{F}_i(y_i^k) = \exp\left[-\int_0^{y_i^k} \theta_i(u) du\right] = \exp(-\theta_i^k y_i^k) \quad (11)$$

となることに留意すれば、健全度 i の期待期間長は、

$$RMD_i^k = \int_0^\infty \exp(-\theta_i^k y_i^k) dy_i^k = \frac{1}{\theta_i^k} \quad (12)$$

となる。期待期間長を健全度 1 から $I-1$ (本研究の場合は 4-1) まで算出し、その総和を取れば期待寿命を得ることができ、その際の劣化過程が期待劣化パスとなる。

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-4 に示す。図中の青色が「管内径 600mm 未満・施工年度 1954～1981 年以外」、赤色が「管内径 600mm 未満・施工年度 1954～1981 年」、緑色が「管内径 600mm 以上・施工年度 1954～1981 年以外」、紫色が「管内径 600mm 以上・施工年度 1954～1981 年以外」のコンクリート管渠をそれぞれ示している。最も劣化の進行が速いコンクリート管渠は、「管内径 600mm 未満・施工年度 1954～1981 年」のコンクリート管渠であることがわかった。よって、今後は、特に「管内径 600mm 未満・施工年度 1954～1981 年」のコンクリート管渠に対して、重点的な点検を実施して管渠の状態を把握し、管渠の老朽化に伴う道路陥没等の事故の未然防止に資する等の点検の判断指標にも適用可能と考えられる。

本研究では、大阪市の 12 処理区のうち千島処理区を対象としたが、大阪市には残り 11 処理区が存在する。そこで、別途 11 処理区においても、同様に最適モデルでの比較分析を行うと、千島処理区で得られた結果とは異なる結果を得た。これは、処理区ごとに劣化の要因や劣化の傾向が異なるためであると考えられる。よって、今後の大阪市の下水道管渠のストックマネジメントの実務運用は、PDCA サイクルによる予測精度の向上を目指す過程において、本手法に基づく劣化の要因に着目した地域分割 (処理区単位も捉われず)、点検方法あるいは事業優先度等を検討していくことが有効な手段であると考えられる。

4. まとめ

本研究では、大阪市の下水処理区にあるコンクリート管渠に着目し、管渠に対する目視点検データを用いた統計的劣化予測における最適モデルの決定方法を提案した。その結果、管内径および施工年度という 2 種類の説明変数を含むモデルを最適モデルとして提示した。さらに、提案した最適モデルを用いて、コンクリート管渠の期待劣化パスを導出した結果、管内径 600mm 未満・施工年

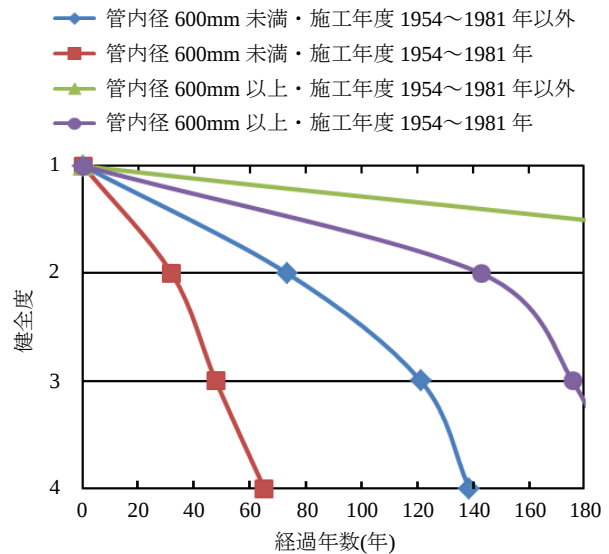


図-4 期待劣化パス

度 1954～1981 年の管渠の劣化の進行が最も速いことがわかった。よって、本研究によって得られた知見を踏まえた上記の劣化予測手法のプロトタイプが、

- ① 今後のストックマネジメントの精度の向上を目的とした点検調査や分析等を継続的に実施するための施設管理者におけるインセンティブの向上
- ② 事業実施のための説明責任に対する有効な情報提供の手法構築

に資するものと考え、また、その結果、管渠の老朽化に伴う道路陥没等の事故を未然に防ぐ等の管理者リスクの軽減に有効となることができると考える。

謝辞

本研究は、大阪市、大阪大学およびパシフィックコンサルタンツ (株) との共同研究「大阪市下水道管路施設を対象とした劣化予測手法の研究」の研究成果の一部である。また、大阪市建設局下水道河川部の原田俊崇係長、三井裕貴氏には、施設情報の提供や、本研究に対する実務的見解を賜った。ここに記して謝意を表する。

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: 平均費用方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) Lancaster, T.: *The Econometric Analysis of Transition Data*, Cambridge Univ. Press, 1990.