

調査データに基づく 下水道管渠の早期劣化の検出

上野 渉¹・水谷 大二郎²・熊井 健人³

¹ 非会員 東北大学大学院 工学研究科土木工学専攻 (〒980-8579 仙台市青葉区荒巻字青葉 6-6-06)
E-mail: wataru.ueno.r4@dc.tohoku.ac.jp

² 個人正会員 東北大学助教 工学研究科土木工学専攻 (〒980-8579 仙台市青葉区荒巻字青葉 6-6-06)
E-mail: daijiro.mizutani.a5@tohoku.ac.jp

³ 法人準会員 仙台市建設局 下水道事業部下水道調整課 (〒980-8671 仙台市青葉区国分町 3-7-1)
E-mail: kento_kumai@city.sendai.jp

一般的に下水道管渠は、供用開始直後の一定期間は劣化が発生しない状態が継続し、その後経年的に劣化が進展していくと考えられる。しかし、設計・施工段階における埋設地域の地理情報の不完備性等に起因して、供用直後から想定外に速く管渠の損傷や沈下等が発生する（早期劣化）場合がある。管渠の効率的な維持管理のためには早期劣化が発生している管渠を調査データから検出し、補修・更新や地盤改良等を実施することが望ましい。本研究では、早期劣化を考慮した統計的劣化予測モデルを用いて実際の調査データから下水道管渠の劣化過程を推定することにより、上記の早期劣化に関する考え方の妥当性を検証する。その上で、管渠の構造特性情報や地理情報などを用いて、早期劣化が発生しやすい管渠の特性に関する考察を行う。

キーワード：早期劣化，下水道管渠，統計的劣化予測，アセットマネジメント

1. はじめに

近年、社会基盤施設（以下、施設）のアセットマネジメントを目的とした統計的劣化予測に関する研究が盛んに行われている。本研究では施設として下水道管渠（以下、管渠）に着目する。適切な設計・施工がなされた管渠は、供用開始から一定期間は劣化が発生しない状態が継続し、その後経年的に劣化が進行していくと考えられる。しかし、設計・施工段階における地理情報の不完備性や、埋設時の施工精度等に起因して、供用開始後、早期に管渠の損傷や沈下等が発生する（早期劣化する）場合がある。早期劣化する管渠の分別や予測ができない場合、早期劣化管渠への効果の薄い事後補修の繰り返しや、過密な点検・調査間隔の設定により、長期的な維持管理費用の増大といった問題が発生する。加えて、管渠のような地下構造物については、点検・調査等の実施が地上構造物に比べて容易ではなく、既に蓄積された管渠の調査データ等から、早期劣化の事後的な検知や発生メカニズムを推定することが望ましい。そこで、本研究では観測可能な調査データから事後的に早期劣化を検出できる

モデルを提案し、実証分析を行う。その上で、提案モデルと他の劣化予測モデルを比較し、統計的な有意性を検証する。さらに早期劣化が発生しやすい管渠の特性について管渠の構造条件、埋設地域の地理情報と絡めて考察を行い、今後の管渠の維持管理に有用な知見を探る。以下、2.で本研究の基本的な考え方を述べる。3.で早期劣化を検出できるモデルを定式化し、モデルの推定方法を説明する。4.では実証分析を実施し、5.でまとめを述べる。

2. 本研究の基本的な考え方

(1) 既往研究

近年、点検・調査データから劣化過程の背後に存在する規則性をモデル化する統計的予測モデルに関する研究は数多く行われている。なかでも、劣化過程を離散的な状態変数で表現し、マルコフ推移行列を用いて劣化過程を記述するマルコフ劣化ハザードモデル¹⁾は汎用性が高い。当該モデルは、施設の劣化過程を管渠の構造・材料

特性といった観測可能な劣化要因を説明変数としたハザード率によって表現する。しかし、現実には同一の説明変数を持つ施設でも劣化過程は多様に異なり、当該モデルでの施設の劣化予測と実際の劣化過程が大きく乖離する場合がある。そこで、小濱等²⁾は説明変数だけでは記述できない観測不能な要因に基づくハザード率の変動を確率変数（異質性パラメータ）を用いて表現する混合マルコフ劣化ハザードモデルを開発した。当該モデルにより、非観測な劣化要因による影響を明示し、対象とする施設の劣化過程を、施設群全体の平均的な劣化過程や他施設の劣化過程と比較・評価できる。その結果、当該モデルを用いて、非観測な施工不良等による異常劣化の検知や、劣化事象への補修効果等を事後評価することが可能になった。水谷等³⁾は、橋梁床板の劣化速度への補修効果を評価するために、個々の床板に対して補修前後にそれぞれ異質性パラメータを設定して、補修による床板の劣化速度の抑制効果を明らかにした。小林等⁴⁾は、異なる事業者が管理する管渠を対象として、管渠の初期施工時の技術的問題に起因する異質性と管理上の問題に起因する異質性の双方を同時に考慮した混合マルコフ劣化ハザードモデルを提案し、事業者間での管理効率性を相対的に比較して施工・管理のあり方の改善による影響を定量的に評価した。

管渠のような地下構造物の設計・施工過程には、不確実性が多く絡む⁵⁾。橋梁など地上構造物は、設計時の環境条件（交通量、風荷重等）が明確であり、構造解析等により安全性を評価して設計が行われる。一方で、地中に施工される地下構造物は、地盤特性が非線形性や不均一性を示すこと、また、そもそも地理情報等を完全に獲得できない場合もあり、外力等の条件設定が難しい。結果、供用後早期に劣化が進行する事例がある。早期劣化が発生している管渠については、早急に補修・更新を行うことが求められるが、地下構造物ゆえ、供用後の環境条件や劣化状態の変化を頻繁に点検・調査するのは難しい。そこで、本研究では、早期劣化を考慮した統計的劣化予測モデルを提案する。その上で、実際の調査データを用いて実証分析を行い、早期劣化が発生する管渠を検出し、早期劣化が発生しやすい管渠の特性を構造条件や地理情報と結びつけて考察し、管渠の維持管理計画に有用な知見を獲得することを目指す。管渠を対象に統計的な劣化予測を行った研究は複数存在する^{6,7)}が、非観測な早期劣化の影響を定量的に評価した研究は少ない。小林等⁴⁾も各管渠の技術的問題に起因する異質性を考えて劣化予測を行っているが、異質性が供用期間全般に渡って影響すると考えており、供用開始後短期間に発生する早期劣化は検出できず、また、本研究では小林等の研究で生じる施設管理方針と劣化予測モデルの間の乖離について考慮している点で、本研究の新規性がある。

(2) 早期劣化

施設の埋設の際、地理情報が完備された上で設計・施工が行われ、施工精度も十分であれば、埋設後一定期間は設計時に見込んだ性能が発揮され、劣化は進行しないと考えられる。この期間を「最良状態維持期間」と呼ぶ。実際、多くのインフラ管理者は、新規供用施設は、一定期間性能を十分に発揮すると考え、点検・調査スケジュールや予算を組む。しかし、現実には地理情報を完全に獲得できない、初期施工の精度が低い等の理由で、最良状態維持期間が経過する前に劣化が進行する（早期劣化）施設もある。今、図-1を用いて早期劣化の考え方を説明する。今、観測可能な構造・環境条件が全く同一な2つの管渠A、Bを考える。管渠Aは早期劣化が発生せず、管渠Bは早期劣化が発生すると仮定する。マルコフ劣化ハザードモデルは、個々の管渠の劣化過程をハザード率を用いて表現するが、ここで、早期劣化の有無に応じて異なるハザード率を設定する。管渠Aでは、ある一定期間（最良状態維持期間）、劣化が発生しないと仮定し、その期間のハザード率は0となると考える。管渠Aは、最良状態維持期間後に、ハザード率が0より大きい値を取るマルコフ劣化ハザードモデルに従い、劣化が進展してゆくと考え。一方、管渠Bでは、最良状態維持期間が存在せず、供用開始直後から劣化が発生し得る（ハザード率が0より大きくなる）と考える。なお、管渠Aの最良状態維持期間終了後の劣化過程と、管渠Bの供用開始時点以後の劣化過程は等しいと仮定する。

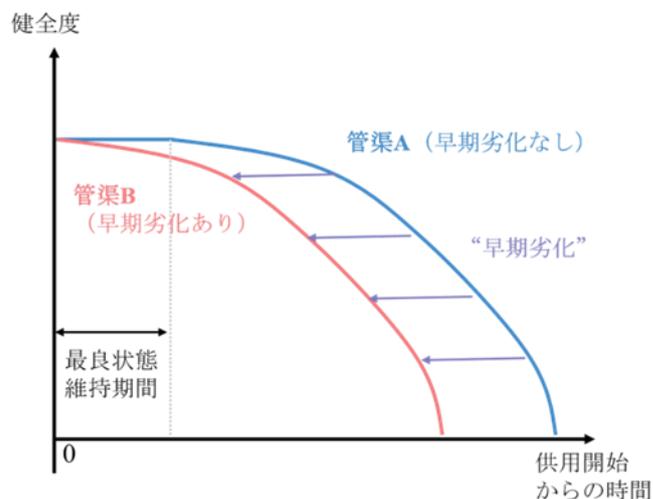


図-1 早期劣化の有無による劣化過程の違い

3. 早期劣化検出モデル

(1) モデル化の前提条件

施設の供用開始時点初期時点0とする離散的時間軸 $t = 0, 1, 2, \dots$ を考え、離散的な時間軸上の点を時点と呼ぶ。時点間の単位時間幅は一律に1とする。施設の劣化状態を、 I 個の離散的指標（健全度） $i (= 1, 2, \dots, I)$ で定義する。 i の値が大きいほど、劣化が進行していることを表している。今、時点 t における施設の健全度を状態変数 $h(t) = i$ と表現する。隣接する2時点間での劣化に起因した健全度の推移をマルコフ推移確率で表現する。 $h(t) = i$ が観測されているという条件のもとで、 $h(t+1) = j$ が観測される条件付き確率であるマルコフ推移確率 $\pi_{ij}(t)$ を次式で定義する。

$$\pi_{ij}(t) = \text{Prob}[h(t+1) = j | h(t) = i] \quad (i = 1, \dots, I; j = 1, \dots, I) \quad (1)$$

また、施設を補修・更新しない限り健全度は回復しないこと、健全度は I 個のいずれかの値であることから、

$$\pi_{ij}(t) \geq 0 \quad (i \leq j) \quad (2)$$

$$\pi_{ij}(t) = 0 \quad (i > j) \quad (3)$$

$$\sum_{j=i}^I \pi_{ij}(t) = 1 \quad (4)$$

が成立する。マルコフ推移確率は過去の劣化履歴には依存しない。つまり、時点 t で健全度 i の施設が時点 $t+1$ に健全度 j に至る確率は、施設の健全度が $i-1$ から i に推移した時点に拘わらず、時点 t における健全度のみに依存する。

(2) 早期劣化検出モデルの定式化

管渠 k ($k = 1, 2, \dots, K$) について、早期劣化発生の有無を表す01変数（早期劣化パラメータ）を δ^k と定義する。また、構造・環境条件を表す説明変数ベクトルを $\mathbf{x}^k (= (x_1^k, x_2^k, \dots, x_M^k))$ 、対応するパラメータベクトルを $\boldsymbol{\beta}_i (= (\beta_{1,i}, \beta_{2,i}, \dots, \beta_{M,i}))$ と定義する。（ただし、1番目の説明変数は定数項に該当する定数であり、 $x_1^k = 1$ とする。）施設 k の任意時点におけるハザード率 $\lambda_i^{k,p}$ は

$$\lambda_i^{k,p} = \begin{cases} \delta^k \cdot \exp(\mathbf{x}\boldsymbol{\beta}_i^T) & (i = 1) \text{ and } (p = 0) \\ \exp(\mathbf{x}\boldsymbol{\beta}_i^T) & \text{otherwise} \end{cases} \quad (5)$$

$$p = \begin{cases} 0 & (t \leq \tau) \\ 1 & (t > \tau) \end{cases} \quad (6)$$

と表せられる。 τ はモデルで求める最良状態維持期間であり、 p は任意時点が最良状態維持期間経過後か否かを表す01変数である。 p が同一値の場合、2時点 $t_1, t_2 (= t_1 + s)$ における、マルコフ推移確率は、既往研究¹⁾より、

$$\pi_{ij}^{k,p}(s) = \begin{cases} \exp(-\lambda_i^{k,p}) & (j = i) \\ \frac{\lambda_i^{k,p}}{\lambda_i^{k,p} - \lambda_{i+1}^{k,p}} \{-\exp(-\lambda_i^{k,p}) + \exp(-\lambda_{i+1}^{k,p})\} & (j = i + 1) \\ \sum_{q=i}^j \prod_{m=i}^{q-1} \frac{\lambda_m^{k,p}}{\lambda_m^{k,p} - \lambda_q^{k,p}} \prod_{m=q}^{j-1} \frac{\lambda_m^{k,p}}{\lambda_{m+1}^{k,p} - \lambda_q^{k,p}} \exp(-\lambda_q^{k,p}) & (j = i + 2, \dots, I - 1) \\ 1 - \sum_{j=i}^{I-1} \pi_{ij}^{k,p}(t) & (j = I) \end{cases} \quad (7)$$

と表せられる。ただし、表記上の規則として

$$\prod_{m=i}^{q-1} \frac{\lambda_m^{k,p}}{\lambda_m^{k,p} - \lambda_q^{k,p}} = 1 \quad (q = i) \quad (8)$$

$$\prod_{m=q}^{q-1} \frac{\lambda_m^{k,p}}{\lambda_{m+1}^{k,p} - \lambda_q^{k,p}} = 1 \quad (q = j) \quad (9)$$

が成立するとする。以上より、管渠 k の時点0（供用開始時点）での健全度が i 、時点 t での健全度が j と与えられたとき、この2時点間のマルコフ推移確率は、

$$\pi_{ij}^{k,p}(t) = \begin{cases} \pi_{ij}^{k,0}(t) & (t \leq \tau) \\ \sum_{l=i}^j \pi_{il}^{k,0}(\tau) \pi_{lj}^{k,1}(t - \tau) & (t > \tau) \end{cases} \quad (10)$$

と表せられる。

(3) 早期劣化検出モデルの推定方法

管渠 k の調査データには、供用開始時点0と最新の調査時点 \bar{z}^k 、両時点における健全度 $\bar{h}^k(0)$, $\bar{h}^k(\bar{z}^k)$ 、説明変数ベクトル $\bar{\mathbf{x}}^k$ の情報が記載されている。記号「 $\bar{\quad}$ 」は観測値であることを表す。調査時点における健全度に基づいて次のようにダミー変数 \bar{d}_{ij}^k を設定する。

$$\bar{d}_{ij}^k = \begin{cases} 1 & (\bar{h}^k(0) = i, \bar{h}^k(\bar{z}^k) = j) \\ 0 & (\text{otherwise}) \end{cases} \quad (11)$$

ダミー変数ベクトルを、 $\bar{\mathbf{d}}^k = (\bar{d}_{11}^k, \dots, \bar{d}_{I-1,I}^k)$ とする。施設 k の調査データが有する情報の集合を $\bar{\boldsymbol{\xi}}^k = (\bar{\mathbf{d}}^k, \bar{\mathbf{z}}^k, \bar{\mathbf{x}}^k)$ 、全施設の調査データが有する情報集合を $\bar{\boldsymbol{\Xi}}$ と表す。早期劣化検出モデルを推定する問題は、パラメータ集合 $\boldsymbol{\theta} = (\boldsymbol{\beta}, \boldsymbol{\delta}, \tau)$ を推定する問題となる。ただし、 $\boldsymbol{\beta} = (\boldsymbol{\beta}_1, \boldsymbol{\beta}_2, \dots, \boldsymbol{\beta}_{I-1})$, $\boldsymbol{\delta} = (\delta^1, \delta^2, \dots, \delta^K)$ である。 $\boldsymbol{\theta}$ に関する尤度関数 $\mathcal{L}(\boldsymbol{\theta} | \bar{\boldsymbol{\Xi}})$ は、

$$\mathcal{L}(\boldsymbol{\theta}|\bar{\mathbf{E}}) = \prod_{i=1}^I \prod_{j=1}^J \prod_{k=1}^K \{\pi_{ij}(\bar{z}^k, \bar{x}^k | \boldsymbol{\beta}, \delta, \tau)\}^{\bar{a}_{ij}^k} \quad (12)$$

と表せられる。また、 $\boldsymbol{\beta}_i, \tau$ の事前確率密度 $f(\boldsymbol{\beta}_i)$ と $g(\tau)$ を、多次元正規分布とガンマ分布で定義する。

$$f(\boldsymbol{\beta}_i) = \frac{1}{(2\pi)^{\frac{M}{2}} \sqrt{|\boldsymbol{\Sigma}_i|}} \exp\left\{-\frac{1}{2}(\boldsymbol{\beta}_i - \boldsymbol{\mu}_i)^T \boldsymbol{\Sigma}_i^{-1}(\boldsymbol{\beta}_i - \boldsymbol{\mu}_i)\right\} \quad (13)$$

$$g(\tau) = \frac{1}{\Gamma(\alpha)(\gamma)^\alpha} \tau^{\alpha-1} \exp\left(-\frac{\tau}{\gamma}\right) \quad (14)$$

α は形状パラメータ、 γ は尺度パラメータである。また、 $\delta^k (k = 1, 2, \dots, K)$ の事前確率 $P(\delta^k)$ は一様と考える。

$$P(\delta^k) = \begin{cases} 1/2 & (\delta^k = 0) \\ 1/2 & (\delta^k = 1) \end{cases} \quad (15)$$

このとき、 $\boldsymbol{\theta}$ の事後確率密度 $\chi(\boldsymbol{\theta}|\bar{\mathbf{E}})$ は

$$\chi(\boldsymbol{\theta}|\bar{\mathbf{E}}) \propto \mathcal{L}(\boldsymbol{\theta}|\bar{\mathbf{E}}) \prod_{i=1}^{I-1} f(\boldsymbol{\beta}_i) g(\tau) \prod_{k=1}^K P(\delta^k) \quad (16)$$

と定式化できる。事後確率密度 $\chi(\boldsymbol{\theta}|\bar{\mathbf{E}})$ は非線形な多項式となっており、解析的に求めることは困難である。そこでランダムウォーク法とメトロポリス・ヘイスティング法を組み合わせたアルゴリズムにより事前確率密度、事前確率からのサンプルを獲得し、その統計量によりパラメータをベイズ推定する。

4. 実証分析

(1) 使用データ

3.で示した早期劣化検出モデルを、仙台市が管理する管渠の調査データに適用する。管渠を流れる流体や管渠の材質により、管渠の劣化特性が異なることを考慮し、分析対象の管渠の排除方式は污水管、管種はヒューム管に限定する。調査は2004年から2018年にかけて実施されており、各管渠について17個の不良・損傷が3~4段階で評価されているほか、管渠の埋設位置・管渠の構造・環境条件に関するデータがある。早期劣化モデルを適用するため、次の手順で個々の不良・損傷の調査データから健全度を定義する。

- 仙台市の管渠判定基準を参考に、管渠の構造上影響のある6項目の不良（破損・鉛直クラック・水平クラック・鉛直ズレ・目地開き・腐食）を抜粋する。
- 各管渠毎に、6項目の不良発生率について、「S+Aランク不良発生率」、「Bランク不良発生率」、「Cランク不良発生率」を次のように計算する。

Xランク不良発生率

$$= \frac{X \text{ランクと診断された損傷数}}{\text{当該スパンの調査管本数}} \quad (17)$$

$(X = S + A, B, C)$

(厳密には、調査単位での管渠とは、複数の管渠の集合（スパン）である。本研究では、基本的に調査単位で管渠を見ること、および直感的な理解を進めるために、これ以降では管渠を調査単位での管渠（スパン）という意味合いで用いる。)

c) bで計算したランク不良発生率と表-1を用いて管渠の健全度を定義する。

なお、埋設時点での管渠に関する調査結果は存在しない。そこで本研究では、埋設時点での全ての管渠の健全度は1と仮定して、分析を進める。表-2に調査時点での管渠の健全度毎のサンプル数を示す。また、説明変数候補として、定数項(x_1)・管径(x_2)・舗装ダミー(x_3)を考える。管径は、全サンプルのうち最長のものが1になるように値の規格化を行う。舗装ダミーは表-3に示すように調査データに記載されている舗装種別に、0または1を割り当てたものである。各健全度のハザード率について、全ての説明変数の組み合わせを考え、早期劣化モデルを推定する。そして全ての説明変数パラメータ $\beta_{m,i}$ が収束し、かつモデルのWAIC値が最小になる説明変数の組み合わせを採用する。なお、対象パラメータ $\beta_{m,i}$ のGeweke検定統計量の絶対値が1.96を下回った場合に、そのパラメータが収束したと判断する。

表-1 健全度の定義

健全度	各調査項目のランク不良発生率で最も値が小さいもの		
	S+A	B	C
4	20%以上	α 40%以上	
3	0%以上 20%未満	α 0%以上 40%未満	α 60%以上
2	0%	0%	0%以上 60%未満
1	0%	0%	0%

表-2 点検時点での健全度毎のサンプル数

調査時点での健全度	サンプル数
1	1,360
2	1,203
3	1,508
4	272
合計	4,343

表-3 舗装ダミー変数の割り当てとサンプル数

舗装種別	舗装種別 サンプル数	舗装ダミー 変数	舗装ダミー 変数別 サンプル数
簡易舗装	2,437		
砂利・ 歩道ほか	9	0	2,698
市道以外	252		
A舗装	83		
L舗装	859		
B舗装	162		
C舗装	60		
緊急輸送路	405	1	1,645
D舗装	24		
国道45号	13		
国道48号	6		
国道4号	31		
軌道下	2		
合計	4,343		4,343

表-4 パラメータ推定結果(β, τ)

健全度 i		定数項 $\beta_{1,i}$	管径 $\beta_{2,i}$	平均ハザード率 λ_i	期待寿命 [年]
1	事後平均値	-1.619	-3.134	0.117	早期劣化 なし
	信用区間 下限5%	-1.747	-3.721		34.02
	信用区間 上限5%	-1.507	-2.498		早期劣化 あり
	Geweke 検定統計量	-1.222	1.781		8.583
2	事後平均値	-2.807		0.060	16.562
	信用区間 下限5%	-2.864			
	信用区間 上限5%	-2.752			
	Geweke 検定統計量	0.326			
3	事後平均値	-4.468		0.011	87.14
	信用区間 下限5%	-4.572			
	信用区間 上限5%	-4.365			
	Geweke 検定統計量	0.769			
τ	事後平均値	25.44			
	信用区間 下限5%	24.94			
	信用区間 上限5%	25.86			
	Geweke 検定統計量	1.208			

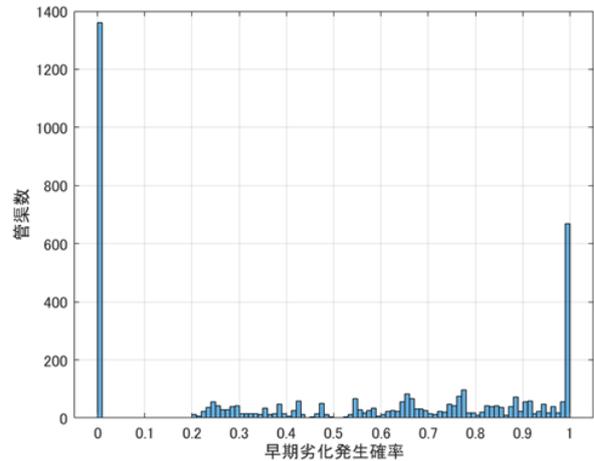


図-2 パラメータ推定結果(δ^k)

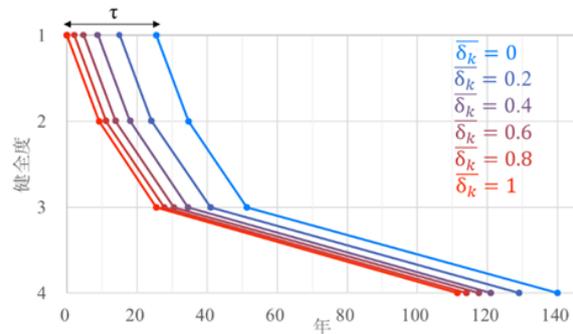


図-3 期待劣化パス

(2) 推定結果

パラメータ推定結果を表-4に示す。推定した結果、健全度1のハザード率と管径の間に負の相関が確認された。これは、管径が大きくなるにつれて管渠の厚みが増し、破損等が生じにくくなる可能性等が考えられる。健全度2,3のハザード率については、相関がある説明変数は確認されなかった。これより劣化が進行すると、経年による自然劣化が支配的になることがわかる。なお、平均ハザード率の計算に管径には全管渠の平均値を使用した。続いて、パラメータ δ^k の推定結果を図-2に示す。図-2の横軸は、 δ^k の事後平均値(δ^k)となり、管渠 k に早期劣化が発生する確率である。 $\delta^k = 0$ と推定された管渠数は1,360本であり、これらは全て調査時点で健全度が1であった管渠である。調査時点で健全度が2以降の管渠については早期劣化が起こっている可能性が示唆されたが、その発生確率については0.2程度から1までバラつきが確認された。この δ^k 値による劣化過程への影響を確認するため、 δ^k を変化させた場合の期待劣化パスを図-3に示す。図の期待劣化パスは、青いほど早期劣化の発生確率が低い場合、赤いほど早期劣化の発生確率が高い場合のパスを示している。 $\delta^k = 0$ の管渠と $\delta^k = 1$ の管渠では、最良状態維持期間の約25年分の違いが生じており、非観測な劣化要因による影響は無視できない

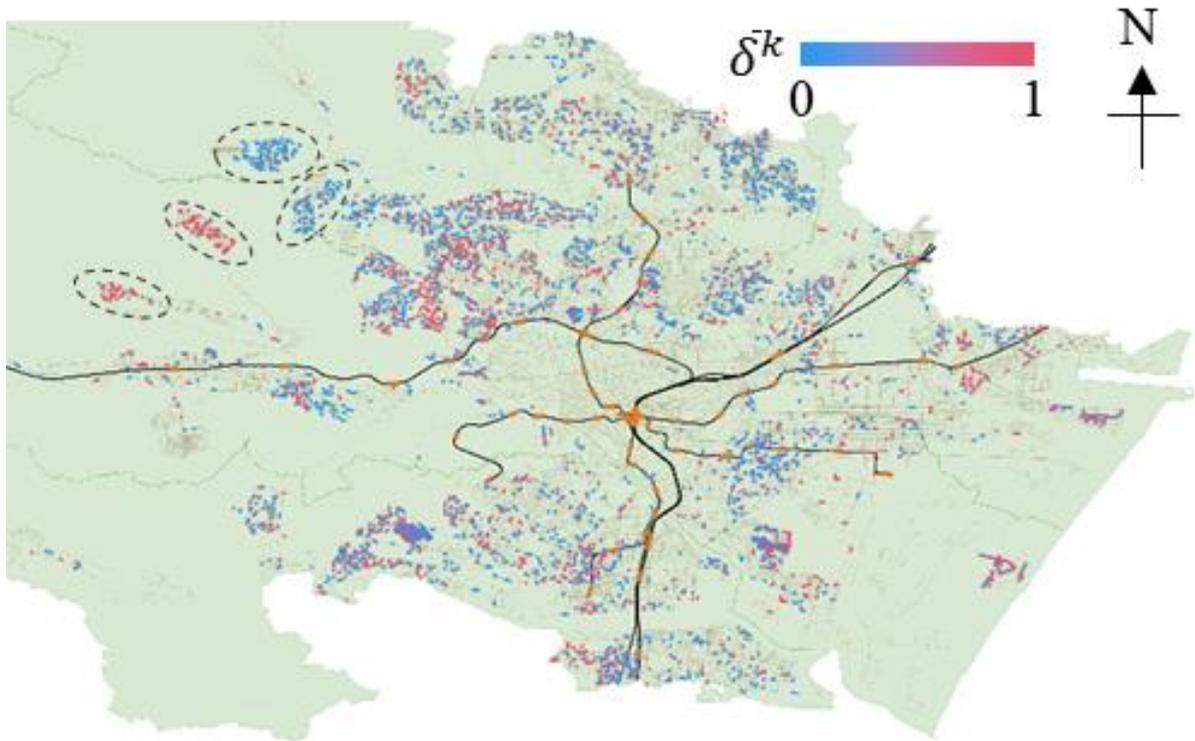


図-4 δ^k の空間分布（ベージュ線は分析対象外の管渠を表す）

ものといえる。最後にGISソフトウェアを用いて δ^k の空間分布を図示して、図-4に示す。（図-4の配色傾向は図-3と同じである。）この図より例えば、仙台市西部の複数の地区（黒色破線示した地区）では、同一地区内での早期劣化の発生傾向が等しく、その一方で、地区間での早期劣化の発生傾向には大きな差があることが確認できる。

5. おわりに

本研究では、管渠の早期劣化を考慮して統計的劣化予測を行った。そして各管渠の早期劣化パラメータを推定し、早期劣化発生確率による管渠の劣化過程の変化を定量的に示し、同パラメータの空間分布を示した。今後の研究方針として、提案した分析手法を、混合マルコフ劣化ハザードモデルを始めとする既往の統計的劣化予測モデルを用いた分析結果と比較して、統計的な優劣を比較する必要がある。また、早期劣化パラメータの値に影響を与える要因を、管渠の構造・環境条件の他、埋設地区の地質情報と絡めて考察を行っていく必要がある。実証分析結果を踏まえた、さらなる分析の結果や考察に関しては研究発表会にて発表する。

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定, 土木学会論文集No.801/I-73, pp.69-82, 2005
- 2) 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
- 3) 水谷大二郎, 貝戸清之, 小林潔司: 階層ベイズ法による補修効果の事後評価, 土木学会論文集F4 (建設マネジメント), Vol.69, No.3, pp.204-221, 2013
- 4) 小林潔司, 貝戸清之, 小濱健吾, 早矢仕廉太郎, 深谷渉: 事業効率性評価のための確率的劣化フロンティア分析, 土木学会論文集D3, Vol.72, No.2, pp.173-190, 2016
- 5) 亀村勝美, 池尻健, 串戸均, 笹尾春夫, 高橋晃, 山田浩幸: 地下構造物へのアセットマネジメント適用の現状と課題, 土木学会論文集F2, Vol.67, No.1, p1-p11, 2011
- 6) 田中伸幸, 貝戸清之, 鎌田敏郎, 山中明彦: 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: コンクリート工学年次論文集, Vol.36, No.2, 2014
- 7) 白柳博章, 北村幸定: 劣化確率を用いた下水道管の更新事業の評価, 土木学会論文集D3, Vol.72, No.5, I_65-I_72, 2016