



Title	下水道管渠のストックマネジメント計画策定に資する 統計的な劣化予測手法に関する研究
Author(s)	山中, 明彦
Citation	大阪大学, 2024, 博士論文
Version Type	VoR
URL	https://doi.org/10.18910/98800
rights	
Note	

The University of Osaka Institutional Knowledge Archive : OUKA

<https://ir.library.osaka-u.ac.jp/>

The University of Osaka

博士学位論文

下水道管渠のストックマネジメント 計画策定に資する統計的な 劣化予測手法に関する研究

山中 明彦

2024年6月

大阪大学大学院工学研究科

目 次

第1章 序論	5
1.1 背景と目的	5
1.1.1 背景	5
1.1.2 目的	8
1.2 論文の構成	10
参考文献	13
第2章 下水道コンクリート管渠のストックマネジメント	14
2.1 はじめに	14
2.2 マルコフ劣化ハザードモデル	15
2.2.1 目視調査スキームと獲得情報	15
2.2.2 マルコフ劣化ハザードモデルと推計	16
2.2.3 期待劣化パスと期待寿命の算出	18
2.3 期待ライフサイクル費用の算出	18
2.3.1 前提条件	18
2.3.2 改築修繕計画	19
2.3.3 劣化・修繕過程のモデル化	20
2.3.4 期待ライフサイクル費用の算出	21
2.4 適用事例	22
2.4.1 適用事例の概要	22
2.4.2 マルコフ劣化ハザードモデルの推計結果	23
2.4.3 コンクリート管渠の期待劣化パスと健全度分布	25
2.4.4 期待ライフサイクル費用評価	28
2.5 おわりに	30
参考文献	31
第3章 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	32
3.1 はじめに	32
3.2 マルコフ劣化ハザードモデル	32
3.2.1 モデル化の前提条件	32

3.2.2 マルコフ劣化ハザードモデルと推計	34
3.3 適用事例	35
3.3.1 適用事例の概要	35
3.3.2 説明変数の設定	36
3.3.3 クラスター分析を用いた説明変数の分類	37
3.3.4 最適モデルの推計	38
3.3.5 期待劣化パス	42
3.4 まとめ	43
参考文献	44
第4章 下水管渠の空間的劣化異質性に着目した重点管理区域スクリーニングと改築更新施策	45
4.1 はじめに	45
4.2 本研究の基本的な考え方	46
4.2.1 下水道施設のアセットマネジメントの現状と課題	46
4.2.2 劣化異質性	47
4.2.3 空間的劣化異質性の評価	48
4.3 混合マルコフ劣化ハザードモデルと推定	49
4.3.1 モデル化の前提条件	49
4.3.2 混合マルコフ劣化ハザードモデルの定式化	50
4.3.3 目視点検データとハザード率	52
4.3.4 未知パラメータの階層ベイズ推定	53
4.4 重点管理区域のスクリーニング	55
4.4.1 カーネル密度推定法	55
4.4.2 デュアル・カーネル密度推定法	57
4.5 実証分析	58
4.5.1 データベースの概要	58
4.5.2 管渠の劣化予測結果	60
4.5.3 重点管理区域のスクリーニング	65
4.6 管渠改築更新シミュレーション	68
4.6.1 前提条件	68
4.6.2 改築更新施策シミュレーション	69
4.6.3 シミュレーション	70
4.7 おわりに	72

第5章 空間マッピングを用いた下水管渠の健全度シミュレーションと改築更新区域の抽出	81
5.1 はじめに	81
5.2 本研究の基本的な考え方	82
5.2.1 下水管渠に対する調査	82
5.2.2 地理空間情報の活用と本研究の目的	83
5.2.3 空間的補間手法	84
5.2.4 改築更新工事の集約化	85
5.3 混合マルコフ劣化ハザードモデルによる調査実施管渠に対する劣化予測手法	86
5.3.1 モデル化の前提条件	86
5.3.2 混合マルコフ劣化ハザードモデルの定式化	87
5.3.3 ハザード率と期待劣化パス	89
5.4 空間マッピングモデルによる調査未実施管渠に対する劣化予測	90
5.4.1 クリギングの概要	90
5.4.2 回帰クリギング	91
5.4.3 空間マッピングモデル	95
5.5 改築更新対象区域のスクリーニング	97
5.5.1 カーネル密度推定法	97
5.5.2 デュアル・カーネル密度推定法	98
5.6 実証分析	100
5.6.1 データベースの概要	100
5.6.2 実証分析の流れ	101
5.6.3 期待劣化パスおよび部分的劣化速度分布	101
5.6.4 空間的自己相関の検定	103
5.6.5 回帰クリギングの推定結果	103
5.6.6 大阪市全域の健全度シミュレーション	105
5.6.7 改築更新区域のスクリーニング	106
5.7 おわりに	108
参考文献	114
第6章 結論	119
参考文献	121

第1章 序論

1.1 背景と目的

1.1.1 背景

高度経済成長期を中心として集中的に建設されたインフラ施設は、国民生活の快適性の向上に大きく寄与してきたが、施設の供用年数の経過とともに老朽化が進行し様々な不具合や事故等が発生しリスク管理上大きな社会問題となってきている。これらインフラ施設も日常的に一般市民の目に触れる道路や橋梁といった施設に対し、本研究のテーマとなる下水道の管路施設は、全国の総延長が49万km(図-1.1)にもおよび、主に既成市街地下に網羅的に敷設されていてその大多数が埋設管であり老朽化の状況がほとんど認識されていない施設が多数存在する。今後の下水管路のようなインフラ施設の維持管理における課題は、施設の状態をいかに効率的(時間とコスト)に把握するかと、限りある財源の中で最適な改築、修繕、対策を決定していくプロセスを、戦略的に実行していくことが重要であると考える。特に下水道の維持管理の財源は一般市民からの下水道使用料から賄われるものであることから、財源活用のプロセス(どこにどう使われているのか)に対する説明責任も求められる。また、今後の少子高齢化により、下水道の維持管理に必要となるリソース(ひと もの かね)の確保も困難となることが予想され、特に下水道施設を管理する自治体職員の減少や、現場で維持管理の実務を実践している民間企業の人員確保にも大きな課題を抱えている。図-1.2に下水道事業における施設の供用期間とリソースの関係を示す。下水道事業は建設当初から建設のピークを迎える、現状の処理人口普及率は92.9%（令和4年度末）²⁾となっており（図-1.2：現在位置）その結果建設ピーク時から比べると確実にリソースが縮小され、将来の維持管理のリソースの増加に対応できない可能性が高い。しかしながら図-1.2の青着色(リソース不足)に示す今後発生すると考えられる維持管理事業量の増加分、すなわち下水道施設を利用者である一般市民にそのサービスを持続的かつ安定的に提供していくためには将来どのくらいのリソースの確保が必要なのかについて、特に地下埋設物が大半を占め、維持管理上もっとも把握が困難となる下水道の老朽化の状況について、事業の受益者である一般市民に対して視覚化等も考慮してできる限りわかりやすく説明をしていくことにより、対策の実施に対する理解及び合意形成を確立していくことが重要な課題となる。その分析ツールとして注目されてきた手法が下水道施設のアセットマネジメントの構築とそれをもとに戦略的に策定されるストックマネジメント³⁾である。ストックマネジメントは主に下水道を管理している事業者単位において策定されるものであり、特に重要なのは将来の下水道事業を継続的に実施していくための事業量の算定

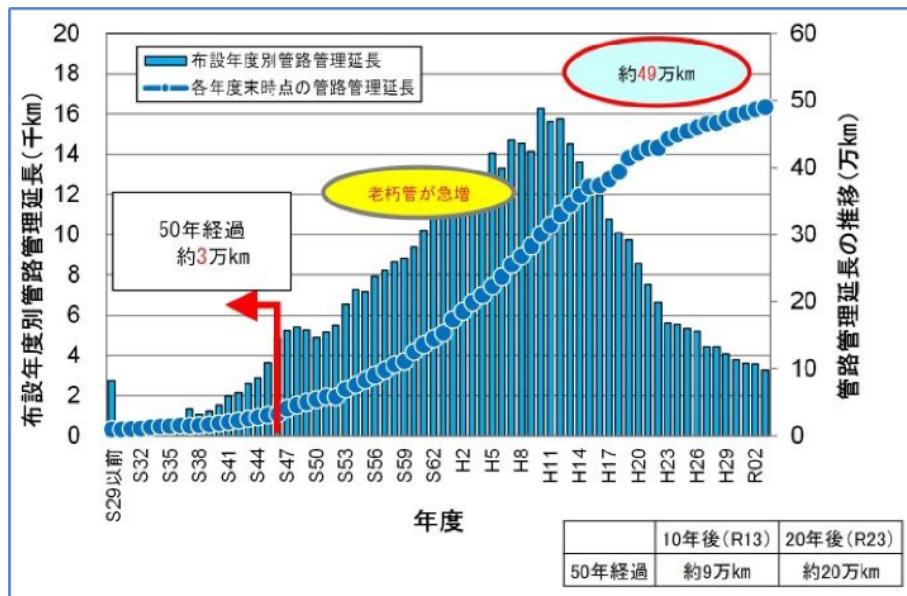


図-1.1 布設年度別管路延長¹⁾

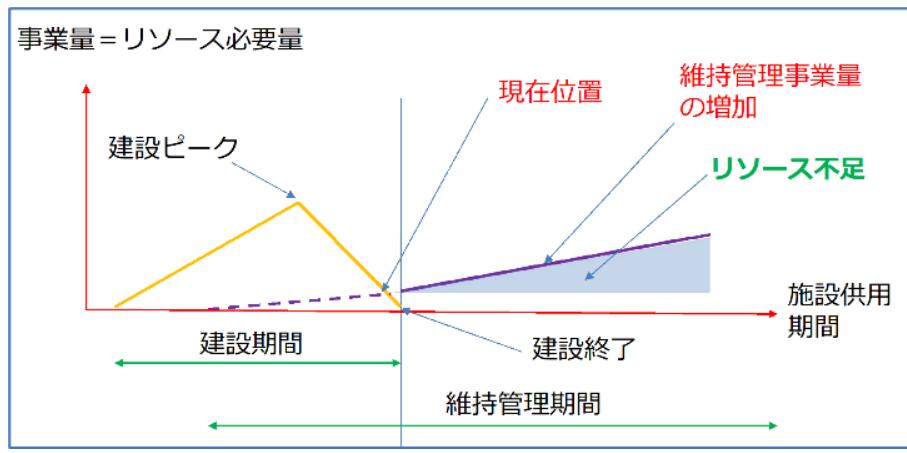


図-1.2 施設の供用期間とリソースの推移

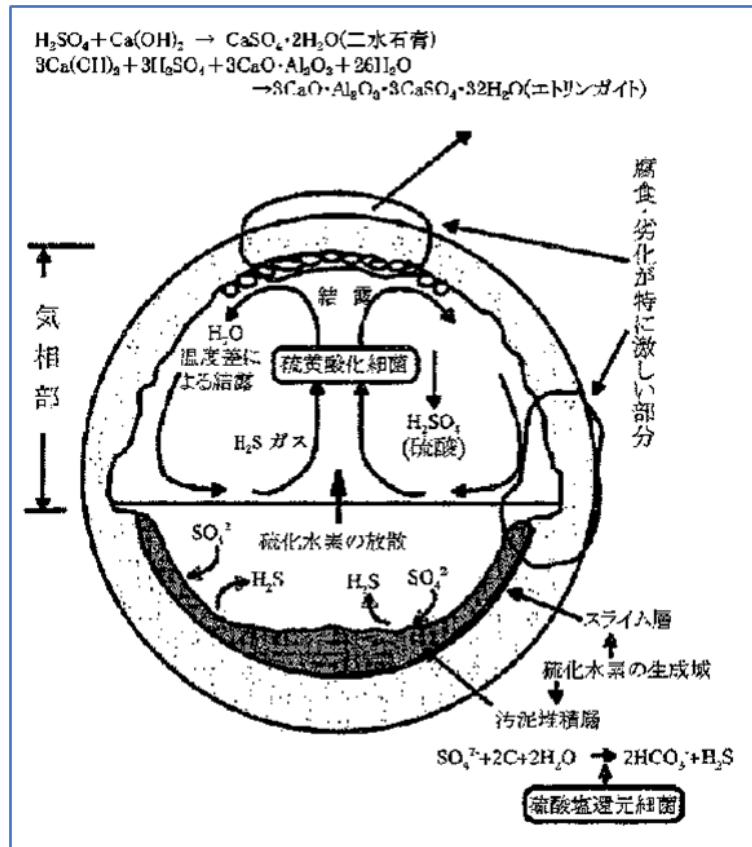


図-1.3 下水道施設に特有な硫酸によるコンクリート腐食メカニズム³⁾

における精度の確保であると考えている。前述したが下水道施設の中でも特に管路施設は地下埋設物であることからストックマネジメントの策定においても様々な課題があり、特にその劣化メカニズムの把握が極めて困難であるとされている。下水道管路施設は下水道管渠、マンホール、取り付け管等の構造物で構成されており、特に管渠は劣化を促進する要因が、管渠の内部及び外部に多数存在している。具体的には、市街地内のビルピットや伏せ越し部、管渠の逆勾配や蛇行部等において、管渠内部における堆積物や管渠の勾配不良等による汚水の滞留によって下水道管渠内に硫化水素が発生し、化学的な反応プロセスに(図-1.3) よって管渠の内面が腐食し、腐食深度の進行に伴って管渠の構造的破壊を招くような硫酸腐食による劣化がある。また、管渠外部の要因としては、埋設管渠の上部を通行する車両の交通による継続的な荷重載荷や振動が生じ、その結果クラック等の発生が起こるケースや、宅地造成や海岸埋め立て地区等の盛土部の軟弱地盤地域における地盤沈下による管渠の継手ずれや勾配不良が認められるケース、過去の地震の揺れや液状化による管渠の継ぎ手の損傷、目開きの発生が確認されたケースがある⁴⁾。従って、それらの劣化環境と劣化メカニズムを特定することが下水道のストックマネジメントにおける精度の向上を求めるうえでの重要な課題ではあるが、車両通行量等の埋設条件、地域特性、地盤状況等多岐にわたり、複雑な劣化メカニズムの特定そのものを全施設にわたって個々に調

査、分析することは極めて困難である。そのため取得可能なデータから効率的に精度や説明力といった社会ニーズに求められる課題に対応する分析手法の確立が必要となることが本研究の背景となる。

1.1.2 目的

以上のような背景から、本研究ではストックマネジメントを構築する上で特に重要な下水道管渠の劣化メカニズムや劣化環境の特定を客観的に説明する手法として、統計的な劣化予測分析手法によって得られる期待寿命（期待劣化パス）を定量的な評価として算定する。また、下水道事業者が管理する下水道台帳等から取得されるデータ項目を劣化の要因となる説明変数として設定し劣化現象との相関関係を分析することにより劣化要因の特定を行っていく。本研究にて得られた分析結果は、下水道管理者や下水道の受益者である一般市民に対しても今後の下水道事業の持続的な運用に必要となるリソース（ひと ものかね）の確保に関する合意形成を求めるための重要な意思決定ツールとなることも念頭に入れながら、視覚的な配慮も考慮しながら分析手法の開発を行っていくものとする。以上のような目的に対して、本研究成果のストックマネジメント策定への反映について具体的な項目については、国土交通省が提示するストックマネジメントガイドライン（図-1.4 ストックマネジメント実施フロー参照）に基づけば以下2CASEへの適用が考えられる。

CASE1：ストックマネジメント策定における長期的な改築事業のシナリオ設定 ④長期的な改築事業シナリオ設定（図-1.4）

ストックマネジメント策定は、一般的には施設管理者（地方自治体等）が管理する施設全体を対象に計画策定を行うことが求められており、計画策定における最適手法の確立が最も重要であって、手法が確立されることにより漠然としていた将来の維持管理に必要なリソースの全貌をより定量的、視覚的に把握されることが可能となり、今後必要となる財源の確保の必要性についての問題提起や手法に関する議論や一般市民の同意を得る等の様々な意思決定プロセスへの根拠を構築することにつながっていくものと考えている。下水道管路施設のストックマネジメントを策定するうえで特に着目すべき点は、下水道管路の期待寿命、いわゆる下水道管路がどの程度の期間有効に機能するか等、管路の劣化予測技術の開発が重要な課題となる。期待寿命の数値（年数）によって将来の事業量の把握が可能となり、期待寿命の短い管路については早期の対策を実施する等の修繕、改築のアクションプランにおける優先順位の設定の根拠を作成することも可能である。

CASE2：ストックマネジメント策定におけるリスク評価 ②リスク評価（図-1.4）

リスク評価は、影響度×発生確率（図-1.5）のリスクマトリクス³⁾で評価されるものであるが、本研究の反映を踏まえれば、特に発生確率、すなわち劣化進行がより顕著に顕在化する管渠もしくは地域等を特定することを目的としてその結果の説明力や視覚的な説得

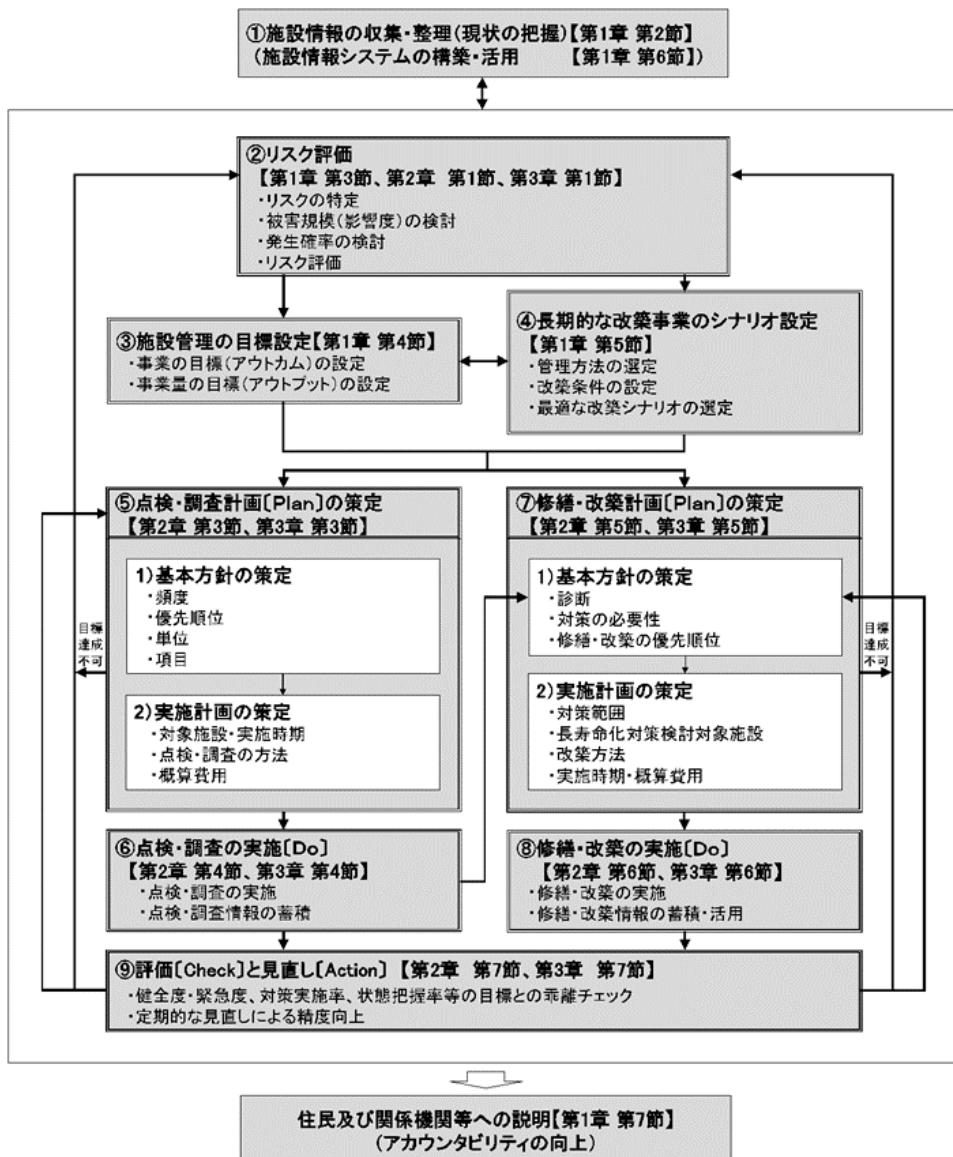


図-1.4 ストックマネジメントの実施フローの例³⁾

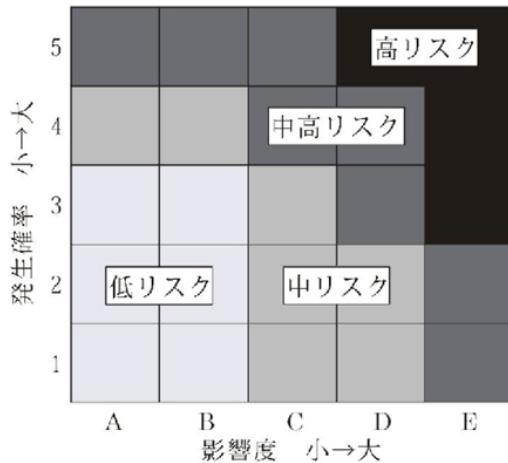


図-1.5 リスクマトリクス³⁾

性の確保等が重要な要素となる。そのため、本研究では、取得可能なデータから管渠の劣化メカニズムや劣化管渠の特定に関してその手法や実施設を用いた検証も踏まえた手法の適用性の評価を実施する。

1.2 論文の構成

本論文は4つの章で構成される。いずれの章も実際の下水道事業を所管する自治体をフィールドとして自治体が構築している下水道台帳及び維持管理台帳のTVカメラによる管渠の点検データを用いて、統計学的な手法によるマルコフ劣化ハザードモデル⁵⁾、混合マルコフ劣化ハザードモデル等⁶⁾にて劣化予測を実施して自治体保有の下水道管渠の期待寿命を算定する。本研究では、維持管理情報のデータベースを含む下水道台帳から劣化予測に必要となる点検項目を抽出し、項目ごとに保存されているデータを用いて分析を実施するが、劣化進行の原因となる項目に関するデータを個別に抽出して予測精度の確認による各項目の説明力を評価しながら予測結果を算定する。劣化予測分析の目的として、1.1にも記述したが、将来の投資予算シミュレーションに適用される期待寿命の算定と投資対象の施設優先度を決定するための数値根拠の算定に大きく分類される。具体的には、第2章では、自治体が管理する12の下水処理区のうちの1処理区（管渠総延長約600km）の管渠に対しその延長の55%を占めているコンクリート管渠に対し、下水道台帳によって管理されている管渠のTVカメラ調査結果2679スパンデータをもとに、統計学的分析手法であるマルコフ劣化ハザードモデルにて劣化予測を実施し、管渠の内径高さが300mm～600mmの管渠の平均的な期待寿命が60.3年、また内径高さ600mm以上の管渠の平均的な期待寿命が146.0年の結果を得た。分析の際に、管渠の劣化と相関関係にあるデータを特性変数項目として2変数（管渠1スパンの区間距離及び管渠の内径高さ）を考慮した結果、区間

距離が長い管渠ほど劣化の速度が緩やかになる（ハザード率が小さくなる）傾向がみられ、また管渠の内径高さが大きいほど管渠の劣化進行が緩やかであるとの結果を得た。この結果は、下水道管渠のストックマネジメントを実施する上で統計的手法による期待寿命が定量的な数値根拠として有効活用できる可能性を示すことができた。第3章ではさらに、第2章とは異なる1処理区（管渠総延長約137km）の管渠に対しその延長の67%を占めているコンクリート管渠に対し、下水道台帳によって管理されている管渠のTVカメラ調査結果3047スパンデータをもとに、マルコフ劣化ハザードモデルにて劣化予測を行うが、劣化予測に際し適用する特性変数について、第2章では区間距離及び管渠の内径高さの2変数を説明変数として設定し劣化との相関を評価、検証したが、下水道台帳にて保有している管渠に関する項目（データ）はその他にも多数存在し、最も有効な説明変数の組み合わせが予測精度の確保に大きく関わることを鑑みて、第3章では、さらに適用項目を拡大して、複数の保有データ各項目の組み合わせについて2種類の説明変数のカテゴリーに分類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た最適モデルの提案を行いさらにその結果を用いてコンクリート管渠に対する実際のTVカメラ調査の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、管渠の期待寿命を算定した。その際に、本分析の結果説明変数の最適な組み合わせとして1) 管内径と4) 施工年度の組み合わせが最適なモデルであるとの結果を得た。よって、最適モデルでのマルコフ劣化ハザードモデルにて劣化予測を実施した結果、管内径が600mm未満で、ある特定の施工年度において建設された管渠が最も劣化進行が速いことが判明した。このことは、ストックマネジメントの策定において、今後の点検や改築事業の優先性を評価する手法として有効な分析手法であるという結論を導くことができ、以降の研究として、単なる数値解析から、統計学的手法の確立により更なる劣化予測の精度や、ストックマネジメントの策定に寄与する多くの情報やその根拠を導出させる可能性を鑑みるきっかけとなった。第2章、第3章では、フィールドとなる自治体における下水道管理台帳から取得可能な点検データをもとに劣化予測を試みたが、実際のところ自治体の所管する施設は膨大であり、全施設すべてを対象とした点検データの取得は現実的ではない。そのため第4章では、限られた点検データ取得範囲において改築事業等の優先性の高い管渠が密集する区域を抽出するためのスクリーニング技術として、劣化速度が速い改築対象となる管渠の密度が相対的に高い区域をスクリーニングするとともに、重点管理区域の管渠を集約的に改築修繕するための方法論を提案した。具体的には、下水道管渠に対するTVカメラ等の点検データを用いて、管渠の劣化過程を混合マルコフ劣化ハザードモデルで表現し、劣化速度の異質性に関するベンチマーク分析を行い、個々の管渠の異質性パラメータを推定した。その結果、フィールドとなる自治体の24行政区のうち沿岸部の8行政区において劣化速度が速い傾向にある事が判明した。沿岸部は埋立地が多いことから地盤の沈下による管渠の損傷が原因であると想定できることから、本分析手法が、点検、調査や改築事業等の重点管理区域として設定することの根拠

となる可能性を示すことができる。次に、異質性パラメータ値と管渠の位置情報から、デュアル・カーネル密度推定法⁷⁾を援用して、劣化速度の空間的異質性分布を評価した。この空間的異質性分布に基づいて、劣化速度が速い管渠が密集する重点管理区域をスクリーニングするとともに、数値シミュレーションを通して管渠の改築修繕施策を検討した。その結果、第5章では、点検を実施した管渠だけでなく、点検未実施管渠を含めた全管渠に対して、ストックマネジメントを策定する方法論を提案する。具体的には点検実施管渠において部分的に獲得された点検データを用いて、全管渠の劣化予測と状態シミュレーションを実施した。点検未実施管渠の劣化予測を行う方法としては、点検実施管渠を対象に推定された劣化予測モデルを点検未実施管渠に移転して使用する。本研究における基本的な論理として、地中環境には距離に依存した同質性が認められ、点検実施管渠とその周辺の点検未実施管渠との劣化速度の間には類似性が存在し、その類似性によって劣化要因の多様性を集約的に表現できる可能性があると考えた。そのため、劣化速度の空間的関係性を考慮することにより、点検実施管渠の劣化速度に基づいて、点検未実施管渠の劣化速度を記述するようなルール（空間マッピングモデル）を見出して点検未実施管渠も含めた全ての管渠の劣化予測と状態シミュレーションを実施した。さらに、これらの結果を活用して健全性の低い管渠が密集する区域をスクリーニングして老朽管渠の空間的集積傾向を視覚化し、改築更新工事の集約化を図る。それらを実行するため本研究では点検実施管渠の劣化予測結果に対し、劣化速度に関する回帰クリギング手法により、点検未実施管渠に対する劣化速度を空間的に補間するための方法論を提案した。さらに、推定された劣化速度を用いて予測される健全度情報をもとに、デュアルカーネル密度分析を援用して、健全性の低い管渠が密集する区域をスクリーニングした。

参考文献

- 1) 国土交通省: 下水道の維持管理, 2021.
- 2) 国土交通省: 令和 4 年度末の汚水処理人口普及率について, 2023.
- 3) 国土交通省水管理・国土保全局下水道部 国土交通省国土技術政策総合研究所下水道研究部: 下水道事業のストックマネジメント実施に関するガイドライン-2015 年版-, 2015.
- 4) 国土交通省国土技術政策総合研究所 下水道研究室: 平成 28 年熊本地震における下水道管路施設被災の特徴と対策, p. 12, 2017.
- 5) 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.
- 6) 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ク, 土木学会論文集 A, Vol.64, No.4, pp.857–874, 2008.
- 7) 斎藤知範, 島田貴仁, 原田豊: 小学生の犯罪被害リスクに関する地理的分析－デュアル・カーネル密度推定を用いて－, 第 15 回地理情報システム学会学術研究発表大会講演論文集, pp. 301–304, 2006.

第2章 下水道コンクリート管渠のストックマネジメント

2.1 はじめに

ストックマネジメントを実践する上で、土木施設の劣化予測とライフサイクル費用評価は基幹技術であるといえる。前者の劣化予測技術に関しては、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⁾⁻³⁾。しかし、下水道管渠のような埋設構造物に着目すると、橋梁や舗装などの他の土木施設と比べて、目視調査の実施そのものが困難である場合が少なくない。しかしながら、管渠のような埋設構造物に対しても、目視調査を通して健全度データを継続的に獲得し、劣化予測に有効活用する努力を継続していくことがストックマネジメント実現の要件となる。

劣化予測を達成した時点で、下水道管渠のストックマネジメントにおける次の目標は、期待ライフサイクル費用の最小化^{4), 5)}を実現するような最適改築修繕計画を決定することである。ここで、改築修繕計画とは、改築更新を含めた修繕の実施時期、方法および費用を記述した維持管理の方針である。また、期待ライフサイクル費用は、1) 管渠の目視調査や修繕・改築更新も含めた直接的費用と、2) 管渠の破損に伴って周辺の道路、施設および利用者に与える損害や、復旧期間中に供用を停止した場合の社会的費用（以下、2)を社会的損失と呼ぶ）で構成される。頻繁に管渠の調査、修繕、改築更新を実施すれば、直接的費用が増加する。その一方で社会的損失は抑制される。このように、直接的費用と社会的損失の間にはトレードオフ関係が成立することに留意が必要である。

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（健全度）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。さらに、劣化予測結果に基づいて期待ライフサイクル費用最小化を実現するための最適改築修繕計画の決定方法を提示する。最後に、以上の提案手法の妥当性を実際のコンクリート管渠を対象とした適用事例を通して実証的に検証する。これにより、下水道管渠のストックマネジメントのあり方に関する基礎的な方法論を示すとともに、下水道施設管理者に対しても有益な知見を提供するものと期待できる。以下、2.2でマルコフ劣化ハザードモデルの概要について述べる。2.3で期待ライフサイクル費用最小化に基づく最適改築修繕計画の決定方法について述べる。2.4で大阪市が管理するコンクリート管渠への適用事例を詳述する。

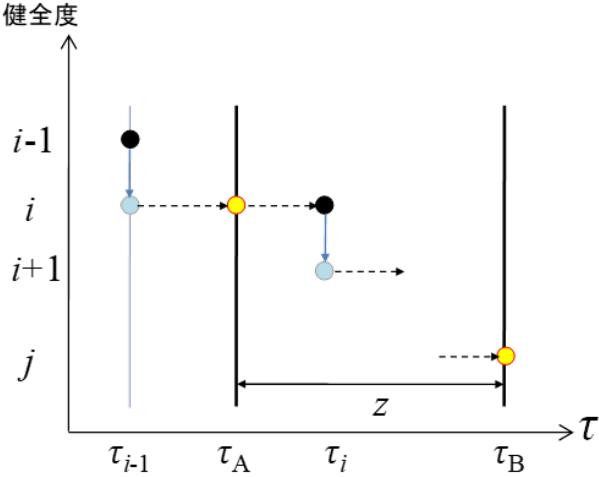


図-2.1 土木施設の劣化過程

2.2 マルコフ劣化ハザードモデル

2.2.1 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-2.1 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と考える。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 ($z = \tau_B - \tau_A$) 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。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。そのために、現実に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、現在の調査体制の中で、現場で獲得できる情報を出発点としてモデル構築を図ることが可能な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^{4, 5)}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改築修繕計画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ストック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。

2.2.2 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前節で述べた課題を克服した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、多段階の指數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 ($j \geq i$) に推移するマルコフ推移確率 π_{ij} ($i = 1, \dots, J$; $j = i, \dots, J$) を、

$$\pi_{ij}(z) = \sum_{m=i}^j \prod_{s=i}^{m-1} \frac{\theta_s}{\theta_s - \theta_m} \prod_{s=m}^{j-1} \frac{\theta_s}{\theta_{s+1} - \theta_m} \exp(-\theta_m z) \quad (i = 1, \dots, J-1; j = i, \dots, J) \quad (2.1)$$

と定義する。ただし、表記上の規則として、

$$\begin{cases} \prod_{s=i}^{m-1} \frac{\theta_s}{\theta_s - \theta_m} = 1 & (m = i \text{ の時}) \\ \prod_{s=m}^{j-1} \frac{\theta_s}{\theta_{s+1} - \theta_m} = 1 & (m = j \text{ の時}) \end{cases} \quad (2.2)$$

を与える。上式は複雑な式となっているが、ハザード関数 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、ハザード関数を推計すれ

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関数（未知パラメータ）の推計の詳細も参考文献¹⁾に譲るが、ハザード関数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、

$$\begin{aligned}\Xi^k &= \{(i^k, j^k), z^k, \mathbf{x}^k\} \\ &= (\text{健全度ペア, 調査間隔, 特性変数})\end{aligned}\quad (2.3)$$

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 $\bar{\Xi}^k = \{(\bar{i}^k, \bar{j}^k), \bar{z}^k, \bar{\mathbf{x}}^k\}$ と記述する。ただし、記号「-」は実測値であることを示す。ここで、式(2.1)より明らかにマルコフ推移確率は、各健全度におけるハザード関数 θ_i^k と調査間隔 \bar{z}^k に依存する。さらに、ハザード関数はコンクリート管渠の特性ベクトル $\bar{\mathbf{x}}^k$ 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 $(\bar{z}^k, \bar{\mathbf{x}}^k)$ と未知パラメータ $\boldsymbol{\theta} = (\theta_1, \dots, \theta_{J-1})$ の関数として $\pi_{ij}(\bar{z}^k, \bar{\mathbf{x}}^k : \boldsymbol{\theta})$ と表す。いま、 K 個のコンクリート管渠の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の同時生起確率密度を表す対数尤度を

$$\ln [L(\boldsymbol{\theta})] = \sum_{i=1}^{J-1} \sum_{j=i}^J \sum_{k=1}^K \bar{\delta}_{ij}^k \ln [\pi_{ij}(\bar{z}^k, \bar{\mathbf{x}}^k : \boldsymbol{\theta})] \quad (2.4)$$

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

$$\bar{\delta}_{ij}^k = \begin{cases} 1 & 1 \text{回目の健全度が } i, 2 \text{回目の健全度が } j \text{ のとき} \\ 0 & \text{それ以外のとき} \end{cases} \quad (2.5)$$

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の最尤推定値は,

$$\frac{\partial \ln [L(\hat{\theta})]}{\partial \theta_i} = 0 \quad (2.6)$$

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.

2.2.3 期待劣化パスと期待寿命の算出

本研究で提案する方法論では, ハザード関数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改築修繕計画を求めるに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について説明する^{1, 6)}. 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,

$$RMD_i^k = \int_0^\infty \tilde{F}_i(y_i^k) dy_i^k \quad (2.7)$$

と表せる. 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

$$\tilde{F}_i(y_i^k) = \exp \left[- \int_0^{y_i^k} \theta_i(u) du \right] = \exp(-\theta_i^k y_i^k) \quad (2.8)$$

となることに留意すれば, 健全度 i の期待期間長は,

$$RMD_i^k = \int_0^\infty \exp(-\theta_i^k y_i^k) dy_i^k = \frac{1}{\theta_i^k} \quad (2.9)$$

となる. 期待期間長を健全度 1 から $J - 1$ 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.

2.3 期待ライフサイクル費用の算出

2.3.1 前提条件

下水道管理者が初期時点 $t = 0$ から無限に続く各時点 $t (t = 0, 1, \dots)$ において, 下水道のストックマネジメントを継続的に実施するような状況を考える. 下水道は無期限にわたり供用され, コンクリート管渠に対する要求性能レベルは一定に保たれるものとする. 各時

点 t の直前に目視調査が行われ、コンクリート管渠の健全度が判定され、その結果に基づいて、時点 t の直前で必要に応じて修繕や改築更新が実施されると考える。管理すべきコンクリート管渠は数多く存在するが、その中のある特定の管渠 k ($k = 1, 2, \dots, K$) に着目する。対象とする管渠の健全度は、2.2 と同様に J 段階の離散的な健全度 i ($i = 1, \dots, J$) で表され、管渠の劣化が進むにつれて i の値が大きくなる。健全度 $i = J$ は最悪の健全度であり、健全度が J になっても、当該管渠に対して直ちに修繕が行われない場合、管渠ごとに設定されたリスク費用が発生するものとする。管渠の健全度の推移過程はマルコフ劣化ハザードモデルによって記述される。

以上のような条件の下で、下水道管理者がストックマネジメントを実践していくためには、予め最適改築修繕計画を決定しておく必要がある。本研究では、「最適」とは期待ライフサイクル費用最小化を意味する。次節以降では、期待ライフサイクル費用最小化を実現する改築修繕計画の決定手法を述べる。

2.3.2 改築修繕計画

「改築修繕計画」の内容は、コンクリート管渠の各健全度に対して採用された「修繕アクション」と「修繕費用」の組により記述される。

「修繕アクション」は、健全度に応じて修繕工法を決定するルールである。いま、コンクリート管渠 k の修繕アクションベクトル η^{d_k} を、

$$\eta^{d_k} = (\eta^{d_k}(1), \dots, \eta^{d_k}(J)) \quad (2.10)$$

と表す。ここに改築修繕計画 $d_k \in D_k$ は、各健全度 i に対して、その時点で実施する修繕アクションを指定する一連のルールである。また、 D_k は管渠 k に対して適用可能な改築修繕計画の集合を表す。改築修繕計画 d_k を構成する修繕アクション $\eta^{d_k}(j) \in \eta_k(j)$ は、健全度 j に対して修繕を実施し、健全度が i に推移することを意味する。例えば、修繕アクション $\eta^{d_k}(j) = i$ は健全度が j の時に修繕を実施し、修繕により健全度が i に回復するというアクションを表現する。 $\eta_k(j)$ は健全度 j の管渠 k に対して採用可能な修繕アクションの集合を表し、修繕アクション集合と呼ぶ。修繕アクション集合には、「修繕をしない」というアクションも含まれ、 $\eta^{d_k}(j) = j$ と表される。

つぎに、「修繕費用」について定義する。修繕アクション η^{d_k} に必要となる管渠 k の修繕費用を費用ベクトル $\mathbf{c}^{d_k} = (c_1^{d_k}, \dots, c_J^{d_k})$ により表す。管渠 k の健全度を j から i ($1 \leq i \leq j$) へ回復させるための修繕費用を c_{ji} と表せば、 $\eta^{d_k}(j) = i$ のとき、 $c_j^{d_k} = c_{ji}$ が成立する。修繕を実施しない場合 ($\eta^{d_k}(j) = j$ が成立する場合) には $c_j^{d_k} = c_{jj} = c$ が成立する。 c は定常的な清掃・維持費用である。ただし、修繕費用は条件

$$c_{ii} \leq \dots \leq c_{ji} \leq \dots \leq c_{Ji} \quad (i \leq j; j = 1, \dots, J) \quad (2.11)$$

を満足すると仮定する。このことは修繕前の健全度が悪い方が同一の健全度に回復するための費用が大きくなることを意味する。このとき、管渠 k の改築修繕計画 $d_k \in D_k$ の内容は、各健全度 i に対して採用される修繕アクション $\eta^{d_k}(j)$ と修繕費用 $c_j^{d_k}$ の組 $(\eta^{d_k}(j), c_j^{d_k})$ により記述される。各健全度に対して利用可能な修繕アクションの数は有限個である。修繕戦略は各健全度に対して利用可能な修繕アクションの組み合わせにより定義できるため改築修繕計画も有限となる。

2.3.3 劣化・修繕過程のモデル化

時点 t の健全度を状態変数 $h(t)$ によって表す。さらに、時点 t の健全度 $h(t) = i$ から、時点 $t+1$ で健全度 $h(t+1) = j$ に推移する確率を

$$\text{Prob}[h(t+1) = j \mid h(t) = i] = \pi_{ij} \quad (2.12)$$

と表すこととする。ここで推移確率 π_{ij} はマルコフ劣化ハザードモデルを利用して式(1)で与えられる。さらに、全ての健全度間の推移確率を

$$\boldsymbol{\Pi}_k = \begin{pmatrix} \pi_{11} & \pi_{12} & \cdots & \pi_{1J} \\ 0 & \pi_{22} & \cdots & \pi_{2J} \\ \vdots & \vdots & \ddots & \vdots \\ 0 & 0 & \cdots & \pi_{JJ} \end{pmatrix} \quad (2.13)$$

と行列表記して定義する。推移確率行列 $\boldsymbol{\Pi}_k$ の (i, j) 要素である π_{ij} は推移確率であり、当然ながら非負の値をとる。修繕がない限り常に劣化が進行するため $\pi_{ij} = 0 (i > j)$ が成立する。さらに、推移確率の定義より、 $\sum_{j=i}^J \pi_{ij} = 1$ が成立する。また、修繕がない限り、 π_{JJ} はマルコフ連鎖における吸収状態であり、 $\pi_{JJ} = 1$ が成立する。

つぎに、改築修繕計画を構成する修繕アクションにより生じる管渠の健全度の変化を

$$q_{jj}^{d_k} = \begin{cases} 1 & \eta^{d_k}(j) = i \text{ の時} \\ 0 & \text{それ以外の時} \end{cases} \quad (2.14)$$

と定義する。つまり、修繕が実施された後の健全度 j は確率 1 で健全度 i に推移し、修繕が実施されない場合は、確率 1 で健全度 j に止まることを示している。以上の推移確率を \boldsymbol{Q}^{d_k} として整理することにより、次式を得る。

$$\boldsymbol{Q}^{d_k} = \begin{pmatrix} q_{11}^{d_k} & q_{12}^{d_k} & \cdots & q_{1J}^{d_k} \\ q_{21}^{d_k} & q_{22}^{d_k} & \cdots & q_{2J}^{d_k} \\ \vdots & \vdots & \ddots & \vdots \\ q_{J1}^{d_k} & q_{J2}^{d_k} & \cdots & q_{JJ}^{d_k} \end{pmatrix} \quad (2.15)$$

以上のような改築修繕計画の下で管理されるコンクリート管渠の劣化・修繕過程を健全度分布の推移として表現する。管渠に対する目視調査が z 期ごとに実施されると想定する。このとき、任意時点 $t = T$ ($t \leq z$) における健全度分布 s^{T,d_k} は、

$$s^{T,d_k} = s^{0,d_k} \boldsymbol{\Pi}^{z-1} \{ \mathbf{Q} \boldsymbol{\Pi}^z \}^{\ell-1} \mathbf{Q} \boldsymbol{\Pi}^{\tau+1} \quad (2.16)$$

と表される（ただし、 $\boldsymbol{\Pi}$ の添字 k および \mathbf{Q} の添字 d_k は略記している）。ここで健全度分布 s^{T,d_k} は、改築修繕計画 d_k を採用したときに、時点 $t = T$ における健全度の比率を示した行ベクトルである。また、上式中の ℓ は時点 T までの調査回数、 τ は最終調査の実施時点から時点 T までの期間であり、 $T = \ell \cdot z + \tau$ が成立する。ただし、初期時点 $t = 0$ において目視調査と修繕が実施されるものと考える。さらに、本研究においてはより単純化するために、1) 健全度 1 では修繕を実施しない； $\eta^{d_k}(1) = 1$ 、2) いずれの修繕工法を用いた場合であっても健全度は 1 に完全に回復する； $\eta^{d_k}(j) = 1$ ($j = 2, \dots, J$) という 2 つの仮定を設ける。なお、このような仮定を設けたとしても 2.4 の適用事例も含めて大半の問題に対しては実用性を損ねるほどの影響はないものと考えているが、上記の仮定を設けない一般的な劣化・修繕過程に関しては参考文献⁷⁾を参照されたい。ちなみに改築修繕計画を考慮しない単純な劣化過程を健全度分布の推移で表現する場合には、 \mathbf{Q}^{d_k} を単位行列と考え、次式を得る。

$$\begin{aligned} s^T &= s^0 \boldsymbol{\Pi}^{z-1} \cdot \{ \boldsymbol{\Pi}^z \}^{\ell-1} \cdot \boldsymbol{\Pi}^{\tau+1} \\ &= s^0 \boldsymbol{\Pi}^{\ell z + \tau} = s^0 \boldsymbol{\Pi}^T \end{aligned} \quad (2.17)$$

2.3.4 期待ライフサイクル費用の算出

現在時点における健全度分布 s^0 、劣化過程に関する推移確率行列 $\boldsymbol{\Pi}_k$ 、改築修繕計画 $d_k \in D_k$ 、目視調査・修繕の実施間隔 z が決まれば、将来時点 t の健全度分布 s^{t,d_k} を求めることができる。さらに、この健全度分布に対し、各コンクリート管渠の修繕費用、リスク費用を用いることで、対象期間における期待ライフサイクル費用を算出することが可能となる。対象とする K 個の管渠全てに対して修繕戦略 $d \in D$ 、目視調査・修繕の間隔 z を採用した場合を想定する。任意の管渠 k に対する現在時点の健全度分布を s^{0,d_k} 、劣化過程に関する推移確率行列を $\boldsymbol{\Pi}_k$ とすると、将来時点 t の健全度分布が前節の方法により求まる。

ここで、時点 t において修繕が実施される場合に生じる費用に着目する。修繕戦略 $d_k \in D_k$ に基づいて各健全度における修繕の実施の有無、修繕内容が決まり、各健全度における修繕費用 $\mathbf{c}_k^{d_k} = (c_{k,1}^{d_k}, \dots, c_{k,J}^{d_k})$ が定まる。このとき、期待修繕費用は

$$CM_k^{t,d_k} = s_k^{t,d_k} \left\{ \mathbf{c}_k^{d_k} \right\}^T \quad (2.18)$$

となる。修繕が実施される場合、健全度が J の管渠に対しては修繕が必ず実施されるために、リスク費用は発生しない。つぎに、時点 t において修繕が実施されない場合に生じる

費用に着目する。修繕を実施しない場合、修繕費用は生じないが、最も健全度が悪い健全度が J の管渠には社会的損失が発生する。このとき、期待リスク費用は

$$CR_k^{t,d_k} = x_k^{t,d_k}(J)c_k^r \quad (2.19)$$

となる。ただし、 $x_k^{t,d_k}(J)$ は時点 t において部材 k が健全度 J に達する確率、 c_k^r は部材 k のリスク費用である。以上より、部材 k の現在時点から対象期間 T における期待ライフサイクル費用 $LCC_k^{d(z)}$ は、

$$LCC_k^{d_k} = \sum_{t=0}^T \gamma^t \left(\delta^{t,z} CM_k^{t,d_k} + (1 - \delta^{t,z}) CR_k^{t,d_k} \right) \quad (2.20)$$

と求めることができる。ただし、 $\delta^{t,z}$ は修繕の実施の有無を表す変数であり、

$$\delta^{t,z} = \begin{cases} 1 & \text{補修が実施される場合} \\ 0 & \text{補修が実施されない場合} \end{cases} \quad (2.21)$$

である。したがって、 K 個の部材すべての期待ライフサイクル費用 LCC^{d_k} は

$$LCC^{d_k} = \sum_{k=1}^K LCC_k^{d_k} \quad (2.22)$$

である。このとき、期待ライフサイクル費用最小化を実現する最適改築修繕計画は、

$$d_k^* = \min_{d_k \in D} \left\{ LCC^{d_k} \right\} \quad (2.23)$$

として選定される。

2.4 適用事例

2.4.1 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、様々である。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-2.2 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。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、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、目地不良等を加点評価

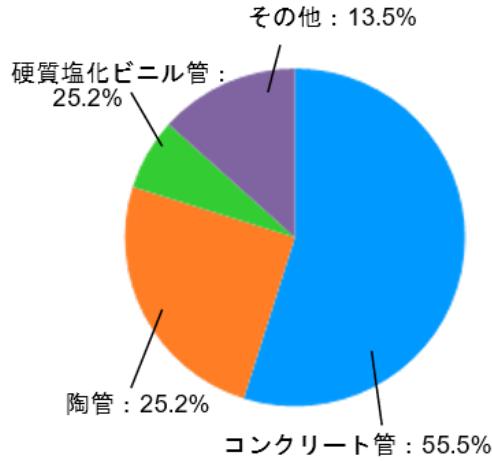


図-2.2 下水道管種の構成（大阪市 A 処理区）

注)「その他」には、ダクトイル鉄管、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。

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-2.1 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 (2.3) で示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目視調査を 2 回実施する必要がある。しかし、前述したように下水道管渠の目視調査は期間、費用等が膨大であり、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。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、内径、外径、区間距離を選定した。以上の結果、今回の解析で用いたサンプル総数は 2,679 であった。

2.4.2 マルコフ劣化ハザードモデルの推計結果

コンクリート管渠の老朽度に関して、健全度（表-2.1）を 5 段階に設定したので、推計すべきハザード関数 θ_i は合計 4 つになる。例えば、ハザード関数 θ_1 は健全度 1 から 2 へ推移する際のハザード関数を表している。さらに特性変数の影響を考慮するために、ハザード関数を

$$\theta_i^k = \exp \left(\beta_{i,1} + \beta_{i,2}x_2^k + \beta_{i,3}x_3^k \right) \quad (2.24)$$

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

表-2.1 健全度区分

健全度	老朽度点	老朽度	判定
1	$0 \leq a < 3$	C	修繕部分を検討
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

注) 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.

表-2.2 マルコフ劣化ハザードモデルの推定結果

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)

注) 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.

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. 本研究では特性変数として x_2 に区間距離 (上下流人孔間距離), x_3 に内径高さを最終的に採用したが, 特性変数として何を採用すべきか, 何個設定すべきかは対象とする劣化過程や保有する台帳などを勘案しながら決定することは言うまでもない. なお, 本研究の場合, 特性変数として 2 变数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 個となる. さらに, 上式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 がハザード関数に及ぼす影響の強さを表している. また, ハザード関数は指数関数形であるので, 非負の値を取る. なお, 式 (2.24) は今回の解析で特性変数の候補として採用したデータの中から複数の組み合わせを検討した結果であり, 最適なモデルとなっている.

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-2.2を参照されたい。同表の推計結果は特性変数として区間距離と内径高さを採用している。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 = -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 $\beta_{2,2}$ の符号は負となっている。これはすなわち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（ハザード関数が小さくなる）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、管渠一本当た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-2.2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 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、マネジメント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、

$$x_3^k = \begin{cases} 1 & \text{内径高さ } 600\text{mm 以上} \\ 0 & \text{内径高さ } 300\text{mm 以上 } 600\text{mm 未満} \end{cases} \quad (2.25)$$

と定義できる。表-2.2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、 t -値を確認することで、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ることが理解できる。

2.4.3 コンクリート管渠の期待劣化パスと健全度分布

表-2.2の結果を用いて、2.2.3の手法で算出したコンクリート管渠の期待劣化パスを図-2.3に示す。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(26.2m)を使用し、点線と一点鎖線は区間距離の

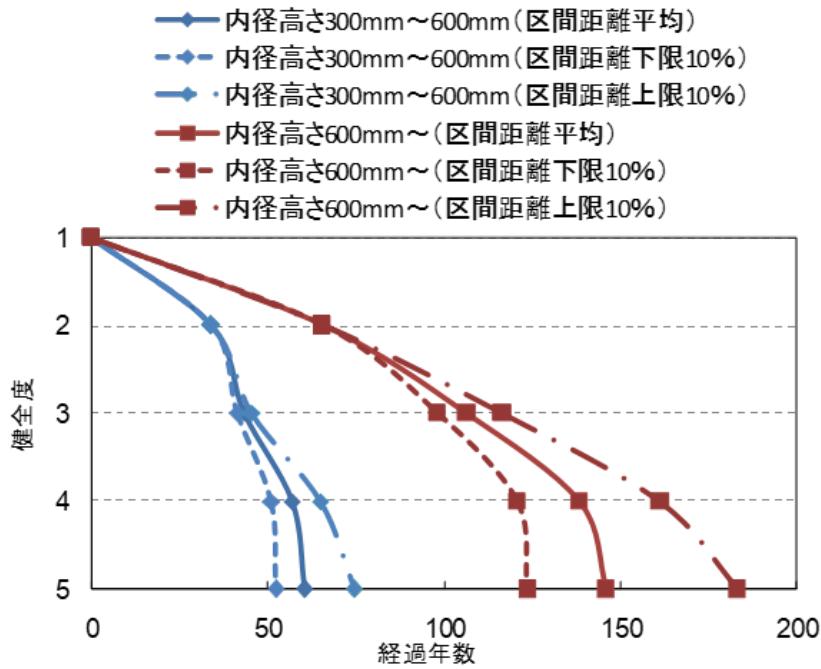


図-2.3 期待劣化パス

下限 10% (8.4m) と上限 10% (44.0m) 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に関して、様々な条件の多寡による変動を定量的に評価することが可能となる。

表-2.2 の推計結果と式 (2.1) 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、調査間隔を 1 年 ($z = 1$) 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-2.3 に示す。同表のマルコフ推移確率を算出するに際しては、区間距離は平均値を、内径高さは 600mm 以上の管渠を対象としている。当然ながら、これらの条件が変われば、マルコフ推移確率も変化する。また、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、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。時点 $t = 0$ において、表-2.3 のようなマ

表-2.3 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

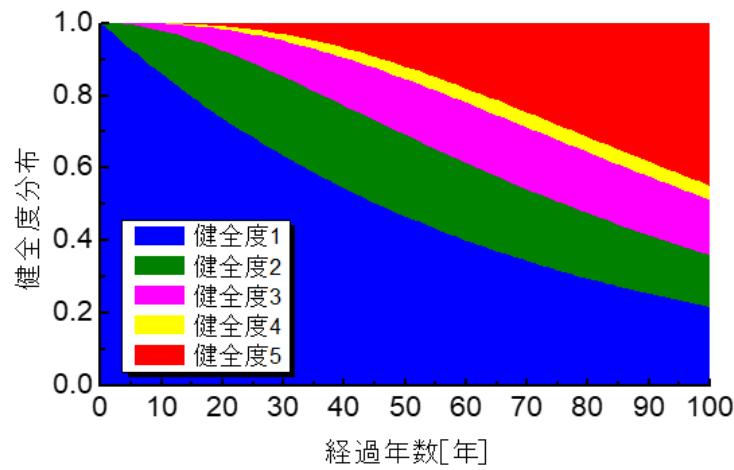


図-2.4 健全度分布の推移（修繕無しの劣化過程）

マルコフ推移確率で劣化が進展する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1が確定しているので、状態ベクトルの初期値は、

$$s^0 = \{1, 0, 0, 0, 0\} \quad (2.26)$$

となる。式(2.26)と表-2.3のマルコフ推移確率を式(2.17)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($T = 100$)の健全度分布の推移を把握することができる。その健全度分布の推移を図-2.4に示す。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いく。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。

以上より、マルコフ劣化ハザードモデルを用いることで、コンクリート管渠の平均的な劣化過程を期待劣化パスや期待寿命により評価することができ、さらに健全度の相対的な

表-2.4 改築修繕計画

健全度	改築修繕計画 1	改築修繕計画 2	単価 (千円/m)
1	修繕なし	修繕なし	0
2	修繕なし	修繕なし	0
3	修繕なし	修繕なし	0
4	更生	修繕なし	142
5	更新	更新	230

注) 単価は内径高さ 600mm を対象.

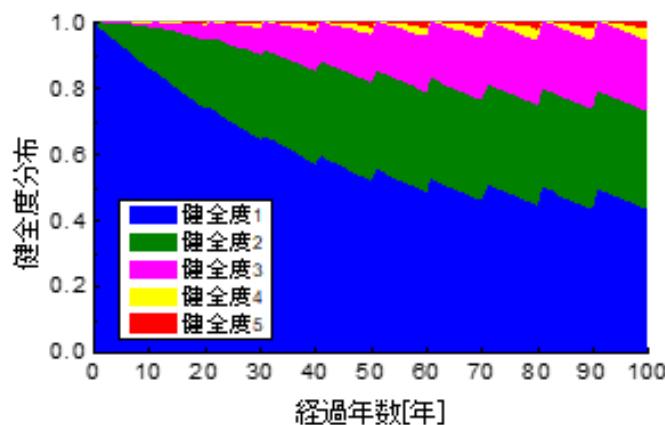


図-2.5 状態分布の推移 (改築修繕計画 1 のもとでの劣化・修繕過程)

推移を健全度分布により算出できる.

2.4.4 期待ライフサイクル費用評価

2.4.3 の劣化過程を用いて、さらに 2.3.3 の方法論に基づき、期待ライフサイクル費用を最小化する最適改築修繕計画に関する考察を行う.

改築修繕計画は、表-2.4 に示す 2 パターンを設定した。改築修繕計画 1 は健全度 4 で更生、健全度 5 で更新を実施する政策であり、改築修繕計画 2 は健全度 5 で更新を実施する政策である。前者を予防保全、後者を事後保全と位置づける。同表には更生、更新の各単価も併記している。一方で、期待ライフサイクル費用算出に必要となる社会的損失に関しては、コンクリート管渠個々に設定したが、今回は学術的な検討のために暫定的に設定した数値であるので、具体的な数値の列挙は割愛する。

はじめに、図-2.4 で例示したコンクリート管渠の劣化・修繕過程を算出する。改築修繕計画 1 を採用した場合の劣化・修繕過程を式 (2.16) を用いて算出した結果を図-2.5 に示す。

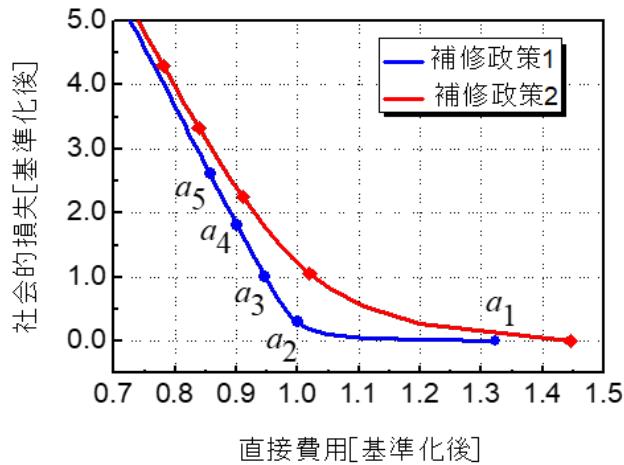


図-2.6 直接的費用と社会的損失

改築修繕計画1では健全度4および5で更生と更新が実施されるために、それぞれの割合が図-2.4と比較して少なくなっている。また、更生や更新により健全度が回復するというサイクルが無限に繰り返されることになるので、図-2.5では健全度の状態分布が収束していることも読み取れる（例えば、健全度1は70年ほどで0.4程度に収束している）。

期待ライフサイクル費用を算出するにあたり、本研究においては、調査・修繕の間隔がパラメータとなる。そこで、改築修繕計画1と改築修繕計画2に対して、調査・修繕の間隔をパラメータとしたときの、直接的費用と社会的損失を算出して整理した結果を図-2.6に示す。ただし、図-2.6の直接的費用と社会的損失は、それぞれある任意の値で基準化した値を採用している。また、調査・修繕の間隔を a_1 から a_5 ($a_1 < a_2 < a_3 < a_4 < a_5$) まで示している。全体的な傾向として、1) 調査・修繕の間隔が長くなると直接的費用は減少するが、社会的損失は増加する、2) 改築修繕計画1と2では政策1の方が直接的費用および社会的損失ともに低減される、ことが理解できる。したがって、本研究においては改築修繕計画1の方が最適改築修繕計画として採用される可能性が大きい。

本来であれば、直接的費用と社会的損失の和を取って期待ライフサイクル費用を算出することで、調査・修繕間隔を含めて最適改築修繕計画が一意に求まる。しかし、本研究では社会的損失の絶対値そのものには意味のない値を採用しているために、直接的費用との相対的な関係の正確性を欠いている可能性が否めない。ただし、図-2.6でも以下のことが読み取れる。例えば改築修繕計画1の調査・修繕間隔 a_2 に着目して欲しい。このような場合には、調査・修繕間隔を a_1 に短縮して、これ以上社会的損失の軽減を目指すことは現実的ではない。すなわち、社会的損失の軽減はわずかであるにも拘わらず、その代償として直接的費用の3割程度増加を負担しなければならないからである。一方、 a_2 から a_3 に調

査・修繕間隔を延長することも現実的ではない。社会的損失が急激に増加するためであり、もし現状の調査・修繕間隔が a_2 に位置するのであれば、直接的費用を数%であっても削減すべきでないことが理解できる。

2.5 おわりに

本研究では、下水道施設のコンクリート管渠を例にあげ、目視調査データを用いた統計的劣化予測手法、および期待ライフサイクル費用最小化を実現する最適改築修繕計画の決定法を提示した。管渠のような埋設構造物は、目視調査（TV カメラ調査等も含む）データの取得に多大な労力を要するために、これまで調査データに基づく離散的な健全度の推移を踏まえた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、直接的費用と社会的損失の関係から、最適改築修繕計画と調査・修繕間隔について 2, 3 の考察を述べた。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、今後下水道施設のストック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。なお、本研究は、下水道ストックマネジメントの実践可能性を学術的な側面から検討したものであるが、今回の研究成果となる予測手法の一部については、大阪市の下水道管渠施設におけるストックマネジメントにおいて実務上にも適用している。

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.68-82, 2005.
- 2) 貝戸清之, 小林潔司: マルコフ劣化ハザードモデルのベイズ推定, 土木学会論文集 A, Vol.63, No.2, pp.336-355, 2007.
- 3) 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ク, 土木学会論文集 A, Vol.64, No.4, pp.857-874, 2008.
- 4) 堀倫裕, 小濱健吾, 貝戸清之, 小林潔司: 下水処理施設の最適点検・補修モデル, 土木計画学・研究論文集, 土木学会, Vol.25, No.1, pp.213-224, 2008.
- 5) 田中尚, Nam, L. T., 貝戸清之, 小林潔司: 上水道管路の最適予防取替モデル, 土木計画学・研究論文集, 土木学会, Vol.26, Vol.1, pp.123-132, 2009.9
- 6) Lancaster, T.: The Econometric Analysis of Transition Data, Cambridge Univ. Press, 1990.
- 7) 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修繕戦略, 土木学会論文集, No.801/I-73, pp.83-96, 2005.

第3章 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

3.1 はじめに

大阪市では、1894年（明治27年）に近代的下水道事業（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、今後も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⁾（3.2参照）を適用するにあたり、管渠台帳より利用可能な項目（3.3.2参照）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（3.3.3参照）、最適モデルの提案を行う（3.3.4参照）。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（3.3.5参照）、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。

3.2 マルコフ劣化ハザードモデル

3.2.1 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離散的な健全度のもと進行すると仮定する。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いる。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 τ_A で健全度が i であること、2回目の目視点検の時点 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 (τ_{i-1} や τ_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。

3.2.2 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 3.2.1 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 $j (> i)$ に推移するマルコフ推移確率 π_{ij} を、

$$\pi_{ij}(z) = \sum_{m=i}^j \prod_{s=i}^{m-1} \frac{\theta_s}{\theta_s - \theta_m} \prod_{s=m}^{j-1} \frac{\theta_s}{\theta_{s+1} - \theta_m} \exp(-\theta_m z) \quad (3.1)$$

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

と定義する。ただし、表記上の規則として、

$$\begin{cases} \prod_{s=i}^{m-1} \frac{\theta_s}{\theta_s - \theta_m} = 1 & (m = i \text{ の時}) \\ \prod_{s=m}^{j-1} \frac{\theta_s}{\theta_{s+1} - \theta_m} \exp(-\theta_m z) & (m = j \text{ の時}) \end{cases} \quad (3.2)$$

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、

$$\begin{aligned} \Xi^k &= \{(i^k, j^k), z^k, x^k\} \\ &= (\text{健全度}, \text{調査間隔}, \text{説明変数}) \end{aligned} \quad (3.3)$$

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 $\Xi^k = \{(\bar{i}^k, \bar{j}^k), \bar{z}^k, \bar{x}^k\}$ と記述する。ただし、記号「 \bullet 」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 (3.1) 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(3.1)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

$$\ln[L(\theta)] = \sum_{i=1}^{J-1} \sum_{j=i}^J \sum_{k=1}^K \bar{\delta}_{ij}^k \ln \left[\pi_{ij} \left(\bar{z}^k, \bar{x}^k : \theta \right) \right] \quad (3.4)$$

と定義できる。式中、 $\bar{\delta}_{ij}^k$ はダミー変数であり、

$$\bar{\delta}_{ij}^{l_k} = \begin{cases} 1 & 1 \text{回目の健全度が } i, 2 \text{回目の健全度が } j \text{ の時} \\ 0 & \text{それ以外の時} \end{cases} \quad (3.5)$$

を意味する。したがって、調査データ $\bar{\delta}_{ij}^k, \bar{z}^k, \bar{x}_k$ 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、

$$\frac{\partial \ln [L(\hat{\theta})]}{\partial \theta_i} = 0 \quad (3.6)$$

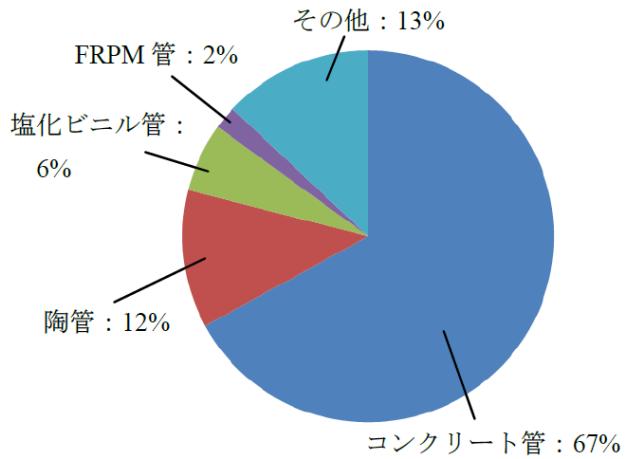
を同時に満足するような $\hat{\theta}$ として与えられる。このとき最適化条件は連立非線形方程式となり、ニュートン法を基本とする逐次反復法を用いて解くことができる。

3.3 適用事例

3.3.1 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-3.1 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-3.1 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。



*「その他」には、ダクタイル鉄管、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-3.1 下水管種の構成

表-3.1 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

3.3.2 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-3.2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-3.2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

表-3.2 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	1 600 mm 以上
			0 600 mm 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	極めて発生しやすい 1 発生しやすい 0 極めて発生しにくい 発生しにくい
			0 極めて発生しにくい 発生しにくい
			1 重要路線 0 一般路線
			1 車道 0 車道以外
6)	重要路線	x_6	重要路線 一般路線
7)	用地種別	x_7	車道 車道以外

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。

3.3.3 クラスター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, クラスター分析を用いてモデルに用いる説明変数を決定した。クラスター分析とは, 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。

$$d_{ij}^2 = \sum_{k=1}^p (X_{ik} - X_{jk})^2 \quad (3.7)$$

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

ただし, 上式 (3.7) 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-3.2 に示す説明変数の候補に対して, クラスター分析を実施する。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, クラスター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

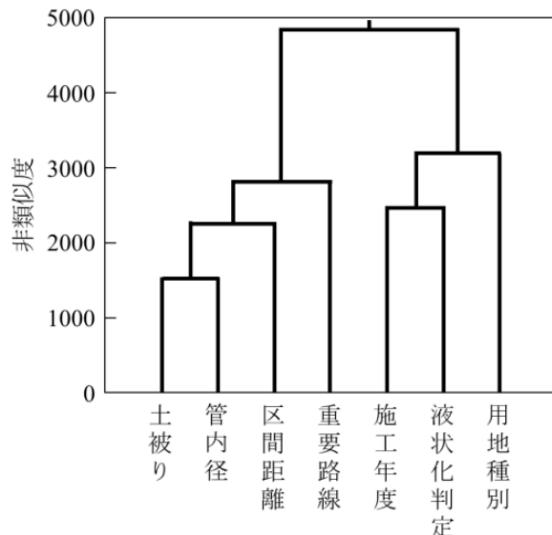


図-3.2 デンドログラム

表-3.3 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	

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ー分析を実施した結果、図-3.2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できることがかかる。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」の3種類の説明変数が含まれている（表-3.3 参照）。

3.3.4 最適モデルの推計

3.3.3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ー分析を実施し、2つのクラスターに分類した。本節では、3.3.3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, 3.3.3 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,

$$\theta_i = \beta_{i,1} + \beta_{i,2}x_m + \beta_{i,3}x_n \quad \begin{cases} m = 1, 2, 3, 6 \\ n = 4, 5, 7 \end{cases} \quad (3.8)$$

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-3.4 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.

$$AIC = -2 \ln(L) + 2k \quad (3.9)$$

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, 新規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-3.5 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-3.5 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-3.4 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-3.5 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いる. 表-3.4 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-3.6 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 600 mm 以上の管渠ほど, 劣化の進行が緩やかになることがわかる. また, 同表の施工年度に関するパラメータ $\beta_{i,3}$ が正值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.

表-3.4 上位 10 種類の t - 値

説明変数		説明変数の組み合せ	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

表-3.5 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-3.6 推計結果

健全度	定数項 $\beta_{i,1}$	管内径	施工年度
		$\beta_{i,2}$	$\beta_{i,3}$
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.

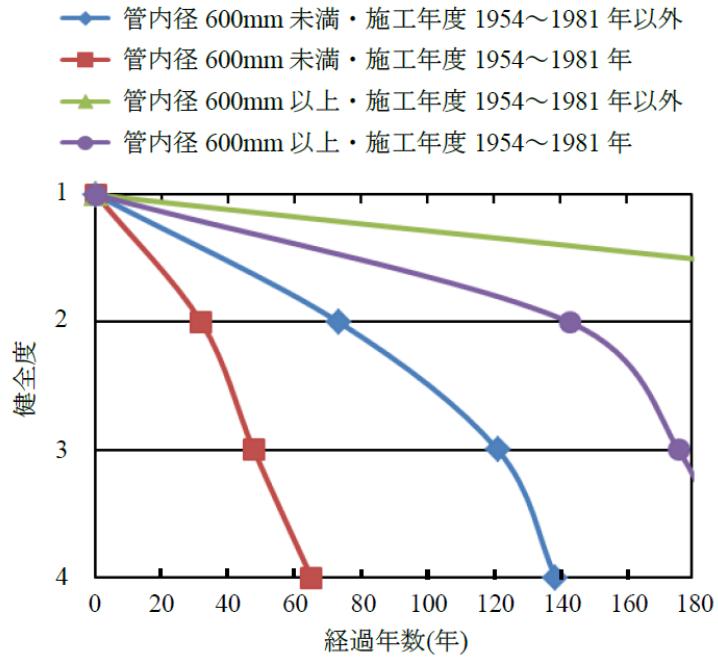


図-3.3 期待劣化パス

3.3.5 期待劣化パス

3.3.4 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、

$$RMD_i^k = \int_0^{\infty} \tilde{F}_i(y_i^k) dy_i^k \quad (3.10)$$

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

$$\tilde{F}_i(y_i^k) = \exp \left[- \int_0^{y_i^k} \theta_i(u) du \right] = \exp \left(-\theta_i^k y_i^k \right) \quad (3.11)$$

となることに留意すれば、健全度 i の期待期間長は、

$$RMD_i^k = \int_0^{\infty} \exp \left(-\theta_i^k y_i^k \right) dy_i^k = \frac{1}{\theta_i^k} \quad (3.12)$$

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-3.3 に示す。図中の青色が「管内径 600 mm 未満・施工年度 1954~1981 年以外」、赤色が「管内径 600 mm 未満・施工年度

1954～1981年」，緑色が「管内径 600 mm 以上・施工年度 1954～1981 年以外」，紫色が「管内径 600 mm 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 600 mm 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 600 mm 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る。

3.4 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 600 mm 未満・施工年度 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言える。

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.68-82, 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) Lancaster, T.: The Econometric Analysis of Transition Data, Cambridge Univ. Press, 1990.

第4章 下水管渠の空間的劣化異質性に着目した重点 管理区域スクリーニングと改築更新施策

4.1 はじめに

近年、下水管渠の老朽化が顕在化してきている¹⁾。我が国では、点検データを用いた統計的劣化予測手法を基幹技術とするアセットマネジメント²⁾の実践的研究³⁾が蓄積しているが、下水管渠は埋設構造物であるために点検データを取得すること自体が困難である場合が少なくない。さらに、下水管渠の総延長は長く、地中で複雑なネットワークを形成している。したがって、(一般的な社会基盤施設のアセットマネジメントでは有効と言われている)管渠全体を対象とした高頻度な点検や、こまめな予防的補修が困難であることから、管渠のネットワーク機能を損なうことなく、効率的な改築更新施策を検討することが重要な課題となる。なお、本研究では管路の改築更新は管路更生工法および開削布設替え工法を含む総称として用いる⁴⁾。

下水管渠の場合、改築更新工事に伴う掘削費用や、通行規制による社会的費用が無視できない。そのため、ある一定数の工事を空間的に集約化するような改築更新工事の水平的同期化が費用面から考えて有効となる。当然のことながら、改築更新対象となる老朽化管渠の割合に比べて、同期化に伴って改築更新工事に巻き込まれる健全な管渠の割合が高いと、同期化を図ることによって改築更新費用に無駄が生じる。したがって、改築更新対象となる管渠が密集する区域を抽出するためのスクリーニング技術が必要である。なお、改築更新の優先順位は、一般的には意思決定時点における管渠の老朽度および劣化速度に基づいて決定される。老朽度に関しては、それぞれの管理者において点検マニュアル等が整備されつつある現状を踏まえると、目視点検が実施可能であるならば、ある一定の信頼性を有する評価が可能である。一方で、劣化速度に関する評価は困難である場合が多く、本研究ではこの点に着目する。したがって、これ以降、改築更新対象となる管渠が密集する区域（以下、重点管理区域と呼ぶ）は劣化速度の多寡に基づくという論調で記述する。ただし、本研究の適用事例においては老朽度と劣化速度の両方を考慮した改築更新施策を提案する。

以上の問題意識のもと、本研究では劣化速度が速い改築更新対象となる管渠の密度が相対的に高い区域をスクリーニングするとともに、重点管理区域の管渠を集約的に改築更新するための方法論を提案する。具体的には、下水管渠に対する目視点検データを用いて、管渠の劣化過程を混合マルコフ劣化ハザードモデルで表現し、劣化速度の異質性に関するベンチマーク分析を行い、個々の管渠の異質性パラメータを推定する。つぎに、異質性パ

ラメータ値と管渠の位置情報から、デュアル・カーネル密度推定法⁵⁾を援用して、劣化速度の空間的異質性分布を評価する。この空間的異質性分布に基づいて、劣化速度が速い管渠が密集する重点管理区域をスクリーニングするとともに、数値シミュレーションを通して管渠の改築更新施策を検討する。以下、4.2で本研究の基本的な考え方を述べる。4.3で混合マルコフ劣化ハザードモデルの概要を説明する。4.4で異質性パラメータの空間的分布を推定するためのデュアル・カーネル密度推定について述べる。4.5では、大阪市が管理する下水道管渠を対象とした実証分析として、重点管理区域のスクリーニングを行う。最後に、4.6でシミュレーションを通して、管渠の改築更新施策について考察する。

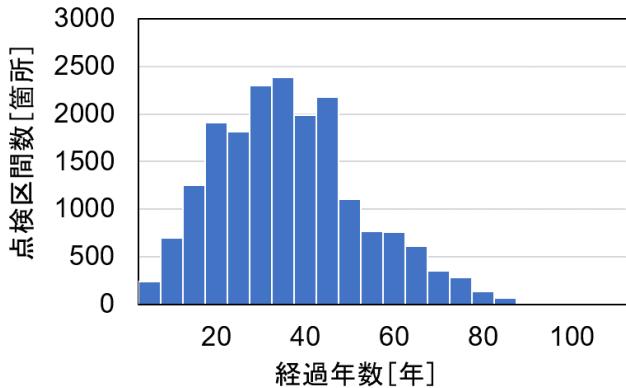
4.2 本研究の基本的な考え方

4.2.1 下水道施設のアセットマネジメントの現状と課題

近年、我が国の下水道管渠は老朽化が進展しつつある。特に本研究で対象とする大阪市の状況は全国有数である。図-4.1に大阪市における下水道コンクリート管渠の敷設年次分布を示す（同図は、大阪市内のコンクリート管渠全数ではなく、本研究で点検データを利用した18,849本分）。管渠の標準耐用年数が50年と言われていることを考慮すると、標準耐用年数を超過した管渠の割合は必然的に増加傾向にある。具体的には、敷設から35年経過した管渠が現時点において最も多く存在し、15年後には管渠の改築更新需要が増大することが読み取れる。したがって、改築更新費用などを含む維持管理費用が今後急激に増大する可能性を否定できない。下水道管渠に対する従来の事後的対応から、今後はアセットマネジメントの導入による予防保全的な維持管理施策（改築更新施策）を策定していくことが重要である。

下水道施設を対象としたアセットマネジメントは、近年研究が蓄積してきている。とりわけ点検データを用いた統計的劣化予測手法の進展が目覚ましい。貝戸等は大阪市の下水道管渠に対する点検データを用いて、管渠の平均的な劣化曲線と条件の違いによる劣化曲線の変動を評価するとともに、費用とリスクの観点から最適な点検周期の算定方法を提案している⁶⁾。同じ埋設構造物として、田中等は上水道管渠に対する損傷履歴データからワイルド劣化ハザードモデルを推定して、損傷発生リスクの経時変化を分析している⁷⁾。堀等は下水道施設に対する点検データが乏しいことから、集計的なマルコフ劣化ハザードモデルを開発するとともに、ライフサイクル費用最小化を達成する最適補修施策を立案するための方法論を提案している⁸⁾。しかし、これらの研究では個々の管渠を独立な構造物として計画策定がなされており、劣化速度の速い管渠密度が高い区域のスクリーニングや改築更新工事の水平的同期化に関する議論はなされていない。

下水道管渠は埋設構造物であることから、高頻度な点検やこまめな予防的補修が困難である場合が少なくなく、効率的な改築更新施策を立案することが実務的には重要な課題で



注) 敷設年次分布は、大阪市内のコンクリート管渠全数を対象としたものではなく、本研究で点検データを利用した 18,849 本分の管渠を用いて作成したものであるが、分布の全体的な特性は全数とほぼ同じであると考えらえる。

図-4.1 下水道コンクリート管渠の敷設年次分布

ある。特に都市部では、掘削工事に伴う通行規制などの社会的費用を無視することができない。そのために、ある一定数の改築更新工事を集約化するような水平的同期化が重要となる。工事の同期化に関しては、橋梁、舗装や道路付帯施設を対象として、主部材の更新と同時に非主部材も更新するような垂直的同期化を考慮した事例^{9, 10, 11)} や、複数の橋梁群の補修同期化を扱った事例^{12, 13)} は存在するものの、水平的同期化を扱った事例はそれほど多くない。本研究では劣化速度が速い管渠の密度が高い重点管理区域をスクリーニングして、改築更新工事を集約化（水平的同期化）することによって、改築更新施策の効率化を図る。なお、その一方で改築更新工事の集約化により生じる費用削減量を定量化することは、本研究では保留した。これは、周辺環境の相違により費用が大きく変動すること、集約化により費用が縮減できることは明白であり、重点管理区域を抽出することが実務的には重要であると考えたからである。ただし、費用削減量の定量化に関しては今後の課題にあげ、別の機会に発表する。

4.2.2 劣化異質性

改築更新工事を集約的に行う際には、改築更新施策を講じる対象範囲を設定する必要がある。管渠の劣化速度は、管渠自体の材質などの構造条件を除けば、管渠を取り巻く地中や周辺の環境条件に大きく影響を受ける⁶⁾。すなわち、劣化速度の速い管渠は特定の区域に密集する可能性が高い。そこで本研究では、劣化速度が速い管渠が密集する重点管理区域のスクリーニングを試みる。このとき、例えば従来の地域区分（行政区や下水処理場の対象区域など）によって重点管理区域を設定できれば、既存のシステムが利用可能となるために、施策決定の面では簡便である。しかし、上述したように、管渠の劣化速度は地中

や周辺の環境条件の影響を受ける。したがって、行政区の区割りと、(劣化速度に影響を及ぼすと考えられる)腐食環境の区割りが一致する保証はない。そこで、管渠に対する目視点検データを用いて、最も細分化された単位、すなわち個別管渠単位で劣化速度(異質性パラメータ)を推定する。推定された異質性パラメータ値と管渠の位置情報との関係から空間的異質性分布を算出して、基準値を超える異質性パラメータ値を有する管渠が密集する区域をスクリーニングするようなボトムアップ方式を採用する。

個別管渠の劣化過程は混合マルコフ劣化ハザードモデル^{14, 15)}により表現可能である。管渠に対する目視点検データを用いて管渠の劣化速度の異質性に関するベンチマーク分析を行い、標準ハザード率と異質性パラメータを推定する。一般的に、標準ハザード率は可観測要因による劣化速度を、異質性パラメータは個々の管渠が有する不可観測要因による劣化速度を表し、これらの積によって個々の管渠の劣化速度、期待劣化パスや期待寿命を推定する。ただし、この際、劣化速度が標準ハザード率と異質性パラメータの2変数で定義されることになる。本研究では取り扱いの容易さから、標準ハザード率で考慮すべき可観測要因も不可観測要因として扱い、劣化速度を異質性パラメータで集約的に表現する。したがって、これ以降、劣化速度と異質性パラメータは同じ意味で使用する。

本研究の特長は、以上のように個別管渠に対する劣化予測が可能な点にある。個別管渠の劣化速度を重点管理区域をスクリーニングする際の指標とした場合、劣化速度の速い管渠は、現時点で健全度が低下していくなくとも、今後急速に健全度が低下する可能性がある。すなわち改築更新施策を長期的に見た場合、劣化速度によっては改築更新優先順位が入れ替わるような現象が生じうる。劣化予測を行うことによって、現時点における改築更新施策だけでなく、任意の将来時点における改築更新施策も検討できる。改築更新施策のように長期的施策の策定においては、管渠の健全度と劣化速度の両方を勘案しながら、改築更新施策を立案することが必要である¹⁶⁾。実際に、改築更新施策のみならず、補修施策を検討する際にも、現時点における健全度と劣化速度の両方を考慮することが一般的である。この点については後に4.6で述べる。

4.2.3 空間的劣化異質性の評価

重点管理区域(異質性パラメータ値が大きいという性質を有する区域)の可視化は、改築更新施策を含む維持管理施策に対する説明責任を果たす上でも必要である。とりわけ、舗装や下水道管渠のように空間的に広範囲に亘ってネットワークを形成している社会基盤施設に対しては、空間情報とアセットマネジメント情報を紐づけて情報提供することが組織内外における利害関係者との共通認識の醸成に有効である。個別管渠は緯度、経度情報を有していることから、2次元平面上で緯度、経度と紐づけした形で敷設地点が与えられる。最も簡単に重点管理区域を可視化する手法としては、管渠の異質性パラメータや余寿命を、それぞれの管渠の敷設地点において、その値に応じて呈色することが考えられる。この手法

は、スクリーニングされた重点管理区域内において改築更新優先順位を決定するような場合には有効であるが、重点管理区域を特定するなど、ある一定の区域を対象とする意思決定問題に対して有益な情報をもたらさない。実際に、大阪市内において劣化速度の速い管渠が相対的に密集している区域をスクリーニングするという意思決定の内容と比べて、情報量（異質性パラメータ）が多すぎる。区域のスクリーニングであることから、異質性パラメータ値と管渠の地理情報との関係を俯瞰的に視覚化する、つまり異質性パラメータの空間集積傾向に対する視認性を高めることが重要である。しかし、従来のアセットマネジメントでは、空間的な位置情報の利用は簡易なものに留まり¹⁷⁾、位置情報自体の解析にまで踏み込んだ事例はない。

位置情報自体を解析し、劣化速度が速い管渠が密集した区域を可視化する手法として、カーネル密度推定法があげられる。本研究においても、重点管理区域の可視化手法としてカーネル密度推定法に着目する。カーネル密度推定法は、標本を用いて母集団の密度を表現する平滑化された確率密度関数を推定する手法である。同手法では、定量化された管渠密度に関する確率密度を用いることができるため、劣化速度が速い管渠の疎密について定量的な評価を行うことができる。しかし、単純にカーネル密度推定法を用いると、管渠の数が多い区域が管渠密度が高いと評価されてしまう（以下、単純な管渠数の多寡による管渠密度を数的管渠密度と呼ぶ）。すなわち、管渠の劣化速度に関わらず、数的管渠密度の高い区域が重点管理区域としてスクリーニングされることになる。本研究ではこの問題を回避するために、デュアル・カーネル密度推定法に着目する。デュアル・カーネル密度推定法では、数的管渠密度に対して劣化速度に応じた重み（異質性パラメータ）を乗ずることによって異質性密度を推定し、さらにこれを数的管渠密度で除すことによって管渠数の単純な粗密状態の影響を除外した上で、劣化速度の速い管渠が密集する区域を可視化する手法である。アセットマジメントにおいてデュアル・カーネル密度推定を援用して、空間集積情報に基づいて改築更新施策を決定するような研究事例は、著者らの知る限り存在しない。

4.3 混合マルコフ劣化ハザードモデルと推定

4.3.1 モデル化の前提条件

カレンダー時刻 s_0 を初期時点とする離散的時間軸 $t = 0, 1, 2, \dots$ を考え、離散的時間軸上の点を時点と呼び、カレンダー時刻と区別する。単位時間幅を 1 に基準化する。管渠の健全性を I 個の健全度 i ($i = 1, \dots, I$) で表現する。 i の値が大きくなるほど、劣化が進展している。時点 t における管渠の健全度を状態変数 $h(t) = i$ ($i = 1, \dots, I; t = 0, 1, \dots$) を用いて表現する。管渠の劣化過程がマルコフ連鎖に従うと仮定し、離散時間軸上の単位時間間隔における健全度間の推移確率をマルコフ推移確率を用いて表現する。推移確率は、時点

t における健全度 $h(t) = i$ を与件とし, 次の時点 $t + 1$ における健全度 $h(t + 1) = j (j \geq i)$ が生起する条件付確率

$$\text{Prob}[h(t + 1) = j | h(t) = i] = \pi_{ij} \quad (4.1)$$

を用いて定義される. なお, 微小時間での健全度の推移は 1 段階である. 式 (4.1) に表されるマルコフ推移確率は所与の 2 つの時点 $t, t + 1$ 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り, 当然のことながら, 対象とする点検間隔が異なれば推移確率の値は異なる. 補修がない限り常に劣化が進行するので, $\pi_{ij} = 0 (i > j)$ が成立する. また, 推移確率の定義より $\sum_{j=i}^I \pi_{ij} = 1$ が成立する. すなわち, マルコフ推移確率に関して,

$$\left. \begin{array}{l} \pi_{ij} \geq 0 (i, j = 1, \dots, I) \\ \pi_{ij} = 0 (i > j \text{ の時}) \\ \sum_{j=i}^I \pi_{ij} = 1 \end{array} \right\} \quad (4.2)$$

が成立しなければならない. 健全度 I は, 補修のない限りマルコフ連鎖における吸収状態であり, $\pi_{II} = 1$ が成立する. なお, マルコフ推移確率は過去の劣化履歴には依存しない. マルコフ連鎖モデルでは, 健全度が $i - 1$ から i に推移した時点に拘わらず, 時点 t から時点 $t + 1$ の間に推移する確率は時点 t における健全度のみに依存するという性質 (マルコフ性) を満足する¹⁸⁾.

4.3.2 混合マルコフ劣化ハザードモデルの定式化

混合マルコフ劣化ハザードモデルの詳細に関しては参考文献^{14, 15)}に詳しいが, ここでは同モデルを簡単に紹介しておく. 本研究では目視点検データに基づく個々の管渠の劣化予測を目的としている. 分析の対象とする管渠ネットワークを N 個の管渠グループ (評価単位) に分割する. 管渠グループは分析の目的に応じて設定する. 本研究の 4.5 では, 劣化予測を行政区単位と個別管渠単位で行う. そのため前者に対する管渠グループは行政区, 後者は個別管渠となる. 管渠グループ n ($n = 1, \dots, N$) は, 合計 l_n 個の管渠で構成されている. 管渠グループ n に固有なハザード率の異質性を表すパラメータ ε^n を導入する. このとき, 管渠グループ n の管渠 l_n ($l_n = 1, \dots, L_n$) の健全度 i ($i = 1, \dots, I - 1$) のハザード率を, 個別ハザード率

$$\lambda_i^{l_n} = \tilde{\lambda}_i^{l_n} \varepsilon^n \quad (4.3)$$

$$(i = 1, \dots, I - 1; n = 1, \dots, N; l_n = 1, \dots, L_n)$$

を用いて表す. ここに, $\tilde{\lambda}_i^{l_n}$ は管渠グループ n の管渠 l_n が有する健全度 i の平均的なハザード率 (以下, 標準ハザード率) である. 異質性パラメータ ε^n は, 管渠グループ n の標準ハザード率 $\tilde{\lambda}_i^{l_n}$ からの乖離の程度を表す確率変数であり, $\varepsilon^n \geq 0$ が成立すると仮定する. 異

質性パラメータ $\varepsilon^n > 1$ であり, かつ ε^n の値が大きくなるほど, 当該管渠グループ n に含まれる全ての管渠の劣化速度が, 標準ハザード率に対して大きいことを表す. 式 (4.3) において, 全ての健全度のハザード率に, 同一の確率変数 ε^n が含まれることに留意して欲しい. これにより, ある健全度において劣化速度が速い場合, 他の健全度の劣化速度も相対的に速くなることを表すことができる. いま, 異質性パラメータ ε^n がガンマ分布 $f(\varepsilon^n|\alpha, \gamma)$

$$f(\varepsilon^n|\alpha, \gamma) = \frac{1}{\gamma^\alpha \Gamma(\alpha)} (\varepsilon^n)^{\alpha-1} \exp\left(-\frac{\varepsilon^n}{\gamma}\right) \quad (4.4)$$

から抽出された確率標本であると考える. ガンマ分布 $f(\varepsilon^n|\alpha, \gamma)$ の平均は $\alpha\gamma$ で, 分散は $\alpha\gamma^2$ である. また, $\Gamma(\cdot)$ はガンマ関数である. さらに, 平均 1, 分散 $1/\phi$ のガンマ分布の確率密度関数 $\bar{g}(\varepsilon^n|\phi)$ は,

$$\bar{g}(\varepsilon^n|\phi) = \frac{\phi^\phi}{\Gamma(\phi)} (\varepsilon^n)^{\phi-1} \exp(-\phi\varepsilon^n) \quad (4.5)$$

と表される.

ここで, 管渠グループ n ($n = 1, \dots, N$) の異質性パラメータ ε^n の値を $\bar{\varepsilon}^n$ に固定する. このとき, 管渠グループ n のある管渠 l_n の健全度 i の寿命が $y_i^{l_n}$ 以上となる確率 $\tilde{F}_i(y_i^{l_n})$ は, 指数ハザード率 (4.3) を用いて

$$\tilde{F}_i(y_i^{l_n}) = \exp(-\tilde{\lambda}_i^{l_n} \bar{\varepsilon}^n y_i^{l_n}) \quad (4.6)$$

と書き換えることができる. さらに, 管渠グループ n の管渠 l_n の第 1 回目の点検時刻 $\tau_A^{l_n}$ において健全度が i と判定され, 次の点検時刻 $\tau_B^{l_n} = \tau_A^{l_n} + z^{l_n}$ においても健全度が i と判定される確率 $\pi_{ii}(z^{l_n}|\bar{\varepsilon}^n)$ は,

$$\pi_{ii}(z^{l_n}|\bar{\varepsilon}^n) = \exp(-\tilde{\lambda}_i^{l_n} \bar{\varepsilon}^n z^{l_n}) \quad (4.7)$$

となる. また, 点検時刻 $\tau_A^{l_n}$ と $\tau_B^{l_n} = \tau_A^{l_n} + z^{l_n}$ 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 $\pi_{ij}(z^{l_n}|\bar{\varepsilon}^n)$ は, 式 (4.3) より,

$$\begin{aligned} \pi_{ij}(z^{l_n}|\bar{\varepsilon}^n) &= \sum_{s=i}^j \prod_{m=i, m \neq s}^{j-1} \frac{\tilde{\lambda}_m^{l_n}}{\tilde{\lambda}_m^{l_n} - \tilde{\lambda}_s^{l_n}} \exp(-\tilde{\lambda}_s^{l_n} \bar{\varepsilon}^n z^{l_n}) \\ &= \sum_{s=i}^j \psi_{ij}^s(\tilde{\lambda}^{l_n}) \exp(-\tilde{\lambda}_s^{l_n} \bar{\varepsilon}^n z^{l_n}) \quad (4.8) \end{aligned}$$

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

と表すことができる²⁾. ただし, $\tilde{\lambda}^{l_n} = (\tilde{\lambda}_1^{l_n}, \dots, \tilde{\lambda}_{I-1}^{l_n})$ である. また, $\psi_{ij}^s(\tilde{\lambda}^{l_n})$ は

$$\psi_{ij}^s(\tilde{\lambda}^{l_n}) = \prod_{m=i, m \neq s}^{j-1} \frac{\tilde{\lambda}_m^{l_n}}{\tilde{\lambda}_m^{l_n} - \tilde{\lambda}_s^{l_n}} \quad (4.9)$$

となり, 標準ハザード率のみの関数で表される. また, $\pi_{iI}(z^{l_n}|\bar{\varepsilon}^n)$ に関しては,

$$\pi_{iI}(z^{l_n}|\bar{\varepsilon}^n) = 1 - \sum_{j=i}^{I-1} \pi_{ij}(z^{l_n}|\bar{\varepsilon}^n) \quad (4.10)$$

と表すことができる. つぎに, パラメータ ε^n がガンマ分布, 式(4.5)に従って分布する場合を考える. まず, 健全度 i の寿命が $y_i^{l_n}$ 以上となる確率は, 式(4.7)を用いて

$$\tilde{\pi}_{ii}(z^{l_n}) = \int_0^{\infty} \pi_{ii}(z^{l_n}|\varepsilon^n) \bar{g}(\varepsilon^n|\phi) d\varepsilon^n \quad (4.11)$$

と表すことができる. マルコフ推移確率 $\tilde{\pi}_{ii}(z^{l_n})$ はハザード率の確率分布を考慮した点検間隔 z^{l_n} の平均的なマルコフ推移確率を表している. 同様に点検間隔 z^{l_n} の下で健全度 i から健全度 j へ推移する平均マルコフ推移確率は,

$$\tilde{\pi}_{ij}(z^{l_n}) = \int_0^{\infty} \pi_{ij}(z^{l_n}|\varepsilon^n) \bar{g}(\varepsilon^n|\phi) d\varepsilon^n \quad (4.12)$$

と表される.

4.3.3 目視点検データとハザード率

管渠グループ $n (n = 1, \dots, N)$ に属する管渠 $l_n (l_n = 1, \dots, L_n)$ に関して 2 回の目視点検が実施されたと考える. 4.3.2 と同様に, 目視点検が実施されたカレンダー時刻を $(\tau_A^{l_n}, \tau_B^{l_n})$ と表す. ただし, $\tau_A^{l_n}$ は第 1 回の目視点検時刻であり, $\tau_B^{l_n}$ は第 2 回目の目視点検が実施されたカレンダー時刻である. 管渠グループ n に含まれる管渠 l_n の点検サンプルには, 第 1 回目の目視点検から第 2 回目の目視点検が実施された時刻までの期間長 z^{l_n} と, これら 2 回の目視点検で観測された管渠の健全度 $\bar{h}(\tau_A^{l_n}), \bar{h}(\tau_B^{l_n})$ に関する情報が記載されている. 記号「 $\bar{\cdot}$ 」は, 実測値であることを意味している. 点検時点における健全度に基づいて, ダミー変数 $\bar{\delta}_{ij}^{l_n} (i = 1, \dots, I-1, j = i, \dots, I; n = 1, \dots, N; l_n = 1, \dots, L_n)$ を

$$\bar{\delta}_{ij}^{l_n} = \begin{cases} 1 & \bar{h}(\tau_A^{l_n}) = i, \bar{h}(\tau_B^{l_n}) = j \text{ の時} \\ 0 & \text{それ以外の時} \end{cases} \quad (4.13)$$

と定義する. さらに, ダミー変数ベクトルを $\bar{\delta}^{l_n} = (\bar{\delta}_{11}^{l_n}, \dots, \bar{\delta}_{I-1,I}^{l_n})$, 管渠の劣化速度に影響を及ぼす管渠の構造特性や環境条件を表す特性ベクトルを $\bar{x}^{l_n} = (\bar{x}_1^{l_n}, \dots, \bar{x}_M^{l_n})$ と表す. ただし, $\bar{x}_m^{l_n} (m = 1, \dots, M)$ は管渠グループ n , 管渠 l_n の点検サンプルの m 番目の説明変数に関する期間 $[\tau_A^{l_n}, \tau_B^{l_n}]$ における観測値を表す. また, 第 1 番目の説明変数は定数項に該当する変数であり, 恒等的に $\bar{x}_1^{l_n} = 1$ である. 管渠グループ n に属する管渠 l_n の点検サンプルが有する情報を $\xi^{l_n} = (\bar{\delta}^{l_n}, z^{l_n}, \bar{x}^{l_n})$ と表す. また, 目視点検データ全体を Ξ と表す.

さらに, 管渠 l_n の点検サンプルの期間 $[\tau_A^{l_n}, \tau_B^{l_n}]$ における劣化過程を個別ハザード率 $\lambda_i^{l_n} = \tilde{\lambda}_i^{l_n} \varepsilon^n (i = 1, \dots, I-1)$ を用いて表現する. 健全度 I はマルコフ連鎖の吸収状態であり, $\pi_{II} = 1$ が成立するためにハザード率 $\tilde{\lambda}_I^{l_n}$ は必然的に $\tilde{\lambda}_I^{l_n} = 0$ となる. 管渠の劣化過程を特徴づける標準ハザード率 $\tilde{\lambda}_i^{l_n} (i = 1, \dots, I-1; n = 1, \dots, N)$ は管渠の特性ベクトルに依存して変化すると考え, 標準ハザード率 $\tilde{\lambda}_i^{l_n}$ を特性ベクトル \mathbf{x}^{l_n} を用いて,

$$\tilde{\lambda}_i^{l_n} = \exp(\mathbf{x}^{l_n} \boldsymbol{\beta}'_i) \quad (4.14)$$

と表す. ただし, $\beta_i = (\beta_{i,1}, \dots, \beta_{i,M})$ は未知パラメータ $\beta_{i,m}$ ($m = 1, \dots, M$) による行ベクトル, 記号「 $'$ 」は転置操作を表す. また, $x_1^{l_n} = 1$ より, $\beta_{i,1}$ は定数項を表す. 以上で定義したパラメータ β, ε を MCMC 法によりベイズ推定する.

4.3.4 未知パラメータの階層ベイズ推定

未知パラメータ β, ϕ, ε を階層ベイズモデルを用いて推定する. 混合マルコフ劣化ハザードモデルの階層ベイズ推定については, 参考文献¹⁵⁾に詳しいので, 本研究で推定フローのみを示す. 図-4.2 に実際の推定フローチャートを示し, 順に各ステップについて説明を加える.

ステップ 1 先駆的情報を用いて事前分布のパラメータ値 $\mu, \Sigma, \alpha_0, \gamma_0$ を設定する. それらはこれから推定するパラメータの制約条件となる. 本研究では無条件事前分布として分散のパラメータ値を大きく設定することとする. また, 未知パラメータ $\theta = (\beta, \phi, \varepsilon)$ の初期値 $\theta^{(0)} = (\beta^{(0)}, \phi^{(0)}, \varepsilon^{(0)})$ を設定する. 初期値の影響はサンプリング数の増加とともに薄れていく.

ステップ 2-1 サンプリング回数 p の未知パラメータの部分ベクトル $\beta^{(p)}$ を次のように発生させる.

$\beta_1^{(p)}$ を $\pi(\beta_1 | \beta^{-1(p-1)}, \phi^{(p-1)}, \varepsilon^{(p-1)}, \Xi)$ からランダムサンプリングする.

$\beta_2^{(p)}$ を $\pi(\beta_2 | \beta^{-2(p-1)}, \phi^{(p-1)}, \varepsilon^{(p-1)}, \Xi)$ からランダムサンプリングする.

...

$\beta_{I-1}^{(p)}$ を $\pi(\beta_{I-1} | \beta^{I-1(p-1)}, \phi^{(p-1)}, \varepsilon^{(p-1)}, \Xi)$ からランダムサンプリングする.

ステップ 2-2 サンプリング回数 p の未知パラメータの部分ベクトル $\varepsilon^{(p)}$ を次のように発生させる.

$\varepsilon_1^{(p)}$ を $\pi(\varepsilon_1 | \beta^{(p)}, \phi^{(p-1)}, \varepsilon^{-1(p-1)}, \Xi)$ からランダムサンプリングする.

$\varepsilon_2^{(p)}$ を $\pi(\varepsilon_2 | \beta^{(p)}, \phi^{(p-1)}, \varepsilon^{-2(p-1)}, \Xi)$ からランダムサンプリングする.

...

$\varepsilon_K^{(p)}$ を $\pi(\varepsilon_K | \beta^{(p)}, \phi^{(p-1)}, \varepsilon^{-K(p-1)}, \Xi)$ からランダムサンプリングする.

ステップ 2-3 サンプリング回数 n の未知パラメータの要素 $\phi^{(p)}$ を $\pi(\phi | \beta^{(p)}, \varepsilon^{(p)}, \Xi)$ からランダムサンプリングする.

ステップ 3 十分大きな n に対して $p > \underline{p}$ ならば $\theta^{(p)} = (\beta^{(p)}, \phi^{(p)}, \varepsilon^{(p)})$ を記録する.

ステップ 4 $p = \bar{p}$ ならば計算を終了する. $p < \bar{p}$ ならば $p = p + 1$ としステップ 2 へ戻る.

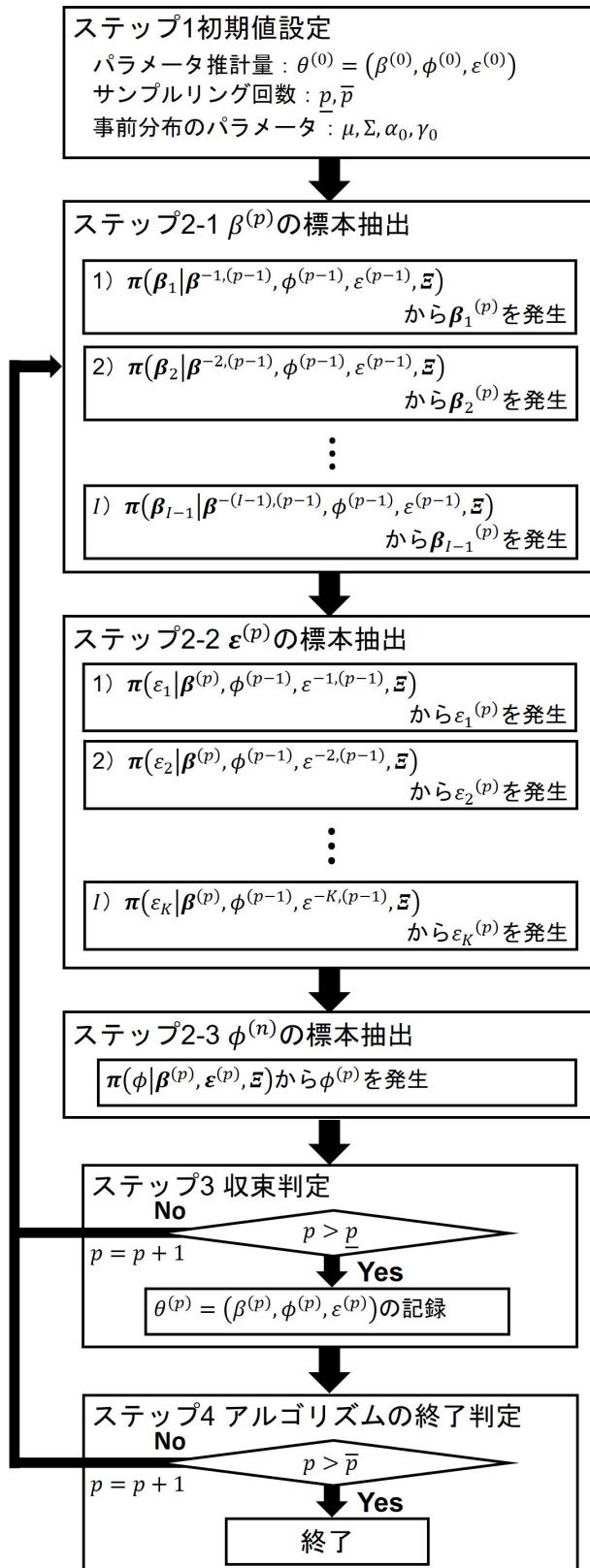


図-4.2 ベイズ推定フロー

以上のギブスサンプリングにおいて、推移核を

$$\begin{aligned}
 & \mathcal{O}(\boldsymbol{\theta}(p-1), \boldsymbol{\theta}(p) | \boldsymbol{\Xi}) \\
 &= \prod_{e_1=1}^{I-1} \pi(\boldsymbol{\beta}_{e_1}^{(p)} | \boldsymbol{\beta}^{-e_1 (p-1)}, \boldsymbol{\phi}^{(p-1)}, \boldsymbol{\varepsilon}^{(p-1)}, \boldsymbol{\Xi}) \\
 &\quad \cdot \prod_{e_2=1}^K \pi(\boldsymbol{\varepsilon}_{e_2}^{(p)} | \boldsymbol{\beta}^{(p)}, \boldsymbol{\phi}^{(p-1)}, \boldsymbol{\varepsilon}^{-e_2 (p-1)}, \boldsymbol{\Xi}) \\
 &\quad \cdot \pi(\boldsymbol{\phi}^{(p)} | \boldsymbol{\beta}^{(p)}, \boldsymbol{\varepsilon}^{(p)}, \boldsymbol{\Xi})
 \end{aligned} \tag{4.15}$$

と定義する。このとき、 $\boldsymbol{\theta}(p)$ ($p = 0, 1, \dots$) は推移核 $\mathcal{O}(\boldsymbol{\theta}(p-1), \boldsymbol{\theta}(p) | \boldsymbol{\Xi})$ を持つマルコフ連鎖である。さらに、このマルコフ連鎖の定常状態を $\pi(\boldsymbol{\theta} | \boldsymbol{\Xi})$ と表す。十分大きな \underline{p} に対して、このようなマルコフ連鎖が定常状態に達していると考えれば、ギブスサンプリングによる $\boldsymbol{\theta}(p = \underline{p} + 1, \underline{p} + 2, \dots, \bar{p})$ のサンプリングは同時事後確率密度関数 $\pi(\boldsymbol{\theta} | \boldsymbol{\Xi})$ からのサンプリングと等しくなる。したがって、ギブスサンプリングによって得られるこれらの標本 $\boldsymbol{\theta}(p = \underline{p} + 1, \underline{p} + 2, \dots, \bar{p})$ を用いて、パラメータベクトル $\boldsymbol{\theta} = (\boldsymbol{\beta}, \boldsymbol{\phi}, \boldsymbol{\varepsilon})$ の同時事後確率密度関数に関する統計量を計算することも可能となる。ただし、**ステップ 2** で利用する条件付き事後確率密度関数からは直接にランダムサンプリングすることができない。

4.4 重点管理区域のスクリーニング

4.4.1 カーネル密度推定法

管渠の改築更新施策を検討するためには、混合マルコフ劣化ハザードモデルの異質性パラメータ（劣化速度）の推定に加えて、改築更新工事の水平的同期化を目的として、劣化速度が速い管渠が密集する重点管理区域をスクリーニングする必要がある。すなわち、2次元平面上に点在する管渠の異質性パラメータといった離散的情情報を、例えば確率密度関数などによる連続的情報に変換することによって、劣化速度が速い管渠の空間集積傾向を視覚的に把握しやすくすることが重要である。カーネル密度推定法は、密度を推定する管渠の位置を中心として、任意に指定した範囲内の点密度を、当該管渠からの距離減衰効果に基づく重み付けによって計算する手法である。すなわち、離散的情報の集合である点分布の形態的特徴を点分布よりも視覚的にわかりやすく抽出する。さらに各管渠に対して推定した確率密度関数を、対象とする全ての管渠に対して予め定めたルール（本研究の場合は異質性パラメータ値で重み付け）で重合させ、管渠全体の空間集積傾向を表す確率密度関数を求める。カーネル密度推定に関する既往研究として、土木分野においても観光者の行動分析¹⁹⁾、商店街の店舗密度分析²⁰⁾などがあるが、交通事故・犯罪分野の研究事例²¹⁾が数多い。また、2次元平面に時間軸を導入して、犯罪発生の3次元時空間集積を分析した研究事例もある²²⁾。

いま、任意の空間座標 (x, y) における総数 N の管渠全体のカーネル密度推定量は、

$$f_h(x, y) = \frac{1}{Nh^2} \sum_{n=1}^N K \left[\frac{x - x_n}{h}, \frac{y - y_n}{h} \right] \quad (4.16)$$

と定義できる²³⁾。式中の x_n と y_n はそれぞれ管渠 n の緯度と経度を表す（なお、4.3において、 n は管渠のグループ数を表していたが、本研究では個別管渠 1 本を 1 グループと設定することから n を管渠数として扱い、説明を単純化する）。また、 K はカーネル関数、 h はカーネル関数のバンド幅パラメータである。このカーネル関数 K が管渠 n からの任意距離の地点に対して、管渠 n が持つ影響力の大きさを表す。カーネル関数に適用される関数にはガウシアン関数、イパネクニコフ関数、四次関数などがあり、本研究では一般的な 2 変量ガウシアン関数を採用している。ただし、カーネル関数の設定については、維持管理者の知見（例えば、環境条件が同じと見なせる管渠の存在範囲、工事の集約化の範囲）等を勘案することにより、適切な関数形を設定する必要があることに留意されたい。ただし、カーネル密度の具体的な算定においては、バンド幅パラメータ h （各管渠からの検索半径）の設定がカーネル関数の選定よりも推定結果に大きな影響を及ぼす。検索半径が大きければ滑らかで広域的な集積傾向を示せるが、全体的に平滑化するためにカーネル密度推定量は特徴の少ない結果となる。一方で、検索半径が小さければ局地的な集積傾向を表す。そのため、推定過程では、適当な結果と見なされるまで検索半径を繰り返し調整する必要があるとされる²³⁾。

下水道管渠の重点管理区域のスクリーニングで着目すべきは、劣化速度が速い管渠の空間集積傾向である。しかし、式 (4.16) のカーネル密度推定量は単純な管渠数の多寡を表す数的管渠密度である。そこで、4.3 で推定した異質性パラメータ値 ε^n を用い、各管渠のカーネル密度を各管渠の異質性パラメータ値で重み付けして管渠全体で重合させ、管渠全体のカーネル密度推定量を算出する。いま、異質性パラメータ ε^n を推定し、改めてカーネル密度推定量 $\hat{g}_h(x, y)$ を

$$\hat{g}_\eta(x, y) = \frac{1}{\eta^2} \sum_{n=1}^N \hat{\varepsilon}^n K \left[\frac{x - x_n}{\eta}, \frac{y - y_n}{\eta} \right] \quad (4.17)$$

$$\hat{\varepsilon}^n = \frac{\varepsilon^n}{\sum_{n=1}^N \varepsilon^n} \quad (4.18)$$

のように、異質性パラメータ ε^n の加重平均とカーネル関数 K との積により定式化する。後に、式 (4.16) と式 (4.17) においてそれぞれの密度を比較するため、本研究では、便宜的に式 (4.16) を重みなしカーネル C4 密度推定量、式 (4.17) を重み付きカーネル密度推定量と呼ぶ。異質性パラメータ値を重みとする重み付きカーネル密度を用いることにより、劣化が速いという特定の性質を有する管渠の密度を強調して可視化することが可能である。

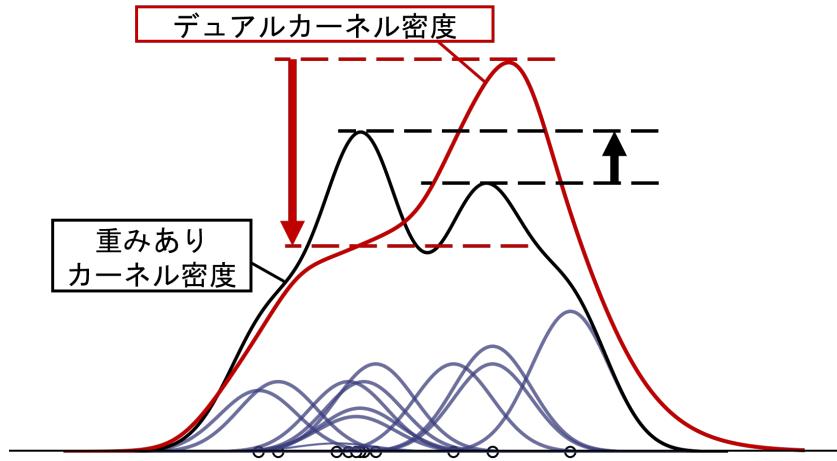


図-4.3 デュアル・カーネル密度推定例

4.4.2 デュアル・カーネル密度推定法

重み付きカーネル密度推定により、劣化速度が速い管渠が密集する区域をスクリーニングすることは可能であると考えられるが、数的管渠密度の影響をさらに低減しておく必要がある。この問題に関して、図-4.3を用いて説明する。同図には、3種類のカーネル密度を模式的に示している。なお、本研究で対象とする下水道管渠は、管渠ごとに緯度、経度の位置情報が紐付けられているために、これまで述べてきたようにカーネル密度は2変量となるが、ここでは説明を単純化するために1変量カーネル密度を考える。図中の白丸は個別管渠の敷設位置関係を表している。青実線は個別管渠に対する重み付きカーネル関数である。劣化速度が速い管渠ほど、異質性パラメータが大きくなるので、重み付きカーネル密度も大きくなる。同図においては、右から1番目に位置する管渠のカーネル密度が突出して大きく、劣化速度が速いことが理解できる。黒実線は式(4.17)で表される管渠全体に対する重み付きカーネル密度分布である。黒実線は大きく2つのピークを有しているが、左のピークの最大値の方が大きい。このとき、再び個別管渠に着目すると、左のピークを形成している管渠には、重み付きカーネル密度が高い管渠が含まれていないことがわかる。このように、管渠が空間的に均等に敷設されておらず、管渠の粗密状態に空間的な偏りがある場合には、劣化速度よりも管渠の数量で重み付きカーネル密度分布のピークが決まってしまう場合が少なくない。本研究の分析においても、劣化速度が速い少数の管渠で形成されている区域と、劣化速度の遅い多数の管渠で形成されている区域では同程度の密度が得られる。つまり、重み付きカーネル密度推定量では、数的管渠密度の影響を大きく受けるために、劣化速度の多寡を過小評価する可能性がある。本研究の重点管理区域は、劣化速度が速い管渠が密集した区域であるために、管渠数量の影響を除外して、劣化速度の速い管渠が密集する区域を適切に評価する必要がある。

デュアル・カーネル密度^{24), 25)}は、このような数的管渠密度の影響を考慮可能な手法であり、具体的には異質性パラメータ値で重み付けしたカーネル密度推定量（式(4.17)）を、管渠の数的なカーネル密度推定量（式(4.16)）で除して規準化を行うことによって、

$$D^\varepsilon(x, y) = \frac{\hat{g}_\eta(x, y)}{f_h(x, y)} \quad (4.19)$$

と表される。また、本研究では、重点管理区域のスクリーニングと改築更新対象管渠の抽出に関して、管渠の劣化速度（異質性パラメータ）に基づく方法論を展開してきたが、実務における改築更新優先順位は老朽度と劣化速度に基づいて決定される。この場合には、管渠 n の老朽度（4.5で対象とする大阪市では老朽度点）を a^n とすると、老朽度に関するカーネル密度推定量は、

$$\hat{k}_\eta(x, y) = \frac{1}{\eta^2} \sum_{n=1}^N \hat{a}^n K \left[\frac{x - x_n}{\eta}, \frac{y - y_n}{\eta} \right] \quad (4.20)$$

$$\hat{a}^n = \frac{a^n}{\sum_{n=1}^N a^n} \quad (4.21)$$

と表される。このとき、老朽度と劣化速度の両方を同時に考慮したデュアル・カーネル密度は、

$$D(x, y) = \frac{1}{N\eta^2} \sum_{n=1}^N \hat{a}^n \hat{\varepsilon}^n K \left[\frac{x - x_n}{\eta}, \frac{y - y_n}{\eta} \right] \quad (4.22)$$

$$\hat{a}^n \hat{\varepsilon}^n = \frac{a^n \varepsilon^n}{\sum_{n=1}^N a^n \varepsilon^n} \quad (4.23)$$

と定義できる。式(4.19)と式(4.22)のいずれのデュアル・カーネル密度推定を用いても、管渠の重み付きカーネル密度推定では形態的特徴として視覚化が難しい、劣化速度が速い管渠の密集区域などをスクリーニングすることができる。実際に、デュアル・カーネル密度推定を援用して、通常のカーネル密度推定では気づきにくかった住宅侵入窃盗リスクの高いエリアを明らかにした研究事例⁵⁾などがある。図-4.3には、デュアル・カーネル密度分布を赤実線で示している。概念的な表現ではあるが、デュアル・カーネル密度推定を用いることにより、管渠の数量よりも異質性パラメータ値が密度に反映され、上述した問題を解消できていることが読み取れる。

4.5 実証分析

4.5.1 データベースの概要

大阪市では、下水道管渠に対する目視点検結果に関して、大阪市建設局による「管路施設の維持管理指針」²⁶⁾に基づき、管渠の変形、クラック、目地不良等を加点評価した老朽

表-4.1 5段階健全度評価基準²⁶⁾

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

注) 5段階の健全度は、本研究で独自に設定した。また、老朽度点は、管渠内の硫化水素濃度、侵食状態、変形などの点検項目の総合点で決定される。

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-4.1に示すように独自に5段階の健全度を設定した。健全度5が健全性が最も高い状態で、健全度が低下するに従って健全性も低下する。なお、本研究ではこれまで便宜的に健全度1が最も健全性が高い状態であると述べてきたので、この点について留意されたい。

大阪市が管理する下水道管渠を対象として、1982年から2011年にかけて実施された目視点検データをもとにデータベースを作成した。今回の分析では、管渠ごとに、1回分の点検データのみ獲得可能であった。マルコフ劣化ハザードモデルでは2回の点検データを1データサンプルとして取り扱うが、管渠のような埋設構造物の場合、点検データが1回分しか利用可能でない場合が少なくない。このような状況では、通常データサンプルを獲得することができない。そこで、点検台帳に記録された竣工年度を利用して、仮想的に竣工時点（供用開始後0年）の健全度を5と設定する。この操作により、竣工時点を1回目の点検時点、さらに実際の1回目の点検時点を2回目の点検時点として取り扱い、2回の点検データとその点検間隔で構成されるデータサンプルを作成する。その結果、本研究においては、全てのデータサンプルの1回目の健全度が5となった。以上の操作により獲得できたデータサンプル数は215,230である。さらに、下水道管渠ごとに、構造特性や環境条件に関する情報が収録されている。本研究では、管渠の所在地（緯度および経度）、点検年度、竣工年度、評点、構造特性や環境条件に関する情報が全て揃っているデータサンプルを推定に用いることとする。その結果、除外したデータサンプル数は196,381であり、混合マルコフ劣化ハザードモデルの推定のために、最終的に合計18,849のデータサンプルが利用可能となった。

以下、4.5.2では下水道管渠に対して、1) 異質性パラメータを行政区単位で設定した分析と、2) 個々の管渠単位で設定した分析を行う。一方で、標準ハザード率には説明変数を考慮せず、劣化速度の相違は全て異質性パラメータで集約的に表現する。これは本研究の

表-4.2 混合マルコフ劣化ハザードモデルの推定結果

事後分布 統計量	健全度	定数項 $\beta_{i,1}$
期待値 (下限 5%, 上限 5%)	1	-3.777 (-3.910, -3.628)
期待値 (下限 5%, 上限 5%)	2	-2.544 (-2.699, -2.386)
期待値 (下限 5%, 上限 5%)	3	-2.517 (-2.658, -2.367)
期待値 (下限 5%, 上限 5%)	4	-1.248 (-1.428, -1.055)
期待値 (下限 5%, 上限 5%)	分散パラメータ ϕ	3.301 (1.995, 4.792)
対数尤度		-24,004

目的が劣化速度の速い管渠区域のスクリーニングにあるためであり、劣化速度を異質性パラメータという1つの変数に集約化して、補修優先順位の決定を単純化するためである。当然のことながら、研究の目的が劣化要因の分析にあるときには、標準ハザード率に説明変数を考慮する必要がある。

4.5.2 管渠の劣化予測結果

行政区単位の評価

行政区ごとに管渠グループを作成し、劣化速度および期待寿命を推定する。具体的には、行政区ごとに異質性パラメータ（総数24）を設定して、18,849データサンプルを用いて混合マルコフ劣化ハザードモデルの未知パラメータ β, ε, ϕ および期待劣化パスを推定する。表-4.2に混合マルコフ劣化ハザードモデルの推定結果を示す。各パラメータの事後分布の期待値 $\hat{\beta}, \hat{\phi}$ だけでなく、それぞれの90%信頼区間の上下限値、およびGeweke検定統計量²⁷⁾を併せて示す。収束判定はGeweke検定統計量を用いて判断する。サンプリング回数を21,000回とし、収束区間として最初の1,000回分のサンプルを除いた20,000回分の結果より、事後分布を推定した。Geweke検定統計量はいずれも有意水準5%の閾値である1.96を下回っていることが確認できる。

行政区単位で設定した管渠グループごとに推定した異質性パラメータを表-3に示す。異質性パラメータは $\varepsilon = 1.0$ をベンチマーク（全体平均）とする相対的な劣化速度を示す指標である。異質性パラメータが大きいと劣化が速い。同表より、最も劣化が速いのは大正区であり、全体平均よりも1.474倍速いことが読み取れる。これらの推定結果を用いて、期待劣化パスを求める。該当する行政区に存在する管渠の各健全度における期待寿命（任意

表-4.3 異質性パラメータの推定結果（行政区単位）

行政区	異質性 パラメータ	行政区	異質性 パラメータ
大正区	1.474	鶴見区	0.990
浪速区	1.412	福島区	0.976
港区	1.338	西成区	0.954
西淀川区	1.308	東淀川区	0.950
住之江区	1.295	中央区	0.948
西区	1.289	平野区	0.883
此花区	1.226	北区	0.849
淀川区	1.189	東成区	0.847
		住吉区	0.816
		天王寺区	0.803
		都島区	0.777
		城東区	0.727
		生野区	0.702
		東住吉区	0.700
		旭区	0.691
		阿倍野区	0.589

の健全度における滞在時間) $ET_i^{l_n}$ は、式(4.6)を用いて、

$$ET_i^{l_n} = \int_0^\infty d\tilde{F}_i(y_i^{l_n}) = \frac{1}{\tilde{\lambda}_i^{l_n}} \quad (4.24)$$

と表される。また、初期時点から健全度 i ($i = 2, \dots, I$) に進展するまでに要する平均的所要時間 $E[T]^{l_n}(i)$ は、

$$E[T]^{l_n}(i) = \sum_{j=1}^i \frac{1}{\tilde{\lambda}_j^{l_n}} \quad (4.25)$$

と定義でき、これを期待劣化パスと呼ぶ。図-4.4 に表-4.2 と表-4.3 の推定結果を用いた行政区単位の管渠の期待劣化パスを示す。期待寿命が最も短いのは大正区：51.5 年であり、反対に最も長いのは阿倍野区：106.1 年である。赤色太線は、全管渠の平均的な期待劣化パス（ベンチマーク、異質性パラメータ $\varepsilon = 1.0$ の場合）であり、期待寿命は 82.9 年である。異質性パラメータ $\varepsilon \geq 1$ の場合、当該行政区の管渠の期待寿命はベンチマークよりも短く、相対的に劣化速度が速い管渠グループに分類できる。すなわち、行政区単位で管渠の改築更新施策を検討する際には、全 24 行行政区のうちの 8 行行政区が重点管理区域に設定されることになる。

つぎに、各行政区の異質性パラメータ（平均的な劣化速度）の多寡を図-4.5 に示す。図-4.5 では、平均的な劣化速度を表現する異質性パラメータ $\varepsilon = 1.0$ を閾値とし、行政区間に

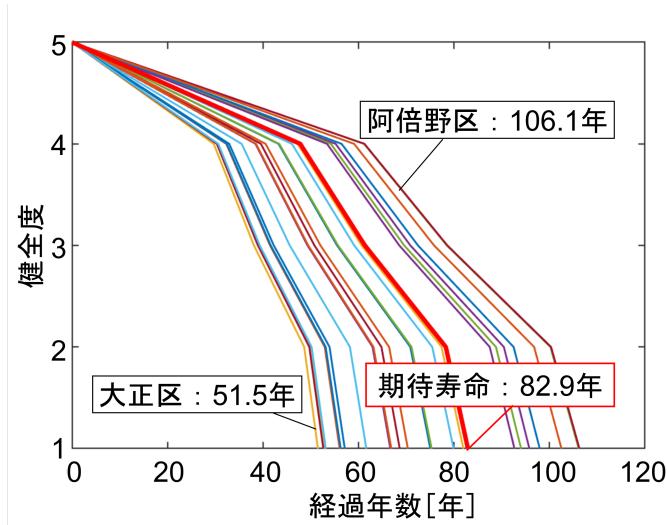
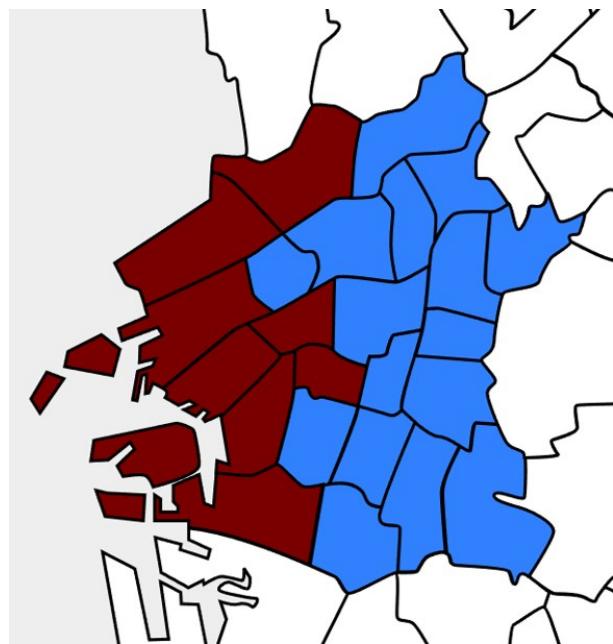


図-4.4 行政区別の期待劣化パスの推定結果

おける管渠の劣化速度を区分する。赤色で示される区域は、 $\varepsilon \geq 1$ であり、区域内の管渠は平均的な劣化速度と比較すると劣化速度が速い管渠が多いことを示す。一方で、青色で示される区域は、 $\varepsilon < 1$ であり、区域内の管渠は平均的な劣化速度と比較すると劣化速度が遅い管渠が多いことを示す。図-4.5 より、赤色区域で示す異質性パラメータ値の大きな管渠を多数有する行政区は西側の沿岸部付近に集中していることがわかる。これは、沿岸部周辺に共通する環境条件が管渠の劣化速度に大きく影響を与えることを示している。とりわけ、沿岸部は埋立地であるために、地盤が軟弱であることから不等沈下に起因するひび割れや変形が生じている可能性が高いと考えられる。このような劣化速度の多寡に着目して、その劣化要因を明らかにした上で、その内容を点検項目や点検要領に反映させることができれば、管渠の維持管理を高度化することができる。図-4.4 に示したように、期待劣化パスを用いて行政区ごとの劣化状態を確認することも 1 つの方法であるが、図-4.5 の地理情報とリンクさせ、劣化状態を空間的に表示させた方が視覚的に理解しやすい（組織内外において共通認識を醸成させやすい）。

管渠単位の評価

管渠グループを行政区単位から各管渠単位に変更した場合の期待劣化パスを示す。この場合には、個別管渠ごとに異質性パラメータを設定することになる。18,849 本の管渠に対する異質性パラメータの推定結果を図-4.6 に示す。異質性パラメータの分布から異質性パラメータはベンチマークである 1.0 付近に集まっていることが見て取れるが、2.0 付近に第 2 のピークを確認することができる。これ以降の分析を重ねることにより、直近の改築更新工事（スクリーニング）の対象となるのはこれらの管渠が多数を占めることになる。



注) 赤色は異質性パラメータ $\varepsilon \geq 1$ の行政区, 青色は $\varepsilon < 1$ の行政区である. 劣化速度の速い管渠は沿岸部を中心に分布していることが読み取れる.

図-4.5 行政区単位での異質性分布

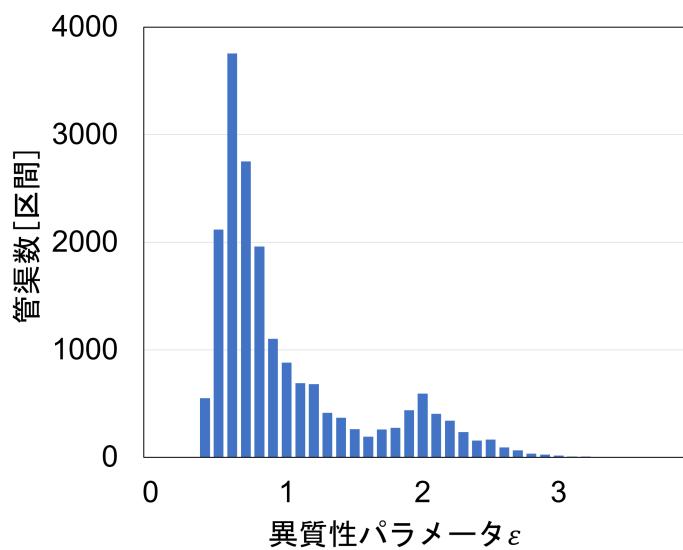


図-4.6 パラメータの推定結果 (個別管渠単位)

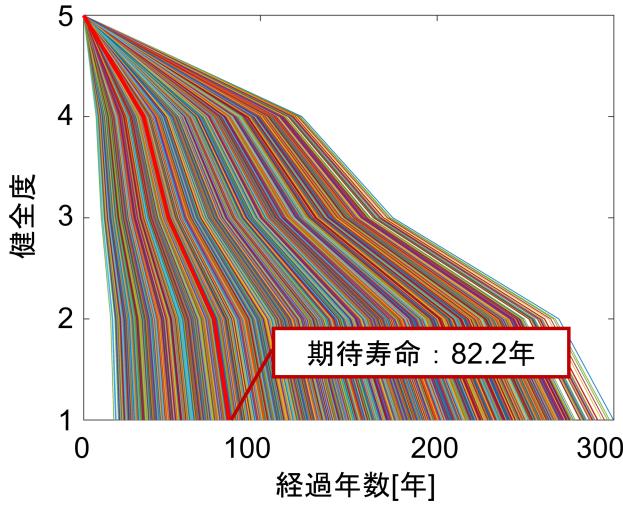


図-4.7 個別管渠の期待劣化パス

図-4.7 に、管渠ごとの期待劣化パス：18,849 本にベンチマークとなる $\varepsilon = 1.0$ を加えた計 18,850 本の管渠の期待劣化パスを示す。異質性パラメータの設定単位となる管渠グループに含まれる管渠数が少なくなると（今回のように 1 本の管渠に 1 つの異質性パラメータを設定すると），期待劣化パスや期待寿命はベンチマークから大きくかけ離れる可能性も高くなる。これは、異質性パラメータを設定する基本単位を細分化するほど、1 グループ単位で利用可能なデータが減少するために特異なデータ（極端に劣化が速いデータ、あるいは遅いデータ）が含まれていると、それによって推定結果が大きく影響を受けてしまうためである。実際に、行政区単位の期待劣化パス（図-4.4）と図-4.7 を比較すると、期待劣化パスの変動は明らかに大きくなっている。一方、図中の赤色太線は、異質性パラメータを個々の管渠で設定した場合のベンチマーク（異質性パラメータ $\varepsilon = 1.0$ の場合）であり、期待寿命は 82.2 年である。期待寿命に関しては、図-4.4 の期待寿命 82.9 年と相違はない。

本研究では、標準ハザード率に説明変数を考慮していないので、図-4.7 の期待寿命は各管渠の異質性パラメータの多寡によって決まる。期待劣化パスは改築更新優先順位を決定する際に有用な情報を与えうるが、下水管渠のように改築更新工事の水平的同期化が必要な場合には、劣化情報（異質性パラメータ）と位置情報を融合させて空間情報として表現した方が視覚的に理解しやすい。そこで、図-4.8 に、大阪市内の今回対象とした全てのコンクリート管渠の点分布（図-4.8(a)）と、異質性パラメータ 2.0 以上の劣化速度の速い管渠の点分布（図-4.8(b)）を示す。行政区を基本単位とした（図-4.5）では重点管理区域をスクリーニングするという目的に対して情報量が少なかった（空間的に粗かった）。しかし、図-4.8(b) は情報量が過剰であり、管渠の密集度合いが判断しづらい。また、管渠の異質性パラメータ 2.0 以上を同一色で表示しているので、定量的に評価した異質性パラ

メータの情報の価値を低減させている。劣化速度の速い管渠が密集する区域をスクリーニングするためには、個別管渠の劣化に関する点分布ではなく、それらを集約させる形で空間集積傾向を把握することが重要である。このように意思決定の目的（今回の場合は重点管理区域のスクリーニング）に応じた適切なアウトプットを提示することがアセットマネジメントの実践上の重要課題である。

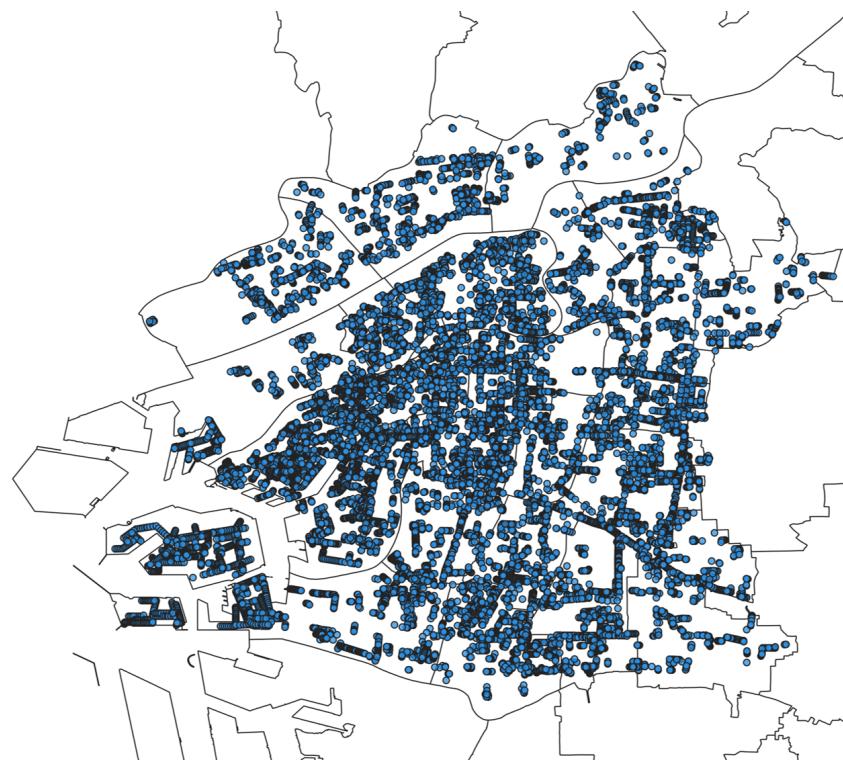
4.5.3 重点管理区域のスクリーニング

デュアル・カーネル密度推定

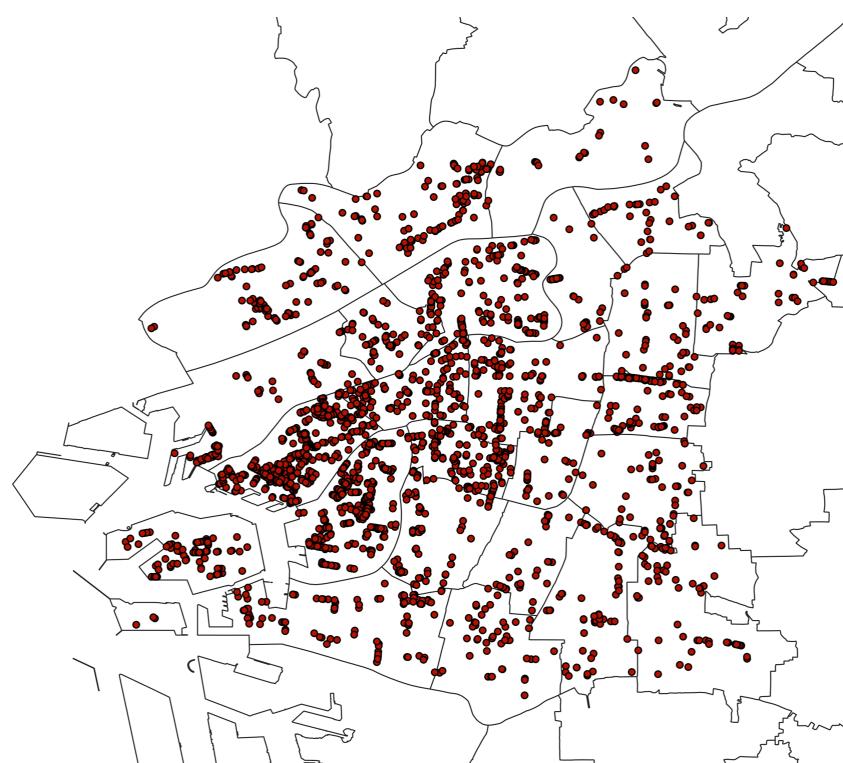
管渠の改築更新施策を検討するためには、個々の管渠の劣化予測と異質性パラメータの推定に加えて、劣化速度が速い管渠が密集する重点管理区域をスクリーニングする必要がある。先述したように、推定された異質性パラメータ値で構成される異質性点分布（図-4.8(b)）だけでは改築更新の優先順位を決定することは困難である。そこで、この異質性点分布に対して、デュアル・カーネル密度推定法を援用し、空間的劣化異質性分布を算出して重点管理区域をスクリーニングする。はじめに、異質性パラメータ値と管渠の位置情報（緯度・経度）を用いて、それぞれカーネル密度推定を行い、異質性密度分布（重み付きカーネル密度分布）と数的管渠密度分布（重みなしカーネル C4 密度分布）を推定する。さらに、デュアル・カーネル密度推定法により異質性密度分布を規準化することによって空間的劣化異質性分布を得る。なお、4.4 で示した通り、カーネル関数としては、2 変量ガウシアンカーネル関数を用い、バンド幅パラメータ η と h は数回の試行錯誤を経て、異質性管渠密度分布には $\eta = 0.006$ (SI 単位系に直すと 660m 程度)、数的管渠密度分布には $h = 0.012$ と設定した。これは異質性パラメータ（劣化速度）に対しては局所性を強調するために相対的に小さい値を設定する一方で、数的管渠密度分布に対しては管渠の数的影響を除外する（平滑化する）ために相対的に大きい値を設定した。また、これにより管渠数が少ない区域のカーネル密度推定値（式 (4.16) であり、式 (4.19) の分母）が極端に小さくなることを避け、その区域のデュアル・カーネル密度が特異的に大きくなることを防止した。

図-4.9(a) に異質性パラメータに対するカーネル密度分布（異質性密度分布）を示す。密度の高い順に赤、橙、黄、黄緑、青となっている（呈色が暖色に近いほど劣化速度が速い管渠が密集していることを示す）。同図より港区・大正区・西区・浪速区・中央区西部に劣化速度の速い管渠が密集していることがわかる。これは、図-4.5 で赤色で示す劣化速度の速い行政区と同様の傾向である。しかし、分析対象区域（大阪市）の境界付近に位置する西淀川区・此花区・住之江区は、数的管渠密度が小さくなるために、図-4.5 とはやや異なる傾向を示した。

異質性密度分布と比較するために、図-4.9(b) に数的管渠密度分布を示す。数的管渠密度分布は、管渠の数量のみを表現し、劣化速度の多寡に関する情報は含まれない。同図よ



(a) 本研究で対象とした管渠の分布



(b) 異質性パラメータ分布 ($\varepsilon \geq 2.0$)

図-4.8 下水道管渠と異質性パラメータに関する点分布

表-4.4 改築更新優先度の区分

		デュアル・カーネル密度推定	
		高	低
重み付き カーネル 密度推定	高	a) 大正区など 緊急度：中	c) 中央区など 緊急度：低
	低	d) 南港など 緊急度：高	b) 東成区など 緊急度：低

り、管渠密度は工業地域が集中する沿岸部が高いことがわかる。図-4.9(a)に示す異質性密度分布と比較すると、呈色された領域にほとんど差異が見られない。これは、4.4.2で指摘したように、異質性密度分布は数的管渠密度分布の影響を大きく受けており、劣化速度が速い管渠が点在している区域よりも、劣化速度がそれほど早くない管渠が密集している区域の方が重点管理区域としてスクリーニングされる。すなわち改築更新優先順位が高いと判断される可能性を示唆している。

劣化速度を表す異質性密度分布を、管渠の密集度合いを表す数的管渠密度分布で規準化する必要がある。そこで、大阪市の点検データに対してデュアル・カーネル密度推定法を適用した場合の推定結果を図-4.10に示す。図-4.9(a)に示す異質性密度分布（重み付きカーネル密度分布）と比較すると、デュアル・カーネル密度分布は、呈色された区域が大幅に縮小されている。これは、デュアル・カーネル密度推定法によりカーネル密度を規準化したために、数的管渠密度の影響が低減され、劣化速度が速い管渠が密集する区域のみを効率よく呈色できていることを示す。本研究ではこのデュアル・カーネル密度を空間的劣化異質性分布と定義する。

カーネル密度と改築更新優先順位

重み付きカーネル密度（異質性密度分布）とデュアル・カーネル密度（空間的劣化異質性分布）に着目すると、大阪市の管渠の劣化に関する特徴を次に示す4つのカテゴリーに区分することができる（表-4.4も併せて参考されたい）；a) 重み付きカーネル密度とデュアル・カーネル密度ともに高い区域（ともに暖色の区域）、b) 重み付きカーネル密度とデュアル・カーネル密度ともに低い区域（ともに寒色の区域）、c) 重み付きカーネル密度は高いが、デュアル・カーネル密度は低い区域、d) 重み付きカーネル密度は低いが、デュアル・カーネル密度は高い区域。a)については、数的管渠密度が高くかつ劣化速度が速い管渠が多い区域である。大正区や港区が該当する。a)に該当する区域は、劣化速度が速い管渠が多いために改築更新を検討すべき区域ではあるが、管渠の数も多いので健全な管渠で劣化速度が速い管渠の機能を代替できる可能性があるならば、改築更新時期を計画的に決定で

きる。b)については、管渠密度が低くかつ劣化速度が速い管渠が少ない区域である。多数存在するが、代表的には東成区や生野区が該当する。b)に該当する区域は、劣化速度が速い管渠が少なく管渠の数も少ないために、重点管理区域には該当せず、管渠の改築更新の優先度は低い。c)については、管渠密度は高いが、劣化速度が速い管渠が少ない区域である。西区北東部や浪速区東部、中央区が該当する。c)に該当する区域は、管渠密度が高いために、管渠密度の偏りの影響を大きく受け、重みつきカーネル密度推定では重点管理区域と判定されるが、管渠密度の影響を除いたデュアル・カーネル密度では重点管理区域と判定されない区域である。d)については、管渠密度は低いが、劣化速度が速い管渠が多い区域である。鶴見区東部や南港がこの傾向を示す。d)に該当する区域は、劣化速度が速い管渠が多く、管渠の改築更新を検討に入れるべき区域ではあるが、a)の場合とは異なり、管渠の数は少ないために、健全な管渠で劣化速度が速い管渠の機能を代替できない可能性がある。すなわち、損傷発生時に改築更新までの猶予がなく最も優先すべき重点管理区域であるといえる。以上の傾向より、本研究では、改築更新の優先度を $d) \geq a) \geq b) = c)$ とする。

4.6 管渠改築更新シミュレーション

4.6.1 前提条件

混合マルコフ劣化ハザードモデルを用いて、目視点検データを獲得している全ての管渠に対する劣化予測を行い、さらにデュアル・カーネル密度分布の上位 ($\omega \times 100$) %に対して改築更新工事を実施する数値シミュレーションを行う。改築更新工事は 2014 年～2018 年を第一期、2019 年～2023 年を第二期、それ以降は一期 5 年と設定した。 ω は下水道管渠の管理水準であり、 ω の値が大きくなると改築更新対象となる管渠の数は増加する。 ω の設定に関しては、過去数年間の大坂市における管渠改築更新実績をもとに算定することが実務ともっとも整合的であると考えられることから、本研究では $\omega = 0.05$ (1 期 5 年間で全体の 5% の管渠を改築更新することを意味する) を採用し、これを管理水準のベースラインと設定する。

本研究の特長は、劣化異質性（正確にはデュアル・カーネル密度）に基づいて改築更新対象管渠を抽出することにある。シミュレーションのなかで、改築更新対象管渠は当該期において改築更新されることになる。この際に、改築更新後の管渠は改築更新前と同じ劣化速度を有する保証はなく、むしろ異なると考えるべきである。しかし、実際に改築更新された管渠の劣化過程に関する点検データを得ることは不可能である。したがって、次期改築更新計画を立てるために、再び前期と同じ点検データを用いて混合マルコフ劣化ハザードモデルを推定し、異質性パラメータに基づいて上位 ($\omega \times 100$) % を抽出すると、前の期と同じ管渠が再び改築更新対象管渠として抽出されることになる。これを回避するために、改築更新対象管渠の抽出（重点管理区間のスクリーニング）に、劣化異質性だけでなく、健

全度（老朽度）の影響も考慮したデュアル・カーネル密度分布を使用する。また、改築更新工事の対象として選定された管渠は、次期の改築更新工事の対象（重点管理区域）からは除外した。なお、具体的な改築更新対象管渠の抽出方法は 4.6.2 で提案する。

改築更新施策を比較評価するために、改築更新対象となる管渠比率（全管渠に占める割合）をリスク管理指標として設定する。管渠の劣化現象の再現は、先と同様に混合マルコフ劣化ハザードモデルにより推定される推移確率 $\tilde{\pi}_{ij}(z^n)$ および異質性パラメータ ε^n を用いて行う。推移確率 $\tilde{\pi}_{ij}(z^n)$ は、健全度 $h(t) = i$ を与件とし、時刻 z^n 経過後に健全度 $h(z^n) = j (j \geq i)$ が生起する条件付確率であるために、任意の点検間隔 z を設定すれば、該当管渠に対する次期の健全度の生起確率が計算できる。得られた生起確率に基づき、確率的に次期の健全度を決定することにより、管渠の劣化現象のシミュレーションを行う。

4.6.2 改築更新施策シミュレーション

改築更新対象管渠の抽出

いま、管渠 $n (n = 1, 2, \dots, N)$ のデュアル・カーネル密度 $D^\varepsilon(x_n, y_n)$ を式 (4.19) に基づいて算出する。このとき、デュアル・カーネル密度が大きい順に、

$$\begin{aligned} D^\varepsilon(x_{1'}, y_{1'}) &\geq D^\varepsilon(x_{2'}, y_{2'}) \geq \dots \\ &\geq D^\varepsilon(x_{n'}, y_{n'}) \geq \dots \geq D^\varepsilon(x_{N'}, y_{N'}) \end{aligned} \quad (4.26)$$

と並べ替える。このとき、管渠の管理水準 ω を所与とした管渠数に関する VaR 指標 VaR_ω^α を、

$$\text{VaR}_\omega^\alpha = \arg \max_{n^*} \left\{ n^* \left| \sum_{k=1}^{n^*} \frac{k}{N} \leq \omega \right. \right\} \quad (4.27)$$

と定義する²⁸⁾。ただし、 \arg は、式 (4.27) の右辺を最大にする n^* を指定する記号である。また、上付き添え字 α は、管渠数に関する VaR 指標であることを表している。 VaR_ω^α は、管理水準を満たす最大の管渠数、すなわち上位 $(\omega \times 100) \%$ の管渠を決定するための指標である。さらに、ここで集合 $\Omega_\omega^\alpha(n^*)$ を定義する。集合 $\Omega_\omega^\alpha(n^*)$ は「管渠の管理水準 ω の下で、改築更新対象となる管渠の集合」を表している。ここで、管渠の管理水準を管渠数ではなく、管渠延長で規定する場合には、上と同様の手順で VaR 指標 VaR_ω^β を

$$\text{VaR}_\omega^\beta = \arg \max_{n^*} \left\{ n^* \left| \sum_{k=1}^{n^*} \frac{s_k}{S} \leq \omega \right. \right\} \quad (4.28)$$

と定義できる。式中の s_k は管渠 k の延長、 S は管理対象となる管渠の総延長である。なお、改築更新対象管渠は、管渠数や管渠延長だけでなく、工事費用などの予算制約を指標として決定することも可能である。

以上の手順によりデュアル・カーネル密度に基づいて、水平的同期化を考慮した改築更新対象管渠 $\Omega_\omega^\alpha(n^*)$, $\Omega_\omega^\beta(n^*)$ を決定することが可能となる。一方で水平的同期化を考慮せずに、単純に異質性パラメータ値の多寡のみに基づいて改築更新対象管渠を決定することもできる。これは式 (4.26) を老朽度点 a_n や異質性パラメータ ε_n で置き換えて、

$$\varepsilon_{1^*} \geq \varepsilon_{2^*} \geq \cdots \geq \varepsilon_{n^*} \geq \cdots \geq \varepsilon_{N^*} \quad (4.29)$$

と並び替えればよい、このときの VaR 指標 VaR_ω^γ , 改築更新対象管渠集合 $\Omega_\omega^\gamma(n^*)$ は、水平的同期化を考慮していないために、工事費用は高くなる一方で、リスクは最小化できる。本研究では、老朽度点や異質性パラメータに基づくこの改築更新施策をフロンティア施策とする。

改築更新後の劣化シミュレーション方法

シミュレーション上、改築更新対象管渠は改築更新されることになるが、当然のことながら改築後の管渠に対する目視点検データを獲得することはできない。そこで、改築更新後の管渠の劣化速度に関して、標準ハザード率 $\tilde{\lambda}_i^n$ は改築更新前と同じ値を利用することとして、異質性パラメータ ε^n に関しては推定したガンマ分布（期待値 1.0, 分散 3.301 のガンマ分布、表-4.2 参照）から乱数を発生させることによって、その値を決定する。標準ハザード率と異質性パラメータの積として得られるハザード率（劣化速度）を用いてマルコフ推移確率行列を算出して、これを用いたシミュレーションにより、当該期終了時点における健全度を算出する。このときの健全度に対して、表-4.1 を参照して健全度に応じた老朽度の平均値を与える。例えば、健全度が 3 であれば、老朽度点は 6.5 となる。ただし、健全度 1 に対しては老朽度点 20 を与える。このとき式 (4.22) に基づいて老朽度と異質性パラメータを用いて、デュアル・カーネル密度を推定して、改築更新対象管渠を抽出する。この操作をシミュレーション終了期間に到達するまで繰り返す。

4.6.3 シミュレーション

老朽度と劣化速度（異質性パラメータ）を同時に考慮したデュアル・カーネル密度を式 (4.22) に基づいて算出した結果を図-4.11 に示す。密度の推定に際しては、老朽度と異質性パラメータの最大値が 1.0 となるように規準化した。

今回用いた目視点検データは、1 回目の点検データを仮想的に 5 と設定したことにより、老朽度と劣化速度に相関が見られたために、図-4.10 と比較すると、本来であれば大差ない結果となる。しかし、改築更新工事に巻き込まれる健全な管渠の数を減少させることを目的して、バンド幅パラメータ η を 0.003 に再設定したことによって、デュアル・カーネル密度の高い区域が局所化される結果となった。さらに、図-4.12 に、第一期の重点管理区

域としてスクリーニングされた管渠を改築更新した後の、第二期重点管理区域（2019年～2023年）を示す。図-4.11と比較すると、空間的異質性密度の高い区域に変化が見られる。暖色で示される劣化速度が速い管渠が密集する区域が、改築更新前は大正区や港区であったが、西区、浪速区、住之江区、北区、西淀川区に変化していることがわかる。改築更新前後の暖色で呈色された区域を併せて確認すると、概ね図-4.5で赤塗で示す劣化速度が速く重点的な維持管理が必要と考えられる行政区に加えて、北区の一部にも暖色の呈色が確認される。北区は、図-4.5では青塗で表現される区域である。行政区のような既存の枠組みによる評価では、このような局所的な区域は広域的区域（行政区）の影響を受けて平滑化されるために、改築更新工事の優先順位が高くならずに改築更新が見送られる可能性がある。デュアル・カーネル密度推定により、行政区などの既存の枠組みでは評価が困難となる潜在的な重点管理区域の特定をより精緻に行えることを示した。以上のように、空間的劣化異質性分布を用いることによって、重点管理区域や改築更新工事計画、さらには工事の進捗状況や変遷を把握しやすくなる。

管理水準 ω のもとで管渠延長に関する VaR_{ω}^{β} に基づき改築更新対象管渠 $\Omega_{\omega}^{\beta}(n^*)$ を抽出して当該期において改築更新するようなシミュレーションを行う。管理水準を変化させた複数の改築更新施策の妥当性をリスク管理指標の経時的変化で評価する（図-4.13）。はじめに、同図中の黒線に着目する。実線は管理水準 $\omega = 0.05$ のもとで、空間的劣化異質性分布に基づいて改築更新対象管渠を抽出する施策（提案施策）であり、ベンチマーク施策と呼ぶ。この場合、コンクリート管渠の総延長 3,005km のうちの 5% は約 150km に相当し、管渠は 5 年おきに 150km 改築更新されることになる。また、黒点線は水平的同期化を考慮しない場合のフロンティア施策である。両者を比較すると、提案施策よりもフロンティア施策の方がリスク管理指標を低減していることがわかる。提案施策ではリスク管理指標が増加傾向にあるが、これはデュアル・カーネル密度を改築更新の判断基準としているために、デュアル・カーネル密度の高い管渠の周辺に存在する健全な管渠が改築更新工事に巻き込まれているためだと考えらえる。一方で、フロンティア施策は、対象期間内のいずれにおいてもリスク管理指標が低減されているが、前述したようにリスク最小化のみを考慮して工事費用を無視した施策であり、現実的には実用性に欠ける。実際の改築更新施策はこの 2 つの施策の間（同図中の灰色部）に位置することが予想される。したがって、現在の大阪市における $\omega = 0.05$ の改築更新施策はリスク管理指標を 50 年間に亘って概ね維持することができると推察される。参考までに、図-4.14 は 2014 年時点における管渠の健全度比率を示したものである。すでに健全度 1 の改築更新対象管渠が 15% ほど存在しており、シミュレーション開始当初はこれらの積み残しを解消しきれず、さらに健全度 3 と 4 の一部の劣化が進行して改築更新対象に加わることによって、リスクが増加すると考えられる。

つぎに、図-4.13 の橙線に着目する。これらは $\omega = 0.08$ に相当する。点線で示したフロンティア施策より、大阪市の下水道管渠に対しては管渠全体の 8% を 5 年間で改築更新す

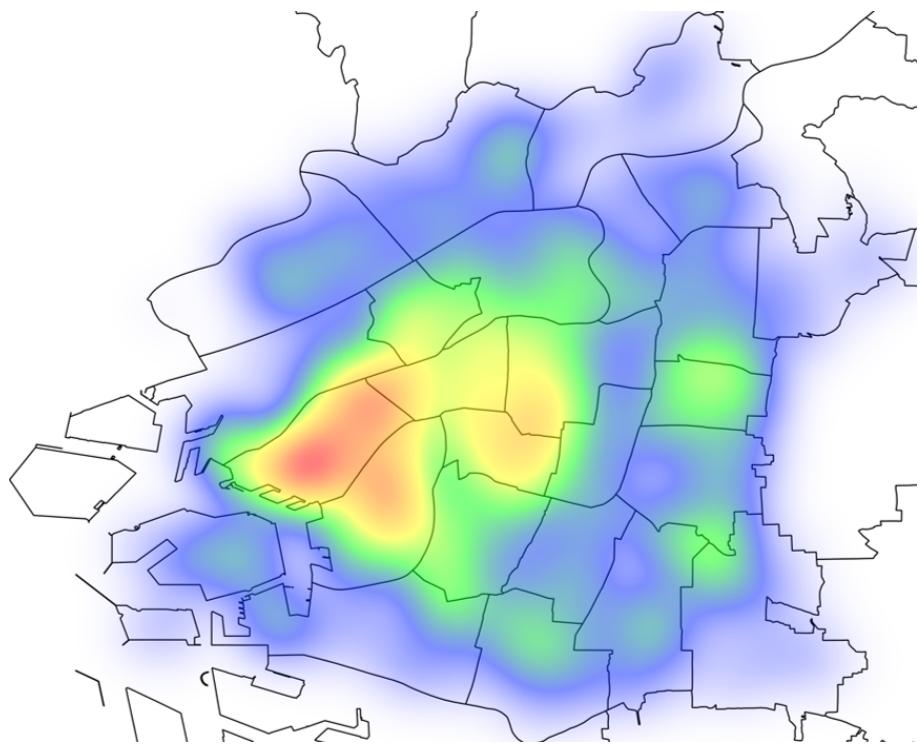
るような施策を講じることによって、約25年後にリスク管理水準をほぼゼロに抑えることができる。一方で、デュアル・カーネル密度に基づいて改築更新管渠を選定したとしても、リスク管理水準を現状維持できることが読み取れる。 $\omega = 0.05$ と比較すると、このように数パーセント予算を増加させるだけで、状況が大きく変化することがある。これは反対も同様である。青線は $\omega = 0.03$ であるが、フロンティア施策であっても、ベンチマーク施策（黒実線）と大差がなくなる。したがって、リスク管理水準は管理水準 ω に対して非常に感度が高いために、その設定には十分注意する必要がある。現状においては、 $\omega = 0.05$ が将来に亘って現在のサービス水準を維持する分岐点であり、少しでも予算を削減すると、状況は劇的に変化する。したがって、一度決めた改築更新費用を近視眼的に削減することは将来世代の負担を増加させることになる³¹⁾。以上を総合的に勘案すると、下水道管渠に対する大阪市の現在の改築更新施策は概ね妥当であるといえる。

4.7 おわりに

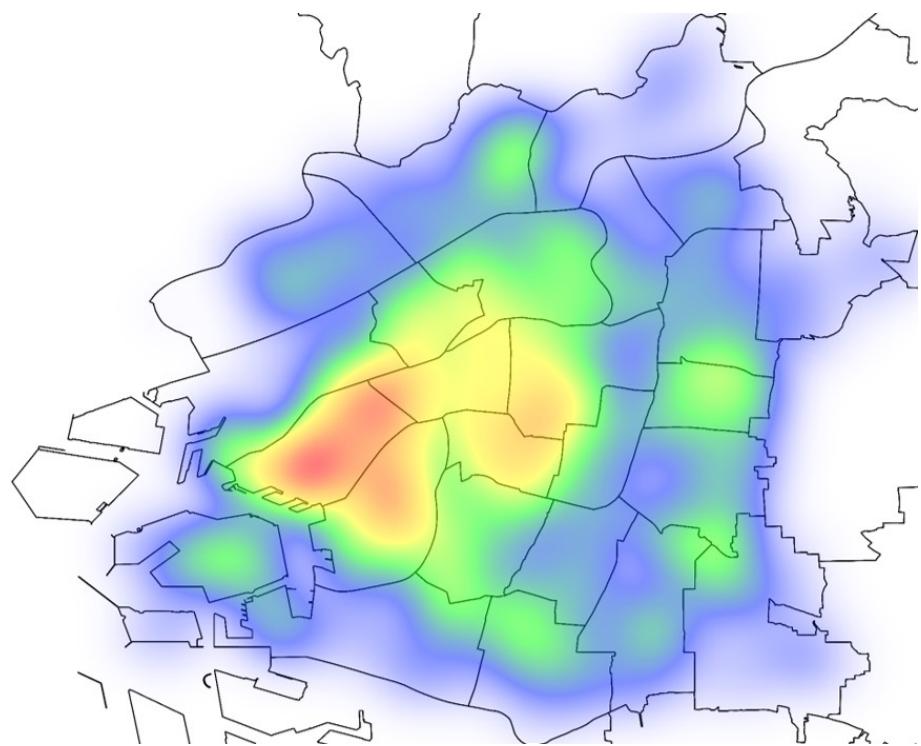
本研究では、老朽化が進む下水道コンクリート管渠を対象として、劣化速度の速い管渠が密集する重点管理区域をスクリーニングするとともに、重点管理区域の管渠を集約的に改築更新するための方法論を提案した。具体的には、下水道管渠に対する目視点検データを用いて、管渠の劣化過程を混合マルコフ劣化ハザードモデルで表現し、劣化速度の異質性に関するベンチマーク分析を行い、個々の管渠の異質性パラメータを推定した。つぎに、異質性パラメータの推定値と管渠の位置情報から、デュアル・カーネル密度分析を援用して、劣化速度の空間的劣化異質性分布を評価した。さらに、空間的劣化異質性分布に基づいて、相対的に劣化速度が速い管渠が密集する重点管理区域をスクリーニングするとともに、シミュレーションを通して管渠の改築更新施策を検討した。大阪市が管理する下水道コンクリート管渠への適用を通して、1) コンクリート管渠の期待寿命は82.2年であるが、混合マルコフ劣化ハザードモデルによる推定結果から、個々の管渠の期待寿命は大きく変動する、2) デュアル・カーネル密度推定法を援用して、空間的劣化異質性分布を作成することによって、重点管理区間のスクリーニングが可能であり、直近の改築更新施策だけでなく、任意の将来時点における改築更新施策の検討が可能であること、3) 数値シミュレーションを通して大阪市が実施している改築更新施策が長期的視点においても妥当であることを示した。

一方で、本研究に関して残された課題には、以下のようなものがある。第1に、改築更新工事を集約化する水平的同期化施策による費用削減効果を定量的に評価する必要がある。本研究では改築更新した管渠は改築更新前と同じ管渠であることを暗に仮定していた。しかし、今後より耐久性の高い管渠が開発され実用化される際には、改築更新の判断に費用便益分析が不可欠となる。その際には水平的同期化による費用削減効果を考慮した分析が

求められる。第2に境界付近の推定精度向上があげられる。本研究ではこの問題を解決するため、デュアル・カーネル密度を推定する際に、2種類のバンド幅パラメータを設定した。設定方法を概念的に示したが、試行錯誤を繰り返した結果であり、恣意性を排除できていない。恣意性を完全に排除できないまでも、境界付近の空間的劣化異質性分布の精度を向上させる方法論を開発する必要がある。第3に、本研究成果を他の自治体、あるいは他の社会基盤施設へ展開（展開可能性の検討も含む）していくことが考えられる。実際に、下水道管渠は埋設構造物であることから、大半の管渠に対して点検を実施することができない自治体が存在する。大阪市の点検データはそのような意味において極めて貴重であり、本研究成果をベンチマークとして、大阪市以外の自治体に展開していくことは実務的には極めて有用である。



(a) 異質性密度分布（重み付きカーネル密度分布）



(b) 数的管渠密度分布（重みなしカーネル C4 密度分布）

図-4.9 カーネル密度推定の結果

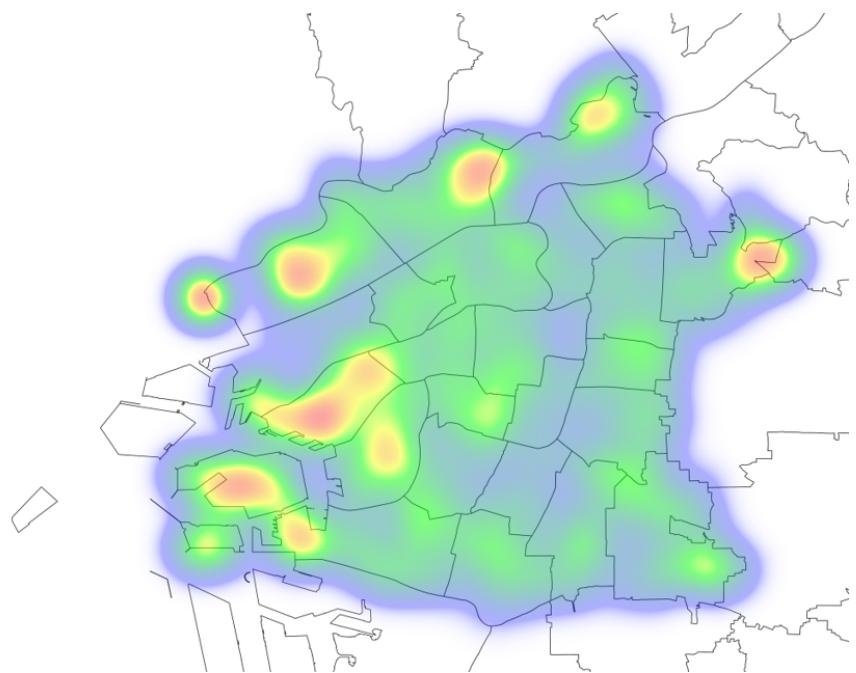


図-4.10 空間的劣化異質性分布（デュアル・カーネル密度）

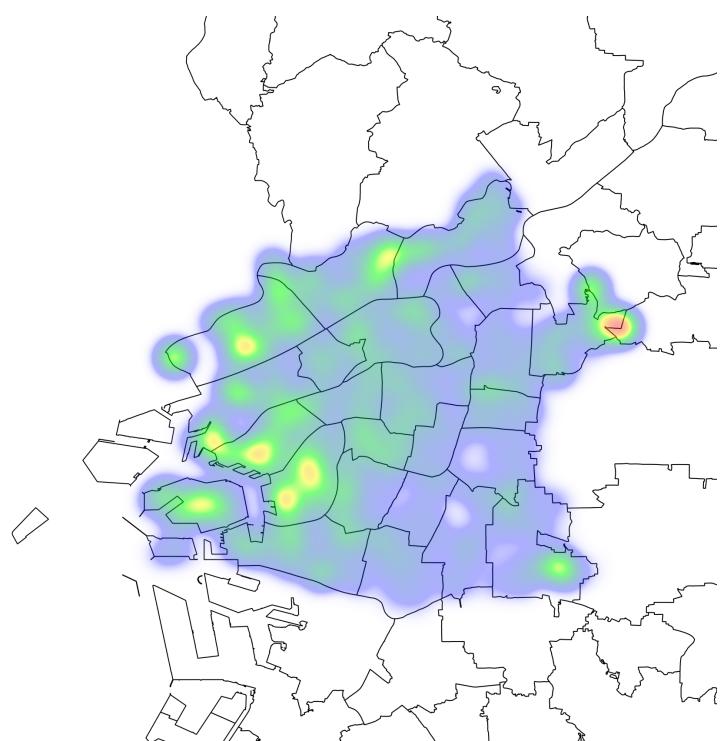


図-4.11 第一期重点管理区域（2014年～2018年）

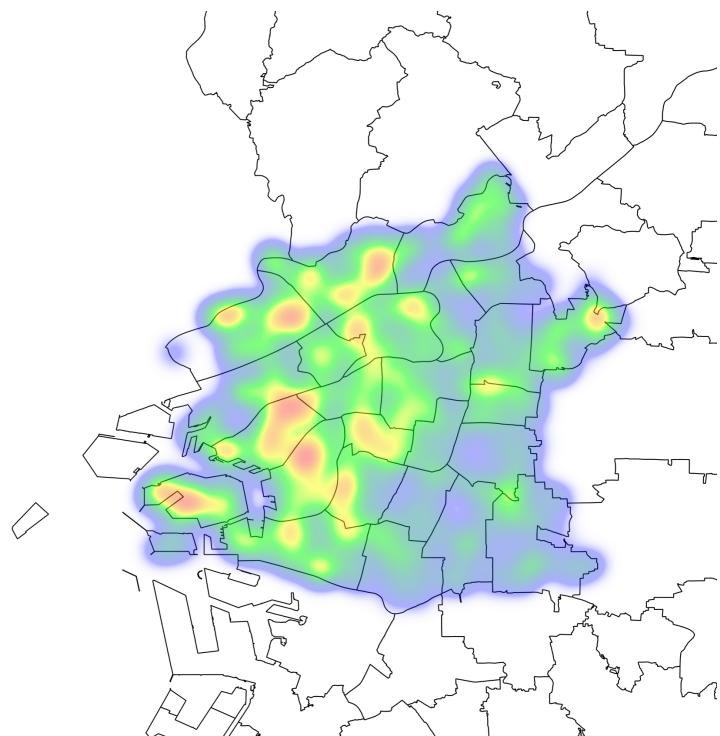


図-4.12 第二期重点管理区域（2019年～2023年）（管理水準：0.05）

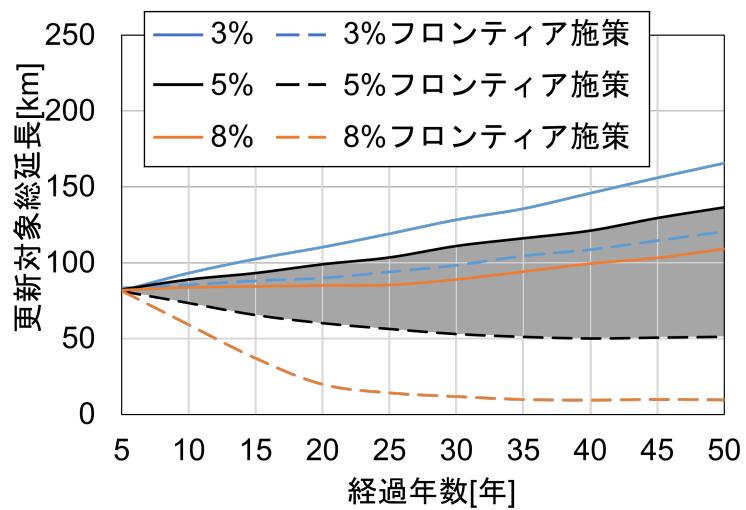


図-4.13 管渠改築更新シミュレーション結果

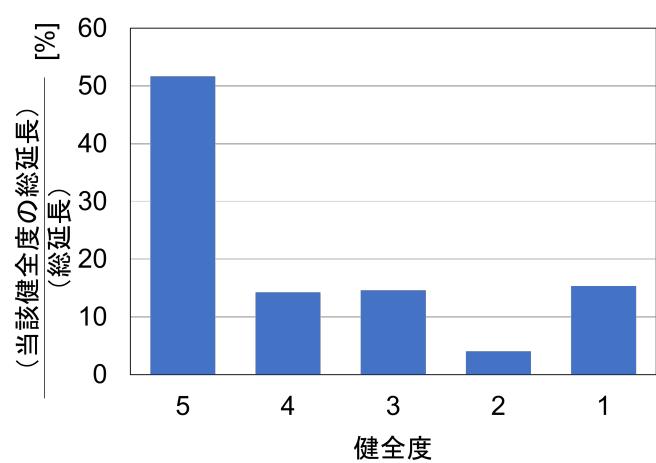


図-4.14 下水道管渠の健全度分布

参考文献

- 1) 国土交通省：国土交通白書， pp156， 2016.
- 2) 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.68-82， 2005.
- 3) 小林潔司：土木工学における実践的研究：課題と方法， 土木技術者実践論文集， 土木学会， Vol.1， pp.143-155， 2010.
- 4) 渡辺充彦：上下水道管路・施設における改築・修繕技術， コンクリート工学， Vol.54， No.1， pp.111-116， 2016.
- 5) Chainey, S. and Ratcliff, J.: GIS and Crime Mapping, John Wiley & Sons Ltd., 2005.
- 6) 貝戸清之， 鎌田敏郎， 大谷明， 山中明彦：下水道コンクリート官渠のストックマネジメント， 下水道協会誌， Vol.47， No.577， pp.78-87， 2010.
- 7) 田中尚， Nam, L. T., 貝戸清之， 小林潔司：上水道管路の最適予防取替モデル， 土木計画学・研究論文集， 土木学会， Vol.26， Vol.1， pp.123-132， 2009.
- 8) 堀倫裕， 小濱健吾， 貝戸清之， 小林潔司：下水処理施設の最適点検・補修モデル， 土木計画学・研究論文集， 土木学会， Vol.25， No.1， pp.213-224， 2008.
- 9) Jido, M., Otazawa, T. and Kobayashi, K.: Synchronized Repair Policy for Bridge Management, Bridge Maintenance, Safety, Management and Cost, CD-ROM, Balkema, 2004.
- 10) 小林潔司， 江口利幸， 大井明， 青木一也， 貝戸清之， 松村泰典：舗装構造の最適補修更新モデル， 土木学会論文集 E1， Vol.68， No.2， pp.54-68， 2012.
- 11) 織田澤利守， 山本浩司， 青木一也， 小林潔司：道路付帯施設の最適補修同期化政策， 土木学会論文集 F， Vo.64， No.2， pp.200-217， 2008.
- 12) 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.
- 13) 青木一也， 貝戸清之， 小林潔司：ライフサイクル費用評価が複数橋梁の劣化・補修過程に及ぼす影響， 土木計画学・研究論文集， 土木学会， Vol.23， No.1， pp.39-50， 2006.

- 14) 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クリング, 土木学会論文集 A, Vol.64, No.4, pp.857-874, 2008.
- 15) 貝戸清之, 小林潔司, 青木一也, 松岡弘大:混合マルコフ劣化ハザードモデルの階層ベイズ推計, 土木学会論文集 D3, Vol.68, No.4, pp.255-271, 2012.
- 16) 水谷大二郎, 小濱健吾, 貝戸清之, 田中晶大:集計的劣化過程モデルによる高速道路橋 RC 床版の劣化総合評価, 土木学会論文集 F4, Vol.73, No.3, pp.50-69, 2017.
- 17) 小田宏一, 児玉英二, 青木一也, 貝戸清之, 小林潔司:劣化ハザード率を用いた学習機能を有する舗装マネジメントシステム, 土木情報利用技術論文集, Vol.18, pp.165-174, 2009.
- 18) 森本英典, 高橋幸雄:マルコフ解析, 日科技連, 1979.
- 19) 矢部直人, 有馬貴之, 岡村祐, 角野貴信:GPS を用いた観光行動調査の課題と分析手法の検討, 観光科学, Vol.3, pp.17-30, 2010.
- 20) 仙谷裕明, 秋山祐樹, 柴崎亮介:店舗密度に着目した商店街の空間的範囲の特定手法の開発:カーネル密度推定法によるアプローチ, 都市計画論文集, Vol.46, No.3, pp.409-414, 2011.
- 21) 齊藤知範, 島田貴仁, 米里誠司, 鈴木護, 遠塚昌瑞, 惠良信治, 原田豊:GIS を用いた子どもの犯罪被害に関する地理的分析 -公立小学校通学圏を単位とした検討-, 科学警察研究所報告 (犯罪行動科学編), Vol.43, No.1, pp.27-41, 2006.
- 22) 中谷友樹, 矢野桂司:犯罪発生の時空間 3 次元地図 - ひったくり犯罪の時空間集積の可視化 -, 地学雑誌, Vol.177, No.2, pp.506-521, 2008.
- 23) 佐藤貴大, 円山琢也:カーネル密度推定法を応用したスマホ型回遊調査データの時空間分析, 都市計画論文集, Vol.51, No.2, pp.192-199, 2016.
- 24) 齊藤知範, 島田貴仁, 原田豊:小学生の犯罪被害リスクに関する地理的分析 - デュアル・カーネル密度推定を用いて -, 第 15 回地理情報システム学会学術研究発表大会講演論文集, pp.301-304, 2006.
- 25) 西村圭太, 杉本興運, 菊地俊夫:コミュニティサイクル利用観光者の回遊行動特性 -埼玉県川越市を事例に -, 日本観光研究学会機関誌, Vol.29, No.2, pp.29-42, 2018.
- 26) 大阪市建設局:管路施設の維持管理指針, 2008.
- 27) Geweke, J.: Evaluating the Accuracy of Sampling-based Approaches to the Calculation of Posterior Moments, *Bayesian Statistics*, Vol.4, pp.169-193, 1996.

28) 貝戸清之, 小林潔司, 加藤俊昌, 生田紀子:道路施設の巡回頻度と障害物発生リスク, 土木学会論文集F, Vol.63, No.1, pp.16-34, 2007.

29) Akaike, H.: Information Theory and an Extension of the Maximum Likelihood Principle, *Proceedings of the 2nd International Symposium on Information Theory*, pp.267-281, 1973.

30) 丹後俊郎, 横山徹爾, 高橋邦彦:空間疫学への招待, 疾病地図と疾病集積性を中心として, 朝倉書店, 2007.

31) 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/VI-68, pp.59-71, 2005.

第5章 空間マッピングを用いた下水管渠の健全度シミュレーションと改築更新区域の抽出

5.1 はじめに

下水道管理者は、人的・財政的リソースの制約のもとで、下水道施設と下水道事業を効率的に管理・運営することが求められている。とりわけ、下水管渠は老朽化が顕在化しつつあり、それらを効率的に維持管理するためのアセットマネジメント手法が普及している。なかでも、下水管渠の調査データを用いた統計的劣化予測手法¹⁾を基幹技術とするアセットマネジメントの実践的研究²⁾や実務への試行的導入が進んでいる。ただし、下水管渠は埋設構造物であるために、管理対象区域に存在する全ての管渠を対象とした悉皆調査を実施することが困難である。下水道管理者は、調査を実施した管渠だけでなく、調査未実施管渠を含めた全管渠に対して、改築更新計画（本研究では、改築更新は管路更生工法および開削敷設替え工法を含む総称として用いる³⁾）を立案する必要がある。そのためには調査実施管渠において部分的に獲得された調査データを用いて、全管渠の劣化予測と健全度シミュレーションが可能な方法論の開発が不可欠である。

調査未実施管渠の劣化予測を行う方法としては、調査実施管渠を対象に推定された劣化予測モデルを調査未実施管渠に移転⁴⁾して使用することが考えられる。しかしながら、管渠の劣化は、構造条件、使用条件、環境条件など、多様な要因が複合的に作用し合うことによって進行する事象であると考えられるために、モデルの移転可能性を担保できない場合も少なくない。その一方で、下水管渠の場合、管渠が敷設されている地中環境には距離に依存した同質性が認められることから、調査実施管渠とその周辺の調査未実施管渠との劣化速度の間には類似性が存在し、その類似性によって劣化要因の多様性を集約的に表現できる可能性がある。そのため、劣化速度の空間的関係性を考慮することにより、調査実施管渠の劣化速度に基づいて、調査未実施管渠の劣化速度を記述するようなルール（空間マッピングモデル）を見出すことができれば、管理対象区域における調査未実施管渠も含めた全ての管渠の劣化予測と健全度シミュレーションが可能になる。さらに、これらの結果を活用して具体的な改築更新計画を策定する場合には、単純に個別管渠の劣化速度に着目するのではなく、健全性が低いと推定される管渠が密集する区域をスクリーニング⁵⁾することによって老朽管渠の空間的集積傾向を視覚化し、改築更新工事の集約化を図る必要がある。これは埋設構造物である管渠の実際の工事が管渠単位に実施されるのではなく、工事費用や工事に伴う道路規制の縮減を目的として、ある一定の区域（マンホール間2~4スパン程度）で実施されている現状と整合的である。

以上の問題意識のもと、本研究では調査実施管渠の劣化予測結果に対し、劣化速度に関する回帰クリギング手法⁶⁾により、調査未実施管渠に対する劣化速度を空間的に補間するための方法論を提案する。さらに、推定された劣化速度を用いて予測される健全度情報をもとに、デュアルカーネル密度分析⁵⁾を援用して、健全性が低いと推定される管渠が密集する区域をスクリーニングする。以下、5.2で本研究の基本的な考え方を述べる。5.3で調査実施管渠に対する劣化予測手法⁷⁾、5.4で調査未実施管渠に対する劣化速度の空間マッピングモデルについて説明し、5.5で改築更新区域のスクリーニング手法について概要を述べる。最後に、5.6で大阪市の下水道管渠に対する適用を通じて、本研究の有用性を検証する。

5.2 本研究の基本的な考え方

5.2.1 下水道管渠に対する調査

我が国において、令和元年度末時点での標準耐用年数50年を経過した下水道管渠の割合は総延長の5%程度である。これが10年後には15%程度、20年後には35%程度と今後急速に増加することが予測されている⁸⁾。このような老朽管渠の増加や、下水道管渠に起因する道路陥没事故の実情を踏まえて、平成27年に下水道法に基づく維持修繕基準が創設され、硫酸水素による腐食の可能性の高い下水道管渠に対する5年に1回以上の点検が義務化された。しかし、点検義務化の対象となった管渠約4,000kmは、全国の管渠の総延長約48万kmに対する割合の1%程度にどどまっており、全管渠を対象とした点検の実施には現実味はない。実際、下水道管渠は地中に埋設されているために、点検（マンホールの蓋を開け、地上からの目視などによって目視可能な範囲の管渠内の状態を把握し、早期に異常箇所を発見することを目的とする業務）により管渠内の状態を網羅的に把握することには限界があり、TVカメラ調査（管渠内の異常の有無を直接確認するための業務）を実施する場合が多い。また、埋設されている区域によってはTVカメラ調査自体も困難である場合が少なくなく、下水道管渠を適切に維持管理するためにもTVカメラ調査以外の代替技術を含めて、管渠の状態を把握する必要がある。

図-5.1には、本研究の実証分析で対象とする大阪市における敷設年度別の管渠延長と調査実施率を示している。大阪市においては、下水道管渠の標準耐用年数である50年を1つの目安として、1回目のTVカメラ調査を実施することを目標にしている。同図から読み取れるように、1964年以前に敷設された管渠の調査実施率は約90%に至っている。一方で、1970年以降に敷設された管渠の調査実施率は低く、管渠の総延長に占める延長の割合も高いことから、今後調査未実施管渠に対する効率的な状態把握が喫緊の課題となる。

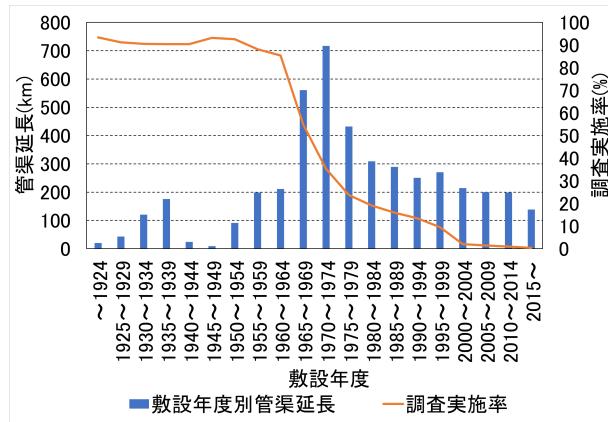


図-5.1 大阪市における敷設年度別の管渠延長と調査実施率

5.2.2 地理空間情報の活用と本研究の目的

近年、我が国では社会基盤施設の団塊的な老朽化に伴う補修・更新費の増加が見込まれており、アセットマネジメントの必要性が高まりつつある。そのような中、蓄積された点検データを用いて、社会基盤施設の劣化過程をモデル化する統計的劣化予測モデルが発展している。とりわけ、マルコフ劣化ハザードモデル¹⁾の開発により、離散的な健全度で評価された点検データを用いた劣化過程のモデル化が可能となった。また、小濱等は個別の社会基盤施設が有する劣化過程の異質性を表現可能な混合マルコフ劣化ハザードモデル⁷⁾を提案した。これらの統計的劣化予測モデルでは、点検データの質・量が推定精度や信頼性に多大な影響を及ぼす。実際に、維持管理の実務においては、舗装路面に対する路面性状調査車の導入や、トンネルや橋梁を対象とした5年に一度の近接目視点検の義務化等により、点検データが以前と比較して蓄積されてきている。しかし、管理者によっては、人的・財政的リソースの制約や、点検の実施困難性等の理由により、管理対象とする社会基盤施設全体に対する悉皆点検が困難な場合も少なくない。また、点検データが部分的に獲得される場合であっても、管理者が維持管理計画を策定する際には、管理施設全体を対象とする必要がある。しかし、既往の統計的劣化予測モデルは、当然のことながら、点検データが獲得された施設に対してのみ劣化予測を行うものであり、点検未実施の施設に対する劣化予測を行うことはできない。ただし、点検実施が困難な社会基盤施設であっても、その劣化過程に多大な影響を及ぼすと考えられる構造条件、使用条件、環境条件等の属性情報であれば、利用可能である場合が少なくない。実際、国土交通省では、「国土交通省データプラットフォーム 1.0」をはじめとする、各種データプラットフォームの整備を進めており、官民それぞれが保有する多様なデータを API (Application Programming Interface) により連携する取り組みが進みつつある。また、地理空間情報活用推進基本法の成立により、地理空間情報の高度な活用が求められており、社会基盤施設の維持管理分野において

も活用が期待されている。このような社会的背景を踏まえると、地理空間情報を活用しながら、点検未実施の施設も含めた管理対象全域の施設に対する劣化予測やアセットマネジメントを展開可能な方法論は社会的ニーズが高いものと考えられる。

点検未実施の施設に対する劣化予測を行った事例として、貝戸等は、部分的に獲得された劣化予測結果と、降水量、地盤強度（CBR 値）、大型車交通量等の属性情報を位置情報を介して紐づけ、これらの属性情報によって劣化予測結果を説明する空間マッピングモデルを提案している⁹⁾。さらに同モデルを用いることによって、ミャンマー国における新規建設予定の道路舗装（点検データが全く獲得できていない道路舗装）の寿命評価を行っている。しかしながら、当該研究では、点検データや属性情報の獲得に制約があり、周辺区域間の環境条件の類似性により発生すると考えられる劣化速度の空間的関係性を考慮できていない。そのため、空間的に偏在した区域で点検が実施された場合、劣化予測結果に空間的な推定バイアスが生じる可能性があることを指摘している。そこで、本研究では、空間マッピングモデルの考え方を踏襲しつつ、劣化速度の空間的関係性に着目することにより、調査未実施管渠の劣化速度を推定する手法を提案する。具体的には、1) 部分的に獲得された調査データから劣化速度を推定する、2) 推定された劣化速度と属性情報を管渠の位置情報を介して紐づけ、劣化速度の空間的関係性を表す空間マッピングモデルを推定することにより、調査未実施管渠の劣化速度を推定する、3) 劣化予測結果をもとに作成した健全度分布に対して、デュアルカーネル密度推定を用いて老朽管渠の空間的集積傾向を視覚化し、改築更新区域を抽出する方法論を提案する。

5.2.3 空間的補間手法

本研究では、調査実施管渠の劣化速度に着目し、空間マッピングモデルを用いて、調査未実施管渠の劣化速度の推定を行う。空間的なデータを取り扱う場合、対象データが離散的な空間におけるデータ間の関係を扱うものか、連続的な空間におけるデータ間の関係を扱うものかにより方法論が大別される。前者の場合、空間計量経済学¹⁰⁾等の手法により離散的な空間における関係を空間重み行列を用いて推定することが考えられる。後者の場合は、地球統計学¹¹⁾等の手法により連続的な空間上の関係を推定することが一般的である。本研究で対象とする下水道管渠は緯度・経度の情報を有しており、連続的な空間上の関係を推定する地球統計学的手法が適している。

空間的補間手法の1つとして、観測地点と予測地点との距離の逆数を重みとして、観測値の重み付き平均により予測値を推定する逆距離加重法があげられる。逆距離加重法では、予測点の周辺の重みが強く、距離が大きくなるほど重みが小さくなることから空間的自己相関を考慮した補間が実施されている。一方で、逆距離加重法を用いて補間を行った際に生じる問題として、空間的自己相関が影響する範囲の設定があげられる。空間的自己相関の真の影響範囲と異なる範囲を用いて予測値を推定した場合、正確な補間を行うことが難

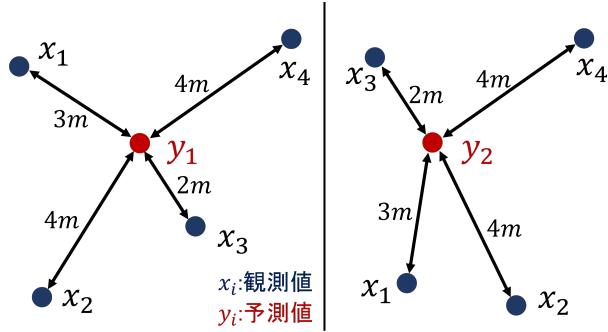


図-5.2 空間的補間手法の概要

しくなる。また、図-5.2に示すように、観測値が得られていない地点 y_1 と観測値が得られている地点 $x_1 \sim x_4$ に対して、 y_1 からそれぞれの地点までの距離が等しい 2 つのパターンを考える（同図中、便宜的に左側の予測値を y_1 、右側を y_2 とする）。逆距離加重法を用いて予測値を推定すると、両パターンとも予測値は等しくなるために、観測地点と予測地点の空間的な配置を考慮することができない。実際、下水管渠は地上の建築物や道路網、地下の埋設状況を考慮して敷設されるため、不規則な管渠網を形成する場合も少なくない。そこで、本研究では、空間的自己相関の影響範囲を観測データをもとに推定し、観測地点と予測地点の空間的な関係性も考慮可能な地球統計学手法の 1 つであるクリギング¹²⁾を用いて空間補間を行うこととする。なお、詳細なクリギングの内容に関しては 5.4 で説明することとする。

5.2.4 改築更新工事の集約化

下水管渠の改築更新工事を実施する場合、敷設されている管渠の埋設状況や道路利用者への影響を踏まえて、改築更新が必要な老朽管渠だけではなく、当該管渠の周辺に存在する複数の管渠も一括して改築更新する場合が多い。そのため、改築更新を実施する際には健全性が低いと推定される管渠だけでなく、健全性がそれほど低下していない管渠（それ単独で判断すれば改築更新がなされない管渠）も含めた改築更新工事を行っているのが現状である。また、下水管渠は埋設構造物であるために、高頻度な調査や予防的補修が難しく、効率的な改築更新を実施することが実務上の重要な課題である。そのため、老朽管渠の密集する区域を対象として優先的に改築更新するような工事の集約化が必要である。ただし、本研究で対象とする大阪市のように、下水管渠のストック数が多い管理者の場合、調査データをもとに作成した健全度分布からだけでは、どの区域の改築更新を実施すれば効率的に維持管理できるかを判断することが困難な場合も少なくない。また、最終的な改築更新工事は、舗装工事やその他の地下埋設構造物の補修・更新工事との同期を勘案

して行われることも多く、管渠の健全度分布のみで改築更新区域が一意に決定することには実務上の問題も多い。そこで本研究では、デュアルカーネル密度分析を援用して、老朽管渠の密集する区域のスクリーニングを行い、改築更新対象となる管渠の空間的集積性を可視化することを試みる。

5.3 混合マルコフ劣化ハザードモデルによる調査実施管渠に対する劣化予測手法

5.3.1 モデル化の前提条件

カレンダー時刻 s_0 を初期時点とする離散的時間軸 $t = 0, 1, 2, \dots$ を考え、離散的時間軸上の点を時点と呼び、カレンダー時刻と区別する。単位時間幅を 1 に基準化する。管渠の健全性を I 段階の健全度 i ($i = 1, \dots, I$) で表現する。 i の値が大きくなるほど、劣化が進展している。時点 t における管渠の健全度を状態変数 $h(t) = i$ ($i = 1, \dots, I; t = 0, 1, \dots$) を用いて表現する。管渠の劣化過程がマルコフ連鎖に従うと仮定し、離散時間軸上の単位時間間隔における健全度間の推移確率をマルコフ推移確率で表現する。推移確率は、時点 t における健全度 $h(t) = i$ を与件とし、次の時点 $t + 1$ における健全度 $h(t + 1) = j$ ($j \geq i$) が生起する条件付確率

$$\text{Prob}[h(t + 1) = j | h(t) = i] = \pi_{ij} \quad (5.1)$$

によって定義される。なお、微小時間での健全度の推移は 1 段階である。式 (5.1) に示すマルコフ推移確率は所与の 2 つの時点 $t, t + 1$ 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り、当然のことながら、対象とする調査間隔が異なれば推移確率の値は異なる。補修を行わない場合、常に劣化が進行するので、 $\pi_{ij} = 0$ ($i > j$) が成立する。また、推移確率の定義より $\sum_{j=i}^I \pi_{ij} = 1$ が成立する。すなわち、マルコフ推移確率に関して、

$$\begin{cases} \pi_{ij} \geq 0 & (i \leq j) \\ \pi_{ij} = 0 & (i > j) \\ \sum_{j=i}^I \pi_{ij} = 1 \end{cases} \quad (5.2)$$

が成立しなければならない。健全度 I は、補修をしない場合、マルコフ連鎖における吸収状態であり、 $\pi_{II} = 1$ が成立する。なお、マルコフ推移確率は過去の劣化履歴には依存しない。マルコフ連鎖モデルでは、健全度が $i - 1$ から i に推移した時点に拘わらず、時点 t から時点 $t + 1$ の間に i から j に推移する確率は時点 t における健全度のみに依存するという性質（マルコフ性）を満足する¹³⁾。

5.3.2 混合マルコフ劣化ハザードモデルの定式化

分析対象とする管渠を K 個のグループに分割する。5.3 で対象とする管渠は全て調査が実施済みであると考える。管渠グループ k ($k = 1, \dots, K$) は、合計 L_k スパンの管渠で構成され、各管渠単位で健全性に関する TV カメラ調査が実施される。管渠グループ k に固有なハザード率の異質性を表すパラメータ ε^k を導入する。このとき、管渠グループ k の管渠 l_k ($l_k = 1, \dots, L_k$) の健全度 i ($i = 1, \dots, I-1$) のハザード率を、個別ハザード率

$$\lambda_i^{l_k} = \tilde{\lambda}_i^{l_k} \varepsilon^k \quad (5.3)$$

$$(i = 1, \dots, I-1; k = 1, \dots, K; l_k = 1, \dots, L_k)$$

を用いて表す。ここに、 $\tilde{\lambda}_i^{l_k}$ は、管渠グループ k の管渠 l_k が有する健全度 i のハザード率（以下、標準ハザード率）である。異質性パラメータ ε^k は、標準ハザード率 $\tilde{\lambda}_i^{l_k}$ からの乖離の程度を表す確率変数であり、 $\varepsilon^k \geq 0$ が成立すると仮定する。異質性パラメータ $\varepsilon^k > 1$ であり、かつ ε^k の値が大きくなるほど、当該管渠グループ k に含まれる全ての管渠の劣化速度が、標準ハザード率に対して大きいことを表す。式 (5.3) において、全ての健全度のハザード率に、同一の確率変数 ε^k が含まれることに留意してほしい。これにより、ある健全度において劣化速度が大きい場合、他の健全度の劣化速度も相対的に大きくなることを表すことができる。

以上の定式化においては一般性を持たせるために各管渠グループは複数スパンの管渠で構成されることを想定している。例えば、貝戸等⁵⁾ は管渠グループとして大阪市内の行政区を採用した。この場合、総グループ数は $K = 24$ となり、各グループは数千から数万のスパンの管渠で構成され、行政区単位の劣化予測が可能となる。これに対して、 $K = 1$ とすれば、全体を 1 つのグループと考えるようなマクロな劣化予測が可能となる。例えば、貝戸等¹⁴⁾、田中等¹⁵⁾ はこのモデルに基づき、後の式 (14) を用いて内径高さ、区間距離、施工年度がコンクリート管渠の劣化に有意な影響を及ぼす劣化要因であることを明らかにした。一方で、本研究では個別管渠の劣化過程に着目する。このような場合には、総グループ数は管渠のスパン数と等しく、管渠グループ k は 1 スパンの管渠で構成されることになり、個別管渠のミクロな劣化予測が可能となる。すなわち、個別管渠 k のハザード率を

$$\lambda_i^k = \tilde{\lambda}_i^k \varepsilon^k \quad (5.4)$$

と定義できる。本研究では、これ以降、個別管渠を対象とした記述とするが、複数スパンの管渠で構成される管渠グループに着目する場合には、適宜式中の k を l_k と置き換えてほしい。

異質性パラメータ ε^k がガンマ分布 $f(\varepsilon^k | \alpha, \gamma)$

$$f(\varepsilon^k | \alpha, \gamma) = \frac{1}{\gamma^\alpha \Gamma(\alpha)} \left(\varepsilon^k \right)^{\alpha-1} \exp \left(-\frac{\varepsilon^k}{\gamma} \right) \quad (5.5)$$

から抽出された確率標本であると考える. ガンマ分布 $f(\varepsilon^k|\alpha, \gamma)$ の平均は $\alpha\gamma$ で, 分散は $\alpha\gamma^2$ である. また, $\Gamma(\cdot)$ はガンマ関数である. さらに, 平均 1, 分散 $1/\phi$ のガンマ分布の確率密度関数 $\bar{g}(\varepsilon^k|\phi)$ は,

$$\bar{g}(\varepsilon^k|\phi) = \frac{\phi^\phi}{\Gamma(\phi)} (\varepsilon^k)^{\phi-1} \exp(-\phi\varepsilon^k) \quad (5.6)$$

と表される.

ここで, 管渠 k ($k = 1, \dots, K$) の異質性パラメータ ε^k の値を $\bar{\varepsilon}^k$ に固定する. このとき, 管渠 k の健全度 i の寿命が y_i^k 以上となる確率 $\tilde{F}_i(y_i^k)$ は, 式 (5.3) に示す指数ハザード率を用いて

$$\tilde{F}_i(y_i^k) = \exp(-\tilde{\lambda}_i^k \bar{\varepsilon}^k y_i^k) \quad (5.7)$$

と書き換えることができる. さらに, 管渠 k の第 1 回目の調査時刻 τ_A^k において健全度が i と判定され, 次の調査時刻 $\tau_B^k = \tau_A^k + z^k$ においても健全度が i と判定される確率 $\pi_{ii}(z^k|\bar{\varepsilon}^k)$ は,

$$\pi_{ii}(z^k|\bar{\varepsilon}^k) = \exp(-\tilde{\lambda}_i^k \bar{\varepsilon}^k z^k) \quad (5.8)$$

となる. また, 調査時刻 τ_A^k と $\tau_B^k = \tau_A^k + z^k$ 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 $\pi_{ij}(z^k|\bar{\varepsilon}^k)$ は, 式 (5.3) より,

$$\begin{aligned} \pi_{ij}(z^k|\bar{\varepsilon}^k) &= \sum_{s=i}^j \prod_{m=i, \neq s}^{j-1} \frac{\tilde{\lambda}_m^k}{\tilde{\lambda}_m^k - \tilde{\lambda}_s^k} \exp(-\tilde{\lambda}_s^k \bar{\varepsilon}^k z^k) \\ &= \sum_{s=i}^j \psi_{ij}^s(\tilde{\lambda}^k) \exp(-\tilde{\lambda}_s^k \bar{\varepsilon}^k z^k) \end{aligned} \quad (5.9)$$

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

と表すことができる¹⁾. ただし, $\tilde{\lambda}^k = (\tilde{\lambda}_1^k, \dots, \tilde{\lambda}_{I-1}^k)$ である. また, $\psi_{ij}^s(\tilde{\lambda}^k)$ は

$$\psi_{ij}^s(\tilde{\lambda}^k) = \prod_{m=i, \neq s}^{j-1} \frac{\tilde{\lambda}_m^k}{\tilde{\lambda}_m^k - \tilde{\lambda}_s^k} \quad (5.10)$$

となり, 標準ハザード率のみの関数で表される. また, $\pi_{ii}(z^k|\bar{\varepsilon}^k)$ に関しては,

$$\pi_{ii}(z^k|\bar{\varepsilon}^k) = 1 - \sum_{j=i}^{I-1} \pi_{ij}(z^k|\bar{\varepsilon}^k) \quad (5.11)$$

と表すことができる. つぎに, パラメータ ε^k がガンマ分布, 式 (5.6) に従って分布する場合を考える. まず, 健全度 i の寿命が y_i^k 以上となる確率は, 式 (5.8) を用いて

$$\tilde{\pi}_{ii}(z^k) = \int_0^\infty \pi_{ii}(z^k|\varepsilon^k) \bar{g}(\varepsilon^k|\phi) d\varepsilon^k \quad (5.12)$$

と表せる。マルコフ推移確率 $\tilde{\pi}_{ii}(z^k)$ はハザード率の確率分布を考慮した調査間隔 z^k の平均的なマルコフ推移確率を表す。同様に調査間隔 z^k のもとで健全度 i から健全度 j へ推移する平均マルコフ推移確率は、

$$\tilde{\pi}_{ij}(z^k) = \int_0^\infty \pi_{ij}(z^k | \varepsilon^k) \bar{g}(\varepsilon^k | \phi) d\varepsilon^k \quad (5.13)$$

と表される。

5.3.3 ハザード率と期待劣化パス

管渠 $k (k = 1, \dots, K)$ に関して 2 回の TV カメラ調査が実施されたと考える。3.(2) と同様に、TV カメラ調査が実施されたカレンダー時刻を (τ_A^k, τ_B^k) と表す。ただし、 τ_A^k は第 1 回の調査時刻であり、 τ_B^k は第 2 回目の時刻である。管渠 k のデータサンプルには、第 1 回目の TV カメラ調査から第 2 回目の TV カメラ調査が実施された時刻までの期間長 \bar{z}^k と、これら 2 回の TV カメラ調査で観測された管渠の健全度 $\bar{h}(\tau_A^k)$ 、 $\bar{h}(\tau_B^k)$ に関する情報が記載されている。記号「 $\bar{\cdot}$ 」は、実測値であることを意味する。調査時点における健全度に基づいて、ダミー変数 $\bar{\delta}_{ij}^k$ ($i = 1, \dots, I-1, j = i, \dots, I; k = 1, \dots, K$) を

$$\bar{\delta}_{ij}^k = \begin{cases} 1 & \bar{h}(\tau_A^k) = i, \bar{h}(\tau_B^k) = j \text{ のとき} \\ 0 & \text{それ以外のとき} \end{cases} \quad (5.14)$$

と定義する。さらに、ダミー変数ベクトルを $\bar{\delta}^k = (\bar{\delta}_{11}^k, \dots, \bar{\delta}_{I-1,I}^k)$ 、管渠の劣化速度に影響を及ぼす管渠の構造条件や環境条件を表す特性行ベクトルを $\bar{x}^k = (\bar{x}_1^k, \dots, \bar{x}_M^k)$ と表す。ただし、 \bar{x}_m^k ($m = 1, \dots, M$) は管渠 k のデータサンプルの m 番目の説明変数に関する期間 $[\tau_A^k, \tau_B^k]$ における観測値を表す。また、第 1 番目の説明変数は定数項に該当する変数であり、恒等的に $x_1^k = 1$ である。管渠 k のデータサンプルが有する情報を $\xi^k = (\bar{\delta}^k, \bar{z}^k, \bar{x}^k)$ と表す。また、TV カメラ調査データ全体を Ξ と表す。

さらに、管渠 k のデータサンプルの期間 $[\tau_A^k, \tau_B^k]$ における劣化過程を個別ハザード率 $\lambda_i^k = \tilde{\lambda}_i^k \varepsilon^k$ ($i = 1, \dots, I-1$) を用いて表現する。健全度 I はマルコフ連鎖の吸収状態であり、 $\pi_{II} = 1$ が成立するためにハザード率 $\tilde{\lambda}_I^k$ は必然的に $\tilde{\lambda}_I^k = 0$ となる。管渠の劣化過程を特徴づける標準ハザード率 $\tilde{\lambda}_i^k$ ($i = 1, \dots, I-1; k = 1, \dots, K$) は管渠の特性ベクトルに依存して変化すると考え、標準ハザード率 $\tilde{\lambda}_i^k$ を特性ベクトル \mathbf{x}^k を用いて、

$$\tilde{\lambda}_i^k = \exp(\mathbf{x}^k \boldsymbol{\beta}'_i) \quad (5.15)$$

と表す。ただし、 $\boldsymbol{\beta}_i = (\beta_{i,1}, \dots, \beta_{i,M})$ は未知パラメータ $\beta_{i,m}$ ($m = 1, \dots, M$) による行ベクトル、記号「 $'$ 」は転置操作を表す。また、 $x_1^k = 1$ より、 $\beta_{i,1}$ は定数項を表す。

なお、本研究においては、標準ハザード率に特性ベクトル（劣化に対する説明変数）を考慮せずに、定数項のみで標準ハザード率を表現し、劣化要因の影響は異質性パラメータ

値に反映させることとする。すなわち、標準ハザード率を

$$\tilde{\lambda}_i^k = \exp(\beta_{i,1}) \quad (5.16)$$

と表す。また、本研究では、未知パラメータ $(\beta, \phi, \varepsilon)$ の推定に階層ベイズ推定を用いるが、具体的な方法論については参考文献¹⁶⁾を参照されたい。ただし、一般的には式(5.3)に示したように、管渠 k の劣化速度は標準ハザード率と異質性パラメータの積で表される。しかし、上述したように標準ハザード率が定数項のみで定義される場合、すなわちどの管渠の標準ハザード率も同じ値を取る場合、劣化速度の相違は異質性パラメータの相違のみによって表現される。異質性パラメータは本来であれば、標準ハザード率において主たる劣化要因を説明変数として内包させたうえで、それでもなお残存する劣化要因や不可観測要因の影響を集約化した変数であるが、本研究においては管渠間の劣化速度の相違と異質性パラメータの相違は等価となる。したがって、本論文内で劣化速度、異質性パラメータ、あるいは劣化異質性という表記は同じ意味として用いることが可能であり、適宜読み替えてほしい。

さらに、個別ハザード率 λ_i^k を用いれば、当該管渠の各劣化状態における期待寿命（任意の健全度における滞在時間） ET_i^k は、式(5.7)を用いて、

$$ET_i^k = \int_0^\infty d\tilde{F}_i(y_i^k) = \frac{1}{\lambda_i^k} \quad (5.17)$$

と表される。また、初期時点（健全度 1）から、健全度 i ($i = 2, \dots, I$) に進展するまでに要する平均所要時間 $E[T](i)$ は、

$$E[T](i) = \sum_{j=1}^i \frac{1}{\lambda_j^k} \quad (5.18)$$

と定義でき、これを期待劣化パスと呼ぶ。また、混合マルコフ劣化ハザードモデルにおいて、異質性パラメータの値を 1.0 に設定することにより、全管渠グループの平均的な劣化過程を表現できる。特にこの場合の期待劣化パスをベンチマーク曲線と定める。

5.4 空間マッピングモデルによる調査未実施管渠に対する劣化予測

5.4.1 クリギングの概要

周辺管渠間での環境条件の類似性に起因する劣化速度の空間的自己相関を考慮した分析を行うに際して、5.2 でも言及したように本研究では地球統計学的手法の一つであるクリギングを用いる。地中に埋設された管渠の劣化過程は、管渠そのものの勾配不良や管内水質等の限定的な条件の影響も考えられるが、面的な条件、すなわち地中環境の影響も無視できない。当該管渠の地中環境はその周辺においては同質であり、距離に依存する形で連続的に変化していくものと考えられる。

クリギングの詳細な説明については、参考文献^{17)–21)}に譲るが、ここでは読者の便宜を図るため、その概要を述べる。クリギングでは、観測データは確率場からの実現値であると考え、 $D \subset R^2$ 上の確率場 $Z := \{Z(s); s \in D\}$ において、観測位置 $s_1, \dots, s_n \in D$ における確率変数 $Z(s_1), \dots, Z(s_n)$ の実現値である $z(s_1), \dots, z(s_n)$ が観測データである。対象とする区域の観測データから空間相関をモデル化することによって任意の地点に対する最良線形不偏予測量を求めることが可能になる。また、空間相関をモデル化するにあたり、クリギングでは、2次定常または固有定常を仮定している。2次定常では、2つの確率変数間の距離 h の関数として共分散関数 $C(h)$ を

$$\begin{aligned} C(h) &= E[\{Z(u) - m\}\{Z(u + h) - m\}] \\ &= E[Z(u)Z(u + h)] - m^2 \end{aligned} \quad (5.19)$$

と定義する。式中、 m は区域内に共通の平均、 u は位置ベクトルを表す。固有定常では距離 h 離れた際の値の差を非類似度、非類似度の分散の半分をセミバリオグラム $\gamma(h)$ とし、距離 h の関数として、

$$\begin{aligned} \gamma(h) &= \frac{1}{2}Var[Z(u + h) - Z(u)] \\ &= \frac{1}{2}E[\{Z(u + h) - Z(u)\}^2] \end{aligned} \quad (5.20)$$

と定義する。さらに、2次定常性が満たされる場合、固有定常性も満たされ、

$$\gamma(h) = C(0) - C(h) \quad (5.21)$$

の関係が成立する。そのため、クリギングでは、観測データからセミバリオグラムを推定したうえで、共分散関数を推定するのが一般的である。本研究では、劣化速度の空間補間に際して、クリギング手法の1つである回帰クリギングを援用することにより、調査未実施管渠に対する異質性パラメータの推定や、さらにそれを用いた健全度の推定、劣化予測を行うこととする。

5.4.2 回帰クリギング

モデルの説明

下水道管渠の劣化速度には、埋設地点における環境条件等により、空間的なバイアスが生じていると考えられる。そのため、分析対象とする区域内における平均が一定でない場合に使用されるクリギング手法を適用することが必要である。平均変化を考慮したクリギング手法としては、回帰クリギング⁶⁾や普遍クリギング²²⁾、外生ドリフトクリギング²³⁾等があげられる（なお、回帰クリギングと普遍クリギングは区別しない場合もある）。既往研究の分析結果でも示されているように、下水道コンクリート管渠の劣化は硫酸腐食の

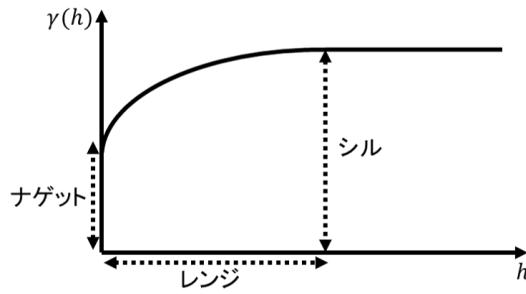


図-5.3 セミバリオグラムの概要

影響が大きいこと、また管渠の構造条件である内径高さの違いにより劣化速度に多大な差異が発生することが示されている²⁴⁾。そのため、管渠特性が劣化速度に与える影響を除いたうえで、その残差に対して空間的自己相関を仮定することが必要である。以上のことから、本研究では管渠特性（管渠の属性情報）を考慮した劣化速度の空間補間を行うことが可能な回帰クリギングを用いる。

回帰クリギングは、線形回帰モデルの誤差項間に空間的自己相関を仮定したモデルであり、被説明変数 z_{RK}^* （本研究の場合、異質性パラメータ）は、

$$z_{RK}^* = \sum_{d=0}^{n_p} \theta_d s_d + \sum_{f=1}^n \omega_f \xi_f \quad (5.22)$$

によって表される。ここで、 s_d は説明変数（スカラー）、 θ_d は回帰係数、 n_p は説明変数の数、 ω_f はクリギングの重み係数、 ξ_f は誤差項、 n は観測データ数である。通常の回帰分析では、最小二乗法（OLS: Ordinary Least Squares）によりパラメータを推定する。このとき、回帰分析に使用する最小二乗法の式は、

$$\hat{\theta}_{OLS} = (S' S)^{-1} S' y \quad (5.23)$$

と表される。ただし、 S は説明変数行列、 y は被説明変数を表す。しかしながら、最小二乗法では、誤差項間に無相関を仮定している。そこで、誤差項間に空間相関を考慮可能な一般化最小二乗法（GLS: Generalized Least Squares）を適用することにより最良な回帰モデルを推定する。このとき、一般化最小二乗法の式は、

$$\hat{\theta}_{GLS} = (S' V^{-1} S)^{-1} S' V^{-1} y \quad (5.24)$$

と表される。ただし、 V は共分散行列を表す。

セミバリオグラムの推定

5.4.5.4.1 で説明したように、観測データからセミバリオグラムを推定したうえで、クリギングを実施する際に必要な共分散行列（共分散関数）を推定する。また、限定的な観測

データからセミバリオグラムを推定するために、セミバリオグラムが距離のみに依存する等方性の仮定をおくとする。等方性を仮定した場合のセミバリオグラムの例を図-5.3に示す。 $h = 0$ における値をナゲット効果と呼び、測定誤差などに起因して距離0における非類似度が0にならないことを表す。非類似度はある一定の距離（レンジ）をこえるとセミバリオグラムの値が一定になると仮定し、その時の値をシルという。理論セミバリオグラムとは、セミバリオグラムを少数のパラメータを用いた関数により、近似的に表現したモデルである。理論セミバリオグラムを観測データに基づき経験的に推定する方法を以下で説明する。

図-5.4に理論セミバリオグラムの推定フローを示す。はじめに、対象区域内の全データの組み合わせに対して距離とセミバリオグラムを計算する。推定された値を縦軸にセミバリオグラム、横軸に距離を取った散布図を図示することによりバリオグラム雲を作成する（ステップa）。次に、横軸の距離を一定間隔で分割し、分割した各区間にに対して、データの距離およびセミバリオグラムを平均化した \bar{h}_p 、 $\bar{\gamma}(\bar{h}_p)$ をそれぞれ算出する。すなわち、

$$\bar{h}_p = \frac{1}{N_{h(p)}} \sum_{o=1}^{N_{h(p)}} h_o \quad ; ((p-1)\Delta h < h_o \leq p\Delta h) \quad (5.25)$$

$$\bar{\gamma}(\bar{h}_p) = \frac{1}{N_{h(p)}} \sum_{o=1}^{N_{h(p)}} \gamma_o \quad ; ((p-1)\Delta h < h_o \leq p\Delta h) \quad (5.26)$$

と表される。ただし、 $N_{h(p)}$ は $[(p-1)\Delta h, p\Delta h]$ を満たすデータ数、 Δh は分割幅を表す。計算された平均セミバリオグラムを縦軸、平均距離を横軸に図示することにより、経験バリオグラムが得られる（ステップb）。最後に、理論セミバリオグラムを経験セミバリオグラムにより推定する。理論セミバリオグラムのモデル候補としては、指指数型モデルや球形型モデル、ガウス型モデルなど様々なモデルの適用が考えられる。選択したセミバリオグラムモデルに対して、経験セミバリオグラムに適合する理論セミバリオグラムのパラメータを最小二乗基準を用いて推定する方法が提案されている。最小二乗基準の式は、

$$RSS(\theta) = \sum_{p=1}^P \{ \bar{\gamma}(\bar{h}_p) - \hat{\gamma}(\bar{h}_p; \Xi) \}^2 \quad (5.27)$$

と表される。ただし、 Ξ は理論セミバリオグラムのパラメータ集合を表す。しかしながら、式(5.27)は経験セミバリオグラムの不均一分散を考慮できないことから、重み付き最小二乗基準

$$WRSS(\theta) = \sum_{p=1}^P \frac{|N_{h(p)}|}{\hat{\gamma}(\bar{h}_p; \Xi)^2} \{ \bar{\gamma}(\bar{h}_p) - \hat{\gamma}(\bar{h}_p; \Xi) \}^2 \quad (5.28)$$

を用いた推定が提案されている²⁵⁾（ステップc）。

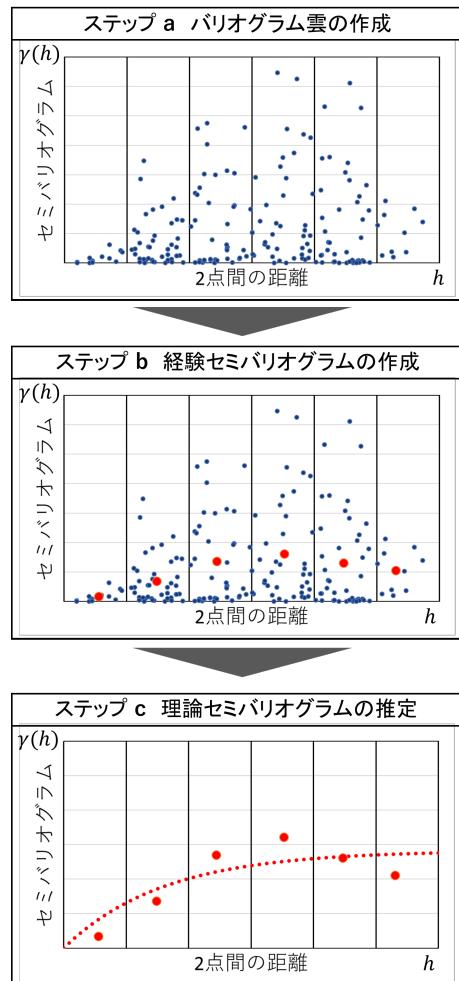


図-5.4 理論セミバリオグラムの推定フロー

パラメータの推定フロー

一般化最小二乗法の推定には式 (5.24) から理解できるように理論セミバリオグラムから求める共分散行列が必要である。その一方で、理論セミバリオグラムのパラメータの推定には、経験セミバリオグラムの計算を要し、線形回帰モデルの残差を求めるための共分散行列が必要となる。そのため、共分散行列を推定するために共分散行列が必要になるという論理的な矛盾が生じている。そこで、本研究では、反復計算を用いて理論セミバリオグラムのパラメータを推定することにより²⁶⁾ 上記の問題を解消する。具体的なパラメータの推定フローを図-5.5 に示す。はじめに、分析における前処理として、劣化速度を表す異質性パラメータ値が非負であることを考慮して、また空間的関係性を正規分布近似させることを目的として、異質性パラメータの対数化を行う。対数化された異質性パラメータと説明変数を最小二乗法を用いて重回帰分析し、推定されたパラメータを回帰クリギングの初期パラメータとして設定する。(ステップ I)。その推定結果を用いて線形回帰モデルの残

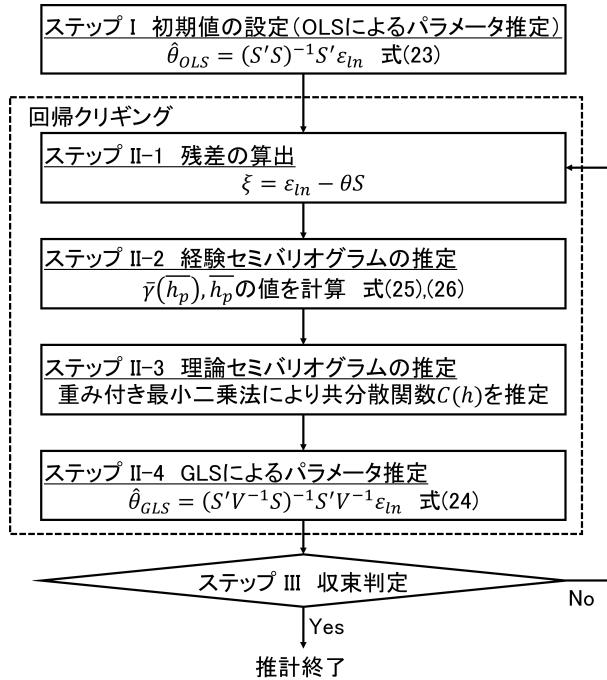


図-5.5 理論セミバリオグラムのパラメータ推定フロー

差を計算し（ステップ II-1），経験セミバリオグラムを推定する（ステップ II-2）．次に，重み付き最小二乗法を用いて経験セミバリオグラムから，理論セミバリオグラムのパラメータを推定することにより，共分散関数を決定する（ステップ II-3）．そのうえで，決定された共分散関数を用いて共分散行列 V を設定し，一般化最小二乗法により線形回帰モデルのパラメータを推定する（ステップ II-4）．さらに，その線形回帰モデルのパラメータを用いて残差を計算し，経験セミバリオグラムを推定する．以上のフローを線形回帰モデルのパラメータが収束するまで繰り返し計算を行うことにより（ステップ III），理論セミバリオグラムと線形回帰モデルのパラメータを同時推定する．

5.4.3 空間マッピングモデル

調査実施管渠に対しては劣化速度の異質性評価を行い，その異質性パラメータ値と当該管渠が存在する地点の属性情報を位置情報を介して紐づけ，劣化速度の空間的関係性を空間マッピングモデルによって表す．空間マッピングモデルによる劣化異質性評価は以下の2つの手順で構成される．

混合マルコフ劣化ハザードモデル

管理対象区域に調査実施の管渠と未実施の管渠が合計 K^* スパン存在する。この管渠網の中で、 K スパンの管渠 $k (k = 1, \dots, K)$ に対して調査が実施され、残りの管渠 $k (k = K+1, \dots, K^*)$ では調査が実施されていない。このとき、調査実施管渠のデータを用いて、混合マルコフ劣化ハザードモデルを推定し、管渠 $k (k = 1, \dots, K)$ における平均的なハザード率 λ_i^k を用いて、当該管渠における平均的な劣化過程を表す期待劣化パスを作成する。このため、まず異質性パラメータ ε^k を推定する。各管渠の平均的な劣化速度を表すハザード率 λ_i^k は、式(3)で表される標準ハザード率 $\tilde{\lambda}_i^k$ と異質性パラメータ ε^k の積によって算出される。本研究では、後の回帰クリギングにおいて劣化速度の空間的自己相関を考慮した説明変数の影響を分析する。そのため、混合マルコフ劣化ハザードモデルの推定においては、標準ハザード率に劣化要因となる説明変数を考慮していない。また、劣化速度が推定された管渠は緯度・経度の位置情報を有している。異質性パラメータの推定値 ε^k が得られた K スパンの管渠を対象に位置情報と紐づけ、管渠の劣化に影響を及ぼす可能性のある属性情報（説明変数）を S^k 、被説明変数を ε_{ln}^k として回帰クリギングを実施する。回帰クリギングを実施することにより、異質性パラメータ値の空間特性を分析する。

回帰クリギングを用いた異質性補間

調査未実施管渠に対する異質性（劣化速度）評価を行うにあたり、ステップⅡで求めた共分散関数を用いる。このとき、調査未実施管渠の異質性パラメータは、

$$\hat{\varepsilon} = \exp(\hat{\varepsilon}_{ln}) \quad (5.29)$$

と表される。ただし、 $\hat{\varepsilon}_{ln}$ は、

$$\hat{\varepsilon}_{ln} = s'_* \hat{\theta}_{GLS} + c'_* V^{-1} (\varepsilon_{ln} - S \hat{\theta}_{GLS}) \quad (5.30)$$

によって推定される。このとき、 $\hat{\theta}_{GLS}$ は一般化最小二乗法の解、 c'_* は共分散関数を用いて推定した予測地点（調査未実施管渠の敷設地点）と観測地点（調査実施地点）との間の共分散行列、 V は観測地点間の共分散行列、 s および S は予測地点および観測地点それぞれの説明変数行列を表す。式(5.30)の右辺第二項 $c'_* V^{-1}$ はクリギングを実施する際の重みを計算しており、クリギング方程式の解を表している。そのため、式(5.30)の第1項は予測地点の回帰予測結果（トレンド）、第2項が観測地点の誤差項の重みつき平均を表していることが理解できる。すなわち、第1項には調査実施管渠の劣化過程に影響を及ぼすと考えられる劣化要因の影響が含まれており、第2項には空間的距離の影響が含まれている。

5.5 改築更新対象区域のスクリーニング

5.5.1 カーネル密度推定法

管渠の改築更新施策を検討するためには、管渠ごとの健全性の推定に加えて、改築更新工事の集約化を目的として、健全性が低いと推定される管渠が密集する区域をスクリーニングする必要がある。すなわち、2次元平面上に点在する管渠の健全性といった離散的情報を、例えば確率密度関数などによる連続的情報に変換することによって、健全性が低いと推定される管渠の空間的集積傾向を視覚的に把握しやすくすることが重要である。このような手法のうち、本研究で着目するカーネル密度推定法は、密度を推定する管渠の位置を中心として、任意に指定した範囲内の点密度を、当該管渠からの距離減衰効果に基づく重み付けによって計算する手法である。すなわち、離散的情報の集合である点分布の形態的特徴を点分布よりも視覚的にわかりやすく抽出する。さらに各管渠に対して推定した確率密度関数を、対象とする全ての管渠に対して予め定めたルール（本研究の場合は健全度で重み付け）で重合させ、管渠全体の空間的集積傾向を表す確率密度関数を求める。

いま、任意の空間座標 (x, y) における総スパン K^* の管渠全体のカーネル密度推定量は、

$$f_\zeta(x, y) = \frac{1}{K^* \zeta^2} \sum_{k=1}^{K^*} \kappa \left[\frac{x - x_k}{\zeta}, \frac{y - y_k}{\zeta} \right] \quad (5.31)$$

と定義できる²⁷⁾。式中の x_k と y_k はそれぞれ管渠 k の緯度と経度を表す。また、 κ はカーネル関数、 ζ はカーネル関数のバンド幅パラメータである。このカーネル関数 κ が管渠 k からの任意距離の地点に対して、管渠 k が有する影響力の大きさを表す。カーネル関数に適用される関数にはガウシアン関数、イパネクニコフ関数、四次関数などがあり、本研究では一般的な2変量ガウシアン関数を採用している。ただし、カーネル関数の設定については、管理者の知見（例えば、環境条件が同じと見なせる管渠の存在範囲、工事の集約化的範囲）等を勘案することにより、適切な関数形を設定する必要があることに留意されたい。また、カーネル密度の具体的な算定においては、バンド幅パラメータ ζ （各管渠からの検索半径）の設定がカーネル関数の選定よりも推定結果に大きな影響を及ぼす。検索半径が大きければ滑らかで広域的な集積傾向を示すことができるが、全体的に平滑化するためにカーネル密度推定量は特徴の少ない結果となる。一方で、検索半径が小さければ局地的な集積傾向を表す。そのため、目的とするスクリーニング範囲に応じたカーネル関数のバンド幅の設定が重要となる。

下水道管渠のスクリーニングで着目すべきは、健全性が低いと推定される管渠の空間的集積傾向である。しかし、式(5.31)のカーネル密度推定量は単純な管渠数の多寡を表す数的管渠密度である。そこで、管渠の健全性を表す健全度 i^k を用い、各管渠のカーネル密度を各管渠の健全度で重み付けして管渠全体で重合させ、管渠全体のカーネル密度推定量を

算出する。いま、健全度 i^k を推定し、改めてカーネル密度推定量 $\hat{g}_\eta(x, y)$ を

$$\hat{g}_\eta(x, y) = \frac{1}{\eta^2} \sum_{k=1}^{K^*} \hat{i}^k \kappa \left[\frac{x - x_k}{\eta}, \frac{y - y_k}{\eta} \right] \quad (5.32)$$

$$\hat{i}^k = \frac{i^{k^2}}{\sum_{k=1}^{K^*} i^{k^2}} \quad (5.33)$$

のように、健全度 i^k の加重平均とカーネル関数 κ との積により定式化する。また、本研究では、式 (5.33) で表すように、健全性が低いと推定される管渠の密集具合をより顕著に表現するために、健全度を 2 乗したものを重みとして採用している。後に、式 (5.31) と式 (5.32) においてそれぞれの密度を比較するため、本研究では、便宜的に式 (5.31) を重みなしカーネル C5 密度推定量、式 (5.32) を重み付きカーネル密度推定量と呼ぶ。健全度情報を重みとする重み付きカーネル密度を用いることにより、健全性が低いという特定の性質を有する管渠の密度を強調して可視化することが可能である。

5.5.2 デュアル・カーネル密度推定法

重み付きカーネル密度推定により、健全性が低いと推定される管渠が密集する区域をスクリーニングすることは可能であると考えられるが、数的管渠密度の影響をさらに低減しておく必要がある。この問題に関して、図-5.6 を用いて説明する。同図には、3種類のカーネル密度を模式的に示している。なお、本研究で対象とする下水道管渠は、管渠ごとに緯度・経度の位置情報が紐付けられているために、これまで述べてきたようにカーネル密度は 2 变量となるが、ここでは説明を単純化するために 1 变量カーネル密度を考える。図中の白丸は個別管渠の敷設位置関係を表している。青実線は個別管渠に対する重み付きカーネル関数である。健全性が低い管渠ほど、健全度が大きくなるので、重み付きカーネル密度も大きくなる。同図においては、右から 1 番目に位置する管渠のカーネル密度が突出して大きく、劣化速度が速いことが理解できる。黒実線は式 (5.32) で表される管渠全体に対する重み付きカーネル密度分布である。黒実線は大きく 2 つのピークを有しているが、左のピークの最大値の方が大きい。このとき、再び個別管渠に着目すると、左のピークを形成している管渠には、重み付きカーネル密度が高い管渠が含まれていないことがわかる。このように、管渠が空間的に均等に敷設されておらず、管渠の粗密状態に空間的な偏りがある場合には、健全性よりも管渠の数量で重み付きカーネル密度分布のピークが決まってしまう場合が少なくない。本研究の分析においても、健全性が低いと推定される少数の管渠で形成されている区域と、健全性が高いと推定される多数の管渠で形成されている区域では同程度の密度が得られる。つまり、重み付きカーネル密度推定量では、数的管渠密度の影響を大きく受けるために、健全性の程度を過小評価する可能性がある。本研究のスクリーニングの対象は、健全性が低いと推定される管渠が密集した区域であるために、管渠

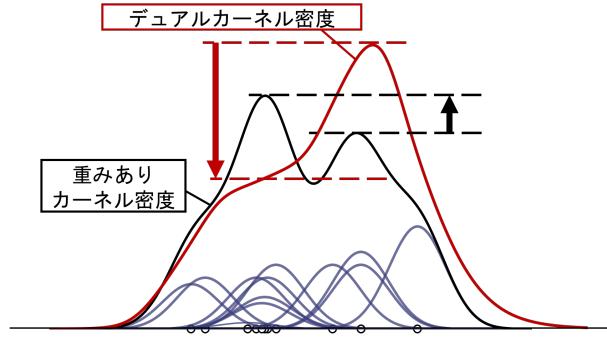


図-5.6 デュアル・カーネル密度推定例

数量の影響を除外して、健全性が低いと推定される管渠が密集する区域を適切に評価する必要がある。

デュアル・カーネル密度²⁸⁾は、このような数的管渠密度の影響を考慮可能な手法であり、具体的には健全度情報で重み付けしたカーネル密度推定量（式(5.32)）を、管渠の数的なカーネル密度推定量（式(5.31)）で除して規準化を行うことによって、

$$D(x, y) = \frac{\hat{g}_\eta(x, y)}{f_\zeta(x, y)} \quad (5.34)$$

と表される。一方で、式(5.34)は、分子が分母に対して大きい場合に管渠密度の低いエリアの値が高く推定されてしまう恐れがある。そのため、本研究ではデュアルカーネル密度推定量を重み付きカーネル密度推定量の値に応じて、

$$D(x, y) = \begin{cases} 0 & \hat{g}_\eta(x, y) < \delta \\ \frac{\hat{g}_\eta(x, y)}{f_\zeta(x, y)} & \text{それ以外のとき} \end{cases} \quad (5.35)$$

と定義することにより、改築更新エリアの可視化を行うこととする。ただし、 δ は十分に小さい値を表す。

式(5.35)のデュアル・カーネル密度推定を用いた場合、管渠の重み付きカーネル密度推定では形態的特徴として視覚化が難しい、健全性が低いと推定される管渠の密集区域などをスクリーニングすることができる。図-5.6には、デュアル・カーネル密度分布を赤実線で示している。概念的な表現ではあるが、デュアル・カーネル密度推定を用いることにより、管渠の数量よりも健全性が密度に反映され、上述した問題の解消が読み取れる。

表-5.1 7段階健全度評価基準

本研究での健全度	大阪市健全度	評点
7	5	$a=0$
6	4	$0 < a < 4$
5		$4 \leq a < 6$
4	3	$6 \leq a < 8$
3		$8 \leq a < 10$
2	2	$10 \leq a < 12$
1		$12 \leq a < 20$
	1	$20 \leq a$

5.6 実証分析

5.6.1 データベースの概要

大阪市では、コンクリート管渠に対してTVカメラ調査を実施しており、「変形、クラック、目地不良、侵入水、浸食」の5つの評価項目に対して4段階の判定を行っている²⁹⁾。判定された5つの項目をもとに評点 a を算出し、表-5.1に示すような5段階の健全度を設定している³⁰⁾。一方で、本研究の分析においては、大阪市の健全度区分を参考にしつつも、独自に設定した7段階の健全度区分を用いて分析を実施している（この点に関しては、各健全度のデータサンプル数を可能な限り均一にするという統計分析上の理由による）。健全度7が最も健全性の高い状態であり、健全度が低下するにつれて健全性も低下する（3.では、記述を簡単にするために、健全性が最も高い状態を健全度1、最も低い状態を健全度Iとなるように昇順表記していたことに留意されたい）。大阪市が管理する下水道管渠を対象として、1982年から2020年に実施されたTVカメラ調査の結果をもとにデータベースを作成した。今回の分析においては同一管渠に対して1回しかTVカメラ調査が実施されておらず、1回分の調査データしか利用できなかった。通常、マルコフ劣化ハザードモデルは2時点分の調査データを1データサンプルとして取り扱うが、管渠のような埋設構造物の場合、調査データが1回分しか利用可能でない場合も少なくない。このような場合、通常のデータサンプルを獲得することができない。そこで、下水道調査台帳に記載された、敷設年度を利用して、仮想的に敷設時点を事前健全度、1回目の調査データを事後健全度、敷設から調査までを調査間隔と取り扱うことによりデータサンプルを作成した。その結果、本研究においては、全データサンプルの事前健全度が7となり、獲得されたデータサンプルは合計49,243であった。

5.6.2 実証分析の流れ

具体的な実証分析に入る前に、分析の流れを整理する。図-5.7には、大阪市の下水道管渠を対象にした実証分析の全体概要を示す。一番上中央の図は大阪市全域におけるコンクリート管渠 115,050 スパンの敷設状況を散布図で表現したものである。全体フローは大きく 4 つのステップに分類できる。はじめに、全コンクリート管渠を、調査データが獲得されている調査実施管渠（49,243 スパン）と、獲得されていない調査未実施管渠（65,807 スパン）に分類する。調査実施管渠に対して、混合マルコフ劣化ハザードモデルの推定に使用するデータサンプルを作成し、管渠ごとの異質性パラメータ値（劣化速度）を推定する（ステップ 1）。つぎに、推定された劣化速度の異質性と、劣化要因である属性情報を位置情報を介して紐づけ、回帰クリギングを用いることにより、空間的関係性を推定する（ステップ 2）。調査実施管渠の劣化異質性と属性情報の空間的関係性を回帰クリギングに基づく空間的マッピングモデルを用いて、調査未実施管渠へ適用させることによって、調査未実施管渠の劣化異質性を定量的に評価する。上記の操作により、調査実施管渠と調査未実施管渠を合わせた管渠に対する劣化速度の推定が可能になり、推定された劣化速度をもとに健全度を推定する（ステップ 3）。さらに、健全度情報を再度位置情報と紐づけデュアルカーネル密度推定を用いて健全性が低いと推定される管渠が密集する区域のスクリーニングを行う（ステップ 4）。

5.6.3 期待劣化パスおよび部分的劣化速度分布

5.6.6.1 で述べた下水道管渠のデータベースを用いて、混合マルコフ劣化ハザードモデルを階層ベイズ法¹⁶⁾により推定した。5.4 でも言及したように、本研究では標準ハザード率に説明変数を考慮せず、後の回帰クリギングの分析を行う際に説明変数を考慮していることに留意されたい。使用する下水道管渠の健全度が 7 段階の健全度で評価されていることから、混合マルコフ劣化ハザードモデルのハザード率はそれより 1 つ少ない 6 段階で定義できる。表-5.2 には以上の手順で推定した混合マルコフ劣化ハザードモデルのパラメータ $\hat{\beta}$, $\hat{\phi}$ の事後分布の期待値、90% 信用域 $(\underline{\theta}_{k_\theta}^\kappa, \bar{\theta}_{k_\theta}^\kappa)$ 、および Geweke 検定統計量³¹⁾ を示す。ギブズサンプリング³²⁾によるサンプル発生数に関しては、バーンイン $n = 2,000$ 、バーンアウト $\bar{n} = 12,000$ とした。Geweke 検定統計量はいずれも有意水準 5% の閾値である 1.96 を下回っており、推定結果は事後分布に収束していることがわかる。

この推定結果を用いて、混合マルコフ劣化ハザードモデルの期待劣化パスを算出する。管渠 k に関する健全度 i ($i = 1, \dots, I - 1$) の標準ハザード率は、式(16)で算出することができる。階層ベイズ法では表-5.2 の推定結果に加え、各管渠それぞれに対する異質性パラメータも同時に推定している。異質性パラメータを用いた各管渠に対する期待劣化パスを一括して図-5.8(a) に示す。異質性パラメータを用いることにより、管渠それぞれの期待

表-5.2 混合マルコフ劣化ハザードモデルの階層ベイズ推定結果

事後分布 統計量	健全度	定数項 $\beta_{i,1}$
期待値 (下限 5%, 上限 5%)	1	-3.287 (-3.300, -3.275)
Geweke 検定統計量		0.103
期待値 (下限 5%, 上限 5%)	2	-3.170 (-3.186, -3.153)
Geweke 検定統計量		0.781
期待値 (下限 5%, 上限 5%)	3	-2.505 (-2.531, -2.481)
Geweke 検定統計量		-0.502
期待値 (下限 5%, 上限 5%)	4	-2.516 (-2.544, -2.486)
Geweke 検定統計量		0.974
期待値 (下限 5%, 上限 5%)	5	-2.002 (-2.041, -1.962)
Geweke 検定統計量		0.402
期待値 (下限 5%, 上限 5%)	6	-3.492 (-3.531, -3.456)
Geweke 検定統計量		0.822
期待値 (下限 5%, 上限 5%)	分散パラメータ ϕ	2.635 (2.629, 2.641)
Geweke 検定統計量		2.656

劣化パスを求めることが可能となる。本研究では健全度 7 から 1 に至る年数を管渠の期待寿命と定義する。これより、同図に示すように、期待寿命が 50 年以下の管渠から、200 年以上の管渠が存在することがわかる。全管渠に対する期待劣化パスの期待寿命が約 115.5 年（ベンチマーク）であることを踏まえると、各管渠の期待寿命には大きな差異が存在することが理解できる。これらの異質性パラメータ（期待寿命）に基づいて、部分的劣化速度分布を作成する。期待劣化パスを推定した管渠はそれぞれ緯度・経度情報を有している。図-5.8(b) には、管渠のもつ緯度・経度情報と推定された劣化速度（異質性パラメータ）を紐づけた結果を示しており、劣化速度は 7 段階のカラーバーを用いて表されている。当然のことながら、部分的劣化速度分布は調査データが獲得され期待寿命および劣化速度を推定された管渠のみが着色されている。以上のように、混合マルコフ劣化ハザードモデルを用いることにより、実際の調査データを用いて管渠の期待劣化パスや期待寿命を推定できる。さらに、調査実施管渠に対する部分的劣化速度分布を部分的な解として、これを説明できるような空間マッピングモデルを構築できる点に本研究の優位性がある。

表-5.3 回帰クリギングのパラメータ推定結果

定数項	1.248
内径高さ	-0.206
液状化判定	0.010
海岸線距離	-0.036

表-5.4 理論バリオグラム推定結果

レンジ : a	0.170
ナゲット : b_0	0.095
シル : b_1	0.119

5.6.4 空間的自己相関の検定

劣化速度の空間的自己相関が存在するか否かを統計学的に検定するために、空間重み行列を用いた Moran の I 統計量 (Moran's I) ¹⁹⁾ を算出する。管理対象区域に存在する K^* スパンの管渠のうち、 K スパンの管渠に対して調査が実施されているとし、管渠 k ($k = 1, \dots, K$) に対応する異質性パラメータの推定値を ε^k とする。 $K \times K$ の空間重み行列 \mathbf{W} を、管渠 k ($k = 1, \dots, K$) と管渠 l ($l = 1, \dots, K$) との依存関係により定義する。具体的に、行列 \mathbf{W} の要素 w_{kl} は、管渠 k, l の存在する位置を母点とするボロノイ領域 ³³⁾ が隣接している場合に $w_{kl} = 1$ とし、それ以外の場合に $w_{kl} = 0$ とする。空間重み行列を用いて、Moran's I は、

$$\text{Moran's } I = \frac{K \sum_{k=1}^K \sum_{l=1}^K w_{kl} (\varepsilon^k - \bar{\varepsilon})(\varepsilon^l - \bar{\varepsilon})}{S_0 \sum_{k=1}^K (\varepsilon^k - \bar{\varepsilon})^2} \quad (5.36)$$

と定義される。ただし、 $S_0 = \sum_{k=1}^K \sum_{l=1}^K w_{kl}$ は基準化定数（重み行列の全要素の和）である。Moran's I が 0 より大きいことは、正の自己相関の存在を示唆し、逆に 0 より小さいことは、負の自己相関の存在を示唆する。本研究のデータベースをもとに Moran's I を算出したところ、0.202 という値が得られた。また、空間的自己相関の有無に関して Z 検定 ¹⁹⁾ を行ったところ、「空間的自己相関が存在しない」という帰無仮説が、1% 水準で棄却された。したがって、劣化速度の異質性が空間的自己相関を有しているものと考えられる。

5.6.5 回帰クリギングの推定結果

推定された異質性パラメータ（劣化速度）をもとに回帰クリギングを実施する。下水道管渠台帳には、内径高さやマンホール間距離、液状化判定指數など様々な属性情報が記載

表-5.5 評価結果

	回帰クリギング	重回帰分析	異質性 パラメータ1
MSE	0.115	0.119	0.138
MAE	0.256	0.280	0.310

されており、回帰クリギングの説明変数として利用可能である。また、既往研究において海岸付近の地域に劣化速度の速い管渠が密集していることが指摘されており⁵⁾、その影響を考慮するために国土地理院が公開している海岸線の位置情報と管渠の位置情報をもとに海岸線距離を算出した。海岸線距離は基本的に2地点における緯度・経度情報をもとに算出することになるが、様々な距離算出手法のうち、本研究ではヒュベニの公式³⁴⁾を用いて算出した（記述が前後する部分もあるが、本研究において緯度・経度情報を用いて距離を算出する際には全て同公式を用いている）。なお、経験バリオグラムの算出にあたっても距離の算出が必要となるが、その際の計算においても同様の方法で算出している。部分的劣化速度分布と属性情報をもとに回帰クリギングを実施した際のパラメータの推定結果を表-5.3と表-5.4に示している。回帰クリギングでは指数型モデルを理論バリオグラムとして用いており、

$$\gamma(h) = b_0 + (b_1 - b_0) \left[1 - \exp \left(-\frac{h}{a} \right) \right] \quad (5.37)$$

によって表す。ただし、 a 、 b_0 、 b_1 はそれぞれバリオグラムのレンジ、ナゲット、シルを表す。また、本分析では符号条件および多重共線性の影響を考慮したうえで、説明変数として、内径高さ、液状化判定指數、海岸線距離を採用した。なお、内径高さと海岸線距離は、劣化速度と説明変数の間に対数線形性が考えられるため対数を取った値を説明変数として採用し、液状化判定指數は極めて発生しにくく記載されているものを0、それ以外を1としてダミー変数化することにより分析に用いている。図-5.9には理論バリオグラムの推定結果を示す（同図においては、バリオグラム雲が10億点以上となるため、セミバリオグラム0.2、2点間の距離2.0kmの範囲を示している）。

図-5.10(a)に、空間補間前の部分的劣化速度分布と、回帰クリギングに基づく空間マッピングモデルにより劣化速度が補間された補間後の劣化速度分布、すなわち大阪市全域におけるコンクリート管渠の劣化速度分布を示す。実際に回帰クリギングに使用したデータ数は、混合マルコフ劣化ハザードモデルにより劣化速度が推定された管渠のうち、緯度・経度情報および属性情報が利用可能な45,509であった。空間的関係性に基づいて推定された調査未実施管渠の数が65,784であったことを考えると、本研究の有用性が理解できる。また、表-5.5には回帰クリギングを用いて劣化速度を補間した際の評価結果を示している。本研究では劣化速度の補間精度の評価は、5-fold cross validation³⁵⁾により、MSE (Mean

Square Error, 平均二乗誤差), MAE (Mean Absolute Error, 平均絶対誤差) の 2 指標を用いて実施した. クリギングによる補間では, 補間結果によっては補間により精度が上昇する場合だけではなく, 逆に精度が低下する場合も存在するため, 大きな誤差の影響が大きくなる MSE に加え, 全体的な乖離度を評価することが可能な MAE も用いて評価している. また, 比較項目としては, 回帰クリギング結果, 劣化速度 (異質性パラメータ) と説明変数を用いた重回帰分析結果, 説明変数を使用せず平均的な劣化速度である異質性パラメータ 1 の 3 つを用いた. 評価結果から, 回帰クリギングを用いた結果が 3 項目の中で MSE, MAE の両指標ともに最も良い精度を表している. さらに MAE の評価結果の方が MSE に比べて相対的に補間精度の向上がみられることから, 回帰クリギングの補間により, 実現値 (調査データにより推定された劣化速度) に近い予測値が補間により増加する一方で, 逆に実現値から離れる予測値もわずかながら発生していることが理解できる. 本研究で対象とする大阪市では調査がある特定の区域に偏ることなく実施されているため補間を行う際に問題はなかったが, 調査が偏った区域に対して実施されている場合には, 補間を行う際にその方法論や推定結果が適切であるかどうかを評価指標等を活用しながら注意する必要がある. また, 劣化速度の空間補間を行うに際して, どの程度のデータ数が存在すれば補間を実施することが可能であるかについては, 調査データからランダムにデータを欠損させ, 回帰クリギングにより補間した結果を評価指標をもとに判断すればよい. さらに図-5.10(b)(c) には, 2 つの区域に関する拡大図を示している. 図-5.10(b)(c) に着目すると, 本提案手法により調査未実施管渠の劣化速度を推定することが可能となっていることが視覚的に理解できる. 補間後の劣化速度分布においても着色されていない管渠が一定数存在するが, これは本研究で分析対象としたコンクリート管以外の管渠である.

5.6.6 大阪市全域の健全度シミュレーション

大阪市全域における全管渠の劣化速度の推定結果を用いて, 将来時点におけるコンクリート管渠の健全度シミュレーションを実施する. 任意管渠の直近調査時点の健全度が p ($1 \leq p \leq J$) であった場合を考える. このとき, 管渠の劣化がマルコフ連鎖に従うとすると, 初期健全度ベクトル $s_{t_1} = [\rho_1, \dots, \rho_J]$ とマルコフ推移確率 $\Pi(\Delta t)$ の積によって, 将来時点 (最終調査時点から Δt 年後) の健全度ベクトルは,

$$s_{t_1 + \Delta t} = s_{t_1} \Pi(\Delta t) \quad (5.38)$$

と表される. ただし, ρ_e ($e = 1, \dots, J$) は,

$$\rho_e = \begin{cases} 1 & e = p \text{ のとき,} \\ 0 & \text{それ以外のとき.} \end{cases} \quad (5.39)$$

を満たす. また, 本研究で対象とするような調査が一度も行われていない管渠に対する健全度予測を実施する場合には, 最終調査年月を敷設年次, 初期健全度ベクトルを $s_{t_1} = [1, 0, \dots, 0]$ と設定することにより推定することができる. 管渠の劣化状態を予測するだけであれば, 健全度の割合を表す $s_{t_1+\Delta t}$ を推定できれば特段問題はないと考えられるが, 本研究では管渠の状態を可視化することも目的としているため, 推定時点においていずれかの健全度に特定する必要がある. 具体的には, 得られた健全度ベクトルを要素がすべて 1 の上三角行列 P_{utm} にかけ合わせることによって累積健全度ベクトル $S_{t_1+\Delta t}$

$$S_{t_1+\Delta t} = s_{t_1+\Delta t} P_{utm} \quad (5.40)$$

$$P_{utm} = \begin{bmatrix} 1 & \dots & 1 \\ \vdots & \ddots & \vdots \\ 0 & \dots & 1 \end{bmatrix} \quad (5.41)$$

を推定し, この累積健全度ベクトル $S_{t_1+\Delta t}$ に対して,

$$\begin{cases} S_{t_1+\Delta t}(1, v-1) < 0.5 \leq S_{t_1+\Delta t}(1, v) & (1 < v \leq J) \\ S_{t_1+\Delta t}(1, v) \geq 0.5 & (v = 1) \end{cases} \quad (5.42)$$

を満たす v を Δt 年後における健全度とする.

上記の方法を用いて作成した 2020 年から 2070 年までの 10 年刻みの健全度分布を図-5.11 に示す. 海岸付近および淀川北部の管渠の劣化速度が速い⁵⁾ ために, 2020 年から 2040 年にかけて海岸付近の管渠から順に健全度の低下が進み, その後大阪市全域において劣化が進展していくことが理解できる. 一方で, 敷設されてからの年数が短い, あるいは劣化速度が遅い管渠においては海岸付近の管渠であっても健全性の高い管渠が一定数存在することも理解できる.

5.6.7 改築更新区域のスクリーニング

改築更新区域のスクリーニングを実施する際には, 目的とするスクリーニング範囲に応じたバンド幅の設定が極めて重要である. 図-5.12 には, バンド幅の異なるカーネル関数に対して, 0 と 0.005 刻みの 4 点に対してカーネル密度推定を実施した結果を示している. このような設定を行った背景として, 実証分析で対象とする大阪市内の緯度差および経度差 0.01 が約 100m であったことと, スクリーニングを実施する範囲が街区単位であり, 街区が暫定的に 100m である場合を想定したことによる. そのため, 図-5.12 の 4 点がそれぞれ 50m, 100m, 150m, 200m 離れた管渠のスクリーニングを実施した場合を想定している. また, 分析で使用するカーネル関数によりバンド幅が与える影響範囲に差異は生じるが, ここではガウシアンカーネルを用いた場合を考えることとする. バンド幅が 0.001 の場合に着目すると, それぞれのカーネル関数がほとんど重なることなく独立したような分布

の形状を示しており、バンド幅をより大きく設定する必要があることがわかる。次に、バンド幅が 0.01 の場合に着目すると、カーネル関数の重なる範囲が街区単位の 0.01 (100m) を超えているため、街区単位のスクリーニングに適しておらず、より小さなバンド幅を設定する必要があると考えられる。最後にバンド幅が 0.005 の場合に着目すると、街区単位である 0.01 (100m) の範囲までは分布の重なりが大きく、街区範囲より大きい 0.015 (150m) や 0.020 (200m) においては分布の重なりが小さくなっている、街区単位のスクリーニングを行う際に適したバンド幅であることが理解できる。以上のことから、本研究ではバンド幅 0.005 に設定した上でデュアルカーネル密度推定を行うこととする。なお、当然のことながらバンド幅は対象とする地域の実情に応じて決定することが求められる。

デュアルカーネル密度推定を行う際の健全度分布は **5.65.6.6** で推定した健全度分布を使用することとする。図-5.13 には、2020 年時点の健全度分布と健全度に関してデュアルカーネル密度推定を実施した結果を示している。健全度分布上では、管理対象全域において健全性が低いと推定される管渠の密集する区域を判断しにくかったものが、デュアルカーネル密度推定により集積されることにより視覚的に判断することが可能になっている。実際、健全性が低いと推定される管渠が密集している海岸付近を健全度分布と比較して鮮明に表すことができている。さらに、図-5.14 には、特定の範囲における健全度の予測、カーネル密度推定、重み付きカーネル密度推定、デュアルカーネル密度推定の 4 つの推定結果を示している。はじめに、カーネル密度推定結果に着目すると、5.5 で前述したように管渠の密集程度がカラーマップにより表現されていることがわかる。次に、重み付きカーネル密度推定結果に着目すると、対象範囲の一部区域が赤く呈色されており、その区域に健全性が低いと推定される管渠が密集していることが考えられる。最後に、デュアルカーネル密度推定結果に着目すると、対象範囲の右下付近のエリア 1 が赤く呈色していることがわかる。このエリア 1 では、重み付きカーネル密度推定においては赤く呈色されていなかった。この点に関しては、カーネル密度推定結果を見てわかるように、管渠自体の密度の低さが影響していると考えられる。実際に該当エリアの健全度予測結果に着目すると、健全性が低いと推定される管渠を表す赤色の管渠が図示されており、デュアルカーネル密度推定によりスクリーニングが適切に行われていることが理解できる。一方でエリア 2 はカーネル密度推定や重み付きカーネル密度推定では赤く呈色されているが、デュアルカーネル密度推定では改築更新区域からは除外されている。図-5.14 のような限定的な区域の管渠のみを管理するだけであれば、提案手法の有意性は低いと考えられる。しかし、実際の下水道管渠の管理を想定した場合には、より広域の管渠に対して改築更新区域の選定を行う必要があるため、スクリーニング技術を用いた可視化により、維持管理業務の効率化を支援することが可能であると考えられる。さらに、健全度分布自体は、新たな調査記録や改築更新実施記録が反映される都度、更新されることが想定されるため、更新後の健全度分布に対して改築更新の優先箇所を可視化できる点においても本研究の有意性を認めること

ができる。

5.7 おわりに

本研究では、大阪市の下水道管渠を対象として、調査実施管渠の劣化速度の異質性を空間マッピングモデルを用いて空間補間することにより、調査未実施管渠の劣化速度を評価する方法論を提案した。さらに、推定された劣化速度をもとに作成した健全度分布に対して、健全性が低いと推定される管渠が密集する区域のスクリーニングを実施した。具体的には、1) 混合マルコフ劣化ハザードモデルの階層ベイズ推定により求めた各管渠の劣化速度の異質性パラメータに対して、2) 異質性パラメータ値とその位置情報を回帰クリギングを用いて分析することにより、属性情報が得られている対象区域内の任意の地点における劣化速度の評価（空間マッピングモデル）を行い、3) 推定された劣化速度をもとに作成された健全度分布に対してデュアルカーネル密度推定を適用することにより、健全性が低いと推定される管渠が密集する区域のスクリーニングを行った。

一方で、本研究に関して残された課題を整理しておく。第1に、調査未実施管渠に対する劣化速度の推定精度の向上が必要である。本研究では、回帰クリギングを用いた劣化速度の空間補間を実施したが、他の空間的内挿手法や他の属性情報を考慮した場合の推定精度の比較検討が必要である。また同時に、モデルの移転可能性についても検討する必要がある。第2に、健全性が低いと推定される管渠のスクリーニング結果と予算制約を踏まえ、ライフサイクル費用評価やその最小化を達成可能な改築更新計画の立案手法および改築優先順位の決定手法を検討する必要がある³⁶⁾。本研究では、調査未実施管渠に対する劣化速度の推定や健全性が低いと推定される管渠の密集する区域の特定など、改築更新計画を支援する技術を提案してきた。しかしながら、実際の改築更新業務においては、ライフサイクル費用最小化や予算制約下における改築更新順位の決定など、工学的側面だけでなく経済的側面にも考慮した意思決定が重要であると考えられる。第3に、研究成果を他の社会基盤施設や他の自治体へ展開していくことが考えられる。自治体によっては、埋設構造物であるため下水道管渠に対する悉皆調査を実施することができず、管理対象とする管渠全体に対する状態把握が困難である。本研究で対象とした大阪市は沿岸部が埋立地となっており特異な地中環境条件を有していることから、本研究で提案した方法論を一般的な地中環境条件と十分な調査データを有する他の自治体に適用し、それをベンチマークとして展開していく必要がある。その際には、採用すべき属性情報の選定とモデルの移転可能性を検証することが重要となる。

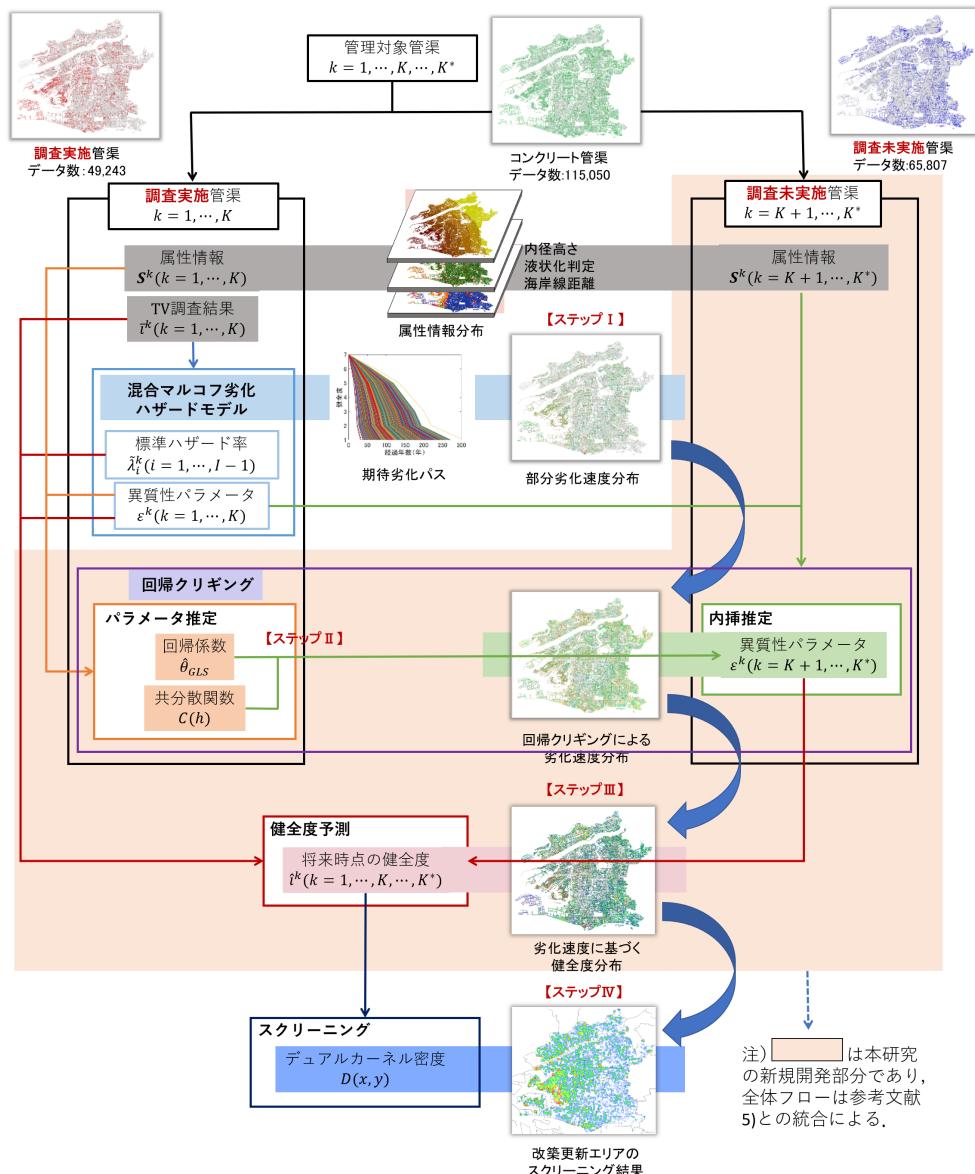
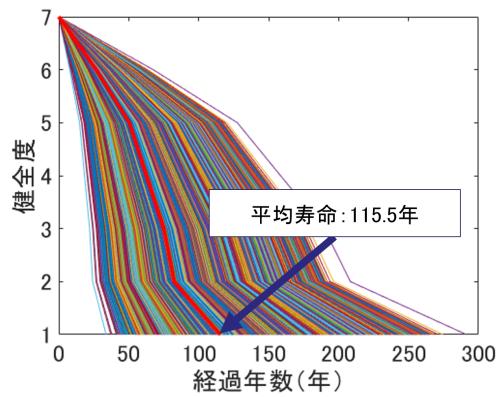
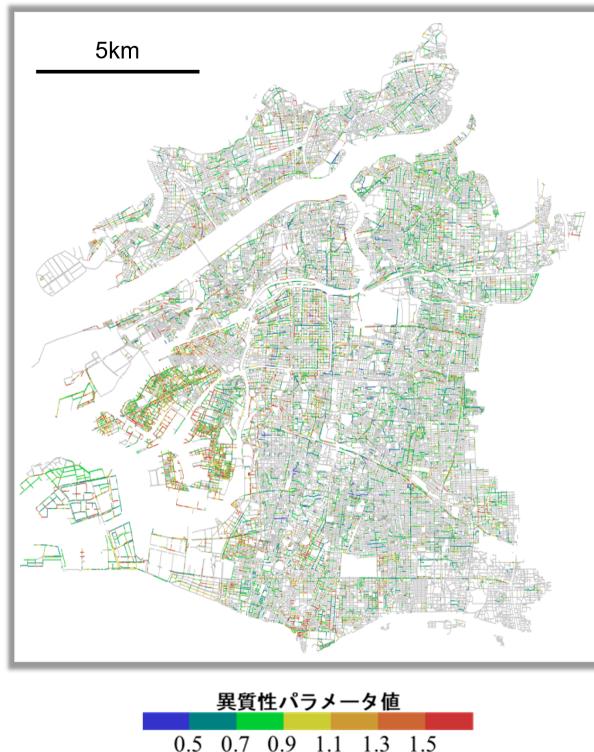


図-5.7 実証分析全体フロー



(a) 期待劣化パス



(b) 部分的劣化速度分布

図-5.8 下水道管渠の期待劣化パスと部分的劣化速度分布

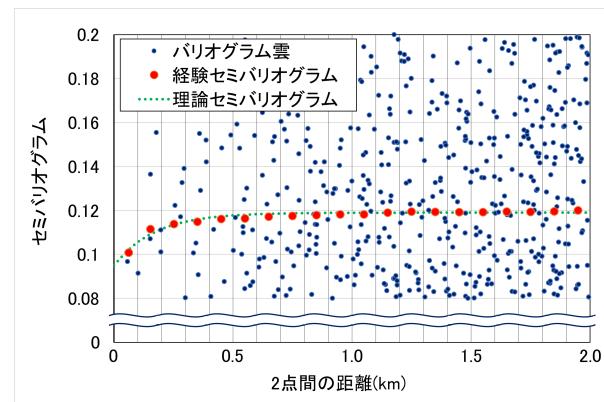


図-5.9 理論バリオグラムの推定

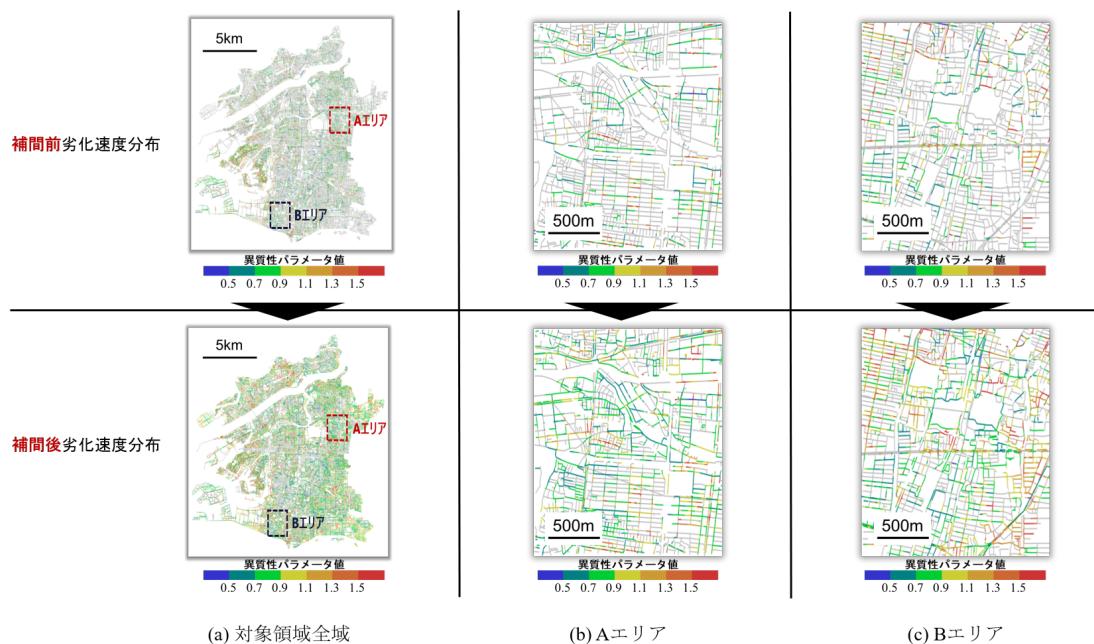


図-5.10 空間補間前後の劣化速度分布の比較

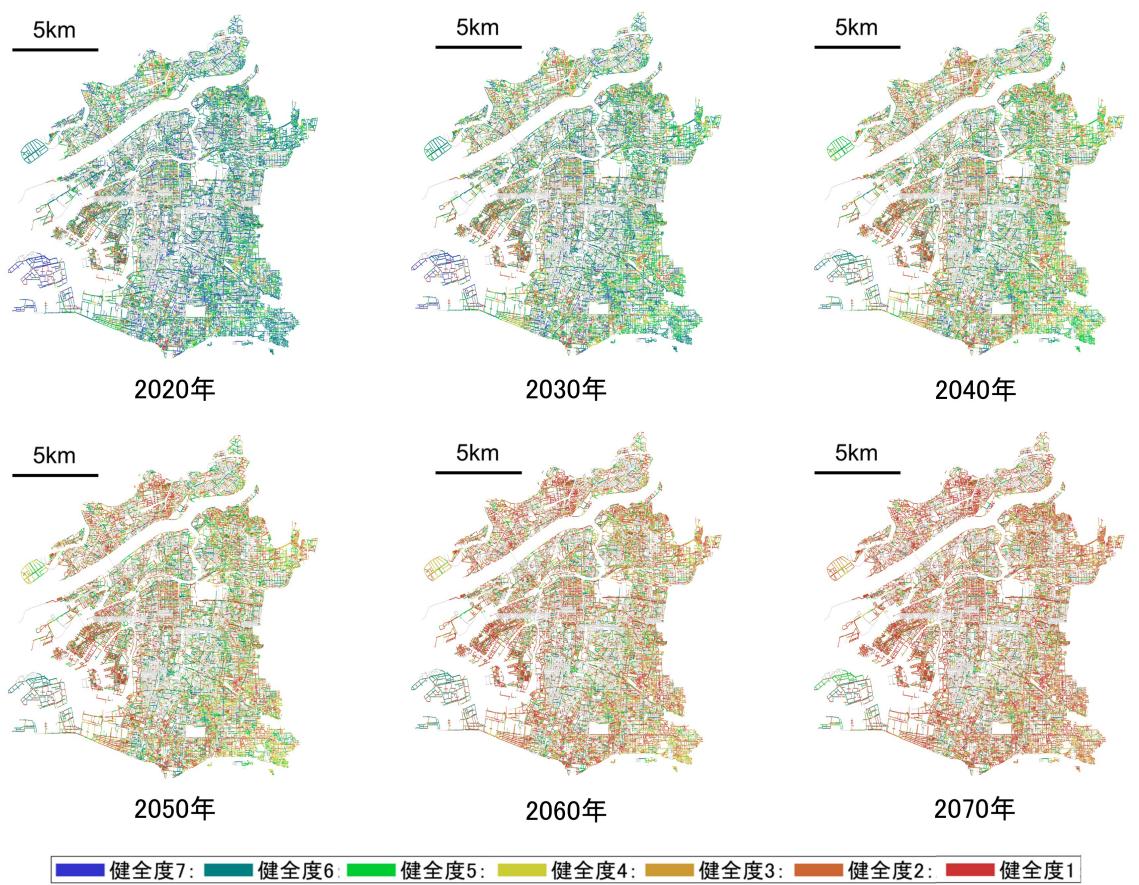


図-5.11 大阪市全域を対象とした下水道管渠の健全度シミュレーション

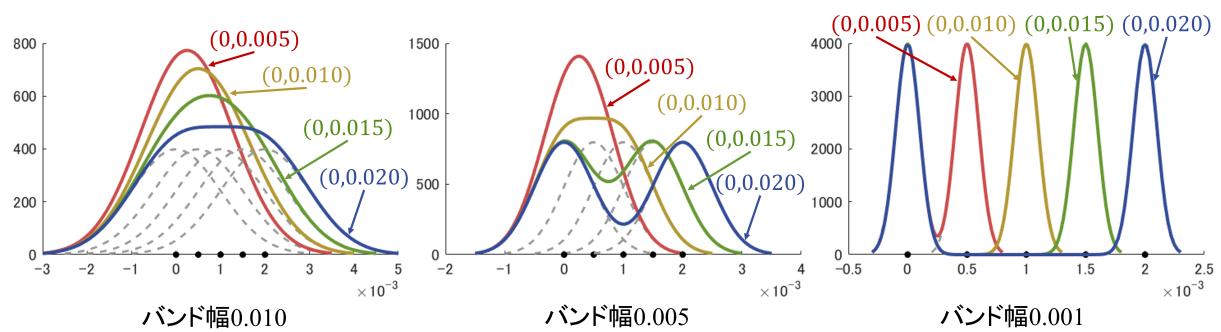
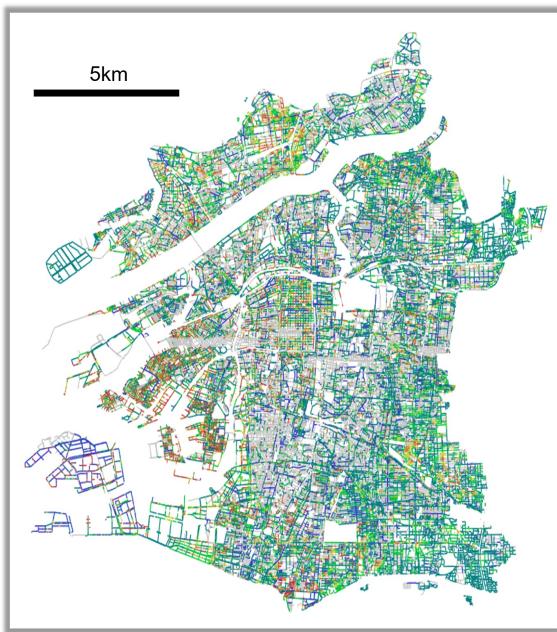
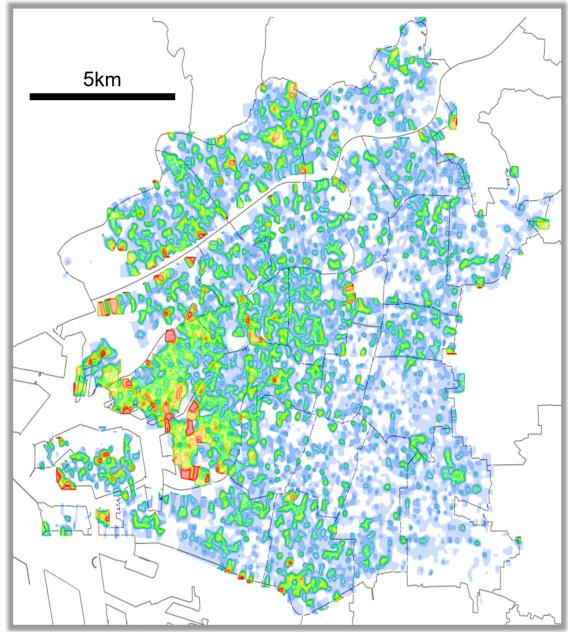


図-5.12 カーネル密度とバンド幅の関係性



(a) 健全度マップ



(b) デュアルカーネル密度推定結果

図-5.13 デュアルカーネル密度推定結果

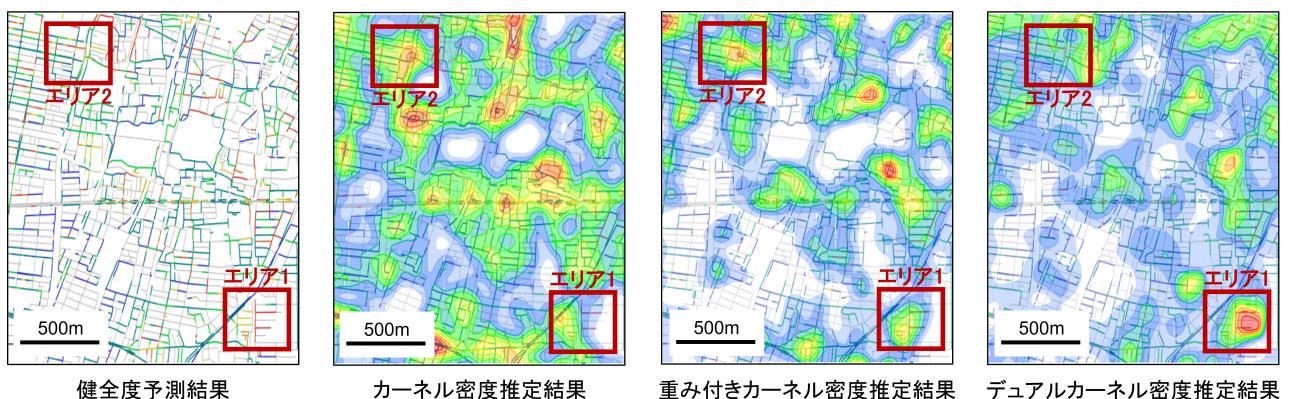


図-5.14 ある区域におけるデュアルカーネル密度推定結果の詳細

参考文献

- 1) 津田尚胤, 貝戸清之, 青木一也, 小林潔司: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, pp.69-82, 2005. [Tsuda, Y., Kaito, K., Aoki, K. and Kobayashi, K.: Estimating Markovian Transition Probabilities for Bridge Deterioration Forecasting, *Jornal of Japan Society of Civil Engineers*, No.801, pp.69-82, 2005.]
- 2) 小林潔司:土木工学における実践的研究:課題と方法, 土木技術者実践論文集, 土木学会, Vol.1, pp.143-155, 2010. [Kobayashi, K.: Practical Research in Civil Engineering: Perspectives and Methods, *Jornal of Japan Society of Civil Engineers*, Vol.1, pp.143-155, 2010.]
- 3) 渡辺充彦:上下水道管路・施設における改築・修繕技術, コンクリート工学, Vol.54, No.1, pp.111-116, 2016. [Watanabe, M.: Renovation and repair technology for water and sewage pipes and facilities, *Concrete engineering*, Vol.54, No.1, pp.111-116, 2016.]
- 4) 森地茂, 屋井鉄雄, 田村亨:非集計交通手段選択モデルの地域間移転可能性, 土木学会論文集, 第 359 号, IV-3, pp.107-115, 1985. [Morichi, S., Yai, T. and Tamura, T.: Spatial Transferrability of Disaggregate Mode-Choice Models, *Jornal of Japan Society of Civil Engineers*, Issue 359, pp.107-115, 1985.]
- 5) 貝戸清之, 篠崎秀太, 鎌田敏郎, 前川波奈江, 山中明彦:下水道管渠の空間的劣化異質性に着目した重点管理区域スクリーニングと改築施策, 土木学会論文集 F4, Vol.77, No.1, pp.115-134, 2021.[Kaito, K., Shinozaki, S., Kamada, T. Maekawa, N. and Yamanaka, A.: Screening of Intensive Management Districts and Renewal Policies Focused on the Spatial Deterioration Heterogeneity of Sewerage Pipes, *Jornal of Japan Society of Civil Engineers F4*, Vol.77, No.1, pp.115-134, 2021.]
- 6) Hengl, T., Heuvelink, G. and Rossiter, D.: About regression-kriging: From Equations to Case Studies, Computers&Geosciences, Elsevier, Vol.33, pp.1301-1315, 2007.
- 7) 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ク, 土木学会論文集 A, Vol.64, No.4, pp.857-874, 2008.[Obama, K., Okada, K., Kaito, K. and Kobayashi, K.: Disaggregated Hazard Rates Evaluation and Bench-Marking, *Jornal of Japan Society of Civil Engineers A*, Vol.64, No.4, pp.857-874, 2008.]

8) 国土交通省：下水道管路メンテナンス年報, 2021.[Ministry of Land, Infrastructure, Transport and Tourism.: *Sewer Pipe Maintenance Annual Report*, 2021.]

9) 貝戸清之, 小林潔司, 青木一也, Ei Ei MYO, 米山秀樹, 松本圭史: 空間マッピングを用いた舗装劣化速度評価: ミャンマーにおける実践, 土木学会論文集F5, Vol.77, No.1, pp.84-100, 2021.[Kaito, K., Kobayashi, K., Aoki, K., Ei Ei MYO., Yoneyama, H. and Matsumoto, K.: Evaluation of Deterioration Rates of Pavements Using Spatial Mapping:Practice in Myanmar, *Jornal of Japan Society of Civil Engineers F5*, Vol.77, No.1, pp.88-100, 2021.]

10) Arbia,G : A Lustrum of SEA: Recent Research Trends Following the Creation of the Spatial Econometrics Association (2007–2011), *Spatial Economic Analysis*, 6(4), pp377-395, 2011.

11) Matheron, G.: Principles of Geostatistics, *Economic Geology*, 58(8), pp.1246-1266, 1963.

12) Krige, D. G.: A Statistical Approach to Some Basic Mine Valuation Problems on the Witwatersrand, *Journal of the Chemikal, Metallurgical and Mining Society of South Africa*, 52, p.119-139, 1951.

13) 森村英典, 高橋幸雄:マルコフ解析, 日科技連, 1979.[Morimura, H. and Takahashi, Y.: *Markov Analysis*, Nikkagirenn, 1979.]

14) 貝戸清之, 鎌田敏郎, 大谷明, 山中明彦:下水道コンクリート管渠の統計的劣化予測, コンクリート工学年次論文集, 日本コンクリート工学会, Vol.32, No.2, pp.1429-1434, 2010.[Kaito, K., Kamada, T., Ohtani, A. and Yamanaka, A.: Statistical Deterioration Prediction of Sewerage Concrete Pipes, *Proceedings of Concrete Engineering*, Japan Concrete Institute, Vol.32, No.2, pp.1429-1434, 2010.]

15) 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, 日本コンクリート工学会, Vol.36, No.2, pp.1333-1338, 2014.[Tanaka, N., Kaito, K., Kamada, T. and Yamanaka, A.: Determination Method of Optimal Model for Deterioration Prediction of Sewerage Concrete Pipes, *Proceedings of Concrete Engineering*, Japan Concrete Institute, Vol.36, No.2, pp.1333-1338, 2014.]

16) 貝戸清之, 小林潔司, 青木一也, 松岡弘大:混合マルコフ劣化ハザードモデルの階層ベイズ推定, 土木学会論文集D3, Vol.68, No.4, pp.255-271, 2012.[Kaito, K., Kobayashi, K., Aoki, K. and Matsuoka, K.: Hierarchical Bayesian Estimation of Mixed Markov

Hazard Models, *Jornal of Japan Society of Civil Engineers D3*, Vol.68, No.4, pp.255-271, 2012.]

- 17) 増成敬三: kriging による公示地価の分析, 計算機統計学, Vol.18, No.2, pp.107-122, 2005.[Masunari, K.: Analysis of Official Land Price by Kriging, *Journal of the Japanese Society of Computational Statistics*, Vol.18, Isuue 2, pp.107-122, 2005.]
- 18) 間瀬茂: 地球統計学とクリギング法, R と geoR によるデータ解析, オーム社, 2010.[Mase, S.: *Geostatistics and Kriging, Data Analysis with R and GeoR*, Ohmusha, 2010.]
- 19) 瀬谷創, 堤盛人: 空間統計学, 自然科学から人文・社会科学まで, 朝倉書店. 2014.[Seya, S. and Tsutsumi, M.: *Spatial Statistics, From Natural Sciences to Humanities and Social Sciences*, Asakurashoten, 2014.]
- 20) 青木謙治: 地球統計学, 森北出版, 2011.[Aoki, K.: *Geostatistics*, Morikita Shuppan, 2011.]
- 21) 阪田義隆: クリギング入門 空間データ推定の確率論的アプローチ, コロナ社, 2021.[Sakata, Y.: *Introduction to Kriging:Probabililistic Approach for Spatial Data Estimation*, Koronasha, 2021.]
- 22) Ivana, M.: Comparison of Ordinary and Universal Kriging interpolation techniques on Adepth Variable (A Case of Linear Spatial Trend), Case Study of the Sandrovac Field, *The Mining-Geology-Petroleum Engineering Bulletin*, 2016.
- 23) Hengl, T., Heuvelink, G. and Stein, A.: Comparison of Kriging with External Drift and Regression-Kriging, *International Institute for Geo-Information Science and Earth Observation*, 2003.
- 24) 貝戸清之, 鎌田敏郎, 大谷明, 山中明彦: 下水道コンクリート管渠のストックマネジメント, 下水道協会誌, Vol.47, No.577, pp.78-87, 2010.[Kaito, K., Kamada, T., Ohtani, A. and Yamanaka, A.: Stock Management of Sewarage Concrete Pipes, *Jornal of Japan Sewage Works Association*, Vol.47, No.577, pp.78-87, 2010.]
- 25) Cressie, N: Fitting Variogram Modeks by Weighted Least Squares, *Mathematical Geology*, Vol.17, pp.563-586, 1985.
- 26) 井上亮: 共クリギングによる土地取引価格の時空間内挿に関する研究, JACIC, 第2008-09号, 2008.[Inoue, R., Li, Y. and Shimizu, E.: Spatio-Temporal Interpolation

of Land Prices Using Cokriging, *Japan Construction Information Center*, Vol.2008-09, 2008.]

- 27) 佐藤貴大, 円山琢也: カーネル密度推定法を応用したスマホ型回遊調査データの時空間分析, 都市計画論文集, Vol.51, No.2, pp.192-199, 2016.[Sato, T. and Maruyama, T.: A Time-Space Analysis of Smartphone-Based Travel Survey Data Applying Kernel Density Estimation, *Journal of the City Planning Institute of Japan*, Vol.51, No.2, pp.192-199, 2016.]
- 28) 齊藤知範, 島田貴仁, 原田豊: 小学生の犯罪被害リスクに関する地理的分析-デュアル・カーネル密度推定を用いて-, 第15回地理情報システム学会学術研究発表大会講演論文集, pp.301-304, 2006.[Saito, T., Shimada, T. and Harada, Y.: A Geographic Analysis of the Risk of Victimization of Elementary-age Children-Using Dual Kernel Density Estimation-, *Papers and proceedings of the Geographic Information Systems Association*, Vol.15, pp.301-304, 2006.]
- 29) 大阪市建設局: 下水道施設管理計画, pp.1-27, 2017.[Osaka City Construction Bureau.: Sewerage Facility Management Plan, pp.1-27, 2017.]
- 30) 大阪市建設局: 管路施設の維持管理指針, 2008.[Osaka City Construction Bureau.: Guidelines for Maintenance of Pipeline Facilities, 2008.]
- 31) Geweke, J.: Evaluating the accuracy of sampling-based approaches to the calculation of posterior moments, *Bayesian Statistics*, Vol.4, pp.169-193, Oxford University Press, 1996.
- 32) 和合肇: ベイズ計量経済分析, マルコフ連鎖モンテカルロ法とその応用, 東洋経済新報社, 2005.[Wago, H.: *Bayesian econometric analysis, Markov chain Monte Carlo method and its application*, Toyokeizai Shinposha, 2005.]
- 33) 杉原厚吉: なわばりの数理モデル, 共立出版, 2009.[Sugihara, K.: *Mathematical Model of Territory*, Kyoritsushuppan, 2009.]
- 34) 三浦英俊: 緯度経度を用いた3つの距離計算方法, オペレーションズリサーチ, 60号, pp.701-705, 2015.[Miura H.: Three Distance Calculation Methods Using Latitude and Longitude, *Operations Research Society of Japan*, No.801, pp.701-705, 2015.]
- 35) Stone, M.: Cross-Validatory Choice and Assessment of Statistical Predictions, *Journal of the Royal Statistical Society, Series B*, Vol.36, No.2, pp.111-147, 1974.

36) 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.[Kaito, K., Yasuda, K., Kobayashi, K. and Owada, K.: Optimal Maintenance Strategies of Bridge Components with an Average Cost Minimizing Principles, *Jornal of Japan Society of Civil Engineers*, No.801, pp.83-96, 2005.]

第6章 結論

下水道は市民生活、生命に直結した重要なインフラであるが、日常ではその存在はあまり意識されていないことがあり、ひとたび地震等の災害の発生によりその機能が損なわれるとトイレ確保や健康被害等の問題でその重要性がクローズアップされる。しかしながら下水管路施設は、処理人口普及率 92.9 %と大都市圏を中心として全国に網羅的に埋設されており、日常的に老朽化等の劣化による不具合が、いつ、どこで発生し、市民生活に多大な影響を及ぼすか等の、想定が困難なリスクを抱えるインフラであると考えられる。そのため限られた予算制約の中で劣化の状況を把握し最適な老朽化対策を行うことが今後の下水道施設管理者の重要な課題であり、その劣化状況を予測する技術はストックマネジメントの普及とともに現在、大きくクローズアップされてきている。本研究においては、第2章にて統計的な数値解析技術によって自治体が取得した点検データを用いてマルコフ劣化ハザードモデルによる劣化予測にて期待寿命を算出した。第2章において得られた知見では、劣化予測の際に用いた説明変数（管径、延長）が、管渠の期待寿命や、劣化進行に影響を及ぼすことが明確になった。自治体が管理する下水道台帳では、管路の諸元（管径、延長、管種、管勾配等）、埋設条件（管渠の土被り等）その他の多くのデータが管渠の埋設スパン単位で管理されていることから、第3章ではさらに劣化予測分析における取得データ項目を検証して劣化予測の精度を高める手法を提案して期待寿命を算定した。これまでコンクリートを主体とした土木施設の標準的な耐用年数は 50 年¹⁾とした中で下水管路の寿命も 50 年ととらえて、政令指定都市を中心として早期に事業に着手した自治体では近い将来相当な改築事業が必要となることが懸念されていた。しかしながら本研究にて実施した統計的な劣化予測分析結果によって、下水管渠が、50 年以上の寿命を期待できる可能性がある事を具体的な数値をもって示すことができた。また、取得するデータ項目と劣化との相関性を説明することができた結果、今後の点検データ取得の重要性やデータ分析によって対策の優先順位を決定することが可能となる知見を得ることができた。このことは地下埋設物である管路の点検や調査を実施できていない多くの自治体に管路の劣化データの取得の重要性を示すことができた。一般的に管路の維持管理における点検、調査は、管渠のつまりや破損等による不具合によって下水道の流下機能が損なわれることへの対策（清掃、補修）を行うことを目的としてきたが、本研究の成果による知見によって、今後の点検、調査の目的が管渠の不具合の確認のみならず、ストックマネジメントの構築における管路施設の劣化予測を行うためのデータを取得することの重要性を示すことができた。また、その結果を踏まえて、将来的に必要となる改築事業費の算定においても自治体ごとに取得したデータによって自治体特有の劣化現象、メカニズム等の条件を反映した劣化予測

の導入が可能となりその精度を高めることで、自治体のストックマネジメント構築における事業投資シミュレーションの精度確保にも大きく貢献できる。第2章、第3章では、施設を管理している自治体全体、もしくは各処理区単位でのマクロな劣化予測分析手法の提案であったが、管渠の劣化の発生状況は本来スパン単位で異なるものであり、より精密な分析手法による予測精度の向上はストックマネジメントをより高度化させることが可能である。また、個々の管路施設もしくは、処理区単位をさらに細分化した地域単位のミクロな予測を実施する際には、その地域の空間的な位置情報の特定等の視覚的要素を考慮した劣化予測分析手法の導入が必要となる。そのため、本研究の第4章において、その課題に対する有効な分析手法として、混合マルコフ劣化ハザードモデルによって劣化速度の異質性に着目し個々の管渠に対する劣化予測を実施し劣化進行の異なった地域を地図情報にて明示することができ、維持管理のアクションプランを計画する上で重点地域をスクリーニングすることができた。ストックマネジメント策定のうちリスクの評価に関しては、影響度×発生確率のマトリクスにより評価するが、この分析結果を用いることにより、発生確率について、より精密な地区選定を行うことができることと、さらに、アクションプランにおける調査点検や、改築工事等の対策の優先順位の設定の根拠を提示することも可能である。また、対策の具体的な地区を視覚化することで、実際に施設を維持管理している自治体等からの意見集約についても、劣化速度が速い管渠が密集する重点管理区域を示すことにより、その原因となる様々な条件を集約することが容易となり、さらに現場条件も反映したストックマネジメントの構築も可能となる。また第5章では、管理対象範囲内におけるすべての管渠の点検を実施することが困難な維持管理業務における課題に対応して、空間的な点検実施管渠の劣化速度に基づいて、点検データを取得できる管渠のみならず点検未実施管渠も含めた全ての管渠の劣化予測と状態シミュレーションを実施した。この手法の提案によって下水道事業者や、エンドユーザーとなる一般市民に対して自治体全域における下水道管渠の経年的な老朽化の進行状況を視覚的に見せることができたことで、今後の維持管理の重要性や事業予算の確保におけるより説得力の高い説明手法の提案が可能となった。本研究は、下水道インフラの維持管理において統計的な解析手法の活用の先駆けとなり、ストックマネジメントの策定において、本研究で示す劣化予測分析手法の導入がストックマネジメント策定における説明力の向上がストックマネジメントの普及促進と、将来の維持管理に必要となるリソースの確保における根拠を提示することの重要性を明確にすることができる。さらに本研究の成果を他の自治体に水平展開することにより、より多くの自治体における維持管理の重要性の普及、啓発につながることと、さらに、少子高齢化や自治体の財源不足が深刻となる自治体の維持管理において、民間資金の活用や、官民連携事業（PPP事業）²⁾における、業務契約時の性能規定においても本研究における劣化予測分析技術を用いることも可能であり、今後のインフラ管理における分析技術構築の重要性を説明する上で一助となる研究成果であると考えている。

参考文献

- 1) 国土交通：社会資本の老朽化の現状と将来.
- 2) 国土交通省：官民連携（PPP/PFI）の活用.

謝辞

本研究を遂行するにあたり、大変多くの方々から様々なご指導・ご鞭撻を賜りました。心より感謝申し上げます。

大阪大学大学院工学研究科地球総合工学専攻 貝戸清之教授には、2009年から約15年にもなる永きにわたり、共同研究「下水道管路データを用いた劣化推計及び診断手法の研究」におきまして格別なるご指導を賜りました。特に研究当初、本研究の基幹分析技術であるマルコフ劣化ハザードモデルによる劣化予測結果を拝見したときは、統計的劣化予測に関する知見がほとんどなかった筆者にとりまして、劣化予測の実務への実装に大きな希望を感じました。その後下水道管路の維持管理におけるデータ構築が進むなか、維持管理における実務に寄り添った分析技術レベルの高度化により、様々な課題を解決していく経緯を拝見出来たことは、貴重な経験となっております。また今回、博士学位取得の機会をえて頂き、大変ご多忙ななか本論文の主査として格別なるお力添えを賜り、深く感謝を申し上げます。

大阪大学大学院工学研究科地球総合工学専攻 鎌田敏郎教授には、2009年から約15年にもなる永きにわたり、共同研究「下水道管路データを用いた劣化推計及び診断手法の研究」の研究代表者として、研究に関する貴重なご意見やご指導を頂きますとともに研究環境の醸成等、研究全体に深く配慮頂き今日の研究成果を遂げることができました。鎌田教授の研究に対する熱意や心のこもった研究指導、豊富な経験的知識等が、筆者がこれまで研究を継続させることができた大きな礎になっております。また今回大変ご多忙な中、本論文の副査として貴重なご意見を頂き、深く感謝の意を表すとともに心からお礼を申し上げます。

大阪大学大学院工学研究科地球総合工学専攻 乾徹教授には、大変ご多忙な中、本論文の副査として貴重なご意見を頂きましたこと、誠に有難く感謝申し上げます。

大阪大学大学院工学研究科地球総合工学専攻 笹井晃太郎特任助教には、ご多忙ななか学位取得における本論文執筆や公聴会対応におきまして格別なるご尽力を頂きましたこと誠に有難く感謝申し上げます。

本論文2章から5章までの分析にあたり、大阪市建設局下水道部調整課、大谷明氏、原田俊崇氏、三井裕貴氏、前川波奈江氏、北野陽一郎氏には、2013年から約11年間の継続期間を有する共同研究「大阪市下水道管路施設を対象とした劣化予測、評価手法の研究」におきまして、下水道管路の点検データをはじめとする様々なデータのご提供を頂くとともに、実務でのご経験に基づく様々なご意見を賜りましたこと深く感謝申し上げます。

パシフィックコンサルタンツ株式会社、大阪本社上席執行役員 藤井久矢氏、大阪本社大阪交通基盤事業部 田中伸幸氏、東京本社 PI 事業本部 SP 事業部 鶴田周作氏には、本研究においてのご支援とご配慮を頂きましたこと、この場を借りて厚く御礼申し上げます。

最後になりましたが、本論文を作成するにあたりお力添えを頂きましたすべての方々に改めて深く敬意を表するとともに、ここに謝辞とさせて頂きます。

令和 6 年 6 月
山中 明彦