



Title	地方自治体における社会基盤施設の工学および統計学的特性を踏まえた経営手法に関する研究
Author(s)	稲垣, 博信
Citation	大阪大学, 2024, 博士論文
Version Type	VoR
URL	https://doi.org/10.18910/96100
rights	
Note	

Osaka University Knowledge Archive : OUKA

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

Osaka University

博士学位論文

地方自治体における社会基盤施設の
工学および統計学的特性を踏まえた
経営手法に関する研究

2023年12月

大阪大学大学院工学研究科

稲垣 博信

目次

第1章 序論	3
1.1 はじめに	3
1.2 地方自治体における社会基盤施設の経営に資する取り組み・既存研究	7
1.3 本研究の構成	9
参考文献	13
第2章 地方自治体における橋梁の維持管理の状況と投資効果に関する調査研究	14
2.1 はじめに	14
2.2 アンケート調査	15
2.3 ヒアリング調査	20
2.4 点検結果の解析	22
2.5 まとめ	26
参考文献	27
第3章 目視点検データに基づくマルコフ連鎖モデル推定手法の比較分析	29
3.1 はじめに	29
3.2 本章の研究の基本的な考え方	30
3.3 比較する手法の概要	34
3.4 比較分析	39
3.5 おわりに	46
参考文献	53
第4章 自治体における社会基盤施設の分野横断的管理の適用可能性	56
4.1 はじめに	56
4.2 本章の研究の基本的な考え方	57
4.3 分野横断的管理のベンチマーク	60
4.4 分野横断的管理に向けた制度的推進	63
4.5 分野横断型維持管理導入効果の定量化	65
4.6 おわりに	68

参考文献	74
第 5 章 社会基盤施設の維持管理におけるパラメトリック型保険の適用可能性	77
5.1 はじめに	77
5.2 本章の研究の基本的な考え方	78
5.3 マルコフ劣化ハザードモデル	83
5.4 分析手法	87
5.5 実証分析	95
5.6 留意事項	106
5.7 おわりに	110
参考文献	112
第 6 章 結論	114
謝辞	118

第1章 序論

1.1 はじめに

1.1.1 国全体での稼ぐ力と固定資産バランスの推移

わが国は多くの社会基盤施設を抱えている。社会資本 18 分野のストック額を推計している「日本の社会資本 2022」によれば、2019 年度の粗資本ストック額は約 972 兆円、純資本ストック額は 641 兆円、生産的資本ストック額は 796 兆円となっている¹⁾。2019 年度の我が国の名目 GDP は約 557 兆円であり、それに比して大きいストックを抱えていることがわかる²⁾。

また、内閣府 ESRI が公表している固定資本ストック速報（2023 年 4 月～6 月）³⁾によれば一国合計の固定資産は 1911.6 兆円、そのうち公的固定資産は 785.2 兆円となっており、一国のうち概ね 41 %が公的固定資産、そしてその大半が社会基盤施設で占められている。

図-1.1 は、社会基盤施設の物理量に近い概念である社会資本粗ストック額と実質 GDP、一人当たり実質 GDP の推移を比較したものである。1955 年の値を 1 として指数化している。高度経済成長期にあたる 1960 年・1970 年代は、社会基盤施設の蓄積よりも GDP の上昇が早く、社会基盤施設への投資は効率性が高かったものと推察される。他方、バブル期を過ぎた 1990 年代以降は、実質 GDP・一人当たり実質 GDP があまり増加していないにもかかわらず、社会基盤施設の粗ストック額が増加していることがわかる。本来、社会基盤施設が整備されれば、GDP が増加するべきだが、その効率性は徐々に悪化している。これは景気対策のために社会基盤施設への投資が行われ、投資された分のストック効果を社会基盤施設が生み出していないことが原因の一つとして考えられる。また、GDP の増加を誘う道路・港湾等の経済型の社会基盤施設より、近年の気候変動等に伴い防災型の社会基盤施設への投資増加もこのような状況を生み出している要因の 1 つと考えられる。

ここで注目しなければならないのは、GDP のようなその国の“稼ぐ”力が大きく増加していない中、稼ぐ力と固定資産の量が過去と比べ、後者のほうが相対的に大きくなっている点である。相対的に多くなってしまった固定資産の維持運営に必要な費用等を捻出するのが過去より困難な状況に陥っている。

1.1.2 地方自治体の状況

特に状況が厳しいのが地方自治体である。地方自治体は、都道府県レベルの自治体であれば国道（国管理以外）・都道府県道・一級河川（国管理以外）・二級河川・水道用水供給・

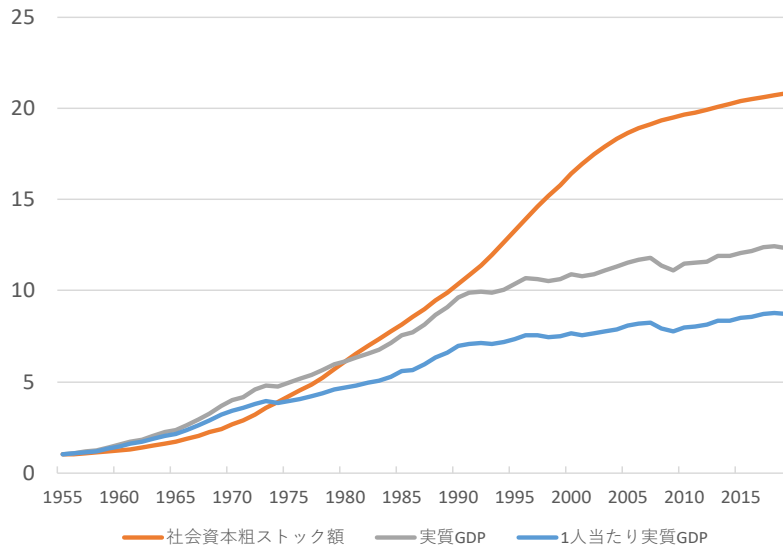


図-1.1: 実質 GDP と社会資本ストックの推移 (1955年の値を1として指数化) * 1

表-1.1: 国と地方の行政事務の分担* 2

分野	公共資本	教育	福祉	その他	
国	<ul style="list-style-type: none"> ○高速自動車道 ○国道 ○一級河川 	<ul style="list-style-type: none"> ○大学 ○私学助成 (大学) 	<ul style="list-style-type: none"> ○社会保険 ○医師等免許 ○医薬品許可免許 	<ul style="list-style-type: none"> ○防衛 ○外交 ○通貨 	
地方	都道府県	<ul style="list-style-type: none"> ○国道 (国管理以外) ○都道府県道 ○一級河川 (国管理以外) ○二級河川 ○港湾 ○公営住宅 ○市街化区域、調整区域決定 	<ul style="list-style-type: none"> ○高等学校・特別支援学校 ○小・中学校教員の給与・人事 ○私学助成 (幼~高) ○公立大学 (特定の県) 	<ul style="list-style-type: none"> ○生活保護 (町村の区域) ○児童福祉 ○保健所 	<ul style="list-style-type: none"> ○警察 ○職業訓練
	市町村	<ul style="list-style-type: none"> ○都市計画等 (用途地域、都市施設) ○市町村道 ○準用河川 ○港湾 ○公営住宅 ○下水道 	<ul style="list-style-type: none"> ○小・中学校 ○幼稚園 	<ul style="list-style-type: none"> ○生活保護 (市の区域) ○児童福祉 ○国民健康保険 ○介護保険 ○上水道 ○ごみ・し尿処理 ○保健所 (特定の市) 	<ul style="list-style-type: none"> ○戸籍 ○住民基本台帳 ○消防

流域下水処理場・都道府県空港・都道府県港湾などを、市町村レベルの自治体であれば市町村道・上水道・下水道・小・中学校・社会教育施設・廃棄物処理など、複数種の社会基盤施設を管理する経営主体である。表-1.1 は総務省が示す役割分担の一例である。

都道府県道・市町村道など一般会計で運営される社会基盤施設の財源は主に地方税、有料道路や上下水道など特別会計で運営される社会基盤施設の財源は主に料金収入や普通会計からの繰入金となっている。人口減少等に伴い、地方税および料金収入は横ばいもしくは減少傾向にある。図-1.2 は国税と地方税の違いを示したものであるが、地方税は国税と比べ相対的に減少している。

また、地方自治体は、表-1.1 にあるとおり、生活保護費の提供など社会保障の実務の担

¹内閣府：「国民経済計算確報」「社会資本ストック推計」に基づき筆者が作成

²総務省：「地方財政の果たす役割」 https://www.soumu.go.jp/main_content/000874382.pdf に基づき筆者が作成

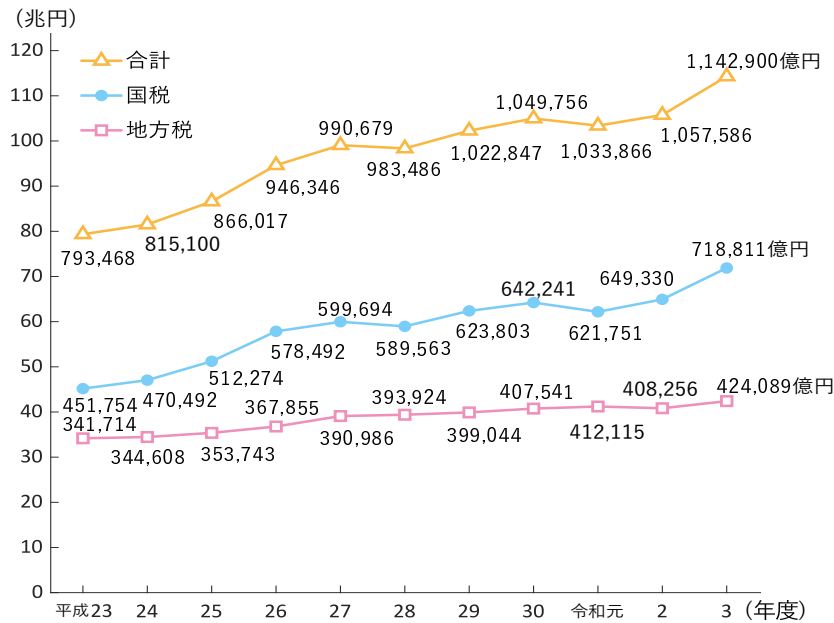


図-1.2: 総務省・地方税と国税の推移* 3

い手という側面もある。図-1.3 をみると、急激に当該費用が増加していることがわかる。人口減少社会の本格的な到来に伴い、この傾向には拍車がかかるものとされている。

つまり、収入があまり増加せず、別の費用である社会保障費が増大する中、収入に見合っていない固定資産を維持しなければならない、という状況に地方自治体は陥っている。図-1.4 をみると、バブル期以降、地方自治体の借入金残高が急激に増加しており、2000年代に入ってから残高があまり変わらぬよう緊縮財政をとっているように見受けられる。したがって、固定資産を大幅に更新するような資金調達は厳しいものになっていることが推察される。

1.1.3 本研究の目的

前述した通り、我が国は多くの社会基盤施設のストックを抱えており、特に社会保障費などの増加で経営が逼迫すると考えられる地方自治体では、彼らが管理する社会基盤施設の運営が困難になってきていることが想定される。かなり過去より指摘されてきた事項であり、総務省や国土交通省などが主導して多くの取り組みに着手している。

他方、社会基盤施設は取り扱いの難しい固定資産である。通常の固定資産と比べ規模が大きく、圧倒的に寿命が長い。さらに、寿命や維持運営費用には大きな不確実性がある。不確実性の1つが劣化速度の違いである。例えば、貝戸らが分析したニューヨーク市の実測点検データによると、予想される寿命は図-1.5にあるとおり、約30歳～90歳にわたる⁴⁾。

³⁾総務省：「令和5年度地方財政白書」 https://www.soumu.go.jp/main_content/000874382.pdf に基づき筆者が作成

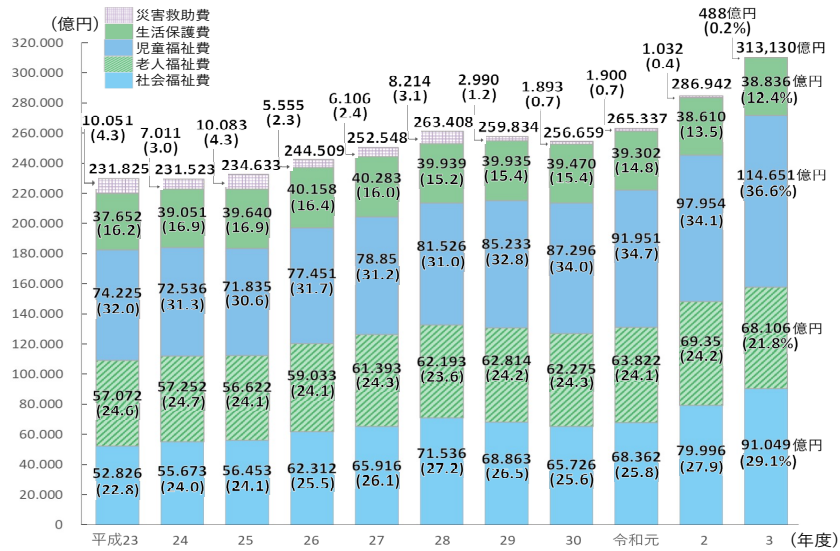


図-1.3: 地方財政における社会保障関連費用の推移* 3

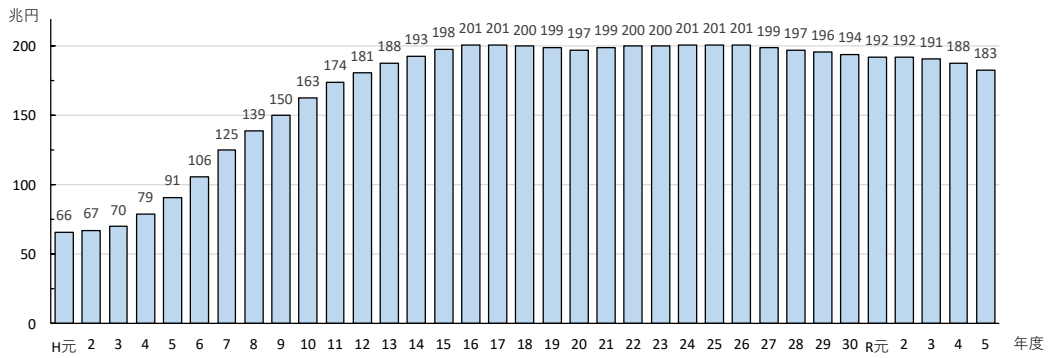


図-1.4: 地方財政の借入金残高の状況* 4

売上のない施設が大半であるため、資産価値を測るのも難しい。総務省の取り組みは地方自治体の財務健全化などを念頭にいった経営指導的な取り組みであり、上記のような社会基盤施設の工学的・統計学的特性を踏まえた経営手法は筆者の知る限りあまり議論されていない。国土交通省など社会基盤施設の所管部局を所管している中央省庁は、劣化速度など工学的特性を踏まえた取り組みを推進しているが、コストのみに着目したものであり、経営企画や財務という側面からは程遠い検討を行っている。上記の寿命の違いのような統計学的特性もあまり考慮されていない。

上記背景を受け、本稿では地方自治体の経営、ないしは地方自治体の社会基盤施設の経営に関し、同施設の工学的特性および統計学的特性をいかに組み込めるかを洞察し、新たな仕組みを導出することを目的とする。

*4総務省:「地方財政の借入金の状況」令和5年 https://www.soumu.go.jp/main_content/000874394.pdf に基づき筆者が作成

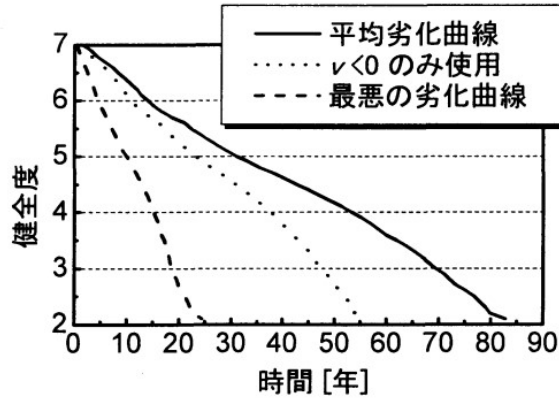


図-1.5: 劣化速度に基づく平均劣化曲線⁴⁾

1.2 地方自治体における社会基盤施設の経営に資する取り組み・既存研究

1.2.1 社会基盤施設のアセットマネジメント

緊縮した予算の中、住民等のニーズに応じた社会基盤施設の運営を行っていくための方法論は数多く議論されている。定められた定義はないが、社会基盤施設のアセットマネジメントという言葉が使われていることが多い。アセットマネジメントは、通常、金融業界で使われている言葉であり、例えば、みずほ証券は「資産の価値を増加させる目的のもと、個人や法人が所有している株式・債券・不動産などの運用資産の管理を行う業務のこと」としている⁵⁾。この言葉が拡張して社会基盤施設にも適用されている。ISO55001では「アセットマネジメントシステムは、組織の資産(アセット)をライフサイクルを通じて、コスト、リスク、パフォーマンスのバランスを保ちながら、最大の可用性と収益性を確保するためのもの」としている⁶⁾。社会基盤施設のアセットマネジメントの定義に関する留意点としては、地方自治体の社会基盤施設は、収入のあるものとなないものがある。したがって通常の固定資産のアセットマネジメントで利用される資産価値といった概念を計測するのは難しい。便益を評価する仕組みなどが必要である。この点も考慮に入れた上でのアセットマネジメントの確立が必要である。地方自治体の社会基盤施設のアセットマネジメントという点では、上述した背景、つまり、緊縮した財政の中にあり、あまり潤沢な投資が行えないということを踏まえるとアプローチは限られてくる。すなわち、社会基盤施設の総量をGDP(地方自治体の場合、GRP 県民総生産)や税収の多寡に見合った量に調節し、施設の機能的寿命や物理的寿命などを勘案しながら、カーボンニュートラルに代表される変わりゆく要求水準への対応を行っていくことである。そのためには社会基盤施設の量と質の管理が重要となり、これらに資する社会基盤施設の新設・更新・拡張・維持・除却・用

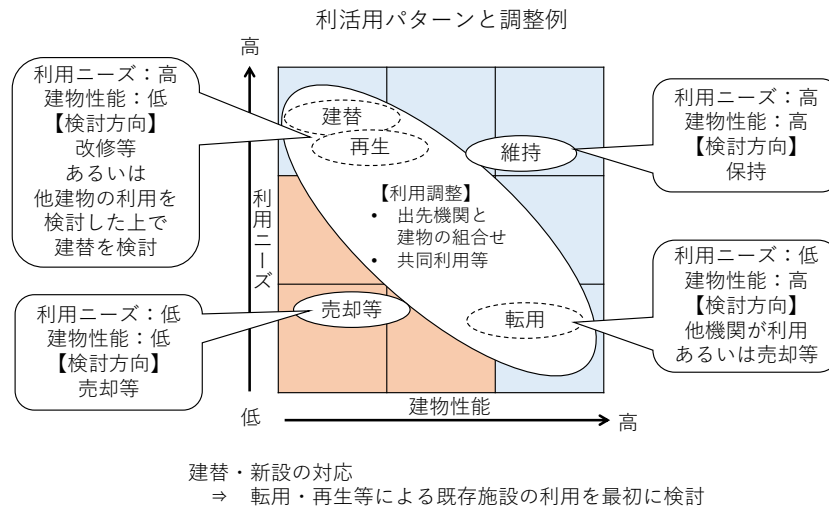


図-1.6: 青森県公共建築物における施設分類の考え方* 5

途変更などの施策が必要である。例えば、青森県の公共建築物のファシリティマネジメントでは、保有総量の縮小、効率的利用、長寿命化といったフローで、総量管理と質の改善を試みようとしている。図-1.6にあるとおり、利用ニーズと建物性能で施設に対する対応を変化させることで、上記の事項を達成しようとしている。これは公共建築物の例であるが、道路や橋梁・上下水道などの社会基盤施設においても同様の検討が必要である。

1.2.2 国の地方自治体に対する主たる取り組み

地方自治体の財政や公営企業に関する所管は総務省である。総務省は2006年に、各地方公共団体に対し、「未利用財産の売却促進や資産の有効活用等を内容とする資産・債務改革の方向性と具体的な政策を3年以内に策定する」よう要請した⁷⁾。これは上述した通り、地方自治体の債務が積み重なり、破綻する自治体が出現するなど、地方財務の問題点が顕在化した時期である。

当時、普通会計・特別会計の固定資産の状況が必ずしも把握できていなかった地方自治体が多数を占めており、これを契機に固定資産台帳整備を進める地方公会計改革なども進み、アセットマネジメント実現に資する法整備が進められた。

道路・港湾・河川・空港・下水道など多くの社会基盤施設を所管する国土交通省は、さらに以前より社会基盤施設の老朽化対策に取り組んでおり、笹子トンネル事故を契機に2013年からこの動きを加速させた。多くの社会基盤施設が近傍目視による点検が義務付けられた。

2014年には総務省から地方自治体に公共施設等総合管理計画の策定が要請され、現在、多くの自治体が公共建築物やインフラ施設などの長期計画を示す公共施設等総合管理計画

⁵青森県：青森県におけるファシリティマネジメントの取り組みについて、令和5年6月

<https://www.pref.aomori.lg.jp/soshiki/soumu/zaisan/files/R5.6HPFM.pdf> に基づき筆者が作成

を公表している。このように、地方自治体のアセットマネジメントという取り組みは、実務上ある程度整備できた状態にある。

1.2.3 運営の実態—分野間の壁と所管部局・経営企画・財務との壁

これらの取り組みの課題として1つ指摘できるのが、経営手法と社会基盤施設の工学的特性や統計学的特性のリンケージの不足である。

社会基盤施設を経営するにあたって重要なのは、移り行く需要に対して適切な社会基盤施設の供給が行えているかである。需要サイドは人口減少などがある程度予想できる外部環境変化といえるが、カーボンニュートラルや石油価格の乱高下、デジタルトランスフォーメーションの進化、自動運転・e-Vtolなどの技術革新など過去と比べ社会基盤施設への需要が読みにくい状況となっている。前述したGDPの減少と社会基盤施設の供給のギャップも重要な論点の一つである。もうひとつ重要な論点として供給サイドの問題がある。つまり、社会基盤施設の老朽化である。社会基盤施設の老朽化は社会基盤施設の工学的特性により生み出される現象の一つであり、上述したように劣化速度やそれに伴う復旧費用の不確実性は経営を行うにあたって無視できないほど大きく、統計学的特性も検討の視野に入る。

このように需要サイドおよび供給サイド双方に大きな不確実性が存在し、統計学的アプローチをもって社会基盤施設の運営にあたる必要がある。例えば、欧州の洋上風力プロジェクトなどではそのコストや収入などの検討には、単一の長期的なストーリーだけでなく様々な不確実性を考慮した、モンテカルロシミュレーション等を駆使したコストモデルなどが検討される⁸⁾。

わが国の地方自治体での社会基盤施設の運営でも同様の取り組みが求められるが、現在の公共施設等総合管理計画は不確実性などの議論はなく、単一の長期計画が示されているだけである。また、各所管分野で定めた管理計画をただ束ねたものである側面が強く、地方自治体全体の財務の観点や個別分野の工学的・統計学的特性を踏まえて定められたものとはなっていない。したがって、何かしら不確実な事象がおきたとしても、分野間での融通などリスク発現時の分野横断的な対策は構築されていないものと考えられる。分野間の壁や所管部局・経営企画・財務部門等の間に壁があり、上記の洋上風力の事例のような工学的特性・統計学的特性を踏まえたアセットマネジメントや社会基盤の経営手法を導入することは困難な状態である。これらを是正するための仕組みが必要であり、分野横断的指標である“金”と“リスク”などを用いた議論が共通言語として必要である。

1.3 本研究の構成

前述した通り、社会基盤施設の工学的特性や統計学的特性をいかに社会基盤施設の経営手法に反映しうるかを洞察し、実現可能性を導出することを本研究では目的としている。こ

れはつまり、上述した分野間の壁や所管部局・経営企画・財務部門等の間にある壁を、分野横断的指標である“金”や“リスク”などを用いていかに乗り越えていくかと同義である。通常、大型固定資産を持つ民間企業が行う経営手法は主に下記の通りである。

- ストックの総量把握および制御
 - － 貸借対照表などを用いて総固定資本のボリュームとそれによって得られるリターン（売上・利益・フリーキャッシュフロー）などを把握。投下資本利益率（ROIC）などの指標を用いてモニタリング
 - － 非効率な固定資本が多い場合、除却・売却・アウトソーシング・リース・予防保全など効率性を上げる施策を実施
- 性能評価から補修・補強実行までの業務フロー化・PDCA サイクル構築
 - － 財務やリスクの観点および外部環境変化と保有するストックの性能のギャップ把握などから除却・売却・アウトソーシング・リース・予防保全などの対策案を施設群・分野横断的に構築
- リスクマネジメント
 - － 売上や費用の不確実性を低減するため、各種リスクコントロール施策およびリスクファイナンス施策を整備
 - － 売上や費用の不確実性の度合いを図るため、モンテカルロシミュレーションを売上・コスト双方で実施し、将来収入・費用の分散等を予測する
- カーボンニュートラルに資する取り組み
 - － 近年、出てきたトピックである。CO2 排出を可能な限り削減し、CO2 削減や吸収で相殺しきれない場合、クレジットを購入し、ネットゼロにする

これらを踏まえ、地方自治体において有機的に社会基盤施設のアセットマネジメントを行おうとすると、業務フローは理想的には図-1.7 のようになる。1. 現場での利用量計測と点検、2. 社会基盤施設所管部局の需要予測と性能評価・リスク評価、3. 総合計画などに記載される政策目標と性能評価・リスク評価結果に基づく全体予算計画および社会基盤施設に関する全体戦略策定（財務・リスク・サービス水準・カーボンニュートラルの観点など）、4. 所管部局での個別分野戦略策定（維持・除却・売却・アウトソーシング・リース・予防保全などの対策を各施設にふりわけ）、5. 現場での各種対策の実行、6. 評価・報告、そして1. に戻る、という流れとなる。カーボンニュートラルまで考慮するとこれらの活動全てにCO2などの炭素関連の計測・施策・報告といったものが入る。

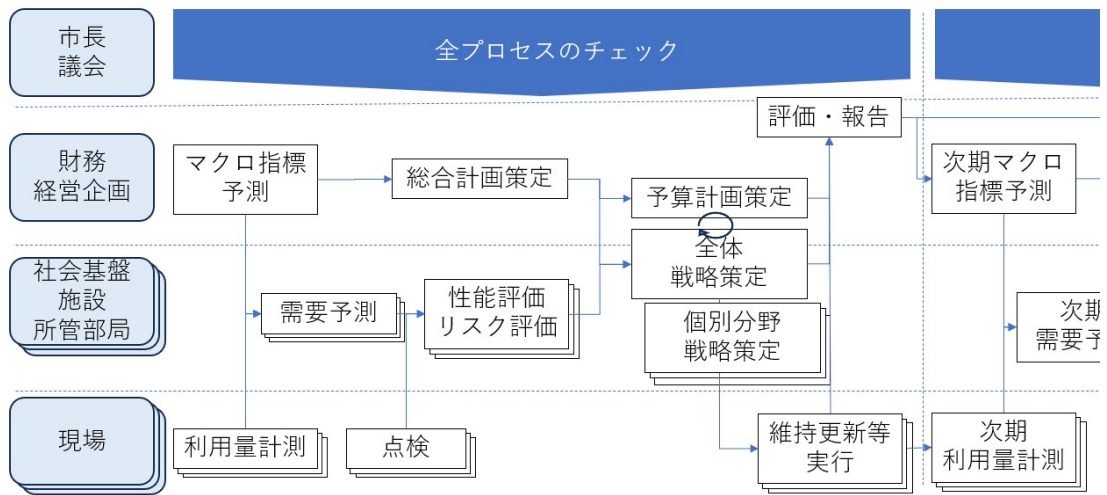


図-1.7: 理想的なアセットマネジメント関連の業務フローのイメージ図

このフローの中で社会基盤施設の工学的特性・統計学的特性を反映できるのは、点検、性能評価・リスク評価、全体戦略策定、個別分野策定等である。まず点検に関しては、「第2章 地方自治体における橋梁の維持管理の状況と投資効果に関する調査検討」において、実態把握結果を記載している。筆者が実施した2000年代の調査結果を基にした議論であるため、データの整備度合い等に関しては現在と差異があるが、得られた示唆は不変である。

実態把握の結果、自治体ごとに点検基準やデータの整備状況が異なることが理解できた。よって、自治体ごとに点検データの質や頻度に差異があることを理解した上での性能評価手法を整備することが望ましい。このような状況を鑑み、「第3章 目視点検データに基づくマルコフ連鎖モデル推定手法の比較分析」では、どのような質の、どのような頻度の点検データであれば、どのような推定手法を用いるべきかを論じた。

次に全体戦略策定であるが、経営企画部門や財務部門が構築する自治体の総合計画や予算計画と整合させた上で、複数の所管部局が実施した社会基盤施設の性能評価やリスク評価を反映させた戦略構築が肝要である。そのためには、分野横断的指標を用いた分野横断管理手法の構築が必要であり、「第4章 自治体における社会基盤施設の分野横断的管理の適用可能性」では、分野横断的管理の類型化を実施し、適用可能性を論じた。特に分野横断的管理に伴うリスクファイナンスに関する効果に関しては定量的なシミュレーションを実施した。

最後に個別戦略については、補修・補強・更新の優先順位の策定やライフサイクル費用最小化などリスクコントロールに関する研究は過去数多く実施されてきたが、社会基盤施設の劣化速度の違いに伴う不確実性を是正するようリスクファイナンスについては、過去あまり論じられていない。維持更新費の不確実性は、自治体財務全体の視点からしても致命傷になりかねない重要な事象であり、「第5章 社会基盤施設の維持管理におけるパラ

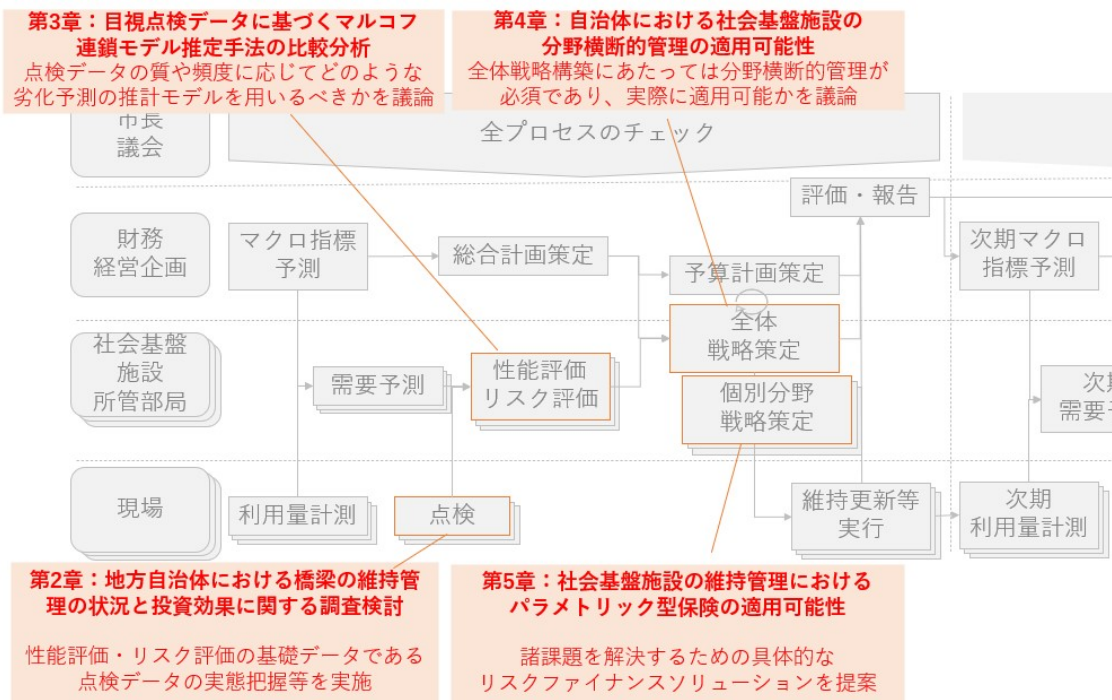


図-1.8: 本研究の構成

「メトリック型保険の適用可能性」では、こうした諸課題を解決するための具体的なリスクファイナンスソリューションを提案している。最後に「第6章 結論」で本研究の結論を述べる。本研究の構成における各章の関係性を図-1.8 に表す。

第2章 地方自治体における橋梁の維持管理の状況と投資効果に関する調査研究

2.1 はじめに

近年、わが国では、高度経済成長期に大量に建設された社会基盤施設の劣化が指摘される^{1) 2)}とともに、近い将来に直面するであろう少子高齢化による税収減や福祉負担増などにより、国や自治体などの公的機関が適正な維持管理・更新予算を十分に確保することが困難になることが危惧されている³⁾。このような背景の中で、社会基盤施設の効率的な維持管理と更新に関する研究が進みつつある。橋梁維持管理システム（BMS: Bridge Management System）は、橋梁のデータをデータベースで一元管理し、意志決定支援を行う様々なアプリケーションが含まれ、開発・研究の事例は多い^{4) 5)}。また、経済学や財務の知識を取り入れたアセットマネジメント（AM: Asset Management）に関する研究が蓄積されつつある。

アセットマネジメントとは、社会基盤施設を資産として捉え、その資産価値を最大化させる活動をいう。ここで、一般的な手法であるライフサイクルコスト（LCC: Life Cycle Cost）を評価した社会基盤のマネジメントの概要を模式的に示すのが図-2.1である。なお、LCCとは構造物の建設から廃棄・更新までの生涯にかかる費用を指す。まず、「1. 点検・性能評価」において、社会基盤施設の点検を行い、耐荷力、耐久性などの性能を、点検結果を用いて評価し、図-2.1で赤点で示したように時系列でプロットする。

次に「2. 劣化予測」において、将来における性能の劣化度合いを予測し、図-2.1の青線で示された劣化曲線を作成する。最後に、「3. 将来要する費用の予測」において今後必要となる維持管理費用を予測し、の緑線で示されたLCCの変遷を把握する。これらの結果を基に資産価値を最大化するための投資計画を策定する。この一連のプロセスは理論構築・事例研究において比較的少数のパラメータを扱った事例^{6) 8)}はあるが、実務的に利用するためにはパラメータの設定、資産価値の定量的な評価など課題が残る。地方自治体において包括的なデータベース構築への取り組みが行われているが^{9) 11)}、現在の点検・性能評価の技術およびデータ蓄積が成熟していないため、補修・補強・更新などの有効性を定量的に確認できないという問題も存在する。また、点検を自組織で行う場合、点検費用を計上しないもしくは過去にさかのぼって推計できないことがあり、LCCの評価の信頼性が低下するおそれがある。

そこで、本章の研究の目的を、社会基盤施設として橋梁の実例を対象に、地方自治体における維持管理の実態を調査し、橋梁維持管理への投資の有効性を実データを基に評価することとした。

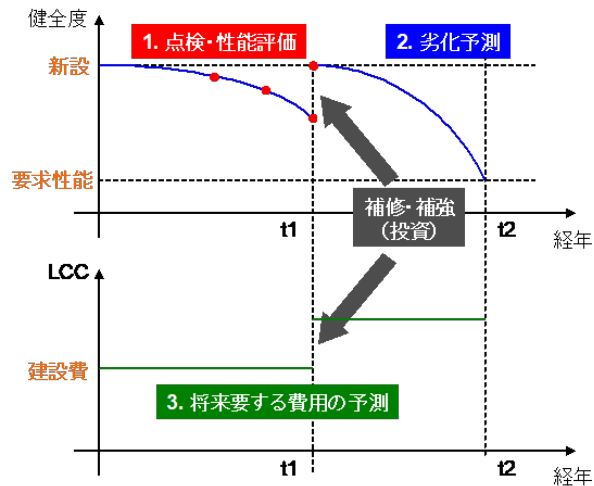


図-2.1: 一般的な維持管理フロー

このために、まず地方自治体の橋梁維持管理の実態を把握することから始める。具体的には、一次調査として都道府県および政令指定都市にアンケート形式の調査を行い、橋梁への投資状況およびデータ保存状況の概略を把握する。次に、二次調査としてデータの保存状況が良好と判断できる自治体にヒアリング調査を行うことでデータ保存の詳細を把握する。なお、このヒアリング調査では市レベルの自治体の現状調査も併せて行う。最後に、前述した2つの調査から得られたデータを基に解析手法を考察し、投資の効果を調べる。

2.2 アンケート調査

2.2.1 概要

本アンケートは、都道府県および政令指定都市 60 において、まず 1 回目として橋梁維持管理に関連する予算や橋梁資産に関するものを 2003 年 11 月に、2 回目としてデータベースやデータの利活用に関するものを 2005 年 8 月に行った。第 1 回の回収率は 72 %、第 2 回の回収率は 62 %である。設問内容は、主に 1. 過去の橋梁への投資状況、2. 橋梁点検データの収集方法の状況および橋梁諸元、点検、補修履歴図面データの保存状況、3. スtockマネジメントの整備状況、の 3 つの要素で構成されている。以下にアンケートによる調査結果を記す。

2.2.2 過去の橋梁への投資状況

図-2.2 は、過去 10 年における「自治体全予算」、「自治体全予算に対する橋梁事業予算（架替・新設予算＋補修・補強予算）の割合」、および「自治体全予算に対する橋梁維持管

理予算（補修予算＋補強予算）の割合」について複数年で比較可能なデータが保管されている12自治体分の平均を表している。本図より、以下のことが読み取れる。

- 1) 自治体全予算はほぼ一定である中で、橋梁維持管理予算の割合に増加の傾向が見られないことから、橋梁維持管理予算の絶対額が増加していない。
- 2) 橋梁事業予算の割合に減少傾向が見られる。橋梁維持管理予算の割合は減少していないため、橋梁新設・架替予算額が近年縮小方向にあることが読み取れる。

なお、1995年に橋梁維持管理予算が上昇しているが、これは1995年の阪神大震災を契機としたものと考えられる。1995年以降は耐震補強事業が盛んであったことおよび橋梁維持管理予算の自治体全予算に対する割合がほぼ一定であることを考慮すると、補修予算はさらに少ないものであったと推測される。

次に橋梁資産に対する2003年度の橋梁維持管理事業予算の割合を考える。橋梁資産の考え方にはいろいろな定義があると思われるが、ここでは各自治体の管理橋梁総面積に更新単価を乗じたものとする事とした。表-2.1に示すはある政令指定都市で用いられている橋梁の更新事業単価である。4つの更新パターンに基づいて算出された更新単価を示しており、これは橋梁の周辺環境が住宅密集地であることや、工事中に車両を通す仮橋を使用するかによって更新工法が変化することを考慮している。新設単価に比べるとこの単価は高い設定であるが、これは更新費用には撤去費、仮橋架設費、および仮橋を設置し車両を通す際に必要となる土地の買収費用などが含まれるためである。算定に当たっては、表-2.1の中でもっとも単価の低い70万円/m²を採用した。

図-2.3は、アンケートの結果をもとに、各地方自治体（都道府県レベル）の橋梁の維持管理予算と橋梁資産の比を比較したものである。ただし、管理する橋梁の橋長が大きかったり、橋梁の定義が不明確なデータを分析から除いた。これを見るとほとんどの自治体が1%以下であり、特に0.2%～0.6%に集中していることがわかる。このことから、橋梁の耐用年数を50年と仮定した場合、現在の維持管理予算ではすべての橋梁資産を継続的に維持していくことが困難であると考えられることができる。これは、耐用年数を50年とした場合、橋梁資産に相当する額が毎年投資されていることを想定すると、上記の橋梁維持管理予算と橋梁資産との比が2%となることを判断材料としたためである。

2.2.3 データの収集方法および保存方法の状況

図-2.4は、自治体における点検の実施状況を示している。これにより、以下のことが示される。

- 1) 日常点検は自治体職員が行っているところがほとんどである。

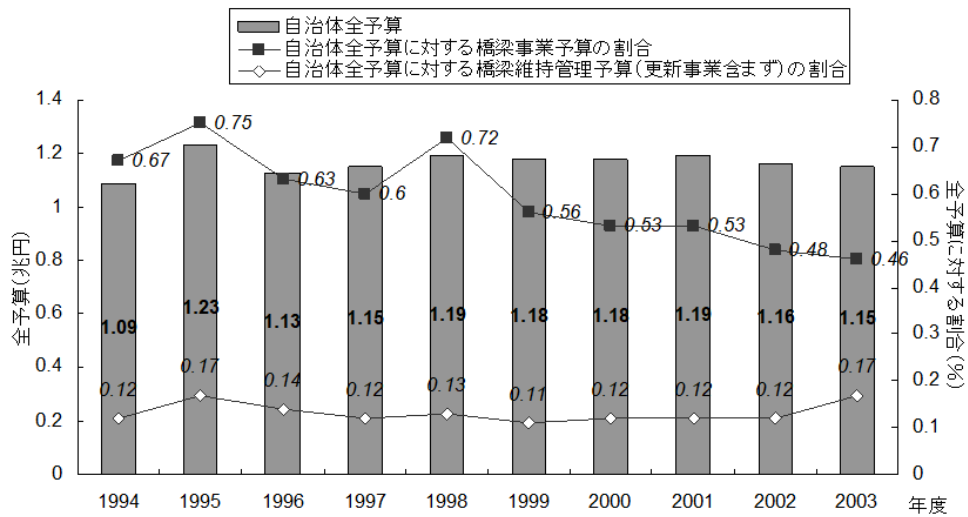


図-2.2: 橋梁事業予算および橋梁維持管理予算（更新事業含まず）の変遷

表-2.1: ある政令指定都市の更新費用単価

規格	単価
住宅密集地+仮橋	200 万円 /m ²
非密集地+仮橋	150 万円 /m ²
住宅密集地（仮橋なし）	100 万円 /m ²
非密集地	70 万円 /m ²

- 2) 定期点検は、外注の割合が大きい。また、費用がかかるためと思われるが、4分の1の自治体を実施していない。
- 3) 問題が生じたときに行われる詳細点検を実施している自治体は、全て外注である。
- 4) 竣工完成時直後の初期点検を行っている自治体は非常に少ない。
- 5) 臨時点検は、外注および自組織の職員の両方で行われている。

図-2.5 は、各種点検において利用されている点検要領の整備・運用分布を示している。これより以下のことが確認できる。

- 1) 点検要領が存在する自治体においては、多くの自治体が国土交通省（旧建設省）橋梁点検要領（案）¹²⁾ を利用している。
- 2) 日常点検や定期点検といった実施頻度の高い点検では、多くの自治体が独自の要領を採用している。

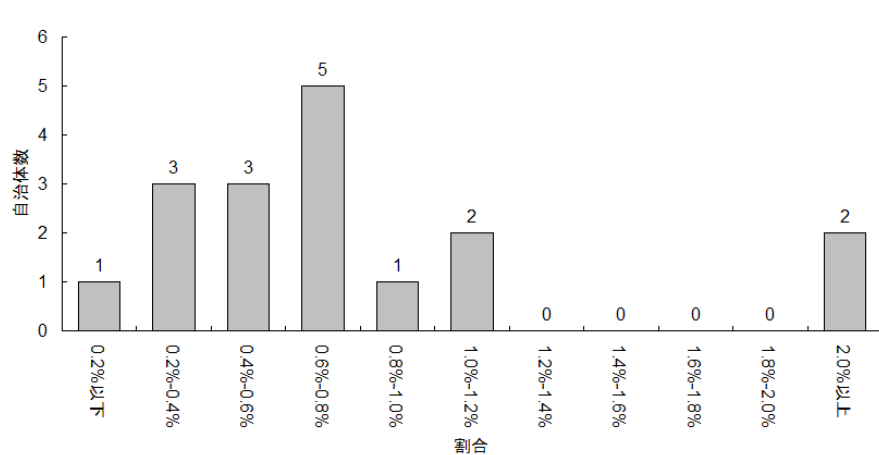


図-2.3: 橋梁資産に対する 2003 年度橋梁維持管理事業予算（更新事業含む）の割合分布

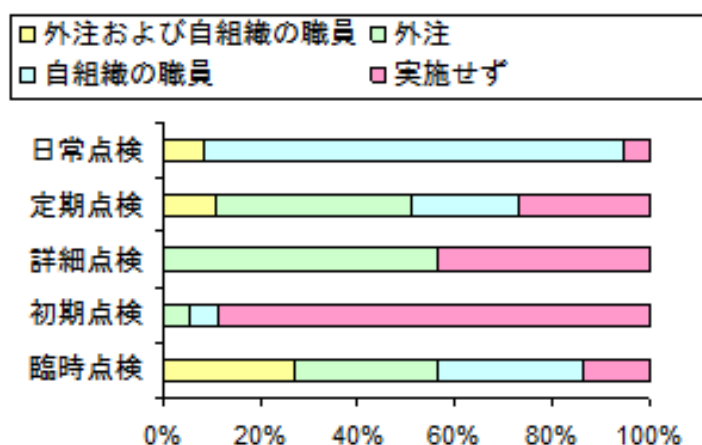


図-2.4: 点検の実施状況

図-2.6 は、橋梁に関する各種データの管理・保存状況を示しており、これにより、

- 1) 橋長や幅員などの諸元データは、ほとんどの自治体が保存している。
- 2) 点検結果データ、および補修履歴データは、ほぼ半数の自治体しか保存していない。
- 3) 図面データを CAD などの電子データで保存している自治体は、ほとんどない。

2.2.4 橋梁マネジメントシステムの整備状況

図-2.7 は、橋梁維持管理に必要とされる優先度決定手法、健全度評価手法、点検要員の育成、点検要領、データベース整備における整備達成度（自己採点）の分布を示している。

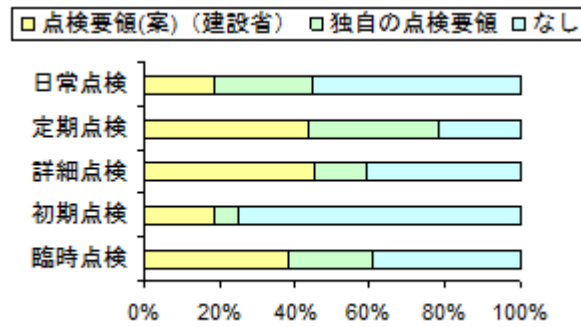


図-2.5: 点検要領の整備・運用状況

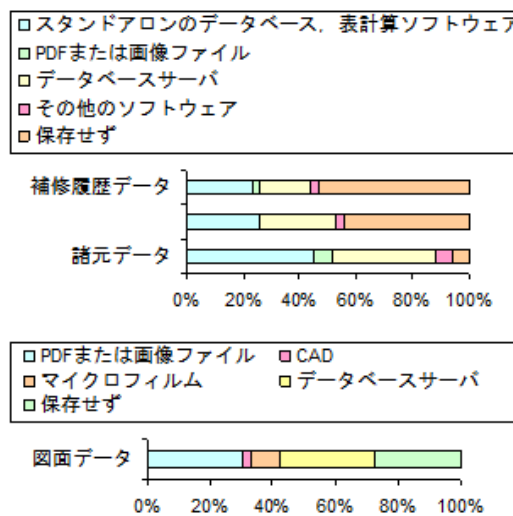


図-2.6: データの保存形式

これらの項目は、橋梁維持管理に必要な要素を問うアンケート調査結果によるものである。この調査は、以下のように要約される。

- 1) ほとんどの自治体が橋梁電子データベースの整備に着手している。
- 2) 点検要領の整備に対して、80 %～100 %達成したと回答した自治体数が多かった。
- 3) 優先順位決定手法、健全度の評価手法、点検要員の育成などアセットマネジメントのコアの部分については、半数の自治体が着手していない。

ここではストックマネジメントが各自治体でどれほど整備されているかを示す指標であるストックマネジメント整備率を、式(2.1)に従って算出することとする。

$$F_k = \sum W_k \times A_k \quad (2.1)$$

ここで、

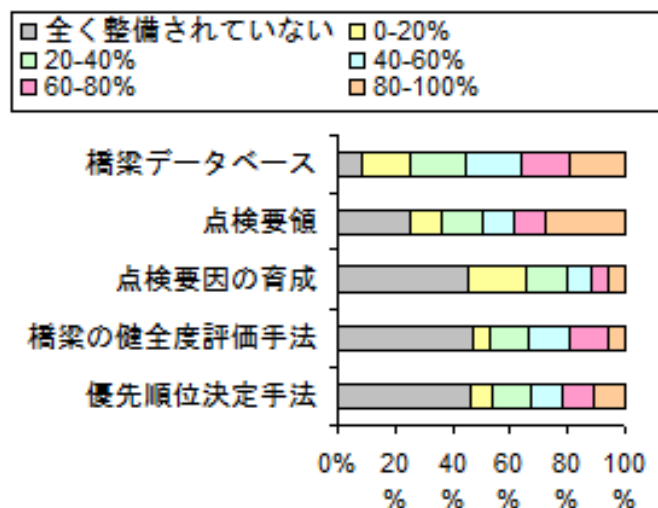


図-2.7: 橋梁マネジメントシステムの整備状況の分布

F_k : スtockマネジメント整備率

W_k : 重み係数

A_k : 図-2.7の各項目の整備達成度

なお、重み係数は、各自治体橋梁管理者に対して一対比較法によるアンケートを行うことで算出した。一対比較法¹³⁾とは、意思決定の際に評価基準となるものの中で主観的・定性的なものの重要度を、1対1の各組み合わせごとに比較することによって数値化する手法である。この手法により、図-2.7の各項目がどれほど重要かを和が1になるように正規化し、それぞれの重み係数とした。各自治体管理者ごとに重み係数は算出され、それらの平均値を算出したところ、橋梁電子データベース：0.32、点検マニュアルの整備：0.20、点検要員の育成：0.20、健全度評価手法：0.17、優先順位決定手法：0.11となった。これにより多くの橋梁管理者が橋梁データベースが重要であると認識していることがわかる。

以上より算出されたStockマネジメント整備率の分布を図-2.8に示す。これにより、大半の自治体がStockマネジメントに着手はしているが、まだ整備が出来ていないことがわかる。

2.3 ヒアリング調査

本章では、データ保存状況の詳細調査を目的としたヒアリング調査の結果を記す。ヒアリングを行った自治体は、2回のアンケート調査によりデータ保存状況が他の自治体に比べ良好と判断した8つの都道府県レベルの自治体、および自治体の規模による相違を検討す

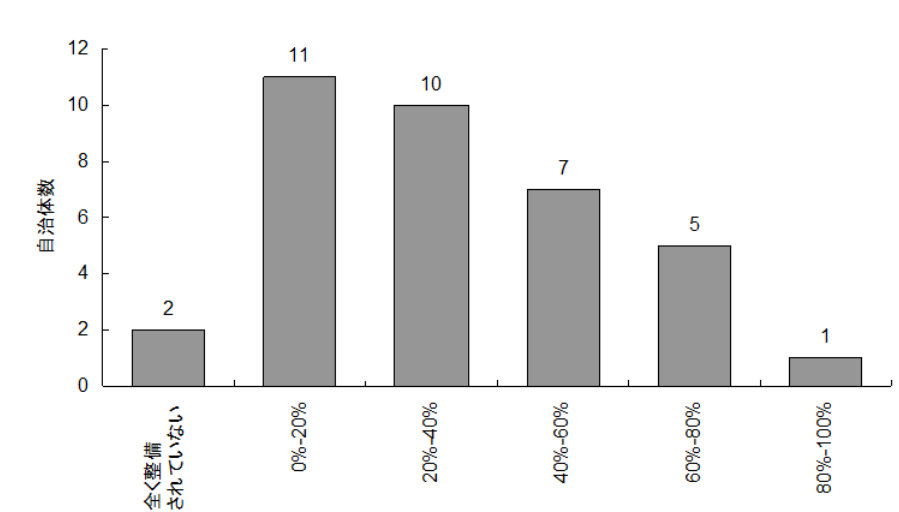


図-2.8: 橋梁マネジメントシステムの整備率の分布

るため今まで調査されていない3つの市レベルの自治体である。表-2.2は、ヒアリングを実施した11自治体のデータ保存状況の詳細である。これにより、以下の事項が判明した。

- 1) 諸元データは、ほとんどの自治体が保存しているが、市レベルの自治体になると上記の理由で重要なデータと考えられる橋梁の架設年次を把握していない。架設年次は、経年や劣化速度を把握するのに必要不可欠な指標であり、これを保存していない橋梁に関して劣化予測を行うのは困難な状況にある。
- 2) 点検結果データは、ほぼ半数の自治体が保存している。しかし、図-2.5で示したとおり独自で点検要領を作成している自治体も多く、点検基準が異なる。そのため、自治体間の橋梁の比較および地方の違いによる劣化予測等が困難になる。さらに点検は民間会社に外注して行う点検や、自治体の職員により行われる点検もあることから、点検者の違いによる点検結果の差も大きいものと考えられる。
- 3) 補修履歴データは少数の自治体が保存していたが、劣化曲線およびライフサイクルコストを算出するために必要とされる項目（補修工種、補修規模、補修年次、補修費用等）を全て電子化している自治体はなかった。

以上より、アンケート調査において「データを保存している」と回答した自治体のデータも架設年次や補修費用などの要素が欠落しており、データベースの開発に着手はしているが、そのデータを有効に使えるためには課題が残ると考えられる。

表-2.2: ヒアリングした自治体のデータ保存状況

分類	自治体名	諸元	点検	補修履歴	図面	備考
都道府県 レベル	自治体 A	○	×	○	○	
	自治体 B	○	○	○	○	図面は PDF
	自治体 C	○	○	△	○	点検は耐震補強の必要性を対象
	自治体 D	○	○	△	○	
	自治体 E	○	○	○	○	
	自治体 F	○	○	○	○	独自の点検基準
	自治体 G	△	△	×	×	大学のデータベースを開発
	自治体 H	○	○	○	×	
市 レベル	自治体 I	○	○	×	○	架設年次把握せず
	自治体 J	○	○	×	×	架設年次把握せず
	自治体 K	○	×	×	×	架設年次把握せず

2.4 点検結果の解析

2.4.1 概説

本章では、著者らが実施したアンケート調査およびヒアリング調査で得られた予算データおよび 7700 橋の点検データを基に考案した橋梁維持管理に対する補修・補強の有効性を定量的に検証するための解析方法を記述する。

昭和 30 年より点検を行っていた旧国鉄において「橋梁の鉄桁の劣化を予測し何年周期で塗装するのがベストかを定め、修繕費を確保しようと努力した経験があるが、容易ではなかった」¹⁴⁾と記されており、1つの部材の1つの維持・補修の効果を測ることすら困難であることがわかる。そこで本節では、自治体の全管理橋梁に焦点を当て、過去に補修・補強・更新を行った額、つまり過去に補修・補強・更新へ投資した総額と現在の全管理橋梁の健全度との相関性をみることでマクロ的な投資の有効性を検証することを試みた。

2.4.2 2つの自治体での比較

まず、2つの自治体間で過去の予算および現在の橋梁の健全度に関して比較を行った。

自治体 B は、1685 の橋梁を管理しており、その総面積は約 51 万 m² である。また、アンケート調査によると過去 10 年間の平均年間補修・補強・更新予算は 36 億円であった。橋梁資産に対する平均年間補修・補強・架替予算の割合は、約 1% である。表-2.3 は自治体 B の独自の橋梁点検基準を示している。点検対象は、橋梁全部材の劣化機構 35 項目であ

表-2.3: 自治体 B の点検基準

A	損傷が著しく、交通の安全確保の支障となる恐れがある
B+	損傷が大きく、健全度 A へ進行する可能性がある
B	損傷が大きく、詳細調査を実施し補修するかどうか検討を行う必要がある
C	損傷が認められ、その程度を記録する必要がある。また、損傷状況によっては追跡調査を行う必要がある
OK	損傷は認められない。軽微な損傷である

り、それぞれ項目は表-2.3 の点検基準に従って評価される。図-2.9 の点検結果は、管理橋梁 1658 橋のうち、点検データを入手できた 438 橋を 35 の点検項目の中から最も評価の低かった項目の点数により分類したものであり、損傷が大きく詳細調査を必要とする B と判断された項目を 62 % の橋梁が持つことがわかる。

一方、自治体 I は約 600 の橋梁を管理しており、その総面積は約 4 万 5 千 m² である。この自治体では過去 4 年間の平均年間補修・補強・架替予算は 3000 万円であった。橋梁資産に対する平均年間補修・補強・架替予算の割合は、約 0.09% である。表-2.4 は、自治体 I の点検基準を示しており、国土交通省点検要領(案)¹²⁾ を採用していることがわかる。点検対象は、全部材の 12 項目であり、それぞれ項目は表-2.4 の点検基準に従って評価される。図-2.10 は、管理橋梁約 600 橋のうち、点検データが整備されている 215 橋を対象に最も劣化している部材の健全度で分類したものである。ほとんどの橋梁が健全度 I、つまり損傷が大きく交通安全確保の支障となる恐れがある、と判断された部材を含んでいる。

予算に着目すると自治体 B は、自治体 I より橋梁の単位面積あたり年間 12 倍の額の投資を行っていたことがわかる。また、点検基準および点検結果に着目すると、表-2.3 の A と表-2.4 の I、および表-2.3 の B と表-2.4 の II は記述が一致しており、これらを同等の健全度と考えることで表-2.3 の B および表-2.4 の II の健全度を持つ橋梁が多い自治体 B の方が、表-2.3 の A および表-2.4 の I の健全度を持つ橋梁が多い自治体 I より健全な橋梁の割合が多いことがわかる。

以上の結果、年間 12 倍の額の投資により、自治体 B の橋梁は健全であり、この比較においては維持管理の投資の有効性が橋梁の健全性を良好に保つ傾向が見られる。現状揃っているデータでは上述したような解析となるが、本来であれば橋梁の置かれている環境や架設年次維持管理方法の際などを解析に反映するべきであり、そのような解析を実施するためのデータ整備が今後の課題といえる。

表-2.4: 自治体 I の点検基準

I	損傷が激しく，交通安全確保の支障となる恐れとなる
II	損傷が大きく，詳細調査を実施し補修するかどうかの検討を行う必要がある
III	損傷が認められ，追加調査を行う必要がある
IV	損傷が認められ，その程度を記録する必要がある
OK	点検の結果から，損傷は認められない

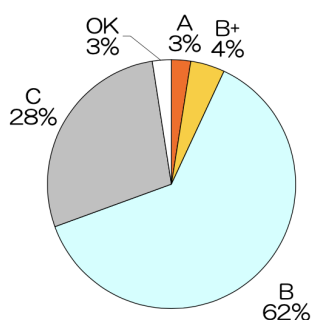


図-2.9: 自治体 B の点検結果

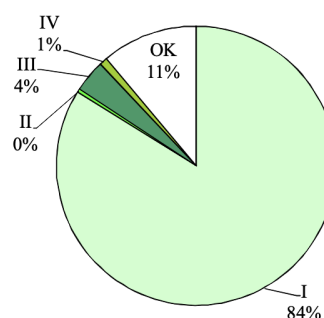


図-10 自治体 I の点検結果

図-2.10: 自治体 I の点検結果

2.4.3 複数の自治体間での比較

次に，複数の自治体間での比較を行うために，図-2.11 のように過去の投資額と健全性の関係を表した．横軸は，過去数年の補修・補強・架替予算を平均し，管理橋梁の総面積で割ったものである．管理橋梁面積は，自治体 B，自治体 D，自治体 F，自治体 H のものは正確に把握出来たが，自治体 I，自治体 J は正確に把握することが出来ず，判明した橋梁の総面積に，管理全橋梁数/判明した橋梁数を乗じて算出した．縦軸は，点検した橋梁の中で補修・補強の必要な橋梁の割合を示している．前述した通り，各自治体により点検基準は異なる．しかし，どの点検基準にも補修・補強すべき評点とすべきでない評点との境界が明確であるため，このように比較することが可能となった．

この図-2.11 より，単位 m^2 あたりの過去の平均予算が高い自治体ほど，管理橋梁が補修・補強を必要としていないことがわかる．ばらつきがあり相関係数は -0.65 と高くないが，過去の平均予算と補修・補強を必要としている管理橋梁との割合には，負の相関があると確認できる．図-2.11 をみると，自治体 F が他の自治体に比べ，大きく値が異なっているが，自治体 F の職員によると初めての点検だったこともあり，劣化を過小評価している傾向にあることが判明したため，2005 年 11 月現在再点検中とのことであった．

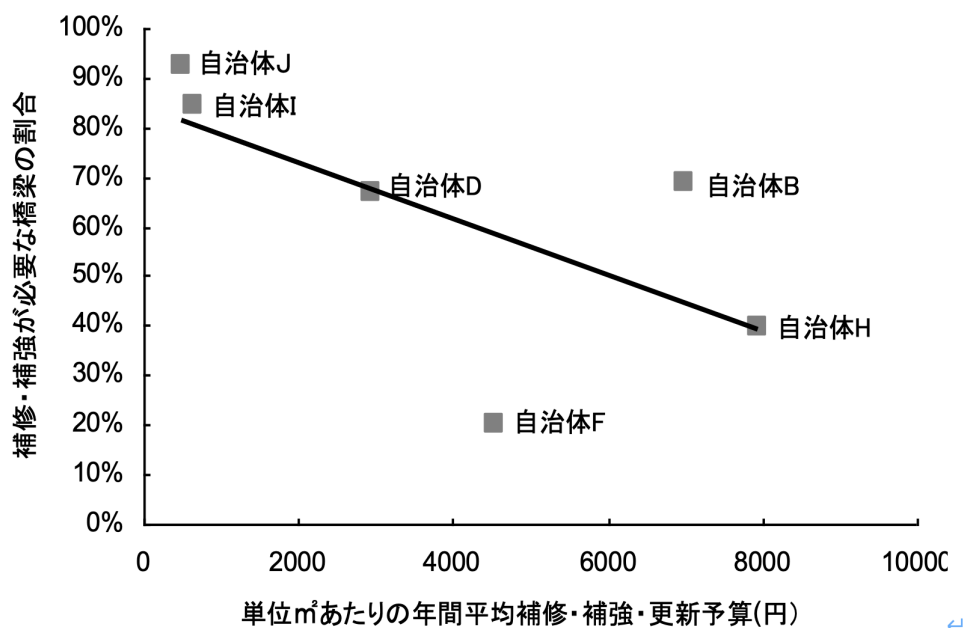


図-2.11: 単位 m² あたりの平均年間補修・補強・架替予算と補修・補強が必要な橋梁の割合との相関図

表-2.5: 各自治体橋梁データ備考

分類	自治体	点検実行方法	平均供用年数	点検データ取得率 (%)	備考
都道府県レベル	自治体 B	外注による	27	26	32%は規模で抽出 現在再調査中
	自治体 D	外注による	34	32	
	自治体 F	自組織の職員	35	80	
	自治体 H	外注による	42	100	
市レベル	自治体 I	外注による	不明	36	36%は地域で抽出
	自治体 J	自組織の職員	不明	100	

以上より、複数の自治体間でも維持管理の投資の有効性を評価できたといえる。なお、参考のために表-2.5 に点検の実行方法や管理橋梁全体の平均供用年数、および全管理橋梁数に対する、本章の研究でデータを取得できた橋梁数の割合を示した。確かに図-2.11 にて、投資による効果を把握することが出来たが今後は表-2.5 に示された点検実行者、平均供用年数のばらつきによる影響も評価すべきと考えられる。

2.5 まとめ

本章の研究では、地方自治体の橋梁維持管理の実態調査をアンケート調査およびヒアリング調査により行い、以下の事項を判明させた。

- 1) 橋梁の維持更新への投資は十分ではない
- 2) 多くの自治体がデータベース開発に着手している段階である
- 3) 点検の評価基準が自治体によりまちまちである。
- 4) 保存されているデータは過去のもものが不足しており、実データに基づく LCC 解析等が非常に困難な状況にある。そのため今後、過去のデータにあまり依存しないアセットマネジメントの策定も視野に入れる必要がある。点検データ解析から、維持管理予算と橋梁の健全度に関し負の相関性、すなわち、補修・補強への投資の有効性を示すことが出来た。
- 5) 今後、自治体が管理する橋梁の平均供用年数や点検精度を考慮に入れるなど、精度を向上させる必要がある。

参考文献

- 1) 土木学会メンテナンス工学連合小委員会：社会基盤メンテナンス工学，pp.1-3，東京大学出版会，2004.3
- 2) 小林一輔：コンクリートが危ない，岩波新書，1999.5
- 3) 国土交通省，道路橋の予防保全に向けた有識者会議，<http://www.mlit.go.jp/road/ir/ir-council/maintenance/index.html>
- 4) 古田均，茅野牧夫，渡邊英一：橋梁の維持管理とブリッジマネジメントシステムの現状と将来展望，土木学会論文集 F，Vol.63，No.3，pp.287-294，2007.7
- 5) 河村圭，宮本文穂，中村秀明，小野正樹：Bridge Management System（BMS）における維持管理対策選定システムの開発，土木学会論文集 No.658/VI-48，pp.121-139，2000.9
- 6) 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，Vol.801/I-73，pp.69-82，2005.10
- 7) 杉本博之，首藤諭，後藤晃，渡辺忠朋，田村亨：公共投資の経年的シナリオに対する橋梁の健全度推移に関する研究，土木学会論文集，No.780/I-70，pp.199-209，2005.1
- 8) 竹田俊明，大島俊之，佐藤誠，三上修一：橋梁点検実測データにもとづく橋梁資産劣化予測評価の検討，構造工学論文集 II，Vol.51，pp.1157-1167，2005.3
- 9) アセットマネジメント担当者会議：アセットマネジメント担当者会議幹事会ホームページ，<http://www.pref.osaka.jp/kotsudoro/asset-t>
- 10) 青森県：青森県の橋梁アセットマネジメント，<http://www.pref.aomori.lg.jp/douro/asset/index.html>
- 11) 石田純一，岡崎光央，河村圭，宮本文穂：山口県における計画的橋梁維持管理の導入手法と実用的データベースシステムの開発，土木学会論文集 F，Vol.64，No.1，pp.72-91，2008.2
- 12) 建設省：橋梁点検要領（案），1988
- 13) 東京大学教養学部統計学教室編：人文・社会科学の統計学，pp.315-317，東京大学出版会，1994.7

- 14) 村上温, 浜田達幸: 災害から守る・災害に学ぶ 24. シリーズを終えるにあたって, 日本鉄道施設協会誌, Vol.43, No.12, pp.2-4, 2005.12

第3章 目視点検データに基づくマルコフ連鎖モデル推定手法の比較分析

3.1 はじめに

老朽・劣化が進行する社会基盤施設を計画的に維持管理・更新していくための手段として、アセットマネジメントの重要性が広く認知されている。国土交通省では、点検データを用いた合理的な維持管理手法の実現性を検討するために、道路構造物に対する五年に一度の近接目視点検の義務化¹や、橋梁の定期点検要領の策定²を進めてきた。2023年時点で近接目視点検は二巡目に入っており、今後は蓄積された膨大な目視点検データを実際の意思決定プロセスにどのように活用していくかが重要な課題となる。この課題に対して、学術的には、社会基盤施設の劣化過程を目視点検データを用いて統計的に記述する方法論が研究され、アセットマネジメントの基幹技術である劣化予測が飛躍的に発展してきている。

対象とする社会基盤施設に対して、蓄積された目視点検データに基づいて統計的劣化予測を実施する際、適用可能なモデルや推定手法は複数存在する。アセットマネジメントに関する研究開発や実践において広く利用されているマルコフ連鎖モデルに関しても、目視点検データを用いたマルコフ推移確率の推定には、様々な方法論が提案されている。加えて、社会基盤施設の種類や特徴、維持管理の実態によって、目視点検データが有する特徴も多様である。これらの実態を踏まえた上で、採用するモデルや推定手法を決定することは容易ではなく、選択基準の明確化が求められる。

以上の問題意識のもと、本章の研究では、マルコフ連鎖モデルにおける推移確率の様々な推定手法を取り上げた上で、実務上想定されうる目視点検データが示す特徴を複数検討することによって、推定手法の相違が劣化予測の結果（劣化過程や期待寿命）に及ぼす影響を比較分析して、手法選択の一つの基準となりうる情報を提供する。具体的には、(a) 単純数え上げ法、(b) 反復法、(c) 数え上げ最尤法、(d) マルコフ劣化ハザードモデルという四つの推定手法に着目して、様々な条件下における推定精度を比較検証する。以下、**3.2.**で本章の研究の基本的な考え方を述べる。**3.3.**では本章の研究で取り上げ比較する手法の概要を述べ、**3.4.**で実際の目視点検データが有する特徴に起因して、様々なモデルや手法に基づく結果が受ける影響について評価する手法について述べる。

¹国土交通省：道路橋定期点検要領，2019.

²国土交通省：橋梁定期点検要領，2019.

3.2 本章の研究の基本的な考え方

3.2.1 自治体における目視点検データ取得状況

本章の研究による比較の意義を示すため、現状の点検結果の取得状況を示す。国土交通省の道路メンテナンス年報³によれば、橋梁・トンネル・道路付属物等（シェッド・大型カルバート、横断歩道橋、門型標識等）の点検は2014年～2018年度で全道路管理者での一巡目の点検が終了し、2023年現在二巡目にある。舗装や土構造物に関しては、一部の道路管理者で一巡目の点検を実施している段階にすぎない。同じ国土交通省所管である下水道についても管路やマンホールは腐食のおそれ大きい箇所について一巡目を終了した段階である⁴。上記のような国土交通省が所管する分野はもちろん文部科学省が管理する文教施設や、厚生労働省が所管する水道施設など各種社会基盤施設では新経済・財政再生計画改革工程表⁵に従い、点検が進められている。ただし、概ねどの点検も一巡目や二巡目の途上にあり、精度の高い予測モデルを構築するには点検データが不十分な状況である。さらに、国や都道府県、市町村などでは点検の予算規模が異なるため、こうした管理機関の相違が点検データの整備状況に影響を及ぼしうることが容易に予想できる。したがって、点検データの整備状況によって、推定手法の選択が必要である。本章の研究の比較は、こうした推定手法の判断フローを構築する上で有用なものとなりうる。

3.2.2 既往研究の概要

統計的劣化予測に関して比較分析を行った既往研究には、劣化予測モデルの相違を比較した事例と、同質の劣化予測モデルに対するパラメータ推定手法の相違を比較した事例がある。前者ではモデル構造自体が異なることから、予測精度や情報量基準等の指標だけでなく、モデルが有する仮定や前提条件がモデル化する事象に対して適切か否かを検討し、モデルの適性を判断する必要がある。後者では、一般に、推定手法が持つ仮定や前提条件による大きな差異はないものの、パラメータ推定は何らかの最適化や平均化操作に基づいており、それらの妥当性が検証されなければならない。また、後者については、本章の研究との関連性が高い、マルコフ連鎖モデルの推移確率推定に関する手法比較をした文献の概要を論じる。

統計的劣化予測モデルを比較検証した例では、坂口等¹⁾があげられる。同研究では、アスファルト舗装が施されている国道に対して、建設時点あるいは修繕時点からの経過年数とひび割れ率の関係を、直線近似モデル、二次曲線近似モデル、およびマルコフ連鎖モデルを用いて劣化予測を行い、結果を比較検証している。推定結果に対して目視点検データ

³国土交通省：道路メンテナンス年報，2022。

⁴国土交通省：下水道メンテナンス年報，2022。

⁵内閣府：新経済・財政再生計画改革工程表，2022。

との合致性を検証し、予測値と実測値が乖離してしまう要因について分析しているが、この要因分析では、経過年、直近の補修時期、付近のたわみ量データ等、獲得されたデータサンプルに関する情報が着目されており、それぞれのモデルが有する仮定や特徴の影響については言及していない。

また、玉越等²⁾は、国が管理する道路橋の点検を通じて記録された目視点検データに対して、点検間隔が均一であるデータのみを用いた数え上げによるモデル、マルコフ劣化ハザードモデル³⁾、およびワイブルハザードモデル⁴⁾を用いて劣化予測を実施している。推定された各モデルに基づく劣化曲線の比較により、推定結果がモデル選択に大きく依存することや、諸元や部材位置、使用条件等によって劣化の特徴が大きく異なること等を指摘している。

マルコフ連鎖モデルの推移確率の推定手法を比較分析した例では、国土技術政策研究所⁵⁾があげられる。同研究では、維持管理情報データベースに登録されている点検診断結果に対して、数え上げによるモデルとマルコフ劣化ハザードモデルを用いて係留施設の劣化予測を行っている。各モデルについて、予測精度だけでなく、理解の容易さや応用性についても議論されており、数え上げモデルが簡易さに優れている点やマルコフ劣化ハザードモデルの応用性が高い点についても言及されている。予測精度は各モデルの予測値と実測値と残差平方和で評価しているが、数え上げによるモデルのパラメータ推定を最小二乗法で行い、マルコフ劣化ハザードモデルのパラメータ推定を最尤推定法で行っていることから、残差平方和が前者を有利に評価している可能性がある。

また、近田等⁶⁾は、マルコフ劣化ハザードモデル、数え上げ二乗誤差最小化法、点検間隔を平均化して半減期の概念を応用した数え上げによる手法⁷⁾(半減期モデル)を用いて、作成したサンプルデータに基づく劣化予測を実施している。データ数が豊富である場合はいずれの手法に用いても正確な逆推定が可能であることを確認した一方、マルコフ劣化ハザードモデルはサンプル数が少ない場合、推定結果に若干のバイアスが生じること、半減期モデルは複雑な健全度推移に対応できない可能性があることを指摘している。しかし、推定に用いるため作成されたサンプルデータがマルコフ推移確率行列を用いて生成されたものであるため、サンプルデータの作成条件とモデルの前提が類似する推定手法の結果が有利に判断されてしまう可能性がある。

本章の研究では、社会基盤施設の状態の劣化の進展がマルコフ過程に従うと仮定したモデルを対象に、マルコフ推移確率の推定手法について比較分析を行う。推定に実データを用いることで、サンプルデータの生成条件(例えば、サンプルデータを推移確率行列から人工的にランダムサンプリングすること)が劣化予測結果に影響を及ぼす課題を解決する。また、各手法の予測精度(実測値と予測値の差異)に関しては、データに過適合させる手法を過大評価する可能性や、差異を評価する尺度によって結論がかわる等の課題がある。そこで、実務上想定されうる目視点検データが特徴的に有する諸条件に対して、予測精度の

みならず、結果の差異とその原因を考察して数学的・工学的に適切な手法について議論することを本章の研究の主軸とする。具体的な諸条件には、点検間隔に外れ値が存在する場合や、特定の健全度のデータが得られていない場合、サンプル数が少ない場合を想定する。

3.2.3 マルコフ推移確率

社会基盤施設の状態は、目視点検により、離散的な健全性の判定区分（健全度）に基づいて評価されることが多い。また、社会基盤施設の劣化過程は不確定であるため、将来時点の健全度を確定的に予測することは不可能である。そこで、状態の劣化がマルコフ過程に従うと仮定し、マルコフ連鎖モデルにより劣化過程を記述することが多い。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て、アセットマネジメントに関する研究開発や実践において広く利用されている。

いま、対象の社会基盤施設の状態が目視点検等を通じて離散的な J 段階の健全度 $1, 2, \dots, J$ として評価されるとする。ここで、健全度はその値が大きくなるほど健全性が低い状態を表すとし、健全度 1 は新設状態、健全度 J は使用限界を意味する。時刻 τ における健全度を $h(\tau)$ と表すとする。以下、 $z > 0$ に対して、二つの時点間 $\tau_A, \tau_B (= \tau_A + z)$ における健全度の推移確率について考える。 τ_A, τ_B は点検時点を表し、これらの時点においてのみ健全度が点検等を通じて確認できる。マルコフ推移確率 $\pi_{ij}(z)$ は $h(\tau_A) = i$ ($i = 1, \dots, J$) である条件下で $h(\tau_B) = j$ ($j = i, \dots, J$) が生起する条件付き確率として定義さる。すなわち、

$$\text{Prob}[h(\tau_B) = j | h(\tau_A) = i] = \pi_{ij}(z) \quad (3.1)$$

と表すことができる。推移確率が τ_A 以前の健全度の履歴に依存しないという点においてマルコフ性を有する。このような推移確率を健全度ペア (i, j) に対して求めれば、 $\pi_{ij}(z)$ をまとめた行列

$$\mathbf{\Pi}(z) = \begin{pmatrix} \pi_{11} & \cdots & \pi_{1J} \\ \vdots & \ddots & \vdots \\ 0 & \cdots & \pi_{JJ} \end{pmatrix} \quad (3.2)$$

を定義でき、 $\mathbf{\Pi}(z)$ をマルコフ推移確率行列という。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 $\sum_{j=i}^J \pi_{ij} = 1$ が成立する。すなわち、マルコフ推移確率に関して

$$\left. \begin{array}{l} \pi_{ij} \geq 0 \ (i \leq j) \\ \pi_{ij} = 0 \ (i > j) \\ \sum_{j=i}^J \pi_{ij} = 1 \end{array} \right\} \quad (3.3)$$

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

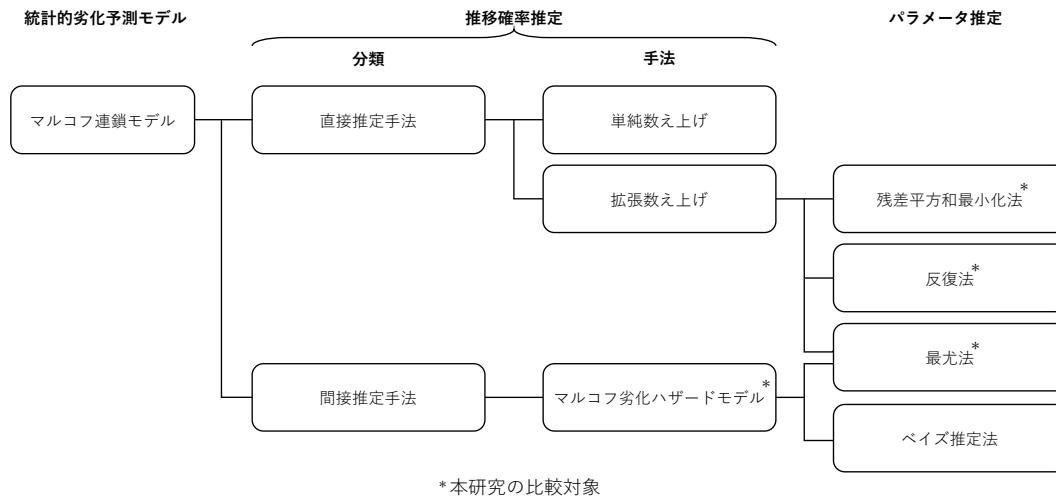


図-3.1: マルコフ連鎖モデルの分類

マルコフ推移確率は点検間隔 z の値に依存する。いま, n を整数とし, 二種類の点検間隔 z と nz に着目する。マルコフ推移確率行列 $\mathbf{\Pi}(z)$ と $\mathbf{\Pi}(nz)$ は, 同一の劣化事象を異なる時間間隔に対して記述したものである。したがって, 二つのマルコフ推移確率行列 $\mathbf{\Pi}(z)$, $\mathbf{\Pi}(nz)$ に対して

$$\{\mathbf{\Pi}(z)\}^n = \mathbf{\Pi}(nz) \quad (3.4)$$

が成立しなければならない。

3.2.4 直接推定手法と間接推定手法

マルコフ連鎖モデルにおける推移確率の統計的劣化予測手法は, すべての社会基盤施設の点検データを集計し, 平均化操作によって直接的に推移確率を得る直接推定手法と, 生存時間解析の考え方に基づきハザード率を推定することによって間接的に推移確率を推定する間接推定手法に大別できる。

直接推定手法は, 二つの時点間の健全度ペア (i, j) を集計し, その推移の比率を用いてマルコフ推移確率行列式 (3.2) の各要素の値を推定する。二つの時点間, すなわち点検間隔が均一である場合, 各健全度に推移した比率を推移確率の推定値とすることで, すべての社会基盤施設の点検データに対する一つの推移確率行列を直接推定することができる。しかし, 実際の社会基盤施設の点検データには, 点検間隔が不均一なものが多い。点検間隔が不均一なデータベース内のすべての個別データを同時に用いて推移確率を推定する場合, 異なる点検間隔でのマルコフ推移確率間の整合性条件式 (3.4) を満足させる必要がある。統計的劣化予測手法が劣化過程に単純斉次マルコフ過程を仮定する場合, 整合性を満足させるための平均化操作等は一般に離散近似された時間軸上で行われる。したがって,

離散近似の際に欠損した時間情報が劣化予測結果に影響を与える可能性がある。直接推定手法は離散時間近似や平均化操作を用いるため、目視点検データに介在する不確実性を十分に考慮できない可能性がある一方で、数学的な理解が容易で、多くの実務者にとって技術的障壁が無い点で優れている。

間接推定手法は、生存時間解析に基づいて健全度間の推移が発生するまでの時間に着目して時間間隔の推移確率を推定する。その際、時間間隔は連続確率変数として扱われるため、離散近似に起因する問題は発生しない。また、詳細は参考文献³⁾に譲るが、後述する指数ハザードモデルを用いて導出した推移確率は式(3.4)に表される時間的整合性条件を満足することが理論的に保証される。間接推定手法は、数学的な裏付けが強く、そのパラメータ推定手法として提案されている最尤法やベイズ推定法等は結果の統計的検証が可能な手法である利点を有している。一方で、これらの理解や活用には統計学やアルゴリズムに関する知識が要求されるため、専門的知識を有さない者にとっては技術的な障壁が少なからず存在する。

本章の研究で分析する直接推定手法は、単純数え上げと拡張数え上げに分類できる。単純数え上げは、点検間隔が均一という条件下で健全度の推移比率を推移確率の推定値とする手法であり、拡張数え上げは異なる点検間隔を許容しながら時間的整合性条件を満足するように平均化操作を行う手法である。拡張数え上げは、平均化操作の違いによって残差平方和最小化法、反復法、最尤法の三つに分類できる。間接推定手法には代表例であるマルコフ劣化ハザードモデルを取り上げる。マルコフ劣化ハザードモデルのパラメータ推定手法には最尤法³⁾とベイズ推定法⁸⁾があるが、本章の研究で議論の主軸とする結果の差異とその原因の考察に関する影響は少ないので、モデルの推定法は最尤法によるとする。図-3.1は、上記の分類の整理を示す。単純数え上げは適用できる条件が限定的であるため比較分析対象から除外し、本章の研究では拡張数え上げの三つのパラメータ推定手法とマルコフ劣化ハザードモデルを比較分析対象とする。

3.3 比較する手法の概要

3.3.1 目視点検データ

社会基盤施設に対する点検を通じて収集された目視点検データは K 個の個別データから構成されているとする。それぞれの個別データは時期の異なる2回の点検に関するものであり、 $k(k=1, \dots, K)$ 番目の個別データに関して、1回目の点検が実施された時点を τ_A^k 、2回目の点検が実施された時点を τ_B^k とする。また、それぞれの点検において健全度 $i^k = h(\tau_A^k)$ 、 $j^k = h(\tau_B^k)$ が観測されたとする。さらに、 $z^k = \tau_B^k - \tau_A^k$ とする。以上を踏まえ、 k 番目の個別データを $\xi^k = (h(\tau_A^k), h(\tau_B^k), z^k)$ と表し、 K の個別データの集合を $\Xi = (\xi^1, \dots, \xi^K)$ と表すとする。

3.3.2 直接推定・残差平方和最小化法

残差平方和最小化法による直接推定手法として、武山等⁹⁾による手法を取り上げる。詳細は文献⁹⁾に譲り、ここでは読者の便宜を図るために概要を述べる。武山等による手法では、1) 点検間隔ごとに個別データをグループに分割し、グループごとの推移度数を算出する。2) 算出された健全度の推移度数とマルコフ推移確率に基づく行列との要素ごとの差を小さくすることにより、最も推移度数と適合性の良い推移確率の値を推定する。3) このとき、残差平方和により要素ごとの差を評価する。4) 全ての要素に対して、残差平方和が最小化される行列を推定されたマルコフ推移確率行列とする。

まず、単位時間 t を設定し個別データ ξ^k の点検間隔 z^k が自然数 ζ^k を用いて $z^k = \zeta^k t$ と表現できるとする。 ζ が同一である個別データごとにグループに振り分け、グループごとにすべての (i, j) ペアに対して健全度の推移度数 $\pi_{ij}(\zeta t)$ を算出する。一方で、単位時間 t に関して任意の推移確率の値 $\pi'_{ij}(t)$ をすべての (i, j) ペアに対して与え、式 (3.4) を満足するように時間 ζt での推移確率 $\pi'_{ij}(\zeta t)$ を計算する。これにより、すべてのグループにわたる要素数の残差平方和は

$$\sum_{\zeta=1}^{\infty} \sum_{i=1}^J \sum_{j=i}^J (\pi_{ij}(\zeta t) - \pi'_{ij}(\zeta t))^2 \quad (3.5)$$

と表される。

最小化に際しては、まず単位時間 t に対応するマルコフ推移確率 $\pi'_{ij}(t)$ の初期値を適当に与える。 $\pi'_{ij}(t)$ を $\sum_{j=i}^J \pi'_{ij} = 1$ の条件を満たしながら微小量ずつ変化させ、残差平方和がより小さくなれば任意に与えた推移確率の値を更新する。以降、残差平方和が最小となる推移確率行列を直接探索的に漸次的に求める。近年の最適化問題分野の発展は目覚ましく、上記のような探索・更新ルールより効率的なアルゴリズムが存在することは容易に想像できるが、その点は本章の研究の対象範囲外である。

3.3.3 直接推定・反復法

反復法を利用した直接推定手法として、山岸等¹⁰⁾による点検間隔の不均一性を考慮した数え上げに基づく集計的推定手法を取り上げる。詳細は文献¹⁰⁾に譲り、ここでは概要を述べる。

収集された点検データの点検間隔が均一であり、すべてが z であるとすれば、 $\pi_{ij}(z)$ は健全度が i であるもののうち、時間 z の経過後に健全度が j であるものの割合として

$$\pi_{ij}(z) = \frac{\#\{h(\tau_A^k) = i, h(\tau_B^k) = j \mid k \leq K\}}{\#\{h(\tau_A^k) = i \mid k \leq K\}} \quad (3.6)$$

と表現することができる。ただし「 $\#$ 」は引数を要素とする集合の要素の数を表す。しかし、実際の点検データの点検間隔は不均一である場合が多い。そこで、点検間隔 z が単位

時間 t の倍数で表現できると考える。つまり、個別データ ξ^k の点検間隔 z^k が自然数 ζ^k を用いて $z^k = \zeta^k t$ と表現できると考える。このとき、個別データは、時間長 t における健全度推移を複数回経験した一連の記録であると捉えることができ、 t の間に生じた ζ^k 個の健全度推移の記録に分離することができる。 ζ 回目の健全度推移は時点 $\tau_A^k + \zeta t - t$ から $\tau_A^k + \zeta t$ の健全度推移に対応し、それぞれの時点における健全度は $h(\tau_A^k + \zeta t - t) = i_{\zeta-1}^k$, $h(\tau_A^k + \zeta t) = i_{\zeta}^k$ であるため、 $\xi_{\zeta}^k = (i_{\zeta-1}^k, i_{\zeta}^k, t)$ と表現できる。これにより、点検間隔が不均一である目視点検データ Ξ は、点検間隔が t で均一である $\sum_k \zeta^k$ 個の個別データから構成される目視点検データ $\tilde{\Xi}$ に再構成できる。これにより、式 (3.6) を拡張して $\tilde{\Xi}$ を数え上げることで $\pi_{ij}(t)$ は

$$\pi_{ij}(t) = \frac{\sum_k \# \left\{ i_{\zeta-1}^k = i, i_{\zeta}^k = j \mid \zeta \leq \zeta^k \right\}}{\sum_k \# \left\{ i_{\zeta-1}^k = i \mid \zeta \leq \zeta^k \right\}} \quad (3.7)$$

と推定することができる。ここで、 $i_0^k = i^k, i_{\zeta^k}^k = j^k$ は収集された目視点検データから確定するが、 $i_1^k, i_2^k, \dots, i_{\zeta^k-1}^k$ は不可観測であるため、確定しない。組 $i_1^k, i_2^k, \dots, i_{\zeta^k-1}^k$ は

$$i_0^k \leq i_1^k \leq \dots \leq i_{\zeta^k-1}^k \leq i_{\zeta^k}^k \quad (3.8)$$

を満たす限り複数通り考えられるため、それぞれの組が確率

$$\frac{1}{\pi_{i^k j^k}(\zeta^k t)} \prod_{\zeta=1}^{\zeta^k} \pi_{i_{\zeta-1}^k i_{\zeta}^k}(t) \quad (3.9)$$

に従い生起すると考える。この確率は、 ζ^k に対応する健全度推移が生じたという条件の下で、組 $i_1^k, i_2^k, \dots, i_{\zeta^k-1}^k$ が生起する条件付き確率である。式 (3.7) の分母、分子ともにすべての考える組に関する期待値を考えることで、それぞれ劣化前の健全度が i である個別データ数と、その下で劣化後の健全度が j である個別データ数の期待値が求まり、それらの比としてマルコフ推移確率を

$$\pi_{ij}(t) = \frac{\sum_k \mathbb{E} \left[\# \left\{ i_{\zeta-1}^k = i, i_{\zeta}^k = j \mid \zeta \leq \zeta^k \right\} \right]}{\sum_k \mathbb{E} \left[\# \left\{ i_{\zeta-1}^k = i \mid \zeta \leq \zeta^k \right\} \right]} \quad (3.10)$$

と推定するとする。これにより、式 (3.6) を点検間隔が不均一な場合へ拡張することができる。式 (3.10) の右辺はの分母と分子はそれぞれ $\pi_{i'j'}(t) (i \leq i' \leq j' \leq j)$ の ζ 次式で表現されていることから、式 (3.10) は $J(J+1)/2$ 個の方程式からなる連立方程式であり、その解が推定するべきマルコフ推移確率である。

3.3.4 直接推定・最尤法

最尤法を利用した直接推定手法として、杉崎等¹¹⁾による手法を取り上げる。詳細は文献¹¹⁾に譲るが、ここでは読者の便宜を図るために概要を述べる。

個別データ ξ^k の点検間隔 z^k が単位時間 t の自然数倍として $z^k = \zeta^k t$ と表現できるとする。すべての個別データが独立に獲得されたと仮定すれば、目視点検データが同時生起する対数尤度は

$$\ln \mathcal{L} = \sum_{k=1}^K \pi_{i^k j^k}(\zeta^k t) \quad (3.11)$$

であるが、チャップマン・コルモゴロフ方程式より、 $\pi_{i^k j^k}(\zeta t)$ は $\pi_{i' j'}(t)$ ($i \leq i' \leq j' \leq j$) の ζ 次式で表現される。対数尤度を最大化するような最尤推定値 $\hat{\pi}_{ij}(t)$ は、以下の条件を満たす。

$$\frac{\delta \ln \mathcal{L}}{\delta \hat{\pi}_{ij}(t)} = 0 \quad (3.12)$$

この関係を用いて連立方程式を立て、収束計算によりマルコフ推移確率を算出する。

3.3.5 間接推定・マルコフ劣化ハザードモデル

間接推定手法として、マルコフ劣化ハザードモデルを取り上げる。読者の便宜を図るために概要を述べるに留めるが、詳細に関しては文献³⁾、¹²⁾を参照されたい。

いま、健全度 i の寿命 $y_i > 0$ の確率変数 Y_i が、確率密度関数が $f_i(y_i)$ 、累積分布関数が $F_i(y_i)$ である分布に従うとする。ただし、健全度 J はこれ以上劣化が進展しない状態であるため、任意の y_J に対して、 $f_J(y_J) = 0$ 、 $F_i(y_J) = 1$ が成立する。 $i < J$ に対して $h(\tau_A) = i$ のとき、時刻 $\tau_A + y_i$ まで健全度 i が継続した条件の下で、その時点で健全度が $i + 1$ に推移する条件付き確率密度関数はハザード関数 $\lambda_i(y_i)$ であり、以下の通り与えられる。

$$\begin{aligned} \lambda_i(y_i) &= \lim_{\Delta y_i \rightarrow +0} \text{Prob}[y_i \leq Y_i \leq y_i + \Delta y_i | Y_i > y_i] \\ &= \frac{f_i(y_i)}{\tilde{F}_i(y_i)} \end{aligned} \quad (3.13)$$

ただし、 $\tilde{F}_i(y_i)$ は Y_i の生存関数であり、 $\tilde{F}_i(y_i) = 1 - F_i(y_i)$ である。マルコフ劣化ハザードモデルでは、 $\lambda_i(y_i)$ が時間に依存せず一定値 $\theta_i > 0$ をとる指数ハザード関数

$$\lambda_i(y_i) = \theta_i \quad (3.14)$$

を採用している。なお、 $f_J(y_J) = 0$ より $\lambda_J(y_J) = 0$ であるため、 $\theta_J = 0$ と定める。指数ハザード関数を用いることにより、劣化過程が過去の履歴に依存しないマルコフ性（無記憶性）を表現でき、

$$\tilde{F}_i(y_i) = \exp(-\theta_i y_i) \quad (3.15)$$

が成立する．式 (5.4), 式 (3.14), 式 (3.15) より

$$f_i(y_i) = \theta_i \exp(-\theta_i y_i) \quad (3.16)$$

が得られるため, $Y_i \sim \text{EX}(\theta_i)$ がわかる．

さらに $h(\tau_A) = i$ のもと, τ_A から $z_i > 0$ にわたって健全度 i が継続する条件付き確率は

$$\tilde{F}_i(\tau_A + z_i | y_i \geq \tau_A) = \exp(-\theta_i z_i) \quad (3.17)$$

と表される．すなわち, $h(\tau_A) = i$ のもと, $\tau_B = \tau_A + z$ に対して $h(\tau_B) = i$ である条件付き確率は

$$\text{Prob}[h(\tau_B) = i | h(\tau_A) = i] = \exp(-\theta_i z_i) \quad (3.18)$$

となる． $\text{Prob}[h(\tau_B) = i | h(\tau_A) = i]$ は $\pi_{ii}(z)$ にほかならない．指数ハザード関数を用いた場合, $\pi_{ii}(z)$ は θ_i と z のみに依存し τ_A, τ_B に関する情報を用いなくとも推移確率を定義的できる．異なる隣接する健全度間の推移は独立であると仮定すれば, 健全度が i から $j \geq i$ へ推移するために要する時間の確率変数は, 独立である確率変数 Y_i, \dots, Y_{j-1} の和として $Y_i + \dots + Y_{j-1}$ として表現できる．これを踏まえ, 式 (3.18) を拡張することで, τ_A と τ_B の間で健全度が i から $j \geq i$ に推移する確率 $\pi_{ij}(z)$ は

$$\begin{aligned} \pi_{ij}(z) &= \text{Prob}[h(\tau_B) = j | h(\tau_A) = i] \\ &= \sum_{l=i}^j \prod_{m=i}^{l-1} \frac{\theta_m}{\theta_m - \theta_l} \prod_{m=l}^{j-1} \frac{\theta_m}{\theta_{m+1} - \theta_l} \exp(-\theta_l z) \\ &\quad ((i, j) \in \{1, \dots, J-1\} \times \{i, \dots, J\}) \end{aligned} \quad (3.19)$$

と表すことができる．ただし, 表記上の規則として

$$\begin{cases} \prod_{m=i}^{l-1} \frac{\theta_m}{\theta_m - \theta_l} = 1 & l = i \text{ のとき} \\ \prod_{m=l}^{j-1} \frac{\theta_m}{\theta_{m+1} - \theta_l} = 1 & l = j \text{ のとき} \end{cases} \quad (3.20)$$

が成立すると考える．

それぞれの個別データが独立に獲得されたと仮定すれば, K 個の個別データが同時生起する対数尤度は

$$\ln \mathcal{L} = \sum_{k=1}^K \ln \pi_{i^k j^k}(z^k) \quad (3.21)$$

と表すことができる． $\ln \mathcal{L}$ を最大化するようなハザード率の最尤推定値 $\tilde{\Theta} = (\tilde{\theta}_1, \dots, \tilde{\theta}_{J-1})$ は以下の連立方程式

$$\frac{\partial \ln \mathcal{L}}{\partial \theta_i} = 0 \quad (i = 1, \dots, J-1) \quad (3.22)$$

の解として与えられる．

表-3.1: RC床版 7段階（集約前）レーティング評価基準

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

3.4 比較分析

3.3. で取り上げたモデル，推定手法の比較を行う。実際の目視点検データとして想定される条件をさらに課した際に確認される影響を評価する。具体的には，(1) 点検間隔の外れ値が及ぼす影響，(2) サンプル数が十分に得られない影響，(3) 特定の健全度のデータが得られないことによる影響について議論する。以下，元となる目視点検データを元データベース，元データベースから特定のデータを抽出して作成した，比較を目的とした目視点検データを適宜二次データベースと称する。

(1) 点検間隔の外れ値が及ぼす影響，(2) サンプル数が十分に得られない影響の分析には，ニューヨーク市が管理する橋梁の目視点検データを用いる。当該目視点検データには，ニューヨーク市橋梁点検マニュアル¹³⁾に従ってRC床版に実施された時期の異なる2回の目視点検の結果が記録されている。健全度の段階数は7であるが，分析の都合上，健全度5, 6, 7は健全度5へ集約した。その結果，32,902個のデータからなる元データベースを作成した。表-3.1に健全度の設定方法を示し，表-3.2に元データベースの健全度分布を示す。

3.4.1 点検間隔が推定結果に及ぼす影響

一般に，目視点検は予め定められた時期に実施されるため，収集される目視点検データの点検間隔は必ずしも一致しないものの一定の規則性が確認できる。しかし，突発的な損傷の発見に伴う点検記録や，管理基準の変更による不規則な時期における記録等，点検間隔として外れ値が含まれることがある。本章の研究で取り上げたいずれの手法も点検間隔

表-3.2: 橋梁点検データの健全度分布

	事後健全度				
	1	2	3	4	5
事 1	1,150	828	106	18	4
前 2	-	2,999	1,389	205	10
健 3	-	-	9,927	2,821	254
全 4	-	-	-	8,239	1,522
度 5	-	-	-	-	3,430

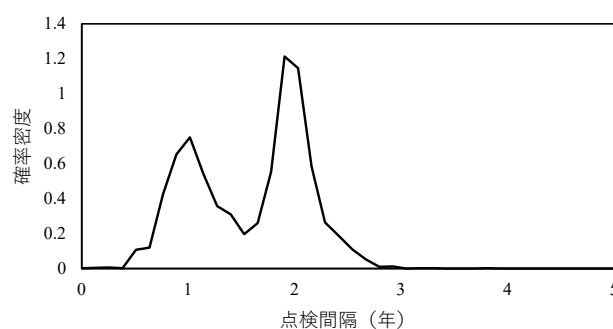


図-3.2: 橋梁点検データの点検間隔の分布

が不均一であることは想定しているものの、外れ値への過適合のために全体の推定結果が影響を受ける可能性がある。推定結果が一部のデータに大きく影響を受けることは推定の安定性の欠如に繋がるため望ましくない。外れ値を含む元データベースから外れ値を除いた二次データベースを作成し比較検討を行うことで、外れ値の影響を分析する。

図-3.2 に元データベースの点検間隔の分布を示す。点検間隔は1日単位で記録されており、その最大値は5.080年（1,854日）であった。当該RC床版は2年に一度の目視点検が実施されているので、点検間隔が1年や2年でピークとなっていることは工学的意義がある。しかし、一部（314個）のRC床版は管理者の変更等の特殊な事情により点検間隔が2年を超えており、全体の約1%程度を占めるこれらのデータに推定結果が過適合することが懸念される。そのため、点検間隔が2年を超えるデータを除去し、32,588個のデータからなる二次データベースを作成した。本章の研究では点検間隔が2年を超えるサンプルを特別と捉えているが、これは外れ値に関する絶対的な基準を示すものではなく、特異性を示すための参照点としていることに留意されたい。表-3.3 に二次データベースの健全度分布を示す。元データベースと二次データベースのそれぞれに基づく結果を比較することで、全体の1%程度の外れ値が推定結果に与える影響を考察することができる。今回の分析事例のように点検データ数が豊富な場合、全体の1%程度のサンプルをランダムに抽出して

表-3.3: 点検間隔が2年以下の橋梁点検データの健全度分布

		事後健全度				
		1	2	3	4	5
事前健全度	1	1,143	790	106	18	4
	2	-	2,984	1,357	201	10
	3	-	-	9,806	2,745	250
	4	-	-	-	8,162	1,465
	5	-	-	-	-	3,365

除外しても推定結果には何ら有意な結果を及ぼす可能性は少ない。しかし、点検間隔が2年よりも長いデータを除外するという方法はランダム抽出ではない。これは点検間隔が2年を中心にランダムに決定されているわけではないからである。点検間隔が2年よりも長いということは他の構造物と比較して劣化の進展が緩やかであると判断された可能性がある。サンプル数は少ないながらも、そのような目視点検データを単純に除外してモデル推定を行うと、推定結果は劣化が速い、あるいは短寿命になるバイアスが生じる。

3.3. に示した手法に基づいて、元データベースと二次データベースのそれぞれを用いて推定した結果を図-3.3に示す。はじめに、元データベースに対する予測結果に関して(a)以外は同じ劣化過程および期待寿命とを推定している。つぎに、元データベースと二次データベースを用いた劣化予測結果についてそれぞれの手法ごとに確認する。(b)反復法、(c)数え上げ最尤法、(d)マルコフ劣化ハザードモデルは、点検間隔の外れ値の考慮の有無に関わらず、概ね同一の推定結果を示している。この結果は、それぞれの推定手法の導出から推察できるように、すべてのデータを等価なものとして扱って推定を実行しているためである。一方、(a)残差平方和最小化法手法では、外れ値の考慮の有無により、管理限界状態へ至るまでの期待年数に数年程度の差が生じた。したがって、全体の1%程度の外れ値の影響が大きく現れていることが確認できる。本手法では、各点検間隔(単位時間の自然数倍ごと)ごとに数え上げにより推定される推移確率との残差平方和が最小となるように推移確率行列が推定される。例えば、ある点検間隔におけるある推移確率が数え上げにより0.7と推定されたとする。0.7がどのような比として推定されたものであるかは議論の対象としていない。つまり、700/1000と7/10を等価なものとして扱っている。しかし、統計的推定の観点に立てば、前者の方が多くのデータを用いて得られた値であるため、本来は前者が有する情報が推定結果に強く反映されるべきである。しかし、当該手法は両者を等価なものとして扱うため、外れ値に該当する点検間隔における残差平方の項を小さくする影響が他の手法より大きく現れる。以上から、(a)残差平方和最小化法手法を用いて劣化予測を実行する際、点検間隔の外れ値の存在を考慮する必要がある。ただし、点検間隔の差

異は単に外れ値として無視できない施設の特徴等に由来する場合もあるため、一部のデータを取り除くことによる影響に留意しなければならない。

3.4.2 サンプル数が十分に得られない影響

統計的劣化予測は膨大なデータに基づくことが望ましい。しかし、地方自治体や小規模な社会基盤施設の維持管理者においては、管理下の目視点検データに含まれる目視点検データのサンプル数が十分でない場合がある。サンプル数が少ないことは統計的推定そのものの信頼性に関わることであるが、保有する目視点検データに基づいて維持管理の意思決定を下す必要がある場合、サンプル数の少なさに頑健性を示す手法を適用することが望ましい。以上の検証のため、原データベースからのランダムサンプリングによりサンプル数が少ない二次データベースを作成し、比較検討を行う。

サンプル数の影響評価は、ブートストラップ信頼区間^{14, 15)}による。ブートストラップ法は、一般に統計量的諸性質を分析するために用いられるが、本章の研究ではマルコフ推移確率の推定値から直接計算される新設から使用限界までの期待寿命（以下、吸収状態までの期待年数）についてブートストラップ法を援用し、その信頼区間に基づいた比較分析を行う。いま、それぞれが2時点の健全度情報 (i, j) で構成される確率変数 X_1, X_2, \dots, X_n の母集団を F_0 とする。ブートストラップ信頼区間は次のようなアルゴリズムによって構成される。

- 1) 母集団分布 F_0 から取られた1組の観測値 $\mathbf{x} = \{x_1, \dots, x_n\}$ から、大きさ n の無作為標本 $\mathbf{x}_c^* = \{x_{c1}^*, \dots, x_{cn}^*\}$ を復元抽出する。
- 2) \mathbf{x} の代わりに \mathbf{x}_c^* を用いて吸収状態までの期待年数 ν の推定値 $\hat{\nu}$ を計算し、 $\hat{\nu}_c^* = \hat{\nu}(x_{c1}^*, \dots, x_{cn}^*)$ とおく。
- 3) ステップ1と2を C 回繰り返して、 $\hat{\nu}_1^*, \dots, \hat{\nu}_C^*$ を計算する。
- 4) $\hat{\nu}_1^*, \dots, \hat{\nu}_C^*$ を大きさの順に並べ替える。
- 5) ν に対する信頼係数 $1 - 2\alpha$ の信頼区間を $[\hat{\nu}_{low}^*, \hat{\nu}_{up}^*]$ で構成する。ここで、 low と up はそれぞれ $\alpha = low \times C$ 、 $1 - \alpha = up \times C$ を満たす整数である。

上記のようなアルゴリズムで構成された信頼区間は、パーセンタイル・ブートストラップ信頼区間と呼ばれる。本章の研究では、 $C = 10,000$ を固定し、 n を200, 400, 600, 800, 1,000, 1,500, 2,000と変化させて対応する $\hat{\nu}$ を計算した。 $n = 200$ を下回る状況は統計的手法を適用する上で望ましくないと判断し下限値を設定している。その結果を図-3.4に示す。図の横軸はモデル推定に用いたデータ数、すなわち n を示し、縦軸は吸収状態までの期待年数の推定値の平均値と上側・下側2.5%のパーセンタイル・ブートストラップ信頼区間

を示している。同図を見ると、いずれの手法においてもデータ数 n が小さい場合は吸収状態までの期待年数の推定値のばらつきが大きく、 n が大きくなるに従ってばらつきが小さくなる傾向が確認できる。また、ばらつきの大きさには手法間で大きな違いは確認できない。したがって、信頼区間という観点では、手法間で推定結果への影響が確認できなかった。

また、既往研究⁶⁾で指摘されているバイアス（真値と推定値の分布のピーク値のずれ）も本章の研究では確認できなかった。真値がマルコフ推移確率行列に基づいてランダムに発生させられた観測値である場合、隣接健全度以外への跳躍的な健全度推移データが存在する。マルコフ劣化ハザードモデルは健全度が i から $i+2$ のように2段階以上推移する場合、 i から $i+1$ と $i+1$ から $i+2$ の2回の推移が起こったと考えるため、跳躍的な健全度推移が存在するデータに対しては推定値にバイアスが生じる可能性がある。当該の既往研究と本章の研究では、前者がマルコフ推移確率行列に基づくランダム標本を推定に用いているのに対して、後者では実データの中から標本数を変えながら一部抽出した標本を推定に用いている。マルコフ劣化ハザードモデルの推定値が他の手法と同様の値を取っていることから、本章の研究で扱った実データでは、跳躍的な健全度推移に関しては発生しないという仮定に問題がないことを示唆している。

3.4.3 特定の健全度のデータが得られない影響

社会基盤施設に対する点検の難度等のために高頻度に点検を実施することができず、1回分の点検データしか収集されていない場合等、劣化前後の健全度の組が情報として得られない場合がある。例えば、地方自治体においては2回目の目視点検の途中であり、分析に利用可能な目視点検データが1回分しかないことが想定される。さらに、統計的劣化予測手法とそれに基づくアセットマネジメントを海外に技術移転する際には発展途上国において同様の状況が容易に想定される。さらに後述する下水道管渠のような地下埋設構造物の場合には、各種制約により点検・調査の実施自体が困難な場合も複数回の目視点検データを得ることは容易ではない。このとき、施工年や供用開始の年が利用可能である場合は、その年における状態を最良（健全度1）であると考え、劣化前後の健全度の組を作成することがある。そのような組が目視点検データの多くを占める場合、劣化前の健全度が1であるという情報が多く推定に用いられるため、推定にバイアスを生じうる。以上の検証のため、劣化前の健全度が1であるデータを用いて劣化予測し、比較検証を行う。この際、劣化後の健全度が終局状態へ推移するデータが存在しない場合、終局状態へ推移する劣化過程を推定することは不可能である。そのため、ランダムサンプリングの際に劣化後の健全度が終局状態であるデータが含まれるよう条件を課した。

分析にはある市が管理する下水道コンクリート管渠の点検データを用いる。下水道管渠は地下埋設構造物であり、点検が容易ではない。そのため、同市においては下水道管渠の標準耐用年数である50年を一つの基準に最低1回の点検を目標に実施している。健全度判

表-3.4: 下水道5段階レーティング評価基準

健全度	物理的な意味（下水道）
1	新設状態，機能上問題がない。
2	劣化の兆候が現れ始める。 機能上の問題はない。
3	劣化が部分的に進行している。 早期の機能回復が可能。
4	劣化が全体的に進行している。 本来の機能の発揮が困難。
5	構造物が崩壊する可能性が高い。 機能停止。

表-3.5: 下水道点検データの健全度分布

		事後健全度				
		1	2	3	4	5
事	1	14,806	12,335	5,499	44,407	10,234
前	2	-	-	-	-	-
健	3	-	-	-	-	-
全	4	-	-	-	-	-
度	5	-	-	-	-	-

定は変形，クラック，目地不良，侵入水，浸食の五つの評価項目を総合的に評価した5段階の健全度ランクによる。マルコフ推移確率を算出する上で，2時点の点検による健全度情報を用いることが望ましいが，当該データは上記のような理由から1回分の点検データのみ記録されている。そこで，管渠の施工年度を最も良い状態の健全度が記録された1回目の点検とみなし，1回分の点検データと合わせて2時点の健全度情報ペアを作成した。表-3.4に下水道健全度の設定方法を示し，表-3.5に施工年度と1回の点検データによる健全度分布を示す。当該データは事前健全度が供用開始時点のものに制約され，データの取得が特定の健全度に制約されている。一方，3.4.1と3.4.2で使用した橋梁の点検データは，供用開始から長い時間が経過している部材で補修が全くないものは稀であり，事前健全度には点検による判定結果を用いるべきであるため分析に適していないため，3.4.3では別のデータを使用する。

図-3.5に下水道点検データの点検間隔の分布を示す。点検間隔の平均値は42年であり

最大値は103年であった（もちろん、実際の点検間隔がこのような長期間であった可能性も否めないが、データベース上に記録されている敷設年度と点検実施日から点検間隔を読み取った数値をそのまま使用している）。点検間隔が短いデータも存在するが、それには以下の理由が考えられる。(1) 付近の管渠を新設・更新するため掘削工事が行われ、併せて点検が行われた。(2) 電気等他のインフラ設備を新設・更新するため掘削工事が行われ、併せて点検が行われた。(3) 硫化水素による腐食のおそれの大きい下水道管渠であると判断され、施工からの経過年数が短くとも点検が行われた。

図-3.6に四つの手法による劣化予測結果を示す。(b) 反復法、(c) 数え上げ最尤法、(d) マルコフ劣化ハザードモデルでは期待寿命が約75年と推定された。下水道管渠の標準耐用年数は50年であるため、それよりも寿命を長く推定していることになる。この原因には、実際の寿命が標準耐用年数を超えていることと、データサンプルに偏りがあることの二つの可能性が考えられる。前者は、下水道管渠の製造方法や使用される材料の質、保守・管理の方法、使用環境等が想定以上に良好であったことに起因する。後者は、比較的劣化が速い管渠の一部が、使用限界に達し更新されることで、更新されなければ本来得られていたはずのデータが欠損したことが主要な原因として考えられる。

また、(b) 反復法を用いて劣化予測を行う場合は、単位時間の設定方法に工夫が必要である。具体的には、点検間隔が最短1年から最長103年で様々であるため、データ内の点検間隔をそのまま用いようとするれば式(3.9)で計算される不可観測健全度推移の組合せが膨大な数になってしまう。そこで、本章の研究では5年ごとにデータを集約し、考えられる不可観測健全度推移の組合せを制限し計算負荷を軽減した。情報量の欠損という観点からは集約操作は望ましくないが、集約により計算負荷が軽減されるだけでなく、推計が安定する。したがって、集約による推計の安定性と情報量の欠損がトレードオフ関係になっている。実務上は、このトレードオフを考慮して最良の集約基準を経験的に求めていくことになる。また、数え上げ最尤法による推定実施時においても反復法と同様の問題が発生した。そのため本手法を用いた劣化予測を実施する場合においても、情報量が欠損することに留意したうえで用いるデータが有する特徴に応じて適宜対応していく必要があるといえる。

一方で、(a) 残差平方和最小化法手法では、期待寿命が120年と推定された。上述したデータの欠損を考慮しても、非常に長い推定結果であり、データ内のバイアスの外に推計上の問題が発生していると考えられる。3.2. 3.4.1で述べたように、本手法では、点検間隔ごとにまとめられた際の点検間隔ごとのデータ数の違いが考慮されない。したがって、データ数が少ない点検間隔のデータが、全体の推計結果に大きく影響したと考えられる。この手法の適用にあたっては、点検間隔ごとに十分なサンプル数と健全度分布が得られている条件下であることを確認しなければならない。

3.5 おわりに

社会基盤施設の劣化状態の進展がマルコフ過程に従うと仮定し、目視点検データからマルコフ連鎖モデルにより劣化予測を行う方法論が多く提案されている。しかし、実務者が適用するにあたって、マルコフ推移確率の推定手法を選択する基準が明確であるとは言い難い。本章の研究では、マルコフ推移確率の推定手法を橋梁と下水道の目視点検データに適用し、推定結果を比較分析した。具体的には、直接推定手法である残差平方和最小化法、反復法、数え上げ最尤法と間接推定手法であるマルコフ劣化ハザードモデルを取り上げた。各手法の予測精度を比較しようとする場合、データに過適合させる手法を過大評価する可能性や、差異を評価する尺度によって結論がかわる等の課題がある。そこで、実務上想定されうる目視点検データが示す特徴である (1) 点検間隔に外れ値が存在する場合、(2) サンプル数が十分に得られない場合、(3) 1 回分の点検データしか収集されず特定の健全度推移のデータが得られない場合を想定し分析した。

点検間隔に外れ値が存在する場合は、残差平方和最小化法手法では、劣化予測の結果が外れ値に過適合する可能性が示された。これは異なる点検間隔によって推定された推移確率行列間の整合性条件を満足させるよう平均化操作を行う際に、それぞれの点検間隔で得られたデータ数を考慮しないことに起因する。サンプル数が少ない場合の手法間での劣化予測結果への影響の差異は、本章の研究では確認できなかった。既往研究では、マルコフ劣化ハザードモデルが持つバイアスについて指摘されていたが、推定用のサンプルデータがマルコフ推移確率行列を用いて生成されたためと考えられる。実データを用いた本章の研究では、隣接健全度以外への跳躍的な健全度推移は無いとする仮定に問題は見られなかった。特定の健全度のデータが得られない場合では、点検間隔に外れ値が存在する場合の推定結果と同様に残差平方和最小化法手法において一部の外れ値に過適合している可能性が示唆された。また、反復法、および数え上げ最尤法では、点検間隔の取る値が広範囲にわたることに起因し健全度推移の組合せが膨大となる問題が発生した。このような場合、情報量の欠損に留意しつつデータの集約を行う必要性が示唆された。

本章の研究で議論の主題とする目視点検データが有する特徴が各種推定手法による結果にどのような影響を及ぼすという点に加えて、ここで、間接推定・マルコフ劣化ハザードモデルが有する拡張性について触れたい。直接推定の推定手法群では構造特性や使用環境等が社会基盤施設の劣化に与える影響の定量的評価が課題であった。直接推定により期待寿命を構造特性・使用環境ごとに算出するためには、同種の構造特性・使用環境を有する施設ごとにマルコフ推移確率行列を推定するという方法が考えられるが、この方法は一つの推移確率行列を推定するためのデータベースのサンプル数が減少してしまうため統計的劣化予測という観点から望ましくない。3.2. 3.2.1でも述べたように、多くの社会基盤施設の目視点検データベースは、減少したサンプル数でも統計的劣化予測が安定的に行えるほど十分な状況ではない。マルコフ劣化ハザードモデルでは、構造特性・使用環境をハザー

ド関数の説明変数として採用し、全データベースを用いて健全度ごとの影響を定量的に評価できるとともに影響が統計的に有意であるか検定することが可能である。また、直接推定では一つのデータベースに対して一つのマルコフ推移確率行列が算出されたため、マクロ的視点での劣化予測のみが可能であるのに対して、マルコフ劣化ハザードモデルでは異質性パラメータを採用することで設定された単位ごと（例えば道路の路線）のミクロな劣化予測を可能にした混合マルコフ劣化ハザードモデルが提案されている。さらに、本章の研究で述べた以外に目視点検データが特徴的に有する課題として補修・更新履歴情報の欠損問題や劣化が速いサンプル（点検データ）が補修・更新により獲得されなくなるサンプル欠損問題がある。筆者等が知る限りどちらの問題にも直接推定を用いて有効的に対処する方法論は提案されていないが、マルコフ劣化ハザードモデルの尤度関数を修正し履歴情報欠損やサンプル欠損を明示的に考慮する方法論が提案されている。統計的劣化予測手法を選択する際は上記の様な定性的な分析も重要である。

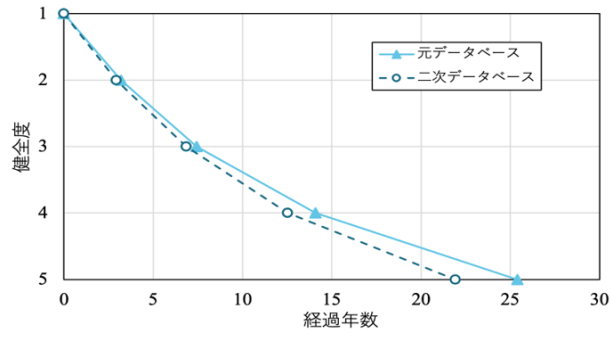
一方で、様々な統計的劣化予測手法の選択基準の明確化には今後検討すべき課題として次の項目を挙げることができる。一つは、マルコフ連鎖モデル適用の妥当性である。統計的劣化予測モデルを選択する際にはそのモデルが持つ仮定が妥当であるか判断しなければならない。既往研究²⁾でマルコフ連鎖モデルを含めた異なる劣化予測モデルによる劣化予測結果の違いが分析されている例があるが、劣化予測への影響は対象とされる社会基盤施設の種類、部材、劣化モード等により異なるため、より詳細な分析がされなければならない。

二つは、モデル・推定手法の拡張性である。既にマルコフ劣化ハザードモデルについては、モデルを拡張してサンプル欠損バイアスが発生していると考えられる場合の補正方法¹⁷⁾や、測定誤差を持ったデータが得られていると考えられる場合の補正方法¹⁶⁾等が提案されているが、マルコフ連鎖モデルの他の推定手法について拡張性や適用可能性について分析されなければならない。

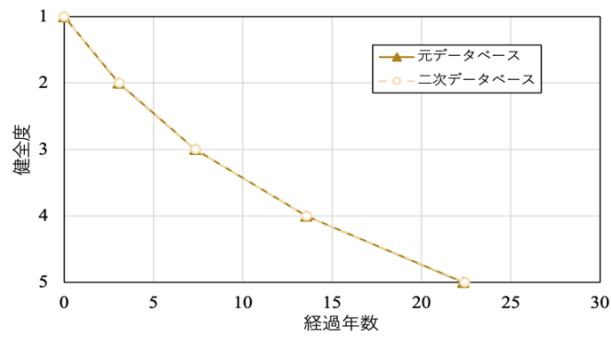
三つは、本章の研究に用いたデータセットの特性に起因する影響である。具体的には、採用したデータセットの固有の特質が、分析結果や推定にどの程度影響を及ぼしているかの明確な識別は困難であり、その結果として、本章の研究の成果を他の文脈や状況下で直接適用することには制約が伴うと考えられる。本章の研究の真の普遍性や有効性をより正確に評価するためには、異なるデータセットに対する実証分析の蓄積が求められる。このような詳細な検証を重ねることで、本章の研究の提案手法の範囲と限界を明瞭に把握することが可能となると期待される。

四つは、目視点検データが有する他の条件に対する分析である。点検間隔、サンプルの不十分さ、および特定の健全度データが得られないことへの着目は、実際の目視点検データの取得や解析において頻繁に確認される特性に基づいている。これらの特性は、実際のデータ取扱いにおいて一般的に直面する課題を示唆しており、それを適切に取り扱うことで、目視点検データの質とその結果の信頼性を向上させることが期待される。しかし、こ

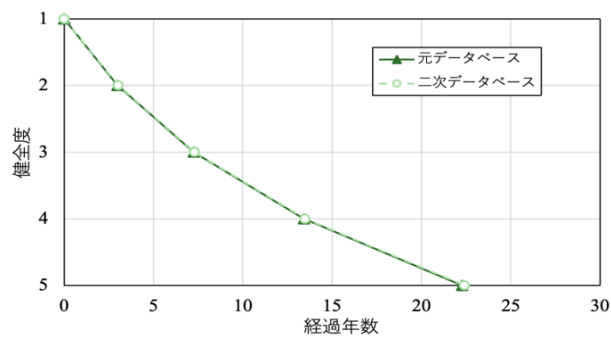
これらの特性だけでなく、他の潜在的な要因や条件も影響を及ぼしている可能性が考えられる。今後は、これらの諸条件の中でも特に影響を与える要因を明らかにし、それらに対する適切な分析手法を検討・適用することが重要であると考えられる。



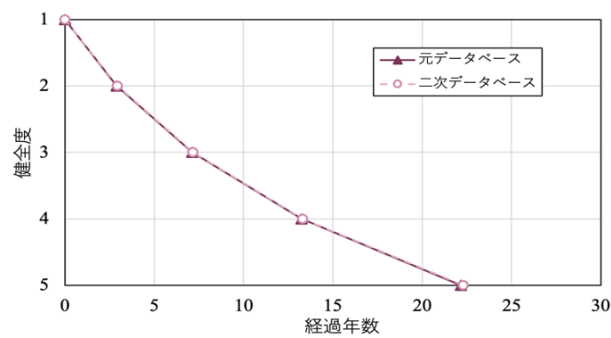
(a) 残差平方和最小化手法



(b) 反復法

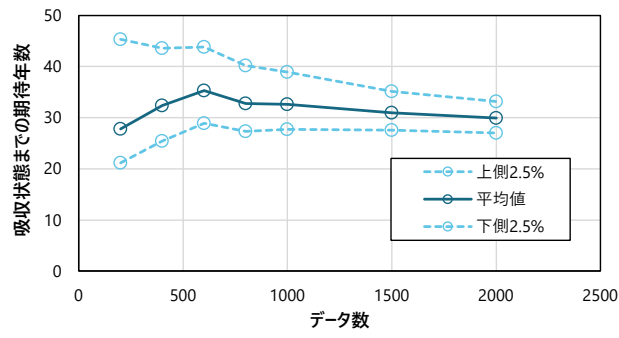


(c) 数え上げ最尤法

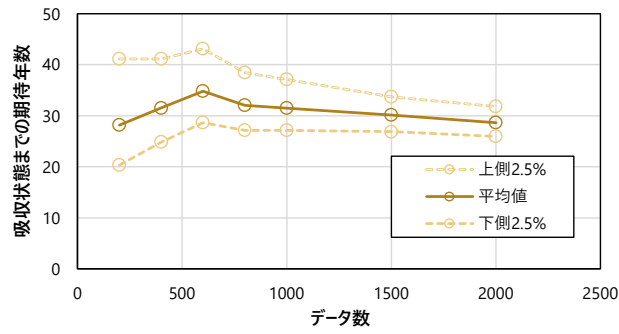


(d) マルコフ劣化ハザードモデル

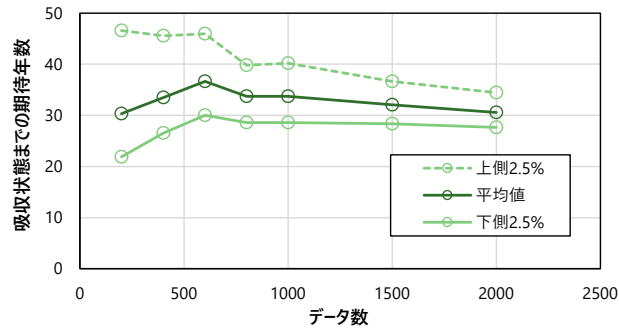
図-3.3: 元データベースと点検間隔が2年以下の二次データベースによる劣化予測結果の比較



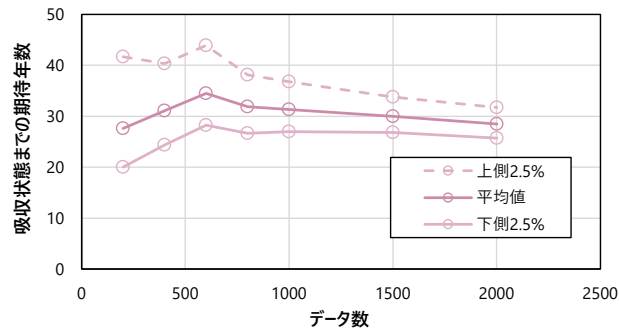
(a) 残差平方和最小化手法



(b) 反復法



(c) 数え上げ最尤法



(d) マルコフ劣化ハザードモデル

図-3.4: サンプル数の多寡による劣化予測結果の変動

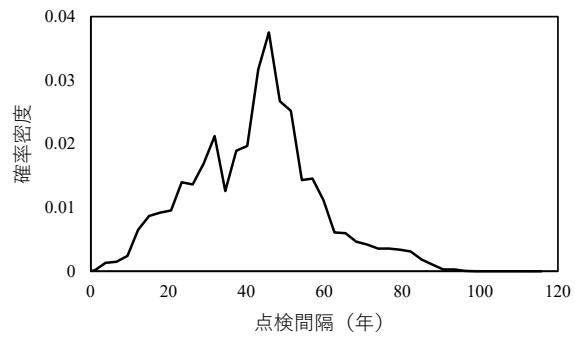
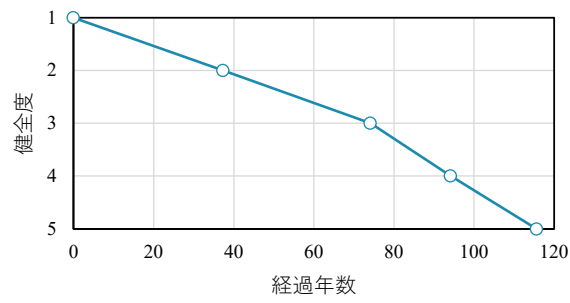
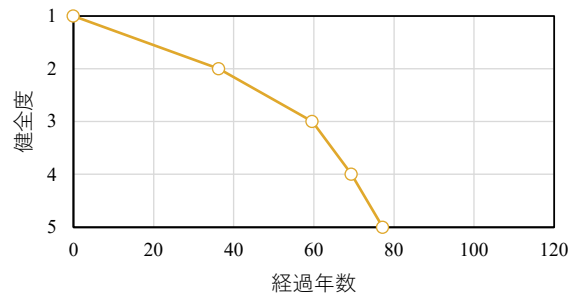


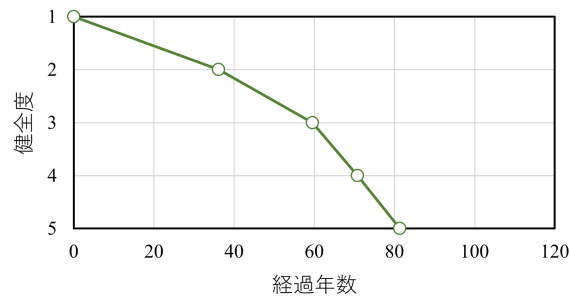
図-3.5: 下水道点検データの点検間隔の分布



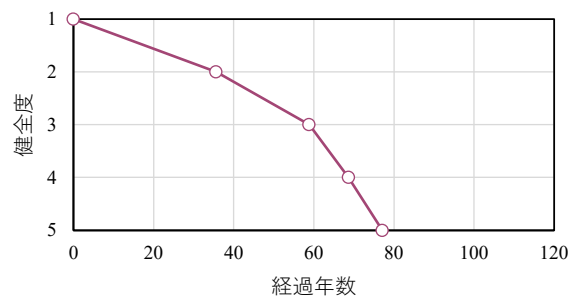
(a) 残差平方和最小化手法



(b) 反復法



(c) 数え上げ最尤法



(d) マルコフ劣化ハザードモデル

図-3.6: 1回の点検データのみ用いた劣化予測結果

参考文献

- 1) 坂口浩昭, 森飛翔, 菊地俊明, 入江健夫, 窪田光作: 地域別・条件別の代表箇所に関する舗装劣化曲線の構築と検証, 土木学会論文集, Vol.75, No.2, pp.I9-I16, 2019. [Sakaguchi, H., Mori, H., Kikuchi, T., Irie, T., and Ueta, T.: Construction and verification of pavement crack prediction curve for representative section of each national highway office and route, *Journal of JSCE*, Vol.75, No.2, pp.I9-I16, 2019.]
- 2) 玉越隆史, 横井芳輝, 石尾真理: 全国規模の実測データによる道路橋の劣化特性とその定量的評価, 土木学会論文集, Vol.70, No.4, pp.61-72, 2014. [Tamakoshi, T., Yokoi, Y., and Ishio, M.: The method of the quantitative evaluation of the degradation characteristic of the highway bridge in Japan using data of periodic inspection, *Journal of JSCE*, Vol.70, No.4, pp.61-72, 2014.]
- 3) 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. [Tsuda, Y., Kaito, K., Aoki, K., and Kobayashi, K.: Estimating Markovian transition probabilities for bridge deterioration forecasting, *Journal of JSCE*, No.801/I-73, pp.68-82, 2005.]
- 4) 青木一也, 山本浩司, 津田尚胤, 小林潔司: 多段階ワイブル劣化ハザードモデル, 土木学会論文集, No.798/VI-68, pp.125-136, 2005. [Aoki, K., Yamamoto, K., Tsuda, Y., Kobayashi, K.: A deterioration forecasting model with multi-staged Weibull hazard functions, *Journal of JSCE*, No.798/VI-68, pp.125-136, 2005.]
- 5) 国土技術政策総合研究所: 係留施設における劣化予測の精度向上に関する一考察, 国土技術政策総合研究所資料, No.1043, 2018. [National Institute for Land and Infrastructure Management: Analysis on accuracy improvement for deterioration prediction of mooring facility in port, *Technical note of National Institute for Land and Infrastructure Management*, No.1043, 2018.]
- 6) 近田康夫, 鈴木慎也, 小川福嗣: 点検結果に基づく劣化予測のためのマルコフ遷移確率推定方法に関する一考察, 構造工学論文集, Vol.61A, pp.70-80, 2015. [Chikata, Y., Suzuki, S., and Ogawa, F.: A consideration on calculation process of Markov transition probability for deterioration prediction based on inspection results, *Journal of Structural Engineering*, Vol.61A, pp.70-80, 2015.]

- 7) 竹田俊明, 大島俊之, 佐藤誠, 三上修一: 橋梁点検実測データに基づく橋梁資産劣化予測評価の検討, 構造工学論文集, Vol.51A, pp.1157-1167, 2005 [Takeda, T., Oshima, T., Sato, M., and Mikami, S.: Investigation of evaluation and estimation of bridge asset deterioration based on inspection data, *Journal of Structural Engineering*, Vol.51A, pp.1157-1167, 2005.]
- 8) 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 [Kaito, K., and Kobayashi, K.: Bayesian estimation of Markov deterioration hazard model, *Journal of JSCE A*, Vol.63, No.2, pp.336-335, 2007.]
- 9) 武山泰, 嶋田洋一, 福田正: マルコフ連鎖モデルによるアスファルト舗装の破損評価システム, 土木学会論文集, No.420/V-13, pp.135-141, 1990. [Takeyama, Y., Shimada, Y., and Fukuda, T.: An evaluation system for managing asphalt pavements based on Markov chain model, *Journal of JSCE*, No.420/V-13, pp.135-141, 1990.]
- 10) 山岸拓歩, 水谷大二郎, 小濱健吾, 貝戸清之: 点検間隔の不均一性を許容した数え上げによるマルコフ推移確率の推定手法, 土木学会論文集 F4, Vol.78, No.1, pp.164-183, 2022. [Yamagishi, T., Mizutani, D., Obama, K., and Kaito, K.: A counting estimation method of Markov transition probabilities allowing for inhomogeneity in inspection intervals, *Journal of JSCE F4*, Vol.78, No.1, pp.164-183, 2022.]
- 11) 杉崎光一, 貝戸清之, 小林潔司: 目視検査周期の不均一性を考慮した統計的劣化予測手法の構築, 構造工学論文集, Vol.52A, pp.781-790, 2006. [Sugisaki, K., Kaito, K., and Kobayashi, K.: Statistical deterioration prediction considering nonuniformity of visual inspection cycle, *Journal of Structural Engineering*, Vol.52A, pp.781-790, 2006.]
- 12) 小林潔司, 小濱健吾: リスク・アセットマネジメントのための統計数理, 電気書院, 2019. [Kobayashi, K., and Obama, K.: *Statistical mathematics for risk & asset management*, Denkishoin, 2019]
- 13) State of New York, Department of Transportation: *Bridge Inspection Manual*, 1997.
- 14) 汪金芳, 大内俊二, 景平, 田栗正章: ブートストラップ法—最近までの発展と今後の展望—, 行動計量学, 19巻, 2号, 50-81, 1992. [Wang, J., Ouchi, S., Jing, P. and Taguri, M.: Bootstrap methods - recent developments and future prospects, *The Japanese Journal of Behaviormetrics*, Vol.19, No.2, pp.50-81, 1992.]

- 15) 汪金芳, 田栗正章: ブートストラップ法— 2 標本問題からの考察, 統計数理, 第 44 卷, 第 1 号, pp.3-18, 1996. [Wang, J., and Taguri, M.: Bootstrap method - an introduction from a two sample problem, *Proceedings of the Institute of Statistical Mathematics*, Vol.44, No.1, pp.3-18, 1996.]
- 16) 小林潔司, 貝戸清之, 林秀和: 測定誤差を考慮した隠れマルコフ劣化モデル, 土木学会論文集 D, Vol.64, No.3, pp.493-512, 2008. [Kobayashi, K., Kaito, K., and Hayashi, H.: A hidden Markov deterioration model with measurement errors, *Journal of JSCE D*, Vol.64, No.3, pp.493-512, 2008.]
- 17) 小林潔司, 熊田一彦, 佐藤正和, 岩崎洋一郎, 青木一也: サンプル欠損を考慮した舗装劣化予測モデル, 土木学会論文集 F, Vol.63, No.1, pp.1-15, 2007. [Kobayashi, K., Kumada, K., Sato, M., Iwasaki, Y., and Aoki, K.: A pavement deterioration forecasting model with reference to sample dropping, *Journal of JSCE F*, Vol.63, No.1, pp.1-15, 2007.]

第4章 自治体における社会基盤施設の分野横断的管理 の適用可能性

4.1 はじめに

社会基盤施設の老朽化問題が指摘されて久しい。道路、港湾、空港、上下水道、廃棄物処理、農林水産、病院、文教施設、社会教育施設、庁舎など、複数の社会基盤施設を管理する自治体は、財政が逼迫している状況が少なくなく、老朽化問題への効率的な対策が急務である。このような自治体においては、具体的な対策案として、社会基盤施設の種別や管理部署に縛られない分野横断的な維持管理（以下、分野横断的管理）が考えられる。例えば、ある分野で予想外の維持更新費の発生が見込まれ、当初の予算を超える費用が緊急的に必要となり、かつ、起債や補正予算などのリスクファイナンスが支弁できない場合には、この不足費用を他分野の余剰予算から支弁することが理論上は可能である。また、管理対象区域全体の道路、上下水道、文教施設、社会教育施設などを一括管理・更新することも理論上は可能である。しかし、実際には制度的課題や実務上の運用面での課題等のために、分野横断的管理を実施している自治体は少ない。大阪市¹⁾は公共施設マネジメント方針にて、住区センターやスポーツ施設・学校など市有建築物関連施設の複合化・多機能化を明記している。所管省庁が異なる施設を組み合わせる分野横断的管理を一部行っているときみせるが、その対象は建築物に限られており、道路・工業用水など相対的に投資額の大きい社会基盤施設までには及んでいない。大半の分野横断的管理は建築物までにとどまっているなかで、広島県²⁾では、道路・街路・交通安全・河川・砂防・海岸・港湾・漁港の8つの社会基盤施設の事業を、防災・経済・集客など県の取組方針である6つの施策区分に組みなおし、この6つの施策区分の評価結果を通して優先度を決定している。このような相対的に投資額の大きい土木分野の社会基盤施設を含めた分野横断的管理の事例は極めて稀有である。2013年に国土交通省が土木関係部局を対象に行った調査結果においても、分野横断的な維持管理計画を策定している事例は931の自治体で4.7%、分野横断的なアセットマネジメント計画を策定している事例も2.6%に止まっている³⁾。

社会基盤施設の分野横断的管理は、全体最適化を達成し得る方策である可能性を有するものの、上述したような制度的および実務的な課題のために、分野横断的管理による効果を定量的に評価した事例は著者等の知る限り存在しない。しかし、近年、分野横断的管理を行うための制度的、財務的、技術的基盤が一部整いつつある。例えば、総務省では公共施設等総合管理計画を制度として進めている⁴⁾。また、地方公会計の整備⁵⁾によって、分野横断的な財務情報を確認できる基盤も整いつつある。技術的な情報管理に関しても国土

技術政策総合研究所が分野横断的管理を目的としたデータベースの構築に着手している⁶⁾。

以上の問題意識のもと、本研究では社会基盤施設の分野横断的管理のメリット・デメリットを整理し、その効果の定量的評価を数値シミュレーションを通して実施する。以下、**2.**で本研究の基本的な考え方を述べる。**3.**で分野横断的管理のベンチマーク事例を通したメリット・デメリット、**4.**で分野横断的管理の実現に向けた近年の制度的推進について述べる。**5.**で具体的な地方自治体を想定した数値シミュレーションによって分野横断的管理の効果を定量的に評価する。最後に残存する実務上の課題を列挙し、実現に至るまでの過程を議論する。

4.2 本章の研究の基本的な考え方

4.2.1 既往研究レビュー

社会基盤施設の老朽化への対応策として分野横断的管理に言及した研究事例は少ない。稲垣⁷⁾は、財務部局と社会基盤施設の所管部局との間、あるいは所管部局間の組織的な障壁を取り除くための方策として、オーストラリアのアセットマネジメントを例に分野横断的指標の採用に言及している。小林等⁸⁾は、個別分野ごとの最適化より、複数分野間で最適化を行う方が全体としての最適化を達成できる可能性を示唆するとともに、稲垣⁷⁾同様にオーストラリアの事例を用いて説明している。国土交通政策研究所⁹⁾では「社会資本の維持管理・更新の優先度付」および「主体間連携による新たな社会資本の維持管理形態・方策の導入」を調査の軸としながら、前者の一部で分野横断的な優先順位付けの手法について述べている。その中で、広島県の取り組みを実例として紹介しており、全国に存在する全ての社会基盤施設を同じ水準で維持管理していくことは難しく、取捨選択をせざるを得ないという前提のもと、分野横断的な優先順位付けの必要性を述べている。これらのように、分野横断的管理のメリット・デメリット、課題などに一部触れている研究事例がある一方、分野横断的管理に特化してメリット・デメリットなどを議論した論文は筆者らの知る限り存在しない。定性的には分野横断的管理が望ましいとされつつも、導入効果の定量的評価が実施されていない。加えて、自治体の縦割り行政など、その解決に多くの時間を要する課題もあることから、実現性が不透明なため、過去あまりこの論点に触れることができなかったものと推察される。本章の研究においては、このような状況と、分野横断的管理の実現に向けた地方公会計や公共施設等総合管理計画の整備などの環境変化を踏まえ、分野横断的な社会基盤施設管理のあり方を整理することに新規性がある。なお、国土交通省が2022年12月に公表した提言¹⁰⁾には、分野横断的管理という用語が使用されている。しかし、当該提言は社会基盤施設を「群」として捉えることに重きが置かれており、分野横断的管理の具体的な優位性には触れていない。「より広範での複数市町村や都道府県も含めた連携による業務発注」など、どちらかと言えば単一分野の広域エリアの視点から

の施策が主にあげられている。本論文は1つの市町村における多種多様な社会基盤施設管理における分野横断的管理の優位性、特に不確実な累積修繕費用の平滑化といったリスクファイナンスの側面からその優位性を定量的に評価している点に新規性を有する。

4.2.2 管理予算の硬直性と、分野横断的管理の必要性

自治体は、県・市町村などの区分や、その規模などによって分野は異なるが、道路、港湾、空港、農業施設、漁港、上下水道、学校、公民館など、複数分野の社会基盤施設を管理している。管理対象区域を区切って、その中の複数分野の社会基盤施設を1つの団体で管理しているため、任意の社会基盤施設に予想外の劣化が生じ、それに伴う予想外の維持更新費用が発生したとしても、同一分野の他の社会基盤施設、もしくは他の分野の維持更新予算を融通することにより、当該事態に対応できるものと理論的には考えられる。図-4.1は、18分野の社会基盤施設を対象として、分野間における新設改良費（普通建設事業費や維持補修費）に特化した相対的な割合を示したものである。2004年から2014年までの10年間で新設改良費の合計（図中の黒実線）は減少傾向にあるものの、18分野間の新設改良費のシェアに大きな変化はない。これは、分野間の融通、すなわち分野横断的管理が実施されていないことを暗に示している。これには以下のような理由が考えられる。

- 1 社会基盤施設の所管省庁が異なる。例えば、道路、港湾、空港、下水道などは国土交通省所管であるが、上水道は厚生労働省（ただし、地下埋設構造物、具体的には管渠の維持管理に関しては国土交通省に移管）、工業用水道は経済産業省、農業施設は農林水産省、林業施設は林野庁、学校・社会教育施設は文部科学省となっている。
- 2 財源の種類が異なる。一般財源からなる一般道路、治山施設、文教施設などと、料金収入からなる有料道路、上下水道、工業用水道などがある。財源の種類が異なると、特に利用者負担となっている社会基盤施設の予算を他分野の維持更新費用に流用することは困難である。

このように、複数の社会基盤施設を管理する自治体は、分野横断的管理によって社会基盤施設の管理効率化を実現可能な立場にある。しかし、所管省庁や財源など、分野間障壁によって、分野横断的管理が実現できていないのが現状である。総務省主導で、自治体においては公共施設総合管理計画の策定がなされているが、これは個別分野の長寿命化計画が先行していたため、それらを単純に集約化したものに過ぎない。

単一分野の予算内で実現できる管理効率化は限定的である。野村総合研究所の調査によれば、2008年時点で「投資および維持管理費の両方を削減する」と回答した自治体は23%であり¹¹⁾、この時点ですでに新設投資や更新投資を行うことができず、さらに維持管理費まで削減している自治体が存在していることがわかる。特定分野の社会基盤施設に対して

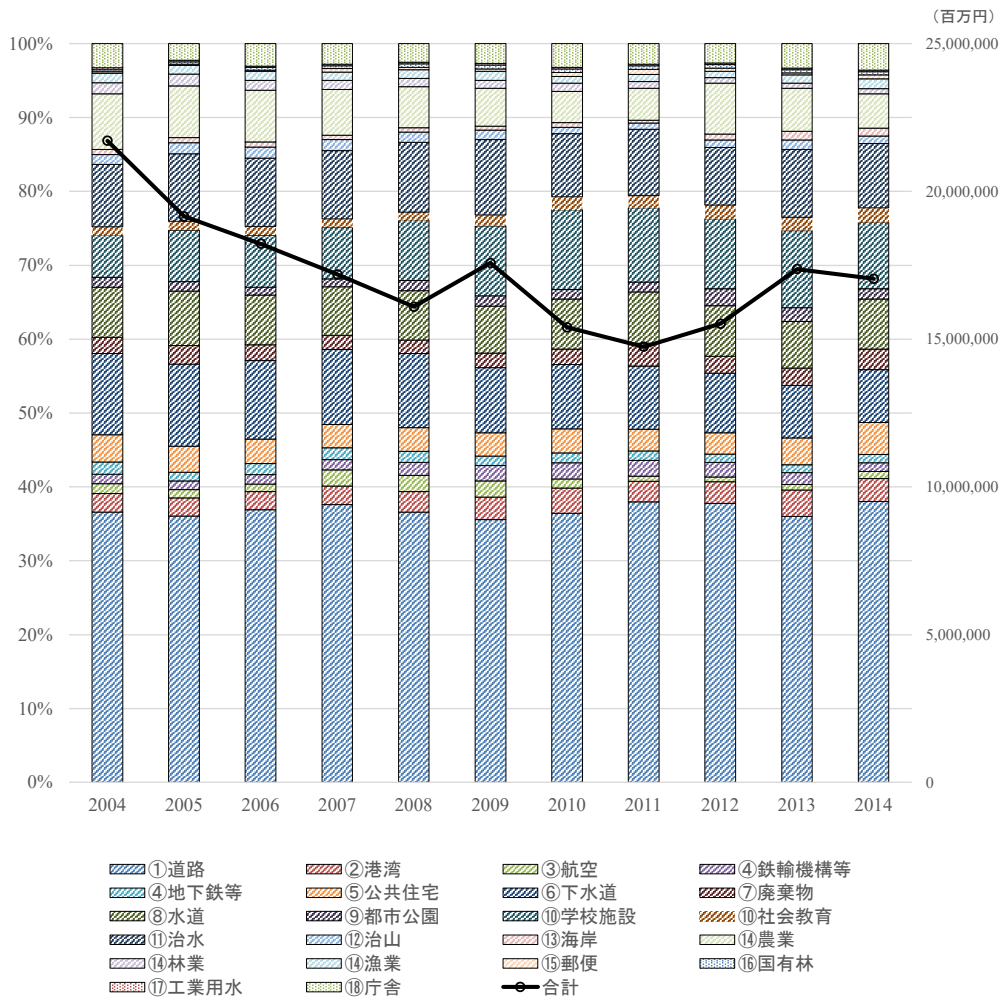


図-4.1: 分野ごとの新設改良費のシェアの時系列

重点的に維持更新予算を充当し、当該年度においては耐用年数の残存期間が多い社会基盤施設に対する優先度を低下させるといった柔軟性のある予算配分は現時点では実現していない。

4.2.3 別側面からの分野横断的管理の必要性

社会保障費等の維持更新以外の予算の増加

社会基盤施設の老朽化が進行する、すなわちそれらの維持更新費用が増加傾向にあるなかで、少子高齢化の本格的な到来に伴い、社会保障費用の増加が今後見込まれる。人口減少に伴い税収も減少する中、社会保障費用は増加するので、削減されるのは社会基盤施設に関する維持更新費用と考えられる。各分野のシェアを維持したまま、社会基盤施設の維持更新予算が削減された場合、全分野の維持更新予算が削減され、どの分野も財政不足になる状況が想定される。こうした状況を打破するためには分野横断的管理、分野横断的な

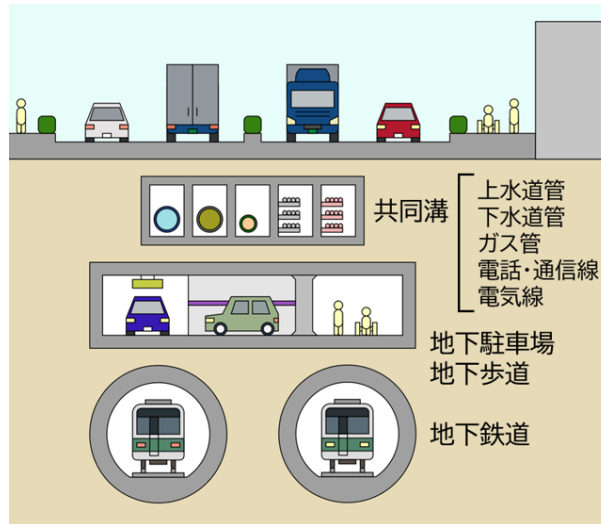


図-4.2: 地下埋設インフラの構成

予算配分が必要となる。

面開発の効率化の必要性

首都圏を始めとしてエリア的に再開発を行う事業が数多くある。個別分野のアセットマネジメントが行われている現在では、各個別分野インフラの優先順位と面的な再開発の優先順位が必ずしも合致しているわけではない。図-4.2のような地下埋設インフラに関しては所管省庁が異なる数多くの分野の管渠がある。地下埋設インフラを統合的に管理する分野横断的管理の必要性はこれまでに述べてきた通りであるが、このような水平展開に加えて、これらと舗装を含めたより広範的な分野横断的管理の必要性も高い。例えば、地下埋設インフラの新設、拡張、補修や更新に伴って幾度となく行われる掘り返しを防止するための路上工事調整支援といった、地下埋設インフラの工事調整に関するコンサルティング市場が組成されている^{12, 13)}。分野横断的なアセットマネジメントが確立され、新設・拡張・補修・更新工事の同期化をシステムティックに図ることができれば、このような工事調整に関する追加的な費用が軽減される可能性がある。

4.3 分野横断的管理のベンチマーク

4.3.1 分野横断的管理の定義とベンチマーク

分野横断的管理に関する公式な定義は存在しない。本章の研究では、橋梁、道路（舗装）や港湾といった複数分野の社会基盤施設を対象に、それぞれの分野で需要予測や性能評価

表-4.1: ボトムアップとトップダウン

	ボトムアップ	トップダウン
特徴	個別分野で個別最適の優先順位を立てた後に全体としてとりまとめ、齟齬がある部分を調整	財務部局や第三者機関が各社会基盤施設分野からの情報を吸い上げ面的なプロジェクトの優先順位付けを付けたのちに、各分野で維持更新の優先順位付け
近い実用例	我が国の公共施設等総合計画	オーストラリア各州
メリット	・現場の最適化	・迅速な計画策定と意思決定 (財務部局が定めているため意思決定が早い) ・財政がひっ迫した際にとれる措置が相対的に多様
デメリット	・個別分野で財源が薄くなった場合、とれる処置の選択肢が狭まる ・面再開発等に時間がかかる	・現場からのハレーションの可能性 ・優先順位劣後となった社会基盤施設管理者の不公平感と産業衰退

を行い、何らかの分野横断的指標を用いて更新、修繕、除却といった処置の優先順位を分野横断的に策定することと定義づける。そもそも分野横断的管理に関する先行事例は、稲垣⁷⁾や小林ら⁸⁾、国土交通政策研究所⁹⁾が参照しているオーストラリアの事例である。例えば、同国のキャンベルタウン¹⁴⁾では、1. 健全度 (Overall Conditions), 2. 政治的優先度 (Political Priority), 3. 機能停止時の影響 (Consequence of Deprivation), 4. 首長による優先度 (Executive Priority), 5. 建設品質 (Build Quality), 6. メンテナンスレベル (Maintenance Standard), 7. 活用状況 (Utilization), 8. 経済効率性 (Economic Benefit), 9. 歴史的重要性 (Heritage) の9種類の指標を用いて分野横断的な評価を行っている。それぞれを定量的に評価しているわけではなく、首長による優先度や歴史的重要性などを5段階の離散値で定性もしくはエキスパートジャッジ的に評価し、それを一要素として組み込むなど定量的かつ科学的アプローチとは言い難い側面があるが、維持更新の優先順位の概要を把握するためには有効なアプローチといえる。

また、オーストラリアのニューサウスウェールズ州¹⁵⁾では、全ての分野の社会基盤施設は相互補完的な関係性があるとしており、統合的な土地活用計画と社会基盤施設計画を策定するとしている。同州の特徴は、優先的なプロジェクトを財務省と第三者機関であるインフラストラクチャNSWが設定している点である。財務省も各所管部局の横割り組織であるために、所管部局にとっては第三者機関といえる。このような第三者機関が公平に複数分野にまたがるプロジェクトの優先順位を付けた後に、各社会基盤分野で維持更新の優先順位を決定している点が我が国の計画とは大きく異なる。実際に、国内の公共施設等総合管理計画は、複数分野をカバーしているという点ではオーストラリアの横断的管理に近いコンセプトとなっているが、個別計画を単純に集計した計画に見受けられる。オーストラリアのようにトップダウンとなっておらず、分野横断的な優先順位等を定めた計画

表-4.2: 分野と工事種の関係

	1 道路	2 港湾	3 航空	4 鉄道	5 治水	6 治山	7 海岸	8 都市公園	9 水道	10 下水道	11 廃棄物処理	12 漁業	13 林業	14 農業	15 公共賃貸	16 文教	17 工業用水道	18 国有林	19 郵便
01 住宅・同設備工事	0%	0%	1%	0%	0%	0%	0%	0%	0%	0%	0%	0%	0%	0%	92%	2%	0%	0%	1%
02 非住宅・同設備工事	1%	2%	17%	13%	1%	0%	0%	43%	6%	3%	13%	4%	0%	2%	0%	91%	15%	0%	93%
03 橋梁・高架構造物工事	24%	2%	2%	25%	4%	0%	0%	1%	0%	0%	0%	2%	2%	3%	0%	0%	1%	2%	0%
04 トンネル工事	14%	1%	1%	29%	1%	0%	0%	0%	1%	1%	0%	0%	3%	2%	0%	0%	1%	3%	0%
05 ダム・えん堤工事	0%	9%	0%	0%	26%	25%	18%	0%	1%	0%	0%	4%	0%	4%	0%	0%	1%	0%	0%
06 管渠工事	1%	0%	1%	0%	1%	0%	1%	0%	41%	52%	0%	1%	0%	11%	0%	0%	32%	0%	0%
07 電線路工事	2%	0%	1%	3%	0%	0%	0%	1%	0%	0%	0%	0%	0%	0%	0%	0%	0%	0%	1%
08 舗装工事	18%	2%	6%	0%	0%	1%	0%	4%	0%	1%	0%	1%	8%	4%	0%	0%	0%	8%	0%
09 しゅんせつ・埋立工事	0%	19%	15%	0%	2%	0%	4%	0%	0%	0%	1%	5%	0%	0%	0%	0%	0%	0%	0%
10 土工事 (09を除く)	10%	6%	3%	2%	14%	17%	11%	6%	4%	4%	1%	7%	28%	12%	1%	0%	5%	28%	0%
11 その他の土木工事	27%	57%	52%	22%	47%	56%	64%	42%	29%	23%	28%	75%	59%	57%	6%	3%	32%	59%	1%
12 機械装置等工事	2%	1%	2%	6%	4%	0%	1%	3%	18%	18%	56%	1%	0%	4%	1%	2%	14%	0%	4%

(赤字は相対的に分野内でシェアの高い工事種を表す。)

には至っていない。

4.3.2 トップダウン型のメリット・デメリット

トップダウン型とボトムアップ型の分野横断的管理の特徴を表-4.1 に整理する。同表から分野横断的な管理のメリットは以下のようにまとめられる。1点目は、分野間の融通によるリスクファイナンスである。ある分野で予想外の維持更新費用の発生が生じ、保険や起債・補助金といったリスクファイナンスが確保できない場合、他の分野の余剰予算をまわすといった手法を取ることができる。2点目は、維持更新予算の選択と集中による維持更新予算の平準化である。例えば、社会基盤施設 A (分野 A) では維持更新に年間 100 の予算を計上している (年間の予算制約が 100 である) が、維持更新需要のピーク時には 150 の予算が必要になるとする。その場合、100 の予算で 150 の更新需要のピークにどのように対処するか考えなければならない。ここで分野 A とは異なる時期に維持更新需要のピークが到来する分野 B と予算を融通しあうことができるようになれば、200 の予算で 250 の維持更新需要のピークに対応すればよいことになる。分野分権的に対処するか、分野横断的に対処するか、いずれの対処法が難易度を低減することができるかは自明であろう。このように、社会基盤施設の分野ごとの耐用年数の違いに着目し、維持更新需要の時間的分散を測ることによって、全体としての予算平準化が達成しやすい状況となる。

3点目は、共同施工、共同調達などによる単工事費用の削減である。例えば図-4.2 にあるとおり、上水道の水道管、下水道の更生工法、民間インフラである通信や電力のケーブルの更新工事、このような工事のたびに道路舗装を掘り返すのは自治体全体の維持更新予算を増加させる行為に他ならない。分野横断的に管理を行い、これらの工事を一括して実施すれば費用が削減できる。前述したとおり、現在は頻度の高い路上工事調整などで渋滞コ

ストの削減に努めているが、分野横断的理を行えば、この費用を削減しやすい状況となる。また、分野間に横断する類似施設を管理し、共同施工・共同調達することによる効率化が考えられる。例えば、道路構造物も国土交通省道路局が所管する道路もあれば、港湾局が所管する港湾道路、農林水産省の農道・林道などがある。サービス水準は異なるが、共通で調達できる素材等はある。航空局が所管する空港のうち、海上型空港の護岸や港湾局が所管する港湾の護岸も同様である。表-4.2は、建設工事受注動態統計調査をベースに分野ごとの工事種別の内訳を示したもの¹⁶⁾であるが、分野間で類似工事があることが理解できる。これらを集約して修繕工事をするなどによる効率化が分野横断的管理で実現できるものと推察される。4点目は、公共建築物の分野に限られるが、施設の複合化である。市役所や小学校に社会教育施設を移転させた上で更新する、などの措置が該当する。こうした取り組みは公共施設等総合管理計画などですでに実践されている。市街地再開発事業はエリアを区切って様々な分野の施設を再構築した上で上物施設を建設するので、分野横断的管理の萌芽事例といえる。ただし、再開発事業は国土交通省所管事業であり、所管が異なれば、予算の配分方法や自治体の担当部署も変わるとともに、予算を融通しあう枠組みや自治体担当部署の横ぐし組織が一般的でないことから、これも真に横断的なものとはなっていない。

4.4 分野横断的管理に向けた制度的推進

社会基盤施設の分野横断的管理はメリットが多い一方で、これまでその実現に向けた議論がなされる機会は少なかった。その理由としては、所管省庁の相違や、所管省庁の補助金には用途変更等を行うと返還義務が生じる、など制度的な要因が大きい。このような制度的要因は今後も課題として残存するものと考えられるが、一部追い風となるような環境変化が生じている。

最も大きな変化は、地方公会計の整備である。分野横断的管理を実施するためには、分野横断的な指標が必要である。分野間での予算分配などを実現するためには、その社会基盤施設の新設や維持更新が他事業との比較において相対的に有用であることを示す必要がある。具体的には便益が異なる社会基盤施設を比較するための分野横断的指標が有用となり、便益を比較するためには便益を貨幣価値化する必要がある。地方公会計の整備はこうした分野横断的指標の算出を支援する制度改革といえる。総務省は、近年地方公会計の整備を進めている。平成18年度以降、地方自治体に対して、新地方公会計の整備（財務四表の作成）を要請してきた。これらの書類の位置づけは、財政の効率化・適正化を図るために、現金主義・単式簿記による予算・決算制度を補完するものとされている。平成26年には固定資産台帳の整備と複式簿記の導入を前提とした財務書類の作成に関する統一的な基準が示され、平成27年には平成29年度までの3年間ですべての地方公共団体について統

一的な基準での作成を求めている。この統一的な基準では、以前まで認められていた総務省改訂方式とは異なり、社会基盤施設を含む固定資産台帳の整備を前提としている。統一的な基準による財務書類の作成状況等に関する調査¹⁷⁾によれば、令和2年度決算に係る全体財務書類（財務四表）は、89.2%の地方自治体で作成済みとされている。固定資産台帳整備を前提としている新基準であるため、上述した社会基盤施設運営の課題に対する検討にも使用可能であると考えられるが、同調査によると「公共施設等総合管理計画の策定や改定時に財務書類や固定資産台帳の情報を活用した」は21.1%、「個別施設計画の策定や改定時に財務書類や固定資産台帳の情報を活用した」は7.6%、「公共施設の見直し等を行う際の検討材料として、財務書類や固定資産台帳の情報を活用し、施設の適正管理に活用した」は3.4%に留まっている。まだ道半ばであるが、活用方法が明確化されれば、広がりを見せるであろうことは期待できる。

2点目は、現時点では個別計画を束ねただけではあるが、公共施設等総合管理計画の広がりである。これもトップダウン型の分野横断的管理を支援する制度となる。現状はボトムアップ型の色濃い計画ではあるが、制度の枠組みはできているので、今後トップダウン型を一部組み込みやすくなったものにとらえられる。3点目は、2011年の改正PFI法である。これにより、コンセッション方式を始めとする柔軟な民活スキームが採用されるようになった。まだ賛否両論あるが、県の水道用水供給事業（厚生労働省所管）と流域下水道事業（国土交通省所管）、工業用水道事業（経済産業省所管）を束ね、その運営権を民間企業に設定している、宮城県のみやぎ型管理運営方式は、分野横断的管理の先駆事例の1つといえる。ここでもメリットの1つにスケールメリットをあげている¹⁸⁾。4点目は、デジタルトランスフォーメーション（DX）である。みやぎ型管理運営方式の受託者であるメタウォーターグループの提案概要書¹⁹⁾では、上工下水の水質管理のために水みやぎDXプラットフォームを構築し、水道用水供給・工業用水・流域下水道事業の水質が確認できるようにすることが明記されている。本データは、発注主である宮城県も確認できるようになっている。本事例は、分野横断的に取り扱う「水」という財をデジタル技術を用いて管理することにより分野横断的管理を実現しようとしている。このような財がなくとも、衛星データやGISが普及し、地図情報に様々なデータを格納することができるようになった。そのため、エリアごとに様々な分野の社会基盤施設の状況を把握することができ、例えばエリアで優先順位をつける有用な情報を得るといったことが技術的に可能となった。

前述したように、所管省庁への補助金返還など、制度的課題は複数残されているものの、1) 地方公制度により分野横断的指標を構築しやすくなり、2) 公共施設等総合管理計画によりまだトップダウン型には至っていないが分野横断的管理の制度・枠組みが整備され、3) 改正PFI法等の影響で分野横断的な民間活用が可能となり、4) DXで横断管理が情報技術的に可能となった、というのが現状といえる。

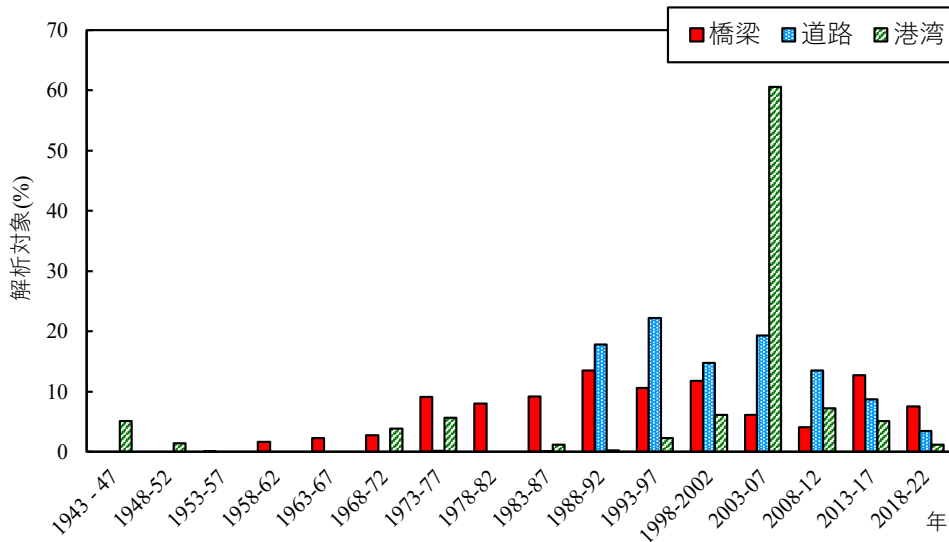


図-4.3: 解析対象の分野別・供用開始年別施設ヒストグラム

4.5 分野横断型維持管理導入効果の定量化

4.5.1 評価手法の概要

複数分野の社会基盤施設に対する分野横断的管理の導入効果を数値シミュレーションを通して定量的に評価する。分野横断的管理を導入することのメリットは、1) 分野間の融通によるリスクファイナンス、2) 時期による維持更新予算の選択と集中による維持更新予算の平準化、3) 共同施工・共同調達などによる単工事費用の削減、4) 社会基盤施設の複合化、の4つが考えられる。これらのうち、3) に関しては、個別のケースによって状況が異なるために、本章の研究では検証を行わない。また、4) に関しては、各複合化計画においてその費用メリットを自治体などが公表しているために、取り扱わない。本章の研究においては主に1) と2) に関する効果について定量的評価を試みる。

単純化のため、単一分野の社会基盤施設に焦点を当てる。管理対象とする社会基盤施設の総数を N とおく。施設 $n (= 1, \dots, N)$ の健全度を $n_i (i = 1, \dots, I)$ とする。また、各施設 n の劣化・補修過程を、マルコフ連鎖モデルとしてモデル化し、健全度の推移過程を

$$\nu_{t,n} = \nu_{t-1,n} \Pi_n \quad (4.1)$$

として表現する。ここで、 $\nu_{t,n}$ は社会基盤施設 n の t 年目における状態ベクトルを、 Π_n は施設 n のマルコフ推移確率行列を表す。ただし、 $t = 0$ は、施設 n の取得時を示す。本章の研究では、各施設の劣化過程の予測モデルとして、マルコフ劣化ハザードモデルを用いる。モデルの詳細は参考文献²⁰⁾に譲るが、読者の便宜を図るため付録にて、同モデルを簡単に紹介する。ただし、マルコフ推移確率は予見条件として与え、モンテカルロ法によるシ

表-4.3: 修繕費

健全度	管理水準	回復水準	修繕費 (百万円/1 単位)
1	1.0	1 → 1	0.01 ※維持費を指す
2	0.4	2 → 1	0.03
3	0.2	3 → 2	0.60
4	0.0	4 → 1	1.50

シミュレーションを行うことにより、分野横断管理導入効果の評価を行う。各検証におけるシミュレーション回数はいずれも 10,000 回、シミュレーション年数は 30 年とする。

4.5.2 解析対象データの概要

研究対象とする A 市は、平成 28 年度決算から統一的な基準に基づく財務書類等を作成し、その補助簿となる固定資産台帳を整備している。A 市の固定資産台帳から橋梁、道路、港湾の施設データを用いたシミュレーションを実施する。議論を簡便化するために、固定資産台帳に記載されている項目は、資産分類、資産区分、住所に関する項目、資産名称、数量およびその単位、取得日付、取得価額等、減価償却累計額、期末簿価、売却可能区分、時価等、用途、財産区分、所管に関する項目である。各項目は情報がなく空欄となっている場合があるが、数量および単位、取得日付、取得価額等の全てが揃っている資産を抽出し評価を行った。その結果、橋梁は 236,558m²、道路は 304,200m、港湾は 32,423m 分のデータを解析対象とした。なお、港湾は主に外郭施設や護岸で構成されている。供用開始年数によるヒストグラムは図-4.3 の通りである。各分野の最頻値のみラベルを記載している。

各施設の健全度段階数を 4 とし、橋梁に関するマルコフ推移確率は式 (4.2) を、修繕費および管理水準は表-4.3 を与件とした。

$$\Pi_n = \begin{pmatrix} 0.77 & 0.20 & 0.02 & 0.01 \\ & 0.79 & 0.20 & 0.01 \\ & & 0.80 & 0.20 \\ & & & 1 \end{pmatrix} \quad (4.2)$$

4.5.3 検証結果

はじめに、2) 時期による維持更新予算の選択と集中による維持更新予算の平準化、の効果を確認する。耐用年数を日本の社会資本 2017 に従い、橋梁を 60 年、道路を 15 年、港湾を 50 年と設定し、更新単価を橋梁 865,826 円 /m²、道路 182,091 円 /m、港湾 3,167,881

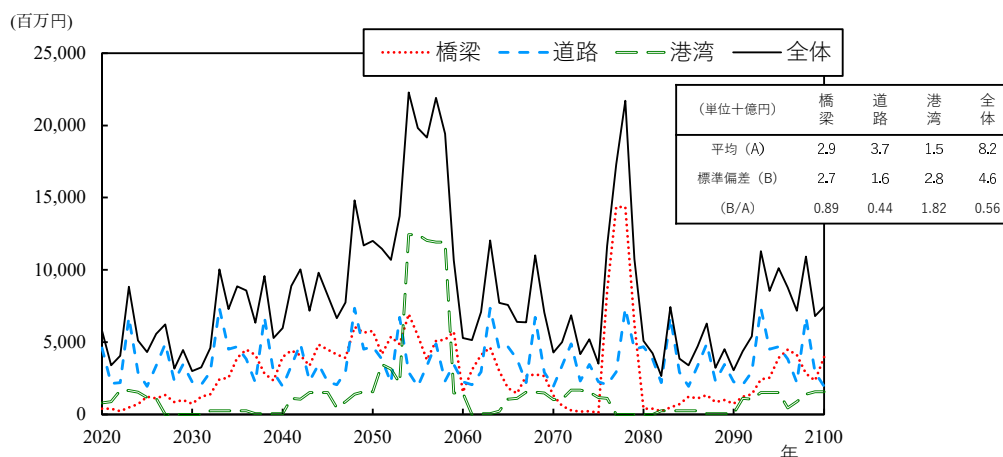


図-4.4: 将来更新費推計結果

円/mと定めた。更新単価は平均取得単価の2倍の値で設定している。また、更新工事は耐用年数が到来したら発生するものとし、橋梁は3年、港湾は5年要するものとした。上記の金額が工事期間中、同値で分配されるものとした。図-4.4は、上記の前提のもとでの将来更新費の推定結果である。港湾が2050年代、橋梁が2070年代に更新のピークが到来することが見て取れる（一方で道路に関しては耐用年数が15年と短いことからすでに補修や更新を経験している施設も多く、すでにある程度の予算平準化がなされているものと推察できる）。また、平均に対する標準偏差の割合が橋梁0.89、道路0.44、港湾1.82に対し、全体、つまり、分野横断的管理を実施した場合は、0.56になっている。平均（つまり、硬直的な予算）に対する標準偏差の割合は、更新費の平準化の難易度を表す指標である。これらから分野横断的管理を行ったほうが更新費の平準化が実施しやすいといえる。

次に、累積維持更新費の不確実性を分析するため、1) 分野間の融通によるリスクファイナンスの効果を確認する。4.5.1に従って、各社会基盤施設に対する劣化シミュレーションを行った。シミュレーションを通して、各年度における橋梁の健全度分布の平均を図-4.5に示す。これは、表-4.3に従って、施設が劣化・維持更新を経験するときの平均的な施設の健全度状態の推移である。分野横断的管理時の累積維持補修費の現価の平均値および上下5%点の推移を図-4.6に示す。30年目の累積維持補修費の平均値は1,834,560百万円、標準偏差は48,723百万円である。施設ごとの管理時の累積維持補修費の現価の平均値および上下5%点の推移を図-4.7から図-4.9に示す。図-4.4が耐用年数到来時に更新費用が掛かるという前提の計算であることに対して、図-4.6から図-4.9は劣化モデルに基づいて資産が劣化し、管理水準値に達した年に維持費か更新費が掛かるという前提の計算であることに留意されたい。各施設の平均値および標準偏差は、それぞれ橋梁が758,295百万円、44,623百万円、道路が975,228百万円、16,627百万円、港湾が103,781百万円、8,482百万円である。標準偏差の値より劣化過程の不確実性に起因する修繕費の不確実性が、施設

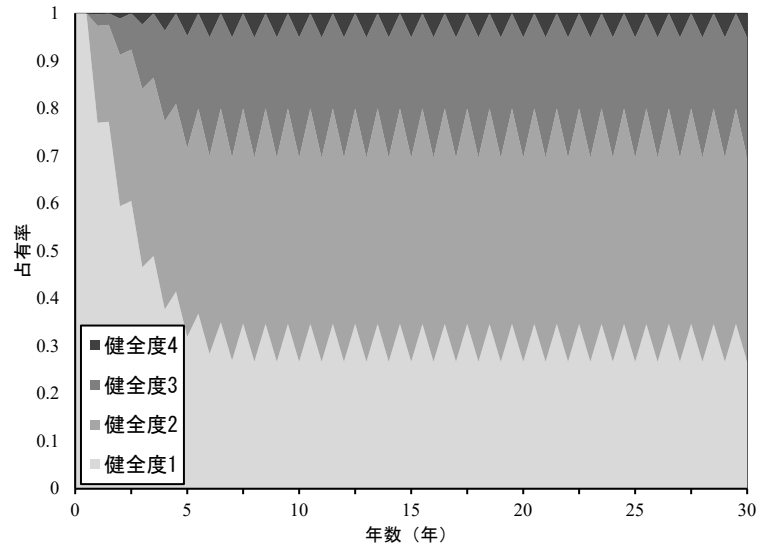


図-4.5: 健全度の推移

の予算計画に大きな影響を及ぼすことが読み取れる。分野横断的管理の実施の有無によって、累積維持補修費の平均値の差は生じないために、分野横断的管理に費用低減の効果はないことがわかる。これは分野横断的管理の結果、維持更新予算を変化させても、生じる維持更新費用は変化しないためである。分野横断的管理を実施しない場合、累積維持補修費の標準偏差は、橋梁・道路・港湾の標準偏差の総和して、69,732百万円と算出される。分野横断的管理を実施した場合と比較すると、標準偏差は低減していることがわかる。そのため、分野横断的管理を実施した方が累積維持補修費の変動リスクが低減するといえる。したがって、不確実性の面では分野横断的管理の方が資産管理の上で優位であるといえる。

4.6 おわりに

本章の研究では、老朽化が進む社会基盤施設を効率的に管理するための一方策として、複数分野の社会基盤施設を分野横断的に管理する手法に着目し、その導入効果について多角的に検討を行った。分野横断的管理には、コストメリットとリスク低減の効果があり、本章の研究では特にリスク低減の効果を定量的に示した。具体的には、社会基盤施設の分野横断的管理のメリット・デメリット、さらには分野横断的管理の実現を後押ししうる外部環境変化についても整理した。導入の実現には、依然として各所管省庁の縦割り、用途変更に伴う補助金の返還義務など、制度的課題は残存しているものの、公会計の整備、PFI法改正、DXの発展など、技術・制度面における推進状況が向上していることを述べた。さらに、分野横断的管理導入の効果を定量的に評価するための簡易シミュレーションを実施して、分野間の融通によるリスクファイナンスや、更新ピークの時間的分散効果による更新費の平準化の可能性を示した。

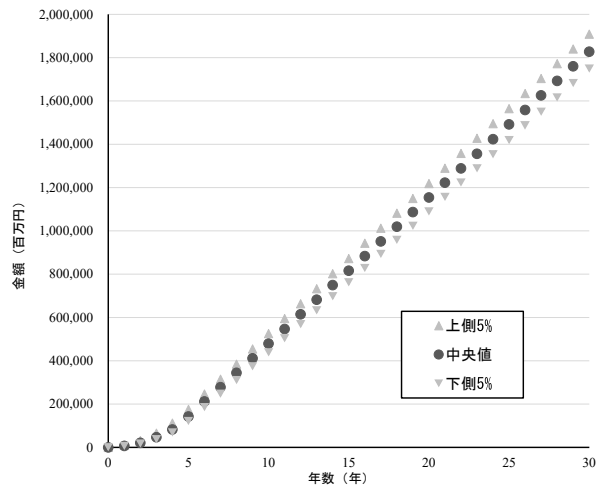


図-4.6: 累積修繕費の推移 (分野横断的管理)

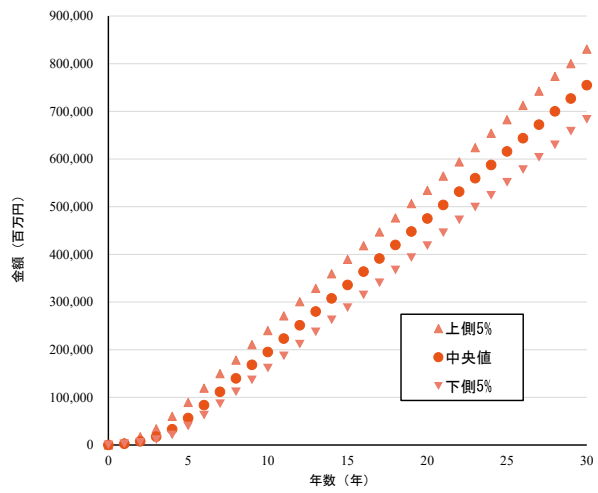


図-4.7: 累積修繕費の推移 (橋梁)

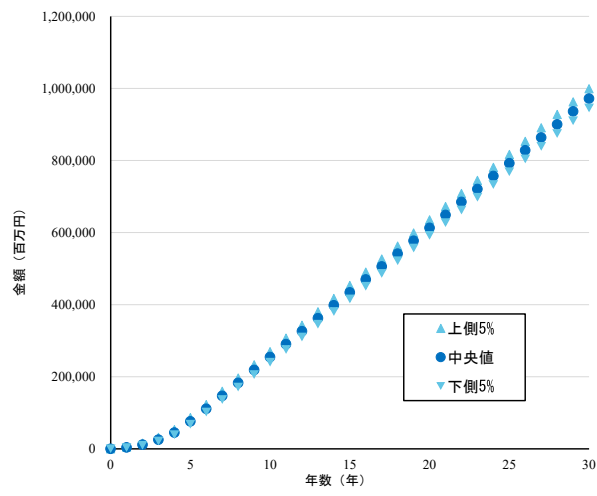


図-4.8: 累積修繕費の推移 (道路)

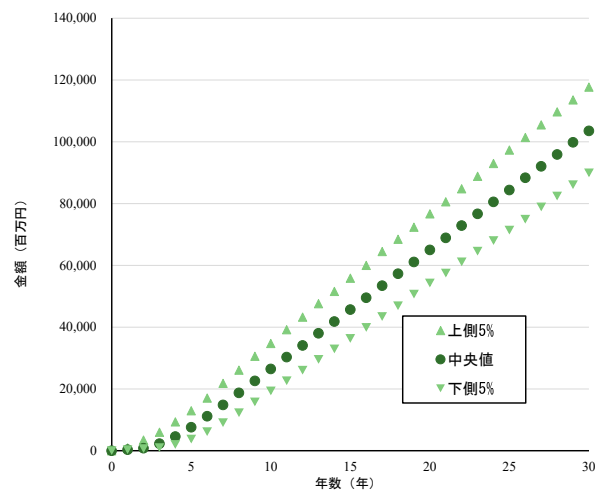


図-4.9: 累積修繕費の推移 (港湾)

その一方で、今後の課題として以下の3点をあげる。1点目は、効果定量化に関する課題である。本章の研究では社会基盤施設に対する分野横断的管理のメリットのうち、リスクファイナンスに関する効果の定量化と、時間的分散による維持更新費の平準化効果を検証した。その一方で、共同調達・共同竣工等による費用削減効果ももたらす効果も今後検証すべきである。各自治体により、管理対象となる社会基盤施設の種類、数量、老朽化度、さらには財政状況や人材リソースが多様に異なるため、いくつかの自治体を対象とした実証的研究が今後必要である。道路や港湾道路、農道、林道といった分野間に跨る類似構造物の管理によるスケールメリット等の議論は深度化すべき項目であると考えられるし、DXで可能となる事項はより網羅的に考察を深めるべきものと考えられる。特に広域性の検討を可能とするGISを用いた地図情報や近年機数が飛躍的に増加する衛星データの利活用は今後の課題といえる。2点目は、制度的課題である。分野間の縦割りは依然課題であり、自治体の視点からみた統一的な分野横断的指標の設定が必要である。企業の場合、事業別に投下資本利益率（ROIC）などの分野横断的指標を用いて比較を行う²¹⁾。公会計制度が進んだ今、類似した指標の設定が必要である。自治体の場合、収入の扱いが自治体や会計・社会基盤施設の分野により異なる。ROICのように、社会基盤施設への投資に対する効率性を分野間で比較するならば、税金もしくは料金収入からコストを引いた値を投資額で除した値などが有用である。一般会計や各特別会計といった単位の比較では可能なはずである。他方、一般会計で賄われている分野内で比較するには税金を各社会基盤施設の分野に分配しなければならないため、さらなる検討が必要である。他方、料金収入が単一分野に紐づけやすい水道や下水道などの特別会計であれば、上記の指標を求めるのは比較的容易であると考えられる。一般会計と料金収入から得ている特別会計との比較法方法は何らかの整合性を今後必要とする。根本的な問題である用途変更時の補助金の返還もこの計算に組み入れることが望ましい。3点目は、運用面の実装的な課題である。ボトムアップ型の分野横断的管理か、トップダウン型の分野横断的管理を実施すべきかについては、さらなる考察が必要であるが、本章の研究で示したメリットを発揮するためには、トップダウン型のほうが望ましいと考えられる。それは、トップダウン型の方が各分野に第三者的な視点で評価などを行うことが可能であり、リスクファイナンスや時間的分散を大胆に実施することが可能であることが理由である。みやぎ型運営方式のような分野横断的なバンドリングを行った上での民間委託が広がるにはまだ時間を有するものと推察される。バンドリングを行った分、民間企業が応募する際に実施するデューデリジェンスの難易度が通常より難しいものとなっており、それをハンドリングできる自治体は限定的であることに起因する。DXも同様にハンドリングが難しい概念の1つである。ある程度ICT関係の知見が必要であり、導入費用だけでもそれなりの費用を必要とする。他方、確実に民間企業の方が当該分野は進んでおり、扱いにも慣れているため、分野横断的な民間活用を促す1つの契機となる可能性がある。

付録：マルコフ劣化ハザードモデル

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。また、単位時間幅を 1 に基準化する。次に、社会基盤施設の健全度を 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状態を示す。時点 t における部材・損傷健全度を状態変数 $h(t) = i$ ($i = 1, 2, \dots, ; t = 0, 1, \dots$) を用いて表現する。施設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。健全度 i から健全度 j への推移を表すマルコフ推移確率 π_{ij} 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

$$\text{Prob}[h(t+1) = j | h(t) = i] = \pi_{ij} \quad (3)$$

として定義される。式 (3) に示すマルコフ推移確率は所与の 2 つの時点 $t, t+1$ の間における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、対象とする測定間隔が異なれば推移確率の値は異なる。補修が無い限り常に劣化が進展するので、 $\pi_{ij} = 0$ ($i > j$) 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、

$$\begin{aligned} \pi_{ij} &\geq 0 \quad (i, j = 1, \dots, I) \\ \pi_{ij} &= 0 \quad (i > j \text{ の時}) \\ \sum_{j=i}^I \pi_{ij} &= 1 \end{aligned} \quad (4)$$

が成立しなければならない。健全度 I は、補修が無い限り他の健全度に推移することができない、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依存するという性質（マルコフ性）を満足する²²⁾。

いま、健全度 i の寿命 $\zeta_i > 0$ の確率変数 Z_i が、確率密度関数が $g_i(\zeta_i)$ 、累積分布関数が $G_i(\zeta_i)$ である分布に従うとする。ただし、健全度 I はこれ以上劣化が進展しない状態であるため、任意の ζ_I に対して、 $g_I(\zeta_I) = 0, G_I(\zeta_I) = 1$ が成立する。 $i < I$ に対して、 $h(\tau_A) = i$ のとき、時刻 $\tau_A + \zeta_i$ まで健全度 i が継続した条件の下で、その時点で健全度が $i+1$ に推移する条件付き確率密度関数はハザード関数 $\lambda_i(\zeta_i)$ であり、以下の通り与えられる。

$$\begin{aligned} \lambda_i(\zeta_i) &= \lim_{\Delta\zeta_i \rightarrow +0} \text{Prob}[\zeta_i \leq Z_i < \zeta_i + \Delta\zeta_i \mid Z_i \geq \zeta_i] \\ &= \frac{g_i(\zeta_i)}{\tilde{G}_i(\zeta_i)} \end{aligned} \quad (5)$$

ただし、 $\tilde{G}(\zeta_i)$ は Z_i の生存関数であり、 $\tilde{G}(\zeta_i) = 1 - G(\zeta_i)$ である。マルコフ劣化ハザードモデルでは、 $\lambda_i(\zeta_i)$ が時間に依存せずに一定値 $\theta_i > 0$ をとる指数ハザード関数

$$\lambda_i(\zeta_i) = \theta_i \quad (6)$$

を採用している。なお、 $g_I(\zeta_I) = 0$ より $\lambda_I(\zeta_I) = 0$ であるため、 $\theta_I = 0$ と定める。指数ハザード関数を用いることにより、劣化過程が過去の履歴に依存しないマルコフ性を表現でき、

$$\tilde{G}_i(\zeta_i) = \exp(-\theta_i \zeta_i) \quad (7)$$

が成立する。式 (5.4), 式 (5.5), 式 (5.6) より

$$g_i(\zeta_i) = \theta_i \exp(-\theta_i \zeta_i) \quad (8)$$

が得られるため、 $Z_i \sim \text{EX}(\theta_i)$ がわかる。

さらに、 $h(\tau_A) = i$ のもと、 τ_A から $z_i > 0$ にわたって健全度 i が継続する条件付き確率は

$$\tilde{G}_i(\tau_A + z_i | \zeta_i \geq \tau_A) = \exp(-\theta_i z_i) \quad (9)$$

と表される。すなわち、 $h(\tau_A) = i$ のもと、 $\tau_B = \tau_A + z$ に対して $h(\tau_B) = i$ である条件付き確率は

$$\text{Prob}[h(\tau_B) = i | h(\tau_A) = i] = \exp(-\theta_i z) \quad (10)$$

となる。 $\text{Prob}[h(\tau_B) = i | h(\tau_A) = i]$ は $\pi_{ii}(z)$ にほかならない。指数ハザード関数を用いた場合、 $\pi_{ii}(z)$ は θ_i と z のみに依存し、 τ_A, τ_B に関する情報を用いなくとも推移確率を定義できる。異なる隣接する健全度間の推移は独立であると仮定すれば、健全度が i から $j \geq i$ へ推移するために要する時間の確率変数は、独立である確率変数 Z_i, \dots, Z_{j-1} の和として $Z_i + \dots + Z_{j-1}$ として表現できる。これを踏まえ、式 (5.9) を拡張することで、 τ_A と τ_B の間で健全度が i から $j \geq i$ に推移する確率 $\pi_{ij}(z)$ は

$$\begin{aligned} \pi_{ij}(z) &= \text{Prob}[h(\tau_B) = j | h(\tau_A) = i] \\ &= \sum_{a=i}^j \prod_{e=i}^{a-1} \frac{\theta_e}{\theta_e - \theta_a} \prod_{e=a}^{j-1} \frac{\theta_e}{\theta_{e+1} - \theta_a} \exp(-\theta_a z) \\ &\quad ((i, j) \in \{1, \dots, I-1\} \times \{i, \dots, I\}) \end{aligned} \quad (11)$$

と表すことができる。詳細に関しては文献^{3, 22)}を参照されたい。ただし、表記上の規則として

$$\begin{cases} \prod_{e=i}^{a-1} \frac{\theta_e}{\theta_e - \theta_a} = 1 & a = i \text{ のとき} \\ \prod_{e=a}^{j-1} \frac{\theta_e}{\theta_{e+1} - \theta_a} = 1 & a = j \text{ のとき} \end{cases} \quad (12)$$

が成立すると考える。

参考文献

- 1) 大阪市：大阪市公共施設マネジメント基本方針，2021. [Osaka City: Osaka City Management Basic Policy of Public Facilities, 2021.]
- 2) 広島県：社会資本未来プラン～社会変化に適応したインフラマネジメントの推進～，2021. [Hiroshima Prefecture: Social Capital Future Plan - Promoting Infrastructure Management Adapted to Social Change -, 2021.]
- 3) 国土交通省：地方自治体に対するアンケート調査結果，第5回社会資本メンテナンス戦略小委員会資料1，2013. [MLIT: Results of a Survey of Local Authorities, 5th Meeting of the Subcommittee on Social Capital Maintenance Strategy Document 1, 2013.]
- 4) 総務省：公共施設等総合管理計画，<https://www.soumu.go.jp/iken/koushinhiyou.html>，2022. (最終アクセス日：2022/09/29) [MIC: Comprehensive Management Plan for Public Facilities, 2022.]
- 5) 総務省：地方公会計の整備，<https://www.soumu.go.jp/iken/kokaikei/index.html>，2022. (最終アクセス日：2022/09/29) [MIC: Development of Local Public Accounting, 2022.]
- 6) 国土技術政策総合研究所：施設維持管理情報活用マニュアル（案），2017. [NILIM: Manual for the Use of Facility Maintenance and Management Information (draft), 2017.]
- 7) 稲垣博信：少子高齢化時代におけるインフラ経営の課題－特にアセットマネジメントに着目して－，日本コンクリート工学会論文集，Vol.47，No.9，pp.123-127，2009. [Inagaki, H.: Requirements of Infrastructure Management under the Decreasing and Aging Society, Concrete Research and Technology, Vol.47, No.9, pp.123-127, 2009.]
- 8) 小林庸至，稲垣博信，五十川泰史：海外の地方自治体におけるアセットマネジメントの取組実態と国による支援のあり方，土木計画学研究発表会・講演集 (CD-ROM)，Vol.39，No.42，2009. [Kobayashi, Y., Inagaki, H. and Isogawa, Y.: Requirements of Infrastructure Management under the Decreasing and Aging Society, Dobokukeikakugakukenyuhappyoukai and kouensyu(CD-ROM), Vol.39, No.42, 2009.]

- 9) 国土交通政策研究所：社会資本の維持管理・更新のための主体間関係に関する調査研究（中間報告書），国土交通政策研究第 121 号，2015. [PRILIT: A Study of Strategic Public Infrastructure Maintenance and Renewal through Integrated Partnerships, PRILIT Research Report, No.121, 2015.]
- 10) 国土交通省：総力戦で取り組むべき次世代の「地域インフラ群再生戦略マネジメント」～インフラメンテナンス第 2 フェーズへ～，2022.
- 11) 野村総合研究所：人口減少が社会資本に与える影響に関するアンケート調査，http://www.nri.co.jp/news/2008/081120_1/081120_1.pdf，2008.（最終アクセス日：2009/05/01）[NRI: Questionnaire on the Impact of Population Decline on Social Capital, 2008.]
- 12) 国土交通省関東地方整備局東京国道事務所：路上工事縮減のための工夫，<https://www.ktr.mlit.go.jp/toukoku/toukoku00051.html>，2022.（最終アクセス日：2022/09/29）[MLIT Kanto Regional Development Bureau Tokyo National Route Office: Innovations to Reduce Roadworks, 2022.]
- 13) 東電タウンプランニング 2 社：インフラ設備コンサルティング，<https://www.ttplan.co.jp/underground/infrastructure.html>，2022.（最終アクセス日：2022/09/29）[Toden Town Planning Co.,Ltd: Infrastructure Equipment Consulting,2022.]
- 14) Hossain, M.: Asset Management Beyond Roads, *Proceedings of Cairns International Public Works Conference*, 2007.
- 15) The NSW Government: State Infrastructure Strategy 2018-2038, <https://www.nsw.gov.au/projects/nsw-infrastructure-strategy-2018-2038>, 2022.（最終アクセス日：2022/09/30）
- 16) 内閣府政策統括官（経済社会システム担当）：日本の社会資本 2017，2018. [Cabinet Office Director General for Economic, Fiscal and Social Structure: Measuring Infrastructure in Japan 2017, 2018.]
- 17) 総務省：統一的な基準による財務書類の作成状況等に関する調査，2022.[MIC: Surveys on the State of Preparation of Financial Documents According to Uniform Standards, etc., 2022.]
- 18) 宮城県企業局：宮城県上工下水一体官民連携運営事業（みやぎ型管理運営方式）について，2022. [Miyagi Prefecture Enterprise Bureau: Contents of the Proposal by the

Preferential Negotiating Right Holder (METAWATER Group) for the Miyagi Prefecture Waterworks and Sewerage Integrated Public-Private Partnership Operation Project (Miyagi-type Management and Operation System), 2022.]

- 19) メタウォーターグループ：提案概要書，2021. [Metawater CO.,LTd: Summary of Proposals, 2021.]
- 20) 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. [Kaito, K. and Kobayashi, K: Bayesian Estimation of Markov Deterioration Hazard Model, *Journal of JSCE*, Vol.64, No.2, pp.336-355, 2007.]
- 21) 東芝：統合報告書 2021，2021. [Toshiba: Integrated Report 2021, 2021.]
- 22) 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, *nikkagiren*, 1979.]
- 23) 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. [Tsuda, Y., Kaito, K., Aoki, K. and Kobayashi, K.: Estimating Markovian Transition Probabilities for Bridge Deterioration Forecasting, *Journal of JSCE*, Vol.801/I-73, pp.68-82, 2005.] 2
- 24) 小林潔司，小濱健吾：リスク・アセットマネジメントのための統計数理，電気書院，2019. [Kobayashi, K. and Obama, K.: Mathematical Statistics for Risk/Asset Management, *Denkisyoin*, 2019.]

第5章 社会基盤施設の維持管理におけるパラメトリック型保険の適用可能性

5.1 はじめに

団塊的に老朽化が進む社会基盤施設に対して、管理者（事業者）は厳しい予算制約のもとで計画的な維持管理を実践していかなければならない¹⁾。具体的には、管理対象となる社会基盤施設の維持更新費用を長期に亘って見積り、その財源を事前に確保していくことが重要である²⁾。しかし、将来時点における維持更新費用には、地震等の突発的な大規模災害の影響を除いたとしても、不確実性が伴う。これは、社会基盤施設の劣化過程に不確実性が介在するためである。一方、近年では実際の目視点検データを用いた統計的劣化予測手法が開発され、劣化過程の不確実性を定量的に評価することが可能となっている^{3, 4)}。ただし、実務において、長期の維持更新費用は平均値（期待値）で議論されることが少なくなく、その不確実性は悲観的シナリオとして参照情報にとどまる。本章の研究では、社会基盤施設の劣化過程の不確実性に起因する維持更新費用の不確実性をリスクと定義し、このリスクを低減するための方策（ソフトウェア対策）を検討する。

リスクマネジメントには、一般的にリスクコントロールとリスクファイナンスの要素がある（例えば⁵⁾）。前者は、文字通りリスクを直接的に制御する施策のことであり、一般的には、社会基盤施設の劣化速度を抑制することを目的に、予防・事後保全や除却等の修繕・更新施策といったハードウェア対策を講じる⁶⁾ことが該当する。これは、いわゆるアセットマネジメントの概念と等価であり、すでに多くの研究蓄積がある^{7, 8)}。実務においても、アセットマネジメントに関する方法論を試行的に導入した事例が国内外で確認できる^{9, 10)}。他方、後者のリスクファイナンスは、リスクコントロール後の残余リスクを措置するためのソフトウェア施策である。本章の研究におけるリスクファイナンスは、予防・事後保全や更新などの施策を考慮した維持更新費用に関する計画予算と、予想外の劣化に伴い増加した実費用の差異に対する金銭的な備えと位置づけることができる。社会基盤施設の維持管理を対象としたリスクファイナンスは著者等の知る限り、研究蓄積がない。

以上の問題意識のもと、本章の研究では劣化過程の不確実性に伴う維持更新費用の不確実性を低減するリスクファイナンスの在り方を議論する。具体的には、実際の目視点検データを用いた劣化予測を実施して、劣化過程の不確実性を定量的に評価した上で、数値シミュレーションによってパラメトリック型保険の適用可能性について検討する。パラメトリック型保険は、予め定めたトリガー事象の発生により、保険金の支払いが可能となる即時性を有することが特徴である。以下、**5.2**で本章の研究の基本的な考え方について述べる。**5.3**

でマルコフ劣化ハザードモデルの概要を説明する。5.4でパラメトリック型保険の適用可能性に関する数値シミュレーションの手法を示し、5.5で5.4に基づいた数値シミュレーションの結果を示す。最後に5.6で留意事項を整理する。

5.2 本章の研究の基本的な考え方

5.2.1 社会基盤施設の老朽化と財源

国および自治体の財政が逼迫する中、社会基盤施設の老朽化および大規模災害への対応に要する費用の増加が懸念されている。ただし、これは長年指摘されてきた課題であり、例えば平成25年度の年次経済財政報告では、アセットマネジメント・リスクマネジメントの改善などの必要性が指摘されている¹¹⁾。社会基盤施設に対して、計画的な維持管理を行っていくためには、社会基盤施設の将来の維持更新費用を精緻に見積もり、その財源を予め確保することが望ましい。しかし、将来の維持更新費用に不確実性を生じさせる事象が存在する。代表的な事象は大規模災害である。大規模災害により、社会基盤施設が被災すれば、想定外の災害復旧費が必要となる。大規模災害に関しては、公助の限界があると指摘されており^{例えば12)}、自助・共助のさらなる充実が今後求められている。2つ目は、社会基盤施設の劣化過程の不確実性である。この点に関しては、社会基盤施設を対象とした点検データを用いた統計的劣化予測手法により、施設群に対する全体平均的な劣化過程³⁾のみならず、個々の社会基盤施設に対する個別の劣化過程⁴⁾と、その劣化過程の不確実性を信頼区間という形で定量的に評価することが可能となっており、維持管理問題への試行的導入事例も存在する。

自治体等が管理している社会基盤施設は、その維持更新に関する財源の一部が税込、もしくは水道料金収入など、公共性の高い財源である。したがって、これらの財源を用いた維持更新費用を確保するためには透明性と根拠が求められる。不確実性の大きい将来の維持更新費用をこのような財源から前もって確保することは、原則単年度主義を採用している自治体では困難である。こうした状況を打破するためには、維持更新費用の将来の不確実性を軽減する仕組みが必要である。上述した将来における維持更新費用の不確実性に影響を及ぼす事象のうち、大規模災害に伴う不確実性については、災害復旧基本法に基づく各社会資本分野での災害復旧費用の国からの補助や自治体がある程度裁量をもって発行できる災害復旧債、それに対する交付税措置などのスキームがある。したがって、計画維持更新費用が災害復旧費用の発生により増大したとしても公的な支援が期待できるため、自治体が負担する追加的な費用は少額で済むと考えられる。他方、劣化過程の不確実性に伴う維持更新費用の不確実性を低減するような国からの補助制度は存在しない。そのため、本章の研究では、劣化過程の不確実性に伴う維持更新費用の不確実性をリスクと定義し、このリスクを低減させる手法を検討する。

5.2.2 リスクファイナンス

小林・横松¹³⁾は、災害リスクを制御する方法として、1) 災害リスク事象の生起確率そのものを減少させる技術（リスクコントロール）、2) 災害により生じた被害を社会全体に分散させる技術（リスクファイナンス）に言及している。他の分野のリスクマネジメントでも同様の考えであり、第一にリスクコントロールによって生起確率や影響を直接的に制御した上で、リスクファイナンスによって残余リスクを分散するのが典型的なリスクマネジメントの考え方であるといえる。本章の研究で扱う社会基盤施設の維持管理を対象とした場合、予防・事後保全や除却等の修繕・更新の優先順位付けなど、伝統的にリスクコントロールに重点が置かれている。リスクファイナンスに関しては、大規模災害に対する検討はある程度なされているものの、劣化過程の不確実性に伴う将来の維持更新費用の不確実性という観点からリスクファイナンスを検討した研究事例は存在しない。したがって、本章の研究ではリスクファイナンスに着目し議論を進めるが、その対象が維持管理であっても、大規模災害であっても方法論自体は不変であるため、大規模災害のリスクファイナンスに関する既往研究をレビューしながら基本的な考え方を整理する。

OECD¹⁴⁾によれば、リスクファイナンスにはリスク事象前と事象後の措置の2種類があり、大規模災害に対するリスクファイナンスを想定するのであれば、これらの最適ミックスが必要と主張している。これは、事後のファイナンスは予算再分配・起債・増税・借入・援助などで構成されており、政治や金融機関、援助機関などのカウンターパートの状況によっては、リスク事象が生じた後では資金を調達できないケースがあることが理由である。したがって、OECDが推奨するとおり、必然的に保険やリザーブ（現金積立）などの事前措置も必要となる。内田ら¹⁵⁾は、自治体ではないが、鉄道、空港、港湾事業者に対するリスクファイナンスの実際の導入状況に関するアンケートを実施している。台風や洪水については保険がある程度付保されている一方、地震についてはほぼ保険が付保されていない傾向を報告している。また、国や自治体からの支援に期待している傾向もみられ、積立金、金融機関借入・債権発行は少数であり、CAT ボンド、コミットメントラインなどの他のツールはほぼ導入されていないという状況であった。さらに、比較的新しいリスクファイナンスツールについては、依然我が国では導入が進んでいないことが示されている。以上より、リスクコントロール後の残余リスクを措置するリスクファイナンスには、事象前と事象後の2種類があり、社会基盤施設に対して事前措置を講ずることを想定するならば、保険の付保が望ましいといえる。

5.2.3 リスクファイナンスの手法の選択

前述したとおり、本章の研究では劣化過程の不確実性に起因する維持更新費用の不確実性をリスクと定義する。リスクファイナンスは、アセットマネジメント計画策定後の維持

更新に関する計画予算と実費用の差異に対する金銭的備えと位置づけることができる。内閣府¹⁶⁾は、リスクファイナンスを「リスクを時間的・空間的に移転することや、経済の潤滑油である金融を円滑に機能させること等により、災害により個社や地域が受ける被害を軽減又は早期に回復させるものである」としており、本章の研究においては、計画予算と実費用の差異を時間的・空間的に移転することが求められる。

リスクファイナンスの成立可能性の重要な論点の1つとして集積リスクがある。仮に全世界的な感染症が発生した場合には、どの地域においても事業中断など、パンデミックとそれに関連した様々な被害が生じるために、空間的にリスク移転をすることは困難である。そのため、このようなリスクに対する民間保険会社での引受には限界があり、リスクファイナンス自体が成立しえない状況が考えられる。社会基盤施設の劣化も同様に、どの地域の社会基盤施設においても時間とともに発生する事象であるために、空間的なリスク移転は困難であると考えられる。他方、予想された劣化過程と実際の劣化過程の差異は、期待値を中心にプラス方向（長寿命側）にもマイナス方向にも分布するものであり、かつ津田等³⁾、小濱等⁴⁾の研究によってその分布（不確実性）を定量的に評価可能であることから、複数地域の社会基盤施設の事業者が共同で保険等に加入すれば、空間的なリスク移転が可能であると考えられる。ただし、例えば、飛来塩分などによるコンクリート構造物の塩害など、劣化過程に影響を及ぼす特殊な要因に関しては地域差があるものと考えられるが、維持更新に関する計画予算を策定する際の劣化予測において、その分を勘案していれば問題ないものといえる。具体的には、地震保険のように地域別の保険料を設定するという手法も考えられる。したがって、本章の研究で取り扱うリスクに対するリスクファイナンスに関しては、複数自治体間での空間的なリスク移転が可能なものと推察される。

リスクファイナンスは前述したとおり、事前と事後の措置があり、最適なミックスで適用されることが望まれる。概ね、現在の自治体は起債など事後の措置に重きを置いている。低金利が続き、償還において地方交付税措置があることが要因の1つであると考えられる。しかし、予算は1年おきに策定され、補正予算も災害などで組まれることはあっても、維持更新に関する計画予算と実費用の差異を補填するために組まれることは想定し難い。そのため、予想外の劣化が生じても事後の措置で対応していることが大半であり、最悪の場合には当該年度内では対応しきれずに、次年度以降に起債して、予算が措置されるまで社会基盤施設の使用を停止するというケースが今後多発する恐れがある。

5.2.4 パラメトリック型保険

社会基盤施設に対する維持更新を計画通りに遂行していくためには事前措置が必要である。事前措置にもリザーブや保険など複数の選択肢がある。ただし、自治体に関しては、単年度主義であるために、事前措置の1つであるリザーブを大きな額で確保するのは、政治や説明責任の面で困難である。本来は修繕引当金がリザーブに該当するものと考えられる

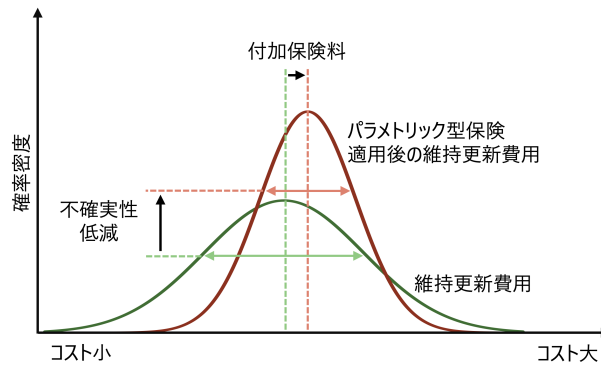


図-5.1: 保険の効果の概念図

表-5.1: パラメトリック型保険の特徴

	伝統的な保険	パラメトリック型保険
事由	物理的資産の損害あるいは被害の発生	予め定められた事象の発生
回収損害金額	実質損害の支払	事前に定めた支払額
ベースリスク	約款条件, 控除額および免責事項	正確なモデル化: インデックスと損害エクスポージャーの相関関係
保険金請求プロセス期間	複雑: 損害査定人に基づく遅延の可能性 通常は1年, 一部は複数年	透明性, インデックスに基づく迅速な支払 単年または複数年: 最高5年
仕組み	標準商品および約款文書 : 一部はカスタマイズ	柔軟性のあるカスタマイズ商品 (単一トリガー, 複数トリガー)
形態	保険契約	保険またはデリバティブ

注) 文献¹⁸⁾より引用したものを, 著者等が一部修正.

が、「地方公営企業が会計を整理するに当たりよべき指針」¹⁷⁾などによって, 当該引当金の厳格化が地方公営企業では進んでおり, この手法の適用も厳しいものとなっている. より説明責任を求められる一般会計でも同様であると推察される. 他の事前措置としてCATボンドやコンティンジェント・クレジット・ファシリティなどがあるが, これらは大規模災害を想定したものであるため, 本章の研究で対象とするリスクには適応する可能性が低い. そのため, 少しの保険料で不確実性を抑え, 共助の仕組みとなっている保険による事前の措置が最も本章の研究のリスクには適用しやすいものと考えられる. すなわち, 複数地方自治体もしくは地方公営企業が加入する保険を開発することで空間的にリスク移転を行い, さらに保険という毎年少額の保険料でリスク事象発生時に高額の支払保険金が得られる仕組みを用いて時間的にリスク移転を行う. 図-5.1は, 社会基盤施設群に対するある事業者の任意の将来時点における維持更新費用を模式的に示したものである. 将来時点の維持更新費用には不確実性が存在するために, 図中の緑色で示すように分布する. 一方で赤色は保険適用後の維持更新費用である. 付加保険料が発生するために, 赤色の分布の期

待値は緑色と比較して増加するが、分布の分散は小さくなっている。保険加入の利点は将来時点における維持更新費用の不確実性を低減させることにある。

保険にも様々な種類があるが、特に本章の研究ではパラメトリック型保険の適用を検討する。パラメトリック型保険とは、支払額決定に損害調査が必要な従来保険と異なり、ある種のトリガーとなる事象が発生して観測された場合、即座に保険金が支払われるという仕組みである（表-5.1）¹⁸⁾。従来保険によって、維持更新に関する計画予算と実費用との差異を処理しようとする、莫大な損害調査の時間が必要になるとともに、支払保険金額の設定に数多くある修繕工法からの選択と積算が必要となる。パラメトリック型保険を適用すると、計画予算の算出根拠となる健全度等をベースに支払保険金を設定することになる。仮に予想外の劣化が点検により判明した場合、その結果をもとに支払いが行われる。従来保険のような損害調査を行う必要がないので迅速に保険金が支払われ、支払保険金額も修繕工法によらないので計画予算の算出時の健全度ごとの修繕費の差異を支払額とすればよい。このことから従来保険と比べ、計画費用と実費用との差異を補償するのに適用しやすいという利点があるものと考えられる。

さらにパラメトリック型保険は支払即時性を有していることから、修繕即時性も同時に有する。そのために、修繕の遅延に伴う追加的費用の増加も防止可能となる。また、従来保険の損害調査は鑑定人の性質などにより評価結果が変わることがあるが¹⁹⁾、パラメトリック型保険ではトリガー事象が発生すれば支払いが行われるために、資金の用途に関する透明性を重視する自治体にとっては、透明性という観点からも従来保険より優位であると考えられる。パラメトリック型保険は大規模災害リスクに関してすでに実装がなされている。地震の震度、台風の風速・ルートなどをトリガー事象とした商品が海外で商品化されている。国内では、個人向けの地震に対する保険が商品化されている。したがって、社会基盤施設の維持更新に対しても、保険料の算出根拠となるデータが蓄積してくれば実装は可能である。その一方で、トリガーとなる事象にはモラルハザードを防止するために、客観的で透明性と一貫性が高い指標が必要である。金融庁による指針²⁰⁾においても、トリガーには損害額と高い相関性が必要と明記しており、その点には留意が必要である。

5.2.5 本保険の社会的意義

道路、港湾、上下水道、廃棄物処理など、様々な分野の社会基盤施設を保有する自治体では、これらの施設が相互に関連することなく独立した劣化過程に従うと仮定できるならば、自治体単独で分野間の財源を融通しあうことによって、維持更新費用の不確実性に対するリスクヘッジが理論的には可能である。しかし、実務上では各分野の予算は前年度比をベースとした硬直的な運用がなされており、分野間融通は困難な状況にある。また、所管省庁が異なることもこの分野間融通を難しくしている。例えば、水に関連する社会基盤施設では、ダムや河川・下水道は国土交通省所管、上水道は厚生労働省所管、工業用水道は

経済産業省所管となっており、自治体組織もこの所管省庁をベースに組織形成がなされている。どの部署も自部署の予算が削減されることは回避したい。加えて、その理由が所管省庁の異なる他部署の維持更新費用のためであるならば、大きな反発を招く。また、上記の事例では財源も異なる。ダムや河川は一般税収を財源のベースとし、その他の施設は料金収入を財源のベースとしている。水道料金を払った住民の立場に立つと、その水道料金が一般税収で賄われるべき河川堤防の維持更新費用に流用されることは望ましくない。この財源の相違も維持更新費用における分野間融通を難しくしている。今後人口減少に伴う税収減を考慮すると、全体的な財源のボリューム的にも自治体単独で維持更新費用の不確実性を対処するのは現実的ではない。

以上の点を考慮すると、こうした多分野において生じる維持更新費用の不確実性というリスクを、所管省庁等のしがらみのない民間保険会社に移転することは極めて合理的といえる。ただし、民間保険会社の保険料には付加保険料が上乘せされることには留意が必要である。そのため、将来の維持更新費用の不確実性を低減させることと引き換えに、民間保険会社がビジネスとして成立しうるための保険料を税収もしくは料金収入から捻出しなければならない。このあたりは将来の維持更新費用の不確実性低減という付加価値をどこまで認めるか、各首長や幹部公務員の判断に委ねられることになる。パラメトリック保険はその点では単なる維持更新費用の不確実性低減のみならず、支払迅速性に伴う修繕迅速性という付加価値を有しているところが特徴といえる。道路、港湾、上下水道、廃棄物処理など、どの分野の社会基盤施設においても適用されることが望ましいが、上述した通り大きく分けて財源が一般税収となっている分野と、料金収入となっている分野が存在している。本保険を適用しやすいのは、ある程度独立した組織体である公営企業にて管理がなされており、財源が比較的豊富で、かつ、受益者負担が明確な後者の分野であると考えられる。

5.3 マルコフ劣化ハザードモデル

5.3.1 モデル化の前提条件

本章の研究では、保険料設定やこれ以降で行う検証の基礎となる社会基盤施設の劣化過程をマルコフ連鎖によりモデル化する。モデル化に先立ち、モデル化の前提条件について説明する。対象とする社会基盤施設は、その劣化状態が目視点検等を通して、離散的な I 段階の健全度 $\{1, 2, \dots, I\}$ として評価されるとする。ただし、健全度はその値が大きくなるほど、健全性が低い状態を表す。一般的に、健全度 1 は新設状態、健全度 I は使用限界を意味する。時刻 τ における健全度を $h(\tau)$ と表すとする。以下、 $z > 0$ に対して、2つの時刻間 $\tau_A, \tau_B = \tau_A + z$ における健全度の推移確率について考える。 τ_A, τ_B はいずれも点検時刻を表し、これらの時刻においてのみ健全度が点検により確認できる。 $(i, j) \in \{1, \dots, I\}^2$

に対して、マルコフ推移確率 $\pi_{ij}(z)$ は $h(\tau_A) = i$ が生じた条件の下で $h(\tau_B) = j$ が生起する条件付き確率として定義され、推移確率が τ_A 以前の劣化過程に依存しないという点においてマルコフ性を有し、

$$\pi_{ij}(z) = \text{Prob}[h(\tau_B) = j \mid h(\tau_A) = i] \quad (5.1)$$

と与えられる。これを i 行 j 列成分に配置した I 次正方行列をマルコフ推移確率行列

$$\mathbf{\Pi}(z) = \begin{pmatrix} \pi_{11}(z) & \cdots & \pi_{1I}(z) \\ \vdots & \ddots & \vdots \\ \pi_{I1}(z) & \cdots & \pi_{II}(z) \end{pmatrix} \quad (5.2)$$

と呼ぶ。社会基盤施設全般に対して以下の性質が成り立つ。

$$\begin{cases} 0 \leq \pi_{ij}(z) \leq 1 & (i \leq j) \\ \pi_{ij}(z) = 0 & (i > j) \\ \sum_{j=i}^I \pi_{ij}(z) = 1 \end{cases} \quad (5.3)$$

式 (5.3) の第二式は、社会基盤施設は経年により劣化が進行し、修繕されない限り健全度は自然に回復しないことを表現している。また、健全度 I はマルコフ連鎖における吸収状態であり、 $\pi_{II}(z) = 1$ が成立する。

5.3.2 マルコフ劣化ハザードモデルの定式化

社会基盤施設の劣化過程の予測モデルとして、マルコフ劣化ハザードモデルを用いる。ここでは、読者の便宜を図るために概要を述べるに留めるが、詳細に関しては文献^{3, 22)}を参照されたい。いま、健全度 i の寿命 $\zeta_i > 0$ の確率変数 Z_i が、確率密度関数が $g_i(\zeta_i)$ 、累積分布関数が $G_i(\zeta_i)$ である分布に従うとする。ただし、健全度 I はこれ以上劣化が進展しない状態であるため、任意の ζ_I に対して、 $g_I(\zeta_I) = 0, G_I(\zeta_I) = 1$ が成立する。 $i < I$ に対して、 $h(\tau_A) = i$ のとき、時刻 $\tau_A + \zeta_i$ まで健全度 i が継続した条件の下で、その時点で健全度が $i+1$ に推移する条件付き確率密度関数はハザード関数 $\lambda_i(\zeta_i)$ であり、以下の通り与えられる。

$$\begin{aligned} \lambda_i(\zeta_i) &= \lim_{\Delta\zeta_i \rightarrow +0} \text{Prob}[\zeta_i \leq Z_i < \zeta_i + \Delta\zeta_i \mid Z_i \geq \zeta_i] \\ &= \frac{g_i(\zeta_i)}{\tilde{G}_i(\zeta_i)} \end{aligned} \quad (5.4)$$

ただし、 $\tilde{G}_i(\zeta_i)$ は Z_i の生存関数であり、 $\tilde{G}_i(\zeta_i) = 1 - G_i(\zeta_i)$ である。マルコフ劣化ハザードモデルでは、 $\lambda_i(\zeta_i)$ が時間に依存せず一定値 $\theta_i > 0$ をとる指数ハザード関数

$$\lambda_i(\zeta_i) = \theta_i \quad (5.5)$$

を採用している. なお, $g_I(\zeta_I) = 0$ より $\lambda_I(\zeta_I) = 0$ であるため, $\theta_I = 0$ と定める. 指数ハザード関数を用いることにより, 劣化過程が過去の履歴に依存しないマルコフ性 (無記憶性) を表現でき,

$$\tilde{G}_i(\zeta_i) = \exp(-\theta_i \zeta_i) \quad (5.6)$$

が成立する. 式 (5.4), 式 (5.5), 式 (5.6) より

$$g_i(\zeta_i) = \theta_i \exp(-\theta_i \zeta_i) \quad (5.7)$$

が得られるため, $Z_i \sim \text{EX}(\theta_i)$ がわかる.

さらに, $h(\tau_A) = i$ のもと, τ_A から $z_i > 0$ にわたって健全度 i が継続する条件付き確率は

$$\tilde{G}_i(\tau_A + z_i \mid \zeta_i \geq \tau_A) = \exp(-\theta_i z_i) \quad (5.8)$$

と表される. すなわち, $h(\tau_A) = i$ のもと, $\tau_B = \tau_A + z$ に対して $h(\tau_B) = i$ である条件付き確率は

$$\text{Prob}[h(\tau_B) = i \mid h(\tau_A) = i] = \exp(-\theta_i z) \quad (5.9)$$

となる. $\text{Prob}[h(\tau_B) = i \mid h(\tau_A) = i]$ は $\pi_{ii}(z)$ にほかならない. 指数ハザード関数を用いた場合, $\pi_{ii}(z)$ は θ_i と z のみに依存し, τ_A, τ_B に関する情報を用いなくとも推移確率を定義できる. 異なる隣接する健全度間の推移は独立であると仮定すれば, 健全度が i から $j \geq i$ へ推移するために要する時間の確率変数は, 独立である確率変数 Z_i, \dots, Z_{j-1} の和として $Z_i + \dots + Z_{j-1}$ として表現できる. これを踏まえ, 式 (5.9) を拡張することで, τ_A と τ_B の間で健全度が i から $j \geq i$ に推移する確率 $\pi_{ij}(z)$ は

$$\begin{aligned} \pi_{ij}(z) &= \text{Prob}[h(\tau_B) = j \mid h(\tau_A) = i] \\ &= \sum_{a=i}^j \prod_{e=i}^{a-1} \frac{\theta_e}{\theta_e - \theta_a} \prod_{e=a}^{j-1} \frac{\theta_e}{\theta_{e+1} - \theta_a} \exp(-\theta_a z) \\ &\quad ((i, j) \in \{1, \dots, I-1\} \times \{i, \dots, I\}) \end{aligned} \quad (5.10)$$

と表すことができる. 詳細に関しては文献 ^{3, 22)} を参照されたい. ただし, 表記上の規則として

$$\begin{cases} \prod_{e=i}^{a-1} \frac{\theta_e}{\theta_e - \theta_a} = 1 & a = i \text{ のとき} \\ \prod_{e=a}^{j-1} \frac{\theta_e}{\theta_{e+1} - \theta_a} = 1 & a = j \text{ のとき} \end{cases} \quad (5.11)$$

が成立すると考える.

5.3.3 点検データの概要

対象とする社会基盤施設の構成要素全体からなる集合を Ω とし、 $|\Omega| = K$ とする（例えば橋梁を例にあげる．構成要素を橋梁と設定すれば、構成要素全体は管理対象橋梁群、あるいは道路ネットワークとなる．構成要素を部材と設定すれば、構成要素全体は橋梁となる．）． $k \in \{1, \dots, K\}$ 番目の要素 $\omega^k \in \Omega$ に対して、第1回目の点検が時刻 τ_A^k に、第2回目の点検が時刻 τ_B^k に実施されたとする．また、第1回目の点検において健全度 $\bar{h}(\tau_A^k) = \bar{i}^k$ が、第2回目の点検において健全度 $\bar{h}(\tau_B^k) = \bar{j}^k$ が観測されたとする．なお、 $\bar{i}^k \leq \bar{j}^k$ であり、以下、記号「 \lceil 」は実測値であることを表す．さらに、 $z^k = \tau_B^k - \tau_A^k$ と定めれば、 z^k は τ_A^k から τ_B^k までの期間長であり、2回の点検の時間間隔を表す．さらに、 ω^k の劣化過程に影響を及ぼすと考えられる要因が L 個あげられるとし、 $\bar{\mathbf{x}}^k = \{\bar{x}_1^k, \dots, \bar{x}_L^k\}$ と表す．ただし、 \bar{x}_1^k は定数とし、恒等的に1とする．以上に基づき、 ω^k が有する情報を $\bar{\xi}^k = \{\bar{h}(\tau_A^k), \bar{h}(\tau_B^k), z^k, \bar{\mathbf{x}}^k\}$ と表すとし、これらをまとめて $\bar{\xi} = \{\bar{\xi}^1, \dots, \bar{\xi}^K\}$ とする．

5.3.4 モデルの推定手法

ω^k の健全度 i における劣化過程を表現する指数ハザード関数 $\lambda_i^k(\zeta_i^k) = \theta_i^k$ に関して、ハザード率 θ_i^k は特性 \mathbf{x}^k に影響を及ぼされると考え、パラメータ $\beta_i = \{\beta_{i1}, \dots, \beta_{iL}\}$ を用いて

$$\theta_i^k = \exp(\mathbf{x}^k \cdot \beta_i') \quad (5.12)$$

と表す．ただし、 $\beta = \{\beta_1', \dots, \beta_I'\}$ は I 行 L 列の行列であり、記号「 $'$ 」は行列の転置操作を表す．ただし、 $\theta_I^k = 0$ を表現するために、任意の l に対して、 $\beta_{I,l} = -\infty$ とする．

ハザード率の決定はモデルの決定を意味するため、点検データ $\bar{\xi}$ を与件としたモデルの推定は、パラメータ行列 β を推定することに他ならない．本章の研究においては、最尤法により β を推定することを考える．マルコフ推移確率はハザード率と点検間隔により式 (5.10) と表される．特に、 ω^k の推移確率に関して、健全度が \bar{i}^k から \bar{j}^k へ推移する確率は、点検間隔 z^k に依存し、ハザード率がパラメータ行列 β と特性 $\bar{\mathbf{x}}^k$ により記述されることを明示的に示すために、 $\pi_{\bar{i}^k \bar{j}^k}(z^k, \bar{\mathbf{x}}^k | \beta)$ と表すこととする．いま、 Ω の各要素が独立に得られたとした場合、その健全度の推移の同時生起確率を表す対数尤度 $\ln \mathcal{L}$ は

$$\begin{aligned} \ln \mathcal{L}(\beta) &= \ln \left[\prod_{k=1}^K \pi_{\bar{i}^k \bar{j}^k}(z^k, \bar{\mathbf{x}}^k | \beta) \right] \\ &= \ln \left[\prod_{k=1}^K \prod_{i=1}^I \prod_{j=i}^I \pi_{ij}(z^k, \bar{\mathbf{x}}^k | \beta)^{\delta_{ij}^k} \right] \\ &= \sum_{k=1}^K \sum_{i=1}^I \sum_{j=i}^I \delta_{ij}^k \ln[\pi_{ij}(z^k, \bar{\mathbf{x}}^k | \beta)] \end{aligned} \quad (5.13)$$

と表すことができる。ただし、 $\bar{\delta}_{ij}^k$ はダミー変数であり、

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

と定義する。

点検データは与件であるため、対数尤度 $\ln \mathcal{L}$ は β の関数である。 $\ln \mathcal{L}$ を最大化するような最尤推定値 $\hat{\beta} = \{\hat{\beta}_{1,1}, \dots, \hat{\beta}_{I-1,L}\}$ は以下の連立方程式

$$\frac{\partial \ln \mathcal{L}(\hat{\beta})}{\partial \beta_{i,l}} = 0 \quad (5.15)$$

$$(i \in \{1, \dots, I-1\}, l \in \{1, \dots, L\})$$

の解として得られる。式 (5.15) は Newton 法を基本とする逐次反復法により解くことができる。最尤推定値 $\hat{\beta}$ は漸近正規性を示し、

$$\hat{\beta} \xrightarrow{D} \mathcal{N}(\beta, \mathcal{I}(\beta)^{-1}) \quad (5.16)$$

である。ここに、 $\mathcal{I}(\beta)$ は Fisher 情報行列である。

5.4 分析手法

5.4.1 シミュレーションに際しての諸設定

パラメトリック型保険の適用が維持更新費用にもたらす影響をシミュレーションを通じて検証する。対象とする社会基盤施設は K 個の要素から構成されており、構成要素全体からなる集合を Ω とする。各構成要素の状態は I 段階の健全度として評価される。保険加入時の各健全度の占有割合を初期状態と称し、健全度が i である構成要素の Ω に対する割合を w_i とし、 $\mathbf{w} = \{w_1, \dots, w_I\}$ とする。また、健全度が i である構成要素に対する維持更新費用を c_i とし、修繕された構成要素の健全度は 1 へ回復すると仮定する。 $\mathbf{c} = \{c_1, \dots, c_I\}$ とする。なお、健全度が 1 の構成要素に対しては修繕を実施せず、 $c_1 = 0$ とする。また、 $i > i' \Rightarrow c_i > c_{i'}$ を仮定する。さらに、各費用は保険加入時における現価に基づいて評価するとし、そのための現価率（割引率）を $v \in (0, 1]$ とする。

社会基盤施設の劣化過程を、第 5.3 章のマルコフ劣化ハザードモデルにより記述する。パラメータ行列 β と、構成要素 $\omega^k \in \Omega$ の劣化過程に影響を及ぼすと考えられる特性 \mathbf{x}^k が与えられたとき、ハザード率 θ_i^k は式 (5.12) のように定義できる。このとき、 $t \in \{0, 1, \dots\}$ 年度において健全度が i である ω^k は、 $t+1$ 年度に確率 $\pi_{ij}(1, \mathbf{x}^k | \beta)$ で健全度が j に推移する。

社会基盤施設の修繕施策は、健全度ごとに定められた管理水準に達するよう修繕を行うものであるとする。 Ω を S 個の非交差な部分集合 $\Omega_s (s \in \{0, \dots, S-1\})$ に分割し、 $|\Omega_s| = K_s$

とする。 $\sum_{s=1}^S K_s = K$ である。 t 年度においては $\Omega_{\text{mod}(t,S)}$ に対して点検が行われるとする。ただし、 $(m, n) \in \mathbb{N}^2$ に対して、 $\text{mod}(m, n)$ は m の n による剰余を表す。さらに、 t 年度に行われた $\Omega_{\text{mod}(t,S)}$ に対する点検の結果に基づく修繕は、同じ年度である t 年度に行われるとする。このため、点検から修繕までに生じる社会基盤施設の劣化は無視する。健全度 i の管理水準を $p_i \in [0, 1]$ と定め、 $\mathbf{p} = \{p_1, \dots, p_I\}$ とする。 p_i は、健全度が i である構成要素に対して、健全度が i である構成要素の Ω に対する割合が p_i 以下となるまで修繕が行われるための水準である。しかし、本章の研究における仮定のもとでは、 $S > 1$ の場合はある年度の点検のみでは Ω を網羅できず、点検および修繕は S 年間により一巡できる。そのため、 t 年度においては割合にして全体の $K_{\text{mod}(t,S)}/K$ の構成要素に対してしか点検を行えない。これらのことから、 t 年度における点検により、健全度が i である構成要素の Ω に対する割合 $u_{i,\text{mod}(t,S)}(t)$ が得られたとき、健全度が i である $\Omega_{\text{mod}(t,S)}$ の構成要素に対する修繕割合 $\gamma_{i,\text{mod}(t,S)}(t)$ を以下のように定める。

$$\begin{aligned} & \gamma_{i,\text{mod}(t,S)}(t) \\ &= \max \left\{ u_{i,\text{mod}(t,S)}(t) - \frac{K_{\text{mod}(t,S)}}{K} p_i, 0 \right\} \end{aligned} \quad (5.17)$$

以下、 $\mathbf{u}_s(t) = \{u_{1,s}(t), \dots, u_{I,s}(t)\}$ とし、また

$$\sum_{i=1}^I u_{i,\text{mod}(t,S)}(t) = \frac{K_{\text{mod}(t,S)}}{K} \quad (5.18)$$

に注意されたい。 $\boldsymbol{\gamma}_s(t) = \{\gamma_{1,s}(t), \dots, \gamma_{I,s}(t)\}$ とする。また、

$$u_{i,\text{mod}(t,S)}(t) = \frac{\#\{\omega_{\text{mod}(t,S)}^k \mid h(t) = i\}}{K} \quad (5.19)$$

であり、 $\#\{X\}$ は論理式 X を満足する構成要素数である。これにより、社会基盤施設の状態を管理水準 \mathbf{p} で維持する場合と同じ水準で修繕を行うことが可能となる。

5.4.2 劣化過程の不確実性の維持更新費用への影響

劣化過程の不確実性に起因する維持更新費用の影響を考察する。 T 年間にわたる維持管理を対象とする。 t 年度における修繕で生じる修繕費の現価 $r(t)$ と t 年度までに生じる累積の修繕費の現価 $R(t)$ の分布を考える。しかし、修繕割合の決定に式 (5.17) と条件分岐を要することから、これらの解析的な表示は困難であるといえる。したがって、モンテカルロ法により $r(t), R(t)$ の分布を推定する。

$r(t), R(t)$ の分布を推定するため、対象とする社会基盤施設群を劣化・修繕するシミュレーションを Q 回行う。 q 回目のシミュレーションについて考える。まず、0 年度における社会基盤施設の構成要素の初期状態として、各健全度の割合を \mathbf{w} とする。1 年ごとに各構成要素をマルコフ推移確率に基づいて劣化させる。 t 年度における $\Omega_{\text{mod}(t,S)}$ に対する点検に

表-5.2: 支払い時期

支払い時期	
修繕費	期末払い
保険料	期始払い
(修正) 保険金	期末払い

よって, $\Omega_{\text{mod}(t,S)}$ の健全度分布 $\mathbf{u}_{\text{mod}(t,S)}^{(q)}(t)$ が取得できる. 式 (5.17) に基づいて修繕割合 $\gamma_{\text{mod}(t,S)}^{(q)}(t)$ を決定し, それに基づく修繕数分をランダムで修繕し, 修繕がなされた構成要素の健全度を 1 に回復させる. よって, t 年度における修繕で生じる修繕費の現価 $r^{(q)}(t)$ は

$$r^{(q)}(t) = v^t K_{\text{mod}(t,S)} \sum_{i=1}^I \gamma_{i,\text{mod}(t,S)}^{(q)}(t) \cdot c_i \quad (5.20)$$

と表される. ただし, 修繕費は期末払いを想定する (表-5.2). したがって, t 年度までに生じる累積の修繕費の現価 $R^{(q)}(t)$ は

$$R^{(q)}(t) = \sum_{s=1}^t r^{(q)}(s) \quad (5.21)$$

と表される. 以上を $t = T$ まで実施することによって, T 年間にわたり生じる修繕費のシミュレーションができる. 以上により, Q 回分のシミュレーション結果 $\mathbf{r}(t) = \{r^{(1)}(t), \dots, r^{(Q)}(t)\}$, $\mathbf{R}(t) = \{R^{(1)}(t), \dots, R^{(Q)}(t)\}$ が得られるため, $\mathbf{r}(t), \mathbf{R}(t)$ を $r(t), R(t)$ の分布と考える.

5.4.3 パラメトリック型保険の設計

本章の研究におけるパラメトリック型保険の適用

本章の研究の目的の 1 つは社会基盤施設の劣化過程の不確実性に起因する維持更新費用の不確実性の低減である. そのため, パラメトリック型保険の適用にあたる指標は各構成要素の健全度とする. まず, 保険金の支払いが行われる条件であるトリガー事象およびその発動の判定について考える. 具体的に, t 年度における任意の構成要素に対して支払われる保険金について検討する. いま, 点検により健全度が i であると観測されたとする. また, 対象とする社会基盤施設に対する点検データに基づく事前のシミュレーションにより, 諸条件が過去と同一であるという条件の下で時刻 t における健全度は \tilde{i} であると期待されていたとする. トリガー事象は, $\iota \in \{1, \dots, I-1\}$ に対して, 点検により観測された健全度 i と, 期待される健全度 \tilde{i} の差が ι 以上, つまり

$$i - \tilde{i} \geq \iota \quad (5.22)$$

である場合とする。ここで、 ι をトリガーと称する。 ι が小さい場合、観測される健全度と、期待される健全度との差が小さくてもトリガーが発動される、すなわち比較的緩い条件でトリガーの発動および、それに伴う保険金の支払いが行われることを意味する。一方、 ι が大きい場合は、トリガーの発動と保険金の支払いの条件は厳しいといえる。トリガー事象は構成要素ごとに発動の判定が行われるとする。

次に、 t 年度においてトリガー事象が発生した際に支払われる保険金について考える。保険金の支払いは、トリガーの発動の判定と同様に構成要素ごとに行われるものとし、1つの構成要素に対して支払われる保険金について考える。1構成要素に対する1回の保険金の支払い上限を μ とし、ある構成要素に対して、 t 年度における健全度の組 i, \tilde{i} が与えられたとき、保険金 ${}^{\mu}b_{i, \tilde{i}}$ を

$${}^{\mu}b_{i, \tilde{i}} = \begin{cases} \min\{c_i - c_{\tilde{i}}, \mu\} & i - \tilde{i} \geq \iota \\ 0 & i - \tilde{i} < \iota \end{cases} \quad (5.23)$$

と定め、 ${}^{\mu}b = [{}^{\mu}b_{i, \tilde{i}}]$ とする。これにより、 $\mu = c_I$ の場合は、想定された修繕費を上回る支出は保険金によりすべて補償されるため、事業者は想定された修繕費以上の金額を修繕に際して支払う必要がないことが保証される。 $\mu < c_I$ の場合は、想定を上回る支出のすべてを補償されるわけではないが、一定値の補償は受けられるため、不確実性の低減に資するものと見込まれる。

しかし、期待される健全度 \tilde{i} を確定値として定めることは難しいため、 \tilde{i} を離散確率変数とみなし、 \tilde{i} が生起する確率を、第5.4章5.4.2における Q 回のシミュレーションにより得られた、 t 年度における健全度が \tilde{i} である構成要素の Ω に対する割合とするとし、これを $\tilde{u}_{\tilde{i}}(t)$ とすれば、

$$\tilde{u}_{\tilde{i}}(t) = \sum_{s=0}^{S-1} \frac{K_s \cdot u_{\tilde{i}, s}(t)}{K} \quad (5.24)$$

と表せる。また、 $\tilde{u}(t) = \{\tilde{u}_1(t), \dots, \tilde{u}_I(t)\}$ とする。これにより、 ${}^{\mu}b_{i, \tilde{i}}$ の期待値を本章の研究において支払われる保険金 ${}^{\mu}B_i(t)$ とすると、

$$\begin{aligned} {}^{\mu}B_i(t) &= E_{i, t} [{}^{\mu}b_{i, \tilde{i}}] \\ &= \sum_{\tilde{i}=1}^I {}^{\mu}b_{i, \tilde{i}} \cdot \tilde{u}_{\tilde{i}}(t) \\ &= \sum_{\tilde{i}=1}^{i-\iota} {}^{\mu}b_{i, \tilde{i}} \cdot \tilde{u}_{\tilde{i}}(t) \end{aligned} \quad (5.25)$$

である。 ${}^{\mu}B(t) = ({}^{\mu}B_1(t), \dots, {}^{\mu}B_I(t))$ とし、 ${}^{\mu}B(t)$ を修正保険金と称する。なお、修正保険金は期末払いを想定する(表-5.2)。

表-5.3: 支払即時性と修繕即時性の関係

	支払即時性の有無		資金力分類の基準
	有	無	
資金力	大	○	<ul style="list-style-type: none"> 資金が豊富にあり、現行の管理水準を達成するための修繕費の負担が可能である業者 保険料として一時的に相当な金額を支出したとしてもなお修繕費と負担が可能になる
	中	×	<ul style="list-style-type: none"> 資金が豊富にあるわけではないが、現行の管理水準を達成するための修繕費の負担は可能ではある事業者 保険料として一時的に相当な金額を支出した場合は修繕費の負担が不可能となり、修繕のためには保険金の支払いを待つ必要がある
	小	×	<ul style="list-style-type: none"> 資金がなく、現行の管理水準を達成するために管理水準の引き下げや事業そのものの見直しが求められる

注) 表中の○, × は修繕即時性の有無を表す。

収支相当の原則と保険料算出

本章の研究において、保険料の算定は収支相当の原則に従う。収支相当の原則とは、加入者が支払う保険料の現価が、加入者に支払われる保険金の期待値の現価に一致するように保険料が算出されるという原則である。収支相当の原則により、保険会社と加入者が不公平となることが回避される。支払われる保険金のみに着目して算出された保険料を純保険料と称する。実務では、会社を健全に経営するための経費や手数料を加味した付加保険料を併せて徴収する。純保険料と付加保険料の和が営業保険料であり、実際に加入者が保険会社に支払う保険料は営業保険料である。本章の研究においては簡単のため、付加保険料を無視し、純保険料のみを設定する。

以下、 t 年度における1構成要素あたりの保険料を考える。保険料の変動に関して、保険料が保険期間中一律、毎年改訂、定期的に改訂などを考えることができる。保険期間中一律の場合、保険料は保険期間中に生じるすべての保険金の現価の期待値をもとに算出される。保険料が毎年一律であることは、加入者と保険会社双方にとって事務手続き上は明瞭である。一方で、社会基盤施設の構成要素の健全度分布が年度により大きく変動する場合、一時的にはあるが一方にキャッシュが偏ることとなる。加入者側のキャッシュが相対的に減少する期間が長くなる場合、本保険の本来の意義を逸脱することとなる。よって、保険料を毎年一律として設定することは本保険においては不適當であると考えられる。毎年改訂される場合、一律である場合の欠点であるキャッシュの偏りは生じないが、加入者にとって毎年の支払額が変動することは実務上煩雑である。そこで、道路法による定期点検の実施間隔が5年である（すなわち、5年で管理対象となる全ての社会基盤施設に対する点検が一巡する）ことを踏襲し、保険料が5年ごとに改訂されることを考える。5年ごとの改訂であればキャッシュの偏りは小さく、また保険料の変動による実務上の負担も小

さいと考えられる。

簡単のため保険期間 T (年) は 5 の倍数であるとし, ある自然数 N により $T = 5N$ と表されるとする. すなわち, 保険期間は N 期からなり, 第 $n \in \{1, \dots, N\}$ 期の保険料を ${}^{\mu}P_n$ とすれば, この保険料は $5n - 4, 5n - 3, \dots, 5n$ 年度の 5 年間において適用される. ただし, ${}^{\mu}P_n$ は期始払いとする. ${}^{\mu}P_n$ を求めるにあたり, 加入時の現価に基づく収支相当の原則を適用する. 第 n 期に保険会社に支払われる保険料の現価は, $v < 1$ のとき

$$\sum_{t=5n-4}^{5n} v^{t-1} \cdot {}^{\mu}P_n = \frac{{}^{\mu}P_n(v^{5n-5} - v^{5n})}{1 - v} \quad (5.26)$$

である. さらに, t 年度において, $\Omega_{\text{mod}(t,S)}$ の 1 構成要素に対して支払われる保険金の期待値は, 式 (5.25) より

$$E_i [{}^{\mu}B_i(t)] = \sum_{i=1}^I {}^{\mu}B_i(t) \cdot \tilde{u}_i(t) \quad (5.27)$$

であり, 第 n 期に支払われる保険金の期待値の現価は,

$$\sum_{t=5n-4}^{5n} v^t \left\{ \sum_{i=1}^I {}^{\mu}B_i(t) \cdot \tilde{u}_i(t) \right\} \quad (5.28)$$

である. 保険金は期末払いであることに注意されたい (表-5.2). 収支相当の原則においては, 保険料 ${}^{\mu}P_n$ は式 (5.26) と式 (5.28) が等しくなるように定められることを要求するために, ${}^{\mu}P_n$ は

$${}^{\mu}P_n = \frac{1 - v}{v^{5n-5} - v^{5n}} \sum_{t=5n-4}^{5n} v^t \left\{ \sum_{i=1}^I {}^{\mu}B_i(t) \cdot \tilde{u}_i(t) \right\} \quad (5.29)$$

である. なお, 年度間による価値の変化を考慮しない, すなわち $v = 1$ の場合は,

$$\lim_{v \rightarrow 1-0} \frac{v^{5n-5} - v^{5n}}{1 - v} = 5 \quad (5.30)$$

であることを考慮すればよい. なお, 社会基盤施設全体に対する保険金, 保険料を考える場合, 本節の結果を構成要素の数だけ増せばよい.

5.4.4 支払即時性の有用性の検証

パラメトリック型保険による支払即時性およびそれに付随する修繕即時性の検証方法について言及する. 第 5.2 章 5.2.4 にあるように, パラメトリック型保険の特徴の 1 つとして, 保険金を早急に支払うことが可能である点があげられる. この性質を支払即時性と称する. 支払即時性により, 加入者 (事業者) は早急に修繕などの維持管理行動を取ることが可能となる. 早急な修繕行動を取ることが可能である性質を修繕即時性と称する. これ

ら2つの即時性に関して、事業者の資金力に応じて、表-5.3のような対応を考えることができる。

資金力が「大」である場合、保険金の支払即時性がない場合でもキャッシュストックが潤沢に存在するため、保険金の支払即時性がない従来保険の場合でも最大限迅速な修繕行動をとることが可能となり、経済的事柄は修繕実施の制約になりえず、修繕即時性を有すると判断できる。この場合、加入者は第5.4章5.4.5に記述する維持更新費用の不確実性の低減のみを目的に保険に加入することとなる。当然、資金力が「中」である場合であっても、保険に加入する目的の1つは維持更新費用の不確実性の低減である。しかし、資金力が中である場合、その目的の達成のために保険に加入する対価である保険料の支払いにあたりキャッシュストックが一時的に不足し、保険金の支払いを受けてからのみ修繕行動を取ることが可能となることが考えられる。このとき、保険金の支払即時性があれば、修繕行動を迅速に取ることが可能であるため、修繕即時性を獲得することができる。一方、支払即時性がない従来保険の場合は、キャッシュストックの不足により修繕行動を取ることができない。保険金の支払いが遅れた分だけ修繕行動が遅れるために、修繕即時性はない。つまり、資金力が中である場合は、不確実性低減だけでなく修繕即時性を期待できるパラメトリック型保険のほうが望ましい。資金力が「小」である場合は、保険料の支払いによる一時的なキャッシュストックの不足に関わらず、維持更新費用を確保できないという点から、事業そのものの見直しや管理水準の引き下げが求められるといえる。状況の改善がみられない場合、当該加入者は本保険の対象外であると判断せざるを得ない。以上より、本保険の対象は資金力が「大」もしくは「中」である事業者となる。以下、資金力「中」の事業者の加入理由の1つである保険金の支払即時性の利点について検証を行う。第5.4章5.4.2では点検と修繕が同じ年度に行われる場合について考察した。本節では、点検が t 年度に行われたとき、修繕が点検の t' 年後である $t+t'$ 年度に行われる場合について考える。この場合においては、修繕が遅れた間に生じる劣化は無視できないものとする。

点検が t 年度、修繕が点検の t' 年後に行われる場合に、点検時点に基づく修繕費の現価 $r_{t'}(t)$ と修繕費の累積の現価 $R_{t'}(t)$ の分布を考える。第5.4章5.4.2と同様に、対象とする社会基盤施設を劣化・修繕させる Q 回のシミュレーションを通じて、モンテカルロ法によりこれらを得るとする。まず、0年度における社会基盤施設の構成要素の初期状態として、各健全度の割合を w とする。1年ごとに各構成要素をマルコフ推移確率に従い劣化させる。 t 年度の点検によって、 $\Omega_{\text{mod}(t,S)}$ の健全度分布 $u_{\text{mod}(t,S)}^{(q)}(t)$ が取得される。この点検結果に基づく $t+t'$ 年度に行われる修繕の修繕割合は、式(5.17)に従い $\gamma_{\text{mod}(t,S)}(t)$ である。 t 年度に行われる修繕は $t-t'$ 年度に $\Omega_{\text{mod}(t-t',S)}$ に対して行われた点検に基づくものであるため、 $\text{mod}(t',S) \neq 0$ のとき、 t 年度に点検が行われる部分集合と修繕が行われる部分集合は一致しない。また、 $\text{mod}(t',S) = 0$ のときは点検と修繕が行われる部分集合は一致するものの、 t 年度に行われる修繕は t 年度に行われた点検の結果と独立に行われることに注意さ

りたい。そのため、 t 年度に行われた点検に基づく修繕費の現価 $r_{t'}^{(q)}(t)$ は

$$r_{t'}^{(q)}(t) = v^{t+t'} K_{\text{mod}(t,S)} \sum_{i=1}^I \gamma_{i,\text{mod}(t,S)}^{(q)}(t) \cdot c_i \quad (5.31)$$

と表される。したがって、 t 年度までに行われた点検に基づく修繕で生じる累積の修繕費の現価 $R_{t'}^{(q)}(t)$ は

$$R_{t'}^{(q)}(t) = \sum_{s=1}^t r_{t'}^{(q)}(s) \quad (5.32)$$

と表される。以上を $t = T$ まで実施することで、 T 年間にわたり生じる修繕費のシミュレーションができる。以上により、 Q 回分のシミュレーション結果 $\mathbf{r}_{t'}(t) = \{r_{t'}^{(1)}(t), \dots, r_{t'}^{(Q)}(t)\}$, $\mathbf{R}_{t'}(t) = \{R_{t'}^{(1)}(t), \dots, R_{t'}^{(Q)}(t)\}$ が得られる。 $\mathbf{r}_{t'}(t)$, $\mathbf{R}_{t'}(t)$ を $r_{t'}(t)$, $R_{t'}(t)$ の分布と考える。 t' を離散変数とみなし、 t' を変化させたときの $r_{t'}(t)$, $R_{t'}(t)$ を変化を考えることで、支払即時性と、それに付随する修繕即時性の利点を検証できる。

5.4.5 維持更新費用の不確実性の低減

パラメトリック型保険の適用による維持更新費用の不確実性の低減について検証を行う。保険に加入している場合、各年度に発生する維持更新費用は、期始に支払う保険料と期末に発生する修繕費の和から、期末に支払われる保険金を差し引いたものである(表-5.2)。一方、保険に加入していない場合は、期末に発生する修繕費のみである。保険に加入している場合の各年度の維持更新費用の現価を ${}^{\mu}_t m(t)$ 、累積の維持更新費用の現価を ${}^{\mu}_t M(t)$ 、保険に加入していない場合の各年度の維持更新費用の現価を $m'(t)$ 、累積の維持更新費用の現価を $M'(t)$ とし、これらの分布を求めることを考える。

分布を推定するにあたり、 Q 回のシミュレーションを行う。 q 回目のシミュレーションについて考える。まず、0年度における社会基盤施設の構成要素の初期状態として、各健全度の割合を \mathbf{w} とする。1年ごとに各要素がマルコフ推移確率に従い劣化し、 t 年度における点検によって $\Omega_{\text{mod}(t,S)}$ の健全度分布 $\mathbf{u}_{\text{mod}(t,S)}^{(q)}$ が取得される。式(5.17)に基づいて修繕割合 $\gamma_{\text{mod}(t,S)}^{(q)}(t)$ を決定し、それに基づく修繕数分をランダムで修繕し、修繕がなされた構成要素の健全度を1に回復させる。よって、 t 年度における維持更新費用の現価は、保険に加入している場合

$$\begin{aligned} {}^{\mu}_t m^{(q)}(t) = v^{t-1} K_{\text{mod}(t,S)} & \left\{ {}^{\mu}_t P_n \right. \\ & \left. + v \sum_{i=1}^I \gamma_{i,\text{mod}(t,S)}^{(q)}(t) (c_i - {}^{\mu}_t B_i(t)) \right\} \quad (5.33) \end{aligned}$$

となる．ここに， n は t 年度が属する期であり，ある整数 $l \in \{0, 1, 2, 3, 4\}$ が存在して， $t = 5n + l$ とかける．保険に加入していない場合は

$$m^{(q)}(t) = v^t K_{\text{mod}(t,S)} \sum_{i=1}^I \gamma_{i,\text{mod}(t,S)}^{(q)}(t) \cdot c_i \quad (5.34)$$

である．また，それぞれの累積維持更新費用の現価は

$${}^{\mu}M^{(q)}(t) = \sum_{s=1}^t {}^{\mu}m^{(q)}(s) \quad (5.35)$$

$$M'^{(q)}(t) = \sum_{s=1}^t m'^{(q)}(s) \quad (5.36)$$

である．以上により， P 回分のシミュレーション結果 ${}^{\mu}\mathbf{m}(t) = \{{}^{\mu}\mathbf{m}^{(q)}(t)\}$ ， $\mathbf{m}'(t) = \{\mathbf{m}'^{(q)}(t)\}$ ， ${}^{\mu}M(t) = \{{}^{\mu}M^{(q)}(t)\}$ ， $M'(t) = \{M'^{(q)}(t)\}$ が得られる． ${}^{\mu}\mathbf{m}(t)$ ， $\mathbf{m}'(t)$ ， ${}^{\mu}M(t)$ ， $M'(t)$ を ${}^{\mu}m(t)$ ， $m'(t)$ ， ${}^{\mu}M(t)$ ， $M'(t)$ の分布と考える．

維持更新費用の不確実性の低減は， ${}^{\mu}M(t)$ ， $M'(t)$ の標準偏差 $\sqrt{V[{}^{\mu}M(t)]}$ ， $\sqrt{V[M'(t)]}$ の比較に基づいて行う．しかし，標準偏差の単位は考察の対象の量のそれと同じであるため，標準偏差の大きさはその量のオーダーに依存する．そのため，それぞれを平均値で正規化した

$${}^{\mu}\sigma(t) = \frac{\sqrt{V[{}^{\mu}M(t)]}}{E[{}^{\mu}M(t)]} \quad (5.37)$$

$$\sigma'(t) = \frac{\sqrt{V[M'(t)]}}{E[M'(t)]} \quad (5.38)$$

の比較に基づくとし，これらを正規化標準偏差と称することとする．これらの比

$${}^{\mu}\chi(t) = 1 - \frac{{}^{\mu}\sigma(t)}{\sigma'(t)} \quad (5.39)$$

を正規化標準偏差低減率と称し，不確実性の低減の指標となる． ${}^{\mu}\chi(t)$ が 1 に近い値を取る場合，保険加入により正規化標準偏差が大きく低下したことを表し，維持更新費用の不確実性が大幅に低減したことを示す．

5.5 実証分析

5.5.1 シミュレーションにあたる諸設定

社会基盤施設の維持管理にパラメトリック型保険を適用する有用性を検証するために，シミュレーションを通じた実証分析を行う．対象とする社会基盤施設は橋梁である．橋梁は多数の部材で構成された構造物であるが，議論を単純化するために，構成要素として RC 床版のみに着目する．RC 床版の点検は，縦桁と横桁で区切られたパネル単位で実施されることから，本章の研究においても RC 床版 1 パネルを点検と修繕の基本単位とする（な

表-5.4: パラメータ β , 初期状態 w , 修繕費 c , 管理水準 p

健全度	β	w	c (百万円/m ²)	p
1	-2.35	0.80	0	1.0
2	-2.87	0.10	0.03	0.3
3	-1.34	0.05	0.35	0.1
4	-5.11	0.05	0.60	0.1
5	-	0.00	1.50	0.0

表-5.5: マルコフ推移行列 $\Pi(1)$

		事後健全度 j				
		1	2	3	4	5
事前健全度 i	1	0.909	0.088	0.002	0.000	0.000
	2	-	0.945	0.048	0.007	0.000
	3	-	-	0.770	0.230	0.000
	4	-	-	-	0.994	0.006
	5	-	-	-	-	1.000

お, RC床版の修繕はパネル単位ではなく, 修繕量を集約化させるためにスパン単位で実施される場合もある²³⁾が, パラメトリック型保険の有用性の検証という意味においてはパネル単位であっても, スパン単位であっても本質的な相違はないと判断した). 1つの橋梁には複数のRC床版パネルが含まれるが, シミュレーションで想定する事業者においては, $K = 500$ のRC床版パネル(以下, RC床版)に対して管理責任を有すると仮定する. なお簡単のため, 各RC床版の面積は 1m^2 とする. RC床版に対して, その状態は $I = 5$ 段階の健全度として評価されるとする. 特性 x としては定数項のみを採用する. パラメータ β , 初期状態 w , 修繕費 c (百万円/m²)および管理水準 p は表-5.4の値を用いる. また, RC床版の劣化過程を記述するマルコフ推移行列 $\Pi(1)$ を表-5.5に示す. なお, 表-5.5の推移確率は, 参考文献⁷⁾において実際のRC床版に対する目視点検データを用いてマルコフ劣化ハザードモデルを推計した結果である. 点検は $S = 5$ 年周期で行われ, Ω を大きさの等しい部分集合 $\Omega_s (s \in \{0, \dots, 4\})$ に分割した上で, 維持管理を行うとする. 各検証におけるシミュレーション回数はいずれも $Q = 5,000$ 回とする.

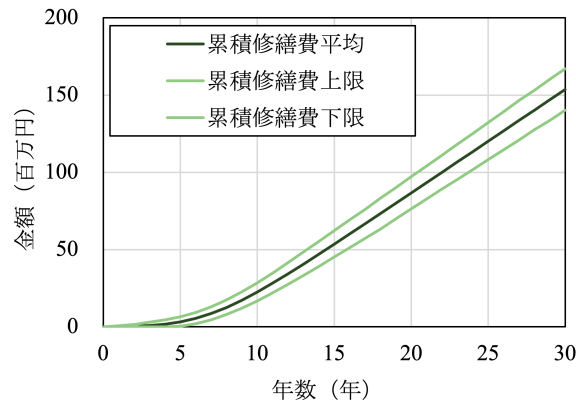


図-5.2: 修繕費 $R(t)$ の推移

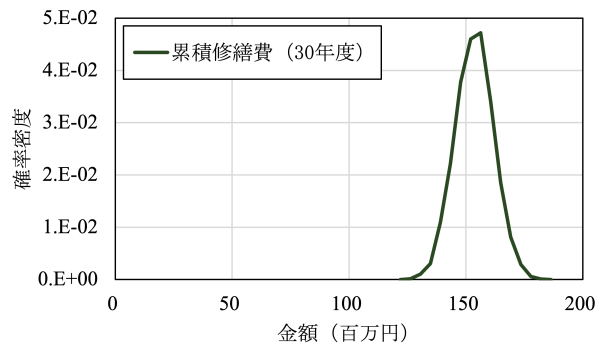


図-5.3: 30年度の累積修繕費 $R(30)$ の分布

5.5.2 劣化過程の不確実性の維持更新費用への影響

第5.4章5.4.2に従い、シミュレーションを行う。 $Q = 5,000$ 回のシミュレーションにより得られた、累積修繕費の現価の平均値および上下5%点の推移を図-5.2に示す。また、30年度における累積修繕費の現価の分布 $R(30)$ を図-5.3に示す。30年度における累積修繕費の平均値は153.69百万円であり、標準偏差は8.14百万円である。99%VaRは19.18百万円であるため、劣化過程の不確実性に起因する修繕費の不確実性が、当該事業者の予算計画に大きな影響を及ぼすことが読み取れる。修繕費の不確実性に影響を及ぼす要因は劣化過程の不確実性以外にも考えられることから、RC床版の維持更新費用の不確実性を低減することは重要な事項と考えられる。本章の研究は、パラメトリック型保険の適用によりこの不確実性を低減することを目的の1つとしており、それに関しては第5.5章5.5.5で考察を行う。

表-5.6: 保険金 ${}_{\frac{1}{2}}^{1.5}\mathbf{b}$ (百万円)

	観測された健全度 i					
	1	2	3	4	5	
期待健全度 \tilde{i}	1	-	0	0.35	0.60	1.50
	2	-	-	0	0.57	1.47
	3	-	-	-	0	1.15
	4	-	-	-	-	0
	5	-	-	-	-	-

注) 各値が μ を上回っていれば, その値は μ に置換される.

表-5.7: 30 年度の修正保険金 ${}_{\ell}^{1.5}\mathbf{B}(30)$ (百万円)

	トリガー ℓ				
	1	2	3	4	
健全度	1	-	-	-	-
	2	0.019	-	-	-
	3	0.480	0.226	-	-
	4	0.879	0.839	0.388	-
	5	2.671	2.316	2.133	0.969

5.5.3 パラメトリック型保険の設計

本章の研究におけるパラメトリック型保険の適用

本保険の保険期間は $T = 30$ 年とする. トリガーは $\ell = 1, 2, 3, 4$ の 4 通り, 保険金支払いの上限 μ は 0.02 百万円から 1.5 百万円まで 0.02 百万円刻みで 75 通りの計 300 通りの検討を行う. 保険金 ${}_{\ell}^{1.5}\mathbf{b}$ は, 例えば $\ell = 2, \mu = 1.5$ の場合は表-5.6 となる.

収支相当の原則と保険料算出

保険金支払い上限 $\mu = c_I = 1.5$ について検討を行う. 適用される保険金は ${}_{\ell}^{1.5}\mathbf{b}$ ではなく, 修正保険金 ${}_{\ell}^{1.5}\mathbf{B}$ であるために, 一概に想定から上回った支出がすべて補償されるわけではないが, ${}_{\ell}^{1.5}\mathbf{b}$ が適用された場合と同等の水準で補償される. 第 5.4 章 5.4.55.4.3 および第 5.5 章 5.5.2 に基づけば, 修正保険金 ${}_{\ell}^{1.5}\mathbf{B}$ は表-5.7 である.

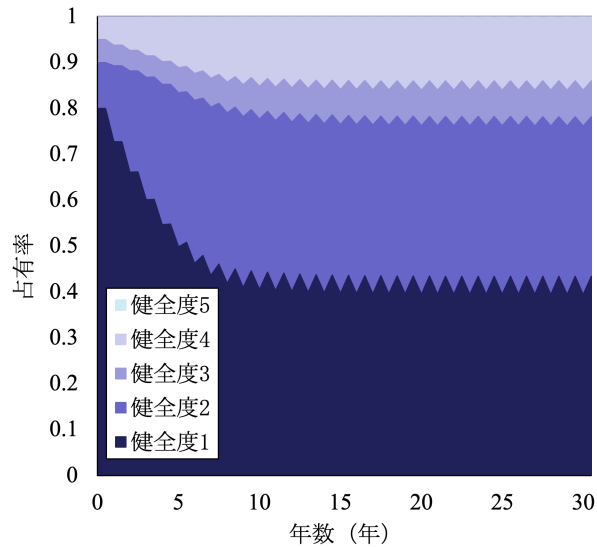


図-5.4: 平均的な状態 $\bar{u}(t)$ の推移

ここで、 $Q = 5,000$ 回のシミュレーションを通して、各年度における RC 床版の健全度分布の平均 $\bar{u}(t)$ を図-5.4 に示す。これは、表-5.4 に従って RC 床版が劣化・修繕を経験するときの平均的な RC 床版の状態の推移である。修正保険金 1_5B および平均的な状態の推移 $\bar{u}(t)$ に基づき、各期において 1 つの RC 床版パネルに対して支払われる保険金の期待値の現価を求めると、表-5.8 のようになる。一方、第 n 期において支払われる保険料の期待値の現価の総和は式 (5.26)、式 (5.30) より $5^1_5P_n$ である。これらより、収支相当の原則に基づくことによって、保険料は表-5.9 のように算出される。これらの結果は、1 つの RC 床版に対してではなく、管理対象の RC 床版全体に対するものであることに注意されたい。

以上に基づく、RC 床版全体に対する累積保険料と累積保険金の期待値の現価の推移を図-5.5 に示す。ただし、例として、 $l = 1$ の結果のみを示す。保険料は各期における総額を平準化して徴収される。そのため、第 2 期に相当する 10 年度までにおいては、RC 床版の劣化が十分に進展しておらず、保険料が支払われる機会が少ないことから、累積の期待保険料が累積の期待保険金を上回っている。それ以降の期においては RC 床版の状態が収束していることが図-5.4 からわかることから、累積の期待保険料と累積の期待保険料は一致しているものと推察できる。なお、 $l = 2, 3, 4$ の場合でも、結果の傾向は変わらない。

5.5.4 支払即時性の有用性

第 5.4 章 5.4.4 に従い、シミュレーションを行う。修繕年度の点検年度からの遅れを $t' = 1, 2, 3, 4$ (年) とし、検証を行う。また、比較対象として点検と修繕が同じ年度に行われる場合を $t' = 0$ とする。 $t' = 0$ の結果は第 5.5 章 5.5.2 に一致することに注意されたい。 $Q = 5,000$ 回のシミュレーションによって観測された、 $K = 500$ の RC 床版に対する

表-5.8: 各期に支払われる保険金（百万円）

	トリガー i				
	1	2	3	4	
期 n	1	1.47	1.34	1.12	0.54
	2	15.56	14.32	8.03	1.00
	3	23.17	21.45	11.14	1.07
	4	24.40	22.60	11.64	1.08
	5	24.68	22.86	11.76	1.09
	6	24.75	22.92	11.78	1.09

表-5.9: 各期における保険料（百万円）

	トリガー i				
	1	2	3	4	
期 n	1	0.29	0.27	0.22	0.11
	2	3.11	2.86	1.61	0.20
	3	4.63	4.29	2.23	0.21
	4	4.88	4.52	2.33	0.22
	5	4.94	4.57	2.35	0.22
	6	4.95	4.58	2.36	0.22

$T = 30$ 年の健全度ごとの修繕数の平均値を表-5.10に示す。また、修繕費の現価を表-5.11に示す。表-5.10から、修繕即時性がない、すなわち修繕が遅れるほど健全度が悪いRC床版に対する修繕数が増加傾向にある。早急に修繕ができないことによって、RC床版が健全性の低い状態におかれていることがわかる。また、表-5.11から、費用的にも修繕の年度が遅れるほど、修繕費が増大することがわかる。確かに、RC床版を放置するほどその状態が悪くなり、またその状態からの修繕費が高額となることは容易に予測できることではある。しかし、これを定量的に示すことにより、保険金の支払即時性から享受される修繕即時性を確保できるという点において、社会基盤施設の維持管理にパラメトリック型保険を適用する意義を見出すことが可能となる。ただし、点検と修繕との間に生じるタイムラグは費用（支払即時性）の問題のみではない。点検業務と修繕業務が分離発注されるような場合にはパラメトリック保険を導入してもこの問題は完全に解消されない。点検・補修の一括発注など、新しい事業形態も、保険と並行して検討していくことが重要である。

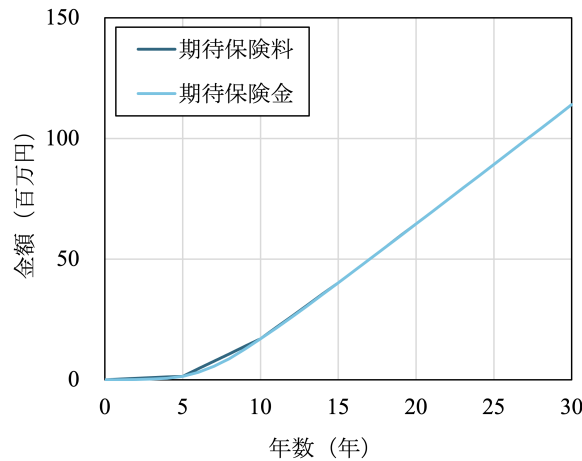


図-5.5: 累積保険料と累積保険金の期待値の現価の推移

表-5.10: 30年にわたり経験した修繕数

	修繕の遅れ t'					
	0	1	2	3	4	
1	-	-	-	-	-	
健全度	2	248.2	222.5	198.3	174.8	150.9
	3	7.1	6.0	5.3	4.9	4.9
	4	211.6	214.4	216.3	217.5	218.5
	5	11.1	12.2	13.2	14.3	15.3

5.5.5 維持更新費用の不確実性の低減

第5.4章5.4.5に基づき、維持更新費用の不確実性の低減について考察する。まず、 $l = 1$ における累積の維持修繕費用の現価 ${}_{1}^{1.5}M(t)$, $M'(t)$ の推移を図-5.6に示す。また、30年度における累積の維持更新費用の現価の分布 ${}_{1}^{1.5}M(30)$, $M'(30)$ を図-5.7に示す。保険の加入の有無に関わらずに期待値がほとんど一致しているのは、保険料が収支相等の原則に基づいて算出されるためである。不確実性の低減に関して、上下5%点の幅の推移が、保険に加入した場合のほうが加入していない場合に比べて小さく抑えられていることが確認できる。正規化標準偏差は、保険加入時は ${}_{1}^{1.5}\sigma(30) = 0.012$ 、未加入時は $\sigma'(30) = 0.053$ であることから、正規化標準偏差低減率は ${}_{1}^{1.5}\chi(30) = 0.778$ であり、高い水準で維持更新費用の不確実性が低減されていることがわかる。また、それぞれのトリガー l 下におけるシミュレーション結果を表-5.12に示す。正規化標準偏差低減率は l が小さい方が大きくなる傾向にあることが読み取れる。これは、 l が小さい方が、トリガーが比較的緩い条件で発動するため、想定より相当大きく修繕費が生じた場合でも補償されるためである。一方、 l が

表-5.11: 30年度の累積修繕費 $R_t(30)$ の現価 (百万円)

修繕の遅れ t'				
0	1	2	3	4
153.53	155.72	157.41	158.90	160.24

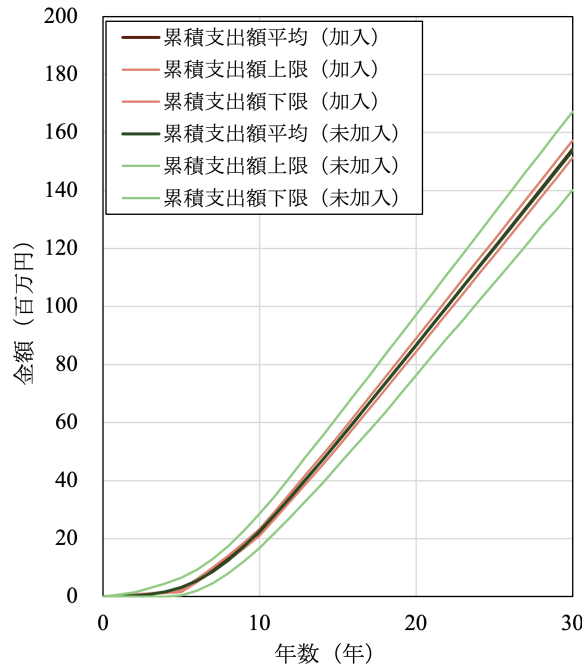


図-5.6: 累積支出額 $\frac{1}{1}M(t), M'(t)$ の推移

小さい施策は支払われる保険金が高額となることが期待されるために保険料も高く設定されており、例えば $l = 1$ では保険料の修繕費に対する割合が 0.739 と非常に高額である。これは、一般的な損害保険は発生確率が低い事象を対象としているのに対して、本章の研究で考察する保険は社会基盤施設の劣化を対象としており、トリガー事象は想定より劣化したか否かであるために保険金の支払いが発生する機会が多くなるためである。このことを踏まえても、修繕費に対する保険料の割合が 0.739 であることは高額であり、高い水準で不確実性を低減できることが期待されとしても、その効果が実際には得られなかった際リスクを考慮すると、加入にあたり心理的障壁となる事情に十分になり得る。一方で、 l が大きい施策は保険料が安価であるため加入はしやすいものの、正規化標準偏差低減率が小さいため、不確実性の低減の効果があまり期待できない。これらのことから、不確実性の低減の度合いと保険料はトレードオフの関係にあることが推測される。本保険を実商品として展開するにあたり、両者を適切に満足する施策を提案することが求められる。

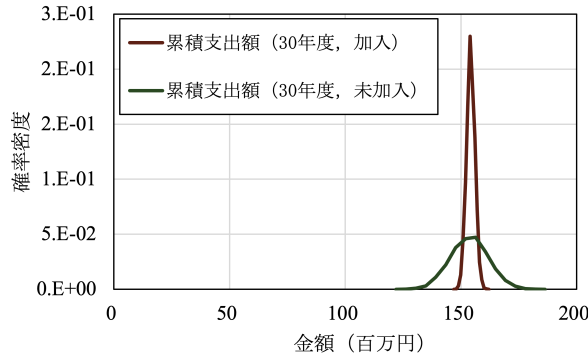


図-5.7: 30 年度における累積支出額 ${}^1.5M(30), M'(30)$ の分布

5.5.6 最適施策の検討

前節では、不確実性の低減の度合いと保険料はトレードオフの関係にあることが示唆された。本節ではこの結果を受けて、トレードオフの関係にあることの実証と、最適施策の検討を行う。前節では、 $\mu = c_I$ と想定外の支出のすべてが補償される場合について考察したが、本節では、 $\mu < c_I$ について考察することで補償される範囲に制限を設ける。補償される範囲に制限を設けることで不確実性の低減の度合いは小さくなることが予想されるが、その分保険料が安くなることが期待され、前節の結果を含める形で施策の選択肢が増える。本章の研究においては、トリガー ι を 4 通り、保険金支払い上限額 μ を 75 通りの計 300 通りの検討を行うとし、これら 300 通りの施策の集合を $A = \{(\iota, \mu) \mid \iota = 1, 2, 3, 4, \mu = 0.02, \dots, 1.5\}$ とする。正規化標準偏差低減率 ${}^\mu\chi(T)$ と修繕費に対する保険料の割合 ${}^\mu F(T)$ は ι と μ に依存するため、これを $({}^\mu\chi(T), {}^\mu F(T)) = f(\iota, \mu)$ と記述して、 A の f による像を $B = f(A)$ とする。ただし、 ${}^\mu F(T)$ は T 年度における累積の修繕費 $R(T)$ に対する累積の保険料として与えられ、

$${}^\mu F(T) = \frac{1}{R(T)} \sum_{n=1}^N \sum_{t=5n-4}^{5n} v^{t-1} \cdot {}^\mu P_n$$

である。 $R(T)$ は μ と ι によらず一定であることが期待されるため、 ${}^\mu F(T)$ は保険料の程度の指標として利用できる。なお、 B は組 $({}^\mu\chi(T), {}^\mu F(T))$ がとりうる空間である。

本章の研究における最適施策とは、組 $(\chi_0, F_0) \in [0, 1]^2$ を決めるごとに定まるとする。具体的には、 (χ_0, F_0) に対して、 $\{({}^\mu\chi(T), {}^\mu F(T)) \mid {}^\mu\chi(T) \geq \chi_0, {}^\mu F(T) \leq F_0\} \in \mathcal{P}(B)$ の逆像

$$f^{-1}(\{({}^\mu\chi(T), {}^\mu F(T)) \mid {}^\mu\chi(T) \geq \chi_0, {}^\mu F(T) \leq F_0\}) \tag{5.40}$$

と定義する。ここに、 $\mathcal{P}(B)$ は B の部分集合の集合を表すとし、 B の冪集合である。 ${}^\mu\chi(T) \geq \chi_0$ により不確実性の低減の度合いが一定の水準以上であることが、 ${}^\mu F(T) \leq F_0$ により保

表-5.12: 各トリガー i 下におけるシミュレーション結果

トリガー i	1	2	3	4	
修繕費（百万円）	153.69	153.65	153.61	153.80	
保険料（百万円）	114.02	105.49	55.47	5.87	
修繕費に対する保険料の割合	0.739	0.683	0.359	0.038	
加入	修繕に際する支出（百万円）	40.22	49.58	99.05	148.00
	支出（百万円）	154.25	155.07	154.52	153.87
	標準偏差（百万円）	1.82	2.29	4.99	7.64
	正規化標準偏差	0.012	0.015	0.032	0.050
未加入	保険金（百万円）	113.47	104.07	54.56	5.80
	支出（百万円）	153.69	153.65	153.61	153.80
	標準偏差（百万円）	8.14	8.19	8.04	8.17
	正規化標準偏差	0.054	0.054	0.053	0.053
正規化標準偏差低減率	0.778	0.723	0.390	0.066	

保険料が一定の水準以下の金額であることが保証される。つまり、式 (5.40) は一定水準以上の施策の集合といえる。 (χ_0, F_0) は各加入者がそれぞれの事情に応じて指定することが可能であり、式 (5.40) の要素から 1 つ任意に選択すればよい。式 (5.40) が空集合である場合は、指定された組 (χ_0, F_0) に対応する施策は本スキーム下では存在しないということであり、加入にあたっては異なる組の指定の提案が必要となる。

図-5.8 に A と B を示す。 A は格子状に要素が配列されている。 A の f による像である B は強い線形性を示していることが読み取れ、 ${}^i\chi(T)$ が大きいほど ${}^iF(T)$ も大きくなるという点から、不確実性の低減の度合いと保険料はトレードオフの関係にあることが実証される。

また、 ${}^i\chi(T)$ を固定したとき、 i が小さいほど ${}^iF(T)$ は大きい傾向にあることが確認できる。 i が小さい場合は観測される健全度と期待される健全度の差が小さい場合であってもトリガーが発動するため、トリガーの発動が高い頻度で発生し、そのようなトリガーの発動に伴う保険金は少額であることから、この支払いに起因する不確実性の低減効果は小さい。以上のことから、単位保険料に対する、 $i - \tilde{i}$ が小さい場合のトリガー発動に伴う不確実性の低減効果は小さいことが推測される。つまり、 i が大きい施策の方が保険料という観点においては効率的である。しかし、それぞれの i ごとに ${}^i\chi(T)$ の上限が存在し、その上限は i が大きいほど小さいため、ある ${}^i\chi(T)$ を達成しようとした場合、より小さい i を選択する必要がある場合がある。

式 (5.40) に含まれる施策が複数存在する場合を考察することで、複数の施策を合理的に

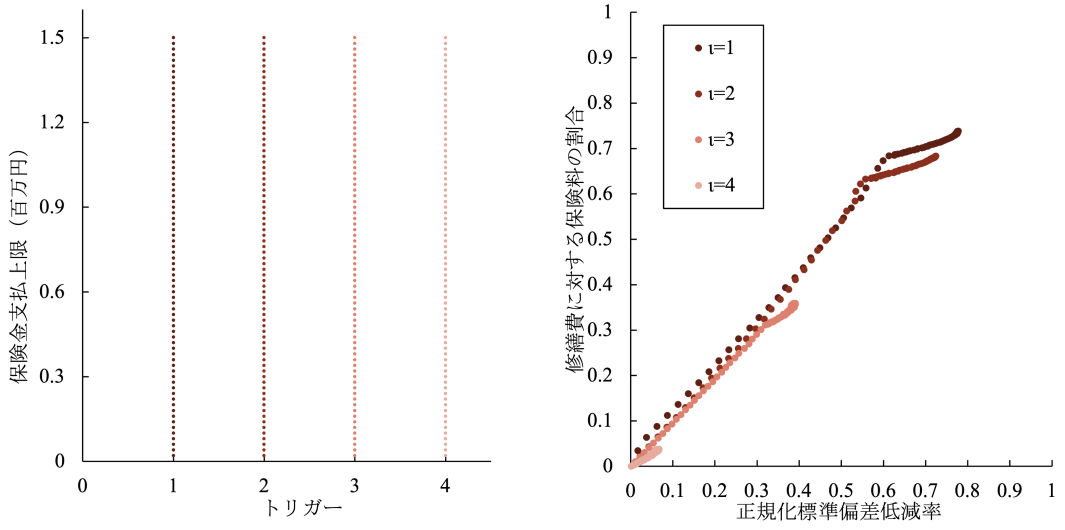


図-5.8: \mathcal{A} と \mathcal{B} の図示

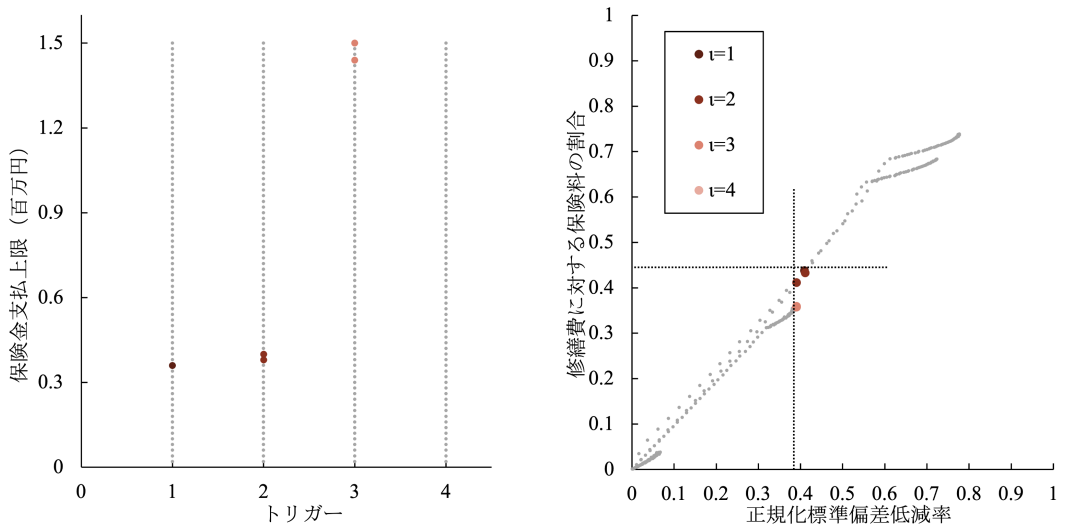


図-5.9: $(\chi_0, F_0) = (0.44, 0.39)$ 下の最適施策の検討

比較する手法を例示する。以下、 $(\chi_0, F_0) = (0.44, 0.39)$ について考察する。この場合における最適施策とは、式(5.40)より $f^{-1}(\{({}_t^{\mu}\chi(T), {}_t^{\mu}F(T)) \mid {}_t^{\mu}\chi(T) \geq 0.44, {}_t^{\mu}F(T) \leq 0.39\})$ により与えられる。引数である部分集合は図-5.9の右図の着色部分により与えられる。また、最適施策は図-5.9の左図の着色部分により与えられ、 $\iota = 1$ では1施策、 $\iota = 2$ では2施策、 $\iota = 3$ では2施策存在する。この最適施策の集合に属する施策をとった場合、 ${}_t^{\mu}\chi(T) \geq 0.39$ かつ ${}_t^{\mu}F(T) \leq 0.44$ となることが期待されることから、施策として一定水準が保証されているといえる。しかし、これらの施策に対して、 ${}_t^{\mu}\chi(T)$ は ι によって大きく値が異なることはない。一方で、 $\iota = 3$ である場合の ${}_t^{\mu}F(T)$ は、 $\iota = 1, 2$ である場合の ${}_t^{\mu}F(T)$ に対して小さい傾向にある。この事実より、 $\iota = 1, 2$ ではなく $\iota = 3$ を選択することは、 ${}_t^{\mu}\chi(T)$ の値に大きな影響を与えずに ${}_t^{\mu}F(T)$ を小さくできるといったような追加的な考察を行うことも可能である。

実際は、 (χ_0, F_0) は B の形状の考察を通じて与えられると考えられる。加入者の財務状況を踏まえた上で、 ι, μ を変化させた際の ${}_t^{\mu}\chi(T), {}_t^{\mu}F(T)$ の挙動を考慮し、より小さい ${}_t^{\mu}F(T)$ でより大きい ${}_t^{\mu}\chi(T)$ を実現する施策の検討を行うことが求められる。以上は期待値ベースでの議論となるため、期待値として高い不確実性の低減の効果が見込まれる施策は、施策としては高い水準であると判断できるが、一方でそのような施策は結果に対して大きな不確実性を抱えていることに注意しなければならない。つまり、劣化が想定より進行しなかった場合は保険金の支払いが受けられず、保険金の掛け捨てが発生する。保険である以上このようなリスクは一定程度受容しなければならないが、事業者としてどの程度のリスクであれば受容できるかも施策の決定に影響を与えるといえる。

5.6 留意事項

前章までは主に加入者（被保険者）である事業者からの視点でパラメトリック型保険の適用可能性について論じた。維持更新費用の不確実性が抑えられることが把握できたことから、十分な適用可能性を有するものと考えられる。ただし、実務上では付加保険料の分だけ維持更新用が増大することに留意されたい。これを実現していくためには、保険を提供する保険者側からの検討も必要である。保険会社の脅威となる集積リスクに関しては前述したとおり、本章の研究で取り扱うリスクに関しては問題ないものと考えられる。他方、モラルハザードと逆選択、トリガーとなる健全度の透明性などに関しては依然課題があるため、以下に課題を整理していく。

5.6.1 モラルハザードと逆選択

保険には常にモラルハザードと逆選択の問題が発生する。本章の研究の場合、モラルハザードは健全度を低下させないことに関して、加入者である事業者が保険金目当てにある

種の妥協を示すことである。逆選択は事業者が加入前に予想外（計画外）の老朽化が発生することを見越して当該パラメトリック型保険に加入することが該当する。

モラルハザードについては、社会基盤施設の維持管理に最善を尽くすことは事業者の使命の1つともいえるため、このような事象が生じることは想定しにくい。しかし、保険商品を販売する以上、ある程度モニタリングが必要なものと考えられる。予想外の範囲まで劣化速度を故意に高める行為、もしくは高まったことを放置する行為を防止するには、第三者機関などによる日々の日報や点検結果・維持管理体制などの監査が必要となる。ただし、既存の火災保険のモラルハザード防止では、上記のような第三者機関などによる監査は行われていない。体制等の確保が困難であるし、保険導入のために監査費用を大幅に増加させるのは本末転倒となる。デジタル技術などを用いた、費用のかからない監査が十分に検討されるべきものと考えられる。

逆選択に関しては、事業者に劣らない劣化予測などの知見が保険会社側に必要となるであろうし、事業者の保有する社会基盤施設の健全度や維持管理状況を加入時に保険会社側が取得・評価する仕組みが必要となる。例えば、公共施設等運営権の入札では入札の前に大量のデータが応募者に開示される。このパラメトリック型保険においても同様に、保険会社への事業者からの点検結果・維持管理状況などを開示する仕組みが必要となるものと推察される。前述したモラルハザードを防止するための第三者機関による保険加入前の監査と保険会社への監査結果の公表も有効と考えられる。

5.6.2 データの透明性の担保

本章の研究で用いた健全度という指標は透明性に関して若干問題を抱えている。一般に公表されるのが稀な指標であり、かつ、点検基準も事業者によって異なる場合もある。さらに点検結果には、点検員の個人差があるものと推察される²⁴⁾。理想的には誰が行っても同様の結果が導出される健全度の算出方法の開発が必要であり、点検結果を保険会社がバイアスなく入手できる仕組みが必要である。現在、点検は事業者が行っている事業であり、加入時および加入後に保険会社が開示される健全度に虚偽があったとしてもそれを見破る術は保険会社側には存在しない。

上述の課題を解決する方法として、社会基盤施設に対する目視点検の一部をヘルスマニタリングで代替することが考えられる。杉崎等は数多くのヘルスマニタリング手法を如何に実装していくかをまとめている²⁵⁾。ここでも指摘されているとおり、社会基盤施設の変状や損傷を検知する技術は数多くの研究業績がある一方、実装に至って点検等に実用化された事例は少ない。こうした技術の実装・横展開による点検技術の標準化がパラメトリック型保険の成立にもつながるものと考えられる。また、バイアスなく点検結果を入手する仕組みとしては、第三者機関による点検および結果の公表が考えられるが、それ以外にもブロックチェーン技術を用いた点検データベースの構築などが考えられる。矢部らはすで

に法面に関して、ブロックチェーンを用いたデータベースの構築に着手している²⁶⁾。この仕組みにより、点検結果のインプット後は、データの透明性が確保され、保険会社も事業者の点検データを安全なものとして取り扱うことができる。ただし、点検データの入力の際に事業者の職員個人による改ざんがあった場合は、その限りではないため、やはり第三者機関による点検や監査もセットでこれらの仕組みを導入する必要がある。

5.6.3 ベーシスリスク

パラメトリック型保険の課題としてよく指摘されるのが、実損の額（ここでは修繕費用の差異）と、設定された保険金の乖離を指すベーシスリスクである²⁷⁾。損害額と相関性が高い指標を利用したとしても、指標で定められた支払保険金と実損には乖離が発生する可能性がある。本保険におけるその原因としては、社会基盤施設の劣化事象は不確定である点に加えて、点検データから推定される諸条件が維持されると仮定して保険が設計されている点があげられる。現商品では、一度保険金を支払った後、損害調査を実際に行い、調査完了後、支払保険金の補正を行っているケースがある。データが未熟なうちはこのような仕組みが必要となる。しかし、その一方で、パラメトリック型保険の特徴の1つである損害調査が不要になることによる迅速な支払いというメリットを棄損することとなる。このようなベーシスリスクを回避するためには、より多くの点検データを蓄積し、損害額と相関性がさらに高い指標を導出し、ベーシスリスクを小さくすることが必要となる。そのためには、数多くある点検データを1つのデータベースに保存し、ビッグデータ分析ができる体制が必要となる。現在、トンネルや橋梁では、5年に一度の近接目視点検が義務化されたことにより、国土交通省によって全国の点検データが収集されている。この点検データを用いた劣化に関するベンチマーク分析を実施して、保険の対象となる事業者が全国平均や同じ規模の事業者と比較して、相対的にどの程度劣化が速い社会基盤施設を保有しているかを予めモニタリングできるような仕組みも有効である。本章の研究では議論を簡略化するために、比較的損害額と相関性の高い橋梁部材を事例として取り上げたが、仮にそのようなデータベースやベンチマークシステムが構築され、単一の指標で損害額を表現することが港湾・水道・下水道・空港など、他の分野でもできるようになれば、パラメトリック型保険の社会基盤施設分野全体への適用の可能性は進むものと考えられる。さらに、保険期間中に諸条件が変化した場合は必然的と実損額と想定されていた保険金額に乖離が生じるため、諸条件が変化することを保険設計の段階で考慮することも、想定外のベーシスリスクが生じることを回避する手段として有効である。

5.6.4 シナリオの実現唯一性

本章の研究では、保険はリスクの空間的な移転が可能であることを指摘した上で、支払即時性に優位性を持つパラメトリック型保険の付保によるリスクの時間的な移転について検討した。社会基盤施設の劣化過程は不確実性を孕むため、劣化過程や維持更新費用の想定からの乖離は年度により様々である。ただし、乖離が想定内に収まる場合、保険に加入せずとも事業者自身による維持更新費用の時間的な平準化は可能であると考えられる。乖離の程度が事業者で対処可能な範囲内であればよいが、突発的な劣化の進展が生じ、維持更新費用の一時的な増大に伴う費用負担に耐えられない場合は本保険の付保が効果的である。図-5.6の未加入の推移は、維持更新費用の時間的な平準化が自動的に実現されることを示唆しかねない。しかし、実際に事業者が経験するシナリオはシミュレーションにより考え得る複数の結果のうちの1つにすぎないため、想定以上の維持更新費用が発生し続ける場合もある。保険が付保されれば、そのような状況においても補償されるため、当初の想定より大きく乖離した維持更新費用の負担のすべてまたは一部が回避できる点にも本保険の優位性を確認できる。一方で、想定以下の維持更新費用が発生し続ける場合には、修繕費自体は低額で済むが、保険料の支払いにより、維持更新費用は当初の想定に比べてそれほど低額にはならない。いずれの場合でも、保険の付保は当初の想定から大きく乖離しない維持更新費用を実現するための手段であり、当初の想定を正確に見積もることが当然のことながら最重要事項となる。またこのことが結果的に、保険の設計に必要な点検データの信頼性や透明性の担保につながり、同時にモラルハザードの回避につながる。

5.6.5 アセットマネジメントの併用

アセットマネジメントは上述した通り、リスクマネジメントの枠組みではリスクコントロール側の取り組みである。リスクマネジメントでは、リスクコントロールを行い、その残余リスクをリスクファイナンスでヘッジすることが一般的であるため、アセットマネジメントと本保険を併用することは極めて合理的といえる。特に自治体が策定する長寿命化計画などでは、将来の維持更新費用を平均値で評価して、単一のシナリオとして設定しているケースが多く、予想外の劣化などが発生したケースはせいぜい参照情報として議論される程度である。そのため、この予想外の劣化を支弁する、本論文が提案する保険は長寿命化計画等の確実性を補填しうるツールとなる。併用にあたっての課題は、上述したベースリスク、つまり、支払保険金と実損の乖離が1つあげられる。その乖離が大きい場合、大きな追加費用、もしくは余剰財源が発生し、アセットマネジメントで想定していた維持更新計画を修正することが余儀なくされる。第5.6章5.6.1で指摘したようなベースリスクを小さくする取り組みが必要となる。もう1つの課題は、民間保険会社へのリスク移転に伴う費用増加である。アセットマネジメントは基本的には費用削減が主目的となるが、本

保険を適用すると、民間保険会社のビジネスが成立しうる保険料を支払わなければならない。将来の維持更新費用の不確実性低減、支払迅速性に伴う修繕迅速性、という付加価値とアセットマネジメントで策定した費用削減計画で捻出された費用削減額とのトレードオフを勘案しながら意思決定する必要がある。

なお、一般的なアセットマネジメントにおいては、予算制約を設定したうえでその予算下で優先順位を決めることになる。この場合、将来の維持更新費用の不確実性は、予算制約があるためにゼロとなり、理論上本保険は不要となる。しかし、予算制約を設定するためには、その予算制約下で社会基盤施設の健全性が保たれているか否かといったシミュレーションが必要である。本シミュレーションにおいても劣化速度に関して不確実性を考慮したシミュレーションが必要となり、当然のことながら、安全側に立ち劣化速度が速いケースを参照した場合には予算制約は高額となり、劣化速度が遅いケースを参照した場合には予算制約は低額となる。このように、予算制約にも不確実性が生じ、この予算制約の不確実性の幅は、仮に予算制約を一定とすれば、本論文で計算した純保険料に他ならない。結局、平均値となるような予算制約を設定し、予想外の劣化が生じれば本保険で賄うこととなるので、予算制約を設定した場合でも、設定しない場合でも本保険の効果は同様である。

5.7 おわりに

本章の研究では、劣化過程の不確実性に伴う維持更新費用の不確実性を本章の研究で取り扱うリスクと定義し、このリスクを軽減する手法を検討した。リスクコントロール・リスクファイナンスの2つの手法のうち、主にリスクファイナンスについて検討を行い、リスクファイナンスの事前・事後の措置のうち、事前措置の1つである保険について考察を進めた。この過程の中で、トリガーとなる事象が生じた場合に即時に支払いを行うパラメトリック型保険の適用可能性を論じ、目視点検データとマルコフ劣化ハザードモデルを用いてシミュレーションを行った。検討の結果、パラメトリック型保険の特徴の1つである支払即時性の優位性が示され、かつ、維持更新費用の不確実性の効果を示すことができた。後者に関しては、保険料とのトレードオフ関係も示し、最適施策に関する考察も検証した。最後に、本パラメトリック型保険が成立するための課題として点検データ等の透明性を指摘した。第三者機関の設置、ブロックチェーンやヘルスマonitoringなどが解決策の方向性の1つとなるものと考えられる。

本章の研究に関して残された課題がいくつか存在する。第一に、本章の研究においては簡単のために付加保険料を無視し、純保険料のみを検討している点があげられる。本来であれば、収支相当の原則に基づいて算定される支払保険金の現価の期待値に対応した純保険料に加え、保険会社の運営のための付加保険料が徴収される。そのため、保険に加入した場合の支出額は、未加入の場合に比べて付加保険料分高額となる。付加保険料を考慮し

たスキームでは、付加保険料が保険加入により期待される不確実性の低減の度合いを優位に上回る場合、保険に加入しない判断が選択肢となりうる。実務に適用する際は、本章の研究で取り上げた条件に加え、付加保険料を考慮した上での最適施策を検討する必要がある。第二に、本章の研究においては運用を考慮していないため現価率を1としていることがあげられる。徴収した保険料を運用することで、保険料の低廉化が見込まれる。本保険の保障の対象は公共性が高い社会基盤施設であるため、確定利付債などの安定性の高い運用が適すると考えられる。第三に、ハザード率が加入から十分時間が経過した後も一定であることがあげられる。社会基盤施設の劣化はハザード率を与えた上でシミュレーションにより再現しているため、健全度の推移のマイクロなばらつきは表現できる。しかし、マクロな視点で施設全体の劣化を観察した場合、ハザード率が時間に関して一定である場合は施設の平均的な劣化は一様となる。実際は、時間の経過や修繕の実施などによってハザード率は変化すると考えられる。本スキームでは加入当時に推定されるハザード率をもとに保険期間全体の保険料を算出しているため、より精緻な保障の実現のためにはハザード率が時間に応じて変化することを考慮することが求められる。

参考文献

- 1) 稲垣博信, 水野裕介, 藤野陽三, 河村圭: 地方自治体における橋梁の維持管理の状況と投資効果に関する調査検討, 土木学会論文集 F, Vol.66, No.3, pp.351-359, 2010.
- 2) 神尾文彦, 稲垣博信, 北崎朋希: 社会インフラ 次なる転換—市場と雇用を創る, 新たな再設計とは, 東洋経済新報社, 2011.
- 3) 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.
- 4) 小濱健吾, 岡田貢一, 貝戸清之, 小林潔司: 劣化ハザード率評価とベンチマーキング, 土木学会論文集 A, Vol.64, No.4, pp.857-874, 2008.
- 5) 大峰秀人, 吉川弘道, 矢代晴美, 大滝健: リスクファイナンスのための線状施設の地震リスク評価, 土木学会論文集 F6, Vol.67, No.1, pp.14-26, 2011.
- 6) 宮本文穂, 河村圭, 中村秀明: Bridge Management System(BMS) を利用した既設橋梁の最適維持管理計画の策定, 土木学会論文集, No.588/VI-38, pp.191-208, 1998.
- 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.
- 8) 織田澤利守, 石原克治, 小林潔司, 近藤佳史: 経済的寿命を考慮した最適修繕政策, 土木学会論文集, No.772/IV-65, pp.169-184, 2004.
- 9) 青木一也, 小田宏一, 児玉英二, 貝戸清之, 小林潔司: ロジックモデルを用いた舗装長寿命化のベンチマーキング評価, 土木技術者実践論文集, Vol.1, pp.40-52, 2010.
- 10) Thao, N. D., Aoki, K., Kato, T., Toan, T. N., Kobayashi, K. and Kaito, K.: A practical process to introduce a customized pavement management system in Vietnam, *Journal of JSCE, F5 Division*, Vol.3, pp.246-258, 2015.
- 11) 内閣府: 平成 25 年度年次経済財政報告 (経済財政対策担当大臣報告) —経済の好循環の確立に向けて—, pp.333-394, 2013.
- 12) 内閣府: 平成 26 年防災白書, 2014.
- 13) 小林潔司, 横松宗太: 災害リスクマネジメントと経済評価, 土木計画学研究・論文集, Vol.19, No.1, pp.1-12, 2002.

- 14) OECD: Disaster Risk Assessment and Risk Financing, 2012.
- 15) 内田傑, 平田輝満, 松野由希, 尹鍾進, 末吉徹也: 交通施設の災害復旧に対するリスクファイナンスと公的負担制度に関する現状と課題, 運輸政策研究, Vol.12, No.2, pp.66-72, 2009.
- 16) 内閣府: 我が国経済の災害リスクマネジメント力向上に向けて, 2017.
- 17) 総務省: 地方公営企業が会計を整理するに当たりよるべき指針, 2012.
- 18) スイス・リー・インスティテュート: 企業保険: イノベーションによる保険引受可能性の範囲拡大, sigma No.5/2017.
- 19) 岩田恭彦: 家計分野の火災保険における保険価額評価の実務にかかる考察, 保険学雑誌, 643号, pp.155-178, 2018.
- 20) 金融庁監督局保険課: 保険商品審査事例集, 2020.
- 21) 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.
- 22) 小林潔司, 小濱健吾: リスク・アセットマネジメントのための統計数理, 電気書院, 2019.
- 23) 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.
- 24) 小林潔司, 貝戸清之, 林秀和: 測定誤差を考慮した隠れマルコフ劣化モデル, 土木学会論文集 D, Vol.64, No.3, pp.493-512, 2008.
- 25) 杉崎光一, 家入正隆, 北原武嗣, 長山智則, 河村圭, 松田浩: 維持管理のイノベーションのためのモニタリング実装方法に関する研究, 土木学会論文集 F3, Vol.73, No.2, pp.II_17-II_32, 2017.
- 26) 矢部嘉人, 嶋田拓斗, 舛谷拓也, 前田佐嘉志, 廣重法道, 高橋伸弥, 奥村勝, 鶴田直之: 道路法面点検データの公開に向けたブロックチェーンを用いたデータの信憑性担保の研究, 情報処理学会第 80 回全国大会講演論文集 2018(1), pp.569-570, 2018.
- 27) 濱田和博: パラメトリック保険の現状と課題, 損保総研レポート, Vol.129, 2019.
https://www.sonposoken.or.jp/reports/wp-content/uploads/2019/12/sonposokenreport129_1.pdf (参照 2021/04/21)

第6章 結論

本研究では、劣化速度の不確実性など社会基盤施設の工学的特性や統計学的特性によってもたらされる事象を、いかに社会基盤施設の経営手法に反映しうるかを洞察し、実現可能性を導出することを目的とした。これはつまり、分野間の壁や所管部局・経営企画・財務部門等の間にある壁を、分野横断的指標である“金”や“リスク”などを用いていかに乗り越えていくかと同義である。

第2章では、橋梁を例として、地方自治体の維持管理手法の実態調査を実施した。結果として、1. 橋梁の維持更新への投資は十分ではない、2. 多くの自治体がデータベース開発に着手している段階である、3. 点検の評価基準が自治体により異なる、4. 保存されているデータは過去のものが不足しており、実データに基づくLCC解析等が非常に困難な状況にある、などの示唆が得られた。2. の点は、本調査から時が経ち、状況は改善されている。他方、3, 4. の状況は変わらない。

第3章では、上記の状況を鑑み、地方自治体で想定しうる、(1) 点検間隔に外れ値が存在する場合、(2) サンプル数が十分に得られない場合、(3) 1回分の点検データしか収集されず特定の健全度推移のデータが得られない場合、でのマルコフ推移確率推定への影響を分析した。4つの手法を比較した結果、(2) サンプル数が十分に得られない場合でも4つの手法はある程度機能することが確認できたが、(1) 点検間隔に外れ値が存在する場合、や(3) 1回分の点検データしか収集されず特定の健全度推移のデータが得られない場合、ではいくつかの手法が不適であることが確認できた。間接推定手法であるマルコフ劣化ハザードモデルが、ある程度全ての場合においても柔軟に対応でき、異質性パラメータなどを用いた拡張性があることを示した。

第4章では、社会基盤施設の不確実性がそれぞれの分野にあることを念頭に入れた上で、多岐にわたる不確実性を効率的に管理するための一方策として、複数分野の社会基盤施設を分野横断的に管理する手法に着目し、その導入効果について多角的に検討を行った。具体的には、社会基盤施設の分野横断的管理のメリット・デメリット、さらには分野横断的管理の実現を後押ししうる外部環境変化についても整理した。導入の実現には、依然として各所管省庁の縦割り、用途変更に伴う補助金の返還義務など、制度的課題は残存しているものの、公会計の整備、PFI法改正、DXの発展など、技術・制度面における推進状況が向上していることを述べた。分野間の融通によるリスクファイナンスや、更新ピークの時間的分散効果による更新費の平準化の可能性を示した。

第5章では、劣化過程の不確実性に伴う維持更新費用の不確実性を第5章で取り扱うリスクと定義し、このリスクを軽減する手法を検討した。リスクコントロール・リスクファイ

ナンスの2つの手法のうち、主にリスクファイナンスについて検討を行い、リスクファイナンスの事前・事後の措置のうち、事前措置の一つである保険について考察を進めた。この過程の中で、トリガーとなる事象が生じた場合に即時に支払いを行うパラメトリック型保険の適用可能性を論じ、目視点検データとマルコフ劣化ハザードモデルを用いてシミュレーションを行った。検討の結果、パラメトリック型保険の特徴の1つである支払即時性の優位性が示され、かつ、維持更新費用の不確実性の効果を示すことができた。

このように第2章から第5章を通じ、社会基盤施設がもつ特有の工学的特性、およびそれに伴う統計学的特性、特に劣化速度の違いによる収入やコストの不確実性を経営的側面からどう取り扱うかを論じた。第3章での間接推定手法であるマルコフ劣化ハザードモデルによる性能評価、第4章での分野横断的管理、第5章でのパラメトリック型保険などいくつか有用なソリューションの提案とその有効性の検証は実施できたが、実装までの課題は山積している。各章で課題を列挙しているが、共通しているのは、制度的枠組みや組織的枠組みである。分野横断的管理は省庁の縦割りに起因する課題が山積しており、パラメトリック保険に関してはモラルハザードや透明性などガバナンスの側面からの課題が山積している。他方、これらの施策の導入を促すような制度的枠組み変更も確かに存在する。例えば、公会計制度の整備や中央省庁や地方自治体等のデジタルトランスフォーメーションなどである。デジタル技術の進展をうまく活かし、制度的枠組み・組織的枠組みをいかに解決するかが本研究の実装に向けた今後の大きな課題になるものと想定される。

地方自治体における社会基盤施設の経営にて、同施設の工学的・統計学的特性をいかに組み込むかが本研究の大上段における目的である。総括としていえることは、社会基盤施設の工学的・統計学的特性を、性能評価や、分野横断的管理・リスクファイナンス導入などの戦略面に組み込むことで、不確実性を踏まえた社会基盤施設の経営が可能となることが本研究である程度示された、という点である。維持更新費用等の計画が単一シナリオとなっている現状の地方自治体の社会基盤施設の経営に大きなインパクトを与える研究成果といえる。

未だにわが国の地方自治体では、(1)点検手法の標準化がなされていない、(2)点検データにムラがあり点検データが整備されていない分野・構造物が複数ある、など社会基盤施設の劣化予測や性能評価がまともに行えていない状態である。つまり、社会基盤施設の経営、特に維持更新費用の捻出および支出にあたっては大きな不確実性を有している。他方、整備されているかにみえる長寿命化計画などはいずれも一本のシナリオで維持更新計画が策定されており、不確実性に対する対処方針はあまり記載されていない。災害等に関しては手厚い補助制度等があるため、あまり気にされていないが、災害以外にも様々な不確実性が社会基盤施設の経営には存在し、劣化速度の不確実性に伴う維持更新費用の不確実性はその最たるもので、これに対して財務面での処置はあまりなされていないのが現状である。

他方、民間のインフラ運営で不確実性をとりこんで経営をしている事例は多くみられる。金融機関や株主が運営主体にリスク対策（災害リスクではなく経営全体のリスク）の状況を問うからである。例えば、海外洋上風力等の維持運営においては、顕在化している、もしくは潜在しているリスクシナリオを列挙した上で、モンテカルロシミュレーションでコストのブレを予測し、その分の予備費を積むような検討がなされている。こうした処置を行うためには固定資産に関する工学的・統計学的特性の熟知が必要である。

民間インフラだけでなく地方自治体の社会基盤施設にもこのような取り組みは適用可能なはずである。不確実性の幅を把握し減少させることが重要であり、その点に関しては、本研究で論じた、工学と統計学を用いた間接推定手法であるマルコフ劣化ハザードモデルによる性能評価が、少ないデータでもある程度質の高い劣化予測を行えるという点で重要な貢献を果たすことができるだろう。不確実性の幅をある程度減少させたところでもその幅が個々の社会基盤施設分野における延命化などのリスクコントロール施策で分散しきれないものであれば、第4章で論じたリスク分散の対象を広げる分野横断的管理、第5章で論じたリスクコントロール後のリスクファイナンスによるパラメトリック型保険などが必要となる。第4章・第5章ではいずれのソリューションのリスク分散効果も示すことができた。したがって、本研究全体を通じて、社会基盤施設の経営、特に劣化速度の不確実性に伴う維持更新費用の不確実性への対処に関しては、統計モデルを用いた性能評価手法、分野横断的管理のようなリスク分散手法、パラメトリック型保険のようなリスクファイナンス手法、といった工学的・統計学的なアプローチが有効であることを示すことができた。さらに今後、デジタル化が進んでいけば、工学的・統計学的アプローチで実施できることはかなり増加する。例えば、多くの点検データが整備され、どの分野においてもAIなどを駆使することで性能評価の精度があがれば、そもそも維持更新費用の不確実性が減少する。分野横断的管理は新たなリスク分散手法、つまりリスクコントロール手法のひとつといえ、第4章で行ったような3分野ではなく社会資本18分野などで行われるようになれば、リスク分散の対象はさらに広げられる。この分野横断的管理の対象を拡大するためには面的なインフラ資産管理を可能とするGISやクラウド型のデータサーバなどによるデータ管理が必要であり、デジタル化は分野横断的管理の拡大をも可能とする。リスクファイナンスの一手法であるパラメトリック型保険ではIoT機器などにより予想外の劣化がリアルタイムでモニタリングできるようになれば、劣化が起きた次の日に保険会社から地方自治体に保険金が支払われ、それを維持更新費に充てることが可能となる。保険に関してはモラルハザードやベシスリスクが課題となるが、IoT機器などのデジタル化の発展はモラルハザードを解決するための透明性向上、ベシスリスクを解決するための因果関係の精度向上を促すだろう。

上述した通り、これらのソリューションの社会実装には法的・制度的枠組みによる課題が山積している。分野間の壁や所管部局・経営企画・財務部門等の中の壁の除去は、特に

重要な課題である。ただし、過去と比べ、うまく利用すれば不確実性対処に貢献しうる制度なども策定されはじめている。さらに、重要なのは当該部局間での共通言語をつくることであり、それはまさに本研究で論じたような“金”と“リスク”であろう。近年、CO2削減がホットトピックとなっているが、これはCO2排出権等に値段をつけるカーボンプライシングが可能となってから、どの主体も着手するようになった。いわば“金”で誰しもがCO2排出の重大さを認識することができるようになったのである。衛星写真や航空機LidarなどをAI処理して森林のCO2吸収量を精度高く把握するデジタル技術などが、このようなカーボンプライシングではその価値の検証という点で大きな役割を果たす。このように、デジタル化をうまく扱い、社会基盤施設の費用とそのリスクをうまく透明性を担保した上で可視化することができれば、分野間の壁や所管部局・経営企画・財務部門等との壁を取り除く共通言語となり、その対象は金融機関や保険会社等にまで及ぶ。したがって、社会基盤施設の経営に、工学的・統計学的アプローチを踏まえたソリューションが必須となる将来がまっているものと考えられる。

謝辞

本研究をとりまとめるにあたり、多くの方々にお世話になりました。厚く御礼申し上げます。

大阪大学大学院工学研究科地球総合工学専攻社会基盤マネジメント学領域 貝戸清之准教授とは、既に20年ほどのお付き合いになるかと思えます。私が東京大学橋梁研究室および野村総合研究所に在籍していたときから様々なプロジェクトで様々なご助言をいただき、その上、博士課程の指導教官および主査を引き受けてくださり、誠に感謝いたします。先生の既存研究がなければ、社会資本ストック額の新たな評価手法や本研究でのパラメトリック型保険などの着想はなかったと思えます。今後とも引き続き実務面・アカデミア面双方でコワークさせていただきますと大変幸いです。

大阪大学大学院工学研究科地球総合工学専攻地盤工学領域 乾徹教授，社会基盤設計学領域 鎌田敏郎教授には、本論文の副査をお引き受け下さり厚く御礼申し上げます。アカデミアの研究が不慣れな私に有用なアドバイス・ご指摘を頂戴いたしました。深く感謝申し上げます。

第2章の研究は、修士課程にて東京大学橋梁研究室在籍時に検討した結果をもとに執筆したものです。その時指導教官であった藤野陽三現城西大学学長には、研究の側面だけでなく、プライベート面や人間力の面で様々なことを勉強させていただきました。その後、自分がインフラビジネスのコンサルタントとしてある程度食べていけるようになったのも、このように博士論文をまとめることができたのも、藤野先生から学んだ人間力によるものと考えています。本当にありがとうございました。

同時にこの研究では、水野裕介現国土技術総合政策研究所研究官，河村圭現山口大学創成科学研究科教授，千々和伸浩現東京工業大学環境・社会理工学院准教授，西尾真由子現筑波大学システム情報系准教授，古川聖氏（横河ブリッジ）など当時、橋梁研究室に在籍していたメンバーに多くの楽しい時間を過ごさせてもらいました。深く感謝申し上げます。アンケート調査やヒアリング調査に協力していただいた自治体の関係者の方々，ならびに貴重なご意見や数々の情報を提供して下さった横浜市道路局橋梁課の方々にも厚く御礼申し上げます。

第3章の研究は、貝戸研究室に所属する、もしくは、所属していた笹井晃太郎特任研究員，山岸拓歩氏，山村昂也氏に深く感謝申し上げます。一度も対面したことがない中年男性の研究を支援するのは大変だったことでしょう。こちらが曖昧な概念を話している中、具体的に実装して下さったのは感謝してもしきれません。

第4章の研究は、長年在籍していた野村総合研究所の上司や同僚の方々に深く感謝いたします。神尾文彦現野村総合研究所未来創発センター長・研究理事は土木工学だけをみていた私に、社会基盤施設とマクロ経済学や公共経済学との関係、社会基盤施設と組織との関係など、新たな世界を見せてくれました。この出会いが私のインフラビジネスコンサルタントとしての幅を各段に広げるきっかけとなりました。受託調査・コンサルティング業務および受託研究業務に関する私のノウハウは全て神尾さんの背中から学んだものです。厚く御礼申し上げます。小林庸至現野村総合研究所コンサルティング事業本部グループマネージャーも神尾さんと同様、この分野において大変お世話になりました。社会基盤施設の分野横断的管理は当時かなりニッチな領域の提言ではありましたがこのように今回まとめることができたのは小林さんと様々なディスカッションをしたおかげだと思っています。深く御礼申し上げます。

なお、第3章・第4章の研究は、国土交通省道路局、新道路技術会議、道路政策の質の向上に資する技術研究開発「統計的アセットマネジメント手法に基づくバックキャスト型道路政策の深化についての技術研究開発（研究代表者、貝戸清之）」の助成を受けて実施したものです。ここに感謝の意を表します。

第5章の研究は、社会基盤施設と保険を組み合わせた稀有な研究であり、スイス・リー・グループ在籍時の上司や同僚の方々に厚く御礼申し上げます。松本祐輔氏には突飛な組み合わせであったこの2つの概念について大真面目に議論をさせていただきました。岩崎智也東北大学災害科学国際研究所特任教授にはパラメトリック型保険の基本的な考え方などご教示いただきました。当時直接の上司だった Thomas Haller 氏および Clarence Wong 氏には私の社外活動を暖かい目で見守ってもらいました。厚く御礼申し上げます。

なお、第5章の研究は、国立研究開発法人科学技術振興機構、科学技術イノベーション政策のための科学 研究開発プログラム「科学的エビデンスに基づく社会インフラのマネジメント政策形成プロセスの研究（研究代表者、貝戸清之）」の助成を受けて実施したものです。ここに感謝の意を表します。

この論文をまとめるのに約20年かかりました。その間にリーマンショックや東日本大震災・コロナ危機など様々な外部環境変化がありましたが、面白いことに、社会基盤施設の長期的な維持管理、という課題は全く変わっておりません。水ビジネスブーム・空港コンセッションブーム・宇宙ビジネスブーム・洋上風力開発ブームなどその都度ビジネスのブームとなる社会基盤施設およびアセットクラスは変化しておりますが、社会基盤施設の長期的な維持管理、という課題は再度記載いたしますが、全く変わっておりません。このようなテーマに出会い、経済学や経営学、工学や統計学などそれぞれ浅くはありますが、様々な側面からこのテーマを長年研究できている自分は恐らく幸せ者なのでしょう。最初にこのテーマをくださった藤野先生、その後アカデミアのキャリア的にはふらふらしていた私をひきとってくださった貝戸先生には、本当に感謝してもしきれません。

そして、見守ってくれた両親・姉・妻・息子たちに感謝の意を表し、本論文の謝辞とさせていただきます。

令和5年12月 稲垣 博信