The University of Osaka
Institutional Knowledge Archive

Title	都市高速道路における鋼床版・RC床版の更新・修繕政策の最適化に関する実践的研究
Author(s)	慈道, 充
Citation	大阪大学, 2024, 博士論文
Version Type	VoR
URL	https://doi.org/10.18910/96099
rights	
Note	

The University of Osaka Institutional Knowledge Archive : OUKA

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

The University of Osaka

博士学位論文

都市高速道路における
鋼床版・RC床版の更新・修繕政策
の最適化に関する実践的研究

2023年12月

大阪大学大学院工学研究科

慈道　充

目 次

第 1 章　序論 **1**

1.1　社会基盤施設に対する更新の必要性 1

1.1.1　社会基盤施設の高齢化 1

1.1.2　維持管理に関する国の動き 1

1.1.3　アセットマネジメントの取り組み 4

1.1.4　更新を考慮した維持管理の必要性 6

1.2　データの必要性 7

1.3　動機付け 8

1.4　本研究で明らかにすること 10

参考文献 **11**

第 2 章　U リブ鋼床版き裂損傷の統計分析に基づく劣化要因分析 **12**

2.1　はじめに 12

2.2　検討方針 12

2.3　相関の評価方法 14

2.3.1　単相関係数 14

2.3.2　相関比 15

2.3.3　クラメールの連関係数 16

2.3.4　相関の評価方法の使い分け 16

2.4　分析に用いたデータの概要 17

2.5　分析に用いる説明変数の設定 18

2.6　相関分析結果 19

2.6.1　損傷の有無に影響を与える要因 19

2.6.2　疲労寿命に影響を与えている項目 21

2.6.3　相関分析結果に関する統計的な信頼性について 22

2.7　相関分析結果の数学的解釈 23

2.7.1　累積損傷度 D の整理 23

2.7.2　疲労寿命への影響について 26

2.8　構造解析による諸元の影響検討 26

2.8.1　モデル設定 26

2.8.2 パラメトリックな解析の結果 27
2.9 相関分析結果との比較 30
2.9.1 主桁の影響 30
2.9.2 交通軸数の影響 31
2.9.3 縦リブ支間長・横リブ支間長の影響 31
2.9.4 リブの諸元の影響 31
2.9.5 その他の影響 31
2.10 おわりに 32

参考文献 **34**

第 3 章 鋼床版疲労き裂の発生・進展過程に着目した高速道路高架橋の大規模修繕箇所の選定方法 **36**

3.1 はじめに 36
3.2 本研究に至った背景と既往研究レビュー 37
3.2.1 社会基盤施設の大規模修繕 37
3.2.2 疲労き裂の発生・進展モデルの概要 38
3.2.3 鋼床版に発生する疲労き裂 39
3.3 モデルの定式化 41
3.3.1 疲労き裂発生モデル 41
3.3.2 疲労き裂進展モデル 42
3.4 パラメータ推定手法 45
3.4.1 尤度関数の定式化 45
3.4.2 完備化尤度関数を用いた推定手法 47
3.5 大規模修繕箇所の選定方法 48
3.5.1 大規模修繕の選択問題 48
3.5.2 前提条件 51
3.5.3 平均費用 52
3.5.4 平均費用の確率分布 53
3.5.5 平均費用の確率分布の推定 56
3.5.6 修繕費用や大規模修繕実施時刻の不確実性 57
3.6 大規模修繕箇所の選定結果 58
3.6.1 適用データの概要 58
3.6.2 パラメータ推定結果 61
3.6.3 大規模修繕の対象となる鋼床版の選定結果 63
3.6.4 路線単位での大規模修繕実施計画 66

3.7 おわりに 68

参考文献 **72**

第 4 章 段階的劣化異質性に基づく長寿命化技術導入効果の事後評価 **75**

4.1 はじめに 75

4.2 本研究の基本的な考え方 76

4.2.1 長寿命化技術導入効果の事後評価の課題 76

4.2.2 統計的劣化予測 77

4.2.3 劣化異質性と導入効果 79

4.2.4 床版防水層の構造 81

4.3 モデルの定式化 82

4.3.1 マルコフ過程モデル 82

4.3.2 段階的異質性を考慮した混合マルコフ劣化ハザードモデル 83

4.4 モデルの階層ベイズ推定 85

4.4.1 階層ベイズ推定 85

4.4.2 尤度関数 86

4.4.3 同時事後確率密度関数 86

4.5 長寿命化技術導入効果の事後評価 88

4.5.1 前提条件 88

4.5.2 Wilcoxon の符号付き順位検定 89

4.5.3 ミクロ評価モデル 90

4.5.4 マクロ評価モデル 91

4.6 実証分析 91

4.6.1 データベースの作成 91

4.6.2 推定結果 94

4.6.3 長寿命化技術導入効果の分析 98

4.6.4 マクロ評価 100

4.6.5 ミクロ評価 101

4.6.6 実用化への展望 103

4.7 おわりに 105

参考文献 **107**

第 5 章 RC 床版防水層による長寿命効果の経時変化を考慮した動的劣化ハザードモデル **110**

5.1 はじめに 110

5.2 本研究の基本的な考え方 111
5.2.1 統計的劣化予測に関する既往研究 111
5.2.2 長寿命化技術導入タームと時間軸 111
5.2.3 床版防水層の構造 113
5.3 動的劣化ハザードモデルの定式化 114
5.3.1 ハザードモデル 114
5.3.2 規定関数と効果関数 116
5.3.3 尤度関数の定式化 118
5.4 パラメータ推定手順 119
5.4.1 統計的劣化予測のベイズ推定 119
5.4.2 事後分布の定式化 120
5.4.3 未知パラメータ推定手順 121
5.5 実証分析 123
5.5.1 データベースの作成 123
5.5.2 推定結果 126
5.6 おわりに 128

参考文献 **130**

第 6 章 まとめ **132**

謝辞 **137**

第1章　序論

1.1　社会基盤施設に対する更新の必要性

1.1.1　社会基盤施設の高齢化

高度経済成長期に構築された社会基盤施設で50年以上経過するものが増えている．令和3年度版国土交通白書[1)]によると，2018年3月には道路橋の約25%が建設後50年以上を経過していたが，2023年3月には建設後50年以上経過した道路橋が約39%，2033年3月は約63%になると予想されている．この傾向は道路橋だけでなく，トンネルや河川管理施設，下水道管きょ，港湾岸壁でも同様であり，社会基盤施設全体の高齢化が顕著である．

阪神高速も1964年の開通以降，供用延長が増加し，2020年度末時点では約260kmの供用延長のうちの約4割が開通から40年を超えており，今後も高齢化の傾向が続くと2030年度末には全体の6割程度が40年を超えることが想定される[2)]．

2012年12月2日に，中央自動車道上り線笹子トンネルの東京川坑口から約1,150m付近で天井板および隔壁板等が落下し，9人が死亡，2人が負傷した.「トンネル天井板の落下事項に関する調査・検討委員会」では，設計施工段階で適切に施工されていなかった天井板のボルトが経年劣化によって所定の強度を下回ったこと，点検等の維持管理体制が不十分であったことなどが指摘されている[3)]．

社会基盤施設が高齢化し，維持管理に人手が必要になることが想定されるが，少子高齢化に伴う生産年齢人口が減少しており，将来的に維持管理の担い手不足の恐れがある．令和3年度版高齢化白書[4)]によると国内の人口は2010年の約1億2,800万人をピークに減少に転じ，2025年には約1億2,500万人，2045年には約1億600万人に減少すると推計されている．生産年齢人口である15歳から64歳の数は，2010年の時点で約8,100万人であったのが，2025年には約7,200万人，2045年には約5,600万人に減少すると推計されている．人口減少に伴って，税収が減少するとともに高速道路利用者が減少することで，交通量収入が減少する可能性があり，将来的に社会基盤施設の維持管理に必要な財源が不足する恐れがある．

1.1.2　維持管理に関する国の動き

国土交通省は「道路構造物の今後の管理・更新等のあり方に関する検討委員会」において「道路構造物の今後の管理・更新等のあり方提言」(2003年4月)を公表した．これは，高度経済成長期の急激な道路交通需要に対応するために建設された道路構造物が高齢化し

ており，補修・更新が必要な道路構造物が飛躍的に増加していることを踏まえたものであり，この提言では,「今後の管理・更新等における総合的なマネジメントシステムの構築」に向けたキックオフを目指しており，以下の 7 項目について提案している．

1) アセットマネジメント導入による総合的なマネジメントシステムの構築

2) ライフサイクルコストを考慮する設計・施工法の確立

3) 構造物の総合的なマネジメントに寄与する点検システムの構築

4) 新たな管理体制の構築

5) 技術開発と専門技術者の養成

6) 支援策と制度の整備

7) 情報提供と住民参加

この提言では，道路を資産ととらえ，構造物全体の状態を定量的に把握・評価し，中長期的な予測と予算制約の下での最適な対策を決定できる総合的なマネジメントシステムの構築が必要であることを述べている．そしてこのマネジメントシステムに寄与する点検システムを構築するとともに，データベースによる情報の管理を提案している．

社会基盤施設施設の高齢化への対応として，2007 年度に国は地方公共団体に対して長寿命化の修繕計画に対する補助制度を創設した．この制度によって，補助国道・主要地方道・その他の重要な道路ネットワーク上の橋梁に対する長寿命化修繕計画策定に関する費用に国からの補助が受けられるようになった．

2006 年 12 月の「2007 年度予算参考資料新規制度等概要」に，この補助制度に関する説明がなされている．この制度においては，補助の期間は 2007 年度から 2011 年度までの 5 年間，ただし市町村道では，2007 年度から 2013 年度までの 7 年間であり，補助の条件として，長寿命化修繕計画において，①道路管理者による定期点検・日常的な維持管理の履行，②定期点検や日常的に維持管理を行わずに実施する修繕・架け替えへの補助は 2011 年度までの措置，③長寿命化修繕計画に基づかない修繕・架け替えへの補助は，2011 年度までの措置，が補助を受ける条件とされた．

この制度によって，地方公共団体が定期点検や日常的な維持管理に加え，個々の橋梁に対して最も効率的・効果的な修繕を計画的に実施し，橋梁の長寿命化の達成と，橋梁の修繕・架け替えに係る費用の縮減と，橋梁架け替え工事による道路交通の損失軽減および道路ネットワークの安全性・信頼性の確保が期待された．

上述の様に計画的な維持管理に向けた取組みがなされている中で，木曽川大橋などの鋼トラス橋の斜材が腐食などによって破断や，交通荷重の繰返し載荷に伴う鋼桁の疲労き裂が発生するなど経年に伴う重大な損傷も発見された．米国においてもミネソタ州のミネア

ポリス橋梁が崩落し，多数の死傷者を出した．道路橋の損傷が社会的損失につながる恐れがあることを踏まえ，予防保全の重要性を示すために,「道路橋の予防保全に向けた提言」(2008 年 5 月 16 日，道路橋の予防保全に向けた有識者会議) がまとめられた．この提言では，道路橋において「見ない」「見過ごし」「先送り」によって重大事故につながる危険な橋が増大することを指摘し，早期発見・早期対策の予防保全システムの構築が必要であり，①点検の制度化，②点検及び診断の信頼性確保，③技術開発の推進，④技術拠点の整備，⑤データベースの構築と活用，が提言された．

社会基盤施設整備審議会道路分科会道路メンテナンス技術小委員会では，2013 年 6 月に「道路のメンテナンスサイクルの構築に向けて」のなかで，地方公共団体の維持管理におけるメンテナンスサイクル構築に向け，①道路構造物の維持管理の基本的な考え方，②メンテナンスサイクルの構築に求められる重要な視点，③メンテナンスサイクルを支える基準類のあり方，④メンテナンスサイクルの段階的な充実と確実な実施，⑤全国の道路構造物を対象としたデータベースの構築と活用，⑥不具合情報の収集と啓発の仕組みづくり，⑦点検・診断等をサポートする技術開発や技術評価の推進，などがとりまとめられた．

社会基盤施設整備審議会道路分科会道路では，2014 年 4 月に,「道路の老朽化対策の本格実施に関する提言」のなかで，最後の警告として「今すぐ本格的なメンテナンスに舵を切れ」としている．そして，道路の老朽化対策の本格実施に向けて，

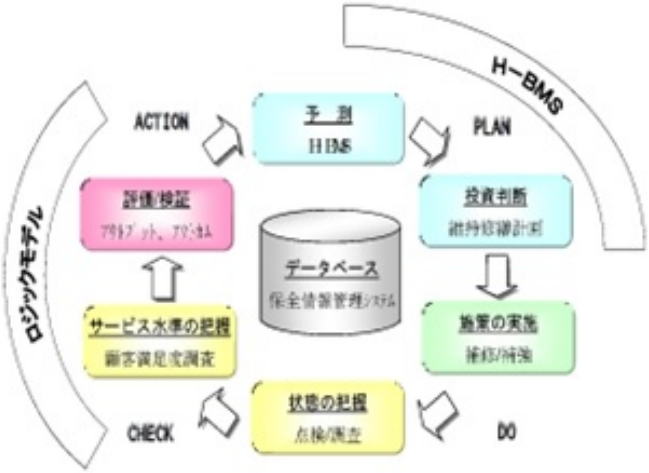
1) メンテナンスサイクルを確定 (道路管理者の義務の明確化) として点検・診断・措置・記録を定義

2) メンテナンスサイクルを回す仕組みを構築として，a) 維持管理・更新に係る安定的は予算確保，b) 地方公共団体の取り組みに対する体制支援，c) 民間の技術力を引き出す仕組みづくり，国民の理解・協働の推進

などが提言された．

これらの取り組みを踏まえ 2014 年 7 月に道路法関連法令が改正され，5 年に 1 回の近接目視が義務化された．

維持管理に関する一連の国の取組みには，計画的な維持管理のための点検の重要性を示していると考えられる．橋梁の状態を定量的に把握しなければ，橋梁の将来も定量的に評価できず，計画的な維持管理にもつながらない．2003 年の「道路構造物の今後の管理・更新等のあり方提言」に記載されている「アセットマネジメント」が必要になる．



図–1.1　阪神高速のアセットマネジメントシステム

1.1.3　アセットマネジメントの取り組み

(1) アセットマネジメント

「道路構造物の今後の管理・更新等のあり方提言」によると，アセットマネジメントは「道路を資産ととらえ，道路構造物の状態を客観的に把握・評価し，中長期的な資産の状態を予測するとともに，予算的制約の中でいつどのような対策をどこに行うのが最適であるかを考慮して，道路構造物を計画的かつ効率的に管理すること」と定義されている．この定義では,「道路構造物の状態を客観的に把握」とあり，点検等による構造物の状態把握を前提としている．この状態把握結果を踏まえて，中長期的な資産の状態と最適な対策等を推計したうえで，計画的な維持管理を実現させる．

(2) 地方公共団体の取り組み

2007 年度に創設された長寿命化修繕計画に対する補助制度をきっかけに，長寿命化修繕計画を策定する地方公共団体が増加した．

長寿命化修繕計画では，予防保全による効果を定量的に評価することが義務付けられたため，定量的に事後保全と予防保全の費用が導出された．

(3) 阪神高速道路の取り組み [5)]

阪神高速は 1965 年の供用開始直後から道路橋床版の損傷や，ASR 等維持管理にかかる諸問題に取り組んできた．定期点検データは 1985 年実施分からデータベースの保存されている．

阪神高速では，2002 年度より阪神高速道路の橋梁を対象として短期的な補習計画のみならず，長期的に適切な維持管理を実施していくための支援システムとして，補修等の費用の最適化を図ることができる阪神高速の橋梁マネジメントシステム (以下，H-BMS：Hanshin expressway Bridge Management System) の構築が開始した．点検結果を統計分析に基づいて劣化予測を行い，将来発生する維持管理費用と管理水準の推移を出力できるようにした．

図-1.1 は阪神高速のアセットマネジメントシステムの体系を模式的に示している．阪神高速の維持管理は，PLAN-DO-CHECK-ACTION のマネジメントサイクルを形成しており，維持管理において獲得された情報は，保全情報管理システムと呼ばれるデータベースシステムに記録される．H-BMS はこのマネジメントサイクルのなかでは計画 (PLAN) に位置づけられ，主な機能は「予測」,「投資判断」である．

「予測」は点検結果に基づく健全度の推移予測と，健全度の推移予測に基づく補修費用の予測を行うものであり,「投資判断」は複数の補修シナリオによって推計された補修費用の予測結果を踏まえて，最適な補修方法を判断するものである．

補修を繰り返すことで半永久的に橋梁の性能を維持できることを前提とし，構造物の更新を考慮していない．

(4) H-BMS

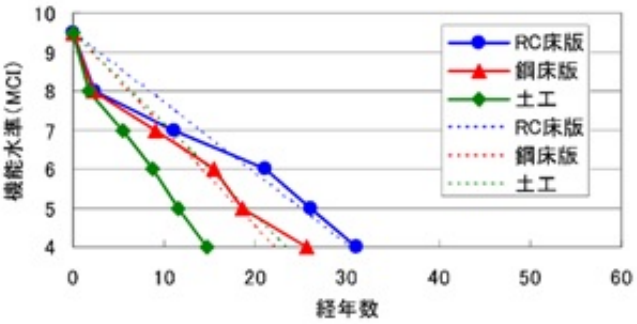
阪神高速は合理的な維持管理を支援するために，2002 年度から H-BMS の開発に着手した．H-BMS では橋梁を，①舗装，②塗装，③伸縮装置，④桁 (コンクリート，鋼)，⑤下部工 (コンクリート橋脚，鋼製橋脚)，⑥コンクリート床版，⑦支承に分けて，部材毎に点検結果に基づいて健全度の推移予測を行い，部材毎に将来発生する費用を推計する．

舗装，塗装，伸縮装置は取換可能な資産であり，補修費用を推計する際には，取替えを基本的な補修シナリオとしている．他の部材は，橋梁の本体構造であり，容易に取り替えることができないため，補修を繰り返して長寿命化を達成する必要がある．H-BMS においては，補修を繰り返すことで，構造物の寿命を半永久的に維持できると仮定しており，補修をすることによって完全度は建設時点の状態に戻り，その後も補修前と同じ劣化過程をたどると仮定している．

H-BMS の特徴は，定期点検結果を統計的な分析に基づいて劣化予測を行ったうえで，投資判断のための将来予測を実施していることである．

劣化予測においては，必要に応じて説明変数を設定し，説明変数による劣化の違いを定量評価している．例えば，舗装については MCI(Maintenance Control Index) と呼ばれる路面性状の推移を予測して劣化予測モデルを作成しているが，劣化予測を行う際には，舗装直下の構造が RC 床版，鋼床版，土工を説明変数として予測を行っている．

図-1.2 は舗装の劣化予測結果を示している．横軸は年数，縦軸は MCI の値を示している．MCI は 10 であれば，舗装に変状が全くないことを示し，値が低下するにつれ路面の



図–1.2　舗装の劣化モデルの例 [5)]

状態が悪化し，舗装としての性能が低下している．この図では舗装直下の構造が RC 床版が最も劣化が遅く，次いで鋼床版，土工の順となっている．RC 床版と鋼床版，土工のうち RC 床版は最も剛性が高いため，路面性状の低下が最も遅く，土工は舗装直下が表層路盤であり RC 床版と鋼床版よりも軟らかいため，路面性状の低下が最も早くなる．舗装の劣化予測結果は舗装直下の構造の剛性の違いによって定性的に説明することができるため，一定の合理性があると考えられる．

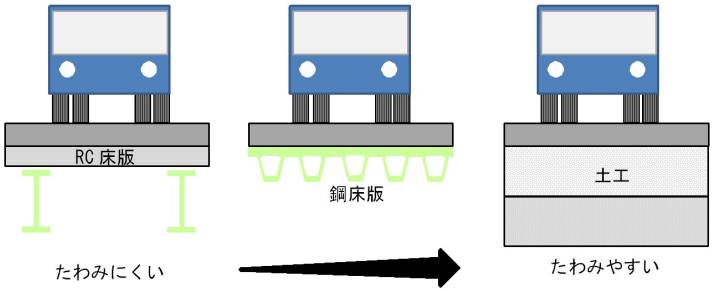
H-BMS では，補修によって建設当初の健全度に回復し，その後の劣化は補修前と同じ劣化を繰り返すと仮定している．舗装や塗装など取替えが前提の工種の場合には，補修によって構造物そのものが新しいものに更新されるため，この仮定には妥当性があるが，桁や橋脚，床版など取替えが前提でない工種の場合には，補修によって部分的に構造物の状態が健全になるものの，構造物全体としての健全度がどの程度回復しているかどうかについては，補修後の点検データが十分でないため，補修前後での劣化の違いを定量評価できないことが多いため上記のように仮定せざるを得ない．

結果的に，H-BMS では補修を繰り返すことによって半永久的に構造物を維持できることになっている．

1.1.4　更新を考慮した維持管理の必要性

天井板落下以降，NEXCO，首都高，阪神高速などの高速道路会社は，構造物の大規模は更新や修繕の必要性を認識し，各社で有識者による委員会によって大規模更新・修繕の内容を検討し提言している．例えば，首都高速では,「首都高速道路構造物の大規模更新のあり方に関する調査研究委員会提言」(2013 年 1 月 15 日) で更新の必要性を提言し，阪神高速では,「阪神高速道の長期維持管理及び更新に関する技術検討委員会提言」(2013 年 4 月 17 日) では，大規模な更新や修繕の必要性が提言されている．

大規模な更新や修繕が必要と判断されたのは①「構造上，維持管理上の問題」，②「走



図–1.3　舗装直下の構造の違いによるたわみの違いのイメージ

行安全性，速達性，定時性確保」の 2 つの視点であり，①に分類された橋梁のなかには PC 有ヒンジ橋がある．PC 有ヒンジ橋は長期的な荷重の作用等によって，ディビダーグ橋梁のヒンジ部が長期的に沈下しており，走行性等に影響を与えるおそれがあるため，更新対象になっている．これらの橋梁のなかには外ケーブル補強によって沈下抑制を目指したにも関わらず効果が限定的であったため，更新の判断がなされたものである．H-BMS では対策を実施した箇所は元の健全度に回復していると仮定しているが，実際の現象はそのようになっていない．外ケーブル補強の効果を定量的に評価することができれば，補強と更新とを定量的に比較できるようになり，今後の PC 有ヒンジ橋梁の対策に向けて有益な情報となりうる．

前述の H-BMS は半永久的な寿命を仮定している．しかし実際には，対策を実施しても健全度が十分に回復せず，長期的には構造物の性能が低下している事例があるため，H-BMS においても構造物の寿命が有限であるとして更新を考慮できるモデルにする必要がある．

1.2　データの必要性

「アセットマネジメント」を実践するにあたっては，点検結果などの構造物の状態を評価した結果を踏まえて，将来発生するであろう維持管理費，補強・更新費を推計する．将来のとある時点での補修・補強・更新費用は，補修対象資産の数量に対策工法の単価を乗じて導出される．単価については将来の変動を考慮せず，検討時点における単価を採用することが一般的と考えられるため，変動はないと考えてよいが，補修対象資産の数量は，対象とする資産がどのように劣化するかに影響される．例えば，橋面舗装の場合，床版直上に舗装が設置されるため，床版の剛性の違いによって交通荷重が作用した際のたわみ量が違う．**図-1.3** に示すように，床版がコンクリート系の床版の場合には，コンクリートの剛性が高く，交通荷重による床版の変形が少ないため，舗装のたわみ量が小さくなり，舗装は損傷しにくいと考えられるが，鋼床版はコンクリート系床版よりも剛性が低く，交通荷重によってたわみやすいため，舗装が変形し損傷が生じやすい．橋面舗装については，1 回

の交通荷重が作用することによる床版のたわみ量だけでなく，この交通荷重の作用回数も舗装の損傷に影響を与えると考えられる．そのため，同じ床版種別であっても交通量が多い橋梁では損傷が進行しやすいと考えられる．

舗装の例にみられるように，対象とする部材に作用する力と，部材の材料等で決まる抵抗力などの関係で損傷しやすいかどうかが決定される．将来発生する維持管理費用や補強・更新費用を推計するためには，部材の損傷に影響を与える因子を特定し，因子ごとの損傷進行の特徴を把握する必要がある．

対象とする構造物の作用力・抵抗力に影響する因子としては，①対象構造物の形式や材料，準拠する基準や建設年次など構造物自体の特徴を示す資産情報，②交通量や降雨量など構造物の性能に影響を与える外力の情報，③構造物の変状の程度，性能の低下を表す情報，が考えられる．

1.3 動機付け

2002 年度から開発した H-BMS は，補修を繰り返すと半永久的に構造物の性能を維持できることを前提としていた．ライフサイクル費用は計算開始時点から半無限遠方の時間軸で発生する維持管理費用の和の現在価値として表現していた．しかし，実際には対策を実施しても構造物の性能が回復していない場合もあり，構造物の寿命を有限と仮定して更新の考え方を採り入れた最適化手法を H-BMS に組み込む必要がある．

構造物は，建設時点での施工条件などで生じる初期欠陥，地震や交通荷重などの外力による損傷，そして塩害や交通荷重による疲労など経年的な損傷によって，保有性能が低下し，所定の性能以下となると大規模な更新や修繕が必要になる．

構造物の寿命を考慮して，最適な維持管理方法を検討するためには，構造物の保有性能を定量的に評価し，将来的にどのように低下するのか，性能の低下要因は何かを把握して適切な劣化予測を行ったうえで，将来にわたって必要な対策と費用を推計し，最適解を導出しなければならない．

劣化予測では，データ数の多い目視点検結果を活用していることが多い．目視点検結果は離散的な損傷評価指標を採用しているため，目視点検結果による劣化予測は構造物表面に生じた変状の推移を予測していることなり，必ずしも構造物の耐荷性能や耐久性能などを評価していない可能性が考えられる．

これまでの長寿命化修繕政策では，予防保全によって構造物の長寿命化を実現できることを前提に長寿命化修繕計画が作成されるが，構造物の寿命は有限であるため，なんらかの方法で構造物は耐荷性能や耐久性能などの性能を評価する必要がある．

さらに，社会基盤施設が高齢化しつつあり，維持管理にかかる費用が増加することが想定されるが，維持管理財源に限りがあるため，効率的・効果的な対策が必要である．これ

部材	要素技術	本論文での記載箇所
鋼床版	劣化因子の抽出	第2章　Uリブ鋼床版き裂損傷の統計分析に基づく劣化要因分析
	大規模修繕箇所の判断	第3章　鋼床版疲労き裂の発生・進展過程に着目した大規模修繕箇所の選定方法
RC床版	対策の事後評価	第4章　段階的劣化異質性に基づくRC床版への長寿命化技術導入効果の事後評価
	事後評価のための劣化モデル	第5章　RC床版防水層による長寿命効果の経時変化を考慮した動的劣化ハザードモデル

図–1.4　最適な修繕・更新判断のための要素技術と本論文での記載

を実現させるためには点検データ等に基づく定量評価が必要である．

都市高速は主に高架橋で構成されるが，床版は舗装を介して交通荷重を受け続けており，床版の損傷が走行安全性への影響が大きい．コンクリート床版では交通荷重の繰返し載荷により，疲労損傷が進行し，床版に陥没が生じると直上にある舗装もひび割れや陥没が生じ，交通の安全性が損なわれる可能性がある．鋼床版はコンクリート系床版と比較して剛性が低く，たわみやすいこと，デッキスラブとリブや補剛材などが溶接で接合されており，コンクリート系床版よりも疲労損傷が進行しやすい．鋼床版のデッキスラブとリブとの溶接部で疲労き裂が生じ，き裂がデッキスラブに進展した場合には，舗装面直下に損傷が生じ，舗装の損傷につながって，路面に影響が生じる．路面では，舗装にひび割れは陥没などが生じる恐れがあり，交通の安全性が損なわれる可能性がある．

疲労損傷は，供用後からの交通荷重の累積軸重が影響しているため，目視点検結果によるひび割れなどを補修しても，床版の健全度が建設直後の状態に回復するわけではなく，有限の寿命を前提とする必要がある．また，床版の疲労損傷の影響は路面に生じることがあり，交通の安全性が損なわれる可能性が高い．

床版は主な損傷要因が交通荷重の繰返し載荷による疲労損傷であり，損傷要因を絞りやすい．また，補修を実施しても疲労損傷に対して耐力が回復しない限り，床版の性能が回復せず，その状態が継続すると交通荷重が載荷され続けるため，将来的には疲労損傷が生じることになるため，構造物の寿命を有限と設定することができる．

従って，本研究では床版を対象に検討を行う．

1.4　本研究で明らかにすること

本研究では，構造物の寿命が有限であるという前提で，連続高架橋の床版を対象に大規模な修繕や更新を意思決定するためのライフサイクル費用の評価方法とそのための要素技術について検討する．

上述のとおり，構造物の寿命が有限であることを定量評価するためには，対策の効果を定量的に評価できなければならない．対策の効果をコンクリート系床版の床版防水を対象に検証する．**図-1.4** に示すように，**第 3 章**では床版防水による長寿命化効果を RC 床版の目視点検結果を統計的に評価する方法を検討する．また対策の経時的な効果の変化を定量評価する方法を**第 4 章**で議論する．

大規模の修繕や更新を意思決定するためには，損傷の要因の絞り込みを行い，対策箇所を適切に選定する方法論を構築する必要がある．構造物の劣化は複数の要因が影響していることが多く，絞り込むためには，いくつかの詳細調査を実施していく必要がある．コンクリート系の床版は中性化や塩害，交通荷重など損傷要因が材料や外力に起因しており，損傷要因を特定することは難しいが，鋼床版は交通荷重による疲労き裂が主な損傷要因と考えられるため，本検討では鋼床版を対象に損傷要因の絞り込みに向けた方法論の検討し，大規模修繕箇所の選定に関する手法を述べる．

また，構造物の寿命を議論するためには，補修効果を定量的に評価できなければならない．コンクリート系の床版では，床版防水の有無によって床版下面に生じる損傷に差異が生じると考えられるため，床版防水を対象に補修効果の有無について定量評価する方法を検討するとともに，補修効果の時間的な変化を評価する方法論についても述べる．

参考文献

1) 国土交通省：令和 3 年度版国土交通白書, 2021.

2) 阪神高速道路株式会社：RENEWAL PROJECT 阪神高速の現況
https://www.hanshin-exp.co.jp/company/torikumi/renewal/renewal/genkyo.html

3) トンネル天井板の落下事故に関する調査・検討委員会：トンネル天井板の落下事故に関する調査・検討委員会 報告書，2013.

4) 内閣府：令和 3 年度版高齢社会白書, 2021.

5) 西林素彦, 西岡敬治, 丸山悟：阪神高速の橋梁マネジメントシステム（H-BMS）の開発，阪神高速道路株式会社技報第 26 号, 2008.

第2章　Uリブ鋼床版き裂損傷の統計分析に基づく劣化要因分析

2.1　はじめに

橋梁の維持管理では，定期的な目視点検を実施し，損傷の有無の確認したうえで，確認された損傷の要因を検討して，対策の要否を判断する．このとき，損傷の要因を特定することは逆問題を解くことであり，要因を絞るためには多くの詳細調査が必要となる場合がある．例えば，鉄筋コンクリート構造物に発生するひび割れは，乾燥収縮など建設初期に発生するものや，中性化，塩害，ASR などある程度時間が経過した段階で損傷が顕在化するものがある．このような損傷に対して，一般的には，損傷を発見した後にその要因を探ることが多いが，損傷要因を特定するためには，追加のサンプル採取や追跡調査などの詳細な調査が必要になる．損傷要因を把握するためには，適切な調査方法を選択する必要があるが，損傷要因を予め絞り込むことができなければ，網羅的な詳細調査が必要になる可能性が考えられる．発生する損傷に何等かの傾向がみられれば，詳細調査を行う前にある程度要因を絞り込むことができる．これによって，調査費用の縮減や，詳細調査期間の短縮が可能となり，維持管理を効率に進めることができる．このように，損傷要因を詳細調査する前の段階において，着目する損傷に対する共通傾向を見出す手段として，蓄積された損傷データベースを用いた統計分析が有効な手段になり得ると考えられる．本研究では，損傷と要因が比較的明確な鋼床版の疲労き裂に着目し，統計分析の有効性について検証することとする．鋼床版には，交通荷重の繰り返し載荷によって，溶接部を起点とする疲労き裂が発生するものがある．とりわけ，U リブ（閉断面リブ）構造の鋼床版においては，デッキプレートと U リブとの溶接部から生じるき裂がデッキプレート上面方向に進展し，それが路面に到達すると車両走行に影響を及ぼす恐れがあるために，道路管理上，重大損傷に位置づけられる．U リブ鋼床版き裂に関しては，き裂発生要因を検討するために数値解析や実験，き裂が生じている実橋の応力測定を通して，き裂の原因を検討している既往研究がある [1)−11)]．このような構造的な視点によるアプローチは数多く検討が実施されているが，定期点検結果からき裂発生要因を分析するような試みは著者等の知る限り存在しない．

2.2　検討方針

阪神高速道路では，鋼床版に生じたき裂をデータベースで管理している．データベースではき裂 1 本ごとに，発見年，部位，き裂タイプとき裂の発生状況，対策の有無などが記

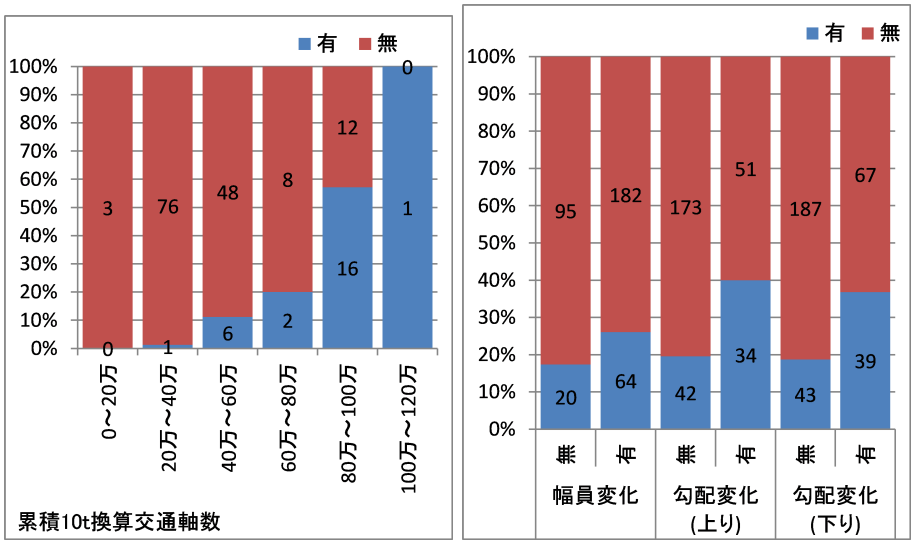
録されている．交通量については，BWIN（Bridge-Weigh-In-Motion）で計測された軸重を踏まえて 10t（98kN）軸重に換算した値を累積させた 10t 等価換算累積軸数 [12] を記録している．これらのき裂データを径間・車線単位に集計し，き裂が発生している径間・車線と発生していない径間・車線に分類して発生割合を導出した結果と，き裂が発見された時点における 10t 等価換算累積軸数とを比較したところ，10t 等価換算累積軸数の増加に伴って，損傷発生割合が高くなっている傾向が見て取れる（**図-2.1**a)）．橋梁の経過年数が大きくなれば交通軸数も累積されるため，単純に経過年数の増加に伴って損傷発生割合が増加していると考えることもできる．また，**図-2.1**b) はき裂が発生している径間での幅員変化の有無と横断勾配変化の有無別にき裂発生割合を整理したものである．ここでいう幅員変化や横断勾配変化とは同一径間における横断方向の幅員の変化や横断勾配の変化の有無を区別したものである．同図では，幅員変化の有無に対してき裂発生割合に差は見られないが，横断勾配変化の有無に対してき裂発生割合に大きな相違が見られる．理由は明確ではないが，横断勾配が変わることによって、輪荷重作用位置が変わり応力の発生に影響を与える，あるいは部材の製作・施工などの影響でき裂が発生する可能性が考えられる．このことは，横断勾配変化の有無がき裂発生に影響を及ぼす可能性を示唆している．なお，図中の数値は径間・車線数を示す.

図-2.1 を見る限り，損傷の発生割合と 10t 等価換算累積軸数や横断勾配の変化との間には，一定の相関がみられる．このように，統計的な分析を通じて相関を評価することは損傷発生要因を抽出する有効な手段となりうる．一般的には，相関を評価する際には相関係数を用いることが多い．しかし，相関係数を評価する場合，目的変数と説明変数の値が連続的に変化する連続値である必要がある．**図-2.1** では，目的変数がき裂の有無を示しており，連続値ではなく，カテゴリー値である．また，10t 等価換算累積軸数は連続値であるが，横断勾配変化はカテゴリー値である．目的変数・説明変数が連続値でない場合には，相関係数を用いることは不適切であり，別の指標で相関を評価する必要がある.

そこで本研究では，相関分析でき裂との相関が見られる項目と，き裂の原因が交通荷重による疲労と仮定した場合にき裂に影響を与える項目を数式や構造解析を踏まえて検討した結果を比較し，相関分析がどの程度整合するかについて検討する.

目的変数には「損傷の有無」と「疲労寿命」の 2 種類を考える.「損傷の有無」は損傷の発生の有無に影響を与える項目を検討するために目的変数として設定し,「疲労寿命」は交通軸数や他の説明変数との相関が見られれば，疲労寿命に影響を与える項目を絞り込むことができるため目的変数とした.

本論文では，**2.3** では変数の性質に応じた相関の評価方法について述べ，**2.4** では相関分析に用いたデータについて述べる．**2.5** では相関分析のための説明変数を設定したうえで，**2.6** で相関分析を実施する．**2.7** と **2.8** でき裂の原因が交通荷重による疲労であると仮定し，マイナー則に従ったと考えたときに，き裂発生に影響を与える項目を数式と構造解析



a)10t 等価換算累積軸数　　b) 幅員変化・横断勾配変化

図–2.1　き裂発生割合と説明変数との関係

で整理する．**2.9** では相関分析結果と比較し，相関分析結果の有効性について検討する．

2.3　相関の評価方法

2.3.1　単相関係数

目的変数と説明変数がともに連続値の場合には，単相関係数 r で評価する．単相関係数は目的変数と説明変数の分散・共分散に着目した指標であり，以下の式 (2.1) で表される．単相関係数は－1 から+1 までの値をとり，単相関係数が±1 に近いときには，目的変数と説明変数の関係は直線的であって，±1 から遠ざかる（0 に近づく）に従って直線的関係は薄くなり，0 近傍では，両者には直線的関係がない，すなわち相関がない（**表-2.1a**））．

$$r = \frac{S_{xy}}{S_x S_y} \tag{2.1}$$

ここで，S_{xy} は x と y の共分散，S_x は x の標準偏差，S_y は y の標準偏差である．なお，この単相関係数から算出される t 値が，自由度と目標有意水準とで決まる t 値以上であれば，統計的な信頼性が確保されていると評価できる．

表–2.1　相関の程度の考え方（参考文献 [13] を一部編集）

(a) 単相関係数

r の絶対値	相関評価（詳細）	相関評価（概略）
$0.7 \leq r$	強い相関あり	相関あり
$0.5 \leq r < 0.7$	相関あり	
$0.3 \leq r < 0.5$	弱い相関あり	
$0 < r < 0.3$	非常に弱い相関あり	相関なし
$r \leq 0$	無相関	

(b) 相関比，クラメール連関係数

r	相関評価（詳細）	相関評価（概略）
$0.5 \leq r$	強い相関あり	相関あり
$0.25 \leq r < 0.5$	相関あり	
$0.1 \leq r < 0.25$	弱い相関あり	
$0 < r < 0.1$	非常に弱い相関あり	相関なし
$r \leq 0$	無相関	

2.3.2　相関比

目的変数が連続値，説明変数がカテゴリー値の場合には，相関比で評価する．相関比は 0 から 1 までの値をとり，1 に近づくほど相関が高いことを示す（**表-2.1b**））．この相関比は説明変数ごとの目的変数の平均値の違いに着目した評価指標であり，以下の式で表される．

$$r = \frac{\sum_{i=1}^{a} n_i(\bar{x}_i - \bar{x})^2}{\sum_{i=1}^{a}\sum_{j=1}^{n_i}(x_{ij} - \bar{x})^2} \tag{2.2}$$

ここで，r は相関比，a はカテゴリーの種類，n_i は各カテゴリーの数，x_{ij} はカテゴリー変数，$\bar{x}_i$ はカテゴリーの平均値，$\bar{x}$ は変数全体の平均である．なお，この相関比から算出される F 値が，自由度と目標有意水準とで決まる F 値以上であれば，統計的な信頼性が確保されていると評価できる．

2.3.3　クラメールの連関係数

目的変数がカテゴリー値，説明変数もカテゴリー値の場合，クラメールの連関係数を用いる．相関比と同様に，クラメールの連関係数は 0 から 1 の間をとり，1 に近いほど目的変数と説明変数との相関が高い（**表-2.1b**）．この指標は，目的変数と説明変数のクロス集計によって導出された目的変数と説明変数別の要素数の違いに着目しており，以下の式で定義される．

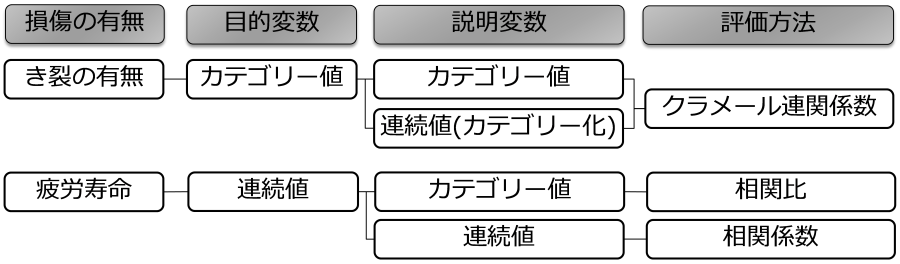
$$r = \sqrt{\frac{\chi^2}{N \times (k-1)}} \tag{2.3}$$

ここで，r はクラメールの連関係数，N はサンプル数，k は目的変数と説明変数の分類数の最小値，χ^2 はカイニ乗値である．この χ^2 値が自由度と目標有意水準とで決まる χ^2 値以上であれば，統計的な信頼性が確保されていると評価できる．

2.3.4　相関の評価方法の使い分け

本研究では「き裂の有無」「疲労寿命」の 2 種類の目的変数に対する相関分析を試みる．き裂の有無は，き裂の発生割合を導出するための変数であり，カテゴリー値（き裂なしを 0，き裂ありを 1 とする二値）である．目的変数がカテゴリー値の場合には，クラメールの連関係数によって相関を評価する．この場合，説明変数もカテゴリー値である必要がある．説明変数が桁形状や幅員変化などのカテゴリー値の場合には，そのまま説明変数として使用することが可能であるが，10t 等価換算累積軸数のように連続値の場合には，何らかの方法でカテゴリー値に変換しなければならない．本研究では，10t 等価換算累積軸数に閾値を設け，閾値を境界とするカテゴリー値を設定して，目的変数として取り扱う．

一方，疲労寿命を，き裂が最初に発見された年と，竣工年との差として定義し，連続値で評価する．目的変数が連続値であるため，相関の評価指標は単相関係数か，相関比となる．説明変数が桁形状や幅員変化などのカテゴリー値の場合には，相関比で評価し，累積 10t 換算軸数などの連続値の場合には単相関係数で評価する．目的変数と説明変数の性質の違いに着目した相関の評価方法の選定フローを**図-2.2** に示す．



図–2.2　相関分析方法選定フロー

2.4　分析に用いたデータの概要

阪神高速道路のデータベースから取得したき裂に関する情報（2018 年 7 月 12 日取得）のうち，本研究では，特に U リブ鋼床版に発生しているき裂が多い特定の一路線に着目して検討を進める．**表-2.2** に対象路線の上部工の情報を示す．対象路線は 263 径間であり，そのうち鋼床版は 169 径間，RC 床版など鋼床版以外が 94 径間である．鋼床版 169 径間のうち，U リブが 96 径間，バルブリブが 73 径間である．また，U リブのうち，81 径間が箱桁であり，U リブ鋼床版のうち 84%となっている．本検討では相関分析の適用性を確かめるために，サンプル数が最も多い箱桁の U リブ鋼床版を対象とした．

表-2.3 は対象路線 U リブ鋼床版箱桁にに発生していたき裂の情報を示す．表中の「損傷径間数」は，1 径間内で複数のき裂タイプが発生している場合に，最も損傷数の多いき裂タイプで計上している．き裂が生じているのは 47 径間であり，損傷数は 788 個である．本研究で対象としているのは，損傷タイプが「S」と「①」のき裂であり 26 径間，564 損傷である．タイプ①き裂には，デッキ貫通型とビード貫通型の 2 種類がある．データベースに登録されているき裂は，デッキ貫通き裂であってもビード貫通き裂であっても，まず「タイプ①」と分類している．またデッキ貫通き裂の「S」についても，き裂タイプを区別していない．この点に関して，本研究では，損傷要因を詳細調査する前段階における統計分析の有効性を示すことが目的であるために，デッキ貫通き裂とビード貫通き裂を区別せずに分析を進める．

目的変数を「損傷の有無」と設定したときの評価単位は 1 径間かつ 1 車線とし，評価単位に発生しているき裂数に関係なく，き裂が発生していれば「有」，き裂が発生していなければ「無」と評価した．U リブ鋼床版箱桁 81 径間は 206 径間・車線である．一方で，目的変数を「疲労寿命」としたときの評価単位はき裂 1 本ごととした．本研究では，き裂のデータ以外に 10t 等価換算累積軸数を用いる．対象路線が供用されてから平成 24 年 3 月 31 日までで計測された交通量に基づいて 10t 等価換算累積軸数が算出されている．本研究ではこの平成 24 年 3 月 31 日時点における車線単位の 10t 等価換算累積軸数から当該径間の

表–2.2　対象路線の径間数

	鋼床版			鋼床版以外	計
	U リブ	バルブリブ	小計		
箱桁	81	66	147	9	156
I 桁		3	3	80	83
その他	15	4	19	5	24
計	96	73	169	94	263

表–2.3　対象路線の U リブ鋼床版箱桁に発生したき裂情報

き裂タイプ	き裂情報	損傷径間数	損傷数
S	貫通き裂	2	2
①	縦リブとデッキプレート溶接部	24	562
②	縦リブ突合せ溶接部	6	54
③	垂直補剛材とデッキプレート溶接部	12	151
④	縦リブと横リブ交差部	2	13
その他	その他	1	6
	計	47	788

竣工から平成 24 年 3 月 31 日までの経過年数で除した値を平均 10t 等価換算軸数とし，竣工からき裂発生年までの経過年数とこの平均 10t 等価換算軸数を乗じて，き裂発生年の 10t 等価換算累積軸数とした．

2.5　分析に用いる説明変数の設定

表-2.4 に相関分析に用いた説明変数を示す．データベースではこれらの項目以外にも I 桁や箱桁など桁に関する情報や，鋼床版の詳細な諸元情報も記録されている．本検討では，相関分析結果とマイナー則を前提としたときにき裂に影響を与える項目を比較するために**表-2.4** に示す項目に着目した．

クラメールの連関係数で相関を評価する際には，閾値を設定しカテゴリー値化した．閾値は複数パターン設定し，設定した閾値ごとに相関分析を実施し，最も相関がみられた閾値で評価することとした．

また，き裂の発生位置情報として車線番号，箱桁内部・外部の情報を有している．箱桁内部は鋼床版の箱桁内部を指し「箱桁内側」と呼ぶ．箱桁内部以外の鋼床版を「箱桁外側」

表–2.4　説明変数の分類と内訳一覧

説明変数	分類	内訳
車線番号	カテゴリー値	1, 2, 3（**図-2.3** 参照）
幅員変化	カテゴリー値	有，無 （同一径間で幅員に変化がある場合「有」とする）
勾配変化	カテゴリー値	有，無 （同一径間で横断勾配が変化する場合「有」とする）
縦リブ板厚	カテゴリー値	なし，6mm, 8mm（**図-2.4** 参照） （板厚に関する情報がない径間は「なし」とする）
横リブ板厚	カテゴリー値	9mm, 10mm, 11mm, 12mm, 13mm（**図-2.4** 参照）
横リブ幅	連続値，カテゴリー値	損傷の有無について相関を検討する際には，以下の境界を設定しカテゴリー値化 横リブ幅：300mm（**図-2.4** 参照） 疲労寿命の相関を検討する際には，連続値で取り扱う
縦リブ支間長	連続値，カテゴリー値	損傷の有無について相関を検討する際には，以下の境界を設定しカテゴリー値化 支間長：2,500mm, 3,000mm, 3,200mm（**図-2.4** 参照） 疲労寿命の相関を検討する際には，連続値で取り扱う
横リブ支間長	連続値，カテゴリー値	損傷の有無について相関を検討する際には，以下の境界を設定しカテゴリー値化 支間長：5,000mm, 7,500mm（**図-2.4** 参照） 疲労寿命の相関を検討する際には，連続値で取り扱う
10t 等価換算累積軸数	連続値，カテゴリー値	損傷の有無について相関を検討する際には，以下の境界を設定しカテゴリー値化 軸数：500,000 軸, 600,000 軸, 800,000 軸 疲労寿命の相関を検討する際には，連続値で取り扱う
年平均 10t 等価換算軸数	連続値	疲労寿命の相関を検討する際に用いる 10t 等価換算累積軸数/経過年数（平成 24 年 3 月 31 日時点）で計算する

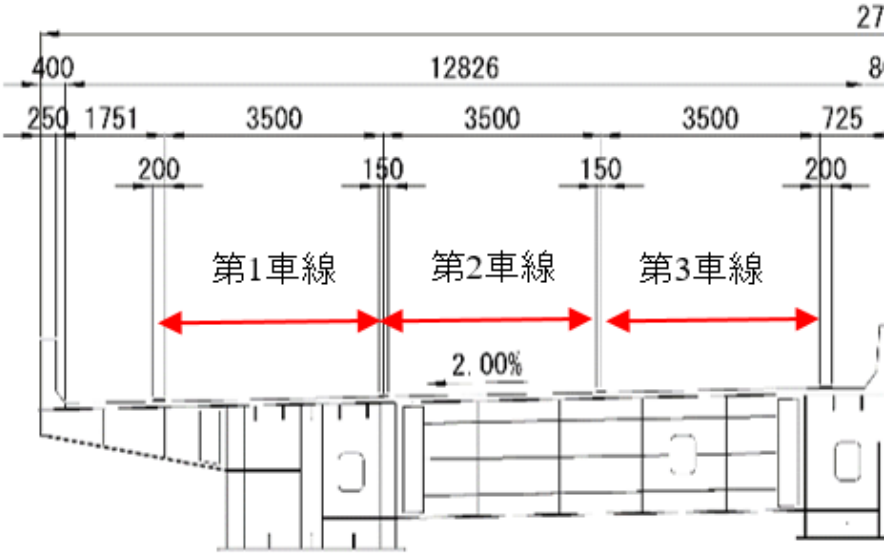
と呼ぶ (**図-2.3** 参照)．損傷に対してできるだけ多くの情報を持たせるために，車線番号や、桁種別，箱桁内側，箱桁外側でデータを分類した．

2.6　相関分析結果

2.6.1　損傷の有無に影響を与える要因

a) 車線の影響

図-2.5 はき裂発生割合と車線番号との関係を整理した結果である．第 1 車線箱桁外側のき裂発生割合に対する相関は 0.191 であり，箱桁内側のき裂発生割合に対しては相関係数が 0.364 となった．クラメールの連関係数で相関を評価した場合，0.100 以上で弱い相関がある，0.250 以上では相関があると評価できる．この点に関しては，車線の影響があるとも考えられるが，**図-2.6** に示すように 10t 等価換算累積軸数は第 1 車線で最も高く，次いで第 2 車線，第 3 車線となるために，単純に交通軸数の影響を反映している可能性がある．



図–2.3　片側 3 車線，箱桁の断面

b)10t 等価換算累積軸数の影響

つぎに，き裂発生割合と 10t 等価換算累積軸数との関係を整理した．閾値を 50 万軸数，60 万軸数，80 万軸数の 3 つの閾値を設定して相関分析を実施した．各閾値での相関分析結果を**表-2.5** に示すが，ここでは箱桁内側の相関が最も高かった 60 万軸数を閾値にした結果を**図-2.7** に示す．同図を確認すると，60 万軸数よりも大きい径間において疲労き裂の発生割合が高くなり，クラメール連関係数の値は 0.348（箱桁外側），0.361（箱桁内側）となった．交通軸数が増加するに従って，き裂の発生の有無との相関は高くなる傾向が見られる．

箱桁外側について，閾値を上げていくと相関係数が高くなっているのは，10t 等価換算累積軸数が高くなるほどき裂発生確率が高くなることを示す．

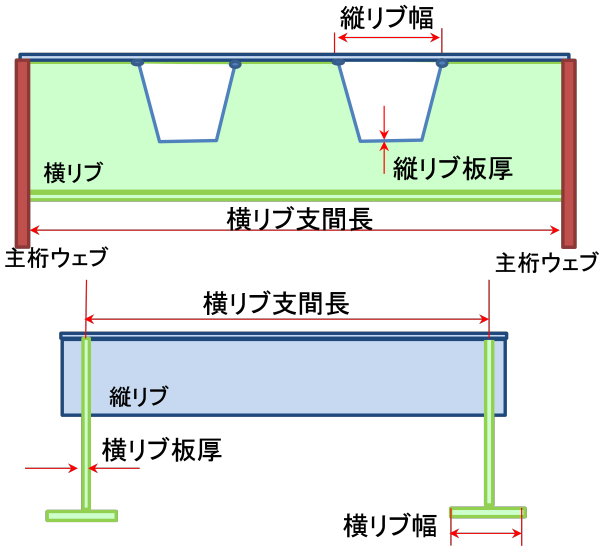
箱桁内部については，60 万軸数で相関が最も高くなっている．

c) 縦リブ支間・横リブ支間の影響

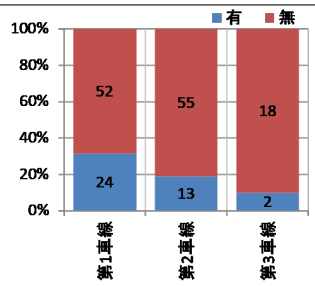
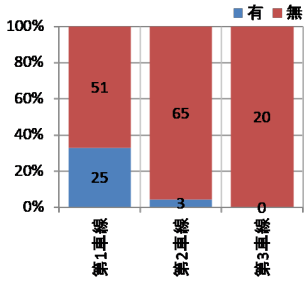
縦リブ支間については，閾値を 2,500mm，3,000mm，3,200mm として相関分析を行った．

図-2.8 は相関の値が最も高くなる閾値 2,500mm としたときの結果である．箱桁内側では相関の値が 0.143 となり，弱い相関があると評価された．箱桁外側については，同図を確認する限り，縦リブ支間長が長いほうが損傷発生割合は高くなるが，相関の値が 0.044 であり，有意な相関関係を確認できない．

横リブ支間については，閾値を 5,000mm，7,500mm，として相関分析を行った．箱桁外側でのみ統計的信頼性を有する結果が得られている．箱桁外側については，横リブ支間長の閾値を 7,500mm としたときに相関係数が最も高くなる．**図-2.9** は箱桁外側の相関が最も高くなる閾値 7,500mm の評価結果を示す．箱桁外側では閾値を境に損傷発生割合に違いがみられるが，箱桁内側では明確な違いがみられない．



図–2.4　縦リブ，横リブ諸元の設定位置

箱桁外側	箱桁内側
連関係数：0.191	連関係数：0.364
	

図–2.5　車線番号とき裂発生割合との相関

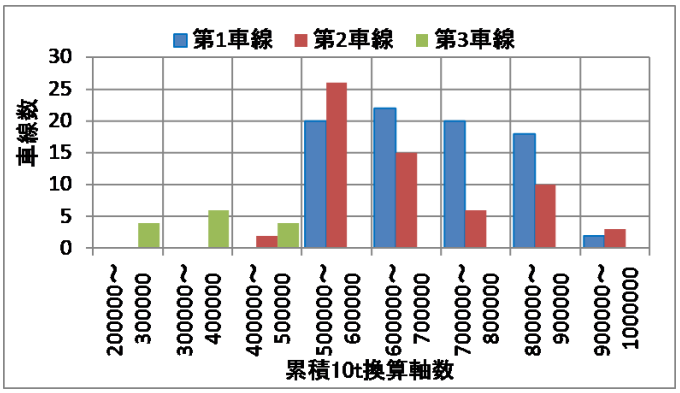
d) リブ諸元の影響

横リブ板厚の相関分析結果を**図-2.10** に示す．結果をみると，箱桁外側・内側ともに弱い相関がみられる．弱い相関が生じている理由を確認するために，板厚ごとに損傷の状況を表示している．どちらも板厚が 10mm，11mm と特定の板厚に損傷が集中しているが，損傷が集中している状況を相関分析において統計上有意と判定した可能性が考えられる．**表-2.5** に縦リブ・横リブの板厚に着目した相関を示す．縦リブについては相関がほとんどみられない．

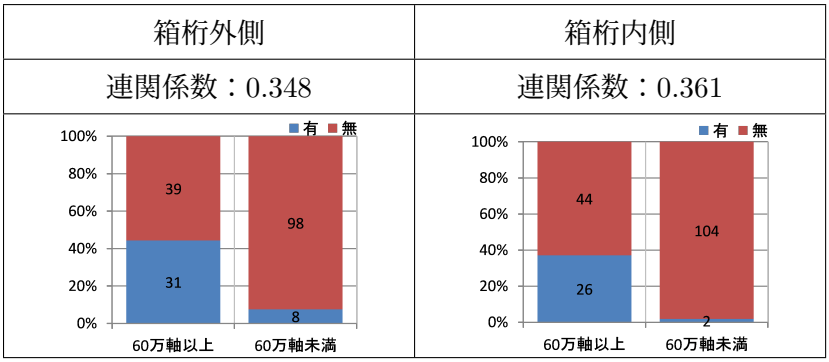
2.6.2　疲労寿命に影響を与えている項目

a) リブの諸元の影響

図-2.11 に縦リブ・横リブの板厚の相関比を示す．結果をみると，縦リブ板厚とは弱い相



図–2.6　車線事の 10t 等価換算累積軸数分布



図–2.7　10t 等価換算累積軸数（60 万軸数）とき裂発生割合

関があると評価でき，横リブ板厚との相関はないと評価された．

b) 縦リブ支間・横リブ支間の影響

縦リブ支間長，横リブ支間長については単相関係数で評価した（**図-2.12**，**表-2.6** 参照）．縦リブ支間長を説明変数としたときには統計的な信頼性が得られなかった．横リブ支間長については導出された単相関係数の統計的な信頼性を得られたが係数が 0.143 であり相関がみられなかった．

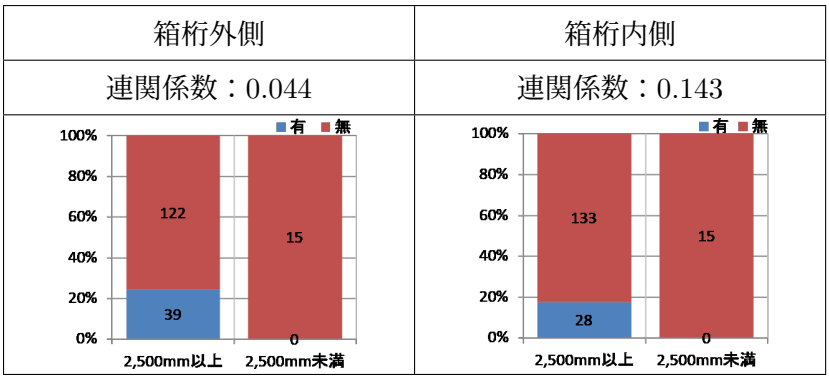
c) 交通軸数の影響

疲労寿命を目的変数としたときにには，年平均 10t 等価換算軸数に対しては単相関係数で相関分析を行った．**図-2.12** をみると単相関係数が-0.609 であり負の相関がみられる．年平均 10t 等価換算軸数が増加すれば疲労寿命が短くなることを示している．

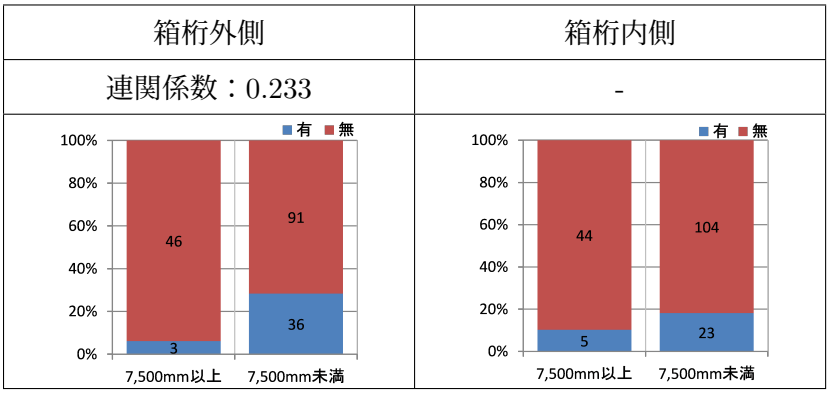
2.6.3　相関分析結果に関する統計的な信頼性について

表-2.5 は損傷の有無を，**表-2.6** は疲労寿命をそれぞれ目的変数としたときの相関係数と統計的信頼性を表している．表中に斜字体で示した数値が統計的信頼性を表す．

クラメール連関係数の統計的信頼性を示す χ^2 値は 206 サンプルに対して 95%信頼区間



図–2.8　縦リブ支間長（2,500mm）とき裂発生割合



図–2.9　横リブ支間長（7,500mm）とき裂発生割合

注）「-」は統計的に有意ではないことを示す.

で 3.84 である．相関比の場合は 564 サンプルで F 値が 3.86 以上，単相関係数は 564 サンプルで t 値が 1.96 以上あれば統計的信頼性が確保できていると評価される．

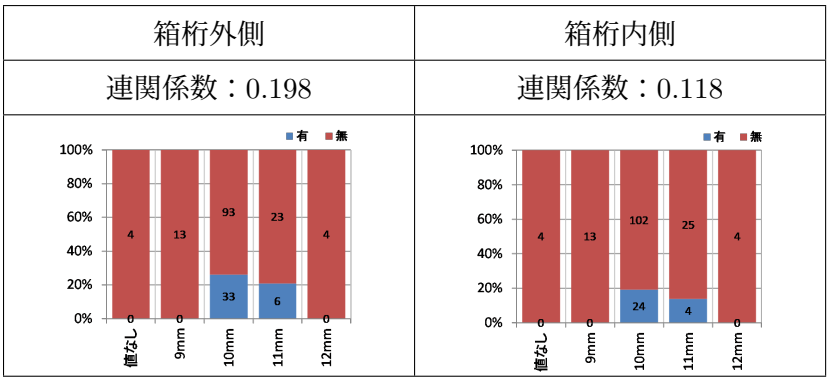
統計的信頼性が得られている相関係数については，相関の有無について評価を実施したが，そうでない場合については相関の評価を実施しなかった．

2.7　相関分析結果の数学的解釈

2.7.1　累積損傷度 D の整理

鋼床版に発生しているき裂が疲労き裂の場合，疲労寿命と各種パラメータとの相関については，比較的単純な考察により整理することができる．任意の径間の 1 車線において，竣工年 t_0，き裂が観測された年次を t_1 とし，毎年の 10t 換算換算軸数を $n(t)$ と表すと，疲労き裂が発生するときの累積交通軸数 N_1 は，

$$N_1 = \int_{t_0}^{t_1} n(t)dt \tag{2.4}$$



図–2.10　横リブ板厚とき裂発生割合

表–2.5　損傷の有無と説明変数との相関分析結果

損傷位置	車線番号	縦リブ板厚	横リブ板厚	縦リブ支間長			横リブ支間長		10t 等価換算累積軸数		
				2,500mm 以上	3,000mm 以上	3,200mm 以上	5,000mm 以上	7,500mm 以上	50 万軸 以上	60 万軸 以上	80 万軸 以上
箱桁外側	0.191	0.040	0.198	0.044	0.180	0.050	0.114	0.233	0.262	0.348	0.469
	7.482	*11.043*	*6.324*	*9.636*	*6.707*	*0.517*	*8.092*	*10.214*	*14.101*	*25.015*	*45.280*
箱桁内側	0.364	0.118	0.118	0.143	0.055	0.043	0.088	0.051	0.236	0.361	0.098
	27.367	*2.091*	*4.239*	*6.876*	*0.614*	*0.385*	*2.852*	*0.543*	*11.475*	*26.094*	*1.975*

注）表中の斜字体は χ^2 値であり，統計的信頼性を示す指標である．

と定義できる．$n(t)$ は新規路線の開通などによって変化するが，竣工から継続して $\bar{N}$ であると仮定すると，

$$N_1 = \bar{N} \times (t_1 - t_0) \tag{2.5}$$

となる．ここで，疲労破壊がマイナー則に従うと仮定すると，累積損傷度 D が 1.0 以上になると損傷が発生し，1.0 に到達する期間が疲労寿命と考えることができる．したがって，D の値に影響を与えるパラメータを整理することによって，損傷の有無に対する影響を把握できる．また，D の変化率に影響を与えるパラメータを整理すれば，疲労寿命への影響も把握することができる．

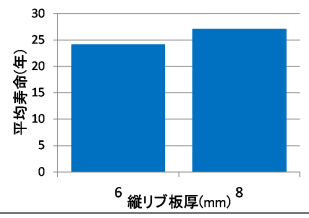
時刻 t_k の時点での累積損傷度は，

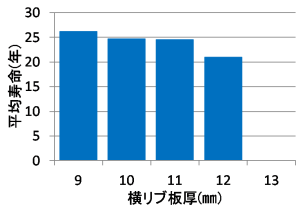
$$D(\bar{N}, t_k) = \frac{\bar{N}(t_k - t_0)}{N_1} \tag{2.6}$$

と定義できる．式中の N_1 は疲労き裂が発生する交通軸数であり，「鋼道路橋の疲労設計指針」（H14.3，日本道路協会）などを参考にすると，

$$N_1 = \frac{\alpha}{\Delta\sigma_1^m} = \alpha \times \Delta\sigma_1^{-m} \tag{2.7}$$

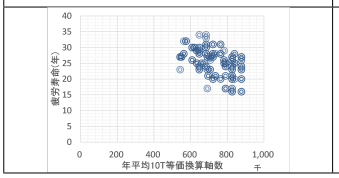
縦リブ板厚	横リブ板厚
相関比：0.111	相関比：-

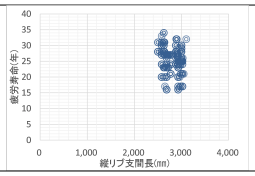


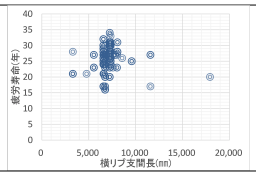


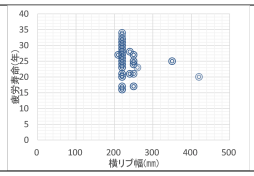
図–2.11　縦リブ・横リブ板厚の相関比

年平均 10t 等価換算軸数	縦リブ支間長	横リブ支間長	横リブ幅
相関係数：-0.609	相関係数：-	相関係数：0.143	相関係数：-0.094









図–2.12　疲労寿命と説明変数との相関関係

と設定することができる．式中の α は継手の強度等級，応力比の影響，板厚の影響を表す値であり，継手の溶接が疲労寿命に与える影響を踏まえると，無視できるものではない．しかし，溶接や応力比に関する情報が不足しており，当該路線の板厚は一定であるため，本検討では α を定数として扱う．

式 (2.7) を用いて累積損傷度の式 (2.6) を変形すると，

$$D(\bar{N}, t_k, \Delta\sigma_1) = \alpha \times \bar{N} \times (t_k - t_0) \times \Delta\sigma_1^m \tag{2.8}$$

となり，ここで，

$$N(\bar{N}, t_k) = \bar{N} \times (t_k - t_0) \tag{2.9}$$

とおくと，$N(t_k)$ は累積軸数であり，累積損傷度は，

$$D(\bar{N}, t_k, \Delta\sigma_1) = \alpha \times N(\bar{N}, t_k) \times \Delta\sigma_1^m \tag{2.10}$$

と整理することができる．

式 (2.10) に示すとおり，累積損傷度 D は累積交通軸数に比例し，応力振幅の m 乗に比例する．

$$D(\bar{N}, t_k, \Delta\sigma_1) \propto N(\bar{N}, t_k) \tag{2.11}$$

$$D(\bar{N}, t_k, \Delta\sigma_1) \propto \Delta\sigma_1^m \tag{2.12}$$

表–2.6　疲労寿命と各パラメータとの相関関係

相関比		相関係数			
縦リブ板厚（mm）	横リブ板厚（mm）	年平均10t換算軸数	縦リブ支間長（mm）	横リブ支間長（mm）	横リブ幅（mm）
0.111	0.004	-0.609	-0.058	0.143	-0.094
70.412	*0.549*	*18.187*	*1.365*	*3.431*	*2.244*

注）表中の斜字体は F 値であり，統計的信頼性を示す指標である．

2.7.2　疲労寿命への影響について

経過年数に対する累積損傷度の変化率は，式 (2.8) を t_k で偏微分することによって得られる．

$$\frac{\partial D(\bar{N}, t_k, \Delta\sigma_1)}{\partial t_k} = \alpha \times \bar{N} \times \Delta\sigma_1^m \propto \bar{N} \tag{2.13}$$

累積損傷度が 1.0 となると疲労き裂が発生するため，疲労寿命 t_f は以下のように表記でき，疲労寿命と年平均交通軸数は負の相関を持つことが理解できる．

$$t_f = \frac{1}{\frac{\partial D(\bar{N}, t_k, \Delta\sigma_1)}{\partial t_k}} \propto \frac{1}{\bar{N}} \tag{2.14}$$

同様に応力振幅に対しても負の相関をもつ．

$$t_f = \frac{1}{\frac{\partial D(\bar{N}, t_k, \Delta\sigma_1)}{\partial t_k}} \propto \frac{1}{\Delta\sigma_1^m} \tag{2.15}$$

したがって，応力振幅が大きくなると，疲労寿命が短くなる．

2.8　構造解析による諸元の影響検討

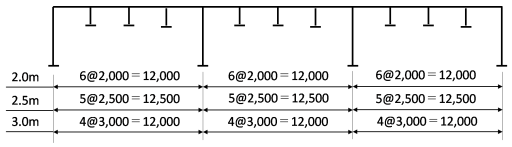
2.8.1　モデル設定

2.7 で示した数学的な解釈を踏まえると，応力振幅に影響をあたえる鋼床版の構造を整理する必要がある．理論的考察を踏まえ，応力振幅 $\Delta\sigma_1$ に影響を与える鋼床版の構造諸元を構造的な視点で分析する．

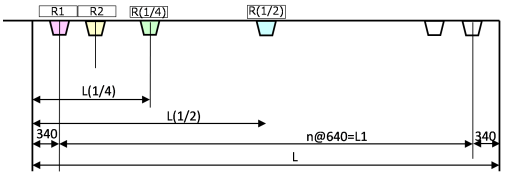
分析では，有限帯板法（Finite Strip Method，以下 FSM）により縦リブ支間長・横リブ支間長・荷重の載荷位置を変化させてパラメトリック解析を行った．なお，解析対象は損傷の多い単純版に限定した．**表-2.7**，**図-2.13** に示すとおり，縦リブ支間長を 2.0m，2.5m，3.0m の 3 種類とし，横リブ支間を 5.8m から 9.6m に変化させた．着目するリブの位置は橋

表–2.7　鋼床版の構造諸元と着目縦リブ位置

要因	内容
縦リブ支間	2.0m, 2.5m, 3.0m
横リブ支間	5.8m〜9.6m(縦リブ間隔一定)
着目縦リブ位置	橋軸方向位置：縦リブ支間中央, 縦リブ支間の 1/4 点, 横リブ上 直角方向位置：横リブ支間中央, 横リブ支間の 1/4 点, 主桁直上



(a) 縦リブ支間（=横リブ間隔）



(b) 横リブ支間と着目縦リブ

図–2.13　設定した鋼床版のパラメータ

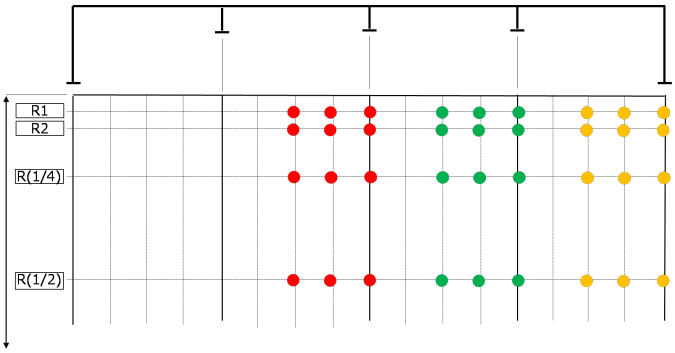
軸方向では，①縦リブ支間中央，②縦リブ支間の 1/4 点，③横リブ上とし，直角方向では④横リブ支間中央，⑤横リブ支間の 1/4 点，⑥主桁直上とした．着目点の位置を**図-2.14** に示す．

載荷ケースは，実務設計に準じ，**図-2.15** に示すとおり，縦リブ曲げモーメントの最大・最小となるケースのほか，T 荷重 1 組を縦リブ上の着目点に載荷した．なお，縦リブ断面は U320 × 260 × 6，また中央分離帯を無視した．桁配置などの情報は阪神高速道路における標準的な桁配置と幅員構成とした (**図-2.16** 参照).

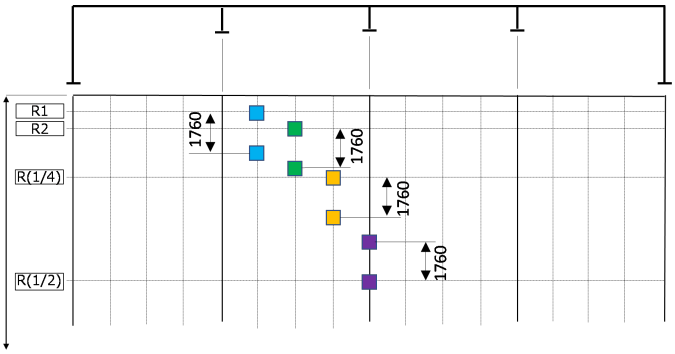
2.8.2　パラメトリックな解析の結果

a) 輪荷重の位置

図-2.17 は R1，R2 の各リブに T 荷重 1 組の移動に伴う縦リブの曲げモーメントの変化を示している．載荷縦リブには大きな曲げモーメントが発生しているのに対し，隣接する縦リブにはほとんど曲げモーメントが発生していない．このことは，鋼床版の荷重配分作



図–2.14　着目点



図–2.15　T 荷重の載荷位置

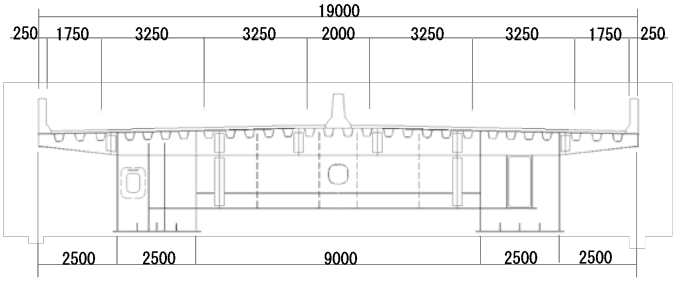
用がほとんどないことを示している．

b) 主桁の影響

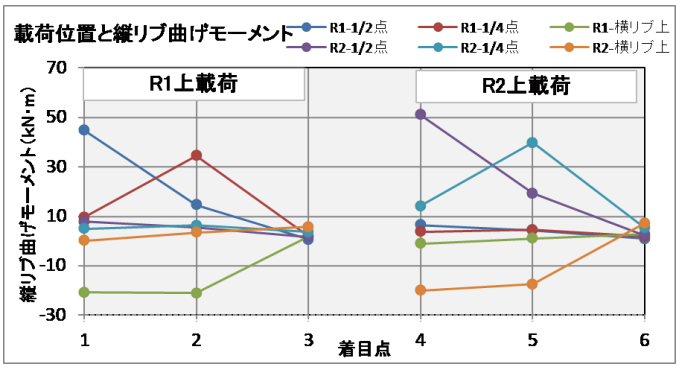
図-2.17 に示す通り，縦リブの曲げモーメントは，縦リブ上の着目点に載荷されたとき最大値を示し，それ以外の縦リブ上に載荷された場合には，ほとんど影響を受けない．このことは，U リブの荷重分配効果は小さく，隣接縦リブ間のたわみ差が大きいことを示しており，隣接縦リブ間のたわみ差により鋼床版および U リブには橋軸直角方向の曲げが作用することを示している．この直角方向の曲げがき裂の主要因とすれば，直角方向のたわみ差が大きくなる主桁ウェブ近傍の縦リブの方が損傷発生の可能性が高い．縦リブ変形が小さい箱桁内部の縦リブの方がき裂を生じやすいと考えられる．

c) 縦リブ支間・横リブ支間の影響

縦リブ支間・横リブ支間を変化させたときの曲げモーメントの発生状況を**図-2.18** に示す．縦リブ支間の影響は，正の曲げに対して大きいが，横リブ支間の増大につれ，その差は小さくなる．これは横リブの変形の影響が増大することに起因している．縦リブの負の曲げは，縦リブ支間の影響を受けるが，横リブ支間の影響は小さい．これは，負の曲げが横リブ上で最大となり，横リブの見かけの剛性が最も大きくなる主桁直近の縦リブに着目



図–2.16　鋼床版箱桁の標準断面



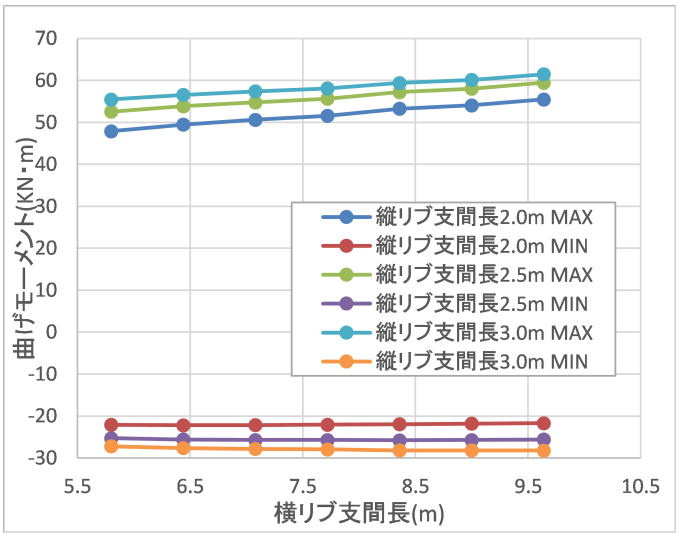
図–2.17　R1，R2 リブ上載荷時の各リブの曲げモーメント

した設計上の取り扱いによる．タイプ①き裂は交通荷重が載荷される箇所で発生する可能性が高く，直角方向のたわみ差が大きくなる主桁ウェブ近傍の縦リブの損傷発生の可能性が高くなること，横リブ変形の小さい箱桁内の方がき裂を生じやすくなる．

d) 応力振幅への影響のまとめ

応力振幅が大きくなる要因については，**表-2.8** に示すとおり，①直上に輪荷重が作用する，②縦リブ支間長が伸びる，③横リブ支間長が伸びる，となる．また参考文献 [14] より，④デッキプレート厚が小さくなる，⑤U リブの板厚が小さくなるなど規格が低くなる，が考えられ，これら 5 つの要因が生じると疲労寿命は短くなる．つまり，①と疲労寿命は負の相関，②・③と疲労寿命は負の相関，④と疲労寿命は正の相関，⑤と疲労寿命は正の相関を持っているはずである．

本研究で対象とした路線では板厚に関する情報が 1 種類のみであったため，④に対する評価ができなかった．



図–2.18　縦リブ・横リブ支間を変化させたときの曲げモーメント

表–2.8　疲労寿命と各パラメータとの相関関係

パラメータ	相関
輪荷重作用の有無	負
縦リブ支間長	負
横リブ支間長	負
デッキプレート厚	正
U リブ規格（リブ板厚など）	正

2.9　相関分析結果との比較

2.9.1　主桁の影響

クラメール連関係数で評価した結果では，第 1 車線においてき裂発生割合が高い．10t 等価換算累積軸数は第 1 車線が最も多く，次いで第 2 車線，第 3 車線となっている．したがって，10t 等価換算累積軸数の影響が大きいと考えられる．数値解析結果では主桁ウェブ近傍に輪荷重がのる場合には，主桁ウェブ近傍のリブで局所的に応力振幅が大きくなるため，き裂が発生しやすい状況である．**図-2.3** に示すとおり，第 1 車線では主桁が配置されており，この影響も考えられるが，輪荷重の位置とき裂位置との関係がわからないため，主桁ウェブの影響を評価することはできなかった．

2.9.2　交通軸数の影響

き裂の有無に着目すると，10t 等価換算累積軸数との相関がみられ，また疲労寿命に着目すると年平均交通軸数と負の相関がみられた．マイナー則を仮定したときに導出される式 (2.11)，式 (2.14) と整合する．

箱桁外側については，交通軸数の閾値を高くするほど相関係数が大きくなっているため，交通軸数が累積するほどき裂のリスクが高くなる．これはき裂の原因が疲労き裂であれば当然の結果と考えられる．

箱桁内側については 60 万軸を閾値にしたときに相関係数が最大になっている．80 万軸を閾値にすると，相関係数が小さいことから計算上 80 万軸以上と 80 万軸未満で統計的な有意差がなかった可能性は考えられるが，統計的信頼性は確保できていない．本当に有意差がないかどうかは，統計的な信頼性が得られる程度のデータの蓄積が必要である．そのため，60 万軸が相関の最大であるかを現時点で判断できない．

箱桁外側において，閾値以上の範囲で損傷発生割合が多い理由については，今後損傷発生位置と主桁や縦リブ・横リブの配置状況，そして輪荷重の位置を詳細に検討する必要がある．

2.9.3　縦リブ支間長・横リブ支間長の影響

き裂の有無に関しては，縦リブ支間長との相関はみられなかったが，横リブ支間長との相関はパラメトリック解析で想定される結果とは逆の相関がみられた．一方，疲労寿命に関しては，支間長が長くなると，疲労寿命が短くなる傾向がみられており，数学的考察およびパラメトリック解析で想定される結果と同じ相関の特性がみられた．ただし，単相関係数の値が低く，せいぜい弱い相関がある程度であった．そのため相関分析の結果から，縦リブ支間・横リブ支間の影響は明確であるとはいえない．

2.9.4　リブの諸元の影響

表-2.8 に示すとおり，リブの規格が上がると疲労寿命が延びると想定されるが，相関分析を結果をみると相関がみられなかった．縦リブ支間・横リブ支間と同様に相関分析上は影響が明確であるとは言い切れない．

2.9.5　その他の影響

式 (2.7) の α には継手の強度等級，応力比の影響，板厚の影響を考慮した定数である．検討対象路線の板厚に変化がなかったため，板厚が損傷の有無や疲労寿命に与える影響を評価できないが，継手における溶接の良し悪しが疲労寿命に与える影響は大きいと考えられ

る．この定数につながる情報を取得することで α を変数として扱うことができれば，溶接に関する説明変数を設定して相関分析を行うことができる．また，本研究では損傷の有無の評価単位を 1 径間・1 車線としたが，**図-2.17** で示したとおり輪荷重の作用位置や縦リブと主桁の位置関係がき裂の発生に影響すると考えられるため，き裂に関する位置情報を詳細に記録するとより相関を明確に示すことが可能になると考えられる．

2.10　おわりに

本研究では，U リブ鋼床版のき裂を対象に相関分析が疲労き裂と仮定した時に想定される数式と構造解析と整合するかどうかを目的に，相関分析を実施した．

検討では，目的変数と説明変数の性質に応じて相関分析方法を使い分けながら，鋼床版に生じているき裂の要因を分析した．分析に先立ち，鋼床版に生じているき裂が交通荷重による疲労き裂であり，マイナー則に従うと仮定したときの簡単な理論的考察とパラメトリックな構造解析で目的変数と説明変数との間で想定される相関関係を確認した．

その結果，損傷発生率については，10t 等価換算累積軸数の影響が顕著であり，縦リブ支間長や横リブ支間長との相関は低いながらも確認された．疲労寿命については，年平均 10t 等価換算軸数の影響がみられたが，縦リブ支間長や横リブ支間長の影響を確認できなかった．

以上の結果を踏まえると，相関分析はき裂の要因を絞り込む手段として有効であると考えられる．

本研究では，鋼床版の疲労き裂を対象としたが，疲労き裂に関しては，その要因は限定されており，疲労の進展を表す数式が示されているとともに，過去にもさまざまな検討がなされており，構造的な視点でもき裂の発生要因が分析されてきた．そのため構造的な検討結果と統計的な分析結果を容易に比較することができた．

それでも，構造諸元との相関が明確でないものもあった．タイプ①のき裂は局所的な応力振幅の影響が強く，輪荷重作用位置とリブの位置などの情報が必要であるのに対し，構造諸元に関する詳細な情報はデータベースには記載されておらす，竣工図を確認する必要がある．き裂発生位置に関する詳細な情報がデータベースに登録されていれば，さらに詳細な統計分析が可能になると考えられる．そのために要因を絞り込むために必要な項目に関する情報を取得できるようデータベースを改善し，これを継続することによって情報が蓄積させる必要がある．

近年，コンピュータの性能が向上し，取り扱う情報量も多くなり，情報処理能力も高くなっている．今後はこのような情報技術を有効に活用し，取り扱う情報量を増やすとともに，統計的手法による損傷要因分析技術を発達させる必要があると考えられる．そのために，どのような情報を取得するのが適切かを議論し，相関分析以外の高度な分析方法を適

用することも考えていかなければならない.

参考文献

1) 高田佳彦，田畑晶子，橋本国太郎，杉浦邦征，山口隆司：ルートを起点に発生進展するき裂に着目した既設鋼床版の応力解析，構造工学論文集，土木学会，Vol. 56A，pp.766-778，2010.

2) 山田健太郎，YaSamol：U リブすみ肉溶接のルートき裂を対象とした板曲げ疲労試験，構造工学論文集，土木学会， Vol.54A，pp.675-684，2008.

3) 村越潤，梁取直樹，石澤俊希，遠山直樹，小菅匠：鋼床版デッキプレート進展き裂に対するデッキプレート増厚の効果に関する検討，鋼構造論文集， 第 19 巻，第 75 号，pp. 55-65，2012.

4) 井口進，貝沼重信，内田大介，城大樹：製作時のプレス矯正が鋼床版のデッキプレートと U リブ溶接部の応力性状に及ぼす影響，鋼構造論文集，第 19 巻，第 73 号，pp.1-8，2012.

5) 鞠暁臣，崔誠眠，舘石和雄：鋼床版リブとデッキ溶接部のビード貫通き裂進展挙動に関する解析的研究，鋼構造論文集， 第 19 巻，第 73 号，pp.85-94，2012.

6) 三木千壽，菅沼久忠，冨澤雅幸，町田文孝：鋼床版箱桁橋のデッキプレート近傍に発生した疲労損傷の原因，土木学会論文集，No. 563/I-39，pp.35-40，1997.

7) 菅沼久忠，三木千壽：鋼床版のデッキプレートとトラフリブ間の縦方向溶接部の疲労に対する EFFECTIVE NOTCH STEESS による評価，土木学会論文集 A，Vol.63，No.1，pp.35-42，2007.

8) 井口進，内田大介，平山繁幸，川畑篤敬：鋼床版のデッキと U リブ溶接部の疲労寿命評価法に関する検討，土木学会論文集 A1，Vol.67，No.3，pp.464-474，2011.

9) 高田佳彦，平野敏彦，坂野昌弘，松井繁之：阪神高速道路における鋼床版の疲労損傷と要因分析の検討， 第 5 回道路橋床版シンポジウム論文報告集，pp.253-258，2006.

10) 高田佳彦，木代穣，中島隆，薄井王尚：BWIN を応用した実働荷重と走行位置が鋼床版の疲労損傷に与える影響検討，構造工学論文集，土木学会，Vol.55A，pp.1456-1467，2009.

11) 平山繁幸，村野益巳，村越潤，窪田光作，高橋晃浩，入江健夫：既設鋼床版橋梁におけるデッキ貫通型き裂の進展に関する検討，構造工学論文集，土木学会，Vol.64A，pp. 560-572，2018.

12) 杉山裕樹，閑上直浩，広野邦彦，薄井王尚：阪神高速道路における実態活荷重の把握とその評価，土木学会論文集 A1，Vol.74，No.1，158-172，2018

13) 菅民郎：例題と Excell 演習で学ぶ　多変量解析　回帰分析・判別分析・コンジョイント分析編，Ohmsha

14) 国総研資料第 471 号，pp2-1-2-16

第3章　鋼床版疲労き裂の発生・進展過程に着目した高速道路高架橋の大規模修繕箇所の選定方法

3.1　はじめに

都市高速道路高架橋の鋼床版では，大型車両の繰り返し載荷に起因する疲労き裂が顕在化している[1)−3)]．鋼床版に多数の疲労き裂が発生すると，疲労耐久性が低下して構造物の安全性が大きく損なわれるほか，路面の陥没など，道路利用者の重大事故に繋がる危険性がある．そのため，道路管理者は目視点検や非破壊検査を実施して，疲労き裂が発生した鋼床版に対して詳細なデータの記録，継続的な監視，適切なタイミングでの修繕を実施している．疲労き裂は疲労設計を行うことによって，その発生を根源的に抑えることができる．その一方で，疲労き裂が発生した後にストップホールや当て板補修を実施しても新たな疲労き裂の抑制には必ずしも効果はない．高架橋の老朽化に伴って，このような疲労き裂が今後加速的に発生することも想定されるなかで，事後保全型の修繕を継続した場合に，維持管理費用が飛躍的に増加することが懸念されている．したがって，疲労き裂がある程度発生している鋼床版に対しては，疲労設計を考慮した大規模修繕や更新を実施して，疲労耐久性を供用開始時点以上の水準にまで回復させるなど，疲労き裂の発生を根源的に断つ修繕施策（以下，大規模修繕施策）を検討していかなければならない．

疲労き裂の発生および進展の力学的メカニズムは，材質や使用状況に関する情報が完全に獲得されている理想的な条件のもとでは，理論的にも実験的にも解明されている[4)]．しかし本研究で対象とする鋼床版においても，施工（溶接）の品質，高架橋の使用・環境条件などの相違により，同形式であるにもかかわらず疲労き裂の発生・進展は多様に異なる．したがってこれまで蓄積されてきた点検データを用いて，対象路線の疲労き裂の発生・進展過程を統計的に分析し，予測することも重要であると考える．しかし，定期点検では，疲労き裂の有無やき裂長を観測することは可能であるが，発生時点を観測することは不可能である．この発生時点の不可観測性に起因して，従来の統計的劣化予測手法をそのまま適用した場合には，疲労き裂の発生数や進展速度を過小あるいは過大評価してしまう可能性がある．また，個々の鋼床版に対する疲労き裂の発生・進展過程を用いて修繕施策を立案する際には，個々の鋼床版に関する分析結果を集約して，対象路線全体，あるいは高速道路ネットワーク全体として補修優先順位の決定や修繕費用の最小化を図っていく必要がある．

以上の問題意識のもと，本研究では，高速道路高架橋の鋼床版における疲労き裂に着目し，疲労き裂の発生・進展過程の予測と，予測結果に基づく大規模修繕箇所の決定方法を提案する．その際，疲労き裂の発生時点の不可観測性とそれに基づく推定バイアスの問題

を解決するために，発生時点を明示的に考慮した疲労き裂の発生・進展モデルを定式化する．さらに，実際の高速道路の複数路線を対象に，大規模修繕箇所の選定を行うための方法論を提示する．以下，**3.2** で本研究の基本的な考え方を述べる．**3.3** では，疲労き裂の発生・進展過程を同時推定し，推定バイアスを解消するための統計モデルを定式化する．**3.4** では，**3.3** で定式化したモデルのパラメータに対するマルコフ連鎖モンテカルロ法（以下，MCMC 法）を用いたベイズ推定手法について詳述する．**3.5** では，大規模修繕の対象となる鋼床版の選定方法を将来の修繕費用分析に基づいて提案する．**3.6** では，阪神高速道路株式会社（以下，阪神高速道路）が管理する鋼床版を対象に，本研究で提案する方法論を適用した実証分析を行う．

3.2　本研究に至った背景と既往研究レビュー

3.2.1　社会基盤施設の大規模修繕

高度経済成長期に建設された膨大な数の社会基盤施設の団塊的な老朽化が顕在化してきている．特に，事後的な通常修繕ではその健全性を回復させることが困難な（健全性自体を回復できない場合や修繕後の健全度は回復してもその後の劣化速度が新設時と比べ相対的に大きくなる場合など，施設の種類や特性によって多様なパターンが存在する）施設も散見されるようになり，そのような施設に対しては，構造物全体の健全性を要求水準まで引き上げる大規模修繕の必要性が議論されるようになってきている [5]．しかしながら，膨大な数の施設で構成される高速道路ネットワークの中から，大規模修繕や更新の対象となる社会基盤施設の選定方法に関して，将来の修繕費用の観点から定量的な分析を行った研究は数少ない．

例えば，道路の舗装構造を考えたとき，表層や基層，上層路盤を対象とした切削オーバーレイなどは通常修繕の範疇である．一方，下層路盤や路床も含む舗装構造全体を対象とするような補修は，本研究で着目する大規模修繕と捉えることができる．これら 2 種類の舗装の修繕方法に関して，小林等 [6, 7] は，路面健全度の劣化速度が舗装耐荷力の低下に起因して増加する点に着目し，通常修繕で健全性が回復可能な路面健全度の推移と大規模修繕のみによって健全性が回復可能な舗装耐荷力の経時的な推移過程を混合マルコフ過程としてモデル化し，大規模修繕も考慮した舗装構造の最適更新モデルを提案している [8]．道路舗装に対する大規模修繕に関する研究は，このような先駆的な研究事例が蓄積され始めてはいるものの端緒についたばかりであり，相対的に期待寿命が短い舗装以外の社会基盤施設に対しての研究蓄積は十分ではない．本研究で対象とする高速道路高架橋の鋼床版に関しても，**3.6** で示すように疲労き裂がすでに発生している径間では，同一径間内で当該箇所以外にも疲労き裂が発生する確率が上昇する傾向が見られる．このような場合，当て板による通常修繕では根源的な解決にはならず，鋼繊維補強コンクリート舗装（steel fiber

reinforced concrete pavement, 以下，SFRC 舗装）の打設など，より大規模な修繕が費用面から考えても必要となる可能性がある．このように鋼床版に関して，通常修繕に対する大規模修繕の有用性や，大規模修繕箇所の選定を将来の修繕費用を明示的に算出して行った研究は，著者らの知る限り存在せず，この点に本研究の新規性，独自性がある．

3.2.2　疲労き裂の発生・進展モデルの概要

阪神高速道路では，鋼床版の溶接部における疲労き裂の発生の有無や，疲労き裂長さなどを定期点検を通して記録している．一般的に，定期点検において疲労き裂が発生した瞬間時点を直接観測することは不可能であり，点検と点検の間に疲労き裂が発生したという情報のみが獲得される．このような疲労き裂の発生時点に関する不可観測性の問題に対しては，ワイブル劣化ハザードモデル [9] に代表される生存時間解析を用いることにより解消することができる．ただし，点検間隔が長い場合や過去の点検データが利用不可能な場合には，このような点検データの不完全性がハザード関数の形状に大きな影響を与えると考えられる．一方，本研究では，疲労き裂の発生・進展過程を同時に表現するために，点検と点検の間に疲労き裂が発生したという情報に加え，疲労き裂の発生後のき裂長さもモデル推定に使用する．

道路舗装の損傷発生･進展モデルについてはMadanat 等 [10] の先駆的研究がある．Madanat 等のモデルは点検データが獲得されていれば対象部材を問わないことから，鋼床版の疲労き裂への適用も可能である．同モデルでは，道路舗装のひび割れの発生過程をプロビットモデルで，進展過程を線形回帰モデルで表現しているが，ひび割れ発生時点の不可観測性が考慮されていない．ひび割れが初めて観測された点検時点を損傷進展過程の初期時点としている．そのために，鋼床版の疲労き裂の発生・進展過程に当該モデルを直接適用すると，疲労き裂の発生確率を過小評価する可能性がある．Madanat 等の研究グループはこの研究 [10] を発展させる形で，社会基盤施設の損傷発生モデルを Cox の比例ハザードモデルや，点検データと試験データを統合させる方法論も提案している [11)−13] が，損傷の進展に関する追加的情報を用いて損傷発生時点の推定精度を向上させるような方法論は開発されていない．

観測が困難な損傷発生時点を補完しながら社会基盤施設の損傷過程を推定するための方法論に関して，マルコフ劣化ハザードモデル [14] や多段階ワイブル劣化ハザードモデル [15] においても，積分計算を通じて観測が困難な健全度情報を補完し尤度が定式化されている．さらに，MCMC 法を用いてモデルのパラメータと潜在変数を同時サンプリングすることにより，隠れマルコフ劣化モデルを推定する際に問題となる点検データの時間的不整合性を許容するための方法論が提案されている [6, 16, 17]．さらに，本研究における，観測が困難な損傷発生時点を補完しながら劣化予測モデルを推定するという点は，既往研究 [18] においても共通する考え方である．当該研究では，パラメトリックに劣化過程を非線形モデ

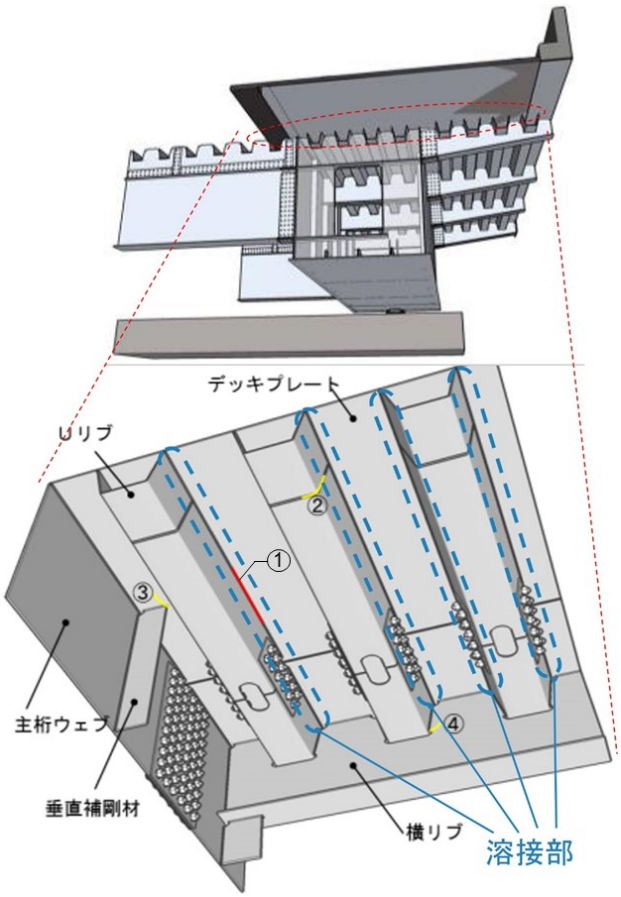
ルとして与え，それにより観測が困難な損傷発生時点を含む劣化過程全体を推定していた．これと比較して，本研究では，観測が困難な疲労き裂の発生時点を 1）疲労き裂の発生の有無に関する点検データ，2）発生した疲労き裂長さに関する点検データ，の 2 種類のデータを同時に用いることにより，疲労き裂の発生時点を表す潜在変数の推定精度を向上させ，疲労き裂の発生・進展過程の予測精度の向上を図る．このように，社会基盤施設の損傷発生に関する点検データと発生後の損傷進展度合いを表す点検データを同時に用い，損傷発生時点の不可観測性を補完しながら，損傷発生・進展過程をモデル化するための方法論は，著者等の知る限り過去には開発されておらず，高速道路鋼床版に対して適用した事例も存在しない．

3.2.3　鋼床版に発生する疲労き裂

鋼床版上を通過する交通荷重は，荷重を直接支えるデッキプレート，鋼床版の剛性を高めることを目的にデッキプレート下面で橋軸方向に接合されている縦リブ，橋軸直角方向に溶接されている横リブによって支持され，桁に伝達される．鋼床版には様々な構造形式が存在するが，本研究では**図–3.1** に示すような主たる縦リブ形状として閉断面リブの一種である逆台形断面トラフリブ（以下，U リブ）構造の鋼床版を対象とする．溶接部を起点とする疲労き裂の発生原因は，輪荷重直下で発生するデッキプレートの局所的なたわみと，それに伴う閉断面リブの板曲げ変形によって，溶接部に生じる高い応力集中のためであり，このことは車両載荷時の鋼床版の FEM 解析結果から明らかにされている [19]．鋼床版の疲労き裂は，一般に輪荷重直下で発生し，さらに大型車が多い走行車線において，数多く生する傾向がある [1]．このため，例えば首都高速道路においては，車両軸重を用いた疲労環境の評価手法に基づいて疲労環境の評価が行われている [3]．

鋼床版に発生する疲労き裂は，その発生位置によりいくつかのタイプに分類され，**図–3.1** には①から④の 4 つのタイプの疲労き裂を示している．このうち，疲労設計が考慮されていない平成 14 年道路橋示方書より以前の基準で設計された鋼床版において，近年デッキプレートと U リブとの溶接ルート部（以下，溶接部）を起点とする疲労き裂（**図–3.1** 中，①の疲労き裂）の発生が多数報告されている [20]．なお，平成 14 年道路橋示方書より以前の基準にも，鋼床版の設計には疲労の照査の項目が存在し，疲労き裂の対策がなされた設計となっている．しかし，当時の研究によって，平成 14 年道路橋示方書より以前の疲労の照査は，一般的な鋼床版の疲労耐久性の照査としては必ずしも適切でない場合があり，同示方書では「鋼道路橋の疲労設計指針 [21]」を参考にすることと改訂された経緯がある [1]．

タイプ①の疲労き裂は路面方向に進展するとデッキプレートを貫通し，路面の陥没を招く危険性があるために，鋼床版の維持管理上，重要なタイプの疲労き裂である（鋼床版に発生する疲労き裂にはこの他にも様々な種類が存在するが，これ以降本研究において単に疲労き裂という用語を用いる場合には，この種の疲労き裂を指す）．ただし，U リブの溶



図–3.1　鋼床版の概要図

接部に沿った疲労き裂には一般的に，デッキ貫通型とビード貫通型の 2 種類がある．しかし，阪神高速が管理するデータベースに登録されている疲労き裂は，原則として目視点検によって発見された時点での記録であり，データベース上はデッキ貫通型か，ビード貫通型かを区別できない（デッキ貫通型についても記録はあるものの，U リブの溶接部に沿ったものかどうかの区別をつけていない）．本来であればこれらを区別した上で大規模修繕の工法を選択すべきであるが，本研究では以上の理由によりタイプ①の疲労き裂に対する大規模修繕工法として一律に SFRC 舗装を採用する．

本研究では，**図–3.1** に青色破線枠で示すような，デッキプレートとリブの溶接部の中でも輪荷重の影響を受ける箇所にある溶接部を対象とし，溶接部単位での疲労き裂の発生・進展モデルを開発する．ただし，輪荷重の影響を受ける箇所に関しては，**3.6** で改めて議論する．また，溶接部を数える際は，連続する横桁で区切られる範囲を 1 つの溶接部とカウントする．なお，1 つの溶接部では 1 つの疲労き裂しか発生しないものと仮定する．このように仮定した理由は，1）**3.6** で記述する適用データを見た限りでは，1 つの溶接部に複数の疲労き裂が発生している事例が極めて少なかったため，2）疲労き裂発生・進展モデルの定式化を簡潔に記述するためである．これらの理由を踏まえ，**3.3** 以降では，疲労き裂

の発生・進展の最小単位を単に溶接部と記述している．ただし，1 つの溶接部で複数の疲労き裂が発生する（1 つの溶接部に疲労き裂の発生・進展の最小単位が複数存在する）と仮定した場合においても，本研究で提案する方法論を拡張して，大規模修繕箇所の選定が可能であることを付記しておく．

3.3 モデルの定式化

3.3.1 疲労き裂発生モデル

鋼床版の溶接部に疲労き裂が発生するまでの疲労き裂発生過程（以下，疲労き裂発生モデル）をワイブル劣化ハザードモデル [9] に基づいて定式化する．いま，任意の鋼床版内に存在する複数の溶接部のうちの 1 つに着目する．荷重の繰り返し累積載荷数（以下，載荷数）を次元尺度とする疲労き裂の発生過程をモデル化する．始点を $z_1 = 0$ とする載荷数軸を導入する．任意の載荷数 $z_1 \in [0, \infty]$ まで，当該溶接部に疲労き裂が発生しない確率 $\tilde{F}(z_1)$ は，載荷数が z_1 となるまでに当該溶接部に疲労き裂が発生する確率 $F(z_1)$ を用いて，

$$\tilde{F}(z_1) = 1 - F(z_1) \tag{3.1}$$

と表せる．ここで，溶接部において載荷数 z_1 まで疲労き裂が発生せず，かつ微小期間 $[z_1, z_1 + \delta z]$ の間に疲労き裂が発生する条件付き確率は，

$$\lambda(z_1)\delta z = \frac{f(z_1)\delta z}{\tilde{F}(z_1)} \tag{3.2}$$

と表せる．式 (3.2) 中の $\lambda(z_1)$ は一般的にハザード関数と呼ばれる．ハザード関数 $\lambda(z_1)$ を，

$$\lambda(z_1|\boldsymbol{\phi}, \boldsymbol{\psi}) = \alpha_1 \alpha_2 {z_1}^{\alpha_2 - 1} \tag{3.3-a}$$

$$\alpha_1 = \exp(\boldsymbol{x}\boldsymbol{\phi}') \tag{3.3-b}$$

$$\alpha_2 = \exp(\boldsymbol{y}\boldsymbol{\psi}') \tag{3.3-c}$$

で表されるワイブル分布と特定化することにより，ワイブル劣化ハザードモデルを表現できる．ここに，$\boldsymbol{x} = (x_0, \cdots, x_{I_\phi})$ は疲労き裂の発生速度に影響を与える説明変数ベクトル，$\boldsymbol{\phi} = (\phi_0, \cdots, \phi_{I_\phi})$ は各説明変数が疲労き裂の発生速度へ及ぼす影響の度合いを表現する未知パラメータベクトルである．I_ϕ は疲労き裂の発生速度に関する説明変数の数を表す．記号「$'$」は転置操作を意味する．一方で，$\boldsymbol{y} = (y_0, \cdots, y_{I_\psi})$ は疲労き裂の発生加速度に影響を与える説明変数ベクトル，$\boldsymbol{\psi} = (\psi_0, \cdots, \psi_{I_\psi})$ は未知パラメータベクトルである．I_ψ は発生加速度に関する説明変数の数を表す．なお，$x_0\phi_0$ および $y_0\psi_0$ は定数項であり，常に $x_0 = 1$ および $y_0 = 1$ が成り立つ．ワイブル劣化ハザードモデルの寿命の確率密度関数および生存関数はそれぞれ，式 (3.1) から式 (3.3) を用いて，

$$f(z_1|\boldsymbol{\phi}, \boldsymbol{\psi}) = \alpha_1 \alpha_2 {z_1}^{\alpha_2 - 1} \exp\left(-\alpha_1 {z_1}^{\alpha_2}\right) \tag{3.4-a}$$

$$\tilde{F}(z_1|\boldsymbol{\phi}, \boldsymbol{\psi}) = \exp\left(-\alpha_1 {z_1}^{\alpha_2}\right) \tag{3.4-b}$$

と導出できる．

3.3.2　疲労き裂進展モデル

a) 連続量を用いた劣化ハザードモデル

鋼床版の溶接部に疲労き裂が発生した後の進展過程を表現するための疲労き裂進展モデルを，連続量を用いた劣化ハザードモデル [18] に基づいて定式化する．いま，任意の鋼床版内に存在するある溶接部に着目する．当該溶接部における疲労き裂の発生載荷数を始点 $z_2 = 0$ とする載荷数軸を導入する．任意の載荷数 z_2 における疲労き裂の長さを l とする．疲労き裂の進展過程を，

$$l = \exp(-B) q(z_2, \boldsymbol{\beta}) \tag{3.5-a}$$

$$B = ew \tag{3.5-b}$$

と表現する．ここに，B は疲労き裂の進展過程の異質性を表現する指標である．ただし，w は着目している溶接部に固有な疲労き裂進展過程の異質性を表す確率誤差項，e は偏差パラメータである．また，$q(z_2, \boldsymbol{\beta})$ はベースラインの劣化過程を表す劣化モデル（以下，ベースラインモデル）であり，z_2 に関して単調増加関数である．また，$\boldsymbol{\beta} = (\beta_1, \cdots, \beta_{I_\beta})$ はベースラインモデルを特徴づける未知パラメータベクトルである．$\exp(-B) = 1$ が成立する場合，劣化曲線はベースラインモデルに一致する．力学的モデルにより理論的曲線を導出できる場合には，理論的曲線をベースラインモデルとして採用できる．ここで，式 (3.5a) の両辺の対数を取れば，

$$\zeta \;=\; \ln q(z_2, \boldsymbol{\beta}) = \ln l + ew \tag{3.6}$$

を得る．ただし，$\zeta = \ln q(z_2, \boldsymbol{\beta})$ は非線形化された寿命インデックスである．確率変動項 w が確率密度関数

$$g(w) = \exp\{-w - \exp(-w)\} \tag{3.7}$$

で表現される標準ガンベル分布に従うと仮定する．ただし，$E(w) = \gamma$（$E(w)$：w の期待値）であり，γ $(= 0.57722\cdots)$ はオイラー定数である．式 (3.5a) を，

$$w = \frac{\zeta - \ln l}{e} \tag{3.8}$$

と書き直し，確率密度関数 (3.8) の変数変換を行う．その結果，疲労き裂の長さが l に到達するまでの寿命インデックス ζ の条件付き分布を表す確率密度関数は，

$$\begin{aligned} s_\zeta(\zeta|l) &= \frac{1}{e} g\left(\frac{\zeta - \ln l}{e}\right) \\ &= \frac{1}{e} \exp\left\{-\exp\left(-\frac{\zeta - \ln l}{e}\right) - \frac{\zeta - \ln l}{e}\right\} \end{aligned} \tag{3.9}$$

と表すことができる．寿命インデックス $\zeta = \ln q(z_2, \boldsymbol{\beta})$ には未知パラメータ $\boldsymbol{\beta}$ が含まれている．寿命インデックスの 1 階微分を $\dot{q}(z_2, \boldsymbol{\beta}) = dq(z_2, \boldsymbol{\beta})/dz_2$ と表記すれば，

$$d\zeta = \frac{\dot{q}(z_2, \boldsymbol{\beta})}{q(z_2, \boldsymbol{\beta})} dz_2 \tag{3.10}$$

が成立する．したがって，疲労き裂長さ l に到達するまでの載荷数 z_2 の条件付き分布を表す確率密度関数は，

$$\begin{aligned} & s(z_2|l, \boldsymbol{\beta}, e) \\ = \; & \frac{\dot{q}(z_2, \boldsymbol{\beta})}{eq(z_2, \boldsymbol{\beta})} \exp\left\{ -\exp\left(-\frac{\ln q(z_2, \boldsymbol{\beta}) - \ln l}{e} \right) \right. \\ & \left. -\frac{\ln q(z_2, \boldsymbol{\beta}) - \ln l}{e} \right\} \end{aligned} \tag{3.11}$$

と表される．また，載荷数 z_2 に関する生存関数は，次式で表される．

$$\begin{aligned} & S(z_2|l, \boldsymbol{\beta}, \boldsymbol{e}) \\ = \; & 1 - \exp\left\{ -\exp\left(-\frac{\ln q(z_2, \boldsymbol{\beta}) - \ln l}{e} \right) \right\} \end{aligned} \tag{3.12}$$

さらに，載荷数 z_2 における疲労き裂長さ l の条件付き確率密度関数は，

$$h(l|z_2, \boldsymbol{\beta}, e) = \frac{\omega l^{\omega-1}}{h_z(z_2, \boldsymbol{\beta})} \exp\left(-\frac{l^\omega}{h_z(z_2, \boldsymbol{\beta}, e)} \right) \tag{3.13}$$

と表すことができる [18]．ただし，

$$\omega = \frac{1}{e} \tag{3.14-a}$$

$$h_z(z_2, \boldsymbol{\beta}, e) = \left\{ \exp\left(\frac{-\ln q(z_2, \boldsymbol{\beta})}{e} \right) \right\}^{-1} \tag{3.14-b}$$

である．すなわち，疲労き裂長さ l はワイブル分布 $\mathcal{W}(\mu(z_2, \boldsymbol{\beta}, e), \nu^2(z_2, \boldsymbol{\beta}, e))$ に従うこととなる．ただし，$\mu(z_2, \boldsymbol{\beta}, e)$，$\nu^2(z_2, \boldsymbol{\beta}, e)$ はワイブル分布の期待値および分散であり，

$$\mu(z_2, \boldsymbol{\beta}, e) = \Gamma\left(\omega^{-1} + 1\right) h_z(z_2, \boldsymbol{\beta}, e)^{1/\omega} \tag{3.15-a}$$

$$\begin{aligned} \nu^2(z_2, \boldsymbol{\beta}, e) = & \left\{ \Gamma\left(\frac{2}{\omega} + 1 \right) - \Gamma^2\left(\frac{1}{\omega} + 1 \right) \right\} \\ & \cdot h_z(z_2, \boldsymbol{\beta}, e)^{2/\omega} \end{aligned} \tag{3.15-b}$$

と表せる．$\Gamma(\cdot)$ はガンマ関数である．さらに，劣化管理指標の確率分布を表す分布関数 $H(l|z_2, \boldsymbol{\beta}, e)$ は

$$H(l|z_2, \boldsymbol{\beta}, e) = 1 - \exp\left\{ -\frac{l^\omega}{h_z(z_2, \boldsymbol{\beta}, e)} \right\} \tag{3.16}$$

と表せる．

b) ベースライン関数の導出

疲労き裂進展の力学的モデルとしては，Paris の疲労き裂進展則 [22] が知られている．この法則では，疲労き裂進展速度 dl/dz_2 を，

$$\frac{dl}{dz_2} = c\left(\Delta K\right)^b \tag{3.17}$$

と表現する．ここに，z_2 は疲労き裂発生時点を 0 とする載荷数，b および c は材質によって決まる定数である．ΔK は応力拡大係数範囲であり，

$$\Delta K = \Delta e_s Y \sqrt{\pi l} \tag{3.18}$$

と表せる．Δe_{s} は応力範囲，Y は無次元の修正係数である．ここで，初期疲労き裂長さ l_0 から任意の疲労き裂長さ l_{z_2} まで疲労き裂が進展するために必要な載荷数 z_2 を考える．式 (3.17) の両辺の逆数を取り，さらに両辺を l に関して l_0 から l_{z_2} まで積分することによって，

$$\int_{l_0}^{l_{z_2}} \frac{dz_2}{dl} dl = \int_{l_0}^{l_{z_2}} \frac{1}{c\left(\Delta K\right)^b} dl \tag{3.19}$$

が成立する．式 (3.19) を z_2 に関して整理すると，

$$z_2 = \int_{l_0}^{l_{z_2}} \frac{1}{c\left(\Delta K\right)^b} dl \tag{3.20}$$

と求めることができる．ここに，式 (3.18) を代入すると，

$$\begin{aligned} z_2 &= \int_{l_0}^{l_{z_2}} \frac{1}{c\left(\Delta e_s\right)^b Y^b \pi^{\frac{b}{2}} l^{\frac{b}{2}}} dl \\ &= \frac{1}{c\left(\Delta e_s\right)^b Y^b \pi^{\frac{b}{2}}} \\ &\quad \cdot \left[\frac{1}{-\frac{b}{2}+1} \left\{ {l_{z_2}}^{-\frac{b}{2}+1} - {l_0}^{-\frac{b}{2}+1} \right\} \right] \end{aligned} \tag{3.21}$$

となる．上式は l_{z_2} について，

$$l_{z_2} = \left\{ \left(-\frac{b}{2} + 1 \right) c \left(\Delta e_s Y \sqrt{\pi} \right)^b z_2 + {l_0}^{-\frac{b}{2}+1} \right\}^{\frac{2}{-b+2}} \tag{3.22}$$

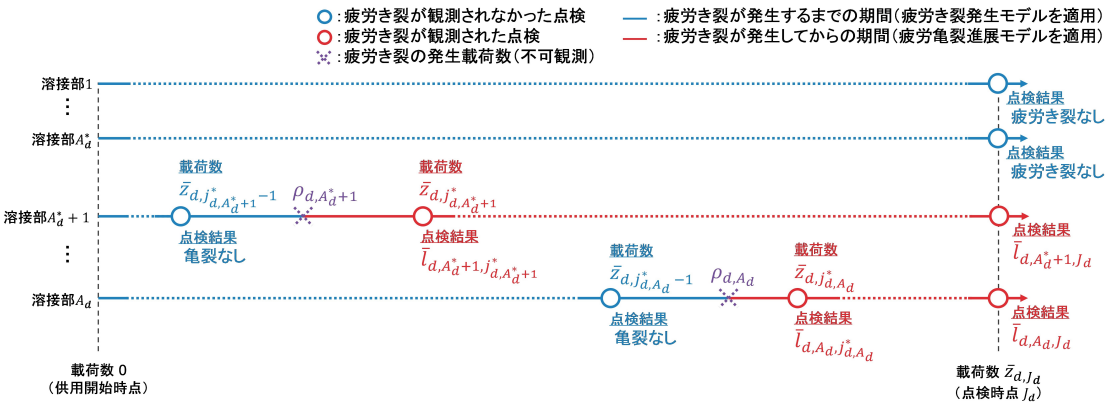
と整理できる．未知パラメータ $\beta_1, \beta_2, \beta_3$ を導入し，

$$\begin{cases} \beta_1 = \left(-\dfrac{b}{2} + 1 \right) c \left(\Delta e_s Y \sqrt{\pi} \right)^b & \text{(3.23a)} \\ \beta_2 = {l_0}^{-\frac{b}{2}+1} & \text{(3.23b)} \\ \beta_3 = \dfrac{2}{-b+2} & \text{(3.23c)} \end{cases}$$

とおくと，式 (3.22) は，

$$l_{z_2} = \left(\beta_1 z_2 + \beta_2\right)^{\beta_3} \tag{3.24}$$

となる．ただし，$\beta_1 > 0$，$\beta_2 > 0$，$\beta_3 > 0$ である．本研究では，この式 (3.24) をベースラインモデル $q(z_2, \boldsymbol{\beta})$ と考える．



図–3.2　鋼床版の定期点検と獲得情報

3.4　パラメータ推定手法

3.4.1　尤度関数の定式化

図–3.2 に示したような疲労き裂に関する点検データが獲得可能な条件で，尤度関数を定式化する．いま，D 個の鋼床版を分析対象として，任意の鋼床版 d $(d = 1, \cdots, D)$ に着目する．鋼床版 d に対して，異なる J_d 回の時点で実施された点検のデータが記録されている．各回の点検の結果として，1）点検実施時点までの載荷数（累積 10 トン換算軸数：車両の軸重を 3 乗で考慮した累積通行台数，1 軸数は総重量 20 トンの車両が 1 台通行したことに相当 [23]），2）疲労き裂の発生の有無，3）疲労き裂が発生している溶接部に関しては発生している疲労き裂の長さが記録されている．点検データに対して載荷数の昇順（点検時刻の昇順）に番号 $1, \cdots, J_d$ を付与する．

鋼床版 d 内には，合計 A_d 箇所の溶接部が存在している．個々の溶接部それぞれに番号 $1, \cdots, A_d$ を付与する．このとき，一般性を損なうことなく，直近の点検までに疲労き裂の発生が記録されていない溶接部（以下，疲労き裂未発生溶接部）の番号を $1, \cdots, A_d^*$，一方で，直近の点検までに疲労き裂の発生が記録されている溶接部（以下，疲労き裂発生溶接部）の番号を $A_d^* + 1, \cdots, A_d$ とする．また，ある点検時点における載荷数は鋼床版単位で等しいとする．j $(j = 1, \cdots, J_d)$ 回目の点検が実施されたときの（累積）載荷数を $\bar{z}_{d,j}$ とする．なお，記号「$^-$」は実測値であることを示す．また，鋼床版 d 内の溶接部に関する説明変数をそれぞれ $\bar{x}_{d,1}, \cdots, \bar{x}_{d,I_\phi}$; $\bar{y}_{d,1}, \cdots, \bar{y}_{d,I_\psi}$ とする．ただし，定数項を表現するために，$\bar{x}_{d,0} = 1, \bar{y}_{d,0} = 1$ となる $\bar{x}_{d,0}, \bar{y}_{d,0}$ を導入し，鋼床版 d の説明変数ベクトルを $\bar{\boldsymbol{x}}_d = (\bar{x}_{d,0}, \cdots, \bar{x}_{d,I_\phi})$，$\bar{\boldsymbol{y}}_d = (\bar{y}_{d,0}, \cdots, \bar{y}_{d,I_\psi})$ と定義する．$\bar{\boldsymbol{x}}_d$，$\bar{\boldsymbol{y}}_d$ は，パラメータベクトル $\boldsymbol{\phi}$，$\boldsymbol{\psi}$ にそれぞれ対応し，式 (3) の α_1，α_2 を介して式 (4) の寿命の確率密度関数および生存関数が求められる．

ここで，任意の鋼床版 d $(d = 1, \cdots, D)$ 内に存在するある疲労き裂未発生溶接部 a $(a_d =$

$1, \cdots, A_d^*)$ に着目する．この溶接部に関して定義される部分尤度関数 $\mathcal{L}_{d,a}^1(\boldsymbol{\phi}, \boldsymbol{\psi}|\bar{\boldsymbol{\Xi}}_{d,a})$ は，載荷数 $\bar{z}_{d,J_d}$ まで疲労き裂が発生しない確率をパラメータ $\boldsymbol{\phi}$，$\boldsymbol{\psi}$ の関数と捉えて，

$$\begin{aligned} &\mathcal{L}_{d,a}^1(\boldsymbol{\phi}, \boldsymbol{\psi}|\bar{\boldsymbol{\Xi}}_{d,a}) = \tilde{F}_d(\bar{z}_{d,J_d}|\boldsymbol{\phi}, \boldsymbol{\psi}) \\ &(d = 1, \cdots, D;\ a = 1, \cdots, A_d^*) \end{aligned} \tag{3.25}$$

と定義できる．ただし，$\tilde{F}_d(\bar{z}_{d,J_d}|\boldsymbol{\phi}, \boldsymbol{\psi})$ は，式 (3.4b) において $\bar{\boldsymbol{x}}_d$，$\bar{\boldsymbol{y}}_d$ を採用した生存関数である．$\bar{\boldsymbol{\Xi}}_{d,a} = (\bar{z}_{d,J_d}, \bar{\boldsymbol{x}}_d, \bar{\boldsymbol{y}}_d)$ $(a = 1, \cdots, A_d^*)$ は，着目している疲労き裂未発生溶接部 a の尤度関数を定義するために必要な点検データセットである．

次に，鋼床版 d 内に存在する疲労き裂発生溶接部 a $(a = A_d^* + 1, \cdots, A_d)$ に着目する．疲労き裂発生溶接部において，初めて疲労き裂の発生が観測されたのが，$j_{d,a}^*$ 回目の点検であったとする．$j_{d,a}^*$ 回目の点検から J_d 回目の点検までに記録されている疲労き裂長さをそれぞれ $\bar{l}_{d,a,j_{d,a}^*}, \cdots, \bar{l}_{d,a,J_d}$ と表す．$\bar{\boldsymbol{l}}_{d,a} = (\bar{l}_{d,a,j_{d,a}^*}, \cdots, \bar{l}_{d,a,J_d})$，$\bar{\boldsymbol{z}}_{d,a} = (\bar{z}_{d,j_{d,a}^*}, \cdots, \bar{z}_{d,J_d})$ とする．ここで，仮に，疲労き裂が発生した瞬間の載荷数 $\bar{\rho}_{d,a}$ が観測されたとする．このとき，疲労き裂の発生過程と進展過程が独立であるとして，載荷数 $\bar{\rho}_{d,a}$ において疲労き裂が発生し，それ以降，疲労き裂長さが $\bar{l}_{d,a,j_{d,a}^*}, \cdots, \bar{l}_{d,a,J_d}$ となったときの載荷数がそれぞれ $\bar{z}_{d,j_{d,a}^*}, \cdots, \bar{z}_{d,J_d}$（疲労き裂進展モデルの載荷数軸における載荷数が $\bar{z}_{d,j_{d,a}^*} - \bar{\rho}_{d,a}, \cdots, \bar{z}_{d,J_d} - \bar{\rho}_{d,a}$）であることの同時生起確率密度 $\sigma_{d,a}(\bar{\rho}_{d,a}, \bar{\boldsymbol{z}}_{d,a}|\bar{\boldsymbol{l}}_{d,a}, \boldsymbol{\phi}, \boldsymbol{\psi}, \boldsymbol{\beta}, e)$ は，

$$\begin{aligned} &\sigma_{d,a}(\bar{\rho}_{d,a}, \bar{\boldsymbol{z}}_{d,a}|\bar{\boldsymbol{l}}_{d,a}, \boldsymbol{\phi}, \boldsymbol{\psi}, \boldsymbol{\beta}, e) \\ = \ & f_d\left(\bar{\rho}_{d,a}|\boldsymbol{\phi}, \boldsymbol{\psi}\right) \prod_{j=j_{d,a}^*}^{J_d} s\left(\bar{z}_{d,j} - \bar{\rho}_{d,a}|\bar{l}_{d,a,j}, \boldsymbol{\beta}, e\right) \\ & (d = 1, \cdots, D;\ a = A_d^* + 1, \cdots, A_d) \end{aligned} \tag{3.26}$$

となる．実際の点検においては，疲労き裂が発生した瞬間の載荷数 $\rho_{d,a}$ を観測することは困難であるが，載荷数が $\bar{z}_{d,j_{d,a}^*-1}$ から $\bar{z}_{d,j_{d,a}^*}$ の間に疲労き裂が発生したという部分的情報が獲得できる（ただし，$j_{d,a}^* = 1$ のとき，$\bar{z}_{d,j_{d,a}^*-1} = 0$ とする）．そのため，疲労き裂発生溶接部の部分尤度関数 $\mathcal{L}_{d,a}^2(\boldsymbol{\phi}, \boldsymbol{\psi}, \boldsymbol{\beta}, e|\bar{\boldsymbol{\Xi}}_{d,a})$ を，載荷数の区間 $[\bar{z}_{d,j_{d,a}^*-1}, \bar{z}_{d,j_{d,a}^*}]$ において疲労き裂が発生し，その後，疲労き裂長さが $\bar{l}_{d,a,j_{d,a}^*}, \cdots, \bar{l}_{d,a,J_d}$ となったときの載荷数がそれぞれ $\bar{z}_{d,j_{d,a}^*}, \cdots, \bar{z}_{d,J_d}$ であることの同時生起確率として，

$$\begin{aligned} &\mathcal{L}_{d,a}^2(\boldsymbol{\phi}, \boldsymbol{\psi}, \boldsymbol{\beta}, e|\bar{\boldsymbol{\Xi}}_{d,a}) \\ = \ & \int_{\bar{z}_{d,j_{d,a}^*-1}}^{\bar{z}_{d,j_{d,a}^*}} \sigma_{d,a}(\rho_{d,a}, \bar{\boldsymbol{z}}_{d,a}|\bar{\boldsymbol{l}}_{d,a}, \boldsymbol{\phi}, \boldsymbol{\psi}, \boldsymbol{\beta}, e) d\rho_{d,a} \\ & (d = 1, \cdots, D;\ a = A_d^* + 1, \cdots, A_d) \end{aligned} \tag{3.27}$$

と定義できる．なお，$\bar{\boldsymbol{\Xi}}_{d,a} = (\bar{z}_{d,j_{d,a}^*-1}, \bar{\boldsymbol{z}}_{d,a}, \bar{\boldsymbol{l}}_{d,a}, \bar{\boldsymbol{x}}_d, \bar{\boldsymbol{y}}_d)$ $(a_d = A_d^* + 1, \cdots, A_d)$ は，着目している疲労き裂発生溶接部 a の尤度関数を定義するために必要な点検データセットである．

全ての鋼床版の点検データ $\bar{\boldsymbol{\Xi}} = (\bar{\boldsymbol{\Xi}}_{1,1}, \cdots, \bar{\boldsymbol{\Xi}}_{D,A_D})$ に関する尤度関数 $\mathcal{L}(\boldsymbol{\phi}, \boldsymbol{\psi}, \boldsymbol{\beta}, e|\bar{\boldsymbol{\Xi}})$ は，分析対象とする全ての溶接部の点検データが独立に生起していると考えると，

$$
\begin{aligned}
&\mathcal{L}(\boldsymbol{\phi}, \boldsymbol{\psi}, \boldsymbol{\beta}, e|\bar{\boldsymbol{\Xi}}) \\
= &\prod_{d=1}^{D} \prod_{a_d=1}^{A_d^*} \mathcal{L}_{d,a}^1(\boldsymbol{\phi}, \boldsymbol{\psi}, \boldsymbol{\beta}, e|\bar{\boldsymbol{\Xi}}_{d,a}) \\
&\qquad \cdot \prod_{a_d=A_d^*+1}^{A_d} \mathcal{L}_{d,a}^2(\boldsymbol{\phi}, \boldsymbol{\psi}, \boldsymbol{\beta}, e|\bar{\boldsymbol{\Xi}}_{d,a})
\end{aligned} \tag{3.28}
$$

と定義できる．

3.4.2 完備化尤度関数を用いた推定手法

尤度関数 (3.28) は，未知パラメータ $\boldsymbol{\phi}, \boldsymbol{\psi}, \boldsymbol{\beta}, e$ に関して高次の非線形多項式であり，複素解を含む多くの最適解を有しているために，最尤推定法を用いて未知パラメータの最尤推定値を求めることは非常に困難である [24, 25]．最尤推定法の代わりにベイズ推定法を用いれば，高次の非線形最適化問題を解くことを回避できる．また，尤度関数 (3.28) に含まれる $\rho_{d,a}$ に関する積分項の解析解が存在しないために，数値計算が必要となる．本研究では，尤度関数の完備化操作を行うとともに，$\rho_{d,a}$ を潜在変数として取扱うことにより，$\rho_{d,a}$ をランダム発生させながら MCMC 法を用いてモデルのパラメータの事後分布からの標本を得る方法 [26] を採用する．

任意の鋼床版 d $(d = 1, \cdots, D)$ 内に存在する疲労き裂発生溶接部 a $(a = A_d^* + 1, \cdots, A_d)$ に着目する．尤度関数 (3.28) の完備化操作のために，疲労き裂発生溶接部 a において疲労き裂が発生したときの載荷数が $\tilde{\rho}_{d,a}$ であると考える．なお，記号「˜」は潜在変数であることを表す．このとき，部分尤度関数 (3.27) を完備化操作した尤度関数 $\tilde{\mathcal{L}}_{d,a}^2(\boldsymbol{\phi}, \boldsymbol{\psi}, \boldsymbol{\beta}, e|\bar{\boldsymbol{\Xi}}_{d,a}, \tilde{\rho}_{d,a})$（以下，完備化尤度関数）は，

$$
\begin{aligned}
&\tilde{\mathcal{L}}_{d,a}^2(\boldsymbol{\phi}, \boldsymbol{\psi}, \boldsymbol{\beta}, e|\bar{\boldsymbol{\Xi}}_{d,a}, \tilde{\rho}_{d,a}) \\
&= f_d\left(\tilde{\rho}_{d,a}|\boldsymbol{\phi}, \boldsymbol{\psi}\right) \prod_{j=j_{d,a}^*}^{J_d} s\left(\bar{z}_{d,j} - \tilde{\rho}_{d,a}|\bar{l}_{d,a,j}, \boldsymbol{\beta}, e\right) \\
&(d = 1, \cdots, D;\ a = A_d^* + 1, \cdots, A_d)
\end{aligned} \tag{3.29}
$$

と定義できる．$\tilde{\boldsymbol{\rho}} = (\tilde{\rho}_{1,A_1^*+1}, \cdots, \tilde{\rho}_{D,A_D})$ として，全ての点検データに関する完備化尤度関数は，

$$
\begin{aligned}
&\tilde{\mathcal{L}}(\boldsymbol{\phi}, \boldsymbol{\psi}, \boldsymbol{\beta}, e|\bar{\boldsymbol{\Xi}}, \tilde{\boldsymbol{\rho}}) \\
= &\prod_{d=1}^{D} \prod_{a_d=1}^{A_d^*} \mathcal{L}_{d,a}^1(\boldsymbol{\phi}, \boldsymbol{\psi}, \boldsymbol{\beta}, e|\bar{\boldsymbol{\Xi}}_{d,a}) \\
&\qquad \cdot \prod_{a_d=A_d^*+1}^{A_d} \tilde{\mathcal{L}}_{d,a}^2(\boldsymbol{\phi}, \boldsymbol{\psi}, \boldsymbol{\beta}, e|\bar{\boldsymbol{\Xi}}_{d,a}, \tilde{\rho}_{d,a})
\end{aligned} \tag{3.30}
$$

と定義できる．

完備化尤度関数 (3.30) に含まれる潜在変数ベクトル $\tilde{\boldsymbol{\rho}}$ は観測できないが，潜在変数ベクトルに関する全条件付き確率密度関数 $p(\tilde{\rho}_{d,a}|\boldsymbol{\phi},\boldsymbol{\psi},\boldsymbol{\beta},e,\bar{\boldsymbol{\Xi}}_{d,a})$ は，完備化尤度関数 (3.30) をもとに以下のように導出でき，

$$
\begin{aligned}
& p_{\rho}(\tilde{\rho}_{d,a}|\boldsymbol{\phi},\boldsymbol{\psi},\boldsymbol{\beta},e,\bar{\boldsymbol{\Xi}}_{d,a}) \\
= & \frac{\tilde{\mathcal{L}}^{2}_{d,a}(\boldsymbol{\phi},\boldsymbol{\psi},\boldsymbol{\beta},e|\bar{\boldsymbol{\Xi}}_{d,a},\tilde{\rho}_{d,a})}{\int_{\tilde{z}_{d,j^{*}_{d,a}-1}}^{\tilde{z}_{d,j^{*}_{d,a}}}\tilde{\mathcal{L}}^{2}_{d,a}(\boldsymbol{\phi},\boldsymbol{\psi},\boldsymbol{\beta},e|\bar{\boldsymbol{\Xi}}_{d,a},\rho_{d,a})d\rho_{d,a}}
\end{aligned}
\tag{3.31}
$$

となる．全条件付き確率密度関数 (3.31) は，未知パラメータ $\boldsymbol{\phi},\boldsymbol{\psi},\boldsymbol{\beta},e$ で構成されるために，潜在変数 $\tilde{\boldsymbol{\xi}}$ の全条件付き確率密度関数を先験的に求めることは不可能である．そこで，MCMC 法を用いて，未知パラメータ $\boldsymbol{\phi},\boldsymbol{\psi},\boldsymbol{\beta},e$ の確率標本と潜在変数 $\tilde{\boldsymbol{\xi}}$ の確率標本とを反復的にランダム発生させることにより，未知パラメータを推定する．このような手続きを用いて推定した未知パラメータのベイズ推定値が，尤度関数 (3.28) のみを用いて推定した未知パラメータの最尤推定値に収束することが証明されている [26]．

潜在変数を含む完備化尤度関数に基づき MCMC 法を用いて統計的劣化予測モデルのパラメータを推定する手法に関しては，近年研究が蓄積されている．本研究では，既往研究 [18] に従い，ギブスサンプリングにより複数の確率変数（未知パラメータおよび潜在変数）の個々の確率変数を順番にサンプリングし，その個々の確率変数のサンプリングにメトロポリス・ヘイスティングス法を用いる．この方法は既往研究 [18] ですでに説明されているため，ここでは，事後確率密度関数を特定化するに留める．未知パラメータ ϕ_i $(i=0,\cdots,I_{\phi})$，ψ_i $(i=0,\cdots,I_{\psi})$，β_i $(i=1,\cdots,I_{\beta})$，e の事前分布に無情報事前分布を設定する．ここで未知パラメータ $\boldsymbol{\phi},\boldsymbol{\psi},\boldsymbol{\beta},e$ の同時事後確率密度関数 $p(\boldsymbol{\phi},\boldsymbol{\psi},\boldsymbol{\beta},e|\bar{\boldsymbol{\Xi}},\tilde{\boldsymbol{\rho}})$ は，

$$
p(\boldsymbol{\phi},\boldsymbol{\psi},\boldsymbol{\beta},e|\bar{\boldsymbol{\Xi}},\tilde{\boldsymbol{\rho}}) \propto \tilde{\mathcal{L}}(\boldsymbol{\phi},\boldsymbol{\psi},\boldsymbol{\beta},e|\bar{\boldsymbol{\Xi}},\tilde{\boldsymbol{\rho}}) \tag{3.32}
$$

と表すことができる．式 (3.32) の同時事後確率密度関数に基づき算出した条件付き事後確率密度関数から個々のパラメータを，式 (3.31) の全条件付き確率密度関数から潜在変数を，それぞれメトロポリス・ヘイスティングス法によりサンプリングする．

3.5 大規模修繕箇所の選定方法

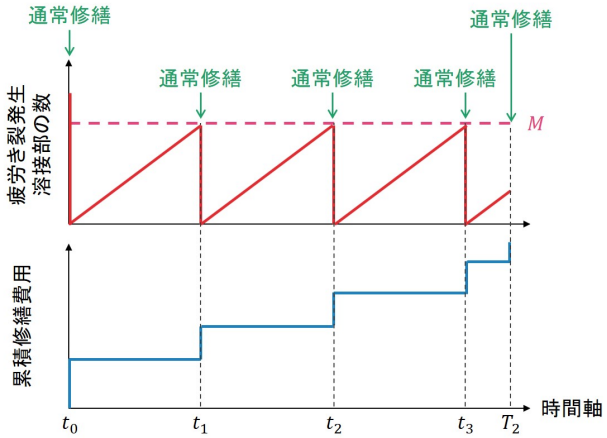
3.5.1 大規模修繕の選択問題

従来のアセットマネジメントは，離散的な健全度で評価された目視点検データを用いた健全度ベース（状態推移の観測）のマネジメントである．その目的は，社会基盤施設の持続可能性評価，すなわち社会基盤施設の永続的使用を前提として，大別すると予防的修繕か，事後的修繕かなどの通常修繕施策を決定することにある．これは部材の経年劣化など，

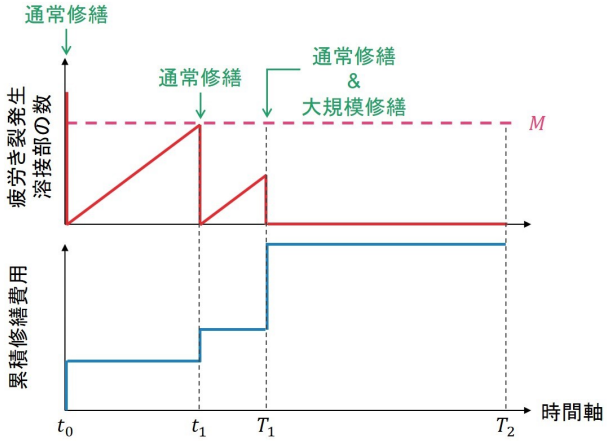
時間の経過に伴い必然的に発現する変状・損傷を対象にしており，通常修繕によって健全度が回復可能であることを前提としている．一方で，本研究で着目する鋼床版の疲労き裂は，大規模修繕を考慮しなければならない．疲労き裂は，経年とともに必然的に発現する変状・損傷ではなく，疲労設計がなされていないという構造上の問題に起因する損傷である．疲労き裂に対して，通常修繕として当て板やストップホールを実施したとしても，根源的に問題が解決されない．応力集中が当該箇所で継続，あるいは別の個所で新たに発生するために，疲労き裂の発生・進展を完全に抑制することはできない．このように通常修繕では根源的に問題を解決することが難しい不可逆性を有する損傷に対しては，大規模修繕を実施する必要がある．**図–3.3** には通常修繕施策と大規模修繕施策を採用したそれぞれの場合における疲労き裂の発生状況と累積修繕費用を概念的に示している．詳細は後述するが，疲労き裂の発生（あるいはき裂長さ）が許容限界を超えると，通常修繕が実施される．しかし，通常修繕では再度き裂が発生する可能性を排除できない．本研究では，このことを表現するために，通常修繕を実施したとしても，疲労き裂の発生・進展に影響を及ぼす大型車の累積軸数をリセットせずに，供用開始時点から継続させる．一方で，大規模修繕の実施後は構造的問題が解決され，それ以降に疲労き裂は発生しないと仮定する．通常修繕と大規模修繕のいずれを選択するか，どのタイミングで実施するかは，個別の疲労き裂の発生・進展状況に基づいて累積修繕費用を比較することによって決定する．従来のアセットマネジメントを健全度ベースのマネジメントと位置づけるなら，大規模修繕を考慮したアセットマネジメントは個別の変状・損傷ベースのマネジメントといえる．

社会基盤施設の修繕費用を推定する手法として，平均費用法 [27, 28] と割引現在価値法がある．小林 [27] は，複数世代にわたり半永久的に供用される複数の社会基盤施設に対する予防修繕施策と事後修繕施策の選択問題に対して，個々の社会基盤施設の劣化タイミングが異なるような状況（非同期レジーム）で，世代ごとに割引現在価値法により修繕費用最小化を図ると，社会基盤施設のライフサイクルの動的外部性（具体的には，ある世代が予防修繕を行わなず次世代が事後修繕を行わざるを得なくなること）に起因して，全世代の修繕費用の合計を最小化するようなシステム最適状態が達成されないことを指摘している．その上で，当該研究では，非同期レジームにおいて，分権的ライフサイクル費用評価法として平均費用法を用いることにより，システム最適状態となる修繕施策を求める．

本研究では，半永久的に供用される複数の高架橋の鋼床版に対して，通常修繕施策か大規模修繕施策かを選択する問題を対象としている．また，個々の鋼床版の供用開始時刻が分散しており，修繕が必要となる時期が個々の鋼床版で異なる非同期レジームに該当すると考えられる．ここでは，ある単一の計画期間における修繕施策選択問題を対象とするが，当該計画期間において，割引現在価値法に基づき通常修繕施策を選択した場合には，大規模修繕が未実施であり将来（計画期間終了後）の疲労き裂の発生可能性が高い鋼床版が将来世代に残存するという負の動的外部性が発生する可能性がある．そのため，本研究では，



(a) 通常修繕施策を採用した場合（例えば，$R = 3$ の場合）



(b) 大規模修繕施策を採用した場合（例えば，$R = 1$ の場合）

図–3.3　ある鋼床版における疲労き裂発生溶接部の数と累積修繕費用の時間的推移を表現した概念図

平均費用法 [28] により大規模修繕箇所の選定を行うこととする．その際，規模の経済性といった鋼床版間での平均費用の相互依存関係は捨象し，システム全体の平均費用は個々の鋼床版の平均費用の和で表せると考え，個々の鋼床版に対して 2 種類の修繕施策を採用した際のそれぞれの平均費用を比較することにより，大規模修繕箇所を選定するというアプローチを採用する．以上の前提のもと，本研究では修繕施策の候補として，通常修繕施策と大規模修繕施策の 2 案を設定する．個々の径間の個々の車線単位（以下，修繕単位）で，通常修繕施策か大規模修繕施策を選定することを考える．以下，鋼床版 $d\ (= 1, \cdots, D)$ は修繕単位を意味することとするとともに，記述の煩雑化を防ぐため本章ではある修繕単位のみに着目し変数や関数の添え字 d を省略する．

3.5.2 前提条件

疲労き裂の発生・進展過程が確率モデルで表現されるため，個々の修繕施策における平均費用も確率変数として取り扱うことができる．具体的には，通常修繕施策を採用した場合の平均費用 ξ_1 の確率分布 $\varepsilon_1(\xi_1)$，大規模修繕施策を採用した場合の平均費用 ξ_2 の確率分布 $\varepsilon_2(\xi_2)$ をそれぞれ求める．求めた確率分布を統計的仮説検定により比較することにより，平均費用（ライフサイクル費用）の観点から修繕施策の優位性を議論する．

平均費用を定義するために現在時刻を起点とする連続的時間軸を定義し，当該時間軸上の点を時刻と呼ぶ．現在時刻（最新の点検時刻）を $t_0 = 0$，大規模修繕時刻を T_1 (> 0)，計画期間の終了時刻を T_2 $(> T_1)$ として，計画期間を $[0, T_2]$ と設定する．対象とする修繕単位は A 箇所の溶接部で構成されているとする．また，当該修繕単位の全ての溶接部は同一時刻から供用が開始されたとし，t_0 における経過年数を τ_0 とする．疲労き裂発生・進展モデルは，累積載荷数を軸とした確率過程モデルで表されている．ここでは，単位時間当たりの載荷数を k として，載荷数 z と時刻 t に $t = z/k$ が成立すると考える．確率変数の変数変換により，疲労き裂発生過程の寿命（供用開始からの経過時間）τ_1 の確率密度関数，分布関数，生存関数は，

$$f_t(\tau_1) = \frac{1}{k} f(k\tau_1 | \hat{\boldsymbol{\phi}}, \hat{\boldsymbol{\psi}}) \tag{3.33-a}$$

$$F_t(\tau_1) = \frac{1}{k} F(k\tau_1 | \hat{\boldsymbol{\phi}}, \hat{\boldsymbol{\psi}}) \tag{3.33-b}$$

$$\tilde{F}_t(\tau_1) = \frac{1}{k} \tilde{F}(k\tau_1 | \hat{\boldsymbol{\phi}}, \hat{\boldsymbol{\psi}}) \tag{3.33-c}$$

疲労き裂進展過程の寿命（疲労き裂発生からの経過時間）τ_2 の条件付き確率密度関数は，

$$s_t(\tau_2 | l) = \frac{1}{k} s(k\tau_2 | l, \hat{\boldsymbol{\beta}}, \hat{e}) \tag{3.34-a}$$

$$S_t(\tau_2 | l) = \frac{1}{k} S(k\tau_2 | l, \hat{\boldsymbol{\beta}}, \hat{e}) \tag{3.34-b}$$

とそれぞれ定義できる．記号「^」は，未知パラメータの推定値を意味する．なお，本章では，パラメータ推定値を用いるが，上式の左辺のように $\hat{\boldsymbol{\phi}}$ や $\hat{\boldsymbol{\psi}}$ などは省略して表記する．

リスク管理水準として疲労き裂発生個数が M を上回らないように修繕施策を実施することを考える（ここでは，リスク管理水準を疲労き裂発生個数のみに設定し，疲労き裂長さは修繕費用のみに影響を与えると考える）．**図–3.3** には，それぞれの修繕施策の模式図を示す．通常修繕は，当て板やストップホール，部分的な取替を想定した修繕である．通常修繕費用は，疲労き裂の長さ l に依存するとし，1 つの疲労き裂あたり $u(l)$ とする．通常修繕後の溶接部では再度疲労き裂が発生する可能性があるとする．その際，通常修繕では疲労き裂の本質的な回復が図れないとし，ワイブル劣化ハザードモデルの経過年数がリセットされない（通常修繕後でも経過年数は供用開始時刻から数える）と仮定する．さらに，通常補修を繰り返し実施するような場合においても経過年数はリセットされないと仮

定する．この仮定の妥当性は，ある個所の補修が完了しても，その他の箇所は疲労の蓄積過程にあると考えられることから認められる．また，計画期間の終了時刻 T_2 で全ての疲労き裂に対して通常修繕を実施するとする．一方，大規模修繕は SFRC 舗装の施工を想定し，大規模修繕後には全ての溶接部で疲労き裂が発生しないと仮定する．単位面積あたりの大規模修繕費用を U_p，修繕単位の面積を W とし，修繕単位あたりの大規模修繕費用を $U = U_p \times W$ とする．なお，大規模修繕時刻 T_1 は外生的に与える．また，大規模修繕と同時に全ての疲労き裂に対して通常修繕を行うこととする．実際には定期的な点検により疲労き裂が観測され，その個数が M 以上であれば早急に修繕される．ここでは，点検が高頻度に行われると考え，疲労き裂発生個数が M となればその瞬間に通常修繕が実施されるとし，点検から修繕を実施するために必要な時間は考慮しない．また，点検頻度や点検費用もここでは議論しない．

点検により，現在時刻 t_0 での疲労き裂発生個数 $\bar{m}^*_{t_0}$ およびそれらの長さ $\bar{l}^*_1, \cdots, \bar{l}^*_{\bar{m}^*_{t_0}}$ が獲得されている状況を考える．$\bar{m}^*_{t_0} \geq M$ の場合，時刻 t_0 で全ての疲労き裂が通常修繕されるとする．すなわち，時刻 t_0 では，通常修繕費用

$$C_0 = \begin{cases} 0 & \bar{m}^*_{t_0} < M \\ \sum_{m=1}^{\bar{m}^*_{t_0}} u(\bar{l}^*_m) & \bar{m}^*_{t_0} \geq M \end{cases} \tag{3.35}$$

が 2 種類の修繕施策の両方で確定的に必要となる．t_0 での通常修繕後の疲労き裂発生個数を m_0 $(< M)$，それぞれの疲労き裂長さを $l_{0,1}, \cdots, l_{0,m_0}$ と表す．

3.5.3 平均費用

a) 通常修繕施策

通常修繕施策を採用し，計画期間 $[t_0, T_2]$ 内で，時刻 $t_1, \cdots, t_R$ $(t_R \leq T_2)$ のそれぞれにおいて R (≥ 0) 回の通常修繕を実施した場合の平均費用 $\xi_{1,T_2,R}$ を，

$$\xi_{1,T_2,R} = \frac{C_{T_2,R}}{T_2} \tag{3.36-a}$$

$$C_{T_2,R} = C_0 + c_{T_2,R} \tag{3.36-b}$$

$$c_{T_2,R} = \sum_{r=1}^{R} \sum_{m=1}^{M} u(l_{t_r,m}) + \sum_{m=1}^{m_{T_2}} u(l_{T_2,m}) \tag{3.36-c}$$

と定義する．ただし，$R = 0$ のとき，

$$\sum_{r=1}^{R} \sum_{m=1}^{M} u(l_{t_r,m}) = 0 \tag{3.37}$$

$m_{T_2} = 0$ のとき，

$$\sum_{m=1}^{m_{T_2}} u(l_{T_2,m}) = 0 \tag{3.38}$$

とする．ここに，m_{T_2} は時刻 T_2 での疲労き裂発生個数，$l_{t_r,m}$ は期間 $(t_{r-1}, t_r]$ で m 番目（期間 $(t_0, t_1]$ では時刻 t_0 ですでに発生している m_0 個の疲労き裂を m_0 番目までの疲労き裂としてカウントする）に発生した疲労き裂の時刻 t_r における修繕前の長さ，$l_{T_2,m}$ は期間 $(t_r, T_2]$ で m 番目に発生した疲労き裂の時刻 T_2 における修繕前の長さである．

b) 大規模修繕施策

大規模修繕施策を採用した場合，時刻 T_1 までは通常修繕施策により，修繕を実施し，時刻 T_1 で大規模修繕を実施する．そのため，大規模修繕施策を採用し，期間 $[t_0, T_1]$ 内で，時刻 $t_1, \cdots, t_R$ $(t_R \leq T_1)$ のそれぞれにおいて R 回の通常修繕を実施した場合の計画期間 $[0, T_2]$ での平均費用 $\xi_{2,T_1,T_2,R}$ は，

$$\xi_{2,T_1,T_2,R} = \frac{C_{T_1,R} + U}{T_2} \tag{3.39}$$

と定義できる．

3.5.4 平均費用の確率分布

期間 $[0, T]$ 内で，時刻 $t_1, \cdots, t_R$ $(t_R \leq T)$ のそれぞれにおいて R (≥ 0) 回の通常修繕を実施した場合を考える．まず，期間 $(t_{r-1}, t_r]$ に着目し，当該期間の m 番目の疲労き裂の発生時刻を $t_{r,m}$ とする．また，$t_{r,0} = t_{r-1}$ とする．このとき，$r = 1$ かつ $m \leq m_0$ 以外の場合を対象として（期間 $(t_{r-1}, t_r]$ で発生した疲労き裂を対象として），時刻 t_{r-1} で疲労き裂発生個数が 0 であるという条件のもとでの疲労き裂長さ $l_{t_r,m}$ と $t_{r,m}$ の同時確率密度関数 $\eta_{t_r,m}(l_{t_r,m}, t_{r,m})$ を，

$$\begin{aligned} & \eta_{t_r,m}(l_{t_r,m}, t_{r,m}) \\ = \; & \frac{1}{\tilde{F}_t(\tau_0 + t_{r-1})} f_t(\tau_0 + t_{r,m}) h(l_{t_r,m} | k(\tau_0 + t_{r,m})) \end{aligned} \tag{3.40}$$

と表す．$r = 1$ かつ $m \leq m_0$ の場合（時刻 t_0 以前に疲労き裂が発生している場合）には，時刻 t_0 より時間 $\tau_{1,m}$ $(0 \leq \tau_{1,m} \leq \tau_0)$ だけ前の時刻に当該疲労き裂が発生したとして，$l_{0,m}$ の条件付きの $l_{t_r,m}$ の生起確率密度 $\eta_0(l_{t_r,m} | l_{0,m})$ を，

$$\begin{aligned} & \eta_0(l_{t_r,m} | l_{0,m}) \\ = \; & \int_0^{\tau_0} f_t(\tau_0 - \tau_{1,m}) s_t(\tau_{1,m} | l_{0,m}) \\ & \qquad \cdot h(l_{t_r,m} | k(\tau_0 + t_1)) d\tau_{1,m} \end{aligned} \tag{3.41}$$

と定義する．このとき，M 個の溶接部の順列を考慮して，期間 $(t_{r-1}, t_r]$ での M 個目の疲労き裂が時刻 t_r で発生し，それらの長さが $l_{t_r,1}, \cdots, l_{t_r,M}$ である事象の同時生起確率密度

関数 $\eta_{t_r}(l_{t_r,1},\cdots,l_{t_r,M})$ は，$1<r<R$ のとき，

$$
\begin{aligned}
&\eta_{t_r}(l_{t_r,1},\cdots,l_{t_r,M}) \\
=\ & \frac{A!}{(A-M)!}\left\{\frac{\tilde{F}_t(\tau_0+t_r)}{\tilde{F}_t(\tau_0+t_{r-1})}\right\}^{A-M} \\
& \cdot\int_{t_{r-1}}^{t_r}\int_{t_{r,1}}^{t_r}\cdots\int_{t_{r,M-2}}^{t_r}\prod_{m=1}^{M-1}\eta_{t_r,m}(l_{t_r,m},t_{r,m}) \\
& \cdot\eta_{t_r,M}(l_{t_r,M},t_r-t_{r,M-1})dt_{r,M-1}\cdots dt_{r,2}dt_{r,1}
\end{aligned}
\tag{3.42}
$$

$r=1$ のとき，

$$
\begin{aligned}
&\eta_{t_r}(l_{t_r,1},\cdots,l_{t_r,M}) \\
=\ & \frac{(A-m_0)!}{\{A-(M-m_0)\}!}\left\{\frac{\tilde{F}_t(\tau_0+t_r)}{\tilde{F}_t(\tau_0+t_{r-1})}\right\}^{A-M} \\
& \cdot\prod_{n=1}^{m_0}\eta_0(l_{t_r,n}|l_{0,n}) \\
& \cdot\int_{t_{r-1}}^{t_r}\int_{t_{r,m_0+1}}^{t_r}\cdots\int_{t_{r,M-2}}^{t_r}\prod_{m=1}^{M-1}\eta_{t_r,m}(l_{t_r,m},t_{r,m}) \\
& \cdot\eta_{t_r,M}(l_{t_r,M},t_r-t_{r,M-1})dt_{r,M-1}\cdots dt_{r,m_0+1}dt_{r,m_0}
\end{aligned}
\tag{3.43}
$$

とそれぞれ表せる．同様の考え方により，時刻 T において，疲労き裂個数が $m_T\ (<M)$ であり，個々の疲労き裂長さが $l_{T,1},\cdots,l_{T,m_T}$ となる事象の同時生起確率密度関数 $\eta_T(l_{T,1},\cdots,l_{T,m_T})$ は，

$$
\begin{aligned}
&\eta_{T,t_R,m_T}(l_{T,1},\cdots,l_{T,m_T}) \\
=\ & \frac{A!}{(A-m_T)!}\left\{\frac{\tilde{F}_t(\tau_0+T)}{\tilde{F}_t(\tau_0+t_R)}\right\}^{A-m_T} \\
& \cdot\int_{t_R}^{T}\int_{t_{R,1}}^{T}\cdots\int_{t_{R,m_T-1}}^{T}\prod_{m=1}^{m_T}\eta_{T,m}(l_{T,m},t_{R,m}) \\
& \qquad dt_{R,m_T}\cdots dt_{R,2}dt_{R,1}
\end{aligned}
\tag{3.44}
$$

と表現できる．このとき，$MR+m_T$ 個の疲労き裂の長さ $l_{t_r,1},\cdots,l_{T,m_T}$ の同時生起確率密度関数 $\kappa_{R,T,m_T}(l_{t_r,1},\cdots,l_{T,m_T})$ は，

$$
\begin{aligned}
&\kappa_{R,T,m_T}(l_{t_r,1},\cdots,l_{T,m_T}) \\
=\ & \int_{t_0}^{T}\int_{t_1}^{T}\cdots\int_{t_{R-1}}^{T}\prod_{r=1}^{R}\eta_{t_r}(l_{t_r,1},\cdots,l_{t_r,M}) \\
& \cdot\eta_{T,t_R,m_T}(l_{T,1},\cdots,l_{T,m_T})dt_R\cdots dt_2dt_1
\end{aligned}
\tag{3.45}
$$

と表せる．

疲労き裂長さ l を確率変数とすると，通常修繕費用 $u(l)$ も確率変数となる．ここで，現実の修繕費用の設定状況を踏まえ，通常修繕費用 $u(l)$ を階段関数

$$u(l) = \begin{cases} u_1 & \iota_0 < l < \iota_1 \\ u_2 & \iota_1 \leq l < \iota_2 \\ \vdots & \vdots \\ u_{Q-1} & \iota_{Q-2} \leq l < \iota_{Q-1} \\ u_Q & \iota_{Q-1} \leq l < \iota_Q \end{cases} \tag{3.46}$$

と特定化する．$\boldsymbol{\Omega}_u = \{u_1, \cdots, u_Q\}$ とする．$\boldsymbol{\Omega}_u$ の $(MR + m_T)$-乗デカルト冪 $\boldsymbol{\Omega}_u^{MR+m_T}$ のある元 $\boldsymbol{u} = \{u_{q_1}, \cdots, u_{q_{MR+m_T}}\}$ の生起確率 $v_{R,T,m_T}(\boldsymbol{u})$ は，$\kappa_{R,T,m_T}(l_{t_r,1}, \cdots, l_{T,m_T})$ を $\boldsymbol{u}$ の個々の元に対応する ι_{q-1}，ι_q を積分区間として疲労き裂長さに関して積分することにより，

$$\begin{aligned} & v_{R,T,m_T}(\boldsymbol{u}) \\ = & \int_{\iota_{q_1-1}}^{\iota_{q_1}} \cdots \int_{\iota_{q_{MR+m_T}-1}}^{\iota_{q_{MR+m_T}}} \kappa_{R,T,m_T}(l_{t_r,1}, \cdots, l_{T,m_T}) \\ & \qquad dl_{T,m_T} \cdots dl_{T,1} \end{aligned} \tag{3.47}$$

と表せる．$\boldsymbol{\Omega}_u^{MR+m_T}$ の元のうち，その合計が $c_{T,R}$ となる元の集合を $\boldsymbol{\Omega}_{c_{T,R}}$ と表すと，$c_{T,R}$ の生起確率 $\chi_{R,T}(c_{T,R})$ は，

$$\chi_{R,T}(c_{T,R}) = \sum_{m_T=0}^{M-1} \sum_{\boldsymbol{u} \in \boldsymbol{\Omega}_{c_{T,R}}} v_{R,T,m_T}(\boldsymbol{u}) \tag{3.48}$$

と表せる．ここで，$\xi_{1,T_2,R}$ の生起確率 $\varepsilon_{1,R}(\xi_{1,T_2,R})$ は，

$$\varepsilon_{1,R}(\xi_{1,T_2,R}) = \chi_{R,T_2}(T_2 \xi_{1,T_2,R} - C_0) \tag{3.49}$$

$\xi_{2,T_1,T_2,R}$ の生起確率 $\varepsilon_{2,R}(\xi_{2,T_1,T_2,R})$ は，

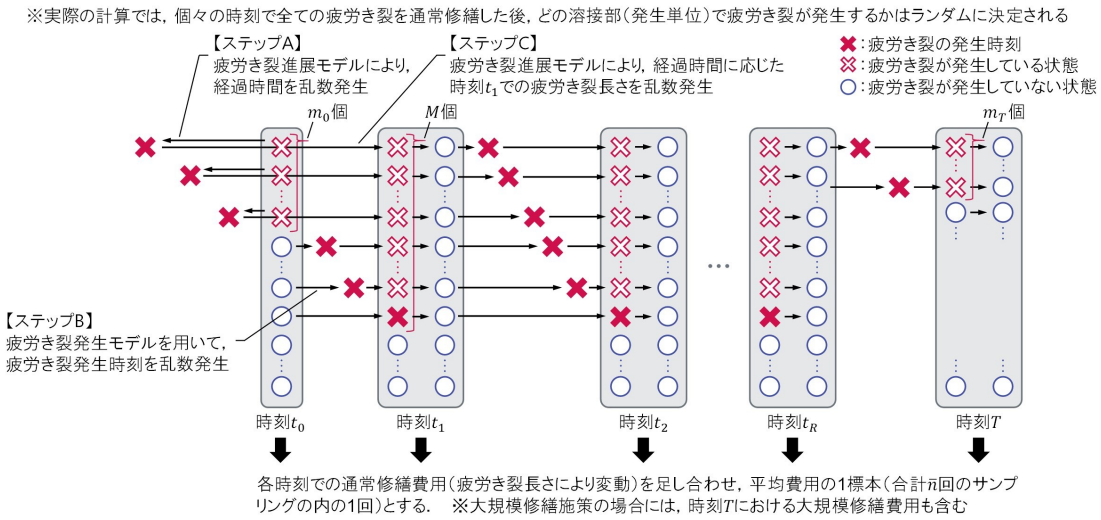
$$\varepsilon_{2,R}(\xi_{2,T_1,T_2,R}) = \chi_{R,T_1}(T_2 \xi_{2,T_1,T_2,R} - U - C_0) \tag{3.50}$$

とそれぞれ表すことができる．これらの生起確率を用いて，通常修繕施策の平均費用 ξ_1 の確率質量関数 $\varepsilon_1(\xi_1)$，大規模修繕施策の平均費用 ξ_2 の確率質量関数 $\varepsilon_2(\xi_2)$ は，

$$\varepsilon_1(\xi_1) = \sum_{R=0}^{\infty} \varepsilon_{1,R}(\xi_1) \tag{3.51-a}$$

$$\varepsilon_2(\xi_2) = \sum_{R=0}^{\infty} \varepsilon_{2,R}(\xi_2) \tag{3.51-b}$$

とそれぞれ表せる．なお，確率質量関数とは，確率変数が離散値である場合の確率分布関数である．



図–3.4　平均費用の標本抽出の概要

3.5.5　平均費用の確率分布の推定

式 (3.51-a)，(3.51-b) のそれぞれの平均費用の確率質量関数には多重積分と無限級数が含まれているため解析的にその値を算出できない．ここでは，モンテカルロ・シミュレーションにより，これらの確率質量関数からの標本を得ることにより，通常修繕施策，大規模修繕施策それぞれにおける平均費用の確率分布を推定することを考える．疲労き裂発生・進展モデルにより，疲労き裂の発生時刻やある時刻での疲労き裂長さを確率変数として乱数発生させることができる．乱数発生させた疲労き裂発生・進展過程に対して，通常修繕施策あるいは大規模修繕施策を採用した際の平均費用の標本が獲得でき，それを十分な回数（ここでは $\bar{n}$ 回とする）繰返すことにより，平均費用の確率分布を推定できる．平均費用の標本を一度獲得する際の手順の概要を**図–3.4** に示し，以下でその手順を説明する．

計画期間の始点である現在時刻 t_0 において $m_0 < M$ 個の疲労き裂が発生しており，それらの疲労き裂長さ $l_{0,1}, \cdots, l_{0,m_0}$ が既知である状況を考える．疲労き裂進展モデルに基づき，疲労き裂長さ $\bar{l}_{0,1}, \cdots, \bar{l}_{0,m_0}$ から，m_0 個の疲労き裂それぞれに対して発生からの経過時間（時刻 t_0 以前の発生時刻）を乱数発生する（図中，ステップ A．なお，$m_0 = 0$ の場合には，ステップ A を行う必要は無い.）．それと同時に，疲労き裂が発生していない $A - m_0$ 箇所の溶接部における t_0 以降の疲労き裂発生時刻を，疲労き裂発生モデルに基づき乱数発生する（図中，ステップ B）．その際，鋼床版内の疲労き裂の個数が M となる時刻を t_1 とし，次回の通常修繕時刻とする．次に，時刻 t_1 における M 個の疲労き裂の長さを疲労き裂進展モデルに基づき乱数発生する（図中，ステップ C）．これにより，時刻 t_1 での疲労き裂長さに応じた通常修繕費用が算出できる．以降，時刻 T（通常修繕施策であれば時刻 T_2，大規模修繕施策であれば時刻 T_1）までステップ B，ステップ C を繰り返す．その際，M 個の疲労き裂が発生する時刻が，初めて時刻 T 以降になったときに，時刻 T において

発生している疲労き裂個数を m_T とし，それらの通常修繕費用を算出する．なお，通常修繕回数 R もランダムに発生される．このようにして算出した $t_0, \cdots, t_R, T$ のそれぞれの時刻における通常修繕費用を足し合わせ，計画期間長で除することにより，通常修繕施策の平均費用の 1 標本が獲得できる．また，大規模修繕施策の場合には，通常修繕費用を足し合わせる際に，大規模修繕費用も加えれば良い．このようにして生成した標本は，それぞれの施策における平均費用の確率質量関数に従っており，標本を数多く生成することにより，平均費用の確率分布を数値的に推定することができる．なお，具体的な計算方法は**付録**を参照されたい．

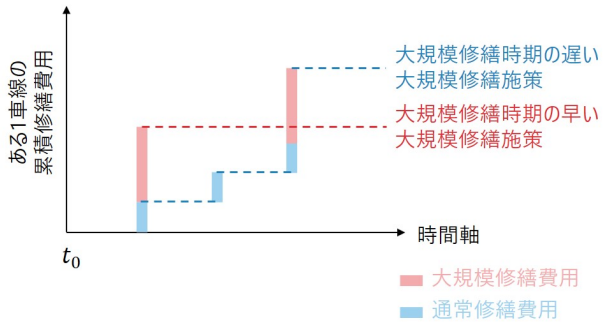
3.5.6 修繕費用や大規模修繕実施時刻の不確実性

本研究では，平均費用法を用い，大規模修繕後には計画期間中に疲労き裂が発生しないと仮定しているために，**図–3.5** に示すように，大規模修繕の実施時刻が早ければ早いほど，大規模修繕施策の平均費用の低減が見込まれる．また，疲労き裂修繕費用が低いほど，通常修繕施策の平均費用の低減が見込まれる．これらの費用や時刻は，外的な要因により変動する可能性がある．そこで，疲労き裂修繕費用 $u(l)$ や大規模修繕実施時刻 T_1 の不確実性を考え，修繕施策選定結果の頑健性についても感度分析により検討を行う．具体的には，疲労き裂修繕費用，大規模修繕実施時刻のそれぞれに大小 2 種類の候補を考え，その組み合わせのうち，以下の 2 ケースを取り上げる．

- 疲労き裂修繕費用が高く，大規模修繕時期が早い，大規模修繕施策が有利となるケース（ケース 1）
- 疲労き裂修繕費用が低く，大規模修繕時期が遅い，通常修繕施策が有利となるケース（ケース 2）

それぞれのケースにおいて，個々の修繕単位を平均費用の分布に基づき，1）通常修繕施策の平均費用が有意に低くなる修繕単位，2）大規模修繕施策の平均費用が有意に低くなる修繕単位，3）両者の差が有意とならない修繕単位，に分類することにより，疲労き裂の発生・進展過程の不確実性と疲労き裂修繕費用と大規模修繕実施時刻の不確実性の双方を考慮した分析を行う．

なお，計画期間の設定方法や大規模修繕実施後の疲労き裂の発生過程に関する想定に応じて，個々の施策の優位性が変化する可能性がある．本研究では大規模修繕実施後には疲労き裂が発生しないと仮定しているため，仮に，無限期間を計画期間とした場合には，大規模修繕施策の平均費用が漸近的に 0 となり，大規模修繕施策が有利となるのが自明である．一方，本研究では，計画期間を有限とし，通常修繕施策が有利となるケースが存在し得る条件設定としている点に留意されたい．また，上記の各ケースにおいて，大規模修繕時期



図–3.5　大規模修繕の実施時期が累積修繕費用に及ぼす影響

に応じて各施策の優位性が変動するのは，大規模修繕時期が遅いと，大規模修繕施策における大規模修繕実施前の通常修繕回数（通常修繕費用）が増加するためである．また，通常修繕では疲労き裂の本質的な回復が図れないことが，大規模修繕の実施時刻が早ければ早いほど，大規模修繕施策の平均費用の低減が見込まれることの一因となっているが，通常修繕によって回復が期待される損傷を対象とした場合，大規模修繕箇所に加えて，大規模修繕の時期選定が重要となる．そのような損傷を対象とした場合においても，回復効果を定量化することにより，本手法を適用して大規模修繕箇所および時期を選定することが可能であることを付記しておく．

3.6　大規模修繕箇所の選定結果

3.6.1　適用データの概要

a) 鋼床版に関するデータ

阪神高速道路の鋼床版に対する点検データを用いた実証分析を行う．阪神高速道路の資産データには，1,434 径間の高架橋（鋼床版）に対して，それぞれの供用開始年度や桁種別，径間種別，主桁形状，径間形状，橋長，橋面積，主たる縦リブ形状，本線・ランプ区分などの鋼床版の特性を表現するデータが記録されている．これらの鋼床版の特性データを，溶接部における疲労き裂の発生・進展過程の速度および加速度に影響を与える説明変数として採用する．

鋼床版の中には，疲労設計がなされている鋼床版や，主たる縦リブ形状が「U リブ以外」である鋼床版など，本研究で対象外とする鋼床版も含まれている．そのため，以下の手順で実証分析で用いる鋼床版を選定した．1,434 径間のうち，1）平成 14 年道路橋示方書よりも前の基準を適用している，かつ，2）主たる縦リブ形状が「U リブ」であるという 2 条件を満たす鋼床版は 628 径間存在した．さらに，これら 628 径間に対して，本線・ランプ

区分に着目すると，518 径間の「本線」，110 径間の「本線以外」に分類でき,「本線以外」の 110 径間には疲労き裂の発生が確認できなかった．そこで，本線・ランプ区分が「本線」の 518 径間に着目した．さらに，これらの 518 径間の桁種別ごとに整理したところ,「箱桁」が 377 径間,「I 桁」が 99 径間,「箱桁・I 桁以外」が 42 径間であった.「箱桁・I 桁以外」の桁種別の径間は他の径間と疲労き裂の発生・進展特性が異なると判断し，桁種別が「箱桁」,「I 桁」の 476 径間を分析対象とした．これらの 476 径間を車線数に換算すると 1,864 車線であった．このうちの 164 車線に関して交通量に関するデータが獲得できなかったために，これらの車線を実証分析対象から除外し，1,700 車線を分析対象とした．

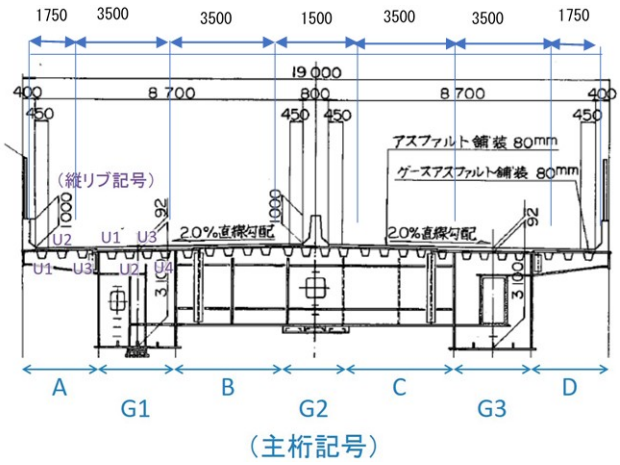
b) 疲労き裂に関する点検データ

阪神高速道路では，2014 年に 5 年に一度の近接目視点検が義務化される以前，定期点検の間隔は路線によって 5 年か，8 年であった．ただし，要注意構造物を対象に定期点検の中間年に中間年点検として近接目視点検を行ってきた．定期点検によって疲労き裂が確認されれば，1）点検日，2）疲労き裂の発生位置（疲労き裂が発生した部材の識別番号），3）疲労き裂の種別，4）疲労き裂の長さ，を疲労き裂 1 本ごとに記録している．本研究における最新（2015 年 8 月 7 日時点）の点検記録には，総計 5,880 本の疲労き裂が記録されている．この中には本研究で対象としない疲労き裂も含まれている．このため，実証分析で用いる疲労き裂を以下の手順で選定する．対象とする疲労き裂は，阪神高速道路の疲労き裂の分類でタイプ 1 き裂に分類される．阪神高速道路では，疲労き裂をその発生位置によって複数のタイプに分類しており，タイプ 1 き裂とは，デッキプレートと U リブ溶接部に発生する疲労き裂を指す（**図–3.1** 中の①参照）．5,880 本の疲労き裂のうち，タイプ 1 き裂に分類される疲労き裂は 1,403 本であった．1,403 本のタイプ 1 き裂のうち，発生位置の部材種別や発生位置直上の車線区分の情報をもとに，異質なタイプ 1 き裂（例えば，バルブリブに発生した疲労き裂や，路肩・拡幅部に発生した疲労き裂）を分析対象から除外した．その結果，1,385 本の疲労き裂を分析対象として選定した．

c) 疲労き裂の発生位置の傾向分析

疲労き裂の発生位置の傾向を把握するために，点検データを一次的に統計分析した．実証分析対象とした 1,385 本の疲労き裂に関して，それぞれの疲労き裂の発生場所を表す「鋼床版の記号」,「主桁の記号」,「横桁の記号」,「縦リブ（U リブ）記号」,「横リブ（U リブ）記号」のデータが利用可能であった．また，**図–3.6** に示すようなレーンマーカーの位置が把握できる鋼床版の断面図も利用可能であったため，輪荷重位置と疲労き裂の発生位置との関係が把握できる．

これらのデータより，疲労き裂の発生位置に関する特徴的な傾向として，1）分析対象とした鋼床版 1,700 車線のうち，疲労き裂が発生している鋼床版は少数であり，疲労き裂が全く発生していない鋼床版が大部分を占めていること，2）各鋼床版に共通して，橋軸直角方向に特徴的な疲労き裂発生の傾向があることを確認した．2）に関しては具体的に，輪荷



図–3.6　阪神高速道路が管理する鋼床版の標準的な断面図

重直下に位置しない溶接部では疲労き裂の発生が極めて少なく，疲労き裂の発生には輪荷重が大きな影響を及ぼすことを実データから確認できた．

d) 実証分析に用いる溶接部のデータ作成

各鋼床版内に存在する溶接部数を把握するために，データを整理した．車線ごとに疲労き裂の発生位置を整理したところ，疲労き裂が発生している U リブは最大で 6 種類であった．このことから，1 車線につき 6 つの U リブが輪荷重直下に存在すると考えた．さらに，阪神高速道路では一般的に横リブが 3m につき，1 本の割合で存在する．橋長のデータから各車線の横リブ本数を把握した．1 車線あたりの溶接部数を（1 車線内の溶接部数）$= 6 \times \{$（横リブ本数）$+ 1\}$ とすることにより，各車線の溶接部数のデータを作成した．その結果，実証分析対象とする溶接部を 227,910 箇所と算出した．1,385 本の疲労き裂の発生部材のデータから，疲労き裂発生溶接部数は 661 箇所と把握した．一方で，疲労き裂未発生溶接部に関しては，点検データに記録されていないが，阪神高速道路では，管理する鋼床版の全ての溶接部に対して，漏れなく点検を行っている．このことから，疲労き裂の発生に関する点検データの存在していない残り 227,294 箇所を疲労き裂未発生溶接部とした．最終的に疲労き裂発生・進展モデルの推定に用いたデータを**表–3.1** にまとめている．

e) き裂長さごとの疲労き裂修繕費用

阪神高速道路では，発生している疲労き裂の長さによって，疲労き裂の補修工法が決定される．具体的には，本研究で対象としているタイプの疲労き裂の場合，1）疲労き裂の長さが 600mm 未満であればストップホールまたは切削が実施され，2）疲労き裂の長さが 600mm 以上であれば U リブ取替が実施される．本研究では，**3.5.6** で設定したケースに応じて，阪神高速における過去の施工実績などから，1）の補修を行う場合の費用を溶接部 1 箇所あたり 50 万円（ケース 2）および 70 万円（ケース 1），2）の補修を行う場合の費用を溶接部 1 箇所あたり 80 万円（ケース 2）および 100 万円（ケース 1）と設定した．

表–3.1　適用データ概要

鋼床版の総数 D	1,700
最新点検時刻 t_0 直前での疲労き裂発生溶接部の数 $\bar{m}^*_{t_0}$ が $\bar{m}^*_{t_0} \geq 1$ である鋼床版の数	147 (9%)
最新点検時刻 t_0 直前での疲労き裂発生溶接部の数 $\bar{m}^*_{t_0}$ が $\bar{m}^*_{t_0} = 0$ である鋼床版の数	1,553 (91%)
全鋼床版の溶接部の総数 $\sum_{d=1}^{D} A_d$	227,910
疲労き裂発生溶接部数 $\sum_{d=1}^{D} \bar{m}^*_{t_0}$	661 (0.2%)
疲労き裂未発生溶接部 $\sum_{d=1}^{D} A_d - \bar{m}^*_{t_0}$	227,294 (99.8%)
供用開始年度	1981 から 1997
点検年度	2003 から 2015
累積 10 トン換算軸数（$\times 10^6$）	0.6 から 37
年平均 10 トン換算軸数（$\times 10^6$）	0.03 から 1.9

3.6.2　パラメータ推定結果

3.6.1 で述べたデータを用いて，疲労き裂の発生・進展モデルのパラメータを推定した．**表–3.2** に示すように，7 種類の特性データをモデルの説明変数候補として設定し，全ての説明変数の組み合わせに対して，パラメータを推定した．信頼水準 95%で Geweke 検定を満足しないようなパラメータを除外し，最終的には AIC [29] 最小化を達成する説明変数の組み合わせを本研究における最適モデルとして選定した．当該モデルを具体的に書き表すと，

疲労き裂発生モデル

$$\lambda(z_1|\hat{\boldsymbol{\phi}}, \hat{\boldsymbol{\psi}}) = \alpha_1 \alpha_2 {z_1}^{\alpha_2 - 1} \tag{3.52-a}$$

$$\begin{aligned} \alpha_1 &= \exp(\hat{\phi}_0 + \bar{x}_{d,1}\hat{\phi}_1 + \bar{x}_{d,2}\hat{\phi}_2 \\ &\quad + \bar{x}_{d,3}\hat{\phi}_3 + \bar{x}_{d,4}\hat{\phi}_4 + \bar{x}_{d,5}\hat{\phi}_5) \end{aligned} \tag{3.52-b}$$

$$\begin{aligned} \alpha_2 &= \exp(\hat{\psi}_0 + \bar{y}_{d,1}\hat{\psi}_1 + \bar{y}_{d,2}\hat{\psi}_2 \\ &\quad + \bar{y}_{d,3}\hat{\psi}_3 + \bar{y}_{d,4}\hat{\psi}_4 + \bar{y}_{d,5}\hat{\psi}_5) \end{aligned} \tag{3.52-c}$$

疲労き裂進展モデル

$$l = \exp(-B)(\hat{\beta}_1 z_2 + \hat{\beta}_2)^{\hat{\beta}_3} \tag{3.53-a}$$

$$B = \hat{e}w \tag{3.53-b}$$

表–3.2　説明変数の候補

説明変数	鋼床版の特性	説明変数の定義	
$\bar{x}_{d,1}$,$\bar{y}_{d,1}$	疲労き裂発生溶接部	1	1 つ以上
		0	なし
$\bar{x}_{d,2}$,$\bar{y}_{d,2}$	桁種別	1	箱桁
		0	I 桁
$\bar{x}_{d,3}$,$\bar{y}_{d,3}$	径間種別	1	連続径間
		0	単純径間
$\bar{x}_{d,4}$,$\bar{y}_{d,4}$	主桁形状	1	曲線主桁
		0	直線主桁 直線・曲線主桁
$\bar{x}_{d,5}$,$\bar{y}_{d,5}$	径間形状	1	バチ・斜形状
		0	その他
$\bar{x}_{d,6}$,$\bar{y}_{d,6}$	橋長	最大値を 1 に 基準化した値	
$\bar{x}_{d,7}$,$\bar{y}_{d,7}$	橋面積	最大値を 1 に 基準化した値	

となる．ただし，$\hat{\phi}_0, \cdots, \hat{\phi}_5, \hat{\psi}_0, \hat{\psi}_2, \cdots, \hat{\psi}_5, \hat{\beta}_1, \hat{\beta}_2, \hat{\beta}_3, \hat{e}$ は，推定値であり，各パラメータの事後確率分布の期待値を表す．また，**3.4** で言及したように，z は累積 10 トン換算軸数である．パラメータの事後確率分布に関する統計量を**表–3.3** に示す．なお，MCMC 法のバーイン回数を 3,000 回，サンプリング回数を 13,000 回と設定した．

パラメータの推定値を用いることにより，疲労き裂の発生・進展過程を表現することができる．疲労き裂の発生に関する予測結果の一例を**図–3.7** に示す．同図では，横軸に供用開始からの累積 10 トン換算軸数，縦軸に疲労き裂の累積発生確率をとり，$\bar{x}_{d,3} = \bar{y}_{d,3} = 1$（連続径間の鋼床版に存在する溶接部）および $\bar{x}_{d,3} = \bar{y}_{d,3} = 0$（単純径間の鋼床版に存在する溶接部）の 2 通りの結果を示している．ただし，その他の説明変数に関しては，$\bar{x}_{d,1} = \bar{y}_{d,1} = 1, \bar{x}_{d,2} = \bar{y}_{d,2} = 1, \bar{x}_{d,4} = \bar{y}_{d,4} = 0, \bar{x}_{d,5} = \bar{y}_{d,5} = 0$ と設定した．同図において，累積 10 トン換算軸数がおよそ 26×10^6 までの範囲では径間の種類によらず同程度の累積発生確率であるが，累積 10 トン換算軸数が約 26×10^6 を超える範囲では連続径間の方が累積発生確率が高いことが視覚的に確認できる．このように，説明変数が疲労き裂発生速度および加速度に影響を与えており，説明変数の 2 種類の修繕施策選定への影響が示唆できる．また，$\hat{\phi}_1$ が大きい値となっており，**3.2.1** で述べたように，すでに疲労き裂が発生している径間では更なる疲労き裂が発生する確率が上昇する傾向が確認できる．

さらに，疲労き裂の進展に関する予測結果の一例を**図–3.8** に示す．同図では，横軸に疲労き裂の発生時点からの累積 10 トン換算軸数，縦軸に疲労き裂の長さをとり，疲労き裂

表–3.3　パラメータ $\boldsymbol{\phi}, \boldsymbol{\psi}, \boldsymbol{\beta}, e$ の推定結果

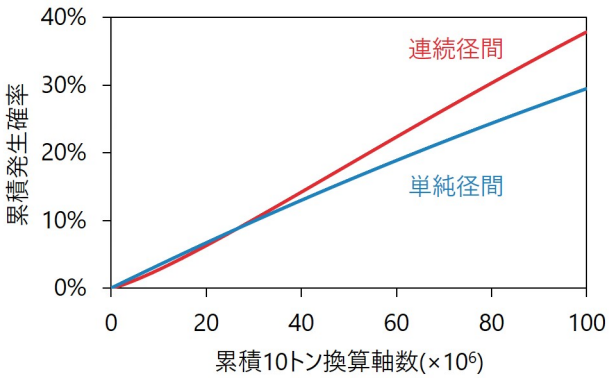
疲労き裂発生モデルのパラメータ

	ϕ_0	ϕ_1	ϕ_2	ϕ_3	ϕ_4	ϕ_5
期待値	–15.670	11.069	–1.082	–0.764	1.627	0.919
(上限 5%，下限 5%)	(–14.738,–16.932)	(11.301,10.309)	(–0.486,–1.330)	(–0.538,–1.152)	(1.847,0.713)	(1.298,0.370)
(Geweke 検定統計量)	(0.205)	(–0.277)	(0.622)	(–0.267)	(–0.612)	(–0.354)
	ψ_0	ψ_1	ψ_2	ψ_3	ψ_4	ψ_5
期待値	–0.479	-*	0.484	0.208	–1.926	–0.773
(上限 5%，下限 5%)	(–0.211,–1.610)	(-,-)	(0.839,0.260)	(0.694,0.132)	(–1.439,–2.401)	(–0.694,–1.357)
(Geweke 検定統計量)	(–0.566)	(-)	(–0.007)	(0.833)	(0.271)	(–0.144)

* 90%信頼区間に 0 を含んだため，帰無仮説「$\psi_1 = 0$」を棄却できず，推定結果から除外.

疲労き裂進展モデルのパラメータ

	β_1	β_2	β_3	e
期待値	3.532	0.087	2.228	0.289
(上限 5%，下限 5%)	(3.727,3.326)	(0.195,0.015)	(2.254,2.209)	(0.303,0.270)
(Geweke 検定統計量)	(–0.424)	(0.585)	(–0.389)	(–0.687)

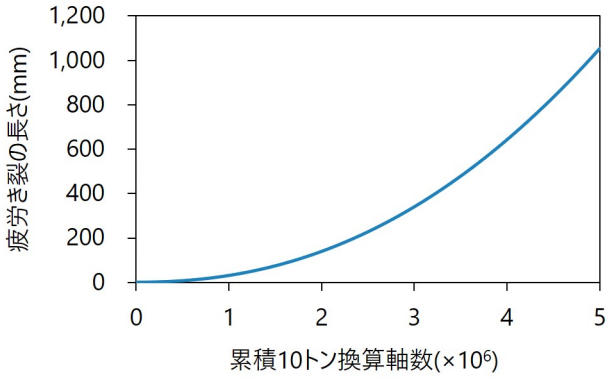


図–3.7　疲労き裂の発生に関する予測結果

発生溶接部における疲労き裂の平均的な進展過程を示している．ただし，本研究では確率変動項 w の期待値を γ $(= 0.57722\cdots)$ としたため，ベースラインモデル $f(z, \hat{\boldsymbol{\beta}})$ を γ で基準化した基準化ベースラインモデル $f(z, \hat{\boldsymbol{\beta}})/\gamma$ を用いたパフォーマンスカーブを示している．実際の疲労き裂に対する通常修繕費用が疲労き裂長さに応じて変化することを考えると，疲労き裂の進展に関する予測結果も，鋼床版の平均費用を決定する一因となる重要な要素となる．

3.6.3　大規模修繕の対象となる鋼床版の選定結果

修繕単位を車線単位として，**3.5** で述べた方法により，大規模修繕対象箇所を選定する．単位時間を 1 年とし，1 年あたりの 10 トン換算軸数を個々の車線の実際の値として計算を



図–3.8　疲労き裂の進展に関する予測結果

行った．設定した条件を**表–3.4** に示す．なお，疲労き裂発生・進展モデルの説明変数は個々の車線の実際の値を使用した．

図–3.9(a)，**図–3.9(b)** にそれぞれのケースでの平均費用の計算結果を，その 90%信頼区間とともに，修繕単位である車線単位で示す．ただし，2015 年時点で疲労き裂が発生していない 1,553 車線に関しては，将来的な疲労き裂発生数の期待値が極めて小さく推定されているため，通常修繕シナリオにおける平均費用が大規模修繕シナリオにおける平均費用に対して極めて小さいと算出されている．そこで，2015 年時点で疲労き裂が発生している 147 車線のみを同図にプロットした．このように，提案する方法論を用いて，平均費用の不確実性も考慮して大規模修繕施策，通常修繕施策の比較が可能となる．例えば，**図–3.9(a)** 中で最も右上に位置する車線に着目する．この車線の平均費用の 90%信頼区間は，通常修繕シナリオにおいて，$[80, 115]$（万円），大規模修繕シナリオにおいて，$[20, 110]$（万円）である．それぞれの車線の平均費用が不確実性を持って推定される原因は，疲労き裂の発生・進展の不確実性によるものである．平均費用の不確実性の推定により，それぞれの修繕施策を適用した場合の比較優位性を定量化しながら，各車線に対して実施する修繕施策を決定することが可能となり，修繕施策の意思決定を高度化させる効果がある．また，ケース 1 とケース 2 を比較すると，ケース 1 の大規模修繕施策が有利となるケースにおいて，個々のプロットが全体的にグラフ左下に位置していることが確認できる．

さらに，推定された 2 つの平均費用の分布を比較するために，マン・ホイットニーの U 検定 [30] を援用して，両者の分布の差がないという帰無仮説を，分布の差があるという対立仮説に対して有意水準 1%で仮説検定を行い，帰無仮説が棄却されるならば，2 種類の修繕施策の平均費用の差があるとはいえないと判断することとする．モンテカルロ・シミュレーションにより得られた平均費用の確率分布からのサンプリング値を用いてマン・ホイットニーの U 検定を行った結果として，個々のケースにおいてそれぞれの修繕施策の平均費用が有意に低くなった車線数を**表–3.5** に取りまとめる．ケース 2 の 18 車線，ケース 1 の 109 車線は，ケース 1 の 32 車線，ケース 2 の 124 車線にそれぞれ含まれており，修繕費用

表–3.4　大規模修繕対象箇所の選定の際の条件設定

	ケース 1	ケース 2
M	20	
$u(l)$ $l < 600(\mathrm{mm})$	700,000 円	500,000 円
$u(l)$ $l \geq 600(\mathrm{mm})$	1,000,000 円	800,000 円
U_p	$60,000^{*1}$円/m^2	
t_0	0（2016 年度）*2	
T_1	15（2030 年度）*2	25（2040 年度）*2
T_2	100（2115 年度）*2 *3	

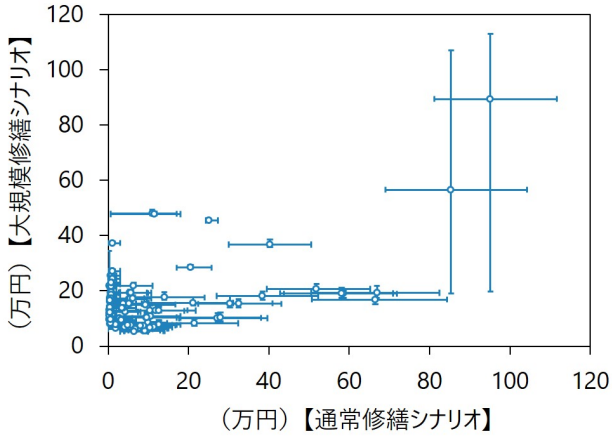
*1 実際の値を四捨五入して設定.

*2 括弧内はカレンダー時刻.

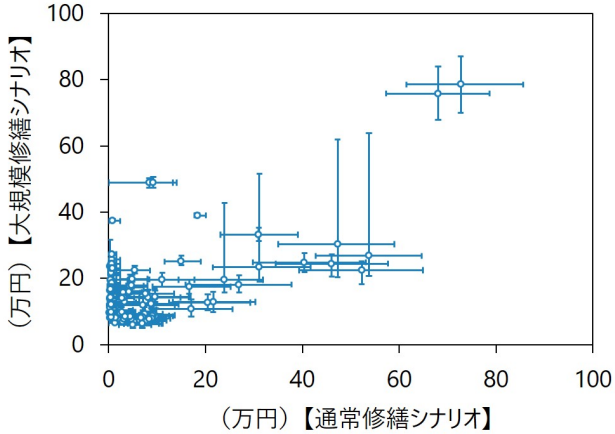
*3 阪神高速道路が検討している大規模修繕のフレームワークと整合性を持たせ，計画期間を 100 年とするために，
$T_2 = 100 + t_0 - 1 = 2115$ 年度とした.

と大規模修繕時刻の不確実性を考慮した場合においても，これらの車線はそれぞれの修繕施策の優位性があると判断できる.

ここでは，それぞれ 2 種類の修繕費用，大規模修繕時刻を対象として 2 種類の修繕施策の平均費用を比較したが，当然のことながら，実際には，現実の費用や時刻の多様なばらつきを考慮して分析を実施することが望ましい．特に，大規模修繕施策の平均費用の最小化を考えた場合には，大規模修繕時刻は，施策変数（操作変数）としての役割を担う可能性があり，最適な大規模修繕時刻の候補を連続的な状態空間や要素数が多い離散的な状態空間として定義し，本節で検討した方法論と同様の考え方に基づき分析を行うことが望ましい．一方で，路線単位で大規模修繕を実施する必要がある，同時期に大量の鋼床版を大規模修繕できないなどの理由により，現実の大規模修繕時刻の候補が外的要因により制限されている状況が考え得る．**3.6.4** では，より現実的な大規模修繕箇所の選定，平均費用の算出を目的として，車線単位で順次大規模修繕を実施していくような条件（阪神高速道路のフレッシュアップ工事を想定）のもとでの検討を行う.



(a) ケース 1



(b) ケース 2

図–3.9　平均費用の計算結果

3.6.4　路線単位での大規模修繕実施計画

2015 年時点で疲労き裂が発生している 147 車線のうち，**表–3.5** において，ケース 1 で通常修繕施策の平均費用が有意に低い 109 車線を除く，38 車線に着目する．これらの 38 車線は，路線 A：15 車線，路線 B：14 車線，路線 C：9 車線，の 3 路線にそれぞれ位置していた．そこで，大規模修繕時刻の候補を 2020 年，2025 年，2030 年の 3 種類に設定し，3 種類の候補年それぞれで 1 路線ずつ大規模修繕を実施することを考える．大規模修繕時刻以外の条件は，一例として **3.63.6.3** でのケース 1 の値（$M = 20$，$U_j(l) = 700,000$ 円 $(l < 600\mathrm{mm})$，$U_j(l) = 1,000,000$ 円 $(l \geq 600\mathrm{mm})$，$U_p = 60,000$ 円/m^2，$T_e = 2115$ 年）を用いた．なお，疲労き裂発生・進展モデルの説明変数は個々の車線の実際の値を使用した．ある候補年にある路線の大規模修繕を実施する際，当該路線の中で当該候補年に大規模修繕を実施した場合に，大規模修繕施策の平均費用の期待値が通常修繕施策と比べ低くなる車線の全てを大規模修繕するとする．

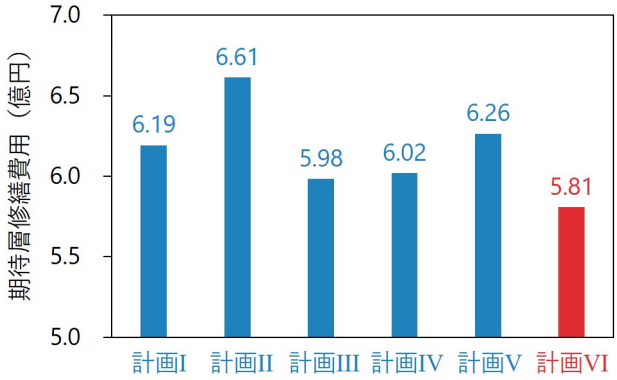
表–3.5　147 車線に対する大規模修繕箇所の選定結果

	車線数	
	ケース 1	ケース 2
大規模修繕施策の 平均費用が有意に低い	32	18
通常修繕施策の 平均費用が有意に低い	109	124
両者の平均費用に 有意な差があるとはいえない	6	5

大規模修繕の実施順序の組み合わせは，**表–3.6** に示すように，6 通り考えられる．それぞれの実施計画を計画 I から計画 VI と設定し，それぞれの実施計画候補において，38 車線における平均費用の期待値の合計値（期待総修繕費用）を比較した．その結果を**図–3.10** に示す．今回の例では，計画 VI を採用した場合に期待総修繕費用が最も低くなった．**表–3.7** には，計画 VI で大規模修繕施策を適用すべき車線数を示している．また，モンテカルロ・シミュレーションの計算過程で算出される，計画 VI を採用した場合の全 1,700 車線の各年の修繕費用の期待値を**図–3.11** に示す．なお，1,700 車線には，路線 A，B，C 以外の路線に存在する車線も含まれている．このように，本研究で提案する方法論を用いることにより，路線単位で大規模修繕を実施する，といった現実的な制約を加味した上で，大規模修繕計画を相対評価することが可能となり，その際の修繕費用の推移も定量化することが可能となる．

表–3.6　大規模修繕施策の実施計画候補

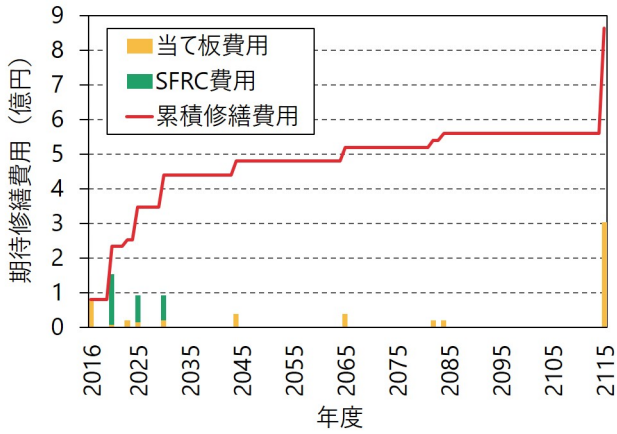
	大規模修繕施策を実施する路線		
	2020 年	2025 年	2030 年
計画 I	A	B	C
計画 II	A	C	B
計画 III	B	C	A
計画 IV	B	A	C
計画 V	C	A	B
計画 VI	C	B	A



図–3.10　実施計画候補ごとの期待総修繕費用

表–3.7　計画 VI で大規模修繕施策を適用すべき車線数

	2020 年	2025 年	2030 年
対象路線	C	B	A
対象車線数	7	14	11



図–3.11　全 1,700 車線の修繕費用

3.7　おわりに

本研究では，社会基盤施設の大規模修繕に着目し，高速道路高架橋の鋼床版の疲労き裂の点検データを用いて疲労き裂の発生・進展過程を推定した上で，平均費用に基づいて大規模修繕箇所を選定するための方法論を提案した．具体的には，疲労き裂発生・進展モデルを定式化し，MCMC 法を用いてき裂発生時点に関するデータを補完しながらモデルを

推定するための手法を開発した．また，推定された疲労き裂の発生・進展過程に基づいて大規模修繕施策，通常修繕施策のそれぞれで必要となる平均費用をその不確実性も含めて推定するための手法を提案した．その上で，それらの平均費用の確率分布間の差異を検定することにより，大規模修繕施策の実施箇所を選定するという方法論を提案し，これらの一連の方法論を大規模修繕箇所選定のための方法論として開発した．さらに，提案した方法論を実際の高速道路での事例に適用し，その有用性を実証的に示すとともに，大規模修繕時刻の候補に制限がある場合に対しても本研究で提案する方法論が利用可能であることも示した．

一方で，本研究に関して残された課題には，以下のようなものがある．第 1 に，他の種類の社会基盤施設の大規模修繕箇所の選定方法の開発がある．多くの社会基盤施設において供用からの経過年数が長くなってきている現状において，鋼床版に限らず多様な社会基盤施設において，今後，大規模修繕の検討が本格化するであろう．その際に，本研究で提案した方法論を応用して，大規模修繕箇所の選定を行うことが可能であると考える．第 2 に，大規模修繕実施後の鋼床版の継続的モニタリングがあげられる．今後，大規模修繕や通常修繕を経験した社会基盤施設の数が増加していくことが予想され，修繕の実施前後で劣化過程が異なる可能性がある．例えば，本研究では，SFRC 舗装の施工後には疲労き裂は発生しないと仮定しているが，この点の妥当性を継続的に検討していく必要がある．第 3 に，統計的劣化予測モデルの高精度化のためのデータ整備があげられる．例えば，本研究では，輪荷重直下の溶接部位置を概算したが，疲労き裂の発生・進展過程のより詳細なモデル化のためには，これらのデータが一元的に利用可能な状態で記録されていることが望ましい．さらには，個々の鋼床版の施工時の状況や環境要因，使用履歴といった情報も包括的に記録することによる，統計的劣化予測モデルの精度向上やアセットマネジメントの高度化のためのデータベースの体系化が今後重要な課題となる．

付録　平均費用の確率分布の推定手順

平均費用の確率分布を推定する（確率質量関数からの標本を得る）ための具体的な手順は以下の通りである．

ステップ 1：初期設定

供用開始からの経過時間 τ_0，時刻 t_0 における疲労き裂発生個数 $\bar{m}^*_{t_0}$ およびそれらの長さ $\bar{l}^*_1, \cdots, \bar{l}^*_{\bar{m}^*_{t_0}}$ が獲得されている状況を考える．C_0 を算出し，m_0 と $l_{0,1}, \cdots, l_{0,m_0}$ を設定する．通常修繕施策を採用する場合には $a = 1$ として，T_2 を設定し，$T = T_2$ とする．大規模修繕施策を採用する場合には $a = 2$ として，T_1 と T_2 を設定し，$T = T_1$ とする．シミュ

レーション回数を $\bar{n}$ とする．$n=1$ とする（以下の**ステップ 2** ではシミュレーション回数を表す添え字 (n) を省略する）．

ステップ 2：個々の疲労き裂長さのサンプリング

ステップ 2-1： $r=1$ とする．m_0 個の一様乱数 $\mu_{0,0}^{(m)} \in [0,1]$ $(m=1,\cdots,m_0)$ を発生させ，$S_t(\tau_{1,m}|l_{0,m})$ の逆関数に $\mu_{0,0}^{(m)}$ を代入して $\tau_{1,m}$ を算出する．m_0 個の一様乱数 $\mu_{0,1}^{(m)} \in [0,1]$ $(m=1,\cdots,m_0)$ を発生させる．$A-m_0$ 個の一様乱数 $\mu_{1,1}^{(m)} \in [0,1]$ $(m=m_0+1,\cdots,A)$ を発生させそれらを昇順に並び替えて $\mu_{1,1}^{\{m_0+1\}},\cdots,\mu_{1,1}^{\{A\}}$ とする．$\frac{F_t(\tau_0+t_{1,m})}{\tilde{F}_t(\tau_0)}$ の逆関数に $\mu_{1,1}^{\{m\}}$ を代入し $t_{1,m}$ を算出する．

<u>$t_{1,M} \geq T$ のとき</u>

$t_{1,m} \leq T$ かつ $t_{1,m+1} > T$ となる m を m_T とし，一様乱数 $\mu_{2,1}^{(m)} \in [0,1]$ $(m=m_0+1,\cdots,m_T)$ を発生させる．$H(l_{T,m}|k(T-t_{1,m}))$ の逆関数に $\mu_{2,1}^{(m)}$ を代入して $l_{T,m}$ $(m=m_0+1,\cdots,m_T)$ を算出する．$H(l_{T,m}|k(T+\tau_{1,m}))$ の逆関数に $\mu_{0,1}^{(m)}$ を代入して $l_{T,m}$ $(m=1,\cdots,m_0)$ を算出する．**ステップ 3** に進む．

<u>$t_{1,M} < T$ のとき</u>

一様乱数 $\mu_{2,1}^{(m)} \in [0,1]$ $(m=m_0+1,\cdots,M)$ を発生させる．$t_1=t_{1,M}$ とし，$H(l_{t_1,m}|k(t_1-t_{1,m}))$ の逆関数に $\mu_{2,1}^{(m)}$ を代入して $l_{t_1,m}$ $(m=m_0+1,\cdots,M)$ を算出する．$H(l_{t_1,m}|k(t_1+\tau_{1,m}))$ の逆関数に $\mu_{0,1}^{(m)}$ を代入して $l_{t_1,m}$ $(m=1,\cdots,m_0)$ を算出する．**ステップ 2-2** に進む．

ステップ 2-2： $r=r+1$ とする．A 個の一様乱数 $\mu_{1,r}^{(m)} \in [0,1]$ $(m=1,\cdots,A)$ を発生させ，それらを昇順に並び替えて $\mu_{1,r}^{\{1\}},\cdots,\mu_{1,r}^{\{A\}}$ とする．$\frac{F_t(\tau_0+t_{r,m})}{\tilde{F}_t(\tau_0+t_{r-1})}$ の逆関数に $\mu_{1,r}^{\{m\}}$ を代入し $t_{r,m}$ を算出する．

<u>$t_{r,M} \geq T$ のとき</u>

$t_{r,m} \leq T$ かつ $t_{r,m+1} > T$ となる m を m_T とし，一様乱数 $\mu_{2,r}^{(m)} \in [0,1]$ $(m=1,\cdots,m_T)$ を発生させる．$H(l_{T,m}|k(T-t_{1,m}))$ の逆関数に $\mu_{2,1}^{(m)}$ を代入して $l_{T,m}$ $(m=1,\cdots,m_T)$ を算出する．**ステップ 3** に進む．

<u>$t_{r,M} < T$ のとき</u>

一様乱数 $\mu_{2,r}^{(m)} \in [0,1]$ $(m=1,\cdots,M)$ を発生させる．$t_r=t_{r,M}$ とし，$H(l_{t_r,m}|k(t_r-t_{r,m}))$ の逆関数に $\mu_{2,r}^{(m)}$ を代入して $l_{t_r,m}$ $(m=1,\cdots,M)$ を算出する．**ステップ 2-2** の冒頭へと戻り，$t_{r,M} \geq T$ となるまで繰り返す．

ステップ 3：平均費用の算出

$R = r$ とする．**ステップ 2** で獲得した疲労き裂長さの標本から $C_{T,R}^{(n)}$ を算出する．$a = 1$ のとき $C_{T_2,R}^{(n)} = C_{T,R}^{(n)}$ として式式 (3.36-c) に従い平均費用 $\xi_{1,T_2,R}^{(n)}$ を算出する．$a = 2$ のとき $C_{T_1,R}^{(n)} = C_{T,R}^{(n)}$ として式式 (3.39) に従い平均費用 $\xi_{2,T_1,T_2,R}^{(n)}$ を算出する．**ステップ 2** では，通常修繕回数 R も疲労き裂発生・進展モデルに従いランダム発生させているため，$\xi_{1,T_2,R}^{(n)}$ あるいは $\xi_{2,T_1,T_2,R}^{(n)}$ は式 (3.51-a) あるいは式 (3.51-b) の確率質量関数からの標本である．$a = 1$ のとき $\xi_1^{(n)} = \xi_{1,T_2,R}^{(n)}$ として，$a = 2$ のとき $\xi_2^{(n)} = \xi_{2,T_1,T_2,R}^{(n)}$ として，$\xi_a^{(n)}$ を記録する．$n = \bar{n}$ のときシミュレーションを終了する．$n < \bar{n}$ のとき $n = n + 1$ として**ステップ 2** へ戻る．

参考文献

1) 土木学会鋼構造委員会鋼床版の疲労改訂小委員会編集：鋼床版の疲労〈2010 年改訂版〉，土木学会，2010.

2) 日本道路協会：鋼橋の疲労，丸善出版，1997.

3) 時田英夫，永井政伸，三木千壽：交通データをベースとした首都高速道路の疲労環境の評価，土木学会論文集，No.794/I-72，pp.55-65，2005.

4) 横関耕一，横山薫，冨永知徳，三木千壽：鋼床版縦横リブ交差部構造の高疲労強度化，土木学会論文集 A1，Vol.73，No.1，pp.206-217，2017.

5) 松坂敏博，森山陽一，小笹浩司，太田秀樹，藤野陽三，宮川豊章，西村和夫：高速道路の構造物における大規模更新および大規模修繕の導入と課題，土木学会論文集 F4，Vol.73，No.1，pp.1-18，2017.

6) 小林潔司，貝戸清之，江口利幸，大井明，起塚亮輔：舗装構造の階層的隠れマルコフ劣化モデル，土木学会論文集 D3，Vol.67，No.4，pp.422-440，2011.

7) 小林潔司，貝戸清之，大井明，Thao, N. D.，北浦直樹：データ欠損を考慮した複合的隠れマルコフ舗装劣化モデルの推計，土木学会論文集 E1，Vol.71，No.2，pp.63-80，2015.

8) 小林潔司，江口利幸，大井明，青木一也，貝戸清之，松村泰典：舗装構造の最適補修更新モデル，土木学会論文集 E1，Vol.68，No.2，pp.54-68，2012.

9) 青木一也，山本浩司，小林潔司：劣化予測のためのハザードモデルの推計，土木学会論文集，No.791/VI-67，pp.111-124，2005.

10) Madanat, S., Bulusu, S. and Mahmoud, A.: Estimation of infrastructure distress initiation and progression models, *Journal of Infrastructure Systems*, Vol.1, Issue 3, pp.146-150, 1995.

11) Shin, H. C. and Madanat, S.: Development of a stochastic model of pavement distress initiation, *J. Infrastructure Plan. and Man.*, JSCE, No.744/IV-61, pp.61-67, 2003.

12) Nakat, Z. E. and Madanat, S.: Stochastic duration modeling of pavement overlay crack initiation, *Journal of Infrastructure Systems*, Vol.14, Issue 3, pp.185-192, 2008.

13) Reger, D., Christofa, E., Guler, I. and Madanat, S.: Estimation of pavement crack initiation models by combining experimental and field data, *Journal of Infrastructure Systems*, Vol.19, Issue 4, pp.434-441, 2013.

14) 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.

15) 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.

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.

17) Nam, L. T.，貝戸清之，小林潔司，起塚亮輔：ポアソン隠れマルコフ劣化モデルによる舗装劣化過程のモデル化，土木学会論文集 F4，Vol.68，No.2，pp.62-79，2012.

18) 水谷大二郎，小林潔司，風戸崇之，貝戸清之，松島格也：連続量を用いた劣化ハザードモデル：舗装耐荷力への適用，土木学会論文集 D3，Vol.72，No.2，pp.191-210，2016.

19) 三木千壽，菅沼久忠，冨澤雅幸，町田文孝：鋼床版箱桁橋のデッキプレート近傍に発生した疲労損傷の原因，土木学会論文集，No.780/I-70，pp.57-69，2005.

20) 平林泰明，下里哲弘，若林登：首都高速道路の疲労損傷とその対策，橋梁と基礎，2005.

21) 日本道路協会：鋼道路橋の疲労設計指針，日本道路協会，2002.

22) Paris, P. C. and Erdogan, F.: A critical analysis of crack propagation laws, *Journal of Basic Engineering*, The American Society of Mechanical Engineering (ASME), Vol.85, No.1, pp. 528-534, 1963.

23) 杉山裕樹，閑上直浩，広野邦彦，薄井王尚：阪神高速道路における実態活荷重の把握とその評価，土木学会論文集 A1，Vo.74，No.1，pp.158-172，2018.

24) 和合肇：ベイズ計量経済分析，マルコフ連鎖モンテカルロ法とその応用，東洋経済新聞社，2005.

25) 伊庭幸人，種村正美，大森裕浩，和合肇，佐藤整尚，高橋明彦：計算統計 II マルコフ連鎖モンテカルロ法とその周辺，岩波書店，2005.

26) Diebolt, J. and Robert, C. P.: Estimation of finite mixture distributions through Bayesian sampling, *Journal of the Royal Statistical Society*, Series B, Vol.56, pp.363-375, 1994.

27) 小林潔司：分権的ライフサイクル費用評価と集計的効率性，土木学会論文集，No.793/VI-68，pp.59-71，2005.

28) 貝戸清之，保田敬一，小林潔司，大和田慶：平均費用法に基づいた橋梁部材の最適補修戦略，土木学会論文集，No.801/I-73，pp.83-96，2005.

29) Akaike, H.: Information theory and an extension of the maximum likelihood principle, *Proceedings of the 2nd International Symposium on Information Theory*, pp.267-281, 1973.

30) Mann, H. B. and Whitney, D. R.: On a test of whether one of two random variables is stochastically larger than the other, *The Annals of Mathematical Statistics*, Vol.18, No.1, pp.50-60, 1947.

第4章　段階的劣化異質性に基づく長寿命化技術導入効果の事後評価

4.1　はじめに

老朽化が進む社会基盤施設に対する維持管理の効率化，ライフサイクル費用の削減，劣化リスクの低減などを目的として，新しい補修工法，建設材料，構造形式など，社会基盤施設の長寿命化を図るための技術（以下，長寿命化技術）が開発されている．長寿命化技術の導入に際しては，室内試験やシミュレーション等を通して性能（導入効果）を評価した後に，実構造物に対する試験施工を行うことになる．室内試験やシミュレーションでは膨大なサンプルを様々な条件下で用いる一方で，試験施工は施工箇所や評価期間が限定的とならざるを得ない．実際に，個別の社会基盤施設に関して長寿命化技術の導入前後の状態を追跡調査した事例 [1)−3)] は存在するものの，本格的に導入がなされた長寿命化技術の実供用下における導入効果を定量的に評価した事例は数少ない．

実際の社会基盤施設は，様々な施工条件，構造条件，環境条件，使用条件の下で供用される．そのため，実用化された長寿命化技術もあらゆる条件下で導入されることになる．しかしながら，試験施工で導入効果が確認できたとしても，多様な条件下で当初期待された導入効果を発現できるか否かは不明である．このような状況下で，長寿命化技術の導入効果を評価するためには，対象となる社会基盤施設（長寿命化技術の未導入も含む）から一律かつ長期に亘って獲得できる情報，すなわち日常的な点検業務を通して獲得できる情報に基づいて評価手法を確立する必要がある．さらに，長寿命化技術の導入効果が得られるような条件下であっても，その導入効果が社会基盤施設の健全度に関わらず，導入直後から発現し得るのか，あるいは特定の健全度で発現し得るのかを確認することは容易ではない．長寿命化技術の導入効果を定量的かつ継続的に評価するための枠組みを構築しておくことは，アセットマネジメントを実践していく上で重要な課題である．管理者が管理する膨大な施設群に対して，適切なタイミングで適切な長寿命化技術を導入し，施設群の価値最大化を図るためには，長寿命化技術の導入効果を確認できる施設特性や劣化事象を把握することが望ましい．

以上の問題意識のもとで，本研究では離散的な健全度による（$1, 2, 3, \cdots$ という離散的指標により劣化状態が表されているような）点検データを用いた社会基盤施設の統計的劣化予測手法に基づき，長寿命化技術の導入効果を劣化速度（寿命）の差異として事後的に評価する．具体的には，劣化の進展度合いを表す健全度ごとに劣化ハザード率の異質性を評価するために，異質性パラメータ [4)] を離散的な健全度ごとに段階的に設定した混合マル

コフ劣化ハザードモデルを定式化する．その上で，長寿命化技術の導入前後の異質性パラメータを健全度ごとに推定し，その推定結果を相対比較することにより，長寿命化技術の導入効果を詳細に事後評価するための方法論を提案する．以下，**4.2** で本研究の基本的な考え方を述べる．**4.3** で健全度ごとに異なる劣化ハザード率の段階的異質性を考慮した混合マルコフ劣化ハザードモデルを定式化し，**4.4** でその階層ベイズ推定法について説明する．**4.5** で混合マルコフ劣化ハザードモデルの推定結果に基づく長寿命化技術の導入効果の事後評価手法を説明する．**4.6** で実在の高速道路高架橋の RC 床版に対する防水層を対象とした実証分析を行う．

4.2　本研究の基本的な考え方

4.2.1　長寿命化技術導入効果の事後評価の課題

社会基盤施設のアセットマネジメントを実践するにあたり，ライフサイクル費用評価などに基づく長期的な補修施策の策定と，それを実現するための個々の社会基盤施設に対する点検，長寿命化技術の導入（補修・補強の実施）などに対する意思決定が必要となる．さらに，このような意思決定の妥当性を，蓄積された点検データや補修履歴情報を用いて事後的に評価して，マネジメントサイクルを継続的に改善していくことが重要となる．マネジメントサイクルの継続的な改善のためのフレームワークとしては，意思決定の不可逆性 [5, 6] を考慮した動学的なリアルオプション評価 [7, 8] などが考えられ，ライフサイクル費用や施設需要を考慮した研究事例 [9, 10] も蓄積されている．本研究では，長期的なマネジメント施策の立案に加え，個々の社会基盤施設に対する長寿命化技術の選定というミクロレベルのマネジメントにも有用となる技術として，施設の劣化過程に着目して長寿命化技術の導入効果を定量的に事後評価するための方法論を提案する．具体的には，水谷等 [11] の考え方を踏襲し，管理対象となる社会基盤施設群にて獲得された膨大な点検データから劣化ハザード率（劣化速度）を推定し，長寿命化技術の導入前後における劣化ハザード率の差異の有意性を定量的に評価可能な方法論を提案する．

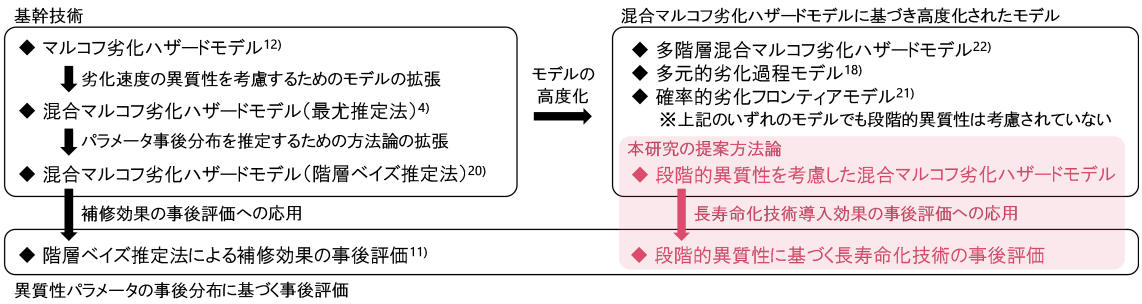
水谷等 [11] は，長寿命化技術の導入前後における劣化ハザード率の差異を全ての健全度において共通の異質性パラメータの差異として推定した．したがって，当該手法においては，推定された異質性パラメータに基づいて評価される導入効果も劣化過程全域に亘って一定となる．このために，長寿命化技術の導入効果がどの健全度間の推移（例えば，劣化の初期段階か，あるいは，ある程度劣化が進展した後か）に対して発現し得るのかを評価することは困難であった．社会基盤施設の劣化過程において，異なる健全度間の推移では劣化の進展メカニズムも異なる場合（例えば，RC 床版の場合，ひび割れの発生メカニズムとひび割れの進展メカニズムは異なる）も少なくないことから，長寿命化技術の導入効果が劣化過程に対して限定的に発現する可能性もあると考えられる．アセットマネジメント

を実行するという観点からも，長寿命化技術の導入効果が発現する健全度を把握していない場合に，例えば，劣化の初期段階にのみに導入効果を発現し，かつ健全度そのものの回復を伴わないような長寿命化技術を劣化が進展している社会基盤施設に適用する場合には，長寿命化技術導入後の劣化ハザード率を過小推定（寿命を過大推定）してしまう，つまりライフサイクル費用の推定バイアスや長寿命化技術の導入プロセスに不経済性が発生する可能性がある．長寿命化技術の導入効果を最大限に発現するには，実在する社会基盤施設における長寿命化技術の導入効果を詳細に分析する必要があり，本研究では，実供用状況下の社会基盤施設の点検データに基づき，長寿命化技術の導入効果を健全度ごとに評価することを目的とする．そのために，健全度ごとに異なる劣化ハザード率の異質性を推定するための統計的劣化予測モデルを開発する．なお，本研究で提案する統計的劣化予測モデルに基づいた長寿命化技術導入効果の評価手法は，長寿命化技術の導入の際に現在行われている室内試験や試験施工を代替するものではないと考える．本研究では，室内試験や試験施工を通じた力学的・化学的検証結果と，実供用状況下の社会基盤施設の点検データの統計分析結果を併用することによって，長寿命化技術をより効果的に導入できるという立場を取り，そのための統計的劣化予測モデルを提案しているという点に留意されたい．

4.2.2　統計的劣化予測

社会基盤施設の統計的劣化予測モデルは，実供用下の施設の劣化過程に内在する不確実性を確率的に表現できるという利点があり，数多くの研究事例が蓄積されている．本研究では，離散的な健全度で劣化状態が表現される社会基盤施設を対象とし，過去の点検履歴や建設時点に関する情報を用いることなく，現時点での劣化状態のみを用いて将来時点の劣化過程を予測できるマルコフ過程モデルを用いる．マルコフ過程モデルのマルコフ推移確率を点検データから非集計的に推定するための方法論として，多段階指数ハザードモデル（マルコフ劣化ハザードモデル）[12] が開発されている．当該モデルでは，健全度の推移を複数の独立な指数ハザードモデル [13] として表現し，その結果として推定された健全度の推移確率がマルコフ性を満足することを示した上で，点検間隔の異なる健全度推移データをモデル推定に用いることによって推定精度の向上を実現している．さらに，劣化ハザード率に説明変数を考慮して，社会基盤施設ごとに可観測な（観測可能な）構造条件，環境条件や使用条件の差異に応じた劣化過程の変動を推定している．

しかしながら，観測可能な説明変数のみで劣化過程をモデル化した場合には，個々の社会基盤施設や施設群内の施設グループ（路線，管理事務所など）で固有の不可観測要因による劣化過程の変動に起因した過分散が問題となる可能性がある．過分散問題の解消には不可観測要因に起因した劣化過程の変動を異質性と捉えたパネルデータモデルが有用なモデルの１つとなり，社会基盤施設の劣化予測モデルにも用いられた事例も蓄積されてきている [14)−19)]．なかでも，小濱等 [4] は，マルコフ劣化ハザードモデルに対してこのような



※図中の右肩の数字は参考文献番号を表す.

付図—-4.1　混合マルコフ劣化ハザードモデルに基づく既存研究と本研究の位置付け

異質性をパラメトリックに表現した混合マルコフ劣化ハザードモデルを提案するとともに，推定されたモデルを用いて個々の社会基盤施設や施設グループの劣化ハザード率の違いを事後的に定量化するための方法論を提案している．さらに，貝戸等 [20] は，施設グループごとにサンプルサイズが異なることに起因したモデル推定バイアスを解消するために，混合マルコフ劣化ハザードモデルの階層ベイズ推定を行う方法論を提案している．水谷等は，混合マルコフ劣化ハザードモデルの階層ベイズ推定においてサンプリングされる異質性パラメータの事後分布を用いたノンパラメトリック検定により，施設の補修効果の有意性を定量化している [11]．本研究でも，貝戸等 [20]，水谷等 [11] と同様の考え方に基づき，推定法として階層ベイズ法を用いる．なお，既存研究と本研究の関連性について，**図–4.1** に整理しているので併せて参照されたい．

混合マルコフ劣化ハザードモデルでは，施設固有の劣化ハザード率（以下，個別ハザード率）を，施設グループ単位（施設グループは異質性パラメータを設定する基本単位である．研究やマネジメント上の意思決定の目的に応じて，路線単位や個々の施設単位で異質性パラメータが設定される）で設定された異質性パラメータと標準ハザード率（対象母集団全体の平均的な劣化ハザード率）の積として定義することにより，個々の施設に対してミクロな（施設グループ単位での）劣化予測を可能にしている．さらに，従来のモデルでは，ある健全度において個別ハザード率が大きい場合（すわなち，異質性パラメータが大きい場合），他の健全度の個別ハザード率も相対的に大きくなる．しかしながら，異なる健全度における劣化ハザード率の異質性が一定であるとの保証はない．劣化過程に介在する異質性の評価精度向上のためにも，異なる健全度における劣化ハザード率に異なる異質性が存在するか否かを検証し，健全度間の劣化ハザード率の異質性が有意に異なる場合にはそのことを明示的に考慮した劣化予測モデルを開発することが必要となる．このような問題意識からも，本研究では，段階的に異なる異質性パラメータを健全度ごとに定義した混合マルコフ劣化ハザードモデルを提案する．健全度ごとに異なる劣化ハザード率の異質性を表現できる混合マルコフ劣化ハザードモデルを開発し，それを長寿命化技術導入の事後評価に用いる点に，本研究の学術的新規性と実務的有用性がある．なお，本研究で提案

する混合マルコフ劣化ハザードモデルとは異なる多階層混合マルコフ劣化ハザードモデル[22]が提案されている．多階層混合マルコフ劣化ハザードモデルは，意思決定者の立場の違いを考慮して，異質性パラメータを階層的に設定したもの（例えば，路線単位で劣化ハザード率を相対的に比較する，インター間単位で，あるいは橋梁単位で比較しようとすると，それぞれの評価単位で異質性パラメータを設定した 3 つの混合マルコフ劣化ハザードモデルを定義する必要があるが，当該モデルでは異質性パラメータを 3 階層化させた 1 つのモデルを定義する）であり，本研究で提案するモデルのように同一劣化過程において健全度ごとに異質性パラメータを段階的に設定するものとは異なる点には留意されたい．

4.2.3 劣化異質性と導入効果

本研究で提案する混合マルコフ劣化ハザードモデルでは，施設グループ k $(k = 1, \cdots, K)$ に属する施設 l_k $(l_k = 1, \cdots, L_k)$ の健全度 i $(i = 1, \cdots, I-1)$ の個別ハザード率を，

$$\begin{aligned} & \text{施設 } l_k \text{の健全度 } i \text{ の個別ハザード率：} \lambda_{i,k,l_k} \\ = \ & \text{施設 } l_k \text{の健全度 } i \text{ の標準ハザード率：} \tilde{\lambda}_{i,k,l_k} \\ \times \ & \text{施設グループ } k \text{ の健全度 } i \text{ の} \\ & \text{異質性パラメータ：} \varepsilon_{i,k} \end{aligned} \tag{付 1}$$

と表現する．ただし，施設 l_k の健全度 i の標準ハザード率 $\tilde{\lambda}_{i,k,l_k}$ は，施設 l_k 固有の説明変数を入力変数とする関数とし，施設グループ内の全ての施設に対して同一の関数を設定するために標準ハザード率と称する．また，健全度 i の値が大きいほど劣化が進展している状態を表す．微小時間 Δt の間には隣接する健全度 i から $i+1$ にのみ推移し得ると考える．施設グループ k の健全度 i の異質性パラメータ $\varepsilon_{i,k}$ は，施設 l_k において可観測な説明変数の影響を取り除いた後の，施設グループ k に固有の不可観測要因の影響を受けた健全度 i から $i+1$ への劣化過程の特性を表している．

施設グループ k の健全度 i における異質性パラメータ $\varepsilon_{i,k}$ を用いて，長寿命化技術の導入効果を定量化することを考える．本研究で提案する方法論を用いることにより，複数種類の長寿命化技術の導入効果や，複数回の長寿命化技術の導入効果を評価することも可能であるが，ここでは，1 種類の長寿命化技術が 1 度だけ導入される場合を考える．さらに，長寿命化技術が個々の施設ではなく，個々の施設グループ単位で同時に導入されると仮定する．なお，本研究での実証分析のように，RC 床版の径間単位を施設グループとし，径間内の個々の床版パネルを施設とした場合には，径間単位で防水層が施工される場合が少なくないために，この仮定は満たされる．また，施設グループを個々の床板パネルとし，施設も個々のパネルとした場合にも，個々のパネルにおいて十分な点検データが利用可能である場合には推定精度を確保できる．一方，施設グループの一部の施設に対して長寿命化

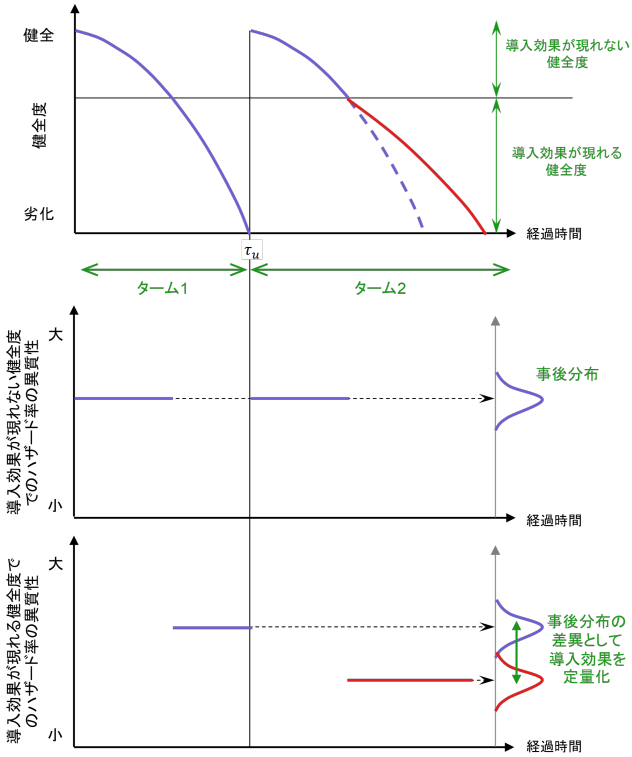
技術が導入されているような施設グループ，施設を定義するのは適切ではなく，長寿命化技術の導入単位を施設グループあるいは施設グループ集合として分析をすることが必要である．しかしながら，サンプルサイズの少なさなどから，施設グループの一部の施設に対して長寿命化技術を導入した効果を評価せざるを得ない場合には別途方法論の高度化が必要であることに留意されたい．

長寿命化技術の導入前後で異なる異質性パラメータを設定する．ある施設において，供用開始から長寿命化技術導入時点までをターム 1，長寿命化技術導入時点から現在時点までをターム 2 と定義する．上述の仮定より，ターム u $(u = 1, 2)$ は施設グループごとに定義できる．長寿命化技術の導入効果を評価するための混合マルコフ劣化ハザードモデルの施設グループ k の施設 l_k の劣化ハザード率を，

$$\begin{aligned} & \text{ターム } u \text{ の施設 } l_k \text{の健全度 } i \text{ の個別ハザード率} \\ = \ & \text{施設 } l_k \text{の健全度 } i \text{ の標準ハザード率} \\ \times \ & \text{ターム } u \text{ の施設グループ } k \text{ の健全度 } i \text{ の} \\ & \text{異質性パラメータ} \end{aligned} \tag{付 2}$$

と定義する．なお，長寿命化技術が導入されていない施設グループは全てターム 1 とする．標準ハザード率は長寿命化技術の導入前後で，すなわちタームによって変化しないので，ターム 1 の施設グループ k の健全度 i の異質性パラメータとターム 2 の施設グループ k の健全度 i の異質性パラメータを比較することにより，施設グループ固有の可観測，不可観測要因を，説明変数，ターム 1 の施設グループ k の健全度 i の異質性パラメータとして取り除いた後の，長寿命化技術導入のみに伴う健全度 i の劣化ハザード率の変化を施設グループごとにミクロな単位で評価できる．さらに，ターム 1 の健全度 i の異質性パラメータ群（分布）とターム 2 の異質性パラメータ群（分布）を比較することにより，長寿命化技術導入のみに伴う健全度 i の劣化ハザード率の変化を管理対象とする施設全体のマクロな単位で評価できる．

ここで，本研究で提案する長寿命化技術の導入効果評価手法を視覚的に説明するために，劣化ハザード率の異質性の変化と長寿命化技術の導入効果の関係性を**図–4.2** に概念的に示す．同図では，ある施設グループに属する施設の劣化過程を模式的に示す．当該施設では供用開始後，劣化が進展し，時点 τ_u で長寿命化技術が導入されている．すなわち，時点 τ_u より前の期間がターム 1，時点 τ_u より後の期間がターム 2 である．ここでは，長寿命化技術導入により施設の健全度は回復するとするが，健全度が回復しない場合であっても，技術の導入時点が把握できていれば本研究で提案する方法論は適用可能である．同図で示す事例では，長寿命化技術導入時点での健全度の劣化ハザード率には，長寿命化技術の導入効果は現れない．しかしながら，劣化が進展し，ある健全度に進展したのちに長寿命化技術の導入効果が発現している．本研究では，導入後の劣化速度の低減効果が見込める技術



付図—-4.2　段階的異質性と長寿命化技術導入効果

（ただし，健全度の回復が見込めない技術も含む）を長寿命化技術と定義し，長寿命化技術以外の補修（例えば，劣化速度の低減を伴わず健全度のみを回復させる補修）の前後では施設の劣化ハザード率の異質性は変化しないと考える．その上で，タームと健全度ごとに混合マルコフ劣化ハザードモデルの異質性パラメータを定義し，健全度の推移に応じて動学的に変動する異質性パラメータの事後分布の差異をターム間でノンパラメトリック検定によって評価することにより，長寿命化技術の導入効果と効果が発現する健全度を事後評価する．

4.2.4　床版防水層の構造

本研究の実証分析では，高速道路高架橋 RC 床版上面の防水層の施工を長寿命化技術と考え，その導入効果を分析する．高速道路高架橋では一般に，下面からコンクリート床版，プライマー層，接着層，防水層，舗装と防水層との接着層，舗装の順に層構造を形成している．プライマー層とは，床版と防水層の接着効果を高める働きや床版内部からの水蒸気の発生を抑制するために設けられる層である．また，防水層とは，舗装等より侵入してきた水を床版面まで浸透させないよう，止水するために設けられる層である．防水層に不備，もしくは損傷がある際には RC 床版にまで水が浸入し，床版の耐久性を低下させる恐れがある．そのため，道路橋床版の耐久性向上を目的として，平成 14 年に改訂された「道路橋

示方書・同解説」[23] においては「アスファルト舗装とする場合は，橋面より侵入した雨水等が床版内部に浸透しないように防水層等を設けるものとする」と明記されている．近年新設された道路橋においては防水層が施工されている場合がほとんどである．既設道路橋においても順次施工がなされているが，防水層が未だ施工されていない道路橋も存在する（実際に，本研究の実証分析で用いたデータベースにおいても，各健全度で防水層導入前後の床版が混在していた）．本研究で対象とする竣工時に防水層が施工されていない高速道路高架橋においては，舗装の打換えが行われる際に同時に防水層が施工される．つまり，防水層の施工は RC 床版の劣化度合い，劣化速度に関係なく選定されることに留意されたい．これはリフレッシュ工事のように，特定路線に対して一定期間全面通行止めを実施して集中工事を行う都市高速道路などに見られる特徴である．床版防水層は，シート系床版防水層と塗膜系床版防水層の 2 種類に大別される．また，それらは施工方法や防水材料によって細分化される．このように，床版防水層には複数の種別が存在するが，それらは要求される防水性能に応じて使い分けられるのではなく，対象とする施工箇所の形状に応じて適切な種類の防水層が選択される．そのため，本研究の実証分析では，床版防水層の種類を区別することなく，床版防水層の施工による RC 床版への浸水形態の変化に起因した RC 床版の劣化過程の変化を長寿命化技術の導入効果と捉え分析を行う．

4.3 モデルの定式化

4.3.1 マルコフ過程モデル

RC 床版の劣化進展過程をマルコフ過程モデルにより表現する．時刻 τ_A で観測した健全度を状態変数 $h(\tau_A) = i$ $(i = 1, \cdots, I)$ を用いて表現する．マルコフ推移確率は，時刻 τ_A で観測された健全度 $h(\tau_A) = i$ を与件とし，将来時刻 $\tau_A + z = \tau_B$ $(z > 0)$ において健全度 $h(\tau_B) = j$ $(j = 1, \cdots, I)$ が生起する条件付き確率として

$$\pi_{ij}(z) = \mathrm{Prob}[h(\tau_B) = j | h(\tau_A) = i] \tag{付 3}$$

と定義できる．このようなマルコフ推移確率 (付 3) は所与の 2 つの時刻 τ_A，τ_B の間において生じる健全度間の推移確率を示したものであり，対象とする点検間隔 z が異なる場合は推移確率の値は異なる．補修が行われない限り常に劣化が進行するために，$\pi_{ij}(z) = 0$ $(i > j)$ が成立する．また，推移確率の定義より $\sum_{j=i}^{I} \pi_{ij}(z) = 1$ が成立する．健全度 I は，補修のない限りマルコフ連鎖における吸収状態であり，$\pi_{II}(z) = 1$ が成立する．なお，マルコフ推移確率は過去の劣化履歴には依存しない．マルコフ連鎖モデルでは，健全度が i から $i + 1$ に推移した時点に拘わらず，時点 τ_A から時点 τ_B の間に推移する確率は時点 τ_A における健全度のみに依存するという性質（マルコフ性 [24]）を満足する．

4.3.2　段階的異質性を考慮した混合マルコフ劣化ハザードモデル

マルコフ推移確率を式 (付 1) の劣化ハザード率を用いて表現することを考える．なお，長寿命化技術導入効果を評価するためには，同一の施設グループ内でタームごとに便宜的に別個の施設グループを設定すればよいため，表記の簡便化のために，ここではタームを考慮した劣化ハザード率 (付 2) は用いない．

施設グループ k の施設 l_k の説明変数ベクトルを $\boldsymbol{x}_{k,l_k} = (x_{k,l_k,1}, \cdots, x_{k,l_k,M})$ とする．M は説明変数の個数である．説明変数は時間的に一定と仮定する．パラメータベクトル $\boldsymbol{\beta}_i = (\beta_{i,1}, \cdots, \beta_{i,M})$ を用いて，標準ハザード率を，

$$\tilde{\lambda}_{i,k,l_k} = \exp\left(\boldsymbol{\beta}_i \boldsymbol{x}'_{k,l_k}\right) \tag{付 4}$$

と表す．なお，$x_{k,l_k,1} = 1$ とし，$\beta_{i,1}$ は定数項を表すとする．記号「$'$」は転置操作を表す．施設グループ k における健全度 i での劣化ハザード率の異質性を表す異質性パラメータ $\varepsilon_{i,k}$ を導入する．このとき，施設グループ k の施設 l_k の健全度 i の劣化ハザード率を，個別ハザード率として，

$$\lambda_{i,k,l_k} = \tilde{\lambda}_{i,k,l_k} \varepsilon_{i,k} \tag{付 5}$$

と表す．異質性パラメータ $\varepsilon_{i,k}$ は，標準ハザード率 $\tilde{\lambda}_{i,k,l_k}$ からの乖離の程度を表す確率変数（潜在変数）であり，$\varepsilon_{i,k} \geq 0$ が成立すると仮定する．異質性パラメータ $\varepsilon_{i,k}$ を健全度ごとに定義することにより，健全度ごとの段階的な劣化ハザード率の異質性を考慮できる．

いま，異質性パラメータ $\varepsilon_{i,k}$ が，形状パラメータ α_i，尺度パラメータ γ_i を持つガンマ分布

$$f(\varepsilon_{i,k}|\alpha_i, \gamma_i) = \frac{1}{\gamma_i^{\alpha_i}\Gamma(\alpha)} (\varepsilon_{i,k})^{\alpha_i - 1} \exp\left(-\frac{\varepsilon_{i,k}}{\gamma_i}\right) \tag{付 6}$$

から抽出された確率標本であると考える．なお，異質性パラメータ $\varepsilon_{i,k}$ は健全度ごとに異なるガンマ分布に従うと仮定する．ただし，長寿命化技術導入効果評価のためのタームに関して，異なるタームにおける異質性パラメータも健全度が等しければ同一のガンマ分布から抽出されると考える．ガンマ分布 $f(\varepsilon_{i,k}|\alpha_i, \gamma_i)$ の平均は $\alpha_i\gamma_i$ で，分散は $\alpha_i\gamma_i^2$ である．また $\Gamma(\cdot)$ はガンマ関数である．先述したように，異質性パラメータ $\varepsilon_{i,k}$ は，標準ハザード率 $\tilde{\lambda}_{i,k,l_k}$ からの乖離の程度を表す．よって，異質性パラメータ $\varepsilon_{i,k}$ は，劣化ハザード率の期待値が標準ハザード率 $\tilde{\lambda}_{i,k,l_k}$ に一致するように分布していると考える．ここでは，異質性パラメータ $\varepsilon_{i,k}$ は，$\alpha_i = \phi_i$，$\gamma_i = 1/\phi_i$ として，期待値を 1 に基準化したガンマ分布から抽出された確率標本であると考える．平均 1，分散 $1/\phi_i$ のガンマ分布 $g(\varepsilon_{i,k}|\phi_i)$ の確率密度関数は，

$$g(\varepsilon_{i,k}|\phi_i) = \frac{\phi_i^{\phi_i}}{\Gamma(\phi_i)} (\varepsilon_{i,k})^{\phi_i - 1} \exp(-\phi_i \varepsilon_{i,k}) \tag{付 7}$$

と表される．なお，異質性パラメータの確率分布については，期待値が 1 であり台が 0 以上となる分布であれば，ガンマ分布以外の分布を用いることも考えられる．ここでは，既往研究 [4, 20] でも用いられているガンマ分布を仮定したが，複数種類の分布を候補とし，それらを情報量基準などにより比較して，適した分布を選択するというアプローチも考え得る．

ここで，施設グループ k の健全度 i での異質性パラメータ $\varepsilon_{i,k}$ の値を $\varepsilon^*_{i,k}$ に固定する．このとき施設グループ k の施設 l_k の健全度 i での寿命が y_{i,k,l_k} 以上となる確率 $\tilde{F}(y_{i,k,l_k})$ は，個別ハザード率 (付 5) を用いて

$$\tilde{F}(y_{i,k,l_k}) = \exp(-\tilde{\lambda}_{i,k,l_k}\varepsilon^*_{i,k}y_{i,k,l_k}) \tag{付 8}$$

と表すことができる．これより，施設グループ k の施設 l_k が，ある時刻 τ_A における点検で健全度 i と判定され，その後時刻 $\tau_B = \tau_A + z$ における点検でも健全度 i と判定される確率 $\pi_{ii}(z, \boldsymbol{x}_{k,l_k}, \boldsymbol{\beta}_i|\varepsilon^*_{i,k})$ は，

$$\pi_{ii}(z, \boldsymbol{x}_{k,l_k}, \boldsymbol{\beta}_i|\varepsilon^*_{i,k}) = \exp(-\tilde{\lambda}_{i,k,l_k}\varepsilon^*_{i,k}z) \tag{付 9}$$

となる [12]．$\pi_{ii}(z, \boldsymbol{x}_{k,l_k}, \boldsymbol{\beta}_i|\varepsilon^*_{i,k})$ は，τ_A，τ_B とは無関係であり，マルコフ推移確率である．また，ある時刻 τ_A における点検で健全度 i と判定され，その後時刻 $\tau_B = \tau_A + z$ における点検で健全度 j $(j = i+1, \cdots, I-1)$ と判定される確率 $\pi_{ij}(z, \boldsymbol{x}_{k,l_k}, \boldsymbol{\beta}_i|\varepsilon^*_{i,k})$ は，

$$\begin{aligned}
&\pi_{ij}(z, \boldsymbol{x}_{k,l_k}, \boldsymbol{\beta}_i|\varepsilon^*_{i,k}) \\
=\ &\sum_{s=i}^{j}\prod_{m=i,\neq s}^{j-1} \\
&\frac{\tilde{\lambda}_{m,k,l_k}\varepsilon^*_{m,k}}{\tilde{\lambda}_{m,k,l_k}\varepsilon^*_{m,k} - \tilde{\lambda}_{s,k,l_k}\varepsilon^*_{s,k}} \exp\left(-\tilde{\lambda}_{s,k,l_k}\varepsilon^*_{s,k}z\right)
\end{aligned} \tag{付 10}$$

と表現できる [12]．ただし，表記の便宜上，

$$\begin{aligned}
&\prod_{m=i,\neq s}^{j-1} \frac{\tilde{\lambda}_{m,k,l_k}\varepsilon^*_{m,k}}{\tilde{\lambda}_{m,k,l_k}\varepsilon^*_{m,k} - \tilde{\lambda}_{s,k,l_k}\varepsilon^*_{s,k}} \exp\left(-\tilde{\lambda}_{s,k,l_k}\varepsilon^*_{s,k}z\right) \\
=\ &\prod_{m=i}^{s-1} \frac{\tilde{\lambda}_{m,k,l_k}\varepsilon^*_{m,k}}{\tilde{\lambda}_{m,k,l_k}\varepsilon^*_{m,k} - \tilde{\lambda}_{s,k,l_k}\varepsilon^*_{s,k}} \\
&\cdot \prod_{m=s}^{j-1} \frac{\tilde{\lambda}_{m,k,l_k}\varepsilon^*_{m,k}}{\tilde{\lambda}_{m+1,k,l_k}\varepsilon^*_{m+1,k} - \tilde{\lambda}_{s,k,l_k}\varepsilon^*_{s,k}} \\
&\cdot \exp(-\tilde{\lambda}_{s,k,l_k}\varepsilon^*_{s,k}z)
\end{aligned} \tag{付 11}$$

と簡略化している．また，表記上の規則として，

$$\begin{cases} \displaystyle\prod_{m=i}^{s-1} \frac{\tilde{\lambda}_{m,k,l_k}\varepsilon^*_{m,k}}{\tilde{\lambda}_{m,k,l_k}\varepsilon^*_{m,k} - \tilde{\lambda}_{s,k,l_k}\varepsilon^*_{s,k}} = 1 & (s = i) \\ \displaystyle\prod_{m=s}^{j-1} \frac{\tilde{\lambda}_{m,k,l_k}\varepsilon^*_{m,k}}{\tilde{\lambda}_{m+1,k,l_k}\varepsilon^*_{m+1,k} - \tilde{\lambda}_{s,k,l_k}\varepsilon^*_{s,k}} = 1 & (s = j) \end{cases} \tag{付 12}$$

が成立すると考える．$\pi_{ij}(z, \boldsymbol{x}_{k,l_k}, \boldsymbol{\beta}_i|\varepsilon^*_{i,k})$ も，τ_A，τ_B とは無関係であり，マルコフ推移確率である．$\pi_{iI}(z, \boldsymbol{x}_{k,l_k}, \boldsymbol{\beta}_i|\varepsilon^*_{i,k})$ は，マルコフ推移確率の性質より，

$$\begin{aligned} & \pi_{iI}(z, \boldsymbol{x}_{k,l_k}, \boldsymbol{\beta}_i|\varepsilon^*_{i,k}) \\ = \quad & 1 - \sum_{j=i}^{I-1} \pi_{ij}(z, \boldsymbol{x}_{k,l_k}, \boldsymbol{\beta}_i|\varepsilon^*_{i,k}) \end{aligned} \tag{付 13}$$

と表せる．これらのマルコフ推移確率を持つマルコフ推移確率行列は時間的整合性条件を満足する [12]．

4.4 モデルの階層ベイズ推定

4.4.1 階層ベイズ推定

段階的異質性を考慮した混合マルコフ劣化ハザードモデルの階層ベイズ推定を行うことを考える．階層ベイズ推定には，**4.2.2** で述べた利点がある．さらに，本研究では，マルコフ連鎖モンテカルロ（MCMC）法により，パラメータの事後分布からの標本を得る．MCMC 法による標本を用いて，汎化誤差の漸近不偏推定量である Widely Applicable Information Criteria（WAIC）[25] が算出でき，WAIC が最小となるようにモデル選択を行うことにより，1）モデルが統計的に正則でない場合，2）サンプルサイズが十分でない場合にも，モデル推定精度やモデル選択結果を議論することができる．

小濱等 [4] は，異質性パラメータを所与としたマルコフ推移確率と異質性パラメータのガンマ分布の確率密度関数の積を異質性パラメータに関して積分し，モデルの未知パラメータ（劣化ハザード率内のパラメータと異質性パラメータの分散パラメータ）を最尤推定していた．本研究では，異質性パラメータを所与としたマルコフ推移確率で定義される尤度関数を完備化尤度関数と考える．その上で，異質性パラメータが式 (付 7) のガンマ分布に従うと仮定する．事後確率密度関数を定義するために，完備化尤度関数に式 (付 7) の確率密度関数を掛け合わせる．さらに，モデルのパラメータを確率変数と捉え，劣化ハザード率内のパラメータ，異質性パラメータの分散パラメータの事前確率密度関数をそれぞれ掛け合わせる．式 (付 7) の確率密度関数は異質性パラメータの事前確率密度関数と捉えることができる．このとき，異質性パラメータの分散パラメータがハイパーパラメータとなり，

ハイパーパラメータの事前確率密度関数が定義されている．このように，事前確率密度関数を階層化することによって，階層ベイズモデルが定義できる [26]．

4.4.2 尤度関数

施設グループ k の施設 l_k に対して，サンプル時間軸

$$\bar{t}_{r+1,k,l_k} = \bar{t}_{r,k,l_k} + \bar{z}_{r,k,l_k} \quad (r = 1, \cdots, R_{k,l_k} - 1) \tag{付 14}$$

を定義する．サンプル時間軸上の点を時点と呼び，カレンダー時刻と区別する．$\bar{t}_{r,k,l_k}$ は施設グループ k の施設 l_k の r 番目の点検時点を表す．ただし，$\bar{t}_{1,k,l_k} = 0$ とする．施設の点検により獲得されたサンプルを $\bar{\boldsymbol{\Xi}} = (\bar{\boldsymbol{z}}, \bar{\boldsymbol{x}}, \bar{\boldsymbol{\delta}})$ と整理する．ここに，$\bar{\boldsymbol{z}} = (\bar{z}_{1,1,1}, \cdots, \bar{z}_{R_{K,L_K}-1,K,L_K})$，$\bar{\boldsymbol{x}} = (\bar{x}_{1,1,1}, \cdots, \bar{x}_{K,L_K,M})$ であり，M は全ての施設に共通とする．

また，$\bar{\boldsymbol{\delta}} = (\bar{\boldsymbol{\delta}}_{1,1,1}, \cdots, \bar{\boldsymbol{\delta}}_{R_{K,L_K}-1,K,L_K})$ とし，$\bar{\boldsymbol{\delta}}_{r,k,l_k}$ の $i \times j$ 要素を，

$$\bar{\delta}_{i,j,r,k,l_k} = \begin{cases} 1 & (h(\bar{t}_{r,k,l_k}) = i \text{ かつ } h(\bar{t}_{r+1,k,l_k}) = j) \\ 0 & (\text{それ以外}) \end{cases} \tag{付 15}$$

とする．記号「 ¯ 」は観測値を表す．また，パラメータを $\boldsymbol{\theta} = (\boldsymbol{\beta}, \boldsymbol{\varepsilon}, \boldsymbol{\phi})$ と整理する．ここに，$\boldsymbol{\beta} = (\boldsymbol{\beta}_1, \cdots, \boldsymbol{\beta}_{I-1})$，$\boldsymbol{\varepsilon} = (\varepsilon_{1,1}, \cdots, \varepsilon_{I-1,K})$，$\boldsymbol{\phi} = (\phi_1, \cdots, \phi_{I-1})$ である．このとき，パラメータを与件として，目視点検データ $\bar{\boldsymbol{\Xi}}$ が観測される同時生起確率密度関数である尤度関数は，

$$\mathcal{L}(\boldsymbol{\theta}|\bar{\boldsymbol{\Xi}}) = \prod_{i=1}^{I-1} \prod_{j=i}^{I} \prod_{k=1}^{K} \prod_{l_k=1}^{L_k} \prod_{r=1}^{R_{k,l_k}-1} \{\pi_{ij}(\bar{z}_{r,k,l_k}, \bar{\boldsymbol{x}}_{k,l_k} | \boldsymbol{\beta}_i, \varepsilon_{i,k})\}^{\bar{\delta}_{i,j,r,k,l_k}} \tag{付 16}$$

と表される．なお，$\pi_{ij}(\bar{z}_{r,k,l_k}, \bar{\boldsymbol{x}}_{k,l_k} | \boldsymbol{\beta}_i, \varepsilon_{i,k})$ は式 (付 9)，(付 10)，(付 13) で表現されるマルコフ推移確率である．

4.4.3 同時事後確率密度関数

目視点検データ $\bar{\boldsymbol{\Xi}}$ が与件であるときに，未知パラメータベクトル $\boldsymbol{\theta}$ の同時事後確率密度関数 $\boldsymbol{\pi}(\boldsymbol{\theta}|\bar{\boldsymbol{\Xi}})$ はベイズの定理より，

$$\boldsymbol{\pi}(\boldsymbol{\theta}|\bar{\boldsymbol{\Xi}}) = \frac{\mathcal{L}(\boldsymbol{\theta}|\bar{\boldsymbol{\Xi}})\boldsymbol{\pi}(\boldsymbol{\theta})}{\int_{\boldsymbol{\Theta}} \mathcal{L}(\boldsymbol{\theta}|\bar{\boldsymbol{\Xi}})\boldsymbol{\pi}(\boldsymbol{\theta}) d\boldsymbol{\Theta}} \tag{付 17}$$

と定義できる．ただし，$\boldsymbol{\pi}(\boldsymbol{\theta})$ は事前確率密度関数，$\boldsymbol{\Theta}$ はパラメータ空間である．ここで，式 (付 17) の分母は基準化定数であるから，同時事後確率密度関数 $\boldsymbol{\pi}(\boldsymbol{\theta}|\bar{\boldsymbol{\Xi}})$ は，

$$\boldsymbol{\pi}(\boldsymbol{\theta}|\bar{\boldsymbol{\Xi}}) \propto \mathcal{L}(\boldsymbol{\theta}|\bar{\boldsymbol{\Xi}})\boldsymbol{\pi}(\boldsymbol{\theta}) \tag{付 18}$$

と表せる．さらに，事前確率密度関数 $\boldsymbol{\pi}(\boldsymbol{\theta})$ は，

$$\begin{aligned}
\boldsymbol{\pi}(\boldsymbol{\theta}) &= \boldsymbol{\pi}(\boldsymbol{\beta}, \boldsymbol{\phi}, \boldsymbol{\varepsilon}) \\
&= \boldsymbol{\pi}(\boldsymbol{\beta})\boldsymbol{\pi}(\boldsymbol{\varepsilon}|\boldsymbol{\phi})\boldsymbol{\pi}(\boldsymbol{\phi}) \\
&= \prod_{i=1}^{I-1}\prod_{k=1}^{K} \boldsymbol{\pi}(\boldsymbol{\beta}_i)\boldsymbol{\pi}(\varepsilon_{i,k}|\phi_i)\boldsymbol{\pi}(\phi_i)
\end{aligned} \tag{付 19}$$

と展開され，混合マルコフ劣化ハザードモデルの異質性パラメータ $\boldsymbol{\varepsilon}$ の事前確率密度関数とその確率密度関数のパラメータ $\boldsymbol{\phi}$ の事前確率密度関数が階層構造となっていることがわかる．

式 (付 19) のパラメータ $\boldsymbol{\theta} = (\boldsymbol{\beta}, \boldsymbol{\phi}, \boldsymbol{\varepsilon})$ の事前確率密度関数 $\boldsymbol{\pi}(\boldsymbol{\theta})$ をそれぞれ以下のように特定化する．まず，$\boldsymbol{\beta}_i$ の事前確率密度関数 $\boldsymbol{\pi}(\boldsymbol{\beta}_i)$ として多次元正規分布を用いる．すなわち，$\boldsymbol{\beta}_i \sim \mathcal{N}_M(\boldsymbol{\mu}_i, \boldsymbol{\Sigma}_i)$ である．ただし，$\mathcal{N}_M(\boldsymbol{\mu}_i, \boldsymbol{\Sigma}_i)$ は期待値ベクトルを $\boldsymbol{\mu}_i$，分散共分散行列を $\boldsymbol{\Sigma}_i$ とした M 次元正規分布である．$\varepsilon_{i,k}$ の事前確率密度関数 $\boldsymbol{\pi}(\varepsilon_{i,k}|\phi_i)$ はガンマ分布として式 (付 7) ですでに与えられている．さらに，式 (付 7) のガンマ分布のパラメータ ϕ_i の事前確率密度関数 $\boldsymbol{\pi}(\phi_i)$ として形状パラメータ $\alpha_{i,0}$，尺度パラメータ $\gamma_{i,0}$ を持つガンマ分布を設定する．すなわち，$\varepsilon_{i,k} \sim \mathcal{G}(\phi_i, 1/\phi_i)$，$\phi_i \sim \mathcal{G}(\alpha_{i0}, \gamma_{i0})$ である．

したがって，パラメータ $\boldsymbol{\theta} = (\boldsymbol{\beta}, \boldsymbol{\phi}, \boldsymbol{\varepsilon})$ の同時事後確率密度関数は，

$$\begin{aligned}
&\boldsymbol{\pi}(\boldsymbol{\theta}|\bar{\boldsymbol{\Xi}}) \\
\propto\ &\mathcal{L}(\boldsymbol{\theta}|\bar{\boldsymbol{\Xi}}) \prod_{i=1}^{I-1}\prod_{k=1}^{K} \boldsymbol{\pi}(\boldsymbol{\beta}_i)\boldsymbol{\pi}(\varepsilon_{i,k}|\phi_i)\boldsymbol{\pi}(\phi_i) \\
\propto\ &\prod_{i=1}^{I-1}\prod_{j=i}^{I}\prod_{k=1}^{K}\prod_{l_k=1}^{L_k}\prod_{r=1}^{R_{k,l_k}-1}\Bigg[\sum_{s=i}^{j}\prod_{m=i,\neq s}^{j-1} \\
&\frac{\exp(\boldsymbol{\beta}_m \bar{\boldsymbol{x}}'_{k,l_k})\varepsilon_{m,k}}{\exp(\boldsymbol{\beta}_m \bar{\boldsymbol{x}}'_{k,l_k})\varepsilon_{m,k} - \exp(\boldsymbol{\beta}_s \bar{\boldsymbol{x}}'_{k,l_k})\varepsilon_{s,k}} \\
&\cdot \exp\left\{-\exp(\boldsymbol{\beta}_s \bar{\boldsymbol{x}}'_{k,l_k})\varepsilon_{s,k}\bar{z}_{r,k,l_k}\right\}\Bigg]^{\bar{\delta}_{i,j,r,k,l_k}} \\
&\cdot \prod_{i=1}^{I-1} \exp\left\{-\frac{1}{2}(\boldsymbol{\beta}_i - \boldsymbol{\mu}_i)\boldsymbol{\Sigma}_i^{-1}(\boldsymbol{\beta}_i - \boldsymbol{\mu}_i)'\right\} \\
&\cdot \prod_{i=1}^{I-1}\prod_{k=1}^{K} \frac{\phi_i^{\phi_i}}{\Gamma(\phi_i)}(\varepsilon_{i,k})^{\phi_i - 1}\exp(-\phi_i\varepsilon_{i,k}) \\
&\cdot \prod_{i=1}^{I-1} \frac{1}{{\gamma_{i,0}}^{\alpha_{i,0}}\Gamma(\alpha_{i,0})}\phi_i^{\alpha_{i,0}-1}\exp\left(-\frac{\phi_i}{\gamma_{i,0}}\right)
\end{aligned} \tag{付 20}$$

と定式化することができる．本研究では，パラメータ $\boldsymbol{\theta}$ の各要素に関する条件付き事後確率密度関数を用いて，メトロポリス・ヘイスティングス（MH）法により，事後分布からの標本を得る．獲得した標本から，パラメータの統計量が算出できる．詳細は，参考文献 [27] を参照されたい．

4.5 長寿命化技術導入効果の事後評価

4.5.1 前提条件

MCMC 法により獲得されたパラメータの事後確率密度関数からの標本を用いて，長寿命化技術導入効果を事後評価する．長寿命化技術の導入効果を事後評価するにあたって，i）管理する施設群全体における長寿命化技術導入効果をマクロな視点から定量化し，長期的・広域的に採用されるアセットマネジメント施策の継続的改善のための事後評価として長寿命化技術の導入効果を事後評価すること，ii）個々の施設や小規模な施設グループ単位で長寿命化技術導入効果をミクロな視点から定量化し，個々の施設の立地・環境条件などを加味した工学的な考察も交えて，長寿命化技術導入効果が見込めるあるいは見込めない施設の特性を特定化すること，の双方が重要であると考えられる．また，施設群全体に対するマクロな視点の評価では長寿命化技術の導入効果が確認できない場合でも，個々の施設に着目すると長寿命化技術の導入効果が確認できる可能性も考え得る．すなわち，将来的には，ミクロな視点によって，限定的な条件下や特定のタイミングで導入効果を発現するような長寿命化技術に対して，その適用範囲を明示することも可能になる．このような考え方のもと，本研究では，マクロ評価モデル，ミクロ評価モデルの 2 種類の評価モデルを提案する．施設グループ単位でタームごとに異質性パラメータの事後分布を比較することにより，個々の施設グループにおける長寿命技術導入効果をミクロな単位で評価するモデル（ミクロ評価モデル）と，施設グループの異質性パラメータの期待値の分布のターム間での変動に着目し，管理する施設群全体において，長寿命化技術を導入することを決定したというアセットマネジメント施策の効果を事後的にマクロな視点から評価するモデル（マクロ評価モデル）の 2 種類のモデルを以下で説明する．なお，ここでは，長寿命化技術が導入される施設グループはランダムに選択されると仮定する．これは，高速道路では全面通行止めを伴う短期集中工事（リフレッシュ工事）がなされるために，対象路線では床版防水層の施工もある程度まとまったロットで実施されるという実務的な背景を踏まえてのことである．この点に関して，ランダム選択が成り立たない場合，サンプル選択バイアスを検定，補正するような方法論の開発が必要となるが，本研究の範疇を超えるとし，今後の課題とする．

長寿命化技術導入効果を全ての健全度で評価するためには，全ての健全度において，同一の施設グループで長寿命化技術導入前後の劣化過程が観測されていることが必要とな

る．**4.3.2** で便宜的に設定した施設グループの集合 $\omega_0 = \{1, \cdots, K\}$ の要素を健全度，実在の施設グループごとに分類することを考える．実在する施設をもとに施設グループ集合 $\omega = \{1, \cdots, \tilde{K}\}$ を定義する．集合 ω_0 の中では，タームの差異に起因して同一の施設グループ $\tilde{k}$ $(\tilde{k} = 1, \cdots, \tilde{K})$ に対して異なる k $(k = 1, \cdots, K)$ が割り当てられている．このとき，任意の k は ω の要素とターム u に基づき，$(\tilde{k}, u)$ と変換できる．同時に，式 (付 15) の $\bar{\delta}_{i,j,r,k,l_k}$ も $\bar{\delta}_{i,j,r,\tilde{k},u,l_{\tilde{k},u}}$ と書き換える．

$j_1 \leq i \leq j_2$ かつ $\bar{\delta}_{j_1,j_2,r,\tilde{k},u,l_{\tilde{k},u}} = 1$ となる $l_{\tilde{k},u}$ が存在するような $\tilde{k}$ を要素とする施設グループ集合を $\omega_{i,u}$ とする．$\omega_i = \omega_{i,1} \cap \omega_{i,2}$ とする．健全度 i の劣化ハザード率において長寿命化技術導入効果を評価するためのデータが観測されている条件は,「$\omega_i \neq \emptyset$」である．本研究では，全ての健全度において長寿命化技術導入効果を評価するために,「$\omega_i \neq \emptyset \ \forall i = 1, \cdots, I-1$」が満たされているとする．

4.5.2 Wilcoxon の符号付き順位検定

長寿命化技術導入効果を評価するために，Wilcoxon の符号付き順位検定 [28] を用いる．同検定は，対応のある 2 群間のデータの中央値の差異に関するノンパラメトリック検定である．2 群のデータをそれぞれ $w_{1,1}, \cdots, w_{1,G}$，$w_{2,1}, \cdots, w_{2,G}$ とする．データ間の差を $w_{3,g} = w_{2,g} - w_{1,g}$ $(g = 1, \cdots, G)$ とする．Wilcoxon の符号付き順位検定では，$w_{3,g}$ の中央値 ψ を用いて，帰無仮説 H_0 を，

$$H_0 : \psi = 0$$

と設定する．ただし，$w_{3,g}$ は独立に生起し，$w_{3,g}$ の母集団分布は中央値 ψ に対して対称であると仮定する．$w_{3,1}, \cdots, w_{3,G}$ から $w_{3,g} = 0$ となる $w_{3,g}$ を取り除き，$w_{3,g}$ の絶対値 $|w_{3,g}|$ の昇順に並べ替えた $\tilde{w}_{3,1}, \cdots, \tilde{w}_{3,\tilde{G}}$ を定義する．$\tilde{G}$ は $w_{3,g} \neq 0$ となる $w_{3,g}$ の個数である．指示関数 $\eta(\cdot)$ を，

$$\eta(\tilde{w}_{3,g}) = \begin{cases} 1 & (\tilde{w}_{3,g} > 0) \\ 0 & (\tilde{w}_{3,g} < 0) \end{cases} \quad (g = 1, \cdots, \tilde{G}) \tag{付 21}$$

と定義する．Wilcoxon の符号付き順位統計量 T^+ は，

$$T^+ = \sum_{g=1}^{\tilde{G}} \eta(\tilde{w}_{3,g}) g \tag{付 22}$$

と定義できる．$\tilde{G} > 20$ では，T^+ が正規分布で近似できることが知られており，このとき，帰無仮説 H_0 のもとで，T^+ の期待値と分散は，

$$E[T^+] = \frac{\tilde{G}(\tilde{G}+1)}{4} \tag{付 23a}$$

$$V[T^+] = \frac{\tilde{G}(\tilde{G}+1)(2\tilde{G}+1)}{24} \tag{付 23b}$$

となる．なお，$w_{3,1},\cdots,w_{3,\tilde{G}}$ にタイデータがある場合には，タイデータに関して，一般性を損なうことなくもとの $w_{3,g}$ $(g=1,\cdots,G)$ の順序通りに $\tilde{w}_{3,1},\cdots,\tilde{w}_{3,\tilde{G}}$ の g $(g=1,\cdots,\tilde{G})$ が割り当てられるとし，上記の $V[T^+]$ を，

$$\begin{aligned} & V[T^+] \\ = \quad & \frac{\tilde{G}(\tilde{G}+1)(2\tilde{G}+1)}{24} - \frac{1}{48}\sum_{j=1}^{g^*}(g_j-1)g_j(g_j+1) \end{aligned} \tag{付 24}$$

とすればよい．なお，g^* は $\tilde{w}_{3,1},\cdots,\tilde{w}_{3,\tilde{G}}$ でのタイデータのグループ数，g_j は j $(j=1,\cdots,g^*)$ 番目のグループでのタイデータ数である．このとき，検定統計量 Z 値を，

$$Z = \frac{T^+ - E[T^+]}{\sqrt{V[T^+]}} \tag{付 25}$$

と算出できる．対立仮説 H_1 に応じて,「H_1：$\psi \neq 0$（両側）」のとき「$|Z| > Z(a)$」,「H_1：$\psi > 0$（右片側）」のとき「$Z > Z(a)$」,「H_1：$\psi < 0$（左片側）」のとき「$Z < -Z(a)$」であれば，有意水準 a で H_0 を棄却する．$a = 0.05$ で帰無仮説を棄却する $Z(a)$ は 1.96 以上である．また，$w_{3,1},\cdots,w_{3,G}$ に関して，Walsh 平均を，

$$W_{m_1,m_2} = (w_{3,m_1} + w_{3,m_2})/2 \ (m_1 \geq m_2) \tag{付 26}$$

と定義すると，$Y = G(G+1)/2$ 個の W_{m_1,m_2} を昇順に並べ替えた $W_{(1)},\cdots,W_{(Y)}$ を用いて，中央値 ψ の Hodges-Lehmann-Sen 推定量 [29, 30] $\hat{\psi}$ は,

$$\hat{\psi} = \begin{cases} W_{((Y+1)/2)} & (Y \text{ が奇数}) \\ \dfrac{W_{(Y/2)} + W_{(Y/2+1)}}{2} & (Y \text{ が偶数}) \end{cases} \tag{付 27}$$

と与えられる．

4.5.3 ミクロ評価モデル

長寿命化技術を導入した個々の施設グループの劣化ハザード率の異質性を，技術導入前後で比較することにより，長寿命化技術導入効果をミクロな単位で定量化する．ω_i のある施設グループ $\tilde{k}$ において，施設グループとタームのペア $(\tilde{k},1)$，$(\tilde{k},2)$ が ω_0 の要素 k_1，k_2 に対応しているとする．異質性パラメータ ε_{i,k_1}，ε_{i,k_2} に着目する．MCMC 法の ι $(\iota = \underline{n}+1,\cdots,\overline{n})$ 回目のループでの ε_{i,k_1}，ε_{i,k_2} を，$\varepsilon^{(\iota)}_{i,k_1}$，$\varepsilon^{(\iota)}_{i,k_2}$ とする．なお，$\underline{n}$ はバーンインの数，$\overline{n}$ は MCMC 法のループ総数である．MCMC 法のそれぞれのループで，式 (付 20) の同時事後確率密度関数から $\varepsilon^{(\iota)}_{i,k_1}$，$\varepsilon^{(\iota)}_{i,k_2}$ がサンプリングされるため，$\varepsilon^{(\iota)}_{i,k_1}$，$\varepsilon^{(\iota)}_{i,k_2}$ を対応のあるデータとみなす．$\varepsilon^{(\underline{n}+1)}_{i,k_1},\cdots,\varepsilon^{(\overline{n})}_{i,k_1}$ を $w_{1,1},\cdots,w_{1,G}$，$\varepsilon^{(\underline{n}+1)}_{i,k_2},\cdots,\varepsilon^{(\overline{n})}_{i,k_2}$ を $w_{2,1},\cdots,w_{2,G}$ とすることにより，Wilcoxon の符号付き順位検定ができ，Hodges-Lehmann-Sen 推定量が

求まる．Wilcoxon の符号付き順位検定の結果に基づき，施設グループ $\tilde{k}$ での健全度 i の劣化ハザード率の異質性の変動の有意性を評価でき，その変動の中央値を Hodges-Lehmann-Sen 推定量として推定できる．

4.5.4 マクロ評価モデル

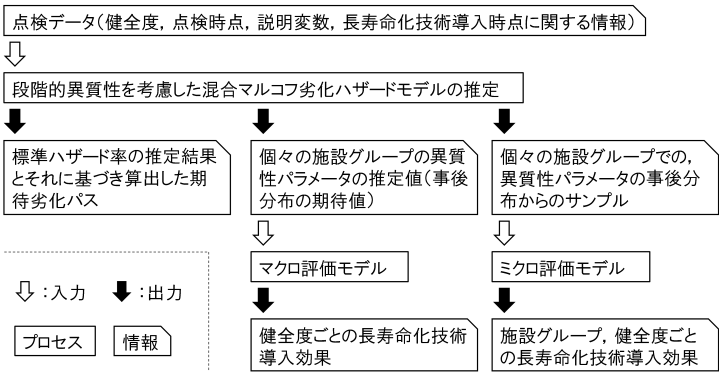
ここでは，長寿命化技術が導入された施設グループ群全体を対象に，施設の劣化過程を長寿命化技術導入前後に大別し，それら 2 群の劣化過程を相対比較することにより，長寿命化技術導入効果をマクロな単位で定量化する．本研究では，欠損データの補完は行わない．集合 ω_i の要素に要素番号 d $(d = 1, \cdots, D_i)$ を付与する．D_i は集合 ω_i の濃度 $|\omega_i|$ である．集合 ω_0 内の要素が，d とターム u の関数 $k = \zeta(d, u)$ により指定されるとする．集合 ω_0 内の施設グループ $\zeta(d, u)$ の健全度 i の異質性パラメータの推定値（本研究では MCMC 法の標本の期待値 $(\sum_{\iota=\underline{n}+1}^{\overline{n}} \varepsilon_{i,\zeta(d,u)}^{(\iota)})/(\overline{n} - \underline{n})$）を $\hat{\varepsilon}_{i,d,u}$ とする．$\hat{\varepsilon}_{i,1,u}, \cdots, \hat{\varepsilon}_{i,D_i,u}$ を用いて，ターム u での異質性パラメータの推定値の分布を描くことができる．$\hat{\varepsilon}_{i,d,1}$，$\hat{\varepsilon}_{i,d,2}$ は，集合 ω 内の同一の施設グループにおける長寿命化技術導入前後の異質性パラメータの期待値であるため，対応のあるデータとみなす．$\hat{\varepsilon}_{i,1,1}, \cdots, \hat{\varepsilon}_{i,D_i,1}$ を $w_{1,1}, \cdots, w_{1,G}$，$\hat{\varepsilon}_{i,1,2}, \cdots, \hat{\varepsilon}_{i,D_i,2}$ を $w_{2,1}, \cdots, w_{2,G}$ とすることにより，Wilcoxon の符号付き順位検定ができ，Hodges-Lehmann-Sen 推定量が求まる．Wilcoxon の符号付き順位検定の結果に基づき，施設グループ集合 ω_i での健全度 i の劣化ハザード率の異質性の変動の有意性を評価でき，その変動の中央値を Hodges-Lehmann-Sen 推定量として推定できる．

4.6 実証分析

4.6.1 データベースの作成

本研究で提案した方法論を，阪神高速道路株式会社（以下，阪神高速道路）が管理する高架橋を対象とした点検データに適用する．**4.3**, **4.4**, **4.5** で説明した一連の方法論を**図–4.3** に整理するので適宜参照されたい．

阪神高速道路では管理する高架橋に対して，近接目視による定期点検を実施しており，高架橋の劣化・損傷状態に関する点検データを蓄積しており，本実証分析においても，阪神高速道路の全ての路線での点検データが利用可能であった．本研究では高架橋を構成する部材の中で，RC 床版に着目し，床版防水層を具体的な長寿命化技術とする．RC 床版ではひび割れや遊離石灰といった複数の損傷が生じ得るが，ここでは，耐久性低下への影響が大きく，床版防水層の有無に応じて劣化速度が変化すると考えられる線状および亀甲状ひび割れに着目する．なお，ひび割れを含む複数の劣化事象を考慮した総合判定を用いるこ



付図—-4.3　長寿命化技術導入効果の事後評価のための提案方法論

表–4.1　ひび割れ評価基準 [31)]

健全度	判定	ひび割れの方向性	判定対象項目	平均ひび割れ幅	平均ひび割れ間隔
1	-	ひび割れ無し			
3	A	一方向ひび割れ	平均的ひび割れに対する判定	0.2mm～	～50cm
3	B				50cm～1m
2	C				1m～
3	B			0.1mm～0.2mm	～1m
2	C				1m～
3	A		局部的に集中したひび割れに対する判定	0.2mm～	-
3	B			0.1mm～0.2mm	-
4	A	二方向ひび割れ	平均的ひび割れに対する判定	0.1mm～	～40cm
4	B				40cm～60cm
4	C				60cm～
4	A		局部的に集中したひび割れに対する判定	0.2mm～	-
4	B			0.1mm～0.2mm	-
4	A		角落ち，ずれを伴う場合	-	-

とも考えられるが，分析結果への考察の明瞭化の観点からも，ここでは対象とする劣化・損傷状態をひび割れに限定する．

阪神高速道路におけるひび割れに対する評価基準を**表–4.1** に示す．同表に示すように，ひび割れの方向性，ひび割れ幅および平均ひび割れ間隔によって RC 床版の劣化状態が床版パネル単位で判定される．なお，表中の判定 A，B，C は，阪神高速道路における判定基準である．本研究では，ひび割れの方向性ごとの防水層の効果をより明確に分析できること，個々の健全度において劣化ハザード率のパラメータおよび異質性パラメータの収束性が満足される程度のサンプル数を確保できること，の 2 点に留意し，4 段階の健全度を独自に設定し分析を行う．ある床版パネルにおいて獲得された 2 回の点検データのセットを 1 サンプルとみなして，多階層混合マルコフ劣化ハザードモデル推定用のデータベースを作成した．データベースでは，径間ごと，床版パネルごとに固有の ID が割り当てられており，各データサンプルが示す径間や床版を特定することができる．また，径間ごと，床

表–4.2　データ諸元

総パネル数	16,726
径間数	754
桁区分	鋼桁
床版種別	RC 床版
竣工年度	1964〜1973
平均 点検間隔	2.59 年 （防水層施工前：2.45 年；施工後：3.31 年）
点検年度	1986〜2015

サンプル内訳

		事後健全度			
		1	2	3	4
事前 健全度	1	67,467	1,273	869	94
	2	-	757	1	0
	3	-	-	2,088	75
	4	-	-	-	46

版パネルごとに構造特性や環境条件に関する情報が収集されている．阪神高速道路では，床版防水層の施工の有無を，舗装資産に関する情報として車線単位で管理していることから，車線と床版パネルとの対応関係を整合させる必要がある．ここでは，径間ごとに，少なくとも 1 車線に床版防水層が施工されている場合を床版防水層施工後とし，全ての車線に床版防水層が施工されていない場合を床版防水層施工前とする．さらに，床版防水層施工後の径間に関しては，最も早期に床版防水層が施工された年度を床版防水層施工年度として用いる．その上で，各サンプルの点検年度を考慮して，それぞれのサンプルを床版防水層施工前サンプル，床版防水層施工後サンプルとして分類する．また，阪神高速道路では耐荷力が十分でないと判断された RC 床版に対して鋼板接着補強を実施している．鋼板接着補強が実施された床版パネルは，それ以降の床版下面からの目視が不可能であるために，RC 床版に関するひび割れは目視点検で記録されない．そのため，鋼板接着補強の実施年度が判明していない床版パネルのサンプル，および鋼板接着補強の実施年度以降のサンプルをデータベースより除外した．次に，**表–4.1** で設定した 4 段階の健全度で判定される点検データにおいて，健全度が回復しているサンプルに関してはデータベースより除外した．その結果，サンプルサイズは 72,670 となった．データベースの諸元を**表–4.2** に示す．分析対象としたデータベースには，754 径間内の 16,726 床版パネルに対する点検データが含まれている．なお，3 回以上の点検結果が記録されていた床版パネルが多く存在していたため，サンプルサイズが床版パネル数を大きく上回っている．また，**表–4.2** には健全度ごとのサンプル数の内訳を示している．なお，これ以降の分析では，説明変数として利用可能な候補に関して，それぞれ最大値が 1 となるように基準化した．

表–4.3　段階毎の異質性を考慮した混合マルコフ劣化ハザードモデルのパラメータ推定結果

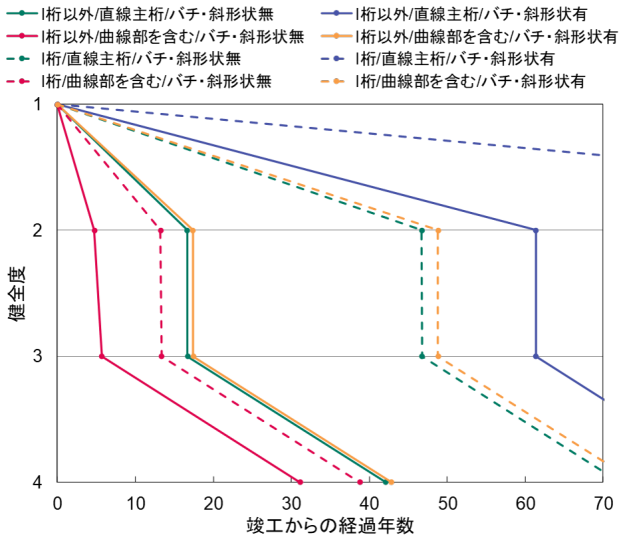
事後分布 統計量	健全度	定数項 $\beta_{i,1}$	桁種別 $\beta_{i,2}$	主桁形状 $\beta_{i,3}$	バチ・斜形状 $\beta_{i,4}$	分散パラメータ ϕ_i
期待値		-2.81	-1.03	1.26	-1.30	0.17
(下限 5 %，上限 5 %)	1	(-3.29,-2.27)	(-1.42,-0.66)	(0.66,1.84)	(-1.59,-0.96)	(0.16,0.18)
Geweke 検定統計量		0.19	-0.12	-0.05	-0.41	0.01
期待値		3.16	2.11	-3.15	3.58	0.29
(下限 5 %，上限 5 %)	2	(2.39,3.81)	(1.73,2.46)	(-3.80,-2.49)	(3.26,3.88)	(0.26,0.32)
Geweke 検定統計量		-0.49	0.07	0.16	0.24	-0.02
期待値		-3.24				0.19
(下限 5 %，上限 5 %)	3	(-3.50,-2.95)	-	-	-	(0.17,0.21)
Geweke 検定統計量		0.27				-0.01

4.6.2　推定結果

4.6.1 で作成したデータベースを用いて，混合マルコフ劣化ハザードモデルの階層ベイズ推定を行った．**表–4.1** に示したように，本研究ではひび割れ健全度を 4 段階で評価している．したがって，1 つの劣化過程に対して 3 種類の劣化ハザード率，すなわち 3 種類の異質性パラメータを設定できる．特に，長寿命化技術導入効果を分析するために，施設グループごとに最大で 6 種類の異質性パラメータ（導入前（補修ターム 1）の劣化過程に 3 種類，導入後（補修ターム 2）に 3 種類の合計 6 種類）を設定する．

標準ハザード率の説明変数の候補として，データベース内で利用可能な情報（具体的には，桁種別，主桁形状，年平均 10t 等価換算軸数 [32]，床版厚など）を取り上げ，その中で，説明変数に対応するパラメータに関して，i）収束条件を満足するという帰無仮説が有意水準 5%の Geweke 検定 [33] で棄却されないこと（Geweke 検定統計量の絶対値が 1.96 以下），ii）工学的に明らかに誤った符号を持たないこと（符号条件と呼ぶ，例えば大型車交通量が増加すると，ひび割れの劣化速度が低下するなど），iii）事後分布の 90%信用区間に 0 を含まない（説明変数が説明力を有する）こと，の 3 種類の条件を全て満足する説明変数の組み合わせを選択した．さらに，これらの条件を満足する説明変数の組合せの中から，WAIC [25] が最小となるモデル（説明変数の組合せ）を最も望ましいモデルとして選択した．なお，WAIC の算出方法は**付録**を参照されたい．このような手順で選択された説明変数は，桁種別（I 桁の場合を 1，その他の桁種別の場合を 0 としたダミー変数），主桁形状（直線主桁の場合を 1，曲線部を含む場合を 0 としたダミー変数）およびバチ・斜形状（バチ形状または斜形状が存在する場合を 1，存在しない場合を 0 としたダミー変数）である．

表–4.3 に，推定されたパラメータ $\hat{\boldsymbol{\beta}}$，$\hat{\boldsymbol{\phi}}$，各説明変数の Geweke 検定統計量を示す．なお，WAIC は 0.0825 であった．推定されたパラメータを用いて算出される構造形式ごとの期待劣化パスを**図–4.4** に示す．同図の期待劣化パスにおいて，健全度 2 から 3 へ短い期間で推移している点に関しては，今回の実証分析では，健全度 2，3 がともに一方向ひび割れ



付図—-4.4　構造形式ごとの期待劣化パス

が生じている状態を表しているためであると推察できる．また，**表–4.1** に示すように，本研究では複数の判定を 1 つの健全度にまとめて取り扱っている．これら個々の判定に対して十分なサンプルが獲得されている状況では，判定ごとに健全度が定義でき，そのようなサンプルに基づく推定結果として**図–4.4** の期待劣化パスの形状が変わり得る（**図–4.4** の期待劣化パスと齟齬が生じるのではなく，細分化された健全度ごとに期待寿命が算出できるため期待劣化パスの形状が変化すると予想される）ことには留意されたい．今回の分析において，桁種別，主桁形状，バチ・斜形状について，説明変数と劣化速度の関係に関する先験的な情報が獲得されていなかったため，これらに対応するパラメータに対して符号条件を設定しなかった．そのため，$\beta_{i,2}$，$\beta_{i,3}$，$\beta_{i,4}$ のそれぞれで健全度 i に応じてパラメータ推定値の符号が入れ替わる結果となった．個々の健全度において，劣化の進展メカニズムが異なるため，このように同一の説明変数であっても，健全度ごとに影響（パラメータの正負）が異なる可能性が十分に考えられる．この点に関しては，サンプルサイズを拡大するとともに力学的モデルなども併用することにより詳細な考察を今後加えていくことが望ましい．

今回の分析で採用された桁種別，主桁形状，バチ・斜形状の 3 種類の説明変数は，床版防水層の施工前後で変化しない．また，RC 床版を対象としたときに一般的に説明変数として採用される大型車交通量，床版厚，凍結防止剤散布量なども床版防水層の施工前後で変化することはない．そのため，床版防水層を含めて長寿命化技術の導入効果（劣化速度の変化）は全て異質性パラメータの変化に集約化される形で現れるものと考えられる．したがって，これ以降は異質性パラメータの変化に着目して，床版防水層の導入効果を定量的に検証していく．なお，今回の分析で採用された 3 種類の説明変数は高架橋の構造特性

表–4.4　異質性パラメータの数

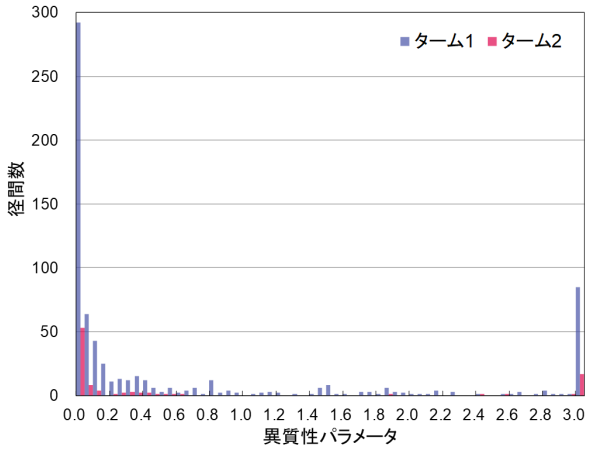
健全度	補修ターム 1	補修ターム 2
1	688	100
2	307	45
3	411	18

表–4.5　異質性パラメータの平均と分散

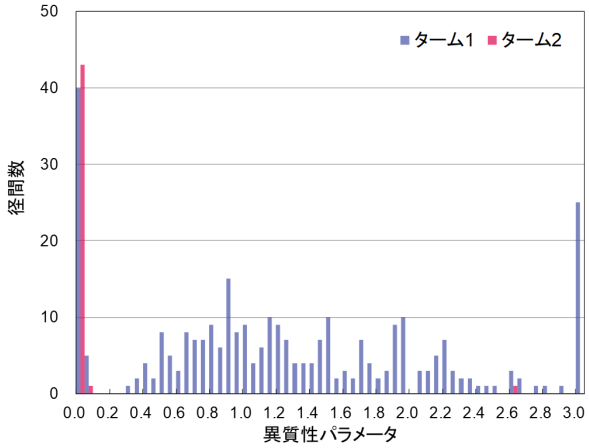
異質性パラメータ	補修ターム	平均	分散
ε_1	1	0.94	3.45
	2	1.58	12.56
ε_2	1	1.37	1.47
	2	0.07	0.15
ε_3	1	1.07	7.41
	2	0.28	0.03

を表す説明変数であり，年平均 10t 等価換算軸数といった高架橋の利用環境を表す説明変数は採用されなかった．その理由としては，利用可能なデータが限られていたことに加え，年平均 10t 等価換算軸数と床版厚に関しては，年平均 10t 等価換算軸数が多く見込まれる RC 床版においては床版厚が大きく設計されているため，年平均 10t 等価換算軸数や床版厚の差異に起因した劣化過程の変動が分析結果に表れなかったことも考えられる．

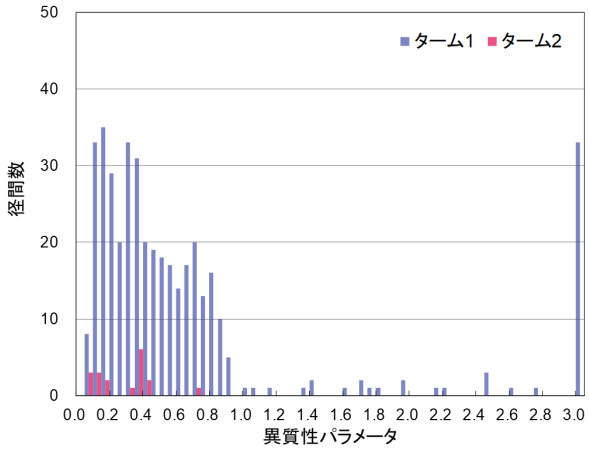
設定した異質性パラメータの総数を**表–4.4** に示す．ここでは，床版防水層の施工前と施工なしを想定したターム 1，床版防水層の施工後を想定したターム 2 の 2 種類のタームを設定した．また，施設グループを床版パネル単位に設定した．それぞれの異質性パラメータの推定値から作成した異質性パラメータの頻度分布を**図–4.5** に，各健全度における補修タームごとの平均と分散を**表–4.5** にそれぞれ示す．これら全ての異質性パラメータを用いて長寿命化技術の導入効果を検証することも考え得るが，その場合には，劣化速度の小さい床版パネルには床版防水層が施工されにくく，結果的にそのような床版パネルでのターム 2 のサンプルが欠損し，長寿命化技術導入効果にバイアスが生じる可能性がある．そこで，本研究では，ターム 1，ターム 2 の双方のデータが観測されている床版パネルのみを対象として長寿命化技術の導入効果を検証することとした．



(a) ε_1 の分布



(b) ε_2 の分布

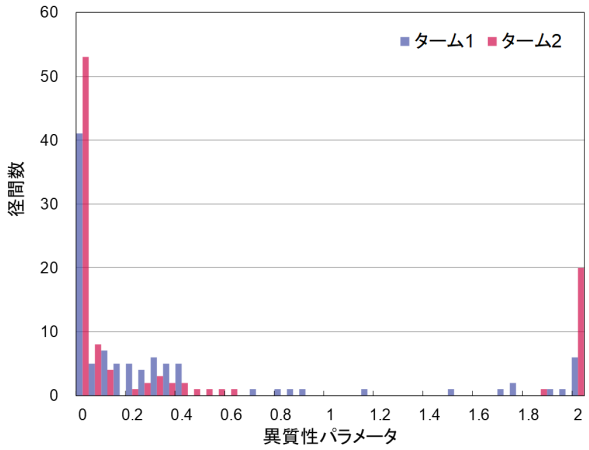


(c) ε_3 の分布

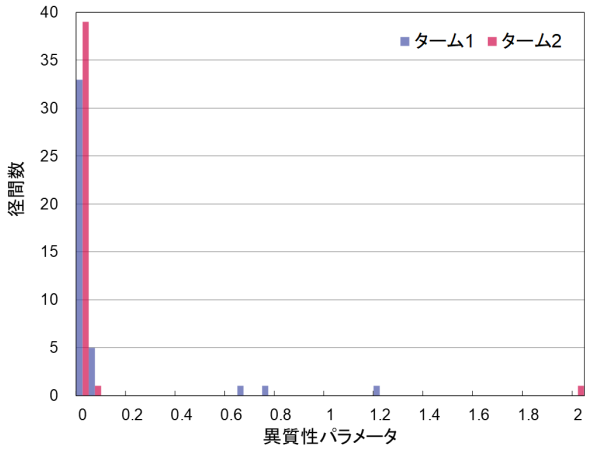
付図—-4.5 異質性パラメータの分布

4.6.3　長寿命化技術導入効果の分析

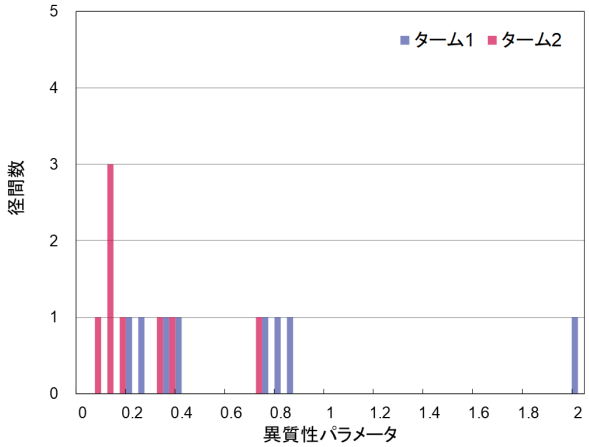
4.5.2 で示した方法論を用いて長寿命化技術の導入効果の分析を行う．分析に際して，長寿命化技術導入前後の劣化過程がそれぞれ観測されている施設グループ集合を対象とした．その集合の異質性パラメータの事後分布の期待値から作成した異質性パラメータの頻度分布を**図–4.6** に，また，各健全度における異質性パラメータの個数，および平均と分散を**表–4.6** にそれぞれ示す．例えば，**図–4.6**(a) は健全度 1 に関する異質性パラメータの 2 つの分布（ターム 1 および 2）である．ターム 1 と 2 の分布ともに 100 個のサンプルで構成されるが，期待値と分散は異なることが**表–4.6** より読み取れる．



(a) ε_1 の分布



(b) ε_2 の分布



(c) ε_3 の分布

付図—-4.6 事後評価に用いる異質性パラメータの分布

表–4.6　事後評価に用いる異質性パラメータの個数，平均と分散

異質性パラメータ	個数	補修ターム	平均	分散
ε_1	100	1	0.52	1.30
		2	1.58	12.56
ε_2	41	1	0.08	0.05
		2	0.08	0.16
ε_3	8	1	1.05	1.87
		2	0.26	0.04

4.6.4　マクロ評価

図–4.6 で示した異質性パラメータの推定値を用い，**4.5.4** で示したマクロ評価を実施する．はじめに，Wilcoxon 検定を行う．ε_1，ε_2 に関しては，サンプルサイズが 20 より大きいために順位統計量の正規近似を行うことが可能であり，正規近似を行った検定統計量 Z はそれぞれ 2.27，-2.44 であった．ε_1 の検定統計量 Z が 1.65 以上であり，右片側検定によって有意水準 0.05 で帰無仮説 H_0 が棄却された．よってタームによって異質性パラメータに差が存在し，かつターム 2 の異質性パラメータがターム 1 の異質性パラメータより大きいことを示している．すなわち，健全度が 1 から 2 へと推移する段階，つまり，健全な RC 床版に線形ひび割れが発生する段階においては床版防水施工による長寿命化効果は存在しない（寿命を短縮する効果が存在することを否定できない）ということを示している．

また，ε_2 の検定統計量 Z は -1.65 以下であるために，左片側検定によって有意水準 0.05 で帰無仮説 H_0 が棄却された．これは，タームによって異質性パラメータに差が存在し，かつターム 1 の異質性パラメータがターム 2 の異質性パラメータより大きいことを示している．すなわち，健全度が 2 から 3 へと推移する段階，つまり RC 床版に存在する線形ひび割れが進展する段階においては，床版防水層を施工することによる長寿命化効果が存在することを示している．

最後に，ε_3 に関しては，サンプルサイズが 20 以下であるために，順位統計量の正規近似ができない．そのため Wilcoxon の符号付き順位検定の数表を用い検定を行った．ε_3 の順位統計量は $T^+ = 36$ であり有意水準 0.05 の左片側検定で帰無仮説が棄却された．よって，タームによって異質性パラメータに差が存在し，かつターム 1 の異質性パラメータがターム 2 の異質性パラメータより大きいことを示している．すなわち，健全度が 3 から 4 へと推移する段階，つまり RC 床版に存在する線形ひび割れが亀甲状ひび割れへと進展する段階においては，床版防水層を施工することによる長寿命化効果が存在することを示している．

つぎに，ε_2，ε_3 に関して，長寿命化効果の程度を測るために，Hodges-Lehmann-Sen 推定量を導出した．その結果，それぞれの Hodges-Lehmann-Sen 推定量 $\hat{\psi}$ は -0.006，-0.358 であった．これらの推定量は，ターム間の異質性パラメータの差の推定量を表しており，健

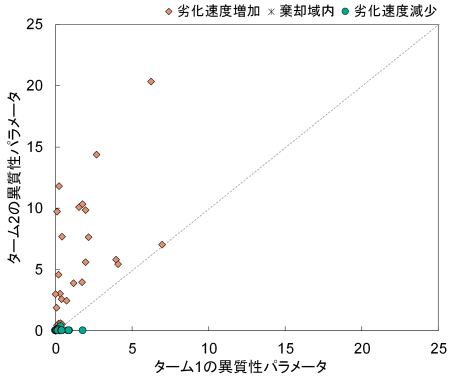
全度が 3 から 4 に推移する際の床版防水層の有効性が確認できる．一方で，健全度が 2 から 3 に推移する段階では，Hodges-Lehmann-Sen 推定量の絶対値が小さく，統計的にはターム間に異質性パラメータの差があると評価できるものの，劣化速度を低減する効果については，マクロ評価では確認できない．このような健全度に対しては，以下で説明するような施設グループごとのミクロ評価を実施し，長寿命化技術の導入効果が発現される床版パネルの特性を考察していくことが望ましい．

4.6.5 ミクロ評価

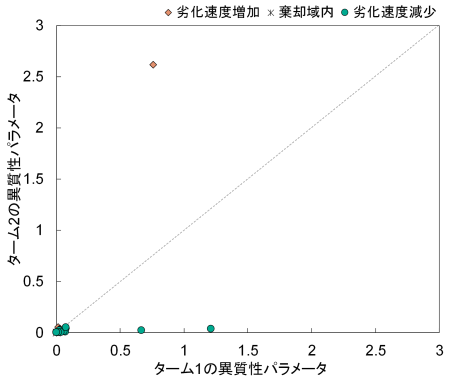
個々の異質性パラメータの事後分布からの標本を用いて，**4.5.3** で示したミクロな評価を実施した．**表–4.6** に示すように，健全度が 1 から 2 へ推移する段階においては，ターム 2 の異質性パラメータの平均値がターム 1 のそれよりも大きい．一方で，ターム 2 の異質性パラメータの分散は比較的大きい．これは，全体的な傾向として，床版防水によって劣化速度が増加するという傾向があるものの，個々の RC 床版に着目した場合，劣化速度が大きく増加する RC 床版，劣化速度が大きく減少する RC 床版が混在することを示唆している．マクロ評価では，長寿命化技術の導入前と後の異質性パラメータをターム 1 と 2 で集約させてサンプル分布を作成して有意性を統計的に検定した．しかし，それでは個々の床版パネルにおける床版防水層の導入前後の異質性パラメータの対応関係が崩れてしまう．ミクロ評価ではこの対応関係を保持したまま分析を行う．

図–4.7 に，長寿命化技術導入前後の異質性パラメータの散布図を示し，**図–4.8** に，施設グループごとの Wilcoxon の符号付き順位検定の検定統計量とターム 2 の異質性パラメータの関係を示す．**図–4.7**(a) および**図–4.8**(a) において，ターム 1 の異質性パラメータの値が比較的大きい床版パネルに関しては，劣化速度の増加が確認できる．ここで，ターム 1 の異質性パラメータの値が比較的大きい床版パネルは，説明変数では考慮できない施工時の不具合を抱えていたり，特異な構造形式であったりすることが考えられる．したがって，もともと劣化速度の大きい床版パネルの劣化速度を減少させるためには，床版防水層の導入という小規模な補修ではなく，構造物全体に対する大規模な補修を実施し，抜本的な対策を講じる必要があることを示唆している．一方で，ターム 1 の異質性パラメータの値が比較的小さい床版パネルに関しては，劣化速度が増加するものと，減少するものが混在していることが確認できる．このことからも，健全度が 1 から 2 へ推移する段階においては，床版防水層の効果が必ずしも現れないことが確認できる．さらに，**表–4.6** に示すように，健全度が 2 から 3 へ推移する段階においては，ターム 2 の異質性パラメータの平均値がターム 1 と同程度，健全度が 3 から 4 へ推移する段階においては，ターム 2 の異質性パラメータの平均値がターム 1 のそれよりも小さい．**図–4.7**(b) および**図–4.8**(b) においても，床版防水層の施工により劣化速度が低減している床版パネルと増加している床版パネルが混在していることが確認でき，健全度 2 から健全度 3 への推移に対する床版防水層の施工効果

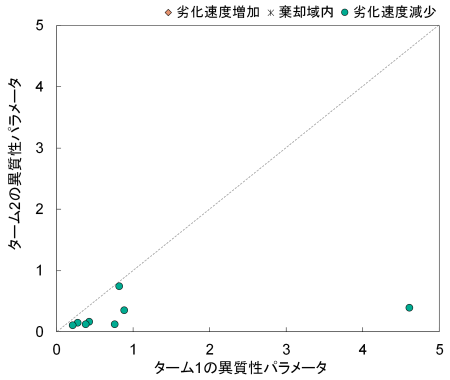
は，床版パネルに応じて発現したりしなかったりすることが確認できる．また，**図–4.7**(c) および**図–4.8**(c) においては，すべての床版パネルで，劣化速度の減少が確認できた．したがって，健全度が 3 から 4 へ推移する段階において，床版防水層施工の有用性があると考えられる．ただし，現時点ではサンプル数が少なく，今後継続的にデータを獲得して信頼性を高めていく必要がある．



(a)　健全度 1 の異質性パラメータ ε_1

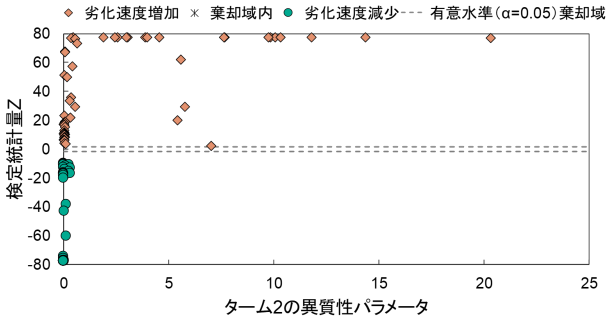


(b)　健全度 2 の異質性パラメータ ε_2

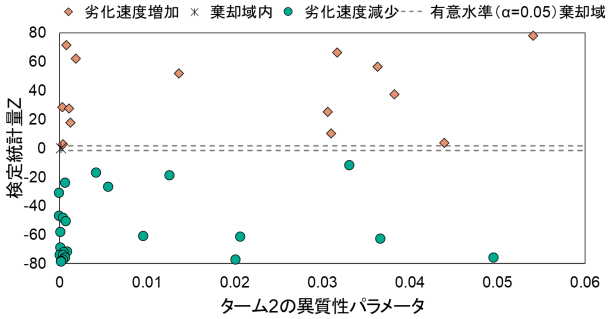


(c)　健全度 3 の異質性パラメータ ε_3

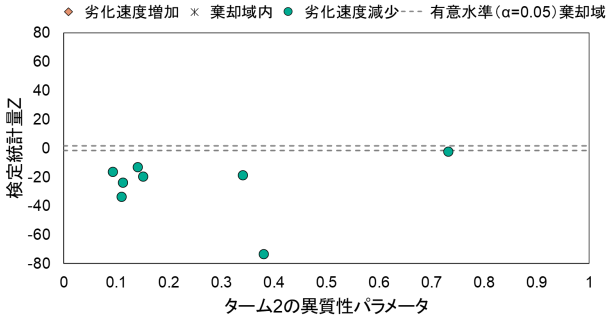
付図—-4.7　長寿命化技術導入前後の異質性パラメータ



(a)　健全度 1 の異質性パラメータ ε_1



(b)　健全度 2 の異質性パラメータ ε_2

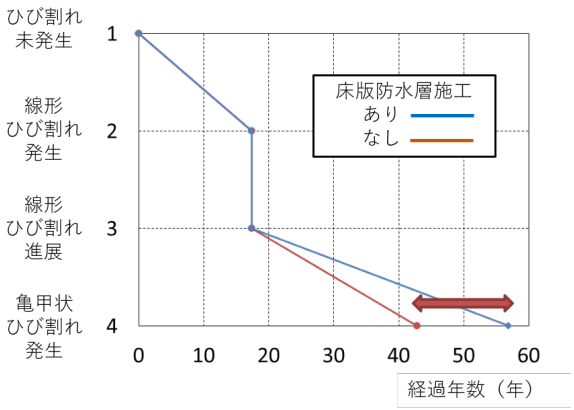


(c)　健全度 3 の異質性パラメータ ε_3

付図—-4.8　検定統計量とターム 2 の異質性パラメータ

4.6.6　実用化への展望

多種多様な施工条件，構造条件，環境条件，使用条件のもとで供用される社会基盤施設は，厳密には二つとして同じものは存在しない．したがって，任意の長寿命化技術を特定の社会基盤施設にあるタイミングで施工した場合，その導入効果に関して，個別事例について限定的に言及できる程度にとどまる．特に，本研究で対象としたような，長寿命化技術の導入前後の劣化速度の差異により導入効果が定義される場合には，上述の施工条件，構造条件，環境条件，使用条件の多様性が劣化速度に与える影響が顕著となり，健全度を明示的に回復させるような長寿命化技術と比較して，導入効果を定量化することが困難となる．したがって，本研究で示したように目視点検を通して獲得できる情報に基づいて長寿



付図—-4.9　防水施工導入効果の発現結果の一例

命化技術の導入効果を体系的な枠組みの中で事後評価する方法論を構築することは重要である．ただし，社会基盤施設の老朽化が進行して補修や更新を経験する構造物が増加傾向にあるとはいえ，全体数からみれば数量はそれほど多くない．さらに，長寿命化技術が導入された後の新しい劣化過程に対する点検データはごくわずかなサンプルが得られる程度である．また，長寿命化技術の導入前後の点検データ（特に導入直後）や施工状況が記録されていないことも少なくない．したがって，当面はこのようなサンプル数の問題や，サンプル欠損バイアス [34] の問題に留意しながら事後評価を行う必要がある．

一方で，長寿命化技術の導入効果を事後評価することによる今後の展望について述べる．**図–4.9** は本研究の推定結果を用いた RC 床版の期待劣化パスの一例である（当該 RC 床版の構造形式は，I 桁以外/直線主桁/バチ・斜形状無である）．床版防水層の有無によって期待劣化パスに差異が生じていることが読み取れる．RC 床版のひび割れ発生メカニズムは輪荷重走行試験を通した実験的検討により解明されている [35, 36]．このメカニズムと**図–4.9** を比較すると，ひび割れ未発生から線形ひび割れの発生・進展段階（潜伏期）では，乾燥収縮もしくは輪荷重がその要因となることから，床版防水層の有無による劣化パスの差異はない．しかし，線状から亀甲状ひび割れの発生段階（進展期，加速期）では，大型車両による輪荷重走行の繰り返し作用がひび割れの発生・進展の主要因となり，さらに雨水等が RC 床版内に浸透すると劣化速度や寿命に多大な影響を及ぼすため，床版防水層の有無が劣化パスの差異に現れる．

現在のアセットマネジメントにおいては，補修・更新後の劣化過程は導入前の劣化過程と同一であると仮定されることが少なくない．これは補修・更新を経験した（あるいは補修・更新後の劣化過程を観察できるほど時間が経過した）社会基盤施設が少なく，データサンプルが十分に確保できていないことが主な理由であるが，**図–4.9** を見る限り劣化パスが同一であるとは言い難い．アセットマネジメントにおける劣化予測，ライフサイクル費用評価の高度化，さらにそれらに基づく維持・補修計画の精緻化を達成するためには，導

入効果を最大とするような補修工法とタイミングの選定と，その後の劣化過程の評価が重要な課題となる．

加えて，様々な長寿命化技術の導入効果に関するデータを蓄積することによって，構造物，あるいは部材ごとにベストプラクティス技術を蓄積していくことが重要である．技術・工法や導入タイミングだけでなく，最も高い導入効果を発現するための施工条件を絞り込み，標準化していくことが具体的に求められる．一方で，ベストプラクティス技術であっても，導入効果を発現できない条件を抽出する努力も重要である．そのうえで，性能規定発注を検討するとともに，民間の技術開発革新を促すことが重要になる．例えば，**図–4.9** より，床版防水層が効果を発現するのは線形ひび割れが進展して亀甲状ひび割れが発生する段階（経過年数 17 年）以降である．10〜15 年周期で舗装の更新が実施されることを考えると，供用開始当初から 1 度目の更新までは床版防水層の導入を見送るという選択肢も考えられる．そして，1 度目の更新で床版防水層を導入して以降は，更新の実施時点でのみで床版防水層を更新できるという条件設定が現実的であり，1 度目の更新から健全度 4 に達するまでの 45〜50 年間にわたり床版防水層の機能が維持される必要がある．すなわち，更新の周期が 10〜15 年であれば床版防水層にも 15 年程度の耐久性が求められ，仮に更新の周期が 20 年程度に延伸されるのであれば，床版防水層にも 20 年程度の耐久性が要求される．構造物の状態に応じて，詳細な条件（要求性能）提示ができれば，費用対効果に優れた技術開発を行う民間企業にとっては，さらなる技術開発へのインセンティブが生じる．また，道路管理者においては，例えば本研究を通して獲得できる劣化速度，寿命，異質性パラメータを指標（エビデンス）とする，長寿命化技術に関する長期保証型，あるいは性能管理型の契約方式の導入を見据えた検討が可能となる．

4.7　おわりに

本研究では，社会基盤施設に対する長寿命化技術の導入効果を健全度ごとに定量的に評価するための方法論を提案した．具体的には，健全度ごとに異なる異質性パラメータを設定した混合マルコフ劣化ハザードモデルを提案し，当該モデルで推定した健全度ごとの劣化速度の異質性の差異を長寿命化技術の導入前後で Wilcoxon の符号付き順位検定を用いて定量的に評価した．その際，異質性パラメータの推定値を比較し長寿命化技術の平均的な導入効果を定量化するマクロ評価，個々の施設グループにおける異質性パラメータの事後分布を比較し長寿命化技術の導入効果を詳細に定量化するミクロ評価の双方を実施した．実証分析において，実在の高速道路高架橋における長寿命化技術として床版防水層の施工を取り上げ，その効果を提案手法により評価した．それにより，初期のひび割れ発生段階においては床版防水層が劣化速度低減に与える影響が存在するとは言えないものの，ひび割れが進展していくにつれて床版防水層が劣化速度低減に与える効果が増加していく傾向

が確認できた．なお，本研究では，床版防水層を具体的な長寿命化技術として取り上げたが，本研究で提案した方法論は，導入後に劣化過程や寿命が変動する可能性のある長寿命化技術に対して，点検データが獲得されていれば，長寿命化技術や技術の導入対象となる社会基盤施設の種類を問わず利用可能である．

一方で，今後の課題として以下があげられる．第 1 に，より長期にわたる点検データの獲得である．本研究で提案した方法論は，施設の個々の健全度のデータが長寿命化技術導入前後で獲得されている状況を想定しており，今後のデータの蓄積によって，より正確に長寿命化技術導入効果を評価することが望ましい．また，本研究で提案した方法論により定期的に長寿命化技術導入効果を見直し，改善していくためのアセットマネジメントシステムを構築することが望まれる．それと同時に，新たに獲得されたデータを用いて，本研究で提案した方法論自体の事後評価を行うことも重要となる．第 2 に，長寿命化技術導入効果の経年的な変化をモデル化することがあげられる．本研究で提案した方法論では，長寿命化技術導入後の異質性パラメータが同一健全度内で経年的に変化しないと仮定している．しかしながら，実証分析で対象とした床版防水層においても，その効果が経年的に減少していく可能性は否定できず，このような変化の過程をモデル化することが必要となる．第 3 に，定量化した長寿命化技術導入効果に基づき，長寿命化技術を導入する施設の選定および導入時期の最適化を行う必要がある．本研究で提案した方法論では，健全度ごとの長寿命化技術導入効果を定量化しているため，施設の現在の劣化状態を勘案した，長寿命化技術導入効果がより発現される施設の選定，実施時期の決定に有益な情報を提供できると考えられる．

付録　WAIC の算出方法

WAIC は，経験損失 T と汎関数分散 V を用いて，

$$\mathrm{WAIC} = T + \frac{V}{n} \tag{付 28}$$

と表される．ただし，n はサンプルサイズであり，T，V はそれぞれ

$$T = -\frac{1}{n}\sum_{k=1}^{K}\sum_{l_k=1}^{L_k}\log E_{\boldsymbol{\theta}}[p(\bar{\boldsymbol{\xi}}^{l_k}|\boldsymbol{\theta})] \tag{付 29a}$$

$$V = \frac{1}{n}\sum_{k=1}^{K}\Big\{E_{\boldsymbol{\theta}}[(\log p(\bar{\boldsymbol{\xi}}^{l_k}|\boldsymbol{\theta}))^2] - E_{\boldsymbol{\theta}}[(\log p(\bar{\boldsymbol{\xi}}^{l_k}|\boldsymbol{\theta}))]^2\Big\} \tag{付 29b}$$

である．また，$p(\bar{\boldsymbol{\xi}}^{l_k}|\boldsymbol{\theta})$ はパラメータ $\boldsymbol{\theta}$ が与えられたときに観測データ $\bar{\boldsymbol{\xi}}$ を得る同時確率密度関数であり，式式 (付 16) を利用して計算することができる．$E_{\boldsymbol{\theta}}[\cdot]$ は事後分布 $\boldsymbol{\pi}(\boldsymbol{\theta}|\bar{\boldsymbol{\Xi}})$(式 (付 20)) による平均であり，MCMC 法によって得られたパラメータの標本を用いて計算することができる．

参考文献

1) 加藤絵万，川端雄一郎，岩波光保，横田弘：港湾 RC 構造物の確率論に基づく保有性能評価の試行，土木学会論文集 E2，Vol.67，No.1，pp.150-159，2011.

2) 仁平達也，渡辺忠明，滝本和志，笹谷輝勝，土屋智史，原夏生，谷村幸裕，岡本大：損傷履歴を考慮した修復部材の性能評価に関する一考察，土木学会論文集 E，Vol.65，No.4，pp.490-507，2009.

3) 鬼束俊一，瀬下雄一，中川貴之，堤智明，岩波光保：塩害劣化した鉄筋コンクリートに対する補修効果の定量評価に関する研究，土木学会論文集 E，Vol.62，No.4，pp.832-843，2006.

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) 織田澤利守，小林潔司：プロジェクトの事前評価と再評価，土木学会論文集，No.737/IV-60，pp.189-202，2003.

6) 織田澤利守，小林潔司，松田明広：評価費用を考慮したプロジェクトの事前・再評価問題，土木学会論文集，No.751/IV-62，pp.97-110，2004.

7) Dixit, A. K. and Pindyck, R. S.: *Investment Under Uncertainty*, Princeton University Press, 1994.

8) Trigeorgis, L.: *Real Options, Managerial Flexibilitand Strategy in Resource Allocation*, The MIT Press, 1996.

9) 小林潔司，江口利幸，大井明，青木一也，貝戸清之：劣化過程の不確実性を考慮した路面性状調査の最適実施方策，土木学会論文集 E1，Vol.67，No.2，pp.75-90，2011.

10) 小濱健吾，貝戸清之，青木一也，小林潔司，福田泰樹：劣化過程を考慮した最適廃棄・補修モデル，土木学会論文集 F4，Vol.68，No.3，pp.141-156，2012.

11) 水谷大二郎，貝戸清之，小林潔司：階層ベイズ法による補修効果の事後評価，土木学会論文集 F4，Vol.69，No.3，pp.204-221，2013.

12) 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.

13) Lancaster, T.: *The Econometric Analysis of Transition Data*, Cambridge University Press, 1990.

14) Madanat, S. M., Karlaftis, M. G. and McCarthy, P. S.: Probabilistic Infrastructure Deterioration Models with Panel Data, *Journal of Infrastructure Systems*, Vol.3, Issue 1, pp.4-9, 1997.

15) 貝戸清之，山本浩司，小濱健吾，岡田貢一，小林潔司：ランダム比例ワイブル劣化ハザードモデル：大規模情報システムへの適用，土木学会論文集 F，Vol.64，No.2，pp.115-129，2008.

16) 貝戸清之，起塚亮輔，伊藤哲男，橋爪謙治，出口宗浩：床版かぶりコンクリートの剥離・剥落発生リスクと最適点検政策，土木学会論文集 F4，Vol.68，No.1，pp.11-27，2012.

17) Bardaka, E., Labi, S. and Haddock, J. E.: Using Enhanced Econometric Techniques to Verify the Service Life of Asset Interventions: A Case Study for Indiana, *Transportation Research Record: Journal of the Transportation Research Board*, No.2431, pp.16-23, 2014.

18) 水谷大二郎，小濱健吾，貝戸清之，小林潔司：社会基盤施設の多元的劣化過程モデル，土木学会論文集 D3，Vol.72，No.1，pp.34-51，2016.

19) Saeed, T. U., Qiao, Y., Chen, S., Gkritza, K. and Labi, S.: Methodology for probabilistic modeling of highway bridge infrastructure condition: accounting for improvement effectiveness and incorporating random effects, *Journal of Infrastructure Systems*, Vol. 23, Issue 4, 04017030, 2017.

20) 貝戸清之，小林潔司，青木一也，松岡弘大：混合マルコフ劣化ハザードモデルの階層ベイズ推計，土木学会論文集 D3，Vol.68，No.4，pp.255-271，2012.

21) 小林潔司，貝戸清之，小濱健吾，早矢仕廉太郎，深谷渉：事業体効率性評価のための確率的劣化フロンティア分析，土木学会論文集 D3，Vol.72，No.2，pp.173-190，2016.

22) 貝戸清之，坂井康人，塚本成昭，水谷大二郎，小林潔司：多階層混合マルコフ劣化ハザードモデル：ジョイント劣化評価への適用，土木学会論文集 F4，Vol.71，No.1，pp.1-18，2015.

23) 日本道路協会: 道路橋示方書・同解説，pp.102-103，2002.

24) 森本英典，高橋幸雄：マルコフ解析，日科技連，1979.

25) 渡辺澄夫：ベイズ統計の理論と方法，コロナ社，2012.

26) 石黒真木夫，松本隆，乾敏郎，田邊國士：階層ベイズモデルとその周辺，岩波書店，2004.

27) 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.336-355，2007.6

28) Wilcoxon, F.: Individual Comparisons by Ranking Methods,*Biometrics Bulletin*, Vol.1, No.6, pp.80-83, 1945.

29) Hodges Jr., J. L. and Lehmann, E. L.: Estimates of Location Based on Rank Tests, *The Annals of Mathematical Statistics*, Vol.34, No.2, pp. 598-611, 1963.

30) Sen, P. K.: On the Estimation of Relative Potency in Dilution (-direct) Assays by Distribution-Free Methods, *Biometrics*, Vol.19, No.4, pp.532-552, 1963.

31) 阪神高速道路株式会社：道路構造物の点検要領，2018.

32) 杉山裕樹，閑上直浩，広野邦彦，薄井王尚：阪神高速道路における実態活荷重の把握とその評価，土木学会論文集 A1，Vol.74，No.1，pp.158-172，2018.

33) Geweke, J.: Evaluating the Accuracy of Sampling-Based Approaches to the Calculation of Posterior Moments, *Bayesian Statistics*, Vol.4, pp.169-193, Oxford University Press, 1996.

34) 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.

35) 前田幸雄，松井繁之：輪荷重移動装置による道路橋床版の疲労に関する研究，コンクリート工学協会，第 6 回コンクリート工学年次講演会論文集，pp.221-224，1984.

36) 松井繁之，前田幸雄：道路橋 RC 床版の劣化度判定法の一提案，土木学会論文集，第 374 号/I-6，pp.419-426，1986.

第5章　RC床版防水層による長寿命効果の経時変化を考慮した動的劣化ハザードモデル

5.1　はじめに

近年，社会基盤施設の老朽化が進展している．道路メンテナンス年報[1)]によると，建設後50年以上経過した橋梁が2018年時点では約25%であるのに対して，2028年度には約50%と急増することが懸念されている．一方で，一般会計歳出予算における道路関連事業費に関しては1990年代と比較して，およそ33%程度まで減少している．さらに，少子高齢化に伴う生産人口の減少および豊富な経験を有する技術者の不足等が問題視されており，これらの制約条件下で社会基盤施設の維持管理を行う必要がある．そのような状況において，既存施設の劣化を抑制することを目的とした長寿命化技術の開発および導入が実施されている．長寿命化技術導入の意思決定を行う際には，シミュレーションや実験などによる評価を行った後に，実際の施設に対して試行的に導入したうえで，本格導入を行うことが望ましい．また，すでに多くの社会基盤施設に対して適用されている長寿命化技術の導入効果を適切に評価・モニタリングして，長寿命化技術の取捨選択を行い，マネジメントサイクルを継続的に改善していくことも必要となる．長寿命化技術の導入効果に関しては，シミュレーションや室内実験に基づいて検証を行った事例[2)]や，導入前後の劣化速度の差異として評価した事例[3)]は存在するものの，これらの研究においては，初期の導入効果が当該施設の寿命まで持続しているとの仮定のもとに検証や評価が行われている．しかしながら，実際の社会基盤施設においては，施設同様に長寿命化技術の導入効果も経年とともに低下していく可能性を否定できない．したがって，既往の評価手法では，導入効果の持続性を過大に評価してしまう可能性がある．

以上の問題意識のもと，本研究では点検データを用いた社会基盤施設の統計的劣化予測手法に基づき，長寿命化技術の導入効果の経時変化を事後的に評価するための方法論を開発する．具体的には，導入効果を長寿命化技術の導入前後の劣化ハザード率（劣化速度）の差異として評価し，その差異が技術導入後に経時変化する効果関数によって表現されるものとして動的劣化ハザードモデルの定式化を行う．その際，効果関数の候補としていくつかの関数形を提案して，それらの中から情報量基準に基づいて用いて適切な関数形を決定する．その上で推定された効果関数を用いて効果を評価するための方法論を提案する．以下，**5.2**で本研究の基本的な考え方を述べる．**5.3**で，導入効果の経時変化を考慮した動的劣化ハザードモデルを定式化する．**5.4**で動的劣化ハザードモデルをベイズ推定する手法を示す．**5.5**で実在の高速道路橋のRC床版に対する防水層の施工を対象とした実証分析

を行う．

5.2　本研究の基本的な考え方

5.2.1　統計的劣化予測に関する既往研究

統計的劣化予測に関する研究が数多く蓄積されている．統計的劣化予測では，目視点検データから劣化過程の背後に存在する規則性をモデル化することを目的としている．特に，多段階の離散的健全度の推移過程として表される社会基盤施設の劣化過程をハザードモデルによって表現する手法が提案されて以来，多様な劣化ハザードモデルが提案されている．

例えば，劣化状態が故障の有無のような 2 値情報で表現される点検データを用いて，Shin and Madanat [4] は道路舗装のひび割れ開始時刻を予測するためのワイブル劣化ハザードモデルを提案している．また，青木等 [5] はトンネル照明を対象として，ワイブル劣化ハザードモデルの有効性について検証している．さらに貝戸等 [6] は交通管制システムが膨大な種類の機器類で構成されていることに着目し，多品種・少数な機器群の故障仮定をモデル化するために，ランダム比例ワイブル劣化ハザードモデルを提案している．

一方で，劣化状態が複数の健全度で表現されるような施設の劣化予測に対して，津田等 [7] は健全度の推移を複数の独立な指数ハザードモデル [8] として表現した多段階指数ハザードモデル（マルコフ劣化ハザードモデル）を提案している．また小濱等 [9] は個々の施設グループに固有な劣化条件の異質性を表現するために，混合マルコフ劣化ハザードモデルを提案している．水谷等 [3] は混合マルコフ劣化ハザードモデルにおける異質性パラメータが不可観測要因によって決定される点に着目し，混合マルコフ劣化ハザードモデルを階層ベイズ推定 [10] する手法を援用することによって，施設における長寿命化技術の導入効果の有意性を定量化する手法を提案している．本研究においては，**5.2.2** で述べるように長寿命化技術の導入効果を導入前後の劣化速度の比と定義して，モデル化を行う．また，長寿命化技術を導入するタイミングは，一般に社会基盤施設の竣工からの経過年数によって一意に決定するものではなく，社会基盤施設の状態や環境条件など様々な要因によって多様に変化する．このような状況に対して，長寿命化技術の導入効果が発揮される劣化状態を把握するとともに，導入した長寿命化技術の効果の持続性を確認しておくことが重要となる．

5.2.2　長寿命化技術導入タームと時間軸

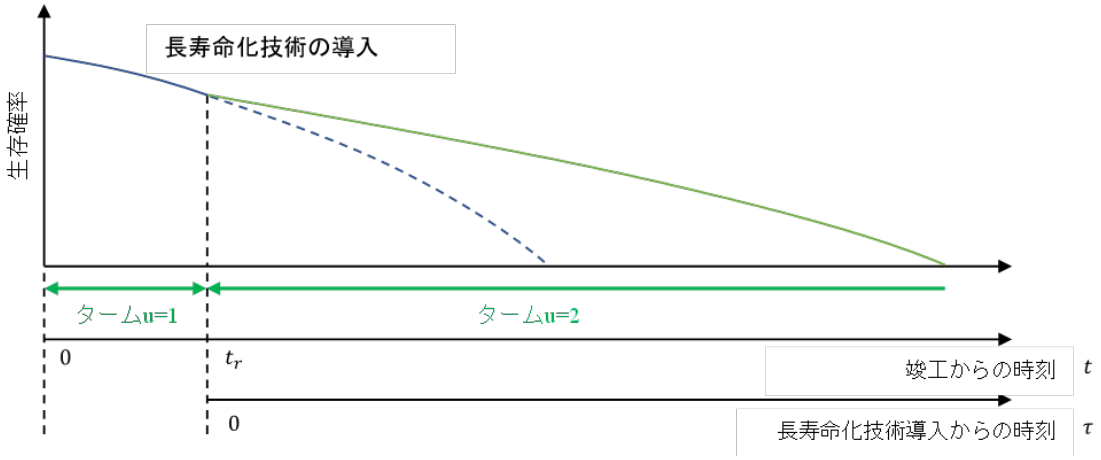
社会基盤施設群のアセットマネジメントを実施するにあたり，ライフサイクル費用評価などに基づく長期的な補修施策の策定と，それを実現するための個々の施設に対する点検，長寿命化技術導入等に関する意思決定が必要となる．その際，説明責任を満足した上で合理性を担保しつつ，施策策定と意思決定を行うためには，蓄積された点検データや長寿命

化技術の履歴情報などを用いて，意思決定内容を事後評価し，その評価に応じてマネジメントサイクルを継続的に改善することが重要となる．マネジメントサイクルの継続的な改善のためのフレームワークとしては，意思決定の不可逆性 [11, 12] を考慮した動学的なリアルオプション評価 [13, 14] などが考えられ，ライフサイクル費用や施設需要を考慮した研究事例 [15, 16] も蓄積されている．

本研究では，このような長期的なマネジメント施策の立案に加え，個々の施設に対する長寿命化技術選定のようなミクロレベルでのマネジメントにも有用となる技術として，施設の劣化過程に着目して長寿命化技術の導入効果を定量化するための方法論を提案する．具体的には，水谷等 [3] の考え方を踏襲し，管理する施設群のそれぞれの施設で獲得されている膨大な点検データから劣化ハザード率（劣化速度）を推定し，技術導入前後で劣化ハザード率の差異を定量的に評価するための方法論を提案する．水谷等の提案した方法論では，劣化ハザード率の長寿命化技術導入前後での変動を異質性パラメータの変動として推定している．その際，異質性パラメータは技術導入の前後でのみ変化すると仮定している．そのために，水谷等の提案した方法論では，導入効果が経年とともに変化するような現象を分析することが不可能である．しかしながら，導入効果が永続的に持続し，変化しないことは現実的には考えにくく，導入効果が経年変化するモデルを構築する必要性がある．モデルの構築に際して，以下で 2 つの時間軸と技術導入タームを定義する．はじめに，ある施設の竣工時点を 0 とする時間軸 t を設定する．いま，この時間軸上の時点 t_r において長寿命化技術の導入がなされたと考える．このとき，時間軸 t 上の時点 t_r を 0 とする新たな時間軸，すなわち長寿命化技術導入からの時間軸 τ を設定することが可能となる．ここで**図-5.1** のように，竣工時点から長寿命化技術導入時点までをターム 1，技術導入時点から現在までをターム 2 と定義する．ターム 2 における劣化ハザード率とターム 1 における劣化ハザード率の間に，

$$（ターム 2 における劣化ハザード率）\propto（ターム 1 における劣化ハザード率） \qquad (付 1)$$

が成り立つと仮定する．なお，技術導入がなされていない施設グループは全てターム 1 とする．本研究においては式 (付 1) 中の比例定数を導入効果と定義する．いまこの比例定数を定量的に把握することができれば，導入効果を定量的に評価することが可能となる．一般には本研究で提案する方法論を用いることにより，複数種類の導入効果や，複数回の導入効果の評価も可能であるが，ここでは，1 種類の長寿命化技術が 1 度だけ導入される場合を考える．また，本研究においては長寿命化技術の導入時点は観測できるものとした．一般に導入時点は獲得可能な情報であると考えられる．しかし，獲得可能でない場合には，後のモデル化において導入時点を潜在変数として考慮することによって対応可能であるが，これは別の機会に発表することとしたい．



付図—-5.1　長寿命化技術導入に関するターム設定

5.2.3　床版防水層の構造

本研究の実証分析では，高速道路橋 RC 床版を対象として，その上面の防水層の施工を具体的な長寿命化技術ととらえ分析を行う．高速道路橋は一般に下面から，コンクリート床版，プライマー層，防水層と床版の接着層，防水層，舗装と防水層の接着層，舗装の順に層構造を有している．プライマー層とは，床版と防水層の接着効果を高める働きや床版内部からの水蒸気の発生を抑制するために設けられる層である．また，防水層とは，舗装等から侵入してきた水を床版面まで浸透させないよう，止水するために設けられる層である．防水層に不備，もしくは，損傷がある場合には床版が浸水し，床版の耐久性を低下させる恐れがある．そのため，道路橋床版の耐久性向上を目的として，平成 14 年に改訂された「道路橋示方書・同解説」[17] においては「アスファルト舗装とする場合は，橋面より侵入した雨水等が床版内部に浸透しないように防水層等を設けるものとする」と明記された．近年新設された道路橋においては防水層が施工されている場合がほとんどであり，従来の道路橋においても順次施工されているが，防水層が未だ施工されていない道路橋も存在している．本研究で対象とする竣工時に防水層が施工されていない高速道路橋においては，舗装の打換えが行われる際に同時に防水層が施工される．つまり，防水層の施工は RC 床版の劣化度合い，劣化速度に関係なく選定されることに留意されたい．仮に防水層の施工が RC 床版の劣化度合い，劣化速度よって意思決定されている場合，サンプル選択バイアスが生じていると考えられるため，補正するような方法論が必要である [18]．

床版防水層は，シート系床版防水層と塗膜系床版防水層の 2 種類に大別される．また，それらは施工方法や防水材料によって細分化される．シート系床版防水層とは，ポリエステル系不織布や織布等に改良アスファルトを含浸被覆させて積層したシートによる防水材である．シート系床版防水層は，施工方法によって流し貼り型，加熱溶着型，常温粘着型

の 3 種類に分類される．シート状のため塗膜系床版防水に比べ確実な防水が期待できるが，シートのつなぎ目や曲面などの複雑な部分の施工には欠陥が生じる恐れがある．一方で，塗膜系床版防水層とは，合成ゴムや樹脂などで改質されたアスファルトを加熱装置で溶融し，塗布することにより防水するものである．塗膜系床版防水層は，防水層の材料により，アスファルト加熱型，ゴム溶剤型，反応樹脂型の 3 種類に分類される．シート形床版防水層と比べ，均一に防水層を施工することは難しいが，複雑な部分の施工にも対応できる．

本研究の実証分析では，床版防水層の施工による RC 床版への浸水形態の変化に起因した RC 床版の劣化過程の変化を導入効果ととらえ分析を行う．実証分析で対象とする高速道路においても，上述のように，シート系床版防水層と塗膜系防水層が橋梁の構造や環境条件に応じて使い分けられて（車線ごとに種別を変える場合もある）おり，個々の床版防水層の耐用年数も多様に異なる．本研究の実証分析では，実点検データから実供用状況下での床版防水層の平均的な寿命を推定することとする．その際，床版防水層に部分的な損傷（具体例は参考文献 [19] を参照されたい）が発生し，その損傷範囲や損傷数が経時的に増大していくことにより，床版への浸水度合いが連続的に増加すると考え，それに伴う RC 床版の劣化速度の増加過程を動的劣化ハザードモデルとしてモデル化する．

5.3 動的劣化ハザードモデルの定式化

5.3.1 ハザードモデル

本研究では，社会基盤施設の劣化過程を指数ハザードモデルにより表現する．指数ハザードモデルに関しては参考文献 [8] に詳しいが，読者の便宜を図るためにその概要を説明する．いま，ある施設が建設され，損傷が発生するまでの期間（以下，施設寿命）に着目する．損傷発生の有無が常時観測されていると考えると，社会基盤施設の寿命 ζ は確率密度関数 $f(\zeta)$ ，分布関数 $F(\zeta)$ に従う確率変数であると考えることができる．ただし施設寿命 ζ の定義域は $[0,\infty)$ である．いま，竣工時点から任意の時点 $t \in [0,\infty)$ まで施設寿命を迎えない確率 $\tilde{F}(t)$（以下，生存確率）は，全事象確率 1 から時点 t までに施設寿命を迎える累積確率 $F(t)$ を引いた

$$\tilde{F}(t) = 1 - F(t) \tag{付 2}$$

によって定義できる．ここで，損傷が時点 t まで発生せずに，かつ期間 $[t, t+\Delta t]$ 中に発生する確率は

$$\lambda(t)\Delta t = \frac{f(t)\Delta t}{\tilde{F}(t)} \tag{付 3}$$

と表せる．損傷が時点 t まで発生せず，かつ当該時点で発生する確率密度 $\lambda(t)$ を劣化ハザード関数と呼ぶ．式 (付 2) の両辺を t に関して微分することによって，

$$\frac{d\tilde{F}(t)}{dt} = -f(t) \tag{付 4}$$

を得る．このとき，式 (付 3) は式 (付 4) を用いて，

$$\lambda(t) = \frac{f(t)}{\tilde{F}(t)} = \frac{d}{dt}(-\log \tilde{F}(t)) \tag{付 5}$$

と変形できる．ここで，$\tilde{F}(0) = 1 - F(0) = 1$ を考慮し，式 (付 2) を t に関し積分すると，

$$\int_0^t \lambda(u)du = -\log \tilde{F}(t) \tag{付 6}$$

を得る．したがって，劣化ハザード関数 $\lambda(t)$ を用いれば，生存確率 $\tilde{F}(t)$ は

$$\tilde{F}(t) = \exp\left[-\int_0^t \lambda(s)ds\right] \tag{付 7}$$

と表される．このように，劣化ハザード関数 $\lambda(t)$ の関数形を決定すれば，社会基盤施設の生存確率 $\tilde{F}(t)$ を導出することができる．

いま，長寿命化技術を導入することによって，技術導入を行っていない場合と比較し，劣化速度が比例的に変化すると考える．つまり，技術導入を行っていないターム $u = 1$ の場合のハザード率 $\lambda_1(t)$ と，技術導入を行った後のターム $u = 2$ の場合のハザード率 $\lambda_2(t)$ との間に，

$$\lambda_2(t) = \eta(t)\lambda_1(t) \tag{付 8}$$

が成り立つと考える．ここで，$\eta(\tau)$ は技術導入による劣化速度変化を規定する関数（以下，規定関数）であり，効果関数 $\tilde{\eta}(\tau)$ は

$$\tilde{\eta}(\tau) = 1 - \eta(\tau) \tag{付 9}$$

で表現することができる．本研究では，長寿命化技術を導入していないターム $u = 1$ の場合の劣化ハザード関数として指数ハザード関数

$$\lambda_1(t) = \theta \tag{付 10}$$

を用いる．これは技術導入ターム u によって劣化速度が比例的に変化すると考えることから，長寿命化技術導入後の劣化速度が技術導入タイミングによらず一定となるように設定するためである．劣化速度の経時変化を考慮する場合には，規定関数を劣化速度に依存する形で定式化する必要性がある．本研究においては，これより一般的な劣化ハザード関数は技術導入ターム u に応じて

$$\lambda_u(t) = \begin{cases} \theta & (u = 1) \\ \eta(\tau)\theta & (u = 2) \end{cases} \tag{付 11}$$

と表す．このとき，生存確率は，式 (付 7) を用いると，

$$\tilde{F}_u(t) = \begin{cases} \exp(-\theta t) \\ \exp\left[-\theta\left\{t_r + \int_{t_r}^{t} \eta(t'-t_r)dt'\right\}\right] \end{cases} \tag{付 12}$$

となる．

5.3.2 規定関数と効果関数

5.3.1 において定義した規定関数に関しては，様々な関数形が考えられるが，以下で関数形に付与される制約条件と本研究で用いた関数形の候補を示す．ハザードモデルの定義より，ハザード率 $\lambda(t)$ は 0 以上の値をとらなければならない．そのため，式 (付 8) より

$$\eta(\tau) \geq 0 \tag{付 13}$$

である必要がある．劣化予測モデルを定式化する際には，力学的なメカニズムによる定式化，もしくは経験的な定式化が一般的である．しかしながら，本研究で対象としている導入効果の経時変化に関する力学的，経験的な知見は十分蓄積されているとは言いがたい．このような現状においては，一般的な関数形を用いて劣化事象を表現する必要があるため，いくつかの関数形を比較検証する．本研究の実証分析では，式 (付 13) 以外にいくつかの制約条件を設けることによって，制約条件を満たす規定関数を選定する．

既述したとおり，床版防水層の施工を長寿命化技術の導入と考える．床版防水層は床版の上面から施工されるものであり，一般に劣化速度を低下させる効果があると考えられることから，

$$\eta(\tau) \leq 1 \tag{付 14}$$

であると仮定する．さらに，その導入時点で最大の効果を発揮し，十分時間が経過した後には導入効果が消失すると仮定することで，

$$\begin{cases} \lim_{\tau\to 0} \eta(\tau) = \eta(0) = \eta_r \\ \lim_{\tau\to\infty} \eta(\tau) = 1 \end{cases} \tag{付 15}$$

という制約条件を導くことができる．η_r は初期規定値であり，初期効果 $\tilde{\eta}(0) = 1 - \eta_r$ を規定する．式 (付 13)〜式 (付 15) の制約条件を満たす関数として，本研究では a)Brody 関数，b)Von Bertalanffy 関数，c)Logistic 曲線，d)Gompertz 曲線を取り上げる．その上で，それぞれの関数形を規定関数として採用した際の Widely Applicable Information Criteria（以下，WAIC）[20] を算出，比較して最適な規定関数を決定する．以下に本研究で候補とした関数の式を記載する．

(a) Brody 関数

基本的な Brody 関数は,

$$\eta(\tau|A,B,C) = A\{1 - B\exp(-C\tau)\} \tag{付 16}$$

である．式 (付 16) のパラメータ A, B, C を時間変化しない定数と考え，式 (付 13)〜式 (付 15) の条件を満たすように変形すると,

$$\eta(\tau|\eta_r, C) = 1 - (1-\eta_r)\exp(-C\tau) \tag{付 17}$$
$$(0 < \eta_r < 1, 0 < C)$$

が得られる．

(b) Von Bertalanffy 関数

基本的な Von Bertalanffy 関数は

$$\eta(\tau|A,B,C) = A\{1 - B\exp(-C\tau)\}^3 \tag{付 18}$$

である．式 (付 18) のパラメータ A, B, C を時間変化しない定数と考え，式 (付 13)〜式 (付 15) の条件を満たすように変形すると,

$$\eta(\tau|\eta_r, C) = \left\{1 - \left(1 - \eta_r^{\frac{1}{3}}\right)\exp(-C\tau)\right\}^3 \tag{付 19}$$
$$(0 < \eta_r < 1, 0 < C)$$

が得られる．

(c) Logistic 関数

基本的な Logistic 関数は,

$$\eta(\tau|A,B,C) = \frac{A}{1 + B\exp(-C\tau)} \tag{付 20}$$

である．式 (付 20) のパラメータ A, B, C を時間変化しない定数と考え，式 (付 13)〜式 (付 15) の条件を満たすように変形すると,

$$\eta(\tau|\eta_r, C) = \frac{1}{1 + (\frac{1}{\eta_r} - 1)\exp(-C\tau)} \tag{付 21}$$
$$(0 < \eta_r < 1, 0 < C)$$

が得られる．

(d) Gompertz 関数

基本的な Gompertz 関数は,

$$\eta(\tau|A,B,C) = AB\exp(-C\tau) \tag{付 22}$$

である．式 (付 22) のパラメータ A, B, C を時間変化しない定数と考え，式 (付 13)〜式 (付 15) の条件を満たすように変形すると,

$$\eta(\tau_r, C) = \eta_r\exp(-C\tau) \tag{付 23}$$
$$(0 < \eta_r < 1, 0 < C)$$

が得られる．

5.3.3　尤度関数の定式化

同種の社会基盤施設に対する K 個のデータサンプルが獲得できたとする．サンプル $k(k=1,\cdots,K)$ には 2 個の連続する点検が実施された時点 t_a^k，t_b^k(ただし，$t_a^k < t_b^k$)，それぞれの点検時点において損傷が発生していない場合に 0 が，損傷が発生している場合に 1 が記録される損傷発生有無の 2 値データ S_a^k，S_b^k，さらに技術導入が行われた場合においては技術導入時点 t_r^k に関する情報が記述されている．なお，技術導入が行われていない場合は技術導入時点が獲得されない．いま損傷発生の有無の 2 値データを用いて，ダミー変数 S^k を

$$S^k = \begin{cases} 0 & (S_a^k = 0, S_b^k = 0) \\ 1 & (S_a^k = 0, S_b^k = 1) \end{cases} \tag{付 24}$$

と定義する．このとき事前点検時点において損傷が発生している場合，つまり $S_a^k = 1$ となるサンプルは除いている．また，技術導入時点と点検実施時点の情報を用いることによって，技術導入状態に関するダミー変数 R^k を

$$R^k = \begin{cases} 0 & (\text{技術導入時点が獲得されない場合，または } t_b^k < t_r^k) \\ -1 & (t_a^k < t_r^k \leq t_b^k) \\ 1 & (t_r^k < t_a^k) \end{cases} \tag{付 25}$$

と定義する．$R^k = 0$ の状態は技術導入がなされていない状態であり，技術導入ターム 1 で獲得されたサンプルである．$R^k = 1$ の状態は事前点検時点より技術導入時点が前である，つまり，技術導入がなされている状態であり，技術導入ターム 2 で獲得されたサンプルである．$R^k = -1$ は技術導入時点が事前点検時点と事後点検時点の間に位置する状態であり，技術導入ターム 1 から技術導入ターム 2 にかけて獲得されたサンプルである．技術導入時点に施設の損傷発生状態を点検している場合，$R^k = -1$ の状態は発生しえない．しかし，本研究で対象としている RC 床版に対する床版防水層のような長寿命化技術の場合，損傷発生の有無は床版下面の状態によって判定されるが，床版防水層は床版上面より導入されるため，導入時の損傷発生状態を獲得することができない（一部の床版で獲得されている可能性はあるが，全ての床版防水層では獲得されていないのが現状である）．

サンプルは，損傷発生状態によるダミー変数 R^k と技術導入状態に関するダミー変数 S^k の組み合わせによって**表-5.1** のように 6 つの劣化パターンに分類される．各サンプルの劣化パターン情報に基づいてダミー変数 δ_i^k を

$$\delta_i^k = \begin{cases} 1 & (\text{劣化パターンが } i \text{ の場合}) \\ 0 & (\text{劣化パターンが } i \text{ 以外の場合}) \end{cases} \tag{付 26}$$

表–5.1　損傷発生状態と技術導入効果の組み合わせ

劣化パターン		R^k 0	1	-1
S^k	0	1	3	5
	1	2	4	6

と定義する．また，社会基盤施設の劣化速度は施設ごとの構造特性や環境要因によって多様に異なると考えられることから，既往研究を踏まえ本研究においても施設 $k(k=1,\cdots,K)$ の指数ハザード関数 θ を

$$\theta^k = \exp\left(\boldsymbol{x}^k\boldsymbol{\beta}\right) \tag{付 27}$$

と定義する．$\boldsymbol{x}^k=(x_1^k,\cdots,x_M^k)$ は施設の構造特性や使用環境を表す特性変数ベクトルであり，$x_m^k(m=1,\cdots,M)$ は施設の m 番目の特性変数の観測値を表す．$\boldsymbol{\beta}=(\beta_1,\cdots,\beta_M)$ は未知パラメータを表す．これによってサンプル k が有する情報は $\bar{\Xi}^k=(\bar{\delta}_i^k,\bar{t}_r^k,\bar{t}_a^k,\bar{t}_b^k,\bar{\boldsymbol{x}}^k)$ として整理でき，全サンプルの情報を $\bar{\boldsymbol{\Xi}}=(\bar{\Xi}^1,\cdots,\bar{\Xi}^K)$ とすることができる．なお，観測された情報を明示するために，記号「$\bar{\ }$」を用いる．また，未知パラメータをパラメータベクトル $\boldsymbol{\Theta}=(\boldsymbol{\beta},\eta_r,C)$ と表す．

これより，パラメータを与件として，全サンプルに関して獲得できた情報 $\bar{\Xi}$ が観測される同時生起確率密度関数である尤度関数は，

$$\begin{aligned}
\mathcal{L}(\bar{\boldsymbol{\Xi}},\boldsymbol{\Theta}) \;=\; & \prod_{k=1}^{K}\left\{\exp\left[-\theta^k\bar{t}_b^k\right]\right\}^{\bar{\delta}_1^k} \\
& \cdot\left\{\exp\left[-\theta^k\bar{t}_a^k\right]-\exp\left[-\theta^k\bar{t}_b^k\right]\right\}^{\bar{\delta}_2^k} \\
& \cdot\left\{\exp\left[-\theta^k\left\{\bar{t}_r^k+\int_{\bar{t}_r^k}^{\bar{t}_b^k}\eta(t'-\bar{t}_r^k)dt'\right\}\right]\right\}^{\bar{\delta}_3^k+\bar{\delta}_5^k} \\
& \cdot\left\{\exp(-\theta^k\bar{t}_a^k)-\exp\left[-\theta^k\left\{\bar{t}_r^k+\int_{\bar{t}_r^k}^{\bar{t}_b^k}\eta(t'-\bar{t}_r^k)dt'\right\}\right]\right\}^{\bar{\delta}_4^k} \\
& \cdot\left\{\exp\left[-\theta^k\left\{\bar{t}_r^k+\int_{\bar{t}_r^k}^{\bar{t}_a^k}\eta(t'-\bar{t}_r^k)dt'\right\}\right]-\exp\left[-\theta^k\left\{\bar{t}_r^k+\int_{\bar{t}_r^k}^{\bar{t}_b^k}\eta(t'-\bar{t}_r^k)dt'\right\}\right]\right\}^{\bar{\delta}_6^k}
\end{aligned} \tag{付 28}$$

と表される．

5.4　パラメータ推定手順

5.4.1　統計的劣化予測のベイズ推定

社会基盤施設に対する統計的劣化予測モデルのパラメータ推定手法として，既往研究ではベイズ推定が用いられてきている．津田等 [21] はワイブル劣化ハザードモデルに対して，

貝戸等 [22] はマルコフ劣化ハザードモデルに対してベイズ推定を用いている．これらの既往研究においては点検データの蓄積が十分でない場合に専門技術者の経験や知識・ノウハウといった情報を用いることで統計的劣化予測モデルの推定精度を担保できることを示すとともに，データが蓄積された場合に推定結果を逐次更新することが可能なことを示している．また，貝戸等 [10] は混合マルコフ劣化ハザードモデル [9] を階層ベイズ推定することによって従来の段階的最尤法で発生する施設グループ間における劣化速度の異質性と同一グループを構成する個々の施設間における劣化速度の異質性を区別できないといった過分散の問題や，パラメータ推定における推定バイアスの問題を解消できるとしている．さらに水谷等 [3] は混合マルコフ劣化ハザードモデル [9] の階層ベイズ推定を援用し，補修効果を事後評価する方法論を展開している．本研究においてもこれらの考え方を踏襲して，動的劣化ハザードモデルをベイズ推定する方法論を構築する．

5.4.2 事後分布の定式化

一般的なベイズ推定手法では，パラメータの事前分布と観測情報に基づき定義される尤度関数を用いて，パラメータの事後分布を推定する．いま，尤度関数 $\mathcal{L}(\bar{\boldsymbol{\Xi}}|\boldsymbol{\Theta})$ と未知パラメータ $\boldsymbol{\Theta}$ の同時事前確率密度関数 $\pi(\boldsymbol{\Theta})$ を用いることによって，未知パラメータ $\boldsymbol{\Theta}$ の同時事後確率密度関数 $\pi(\boldsymbol{\Theta}|\boldsymbol{\Xi})$ はベイズの定理より，

$$\pi(\boldsymbol{\Theta}|\boldsymbol{\Xi}) = \frac{\mathcal{L}(\bar{\boldsymbol{\Xi}}, \boldsymbol{\Theta})\pi(\boldsymbol{\Theta})}{\int_Z \mathcal{L}(\bar{\boldsymbol{\Xi}}, \boldsymbol{\Theta})\pi(\boldsymbol{\Theta})d\boldsymbol{\Theta}} \tag{付 29}$$

となる．ただし，Z はパラメータ空間である．このとき，式 (付 29) の分母は基準化定数であることから，同時事後確率密度関数 $\pi(\boldsymbol{\Theta}|\boldsymbol{\Xi})$ は，

$$\pi(\boldsymbol{\Theta}|\boldsymbol{\Xi}) \propto \mathcal{L}(\bar{\boldsymbol{\Xi}}, \boldsymbol{\Theta})\pi(\boldsymbol{\Theta}) \tag{付 30}$$

となる．さらに未知パラメータ $\boldsymbol{\Theta}$ が互いに独立とすると，未知パラメータ $\boldsymbol{\Theta}$ の同時事前確率密度関数 $\pi(\boldsymbol{\Theta})$ は，

$$\pi(\boldsymbol{\Theta}) = \pi(\boldsymbol{\beta})\pi(\eta_r)\pi(C) \tag{付 31}$$

となる．ハザードモデルの場合，簡単な指数ハザードモデルを用いても共役分布が存在していないことが知られている．共役事前分布が存在しない場合，基準化定数を解析的に求めることは不可能であり，数値解析により多重積分を求めることが必要になる．さらに，多重積分の算出以前に尤度関数と事前分布の解を明示的に示すことができないという問題も存在する．これに対して乱数を利用した数値解析法の一種であるマルコフ連鎖モンテカルロ法（以下，MCMC 法）の台頭により，基準化定数を算出することなく，効率的に事後分布から乱数を発生させることが可能となってきた．本研究では MCMC 法のうちの一つであるメトロポリス・ヘイスティング法（以下，MH 法）を用いて事後分布を算出する．具

体的には β に対してはランダムウォーク MH 法を，η_r に対しては事前分布をベータ分布 $\pi(\eta_r|P_1,P_2)$ とする独立 MH 法を，C に対しては事前分布をガンマ分布 $\pi(C|Q_1,Q_2)$ とする独立 MH 法を用いる．P_1,P_2 はベータ分布の形状母数であり，Q_1 はガンマ分布の形状母数，Q_2 は尺度母数である．したがって，同時事後確率密度関数 $\pi(\mathbf{\Theta}|\bar{\mathbf{\Xi}})$ は，

$$
\begin{aligned}
\pi(\mathbf{\Theta}|\bar{\mathbf{\Xi}}) \quad \propto \quad & \mathcal{L}(\bar{\mathbf{\Xi}},\mathbf{\Theta})\pi(\boldsymbol{\beta})\pi(\eta_r)\pi(C) \qquad \text{(付 32)}\\
= \quad & \prod_{k=1}^{K}\{\exp\left[-\theta^k\bar{t}_b^k\right]\}^{\bar{\delta}_1^k}\\
& \cdot\{\exp\left[-\theta^k\bar{t}_a^k\right]-\exp\left[-\theta^k\bar{t}_b^k\right]\}^{\bar{\delta}_2^k}\\
& \cdot\left\{\exp\left[-\theta^k\left\{\bar{t}_r^k+\int_{\bar{t}_r^k}^{\bar{t}_b^k}\eta(t'-\bar{t}_r^k)dt'\right\}\right]\right\}^{\bar{\delta}_3^k+\bar{\delta}_5^k}\\
& \cdot\left\{\exp(-\theta^k\bar{t}_a^k)-\exp\left[-\theta^k\left\{\bar{t}_r^k+\int_{\bar{t}_r^k}^{\bar{t}_b^k}\eta(t'-\bar{t}_r^k)dt'\right\}\right]\right\}^{\bar{\delta}_4^k}\\
& \cdot\left\{\exp\left[-\theta^k\left\{\bar{t}_r^k+\int_{\bar{t}_r^k}^{\bar{t}_a^k}\eta(t'-\bar{t}_r^k)dt'\right\}\right]-\exp\left[-\theta^k\left\{\bar{t}_r^k+\int_{\bar{t}_r^k}^{\bar{t}_b^k}\eta(t'-\bar{t}_r^k)dt'\right\}\right]\right\}^{\bar{\delta}_6^k}\\
& \cdot\frac{\eta_r^{P_1-1}(1-\eta_r)^{P_2-1}}{B(P_1,P_2)}\cdot\frac{1}{\Gamma(Q_1)Q_2^{Q_1}}C^{Q_1-1}\exp(-\frac{C}{Q_2})
\end{aligned}
$$

となる．ここで $B(P_1,P_2)$ はベータ関数，$\Gamma(Q_1)$ はガンマ関数を示す．

5.4.3 未知パラメータ推定手順

本研究では **5.4.2** で示したように，動的劣化ハザードモデルをベイズ推定する．その具体的な手順をまとめる．

<u>ステップ 1</u>

1) 事前分布のパラメータ値 P_1,P_2,Q_1,Q_2 を任意設定.

2) ランダムウォーク MH 法のための分散 σ^2 を任意設定.

3) 未知パラメータ $\mathbf{\Theta}=(\boldsymbol{\beta},\eta_r,C)$ の初期値 $\mathbf{\Theta}^{(0)}=(\boldsymbol{\beta}^{(0)},\eta_r^{(0)},C^{(0)})$ を任意設定.

4) MCMC 法のバーンイン回数 $\underline{n}$，アルゴリズムの終了回数 $\bar{n}$ を設定し，サンプリング回数 $n=1$ とする.

5）ステップ 2 へ進む.

<u>ステップ 2</u>

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

1) $m=1$ とする.

2）パラメータ $\beta_m^{(n)}$ の候補 β_m' を

$$\beta_m'=\beta_m^{(n-1)}+\mathcal{N}(0,\sigma^2) \qquad \text{(付 33)}$$

によってランダムサンプリングする.

3) 式 (付 33) によって，サンプリングした候補の採択確率 α を

$$\alpha = \min\left[\frac{\pi(\beta'_m, \boldsymbol{\beta}_{-m}^{(n-1)}, \eta_r^{(n-1)}, C^{(n-1)}|\bar{\boldsymbol{\Xi}})}{\pi(\boldsymbol{\beta}^{(n-1)}, \eta_r^{(n-1)}, C^{(n-1)}|\bar{\boldsymbol{\Xi}})}, 1\right] \tag{付 34}$$

によって算出する．なお $\boldsymbol{\beta}_{-m}^{(n-1)}$ はパラメータベクトル $\boldsymbol{\beta}^{(n-1)}$ から $\beta_m (m = 1, \cdots, M)$ を除いたパラメータベクトルを示す．

4）一様乱数からサンプリングした $p \in [0, 1]$ を用いてサンプリング回数 n のサンプル $\beta_m^{(n)}$ を

$$\beta_m^{(n)} = \begin{cases} \beta_m^{(n-1)} & (p > \alpha) \\ \beta'_m & (p \leq \alpha) \end{cases} \tag{付 35}$$

とする．

5）$m = M$ であればステップ 3 へ進む．$m < M$ であれば，$m = m + 1$ としへ戻る．

<u>ステップ 3</u>

サンプリング回数 n の未知パラメータ $\eta_r^{(n)}$ を次のように発生させる．

1）パラメータ $\eta_r^{(n)}$ の候補 η'_r を

$$\eta'_r \sim \frac{\eta_r^{P_1-1}(1-\eta_r)^{P_2-1}}{B(P_1, P_2)} \tag{付 36}$$

によってランダムサンプリングする．

2）式 (付 36) によってサンプリングした候補の採択確率 α を

$$\alpha = \min\left[\frac{\mathcal{L}(\bar{\boldsymbol{\Xi}}, \boldsymbol{\beta}^{(n)}, \eta'_r, C^{(n-1)})\pi(\eta'_r)}{\mathcal{L}(\bar{\boldsymbol{\Xi}}, \boldsymbol{\beta}^{(n)}, \eta_r^{(n-1)}, C^{(n-1)})\pi(\eta_r^{(n-1)})}, 1\right] \tag{付 37}$$

によって算出する．

3）一様乱数からサンプリングした $p \in [0, 1]$ を用いてサンプリング回数 n のサンプル $\eta_r^{(n)}$ を

$$\eta_r^{(n)} = \begin{cases} \eta_r^{(n-1)} & (p > \alpha) \\ \eta'_r & (p \leq \alpha) \end{cases} \tag{付 38}$$

とする．

4）ステップ 4 へ進む．

<u>ステップ 4</u>

サンプリング回数 n の未知パラメータ $C^{(n)}$ を次のように発生させる．

1）パラメータ $C^{(n)}$ の候補 C' を

$$C' \sim \frac{1}{\Gamma(Q_1)Q_2^{Q_1}} C^{Q_1-1} \exp\left(-\frac{C}{Q_2}\right) \tag{付 39}$$

によってランダムサンプリングする．

2）式 (付 39) によってサンプリングした候補の採択確率 α を

$$\alpha = \min\left[\frac{\mathcal{L}(\bar{\boldsymbol{\Xi}}, \boldsymbol{\beta}^{(n)}, \eta_r^{(n)}, C')\pi(C')}{\mathcal{L}(\bar{\boldsymbol{\Xi}}, \boldsymbol{\beta}^{(n)}, \eta_r^{(n)}, C^{(n-1)})\pi(C^{(n-1)})}, 1\right] \tag{付 40}$$

によって算出する．

3）一様乱数からサンプリングした $p \in [0, 1]$ を用いてサンプリング回数 n のサンプル $C^{(n)}$ を

$$C^{(n)} = \begin{cases} C^{(n-1)} & (p > \alpha) \\ C' & (p \leq \alpha) \end{cases} \tag{付 41}$$

とする．

4）ステップ 5 へ進む．

<u>ステップ 5</u>

<u>n</u> に対して $n > \underline{n}$ ならば $\boldsymbol{\Theta}^{(n)} = (\boldsymbol{\beta}^{(n)}, \eta_r^{(n)}, C^{(n)})$ を記録しステップ 6 へ進む．$n \leq \underline{n}$ ならば，$n = n + 1$ とし，ステップ 2 へと戻る．

<u>ステップ 6</u>

$n = \bar{n}$ ならばアルゴリズムを終了する．$b \leq \bar{n}$ ならば，$n = n + 1$ とし，ステップ 2 へと戻る．

5.5 実証分析

5.5.1 データベースの作成

本研究で提案した方法論を，阪神高速道路株式会社（以下，阪神高速道路）が管理する点検データに適用した．阪神高速道路では管理する高速道路橋に対して，近接目視による定期点検を実施しており，発生した損傷に関する点検データを蓄積している．本研究では蓄積されている点検データの中から，コンクリート系床版の耐久性低下の要因となり，床版内部への水の浸入によって劣化速度が変化すると考えられる線状および亀甲状ひび割れを対象とした．本研究では，このようなひび割れに対する床版防水層の施工を長寿命化技術と位置付ける．阪神高速道路におけるひび割れに対する評価基準を**表-5.2** に示す．同表に示すように，ひび割れの種類，ひび割れ幅および平均ひび割れ間隔によって RC 床版の健全度が判定される．ここでは，A，B，C の判定とは別個に，健全度ごとのサンプルサイズも考慮し，ひび割れの種類に着目し健全度 1，2，3 を設定した．データが十分に獲得されている場合には，**表-5.2** の行ごとに健全度を設定するなども考え得る．本研究においては，蓄積された点検データの健全度を 2 値データへ分類し，そのうえで分類したデータを用いてモデル推定用のデータベースを作成した．健全度を 2 値データで分類した際のグループを**表-5.3** に示す．この表では，そのグループで対象とする損傷の発生がない場合を

0，ある場合を 1，データベースに加えない健全度を記号「-」で示している．具体的には，グループ 1 は損傷なしの状態から一方向あるいは二方向ひび割れに推移するサンプル集合，グループ 2 は損傷なし，あるいは一方向ひび割れから二方向ひび割れに推移するサンプル集合，グループ 3 は損傷なしから一方向ひび割れに推移するサンプル集合，グループ 4 は一方向ひび割れから二方向ひび割れに推移するサンプル集合である．グループ 1 を「ひび割れ発生過程」，グループ 2 とグループ 4 を「二方向ひび割れ発生過程」，グループ 3 を「一方向ひび割れ発生過程」と呼ぶこととする．このように損傷の定義が異なる複数のグループ（データベース）それぞれに対して，提案モデルの推定を行い，ひび割れの進展状態に応じた床版防水層の施工の効果およびその経年変化を推定する．それぞれのデータベースにおいては径間ごと，床版ごとに固有の ID が割り当てられており，各点検データが示す径間や床版を特定することができる．また，径間ごと，床版ごとに構造特性や環境条件に関する情報が収集されている．床版防水層の施工に関しては，阪神高速道路では舗装資産情報として車線単位で管理されており，床版パネルとの対応を考慮する必要がある．なお，主桁と横桁で囲まれた範囲を床版パネルの 1 単位とし，個々の床版パネルが同様の面積となる状況を対象とした．本分析では径間ごとに少なくとも 1 車線に床版防水層が施工されている場合を防水層施工後とし，全ての車線に床版防水層が施工されていない場合を防水層施工前とした．さらに，防水層施工後の径間に関しては，最も早期に床版防水層が施工された年度を防水層施工年度として用いた．その上で，各サンプルの点検年度を考慮し，それぞれのサンプルを防水層施工前サンプル，防水層施工後サンプルとして分類した．また，阪神高速道路では耐荷力が十分でないと判断されたコンクリート系床版に対して鋼板接着補強を実施している．鋼板接着補強の実施以降の床版パネルでは，コンクリート系床版に関する損傷は目視点検で記録されない．そのため，鋼板接着補強の実施年度の判明していない床版パネルのサンプル，および鋼板接着補強の実施年度以降の点検を含むサンプルをデータベースより除外した．次に，目視点検による判定をサンプル数および損傷形態より 3 段階の健全度に置換し，健全度の回復しているサンプルに関してはデータベースより除外した．その結果，得られた個々のグループにおける劣化パターンごとのサンプルサイズを**表-5.4** に示す．なお，劣化パターンの定義については，**5.3.3** および**表-5.1** を参照されたい．また，これらのサンプルにおける平均点検間隔は 2.71 年であった．

表–5.2　ひび割れ評価基準 [23)]

健全度	判定	ひび割れの種類		平均ひび割れ幅	平均ひび割れ間隔
1	-	ひび割れ無し			
2	C	一方向ひび割れ	平均的ひび割れに対する判定	0.1mm〜0.2mm	1m〜
2	B				〜1m
2	C			0.2mm〜	1m〜
2	B				50cm〜1m
2	A				〜50cm
2	B		局部的に集中したひび割れに対する判定	0.1mm〜0.2mm	-
2	A			0.2mm〜	-
3	C	二方向ひび割れ	平均的ひび割れに対する判定	0.1mm〜	60cm〜
3	B				40cm〜60cm
3	A				〜40cm
3	B		局部的に集中したひび割れに対する判定	0.1mm〜0.2mm	-
3	A			0.2mm〜	-
3	A		角落ち，ずれを伴う場合	-	-

表–5.3　健全度のグルーピング

健全度	グループ			
	1	2	3	4
1	0	0	0	-
2	1	0	1	0
3	1	1	-	1

表–5.4　グループごとのサンプルサイズ

グループ	劣化パターン					
	1	2	3	4	5	6
1	92,661	2,478	62,506	2,335	14,185	326
2	97,522	208	63,542	597	14,371	184
3	92,661	2,379	62,506	1,742	14,185	142
4	4,861	109	1,036	4	186	0

5.5.2 推定結果

5.5.1 で作成したデータベースを用いて本研究で提案する動的劣化ハザードモデルの未知パラメータを推定した．規定関数の候補として **5.3.2** で示した 4 つの関数形を用いた．このときそれぞれのモデルに対して，モデルと実データの当てはまり具合を評価するために WAIC 最小化を達成するモデルを最も望ましいモデルとして選択した．なお WAIC は経験損失 T と汎関数分散 V を用いて，

$$\mathrm{WAIC} = T + \frac{V}{K} \tag{付 42}$$

と表される．ただし，K はサンプルサイズであり，T, V はそれぞれ

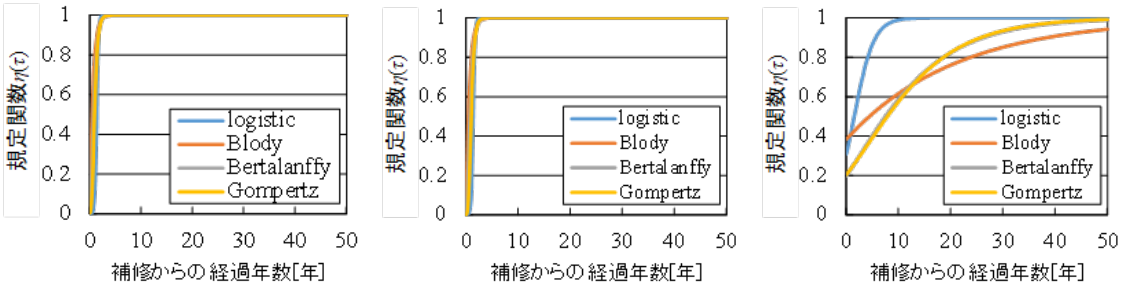
$$T = -\frac{1}{K}\sum_{k=1}^{K} \log E_{\boldsymbol{\Theta}}[p(\bar{\boldsymbol{\Xi}}^k|\boldsymbol{\Theta})] \tag{付 43-a}$$

$$V = \frac{1}{K}\sum_{k=1}^{K}\{E_{\boldsymbol{\Theta}}[(\log p(\bar{\boldsymbol{\Xi}}^k|\boldsymbol{\Theta}))^2] - E_{\boldsymbol{\Theta}}[(\log p(\bar{\boldsymbol{\Xi}}^k|\boldsymbol{\Theta}))]^2\} \tag{付 43-b}$$

である．また，$p(\bar{\boldsymbol{\Xi}}^k|\boldsymbol{\Theta})$ はパラメータ $\boldsymbol{\Theta}$ が与えられたときに観測データ $\bar{\boldsymbol{\Xi}}$ を得る同時確率密度関数であり，式 (付 29) を利用して計算することができる．$E_{\boldsymbol{\Theta}}[\cdot]$ は事後分布 $\pi(\boldsymbol{\Theta}|\bar{\boldsymbol{\Xi}})$(式 (付 33)) による平均であり，MCMC 法によって得られたパラメータの標本を用いて計算することができる．それぞれのグループにおいて算出した WAIC を**表-5.5** に，またそれぞれのグループで最も望ましいモデルとして選択された規定関数を**図-5.2** に示す．**表-5.5** に示すようにグループ 1 においては Logistic 関数，グループ 3 においては Logistic 関数，グループ 4 においては Gompertz 関数が WAIC によって選択された．なお，グループ 2 においてはパラメータの η_r, C が収束しなかったために結果を記載していない．パラメータが収束しない理由として**表-5.4** で示したグループ 2 のサンプルにおいて，長寿命化技術導入後サンプルであるパターンのサンプルが総サンプル数に対して非常に少なかったためであると考えられる．**表-5.6** にはそれぞれのグループにおいて選択されたモデルのパラメータ推定結果を示す．Geweke 検定統計量が 1.96 を下回っていることから，MCMC 法によって推定されたパラメータの事後分布の定常性は担保されている．WAIC によって選択された規定関数および推定されたパラメータを用いて生存確率を求めたものを**図-5.3** に示す．グループ 1 やグループ 3 のように規定関数がすぐに 1 に近似されるような形が推定されたとき，床版防水層を施工しない場合と竣工時に床版防水層を施工する場合とで生存確率に大きな差が生じていない（**図-5.3**(a)，(b) それぞれにおいて，青色と橙色の 2 つの曲線の乖離度合いが極めて小さい）．すなわち，床版防水層を導入することによる劣化速度の変化がほとんど生じていないことを示している．一方で，グループ 4 のように規定関数が 1 に近似されるまでにある程度の時間を要する場合には，床版防水層を施工しない場合と竣工時に床版防水層を施工する場合とで生存確率に差が生じている．つまり床版防水層を施工

表–5.5　グループごとの WAIC

グループ	Brody 関数	Von Bertalanffy 関数	Logistic 関数	Gompertz 関数
1	0.18160	0.18155	0.18145	0.18151
2	-	-	-	-
3	0.17619	0.17613	0.17602	0.17609
4	0.13790	0.13787	0.13805	0.13786



a) グループ 1 の規定関数　　b) グループ 3 の規定関数　　c) グループ 4 の規定関数

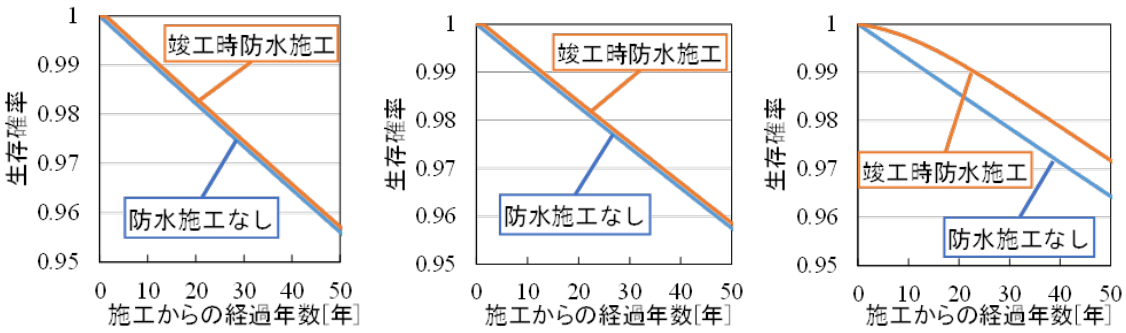
付図—-5.2　グループごとの規定関数

することによって，一方向ひび割れから二方向ひび割れに進展する過程で劣化速度の変化が生じ，コンクリート床版の長寿命化が達成できていると言える．

5.5.1 で言及したように，これらのサンプルグループは劣化過程として，グループ 1 は「ひび割れ発生過程」，グループ 3 は「一方向ひび割れ発生過程」，グループ 4 は「二方向ひび割れ発生過程」と分類することができる．松井 [24] は RC 床版に対する輪荷重試験を通して，水張り実験によって乾燥下では見られなかったひび割れ面のこすり合わせによるコンクリートの噴出が見られ，水の漏出後の寿命が短くなることを示している．つまり RC 床版内部への水の侵入によってひび割れが進展することを示している．本研究の結果においても，ひび割れが発生していない床版に対して床版防水を施工することによる劣化速度の低減は見られていないが，ひび割れが発生している床版に対して床版防水を施工することによって劣化速度が低減されることを示していることから，推定結果の妥当性が担保できていると考えられる．

表–5.6　グループごとのパラメータ推定結果

グループ	事後分布統計量	β	η_r	C
	期待値	-7.016	0.001	5.511
1	（下限 5%, 上限 5%）	(-7.041,-6.991)	(0.000,0.002)	(4.678, 6.477)
	Geweke 統計量	-0.021	-0.009	0.024
	期待値	-7.050	0.001	5.569
3	（下限 5%, 上限 5%）	(-7.078,-7.022)	(0.000,0.001)	(4.669, 6.602)
	Geweke 統計量	-0.010	-0.014	0.0076
	期待値	-7.2278	0.2042	0.1055
4	（下限 5%, 上限 5%）	(-7.3989,-7.0675)	(0.0356,0.4642)	(0.0096, 0.3083)
	Geweke 統計量	-0.0105	0.0124	0.0136



a) グループ 1 の生存確率　　b) グループ 3 の生存確率　　c) グループ 4 の生存確率

付図—-5.3　グループごとの生存確率

5.6　おわりに

本研究では，社会基盤施設に対する長寿命化技術の導入効果の経時変化を考慮した劣化予測モデルを開発した．具体的には，長寿命化技術の導入による劣化速度の変化は効果関数で規定されるとして，その効果関数が経時変化するようモデル化している点が本研究の特徴である．本研究の効果関数を用いることによって，導入効果が損失するタイミングを定量的に示すことが可能となる．また，本研究で提案した方法論を用いてコンクリート床版に対する床版防水層の効果の実証分析を行った．その結果以下の 2 点の評価を行うことができた．1）ひび割れが未発生の床版にひび割れが発生する段階に対しては床版防水層の導入効果は存在しない．2）コンクリート床版に線形ひび割れが発生しており，そのひび割れが亀甲状ひび割れ（二方向ひび割れ）へと進展する段階に対しては床版防水層の導入効

果が存在している．上記の 1）は，ひび割れ発生前の状態には床版防水層を導入しないという施策に帰結し得るが，不確実な発生タイミングを持つひび割れに対して舗装更新時でしか床版防水が導入できない点，ひび割れ以外の損傷に対して床版防水の導入効果が存在し得る点も考慮して，現実の維持管理施策を決定すべき点には留意されたい．一方で，2）からは，既にひび割れが生じている床版への床版防水層の導入施策の妥当性が，客観的根拠に基づき示されたと考えられる．

一方で，今後の課題を整理する．第 1 に，本研究で構築した方法論は状態が 2 値で表現される場合にのみ適用可能である．そのため，実証分析の際には多段階の劣化過程を 2 段階の劣化過程へと置き換えて方法論を適用している．多段階の劣化過程を 2 段階の劣化過程へと置き換えることによって情報の損失やバイアスが生じる可能性がある．そのため今後は多段階の場合にも適用可能な方法論を構築する必要がある．第 2 に，本研究で規定関数として提案した曲線では，長寿命化技術の導入効果はある時点で急に損失するものではなく，時間とともに減少していくとしている．しかしながら，長寿命化技術の中には，ある時点までは導入効果が持続しているが，それ以降は導入効果が存在しなくなる，つまり長寿命化技術の損傷・破壊が存在する場合があると考えられる．そのため長寿命化技術が損傷・破壊しうるとした場合の方法論を今後構築する必要性がある．第 3 に，本研究では特定の部材における特定の損傷に対するある長寿命化技術の導入効果を示したに過ぎず，今後適用範囲を拡大し結果の考察を行うことによって，方法論の逐次改良を行うことが重要である．

参考文献

1) 国土交通省道路局：道路メンテナンス年報，2018.

2) 仁平達也，渡辺忠明，滝本和志，笹谷輝勝，土屋智史，原夏生，谷村幸裕，岡本大：損傷履歴を考慮した修復部材の性能評価に関する一考察，土木学会論文集 E，Vol.65，No.4，pp.490-507，2009.

3) 水谷大二郎，貝戸清之，小林潔司：階層ベイズ法による補修効果の事後評価，土木学会論文集 F4，Vol.69，No.3，pp.204-221，2013.

4) Shin, H.C. and Madanat, S.M.: Development of stochastic model of pavement distress initiation，土木学会論文集，No.744/IV-61，pp.61-67，2003.

5) 青木一也，山本浩司，小林潔司：劣化予測のためのハザードモデルの推計，土木学会論文集，No.791/VI-67，pp.111-124，2005.

6) 貝戸清之，山本浩司，小濱健吾，岡田貢一，小林潔司：ランダム比例ワイブル劣化ハザードモデル：大規模情報システムへの適用，土木学会論文集 F，Vol.64，No.2，pp.115-129，2008.

7) 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.

8) Lancaster, T.: The Econometric Analysis of Transition Data, Cambridge University Press, 1990.

9) 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.

10) 貝戸清之，小林潔司，青木一也，松岡弘大：混合マルコフ劣化ハザードモデルの階層ベイズ推計，土木学会論文集 D3，Vol.68，No.4，pp.255-271，2012.

11) 織田澤利守，小林潔司：プロジェクトの事前評価と再評価，土木学会論文集，No.737/IV60，pp.189-202，2003.

12) 織田澤利守，小林潔司，松田明広：評価費用を考慮したプロジェクトの事前・再評価問題，土木学会論文集，No.751/IV-62，pp.97-110，2004.

13) Dixit, A.K. and Pindyck, R.S.: Investment Under Uncertainty, Princeton University Press, 1994.

14) Trigeorgis, L.: Real Options, Managerial Flexibilitand Strategy in Resource Allocation, The MIT Press, 1996.

15) 小林潔司，江口利幸，大井明，青木一也，貝戸清之：劣化過程の不確実性を考慮した路面性状調査の最適実施方策，土木学会論文集 E1，Vol.67，No.2，pp.75-90，2011.

16) 小濱健吾，貝戸清之，青木一也，小林潔司，福田泰樹：劣化過程を考慮した最適廃棄・補修モデル，土木学会論文集 F4，Vol.68，No.3，pp.141-156，2012.

17) 日本道路協会: 道路橋示方書・同解説，pp.102-103，2002.

18) 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.

19) 西弘明，今野久志，佐藤孝司，佐藤京，西城能利雄，角間恒：高機能防水システムによる床版劣化防止に関する研究，平成 27 年度プロジェクト研究 研究成果報告書，国立研究開発法人土木研究所，2016.

20) 渡辺澄夫：ベイズ統計の理論と方法，コロナ社，2012.

21) 津田尚胤，貝戸清之，山本浩司，小林潔司：ワイブル劣化ハザードモデルのベイズ推計法，土木学会論文集 F，Vol.62，No.3，pp.472-491，2006.

22) 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.

23) 阪神高速道路株式会社：道路構造物の点検要領，2015.

24) 松井繁之：移動荷重を受ける道路橋 RC 床版の疲労強度と水の影響について，コンクリート工学年次論文報告集，9-2，pp.627-632，1987.

第6章　まとめ

従来の橋梁のアセットマネジメントにおいては，舗装や塗装など更新が前提となっている部材以外の本体構造物の寿命が，補修を繰り返すことによって半永久的に維持できることが前提となっていた．近年の構造物の劣化に起因する事故などを踏まえると，構造物の寿命が有限であることを認識して，アセットマネジメントシステムを再構築する必要があると考えられた．

そこで本研究では，橋梁の床版が有限の寿命を持つことを前提に，大規模更新・修繕の意思決定を行う方法論について検討を行った．方法論を議論するにあたっては

① 相関分析による損傷要因分析 (鋼床版の疲労き裂を対象)

② 大規模修繕の施策の最適手法 (鋼床版の疲労き裂を対象)

③ 補修効果の評価手法 (コンクリート床版の床版防水)

④ 補修後の劣化予測モデル (コンクリート床版の床版防水)

の 4 つの要素技術に着目した．

①については，検討では，目的変数と説明変数の性質に応じて相関分析方法を使い分けながら，鋼床版に生じているき裂の要因を分析した．分析に先立ち，鋼床版に生じているき裂が交通荷重による疲労き裂であり，マイナー則に従うと仮定したときの簡単な理論的考察とパラメトリックな構造解析で目的変数と説明変数との間で想定される相関関係を確認した．その結果，損傷発生率については，10t 等価換算累積軸数の影響が顕著であり，縦リブ支間長や横リブ支間長との相関は低いながらも確認された．疲労寿命については，年平均 10t 等価換算軸数の影響がみられたが，縦リブ支間長や横リブ支間長の影響を確認できなかった．

以上の結果を踏まえると，相関分析はき裂の要因を絞り込む手段として有効であると考えられる．

②については，高速道路高架橋の鋼床版の疲労き裂の点検データを用いて疲労き裂の発生・進展過程を推定した上で，平均費用に基づいて大規模修繕箇所を選定するための方法論を提案した．具体的には，疲労き裂発生・進展モデルを定式化し，MCMC 法を用いてき裂発生時点に関するデータを補完しながらモデルを推定するための手法を開発した．また，推定された疲労き裂の発生・進展過程に基づいて大規模修繕施策，通常修繕施策のそれぞれで必要となる平均費用をその不確実性も含めて推定するための手法を提案した．その上で，それらの平均費用の確率分布間の差異を検定することにより，大規模修繕施策の

実施箇所を選定するという方法論を提案し，これらの一連の方法論を大規模修繕箇所選定のための方法論として開発した．さらに，提案した方法論を実際の高速道路での事例に適用し，その有用性を実証的に示すとともに，大規模修繕時刻の候補に制限がある場合に対しても本研究で提案する方法論が利用可能であることも示した．

③については，健全度ごとに異なる異質性パラメータを設定した混合マルコフ劣化ハザードモデルを提案し，当該モデルで推定した健全度ごとの劣化速度の異質性の差異を長寿命化技術の導入前後で Wilcoxon の符号付き順位検定を用いて定量的に評価した．その際，異質性パラメータの推定値を比較し長寿命化技術の平均的な導入効果を定量化するマクロ評価，個々の施設グループにおける異質性パラメータの事後分布を比較し長寿命化技術の導入効果を詳細に定量化するミクロ評価の双方を実施した．実証分析において，実在の高速道路高架橋における長寿命化技術として床版防水層の施工を取り上げ，その効果を提案手法により評価した．それにより，初期のひび割れ発生段階においては床版防水層が劣化速度低減に与える影響が存在するとは言えないものの，ひび割れが進展していくにつれて床版防水層が劣化速度低減に与える効果が増加していく傾向が確認できた．なお，本研究では，床版防水層を具体的な長寿命化技術として取り上げたが，本研究で提案した方法論は，導入後に劣化過程や寿命が変動する可能性のある長寿命化技術に対して，点検データが獲得されていれば，長寿命化技術や技術の導入対象となる社会基盤施設の種類を問わず利用可能である．

④については，長寿命化技術の導入による劣化速度の変化は効果関数で規定されるとして，その効果関数が経時変化するようモデル化している点が本研究の特徴である．本研究の効果関数を用いることによって，導入効果が損失するタイミングを定量的に示すことが可能となる．また，本研究で提案した方法論を用いてコンクリート床版に対する床版防水層の効果の実証分析を行った．その結果以下の 2 点の評価を行うことができた．1）ひび割れが未発生の床版にひび割れが発生する段階に対しては床版防水層の導入効果は存在しない．2）コンクリート床版に線形ひび割れが発生しており，そのひび割れが亀甲状ひび割れ（二方向ひび割れ）へと進展する段階に対しては床版防水層の導入効果が存在している．上記の 1）は，ひび割れ発生前の状態には床版防水層を導入しないという施策に帰結し得るが，不確実な発生タイミングを持つひび割れに対して舗装更新時でしか床版防水が導入できない点，ひび割れ以外の損傷に対して床版防水の導入効果が存在し得る点も考慮して，現実の維持管理施策を決定すべき点には留意されたい．一方で，2）からは，既にひび割れが生じている床版への床版防水層の導入施策の妥当性が，客観的根拠に基づき示されたと考えられる．

以上のように統計分析手法に基づいた床版の評価方法について提案することができたが，課題もみられた．

上記①の検討による課題は，

1) タイプ①(鋼床版の U リブとデッキスラブとの溶接部に発生する橋軸方向のき裂) のき裂は局所的な応力振幅の影響が強く，輪荷重作用位置とリブの位置などの情報が必要であるのに対し，構造諸元に関する詳細な情報はデータベースには記載されておらす，竣工図を確認する必要がある．き裂発生位置に関する詳細な情報がデータベースに登録されていれば，さらに詳細な統計分析が可能になると考えられる．そのために要因を絞り込むために必要な項目に関する情報を取得できるようデータベースを改善し，これを継続することによって情報が蓄積させる必要がある．

上記②の検討による課題は,

1) 多くの社会基盤施設において供用からの経過年数が長くなってきている現状において，鋼床版に限らず多様な社会基盤施設において，今後，大規模修繕の検討が本格化するであろう．その際に，本研究で提案した方法論を応用して，大規模修繕箇所の選定を行うことが可能であると考える．

2) 今後，大規模修繕や通常修繕を経験した社会基盤施設の数が増加していくことが予想され，修繕の実施前後で劣化過程が異なる可能性がある．例えば，本研究では，SFRC 舗装の施工後には疲労き裂は発生しないと仮定しているが，この点の妥当性を継続的に検討していく必要がある．

3) 本研究では，輪荷重直下の溶接部位置を概算したが，疲労き裂の発生・進展過程のより詳細なモデル化のためには，これらのデータが一元的に利用可能な状態で記録されていることが望ましい．さらには，個々の鋼床版の施工時の状況や環境要因，使用履歴といった情報も包括的に記録することによる，統計的劣化予測モデルの精度向上やアセットマネジメントの高度化のためのデータベースの体系化が今後重要な課題となる．

上記③による課題は,

1) 本研究で提案した方法論は，施設の個々の健全度のデータが長寿命化技術導入前後で獲得されている状況を想定しており，今後のデータの蓄積によって，より正確に長寿命化技術導入効果を評価することが望ましい．また，本研究で提案した方法論により定期的に長寿命化技術導入効果を見直し，改善していくためのアセットマネジメントシステムを構築することが望まれる．それと同時に，新たに獲得されたデータを用いて，本研究で提案した方法論自体の事後評価を行うことも重要となる．

2) 本研究で提案した方法論では，長寿命化技術導入後の異質性パラメータが同一健全度内で経年的に変化しないと仮定している．しかしながら，実証分析で対象とした床版防水層においても，その効果が経年的に減少していく可能性は否定できず，このような変化の過程をモデル化することが必要となる．

3) 定量化した長寿命化技術導入効果に基づき，長寿命化技術を導入する施設の選定および導入時期の最適化を行う必要がある．本研究で提案した方法論では，健全度ごとの長寿命化技術導入効果を定量化しているため，施設の現在の劣化状態を勘案した，長寿命化技術導入効果がより発現される施設の選定，実施時期の決定に有益な情報を提供できると考えられる．

上記④による課題は，

1) 本研究で構築した方法論は状態が 2 値で表現される場合にのみ適用可能である．そのため，実証分析の際には多段階の劣化過程を 2 段階の劣化過程へと置き換えて方法論を適用している．多段階の劣化過程を 2 段階の劣化過程へと置き換えることによって情報の損失やバイアスが生じる可能性がある．そのため今後は多段階の場合にも適用可能な方法論を構築する必要がある．

2) 本研究で規定関数として提案した曲線では，長寿命化技術の導入効果はある時点で急に損失するものではなく，時間とともに減少していくとしている．しかしながら，長寿命化技術の中には，ある時点までは導入効果が持続しているが，それ以降は導入効果が存在しなくなる，つまり長寿命化技術の損傷・破壊が存在する場合があると考えられる．そのため長寿命化技術が損傷・破壊しうるとした場合の方法論を今後構築する必要性がある．

3) 本研究では特定の部材における特定の損傷に対するある長寿命化技術の導入効果を示したに過ぎず，今後適用範囲を拡大し結果の考察を行うことによって，方法論の逐次改良を行うことが重要である．

近年，サイバー空間 (仮想空間) とフィジカル空間 (現実空間) とを高度に融合させたシステムにより，経済発展と社会的課題の解決を両立する人間中心の社会として Society5.0 が提唱されている．これは第 5 期科学技術基本計画において我が国が目指すべき未来社会の姿として初めて提唱されたものであり，狩猟社会 (Society1.0)，農耕社会 (Society2.0)，工業社会 (Society3.0)，情報社会 (Society4.0) に続く新たな社会として位置づけられている．これを踏まえ，国土交通省では「国土交通省生産性革命プロジェクト」として Society5.0 の実現に向けた取組みが提唱されている．このなかの取組みの一つの「データの横断的フル活用、データプラットフォームの構築等」では，国土・経済活動・自然現象に関するデータをフル活用することが前提となっている．我が国においてもデータの重要性の認識が高まり、プラットフォームの整備に向けてデータの整備が進むと考えられる．あらゆるデータが収集・蓄積され Bigdata 化していくと考えられる．さらにこれらの膨大なデータを AI 等の手法で分析する方法も発展すると考えられる．

土木構造物については，画像による損傷に認識や，点群による構造物の形状の把握や BIM/CIM モデルへの展開，振動などの物理的なデータによる構造物の健全度の把握など

構造物の現状を把握する技術や，I-Construction などのように建設に係る工事機械や工事の進捗状況などのデータ化などへの取組みが進んでいる．

本研究では，損傷要因分析と修繕政策の比較方法に関する検討を鋼床版で，対策効果に関する検討を RC 床版で実施したが，これはどちらか一方の部材だけで検討を進めるために十分なデータがそろっていなかったことが原因と考えられる．

本研究で明らかにできなかった損傷要因もこのようなデータ化が進めば，明らかにできるようになると考えられ，損傷要因が明らかにできれば構造物の劣化予測の信頼性も向上すると考えられる．そうすると大規模更新・修繕の最適解の信頼性も向上し，管理者が維持管理を適切に意思決定できる有効な情報となりうる．

謝辞

本博士論文の執筆にあたり，多くの方々にご指導・ご鞭撻を賜りました．ここに心より感謝申し上げます.

主査を務めて頂きました大阪大学貝戸清之准教授には，博士論文を執筆する機会をいただくとともに，研究の方針などご指導いただきました．ここに感謝申し上げます．また，副査を務めて頂きました，大阪大学鎌田敏郎教授，大阪大学乾徹教授には， 貴重な時間を割いて有益なご指導を頂きました，厚く御礼申し上げます.

阪神高速道路は平成 14 年 (2002 年) から橋梁マネジメントシステム構築に向けて検討が開始されました．阪神高速の橋梁マネジメントシステムは H-BMS とよばれていますが，筆者は平成 14 年から H-BMS の構築に携わらせていただきました．この当時の H-BMS は予防保全を繰り返すことによって半永久的に橋梁を使い続けることができることを前提にしており，ライフサイクルコストの考え方についても，半永久的なコストとして計算されていました．H-BMS は平成 22 年 (2010 年) に一旦開発が終了し，当時課題となっていた点検データや対策に関する情報の精度向上が図られていました．その後，通常の修繕だけでは橋梁の安全性が確保できないことが認識され，高速道路において大規模更新・修繕事業が始まりました．補修を繰り返すことで橋梁の健全度を維持できることが前提であった BMS のモデルを，補修をしても健全度を永久に維持することができず有限の寿命となり，いずれ大規模な修繕や更新が必要なモデルに再構築する必要性が生じたことが，本研究の大きな動機となっています.

本研究の内容に関連した議論は,「SIP(戦略的イノベーション創造プログラム)〜道路インフラマネジメントサイクルの展開と国内外への実装を目指した統括的研究〜」のうち「大規模修繕を考慮した BMS の開発と高速道路における実践」の一環として，大規模更新・修繕事業が始まった直後の平成 27 年 (2015 年) に開始していますが，この議論では，阪神高速道路（株），(一財) 阪神高速技術センター (現：(一財) 阪神高速先進技術研究所)，大阪大学，京都大学の 4 者が参加し，阪神高速の大規模修繕事業の対象となっていた鋼床版き裂対策，RC 床版の更新・修繕に着目して，大規模修繕・更新を考慮できる BMS の構築に向けて劣化予測モデルやライフサイクルコスト評価モデルに関する議論を重ねました．本研究成果はこの議論の結果であり，この議論が無ければ本研究を成し遂げることができませんでした.

京都大学経営管理大学院小林潔司特任教授 (京都大学名誉教授) には，H-BMS 開発当時からご指導いただいており，本研究においても，当初の H-BMS の考え方を踏まえたご指

導をいただきました．大変感謝申し上げます．

東北大学水谷大二郎助教には，議論を開始した当時は大阪大学の立場で議論にご参加いただき，本研究の第 3 章から第 5 章のテーマに対してモデル構築の方向性などにご指導をいただき，感謝申し上げます．大阪大学大学院二宮陽平氏 (現：(一財）電力中央研究所) には，第 3 章の鋼床版き裂に関するデータ整理や分析にご協力いただき，感謝申し上げます．東日本高速道路（株）の宇野裕亮氏は，研究当時大阪大学大学院に所属しておられ，第 4 章，第 5 章の RC 床版に関するデータ整理や分析にご協力いただき，感謝申し上げます．

阪神高速道路（株）の関係者として鈴木威様 (現：阪神高速技研（株）常務取締役執行役員)，渡辺尚夫様 (現：(株）情報技術代表取締役社長)，鈴木徹様，宮田亮様，植田琢磨様，大西一志様，曽我恭匡様，斎藤暖様には，阪神高速道路（株）が管理する鋼床版き裂や RC 床版の点検結果等分析に必要なデータをご提供いただくとともに，大規模更新・修繕をモデル化するにあたって，劣化モデルや対策に関する考え方についてご助言をいただき，感謝申し上げます．

本論文をとりまとめるにあたっての手続き等に対してご指導いただきました大阪大学笹井晃太郎特任研究員に，感謝申し上げます．

最後に，妻や子供達にも支えられ，励まされましたことに深く感謝いたします．彼らの理解と応援が，私の博士論文を完成させる助けとなりました．

2023 年 12 月　慈道　充