

新都市社会技術融合創造研究会

積雪寒冷地における舗装の耐久性向上と
補修に関する研究プロジェクト

2007 年 2 月

1. 研究概要

道路舗装は、安全で快適な走行を行うために必要な表面的な路面性状などの機能と、長期にわたってサービスを提供するための構造的な耐久性が必要とされる。そのため、道路管理者は道路利用者に一定レベルのサービスを提供するために道路の維持管理が重要な課題となっている。しかし、道路ストックの増大・老朽化、限られた予算、道路利用者のニーズの高度化などさまざまな制約がある中で、道路構造物の効率的な維持管理が求められている。

また、平成5年に道路構造令及び車両制限令が改正され、20トンを超える車両の通行が可能となったことや、景気の回復基調にともない、交通量が増加している状況が見られ、道路に対する荷重の負担は大きくなっていると考えられる。

このような状況により、予算が縮減されている中でこれまでの対処療法的な修繕（切削オーバーレイ、打換えなど）ではなく、計画的な予防的維持（シール材注入工法など）や耐久性の高い舗装構造に対する必要性が高まっている。予防的維持は、破損が軽微なうちに維持を行うことによって、舗装の寿命を延ばし、多額の費用を投じる修繕工事の回数を減らし、ライフサイクルコストを低減することが期待されている。

さらに、積雪寒冷地では、冬季の除雪対策としての融雪（散水）により、小さなひび割れに水が入り、その水が凍りひび割れを成長させたり、ポットホールが発生原因のひとつとして想定することもできる。また、小さなポットホールの発生に関しても車両の通行に伴い成長しパンクや事故の原因となり管理瑕

疵を問われることも想定される。そのうえ、近年の異常気象による集中豪雨、豪雪などにより、環境面からも舗装への負担が増大している状況である。

本研究では、積雪寒冷地の現状に即した舗装の維持管理手法の構築を目的として、補修工法・材料などの評価方法を検討するとともに、試験施工を行い、その効果や影響を確認するための社会実験の方法について検討を行う。その結果を踏まえて、道路舗装材料、舗装構造の耐久性の向上に対する基礎的な知見をとりまとめることを目的としている。

具体的には、まず、ミクロレベルの研究として、現在積雪寒冷地の冬季における舗装の維持管理上、大きな課題になっているポットホールに対する維持管理方策に関する研究を実施する。そのために、ポットホールの発生メカニズムを整理することを目的として、ポットホールなど、路面の損傷に関する文献の調査、クラックが成長してポットホールになるまでの定点観測などを行う。また、舗装のアセットマネジメントを確立するために、舗装の評価を目的として、補修履歴データの分析、既存の点検データを用いた舗装の劣化曲線算定、データベース項目を検討する。さらに、舗装補修の評価を目的として、試験舗装区間を設定し、民間業者より提案された積雪寒冷地に適応した補修工法・材料を用いて試験施工を行う。その箇所を定点観測するとともに、工法、材料の評価軸（耐久性、施工性、コスト、保存性など）の検討を行う。さらに、マクロレベルの研究として、舗装材質、舗装構造、および舗装をとりまく社会的、環境的要因の関連関係について、データベース（豊

岡河川国道の既存データ、研究が進んでいる北陸地方整備局等のデータ）に基づいて照査し、ライフサイクル費用の低減に資するような、ポットホールを含めた舗装の維持管理政策について検討する。これら 2 つの研究テーマは互いに密接に関係しており、本研究会ではミクロレベルでの検討を先行的に進めるが、そこで得られた知見は常にマクロレベルにおける舗装の長期的な維持管理方策の視点から舗装構造などについて再検討し、現実の舗装アセットマネジメントの高度化に資するような知見として取りまとめることとする。

2. 研究フロー

本研究は 19 年度より 3 カ年で行うものとするが、18 年度においても、プレ試験施工、データ収集などを行った。

平成 18～20 年度は評価、マネジメント、舗装構造の検討のために既存資料を用いた検討を行う。ポットホールなど日常的に発生する路面損傷に関する文献の調査や、クラックが成長してポットホールになるまでの定点観測からポットホールの発生メカニズムを整理する。また、補修履歴データ、既存の点検データを用いた舗装の劣化線算定、ライフサイクルコスト算出、データベース項目の整理などを行い、アセットマネジメントを構築するための基礎的な検討を行う。さらに、路面の損傷に対し日常的に対応しているデータの蓄積のため、試験舗装区間を選定し試験施工を実施する。その箇所を定点観測し、積雪寒冷地に適応した舗装構造、補修工法、舗装材料の効果について調査する。さらに、工法、舗装材料の評価軸（耐久性、施工性、コスト、保

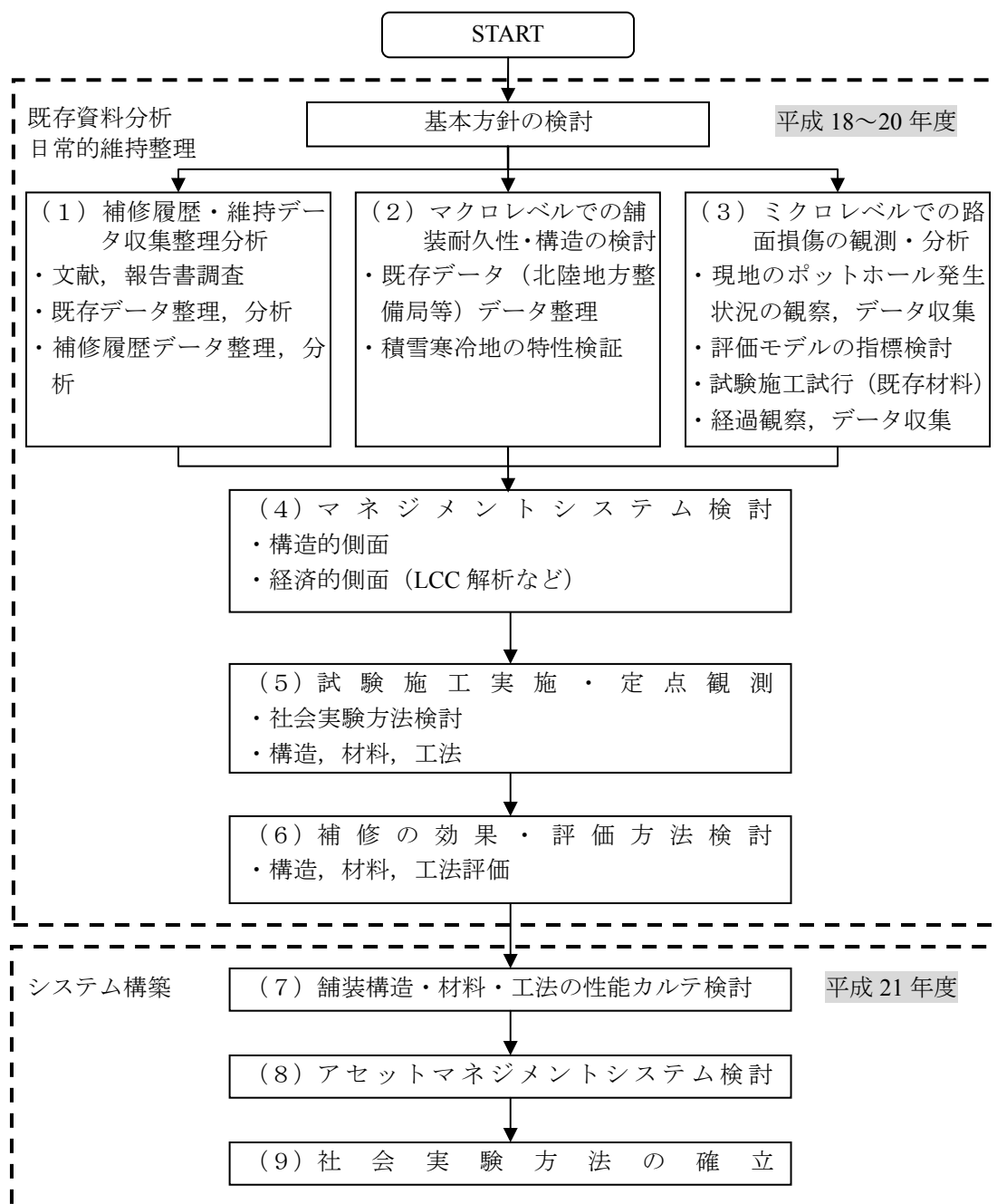
これらの検討結果を用いて、舗装構造・材料・工法ごとの性能カルテ作成方法を検討し、社会実験の方法論の検討を行い、近畿地方整備局における社会実験の方法を確立する。また、日常的な維持管理を考慮したマネジメントシステムについて検討を試みる。

本研究では、国土交通省近畿地方整備局豊岡河川国道事務所が管轄する道路を適用事例として、積雪寒冷地域における維持管理業務への適用を試みる。

存性など）の検討を行う。また日常的な維持管理を考慮した、舗装のマネジメントシステムについて検討する。

平成 21 年度は、舗装構造・補修工法・舗装材料に関する性能評価から性能カルテ作成方法、アセットマネジメントシステムの構築として計画的な維持管理を行うためにライフサイクルコストの分析より必要な予算について検討を行う。さらに、本研究で行った社会実験をもとに、舗装設計・管理手法の見直しを検討して、近畿地方整備局におけるこれらの社会実験の方法について基準を検討する。

本研究のフローを下図に示す。



3. ポットホールの実態とその原因、初年度のプレ試験施工について (18 年度（初年度）の実施報告）

3-1. ポットホールの実態

阪神高速道路公団における調査では、平成5年度のアスファルト舗装の破損の発生数 681カ所のうち、ポットホールは239カ所であった。

発生状況は、道路勾配が水平部の箇所の高い頻度で発生しており、この原因が排水の悪い現場条件に起因するものと考えられている。この結果、使用する混合物は、そのはく離抵抗性を考慮する必要があると結論づけている。

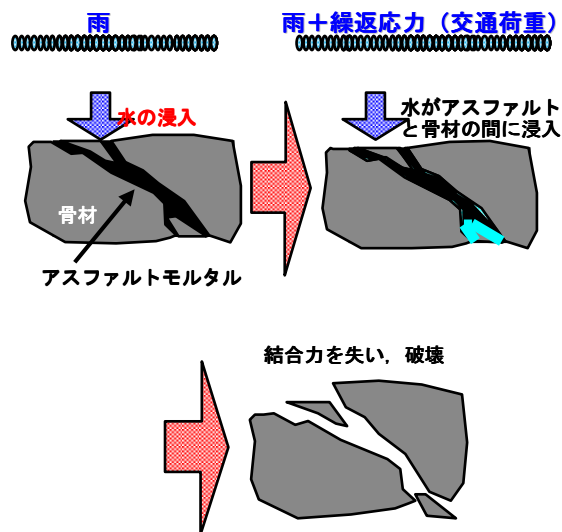


図-1 ポットホールの発生原因

3-2. ポットホールの発生原因

ポットホールの発生原因は、図-1のように交通荷重による繰返し応力を受けて、雨水がアスファルトと骨材の間に徐々に浸入し、骨材が結合力を失い破壊することによる。つまり、図-2のように骨材に交通荷重Pが作用すると、間隙水圧によりアスファルトが徐々にその上部より排出されるために発生するもので、欧米ではStripping、わが国では剥離と呼ばれている。

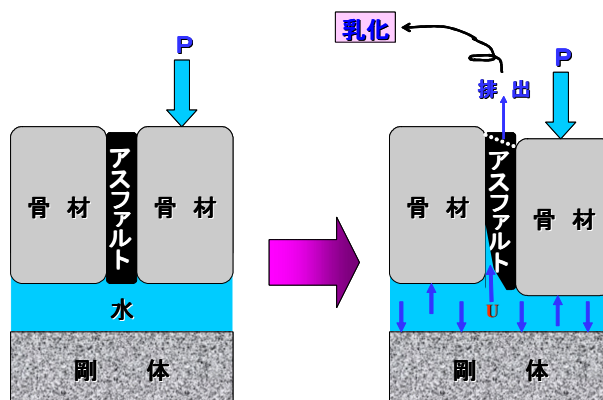


図-2 剥離のメカニズム

3-3. ポットホールを発生させる劣化要因

ポットホールの発生は、主に次の3つの劣化要因によるものであると考えられる。

- ・繰返荷重による劣化
 - ①大型交通量の大小
 - ②車線の横断勾配による負荷（谷側）
- ・道路形状等による劣化
 - ①カーブ区間
 - ②交差点部
- ・舗装の滞水による劣化
 - ①排水状況（目詰り・水平区間）
 - ②降雨量
 - ③下層の透水条件（Co床版 or As舗装）

3-4. ポットホールの補修方法と課題

ポットホールの補修方法は、通常、持ち運びやすいように袋詰めになった常温アスファルト混合物を直接ポットホールに埋め、軽く転圧することにより仮復旧される。

しかし、積雪寒冷地では融雪用の散水が常時実施されているケースが多く、仮復旧作業もポットホールに水が充満した条件下で実施されるため、仮復旧後3～4日で再びポットホールが発生するケースもあることが大きな課題である。

3-5. ポットホール調査・補修帳票

そこで、図-3のような『ポットホール調査・補修帳票』を作成し、以下のデータベースを作成するとともに、図-4に示される使用限界レベルを設定する。

- ①ポットホールの発生場所および日時
- ②ポットホールの発生要因の詳細
- ③常温補修材料による補修日時とその種類
- ④仮復旧作業状況の詳細
- ⑤仮復旧後の経時観察（剥離面積・剥離深さ）

ポットホール調査・補修帳票 (☒ 試験施工箇所 ☐ 自然発生箇所)										
位置情報	区	4	地方道	豊岡河川国道	山形県	路線番号(上り/下り)	9	車線数	2	
	近畿	近畿	近畿	近畿	近畿	近畿	近畿	近畿	近畿	
	道路種別	140	道路種別	140	道路種別	140	道路種別	140	道路種別	140
補修状況	ポットホール発生箇所		補修箇所		補修箇所		補修箇所		補修箇所	
	2007/02/13		2007/02/13		2007/02/13		2007/02/13		2007/02/13	
	2007/02/13 14:15:00		2007/02/13 14:15:00		2007/02/13 14:15:00		2007/02/13 14:15:00		2007/02/13 14:15:00	
施工状況	施工状況		施工状況		施工状況		施工状況		施工状況	
	2007/02/13 14:15:00		2007/02/13 14:15:00		2007/02/13 14:15:00		2007/02/13 14:15:00		2007/02/13 14:15:00	
	2007/02/13 14:15:00		2007/02/13 14:15:00		2007/02/13 14:15:00		2007/02/13 14:15:00		2007/02/13 14:15:00	
施工後の状況	施工後の状況		施工後の状況		施工後の状況		施工後の状況		施工後の状況	
	2007/02/13 14:15:00		2007/02/13 14:15:00		2007/02/13 14:15:00		2007/02/13 14:15:00		2007/02/13 14:15:00	
	2007/02/13 14:15:00		2007/02/13 14:15:00		2007/02/13 14:15:00		2007/02/13 14:15:00		2007/02/13 14:15:00	

図-3 ポットホール調査・補修帳票

3-6. 性能評価を考慮した室内試験との相関

一方、将来における性能評価の実施の可能性を考慮し、図-5に示すラベリング試験等による耐久性評価の相関を考えた。

この試験は、積雪寒冷地におけるチェーン走行による舗装の耐久性を模擬した試験で、ステップⅠとしてラジアルタイヤ走行を10,000回、ステップⅡとしてスパイクチェーン走行を20,000回の負荷をかけることができる。

試験体数は、同時に12体が可能であるが、供試体の種類が異なる場合等は、供試体間の影響を防ぐために、供試体間に1枚のコンクリート製のダミー供試体を入れるため、同時に6種類の常温アスファルト混合物の評価が可能である。

3-7. プレ試験施工の実施

来年度の試験施工に先立って、2月13日にプレ試験施工を実施した。実施場所は、図-6～8に示す国道9号線関宮1の区間である。

この区間を選定した理由は、①雪寒地域の条件が厳しく、散水融雪施設が整備されていること、②登坂車線が整備されているため、試験施工による不具合が発生しても緊急時の対応が比較的容易であること、③CCTVIによる監視範囲内であるため、日常的に監視が可能であることが挙げられる。

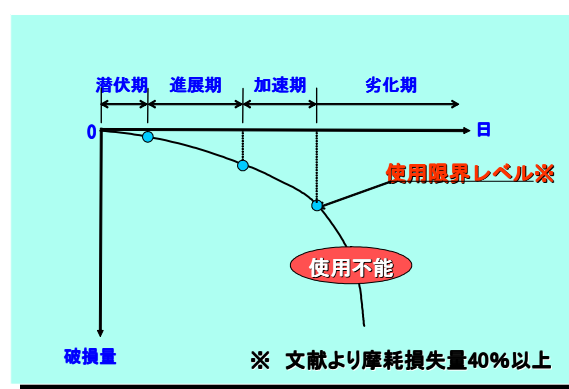


図-4 使用限界レベルの設定

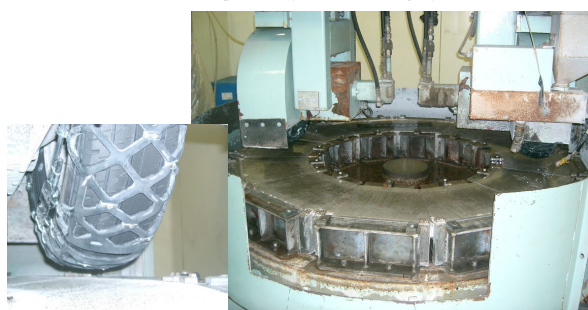


図-5 ラベリング試験

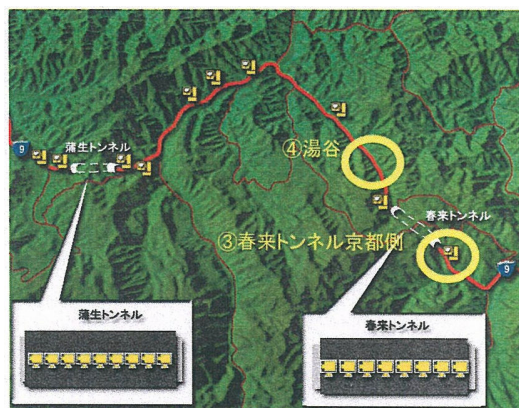


図-6 プレ試験施工場所の地図

試験施工における模擬ポットホールの位置は、図-9のように登坂車線がある上り走行車線の負荷の大きい谷側車輪部に設置した。設置方法は、切削機で路面を深さ4cm、幅2mに切削した後、軽く清掃した。

評価する常温アスファルト混合物は6種類、試験区間は約22m、また切削による段差は安全を考慮し5%のすり付けをおこなうものとした。

その後、この模擬ポットホールを写真1～7のように常温アスファルト混合物で補修した。



図-7 プレ試験施工場所の地図

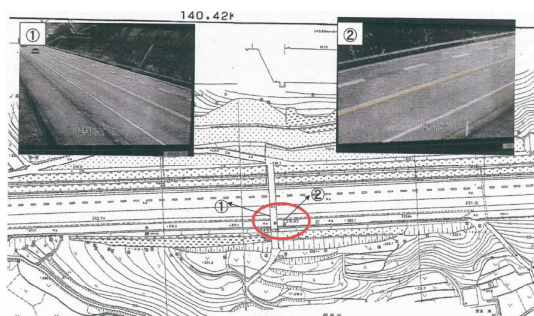


図-8 プレ試験施工場所の全体図

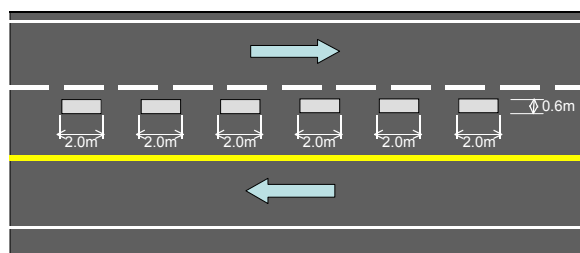


図-9 模擬ポットホールの位置図



写真-1 模擬ポットホールの全景



写真-2 模擬ポットホールの詳細



写真-3 常温アスファルト混合物の敷均状況



写真-4 常温アスファルト混合物の転圧状況



写真-6 常温アスファルト混合物による補修全景



写真-5 散水車による模擬散水状況



写真-7 道路勾配の測定

4. 参考資料

参考資料として、ポットホール調査・補修帳票を次頁に示す。さらに既存の論文を以下に示す。

- ・ 慈道充，江尻良，織田澤利守，小林潔司：道路舗装管理会計システムアプリケーション，土木情報利用技術論文集，Vol.13，pp.125-134，2004.
- ・ 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 (2007)，No. 1 pp.1-15

【参考文献】

- ・ 関惟忠，山口良弘，久利良夫：高架道路におけるポットホールの実態について，第 21 回日本道路会議論文集，pp716-717，1995.
- ・ 三瀬貞，山田優，根来日出晴：アスファルト舗装混合物のはく離に関する現象論，第 37 回年次学術講演会講演概要集 V 部門，pp543-544，1982.
- ・ 鎌田修，山田優：アスファルト混合物のはく離抵抗の評価と改善に関する研究，土木学会論文集，No.760/V-63，pp63-74，2004

ポットホール調査・補修帳票(☐ 試験施工箇所 ・ ☐ 自然発生箇所)

位置情報

ID	地方整備局	事務所	出張所	路線番号	上り・下り	車線数
距離標(km)	距離(m)	ポットホールの位置		合材種類(表層)	合材種類(基層)	
		☐ 走行車線 ☐ 追越車線	☐ 進行方向右側 ☐ 進行方向左側			
構造物		交差点の有無	道路線形	道路勾配(%)		
☐ 土工部	☐ 鋼床版 ☐ CO床版	☐ 交差点部 ☐ それ以外	☐ カーブ部分 ☐ 直線部分			

補修状況

ポットホール発生日	帳票作成日	補修面積(m ²)	補修深さ(mm)
施工日時		補修材料名(製品名)	
天候	気温(°C)	作業時間(分)	散水状況(融雪用)の有無
			☐ 散水有り ☐ 散水無し
ポットホール内の水の有無		施工時に散水融雪装置からの水の対応	
☐ 施工時に水を除去した ☐ 施工時に水を除去しない ☐ 施工時に水はなかった		☐ 何もしない ☐ 堰を作って遮断した	
ポットホール内の泥の有無		施工性について	
☐ 施工時に泥を除去した ☐ 施工時に泥を除去しない ☐ 施工時に泥はなかった		☐ 施工しやすい ☐ 施工にくい ☐ ふつう	

施工後の状況

日時1	剥離面積1(m ²)	剥離深さ1(mm)	ひびわれ1	日時2	剥離面積2(m ²)	剥離面積2(mm)	ひびわれ2
			☐ 有り ☐ 無し				☐ 有り ☐ 無し
日時3	剥離面積3(m ²)	剥離深さ3(mm)	ひびわれ3	日時4	剥離面積4(m ²)	剥離面積4(mm)	ひびわれ4
			☐ 有り ☐ 無し				☐ 有り ☐ 無し
日時5	剥離面積5(m ²)	剥離深さ5(mm)	ひびわれ5	日時6	剥離面積6(m ²)	剥離面積6(mm)	ひびわれ6
			☐ 有り ☐ 無し				☐ 有り ☐ 無し
日時7	剥離面積7(m ²)	剥離深さ7(mm)	ひびわれ7	日時8	剥離面積8(m ²)	剥離面積8(mm)	ひびわれ8
			☐ 有り ☐ 無し				☐ 有り ☐ 無し
日時9	剥離面積9(m ²)	剥離深さ9(mm)	ひびわれ9	日時10	剥離面積10(m ²)	剥離面積10(mm)	ひびわれ10
			☐ 有り ☐ 無し				☐ 有り ☐ 無し

道路舗装管理会計システムアプリケーション

Road Pavement Management Accounting System Application

慈道充¹・江尻良²・織田澤利守³・小林潔司⁴

Mitsuru Jido, Ryo Ejiri, Toshimori Otazawa, and Kiyoshi Kobayashi

抄録：本研究では道路舗装のライフサイクル費用を管理するための道路舗装管理会計システムアプリケーション (Pavement Management Accounting System Application, 以下, PMAS アプリケーションと略す) を提案する。PMAS アプリケーションの目的は、道路舗装のアセットマネジメントのための基礎情報をパソコン上で解析し、会計年度における道路舗装の効率的な修繕計画に関するマネジメント情報と道路会計年度ごとの道路舗装の資産管理に関する管理会計情報を道庁管理者に提供することにある。その際、道路舗装の資産管理を行うための会計方式として、繰延維持補修会計に着目するとともに、三重県が所轄する県道の舗装資産を対象として PMAS アプリケーションを試行的に作成し、その有用性について実証的に分析する。

Abstract: In this paper, a Pavement Management Accounting System application (in brief, PMAS application) is presented to control the life cycle costs of road pavement. The aim of the PMAS application is to provide the decision makers with the planning information regarding repair strategies and the accounting information on the asset values for the efficient asset management of road pavement. By comparing alternative accounting schemes, the authors conclude that the maintenance accounting is the best accounting scheme for the efficient asset management of road pavement. The PMAS for the asset management is constructed by applying the maintenance accounting scheme. The validity of the PMAS presented in this paper is investigated through case studies conducted for Mie Prefecture in Japan.

キーワード：道路舗装, 管理会計, 繰延維持補修会計, アセットマネジメント, ライフサイクル費用

Keywords : road pavement, management accounting, deferred maintenance accounting, asset management, life cycle costing

1. はじめに

近年、ライフサイクル費用の削減を目標とする道路舗装のアセットマネジメントシステムに関する研究が進展している¹⁾。道路舗装の修繕は、利用者費用や社会費用を含めたライフサイクル費用が最小になるようなタイミングで実施されることが望ましい。しかし、道路管理者は道路舗装の最適な修繕計画を達成できる予算を毎年確保できるとは限らず、当該年度の限られた修繕予算の中で、優先順位の高い道路区間に限って修繕を実施せざるを得ない場合が少なくない。当該年度に修繕されなかった箇所に関しては、その修繕が翌年度以降に先送りされることになる。

既存の道路舗装の老朽化や道路資産の増大を背景として、今後道路舗装の修繕需要は劇的に増加しよう。財政基盤の縮小が予想される中で、新規道路整備の投

資余力を残しながら、道路舗装の効率的な修繕を実施するための予算管理が重要となる。道路舗装のマネジメントにおいては、道路舗装の機能を維持するために十分な修繕が継続的に実施されているかを評価し、適切なサービス水準を持続的に維持するための予算を自律的に調達するための管理会計システムを構築することが極めて重要である。

本研究では、地方自治体の道路管理者が道路舗装の資産管理情報に基づいて、道路舗装の合理的修繕を執行するための舗装管理会計システム (Pavement Management Accounting Systems: 以下, PMAS と略す) を提案し、このシステムに対して、担当者が運用しやすいようにパソコン上で容易に操作ができるアプリケーション (以下, PMAS アプリケーションと呼ぶ) の開発を試みる。本研究で開発する PMAS アプリケーションは1) データ管理を行う点検データモジュール、2) 入力条件を管理する条

1 : 正会員 理修 中央復建コンサルタンツ(株) 事業開発本部

(〒533-0033 大阪市東淀川区東中島 4-11-10, Tel :06-6160-1171, E-mail : jido_m@cfk.co.jp)

2 : 正会員 工修 東海旅客鉄道株式会社 総合企画本部

(〒450-6101 名古屋市東区中村区 駅一丁目 1 番 4 号 JR セントラルタワーズ, Tel :052-564-2316, E-mail : ryo.ejiri@jr-central.co.jp)

3 : 正会員 博(工) 東北大学大学院 助手 情報科学研究科

(〒980-8579 仙台市青葉区荒巻字 06, Tel :022-217-7502, E-mail : ota@plan.civil.tohoku.ac.jp)

4 : 正会員 工博 京都大学大学院 教授 工学研究科

(〒606-8501 京都市左京区吉田本町, Tel :075-753-5071, E-mail : kkoba@psa2.kuciv.kyoto-u.ac.jp)

件設定モジュール、3)PMASの主要部であるシミュレーションモジュール、4)解析結果を出力するアウトプットモジュールで構成される。3)のシミュレーションモジュールはさらに、a)道路舗装の資産価額と会計年度における資産(もしくは負債)の変化を記録する舗装管理会計(Pavement Management Accounting:以下、PMAと略す)、b)会計年度における執行予算に基づいて、道路舗装の修繕戦略を決定する維持補修管理システム(Maintenance Management System:以下、MMSと略す)構築される。会計年度における修繕実績は、当該年度の資産の増加(あるいは負債の減少)として計上され、翌年度以降の道路舗装の修繕予算を管理するための基礎情報として利用される。本稿の以下では、2.でPMASアプリケーションの基本的な考え方を、3.においてPMASの基本的構成について述べる。さらに、4.でPMASアプリケーションについて説明し、5.において三重県を対象とした適用事例を紹介する。

2. 本研究の考え方

(1) 従来の研究概要

1970年代以降、道路舗装のライフサイクル費用の低減化をめざした舗装管理システム(Pavement Management System:PMS)に関する研究が蓄積された1)-3)。中でも、その中核的なサブシステムである維持補修管理システム(Maintenance Management Systems:MMS)に関していくつかの実用化が図られている。道路舗装のアセットマネジメントを実施するためには、プロジェクトレベル、ネットワークレベルでの修繕管理を効率的に遂行する必要がある。前者は個々の工区の修繕方法を求めることを目的としている4)-8)。プロジェクトレベルを対象とした道路舗装の修繕モデルに関しては、いくつかの研究事例がある。たとえば、サービス水準を確定的に扱い修繕費用の平準化をめざした修繕計画モデル9)や施設需要との関連性を定式化した最適修繕モデル10),11)が提案されている。現実の舗装の劣化過程には多大な不確実性が存在し、あらかじめ将来の修繕時期を確定的に予測することは不可能である。むしろ、その時々道路舗装の劣化水準を観測しながら修繕を実施すべきかどうかを決定する状況依存的な修繕ルールを設計することが望ましい。このような観点から、マルコフ決定過程を用いて道路舗装の劣化過程の不確実性を考慮した最適修繕モデルが提案された12),13)。マルコフ過程を用いて実用的な最適修繕モデルを作成しようとすれば推移行列が膨大となり操作上問題が生じる。これに対して、ファイナンス工学的手法を用いて修繕ルールを提案する方法も提案されている14),15)。

一方、ネットワークレベルを対象とした道路舗装のアセットマネジメントは、修繕の必要な候補区間を抽出し、修繕の実施の優先順位を付け、限られた修繕予算の制約の中

で効率的に修繕個所の選択を行うことを目的としている。このような視点より、田村等は予算制約の下で、道路網全体の舗装に関するライフサイクル費用を可能な限り低減させるような実用的な修繕ルールを提案している16)。さらに、長期的な視点から道路舗装の品質水準を適切な水準に維持するために必要となる予算水準や道路舗装の修繕ルールを求めるための方法論を提案している。しかし、道路舗装のアセットマネジメントでは、道路舗装の修繕予算が予算過程の中で決定されるため、会計年度を通じて常に最適な予算水準を確保できるわけではない。各年度における道路修繕の実績は将来時点における修繕需要に影響を及ぼす。道路舗装のサービス水準を持続的に維持するためには、道路舗装の資産価額を評価するとともに、将来に繰越された修繕需要を評価する管理会計情報が必要となる。本研究では、道路管理主体が道路舗装のサービス水準を持続的に維持するための管理会計情報を作成し、それに基づいて舗装の修繕をマネジメントするためのPMASアプリケーションを提案する。

(2) PMASの役割

多くの道路管理主体において、道路舗装の修繕需要を推計する試みがなされている。しかし、わが国では道路舗装の劣化過程を十分な精度で推定するためのデータが不足している。そのため、過去の修繕実績に基づいて、道路舗装の耐用年数を仮定するとともに、過去の道路舗装の実績に関する時系列データより将来の修繕需要を予測するという方法が用いられている。ところが、道路舗装の合理的な修繕ルールが考慮されておらず、道路舗装修繕の予算水準が道路舗装全体のライフサイクル費用に及ぼす影響を考慮できないという限界を有している。また、仮に修繕のための財源が不足した場合、道路舗装のサービス水準が将来どの程度低下するのかを明確にできないという問題点がある。

道路舗装のサービス水準を長期的に持続するためには、将来時点に必要な修繕投資のための予算に関する会計情報を適切に管理することが必要である。修繕予算の短期的な変動を許しても、長期的には安定的な修繕投資財源を確保しうる管理会計システムを確立することが必要である。本研究で提案するPMASは道路舗装の資産評価を通じて、道路舗装のサービス水準を維持するための修繕が十分に実施されたかを評価するとともに、道路舗装のサービス水準を維持するために必要な財源を自律的に調達するための会計情報を提供することを目的とする。PMASを構築するにあたり、道路舗装の修繕予算が重要な政策パラメータとなる。特に、道路網全体の舗装サービス水準を長期的に維持しつつ、ライフサイクル費用を可能な限り低減しうる予算管理水準を求めることが重要な課題である。

いま、ある長期的な修繕予算計画が与えられ、道路舗装の修繕が繰り返される状況を考えよう。この場合、

ない．このため，劣化過程を簡単な劣化モデルで記述せざるを得ない．いま，ある道路区間において年度 t における点検において観測された MCI 値を $z(t)$ と表そう．年度 $t+\tau$ における MCI 値の推定値が

$$z(t+\tau) = z(t) - \psi\tau \quad (1)$$

と表現されると考える．ここに， ψ は当該の道路区間における 1 年間当たりの MCI の平均低下量である．MCI 値は道路舗装の劣化水準を示す指標であり，理想的な状態を 10.0 とし，舗装の劣化が進展するほど，その値は小さくなる．MCI 値がある臨界的な水準（本研究では MCI 管理水準と呼ぶ）に到達した時点で修繕を実施することにより，ライフサイクル費用の最小化が達成できる．いま，初期時点 $t=0$ で舗装が修繕され，MCI 値が回復水準 Z まで回復したとしよう．さらに，初期年度より θ 年が経過し，舗装の MCI 値が $z(\theta) = z^o$ に到達した年度で再び修繕を実施するルールを考えよう．修繕直前の MCI 値が z^o であり，その時の修繕費を $F(z^o)$ と表そう．この時，初期時点の MCI 値 Z の下で達成されるライフサイクル費用を $J(Z; z^o)$ と定義すれば，ライフサイクル費用は再帰的な性質を利用して

$$J(Z; z^o) = \sum_{t=0}^{\theta(z^o)} \frac{c(z(t))\beta}{(1+\alpha)^t} + \frac{J(Z; z^o)}{(1+\alpha)^{\theta(z^o)}} \quad (2)$$

と表せる．ただし， $c(z(t))$ は MCI 値が $z(t)$ の時の利用者費用， β は年平均交通量， $\theta(z^o)$ は当該年度より最初の修繕が実施される年度までの時間間隔（年）である．すなわち，右辺第 1 項は次回の修繕時点までに発生する総利用者費用の現在価値，第 2 項は次の時点における修繕費の現在価値，および第 3 項は次回に修繕以降において最適に修繕を実施することにより発生するライフサイクル費用の現在価値を表す．上式を項 $J(Z; z^o)$ に関して整理すれば，

$$J(Z; z^o) = \left\{ 1 - \frac{1}{(1+\alpha)^{\theta(z^o)}} \right\}^{-1} \times \left\{ \sum_{t=0}^{\theta(z^o)} \frac{c(z(t))\beta}{(1+\alpha)^t} + \frac{F(z^o)}{(1+\alpha)^{\theta(z^o)}} \right\} \quad (3)$$

を得る．式(3)において，ライフサイクル費用は修繕を実施する時点の MCI 値 z^o に応じて変化する．1 次元探索法を用いれば， $J(Z; z^o)$ を最小とするような MCI 管理水準 z^o を求めることができる．このようなライフサイクル費用を最小にするような z^o を，本研究では「MCI 管理水準」と定義することとし，以下 z^* と表すことにする．さらに，現時点 $t=0$ において観測した MCI 値が z であり，それ以降に MCI 管理水準 z^* に基づいて最適なタイミングで舗装の修繕を実施した場合に達成されるライフサイクル費用は

$$J(z; z^*) = \sum_{t=0}^{\hat{\theta}(z^*, z)} \frac{c(z(t))\beta}{(1+\alpha)^t} + \frac{F(z^*)}{(1+\alpha)^{\hat{\theta}(z^*, z)}} + \frac{J(Z; z^*)}{(1+\alpha)^{\hat{\theta}(z^*, z)}} \quad (4)$$

と表せる．ただし， $\hat{\theta}(z^*, z)$ は MCI 値 z が観測された当該年度から MCI 値が管理水準 z^* に到達するまでの平均経過年数を表す．

(2) 費用便益ルールと優先順位

ある道路区間の修繕工事の便益を，「当該時点で修繕をせずに 1 年間放置し，翌年度に修繕を行った場合のライフサイクル費用」と「MCI 管理水準を用いて最適に修繕を行った場合に得られるライフサイクル費用」の差として定義しよう．舗装の修繕を 1 年間放置した場合のライフサイクル費用を $\tilde{J}(z)$ ，MCI 管理水準を用いて最適なタイミング年度に修繕した場合のライフサイクル費用を $J(Z; z^o)$ と表記すれば，修繕工事の便益は $\tilde{J}(z) - J(Z; z^o)$ と定義できる．ただし，ライフサイクル費用の算定にあたっては，次回以降の修繕をすべて MCI 管理水準 z^* を用いて実施すると仮定している．この時，当該年度 t における舗装の修繕工事の費用便益比 (B/C) は

$$(B/C) = \frac{\tilde{J}(z) - J(Z; z^*)}{F(z)} \quad (5)$$

$$\tilde{J}(z) = c(z)\beta + \frac{F(z(t+1))}{(1+\alpha)} + \frac{J(Z; z^*)}{(1+\alpha)}$$

$$J(Z; z^*) = \left\{ 1 - \frac{1}{(1+\alpha)^{\theta(z^*, z)}} \right\}^{-1} \times \left\{ \sum_{t=0}^{\theta(z^*, z)} \frac{c(z(t))\beta}{(1+\alpha)^t} + \frac{F(z^*)}{(1+\alpha)^{\theta(z^*, z)}} \right\}$$

と表せる．以上で定式化した費用便益比を用いれば，予算制約の下で修繕順序を求める実用的な手順を以下のようにとりまとめることができる．すなわち，

- 1) 修繕を行うべき最低 MCI 水準 $\underline{z}$ を設定する．
- 2) $\underline{z}$ に到達している区間を最も優先順位の高い区間として抽出する．
- 3) 全ての道路区間に対して費用便益比 (B/C) を算定し，費用便益比 (B/C) > 1 となる区間の中で (B/C) が最も大きい区間を選択する．
- 4) 以上より決定した優先順位に基づいて，予算制約の範囲内で修繕を行う区間を決定する．

以上の方法で，予算制約がある場合における舗装の望ましい修繕順序を近似的に求めることができる．

表－１ 資産評価の方法

	過去の価額	現在の価額	将来の価額
支出額	取得原価	再調達価額	—
収入額	—	正味実現可能価額	割引現在価値

（３）管理会計の構築

本来、PMAS は地方自治体の管理会計システムを構成するサブシステムとして位置づけられるべきものである。さらに、地方自治体が道路舗装を含めたインフラ資産全体を効率的にマネジメントするための管理会計システムが必要である。PMAS は道路舗装の効率的なアセットマネジメントに資することを目的とするものではあるが、単に各会計年度における予算の効率的配分のための情報を提供するのではなく、過去の道路新規整備の結果として実現した当該会計年度の道路舗装の資産価額を評価し、将来の道路舗装の修繕計画を合理的に作成するための管理会計情報が必要となる。したがって、PMAS では道路舗装資産の時価評価を通じて道路舗装の修繕需要を的確に把握することを目的とした発生主義による会計処理が必要となる。

（ａ）道路舗装の資産価額評価

道路舗装は、１）社会経済活動の基盤施設を構成する公共財である、２）長期間にわたる使用によりサービス水準が劣化する。サービス水準が低下すれば、修繕投資によりサービス水準を所定のレベルまで回復することが義務づけられた資産である、３）計画から維持管理まで一貫した適切な管理が必要とされる、という特性を持つ。本研究で提案する PMAS は、道路管理者が道路舗装のサービス水準を一定水準以上に保つための予算管理を目的とするものであり、ライフサイクルに対応した費用の発生を的確に認識・評価をすることが課題となる。道路施設のライフサイクルに応じて多様な費用が発生するが、本研究ではすでに供用された道路施設の運営者の立場から、道路舗装のもたらすサービス機能を所与の水準に保つために必要となる修繕費に着目する。

一般に、企業会計における固定資産の貸借対照表計上額はその資産の取得に要した原始取得価額（取得原価）により決定される。貸借対照表では次年度繰越額が算定され、取得原価（または年初貸借対照表価額）との差額が費用として計上される²⁴⁾。しかし、１つの資産に対して１つの評価額のみが決定されるわけではない。表－１に示すように、資産評価の方法は、１）資産の取得に要する支出額を基礎として決定するのか、あるいは、保有資産の売却によって得られる収入額を基礎として決定するのか、２）過去の価額を基礎とするのか、現在の価額を基礎とするのか、あるいは、将来の（予想される）価額を基礎として決定するのかに

資産の部 固定資産 繰延維持補修引当金	S_2 ΔD_2	負債の部 繰延不足維持補修引当金 B_2
費用の部 繰延維持補修引当金繰入額 不足維持補修引当金繰入額	A_2 E_2	資本の部
		収益の部

図－２ 繰延維持補修会計の残高試算表
応じて表－１に示す４つの概念に分類できる³¹⁾。道路舗装の修繕予算の管理を目的とする PMAS は、道路管理主体の修繕投資能力を適切に評価することを目的としているため、道路舗装の資産価額を評価する場合、再調達価額を用いることが望ましい。

（ｂ）道路舗装の会計方式

道路舗装のアセットマネジメントを実施するためには、道路舗装のサービス水準を工学的に検査し、あわせて各会計年度において「現実に支出された維持補修支出額」と「工学的に設定したサービス水準を維持するために必要となる修繕費」に基づいて、道路舗装のサービス水準が適切に維持されているかどうかを貸借対照表上に明記できるような PMA を構築することが求められる^{25), 25)}。管理会計方式としては、１）更新会計、２）減価償却会計、３）繰延維持補修会計という３つがある。この内、繰延維持補修会計では資産利用に関わる費用が、当該資産を維持するために費やされるべき見積り額によって決定される²⁵⁾。それ以外の会計方式では工学検討を踏まえた修繕計画に関わる情報が会計諸表の中に記載されないという欠点がある^{26)~29)}。そこで、本研究では図－２に示すような繰延維持補修会計方式を採用する。同図は、フローとストックのバランスを表現するために、会計諸表における貸借対照表と損益計算書を統合した残高試算表を示している²⁴⁾。残高試算表は会計年度の期末で決算のために作成される。なお、同図では舗装管理会計と関連する部分のみ記述しており、それ以外の会計情報を省略している。

繰延維持補修会計では、長期的な資産管理計画に基づいて維持補修費総額を算出するとともに、その費用総額を各年度に割振る。道路網の全道路区間にわたって、工学的検討により適切な修繕時期と修繕費を算出することにより、各年度における維持補修引当金繰入額 A_2 を費用の部に繰入れる。一方、当該期の実際の維持補修支出額 C_2 が確定したとしよう。仮に、 $A_2 - C_2$ であれば、その残高を負債として認識し、繰延維持補修引当金 D_2 に繰入れる（あるいは、負の繰延維持補修引当として資産の部に繰入れる）。すなわち前期の期末

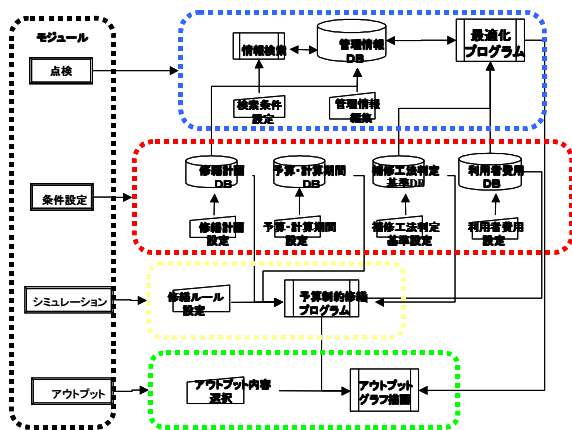


図-3 PMAS アプリケーション構成図

の繰延維持補修引当金を $\bar{D}_2$ とすれば、今期の期末の繰延維持補修引当金は $D_2 = \bar{D}_2 - C_2 + A_2$ と計上される。逆に、今期支出された維持補修支出額費が維持補修引当金繰入額を超過している ($C_2 - A_2 > 0$ が成立する) 場合、前期の負債の部の繰延維持補修引当金 $\bar{D}_2$ を $C_2 - A_2$ だけ取り崩す。なお、ある区間の道路舗装の修繕を繰延べたことにより、当該区間の舗装が劣化し、再調達価額を算定する際に想定した最適工法より、大規模修繕が必要になった場合を考えよう。この時、大規模修繕のために必要となる修繕費と最適工法による修繕費の差額を追加維持補修費として定義する。さらに、当該年度に発生した追加維持補修費相当額を不足維持補修引当金繰入額 E_2 として費用の部に繰入れる。その上で、当該年度に、大規模修繕のために追加維持補修支出額 F_2 が支出されれば $E_2 - F_2$ を繰延不足維持補修引当金 B_2 に繰入れる。すなわち、前年度期末の繰延不足維持補修引当金を $\bar{B}_2$ とすれば、今期末の繰延不足維持補修引当金は $B_2 = \bar{B}_2 + E_2 - F_2$ となる。道路舗装の資産価額 S_2 は取得原価、あるいは再調達価額で評価される。繰延維持補修会計では、道路舗装の劣化による資産価額の減少分が繰延維持補修引当金、及び繰延不足維持補修引当金として管理会計上に現れ、各会計年度における道路舗装の資産水準を評価することが可能となる。

4. PMAS アプリケーションの設計

(1) PMAS アプリケーションの概要

本研究では以上で提案した舗装管理システムである PMAS に基づき、三重県が所轄する県道・指定区間外国道全区間を対象としたアプリケーションを設計した (図-3 参照)。本研究で設計したアプリケーションは、分析、出力を行うモジュールでは Visual Basic .Net を用いて作成しており、舗装の台帳や出力データを Microsoft Access で管理している。つまりこのアプリケーションは、パソコン上に三重県が所轄する道路舗

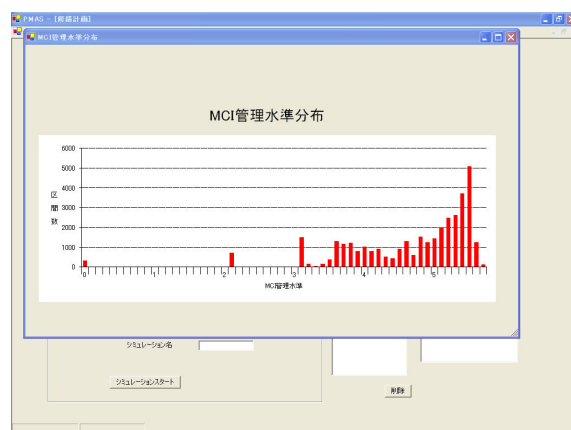
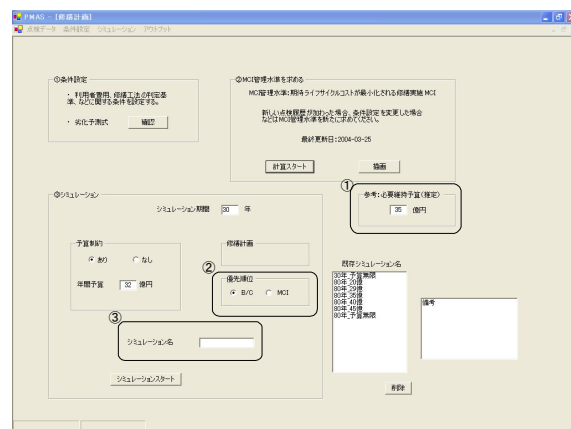
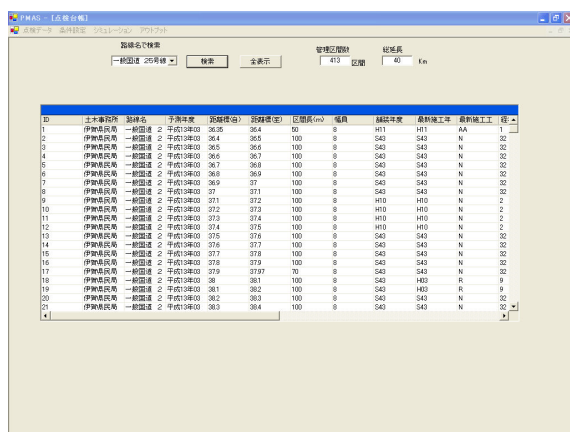
装における電子化された管理情報を格納するとともに、VB を用いたコントロールオブジェクトを通じて管理情報にアクセスしたり、エンドユーザーである道路管理者に管理会計情報、及びストック管理水準に関する情報を提供可能なアプリケーションである。以下では、本研究で設計したアプリケーションにおけるエンドユーザーとのインターフェイスである各モジュールについて説明する。

(2) 点検台帳モジュール

三重県では総延長 3,372.66km にわたる道路施設を 1 区間 100 メートルを基本区間とする総数 35,540 区間に分割するとともに、各区間の道路舗装に関する情報を舗装台帳として整備している。さらに、定期的に路面性状調査を実施し、個々の単位区間における MCI 指標を計測している。現時点 (平成 15 年末) において利用可能な最新の MCI 管理報告書³⁰⁾には、平成 10 年度から平成 12 年度にわたって実施された路面性状調査結果と、それに基づいて推定された平成 13 年 3 月時点における各区間の MCI 値に関するデータが整備されている。本研究で設計したアプリケーションでは、点検モジュールに舗装台帳と平成 13 年 3 月時点における各区間の MCI 推定値を基本とする管理情報を格納している。点検台帳モジュール (図-4 参照) は、管理情報を格納するデータベースとしての役割を果たすと同時に、管理情報を抽出する検索、及び MCI 管理水準を求める最適化の機能も有している。検索機能は、膨大な管理情報の中から利用者が必要とする管理情報を土木事務所名、路線名、交通量区分、MCI 値に基づいて該当する対象道路区間の管理情報を抽出する機能を有している。最適化機能は各道路区間に対して、3. で提案した工学的検討を取り入れて算出するライフサイクル費用を最小化する修繕タイミングである MCI 管理水準 z^* とともに、その時の修繕工法、及び修繕費用を管理情報として求める。

(3) 条件設定モジュール

条件設定モジュール (図-5 参照) では、本研究で設計したアプリケーションでのシミュレーションに用いるインプットデータの格納、及び設定を主な機能としている。シミュレーションにおけるインプットデータとは、修繕工法判定区分、舗裝修繕費用、利用者費用、及び年間修繕予算である。このインプットデータは、利用者の設定により変更することが可能となっている。三重県版舗装管理・支援システムでは、修繕工法判定区分 (表-2 参照) を用いて各道路区間に用いるべき修繕工法を指定している。さらに、舗裝修繕単価 (表-3 参照) が算定されている。本研究で設計したアプリケーションでは、三重県版舗装管理・支援システムで設定されている修繕判定区分、及び舗裝修繕単価に基づいてシミュレーションを行っている。そのため、点検モジュールで求めた最適修繕タイミング、修繕工法、及び修繕費用は条件設定モジュールで設定



した修繕判定区分、及び修繕費用に依存している。利用者費用は、燃料消費量、車両の劣化損傷による費用、事故確率の増加による費用、速度低下による時間損失費用などが挙げられるが、現状では利用者費用の定量化は困難である。そのため、本研究では路面性状と走行燃費の関連について明らかにされた旧建設省土木研究所の調査結果^{21)~23)}に基づいてスプライン補完法により図-8に示すように求めた。年間修繕予算は、シミュレーションモジュールで実行されるネットワークレベルでの修繕投資シミュレーションに用いられる。

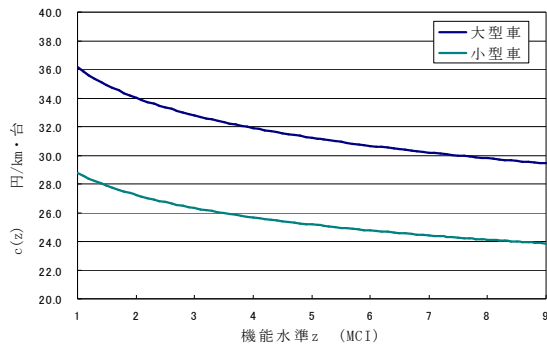
(4) シミュレーションモジュール

シミュレーションモジュール（図－6 参照）では費用便益修繕ルール、及びMCI 値の低い道路区間から優先的に修繕投資を行う修繕ルールという2通りの修繕ルールに基づいて、条件設定モジュールで設定した年間修繕予算の下でネットワークレベルでの修繕投資シミュレーションを実行する。シミュレーションモジュールでは、年間修繕予算に関する代替的なシナリオの下で、各道路区間の経年的な劣化パターンを発生させ、修繕ルールに従った舗装修繕を実施する。このような劣化・修繕プロセスを長期間（100 年間）にわたってシミュレートし、年間修繕予算シナリオ、ライフサイクル費用、及び道路舗装における維持機能水準の関係

を分析する．このネットワークレベルでのシミュレーションより，ある一定水準の年間修繕予算が長期的に確保された場合に，ライフサイクル費用をできる限り低減化し，また道路網全体の舗装の機能水準をある一定の水準に維持することが可能である維持可能予算水準を求めることができる．維持可能予算水準は繰延維持補修会計方式では，各道路区間の舗装修繕が先送りされていない（MCI 値が MCI 管理水準を上回っている）状況において，各年度に全道路網の舗装の機能水準を維持するために発生する維持補修引当金繰入額に相当するものである．この様にシミュレーションモジュールでは，点検台帳モジュールで算出した各道路区間における MCI 管理水準 z^* を予算制約下でのシミュレーションに用いて，繰延維持補修会計処理に基づいた道路舗装における管理会計情報を作成する．

(5) アウトプットモジュール

アウトプットモジュール（図－7参照）では、点検モジュール、及び保全計画モジュールにおけるシミュレーションより得られたMCI管理水準、経年のMCI推移、及び管理会計情報に関するシミュレーション結果をチャート化する。シミュレーション結果のチャート化により、利用者である道路管理者が年間修繕予算に対する修繕投資の成果、及び修繕需要の変化を明示的に把握することが可能となる。



図－８ 利用者費用図

表－２ 三重県の修繕判定区分

分類	MCI区分	工法判定
1-1	3.5<MCI	オーバーレイ
	2.0<MCI≤3.5	切削オーバーレイ
	MCI≤2.0	打ち換え
1-2	3.5<MCI	オーバーレイ
	3.0<MCI≤3.5	切削オーバーレイ
	MCI≤3.0	打ち換え
2-1	3.0<MCI	オーバーレイ
	2.0<MCI≤4.0	切削オーバーレイ
	MCI≤2.0	打ち換え
2-2	3.5<MCI	オーバーレイ
	3.0<MCI≤3.5	切削オーバーレイ
	MCI≤3.0	打ち換え

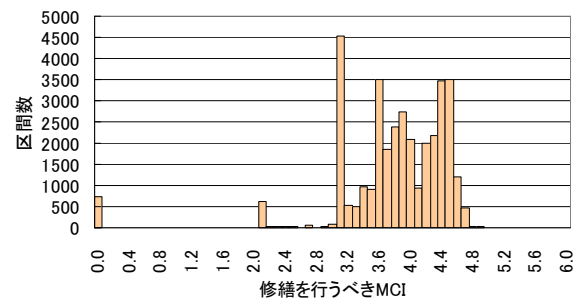
5. 適用事例

本研究では三重県の道路舗装のマネジメント問題を対象として、PMAS アプリケーションを適用した。まず、点検台帳モジュールから三重県が管理する道路舗装の年間 MCI 低下量を求めた。その結果、年間 MCI 低下量の平均値は約 0.2 であることが判明した。次に、条件設定モジュールより三重県版舗装管理・支援システムに収録されている、修繕工法判定区分（表－２参照）、舗裝修繕単価（表－３参照）および利用者費用（図－８）のデータを入力した。

3. (1)で提案した方法により各道路舗装区間の MCI 管理水準を求めた。各道路区間に対して求めた MCI 管理水準がネットワーク全体にわたってどのように分布しているかを図－９に示している。各道路区間の MCI 値が MCI 管理水準に到達すると直ちに修繕を実施するというシナリオの下で、年毎の修繕費用が経年的にどのように変化するかを分析した結果を図－１０に示す。本ケースでは初年度に 200 億円を越す修繕費用が支出される。これは、現況の舗装の MCI 値が MCI 管理水準を下回っている区間が多数存在するためである。初年次の修繕支出によって、舗装の状態が適切な水準に回復すると、その後は年平均 43 億円程度の修繕支出

表－３ 修繕単価

工法	交通量区分	単価（円/㎡）
オーバーレイ	L	3,300
	A	3,300
	B	3,300
	C	3,750
	D	3,750
切削オーバーレイ	L	4,500
	A	4,500
	B	4,500
	C	4,950
	D	4,950
打ち換え	L	8,700
	A	11,250
	B	15,300
	C	19,800
	D	19,800
打ち換え（再簡易）	L	6,900
	A	9,000



図－９ MCI 管理水準の分布

によって、舗装の機能水準を維持することができる。MCI 管理水準で修繕を繰り返すと、ライフサイクル費用を最小に抑えることは可能であるが、毎年次の修繕支出にばらつきが生じる。中長期的な予算管理を行うためには、一定額の修繕支出を繰り返し、その条件下でできる限りライフサイクル費用を小さくすることができるよう予算額を求めることが望ましい。そこで、ネットワークレベルの計算において、予算という制約条件を与え、できる限りライフサイクル費用を小さくしうる毎年の修繕予算額を算出した。

図－１１に予算額とライフサイクル費用の関係を示す。同図に示すように道路舗装全体のライフサイクル費用を最小とする予算額は 46 億円/年であることがわかる。図－１２には修繕費用が 44 億円/年と 43 億円/年の場合の 100 年間にわたる平均 MCI の推移をプロットした。予算額が 44 億円/年の場合には 100 年間で舗装の平均 MCI の値が一定水準に保たれるが、43 億円/年の場合には平均 MCI 値を一定に保つことができない。

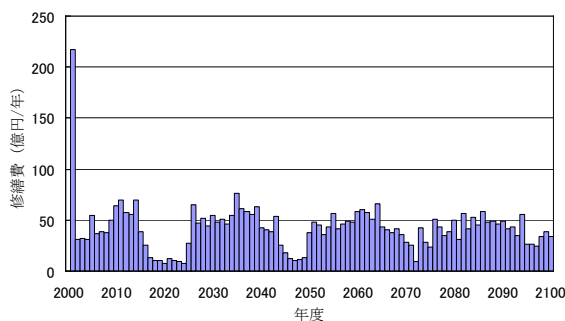


図-10 MCI 管理水準で修繕した時の費用の推移

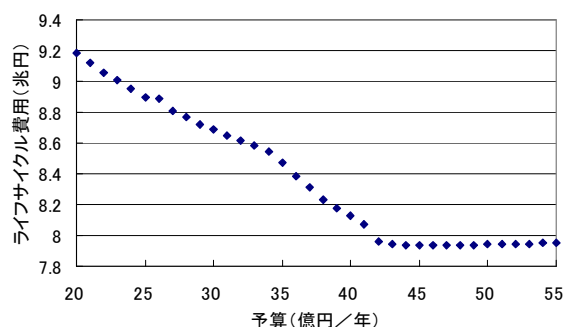


図-11 予算とライフサイクル費用

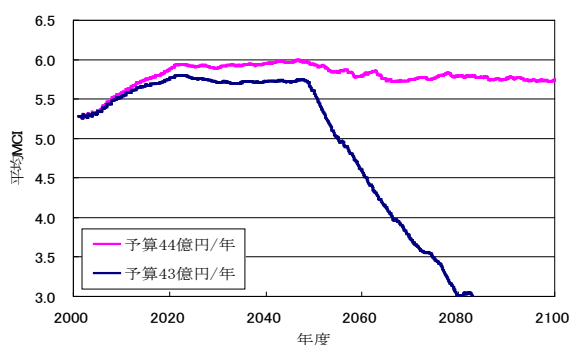


図-12 図のキャプションは図の下部

したがって、舗装の機能水準を持続的に維持可能な最低予算額は 43 億円/年である。

以上の工学的検討結果をもとに、管理会計情報を作成した。図-13は毎年の予算を 46 億円としたときの、各会計年度における繰延維持補修引当金と繰延不足維持補修引当金の総和（以下、繰延維持補修引当金と呼ぶ）の推移を示す。同図には、再調達価額で加重平均をとった道路網全体の平均 MCI 水準を併記している。同図に示すように、2026 年まで繰延維持補修引当金と繰延不足維持補修引当金が逐次取り崩されるため、道路舗装の繰延維持補修引当金は減少していく。2027 年以降は、道路舗装の繰延維持補修引当金は長期的な平均的水準約 296 億円をベースに定常的に推移していく。このように定常状態において、各会計年度に標準維持補修引当金繰入額相当額が修繕費として支出される場合に実現される道路舗装の平均的な繰延維持補修引当金をストック管理水準と定義しよう。すなわち、三重県の道路舗装のストック管理水準は約 296 億円となる。また、道路網全体の平均 MCI 水準は長期的に 6.7 前後で推移する。このような最適修繕投資の下で実現する長期的な道路網のサービス水準を平均 MCI 管理水準と定義しよう。本事例では道路網全体の平均的 MCI 管理水準は 6.7 となる。平成 13 年現在では平均 MCI 水準は 5.3 であり、平均 MCI 管理水準をかなり下回っている。予算管理を行う担当者はこの情報をもと

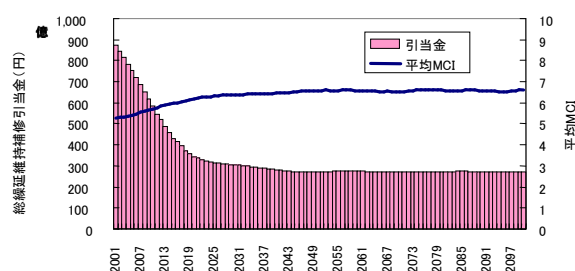


図-13 繰延維持補修引当金の推移

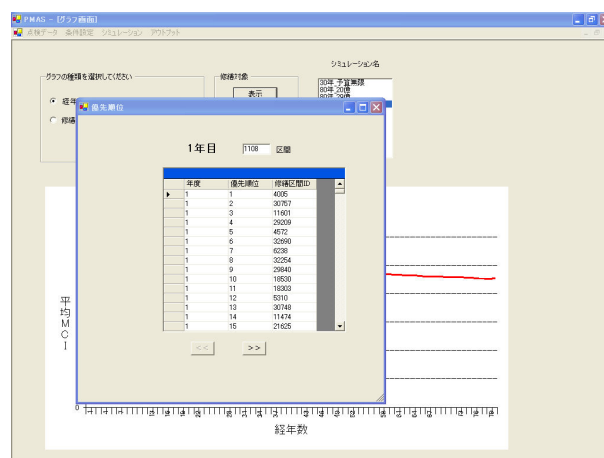


図-14 優先順位選定画面

に道路舗装の予算管理を効率的に行うことができる。この分析結果に基づき、毎年度の舗装の修繕対象箇所が同時に選定されている。図-14には修繕箇所選定画面を示す。現場の担当者はこの情報を参考に毎年度の修繕箇所を選定することが出来る。

6. まとめ

本研究では道路舗装について効率的なマネジメントを行うための PMAS アプリケーションの開発を行い、三重県が管理する道路舗装に対してその有効性を検証した。検証の結果このアプリケーションが現場レベルでの舗装マネ

ジメントから、より上位の予算管理にいたるまで非常に有力なツールとなり得ることがわかった。

本研究で開発した PMAS アプリケーションの信頼性を高めるためには解決すべき課題が存在する。まず第1に、最新の点検により得られた道路舗装の機能水準データから劣化モデルを自動生成できるようなシステムを構築する必要がある。三重県は総延長 3,372.66km にわたる道路施設を 1 区間 100 メートルを基本区間とする総数 35,540 区間に分割し管理している。最新の点検データを用いて劣化予測を行う時には、これまで蓄積された点検データに最新のデータを追加し、改めて劣化予測を行う。この作業を手動で行えば、煩雑であり、劣化予測だけで多くの時間をさく必要がある。従って、この作業を自動化できれば作業効率が向上すると考えられる。第2に本アプリケーションでは劣化過程を確定的に扱っているが、本来舗装の劣化には多くの不確実性が存在するために、将来の劣化状態を確定的に予測することが非常に困難である。しかし、不確実性を考慮し、確率モデルで劣化過程を表現した場合、ネットワークレベルにおける計算時間がかかる可能性がある。従って、より効率的に計算できるようなシステムを開発する必要がある。第3にこのアプリケーションを使用する担当者が県の土木部レベルの担当者から現場の管理事務所の担当者にいたるまで広範囲にわたる。従って、舗装に関するすべての情報を各担当者が共有できるような、システムの設計を行う必要がある。第4に、本研究で使用しているデータは電子データに置き換えた台帳システムと考えることが出来る。道路舗装をマネジメントするためには、舗装の置かれている周辺環境や地下埋設物に関する情報等を無視することができない。そのため、GIS を用いて地図上でデータ管理を行うことができれば、対象となる道路舗装のおかれている状況を容易に把握することができ、舗装マネジメントの有力な手段となることが考えられる。

謝辞：研究の遂行において三重県県土整備部のご支援を賜っている。ただし、本研究で提案した PMAS はあくまでも筆者等の私的な見解に基づくものであることを断っておく。また、アプリケーション開発にあたり津田尚胤君(京都大学)の協力を賜っている。ここに感謝の意を表します。

参考文献

- 1) Hass, R., Hudson, W.R., and Zaniewski, J.P.: *Modern Pavement Management*, Krieger Publishing Company, 1994.
- 2) 阿部頼政：舗装管理システムに関する研究の動向，土木学会論文集，No.372，pp.17-27，1986.
- 3) Hudson, W.R., Hass, R. and Uddin, W.: *Infrastructure Management: Integrating Design, Construction, Maintenance, Rehabilitation, and Renovation*, McGraw-Hill, 1997, 池田拓哉他訳：社会資本マネジメント，森北出版，2001.
- 4) 東嶋奈緒子：舗装の計画的な管理手法に関する調査研究，第 51 回建設省技術研究会報告，pp.17.1-17.20，1997.
- 5) 内田弘，召田紀雄：地方道における長期補修計画の立案，土木学会論文集，No.597，pp.21-31，1998.
- 6) 小松原昭則：JH 日本道路公団における舗装マネジメントシステム，アスファルト，第 41 巻 198 号，1999.
- 7) 富永博夫：首都高速道路の舗装維持管理，アスファルト，第 41 巻 198 号，1999.
- 8) 峰岸順一：東京都における道路維持補修計画支援システム，アスファルト，第 41 巻 198 号，1999.
- 9) 堤昌文，樗木武：道路の維持管理に関する計画学的考察，土木計画学研究講演集，No.18(2)，pp.405-408，1995.
- 10) 深井俊英：道路施設の補修と取替の判定に関するシステム論的考察，土木計画学研究・講演集，No.5，pp.27-32，1982.
- 11) 黒田勝彦，内田敬：土木構造物の補修・更新モデル，土木計画学研究・講演集，No.11，pp.117-124，1988.
- 12) Carnahan, J.V., Davis, W.J., Shahin, M.Y., Keane, P.L., and Wu, M.I.: Optimal maintenance decisions for pavement management, *ASCE Journal of Transportation Engineering*, Vol. 113, pp. 554-572, 1987.
- 13) Madanat S.: Predicting Pavement Deterioration, *ITS Review*, Vol. 20, Institute of Transportation Studies, University of California, 1997.
- 14) 栗野盛光，小林潔司，渡辺晴彦：不確実性下における補修投資ルール，土木学会論文集，No.667/IV-50，pp.1-14，2001.
- 15) 田村謙介，小林潔司：不確実性下における道路舗装の修繕ルールに関する研究，土木計画学研究・論文集，No.18(1)，pp.97-107，2001.
- 16) 田村謙介，慈道充，小林潔司：予算制約を考慮した道路舗装の修繕ルール，土木計画学研究・論文集，Vol.19(1)，pp.71-82，2002.
- 17) 落合文雄：建設省の舗装データバンクシステム，アスファルト，第 41 巻 198 号，1999.
- 18) 藤井治嘉：道路舗装の維持管理，土木学会論文集，No.366，pp.13-26，1986.
- 19) 建設省道路局国道第一課，建設省土木研究所：舗装の維持修繕の計画に関する調査研究，第 33 回建設省技術研究会報告，pp.215-238，1979；第 34 回同報告，pp.323-362，1980；第 35 回同報告，pp.301-323，1981.
- 20) 建設省道路局国道第一課，建設省土木研究所：舗装の管理水準と維持修繕工法に関する総合的研究，第 41 回建設省技術研究会報告，pp.362-381，1987.
- 21) 安崎裕，片倉弘美，伊佐真秋：舗装の供用性と車両走行費用に関する検討，第 18 回日本道路会議一般論文集，pp.710-711，1989.
- 22) 飯島尚，今井博，猪股和義：MCI による舗装の供用性の評価，土木技術資料，Vol.23，pp.577-582，1981.
- 23) 建設省土木研究所：舗装の供用性と車両走行費用に関する検討，土木技術資料，Vol.23，pp.577-582，1981.
- 24) 醍醐聰：会計学講義，第 2 版，東京大学出版会，2001.
- 25) 筆谷勇：公会計原則の解説，自治体外部監査における実務指針の解説，中央経済社，1998.
- 26) 石原俊彦：地方自治体の事業評価と発生主義会計，中央経済社，1999.
- 27) 山本清：政府会計の改革，中央経済社，2001.
- 28) 日本公認会計士協会：公会計原則（試案），2002.
- 29) FASAB~(Federal Accounting Standards Advisory Board): *Accounting for Property, Plant, and Equipment*, SFFAS (Statement of Federal Financial Accounting Standards) No.6, para.77-84, 1996.
- 30) 三重県県土整備部：平成 12 年度一般国道 42 号外 6 線県単道路路面性状調査（国道）業務委託報告書，2000.

サンプル欠損を考慮した舗装劣化予測モデル

小林潔司¹・熊田一彦²・佐藤正和³・岩崎洋一郎⁴・青木一也⁵

¹フェロー会員 京都大学経営管理大学院 経営管理講座 (〒 606-8501 京都府京都市左京区吉田本町)
E-mail:kkoba@psa.mbox.media.kyoto-u.ac.jp

²正会員 中日本高速道路株式会社 中央研究所道路研究部舗装研究室 (〒 194-8508 東京都町田市忠生 1-4-1)
E-mail:k.kumada.aa@c-nexco.co.jp

³正会員 中日本高速道路株式会社 中央研究所道路研究部舗装研究室 (〒 194-8508 東京都町田市忠生 1-4-1)
E-mail:m.sato.au@c-nexco.co.jp

⁴正会員 中日本高速道路株式会社 八王子支社 (〒 192-8648 東京都八王子市宇津木町 231)
E-mail:y.iwasaki.ab@c-nexco.co.jp

⁵正会員 株式会社パスコ 研究開発センター (〒 153-0043 東京都目黒区東山 2-8-10 目黒ビル別館 1F)
E-mail:kazuya_aoki@pasco.co.jp

本研究では、経年的に蓄積された舗装の路面性状データや補修履歴データを用いて、舗装の劣化過程を統計的に予測する舗装劣化予測モデルを提案する。具体的には、道路舗装の劣化状態を離散的な複数のレーティングで記述し、一定期間内における舗装状態のマルコフ推移確率を多段階指数ハザードモデルを用いて表現する。その際、劣化が進行した舗装に対して補修が実施されるため観測データが欠損するという問題が発生する。本研究では、選択肢サンプリング法を用いてサンプル欠損バイアスを考慮した最尤推定法を提案し、多段階指数ハザードモデルの推計に適用する。さらに、マルコフ推移確率を、高速道路のわだち掘れ量のデータベースに基づいて推定し、サンプル欠損バイアスの影響について実証的に検討する。

Key Words : *pavement deterioration, Markov model, sample dropping bias, choice-based sampling*

1. はじめに

従来より、道路舗装の劣化予測モデルに関して、数多くの研究が蓄積されている。例えば、阿部・飯野は、舗装の供用年数とわだち掘れ深さに関する統計的関係を分析している¹⁾。清野等は、舗装の供用性曲線としてロジスティック曲線を採用し、観測データを用いて舗装劣化予測モデルを推定している²⁾。さらに、劣化過程の不確実性を考慮した道路舗装の破損評価や劣化特性に関する研究がある^{3),4)}。近年、ハザードモデルを用いた劣化予測モデルに関する研究が進展している。その中で、Shin & Madanat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型劣化ハザードモデルを提案している⁵⁾。伝統的なハザードモデルでは、劣化状態がひび割れの有無という2値状態で表現される場合を想定しており、複数の健全度を同時に扱う問題への適用としては課題が残っている。

これら既往研究にもかかわらず、舗装劣化予測に関して多くの問題が残されている。これらの問題として、1) 舗装劣化過程に多くの不確実性が介在し、確定的劣化予測モデルとしてモデル化が困難なこと³⁾、2) 補修が実施されることにより、劣化が進展した状態の舗装に関するサンプルが欠損すること⁶⁾、3) 舗装の劣化データに観測誤差が含まれること、等があげられる。この内、本研究では劣化過程の不確実性と、補修による

サンプル欠損の問題に着目する。サンプル欠損が存在する場合、劣化の進展が相対的に遅いサンプルに基づいて劣化予測モデルを推定するため、舗装寿命を過大に評価する危険性がある。なお、本研究では、観測誤差の問題は取り上げない。

本研究では、舗装の管理基準値や補修戦略を検討するようなネットワークレベルでの劣化予測モデルの推計問題を取り上げる。そのために、舗装の不確実な劣化過程をマルコフ推移確率行列で表現する³⁾。さらに、道路舗装の定期測定や補修履歴に関する実際のデータに基づいて、多段階指数ハザードモデル⁷⁾を用いてマルコフ推移確率を推定する。しかし、道路舗装のアセットマネジメントでは、劣化が進展した舗装に対して補修が実施されるため、劣化が進展した舗装に関する実績データが乏しくなるというサンプル欠損が発生する。谷口等⁶⁾は、補修によるデータ欠損の問題を指摘し、その補正方法を提案している。しかし、補正方法の統計的性質に関する議論は十分になされていない。本研究では、補修によるデータ欠損に対する補正を考慮するために、選択肢サンプリング法^{8)–10)}を用いた多段階指数ハザードモデルの推定方法を提案する。

以上で述べたように、本研究では舗装の定期測定、補修履歴データに基づいて、舗装劣化を表すマルコフ推移確率行列を、多段階指数ハザードモデルを用いて推

定する。その際、補修によってデータが欠損することによる推定バイアスを克服する方法論を提案する。以下、**2.**で本研究の基本的な考え方を説明する。**3.**にて、マルコフ推移確率の推定方法を説明し、**4.**でサンプル欠損バイアスを考慮したマルコフ推移確率の推定方法を提案する。さらに、**5.**で高速道路のわだち掘れ量のデータベースに基づいた適用事例について説明する。

2. 本研究の基本的な考え方

(1) 従来の研究概要

従来より、信頼性工学の分野において、ハザードモデルの推計方法に関する研究が進展している。ハザードモデルを推計する場合、サンプルの寿命が完全に観測にされるとは限らない。特に、定期点検の結果に基づいてハザードモデルを推計する場合、観測される生存時間が打ち切られたり、点検時点以前に寿命が終了したサンプルデータが観測されるというデータセンタリングの問題が発生する。このような不完全サンプルに起因して発生する推計バイアスの問題に関して研究が進展している^{11),12)}。また、アセットマネジメントの分野においても、定期点検による不完全サンプルデータに関する推計バイアスの問題が分析されている^{13),14)}。しかし、本研究で対象とするシステムのサンプル欠損の問題は、予防的補修が実施されるために、(仮に予防修繕が実施されなかった場合に)点検時点で観測される健全度を観測できないことにより生起する問題である。言い換えれば、システムのサンプル欠損バイアスは、複数の健全度の間で定義されるマルコフ推移確率の推計に特有な問題である。このため、多段階指数ハザードモデルの推計において課題となるサンプル欠損バイアスに関しては研究が蓄積されていない。

本研究で取り上げるシステムのサンプル欠損バイアスと同様の問題が、選択肢サンプリングに基づいた推計問題においても発生する。分析対象とする実測サンプルが母集団に占める割合が少ない場合、母集団から一様にランダム抽出すると膨大な量の実測サンプルが必要となる。このことから、特定のサンプル属性を有するサンプルのみを重点的に抽出し、サンプル抽出の効率化を達成する方法が提案されている⁸⁾⁻¹⁰⁾。また、土木工学の分野でも、交通モデリング^{15),16)}、レクリエーション便益評価¹⁷⁾への適用事例がある。例えば、交通モデリングの場合、特定の交通機関(選択肢)を選択した顧客に対して重点的にアンケートを実施し、サンプリングの効率化を図る方法が提案されている¹⁵⁾⁻¹⁷⁾。このように選択肢ごとに異なった方法でサンプルを抽出する方法を選択肢別サンプリング(choice-based sampling)という。選択肢別サンプリングされたデータを用いた

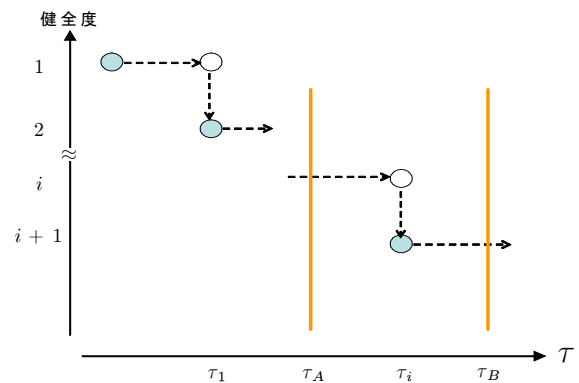


図-1 劣化過程と測定スキーム

場合、データ発生メカニズムが異なることに起因するシステムの推定バイアスを除去することが必要となる。いま、舗装の劣化水準を**2.(2)**で説明するような離散的な健全度で表現し、かつ健全度を選択肢に置き換えてみよう。この時、ある時点から次の時点の健全度に推移する現象を、次の時点の選択肢(健全度)を選択する問題として定式化することができる。さらに、補修によるサンプル欠損を、劣化が進展した健全度(選択肢)におけるサンプルの抽出率が減少する問題と解釈できる。このように考えれば、選択肢別サンプリングのために開発された推定法を、劣化予測におけるサンプル欠損の問題にも適用できる。

しかし、選択肢別サンプリング法を劣化予測におけるサンプル欠損バイアスの問題に適用する場合、以下のような点に配慮することが必要となる。すなわち、選択肢別サンプリングに関する研究事例では、母集団におけるサンプル属性の確率分布に関する情報を獲得することが困難であることが想定されている場合が多い。例えば、先述の交通機関選択に関する選択肢サンプリングでは、各交通機関を利用する利用者に対してサンプリングが実施されるため、利用者の属性の母集団分布に関する情報を獲得できない。しかし、各交通機関を利用する比率に関するマクロ情報を獲得できる。一方、舗装の劣化予測の場合、舗装データベースが整備されていれば、個々のサンプルの舗装特性に関する情報が利用可能である。しかし、予防補修によるサンプル欠損が生じた場合、**4.(1)**で考察するように、予防補修をしなかった場合に発生する健全度分布(以下、理論的健全度分布と呼ぶ)というマクロ情報が獲得できない。このため、劣化予測モデルと理論的健全度分布を同時に推計するような方法論が必要となる。

(2) 道路舗装の劣化状態と測定スキーム

道路舗装の劣化予測モデルを推定するためには、路

面性状に関する時系列データを蓄積することが必要となる。いま、ある舗装区間の劣化が、図-1に示すように進行したと考えよう。一般に、舗装の路面性状は自動測定車を用いて観測されており、わだち掘れ量等に関する測定データは連続値で与えられる。しかし、ネットワークレベルにおける補修計画の分析においては、舗装の管理基準値は連続値をある離散的な健全度に置き換えて議論する場合が多い。離散的な健全度による管理基準値や補修戦略の設定は、ネットワークレベルにおいて操作性に優れている。ここでは舗装の損傷度が J 個の離散的な健全度で表現される場合を考える。例えば、舗装のMCI値やわだち掘れ量は複数のカテゴリーで表現することができる。健全度を表すレーティングを状態変数 i ($i = 1, \dots, J$)で表現する。もっとも健全な状態（供用時または補修により回復した状態）を $i = 1$ で表し、状態変数の i の値が大きくなるほど損傷が進行することを示す。図-1の例では、時間軸上の離散時刻 τ_i ($i = 1, \dots, J-1$)において、それぞれ健全度が i から $i+1$ に達している。ここで、路面性状調査によって舗装の健全度を測定する場合を考えよう。舗装の状態を常時観測することは不可能であり、現実的には限られた時間軸において定期測定が実施される。ここでは、図-1に示すように、時間軸上の2つの時刻 τ_A および τ_B において定期測定が実施された場合を考えよう。時刻 τ_A の測定により、当該舗装区間の損傷状態を実測値で観測され、その時の健全度は i と判定される。さらに、時間の経過に応じて損傷が進行し、次の測定時刻 τ_B において健全度が $i+1$ と判定されている。図-1に示した劣化過程のサンプルパスでは、2つの定期測定の間において健全度 i から $i+1$ へ変化している。しかし、定期測定スキームでは実際に健全度が i から $i+1$ に変化した時刻 τ_i は観測できない。このように、定期測定では、2つの定期測定時刻における健全度を観測できるが、健全度が変化した時刻に関する情報は獲得できない。

(3) サンプル欠損バイアス

道路舗装の測定業務は、通常、ある限られた時間間隔において定期的実施される。測定によって観測された舗装の損傷状態に応じて補修の有無が検討される。舗装の損傷のタイミングは不確実であり、損傷の発生箇所にもばらつきが存在する。一方、損傷箇所に対して補修を行う場合、損傷箇所に対応した小さな区間を補修することは少なく、複数の損傷区間に対して同時に補修を実施している。そのため、劣化が進行していない比較的良好な状態の舗装も同時に補修されることとなる。いま、図-2に示すような2つの舗装劣化のサンプルパスを考える。時刻 τ_0 において補修が実施され良好な状態にあったそれぞれの舗装区間が、時間の

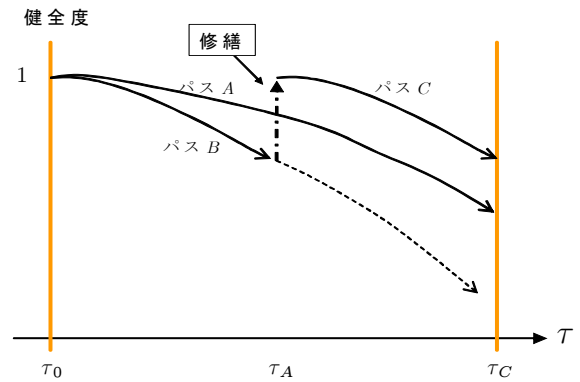


図-2 補修によるサンプル欠損

経過と共に異なる供用性曲線に従った劣化が進行している様子を示す。サンプルパス A では、測定時刻 τ_C まで補修が実施されず劣化が進行した状態が観測されている。一方、サンプルパス B では、時刻 τ_A において補修により健全度が回復している。仮に、サンプルパス B において時刻 τ_A に補修が実施されなければ、図中の破線で示した供用性曲線に従って劣化が進行し、測定時において劣化が進行した状態が観測される。しかし、時刻 τ_A において補修が実施されているために、測定時においてはサンプル B は観測されず、時刻 τ_A から新たに発生したサンプル C といった良好な状態の舗装区間のパフォーマンスが観測されることとなる。このように、舗装の補修が実施されることにより、劣化が進行した状態に関する実測サンプルが系統的に欠損し、点検によって状態が良いサンプルが相対的に多く獲得される。このような状態が良いサンプル集合を用いて劣化予測を推定すると、劣化確率を過小評価するという問題が発生する。このように補修によりサンプルが欠損するために、劣化予測モデルの推定結果が歪められる問題をサンプル欠損バイアスと呼ぶ。

3. 道路舗装の劣化予測モデル

(1) マルコフ推移確率

舗装の劣化過程をマルコフ推移確率を用いて表現しよう。津田等⁷⁾はマルコフ推移確率を多段階指数ハザードモデルを用いて推定する方法を提案している。ここでは、読者の便宜を図るため、その概要を説明する。2つの時刻間における舗装状態の不確実な推移状態をマルコフ推移確率で表現する。時刻 τ_A で観測した健全度を状態変数 $h(\tau_A)$ を用いて表そう。時刻 τ_A で観測した健全度が i ($i = 1, \dots, J$)であれば $h(\tau_A) = i$ と表せる。 i の値が大きくなるほど、劣化が進行した状態を表す。状態 J はもっとも劣化した状態を表す。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、将来時点（例えば τ_B ）において健全度 $h(\tau_B) = j$ が生起する条件付推移確率として定義される。すなわち、

$$\text{Prob}[h(\tau_B) = j | h(\tau_A) = i] = \pi_{ij} \quad (1)$$

と表せる。このような推移確率を健全度ペア (i, j) に対して求めれば、マルコフ推移確率行列

$$\mathbf{\Pi} = \begin{pmatrix} \pi_{11} & \cdots & \pi_{1J} \\ \vdots & \ddots & \vdots \\ 0 & \cdots & \pi_{JJ} \end{pmatrix} \quad (2)$$

を定義できる。マルコフ推移確率(1)は所与の2つの時点 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、当然のことながら、対象とする測定間隔が異なれば推移確率の値は異なる。補修がない限り常に劣化が進行するので、 $\pi_{ij} = 0$ ($i > j$)が成立する。また、推移確率の定義より $\sum_{j=i}^J \pi_{ij} = 1$ が成立する。すなわち、マルコフ推移確率に関して、

$$\left. \begin{array}{l} \pi_{ij} \geq 0 \quad (i, j = 1, \dots, J) \\ \pi_{ij} = 0 \quad (i > j \text{ の時}) \\ \sum_{j=i}^J \pi_{ij} = 1 \end{array} \right\} \quad (3)$$

が成立しなければならない。状態 J は、補修のない限りマルコフ連鎖における吸収状態であり、 $\pi_{JJ} = 1$ が成立すると考える。なお、マルコフ推移確率は過去の劣化履歴とは独立して定義される。マルコフ推移確率モデルでは、健全度が $i-1$ から i に推移した時刻にかかわらず、測定時刻 τ_A から測定時刻 τ_B の間に推移する確率は時刻 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）を満足する。

(2) 多段階指数ハザードモデル

マルコフ推移確率は、多段階指数ハザードモデルを用いて推定できる。本研究では、津田等⁷⁾が開発した多段階指数ハザードモデルを用いるが、読者の便宜を図るためモデルの概要を説明しておく。いま、健全度 i ($i = 1, \dots, J-1$)の寿命を確率変数 ζ_i で表す。健全度 i の寿命が、確率密度関数 $f_i(\zeta_i)$ 、分布関数 $F_i(\zeta_i)$ に従うと仮定する。時刻 τ_A における劣化状態が健全度 i であり、そこから時間 y_i が経過した時刻で健全度 $i+1$ に到達する確率密度をハザード関数 $\lambda_i(y_i)$ を用いて表現する。この時、ハザード関数は、供用時間 y_i まで健全度が i のまま継続する生存確率 $\tilde{F}_i(y_i)$ を用いて、

$$\lambda_i(y_i) \Delta y_i = \frac{f_i(y_i) \Delta y_i}{\tilde{F}_i(y_i)} \quad (4)$$

と表せる。すなわち、ハザード関数 $\lambda_i(y_i)$ は、初期時刻から時間 y_i が経過するまで健全度 i の状態が継続したという条件の下で、期間 $[y_i, y_i + \Delta y_i)$ 中に健全度 $i+1$ に進展する条件付き確率である。ハザード関数がサンプル時間軸上の時刻 y_i に依存せず、常に一定値 $\theta_i > 0$ ($i =$

$1, \dots, J-1$)をとる場合、指数ハザード関数

$$\lambda_i(y_i) = \theta_i \quad (5)$$

が成立する。指数ハザード関数を用いることにより、劣化過程が過去の履歴に依存しないというマルコフ性を表現できる。さらに、指数ハザード関数を用いれば、健全度 i の寿命が y_i 以上となる確率 $\tilde{F}_i(y_i)$ は、

$$\tilde{F}_i(y_i) = \exp(-\theta_i y_i) \quad (6)$$

と表現できる。

さらに、サンプル時間軸上の τ_A で、健全度が i であり、かつ時刻 τ_A から追加的に $z_i (\geq 0)$ 以上にわたって健全度 i が継続する確率 $\tilde{F}_i(\tau_A + z_i | \zeta_i \geq \tau_A)$ は、

$$\begin{aligned} \tilde{F}_i(\tau_A + z_i | \zeta_i \geq \tau_A) &= \text{Prob}\{\zeta_i \geq \tau_A + z_i | \zeta_i \geq \tau_A\} \\ &= \frac{\exp\{-\theta_i(\tau_A + z_i)\}}{\exp(-\theta_i \tau_A)} = \exp(-\theta_i z_i) \end{aligned} \quad (7)$$

と表される。すなわち、測定時刻 τ_A において健全度が i と測定され、次の測定時刻 $\tau_B = \tau_A + z$ においても健全度が i と測定される確率は、

$$\text{Prob}[h(\tau_B) = i | h(\tau_A) = i] = \exp(-\theta_i z) \quad (8)$$

となる。ただし、 z は2つの測定時刻の間隔を表す。確率 $\text{Prob}[h(\tau_B) = i | h(\tau_A) = i]$ はマルコフ推移確率 π_{ii} にほかならない。指数ハザードを用いた場合、推移確率 π_{ii} はハザード関数 θ_i と測定間隔 z のみに依存し、時刻 τ_A, τ_B に関する情報を用いなくとも推移確率を推定することが可能となる。以上の議論を拡張し、指数ハザード関数を用いて、測定時刻 τ_A と $\tau_B = \tau_A + z$ の間で健全度が i から j ($j > i$)に推移するマルコフ推移確率 $\pi_{ij}(z)$ は、

$$\begin{aligned} \pi_{ij}(z) &= \text{Prob}[h(\tau_B) = j | h(\tau_A) = i] \\ &= \sum_{k=i}^j \prod_{m=i}^{k-1} \frac{\theta_m}{\theta_m - \theta_k} \prod_{m=k}^{j-1} \frac{\theta_m}{\theta_{m+1} - \theta_k} \exp(-\theta_k z) \\ &\quad (i = 1, \dots, J-1; j = i+1, \dots, J) \end{aligned} \quad (9)$$

と表すことができる⁷⁾。ただし、表記上の規則として、

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

が成立すると考える。また、 π_{iJ} に関してはマルコフ推移確率の条件より次式が成立する。

$$\pi_{iJ}(z) = 1 - \sum_{j=i}^{J-1} \pi_{ij}(z) \quad (i = 1, \dots, J-1) \quad (10)$$

(3) 供用性曲線の導出

道路舗装の劣化特性は、舗装の材質、環境条件、交通条件等の道路特性に依存して変化する。また、舗装マネジメントの立場からは、マルコフ推移行列を求めただけでなく、平均的な劣化過程を表す供用性曲線が必要となる場合も多い。そこで、多段階指数ハザードモデルを用いて、道路特性別に供用性曲線を求める方

法を提案しよう。いま、多段階指数ハザードモデルのハザード率 θ_i ($i = 1, \dots, J-1$)を道路特性 $\mathbf{x}$ を用いて

$$\theta_i = \theta_i(\mathbf{x}) = \mathbf{x}\boldsymbol{\beta}'_i \quad (11)$$

と表そう。ただし、 $\boldsymbol{\beta}_i = (\beta_{i1}, \dots, \beta_{iM})$ は未知パラメータ β_{im} ($m = 1, \dots, M$)による行ベクトルである。記号 $'$ は転置操作を表す。また、劣化推移確率はデータが観察された測定間隔 z にも依存する。このことを明示的に表すため推移確率 π_{ij} を目視測定による実測データ $(z, \mathbf{x})$ と未知パラメータ $\boldsymbol{\beta} = (\boldsymbol{\beta}_1, \dots, \boldsymbol{\beta}_{J-1})$ の関数として $\pi_{ij}(z, \mathbf{x}; \boldsymbol{\beta})$ と表そう。さらに、ハザード率 $\theta_i(\mathbf{x})$ を用いた生存関数を $\tilde{F}_i(y_i|\theta_i(\mathbf{x}))$ と表記する。生存関数 $\tilde{F}_i(y_i|\theta_i(\mathbf{x}))$ が式(6)で表されることに留意すれば、道路特性 $\mathbf{x}$ の舗装が、健全度 i にはじめて到達した時点から、劣化が進展して次の健全度に進むまでの期待期間長（以下、健全度期待寿命と呼ぶ） $RMD_i(\mathbf{x})$ ($i = 1, \dots, J-1$)は、

$$\begin{aligned} RMD_i(\mathbf{x}) &= \int_0^\infty \tilde{F}_i(y_i|\theta_i(\mathbf{x})) dy_i \\ &= \int_0^\infty \exp\{-\theta_i(\mathbf{x})y_i\} dy_i = \frac{1}{\mathbf{x}\boldsymbol{\beta}'_i} \end{aligned} \quad (12)$$

と表される。道路舗装の補修直後の健全度を $i = 1$ としよう。この時、初期時点の健全度 $i = 1$ の状態から劣化が進行し、健全度が j ($j > 1$)に推移するまでに要する経過時間の期待値 $ET_j(\mathbf{x})$ ($j = 2, \dots, J$)は、

$$ET_j(\mathbf{x}) = \sum_{i=1}^j \frac{1}{\mathbf{x}\boldsymbol{\beta}'_i} \quad (13)$$

と表される。 $ET_j(\mathbf{x})$ ($j = 2, \dots, J$)は、舗装を補修した直近の時刻から健全度 j に到達するまでの平均的な経過時間を表す。本研究では、健全度 j ($j = 1, \dots, J$)と平均的な経過時間 $ET_j(\mathbf{x})$ の関係を供用性曲線と呼ぶ。式(13)で定義する供用性曲線は、不確実な劣化過程の中で平均的な進行パターン（期待値パス）を表している。

4. サンプル欠損を考慮した推定方法

(1) サンプル欠損バイアス

路面性状測定データには補修に起因するサンプル欠損の問題があるため、通常の最尤推定法を用いてパラメータ $\boldsymbol{\beta}$ を推定するとサンプル欠損バイアスが発生する。したがって、サンプル欠損バイアスの効果を補正した修正対数尤度関数を定式化する必要がある。いま、時刻 τ_0 に舗装を補修し、以下、時刻 $\tau_1, \tau_2, \dots$ に健全度が測定されと考えよう。ここで、連続する2つの測定時刻 τ_t, τ_{t+1} ($t = 0, 1, \dots$)をとりあげ、それぞれを τ_A, τ_B と表そう。時刻 τ_A に観測された健全度を i ($i = 1, \dots, J-1$)と表そう。さらに、時刻 τ_B に健全度 j ($j \geq i$)が観測される。しかし、時刻 τ_A と τ_B の間に補修が実施されれば、その時点で舗装の健全度は1までに回復する。この

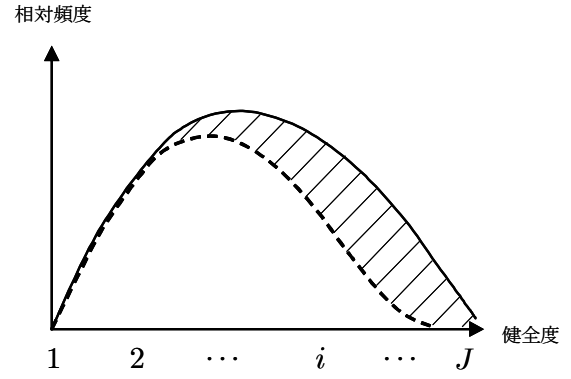


図-3 理論的健全度分布

時、仮に補修を実施しない場合に時刻 τ_B に観測されるであろう健全度 j に関するデータは獲得できない。このように補修が実施される場合、劣化が相対的に進展した舗装に関する実測サンプルが欠損することになる。いま、すべてのサンプルが補修が実施されずに時刻 τ_B まで経過した場合を想定しよう。この時、時刻 τ_B で観測される健全度の頻度分布を図-3の実線のように表そう。以下、補修を実施しない場合に時刻 τ_B に観測される健全度の頻度分布を理論的健全度分布と呼ぶこととする。次に、時刻 τ_A から τ_B までの間にいくつかのサンプルに対して補修が実施され、該当するサンプルが欠落する場合を考えよう。この時、時刻 τ_B まで補修が実施されずに生き残ったサンプルのみに着目し、その健全度の頻度分布を求めた結果を図-3の破線で示している。したがって、図中の斜線で示した領域が時刻 τ_A から τ_B までの間に、補修により欠損したサンプルに対応している。サンプル欠損バイアスに対処するためには、時刻 τ_B に観測される健全度の頻度分布に関する情報が必要となる。しかし、補修が実施された時、理論的健全度分布を観測することが不可能である。したがって、劣化予測モデルの推計の際に、理論的健全度分布も同時に推計するような方法論を開発することが必要となる。以下、4.(2)で、まずサンプル欠損が存在しない完全なデータに基づいて多段階指数ハザードモデルを推計する方法を示す。その上で、4.(3)と4.(4)において、サンプル欠損が存在する場合のモデルの推計法について考察する。4.(5)で若干の補足事項について説明する。

(2) 完全サンプルを用いた最尤推定法

観測対象のすべての道路区間に対して、補修が実施されず、健全度が J になるまで放置されるような実測サンプルが入手可能である場合を想定しよう。あるいは、補修が実施される直前の健全度に関する情報が入手可能な

表－１ 完全サンプルの発生メカニズム

事後健全度					相対頻度分布
1	...	j	...	J	
$f(1, 1, z_1, x_1 : \beta)$	...	$f(1, j, z_1, x_1 : \beta)$	...	$f(1, J, z_1, x_1 : \beta)$	$\mu(1, z_1, x_1)$
$\vdots$	$\ddots$	$\vdots$	$\ddots$	$\vdots$	$\vdots$
$f(i, 1, z_n, x_l : \beta)$	...	$f(i, j, z_n, x_l : \beta)$	...	$f(i, J, z_n, x_l : \beta)$	$\mu(i, z_n, x_l)$
$\vdots$	$\ddots$	$\vdots$	$\ddots$	$\vdots$	$\vdots$
$f(J-1, 1, z_N, x_L : \beta)$	...	$f(J-1, j, z_N, x_L : \beta)$	...	$f(J-1, J, z_N, x_L : \beta)$	$\mu(J-1, z_N, x_L)$
$Q(1 : \beta)$	...	$Q(j : \beta)$	...	$Q(J : \beta)$	—

注) $Q(j : \beta) = \sum_{i=1}^{J-1} \sum_{n=1}^N \sum_{l=1}^L f(i, j, z_n, x_l) \mu(i, z_n, x_l)$ は事後健全度 j が観測される無条件確率を表し、 $Q(j : \beta) = \sum_{i=1}^{J-1} \bar{Q}(j|i : \beta) \mu(i)$ が成立する。 $\bar{Q}(j|i : \beta)$ は式 (20) を参照のこと。

場合と考えることもできる。このような場合に獲得されるサンプルを、サンプル欠損が存在しないという意味で完全サンプルと呼ぶ。道路区間 k ($k = 1, \dots, K$) に対して、時刻 τ_A^k に健全度 $h(\tau_A^k) = i^k$ が、時刻 $\tau_B^k = \tau_A^k + z^k$ に健全度 $h(\tau_B^k) = j^k$ が観測されたと考える。ここに、 z^k は時刻 τ_A^k から時刻 τ_B^k までの期間長であり、測定間隔を表す。また、期間 $[\tau_A^k, \tau_B^k]$ を観測期間、時刻 τ_A^k に観測された健全度を事前健全度、時刻 τ_B^k に観測された健全度を事後健全度と呼ぶこととする。さらに、道路舗装の劣化速度に影響を及ぼす舗装材質や使用環境を表す道路特性を $\mathbf{x}^k = (x_1^k, \dots, x_M^k)$ と表す。いま、すべての道路区間とすべての隣接する測定時刻 τ_A^k, τ_B^k のペアの集合に対して、舗装の健全度 $h(\tau_A^k), h(\tau_B^k)$ と道路特性 $\mathbf{x}$ に関する合計 K 個の実測サンプルが獲得できたと考える。実測サンプル k の情報を $\xi^k = (\bar{h}(\tau_A^k), \bar{h}(\tau_B^k), \bar{z}^k, \bar{\mathbf{x}}^k)$ ($k = 1, \dots, K$) と表そう。記号「 $\bar{\cdot}$ 」は実測値であることを示す。また、健全度の観測値を $\bar{h}(\tau_A^k) = \bar{i}^k, \bar{h}(\tau_B^k) = \bar{j}^k$ と記述する。

測定間隔 z と道路特性 $\mathbf{x}$ を、それぞれ N, L 個の離散的なカテゴリ $z_n, \mathbf{x}_l$ に分割しよう。その上で、各サンプル属性 $(i, z_n, \mathbf{x}_l)$ ($i = 1, \dots, J-1; n = 1, \dots, N; l = 1, \dots, L$) が出現する相対頻度を $\mu(i, z_n, \mathbf{x}_l)$ と表す。一方、サンプル母集団からサンプル $(i, j, z_n, \mathbf{x}_l)$ が抽出される同時確率（尤度）を $f(i, j, z_n, \mathbf{x}_l : \beta)$ と表そう。ただし、 β は、未知パラメータである。このような完全サンプルの発生メカニズムを表－１に整理している。同表の各列は観測期間の最終時刻に観測される事後健全度に対応している。最終列はサンプル属性 $(i, z_n, \mathbf{x}_l)$ が観測される相対頻度分布 $\mu(i, z_n, \mathbf{x}_l)$ である。相対頻度分布は、舗装データベースから観測可能であり、既知関数である。また、同表の最下行は、母集団から事後健全度 j が観測される確率 $Q(j : \beta)$ を表している。表中の各セルは同時確率（尤度） $f(i, j, z_n, \mathbf{x}_l : \beta)$ を表している。いま、各実測サンプルがそれぞれ確率 $f(\bar{i}^k, \bar{j}^k, \bar{z}^k, \bar{\mathbf{x}}^k : \beta)$ に基づいてランダム抽出されると考えよう。この時、 K 個の実測サンプルが同時に観測される同時確率（尤度

関数） $\mathcal{L}(\bar{\xi}, \beta)$ は、尤度の積として、

$$\mathcal{L}(\bar{\xi}, \beta) = \prod_{k=1}^K f(\bar{i}^k, \bar{j}^k, \bar{z}^k, \bar{\mathbf{x}}^k : \beta) \quad (14)$$

と表される。

次に、道路特性が $\mathbf{x}_l$ で表される道路区間の舗装が、時刻 τ_A に健全度 $h(\tau_A) = i$ であり、かつ時刻 $\tau_B = \tau_A + z_n$ に健全度 $h(\tau_B) = j$ ($j \geq i$) となる条件付き確率を $P(j|i, z_n, \mathbf{x}_l : \beta)$ と表そう。この条件付き確率密度関数はマルコフ推移確率を用いて、

$$P(j|i, z_n, \mathbf{x}_l : \beta) = \pi_{ij}(z_n, \mathbf{x}_l : \beta) \quad (15)$$

と表せる。ここに、 $\pi_{ij}(z_n, \mathbf{x}_l : \beta)$ は時刻 τ_A に健全度 i の状態から、時刻 τ_B までの間に健全度 j に推移するマルコフ推移確率を表す。この時、サンプル $(i, j, z_n, \mathbf{x}_l)$ の同時確率 $f(i, j, z_n, \mathbf{x}_l : \beta)$ は、

$$f(i, j, z_n, \mathbf{x}_l : \beta) = P(j|i, z_n, \mathbf{x}_l : \beta) \mu(i, z_n, \mathbf{x}_l) \quad (16)$$

と表せる。式 (16) を尤度関数 (14) に代入し対数変換をすれば、対数尤度関数 $\ln \mathcal{L}(\bar{\xi}, \beta)$ を、

$$\begin{aligned} \ln \mathcal{L}(\bar{\xi}, \beta) &= \sum_{k=1}^K \left\{ \ln P(\bar{j}^k | \bar{i}^k, \bar{z}^k, \bar{\mathbf{x}}^k : \beta) \right. \\ &\quad \left. + \ln \mu(\bar{i}^k, \bar{z}^k, \bar{\mathbf{x}}^k) \right\} \end{aligned} \quad (17)$$

と表せる。 $\mu(\bar{i}^k, \bar{z}^k, \bar{\mathbf{x}}^k)$ は既知であり、右辺第 2 項は定数項となる。そこで、第 2 項を無視しよう。式 (15) を考慮すれば、対数尤度関数 $\ln \mathcal{L}(\bar{\xi}, \beta)$ は、

$$\begin{aligned} \ln \mathcal{L}(\bar{\xi}, \beta) &= \sum_{k=1}^K \sum_{i=1}^{J-1} \sum_{j=i}^J \bar{\delta}_{ij}^k \ln [\pi_{ij}(\bar{z}^k, \bar{\mathbf{x}}^k : \beta)] \end{aligned} \quad (18)$$

となる。ただし、 $\bar{\delta}_{ij}^k$ ($i = 1, \dots, J-1; j = 1, \dots, J; k = 1, \dots, K$) はダミー変数であり、

$$\bar{\delta}_{ij}^k = \begin{cases} 1 & \bar{h}(\tau_A^k) = \bar{i}, \bar{h}(\tau_B^k) = \bar{j} \text{ の時} \\ 0 & \text{それ以外の時} \end{cases} \quad (19)$$

と定義できる。すなわち、式 (18) は最尤推定法を用いて多段階指数ハザードモデルを推計する場合に用いる対数尤度関数⁷⁾に一致する。

(3) サンプル欠損を考慮した最尤推定法

補修が実施されることにより、サンプル欠損が発生しているようなデータセットを考えよう。さらに、前回の点検時点から今回の点検時点までに、補修が実施された道路区間に関する情報が入手可能であるとする。\$K\$ 個の道路区間の中から、補修が実施された区間を除く合計 \$\bar{K}\$ 個の道路区間のみをサンプルとして抽出する。さらに、\$\bar{K}\$ 個のサンプルを順次並べ換え、そのサンプル番号を \$k = 1, \dots, \bar{K}\$ と書き換えたデータベースを作成しよう。

事前健全度が \$i\$ であるサンプルの中で、劣化の進展が早いサンプルに対して補修が実施される確率が大きくなると考え、事後健全度 \$j\$ と対応してサンプル欠損率が決定されるようなサンプル欠損メカニズムを取り上げる。以下、本節で取り上げるサンプル欠損メカニズムをベンチマークケースと呼ぶ。いま、サンプル集合 \$\Omega\$ を健全度ペア \$(i, j)\$ (\$i \leq j\$) に着目して \$(J-1)(J+2)/2\$ 個の排他的なサンプル部分集合 \$\Omega_{ij}\$ (\$j = i, \dots, J; i = 1, \dots, J-1\$) に分割する。すなわち、\$\Omega_{ij} \cap \Omega_{i'j'} = \phi\$ (\$ (ij) \neq (i'j')\$) であり、サンプル集合は \$\Omega = \cup_{i=1}^{J-1} \cup_{j=i}^J \Omega_{ij}\$ と表現できる。\$\phi\$ は空集合を表す。その上で、各サンプル部分集合内で、サンプル欠損率が一定であるとする。事後健全度に関する情報が存在するサンプルに関しては、当該のサンプルがどのサンプル部分集合に属するかを識別することができる。観測期間中に予防補修が実施されているサンプルは、どのサンプル部分集合にも属さず、当該サンプルは欠損することになる。

サンプル部分集合 \$\Omega_{ij}\$ のそれぞれに対して、状態変数 \$(z_n, \mathbf{x}_l)\$ が同時に生起する同時生起確率を \$Q(z_n, \mathbf{x}_l | i, j)\$ と表そう。このような同時生起確率は、各サンプル部分集合ごとに定義される。言い換えれば、サンプル部分集合ごとにサンプル発生メカニズムが異なる。測定結果により得られたサンプルの内、サンプル部分集合 \$\Omega_{ij}\$ に属するサンプル数を \$N_{ij}\$ と表そう。この時、実測サンプル \$\boldsymbol{\xi} = (\boldsymbol{\xi}^1, \dots, \boldsymbol{\xi}^{\bar{K}})\$ は、各サンプル部分集合 \$\Omega_{ij}\$ から、それぞれ \$N_{ij}\$ 個ずつランダムに抽出されたランダムサンプルと考えることができる。ただし、\$\sum_{i=1}^{J-1} \sum_{j=i}^J N_{ij} = \bar{K}\$ である。サンプル欠損が存在するため、\$N_{ij}\$ の総和は道路区間総数 \$K\$ でなく、補修が実施された道路区間を除いたサンプル数 \$\bar{K}\$ に一致する。さらに、各サンプル部分集合ごとにサンプル抽出率が異なることになる。時刻 \$\tau_B\$ における理論的健全度分布は、事前健全度 \$i\$ に依存して変化する。事前健全度 \$i\$、測定間隔 \$z_n\$ と道路特性 \$\mathbf{x}_l\$ を与件とした事後健全度分布に関する条件付き確率密度関数 \$\tilde{P}(j | i, z_n, \mathbf{x}_l : \boldsymbol{\beta}) = \pi_{ij}(z_n, \mathbf{x}_l : \boldsymbol{\beta})\$ を用いれば、時刻 \$\tau_B = \tau_A + z_n\$ における理論的健全度分布は、

$$\tilde{Q}(j | i : \boldsymbol{\beta}) = \sum_{n=1}^N \sum_{l=1}^L \tilde{P}(j | i, z_n, \mathbf{x}_l : \boldsymbol{\beta}) \nu(z_n, \mathbf{x}_l | i) \quad (20)$$

$$(i = 1, \dots, J-1; j = 1, \dots, J) \quad (20)$$

と表される。\$\nu(z_n, \mathbf{x}_l | i)\$ は事前健全度が \$i\$ であるサンプルの測定間隔 \$z_n\$ と道路特性 \$\mathbf{x}_l\$ に関する周辺分布

$$\nu(z_n, \mathbf{x}_l | i) = \frac{\mu(i, z_n, \mathbf{x}_l)}{\sum_{n=1}^N \sum_{l=1}^L \mu(i, z_n, \mathbf{x}_l)} \quad (21)$$

であり既知関数である。この時、同時確率 \$f(i, j, z_n, \mathbf{x}_l : \boldsymbol{\beta})\$ は次式で表される。

$$f(i, j, z_n, \mathbf{x}_l : \boldsymbol{\beta}) = \tilde{Q}(j | i : \boldsymbol{\beta}) Q(z_n, \mathbf{x}_l | i, j : \boldsymbol{\beta}) \mu(i) \quad (22)$$

ただし、\$\mu(i)\$ は事前健全度 \$i\$ の相対頻度分布を表す。式 (16), (22) を考慮すれば次式が成立する。

$$Q(z_n, \mathbf{x}_l | i, j : \boldsymbol{\beta}) = \frac{P(j | i, z_n, \mathbf{x}_l : \boldsymbol{\beta}) \mu(i, z_n, \mathbf{x}_l)}{\tilde{Q}(j | i : \boldsymbol{\beta}) \mu(i)} \quad (23)$$

条件付き同時確率 \$Q(z_n, \mathbf{x}_l | i, j : \boldsymbol{\beta})\$ は、サンプル部分集合 \$\Omega_{ij}\$ から、実測サンプル \$(i, j, z_n, \mathbf{x}_l)\$ がランダム抽出される確率を表している。条件付き同時確率 \$Q(z_n, \mathbf{x}_l | i, j : \boldsymbol{\beta})\$ を用いることにより、サンプル欠損バイアスを補正した修正対数尤度関数を定義することができる。ここで、理論的健全度分布 (20) に含まれる測定間隔 \$z_n\$ と道路特性 \$\mathbf{x}_l\$ に関する周辺分布 \$\nu(z_n, \mathbf{x}_l | i)\$ を、質点 \$(i, z_n, \mathbf{x}_l)\$ に対して付与される経験的重み \$w_{n,l|i}\$

$$w_{n,l|i} = \frac{\#\{k \in \Omega_i | i^k = i, z^k = z_n \text{ and } \mathbf{x}^k = \mathbf{x}_l\}}{\#\{k \in \Omega_i | i^k = i\}} \quad (24)$$

を用いて表現しよう。経験的重み (24) は、周辺分布 \$\nu(z_n, \mathbf{x}_l | i)\$ を最尤推定量であることが保証される¹⁰⁾。ここに、\$\#\{k | B\}\$ は条件 \$B\$ が成立するサンプル数を意味する。ただし、\$i^k, z^k, \mathbf{x}^k\$ は、サンプル集合 \$\Omega_i = \cup_{j=i}^J \Omega_{ij}\$ に属するサンプルを対象としていることを断っておく。この時、理論的健全度分布 \$\tilde{Q}(j | i : \boldsymbol{\beta})\$ は、

$$\tilde{Q}(j | i : \boldsymbol{\beta}) = \sum_{n=1}^N \sum_{l=1}^L w_{n,l|i} \pi_{ij}(\bar{z}_n, \bar{\mathbf{x}}_l : \boldsymbol{\beta}) \quad (25)$$

と表すことができる。

次に、サンプル部分集合 \$\Omega_{ij}\$ から確率 (23) に従って実測サンプルがランダム抽出されると考えよう。この時、測定データ \$\bar{\boldsymbol{\xi}} = (\bar{\boldsymbol{\xi}}_1, \dots, \bar{\boldsymbol{\xi}}_{\bar{K}})\$ に対して、サンプル欠損バイアスを補正した修正対数尤度関数は、

$$\begin{aligned} \ln \tilde{\mathcal{L}}(\bar{\boldsymbol{\xi}}, \boldsymbol{\beta}) = & \sum_{k=1}^{\bar{K}} \left\{ \ln P(\bar{j}^k | \bar{i}^k, \bar{z}^k, \bar{\mathbf{x}}^k : \boldsymbol{\beta}) \right. \\ & \left. + \ln \mu(\bar{i}^k, \bar{z}^k, \bar{\mathbf{x}}^k) \right\} \\ & - \sum_{i=1}^{J-1} \sum_{j=i}^J N_{ij} \left\{ \ln \tilde{Q}(j | i : \boldsymbol{\beta}) + \ln \mu(i) \right\} \quad (26) \end{aligned}$$

と定義される。ただし、\$N_{ij}\$ はサンプル部分集合 \$\Omega_{ij}\$ に属する実測サンプル数を表す。修正対数尤度関数 (26)

の右辺第2項と第4項は定数項であり無視できる．さらに、式(15),(20),(24)を用いれば、修正対数尤度関数は、

$$\ln \tilde{\mathcal{L}}(\tilde{\xi}, \beta) = \sum_{i=1}^{J-1} \sum_{j=i}^J \left\{ \sum_{k=1}^{\bar{K}} \delta_{ij}^k \ln \pi_{ij}(\bar{z}^k, \bar{x}^k : \beta) - N_{ij} \ln \tilde{Q}(j|i : \beta) \right\} \quad (27)$$

と定式化できる．ここで、サンプル欠損を補正した尤度 $\tilde{\pi}_{ij}(\bar{z}^k, \bar{x}^k : \beta)$ を、

$$\tilde{\pi}_{ij}(\bar{z}^k, \bar{x}^k : \beta) = \frac{H_{j|i}}{\tilde{Q}_{j|i}} \pi_{ij}(\bar{z}^k, \bar{x}^k : \beta) \quad (28)$$

と表そう．ただし、

$$H_{j|i} = \frac{N_{ij}}{\sum_{j=i}^J N_{ij}} \quad (29a)$$

$$\tilde{Q}_{j|i} = \tilde{Q}(j|i : \beta) \quad (29b)$$

である． $H_{j|i}$ は、サンプル欠損後のサンプル数 N_{ij} を用いて定義されるため、理論的健全度 $\tilde{Q}_{j|i}$ と一致しない．この時、修正対数尤度関数(27)は、

$$\ln \tilde{\mathcal{L}}(\tilde{\xi}, \beta) = \sum_{k=1}^{\bar{K}} \sum_{i=1}^{J-1} \sum_{j=i}^J \delta_{ij}^k \ln [\tilde{\pi}_{ij}(\bar{z}^k, \bar{x}^k : \beta)] \quad (30)$$

と表すことができる．式(28)に示すように、サンプル欠損を補正した尤度 $\tilde{\pi}_{ij}(\bar{z}^k, \bar{x}^k : \beta)$ は、完全サンプルが得られた場合の尤度 $\pi_{ij}(\bar{z}^k, \bar{x}^k : \beta)$ に補正係数 $H_{j|i}/\tilde{Q}_{j|i}$ を乗じることにより求まる．補正係数の分子は、事前健全度が i となる実測サンプルの中で、期末に健全度 j に推移した実測サンプルの割合を示す観測健全度分布を表す．一方、分母は劣化予測モデル（マルコフ推移確率）を用いて予測した理論的健全度分布である．これにより、理論的健全度分布 $\tilde{Q}_{j|i}$ が大きい健全度 j から抽出されたサンプルには相対的に小さい補正係数が、逆に小さい健全度から得られた実測サンプルには相対的に大きい補正係数が採用されることになる．

修正対数尤度関数(27)を最大にするようなパラメータ β の最尤推定値は、

$$\frac{\partial \ln[\tilde{\mathcal{L}}(\tilde{\xi}, \hat{\beta})]}{\partial \beta_{im}} = 0, \quad (i = 1, \dots, J-1; m = 1, \dots, M) \quad (31)$$

を同時に満足するような $\hat{\beta} = (\hat{\beta}_{11}, \dots, \hat{\beta}_{(J-1)M})$ として与えられる．修正対数尤度関数の最大化問題は、サンプル属性空間が離散的有限空間となっており、古典的な最尤推定問題となっている¹⁰⁾．このため、修正対数尤度関数を用いた最尤推定法により、パラメータの一致推定量を得ることができる．さらに、最適化条件(27)は $(J-1)M$ 次の連立非線形方程式であり、Newton法を基本とする逐次反復法¹⁸⁾を用いて解くことができる．パラメータの漸近的な共分散行列の推定値 $\hat{\Sigma}(\hat{\beta})$ は、

$$\hat{\Sigma}(\hat{\beta}) = \left[\frac{\partial^2 \ln\{\tilde{\mathcal{L}}(\tilde{\xi}, \hat{\beta})\}}{\partial \beta \partial \beta'} \right]^{-1} \quad (32)$$

と表すことができる．ただし、上式の右辺の逆行列は $\partial^2 \ln\{\mathcal{L}(\tilde{\xi}, \hat{\beta})\} / \partial \beta_{i,m} \partial \beta_{i',m'}$ を要素とする $(J-1)M \times (J-1)M$ 次のFisher情報行列の逆行列である．共分散行列の推定値 $\hat{\Sigma}(\hat{\beta})$ を用いて t -検定統計量を算定することができる．

(4) 代替的補正方法を用いた最尤推定法

以上では、事後健全度のみを用いてサンプル欠損を補正する方法を提案した．以下では、サンプル欠損が発生するメカニズムに関する追加的な情報を利用するような代替的な補正方法を提案しよう．まず、補修があるルールに従って実施される場合を考える．

例えば、舗装の路面性状がある健全度（管理水準）に到達すれば、補修が実施されるような補修ルールに着目しよう．この場合、欠損したサンプルの健全度を、補修ルールを用いて特定化できる．現実的には、健全度がある管理水準に到達する前に補修される場合も少なくない．

本研究では、追加的な情報として、1) 道路特性 $\mathbf{x}_l$ を用いた場合（ケースA）、2) 測定間隔 z_n を用いる場合（ケースB）を取り上げよう．ケースAは、道路特性と補修ルールの間に相関関係が高い場合に有効である．例えば、交通量が多く、損傷が進行する前に補修することが好ましいような路線では、健全度が比較的良好な場合においても、サンプルが欠損するケースが多くなる．ケースBは測定間隔が長くなれば、その間に劣化が進展しサンプルが欠損する可能性が大きくなることを想定している．

なお、サンプル欠損が道路特性や測定間隔（あるいは、その両方のみ）に依存して発生する（事後健全度 j に依存しない）場合は、通常の層別サンプリングに該当する．この場合、各サンプル属性を持つサンプル母集団から、サンプルがランダム抽出されており、システマ的なサンプル欠損バイアスは発生しない．また、サンプル欠損が事後健全度、道路特性、測定間隔のすべてに依存する場合には尤度関数を定義できず、モデルを推計することが不可能である．

a) サンプル部分集合 Ω_{ijl} の場合（ケースA）

サンプル欠損が事後健全度と道路特性に依存する場合を取り上げる．サンプル集合を健全度ペア (i, j) と道路特性 $\mathbf{x}_l$ に着目して $(J-1)JL$ 個のサンプル部分集合 Ω_{ijl} に分割する．サンプル部分集合 Ω_{ijl} に属する実測サンプル数を N_{ijl} と表そう．サンプル部分集合 Ω_{ijl} のそれぞれに対して、状態変数 z_n が生起する確率 $Q(z_n|i, j, \mathbf{x}_l)$ を定義する．事前健全度 i 、測定間隔 z_n と道路特性 $\mathbf{x}_l$ を与件とした事後健全度の条件付き確率 $\tilde{P}(j|i, z_n, \mathbf{x}_l : \beta) = \pi_{ij}(z_n, \mathbf{x}_l : \beta)$ を用いれば、時刻 τ_B における $(i, \mathbf{x}_l)$ を与

件とする j の理論的健全度分布は,

$$\tilde{Q}_A(j|i, \mathbf{x}_l : \beta) = \sum_{n=1}^N P(j|i, z_n, \mathbf{x}_l : \beta) \nu(z_n|i, \mathbf{x}_l) \quad (i = 1, \dots, J-1; j = i, \dots, J) \quad (33)$$

と表される. $\nu(z_n|i, \mathbf{x}_l)$ は事前健全度が i , 道路特性, $\mathbf{x}_l$ であるサンプルの測定間隔 z_n に関する周辺分布

$$\nu(z_n|i, \mathbf{x}_l) = \frac{\mu(i, z_n, \mathbf{x}_l)}{\sum_{n=1}^N \mu(i, z_n, \mathbf{x}_l)} \quad (34)$$

であり既知関数である. 同時確率 $f(i, j, z_n, \mathbf{x}_l : \beta)$ が,

$$f(i, j, z_n, \mathbf{x}_l : \beta) = \tilde{Q}_A(j|i, \mathbf{x}_l : \beta) Q_A(z_n|i, j, \mathbf{x}_l : \beta) \mu(i, \mathbf{x}_l) \quad (35)$$

と表されることより次式が成立する.

$$Q_A(z_n|i, j, \mathbf{x}_l : \beta) = \frac{P(j|i, z_n : \beta) \mu(i, z_n, \mathbf{x}_l)}{\tilde{Q}_A(j|i, \mathbf{x}_l : \beta) \mu(i, \mathbf{x}_l)} \quad (36)$$

条件付き同時確率 $Q_A(z_n|i, j, \mathbf{x}_l : \beta)$ は, 各サンプル部分集合 Ω_{ijl} から, サンプル $(i, j, z_n, \mathbf{x}_l)$ がランダム抽出される確率を表している. 理論的健全度分布に含まれる測定間隔 z_n に関する周辺分布 $\nu(z_n|i, \mathbf{x}_l)$ を, 質点 $(i, z_n, \mathbf{x}_l)$ に対して付与される経験的重み $w_{n|il}$

$$w_{n|il} = \frac{\#\{k \in \Omega_i | i^k = i, z^k = z_n \text{ and } \mathbf{x}^k = \mathbf{x}_l\}}{\#\{k \in \Omega_i | i^k = i \text{ and } \mathbf{x}^k = \mathbf{x}_l\}} \quad (37)$$

を用いて表現しよう. ただし, $i^k, z^k, \mathbf{x}^k$ は, サンプル集合 $\Omega_i = \cup_{j=i}^J \Omega_{ij}$ に属するサンプルを対象としている. この時, 理論的健全度分布 $\tilde{Q}_A(j|i, \mathbf{x}_l : \beta)$ は,

$$\tilde{Q}_A(j|i, \mathbf{x}_l : \beta) = \sum_{n=1}^N w_{n|il} \pi_{ij}(z_n, \mathbf{x}_l : \beta) \quad (38)$$

と表すことができる. サンプル部分集合 Ω_{ijl} から確率 (36) に従って実測サンプルがランダム抽出される時, サンプル欠損バイアスを補正した修正対数尤度関数は,

$$\ln \tilde{\mathcal{L}}_A(\tilde{\xi}, \beta) = \sum_{k=1}^{\bar{K}} \sum_{i=1}^{J-1} \sum_{j=i}^J \bar{\delta}_{ij}^k \ln [\tilde{\pi}_{ij}^A(\bar{z}^k, \bar{\mathbf{x}}^k : \beta)] \quad (39)$$

と表すことができる. ただし, $\tilde{\pi}_{ij}^A(\bar{z}^k, \bar{\mathbf{x}}^k : \beta)$ は, サンプル欠損を補正した尤度であり,

$$\tilde{\pi}_{ij}^A(\bar{z}^k, \bar{\mathbf{x}}^k : \beta) = \frac{H_{j|il}}{\tilde{Q}_{j|il}} \pi_{ij}(\bar{z}^k, \bar{\mathbf{x}}^k : \beta) \quad (40)$$

と表せる. ただし,

$$H_{j|il} = \frac{N_{ijl}}{\sum_{j=i}^J N_{ijl}} \quad (41a)$$

$$\tilde{Q}_{j|il} = \tilde{Q}_A(j|i, \mathbf{x}_l : \beta) \quad (41b)$$

である.

b) サンプル部分集合 Ω_{ijn} の場合 (ケース B)

サンプル欠損が事後健全度と測定間隔に依存する場合に着目する. サンプル集合を健全度ペア (i, j) と測定間隔 z_n に着目して $(J-1)JN$ 個のサンプル部分集合 Ω_{ijn} に分割する. サンプル部分集合 Ω_{ijn} に属する実測サンプル数を N_{ijn} と表そう. 時刻 T_B におけるサンプル属性 (i, z_n) を与件とする j の理論的健全度分布は,

$$\tilde{Q}_B(j|i, z_n : \beta) = \sum_{l=1}^L P(j|i, z_n, \mathbf{x}_l : \beta) \nu(\mathbf{x}_l|i, z_n) \quad (i = 1, \dots, J-1; j = 1, \dots, J) \quad (42)$$

と表される. $\nu(\mathbf{x}_l|i, z_n)$ は事前健全度が i , 測定間隔が z_n であるサンプルの道路特性 $\mathbf{x}_l$ に関する周辺分布

$$\nu(\mathbf{x}_l|i, z_n) = \frac{\mu(i, z_n, \mathbf{x}_l)}{\sum_{l=1}^L \mu(i, z_n, \mathbf{x}_l)} \quad (43)$$

である. 同時確率 $f(i, j, z_n, \mathbf{x}_l : \beta)$ は,

$$f(i, j, z_n, \mathbf{x}_l : \beta) = \tilde{Q}_B(j|i, z_n : \beta) Q_B(\mathbf{x}_l|i, j, z_n : \beta) \mu(i, z_n) \quad (44)$$

と表される. 式 (16) と式 (44) より,

$$Q_B(\mathbf{x}_l|i, j, z_n : \beta) = \frac{P(j|i, z_n : \beta) \mu(i, z_n, \mathbf{x}_l)}{\tilde{Q}_B(j|i, z_n : \beta) \mu(i, z_n)} \quad (45)$$

を得る. 条件付き同時確率 $Q_B(\mathbf{x}_l|i, j, z_n : \beta)$ は, 各サンプル部分集合 Ω_{ijn} から, サンプル $(i, j, z_n, \mathbf{x}_l)$ がランダム抽出される確率である. 周辺分布 $\nu(\mathbf{x}_l|i, z_n)$ を, 経験的重み $w_{l|in}$

$$w_{l|in} = \frac{\#\{k \in \Omega_i | i^k = i, z^k = z_n \text{ and } \mathbf{x}^k = \mathbf{x}_l\}}{\#\{k \in \Omega_i | i^k = i \text{ and } \mathbf{x}^k = \mathbf{x}_l\}} \quad (46)$$

で表そう. ただし, $i^k, z^k, \mathbf{x}^k$ は, サンプル集合 $\Omega_i = \cup_{j=i}^J \Omega_{ij}$ に属するサンプルを対象としている. 理論的健全度分布 $\tilde{Q}_B(j|i, z_n : \beta)$ は,

$$\tilde{Q}_B(j|i, z_n : \beta) = \sum_{l=1}^L w_{l|in} \pi_{ij}(\bar{z}_n, \bar{\mathbf{x}}_l : \beta) \quad (47)$$

と表すことができる. サンプル部分集合 Ω_{ijn} から確率 (45) に従って実測サンプルがランダム抽出される時, サンプル欠損バイアスを補正した修正対数尤度関数は,

$$\ln \tilde{\mathcal{L}}_B(\tilde{\xi}, \beta) = \sum_{k=1}^{\bar{K}} \sum_{i=1}^{J-1} \sum_{j=i}^J \bar{\delta}_{ij}^k \ln [\tilde{\pi}_{ij}^B(\bar{z}^k, \bar{\mathbf{x}}^k : \beta)] \quad (48)$$

と表すことができる. ただし, サンプル欠損を補正した尤度 $\tilde{\pi}_{ij}^B(\bar{z}^k, \bar{\mathbf{x}}^k : \beta)$ は,

$$\tilde{\pi}_{ij}^B(\bar{z}^k, \bar{\mathbf{x}}^k : \beta) = \frac{H_{j|in}}{\tilde{Q}_{j|in}} \pi_{ij}(\bar{z}^k, \bar{\mathbf{x}}^k : \beta) \quad (49)$$

と表そう. ただし,

$$H_{j|in} = \frac{N_{ijn}}{\sum_{j=i}^J N_{ijn}} \quad (50a)$$

$$\tilde{Q}_{j|in} = \tilde{Q}_B(j|i, z_n : \beta) \quad (50b)$$

表－２ サンプル欠損を考慮した修正最尤推定法

	ベンチマーク ケース	ケース A	ケース B
サンプル部分集合	Ω_{ij}	Ω_{ijl}	Ω_{ijn}
修正対数尤度関数	$\sum_{k=1}^K \sum_{i=1}^{J-1} \sum_{j=i}^J \delta_{ij}^k \ln[\tilde{\pi}_{ij}]$	$\sum_{k=1}^K \sum_{i=1}^{J-1} \sum_{j=i}^J \delta_{ij}^k \ln[\tilde{\pi}_{ij}^A]$	$\sum_{k=1}^K \sum_{i=1}^{J-1} \sum_{j=i}^J \delta_{ij}^k \ln[\tilde{\pi}_{ij}^B]$
尤度	$\tilde{\Pi}_{ij} = \frac{H_{j i}}{\tilde{Q}_{j i}} \pi_{ij}(\tilde{z}_n, \tilde{x}_l)$	$\tilde{\pi}_{ij}^A = \frac{H_{j il}}{\tilde{Q}_{j il}} \pi_{ij}(\tilde{z}_n, \tilde{x}_l)$	$\tilde{\pi}_{ij}^B = \frac{H_{j in}}{\tilde{Q}_{j in}} \pi_{ij}(\tilde{z}_n, \tilde{x}_l)$
観測健全度分布	$H_{j i} = \frac{N_{ij}}{\sum_{j=i}^J N_{ij}}$	$H_{j il} = \frac{N_{ijl}}{\sum_{j=i}^J N_{ijl}}$	$H_{j in} = \frac{N_{ijn}}{\sum_{j=i}^J N_{ijn}}$
理論的健全度分布	$\tilde{Q}_{j i} = \sum_{n=1}^N \sum_{l=1}^L w_{nl i} \pi_{ij}(\tilde{z}_n, \tilde{x}_l)$	$\tilde{Q}_{j il} = \sum_{n=1}^N \sum_{l=1}^L w_{nl il} \pi_{ij}(\tilde{z}_n, \tilde{x}_l)$	$\tilde{Q}_{j in} = \sum_{l=1}^L w_{l in} \pi_{ij}(\tilde{z}_n, \tilde{x}_l)$

である。以上の３つのケースにおける尤度関数の補正方法を表－２に一括して整理している。

（５）補足説明

本研究で提案した方法により、補修によるサンプル欠損により発生するシステムの推計バイアスを除去できる。サンプル欠損バイアスは、パラメータ推定に用いる実測サンプルが、ランダム抽出されないことに起因して発生する。そこで、対象とするサンプル集合を測定間隔と事前健全度に着目して複数のサンプル部分集合に分割するとともに、各サンプル部分集合から実測サンプルをランダム抽出できるようなデータ発生メカニズムを構成することによりサンプル欠損バイアスを除去できる。この方法により、モデルの体系的な推定バイアスを補正することが可能である。しかし、補修により実測サンプル数が減少した結果、最尤推定法による推定精度が低下する問題は解決できない。したがって、データ数が極端に少ない健全度間のマルコフ推移確率に関しては、モデルの推定精度が十分でない可能性があることを否定できない。モデルの適用にあたっては、モデルの適用範囲をあらかじめ評価しておくことが不可欠である。

サンプル欠損は、舗装の劣化現象を通じて生じたものではなく、人為的な補修ルールにより発生したものである。そのため、サンプル欠損確率を統計的に推定することは困難である。もちろん、観測期間中に、補修が実施された場合でも、補修の直前の健全度を観測することにより、初期測定時刻から予防補修の実施時刻までの劣化状態の推移に関する情報が獲得できれば、通常の最尤法を用いてモデルを推定することができる。しかし、補修直前の健全度に関する情報が入手できない場合には、サンプル欠損が発生するメカニズムをモデル化することが必要となる。

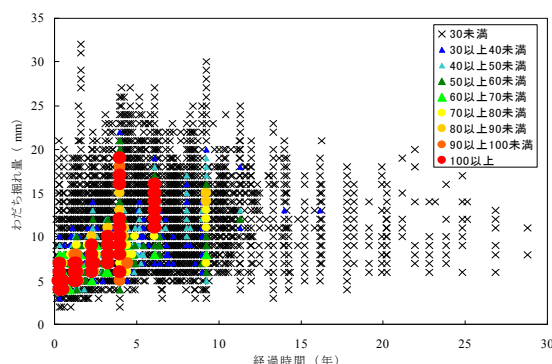
本研究では３つの代替的なサンプル欠損メカニズムを提案した。将来、舗装アセットマネジメントが普及し、サンプル欠損が舗装補修ルールに従って体系的に欠損する場合には、補修ルールを利用したサンプル欠損メカニズムをモデル化することが可能となる。このような推定法の拡張に関しては、今後の課題としたい。

なお、本研究では事前健全度に関するサンプル欠損に関しては言及していない。初期時点から、事前健全度の観測するまでの期間内に補修が実施され、事前健全度の観測結果自体が欠損している可能性がある。しかし、このような事前健全度に関するサンプル欠損は体系的な推計バイアスを発生させない（付録参照）。過去の補修時刻に関する情報が入手できる場合、補修時点から事前健全度が観測されるまでの期間までのサンプルをサンプル母集団に加えることにより、モデルの推計精度を向上させることができる。

５．適用事例

（１）適用事例の概要

本研究で提案した舗装劣化予測モデルを中日本高速道路株式会社中央研究所が管理する関越自動車道の舗装データベースに適用し、道路舗装のわだち掘れ劣化予測を試みる。さらに、補修によるサンプル欠損が、わだち掘れ予測に及ぼす影響を分析する。分析対象とする区間は、関越自動車道の練馬 I C～高崎 I C までの約 100km であり、当該区間は 1971 年に練馬～川越間（約 21km）が開通して以降、1980 年までに上下線で計 4 車線の高速道路として開通するとともに、1993～1995 年にかけて上下線で計 6 車線にするための拡幅工事を実施した。また、わだち掘れの測定に関しては、1986 年頃に高速測定車による測定技術を導入したことに伴い、現在に至るまで定期的な測定を実施している。本研究の実証分析で用いた管理データベースでは、1989 年から 2001 年にかけて継続的に実施された路面性状調査による観測データが記載されている。これらのデータの中で、以下ではアスファルト舗装のわだち掘れ量の実測データを用いることとする。さらに、補修履歴データベースには、分析対象期間中に実施された道路舗装の補修に関する記録が蓄積されている。対象期間中に道路舗装の補修が実施された路面箇所に関しては、わだち掘れが解消されたものとして多段階指数ハザードモデル推定のためのワーキングデータベースを作成した。ワーキングデータベースでは、過去の 2 時点における路面調査におけるわだち掘れ量の観測値と測定間隔を



図－４ 実測サンプルの分布

表－３ 健全度レーティング	
ランク	わだち掘れ量
1	5mm 未満
2	5mm 以上 10mm 未満
3	10mm 以上 15mm 未満
4	15mm 以上 20mm 未満
5	20mm 以上

セットとして1つの観測サンプルとして定義している。さらに、補修が実施された時点から次の路面調査までの観測データのセットも、1つの観測サンプルとしてワーキングデータベースに記録している。このようにして作成した総観測サンプル数は、合計34,130サンプルとなっている。図－４に、34,130個のサンプルに対して、直近の補修時刻からの経過時間と観測されたわだち掘れ量の関係を図示している。同図では、全サンプルを1mmピッチのわだち掘れ量実測値と直近の補修時刻からの経過時間に分類し、これらの組み合わせに対して該当するサンプル数を集計化している。この図に示すように、経過時間が6年以内のサンプル数は、比較的豊富に存在している。しかし、経過時間が6年以上になると急速にサンプル数が減少しており、経過時間が多くなるとサンプル欠損が増加する。また、経過時間に対して、健全度が多様に分布しており、経過時間と健全度の間に確定的な関係を見いだすことは困難である。

舗装のわだち掘れ量の実測データは連続値として記録されている。本研究で提案した劣化予測モデルを推定するためには、わだち掘れ量の連続値を離散的な健全度に置き換える必要がある。本研究では、わだち掘れに関する健全度を、表－３に示すような、5段階のレーティングに分類した。関越自動車道では、わだち掘れ量の管理基準値として20mmを採用し、実測値が20mmを超える場合に補修を行っており、健全度の最大レーティングであるランク5を20mm以上と設定し

表－４ サンプル数

健全度	1	2	3	4	5
1	1283	7265	3046	1224	411
2		9475	4087	211	10
3			4299	1814	175
4				602	203

た。なお、多段階指数ハザードに用いる観測サンプル数を、事前健全度と事後健全度に着目して整理した結果を表－４に示している。同表の各行は、事前健全度*i*に、各列は事後健全度*j*に対応している。各事前健全度に対して、劣化した事後健全度を有するサンプル数が少ない結果となっている。特に、健全度が2の場合、健全度4もしくは5へ推移するパターンが極度に少なくなっている。これより、予防補修によるサンプル欠損の可能性が読み取れる。さらに、各事前健全度に対応するサンプル数も、事前健全度が悪化するほどサンプル数が少なくなっている。

(2) 推定結果

以上のデータベースを用いて、舗装わだち掘れ量の劣化予測モデルを推定した。推定にあたっては、道路特性を表す説明変数として、車線区分、大型車交通量、構造特性等を説明変数の候補として取り上げた。これらの説明変数のうち、第1走行車線を表すダミー変数 x_{i1} のみが、最終的に有意な説明力を有する変数として採用された。なお、ダミー変数は $x_{i1} = 1$ の場合は第1走行車線を、 $x_{i1} = 0$ の場合は、それ以外の車線を表している。車線区分以外の変数は、有意な説明力を持たないため、説明変数として選ばれていない。本研究では、関越自動車道という単一の路線を対象としたわだち掘れ予測モデルを推計している。このため、舗装材料、施工時期等の説明変数は、モデル推計に用いる各サンプルを通じて同一の値をとっている。このため、これらの舗装特性は、モデルの説明変数として選ばれていない。このため、推計したわだち掘れ予測モデルは、分析対象とした関越自動車道にのみ適用可能であることは言うまでもない。今後、環境条件が異なる多数の路線にも適用可能なわだち掘れ予測モデルを開発するためには、本適用事例で採択されなかった変数を説明変数に加えたモデルを開発することが必要となる。

以上のデータに基づいて推定した多段階指数ハザードモデルのパラメータ推計値を、一括して表－５に示している。同表には、モデルの推計精度を表す尤度比、 t 値を示している。尤度比検定統計量 $\xi = -2\{\ln \mathcal{L}_0 - \ln \mathcal{L}\}$ が棄却域 $\xi \geq \chi^2_{(100-\alpha)}(4)$ に入れば、有意水準 $\alpha\%$ でモデルに説明力がないという帰無仮説を棄却できる。本適用事例では、すべてのケースにおいて有意水準99.5

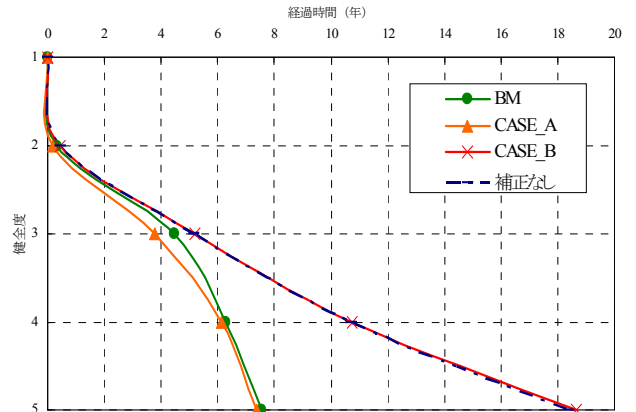
表－5 推定結果

	BM			ケース A			ケース B			補正なし		
健全度	β_{i0}	β_{i1}	$E[\theta_i]$	β_{i0}	β_{i1}	$E[\theta_i]$	β_{i0}	β_{i1}	$E[\theta_i]$	β_{i0}	β_{i1}	$E[\theta_i]$
$i = 1$ (t 値)	2.378 (34.3)	0.725 (12.9)	2.903 -	1.459 (30.5)	4.427 (23.9)	2.900 -	1.289 (46.3)	1.030 (19.4)	1.752 -	1.140 (48.4)	1.177 (23.1)	2.901 -
$i = 2$ (t 値)	0.242 (46.6)	-	0.242 -	0.277 (35.2)	-	0.277 -	0.211 (90.1)	-	0.211 -	0.212 (90.3)	-	0.212 -
$i = 3$ (t 値)	0.546 (21.8)	-	0.546 -	0.426 (14.6)	-	0.426 -	0.179 (57.7)	-	0.179 -	0.181 (58.1)	-	0.181 -
$i = 4$ (t 値)	0.795 (16.4)	-	0.795 -	0.809 (16.2)	-	0.809 -	0.127 (26.1)	-	0.127 -	0.131 (26.8)	-	0.131 -
初期対数尤度	1,676.66			1,116.24			-31,749.70			-32,091.57		
対数尤度	1,809.98			2,106.10			-31,330.49			-31,490.73		
尤度比	266.64			1,897.72			838.42			1,201.68		

%において、尤度比検定統計量 $\chi^2_{(0.005)}(4) = 14.860$ が成立し帰無仮説を棄却できる。さらに、括弧の中の数値は t -値を表しており、いずれのパラメータに関する t -値も、各説明変数のモデルに対する説明力がないという帰無仮説は有意水準0.95で棄却される結果となっている。以上の結果より、多段階指数ハザードモデルの推計結果の説明力が存在しないという帰無仮説を有意水準99.5%で棄却できることが理解できる。特に、尤度比検定は、式(18),(30)に示すように、マルコフ推移確率を用いて定義していることより、尤度比検定の結果からマルコフ推移確率の推計結果の有意性も同時に保証される。図－4に示すように、わだち掘れ量と経過時間の間に確定的な関係を見いだしにくい。しかし、多段階指数ハザードモデルを用いて、わだち掘れの確率的な進行過程を精度よく表現できることが確認できる。同表には、サンプル欠損を考慮したベンチマークケース、2つの代替的補正方法に基づいた推定結果を併せて記載している。さらに、サンプル欠損バイアス補正の効果を比較するために、サンプル欠損バイアスの補正をしない場合の推計結果を併記（「補正なし」と記載した列に該当する）している。同表に示すように、各説明変数の有意性を表す t -値は、いずれも一般的な判断基準である2.0を大きく超えており、有意な推計結果が得られている。なお、第1走行車線を表すダミー変数は、健全度が1の場合にのみ有意であり、説明変数として取り上げられている。第1走行車線では、ダミー変数のパラメータ β_{i1} が正となっており、第1走行車線の方がわだち掘れの速度が速いことが理解できる。しかし、健全度が2以上の場合、ダミー変数のパラメータの t -値が小さく、有意な説明力をもたないことが判明した。したがって、表－5では、健全度が2以上の場合、第1走行車線の有無を識別するダミー変数を説明変数として採用していない。言い換えれば、第1走行車線では、他の走行車線と比較して、わだち掘れが発生するまでの期間が短くなる。しかし、一度、わだち掘れが発生し

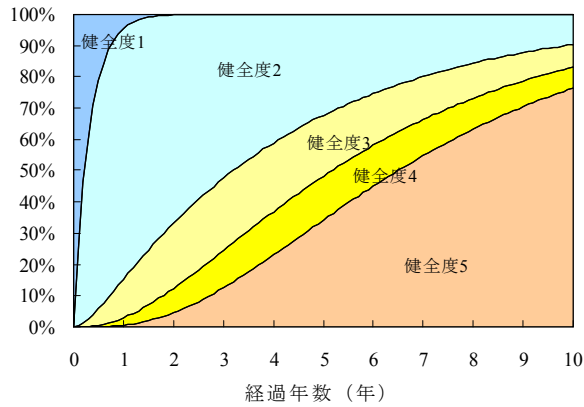
表－6 健全度期待寿命長（年）

健全度	BM	ケース A	ケース B	補正なし
1	0.32	0.17	0.43	0.43
2	4.13	3.61	4.75	4.73
3	1.83	2.35	5.58	5.54
4	1.26	1.24	7.90	7.65



図－5 供用性曲線（期待値パス）の比較

た場合、わだち掘れが進行する速度は、第1走行車線と他の走行車線の間で大きな差異はない。同表には、各健全度の期待ハザード率 $E[\theta_i]$ を示している。さらに、各健全度から次の健全度までに移行するまでの期待寿命を表す健全度期待寿命長を式(12)に基づいて算定した。その結果を表－6に示している。また、式(13)より、舗装を補修した直近の時刻から健全度 j に到達するまでの平均的な経過時間 $ET_j(\mathbf{x})$ ($j = 2, \dots, 5$)を求めることができる。このように求めた健全度 j ($j = 2, \dots, 5$)と平均的な経過時間 $ET_j(\mathbf{x})$ の関係（供用性曲線）を図－5に示している。同図には、サンプル欠損バイアスを補正したベンチマークケース（BM）における供用性曲線、2つの代替的な補正方法を用いた求めた供用性曲線、およびサンプル欠損バイアスの補正をせずに求めた供用性曲線を同時に示している。なお、同図の結果は、第1走行車線の供用性曲線を表している。



図－6 健全度分布の時間的変化

図－5は、式(13)に示すような期待値パスで定義される供用性曲線を示している。この内、ベンチマークケースの供用性曲線（曲線BM）と、サンプルバイアス補正をしない場合の供用性曲線（破線で示される）を比較してみよう。サンプル欠損バイアスを補正した場合の供用性曲線は、サンプル欠損補正を行わない場合の供用性曲線よりも下方に位置している。しかも、わだち掘れが進行した健全度3以降では、サンプル欠損バイアスを補正した推計結果では、わだち掘れの進行が著しく速い結果となっている。この結果より、わだち掘れがある一定水準（健全度3）に到達すると、それ以降のわだち掘れの進行は極めて速くなるため、健全度3になるまでに道路舗装を補修することが必要であることが理解できる。以上の結果より、サンプル欠損バイアスを補正しない場合、舗装の寿命を過大に評価する危険性があることが読み取れる。

次に、4つの供用性曲線を比較した場合、ベンチマークケース（事後健全度に応じてサンプル欠損率が定義される場合）とケースA（事後健全度 j と車線区分と対応してサンプル欠損率が定義される場合）の供用性曲線の間には大きな差異は存在しない。したがって、事後健全度のみに着目してサンプル欠損バイアスを補正するベンチマークケースでも、サンプル欠損の補正は十分に可能であると考ええる。また、サンプル欠損バイアスを補正しない場合とケースB（事後健全度と測定間隔を用いてサンプル欠損率が定義される場合）の供用性曲線が類似している。サンプル欠損が事後健全度と測定間隔に依存して発生するようなケースBでは、サンプル欠損を補正できていないことが理解できる。ケースBでは、測定間隔に応じてサンプル集合を分割するため、各サンプル部分集合に含まれるサンプル数が減少し、サンプル欠損の補正が十分に行えない。サンプル数が相対的に減少することにより最尤推定法による

表－7 サンプル欠損補正係数

健全度	1	2	3	4	5
1	6.93	1.36	1.50	1.04	0.09
2		0.99	1.54	0.23	0.02
3			1.72	1.05	0.08
4				3.02	0.34

推定精度も低下している。

図－5に示した供用性曲線は、あくまでも平均的なわだち掘れ進行パターンを示したものである。現実のわだち掘れの進行パターンには不確実性が介在する。そこで、ベンチマークケースにおける多段階指数ハザードモデルを用いて、補修時点からの経過時間に応じて、健全度の相対的分布がどのように変化するかを分析しよう。単位期間を1年($z=1$)に設定すれば、単位期間中における健全度の推移パターンを表すマルコフ推移確率 $\pi_{ij}(1)$ は、式(9)を用いて定義できる。また、 $\pi_{i5}(1)$ は、式(10)を用いて定義できる。以上の方法で求めたマルコフ推移確率行列 $\Pi(1)$ は、

$$\Pi(1) = \begin{pmatrix} 0.045 & 0.803 & 0.123 & 0.024 & 0.006 \\ 0 & 0.785 & 0.164 & 0.034 & 0.012 \\ 0 & 0 & 0.579 & 0.280 & 0.141 \\ 0 & 0 & 0 & 0.452 & 0.549 \\ 0 & 0 & 0 & 0 & 1 \end{pmatrix} \quad (51)$$

と表される。いま、補修時点から t 年経過した時点における健全度分布 $\nu(t) = (\rho_1(t), \dots, \rho_5(t))'$ は、

$$\nu(t) = \{\Pi(1)\}^t \nu(0) \quad (52)$$

と表される。ただし、 $\nu(0) = (1, 0, 0, 0, 0)'$ は、初期時点（補修直後）における健全度分布である。このようにして求めた第1走行車線における健全度分布の時間的変化パターンを図－6に示している。同図の横軸は初期時点からの経過年数を表している。縦軸は、健全度シェアを示している。この図に示すように、わだち掘れの時間的な進行パターンには多大な不確実性が見いだせる。最後に、ベンチマークケースで推計したマルコフ推移確率を用いて、現実を獲得した観測データのサンプル欠損の状態を評価できる。いま、サンプル欠損の状態をベンチマークケースにおける補正係数 $H_{j|i}/\tilde{Q}_{j|i}$ を用いて評価しよう。ただし、 $H_{j|i}$ は式(29a)で、 $\tilde{Q}_{j|i}$ は式(25)を用いて評価できる。以上のように算定したサンプル欠損補正係数を表－7に示している。この結果より、適用分析で用いたデータベースでは、劣化が進展した健全度のサンプル欠損補正係数が小さくなっており、サンプル欠損が発生していることが読み取れる。このことより、本研究で提案した方法論を用いて、サンプル欠損の状態と健全度間の推移確率（供用性曲

線)を同時に推計できることが理解できる。

6. おわりに

本研究では、舗装の定期測定、補修履歴データに基づいて、ネットワークレベルにおける舗装劣化予測を行うためのマルコフ推移確率行列を推定する問題を取り上げた。その際、選択肢サンプリングの考え方を利用して、補修によるデータ欠損による推定バイアスを考慮した多段階指数ハザードモデルの最尤推定法を提案した。さらに、多段階指数ハザードモデルを用いて、道路舗装の劣化過程を表すマルコフ推移確率を求めている。最後に、高速道路のわだち掘れ量を対象とした実証分析を実施し、本研究で提案した方法論の有効性を検証している。本研究で提案したサンプル欠損バイアスを考慮した多段階指数ハザードモデルの実用性を高めるにあたり、いくつかの課題が残されている。第1に、本研究の実証分析で推計したわだち掘れ予測モデルは、分析対象とした関越自動車道という単一の路線にのみ適用可能であることは言うまでもない。このため、舗装材料、施工時期、温度等の重要な説明変数が、わだち掘れ予測モデルの説明変数として採用されていない。今後、多くの路線を対象とした実証分析を通じて、より汎用性の高いわだち掘れ予測モデルを開発するとともに、道路舗装特性や環境条件等の要因が、わだち掘れの進展に及ぼす影響を分析することが必要である。第2に、4.(5)で言及したように、観測期間中に生じるサンプル欠損のメカニズムを明示的に考慮したようなサンプル欠損の補正問題についてアプローチを試みる必要がある。このような拡張が可能になるためには、補修ルールが確立されるとともに、そのルールの下で路面性状測定データが蓄積されることが必要である。第3に、1.で言及したような課題に取り組む必要がある。舗装の路面性状測定で得られたデータには、数多くの観測誤差が含まれる。このような観測誤差を考慮した劣化予測モデルは、混合ハザードモデルを用いて開発することが可能である。第4に、舗装に発生するひび割れ予測に関しては、本研究で用いた多段階指数ハザードモデルとは異なる予測手法を開発することが必要となる。ひび割れ進行予測には、ひび割れが発生するまでの期間分布をハザードモデルで表現するとともに、複数のひび割れが発生するような数え上げ過程をモデル化することが有効である。最後に、マルコフ推移確率は、推移確率が補修時点からの経過時間に依存しないという特性を有している。現実には、健全度間の推移確率が経過時間に依存して変化する可能性がある。このような時間依存型劣化パターンに関しては、例えば多段階ワイブルハザード関数を用いて

表現することが可能である。このような時間依存型劣化パターンのサンプル欠損バイアスの補正問題に関しては、今後の課題としたい。

付録 事前健全度の欠損問題

各道路区間に対して、時刻 τ_0 に補修が実施され健全度が1に回復したとしよう。それ以降、補修が実施されずに劣化が放置され、時刻 τ_A 、 τ_B に健全度が測定されたとしよう。時刻 $\tau_A = \tau_0 + Z_m$ に健全度 $h(\tau_A) = i$ 、時刻 $\tau_B = \tau_A + z_n$ に健全度 $h(\tau_B) = j$ が観測されたと考える。標本サンプル k の情報を $\xi^k = (\bar{h}(\tau_A^k), \bar{h}(\tau_B^k), \bar{z}^k, \bar{Z}^k, \bar{\mathbf{x}}^k)$ ($k = 1, \dots, \bar{K}$)と表そう。時刻 τ_A に健全度 i が、時刻 τ_B に健全度 j が同時に観測される条件付き確率は $\tilde{P}(i, j | z_n, Z_m, \mathbf{x}_l : \boldsymbol{\beta}) = \pi_{1i}(Z_m, \mathbf{x}_l : \boldsymbol{\beta}) \pi_{ij}(z_n, \mathbf{x}_l : \boldsymbol{\beta})$ と表せる。一方、事前・事後健全度 i, j が生起する同時確率は、

$$\tilde{Q}(i, j : \boldsymbol{\beta}) = \tilde{Q}(i | 1 : \boldsymbol{\beta}) \tilde{Q}(j | i : \boldsymbol{\beta}) \quad (\text{付1})$$

と表せる。同時確率 $f(i, j, z_n, Z_m, \mathbf{x}_l : \boldsymbol{\beta})$ は、

$$\begin{aligned} f(i, j, z_n, Z_m, \mathbf{x}_l : \boldsymbol{\beta}) &= \tilde{P}(i, j | z_n, Z_m, \mathbf{x}_l : \boldsymbol{\beta}) \mu(z_n, Z_m, \mathbf{x}_l) \\ &= \tilde{Q}(i | 1 : \boldsymbol{\beta}) \tilde{Q}(j | i : \boldsymbol{\beta}) \tilde{Q}(z_n, Z_m, \mathbf{x}_l | i, j : \boldsymbol{\beta}) \quad (\text{付2}) \end{aligned}$$

と表せる。したがって、

$$\begin{aligned} \tilde{Q}(z_n, Z_m, \mathbf{x}_l | i, j : \boldsymbol{\beta}) &= \frac{\pi_{1i}(Z_m, \mathbf{x}_l : \boldsymbol{\beta}) \pi_{ij}(z_n, \mathbf{x}_l : \boldsymbol{\beta}) \mu(z_n, Z_m, \mathbf{x}_l)}{\tilde{Q}(i | 1 : \boldsymbol{\beta}) \tilde{Q}(j | i : \boldsymbol{\beta})} \quad (\text{付3}) \end{aligned}$$

と表される。これより修正対数尤度関数は、

$$\begin{aligned} \ln \tilde{\mathcal{L}}(\xi, \boldsymbol{\beta}) &= \sum_{i=1}^{J-1} \sum_{j=i}^J \sum_{k=1}^{\bar{K}} \delta_{ij}^k \left\{ \ln \tilde{\pi}_{1i}(\bar{Z}^k, \bar{\mathbf{x}}^k : \boldsymbol{\beta}) \right. \\ &\quad \left. + \ln \tilde{\pi}_{ij}(\bar{z}^k, \bar{\mathbf{x}}^k : \boldsymbol{\beta}) \right\} \quad (\text{付4}) \end{aligned}$$

と表すことができる。ただし、

$$\tilde{\pi}_{1i} = \frac{H_{i|1}}{\tilde{Q}_{i|1}} \pi_{1i}(\bar{Z}^k, \bar{\mathbf{x}}^k : \boldsymbol{\beta}) \quad (\text{付5a})$$

$$H_{i|1} = \frac{\sum_{j=1}^J N_{ij}}{\sum_{i=1}^{J-1} \sum_{j=i}^J N_{ij}} \quad (\text{付5b})$$

$$\tilde{Q}_{i|1} = \tilde{Q}(i | 1, Z_m : \boldsymbol{\beta}) \quad (\text{付5c})$$

である。すなわち、初期時点から時刻 τ_A 、時刻 τ_B から時刻 τ_B までのサンプルをプールした修正対数尤度関数となる。これより、事前健全度の欠損は、推計結果にシステマ的なバイアスを発生させないことが理解できる。さらに、複数の時間断面における測定結果をプールすることにより、ハザードモデルの推計精度を向上することができる。

参考文献

- 1) 阿部頼政, 飯野忠雄: わだち掘れ測定データの解析法に関する研究, 土木学会論文集, No.478/V-21, pp.117-123, 1993.
- 2) 清野昌貴, 岳本秀人, 丸山紀美雄, 遠藤桂: プロジェクトレベルにおける舗装の供用性曲線適用手法について, 土木学会舗装工学論文集, 第10巻, pp.191-196, 2005.
- 3) 武山泰, 嶋田洋一, 福田正: マルコフ連鎖によるアスファルト舗装の破損評価システム, 土木学会論文集, No.420/V-13, pp.135-141, 1990.
- 4) 武山泰, 福田正: 温暖地におけるアスファルト舗装の破損遷移に関するデータ解析, 土木学会論文集, No.451/V-17, pp.189-195, 1992.
- 5) Shin, H.C., and Madanat, S.M.: Development of stochastic model of pavement distress initiation, *Journal of Infrastructure Planning and Management*, No.744/IV-61, pp.61-67, 2003.
- 6) 谷口聡, 伊藤正秀, 野村敏明, 阿部忠行: 舗装データベースを用いた供用性曲線作成手法に関する研究, 土木学会舗装工学論文集, 第8巻, pp.99-106, 2003.
- 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) Manski, C. and Lerman, S.: The estimation of choice probabilities from choice-based samples, *Econometrica*, Vol.45, pp.1977-1988, 1977.
- 9) Cosslett, S.: Maximum likelihood estimator for choice-based samples, *Econometrica*, Vol.9, pp.1298-1316, 1981.
- 10) Cosslett, S.: "Efficient estimation of discrete choice models", in *Structural Analysis of Discrete Data*, ed. by Manski, C.F. and McFadden, D., Cambridge, Massachusetts: The MIT Press, 1981.
- 11) Lancaster, T.: *The Econometric Analysis of Transition Data*, Cambridge University Press, 1990.
- 12) Gourieroux, C.: *Econometrics of Qualitative Dependent Variables*, Cambridge University Press, 2000.
- 13) 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.
- 14) 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, No.798/VI-68, pp.125-136, 2006.
- 15) 森地茂, 屋井鉄雄: 非日常的交通への非集計行動モデルと選択肢別標本抽出法の適用, 土木学会論文集, No.343, pp.161-170, 1984.
- 16) 小林潔司, 関原康成: 到着地ベース調査による観光入り込み客数の推定方法に関する研究, 土木計画学研究・論文集, No.9, pp.101-108, 1991.
- 17) 多々納裕一, 小林潔司, 馬場淳一: 滞在時間分布を考慮した旅行費用法によるレクリエーション便益の計測, 土木学会論文集, No.625/IV-44, pp.113-124, 1999.
- 18) 磯田和男, 大野豊: 数値計算ハンドブック, オーム社, 1990.

(2006.6.15 受付)

A PAVEMENT DETERIORATION FORECASTING MODEL WITH REFERENCE TO SAMPLE DROPPING

Kiyoshi KOBAYASHI, Kazuhiko KUMADA, Masakazu SATO, Yoichiro IWASAKI and Kazuya AOKI

In this paper, a pavement deterioration model is presented to forecast the progression of pavement deterioration based upon the inspection/rehabilitation data. The pavement performances are described by the multiple rating indices, and the Markov transition probabilities are modeled by multi-staged exponential hazard model. In the processes, a part of samples are systematically dropped by preventive rehabilitation activities. In this paper, a choice-based sampling technique is applied to cope with estimation biases caused by sample dropping. The case study is carried out based upon the rutting progression data observed on the expressways to illustrate the applicability of the proposed methodology.