

統計的劣化予測に基づく 高速道路路面評価手法の構築

宮崎文平¹・小濱健吾²・風戸崇之³・加藤寛之⁴・貝戸清之⁵

¹正会員 株式会社三菱総合研究所 (〒100-8141 千代田区永田町 2-10-3)

E-mail: bumiyaza@mri.co.jp

²正会員 大阪大学特任助教 大学院工学研究科 NEXCO 西日本高速道路学共同研究講座 (〒565-0871 吹田市山田丘 2-8)

E-mail: k-obama@civil.eng.osaka-u.ac.jp

³正会員 株式会社高速道路総合技術研究所 (〒194-8508 町田市忠生 1-4-1)

E-mail: t.kazato.aa@ri-nexco.co.jp

⁴正会員 西日本高速道路株式会社 関西支社 建設事業部技術計画課 (〒567-0871 茨木市岩倉町 1-13)

E-mail: h.kato.ab@w-nexco.co.jp

⁵正会員 大阪大学准教授 大学院工学研究科地球総合工学専攻 (〒565-0871 吹田市山田丘 2-1)

E-mail: kaito@ga.eng.osaka-u.ac.jp

舗装の補修に関しては、舗装工学の知見を基盤として、その施策が計画、実行され、現場管理者の長年の経験やノウハウを反映する形で継続的に改善がなされる。そのため、舗装補修施策の妥当性を科学的に検証することは困難である。路面性状測定車の開発などにより、高速道路では膨大な量の路面性状値が蓄積されつつある。本研究では、膨大な調査データを用いて路面の供用性曲線と期待寿命を統計学的に推定するとともに、実績値との比較を通して舗装補修施策を評価するための方法論を提案する。具体的には1) 高機能舗装化が進む路面管理のための評価指標、2) 路面性状調査間隔、3) 補修サイクルの妥当性に関して、NEXCO 西日本関西支社管内全域を対象として、路面の期待寿命と実績寿命との比較を中心に考察を加える。

Key Words : *pavement repair policy, big data, Markov deterioration hazard model, crack, IRI*

1. はじめに

1963年、国内初の都市間高速道路として名神高速道路が開通して以来、約50年が経過した。東・中・西日本高速道路株式会社（以下、NEXCO3社）が管理する高速道路の総延長は9,000km超に到達しており、そのうち開通後30年以上経過した道路が約4割を占める。一方で、緊縮財政への移行、老朽化の進展といった社会的背景のもと、従来通り安全で快適な道路サービスを提供するだけではなく、同時にライフサイクル費用を低減可能な最適な補修計画を立案しなければならない。実際に、我が国の高速道路舗装の主流であるアスファルト舗装は、旧日本道路公団が設定した設計耐用年数10年を超えて供用されている。この間、舗装の補修は舗装工学の知見を基盤として、その施策が計画、実行され、現場管理者の長年の経験やノウハウを反映する形で継続的に改善がなされてきたが、事後的な補修の範疇にとどまっている。今後は、舗装補修施策の妥当性を科学的に検証するとともに、ライフサイクル費用を勘案した計画的な補修へのシフトが望まれている。

多層構造を有する舗装構造物の中でも、舗装路面は利用者の走行安全性に直接的な影響を及ぼす。そのため、従来から維持管理の考えが浸透しており、点検・調

査によってデータの蓄積が進められてきた。とりわけ、路面性状測定車の導入に伴い、舗装路面性状の三要素であるひび割れ率、わだち掘れ量、IRI（International Roughness Index：国際ラフネス指数）等を安全、迅速かつ効率的に獲得することが可能となり、膨大な量の路面性状値が蓄積されつつある。しかし、獲得されたデータは膨大である一方で、構造化されていない。そのため、劣化進展区間の抽出や事後補修の立案にデータを活用することはあっても、路面劣化過程の予測や計画的補修にこれらのデータを反映するまでに至っていない。また、調査データを集積し、代表的な路面の劣化傾向を示す供用性曲線を算出しているものの、個々の路線の多様な劣化傾向とは整合的でない場合が多く、プロジェクトレベルでの意思決定を支援できるものにはなっていない。さらには、近年、舗装表層部に用いる混合物が密粒度アスファルト混合物から、ポーラスアスファルト混合物へと移行したことにより、舗装路面の劣化過程が大きく変化している。一方で、路面補修を判断する補修目標値に大きな変化はなく、従来重きが置かれていた評価指標が現在でも継続して使用されている。そのため、密粒度アスファルト混合物が主流であった時期に策定された補修目標値では、舗装路面の状態を評価することが難しくなっている¹⁾。

以上のような問題意識のもと、本研究では、舗装路面に対して獲得された膨大な路面性状調査データを用いた統計的劣化予測手法により、舗装路面に関する供用性曲線を算出し、プロジェクトレベルでの意思決定を支援可能な評価手法の構築を行う。具体的には、複数回の調査によって獲得された路面性状調査データを用いて、マルコフ劣化ハザードモデルを推定し、各路線別の供用性曲線を算出するとともに、舗装路面の主要な劣化因子を選定する。また混合マルコフ劣化ハザードモデルを用いて、路線別のベンチマーキング評価を行い、重点管理路線を抽出するとともに、表層種別ごとに最適な評価指標の提案を行う。その際、2つの異なる評価指標を用いた総合的な評価を実施することで、舗装路面の維持管理の実状とより整合的な評価手法の体系化を図る。さらに、獲得された知見をもとに、現状の舗装補修施策の事後評価を実施する。以下、2.では、道路の維持管理の実状に触れながら、既往研究と本研究の位置付けを述べる。3.では混合マルコフ劣化ハザードモデルの概要を説明する。4.では、供用中の高速道路で得られた路面性状調査データを用いた実証分析を行い、提案する評価手法の妥当性について検討する。

2. 本研究の基本的な考え方

(1) 高速道路の舗装の保全計画

高速道路の舗装の保全計画では、ネットワークレベルとプロジェクトレベルでの検討を実施しなければならない。ネットワークレベルとは一般的に道路網を意味しており、全体の投資計画や個々のプロジェクトの優先順位の決定といったマクロな視点を指す。一方で、プロジェクトレベルとは個別道路区間を意味し、ネットワークレベルでの実施計画の詳細に関する計画といったミクロな視点を指す。

計画策定は、ネットワークレベルで決定された事業費の中で、プロジェクトレベルでの意思決定を下すことが求められる。合理的な意思決定には、将来発生する補修需要を予測し、維持補修の事業費を計上する必要がある。NEXCO3社においては、株式会社高速道路総合技術研究所（以下、NEXCO 総研）が、3社の保有する調査データを用いて、代表的な舗装路面の劣化傾向を示す供用性曲線を算出している²⁾。しかし、これらの供用性曲線は、ネットワークレベルの劣化傾向とは整合的であっても、プロジェクトレベルの劣化傾向と整合的でない事例が数多い。しかし、路面性状測定車によって獲得されるデータは、極めて膨大であり、なおかつ構造化されておらず、多大な不確実性が介在している。それは、近年土木分野においても注目されている「ビッグデータ^{3),4)}」とも呼べるものである。一方

で、近年、社会基盤施設の統計的劣化予測モデルが数多く開発されている。本研究においては、統計的劣化予測モデルを用いて、データの持つ不確実性を考慮した供用性曲線を作成し、プロジェクトレベルでの合理的な意思決定を可能にする路面評価手法の体系化を目指す。また、これにより科学的に検証することが困難である舗装補修施策の妥当性に関する考察を行う。

(2) 統計的劣化予測の変遷と道路舗装データへの適用

従来から、道路舗装の劣化過程に関しては、数多くの研究が蓄積されている。例えば、阿部等⁵⁾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。また清野等⁶⁾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。しかしながら、これらの先行研究は、舗装の劣化過程を確定的な供用性曲線で表現しており、舗装の劣化過程に介在する不確実性を考慮できていない。一方で、不確実性を考慮した劣化予測モデルとして、マルコフ推移確率モデルが提案されている。舗装に関して、マルコフ推移確率モデルを適用した初期の研究事例としては、アスファルト舗装の寿命期間内における状態遷移に適用して、舗装の信頼性を論じたものがある^{7),8)}。国内では、武山等⁹⁾が舗装の供用性指標であるPSIを用いて、交通供用に伴う舗装損傷の推移を算出したのが端緒である。さらにその後、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た。道路舗装への適用例としては、Shin and Madanat¹⁰⁾による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があげられる。また同時に、マルコフ推移確率の推定にもハザード解析手法が導入され、飛躍的に発展した^{11),12)}。中でも、Mishalani and Madanat¹³⁾は、2つの隣接する健全度のみを対象としてマルコフ推移確率を指数ハザードモデルを用いて、表現する方法を提案した。これとは独立に、津田等¹⁴⁾は、2つ以上の任意の健全度間における推移状態を表現する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）を開発し、マルコフ推移確率を推定する一般的な方法論が確立した。マルコフ劣化ハザードモデルでは、劣化の速度を定義するハザード率に、構造特性、使用・環境条件の相違を説明変数として内包することが可能である。したがって、種々の条件の相違が劣化過程に及ぼす影響を定量的に評価することが可能となった。マルコフ劣化ハザードモデルを舗装データに適用した事例も数多く存在する^{2),15)}。

しかし、考慮することが可能な説明変数は、施設の平均的な劣化特性の差異を表現するような要因に限られ、膨大な数の社会基盤施設それぞれに固有な劣化条件の異質性を説明変数を用いて記述することには限界

があった。例えば、社会基盤施設の劣化過程は、同一の構造・材料特性、かつ供用条件の下であっても、施設が置かれている環境や、施工時の品質などにより、多様に異なることが一般的である。社会基盤施設の劣化過程の異質性を説明変数のみで表現しようとすれば、必然的に説明変数の数が増加し、個々の説明変数の説明力が低下するだけでなく、モデル推定の効率性が著しく低下する。また、劣化過程の異質性の中には観測不可能な要因に支配されるものもある。したがって、劣化過程の異質性を説明変数のみを用いて表現する方法には限界があり、社会基盤施設個々を対象としたミクロレベル（本研究におけるプロジェクトレベルと同義）の意思決定に対する弊害となっていた。小濱等¹⁶⁾は、ハザード率の異質性を確率分布で表現した混合マルコフ劣化ハザードモデルを定式化した。混合マルコフ劣化ハザードモデルの開発により、設定したグループごとの相対評価が可能となったために、プロジェクトレベルでの意思決定を強力に支援するツールとなった。混合マルコフ劣化ハザードモデルに関しても、舗装データに対して適用した研究が蓄積されている^{19),20)}。

さらに近年、調査データおよびそれらの記録の不備、実務的ニーズの高度化等により、マルコフ劣化ハザードモデルは適宜改善され、極めて高度化している。予防補修により測定データが欠損することにより発生する欠損バイアスを補正する方法²¹⁾、異なる劣化パターン間の推移過程を表現する階層型指数劣化ハザードモデル²²⁾、健全度に測定誤差が存在する場合を対象として、測定誤差の背後に隠れているマルコフ推移確率を推定する隠れマルコフ劣化モデル²³⁾、異なる損傷間の競争関係をモデル化する競合型マルコフ劣化ハザードモデル²⁴⁾等が開発され、いずれも舗装データに対して適用されている。さらに、多層構造を有するという舗装の特性に着目し、路面健全度と耐荷力の低下過程で構成される複合的劣化過程を表現した階層的隠れマルコフ劣化モデル²⁵⁾、ポットホールのように比較的発生頻度が高い局所的損傷過程と、相対的に変化の遅い舗装全体の劣化過程で構成される複合的な劣化過程を表現したポアソン隠れマルコフモデル²⁶⁾等が開発された。これら高度な劣化予測モデルの適用事例の多くが、道路舗装である背景には、路面性状調査を中心としたビッグデータ獲得の寄与が極めて大きい。

(3) 本研究の位置づけ

供用性曲線の作成を目的として、マルコフ劣化ハザードモデルの適用事例が増加している。モデル推定に際しては、2回の調査によって獲得された事前・事後健全度、および調査間隔の3つの情報が1サンプルとして必要となる。路面性状測定車が開発され、NEXCO3社

において導入が開始されたのは1975年まで遡ることができるが、その一方で本格的な全面展開を開始してから期間は短い。そのため、従来の路面性状調査データに対するマルコフ劣化ハザードモデルの適用事例^{19),20)}においては、同一区間で2回の路面性状調査が実施されていない路線が多数存在する。サンプル数確保の観点から、供用開始時点、あるいは直近の補修時点を最も健全な状態として、その時点から1回目の路面性状調査時点までを1サンプルとして使用していた。しかしながら、供用開始から30~50年近くが経過している路線においては、補修履歴が利用可能でない道路区間が多い。これは、1) そもそも情報が電子データ化されていない、2) 切削オーバーレイ等の大規模な補修からパッチングといった簡易な補修まで、年間で膨大な数の補修が多岐にわたって実施されるために、それらを網羅的に把握することが困難である、という理由に起因する。現状では、マネジメントの観点においては補修履歴が十分に整備されているとは言い難い。補修履歴を含めてサンプルを作成した場合、以上の理由により推定精度の低下が懸念される。本研究の実証分析で対象とする、NEXCO 西日本関西支社（以下、関西支社）では、路面性状測定車の全面展開を2006年に開始し、これまで8年間のデータ蓄積実績がある。各路線が3年に1回程度の周期となるように路面性状調査が実施され、現在3サイクル目を迎えている。実証分析においては、推定精度を保つために、供用開始時点や、直近の補修時点の仮想的な健全度情報を除き、実測した2回の路面性状調査データのみによってサンプルを作成した。

さらに、近年、舗装表層部に用いられる混合物の変化から舗装路面の劣化過程が大きく変化している。具体的には、名神高速道路開通以来、採用されてきた密粒度アスファルト混合物から、排水性を有するポーラスアスファルト混合物への移行に伴い、従来の主な損傷形態であった面的なひび割れ、わだち掘れから、ポットホールや局部流動といった局所的損傷が散見されるようになってきた。その一方で、補修目標値に大きな変化はなく、とりわけ道路管理者の間では、ひび割れ率20%という補修目標値の浸透度が大きい。そのため、補修目標値と道路管理者の補修要否判断との間には大きな乖離が生じている。このような背景のもと、宮崎等¹⁾は、既存の補修目標値の問題点を指摘し、現状に適合した補修目標値作成のために、従来のひび割れ率に重きを置いた評価からIRIによる評価の重要性が増していること、また評価長を従来の100m単位（IRIは200m単位）から10m単位にすべきであることを指摘している。後に4.で示す実証分析においては、宮崎等の提案する補修目標値の考え方を踏襲し、使用するデータ等

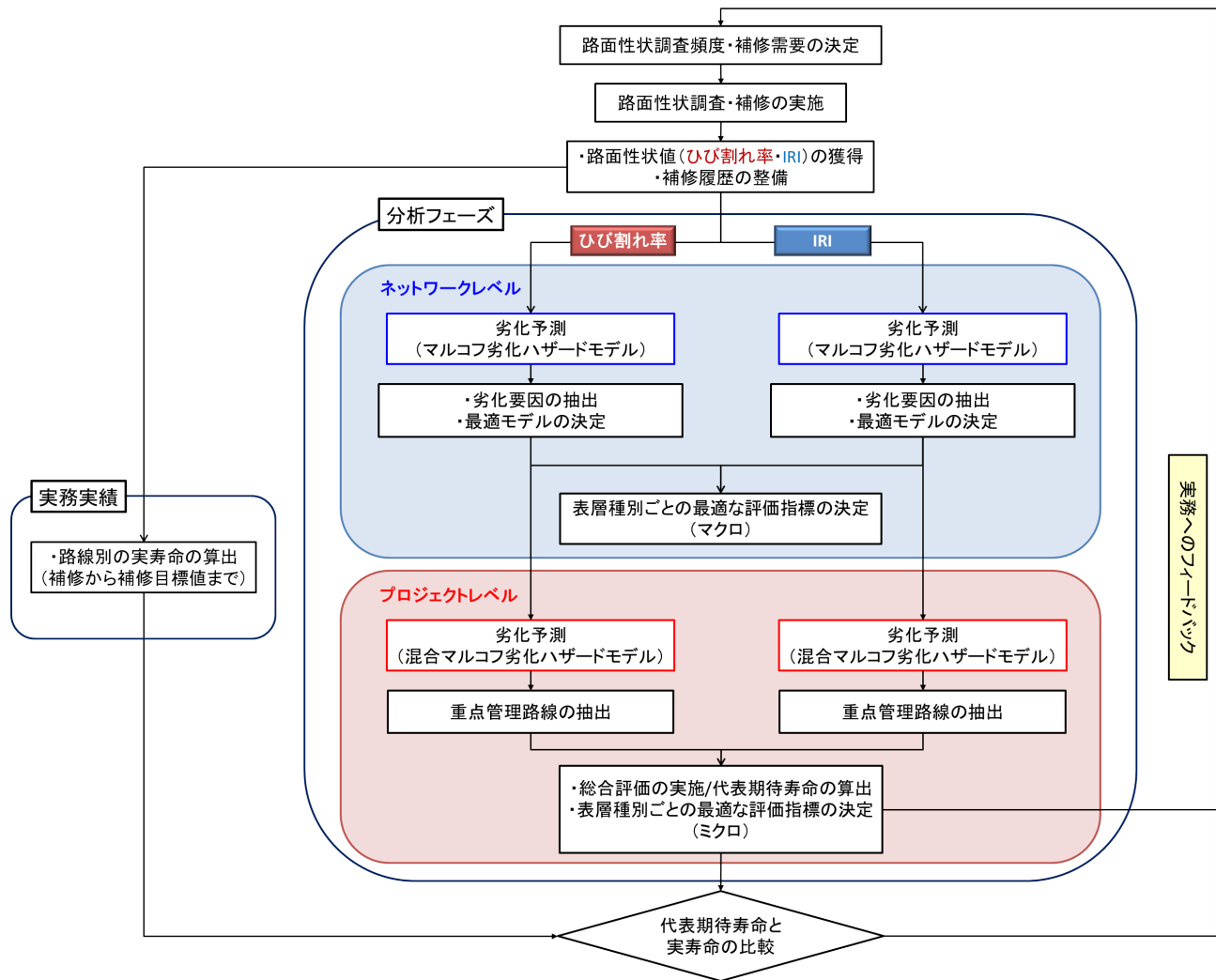


図-1 本研究の枠組み

を決定している。

本研究の枠組みを図-1に示す。一般的に、高速道路舗装路面の維持管理を考える上で、道路管理者は、調査の頻度や補修需要等の意思決定を下し、実際に調査・補修を行う。本研究の実証分析で使用するデータは、路面性状測定車によって獲得されたひび割れ率、IRIに関する膨大なデータ、および約20年の補修履歴である。図中の青色の部分はネットワークレベルの評価を表している。具体的に、ひび割れ率、IRIという2つの評価指標に対して、マルコフ劣化ハザードモデルを用いて、舗装路面の劣化要因を抽出するとともに、それらを組み合わせることで舗装路面の劣化過程を表した最適モデルを決定する。さらに、劣化予測の結果をもとにして、全路線のデータを用いたマクロな評価における表層種別ごとの最適な評価指標を決定する。赤色の部分はプロジェクトレベルの評価を表す。混合マルコフ劣化ハザードモデルを用いることで、路線別の供用性曲線を作成し、ベンチマーキング評価を行うことで重点

管理路線を抽出する。また、ひび割れ率とIRIを用いて各路線の総合的な評価を実施するとともに、路線の代表的な期待寿命を算出する。さらに、個々の路線別、すなわちミクロな評価における表層種別ごとの最適な評価指標を決定する。また既往の研究においては、劣化予測や評価手法の構築にとどまり、獲得された結果(知見)の実務へのフィードバックに至っていない事例が少なくない。しかしながら、理想的なアセットマネジメントを実践していくためには、このような知見をもとにして、実務的課題への解決策を継続的に模索していかなければならない。本研究においては、劣化予測によって算出された期待寿命と実績寿命の比較を通して、現状の路面性状調査頻度が適切なものであるかについて言及する。また、算出された期待寿命から求められる補修需要と、維持補修のための事業費を計上する際に用いられている、現場における補修の実績値との比較を通して、中長期的な補修計画の妥当性について検討する。本研究は、劣化予測手法そのものに学術

的な新規性があるものではない。しかしながら、実測した2回の路面性状調査データのみを使用してマルコフ劣化ハザードモデルを推定し、なおかつ、密粒度アスファルト混合物からポーラスアスファルト混合物への移行が進む舗装路面の維持管理の実状に適合した形で劣化因子を明らかにし、評価手法を体系的に整理した研究は著者等の知る限り存在しない。さらには、獲得された知見をもとにして、実務に対するフィードバックを実施している。

3. 混合マルコフ劣化ハザードモデル

(1) モデル化の前提条件

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

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

を用いて定義される。このような推移確率をすべての健全度ペア (i, j) に対して定義することにより、マルコフ推移確率行列

$$\pi = \begin{pmatrix} \pi_{11} & \cdots & \pi_{1I} \\ \vdots & \ddots & \vdots \\ 0 & \cdots & \pi_{II} \end{pmatrix} \quad (2)$$

を定義することができる。マルコフ推移確率(1)は所与の2つの時点 $t, t+1$ の間において生じる健全度間の推移確率を示したものであり、当然のことながら、対象とする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 $\sum_{j=i}^I \pi_{ij} = 1$ が成立する。すなわち、マルコフ推移確率に関して、

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

が成立しなければならない。状態 I は、補修のない限りマルコフ連鎖における吸収状態であり、 $\pi_{II} = 1$ が成立すると考える。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。マルコフ推移確率モデルでは、

健全度が $i-1$ から i に推移した時点にかかわらず、時点 t から時点 $t+1$ の間に推移する確率は時点 t における健全度のみに依存するという性質（マルコフ性）を満足する。マルコフ推移確率を用いれば、前回の観測時点 t から、 r 期経過した時点 $t+r$ に至る期間の間に生起する劣化過程を推移確率行列

$$\pi(r) = \{\pi\}^r \quad (4)$$

を用いて表現できる。また、 r 期推移確率行列 $\pi(r)$ の各要素を $\pi_{ij}(r)$ ($i, j = 1, \dots, I$) と表す。

(2) 混合マルコフ劣化ハザードモデル

路面の劣化速度の相対評価にあたっては、小濱らが提案した混合マルコフ劣化ハザードモデル¹⁶⁾を用いる。その詳細に関しては参考文献に譲るが、ここでは読者の便宜を図るために、同モデルについて簡単に紹介しておく。本研究では路面性状測定車による測定結果に基づいて健全度評価されたデータを用いて、路線と管理事務所の組み合わせごとの劣化速度を相対評価する。路線と管理事務所の組み合わせの総数を K と設定し、そのうちの任意の路線と管理事務所の組み合わせ k ($k = 1, \dots, K$) に着目する（以下、単に路線 k と記述）。

いま、路線 k ($k = 1, \dots, K$) に固有なハザード率の変動特性を表す異質性パラメータ ε^k を導入する。このとき、路線 k の健全度 i ($i = 1, \dots, I-1$) における混合ハザード率を、

$$\lambda_i^k = \tilde{\lambda}_i^k \varepsilon^k \quad (5)$$

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

と定義する。ここに、 $\tilde{\lambda}_i^k$ は路線 k の健全度 i における平均的なハザード率（以下、基準ハザード率と呼ぶ）である。異質性パラメータ ε^k は、基準ハザード率 $\tilde{\lambda}_i^k$ からの乖離の程度（路線 k の異質性）を表す確率変数であり、 $\varepsilon^k \geq 0$ が成立すると仮定する。異質性パラメータ $\varepsilon^k > 1$ であり、かつ ε^k の値が大きくなるほど、路線 k の劣化速度が基準ハザード率に対して速いことを表す。式(5)において、対象とする路線が同一であれば、健全度が変化したとしても、すべてのハザード率に同一の異質性パラメータ ε^k が含まれることに留意された。これにより、ある健全度において劣化速度が大きい場合、他の健全度の劣化速度も相対的に速くなることを表す。いま、異質性パラメータ ε^k が、ガンマ分布 $f(\varepsilon^k : \alpha, \gamma)$

$$f(\varepsilon^k : \alpha, \gamma) = \frac{1}{\gamma^\alpha \Gamma(\alpha)} (\varepsilon^k)^{\alpha-1} \exp\left(-\frac{\varepsilon^k}{\gamma}\right) \quad (6)$$

から抽出された確率標本であると考え。ガンマ分布 $f(\varepsilon^k : \alpha, \gamma)$ の平均は $\alpha\gamma$ で、分散は $\alpha\gamma^2$ である。

ここで、路線 k ($k = 1, \dots, K$) の異質性パラメータ ε^k の値を $\bar{\varepsilon}^k$ に固定する。このとき、路線 k の健全度 i

における寿命（健全度が i から $i+1$ に到達するまでの期間長）が y_i^k 以上となる確率は、混合ハザード率 (5) を用いて、

$$\tilde{F}_i(y_i^k) = \exp(-\tilde{\lambda}_i^k \varepsilon^k y_i^k) \quad (7)$$

と書き換えることができる¹⁶⁾。さらに、路線 k の調査時点 τ_A^k において健全度が i と判定され、次の調査時点 $\tau_B^k = \tau_A^k + z^k$ においても健全度が i と判定される確率 $\pi_{ii}^k(z^k : \varepsilon^k)$ は、

$$\pi_{ii}^k(z^k : \varepsilon^k) = \exp(-\tilde{\lambda}_i^k \varepsilon^k z^k) \quad (8)$$

となる。また、調査時点 τ_A^k と τ_B^k 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 $\pi_{ij}^k(z^k : \varepsilon^k)$ は、

$$\begin{aligned} \pi_{ij}^k(z^k : \varepsilon^k) &= \sum_{s=i}^j \prod_{m=i, \neq s}^{j-1} \frac{\tilde{\lambda}_m^k}{\tilde{\lambda}_m^k - \tilde{\lambda}_s^k} \exp(-\tilde{\lambda}_s^k \varepsilon^k z^k) \\ &= \sum_{s=i}^j \psi_{ij}^s(\tilde{\lambda}^k) \exp(-\tilde{\lambda}_s^k \varepsilon^k z^k) \end{aligned} \quad (9)$$

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

と表せる¹⁶⁾。ただし、 $\tilde{\lambda}^k = (\tilde{\lambda}_1^k, \dots, \tilde{\lambda}_{I-1}^k)$ である。ここで、 $\psi_{ij}^s(\tilde{\lambda}^k)$ は、

$$\psi_{ij}^s(\tilde{\lambda}^k) = \prod_{m=i, \neq s}^{j-1} \frac{\tilde{\lambda}_m^k}{\tilde{\lambda}_m^k - \tilde{\lambda}_s^k} \quad (10)$$

となり、基準ハザード率のみの関数で表される。また、 $\pi_{iI}^k(z^k : \varepsilon^k)$ に関しては、

$$\pi_{iI}^k(z^k : \varepsilon^k) = 1 - \sum_{j=i}^{I-1} \pi_{ij}^k(z^k : \varepsilon^k) \quad (11)$$

と表すことができる。

つぎに、パラメータ ε^k がガンマ分布 (6) に従って分布する場合を考える。記述の簡便化のために、上付き添え字 k を省略する。まず、健全度 i の寿命が y_i 以上となる確率は、生存関数 (7) を用いて、

$$\begin{aligned} \tilde{\pi}_{ii}(z) &= \int_0^\infty \pi_{ii}(z : \varepsilon) f(\varepsilon : \alpha, \gamma) d\varepsilon \\ &= \frac{1}{\gamma^\alpha \Gamma(\alpha)} \int_0^\infty \exp\left\{\left(-\tilde{\lambda}_i z - \frac{1}{\gamma}\right) \varepsilon\right\} \varepsilon^{\alpha-1} d\varepsilon \\ (i = 1, \dots, I-1) \end{aligned} \quad (12)$$

と表すことができる。ここで、 $u_i = (\tilde{\lambda}_i z + \frac{1}{\gamma}) \varepsilon$ と置き、確率密度関数の変数変換を行えば、

$$\begin{aligned} \tilde{\pi}_{ii}(z) &= \frac{1}{\gamma^\alpha \Gamma(\alpha)} \int_0^\infty \exp(-u_i) \left(\frac{u_i}{\tilde{\lambda}_i z + \frac{1}{\gamma}}\right)^{\alpha-1} \\ &\quad \frac{1}{\tilde{\lambda}_i z + \frac{1}{\gamma}} du_i \\ &= \frac{1}{(\tilde{\lambda}_i \gamma z + 1)^\alpha} \end{aligned} \quad (13)$$

を得る。マルコフ推移確率 $\tilde{\pi}_{ii}(z)$ は、ハザード率の確率分布を考慮した調査間隔 z の平均的なマルコフ推移確率（以下、基準マルコフ推移確率と呼ぶ）を表して

いる。さらに、調査間隔 z の下で健全度 i から j へ推移する基準マルコフ推移確率は、

$$\begin{aligned} \tilde{\pi}_{ij}(z) &= \int_0^\infty \pi_{ij}(z : \varepsilon) f(\varepsilon : \alpha, \gamma) d\varepsilon \\ &= \sum_{s=i}^j \frac{\psi_{ij}^s(\tilde{\lambda})}{(\tilde{\lambda}_s \gamma z + 1)^\alpha} \end{aligned} \quad (14)$$

と表せる。ガンマ分布 (6) の平均は $\mu = \alpha\gamma$ で、分散は $\sigma^2 = \alpha\gamma^2$ である。いま、異質性パラメータ ε がハザード率の期待値が基準ハザード率 $\tilde{\lambda}_i$ に一致するように分布していると考える。そこで、平均 1、分散 $1/\phi$ のガンマ分布

$$\bar{f}(\varepsilon : \phi) = \frac{\phi^\phi}{\Gamma(\phi)} \varepsilon^{\phi-1} \exp(-\phi\varepsilon) \quad (15)$$

を仮定すると、基準マルコフ推移確率は、

$$\tilde{\pi}_{ii}(z) = \frac{\phi^\phi}{(\tilde{\lambda}_i z + \phi)^\phi} \quad (16a)$$

$$\tilde{\pi}_{ij}(z) = \sum_{s=i}^j \frac{\psi_{ij}^s(\tilde{\lambda}) \phi^\phi}{(\tilde{\lambda}_s z + \phi)^\phi} \quad (16b)$$

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

と表される。

(3) 混合マルコフ劣化ハザードモデルの推定

ある路線に対して、2つの異なる時点において路面性状調査が実施されたと考える。その上で、2つの異なる時点における健全度情報に基づいて、混合マルコフ推移確率を推定する問題を取り上げる。仮に、路線 k に対して $L+1$ 回の調査が実施された場合、1つの路線から L 組のサンプルを獲得することができる。

いま、図-2 に示すように、路線 k ($k = 1, \dots, K$) に関して $L+1$ 回の路面性状調査が実施され、 L 組のサンプルが獲得された状況を想定する。 l 回目の路面性状調査が実施された時点 $\tau_A^{k,l}$ と表す。つぎに、時間 $\bar{z}^{k,l}$ が経過した時点 $\tau_B^{k,l} = \tau_A^{k,l} + \bar{z}^{k,l}$ に、 $l+1$ 度目の路面性状調査が実施されたと考える。記号「 $\bar{\cdot}$ 」は実測値であることを表す。すべての路線に対して路面性状調査が実施されたと考えれば、それぞれのサンプルには、 l 回目と $l+1$ 回目の調査間隔 $\bar{z}^{k,l}$ と、2回の調査を通して評価された健全度 $h(\tau_A^{k,l})$, $h(\tau_B^{k,l})$ に関する情報が利用可能である。ここで、評価された健全度に基づいて、ダミー変数 $\bar{\delta}_{ij}^{k,l}$ ($i = 1, \dots, I-1; j = i, \dots, I; k = 1, \dots, K; l = 1, \dots, L$) を

$$\bar{\delta}_{ij}^{k,l} = \begin{cases} 1 & h(\tau_A^{k,l}) = i, h(\tau_B^{k,l}) = j \text{ の時} \\ 0 & \text{それ以外の時} \end{cases} \quad (17)$$

と定義する。さらに、ダミー変数ベクトルを $\bar{\delta}^{k,l} = (\bar{\delta}_{11}^{k,l}, \dots, \bar{\delta}_{I-1,I}^{k,l})$ 、路面性状調査の劣化速度に影響を及ぼす構造特性や環境条件を表す特性行ベクトルを $\bar{x}^k = (\bar{x}_1^k, \dots, \bar{x}_M^k)$ と表す。ただし、 $\bar{x}_m^k$ ($m = 1, \dots, M$) は

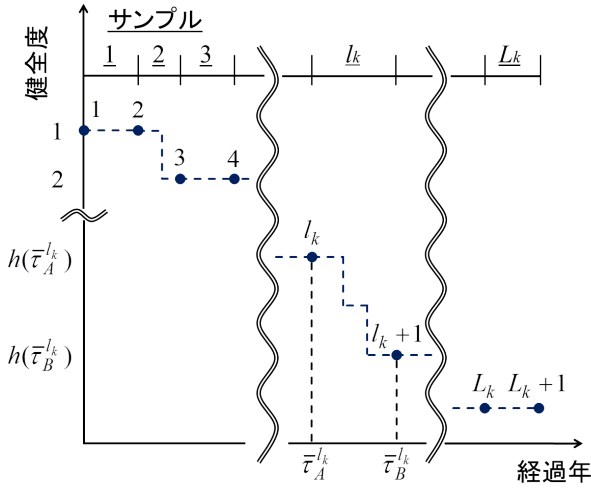


図-2 路面性状調査と情報サンプル

路線 k のサンプルに関する m 番目の説明変数の観測値を表す。また、第 1 番目の説明変数は定数項に該当する変数であり、恒等的に $x_1^k = 1$ である。路面性状調査で得られる路線 k の調査サンプルが有する情報を $\xi^{k^l} = (\delta^{k^l}, \bar{z}^{k^l}, \bar{x}^{k^l})$ と表す。また、調査データ全体を Ξ と表す。

さらに、路線 k の劣化過程をハザード率 $\lambda_i^k(y_i^k) = \tilde{\lambda}_i^k \varepsilon^k$ ($i = 1, \dots, I-1$) を用いて表現する。健全度 I はマルコフ連鎖の吸収状態であり、 $\pi_{II}^k = 1$ が成立するためにハザード率 $\tilde{\lambda}_I^k$ は必然的に $\tilde{\lambda}_I^k = 0$ となる。路線の劣化過程を特徴づける基準ハザード率 $\tilde{\lambda}_i^k$ は特性ベクトルに依存すると考え、基準ハザード率 $\tilde{\lambda}_i^k$ を特性ベクトル $\mathbf{x}^k$ を用いて、

$$\tilde{\lambda}_i^k = \exp(\mathbf{x}^k \beta_i') \quad (18)$$

と表す。ただし、 $\beta_i = (\beta_{i,1}, \dots, \beta_{i,M})$ は未知パラメータ $\beta_{i,m}$ ($m = 1, \dots, M$) による行ベクトル、記号「 $'$ 」は転置操作を表す。また、 $x_1^k = 1$ より、 $\beta_{i,1}$ は定数項を表す。平均マルコフ推移確率は式 (16a), (16b) で示したように、各健全度における基準ハザード率 $\tilde{\lambda}_i^k$ ($i = 1, \dots, I-1; k = 1, \dots, K$) と異質性パラメータの確率分布の分散パラメータ ϕ を用いて表現できる。

平均マルコフ推移確率は、路線の特性ベクトル $\bar{\mathbf{x}}^k$ を用いて式 (19) で表現できる。また、推移確率はデータが観測された調査間隔 $\bar{z}^{k^l}$ に依存する。これらのことを明示的に表すために平均マルコフ推移確率 $\tilde{\pi}_{ij}^{k^l}$ を調査データ $(\bar{z}^{k^l}, \bar{\mathbf{x}}^k)$ と未知パラメータ $\theta = (\beta_1, \dots, \beta_{I-1}, \phi)$ の関数として $\tilde{\pi}_{ij}^{k^l}(\bar{z}^{k^l}, \bar{\mathbf{x}}^k; \theta)$ と表す。いま、 K 個の路線の劣化現象が互いに独立であると仮定すれば、全調査情報サンプルの劣化推移パターンの同時生起確率密度

を表す尤度関数は、

$$\mathcal{L}(\theta, \Xi) = \prod_{i=1}^{I-1} \prod_{j=i}^I \prod_{k=1}^K \prod_{l=1}^L \left\{ \tilde{\pi}_{ij}^{k^l}(\bar{z}^{k^l}, \bar{\mathbf{x}}^k; \theta) \right\}^{\delta_{ij}^{k^l}} \quad (19)$$

と定式化できる¹⁷⁾。ただし、 $\theta = (\beta, \phi)$ である。また、 $\tilde{\pi}_{ij}^{k^l}(\bar{z}^{k^l}, \bar{\mathbf{x}}^k; \theta)$ は、前回の調査時点に健全度が i であるという条件の下で、今回の健全度が j となる健全度推移確率であり、

$$\tilde{\pi}_{ii}^{k^l}(\bar{z}^{k^l}, \bar{\mathbf{x}}^k; \theta) = \frac{\phi^\phi}{\{\exp(\bar{\mathbf{x}}^k \beta_i') \bar{z}^{k^l} + \phi\}^\phi} \quad (20a)$$

$$\tilde{\pi}_{ij}^{k^l}(\bar{z}^{k^l}, \bar{\mathbf{x}}^k; \theta) = \sum_{s=i}^j \frac{\psi_{ij}^s(\tilde{\lambda}^k) \phi^\phi}{\{\exp(\bar{\mathbf{x}}^k \beta_s') \bar{z}^{k^l} + \phi\}^\phi} \quad (20b)$$

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

$$k = 1, \dots, K; l = 1, \dots, L)$$

と表される。ただし、

$$\psi_{ij}^s(\tilde{\lambda}^k) = \prod_{m=i, \neq s}^{j-1} \frac{\exp(\bar{\mathbf{x}}^k \beta_m')}{\exp(\bar{\mathbf{x}}^k \beta_m') - \exp(\bar{\mathbf{x}}^k \beta_s')} \quad (21)$$

である。調査データ $\delta_{ij}^{k^l}, \bar{z}^{k^l}, \bar{\mathbf{x}}^k$ はすべて確定値であり、対数尤度関数は未知パラメータ β, ϕ の関数である。最尤法では、この尤度関数 (19) を最大にするようなパラメータ値 $\hat{\theta} = (\hat{\beta}, \hat{\phi})$ を推定することになる。ここで、尤度 (19) の対数尤度関数

$$\ln \mathcal{L}(\theta, \Xi) = \sum_{i=1}^{I-1} \sum_{j=i}^I \sum_{k=1}^K \sum_{l=1}^L \delta_{ij}^{k^l} \ln \tilde{\pi}_{ij}^{k^l}(\bar{z}^{k^l}, \bar{\mathbf{x}}^k; \theta) \quad (22)$$

を定義する。対数尤度関数 (22) を最大にするようなパラメータ値 θ の最尤推定量^{17), 18)} は

$$\frac{\partial \ln \mathcal{L}(\theta, \Xi)}{\partial \theta_i} = 0, \quad (i = 1, \dots, (I-1)M + 1) \quad (23)$$

を同時に満足するような $\hat{\theta} = (\hat{\theta}_1, \dots, \hat{\theta}_{(I-1)M+1})$ として与えられる。さらに、パラメータの共分散行列の漸近的推定量^{17), 18)} $\hat{\Sigma}(\hat{\theta})$ は、

$$\hat{\Sigma}(\hat{\theta}) = \left[\frac{\partial^2 \ln \mathcal{L}(\hat{\theta}, \Xi)}{\partial \theta \partial \theta'} \right]^{-1} \quad (24)$$

と表すことができる。ただし、上式の右辺の逆行列は $\partial^2 \ln \mathcal{L}(\theta, \Xi) / \partial \theta_i \partial \theta_j$ を要素とする 3×3 次の Fisher 情報行列¹⁷⁾ の逆行列である。

(4) 異質性パラメータの推定

路線 k の調査サンプル ξ^{k^l} に着目する。調査サンプル k^l の 1 回目の路面性状調査による健全度を $i(k^l)$ ($k^l = 1, \dots, k^L$)、2 回目の路面性状調査の結果を $j(k^l)$ と表す。さらに、パラメータの最尤推定量 $\hat{\theta} = (\hat{\beta}_1, \dots, \hat{\beta}_{I-1}, \hat{\phi})$ を与件とする。このとき、異質性パラメータがガンマ分布 $\bar{f}(\varepsilon; \hat{\phi})$ (式 (15) を参照) に従い、路線 k に属する k^L 個の調査サンプル ξ^{k^l} が得られた場合、これら k^L

個の調査サンプルが得られる異質性パラメータ ε^k に関する同時生起確率密度関数（部分尤度）は、

$$\begin{aligned} \rho^k(\varepsilon^k : \hat{\theta}, \xi^{k^l}) &= \{\pi_{i(k^l)j(k^l)}^{k^l}(\bar{z}^{k^l}, \bar{x}^{k^l} : \\ &\quad \hat{\beta}, \varepsilon^k)\}^{\bar{\delta}_{i(k^l)j(k^l)}^{k^l}} \bar{f}(\varepsilon^k, \hat{\phi}) \\ &\propto \prod_{k^l=1}^{k^L} \left\{ \sum_{m=i(k^l)}^{j(k^l)} \psi_{i(k^l)j(k^l)}^m(\tilde{\lambda}^k(\hat{\theta})) \right. \\ &\quad \left. \exp(-\tilde{\lambda}_m^{k^l}(\hat{\theta})\varepsilon^k \bar{z}^{k^l}) \right\}^{\bar{\delta}_{i(k^l)j(k^l)}^{k^l}} (\varepsilon^k)^{\hat{\phi}-1} \exp(-\hat{\phi}\varepsilon^k) \end{aligned} \quad (25)$$

と表される。ただし、記号 $\propto$ は比例関係にあることを意味する。また、 $\tilde{\lambda}^k(\hat{\theta}) = (\tilde{\lambda}_1^k(\hat{\theta}), \dots, \tilde{\lambda}_{I-1}^k(\hat{\theta}))$ であり、基準ハザード率ベクトルである。ここでは、基準ハザード率 $\tilde{\lambda}_i^k$ が、パラメータ $\hat{\theta}$ に依存していることを明示的に表現するために $\tilde{\lambda}_i^k(\hat{\theta})$ と表している。式 (25) の両辺の対数をとることにより、部分対数尤度は、

$$\begin{aligned} \ln \rho^k(\varepsilon^k : \hat{\theta}, \xi^k) &\propto \sum_{l=1}^L \bar{\delta}_{i(k^l)j(k^l)}^{k^l} \ln \left\{ \sum_{m=i(k^l)}^{j(k^l)} \psi_{i(k^l)j(k^l)}^m(\tilde{\lambda}^k(\hat{\theta})) \right. \\ &\quad \left. \exp(-\tilde{\lambda}_m^{k^l}(\hat{\theta})\varepsilon^k \bar{z}^{k^l}) \right\} + (\hat{\phi} - 1) \ln \varepsilon^k - \hat{\phi} \varepsilon^k \end{aligned} \quad (26)$$

と表せる。したがって、異質性パラメータ ε^k ($k = 1, \dots, K$) の条件付き最尤推定量は、条件付対数尤度最大化問題

$$\max_{\varepsilon^k} \{ \ln \rho^k(\varepsilon^k : \hat{\theta}, \xi^k) \} \quad (27)$$

の最適解 $\hat{\varepsilon}^k$ として求めることができる。以上の方法で求めた異質性パラメータの条件付最尤推定量は、パラメータ $\hat{\theta} = (\hat{\beta}_1, \dots, \hat{\beta}_{I-1}, \hat{\phi})$ を与件として求めた条件付最尤推定量である。このことを明示的に表現するために、問題 (27) の解を、 $\hat{\varepsilon}^k(\hat{\theta})$ ($k = 1, \dots, K$) と表す。さらに、以上で求めた異質性パラメータ $\hat{\varepsilon}^k(\hat{\theta})$ とパラメータ $\hat{\theta}$ の最尤推定量 $\hat{\theta}$ を用いて定義された基準ハザード率 $\tilde{\lambda}_i^k$ を $\hat{\lambda}_i^k(\hat{\theta})$ と表す。このとき、路線 k ($k = 1, \dots, K$) のハザード率は、

$$\hat{\lambda}_i^k(\hat{\theta}) = \hat{\varepsilon}^k(\hat{\theta}) \hat{\lambda}_i^k(\hat{\theta}) \quad (28)$$

と表すことができる。式中の記号 $\hat{\cdot}$ は、推定量であることを示す。以下、 $\hat{\lambda}_i^k(\hat{\theta})$ を個別ハザード率と呼ぶ。また、表記の簡便化のために式 (28) を

$$\hat{\lambda}_i^k = \hat{\varepsilon}^k \hat{\lambda}_i^k \quad (29)$$

と表記する。

(5) 路面性状調査とベンチマーキング

混合マルコフ劣化ハザードモデルを推定し、混合マルコフ劣化ハザードモデルの未知パラメータの最尤推

表-1 健全度ランク

健全度	ひび割れ率 : Cr (%)	IRI (mm/m)
1	$0 \leq Cr < 1$	$IRI < 1$
2	$1 \leq Cr < 5$	$1 \leq IRI < 1.5$
3	$5 \leq Cr < 10$	$1.5 \leq IRI < 2.0$
4	$10 \leq Cr < 15$	$2.0 \leq IRI < 2.5$
5	$15 \leq Cr < 20$	$2.5 \leq IRI < 3.0$
6	$20 \leq Cr$	$3.0 \leq IRI < 3.5$
7	—	$3.5 \leq IRI$

定量 $\hat{\theta}$ を獲得できたと考える。路線 k の説明変数 $\bar{x}^k$ と健全度 i のハザード率のパラメータ最尤推定量 $\hat{\beta}_i$ を用いれば、当該路線の健全度 i ($i = 1, \dots, I - 1$) に対する平均的劣化速度を表す標準ハザード率は、

$$\tilde{\lambda}_i^k = \exp(\bar{x}^k \hat{\beta}_i') \quad (30)$$

と定義できる。式 (30) は、混合マルコフ劣化ハザードモデルにおいて、異質性パラメータを $\varepsilon = 1$ とした場合に他ならない。このように異質性パラメータの値を 1 に設定することにより、路線の平均的な劣化過程を表現できる。さらに、標準ハザード率 $\tilde{\lambda}_i^k$ を用いれば、当該路線における各健全度の期待寿命（次段階の健全度に推移するまでの時間） ET_i^k は、式 (7) を用いて、

$$ET_i^k = \int_0^\infty d\tilde{F}_i(y_i^k) = \frac{1}{\tilde{\lambda}_i^k} \quad (31)$$

と表される。また、路線 k が供用開始時点（あるいは補修実施時点）から、任意の健全度 i ($i = 2, \dots, I$) に進展するまでに要する平均的時間 $E[T](i)$ は、

$$E[T](i) = \sum_{j=1}^i \frac{1}{\tilde{\lambda}_j^k} \quad (32)$$

と定義できる。特に、 $i = I$ の場合を期待寿命と呼ぶ。

4. 実証分析

(1) データ概要

実証分析として、関西支社管内で獲得された路面性状調査データを用いた劣化予測を行う。本研究で用いるデータは、17 路線を対象に、2006 年から 2012 年までの 6 年間に実施された路面性状調査を通して獲得されたひび割れ率、IRI である。17 路線の総延長は約 3,400km・車線である。関西支社では、各路線が 3 年に 1 回程度の周期となるように路面性状調査を行っている。今回の対象路線内には、供用開始時点が 1960 年代のものも含まれており、舗装の詳細な補修記録の追跡が困難な道路区間も多く存在した。また本実証分析では、極めて膨大なデータが獲得されているために、2.(3) で述べた通り、推定精度を保つために供用開始時点や、直近の補修時点の仮想的な健全度情報を除いて、実測した 2

表-2 数え上げサンプル数（上段：ひび割れ率，下段：IRI）

	密粒度	事後健全度						合計	高機能	事後健全度						合計
		1	2	3	4	5	6			1	2	3	4	5	6	
事前健全度	1	4,616	3,460	704	320	144	250	9,494	1	20,351	3,929	709	242	107	185	25,523
	2	0	1,651	1,776	786	463	755	5,431	2	0	4,661	3,352	1,019	430	699	10,161
	3	0	0	633	702	422	860	2,617	3	0	0	514	461	229	429	1,633
	4	0	0	0	219	307	749	1,275	4	0	0	0	144	186	378	708
	5	0	0	0	0	111	726	837	5	0	0	0	0	50	296	346
	6	0	0	0	0	0	2,415	2,415	6	0	0	0	0	0	926	926
合計		4,616	5,111	3,113	2,027	1,447	5,755	22,069	合計	20,351	8,590	4,575	1,866	1,002	2,913	39,297

	密粒度	事後健全度							合計	高機能	事後健全度							合計
		1	2	3	4	5	6	7			1	2	3	4	5	6	7	
事前健全度	1	4,282	5,120	1,183	463	188	121	257	11,614	1	13,916	26,602	6,641	2,298	1,002	547	1,052	52,058
	2	0	4,856	3,539	1,137	481	271	528	10,812	2	0	22,368	14,704	4,367	1,759	952	1,688	45,838
	3	0	0	1,651	1,291	543	251	437	4,173	3	0	0	6,480	5,141	1,775	842	1,457	15,695
	4	0	0	0	643	570	250	359	1,822	4	0	0	0	2,074	1,815	853	1,052	5,794
	5	0	0	0	0	258	281	337	876	5	0	0	0	0	820	835	984	2,639
	6	0	0	0	0	0	138	384	522	6	0	0	0	0	0	403	1,016	1,419
	7	0	0	0	0	0	0	749	749	7	0	0	0	0	0	0	2,381	2,381
合計		4,282	9,976	6,373	3,534	2,040	1,312	3,051	30,568	合計	13,916	48,970	27,825	13,880	7,171	4,432	9,630	125,824

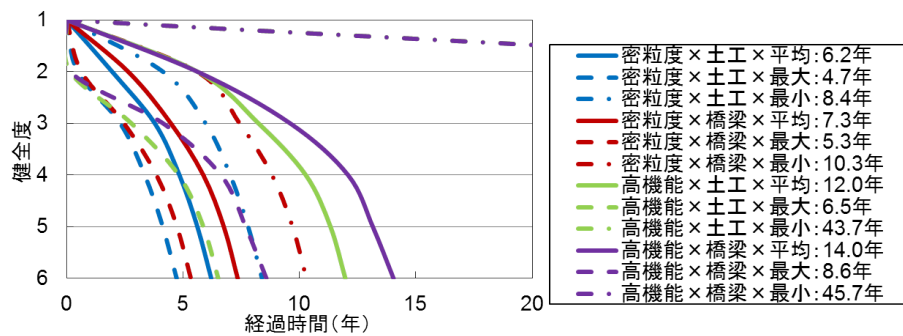
回の調査データのみによって推定に使用するサンプルを作成した。なお、提供されたデータの評価長は10m単位と100m単位の2種類存在したが、表層種別による劣化過程の違いを精緻に把握するために、10m単位のデータを使用した。

表-1 にひび割れ率とIRIに対する健全度ランクの定義を示す。健全度の設定に際して、その最大値と維持管理を行う上での補修目標値を一致させた。すなわち、ひび割れ率が健全度6、IRIが健全度7に達した段階で切削オーバーレイ等の補修が実施される。これらの値は道路維持修繕要綱²⁷⁾を参照した。また各閾値に関しては、熊田ら²⁾の既往研究を参考に若干の修正を加えて設定している。とりわけ、ひび割れ率に関しては、現在10%前後で補修を実施する事例が多いという実務的背景にあわせて閾値を変更している。推定に用いるデータベースを作成する際には、ひび割れ率、IRIのデータベースをさらに表層種別の違いによって分割し、4つのデータベースを作成した。表層種別の違いは説明変数として考慮することが一般的ではあるが、経験的にこれらの劣化過程が根本的に大きく異なることが判明していたことから、データベースの作成段階で区分していることに留意されたい。表-2には、数え上げのサンプル数を示している。密粒度アスファルト舗装、ポラスアスファルト舗装（以下、それぞれ密粒度舗装、高機能舗装と呼ぶ）、いずれも20,000を越えるサンプル数を獲得した。特に高機能舗装のサンプル数が多く、路線全体で高機能舗装化が進展している。また、ひび割れ率×密粒度舗装（以下、組み合わせを×で示す）のサンプルの割合に着目した場合、事後健全度が6に到達しているものが25%と極めて多い。現在まで残存している密粒度舗装区間は、既にひび割れが大きく進展したものが多くなっており、2006年から2012年という特定期間を対象としたサンプル作成では、情報バイアスが生じている可能性を否定できない。

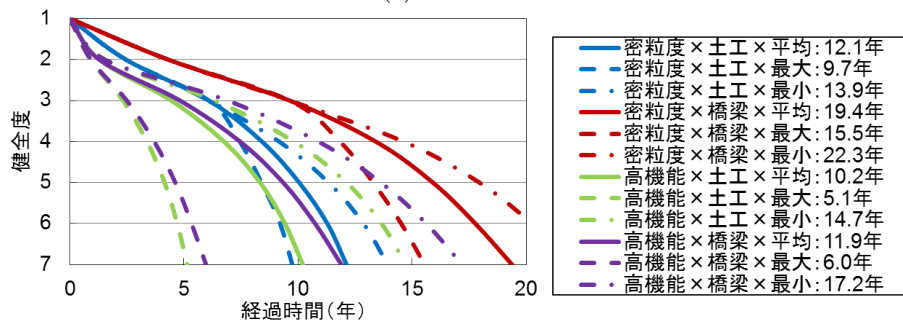
(2) 推定結果：マルコフ劣化ハザードモデル

4つのデータベースそれぞれに対して、はじめにマルコフ劣化ハザードモデルを援用し、各因子が舗装の劣化に及ぼす影響を定量的に評価する。推定に際しては、説明変数の候補として、上下線、走行車線、構造形式、年平均大型車日交通量（以下、大型車交通量）、すべり摩擦係数、供用開始年月日等を考慮した。大型車交通量やすべり摩擦係数等が定量的変数であるのに対して、上下線、走行車線等は定性的変数であるために、説明変数として考慮する際にはダミー変数を用いた。また、パラメータの有意性の検定に際しては、 t 検定を実施して、 t 値が1.96以上（有意水準5%）となるものを説明変数として採用した。

上記の説明変数をそれぞれ単独で用いて、マルコフ劣化ハザードモデルを推定した結果、上下線を除く全ての説明変数が路面の劣化速度に対して有意な影響を与えることが判明した。しかしながら、実務において、維持管理に関する意思決定を行う際には、複数の劣化因子を総合的に考慮した上で、判断を下すことになる。そこで t 値によって説明変数を決定した後、赤池情報量基準AIC²⁸⁾を用いて最適モデル、すなわち最適説明変数の組み合わせを検討した。AICは対数尤度と未知パラメータの数で決定され、AICが小さくなるほど、調査データとモデルの当てはまり具合、未知パラメータ数の観点から適したモデルであると判断できる。また、組み合わせの検討を行う上では、多重共線性の問題を避けるために、それぞれの説明変数間の相関を考慮する必要がある。さらに、ネットワークレベル、プロジェクトレベルといった実務での使用を考える際には、単にAICのみによる評価ではなく、モデルの汎用性を勘案しておかなければならない。以上の点を考慮した結果、本研究においては、4つのデータベースいずれに対しても構造形式ダミー（土工部=1、橋梁部=0）と大型車交通量が最適な説明変数として採用された。図-3(a)に



(a) ひび割れ率



(b) IRI

図-3 最適モデル

は評価指標をひび割れ率とした場合、図-3(b)には評価指標を IRI とした場合の密粒度舗装、高機能舗装それぞれのデータベースに対して、構造形式と大型車交通量を考慮した場合の供用性曲線を示す。凡例中の年数は健全度が最大値、すなわち補修目標値に到達するまでの平均的な経過年数である期待寿命を示す。大型車交通量に関しては定量的変数であるために、全データベース中の大型車交通量の平均値 6,781 (台/日)、最大値 19,249 (台/日)、最小値 282 (台/日) の 3 通りの結果を例示した。図-3(a)、図-3(b)を比較した場合、ひび割れ率と IRI では健全度のランク数が異なるが、補修目標値を意味するひび割れ率の健全度 6、IRI の健全度 7 に到達する期待寿命は単純比較が可能である。

同図からひび割れ率、IRI のいずれにおいても橋梁部に比べて土工部で期待寿命が短くなっている。また、ひび割れ率においては、期待寿命が最小のものが密粒度×土工×最大で 4.7 年、期待寿命が最大のものが高機能×橋梁×最小で 45.7 年であり、約 41 年という大きな差異を確認できる。一方で、IRI においては、期待寿命が最小のものが高機能×土工×最大で 5.1 年、期待寿命が最大のものが密粒度×橋梁×最小で 22.3 年であり、約 17.2 年ほどの差異が生じている。交通量が最小の場合の期待寿命は、道路管理者が経験的に認識している舗装路面の期待寿命と比べて長いように感じられるが、大型車交通量が 282 (台/日) である区間は、極めて特異な区間であることを断っておく。本研究に

おいては、一例としてデータの平均、最大、最小を用いた供用性曲線を示しているが、大型車交通量は定量的変数として考慮しているために、対象とする路線の交通量に応じた供用性曲線を作成できる。また、大型車交通量が最小の場合を除けば、期待寿命は 20 年を下回っており、全体で 10 年前後のばらつきを有する。この結果は、道路管理者が考える舗装路面の寿命との整合性が高いといえる。また、従来から表層の維持管理を行う際に経験的に表層種別、構造形式、大型車交通量が重要視されていおり、効率的な維持管理を実践していくためには、このような形で経験知(暗黙知)を形式知化していくことが重要となる。図-3 の結果を用いることで、今後の大まかな補修需要の規模を把握することが可能である。さらに、マルコフ劣化ハザードモデルは、マルコフ決定モデル²⁹⁾へと拡張することで、期待ライフサイクル費用の最小化を達成する最適な補修政策を導出することが可能であるため、ネットワークレベルの意思決定と連動させることができる。また同一条件の路線の期待寿命に着目すれば、プロジェクトレベルでの意思決定に使用することも可能である。

ここで、表層種別ごとの最適な評価指標に関して検討を行う。具体的に我が国の道路の構造形式の中で最も延長が長い土工部、大型車交通量が平均の場合に着目する。ひび割れ率においては、密粒度×土工×交通量平均の期待寿命が 6.2 年であるのに対し、高機能×土工×交通量平均では 12.0 年と密粒度舗装の期待寿命

表-3 グループ別データ諸元

路線	ひび割れ率 × 密粒度舗装			IRI × 密粒度舗装			ひび割れ率 × 高機能舗装			IRI × 高機能舗装		
	サンプル数	平均調査 間隔 (年)	平均事後 健全度	サンプル数	平均調査 間隔 (年)	平均事後 健全度	サンプル数	平均調査 間隔 (年)	平均事後 健全度	サンプル数	平均調査 間隔 (年)	平均事後 健全度
A	200	3.15	3.46	1,094	1.36	4.01	2,820	3.16	3.08	15,306	1.33	3.38
B	197	3.13	3.45	777	1.35	3.05	802	3.15	2.96	5,739	1.32	2.98
C	72	3.14	3.60	446	1.31	3.02	1,121	3.14	3.30	14,468	1.30	2.70
D	686	1.95	4.21	2,899	1.89	2.69	610	1.63	3.82	9,855	1.79	2.98
E	1,468	1.67	4.98	1,729	4.78	2.78	271	1.25	4.80	966	4.85	2.53
F	515	1.04	2.64	601	3.19	3.76	3,665	1.05	2.38	5,333	3.19	3.48
G	45	0.96	2.51	229	5.17	3.65	41	0.96	3.90	71	5.20	3.06
H	593	1.47	2.60	2,514	5.03	3.19	3,886	2.02	1.20	2,634	4.36	3.70
I	828	2.08	4.23	2,554	1.56	3.78	2,805	2.08	3.67	23,333	1.54	3.17
J	7,445	2.07	3.19	5,478	4.24	3.65	11,415	2.07	1.70	7,973	4.25	3.14
K	872	0.99	4.24	4,586	5.21	2.66	167	1.04	2.59	3,416	5.19	2.95
L	346	2.06	4.68	614	4.01	3.20	1,065	1.96	2.87	6,977	3.42	3.22
M	818	1.06	4.42	—	—	—	—	—	—	—	—	—
N	40	2.10	3.55	284	1.17	3.54	723	2.10	1.08	6,071	1.17	3.04
O	33	2.07	1.00	289	1.15	3.01	460	1.58	1.08	2,027	1.25	2.74
P	268	1.01	3.41	—	—	—	—	—	—	—	—	—
Q	1,114	2.85	2.48	599	4.32	3.97	4,590	3.13	1.23	2,842	4.32	3.19
R	1,304	3.15	1.84	—	—	—	126	3.15	1.04	—	—	—
S	600	3.18	3.36	—	—	—	831	3.17	1.32	—	—	—
T	716	1.02	4.68	689	1.18	3.15	112	1.01	3.71	184	1.19	3.79
U	3,909	1.63	2.91	5,184	1.20	2.86	1,868	1.29	2.89	10,755	1.19	2.56
V	—	—	—	2	1.14	7.00	1,919	1.04	1.07	4,387	2.06	2.73
W	—	—	—	—	—	—	—	—	—	1,974	2.17	2.02
X	—	—	—	—	—	—	—	—	—	1,513	1.12	2.37
BM	22,069	1.95	3.36	30,568	3.16	3.17	39,297	2.14	2.07	125,824	2.06	3.03

が短い。舗装路面の補修の場合、いずれか1つの指標が補修目標値に到達した時点で、表層に対する補修が実施され、すべての指標が回復する。密粒度舗装においては、ひび割れ率によって補修が実施されているものと考えられる。一方で、IRIに関しては、密粒度 × 土工 × 交通量平均の期待寿命が12.1年であるのに対し、高機能 × 土工 × 交通量平均の期待寿命は10.2年である。約1.9年、高機能舗装の期待寿命が短く、高機能舗装においてはIRIによって補修が実施されているものと考えられる。実務においても、高機能舗装の導入以降、ひび割れ率による補修数は減少傾向にあり、宮崎ら¹⁾が指摘している通り、従来からの主流であるひび割れ率による評価は、高機能舗装が主流である現在の舗装路面には適合しておらず、IRIによる評価の重要性が確認できる。しかしながら、これらの結果はあくまでも路線全体でみたマクロな評価にとどまるものであり、個々の路線別に見た場合には、異なる傾向が得られる可能性を否定できない。

(3) 推定結果：混合マルコフ劣化ハザードモデル

プロジェクトレベルで補修施策を評価するために、混合マルコフ劣化ハザードモデルを用いたベンチマーキング評価を実施する。異質性パラメータの設定に際しては、特定の1路線が複数の管理事務所にまたがって管理されているという実務との整合性を図るために、路線と管理事務所の組み合わせを基本単位（以下、路線単位）とした。なお、異質性パラメータは、実務的な必要に応じてIC～IC単位、あるいは最小評価長である10m単位を基本単位として設定することが可能である。路線数17、管理事務所数11を組み合わせた結果、総グ

ループ数はA～Xの24となった。表-3に、4つのデータベースについて、それぞれの路線単位別のデータ諸元を示す。表中には、路線単位別のサンプル数、平均調査間隔、平均事後健全度を示している。またBMはベンチマークを意味しており、サンプル数には全体の合計値を記入している。24グループに分割した場合、サンプル数が十分でない、あるいは該当するサンプルが存在しない路線も複数存在した。例えば、高機能に関する2つのデータベースに着目した場合、ひび割れでは路線M、P、W、X、IRIでは路線M、P、R、Sの4路線に関してデータが欠損している。特に、路線M、Pに関しては、ひび割れとIRIのいずれに関してもデータが欠損しているために、高機能舗装に対する評価を行うことができない。このような路線については、データの存在する路線の中で、環境条件や構造条件等が類似している路線に着目し、それらの路線に対して算出された結果を代替的に使用することが考えられる。また推定を実施する前段階で、平均調査間隔・事後健全度といった値に着目して、集計することで劣化の進展が早い路線の見当をつけることが可能である。支社・事務所レベルであっても、膨大なデータを蓄積して、このような形で集計することで意思決定に用いる有益な知見を抽出できる。

4つのデータベースに対して混合マルコフ劣化ハザードモデルを推定した。説明変数に関しては、マルコフ劣化ハザードモデルと同様に、構造形式ダミー（土工部=1、橋梁部=0）と大型車交通量を採用した。表-4には、一例として、IRI × 高機能舗装のデータベースに関する混合マルコフ劣化ハザードモデルの未知パラメータ $\hat{\beta}$ 、および異質性分散パラメータ $\hat{\phi}$ の最尤推定値を

表-4 混合マルコフ劣化ハザードモデルの推定結果
(IRI× 高機能舗装)

健全度	定数項	構造形式 ダミー 土工部=1 橋梁部=0	大型車 交通量
	β_{i1}	β_{i2}	β_{i3}
1	-0.15 (-12.64)	0 (-)	0.40 (23.49)
2	-1.59 (-94.22)	0.08 (5.38)	1.17 (53.85)
3	-1.34 (-62.23)	0.10 (5.44)	1.16 (40.6)
4	-0.97 (-34.25)	0.14 (5.80)	1.01 (26.33)
5	-0.60 (-16.48)	0.18 (5.88)	0.91 (17.76)
6	-0.40 (-9.87)	0.31 (12.3)	0.76 (12.98)
分散 パラメータ ϕ	4.00 (210.29)		
対数尤度	-172,100		

表-5 期待寿命順位 (IRI× 土工部 × 高機能舗装)

路線	サンプル数	期待寿命	異質性 パラメータ	大型車 交通量	供用 年月日
T	184	4.05	3.09	2134.2	1991
X	1,513	5.76	2.33	805.9	2004
N	6,071	5.84	2.23	1,361.5	1996
A	15,306	5.95	1.09	14,991	1964
I	23,333	6.41	1.18	11,833	1973
C	14,468	7.16	1.07	11,605	1964
U	10,755	8.49	1.51	1,679.1	1990
B	5,739	8.73	1.14	6,492.7	1964
D	9,855	8.94	1.05	7,705.1	1990
BM	125,824	9.25	1.00	7,944.1	-

示している。併せて同表には各説明変数の t 検定統計量を括弧書きで示す。構造形式ダミーの健全度 1 を除いて、構造形式ダミーと大型車交通量は、劣化過程全般において有意な影響を与えることがわかる。また、説明変数の t 値の絶対値が大きくなるほど、その説明変数の説明力が強くなるために、IRI の劣化過程においては大型車交通量の影響力は極めて高いといえる。

推定されたパラメータと路線単位ごとの説明変数を考慮することにより、路線それぞれの特性に応じた供用性曲線、期待寿命を算出することができる。なお供用性曲線を作成する際に、年平均大型車日交通量は定量的変数であるために、具体的な値を用いる必要があるが、実務に即した劣化予測を目的として本研究では各路線の大型車交通量の平均値を用いている（ベンチマーク曲線においては各データベースの平均値）。当然のことながら、交通量を同一の条件にすることも可能である。一方で、構造形式に関してはダミー変数であるために、土工=1、橋梁=0 の 2 通り定義される。図-4 には、4 つのデータベースそれぞれに該当する路線の供用性曲線とベンチマーク曲線を示す。構造形式は土工部を対

象とした。図中には、ベンチマーク曲線を赤色、ベンチマーク曲線より劣化速度が速い曲線を橙色、遅い曲線を紺色で示す。作成したベンチマーク曲線と路線別の供用性曲線を相対比較することで、路線単位ごとの劣化を把握できる。アセットマネジメントを実践する上で重要となるのは、限られた事業費を効率的に配分することであり、個々の路線の劣化速度の把握により、プロジェクトレベルでの優先順位を決定できる。同図において、ベンチマークを下回る路線（橙色）について、適切な維持補修を優先的に実施することで、管理対象となる舗装路面全体の劣化を抑制できる。ここでは、一例として、土工部 × 高機能舗装について、上述した内容を踏まえて IRI で評価した場合の供用性曲線に着目する。表-5 には、期待寿命がベンチマーク曲線の期待寿命（以下、ベンチマーク期待寿命）を下回る路線を抽出した。IRI× 土工部 × 高機能舗装においては、9 路線がベンチマーク期待寿命以下であった。異質性パラメータは、説明変数として考慮している構造形式と大型車交通量以外に舗装路面の劣化速度に影響を与えるものの中で、定量的な観測が困難な要因、存在さえ知り得ない要因、説明変数として採用されなかった要因の全てを 1 つの変数として計量化するものであり、各路線単位の個別的劣化特性を説明する役割を果たしている。具体的に、表-5 において、路線 A, I, C 等に関しては異質性パラメータが 1 付近である。これらの路線では、路線が持つ個別的な劣化特性は小さい。それにもかかわらず、期待寿命が短く算出されている背景には、大型車交通量が 1 万台を越えており、サンプル全体の大型車交通量の平均に比べて相対的に大きいことがある。一方で、路線 T, X, N では、異質性パラメータ値が 2 を越えており、ベンチマークと比較して 2 倍以上の劣化速度であることを意味している。これらの路線に関しては、構造形式や大型車交通量以外に劣化速度に影響を与える因子が存在する。維持管理の実践を考える上では、このような路線を重点的に管理していくと同時に、劣化速度を速めている原因を究明することが必要となる。原因が明確になれば、新たな説明変数の候補として用い、最適モデルの検討を再度実施していくことで、モデルの継続的改善が可能となる。ただし、最も劣化の早い路線 T に関していえば、サンプル数が極めて小さい。表-3 をみても、平均の事後健全度が 3.79 と IRI× 高機能舗装のデータベースの中で最も高く、劣化の進展したサンプルのみが偏って獲得された可能性が高い。路線全体を見た場合にも、とりわけ、ひび割れ × 密粒度舗装、ひび割れ × 高機能舗装に関しては、サンプル数が 100 前後である路線が散見される。このような路線に関しては、推定精度が低下している可能性がある。今後、密粒度舗装のサンプル

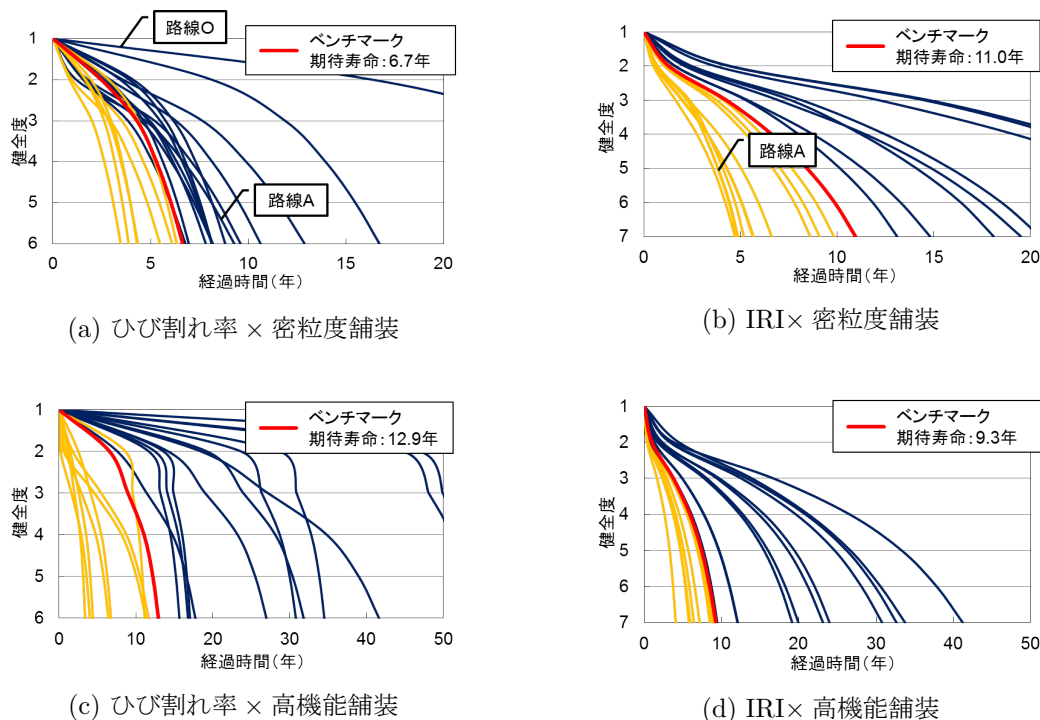


図-4 路線別の供用性曲線：土工部

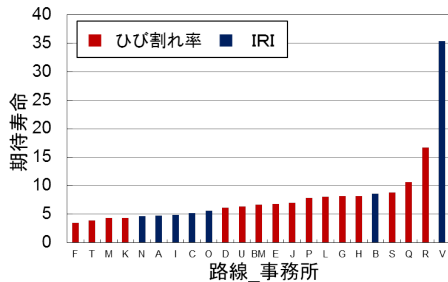
数の増加は考えにくい、高機能舗装に関しては継続的にサンプル数を獲得、蓄積していくことで、より精度の高い推定結果が得られることになる。

ここで、表層種別ごとの最適な評価指標に関して、再度考察を加えたい。図-4(a)、図-4(b)では、表層種別が密粒度舗装の場合のひび割れ率、IRIそれぞれの評価指標による供用性曲線を示す。視覚的にも指標によって評価のされ方が異なることは明らかであるが、例えばベンチマーク期待寿命に着目すると、ひび割れ率による評価では6.7年であるのに対し、IRIによる評価では11.0年であり、ひび割れ率の期待寿命が短い。一方で、図-4(c)、図-4(d)の、表層種別が高機能舗装の場合のひび割れ率、IRIそれぞれの評価指標による供用性曲線においては、ひび割れ率による評価のベンチマーク期待寿命が12.9年であるのに対し、IRIでは9.3年であり、IRIによる評価の方が短い。4.(2)でも述べた通り、ベンチマークの比較、すなわちマクロな視点においては、密粒度舗装はひび割れ率によって補修が実施されており、高機能舗装においてはIRIによって補修が実施されていると考えられる。このことは、供用性曲線のばらつきからも確認することができる。例えば、密粒度舗装においては、ひび割れ率によって補修が実施されている。ひび割れ率によって補修が実施された場合、同時にIRIの指標も回復する。そのため、IRIの劣化の進展したサンプルは欠損することになる。当然のことながら、そのようなサンプルを用いて推定を実施

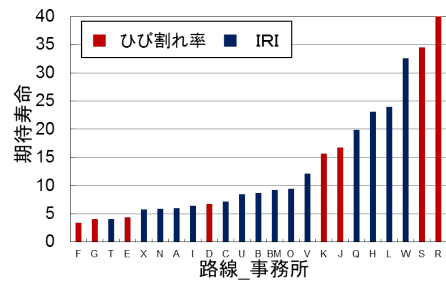
した場合、期待寿命が過大評価される恐れがある。具体的に、図-4(a)のひび割れ率 × 密粒度舗装においては、サンプル数が33と極めて少ない路線Oを除き、期待寿命が5～10年前後で集中的に変動しているのに対し、図-4(b)のIRI × 密粒度舗装においては、4つの路線で期待寿命が20年を越えている。同様に、高機能舗装の場合でも、図-4(c)のひび割れ率による評価の場合、50年を越える非現実的な期待寿命を示す路線が見受けられるのに対し、図-4(d)のIRIによる評価の場合は期待寿命のばらつきが小さくなっている。マクロな視点で見た場合、密粒度舗装に関しては、従来通りひび割れ率に重きを置いた評価、高機能舗装に関してはIRIに重きを置いた評価の重要性が確認できる。しかしながら、個々の路線別に見た場合、必ずしも上記の内容と整合的であるとは言い難い。一例として、密粒度舗装の路線Aに着目した場合、ひび割れ率による評価では、期待寿命が9.3年とベンチマークを上回るのに対し、IRIによる評価では、期待寿命が4.8年とベンチマークを大きく下回っており、ひび割れ率による評価に比べて4.5年程度短い。すなわち密粒度舗装の路線Aにおいては、IRIによる評価が適切であると考えられる。表層種別ごとの最適な評価指標を決定する際には、路線別の評価を実施しなければならない。

表-6 代表期待寿命一覧

(a) 密粒度舗装							(b) 高機能舗装						
路線	代表期待寿命	評価指標	ひび割れ率		IRI		路線	代表期待寿命	評価指標	ひび割れ率		IRI	
			サンプル数	期待寿命	サンプル数	期待寿命				サンプル数	期待寿命	サンプル数	期待寿命
F	3.47	ひび割れ率	515	3.47	601	9.84	F	3.39	ひび割れ率	3,665	3.39	5,333	12.05
T	3.88	ひび割れ率	716	3.88	689	5.63	G	4.01	ひび割れ率	41	4.01	71	33.72
M	4.31	ひび割れ率のみ	818	4.31	-	-	T	4.05	IRI	112	11.14	184	4.05
K	4.35	ひび割れ率	872	4.35	4,586	31.99	E	4.40	ひび割れ率	271	4.40	966	30.75
N	4.72	IRI	40	8.15	284	4.72	X	5.76	IRIのみ	-	-	1,513	5.76
A	4.82	IRI	200	9.29	1,094	4.82	N	5.84	IRI	723	55.09	6,071	5.84
I	4.87	IRI	828	5.48	2,554	4.87	A	5.95	IRI	2,820	11.30	15,306	5.95
C	5.18	IRI	72	9.61	446	5.18	I	6.41	IRI	2,805	6.43	23,333	6.41
O	5.67	IRI	33	35.49	289	5.67	D	6.76	ひび割れ率	610	6.76	9,855	8.94
D	6.11	ひび割れ率	686	6.11	2,899	9.09	C	7.16	IRI	1,121	11.66	14,468	7.16
U	6.34	ひび割れ率	3,909	6.34	5,184	6.62	U	8.49	IRI	1,868	17.04	10,755	8.49
BM	6.65	ひび割れ率	-	6.65	-	10.96	B	8.73	IRI	802	17.74	5,739	8.73
E	6.79	ひび割れ率	1,468	6.79	1729	34.34	BM	9.25	IRI	-	12.93	-	9.25
J	6.96	ひび割れ率	7,445	6.96	5,478	14.82	O	9.43	IRI	460	53.77	2027	9.43
P	7.83	ひび割れ率のみ	268	7.83	-	-	V	12.09	IRI	1,919	31.83	4,387	12.09
L	8.13	ひび割れ率	346	8.13	614	19.52	K	15.66	ひび割れ率	167	15.66	3,416	41.16
G	8.17	ひび割れ率	45	8.17	229	18.11	J	16.78	ひび割れ率	11415	16.78	7,973	19.12
H	8.19	ひび割れ率	593	8.19	2,514	20.51	Q	19.92	IRI	4,590	41.64	2,842	19.92
B	8.61	IRI	197	12.89	777	8.61	H	23.10	IRI	3,886	26.99	2,634	23.10
S	8.83	ひび割れ率のみ	600	8.83	-	-	L	23.95	IRI	1,065	30.82	6,977	23.95
Q	10.64	ひび割れ率	1114	10.64	599	13.11	W	32.61	IRIのみ	-	-	1,974	32.61
R	16.73	ひび割れ率のみ	1304	16.73	-	-	S	34.53	ひび割れ率のみ	831	34.53	-	-
V	35.33	IRIのみ	-	-	2	35.33	R	98.48	ひび割れ率のみ	126	98.48	-	-
W	-	-	-	-	-	-	M	-	-	-	-	-	-
X	-	-	-	-	-	-	P	-	-	-	-	-	-



(a) 密粒度舗装



(b) 高機能舗装

図-5 期待寿命の総合評価：土工部

(4) ひび割れ率と IRI の総合評価

4.(3) で、4つのデータベースに対して混合マルコフ劣化ハザードモデルを適用し、路線別の期待寿命を算出した。しかし、データベースはそれぞれ独立したものであるために、特定路線の期待寿命がひび割れ率×高機能舗装のデータベースではベンチマークを下回るのに対し、IRI×高機能舗装のデータベースではベンチマークを上回るといった事例が散見された。プロジェクトレベルの意思決定において、算出された結果を効率的に用いていくには、これらの結果を総合的に評価し、なおかつ簡易的に使用可能である手法の構築が必要である。当然のことながら、ひび割れ率、IRI 双方の期待寿命がともにベンチマークを下回る路線に関しては、最重点管理路線であることは明らかである。一方で、現場の意思決定では、ひび割れ率、IRI のいずれかが補修目標値に到達した段階で補修を実施することになる。すなわち、補修要否判断に対する寄与度が相対的に大きい指標は、各路線の中で最も期待寿命が短い

指標である。本研究では、この期待寿命を代表期待寿命と呼ぶ。なお、代表期待寿命の算出に当たって、ひび割れ率と IRI のいずれか 1 つの指標しか獲得されていない路線に関しては、獲得された指標による期待寿命を代表期待寿命とする。また、表層種別に関しては、密粒度舗装と高機能舗装の間で劣化過程が大きく異なること、今後高機能舗装化がますます進展する一方で、密粒度舗装が減少していくなどを考慮し、それぞれ別個に取り扱うものとする（すなわち、本研究においては、4つのデータベースの中で最小の期待寿命を代表期待寿命とするのではなく、密粒度舗装、高機能舗装それぞれに対して、ひび割れ率と IRI の 2 つのデータベースの中で最小の期待寿命を代表期待寿命としていることに留意されたい）。

表-6 には、構造形式を土工部とした場合の総合評価の結果を代表期待寿命が短い路線から順に示す。同表には、代表期待寿命に加えて、代表期待寿命がひび割れ率、IRI のどちらによるものかを示す評価指標と、ひ

び割れ率、IRIそれぞれのサンプル数と期待寿命をあわせて示す。また、図-5には、同表をヒストグラムで示す。同図から、密粒度舗装においてはひび割れ率（赤色）、高機能舗装においてはIRI（紺色）の占有率が大きいことが読み取れる。これは、補修要否判断を行う際に、密粒度舗装ではひび割れ率によって判断が実施される路線が多いのに対し、高機能舗装ではIRIによって判断が実施される路線が多いことを表しており、これまで述べてきた結果を裏付けるものである。図-5(a)の密粒度舗装において、N～O路線までが連続して評価指標がIRIとなっているが、I路線を除いて、ひび割れ率のサンプル数が100前後と少なく、サンプルにバイアスが生じたために、ひび割れ率の期待寿命が過大評価されたことが原因であると考えられる。一方で、I路線に関してはひび割れ率、IRIともに十分なサンプル数を有しており、期待寿命がいずれもベンチマーク期待寿命に比べて短いため、重点管理路線として維持管理を実施していく必要がある。また、図-5(b)の高機能舗装に着目すれば、ひび割れ率で評価される期待寿命が特に短いF、G路線を確認できる。G路線に関しては、サンプル数の問題に帰着するが、F路線に関しては、ひび割れ率・IRIともに十分なサンプル数が獲得されており、今回対象とした全24路線の中でも最も劣化が進展している路線であるといえる。いずれにしても、本研究の実証分析に限って考えた場合、サンプル数が十分に獲得されている路線であれば、密粒度舗装においてはひび割れ率、高機能舗装においてはIRIによる評価が適切である。

図-5の両図に着目した場合、密粒度舗装においてはV路線、高機能舗装においてはW、S、R路線が一般的に考えられている舗装の寿命と比較して長いように見受けられるが、これらの路線はすべてひび割れ、あるいはIRIのいずれか1つの指標によって評価されている。具体的には、密粒度舗装のV路線ではIRIの情報しか獲得されておらず、本来ひび割れ率による評価が望ましい密粒度舗装であるために、必要な情報が欠損している。また、IRIに関しても2サンプルしか獲得されおらず、推定精度が極めて低い。一方で、高機能舗装のS、R路線においては、ひび割れ率の情報しか獲得されておらず、適切な評価を実施するためにはIRIの情報が必須である。とりわけ、R路線に関してはサンプル数が相対的に少なく、その内訳をみると、事前・事後健全度がともに1であるサンプルが126サンプル中、123サンプル存在した。サンプル数が少ない上にそのほとんどが健全な状態であったためにバイアスが生じたことが約100年という非現実的な期待寿命を算出したと考えられる。非現実的な期待寿命が算出された路線に関しては、今後、継続的な路面性状調査の実施

によるデータの蓄積が望まれるが、補修計画を進めていくために暫定的にベンチマーク代表期待寿命を1つの目安として用いることが可能である。総合評価によって、ベンチマーク代表期待寿命よりも短く評価された路線に関しては、補修計画を立案していく際に、相対的に多くの事業費を配分しなければならない。表-6においては、密粒度舗装、高機能舗装のいずれでも代表期待寿命がベンチマーク代表期待寿命を下回る上位5路線（F、T、N、A、I路線）については、劣化の要因の究明を行うとともに、抜本的な対策が必要である。本実証分析において推定に使用したデータの路面性状調査の最新年は2012年であったが、実際に2012年から2014年3月現在に至るまでに、すべての路線のいくつかの区間（IC間）で舗装路面の補修が実施されており、NEXCO西日本の保全行為の実施判断と今回の推定の結果が概ね整合的であることを示唆している。本研究で示した一連の評価を行うことで、路面性状調査によって獲得されたデータを用いて、事後的な補修はもちろん、計画的な補修計画の立案へ反映させていくことが可能となる。

(5) 実務へのフィードバック

a) 調査間隔

推定によって算出された代表期待寿命と、路面性状調査データおよび補修履歴を統合したデータ（以下、統合データ）から定義される寿命を用いて、現状の関西支社の路面性状調査間隔の妥当性評価を試みる。統合データは、2010年から2012年の計3年間、すなわち1サイクルでの全路線に対する路面性状調査データと、1990年から2012年までの間に実施された切削オーバーレイ等の大規模な補修の履歴によって構成されている。統合データは10m単位で整理されているが、補修工法等の詳細は記載されておらず、補修に密粒度舗装、あるいは高機能舗装のいずれが採用されたかが入力されている。また、補修実施日に関しても、年度ごとに集計されているために詳細な日時は不明である。ここでは、暫定的に補修実施日を各年度の4月1日とした。調査間隔の妥当性評価を行う上で、構造形式として土工部、表層種別として高機能舗装に着目する。各路線の土工部×高機能舗装区間において、ある時点で補修が実施されてから路面性状調査によって補修目標値に到達したことを確認するまでの時間を統合データから得られる寿命（以下、履歴寿命）と定義する。また、履歴寿命に関してもひび割れ率とIRIを用いた総合評価を実施することで路線ごとの代表履歴寿命を算出した。表-7に、ひび割れ率、IRIそれぞれのデータベースに関して、補修目標値であるひび割れ率の健全度6、あるいはIRIの健全度7に到達したサンプル数と履歴寿命

表-7 代表履歴寿命と代表期待寿命の比較：土工部 × 高機能舗装

路線	統合データ (路面性状調査データと補修履歴)						推定データ		
	代表 履歴寿命	評価指標	ひび割れ率		IRI		代表 期待 寿命	評価指標	代表 平均 調査間隔 (年)
			サンプル数	履歴寿命	サンプル数	履歴寿命			
A	9.01	IRI	133	10.57	626	9.01	5.95	IRI	1.33
B	9.63	IRI	42	12.91	121	9.63	8.73	IRI	1.32
C	9.29	IRI	82	10.28	562	9.29	7.16	IRI	1.30
D	7.47	ひび割れ率	210	7.47	448	9.03	6.76	ひび割れ率	1.63
E	8.93	ひび割れ率	5	8.93	23	9.45	4.40	ひび割れ率	1.25
F	8.8	ひび割れ率	83	8.8	463	9.10	3.39	ひび割れ率	1.05
G	9.32	ひび割れ率	4	9.32	6	9.70	4.01	ひび割れ率	0.96
H	10.45	IRI	2	14.84	18	10.45	23.10	IRI	4.36
I	11.42	IRI	693	12.94	1,190	11.42	6.41	IRI	1.54
J	10.03	IRI	114	12.58	813	10.03	16.78	ひび割れ率	2.07
K	8.6	IRI	42	9.68	221	8.60	15.66	ひび割れ率	1.04
L	9.28	IRI	126	10.86	640	9.28	23.95	IRI	3.42
M	6.92	IRI のみ	—	—	4	6.92	—	—	—
N	6.05	IRI	36	8.16	291	6.05	5.84	IRI	1.17
O	5.66	IRI	3	6.65	60	5.66	9.43	IRI	1.25
P	—	—	—	—	—	—	—	—	—
Q	8.0	IRI	30	9.84	327	8.00	19.92	IRI	4.32
R	7.7	IRI のみ	—	—	3	7.70	98.48	ひび割れ率のみ	3.15
S	9.35	IRI	18	10.81	210	9.35	34.53	ひび割れ率のみ	3.17
T	10.24	IRI	23	12.2	47	10.24	4.05	IRI	1.19
U	8.11	IRI	186	9.4	532	8.11	8.49	IRI	1.19
V	7.32	ひび割れ率	47	7.28	167	7.32	12.09	IRI	2.06
W	—	—	—	—	—	—	32.61	IRI のみ	2.17
X	—	—	—	—	—	—	5.76	IRI のみ	1.12
ALL(BM)	8.99	IRI	—	10.92	—	8.99	9.25	IRI	2.06

の平均、および代表履歴寿命と評価指標を示す。さらに同表には、表-6 で示した、推定データから得られる代表期待寿命、評価指標、代表平均調査間隔を記載している。表の下端に示す ALL(BM) に関しては、統合データにおいては履歴寿命の平均値を示しており、推定データにおける 9.25 年はベンチマーク代表期待寿命を意味する。

調査間隔の妥当性を評価する前に、調査間隔の長短が履歴寿命および期待寿命に及ぼす影響について説明をする。図-6 には、特定路線における任意時点で補修が実施されてから補修目標値に到達するまでの時間（以下、実寿命）と履歴寿命、および期待寿命の関係を示す。図に示すように、路面性状調査によって獲得された補修目標値に到達するまでの時間と、実際に補修目標値に到達した時間の間には、タイムラグ（以下、ラグ A）が存在する。また、本研究においては、直近の補修時点の健全度情報を除いて期待寿命を算出しているために、期待寿命は補修後最初の調査時点において健全度が確認された時点から補修目標値到達時点までの時間を表しており、実寿命と期待寿命の間においてもタイムラグ（以下、ラグ B）が存在する。調査間隔を短くすると、補修目標値に到達してから路面性状調査によって補修目標値に到達したことが確認されるまでの時間は短くなり、ラグ A は減少する。同様にラグ B も減少し、履歴寿命および期待寿命は実寿命に近づく。調査間隔を長くすると、ラグ A が増大することから、履歴寿命は実寿命から乖離していく。期待寿命に関しては、ラグ B の増大により、補修実施後最初の路

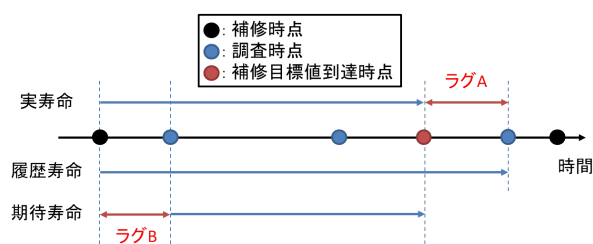


図-6 実寿命・履歴寿命・期待寿命の関係図

面性状調査によって獲得される健全度に対する寿命の過小評価へとつながる。その結果、推定結果にバイアスが生じることが予想される。また、ラグ A を多分に含んだデータを使用して推定を実施するために、算出される期待寿命の誤差が増大することなども予想される。以上より、調査間隔の妥当性においては、期待寿命の算出に際して、ラグ A とラグ B の影響を無視できないような調査間隔について分析することが必要であり、そのために適切な調査間隔であればラグ A、ラグ B がともに減少し、履歴寿命と期待寿命がともに実寿命に近づくことを利用すればよいことがわかる。

図-7 は、縦軸に代表期待寿命、横軸に代表履歴寿命をとっており、調査間隔を 1 年未満のものから 0.5 年刻みで色分けした場合の路線別の散布図を示している。なお、該当する路線が存在しない調査間隔（例えば、調査間隔 2.5 年以上 3 年未満等）は省略している。さらに代表期待寿命と代表履歴寿命が一致する場合を紺色の点線で示す。代表期待寿命が得られない路線 M、P と、

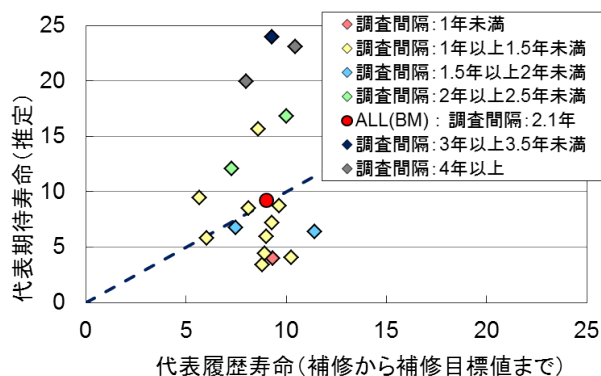


図-7 履歴寿命と期待寿命の比較

代表履歴寿命が得られない W, X に関しては、期待寿命と履歴寿命を比較分析できないために分析の対象外とした。また、調査間隔 3 年以上 3.5 年未満に属する路線 S, R に関しては、ひび割れ率のみによる評価であり、上述したようにサンプルにバイアスが生じ、期待寿命が非現実的な値であるために分析対象からは除外している。図-7 の代表履歴寿命に着目して各点を見ると、5 年から 10 年の間で変動していることが見て取れる。一方で、代表期待寿命に着目して各点を見ると、4 年から 25 年の間で変動しており、代表履歴寿命と比較して大きくばらついている。さらに、代表期待寿命が突出して長く算出されている点に着目すると、いずれも調査間隔が 3 年以上のものであり、代表履歴寿命が 10 年前後であるにもかかわらず、代表期待寿命は 20 年を超えていることがわかる。先述したように、ラグ A, ラグ B の影響を無視できるような適切な調査間隔であれば、履歴寿命と期待寿命は乖離しないために、少なくとも調査間隔を 3 年未満としなければ、推定精度の低下が生じることがわかる。現在、関西支社における路面性状調査の頻度は、3 年に 1 回程度の周期となるように設定されているが、信頼性の高いデータの獲得を考える上では、約 2 年が 1 つの目安になると考えられる。さらに、今後の舗装補修施策が事後的補修から計画的補修へと切り替わっていくことを考慮すると、路面性状調査の目的も、路面の劣化が進行した道路区間の抽出から、路面劣化過程の予測と把握へと切り替えることが重要である。したがって、最終的には路面性状調査の間隔は例えば 1 年周期など、短縮する方向を目指すことが望ましいと考えられる。しかしその一方で、本研究での検討は劣化予測とその期待寿命の観点から路面の調査間隔を議論したに過ぎない。より実務的な議論を行うためには、調査費用や補修・更新費用を考慮したライフサイクル費用分析を通じた検討が必要である。

b) 補修頻度

関西支社においては、今後 5 年間の補修需要や路線別の事業費などに関する中長期的な補修計画の立案を行っている。その際に、現場における補修実績値、年間約 130km・車線をベースラインとして用いている。しかし、今回 4.(3) において実施したベンチマーキング評価で算出された期待寿命は、表層種別にかかわらず 10 年前後であった。すなわち、約 3,400km・車線を管理する関西支社においては、年間約 340km・車線の補修需要が存在すると概算することができ、実績値である年間約 130km・車線を大幅に上回っている。

本研究では混合マルコフ劣化ハザードモデルを用いた道路区間単位での劣化予測を実施してきたが、ここでの検討は関西支社管内全域での期待寿命に基づいて補修需要を概算するに止めた。これは例えば路線単位や道路区間単位で補修頻度に対する意思決定を行うには、補修履歴や補修実績に関する詳細データが利用可能でないことが原因である。舗装に限らず、社会基盤施設の補修事業費が今後増加することは想像に難くない。しかし同時に、管理対象全体の補修需要や頻度を評価するための方法論が存在しなかったと言っても過言ではない。本研究は補修需要の推定や補修頻度の評価に関する先鞭を付けるという意味において有用な知見を提示するものであると考えているが、その反面、推定や評価の精度については不十分であるとも考えている。当然のことながら、高頻度の補修は単純に補修費用の増加を招くために、その決定に際してはライフサイクル費用分析など、慎重な検討が必要である。一方で、上述したように各路線別の期待寿命等を統計的に評価することで、各路線別の補修頻度の妥当性を評価することが可能となり、効率的な事業費配分やアセットマネジメントの実践に貢献できるものと考えている。

c) サンプルサイズ

高速道路舗装の維持管理において、プロジェクトレベルでの意思決定を下す場合、路線別の期待寿命の獲得は極めて重要な課題である。混合マルコフ劣化ハザードモデルの開発により、設定したグループごとの期待寿命の算出、相対評価が可能となったために、プロジェクトレベルでの意思決定を強力に支援するツールとなった。混合マルコフ劣化ハザードモデルにおいては、本研究の中で繰り返し述べてきた通り、サンプル数の低下は、推定精度の低下に直結する。評価したいグループ数（本研究においては、路線単位）が増加した場合、グループごとのサンプル数は大きく減少する。具体的に、本研究の実証分析の結果から、100 サンプルを切る場合は推定精度が大きく低下する可能性が高いと考えられる。また、混合マルコフ劣化ハザードモデルにおいては、2 回の路面性状調査によって獲得された健全度

推移情報を用いてサンプルを構成しているが、サンプル数が十分な場合であっても、健全な情報のみ、あるいは劣化の進展した情報のみしか獲得されていない場合、同様に推定精度が大きく低下する。特に、近年では路面性状調査の全面展開が開始され、関西支社においては3年に1回という周期で全ての路線に対して実施されているものの、従来の路面性状調査は、供用を開始してからある程度の年数が経過し、損傷が見られるようになった路線、区間に対してのみ実施されていた背景がある。このような方法でデータを蓄積した場合、データに選択バイアスが生じる。舗装路面の精緻な把握のためには、定期的な路面性状調査を継続的に機能させてデータを蓄積していかなければならない。

5. おわりに

NEXCO 西日本関西支社が管理する複数の路線より獲得されたデータに基づき、舗装路面に介在する不確実性を考慮して劣化予測を実施した。実測した2回の路面性状調査データのみを使用し、評価長を10m単位として、表層種別の変化を中心とした高速道路舗装路面の維持管理の実状に適合した形で、劣化因子を明らかにし、評価手法を体系的に整理した。具体的には、路面性状調査によって獲得されたひび割れ率とIRIのデータを、それぞれ健全度評価して劣化予測を行った結果、舗装路面の劣化過程に影響を与える主要な因子として、1) 表層種別、2) 構造形式、3) 年平均大型車日交通量を抽出した。とりわけ、表層種別に関しては、劣化過程が大きく異なるためデータを細分化して分析を実施することで、それぞれのより精緻な劣化過程の把握を行った。また、混合マルコフ劣化ハザードモデルを援用し、路線の相対評価を実施して重点管理路線を抽出した。さらにひび割れ率とIRIという異なる2つの評価指標を用いた総合評価を行い、代表期待寿命を算出することで舗装路面の維持管理の実状に適合した評価手法を構築した。また、実証分析全体を通して、ひび割れ率による評価が、高機能舗装が主流である現在の舗装路面には適合していないこと、IRIによる評価が重要であることを明示した。さらに、劣化予測により得られた知見を用いて、実務（調査・補修）へのフィードバックを実施した。また、使用したデータ量に関しても、例えば、IRI×高機能舗装のデータベースに関しては、10万データを越えるものであり、土木分野におけるビッグデータ分析として、先駆的な事例であるといえる。大量の情報を獲得し、それらを確率論や統計学といった知的技術を用いることで、有益な情報へと変換し、さらにその情報をもとにして意思決定・行動を見直すという、理想的なアセットマネジメントのプロセスを辿っ

ている点に本研究の価値が見出せるものと考えている。今後も定期的な路面性状調査を実施し、新規情報を追加していく度に、今回検討したプロセスを再度実施するといった継続的な努力がアセットマネジメントの実践のためには必要となる。

その一方で、今後の課題として以下をあげる。第1に、今回の劣化予測の結果と費用データとの関連付けを行うことで、最適な調査・補修計画を立案していかなければならない。4.(5)a) で述べた通り、推定精度を向上させるためには、高頻度の調査が必要である。しかしながら、高頻度の調査は調査費用の増加を招く。また一方で、マルコフ劣化ハザードモデルは、マルコフ決定モデルへと拡張することで、期待ライフサイクル費用の最小化を達成する最適な補修計画を導出することが可能である。調査・補修頻度と調査・補修費用との双方を考慮した最適な調査・補修計画の立案が求められている。第2に、FWD調査データとの複合的な劣化予測および、評価手法を構築していかなければならない。本研究においては、路面性状調査データのみを用いて路面単独での評価を実施した。しかし、高速道路の開通50年が経過した現在、繰り返し荷重の影響による舗装構造全体の耐荷力の低下が顕在化してきている。したがって、舗装の耐荷力を測定するために実施される非破壊検査であるFWD調査データと路面性状調査データと有機的に結びつけることで、より精緻に劣化過程を把握する必要がある。最終的には補修を行う際に、表層のみの補修を実施するのか、あるいは、路盤を含めた大規模な打ち換えを実施するのかといった補修深さに関する意思決定手法を構築していかなければならない。また、路面と舗装構造の個別、あるいは相互の劣化過程を計量化することで、高速道路開通当初から用いられている設計手法へとフィードバックを実施し、舗装長寿命化へとつなげていかなければならない。

参考文献

- 1) 宮崎文平，風戸崇之，濱梶方希，小濱健吾，貝戸清之：高機能舗装を対象とした高速道路の路面管理基準に関する実証的研究，土木学会論文集 E1，Vol.69，No.3（舗装工学論文集 第18巻），2013。
- 2) 熊田一彦，江口利幸，青木一也，貝戸清之，小林潔司：モニタリングデータを用いた高速道路舗装の統計的劣化モデルの検討，舗装工学論文集，土木学会，Vol.14，pp.229-237，2009。
- 3) Schonberger, V. M. and Cukier, K.（斎藤栄一郎訳）：ビッグデータの正体，講談社，2013。
- 4) 貝戸清之，小林潔司：ビッグデータによるインフラマネジメント：アセットメトリクスにむけて，土木計画学・研究論文集，土木学会，2013。
- 5) 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。
- 6) 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, Vol.10, pp.191-196, 2005.
- 7) Lemer, A.C and Moavenzadeh, M.: Reliability of Highway Pavements, *Highway Research Record 362*, pp.1-8, 1971.
 - 8) McCullough, B. F.: State of the Art in Predicting the Probabilistic Response of Pavement Structures, *Transportation Research Record 757*, pp.17-26, 1976.
 - 9) 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.
 - 10) Shin, H. C. and Madanat, S.: Development of a Stochastic Model of Pavement Distress Initiation, *Journal of Infrastructure Planning and Management*, No.744/IV-61, pp.61-67, 2003.
 - 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) Mishalani, R. and Madanat, S.: Computation of Infrastructure Transition Probabilities using Stochastic Duration Models, *ASCE Journal of Infrastructure Systems*, Vol.8, No.4, 2002.
 - 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.69-82, 2005.
 - 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, 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.
 - 17) 森棟公夫: 計量経済学, 東洋経済新報社, 1999.
 - 18) 岩田暁一: 計量経済学, 有斐閣, 1982.
 - 19) 青木一也, 小田宏一, 児玉英二, 貝戸清之, 小林潔司: ロジックモデルを用いた舗装長寿命化のベンチマーキング評価, 土木技術者実践論文集, Vol.1, pp.40-52, 2010.
 - 20) 森悠, 藤原栄吾, 貝戸清之, 小林潔司, 橋本拓己: 相対評価モデルを用いた舗装構造の劣化診断, 土木学会論文集 E1, Vol.67, No.2, pp.91-110, 2011.
 - 21) 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.
 - 22) 貝戸清之, 熊田一彦, 林秀和, 小林潔司: 階層型指数劣化ハザードモデルによる舗装ひび割れ過程のモデル化, 土木学会論文集 F, Vol.63, No.3, pp.386-402, 2007.
 - 23) 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.
 - 24) 林秀和, 貝戸清之, 熊田一彦, 小林潔司: 競合的劣化ハザードモデル: 舗装ひび割れ過程への適用, 土木学会論文集 D, Vol.65, No.2, pp.143-162, 2009.
 - 25) 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.
 - 26) 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.
 - 27) (社) 日本道路協会: 道路維持修繕要綱, 1978.
 - 28) Akaike, H.: A New Look at the Statistical Model Identification, *IEEE Transactions on Automatic Control*, Vol.19, pp.716-723, 1974.
 - 29) Puterman, M. L.: *Markov Decision Processes*, Discrete Stochastic Dynamic Programming, 1994.

(2014. 04. 25 受付)

EVALUATION METHOD FOR EXPRESSWAY PAVEMENT BASED ON STATISTICAL DETERIORATION PREDICTION

Bumpei MIYAZAKI, Kengo OBAMA, Takayuki KAZATO, Hiroyuki KATO
and Kiyoyuki KAITO

The pavement repair policy is planned and implemented based on the knowledge of pavement engineering, and improved constantly by reflecting the experience and know-how that have been accumulated by field engineers for many years. Therefore, it is difficult to scientifically discuss the appropriateness of pavement repair policies. After the development of road surface measurement vehicles, etc., enormous data of road surface conditions of expressways has been accumulated. In this study, the authors estimate the deterioration curve and expected lifetime of road surface statistically by using enormous inspection data, and propose a methodology for evaluating pavement repair policies by comparing them with actual values. In addition, the authors discuss (1) the evaluation indices for managing the road surface for which drainage pavement is increasingly used, (2) road surface inspection interval, and (3) the appropriateness of repair cycle, by comparing estimated and actual lifetimes of road surface, targeting the roads managed by Kansai Branch of NEXCO West Japan.