

定期的なFWD調査データを用いた 高速道路舗装の劣化予測

大井 明¹・宮崎 文平²・小濱 健吾³・貝戸 清之⁴・小林 潔司⁵・山口 清人⁶

¹正会員 中日本高速道路株式会社 八王子支社 甲府保全・サービスセンター (〒409-3866 山梨県中巨摩郡昭和町西条 2858)
E-mail: a.oi.aa@c-nexco.co.jp

²学生会員 大阪大学 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: b-miyazaki@civil.eng.osaka-u.ac.jp

³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

⁴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

⁵フェロー会員 京都大学教授 経営管理大学院経営管理講座 (〒606-8501 京都市左京区吉田本町)
E-mail: kobayashi.kiyoshi.6n@kyoto-u.ac.jp

⁶非会員 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: k.yamaguchi.ac@ri-nexco.co.jp

高速道路の老朽化により、舗装の耐荷力の低下が懸念されている。舗装の耐荷力は、Falling Weight Deflectometer によるたわみ量調査（以下、FWD 調査）などの非破壊試験を通じて間接的に評価することが可能である。本研究では、FWD 調査により得られた情報をもとにして、マルコフ劣化ハザードモデルを推定し、舗装の耐荷力のパフォーマンスカーブを作成することを目的とする。通常、FWD 調査を時系列的に同一測定点で複数回実施することは稀であるために、調査時点間の損傷度推移情報が得られず、モデルを推定することが困難となる。本研究では、定期的実施した FWD 調査データを用いて舗装の耐荷力の劣化因子を特定するとともに、劣化因子間の交互作用を考慮したような舗装耐荷力の劣化過程を統計的に推定する。

Key Words : *falling weight deflectometer, periodic inspection, load bearing capacity*

1. はじめに

1963年に名神高速道路が開通してから50年が経過した。現在、国内に現存する高速道路の約3割が開通から30年以上経過しており、老朽化による舗装の耐久性の低下が懸念されている。高速道路舗装（表層、基層、アスファルト安定処理路盤）の耐久性は、高速道路を利用する高速車両の繰り返し荷重等により低下する。道路管理者は、道路利用者に対して良好な供用性、快適性や安全性を確保するために、舗装の耐荷力が低下した際には大規模な補修を実施する必要がある。舗装の耐荷力は、Falling Weight Deflectometer によるたわみ量調査（以下、FWD 調査）などの非破壊試験を通じて間接的に評価される。なお、本研究において、耐荷力とは、アスファルト混合物層（表層、基層、アスファルト安定処理路盤）の損傷度を示すものとして定義する。また、FWD 調査については、NEXCO 試験方法に記載されている測定方法で実施している¹⁾。

近年、統計的劣化予測モデルの発展により、蓄積された調査データをもとに、社会基盤施設の劣化過程を環境条件・構造特性に応じて評価することが可能となっ

てきた。舗装に対する統計的劣化予測モデルの適用事例には、路面性状調査により得られる路面の損傷状態（ひび割れ、わだち掘れ、平たん性など）の情報を用いて路面の劣化過程を評価した事例^{2),3)}や、定期的な道路巡回により得られるポットホールの発生状況の情報を用いてポットホールの発生確率を評価した事例^{4),5)}などがある。いずれも、舗装の路面に関する事例であり、舗装の耐荷力の劣化過程を統計的に評価した事例は見当たらない。本研究では、FWD 調査データを用いて、マルコフ劣化ハザードモデル⁶⁾を推定し、舗装の耐荷力のパフォーマンスカーブを作成することを目的とする。

FWD 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するためには、調査時点間の損傷度の推移情報（2回の調査による損傷度ペア）が必要となる。しかし、通常、FWD 調査が時系列的に同一測定点において複数回実施されることは稀であり、調査時点間の損傷度推移情報が得られない場合が少なくない。供用開始時点や直近の補修時点における損傷度を仮想的に最も健全な状態として設定することにより、マルコフ劣化ハザードモデルを推定するためのデータベースを構成することも可能ではある。しかし、このような限ら

れた情報を用いた場合、推定結果が実際の劣化過程と大きく異なる可能性がある。高速道路総合技術研究所(以下、NEXCO 総研)では、舗装耐荷力のパフォーマンスカーブを推定するために、東日本高速道路、中日本高速道路、西日本高速道路(以下、NEXCO)が管理する全国の高速道路の道路区間を舗装構成を加味した上で無作為に抽出し、2005年から定期的にFWD調査を実施しており、舗装耐荷力のパフォーマンスカーブを推定するためのデータベースを構築する努力を行ってきた。この背景には、高速道路の主要な路面となっているポーラスアスファルト舗装(高機能舗装I型)においては、ひび割れやわだち掘れが顕在化し難く、基層以深からの損傷が多発しているため、FWD調査による舗装耐荷力の評価の重要性が増してきたことがある。

本研究では、NEXCO 総研が構築したデータベースに基づいて、NEXCOが管理する高速道路の舗装耐荷力のパフォーマンスカーブをマルコフ劣化ハザードモデルを用いて推定することにより、舗装の耐荷力の劣化因子を統計的に特定することを目的とする。具体的には、時系列的に同一測定点で複数回実施されたFWD調査の結果を用いて、損傷度推移確率を表現するマルコフ劣化ハザードモデルを推定する。その際、舗装の劣化因子の間には交互作用が存在するために、マルコフ劣化ハザードモデルを推定するための説明変数間の交互作用を考慮することが重要となる。さらに、供用開始時点を実験的に最も損傷度が低い状態と設定してサンプル数を増加させた際の推定結果への影響や、マルコフ劣化ハザードモデルの推定精度を一定水準確保するために必要となるサンプル数について考察する。以下、2.で本研究の基本的な考え方を述べる。3.ではマルコフ劣化ハザードモデルの概要を簡単に説明し、4.ではNEXCOが管理する全国の高速道路を対象としたFWD調査データを用いた実証分析を試みる。

2. 本研究の基本的な考え方

(1) FWD調査データ

FWD調査により、調査を実施した道路区間に関する様々な情報がデータベースに記載される。主な情報として、支社・事務所などの管理者情報、路線名・車線区分・交通量などの路線情報、供用開始年月日・舗装補修年月日・表層や路盤に用いている混合物の種類・表層、基層、上層路盤を含むアスファルト混合物層(以下、As層)の厚さなどの舗装に関する情報、そしてFWD調査を実施した日時・調査によって得られる舗装の耐荷力を示すたわみ量などのFWD調査に関する情報がある。たわみ量は、重錘の載荷点直下のたわみ量 D_0 (mm)、載荷点から20cm離れた地点のたわみ量 D_{20} (mm)、...

載荷点から200cm離れた地点のたわみ量 D_{200} (mm)の合計9地点において得られた値が記載される。データベースに含まれるこれらの情報を用いて舗装の耐荷力の劣化を評価し、管理限界に達していると判断した場合に、舗装の大規模な補修が実施される。耐荷力の劣化評価に対しては、統計的劣化予測モデル⁶⁾を用いることで、FWD調査の調査間隔が異なるデータベースに対して、使用環境・構造特性を考慮した評価が可能となる。

マルコフ劣化ハザードモデルでは、2つ以上の任意の損傷度間における推移状態を表現するために、データベースに含まれるたわみ量を用いて耐荷力の損傷度ランクを定義し、さらに複数回のFWD調査によって得られる損傷度の推移情報を獲得する必要がある。しかし、2.(2)で詳述するように、FWD調査が実施される測定点は、定期的に路線全体で実施される路面性状調査とは異なり、路面性状調査により得られる路面の損傷状況を考慮した上で、管理者の経験に基づいて選定される。したがって、FWD調査が時系列的に同一測定点において複数回実施されることは稀であり、通常、FWD調査による損傷度情報は1時点のみしか得られない。補修によって舗装の耐荷力が回復するために、直近の補修時点をもっと健全な状態として、各時点間の損傷度推移情報を作成し、推定に用いるデータベースを構成することも可能ではある。しかし、例えば切削オーバーレイなどの表層・基層部のみに対して行われる補修などでは、舗装が最も健全な状態に回復するわけではない。一方で、供用開始時点をもっと健全な状態とすることも可能ではあるが、高速道路の供用開始時点は、古い道路で1963年であり、1) FWD調査が実施される前に舗装が補修されている場合や、2) 舗装の補修の記録が抜け落ちている場合があり、供用開始時点とFWD調査実施時点の間の損傷度推移情報が正確でない場合も少なくない。そのため、通常のFWD調査データを用いて劣化予測モデルを推定した場合、供用開始時点や補修時点の損傷度情報を利用する必要があるために、推定精度が低下する可能性がある。

上記の現状を踏まえ、2006年から、NEXCO 総研は、NEXCOが管理する全国の高速道路の道路区間を舗装構成を加味した上で無作為に抽出し、同一測定点において、定期的にFWD調査を実施してきている。本研究では、蓄積された定期的なFWD調査データを用いることで、供用開始時点や補修時点の仮想的な損傷度情報を除いた、調査時点間のみの実測された損傷度推移情報を利用し、高速道路舗装の劣化過程を統計的劣化予測モデルを用いて推定する。統計的劣化予測モデルを用いることで、高速道路舗装の劣化因子を特定し、舗装の耐荷力の劣化過程を予測することが可能となる。また、同時に、供用開始時点の損傷度情報の利用の有無

により、推定結果がどのように変化するかを検証する。

(2) FWD 調査箇所を選定

道路管理者が舗装マネジメントを実施する上で、舗装の現状把握や劣化予測は極めて重要な課題である。より精緻な現状把握や劣化過程の予測を実施するためには、質・量ともに十分な情報を獲得する必要がある。しかし、情報獲得のために調査回数を増加させると、必然的に調査費用の増加を招く。そのため、道路管理者は、予算制約のもとで、状況に応じて自らの経験をもとにした判断を下すことが少なくない。舗装耐荷力に関する情報を獲得するためのFWD調査においては、調査対象とする道路区間の交通規制を実施することが不可欠であり、渋滞や遅延などの社会的費用を大幅に増加させてしまう。そのため、通常、FWD調査箇所を選定は、道路管理者の経験的な判断に基づいて行われる。例えば、路面性状調査による路面の損傷状況を利用してFWD調査箇所を選定する方法がある。複数回の路面性状調査により、調査時点間において路面の損傷度が急激に上昇していることが判明した場合、舗装の耐荷力が低下している可能性が高い。一方で、調査時点間において路面の損傷度が上昇していないことが判明した場合には、舗装全体が良好である可能性が高い。したがって、複数回の路面性状調査の結果に基づいて路面の損傷状況や損傷速度を評価することにより、舗装の耐荷力が低下し、FWD調査を必要とする地点をある程度推測することができる。しかし、上述した選定方法によりFWD調査箇所を選定し、調査を実施した場合、獲得することのできる情報は、必然的に耐荷力が低下しているという情報である可能性が高く、健全な舗装に関する情報が乏しいという選択バイアスが生じる。そのために、このような選択バイアスを含む調査データを用いて舗装の耐荷力の劣化過程を推定したとしても、舗装の劣化過程を適切に評価することができない可能性が高い。以上より、舗装耐荷力の劣化過程を推定するためには、無作為に選定されたFWD調査箇所において獲得されたFWD調査データが必要となる。本研究においては、NEXCOが管理する全国の高速度道路から舗装構成を加味した上で、無作為に抽出した道路区間に対し、定期的なFWD調査によるデータを利用し、舗装耐荷力の劣化過程を推定する。今後も継続して舗装の耐荷力の劣化過程を推定し、改善していくためには、無作為に選定されたFWD調査箇所において、定期的なFWD調査を実施する必要がある。しかし、調査の実施には様々な実務的制約がかかるために、同一箇所における継続的な調査の実施は現実的ではない。したがって、本研究で推定した劣化過程を参考にするとともに、先に述べた選択バイアス

を考慮したモデルを開発する必要がある。また、実証分析においては、サンプルの獲得に伴う推定値間の同一性の検定を実施し、定期的なFWD調査によってどの程度のサンプル数が蓄積されれば、推定結果が安定してくるのかについて考察することが重要である。

(3) 交互作用について

舗装管理の実務において、路面の損傷が著しい区間や劣化速度が速い箇所の補修を実施する場合、当該箇所の損傷や劣化をもたらしている劣化因子を総合的に考慮した上で、維持補修方針に関する判断を下す事例が少なくない。マルコフ劣化ハザードモデルにおいては、劣化の速度を定義するハザード率に、環境条件や構造特性の相違を説明変数として内包することが可能である。ここで、複数の説明変数を同時に考慮する場合、交互作用（または、相互作用）に留意する必要がある。交互作用は、2つ以上のファクターが互いに影響を及ぼし合うことと定義されている。すなわち単独の説明変数として有意であると判断された説明変数同士を同時に考慮する際に、その影響が強まり合う、あるいは弱まり合うために、劣化予測モデルの定量的な把握が困難となる。しかしながら、筆者等の知る限り、マルコフ劣化ハザードモデルに関する既往研究において、説明変数間の交互作用を考慮したような事例は存在しない。その理由としては、社会基盤施設の設計や運用状況に関するデータはいくつか蓄積されているものの、それらのデータは維持補修戦略を検討することを目的として収集されたものではない。その結果、劣化に影響を及ぼす劣化因子間の交互作用を表現するようなデータを利用してマルコフ劣化ハザードモデルを推定することが困難であったことがあげられる。これに対して、本研究でとりあげる実証分析においては、すべての舗装種別ではないものの、特定の舗装タイプ（高機能舗装I型）に関しては、舗装耐荷力の劣化因子として考慮すべき定性的な説明変数のそれぞれに対して一定程度のサンプル数を確保しており、モデル推定にあたり実務的な観点から意味のある劣化因子の組み合わせ（交互作用）を説明変数として取り上げることが可能となった。さらに、実証分析の結果、説明変数の交互作用を明示的に考慮してマルコフ劣化ハザードモデルを推定することにより、モデルの推定精度を効果的に改善することが可能であると判明したことを付記しておく。

3. マルコフ劣化ハザードモデル

(1) マルコフ推移確率モデル

高速道路舗装の劣化過程をマルコフ推移確率モデルを用いて表現する。いま、2つの時刻間における損傷度

の推移状態をマルコフ推移確率で表現する. 時刻 τ_A の損傷度を状態変数 $h(\tau_A)$ を用いて表す. 時刻 τ_A における損傷度が i ($i = 1, \dots, I$) であれば $h(\tau_A) = i$ と表せる. マルコフ推移確率は, 時刻 τ_A で観測された損傷度 $h(\tau_A) = i$ を与件とし, 将来時点 (例えば τ_B) において損傷度 $h(\tau_B) = j$ 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損傷度ペア (i, j) に対して求めれば, マルコフ推移確率行列

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

を定義できる. マルコフ推移確率 (1) は所与の 2 時点 τ_A, τ_B の間において生じる損傷度の推移確率を示したものである. 当然のことながら, 対象とする調査間隔が異なれば推移確率の値は異なる. 補修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 $\sum_{j=1}^I \pi_{ij} = 1$ が成立する. すなわち, マルコフ推移確率に関して

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

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. 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. マルコフ劣化ハザードモデルでは, 損傷度が $i-1$ から i に推移した時刻に関わらず, 調査時刻 τ_A から調査時刻 τ_B の間に推移する確率は時刻 τ_A における損傷度だけに依存するという性質 (マルコフ性) を満足する.

(2) マルコフ劣化ハザードモデル

マルコフ推移確率は, マルコフ劣化ハザードモデルを用いて推定できる. 本研究では, 津田等⁶⁾が開発したマルコフ劣化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する. いま, 損傷度 i ($i = 1, \dots, I-1$) の寿命を確率変数 ζ_i で表す. 損傷度 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. ここで, 損傷度が変化した時刻 τ_i ($i = 0, \dots, I-2$) を起点とする時間軸 (以下, サンプル時間軸と呼ぶ) を考える. 損傷度 i のサンプル時間軸上で, カレンダー時刻 τ_{i-1} からの経過時間を y_i と表記する. 定義より, 時刻 τ_{i-1} では $y_i = 0$ となる. ここで, 時刻 τ_{i-1} に損傷度が i となり, そこから時間 y_i が経過した時刻において損傷度が $i+1$ に変化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^{7),8)}. ハザード

関数は, 損傷度が i となった時刻から, 時間 y_i が過ぎる間, 損傷度が 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 τ_{i-1} ($y_i = 0$) から時間 y_i が経過するまで損傷度 i の状態が継続したという条件の下で, 期間 $[y_i, y_i + \Delta y_i]$ 中に損傷度 $i+1$ に進展する条件付確率である. ハザード関数が経過時間 y_i に依存せず, 常に一定値 $\lambda_i > 0$ ($i = 1, \dots, I-1$) をとる場合, 指数ハザード関数

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

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, 損傷度 i の寿命が y_i 以上となる確率 $\tilde{F}_i(y_i)$ は,

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

と表現できる.

さらに, カレンダー時刻 τ_A の FWD 調査の結果, 損傷度が i と判断されたとしよう. そのうち, 時刻 τ_A から追加的に期間 z ($z \geq 0$) 以上にわたって損傷度 i が継続する確率 $\tilde{F}_i(\tau_A + z | \zeta_i \geq \tau_A)$ は,

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

と表される. すなわち, 調査時刻 τ_A において損傷度が i と判定され, 次の調査時刻 $\tau_B = \tau_A + z$ においても損傷度が i と判定される確率は,

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

となる. ただし, z は 2 つの調査時刻の間隔を表す. 確率 $\text{Prob}[h(\tau_B) = i | h(\tau_A) = i]$ はマルコフ推移確率 $\pi_{ii}(z)$ にほかならない. 指数ハザードを用いた場合, 推移確率 $\pi_{ii}(z)$ はハザード関数 λ_i と調査間隔 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, 調査時刻 τ_A と $\tau_B = \tau_A + z$ の間で損傷度が i から j ($j > i$) に推移するマルコフ推移確率 $\pi_{ij}(z)$ ($i = 1, \dots, I-1; j = i, \dots, I$) は,

$$\begin{aligned} \pi_{ij}(z) &= \text{Prob}[h(\tau_B) = j | h(\tau_A) = i] \\ &= \sum_{m=i}^j \prod_{s=i}^{m-1} \frac{\lambda_s}{\lambda_s - \lambda_m} \prod_{s=m}^{j-1} \frac{\lambda_s}{\lambda_{s+1} - \lambda_m} \exp(-\lambda_m z) \\ &\quad (i = 1, \dots, I-1; j = i+1, \dots, I) \end{aligned} \quad (9)$$

と表すことができる⁶⁾. ただし, 表記上の規則として,

$$\left\{ \begin{array}{l} \prod_{s=i}^{m-1} \frac{\lambda_s}{\lambda_s - \lambda_m} = 1 \quad (m = i \text{ の時}) \\ \prod_{s=m}^{j-1} \frac{\lambda_s}{\lambda_{s+1} - \lambda_m} = 1 \quad (m = j \text{ の時}) \end{array} \right.$$

が成立すると考える。さらに、表記の便宜上、

$$\prod_{s=i, \neq m}^{j-1} \frac{\lambda_s}{\lambda_s - \lambda_m} \exp(-\lambda_m z) \\ = \prod_{s=i}^{m-1} \frac{\lambda_s}{\lambda_s - \lambda_m} \prod_{s=m}^{j-1} \frac{\lambda_s}{\lambda_{s+1} - \lambda_m} \exp(-\lambda_m z)$$

と簡略化する。また、 π_{iI} に関しては、マルコフ推移確率の条件より次式で表せる。

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

なお、マルコフ劣化ハザードモデルを用いれば、アセットマネジメントのためのリスク管理指標を導出できる。すなわち、当該損傷度にはじめて到達した時点から、劣化が進展して次の損傷度に進むまでの期待期間長（以下、期待寿命と呼ぶ）は、生存関数 $\tilde{F}_i(y_i)$ を用いて

$$RMD_i = \int_0^{\infty} \tilde{F}_i(y_i) dy_i \quad (11)$$

と表される⁷⁾。ここで、指数ハザード関数を用いた生存関数 $\tilde{F}_i(y_i)$ が式(6)で表されることに留意すれば、期待寿命は次式で表される。

$$RMD_i = \int_0^{\infty} \exp(-\lambda_i y_i) dy_i = \frac{1}{\lambda_i} \quad (12)$$

式(12)を用いることにより、初期時点からの経過年数と舗装構造の平均的な損傷度との対応関係を求めることができる。このような対応関係を「パフォーマンスカーブ」と呼ぶこととする。

4. FWD 調査データの実証分析

(1) データベースの概要

定期的な FWD 調査により獲得されたデータを用いて実証分析を行う。本研究で用いるデータは、NEXCO が管理する全国の高速道路の道路区間を舗装構成を加味した上で無作為に抽出し、FWD 調査を実施して蓄積されたものである。対象となった路線は全 48 路線であった。FWD 調査は最も古い道路区間で 2006 年 4 月、最も新しい道路区間では 2013 年 12 月と、約 7 年半にわたって実施されている。また、最も古い路線は、供用開始から 50 年近くが経過している。獲得されたデータベースには、支社・事務所などの管理者情報、路線名・車線区分・キロポストなどの位置情報、また表層や路盤に用いた混合物の種類や As 層厚などの舗装に関する情報などが記載されている。これらのデータベースをさらに、車線区分が走行車線（走行車線、第一走行車線、第二走行車線）であり、かつ、測定位置が OWP（外側車輪位置）・IWP（内側車輪位置）であるものに限ってデータを選別した。

マルコフ劣化ハザードモデルで使用する情報サンプルには、同一道路区間に対する時期の異なる 2 回の FWD 調査データの損傷度の推移情報が必要となる。そのため、データベースに含まれるたわみ量を用いて舗装耐荷力の損傷度を定義する。ただし、この場合には、例えば As 層の損傷評価を行う方法がある。NEXCO 総研では、これまでに蓄積した膨大な FWD 測定結果と採取コアの強度試験結果から、損傷指標 D_a （通常 D_i を用いて表されるが、損傷度 i との混同を避けるため本研究においては D_a を用いる）を

$$D_a = \frac{D_0 - D_{90}}{\ell} \quad (13)$$

と設定することで、As 層の損傷を評価できる可能性があるとしている^{9),10)}。式中の D_0 、 D_{90} はそれぞれ、重錘の載荷点直下、および載荷点から 90cm 離れた地点のたわみ量 (mm) を、 ℓ (mm) は As 層の設計厚を表す。As 層の損傷区分は、表層種別（高機能舗装 I 型（以下、高機能 I 型）・高機能舗装 II 型（以下、高機能 II 型）・密粒度アスファルト舗装（以下、密粒度））、路盤種別（粒状路盤（以下、粒状）・セメント安定処理路盤（以下、セメ安））、As 層の設計厚別（220mm 未満・220-260mm・260mm 以上）の組み合わせに応じた損傷指標により区分する。ここで、高機能 I 型とはポーラスアスファルト舗装を、高機能 II 型は高機能 I 型と同等な表面テクスチャを有する砕石マスタックアスファルト舗装をいう。

本研究では、舗装の耐荷力の損傷度を D_a 値を用いて定義することとした。 D_a 値に対する損傷度ランクの定義を表-1 に示す。同表に示す通り、 D_a 値に対する損傷度ランクも表層種別と路盤種別、As 層の設計厚別に定義している。いずれのカテゴリにおいても、損傷度を 5 段階で評価しており、損傷度 5 への到達は、As 層の全層（表層・基層・上層路盤）破壊を意味している。各損傷度に対応する閾値の設定に際しては、全層破壊に着目し、全層破壊の閾値¹¹⁾を 2 倍にした値までを損傷度 5、全層破壊の閾値を 4 等分した値を 1 から 4 のそれぞれの損傷度に対応させた。獲得されたデータにおいては、全層破壊の閾値の 2 倍を大幅に上回る道路区間も少なからず存在していたが、このような区間は As 層だけでなく、すでに下層路盤や路床、あるいは地盤全体の耐荷力の低下が考えられたため、舗装耐荷力の劣化過程を把握する上で、サンプルに含めるのは望ましくないと判断して除外した。表-1 に示す損傷度を用いて、推定に用いるデータベースを作成する。同一道路区間に対して、2 回の FWD 調査データが実施されていない（あるいはデータが電子化されていない）場合には、供用開始時点を仮想的に最も健全な状態と設定して、各時点間の損傷度推移情報を作成した。また、補修の記録がないにも関わらず損傷指標が回復してい

表-1 耐荷力による損傷度ランク

損傷度	表層種別	高機能舗装 I 型					
	路盤種別	粒状路盤			セメント安定処理路盤		
	As 層厚	220mm 未満	220-260mm	260mm 以上	220mm 未満	220-260mm	260mm 以上
1		$0 \leq D_a \leq 375$	$0 \leq D_a \leq 200$	$0 \leq D_a \leq 125$	$0 \leq D_a \leq 300$	$0 \leq D_a \leq 200$	$0 \leq D_a \leq 100$
2		$375 < D_a \leq 750$	$200 < D_a \leq 400$	$125 < D_a \leq 250$	$300 < D_a \leq 600$	$200 < D_a \leq 400$	$100 < D_a \leq 200$
3		$750 < D_a \leq 1125$	$400 < D_a \leq 600$	$250 < D_a \leq 375$	$600 < D_a \leq 900$	$400 < D_a \leq 600$	$200 < D_a \leq 300$
4		$1125 < D_a \leq 1500$	$600 < D_a \leq 800$	$375 < D_a \leq 500$	$900 < D_a \leq 1200$	$600 < D_a \leq 800$	$300 < D_a \leq 400$
5		$1500 < D_a \leq 3000$	$800 < D_a \leq 1600$	$500 < D_a \leq 1000$	$1200 < D_a \leq 2400$	$800 < D_a \leq 1600$	$400 < D_a \leq 800$

損傷度	表層種別	高機能舗装 II 型・密粒度アスファルト舗装					
	路盤種別	粒状路盤			セメント安定処理路盤		
	As 層厚	220mm 未満	220-260mm	260mm 以上	220mm 未満	220-260mm	260mm 以上
1		$0 \leq D_a \leq 250$	$0 \leq D_a \leq 125$	$0 \leq D_a \leq 75$	$0 \leq D_a \leq 250$	$0 \leq D_a \leq 125$	$0 \leq D_a \leq 50$
2		$250 < D_a \leq 500$	$125 < D_a \leq 250$	$75 < D_a \leq 150$	$250 < D_a \leq 500$	$125 < D_a \leq 250$	$50 < D_a \leq 100$
3		$500 < D_a \leq 750$	$250 < D_a \leq 375$	$150 < D_a \leq 225$	$500 < D_a \leq 750$	$250 < D_a \leq 375$	$100 < D_a \leq 150$
4		$750 < D_a \leq 1000$	$375 < D_a \leq 500$	$225 < D_a \leq 300$	$750 < D_a \leq 1000$	$375 < D_a \leq 500$	$150 < D_a \leq 200$
5		$1000 < D_a \leq 2000$	$500 < D_a \leq 1000$	$300 < D_a \leq 600$	$1000 < D_a \leq 2000$	$500 < D_a \leq 1000$	$200 < D_a \leq 400$

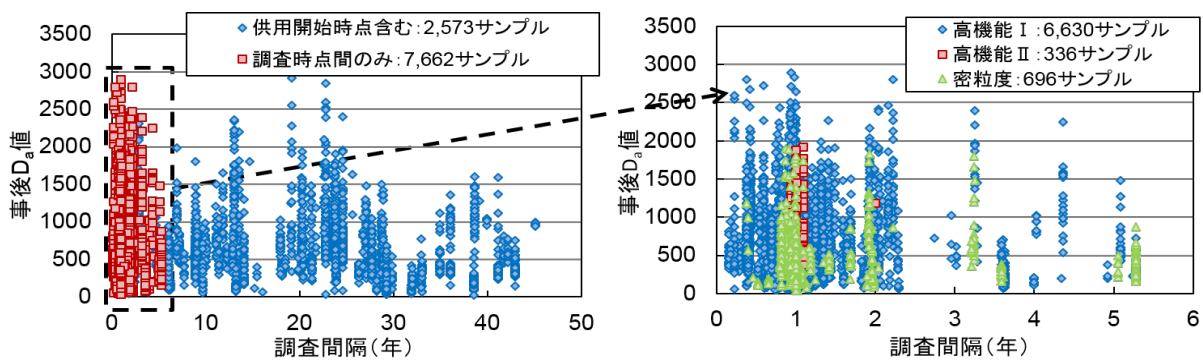


図-1 調査間隔と事後 D_a 値

るものや、2回のFWD調査の間で表層あるいは下層路盤までを対象とした補修がなされているもの、補修履歴が不明な区間に関しては、推定精度の観点から除外した。その結果、10,235サンプルを獲得した。

(2) データベースの1次分析

供用開始時点の損傷度情報の利用の有無が劣化過程の推定精度に与える影響を検討する。図-1は、獲得されたサンプルの調査間隔と、損傷度ランク推移後の D_a 値（以下、事後 D_a 値。また、損傷度ランク推移前を事前、損傷度ランク推移後を事後と定義する。）の関係を表す散布図である。獲得されたサンプルは、1回目の調査と2回目の調査を利用したサンプル、2回目の調査と3回目の調査を利用したサンプルなど、事前 D_a 値、事後 D_a 値ともに調査時点において実測された情報を用いたサンプル（以下、調査時点間のみのサンプル）と、事前 D_a 値として供用開始時点における仮想的な値を、事後 D_a 値として1回目の調査時点において実測された情報を用いたサンプル（以下、供用開始時点を含んだサンプル）に大別される。そこで、図-1左では、全10,235サンプルに対して、供用開始時点を含んだサン

プル（2,573サンプル）を青で、調査時点間のみのサンプル（7,662サンプル）を赤で示している。図より、青で示す供用開始時点を含んだサンプルは調査間隔が30～50年と長い場合においても、事後 D_a 値が低い値をとるものが数多く存在していることがわかる。これは、実際には供用開始から1回目の調査までの間に補修がなされていたにもかかわらず、補修履歴が抜け落ちていたことが原因であると考えられる。このようなサンプルを推定に利用した場合、推定精度の低下が予想される。従来であれば、推定に十分なサンプルを蓄積できない場合が多く、供用開始時点を含んだサンプルを利用せざるをえなかったが、本研究においては、調査時点間のみのサンプルだけでも7,622サンプルと、推定に十分な量を獲得することができた。そこで、4.(2)において、供用開始時点を含んだサンプルが推定結果に与える影響を分析する。さらに、調査時点間のみの7,622サンプルに関して、表層種別で詳細に示したものが右図である。同図のサンプル数に着目した場合、高機能I型に関しては6,630サンプルと豊富である一方で、高機能II型、および密粒度に関しては、サンプル数が1,000を下回っている。とりわけ、高機能II型に

表-2 調査データ概要

地域特性	路盤種別	As 層厚	サンプル数	平均調査間隔 (日)	平均事前損傷度	平均事後損傷度
一般地域	粒状	220mm 未満	1,153	334.07	2.73	3.03
		220-260mm	1,068	367.12	2.91	3.27
		260mm 以上	495	374.39	2.08	2.27
	セメ安	220mm 未満	365	386.72	2.11	2.31
		220-260mm	700	350.61	2.26	2.52
		260mm 以上	134	431.16	1.78	2.11
小計			3,915	359.37	2.52	2.80
積雪寒冷地域	粒状	220mm 未満	642	501.25	2.60	3.07
		220-260mm	300	428.95	2.82	3.28
		260mm 以上	232	540.59	2.62	2.96
	セメ安	220mm 未満	475	481.44	3.03	3.63
		220-260mm	313	410.72	2.62	2.96
		260mm 以上	753	565.21	2.64	3.20
小計			2,715	500.46	2.71	3.21
合計			6,630	417.15	2.60	2.97

関しては、調査間隔が極めて短いものしか獲得されていない。このようなサンプルを含めて推定を実施した場合にも、推定精度の低下を招く恐れがある。そこで、本研究においては高機能 I 型に限定して推定することとし、最終的には供用開始時点を含んだ 2,120 サンプルと、調査時点間のみの 6,630 サンプルの合計 8,750 サンプルを分析に用いた。舗装耐荷力の劣化過程の網羅的な把握のためには、高機能 II 型・密粒度に関してもサンプルを蓄積していくことが望ましいが、表層種別が密粒度から高機能へ切り替わっている現状を考えた場合、密粒度に関しては大幅なサンプルの増加は見込めない。一方で、高機能 II 型に関しては、NEXCO が導入を検討している新しいタイプの表層用混合物である。特徴として、高機能 I 型と比較して、骨材飛散抵抗性（チェーンによる摩耗抵抗性）に優れることから積雪寒冷地域（以下、積寒地域）において適用が開始されている。しかし、採用実績期間が短いため、今後継続的にデータを獲得していく努力が必要である。

本研究においては、モデルを説明する説明変数の候補として、道路管理者の視点から、大型車交通量（2011 年時点、台/日）、地域特性（一般地域・積寒地域）、路盤種別、As 層厚、舗装厚、供用年月日を選出している。対象道路における 2011 年時点での大型車交通量は、全区間の平均で 3,368（台/日）、最大で 14,121（台/日）、最小で 279（台/日）であった。さらに、調査時点間のみの高機能 I 型に関する 6,630 サンプルに対して、地域特性、路盤種別、As 層厚別で集計したものを表-2 に示す。表-2 には、カテゴリーごとのサンプル数とあわせて、各サンプルを構成する事前・事後損傷度、および調査間隔の平均値を示している。同表から一般地域 × セメ安 × 260mm 以上（以下、組み合わせを × で表す）のサンプル数が 134 と相対的に少ないことがわか

表-3 推定結果

損傷度	データベース 1 8,750 サンプル		データベース 2 6,630 サンプル	
	定数項 $\beta_{i,1}$	As 層厚 $\beta_{i,2}$	定数項 $\beta_{i,1}$	As 層厚 $\beta_{i,2}$
1	0.23 (1.74)	-3.82 (-19.52)	-1.12 (-18.81)	0 (-)
2	-0.37 (-2.42)	-2.67 (-11.22)	0.27 (1.52)	-1.95 (-7.37)
3	-1.84 (-46.59)	0 (-)	-1.09 (-29.10)	- (-)
4	-1.18 (-23.15)	0 (-)	-0.75 (-15.61)	0 (-)
対数尤度	-9,385.1		-4,899.8	
AIC	18,782		9,810.0	

注) 括弧内は t 値を示している。

る。134 サンプルに関して、事前・事後損傷度の数え上げ行列を作成した場合、損傷度 4 以上のものが獲得されていなかった。マルコフ劣化ハザードモデルにおいては、説明変数を用いることで、一般地域 × セメ安 × 260mm 以上に関して損傷度 5 に到達するまでの期待寿命を算出することは可能ではあるが、推定精度が低下する恐れがあることを断っておく。また、いずれのカテゴリーにおいても平均調査間隔が 1 年から 1 年半である。さらに、一般地域と積寒地域の平均事前・事後損傷度を単純に比較した場合、いずれの値も積寒地域において高くなっていることが確認できる。これは、過去の事例¹²⁾からも積寒地域では、凍上による損傷や降雪などの影響により耐荷力が低下しやすくなっているものと想定される。

(3) 劣化予測モデルの推定

マルコフ劣化ハザードモデルの推定に際し、損傷度 i ($i = 1, \dots, 5$) のハザード率を

$$\lambda_i = \exp(\mathbf{x}\beta'_i) \quad (14)$$

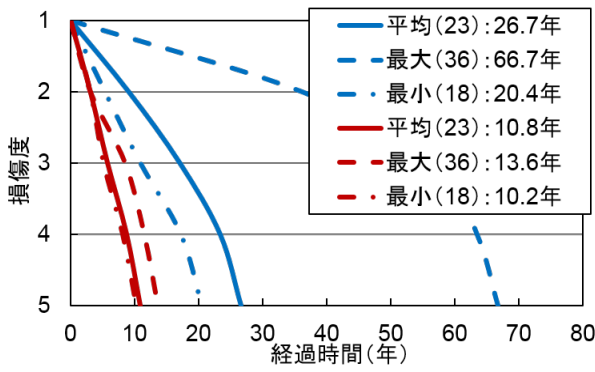


図-2 パフォーマンスカーブ (説明変数: As 層厚)

と表す. ただし, $\mathbf{x} = (x_1, \dots, x_M)$ は説明変数ベクトルであり, $\beta_i = (\beta_{i,1}, \dots, \beta_{i,M})$ は未知パラメータベクトルである. ここで, 記号 T は転置を, $M - 1$ は説明変数の数を表す. 説明変数の選定にあたっては, t 検定を実施し, t 値が 1.96 を上回っていれば説明変数が舗装の耐荷力の劣化過程に対して有意な影響力を持っていると判断し, 採用することとした. その結果, 4.(2) で述べた候補のすべてが有意な説明変数として採用された.

まず, 最初に供用開始時点の情報を利用した際の推定結果への影響を分析する. 表-3 には, 高機能 I 型のデータに関して, 供用開始時点を含んだサンプルと調査時点間のみのサンプルで構成されるデータベース 1 (2,120+6,630=8,750 サンプル) と, 調査時点間のみのサンプルで構成されるデータベース 2 (6,630 サンプル) に対して, As 層厚を説明変数とした際の推定結果を示す. 表中の 1 段目は推定値, 2 段目の括弧内には t 値を示す. 2 つの推定結果を比較すると, 当然のことながら推定値は大きく異なっている. とりわけ, As 層厚のパラメータ $\beta_{i,2} = 0$, すなわち有意な影響をもっていないと判断された損傷度が一致していない. これは, 供用開始時点を含んだ 2,120 サンプルの増加によって推定結果に大きなバイアスが生じた可能性を示唆している. 図-2 には, As 層厚の厚薄による耐荷力のパフォーマンスカーブを示す. 青線がデータベース 1 に関するパフォーマンスカーブ, 赤線がデータベース 2 に関するパフォーマンスカーブである. またここで考慮している As 層厚は定量的変数であるために, データベース 1 中の As 層厚の平均値 (23cm), 最大値 (36cm), 最小値 (18cm) の 3 通りの結果を例示した. さらに, 凡例中に示す年数は, 健全な状態から管理限界である損傷度 5 に達するまでの期待寿命を表す. データベース 1, データベース 2 のいずれにおいても As 層厚が厚くなれば厚くなるほど, 期待寿命が長くなるという傾向は変わらない. しかし, 凡例中に示す期待寿命は, データ

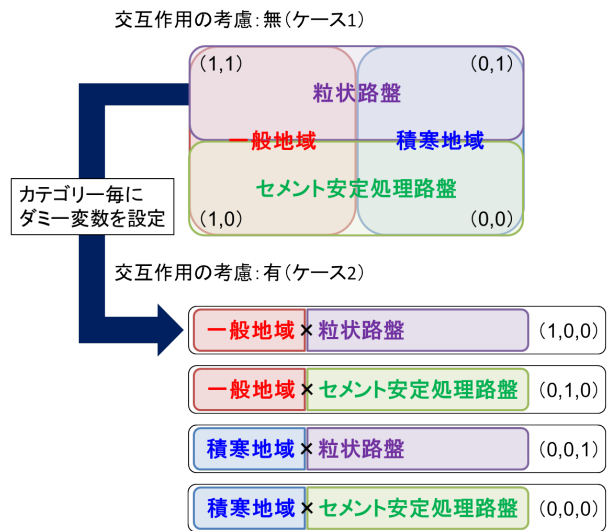


図-3 交互作用の概念図

ベース 1 において As 層厚が平均で比較した場合には約 16 年, 最大で比較した場合には約 53 年増加している. これは, 舗装の耐荷力を過大評価していることに他ならない. このように, データの信頼性が低いサンプル (2,120 サンプル) を用いた場合, 推定結果は大きく変動することになる. 舗装の劣化過程をより正確に予測するためには, 使用するサンプルを精査する必要がある. 以上より, 推定精度を保つために供用開始時点を含んだ 2,120 サンプルを除外し, これ以降, 算出するすべての結果は, データベース 2 に基づいていることに留意されたい.

次に, 交互作用を考慮した際の推定結果について検討する. 2.(3) で述べた通り, 維持管理に関する意思決定を行う上では, 複数の劣化因子を考慮した総合的なパフォーマンスカーブが必要となる. ここでは, 一例として地域特性 × 路盤種別という, 2 つの定性的変数の組み合わせをとりあげる. 交互作用の概念図を図-3 に示す. 従来の方法, すなわち交互作用を考慮しない場合においては, 地域特性, 路盤種別それぞれに対して, 1 または 0 の値をとるダミー変数を設定し, 一般地域 × 粒状, 一般地域 × セメ安, 積寒地域 × 粒状, 積寒地域 × セメ安の 4 通りを, それぞれダミー変数の組み合わせ, (1,1), (1,0), (0,1), (0,0) として区分していた. 実際の推定結果を表-4 に, パフォーマンスカーブを図-4 に示す. ここで便宜的に, 交互作用を考慮しなかった場合をケース 1, 交互作用を考慮した場合をケース 2 とする. 同図から, 一般地域と積寒地域では, 積寒地域の方が期待寿命が短いことがわかる. また, 粒状とセメ安で比較した場合, セメ安の方が期待寿命が短いことが理解できる. しかしながら, 一般的にセメ安は, 粒状に比べて交通荷重によるひずみが小さく, 雨

表-4 推定結果 ケース 1 (交互作用考慮なし)
(説明変数: 地域特性 × 路盤種別)

	定数項	地域特性 一般=1 積寒=0	路盤種別 粒状=1 セメ安=0
	$\beta_{i,1}$	$\beta_{i,2}$	$\beta_{i,3}$
1	-0.42 (-3.86)	-0.94 (-7.11)	0 (-)
2	-0.83 (-19.43)	-0.46 (-6.68)	0 (-)
3	-0.96 (-16.93)	0 (-)	-0.22 (-2.91)
4	-0.74 (-15.63)	0 (-)	0 (-)
対数尤度	-4,877.7		
AIC	9,769.0		

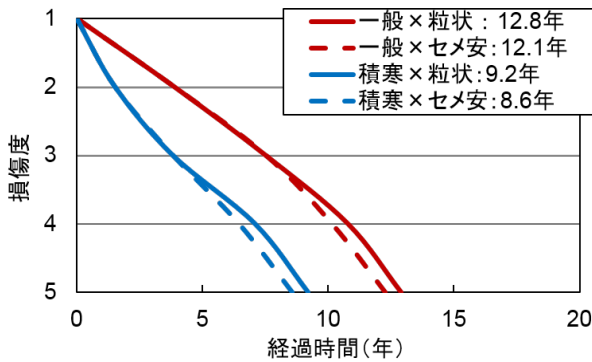


図-4 パフォーマンスカーブ ケース 1 (交互作用考慮なし)
(説明変数: 地域特性 × 路盤種別)

水等の介在を考慮しなければ、粒状に比べて期待寿命が長いと考えられている。2つの劣化因子が影響を及ぼしあうような事例に関しては、交互作用を考慮しなければならない。具体的に、地域特性 × 路盤種別の4通りの組合せを、パラメータの識別可能条件より、3つのダミー変数、

$$x_2 = \begin{cases} 1 & \text{一般地域} \times \text{粒状のとき} \\ 0 & \text{それ以外のとき} \end{cases} \quad (15)$$

$$x_3 = \begin{cases} 1 & \text{一般地域} \times \text{セメ安のとき} \\ 0 & \text{それ以外のとき} \end{cases} \quad (16)$$

$$x_4 = \begin{cases} 1 & \text{寒冷地域} \times \text{粒状のとき} \\ 0 & \text{それ以外のとき} \end{cases} \quad (17)$$

を用いて設定する。すなわち、図-3に示したように、地域特性 × 路盤種別の4通りの組合せを、 $(x_2, x_3, x_4) = (1, 0, 0), (0, 1, 0), (0, 0, 1), (0, 0, 0)$ として区分する。交互作用を考慮した場合の推定結果を表-5に、パフォーマンスカーブを図-5に示す。同図から、一般地域においては粒状に比べてセメ安の期待寿命が長いのに対し、積寒地域においては粒状に比べてセメ安の期待寿命が短いことがわかる。図-4との比較を行った場合、一般地域 × セメ安の期待寿命が約2.5年延びており、交互

表-5 推定結果 ケース 2 (交互作用考慮あり)
(説明変数: 地域特性 × 路盤種別)

	定数項	一般 × 粒状=1 それ以外=0	一般 × セメ安=1 それ以外=0	積寒 × 粒状=1 それ以外=0
	$\beta_{i,1}$	$\beta_{i,2}$	$\beta_{i,3}$	$\beta_{i,4}$
1	-0.42 (-3.86)	-0.85 (-5.65)	-1.01 (-6.69)	0 (-)
2	-0.83 (-19.37)	-0.26 (-3.54)	-1.03 (-8.02)	0 (-)
3	-1.02 (-23.98)	0 (-)	0 (-)	-0.29 (-3.25)
4	-0.70 (-13.17)	0 (-)	0 (-)	-0.25 (-2.06)
対数尤度	-4,854.4			
AIC	9,728.9			

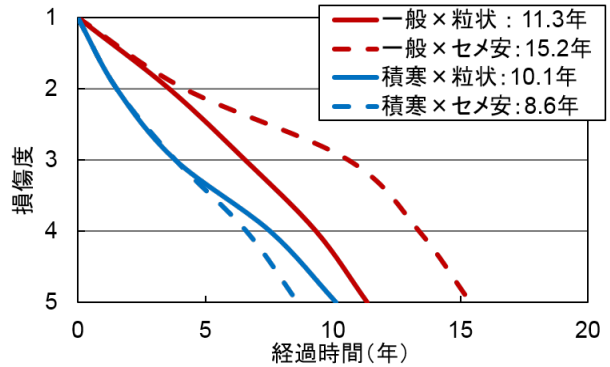


図-5 パフォーマンスカーブ ケース 2 (交互作用考慮あり)
(説明変数: 地域特性 × 路盤種別)

作用の影響を劣化速度という視点から考えれば、一般地域 × セメ安という組み合わせによって劣化速度は遅くなったといえる。これらの結果は、積寒地域では凍上による損傷等により耐荷力が低下しやすく、また、セメ安もその影響を受けることから、実務的な感覚との整合性が高い。ただし、このように統計的観点から獲得された知見が道路舗装一般に適用可能であるか否か、あるいは高速道路特有であるのか、対象地域特有であるのかについて、舗装工学的な観点からの実験や解析が必要であることは論を俟たない。また、表-4、表-5には、赤池情報量基準 AIC をあわせて記載している。AIC は、

$$AIC = -2 \ln \mathcal{L} + 2k \quad (18)$$

と定義できる。AIC は対数尤度 $\ln \mathcal{L}$ と未知パラメータ数 k で決定され、AIC が小さくなるほど、調査データに対して当てはまりのよいモデルといえる。ケース1の AIC が 9,769.0、ケース2の AIC が 9,728.9 であり、統計的にみても、ケース2による評価が適切であると判断できる。舗装耐荷力の劣化過程を定量的に把握するためには、説明変数の交互作用を考慮したダミー変数の設定が不可欠である。

先述した説明変数の候補(大型車交通量、地域特性、路盤種別、As 層厚、舗装厚、供用年月日)を用いて、説明変数間の交互作用、AIC、モデルの汎用性等を勘

表-6 推定結果 ケース 1 (交互作用考慮なし) (説明変数: 地域特性 × 路盤種別 × As 層厚)

	定数項	地域特性 一般=1 積寒=0	路盤種別 粒状=1 セメ安=0	As 層厚ダミー	
				220mm 未満=1 220mm 以上=0	260mm 未満=1 260mm 以上=0
				$\beta_{i,4}$	$\beta_{i,5}$
1	-0.39 (-3.59)	-0.97 (-7.32)	0 (-)	0 (-)	0 (-)
2	-0.62 (-12.41)	-0.56 (-7.93)	0 (-)	0 (-)	-0.58 (-7.15)
3	-0.84 (-12.94)	0 (-)	-0.31 (-3.95)	0 (-)	-0.30 (-3.13)
4	-0.63 (-10.46)	0 (-)	0 (-)	-0.30 (-2.99)	0 (-)
対数尤度	-4,839.1				
AIC	9,698.2				

表-7 推定結果 ケース 2 (交互作用考慮あり) (説明変数: 地域特性 × 路盤種別 × As 層厚)

定数項	一般地域						積雪寒冷地域						
	粒状路盤			セメント安定処理路盤			粒状路盤			セメント安定処理路盤			
	220mm 未満 $\beta_{i,2}$	220-260mm $\beta_{i,3}$	260mm 以上 $\beta_{i,4}$	220mm 未満 $\beta_{i,5}$	220-260mm $\beta_{i,6}$	260mm 以上 $\beta_{i,7}$	220mm 未満 $\beta_{i,8}$	260mm 以上 $\beta_{i,9}$	220mm 未満 $\beta_{i,10}$	260mm 以上 $\beta_{i,11}$	260mm 以上 $\beta_{i,12}$		
1	-1.39 (-18.82)	0 (-)	0 (-)	1.22 (5.09)	0 (-)	0 (-)	0 (-)	0 (-)	0 (-)	2.26 (5.63)	0.84 (2.78)	1.11 (6.39)	0 (-)
2	-0.84 (-16.07)	-0.33 (-2.92)	-1.13 (-5.65)	-	-1.02 (-5.03)	-1.46 (-4.75)	-0.81 (-4.37)	0.21 (-2.23)	-1.78 (-5.27)	0.65 (5.67)	0 (-)	0 (-)	-0.37 (-2.37)
3	-1.27 (-25.76)	0.38 (3.76)	0 (-)	0 (-)	-0.68 (-2.12)	0 (-)	0.63 (4.62)	0 (-)	0 (-)	0.75 (6.78)	0 (-)	0 (-)	0 (-)
4	-0.73 (-14.36)	0 (-)	0 (-)	0 (-)	0 (-)	0 (-)	0 (-)	-0.57 (-2.85)	0 (-)	0 (-)	0 (-)	0 (-)	0.51 (2.43)
対数尤度	-4,727.7												
AIC	9,503.4												

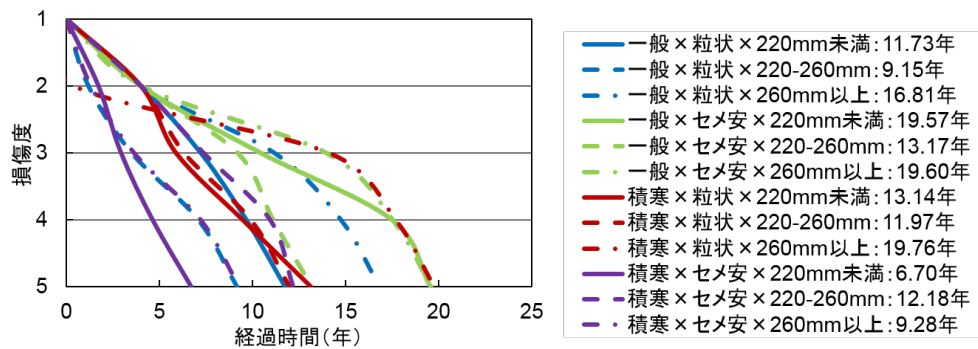


図-6 最適モデル ケース 2 (交互作用考慮あり) (説明変数: 地域特性 × 路盤種別 × As 層厚)

案しながら最適モデルを決定した。本研究の最適モデルにおける説明変数は、最終的に地域特性・路盤種別・As 層厚 (いずれも定性的変数) が採用された。交互作用の影響についても、再度確認するために、表-6には交互作用を考慮しない場合 (ケース 1) の最適モデル、表-7には交互作用を考慮した場合 (ケース 2) の最適モデルを示す。ケース 2 においては、地域特性 2 通り × 路盤種別 2 通り × As 層厚別 3 通りの計 12 通りを、11 個のダミー変数を用いて区分している。推定結果を用いて図-6には、12 個の 카테고리ごとのパフォーマンスカーブを描いている。最も期待寿命が短いものが積寒地域 × セメ安 × As 層厚 220mm 未満で 6.70 年、最も期

待寿命が長いものが積寒地域 × 粒状 × As 層厚 260mm 以上で 19.76 年、平均で 13.60 年となる。全体的な傾向として、一般地域に比べて、積寒地域で期待寿命が短いこと、積寒地域 × セメ安で期待寿命が短く、一般地域 × セメ安で期待寿命が長いことは確認できるが、As 層厚と期待寿命の関係は明確ではない。この点に関して、高機能 I 型の劣化過程は、未だ明確になっていない部分も多いため、現場観測を通じてより詳細な検討が必要である。

ここで、交互作用の影響について再度考察する。本研究においては、舗装の耐荷力の劣化過程を把握するために、地域特性・路盤種別・As 層厚を説明変数として

表-8 ケース別期待寿命

	サンプル数	ケース 1 交互作用考慮なし	ケース 2 交互作用考慮あり	ケース 3 データベース細分化
一般 × 粒状 × 220mm 未満	1,153	12.84	11.73	11.15
一般 × 粒状 × 220-260mm	1,068	12.20	9.15	8.63
一般 × 粒状 × 260mm 以上	495	15.83	16.81	17.11
一般 × セメ安 × 220mm 未満	365	12.00	19.57	20.10
一般 × セメ安 × 220-260mm	700	11.35	13.17	14.38
一般 × セメ安 × 260mm 以上	134	14.69	19.60	31.06
積寒 × 粒状 × 220mm 未満	642	9.04	13.14	11.41
積寒 × 粒状 × 220-260mm	300	8.39	11.97	8.91
積寒 × 粒状 × 260mm 以上	232	10.93	19.76	20.59
積寒 × セメ安 × 220mm 未満	475	8.20	6.70	7.22
積寒 × セメ安 × 220-260mm	313	7.55	12.18	11.04
積寒 × セメ安 × 260mm 以上	753	9.80	9.28	8.96

12 個のカテゴリそれぞれに対する 12 本のパフォーマンスカーブを作成した。表-8 には、12 個のカテゴリごとのサンプル数、交互作用を考慮しなかった従来の推定（ケース 1）による期待寿命、交互作用を考慮した推定（ケース 2）による期待寿命を示す。また 12 個のカテゴリの違いを説明変数として考慮するのではなく、推定に用いるデータベースを細分化し、それぞれに対してマルコフ劣化ハザードモデルを推定（ケース 3）することで算出した期待寿命をあわせて示す。当然のことながら、ケース 3 の場合、交互作用の影響は完全に無視できる。したがって、サンプル抽出において、無作為性が担保され、なおかつサンプル数が十分であれば、カテゴリごとの劣化過程の精緻な把握という観点から考えれば、最も理想的であるといえる。しかしながら、12 個のデータベースそれぞれに対して、マルコフ劣化ハザードモデルを推定することは、非効率的であり、また汎用性に欠ける。さらに、本研究においては、カテゴリごとのサンプル数も一般地域 × セメ安 × As 層厚 260mm 以上の 134 サンプルなど、明らかに不十分なものが存在していた。

同表においては、ケース 3 の期待寿命を仮想的に真値として、ケース 1、ケース 2 と比較する。ケース 3 との違いが特に明確であるのは、一般地域 × セメ安 × 220mm 未満や積寒地域 × 粒状 × As 層厚 260mm 以上である。とりわけ、積寒地域 × 粒状 × As 層厚 260mm 以上においては、ケース 3 による期待寿命が 20.59 年であるのに対し、ケース 2 による評価では、19.76 年と 0.8 年程度の差である一方で、ケース 1 による評価では、9.7 年の差異が生じている。この差異は、説明変数として考慮した定性的変数間の交互作用に起因している。本研究で算出されている舗装耐荷力の期待寿命は、10～20 年前後であり、期待寿命が 10 年過小評価されることは、極めて影響が大きいといえる。舗装耐荷力の劣化過程の精緻な把握のためには、交互作用を考慮した推定が必要である。

(4) サンプルサイズの検討

NEXCO 総研では、過去 7 年半に亘り定期的に FWD 調査を実施し、データを蓄積してきた。本実証分析においては、供用開始年から 1 回目の調査までのデータを除外し、なおかつ高機能 I 型に限定した場合においても計 6,630 のサンプルを獲得した。表-2 において、カテゴリごとのサンプル数に着目した場合、一般地域 × セメ安 × As 層厚 260mm 以上に関してはサンプル数が 200 未満であるが、それ以外のカテゴリに関してはサンプル数がいずれも 200 を超えている。推定精度を向上させていくためには、今後も継続的に FWD 調査を実施することが理想的ではあるが、定期的な FWD 調査を実施するためには膨大な費用がかかるため現実的ではない。このような場合、どの程度のサンプル数を獲得すれば推定精度を担保できるのかが重要な問題となる。津田ら⁶⁾は、人為的なデータベースに対して、マルコフ劣化ハザードモデルの推定精度を保つためには、どの程度のサンプル数が必要であるかの検討を実施している。本研究においては、定期的な FWD 調査によって時系列に沿ったデータが獲得されているために、この点に関して実際のサンプルの獲得履歴に基づいて分析する。すなわち、過去 7 年半のどの時点から推定結果が安定してきているのか、また本研究で利用した 6,630 サンプルは推定精度を保つ上で十分なサンプル数であるかを考察する。表-9 には、データの獲得履歴を示す。NEXCO 総研では、2006 年から 2013 年にかけて、各年度で 1 回から 2 回、全国で実施された FWD 調査の結果を蓄積している。A から L の記号は、各年度で獲得されたデータベースに対応している。特に G, I, K においては、サンプル数が大きく増加している。

ここでは、最終的に獲得された 6,630 サンプルによる推定結果を理想的な結果とし、どの程度のサンプル数があればデータベース L（以下、最新データベース L）と同様の推定結果が得られるかを明らかにする。いま、

表-9 データ獲得履歴 (地域特性 × 路盤種別 × As 層厚)

		A		B		C		D		E		F	
		一般	積寒	一般	積寒	一般	積寒	一般	積寒	一般	積寒	一般	積寒
粒状	220mm 未満	0	0	50	48	95	48	188	61	285	126	286	126
	220-260mm	18	0	37	0	37	0	109	23	179	31	227	76
	260mm 以上	0	0	40	43	40	43	101	48	136	95	136	95
セメ安	220mm 未満	0	0	41	5	41	5	66	39	98	65	103	65
	220-260mm	0	0	19	54	19	54	46	134	67	139	110	144
	260mm 以上	0	0	0	13	0	13	0	42	0	54	0	55
合計 (増分)		18		350 (+332)		395 (+45)		857 (+462)		1,275 (+418)		1,423 (+148)	
		G		H		I		J		K		L	
		一般	積寒	一般	積寒	一般	積寒	一般	積寒	一般	積寒	一般	積寒
粒状	220mm 未満	356	308	356	308	745	536	745	536	1,097	642	1,153	642
	220-260mm	319	156	319	156	662	207	662	207	970	300	1,068	300
	260mm 以上	160	121	160	121	415	207	415	207	478	232	495	232
セメ安	220mm 未満	154	160	154	160	258	395	258	395	365	475	365	475
	220-260mm	180	192	204	192	430	268	452	268	700	313	700	313
	260mm 以上	9	225	9	225	64	484	64	484	128	753	134	753
合計 (増分)		2,340 (+917)		2,364 (+24)		4,671 (+2,307)		4,693 (+22)		6,453 (+1,760)		6,630 (+177)	

最新データベースに基づいて推定した指数ハザード関数のパラメータ最尤推定値を $\hat{\beta}$ と表す。さらに、A から L のいずれかのデータベース t (以下、経過データベース t) に基づいて、推定した最尤推定値を $\hat{\beta}^t$ と表す。最新データベース L と、A から K のいずれかの経過データベース t に基づいて推定した指数ハザード関数は、次式で表される。

$$\hat{\theta}_i^k = \hat{\beta}_{i,1} + \dots + \hat{\beta}_{i,m} x_m^k \quad (19a)$$

$$(i = 1, \dots, 5; m = 2, \dots, M; k = 1, \dots, n)$$

$$\hat{\theta}_i^{k,t} = \hat{\beta}_{i,1}^t + \dots + \hat{\beta}_{i,m}^t x_m^k \quad (19b)$$

$$(i = 1, \dots, 5; m = 2, \dots, M; k = n+1, \dots, n+n')$$

ただし、 x_m^k ($m = 2, \dots, M; k = 1, \dots, n$), x_m^k ($m = 2, \dots, M; k = n+1, \dots, n+n'$) は、それぞれ最新データベース L, 経過データベース t のサンプルデータを、 n, n' はそれぞれのデータベースのサンプル数を示す。ここで、2つのデータベースをプールした新しいデータベースを定義し、サンプル k ($k = 1, \dots, n+n'$) に対して指数ハザード関数

$$\tilde{\theta}_i^k = (\hat{\beta}_{i,1} + \delta^k \hat{r}_{i,1}) + \dots + (\hat{\beta}_{i,m} + \delta^k \hat{r}_{i,m}) x_m^k \quad (20)$$

を定義する。ただし、

$$\begin{cases} \hat{r}_{i,1} = \hat{\beta}_{i,1}^t - \hat{\beta}_{i,1} \\ \vdots \\ \hat{r}_{i,m} = \hat{\beta}_{i,m}^t - \hat{\beta}_{i,m} \end{cases} \quad (21)$$

である。 δ^k ($k = 1, \dots, n+n'$) はダミー変数であり

$$\delta^k = \begin{cases} 0 & k = 1, \dots, n \\ 1 & k = n+1, \dots, n+n' \end{cases} \quad (22)$$

と表せる。ここで、最新データベース L に基づいて推定したマルコフ劣化ハザードモデルと、経過データベース t に基づいて推定したマルコフ劣化ハザードモデルが一致するかどうかを分析するために、推定値間 $\hat{\beta}, \hat{\beta}^t$

の同一性を検定するための Chow テスト¹³⁾を利用する。すなわち、マルコフ劣化ハザードモデルの一致性を検定するための帰無仮説 H_0 と対立仮説 H_1 を

$$\begin{cases} H_0 : \hat{r}_{i,m} =_{and} 0 \quad (i = 1, \dots, 5; m = 1, \dots, M) \\ H_1 : \hat{r}_{i,m} \neq_{or} 0 \quad (i = 1, \dots, 5; m = 1, \dots, M) \end{cases}$$

と定義する。帰無仮説 H_0 はすべての $i = 1, \dots, 5; m = 1, \dots, M$ に対して、 $\hat{r}_{i,m} = 0$ が同時に成立することを要求している。これに対して、対立仮説 H_1 は任意の $i = 1, \dots, 5; m = 1, \dots, M$ に対して1つでも $\hat{r}_{i,m} \neq 0$ が成立することを意味する。経過データベース t に基づいた推定結果が、最新データベース L の推定結果と一致するという帰無仮説 H_0 を対立仮説 H_1 に対して検定するための尤度比検定統計量は

$$\xi = 2 \left\{ \ln[\mathcal{L}(\hat{\beta}, \hat{r})] - \ln[\mathcal{L}(\tilde{\beta})] \right\} \quad (23)$$

$$\ln[\mathcal{L}(\hat{\beta}, \hat{r})] = \sum_{i=1}^4 \sum_{j=i}^5 \sum_{k=1}^{n+n'} \delta_{ij}^k \ln \left[\pi_{ij}(\bar{Z}^k, \bar{x}^k : \hat{\beta}, \hat{r}) \right]$$

$$\ln[\mathcal{L}(\tilde{\beta})] = \sum_{i=1}^4 \sum_{j=i}^5 \sum_{k=1}^{n+n'} \delta_{ij}^k \ln \left[\pi_{ij}(\bar{Z}^k, \bar{x}^k : \tilde{\beta}) \right]$$

と表せる。ここに、 $\hat{r} = (\hat{r}_{1,1}, \dots, \hat{r}_{4,m})$ である。また、 $\ln[\mathcal{L}(\hat{\beta}, \hat{r})]$ は制約がない (帰無仮説 H_0 の制約がない) 場合の尤度を、 $\ln[\mathcal{L}(\tilde{\beta})]$ は帰無仮説 H_0 の制約下での尤度を表す。 $\tilde{\beta}$ は帰無仮説 H_0 の下での最尤推定値を表す。なお、例えば表-7 に示すように、説明変数によってはマルコフ劣化ハザードモデルの推定値が $\hat{\beta}_{i,m} = 0$ となっているパラメータが存在する。すなわち、マルコフ劣化ハザードモデル (20) において、 $\hat{\beta}_{i,m} \neq 0$ であるパラメータは表-7 の結果に基づけば 23 個存在する。

異なるデータベースに対する Chow テストの結果を相互に比較するために、尤度比検定統計量の自由度を統一しておく必要がある。そこで、本研究では最新デー

表-10 Chow-検定

	サンプル数	$\ln[\mathcal{L}(\hat{\beta}, \hat{r})]$	$\ln[\mathcal{L}(\hat{\beta})]$	尤度比検定統計量 ξ	判定
K	6,453	-4617.8	-4620.5	5.4	棄却されない
J	4,693	-3533.1	-3539.4	12.6	棄却されない
I	4,671	-3522.6	-3529.0	12.8	棄却されない
H	2,364	-1777.4	-1825.0	95.2	棄却
G	2,340	-1746.1	-1795.4	98.6	棄却
F	1,423	$\beta_{3,4}$ を t 検定で棄却	-941.66	-	-
E	1,275	$\beta_{3,4}$ を t 検定で棄却	-834.10	-	-
D	857	-592.35	-612.01	39.3	棄却
C	395	$\beta_{3,4}$ を除き t 検定で棄却	-276.79	-	-
B	350	$\beta_{3,4}$ を除き t 検定で棄却	-237.43	-	-
A	18	-	-	-	-

表-11 データ獲得履歴 (地域特性 × 路盤種別)

	A		B		C		D		E		F	
	一般	積寒	一般	積寒	一般	積寒	一般	積寒	一般	積寒	一般	積寒
粒状	18	0	127	91	172	91	398	132	600	252	649	297
セメ安	0	0	60	72	60	72	112	215	165	258	213	264
合計 (増分)	18		350 (+332)		395 (+45)		857 (+462)		1,275 (+418)		1,423 (+148)	
	G		H		I		J		K		L	
	一般	積寒	一般	積寒	一般	積寒	一般	積寒	一般	積寒	一般	積寒
粒状	835	585	835	585	1,822	950	1,822	950	2,545	1,174	2,716	1,174
セメ安	343	577	367	577	752	1,147	774	1,147	1,193	1,541	1,199	1,541
合計 (増分)	2,340 (+917)		2,364 (+24)		4,671 (+2,307)		4,693 (+22)		6,453 (+1,760)		6,630 (+177)	

データベース L を用いて推定したマルコフ劣化ハザードモデルにおいて $\hat{\beta}_{i,m} = 0$ となるパラメータに対しては $\hat{\beta}_{i,m}^t = 0$ を仮定する。すなわち、ハザードモデル (20) の推定に当たっては、 $\hat{r}_{i,m} = 0$ という制約を設けることとする。したがって、尤度比検定統計量の自由度は最新データベース L に基づいて推定したマルコフ劣化ハザードモデルにおいて $\hat{\beta}_{i,m} \neq 0$ となるパラメータ数である。その結果、検定統計量 ξ が棄却域 $\xi \geq \chi^2_{(100-\alpha)}(f)$ に入れば、有意水準 $\alpha\%$ で帰無仮説 H_0 を棄却できる。ただし、 $\chi^2_{(100-\alpha)}(f)$ は自由度 f の χ^2 分布を表す。帰無仮説 H_0 が棄却された場合、経過データベース t に基づいて推定したマルコフ劣化ハザードモデルは、最新データベース L に基づいて推定したマルコフ劣化ハザードモデルと一致しないと判断できる。

本研究においては、はじめに表-7 に示した β を用いて自由度 21、有意水準 5% で仮説 H_0 が棄却されるか否かを分析した。その結果、最新データベース L からサンプル数が 177 減少した場合である経過データベース K においては、帰無仮説が棄却されず経過データベース K に基づいて推定したマルコフ劣化ハザードモデルは、最新データベース L に基づいて推定したハザードモデルと一致していた。しかしながら、経過データベース I、J に関しては、 $\beta_{1,9}$ 、 $\beta_{2,12}$ のパラメータの t 値が 1.96 を下回り、統計的に有意でないと判断された。さらに、経過データベース I 以前に関しては、パラメータ

が収束せず、 $\hat{\beta}^t$ を算出することができなかった。すなわち、地域特性・路盤種別・As 層厚を説明変数として考慮し、12 個のカテゴリー別の劣化過程を評価する上では、現在のサンプル数では安定した結果を得ることは難しいといえる。より具体的に言えば、経過データベース J から経過データベース K の間で、サンプル数が 1,760 増加したことにより推定結果は変化しており、今後もサンプル数を追加することにより推定結果が変わる可能性がある。

評価したいカテゴリーごとに、どの程度のサンプル数の蓄積が必要であるか、表-5 に示した β を用いて分析する。表-5 に示す結果から、 χ^2 分布の自由度は 9 となる。表-10 には、それぞれの経過データベース t に対して、帰無仮説 H_0 の棄却状況を示す。また、判定の欄に-を示しているのは、表-5 において、 $\hat{\beta}_{i,m} \neq 0$ であったものが、経過データベース t では、 t 検定で棄却され推定結果が一致していないと判明したもの、あるいはパラメータが収束せず、対数尤度を算出できなかったものである。検定の結果、経過データベース I までは、最新データベース L と同一の推定結果が得られたものの、経過データベース I 以前のは、最新データベース L と異なる推定結果が得られることがわかった。具体的に、表-5 で考慮している説明変数である地域特性と路盤種別に着目し、データの獲得履歴を整理したものを表-11 に示す。検定の結果から、経過データ

ベース H から経過データベース I の間の 2,307 サンプルの増加によって、推定結果が変化したと推察できる。一方で、経過データベース J から経過データベース K の間でも、1,760 サンプルが増加しているものの、推定結果の同一性は保たれている。表-7 の結果も踏まえた場合、本研究においていえば、評価カテゴリーごとに 1,000 サンプル程度蓄積することで、推定結果が安定してくるといえる。しかしながら、一般的な FWD 調査は、路面性状調査の結果、耐荷力の低下が考えられる場所で追加的に実施されるために、カテゴリーごとにサンプル数を十分に蓄積することは困難であるといえる。本研究のように、推定に用いることを前提として全国からデータを集積した場合でも、12 のカテゴリーでの評価を行う上では、十分なサンプル数が獲得されていない。また、一般地域×セメ安×As 層厚 260mm 以上のように、サンプルの獲得が難しいカテゴリーも存在する。アセットマネジメントの視点から考えれば、現在獲得されている最新のデータベースを用いた劣化予測を実施し、その結果をもとにして補修箇所を選定等を行っていくとともに、継続的なデータ収集により、推定精度を向上させ、また新たな意思決定へとつながるようにマネジメントサイクルを運用することが必要となる。

5. おわりに

本研究では、定期的な FWD 調査データを用いて、舗装耐荷力の劣化因子を特定するとともに、主要なカテゴリーごとにパフォーマンスカーブを作成した。実証分析を通して、1) 供用開始時点の仮想的な情報を利用することで、推定精度が大きく低下すること、2) 舗装の耐荷力の劣化因子は、地域特性・路盤種別・As 層厚であること、3) 正確な劣化過程の把握のためには、定性的変数間の交互作用の影響を考慮する必要があること、を示した。また、定期的な FWD データの獲得に伴う推定値間の同一性の検定を実施し、安定した推定結果が得られるためには評価したいカテゴリーごとに 1,000 サンプル程度の蓄積が必要であることを示した。本研究で使用したデータは、NEXCO 総研が全国の高速道路の道路区間を舗装構成を加味した上で無作為に抽出して獲得してきた、選択バイアスのないデータであり、舗装の耐荷力の劣化過程を適切に推定できたと考えられる。また、本研究で示した舗装耐荷力の期待寿命は 10~20 年程度であった。一方で実務においては供用開始から 30~50 年が経過しているにもかかわらず、局所的な打ち換え等はあるも下層路盤、あるいは路床までを含めた大規模な更新・改修がなされた事例は少ない。算出された期待寿命は本来の寿命と比して短いよ

うに考えられる。この理由として、本研究では、補修履歴が曖昧であるという現状を考慮して、供用開始年から 1 回目の調査までのサンプルを全て除外し、2006 年 4 月から 2013 年 12 月という、約 7 年半の調査データのみを使用して推定に用いるデータベースを構築していることがあげられる。すなわち、データベースを構築している損傷度ペアの推移情報は正確ではあるものの、供用開始時点の損傷指標 D_a 値 (≈ 0)、あるいは、補修実施直後の損傷指標 D_a 値 (≈ 0) から 1 回目の調査時点において獲得される損傷指標 D_a 値までの情報が得られないために、期待寿命を過小評価している可能性がある。しかし、図-2 で示したように、供用開始時点を含むサンプルを除外せず、過大評価をしたとしても、期待寿命は約 20 年~65 年となる。供用開始から 30 年以上経過した高速道路が 3 割を超えている現在、舗装はまさに老朽化を迎えており、現場管理者は更新・改修の意思決定へ備えておく必要があるといえる。

一方で、今後の課題として、以下をあげる。第 1 に、選択バイアスを考慮したモデルの開発が必要である。2.(2) で述べた通り、通常の FWD 調査箇所の選定方法により情報を獲得してきた場合、耐荷力が低下しているという情報のみが獲得され、健全な舗装に関する情報を獲得できないという選択バイアスが生じる。本研究においては、管理する全国の高速道路から無作為に抽出した道路区間に対し、定期的な FWD 調査によるデータを利用することで、選択バイアスの問題は生じていない。しかしながら、定期的な FWD 調査には膨大な費用がかかるために、今後も継続的に実施していくことは困難である。限られた情報をもとに、舗装耐荷力の劣化過程を定量的に把握するためには、選択バイアスを明示的に考慮したモデルの開発が不可欠である。第 2 に、維持補修戦略を立案するために必要な劣化予測やライフサイクル費用評価に求められるデータを確実に収集するためのデータ収集指針の作成が必要である。本実証分析においては、舗装耐荷力の劣化因子として、いくつかの候補の中から地域特性・路盤種別・As 層厚の 3 つの定性的変数が採用され、劣化予測モデルの定量的な把握を行った。しかし、説明変数の候補は、FWD 調査時に付随的に獲得される情報に留まっており、維持補修戦略を目的として獲得したものではない。当然のことながら舗装耐荷力の劣化因子は、上記の 3 要素以外にも存在する可能性がある。モデルの推定にあたり説明変数の候補として使用するためには、獲得されたサンプル全てに対して情報の入力が必要である。そのため、道路管理者には、場当たりのデータ収集ではなく、維持補修戦略を目的とした計画的なデータ収集が求められており、NEXCO としては、今まで以上にマネジメントシステムの運用を強

化していかなければならない。第3に、本研究成果と調査・補修費用とを総合的に考慮しながら、最適調査・補修戦略の構築を進めていかなければならない。本研究では、これまで定期的かつ無作為に獲得することができなかった舗装耐荷力に関するデータを5,984サンプル蓄積し、舗装耐荷力の劣化過程の定量的な把握を行っている。通常、最適補修戦略の立案を行う際には、獲得されたサンプルをもとに劣化予測を実施し、リスクと補修費用とのトレードオフの問題を解くことになる。しかしながら、上述してきた通り、一般的なFWD調査では、ここまで充実したサンプルの獲得は望めない。定期的な実施は困難であっても、維持補修戦略を目的としてFWD調査頻度の増加が求められる。調査頻度の増加、すなわち獲得されるサンプル数の増加は、推定精度の向上に直結するが、その一方で調査費用の拡大を招く。道路管理者は双方を勘案しながら最適な調査戦略の立案を行っていかなければならない。本研究においては、4.(4)で推定精度を保つために、道路管理者が獲得を目指すべき、サンプル数に言及している。これらの結果をもとに、今後の最適なFWD調査の在り方、および最適な補修戦略の構築が求められている。

参考文献

- 1) 東日本高速道路(株), 中日本高速道路(株), 西日本高速道路(株): NEXCO 試験方法, 第2編, アスファルト舗装関係試験方法, 2012.
- 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) 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.
 - 4) 藤原栄吾, 小濱健吾, 貝戸清之, 小林潔司, 沢田康夫: 積雪寒冷地におけるポットホール補修材の耐久性分析, 建設マネジメント論文集, 土木学会, Vol.15, pp.239-248, 2008.
 - 5) 小林潔司, 貝戸清之, 藤原栄吾, 森悠, 山本真悟, 藤岡芳征, 山田優: 積雪地におけるポットホール補修用常温合材の耐久性分析, 土木学会論文集 E1, Vol.67, No.1, pp.22-37, 2011.
 - 6) 津田尚胤, 貝戸清之, 青木一也, 小林潔司: 橋梁劣化予測のためのマルコフ推移確率の推定, 土木学会論文集, No.801/I-73, pp.68-82, 2005.
 - 7) Lancaster, T.: *The Econometric Analysis of Transition Data*, Cambridge University Press, 1990.
 - 8) Gourieroux, C.: *Econometrics of Qualitative Dependent Variables*, Cambridge University Press, 2000.
 - 9) 神谷恵三, 田中敏弘, 風戸崇之: 高速道路舗装の補修設計手法に関する一考察, 舗装工学論文集, 土木学会, Vol.12, pp.1-7, 2007.
 - 10) 神谷恵三, 風戸崇之: 高速道路舗装の損傷評価に関する研究, 舗装工学論文集, 土木学会, Vol.13, pp.171-178, 2008.
 - 11) 東日本高速道路(株), 中日本高速道路(株), 西日本高速道路(株): 設計要領 第一集 舗装編, 2010.
 - 12) 木村桂, 大林正和, 館岡博樹, 佐々木雅之, 窪田翔, 坂本康文: CFA 工法による既設セメント安定処理路盤層の構造強化と評価, 舗装, Vol.49, No.2, pp.19-24, 2014.
 - 13) 森棟公夫: 計量経済学, 東洋経済新報社, 1999.

(2014. 4. 4 受付)

DETERIORATION PREDICTION OF EXPRESSWAY PAVEMENT WITH PERIODIC FWD DATA

Akira OI, Bumpei MIYAZAKI, Kengo OBAMA, Kiyoyuki KAITO, Kiyoshi KOBAYASHI
and Kiyohito YAMAGUCHI

There is concern about the decline in the load bearing capacity of road pavement, as expressways have deteriorated. The load bearing capacity of pavement can be evaluated indirectly through a non-destructive testing, such as deflection measurement with a falling weight deflectometer (hereinafter called FWD testing). The purpose of this study is to estimate a Markov deterioration hazard model based on the information obtained through the FWD testing, and draw a performance curve of load bearing capacity. It is rare to carry out the FWD testing at the same point more than one time, and so the data on transition of condition states cannot be obtained, and it is difficult to estimate the model. In this study, the authors identify the factors in decreasing pavement's load bearing capacity by using the data of regular FWD testing, and statistically estimate the deterioration process of load bearing capacity while considering the interaction among deterioration factors.