

空港コンクリート舗装のハイブリッド劣化モデル

下村泰造¹・小林潔司²・小濱健吾³・貝戸清之⁴

¹正会員 大成建設株式会社 土木本部土木設計部設計計画室 (〒163-0606 東京都新宿区西新宿1-25-1)
Email:taizo@ce.taisei.co.jp

²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 京都市左京区吉田本町)
E-mail:kkoba@psa.mbox.media.kyoto-u.ac.jp

³学生会員 京都大学大学院工学研究科 都市社会工学専攻 (〒615-8540 京都市西京区京都大学桂)
E-mail:k.obama@psa.mbox.media.kyoto-u.ac.jp

⁴正会員 大阪大学大学院工学研究科 グローバル若手研究者フロンティア研究拠点 (〒565-0871 吹田市山田丘2-1)
E-mail:kaito@ga.eng.osaka-u.ac.jp

空港コンクリート舗装のアセットマネジメントでは、1) 劣化過程に関するデータの蓄積が十分ではない、2) 劣化過程に多大な不確実性が介在する、という特性がある。本研究では、以上の課題に対応するために、力学的劣化モデルと統計的劣化モデルをベイズ統計学の枠組みの中で合成したようなハイブリッド劣化モデルを提案する。具体的には、力学的劣化モデルを用いて、不確実性下における空港コンクリート舗装の劣化過程のサンプルパスを発生する。コンクリート舗装の劣化過程に関するサンプルパス情報を用いて統計的劣化モデルを作成する。その上で、地盤沈下量、コンクリート舗装の劣化に関する継続的モニタリング情報を用いて、ハイブリッド劣化モデルをベイズ更新する方法論を提案する。

Key Words : *airport pavement, hybrid deterioration model, Bayesian estimation, asset management*

1. はじめに

空港舗装のアセットマネジメントにおいては、ライフサイクル費用の低減化^{1),2)}が図れるような最適補修戦略を策定することが重要である。特に、空港の使用性の観点から、施設を長時間にわたり閉鎖して大規模補修を実施することは、多大な経済損失を招くことになる。このため、空港コンクリート舗装の設計にあたっては、長期間にわたって十分な耐久性を有するような舗装構造を確保することが求められる。一方で、適切な維持管理を行い、設計供用期間中の耐久性を確保することが要請される。さらに、コンクリート舗装のアセットマネジメントを実施する上で、コンクリート舗装の劣化モデルを作成し、ライフサイクル費用や補修需要を推計することも必要とされている。

現在、劣化予測手法として、統計的劣化モデルと力学的劣化モデルが提案されている。前者は、劣化過程に関するデータに基づいて、劣化過程の統計的規則性をモデル化する方法である。通常、空港コンクリート舗装の劣化過程は、PRI (Pavement Rehabilitation Index) を用いて評価される。しかし、現時点において、空港コンクリート舗装のPRIの経年的変化に関するデータは、ほとんど蓄積されておらず、統計的劣化モデルを

用いることは不可能である。一方、力学的劣化モデルは、劣化過程に関するデータが蓄積されていなくても適用できるという利点がある。しかし、劣化過程に多くの不確実性が介在したり、劣化メカニズムの解明が不十分であることにより、力学的劣化モデルの予測精度に問題がある場合も少なくない。

本研究では、空港コンクリート舗装の劣化データが存在しない状況の下で、まず、力学的劣化モデル（以下、1次モデルと呼ぶ）を用いてコンクリート舗装の劣化予測を試みる。その上で、空港供用後、劣化現象を逐次モニタリングしながら、1次モデルの予測結果をベイズ更新する方法論を提案する。1次モデルを用いた劣化予測では、地盤沈下過程や疲労メカニズム等に不確実性が介在するために、確定的な劣化予測を行うことが困難である。そこで、土質条件をランダムに変化させ、複数の地盤沈下シナリオを作成する。さらに、航空機走行経路の確率分布を考慮し、コンクリート舗装の疲労破壊過程に関するサンプルパスを発生させる。その上で、サンプルパス情報に基づいて、地盤沈下過程やコンクリート舗装の疲労破壊プロセスを統計的劣化モデル（以下、2次モデルと呼ぶ）を用いて近似的に表現する。さらに、空港供用後に新しく得られたモニタリング情報に基づいて、2次モデルを逐次更新するという

ハイブリッド劣化モデルを提案する。

以上の問題意識の下に、本研究では空港コンクリート舗装の劣化過程を記述するために、1) 1次モデルによるサンプル情報の生成、2) それに基づく2次モデルの作成、3) 2次モデルのベイズ更新というハイブリッド劣化モデルを提案する。さらに、H空港のコンクリート舗装マネジメントを対象とした適用事例を通じてハイブリッド劣化モデルの有効性を検討する。なお、本研究で提案する劣化予測モデルは、数多くのサブシステムをハイブリッド劣化モデルとして集大成したものであり、サブシステムのいくつかは既発表^{3)–6)}であるが、読者の便宜を図るために、該当する部分で内容を簡潔に紹介することをあらかじめ断っておく。以下、2.では本研究の基本的な考え方を整理し、3.で、ハイブリッド劣化モデルの全体構成を説明する。4.では、力学的劣化モデルを用いて劣化過程に関するサンプルパスを作成する。5.では、2次劣化モデルを作成する。6.では、2次モデルのベイズ更新とベイズ予測の方法について説明する。7.では、適用事例について考察する。

2. 本研究の基本的立場

(1) 従来の研究概要

空港コンクリート舗装のマネジメントに関しては、米国において実績があり、オクラホマ空港における空港舗装を対象とした舗装マネジメントシステム⁷⁾やFAA(Federal Aviation Administration)が提案している舗装マネジメントシステム⁸⁾等の事例が存在する。両事例とも、経年的に蓄積された十分な空港舗装の劣化データを用いて、最小二乗法を用いてコンクリート舗装の供用性曲線を推計している。しかし、劣化過程に多大な不確実性が介在するために、劣化曲線の推計精度は必ずしも良好ではない。劣化過程の不確実性を考慮した統計的劣化モデルとして、マルコフ連鎖モデルが提案されている^{5),6),9)–13)}。マルコフ連鎖モデルでは、対象とする施設の健全度を、複数の離散的なレーティング指標で表現し、健全度間の遷移状態をマルコフ推移確率で表現する。これらの統計的劣化モデルは、現実が生じた劣化現象に基づいてモデル化するため、劣化現象に関わる情報が蓄積されれば、平均的な劣化過程に関して信頼性の高い予測が可能となる。しかし、統計的劣化モデルは、モデルを推計するために対象とする施設の劣化過程に関するデータの蓄積が必要となる。

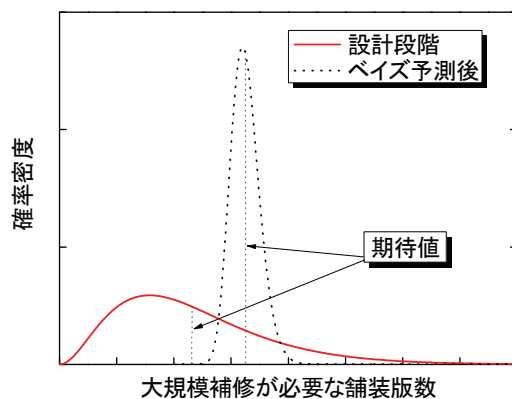
一方、力学的劣化モデルは、劣化過程を物理モデルにより記述する方法である。空港コンクリート舗装に関しては、疲労度設計法を用いた信頼性設計法により、コンクリート版の疲労破壊のメカニズムを分析し、コンクリート版の寿命を想定する方法^{14)–20)}が提案され

ている。近年、建設が増加している臨海部空港においては、地盤の不同沈下がコンクリート舗装の劣化に多大な影響を及ぼすことが知られている。このため、本研究では空港地盤の沈下過程を1次元圧密モデルで表現するとともに、疲労度設計法を用いた信頼性設計法により、空港舗装の劣化過程を予測する方法を採用する^{3),21)}。しかし、土質条件の不確実性が介在するため、地盤沈下過程を確定的に予測することは極めて困難である。コンクリート舗装の疲労破壊過程にも不確実性が介在する。さらに、現場における初期施工状態のばらつきや材料物性値の持つ不均一性等、力学的劣化モデルで記述できない要因による影響を無視できない。

力学的劣化モデルは、理論的仮説や実験結果等に基づいて、劣化現象を記述するため、劣化に関するデータが現実存在しなくても劣化過程を予測することが可能である。さらに、モデルの理論的前提が成立する範囲の中では、信頼性の高い劣化予測結果が得られる。しかし、現実には力学的劣化モデルには、上述したように多くの不確実性が介在するため、現実生じた劣化状態が、力学的劣化モデルにより推計された予測値と一致する保証はない。本研究では、力学的劣化モデルに介在する不確実性に対処するために、以下のような方法論を採用する。まず、土質条件をランダムに与えることにより、空港地盤の沈下過程に関するサンプルパスを発生させる。その上で、疲労度解析により、各サンプルパスに対して空港舗装の劣化過程を予測する。以上の方法で、コンクリート舗装の劣化過程に関する数多くのサンプルパスを獲得できる。その上で、サンプルパスの背後にある統計的な規則性を、統計的劣化モデルを用いて表現する。つぎに、空港供用後の期間に着目するとともに、空港コンクリート舗装の維持・管理過程で得られた点検情報に基づいて、統計的劣化モデルをベイズ学習させるという方法論を提案する。このように、本研究で提案する劣化モデルは、力学的劣化モデルと統計的劣化モデルを合成したハイブリッド型モデルである。すでに、筆者等は、空港地盤の沈下過程に関するハイブリッド型予測モデル⁴⁾を提案している。ただし、本研究では、空港地盤の沈下予測モデルを部分モデルとして内包したような空港コンクリート舗装のハイブリッド型劣化予測モデルを提案するところに特色がある。

(2) 空港舗装のリスクマネジメント

本研究では、PFI事業権契約による空港コンクリート舗装マネジメント問題をとりあげる。このような空港舗装マネジメントでは、ライフサイクル費用リスクの管理が重要な課題となる。臨海部空港等、軟弱地盤上に建設された空港施設では、空港供用開始直後の期



注) 設計段階で予測した大規模補修需要(補修が必要となる舗装版数)と供用開始後にベイズ予測した補修需要の確率分布を示している。モニタリング情報を用いることにより、舗装劣化予測リスクが軽減される。

図-1 舗装劣化予測リスク

間における地盤沈下リスクが大きく、ライフサイクル費用に及ぼす影響が大きい。しかし、時間の経過とともに、地盤沈下過程は次第に安定化してくる。一方で、コンクリート版に繰り返し荷重が作用し、コンクリート版の疲労破壊のリスクが大きくなる。このように、空港供用後、時間の経過に伴って、コンクリート舗装の管理条件が時間とともに変化する。PFI事業権契約では、契約終了時点において、空港コンクリート舗装の健全度が、性能基準を上回ることが義務づけられている。したがって、ライフサイクル費用リスクを管理する上で、大規模補修が必要となる舗装面積(コンクリート舗装版数)を予測することが重要な課題となる。

いま、事業期間を設計段階、運用段階という2つの期間に分類する。設計段階では、地盤沈下過程や舗装劣化過程に関する実績データが存在しない。このため力学的モデルを用いて、地盤沈下・舗装劣化過程の将来予測を行うことが必要となる。その際、地盤条件や舗装の疲労破壊に関する不確実性を考慮して、ある一定の安全率を見込んで舗装構造を設計することになる。図-1には、計画期間内の目標時点において大規模補修が必要となる舗装版数の確率分布を設計段階の情報をを用いて予測した結果を示している。一方、空港供用後には、地盤沈下量、舗装劣化過程に関するモニタリング情報が蓄積される。このようなモニタリング情報を用いることにより、地盤沈下過程、舗装劣化過程に関する予測精度を向上できる。図-1には、空港供用後一定の期間を経た時点で目標時点において大規模補修が必要となる舗装版数をベイズ予測した結果を示している。同図の2つのグラフは同一の目標時点における補修需要分布を表しているが、ベイズ予測の結果では補修需要の分散が小さくなっており、予測精度が向上して

いる。さらに、ベイズ予測された補修需要の期待値が、設計段階における期待値よりも上回っており、ライフサイクル費用が当初の計画より増加することが見込まれる。このように設計段階の予測結果にシステマ的な予測誤差が発生した場合、ベイズ予測の結果に基づいて、将来の補修予算計画を修正することが必要となる。

(3) ハイブリッド劣化モデル

本研究で提案するハイブリッド劣化モデルは、力学的理論に基づいて、劣化過程のサンプルパスを発生する1次モデル、2) 1次モデルで生成したサンプルパスの統計的規則性を表現した2次モデルにより構成される。さらに、運用段階において、3) 空港供用後に観測されたモニタリング情報を用いて、2次モデルをベイズ更新する3次モデルが付加されている。

1次モデルは、1) 地盤の不同沈下過程を予測する確率的1次元圧密モデル、2) コンクリート版内に発生する応力状態を解析する2次元有限要素法モデル、3) コンクリートの破壊確率曲線からコンクリート版の累積疲労度を算定する疲労破壊モデルという3つのサブモデルで構成されている。しかし、1次モデルを用いてライフサイクル費用評価を行う際、1) モデルの操作性に問題があり、膨大な計算時間が必要となる。2) シミュレーションで得られた膨大な分析結果に対して統計的処理が必要となるという課題が発生する。さらに、3) 破壊確率曲線は、疲労破壊試験で得られた限られた実験サンプルを用いて作成した経験式である。このように1次モデルは、分析精度が異なるモデルを連結したものであり、1次モデルの予測結果には多くの誤差や不確実性が介在する。本研究では、1次モデルに介在する不確実性のうち、土質条件の不確実性に関しては、土質条件をランダムに変化させた1次元圧密モデルを用いて、多数の地盤沈下シナリオを発生させる。コンクリート版の疲労破壊に関する不確実性に関しては、航空機の走行時のばらつきを確率的に表現し、コンクリート版の疲労破壊に関するサンプルパスを作成する。その上で、1次モデルを用いて発生した膨大な計算結果に含まれる統計的規則性を2次モデルを用いて表現する。

空港施設の運用段階では、コンクリート舗装の劣化特性を継続的に観測することにより、初期時点で実施した劣化予測の誤差を評価することが重要となる。初期時点から、ある一定の期間が経過した時点で、予測結果と実測値の間に誤差が生まれてきた場合を考える。この場合、継続的なモニタリングにより獲得した実績データを活用して、その時点以降における劣化予測の信頼性を向上させることが必要となる。実測データに基づいて劣化モデルの信頼性を向上させる方法として、1) 1次モデルを逆解析により修正する方法、2) 2次モ

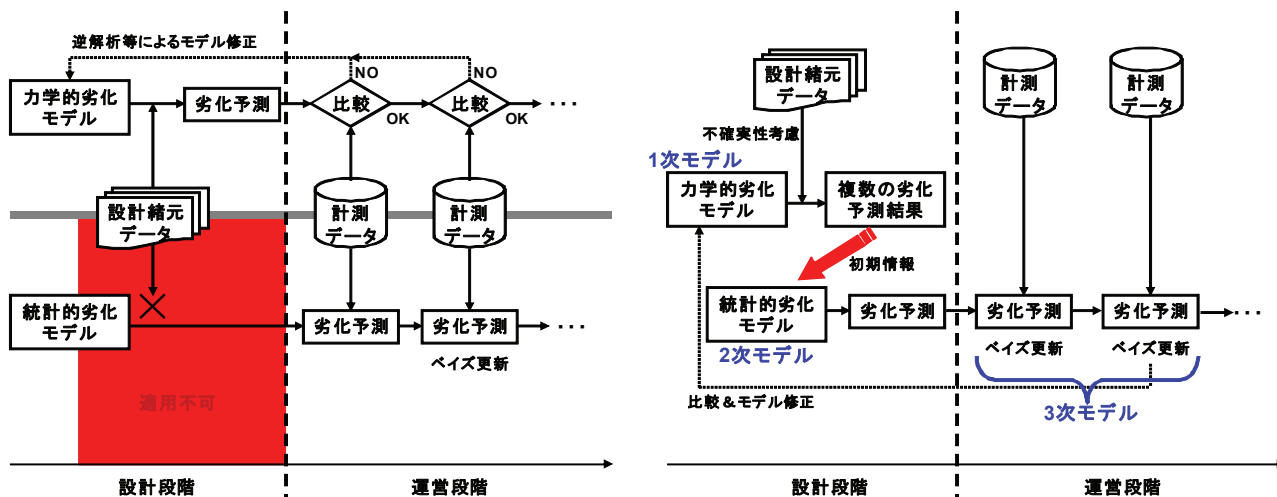


図-2 ハイブリッド劣化モデルの特性

モデルをベイズ更新する方法が考えられる。本研究でとりあげる1次モデル（力学的劣化モデル）は、信頼性及精度が異なる多くのサブモデルにより構成されており、予測結果と実測値の間に乖離が発生しても、その原因を確定的に特定化することは困難である。一方、2次モデルが統計的モデルで表現されている場合、新しく獲得した実績データを用いて、容易にモデルをベイズ更新することが可能である。本研究では、劣化予測結果の信頼性を向上させるために、2次モデルをベイズ更新する方法論を提案する。さらに、継続的なモニタリングを通じて、実績データが蓄積されれば、2次モデルの予測精度を逐次向上させることが可能である。

(4) ハイブリッド劣化モデルの特徴

ハイブリッド劣化モデルは、力学的劣化モデルと統計的劣化モデルを合成した構造を有している。図-2は、力学的劣化モデルと統計的劣化モデルを独立に用いた劣化予測の方法と、ハイブリッド劣化モデルを用いた予測方法の相違点を模式的に示している。同図の左側は、従来の劣化予測の考え方を示している。図の上半分には力学的劣化モデルを用いた場合、下半分には統計的劣化モデルを用いた予測方法が示されている。両者の方法は、互いに独立であり、それぞれ別々の方法論に基づいて劣化予測が行われる。力学的劣化モデルを用いた場合、劣化情報が存在しなくても、劣化予測を行うことが可能である。時間の経過とともに劣化過程に関する計測データが得られ、モデルの予測結果と実績値の間にかい離が生じた場合、逆解析的手法等を用いて、力学的劣化モデルを修正することが必要となる。一方、統計的劣化モデルは、各施設の固有の構造特性、環境条件や検査間隔の不均一性を考慮できるという利点がある。しかし、劣化情報が存在しない場合、統計的

劣化モデルを推計することは不可能である。空港コンクリート舗装のように、十分な計測データの蓄積がない場合、そもそも統計的モデルの推計が不可能である。

図-2の右側には、ハイブリッド劣化モデルを用いた劣化予測方法を模式化している。ハイブリッド劣化モデルでは、力学的劣化モデルによる予測結果を初期情報として位置づける。さらに、力学的劣化モデルによる予測結果を用いて、統計的劣化モデルを作成する。その際、力学的モデルの計算結果において、支配的な役割を演じているパラメータや説明変数を取りあげ、これらの変数やパラメータを説明変数とするような統計的劣化モデルを作成する。このような方法論を採用することにより、実績データがなくても統計的劣化モデルを推計できる。また、継続的なモニタリングにより獲得した計測データを活用して、逐次ベイズ更新を行うことにより、劣化モデルの信頼性を向上させることが可能である。その一方で、ハイブリッド劣化モデルを用いて劣化予測を行った結果、劣化予測の結果と実績値の間に無視できない乖離が存在する場合、統計的劣化モデルをベイズ更新し、ハイブリッド劣化モデルの信頼性の向上にフィードバックすることが重要となる。あわせて、力学的劣化モデルの予測精度の改善に努力することが必要となる。

3. ハイブリッド劣化モデル

(1) モデル化の前提条件

PFI事業者がカレンダー時刻 t_0 に空港施設を建設し、それ以降の時刻にわたって空港コンクリート舗装を管理する問題を考える。カレンダー時刻 t_0 を初期時点 $t=0$ とする離散的時間軸 $t=0, 1, 2, \dots, \bar{T}$ を導入する。 $\bar{T}$ は事業権契約の最終期である。時間間隔は1年間である。

離散軸上の各点 t を時点と呼ぶ。対象とする舗装区域を合計 I 個のメッシュに分割する。各メッシュは、コンクリート舗装版に対応しており、メッシュ単位で地盤沈下を予測する。さらに、各メッシュを微小メッシュに分割し、微小メッシュを基本単位として、コンクリート舗装版内の応力解析を実施する。

対象とする期間を、空港が供用される時刻 τ_0 より以前の期間と、供用開始後の期間に分割し、前者を設計段階、後者を運営段階と定義する。設計段階においては、空港コンクリート舗装の劣化過程に関する情報は存在しない。設計段階では、1次モデルを用いて、メッシュごとのコンクリート舗装の劣化予測を行う。空港舗装の健全度は、通常ひび割れ度、目地部の破損率、段差等を用いて評価される。なかでも大規模なひび割れが発生した場合、コンクリート舗装の打ち換え等、大規模な補修が必要となる。本研究では、これら3つの損傷の中でも、疲労耐久性の観点から問題となるひび割れに着目する。空港管理者は、設計段階で必要なボーリング調査を実施し、土質条件に関するデータを獲得する。ボーリングデータは、土質条件に関する部分情報であり、完全情報ではない。このため、地盤沈下過程を確定的には予測できない。したがって、設計段階では、地盤沈下に関する複数のシナリオをランダムに設定するとともに、各メッシュのコンクリート舗装の劣化過程に関するサンプル情報を獲得する。その上で、サンプル情報を用いて、コンクリート舗装の劣化過程の統計的規則性を2次モデルによって表現する。2次モデルを用いることで、劣化過程の確率的な分布を表現することが可能となる。つぎに、運用段階を考える。空港の供用開始時点から、空港管理者は、各メッシュの地盤沈下量、コンクリート舗装の健全度を継続的にモニタリングする。このようなモニタリング情報に基づいて、2次モデルをベイズ更新し、3次モデルを作成する。

ハイブリッド劣化モデルでは、1次モデル、2次モデル、3次モデルを用いて地盤沈下過程、舗装の劣化過程を記述する。この場合、どのモデルを用いてこれらの過程を記述しているのかを識別することが必要となり、モデルの記述が複雑となる。表-1には、以下で用いるアウトプットを一括して整理している。また、図-3には、各サブモデルの関係を示している。

(2) 1次モデル（設計段階）

1次モデルは、土質条件、航空機交通量等を入力情報として、供用開始後に発生するメッシュ i の時点 t における地盤沈下量 y_i^t 、コンクリート版の健全度 h_i^t を予測することを目的とする。しかし、土質条件や舗装の疲労破壊過程には多大な不確実性が介在するため、これら入力条件をランダムに設定し、地盤沈下過程、舗装の

表-1 ハイブリッド劣化モデルのアウトプット

	地盤沈下量	舗装健全度
実測値	$\bar{y}_i^t$	$\bar{h}_i^t$
1次モデル	$f_i(t, k)$ $y_i^t(k)$	$g_i(t, k)$ $h_i^t(k)$
2次モデル	$\hat{y}_i^t$	$\hat{h}_i^t$
3次モデル	$\tilde{y}_i^t(T)$	$\tilde{h}_i^t(T)$

注) $y_i^t(k)$, $h_i^t(k)$ は、時点 t 、メッシュ i におけるサンプルパス $f_i(t, k)$, $g_i(t, k)$ 上のサンプル値を表す。2次モデルのアウトプットは期待値パスを、3次モデルのアウトプットは時点 T 以降の予測結果を表している。

疲労破壊過程に関する複数のサンプルパスを発生する。

1次モデルでは、まず空港地盤の沈下過程を、地盤の不同沈下過程を考慮した確率的1次元圧密モデルを用いて表現する。そのために、対象とする空港地盤を平面メッシュに分割するとともに、各平面メッシュに対して垂直方向にもメッシュ分割した3次元地盤モデルを用いる。確率的1次元圧密モデルを用いて、各平面メッシュの地盤沈下量の経年的変化を予測する。その際、土質定数をランダムに変化させることにより、複数の地盤沈下シナリオを発生させる。地盤沈下シナリオごとに、各メッシュの地盤沈下過程に関するサンプルパス（以下、地盤沈下パスと呼ぶ）が求まる。メッシュ i ($i = 1, \dots, I$)のシナリオ k ($k = 1, \dots, K$)の地盤沈下パスを、時点 t の関数として $f_i(t, k)$ ($i = 1, \dots, I; k = 1, \dots, K; t = 0, 1, \dots$)と表現する。さらに、平面メッシュごとに地盤沈下パスが確定すれば、当該メッシュにおける航空機交通による繰り返し荷重、自重、及び温度応力により、コンクリート舗装の疲労破壊過程を解析することができる。本研究では、疲労度解析を考慮したコンクリート舗装の信頼性設計法を用いて、コンクリート舗装の劣化過程を予測する。地盤沈下パスが異なれば、コンクリート破壊過程も変化する。コンクリート疲労過程も、地盤沈下過程と同様に、数多くのサンプルパス（舗装劣化パスと呼ぶ） $g_i(t, k)$ ($i = 1, \dots, I; k = 1, \dots, K; t = 0, 1, \dots$)として表現される。1次モデルでは、数多くの地盤沈下パス、舗装劣化パスが発生するため、サンプルパスの統計的特性を集約的に表現することが必要となる。

(3) 2次モデル（設計段階）

1次モデルのアウトプットは、各メッシュ別の地盤沈下パス $f_i(t, k)$ と、舗装劣化パス $g_i(t, k)$ である。 $y_i^t(k)$, $h_i^t(k)$ は、時点 t 、メッシュ i におけるサンプルパス $f_i(t, k)$, $g_i(t, k)$ のサンプル値を表す。1次モデルで作成したサンプルパスは膨大な量に及ぶため、サンプルパスデータに含まれる情報を集約化することが必要である。そこで、1次モデルで作成したサンプルパスを統計的標本と考え、これらのサンプルパスを統計的に表

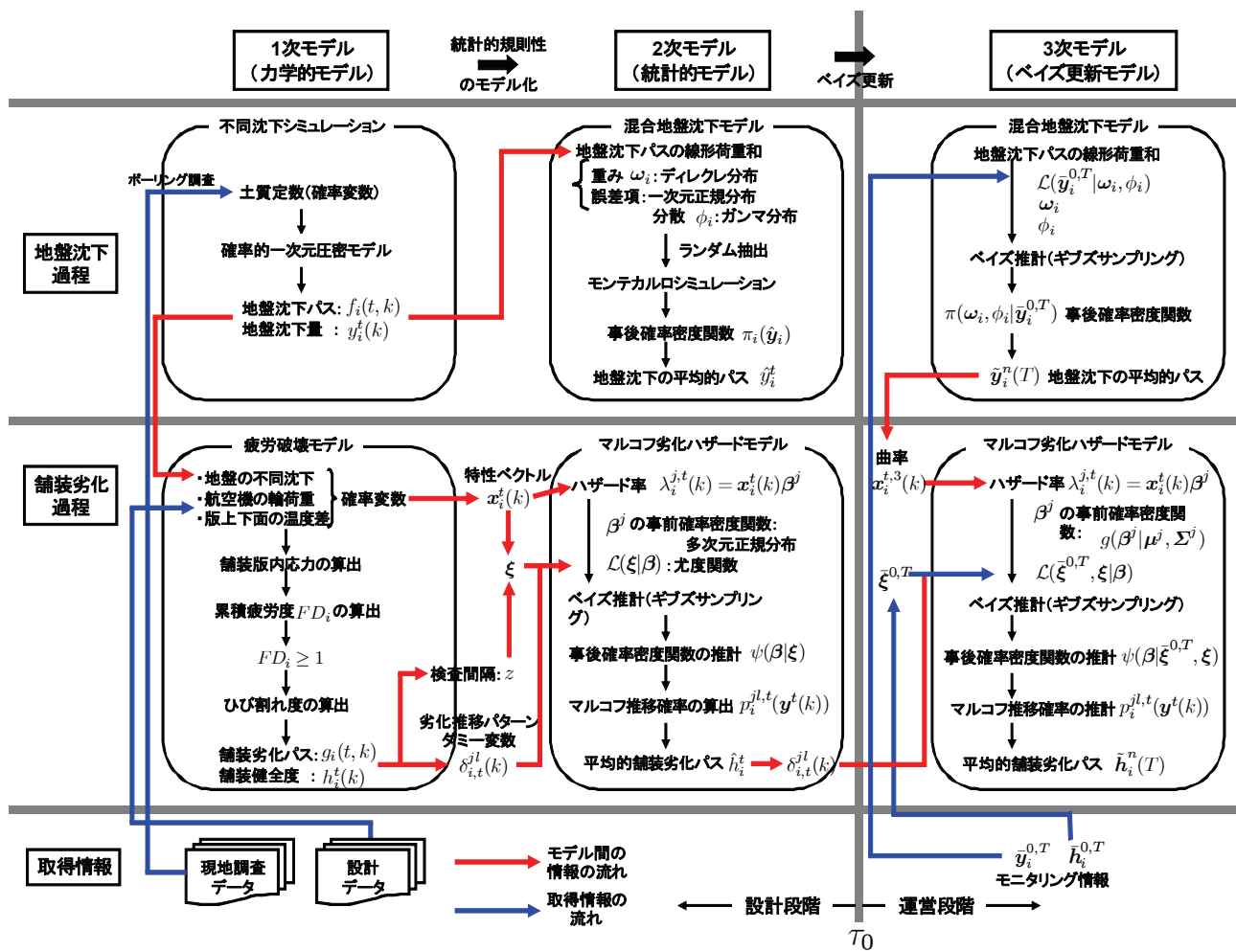


図-3 ハイブリッド劣化モデルの構造

現する2次モデルを作成する。まず、地盤沈下過程に関しては、地盤沈下パスの線形荷重和モデル（混合地盤沈下モデルと呼ぶ）を用いて表現する。一方、舗装の劣化過程に関しては、地盤の不同沈下状態に依存してコンクリート舗装の疲労メカニズムが異なることを考慮し、マルコフ推移確率が地盤沈下状態に依存して変化するような非斉次マルコフ連鎖モデルを用いて表現する。本研究では、これら2つの統計的モデルを総称して2次モデルと呼ぶ。2次モデルを用いて、地盤沈下の統計的サンプルパス $\hat{y}_i^t$ ($i = 1, \dots, I; t = 0, 1, \dots$) と舗装劣化過程のサンプルパス $\hat{h}_i^t$ ($i = 1, \dots, I; t = 0, 1, \dots$) の生起確率を求めることができる。記号「 $\hat{\cdot}$ 」は、2次モデルを用いて作成したサンプルパスを表している。

(4) 3次モデル（運用段階）

運用段階における空港舗装マネジメントにおいては、地盤沈下過程を継続的にモニタリングし、設計段階で予測した地盤沈下過程を再評価し、必要であれば維持補修戦略の見直しを図ることが求められる。いま、空港供

用時点 t_0 から一定期間が経過し、現在時点 T に到達したと考える。さらに、空港供用時点から、現在時点に至るまでの地盤沈下量データ $\bar{y}_i^t$ ($i = 1, \dots, I; t = 0, \dots, T$) と舗装健全度データ $\bar{h}_i^t$ ($i = 1, \dots, I; t = 0, \dots, T$) が得られたと考える。ここに、記号「 $\bar{\cdot}$ 」は、モニタリングで得られた実測値を意味する。地盤沈下量と舗装健全度の実測値が、1次モデル、および2次モデルの予測結果と一致する保証はない。運用段階では、モニタリング情報を用いて、地盤沈下および舗装疲労破壊の予測精度を向上させることが課題となる。本研究ではモニタリング情報を用いて、1) 地盤沈下パスの統計的性質を記述した混合地盤沈下モデル、2) 地盤沈下パスを与件として、舗装の劣化過程を記述するマルコフ劣化モデルのベイズ更新を試みる。このように2次モデルのベイズ更新を試みることにより、現時点 T 以降の時点 t ($t > T$) における地盤沈下過程 $\bar{y}_i^t(T)$ 、舗装劣化過程 $\bar{h}_i^t(T)$ の予測精度を向上させることができる。記号「 $\sim$ 」はベイズ予測値であることを示す。

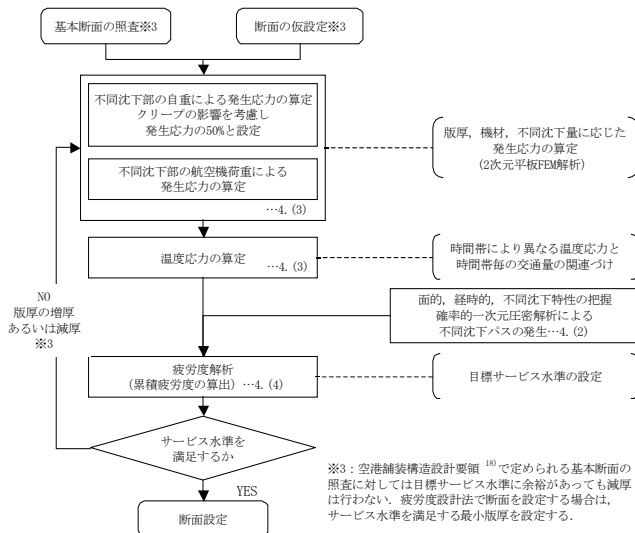


図-4 疲労度設計手法フロー

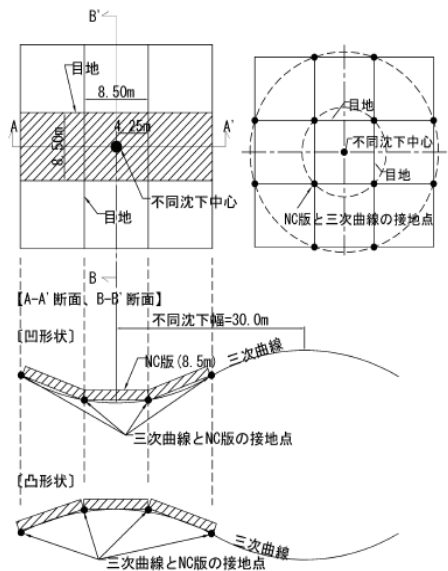


図-5 不同沈下の形状近似

4. 力学的劣化モデル（1次モデル）

（1）1次モデルの概要

舗装コンクリートの信頼性設計法^{14)–17)}として、疲労破壊輪数や舗装計画交通量に対して信頼度に応じた係数を適用する方法^{14)–15)}、地盤・材料などに信頼度に応じた係数を適用する方法^{16), 17)}が提案されている。信頼度は、舗装の性能指標が、性能規定として設定された値を下回らない確率として定義できる。空港コンクリート舗装（NC舗装）の性能指標は、1) 使用性、2) 安全性、3) 快適性、4) 環境に対する配慮等を念頭において定義される。空港の使用性・安全性については、円滑な航空機の移動が可能であるとともに、疲労破壊抵抗性を有していることが求められる。一方、快適性・環境への配慮に関しては、平坦性や振動・騒音の少ない舗装構造が求められる。すなわち、上記の使用性・安全性に着目すれば、信頼性の考え方は、構造設計に適用できると考えられ、空港コンクリート舗装が十分な疲労耐久性を有しているかによって、構造的な破壊に至るか否かを評価する。以下においては、空港コンクリート舗装の疲労耐久性を評価する設計手法を疲労度設計手法と呼ぶこととする。図-4に疲労度設計手法のフローを示している。すでに、1次モデルに関しては既発表であり、その詳細は参考文献³⁾を参照して欲しい。ここでは、読者の便宜を図るため、その内容を簡単に紹介する。

（2）不同沈下シミュレーション

図-4に示すように、本研究で使用した疲労度設計手法においては、地盤の圧密現象による不同沈下量を考慮している。不同沈下量の算出については、地盤物性のばらつきを考慮したモンテカルロシミュレーション

によって評価する²¹⁾。その詳細は参考文献³⁾に譲ることとする。本シミュレーションモデルでは、モデル地盤を平面および鉛直方向のメッシュに分割し、それぞれのメッシュで独立に沈下が生じると仮定して、メッシュ中心点での沈下を1次元圧密理論によってモデル化している。また、地盤物性のばらつきを考慮するため各ブロックの土質定数を確率変数として取り扱っている。ただし、地盤の自己空間相関性を定義し、1次元圧密によるメッシュ間の相互作用の影響を考慮している。地盤沈下モデルを用いて、各メッシュの地盤沈下パス $f_i(t, k)$ ($i = 1, \dots, I; k = 1, \dots, K; t = 0, 1, \dots$) を求めることができる。

（3）コンクリート舗装版内応力の算定

コンクリート舗装版内に発生する応力に関しては、西澤らによる2次元平板FEM¹⁹⁾を拡張し、航空機の輪荷重による応力、不同沈下によって生じる版の自重応力を算定後、版上下面の温度差によって生じるそり拘束応力を加算する方法を採用する³⁾。コンクリート版の剛体運動を考慮し、地盤沈下モデルを用いて予測した不同沈下形状に基づいて、各コンクリート版と路盤との接触点を求める。その際、地盤沈下量の計算結果に基づいて、図-5に示すように不同沈下幅を30mとする3次曲線で不同沈下形状を近似した。1枚が8.5m×8.5mの連続する9枚のNC舗装版下に地盤沈下が発生し、版の目地位置を折点として各版が沈下形状に追従するようにモデル化した。その結果、同図に示すようにコンクリート版と路盤の接触点を求めることができる。そこに、自重や航空機の荷重が作用して、変形が沈下量を上回ると再びコンクリート版が路盤と接触し、路盤の反力

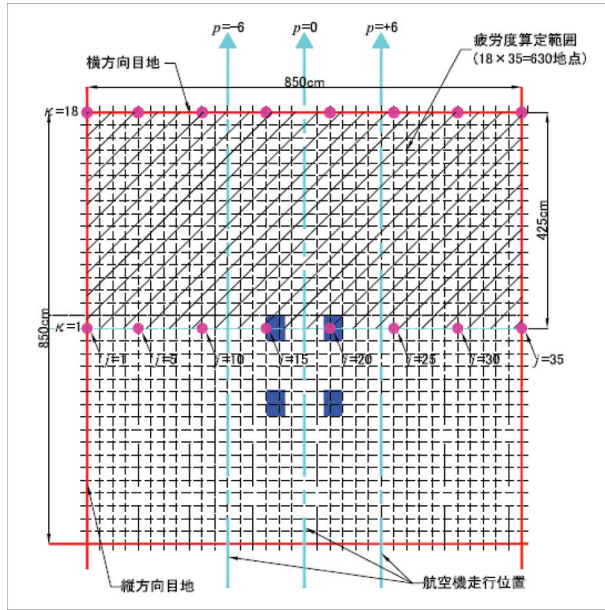


図-6 舗装版のFEMメッシュ分割

が働くようになる．このような平衡状態を繰り返し計算により求める．自重応力の算定においては，コンクリートのクリープによる影響¹⁴⁾を考慮して50%に低減している．また，コンクリート版の間の荷重伝達効果に関しては，せん断バネ係数，曲げバネ係数，ねじりバネ係数で示される3つのバネモデル²⁰⁾で表現し，目地部における荷重伝達率が85%以上確保されることを確認している．いま，コンクリート舗装の疲労度解析のため，舗装版を図-6に示すように1辺25cmとする微小メッシュに細分化し，微小メッシュの中央部を点と呼ぶ．同図では，版中央部の■部分に航空機が載荷した場合を例示している．航空機荷重が点 p に作用する場合，点 (j, κ) における応力度 $\sigma_L(p, j, \kappa)$ をFEM解析により算定することができる．

コンクリート舗装に生じる温度応力に関しては，岩間の提案式²²⁾が一般に用いられてきたが，坪川ら²³⁾は版厚の厚い空港コンクリートの特徴を考慮し，版中央部における温度応力式

$$\sigma_t = 0.53 \frac{E_c \cdot \alpha \cdot d}{2(1 - \nu)} \quad (1)$$

を提案している．ここに， σ_t は温度応力(MPa)， E_c はコンクリートの弾性係数(34,000MPa)， ν はポアソン比(=0.15)， α はコンクリートの温度膨張係数(=1×10⁻⁵/°C)， d はコンクリート版の上下面の温度差(°C)であり， d は-9°Cから19°Cの間で舗装設計便覧²⁴⁾に準じて確率分布すると考える．

(4) 累積疲労度の算定

コンクリート舗装の疲労耐久性が損なわれた場合，大規模な補修が必要となる．小梁川らは，コンクリート

材料の疲労破壊試験を行い，破壊確率と疲労度の関係を求めている¹⁵⁾．本研究では，舗装設計施工指針²⁶⁾に基づいて，破壊確率曲線として，

$$N = 10^{(\alpha - SL)/\beta} \quad (2)$$

$$\alpha = 1.111364 + 0.00165P_f$$

$$\beta = 0.09722 - 0.00021P_f$$

を提案している．ここに， SL は応力レベル(合成応力/設計基準曲げ強度)， N は合成応力に対する許容繰返し回数， P_f は破壊確率(%)である．ただし，ここで定義した破壊確率は，コンクリートの材料としての疲労破壊確率であり，コンクリート舗装版の疲労破壊確率ではない．

コンクリート舗装版の疲労破壊に関しては，コンクリート舗装版に作用する多様な繰返し合成応力を総合的に評価することが必要となる．前述したように，空港コンクリート舗装の疲労度解析においては，1) 航空機の輪荷重により発生する応力，2) コンクリート版の自重により発生する応力，3) 版上下面の温度差によって生じるそり拘束応力を考慮する必要がある．図-6中に点 (j, κ) における疲労度を計算するために，同図に示すとおり，縦軸 $\kappa = 1$ 上に航空機4輪荷重の前輪2輪の中心が位置し，横軸方向に $p = -6$ から $p = +6$ の範囲内で航空機荷重位置が確率分布すると考える．航空機荷重点 p に作用する場合，点 (j, κ) における応力度 $\sigma_L(p, j, \kappa)$ をFEM解析により算定する．これと，温度応力式から算定した上下面温度差 d °Cにおける温度応力 $\sigma_d(j, \kappa, d)$ を加えることにより，温度差が d ，航空機荷重点が p の時に，点 (j, κ) に作用する合成応力 $\sigma_b(d, p, j, \kappa)$ が求まる．この合成応力をコンクリートの設計基準曲げ強度で除することにより，式(2)で用いる応力レベル SL を求めることができる．その上で，破壊確率曲線(2)を用いて，破壊確率5%に対応する許容繰返し回数を求めた結果を $N(d, p, j, \kappa)$ と表そう．この時，マイナー則を用いて，同図中の斜線範囲内におけるメッシュ点 (j, κ) での疲労度を

$$FD(j, \kappa) = \sum_{d=-9}^{19} \sum_{p=-6}^{6} \frac{n(d, p)}{N(d, p, j, \kappa)} \quad (3)$$

と定義する．ここに， $FD(j, \kappa)$ は点 (j, κ) の疲労度を， $n(d, p)$ は，温度差 d の場合に，点 p を通過する交通量を表し，

$$n(d, p) = \text{nair}(d) \times \int_{s(p-0.5)}^{s(p+0.5)} \frac{1}{\sqrt{2\pi}} e^{-\frac{x^2}{2\sigma^2}} dx \quad (4)$$

と表せる．ただし， $\text{nair}(d)$ は，上下面温度差 d °Cのときの交通量で，上下面温度差 d °Cの発生頻度に設計交通量を乗じたもの， s はFEM解析における載荷位置のインターバルであり，図-6に示す微小メッシュの1辺に

表-2 5段階レーティング評価基準		
健全度	区分	ひび割れ度 (cm/m ²)
1	A	1.1未満
2	B1	1.1~4.4
3	B2	4.4~7.8
4	B3	7.8~11.1
5	C	11.1以上

注) 空港舗装補修要領(案)²⁵⁾においては、A:補修の必要なし、B:早いうちの補修が望ましい、C:できるだけ早急に補修の必要があるという3段階のレーティングによって管理しているが、本研究においては、上記Bランクを更に3段階に等分し、5段階のレーティング指標とした。

相当する。この時、点 (j, κ) の疲労度が

$$FD(j, \kappa)\gamma \geq 1 \quad (5)$$

を満足するとき、疲労破壊は発生すると考える。 γ は安全率であるが、以下では $\gamma = 1$ を想定する。

(5) ひび割れ発生予測

コンクリート舗装の疲労破壊基準は、式(5)で与えられる。しかし、コンクリート舗装の疲労により、どのようなひび割れが発生するかを予測することは極めて困難である。本研究では、図-6に示すような微小メッシュの中で、疲労度が1を越えているメッシュに関しては、ひび割れが発生するポテンシャルがあると評価する。以上の考え方に基づいて、コンクリート舗装の劣化過程を、ひび割れ度 (cm/m²)

$$\text{ひび割れ度} = \frac{2 \times L \times (S_r/S)}{A} \quad (6)$$

を用いて診断した。ただし、 L は舗装版の目地間隔 (cm)、 S_r は疲労破壊基準を満足しない微小メッシュ面積 (m²)、 S はコンクリート版1枚の面積 (m²)、 A は検討対象面積 (m²)である。その上で、空港舗装補修要領(案)²⁵⁾に準拠して、式(6)で評価されるひび割れ度を用いて、表-2に示すような管理水準を設けた。

以上の議論により、舗装の劣化現象は、地盤沈下過程の進展に依存していることが理解できる。すなわち、地盤沈下パスと対応して、1次モデルを用いて各メッシュにおける舗装の健全度の経年的変化を表現することができる。その結果、地盤沈下パス k と対応して、健全度変化のサンプル $g_i(t, k)$ ($i = 1, \dots, I; k = 1, \dots, K; t = 0, 1, \dots$) を求めることができる。 $g_i(t, k)$ は、地盤沈下パス k が生じた時のメッシュ i の時点 t におけるコンクリート舗装の健全度を表している。

5. 統計的劣化モデル (2次モデル)

(1) 2次モデルの概要

1次モデルのアウトプットとして、1) 各平面メッシュの地盤沈下パスと、2) 各地盤沈下パス上で定義される舗

装劣化パスがある。地盤沈下パス $f_i(t, k)$ ($k = 1, \dots, K$) は、時点 t における平面メッシュ i ($i = 1, \dots, I$) の地盤沈下量を表現している。舗装劣化パス $g_i(t, k)$ は、平面メッシュ i において地盤沈下パス k が生起すると仮定したときに、時点 t で実現すると予測される舗装健全度 j ($j = 1, \dots, J$) を示している。これらのサンプルパスは、いずれも設計段階において、空港供用後に発生する地盤沈下過程と舗装劣化過程を予測した結果を表している。1次モデルを用いることにより、膨大な数のサンプルパスを発生することができるが、2次モデルはこれらのサンプルパス群が有する統計的特性を表現することを目的とする。

(2) 混合地盤沈下モデル

筆者等は、すでに確率的1次元圧密モデルを用いて、混合地盤沈下モデルを作成する方法論を提案している。本モデルの詳細は参考文献⁴⁾に譲るが、ここでは読者の便宜を図るため、その概要を簡単に記載しておく。いま、メッシュ i ($i = 1, \dots, I$) の地盤沈下パス $f_i(t, k)$ ($k = 1, \dots, K$) が求めたと考える。混合地盤沈下モデルは、現実の地盤沈下量を、地盤沈下パスの荷重和

$$y_i^t = \sum_{k=1}^K \omega_i(k) f_i(t, k) + \varepsilon_i \quad (7)$$

として表現できる。ここに、 ε_i は、測定誤差を表す確率変数であり、互いに独立な1次元正規分布 $\mathcal{N}(0, \sigma_i^2)$ に従うと仮定する。また、 $\omega_i(k)$ は、地盤沈下パス k に対して割り当てられた重みであり、

$$\sum_{k=1}^K \omega_i(k) = 1 \quad (i = 1, \dots, I) \quad (8)$$

が成立する。各サンプルパスに割り付けられる重み係数が一意的に決定されるためには混合地盤沈下モデルを構成するサンプルパスが互いに独立でなければならない。ここで、混合地盤沈下モデル(7)の重み $\omega_i(k)$ ($k = 1, \dots, K$) がディリクレ分布

$$D(\omega_i | \alpha) = \Psi(\alpha) \prod_{k=1}^K \{\omega_i(k)\}^{\alpha_k - 1} \quad (9)$$

$$\Psi(\alpha) = \frac{\Gamma(\sum_{k=1}^K \alpha_k)}{\prod_{k=1}^K \Gamma(\alpha_k)}$$

に従うと仮定する。ただし、 $\Gamma(\cdot)$ はガンマ関数であり、 $\alpha = (\alpha_1, \dots, \alpha_K)$ は定数パラメータベクトルである。また、分散パラメータ $\phi_i = \sigma_i^{-2}$ がガンマ分布

$$g(\phi_i | \zeta, \gamma) = \frac{\gamma^\zeta}{\Gamma(\zeta)} \phi_i^{\zeta-1} \exp(-\gamma \phi_i) \quad (10)$$

に従うと考える。ただし、 ζ, γ は定数パラメータである。この時、メッシュ i の地盤沈下サンプルパス $\hat{y}_i =$

$(\hat{y}_i^0, \dots, \hat{y}_i^T)$ が生起する確率密度関数 $\pi_i(\hat{\mathbf{y}}_i)$ は,

$$\pi_i(\hat{\mathbf{y}}_i) \propto \phi_i^{\zeta-1/2} \prod_{k=1}^K \hat{\omega}_i(k)^{\alpha_k-1} \exp \left[-\phi_i \left\{ \gamma + \frac{1}{2} \hat{\varepsilon}_i^2 \right\} \right] \quad (11)$$

と表される。ただし, $\hat{y}_i^t = \sum_{k=1}^K \hat{\omega}_i(k) f_i(t, k) + \hat{\varepsilon}_i$ ($t = 0, \dots, \bar{T}$) である。

(3) マルコフ劣化ハザードモデル

メッシュ i の舗装劣化パスを $g_i(t, k)$ と表そう。健全度が j ($i = 1, 2, \dots, J$) であれば, $g_i(t, k) = j$ となる。つぎに, 時点 t から $t+1$ の間において生起するコンクリート舗装の健全度の推移確率を, マルコフ推移確率で表そう。コンクリート舗装の劣化過程は, 地盤沈下過程の影響を受けるが, ここでは, 期間 $[t, t+1)$ のマルコフ推移確率は, 時点 t における地盤沈下量ベクトル $\mathbf{y}^t(k) = \{y_i^t(k) : i = 1, \dots, I\}$ に依存して定義されたと考える。このとき, 地盤沈下パス k の下で定義されるマルコフ推移確率は, 時点 t で評価された健全度 $h_i^t(\mathbf{y}^t(k)) = j$ を与件とし, 次の時点 $t+1$ において健全度 $h_i^{t+1}(\mathbf{y}^t(k)) = l$ が生起する条件付確率

$$\begin{aligned} \text{Prob}[h_i^{t+1}(\mathbf{y}^t(k)) = l | h_i^t(\mathbf{y}^t(k)) = j] \\ = p_i^{j,l,t}(\mathbf{y}^t(k)) \end{aligned} \quad (12)$$

と定義できる。ただし, 期間 $[t, t+1)$ 中は, 地盤沈下量は $\mathbf{y}^t(k)$ のまま一定であると仮定する。以下, 表記の簡便化のために, 健全度を $h_i^t(k)$ と, 推移確率を $p_i^{j,l,t}(k)$ と略記する。さらに, 舗装劣化パス k 上で期間 $[t, t+1)$ で定義される条件付確率 (12) を要素とするマルコフ推移行列を

$$\mathbf{\Pi}_i^t(k) = \begin{pmatrix} p_i^{11,t}(k) & \cdots & p_i^{1J,t}(k) \\ \vdots & \ddots & \vdots \\ 0 & \cdots & p_i^{JJ,t}(k) \end{pmatrix} \quad (13)$$

と定義する。マルコフ推移確率は, 多段階指数劣化ハザードモデルを用いて導出できる。マルコフ劣化ハザードモデルの詳細は参考文献⁵⁾に譲り, ここではモデルの概要のみを説明する。いま, 説明の便宜上, あるメッシュ i の地盤沈下パス k に着目する。当面の間表記の簡便化のため地盤沈下量は一定値をとると考え添え字 t を省略する。また地盤沈下パス k を表す添え字 k を省略する。平面メッシュ i の健全度 j ($j = 1, \dots, J-1$) の寿命 (その健全度が継続する時間長) を確率変数 ζ_i^j で表す。健全度 i の寿命が, 確率密度関数 $\psi_i^j(\zeta_i^j)$, 分布関数 $\Psi_i^j(\zeta_i^j)$ に従うと仮定する。対象とするメッシュにおいて, 健全度が $j-1$ から j へ変化した時点 τ_i^j 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。健全度 j のサンプル時間軸上で, 時点 τ_i^j からの経過時間を w_i^j と表記する。時点 τ_i^j に健全度が j となり, そこから時

間 w_i^j が経過した時点において健全度が $j+1$ に変化する確率密度を指数ハザード関数^{27),28)}

$$\lambda_i^j(w_i^j) = \lambda_i^j \quad (14)$$

を用いて表現する。指数ハザード関数を用いれば, 健全度 j の寿命が w_i^j 以上となる確率 $\tilde{\Psi}_i^j(w_i^j)$ は,

$$\tilde{\Psi}_i^j(w_i^j) = \exp(-\lambda_i^j w_i^j) \quad (15)$$

と表現できる。したがって, 時点 t において健全度が j と判定され, 次の時点 $t+1$ においても健全度が j と判定される確率は,

$$p_i^{jj} = \exp(-\lambda_i^j z) \quad (16)$$

となる。ただし, z は時点間隔を表す。さらに, メッシュ i に対して, 検査時点 t と $t+1$ の間で健全度が j から l ($l > j$) に推移するマルコフ推移確率 p_i^{jl} は,

$$\begin{aligned} p_i^{jl} &= \text{Prob}[h(t+1) = l | h(t) = j] \\ &= \sum_{v=j}^l \prod_{s=j}^{v-1} \frac{\lambda_i^s}{\lambda_i^s - \lambda_i^v} \prod_{s=v}^{l-1} \frac{\lambda_i^s}{\lambda_i^{s+1} - \lambda_i^v} \exp(-\lambda_i^v z) \\ &\quad (j = 1, \dots, J-1; l = j+1, \dots, J) \end{aligned} \quad (17)$$

と表すことができる⁵⁾。ただし, 表記上の規則として,

$$\begin{cases} \prod_{s=j}^{v-1} \frac{\lambda_i^s}{\lambda_i^s - \lambda_i^v} = 1 & (v = j \text{ の時}) \\ \prod_{s=v}^{l-1} \frac{\lambda_i^s}{\lambda_i^{s+1} - \lambda_i^v} = 1 & (v = l \text{ の時}) \end{cases}$$

が成立すると考える。さらに, 表記の便宜上,

$$\begin{aligned} &\prod_{s=j, s \neq v}^{l-1} \frac{\lambda_i^s}{\lambda_i^s - \lambda_i^v} \exp(-\lambda_i^v z) \\ &= \prod_{s=j}^{v-1} \frac{\lambda_i^s}{\lambda_i^s - \lambda_i^v} \prod_{s=v}^{l-1} \frac{\lambda_i^s}{\lambda_i^{s+1} - \lambda_i^v} \exp(-\lambda_i^v z) \end{aligned}$$

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

$$p_i^{jJ} = 1 - \sum_{l=j}^{J-1} p_i^{jl} \quad (j = 1, \dots, J-1) \quad (18)$$

(4) マルコフ劣化モデルのベイズ推計

1次モデルで作成した舗装劣化パスを用いて, マルコフ劣化ハザードモデルをベイズ推計する方法を考える。マルコフ劣化ハザードモデルのベイズ推計に関しては参考文献⁶⁾を参照して欲しい。ここでは, マルコフ劣化モデルのベイズ更新方法に関して, 簡単に紹介しておく。舗装劣化パス $g_i(t, k)$ 上の健全度情報の点列を $\mathbf{h}^{(k)} = \{h_i^t(k) : i = 1, \dots, I; t = 0, \dots, \bar{T}\}$ と表そう。舗装劣化パス k 上の連続する2つの時点 t と $t+1$ におけるメッシュ i の健全度の予測結果 $h_i^t(k), h_i^{t+1}(k)$ が得られている。2つの時点における劣化推移パターン情報に基づいて, ダミー変数を

$$\delta_{i,t}^{jl}(k) = \begin{cases} 1 & h_i^t(k) = j, h_i^{t+1}(k) = l \text{ の時} \\ 0 & \text{それ以外の時} \end{cases} \quad (19)$$

と定義する．さらに，施設の劣化速度に影響を及ぼすメッシュ*i*の構造特性や環境条件を表す特性ベクトルを $\mathbf{x}_i^t(k) = \{x_i^{t,1}(k), \dots, x_i^{t,Q}(k)\}$ と表す．ただし， $x_i^{t,q}(k)$ ($q = 1, \dots, Q$)は，舗装劣化パス*k*におけるメッシュ*i*の*q*番目の説明変数の時点*t*における計算値を表す．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 $x_i^{t,1}(k) = 1$ が成立する．さらに，説明変数には，時点*t*において予測された地盤沈下量 $y_i^t(k)$ ，曲率 $v_i^t(k)$ のデータも含まれている．

メッシュ*i* ($i = 1, \dots, I$)の舗装劣化パス*k*を指数ハザード率を用いて表現する．いま，舗装劣化パス*k*のハザード率 $\lambda_i^{j,t}(k)$ ($j = 1, \dots, J-1; i = 1, \dots, I; t = 0, \dots, \bar{T}$)を，メッシュ*i*の舗装劣化パス*k*における時点*t*の特性ベクトル $\mathbf{x}_i^t(k)$ を用いて

$$\lambda_i^{j,t}(k) = \mathbf{x}_i^t(k) \boldsymbol{\beta}^j \quad (20)$$

と表そう．ただし，健全度*J*はマルコフ連鎖の吸収状態であり， $p_i^{J,t}(k) = 1$ が成立するためにハザード率 $\lambda_i^{J,t}(k)$ は必然的に $\lambda_i^{J,t}(k) = 0$ となる．ただし， $\boldsymbol{\beta}^j = (\beta^{j,1}, \dots, \beta^{j,Q})$ は未知パラメータ $\beta^{j,q}$ ($q = 1, \dots, Q$)によるベクトルである．また， $x_i^{t,1}(k) = 1$ より， $\beta^{j,1}$ は定数項を表す．

マルコフ推移確率は，式(17)で示したように，各健全度におけるハザード率 $\lambda_i^{j,t}(k)$ ($j = 1, \dots, J-1; i = 1, \dots, I$)を含む．さらに，ハザード率はメッシュの特性ベクトル $\mathbf{x}_i^t(k)$ を用いて式(20)で表現できる．また，推移確率は時系列データが予測された時間間隔*z*にも依存する．これらのことを明示的に表すため推移確率 $p_i^{j,l,t}(k)$ を説明変数ベクトル $\boldsymbol{\xi}_i^t(k) = (z, \mathbf{x}_i^t(k))$ と未知パラメータ $\boldsymbol{\beta} = (\boldsymbol{\beta}^1, \dots, \boldsymbol{\beta}^{J-1})$ の関数として $p_i^{j,l,t}(\boldsymbol{\xi}_i^t(k) : \boldsymbol{\beta})$ と表そう．この時，舗装劣化パス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次式で表される^{29),30)}．

$$\mathcal{L}(\boldsymbol{\xi}|\boldsymbol{\beta}) = \prod_{j=1}^{J-1} \prod_{l=j}^J \prod_{i=1}^I \prod_{k=1}^K \prod_{t=0}^{\bar{T}} \left\{ p_i^{j,l,t}(\boldsymbol{\xi}_i^t(k) : \boldsymbol{\beta}) \right\}^{\delta_{i,t}^{j,l}(k)} \quad (21)$$

ただし， $\boldsymbol{\xi} = \{\boldsymbol{\xi}_i^t(k) : i = 1, \dots, I; k = 1, \dots, K; t = 0, \dots, \bar{T}\}$ である．舗装劣化パス情報 $\boldsymbol{\xi}$ はすべて確定値であり，尤度関数は未知パラメータ $\boldsymbol{\beta}$ の関数である．

いま， $\boldsymbol{\beta}^j$ の事前確率密度関数^{31)–33)}が，多次元正規分布 $\mathcal{N}_Q(\boldsymbol{\mu}^j, \boldsymbol{\Sigma}^j)$ に従うと仮定する．*Q*次元正規分布 $\mathcal{N}_Q(\boldsymbol{\mu}^j, \boldsymbol{\Sigma}^j)$ の確率密度関数は，

$$g(\boldsymbol{\beta}^j | \boldsymbol{\mu}^j, \boldsymbol{\Sigma}^j) = \frac{1}{(2\pi)^{\frac{Q}{2}} \sqrt{|\boldsymbol{\Sigma}^j|}} \cdot \exp \left\{ -\frac{1}{2} (\boldsymbol{\beta}^j - \boldsymbol{\mu}^j) (\boldsymbol{\Sigma}^j)^{-1} (\boldsymbol{\beta}^j - \boldsymbol{\mu}^j)' \right\} \quad (22)$$

で与えられる．ただし， $\boldsymbol{\mu}^j$ は $\mathcal{N}_Q(\boldsymbol{\mu}^j, \boldsymbol{\Sigma}^j)$ の事前期待値ベクトル， $\boldsymbol{\Sigma}^j$ は事前分散共分散行列である．記号*l*は

転置操作を表す．事後確率密度関数 $\psi(\boldsymbol{\beta}|\boldsymbol{\xi})$ は，

$$\begin{aligned} \psi(\boldsymbol{\beta}|\boldsymbol{\xi}) &\propto \mathcal{L}(\boldsymbol{\xi}|\boldsymbol{\beta}) \prod_{j=1}^{J-1} g(\boldsymbol{\beta}^j | \boldsymbol{\mu}^j, \boldsymbol{\Sigma}^j) \\ &\propto \prod_{j=1}^{J-1} \prod_{l=j}^J \prod_{i=1}^I \prod_{k=1}^K \prod_{t=0}^{\bar{T}} \left\{ \sum_{v=j}^l \prod_{s=j, \neq v}^{l-1} \frac{\lambda_i^{s,t}(k)}{\lambda_i^{s,t}(k) - \lambda_i^{v,t}(k)} \right. \\ &\quad \left. \exp(-\lambda_i^{v,t}(k) z^k) \right\}^{\delta_{i,t}^{j,l}(k)} \\ &\quad \cdot \prod_{j=1}^{J-1} \exp \left\{ -\frac{1}{2} (\boldsymbol{\beta}^j - \boldsymbol{\mu}^j) (\boldsymbol{\Sigma}^j)^{-1} (\boldsymbol{\beta}^j - \boldsymbol{\mu}^j)' \right\} \quad (23) \end{aligned}$$

となる．ギブスサンプリング法は，事後確率密度関数 $\psi(\boldsymbol{\beta}|\boldsymbol{\xi})$ を直接求めることが難しい場合に，各パラメータの条件付き事後確率密度関数を用いて，反復的にパラメータ $\boldsymbol{\beta}$ の標本を乱数発生させることにより，事後分布からのパラメータ標本を獲得する方法である^{34),35)}．

ここで再び，得られているデータを $\boldsymbol{\xi}$ ，未知パラメータを $\boldsymbol{\beta}$ と表そう．また， $\boldsymbol{\beta}$ から $\beta^{e,q}$ を除いた未知パラメータベクトルを $\boldsymbol{\beta}^{-(e,q)}$ と表そう．この時，式(23)より， $\boldsymbol{\beta}^{-(e,q)}$ を既知とした時の $\beta^{e,q}$ の条件付き事後確率密度関数 $\psi(\beta^{e,q} | \boldsymbol{\beta}^{-(e,q)}, \boldsymbol{\xi})$ は

$$\begin{aligned} \psi(\beta^{e,q} | \boldsymbol{\beta}^{-(e,q)}, \boldsymbol{\xi}) &\propto \prod_{j=1}^e \prod_{l=e}^J \prod_{i=1}^I \prod_{k=1}^K \prod_{t=0}^{\bar{T}} \left\{ (\beta^{e,q} x_i^{t,t}(k)) \right\}^{\delta_{i,t}^{j,l}(k) - \delta_{i,t}^{j,e}(k)} \\ &\quad \cdot \sum_{v=j}^l \prod_{s=j, \neq v}^{l-1} \frac{1}{\lambda_i^{s,t}(k) - \lambda_i^{v,t}(k)} \exp(-\lambda_i^{v,t}(k) z^k) \Big\}^{\delta_{i,t}^{j,l}(k)} \\ &\quad \cdot \exp \left\{ -\frac{\rho_{qq}^e}{2} (\beta^{e,q} - \hat{\mu}_q^e)^2 \right\} \quad (24) \end{aligned}$$

$$\hat{\mu}_e^q = \mu_e^q + \sum_{h=1, \neq q}^Q (\beta^{e,h} - \mu_h^e) \rho_{hq}^e$$

と表せる．ただし， $\delta_{i,t}^{j,e}(k)$ は，舗装劣化パス*k*上の事前健全度*j*とギブスサンプリングにおける事前健全度*e*が一致した場合に1を，そうでない時に0となるダミー変数である． μ_q^e は事前期待値ベクトル $\boldsymbol{\mu}^e$ の第*q*要素であり， ρ_{hq}^e は事前分散共分散行列 $\boldsymbol{\Sigma}^{e-1}$ の第(*h*, *q*)要素である．また， $\sum_{h=1, \neq q}^Q$ は1から*Q*までの要素のうち*q*を除いた要素の総和を意味する．これらの条件付き確率密度関数から標本を発生させ，その標本を用いてパラメータ $\boldsymbol{\beta}$ の事後分布に関する各種の統計量を計算することができる．ギブスサンプリングによる標本番号を*n* ($n = 1, \dots, \bar{n}$)で表そう．ギブスサンプリング・アルゴリズムは以下のように整理できる．

step1: 初期パラメータ値 $\boldsymbol{\beta}(0) = (\beta^{1,1}(0), \dots, \beta^{J-1,Q}(0))$

を与える． $n = 1$ とし，標本数 $\bar{n}$ を設定する．

step2: $\boldsymbol{\beta}(n) = (\beta^{1,1}(n), \dots, \beta^{J-1,Q}(n))$ を次のように発生する．

$\psi(\beta^{1,1} | \boldsymbol{\beta}^{-(1,1)}(n-1), \boldsymbol{\xi})$ から $\beta^{1,1}$ を乱数発生する．

$\psi(\beta_{1,2}|\beta^{-(1,2)}(n-1), \xi)$ から $\beta^{1,2}$ を乱数発生する.
 $\dots$
 $\psi(\beta_{e,q}|\beta^{-(e,q)}(n-1), \xi)$ から $\beta^{e,q}$ を乱数発生する.
 $\dots$
 $\psi(\beta_{J-1,M}|\beta^{-(J-1,M)}(n-1), \xi)$ から $\beta^{J-1,Q}$ を乱数発生する.

step 3: 十分大きな $\underline{n}$ に対して $n > \underline{n}$ ならば $\beta(n)$ を記録.

step 4: $n = \bar{n}$ ならば計算終了. $n < \bar{n}$ ならば $n = n+1$ として step 2 に戻る.

十分大きな $\underline{n}$ に対して, ギブスサンプリングが定常過程に到達している場合, $\beta(n)$ ($n = \underline{n}+1, \underline{n}+2, \dots, \bar{n}$) は, 事後確率密度関数 $\psi(\beta|\xi)$ からの標本と見なすことができる. ギブスサンプリングを行うためには $(J-1) \times Q$ 個の条件付き事後確率密度関数 $\psi(\beta^{e,q}|\beta^{-(e,q)}, \xi)$ ($e = 1, \dots, J-1, q = 1, \dots, Q$) を求めることが必要となる. 本研究では適応的棄却サンプリング (ARS) を用いるが, その詳細は参考文献³⁶⁾ に譲る.

(5) ベイズ統計量

パラメータ標本を $\beta(n)$ ($n = 1, \dots, \bar{n}$) と表そう. $\beta(n) = (\beta^1(n), \dots, \beta^{J-1}(n))$ である. このうち, 最初の $\underline{n}$ 個の標本は収束過程からの標本と考え, 標本集合から除去する. その上で, パラメータの標本添字集合を $\mathcal{M} = \{\underline{n}+1, \dots, \bar{n}\}$ と定義する. このとき, パラメータ β の同時確率分布関数 $G(\beta)$ は

$$G(\beta) = \frac{\#\{\beta(n) \leq \beta, n \in \mathcal{M}\}}{\bar{n} - \underline{n}} \quad (25)$$

と表すことができる. ただし, $\#\{\beta(n) \leq \beta, n \in \mathcal{M}\}$ は論理式 $\beta(n) \leq \beta, n \in \mathcal{M}$ が成立するパラメータ標本の総数である. また, パラメータ β^j の事後分布の期待値ベクトル, 分散・共分散行列 $\Sigma^j(\beta^j)$ は, それぞれ

$$\begin{aligned} \tilde{\mu}^j(\beta^j) &= (\tilde{\mu}(\beta^{j,1}), \dots, \tilde{\mu}(\beta^{j,Q}))' \\ &= \left(\sum_{n=\underline{n}+1}^{\bar{n}} \frac{\beta^{j,1}(n)}{\bar{n} - \underline{n}}, \dots, \sum_{n=\underline{n}+1}^{\bar{n}} \frac{\beta^{j,Q}(n)}{\bar{n} - \underline{n}} \right)' \end{aligned} \quad (26a)$$

$$\tilde{\Sigma}^j(\beta^j) = \begin{pmatrix} \tilde{\sigma}^2(\beta^{j,1}) & \dots & \tilde{\sigma}(\beta^{j,1}\beta^{j,Q}) \\ \vdots & \ddots & \vdots \\ \tilde{\sigma}(\beta^{j,Q}\beta^{j,1}) & \dots & \tilde{\sigma}^2(\beta^{j,Q}) \end{pmatrix} \quad (26b)$$

と表される. ただし,

$$\tilde{\sigma}^2(\beta^{j,q}) = \sum_{n=\underline{n}+1}^{\bar{n}} \frac{\{\beta^{j,q}(n) - \tilde{\mu}(\beta^{j,q})\}^2}{\bar{n} - \underline{n}} \quad (27a)$$

$$\begin{aligned} \tilde{\sigma}(\beta^{j,q}\beta^{j,r}) &= \sum_{n=\underline{n}+1}^{\bar{n}} \frac{\{\beta^{j,q}(n) - \tilde{\mu}(\beta^{j,q})\}\{\beta^{j,r}(n) - \tilde{\mu}(\beta^{j,r})\}}{\bar{n} - \underline{n}} \\ &\quad (27b) \end{aligned}$$

である. ここで, パラメータ標本 $\beta(n) = (\beta^1(n), \dots, \beta^{J-1}(n))$ ($n = \underline{n}+1, \dots, \bar{n}$) の中から, 最

初の n_1 個と最後の n_2 個のデータを取りあげる. このとき, パラメータ $\beta^{j,q}$ ($j = 1, \dots, J-1, q = 1, \dots, Q$) の不変分布への収束を判断する Geweke 検定統計量³⁷⁾は,

$$\mathcal{Z}_{\beta^{j,q}} = \frac{\bar{\beta}_1^{j,q} - \bar{\beta}_2^{j,q}}{\sqrt{\nu_1^2(\beta^{j,q}) + \nu_2^2(\beta^{j,q})}} \sim \mathcal{N}(0, 1) \quad (28)$$

$$\bar{\beta}_1^{j,q} = \frac{\sum_{n=\underline{n}+1}^{\underline{n}+n_1} \beta^{j,q}(n)}{n_1}$$

$$\bar{\beta}_2^{j,q} = \frac{\sum_{n=\bar{n}-n_2+1}^{\bar{n}} \beta^{j,q}(n)}{n_2}$$

$$\nu_1^2(\beta^{j,q}) = \frac{2\pi \hat{f}_{\beta^{j,q}}^1(0)}{n_1} \quad \nu_2^2(\beta^{j,q}) = \frac{2\pi \hat{f}_{\beta^{j,q}}^2(0)}{n_2}$$

と定義できる. ただし, $f_{\beta^{j,q}}^a(x)$ ($a = 1, 2$) はスペクトル密度関数であり, $2\pi f_{\beta^{j,q}}^a(0)$ の推計値は

$$2\pi \hat{f}_{\beta^{j,q}}^a(0) = \hat{\omega}_0^a + 2 \sum_{s=1}^{\varrho} w(s, \varrho) \hat{\omega}_{j,q}^a \quad (29)$$

$$\hat{\omega}_0^a = \hat{\sigma}_a^2(\beta^{j,q})$$

$$\hat{\omega}_{j,q}^1 = \frac{\sum_{g=\underline{n}^\circ}^{\underline{n}+n_1} \{\beta^{j,q}(g) - \bar{\beta}_1^{j,q}\} \{\beta^{j,q}(g-s) - \bar{\beta}_1^{j,q}\}}{n_1}$$

$$\hat{\omega}_{j,q}^2 = \frac{\sum_{g=\bar{n}^\circ}^{\bar{n}} \{\beta^{j,q}(g) - \bar{\beta}_2^{j,q}\} \{\beta^{j,q}(g-s) - \bar{\beta}_2^{j,q}\}}{n_2}$$

$$w(s, \varrho) = 1 - \frac{s}{\varrho + 1}$$

として求まる^{38), 39)}. $\underline{n}^\circ = \underline{n} + s + 1, \bar{n}^\circ = \bar{n} - n_2 + s + 1$ となる. $\beta^{j,q}$ ($j = 1, \dots, J-1, q = 1, \dots, Q$) の不変分布への収束性に関する帰無仮説 H_0 と対立仮説 H_1 を

$$\begin{cases} H_0 : |\mathcal{Z}_{\beta^{j,q}}| \leq z_{\alpha/2} \\ H_1 : |\mathcal{Z}_{\beta^{j,q}}| > z_{\alpha/2} \end{cases} \quad (30)$$

と設定する. ただし, $z_{\alpha/2}$ は帰無仮説を棄却するための臨界的な値である. 有意水準 $\alpha \cdot 100\%$ で帰無仮説を仮説検定する場合, $z_{\alpha/2}$ は $\alpha/2 = 1 - \Phi(z_{\alpha/2})$ を満足する値として定義できる. ただし, $\Phi(z)$ は標準正規分布の分布関数である.

6. ベイズ更新モデル (3 次モデル)

(1) 3 次モデルの役割

2 次モデルは, 力学的劣化モデルで予測した劣化過程の統計的規則性を, 混合地盤沈下モデル, マルコフ劣化ハザードモデルを用いて近似したものである. 2 次モデルを用いて, 土質条件を変化させたそれぞれのケースに対して, 各メッシュの健全度の平均的な時間的推移状況を予測することができる. しかし, 現実の空港舗装の劣化過程が, 1 次モデルの予測結果に一致する保証はない. いま, 空港供用後, 時間が経過し, 時点 T に到達したと考える. さらに, 空港供用後, 各平面メッシュの地盤沈下量と舗装健全度を継続的にモニタリングすることにより, メッシュ i の地盤沈下量, 舗装健全度に関するモニタリング情報 $\mathbf{y}_i^{0,T} = \{\bar{y}_i^0, \dots, \bar{y}_i^T\}$, $\bar{\mathbf{h}}_i^{0,T} = \{\bar{h}_i^0, \dots, \bar{h}_i^T\}$

が得られたと考える．さらに，すべてのメッシュの時点 T までの地盤沈下量，舗装健全度に関するモニタリング情報ベクトルを，それぞれ $\bar{\mathbf{y}}^{0,T}$ ， $\bar{\mathbf{h}}^{0,T}$ と表す．これらのモニタリングデータを用いて，混合地盤沈下モデルとマルコフ劣化ハザードモデルをベイズ更新することにより，3次モデルを作成することができる．3次モデルを用いることにより，その後の舗装劣化過程の予測精度を向上することができる．

(2) 3次モデルの作成

モニタリング情報 $\bar{\mathbf{y}}^{0,T}$ ， $\bar{\mathbf{h}}^{0,T}$ を用いて，混合地盤沈下モデルとマルコフ劣化モデルをベイズ更新する．このうち，混合地盤沈下モデルのベイズ更新方法に関しては，参考文献⁴⁾で詳細に検討している．その内容を簡単に紹介する．いま，重みベクトル ω_i と確率誤差項の分散の逆数 ϕ_i を与件とした時，モニタリング結果 $\bar{\mathbf{y}}_i^{0,T}$ が観測される尤度は

$$\begin{aligned} & \mathcal{L}(\bar{\mathbf{y}}_i^{0,T} | \omega_i, \phi_i) \\ & \propto \prod_{t=0}^T \phi_i^{1/2} \exp \left[-\frac{\phi_i}{2} \left\{ \bar{y}_i^t - \sum_{k=1}^K \omega_i(k) f_i(t, k) \right\}^2 \right] \end{aligned} \quad (31)$$

と表される．つぎに， ω_i の事前確率密度関数が，ディリクレ分布 (9)，分散の逆数 ϕ_i がガンマ分布 (10) に従う場合， ω_i, ϕ_i ($= \sigma_i^{-2}$) の事後分布は

$$\begin{aligned} & \pi(\omega_i, \phi_i | \bar{\mathbf{y}}_i^{0,T}) \\ & \propto \mathcal{L}(\bar{\mathbf{y}}_i^{0,T} | \omega_i, \phi_i) D(\omega_i | \alpha) g(\phi_i | \zeta, \gamma) \\ & \propto \phi_i^{\zeta + (T-1)/2} \exp \left[-\phi_i \left\{ \gamma + \frac{1}{2} \sum_{t=0}^T \left(\bar{y}_i^t - \sum_{k=1}^K \omega_i(k) f_i(t, k) \right)^2 \right\} \right] \prod_{k=1}^K \omega_i(k)^{\alpha_k - 1} \end{aligned} \quad (32)$$

と表せる．この時，5. (2) で言及したようにMCMC法を用いてパラメータ ω_i ， ϕ_i の標本を事後確率密度関数から抽出することができる．MCMC法により抽出したパラメータ標本を $\tilde{\omega}(n)$ ($n = \underline{n}, \dots, \bar{n}$) と表す．

つぎに，2次モデルの推計に用いたデータ ξ と時点 T までのモニタリング情報 $\bar{\mathbf{y}}^{0,T}$ をプールしたデータセットを用いて，マルコフ劣化モデルをベイズ更新する．5. (3) で言及したように，2次モデルの推計には1次モデルで計算した地盤沈下パス，舗装劣化パスのデータを用いている．すなわち，それぞれのサンプルパス k に対して，舗装健全度データ $\{h_i^t(k) : t = 0, \dots, T\}$ と説明変数ベクトル $\xi_i(k) = \{(z, \mathbf{x}_i^t(k)) : t = 0, \dots, T\}$ を定義し，これらのデータを用いて2次モデルを推計した．一方，空港供用後には，舗装健全度，地盤沈下量に関する実測値を得ることができる．これらのモニタリング情報を用いて，舗装健全度データ $\{\bar{h}_i^t : t = 0, \dots, T\}$ と

説明変数ベクトル $\bar{\xi}_i = \{(\bar{z}, \bar{\mathbf{x}}_i^t(k)) : t = 0, \dots, T\}$ を定義できる．ここに，記号「 $\bar{\cdot}$ 」は，表-2に示したように実測値を用いて，データベースを作成していることを意味している．これらのデータをプールした新しいデータセット $(\bar{\xi}^{0,T}, \xi)$ を定義する．その上で，新しい添え字 r を用いて，データセットに含まれる健全度，説明変数ベクトルの組を $\{h_i^r, (z, \mathbf{x}_i^r)\}$ ($r = 1, \dots, \bar{R}$) と再定義する． $\bar{R}$ は，プール後のデータ数を表す．ベイズ更新を行った後の未知パラメータベクトルの事後密度関数 $\psi(\beta | \bar{\xi}^{0,T}, \xi)$ は

$$\psi(\beta | \bar{\xi}^{0,T}, \xi) \propto \mathcal{L}(\bar{\xi}^{0,T}, \xi | \beta) \prod_{j=1}^{J-1} g(\beta^j | \mu^j, \Sigma^j) \quad (33)$$

と表すことができる．ここに， $\mathcal{L}(\bar{\xi}^{0,T}, \xi | \beta)$ は，1次モデルの計算結果と時点 T までのモニタリング情報の双方をプールしたデータセットを用いて定義される尤度関数である．一方， $g(\beta^j | \mu^j, \Sigma^j)$ は，それぞれ設計段階のベイズ推計時に用いた β^j の事前分布である．したがって，ベイズ更新後の事後分布は

$$\begin{aligned} \psi(\beta | \bar{\xi}^{0,T}, \xi) & \propto \prod_{j=1}^{J-1} \prod_{l=j}^J \prod_{i=1}^I \left[\prod_{r=1}^{\bar{R}} \left\{ \sum_{v=j}^l \prod_{s=j, \neq v}^{l-1} \frac{\tilde{\lambda}_i^s(r)}{\tilde{\lambda}_i^s(r) - \tilde{\lambda}_i^v(r)} \exp(-\tilde{\lambda}_i^v(r) z) \right\}^{\delta_i^{jl}(r)} \right] \\ & \cdot \prod_{j=1}^{J-1} \exp \left\{ -\frac{1}{2} (\beta^j - \mu^j) (\Sigma^j)^{-1} (\beta^j - \mu^j)' \right\} \end{aligned} \quad (34)$$

となる．ただし， $\tilde{\lambda}_i^s(r)$ はモニタリング情報を用いてベイズ更新されたハザード率， $\delta_i^{jl}(r)$ は隣接する2つの時点の健全度データに対して $h_i^r = j, h_i^{r+1} = l$ のときに1，そうでないときに0となるダミー変数である．マルコフ劣化モデルに関しても5. (3) で述べた方法を用いて，パラメータ ω_i ， ϕ_i の標本を事後確率密度関数から抽出する．MCMC法により抽出したパラメータ標本を $\tilde{\beta}(n)$ ($i = 1, \dots, I; n = \underline{n}, \dots, \bar{n}$) と表す．

(3) 舗装劣化に関するベイズ予測

本研究の適用事例では，PFI事業による空港舗装マネジメントを対象としており，事業権契約において事業者が遵守すべきコンクリート舗装に関する性能が規定されている．したがって，PFI事業者の立場にたてば，ライフサイクル費用リスクを管理するうえで，コンクリート舗装版の健全度分布を予測することが重要な課題となる．いま，空港供用時点から，現在時点までのモニタリング情報 $\bar{\mathbf{y}}^{0,T}$ ， $\bar{\mathbf{h}}^{0,T}$ が得られたとする．その上で，時点 T 以降の各時点におけるコンクリート版の健全度分布をベイズ予測する問題を考える．さらに，MCMC法によって求めた地盤沈下モデルのパラメータ標本を $\tilde{\omega}^i(n)$ ，舗装劣化モデルのパラメータ標本を $\tilde{\beta}^j(n)$ と表

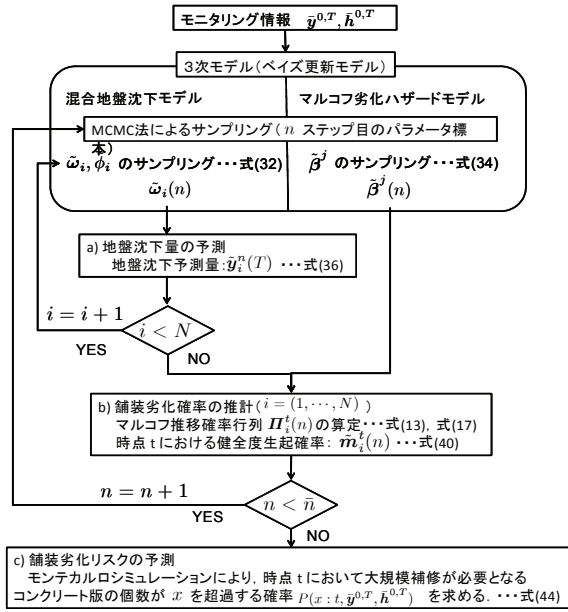


図-7 ベイズ予測の手順

そう。ただし、 n はMCMC法によるステップ番号を表し、 $n = \underline{n} + 1, \dots, \bar{n}$ のパラメータ標本をベイズ予測に用いる。ベイズ予測は、図-7に示すように、2次モデルのベイズ更新と並行して行われる。いま、2次モデルのベイズ更新が行われ、 n ステップ目のパラメータ標本 $\tilde{\omega}^i(n)$ 、 $\tilde{\beta}^j(n)$ が得られた場合を考える。ベイズ予測は以下の手順で実施される。

a) 地盤沈下量の予測

時点 T 以降の地盤沈下予測を試みる。本ステップでは、時点 T における混合地盤モデルのベイズ更新により作成したパラメータ標本 $\tilde{\omega}_i(n)$ を用いて、メッシュ i ($i = 1, \dots, I$) の地盤沈下量予測値 $\tilde{y}_i(T, n) = \{\tilde{y}_i^{T+1,n}, \dots, \tilde{y}_i^{\bar{n},n}\}$ を出力する。ただし、 $\tilde{y}_i^{t,n}$ は、重み標本 $\tilde{\omega}_i(n)$ を用いて時点 t ($t > T$) の平面メッシュ i の地盤沈下量を予測した結果である。時点 T の地盤沈下量の実測値 $\tilde{y}_i^T$ と重み標本 $\tilde{\omega}_i^n(k)$ を与件とすれば、時点 T における混合地盤沈下モデルの予測残差 $\xi_i^T(n)$ は

$$\xi_i^{T,n} = \tilde{y}_i^T - \sum_{k=1}^K \tilde{\omega}_i^n(k) f_i(T, k) \quad (35)$$

と表される。重み標本 $\tilde{\omega}_i^n$ を与件とすれば、時点 T 以降の時点 t ($t > T$) における予測値 $\tilde{y}_i^t(T)$ は、次式で示す混合地盤沈下モデルで表される。

$$\tilde{y}_i^{t,n}(T) = \sum_{k=1}^K \tilde{\omega}_i^n(k) f_i(t, k) + \xi_i^n \quad (36)$$

以上の手順を経て、地盤沈下量予測値 $\tilde{y}_i^n(T)$ を得る。この時、時点 T において地盤沈下量 $\tilde{y}_i^T$ を観測した場合に、それ以降の時点 t ($t > T$) における地盤沈下量 $\tilde{y}_i^t(T)$ に

関する確率分布関数 $H_i(\tilde{y}_i|t, \tilde{y}_i^T)$ は次式で表される。

$$H_i(\tilde{y}_i|t, \tilde{y}_i^T) = \frac{\#\{\tilde{y}_i^{t,n}(T) \leq \tilde{y}_i, n \in \mathcal{M}\}}{\bar{n} - \underline{n}} \quad (37)$$

b) 舗装劣化確率の推計

以上で求めた地盤沈下量予測値 $\tilde{y}_i^n(T)$ と、マルコフ劣化モデルのパラメータ標本ベクトル $\tilde{\beta}^j(n)$ を用いて、舗装劣化パスを発生する。パラメータ標本ベクトル $\tilde{\beta}^j(n)$ を与件とすれば、指数ハザードモデルは

$$\tilde{\lambda}_i^{j,t}(n) = \tilde{\alpha}_i^t(n) \tilde{\beta}^j(n) \quad (38)$$

と表される。ただし、 $\tilde{\alpha}_i^t(n)$ は、時点 t における地盤沈下量予測値 $\tilde{y}_i^n(T)$ を用いて定義された説明変数ベクトルである。地盤沈下が継続すれば、説明変数の値は時間とともに変化する。指数ハザードモデル $\tilde{\lambda}_i^{j,t}(n)$ が求めれば、マルコフ劣化モデル (17) を用いて、期間 $[t, t+1)$ 中に生じする舗装劣化過程をマルコフ推移行列 $\Pi^t(n)$ で定義できる。ここでは、パラメータ標本 n に依存していることを明示的に表すため添え字 n が用いられている。いま、任意の時点 $t \geq T$ における、メッシュ i の健全度 j の生起確率を $\tilde{m}_i^{j,t}(n)$ と表す。ただし、 $\sum_{j=1}^J \tilde{m}_i^{j,t}(n) = 1$ が成立する。現在時点 T において、着目しているメッシュ i の健全度が j であれば、時点 T における生起確率は、

$$\tilde{m}_i^{j,T}(n) = (0, \dots, 1, \dots, 0) \quad (39)$$

と表される。上式では、第 j 番目の要素のみが 1 となっている。この時、将来時点 t における健全度生起確率 $\tilde{m}_i^{t,n} = \{\tilde{m}_i^{1,t}(n), \dots, \tilde{m}_i^{J,t}(n)\}$ は、マルコフ推移確率行列 $\tilde{\Pi}_i$ を用いて、次式で表される。

$$\tilde{m}_i^{t,n} = \tilde{m}_i^T(n) \Pi_i^T(n) \cdots \Pi_i^{t-1}(n) \quad (40)$$

以上の結果より、各平面メッシュの現時点移行における健全度生起確率の流列 $\{\tilde{m}_i^T(n), \tilde{m}_i^{T+1}(n), \dots, \tilde{m}_i^{\bar{T}}(n)\}$ が得られる。

c) 舗装劣化リスクの予測

空港舗装マネジメントの観点からは、個々の舗装版ごとの劣化過程を予測するだけでなく、将来時点において発生するライフサイクル費用リスクを評価することが重要である。このためには、将来時点 $t \geq T$ において、合計 I 個の平面メッシュの中で、あらかじめ設定した管理水準を達成できない平面メッシュの個数分布を求めることが必要となる。その結果、各メッシュの時点 t における健全度分布 $\tilde{m}_i^{t,n}$ を求めることができる。

いま、管理水準を j^* と表す。さらに、地盤沈下サンプル n において、時点 t にメッシュ i の健全度が管理水準を満足しない確率（以下、非達成確率と呼ぶ）は

$$q_i^t(n) = \sum_{j=j^*}^J \tilde{m}_i^{j,t}(n) \quad (41)$$

と表せる。平面メッシュ全体にわたる非達成確率ベクトルを $\mathbf{q}^t(n) = (q_1^t(n), \dots, q_I^t(n))$ と表そう。いま、メッ

シユ*i*において、1) 管理水準を満足する、2) 管理水準を満足しない、という状態変数を定義し、それぞれの状態が確率 $1 - q_i^t(n)$, $q_i^t(n)$ で生起すると考える。さらに、各メッシュから、ランダムに1つつサンプルを取り出すような試行を M 回繰り返す。第 m ($m = 1, \dots, M$) 回目の試行におけるメッシュ*i*のサンプルの状態変数を

$$l_i^{t,m}(n) = \begin{cases} 0 & \text{管理水準を満足するとき} \\ 1 & \text{管理水準を満足するとき} \end{cases} \quad (42)$$

と表す。この時、時点*t*において、*I*個のメッシュの中で管理水準を満足しないメッシュの個数が x となる確率 $\text{Prob}^n(x : t, \bar{y}^{0,T}, \bar{h}^{0,T})$ は、

$$\begin{aligned} & \text{Prob}^n(x : t, \bar{y}^{0,T}, \bar{h}^{0,T}) \\ &= \frac{\#\{m | \sum_{i=1}^M l_i^{t,m}(n) = x\}}{M} \end{aligned} \quad (43)$$

と表せる。記号 $\#\{\cdot\}$ は、集合 $\{\cdot\}$ に含まれる要素数を表す。任意の x ($x = 0, 1, 2, \dots$) に対して、式(43)を用いて確率 $\text{Prob}^n(x : t, \bar{y}^{0,T}, \bar{h}^{0,T})$ を求めることにより、将来時点 $t > T$ において大規模補修が必要となるコンクリート舗装版数 x の確率分布を求めることができる。ただし、このように求めた確率分布は、地盤沈下パス n に対して定義されている。そこで、時点 T を起点とする地盤沈下パスのそれぞれに対して、確率 $\text{Prob}^n(x : t, \bar{y}^{0,T}, \bar{h}^{0,T})$ を求め、それらを平均化したような確率分布（以下、大規模補修個数分布と呼ぶ）を求める。将来時点 $t > T$ において、大規模補修が必要となるコンクリート版の個数が x となる確率 $P(x : t, \bar{y}^{0,T}, \bar{h}^{0,T})$ は

$$\begin{aligned} & P(x : t, \bar{y}^{0,T}, \bar{h}^{0,T}) \\ &= \frac{\sum_{n=\underline{n}+1}^{\bar{n}} \text{Prob}^n(x : t, \bar{y}^{0,T}, \bar{h}^{0,T})}{\bar{n} - \underline{n}} \end{aligned} \quad (44)$$

と表すことができる。

7. 適用事例

(1) 適用事例の概要

本研究では、臨海部空港であるH空港を適用事例としてとりあげる。同空港では、近距離国際旅客便の就航と深夜早朝時間帯を利用した国際貨物便就航を目的とし、エプロンを含む基本施設の他、空港保安施設、付帯施設、構内道路・駐車場および緑地の設計、施工から維持管理までを対象としたPFI事業を実施している。中でも、エプロン部は、航空機が駐機するエリアであり、高い耐流動性および耐油性が求められることからコンクリート舗装が適用されている。同エプロンは、軟弱地盤上に位置しており、地盤の不同沈下によるコンクリート舗装の疲労劣化が問題となる。そこで、下村等³⁾は、不同沈下を考慮した疲労度設計手法により、コンクリート舗装版の累積疲労度を算定することにより、コンクリート舗装の劣化過程を予測し、30年を目標計画期

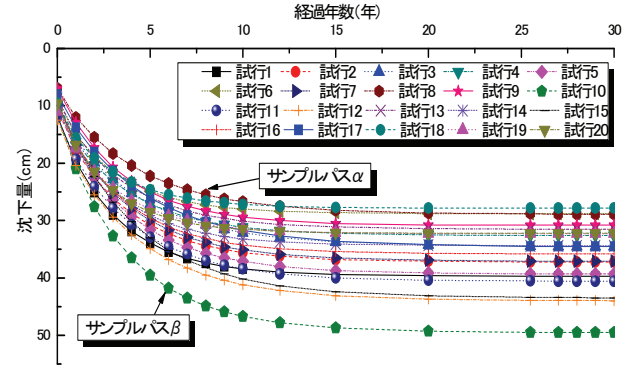


図-8 地盤沈下パス ($i = 73$)

表-3 機材別年間設計交通量

カテゴリー	該当機材	年間離陸回数
A380 クラス	A380-800	3,000
J クラス	B747-400	6,000
L クラス	B777-200ER	3,750
A380 クラス	B767-300ER	12,250
計		25,000

間とする維持補修計画を検討する方法を提案している。本適用事例では、H空港におけるエプロン部に位置する $825\text{m} \times 400\text{m}$ の範囲をとりあげる。エプロン部の圧密沈下の検討に際しては、一辺が $25.5\text{m} \times 25.5\text{m}$ の合計 528 個の平面メッシュを基本単位とし、2次元FEMの解析にあたっては、さらに平面メッシュを $25\text{cm} \times 25\text{cm}$ の微小メッシュに分割した。

(2) 1次モデルによるサンプルパスの作成

3. で示した1次モデルにより舗装の劣化過程をシミュレートする。まず、確率的1次元圧密モデルを用いて、各平面メッシュの地盤沈下パスを作成した。地盤沈下パスの具体的な作成方法に関しては参考文献³⁾に譲るが、シミュレーション結果の1例を図-8に示す。同図は、例として選定した平面メッシュ $i = 73$ における経年的な地盤沈下量に対する20本の地盤沈下パス $f_{73}(t, k)$ を示したものである。対象として選択した平面メッシュは現地盤高さ $\text{AP}+3.0\text{m}$ に対し計画地盤高さが $\text{AP}+6.0\text{m}$ であり、エリア内で盛土高が大きい箇所に該当する。20本のパスを比較すると、土質定数シナリオによって地盤沈下量が大きく変化している。ついで、2次元有限要素法モデルを用いてコンクリート版内に発生する応力を求めるとともに、マイナー則を用いてコンクリート版の疲労度を算定した。その際、表-3に示すように、対象エプロンにおける航空機交通量を想定した。その結果、地盤沈下パスと対応して、各コンクリート版の舗装劣化パスを作成した。図-9は、すべての平面メッシュの舗装劣化パス $g_i(t, k)$ ($i = 1, \dots, 528$) を表している。

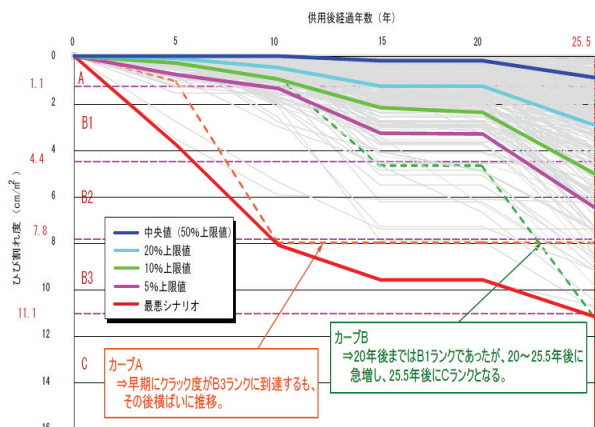


図-9 舗装劣化パス

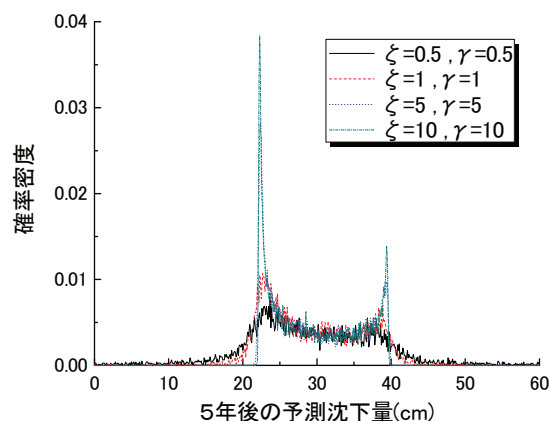


図-11 5年後の予測沈下量の分布

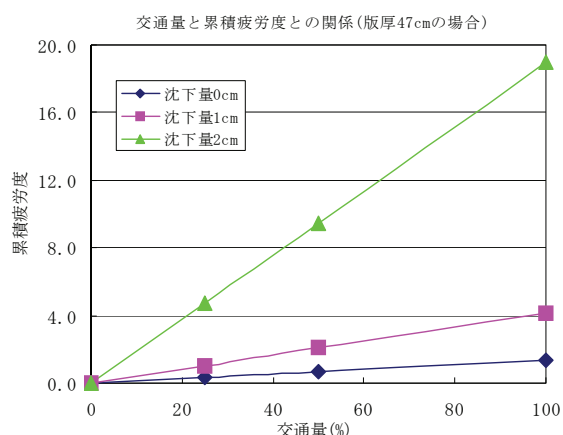


図-10 交通量と累積疲労度との関係

以上の結果に基づいて、コンクリート舗装の沈下量、曲率、累積交通量と疲労度の関係を分析した。図-10に、不同沈下量を0, 1, 2cmに設定し、交通量と累積疲労度の関係を分析した結果を示している。交通量と累積疲労度の間には線形の関係が見出せる。また、沈下量が増加すれば、累積疲労度も単調に増加している。累積疲労度と沈下量、曲率、交通量の間には単調な関係が見出せるため、これらの説明変数を用いた統計モデルを用いて舗装劣化パスを十分な精度で近似可能であると予想できる。

(3) 2次モデルの作成

1次モデルを用いて求めた地盤沈下パス $f_i(t, k)$ 、舗装劣化パス $g_i(t, k)$ を用いて、混合地盤沈下モデル、およびマルコフ劣化モデルをベイズ推計した。まず、1次モデルで得られた20本の地盤沈下パス（図-8参照）を用いて、混合地盤沈下モデルを推計した。1次モデルで求めたパスは、互いに強い相関関係にある。そこで、多重共線性を避けるため、20本の地盤沈下パスの中で予測沈下量の上限值と下限値を規定する2本のパスを用い

た。図-8に示すように、地盤沈下パスの中で、もっとも上方に位置するサンプルパスをパス α 、下方に位置するサンプルパスをパス β と呼ぶ。すべての平面メッシュに対して、2つの地盤沈下パスを採用することにより、混合地盤沈下モデルは

$$\hat{y}_i^t = \sum_{k=1}^2 \omega_i(k) f_i(t, k) + \varepsilon_i \quad (45)$$

と特定化できる。図-11は、平面メッシュ $i = 73$ をとりあげ、5年後の地盤沈下量を予測した結果を示している。図-11に示すように、式(10)の分散パラメータ $\phi_i = \sigma_i^2$ が従うガンマ分布の定数パラメータ ζ, γ の値を増大させると、予測沈下量はより狭い範囲に分布することがわかる。一方、 ζ, γ の値を減少させると、予測沈下量はより広い範囲に分布する。

マルコフ劣化モデルを作成する場合、説明変数として航空機交通量、地盤沈下量、舗装地盤の曲率、コンクリートの曲げ強度、版厚などが考えられる。このうち、曲げ強度、版厚に関しては、すべての平面メッシュで共通した値をとる。そこで、本適用事例では、説明変数として航空機交通量、地盤沈下量、舗装地盤の曲率という3つの説明変数を採用することとした。なお、図-12には、舗装地盤の曲率の算定方法を示している。前述したように、不同沈下形状として、4つの連続するメッシュでの沈下量が、極値を1つだけ持つ3次曲線、極値を2つ持つ3次曲線として近似できる場合がある。同図には、これら2つの場合の曲率を定義している。対象とする平面メッシュに対して、それに隣接する平面メッシュに関して4方向の曲率半径を算定できる。これら4方向の曲率半径の平均値を、当該メッシュの曲率半径と設定した。

1次モデルで得られた計算結果を用いて、ギブスサンプリング法により指数ハザードモデルをベイズ推計し

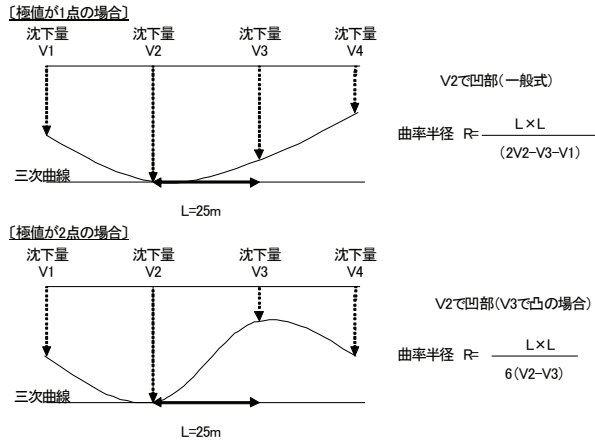


図-12 不同沈下形状と曲率半径の関係

表-4 2次モデルの推計結果

健全度 j	定数項 $\beta^{j,1}$	交通量 $\beta^{j,2}$	曲率 $\beta^{j,3}$
1	-2.811 (1.208)	0.7355 (1.337)	6.527 (0.1604)
2	-2.317 (0.7316)	0.1038 (0.7013)	3.715 (0.3895)
3	-1.481 (0.1189)	—	0.9778 (0.7398)
4	-1.721 (0.8841)	—	—

注) 括弧内はGeweke検定統計量を表す。また、交通量は時点 $t=30$ における交通量を、曲率は当該サンプルにおける曲率の最大値を1として基準化している。

た。その際、ギブスサンプリング過程が定常状態に到達することを保証するために $\underline{n} = 3,000$ に設定し、残りの10,000個のパラメータ標本を用いてパラメータ推計を試みた。その際、上記の3つの説明変数を組み合わせた計算ケースを想定し、多段階指数ハザードモデルのパラメータ値を推計した。パラメータ推計値の符号条件を検討した結果、最終的に航空機交通量、曲率という2つの説明変数が選択された。すなわち、本適用事例で採用した、指数ハザード関数は

$$\lambda_i^{j,t}(k) = \exp \left\{ \beta^{j,1} + \beta^{j,2} x_i^{t,2} + \beta^{j,3} x_i^{t,3}(k) \right\} \quad (46)$$

と表される。ここに、 $x_i^{t,2}, x_i^{t,3}(k)$ は、それぞれ平面メッシュ i の期間 t における航空機交通量、不同沈下により発生する曲率を表している。以下、 $\beta^j = (\beta^{j,1}, \beta^{j,2}, \beta^{j,3})$ と表記する。表-4には、マルコフ劣化ハザードモデルをベイズ推計した結果（パラメータの標本平均）とGeweke検定統計量を示している。Geweke検定統計量はいずれも1.96を下回っており、有意水準5%で収束仮説を棄却できない。また、表-5に、例として再びメッシュ($i = 73$)をとりあげ、多段階指数ハザードモデルを用いて推計したマルコフ推移確率を示している。

表-5 時点 $t=0$ におけるマルコフ推移確率の検討結果

健全度	1	2	3	4	5
1	0.9878	0.0121	0.0001	0.0000	0.0000
2	0	0.9804	0.0192	0.0004	0.0000
3	0	0	0.9555	0.0437	0.0008
4	0	0	0	0.9649	0.0351
5	0	0	0	0	1

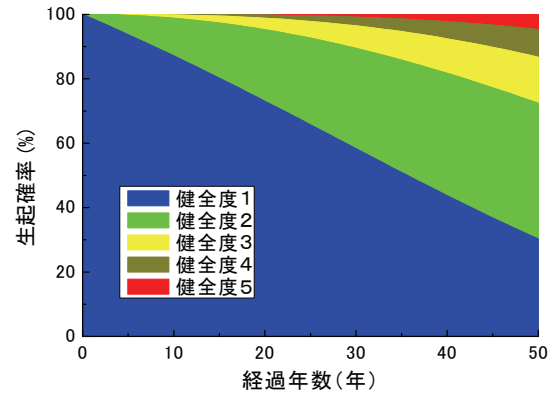


図-13 健全度生起確率の経年変化

地盤沈下過程が異なれば、各期における舗装版の曲率が異なり、それと対応してマルコフ推移確率も時間の経過に伴って変化していく。このため、地盤沈下過程が異なれば、それと対応して、舗装の劣化過程も異なることになる。供用開始時点 $t = 0$ において、各メッシュの健全度はすべて1であり、生起確率の初期値は、

$$\mathbf{m}_i^0 = (1, 0, 0, 0, 0) \quad (47)$$

となる。このとき、任意の時点 t における健全度生起確率 $\mathbf{m}_i^t = (m_i^{1,t}, \dots, m_i^{J,t})$ は、式(40)において $T = 0$ に設定することにより評価できる。図-13には、以上の方法を用いて、平面メッシュ $i = 73$ の健全度生起確率の経年的な変化パターンを予測した結果を表している。

(4) ハイブリッド劣化予測のベイズ更新（3次モデル）

まず、供用開始後、5年間のモニタリング情報に基づいて、混合地盤沈下モデルをベイズ更新する問題を取りあげる。ただし、現時点で空港施設は供用されていないため、ここでは仮想的にモニタリング情報を設定する。図-14には、528個の平面メッシュの中から、事例として選択したメッシュ($i = 73$)をとりあげ、1次モデルで作成したサンプルパス、2次モデルで求めた期待値パスを示している。また、当該平面メッシュにおいて、空港供用後5年間にわたる地盤沈下過程を、仮想的に図中の●印で示すように与える。当該メッシュにおいては、仮想モニタリング情報で示した地盤沈下過程は、期待サンプルパスよりも下方に位置しており、地

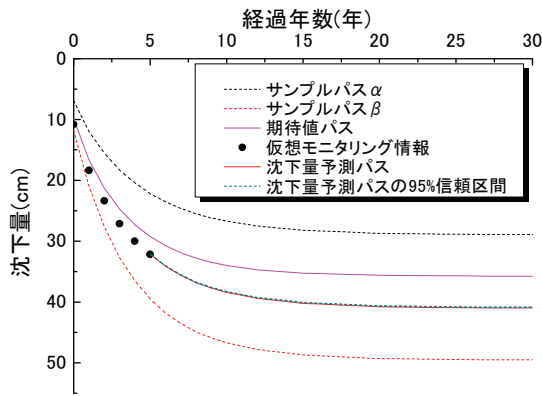


図-14 地盤沈下のモニタリング情報

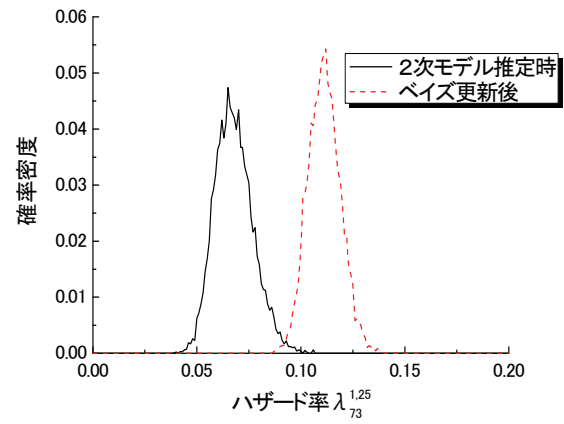


図-15 ハザード率 $\lambda_{73}^{1.25}$ の分布

表-6 混合地盤沈下モデルの推計結果

パラ メータ	期待値	95%信頼区間		Geweke 検 定統計量
$\omega_{73}(1)$	0.385	0.359	0.411	-1.59E-02
$\omega_{73}(2)$	0.615	0.589	0.641	1.59E-02
ϕ_{73}	6.83	1.83	15.07	-3.51E-02

盤沈下速度が期待値パスよりも大きい状況を想定している。空港供用後5年後を現在時点と考え、5年間のモニタリング情報を用いて3次モデルをベイズ推計した結果を表-6に示している。同表には、混合地盤沈下モデルの重み $\omega_{73}(1)$ 、 $\omega_{73}(2)$ と分散パラメータ ϕ_{73} の期待値、95%信頼区間、およびGeweke検定統計量³⁷⁾のベイズ更新結果を示している。推計結果より、重みの合計は1となっており、制約条件式(8)を満足している。また、重み $\omega_{73}(1)$ の期待値が大きくなっているが、これは仮想モニタリング情報が期待値パスより上方に位置しているためであり、必然的な結果といえる。つぎに、5年度にベイズ更新された混合地盤沈下モデルを用いて、6年度以降の地盤沈下パスを予測した結果を図-14に示す。前述したように、地盤沈下過程の実績パスとして、期待値パスよりも沈下速度が大きいパスを仮想的に設定している。したがって、経過年数30年の時点での予測沈下量の期待値が38.11cmとなり、期待値パスの35.75cmよりも大きくなっている。供用後30年度における95%信頼区間の下限は37.99cm、上限は38.22cmであり、ベイズ更新の結果、混合地盤沈下モデルの推計精度が向上し、より正確な地盤沈下リスクの管理が可能になる。

つぎに、マルコフ劣化モデルのベイズ更新を試みる。供用開始後、5年間にわたって地盤沈下過程とコンクリート舗装の劣化過程に関するモニタリング情報が得られたと仮定する。現時点では、コンクリート舗装の劣化過程に関するモニタリング情報が存在しないため、仮

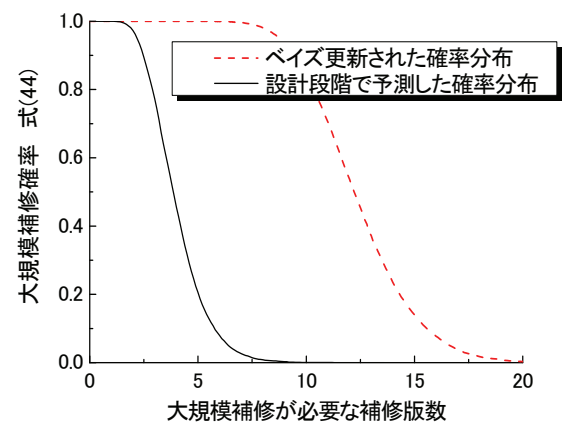


図-16 舗装劣化リスク予測リスク

想的なモニタリング情報を以下の方法で作成した。すなわち、地盤沈下過程に関しては、図-14の●印に示すように、全メッシュにわたって地盤沈下量が期待値パスに対して一律に大きくなるようなサンプルパスを想定する。その上で、地盤沈下サンプルパスを入力情報として、コンクリート舗装のハザード率 $\lambda_i^{j,t}$ を算定した。この時、コンクリート舗装の劣化過程は、式(40)を用いて記述される。その上で、式(40)に従う確率過程の中からサンプルパスを発生した。以上のように作成したモニタリング情報を追加情報として、式(34)に基づいてマルコフ劣化モデルのベイズ更新を試みた。ベイズ更新の時点が $t=5$ であるため、この時点ではコンクリート舗装の劣化がそれほど進展していない。そのため、舗装健全度1のハザード率を除いてほとんど更新されていない。図-15は、以上のようにベイズ更新した多段階指数ハザードモデルを用いて、メッシュ($i=73$)の時点 $t=25$ におけるハザード率 $\lambda_{73}^{1.25}$ を予測した結果を示している。ベイズ更新を行うことにより、ハザード率の分散が小さくなり、予測精度が向上していること

がわかる。しかし、地盤沈下過程が当初の期待値パスより早く進行しているため、ハザード率の分布が当初の分布より大きくなる方向へ修正されている。

最後に、ベイズ更新後、時点 $t = 25$ において大規模補修が必要となる舗装版の枚数の確率分布を、式(44)を用いて導出した結果を図-16に示している。同図には、設計段階で予測した確率分布と、5年間のモニタリング情報を用いてベイズ更新された確率分布が併記されている。地盤沈下過程が設計時に予測した期待値パスより早く進行するようなシナリオを仮想的に想定しているため、大規模補修が必要となる補修版数は設計時の予測結果よりも増加する方向に補正されている。軟弱地盤上の空港施設の場合、地盤沈下過程に不確実性が介在するために、地盤沈下過程の実績がコンクリート舗装の劣化過程に多大な影響を及ぼす可能性がある。このため、地盤沈下過程、コンクリート版の劣化過程に関するモニタリング情報に基づいて、コンクリート舗装の劣化過程の予測結果を逐次更新し、より精緻なリスク評価を行うことが必要であることが理解できる。

8. おわりに

空港舗装マネジメントに関しては、舗装の劣化過程に関するデータの蓄積が十分ではないという問題点がある。本研究では、疲労破壊を考慮した信頼性設計法を用いて、空港コンクリート舗装の劣化過程をモデル化した。このような力学的モデルにより、舗装劣化データが蓄積されていなくても、舗装の劣化過程を予測することが可能となる。しかし、コンクリート材料の疲労破壊や、目地部の破損等、1次モデルを用いて十分に表現できない劣化現象もあり、1次モデルの予測精度に課題が残されている。このため、コンクリート舗装の劣化現象を継続的にモニタリングすることにより、予測結果の信頼性を向上させる努力が必要である。

本研究では、空港コンクリート舗装の劣化データが存在しない状況の下で、1次モデルを用いてコンクリート舗装の劣化予測を試みた。しかし、1次モデルを用いた劣化予測には、地盤沈下過程や疲労メカニズム等の不確実性が介在する。そこで、1次モデルによる予測結果を用いて、コンクリート舗装の劣化過程を統計的に表現する2次モデルを作成した。さらに、モニタリング情報に基づいて、2次モデルを逐次ベイズ更新するというハイブリッド劣化モデルを提案した。さらに、現実の空港舗装マネジメントを対象とした適用事例を用いて、本研究で提案した方法論の有効性を実証的に検討した。その結果、本研究で提案した方法論は、十分な実用性を有するものと考えるが、今後いくつかの研究課題が残されている。第1に、本研究の適用事例は、

現時点において空港整備事業が開始された段階である。したがって、現時点においてモニタリング情報が入手可能ではない。適用事例では、モニタリング情報を人工的に作成することにより混合地盤沈下モデルのベイズ更新を試みた。今後、空港地盤の沈下過程を継続的にモニタリングすることにより、混合地盤沈下モデルのベイズ更新の有効性を、現実のモニタリング情報を用いて検証することが必要である。第2に、本研究においては、コンクリート舗装特有のコンクリート材料のもつ強度の不確実性を考慮していない。実際の空港コンクリート舗装においては、このコンクリート強度のばらつきによって劣化現象にもばらつきが生じることが想定される。特に空港コンクリート舗装においては、曲げ強度のばらつきの影響が考えられるが、個々のコンクリート版の実曲げ強度を一つ一つ計測することは難しい。今後は、コンクリートの曲げ強度のばらつきを考慮したような疲労破壊モデルを考慮することが必要となろう。第3に、本研究で開発した舗装劣化予測モデルを用いて、最適修繕戦略を求めるための計画モデルを開発することが必要である。特に、PFI事業により空港コンクリート舗装マネジメントを実施する場合、事業権契約に盛り込まれた性能規定を満足することが必要である。そのためには、ライフサイクル費用リスクを評価するとともに、地盤沈下モデル、舗装劣化モデルのベイズ更新過程を導入したようなマルコフ決定過程に関する研究が必要となる。第4に、地盤沈下過程が1次モデルの予測結果と大幅に乖離し、混合地盤沈下モデルの予測精度が著しく低下する場合、1次元圧密モデルの妥当性を検討することが必要となる。PFI事業権契約において、発注者が地盤リスクを負担すべき場合、1次モデルの修正が必要となった段階でPFI事業権契約の設計変更が必要となる。この場合、新しい1次モデルの作成とハイブリッド劣化予測モデルの再構築が必要となる。最後に、本研究で提案したベイズ更新モデルは、モニタリング情報に基づいて設計段階における予測結果をベイズ更新するための方法論を提案したものである。このようなベイズ更新モデルは、空港舗装マネジメント問題以外の幅広い問題に対して適用できる可能性を持っている。今後、ベイズ更新モデルの方法論の有効性を空港舗装以外の土木施設のアセットマネジメント問題に対して検証することが必要である。

なお、本研究の一部は文部科学省「若手研究者の自立的な研究環境整備促進」事業によって大阪大学グローバル若手研究者フロンティア研究拠点にて実施された。

参考文献

- 1) 小林潔司：分権的ライフサイクル費用評価と集計的効率性，土木学会論文集，No.793/IV-68，pp.59-71，2005。
- 2) 小林潔司，上田孝行：インフラストラクチャのマネジメン

- ト:研究展望, 土木学会論文集, No.744/IV-61, pp.15-27, 2003.
- 3) 下村泰造, 西澤辰男, 吉永清人, 福岡知久: 疲労度設計法を用いた空港コンクリート舗装の維持管理手法の検討, 舗装工学論文集, 土木学会, Vol.12, pp.211-218, 2007.
 - 4) 下村泰造, 小濱健吾, 貝戸清之, 小林潔司: 空港舗装のアセットマネジメントのためのハイブリッド型地盤沈下モデル, 土木学会論文集F (投稿中).
 - 5) 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.
 - 6) 貝戸清之, 小林潔司: マルコフ劣化ハザードモデルのベイズ推定, 土木学会論文集A, Vol.63, No.2, pp.336-355, 2007.
 - 7) Jie Yuan, J. and Mooney, M.A.: Development of Adaptive Performance Models for the Oklahoma Airfield Pavement Management System, *Transportation Research Record, TRB 2003*, Vol.1853, pp.44-54, 2003.
 - 8) Federal Aviation Administration: *Pavement Management System, Advisory Circular*, AC No.150/5380-7, 1988.
 - 9) 青木一也, 山本浩司, 小林潔司: 劣化予測のためのハザードモデルの推計, 土木学会論文集, No.791/VI67, pp.111-124, 2005.
 - 10) Mishalani, R. and Madanat S.: Computation of infrastructure transition probabilities using stochastic duration models, *Journal of Infrastructure Systems*, ASCE, Vol.8, No.4, pp.139-148, 2002.
 - 11) Shin, H.C. and Madanat, S.M.: Development of a stochastic model of pavement distress initiation, 土木学会論文集, No.744/IV-61, pp.61-67, 2003.
 - 12) 青木一也, 山本浩司, 津田尚胤, 小林潔司: 多段階ワイブル劣化ハザードモデル, 土木学会論文集, No.798/VI-68, pp.125-136, 2005.
 - 13) 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.
 - 14) 八谷好高: 空港コンクリート舗装のマネジメントシステムに関する研究, 港湾技研資料, No.698, 1991.
 - 15) 小梁川雅, 野田悦郎, 伊藤正秀: 供用履歴を受けたコンクリート舗装の疲労特性に関する研究, 舗装工学論文集, 土木学会, Vol.9, pp.149-156, 2004.
 - 16) 宮田俊介, 丸山暉彦, 中村健: 信頼性を考慮した舗装設計法に関する研究, 土木学会第57回年次学術講演会, pp.873-874, 2002.
 - 17) 竹内康, 小梁川雅, 西澤辰男, 木村慎: 路盤の経年変化がコンクリート舗装の疲労破壊に及ぼす影響, 舗装工学論文集, 土木学会, Vol.3, pp.93-100, 1998.
 - 18) (財) 港湾空港建設技術サービスセンター: 空港舗装構造設計要領 (平成11年4月), 2005.
 - 19) 西澤辰男, 松野三朗: コンクリート舗装の構造解析における有限要素法の適用性について, 土木学会論文報告集, 第338号, pp.207-215, 1983.
 - 20) 西澤辰男, 蛭川明, 福田正: FEM解析に基づくコンクリート舗装版横目地のそり応力, 土木学会論文集, No.532/V-30, pp.89-96, 1996.
 - 21) 土田孝, 小野憲司: 数値シミュレーションによる不同沈下の予測とその空港舗装設計への適用, 港湾技術研究所報告, 第27巻, 第4号, pp.123-200, 1988.
 - 22) 岩間滋: コンクリート舗装の構造設計に関する実験的研究, 土木学会論文集, 第111号, pp.16-46, 1964.
 - 23) 坪川将丈, 水上純一, 江崎徹, 八谷好高: 空港コンクリート舗装の温度応力に関する研究, 国土技術政策総合研究所資料, No.341, 2006.
 - 24) (社) 日本道路協会: 舗装設計便覧 平成18年版, 2006.
 - 25) 国土交通省航空局: 空港舗装補修要領 (案), 1999.
 - 26) 日本道路協会: 舗装設計施工指針 平成18年版, 2006.
 - 27) Lancaster, T.: *The Econometric Analysis of Transition Data*, Cambridge University Press, 1990.
 - 28) Gourieroux, C.: *Econometrics of Qualitative Dependent Variables*, Cambridge University Press, 2000.
 - 29) Amemiya, T. and Boskin, M.: Regression analysis when the dependent variable is truncated lognormal, with an application to the determinants of the duration of welfare dependency, *International Economic Review*, Vol.15, pp.485, 1974.
 - 30) 東京大学教養学部統計学教室編: 自然科学の統計学, 東京大学出版会, 1992.
 - 31) 繁枅算男: ベイズ統計入門, 東京大学出版会, 1985.
 - 32) Jeffreys, H.: *The Theory of Probability*, Oxford University Press, 1961.
 - 33) Ibrahim, J.G., Ming-Hui, C. and Sinha, D.: *Bayesian Survival Analysis*, Springer Series in Statistics, 2001.
 - 34) 伊庭幸人: 計算統計学のフロンティアー計算統計II, マルコフ連鎖モンテカルロ法とその周辺, 岩波書店, 2005.
 - 35) 和合肇: ベイズ計量経済分析, マルコフ連鎖モンテカルロ法とその応用, 東洋経済新報社, 2005.
 - 36) Gilks, W.R. and Wild, P.: Adaptive rejection sampling for Gibbs sampling, *Applied Statistics*, Vol.41, pp.337-348, 1992.
 - 37) Geweke, J.: Evaluating the accuracy of sampling-based approaches to the calculation of posterior moments, *Bayesian Statistics*, Vol.4, pp.169-193, Oxford University Press, 1996.
 - 38) Chib, S.: Marginal likelihood from Gibbs output, *Journal of the American Statistical Association*, Vol.90, pp.1313-1321, 1995.
 - 39) Newey, W.K. and West, K.D.: A simple, positive semi-definite, heteroskedasticity and autocorrelation consistent covariance matrix, *Econometrica*, Vol.55, pp.703-708, 1987.

(平成20年 4月 12日 受付)

A HYBRID DETERIORATION MODEL OF AIRPORT CONCRETE PAVEMENT

Taizo SHIMOMURA, Kiyoshi KOBAYASHI, Kengo OBAMA and Kiyoyuki KAITO

The crack progression processes of concrete pavements of airports are characterized by a lot of uncertainty. There lacks the relevant information on the pavement deterioration processes, which becomes the obstacles against the establishment of the efficient asset management systems. In this paper, the statistical models of the pavement deterioration are estimated based upon the sample paths generated by the mechanical models. The paper presents a methodology to revise iteratively the statistical models based upon the newly obtained monitoring data through the Bayesian rules. The applicability of the methodology presented in this paper is examined against the real world data concerning the airport facilities.