ハイブリッド型劣化予測モデルを用いた 空港舗装のアセットマネジメントに関する研究

平成20年2月13日 京都大学大学院工学研究科 都市社会工学専攻 小濱 健吾

目	次
---	---

1	序論			1
	1.1	緒言		1
	1.2	力学的	3劣化モデルと統計的劣化モデル・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・	1
	1.3	ハイブ	リッド型劣化予測モデル ・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・	2
	1.4	結言		3
2	ハイ	ブリッ	ド型地盤沈下モデル	4
	2.1	緒言		4
	2.2	本研究	この基本的立場・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・	4
		2.2.1	従来の研究概要・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・	4
		2.2.2	ハイブリッド型地盤沈下モデル ・・・・・・・・・・・・・・・・・	6
		2.2.3	ベイズ更新スキーム・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・	7
		2.2.4	混合地盤沈下モデルの推計精度 ・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・	9
	2.3	地盤沈	こ下モデル(1次モデル) ・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・	9
		2.3.1	モデル化の前提条件・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・	9
		2.3.2	地盤モデルの構成・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・	10
		2.3.3	地盤沈下サンプルパスの発生・・・・・・・・・・・・・・・	12
	2.4	混合地	盤沈下モデル(2次モデル)・・・・・・・・・・・・・・・・・	13
		2.4.1	2次モデルの目的・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・	13
		2.4.2	混合地盤沈下モデルの定式化・・・・・・・・・・・・・・・・	14
		2.4.3	地盤沈下量の確率的予測・・・・・・・・・・・・・・・・・・・	15
	2.5	ベイズ	「更新モデル(3次モデル)・・・・・・・・・・・・・・・・・・	16
		2.5.1	混合地盤沈下モデルのベイズ更新 ・・・・・・・・・・・・・・	16
		2.5.2	尤度関数の定式化・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・	16
		2.5.3	MHアルゴリズム・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・	17
		2.5.4	事後分布に関する統計量・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・	21
		2.5.5	ベイズ更新スキーム ・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・	22
		2.5.6	ベイズ予測モデル・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・	23
	2.6	適用事	•例 • • • • • • • • • • • • • • • • • •	25
		2.6.1	適用事例の概要 ・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・	25
		2.6.2	推計結果・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・	26
	2.7	結言		38

3 ハイブリッド型コンクリート舗装劣化モデル

39

3.1	緒言	
3.2	本研究	この基本的立場・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・ 40
	3.2.1	従来の研究概要 ・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・ 40
	3.2.2	空港舗装のリスクマネジメント ・・・・・・・・・・・・・・・ 41
	3.2.3	ハイブリッド劣化モデル ・・・・・・・・・・・・・・・・・・・ 42
	3.2.4	ハイブリッド劣化モデルの特徴 ・・・・・・・・・・・・・・・ 43
3.3	ハイフ	「リッド劣化モデル ・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・ 44
	3.3.1	モデル化の前提条件 ・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・ 44
	3.3.2	1次モデル(設計段階) ・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・ 45
	3.3.3	2次モデル(設計段階) ・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・ 47
	3.3.4	3次モデル(運用段階) ・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・ 47
3.4	力学的	つ劣化モデル(1次モデル) ・・・・・・・・・・・・・・・・・・・ 48
	3.4.1	1次モデルの概要・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・ 48
	3.4.2	不同沈下シミュレーション・・・・・・・・・・・・・・・・・ 48
	3.4.3	コンクリート舗装版内応力の算定 ・・・・・・・・・・・・・・ 49
	3.4.4	累積疲労度の算定・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・ 50
	3.4.5	ひび割れ発生予測・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・ 52
3.5	統計的	7劣化モデル(2次モデル) ・・・・・・・・・・・・・・・・・・・52
	3.5.1	2次モデルの概要・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・ 52
	3.5.2	混合地盤沈下モデル ・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・ 53
	3.5.3	マルコフ劣化ハザードモデル・・・・・・・・・・・・・・・・54
	3.5.4	マルコフ劣化モデルのベイズ推計 ・・・・・・・・・・・・・・55
	3.5.5	ベイズ統計量 ・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・ 58
3.6	ベイス	、更新モデル(3次モデル) ・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・ 60
	3.6.1	3次モデルの役割・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・ 60
	3.6.2	3次モデルの作成・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・ 60
	3.6.3	舗装劣化に関するベイズ予測・・・・・・・・・・・・・・・・・62
	3.6.4	a) 地盤沈下量の予測 ····· 62
	3.6.5	b) 舗装劣化確率の推計 ・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・ 63
	3.6.6	c) 舗装劣化リスクの予測・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・ 64
3.7	適用事	手例 ・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・ 65
	3.7.1	適用事例の概要 ・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・65
	3.7.2	1 次モデルによるサンプルパスの作成・・・・・・・・・・・・65
	3.7.3	2次モデルの作成
	3.7.4	ハイブリッド劣化予測のベイズ更新(3次モデル) ・・・・・・ 70

-1-

	3.8	結言		73
4	空港	舗装の	維持管理モデル	75
	4.1	緒言		75
	4.2	本研究	この基本的立場・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・	75
		4.2.1	従来の研究概要・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・	75
		4.2.2	維持管理契約の特性・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・	76
		4.2.3	モデルの構造 ・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・	77
	4.3	基本モ	デルの定式化・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・	78
		4.3.1	前提条件・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・	78
		4.3.2	地盤の沈下過程 ・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・	79
		4.3.3	舗装の劣化過程・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・	79
		4.3.4	劣化・補修過程・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・	80
		4.3.5	維持管理契約モデル・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・	82
	4.4	モデル	~の解法 ・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・	83
		4.4.1	最適値関数の導出・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・	83
		4.4.2	最適値関数に関する期待値操作 ・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・	83
		4.4.3	解法 •••••	84
	4.5	適用事	[例 ・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・	85
		4.5.1	適用事例の概要・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・	85
		4.5.2	計算結果・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・	85
	4.6	結言		88

1 序論

1.1 緒言

わが国の空港施策を念頭に空港におけるアセットマネジメントを考えると,わが国にお ける3大空港事業については,東京の国際空港の沖合展開事業,新東京国際空港の第2滑 走路事業,関西国際空港事業が該当するが,こうした事業が完成したとしても基礎需要に 対応できない航空輸送の状況は,先進国の空港施策としては失格とも言われている.そこ で,国内,国際線とも喫緊の課題として容量拡張の必要性が叫ばれている.アセットマネ ジメントの観点からすれば,このような容量拡張の必要性が空港維持費の増大を引き起こ すことは言うまでもない.特に空港の使用性と密接な関係にある空港舗装のアセットマネ ジメントが重要な課題となる.

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.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が求められている.

1.2 力学的劣化モデルと統計的劣化モデル

土木施設の劣化予測に関しては,数多くの研究事例が存在する.土木施設の劣化モデル としては,1)過去の目視検査結果に基づいた統計的な劣化モデル³⁾⁻⁹,2)土木施設の 力学的劣化メカニズムに着目した劣化モデル¹⁰⁾⁻¹⁵⁾が提案されている.統計的劣化モデル は,個々の施設の劣化過程に関する情報に内在する統計的規則性をモデル化する方法であ る.また,マクロなレベルでの平均的な劣化特性を表現することを目的としている.ここ で,統計的劣化モデルは,現実に生じた劣化現象に基づいてモデル化を行う.このため, 劣化現象にかか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.

空港コンクリート舗装に関しては、米国において既に実績があり、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¹⁶⁾やFAA(Federal Aviation Administration)が提案している舗装マネジメントシステム¹⁷⁾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元に、空港舗装の劣化状態を表す PCI(Pavement Condition Index)の最適値を重回帰分析を用いて表現する手法を採用して いる.一方、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 ルがあげられる.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.さらに, マルコフ推移確率を,多段階指数ハザードモデルを用いて推計する方法も提案されている. 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・化学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によって劣化過程を 記述する方法が提案されている.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に存在しなくても劣化過程を記述 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で用いられるパラメー タの不確実性が介在する場合が少なくない.さらに,現場における初期施工状態のちらば りや材料物性値の持つばらつき等,力学的劣化モデルで記述できない要因や,力学的モデ ルの信頼性等による不確実性も介在する.このため,現実に生起した劣化状態が,物理モ デルにより推定された設計値と一致する保証はない.

1.3 ハイブリッド型劣化予測モデル

本研究で提案するハイブリッド型劣化予測モデルは、1)力学的理論に基づいて、劣化 過程のサンプルデータを発生する1次モデル、2)1次モデルで生成したサンプルデータ に基づいてサンプルデータの統計的規則性を記述する2次モデルにより構成される. さら に、3)時間の経過にしたがって、新しい観測データが獲得されれば、それを用いて統計 的モデルをベイズ学習する3次モデルが付加されている. すなわち、本研究におけるハイ ブリッド型劣化予測モデルは確定論的手法である物理モデルと確率論的手法である統計的 劣化モデルとを合成したモデルとなっている. 確定論的物理モデルにおいては、劣化に関 するデータが存在していない場合においても、確定的に劣化現象を記述できるという利点 がある反面、物理モデルに内在する様々な不確実性に留意しなければならないという問題 点を有する.

従来の劣化予測手法においては、時間の経過とともに計測値が得られた場合、物理的手 法においては、モデルを支配するパラメータの同定を行う、いわゆる逆解析的手法により、 物理モデルを更新する.しかしながら、多くの物理モデルにおいて、モデルに内在する不 確実性の問題によって、物理モデルの信頼性を確認する必要が生じる.一方、確率論的手 法である統計的劣化モデルにおいては、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.しかしながら、統計的劣化モデルにおいては、 経年的な劣化に関するデータが必要となり、空港コンクリート舗装のように、これまでに 十分な計測値が得られない場合は、今後のデータの蓄積を待つ必要がある.

-2-

これに対し、ハイブリッド型劣化予測モデルにおいては、物理モデルによる劣化現象を 初期値とし、物理モデルで規定されるパラメータと密接な関係を持つ変数を説明変数とし た統計的劣化モデルを構築することにより、初期時点における計測データがない場合にお いても、不確実性を考慮した劣化予測が可能である.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って、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、ベイズ更新を行った結果、当初想定した 劣化現象から逸脱した場合、物理モデル、もしくは統計的劣化モデルの信頼性にフィード バックすることが可能であり、より精度の高い劣化予測を再検討することとなる.

1.4 結言

本論文は本章を含めて5章で構成されている.各章の概要は以下の通りである.

1章では、以降の議論に先立ち、本論文を著すに至った背景、問題意識と目的について、 その概要を述べた.

2章では、3章で用いる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にサブ モデルとして組み込まれている、ハイブリッド型地盤沈下モデルを提案する.軟弱地盤上 に立地された空港において、コンクリート舗装のアセットマネジメント戦略を立案する上 で、将来的に発生する地盤沈下を予測することは重要な課題となる.ここでは、まず、統 計的な地盤沈下モデルを圧密理論を用いたサンプルパスの荷重和として表現する.その上 で、モニタリング情報を用いて、サンプルパスに割り当てられた重み係数を逐次ベイズ更 新するような方法について言及する.

3章では、確定論的手法である物理モデル(1次モデル)と、確率論的手法である統計 的モデル(2次モデル)を結合した、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.ハイブリッド型劣化予測モデルにおいては、物理モデルによる劣化現象 を初期値とし、1次モデルと密接な関係を持つ変数を説明変数とした2次モデルにより、 劣化事象に内在する不確実性を考慮した劣化予測を実施する.さらにベイズ更新を実施す ることにより、劣化予測の不確実性をより高い精度で推計する手法論を説明する.同時に、 空港コンクリート舗装におけるリスク評価についても言及する.

4章では、2章、3章において推計した結果を用い、空港コンクリート舗装のアセット マネジメントにおけるライフサイクル費用評価の方法論について言及する.空港コンク リート舗装のライフサイクル費用評価においては、地盤沈下リスクによる不確実性と、コ ンクリート舗装の劣化リスクによる不確実性の2つのリスクが同時に介在している.これ らのリスクを同時に考慮したようなライフサイクル費用評価の方法論について言及する.

最後に**5章**では、本論文による知見とその成果をまとめ、本論文に残された課題を述べ、 本論文を結ぶ。

2 ハイブリッド型地盤沈下モデル

2.1 緒言

わが国では人工島や埋め立て地に空港が建設される場合が少なくない.このような海上 空港では、地盤の不同沈下により、空港舗装が損傷を受ける可能性がある.地盤沈下の進 行により、空港舗装の勾配に関する性能規定が満足されない場合、コンクリート舗装の大 規模補修が必要となる.このため、空港舗装のアセットマネジメント戦略を決定する上で、 将来に発生する地盤沈下を予測することは重要な課題となる.

従来より,軟弱地盤を対象として,圧密理論を用いた地盤沈下予測モデルが開発されて いる¹⁸⁾⁻²²⁾.しかし,現実の地盤条件には多くの不確実性が介在するために,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.このため,地盤条件を表す土質定数を確 率変数として取り扱い,不同沈下を考慮した1次元圧密モデルを用いて地盤沈下過程を確 率的に予測する方法^{?)}が提案されている.これらの確率的地盤沈下モデルでは,土質定数 を乱数発生させるとともに,土質定数の組み合わせに対して地盤沈下過程に関するサンプ ルパスを発生することになる.

空港建設後,地盤沈下を継続的にモニタリングすることにより,地盤沈下過程の予測精 度を向上させることが可能となる.本研究では,統計的な地盤沈下モデル(混合地盤沈下 モデルと呼ぶ)を圧密理論を用いて求めたサンプルパスの荷重和として表現する.その上 で,モニタリング情報を用いて,サンプルパスに割り当てられた重み係数を逐次ベイズ更 新するようなハイブリッド型地盤沈下モデルを提案する.混合地盤沈下モデルの推計精度 は,サンプルパスの発生方法やその推計精度に依存している.したがって,混合地盤沈下 モデルの推計精度を議論する場合,ベイズ更新の根拠となったサンプルパスの発生方法や 現象再現性に関する検証が必要となる.

2.2 本研究の基本的立場

2.2.1 従来の研究概要

空港舗装のアセットマネジメントに関しては、米国において既に実績があり、オクラホマ 空港におけるコンクリート舗装を対象とした舗装マネジメントシステム¹⁶⁾やFAA (Federal Aviation Administration)が提案している舗装マネジメントシステム¹⁷⁾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元に、空港舗装の 劣化状態を表すPCI (Pavement Condition Index)を用いた劣化曲線を最小二乗法を用い て推計する手法を採用している.しかし、劣化過程には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.一方、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あげられる.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、健全度間の推移確率



図-2.1 ハイブリッド型地盤沈下モデルの構成

をマルコフ推移確率で表現する.さらに、マルコフ推移確率を、多段階指数ハザードモデルを用いて推計する方法⁴⁾⁻⁷⁾も提案されている.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.

アメリカ合衆国で開発された空港舗装マネジメントシステムは、いずれも舗装地盤の安 定性を前提として開発されたものである.しかし、わが国では、空港が人工島もしくは海 岸埋立地に立地している場合が少なくない.このような海上空港の維持管理においては、 空港地盤の沈下が重大な影響を及ぼすことになる.したがって、空港舗装マネジメントに おいては、地盤沈下量の予測を考慮した維持補修政策の検討が必要となる.空港地盤の沈 下過程を予測するために、圧密理論を用いた地盤沈下モデルが提案されている.しかし、 地盤条件には多大な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困 難である.また、初期施工状態のちらばりや材料物性値の持つばらつき等、地盤沈下モデ ルで記述できない要因や、モデルの信頼性等による不確実性も介在する.このため、現実 に生起した地盤沈下状態が、地盤沈下モデルにより推計された設計値と一致する保証は ない.

本研究では、まず空港コンクリート舗装の初期設計段階を想定し、圧密理論に基づいた 地盤沈下モデル²²⁾を用いて、地盤沈下過程の経年的予測を試みる.しかし、近年、建設が 増加している海上空港においては、地盤条件の不確実性が介在するため、地盤パラメー タをランダムに与えることにより、舗装劣化過程のサンプルパスを発生させる手法を採用 する.その上で、サンプルパスの背後にある統計的な規則性を、混合地盤沈下モデルを用 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地盤沈下情報に基づいて、混合地盤沈下モデルをベイズ更新さ せるという方法論を提案する.このように、本研究で提案する地盤沈下モデルは、力学的 予測モデルと統計的予測モデルを合成したハイブリッド型モデルである.このようなハイ ブリッド型地盤沈下モデルに関する研究は,筆者の知る限り,本研究がはじめての試みで ある.

2.2.2 ハイブリッド型地盤沈下モデル

対象とする期間を、空港が供用される時点より以前の期間と、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しよう.設計段階においては,空港地盤の沈 下過程に関するモニタリング情報は、存在していない.したがって、設計段階では、1次 モデル(圧密理論を用いた地盤沈下モデル)を用いて、メッシュごとの地盤沈下量の経年 予測を行うことが課題となる.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、 地盤条件に関するデータを獲得する.ボーリング調査により獲得するデータは、地盤条件 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設定するとと もに、各メッシュの地盤沈下過程に関するサンプルパスを獲得する.その上で、サンプル 情報に基づいて、地盤沈下過程の統計的規則性を2次モデルを用いて表現する.2次モデ ルにより、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 えよう. 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を継続的にモ ニタリングする.空港管理者は、地盤沈下量に関する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.以上の3つのサブモデルの関係を図-2.1 に整理している. 同図に示すように, 本研究で提案する地盤沈下予測モデルは, 1) 圧密 理論に基づいて、地盤沈下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する混合地盤沈下モデル(2次モデル),3) 時間の経過にしたがって獲得される新しい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,で構成される複合的な予測モデル(以下,ハイブリッド型地盤沈下 モデルと呼ぶ)になっている.このようなハイブリッド型地盤沈下モデルの有効性を検討 するために,以下では,まず1次モデルと2次モデルが果たす役割について検討する.

本研究では、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(1次モデル)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(図-2.2参照).1次モデルを用いることにより、各平面メッシュごとに、 地盤沈下量の経年的変化を予測することができる.しかし、地盤条件には多くの不確実性 が介在する.このため、地盤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こととする.乱数発生により各3次元メッシュの地盤 条件を確定する.このように各メッシュの地盤条件を設定すれば、1次モデルを用いて各 平面メッシュの経年的な地盤沈下過程を予測することができる.このようにして求めた地



図-2.2 地盤のモデル化

盤沈下過程は、乱数発生により求めた地盤条件シナリオに対して求めた沈下過程の1つの サンプル(以下、サンプルパスと呼ぶ)を意味している.

地盤条件シナリオをランダム発生させることにより、それぞれ平面メッシュごとに複数 のサンプルパスを求めることができる.空港舗装の設計や維持補修計画を立案するために は、1次モデルを用いて作成した膨大なサンプルパスの情報を集約化することが必要であ る.もっとも簡単な方法は、1次モデルで求めたサンプルパスを平均化した期待値パスを 用いる方法である.期待値パスは簡便であるが、1次モデルで求めた膨大な情報を、十分 に活用できていないという限界がある.そこで、本研究では1次モデルで求めたサンプル パスに対して重み係数を割り当て、地盤沈下過程をサンプルパスの荷重平均で表現したよ うな混合地盤沈下モデル(2次モデル)を定式化する.設計段階では、現実の地盤沈下過 程を観測できないため、2次モデルを統計的に推計することは不可能である.したがって、 各サンプルパスの確かさに関する理論的・経験的な追加情報が存在しなければ、各サンプ ルパスに対する重みを等しく取り扱わざるを得ない.すなわち、地盤沈下過程は、サンプ ルパスを平均化した期待値パスとして定義される.しかし、空港が供用された後は、地盤 沈下過程に関するモニタリング情報が獲得できる.モニタリング情報を活用し、2次モデ ルを逐次ベイズ更新し、地盤沈下過程の予測精度を向上することが課題となる.

2.2.3 ベイズ更新スキーム

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、図-2.3に示すように、空港供用時点t₀から一定期間が経過し、現在時点 Tに到達したと考える.設計段階では、確率1次元圧密モデルを用いて、地盤沈下過程を 予測する.図中の破線は、ある平面メッシュをとりあげ、メッシュの地盤沈下量の経年変 化を予測した結果を示している.図中には土質定数を変化させた20個の計算シナリオに 対して求めた地盤沈下過程のサンプルパスを示している.さらに、図中の太い赤線は、こ



図-2.3 混合地盤沈下モデルのベイズ更新

れらのサンプルパスの単純平均により求めた期待値パスを示している.空港供用開始後, 各メッシュの地盤沈下過程のモニタリングを継続したと考える.同図には,供用開始時点 t₀から,現在時点Tに至るまでに観測された地盤沈下量を●印でプロットしている.同図 の設定では,プロットされた地盤沈下量の実測値は,太線で示された期待値パスよりも下 方に位置させている.現実の地盤沈下プロセスにおいてもこのようなケースは十分に想定 され,その沈下のスピードは期待値パスよりも速くなる.すなわち,期待値パスを用いた 場合には現実の沈下速度を過小評価する可能性があり,期待値パスのみで舗装マネジメン トを実施することには限界がある.

混合地盤沈下モデルは、サンプルパスに対して重み係数を割り当て、サンプルパスの荷 重平均を求めることによって獲得できる.さらに、期待値パスは、図に示した20個のサン プルパスに等しい重みをつけて、サンプルパスの単純平均を求めた結果である.しかし、 モニタリング情報に基づけば、混合地盤沈下モデルを構成する場合、現実のモニタリング 結果に近いサンプルパスに対してより大きい重みをつけたほうが、より合理的な予測結果 を獲得できる.さらに、重みベクトルがある事前分布に従って分布すると考えよう.初期 時点においては、地盤沈下に関するモニタリング情報は利用可能でない.したがって、す べてのサンプルパスに対して、等しい重みが割り当てられる.しかし、モニタリング情報 が獲得できれば、地盤沈下量の観測値に近いサンプルパスに対して、より大きい重みが割 り当てられるようになる.その結果、重み係数の分布範囲をより狭い範囲に限定すること が可能となる.図-2.3には、現在時点Tまでのモニタリング情報を用いてベイズ更新した 混合地盤沈下モデルを用いて、現在時点T以降の地盤沈下過程を予測したサンプルパスを 青い1点鎖線で示している.1次モデルで求めたサンプルパスの散らばりと比較して、ベ イズ更新後のサンプルパスは狭い範囲に収束しており、混合地盤沈下モデルの予測精度が 向上していることが理解できる.

2.2.4 混合地盤沈下モデルの推計精度

混合地盤沈下モデルは、1次モデルによる予測結果に基づいて統計的に再構成したもの である.このように作成した混合地盤沈下モデルの推計精度は、1)サンプルパスを発生 した1次モデルの信頼性、2)2次モデルが1次モデルのデータ発生メカニズムを十分な 精度で近似しているかどうかに依存している.本研究では、前者を1次モデルの信頼性問 題、後者を2次モデルの信頼性問題と呼ぶこととする.

空港舗装マネジメントでは、地盤沈下過程を継続的に観測することにより2次モデルの 推計精度の向上を図ることが求められる.しかし、2次モデルをベイズ更新したとしても、 それで1次モデルの信頼性問題が解消したわけではないことに留意する必要がある.1次 モデルの効用は、地盤沈下現象を力学モデルとして表現できる点にある.地盤沈下予測結 果に誤差が発生した場合、それが設計段階に想定していた範囲の中にある誤差であるかど うかを評価することが重要な課題となる.混合地盤沈下モデルの統計的信頼性を分析する ことにより、ハイブリッド型地盤沈下モデルの予測誤差が、1次モデルが生成したサンプ ルデータにより想定される予測誤差の範囲の中に納まるかどうかを検討することが可能と なる.もちろん、このような統計的信頼性の検討を行っても、それにより1次モデルの信 頼性が確認されたわけではない.せいぜいのところ「1次モデルを用いて、地盤沈下現象 を近似的に表現できている」という判断情報を獲得したにすぎない.地盤沈下過程の実績 が、当初想定した誤差の範囲を逸脱していると判断される場合には、1次モデルの信頼性 を疑うべきであり、圧密理論を用いた地盤沈下モデルの再検討が必要となることは言うま でもない.

2.3 地盤沈下モデル(1次モデル)

2.3.1 モデル化の前提条件

空港管理者がカレンダー時刻つに空港施設を新たに建設し、それ以降の時点にわたって 空港コンクリート舗装を管理する問題を考える.カレンダー時刻つを初期時点t=0とす る離散的時間軸t=0,1,2,…を導入する.離散的時間間隔として、1年間を想定する.離 散軸上の各点tを時点と呼ぶ.時点tにおいて生じる地盤沈下現象に対して、空港コンク リート舗装を管理する際には、とりわけ地盤の不同沈下現象に着目する必要がある.空港 用地は平面的な広がりを持ち、特に海上あるいは、臨海部の空港においては、造成地盤を 構成する地盤物性に大きなばらつきが内在していることが指摘されている.そこで、地盤 物性のばらつきによる不同沈下量を評価することが空港コンクリート舗装を管理する上で 重要になる.地盤物性のばらつきを考慮した不同沈下シミュレーションモデルは、これま でにもいくつかの空港における不同沈下予測に利用されている.本研究においても、実務 において実績のある土田・小野?)の不同沈下モデルを用いて、地盤沈下のサンプルパスを

圧密係数	c_v	対数正規分布
圧縮指数	C_{c}	正規分布
圧密降伏応力	p_c	正規分布
初期間隙比	e_0	正規分布

表-2.1 確率的1次元圧密モデルに用いる土質定数

作成する.

2.3.2 地盤モデルの構成

土田・小野による不同沈下モデル22)(以下,土田モデルと称する)は、軟弱地盤を埋立 てた場合のように、圧密沈下が大きく、せん断による沈下を無視しうるような地盤を対象 とした不同沈下予測モデルである.本モデルの詳細については、参考文献²²⁾に譲るが、読 者の理解を深めるために、モンテカルロシミュレーションの基本構成について簡単に説明 する. モデル地盤を平面的なメッシュに分割し、それぞれのメッシュごとに独立して沈下 が生じると仮定する.また、深度方向における地盤条件の不均一性を考慮するために、鉛 直方向に対して図-2.2に示したような地盤メッシュ分割を設定する. その上で, 地盤を3 次元ブロックを用いてメッシュ分割するとともに、各ブロックにおける土質定数が、ある 確率分布に従って分布すると仮定する、その際、ブロック間の土質定数の空間的相関を考 慮する. 各ブロックの土質定数を確率分布よりランダムにサンプリングする. その上で, 平面メッシュにおける地盤沈下量を1次元圧密理論を用いて予測する.沈下量計算におい ては,以下の5つの仮定を設ける.すなわち,1)1次元圧密方程式を用い,圧密沈下は 各平面メッシュごとに独立に発生する.2)各3次元ブロックごとに載荷重とそれに対す る沈下量を算定し、その重ね合わせにより各平面メッシュの沈下量を求める.3)最終沈 下量の計算に e - logp 曲線を用いる. 4) 平面メッシュごとに深さ方向に多層地盤となる が, 圧密度の計算には換算層厚法を用いる. 5) 地中応力の計算には, 地盤を弾性体とし てブシネスクの式を用いる. さらに、モンテカルロシミュレーションにより、対象地盤を 構成するブロック内の土質定数をランダムに変化させた計算ケースを設定し、対象地域全 体の地盤沈下過程に関するサンプルパスを多数発生する.表-2.1は、確率的1次元圧密モ デルにおいて考慮する土質定数と分布関数を示している.

一般的な土層モデルにおいては、地盤内の土質特性は水平方向、鉛直方向ともほぼ連続 的に変化していると考えられるが、海上空港などの埋立て地盤においては、埋立て土の土 質物性のばらつきは少なくない.このため、各平面メッシュの地盤沈下量の間に差異が生 じることにより、地盤の不同沈下が発生する可能性が大きい.土田モデルでは、地盤の水 平方向の相関性を、土質定数の空間的自己相関係数

$$\tau_{ij} = exp(-r_{ij}^2/b^2)$$
 (2.1)

を用いて評価する.ただし, τ_{ij} :メッシュi,j間の空間的自己相関係数, r_{ij} :メッシュi,j間の距離,b:相関距離である.相関距離bは、単位距離当たりの空間的自己相関性の強さを表すパラメータであり、bの値が大きいほど広い範囲において空間的相関が大きいことを意味している.一方鉛直方向には代表地点で実施したボーリング調査結果に基づいて土質定数を設定する.

鉛直方向の地表面からの深さに着目しよう.特に、同一の鉛直方向レベルに属する平面 メッシュをとりあげる.対象地盤の一定深度を構成する N個の平面メッシュ $i(i = 1, \dots, N)$ の土質定数を $X_i(i = 1, \dots, N)$ で表すこととしよう.このとき、各ブロックの土質定数間 の空間的相関構造を表す分散・共分散行列を

$$\boldsymbol{C}_{x} = \begin{pmatrix} Var[X_{1}] & \cdots & cov[X_{1}, X_{N}] \\ cov[X_{2}, X_{1}] & \cdots & cov[X_{2}, X_{N}] \\ \vdots & \vdots & \vdots \\ \vdots & \vdots & \vdots \\ cov[X_{N}, X_{1}] & \cdots & Var[X_{N}] \end{pmatrix}$$
(2.2)

と定義する.この行列の各要素は空間的自己相関関数_{でij}を用いれば

$$cov[X_i, X_j] = \sigma^2 \tau_{ij} \tag{2.3}$$

と特定化できる. ただし, $\sigma^2 = VaR[X_i]$ ($i = 1, \dots, N$)は, 土質定数の分散を表す. 分散・共分散行列 (2.2)は, 正値対称行列であるため対角下半行列*C*を用いてコレスキー分解

$$\boldsymbol{C}_r = \boldsymbol{C}\boldsymbol{C}\prime \tag{2.4}$$

が可能である.ただし、記号1は転置操作を表す.また、対角下半行列Cは

$$\boldsymbol{C} = \begin{pmatrix} C_{11} & & 0 \\ C_{12} & C_{22} & \\ & \ddots & \\ & \ddots & \\ & \ddots & \\ & C_{N1} & C_{N2} & \cdots & C_{NN} \end{pmatrix}$$

と表される²²⁾. ここで、各メッシュの土質定数をランダム発生させるためにn個の正規 乱数 $a = (a_1, \dots, a_N)$ 'を発生させよう.ただし、 a_i は平均0、分散1の正規分布N(0,1)か らサンプルした値である.さらに、各メッシュにおける土質定数Xの期待値ベクトルを $\mu_x = (\mu_x^1, \dots, \mu_x^N)$ 'と表そう.この時、正規乱数サンプルaに対して土質定数サンプルベク トルXを

$$X = \mu + Ca$$

と表すことができる²²⁾.

2.3.3 地盤沈下サンプルパスの発生

1次元圧密理論を用いて、地盤沈下過程に関するサンプルパスを発生させよう.1次元圧 密沈下モデルの詳細に関しては、参考文献²³⁾に譲ることとする.ここでは、読者の便宜を 図るために、その内容を簡単に紹介しておく.いま、荷重が一定であると考え、Terzaghi の1次元線形弾性圧密理論を用いれば、1次元圧密方程式は

$$\frac{\partial u}{\partial t} = c_v \frac{\partial^2 u}{\partial z^2} \tag{2.5}$$

と表される.ただし、uは過剰間隙水圧、 c_v は圧密係数、zは垂直方向の座標軸(地表面においてz = 0)である.粘土層厚を \overline{H} で表そう.境界条件

$$z = 0, \ t = t \ \mathfrak{C}, \ u = 0$$
 (2.6a)

$$z = \bar{H}, \ t = t \ \tilde{\mathbb{C}}, \frac{\partial u}{\partial z} = 0$$
 (2.6b)

と,初期条件

$$t = 0, z = z \mathfrak{C} u = p_z \tag{2.7}$$

の下で解く.ただし、pzは荷重条件である.この時、圧密方程式(2.5)の解は

$$U_u = \sum_{n=0}^{\infty} \frac{(-1)^n 2}{\alpha_n} \cos(\alpha_n Z) \exp(-\alpha_n^2 T_v)$$
(2.8)

と表される. ただし, $\alpha_n = \pi (2n+1)/2$ である. また, 無次元量 U_u , Z, T_v は,

$$U_u = \frac{u}{p_z}, \ Z = \frac{z}{\bar{H}}, \ T_v = \frac{c_v}{\bar{H}^2}t$$
(2.9)

と表される.ここで、圧密の進行度合いを表す圧密度を、

$$U_u = \frac{s}{s_f} = 1 - \frac{\bar{u}}{p_z}$$
(2.10)

と定義しよう.ただし、*ū*は全層の平均過剰間隙水圧、*s*は地盤沈下量、*s*fは最終沈下量である.式(2.8)を用いて、平均過剰間隙水圧を求めれば、

$$U_u = 1 - \sum_{n=0}^{\infty} \frac{2}{\alpha_n^2} \exp(-\alpha_n^2 T_v)$$
 (2.11)

と表すことができる.したがって、初期時刻toから時間tが経過した時点の地盤沈下量は

$$s = s_f \left\{ 1 - \sum_{n=0}^{\infty} \frac{2}{\alpha_n^2} \exp\left(-\frac{\alpha_n^2 c_v}{\bar{H}^2}t\right) \right\}$$
(2.12)

と表せる.つぎに、 $e = \log p$ 法を用いて1次元圧密を表現すれば、1次元圧密での最終圧 密沈下量 s_f は

$$s_f = H \frac{\Delta e}{1 + e_0} \tag{2.13}$$

と表せる.ただし, Hは粘土層厚, e_0 は初期間隙比であり,間隙比の変化 Δe は, C_c は圧縮指数, p_c は圧密降伏応力, Δp は初期間隙比に規定される $e - \log p$ 曲線と載荷荷重によって求められる. $e - \log p$ 曲線では,造成等による載荷荷重の増加により,応力が圧密降伏応力を超過した塑性領域における圧密過程も考慮されている.本研究では, $e - \log p$ 曲線を解析的に取り扱うために奥村,土田による近似式²⁰⁾を用いるが,そこでは, $e - \log p$ 曲線を1次式と放物線によって近似しており,近似式の中に圧密降伏応力をパラメーターとして用いている.一方,圧密度は圧密係数 c_v に依存する.したがって,これらの土質定数を,**表**-2.1に示すようにランダムに変化させることにより,種々の地盤沈下曲線を表現することが可能となる.

1次モデルでは、すべての3次元ブロックに対して、表-2.1に示す土質定数を、それぞ れ同時にランダム発生させる.このように、すべてのブロックに対して、モンテカルロシ ミュレーションにより土質定数を発生させた結果を、以下では計算シナリオと呼ぶことと する.いま、計算シナリオを発生したとしよう.その上で、各ブロックごとに、初期時点 からの経過時間に対応する地盤沈下量を式(2.12)を用いて算定する.さらに、各平面メッ シュに対して、それと対応する鉛直方向の地盤ブロックの沈下量を集計することにより、 当該の平面メッシュの地盤沈下量を求めることができる.このようにして、計算シナリオ のそれぞれに対して、各平面メッシュごとに、初期時点からの経過時間に対応した地盤沈 下量を求めることができる.このような初期時点からの経過時間と沈下量との関係を、本 研究では地盤沈下過程のサンプルパスと呼ぶ.したがって、計算シナリオのそれぞれに対 して、すべての平面メッシュにおけるサンプルパスを発生することが可能となる.

2.4 混合地盤沈下モデル(2次モデル)

2.4.1 2次モデルの目的

1次モデルを用いることにより、各平面メッシュごとに複数個の地盤沈下過程に関する サンプルパスを発生することができる.すなわち、各サンプルパスは、ランダムに発生さ せた土質定数を与件として、地盤沈下過程をシミュレートした結果を表している.地盤条 件には不確実性が介在するために、現実に観測される地盤沈下過程がある特定のサンプル パスに一致する保証はない.本節では、現実の地盤沈下過程を、1次モデルで求めたサン プルパスの荷重和で表現するような混合地盤沈下モデルを用いて表現する.前述したよう に、期待値パスはすべてのサンプルパスの期待値を求めたものであり、すべてのサンプル パスに等しいウェイトをつけたような混合地盤沈下モデルの特殊事例に他ならない.混合 地盤沈下モデル(2次モデル)を用いて、サンプルパスの背後にある確率的構造を表現す ることが可能である.さらに、2次モデルを作成することにより、1)空港供用後に観測 される地盤沈下量に関するモニタリング情報を用いて、地盤沈下モデルのベイズ更新が容 易になる.2)地盤沈下モデルの予測精度に関する統計的検定が可能になるという利点が

2.4.2 混合地盤沈下モデルの定式化

地盤の平面メッシュ番号をi = 1, ..., Nと表そう. さらに、1次モデルで求めたサンプ ルパスk = 1, ..., Kは、各メッシュの時点tにおける地盤沈下量を表現している. 平面メッ シュiのサンプルパスkにおける時点t (t = 0, ..., T)の地盤沈下量を $f_i(t, k)$ と表そう. 混 合地盤沈下モデルは1次モデルで発生したサンプルパスの荷重和として定義される. 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. ここではK個の独立なサンプ ルが得られたと考えよう. のちに6.(3)においてサンプルパスの独立性に関する検討方 法について説明する. 混合地盤沈下モデルはサンプルパスの線形結合

$$y_i^t = \sum_{k=1}^K \omega_i(k) f_i(t,k) + \varepsilon_i$$
(2.14)

として表現できる.ここに、 $\omega_i(k)$ は、サンプルパスkに対して割り当てられた重みであり、

$$\sum_{k=1}^{K} \omega_i(k) = 1 \ (i = 1, \cdots, N)$$
(2.15)

が成立する.ここで、平面メッシュiの重みベクトルを $\omega_i = (\omega_i(1), \dots, \omega_i(K))$ と表そう. 重みベクトル ω_i は、制約条件(4.2)を満足するような確率変数である.つぎに、 ε_i は、測定 誤差を表す確率変数であり、1次元正規分布 $N(0, \sigma_i^2)$ に従うと仮定する.各平面メッシュ の確率誤差項の間に空間的な相関関係が存在する可能性がある.しかし、本研究の適用 事例では平面メッシュ数が528 個であり、確率誤差項の空間相関を考慮しようとすれば 528 × 528 = 268,324次元の分散・共分散行列を考慮する必要があり、計算負荷が膨大に なる.このため、実用上の操作性を確保するため、本研究では混合地盤沈下モデルの確率 誤差項の空間相関を考慮しないこととする.混合地盤沈下モデルを行列表記するために、

$$\boldsymbol{y}^{t} = (y_{1}^{t}, \cdots, y_{N}^{t})'$$
$$\boldsymbol{\omega} = \begin{pmatrix} \omega_{1}(1) & \cdots & \omega_{1}(k) & \cdots & \omega_{1}(K) \\ \vdots & \ddots & \vdots & \ddots & \vdots \\ \omega_{i}(1) & \cdots & \omega_{i}(k) & \cdots & \omega_{i}(K) \\ \vdots & \ddots & \vdots & \ddots & \vdots \\ \omega_{N}(1) & \cdots & \omega_{N}(k) & \cdots & \omega_{N}(K) \end{pmatrix}$$

$$\boldsymbol{f}(t) = \begin{pmatrix} f_1(t,1) & \cdots & f_i(t,1) & \cdots & f_N(t,1) \\ \vdots & \ddots & \vdots & \ddots & \vdots \\ f_1(t,k) & \cdots & f_i(t,k) & \cdots & f_N(t,k) \\ \vdots & \ddots & \vdots & \ddots & \vdots \\ f_1(t,K) & \cdots & f_i(t,K) & \cdots & f_N(t,K) \end{pmatrix}$$
$$\boldsymbol{\varepsilon} = (\varepsilon_1, \cdots, \varepsilon_N)'$$

を定義しよう.ただし、記号1は転置操作を表す.この時、平面メッシュ全体の地盤沈下 過程を表す混合地盤沈下モデルは

$$\boldsymbol{y}^{t} = \boldsymbol{\omega} \boldsymbol{f}(t) + \boldsymbol{\varepsilon} \tag{2.16}$$

と表せる.

2.4.3 地盤沈下量の確率的予測

混合地盤沈下モデル (2.16) の重み行列 ω と確率誤差項ベクトル ϵ が確率変数であること に留意しよう.これらの確率変数の値を特定化すれば、具体的な地盤沈下パスを得ること ができる.ここで、 ω_i の事前確率密度関数が、ディリクレ分布に従うと仮定しよう.ディ リクレ分布の確率密度関数は、

$$D(\boldsymbol{\omega}_{i}|\boldsymbol{\alpha}^{(0)}) = \Psi(\boldsymbol{\alpha}^{(0)}) \prod_{k=1}^{K} \{\omega_{i}(k)\}^{\alpha_{k}^{(0)}-1}$$

$$\Psi(\boldsymbol{\alpha}^{(0)}) = \frac{\Gamma(\sum_{k=1}^{K} \alpha_{k}^{(0)})}{\prod_{k=1}^{K} \Gamma(\alpha_{k}^{(0)})}$$
(2.17)

で与えられる. ただし, $\Gamma(\cdot)$ はガンマ関数であり, $\alpha^{(0)} = (\alpha_1^{(0)}, \dots, \alpha_K^{(0)})$ は初期データに おける定数パラメータベクトルである. 設計段階では, 地盤沈下過程に関する先験的情報 ²⁴⁾として, 1次モデルの計算結果の(サンプルパス)のみが利用可能である. サンプルパ スを用いたディリクレ分布のパラメータの設定方法に関しては, のちに **6.(3)**で言及する. つぎに, $\phi_i = \sigma_i^{-2}$ とおき, ϕ_i の事前確率密度関数が, ガンマ分布に従うと仮定しよう. す なわち, $\phi \sim \mathcal{G}(\beta^{(0)}, \gamma^{(0)})$ であり, ガンマ分布の確率密度関数は,

$$g(\phi_i|\beta^{(0)},\gamma^{(0)}) = \frac{(\gamma^{(0)})^{\beta^{(0)}}}{\Gamma(\beta^{(0)})} \phi_i^{\beta^{(0)}-1} \exp(-\gamma^{(0)}\phi_i)$$
(2.18)

で与えられる.ただし、 $\beta^{(0)}, \gamma^{(0)}$ は初期データにおける定数パラメータである.この時、 メッシュiの時点tにおける地盤沈下量 y_i^t の事後確率密度関数 $\pi(y_i^t)$ は、

$$\pi(y_i^t) \propto \int \cdots \int \phi_i^{\beta^{(0)}-1/2} \prod_{k=1}^K \omega_i(k)^{\alpha_k^{(0)}-1}$$

$$\exp\left[-\phi_i\left\{\gamma^{(0)} + \frac{1}{2}\left(y_i^t - \sum_{k=1}^K \omega_i(k)f_i(t,k)\right)^2\right\}\right]$$
$$d\phi_i d\omega_i(1) \cdots d\omega_i(K-1) \tag{2.19}$$

と表される. ただし, $\omega_i(K) = 1 - \sum_{k=1}^{K} \omega_i(k)$ である. 事後確率密度関数 $\pi(y_i^t)$ を解析 的に求めることは困難であり, モンテカルロシミュレーションにより求める. すなわち, $\phi_i, \omega_i(1), \dots, \omega_i(K-1)$ を事前確率密度関数 (3.9),(3.10) よりランダムサンプリングすると ともに, y_i^t を正規確率密度関数 $N(\sum_{k=1}^{K} \omega_i(k) f_i(t,k), \phi_i^{-1})$ よりランダム抽出することによ り地盤沈下量の確率分布を求めることができる.

2.5 ベイズ更新モデル(3次モデル)

2.5.1 混合地盤沈下モデルのベイズ更新

ー般に、ベイズ推計法は、1)事前の経験情報などに基づいて、パラメータ ω_i 、 ϕ_i の事前確率密度関数 (3.9),(3.10)を設定する.2)新しく獲得したデータ \bar{y} に基づいて尤度関数 $\mathcal{L}(\omega_i, \phi_i : \bar{y})$ を定義する.記号「」はモニタリング情報 (実測値)を意味している.さらに、3)ベイズの定理に基づいて事前確率密度関数を修正し、パラメータ ω_i 、 ϕ_i に関する事後確率密度関数 $\pi(\omega_i, \phi_i | \bar{y})$ を得る、という手順を採用することになる^{25),26)}.以上の 手順を、本研究ではベイズ推計ルールと呼ぶ.最尤法と異なり、未知パラメータ ω_i 、 ϕ_i の確率分布が、事後分布として求まる点にベイズ推計法の特徴がある.事前確率密度関数設定には、任意性が介在せざるを得ないが、サンプル数が増加するにつれて事前確率密度関数の特定化の影響は次第に低下する.

混合地盤沈下モデルは、1次モデルで発生した地盤沈下過程に関するサンプルパスを用いて、地盤沈下過程に介在する統計的不確実性を表現した統計的モデルである.混合地盤 沈下モデルには、各サンプルパスに割り当てられた重みベクトル ω_i 、確率的誤差項 ε_i という確率変数が含まれている.初期時点においては、これらの確率変数に関する観測値が存 在せず、地盤沈下過程の統計的性質は確率変数の事前確率密度関数の特定化に依存する. しかし、空港が供用された運用段階では、地盤沈下に関する経年的なモニタリング情報が 入手可能となる.このようなモニタリング情報を利用することにより、現時点以降におけ る地盤沈下予測の精度を向上することが可能となる.

2.5.2 尤度関数の定式化

初期時点から時点*T*にいたる各時点*t*(*t* = 0,...,*T*)において、各メッシュの地盤沈下量 に関するモニタリング情報が計測され、地盤沈下量に関するデータ $\bar{\boldsymbol{y}}_i^{0,T} = (\bar{\boldsymbol{y}}_i^0, \dots, \bar{\boldsymbol{y}}_i^T)$ (*i* = 1,...,*N*)が獲得できたと考えよう.モニタリング結果全体をベクトル $\bar{\boldsymbol{y}}^{0,T} = (\bar{\boldsymbol{y}}_1^{0,T}, \dots, \bar{\boldsymbol{y}}_N^{0,T})$ と表す.ここで、ひとまず重みベクトル ω_i を与件とし、確率誤差項のみが確率変数と考え る.確率誤差項の分散の逆数 ϕ も与件とする.この時、モニタリング結果 $ar{m{y}}_i^{0,T}$ が観測される尤度は

$$\mathcal{L}(\bar{\boldsymbol{y}}_{i}^{0,T}|\boldsymbol{\omega}_{i},\phi_{i}) \propto \prod_{t=0}^{T} \phi_{i}^{1/2} \exp\left[-\frac{\phi_{i}}{2} \left\{\bar{y}_{i}^{t} - \sum_{k=1}^{K} \omega_{i}(k)f_{i}(t,k)\right\}^{2}\right]$$

$$(2.20)$$

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 (3.9),分散の逆数 ϕ_i がガ ンマ分布 (3.10) に従うと仮定しよう.この時, $\omega_i, \phi_i (= \sigma_i^{-2})$ の事後分布は

$$\pi(\boldsymbol{\omega}_{i},\phi_{i}|\bar{\boldsymbol{y}}_{i}^{0,T}) \\ \propto \mathcal{L}(\bar{\boldsymbol{y}}_{i}^{0,T}|\boldsymbol{\omega}_{i},\phi_{i})D(\boldsymbol{\omega}_{i}|\boldsymbol{\alpha}^{(0)})g(\phi_{i}|\beta^{(0)},\gamma^{(0)}) \\ \propto \phi_{i}^{\beta^{(0)}+(T-1)/2} \exp\left[-\phi_{i}\left\{\gamma^{(0)}+\frac{1}{2}\sum_{t=0}^{T}\left(\bar{y}_{i}^{t}-\sum_{k=1}^{K}\omega_{i}(k)f_{i}(t,k)\right)^{2}\right\}\right] \prod_{k=1}^{K}\omega_{i}(k)^{\alpha_{k}^{(0)}-1}$$
(2.21)

となる.

2.5.3 MHアルゴリズム

事後確率密度関数 $\pi(\boldsymbol{\omega}_i, \phi_i | \bar{\boldsymbol{y}}_i^{0,T})$ を正確に導出しようとすれば、基準化定数、

$$m(\bar{\boldsymbol{y}}_{i}^{0,T}) = \int_{\Theta} \mathcal{L}(\bar{\boldsymbol{y}}_{i}^{0,T} | \boldsymbol{\omega}_{i}, \phi_{i})$$
$$D(\boldsymbol{\omega}_{i} | \boldsymbol{\alpha}^{(0)}) g(\phi_{i} | \beta^{(0)}, \gamma^{(0)}) d\boldsymbol{\omega}_{i} d\phi_{i}$$
(2.22)

を求めることが必要となる.ただし、 Θ はパラメータ ω_i 、 ϕ_i の定義域である.しかし、基準化定数を解析的に求めることは不可能であり、事後確率密度関数 $\pi(\omega_i, \phi_i | \bar{\boldsymbol{y}}_i^{0,T})$ を明示的に求めることに困難が伴う^{27),28)}.したがって、本研究では代表的な MCMC 法である MH 法²⁷⁾を用いて、パラメータ ω_i 、 ϕ_i の標本サンプルを事後確率密度関数から抽出する²⁹⁾.

 $\boldsymbol{\omega}_{i}, \, \bar{\boldsymbol{y}}_{i}^{0,T}$ を既知とした時の ϕ_{i} の条件付き事後確率密度関数 $\pi(\phi_{i}|\boldsymbol{\omega}_{i}, \bar{\boldsymbol{y}}_{i}^{0,T})$ は,

$$\pi(\phi_i | \boldsymbol{\omega}_i, \bar{\boldsymbol{y}}_i^{0,T}) \\ \propto \phi_i^{\bar{\beta}^{(0)}-1} \exp(-\bar{\gamma}^{(0)} \phi_i)$$
(2.23)

$$\bar{\beta}^{(0)} = \beta^{(0)} + \frac{T+1}{2} \tag{2.24}$$

$$\bar{\gamma}^{(0)} = \gamma^{(0)} + \frac{1}{2} \sum_{t=0}^{T} \left\{ \bar{y}_i^t - \sum_{k=1}^{K} \omega_i(k) f_i(t,k) \right\}^2$$
(2.25)

と表せる. すなわち, $\pi(\phi_i | \boldsymbol{\omega}_i, \bar{\boldsymbol{y}}_i^{0,T})$ はガンマ分布 $\mathcal{G}(\bar{\beta}^{(0)}, \bar{\gamma}^{(0)})$ に従い, ϕ_i の標本サンプル はガンマ分布 $\mathcal{G}(\bar{\beta}^{(0)}, \bar{\gamma}^{(0)})$ から発生させることができる. つぎに、 $\phi_i, \bar{\boldsymbol{y}}_i^{0,T}$ を既知とした $\boldsymbol{\omega}_i$ の条件付事後確率密度関数 $\pi(\boldsymbol{\omega}_i | \phi_i, \bar{\boldsymbol{y}}_i^{0,T})$ は、

$$\pi(\boldsymbol{\omega}_{i}|\phi_{i}, \bar{\boldsymbol{y}}_{i}^{0,T})$$

$$\propto \exp\left[-\frac{\phi_{i}}{2}\sum_{t=0}^{T}\left\{\bar{y}_{i}^{t}-\sum_{k=1}^{K}\omega_{i}(k)f_{i}(t,k)\right\}^{2}\right]$$

$$\prod_{k=1}^{K}\omega_{i}(k)^{\alpha_{k}^{(0)}-1}$$
(2.26)

と表せる.式(2.26)に示される ω_i の条件付事後確率密度関数は、一般によく知られた分布 ではない.したがって、 ω_i の標本サンプルを条件付事後確率密度関数 $\pi(\omega_i|\phi_i, \bar{y}_i^{0,T})$ から 直接サンプリング³⁰⁾することは難しい.したがって、一般的な MCMC 法のアルゴリズム であるギブスサンプリングを用いることが困難となる.そこで、本研究では、直接サンプ リング法を用いない MH 法を適用する.MH 法では、 $\pi(\omega_i|\phi_i, \bar{y}_i^{0,T})$ を近似するような代替 的な分布からサンプリングを行い、それに基づいて本来の分布からのサンプルを求めるこ とになる.この近似分布は、目標分布から抽出するサンプルの候補を提案・生成すること から提案分布と呼ばれる.ただし、提案分布の近似が悪いと、新しい候補点になかなか移 動することができず、事後分布からのサンプリングが進まないことが知られている.した がって、より近似のよい提案分布と、できるだけランダムに新しい候補点を選択すること が重要となる.本研究では、新たな候補点 ω'_i を提案する方法としてランダムウォークを用 いる.いま、パラメータベクトル ω_i の初期値を $\omega_i^0 = (\omega_i^0(1), \dots, \omega_i^0(K))$ としよう.この 時、新たな候補点 ω'_i を,

$$\boldsymbol{\omega}_i' = \boldsymbol{\omega}_i^0 + \lambda \boldsymbol{\nu} \tag{2.27}$$

のように提案する. ただし、 λ はステップ幅の範囲を定める定数パラメータであり、 $\nu = (\nu(1), \dots, \nu(K))$ はステップ幅を定めるパラメータベクトルである. 候補点 ω'_i は重みパラ メータベクトルであるため、 $\sum_{k=1}^{K} \omega'_i(k) = 1$ を満たす必要がある. よって、パラメータベ クトル ν は $\sum_{k=1}^{K} \nu(k) = 0$ を満たさなければならない. そこで、Iを1×K次の単位行列と して、 $\nu' = \nu + K^{-1}I$ と変数変換をし、 ν' がディリクレ分布に従うとする. この時、ステッ プ幅の範囲は全てのkについて等しく、 $(-\lambda K^{-1}, \lambda(1 - K^{-1}))$ となる. また、提案分布の 密度関数(提案密度)として、定数パラメータベクトル $\chi = (\chi_1, \dots, \chi_K)$ を持つディリク レ分布を用いて、

$$q(\boldsymbol{\omega}_{i}^{0},\boldsymbol{\omega}_{i}'|\phi_{i},\bar{\boldsymbol{y}}_{i}^{0,T}) = \mathcal{D}\left(\frac{\boldsymbol{\omega}_{i}'-\boldsymbol{\omega}_{i}^{0}}{\lambda} + \frac{\boldsymbol{I}}{K}\middle|\boldsymbol{\chi}\right)$$
(2.28)

と定義する.この提案分布は、条件

$$q(\boldsymbol{\omega}_i^0, \boldsymbol{\omega}_i' | \phi_i, \bar{\boldsymbol{y}}_i^{0,T}) = q(\boldsymbol{\omega}_i', \boldsymbol{\omega}_i^0 | \phi_i \bar{\boldsymbol{y}}_i^{0,T})$$
(2.29)



図-2.4 MHアルゴリズムの概要

を満たしている.よって、提案密度qは $(\boldsymbol{\omega}_i^0, \boldsymbol{\omega}_i')$ に関して対称であるため、新しい候補点の受容確率 $\kappa(\boldsymbol{\omega}_i^0, \boldsymbol{\omega}_i' | \bar{\boldsymbol{y}}_i^{0,T})$ を、

$$\kappa(\boldsymbol{\omega}_{i}^{0},\boldsymbol{\omega}_{i}'|\bar{\boldsymbol{y}}_{i}^{0,T}) = \min\left\{\frac{\pi(\boldsymbol{\omega}_{i}'|\phi_{i}^{n},\bar{\boldsymbol{y}}_{i}^{0,T})}{\pi(\boldsymbol{\omega}_{i}^{n}|\phi_{i}^{n},\bar{\boldsymbol{y}}_{i}^{0,T})},1\right\}$$
(2.30)

と表すことができる. 受容された場合には新しい候補点に移動し, 棄却された場合にはその場にとどまる. 図-2.4に, MH法によるアルゴリズムをフローチャートにより示している. MHアルゴリズムの手順は,以下のように整理できる.

a) ステップ1 初期値設定

シミュレーション回数をn = 0とし、事前分布 (3.9),(3.10) のパラメータベクトル $\boldsymbol{\alpha}^{(0)} = (\alpha_1^{(0)}, \dots, \alpha_K^{(0)}), \beta^{(0)}, \gamma^{(0)}$ の値を任意に設定する.さらに、パラメータ推計量の初期値 $\boldsymbol{\omega}_i^0 = (\omega_i^0(1), \dots, \omega_i^0(K)), \phi_i^0$ を任意に設定する.定数パラメータ入、定数パラメータベクトル $\boldsymbol{\chi}$

b) ステップ2 パラメータ推計量 ω_i の標本抽出

シミュレーション回数n+1におけるパラメータ推計量 $\boldsymbol{\omega}_i^{n+1} = (\omega_i^{n+1}(1), \dots, \omega_i^{n+1}(K))$ を次のように発生する.

1) 候補点の提案

ディリクレ分布に従う ν' を乱数発生させる.ステップ幅を定めるパラメータベクトル ν を $\nu = \nu' - K^{-1}I$ より計算する.新たな候補点 ω'_i を,

$$\boldsymbol{\omega}_i' = \boldsymbol{\omega}_i^n + \lambda \boldsymbol{\nu} \tag{2.31}$$

とする.

2) 受容判定

受容確率,

$$\kappa(\boldsymbol{\omega}_{i}^{n},\boldsymbol{\omega}_{i}'|\phi_{i}^{n},\bar{\boldsymbol{y}}_{i}^{0,T}) = \min\left\{\frac{\pi(\boldsymbol{\omega}_{i}'|\phi_{i}^{n},\bar{\boldsymbol{y}}_{i}^{0,T})}{\pi(\boldsymbol{\omega}_{i}^{n}|\phi_{i}^{n},\bar{\boldsymbol{y}}_{i}^{0,T})},1\right\}$$
(2.32)

を計算する. 続いて一様分布 u~U(0,1) を発生させ,

$$\kappa(\boldsymbol{\omega}_i^n, \boldsymbol{\omega}_i' | \phi_i^n, \bar{\boldsymbol{y}}_i^{0,T}) > u \tag{2.33}$$

$$\omega_i'(k) \ge 0(k = 1, \cdots, K) \tag{2.34}$$

の両式を同時に満たす時, $\omega_i^{n+1} = \omega_i'$ として**ステップ3**へ,そうでない場合は**ステップ2**の1)へ戻る.

c) ステップ3 パラメータ推計量 ϕ_i の標本抽出

 $\phi_i^{n+1} \epsilon_{\pi}(\phi_i | \boldsymbol{\omega}_i^{n+1}, \bar{\boldsymbol{y}}_i^{0,T})$ から発生させる. すなわち, $\phi_i^{n+1} \epsilon_{\pi} \mathcal{I} \vee \mathcal{I} \vee \mathcal{I} \wedge \mathcal{I}$ の)から 乱数発生させる.

d) ステップ4 アルゴリズムの終了判定

以上で求めたパラメータ推計量の更新値 $\omega_i^{n+1} = (\omega_i^{n+1}(1), \dots, \omega_i^{n+1}(K)), \phi_i^{n+1}$ を記録 する. $n \leq \bar{n}$ の場合, n = n+1として**ステップ2**へ戻る. そうでない場合, アルゴリズム を終了する.

なお、アルゴリズムの初期段階においては、パラメータ推計量の初期値設定の影響が残存している.したがって、シミュレーション回数nが十分大きな<u>n</u>に到達するまでのパラメータ標本を除去することが望ましい.また、以上のMHアルゴリズムにおいて、推移核

 $K((\boldsymbol{\omega}_i^n, \phi_i^n), (\boldsymbol{\omega}_i^{n+1}, \phi_i^{n+1}) | \bar{\boldsymbol{y}}_i^{0,T}) \not \approx,$

$$K((\boldsymbol{\omega}_{i}^{n}, \phi_{i}^{n}), (\boldsymbol{\omega}_{i}^{n+1}, \phi_{i}^{n+1}) | \bar{\boldsymbol{y}}_{i}^{0,T})$$

= $\pi(\boldsymbol{\omega}_{i}^{n+1} | \phi_{i}^{n}, \bar{\boldsymbol{y}}_{i}^{0,T}) \pi(\phi_{i}^{n+1} | \boldsymbol{\omega}_{i}^{n+1}, \bar{\boldsymbol{y}}_{i}^{0,T})$ (2.35)

と定義しよう.この時、 $(\boldsymbol{\omega}_{i}^{n},\phi_{i}^{n})(n=1,2,\cdots)$ は推移核 $K((\boldsymbol{\omega}_{i}^{n},\phi_{i}^{n}),(\boldsymbol{\omega}_{i}^{n+1},\phi_{i}^{n+1})|\bar{\boldsymbol{y}}_{i}^{0,T})$ を 持つマルコフ連鎖に従う.さらに、このマルコフ連鎖の定常状態を $\pi(\boldsymbol{\omega}_{i},\phi_{i}|\bar{\boldsymbol{y}}_{i}^{0,T})$ と表そう. 十分大きな<u>n</u>に対して、このようなマルコフ連鎖が定常状態に到達していると考えれば、 MH法で求めた $(\boldsymbol{\omega}_{i}^{n},\phi_{i}^{n})(n=n+1,\cdots,\bar{n})$ は、事後確率密度関数 $\pi(\boldsymbol{\omega}_{i},\phi_{i}|\bar{\boldsymbol{y}}_{i}^{0,T})$ からの標本 サンプルと見なすことができる.これらの標本サンプルを用いて、パラメータ $(\boldsymbol{\omega}_{i},\phi_{i})$ 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.

2.5.4 事後分布に関する統計量

MCMC法によって得られた標本に基づいて、パラメータベクトル ω_i, ϕ_i に関する統計的 性質を分析することができる^{31),32)}. MCMC法を用いた場合、パラメータの事後確率密度 関数 $\pi(\omega_i, \phi_i | \bar{y}_i^{0,T})$ を解析的な関数として表現することはできない. 得られた標本を用い てノンパラメトリックに分布関数や密度関数を推計することとなる. いま、MH法によっ て得られた標本を(ω_i^n, ϕ_i^n) ($n = 1, \dots, \overline{n}$)と表そう. このうち、最初の<u>n</u>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 $\mathcal{M} = \{\underline{n} + 1, \dots, \overline{n}\}$ と定義しよう. このとき、パラメータ ω_i の同時確率分布関数 $F(\omega_i)$ 、 及びパラメータ ϕ_i の周辺確率分布関数 $G(\phi_i)$ は、

$$F(\boldsymbol{\omega}_i) = \frac{\#\{\boldsymbol{\omega}_i^n \le \boldsymbol{\omega}_i, n \in \mathcal{M}\}}{\overline{n} - \underline{n}}$$
(2.36a)

$$G(\phi_i) = \frac{\#\{\phi_i^n \le \phi_i, n \in \mathcal{M}\}}{\overline{n} - \underline{n}}$$
(2.36b)

と表すことができる.ただし、#{ $\omega_i^n \leq \omega_i, n \in \mathcal{M}$ }は論理式 $\omega_i^n \leq \omega_i, n \in \mathcal{M}$ が成立する サンプルの総数である.また、パラメータ ω_i の事後分布の期待値ベクトル $\tilde{\mu}_i(\omega_i)$ 、分散・ 共分散行列 $\tilde{\Sigma}_i(\omega_i)$ は、それぞれ

$$\tilde{\boldsymbol{\mu}}_{i}(\boldsymbol{\omega}_{i}) = (\tilde{\boldsymbol{\mu}}(\omega_{i}(1)), \cdots, \tilde{\boldsymbol{\mu}}(\omega_{i}(K)))'$$

$$= \left(\sum_{n=\underline{n}+1}^{\overline{n}} \frac{\omega_{i}^{n}(1)}{\overline{n}-\underline{n}}, \cdots, \sum_{n=\underline{n}+1}^{\overline{n}} \frac{\omega_{i}^{n}(K)}{\overline{n}-\underline{n}}\right)'$$

$$\tilde{\boldsymbol{\Sigma}}_{i}(\boldsymbol{\omega}_{i}) = \left(\begin{array}{cc} \tilde{\zeta}^{2}(\omega_{i}(1)) & \cdots & \tilde{\zeta}(\omega_{i}(1)\omega_{i}(K)) \\ \vdots & \ddots & \vdots \\ \tilde{\zeta}(\omega_{i}(K)\omega_{i}(1)) & \cdots & \tilde{\zeta}^{2}(\omega_{i}(K)) \end{array}\right)$$
(2.37a)
$$(2.37a)$$

と表される. ただし,

$$\widetilde{\zeta}^{2}(\omega_{i}(k)) = \sum_{n=\underline{n}+1}^{\overline{n}} \frac{\{\omega_{i}^{n}(k) - \widetilde{\mu}(\omega_{i}(k))\}^{2}}{\overline{n} - \underline{n}}$$

$$\widetilde{\zeta}(\omega_{i}(k)\omega_{i}(l)) = \sum_{n=n+1}^{\overline{n}} \frac{\{\omega_{i}^{n}(k) - \widetilde{\mu}(\omega_{i}(k))\}\{\omega_{i}^{n}(l) - \widetilde{\mu}(\omega_{i}(l))\}}{\overline{n} - \underline{n}}$$
(2.38a)

である. パラメータ ϕ_i の事後分布の期待値 $\tilde{\mu}_i(\phi_i)$,分散 $\tilde{\zeta}_i(\phi_i)$ は,標本平均,標本分散を用いて表される. すなわち,

$$\tilde{\mu}_i(\phi_i) = \sum_{n=\underline{n}+1}^{\overline{n}} \frac{\phi_i^n}{\overline{n}-\underline{n}}$$
(2.39a)

$$\tilde{\zeta}^2(\phi_i) = \sum_{n=\underline{n}+1}^{\overline{n}} \frac{\{\phi_i^n - \tilde{\mu}(\phi_i)\}^2}{\overline{n} - \underline{n}}$$
(2.39b)

である.

また,MH法による標本を用いて,パラメータ ω_i , ϕ_i ,および時点tにおける地盤沈下 量 $y_i(t)$ の信頼区間を定義できる.たとえば,パラメータ ω_i , ϕ_i の100(1 – 2 δ)%信頼区間 は,標本順序統計量($\underline{\omega}_i^{\delta}(k), \overline{\omega}_i^{\delta}(k)$)($k = 1, \dots, K$),($\underline{\phi}_i^{\delta}, \overline{\phi}_i^{\delta}$),

$$\frac{\omega_{i}^{\delta}(k) = \arg \max_{\omega_{i}^{n^{*}}(k)}}{\left\{\frac{\#\{\omega_{i}^{n}(k) \leq \omega_{i}^{n^{*}}(k), n \in \mathcal{M}\}}{\overline{n} - \underline{n}} \leq \delta\right\}$$

$$\frac{\omega_{i}^{\delta}(k)}{\overline{\omega}_{i}^{\delta}(k)} = \arg \min_{\substack{i \neq i}} \qquad (2.40a)$$

$$\left\{\frac{\#\{\omega_i^n(k) \ge \omega_i^{n^{**}}(k), n \in \mathcal{M}\}}{\overline{n} - \underline{n}} \le \delta\right\}$$
(2.40b)
$$\phi_i^{\delta} = \arg\max$$

$$\begin{cases}
\frac{\#\{\phi_i^n \le \phi_i^{n^*}, n \in \mathcal{M}\}}{\overline{n} - \underline{n}} \le \delta \\
\bar{\phi}_i^{\delta} = \arg\min_{n^{**}}
\end{cases}$$
(2.40c)

$$\left\{\frac{\#\{\phi_i^n \ge \phi_i^{n^{**}}, n \in \mathcal{M}\}}{\overline{n} - \underline{n}} \le \delta\right\}$$
(2.40d)

を用いて $\underline{\omega}_{i}^{\delta}(k) < \omega_{i}(k) < \overline{\omega}_{i}^{\delta}(k), \ \underline{\phi}_{i}^{\delta} < \phi_{i} < \overline{\phi}_{i}^{\delta}$ と定義できる.

2.5.5 ベイズ更新スキーム

ベイズ更新において、事前分布と事後分布が同一の関数形を持つ場合、新しく獲得した追加データを用いて、未知パラメータの推計値を容易に更新することができる.しかし、本研

究で提案した混合地盤沈下モデルの事前分布(式(3.9),式(3.10))と事後分布(式(3.32)) は同一の関数形ではなく、ベイズ更新を実施するためには、モデルの推計に用いる過去の モニタリング結果をすべて蓄積しておかなければならない.いま、ベイズ更新の方法を説 明するために、メッシュiにおける第t回目までのモニタリング結果 $\bar{y}_i^{0,t} = (\bar{y}_i^0, \dots, \bar{y}_i^t)$ を 用いて、混合地盤沈下モデルの未知パラメータに関する事後分布が求まった場合を考えよ う.その上で、第t+1回目から第t'回目までのモニタリング結果 $\bar{y}_i^{t+1,t'} = (\bar{y}_i^{t+1}, \dots, \bar{y}_i^{t'})$ を 用いて、未知パラメータの事後分布を更新する問題を考える.第1回目のベイズ推計にお ける未知パラメータの事後確率密度関数を $\pi(\omega_i, \phi_i | \bar{y}_i^{0,t})$ とすれば、第2回目のベイズ更新 を行った後の未知パラメータの事後確率密度関数 $\pi(\omega_i, \phi_i | \bar{y}_i^{0,t'})$ は、

$$\pi(\boldsymbol{\omega}_{i},\phi_{i}|\bar{\boldsymbol{y}}_{i}^{0,t'}) \propto \mathcal{L}(\boldsymbol{\omega}_{i},\phi_{i}|\bar{\boldsymbol{y}}_{i}^{t+1,t'})\pi(\boldsymbol{\omega}_{i},\phi_{i}|\bar{\boldsymbol{y}}_{i}^{0,t})$$
$$\propto \mathcal{L}(\boldsymbol{\omega}_{i},\phi_{i}|\bar{\boldsymbol{y}}_{i}^{0,t'})\mathcal{D}(\boldsymbol{\omega}_{i}|\boldsymbol{\alpha}^{(0)})g(\phi_{i}|\beta^{(0)},\gamma^{(0)})$$

(2.41)

と表すことができる.ここに, $\mathcal{L}(\boldsymbol{\omega}_{i},\phi_{i}|\bar{\boldsymbol{y}}_{i}^{0,t'})$ は,初期時点から第t'回目までのモニタリン グ結果をプールしたデータベースを用いて定義される尤度関数である.一方, $\mathcal{D}(\boldsymbol{\omega}_{i}|\boldsymbol{\alpha}^{(0)}),$ $g(\phi_{i}|\beta^{(0)},\gamma^{(0)})$ は,それぞれ第1回目のベイズ推計時に用いた $\boldsymbol{\omega}_{i},\phi_{i}$ 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,

$$\pi(\boldsymbol{\omega}_{i}, \phi_{i} | \bar{\boldsymbol{y}}_{i}^{0,t'}) \\ \propto \phi_{i}^{\beta^{(0)} + (t'-1)/2} \exp\left[-\phi_{i}\left\{\gamma^{(0)} + \frac{1}{2}\sum_{t=0}^{t'}\left(\bar{y}_{i}^{t} - \sum_{k=1}^{K}\omega_{i}(k)f_{i}(t,k)\right)^{2}\right\}\right] \prod_{k=1}^{K}\omega_{i}(k)^{\alpha_{k}^{(0)} - 1}$$
(2.42)

となる. すなわち, 未知パラメータの事後分布を更新するためには, 新しいモニタリング 結果を追加したデータベースに対して尤度関数を定義し, MH法により事後分布を新しく 求めることが必要となる.

2.5.6 ベイズ予測モデル

初期時点t = 0から時点t = Tに至るまでのモニタリング情報 $\mathbf{y}_i^{0,T}$ と,混合地盤沈下モデ ルのパラメータの事後分布 $\pi(\boldsymbol{\omega}_i, \phi_i | \mathbf{\bar{y}}_i^{0,T})$ を与件としよう.その上で、時点t = T以降の地 盤沈下量を予測する問題を考えよう.時点t = Tにおける平面メッシュiの地盤沈下量ベク トルの実測値(モニタリング情報)を $\mathbf{\bar{y}}_i^T$ と表そう.一方、時点t = T以降の時点 \tilde{t} (>T)の 地盤沈下量の時点t = Tにおける予測値を $\mathbf{\bar{y}}_i^{\tilde{t}}(T)$ と表そう.時間の経過に伴って地盤沈下が 常に進行すると仮定すれば、

$$\bar{y}_i^T \le \tilde{y}_i^{\tilde{T}+1}(T) \le \dots \le \tilde{y}_i^{\tilde{T}+n}(T) \le \dots$$
(2.43)

が成立する.ただし、nは自然数である.ここで、混合地盤沈下モデルのパラメータ ω_i を 与件としよう.この時、時点t = Tにおいて地盤沈下量 \bar{y}_i^T が観測されたとするならば、混 合地盤沈下モデルの予測残差 ξ_i^T は

$$\xi_i^T = \bar{y}_i^T - \sum_{k=1}^K \omega_i(k) f_i(T,k)$$
(2.44)

と表される.さらに、重み係数 ω_i を与件とすれば、時点t = T以降の時点 \tilde{t} (> T)における地盤沈下量の時点Tにおける予測値 $\tilde{y}_i^{\tilde{t}}(T)$ は、混合地盤沈下モデル

$$\tilde{y}_{i}^{\tilde{t}}(T) = \sum_{k=1}^{K} \omega_{i}(k) f_{i}(\tilde{t}, k) + \xi_{i}^{T}$$
(2.45)

を用いて確定的に表される.

つぎに、時点t = Tまでのモニタリング情報 $\bar{y}^{1,T}$ を用いてベイズ更新されたパラメータ値 ω_i の事後分布 $F(\omega_i | \bar{y}_i^{0,T})$ は、MCMC法を用いて式(2.36a)のように近似できる. さらに、 MCMC法を用いて発生した重みサンプルを ω_i^n ($n \in \mathcal{M}, i = 1, \dots, N$)と表そう. この時、 時点Tにおいて地盤沈下量 \bar{y}_i^T を観測した場合に、それ以降の時点 \tilde{t} ($\tilde{t} > T$)における地盤沈 下量 $\tilde{y}_i^{\tilde{t}}(T)$ に関する確率分布関数 $H_i(\tilde{y}_i | \tilde{t}, \bar{y}_i^T)$ は

$$H_i(\tilde{y}_i|\tilde{t}, \bar{y}_i^T) = \frac{\#\{\tilde{y}_i^{t,n}(T) \le \tilde{y}, n \in \mathcal{M}\}}{\overline{n} - \underline{n}}$$
(2.46)

と表される.ただし、 $\tilde{y}_i^{\tilde{t},n}(T)$ は、重み係数のサンプル値 ω_i^n を用いて時点*T*において予測した時点 \tilde{t} (>*T*)の地盤沈下量の予測値であり、

$$\tilde{y}_{i}^{\tilde{t},n}(T) = \sum_{k=1}^{K} \omega_{i}^{n}(k) f_{i}(\tilde{t},k) + \xi_{i}^{T,n}$$
(2.47a)

$$\xi_i^{T,n} = \bar{y}_i^T - \sum_{k=1}^K \omega_i^n(k) f_i(T,k)$$
(2.47b)

と定義される.また、時点 \tilde{t} における地盤沈下量の期待値 $E[\tilde{y}_{i}^{\tilde{t}}(T)]$ は

$$E[\tilde{y}_i^{\tilde{t}}(T)] = \frac{\sum_{n=\underline{n}+1}^{\overline{n}} \omega_i^n(k) f_i(\tilde{t}, k) + \xi_i^{T,n}}{\overline{n} - \underline{n}}$$
(2.48)

と表される.また、時点*T*において予測した時点 \tilde{t} における地盤沈下量 $\tilde{y}_{i}^{\tilde{t}}(T)$ の100(1-2 δ)% 信頼区間は、標本順序統計量 ($y_{i}^{\tilde{t}}(\delta,T), \bar{y}_{i}^{\tilde{t}}(\delta,T)$)

$$\underbrace{\underline{y}_{i}^{t}(\delta, T) = \arg\max_{y_{i}^{*}}}_{\left\{\frac{\#\{\tilde{y}_{i}^{\tilde{t}, n}(T) \leq y_{i}^{*}, n \in \mathcal{M}\}}{\overline{n} - \underline{n}} \leq \delta\right\}}$$
(2.49a)
$$\underbrace{\overline{y}_{i}^{\tilde{t}}(\delta, T)}_{\overline{n} = \alpha} = \operatorname{argmin}$$

$$\begin{cases}
\bar{y}_{i}^{t}(\delta, T) = \arg \min_{y_{i}^{**}} \\
\left\{ \frac{\#\{\tilde{y}_{i}^{\tilde{t}, n}(T) \ge y_{i}^{**}, n \in \mathcal{M}\}}{\overline{n} - \underline{n}} \le \delta \right\}$$
(2.49b)

	$C_c(\mathrm{kN/m^2})$		e_0		$p_c(\mathrm{kN/m^2})$		$c_v(\mathrm{cm}^2/\mathrm{day})$		
	期待値	標準偏差	期待値	標準偏差	期待値	変動係数	期待值	$logc_v$	logc _v 標準偏差
$A_c1 層$	0.45	0.07	1.34	0.17	70	0.36	993	-4.26	0.29
$A_c 2$ 層	0.41	0.06	1.21	0.11	59	0.33	1025	-4.15	0.09
A_c3 層	0.73	0.11	1.84	0.22	95	0.49	759	-4.40	0.33
$A_c4 層$	0.87	0.08	2.09	0.15	90	0.39	787	-4.32	0.23
$A_c5 層$	0.74	0.21	1.91	0.39	99	0.44	1103	-4.20	0.26
$A_c 6 層$	0.31	0.12	1.17	0.22	139	0.08	3435	-3.63	0.09
$D_c1 層$	0.44	0.13	1.32	0.30	174	0.71	1680	-3.95	0.14
D_c2 層	0.57	0.16	1.54	0.27	144	0.67	1945	-4.01	0.34
D_c3 層	0.66	0.12	1.58	0.19	135	0.66	1000	-4.27	0.29
D_c4 層	0.70	0.25	1.64	0.67	186	0.65	1002	-4.23	1.66

表-2.2 不同沈下シミュレーション用土質定数

注) $A_{c1} - A_{c6}$ については、沖積粘性土層をボーリング結果および室内圧密試験結果より得られた土質性 状の区分から深度方向に6層に分類し、上層より下層に向けてナンバリングを行った。同様に、 $D_{c1} - D_{c4}$ についても、洪積粘性土層の土質性状の区分により、上層より下層に向けてナンバリングした結果を表 す.

を用いて $y_i^{\tilde{t}}(\delta,T) < \tilde{y}_i^{\tilde{t}}(T) < \overline{y}_i^{\tilde{t}}(\delta,T)$ と定義できる.

2.6 適用事例

2.6.1 適用事例の概要

本研究では、海上空港であるH空港を対象としてとりあげる.同空港では、年間概ね3 万回程度の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³³⁾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、維持補修管理戦略を検討する方法を提案 している.その際、土質条件に不確実性が介在することから、土質定数を確率変数と考え、 3.で述べた1次モデルを用いて地盤沈下過程をシミュレートしている.地盤沈下過程には 多大な不確実性が介在するが、PFI事業における費用リスクを可能な限り抑制するために は、供用開始後の地盤沈下過程を継続的にモニタリングするとともに、その結果に基づい てコンクリート舗装の維持補修計画を適宜アップデートしていくことが不可欠である.こ のような課題を効率的に達成するためには、モニタリング情報に基づいて地盤沈下モデル の精度を継続的に向上していくことが求められる.

以上の問題意識の下に、以下では、H空港のコンクリート舗装マネジメントを対象とし て、本研究で提案したハイブリッド型地盤沈下モデルを適用し、その有効性について試行 的に検討する.対象としたエリアは、H空港におけるエプロン部であり、825m×400mの 範囲についてモデル化したものである.圧密沈下の検討に際しては,一辺が25m × 25m の正方形メッシュを基本単位とし、上記エプロン範囲を平面メッシュエリアに分割した. また、対象となる圧密沈下層については、GL = 7m付近からGL = 25m付近に存在する 沖積粘性土層およびGL-25m付近からGL-60m付近に存在する洪積粘性土層を対象と し、1次元圧密理論に基づいて検討を実施した. 前述した土田モデルにおけるモンテカル ロシミュレーションにおいてはメッシュ相互の相関を考慮しているが、本検討事例におい ては、水平方向相関距離をb = 100mとし、また、鉛直方向については $4 \sim 5m$ に相関があ ることから、鉛直方向のメッシュ区分については同一土層であっても概ね4m毎に区分し、 メッシュ分割を行った. 解析にあたっては対象エリアにおいて実施した17本のボーリン グデータおよび圧密試験結果より、沖積粘性土層および洪積粘性土層を深度方向に、それ ぞれ $A_c 1 \sim A_c 6$ 層, $D_c 1 \sim D_c 4$ 層の合計 10 層に区分し、土質定数を整理した. 一方、盛土 ;造成による載荷荷重については,各平面メッシュ*i*(= 1,・・・,528)におけるメッシュ中心位 置における現地盤高さを設定したのち、路床、下層路盤、上層路盤の各整正時期およびエ プロン舗装の舗設時期を各平面メッシュ毎に整理し、施工時期を想定した解析ステップを 考慮している.具体的には対象全エリアにおいて路床の整正が終了する15ヶ月後までに生 じる圧密沈下量については地盤の勾配修正が可能であることから、最終沈下量から差し引 くこととした.表-2.2に、本検討事例に使用した不同沈下シミュレーション用土質定数を 示す.

2.6.2 推計結果

3. で示した1次モデルにより地盤の不同沈下をシミュレーションしよう. 各ブロック に対して土質定数を表-2.1に示した確率分布からランダムに発生させる. 具体的には, 鉛 直方向に区分した各圧密対象層の土質定数に対して, 表-2.2に示した期待値, 標準偏差お よび変動係数より, 圧縮指数 *C_c*, 圧密降伏応力および, 初期間隙比 *e*₀については, 正規分 布, 圧密係数 *c_v*については, 対数正規分布から発生させた. なお, これらの期待値と分散 は, 代表的な平面メッシュで実施したボーリング調査結果に基づいて設定した. すべての 3次元ブロックに対して, 土質定数を 3.(2) で示したモンテカルロシミュレーションにより ランダム発生させた. すべての3次元ブロックに対して発生させた土質定数の組を, 計算 シナリオと呼ぶこととする. さらに, 各計算シナリオに対して, 1次モデルを用いて, 対 象とするすべての平面メッシュの地盤沈下過程を求めた.

解析に先立って、モンテカルロシミュレーションの試行回数を表-2.3に示すように、20

衣-2.0 畝门回剱川司 昇柏木に及は 9 影音					
試行回数	20回	50回			
平均沈下量(cm)	23.6	23.7			
平均不同沈下率の期待値	0.16	0.16			
最大不同沈下率の期待値	0.70	0.71			

表-2.3 試行回数が計算結果に及ぼす影響



図-2.5 不同沈下シミュレーション結果の例

回と50回の2通り設定した.両者の平均沈下量,平均不同沈下量の期待値と最大不同沈下 量の期待値を比較して,試行回数が解析結果に及ぼす影響が少ないことを確認した上で, 最終的に試行回数を20回と決定した.ここで,平均不同沈下率とは,全沈下量の平均値に 対する不同沈下量の比であり,最大不同沈下率とは,全沈下量の平均値に対する最大不同 沈下量の比を表す.H空港を対象とした不同沈下シミュレーション結果の1例を図-2.5 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本のサンプルパス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AP+3.0mに対し計画地盤高さがAP+6.0mであり,エリア内で盛土高が大きい箇所に 該当する.1次モデルによるシミュレーションの結果,最大沈下量が36.00cmとなり,対 象地盤の中で沈下量がもっとも大きくなることが予測されている。横軸はH空港の供用開 始時点を0としているが,路盤整正後から供用開始時点に至るまでの期間内に,すでに地 盤沈下が発生していることがわかる.また,20本のサンプルパスを比較すると,土質定数 シナリオによって地盤沈下量が大きく変化することが理解できる.実際に30年後の平均 沈下量は35.75cmであり,分散は30.66cm²と大きくなっている.一方,圧密沈下は12年 度でほぼ収束している.



図-2.6 仮想モニタリング情報とサンプルパス

(3)2次モデルの作成

1次モデルで得られた20本のサンプルパス(図-2.5参照)を用いて、混合地盤沈下モデ ル(2次モデル)を推計しよう.1次モデルで求めたサンプルパスは,互いに強い相関関 係にある. 例えば, 図-2.5 に示した 20本のサンプルパス間の相関係数は, 最低でも 0.976 であった.したがって、多重共線性の問題を避けるため、20本のサンプルパスの中で予測 沈下量の上限値と下限値を規定する2本のサンプルパスを用いて混合地盤沈下モデルを推 計することとした. 以下, もっとも上方に位置するパスをサンプルパスα, 下方に位置す るパスをサンプルパスβと呼ぶ.このようなサンプルパスを選択することにより、2本の サンプルパスに挟まれた区間を可能な限り拡大することが可能であり、2次モデル、3次 モデルを作成できる範囲を最大化できる.図-2.6には、20本のサンプルパスを単純平均し て求めた期待値パスを示している。同図には、混合地盤沈下モデルを作成するために用い る2本のサンプルパスを平均化した結果(サンプル平均パスと呼ぶ)も併記している. 当 然のことながら、ここで求めたパスは、20本のサンプルパスを単純平均した期待値パスと 一致しない.したがって,時刻tにおけるメッシュiの地盤沈下量ytを予測するために,混 合地盤沈下モデルによる期待パスと、サンプル平均パスとの乖離を可能な限り小さくする ように,混合地盤沈下モデルの重み係数 $\omega_i(k)(k=1,2)$ を補正する必要がある.いま,20 本のサンプルパスを用いた期待値パスの時刻tにおけるメッシュiの地盤沈下予測量をŷįと しよう.この時, $\omega_i(k)(k=1,2)$ が,

$$\min_{\omega_i(1),\omega_i(2)} \left\{ \tilde{y}_i^t - \sum_{k=1}^2 \omega_i(k) f_i(t,k) \right\}^2$$
(2.50)

を満たすような値をとると、期待値パスとサンプル平均パスの乖離は限りなく小さくなる. ただし、 $f_i(t,k)$ は、混合地盤沈下モデルを作成するために選択した(1次モデルで求めた) サンプルパスである.いま、式(3.45)によって定められる時刻*t*における重みベクトル ω_i を、 $\tilde{\omega}_{i}^{t}$ としよう. さらに、混合地盤沈下モデルの重みベクトル ω_{i} の事前確率密度関数が式 (3.9)のディレクレ分布として特定化できると考える. メッシュiの時刻tにおける地盤沈 下量 y_{i}^{t} の事後確率密度関数 $\pi(y_{i}^{t})$ は、式(3.6)に示すように解析的に求めることが困難であ るため、モンテカルロシミュレーションによって求める必要がある. そのため、重みベク トル ω_{i} は、式(3.9)に示すディリクレ分布からランダム抽出される. したがって、期待値 パスとサンプル平均パスの乖離を限りなく小さくするために、近似的に

$$E[\omega_i(k)] \approx \tilde{\omega}_i^t(k) \ (k = 1, 2) \tag{2.51}$$

が成立するようにディリクレ分布のパラメータベクトルを定める.いま,ディリクレ分布 において, $\omega_i(k)$ の期待値が,

$$E[\omega_i(k)] = \frac{\alpha_k^{(0)}}{\sum_{k=1}^2 \alpha_k^{(0)}}$$

$$(k = 1, 2)$$
(2.52)

と表せることに留意しよう.したがって、ディリクレ分布の初期パラメータ $\alpha_k^{(0)}(k=1,2)$ を,

$$\tilde{\omega}_i^t(k) = \frac{\alpha_k^{(0)}}{\sum_{k=1}^2 \alpha_k^{(0)}} \ (k = 1, 2) \tag{2.53}$$

が成立するように決定する.以上で設定した混合地盤沈下モデルを用いて、5年後の地盤 沈下量 y_i^5 を予測しよう.予測沈下量の分布は、式(3.6)に示すように、 $\alpha^{(0)}$ 、および ϕ_i の事 前確率密度関数を決定することで得られる.いま、ディリクレ分布のパラメータベクトル $\alpha^{(0)}$ を、重みベクトル $\tilde{\omega}_i^5$ をもとに、 $\alpha_1^{(0)} = 0.593, \alpha_2^{(0)} = 0.407$ と定める.図-2.7は、平面 メッシュi = 73をとりあげ、 ϕ_i の事前確率密度関数のパラメータ $\beta^{(0)}, \gamma^{(0)}$ の値により、5 年後の予測沈下量の分布がどのように変化するかを示した結果である.図-2.7に示すよう に、パラメータ $\beta^{(0)}, \gamma^{(0)}$ 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、 $\beta^{(0)}, \gamma^{(0)}$ の値を減少させると、予測沈下量の95%信頼区間がどのように変 化するかを図-2.8に示す. ϕ_i の事前確率密度の初期パラメータは任意に設定できるが、ベ イズ学習の効率性を向上させるためには、事前分布は一定程度分散している方が望ましい. 本研究では、パラメータ初期値として $\beta^{(0)} = 0.5, \gamma^{(0)} = 0.5$ を設定した.図-2.7に示す結 果より、これらの初期値を用いることにより、事前分布においてパラメータ値が過度に収 束せず、一定程度分散することがわかる.

(4)3次モデルの作成

空港の供用後,継続的モニタリングにより,各平面メッシュの地盤沈下量に関する情報 を獲得できる.このようなモニタリング情報を用いて,混合地盤沈下モデルを更新する問



図-2.7 5年後の予測沈下量の分布



図-2.8 予測沈下量の95%信頼区間

題を考えよう.現時点においては、空港が供用されておらず、モニタリング情報が蓄積さ れていない.そこで、各平面メッシュの地盤沈下量のモニタリング結果を仮想的に作成し、 混合地盤沈下モデルのベイズ更新を試みる.いま、空港の運営・管理中の期間を、1)初 年度から6年度、2)6年度からそれ以降の期間の2つに分割しよう.供用開始後、毎年 定期的に地盤沈下量がモニタリングされ、供用開始後5年度の時点に、混合地盤沈下モデ ルをベイズ推計する問題を考える.ついで、6年度以降においても、毎年地盤沈下に関す るモニタリング情報が獲得できる.そこで、新しく得られたモニタリング情報を、それま での年度に得られたデータベースに加算し、新しく更新されたデータベースに基づいて、 混合地盤沈下モデルを毎年ベイズ更新する問題もとりあげる.

対象とする空港地盤には、合計528個の平面メッシュが存在する.これらの各平面メッシュに対して、初年度から5年度までのモニタリング情報が得られたとしよう.図-2.6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

パラ	期待値	95%信頼区間		Geweke 検		
メータ				定統計量		
$\omega_{73}(1)$	0.553	0.518	0.589	-8.63E-02		
$\omega_{73}(2)$	0.447	0.428	0.467	8.63E-02		
ϕ_{73}	2.76	0.66	7.41	-4.49E-02		

表-2.4 混合地盤沈下モデルの推計結果

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,5年間の地盤沈下量の観測結果を,図中の●印で示している. さらに,6年度以降のモニタリングによって得られる仮想的な観測結果に関しても,図中 に〇印で示している.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 情報を用いて混合地盤沈下モデルを更新し,6年度以降の地盤沈下量を予測する問題を考 える.空港供用直後から5年度までのモニタリング情報を用いて3次モデルをベイズ推計 しよう.今回の解析では,多重共線性の問題を避けるため,合計20本のサンプルパスのう ち,6.(3)で利用した2本のサンプルパスを用いることとした.すなわち,混合地盤沈下 モデルは

$$y_{73}^{t} = \sum_{k=1}^{2} \omega_{73}(k) f_i(t,k) + \varepsilon_{73}$$
(2.54)

と表現される.また,k = 1は図-2.6に示すサンプルパス α と,k = 2はサンプルパス β に対応している.

さらに,混合地盤沈下モデルの重みベクトル ω_i の事前確率密度関数として,2次モデル で採用したディリクレ分布と同一の分布を用いた.一方,確率誤差項 ε_i の分散パラメータ ϕ_i の事前確率密度関数は式(3.10)のガンマ分布に従い,ガンマ分布のパラメータを,6.(3) における考察に基づいて,($\beta^{(0)}, \gamma^{(0)}$) = (0.5,0.5)と設定した.また,収束判定のサンプル 数は<u>n</u> = 2,000, \bar{n} = 10,000の合計 8,000 サンプルとした.

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 ズ推計する問題をとりあげる. **表-2.4**に、混合地盤沈下モデルの推計結果として、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 ³¹⁾を示している. Geweke検定統計量は、MCMC法によるサンプリング過程が定常状態に 到達しているか否かを検定するための統計量であり、サンプル数<u>n</u>の設定が適切であるか どいうかを検定するために用いられる. 推計結果より、重みの合計は1となっており、制 約条件式(4.2)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サンプル平均パスより上方に位置しているためであり、必然的な



図-2.9 パラメータω₇₃(1)の収束過程



図-2.10 パラメータ φ73 の 収束 過程

結果といえる.また,MH法を実施する際に、マルコフ連鎖が定常状態に到達するための サンプル数として<u>n</u> = 2,000を設定したが、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「定常状態に収束している」という仮説を棄却できない.さらに、 重みω₇₃(1)と分散φ₇₃の収束過程を図-2.9、図-2.10に、これら2つのパラメータの事後確 率密度分布を図-2.11、図-2.12に示している.いずれのパラメータも早い段階で定常状態 に収束していることがわかる.図-2.11、図-2.12には、これらのパラメーターの事前分布 も示しているが、ベイズ更新により混合地盤沈下モデルにおけるパラメータ分布の分散が 小さくなっている.

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-2.13に示す.前述したように、地盤沈下過程の実績パスとして、 期待サンプル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、期待サンプルパスの35.75cm


図-2.11 パラメータω73(1)の事後分布



図-2.12 パラメータ *φ*₇₃の事後分布

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ことが判明した.

さらに、6年度以降も、継続してモニタリング情報が蓄積され、混合地盤沈下モデルが逐 次ベイズ更新される問題を考えよう。再び、平面メッシュ*i* = 73に着目する。同メッシュ では、図-2.6に示したように、6年度以降に〇印で示すようなモニタリング結果が追加さ れている。ここで、各年度に新しいモニタリング情報が得られる度に、混合地盤沈下モデ ルが逐次ベイズ更新されると考えよう。さらに、更新された混合地盤沈下モデルを用いて、 空港供用後、30年度の地盤沈下量を予測した結果を表-2.5に示している。同表には、当 該年までのモニタリング情報を用いてベイズ更新した混合地盤沈下モデルを用いて、供用 後30年度の地盤沈下量の予測値(期待値)と95%信頼区間の上・下限値を記載している。 なお、30年時点の仮想モニタリング情報(沈下量)は39.09cmである。ベイズ更新の結果



図-2.135年度における沈下量予測結果



図-2.14 10年度における予測結果

を比較すると、情報の蓄積とともに、期待値パスが若干修正されるとともに、信頼区間の 幅が狭まっている.このことからベイズ更新により推計精度が高まっていることが理解で きる.なお、図-2.14には、10年時点までモニタリング情報が蓄積された場合をとりあげ、 この時点において予測した10年度以降の地盤沈下量の期待値パスと95%信頼区間を示し ている.5年時点で予測したサンプルパスの信頼区間と、10年時点におけるサンプルパス の信頼区間を比較することにより、ベイズ更新を通じて混合地盤沈下モデルの信頼性が向 上していることを視覚的に確認することができる.

つぎに、予測しえない急激な沈下が観測された場合のベイズ更新結果を検証する.図-2.15 にその場合の仮想モニタリング情報を示す.5年まではこれまでと同様の沈下量が観 測され、6年度に急激な沈下の発生を想定している.図中の青いプロットはこれまでのモ ニタリング情報(ケース1)であるが、赤いプロットが今回のケース(ケース2)である. この情報に基づいてベイズ更新を行った結果(沈下パス)を同図に併せて示している.沈

当該年	30年時点の	95%信	頼区間	信頼区間
	沈下量予測値			の幅
5年	38.109	37.990	38.224	0.234
6年	38.209	38.139	38.279	0.140
7年	38.218	38.174	38.263	0.089
8年	38.226	38.199	38.254	0.055
9年	38.439	38.419	38.457	0.038
10年	38.151	38.140	38.163	0.023
15年	38.115	38.114	38.116	0.002
20年	38.477	38.477	38.477	0.000
25年	39.046	39.046	39.046	0.000

表-2.5 地盤沈下量の予測結果(メッシュ*i* = 73)

注) 30年時点における仮想モニタリング情報(沈

下量)は39.09cmである.



図-2.15 急激な変化における予測結果

下量はかなり大きくなるが,新規情報を反映したベイズ更新がなされていること,これま でと同様に沈下が12年程度で収束傾向を示していることを確認できる.これは,今回与 えた急激な沈下量が,利用しているサンプルパスの上・下限値内に収まっていたことが要 因である.実際に計測される地盤沈下過程の定性的な特性が許容範囲内にあれば,重みパ ラメータを修正することにより,その後の沈下過程を表現できる.地盤沈下過程の実測値 が,1次モデルによる予測結果による適用可能性の範囲内に収まっているかどうかに関す る検討方法に関しては,6.(5)でとりあげる.表-2.6には,重みパラメータの推計結果を 示している.表-2.4と比較して,サンプルパスの重みパラメータが補正され,ω₇₃(2)の値 が大きくなっていることが確認できる.したがって,実用化に際しては,サンプルパスの 上・下限値の範囲を広い目に設定しておくことが有効であると考えられる.

衣-2.6	丁別し	てないれ	「に対す	る佣止結朱
パラ	期待値	95%信頼区間		Geweke 検
メータ				定統計量
$\omega_{73}(1)$	0.472	0.462	0.482	2.10E-02
$\omega_{73}(2)$	0.528	0.518	0.538	-2.10E-02
ϕ_{73}	61.34	18.55	133.40	-1.70E-02

シェムトフォナー



図-2.16 混合地盤沈下モデルのシステム的誤差

(5) モデルの適用範囲の検証

本研究で提案したハイブリッド型地盤沈下モデルを用いるこよにより,1次モデルが有 効であるという前提の下で、地盤沈下の継続的モニタリングにより、地盤沈下予測の精度 を恒常的に改善することができる。当然のことながら、混合沈下モデルによる予測結果と 現実の観測値に間には、推計残差が存在する.このような推計残差として、ランダムな推 計残差とシステム的な推計残差が考えられる. ランダムな推計残差に関しては、混合地盤 沈下モデルをベイズ更新することにより、地盤沈下過程の推計精度を向上することが可能 である.しかし、システム的な推計残差が発生する場合、ハイブリッド型地盤沈下モデル の適用可能性を吟味することが必要となる.たとえば、図-2.16の事例では、現実の沈下 過程の特性が、1次モデルで想定した沈下過程の特性の間に明らかな乖離が発生している. 混合地盤沈下モデルは、1次モデルで得られたサンプルパスの線形結合で表現されるため、 ベイズ更新を通じても混合地盤沈下モデルのシステム的な推計誤差を補正できない.

混合地盤沈下モデルにシステム的推計残差が存在するか否かを統計的に仮説検定する方 法論を提案しよう.いま、時点t = Tまでのモニタリング情報 $\bar{g}_i^{0,T}$ を用いて混合地盤沈下 モデル,

$$y_i^t = \sum_{k=1}^K \omega_i(k) f_i(t,k) + \varepsilon_i$$
(2.55)

が得られたとしよう.ただし,混合地盤沈下モデルの重み係数 $\omega_i(k)$ として,ベイズ更新後のサンプル平均パスの重み $\tilde{\omega}_i(k)$ を用いることとしよう.この時,時点t(< T)における 残差は,

$$\xi_i^{\underline{t}} = \bar{y}_i^{\underline{t}} - \sum_{k=1}^K \tilde{\omega}_i(k) f_i(\underline{t}, k)$$
(2.56)

と表すことができる.したがって、システム的推計残差の有無は、

$$\xi_i^t = \rho \xi_i^{t-1} + \varpi_t \tag{2.57}$$

において、1階の自己相関係数 ρ を推計することで判別することができる.ただし、 $\varpi_t \sim \mathcal{N}(0, \vartheta^2)$ はホワイトノイズである.いま、 ρ の事前確率密度関数が無情報事前分布(定数)、 ϑ^{-2} の事前確率密度関数がガンマ分布 $\mathcal{G}(\zeta, \eta)$ に従うとしよう.この時、 ρ の事後確率密度 関数 $\pi(\rho | \bar{\boldsymbol{y}}_i^t)$ は、

$$\pi(\rho|\bar{\boldsymbol{y}}_{i}^{t}) \propto \left(\eta + \frac{1}{2} \sum_{t=0}^{t} (\xi_{i}^{t} - \rho \xi_{i}^{t-1})^{2} \right)^{-(\zeta + (t+1)/2)}$$
(2.58)

と表すことができる.いま、 φ を定数として、 $\rho \ge |\varphi|$ を満たすときにシステム的推計残差 が存在するとしよう.このとき、システム的推計残差が存在するか否かを検討する仮説検 定モデルを、

$$\begin{cases} H^0: \rho \in S_0 \quad S_0 = \{\tilde{\rho} | \tilde{\rho} \le |\varphi| \} \\ H^1: \rho \in S_1 \quad S_1 = \{\tilde{\rho} | \tilde{\rho} > |\varphi| \} \end{cases}$$
(2.59)

と定式化できる. 仮説 $H_i(i = 0, 1)$ が成立する事後確率 P_{H_i} はそれぞれ,

$$P_{H_0} = \int_{S_0} \pi(\rho | \bar{\boldsymbol{y}}_i^t) d\rho \qquad (2.60)$$

$$P_{H_1} = \int_{S_1} \pi(\rho | \bar{\boldsymbol{y}}_i^t) d\rho \tag{2.61}$$

となる. $P_{H_1} > P_{H_0}$ のとき,帰無仮説 H_0 は棄却され,システム的推計残差が存在し、1次 モデルの有効性に限界があると判断できる.

現時点において、対象地盤における地盤沈下モニタリングデータが蓄積されておらず、 本研究で用いた1次モデルの適用範囲を検討できる段階ではない.不幸にして、現実の地 盤沈下過程の観測結果、本研究で提案したハイブリッド型地盤沈下モデルの適用性に疑義 が生じた場合、モデルの再構成が必要となる.この場合、図-2.1に示したように1次モデ ルの信頼性に問題が生じているわけであり、地盤モデル、あるいは圧密沈下モデル自体を 再検討しなければならない.1次モデルの再検討の問題は、本稿の域を超えているため、 ここではこれ以上議論しないこととする.

2.7 結言

本研究では、空港施設のアセットマネジメントにおいて重要な課題となる地盤沈下の継 続的モニタリングとモニタリング情報を用いた地盤沈下予測結果をベイズ更新するための 方法論の提案を試みた.具体的には不同沈下を考慮した1次元圧密モデルを用いて,地盤 沈下過程に関するサンプルパスを作成するとともに、サンプルパスを荷重平均した混合地 盤沈下モデルを作成した.さらに空港の供用開始後、地盤沈下量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を MCMC(マルコフ連鎖モンテカルロ)法を用いて ベイズ更新する方法論を提案した. さらに空港施設の地盤沈下予測管理問題への適用事例 を通じて本研究で提案した方法論の有効性に関して実証的に検証した.しかし,本研究で 提案したベイズ更新モデルの適用可能性を向上するためには、以下のような研究課題が残 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.したがっ て、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、空港舗装マネジメントにおいて地盤沈下予測管理は重要 な検討課題ではあるが、舗装マネジメントを実施するためには空港舗装の劣化・損傷過程 を管理することが必要である.そのためには,地盤沈下に伴い空港舗装の劣化・損傷が進 展する過程をモデル化^{34),35)}することが必要である.第3に、本研究で提案した方法論は、 1次モデルが有効であるという範囲内において、適用可能である. 6.(5)では、混合地 盤沈下モデルの推計残差を用いて、1次モデルの有効性を検討する方法論を提案した.し かし、推計残差の系列相関が大きく、1次モデルの有効性に限界があることが判明した場 合、本研究で提案した方法論を用いて地盤沈下予測を継続的に実施することには問題があ る. この場合,1次モデルにさかのぼり、モデルの仮定や前提条件の再吟味、あるいはモ デルの再構築が必要となることは言うまでもない. このような1次モデルのフォローアッ プに関しては、今後に残された大きな研究課題である.第4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、地盤沈下予測管理 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科学技術調整振興費「若手研究者の自立的研究環境整備促進」事業により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 点において実施された.

3 ハイブリッド型コンクリート舗装劣化モデル

3.1 緒言

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.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が求められている.

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,劣化過程に関する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、継続的に劣化現象に関するデータを蓄積しながら、1次モデルによる予測結果 を逐次ベイズ更新するような方法論を提案する.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に不確実性が介在し、確定的な劣化予測を行うことが困難で ある.そこで、土質条件を表すパラメータ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)を作成し、1次モデルの予測結果における不確実性について分析する.さらに、 地盤沈下量やコンクリート舗装の損傷に関する継続的な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する.

3.2 本研究の基本的立場

3.2.1 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¹⁶⁾やFAA(Federal Aviation Administration)が提案している舗装マネジメントシステム¹⁷⁾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2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 在し、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^{4)-9),36)}. 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、現実に生じ 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・化学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が提案され ている^{35),37)-42)}.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^{22),33)}.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 工状態のちらばりや材料物性値の持つばらつき等、力学的劣化モデルで記述できない要因 や、モデルの信頼性等による不確実性も介在する可能性も無視できない.

カ学的劣化モデルは、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に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、 現実に生起した劣化状態が、力学的劣化モデルにより推定された設計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、土質パラメータ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



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重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-3.1 舗装劣化予測リスク

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 ?)を提案している.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本研究の特色がある.

3.2.2 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 間では、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供に変化する. PFI事業権契約においては、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つの期間に分類しよう.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-3.1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-3.1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、予測精度が向上したことが理解できる. さらに、同図では、べ 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におけ る予測結果にシステム的な予測誤差が存在する場合、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.

3.2.3 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 プルデータを発生する1次モデル、2)1次モデルで生成したサンプルデータの統計的規 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次モデルをベイズ学習する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実 施する場合、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を行うこと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 ンプルを用いて統計的に推定された曲線であり、理論的基盤を持つ力学的モデルとは言い がたい.このように1次モデルは、分析精度が異なるサブシステム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 る不確実性の内、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.さらに、コンクリート版



図-3.2 ハイブリッド劣化モデルの特性

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よう. 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、信頼性や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 頼性を向上するために、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向上させ ることが可能である.

3.2.4 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-3.2は、力学的劣化モデル、確率的劣化モデルを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実測値が得られた場合、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、十分な計測値の蓄積がな い場合、統計的モデルによる劣化予測を行うためには、今後のデータの蓄積を待たざるを 得ないという限界がある.

図-3.2の右側には、ハイブリッド劣化モデルを用いた劣化予測の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 変数をとりあげ、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、初期時点において実績データがない 場合においても、不確実性を考慮した劣化予測が可能となる.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かい離が存在する場 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.

3.3 ハイブリッド劣化モデル

3.3.1 モデル化の前提条件

空港管理者がカレンダー時刻 τ_0 に空港施設を新たに建設し、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 τ_0 を初期時点t = 0とする 離散的時間軸 $t = 0, 1, 2, \cdots, \overline{T}$ を導入する. \overline{T} は事業権契約の最終期である. 離散的時間間 隔として、1年間を想定する. 離散軸上の各点tを時点と呼ぶ. 対象とする舗装区域は合 計I個のメッシュに分割される. 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予測が実施される. また、各メッシュは、さらに微小メッシュに分割 され、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が実施される.

対象とする期間を、空港が供用される時刻₇₀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しよう.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、

表-3.1 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	$ar{h}_i^t$
1次モデル	$f_i(t,k)$	$g_i(t,k)$
	$y_i^t(k)$	$h_i^t(k)$
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 $f_i(t,k), g_i(t,k)$ の実現値を表す. 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.

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.中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次モデルを用いて表現する.2次モデルを用いて,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,運用段階を考えよう.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,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次モデルをイズ更新 し,3次モデルを作成する.

なお、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-3.1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-3.3には、各サブモデルの 関係を示している.

3.3.2 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*yⁱ*_i, コンクリート版の健全度*hⁱ*_i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、舗装の疲労破壊過程に関するサンプルパ



図-3.3 ハイブリッド劣化モデルの構造

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 表現しよう.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. その際、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.言い換えれば、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)として表現さ れる. 舗装劣化パスを $g_i(t,k)$ $(i = 1, \dots, I; k = 1, \dots, K; t = 0, 1, \dots)$ と表そう. このよう に、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、これらのサ 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.

3.3.3 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. さらに、 $y_i^t(k)$ 、 $h_i^t(k)$ は、時点t、メッシュiにおけるサンプルパス $f_i(t,k)$ 、 $g_i(t,k)$ の実現値を表す. 1次モデルで作成したサンプルパスは膨大な量に及ぶ. これらの情報を 劣化予測に用いるためには、サンプルパスデータに含まれる統計的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. つぎに、ある一定期間の間に舗装が劣化する確率をマルコフ推移確率を用いて表現す る. しかし、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. したがって、舗装の劣化過程は、マルコフ推移確率が地盤沈下状態に依存して変化す る非斉次マルコフ連鎖モデルを用いて記述される. 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「」」は、2次モデルを用いて作成したサンプル パスであることを表している.

3.3.4 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 $\vec{g}_i (i = 1, \cdots, I; t = 0, \cdots, T)$ と舗装健全度データ $\bar{h}_i (i = 1, \cdots, I; t = 0, \cdots, T)$ が得られ たとしよう.ここに、記号「」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*以降における時点*t*(*t* > *T*)における地盤沈 下過程 $\vec{y}_i(T)$,舗装劣化過程 $\tilde{h}_i(T)$ の予測精度を向上することができる.記号「」はベイ ズ予測値であることを示す.



図-3.4 疲労度設計手法フロー

3.4 力学的劣化モデル(1次モデル)

3.4.1 1次モデルの概要

舗装コンクリートの信頼性設計法^{34),37)-40)}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,地盤・材料などに信頼度に応じた係数を適用す る方法が提案されている.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-3.4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³³⁾を参照して欲しい.ここでは,筆者の便宜を図 るため,その内容を簡単に紹介する.

3.4.2 不同沈下シミュレーション

図-3.4に示すように、本研究に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している²²⁾.その詳細は参考文



図-3.5 不同沈下の形状近似

献³³⁾に譲り,以下ではその概要を紹介するにとどめる.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.

3.4.3 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FEM³⁵⁾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³³⁾. 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-3.5 に示すよう不同沈下幅が 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随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を考慮して 50%に低減している.また、コンクリート版の



図-3.6 舗装版のFEMメッシュ分割

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⁴¹⁾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-3.6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kに作用する場合、点iにおける応力度 $\sigma_L(k,i)$ 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、岩間の提案式が一般に用いられてきた が、坪川ら⁴²⁾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

$$\sigma_t = 0.53 \frac{E_c \cdot \alpha \cdot \theta}{2(1-\nu)} \tag{3.1}$$

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 はポワソン比 (=0,15)、 α はコンクリートの温度膨張係数 (=1×10⁻⁵/°C)、 θ はコ ンクリート版の上下面の温度差 (°C) であり、 θ は-9°Cから19°の間で舗装設計便覧に準 じて確率分布すると考える.

3.4.4 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³⁴⁾. そこでは、破壊確率曲線として、

$$N = 10^{(\alpha - SL)/\beta} \tag{3.2}$$

$$\alpha = 1.111364 + 0.00165 P_f$$
$$\beta = 0.09722 - 0.00021 P_f$$

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 力に対する許容繰り返し回数、*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り 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-3.6における点*i*における疲労度を計算するために、同図の横軸方 向にk = -6からk = 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 が点*k*に作用する場合、点*i*における応力度 $\sigma_L(k,i)$ 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 $\sigma_{\theta}(i,\theta)$ を加えることにより、 温度差 θ ,航空機荷重点がkの時に、点*i*に作用する合成応力 $\sigma_{b}(\theta,k,j)$ 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(3.2)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(3.2)を用いて、破壊確率5%に対 応する許容繰り返し回数を求めた結果を $N(\theta,k,j)$ を表そう.この時、マイナー則を用い て、点*i*における疲労度を

$$FD_{i} = \sum_{d=-9}^{19} \sum_{k=-6}^{6} \frac{n(\theta, k)}{N(\theta, k, i)}$$
(3.3)

と定義する.ここに、 FD_i は点iの疲労度を、 $n(\theta,k)$ は、温度差 θ の場合に、点kを通過する交通量を表し、

$$n(\theta, k) = nair(\theta) \times \int_{s(k-0.5)}^{s(k+0.5)} \frac{1}{\sqrt{2\pi}} e^{-\frac{x^2}{2\sigma^2}} dx$$
(3.4)

と表せる. ただし, $nair(\theta)$ は, 上下面温度差 θ° Cのときの交通量, sはFEM解析における載荷位置のインターバルであり, **図-3.6**に示す微小メッシュの1辺に相当する. この時, $点_i$ の疲労度が

$$FD_i \gamma \ge 1 \tag{3.5}$$

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.

表-3.2 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	А	1.1 未満
2	B1	$1.1 \sim 4.4$
3	B2	$4.4 \sim 7.8$
4	B3	$7.8 \sim 11.1$
5	\mathbf{C}	11.1以上

注) 空港舗装保守要領(案)⁴³⁾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.

3.4.5 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(3.5)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-3.6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こととした.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/m*²)

ひび割れ度 =
$$\frac{2 \times L \times (S_r/S)}{A}$$
 (3.6)

を用いて診断することとした.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 面積である.その上で、空港舗装保守要領(案)⁴³⁾に準拠して、式(3.6)で評価されるひび 割れ度を用いて、**表-3.2**に示すような管理水準を設けることとした.

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が生起した時のメッシュ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.

3.5 統計的劣化モデル(2次モデル)

3.5.1 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,...,*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.

3.5.2 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⁴⁴⁾.本モデルの詳細は参考文献に譲るが、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 $f_i(t,k)$ ($k = 1, \dots, K$)が与えられたとしよう.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

$$y_i^t = \sum_{k=1}^K \omega_i(k) f_i(t,k) + \varepsilon_i$$
(3.7)

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、

$$\sum_{k=1}^{K} \omega_i(k) = 1 \ (i = 1, \cdots, I)$$
(3.8)

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.筆者らは, 混合地盤沈下モデル(4.1)の重み $\omega_i(k)$ ($k = 1, \dots, K$)がディリクレ分布

$$D(\boldsymbol{\omega}_{i}|\boldsymbol{\alpha}) = \Psi(\boldsymbol{\alpha}) \prod_{k=1}^{K} \{\omega_{i}(k)\}^{\alpha_{k}-1}$$

$$\Psi(\boldsymbol{\alpha}) = \frac{\Gamma(\sum_{k=1}^{K} \alpha_{k})}{\prod_{k=1}^{K} \Gamma(\alpha_{k})}$$
(3.9)

に従うと仮定する.ただし、 $\Gamma(\cdot)$ はガンマ関数であり、 $\boldsymbol{\alpha} = (\alpha_1, \cdots, \alpha_K)$ 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

$$g(\phi_i|\zeta,\gamma) = \frac{\gamma^{\zeta}}{\Gamma(\zeta)}\phi_i^{\zeta-1}\exp(-\gamma\phi_i)$$
(3.10)

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

$$\pi_i(\hat{\boldsymbol{y}}_i) \propto \phi_i^{\zeta - 1/2} \prod_{k=1}^K \hat{\omega}_i(k)^{\alpha_k - 1} \exp\left[-\phi_i \left\{\gamma + \frac{1}{2}\hat{\varepsilon}_i^2\right\}\right]$$
(3.11)

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

3.5.3 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, ..., 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 $y^t(k) = \{y_i^t(k) : i = 1, ..., I\}$ に依存して定義されると考える.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 $h_i^t(y^t(k)) = j$ を与件とし、次の時点t+1において健全度 $h_i^{t+1}(y^t(k)) = l$ が生起する条 件付確率

$$\operatorname{Prob}[h_i^{t+1}(\boldsymbol{y}^t(k)) = l | h_i^t(\boldsymbol{y}^t(k)) = j]$$
$$= p_i^{jl,t}(\boldsymbol{y}^t(k))$$
(3.12)

と定義できる.ただし、期間 [t,t+1) 中は、地盤沈下量は $y^t(k)$ 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 $p_i^{jl,t}(k)$ 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 (4.3) を要素とするマルコフ推移行列を

$$\boldsymbol{\Pi}_{i}^{t}(k) = \begin{pmatrix} p_{i}^{11,t}(k) & \cdots & p_{i}^{1J,t}(k) \\ \vdots & \ddots & \vdots \\ 0 & \cdots & p_{i}^{JJ,t}(k) \end{pmatrix}$$
(3.13)

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⁶⁾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に着目しよう.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)を考えよう.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 u_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 u_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^{45),46)}

$$\lambda_i^j(u_i^j) = \lambda_i^j \tag{3.14}$$

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 u_i^j 以上となる確率 $\tilde{\Psi}_i^j(u_i^j)$ は、

$$\tilde{\Psi}_i^j(u_i^j) = \exp(-\lambda_i^j u_i^j) \tag{3.15}$$

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、

$$p_i^{jj} = \exp(-\lambda_i^j z) \tag{3.16}$$

となる. ただし、zは時点間隔を表す. さらに、地盤沈下パスkに対して、検査時点 $t \ge t+1$ の間で健全度がjからl (> j)に推移するマルコフ推移確率 p_i^{jl} は、

$$p_{i}^{jl} = \operatorname{Prob}[h(t+1) = l|h(t) = j]$$

= $\sum_{v=j}^{l} \prod_{s=j}^{v-1} \frac{\lambda_{i}^{s}}{\lambda_{i}^{s} - \lambda_{i}^{v}} \prod_{s=v}^{l-1} \frac{\lambda_{i}^{s}}{\lambda_{i}^{s+1} - \lambda_{i}^{v}} \exp(-\lambda_{i}^{v}z)$
(j = 1, ..., J - 1; l = j + 1, ..., J) (3.17)

と表すことができる⁶⁾. ただし,表記上の規則として,

$$\begin{cases} \prod_{s=j}^{v-1} \frac{\lambda_i^s}{\lambda_i^s - \lambda_v^v} = 1 & (v = j\mathcal{O}\mathfrak{R}) \\ \prod_{s=v}^{l-1} \frac{\lambda_i^s}{\lambda_i^{s+1} - \lambda_v^v} = 1 & (v = l\mathcal{O}\mathfrak{R}) \end{cases}$$

が成立すると考える. さらに,表記の便宜上,

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

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.

$$p_i^{jJ} = 1 - \sum_{l=j}^{J-1} p_i^{jl} \ (j = 1, \cdots, J-1)$$
(3.18)

3.5.4 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定 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²⁹⁾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 $h^{(k)} = \{h_i^t(k) : i = 1, \cdots, I; t = 0, \cdots, \bar{T}\}$ と表そう.舗装劣化パスk上の連続する2つの時点 $t \ge t+1$ 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

$$\delta_{i,t}^{jl}(k) = \begin{cases} 1 & h_i^t(k) = j, h_i^{t+1}(k) = l \mathcal{O} \oplus \\ 0 & それ以外の時 \end{cases}$$
 (3.19)

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 $x_i^t(k) = \{x_i^{t,1}(k), \dots, x_i^{t,Q}(k)\}$ 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 $x_i^{t,1}(k) = 1$ であると しよう. 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 $\lambda_i^{j,t}(k)$ ($j = 1, \dots, J-1; i = 1, \dots, I; t = 0, \dots, \overline{T}$)が、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 $\boldsymbol{x}_i^t(k)$ を用いて

$$\lambda_i^{j,t}(k) = \boldsymbol{x}_i^t(k)\boldsymbol{\beta}^j \tag{3.20}$$

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、 $p_i^{JJ,t}(k) = 1$ 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、 $\beta^j = (\beta^{j,1}, \dots, \beta^{j,Q})$ 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 (3.17) 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 $\boldsymbol{x}_i^t(k)$ を用いて式 (3.20) 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 $p_i^{j,t}(k)$ を説明変数ベクトル $\boldsymbol{\xi}_i^t(k) = (z, \boldsymbol{x}_i^t(k))$ と未知パラメータ $\boldsymbol{\beta} = (\boldsymbol{\beta}^1, \dots, \boldsymbol{\beta}^{J-1})$ の関数として $p_i^{j,t}(\boldsymbol{\xi}_i^t(k) : \boldsymbol{\beta})$ 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^{47),48)}.

$$\mathcal{L}(\boldsymbol{\xi}|\boldsymbol{\beta}) = \prod_{j=1}^{J-1} \prod_{l=j}^{J} \prod_{i=1}^{I} \prod_{k=1}^{K} \prod_{t=0}^{\bar{T}} \left\{ p_i^{jl,t}(\boldsymbol{\xi}_i^t(k) : \boldsymbol{\beta}) \right\}^{\delta_{i,t}^{jl}(k)}$$
(3.21)

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, β^{j} の事前確率密度関数^{25),26)}が,多次元正規分布 $\mathcal{N}_{Q}(\mu^{j}, \Sigma^{j})$ に従うと仮定しよう. Q次元正規分布 $\mathcal{N}_{Q}(\mu^{j}, \Sigma^{j})$ の確率密度関数は,

$$g(\boldsymbol{\beta}^{j}|\boldsymbol{\mu}^{j},\boldsymbol{\Sigma}^{j}) = \frac{1}{(2\pi)^{\frac{Q}{2}}\sqrt{|\boldsymbol{\Sigma}^{j}|}}$$

$$\cdot \exp\left\{-\frac{1}{2}(\boldsymbol{\beta}^{j}-\boldsymbol{\mu}^{j})(\boldsymbol{\Sigma}^{j})^{-1}(\boldsymbol{\beta}^{j}-\boldsymbol{\mu}^{j})'\right\}$$
(3.22)

で与えられる.ただし、 μ^{j} は $\mathcal{N}_{Q}(\mu^{j}, \Sigma^{j})$ の事前期待値ベクトル、 Σ^{j} は事前分散共分散行 列である.記号1は転置操作を表す.事後確率密度関数 $\psi(\boldsymbol{\beta}|\boldsymbol{\xi})$ は、

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

$$\propto \prod_{j=1}^{J-1} \prod_{l=j}^{J} \prod_{i=1}^{I} \prod_{k=1}^{K} \prod_{t=0}^{\bar{T}} \left\{ \sum_{v=j}^{l} \prod_{s=j,\neq v}^{l-1} \frac{\lambda_{i}^{s,t}(k)}{\lambda_{i}^{s,t}(k) - \lambda_{i}^{v,t}(k)} \right.$$

$$\exp(-\lambda_{i}^{v,t}(k)z^{k}) \left. \right\}^{\delta_{i,t}^{jl}(k)}$$

$$\cdot \prod_{j=1}^{J-1} \exp\left\{ -\frac{1}{2} (\boldsymbol{\beta}^{j} - \boldsymbol{\mu}^{j}) (\boldsymbol{\Sigma}^{j})^{-1} (\boldsymbol{\beta}^{j} - \boldsymbol{\mu}^{j})' \right\}$$

$$(3.23)$$

となる.ギブスサンプリング法は、事後確率密度関数ψ(β|ξ)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β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²⁸⁾.

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(3.23)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

$$\begin{split} \psi(\beta^{e,q}|\boldsymbol{\beta}^{-(e,q)},\boldsymbol{\xi}) \\ \propto \prod_{j=1}^{e} \prod_{l=e}^{J} \prod_{i=1}^{I} \prod_{k=1}^{K} \prod_{t=0}^{\bar{T}} \left\{ (\beta^{e,q} x_{q}^{i,t}(k))^{\{\delta_{i,t}^{jl}(k) - \delta_{i,t}^{je}(k)\}} \\ \cdot \sum_{v=j}^{l} \prod_{s=j,\neq v}^{l-1} \frac{1}{\lambda_{i}^{s,t}(k) - \lambda_{i}^{v,t}(k)} \exp(-\lambda_{i}^{v,t}(k)z^{k}) \right\}^{\delta_{i,t}^{jl}(k)} \\ \cdot \exp\left\{ -\frac{\rho_{qq}^{e}}{2} (\beta^{e,q} - \hat{\mu}_{q}^{e})^{2} \right\} \\ \hat{\mu}_{e}^{q} = \mu_{q}^{e} + \sum_{h=1,\neq q}^{Q} (\beta^{e,h} - \mu_{h}^{e}) \rho_{hq}^{e} \end{split}$$
(3.24)

と表せる. ただし、 $\delta_{je}^{i,t}(k)$ 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 μ^e の第q要素であり、 ρ_{hq}^e は事前分散共分散行列 Σ^{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 β 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 $(n = 1, \dots, \overline{n})$ 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 $\beta(0) = (\beta^{1,1}(0), \dots, \beta^{J-1,Q}(0))$ を与える. $n = 1 \ge 1$,標本数 を設定する. step2: $\beta(n) = (\beta^{1,1}(n), \dots, \beta^{J-1,Q}(n))$ を次のように発生する. $\psi(\beta^{1,1}|\beta^{-(1,1)}(n-1), \xi)$ 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. ... $\psi(\beta_{e,q}|\beta^{-(e,q)}(n-1), \xi)$ から $\beta^{e,q}$ を乱数発生する. ...

 $\psi(\beta_{J-1,M}|\boldsymbol{\beta}^{-(J-1,M)}(n-1),\boldsymbol{\xi})$ から $\beta^{J-1,Q}$ を乱数発生する. step 3: 十分大きな<u>n</u>に対して $n > \underline{n}$ ならば $\boldsymbol{\beta}(n)$ を記録.

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

+分大きな<u>n</u>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、 $\beta(n)$ ($n = \underline{n}+1, \underline{n}+2, \dots, \overline{n}$)は、事後確率密度関数 $\psi(\beta|\boldsymbol{\xi})$ 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)×Q 個の条件付き事後確率密度関数 $\psi(\beta^{e,q}|\boldsymbol{\beta}^{-(e,q)}, \boldsymbol{\xi})$ ($e = 1, \dots, J-1, q = 1, \dots, Q$)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³⁰⁾に譲る.

3.5.5 ベイズ統計量

パラメータ標本を $\beta(n)$ $(n = 1, \dots, \overline{n})$ と表そう. $\beta(n) = (\beta^1(n), \dots, \beta^{J-1}(n))$ である. この内,最初の<u>n</u>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 $\mathcal{M} = \{\underline{n}+1, \dots, \overline{n}\}$ と定義しよう.このとき,パラメー タ β の同時確率分布関数 $G(\beta)$ は

$$G(\boldsymbol{\beta}) = \frac{\#\{\boldsymbol{\beta}(n) \le \boldsymbol{\beta}, n \in \mathcal{M}\}}{\overline{n} - \underline{n}}$$
(3.25)

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 $\tilde{\Sigma}^{j}(\beta^{j})$ は、それぞれ

$$\tilde{\boldsymbol{\mu}}^{j}(\boldsymbol{\beta}^{j}) = (\tilde{\boldsymbol{\mu}}(\boldsymbol{\beta}^{j,1}), \cdots, \tilde{\boldsymbol{\mu}}(\boldsymbol{\beta}^{j,Q}))' \\ = \left(\sum_{n=\underline{n}+1}^{\overline{n}} \frac{\boldsymbol{\beta}^{j,1}(n)}{\overline{n}-\underline{n}}, \cdots, \sum_{n=\underline{n}+1}^{\overline{n}} \frac{\boldsymbol{\beta}^{j,Q}(n)}{\overline{n}-\underline{n}}\right)'$$
(3.26a)

$$\tilde{\boldsymbol{\Sigma}}^{j}(\boldsymbol{\beta}^{j}) = \begin{pmatrix} \tilde{\sigma}^{2}(\beta^{j,1}) & \cdots & \tilde{\sigma}(\beta^{j,1}\beta^{j,Q}) \\ \vdots & \ddots & \vdots \\ \tilde{\sigma}(\beta^{j,Q}\beta^{j,1}) & \cdots & \tilde{\sigma}^{2}(\beta^{j,Q}) \end{pmatrix}$$
(3.26b)

と表される. ただし,

$$\tilde{\sigma}^{2}(\beta^{j,q}) = \sum_{n=\underline{n}+1}^{\overline{n}} \frac{\{\beta^{j,q}(n) - \tilde{\mu}(\beta^{j,q})\}^{2}}{\overline{n} - \underline{n}}$$
(3.27a)
$$\tilde{\sigma}(\beta^{j,q}\beta^{j,r}) = \sum_{n=\underline{n}+1}^{\overline{n}} \frac{\{\beta^{j,q}(n) - \tilde{\mu}(\beta^{j,q})\}\{\beta^{j,r}(n) - \tilde{\mu}(\beta^{j,r})\}}{\overline{n} - \underline{n}}$$
(3.27b)

である.ここで、パラメータ標本 $\beta(n) = (\beta^{1}(n), \dots, \beta^{J-1}(n))$ $(n = \underline{n} + 1, \dots, \overline{n})$ の中から、最初の n_{1} 個と最後の n_{2} 個のデータをとりあげよう.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³¹⁾は、

$$\begin{aligned} \mathcal{Z}_{\beta^{j,q}} &= \frac{\bar{\beta}_{1}^{j,q} - \bar{\beta}_{2}^{j,q}}{\sqrt{\nu_{1}^{2}(\beta^{j,q}) + \nu_{2}^{2}(\beta^{j,q})}} \sim \mathcal{N}(0,1) \end{aligned} \tag{3.28} \\ \bar{\beta}_{1}^{j,q} &= \frac{\sum_{n=\underline{n}+1}^{\underline{n}+1} \beta^{j,q}(n)}{n_{1}} \\ \bar{\beta}_{2}^{j,q} &= \frac{\sum_{n=\overline{n}-n_{2}+1}^{\overline{n}} \beta^{j,q}(n)}{n_{2}} \\ \nu_{1}^{2}(\beta^{j,q}) &= \frac{2\pi \hat{f}_{\beta^{j,q}}^{1}(0)}{n_{1}} \quad \nu_{2}^{2}(\beta^{j,q}) = \frac{2\pi \hat{f}_{\beta^{j,q}}^{2}(0)}{n_{2}} \end{aligned}$$

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

$$2\pi \hat{f}^{a}_{\beta^{j,q}}(0) = \hat{\varpi}^{a}_{0} + 2\sum_{s=1}^{\varrho} w(s,\varrho)\hat{\varpi}^{a}_{j,q}$$
(3.29)
$$\hat{\varpi}^{a}_{0} = \tilde{\sigma}^{2}_{a}(\beta^{j,q})$$

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

$$\hat{\varpi}^{2}_{j,q} = \frac{\sum_{g=\overline{n}^{\circ}}^{\overline{n}} \{\beta^{j,q}(g) - \bar{\beta}^{j,q}_{2}\} \{\beta^{j,q}(g-s) - \bar{\beta}^{j,q}_{2}\}}{n_{2}}$$

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

として求まる^{?),?)}. <u>n</u>° = <u>n</u>+s+1, <u>n</u>° = <u>n</u>-n₂+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

$$\begin{cases}
H_0: |\mathcal{Z}_{\beta^{j,q}}| \leq z_{\alpha/2} \\
H_1: |\mathcal{Z}_{\beta^{j,q}}| > z_{\alpha/2}
\end{cases}$$
(3.30)

と設定しよう.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.

3.6 ベイズ更新モデル(3次モデル)

3.6.1 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 $\bar{y}_i^{0,T} = \{\bar{y}_i^0, \dots, \bar{y}_i^T\}, \bar{h}_i^{0,T} = \{\bar{h}_i^0, \dots, \bar{h}_i^T\}$ が得られたとしよう。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 $\bar{y}^{0,T}, \bar{h}^{0,T}$ 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。

3.6.2 3次モデルの作成

モニタリング情報 $\bar{y}^{0,T}$, $\bar{h}^{0,T}$ 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 イズ更新しよう.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 ⁴⁴⁾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 $\bar{y}_i^{0,T}$ が観測される尤度は

$$\mathcal{L}(\bar{\boldsymbol{y}}_{i}^{0,T}|\boldsymbol{\omega}_{i},\phi_{i}) \propto \prod_{t=0}^{T} \phi_{i}^{1/2} \exp\left[-\frac{\phi_{i}}{2} \left\{ \bar{y}_{i}^{t} - \sum_{k=1}^{K} \omega_{i}(k) f_{i}(t,k) \right\}^{2} \right]$$

$$(3.31)$$

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 (3.9),分散の逆数 ϕ_i がガ ンマ分布 (3.10) に従う場合, $\omega_i, \phi_i (= \sigma_i^{-2})$ の事後分布は

$$\psi(\boldsymbol{\omega}_{i}, \phi_{i} | \bar{\boldsymbol{y}}_{i}^{0,T}) \\ \propto \mathcal{L}(\bar{\boldsymbol{y}}_{i}^{0,T} | \boldsymbol{\omega}_{i}, \phi_{i}) D(\boldsymbol{\omega}_{i} | \boldsymbol{\alpha}) g(\phi_{i} | \zeta, \gamma) \\ \propto \phi_{i}^{\zeta + (T-1)/2} \exp\left[-\phi_{i} \left\{\gamma + \frac{1}{2} \sum_{t=0}^{T} \left(\bar{y}_{i}^{t} - \sum_{k=1}^{K} \omega_{i}(k) f_{i}(t, k)\right)^{2}\right\}\right] \prod_{k=1}^{K} \omega_{i}(k)^{\alpha_{k}-1}$$
(3.32)

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 $\tilde{\omega}(n)$ ($n = \underline{n}, \dots, \overline{n}$)と表そう.

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**ξ**^{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しよう.**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 のデータを用いた.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 { $h_i^t(k): t = 0, ..., \overline{T}$ } と説明変数ベクトル**ξ**_i(*k*) = { $(z, x_i^t(k)): t = 0, ..., \overline{T}$ } 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 { $\bar{h}_i^t: t = 0, ..., T$ } と説明変数ベクトル $\bar{\xi}_i = {(z, \bar{x}_i^t(k)): t = 0, ..., T}$ を定義 できる.ここに、記号「」は、**表-3.2**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 { $h_i^r, (z, \bar{x}_i^r)$ } (*r* = 1,..., \bar{R}) と再定義しよう. \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ψ($\beta|\bar{\xi}^{0,T}, \xi$) は

$$\psi(\boldsymbol{\beta}|\bar{\boldsymbol{\xi}}^{0,T},\boldsymbol{\xi}) \propto \mathcal{L}(\bar{\boldsymbol{\xi}}^{0,T},\boldsymbol{\xi}|\boldsymbol{\beta}) \prod_{j=1}^{J-1} g(\boldsymbol{\beta}^{j}|\boldsymbol{\mu}^{j},\boldsymbol{\Sigma}^{j})$$
(3.33)

と表すことができる.ここに、 $\mathcal{L}(\bar{\boldsymbol{\xi}}^{0,T}, \boldsymbol{\xi}|\boldsymbol{\beta})$ 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. 方、 $g(\boldsymbol{\beta}^{j}|\boldsymbol{\mu}^{j}, \boldsymbol{\Sigma}^{j})$ は、それぞれ設計段階のベイズ推定時に用いた $\boldsymbol{\beta}_{i}$ 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

$$\psi(\boldsymbol{\beta}|\boldsymbol{\bar{\xi}}^{0,T},\boldsymbol{\xi}) \propto \prod_{j=1}^{J-1} \prod_{l=j}^{J} \prod_{i=1}^{I} \left[\prod_{r=1}^{\bar{R}} \left\{ \sum_{v=j}^{l} \prod_{s=j,\neq v}^{l-1} \frac{\tilde{\lambda}_{i}^{s}(r)}{\tilde{\lambda}_{i}^{s}(r) - \tilde{\lambda}_{i}^{v}(r)} \exp(-\tilde{\lambda}_{i}^{v}(r)z) \right\}^{\delta_{i}^{jl}(r)} \right]$$
$$\cdot \prod_{j=1}^{J-1} \exp\left\{ -\frac{1}{2} (\boldsymbol{\beta}^{j} - \boldsymbol{\mu}^{j}) (\boldsymbol{\Sigma}^{j})^{-1} (\boldsymbol{\beta}^{j} - \boldsymbol{\mu}^{j})' \right\}$$
(3.34)

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 $h_{i}^{r} = j, h_{i}^{r+1} = l$ の時に1そうでないとき に1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 $\tilde{\boldsymbol{\beta}}(n)$ ($i = 1, \dots, I; n = \underline{n}, \dots, \overline{n}$)と表そう.



図-3.7 ベイズ予測の手順

3.6.3 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 $\bar{y}^{0,T}$ 、 $\bar{h}^{0,T}$ が得られたとしよう.その上で、時点 び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、 $n = \underline{n} + 1, \dots, \overline{n}$ 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-3.7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よう.ベイズ 予測は以下の手順で実施される.

3.6.4 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

盤沈下量予測量 $\tilde{\boldsymbol{y}}_i(T,n) = \{\tilde{y}_i^{T+1,n}, \cdots, \tilde{y}_i^{\bar{T},n}\}$ を出力することを目的とする.ただし、 $\tilde{y}_i^{t,n}$ は、重み標本 $\tilde{\boldsymbol{\omega}}_i(n)$ を用いて時点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 \bar{y}_i^T と重み標本 $\tilde{\boldsymbol{\omega}}_i^n(k)$ 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

$$\xi_i^{T,n} = \bar{y}_i^T - \sum_{k=1}^K \tilde{\omega}_i^n(k) f_i(T,k)$$
(3.35)

と表される.重み標本 $\tilde{\boldsymbol{\omega}}_{i}^{n}$ を与件とすれば、時点T以降の時点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.

$$\tilde{y}_{i}^{t,n}(T) = \sum_{k=1}^{K} \tilde{\omega}_{i}^{n}(k) f_{i}(t,k) + \xi_{i}^{n}$$
(3.36)

以上の手順を経て、地盤沈下量予測量 $\tilde{y}_i^n(T)$ 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 $H_i(\tilde{y}_i|t, \bar{y}_i^T)$ は

$$H_i(\tilde{y}_i|t, \bar{y}_i^T) = \frac{\#\{\tilde{y}_i^{t,n}(T) \le \tilde{y}, n \in \mathcal{M}\}}{\overline{n} - \underline{n}}$$
(3.37)

と表される.

3.6.5 b) 舗装劣化確率の推計

以上で求めた地盤沈下量予測量 $\tilde{y}_{i}^{n}(T)$ を与件としよう.さらに、マルコフ劣化モデルの パラメータ標本ベクトル $\tilde{\boldsymbol{\beta}}^{j}(n)$ を用いて、舗装劣化パスを発生させる.パラメータ標本ベ クトル $\tilde{\boldsymbol{\beta}}^{j}(n)$ を与件とすれば、指数ハザードモデルは

$$\tilde{\lambda}_{i}^{j,t}(n) = \tilde{\boldsymbol{x}}_{i}^{t}(n)\tilde{\boldsymbol{\beta}}^{j}(n)$$
(3.38)

と表される.ただし, $\tilde{x}_{i}^{t}(n)$ は、時点tにおける地盤沈下量予測量 $\tilde{y}_{i}^{n}(T)$ 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 $\tilde{\lambda}_{i}^{j,t}(n)$ が求まれば、マルコフ劣化モデル(3.17)を用いて、期間 [t,t+1)中に生起する舗装劣化過程を生起マルコフ推移行列 $\Pi^{t}(n)$ が定義できる.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 $\tilde{m}_{i}^{j,t}(n)$ 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、

$$\bar{\boldsymbol{m}}_{i}^{j,T}(n) = (0, \cdots, 1, \cdots, 0)$$
 (3.39)

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 $\tilde{\boldsymbol{m}}_{i}^{t}(n) = \{\tilde{m}_{i}^{1,t}(n), \cdots, \tilde{m}_{i}^{J,t}(n)\}$ は、マルコフ推移確率行列 $\tilde{\boldsymbol{\Pi}}_{i}$ を用いて、

$$\tilde{\boldsymbol{m}}_{i}^{t}(n) = \bar{\boldsymbol{m}}_{i}^{T}(n)\boldsymbol{\Pi}_{i}^{T}(n)\cdots\boldsymbol{\Pi}_{i}^{t-1}(n)$$
(3.40)

と表すことができる.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 $\{\tilde{\boldsymbol{m}}_{i}^{T}(n), \tilde{\boldsymbol{m}}_{i}^{T+1}(n), \cdots, \tilde{\boldsymbol{m}}_{i}^{\bar{T}}(n)\}$ を求めることができる.

3.6.6 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 $t \ge T$ 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.ステッ プ2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**としよう.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

$$q_i^t(n) = \sum_{j=j^*}^J m_i^{j,t}(n)$$
(3.41)

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 $q^t(n) = (q_1^t(n), \dots, q_I^t(n))$ と 表そう. いま, メッシュ*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つず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

$$\iota_{i}^{t,m}(n) = \begin{cases}
0 管理水準を満足するとき
\\
1 管理水準を満足するとき
\end{cases}$$
(3.42)

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 $\operatorname{Prob}^{n}(x:t,\bar{y}^{0,T},\bar{h}^{0,T})$ は,

$$\operatorname{Prob}^{n}(x:t, \bar{\boldsymbol{y}}^{0,T}, \bar{\boldsymbol{h}}^{0,T}) = \frac{\#\{m|\sum_{i=1}^{M} \iota_{i}^{t,m}(n) = x\}}{M}$$
(3.43)

と表せる. 記号#{·}は,集合 {·}に含まれる要素数を表す. 任意のx (x = 0, 1, 2, ...)に対して,式(3.43)を用いて確率 $\operatorname{Prob}^{n}(x:t, \bar{y}^{0,T}, \bar{h}^{0,T})$ 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 $\operatorname{Prob}^{n}(x:t, \bar{\boldsymbol{y}}^{0,T}, \bar{\boldsymbol{h}}^{0,T})$ 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)を求めよう。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 $P(x:t, \bar{\boldsymbol{y}}^{0,T}, \bar{\boldsymbol{h}}^{0,T})$ は

$$P(x:t, \bar{\boldsymbol{y}}^{0,T}, \bar{\boldsymbol{h}}^{0,T}) = \frac{\sum_{n=\underline{n}+1}^{\overline{n}} \operatorname{Prob}^{n}(x:t, \bar{\boldsymbol{y}}^{0,T}, \bar{\boldsymbol{h}}^{0,T})}{\overline{n} - \underline{n}}$$
(3.44)

と表すことができる.

3.7 適用事例

3.7.1 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³³⁾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825m×400m 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25.5m×25.5m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 25cm×25cmの微小メッシュに分割した.

3.7.2 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しよう.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に譲るが,シミュレーション結果の1例を図-3.8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 AP+3.0mに対し計画地盤高さが AP+6.0m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



図-3.8 地盤沈下パス (*i* = 73)

表-3.3	機材別年間設計交通	븝
10.0		-

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	

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-3.3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-3.9は、平面メッ シュ*i* = 73の舗装劣化パス*g*₇₃(*t*,*k*)を表している.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-3.10に、地盤沈下量を 0,1,2cmに設定し、累積交通量と疲労度の関係を分析した結果を示している.累積交通量 と疲労度の間には線形の関係が見出せる.沈下量が増加すれば、疲労度も単調に増加して いる.疲労度と沈下量、曲率、累積交通量の間に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できることを予想で きる.

3.7.3 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,及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-3.9参照)を用いて,混合地盤沈下モデルを推定した.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値を下限値を規定する2本のパスを用いた.図-3.9



図-3.9 舗装劣化パス (i = 73)



図-3.10 累積交通量と疲労度との関係

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

$$\hat{y}_i^t = \sum_{k=1}^2 \omega_i(k) f_i(t,k) + \varepsilon_i \tag{3.45}$$

と特定化できる. 図-3.11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-3.11に示すように、パラメータ β 、 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、 β , 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



図-3.11 5年後の予測沈下量の分布



図-3.12 不同沈下形状と曲率半径の関係

ることとした. なお, 図-3.12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,3つの連続するコンクリート舗装版の沈下量が,極値を1 つだけ持つ3次曲線,極値を2つもつ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方向に対して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を用いて指数ハザード モデルをベイズ推計した.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<u>n</u> = 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 タ推定を試みた.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、
	3.4 2次せ	アルの推測	E結朱
健全度	定数項	交通量	曲率
j	$eta^{m{j},1}$	$eta^{j,2}$	$eta^{m{j,3}}$
1	-2.811	0.7355	6.527
	(1.208)	(1.337)	(0.1604)
2	-2.317	0.1038	3.715
	(0.7316)	(0.7013)	(0.3895)
3	-1.481	—	0.9778
	(0.1189)	—	(0.7398)
4	-1.721	—	—
	(0.8841)	—	—

表-3.4 2次モデルの推定結果

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.

表-3.5 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

本適用事例で採用した、指数ハザード関数は

$$\lambda_i^{j,t}(k) = \exp\left\{\beta^{j,1} + \beta^{j,2} x_i^{t,2} + \beta^{j,3} x_i^{t,3}(k)\right\}$$
(3.46)

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、 $\beta^j = (\beta^{j,1}, \beta^{j,2}, \beta^{j,3})$ と表記しよう.**表-3.4**には、マルコフ劣化ハザードモデルをベイズ推定した結果(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-3.5**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.

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、

$$\boldsymbol{m}_{i}^{0} = (1, 0, 0, 0, 0)$$
 (3.47)



図-3.13 健全度生起確率の経年変化

となる. このとき, 任意の時点*t*における健全度生起確率 $m_i^t = (m_i^{1,t}, \dots, m_i^{J,t})$ は,式(3.40) においてT = 0に設定することにより評価できる. **図-3.13**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.

3.7.4 ハイブリッド劣化予測のベイズ更新(3次モデル)

本研究におけるハイブリッド劣化予測においては、1次モデルの計算結果に基づいて作 成した2次モデルを、モニタリング情報を用いて逐次ベイズ更新したる3次モデルにより 構成されている.1次モデルおよび2次モデルを用いることにより、舗装劣化データが蓄 積されていなくても、空港コンクリート舗装の劣化予測を行うことができる.3次モデル は、新しく追加されたモニタリング情報に基づいて、2次モデルをベイズ学習させ、それ 以降の舗装劣化過程の予測精度を向上させることを目的としている.

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 ズ更新する問題をとりあげる.図-3.14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、5年間の地盤沈下量の 観測結果を、図中の●印で示している.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定しよう.まず、**表-3.6**に、混合地盤 沈下モデルの推計結果として、重みω₇₃(1)、ω₇₃(2)と分散パラメータφ₇₃の期待値、95%信 頼区間、およびGeweke検定統計量³¹⁾を示している.Geweke検定統計量は、MCMC法に よるサンプリング過程が定常状態に到達しているか否かを検定するための統計量であり、



図-3.14 地盤沈下量のモニタリング情報

パラ	期待値	95%信頼区間		Geweke 検
メータ				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

表-3.6 混合地盤沈下モデルの推計結果

標本数<u>n</u>の設定が適切であるかどいうかを検定するために用いられる.推計結果より,重 みの合計は1となっており,制約条件式(4.2)を満足している.また,重みω₇₃(2)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下方に位置してい 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-3.14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ことが判明した.

っぎに、マルコフ劣化モデルのベイズ更新を試みよう.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 しよう.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、仮想的なモニタリング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-3.14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入^{j,t}を算定した.この時、コンクリー



図-3.15 ハザード率入^{1,25}の分布



図-3.16 舗装劣化リスク予測

ト舗装の劣化過程は、式(3.40)を用いて記述される.その上で、式(3.40)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(3.34)に基づいてマルコフ劣化モデルのベイズ更新を試みた. 図-3.15に、メッ シュ(i = 73)の時点t = 25におけるハザード率 $\lambda_{73}^{1,25}$ のベイズ更新前後の分布を示している. また、ベイズ更新の時点がt = 5であるため、劣化がそれほど進展していないことを考慮 し、舗装健全度1に関するハザード率についてベイズ学習の効果を確認している.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.

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(3.44)にしたがって導出した.導出した舗装劣化リスクの予測のグラフを 図-3.16に実線で示している. 同図を用いて, リスク評価を行うことが可能となる. また, 同図には, 混合地盤沈下モデルのみをベイズ更新した場合, マルコフ劣化モデルのみをベ イズ更新した場合の舗装劣化リスクの予測を併記している. いずれのベイズ更新において も, リスクが変化していることが理解できる. また, 混合地盤沈下モデルの修正により, リスクがわずかながらに下方修正されている. これは, 空港供用時点から長い時間が経過 すると, 空港コンクリート舗装の軟弱地盤の不同沈下量がある一定の値に収束していき, 地盤沈下による劣化の影響が小さくなるからであると考えられる. 以上より, モニタリン グ情報の獲得によりベイズ更新をすることにより, より精緻なリスク評価を行うことがで き, ベイズ更新の有効性を理解することができる.

3.8 結言

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 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に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、今後にいくつかの 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.したがって、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.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.

4 空港舗装の維持管理モデル

4.1 緒言

わが国では、空港施設が埋め立て地や空港島のような人工地盤上に建設される場合が少 なくない.このような空港施設では、空港地盤の不同沈下が、コンクリート舗装の劣化に 多大な影響を及ぼすこととなる.さらに、舗装の初期施工条件や繰り返し荷重の変動等に 起因する舗装劣化過程の不確実性が介在する.このため、空港地盤の沈下過程や舗装の劣 化過程を確定的に予測することは不可能である.このため、空港コンクリート舗装のア セットマネジメントにおいては、長期的な地盤沈下過程や舗装の劣化過程の不確実性を考 慮した維持補修戦略を決定することが必要となる.

本章では、PFI事業における空港舗装マネジメント問題を対象とする.PFI事業契約で は、契約期間末において空港コンクリート舗装が満足すべき性能が規定されている.さら に、契約期間を通じた大規模補修予算が契約により規定されており、事業者は補修予算の 中で性能規定を満足するように空港舗装コンクリートを維持管理することが求められる. 現実に必要となる補修額が契約予算を超過する場合、事業者が超過額を負担しなければな らない.このような空港コンクリート舗装の性能規定型維持補修契約においては、事業者 は契約期間末における補修費用超過リスクを最小にするように、各期における補修計画を 決定することが必要となる.

本研究では、空港コンクリート舗装マネジメントライフサイクル費用に影響を及ぼす要 因として、空港地盤の不同沈下リスク、コンクリート舗装の疲労破壊という2種類のリス クに着目する.コンクリートの劣化過程は空港地盤の不同沈下過程がコンクリート舗装の 劣化過程に影響を及ぼすため、舗装の劣化過程を地盤沈下過程に依存した非斉次マルコフ 連鎖モデルを用いて表現する.その上で、事業者が地盤沈下過程、舗装の疲労破壊過程と いう2種類のリスクを考慮しながら、ライフサイクル費用を最小にするような補修政策を 決定できるような非斉次マルコフ決定モデルを提案する.

4.2 本研究の基本的立場

4.2.1 従来の研究概要

土木施設の劣化過程や故障の生起事象を確率過程としてモデル化し、ライフサイクル費 用を最小にするような最適補修政策を求める数理モデルが数多く提案されている.特に、 健全度を離散的な状態変数で記述するマルコフ決定モデル^{49),50)}は、劣化過程の記述が簡 単であり、数多くの実用モデル⁵¹⁾⁻⁵³⁾が提案されている.伝統的なマルコフ決定モデルは、 システムの劣化過程を表現するマルコフ推移確率が、初期時点からの経過時間に依存しな いような斉次マルコフ劣化モデルで表現し、定常的な最適補修政策を求めることを目的と している.このようなマルコフ決定過程モデルに関する研究は、ハザードモデルを用いて 劣化過程を表現する方法が開発されることにより、実用化が急速に進展した.例えば、青 木等は照明ランプで構成されるシステムを対象として、システム全体の点検・補修タイミ ングに関する補修政策を求める方法論を提案している^{54),55)}.さらに,貝戸らは橋梁部材 の劣化過程を表すマルコフ推移行列を多段階指数ハザードモデルを用いて推計する方法を 提案し、平均費用を最小にするような橋梁補修政策を求めるマルコフ決定モデルを提案し ている.しかし、本研究で対象とするような臨海部に立地する空港施設のコンクリート舗 装のマネジメント問題を考える場合、1) 空港地盤の不同沈下過程がコンクリート舗装の 劣化過程に多大な影響を及ぼすこと,2)空港舗装の劣化過程には,地盤の不同沈下過程 やコンクリートの疲労破壊等,複数のリスクが介在することが問題となる.空港地盤の沈 下速度は、空港建設からの経過時間に依存して変化する.このため、空港舗装の劣化過程 を定常的な斉次マルコフ劣化モデルで表現することは不可能である.青木等は、トンネル 灯具の劣化過程を初期時間からの経過時間に依存するような非斉次マルコフ劣化モデルを 表現し,経過時間に依存するような最適補修政策を求める計画モデルを提案している.し かし、空港舗装の場合、地盤の不同沈下過程が不確実であり、不同沈下過程により舗装劣 化過程を表すマルコフ推移確率が変化する.すなわち,地盤沈下リスク,コンクリート舗 装の疲労破壊リスクという複数のリスクを同時に考慮したような非斉次マルコフ決定モデ ルを開発することが必要となる.筆者の知る限り,複数リスクを考慮した非斉次マルコフ 決定モデルに関する研究事例は見当たらない。そこで本研究では、複数リスクを考慮した 非斉次マルコフ連鎖モデルを用いて空港舗装のアセットマネジメントにおけるライフサイ クル費用の低減化を図った最適補修戦略を決定する方法論を提案する.

4.2.2 維持管理契約の特性

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.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が求められている.

本研究では、空港舗装の所有者と維持管理業務を実施する運営者の間に性能規定型維持 補修契約(以下,維持補修契約と呼ぶ)が締結され、運営者により、空港コンクリート舗 装のアセットマネジメントが実施される問題をとりあげる.本研究で対象とする維持補修 契約では、契約期間を通じて、空港コンクリート舗装が維持すべき性能が規定されている. 運営者は、コンクリート舗装が常に所与の性能規定を満足するように、維持補修を実施す ることが義務付けられている.維持補修契約では,毎期における運営者の維持補修業務に 対して一定額の対価が支払われる.それと同時に,コンクリート舗装が劣化した場合,大 規模補修が実施される.契約期間全体を通じて,大規模補修費の総額(以下,大規模補修 予算と呼ぶ)が規定されている.運営者は,所与の大規模補修予算の中で,契約期間内の 各期間に配分する.性能規定を満足する確率を最大にするように努力する.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の管理が重要な課題となる.

4.2.3 モデルの構造

空港供用前では、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. その ため、地盤沈下過程と舗装の疲労破壊過程を同時に考慮に入れて、コンクリート舗装の劣 化過程を予測することが必要となる.

地盤沈下とコンクリート舗装の疲労破壊の2つのリスクを同時に考慮した非斉次マルコ フ決定モデルは、1)力学的手法により地盤沈下過程、コンクリートの疲労過程を予測す る1次モデル、2)1次モデルの予測結果を、統計的劣化モデルとして表現した2次モデ ルで構成されている. 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 クル費用評価を実施する場合、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を行うこと 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統計的に推定された曲線であり、理論的基盤を持つ力 学的モデルとは言い難い.このように1次モデルは、分析精度が異なるサブシステムを連 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内、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. さら に、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 用いて表現している.

2次モデルは、地盤沈下過程を表すサンプルパスの確率分布を表現した混合地盤沈下モ デル、地盤沈下過程を入力情報としてコンクリート舗装の劣化過程を表現する非斉次マル コフ連鎖モデルで構成される.本研究では、地盤沈下リスクを考慮したコンクリート舗装 の最適補修政策を求める非斉次マルコフ決定モデル(以下、最適補修政策モデルと呼ぶ) を定式化する.その際、2次モデルを構成する混合地盤沈下モデル、非斉次マルコフ連鎖 モデルを用いて,最適補修政策モデルの入力情報を作成することができる.空港供用開始 時点では,このように定式化した最適補修政策モデルを用いて,空港舗装の最適補修計画 を作成することとなる.

4.3 基本モデルの定式化

4.3.1 前提条件

PFI事業者がカレンダー時刻元に空港施設を新たに建設し、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_{で0}を初期時点t = 0とす る離散的時間軸 $t=0,1,2,\cdots,\overline{T}$ を導入する. \overline{T} は事業権契約の最終期である.離散的時 間間隔として、1年間を想定する.対象とする舗装区域を合計 I 個の平面メッシュに分割 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量と 舗装劣化予測が実施される.まず,空港の供用開始時点に着目しよう.この時点では,地 盤沈下,舗装の疲労破壊に関するモニタリング情報が存在しない.本研究では,筆者等が 提案したハイブリッド劣化モデルを用いて、空港地盤沈下過程とコンクリート舗装の劣化 過程を予測する.ハイブリッド劣化モデルの詳細は参考文献に譲るが、ハイブリッド予測 モデルでは力学モデルを用いて、地盤沈下過程、コンクリート舗装の劣化過程に関するサ ンプルパスを発生するとともに、1)地盤沈下パスの統計的性質を表現する混合地盤沈下 モデル、2)地盤沈下過程のサンプルパス上におけるコンクリート舗装の劣化過程を表す マルコフ推移確率モデルを作成する.この内,混合地盤沈下モデルは、地盤沈下過程を1 次元圧密モデルで予測した地盤沈下パスの線形荷重和として表現するモデルである. さら に、ある一定期間の間に舗装が劣化する確率をマルコフ推移確率を用いて表現する.しか し、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.した がって、舗装の劣化過程は、マルコフ推移確率が地盤沈下状態に依存して変化する非斉次 マルコフ劣化モデルを用いて記述される.

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 g_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 たとしよう.ここに、記号「」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、設計段階で予測した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)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、モニタリング情報を用いて、ハイブリッド劣化モデル の予測精度を向上させるとともに、現時点T以降における時点t(t > T)における空港コン クリート舗装の補修計画を修正することとなる、

4.3.2 地盤の沈下過程

筆者は、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³³⁾.本モデルの詳細は参考文献に譲るが、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 $f_i(t,k)$ ($k = 1, \dots, K$)が与えられたとしよう.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

$$y_i^t = \sum_{k=1}^K \omega_i(k) f_i(t,k) + \varepsilon_i$$
(4.1)

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、

$$\sum_{k=1}^{K} \omega_i(k) = 1 \ (i = 1, \cdots, I)$$
(4.2)

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.

4.3.3 舗装の劣化過程

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. いま、全平面メッシュに関する地盤沈下サンプルパス $\hat{y} = (\hat{y}_1, \dots, \hat{y}_I)$ が与えられとしよう、このようなサンプルパス群に対して、時間断面tにおける各平面メッシュの地盤沈下量を表した地盤沈下量ベクトル $\hat{y}^t = (\hat{y}_1^t, \dots, \hat{y}_I^t)$ を定義しよう、さらに、時点間[t, t+1)のマルコフ推移確率が、時点tにおける地盤沈下量ベクトル y^t に依存して定義されると考える. 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 $h_i^t(\hat{y}^t) = j$ を与件とし、次の時点t+1において健全度 $h_i^{t+1}(\hat{y}^t) = l$ が生起する条件付確率

$$\operatorname{Prob}[h_i^{t+1}(\hat{\boldsymbol{y}}^t) = l | h_i^t(\hat{\boldsymbol{y}}^t) = j]$$
$$= p_i^{jl,t}(\hat{\boldsymbol{y}}^t)$$
(4.3)

と定義できる.ただし、期間 [t,t+1) 中は、地盤沈下量は \hat{y}^t のまま一定であると仮定する. 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 (4.3) を要素とするマル コフ推移行列を

$$\boldsymbol{P}_{i}^{t}(\hat{\boldsymbol{y}}^{t}) = \begin{pmatrix} p_{i}^{11,t}(\hat{\boldsymbol{y}}^{t}) & \cdots & p_{i}^{1J,t}(\hat{\boldsymbol{y}}^{t}) \\ \vdots & \ddots & \vdots \\ 0 & \cdots & p_{i}^{JJ,t}(\hat{\boldsymbol{y}}^{t}) \end{pmatrix}$$
(4.4)

と定義する.この時、地盤沈下過程のサンプルパス $\hat{\boldsymbol{y}} = (\hat{\boldsymbol{y}}^0, \cdots, \hat{\boldsymbol{y}}^{\bar{T}})$ を与件としたとき、平面メッシュi $(i = 1, \cdots, I)$ のt期における健全度の確率分布 $\boldsymbol{m}_i^t(\hat{\boldsymbol{y}}) = (m_i^{1,t}(\hat{\boldsymbol{y}}), \cdots, m_i^{J,t}(\hat{\boldsymbol{y}}))$ は、

$$\boldsymbol{m}_{i}^{t}(\hat{\boldsymbol{y}}) = \boldsymbol{m}_{i}^{0} \prod_{s=0}^{t-1} \boldsymbol{P}_{i}^{s}(\hat{\boldsymbol{y}}^{s})$$
(4.5)

と表される. ただし, $\boldsymbol{m}_i^0 = (1, 0, \cdots, 0)$ である.

4.3.4 劣化·補修過程

任意の期間 [t,t+1)におけるコンクリート舗装の補修・劣化過程を以下のようにモデル 化しよう.いま,ある地盤沈下のサンプルパス \hat{y} に着目しよう.期間tの期首におけるコ ンクリート舗装の状態を (l^t, \hat{y}^t) と表す.t期に補修が実施される場合には,t期の期首に直 ちに補修が実施され,コンクリート舗装の健全度が j^t ($j^t \leq l^t$)に回復する.期間 [t,t+1) の間,地盤沈下量はすべての平面メッシュにおいて一定値 y^t に留まると仮定する.当該期 間中に,コンクリート舗装は、マルコフ推移確率行列 $P_i^t(\hat{y}^t)$ に従って推移する.その結 果,t+1期の期首にモニタリングが実施され、平面メッシュiのコンクリート舗装の状態 が(l^{t+1}, \hat{y}^{t+1})に推移したとしよう.この時、期間 [t,t+1)の間に、コンクリート舗装の状態 態は、最終的に (l^t, \hat{y}^t)から、(l^{t+1}, \hat{y}^{t+1})に推移する.このように舗装の補修アクションが 実施された結果実現するコンクリート舗装の状態変数の推移状態を舗装の劣化・補修過程 と呼ぶこととする.

いま, t期の期首において実施されるコンクリート舗装の補修政策 $d \in D$ を, 平面メッ シュiの健全度 (l^t, \hat{y}^t) に対して, その場合に実施すべき補修アクションを指定する関数を 用いて定義しよう. 補修政策は有限個存在し, Dは補修政策の集合である. 補修政策 $d \in D$ の下でt期に実施される平面メッシュiの補修アクションを ξ_i^{dt} , 補修アクション実施後の 劣化水準 $\xi_i^{dt}(l^t, \hat{y}^t) \in \xi_i(l^t, \hat{y}^t)$ を用いて

$$\xi_i^{dt} = \begin{pmatrix} \xi_i^{dt}(1, \hat{\boldsymbol{y}}^t) \\ \vdots \\ \xi_i^{dt}(J, \hat{\boldsymbol{y}}^t) \end{pmatrix}$$
(4.6)

と定義する.ただし、 $\xi_i^d(l^t, \hat{y}^t)$ は平面メッシュiの状態 (l^t, \hat{y}^t) に対して定義される補修ア クションの集合である.補修政策dの下で時点tにおける平面メッシュiの状態 (l^t, \hat{y}^t) に対 して補修アクション $\xi_i^{d,t}(l, \hat{y}^t)$ を採用した場合の補修費用を $c_i^d(l^t, \hat{y}^t)$ と表す. 平面メッシュ*i*の補修政策 $d \in D$ を実施した場合の健全度の推移行列を定義する.補修政策 dに基づくアクション内容は平面メッシュの状態 $(l^t, \hat{\boldsymbol{y}}^t)$ に対して、アクション実施後の 健全度 j^t を対応させる関数 $\xi_i^{dt}(l^t, \hat{\boldsymbol{y}}^t)$ を用いて記述される.今、平面メッシュ*i*の状態 $(l^t, \hat{\boldsymbol{y}}^t)$ の時に補修政策 dを適用した場合、平面メッシュ*i*の健全度の推移確率は

$$q_{i}^{l^{t}j^{t},dt}(\hat{\boldsymbol{y}}^{t}) = \begin{cases} 1 \quad \xi_{i}^{d,t}(l,\hat{\boldsymbol{y}}^{t}) = j^{t}\mathcal{O} \\ 0 \quad \mathcal{E}$$
 (4.7)
($l^{t} = 1, \cdots, J; j^{t} = 1, \cdots, l^{t}$)

と表される. すなわち, 補修が実施された後の健全度(補修が実施されない場合は元の健 全度)に確率1で推移する. 以上の推移確率を推移確率行列 $Q_i^{dt}(\mathbf{y}^t)$ として整理することに より,

$$Q_{i}^{dt}(\hat{\boldsymbol{y}}^{t}) = \begin{pmatrix} q_{i}^{11,dt}(\hat{\boldsymbol{y}}^{t}) & q_{i}^{12,dt}(\hat{\boldsymbol{y}}^{t}) & \cdots & q_{i}^{1J,dt}(\hat{\boldsymbol{y}}^{t}) \\ q_{i}^{21,dt}(\hat{\boldsymbol{y}}^{t}) & q_{i}^{22,dt}(\hat{\boldsymbol{y}}^{t}) & \cdots & q_{i}^{2J,dt}(\hat{\boldsymbol{y}}^{t}) \\ \vdots & \vdots & \ddots & \vdots \\ q_{i}^{J1,dt}(\hat{\boldsymbol{y}}^{t}) & q_{i}^{J2,dt}(\hat{\boldsymbol{y}}^{t}) & \cdots & q_{i}^{JJ,dt}(\hat{\boldsymbol{y}}^{t}) \end{pmatrix}$$

$$(4.8)$$

を得る.健全度 Jである場合,直ちに補修されるため常に $q_i^{JJ,dt}(\boldsymbol{y}^t) = 0$ が成立する.この 場合,補修ルール dの下で,t期のモニタリング後の状態 $(l^t, \hat{\boldsymbol{y}}^t)$ から,補修アクションを 実施し,t+1期の期首におけるモニタリング実施後の状態 $(l^{t+1}, \hat{\boldsymbol{y}}^{t+1})$ に推移する確率を 表す推移確率行列 $P_i^{dt}(\boldsymbol{y}^t)$ は

$$P_i^{dt}(\hat{\boldsymbol{y}}^t) = Q_i^{dt}(\hat{\boldsymbol{y}}^t) P_i^t(\hat{\boldsymbol{y}}^t)$$
(4.9)

と表される.ただし、推移確率行列 $P_i^{dt}(\boldsymbol{y}^t)$ は、

$$P_{i}^{dt}(\hat{\boldsymbol{y}}^{t}) = \begin{pmatrix} p_{i}^{11,dt}(\hat{\boldsymbol{y}}^{t}) & p_{i}^{12,dt}(\hat{\boldsymbol{y}}^{t}) & \cdots & p_{i}^{1J,dt}(\hat{\boldsymbol{y}}^{t}) \\ p_{i}^{21,dt}(\hat{\boldsymbol{y}}^{t}) & p_{i}^{22,dt}(\hat{\boldsymbol{y}}^{t}) & \cdots & p_{i}^{2J,dt}(\hat{\boldsymbol{y}}^{t}) \\ \vdots & \vdots & \ddots & \vdots \\ p_{i}^{J1,dt}(\hat{\boldsymbol{y}}^{t}) & p_{i}^{J2,dt}(\hat{\boldsymbol{y}}^{t}) & \cdots & p_{i}^{JJ,dt}(\hat{\boldsymbol{y}}^{t}) \end{pmatrix}$$

$$(4.10)$$

である.

4.3.5 維持管理契約モデル

いま, t 期のモニタリングの結果, 平面メッシュiの状態が (l^t , y^t) であったとしよう, 補修 政策 d の下で t 期における平面メッシュi の状態 (l^t , y^t) に対して補修アクション $\xi_i^{dt}(l^t, y^t)$ を 採用した場合の補修費用を $c_i^d(l^t, y^t)$ と表す. 平面メッシュi の健全度が l^t から $\xi^{dt}(l^t, y^t) = j^t$ に改善される場合には補修費用 $c_i^d(l^t, y^t) = c_{l^t j^t}$ が必要となる. すなわち, $\xi_i^{dt}(l^t, y^t) = j^t$ の 時, $c_i^d(l^t, y^t) = c_{l^t j^t}$ が成立する. ただし, 補修費用には維持費用も含まれる. 補修を実施 しない場合 ($\xi_i^{dt}(l^t, y^t) = l^t$ が成立する場合)には $c_i^d(l^t, y^t) = c_{l^t l^t} = c$ となる. cは維持費用 である. ただし, 補修費用は条件

$$c_{j^{t}j^{t}} \leq \dots \leq c_{l^{t}j^{t}} \leq \dots \leq c_{Jj^{t}}$$

$$(j^{t} \leq l^{t} \leq J; l^{t} = 1, \dots, J)$$

$$(4.11)$$

を満足すると仮定する.条件(4.11)は補修の劣化水準が悪い方が,同一の劣化水準に回復 するための費用が大きくなることを意味する.

運営者は、契約期間 $[0, \overline{T}]$ において、期待ライフサイクル費用の最小化を図る.この時、 初期時点において達成可能な期待ライフサイクル費用の最小値 $V_i^0(1, y^0)$ は

$$V_i^0(1, \boldsymbol{y}^0) = \min_{d \in D} \left\{ E\left[\sum_{t=0}^{\bar{T}} \gamma^t c_i^d(l^t, \boldsymbol{y}^t)\right] \right\}$$
(4.12)

と表される.ただし、 γ^t はt期における割引因子である.また、 (l^t, \mathbf{y}^t) は、それぞれt期の モニタリングにより観測される健全度、および地盤沈下量を表す、ただし、記号 $E[\cdot]$ は、 地盤沈下過程、および舗装の劣化過程に関する期待値操作を表す、すなわち、地盤沈下過 程 \mathbf{y}^t は、確率密度関数 (3.11) に従って分布する、一方、性能規定契約では、契約期間全体 を通じて、補修アクション実施後の健全度 l^t $(t = 1, \dots, \overline{T})$ が、性能水準に関する制約条件

$$l^t \le L \ (t = 1, \cdots, \bar{T}) \tag{4.13}$$

を満足しなければならない,ただし,Lは性能基準を表す,したがって,維持管理契約モ デルは

$$\min_{\boldsymbol{d}\in D} \left\{ E\left[\sum_{t=0}^{\bar{T}} \gamma^t c_i^{\boldsymbol{d}}(l^t, \boldsymbol{y}^t)\right] \right\}$$
subject to
$$(4.14a)$$

$$L^t \le L \ (t = 1, \cdots, \bar{T})$$

$$(4.14b)$$

と表される、最後に、各期における健全度の相対的頻度分布は、式(4.9)を用いて

$$m_i^{dt}(\hat{y}) = m_i^0 \prod_{s=0}^{t-1} P_i^{ds}(\hat{y}^s)$$
 (4.15)

と表現できる.

4.4 モデルの解法

4.4.1 最適値関数の導出

最適値関数 (4.12) は、初期時点で評価した契約期間にわたる期待ライフサイクル費用の 現在価値を表している.最適値関数 $V_i^0(1, \boldsymbol{y}^0)$ を展開すれば、

$$V_{i}^{0}(1, \boldsymbol{y}^{0}) = \min_{\xi_{i}^{d0}(1, \boldsymbol{y}^{0}) \in \xi_{i}(1, \boldsymbol{y}^{0})} \left\{ c_{i}^{d}(1, \boldsymbol{y}^{0}) + \gamma E \left[V_{i}^{1}(l^{1}, \boldsymbol{y}^{1}) \right] \right\}$$
(4.16)

を得る.ただし、 γ は1期後の割引因子である.記号 $E[\cdot]$ は、地盤沈下過程分布と舗装の劣 化過程に関する期待値操作を表す、最適値関数(4.12)を求めるためには、第1期おける最 適値関数 $V_i^1(l^1, \mathbf{y}^1)$ に関する情報が必要となる.式(4.16)において、地盤沈下量及び空港 コンクリート舗装の劣化過程に不確実性が介在しており、2種類のリスクが含まれている. 期待値関数を求めるためには、これら2種類のリスクに関して最適値関数の期待値を評価 することが必要となる.ここで、まず地盤沈下量に関するリスクに着目する.いま、混合 地盤沈下モデル(4.1),(3.11)を用いて、地盤沈下過程に関するサンプルパスをランダムに 発生させる.地盤沈下過程に関して合計*M*本のサンプルパスを発生させれば、式(4.16)を

$$V_{i}^{0}(1, \hat{\boldsymbol{y}}^{0}) = \frac{1}{M} \sum_{f=1}^{M} \min_{\xi_{i}^{d0}(1, \hat{\boldsymbol{y}}^{f0}) \in \xi_{i}(1, \hat{\boldsymbol{y}}^{f0})} \left\{ c_{i}^{d}(1, \hat{\boldsymbol{y}}^{f0}) + \gamma E^{\circ} \left[V_{i}^{f1}(l^{1}, \hat{\boldsymbol{y}}^{f1}) \right] \right\}$$
(4.17)

と書き換えることができる.ここに、 $V_i^{f1}(l^1, \hat{y}^{f1})$ はサンプルパスf上で定義される第1期 における最適値関数を表す.また、記号 $E[\cdot]$ は、舗装の劣化過程に関する期待値操作を表 す。ここで、地盤沈下過程がサンプルパスfに従って推移する考えよう。その上で、地盤 沈下パスfを与件とした部分問題を考える。サンプルパスfを与件とした部分問題におけ るt期の最適値関数 $V_i^{ft}(l^t, y^{ft})$ は、

$$V_{i}^{ft}(l^{t}, \boldsymbol{y}^{ft}) = \min_{\substack{\xi_{i}^{dt}(l^{t}, \boldsymbol{y}^{ft}) \in \xi_{i}(l^{t}, \boldsymbol{y}^{ft}) \\ + E^{\circ} \left[V_{i}^{f,t+1}(l^{t+1}, \boldsymbol{y}^{f,t+1}) \right] \}}$$
(4.18)

と定義できる.

4.4.2 最適値関数に関する期待値操作

つぎに、コンクリート舗装の劣化過程のリスクに着目する. $V_i^{t+1}(l^{t+1}, \hat{y}_{f,t+1})$ は, t+1期に平面メッシュiの状態が $(l^{t+1}, \hat{y}^{f,t+1})$ であり, t+1期以降に, サンプルパス f上で最適補修政策 d^* を適用することにより達成できる t+1期以降の最適期待ライフサイクル費用

の当該期価値を表している, さらに,

$$E^{\circ} \left[V_i^{f,t+1}(l^{t+1}, \hat{\boldsymbol{y}}^{f,t+1}) \right]$$

= $\sum_{l^{t+1}=1}^{J} p_i^{l^t l^{t+1}, dt}(\hat{\boldsymbol{y}}^{ft}) V_i^{f,t+1}(l^{t+1}, \hat{\boldsymbol{y}}^{f,t+1})$ (4.19)

と表現されることに留意しよう、したがって、式(4.18)は

$$V_{i}^{ft}(l^{t}, \hat{\boldsymbol{y}}^{ft}) = \min_{\substack{\xi_{i}^{dt}(l^{t}, \hat{\boldsymbol{y}}^{ft}) \in \xi_{i}(l^{t}, \hat{\boldsymbol{y}}^{ft}) \\ + \gamma \sum_{l^{t+1}=1}^{J} p_{i}^{l^{t}l^{t+1}, dt}(\hat{\boldsymbol{y}}^{ft}) V_{i}^{f, t+1}(l^{t+1}, \hat{\boldsymbol{y}}^{f, t+1}) }$$

$$(4.20)$$

と書き換えることができる.ここで,推移確率 $p_i^{l^t l^{t+1}, dt}(\hat{y}^{f,t})$ はサンプルパスf上における補 修政策dの下で補修アクション $\xi^{dt}(l^t, \hat{y}^{ft})$ に対応して定義される確率推移であり,式(4.9) で定義される推移確率行列 $P_i^{dt}(\hat{y}_t)$ の第 (l^t, l^{t+1}) 要素に該当する.

4.4.3 解法

混合地盤沈下モデル (4.1),(3.11)を用いて、地盤沈下過程に関するサンプルパスをラン ダムに発生させる.地盤沈下過程に関して合計 L本のサンプルパスの中で、サンプルパス fに着目しよう.サンプルパス f上で定義される再帰方程式 (4.20)は、通常の確率動的計 画問題の再帰方程式に他ならない. T期における終端条件を用いて、再帰方程式 (4.20)を 後ろ向きに解くことが出来る.契約終了期において、

$$V_{i}^{f\bar{T}}(l^{\bar{T}}, \hat{\boldsymbol{y}}^{f\bar{T}}) = \begin{cases} 0 & (l^{\bar{T}} = 1, \cdots, L) \\ c_{l^{\bar{T}}j^{\bar{T}}} & (l^{\bar{T}} = L + 1, \cdots, J) \end{cases}$$
(4.21)

が成立する.ただし、 $c_{l^{\bar{r}}j^{\bar{r}}}$ は性能基準を満たすために必要な補修費用である.すなわち、 $j^{\bar{T}} \leq L$ が成り立つ.つぎに、t期に着目しよう.t期の最適化問題は

$$V_{i}^{ft}(l^{t}, \hat{\boldsymbol{y}}^{ft}) = \min_{\substack{\xi_{i}^{dt}(l^{t}, \hat{\boldsymbol{y}}^{ft}) \in \xi_{i}(l^{t}, \hat{\boldsymbol{y}}^{ft}) \\ + \gamma \sum_{l^{t+1}=1}^{J} p_{i}^{l^{t}l^{t+1}, dt}(\hat{\boldsymbol{y}}^{ft}) V_{i}^{f, t+1}(l^{t+1}, \hat{\boldsymbol{y}}^{f, t+1}) \right\}}$$
(4.22)

と表される,以上のプロセスを第0期まで繰り返す,以上で求めた最適補修政策は,地盤 沈下パス*f*に対して定義された最適政策である,このことを明示的に表すために,上記問 題の最適政策を $\boldsymbol{\xi}_{i}^{*}(\hat{\boldsymbol{y}}^{f}) = (\xi_{i}^{d^{*0}}(l^{0}, \hat{\boldsymbol{y}}^{f0}), \cdots, \xi_{i}^{d^{*\bar{T}}}(l^{\bar{T}}, \hat{\boldsymbol{y}}^{f\bar{T}})$ と表そう,この時,地盤沈下パス *f*上における第0期の最適値関数は

$$V_{i}^{f0}(1, \hat{\boldsymbol{y}}^{f0}) = c_{i}^{d^{*}}(1, \hat{\boldsymbol{y}}^{f0}) + \gamma E^{\circ} \left[V_{i}^{f1}(l^{1}, \hat{\boldsymbol{y}}^{f1}) \right]$$
(4.23)

と表すことができる,最適値関数 $V_i^{f0}(1, \hat{y}^{f0})$ は,地盤沈下パスfを既知として求めたものである,しかし,0期の期首において,地盤沈下過程は未知であり,将来時点で起こりえる地盤沈下過程の不確実性を考慮することが必要となる,すなわち,第0期の期首で評価した期待ライフサイクル費用は

$$V_i^0(1, \hat{\boldsymbol{y}}^0) = \frac{1}{M} \sum_{f=1}^M V_i^{f0}(1, \hat{\boldsymbol{y}}^{f0})$$
(4.24)

と表すことができる、以上の議論より、最適補修政策は、地盤沈下パスのそれぞれに 対して定義されるため、最適補修政策の数は膨大な数に及ぶ、ここでは、補修政策の 1つの事例として、平均的な地盤沈下過程を表す期待値パス $Ey = (Ey_i^0, \dots, Ey_i^{\bar{T}})$ を とりあげ、期待値パス上における条件付最適補修政策を定義しよう、期待値パスEyを 与件として、再帰方程式(4.21),(4.22)を解くことにより条件付最適補修政策 $\xi_i^*(E\hat{y}) =$ $\{\xi_i^{d^*0}(l^0, E\hat{y}^{f0}), \dots, \xi_i^{d^*\bar{T}}(l^{\bar{T}}, E\hat{y}^{\bar{T}})\}$ を得ることができる、条件付最適補修政策 $\xi_i^*(E\hat{y})$ を, 以下では平均的最適補修政策と呼ぶこととする、また、期待値パスに対して定義された期 待ライフサイクル費用 $V_i^{E0}(1, E\hat{y}^0)$ を、平均的ライフサイクル費用と呼ぶこととする、

4.5 適用事例

4.5.1 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⁴⁴⁾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、PFI事業における契約期間を30年とし、H空港におけ るエプロン部に位置する825m×400mの範囲をとりあげ、一辺が25.5m×25.5mの平面 メッシュを基本単位とする.

4.5.2 計算結果

既に2章において説明したように、地盤沈下パスを発生させるために、確率的1次元圧 密モデルを用いて各平面メッシュに対して20本の地盤沈下パスを発生させ、その中で最 も上方に位置するサンプルパス、最も下方に位置するサンプルパスを採用することにより、

	衣 4.1	り但	
健全度	定数項	交通量	曲率
j	$eta^{j,1}$	$eta^{m{j,2}}$	$eta^{j,3}$
1	-2.811	0.7355	6.527
	(1.208)	(1.337)	(0.1604)
2	-2.317	0.1038	3.715
	(0.7316)	(0.7013)	(0.3895)
3	-1.481	—	0.9778
	(0.1189)	—	(0.7398)
4	-1.721	—	—
	(0.8841)	_	_

表4.1 *β^jの*値

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.

混合地盤沈下モデルを

$$\hat{y}_{i}^{t} = \sum_{k=1}^{2} \hat{\omega}_{i}(k) f_{i}(t,k) + \hat{\varepsilon}_{i}$$
(4.25)

と特定化した. さらに, $\hat{\omega}_i(k)(k=1,2)$ は $\sum_{k=1}^2 \hat{\omega}_i(k) = 1 \epsilon$, $\hat{\epsilon}_i$ は $\mathcal{N}(0,1^2)$ を満たすように擬似乱数を発生させ, サンプルパスを発生させた.

一方,マルコフ劣化モデル作成においては,既に4.において説明したように,説明変数として航空機交通量,舗装地盤の曲率という2つの説明変数を採用した.すなわち,本 適用事例で採用した指数ハザード関数は

$$\lambda_i^{j,t} = \exp(\beta^{j,1} + \beta^{j,2} x_i^{t,2} + \beta^{j,3} x_i^{t,3}) \tag{4.26}$$

と表わされる.ここに, $x_i^{t,2}, x_i^{t,3}$ 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, $\beta^j = (\beta^{j,1}, \beta^{j,2}, \beta^{j,3})$ と表記しよう. β^j の値を**表-4.1**に示す.

本適用事例では、空港コンクリート舗装の劣化状態を、**表-4.2**に示すような5段階の劣 化状態で表現する.補修工法として、ひび割れ部に樹脂系の注入剤を注入して雨水の浸透 を防ぐ方法(以下、ひび割れ部注入補修と呼ぶ)と、NC打ち換え補修があり、劣化状態 2~4の場合はひび割れ部注入補修を、劣化状態5の場合はNC打ち換え補修を実施する. また、いずれの補修においても、補修が実施されると劣化状態は1まで回復するものとす る.それぞれの補修費用(単位:万円)は、 $c'_{21} = 27.9$ 、 $c'_{31} = 61.9$ 、 $c'_{41} = 95.9$ 、 $c'_{51} = 3238.4$ である.ただし、ひび割れ部注入補修に用いられる注入剤には耐用年数があり、注入剤を 注入後、耐用年数が経過すると再度注入する必要があり、その度に補修費用がかかる.本 適用事例では、注入剤の耐用年数を5年、割引因子 $\gamma = 0.98$ とする.また、補修の有無に

表-4.2 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	А	1.1 未満
2	B1	$1.1 \sim 4.4$
3	B2	$4.4 \sim 7.8$
4	B3	$7.8 \sim 11.1$
5	\mathbf{C}	11.1以上

注) 空港舗装保守要領(案)⁴³⁾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.

政策 必ず補修する健全度 補修の有無を選択する健全度 補修をしない健全度 1 4. 5 1, 2, 3 24, 5 З 1, 2 3 4. 5 1 2, 3 5 4 1, 2, 3, 4 55 4 1, 2, 3 6 5 1, 2 3, 4 5 2, 3, 41 7

表-4.3 ライフサイクル費用を検討する政策

注) 政策1~3においては、予防保全の観点から劣化状態4になった時点で補修を実施することにしている.

関わらず、巡回点検や定期点検などの維持費用(単位:万円)が1メッシュあたりc = 1.4かかるものとする.

地盤沈下過程に関して合計100本のサンプルパスをランダムに発生させ、期待ライフサ イクル費用、平均的ライフサイクル費用を計算する.また、補修政策として、表-4.3に示 す7つの政策を考える.すなわち、1)劣化状態4、5の時補修実施(1~3の時は補修 しない)、2)劣化状態4、5の時補修実施、3の時補修するか選択(1、2の時は補修し ない)、3)劣化状態5の時補修実施(1~4の時は補修しない)、5)劣化状態5の時補修 実施、4の時補修するか選択(1~3の時は補修しない)、6)劣化状態5の時補修実施、 3、4の時補修するか選択(1、2の時は補修しない)、7)劣化状態5の時補修実施、2 ~4の時補修するか選択(1の時は補修しない)、7)劣化状態5の時補修実施、2 上で、達成可能な期待ライフサイクル費用、および平均的ライフサイクル費用の最小値を 計算する.

表-4.4 政策による期待 LCC および平均的 LCC の最小値

政策	期待LCC(単位:万円)	平均的LCC(単位:万円)
1	21060.4	20698.9
2	21060.4	20698.9
3	21060.4	20698.9
4	27600.2	26534.2
5	21060.4	20698.9
6	21060.4	20698.9
7	21060.4	20698.9

初期時点の最適解

表-4.2に示す7つの政策における達成可能な期待ライフサイクル費用,および平均的 ライフサイクル費用の最小値を表-4.4に示す.すべての政策において平均的ライフサイク ル費用が期待ライフサイクル費用よりも低くなっている.これは、平均的な地盤沈下過程 を表す期待値パスが、擬似的に発生させた地盤沈下のサンプルパスよりも平面メッシュ間 の地盤沈下量の差が小さく、コンクリート舗装の劣化過程に対する地盤の不同沈下の影響 が小さくなるためだと考えられる.計算結果により、政策1~3、5~7におけるライフ サイクル費用が同じであることがわかる.これは、政策1~3、5~7における補修アク ションが同じであることを意味し、平均的最適補修政策が常に劣化状態1~3の時は補修 を実施せず、劣化状態4、5の時に補修を実施するという定常政策であることが理解でき る. すなわち,予防保全の補修アクションとして,劣化状態が2,3の時は補修を実施せ ず、劣化状態が4の時に補修を実施する方が、平均的ライフサイクル費用が低くなること が分かる.これは、劣化状態4の時の補修費用が劣化状態2、3の時の補修費用に対して それぞれ約3.45倍、約1.55倍であるが、劣化状態2、3から劣化状態4への推移確率がそ れよりも低いためだと思われる.また、予防保全を行わない政策4が他の政策よりも平均 的ライフサイクル費用が高いことから、ライフサイクル費用を低減するためには予防保全 が必要なことが分かる.

4.6 結言

本章では、臨海部空港における性能規定型維持補修契約を対象とした空港舗装マネジメ ントモデルを提案した.空港地盤の不同沈下過程がコンクリート舗装の劣化過程に影響を 及ぼすため、空港地盤の不同沈下リスク、コンクリート舗装の疲労破壊という2種類のラ イフサイクル費用リスクに着目し、これら2種類のリスクを考慮したようような非斉次マ ルコフ決定モデルを定式化し、これを用いて期待ライフサイクル費用、平均的ライフサイ クル費用を算出し、初期時点における平均的最適補修政策を決定した.しかし、今後にい くつかの研究課題が残されている.第1に、本研究においては、最適補修政策が決定され

るのは空港供用前においてである.したがって、地盤沈下過程に関するサンプルパスが実 際の地盤沈下パスと一致する保証はない、したがって、空港供用後に地盤沈下過程や舗装 の劣化過程をモニタリングすることにより、地盤沈下過程や舗装の劣化過程に関する予測 精度を向上することができる.そのため、新しいモニタリング情報が獲得されれば、舗装 の劣化過程を表す非斉次マルコフ劣化モデルを逐次更新し、更新された非斉次マルコフ決 定モデルを用いて、補修計画を修正することが必要になろう. 第2に、本研究の適用事例 は、補修による影響を考慮していない.ひび割れ部注入補修、およびNC舗装版打ち換え 補修によって劣化状態は1に回復するとしたが、実際は補修内容によってその後の劣化過 程に影響があるはずである.今後は、補修による影響を考慮した補修・劣化過程モデルを 考慮することが必要になろう.最後に、臨海部に建設された空港施設では、空港供用開始 直後の期間では、地盤沈下リスクがライフサイクル費用に大きな影響を及ぼす.しかし、 時間の経過とともに、地盤沈下過程は次第に減速し、安定的な状態に収束する.一方で、 コンクリート版に作用する繰り返し荷重が累積するため、コンクリート版の疲労破壊リス 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劣 化過程に影響を及ぼすリスク要因が変化していく.したがって、PFI事業権契約の初期の 段階では、地盤沈下リスクの管理が重要な課題となるが、後半になるほどコンクリート舗 装版の疲労破壊リスクに管理上の視点がシフトしていく.事業権契約の開始時点において, 事業者はコンクリート舗装版の維持補修計画を策定する.しかし,空港供用開始後,地盤 沈下量のモニタリング情報に基づいて地盤沈下シナリオを更新し、維持補修計画を逐次修 正していくことが重要である.空港供用後,一定の期間が経過すれば、コンクリート舗装 の疲労破壊リスクが顕在化してくる.舗装健全度のモニタリング情報を用いて,舗装の劣 化過程を表すマルコフ推移確率を補正するとともに、維持補修計画の見直しを行うことが 求められる.このように、地盤沈下、疲労破壊という多大なリスク要因にさらされている 空港舗装マネジメントでは、1)適切な1次モデルを用いた補修計画の策定と、2)モニ タリング情報に基づいた補修計画のフォローアップを効率的に行う方法論の開発が必要で ある.

5 結論

本論文では、空港コンクリート舗装のアセットマネジメントに対する基礎的なシステム であるハイブリッド型劣化予測モデルを提案し、さらに、PFI事業権契約において、空港 施設の維持管理にかかる期待ライフサイクル費用を最小とするような、最適維持補修政策 を同定し、試算する方法論を確立した.以下にその要約を示す.

1章では、序論と称し、まず、わが国の空港施策を念頭においた空港アセットマネジメントに関する諸問題について言及した.続いて、これまでの空港アセットマネジメントに関する取り組みを述べると同時に、力学的劣化予測モデルと統計的劣化予測モデルの各々の利点、欠点について言及し、本論文で提案するハイブリッド型劣化予測モデルの基礎的枠組みを説明し、本論文の意義を明確にした.

2章では、空港施設のアセットマネジメントにおいて重要な課題となる地盤沈下の継続 的モニタリングとモニタリング情報を用いた地盤沈下予測結果をベイズ更新するための方 法論の提案を試みた.具体的には、不同沈下を考慮した1次元圧密モデルを用いて、地盤 沈下過程に関するサンプルパスを作成するとともに、サンプルパスを荷重平均した混合地 盤沈下モデルを作成した.さらに、空港の供用開始後、地盤沈下量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をMCMC法を用いてベイズ更新する方法論を提 案した.さらに、空港施設の地盤沈下予測管理問題への適用事例を通じて本章で提案した 方法論の有効性に関して実証的に検証した.

3章では、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に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 ブリッド型劣化予測モデルを提案した.さらに、現実の空港舗装の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証した.

4章では、空港施設における性能規定型維持補修契約を対象とした空港舗装のマネジメントモデルを提案した。空港地盤の不同沈下過程がコンクリート舗装の劣化過程に影響を及ぼすため、空港地盤の不同沈下リスク、コンクリート舗装の疲労破壊という2種類のライフサイクル費用リスクに着目し、これら2種類のリスクを考慮したような非斉次マルコフ決定モデルを定式化し、これを用いて期待ライフサイクル費用、平均的ライフサイクル 費用を算出し、初期時点における平均的最適補修政策を決定した。

本章の以後の部分では、今後課題と展望を述べることで、本論文を結ぶこととしよう. 本論文で提案したハイブリッド型劣化予測モデルをもちいた空港舗装のアセットマネジメ ントシステムには以下の課題が残されている. 第1に、本論文で提案した方法論を用いた適用事例は、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.したがって、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、ハイ ブリッド型劣化予測モデルのベイズ更新を試みた.今後、空港地盤の沈下過程、空港コン クリート舗装の劣化過程を継続的にモニタリングすることにより、ハイブリッド型劣化予 測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、本論文で提案した方法論は、1次モデルが有効であるという範囲内において適 用可能である.1次モデルの有効性に限界があることが判明した場合、本研究で提案した 方法論を用いて地盤沈下量予測、およびコンクリート舗装の劣化予測を継続的に実施する ことには問題がある.この場合、1次モデルにさかのぼり、モデルの仮定や前提条件の再 吟味、あるいはモデルの再構築が必要となることは言うまでもない.このような1次モデ ルのフォローアップに関しては、今後に残された大きな研究課題である.

第3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.

最後に、臨海部に建設された空港施設では、空港供用開始後、時間の経過とともに地盤 沈下過程は次第に減速し、安定的な状態に収束する.一方で、コンクリート版に作用する 繰り返し荷重が累積するため、コンクリート版の疲労破壊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劣化過程に影響を及ぼすリス ク要因が変化していく.したがって初期の段階では地盤沈下リスクの管理が重要な課題と なるが、後半になるほどコンクリート舗装版の疲労破壊リスクに管理上の視点がシフトし ていく.したがって、空港供用開始後、地盤沈下量のモニタリング情報に基づいて地盤沈 下シナリオを更新し、修正していくことが重要である.また、空港供用後、一定の期間が 経過すれば、コンクリート舗装の疲労破壊リスクが顕在化してくる.舗装健全度のモニタ リング情報を用いて舗装の劣化過程を表すマルコフ推移確率を補正するとともに、維持補 修計画の見直しが求められる.

以上,国内外の様々な主体によってアセットマネジメントが活発に取り組まれている時 節に,本論文がその一助となれば幸甚である.

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.
- 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) 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.
- Mishalani, R. and Madanat S. : Computation of infrastructure transition probabilities using stochastic duration models, ASCE Journal of Infrastructure Systems, Vol. 8, No. 4, pp. 139-148, 2002.
- 5) Shin, H.C. and Madanat, S.M.: Development of a stochastic model of pavement distress initation, 土木学会論文集, No.744/IV-61, pp.61-67, 2003.
- 2) 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) 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.
- 8) 貝戸清之,阿部允,藤野陽三:実測データに基づく構造物の劣化予測,土木学会論 文集,No.744/IV-61, pp.29-38, 2003.
- Lee, T.C., Judge, G.G. and Zellner, A.: Estimating the Parameters of the Markov Probability Model from Aggregate Time Series Data, Amsterdam, North-Holland, 1970.
- 10) 鍵本広之,佐藤道生,川村満紀:アルカリシリカ反応により劣化した施設の劣化度評価 と細孔溶液分析による劣化進行の予測,土木学会論文集,No.641/V-46, pp.241-251, 2002.
- 11) 小林孝一,宮川豊章:分極抵抗法を用いた鉄筋の腐食速度評価に関する研究,土木
 学会論文集,No.669/V-50, pp.173-186, 2001.
- 12) 堤知明,白井伸一,安田登,松島学:塩害劣化に関する影響要因の実データに基づく定量評価,土木学会論文集,No.544/V-32, pp.33-41, 1996.
- 13) 大野俊夫,魚本健人:コンクリートの収縮ひび割れ発生予測に関する基礎的研究,土
 木学会論文集,No.662/V-49, pp.29-44, 2000.
- 14) 元路寛, 関博, 高木言芳: 中性化したコンクリートにおける乾湿繰返し作用による
 鉄筋腐食に関する研究, 土木学会論文集, No.697/V-54, pp.1-11, 2002.
- 15) 佐伯竜彦,大即信明,長瀧重義:中性化によるモルタル中の鉄筋腐食の定量的評価, 土木学会論文集, No.532/V-30, pp.55-66, 1996.

- 16) Jie Yuan, Michael A. Mooney : Development of Adaptive Performance Models for the Oklahoma Airfield Pavement Management System, TRB 2003 Annual Meeting Nov.15, 2002.
- Pavement Management System, Advisory Circular, Federal Aviation Administration, AC No.150/5380-7,1988.
- 18) 松尾稔:地盤工学-信頼性設計の理念と実際-,技報堂出版, 1984.
- Tang, W.H.: Probabilistic evaluation of penetration resistance, *Proc. of ASCE*, Vol.105, GT10, pp.1173-1191, 1979.
- 20) 奥村樹郎, 土田孝: 土質定数のばらつきを考慮した不同沈下の推定, 港湾技術研究 所報告, 第20巻3号, pp131-168, 1981.
- 21) 久楽勝行,護摩堂満,竹内辰典:軟弱地盤上の不同沈下の実態とその予測,土木技 術資料,25-12, pp.14-21, 1983.
- 22) 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.
- 23) 森脇武夫:実務のための圧密沈下予測とその対策技術,圧密現象とその理論的な取り扱い(その1;一次元圧密),土と基礎,Vol.54,No.11, pp.39-54, 2006.
- 24) Jeffreys, H.: The Theory of Probability, Oxford University Press, 1961.
- 25) 繁枡算男:ベイズ統計入門,東京大学出版会,1985.
- 26) Ibrahim, J.G., Ming-Hui, C. and Sinha, D.: Bayesian Survival Analysis, Springer Series in Statistics, 2001.
- 27) 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.
- 28) 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.
- 29) 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.
- Gilks, W.R. and Wild, P.: Adaptive rejection sampling for Gibbs sampling, Applied Statistics, Vol.41, pp.337-348, 1992.
- 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.
- Chib, S.:Marginal likelihood from Gibbs output, Journal of the American Statistical Association, Vol.90, pp.1313-1321, 1995.
- 33) 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,土木学会舗装工学論文集,第12巻,pp.211-218,2007.

- 34) 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,土木学会舗装工学論文集,第9巻,pp.149-156,2004.
- 35) 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.
- 36) 貝戸清之,熊田一彦,佐藤正和,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.
- 37) 八谷好高:空港コンクリート舗装のマネージメントシステムに関する研究,港湾技研資料, No.698, 1991.
- 38) 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,1964.
- 39) 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,pp873-874,2002
- 40) 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,pp93-100
- 41) 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.
- 42) 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.
- 43) 空港舗装保守要領(案)1999.
- 44) 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).
- Lancaster, T.: The Econometric Analysis of Transition Data, Cambridge University Press, 1990.
- Gourieroux, C.: Econometrics of Qualitative Dependent Variables, Cambridge University Press, 2000.
- 47) 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, p. 485, 1974.
- 48) 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
- 49) 例えば, White, D.J.: Markov Decision Process, Wiley, pp.130-146, 1993.
- 50) 例えば, Eckles, J.E.: Optimal maintenance with incomplete information, *Operations Research*, Vol.16, pp.1058-1067, 1968.
- Madanat, S.: Incorporating inspection decisions in pavement management, Transportation Research, Part B, Vol.27B, pp.425-438, 1993.

- 52) Madanat, S. and Ben-Akiva, M.: Optimal inspection and repair policies for infrastructure facilities, *Transportation Science*, Vol.28, pp.55-62, 1994.
- 53) Durango P. and Madanat S.: Optimal maintenance and repair policies for infrastructure facilities under uncertain deterioration rates: An adaptive control approach, *Transportation Research*, Part A, Vol. 36, pp.763-778, 2002.
- 54) 青木一也,山本浩司,小林潔司:トンネル照明システムの最適点検・更新政策,土 木学会論文集,No.805/VI-67, pp.105-116, 2005.
- 55) 青木一也,山本浩司,小林潔司:時間依存型劣化過程を有するシステムの集計的最 適点検・補修政策,土木学会論文集F, Vol.62 No.2, pp.240-257, 2006.

謝 辞

本論文を結ぶにあたり、本論文作成に際してご協力を頂いた方々へ感謝の意を申し上げま す. 京都大学工学研究科の小林潔司教授には、本論文を作成するにあたり終始適切なご指 導、ご助言を頂きました.小林潔司教授には、3年間にわたり、研究のみならず、学外の 方と接し、学習させていく機会を提供していただき、今後の小生の人生においてまたと得 難い貴重な経験をさせて頂きました.深甚なる感謝の意を申し上げます.京都大学工学研 究科の松島格也准教授には、本論文の修正、審査に際して、貴重なご助言、ご示唆をいた だきました.厚く御礼申し上げます.京都大学工学研究科の大西正光助教には、ご多忙の 中,研究に対する批評から、日常生活に至るまで大変お世話になりました.深謝の意を申 し上げます、大阪大学工学研究科フロンティア研究センターの貝戸清之特任講師には、日 頃より研究に対する基礎的素養を教えていただき、また、日常生活においても多大なるご 指導を頂き,感謝に堪えない次第です.大成建設株式会社の下村泰造氏には、本論文の範 囲に限らず、日頃よりアセットマネジメントに関する議論をさせていただくと共に、研究 に取り組む姿勢を学ばせて頂きました.心より感謝の意を申し上げます.そして,殊に同 学年の仲間には大変お世話になりました.京都大学工学研究科修士課程の関川裕己氏、徐 飛氏, 西畠綾氏, 林秀和氏には, 研究室を中心とした生活を送る上で, 互いに刺激し合い, 有意義な時間を過ごすと共に、至らない小生を度々フォローして頂きました. 小林研究室 の諸兄は、日常生活をともにする上で大きな支えであり、また、数多くの励ましをいただ きました.ここに感謝の意を記します.さらに.書面では書ききれぬ多くの方々に、小生 の研究生活は支えられてきました.ここに記すことができない失礼をお詫びするとともに, 感謝の意を記します.最後になりましたが、本日に至るまで、25年間にわたり小生が勉 学に勤しむ絶好の環境を厭わずに供与してくれた両親へ多大なる感謝の意を表します.