点検結果の効果的利用によるグラウンド アンカーエの維持補修計画に関する研究

2011年3月4日

京都大学大学院 工学研究科 都市社会工学専攻

幹 拓也

要旨

本研究では、斜面対策工の一つであるグラウンドアンカー工の維持補修を対象とし、斜 面の安定性を考慮した補修優先順位付けや予算管理に関するマクロ的な検討手法を提案す る. その際、グラウンドアンカー工の性能を定義するに当たって有用な、目視点検結果、 非破壊試験結果、およびリフトオフ試験結果を効果的に組み合わせて利用することで、目 視点検がどの程度グラウンドアンカーの斜面内部の力学的情報を反映しているのかを検証 する.

グラウンドアンカー工の性能を表す指標として、本研究ではランク分けされた健全度評 価に基づく目視点検結果、ある一定以上の損傷の有無が測定された非破壊試験結果、およ びグラウンドアンカーの残存緊張力を測定したリフトオフ試験結果が利用可能である.本 研究では、目視点検結果の精度を検証するための方法論として、目視点検結果と非破壊試 験からは、ベイズ推定法によって健全度ランク別、および目視項目別にグラウンドアンカ ーの損傷確率を定量的にモデル化する手法を提案する.また、リフトオフ試験結果と目視 点検結果を利用して、グラウンドアンカーの緊張力変化過程と健全度ランク別のグラウン ドアンカーの緊張力の相関性を確認することで緊張力の観点から目視点検結果の精度を検 証する.さらにこの結果を踏まえ、点検結果の効果的利用の観点から、健全度ランク別の グラウンドアンカーの緊張力を定量的にモデル化する手法を提案する.

次に、目視点検結果にマルコフ劣化ハザードモデルを適用することで、時間の経過によ り健全度ランクが低下する過程をモデル化する.その際、グラウンドアンカーの性能低下 における斜面の地質条件の寄与に着目し、地質毎にこのモデルを適用する.さらに、この モデルによって推定した健全度ランクの将来状態に上述のグラウンドアンカーの緊張力の モデル化手法を適用することで、グラウンドアンカーの将来状態における緊張力を推定し、 斜面の安定性評価を行う.斜面の崩壊形態は、一般的な円弧すべりモデルを適用する.ま た、グラウンドアンカーの残存緊張力は正規分布を確率分布に持つ確率変数と仮定し、性 能関数、および破壊確率を算定する.そして、算定された斜面の破壊確率と補強・補修を 表現するモデル化手法を用いることで、斜面の安定性や社会経済的な損失を考慮した維持 補修に関するライフサイクルコストを算定し、斜面毎の最適な維持補修戦略、および斜面 間の維持補修の優先順位付けに関して検討する.

i

目	次
---	---

第 1 章 序論
1.1 本研究の背景1-
1.2 研究の目的4-
1.3 既往の研究5-
1.4 本研究の構成
第 2 章 目視点検結果の精度検証の概略
2.1 既存の目視点検結果の概要
2.2 非破壊試験結果の利用による目視点検結果の検証 10 -
2.3 リフトオフ試験結果の利用による目視点検結果の精度検証12 -
第 3 章 ベイズ推定によるアンカーの損傷確率の推定14-
3.1 ベイズの定理14 -
3.2 非破壊試験結果のモニタリング情報
3.2.1 供用期間を考慮しない場合
3.2.2 供用期間を考慮する場合16 -
3.3 事前確率密度関数の設定19 -
3.3.1 ベルヌーイ試行を仮定した場合
3.3.2 指数ハザードを仮定した場合 20 -
3.3.3 ワイブルハザードを仮定した場合
3.4 MCMC 法による乱数発生手法 22 -
3.4.1 MCMC 法 22 -
3.4.2 サンプリング手法 24 -
3.5 事後分布の関数統計量 26 -
3.6 ベイズ更新27 -
3.7 モデルの選択 28 -
第 4 章 ベイズ推定の適用事例30-
4.1 事後分布の推定結果 30 -
4.1.1 ベルヌーイ試行モデル 30 -
4.1.2 指数ハザードモデル 34 -

4.1.3 **ワイブルハザードモデル**- 37 -

4.2	BIC 算定結果	
4.3	考察	41 -
4.3.1	ベルヌーイ試行モデルに関する考察	41 -
4.3.2	2 指数ハザードモデルに関する考察	42 -
4.3.3	3 ワイブルハザードモデルに関する考察	43 -
4.3.4	Ⅰ モデルの比較に関する考察	44 -

第5章 リフトオフ試験結果による目視点検結果の精度検証..-48-

5.1	アンカーの緊張刀と性能の関係 48 -
5.2	アンカーの緊張力変化過程49 -
5.3	アンカーの緊張力変化過程のモデル化

- 5.3.1 プレストレスカ低下時におけるアンカーの緊張力変化過程のモデル化 ...- 51 -

第 6 章 グラウンドアンカーエの維持補修計画の概要.............- 57 -

6.1	健全度ランク低下モデル 57 -
6.1.1	健全度と定期点検スキーム 57 -
6.1.2	マルコフ連鎖58 -
6.1.3	指数ハザードモデルの定式化 59 -
6.1.4	推移確率の導出 61 -
6.1.5	推移確率の推定方法 63 -
6.1.6	性能低下過程の異質性 64 -
6.1.7	簡易モデルによる健全度ランク低下過程のモデル化
6.2	斜面の安定性評価手法の概要
6.2.1	将来状態におけるアンカーの緊張力のモデル化
6.2.2	崩壊モデル 68 -
6.2.3	破壊確率の算定方法 69 -
6.3	維持補修計画の立案 71 -
6.4	維持補修計画の LCC 評価手法 72 -
6.4.1	LCC の定式化72 -
6.4.2	崩壊時損失額の算定方法 75 -

第	7	章 アンカーの維持補修計画の適用事例	-
7.	1	健全度ランク低下モデル 77	′ –

,	7.2	斜面の破壊確率	81 -
	7.2.1	解析条件	81 -
	7.2.2	斜面の破壊確率算定結果	82 -
,	7.3	LCC 算定結果	85 -
	7.3.1	各種費用の設定	85 -
	7.3.2	LCC 算定結果	85 -
,	7.4	考察	88 -
	7.4 7.4.1	考察 健全度ランク低下モデルに関する考察	
	7.4 7.4.1 7.4.2	考察	88 - 88 - 90 -
ţ	7.4 7.4.1 7.4.2 7.4.3	考察 健全度ランク低下モデルに関する考察 破壊確率に関する考察 LCC に関する考察	88 - 88 - 90 - 93 -
	7.4 7.4.1 7.4.2 7.4.3 7.4.4	考察 健全度ランク低下モデルに関する考察 破壊確率に関する考察 LCCに関する考察 アンカーの性能低下へ寄与する地質特性に関する考察	88 - 88 - 90 - 93 - 95 -
	7.4 7.4.1 7.4.2 7.4.3 7.4.4 7.4.5	考察 健全度ランク低下モデルに関する考察 破壊確率に関する考察 LCCに関する考察 アンカーの性能低下へ寄与する地質特性に関する考察 過緊張アンカーの性能低下に関する考察	88 - 88 - 90 - 93 - 95 - 97 -

第 8	章 結論および今後の展望	99 -
8.1	本研究の成果	99 -
8.2	今後の課題	101 -

参考文	献	103 -
謝	辞	107-

第1章 序論

1.1 本研究の背景

我が国における社会資本は図1-1¹⁾に示すよう高度経済成長期以降,そのストック額を増 やしており,1998年時点で総額約603兆円に達していているとされている.一方,社会資 本への投資額は、国や地方公共団体等の財政悪化のため、図1-2²⁾に示すように、1990年代 をピークにその後減少の一途を辿っており、2009年現在ではピーク時の半分程度まで減少 している.このような状況の中、少子・高齢時代に突入することで、国・地方公共団体の 税収の減少が予想されるため、今後は社会資本投資額が大幅に増加するような事態は期待 しにくい状態にある.更には、表1-1²⁾に示すように高度経済成長期に整備が行われた膨大 な量の社会資本が更新を必要とする時期を迎えようとしている.国土交通省の試算(図1-2) では、従来の水準で維持管理・更新を行った場合、2011年から2060年の50年間で約190 兆円の投資額が必要であり、そのうち更新ができない社会資本は30兆円に上るとみられて いる.つまりこのような財務状況、現在の維持管理・更新の状況が続く場合、30年後には 新たに社会資本を新設することはおろか、既存の構造物の維持管理・更新でさえままなら ない状況に陥る可能性がある.

このような背景の下,先進的な取り組みとして,社会資本を資産(アセット)と捉え,中 長期的な資産の状態を予測するとともに,構造物の安全性・利便性等を確保し,予算制約 下で利用者の便益の最大化を図る戦略的な意思決定手法としてアセットマネジメントの概 念が導入されつつある³⁾.また道路,下水道,港湾といった各分野の社会資本において,



図 1-1 社会資本ストックの推移



この概念に基づく維持管理・更新の意思決定に関する研究が進められ,一部の地方公共団 体や民間企業においては実務レベルで運用されるまでになっている.国土交通白書²⁾では このような先進的な取組みを行っている地方公共団体と同じレベルまで他の地方公共団体 が早期発見・早期改修の予防保全の取組みを強化した場合,上記の社会資本更新費の不足 額が6兆円まで減少すると試算している.このことからも,早急にアセットマネジメント による戦略的な維持補修によって社会資本のライフサイクルコスト(以下LCCと称す)の縮 減,長寿命化を図る必要があるものと推察される.

アセットマネジメントは上記で定義したように、社会資本の維持管理・更新に関して工学 的知識にビジネス感覚および社会経済的観点を付加した意思決定を行うための方法論とし て捉えられるべきである.このためアセットマネジメントに関して、技術者と管理者との 観点に相違が生じる可能性がある.すなわち、図1-3に示すようにアセットマネジメント は技術者の観点では、点検・性能低下予測・性能照査・LCC評価・予算立案という積み上 げ式であるのに対し、管理者の観点では、初めに予算立案有りきで、予算制約下でどのよ うな点検が適切であるかを検討するという相違である.この観点の相違は点検の方法論に おいても存在するものと推察される.一般に、現状での社会資本の点検は原位置での目

社会資本	2009年度	2019 年度	2029年度
道路橋	約8%	約25%	約51%
河川管理施設(水門等)	約11%	約 25 %	約51%
下水道管きょ	約3%	約7%	約22%
 港湾岸璧	約5%	約 19 %	約 48%

表 1-1 建設後 50 年以上経過する社会資本の割合²⁾



図 1-3 アセットマネジメントにおける技術者と管理者の観点の相違

視点検(主にいくつかのランクからなる健全度によって評価される)によって行われる.こ れに関して,技術者は目視点検結果の精度を問題視し,より精度の高いモニタリング技術 の適用が必要であると主張することが一般的である.一方,管理者は,高精度モニタリン グ技術の重要性は認識していても,予算制約下で,既存の点検結果を活用することで補修 の優先順位付けを行うことの重要性を主張することが一般的である.前述したように今後 維持補修費が不足してくることが想定され,予算制約が無視できない以上,維持補修計画 の立案に際して,既存の点検結果を如何に効果的に利用するかが極めて重要になるものと 推察される.

ここで,社会資本のうち最もストック額が大きい道路分野におけるアセットマネジメン トの導入状況を見てみると,道路舗装^{4),5)},橋梁分野^{6),7)}において実務レベルで適用される 段階まで研究が進められている.これは,道路舗装,橋梁分野ではその性能低下要因が累 積荷重であることが明らかであり,診断技術を適用することの目的とその効果が明確であ ることに加え,その性能低下が直接利用者の走行性の不備に繋がることから技術者と管理 者の観点の相違が比較的小さいためと推察される.一方,地盤構造物分野では,道路舗装, 橋梁に比べてアセットマネジメントに関する研究は緒に就いたばかりである⁸⁾.この理由 として,地盤構造物においては,その性能低下の主要因が明確でないため,どのような診 断技術を適用するのかの判断が困難であることに加えて,災害時を除いてその損傷が直接 利用者の走行性の不備に繋がらないため,技術者と管理者の間でコンセンサスが得られに くかったことが考えられる.そこで,本研究では地盤構造物分野でのアセットマネジメン ト事例として斜面対策工の一つであるグラウンドアンカー工(以後アンカーと称す)の維持 補修を対象とする.

アンカーは昭和 32 年に我が国で初めて導入されて以来,切土や自然斜面等に多く用い られている.高速道路においては 2005 年時点で累計 12 万本以上のアンカーが打設されて おり⁹,長期の供用によって劣化が顕在化しているアンカーが多数確認されている.その 中でも特に,永久構造物として必要な防食に関する性能保証の基準¹⁰が制定される 1988 年以前のアンカー(本研究では旧タイプアンカーと称す)において腐食に伴う激しい劣化 が顕在化しており,早急な補修の必要性が指摘されている.アンカーにおいても,予算制 約の観点から全本を対象として実施される点検調査は,定期的に実施される健全度ランク に基づく目視点検である.したがってアンカー全本を対象としたアセットマネジメントに おいては、目視点検結果を用いる必要がある.しかし、アンカーはその性能が期待される 部分が斜面内部にあるため、一般的に道路舗装や橋梁に比べて目視点検での性能評価が困 難であるという特徴を有していると言える、しかし、目視点検がどの程度斜面内部の状況 を反映しているのかを定量的に検証した研究は今のところほとんどない.さらに、健全度 ランクのような離散量で表される目視点検においては、一般的に点検員による判定基準の 違い、すなわちバイアスの影響が存在することが指摘されており^{11),12)}、これがどの程度判 定基準に影響しているのかを考慮したアセットマネジメントシステムを構築する必要があ る.

1.2 研究の目的

本研究は斜面対策工の一つであるアンカー工の維持補修を対象とし、斜面の安定性を考慮した補修優先順位付けや予算管理に関する一検討手法を提案することを主目的とする. その際、厳しい予算制約下で維持補修の効率化を図るために既存の点検結果を効果的に利用するという観点に基づき、以下のように展開する.

前述したように、社会資本における一般的な点検方式は目視点検であり、本研究で対象 とするアンカーにおいても目視点検が圧倒的多数を占めている.したがって、全アンカー を対象とした維持補修計画の立案に関しては目視点検結果を利用することが基本的な枠組 みとなる.しかし、アンカーは前述したように性能が期待される部分が斜面内部にあるた め、道路舗装や橋梁といった構造物に比べて、目視点検の精度(目視点検がどの程度グラウ ンドアンカーの斜面内部の力学的情報を反映しているのか)に関して疑問が残る.そこで本 研究ではまず、予算制約から数量は限定的であるが、ある一定以上の損傷の有無が測定さ れた非破壊試験結果と、アンカーの残存緊張力を測定したリフトオフ試験結果を効果的に 利用することで目視点検の精度を検証することを目的とする.具体的には、目視点検結果 と非破壊試験結果から健全度ランク別、目視項目別にアンカーの損傷確率をベイズ推定法 によって定量的にモデル化する手法を提案し、目視点検の精度を検証する.次に目視点検 結果とリフトオフ試験結果から目視点検の精度を検証し、斜面の安定性を検討するために 必要となるアンカーの緊張力を健全度ランク毎にモデル化する.

その後,地質条件毎に分類した目視点検結果にマルコフ連鎖を適用することでアンカー の経時的な性能低下過程をモデル化し,その将来状態を予測する.そして,この予測結果 とアンカーの緊張力のモデル化手法を組み合わせることで,斜面の安定性の観点から年間 破壊確率を算定する.最後に複数の補修戦略を設定し,LCCを判断指標として,維持補修 の優先順位付け,斜面毎の補強あるいは更新の有効性に関する検討手法を提案する.

1.3 既往の研究

本節では、本研究に関連のある既往の研究を概観し、それらの中での本研究の位置づけを述べる.

1) アンカーの性能低下・維持補修計画に関する研究について

大津ら^{11),12)}はアンカーの,どの路線/区間から補修するかの優先順位付けに関するマクロ 的観点からの検討として,既存の健全度評価に基づく目視点検結果にマルコフ過程を適用 してアンカーの性能低下を統計的にモデル化し,割引現在価値化法¹³⁾を取り入れた LCC 評 価による路線/区間単位の補修優先付けに関する検討手法を示した.ここでのアンカーの性 能低下モデルは目視点検結果のデータの数や仕様の制約より,いくつか仮定条件を設定し ている.

一方,斜面/箇所単位の補修優先付けに関するミクロ的観点からの検討として,大津ら¹⁴⁾ はアンカーの性能低下について,腐食に伴う緊張力の経時的な低下に着目してモデル化し, 斜面の安定性を考慮する上では降雨に伴う地下水位の変動に着目したモデル¹⁵⁾を用いて, LCCを指標とした最適補修年の判断手法を提案した.実際の多段のアンカー斜面ではアン カーー本一本の緊張力が異なることが想定されるが,ここでは簡略化のためアンカーの緊 張力,緊張力の低下特性はすべて同じ特性を用いることとしている.したがって,文献¹⁴⁾ におけるアンカーの補修では特に性能が低下したアンカーを優先的に補修するということ ができず,ある年に斜面アンカーの全本を打ちかえるという戦略のみが適用可能であるこ とに留意されたい.

2) 土木分野を対象としたベイズ推定法に関する研究について

貝戸ら¹⁶は、土木構造物の統計的な性能低下モデルの予測精度を低下させる要因として 情報量の不足に焦点を当て、専門技術者が保有する先験情報(知識や経験)を積極的に活用 できるベイズ推定法を用いることで、この問題に対処したモデルを提案し、鋼桁の塗膜劣 化に適用した.また、事前の主観的情報が構造物の性能低下予測結果に及ぼす影響につい て考察がなされている.ここでのベイズ推定では未知パラメータの事前分布と事後分布が 同じ分布族になるような共役分布を採用している.

これに対して津田ら¹⁷⁾は共役分布が存在しないワイブル劣化ハザードモデル¹⁸⁾の未知パ ラメータの推定において MCMC(マルコフチェーンモンテカルロ)法の一つであるギブスサ ンプリング法を用いたベイズ推定法を適用している.その他にも,Hong¹⁹⁾らは舗装の性能 低下を対象としてギブスサンプリング法によるベイズ推定法を試みている.

また小林ら²⁰⁾は、伝統的なニューラルネットワーク法の重み係数にベイズ推定法を適用 したベイズ・ニューラルネットワーク法を用いて土壌汚染浄化費用のリスク評価を行って いる.

3) マルコフ過程を用いた性能低下モデルに関する研究について

文献^{11),12)}の性能低下モデルにおいてマルコフ推移確率は点検結果の制約や計算の簡略 化のため、様々な仮定条件を設定することで容易に計算される.

これに対して津田ら²¹⁾は橋梁部材の床版の性能低下過程にマルコフ過程を適用し、健全 度ランク間の推移確率を指数ハザードモデルという確率モデルを用いて推定する性能低下 モデルを提案した.また、青木ら¹⁸⁾はトンネル照明を対象として、健全度ランク間の推移 確率をワイブルハザードモデルで推定するモデルを適用している.

4) LCC の算定に関する研究について

文献^{11),12),14)} における LCC 算定は社会的割引率を用いた割引現在価値化法に基づくものである.

これに対して貝戸ら²²⁾は床版の維持補修に必要な LCC を,社会的割引率を用いない平均 費用法によって評価した.つまり,半永久的な供用期間を設定することにより,床版の維 持補修に必要となる LCC を初期の劣化状態に依存する相対費用と毎年等価に発生する年 平均費用に分解し,年平均費用による評価手法を提案した.

以上より、本研究と既往の研究の相違点をまとめると以下のようになる.

本研究では、あくまでアンカーに関する文献^{11),12)}を引き継ぐものであるが、これらの研 究では目視点検結果の精度が定量的に評価されていないため、本来考慮することが望まれ る斜面の安定性を考慮していない.一方、本研究は目視点検結果の他に非破壊試験結果と リフトオフ試験結果を利用することで目視点検の精度を検証し、目視点検結果に力学的な 性能指標の意味合いを持たせることで、文献¹⁴⁾のように斜面の安定性、すなわち斜面の破 壊確率を算定している.また、文献¹⁴⁾では考慮していなかった多段アンカー斜面における アンカーー本一本の緊張力の差を考慮可能としたモデルを適用する.以上のように、本研 究は上述したマクロ的観点からの検討とミクロ的観点からの検討の両方に寄与する内容と なっている.すなわち、斜面の安定性を考慮した各斜面での LCC を路線単位にまで積み重 ねることで、斜面の安定性を考慮した路線単位の維持補修の優先順位付けが可能になる. また、あるアンカー斜面において、どのアンカーから優先的に補修をするかといった判断 が可能となるため、従来よりも予防保全的な維持補修計画の立案が可能になり、より一層 の LCC 縮減効果が期待される.

本研究におけるベイズ推定法においては、研究の導入段階ということもあり、文献¹⁶⁾のように共役分布が存在するモデルや文献¹⁷⁾のように共役分布が存在しないモデルを複数設定し、モデルの適合性を比較している.また、本研究のマルコフ性能低下モデルにお

いては地質条件ごとに分類したアンカーの目視点検結果を使用し,推移確率の推定には文献²¹⁾の指数ハザードモデルを適用し,点検結果数が不足して計算ができない地質条件については文献^{11),12)}で用いた性能低下モデルを適用する.LCCに関しては文献^{11),12),14)}と同様, 社会的割引率を用いた割引現在価値化法に基づいて算定する.

1.4 本研究の構成

本論文の構成は図1-4に示すように全8章からなる.

第1章では、研究の背景、目的、および既往の研究との関連について述べた.

第2章では、本研究の目的の一つである目視点検結果の検証の概略として、目視点検結 果と、それとともに使用する非破壊試験結果、およびリフトオフ試験結果を示し、どのよ うな手法で目視点検の精度を検証するのかを説明する.

第3章では,第2章を踏まえて非破壊試験結果に適用するベイズ推定法の具体的手法を



説明する.

第4章では,第3章で説明した手法を実際のアンカーに適用し,その結果を考察する. 第5章では第2章を踏まえて,リフトオフ試験結果より得られたアンカーの緊張力と目 視点検の相関性から目視点検の精度の検証を行い,その検証結果に基づき,健全度ランク に着目したアンカーの緊張力変化過程のモデル化手法を提案する.

第6章ではアンカーの維持補修計画の概要として、マルコフ過程を利用した健全度ランク低下モデル、斜面の安定性評価手法、維持補修計画の立案手法、および LCC 算定手法の説明をする.

第7章では第6章で説明した手法を実際のアンカーの維持補修に適用し、その結果に対 する考察を行う.

第8章では、本研究の結論として、本研究の成果、および今後の課題について述べる.

第2章 目視点検結果の精度検証の概略

本研究では目視点検結果がどの程度斜面内部の力学的情報を反映しているのかを検証するのに際して利用する点検結果と、検証の際に用いる手法の概要を説明する.

2.1 既存の目視点検結果の概要

本研究で用いる目視点検結果は、旧 JH の健全度ランクに準じ、表 2-1 に示す六区分(表 中では I~VI)に判定されている. VI が最も状態がよく、I にゆくほど状態が悪いことを意 味する. このように目視点検結果は具体的な数値の連続量によって判定されるわけではな く、アンカーキャップの損傷状態を相対的にランク分けした離散量の形で表される. また 本研究では、アンカーの健全度ランク低下のモデル化において、6 つの高速道路における アンカーの目視点検結果を頁岩主体地層・砂岩主体地層・流紋岩主体地層・黒雲母花崗岩 主体地層の 4 つ地質条件別に分類したものを利用する. また、実際の目視点検結果を表 2-2(a)~(d)に示す. 同表中同じ色で塗られた箇所は同一斜面群のアンカーであり、過去 2 回目視点検が行われていることを表す. また、一部のアンカーで総数の変動が見られるの は、1 回目と 2 回目の点検の合間でアンカーの増し打ち(総数が増えている場合)を意味 する.

アンカーの タイプ	評価	現況
	I	ロンクリートキャップが崩落している ロンクリートキャップが手で動く 引き抜けたり, 定着具が外れている
		コンクリートキャップが浮いている 著しい錆, 腐食がある
	п	頭かびとへ、オイルかない 著しい異物が混入しているもの,もしくはクサビのばらつき等がある 適切な角度で設置されていない,十分にかみ合っていない
旧タイナ		水漏れ,遊離石灰,錆がある
(~1988年)	ш	ロンクリートキャップにクラックが入っている,水が漏れている 引張材のすべりが認められるもの 設置角度などの問題から,今後かみ合わなくなる可能性がある
		鋼製キャップの錆、オイル漏れが著しい
	TV	コンクリートキャップの表面の風化,ろ化 鋼製キャップに軽微な錆,腐食がある
		遊離石灰またはオイルがわずかに漏れている 多少異物が混入している
	V	特に変状なし
	VI	旧タイプアンカーの該当なし

表 2-1 目視点検健全度ランクと損傷例

表 2-2 目視点検結果一覧

健全度ランク 地層 供用年数 合計(本) VI v LA. ш Π Ι 頁岩 主体 б 合計(本)

(a) 頁岩主体地層

(b) 砂岩主体地層

14.55	供用在新			健全度	ランク			스바
七貝	贵州牛奴	VI	V	IV	Ш	Π	I	٦āl
	12	0	0	0	0	67	1	68
	13	0	0	34	2	0	0	36
74.44	14	0	6	48	0	0	0	54
17石 土体	21	0	0	0	0	67	1	68
I F	22	0	0	0	29	7	0	36
	23	0	0	0	54	0	0	54
	合計	0	6	82	85	141	2	316

(c) 流紋岩主体地層

	#田生新	健全度ランク					4	
45/2	贵州牛蚁	VI	V	IV	Ш	Π	Ι	٥āl
	12	0	11	36	4	1	0	52
	14	0	261	0	0	2	0	263
	16	0	0	206	0	2	0	208
ا الدينييين ا	19	0	0	315	76	0	0	391
流秋石 ナサ	21	0	5	33	13	1	0	52
	23	0	158	74	5	5	0	242
	25	0	0	174	24	8	2	208
	28	0	0	313	77	0	1	391
	合計	0	435	1151	199	19	3	1807

(d) 黒雲母花崗岩主体地層

14.55	# 田左寿	健全度 ランク						
七貝	班用干数	VI	V	IV	Ш	Π	I	a ar
	12	0	873	379	30	6	0	1288
里爾迅	13	0	222	6	0	0	0	228
花崗岩	21	0	471	464	305	45	5	1288
主体	22	0	99	116	6	7	0	228
	合計	0	1665	965	341	58	5	3032

2.2 非破壊試験結果の利用による目視点検結果の検証

本研究で利用する非破壊試験結果とは,超音波探傷試験と SIT 法の併用によってアンカー 断面の損傷の有無を計測したものである.超音波探傷試験とは,アンカー頭部に超音波探 触子を密着させ,探触子より発した超音波パルスがアンカーの損傷がある位置で反射する 原理を利用した試験である.また SIT 法はアンカー頭部にハンマーでの打撃により発生す る衝撃弾性波がアンカーを伝播し,端部での反射波を加速度計によって測定する試験であ る.超音波探傷試験については既往の研究²³⁾で,アンカーキャップに近い浅部での損傷の 場合,鋼棒タイプアンカーで損傷深さ 2mm,鋼より線タイプアンカーでより線 0.5 本程度 の欠損まで損傷を検知できると報告されている.一方,SIT 試験は杭などの断面積と比較 して長さが長い棒状のものの健全度評価手法として実績の多い手法である.表 2-3,表 2-4 にそれぞれアンカーの健全度ランク別,および目視項目別の非破壊試験結果を示す.表中 の損傷確率は非破壊試験によって損傷が確認されたアンカーの割合である.また,表 2-4 の右表は目視項目の損傷レベルの高さを表している.すなわち目視項目のレベルが高いほ ど低い健全度ランクが対応することになる.特に,健全度ランク II におけるアンカーのほ とんどがキャップの浮きの目視項目に該当しており,健全度ランク Vと健全の目視項目の アンカーは完全に対応している.また,実際の判定においては表 2-1 に示すように多くの 判定項目が存在し,その程度や複合状態を総合的に判断して各健全度ランクに振り分けて いるが,表 2-4 では損傷の中でも最も際立った項目別に分類している.

非破壊試験結果の利用による目視点検結果の精度の検証においては、斜面内部の力学的

健全度ランク	目視点検実施本数	非破壊試験実施本数	損傷本数	損傷確率(%)
II	379	85	69	81.18
III	853	49	23	46.94
IV	2086	12	5	41.67
V	3749	50	20	40.00
合計	7067	196	117	59.69

表 2-3 健全度ランク別アンカー損傷確率

表 2-4 目視項目別アンカー損傷確率

目視項目	試験実施数	損傷本数	損傷確率(%)
アンカーの破断	0	\geq	>
キャップの浮き	76	60	78.95
キャップの角かけ	22	16	72.73
キャップのひび割れ	17	9	52.94
漏水	0	\geq	\geq
遊離石灰析出	18	6	33.33
鋼棒先端露出	8	4	50.00
損傷本数	141	95	66.90
健全本数	50	20	40.00
合計本数	192	116	60.42

順位	具体事例
高	アンカー破断
	キャップの浮き
	キャップの角かけ
	キャップのひび割れ
	漏水
	遊離石灰析出
低	鋼棒先端露出

情報量として、アンカーの損傷確率を用いる.そして、アンカーの損傷確率が目視による アンカーの損傷レベルと対応しているかを確認することで目視点検結果の精度の検証とす る. 表 2-3, 表 2-4 の損傷確率の値を見てみると健全度ランクの低いアンカーやレベルの高 い目視項目の損傷確率が高い結果となっており、同表から一応は目視点検結果が斜面内部 の力学的情報、その中でもアンカーの断面欠損の損傷に関しては、ある程度精度よく検出 ができていることがうかがえる.しかしながら、非破壊試験のサンプル数が少ないことか ら同表の欠損率の値には不確実性が含まれているものと推察される.したがって、本研究 ではアンカーの損傷確率が有する不確実性を考慮するために,アンカーの損傷確率を確定 値ではなく確率変数と捉えて議論し、その一方法論としてベイズ推定法を採用する. ベイ ズ推定法を採用する理由としては、ベイズ推定法は確率統計の枠組みの下で、専門技術者 の持つ先験情報を利用することができ、非破壊試験のように予算制約の下でその実施本数 が限定的にならざるを得ない場合においても、先験情報を活用して精度よく推定を行うこ とが可能であるということが挙げられる.また、ベイズ推定法は点検実施後のモデルの更 新が比較的容易であり、点検結果が蓄積されていくと徐々に主観的情報としての先験情報 の影響が小さくなっていくという極めて望ましい性質を有している。つまり、今後の実務 を念頭においてベイズ推定法を用いた非破壊試験結果の検討手法を提案する.また、ベイ ズ推定法の具体的な説明は第3章にて行う.

2.3 リフトオフ試験結果の利用による目視点検結果の精度検証

リフトオフ試験とは、アンカー頭部にジャッキを取り付け、荷重をかけていくことによって、アンカーが伸び始める時の荷重を計測する試験である.正常なアンカーであれば荷 重が残存緊張力の範囲内にあるときは変位が生じないため、伸び始めた時点(リフトオフ) での荷重がアンカーの残存緊張力と判断できる.本研究で利用可能なリフトオフ試験結果 を図 2-1 に示す.同図中の引張荷重比κは次式で定義される値である.

$$\kappa = \frac{T(t_i)}{T_0} \tag{2.1}$$

 T_0 : グラウンドアンカーの設計アンカー力(初期緊張力)(kN) $T(t_i)$: グラウンドアンカーの年次 t_i における引抜(リフトオフ)荷重(kN)

本研究では、リフトオフ試験によって得られた各健全度ランクにおけるアンカーの残存緊 張力の関係をアンカーの性能低下による緊張力変化のメカニズムに照らし合わせることで 目視点検結果の精度の検証を行う.図2-1を概観してみると多くのアンカーが設計時より 緊張力が低下していることが分かる.しかし、少数ではあるが設計時より緊張力が増加し ているアンカーも確認されている.加えて各ランクとも値が大きくばらついていることが

- 12 -



図 2-1 健全度ランク別引張荷重比

確認できる.また,本研究では斜面の安定性を含めたアンカーの維持補修の議論を行うため,アンカーの緊張力をモデル化する必要がある.したがって,緊張力の観点から目視点検の精度を検証するとともに,それを踏まえて健全度ランク別にアンカーの緊張力をモデル化する手法を提案する.詳細については第5章で説明を行う.

第 3 章 ベイズ推定によるアンカーの損傷確率の推定

本章では前章を踏まえ、目視点検の精度の検証の一つとして、目視点検結果と非破壊試 験結果によるアンカーの損傷確率との相関性に着目する.しかし、上述の通り、非破壊試 験結果のサンプル数は目視点検結果に比べ圧倒的に少なく、通常、確率統計的に処理する 場合(例えば最尤推定法を用いる場合)には誤差の影響が大きくなることが予想される.そ こで本研究では、ベイズ統計の立場に立ち、専門技術者が持つ知識や経験といった先験情 報を用いることでデータ数の不足分を補うことが可能なベイズ推定法を用いて目視点検結 果の精度を検証する手法を提案する.また、ベイズ推定法は点検データの蓄積の際、モデ ルの更新が比較的容易で、点検データ数が増えることで、主観的情報としての専門技術者 の先験情報の影響が小さくなるという極めて現実に望ましい特徴を有している.ベイズ推 定法は、言わば知識・経験による主観的情報と点検結果という客観的情報をバランスよく 利用できる手法である.

3.1 ベイズの定理

ベイズ統計学の詳細に関しては文献^{24),25)}に譲るが、本節ではベイズ推定法の考え方の核 となるベイズの定理について概説する.

ベイズ推定法では、未知パラメータの事前分布と観測されたデータを用いて定義される 尤度関数を用いて未知パラメータの事後分布を推定することになる.ここで、尤度関数(未 知パラメータで定義される確率分布から観測データを抽出する条件付き同時確率密度関 数)を $\ell(\xi|\theta)$ と表し、 θ を未知パラメータベクトル、観測データを ξ とすると、観測データ *ξ*が得られたときの未知パラメータ θ の事後確率密度関数 $\pi(\theta|\xi)$ はベイズの定理より、

$$\pi(\theta \mid \xi) = \frac{\pi(\xi \mid \theta)\pi(\theta)}{\pi(\xi)}$$
$$= \frac{\ell(\xi \mid \theta)\pi(\theta)}{\int_{\Omega} \ell(\xi \mid \theta)\pi(\theta)d\theta}$$
(3.1)

と表すことができる.ここで, $\pi(\theta)$ は専門技術者の先験情報などに基づき設定される事前 確率密度関数であり, Θ はパラメータ空間である.このとき $\pi(\theta|\xi)$ は

$$\pi(\theta \mid \xi) \propto \ell(\xi \mid \theta) \pi(\theta) \tag{3.2}$$

と表すことができる. 記号∝は比例を意味する. ここに式(3.1)の分母

$$m(\boldsymbol{\xi}) = \int_{\Theta} \ell(\boldsymbol{\xi} \mid \boldsymbol{\theta}) \pi(\boldsymbol{\theta}) d\boldsymbol{\theta}$$
(3.3)

は事後分布 π(θ|ξ)の基準化定数,あるいは事前予測分布と呼ぶ.ベイズ推定は,1) 専門 技術者の先験情報などに基づいて事前確率密度関数を設定する.2)新しく獲得した観測デ



図 3-1 本研究におけるベイズ推定の流れ

ータ ξ に基づいて尤度関数 $\ell(\xi|\theta)$ を定義する.3) ベイズの定理(3.1)に基づいて事前確率密 度関数を修正し、パラメータ θ の事後確率密度関数 $\pi(\theta|\xi)$ を得るという手順を踏む.ベイ ズ推定法の特徴は最尤推定法と異なり、未知パラメータ θ の確率分布が事後分布として求 まる点にある.また、本研究におけるベイズ推定の概要を図 3-1 にフローとしてまとめて 示す.図中には各段階の詳細を説明する章、節、及び項番号を明記しており、以下の各節 と併せて参照されたい.

3.2 非破壊試験結果のモニタリング情報

ベイズ推定法では尤度関数を定義する必要があるが,尤度関数は点検結果の観測データ 情報の種類によって定義される.本研究で用いる点検結果は表 2-3,表 2-4 で示したが,観 測データ情報としては,このほかに点検時のアンカーの供用期間があり,尤度関数はこれ を考慮するかどうかで異なったものとなる.つまり,供用期間を考慮せずアンカーの損傷 確率のみを考慮する場合には,観測データ情報はアンカーに損傷があるかないかの二値問 題に帰結され,供用期間を考慮する場合はアンカーの損傷確率はアンカーに損傷が確認さ れるまでの寿命という形で表現される.このような事象を確率的に表現する場合,前者に はベルヌーイ試行があり,後者には信頼性解析の分野で施設や機械の寿命を予測するモデ ルとして開発されたハザードモデルなどが考えられる.本研究では,目視点検結果の精度 の検証を目的の一つとしており,健全度ランクによって定義されるアンカーの性能が時間 とともに変化するのかどうかを確認することは非常に意義のあることである.したがって, 本研究では観測データ情報として供用期間を考慮する場合と考慮しない場合の両方を検討 対象とする.

3.2.1 供用期間を考慮しない場合

観測データ情報として供用期間を考慮していない場合,アンカーの損傷確率を表現する モデルとしてはベルヌーイ試行の適用性が高い.ベルヌーイ試行はモデル化する事象であ る非破壊試験結果が1)「損傷有り」と「損傷なし」の二種類のみである.2)同一判定の 目視点検結果で損傷が確認される確率は同じである(つまり,平均値が存在している).3) 試験結果が互いに独立であるという仮定の下で成立する.非破壊試験結果をベルヌーイ試 行と捉え,**表 2-3**,**表 2-4**に示す目視点検の判定項目や健全度ランクを便宜的にk(k=1,...,K)と表現し,種別kに属するアンカー $n(n=1,...,N_k)$ (以下,このような場合アンカー(k,n)と表 記し,数式内では下付き添え字k,nとして表現する.また,種別kに属するアンカー集合全 体を表現する場合にはアンカー(k,-)と表記する)に関する観測データ情報 ξ_{kn} は

$$\overline{\xi}_{k,n} = (\overline{d}_{k,n}) \tag{3.4}$$

と表される.ここで,「「」は実測値を表し,以下すべてに適用する. $d_{k,n}$ は非破壊試験結果で損傷と判定された場合 1,損傷なしと判定された場合 0とするダミー変数である.すると,尤度関数は

$$\ell(\overline{\boldsymbol{\xi}} \mid \boldsymbol{\theta}) = \prod_{k=1}^{K} \prod_{n=1}^{N_k} (\boldsymbol{\theta}_{k,n})^{\overline{d}_{k,n}} (1 - \boldsymbol{\theta}_{k,n})^{1 - \overline{d}_{k,n}}$$
(3.5)

と表すことができる.本研究では,確率変数 θ はアンカーの損傷確率であるが,種別kにのみ依存する変数とみなす.すなわち,確率変数 θ は互いに独立な θ_k (k=1,...,K)となる. これを考慮して尤度関数(3.5)を書き下すと次式のようになる.

$$\ell(\overline{\boldsymbol{\xi}} \mid \boldsymbol{\theta}) = \prod_{k=1}^{K} \prod_{n=1}^{N_k} (\theta_k)^{\overline{d}_{k,n}} (1 - \theta_k)^{1 - \overline{d}_{k,n}}$$
(3.6)

3.2.2 供用期間を考慮する場合

観測データ情報として供用期間を考慮する場合,アンカーの損傷確率を表現するモデル としてハザードモデルが考えられる.ハザードモデルは信頼性解析の分野で施設や機械の 寿命を予測するモデルとして開発されたものであるが,アンカーの供用開始から損傷が確 認されるまでの期間を一種の寿命(アンカーの非破壊試験では,損傷が確認された場合にア ンカーの機能が低下していると判定されるが、その損傷が致命的なものであるかは判断で きないため、本研究では一般的な寿命とは区別して損傷寿命と呼ぶことにする)と考えるこ とで本研究においても適用することができる. ハザードモデルの詳細については文献²⁰に 譲ることとし、ここでは、本研究で設定した指数ハザードとワイブルハザードについて説 明する.

ここで、種別kに分類されるアンカーの損傷寿命の期待値はnによらず等しいという設定の下、アンカーの損傷寿命を表す確率変数 ζ_k が確率密度関数 $f_k(\zeta_k)$ 、分布関数 $F_k(\zeta_k)$ に従って分布すると仮定すると、任意の時刻 ζ_k まで損傷が発生しない確率(以下、未損傷確率と称す)は、全事象 1 から時点 ζ_k までに損傷が発生する累積損傷確率 $F_k(\zeta_k)$ を差し引いた値

$$\widetilde{F}_k(\zeta_k) = 1 - F_k(\zeta_k) \tag{3.7}$$

で表される.種別kに分類されるアンカーが時点 ζ_k まで損傷を受けず、かつ期間 $[\zeta_k, \zeta_k + \Delta \zeta_k]$ 中に初めて損傷を受ける確率は次式で表される.

$$\lambda_{k}(\zeta_{k})\Delta\zeta_{k} = \frac{f_{k}(\zeta_{k})\Delta\zeta_{k}}{\widetilde{F}_{k}(\zeta_{k})}$$
(3.8)

ここで、 $\lambda_k(\zeta_k)$ はアンカー(k,-)が時点 ζ_k まで損傷を受けず、かつこの時点で損傷を受ける 確率密度でハザード率と呼ぶ.ここで、式(3.7)の両辺を ζ_k に関して微分すれば

$$\frac{d\tilde{F}_k(\zeta_k)}{d\zeta_k} = -f_k(\zeta_k)$$
(3.9)

を得る. すると, 式(3.8)は次式のように変形できる.

$$\lambda_{k}(\zeta_{k}) = \frac{f_{k}(\zeta_{k})}{\widetilde{F}_{k}(\zeta_{k})} = -\frac{\frac{d\widetilde{F}_{k}(\zeta_{k})}{d\zeta_{k}}}{\widetilde{F}_{k}(\zeta_{k})}$$

$$= \frac{d}{d\zeta_{k}} \left(-\log\widetilde{F}_{k}(\zeta_{k})\right)$$
(3.10)

また,式(3.10)を積分し,未損傷確率 $\widetilde{F}(\zeta_k)$ に関して変形し直すと

$$\widetilde{F}_{k}(\zeta_{k}) = \exp\left[-\int_{0}^{\zeta_{k}} \lambda_{k}(u) du\right]$$
(3.11)

となる.ここで、ハザード率 $\lambda_k(\zeta_k)$ を指数ハザード

 $\lambda_k(\zeta_k) = \gamma_k > 0 \quad (-\overline{\epsilon}) \tag{3.12}$

と特定する.これを踏まえると式(3.11)は

$$\widetilde{F}_{k}(\zeta_{k}) = \exp\{-\gamma_{k}\zeta_{k}\}$$
(3.13)

と表され、損傷寿命の確率密度関数 $f_k(\zeta_k)$ は

$$f_k(\zeta_k) = \gamma_k \exp\{-\gamma_k \zeta_k\}$$
(3.14)

と指数分布で表される. すなわち,これが指数ハザードモデルを意味し,この場合は未知 パラメータ γ_k をベイズ推定法で推定することになる.また,ハザード率 $\lambda_k(\zeta_k)$ をワイブル



図 3-2 完全モニタリングスキーム 図 3-3 不完全モニタリングスキーム ハザード $\lambda_k(\zeta_k) = \eta_k m_k \zeta_k^{m_k-1}$ に特定すると、未損傷確率 $\tilde{F}_k(\zeta_k)$ 、および損傷寿命の確率密度 関数 $f_k(\zeta_k)$ はそれぞれ次式で表される.

$$\widetilde{F}_{k}(\zeta_{k}) = \exp(-\eta_{k}\zeta_{k}^{m_{k}})$$
(3.15)

$$f_k(\zeta_k) = \eta_k m_k \zeta_k^{m_k - 1} \exp(-\eta_k \zeta_k^{m_k})$$
(3.16)

これがワイブルハザードモデルであり、未知パラメータ η_k は尺度パラメータであり、未知 パラメータ m_k は形状パラメータである.この場合、未知パラメータ η_k, m_k をベイズ推定法 を用いて推定することになる.本研究では以上のように、二つのハザードモデルについて 検討を行う.

ハザードモデルを用いて尤度関数 $\ell(\bar{\xi}|\theta)$ を定義する場合,実施されたモニタリングのス キームが完全モニタリングスキームなのか,不完全モニタリングスキームなのかが問題と なる¹⁷⁾.完全モニタリングスキームとは図 3-2 に示すように,アンカーが供用開始された 時点とアンカーが損傷する時点でちょうどモニタリングが実施されるような場合である. これに対して不完全モニタリングスキームとは図 3-3 に示すように定期的にモニタリング が実施される場合で,アンカーが損傷する時刻の正確な値が得られないものを指す.本研 究の非破壊試験は定期的にモニタリングされたもので,明らかに不完全モニタリングスキ ームに該当する.例えば,図 3-3 中の *A* のアンカーの場合を考えると,時点 t=0 で供用開 始され,時点 t=W では損傷は確認されないが,時点 t=T(W < T)では損傷が確認される. この場合,当該アンカーが損傷した時点を正確に把握することはできないが,少なくとも 期間 (*W*,*T*]内に損傷したことは把握できる.当該アンカーの損傷寿命が少なくとも*W*より 大きく,かつ期間 (*W*,*T*]内に損傷する確率 $\hat{F}(W,T:\theta)$ は

$$\hat{F}(W,T:\theta) = \Pr\{W \le \zeta \le T\}$$

$$= \widetilde{F}(W;\theta) - \widetilde{F}(T;\theta)$$
(3.17)

となる. 次に, 図 3-3 中の B のアンカーの場合を考えると, 時点t = W, t = T ともに損傷 が確認されていない. このように, どちらのモニタリングにおいても損傷が確認されない 確率は $1 - \hat{F}(W,T:\theta)$ と表される. ここで, アンカー(k,n)が期間 $(W_k,T_k]$ 内に損傷が発生する かどうかを表すダミー変数 $\overline{d}_{k,n}^f$ を

$$\overline{d}_{k,n}^{f} = \begin{cases} 1 & W_{k,n} \leq \zeta_{k} \leq T_{k,n} \mathcal{O} \succeq \mathfrak{F} \\ 0 & T_{k,n} \leq \zeta_{k} \end{cases}$$
 $(n = 1, \cdots, N_{k})$ (3.18)

とする.上付き添え時 f は不完全モニタリングスキームであることを意味する.これらに 基づき,ハザードモデルを利用する場合の尤度関数は次式のようになる.

$$\ell(\overline{\boldsymbol{\xi}} \mid \boldsymbol{\theta}) = \prod_{k=1}^{K} \prod_{n=1}^{N_{k}} \hat{F}(\overline{W}_{k,n}, \overline{T}_{k,n} : \boldsymbol{\theta})^{\overline{d}_{k,n}^{f}} \left\{ 1 - \hat{F}(\overline{W}_{k,n}, \overline{T}_{k,n} : \boldsymbol{\theta}) \right\}^{1 - \overline{d}_{k,n}^{f}}$$
(3.19)

3.3 事前確率密度関数の設定

前節ではモニタリング情報として点検時のアンカーの供用期間を考慮しない場合(非破 壊試験結果をベルヌーイ試行と捉える場合)と考慮する場合(アンカーの損傷寿命にハザー ドモデルを適用した場合)の尤度関数の設定方法を説明した.本節ではそれぞれの場合の事 前確率密度関数の設定方法について説明する.

3.3.1 ベルヌーイ試行を仮定した場合

伝統的なベイズ統計学においては、事前確率密度関数と事後確率密度関数を同じ関数形 で表すことができる共役分布を用いてパラメータを推定する²⁴⁾.非破壊試験結果の事象を ベルヌーイ試行と捉えて尤度関数を設定した場合、未知パラメータの事前確率密度関数に ベータ分布を設定することで、事前確率密度関数と事後確率密度関数が共役分布となる. このような確率密度関数を共役確率密度関数と呼び、未知パラメータを解析的に計算する ことができるため、本研究ではベータ分布を事前確率密度関数の関数形に設定する.事前 確率密度関数はアンカーの種別を考慮すると次式で表される.

$$Be(\theta_{k} \mid \alpha_{k}, \beta_{k}) = \frac{\Gamma(\alpha_{k} + \beta_{k})}{\Gamma(\alpha_{k})\Gamma(\beta_{k})} \theta_{k}^{\alpha_{k}-1} (1 - \theta_{k})^{\beta_{k}-1} \qquad (k = 1, \cdots, K)$$

$$\propto \theta_{k}^{\alpha_{k}-1} (1 - \theta_{k})^{\beta_{k}-1} \qquad (3.20)$$

ここで、 $\Gamma(\cdot)$ はガンマ関数であり、未知パラメータ θ_k (ここでは種別kに分類されるアンカーの損傷確率になる)の分布はパラベータ α_k 、 $\beta_k>0$ によって定義される.したがって、事前確率密度関数に専門技術者の持つ先験情報を付与する場合には、これらのパラメータを恣意的に設定する必要がある.また、ベータ分布の平均、分散はそれぞれ次式のようになる.

$$E(\boldsymbol{\theta}) = \frac{\alpha_k}{\alpha_k + \beta_k} \qquad V(\boldsymbol{\theta}) = \frac{\alpha_k \beta_k}{(\alpha_k + \beta_k)(\alpha_k + \beta_k + 1_k)} \qquad (k = 1, \dots, K) \qquad (3.21)$$

次に,事前確率密度関数にベータ分布を仮定した場合,事後確率密度関数もベータ分布に なることを証明する.事前確率密度関数を式(3.20)のように設定した場合,同時事後確率密 度関数は次式の通りになる.

$$\pi(\theta \,|\, \overline{\xi}\,) \propto \ell(\overline{\xi}\,|\, \theta) \pi(\theta) \propto \prod_{k=1}^{K} \prod_{n=1}^{N_{k}} (\theta_{k})^{\overline{d}_{k,n}} (1-\theta_{k})^{1-\overline{d}_{k,n}} \theta_{k}^{-\alpha_{k}-1} (1-\theta_{k})^{\beta_{k}-1} \propto \prod_{k=1}^{K} \prod_{n=1}^{N_{k}} (\theta_{k})^{\overline{d}_{k,n}+\alpha_{k}-1} (1-\theta_{k})^{(1-\overline{d}_{k,n})+\beta_{k}-1} \propto \prod_{k=1}^{K} (\theta_{k})^{\sum_{n=1}^{N_{k}} \overline{d}_{k,n}+\alpha_{k}-1} (1-\theta_{k})^{\sum_{n=1}^{N_{k}} (1-\overline{d}_{k,n})+\beta_{k}-1} \propto \prod_{k=1}^{K} (\theta_{k})^{\alpha_{k}'-1} (1-\theta_{k})^{\beta_{k}'-1}$$
(3.22)

$$(\alpha'_{k} = \sum_{n=1}^{N_{k}} \overline{d}_{k,n} + \alpha_{k} , \beta'_{k} = \sum_{n=1}^{N_{k}} (1 - \overline{d}_{k,n}) + \beta_{k})$$

これは Be(θ_k | a'_k,β'_k)のベータ分布であり,事前確率密度関数と事後確率密度関数が共役分 布となっていることが確認できる.このような場合,更新されたパラメータ a'_k, β'_kをそれ ぞれ式(3.21)の a_k, β_kに置き換えることでパラメトリックに分布の特性を議論することが 可能である.また,本研究では,非破壊試験結果に関する先験情報が存在しないものとし, 事前確率密度関数を恣意的に設定しない.このため本研究では,先験情報を持たない無情 報事前確率密度関数を事前確率密度関数として用いる.無情報事前確率密度関数の設定方 法に関してさまざまな研究事例・報告²⁷⁾があるが,実務的には事前確率密度関数の分散を 大きくするようにパラメータ値を設定することで対応することができる²⁸⁾.本研究では, 実務的な観点に立ち,事前確率密度関数の設定には分散が大きくなるような無情報確率密 度関数を設定する.詳細については後述する.

3.3.2 指数ハザードを仮定した場合

前項では事前確率密度関数に共役分布を仮定したが,ハザードモデルを用いて尤度関数 を定義した場合,共役分布が存在しないことが知られている²⁸⁾.共役事前確率密度関数が 存在しない場合,任意に事前確率密度関数を設定する必要がある.またこの場合は事後確 率密度関数における基準化定数をパラメトリックに求めることが不可能であり,数値解析 による多重積分を求めることが必要となる.このような場合,MCMC法²⁹⁾を用いることで 多重数値積分により基準化定数を求めなくても,効率的に事後分布を求めることが可能で あり,MCMC法を用いたベイズ推定法に関しては多くの研究²⁹⁾が蓄積されている.つまり, 非破壊試験結果に指数ハザードを仮定した場合にはMCMC法を用いる必要がある.MCMC 法の説明は次節に譲ることとして,ここでは,指数ハザードモデルを用いて尤度関数を設 定した場合の事前確率密度関数の設定方法について説明する.

本検討における未知パラメータ_{γk}の事前確率密度関数には,_{γk}>0の条件より,ベイズ 推定において一般的に用いられるガンマ分布を仮定した.ガンマ分布は次式で表される.

$$Ga(\gamma_{k} \mid \alpha_{k}, \beta_{k}) = \frac{\beta_{k}^{\alpha_{k}}}{\Gamma(\alpha_{k})} \gamma_{k}^{\alpha_{k}-1} \exp(-\beta_{k}\gamma_{k}) \qquad (k = 1, \dots, K) \qquad (3.23)$$
$$\propto \gamma_{k}^{\alpha_{k}-1} \exp(-\beta_{k}\gamma_{k})$$

未知パラメータ θ_k (ここでは γ_k)の分布はパラベータ α_k , β_k によって定義され, 平均値, 分散はそれぞれ次式で表される.

$$E(\gamma_k) = \frac{\alpha_k}{\beta_k} \qquad V(\gamma_k) = \frac{\alpha_k}{\beta_k^2} \qquad (3.24)$$

すると事後確率密度関数は

$$\pi(\boldsymbol{\theta} \mid \overline{\boldsymbol{\xi}}) \propto \ell(\overline{\boldsymbol{\xi}} \mid \boldsymbol{\theta}) \pi(\boldsymbol{\theta}) \propto \prod_{k=1}^{K} \prod_{n=1}^{N_{k}} \hat{F}(\overline{W}_{k,n}, \overline{T}_{k,n} : \boldsymbol{\theta}_{k})^{\overline{d}_{k,n}^{f}} \{1 - \hat{F}(\overline{W}_{k,n}, \overline{T}_{k,n} : \boldsymbol{\theta}_{k})\}^{1 - \overline{d}_{k,n}^{f}} Ga(\boldsymbol{\theta}_{k} \mid \boldsymbol{\alpha}_{k}, \boldsymbol{\beta}_{k})$$

$$\propto \prod_{k=1}^{K} \prod_{n=1}^{N_{k}} [\exp\{-\gamma_{k} \overline{W}_{k,n}\} - \exp\{-\gamma_{k} \overline{T}_{k,n}\}]^{\overline{d}_{k,n}^{f}} [1 - \exp\{-\gamma_{k} \overline{W}_{k,n}\} - \exp\{-\gamma_{k} \overline{T}_{k,n}\}]^{1 - \overline{d}_{k,n}^{f}}$$

$$\times \gamma_{k}^{a_{k}-1} \exp(-\beta_{k} \gamma_{k})$$

$$(3.25)$$

と表される.しかし、式(3.27)の事後確率密度関数の基準化定数

$$m(\overline{\xi}) = \int_{\Theta} \ell(\xi \mid \theta) \pi(\theta) d\theta = \prod_{k=1}^{K} \int_{\Theta} \ell(\overline{\xi} \mid \theta_k) Ga(\theta_k \mid \alpha_k, \beta_k) d\theta_k$$
(3.26)

を解析的に定義できず,多重積分値を数値計算によって求めざるを得ない.したがって, パラメータ θ の事後確率密度関数 $\pi(\theta|\xi)$ を明示的に求めることが不可能である.そこで本 研究では,パラメータに関する事後分布に関する統計量を,MCMC 法を用いて直接求める 方法論を使用する.また,この場合においても,無情報確率密度関数として分散の大きな 事前確率密度関数を設定する.

3.3.3 ワイブルハザードを仮定した場合

ワイブルハザードを用いて尤度関数を定義した場合も前項で説明した通り,共役事前確 率密度関数が存在しない.したがって,未知パラメータ(η_k, m_k)の事前確率密度関数の分布 形は恣意的に設定する必要があるが,本事例では $\eta_k, m_k > 0$ を考慮して,分布形にそれぞれ $Ga(\eta_k | a_{nk}, \beta_{nk}), \quad Ga(m_k | a_{mk}, \beta_{mk})$ のガンマ分布を設定する.

$$Ga(\eta_{k} \mid \alpha_{\eta k}, \beta_{\eta k}) = \frac{\beta_{\eta k}}{\Gamma(\alpha_{\eta k})} \eta_{k}^{\alpha_{\eta k} - 1} \exp(-\beta_{\eta k} \eta_{k}) \qquad (k = 1, \dots, K)$$
$$\propto \eta_{k}^{\alpha_{\eta k} - 1} \exp(-\beta_{\eta k} \eta_{k}) \qquad (3.27)$$

$$Ga(m_{k} \mid \alpha_{mk}, \beta_{mk}) = \frac{\beta_{mk}}{\Gamma(\alpha_{mk})} m_{k}^{\alpha_{mk}-1} \exp(-\beta_{mk}m_{k}) \qquad (k = 1, \dots, K)$$

$$\propto m_{k}^{\alpha_{mk}-1} \exp(-\beta_{mk}m_{k}) \qquad (3.28)$$

とする. ここで, 同時事後確率密度関数は

$$\pi(\theta \mid \overline{\xi}) \propto \ell(\overline{\xi} \mid \theta) \pi(\theta) \propto \prod_{k=1}^{K} \prod_{n=1}^{N_k} \hat{F}(\overline{W}_{k,n}, \overline{T}_{k,n} : \theta_k)^{\overline{d}_{k,n}^f} \{1 - \hat{F}(\overline{W}_{k,n}, \overline{T}_{k,n} : \theta_k)\}^{1 - \overline{d}_{k,n}^f} \\ \times Ga(\eta_k \mid \alpha_{\eta_k}, \beta_{\eta_k}) Ga(m_k \mid \alpha_{mk}, \beta_{mk}) \\ \propto \prod_{k=1}^{K} \prod_{n=1}^{N_k} \{\exp(-\eta_k \overline{W}_{k,n}^{m_k}) - \exp(-\eta_k \overline{T}_{k,n}^{m_k})\}^{\overline{d}_{k,n}^f} \\ \times \{1 - \exp(-\eta_k \overline{W}_{k,n}^{m_k}) - \exp(-\eta_k \overline{T}_{k,n}^{m_k})\}^{1 - \overline{d}_{k,n}^f} \\ \times \eta_k^{\alpha_{\eta_k} - 1} \exp(-\beta_{\eta_k} \lambda_k) m_k^{\alpha_{mk} - 1} \exp(-\beta_{mk} m_k)$$
(3.29)

また、ここにおいても基準化定数を解析的に定義できないため、事後確率密度関数は MCMC法を用いて計算することになる.

3.4 MCMC 法による乱数発生手法

一般にハザードモデルの基準化定数は,解析的に計算できない.しかし近年,MCMC法 による多重数値積分を用いることで,基準化定数を求めなくても効率的に事後確率密度関 数を求めることが可能となっている.MCMC法とはマルコフ連鎖の性質を利用して任意の 確率分布から乱数を発生し,それらをサンプリングすることで解析的に求めることが難し い確率分布を推定する方法である.そこで本節では,MCMC法の基本的概念の説明をし, 本研究で用いるMCMC法のサンプリングアルゴリズムについて説明を加える.

3.4.1 MCMC 法

ここでは MCMC 法の基本概念であるマルコフ連鎖について説明し, MCMC 法の原理に ついて説明する.

いま,確率変数の系列(確率過程という) $\{X_1, X_2, \cdots\} = \{X_n\}_{n=1}^{\infty}$ があるとし,これらの過去の実現値 (x_1, \cdots, x_{n-1}) が与えられた下で, X_n の条件付き確率密度関数を $p(x_n | x_1, \cdots, x_{n-1})$ と表記する.このとき,確率過程 $\{X_n\}_{n=1}^{\infty}$ がマルコフ連鎖であるとは,すべての X_n に対して

$$p(x_n \mid x_1, \dots, x_{n-1}) = P(x_n \mid x_{n-1})$$
(3.30)

が成り立つことを意味する. すなわち, 確率過程 $\{X_n\}_{n=1}^{\infty}$ は直近の確率過程の実現値 x_{n-1} が 与えられると, それ以前の確率過程の実現値 $(x_1,...,x_{n-2})$ には依存しないことを意味する. 確率過程 $(X_1,...,X_n)$ の同時確率密度関数を $p(x_1,...,x_n)$ と表記すると $p(x_1,...,x_n)$ は一般に

$$p(x_1, \dots, x_n) = p(x_n \mid x_1, \dots, x_{n-1}) \cdots p(x_2 \mid x_1) p(x_1)$$
(3.31)

と条件付き確率密度関数の積の形に分解される.しかし,確率過程がマルコフ連鎖である とき式(3.31)は

$$p(x_1, \dots, x_n) = p(x_n \mid x_{n-1}) p(x_{n-1} \mid x_{n-2}) \cdots p(x_2 \mid x_1) p(x_1) = p(x_1) \prod_{i=2}^n p(x_i \mid x_{i-1})$$
(3.32)

と簡略化することができる.ここで $p(x_i | x_{i-1})$ はマルコフ連鎖の分野で推移核といい,以下

 $K(x_{i-1},x_i)$ のように表記する.また、マルコフ連鎖の下では同時確率密度関数だけでなく、 X_n の周辺確率密度関数 $p(x_n)$ の計算も以下のように簡略化が可能である.

$$p(x_n) = \int_{-\infty}^{\infty} \cdots \int_{-\infty}^{\infty} \int_{-\infty}^{\infty} p(x_1, x_2, \cdots, x_{n-1}, x_n) dx_1 dx_2 \cdots dx_{n-1}$$

=
$$\int_{-\infty}^{\infty} p(x_{n-1}) K(x_{n-1}, x_n) dx_{n-1} \qquad (n = 2, 3, \cdots)$$
(3.33)

ここで、 $p(x_n)$ は $p(x_{n-1})$ と推移核Kにのみに依存する. つまり、マルコフ連鎖では式(3.33) を繰り返し適用することで $p(x_n)$ の変動が初期分布 $p(x_1)$ と推移核Kだけに依存して決まる ことがわかる. さらに、確率過程 $\{X_n\}_{n=1}^{\infty}$ がマルコフ連鎖となる場合、式(3.33)の同時確率 分布と条件付き確率分布の関係から、初期分布 $p(x_1)$ と推移核 $K(x_{n-1},x_n)$ から乱数を発生で きれば、同時確率分布 $p(x_1,...,x_n)$ から $(X_1,...,X_n)$ の乱数を以下の流れで発生させることが できる.

ステップ 1) 乱数 x1 を初期分布 p(x1) から生成する

ステップ 2) 乱数 $\tilde{x}_2 \in K(\tilde{x}_1, x_2)$ から生成する

÷

ステップ n) 乱数 $\tilde{x}_n \in K(\tilde{x}_{n-1}, x_n)$ から生成する

ここで、 $(X_1,...,X_n)$ が $p(x_1,...,x_n)$ からの乱数であるならば、各々の $X_i(=1,...,n)$ は周辺確率 分布 $p(x_i)$ からの乱数とみなすことができる.つまり、マルコフ連鎖から乱数列 $\{X_i\}_{i=1}^n$ を生 成することで、式(3.33)の積分を評価することなく、周辺確率分布 $p(x_i)$ から乱数を生成す ることができる. MCMC 法ではこの原理を用いて、基準化係数を求めることなく、事後分 布からのサンプリングを可能とする.

次に MCMC 法の基本的概念について説明を加える. MCMC 法においては前述したマル コフ連鎖が不変分布に収束するという仮定の下で事後分布に従う乱数を発生させる. マル コフ連鎖の不変分布とは次式を満たす確率密度関数 *p*(*x*) で与えられる確率分布のことを いう.

$$\overline{p}(\widetilde{x}) = \int_{-\infty}^{\infty} \overline{p}(x) K(x, \widetilde{x}) dx$$
(3.34)

ここで、 $\bar{p}(x)$ は推移核 $K(x,\tilde{x})$ に依存するが初期分布の確率密度関数 $p(x_1)$ には依存しない. また、ある X_n で上式が成り立ってしまうと、それから先式(3.33)を繰り返しても $X_m(m > n)$ の確率分布は $\bar{p}(x)$ で与えられる不変分布のままでいることになる.不変分布の重要な性質には次の三つがある.1) マルコフ連鎖において不変分布が存在する.2) マルコフ連鎖 $\{X_n\}_{n=1}^{\infty}$ で式(3.33)を無限に繰り返していくと $p(x_n)$ は式(3.34)の $\bar{p}(x)$ に収束する.3) マルコフ連鎖に従う標本 $\{X_i\}_{i=1}^{n}$ の標本平均、標本分散等の統計値が、nを無限大にしていくと、不変分布の平均、分散等の統計値に確率1で収束する.これらの性質が成り立つ条件とその証明については文献²⁹⁾を参照されたい.

つまり、MCMC法は、求めたい確率密度関数(本研究における事後確率密度関数)を事前

- 23 -

分布から前述の手法で逐一乱数を発生させていき、それらの乱数列が不変分布に収束する ことを利用して、事後分布から乱数を発生させる手法である.

3.4.2 サンプリング手法

MCMC 法としてはギブスサンプリング(Gibbs sampling)法,メトロポリス-ヘイスティン グ(Metropolis-Hastings: MH と略す)法等が提案されている²⁹⁾. ギブスサンプリング法は, 事後確率密度関数 π(θ | 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、反復的にサンプルを乱数発生させることで事後確率密度関数の標 本サンプルを獲得する方法である. MH 法はサンプリングしたい目標分布から乱数を出す 代わりに、提案分布から生成した乱数をある条件で採択したり、棄却したりすることによ って目標分布からのサンプリングとみなす方法である.このうちギブスサンプリング法は、 もともと画像復元のアルゴリズム³⁰⁾として知られていたが、ベイズ推定法における事後確 率密度関数の推定に応用された³¹⁾. ギブスサンプリング法では複数の未知パラメータに対 して条件付き事後確率密度関数から乱数を発生させるため,未知パラメータが複数存在し, かつその条件付き事後確率密度関数から容易に乱数を発生させることができるかが問題と なる.一方, MH 法は MCMC 法で最も古い歴史を持っており, 1950 年代に核物理学の分 野で開発されたサンプリングアルゴリズム^{32),33)}である.また MH 法は,未知パラメータ数 によらず適用可能なもっとも基本的なサンプリング手法であり,乱数の生成も容易である. 本研究では,最も基本的なサンプリング手法である MH 法を適用する.以下に MH 法の原 理と本研究における MH 法のサンプリングアルゴリズムを整理する.

マルコフ連鎖が不変分布に収束するのに対して有用な十分条件は次式で示す詳細釣り 合い条件と呼ばれる条件である.

$$\pi(\theta_{k}^{(i-1)})K(\theta_{k}^{(i-1)},\theta_{k}^{(i)}) = \pi(\theta_{k}^{(i)})K(\theta_{k}^{(i)},\theta_{k}^{(i-1)})$$
(3.35)

このとき、 $\theta_k^{(i)}$ から $\theta_k^{(i-1)}$ へ反転して推移する状況をすべての $\theta_k^{(i-1)}$ で積分するとその結果は1になることから式(3.35)は次式を意味する.

$$\int_{-\infty}^{\infty} \pi(\theta_k^{(i-1)}) K(\theta_k^{(i-1)}, \theta_k^{(i)}) d\theta_k^{(i-1)} = \pi(\theta_k^{(i)})$$
(3.36)

これは式(3.34)を意味している. MH 法は前述したように目標分布 $\pi(\theta_k)$ からのサンプリン グが困難な場合に、サンプリングが容易な分布を提案分布として採用し、目標分布と提案 分布の違いを詳細釣り合い条件が満たされるように修正する操作を含めることで、目標分 布からのサンプリングを可能とするアルゴリズムである.

いま,提案分布を $q_k(\bar{\theta}_k^{(i)}|\theta_k^{(i-1)})$ とすると,提案分布が詳細釣り合い条件を満たしていない状況は次式と仮定される.

$$\pi(\boldsymbol{\theta}_{k}^{(i-1)})q_{k}(\overline{\boldsymbol{\theta}}_{k}^{(i)} \mid \boldsymbol{\theta}_{k}^{(i-1)}) > \pi(\overline{\boldsymbol{\theta}}_{k}^{(i)})q_{k}(\boldsymbol{\theta}_{k}^{(i-1)} \mid \overline{\boldsymbol{\theta}}_{k}^{(i)})$$

$$(3.37)$$

この状況を修正するために、 $\theta_k^{(i-1)}$ から $\overline{\theta}_k^{(i)}$ への推移の量を調節する確率 $A(\theta_k^{(i-1)}, \overline{\theta}_k^{(i)})$ を次

式のように導入する. $A(\theta_k^{(i-1)}, \overline{\theta}_k^{(i)})$ は採択確率と呼ばれる. $q_k(\overline{\theta}_k^{(i)} | \theta_k^{(i-1)}) = q_k(\theta_k^{(i-1)} | \overline{\theta}_k^{(i)})A(\theta_k^{(i-1)}, \overline{\theta}_k^{(i)})$ (3.38)

また、 $\bar{\boldsymbol{\theta}}_{k}^{(i)}$ から $\boldsymbol{\theta}_{k}^{(i-1)}$ への推移は少なく、調節のために $A(\bar{\boldsymbol{\theta}}_{k}^{(i)}, \boldsymbol{\theta}_{k}^{(i-1)})$ を最大値の1として $\pi(\boldsymbol{\theta}_{k}^{(i-1)})q_{k}(\bar{\boldsymbol{\theta}}_{k}^{(i)}|\boldsymbol{\theta}_{k}^{(i-1)})A(\boldsymbol{\theta}_{k}^{(i-1)}, \bar{\boldsymbol{\theta}}_{k}^{(i)}) = \pi(\bar{\boldsymbol{\theta}}_{k}^{(i)})q_{k}(\boldsymbol{\theta}_{k}^{(i-1)}|\bar{\boldsymbol{\theta}}_{k}^{(i)})A(\bar{\boldsymbol{\theta}}_{k}^{(i)}, \boldsymbol{\theta}_{k}^{(i-1)})$

$$(3.39)$$

$$= \pi(\overline{\theta}_{k}^{(i)})q_{k}(\theta_{k}^{(i-1)}|\overline{\theta}_{k}^{(i)})$$

$$= \pi(\overline{\theta}_{k}^{(i)})q_{k}(\theta_{k}^{(i-1)}|\overline{\theta}_{k}^{(i)})$$

とする. すなわち採択確率 $A(\theta_k^{(i-1)}, \overline{\theta}_k^{(i)})$ は

$$A(\boldsymbol{\theta}_{k}^{(i-1)}, \overline{\boldsymbol{\theta}}_{k}^{(i)}) = \frac{\pi(\overline{\boldsymbol{\theta}}_{k}^{(i)})q_{k}(\boldsymbol{\theta}_{k}^{(i-1)} | \overline{\boldsymbol{\theta}}_{k}^{(i)})}{\pi(\boldsymbol{\theta}_{k}^{(i-1)})q_{k}(\overline{\boldsymbol{\theta}}_{k}^{(i)} | \boldsymbol{\theta}_{k}^{(i-1)})}$$
(3.40)

となる.以上より詳細釣り合い条件が満たされるようにするには

$$A(\boldsymbol{\theta}_{k}^{(i-1)}, \overline{\boldsymbol{\theta}}_{k}^{(i)}) = \begin{cases} \min\left[\frac{\pi(\overline{\boldsymbol{\theta}}_{k}^{(i)})q_{k}(\boldsymbol{\theta}_{k}^{(i-1)} | \overline{\boldsymbol{\theta}}_{k}^{(i)})}{\pi(\boldsymbol{\theta}_{k}^{(i-1)})q_{k}(\overline{\boldsymbol{\theta}}_{k}^{(i)} | \boldsymbol{\theta}_{k}^{(i-1)})}, 1 \right] & \Rightarrow 0 \\ 1 & \Rightarrow 0 \end{cases}$$
(3.41)

となるような採択確率 $A(\theta_k^{(i-1)}, \overline{\theta}_k^{(i)})$ に従って提案分布からの候補を採択しながらサンプリ ングを行えばよい.以上を踏まえて、本研究における MH 法によるサンプリングアルゴリ ズムは以下のように整理できる.

ステップ1) 各パラメータの初期値 $\theta_k^{(0)}(k=1,\cdots K)$ (指数ハザードの場合は $\theta_k^{(0)}=\gamma_k^{(0)}$,ワ イブルハザードの場合は $\theta_k^{(0)}=(\lambda_k^{(0)}, m_k^{(0)})$ を設定する.また,発生させる乱数のサンプル 数*n*を設定する.

ステップ 2) パラメータサンプル $\theta_k^{(i-1)}$ を与件とした以下に示す提案分布 q_k (式 3.42)を用いて新しいパラメータサンプル $\overline{\theta}_k^{(i)}$ を提案する

$$\bar{D}_{k}^{(i)} \sim q_{k}(\theta_{k}^{(i-1)})
= \theta_{k}^{(i-1)} + N(0, \sigma_{k}^{2})$$
(3.42)

これは酔歩過程(ランダムウォーク)と呼ばれるものである.また、 σ_k^2 の値は、サンプリン グアルゴリズムがうまく収束するように恣意的に設定する.具体的には以下で説明する採 択確率の平均値が約 0.5 になるような σ_k を設定している.

ステップ 3) 提案されたサンプル候補 $\bar{\theta}_{k}^{(i)}$ は目標分布からのサンプルではないため、目標 分布からのずれを修正するために、採択確率

$$\boldsymbol{A}(\boldsymbol{\theta}_{k}^{(i-1)}, \overline{\boldsymbol{\theta}}_{k}^{(i)}) = \min\left[\frac{\pi(\overline{\boldsymbol{\theta}}_{k}^{(i)})q_{k}(\boldsymbol{\theta}_{k}^{(i-1)} | \overline{\boldsymbol{\theta}}_{k}^{(i)})}{\pi(\boldsymbol{\theta}_{k}^{(i-1)})q_{k}(\overline{\boldsymbol{\theta}}_{k}^{(i)} | \boldsymbol{\theta}_{k}^{(i-1)})}, 1\right]$$
(3.43)

を求める.このとき,提案分布 q_k は $(\theta_k^{(i-1)}, \overline{\theta}_k^{(i)})$ に関して対称であるから,約分されて採択確率は

$$A(\boldsymbol{\theta}_{k}^{(i-1)}, \overline{\boldsymbol{\theta}}_{k}^{(i)}) = \min\left[\frac{\pi(\overline{\boldsymbol{\theta}}_{k}^{(i)})}{\pi(\boldsymbol{\theta}_{k}^{(i-1)})}, 1\right]$$
(3.44)

と単純化される³²⁾. (式の展開は省略する)

ステップ 4) 一様分布 $u \sim U(0,1)$ を発生させ、受容する $\theta_k^{(i)}$ を次式で決定する.

$$\boldsymbol{\theta}_{k}^{(i)} = \begin{cases} \overline{\boldsymbol{\theta}}_{k}^{(i)} & u \leq \boldsymbol{A}(\boldsymbol{\theta}_{k}^{(i-1)}, \overline{\boldsymbol{\theta}}_{k}^{(i)}) \boldsymbol{\mathcal{O}} \\ \boldsymbol{\theta}_{k}^{(i-1)} & \boldsymbol{\mathcal{E}} \boldsymbol{\mathcal{O}} \\ \boldsymbol{\mathcal{M}} \boldsymbol{\mathcal{O}} \\ \end{cases}$$
(3.45)

つまり,発生させた乱数を確率 $A(\theta_k^{(i-1)}, \overline{\theta}_k^{(i)})$ で受容して $\theta_k^{(i)} = \overline{\theta}_k^{(i)}$ とし, 棄却された場合 は $\theta_k^{(i)} = \theta_k^{(i-1)}$ とし, もとの点にとどまらせる.

ステップ 5) 十分大きな<u>n</u>に対して $\theta_k^{(i)}$, $i = \underline{n}, \underline{n} + 1, \dots$ を記録する.

ステップ 6) $i=\overline{n}$ ならば計算を終了し、 $i<\overline{n}$ ならばi=i+1としてステップ 2)に戻る.ただし、 \overline{n} はあらかじめ設定したサンプリング回数である.

3.5 事後分布の関数統計量

MH 法によって得られたサンプルに基づいてパラメータ θ に関する統計的性質を分析することができる.いま,MH 法によって得られたサンプル標本を $\theta^{(i)}(i=1,...\bar{n})$ と表すとする.このうち最初の<u>n</u>個の標本はサンプリングの不変分布への収束過程(Burn-in 期間という)からの標本と考え,標本集合から除外する.その上でのパラメータの標本集合を $S = \{\underline{n}+1,...\bar{n}\}$ と定義する.このとき,各パラメータの周辺確率分布関数 $G(\theta)$ は

$$\boldsymbol{G}(\theta) = \frac{\#(\theta^{(i)} < \theta, i \in \boldsymbol{S})}{\overline{n} - \underline{n}}$$
(3.46)

と表すことができる. ただし #($\theta^{(i)} < \theta, i \in S$) は論理式 { $\theta^{(i)} < \theta, i \in S$ } を満たすサンプル総数を 意味する. 式(3.46)の θ に個別のパラメータ(指数ハザードの場合には γ_k を, ワイブルハザ ードの場合には λ_k , m_k (ともに $k=1, \dots K$))を代入することで, 各パラメータに関する周辺 確率分布関数がもとまる. 以下パラメータ θ を便宜的に各パラメータの代表として表現す ることに留意されたい. 各パラメータ θ の事後確率密度関数の平均値 $\tilde{\mu}(\theta)$, および分散 $\tilde{\sigma}^2(\theta)$ はそれぞれ標本平均, 標本分散を用いて以下のように表される.

$$\widetilde{\mu}(\theta) = \sum_{i=\underline{n}+1}^{\overline{n}} \frac{\theta^{(i)}}{\overline{n}-\underline{n}}$$
(3.47)

$$\widetilde{\sigma}^{2}(\theta) = \sum_{i=\underline{n}+1}^{\overline{n}} \frac{\{\theta^{(i)} - \widetilde{\mu}(\theta)\}^{2}}{\overline{n} - \underline{n}}$$
(3.48)

100(1-2 α)%信頼区間に関しては標本順序統計量($\theta_a, \overline{\theta}_a$)

$$\underline{\theta}_{\alpha} = \arg \max_{\theta^{(i)*}} \{ \frac{\#(\theta^{(i)} \le \theta^{(i)*}, i \in \mathbf{S})}{\overline{n} - \underline{n}} < \alpha \}$$
(3.49)

$$\overline{\theta}_{\alpha} = \arg\min_{\theta^{(i)**}} \{ \frac{\#(\theta^{(i)} \ge \theta^{(i)**}, i \in \mathbf{S})}{\overline{n} - \underline{n}} < \alpha \}$$
(3.50)

を用いて $\underline{\theta}_{a} \leq \theta \leq \overline{\theta}_{a}$ と定義できる.ここで、「arg」は捜査「max」、あるいは「min」を達成 する変数値を指示する記号である.

また, MCMC 法では, 初期値 θ⁽⁰⁾が不変分布である事後確率密度関数からの標本である

保証はない. MCMC 法では前述したように、サンプリングした標本 \overline{n} 個の内、最初の \underline{n} 個 の標本は、事後確率密度関数が不変分布に収束するまでの過程からのサンプリングである と考える. その上で、 \underline{n} +1 個目以降の標本が実際に不変分布である事後確率密度関数から の標本であるかを検証する必要がある. 収束判定手法はいくつか報告があるが^{34),35)}、本研 究では一つのマルコフ連鎖からサンプリングされた標本を用いており、この場合に操作性 の高い Geweke の方法³³⁾ により検証を行う. この方法は Burn-in 期間の標本を除いたパラ メータ標本 $\theta^{(i)}(i = \underline{n} + 1, ..., \overline{n})$ の中から最初の n_1 個と最後の n_2 個に標本を分け、これら 2 集 団の平均の差の検定を行うものである. 具体的に Geweke 検定統計量は、

$$Z(\theta) = \frac{\overline{\theta}_1 - \overline{\theta}_2}{\sqrt{Var_1(\theta) + Var_2(\theta)}} \sim N(0,1)$$
(3.51)

$$\overline{\theta}_{1} = \frac{\sum_{i=\underline{n}+1}^{\underline{n}+n_{1}} \theta^{(i)}}{n_{1}} \qquad \overline{\theta}_{2} = \frac{\sum_{i=\overline{n}-n_{2}+1}^{\overline{n}} \theta^{(i)}}{n_{2}}$$
(3.52)

$$Var_{1}(\theta) = \frac{2\pi \hat{f}_{\theta}^{1}(0)}{n_{1}} \qquad Var_{2}(\theta) = \frac{2\pi \hat{f}_{\theta}^{2}(0)}{n_{2}}$$
(3.53)

と定義できる. ただし, $f^i_{\theta}(0)(i=1,2)$ はスペクトル密度関数を原点 0 で評価したものである. $2\pi f^i_{\theta}(0)$ の推定値 $2\pi \hat{f}^i_{\theta}(0)$ は

$$2\pi \hat{f}_{\theta}^{i}(0) = \hat{\omega}_{0}^{i} + 2\sum_{s=1}^{q} w(s,q) \hat{\omega}_{j}^{i}$$
$$\hat{\omega}_{j}^{1} = \frac{1}{n_{1}} \sum_{g=\underline{n}+s+1}^{\underline{n}+n_{1}} (\theta^{(g)} - \overline{\theta}_{1})(\theta^{(g-s)} - \overline{\theta}_{1}), \qquad \hat{\omega}_{j}^{2} = \frac{1}{n_{2}} \sum_{g=\overline{n}-\underline{n_{2}}+s+1}^{\overline{n}} (\theta^{(g)} - \overline{\theta}_{2})(\theta^{(g-s)} - \overline{\theta}_{2}) \qquad (3.54)$$
$$w(s,q) = 1 - \frac{s}{q+1}$$

として求まる). ここで,各パラメータ θ の不変分布への収束性に関する帰無仮説 $H_0(\theta)$ と対立仮説 $H_1(\theta)$ を

$$\begin{cases} H_0(\theta) : |Z(\theta)| < z_{\alpha/2} \\ H_1(\theta) : |Z(\theta)| > z_{\alpha/2} \end{cases}$$
(3.55)

と設定する. 有意水準 α %で帰無仮説を仮説検定する場合, $z_{\alpha/2}$ は $\alpha/2\% = 1 - \Phi(z_{\alpha/2})$ を満足する値となる. ただし $\Phi(\bullet)$ は標準正規分布の分布関数である.

3.6 ベイズ更新

ベイズ推定において,非破壊試験結果をベルヌーイ試行と捉えた場合のように,共役事 前確率密度関数が存在する場合は,新しく獲得した追加データを用いて未知パラメータの 事後確率密度関数のベイズ推定値を更新することが容易である.しかしながら,非破壊試 験結果にハザードモデルを適用した場合は,共役事前確率密度関数が存在しない.したが って,ベイズ更新を実施する際に,モデルの推定に用いる過去の点検データを蓄積してお く必要がある.例えば,指数ハザードモデルを適用した場合のベイズ更新の方法は以下の ようになる.

まず、一回目の点検データ $\overline{\xi}_1 = (\overline{W}_{k,n}, \overline{T}_{k,n}, \overline{d}_{k,n}^f)(n = 1, \dots, N_{k1})$ を用いて指数ハザードモデルの 未知パラメータに関する事後分布(式(3.27))が求まったとする.その上で、二回目の点検デ ータ $\overline{\xi}_2 = (\overline{W}_{k,n}, \overline{T}_{k,n}, \overline{d}_{k,n}^f)(n = N_{k1} + 1, \dots, N_{k1} + N_{k2})$ を用いて未知パラメータの事後分布を更新す る場合を考える.一回目のベイズ推定における事後確率密度関数を $\pi(\theta | \overline{\xi}_1, \overline{\xi}_2)$ は、

$$\pi(\theta \,|\, \overline{\xi}_1, \overline{\xi}_2) \propto \ell(\overline{\xi}_2 \,|\, \theta) \pi(\theta \,|\, \overline{\xi}_1) \\ \propto \ell(\overline{\xi}_1, \overline{\xi}_2 \,|\, \theta) \pi(\theta)$$
(3.56)

と表すことができる.ここで $\ell(\bar{\xi}_1, \bar{\xi}_2 | \theta)$ は一回目の点検データと二回目の点検データを足し 合わせたデータベースに基づく尤度関数であり, $\pi(\theta)$ は一回目のベイズ推定において設定 した未知パラメータの事前確率密度関数である.したがって,ベイズ更新後の事後確率密 度関数は以下のようになる.

$$\pi(\theta \mid \overline{\xi}_{1}, \overline{\xi}_{2}) \propto \prod_{k=1}^{K} \prod_{n=1}^{N_{k_{1}}+N_{k_{2}}} [\exp\{-\exp(\gamma_{k})\overline{W}_{k,n}\} - \exp\{-\exp(\gamma_{k})\overline{T}_{k,n}\}]^{\overline{d}_{k,n}^{f}} \times [1 - \exp\{-\exp(\gamma_{k})\overline{W}_{k,n}\} - \exp\{-\exp(\gamma_{k})\overline{T}_{k,n}\}]^{1 - \overline{d}_{k,n}^{f}} \times \gamma_{k}^{a_{k}-1} \exp(-\gamma_{k}\beta_{k})$$

$$(3.57)$$

式(3.57)より明らかなように、未知パラメータの事後確率密度関数を更新する場合には新規 の点検データを既存の点検データに追加したデータベースに対して尤度関数を定義し、本 研究で用いた MH 法により事後分布を新しく求める必要がある.本研究では非破壊試験の 情報として 2008 年と 2010 年のものが利用可能であるため、実際にベイズ更新して 2008 年までの情報によるベイズ推定結果と 2010 年までの情報によるベイズ推定結果を比較し ている.

3.7 モデルの選択

ベイズ推定法では、パラメータが事後分布として得られるため、通常の推定法を用いた場合のように、モデルや推定量の検定統計量を用いてモデルの推定精度を検討するという方法は採用されない.ベイズ推定法ではいつくかのモデルの候補の中から、もっともデータと適合性の高いモデルを選択するために周辺尤度³⁶⁾が利用される.事前分布が正則な場合、モデル aの周辺尤度 $p(\overline{\xi}|a)$ は次式で定義できる.

$$p(\overline{\xi} \mid a) = \int \boldsymbol{L}(\overline{\xi} \mid \theta, a) \pi(\theta, a) d\theta$$
(3.58)

B_{ba}	$2\ln B_{ba}$	モデル <i>b</i> に対する解釈
<1	<0	モデル <i>a</i> の方がよい
1~3	0~2	かろうじて優れている
3~12	2~5	優れている
12~150	5~10	かなり優れている

表 3-1 ベイズファクターの解釈の目安³⁸⁾

ここで、 $L(\bar{\xi}|\theta,a)$ はモデルaにおいて、パラメータベクトル θ の下で観測値 $\bar{\xi}$ に関する確率 密度関数を表す.また、 $\pi(\theta,a)$ はモデルaにおける事前確率密度関数を表す.周辺尤度は、 恣意的に設定される事前確率密度関数も含めて想定されるモデルから、観測値 $\bar{\xi}$ の出現の 度合いを表す指標である.共役分布が存在しない場合には、周辺尤度を求めるために、パ ラメータベクトル θ を数値積分で求める必要がある.この計算方法として様々な方法が提 案されており、MH 法を用いた場合の計算法としては、Chib & Jeliazkov³⁷⁾の方法が知られ ている.周辺尤度に基づくモデル選択指標としてベイズファクターがよく利用される.仮 に、モデルa、bの二つのモデル比較する場合、ベイズファクター B_{ba} は以下の通り定めら れる.

$$B_{ba} = \frac{p(\overline{\xi} \mid b)}{p(\overline{\xi} \mid a)} \tag{3.59}$$

ここで、ベイズファクター B_{ba} は、モデルbの方がモデルaよりもふさわしければ1より大きくなり、モデルaの方がモデルbよりもふさわしければ1より小さくなる.ベイズファクターは絶対値が大きくなるため、対数関数を用いて $2\ln B_{ba}$ という変換を行った上で用いられることが多い.これらの値の解釈として、Kass & Raftery は表 3-1³⁸⁾のような目安を示している.

また、本研究では、周辺尤度の計算負荷を避けるために、ベイズファクターの近似値と して知られるベイズ情報量基準³⁹⁾(Bayes information criterion : BIC)を用いてモデル比較を 行う. モデルaのベイズ情報量基準 BIC $_a$ は次式で定義される.

$$BIC_a = \ln L(\bar{\xi} | \tilde{\theta}_a, a) + M_a \ln I$$
(3.60)

ただし、 $\tilde{\theta}_a$ はモデル aのもとでの最尤推定値、 M_a はモデル aの下での未知パラメータ数、Iはサンプルサイズを表す.ベイズ推計法では、大標本下で最尤推定値とベイズ推定値が似通った値であることを利用して $\tilde{\theta}_a$ にベイズ推定値を代用することが広く利用されており、本研究においても $\tilde{\theta}_a$ にはベイズ推定値を用いる.BIC を利用した場合、BIC が最も小さくなるモデルが最適なモデルとみなされ、モデル a、bの BIC の差 BIC_a – BIC_bが上述の対数表示のベイズファクター 2 ln B_{ba} の近似値になることが知られており⁴⁰、表 3-1³⁸を参照してモデルの適合性の検討を行う.

第4章 ベイズ推定の適用事例

本章では、第3章で提案したベイズ推定法を第2章の表2-3、表2-4で示した実際の非破 壊試験結果に適用する.同表の非破壊試験結果は2008年と2010年の点検を合算した値と なっており、本研究では前章第6節で説明したベイズ更新を用いて、サンプル数が増加す ることでベイズ推定法による各未知パラメータの推定値がどのように変化するのかを確認 する.本研究で提案するベイズ推定法では非破壊試験結果にベルヌーイ試行を適用した場 合、アンカーの損傷に指数ハザードモデルを適用した場合、およびワイブルハザードモデ ルを適用した場合の3つのモデルを提案しており、それぞれのモデルについて、設定した 未知パラメータの事前分布、および事後分布の推定結果を示すとともに推定精度を検討す る.その後、前章第7節で説明したモデルの選択の指標であるBICを、3つのモデル間で 比較し、現状得られているサンプルにおける各モデルの適合性を検討する.また、これら を通じてアンカーの断面欠損の損傷と目視点検の健全度ランク、あるいは損傷項目の相関 性を考察する.

4.1 事後分布の推定結果

4.1.1 ベルヌーイ試行モデル

非破壊試験がベルヌーイ試行であると仮定した場合,アンカーの損傷確率の平均値の事前分布に式(3.20)に示すベータ分布を設定することで共役分布になる.そこで本研究では事前分布に無情報事前分布として,すべての分類kに対して以下の一様分布を設定した.

 $Be(\theta_k \mid \alpha_k = 1, \beta_k = 1) = 1$ [0,1] $(k=1,\cdots,K)$ (4.1)以上の事前分布の設定の下,2008年までの非破壊試験結果,および2010年までの非破壊 試験結果を対象として,それぞれ尤度関数(式(3.6))を定義する.そしてそれぞれの非破壊 試験結果における未知パラメータ(損傷確率)の事後分布(式(3.22))をパラメトリックに解析 することでベイズ推定を行う.また、未知パラメータの事後分布の推定結果を各健全度ラ ンク, 各損傷項目別にまとめて, 図 4-1(a~j)に示し, 未知パラメータの平均値, 分散, 90% 信頼区間の推定結果を健全度ランク,目視項目別にまとめて,それぞれ表 4-1,表 4-2 に示 す.ただし,表4-1中の下付き添え字II~Vは健全度ランクII~Vに対応しており,表4-2 中の下付き添え字uはキャップの浮き、kはキャップの角かけ、hはキャップのひび割れ、 yは遊離石灰, sは鋼棒先端露出, nは健全なアンカーを意味する. また, 各目視項目と健 全度ランクとの対応は表 2-1 や表 2-4 に示しているが,読者の便宜を図り詳しく説明する. キャップの浮き、およびキャップの角かけの目視項目のほとんどは健全度ランク II に該当 するが、その程度の低いものは健全度 III に対応している.また、キャップのひび割れや



図 4-1 未知パラメータ(損傷確率)の事後分布推定結果
パニィータ	<u></u> 井、プแ,₩	五 方	公歩	90%信	頼区間
~)^-y	リンフル致	十均	刀取	下限	上限
$\theta_{\rm II}(2008)$	57	0.7627	0.0030	0.6674	0.8478
$\theta_{\rm II}(2010)$	84	0.8118	0.0018	0.7384	0.8767
$\theta_{\rm III}(2008)$	33	0.4286	0.0068	0.2951	0.5668
$\theta_{\rm III}(2010)$	49	0.4706	0.0048	0.3573	0.5852
$\theta_{\rm IV}(2008)$	4	0.1667	0.0198	0.0102	0.4507
$\theta_{\rm IV}(2010)$	12	0.3571	0.0153	0.1657	0.5726
$\theta_{\rm V}(2008)$	27	0.1724	0.0048	0.0731	0.2977
$\theta_{\rm V}(2010)$	50	0.4231	0.0046	0.3130	0.5365

表 4-1 未知パラメータの統計値の推定結果(健全度ランク別)

表 4-2 未知パラメータの統計値の推定結果(損傷項目別)

パニューク	ᆂᆞᆕᇿᄽ	五 方	乙歩	90%信	頼区間
~)^-y	リンノル奴	十均	刀取	下限	上限
$\theta_{\rm u}(2008)$	55	0.7368	0.0033	0.6371	0.8271
$\theta_{\rm u}(2010)$	76	0.7821	0.0022	0.7017	0.8542
θ_k (2008)	17	0.6842	0.0108	0.5022	0.8437
$\theta_{\rm k}(2010)$	22	0.7083	0.0083	0.5490	0.8475
$\theta_{\rm h}(2008)$	4	0.3333	0.0317	0.0764	0.6574
$\theta_{\rm h}(2010)$	17	0.5263	0.0125	0.3406	0.7088
$\theta_{\rm y}(2008)$	15	0.3529	0.0127	0.1778	0.5483
$\theta_{\rm y}(2010)$	18	0.3500	0.0108	0.1875	0.5300
$\theta_{\rm s}(2008)$	4	0.1667	0.0198	0.0102	0.4507
$\theta_{\rm s}(2010)$	9	0.4545	0.0198	0.2224	0.6965
$\theta_n(2008)$	27	0.1724	0.0048	0.0731	0.2977
$\theta_n(2010)$	50	0.4231	0.0046	0.3130	0.5365

遊離石灰析出の目視項目のほとんどが健全度ランク III に該当し,程度の低いものは健全 度 IV に対応する.鋼棒先端露出,および健全の目視項目はそれぞれ,健全度ランク IV と V に対応している.また,後述するが非破壊試験結果にハザードモデルを適用した場合に は,時間とともに損傷確率が変化するため,生存確率(本研究においてはアンカーの損傷寿 命を扱うため,未損傷確率と称することにする)と時間の関係を用いて議論がなされること が一般的である.したがって,モデル間で比較をするために,未知パラメータの平均値と 90%信頼上限,および 90%信頼下限の推定結果を用いて未損傷確率の時間変化を図 4-2(a ~j)に示す.ただし,同図に示すように非破壊試験にベルヌーイ試行を仮定した場合,未 損傷確率は時間変化しない.また,本研究における非破壊試験結果においては 2008 年まで のものでは供用期間 20 年から 23 年,2010 年までのものでは供用期間 20 年から 25 年のア ンカーしか存在していないため,同図における結果はそれぞれの非破壊試験結果における 推定結果を上記の期間以外に外挿した結果となっている.また,本節で示した推定結果に 関する考察は次節で行う.



図 4-2 未損傷確率推定結果(ベルヌーイ試行)

4.1.2 指数ハザードモデル

非破壊試験という事象に指数ハザードモデルを適用した場合,アンカーの未損傷確率は 指数関数的に減少する.本研究の非破壊試験結果のモニタリングスキームを考慮すると共 役事前分布が存在せず,MCMC法を用いることで事後分布から未知パラメータをサンプリ ングすることが可能となる.本事例においても前項同様,先験情報が存在しないと仮定し てすべての分類*k*に対して,以下のような分散の大きい無情報事前分布²⁸⁾を設定する.

 $Ga(\gamma_k \mid \alpha_k = 1, \beta_k = 0.001) \propto \exp(-0.001\gamma_k)$ $(k=1,\cdots,K)$ (4.2)前項と同様に式(4.2)の事前分布の設定の下,2008年までの非破壊試験結果,および2010 年までの非破壊試験結果を対象としてそれぞれ尤度関数(式(3.19))を定義する.そしてそれ ぞれの非破壊試験結果における未知パラメータの事後分布(式(3.25))をMH法によってサン プリングする.また,MH法においては初期値周辺のサンプルはマルコフ連鎖が定常状態 に到達するまでの過程と考えられ,本研究ではパラメータの Burn-in 期間を n = 10000 と設 定し, n+1=10001からn=110000までの100000個のパラメータ標本を抽出した.ここでは, MH 法による未知パラメータの事後分布からのサンプリング過程と未知パラメータの事後 分布の推定結果の例として、2010年までの非破壊試験の健全度ランクIIにおける結果をそ れぞれ図 4-3,図 4-4 に示す.同図より,MCMC 法を用いることで,パラメトリックな解 析が困難な事後分布の場合であっても、効率よく事後分布から乱数発生させることができ ることがわかる.また、未知パラメータの平均値、分散、90%信頼区間の推定結果、およ び Geweke 検定統計量を健全度ランク,損傷項目別にまとめて,それぞれ表 4-3,表 4-4 に 示す. ただし, 同表中の下付き添え字は前項と同様のものであり, Geweke 検定統計量を 求める際には、一般的に用いられる最初の10000個のパラメータ集合と最後の50000個の パラメータ集合を使用する. さらに,同表 Geweke 検定統計量における記号*は式(3.55)に 示したパラメータの不変分布、すなわち事後分布への収束性に関する帰無仮説が有意水準 10%で棄却できないことを表し、記号**は有意水準5%で棄却できないことを表す.また、 未知パラメータの平均値と90%信頼上限,および90%信頼下限の推定結果を用いて指数ハ ザードモデルにおける未損傷確率の時間変化を図 4-5(a~j)に示す.ただし,前項同様供用 20年から25年以外の期間の部分は外挿結果となり、これらの考察は次節で行う.





図 4-4 パラメータ _{ソ11}の事後分布(2010)

表 4-3 未知パラメータの統計値の推定結果(健全度ランク別)

パニューカ	<u>+</u> +ヽ.プ॥ ₩	ΩT +/⊐	八歩	90%信	頼区間	Complea焓空练計号
~)>>	リンフル奴	十均	刀取	下限	上限	Geweke快足机計里
γ _{II} (2008)	57	0.0672	1.2122E-04	0.0477	0.0864	0.9800*
γ _{II} (2010)	83	0.0761	1.0837E-04	0.0601	0.0942	0.4221*
γ _{III} (2008)	33	0.0269	5.0296E-05	0.0164	0.0395	1.0470*
γ _{III} (2010)	49	0.0296	3.7786E-05	0.0203	0.0403	0.1911*
γ _{IV} (2008)	4	0.0114	1.3110E-04	0.0006	0.0341	1.6510**
γ _{IV} (2010)	12	0.0228	1.0671E-04	0.0089	0.0420	0.8193*
γ _V (2008)	27	0.0089	1.5944E-05	0.0035	0.0163	1.0250*
γ _V (2010)	50	0.0237	5.6359E-04	0.0158	0.0330	0.3420*

表 4-4 未知パラメータの統計値の推定結果(目視項目別)

パニュ_カ	エンプ ル 粉	ज्य + ∕⊐	八歩	90%信	頼区間	Cowaka拴空练针导
// J/9	リンノル致	十均	力取	下限	上限	Geweke快正机計里
$\gamma_{u}(2008)$	55	0.0630	1.1236E-04	0.0470	0.0815	0.0475*
$\gamma_{u}(2010)$	76	0.0702	9.8625E-05	0.0549	0.0873	1.0990*
γ _k (2008)	17	0.0605	3.2761E-04	0.0345	0.0931	0.6902*
$\gamma_{k}(2010)$	22	0.0624	2.7225E-04	0.0385	0.0921	1.0990*
$\gamma_{h}(2008)$	4	0.0157	2.4932E-04	0.0008	0.0469	0.8320*
$\gamma_{h}(2010)$	17	0.0346	1.4209E-04	0.0177	0.0562	0.7442*
$\gamma_{y}(2008)$	15	0.0220	8.3668E-05	0.0095	0.0389	0.2628*
$\gamma_{y}(2010)$	18	0.0212	6.4947E-05	0.0098	0.0358	1.0010*
$\gamma_{s}(2008)$	4	0.0114	1.3110E-04	0.0006	0.0341	1.9510**
$\gamma_{s}(2010)$	9	0.0323	2.2112E-04	0.0126	0.0600	0.7431*
$\gamma_n(2008)$	27	0.0069	1.2076E-05	0.0023	0.0135	0.6141*
$\gamma_n(2010)$	50	0.0246	2.8526E-05	0.0166	0.0340	0.7054*



図 4-5 未損傷確率推定結果(指数ハザードモデル)

4.1.3 ワイブルハザードモデル

非破壊試験という事象にワイブルハザードモデルを適用した場合,アンカーの未損傷確 率の確率分布の形状は二つのパラメータη,mによって定義される.m>1の場合は時間と ともにハザード率が大きくなり,損傷の発生過程が摩耗的であることを表し,m=1の場合 は指数ハザードとなり,偶発的に損傷が発生することを意味する.また,m<1の場合は時 間とともにハザード関数が低下し,初期に集中して損傷が発生することを意味する.

ワイブルハザードモデルを適用した場合も前項同様, MCMC 法を用いることで事後分布 から未知パラメータをサンプリングすることが可能となり, 先験情報が存在しないと仮定 してすべての分類 *k* に対して, 未知パラメータ*η*, *m* に以下のような分散の大きい無情報 事前分布²⁸⁾を設定する.

 $Ga(\eta_k \mid \alpha_{\eta k} = 1, \beta_{\eta k} = 0.001) \propto \exp(-0.001\eta_k) \qquad (k = 1, \dots, K)$ (4.3)

 $Ga(m_k \mid \alpha_{mk} = 1, \beta_{mk} = 0.001) \propto \exp(-0.001m_k) \qquad (k = 1, \dots, K) \qquad (4.4)$

前項までと同様,以上の事前分布の設定の下,2008年までの非破壊試験結果,および2010年までの非破壊試験結果を対象としてそれぞれ尤度関数(式(3.19))を定義する.そしてそれ ぞれの非破壊試験結果における未知パラメータの事後分布(式(3.29))をMH法によってサン プリングする.MH法における Burn-in 期間の設定は前項の場合と同様<u>n</u>=10000と設定し, <u>n</u>+1=10001から<u>n</u>=110000までの100000個のパラメータ標本を抽出した.また,MH法に よる未知パラメータの事後分布からのサンプリング過程と未知パラメータの事後分布の推 定結果の例として2010年までの非破壊試験の健全度ランクIIにおける結果をそれぞれ図 4-6,図4-7に示す.同図においても前項同様,MCMC法を用いることで効率よく事後分布 から乱数を発生させることができることがわかる.また,未知パラメータの平均値,分散,



図 4-6 パラメータ η_{II} と m_{II} のサンプリング過程



図 4-7 パラメータ η₁₁ と m₁₁ の事後分布

パニィーク	サンプル	₩ +5	公歩	90%信	頼区間	Geweke
~)>>	数	十均	刀和	下限	上限	検定統計量
$\eta_{\rm II}(2008)$	57	0.7709	0.2150	0.1629	1.5550	0.5860*
η _{II} (2010)	83	0.8849	0.2754	0.0922	1.7370	0.6418*
$\eta_{\rm III}(2008)$	33	0.2825	0.0383	0.0221	0.6420	0.5206*
$\eta_{\rm III}(2010)$	49	0.2965	0.0436	0.0240	0.6800	0.9870*
$\eta_{\rm IV}(2008)$	4	0.1241	0.0248	0.0025	0.4479	0.9925*
η _{IV} (2010)	12	0.2614	0.0409	0.0244	0.6486	0.4320*
$\eta_{\rm V}(2008)$	27	0.1018	0.0060	0.0093	0.2521	1.2536*
η _V (2010)	49	0.2540	0.0312	0.0130	0.5754	1.7450**
$m_{\rm II}(2008)$	57	0.3092	0.0864	0.0165	0.9269	0.6752*
$m_{\rm II}(2010)$	83	0.3096	0.0880	0.0156	0.9397	0.5837*
<i>m</i> _{III} (2008)	33	0.3499	0.1078	0.0182	1.0440	0.1466*
<i>m</i> _{III} (2010)	49	0.3740	0.1087	0.0201	1.0450	1.9580**
$m_{\rm IV}(2008)$	4	0.3259	0.1043	0.0156	0.9797	0.9160*
$m_{\rm IV}(2010)$	12	0.3069	0.0854	0.0164	0.9056	0.0021*
$m_{\rm V}(2008)$	27	0.3055	0.0829	0.0159	0.9085	0.3601*
$m_{\rm V}(2010)$	50	0.3763	0.1416	0.0189	1.1820	1.9030**

表 4-5 未知パラメータの統計値の推定結果(健全度ランク別)

90%信頼区間の推定結果,および Geweke 検定統計量を健全度ランク,損傷項目別にまと めて,それぞれ表 4-5,表 4-6 に示す.ただし,同表中の下付き添え字,記号は前項と同様 のものであり,Geweke 検定統計量の算定条件も前項と同様である.未知パラメータの平 均値と 90%信頼上限,および 90%信頼下限の推定結果を用いてワイブルハザードモデルに おける未損傷確率の時間変化を図 4-8(a~j)に示す.ただし,ワイブルハザードモデルは前 述した通り,一つのアンカーの分類に対して 2 つのパラメータを推定することになる.し たがって,未損傷確率の時間変化を表現する場合は 2 つのパラメータの組によって決まる

パニュータ	サンプル	₩ 1	八歩	90%信	頼区間	Geweke
ハファーダ	数	平均	プ取	下限	上限	検定統計量
$\eta_{u}(2008)$	55	0.6850	0.1850	0.1850	1.4200	0.9939*
$\eta_{u}(2010)$	76	0.7775	0.2290	0.0801	1.5860	0.8491*
η_{k} (2008)	17	0.6684	0.2089	0.0687	1.4980	0.0462*
$\eta_{k}(2010)$	22	0.6882	0.2106	0.0669	1.5020	0.7396*
$\eta_{h}(2008)$	4	0.1675	0.0454	0.0030	0.6010	0.9920*
$\eta_{h}(2010)$	17	0.3781	0.0772	0.0272	0.8926	0.4606*
$\eta_y(2008)$	15	0.2430	0.0321	0.0232	0.8926	0.1839*
$\eta_{y}(2010)$	18	0.2344	0.0299	0.0209	0.5618	0.3875*
$\eta_{s}(2008)$	4	0.1241	0.0248	0.0025	0.4479	0.9925*
$\eta_{s}(2010)$	9	0.3593	0.0843	0.0274	0.9262	0.3168*
$\eta_n(2008)$	27	0.0791	0.0043	0.0041	0.2073	0.9486*
$\eta_n(2010)$	50	0.2553	0.0336	0.0124	0.5815	0.7906*
$m_u(2008)$	55	0.3410	0.1176	0.0182	1.0220	1.4241*
$m_u(2010)$	76	0.3244	0.0866	0.0174	0.9558	0.9586*
m_k (2008)	17	0.3205	0.0868	0.0173	0.9331	0.0892*
$m_k(2010)$	22	0.3265	0.0917	0.0182	0.9618	0.8881*
$m_h(2008)$	4	0.3296	0.1128	0.0167	0.9984	1.1970*
$m_h(2010)$	17	0.3454	0.1098	0.0178	1.0440	0.5202*
$m_y(2008)$	15	0.3161	0.0871	0.0173	0.9165	0.9787*
$m_y(2010)$	18	0.3236	0.0918	0.0176	0.9568	0.3629*
$m_s(2008)$	4	0.3259	0.1043	0.0156	0.9797	0.9160*
$m_s(2010)$	9	0.3316	0.0976	0.0174	0.7688	1.2192*
$m_n(2008)$	27	0.3503	0.1765	0.0161	1.0780	0.7300*
$m_n(2010)$	50	0.3993	0.1618	0.0200	1.1990	0.4446*

表 4-6 未知パラメータの統計値の推定結果(目視項目別)

ため、単純にパラメータ単体で議論することができず、信頼区間の設定は以下のような計 算過程を踏むことになる.まず MH 法で求めたパラメータ標本 $\theta_k^i = (\eta_k^i, m_k^i)(i = \underline{n} + 1, \dots, \overline{n})$ と 表すとする.すると式(3.16)に基づいて未損傷確率 $\tilde{F}_k(\zeta_k | \theta_k^i)$ は次式で定義できる.

$$\widetilde{F}_{k}(\zeta_{k} \mid \boldsymbol{\theta}_{k}^{i}) = \exp(-\eta_{k}^{i} \zeta_{k}^{m_{k}^{i}}) \qquad (i = \underline{n} + 1, \cdots, \overline{n})$$

$$(4.5)$$

ここで、未損傷確率 $\tilde{F}_{k}(\zeta_{k} | \boldsymbol{\theta}_{k}^{i})$ の 100(1-2 α)%信頼区間を定義するために標本順序統計量 <u> $H_{\alpha}(\zeta_{k})$ </u>、 $\overline{H}_{\alpha}(\zeta_{k})$ を次式のように定義する.

$$\underline{H}_{\alpha}(\zeta_{k}) = \arg \max_{\widetilde{F}_{k}(\zeta_{k}|\theta_{k}^{i})} \{ \frac{\#(\widetilde{F}_{k}(\zeta_{k}|\theta_{k}^{i}) \leq \widetilde{F}_{k}(\zeta_{k}|\theta_{k}^{i}^{*}), i \in \mathbf{S})}{\overline{n} - \underline{n}} < \alpha \}$$

$$(4.6)$$

$$\overline{H}_{\alpha}(\zeta_{k}) = \arg\min_{\widetilde{F}_{k}(\zeta_{k}|\boldsymbol{\theta}_{k})} \{ \frac{\#(\widetilde{F}_{k}(\zeta_{k}|\boldsymbol{\theta}_{k}^{i}) \ge \widetilde{F}_{k}(\zeta_{k}|\boldsymbol{\theta}_{k}^{i^{**}}), i \in \boldsymbol{S})}{\overline{n} - \underline{n}} < \alpha \}$$
(4.6)

図 4-8 においては α =5%とし、90%信頼下限曲線 $\underline{H}_{\alpha}(\zeta_k)$ と 90%信頼上限曲線 $\overline{H}_{\alpha}(\zeta_k)$ を求める. ただし、前項までと同様に本研究では供用 20 年から供用 25 年のデータのみ存在しているため、それ以外の期間の曲線部分は外挿結果である. これらについての考察は次節で行うものとする.



図 4-8 未損傷確率推定結果(指数ハザードモデル)

4.2 BIC 算定結果

上述したように、本研究ではアンカーの損傷形態を表すモデルとして、ベルヌーイ試行 モデル、指数ハザードモデル、およびワイブルハザードモデルの3つのモデルについて検 討を行っており、モデルの適合性を検討する指標として BIC を用いる.その際の解釈とし ては表 3-1³⁸⁾を参照する.2010年時点での健全度ランク別 BIC 算定結果を表 4-7 に、同じ く 2010年時点での目視項目別 BIC 算定結果を表 4-8 に示し、次節で結果について考察す る.

BIC 比較	指数	ワイブル	ベルヌーイ
rank2	82.9889	92.7570	82.8828
rank3	70.1886	79.0675	71.6367
rank4	17.9590	21.4777	17.7912
rank5	69.4416	78.5163	70.1604
すべて	246.9415	284.5452	248.8345

表 4-7 未知パラメータの統計値の推定結果(健全度ランク別)

表 4-8 未知パラメータの統計値の推定結果(目れ	視項目別)
---------------------------	-------

BIC 比較	指数	ワイブル	ベルヌーイ
キャップの浮き	82.1712	92.0149	82.5828
キャップの角かけ	28.6006	34.0609	28.9117
キャップのひび割れ	24.3925	29.4731	26.3420
遊離石灰析出	25.6162	30.1446	25.8270
鋼棒先端露出	14.2768	17.9759	14.5662
健全	71.1170	81.4727	71.9432
すべて	258.4939	309.7814	262.6655

4.3 考察

本節では前節までに示したアンカーの損傷確率に関するベイズ推定法の適用結果について考察を加える.

4.3.1 ベルヌーイ試行モデルに関する考察

図 4-1 の事後分布の形状,表 4-1,表 4-2 の分散の推定結果をみると,ほぼすべての健全 度ランク,目視項目において,サンプル数が増加することで確率分布の形状が鋭く,分散

が小さくなり,推定精度が向上していることが確認される.特に図 4-1(a),(b)に示した健 全度ランク II, III やそれらに対応する(e)キャップの浮き, (f)キャップの角かけといった目 視項目のアンカーにおいてはサンプル数が多いこともあるが、比較的損傷確率の平均値が 安定している.このことから、目視点検において損傷レベルの高い健全度ランク、目視項 目のアンカーにおいては時間とともに損傷確率の平均値が変動しないという仮定条件を設 定し、非破壊試験をベルヌーイ試行と捉えた場合においてもある程度ベイズ推定における 推定精度が高いことが予想される.具体的なモデルの適合度の判定にはBICを用いるため, 詳細については後述する.一方,図 4-1(d),(j)に示した健全度ランク V とそれに対応する 健全なアンカーにおいては 2008 年時点から 2010 年時点にかけてサンプル数が大幅に増加 している(表 4-1,表 4-2)にもかかわらず,推定精度はほとんど変化していない.その上, 損傷確率の平均値の変動が大きい.このことから、これらのアンカーにおいては次の2つ のことが考えられる.1つはそもそも目視点検結果の精度が悪いこと、そしてもう1つは ベルヌーイ試行モデルではこれらのアンカーの損傷確率のモデル化が難しいということで ある.このうち前者については本章最後で詳説するが、目視点検においては健全と判定さ れたアンカーであるにもかかわらず 2010 年時点でのベイズ推定においては損傷確率が 40%を越えている.このことから目視点検では検出できないアンカー断面の欠損が存在し ていると考えられ、目視点検ではキャップ表面の損傷レベルが低いアンカーの場合に精度 よく斜面内部の状況を評価することが難しいと推察される.このため,非破壊試験結果の サンプル数が比較的多いにも関わらず、ベイズ推定法による推定精度が低くなったと判断 できる. また後者については, モデルの適合度に関する問題であり, これについては BIC を用いて議論するため後述する.

4.3.2 指数ハザードモデルに関する考察

表 4-3,表 4-4 の Geweke 検定統計量をみてみると,ほとんどの場合有意水準 10%で帰 無仮説が棄却できないことより本研究で採用した MH 法によるサンプリングにおいては, Burn-in 期間を <u>n</u>=10000 と設定することで目的分布が不変分布に収束していることが確認 される.しかしながら,サンプル数が少ない 2008 年時点の健全度ランク IV や鋼棒先端露 出の目視項目におけるパラメータの収束性はその他のパラメータに比べて弱いことがうか がえる.しかしながら一般的なベイズ推定においては有意水準 5%で帰無仮説が棄却され なければ事後分布は不変分布に収束したと判断される.したがって,指数ハザードモデル を用いた場合ではサンプル数が少ない場合においても本研究で採用したサンプリング手法 は利用可能であるものと推察される.また,MH 法においては提案分布の分布形と未知パ ラメータの事後分布の分布形が似ている場合に効率よくサンプリングすることが可能であ る.したがって,図 4-3 に示すように未知パラメータの事後分布が本研究における提案分 布、すなわち正規分布のような形となる場合、採択確率が高くなるため²⁹⁾、収束性の高い サンプリングデータを獲得することが可能であったものと推察される.

指数ハザードモデルの場合,未損傷確率は時間とともに減少していく点でベルヌーイ試 行モデルの場合と大きく異なるが,実際の非破壊試験結果が存在している供用 20 年から供 用 25 年にかけての目視点検結果とアンカーの損傷確率との関係は,前述のベルヌーイ試行 モデルの場合と比べてそれほど大きな違いは確認されない.モデルの適合度については BIC を用いて後で議論をするが,健全と判定されたアンカーでは図 4-5(d),(j)に示すよう に,指数ハザードモデルの場合であってもベルヌーイ試行モデルの場合と同様に,サンプ ル数の増加にもかかわらず推定精度が向上せず,損傷確率も安定していないという結果が 得られている.

4.3.3 ワイブルハザードモデルに関する考察

図 4-6 より、未知パラメータのサンプリング過程において約 90000 回目の辺りで非常に 近い値がサンプリングされている箇所が見られるが、これはパラメータの自己相関の影響 であるものと推察される.本研究で採用した MH 法では提案分布に酔歩過程(ランダムウォ ーク)を用いているため、パラメータは直前のパラメータに依存する.自己相関の影響は事 後分布が不変分布に収束していくにつれ無くなっていくが、同図ではこれがサンプリング 過程後半において発生しているものと推察される.しかしながら、本研究の場合は Geweke 検定統計量を用いて収束判定を行っており、表 4-5 の Geweke 検定統計量から不変分布へ の収束性に関する仮定が棄却されないため、図 4-6 のサンプリングにおける推定結果を用 いることに問題はないと判断することにした.以上よりワイブルハザードモデルの場合に おいても本研究で採用した MH 法を用いることで事後分布からサンプリングすることが可 能であるとみなすことができる.

また、図 4-8 をみると、ワイブルハザードモデルを適用した場合では、ベルヌーイ試行 モデルや指数ハザードモデルの場合と異なり未損傷確率の 90%信頼上限曲線や 90%信頼下 限曲線の形状が大きく異なる場合がある.つまり、前述したような初期に損傷が集中し、 時間が経つとともに損傷が発生しなくなる場合や損傷の発生が供用後期に集中する場合が 存在する.さらに、平均値曲線が 90%信頼曲線に含まれない期間も存在する.これは、実 際の非破壊試験結果が供用 20 年から供用 25 年の範囲にしか存在せず、それ以外の期間は 推定値の外挿結果であることに起因しており、供用 20 年から供用 25 年の範囲においては、 平均値曲線は 90%信頼曲線に含まれている.ただし、図 4-7、表 4-5、および表 4-6 よりワ イブルハザードモデルを適用した場合は分散が指数ハザードと比較して非常に大きくなっ ており、推定精度があまり良くない.このようにワイブルハザードモデルを適用した場合 に推定精度が低くなった要因は非破壊試験結果のサンプル数が少ないことに対して未知パ ラメータの数が指数ハザードモデルの場合に比べて多いことが挙げられる.

本来 MCMC 法は事前分布から逐一発生させた未知パラメータの乱数が不変分布へ収束

することを想定した上でサンプリングを行う極めて実務的な方法である.したがって、ベ イズ推定を行う際には、用いるデータやデータに適用するモデルによって、事前分布やサ ンプリング手法、収束判定手法などを使い分けて効率的に事後分布からのサンプリングを 行う必要がある.本研究の場合においても設定するサンプリング手法や事前分布、Burn-in 期間などが異なれば、異なった推定結果が得られることになり、ワイブルハザードモデル を適用した場合の推定精度を向上させることも可能かもしれない.しかし、本研究では、 得られている非破壊試験結果のサンプル数が非常に少ないこと、モデル間での推定条件を 出来る限り同じにすること、および実際に本研究で設定した条件で事後分布が不変分布に 収束したとみなせることなどを考慮して、本研究で採用した手法に基づいて、モデルの適 合性の議論、および目視点検結果と実際のアンカーの損傷との関連性について議論する.

4.3.4 モデルの比較に関する考察

表 4-7,表 4-8 に示した BIC の算定結果をまとめると以下の通りである.

- 健全度ランク別、および目視項目別の両方の場合において、全体的に指数ハザードモデルを適用した場合のモデルの適合度が高い.
- 2) しかし、ベルヌーイ試行を適用したモデルとの差は非常に小さく、表 3-1³⁸⁾の解釈に よれば、両モデルの差はかろうじて指数ハザードモデルの優位性が判断できる程度の ものである.また、ランク II、およびランク IV のアンカーにおいてはわずかの差で はあるがベルヌーイ試行を適用したモデルの適合度が高くなっている.
- 3) 一方、ワイブルハザードモデルを適用した場合は、すべての場合において他のモデル と比べて BIC 算定結果が大きくなっており、モデルの適合度が低いという結果が得られている.

上記 1)の結果が得られたことはアンカーの断面の損傷が進展する過程を考えると,容易 に説明することができる.アンカーの断面の損傷が進展する過程において,まず供用が開 始され,防食性能のない旧タイプアンカーは腐食によって徐々に断面を欠損させていく. このように損傷具合は時間とともに進展する.また,本研究の非破壊試験のサンプル数は 少なく,本研究で採用した手法ではワイブルハザードモデルを適用したモデルの推定精度 が低くなっている.したがって,時間とともに損傷が進展することを表現でき,推定精度 が高い指数ハザードモデルを適用したモデルの適合性が高くなっている.

上記 2)に関しては図 4-9 を用いて説明することができる. 同図より,上述したアンカーの断面の損傷が進展していく過程を仮想的な時間関数 f として表現する.また,非破壊試験はある一定以上の断面の損傷を検知することが可能であり,検出可能な最小の断面の損傷レベルを損傷レベル A とすると,図中(B)の赤色の領域内にあるアンカーにおいてはすべて損傷有りと判定されることになる.一方,アンカーの断面の損傷レベルと健全度ランク,および目視項目との対応を見てみると,健全度ランク II やそれに対応するキャップの



図 4-9 アンカーの断面の損傷度と目視点検の時間的な関係

浮きや角かけの目視項目は図中時間関数 f 上では(C)示した領域に分布しているものと推 察される.したがって、ほとんどのアンカーがすでに領域 B 内に存在しており、時間の経 過により損傷レベルが高くなったとしても非破壊試験による判定結果は損傷有りへと変化 しない.このことから健全度ランク II においては、損傷確率が時間とともに変化しないと いうベルヌーイ試行を適用したモデルが最適になったものと推察される.また,健全度ラ ンク III, IV, V やそれらと対応する目視項目のアンカーはそれぞれ同図の時間関数 f 上 では D, E, F に示した領域に分布しているものと推察される. つまり, これらのアンカー においては非破壊試験で検知されない損傷レベルのものも存在しており、時間の経過とと もに損傷有りと判定されるようになるため、指数ハザードモデルを適用した場合の適合性 が高いと考えられる.ただし,健全度ランク IV において健全度ランク V と同様の結果が 得られたことは、非破壊試験結果のサンプル数が少ないことによるものと推察される.ま た,指数ハザードモデルとベルヌーイ試行モデルにおいて BIC の差が小さくなったことか ら、損傷確率が時間の経過とともに変化しないという仮定を設けた場合であっても、アン カーを目視点検の健全度ランクや目視項目別に分類することで実際のアンカーの損傷確率 をある程度精度よく推定することができることを意味する.これは図 4-9 が示すように, アンカーの断面の損傷レベルが増していくことで健全度ランクや目視項目も推移するため, 健全度ランクや目視項目別にアンカーを分類して損傷確率をモデル化すれば時間を考慮せ ずとも、損傷確率をある程度精度よく近似できることを意味する.このことからも本研究 の目視点検結果はある程度精度よく斜面内部の損傷を評価しているものと推察される.上 記 3)に関しては、前述したようにワイブルハザードモデルを適用した場合、本研究におい ては少ないサンプル数から多くの未知パラメータを推定するため、推定精度が他のモデル

- 45 -

に比べて良くないことが要因であると推察される.また,本研究で用いたモデルの選択指標はベイズファクターの近似値に基づく BIC を用いている.BIC はサンプル数が少ない標本下では誤差が大きくなるため,これによる誤差の影響も少なからず存在するものと推察される.

ただし、本来ワイブルハザードモデルでは、未知パラメータmが1のときには指数ハザ ードモデルになる.したがって指数ハザードモデルはワイブルハザードモデルの特別な場 合を意味し、非破壊試験結果のサンプルが今後蓄積されることでベイズ推定法の推定精度 が向上すれば、指数ハザードモデルでは表現できない複雑な損傷進行過程を表現すること が可能になるものと推察される.または、先験情報として専門技術者の知識や経験が利用 可能である場合はそれらの情報に基づいて事前分布の平均値と分散を設定することで精度 の良い推定が可能になるものと推察される.したがって本研究における最適なモデルとは、 あくまで本研究で利用可能な非破壊試験結果のサンプルに対して、本研究で設定したベイ ズ推定法を適用した結果において最適と判断したものである.

4.3.5 目視点検の精度に関する考察

前述した通り,健全度ランク II, III やキャップの浮き,キャップの角かけといった損傷 のレベルが高いアンカーにおいてはサンプル数が多いため、比較的損傷確率の推定結果が 安定し、その値は大きくなっている.このことから目視点検で損傷レベルの高いと判定さ れたアンカーは、斜面内部のアンカーの断面欠損に関する損傷を比較的精度良く反映して いるものと推察される.一方,健全度ランク IV, V やこれらに対応する鋼棒先端露出,健 全の目視項目においては損傷確率の推定値が 2008 年時点と 2010 年時点で大きく変動して いる. これについて健全度ランク IV に関しては, 2008 年時点ではサンプル数が少ないこ とによるものとも推察されるが、健全度ランクVに関してはその他の健全度と比較しても サンプル数は多い.また,健全度ランク V のアンカーの 2010 年時点の損傷確率は健全度 ランク III と同等程度の高さとなっている. したがってこれらを鑑みると, 健全度ランク IV, V, およびそれに対応する目視項目のアンカーにおいて, 目視点検では検出できない 損傷が斜面内部で進行している可能性があるものと推察される. つまり, 健全度ランク IV, ▼などの判定においては目視点検の精度が比較的良くないと考えられる.このことから図 **4-9** においては精度の低さを領域の広さで表現している.このような目視点検結果と内部 損傷の関連性は各目視項目の損傷の発生メカニズムで説明することができる。例えば、キ ャップの浮きの損傷は、主にアンカーの緊張力が低下することに起因している.アンカー の緊張力が低下する要因は、アンカーのリラクゼーションや、地盤のクリープなど多々考 えられるが、旧タイプアンカーの場合は防食性能が施されていないため、腐食に伴う断面 欠損から応力集中が発生することで、低い緊張力で塑性変形している場合や破断している 場合があるものと推察される.つまり、斜面内部の損傷がキャップ表面に現れたという目

- 46 -

視項目である.また,キャップの角かけはアンカーの腐食に伴う鋼棒先端部の体積膨張に よって引き起こされると考えられる.この場合も斜面内部の損傷がキャップに現れたとい う損傷項目である.一方,キャップ表面の損傷として現れる鋼棒先端露出はその発生自体 は内部損傷とは関係なく,施工時にアンカーキャップのコンクリートのかぶり厚が十分に 確保されなかった場合などに発生する損傷項目である.そして,鋼棒がキャップ上に露出 することで,その部分から腐食が進行し,キャップから斜面内部へと損傷が進行していく ものと推察される.以上のように,斜面内部からキャップ表面に損傷が進展していくタイ プの目視項目のアンカーにおいてはキャップの損傷を確認することで比較的精度よく斜面 内部の損傷を評価することができるが,キャップ表面から斜面内部へと損傷が進行するタ イプの目視項目のアンカーにおいては目視点検結果の精度がそれほど高くないものと推察 される.健全なアンカーにおいても同様に,斜面内部で損傷が進行しているがその損傷が キャップ表面に現れるまでは損傷が進展していないということが考えられ,目視点検の精 度がそれほど高くならなかったものと推察される.

また,表 2-1 に示したような健全度ランクに基づく判定に関しては,点検員の個人的な判断基準による違い,すなわちバイアスが存在することが指摘されている¹²⁾.これには点検員の可能な限り悪い判定を出したくないという心理に起因するものも考えられるが,健全度ランクが高いアンカーにおいては,斜面表面から内部を診断することが難しいというアンカーの構造的な特徴に起因しているものと推察される.

したがって, 表2-1に示したような健全度ランクの特に損傷レベルが低い健全度ランクV やIVのアンカーの判定における相違は有意な差では無い可能性がある.このことは健全度 ランクVと健全度ランクIVの損傷確率(あるいは未損傷確率)の値が比較的似通っているこ とからもある程度妥当性があるものと推察される.

第 5 章 リフトオフ試験結果による目視点検結果の精度検証

前章までに非破壊試験を用いてアンカーの断面欠損の観点から目視点検の精度の検証 を行い,各健全度ランク,および目視項目におけるアンカーの断面欠損の発生機構を考察 した.しかし,非破壊試験結果はサンプル数が少なく,ある一定以上の断面欠損の存在の 有無のみが判定され,断面欠損の程度を具体的に計測するものではない.また,本研究で は最終的に斜面の安定性を考慮したアンカーの維持補修の検討を行うことを目的としてお り,アンカーの緊張力変化過程をモデル化する必要がある.したがって,連続量としての 力学的性能指標である緊張力が計測されたリフトオフ試験結果と目視点検結果の相関性を 確認することは目視点検の精度を検証する上で重要な意味を持つ.

以上のことから本章では、リフトオフ試験結果から目視点検結果の精度を緊張力の観点 から検証するとともに、その結果を踏まえて健全度ランク別にアンカーの緊張力をモデル 化する手法を提案する.具体的にはまず、アンカーの性能低下過程におけるアンカーの緊 張力変化過程を本研究が対象とするアンカーの設計概念を交えながら説明する.その上で リフトオフ試験結果から得られたアンカーの緊張力と目視点検の健全度ランクの相関性を 検証し、健全度ランク毎にアンカーの緊張力のモデル化を行う.

5.1 アンカーの緊張力と性能の関係

アンカーの性能と緊張力の関係はアンカーの種類や設計手法によってその意味合いが異なる.したがって本節では,緊張力の観点からアンカーの種類とその特徴,および設計上の相違点を説明し,本研究で対象とするアンカーの特徴について述べる.

アンカーの防食性能に関する規定¹⁰についてはすでに述べたように、規定変更前の防食 性能を持たないアンカーを旧タイプアンカー、規定変更後の防食性能を持つアンカーを新 タイプアンカーと呼び、性能的な面で、防食性能を持たない旧タイプアンカーの性能低下 が特に問題視されている.また、防食に関する規定以外でアンカーを特徴づける重要な要 素として、図 5-1、5-2 に示す鋼棒タイプとより線タイプがある.鋼棒タイプとはアンカー に緊張力を持たせる部位(テンドン)が一本の鋼棒であるアンカーで、より線タイプとは複 数の鋼より線に緊張力を分散させる方式のアンカーである.ともに古くから実績のあるア ンカーであるが、本研究が対象とするアンカーは旧タイプでもそのほとんどが鋼棒タイプ である.旧タイプアンカーにおいて、鋼棒、より線両タイプともに、腐食による激しい鋼 材の断面欠損やアンカーが破断した事例が確認されている⁹⁰.しかし、鋼棒アンカーはア ンカー破断時にアンカー体の飛び出しとして報告され、第三者被害の観点から近年では全 く使用されていない.

また、アンカーの設計段階では、そのアンカーに期待する抑止効果に応じて初期緊張力



図 5-1 鋼棒タイプアンカー



図 5-2 より線タイプアンカー



図 5-3 アンカーに期待する効果

図 5-4 アンカーが破壊に至るまでの過程

の検討がなされる⁴¹⁾. アンカーに期待する抑止効果としては, 図 5-3 に示すように, アン カーを打設することによる待ち受け効果(P₀ cos β)と, プレストレス力を与えることですべ り面の応力が増加し摩擦抵抗が増加する,いわゆる締め付け効果(P₀ sin β tan φ)(φ:内部摩 擦角)の二つがある.現在の地すべり抑止対策ではその形態やすべり機構・特性が複雑で, しかも長期的にアンカーの緊張力を維持することが困難なため,一般的に待ち受け効果を 重視した設計が採用されている.つまり,現在のアンカーは供用開始時に大きなプレスト レス力を与えず,すべりが生じたときにそのすべりを受け止めるような待ち受け型機能が 付与されたものが一般的である.しかし,旧タイプアンカーにおいては,締め付け効果に 期待し,大きなプレストレス力を与えることで斜面の変形や崩壊そのものを抑止しようと するものがほとんどである.本研究が対象とするアンカーは締め付け型,および旧タイプ に属するアンカーであり,以下では,このタイプのアンカーの緊張力変化過程と健全度ラ ンク別の緊張力の値を比較することで目視点検の精度を検証する.

5.2 アンカーの緊張力変化過程

これまで,防食性能が施されていない締め付け型の旧タイプアンカーにおいては,腐食 に伴う鋼材の断面欠損から生じる緊張力の低下が問題視されてきた⁹⁾.実際にこれを主要 因として緊張力が低下しアンカーが破断するという事例が数多く確認されており,図2-1 で示したように,本研究のリフトオフ試験結果においても著しく緊張力の低下したアンカ ーが数多く確認されている.しかしながら,一部のアンカーでは設計時より緊張力が増加 している(以後過緊張と称す)アンカーも確認されており,緊張力が増加するケースも問題 となっている.一般的なアンカーの緊張力の増加は想定外の外力の作用によるものであり, その要因には以下のようなものが想定されている⁴¹⁾.

1) 豪雨や融雪,地下水位の上昇

2) 地盤の風化や応力解放に伴う緩み

3) 凍上

しかしながら、これらの要因には締め付け型旧タイプアンカーのように緊張力が減少する 現象を想定したものではない.つまり、実際の締め付け型旧タイプアンカー斜面において は上記の三つの要因以外に以下のような要因で緊張力が増加する場合があるものと推察さ れる.

4) アンカーの緊張力低下に伴う地盤強度の低下

前述の通り,締め付け型旧タイプアンカーはプレストレス力が維持できずに緊張力が低下 する.そのため締め付け効果が期待できなくなり,斜面が不安定な状態になりやすく,地 盤強度が低下することで斜面の変形が生じやすくなる.斜面に変形が生じるとアンカーの 緊張力は増加に転ずる.締め付け型旧タイプアンカーの場合,このような過程を経ること でアンカーの緊張力は増加するケースが卓越すると推察される.

以上を踏まえると、締め付け型旧タイプアンカーの緊張力の代表的な変化過程は以下の ように説明ができるものと推察される.すなわち、引き締め効果を期待して大きなプレス トレス力をかけられたアンカーはまず、アンカーのリラクゼーション、地盤のクリープ、 腐食によるテンドンの断面欠損等の複数要因から緊張力が経時的に低下する.すると、ア ンカーの締め付け効果が期待できなくなり、斜面の変形の発生を抑止する力が減少する. いわば待ち受け型のアンカーのように斜面の変形を待ち受けるような形に移行する.ただ し、待ち受け型のアンカーの場合はアンカーを打設する前の安全率(以下、アンカー打設前 安全率と称す)が高い斜面に適用されるのが一般的であり、プレストレス力は低めに設定さ れる.したがって、斜面にすべりや変形が生じる主要因はアンカーの緊張力の減少とは考 えにくい.しかしながら、締め付け型アンカーの場合はアンカー打設前安全率が1を下回 るような不安定斜面に適用することが一般的であり、プレストレス力が維持できなければ 斜面が不安定な状態になりやすい.したがって、斜面に変形が生じることになり、その荷 重を受け止めることでアンカーの緊張力は増加に転じるものと推察される.そしてその後 もアンカーの性能は低下し続け、荷重に耐え切れなくなった時点で破壊する. 以上のようなアンカーが破壊に至るまでの緊張力変化過程は斜面に変形が生じる時期 によって大まかに図 5-4 に示すような以下の 3 つのケースに分類できるものと推察される.

1) アンカーが破壊するまで斜面の変形が生じない場合

2) アンカーの性能がそれほど低下していない状況下で斜面に変形が生じた場合

3) アンカーの性能低下が進行してから斜面に変形が生じた場合

1)の場合では、アンカーは破壊に至るまで、前述の要因の下、緊張力を減少させ続ける.
2)の場合は緊張力がある程度低下した段階で斜面に変形が発生する.そして、アンカーが待ち受け効果を発揮し、緊張力が増加に転じる.また、アンカーの性能が比較的高いため、アンカーの緊張力が初期緊張力である設計アンカー力を越えるまで斜面の変形に抵抗する場合がある.この現象が過緊張アンカーとしてリフトオフ試験で測定されるものと思われる.3)の場合は性能低下が進行した状況下で斜面に変形が生じるため、アンカーの待ち受け効果がそれほど期待できず、アンカーは過緊張の状態になることなく、破壊に至る.いずれの場合においてもプレストレス力を維持することができず、緊張力が低下する過程は共通である.上述した通り、アンカーの緊張力が増加する要因はアンカーの緊張力低下に起因するものだけでなく様々な要因が存在する.しかし、本研究は、その中でも締め付け型旧タイプアンカーの設計の観点と実際に得られたリフトオフ試験結果から、締め付け型旧タイプアンカーの代表的な緊張力変化過程が上述したような経路をたどることを仮定した上で、アンカーの緊張力と目視点検結果の相関性を検証するものである.

以上では,締め付け型旧タイプアンカーが破壊に至るまでの代表的な緊張力変化過程の 一連の流れを説明したが,斜面の安定性を検討する上では,アンカーがいつ破壊に至るか, すなわちアンカーの破壊時の緊張力(以下,破壊時緊張力と称す)をモデル化する必要があ る.したがって次節では,実際の各健全度ランクのリフトオフ試験結果が,本節で説明し たアンカーの緊張力変化過程に従っているかを確認することで緊張力の観点から目視点検 結果の精度を検証し,既往の文献¹⁴⁾で得られているデータを一部利用し,健全度ランク別 のアンカーが破壊時緊張力をモデル化する.

5.3 アンカーの緊張力変化過程のモデル化

本項では,健全度ランク別のアンカーの緊張力と上述したアンカーの緊張力変化過程の 相関性を確認することで目視点検結果の精度を検証するとともに,健全度ランク毎に破壊 時緊張力をモデル化する.

5.3.1 プレストレス力低下時におけるアンカーの緊張力変化過程のモデル化

本項では、まず、アンカーが打設されてからプレストレス力が維持できず緊張力が低下 する過程、すなわち図 5-4 のケース1 で示した緊張力変化過程におけるアンカーの緊張力

健全度ランク	V	IV	III	II
目視点検本数	1903	2069	739	309
リフトオフ試験本数	12	13	25	33
平均值(%)	33.7857	56.1758	47.6857	31.4416
標準偏差	16.3350	29.1244	21.7692	22.7331

表 5-1 健全度ランク別引張荷重比の統計値

に着目して目視点検結果の精度を検証する.具体的には,図2-1で示したアンカーのリフトオフ試験の内,過緊張斜面のアンカーのサンプルを除外した集合を対象として,ランク別にアンカーのリフトオフ試験結果をまとめる.ただし本研究における過緊張斜面の定義は以下の1),2)に属する斜面群を指す.

1) すでに斜面の変形が目視で確認されている斜面

2) 目視によって斜面の変形を確認することはできないが、リフトオフ試験結果により設 計アンカー力(プレストレス力)より大きい過緊張アンカーが一本でも確認された斜面 上記1)の斜面に関してはリフトオフ試験によって過緊張アンカーの存在が確認されている. 2)の斜面に関しては、アンカーが過緊張の状態に至った原因を特定することは困難である が、ここで必要なアンカーの緊張力はプレストレス力が維持できずに低下する過程におけ る緊張力であるため、サンプルから除外する.ただし本検討では、図 5-4のケース1のア ンカーのように明らかに緊張力が増加に転じていると判断できる過緊張斜面のみをサンプ ルから除くため、実際には緊張力が増加に転じているアンカー斜面のサンプルが存在して いる可能性がある.しかしながら、これらの斜面については限られたデータからその判断 が難しいため、これを許容する.以上1)、2)の斜面のサンプルを除いた非破壊試験結果の ランク別の引張荷重比のサンプル数,平均値,標準偏差の結果を表 5-1 に示す.同表より, 健全度ランク V のアンカーを除き、健全度ランクが下がっていくにつれアンカーの緊張力 も低下していくことが確認できる.上述したように、締め付け型の旧タイプアンカーでは 腐食等の要因によって性能が低下することでプレストレス力を維持できず、緊張力が低下 していくため,目視点検が斜面内部の状況(この場合はアンカーの緊張力)をある程度精度 よく検知できるものと推察される.ただし、目視点検では損傷が確認されない健全度ラン ク V では, 健全度ランク IV や III のアンカーに比べ引張荷重比の平均値が小さい値が得ら れている.このような結果が得られた要因は,前章で述べたように,健全度ランク Vのア ンカーにおいては斜面内部で性能低下が進統計行しているものも存在し、斜面内部の損傷 に対する目視点検の精度がそれほど高くないことに起因しているものと推察される.また, 本研究における健全度ランク V のアンカーのリフトオフ試験結果のサンプル数は 12 と目 視点検数に対して1%にも満たないことから,統計誤差による影響も存在する.統計誤差





図 5-6 本研究の緊張力モデル化の概念図

の観点では,健全度ランク IV のアンカーにおいても同様のことがいえる.健全度ランク V や IV における目視点検の精度に関しては,今後も各種点検結果を蓄積して検証していく ことが重要であるものと推察されるが,リフトオフ試験結果のサンプル数の制限がある中 で斜面の安定性を検討するためには,数多く存在する目視点検結果を利用せざるを得ない. したがって本研究では,健全度ランク V や IV における目視点検結果のリフトオフ試験結 果に対する精度はそれほど高くはないものと推察されるが,アンカーの緊張力は健全度ラ ンク毎にあるばらつきを持って分布していると仮定することで目視点検の不確実性を反映 させたアンカーの緊張力のモデル化を行う.

一般的に、構造物の力学的な性能低下を議論する場合、図 5-5 に示すように、縦軸に構造物の力学的性能(本研究におけるアンカーの緊張力)、横軸に時間を設定した状態で回帰曲線を用いることで時間と性能の関係をモデル化することが多い.しかし本研究では、図 5-6 に示すように、横軸には、時間の代わりに各健全度ランク(図中では便宜的に同軸上に図示している)、縦軸に引張荷重比を設定し、アンカーの緊張力が、健全度ランク毎にある平均値、分散を持つ確率分布に依存すると仮定することで目視点検の不確実性を考慮した健全度ランク毎のアンカー緊張力のモデル化を行う.このようにモデル化する根拠としては、前述の点検結果のサンプル数の制約以外に、時間の経過とともにアンカーの緊張力は低下するが、ある程度性能低下が進行すると健全度ランクそのものが推移するものと推察されるためである.実際のリフトオフ試験結果においても図 5-7 に示すように、健全度ランク別の緊張力の時間的変化を指数近似した場合には、サンプル数による統計誤差の影響があるものの、健全度ランク IV 以外ではアンカーの緊張力はほぼ時間に依存しないという結果が得られている.

また,第4章において,アンカーの損傷確率が時間の経過を考慮しないベルヌーイ試行 モデルを用いてある程度精度よくモデル化できたことからも,アンカーの緊張力を健全度 ランク別にモデル化することにはある程度妥当性があるものと推察される.

本研究では具体的に,健全度ランク iのアンカーの緊張力は,リフトオフ試験結果より得



られた健全度ランクiの緊張力の標本平均 $\mu_{\kappa i}$ を平均値,および変動係数COVを用いて設定した分散 $\sigma_{\kappa i}^2$ を分散に持つ正規分布に依存すると仮定し,次式で定義する.

$$f_{k}(x_{k,i}) = \frac{1}{\sigma_{k,i}\sqrt{2\pi}} \exp\left\{-\frac{1}{2}\left(\frac{x_{k,i} - \mu_{k,i}}{\sigma_{k,i}}\right)^{2}\right\}$$
(5.1)

ここで、変動係数 COV は次式で定義される.

$$\sigma_{\kappa,i} = COV \cdot \mu_{\kappa,i} \tag{5.2}$$

ただし本研究では、変動係数 COVはすべての健全度ランクで一定とし、リフトオフ試験結 果のサンプル数の少なさ、標本標準偏差を考慮して COV=0.5と設定した.また、式(5.1) で定義されたアンカーの緊張力のモデルはあくまでプレストレスが減少していく過程にお ける緊張力のモデルである.次項でアンカーが破壊するときの緊張力のモデル化について 説明を加える.

5.3.2 アンカーの破壊時緊張力のモデル化

前項までに,アンカーのプレストレス力が低下する過程でのアンカーの緊張力のモデル 化手法を説明した.そこで本項では,斜面に変形が発生した後にアンカーが破壊する時点 での緊張力のモデル化手法について説明する.



図 5-10 断面欠損率と極限引張力比の理論関係 図 5-11 引張荷重比と極限引張力の関係

そもそも設計の段階では,図 5-8 に示すようにアンカーの破壊形態として大きく以下の三 つが想定されている⁴¹⁾.また,括弧内は想定された破壊形態における破壊時緊張力,すな わち極限アンカー力と呼ばれるものである⁴¹⁾.

1) テンドンの破断(テンドンの極限引張力)

2) テンドンがアンカー体から引きぬけることによる破壊(テンドンの極限拘束力)

3) アンカー体が地盤から引きぬけることによる破壊(アンカーの極限引抜き力)

ここで、極限引張力はテンドンに用いる鋼材の JIS に定める引張荷重に相当し、極限拘束 力はテンドン、拘束具とアンカー体のグラウトとの間の付着応力度に基づいて計算され、 極限引抜き力はアンカー体と地盤との周辺摩擦力によって計算される.

このようにアンカーの破壊形態は複数想定されているが、本研究がモデル化するアンカーは防食性能が施されていない旧タイプアンカーであり、その性能低下の主要因が腐食に伴う断面欠損であるものと推察される.また、2)、3)の破壊形態におけるアンカーの劣化を対象とした研究事例は少なく、本研究では1)に関するデータとして文献¹⁴⁾で用いられたアンカーのプレストレス力が低下していく段階におけるアンカーの緊張力と鋼材断面欠損率の関係(図 5-9)が利用可能であるため、アンカーの破壊形態をテンドンの破断と仮定して破壊時緊張力をモデル化する.具体的には図 5-9 で得られた回帰曲線と鋼材断面欠損率と

極限引張力比(=極限引張力に対する破壊時のアンカーの緊張力の割合)の理論的線形関係 (図 5-10)に基づき,プレストレス力が低下していく過程におけるアンカーの緊張力と極限 引張力比の関係(図 5-11)を求めることができる.ただし,実際のアンカーにおいては長期 間腐食環境にさらされると,荷重と腐食の相互作用により脆性破壊する遅れ破壊を引き起 こすことがある²³⁾が,本研究についてはこれを考慮せず,延性破壊に関する理論に基づい てモデル化する.ここで,プレストレス力が低下していく過程でのアンカーの緊張力は本 節第1項で健全度ランクに基づくモデルとして定義することができる.したがって,ここ に健全度ランク別の極限引張力比がモデル化されたことになる.また,極限引張力は既知 の値であるため,アンカーの破壊時緊張力も健全度ランク毎に定義することが可能となる.

以上のように、本節では、リフトオフ試験結果を用いて緊張力の観点から目視点検の精 度を検証し、それに基づいてプレストレス力が減少する過程における緊張力と破壊時緊張 力を健全度ランク毎にモデル化した.ただし、本章で提案したモデル化手法はアンカーの 緊張力と健全度ランクとの対応のみを意味しており、アンカーの性能低下を予測するもの ではない.アンカーの性能低下予測については次章で説明する目視点検結果にマルコフ連 鎖を適用することでモデル化した健全度ランク低下モデルによって行う.また、詳細につ いては後述するが、本章で提案するアンカーの緊張力モデル化手法は後述するアンカーの 維持補修計画における斜面の安定性評価の際に用いることになり、健全度ランク低下モデ ルと併用することで将来状態における斜面の安定性評価が可能となる.

最後に、本論文の第2章から第5章にかけて説明したことは、非破壊試験結果、および リフトオフ試験結果を利用することで目視点検結果の精度を検証し、アンカーの損傷の有 無や緊張力といった力学的指標の側面から目視点検の価値を再定義したことである.つま り、目視点検結果が有する力学的特性を定量的に評価することで、維持補修に関して着目 すべき目視項目の検討、および一般的なアセットマネジメントで用いられる目視点検結果 に基づいた簡易な斜面の安定性の検討が可能になるものと推察される.したがって、目視 点検結果の有用性が飛躍的に上昇するものと推察される.

第6章 グラウンドアンカーエの維持補修計画の概要

本章では,前章までに検証した目視点検結果とアンカーの力学的特性の相関性を生かし たアンカーのアセットマネジメントに基づく維持補修計画の概要について説明する.アセ ットマネジメントに基づく維持補修計画の検討における必要要件は一般的に以下の4つに まとめられる⁴²⁾.

- 1) 構造物の性能,機能水準の現在状態の規定
- 2) 構造物の性能低下に対する将来状態の予測
- 3) 構造物の性能低下過程のモニタリング
- 4) 費用対効果を含めた適切な箇所,タイミングでの維持補修・更新のルール化

以上の要件を大きく分けると1)~3)の構造物の劣化過程のモデル化に関する項目と4)社会 経済的観点も含めた維持補修コストに関する項目に分けることができる.したがって,本 章では,まずアンカーの性能の現在状態を定義するものとして目視点検結果を用い,アン カーの健全度ランクの低下過程をモデル化する.そしてそれに関連して,アンカーの斜面 対策工としての性能低下を,破壊確率を用いて評価する.その後複数案の補修戦略につい て,社会経済的観点も考慮した LCC を評価する.以下ではこの一連のモデル化手法の詳細 について説明する.

6.1 健全度ランク低下モデル

本項では本研究で提案するアンカーの性能低下モデルについて説明を加える.

6.1.1 健全度と定期点検スキーム

本研究で提案するアンカーの性能低下モデルにおいては,表 2-1 に示した 6 つの健全度 ランクによって判定された目視点検結果を用いる.これは,第1章第1節で説明したよう に,既存の点検データ数の関係から,全斜面のすべてのアンカーに対して維持補修計画を 検討する上では,目視点検結果が最も有用であるためである.したがって,アンカーの性 能低下モデルを推定するためには,アンカーの健全度に関する時系列データを蓄積するこ とが必要である.いま,図 6-1 に示すような時系列データが与えられたとする.図中時刻 t は供用開始からの時刻を表す.時刻t₀に供用が開始され,それ以後性能低下が進展してい く.アンカーの健全度ランクは健全な方から VI~Iの 6 ランクであるが,本手法の理論の 説明においては,その説明のしやすさから健全な方から 1~6 とし,状態変数i(=1,…,6) を用いて表現する.図 6-1 の例では,時刻t_i(i=1,…,5)においてそれぞれ健全度がiからi+1 へと進展している.ただし,本研究において目視点検は第3章で説明したような不完全モ ニタリングスキームで実施されているため,正確な時刻t_iの情報を獲得することはできな



い. 次に図 6-2 のように 2 つの時刻 t_A , t_B において定期点検が実施される場合をみると, 時刻 t_A の定期点検でアンカーの健全度が i (=1,…,5)と判定されている. また,時刻 t_A 時点 では将来性能低下がどのように進展するかは不確実である.劣化過程としては無限に多く のシナリオが考えられるが,現実にはその中から 1 つのパスが実現する.仮に同図に示し た 4 つのサンプルパスを考えてみよう.パス 1 は 2 つの定期点検時刻間で健全度ランク i が 変化しなかった場合を表し,パス 2,パス 3 はそれぞれ時刻 t_i^2 , t_i^3 において健全度ランク が i から i + 1 に変化している.これら 2 つのパスに従った場合,時刻 t_B における定期点検で 判定された健全度ランクはともに i + 1 であり,定期点検スキームでは健全度ランクが i から i + 1 に進展した時刻 t_i^2 , t_i^3 は分からない.また,パス 4 のように時刻 t_i^4 , t_{i+1}^4 で健全度がそ れぞれ i からi + 1, i + 1 からi + 2 に進展した場合においても,それらの正確な時刻に関する 情報を獲得することは不可能である.

6.1.2 マルコフ連鎖

本研究では,前項で説明したような定期点検スキームのアンカーの目視点検結果に確率 統計学手法としてマルコフ連鎖を適用することでアンカーの性能低下過程をモデル化する. 具体的には2つの時刻間におけるアンカーの健全度ランクの不確実な推移状態をマルコフ 推移確率(以下推移確率と称す)で表現する.

前述したように、ある時点の状態がそれ以前の状態にのみ依存するような確率過程のこ とをマルコフ連鎖という.一般的なマルコフ連鎖の特性は第3章式(3.30)に示したが、ここ ではアンカーの健全度ランクの推移状態に適用するため改めて次式によって示す.

 $P(X_{t+1} = a_{t+1} | X_t = a_t, X_{t-1} = a_{t-1}, \dots, X_1 = a_1, X_0 = a_0) = P(X_{t+1} = a_{t+1} | X_t = a_t)$ (6.1) ここに X_t は離散型パラメータ, a_t は時点 t における状態, P は状態生起確率, すなわち推 移確率を表す.以下, マルコフ連鎖の概念をアンカーの性能低下予測問題に当てはめる.

時刻 t_A で観測した当該アンカーの健全度を状態変数 $s(t_A)$ で表すとする.時刻 t_A で観測された健全度がiであれば $s(t_A)=i$ と表すことができる.このとき式(6.1)の推移確率は時刻 t_A

で観測された健全度 $s(t_A) = i$ を与件として、将来時点、例えば時刻 t_B において健全度 $s(t_B) = j$ が生起する条件付き確率として、次式のように定義される.

$$\Pr\{s(t_B) = j \mid s(t_A) = i\} = T_{ij}$$
(6.2)

このような推移確率を健全度ランク推移ペア(*i*,*j*)に対して求めれば,次式の推移確率行列 を得る.

$$\boldsymbol{T} = \begin{pmatrix} T_{11} & \cdots & T_{iJ} \\ \vdots & \ddots & \vdots \\ 0 & \cdots & T_{JJ} \end{pmatrix}$$
(6.3)

推移確率(式 6.2)は 2 つの所与の定期点検時刻 t_A , t_B の間に生じる健全度の推移確率を表す ため、対象とするアンカーの時間間隔が異なれば、推移確率の値は異なるものになる.補 修がない限り健全度ランクは常に性能低下方向に進展する.また、推移確率の定義より、 推移確率行列の行要素の和は 1 となる.すなわち、推移確率に関して次式が成立しなけれ ばならない.

$$T_{ij} \ge 0 \quad (i \le j) T_{ij} = 0 \quad (i > j) \sum_{j=i}^{J} T_{ij} = 1$$
(6.4)

健全度Jは最も劣化が進行した状態であり,本研究においては健全度Iに相当する.また, 補修等が実施されない限りマルコフ連鎖の吸収状態となり, *T_{JJ}*=1が成立する.なお,推 移確率は式(6.1)のようなマルコフ性を満たすと仮定し,アンカーの性能低下は過去の性能 低下履歴とは独立して定義する.マルコフ連鎖に基づく性能低下モデルは,対象とする状 態量が連続量ではなく健全度ランクのような離散量である場合に非常に操作性が高く,こ れまでマルコフ連鎖に基づく性能低下モデルは主に舗装や橋梁分野のアセットマネジメン ト戦略を検討する上で頻繁に用いられてきた^{21),22)}.また,マルコフ連鎖は現時点の状態が 直前の時点の状態だけに依存するのではなく,多時点の状態および要因に依存するような 複雑な状態推移を有する変化過程においても,類似した変化過程を有するモデルを構築す ることができると報告されている⁷⁾.これらを踏まえ本研究においても,マルコフ連鎖に 基づく性能低下予測モデルを採用することにした.

6.1.3 指数ハザードモデルの定式化

本節では推移確率(式 6.2)を文献²¹⁾と同様,指数ハザードモデルを用いて定義する.アン カーの性能低下過程は図 6-1 で示したように,時間の経過とともに健全度ランクが推移し ていくと捉える事ができる.ここで,アンカーの健全度ランクが*i*から*i*+1へ推移する時間 間隔を健全度*i*のアンカーの寿命と考えると健全度ランクの推移に第 3 章で非破壊試験結 果に適用したようなハザードモデルをアンカーの健全度ランク低下過程に応用することが



図 6-3 健全度ランク低下過程のモデル化

できる.ただし,非破壊試験結果に適用したハザードモデルは,健全度ランクの寿命では なく,損傷が発生するもでの損傷寿命であり,直接的に比較対象となるものではないこと に留意されたい.

研究では、もっとも基本的なハザードモデルである指数ハザードモデルを適用する.指数ハザードモデルは第3章において説明した通りだが、添え字の意味合いを考慮して再度 定式化する.いま、アンカーの性能低下過程を図 6-3 に示すようにモデル化する場合を考 える.時刻 t_{i-1} において健全度ランクがi-1からiに推移したと考える.ここで、時刻 t_{i-1} を 健全度iの初期時点 $y_i = 0$ とする時間軸を導入する.以後、この時間軸は「時刻」とは区別 して「時点」と表現する.点検時刻を t_A 、 t_B とすると $y_A = t_A - t_{i-1}$ 、 $y_B = t_B - t_{i-1}$ が成立する. なお、前述のとおり、定期点検スキームでは t_{i-1} の正確な時刻に関する情報は獲得できない ため、 y_A 、 y_B の正確に把握することができない。当面サンプルの時刻情報を既知と仮定 して指数ハザードの説明を行う.いま、式(3.7)~(3.12)を参考に、アンカーの健全度ランク が時点 y_i までiで推移し、かつ時点 y_i でi+1に推移する確率密度(ハザード関数) $\lambda_i(y_i)$ を

$$\lambda_i(y_i) = \theta_i > 0 \quad (- \hat{\varepsilon} \hat{\alpha}) \tag{6.5}$$

とすることで指数ハザードモデルが成立する. すなわち式(6.5)は指数ハザード関数である. また,式(6.5)を用いることで,アンカーの性能低下過程が過去の履歴に依存しないという マルコフ性を表現することが可能となる. さらに,ハザード関数 $\lambda_i(y_i) = \theta_i$ を用いることで 健全度ランク*i*の寿命が*y*,以上となる確率(生存確率)は式(3.11~14)を参考にして

$$\widetilde{F}_i(y_i) = \exp(-\theta_i y_i) \tag{6.6}$$

と表され、健全度ランクiの寿命分布を表す確率密度関数 $f_i(\zeta_i)$ は次式で示される.

$$f_i(\zeta_i) = \theta_i \exp(-\theta_i \zeta_i) \tag{6.7}$$

また,健全度ランク*i*の期待寿命 *RMD*_iは生存関数 $\tilde{F}_i(y_i)$ を用いて,次式で定義される.

$$RMD_{i} = \int_{0}^{\infty} \widetilde{F}_{i}(y_{i}) dy_{i} = \int_{0}^{\infty} \exp(-\theta_{i} y_{i}) dy_{i} = \frac{1}{\theta_{i}}$$
(6.8)

ここで、時刻 t_{i-1} に健全度がiに移行し、点検時刻 t_A まで健全度ランクが継続してiであった場合を考える。このときさらに時点 y_A から追加的に z_i 以上にわたって健全度iが継続す

る確率 $\widetilde{F}_i(y_A + z_i | \boldsymbol{\zeta}_i \ge y_A)$ は

$$\widetilde{F}_{i}(y_{A}+z_{i} \mid \boldsymbol{\zeta}_{i} \geq y_{A}) = \Pr\{\boldsymbol{\zeta}_{i} \geq y_{A}+z_{i} \mid \boldsymbol{\zeta}_{i} \geq y_{A}\}$$

$$(6.9)$$

と定義される.式(6.6)より、この式は以下のように変形できる.

$$\frac{\Pr\{\zeta_i \ge y_A + z_i\}}{\Pr\{\zeta_i \ge y_A\}} = \frac{\widetilde{F}_i(y_A + z_i)}{\widetilde{F}_i(y_A)} = \frac{\exp\{-\theta_i(y_A + z_i)\}}{\exp(-\theta_i y_A)} = \exp(-\theta_i z_i)$$
(6.10)

すなわち,時点 y_A において健全度ランクがiと判定され,次の点検時点 $y_B = y_A + Z$ においても健全度ランクがiと判定される確率は

$$\Pr\{s(y_B) = i \mid s(y_A) = i\} = \exp(-\theta_i Z)$$
(6.11)

と表される.式(6.11)は推移確率 T_{ii} に他ならない.すなわち,指数ハザードモデルを適用 した場合,推移確率 T_{ii} はハザード率 θ_i と点検間隔Zにのみ依存し,時点 y_A , y_B の正確な 情報を用いなくとも推移確率を推定することが可能である.

6.1.4 推移確率の導出

前項では指数ハザードモデルを定式化し,指数ハザード関数を用いて点検間隔Zの推移 確率の対角要素を求めた.本項では推移確率の対角要素以外の要素の導出を行う.

まずは点検時点 $y_A \ge y_B$ の間に健全度ランクがiからi+1へ推移する推移確率を求める. 二つの点検時点に挟まれた期間 $[y_A, y_B)$ の間に健全度ランクがiからi+1へ推移するために は、1)時点 y_A から時点 $y_A + z_i (z_i \in [0, Z))$ まで健全度ランクがiのまま推移し、2)時点 $y_A + z_i$ で健全度ランクがiからi+1へ推移し、3)時点 $y_A + z_i$ から時点 y_B まで健全度ランクがi+1の まま推移しなければならない.定期点検スキームでは健全度ランクがiからi+1へ推移する 正確な時点は把握できないが、健全度ランクの推移が時点 $y_A + z_i$ で生起したと仮定する. すると、上記 1)、2)の時点 y_A から時点 $y_A + z_i (z_i \in [0, Z))$ まで健全度ランクがiのまま推移し、 $y_A + z_i$ で健全度ランクがiからi+1へ推移する条件付き確率密度関数 $g_i(z_i | \zeta_i \ge y_A)$ は

$$g_i(z_i \mid \boldsymbol{\zeta}_i \ge \boldsymbol{y}_A) = \frac{f_i(\boldsymbol{y}_A + \boldsymbol{z}_i)}{\widetilde{F}_i(\boldsymbol{y}_A)} = \frac{\theta_i \exp\{-\theta_i(\boldsymbol{y}_A + \boldsymbol{z}_i)\}}{\exp(-\theta_i \boldsymbol{y}_A)} = \theta_i \exp(-\theta_i \boldsymbol{z}_i)$$
(6.12)

と表される.したがって、上記 1)、2)、3)の時点 y_A から時点 $y_A + z_i (z_i \in [0,Z))$ まで健全度 ランクがiのまま推移し、時点 $y_A + z_i$ で健全度ランクがiからi+1へ推移し、時点 $y_A + z_i$ か ら時点 y_B まで健全度ランクがi+1のまま推移する条件付き確率密度 $g_{i+1}(z_i | \zeta_i \ge y_A)$ は

$$g_{i+1}(z_{i} | \zeta_{i} \ge y_{A}) = g_{i}(z_{i} | \zeta_{i} \ge y_{A}) \widetilde{F}_{i+1}(y_{B} - y_{A} - z_{i})$$

= $\theta_{i} \exp(-\theta_{i}z_{i}) \exp\{-\theta_{i+1}(y_{B} - y_{A} - z_{i})\}$
= $\theta_{i} \exp(-\theta_{i+1}Z) \exp\{-(\theta_{i} - \theta_{i+1})z_{i}\}$ (6.13)

と表すことができる.以上においては時点 $y_A + z_i$ を固定して計算したが,実際の z_i は $z_i \in [0, Z)$ の範囲で変化し得る.これを考慮して,2つの点検時点 y_A と y_B の間に健全度ラン クが*i*から*i*+1へ推移する推移確率 T_{ii+1} は

$$T_{ii+1} = \Pr\{s(y_B) = i+1 | s(y_A) = i\} = \int_0^Z g_{i+1}(z_i | \zeta_i \ge y_A) dz_i$$

= $\int_0^Z \theta_i \exp(-\theta_{i+1}Z) \exp\{-(\theta_i - \theta_{i+1})z_i\} dz_i$
= $\frac{\theta_i}{\theta_i - \theta_{i+1}} \{-\exp(-\theta_i Z) + \exp(-\theta_{i+1}Z)\}$ (6.14)

と表すことができる. ただし,上式において, θ_i , θ_{i+1} の大小関係に関わらず, $T_{ii+1} > 0$ が成立し, $\theta_i \neq \theta_{i+1}$ の仮定より $T_{ii+1} < 1$ が成立する. これらの性質は式(6.14)導出の過程で自明あり,証明は省略する.

次に、2つの点検時点 $y_A \ge y_B$ の間に健全度ランクが*i*から $j(j \ge i+2)$ へ推移する推移確 率を求める.健全度ランクが*j*の状態が継続する期間の分布を表す確率密度関数を $f_j(y_j)$, 分布関数を $F_j(y_j)$ とし、健全度ランクが*j*の状態に関するハザード関数を $\lambda_j(y_j) = \theta_j$ とする. このとき、期間 $[y_A, y_B)$ の間に健全度ランクが*i*から*j*へ推移する事象が生起するためには、 1)時点 y_A から時点 $y_A + z_i(z_i \in [0, Z))$ まで健全度ランクが*i*のまま推移し、2)時点 $y_A + z_i$ で健 全度ランクが*i*から*i*+1へ推移し、3)時点 $y_A + z_i$ から時点 $y_A + z_{i+1}(< y_B)$ まで健全度ランクが *i*+1のまま推移し、時点 $y_A + z_{i+1}$ において健全度ランクが*i*+2に推移する.さらに、4)時点 $y_A + z_{j-1}(< y_B)$ に健全度ランクが*j*に推移し、時点 y_B まで健全度ランクが*j*のまま推移する という事象が同時に生起しなければならない.1)、2)、3)、4)の事象が同時に生起する条件 付き確率密度 $g_i(z_i, z_{i+1}, ..., z_{j-1} | \zeta_i \ge y_A)$ は

$$g_{j}(z_{i}, z_{i+1}, \cdots, z_{j-1} | \boldsymbol{\zeta}_{i} \ge y_{A})$$

$$= g_{j}(z_{i} | \boldsymbol{\zeta}_{i} \ge y_{A}) \prod_{m=i+1}^{j-1} f_{m}(z_{m}) \widetilde{F}_{j}(Z - \sum_{m=1}^{j-1} z_{m})$$

$$= \prod_{m=i+1}^{j-1} \theta_{m} \exp\{\sum_{m=1}^{j-1} \theta_{m} z_{m} - \theta_{j}(Z - \sum_{m=1}^{j-1} z_{m})\}$$

$$= \prod_{m=i+1}^{j-1} \theta_{m} \exp\{-\theta_{j}Z - \sum_{m=1}^{j-1} (\theta_{m} - \theta_{j}) z_{m}\}$$
(6.15)

と表せる.以上においては $z_i, z_{i+1}, \dots, z_{j-1}$ を固定して計算したが、実際は変化し得る値であり、 $z_i \ge 0, z_{i+1} \ge 0, \dots, z_{j-1} \ge 0$ ($j \le J$)は次式を満足する範囲で自由な値をとる.

$$0 \le z_i + z_{i+1} + \dots + z_{j-1} \le Z \tag{6.16}$$

したがって、健全度ランクが*i*から*j*(*j*≥*i*+2)へ推移する推移確率 T_{ij} (*i*=1,…*J*-1,*j*=*i*,…*J*)は若干の計算²¹⁾により、

$$T_{ij} = \Pr\{s(y_B) = j \mid s(y_A) = i\}$$

$$= \int_0^Z \int_0^{Z-z_i} \int_0^{Z-z_i-z_{i+1}} \cdots \int_0^{Z-\sum_{m=1}^{j-2} z_{mi}} g_j(z_i, z_{i+1}, \cdots, z_{j-1} \mid \zeta_i \ge y_A) dz_i dz_{i+1} \cdots dz_{j-1}$$

$$= \sum_{k=i}^j \prod_{m=i}^{j-1} \frac{\theta_m}{\theta_m - \theta_k} \prod_{m=k}^{j-1} \frac{\theta_m}{\theta_{m+1} - \theta_k} \exp(-\theta_k Z)$$
(6.17)

となる.途中計算に関しては文献²¹⁾に詳しく説明されており、参照にされたい.ただし、式(6.17)は θ_m と θ_k 、 θ_m +1と θ_k の大小関係に関わらず $0 < T_{ij} < 1$ が成立する.また、表記上の規則として

$$\begin{cases} \prod_{m=i}^{j-1} \frac{\theta_m}{\theta_m - \theta_k} = 1 & (k = i\mathcal{O} \succeq \stackrel{*}{\geq}) \\ \prod_{m=k}^{j-1} \frac{\theta_m}{\theta_{m+1} - \theta_k} = 1 & (k = j\mathcal{O} \succeq \stackrel{*}{\geq}) \end{cases}$$

$$(6.18)$$

が成立すると考える.また推移確率T_iに関しては式(6.4)より,

$$T_{iJ} = 1 - \sum_{j=i}^{J-1} T_{ij}$$
(6.19)

と表すことができる.以上ですべての推移確率の要素の導出が完了したことになる.

6.1.5 推移確率の推定方法

本節では前節までに導出した推移確率の各要素を推定する方法について説明する.

N本のアンカーに関して目視点検結果が得られたとし,各点検結果サンプルn(以下アンカーnと表記する)(n=1,...N)には,それぞれ,2つの連続する定期検査が実施された時刻 t_A^n , t_B^n と,その時刻での健全度ランク $s(t_A^n)$, $s(t_B^n)$ に関する情報が記録されている.以上の点検 結果に基づいて,アンカーnの点検間隔を $Z^n = t_B^n - t_A^n$ と定義する.さらに2つの点検時刻 間の健全度ランクの推移パターン情報に基づいて,ダミー変数 $d_{i,j}^n(i,j=1,...J,n=1,...N)$ を 次式で定義する.

$$d_{i,j}^{n} = \begin{cases} 1 & s(t_{A}^{n}) = i, s(t_{B}^{n}) = j \mathcal{O} \ \mathcal{E} \\ 0 & \mathcal{E}$$
 (6.20)

すると、定期点検スキームの下で得られるアンカーnが有する情報 $\xi^n = (Z^n, d_{i,j}^n)$ として整理される.アンカーnの劣化過程は指数ハザード関数 $\lambda_i^n(y_i^n) = \theta_i^n$ で表されるが、本研究では同一健全度におけるアンカーのハザード率はアンカーによらず等しいという仮定を設けて、 $\theta_i^n = \theta_i(i, j = 1, \dots J - 1, n = 1, \dots N)$ として推定する.また、本研究で提案する健全度ランク低下モデルにおいては、まず、各健全度におけるハザード率 θ_i を推定し、次に、推移確率を推定することになる.以下では推移確率の推定方法について説明を行う.

アンカー*n*に関して獲得できる情報を $\xi^n = (\overline{Z}^n, \overline{d}^n_{i,j})([-] は実測値であることを示す)$ とすると,推移確率*T_{ij}* $はデータが観測された点検間隔<math>\overline{Z}^n$ と未知パラメータであるハザー ド率 $\theta = (\theta_1, \dots, \theta_{J-1})$ の関数として表すことができ,ここでは*T_{ij}*($\overline{Z}^n : \theta$)と表すことにする. また,*N*本のアンカーの性能低下過程が互いに独立であると仮定すれば,全点検サンプル の性能低下パターンの同時生起確率密度を表す対数尤度関数は次式で与えられる^{43),44)}.

$$\ln[L(\theta)] = \ln\left[\prod_{i=1}^{J-1}\prod_{j=i}^{J}\prod_{n=1}^{N} \{T_{ij}(\overline{Z}^{n}:\theta)\}^{\overline{d}_{i,j}^{n}}\right]$$

$$= \sum_{i=1}^{J-1}\sum_{j=i}^{J}\sum_{n=1}^{N}\overline{d}_{i,j}^{n}\ln T_{ij}(\overline{Z}^{n}:\theta)$$
(6.21)

点検データ $\overline{Z}^n, \overline{d}^n_{i,j}$ は確定値であるため、対数尤度関数は未知パラメータ θ の関数である. ここで、式(6.21)を最大にするようなパラメータ θ の最尤推定値は

$$\frac{\partial \ln[L(\hat{\theta})]}{\partial \theta_i} = 0 \qquad (i = 1, \cdots, J - 1) \tag{6.22}$$

を同時に満足するような $\hat{\theta} = (\hat{\theta}_1, \dots, \hat{\theta}_{J-1})$ で与えられる.これらの最適化条件はJ-1次の連立 非線型方程式であり、本研究では Newton 法による逐次反復法を用いて最尤推定値を計算 する.また、繰り返し計算で得られた $\hat{\theta} = (\hat{\theta}_1, \dots, \hat{\theta}_{J-1})$ に基づいて任意の期間Zにおける推移 確率 T_{ij} が算定される.また、本研究においては一年間の推移を表す推移確率行列(式(6.3)) を設定する.

また,以上の操作で推定した推移確率行列を用いてアンカーの将来状態を予測する場合, 時刻 t におけるアンカーの状態行列 S(t) を式(6.23)のように定義すると時刻 t+1, $t+\tau$ にお けるアンカーの状態行列 S(t+1), $S(t+\tau)$ の推定値はそれぞれ式(6.24), (6.25)で与えられる.

 $\mathbf{S}(t) = (S_{VI}(t) \ S_{V}(t) \ S_{IV}(t) \ S_{III}(t) \ S_{II}(t) \ S_{I}(t))$ (6.23)

$$\mathbf{S}(t+1) = \mathbf{S}(t) \cdot \mathbf{T} \tag{6.24}$$

$$\boldsymbol{S}(t+\tau) = \boldsymbol{S}(t) \cdot \boldsymbol{T}^{\tau} \tag{6.25}$$

以上の手順でアンカーの将来状態の予測を行う.

6.1.6 性能低下過程の異質性

本研究における指数ハザードモデルを適用した健全度ランク低下モデルにおいては前述の通り,同一健全度ランクの性能低下過程は等しいという仮定の下,推移確率を推定したが,実際のアンカーの性能低下過程は個々のアンカーのタイプや材質はもちろんのこと,施工条件や打設斜面の地盤条件,および降雨や温度といった暴露条件に依存するものと推察される.したがって,これらの相違によってアンカーの性能低下過程には異質性が存在するものと考えられる.すべてのアンカーの平均的な性能低下を予測するようなマクロ的観点からの性能低下予測の場合,統計的性質上,上記の異質性が及ぼす影響は小さいと考えられるが,斜面単位でアンカーの性能低下を予測するようなミクロ的な性能低下予測の場合は,異質性の影響は大きくなるものと推察される.後述するように本研究では,アンカーの性能低下の主要因を腐食によるアンカーの断面欠損と捉え,その誘因が透水性などの斜面の地盤条件に依存するものと考えた.この観点から本研究で

は目視点検結果を地質条件で分類し、地質毎に本章で提案したアンカーの健全度ランク低 下モデル適用することでアンカーの性能低下過程の異質性を考慮することにする.また、 本研究が対象とするアンカーは旧タイプアンカーであり、アンカータイプによる異質性は ほとんどないものと考え、考慮しない.

文献²¹⁾のように舗装や道路床版の性能低下を対象とした場合,性能低下の主要因は大型 車交通量の繰り返し荷重によるものであることが明確であると同時に,データとして得ら れやすいという特徴があり,性能低下過程のモデル化においてこれを考慮している.一方, アンカーの場合は性能低下要因が上述のように特定しにくく,施工から長時間が経過した アンカーの場合,維持補修等の概念が希薄であったことなどから設計時に実施された地盤 特性の調査結果や施工条件等のデータが残されていない場合もある.このような事情から 本研究におけるアンカーにおいてもすべてのアンカーのデータとして利用できる情報量が 少なく,アンカー打設斜面の地質による分類によって異質性を評価する.

6.1.7 簡易モデルによる健全度ランク低下過程のモデル化

本研究では、前述したように経時的に健全度ランクが低下していく過程に、指数ハザー ドモデルを適用することで推移確率を推定するが、文献²¹⁾より、本手法では目視点検結果 のサンプル数が2000を下回る場合に推定精度が悪くなるという報告がある.また、本手法 では Newton 法による逐次反復法を用いてパラメータの最尤推定値を計算するが、サンプ ル数が少ない場合には、計算が収束せず、解が得られない可能性がある.実際に本研究に おいてもサンプル数が少なく解が得られない場合が存在し、このような場合に対処するた めに、文献¹²⁾の簡易的に推移確率を推定するモデル(以下,簡易モデルと称す)を援用する. このモデルにおける推移確率を推定する手順を以下で説明する.

まず,指数ハザードモデルによる推移確率の推定手法とは異なり,簡易モデルでは,1 年間の健全度ランク推移は現状維持,もしくは1ランクのみの推移とする仮定を設ける. この仮定の結果,式(6.3)は以下のように書き換えられる.

	$T_{\rm VIVI}$	$T_{\rm VIV}$	0	0	0	0
	0	$T_{\rm VV}$	$T_{\rm VIV}$	0	0	0
T –	0	0	$T_{\rm IVIV}$	$T_{\rm IVIII}$	0	0
1 -	0	0	0	$T_{\rm IIII}$	$T_{\mathrm{III II}}$	0
	0	0	0	0	$T_{\Pi \ \Pi}$	$T_{\rm II \ I}$
	0	0	0	0	0	Тіі

ここで、下付き添え字は実際の健全度ランクを表す.また、性能低下が停滞し続けることを避けるために、すべての成分 *T_{ij}*において 0<*T_{ij}*<1 を満たすものとして計算する.ただし、 健全度ランク I において、吸収状態であるため推移確率は 1 となる.

また, 簡易モデルの適用に関しては指数ハザードモデルの場合と同様にアンカーの性能 低下特性は供用期間を通じて一定であると仮定する.この仮定の下,**表 2-2** で示したよう



図 6-4 簡易モデルにおける推移確率行列の推定手順

な供用年数の異なる斜面群に対して,過去2回の目視点検が実施されている地質における 簡易モデルにおける推移確率行列の推定手法は図 6-4 に示す計算手順を踏む.ただし,図 中*i*,*j*,*k*および*l*は供用年数の違いを表し,*i*<*j*,*k*<*l*および*j*<*l*を満たしている.同 図より,まず第一段階として,過去2回実施された目視点検のデータから同一斜面群にお ける性能低下過程の平均化を行い,第二段階として第一段階で平均化した各斜面群の推移 確率行列を同一地質の性能低下過程として平均化する.各段階における暫定的な推移確率 行列は以下の漸化式を解くことで推定される.

$$S_{VI}(t) = S_{VI}(t-1) \cdot T_{VIVI}$$

$$S_{V}(t) = S_{VI}(t-1) \cdot T_{VIV} + S_{V}(t-1) \cdot T_{VV}$$

$$S_{IV}(t) = S_{V}(t-1) \cdot T_{VIV} + S_{IV}(t-1) \cdot T_{IVIV}$$

$$S_{III}(t) = S_{IV}(t-1) \cdot T_{IVIII} + S_{III}(t-1) \cdot T_{IIIIII}$$

$$S_{II}(t) = S_{III}(t-1) \cdot T_{IIIII} + S_{III}(t-1) \cdot T_{IIIIII}$$

$$S_{II}(t) = S_{III}(t-1) \cdot T_{IIIII} + S_{III}(t-1) \cdot T_{IIIIII}$$
(6.27)

これらの漸化式において、ランクVIにおける漸化式から年次を一つずつ下げて順次代入し ていくことで、推移確率行列のランクVI成分を推定することができる.これをランクIま で繰り返し計算することで、すべての成分が推定される.この計算によって、同一斜面群 のアンカーについて、供用開始から 2000 年点検時までの性能低下過程と、2000 年点検時 から 2009 年点検時までの性能低下過程それぞれの推移確率行列を推定する.次に、得られ たこの二つの性能低下過程を平均化し、同一斜面群のアンカー毎に暫定的な推移確率行列 を推定する.さらに、この暫定解を用いて最終点検時までの拡張計算を行い、それらを合 算することで同一地質の全体の点検結果とみなす.そして、この結果を用いて初期状態か ら最終点検時までの性能低下過程を表わす推移確率行列を同様の計算方法に基づき解くこ とで、地質毎の最適推移行列が推定される.ただし、この方法を用いても目視点検結果の サンプル数の制約から厳密解は得られない場合があるため、実際の目視点検結果と推定結 果との差の二乗和が最小となるように最小二乗法を用いて推移確率行列を推定する.

6.2 斜面の安定性評価手法の概要

本研究では、斜面の安定性を考慮した補修優先順位付けや予算管理に関する一検討手法 を提案するに当たって、斜面の安定性評価を行う必要がある.第5章では、アンカーの健 全度ランク別に緊張力をモデル化しており、本章第1節では健全度ランクが時間とともに 低下する過程をマルコフ過程に基づいてモデル化した.そこで本節ではこれら2つのモデ ルを組み合わせることで、将来状態におけるアンカーの緊張力のモデル化を行い、斜面の 安定性を評価する手法について概要を説明する.

6.2.1 将来状態におけるアンカーの緊張力のモデル化

前述したように、将来状態のアンカーの緊張力は、前節で提案した健全度ランク低下モ デルによって予測された将来状態のアンカーの健全度ランクに、前章で提案した健全度ラ ンク別のアンカー緊張力のモデルを適用することで求めることができる.

いま,本研究における健全度ランク低下モデルで推定されたある斜面における健全度ランクの状態行列*S*が次式で定義されるとする.

 $S = (S_{VI} \quad S_{V} \quad S_{IV} \quad S_{II} \quad S_{I} \quad S_{I})$ (6.28) 一方,各健全度ランクにおけるアンカーの緊張力は式(5.1), (5.2)より,平均値 $\mu_{\kappa i}$,分散 $\sigma_{\kappa i}^{2}$
を持つ正規分布で表現される確率変数 $x_{\kappa,i}$ としてモデル化されている ($i = VI, \dots I$). したがって、この斜面におけるアンカーの緊張力の合力 X_{κ} は確率変数 $x_{\kappa,i}$ ($i = VI, \dots I$)の線形結合式として、次式で表現される.

 $X_{\kappa} = S_{\text{VI}} x_{\kappa,\text{VI}} + S_{\text{V}} x_{\kappa,\text{V}} + S_{\text{IIV}} x_{\kappa,\text{III}} + S_{\text{III}} x_{\kappa,\text{III}} + S_{\text{I}} x_{\kappa,\text{I}}$ (6.29) したがって,確率変数 $x_{\kappa,i}$ ($i = \text{VI}, \dots \text{I}$)が互いに独立であると仮定すると合力 X_{κ} は次式で示 される μ_{κ} , σ_{κ}^{2} をそれぞれ平均値,分散に持つ正規分布で表現される確率変数になる.

$$f_{\kappa}(X_{\kappa}) = \frac{1}{\sigma_{\kappa}\sqrt{2\pi}} \exp\left\{-\frac{1}{2}\left(\frac{X_{\kappa}-\mu_{\kappa}}{\sigma_{\kappa}}\right)^{2}\right\}$$
(6.30)

$$\mu_{\kappa} = S_{\rm VI}\mu_{\kappa,\rm VI} + S_{\rm V}\mu_{\kappa,\rm V} + S_{\rm IV}\mu_{\kappa,\rm IV} + S_{\rm III}\mu_{\kappa,\rm III} + S_{\rm II}\mu_{\kappa,\rm II} + S_{\rm I}\mu_{\kappa,\rm I}$$
(6.31)

$$\sigma_{\kappa}^{2} = S_{\rm VI}^{2} \sigma_{\kappa,\rm VI}^{2} + S_{\rm V}^{2} \sigma_{\kappa,\rm V}^{2} + S_{\rm IV}^{2} \sigma_{\kappa,\rm IV}^{2} + S_{\rm III}^{2} \sigma_{\kappa,\rm III}^{2} + S_{\rm II}^{2} \sigma_{\kappa,\rm II}^{2} + S_{\rm I}^{2} \sigma_{\kappa,\rm II}^{2}$$
(6.32)

以上の流れで将来状態におけるアンカーの緊張力,およびその合力を確率モデルを用いて 表現することができ,後述する斜面安定性評価手法で応用する.

6.2.2 崩壊モデル

本研究においては、アンカー斜面の崩壊モデルとして図 6-5 に示す 2 次元円弧すべりモ デルを適用する.また、斜面の安定性は次式に示す性能関数 Qを用いて定義する.



図 6-5 斜面の崩壊モデル

$$Q = a_{0} + a_{1}c' + a_{2} \tan \phi' + \sum_{j=1}^{l} (a_{j+2,1}T_{j}) + \sum_{j=1}^{l} (a_{j+2,2}T_{j}) \tan \phi'$$

$$a_{0} = -1$$

$$a_{1} = \frac{\sum_{i=1}^{n} (b_{i} \sec \theta_{i})}{\sum_{i=1}^{n} (w_{i} \sin \theta_{i})}, \qquad a_{2} = \frac{\sum_{i=1}^{n} (w_{i} \cos \theta_{i} - u_{i}b_{i} \sec \theta_{i})}{\sum_{i=1}^{n} (w_{i} \sin \theta_{i})}$$

$$a_{j+2,1} = \frac{\sin \theta_{j}}{\sum_{i=1}^{n} (w_{i} \sin \theta_{i})}, \qquad a_{j+2,2} = \frac{\cos \theta_{j}}{\sum_{i=1}^{n} (w_{i} \sin \theta_{i})}$$

$$c': \qquad \text{ith} \square \% \text{ hf} \exists \square (\text{kN/m}^{2}), \quad \phi': \qquad \text{ith} \square \square \% \text{ hf} \texttt{F} \texttt{F} \texttt{A} \text{ (rad)}$$

$$w: \qquad \square \square \dashv \square \texttt{hf} \texttt{F} \text{(kN)}, \quad b: \qquad \square \square \square \texttt{F} \texttt{F} \text{(model)}$$

w_i: スライス i の自重(kN), b_i: スライス i の幅(m)
θ_i: スライス i の水平軸からの傾角(rad)
u_i: スライス i の間隙水圧(kN/m²)
T_j: グラウンドアンカーの緊張力(kN)
θ_j: グラウンドアンカーj の打設角度(rad)
n: スライス総数, l: グラウンドアンカーの総本数

ここで,性能関数Qにおける右辺第2項から第5項の和がアンカーの緊張力を考慮した斜面の安全率を表す.また,性能関数Qに基づく斜面の安定条件は次式で表される.

 $Q \ge 0$

(6.34)

性能関数Qにおいて、アンカーの緊張力 T_j は前述したように正規分布を持つ確率変数であり、性能関数Qもまた、正規分布を有する確率変数となる.ただし、本研究で提案する斜面安定性評価においては、地山の粘着力c'、および地山の内部摩擦角 ϕ' は性能低下せず、定数と仮定していることに留意されたい.

6.2.3 破壊確率の算定方法

本節ではこれまで説明したアンカーの緊張力 *T_j*を用いて,斜面の年間破壊確率を算定す る方法⁴⁵⁾について述べる.前述の通り,本研究では,アンカー斜面におけるアンカー緊張 力を確率変数として扱っているため,性能関数 *Q* も確率変数となる.また,性能関数 *Q* が 線形関数であることから,アンカーの緊張力が正規分布に従う場合,性能関数 *Q* も正規分 布に従う.以下に具体的な算定手順を示すとともに,図 **6-6** にその概念図を示す.

いま,時刻 t_i での性能関数 $Q(t_i)$ の平均値,および標準偏差をそれぞれ $\mu_{Q(t_i)}$, $\sigma_{Q(t_i)}$ とすると,その確率密度関数 $f_{O(t_i)}(x)$ は次式で表される.



図 6-6 破壊確率の算定方法の概念図

$$f_{\mathcal{Q}(t_i)}(x) = \frac{1}{\sigma_{\mathcal{Q}(t_i)}\sqrt{2\pi}} \exp\{-\frac{1}{2}(\frac{x-\mu_{\mathcal{Q}(t_i)}}{\sigma_{\mathcal{Q}(t_i)}})^2\}$$
(6.35)

したがって、性能関数 Q が 0 未満となる確率 P(0)は、次式により算定される.

$$P(0) = \int_{-\infty}^{0} \frac{1}{\sigma_{Q(t_i)} \sqrt{2\pi}} \exp\{-\frac{1}{2} (\frac{x - \mu_{Q(t_i)}}{\sigma_{Q(t_i)}})^2\} dx$$
(6.36)

次に,式(6.37)に示す変数変換を行うことで、p(0)は式(6.38)に変換される.

$$s = \frac{x - \mu_{\mathcal{Q}(t_i)}}{\sigma_{\mathcal{Q}(t_i)}} \tag{6.37}$$

$$P(0) = \int_{-\infty}^{-\binom{\mu_{\mathcal{Q}(t_i)}}{\sigma_{\mathcal{Q}(t_i)}}} \frac{1}{\sqrt{2\pi}} \exp(-\frac{1}{2}s^2) ds = \Phi(-\frac{\mu_{\mathcal{Q}(t_i)}}{\sigma_{\mathcal{Q}(t_i)}}) = \Phi(-\beta) \quad (\beta = \frac{\mu_{\mathcal{Q}(t_i)}}{\sigma_{\mathcal{Q}(t_i)}})$$
(6.38)

ただし、 $\Phi(x)$ は標準正規確率変数 x に対する累積確率を表し、 β は、信頼性指標である. また、 $\Phi(x)$ は標準正規分布関数であるため、次式の関係が成り立つ.

$$\Phi(-\beta) = 1 - \Phi(\beta) \tag{6.39}$$

上式により算定された確率は図 6-6(a)の赤色部分の面積を表し、これは時刻 t_i 時点のアン カーの緊張力に対する条件付き破壊確率 $P(t_i)$ に相当し、時間空間において離散量として算 定された条件付き確率である.ここで本研究では、前節で説明した通り、マルコフ連鎖を 用いたアンカーの健全度ランクの推移の最小単位時間を1年と設定しており、条件付き破 壊確率 $P(t_i)$ は t_i 年目の年間破壊確率と定義することができる(図 6-6(b)).以下では、 t_i 年目 の年間破壊確率を $\Delta p_f(t_i)$ と表記し、実際に t_i 年目に破壊する確率を $p_f(t_i)$ と表記し、単純 に破壊確率と呼び、年間破壊確率と区別する. t_i 年目の破壊確率は過去の破壊の履歴を考 慮する必要があり、次式で計算される.

$$p_f(t_i) = \prod_{j=1}^{i-1} (1 - \Delta p_f(t_j)) \Delta p_f(t_i)$$
(6.40)

次節以降でアンカーの補修計画について詳説するが、本研究における斜面の安定性評価手 法を用いることで斜面の安定性を考慮した維持補修計画の立案が可能になる.

6.3 維持補修計画の立案

維持補修計画を立案するためには、具体的に、点検間隔、補修対象とする構造物の性能 レベル、(以下、ターゲットレベルと称す)、また、補修を行う際にどのような補修方法を 採用するかといった要素を考慮する必要がある.点検間隔は各時点において予測される構 造物の性能、あるいは専門家の判断によって決定されるが、補修方法は割り当てられる予 算の制約、補修対象となる性能低下レベルおよび補修後に期待する構造物の性能レベルに 依存する.

ここで、時刻 τ における健全度ランクの状態行列 $S(\tau)$ に基づき、何らかの補修作業が実施された後の状態は、補修行列Rを用いて、次式によって定義することができる.

$$\mathbf{S}^{*}(\tau) = \mathbf{S}(\tau) \cdot \mathbf{R} \tag{6.41}$$

$$\boldsymbol{R} = \begin{bmatrix} R_{\mathrm{VI,VI}} & \cdots & R_{\mathrm{VI,I}} \\ \vdots & \ddots & \vdots \\ R_{\mathrm{I,VI}} & \cdots & R_{\mathrm{I,I}} \end{bmatrix}$$
(6.42)

ここで、 $S^*(\tau)$ は補修後の状態行列,および $S(\tau)$ は補修前の状態行列を表し、補修行列 Rの要素 $R_{i,j}$ は、補修によって健全度ランクが i から j に推移する確率を表す.以上のように本研究では健全度ランクに基づいて補修するアンカーを選定する.

また,本研究で実際に提案する維持補修戦略では図 6-7 に示すような以下 4 つの補修プ ランを設定する.

1) プラン1:健全度ランクがIまで低下したアンカーのみを打ち替える.

2) プラン2:予防保全の観点から,健全度ランクがIまで低下したアンカーのみを打ち替



図 6-7 本研究における維持補修戦略の概要

えることに加えて、健全度ランクがⅡまで低下したアンカーに対して、防食を施すこ とで延命化する.

- 3) プラン 3: 健全度ランクが I まで低下したアンカーに加え, 健全度ランク II のアンカー も打ち替える.
- プラン4:さらに予防保全的観点に立ち、健全度ランクがI及びIIまで低下したアンカーは打ち替え、健全度ランクがIIIまで低下したアンカーに対しては防食を施すことで 延命化する.

ただし、すべてのプランにおいて、打ち替えたアンカーの健全度ランクはランク VI にも どり、その後の性能低下特性は補修前のアンカーのものと同様と仮定する.また、防食に よって延命化されたアンカーはその後性能低下せず、延命化される前の健全度ランクのま ま推移すると仮定する.これらの仮定条件は、本研究が対象とするアンカーにおいては補 修の実績に乏しく、補修後のアンカーの性能低下過程をモデル化することが困難であるこ とから設定した仮想的な条件であることに留意されたい.今後、補修実績を積むことで補 修後の性能低下過程のモデル化が可能になるものと推察される.

また、それぞれの補修プランに対する補修行列 R は以下のように表される.

	[1	0	0	0	0	0		[1	0	0	0	0	0
	0	1	0	0	0	0		0	1	0	0	0	0
מ	0	0	1	0	0	0	מ	0	0	1	0	0	0
$R_1 =$	0	0	0	1	0	0	$R_2 =$	0	0	0	1	0	0
	0	0	0	0	1	0		0	0	0	0	0	0
	1	0	0	0	0	0		1	0	0	0	0	0
	Гı	0	0	0	0	~7		Г1	0	0	0	0	~
	[1	0	0	0	0	0		[1	0	0	0	0	0
	$\begin{bmatrix} 1 \\ 0 \end{bmatrix}$	0 1	0 0	0 0	0 0	$\begin{bmatrix} 0 \\ 0 \end{bmatrix}$		$\begin{bmatrix} 1\\ 0 \end{bmatrix}$	0 1	0 0	0 0	0 0	0 0
D _	$\begin{bmatrix} 1 \\ 0 \\ 0 \end{bmatrix}$	0 1 0	0 0 1	0 0 0	0 0 0	0 0 0	<i>D</i> _	$\begin{bmatrix} 1 \\ 0 \\ 0 \end{bmatrix}$	0 1 0	0 0 1	0 0 0	0 0 0	0 0 0
$R_3 =$	1 0 0 0 0	0 1 0 0	0 0 1 0	0 0 0 1	0 0 0 0	0 0 0 0	$R_4 =$	1 0 0 0	0 1 0 0	0 0 1 0	0 0 0 0	0 0 0 0	0 0 0 0
$R_3 =$	1 0 0 0 1	0 1 0 0	0 0 1 0 0	0 0 0 1 0	0 0 0 0	0 0 0 0 0	$R_4 =$	1 0 0 1	0 1 0 0 0	0 0 1 0 0	0 0 0 0 0	0 0 0 0	0 0 0 0 0

(6.43)

ここに, *R*₁, *R*₂, *R*₃および*R*₄はがそれぞれ補修プラン1, 2, 3および4の補修行列に該当 する. さらに,本研究では点検実施間隔を3年,5年,10年,および15年の4種類を想定 し,補修プランを合わせて合計16種類の維持補修戦略に関して議論する.

6.4 維持補修計画の LCC 評価手法

6.4.1 LCC の定式化

最適な維持補修計画とはより少ない支出でより高い効果を得ることを目的としており,

具体的にはある一定期間において考えられうる全ての戦略のうち,点検費用あるいは補修 費用等の各費用の合計額が最も小さい計画案を意味する.本研究では,LCC を判断指標と することで,維持補修計画の評価を行う.

LCC は一般的に次式で定義される⁴⁶⁾.

$$LCC = C_C + C_{MT} + C_o \tag{6.44}$$

ここで *C_c*, *C_{MT}*, *C_o*はそれぞれ建設コスト,維持補修費用,およびオペレーション費用を 表す.ただし,式(6.44)に示す LCC は,対象とする構造物の種類に応じた不確実性要素に よってその算定額が変動することが予想されるため,将来の不確実性要素を考慮して LCC の評価式は以下のように書き換えられる⁴⁶⁾.

$$LCC = C_C + C_{MT} + C_O + \Delta R$$

$$\Delta R = \Delta R_C + \Delta R_{MT} + \Delta R_O$$
(6.45)

ここで、*AR_C、AR_{MT}、AR_o*はそれぞれ建設コストに関するリスクコスト、維持補修費用に 関するリスクコスト、およびオペレーション費用に関するリスクコストを表す.現状での インフラ構造物のアセットマネジメントに関する研究分野では、既存構造物を対象として いる場合が多く、主に維持補修費用に関するリスクコスト*AR_{MT}*のみが検討対象とされて いるため、本研究でも維持補修費用に関するリスクコストについてのみ考えることとし、 評価式は次式のように定義する.

$LCC = C_{MT} + \Delta R_{MT} \tag{6.46}$

したがって,LCC を評価する際には、リスクコストを定量的に評価する手法を構築する ことが重要となる.また、本研究のおけるリスクの定義は、一般の工学分野で用いられて いる以下を採用する.

$$R = p \times C_R \tag{6.47}$$

ここで、式(6.42)の $p \ge C_R$ はそれぞれ破壊確率と損失額を示しており、Rは期待損失を 意味する.また、前述したように本研究では斜面の破壊確率を算定することが可能である. したがって、i年目における斜面の破壊リスクコストを $R_f(i)$ とすると $R_f(i)$ は次式で表さ れる.

$$R_f(i) = p_f(i) \times C_h \tag{6.48}$$

ここで、*C*^hは斜面の崩壊によって生じる復旧費用と、走行費用損失、時間損失による利 用者損失額、通行車両および搭乗者への損害額を合計した損失額として、本研究では崩壊 時損失額と呼ぶことにする.アンカー崩壊時損失額は評価する斜面の大きさ、斜面が存在 する道路や迂回路、およびその道路交通量のデータによって決まる.また、斜面が崩壊し た後アンカー斜面は存在せず、アンカーの性能低下は考慮せず点検も行わないという仮定 を設けている.具体的な崩壊時損失額の算定手法については次項で詳説する.

一方,維持補修費用*C_{MT}*に関して,アンカーでは定期的な点検によって,性能低下レベルがターゲットレベルに達することが確認された場合に,アンカーの更新,あるいは延命

- 73 -

化を目的とした補強といった対策が採られる.一方で,性能低下が確認されたアンカーに おいても,そのレベルがターゲットレベルに達していなければ対策不要として定期的な点 検のみ実施される場合もある.つまり,ある一定期間において必要になると想定される維 持補修費用 *C_{MT}* は点検費用,および補修費用の2種類からなり,それらの合計額は設定す るターゲットレベルに依存すると考えられる.

まず,点検費用はすべての立案計画において計上される費用であり,点検方法によって その費用は決定されるが,点検実施年に関わらず一定値である.なお,点検費用行列を*C*_{ins}と すると,次式によって表される.

$$C_{ins} = \begin{bmatrix} c_i \end{bmatrix} \tag{6.49}$$

 c_i は点検費用を表す.次に、点検が実施された際に補修が必要であると判断された場合に 補修費用が計上され、補修費用行列を C_{rep} とすると、次式によって表される.

$$C_{rep} = \begin{bmatrix} c_{\mathrm{VI}} & c_{\mathrm{V}} & c_{\mathrm{IIV}} & c_{\mathrm{III}} & c_{\mathrm{I}} \end{bmatrix}^{T}$$
(6.50)

ここに,要素 c_iは各評価区分に対する補修費用を表す.また,上付き添え字 T は転置を意味する.ただし,これらの費用は更新あるいは補強といった補修方法によって決定される.以上において定義した各費用を用いて,本研究におけるアンカーの LCC 算定式は以下のようになる.

期待LCC =
$$\sum_{k=1}^{x} \left[1 - \sum_{j=1}^{k \cdot t_m} p_f(j) \right] C_{ins} \left(\frac{1}{1+\rho} \right)^{k \cdot t_m}$$

+ $\sum_{k=1}^{x} \left[1 - \sum_{j=1}^{k \cdot t_m} p_f(j) \right] S(k \cdot t_m) C_{rep} \left(\frac{1}{1+\rho} \right)^{k \cdot t_m}$
+ $\sum_{i=1}^{t} p_f(i) C_h \left(\frac{1}{1+\rho} \right)^i$
 $x = t/t_m$ (6.52)

ここで、上式右辺第1項が点検費用、第2項が補修費用、第3項が斜面の破壊に関するリ スクコストを意味する.また、xはLCC 算定期間tにおける点検実施回数、tmは点検間隔、 およびS(k・tm)は補修作業が実施される以前の状態行列を表す.なお、pは社会的割引率を 表す.社会的割引率は想定される収入、支出を現在価値に割り戻して評価するための係数 であり、実務においては対象国のマクロ経済の成長率もしくは公定歩合等に連動して設定 される.日本では4%を用いることが多く、本研究でも4%を採用する⁴⁷⁾.

式(6.51)に関して、補修費用は点検が実施された時点と同時点で計上される.一方、崩壊 時損失額は当然のことながら点検の実施とは関係なく,斜面が崩壊した時点で計上される. 前述したように、斜面が崩壊した場合は以後のアンカーの性能低下は考慮せず、点検も実 施しないという仮定の下では、各費用が計上される確率は以下のように整理される.

式(6.51)右辺第1項,第2項において,ある点検時点で,点検費用,および補修費用が計

上される確率は全確率1とその点検時点までの累積破壊確率の差となる.同式右辺第3項 において,崩壊時損失額が計上される確率は当然のことながら,単純に崩壊確率と一致する.

ただし,式(6.51)は破壊確率 $p_f(i)$ に基づいて定式化されているが,前述のとおり,式(6.38) で算定される条件付き破壊確率はi年目の年間破壊確率 $\Delta p_f(i)$ であるため,式(6.51)はこれ を用いて以下のように書き換えられる.

期待LCC =
$$\sum_{k=1}^{x} \left[1 - \sum_{j=1}^{k \cdot t_m} \left[\prod_{l=0}^{j-1} \{1 - \Delta p_f(l)\} \right] \Delta p_f(j) \right] C_{ins} \left(\frac{1}{1+\rho}\right)^{k \cdot t_m} + \sum_{k=1}^{x} \left[1 - \sum_{j=1}^{k \cdot t_m} \left[\prod_{l=0}^{j-1} \{1 - \Delta p_f(l)\} \right] \Delta p_f(j) \right] S(k \cdot t_m) C_{rep} \left(\frac{1}{1+\rho}\right)^{k \cdot t_m} + \sum_{i=1}^{t} \left[\prod_{j=0}^{i-1} \{1 - \Delta p_f(j)\} \right] \Delta p_f(i) C_h \left(\frac{1}{1+\rho}\right)^i$$
(6.53)

ただし、上式において、 $\Delta p_f(0) = 0$ となることに留意されたい.

6.4.2 崩壊時損失額の算定方法

本項では, LCC 算定に必要なリスクコストである斜面崩壊時損失額の算定方法について 述べる.

本研究における斜面崩壊時損失額 C_hは社会経済的な観点から堆積土砂の撤去および崩 壊斜面の復旧費用 c_rと迂回に伴う走行費用損失額 c^d_{ind}・時間損失額 c^l_{ind},および通行車両お よび搭乗者への損害 c_dの和として,次式のように定式化する.

$$C_h = c_r + c_{ind}^d + c_{ind}^t + c_d (6.54)$$

 c_r は崩壊が生じた際に想定される土塊量から、土木工事積算マニュアルに基づき算定する. また、 $c_{ind}^d \ge c_{ind}^l$ は次式でもとめることができる.

$$c_{ind}^{d} = \sum n \times N_m (B_m^L \times l^L - B_m^H \times l^H)$$

$$c_{ind}^{t} = \sum n \times N_m \times A_m \times \Delta t$$
(6.54)

ここで、 nは通行規制日数であり、 N_m は日交通量を、 B_m^L 、 B_m^H は車種毎の走行経費原単位(B_m^L が迂回時もしくは車線規制時、 B_m^H が現道走行時)を表し、 l^L 、 l^H はそれぞれ迂回時走行距離、現道走行距離を表す.また、 A_m は車種毎の時間価値原単位であり、 Δt は迂回や速度減少により余分にかかる時間を表す.これらの原単位は参考資料⁴⁸⁾を参照する.さらに c_d は、本研究のように想定する被害が斜面の崩壊である場合、巻き込まれた搭乗者は死亡する可能性が極めて高いと考え、次式のように定式化される⁴⁹⁾.

$$C_d = n_c \times (d_c + n_p \times d_p) \tag{6.55}$$

ここで*n_c*は被災車両数,*d_c*は一件当たりの物的損失額,*n_p*は平均車両乗車人数,*d_p*は死 亡損失額である.また,死亡損失額の算定においては障害所得を基準とする方法,生命保 険に基づく方法,裁判事例に基づく方法等あるが,本研究では生命保険に基づいて算定さ

- 75 -

れた参考資料50)を参照し、一件当たりの物的損失額についても同様の資料を参照する.

なお、これらの利用者に関わる走行費用損失、時間損失、および崩壊に伴う人的・物的 損失はいずれも明確にキャッシュフローとして計上される財務便益ではなく、原単位を用 いた貨幣価値換算で評価されることに留意されたい.

第 7 章 アンカーの維持補修計画の適用事例

本章では前章で説明した本研究で提案するアンカーの維持補修計画の検討手法を実際の アンカーに適用し、その結果に対して考察を行う.

7.1 健全度ランク低下モデル

本節では第2章で説明したようにアンカーの目視点検結果を頁岩主体地層・砂岩主体地 層・流紋岩主体地層・黒雲母花崗岩主体地層の4つ地質条件別に分類したものに対して, 前章で提案した健全度ランク低下モデルを適用し,地質条件毎に推移確率行列を実際に推 定する.また,本研究では,砂岩主体地層における健全度ランク低下予測においては,表 2-2(b)に示したように,目視点検結果のサンプル数が非常に少ないため,指数ハザードモ デルを用いて推移確率行列を推定することができなった.したがって,砂岩主体地質に関 しては簡易モデルによって推移確率行列を推定し,その後の斜面の安定性評価,LCC評価 にはこの推定結果を用いる.簡易モデルによって推定された推移確率行列を用いた場合の 推定精度は文献¹²⁾においてある程度確認がされている.しかし,本研究では指数ハザー ドモデルによる健全度ランク低下モデルと簡易モデルの推定精度の比較を行う.以上を踏 まえて指数ハザードモデルによる推移確率行列の算定結果と,簡易モデルによる推移確率 行列の算定結果をそれぞれ表 7-1,表 7-2に示す.ただし,上述の通り表 7-1(b)に示す砂岩 主体地質においては,指数ハザードモデルを用いて推移確率行列を算定することができな かったため推定結果は存在しない.

また、それぞれのモデルにおける推定精度を検討する.具体的には、各地質条件における 2009 年時の目視点検結果と各モデルによる 2009 年時点の推定結果を図 7-1(a)~(d)に示し、目視点検結果とそれぞれのモデルの推定結果を比較することで推定精度の比較とする.ただし、同図においては同一地質の斜面のうち、供用年数が等しいアンカーをひとまとめにして供用年数が異なるアンカー毎に目視点検結果と推定結果の比較を行っている.したがって、例えば図 7-1(a-2)、(a-3)の目視点検結果においてアンカーの総本数が異なることや、供用年数が 22 年では健全度ランク VI 以下のアンカーしか確認されないのに対して供用 23 年では健全度ランク V のアンカーが確認されるといった事態が生じることに留意する必要がある.

さらに,指数ハザードモデルを適用した場合には式(6.8)より,各健全度ランクの期待寿 命を定量的に計算できるため,頁岩主体地質,流紋岩主体地質および黒雲母花崗岩地質に 関しては各健全度ランクの期待寿命算定結果を図 7-2 に示す.

また,図7-2と表7-1,および表7-2の各地質条件の推移確率行列の比較より,本適用事例における4つの地質に関する性能低下速度は頁岩主体地層,黒雲母花崗岩主体地層およ

び砂岩主体地層では大きく,流紋岩主体地層では小さいと判断できるものと推察される. ただし,砂岩主体地層に関しては明確に各健全度の寿命を評価できないため,この地質条 件の性能低下速度の評価は定性的なものである.地質条件に基づく性能低下特性に関して は本項第4節にて詳説する.

表 7-1 推移確率行列の推定結果(指数ハザードモデル)

(a) 頁岩主体地層

(b) 砂岩主体地層(算定できず)

	VI	V	IV	III	II	Ι
VI	0.4236	0.5657	0.0106	0.0001	0	0
V	0	0.9675	0.0319	0.0006	0	0
IV	0	0	0.9621	0.0350	0.0028	0.0001
Ш	0	0	0	0.8529	0.1424	0.0047
II	0	0	0	0	0.9383	0.0617
Ι	0	0	0	0	0	1

(c) 流紋岩主体地層

	VI	V	IV	III	Π	Ι
VI	0.4938	0.4844	0.0217	0.0001	0	0
V	0	0.9239	0.0756	0.0005	0	0
IV	0	0	0.9878	0.0121	0.0001	0
Ш	0	0	0	0.9889	0.0109	0.0001
Π	0	0	0	0	0.9783	0.0217
Ι	0	0	0	0	0	1

(b) 黒雲母花崗岩主体地層

	VI	V	IV	Ш	II	Ι
VI	0.6596	0.3318	0.0085	0.0002	0	0
V	0	0.953	0.0457	0.0012	0	0
IV	0	0	0.9488	0.0502	0.0009	0
III	0	0	0	0.9637	0.0359	0.0004
II	0	0	0	0	0.9779	0.0221
Ι	0	0	0	0	0	1

表 7-2 推移確率行列の推定結果(簡易モデル)

(a) 頁岩主体地層

	VI	V	IV	III	II	Ι
VI	0.0001	0.9999	0	0	0	0
V	0	0.9715	0.0285	0	0	0
IV	0	0	0.9729	0.0271	0	0
III	0	0	0	0.8784	0.1216	0
Π	0	0	0	0	0.9328	0.0672
Ι	0	0	0	0	0	1

(b) 砂岩主体地層

	VI	V	IV	III	II	Ι
VI	0.5809	0.4191	0	0	0	0
V	0	0.7554	0.2446	0	0	0
IV	0	0	0.9202	0.0798	0	0
III	0	0	0	0.8918	0.1082	0
II	0	0	0	0	0.9962	0.0038
Ι	0	0	0	0	0	1

(c) 流紋岩主体地層

	VI	V	IV	III	II	Ι
VI	0.5378	0.4622	0	0	0	0
V	0	0.9434	0.0566	0	0	0
IV	0	0	0.9849	0.0151	0	0
III	0	0	0	0.9823	0.0177	0
II	0	0	0	0	0.9850	0.0150
Ι	0	0	0	0	0	1

(b) 黒雲母花崗岩主体地層

	VI	V	IV	III	II	Ι
VI	0.5694	0.4306	0	0	0	0
V	0	0.9604	0.0396	0	0	0
IV	0	0	0.9641	0.0359	0	0
III	0	0	0	0.9664	0.0336	0
II	0	0	0	0	0.9868	0.0132
Ι	0	0	0	0	0	1



図 7-1(b) 目視点検結果と推定結果の比較(砂岩主体地層)





図 7-1(d) 目視点検結果と推定結果の比較(黒雲母花崗岩主体地層)



図 7-2 地質条件別期待寿命(指数ハザードモデル)







7.2 斜面の破壊確率

本節では前章で説明した斜面の安定性評価手法に基づき,アンカー斜面の破壊確率を算 定する.また,本研究においては頁岩主体地層,砂岩主体地層および流紋岩主体地層に対 してのみ,代表的な粘着力,内部摩擦角等の地盤諸量が得られているため,この3つの地 質条件に対してモデル斜面を設定し,破壊確率を算定する.

7.2.1 解析条件

各地質条件におけるモデル斜面の形状は図 7-3(a)~(c)に示すように設定する. 斜面の形状に関しては、どの地質条件に対しても同じものを設定しており、9 段のアンカー斜面を設定する. また、実際の斜面における粘着率や内部摩擦角の地盤諸量、およびアンカー打設前安全率を参考に、各モデル斜面における地下水位を設定し、供用開始時点で中央安全率が 1.2 となるようなアンカーの設計アンカー力(プレストレス力)を設定する. さらに、後述する LCC を算定する場合には斜面崩壊時の土塊量等を計算する必要があり、安定性解析の上では奥行を考慮せず単位奥行(m)として解析を行うが、実際には奥行 99m、一段あたりのアンカー本数を 11 本と設定している. これらの解析条件の詳細を表 7-3 に示す. 同表よ

表 7-3 各地質における解析条件

地質条件	単位体積 重量(フォ)	内部摩擦 角 (f ')	粘着力 (c')	水の 単位体積 重量(y _w)	スライス 数	アンカー 段数	アンカー 傾斜角	アンカー 打設前安全率	アンカー 初期緊張力	変動係数 COV
頁岩 主体地層	20 kN/m³	25°	35 kN/m²	10 kN/m ³	30	9	-20°	0.890	100kN/m	0.500
砂岩 主体地層	19 kN/m ³	29°	6 kN/m²	10 kN/m ³	30	9	-20°	0.818	125kN/m	0.500
流紋岩 主体地層	20 kN/m ³	30°	20 kN/m ²	10 kN/m ³	30	9	-20°	0.717	145kN/m	0.500

り、斜面の安定性解析における斜面のスライス数は30と設定している.さらに、本研究で はアンカーの維持補修を対象として斜面の安定性を検討するため、性能低下が進行したア ンカーのデータを用いて解析を行う.したがって、頁岩主体地層においては供用24年のア ンカーの状態行列を、砂岩主体地層においては供用23年のアンカーの状態行列を,および 流紋岩主体地層においては供用28年のアンカーの状態行列を基準として、本研究で提案し た手法の下、将来状態の予測を行う.また、本来であれば、斜面の安定性を検討する上で は、健全度ランクの分布に伴い、段毎にアンカーの緊張力が異なることが予想されるが、 本研究では、モデル斜面を用いて検討していることから段毎の違いを考慮せず、すべての 段のアンカーの健全度ランクは上述のアンカーの状態行列の相対頻度に基づいて分布する と仮定している.ただし、本研究ではこのような仮定を設定しているが、本モデル化手法 は実際のアンカー斜面を対象とした場合には、アンカーの健全度ランク分布位置を特定す ることができるため、段毎のアンカーの健全度ランクの分布の違いを考慮することが可能 であることに留意されたい.

7.2.2 斜面の破壊確率算定結果

本項では前項で設定したモデル斜面に対して,前章で述べた健全度ランク低下モデル, および,各健全度ランクにおける破壊時緊張力モデルを利用し,将来状態における斜面の 破壊確率の算定する.なお,破壊確率はアンカーの健全度ランクの推移に依存するため, 補修プランや点検間隔によって値が変動する.したがって破壊確率の算定結果は,各地質 で点検間隔毎にまとめ,図7-4(a)~(c)に示す.また,維持補修による破壊確率の低減効果 を確認するために,補修を行わない場合の破壊確率の算定結果を図7-5(a)~(c)に示す.



図 7-4(b) 破壊確率算定結果(砂岩主体地層)



図 7-5 補修を行わない場合の破壊確率算定結果

7.3 LCC 算定結果

本節ではまず、本研究で立案した維持補修戦略のLCCを算定するために必要な点検費 用、補修費用および崩壊時損失額を設定し、これら各種費用に基づいてLCCを算定する.

7.3.1 各種費用の設定

本研究において必要となる費用は点検費用,アンカー更新費用,延命化費用,ならび に復旧費用,走行費用損失額,時間損失額,通行車両および搭乗者への損害からなる崩壊 時損失額である.このうち,点検費用とアンカー更新費用,およびアンカー延命化費用は NEXCO 西日本によって実際に実施された点検,および補修作業に要した費用に基づき, 以下に示すように設定する

$$C_{ins}^{1} = \begin{bmatrix} 0\\0\\0\\0\\0\\550,000 \end{bmatrix} \qquad C_{rep}^{2} = \begin{bmatrix} 0\\0\\0\\0\\10,000\\550,000 \end{bmatrix} \qquad C_{rep}^{3} = \begin{bmatrix} 0\\0\\0\\0\\550,000\\550,000 \end{bmatrix} \qquad C_{rep}^{4} = \begin{bmatrix} 0\\0\\0\\10,000\\550,000\\550,000 \end{bmatrix} \qquad (7.2)$$

ここに, C_{rep}^1 , C_{rep}^2 , C_{rep}^3 および C_{rep}^4 はそれぞれ, プラン 1, プラン 2, プラン 3 およびプラン 4 における補修費用行列を表す.

また、本研究における崩壊時損失額においては、すべてのモデル斜面において同じ条件 で設定する.実際に設定した崩壊時損失額とその内訳を表 7-4 に示す.

同表で,復旧費用は崩壊土塊量,および崩壊面積を基準に設定し,走行費用損失額・時 間損失額はモデル斜面がある高速道路の特定の区間に存在していると仮定し,その高速道 路区間の交通量や迂回路等の情報と斜面崩壊時の通行止め日数に基づき設定したものであ る.また,通行車両および搭乗者に対する損害は斜面の崩壊に巻き込まれる通行車両台数 を計算することで設定したものである.

7.3.2 LCC 算定結果

前節で設定した費用に基づき,前章第3節で提案した維持補修戦略における全地質条件のLCC 算定結果を図 7-6(a)~(c)に示す.また,各維持補修戦略におけるLCCの各種費用内訳を表 7-5(a)~(c)に示す.なお,本事例におけるLCC 算定期間は前節で設定したアンカ

復旧費用cr(千円)	走行費用損失額 <i>c^d_{ind}</i> (千円)	時間損失額 c^{t}_{ind} (千円)	通行車両および搭乗者 に対する損害c _d (千円)	崩壞時損失額 <i>C</i> _h (千円)
85,909(46%)	8,317(4%)	77,993(42%)	14,512(8%)	186,731(100 %)

表 7-4 崩壊時損失額とその内訳

ーの供用年数を基準年としてその後の 60 年間とする.また,すべてのモデル斜面において アンカーの本数,崩壊時損失額が等しいことから LCC 算定結果はアンカーー本当たりの値 を用いることにする.さらに表 7-5(a)~(c)には補修を行わなかった場合の LCC 算定結果を 合わせて載せている.また,図 7-7(a)~(c)に図 7-6(a)~(c)の LCC 算定結果を点検間隔基準 で表示したものを示す.本事例にいては,LCC 算定期間において LCC が最小となる維持 補修戦略がその地質条件のアンカーにおける最適な維持補修計画となり,最適維持補修計 画において,点検間隔が短く,最小 LCC が大きい地質ほど補修優先順位が高いことを表す.





図 7-6(c) LCC 算定結果(流紋岩主体地層)

表 7-5 LCC 内訳

(a) 頁岩主体地質

(b)砂岩主体地質

補修戦略	点検費用(円)	補修費用(円)	崩壊時損失額 (円)	LCC(円)
補修なし	0	0	210,908	210,908
プラン1_3年	14,495	125,044	0	139,539
プラン2_3年	14,495	33,310	0	47,805
プラン3_3年	14,495	214,189	0	228,684
プラン4_3年	14,495	94,172	0	108,667
プラン1_5年	8,354	119,410	0	127,764
プラン2_5年	8,354	42,120	0	50,474
プラン3_5年	8,354	202,451	0	210,804
プラン4_5年	8,354	112,230	0	120,584
プラン1_10年	3,769	106,595	0	110,363
プラン2_10年	3,769	56,993	0	60,762
プラン3_10年	3,769	175,660	0	179,428
プラン4_10年	3,769	130,723	0	134,492
プラン1_15年	2,062	102,067	0	104,129
プラン2_15年	2,062	69,251	0	71,313
プラン3_15年	2,062	159,988	0	162,050
プラン4_15年	2,062	136,593	0	138,655

補修戦略	点検費用(円)	補修費用(円)	崩壊時損失額 (円)	LCC(円)
補修なし	0	0	211,214	211,214
プラン1_3年	14,453	30,281	9,047	53,781
プラン 2_3年	14,301	8,548	47,791	70,640
プラン3_3年	14,495	564,934	13	579,441
プラン4_3年	14,495	157,268	13	171,776
プラン1_5年	8,327	29,096	10,460	47,883
プラン2_5年	8,259	9,758	44,586	62,603
プラン3_5年	8,354	528,195	14	536,563
プラン4_5年	8,354	222,424	14	230,791
プラン1_10年	3,753	26,364	15,276	45,392
プラン2_10年	3,738	12,400	39,806	55,944
プラン3_10年	3,769	442,845	23	446,636
プラン4_10年	3,769	300,022	15	303,806
プラン1_15年	2,062	25,857	22,979	50,898
プラン2_15年	2,062	15,348	34,774	52,183
プラン3_15年	2,062	380,326	384	382,772
プラン4_15年	2,062	319,027	33	321,121

(c) 流紋岩主体地質

補修戦略	点検費用(円)	補修費用(円)	崩壊時損失額 (円)	LCC(円)
補修なし	0	0	227	227
プラン1_3年	14,494	12,989	160	27,643
プラン2_3年	14,494	3,120	160	17,773
プラン3_3年	14,494	40,939	146	55,578
プラン 4_3年	14,494	9,604	81	24,179
プラン1_5年	8,353	12,460	164	20,977
プラン2 5年	8,353	3,705	162	12,220
プラン3_5年	8,353	39,274	150	47,778
プラン4_5年	8,353	11,842	94	20,289
プラン1_10年	3,768	11,272	172	15,212
プラン2_10年	3,768	4,850	167	8,785
プラン3_10年	3,768	35,400	160	39,329
プラン4_10年	3,768	15,930	123	19,821
プラン1 15年	2,062	11,511	177	13,749
プラン2_15年	2,062	6,284	169	8,515
プラン3 15年	2,062	34,447	165	36,674
プラン4 15年	2.062	21 222	142	22 527



(c)流紋岩主体地層

図 7-7 点検間隔を基準とした各補修プランの LCC 算定結果

7.4 考察

本節では, 7.1, 7.2 および 7.3 で示した適用結果に対し考察を行うとともに,地質条件がアンカーの性能低下に及ぼす影響と過緊張アンカーの性能低下特性について考察を行う.

7.4.1 健全度ランク低下モデルに関する考察

図 7-1 より,本研究で提案した指数ハザードモデルを適用した健全度ランク低下モデル, および簡易モデルを適用した健全度ランク低下モデルによる推定結果は,目視点検結果と 概ね整合性がとれている地質が多い.また,同図より指数ハザードモデルで推移確率行列 を推定可能であった頁岩主体地層,流紋岩主体地層および黒雲母花崗岩主体地層で指数ハ ザードモデルと簡易モデルの推定結果を比較すると両者の推定結果に大きな差異はみられ ない.これは表 7-1,表 7-2 の推移確率を比較することからも確認できる.表 7-1 と表 7-2 を比較した場合,対角項の推移確率の差異が小さくなっていることから簡易モデルにおい てもある程度指数ハザードモデルに近い推定精度が得られていることがわかる. しかし,図 7-1(b)で示した砂岩主体地層における簡易モデルの推定結果では目視点検結 果との整合性があまり取れておらず,その他の地質においても図 7-1(a-1),(a-2),(c-2)な どでは健全度ランク V と健全度ランク IV の間で推定結果と目視点検結果にばらつきがみ られる.以下ではこれらのような結果が得られた要因について考察する.

まず,指数ハザードモデルと簡易モデルの推定結果にそれほど差異が見られなかった要因は以下のように推察される.すなわち,本研究においては健全度ランクの状態推移の単位時間を比較的短い1年間と設定しており,この設定の下では簡易モデルを適用する際に設けた1年間の健全度ランクの推移は,現状維持か1ランクのみ推移するという仮定条件による制約の影響が小さいものと推察される.実際に表 7-1 の推移確率行列をみると,健全度ランクが2ランク以上推移する確率はほとんど0に近い値となっており,この仮定条件の有効性がうかがえる.ただし,表 7-2(a)の推移確率 *T*_{VIVI}をみるとほぼ0となっているが,これは旧タイプアンカーの目視点検結果にランク VI に該当するアンカーがないことと簡易モデルにおける計算誤差によるものである.しかしながら,図 7-1(a)より目視点検結果に対する推定精度への影響は極めて小さいと思われる.

次に図 7-1(b)において、簡易モデルによる推定結果と目視点検結果に整合性が見られな かった要因としては以下のことが推察される.まず,砂岩主体地質においては前述の通り 目視点検結果のサンプル数が非常に少ないことによる推定誤差の可能性がある.また、同 図の推定結果は供用開始時点から 2000 年点検時までの健全度ランクの推移と, 2000 年時 点から 2009 年時点までの健全度ランクの推移を同一地質内で平均化することで得られた 推定結果である.これに対して砂岩主体地質においては健全度ランク II が卓越した供用年 もあれば,健全度ランク III が卓越した供用年も存在し,同じ地質であっても斜面毎の異 質性が大きくなっているため、平均的な健全度ランクの推移ではどの供用年に対しても適 合性が低い結果になったものと推察される.このように、同一地質内であっても異質性を 有していることに関して今後その要因を検討し、健全度ランク低下モデルの高度化を図っ ていく必要がある.例えば文献²¹⁾で橋梁部材の性能低下に適用されているように,構造物 の性能低下に寄与する構造特性や使用環境をハザード率に反映させるようなモデルを適用 することなどが有効であるものと推察される. すなわち, 同一地質であっても存在する斜 面の性能低下に関する異質性をアンカータイプや具体的な地盤の特性や強度、斜面近くの 降雨特性等を用いてモデル化することが有効である.しかしながら、未知パラメータが増 加することで計算負荷が増大し、パラメータの推定精度が低くなることが予想されるため、 パラメータの選定に関してはアンカーの性能低下への寄与を慎重に検討するとともに、今 後も目視点検結果のサンプル数を蓄積していくことが重要である.

ただし、本研究では砂岩主体地質においては指数ハザードモデルの代替モデルとして簡 易モデルを用いて推移確率行列を推定し、その結果を用いて供用 23 年の斜面を基準に設定 したモデル斜面の LCC を評価する. また,図 7-1(a-1), (a-2), (c-2)などで健全度ランク V と健全度ランク IV の間で推定結果 と目視点検結果にばらつきがみられた要因に関しても砂岩の場合と同様,斜面毎の異質性 の影響があるものと推察される.しかしながら,4.3.5 で述べたように,健全度ランク V と健全度ランク IV のアンカーにおいてはそれほど性能的な差異がないと考えられ,点検 員の個人的なバイアスによる判断基準の相違の影響が大きくなることが予想される.した がって健全度ランク V と健全度ランク IV の判定にはそれほど違いがないと推察される. この問題に関しては今後健全度ランク V と健全度ランク IV の判定を統合した健全度ラン ク低下モデルを定式化するような工夫が必要になるものと推察される.

7.4.2 破壊確率に関する考察

図 7-5 に示すように、LCC 算定期間において全く補修を行わない場合の破壊確率は(a) の頁岩主体地層では基準年から約 50 年経過してから急激に高くなり、(b)の砂岩主体地層 の場合は基準年から約 30 年経過してから緩やかに増加し,(c)の流紋岩主体地層では LCC 算定期間を通して破壊確率は小さい値となっている. このように各地質で破壊確率の値に 相違がみられる要因を考察する.まず、頁岩主体地層と砂岩主体地層では破壊確率の上昇 が確認され、流紋岩主体地層では破壊確率が小さな値となった主要因はアンカーの性能低 下速度の大きさであるものと推察される. 頁岩主体地層では表 7-1(a) や図 7-2 より健全度 ランクの推移が速いため,おおきな破壊確率が確認される.また砂岩主体地層では表 7-2(b) より頁岩主体地層ほどではないがアンカーの緊張力が大きく減少する健全度ランク III か らⅡへの推移が速いために破壊確率が大きくなったものと推察される. 一方, 流紋岩主体 地層では表 7-1(c),および図 7-2 より健全度ランク IV から III,および III から II へ推移す る確率が小さいため、破壊確率を上昇させるほどアンカーの健全度ランクが低下しなかっ たと推察される.また、頁岩主体地層では基準年から約50年経過してから破壊確率の上昇 が確認され,砂岩主体地質では基準年から約30年経過してから緩やかに破壊確率が上昇す る結果になった要因にはアンカー打設前安全率とそれに伴うアンカーのプレストレス力の 相違によるものと推察される.表7-3より,頁岩主体地層ではアンカー打設前安全率は0.890 と比較的高めで、砂岩主体地層においては 0.818 と頁岩主体地層と比べると小さい.これ に伴い、本研究ではアンカー打設による計画安全率を 1.2 と設定しているため、斜面の安 定性を確保する上でアンカーの緊張力が担保するすべり抵抗力(アンカー初期緊張力)の大 きさも表 7-3 に示すように頁岩主体地層では小さく、砂岩主体地層では大きくなる.この 値が意味することを以下で説明する.議論を簡略化するために、ここでは頁岩主体地層の アンカー打設前安全率を 0.9 とし,砂岩主体地層のアンカー打設前安全率を 0.8 としよう. このとき,アンカー初期緊張力が担保するすべり抵抗力はすべり力を1とした場合,頁岩 主体地層では 0.3,砂岩主体地層では 0.4 となる(計画安全率 1.2 とする).したがって,安 全率1 で斜面が破壊すると仮定すると、このときの緊張力(この場合は破壊時緊張力)のア

- 90 -



ンカー初期緊張力に対する割合は頁岩主体地層で 1/3,砂岩主体地層では 1/2 である.つま り、頁岩主体地層の場合はアンカーの破壊時緊張力が初期緊張力の 1/3 に減少するまで破 壊は生じないが、砂岩主体地層の場合はアンカーの破壊時緊張力が初期緊張力の 1/2 まで 減少すれば破壊が生じる.また、本研究で提案するアンカーの緊張力のモデル化手法にお いてはアンカーの緊張力にばらつきを持たせており、このばらつきは緊張力の大きさに依 存する.つまり,破壊時緊張力が小さくなる頁岩主体地層では緊張力分布,すなわち性能 関数の分布のばらつきも小さくなり,性能関数が0を下回る辺りで急激に破壊確率を上昇 させ、破壊時緊張力が大きくなる砂岩主体地層では、性能関数の分布のばらつきも大きく なり,破壊確率は緩やかに上昇する.ここで性能関数と破壊確率の特徴として,図 7-8(a) に示すように、性能関数 O の平均値が O より大きくなる領域ではばらつきの大きい性能関 数の方が O<0 となる確率, すなわち破壊確率の値が大きくなりやすいという性質と, 図 7-8(b)に示すように性能関数 O の平均値が 0 より小さくなる領域ではばらつきの小さい性 能関数の方が破壊確率の値が大きくなりやすいという性質がある.このような性質の影響 を受け、頁岩主体地層では、LCC 算定期間の終盤で急激には破壊確率が増加し、砂岩主体 地層では早い段階から緩やかな破壊確率の上昇が確認されたものと推察される.また、実 際の斜面においては、アンカー打設前安全率が小さくなる斜面は大規模斜面であることが 多い.したがって、本研究で提案する斜面安定解析手法では、大規模な斜面の場合は性能 関数のばらつきが大きくなり、早い段階から破壊確率が緩やかながら上昇しやすくなる.

次に,維持補修による破壊確率の低減効果を確認する.以下ではこれについて地質毎に 考察を加える.

a)頁岩主体地層

図 7-4(a)より, 頁岩主体地層では全く補修を行わなかった場合に LCC 算定期間の終盤で 累積破壊確率が1近くまで上昇していたのに対して, 補修を行う場合は破壊確率が大きく 低減されることが確認される. このように破壊確率が大きく低減された要因は以下のよう に推察される. すなわち頁岩主体地層の場合, 前述したように, アンカー打設前安全率の 値が大きいため、アンカーの緊張力が大きく低下しない限り斜面の破壊は生じにくい.したがって、補修を行うことによってアンカーの緊張力が大きく低下することが抑制され、破壊確率が上昇しなかったものと推察される.また、点検間隔が3年のときは補修プラン2の破壊確率が大きいが点検間隔が大きくなるほど、補修プラン1の破壊確率が大きくなる.この理由としては以下のように推察される.頁岩主体地層では全体的に健全度ランクの推移が速いため、点検間隔が短い場合、補修プラン2においては、健全度ランクはIまで推移せず、IIのアンカーを延命化する補修が卓越する.ここで、健全度ランクIIの引張荷重比は表5-1より約30%と小さい状態で固定化されてしまうため、LCC算定期間の終盤で破壊確率が大きくなるものと推察される.一方、点検間隔が大きくなるにつれ、健全度ランクIIからIへ推移するアンカーが増加し、事後補修的な補修プラン1では破壊確率が大きくなるものと推察される.ただし、これらの破壊確率の値は非常に小さいため、LCCの算定に及ぼす影響は小さいものと推察される.

b)砂岩主体地層

図 7-4(b)より,砂岩主体地層では頁岩主体地層と比べて破壊確率の低減効果が小さく, 点検間隔によらず補修プラン2の破壊確率の値が大きくなっている.頁岩主体地層と比べ て破壊確率の低減率が小さいという結果が得られた要因は,前述したように砂岩主体地層 においては頁岩主体地層に比べてアンカー打設前安全率が小さく,比較的大きな緊張力の 状態で破壊確率が増加するものと推察される.また,補修プラン2の破壊確率が大きくな った要因は,表7-2(b)より,砂岩主体地層では健全度ランクIIまでの推移は速いが,健全 度ランクIIからIへの推移は比較的緩やかであるため,補修プラン2では緊張力の低い健 全度ランクIIに固定化されるアンカーが卓越したためである.

c)流紋岩主体地層

図 7-4(c)より, 流紋岩主体地層においてはアンカー打設前安全率が最も低い値となって いるが健全度ランクの推移が最も遅いため,補修を全く行わない場合と比べて破壊確率の 低減率は小さい.しかし,もともと破壊確率の値は大きくないため,斜面の安定性上問題 となるものではない.また,この地質においては補修プラン 1,2 および 3 による破壊確率 低減効果の差が小さくなっている.このような結果が得られた要因は,流紋岩主体地層で は健全度ランク III 以下への推移が遅いため,健全度ランク III を補修する補修プラン 4 以 外では破壊確率の低減効果が小さくなったことによるものと推察される.

また, すべての地質において事後補修的なプランである補修プラン1や2では破壊確率の低減率が小さく, 補修プラン3や4, 特に補修プラン4においては予防保全的補修による破壊確率の低減効果が大きいという特徴がある.

ただし、本研究における補修効果は延命化補修ではその性能を LCC 算定期間保ち続ける と仮定しているが、実際には延命化補修後にアンカーの性能が低下することも予想される. また、更新補修では健全度ランクが VI まで回復し、その後の性能低下過程は更新する前 と同様のものを仮定している.しかし,更新されたアンカーは本研究で性能低下過程をモ デル化した旧タイプではなく,防食性能が施された新タイプアンカーとなる可能性が高い. したがって,今後の課題として,補修後のアンカーの性能低下過程をモデル化することが 重要になるものと推察される.

7.4.3 LCC に関する考察

本項では LCC 算定結果に関して、地質条件毎に考察を加える.

a)頁岩主体地層

図 7-6(a), 表 7-5(a), 図 7-7(a)に示した頁岩主体地質では補修プラン2のときに最も LCC を低減することができ,その中でもこまめに点検・補修を実施する点検間隔3年の補修戦 略が最適な補修戦略となる.このような結果が得られた要因は,頁岩主体地層のアンカー の健全度ランクの推移が速くいことと,アンカーの更新費用が550,000 円であるのに対し て延命化費用が10,000 円と非常に安価なことによるものと推察される.つまり,頁岩主体 地層では全体的な健全度ランクの推移が速い上に,健全度ランク II から I への推移が非常 に速いため,こまめに健全度ランク II のアンカーを延命化することで他の戦略と比較して アンカーの更新費用を低く抑えることができ,LCC 低減効果が高くなっている.

一方,その他の補修戦略をみてみると,図 7-7(a)より補修プラン2と同様,アンカーの 延命化を戦略に取り入れている補修プラン4では点検間隔を短くした方がLCCの低減効果 が高く,延命化を行わない補修プラン1および3では点検間隔を長くした方がLCCの低減 効果が高い.補修プラン4に関しては補修プラン2の場合と同様こまめに点検・補修を行 うことでアンカーの更新費用を低く抑えることができるが,補修プラン2に比べると本数 が多く,高い健全度ランクを対象として延命化するため延命化費用が高くなる.また,ア ンカーの更新のみを行う補修プラン1と3では健全度ランクIIやIへの推移が早い上に, 更新費用が高いため,LCCは大きくなる.特に補修プラン3かつ点検間隔3年の補修戦略 においては全く補修を行わない戦略よりもLCCが大きくなっており(表 7-5(a)),斜面の安 定性に対して過剰に補修を行っているものと推察される.

a)砂岩主体地層

図 7-6(b),表 7-5(b),図 7-7(b)に示した砂岩主体地質では、補修プラン1のときに最も LCC を低減することができ、その中でも点検間隔 10 年の補修戦略が最適な補修戦略とな る.しかし、補修プラン1と補修プラン2の差は非常に小さい.このような結果が得られ た要因を以下に示す.

砂岩主体地質では前述の通り,補修プラン2は補修プラン1より斜面の破壊確率が大き くなるため,補修プラン2は崩壊時損失額が大きく計上される.しかし一方で,健全度ラ ンクIIからIへの推移が比較的遅い砂岩主体地質においては,補修プラン2によって健全



図 7-9 砂岩主体地層の補修プラン1における LCC の概念

度ランク II のアンカーの延命化補修が卓越し補修費用を低減することができる.したがっ て、補修プラン1の方が補修プラン2より補修費用が大きくなる.本研究の点検間隔の設 定の範囲内では、前者の補修プラン2の破壊確率の影響が補修プラン2の補修プラン1に 対する補修費用の抑制効果より大きくなったために補修プラン1が最適となっている.ま た、補修プラン1において点検間隔10年が最適となった要因は図7-9で説明できる.補修 プラン1においては点検間隔が大きくなるほど社会的割引率による点検費用と補修費用の 縮減効果が大きくなるが、崩壊時損失額は社会的割引率の影響を受けても増加する.した がってこれらの和が最小になったのが点検間隔10年の場合であったことを意味する.

また表 7-5(b)より,補修プラン3や4では崩壊時損失額を大幅に縮減しているが,その 結果補修費用が大きくなり,全く補修を行わない場合より LCC が大幅に大きくなり,斜面 の安定性に対して過剰に補修を行っていることがわかる.

c)流紋岩主体地層

図 7-6(c),表 7-5(c),図 7-7(c)に示した流紋岩主体地層では健全度ランク III 以降の推移が遅いため、補修を全く行わない場合でも斜面の破壊確率が小さくなり、その結果 LCC もこの場合に最も小さくなっている(表 7-5(c)).このような場合、実際に補修を行うのか補修を行わないのかの判断に関しては、本研究で提案した斜面安定性評価手法の精度等に議論の余地があると思われるが、これを除いた補修戦略において、補修プラン2かつ点検間隔 15 年の補修戦略が最適な維持補修戦略となることから流紋岩主体地層の補修優先順位は低いと判断できる.

また,全体的な傾向として健全度ランクIとIIのアンカーを更新する補修プラン3はどの地質に対してもLCCを大きく見積もることになり,補修プラン3かつ点検間隔3年の補 修プラン3がLCCを最大化させている.これは前述の通りアンカーの更新費用が高いこと と,点検間隔を短く設定すれば社会的割引率の割引効果が小さくなることに起因している. 補修プラン4においても,斜面の安定性に対して過剰な補修となる場合が多く,LCCが大 きくなるが,補修プラン3に比べると延命化補修によるLCC縮減効果が期待できる.この ように、本研究における適用事例においては補修プラン1,2に対して補修プラン3および 4の予防保全的効果によるLCC 縮減効果は確認されなかったが、本研究で提案した斜面安 定解析手法は前述したように、粘着率や内部摩擦角など地盤の性能低下を考慮したもので はなく、斜面の破壊確率を過小評価している可能性がある.また、崩壊時損失額は斜面の 規模や斜面下道路の交通量、迂回路の長さなどに依存するため、実際の斜面においては損 失額が大きくなる場合も考えられる.したがって、本適用事例においては過剰補修とみな された補修プラン3および4のような予防保全的な補修戦略に関しては、今後も検討して いく必要性があるものと推察される.

以上の結果をまとめると、本研究で提案した手法によって斜面の安定性を考慮した斜面 の最適維持補修戦略の選択、および斜面間の補修優先順位付け(本適用事例における優先順 位は最適点検間隔から頁岩主体地層>砂岩主体地層>流紋岩主体地層の順番になる)が可能 であることが示唆される.また、本研究で提案した手法に基づく最適維持補修戦略の選択、 および補修優先順位付けでは、アンカーの性能低下速度、社会的割引率、アンカー打設前 安全率、崩壊時損失額の大きさなど様々な要因が密接に関係していることが確認され、そ の中でもアンカーの性能低下速度に大きく依存していることがが示唆された.すなわち、 本適用事例では地質条件に基づく性能低下特性がそのまま LCC に反映されたものと推察 される.ただし、本研究で提案した手法は様々な仮定条件に基づいたものであり、その精 度に関しては、議論の余地があるものと推察され、今後その精度を検証していく必要があ る.しかし、現時点においても、目視点検のみに基づいて、斜面の安定性を検討すること が可能であるという効率性、および得られた結果と現実の現象とに際立った矛盾点が存在 しないことから、維持補修の優先順位付けに関する意思決定においてはある程度実用性が あるものと推察される.

7.4.4 アンカーの性能低下へ寄与する地質特性に関する考察

本適用事例においてはアンカーの性能低下が,大きく分けて頁岩主体地層,砂岩主体地 層,および黒雲母花崗岩主体地層では速く,流紋岩主体地層では遅いという結果となった. これらを受け本項では,本研究で検証した頁岩主体地層,砂岩主体地層,流紋岩主体地層, および黒雲母花崗岩主体地層の性能低下特性が異なる要因について考察する.

防食性能が施されていない旧タイプアンカーの性能低下に影響を及ぼす斜面背面地山の 地質特性としては透水性が主要であるものと推察される.しかし,地質の透水性は風化作 用と相互影響する地質特性である.したがって,以下では地質の透水性と風化作用の観点 から考察する.

頁岩は無破砕帯の場合は透水性が低いが破砕帯の場合は極めて透水性が高くなると考え られる⁵¹⁾.また、本研究における頁岩主体地質は古生代から中生代にかけてのもので塑性 性質が小さいため破砕状になりやすく⁵¹⁾、本研究で対象とした斜面においても実際の地質



調査において破砕帯が確認されている箇所がある.これに対して砂岩は,よく分級された 粒子で構成されているとき地下水挙動に関係する有効間隙率が高く,全堆積岩中で最も透 水性が高いとされている⁵¹⁾.また,本研究における頁岩主体地質と砂岩主体地質は主に砂 岩・頁岩互層の地層であり,それぞれの岩石の比率から頁岩主体と砂岩主体を区別したも のである.したがって,両地質には本質的な違いがほとんどないものと推察される.以上 より,頁岩主体地質と砂岩主体地質における透水性は高くなり,アンカーの腐食が起こり やすく,その結果性能低下速度が速くなったものと推察される.

一方,流紋岩や黒雲母花崗岩のような火成岩は間隙が微少かつ,内部連結性を欠くため 一般的には透水性が低くなる⁵¹⁾.しかしながら,黒雲母花崗岩のような花崗岩は風化によ って強度が大幅に低下し,透水性が高くなること(マサ化すること)が知られている.した がって,上述したように,岩石の透水性を議論する場合には風化作用の影響を考慮する必 要があり,以下では背面地山の風化について考察する.

既往の文献⁵²⁾では斜面対策工の一つである吹き付けコンクリート工における背面地山の 劣化特性を背面地山岩盤の風化作用の観点から考察している.吹き付けコンクリート工に おいては,長期の供用により,地盤との付着度が低下し,空気や水が侵入することで背面 地山の風化が進行する.アンカー斜面では,表面保護工として吹付けコンクリート工や法 枠工が使用されるため,斜面背面の地山では吹き付けコンクリート工の場合と同様に風化 が進行するものと推察される.図7-10(a)は同文献⁵²⁾より中古生代堆積岩における有効間隙 率と深度の相関を表したものであるが,同図が示すように中古生代堆積岩では比較的高深 度まで有効間隙率が変化していることから,高深度まで風化していること(斜面表面から約 4m)が確認される.一方,火成岩の有効間隙率は,図7-10(b)に示すように,斜面表層近傍 のみ変化しており,風化深度が浅いこと(斜面表面から約 50cm)が確認される.このように 堆積岩では風化深度が深く,火成岩では風化深度が浅くなった要因は上述のように堆積岩 では透水性が高く,火成岩では透水性が低いことによるものと推察される.また,前述の 通り,火成岩の中でも花崗岩は流紋岩と比べてはるかに風化しやすい.一方,アンカーの 全長は想定するすべりのすべり面深さによって決められるが,本研究が対象としたアンカ

- 96 -

ーの全長は約 3m~20m となっている.したがって、アンカーの全長と地質条件別の風化 深度を考慮すると、アンカーに対する風化深度の影響は堆積岩地質では大きく、火成岩で は小さくなる.以上より、本研究において地質条件毎でアンカーの性能低下速度が異なっ た要因を以下に示す.頁岩主体地質や砂岩主体地質では高深度まで風化が進行するため、 元々透水性は高いがさらに透水性が増加し、アンカーの腐食の進行が速まったものと推察 される.また、流紋岩主体地質は風化深度が浅く、透水性も低いため、地質によるアンカ ーの腐食への影響は小さい.しかし、黒雲母花崗岩主体地質では風化深度は浅いが、流紋 岩と比較して風化度合が大きいため、表層付近で透水性が上昇しやすくなり、堆積岩の場 合程ではないがアンカーの腐食の進行が速まったものと推察される.以上より、地質条件 に着目してアンカーの性能低下過程をモデル化したことには、現象論的観点からある程度 妥当性があるものと推察される.すなわち、アンカーの維持補修の優先順位としては基本 的に砂岩や頁岩といった堆積岩地質の斜面のアンカーの方が火成岩地質のそれより高くな るが、火成岩地質の場合でも花崗岩のように風化しやすい地質の場合はアンカーの補修優 先順位が高くなるものと推察される

また, 文献 52)では吹付けコンクリートの変状はコンクリートと地山風化部との付着力低 下や,地山風化部の空洞化によるコンクリート部の下方への滑動,すなわちスライド現象 がその主なものであると判断している.したがって、グラウンドアンカー工においてもア ンカーの緊張力が減少することと背面地山の風化現象によって、吹付け工や型枠工と地山 との付着度が低下し、想定されたすべりとは異なった、比較的浅部でのスライド現象を引 き起こす可能性がある.したがって想定されたすべり面付近の地盤強度が低下していない 場合でも斜面表面付近のスライド現象によってアンカーの緊張力が増加する場合があるも のと推察される.したがって、アンカー斜面の安定性を検討する場合にはアンカーの性能 低下だけではなく、併用する法面保護工の性能低下についても検討する必要性があるもの と推察される. 本研究で使用したリフトオフ試験結果で実際に確認された過緊張斜面にお いて、保護工である吹付けコンクリート全体にひび割れが進行している斜面が確認されて いることからも一考に値するものと推察される.さらに、堆積岩の場合には風化深度が深 くなるため、本研究における頁岩主体地質や砂岩主体地質においてすべり面が比較的浅い 斜面では、風化作用によってアンカー体と地盤との付着度が小さくなり、引抜き抵抗力、 すなわちアンカー体の周辺摩擦力が小さくなることが予想される.したがって、破壊時緊 張力をモデル化する上では、斜面の地質条件やすべり面深さ、あるいはアンカー体長によ って引き抜きによる破壊形態を考慮する必要があるものと推察され,斜面の異質性の検討 同様, 今後の課題となる.

7.4.5 過緊張アンカーの性能低下に関する考察

本研究では前述の通り,リフトオフ試験結果から過緊張が認められる斜面が複数あった.



図 7-11 過緊張斜面における健全度ランク期待寿命

締め付け型旧タイプアンカーにおける過緊張斜面が発生する要因についてはいくつか考察 しているが、本項では、過緊張斜面におけるアンカーの性能低下特性について考察する.

過緊張斜面における健全度ランクの期待寿命曲線を図 7-11 に示す.また,同図において は比較のため,図 7-2 で示した各地質条件別のアンカーの期待寿命曲線を合わせて表示し ている.過緊張斜面は頁岩主体地質,砂岩主体地質,および流紋岩主体地質で確認されて おり,また,具体的な緊張力が増加に転じた時点や過緊張の状態に達した時点の情報は得 られていないたいため,図 7-11 では過去 2 回実施されている目視点検結果をすべて利用し て算定した期待寿命を示している.同図より,過緊張斜面におけるアンカーの性能低下特 性の特徴として,健全度ランク II の期待寿命が他の地質に比べて圧倒的に短いことが挙げ られる.これは健全度ランク II のアンカーにおいては損傷確率や緊張力の値においても極 めて性能が低下していることが確認されることから,健全度ランク II のアンカーは大きな 荷重に長時間耐えることができずに破断して健全度ランク I に推移するためであるものと 推察される.

以上より,斜面に変状や変形が生じ,緊張力が増加に転じると,荷重の影響により健全 度ランクの推移速度に変化が生じる可能性があると判断できる.特に,アンカーの緊張力 が増加に転じることで,斜面の安定性や補修計画に大きく関わるランクの低い健全度の推 移速度が加速されることになれば,本研究で提案した健全度ランク低下モデルに基づいて 算定した破壊確率や補修費用は実際の場合より小さくなることを意味する.したがって, 今後の課題として緊張力増加後におけるアンカーの性能低下過程のモデル化を検討する必 要がある.

第8章 結論および今後の展望

本章では,前章までに示した目視点検の精度の検証結果と,斜面の安定性を考慮したア ンカー斜面の維持補修計画に関する一連の検討手法に関して,本研究の成果としてまとめ る.また,本研究に関する今後の課題について言及し,今後の研究の展望とする.

8.1 本研究の成果

本研究ではまず,非破壊試験結果より得られるアンカーの損傷確率とリフトオフ試験結 果より得られるアンカーの緊張力の二つの観点から健全度ランク分けされた目視点検結果 の精度を検証し,目視点検の利用価値を再定義した.具体的に第一の観点では,今後点検 結果が蓄積されることを想定した上で,専門技術者の知識・経験等の主観的情報と,非破 壊試験より得られる客観的情報の合理的組み合わせが可能なベイズ推定法を用いた,アン カーの損傷確率のモデル化手法を提案し,目視点検の精度の検証した.また第二の観点で は,本研究で対象とした,締め付け型旧タイプアンカーの性能低下に伴う緊張力変化過程 に着目し,健全度ランク毎の緊張力と想定される緊張力変化過程の相関性を確認すること で目視点検の精度を検証した.そしてこの検証結果と文献¹⁴⁾で得られているデータに基づ き,健全度ランク毎にアンカーの破壊時緊張力のモデル化を行った.この際,アンカーの 緊張力を確率変数として扱うことで,各健全度ランクにおける破壊時緊張力の不確実性を 考慮したことが重要な点である.

次に,精度の検証を経た目視点検結果を地質条件別にまとめ,これにマルコフ連鎖を適 用することで,地質条件毎の健全度ランク低下過程,すなわち性能低下過程をモデル化し, このモデル化手法と前述のアンカーの破壊時緊張力のモデル化手法を併用することで,将 来状態における地質条件毎のアンカーの破壊時緊張力のモデル化を行った.このモデル化 により地質条件毎の斜面の破壊確率の将来予測を行い,斜面の安定性,および社会経済的 な観点を考慮した LCC を判断指標して,各斜面の最適な維持補修戦略の選択,および斜面 間の補修優先順位付けを可能とする意思決定手法を提案した.

また、本研究で得られた知見をまとめると、以下の8点が挙げられる.

1)本研究で提案したベイズ推定法によって、目視点検結果はアンカーの損傷確率の観点からは比較的精度よく斜面内部の情報を反映していることが確認された.具体的には、健全度ランクV以外の健全度ランクや損傷度の高い目視項目においては非破壊試験結果の蓄積とともに損傷確率が一定値に収束していく様子が確認されるとともに、その値は健全度ランクが低いほど高くなっていることから目視点検の精度の高さが確認された.一方、健全度ランクVの健全なアンカーにおいてはサンプル数

が多いにも関わらず損傷確率のばらつきが大きく,その値も比較的高くなっており, 目視点検結果の精度がそれほど高くないことが確認された.また,以上のような結 果が得られた根拠については,アンカーの損傷別発生機構に着目することで説明で きた.

- 2) 締め付け型旧タイプアンカーの緊張力変化がアンカーの性能低下と、それに伴う地盤強度の低下によって引き起こされるという考察の下、アンカーの緊張力変化過程とアンカーの健全度ランク別の緊張力の関係から目視点検の精度を検証した.その結果、目視点検結果は緊張力の観点からも比較的その精度の良さが確認された.ただし、緊張力の観点からも健全度ランク V の健全なアンカーにおいて、想定されているもの以上に内部損傷が進んでいる可能性があることが確認された.
- 3)本研究で提案した地質条件で分類した目視点検結果マルコフ連鎖を適用した健全度 ランク低下モデルは、4つの地質条件を対象として、内挿の範囲内である程度の予測 精度が確認された.しかし、サンプル数が少ない砂岩主体地質においては、精度よ く予測を行うことができなかった.これは地質条件による分類だけでは表現できな い斜面の異質性が存在していることを意味し、斜面単位で精度のよい予測を行うた めには、この異質性の原因を特定し、これを反映したモデル化手法を構築する必要 がある.
- 4)本研究で提案した斜面安定性手法を用いた結果,斜面の破壊確率は主にアンカーの 性能低下速度に依存することが確認された.ただし,斜面の安定性はアンカーの緊 張力のほかに斜面背面地山が有する地盤強度にも依存するため,アンカー打設前安 全率の影響も確認された.また,これに関連して,各斜面のLCC 算定結果において もアンカーの性能低下速度への依存度の高さが確認された.
- 5)本研究で提案したアンカーの各斜面の最適な補修戦略の選択、および斜面間の補修 優先順位付けに関する意思決定手法の最大の特徴は、健全度ランク毎に破壊時緊張 力をモデル化することにより、目視点検結果のみに基づいて、斜面の安定性の議論 を可能にした点である.本手法はその利便性の観点から、補修優先順位付けに関す る意思決定においては、ある程度実用性が見込まれるものと推察される.また、後 述するが、本手法における今後の課題が解決されることで本手法の精度向上が可能 となれば、さらにその実用性は増すものと推察される.
- 6) 地質条件毎のアンカーの性能低下特性の相違は、斜面背面地山の透水性、および風化作用によって説明することができた.このことから、地質条件に着目してアンカーの性能低下過程をモデル化したことには、推測の域ではあるが、現象論的観点からある程度妥当性があるものと推察される.この結果と本研究で提案した手法によるLCC算定結果より、花崗岩という例外はあるが、堆積岩地質の斜面のアンカーの方が火成岩地質斜面のそれより補修優先順位が高くなることが示唆された.

- 7) 6)の斜面背面地山の透水性と風化特性とアンカーの性能低下の関係の観点から、アン カー斜面の安定性の詳細を検討するためには、アンカーの性能低下だけでなく、ア ンカーエと併用される型枠工等の表面保護工の性能低下についても検討する余地が ありそうである.
- 8) 過緊張斜面のアンカーの性能低下特性においては、健全度ランク II から I にかけての推移が極めて速いことが確認され、想定外の荷重の影響により、損傷度の高い健全度ランクのアンカーにおいて、性能低下速度が速くなることが予想される.したがって、健全度ランク低下モデルにおいてもこれを反映させる必要性がある.

8.2 今後の課題

本節では、本研究で提案した手法に関する課題を取り上げ、検討および改良の余地について言及し、本研究の更なる発展を願うものとする.

1) 目視点検の精度検証手法

本研究で提案したベイズ推定法による目視点検の精度検証手法は、今後各種点検結果が 蓄積されることを前提とした目視点検の精度検証手法であり、点検結果が蓄積される度に モデルを更新し、目視点検が有する不確実性を正確にモデル化することが可能になる.ま た、この手法はアンカーの損傷確率のみならず、アンカーの緊張力に対しても適用可能な モデル化手法である.したがって、今後はアンカーの緊張力に対してもベイズ推定法を適 用することで、サンプル数の制約に対処し、実務においては専門技術者の先験情報を活用 できるようなモデルを構築することが望ましい.また、本研究においては、簡略化のため に各健全度ランクの緊張力が有する不確実性を変動係数で表現したが、実務においては、 イズ推定法による推定結果を用いて目視点検が有する不確実性を定量的にモデル化し、 斜面の安定性を検討することが望ましい.

2) アンカーの破壊時緊張力

本研究では、対象とするアンカーが、防食性能の施されていない旧タイプアンカーだっ たことから、その破壊形態をテンドンの破断と仮定することでアンカーの破壊時緊張力を モデル化した.しかしながら、実際には、頁岩主体地質や砂岩主体地質のように斜面の深 部まで風化するような地質等において、アンカーのすべり面付近のアンカー体と地盤との 付着力、すなわち周辺摩擦力が減少することで引抜きの形態で破壊するアンカーが存在す るものと推察される.したがって今後はテンドンの破断以外の破壊形態についても考慮し た破壊時緊張力のモデル化を検討することが望ましい.

3) アンカーの健全度ランク低下モデル

本研究で提案した健全度ランク低下モデルは、地質条件別に目視点検結果を分類するこ

とで、地質毎の性能低下特性を反映させたモデルであるが、実際の斜面の性能低下過程に は地質条件の分類だけでは表現できない異質性が存在した.このことから、斜面の安定性 を評価するような場合の将来予測においては、今後は地質条件だけではなく、対象斜面の 具体的な地盤特性(例えば透水性や断層の有無、流れ盤の有無など)や降雨量等をパラメー タとしてモデルに組み込むことでモデルの高度化を図る必要性がある.ただし、パラメー タが増加することで計算精度が低下することが予想されるため、上述の課題に関しては、 どのパラメータがアンカーの性能低下に大きく寄与しているのかをあらかじめ検討した上 で、優先順位が高いものからモデルに反映していくといった工夫が必要になるものと推察 される.また、全斜面にわたってこれらの具体的なデータを取得することは、予算の制約 上困難であるものと推察される.したがって、本研究で提案した手法によって推定した性 能低下過程をベンチマークとして、これより、性能低下速度が速く、斜面の安定性が懸念 されるような斜面から優先的に上述の具体的なデータを取得するような戦略的なデータベ ース整備が必要である.

4) アンカーの維持補修戦略

本研究で設定した維持補修戦略においては,更新した後のアンカーの性能低下特性は更 新前のアンカーと同様とし,延命化した後のアンカーはその後現状の性能を維持し続ける という仮定条件を設定していた.しかし,更新後のアンカーは新タイプアンカーであるこ とが予想されるとともに,延命化後のアンカーにおいても,その後性能が低下することが 予想される.したがって,現状の破壊確率,LCCの算定においては更新後のアンカーでは 過大評価しており,延命化後のアンカーにおいては過小評価しているものと推察され,今 後はこれら補修後のアンカーの性能低下過程をモデル化することも必要になる.

ただし、これらのモデル化においては補修実績、ならびに点検結果の蓄積が必要不可欠 な条件となり、その他上述した課題においても点検結果の蓄積によってモデルの精度は飛 躍的に向上するものと推察される.本研究で提案した手法や得られた知見が、補修戦略や 補修優先順位付けの検討のみならず、今後の戦略的な点検計画(目視点検や非破壊試験とい った様々な点検手法の中で、どの方法を、そして、どの斜面、どの健全度ランクのアンカ ーから実施して点検データベースの蓄積を図るか等に関する計画)の検討に有益となり得 るのであれば幸いである.

参考文献

- 1) 小澤一雅: 社会資本におけるアセットマネジメントの導入, 建設マネジメント技術 2006 年 9 月号, pp.7-11, 2006.
- 2) 国土交通省: 平成 21 年度国土交通白書, pp35-36, 2010.
- 例えば、土木学会建設マネジメント委員会: アセットマネジメント導入への挑戦、土木 学会、2003.
- Hass, R., Hudson, W.R., and Zaniewski, J.P.: Modern Pavement Management, Krieger Publishing Company, 1994.
- Mizutani, M.: A maintenance planning method (MPM) for deteriorating structures, Structural Safety and Reliability, Shiraishi, Shinozuka & Wen (eds), Balkema, Rotterdam, pp.443-450, 1998.
- 6) Thompason, Paul D., Small, Edgar P., Jphnson, Michael, Marshall, Allen R.: The Pontis Bridge Management System, Structural Engineering International, Volume 8, International Association for Bridge and Structural Engineering, Number 4, pp.303-308(6), 1998.
- Morcous, G.: Performance prediction of bridge deck systems using Markov Chains, J. Perform. Constr. Facil., 20(2), pp.146-155, 2006.
- 8) 大津宏康: 地盤構造物アセットマネジメントとジオリスクエンジニアリング, 地質と調査, 06' 第3号, 通巻 109号, pp.6-11, 2006.
- 9) 大窪克己, 武本将:高速道路斜面の維持管理について一特にグラウンドアンカーについて一,地質と調査, No.1, pp.13-18, 2008.
- 10) 土質工学会: グラウンドアンカー設計・施工基準, 1988.
- Ohtsu, H. and T. Suwanishwong, T.: A Proposal on Road infrastructure asset management associated with rock structures, Proc. Of the Thailand Symposium on Rock Mechanics, pp.71-86, 2009.
- 大津 宏康, Suwanishwong THAMRONGSAK, 幹 拓也, 上出 定幸:点検結果に基づくグ ラウンドアンカー工の維持補修計画, 土木学会論文集 F, Vol. 66, No. 1, pp.158-169, 2010.
- 13) 宮川豊章, 保田敬一, 岩城一郎, 横田弘, 服部篤史: "土木技術者のためのアセットマネ ジメントーコンクリート構造物を中心として一", 土木学会論文集 F, Vol. 64, No. 1, pp.24-43, 2008.
- 14) 大津宏康, 松山裕幸, S. Nutthapon, 高橋健二: 斜面対策工の性能低下過程の不確実性 を考慮した LCC 評価, 土木学会論文集 F, Vol. 62, No. 2, pp.405-418, 2006.
- 15) 大津宏康,高橋健二,大西有三: タンクモデル法による斜面の降雨時リスク評価法の 研究,建設マネジメント研究論文集, Vol.10, 341-348, 2003.
- 16) 貝戸清之, 杉崎光一, 小林潔司: 事前の主観的情報が劣化予測結果のベイズ更新に及 ぼす影響, 構造工学論文集, Vol.53A, pp.774-783, 2007.
- 17) 津田尚胤, 貝戸清之, 山本浩司, 小林潔司: ワイブル劣化ハザードモデルのベイズ推計法, 土木学会論文集 F, Vol.62, No.3, pp.473-491, 2006.
- 18) 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.
- Hong, F. and J.A. Prozzi: Estimation of Pavement Performance Deterioration using Bayesian Approach, Journal of Infrastructure Systems, American Society of Civil Engineers, Vol.12, Issue 2, pp. 77-86, June 2006.
- 20) 小林潔司, 石原克治, 田澤龍三, 徐飛: ベイズ・ニューラルネットワーク法による土壌 汚染浄化費用リスクの評価, 土木学会論文集 F, Vol.64, No.2, pp.130-147, 2008.
- 21) 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 推計, 土木学会論文集, No.801/I-73, pp.69-82, 2005.
- 22) 貝戸清之,保田敬一,小林潔司,大和田慶:平均費用法に基づいた橋梁部材の最適補修 戦略,土木学会論文集,No.801/I-73, pp.83-96, 2005.
- 23) 大下武志, 小野寺誠一: アースアンカーの健全度診断・補強方法に関する研究, 土木研 究所成果報告書 2005 年度, 土木研究所, pp.1151-1158, 2005.
- 24) 繁桝計男: ベイズ統計入門, 東京大学出版会, 1985.
- 25) 中妻照雄:入門ベイズ統計学,朝倉書店,2007.
- 26) Lancaster, T.: The Economic Analysis of Transition Data. Cambridge University Press, 1990.
- 27) 例えば, Jeffreys, H.: The Theory of Probability, Oxford University Press, 1961.
- 28) Ibrahim, J. G., Ming-Hui, C. and Sinha, D.: Bayesian Survival Analysis, Springer Series in Statistics, 2001.
- 29) 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.
- 30) Geman, S. and Geman, D.: Stochastic relaxation, Gibbs distributions and the Bayesian restoration of images, Transactions on Pattern Analysis and Machine Intelligence, Vol.6, pp.721-741, 1984
- Gelfand, A.E and Smith, A.F.M.: Sampling-based approaches to calculating marfinal densities, Journal of the American statistical Association, Vol.85, pp.398-409, 1990.
- 32) Metropolis, N., A.W. Rosenbluth, M.N. Rosenbluth, A.H. Teller and E. Teller: Equations of state calculations by fast computing machines, Journal of Chemical Physics, Vol.21,

pp.1087-1092,1953.

- Hastings, W.K: Monte Carlo sampling methods using Markov chains and their applications, Biometrika, No.Vol, pp97-109,1970.
- 34) Geweke, J.: Evaluationg the Accuracy of Sampling-Based Approaches to the Calculation of Posterior Moments. In J.M. Bernardo, J.M. Bernerdo, J.O. Berger, A.P. Dawid, and A.F. Smith(eds.), Bayesian Statistics 4, pp.169-193, Oxford University Press, 1992.
- 35) Gelman, A. & Rubin, D. B.: Inference from iterative simulation using multiple sequences (with discussion), Staistil Science, Vol.7, pp457-511.
- 36) Jeffreys, H.: Theory of Probablity, Oxford University Press, 1961.
- 37) Chib, S. and Jeliazkov, I.: Marginal Likelihood from Metropolis-Hastings Output, Journal of the American Statistical Association, Vol.96, pp.270-281, 2001.
- 38) Kass, R. E. and Raftery, A. E.: Bayes factors, Journal of the American Statistical Association, Vol.90, pp.773-395, 1995.
- 39) Schwarz, G.: Estimating the dimension of a model, Annual of Statistics, Vol.6, pp.773-784, 1978.
- 40) Raftery, A.E.: Hypothesis testing and model selection via posterior simulation, In Markov Chain Monte Carlo in Practice, Gilks, W.R., S. Richardson and D.J. Spiegelhalter (eds.), pp.163-187, Chapman and Hall/CRC, 1996.
- 41) 地盤工学会: グラウンドアンカー工法の調査・設計から施工まで, 1997.
- 42) 大津宏康: 建設分野におけるリスク工学の適用性とその展望, リスク工学の適用性と その展望, 土木学会論文集, No.728/VI-58, pp.1-16, 2003.
- 43) Tobin, J.: Estimation of relationships for limited dependent variables, Econometrica, 26, pp.24-36, 1958.
- 44) Amemiya, T. and Boskin, M.: Regression analysis when the dependent variable is truncated lognormal, with an application to the determinants of the duration of welfare dependency, International Economic Review, Vol.15, pp.485, 1974.
- 45) Ang,A. H. and Tang,W. H., 著, 伊藤學, 亀田弘行, 黒田勝彦, 藤野陽三, 共訳: 土木・建築のための確率・統計の応用, 丸善, pp.357-467, 1988.
- 46) 大津宏康,赤木舞,松山裕幸,大谷芳輝: 吹付けコンクリート斜面の維持補修費評価に 関する研究,建設マネジメント研究論文集,土木学会, Vol.13, pp.301-314, 2006.
- 47) 国土交通省: 公共事業評価の費用便益分析に関する技術指針(共通編), 2009.
- 48) 国土交通省道路局都市・地域整備局:費用便益分析マニュアル,2008.
- 49) 大津宏康, 大西有三, 水谷守, 伊藤正純: 地震に伴う災害リスク評価に基づく斜面補強の戦略的立案方法に関する一提案, 土木学会論文集 No.697/VI-51, pp.123-133, 2001.

- 50) 内閣府: 交通事故の被害・損失の経済的分析に関する調査研究報告書, 2007.
- 51) 小鯛桂一: 岩盤透水性のグラフ表示, 地質調査所月報, 35 (9), pp419-434, 1984.
- 52) 松山裕幸, 天野淨行, 山本高司: 吹付けコンクリートの安定性と劣化状況, 土木学会論 文集 F, Vol.62, No.3, pp445-458, 2006.

謝辞

本論文を締めくくるにあたり、本研究にご協力いただいた方々やお世話になった方々への感謝の意を表したいと存じます.

京都大学大学院工学研究科教授・大津宏康先生には、学部4回生のときから3年もの間 ご指導頂きましたことを心より感謝申し上げます.学部4回生の頃は、自分で考え自分で 組み立てていく研究に慣れておらず戸惑いがちな筆者に対して,常に的確なご助言を頂き, 時には親身になって相談に乗っていただきました.また,部活動を優先することのあった 筆者に対してもご理解頂き,研究,部活動と密度の濃い時間を過ごすことができました. 大学院進学後も,研究については勿論のこと,就職活動や日ごろの悩みなどについても親 身になって頂き,たくさんのご指導・ご助言を頂きました.お酒の席でも,面白くもため になるような体験談・苦労話などをして頂き,何かにつけ考えさせられることが多かった ように思います.また,常日頃から問題解決能力やマネジメントの重要性について語って おられたことも印象的で,大変共感させて頂いておりました.いつか大津先生の前でこれ らのフレーズを,自信を持って語れるよう,今後の社会人生活に励む決意でおります.

この研究室に配属になる前までは、部活動のコミュニティー以外に自分の居場所ができ るとは思ってもいませんでした.実際に大津研究室に配属されることになり、素晴らしい 先輩方、同期、後輩たちに恵まれ、これ以上ないほど研究室生活を充実させることができ ました.このような先輩方、同期、後輩たちが同じ研究室に集まることができたことも、 一重に大津先生のお人柄のなせる技だと思っております.今後も大津研究室が活気に溢れ、 多くの素晴らしい研究成果を挙げられることを祈念致しております.最後になりましたが、 この3年間、多大なご迷惑をおかけしたことをお詫びするとともに、深甚なる感謝の念を 表します.本当にありがとうございました.

京都大学大学院工学研究科准教授・塩谷智基先生には公私にわたり大変お世話になりま した.タイにおける EIT セミナーの発表前日には,お忙しい中筆者の英語発表を事前に見 て頂くとともに適切な助言を頂きました.また,普段から気さくに声をかけて頂き,とき にはお酒の席に誘って頂き,非常に有意義な時間を過ごすことができました.心よりお礼 申し上げます.

京都大学大学院工学研究科助教・稲積真哉先生には,研究面でも様々なご助言を頂き, 生活面におきましても不自由なく研究が行える環境を作っていただきました.心より感謝 致します.

京都大学大学院工学研究科秘書・伊東宏美さんには教務関係の書類のやり取りや事務手

続き、その他多くの雑務等で日々の学生生活を支えて頂きました.心より感謝致します.

また,西日本高速道路エンジニアリング関西株式会社・上出定幸氏,藤巴太郎氏,小西 貴士氏にはお忙しい中,修士論文の研究を進める上で重要かつ貴重な様々なデータをご提 供頂き,不自由なく研究を進めることができました.特に上出氏には,筆者からの度重な る質問等に対して,丁寧にご回答頂きました.心より感謝申し上げます.

京都大学大学院工学研究科土木施工システム分野・河合啓介君,谷澤勇気君,米澤裕之 君とは同期の桜として,常に切磋琢磨し,研究その他苦しいときでさえ,常に笑いの絶え ない楽しい時間を過ごさせてもらいました.河合啓介君には研究の話からくだらない話ま で親身に聞いてもらいました.また,定期的に一緒にバスケットで汗を流したこともいい 思い出となっています.本当にありがとう.谷澤勇気君には日ごろから興味深い話題提供 をしてもらうとともに,笑いを提供してもらい,有意義な研究生活を過ごさせてもらいま した.本当にありがとう.米澤裕之君は大学院から同期ということで,最初の半年間は距 離感を測りかねていましたが,隠し持ったユニークな個性で当初の気まずさが嘘のように, 真面目な話から不真面目な話までオールマイティに対応してもらいました.本当にありが とう.みんなのおかげで本当に有意義な研究室生活を送ることができ,自分自身も様々な 点で成長できたように感じています.これから社会人になっても,お互い今の関係を大切 にし,お互いの成長を楽しめるよう切磋琢磨し合いましょう.もし,社会人になってつら いことや悩みごとがあったときにはいつでも連絡して下さい.力になれるかは分かりませ んが,精一杯頑張ります.そして私からもお願いします.ありがとうございました,そし てこれからも宜しくお願いします.

京都大学大学院工学研究科土木施工システム分野 Chaleiwchalard, Nipawan さん,大川淳 之介君,川合良治君,後藤基芳君,磯田隆行君,岩本勲哉君,太田康貴君,木許翔君,古 賀博久君とは,普段の研究室生活で楽しい時間を過ごさせていただきました.心より感謝 申し上げます.Nipawan さんはこの研究室における紅一点の存在で,研究室に華やかさを もたらしてくれたと感じています.研究室のみんなで手づくりお菓子を頂いたり,野球大 会などのイベントではみんなの写真を撮って頂いたりと,様々な面でお世話になりました. 心より感謝致します.修士1回生のみんなは研究室にいい雰囲気をもたらしてくれたと思 っています.君たちが研究室に来てから研究室は本当に笑いの絶えないものになりました. 自分には到底できないことなので,とても感心するとともに,羨ましい個性だなと常日頃 から思っていました.また,何事にも率先して動いてもらい,飲み会や野球大会,バーベ キュー,研究室旅行などの各種イベントを企画してもらい,何不自由なく研究に打ち込む ことができ,程良く息抜きすることもできました.本当にありがとうございました.4回 生のみんなには同じく論文を書く身として多くの刺激をもらいました.みんなは知らなか ったと思いますが,みんなが頑張って研究を進め,中間発表に挑み,論文を書く姿が4回 生の頃の自分と重なり,懐かしくもあり,自分の研究を進める原動力になっていました. 本当にありがとうございました.

最後に,本研究を完遂する上でお世話になった書ききれないほどの方々,親愛なる友人達, そしていつでも温かい心で私の学生生活を見守ってくれた家族に対して改めて感謝の意を 表します.心よりありがとうございました.