

平成18年度 （財）港湾空港建設技術サービスセンター
研究開発助成 報告書

助成番号：平成19年2月2日付 第06-3号
研究助成項目：(8) 公共施設の維持・管理に関するもの

**アセットマネジメントのための港湾構造物
における劣化予測手法の研究**

平成20年4月30日

株式会社ニュージェック 東京本社 技術開発グループ

保田 敬一

研究概要

1. 概 要

本報告書は、平成 18 年度の 1 年間、財団法人港湾空港建設技術サービスセンターより研究開発助成を受け、「アセットマネジメントのための港湾構造物における劣化予測手法の研究」と題して行った研究の成果をとりまとめたものである。

2. 研究組織

助成研究者：保田敬一（株式会社ニュージェック 東京本社 技術開発グループ）

3. 研究経費

平成 1 8 年度	2,000,000 円
合 計	2,000,000 円

4. 助成期間

2007 年 2 月 2 日～2008 年 3 月 31 日

5. 研究発表

- (1) 保田敬一，安野貴人：橋梁における劣化予測手法の違いが評価に及ぼす影響，第 6 回構造物の安全性・信頼性に関する国内シンポジウム（JCROSSAR 2007）論文集，pp.57-64，2007.6.

6. 研究成果要約

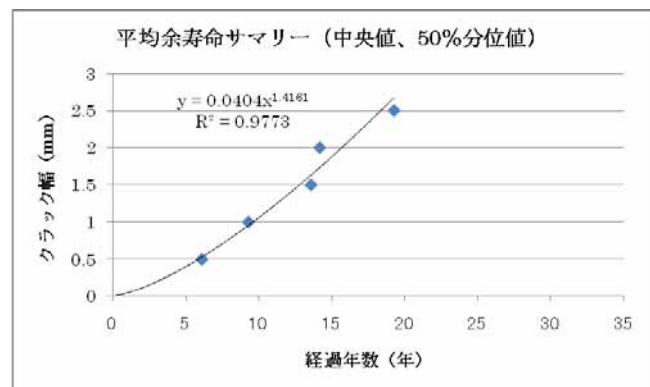
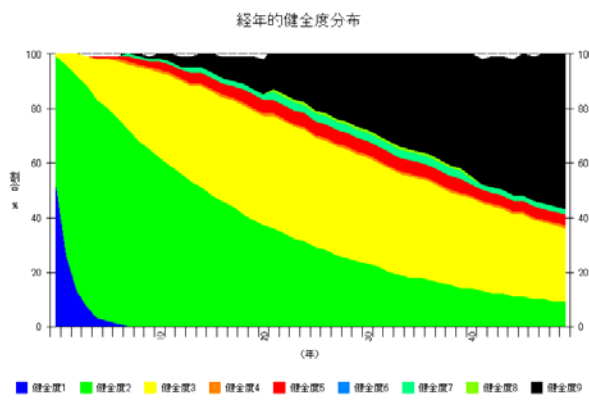
助成番号 平成19年2月2日付 第06-3号	研究開発テーマ名		アセットマネジメントのための港湾構造物における劣化予測手法の研究	
	助成研究者	氏名	保田敬一	
		所属	株式会社ニュージェック 東京本社 技術開発グループ	
高度経済成長期をピークに整備された全国の港湾、海岸保全施設等は、近い将来一斉に更新時期を迎えるため、管理している港湾、海岸保全施設等の効率的な維持管理、延命化を図り、将来の更新投資の平準化を目指し、アセットマネジメント的手法を取り入れた予防保全計画を策定する試みが盛んに取り組まれている。 しかし、港湾施設の維持管理を適切に行う上で、劣化予測は重要な要素であるが、構造物の種類、構造、劣化損傷原因、損傷の進行具合、点検データの量と質の問題など劣化予測の精度に影響を与える要因は様々であり、適切な劣化予測が行われているとは言い難いのが現状である。したがって、状態推移過程モデルや寿命データ分析など、構造物に最も適した劣化予測手法を検討し、劣化予測の精度を向上させることが求められている。 本研究の目的は、既存の点検データの質と量に最も適合した劣化予測手法を検討することにある。LCCを算出するためには将来の劣化予測が必要となるが、この精度が良くなければ予算獲得あるいは中長期予算計画の信頼性が低くなってしまう。本研究では、過去の点検結果をどのように処理すれば精度の高い劣化予測が可能になるのかを検討することを目指す。 本研究では、主に、「劣化予測手法」、「LCC算出による補修・改良時期の提案」を検討した。以下に、本研究より得られた主要な成果を総括する。 「劣化予測手法の検討」では、沿岸構造物の点検データを用いて、いくつかの数理確率モデルを用いた劣化予測手法を示す。実際の点検データをどのように加工して、どのような方法で劣化予測を行うのかは技術者にとって重要な課題であり、本研究では、マルコフ連鎖モデル、ハザードモデル、ポアソン回帰モデルの考え方を紹介し、これらのモデル用いて、劣化予測への具体的な適用例を示した。以下、得られた成果をまとめる。 (1) コンクリート部材では、マルコフ連鎖モデル、ハザードモデルの適用例を示した。それぞれの手法の特徴を明確にし、適用条件、推計可能なデータ量、推計精度などを考察した。2つの手法ともに過去の点検データを用いて容易に将来予測推計ができることが確認できた。ハザードモデルでは、ライフサイクル後半のハザードが把握でき、上に凸、下に凸といった劣化曲線が点検データによってどちらでも作成可能であるが、マルコフモデルの場合は、手法の性格上、どうしても上に凸の曲線になる。 (2) 鋼部材では、マルコフ連鎖モデル、ハザードモデル、ポアソン回帰モデルの適用例を示した。同じ点検データからマルコフ連鎖モデルとハザードモデルの比較を行い、連続量データの適用性、ライフサイクル後半に劣化速度が加速する場合の適用性などを検討した。一方、希少性の損傷である鋼矢板の孔食を対象にして、ポアソン回帰モデルが適用できることを示した。 過去の点検データから推計して将来の劣化予測を行う場合、点検データの量や構造物の種類や構造、劣化損傷要因など推計精度に与える影響は様々である。得られた点検データからどのような手法を用いて推計することが適切かの判断は、技術者の経験と勘によるところが大きいといえる。2				

つの手法を比較した結果、差は、同じ推計精度を得るためのデータセット数の違い、ライフサイクル後半の危険性を評価することができるかどうか、劣化予測の結果をその後のマネジメント意思決定に活用する方法の違いなどであるといえる。

「補修・改良時期の提案」では、モデル施設を対象に、複数の維持管理シナリオを設定する。そして、補修・改良工法、補修工費、耐用年数などから、維持管理シナリオごとに今後50年間のライフサイクルコストを算出し、LCC最小化モデルによる維持管理シナリオを選定する方法を示す。

数理確率モデルでは、多くのデータを必要とするが、過去の点検データがそれほど沢山あるわけではなく、しかも、損傷を時系列で追跡できるような点検データ保存の仕組みにはなっていない。点検マニュアルの整備、点検データの保存方法、劣化予測用データへの反映方法など点検の仕組みを変えていくことが求められる。劣化予測の精度はデータの質と量に大きく影響をうける。過去の点検データを有効に、しかも大量に利用できるようになって初めて劣化予測はその精度が向上すると思われるし、適用可能な数理確率モデルもその適用範囲が拡大すると思われる。今後は、点検データの蓄積、特に時系列データの推移が把握できるような点検マニュアルの仕組みと、数理確率モデルの適用事例を増やすことが劣化予測の精度向上に寄与するものとする。

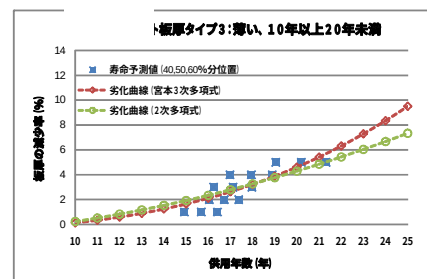
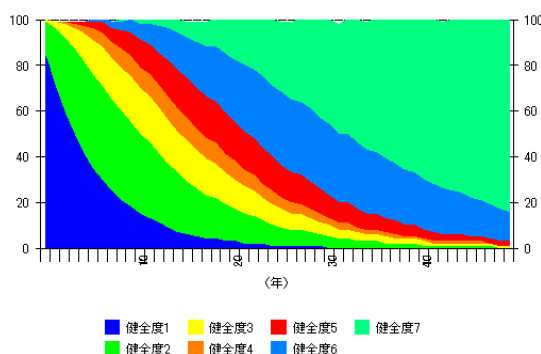
■コンクリート部材の推計例



マルコフ状態推移 (クラック幅)

寿命データ分析による劣化曲線 (クラック幅)

■鋼部材の推計例 (板厚 10mm, 供用年数 10~20 年)



マルコフ状態推移

寿命データ分析による劣化曲線

研 究 成 果

目 次

1. はじめに	1
2. 研究の背景と目的	3
2.1 本研究の背景	3
2.2 本研究の目的	3
2.3 本研究の構成と概要	4
参考文献	5
3. 劣化予測手法に関する既往の研究	6
3.1 劣化予測	6
3.2 港湾構造物	8
3.3 橋梁	8
3.4 舗装	8
参考文献	8
4. 対象施設の概要と健全度評価手法	10
4.1 対象施設	10
4.1.1 対象施設の点検データ	10
4.1.2 線形回帰による経年変化に伴う劣化進行の傾向	12
4.2 点検方法および点検項目	14
4.3 健全度評価手法	14
4.3.1 健全度の定義	14
4.3.2 健全度の評価単位	15
4.4 施設の管理目標値	16
4.4.1 健全度と管理目標の関係	16
4.4.2 他の自治体の検討事例	16
4.5 補修の要否判定および補修の実施	17
5. 劣化予測手法の検討	18
5.1 概要	18
5.2 マルコフ状態推移モデル	18
5.2.1 マルコフ過程とは	18
5.2.2 単純マルコフ連鎖	20
5.2.3 推移確率行列	20
5.2.4 推移確率行列の作成	21
5.2.5 状態確率分布	22
5.3 ハザードモデル	24

5.3.1	ハザードモデルによる港湾構造物の劣化予測	24
5.3.2	ハザードモデルによる劣化予測の手法	25
5.3.3	ハザードモデルの定式化	28
5.3.4	ハザードモデルにおける平均余寿命	30
5.3.5	ハザードモデルにおける確率分布とハザード形状	30
5.3.6	ワイブル分布のハザードモデルの特定化	33
5.4	ポアソン回帰モデル	37
5.4.1	ポアソン回帰モデルによる港湾構造物の劣化予測	37
5.4.2	定式化, 推定方法, 感度分析	37
5.5	適用例	40
5.5.1	コンクリート部材	40
(1)	マルコフモデルの適用結果	40
(2)	ハザードモデルの適用結果	50
5.5.2	鋼部材	62
(1)	マルコフモデルの適用結果	64
(2)	ハザードモデルの適用結果	72
(3)	ポアソン回帰モデルの適用結果	84
5.6	劣化モデルの比較と考察	91
5.6.1	コンクリート部材	91
5.6.2	鋼部材	94
5.7	まとめ	96
	参考文献	96
6	補修・改良時期の提案	98
6.1	補修・改良方法	98
6.1.1	対策工法の検討	98
6.2	維持管理シナリオの設定	107
6.2.1	対策工法の標準単価および耐用年数	107
6.2.2	維持管理シナリオの設定	109
6.3	ライフサイクルコストの算出	110
6.3.1	栈橋上部工 (RC 部材)	110
6.3.2	栈橋下部工および鋼(鋼管)矢板 (鋼部材)	113
7	結論	115

1. はじめに

日本はその国土の全てを海に囲まれており、港湾は社会経済活動の要となる社会インフラである。その港湾施設量（ストック）は、1998 年度に約 27.5 兆円（1995 年価格換算）に達している。中でも、1960 年代の高度経済成長期に建設された施設が多く、さらに、それらの施設は建造後 40 年以上が経過している¹⁾。今後、これらの施設に対する維持管理費用が増大していくことは確実である。このため、できる限り、少ない負担で計画的かつ戦略的な維持管理を実施していく必要がある。この計画的かつ戦略的な維持管理を実施するための方策として、アセットマネジメントが注目されている。アセットマネジメントとは、国土交通省による「道路を資産としてとらえ、道路構造物の状態を客観的に把握、評価し、中長期的な資産の状態を予測するとともに、予算制約の中でいつどのような対策をどこに行うのが最適であるかを考慮して、道路構造物を計画的かつ効率的に管理すること。」²⁾、あるいは、土木学会による「国民の共有財産である社会資本を、国民の利益向上のために、長期的視点に立って、効率的、効果的に管理・運営する体系化された実践活動。工学、経済学、経営学などの分野における知見を総合的に用いながら、継続して（ねばりづよく）行うものである。」³⁾などとして定義されている。

今後、維持管理機関のアセットマネジメントに対する取り組みが盛んになるにつれ、マネジメントシステムの一要素である劣化予測はより重要となってくる。なぜなら、劣化予測式は LCC 算出の元になるものであり、LCC 累計や維持管理シナリオ算出のベースになるからである。この劣化予測の精度が低いと、いくら中長期維持管理計画を策定しても信頼性が低いし、将来的な予算確保には至らない。しかしながら、構造物の劣化予測はまだ研究段階であり、管理機関の点検も十分ではなく、精度の高い劣化予測が行われた上で LCC が算出されているとはいいがたいのが現状である。青森県のように、劣化予測の精度などは後回しにして、まずはプロトタイプとしてのマネジメントシステムとして稼働する仕組みを構築することに重点を置く自治体もある。施設の点検マニュアル作成、維持管理計画作成、中長期予算計画などが一段落した段階で、次に、例えば劣化予測などの個別のサブシステムの精度向上に向かうことは避けられない。

では、どうやれば少ない点検結果から精度の高い劣化予測が可能になるのであろうか。点検結果をどのように加工して、どのような処理をすれば劣化予測ができるのであろうか。必要なデータの量はどのくらいあればよいのか、など劣化予測に携わる技術者が常々疑問に思っており、求めるニーズは数多くある。これまで、塩化物イオンの浸透速度式、中性化深さの推定式など、個別の劣化原因に対する将来予測式はあるものの、補修を行うかどうかの意思決定に用いられるのは、近接目視による健全度判定結果が主である。このように、劣化予測と実際の補修とは切り離して考えなければならない。また、使用条件や環境が異なれば前述の推定式が必ずしも汎用性があるかというところでもない。点検結果が十分にあれば、その点検結果を用いて状態の推移を精度よく推計することは可能である。しかし、現実には点検結果は十分にあることはほとんどないし、あってもうまく保存されていないことが多く、劣化予測に使えることは少ない。今後、劣化予測用に点検結果をうまく保存・蓄積されていくような仕組み（点検マニュアルなど）に移行していくものと期待する。

本研究では、港湾施設を対象に、劣化予測の方法を具体的に示すことを目指す。したがって、個別の港湾施設の損傷推移や損傷の状況などはあえて詳しく紹介せず、点検データからどうやって分析用データを作成するか、データ処理の方法、複数の劣化予測方法の比較など、具体的事例をとおして解説することで、今後、技術者が劣化予測を実際に行う際に参考となることを目指す。

参考文献

- 1) 横田 弘：港湾施設のマネジメント，コンクリート工学，Vol.42，No.5，pp.29-32，2004.5.
- 2) 国土交通省：道路構造物の今後の維持・更新等のあり方に関する検討委員会 提言，2003.4.
- 3) 社団法人土木学会編：アセットマネジメント導入への挑戦，技報堂出版，2005.11.1.

2. 研究の背景と目的

2.1 本研究の背景

高度経済成長期をピークに整備された全国の港湾、海岸保全施設等は、近い将来一斉に更新時期を迎える。この逼迫する更新需要に対し、更新投資の過度の集中を避け、管理主体の逼迫する財政再建計画等を踏まえながら計画的に適時・適切な施設の更新等を行う必要がある。そのため、管理している港湾、海岸保全施設等の効率的な維持管理、延命化を図り、将来の更新投資の平準化を目指し、アセットマネジメント的手法を取り入れた予防保全計画を策定する試みが盛んに取り組まれている。

しかし、港湾施設の維持管理を適切に行う上で、劣化予測は重要な要素であるが、構造物の種類、構造、劣化損傷原因、損傷の進行具合、点検データの量と質の問題など劣化予測の精度に影響を与える要因は様々であり、適切な劣化予測が行われているとは言い難いのが現状である。

したがって、状態推移過程モデルや寿命データ分析など、構造物に最も適した劣化予測手法を検討し、劣化予測の精度を向上させることが求められている。

2.2 本研究の目的

本研究の目的は、既存の点検データの質と量に最も適合した劣化予測手法を検討することにある。LCCを算出するためには将来の劣化予測が必要となるが、この精度が良くなければ予算獲得あるいは中長期予算計画の信頼性が低くなってしまう。これまで、劣化予測は過去の点検結果をもとに作成されてきたが、現実、地方自治体では過去に点検を実施していないか、実施していても1回程度しかないかという現状である。あるいは他の機関が設定している類似の条件での劣化予測をそのまま引用するなど、現実にあっているとは言いがたい。こういった現状も考慮して、過去の点検結果をどのように処理すれば精度の高い劣化予測が可能になるのかを検討することを目指す。

本研究では、劣化予測の方法として、大きく2つの方法を検討する。一つは、マルコフ連鎖モデルや状態推移過程による予測手法であり、将来の状態推移を予測するために、最近の状態推移に関するデータを用いて、今後もその状態が継続すると仮定してシミュレーションし、将来の状態を概略的に見通す方法である。もう一つは、ハザード・モデルあるいは寿命データ分析による予測と呼ばれるもので、供用年数とその時点の状態に関するライフタイムデータを用いて、性能限界に到達するタイミングを予測し、非線形回帰により今後の劣化曲線を見通し、余寿命を推定する方法である。

本研究では、ある橋梁の点検データを用いて、これらの2つの劣化予測手法から、異なる緒元や環境条件のグループ別の劣化曲線を作成し、劣化速度を比較するとともに、予測手法の比較を行う。また、経年変化にともない劣化事象のハザードがどの程度加速するかを進行形状パラメータ推定値により比較し、ライフサイクル後半の危険性を評価する指標を示す。一方、突発性の事象を対象にしたポアソン回帰モデルの検討も合わせて行う。

さらに、補修・改良方法・実施時期の検討およびシナリオ別のLCC算出までを行う。

本研究により得られるマルコフ連鎖モデルやハザードモデル、ポアソンモデルによる劣化進行予測、寿命関数はより精度の高い劣化進行予測およびLCC算出、維持管理計画へと反映させることが可能になる。これらの劣化進行モデルや寿命関数は、適用できる構造物、部材、劣化損傷要因、環境条件、使用条件など様々な適用可能な条件が付加されるが、点検データ数が多い場合にはより

多くのグルーピングができ、細かな適用条件のもとでの劣化予測が可能になると考えられる。

さらに、ふ頭以外の海岸保全施設である水門や排水機場、岸壁、トンネルなどの劣化進行予測にも適用が可能となることが期待できる。

2.3 本研究の構成と概要

本研究は、これらの一連の研究について取りまとめたものであり、はじめにおよび結論を含めて7章から構成されている。

第1章 はじめに

第2章 研究の背景と目的

第3章 劣化予測手法に関する既往の研究

第4章 対象施設の概要と健全度評価手法

第5章 劣化予測手法の検討

第6章 補修・改良時期の提案

第7章 結論

続いて、本研究を構成する各章の内容要旨を以下に要約する。

【第1章 はじめに】

本章では、まず始めに、本研究の背景となった港湾施設のストック量の推移と今後の維持管理費の増大に対処するために戦略的維持管理手法であるアセットマネジメント手法の一要素である劣化予測の現状と精度向上の必要性について述べる。

【第2章 研究の背景と目的】

本章では、本研究の位置づけを明確にするために、アセットマネジメント推進のためには劣化予測精度の向上が求められるという背景、少ない過去の点検データをどのように用いて精度の高い劣化予測が可能になるのかという目的を明確にするとともに、マルコフ連鎖モデル、ハザードモデル、ポアソンモデルなどの具体的劣化予測手法の紹介をする。そして、本論文の構成とその概要について簡単に紹介する。

【第3章 劣化予測手法に関する既往の研究】

本章では、これまでの劣化予測に関する研究を概観し、劣化予測モデルの整理、近年多く用いられている数理確率モデルの適用範囲を示した。さらに、港湾構造物、橋梁、舗装など、具体的構造物における劣化予測に関する研究を紹介する。

【第4章 対象施設の概要と健全度評価手法】

本章では、本研究で対象とした沿岸構造物の概要、劣化予測に用いた損傷種類と数量、分析の可能性について述べる。さらに、点検方法の概要、健全度の定義と対策、管理目標との関係を示す。

【第5章 劣化予測手法の検討】

本章では、沿岸構造物の点検データを用いて、いくつかの数理確率モデルを用いた劣化予測手法

を示す。実際の点検データをどのように加工して、どのような方法で劣化予測を行うのかは技術者にとって重要な課題であり、本研究では、マルコフ連鎖モデル、ハザードモデル、ポアソン回帰モデルの考え方を紹介し、これらのモデルを用いて、劣化予測への具体的な適用例を示す。

【第6章 補修・改良時期の提案】

本章では、モデル施設を対象に、複数の維持管理シナリオを設定する。そして、補修・改良工法、補修工費、耐用年数などから、維持管理シナリオごとに今後50年間のライフサイクルコストを算出し、LCC最小化モデルによる維持管理シナリオを選定する方法を示す。

【第7章 結論】

本章では、第2章から第6章において得られた成果を総括するとともに、今後に残された研究課題と将来の展望についてもふれている。

参考文献

- 1) 保田敬一，安野貴人：橋梁における劣化予測手法の違いが評価に及ぼす影響，第6回構造物の安全性・信頼性に関する国内シンポジウム（JCROSSAR 2007）論文集，pp.57-64，2007.6.

3．劣化予測手法に関する既往の研究

3.1 劣化予測

劣化予測はアセットマネジメントにおいて極めて重要な役割をしめる。この劣化予測の精度が全体マネジメントにおける事前評価や事業計画を策定する上で大きく影響を与えるためである。これまで、高度成長期に大量に整備された社会基盤施設の長期的な性能確保と品質保証についてはほとんど主眼が置かれることなく半世紀近くが経過したといえる。そのため、施設の維持修繕に活用できるデータの蓄積と保存には注力されてこなかったことから、精度の高い将来予測が困難になった原因と考えられる。しかし、近年、社会基盤整備は新設から更新あるいはメンテナンスへと移行してきており、メンテナンスを支える要素技術である劣化予測の研究も盛んになりつつある¹⁾。

劣化予測を扱った文献では、縦軸を性能（健全度）、横軸を時間とした劣化曲線が示されていることが多い。健全性は時間とともに低下していき、補修により健全度は回復することは事実であり、この曲線はイメージがし易いといえる。劣化予測に影響を与える要因としては、構造・幾何条件、材料種別、環境条件、荷重変動などが考えられる。これらの要因が複雑に関連し合って、劣化予測を難しくしているのが現実であろう。このため、劣化要因ごとに供用期間中の劣化進行を予測し、性能の低下を推定する手法がよく用いられる。表 3.1 に主な手法の比較を示す²⁾。例えば、ある環境化におかれた RC 部材の中性化や塩化物イオンの浸透の進行などは定量的な予測式が提案されている^{3),4)}。(A)の詳細は文献 5)などに詳しい。一方、(B)の代表的な劣化予測モデルがマルコフ連鎖モデルである。しかし、(A)、(B)の併用の場合もあるし、このような予測手法では把握できない劣化進行事象も存在する。図 3.1 にマルコフ状態推移モデルの概念図を示す。

表 3.1 劣化予測モデル

	(A) 劣化メカニズムを特定し、力学的特性の低下を予測する方法	(B) 点検における判定区分の低下を統計的に予測する方法
健全度	押し抜きせん断力、鋼材の疲労強度などの力学的特性	点検要領に示される I, II, III, IV, OK の判定区分を数値化したもの
長所	・健全度と要求性能が明確に定義できる（疲労による耐荷力の低下と許容応力度との関係）。	・点検結果から直接現時点の健全度が評価可能。 ・実際は複雑な劣化過程を単純なモデルで表現できる。 ・常に点検結果による補正が必要 ・多くの橋梁群を包括して評価することが可能
短所	・点検結果と保有性能（耐荷力）との関係づけが非常に困難である。 ・伸縮装置や支承など、損傷と要因との関係が複雑で劣化メカニズムを特定することが困難である。	・鋼材の疲労などは前兆が点検結果に現れにくく、点検結果からの予測は非常に困難である。

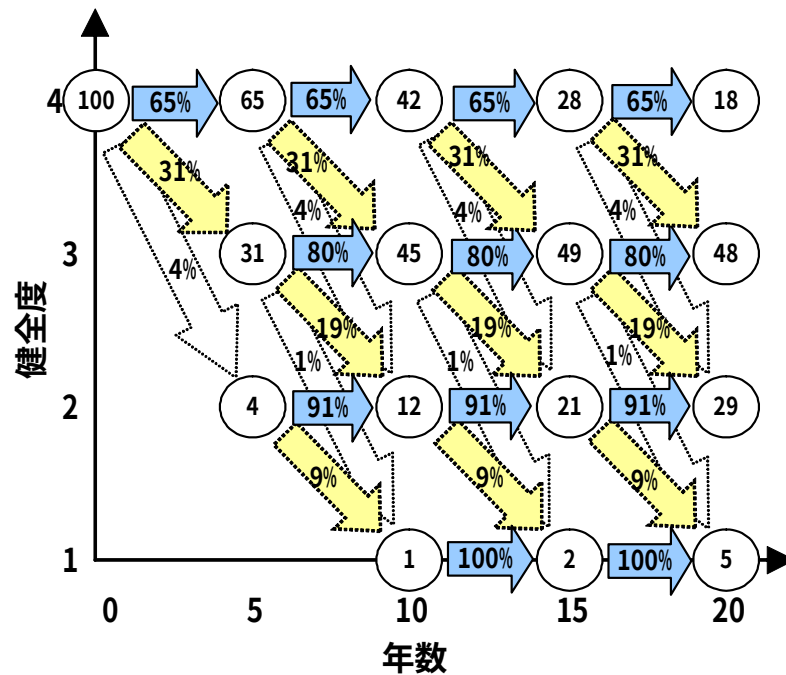


図 3.1 マルコフ状態推移モデルの概念図

本研究では、前述の(B)点検における判定区分の低下を統計的に予測する方法として、確率数理モデルを用いた劣化予測手法を対象にする。アセットマネジメントを難しくしているのは将来の不確実性をどの程度正確に把握して意志決定を行うことができるかという点であろう。このため、確率・統計論をベースにした数理的確率モデルが必要不可欠となる。事実、構造物の劣化推計に関しては、マルコフ過程がよく利用されている。アセットマネジメントを効果的にかつ適切に運営していくためには、将来の不確実性をできるだけ定量的に記述する必要があるといえ、そのための基本となる数理が確率過程であろう。確率過程を記述する様々なモデルがある中で、各モデルの適用範囲や利用限界、利便性などを十分に把握した上で、適切な劣化進行モデルを選定することが重要である。

表 3.2 に数理確率モデルとその適用範囲、用いる確率過程や確率分布の例を示す⁶⁾。

表3.2 数理確率モデルの適用範囲⁶⁾

		適用範囲	内容
数理確率モデル	マルコフ過程	劣化予測	マルコフ性、推移確率、マルコフ連鎖、状態推移行列
	ポアソン過程	地震の発生、機器の故障、寿命予測	指数分布、ポアソン分布、故障確率関数、指数ハザードモデル、寿命予測モデル
	ランダムウォーク	資産価値評価、収益・便益の経時的な変動性評価	2項過程、出生死滅過程、ランダムウォーク、マルチンゲール
	ブラウン運動	設備の故障確率、不具合の発生、事業倒産、長周期地震の発生	幾何ブラウン運動、ブラウン運動と初到達確率、BPT分布

例えば、確率数理モデルを用いた構造物の劣化予測でよく用いられるのが、マルコフ連鎖モデルである^{7)~14)}。一方、寿命データ分析による劣化予測は、飯塚が鋼橋のライフタイムデータを用いて寿命分析を行っている¹⁵⁾。

確率数理モデルを用いた構造物の劣化予測にどの手法が適しているかは一概には難しい。構造物の種類、構造、劣化損傷要因、点検データの質や量などがその要因である。では、点検データをどのように加工して、適切な確率数理モデルを選択することにより劣化予測を行うことができるのだろうか。点検データがあれば直ぐに劣化予測モデルを構築することはできるかということそうではない。点検データの質や量、適用できる確率数理モデルの限界などから判断して、適切な数理モデルを選定しなければならない。

マルコフ連鎖モデルの場合、将来の状態は現在の状態にのみ依存し、過去の状態には依存しない、すなわち、 $X(t+1)$ の確率分布は、時点 t での確率分布 $X(t)$ の値にのみ依存するというマルコフ性を用いる。具体的には推移確率行列を算出することで時系列の劣化状態が表現できる。

寿命データ分析を用いる場合、ある損傷レベル（物理的寿命の閾値）になるまでの供用期間をライフタイムデータとして捉えた寿命分析を行うことで、寿命が短くなっていく様子、劣化が進行する速度、また、一定の損傷レベルに達するまでの余寿命を精査できると考える。いずれの劣化予測モデルも過去の点検結果を使用することについては同じである。

3.2 港湾構造物

港湾構造物では、小牟禮健一らが RC 栈橋の上部工を対象にして、塩害による劣化進行モデルの開発を行っている⁹⁾。この研究では、H9 年度から H13 年度にかけて実施した全国 25 の栈橋上部工の劣化実態調査より、その調査結果をもとに、マルコフ連鎖の考え方を用いた確率論的劣化進行モデルを構築していることが特徴である。栈橋上部工の使用年数と施設ごとに固有の遷移率を与えた場合、劣化進行モデルは実際の調査結果から得られた劣化度の分布をよく近似しており、更新や補修、補強対策に適用が可能であるとしている。

3.3 橋梁

橋梁の場合、マルコフ連鎖モデルを用いた劣化予測の研究が多い^{10)~14)}。点検データの蓄積もあり、推移データをうまく整理すればデータ数の問題はほぼ解決される。国土交通省の橋梁点検要領で用いられている健全度判定ランク a,b,c,d,e を離散的な状態推移とし、点検の間隔を用いて、データセットを作成し、状態推移確率を求めている。特に、状態推移速度が速い RC 床版を対象にした研究が多いといえる。

3.4 舗装

舗装は、国土交通省が公表している MCI による劣化予測式（ひび割れ、わだち掘れ、平坦性）、あるいは公団・公社、東京都などが独自に定めている指標から、将来予測を行うことができる。しかし、この方法は、ひび割れ、わだち掘れ、平坦性といった項目を計測して初めて算出が可能になる。近年、道路舗装の劣化状態を離散的な複数のレーティングで記述するマルコフ連鎖モデルなどの確率論的劣化進行モデルの研究もおこなわれている^{16), 17)}。

参考文献

- 1) 社団法人土木学会編：アセットマネジメント導入への挑戦，技報堂出版，pp.94-96，2005.11.1.
- 2) 古賀聡明，中村幸一郎：橋梁定期点検データによる劣化予測に基づく計画的維持管理について，2002.

- 3) 鳥取誠一, 宮川豊章: 中性化の影響を受ける場合の鉄筋腐食に関する劣化予測, 土木学会論文集, No.767/V-64, pp. 35-46, 2004.
- 4) 鳥取誠一, 宮川豊章: 初期塩化物イオンの影響を受ける場合の鉄筋腐食に関する劣化予測, 土木学会論文集, No.781/V-66, pp.157-170, 2005.
- 5) 土木学会メンテナンス工学連合小委員会: 社会基盤メンテナンス工学, 東京大学出版会, 2003.3.
- 6) 社団法人日本コンクリート工学協会: コンクリート構造物のアセットマネジメントに関するシンポジウム 委員会報告, pp.22, 2006.12.
- 7) 水谷 守, 足立幸郎, 小塚幹夫: 経年劣化構造物の維持補修計画最適化に関する研究, JCROSSAR'95 論文集, pp.341-348, 1995.
- 8) 赤石沢総光, 吉田郁政, 安田 登, 宮本幸始: 性能設計を活用した RC 構造物の保守頻度・時期の最適化に関する研究, 構造工学論文集, Vol.47A, pp.277-284, 2001.3.
- 9) 小牟禮健一, 濱田秀則, 横田 弘, 山路 徹: RC 栈橋上部工の塩害による劣化進行モデルの開発, 港湾空港技術研究所報告, 第 41 巻, 第 4 号, pp.3-37, 2002-12.
- 10) 内山典之, 西山 真, 平野廣和, 佐藤尚次: RC 床版の劣化予測を考慮した橋梁維持管理システムの構築, 土木学会, 応用力学論文集, Vol.7, pp. 1141-1148, 2004.
- 11) 貝戸清之, 阿部 允, 藤野陽三: 実測データに基づく構造物の劣化予測, 土木学会論文集, No.744/IV-61, pp.29-38, 2003.10.
- 12) 保田敬一, 小林潔司: BMS における点検結果と状態推移確率が LCC に及ぼす影響, 土木学会, 建設マネジメント研究論文集, Vol.11, pp.111-122, 2004-12.
- 13) 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, 2005-10.
- 14) 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, 2005.10.
- 15) Hiroshi IIZUKA: A STATISTICAL STUDY ON LIFE TIME OF BRIDGES, Proc. of JSCE, No.392/I-9, Vol.5, No.1, pp.51-60, April 1988.
- 16) 小林潔司, 熊田一彦, 佐藤正和, 岩崎洋一郎, 青木一也: サンプル欠損を考慮した舗装劣化予測モデル, 土木学会論文集 F, Vol. 63, No. 1, pp.1-15, 2007.
- 17) 清野 昌, 田高 淳, 丸山 記美雄: マルコフ連鎖モデルを用いた舗装劣化予測手法の検討, 土木学会第 61 回年次学術講演会講演概要集, 2006.9.

4．対象施設の概要と健全度評価手法

4.1 対象施設

4.1.1 対象施設の点検データ

- ・火力発電所における港湾構造物を対象に，平成14年度から平成18年度までに，毎年合計5回実施された点検データを使用する。
- ・次の図に示すように，点検対象とする港湾構造物において発生する損傷全体の45%は，護岸となっている。

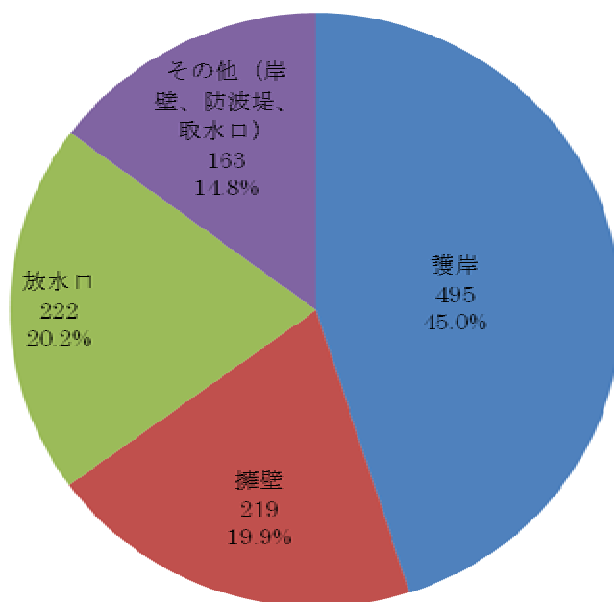


図 4.1.1 火力発電所の港湾構造物において発生する損傷の内訳

- ・本研究では，護岸のコンクリート構造物および鋼構造物において，経年変化に伴い進行する損傷を対象とする。
- ・損傷の種類から6つの分析の方向性が考えられた。使用可能データ数から分析可能性を検討したものを次の表に示す（マルコフモデルおよびハザードモデル）。なお，ポアソン回帰モデルのデータとしては，鋼材護岸の孔食を対象にした。

表 4.1.1 護岸における損傷とデータ数等の内訳

	構造物	損傷	数量データ			最大データ数	分析可能性	備考	使用可能データ数
分析1	護岸	クラック	長さ	幅	本数	138	○	長さ・幅は進行性あり、可能。 (※本数は進行性なし、不可)	長さ117, 幅96
分析2		ずれ	長さ	—	—	99	×	数量データ不足、不可。	—
分析3		段差	幅	—	—	99	○	進行性あり、可能。	52
分析4		開き	幅	—	—	99	○	進行性あり、可能。	76
分析5		剥離・剥落	剥離範囲	寸法 (剥落体積)	—	97	×	数量データ不足、不可。	—
分析6		欠損	寸法 (欠損体積)	—	—	46	×	進行性なし、不可。	—

- ・ここで、最大データ数は、劣化ランクを判定した点検データ数である。ただし、この劣化ランクデータは5年間で劣化進行の状態推移に関してほとんど変化が見られなかった。
- ・そこで、クラックの幅や段差の幅などの数量データが記録されているものを抽出した結果が使用可能データ数である。
- ・「ずれ、剥離・剥落、欠損」については、数量データ不足、劣化の進行性なし等の理由から、今回は対象外とせざるを得なかった。劣化予測実施のためには、今後も継続的な点検データ蓄積が課題である。
- ・クラックの長さ・幅、段差の幅、開きの幅については、数量データが蓄積されていた。これらの使用可能な数量データ数は、52～117となっている。
- ・以上のようなデータ数量と分析可能性をふまえ、以下では、4つの損傷を対象に劣化予測手法を適用することとする。

ア.「クラックの長さ」

イ.「クラックの幅」

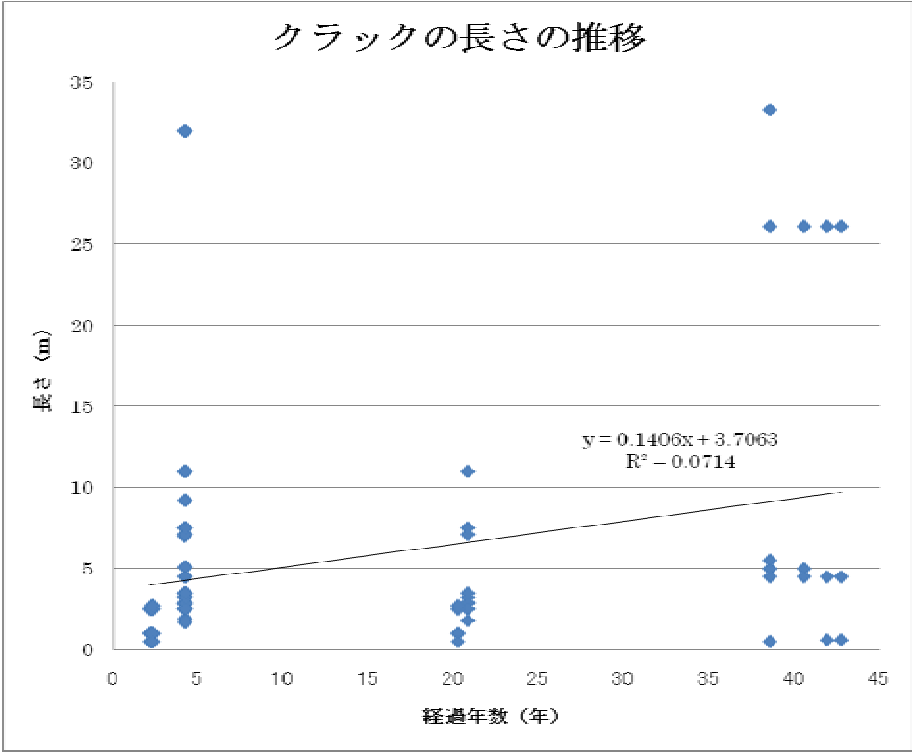
ウ.「段差の幅」

エ.「開きの幅」

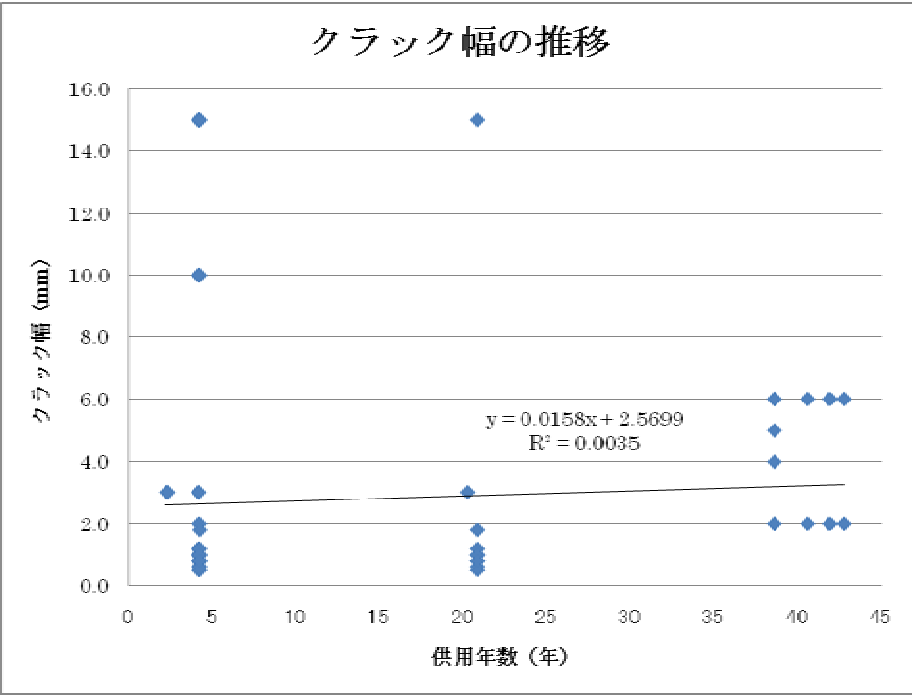
4.1.2 線形回帰による経年変化に伴う劣化進行の傾向

- ・まず、点検年次における経過年数と劣化の程度に関する散布図を作成した。
- ・ここで、線形回帰分析を行い、劣化の進行性の概略を確認した。

ア．クラック長さの推移プロット



イ．クラック幅の推移プロット



ウ．段差の幅の推移プロット

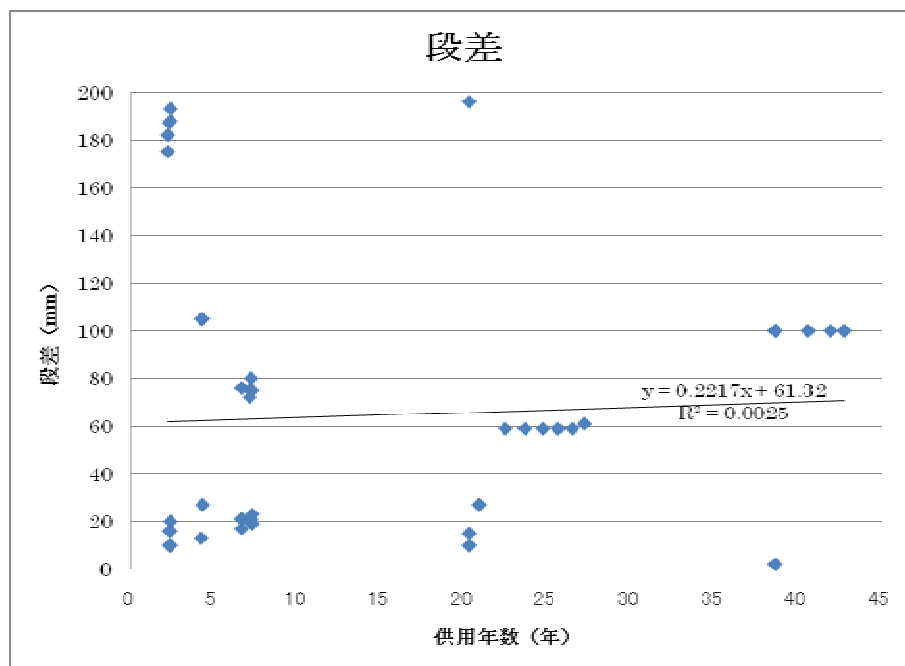


図 4.1.4 段差の幅の推移と線形回帰式

エ．開きの幅の推移プロット

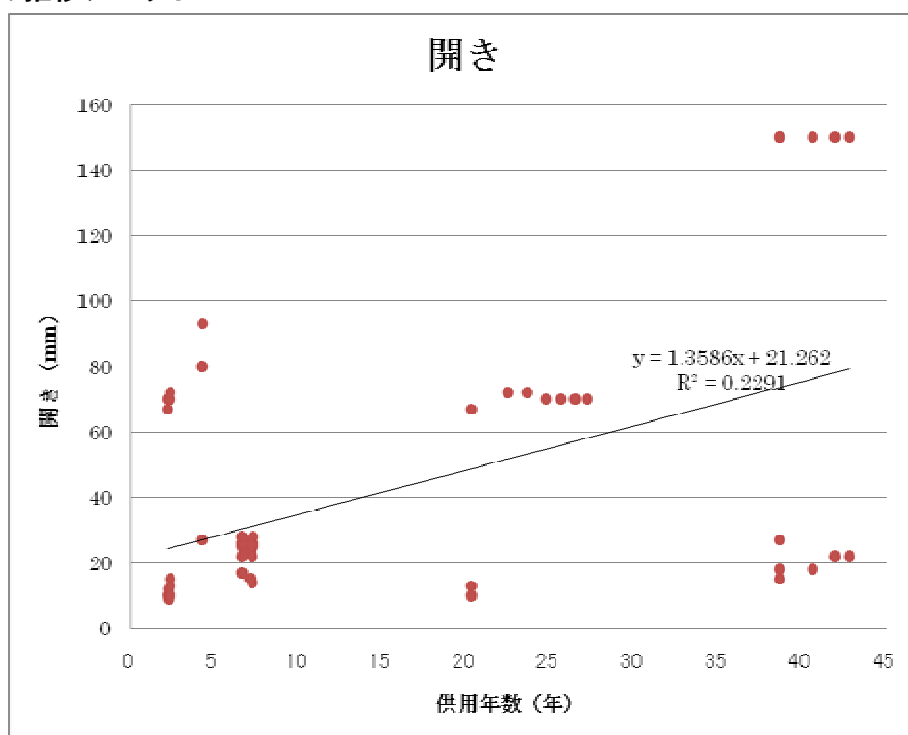


図 4.1.5 開きの幅の推移と線形回帰式

- ・ 4 ケースいずれの場合も、決定係数はゼロに近い値であり、1 次関数による劣化曲線を表現することに無理があることが理解できる。
- ・ 縦軸の劣化の程度にバラツキがあり、各年度における分散が不均一であるため、線形回帰分析により、直接の予測実施は不可能である。これと異なる劣化予測手法の適用が必要となる。

4.2 点検方法および点検項目

施設の現況の健全度を把握するために定期的な点検を実施し、その点検結果は健全度の将来予測の基礎データとして活用するために時系列的に整理・蓄積することが重要である。

点検は、別途制定している「点検マニュアル」に基づき定期的の実施している。

点検は大きく目視点検と計測点検に分けられる。計測点検は、主に鋼材を対象にしており、鋼材の腐食調査や電気防食調査、塗膜調査、被服調査などで、5年に1回の頻度で実施している。

4.3 健全度評価手法

4.3.1 健全度の定義

現状における施設の健全度の評価を行うにあたって、港湾・沿岸施設の劣化の原因を把握しなければならない。劣化とは、施設が構成される部材の強度や断面性能の低下に伴う施設の安全性能（強度）及び使用性能（変形）が低下することである。

港湾・沿岸施設が構成される部材として、①RC部材、②鋼部材に大きく分類することができる。これら部材の劣化の原因は、地震や台風等の偶発的な外力によるものと、経年変化によるものが考えられる。予防保全計画の策定にあたって、前者の偶発的な外力による劣化を予測することは困難であるため、ここでは、経年変化による劣化に着目して施設の健全度を評価する。

港湾・沿岸施設は沿岸域に建設されているため、その環境条件から構成部材毎に以下の対象劣化現象を想定した。

- ① RC部材：塩害（ひび割れ、剥離・剥落、鉄筋の腐食状況等）
- ② 鋼部材：腐食（腐食量及び腐食状況等）

健全度の評価の基本的な考え方は、これら顕在化した劣化現象の程度で判定する。

また、主要部材毎の構造物における重要度については、主桁・横桁・床版・支承等の多数の構成部材からなる橋梁等とは異なり、栈橋上部工や下部工および鋼(鋼管)矢板はそれぞれが連続体(一体構造)であるため、全て同じ重要度として評価した。

ここに、港湾、海岸保全施設の状態を表現する言葉として、以下のように定義した。

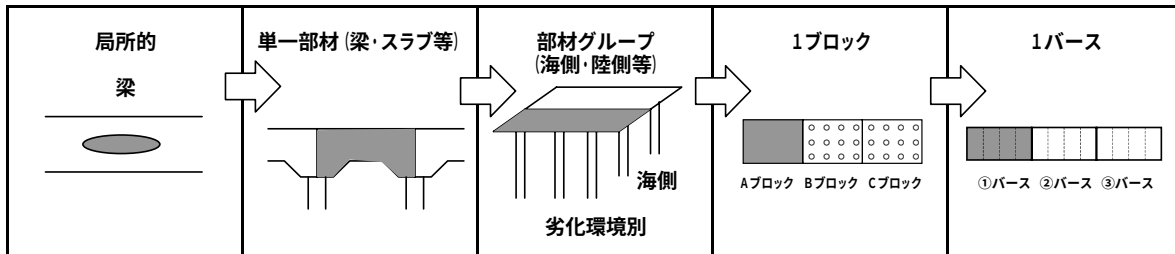
表 4.3.1 健全度の定義

健全度ランク	対処
A	早急に処置対策が必要
B	1年未満に処置対策が必要
C	3年以内に処置対策が必要
D	引き続き監視が必要
E	異常はみられない

4.3.2 健全度の評価単位

栈橋などの上部工は、梁や床版などの単一部材から構成されており、劣化環境の違いから海側・陸側・中央といった部材グループ単位に分類することができる。また、これらが目地間隔毎のブロックを構成し、ブロックの集合体が1バースとなる。(図4.3.1 参照)

図 4.3.1 栈橋上部工の評価単位



施設の健全度の評価を行うにあたっては、目的に応じてこれらの評価単位を選択する必要がある。

- ・ 物理的耐用年数 → 1ブロック
耐力の低下した構造部材が仮に一つであっても、構造が連続している1ブロックでの荷役作業は危険。
- ・ LCC算定 → 単一部材又は部材グループ
同じ劣化環境で劣化曲線が1本描け、維持管理シナリオが同じとなる評価単位。
- ・ 維持管理目標 → 部材グループ～1バース
最終的に策定された予防保全計画に準じて選択。

4.4 施設の管理目標

4.4.1 健全度と管理目標の関係

管理目標はその施設の重要度（利用頻度，施設規模，防災機能等）を考慮し，今後，どの健全度ランクで維持管理を行っていくかの指標となる。

健全度ランクと要求性能の関係を一覧にしたものが，表 4.4.1 である。

表4.4.1 健全度と要求性能の関係

健全度 ランク	安全性			使用性		
	常時	地震時	性能	常時	地震時	性能
A	降伏応力度 を超える	降伏応力度を 超える	保持してい ない	使用限界を 超える	使用限界を 超える	保持してい ない
B	降伏応力度 以下	降伏応力度を 超える	著しく低下	使用限界以 内	使用限界を 超える	著しく低 下
C	許容応力度 以下	降伏応力度を 超える	性能低下	使用限界以 内	使用限界を 超える	著しく低 下
D	許容応力度 以下	降伏応力度以 下	保持	使用限界以 内	使用限界以 内	保持
E	許容応力度 以下	許容応力度以 下	保持	使用限界以 内	使用限界以 内	保持

上表をもとに各施設の管理目標を設定した。

また，施設の特性を考慮した維持すべき要求性能，サービスレベルについて，管理目標との関係を表 4.4.2 に示す。

表 4.4.2 要求性能と管理目標の関係

対象施設		要求性能 (サービスレベル)	維持管理目標
ランク 1	利用頻度が非常に 高い又は防災上重要 な施設	・ 構造部材に腐食ひび割れを発生させない ・ 地震時の偶発荷重に対しても十分な安全性を保持する (サービスレベル：高)	健全度 5 (5 → 4)
ランク 2	ランク A，C 以外 の一般的な岸壁	・ 軽微な損傷劣化を許容する ・ 地震時の偶発荷重に対しても安全性を保持する (サービスレベル：中)	健全度 4 (4 → 3)
ランク 3	防災上重要度が高 くない施設	・ 常時状態での安全性は確保 ・ 地震時に使用できなくなる可能性があるが，簡易な修復で機能を回復できる (サービスレベル：低)	健全度 3 (3 → 2)

4.4.2 他の自治体の検討事例

施設の管理目標の検討にあたって，他の自治体などの検討事例等を調査したが，大半の自治

体はこれからアセットマネジメントに取り組む状況であり、具体的な管理目標は設定されていないのが現実であった。

先行的に取り組んでいる自治体の状況は以下のとおりである。

①青森県

道路・橋梁関連のアセットマネジメントは他の自治体に比べ、かなり先行して進めているようであるが、現時点ではL C C（ライフサイクルコスト）の検討が終わった段階であり、具体的な管理目標の設定までは決まっていない。

②静岡県

「土木施設長寿命化行動方針(案)」というガイドラインが作成されており、管理目標についても基本的な方針は記述されているが、個別の施設の具体的なものはない。

③東京都（建設局）

昨年度からデータベース化、劣化予測、L C Cの検討を進めているが、具体的な管理目標の設定までは決まっていない。

④島根県

舗装の維持管理に取り組んでおり、管理目標はM C I（管理指数）で規定。

⑤大阪府

「維持管理行動計画」というアクションプログラムは作成されているが、具体的な記述はない。

4.5 補修の要否判定および補修の実施

補修の要否は、点検により損傷が顕在化した場合に、表 4.3.1 に示すように健全度ランクに応じて補修を実施するか否かを判断している。もちろん、施設の重要度や周辺への影響なども補修実施の判断には影響する。進行性のある損傷が発見された場合は、監督官による確認および管理者による確認を行い、チェックを行っている。

補修を実施するとなると、事前に詳細な補修前調査を行い、補修設計を経て、補修工事の施工に至る。

5．劣化予測手法の検討

5.1 概要

沿岸構造物の維持管理を適切に行う上で、劣化予測は重要な要素である。しかし、構造物の種類、構造、劣化損傷原因、損傷の進行具合、点検データの量と質の問題など、劣化予測の精度に影響を与える要因は様々であり、適切な劣化予測が行われているとは言い難いのが現状である。

では何故、劣化予測が必要になるのであろうか。実際のマネジメントの現場では、損傷が顕在化して初めて損傷原因の究明、詳細調査、補修計画の立案を行い、次に予算確保、そして工事の実施という流れが一般的である。この場合、損傷が顕在化しているかどうかを判断するのは、点検であり、劣化予測は必要ないともいえる。

しかし、管理施設全体のマネジメントにおける事前評価や事業計画を実施する上で劣化予測は重要な要素である。この理由は以下のとおりである。

①維持管理シナリオの選択：予防保全か事後保全かのシナリオ選択をする際、劣化予測をしないとLCCが算出できないことによる。維持管理シナリオの選択にはサービス水準（管理水準）も関係してくる。これまでは、事後保全が主であったが、予防保全に切り替えることで、長期のLCCが安くなる可能性も出てくる。

②前述の①とも関係するが、中長期の事業計画を立案する際、予算の話は避けてはとおれない。いくらでも補修・改築の予算があるわけではないので、他部署や他事業との調整が必要になってくる。この維持管理予算を算出する際、将来の状態を予測するわけであるから、当然、劣化予測が必要になってくる。

一方、維持管理の現場では、実際の点検データをどのように加工して、どのような方法で劣化予測を行うのかということは、技術者にとっても重要なことである。

本章では、劣化予測の方法として、数理確率モデルの中でよく用いられている2つの方法を検討する。なぜ数理確率モデルかというと、アセットマネジメントにおける意思決定は、不確実な事象を対象にしており、確率・統計論を基本にした確率的数理確率モデルが不可欠となるためである。

一つは、マルコフ連鎖モデルや状態推移過程による予測手法である。将来の状態推移を予測するために、最近の状態推移に関するデータを用いて、今後もその状態が継続すると仮定してシミュレーションし、将来の状態を概略的に見通す方法である。マルコフ連鎖モデルは橋梁や港湾構造物などの劣化予測モデルとしてよく用いられている。もう一つは、ハザード・モデルあるいは寿命データ分析による予測と呼ばれるもので、供用年数とその時点の状態に関するライフタイムデータを用いて、性能限界に到達するタイミングを予測し、非線形回帰により今後の劣化曲線を見通し、余寿命を推定する方法である。

本章では、ある沿岸構造物の点検データを用いて、これらの2つの劣化予測手法から、予測推計を行う方法を示す。適切な分布予測モデルの選定方法、推計の精度を確保するためのデータセットの数等から、予測手法の比較を行い、技術者に点検データからの劣化予測方法の具体例を示すことを目的とする。

5.2 マルコフ状態推移モデル

5.2.1 マルコフ過程とは

ここでは、マルコフ決定モデルを用いて構造物の劣化状態を推定する方法を説明する。マルコフ

決定モデルでは、構造物の劣化過程をマルコフ過程として表現する。例として、沿岸構造物の劣化過程を考えてみる。沿岸構造物の劣化過程と一口にいても、沿岸構造物は取水口、取水路、放水路、護岸、岸壁、防波堤、橋脚、栈橋など様々な対象があり、対象ごとに様々な部材構成要素がある。これらの部材は材料特性や使用環境が異なることに加え、日々変動する波力などの荷重、地震、気象や地盤などの自然条件にも影響をうけるため、それぞれの部材の劣化過程を表現することは難しい。個々の部材の劣化は力学的なメカニズムで生じているが、部材毎の関連や複合劣化など、その劣化のメカニズムは非常に複雑であり、モデル化することは難しい。しかし、沿岸構造物は全国でも多数あるポピュラーな土木構造物の一つであり、数多くの沿岸構造物の劣化過程を観察すれば、そこに統計的な性質を見いだすことは容易であると考えられる。また、構造物管理者が修繕戦略を決定する場合、個々の構造物の劣化状態を詳しく捉え、劣化過程を正確に予測するよりも、管理する膨大な数の構造物をマクロで考え、構造物全体あるいは地域ごと、使用条件ごとなどの劣化特性に関する統計的な性質を理解することの方が有用である場合が多い。マルコフ過程を用いれば、構造物の劣化が時間を通じて統計的にどのように進展するのかを記述することが可能となる。

今、構造物の定期点検より、仮に栈橋床版の劣化状態を観測するとしよう。点検業務は、例えば5年ごとのように、ある一定の期間ごとに行われることが多い。ここでは、時間軸上で定期点検が実施される時点の列(回数)を $n=0,1,2,\dots$ と表現しよう。 $n=0$ は最初に点検を行った時点を表している。また、 $n=N$ は $N+1$ 回目の点検を実施した時点を表している。このように、劣化状態の時間的な経過が、時間軸上の時点の系列として記述できるモデルを「離散時間モデル」と呼ぶ。次に時間軸上の各時点における栈橋床版の劣化状態を指標 X_n を用いて表現してみよう。栈橋床版の劣化状態は様々な表現方法がある。点検は個々の部材で実施されており、例えば5段階の判定結果で与えられる。栈橋床版全体の健全度は例えば、BHI (Bridge Health Index) などの指標で表現される。このBHIは個々の部材(要素)の点検結果による健全度とその補修コストの積を総部材で総和して求められる。部材単位の点検結果は例えば、床版が理想的な状態ならば5段階の判定ランクの5となり、状態が悪くなり、劣化が進めば判定ランクは3あるいは2というように小さくなる。例えば、舗装の場合は劣化状態をMCI指標で表すことが多いが、このMCI指標は連続変数である。前述の5段階判定ランクのような離散変数は、マルコフ過程では表現が容易である。よって、以下、栈橋床版の点検結果を表5.2.1に示すような離散的カテゴリで表現することを試みる。各カテゴリは時点 n で観察された栈橋床版の劣化状態を表している。このように、対象とする施設の時点 n における劣化状態を表す変数 X_n を状態変数と呼ぶ。図5.2.1に劣化進行の不確定性に関する概念図を、図5.2.2にマルコフ連鎖の概念図を示す。

表 5.2.1 観測された床版の状態

状態 (判定ランク)		観測数
↑ ↓	5	5
	4	10
	3	5
	2	4
	1	1
状態悪い		

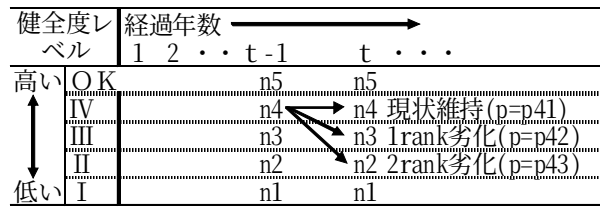


図 5.2.1 劣化進行の不確定性に関する概念図

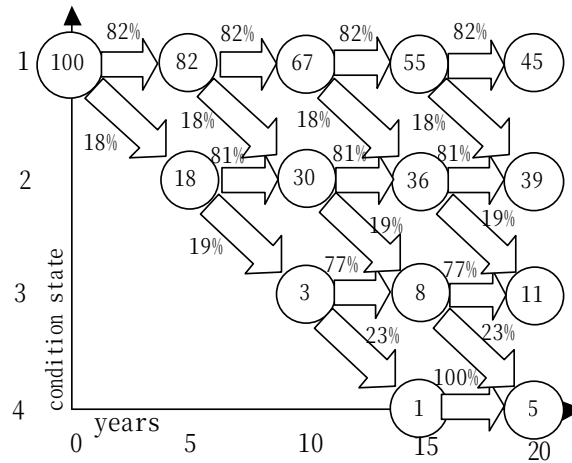


図 5.2.2 マルコフ劣化モデル（例）

5.2.2 単純マルコフ連鎖

時点を通じて RC 床版の劣化状態がどのように変化するかを記述することで、栈橋床版の劣化過程を表現することができる。このような劣化過程は時点 $n=0,1,2,\dots$ における状態変数の系列 $X_0, X_1, \dots$ として表そう。この時、過去に観測された劣化状態の値（判定結果）は確定的に把握できるが、将来の劣化状態を確定的に記述することは困難ことが多い。実際、現在の劣化状態が正確に観測されたとしても、次回の点検時点までに床版上を通過する交通量の変化、気象・天候条件、あるいは予期せぬ損傷の発生などの不確実性により、次回の点検時点における劣化状態の観測値は、確率的に変動する可能性が高い。このような問題に対処するためには、「確率」という考え方を導入するのが最も簡便かつ合理的な発想である。そこで、現時点から次回の点検時点までにおける劣化状態の推移を、簡単な**単純マルコフ連鎖**を用いて表現することを試みる。単純マルコフ連鎖は、「ある時点における劣化状態への推移が 1 時点前の劣化状態にのみ依存する」、と考え、2 つの時点間での劣化状態の推移を以下で説明するような推移確率行列を用いて表現するモデルである。単純マルコフ連鎖は、非常に単純なシステムではあるが、これまでに開発されたアセットマネジメントシステムにおいて幅広く用いられている。

5.2.3 推移確率行列

今、時点 $n-1$ で観測された劣化状態を $X_{n-1}=i$ と表そう。さらに、劣化状態が進展するにつれて、状態変数 X の値も大きくなるとしよう。ここで、時点 $n-1$ で劣化状態が $X_{n-1}=i$ であったものが、時点 n において劣化状態 $X_n=j$ に推移する確率を p_{ij} により表現する。すなわち、推移確率 p_{ij} は、時点 $n-1$ の状態 $X_{n-1}=i$ を与件として、定義される条件付き確率であり、

$$p_{ij}=P(X_n=j | X_{n-1}=i), i,j \in s \quad (5.2.1)$$

と定義される．このような状態 i から状態 j へ推移する確率 p_{ij} を推移確率と呼ぶ．劣化の状態を表す状態の数が全部で K 個存在するとすれば，時点 $n-1$ から時点 n までの間で生起する劣化状態の推移のパターンは総計 $K \times K$ 個存在する．そこで，これらをまとめて次のように行列表記することにする．

$$P = \begin{bmatrix} p_{11} & p_{12} & \cdots & p_{1K} \\ p_{21} & p_{22} & \cdots & p_{2K} \\ \vdots & \vdots & \ddots & \vdots \\ p_{K1} & p_{K2} & \cdots & p_{KK} \end{bmatrix} \quad (5.2.2)$$

となる．このような確率行列を**推移確率行列**と呼ぶ．

5.2.4 推移確率行列の作成

マルコフ連鎖を考える上で，推移確率行列を作成することは最も重要な作業の一つである．ここでは，具体的な例題を用いて推移確率行列を作成してみる．

再度，栈橋床版の劣化過程を取り上げる．栈橋床版の劣化水準を表 5.2.1 に示したように，「ランク 5（最良）」から「ランク 1（最悪）」という 5 つの状態変数で表現しよう．いま，1 期前の点検における劣化状態の判定ランクが，表 5.2.2 に示すように得られたとする．次に，新しく点検を行い表 5.2.3 に示すような判定結果が得られたとする．ただし，前回の点検から今回の点検の間に，栈橋床版の補修・修繕は全く行われていないものとする．しかし，劣化過程をマルコフ連鎖を用いて表現するためには，「どのようにして 1 期前の状態から現在の状態に変化したのか」を知る必要がある．これをまとめたものが表 5.2.4 である．また，それらを時系列で表したものが図 5.2.3 である，この表の右端にある「行の合計」の欄は，「1 期前の状態が i であったものの合計」を表しており，表 5.2.2 に示す数字に一致している．いま，表 5.2.4 の各数字を行の合計値で割ってみよう．その結果，表 5.2.5 を得ることができる．表 5.2.5 に示す行列の各要素は 1 時点前に劣化状態が i であったものが，今回の点検において状態 j へ変化した相対頻度を表している．このように算定した相対頻度を用いて推移確率を表現してみよう．さらに，表 5.2.5 に示す推移確率に従って，今期の劣化の状態が次の期の状態に変化すると考える．推移確率行列を用いることで，今期の構造物の劣化状態が把握できれば，推移確率行列（表 5.2.5）を用いて，次期の劣化状態の確率分布を容易に予測することができる．

表 5.2.2 観測された床版の状態（1 期前）

判定ランク	観測数
5	15
4	10
3	5
2	4
1	1

表 5.2.3 観測された床版の状態（今期）

判定ランク	観測数
5	6
4	12
3	7
2	6
1	4

表 5.2.4 観測された床版の状態（1 期前から今期への推移）

判定ランク	5	4	3	2	1	計
5	6	5	2	1	1	15
4	0	7	1	1	1	10
3	0	0	4	1	0	5
2	0	0	0	3	1	4
1	0	0	0	0	1	1
計	6	12	7	6	4	35

表 5.2.5 推移確率行列

状態	5	4	3	2	1
5	6/15	5/15	2/15	1/15	1/15
4	0	7/10	1/10	1/10	1/10
3	0	0	4/5	1/5	0
2	0	0	0	3/4	1/4
1	0	0	0	0	1

このようにマルコフ連鎖モデルは、構造物の劣化過程をモデル化しているが、構造物に対して維持補修や修繕を施工すれば、構造物の劣化状態をよりよい状態に改善することができる。このようなマルコフ連鎖モデルの拡張については次節で説明する。

ただし、本節で説明した推移確率を求める方法は、非常に簡便な方法であり、直感的に理解しやすいが、いくつかの問題を抱えている。現実の点検業務においては、同じ構造物であっても違った人間が点検することの方が多い。また、異なった劣化箇所に着目して、劣化状態を判定している可能性もある。このため点検データとして得られた情報には多くの観測誤差が含まれている。2つの点検時点の間で、維持補修や修繕を実施しない限り、構造物の劣化は必ず進展する。しかし、現実には得られた点検データの中には、「修繕を実施しないにも関わらず、前回の点検結果より劣化状態がよくなっている」というような矛盾した観測結果が得られていることが少なくない。このような場合、点検データが間違っていると考え、せっかく得られたデータを無効として取り扱ってしまうこともあろう。しかし、観測誤差が原因となって論理的におかしい点検データが得られたのであれば、一見論理的に誤っていないデータの中にも多くの観測誤差が含まれていると考えるのが妥当であろう。このように、点検データに基づいて推移確率行列を求めるためには、観測誤差の存在を明示的に考えたような推計方法の開発が不可欠と考える。

5.2.5 状態確率分布

再度、単純マルコフ連鎖について考えてみよう。いま、 n 時点の状態が $X_n=i$ であるとする。例えば、初期時点 $n=0$ において、時点 $n=n'$ における構造物の劣化状態を確定的に予測できず、ある確率分布に従って分布していると考えることができよう。そこで、時点 n' における劣化状態が $X_{n'}=i$ となる確率を $p_{in}=P[X_{n'}=i]$ と表現することにしよう。観測される劣化の状態 i は K 個だけ存在するので、時点 n' における劣化状態の確率分布を K 次元の行ベクトル $p(n)=(p_{1n}, p_{2n}, \dots, p_{Kn})$ を用いて表現することができる。このような行ベクトルを時点 n における**状態確率分布**と呼ぶこととする。

さて、「時点 $n+1$ で劣化状態が $X_{n+1}=i$ 」となる確率を求める方法を考えよう。まず、2つの時点間の状態の推移に着目しよう。時点 n で状態 X_n が i であり、かつ、時点 $n+1$ で状態 X_{n+1} が j となる確率は、

$$p_{ij}=P(X_{n+1}=j | X_n=i), i, j \in S \quad (5.2.3)$$

という条件付き確率で表現することができる。時点 $n+1$ において、状態 X_{n+1} が j となる確率は、時点 n において状態 X_n が i となる確率 p_{in} と時点 n で状態 X_n が i であり、かつ時点 $n+1$ で状態 X_{n+1} が j となる確率 p_{ij} の合成として求めることができる。すなわち、

$$p_{ijn+1} = P(X_n=i)P(X_{n+1}=j | X_n=i) = p_{in} p_{ij} \quad (5.2.4)$$

が成立する。また、互いの事象が発生するのは排反であるから、

$$p_{jn+1} = P(X_{n+1}=j) = \sum_i p_{in} p_{ij} \quad (5.2.5)$$

となる。以上の関係をまとめると次式が成立する。

$$(p_{1n+1}, p_{2n+1}, \dots, p_{Kn+1}) = (p_{1n}, p_{2n}, \dots, p_{Kn}) \begin{pmatrix} p_{11} & p_{12} & \cdots & p_{1K} \\ p_{21} & p_{22} & \cdots & p_{2K} \\ \vdots & \vdots & \vdots & \vdots \\ p_{K1} & p_{K2} & \cdots & p_{KK} \end{pmatrix} \quad (5.2.6)$$

である。あるいは、行列・ベクトルを用いて

$$P(n+1) = p(n)P \quad (5.2.7)$$

と表すことができる。以上の関係が任意の時点 n に対して成立していることに着目しよう。上式を逐次展開することにより、

$$\begin{aligned} P(n+1) &= p(n)P = [p(n-1)P]P \\ &= \cdots = p(0)[P]^{n+1} \end{aligned} \quad (5.2.8)$$

と表すことができる。すなわち、ゼロ地点（評価開始時点）での状態確率分布 $p(0)$ が規定されれば、その分布パターンと推移確率行列 P のべき乗を用いて任意の時点における劣化状態の確率分布を求めることができる。

同じように、推移確率行列 P を用いることにより、任意の時点間における劣化状態の推移パターンを求めることもできる。時点 n における状態が $X_n=i$ であり、この状態から m 期間を経過した後に状態が j に推移する確率を $p_{ij}^{(m)}$ と表そう。確率 $p_{ij}^{(m)}$ を状態 i から j への m 次推移確率と呼ぶ。推移確率 $p_{ij}^{(m)}$ を行列を用いて

$$P^{(m)} = \begin{pmatrix} p_{11}^{(m)} & p_{12}^{(m)} & \cdots & p_{1K}^{(m)} \\ p_{21}^{(m)} & p_{22}^{(m)} & \cdots & p_{2K}^{(m)} \\ \vdots & \vdots & \vdots & \vdots \\ p_{K1}^{(m)} & p_{K2}^{(m)} & \cdots & p_{KK}^{(m)} \end{pmatrix} \quad (5.2.9)$$

と表そう。行列 $P^{(m)}$ を m 次推移確率行列と呼ぶ。さらに、 m 次推移確率行列 $P^{(m)}$ には、

$$P^m = P^{(m-1)} P = P^{(m-2)} P^{(2)} = \cdots = P \cdot P^{(m-1)} \quad (5.2.10)$$

という関係が成立する。これは、一般に Chapman-Kolmogorov の式として知られている関係式である。

【Chapman-Kolmogorov の式】

$$p_{ij}^{(m1+m2)} = \sum_{l=1}^K p_{il}^{(m1)} p_{lj}^{(m2)} \quad (5.2.11)$$

以上のように、推移確率行列がわかっているれば、どのような時点間の推移確率でも容易に求めることができる。

5.3 ハザードモデル

5.3.1 ハザードモデルによる港湾構造物の劣化予測

一般に、コンクリート構造物の劣化予測では、潜在期、進展期、加速期、劣化期の順に劣化進行し、性能低下のハザードが逡増していくと考えられる。一方、機械や設備の故障においては、開始時期、平常時期、老朽時期の3つの時期で故障のハザード形状が変化し、バスタブ形状が典型的であると考えられる。

港湾構造物が供用開始後に、比較的安定した状態が当分の間、継続することが仮定する場合、定常状態を前提とした状態推移モデルを活用し、今後の状態推移を見通すことができる。しかし、供用年数の経緯に応じて、構造物の性能低下や機械設備の故障発生に関する危険性と不確実性が高まっている状況では、経過年数を明示的に考慮した構造物の寿命を予測する手法が求められる。

たとえば、予期せぬ施工不良を潜在し劣化速度が相対的に早いケース、特定の過渡期から劣化進行が加速するケース、老朽化にともない構造物の性能限界に近づくケース、めったに起こらない故障が突発的に顕在化するケースなどが考えられる。港湾構造物の管理者が維持管理する対象構造物において、どのようなハザードの形状になっているかをできるだけ正確に認識する必要がある。

このような性能低下や故障のハザードを港湾構造物の管理者が常に容易に認識できるとは限らない。とくに10年から50年の長期間において、港湾構造物の管理者が劣化進行を見通して余寿命を予測し、故障発生の異常を検知するためには、対象構造物の点検結果やモニタリングの情報を反映した予測手法が必要となる。

横軸に供用年数を取り、縦軸に点検結果の健全度ランクなどの離散データや詳細点検により計測した連続値データをとってプロットして、通常最小自乗法による回帰分析を用いて、劣化速度を直接捉えようとしてもうまくいかない。供用年数と劣化の程度の関係において、その誤差項の確率分布が通常最小自乗法の前提である正規分布の仮定にフィットしないからである。

この問題を解消する手法として、点検した時点で、性能低下や故障が発生した状態か、そうでない状態かのいずれかの状態が発生することを確率的に表現した尤度関数を設定し、対象構造物にフィットする確率分布を推定する最尤法がある。とりわけ、2つのパラメータによるワイブル分布は、関数形が簡素で尤度関数の最大化に関する数値計算が比較的容易であり、劣化進行の程度（定数）とハザード形状に関して、対象構造物に照合して適するパラメータを選択することが可能である。ワイブル分布に特定化したハザードモデルはワイブル・ハザードモデルと呼ばれることがある。

2つのパラメータによる標準的なワイブル分布を特定すると、性能低下のハザード形状として、3通りを表現することが可能である。すなわち、経年変化に関係なくハザード一定の形状（指数分布に一致）、供用年数の経過にともないハザードが減少する劣化減速の形状、供用年数の蓄積にともなってハザードが増加する劣化加速の形状である。港湾構造物のハザード形状がどの形状にフィットするかどうかは、恣意的に仮定することなく、進行形状パラメータの推定を通じて最適な形状を選択することが可能である。

この標準的なワイブル分布のハザードモデルは、簡素な関数形であるため、単調なハザード形状を表現できる範囲に限定して汎用的である。港湾構造物において、建設初期の施工不良が潜在しているかどうかの検査、比較的安定した供用段階に維持補修のタイミングを図るためのモニタリング、性能向上や老朽化による大規模修繕の時期を判断する重点監視など、あるライフサイクルの時期に

限定して劣化予測する場合に有用であると考えられる。現在、港湾構造物において点検やモニタリングの情報の蓄積が進みつつある所であり、この状況で用途に耐えると考えられる。

一般に、機械や設備において、供用の開始期に故障のハザードが高く、それが徐々に減少し、ある時期にハザードが一定の水準に安定し、さらに老朽化してある時期から故障のハザードが増加すると言われる。このようなバスタブ型のハザード形状を包括的に分析するには、非単調なハザード形状を表現できるモデルに拡張する必要がある。港湾構造物において10～15年程度の耐用年数が想定された設備を対象に、供用開始の時期から老朽化した取り替えの時期まで、点検やモニタリングの情報が蓄積された状況では、ライフサイクル全体に渡った包括的な劣化予測が課題となる。

このようなライフサイクル全体の包括的な劣化予測の手法としては、標準的なワイブル分布を拡張し、修正パラメータを付加した修正ワイブル分布を特定することにより、バスタブ型のハザード形状を表現することが可能となる。対照的に、ある時期にハザードのピークが生じるアップサイドダウン型のハザード形状を表現する際には、累乗パラメータを付加した累乗ワイブル分布を特定することによって表現可能である。ただし、標準的なワイブル分布よりもパラメータが1つ増えるため、関数形もより複雑となり、数式展開の精査や効率的な数値計算において工夫が課題となる。

ハザードモデルは、港湾構造物の管理者にとって、認識が容易でない性能低下のハザードや故障発生の危険について、対象構造物の劣化における構造特性や進行形状のパラメータを計量化するとともに、寿命縮小を表す寿命関数や余寿命の目安となる寿命分位置のサマリー統計を表現して余寿命を視覚化しようとする際に有用である。

本研究では、国内の港湾構造物を対象に、劣化予測を行うためにハザードモデルを応用する。対象とする港湾構造物の種類は、護岸、岸壁、取水設備、放水路とする。構造物部材は、コンクリート部材と鋼材とする。各部材の損傷の種類は、ひび割れや腐食などの劣化進行する損傷、亀裂や段差などの突発的に生じる損傷とする。ただし、突発的な損傷は、めったに起こらないデータ数の少なさから、分析結果が安定せず、データ蓄積に時間を要する場合がある。データの種類の、劣化の程度を健全度ランクとして評価した離散型のデータ値、劣化の範囲を対象に面積や段差の高さ等を数量測定した連続型のデータ値について双方を活用する。点検期間は、平成14年から平成18年までの5年間である。それ以前に損傷を発見した履歴の蓄積がある。以上のような対象とするデータをできるだけ活用し、港湾構造物の劣化予測を行う手法の開発を進めることとする。

5.3.2 ハザードモデルによる劣化予測の手法

1970年代より医療統計において寿命予測モデルの開発が進展し、30年以上にわたり実証の蓄積がみられた。土木分野においても、舗装をはじめ、トンネル照明設備や橋梁の主部材など道路施設を中心に実証結果の蓄積がみられ始めている。特に、ワイブル分布を仮定した寿命関数は、シンプルで数値計算が比較的容易であり、構造特性に加えて性能低下のハザード形状を同時に推定することが可能である点で実用的である。さらに、リスク一定、リスク逡増、リスク逡減という3つの形状を恣意的に仮定することなく、ハザード形状パラメータの推定結果を通じて選択的に性能低下リスクを特定できる点で応用が利くことが知られている。後に、性能低下リスクと性能維持確率の関数形について、様々なタイプを比較し、ワイブル分布が汎用的であることを紹介する。

寿命データ分析には、①パラメトリックな寿命予測、②ノンパラメトリックな寿命予測、③ベイズ更新の寿命予測に大きく分けられる。このなかで、パラメトリックモデルは、平均余寿命の

予測指標を理論的に導出できる点で優れている。また、パラメトリックな寿命関数の推定値を通じて、確率分布のパーセンタイル分位置を読みとり、劣化速度に応じた余寿命の予測値が得られる点で実用的である。以下では、パラメトリックな寿命予測モデリングを紹介することとする。

構造物の性能低下の捉え方として、対象とする構造物総体の寿命をとらえるか、その一部を構成する部材の寿命をとられるかという2つの視点がある。各部材は、鋼材、コンクリート部材、双方の合成部材など様々である。

要求性能をみたまながら、構造物総体のサービス提供能力を発揮するには、構成する部材においてひとつの部材でも（特に主要な部材において）耐用年数に到達すると、構造物全体の健全度に影響を及ぼす場合がある。この際に、サービス中断や第3者の被害や管理瑕疵の問題が生じうる。このため、主要な部材単位で寿命を予測する問題を対象とする。

表 5.3.1 劣化予測用のデータセット（イメージ例示）

構造物 番号	性能の状態 D 1：性能低下 0：性能維持	ライフタイム 供用年数 T （年） =建設年次－現在	構造諸元 X C：材料1 RC：材料2	対策履歴 Z 1：対策あり 0：対策なし
1	0	12	C	0
2	0	25	RC	0
3	1	36	C	1
4	0	5.5.	RC	1
5	1	48	C	0
6	0	17	C	0
7	0	30	C	1
8	1	5.5.	C	0
9	0	46	RC	1
10	1	53	C	1

いま、 N 個のコンクリート構造物群($i=1, \dots, N$)があるとしよう。 i 番目の構造物における特定のコンクリート部材の寿命を考えてみよう。対象部材の性能低下に影響を与えうる諸元データが J 個の要素で表されるとしよう。この諸元の説明変数を $X_i = (X_{i1}, \dots, X_{iJ})'$ と表そう。ここに、 X_{ij} ： j 番目の構造物の特性を表す諸元データを示す。

時間軸は、異なる構造物を相対比較するために、構造物の供用開始年次を $T=0$ と基準化する。

i 番目の構造物における対象部材の性能低下を判定するために、 K 個の損傷項目を用いて、 S 年に点検したとしよう。点検結果は、点検年次に応じて変化するため、点検データを時間に依存する変数と扱う必要がある。この対象部材の健全度を反映した点検データの説明変数を $Y_i(S) = (Y_{i1}(S), \dots, Y_{iK}(S))'$ と表そう。ここに、 $Y_{ik}(S)$ ： k 番目の損傷項目による点検データを表す。

コンクリート部材において、中性化深さと塩化物イオン含有量など複数の尺度により、多面的に判定する場合がある。補修・補強の履歴は、先行的な予防措置の方が事後的な緊急対処よりも

劣化の抑制に働く可能性がある。補修・補強のタイミングが異なると、延命の効果が異なる場合があることが自然である。

対象部材について M 種の対策工法の内、どれかの補修・補強を実施した履歴がある。対策履歴データの説明変数を $Z_i = (Z_{i1}, \dots, Z_{iM})'$ と表す。ここに、 Z_{im} : m 番目の工法による対策の履歴を表す。

これらの構造諸元データ $X_i = (X_{i1}, \dots, X_{iJ})'$ 、対策履歴データ $Z_i = (Z_{i1}, \dots, Z_{iM})'$ をコンクリート構造物の構造特性として組む込むために、推定の便宜上、対数線形和により表現する。 $i(i=1, \dots, N)$ 番目のコンクリート構造物の構造特性 ρ_i は次のように表される。

$$\rho_i = \exp(X_i' \alpha + Z_i' \beta), i = 1, \dots, N \quad (5.3.1)$$

ここで、 $\alpha = (\alpha_1, \dots, \alpha_J)'$ は J 次元ベクトルの構造諸元パラメータを表し、 $\beta = (\beta_1, \dots, \beta_M)'$ は M 次元ベクトルの対策履歴パラメータを表す。これらは、 N 個の構造物の傾向を反映する推定値となる。なお、点検データは性能低下の状態指数に用いる。

いま、 i 番目のコンクリート構造物が供用開始してから、 T 年が経過したとしよう。構造物が健全にサービス提供能力を発揮するために必要となる性能水準（構造物の要求性能）が与えられているとする。この要求性能を上回っていれば、構造物が健全なサービス提供能力を有している。

一方、点検した結果より要求性能を下回っていれば、構造物はサービス提供能力を失っており、不健全な状態と判定しよう。構造物の健全度を測る尺度は、連続データでも離散データでも構わない。いずれの場合も、これ以上下回るとサービスを中断せざるをえない最低限の閾値を設定し、構造物のサービス提供能力が健全であるか、不健全であるかを判断すると仮定する。

この時、 T 年が経過した時点で、いまだ健全であるものの、近い将来に要求性能を下回るであろう不確実性が残る場合がある。定期点検方式の点検によると、構造物を連続的に監視し続けることは不可能である。 T 年に点検してもそこで一端打ち切って、次の点検まで性能低下の情報は得られない。点検した時点がちょうど、要求性能を下回る時点と一致する保証はない。このような供用年数 T 年に点検を一端打ち切るため生じる不確実性を右側の打ち切り(Right Censoring)と呼ばれる。

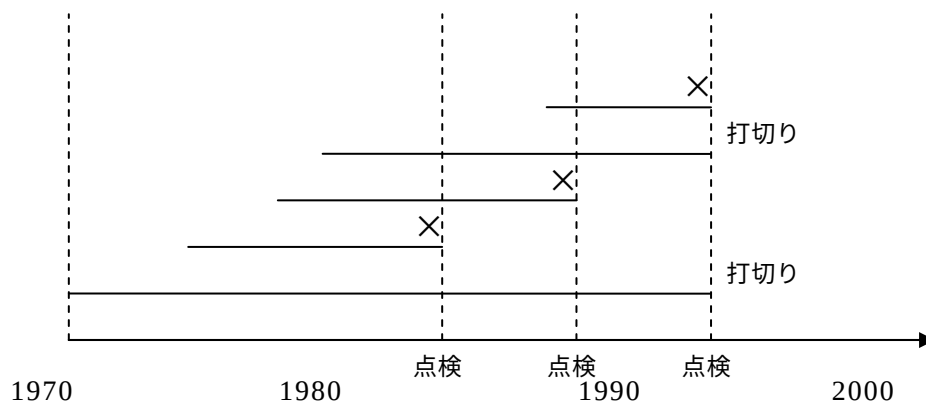


図 5.3.1 年次と性能の状態 (×：性能低下)

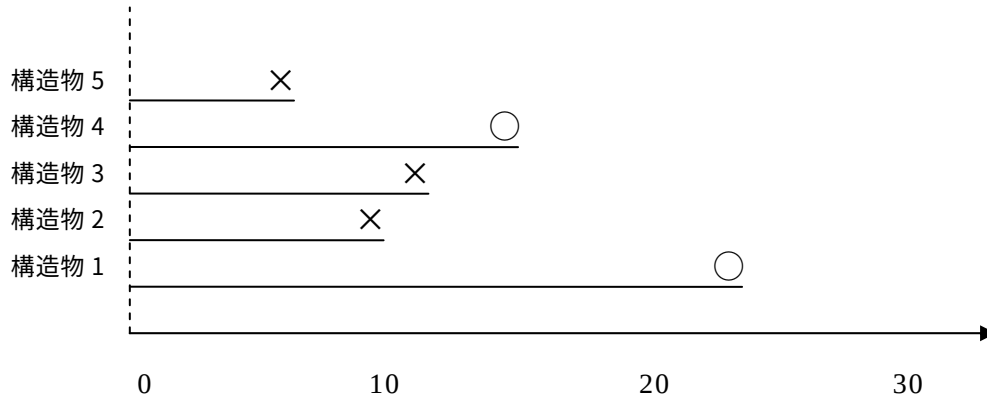


図 5.3.2 新設ゼロ年に基準化したライフタイムと構造物状態
(○：性能維持，×：性能低下)

5.3.3 ハザードモデルの定式化

いま， N 個の構造物が健全にサービス提供能力を発揮したライフタイムを確率変数と考えよう。これらを $T = (\tilde{T}_1, \dots, \tilde{T}_N)'$ と表し，互いに同一で独立の確率分布にしたがうと仮定する。いま， i 番目の構造物について一端 c_i 年に観測を打ち切って，寿命を推定する場面を考えよう。打ち切り時点を $c = (c_1, \dots, c_N)'$ と表す。この時点で， i 番目の構造物のライフタイムは T_i 年であるという観測値を確認できる。管理者が多くの構造物を抱える場合，段階的に観測して異なる年度に打ち切る場合が想定される。実際に，30年目の構造物だからといって，同じ年度にそのすべてを点検できるとは限らない。このとき，構造物の観測期間において，打ち切り時点 c_i とライフタイム $\tilde{T}_i$ との関係は， $i=1, \dots, N$ について，次のように表される。

$$\begin{cases} \text{打ち切り後も性能維持} & \text{if, } \tilde{T}_i > c_i \\ \text{打ち切る前に性能低下} & \text{if, } \tilde{T}_i \leq c_i \end{cases} \quad (5.3.2)$$

前者は，期首 $T=0$ から打ち切り時点までの観測期間内において，健全なサービス提供能力を発揮しており，それ以降も c_i 年以上のライフタイムとなる不確実性が残っていることを意味している。実際の点検や監視を打ち切った後も，さらに長持ちしうる。后者は，期首 $T=0$ から打ち切り時点に到達するまでのうちに $\tilde{T}_i (\leq c_i)$ 年次に事前にサービス提供能力が不健全な状態となったことを表す。

したがって，観測される構造物のライフタイムは，つぎのように表される。

$$T_i = \min\{\tilde{T}_i, c_i\} \quad (5.3.3)$$

このように観測期間内に構造物 i がサービス提供能力を失い，性能低下するという指標 D_i を次式で表す。

$$D_i = 1\{T_i = \tilde{T}_i\} \quad (5.3.4)$$

このような i 番目の構造物の性能低下の状態指数は，次のことを表している。

$$D_i = \begin{cases} 1 & \text{if, } T_i = \tilde{T}_i(\text{lifetime}) \\ 0 & \text{if, } T_i = c_i(\text{Censoring}) \end{cases} \quad (5.3.5)$$

いま， i 番目の構造物が t 年に性能低下が起こる確率 $\lambda(t)$ を次のように表わされる。

$$\lambda(t) = \lim_{\Delta t \rightarrow 0} \frac{\Pr(t \leq T_i < t + \Delta t | t \leq T_i)}{\Delta t} \quad (5.3.6)$$

これは、 $-d \log S(t)/dt$ に等しい。さらに、 i 番目の構造物のライフタイム T_i が t 年をこえてサービス提供能力を発揮する寿命関数 $S(t)$ は次のように表される。

$$S(t) = \Pr(t < T_i) \quad (5.3.7)$$

この寿命関数を 1 から除いたものが通常の累積確率分布 $F(t) = 1 - S(t)$ となる。寿命関数は、通常の累積確率分布の反対側の面積を表す。この密度関数 $f(t)$ は微分して、寿命関数を用いて $f(t) = -dS(t)/dt$ と表される。このとき、性能低下のハザードは、

$$\lambda(t) = -\frac{d \log S(t)}{dt} = -\frac{dS(t)/dt}{S(t)} = \frac{f(t)}{S(t)} \quad (5.3.8)$$

よって、 $f(t) = \lambda(t)S(t)$ と表される。ここで、累積の性能低下確率 $\Lambda(t)$ を次式で表される。

$$\Lambda(t) = \int_0^t \lambda(u) du \quad (5.3.9)$$

また、寿命関数と累積性能低下確率の関係は次のように表される。

$$S(t) = \exp(-\Lambda(t)) \quad (5.3.10)$$

左側の情報が $v(< t)$ 以前の過去の情報が切断(Truncation)されて紛失している場合がある。このとき、寿命関数、密度関数をそれぞれ v 以降の寿命 $S(v)$ の条件付き確率により、 $S(t)/S(v)$ 、 $f(t)/S(v)$ と補正をかける。このとき、性能低下のハザードは次式となり、左側の切断があっても本質的に変わりはない。

$$\lambda(t) = \frac{f(t)/S(v)}{S(t)/S(v)} = \frac{f(t)}{S(t)} \quad (5.3.11)$$

以下では、右側の打ち切りがある場合の劣化曲線の推定方法を定式化する。最尤法を用いて推定するために、尤度関数を定式化しよう。先に述べたように、 i 番目の構造物のライフタイムが $\tilde{T}_i$ となる確率密度関数は、次のように表される。

$$f(\tilde{T}_i) = \lambda(\tilde{T}_i) \exp\{-\Lambda(\tilde{T}_i)\} \quad (5.3.12)$$

いま、劣化曲線を描くために、一端、 c_i 年に観測を打ち切ったとしよう。もし、性能低下指標が $D_i = 1$ のとき、期間内に性能低下が顕在化し、 $T_i = \tilde{T}_i$ となる。この場合、性能低下する供用年数(ライフタイム)が T_i となる確率密度関数は、次式で表される。

$$f(T_i) = \lambda(T_i) \exp\{-\Lambda(T_i)\} \quad (5.3.13)$$

一方、性能低下指標が $D_i = 0$ のとき、性能低下が起こっておらず将来の寿命が残っており、 $T_i = c_i$ となる。この場合、 c_i 以降も寿命が残る確率は、次式で表される。

$$S(T_i) = \exp\{-\Lambda(T_i)\} \quad (5.3.14)$$

観測したデータにおいては、この 2 つのうち、いずれかが起こりうる。性能低下のハザードは、 $D_i = 1$ の場合は必要となり、 $D_i = 0$ の場合は不要である。指数の項は共通に必要となる。したがって、これらを性能低下指標を用いて、1 本化して表現すると、 i 番目の構造物の尤度は、 $i = 1, \dots, N$ について、次式で表される。

$$\ell_i = \lambda(T_i)^{D_i} \exp\{-\Lambda(T_i)\} \quad (5.3.15)$$

このように寿命データ分析においては、 i 番目の構造物の尤度を性能低下のハザードとその累積確率により表現することが可能である。

したがって、 N 個のコンクリート構造物に関する尤度関数は、次のように表される。

$$L = \prod_{i=1}^N \lambda(T_i)^{D_i} \exp\{-\Lambda(T_i)\} \quad (5.3.16)$$

5.3.4 ハザードモデルにおける平均余寿命

最尤法により性能低下確率 $\lambda(t)$ を推定することができ、それを用いて寿命関数 $S(t)$ も推定できる。寿命データ分析では、この寿命関数を用いて、 u 年以降に予測されるライフタイムの平均値 τ として、平均余寿命モデル $MRL(u)$ (Mean Residual Life) を定義することが可能である。

$$MRL(u) = E(\tau - u | u < \tau) \quad (5.3.17)$$

ただし、 τ は連続値の確率変数とする。これは、 u 年以降において τ 年まで生き延びてライフタイムに到達した年数 $\tau - u$ の期待値を意味している。すなわち、 u 年以降に要求性能を下回らずにサービス提供能力を発揮し続ける残存するライフタイムの平均値を表す。これは条件付き確率と期待値の定義より、寿命関数と密度関数を用いて、次式で表される。

$$E(\tau - u | u < \tau) = \frac{\int_u^\infty (t - u) f(t) dt}{S(u)} \quad (5.3.18)$$

ここで、 $f(t) = -dS(t)/dt$ を用いて、分子は次のように展開することができる。

$$\int_u^\infty (t - u) f(t) dt = \int_u^\infty (t - u) [-dS(t)/dt] dt \quad (5.3.19)$$

$$= [(t - u)S(t)]_u^\infty - \int_u^\infty (-S(t)) dt = (t - u)S(t) \Big|_{t \rightarrow \infty} - (t - u)S(t) \Big|_{t=u} + \int_u^\infty S(t) dt \quad (5.3.20)$$

$$= \int_u^\infty S(t) dt \quad (5.3.21)$$

ただし、 $t \rightarrow \infty$ の時に寿命関数 $S(t)$ がゼロに近づくことを用いた。したがって、コンクリート構造物の供用年数が u 年における平均余寿命は、次のように導出される。

$$MRL(u) = \frac{\int_u^\infty S(t) dt}{S(u)} \quad (5.3.22)$$

5.3.5 ハザードモデルにおける確率分布とハザード形状

港湾構造物を対象に、ハザード形状を特定するには、供用年数 t の経過にともない、性能低下のハザードがどのように変動するかの仮説を設定する必要がある。具体的に、経過年数 t における性能低下のハザードを表現する関数 $\lambda(t)$ と、 t 年以降も継続して要求性能が維持される確率（生存率関数） $S(t)$ を作業仮説として設定し、その構造物のデータセットを用いて、ハザードの形状を推定することが課題となる。つぎの表に紹介するように、パラメトリックな関数形は様々なタイプが使用されている。

(1) 時間に無関係に性能低下のリスクが一定であるハザード形状

性能低下のハザードを指数型に特定化したモデルは、最も容易に尤度関数の導出とパラメータ推定の数値計算が可能である。しかし、性能低下のハザードが時間に関して一定である仮説は、強い仮定を前提にしており、この特殊な条件設定は対象のコンクリート構造物に適用できるとは限らない。

表 5.3.2 性能低下のハザードと性能維持確率の関数形（リスク一定型）

確率分布の関数形	経過年数 t における性能低下のハザード $\lambda(t)$	t 年以降も継続して要求性能が維持される確率 $S(t)$
指数分布 Exponential $\rho > 0, t \geq 0$	ρ	$\exp(-\rho t)$

(2)経過年数に関して性能低下のリスクが逓減するハザード形状

性能低下のハザードは、ライフサイクルの初期段階に高く、時間の経過とともに、そのリスクが逓減していく状況において、パレート分布を適用することが可能である。

表 5.3.3 性能低下のハザードと性能維持確率の関数形（リスク逓減型）

確率分布の関数形	経過年数 t における性能低下のハザード $\lambda(t)$	t 年以降も継続して要求性能が維持される確率 $S(t)$
パレート分布 Pareto $\theta, \rho > 0, t \geq \rho$	$\frac{\theta}{t}$	$\frac{\rho^\theta}{t^\theta}$

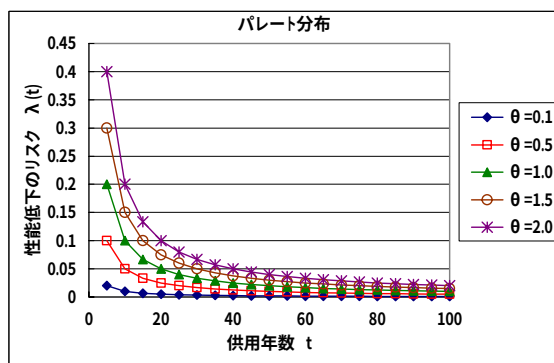


図 5.3.3 供用年数と性能低下のハザード（パレート分布）

(3)経過年数に関して性能低下のリスクが逓増するハザード形状

性能低下のハザードがライフサイクルの前半にほとんど見られないが、その後半に時間の経過とともに、性能低下のハザードが加速して逓増する状況で、ゴンペルツ分布の適用が可能である。

表 5.3.4 性能低下のハザードと性能維持確率の関数形（リスク逓増型）

確率分布の関数形	経過年数 t における性能低下のハザード $\lambda(t)$	t 年以降も継続して要求性能が維持される確率 $S(t)$
ゴンペルツ分布 Gompertz $\kappa, \rho > 0, t \geq 0$	$\rho \exp(\kappa t)$	$\exp\left[\frac{\rho}{\kappa}\{1 - \exp(\kappa t)\}\right]$

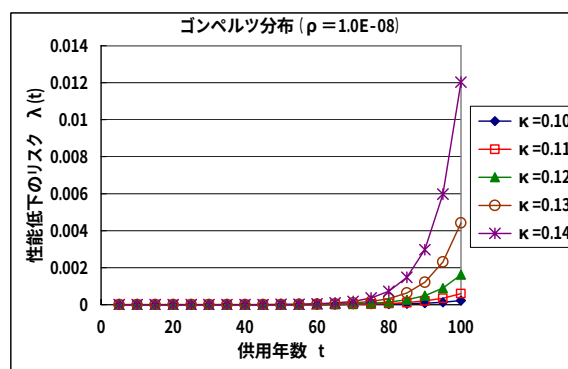


図 5.3.4 供用年数と性能低下のハザード（ゴンベルツ分布）

(4)性能低下のリスクが逡増してピークを迎えて逡減するハザード形状

性能低下のハザードが初期に低いが、供用途中段階においてある特定の時期に性能低下のハザードがピークとして現れて、その後に時間の経過とともに性能低下リスクが逡減していく状況において、対数ロジスティック分布の適用が可能である。

表 5.3.5 性能低下のハザードと性能維持確率の関数形（ピーク・リスク型）

確率分布の関数形	経過年数 t における性能低下のハザード $\lambda(t)$	t 年以降も継続して要求性能が維持される確率 $S(t)$
対数ロジスティック Log logistic $\kappa, \rho > 0, t \geq 0$	$\frac{\kappa \rho t^{\kappa-1}}{1 + \rho t^{\kappa}}$	$\frac{1}{1 + \rho t^{\kappa}}$

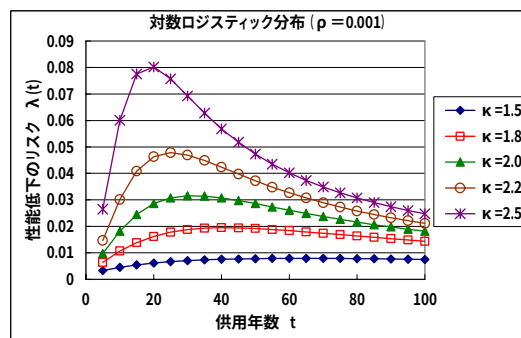


図 5.3.5 供用年数と性能低下のハザード（対数ロジスティック分布）

(5)性能低下のリスクが一定・逡増・逡減のいずれかに近いかを柔軟に表現するハザード形状

性能低下のハザードが一定であるケースに加えて、時間の経過とともにリスクが逡増するケースと、一方で時間経過にあわせてリスクが逡減するケースの3ケースのいずれかを選択的に適用したい場合は、3ケースのハザード形状を統合的に表現することができる点で優れた累積指数分布とワイブル分布を使用することが可能である。ワイブル分布の方がシンプルな関数形であり、ハザード形状の表現力も相対的に豊かである点で優れている。

表 5.3.6 性能低下のハザードと性能維持確率の関数形（ハザード形状統合型）

確率分布の関数形	経過年数 t における性能低下のハザード $\lambda(t)$	t 年以降も継続して要求性能が維持される確率 $S(t)$
ワイブル分布 Weibull $\kappa, \rho > 0, t \geq 0$	$\kappa \rho t^{\kappa-1}$	$\exp(-\rho t^{\kappa})$

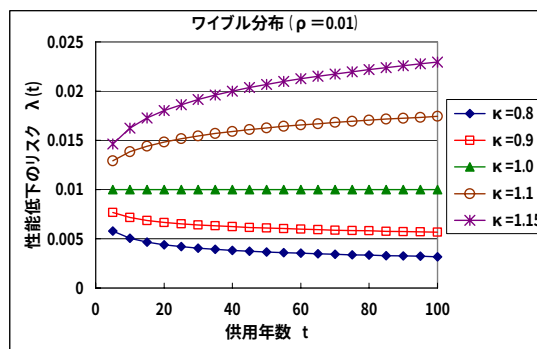


図 5.3.6 供用年数と性能低下のハザード（ワイブル分布）

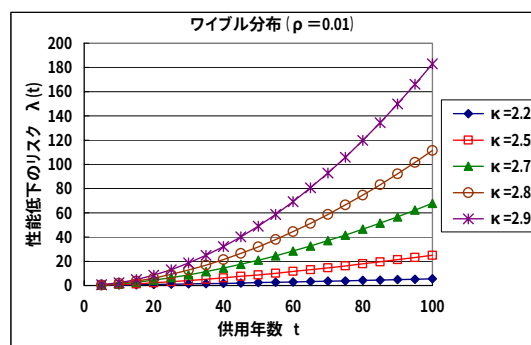


図 5.3.7 供用年数と性能低下のハザード（ワイブル分布：続き）

以上のように、ワイブル分布は、ハザード形状の表現力が豊かであり、それを適用すると、指数型を包含し、なおかつ性能低下リスクが時間の経過とともに通増するケース、さらに通減するケースのいずれかをひとつの関数形により統合的に表現することが可能である。そして、ハザード形状パラメータの推定結果を通じて、実状にあったハザード形状を選択的に使用することが可能である。さらに、性能低下のハザードと性能維持確率の関数形がシンプルであり、比較的容易に尤度関数の導出とパラメータ推定の数値計算が可能である。以下では、性能低下リスクと性能維持確率の関数形としてワイブル分布に特定化することとする。

5.3.6 ワイブル分布のハザードモデルの特定化

いま、ライフタイム T がワイブル分布 $Weibull(\rho, \kappa)$ に従う確率変数であると仮定しよう。この定数パラメータを $\rho > 0$ とし、形状パラメータを $\kappa > 0$ と仮定する。このとき、 t 年における性能低下確率は次式で表される。

$$\lambda(t) = \kappa \rho t^{\kappa-1} \quad (5.3.23)$$

ここで、形状パラメータにより、到達確率は時間の変化に応じて異なる形状を表現できる。 $\kappa > 1$ のとき、性能低下確率は時間の経過に応じて通増型の形状となり、 $\kappa = 1$ のとき時間と独立で一定となり（指数型）、 $\kappa < 1$ のとき、時間の経過に応じて低減型の形状となる。ワイブル分布の場合

に、累積到達確率は次式で表される。

$$\Lambda(t) = \rho t^\kappa \quad (5.3.24)$$

これを用いて、ワイブル型の寿命関数は次式で表される。

$$S(t) = \exp\{-\Lambda(t)\} = \exp\{-\rho t^\kappa\} \quad (5.3.25)$$

ワイブル型に従うライフタイム確率変数の性質として、累乗したもの T^κ は指数型なることがわかっている。たとえば、 q 次モーメントは、 $E[T^q] = \rho^{-q/\kappa} \Gamma(1+q/\kappa)$ となる。平均は次式のように表される。

$$E[T] = \rho^{-1/\kappa} \Gamma(1+1/\kappa) \quad (5.3.26)$$

さらに、ワイブル型のライフタイム変数の分散は、次式で表される。

$$\text{Var}[T] = \rho^{-2/\kappa} [\Gamma(1+2/\kappa) - \Gamma(1+1/\kappa)^2] \quad (5.3.27)$$

このほか、ワイブル分布のライフタイム変数は、定数倍しても累乗をとってもワイブル性が保持されるという優れた性質を有する。すなわち、 $c > 0$ を定数とすると、 T が $\text{Weibull}(\rho, \kappa)$ に従うならば、その定数倍の cT も $\text{Weibull}(\rho c^\kappa, \kappa)$ に従う。また、その累乗の T^c も $\text{Weibull}(\rho, \kappa/c)$ に従う。さらに、 M 個の互いに同一で独立の $\text{Weibull}(\rho, \kappa)$ に従うライフタイム確率変数の最小値 $\min\{T_1, \dots, T_M\}$ の分布は、 $\text{Weibull}(M\rho, \kappa)$ に従い、確率変数の最小値が安定的(minimum stable)となる点で優れた性質を有する。

さて、ライフタイム変数がワイブル分布に従う場合の尤度関数は、その到達確率と累積確率の特定化した式を用いて次式で表される。

$$L = \prod_{i=1}^N \left(\rho \kappa T_i^{\kappa-1} \right)^{D_i} \exp\{-\rho T_i^\kappa\} \quad (5.3.28)$$

両辺において対数をとると、対数尤度関数は次のように導出できる。

$$\log L = \sum_{i=1}^N \left[D_i \log(\rho \kappa) + D_i (\kappa - 1) \log T_i - \rho T_i^\kappa \right] \quad (5.3.29)$$

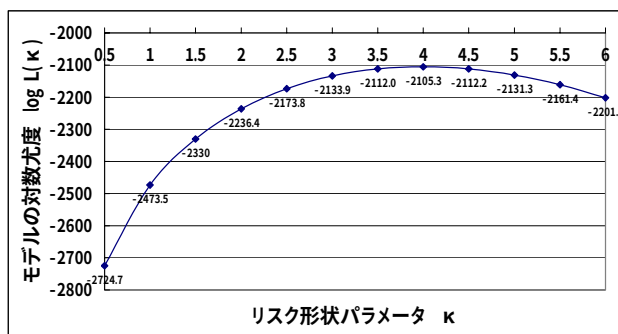


図 5.3.8 最尤パラメータの探索（例示）

この対数尤度を最大化するようなハザード形状パラメータ κ と構造特性パラメータ ρ を求めるには、ニュートン・ラフソン法を用いて最尤パラメータを探索することが可能である。対数尤度関数は凹関数となり、唯一の最大値が存在する。ブロイデン法、ブレント法等の準ニュートン法は、1 階条件やヘシアン行列を導出しなくても最大化の数値解を計算できる点で実用的である。また、生存時間分析の市販ソフトがあり、ワイブル分布、指数分布、対数正規分布、対数ロジスティック分布等が標準装備されている。

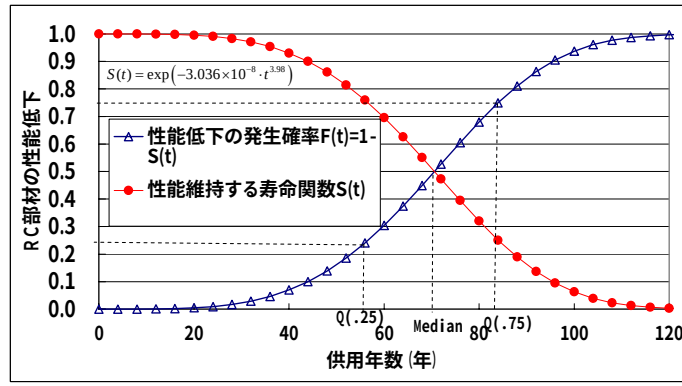


図 5.3.9 性能維持する寿命関数と性能低下の予測年次（例示）

上の図のように、性能維持する寿命関数と性能低下の発生確率の曲線は、余寿命の中央値（メディアン）の時点で交わる。このメディアンは平均余寿命を理論的に導出した予測値と近似する。また、性能低下の発生確率 0.25 となる予測年次(25%-quantile)は、劣化の早い構造物がいち早く性能低下する年次を表す。一方、性能低下の発生確率 0.75 となる予測年次(75%-quantile)は、劣化の遅い構造物がライフサイクル後半まで粘って性能低下する年次を表す。

さらに、ワイブル型のライフタイム変数の平均余寿命は、その寿命関数が $S(u) = \exp\{-\rho u^\kappa\}$ であることを用いて次のように表される。

$$MRL(u) = \frac{\int_u^\infty \exp\{-\rho t^\kappa\} dt}{\exp\{-\rho u^\kappa\}} \quad (5.3.30)$$

以下、表記の便宜上、分子の積分関数を $I_{MRL}(u, \rho, \kappa) = \int_u^\infty \exp\{-\rho t^\kappa\} dt$ とおく。 $\kappa > 0$ であるが、ワイブル型の平均余寿命を算定するためには、一般に分子の数値積分が課題となる。ここで、変換 $y = \rho t^\kappa$ を行くと $dt = t^{1-\kappa} dy / (\rho \kappa)$ であり、 $\rho > 0$, $\kappa > 0$ より $t \rightarrow \infty$ のとき、 $y (= \rho t^\kappa) \rightarrow \infty$ となる。

$$I_{MRL}(u, \rho, \kappa) = \int_{\rho u^\kappa}^\infty \exp\{-y\} \frac{t^{1-\kappa}}{\rho \kappa} dy \quad (5.3.31)$$

ここで、 $t^{1-\kappa} = \rho^{1-1/\kappa} \cdot y^{1/\kappa-1}$ であるので次のように変形できる。

$$I_{MRL}(u, \rho, \kappa) = \frac{\rho^{1-1/\kappa}}{\rho \kappa} \int_{\rho u^\kappa}^\infty \exp\{-y\} y^{1/\kappa-1} dy \quad (5.3.32)$$

ここで、不完全ガンマ関数 $\Gamma(\nu, z)$ は次のように定義される。

$$\Gamma(\nu, z) = \int_z^\infty \exp\{-w\} w^{\nu-1} dw, (\nu > 0, z > 0) \quad (5.3.33)$$

これを用いて、前述した分子は次のように表される。

$$I_{MRL}(u, \rho, \kappa) = \frac{\rho^{-1/\kappa}}{\kappa} \Gamma\left(\frac{1}{\kappa}, \rho u^\kappa\right) \quad (5.3.34)$$

したがって、ワイブル型の平均余寿命は、不完全ガンマ関数を用いて次のように導出できる。

$$MRL(u) = \frac{\frac{\rho^{-1/\kappa}}{\kappa} \Gamma\left(\frac{1}{\kappa}, \rho u^\kappa\right)}{\exp(-\rho u^\kappa)} \quad (5.3.35)$$

不完全ガンマ関数は、数値積分が可能であり、寿命関数の推定パラメータを用いて、ワイブル型の平均余寿命を予測指標として算定することが可能である。特に、経過年数がゼロ（ $u=0$ ）の場合は、ワイブル型の平均余寿命は次式で表される。

$$MRL(0) = \frac{\frac{\rho^{-1/\kappa}}{\kappa} \Gamma\left(\frac{1}{\kappa}, 0\right)}{\exp(0)} = \frac{\rho^{-1/\kappa}}{\kappa} \Gamma\left(\frac{1}{\kappa}, 0\right) \quad (5.3.36)$$

$MRL(0)$ は、対象とするコンクリート構造物群が、新設時に期待される平均余寿命を表し、実耐用年数の予測値を意味する。供用開始後において経過年数 u 年の時点で期待される平均余寿命を予測値として算定し、次のようにプロットすることが可能である。

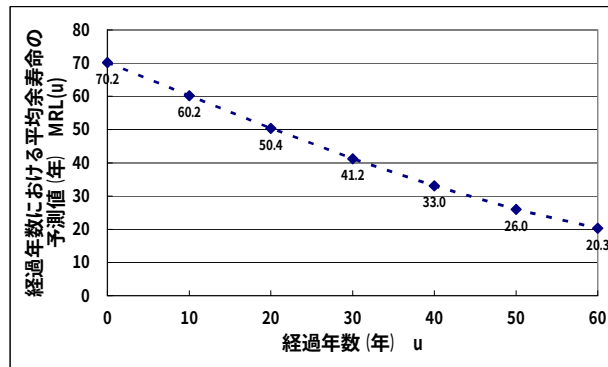


図 5.3.10 経過年数において期待される平均余寿命（例示）

5.4 ポアソン回帰モデル

5.4.1 ポアソン回帰モデルによる港湾構造物の劣化予測

港湾構造物において発生する損傷のうち、供用開始後に経年変化にともなって損傷が発生し、なおかつ、劣化の程度も大きくなっていく場合は、劣化進行する傾向を劣化曲線として表現が可能となる。一方、建設時に潜在的に抱える軽微な施工不良や港湾構造物が置かれた局所的な環境条件によって、進行性は不明な突発的に発生する損傷も見られる。このような突発性の損傷に関しては、経年変化に関係なく、その突発的な損傷の発生確率を把握することが重要な課題となる。

本研究では、国内の港湾構造物を対象に、突発的な損傷を対象に劣化予測を行うためにポアソン回帰モデルを応用する。突発的な損傷は劣化の程度を連続変数で数量化できる場合は少ない。この場合、突発的な損傷の発生箇所数などを離散的なカウントデータとして把握することが有用である。たとえば、港湾構造物に影響を与えうる損傷が突発的に顕在化した箇所数を対象とし、1箇所発生する確率、2箇所発生する確率などを予測可能である。海水と空気の双方にふれる飛沫帯の影響などの劣化要因に関して、それが突発性の損傷発生確率にどの程度影響するか感度分析も可能である。複数の劣化要因がある場合は、損傷発生確率の感度を比較することによって、劣化要因のなかで突発性の損傷を後押しするものを抽出可能である。

本研究で対象とする港湾構造物の種類は、護岸の鋼矢板とする。また、損傷の種類は、腐食調査で得られた孔食深さ、その断面積を対象とする。この腐食調査は、供用開始後に35年から40年経過した鋼矢板を対象に、深度別に実施された。なお、コンクリート部材の亀裂などはデータ不足であったが、今後、十分にデータ蓄積した段階で応用が可能である。

以上のような対象とするデータをできるだけ活用し、港湾構造物の突発性の損傷の劣化予測を行う手法の開発を進めることとする。

5.4.2 定式化、推定方法、感度分析

(1)ポアソン回帰モデルの定式化

いま、港湾構造物において突発的な損傷発生数などのカウントデータを Y_i と表す。 n 単位の港湾構造物を対象とする。ここで、突発的な損傷発生数はゼロの場合も含み、2以上の複数発生する場合も含む。損傷発生数 Y_i は、平均と分散が μ_i を有するポアソン分布に従うと仮定する。ここで、平均・分散パラメータは港湾構造物の損傷によって異なるため、対象とする構造物ごとに推定する必要がある。損傷発生数は正の値をとるので $\mu_i > 0$ である。損傷発生の要因となる港湾構造物の劣化要因属性を x_i と表す。劣化要因が複数 k 個ある場合は、 $x_i = (x_{i1}, \dots, x_{ik})'$ とベクトル表示する。このとき、劣化要因属性 x_i のもとで損傷発生数が Y_i となる確率は次のように表現される。

$$\Pr(Y_i = y_i | \mu_i) = \frac{\exp(-\mu_i) \mu_i^{y_i}}{y_i!} \quad \mu_i > 0, y_i = 0, 1, 2, \dots \quad (5.4.1)$$

ここで、 i 番目の港湾構造物における平均・分散 μ_i は、正の値をとるので指数関数で特定化する。また、港湾構造物における k 個の劣化要因属性を考慮して次のように表現する。

$$\mu_i = \exp(x_i' \beta) \quad (5.4.2)$$

ここで、 β は対象とする港湾構造物の平均・分散パラメータを表し、 k 次ベクトルである。ポアソ

ン分布においては、その平均と分散が一致するので、突発的な損傷発生数の平均と分散は、次のように表現される。

$$E[y_i | x_i] = \mu_i, \quad \text{Var}[y_i | x_i] = \mu_i \quad (5.4.3)$$

このような平均と分散が一致する条件は、ポアソン分布を仮定したことによるものである。負の2項分布を仮定すると、分散が平均より大きい条件を表現するモデルに拡張することが可能である。限られたデータのもとでは、ポアソン分布を仮定する範囲の分析が適切である。

以上のようなポアソン回帰モデルを定式化し、その平均・分散パラメータを推定し、突発的な損傷発生数を分析することとする。

(2)推定方法、尤度関数の最大化

対象とする n 単位の港湾構造物において、突発的な損傷は相互に独立に発生すると仮定する。厳密には、隣接する構造物の間で影響し合う複合劣化の場合があり得るが、現場の複数の港湾構造物を対象とする場合に实际的であり、推定の便宜上、扱いやすい利点もある。このとき、対象とする港湾構造物において、突発的な損傷が発生する事象を尤度関数により表現する。

$$L = \prod_{i=1}^n \frac{\exp(-\mu_i) \mu_i^{y_i}}{y_i!} \quad (5.4.4)$$

これは、 n 単位の港湾構造物を対象とする場合は、平均・分散 μ_i のポアソン分布のもとで発生数 y_i となる確率項の n 個の積となっている。対数尤度関数は、次式で表される。

$$\begin{aligned} \log L &= \sum_{i=1}^n \log \left(\frac{\exp(-\mu_i) \mu_i^{y_i}}{y_i!} \right) \\ &= \sum_{i=1}^n [-\mu_i + y_i \log(\mu_i) - \log(y_i!)] = \sum_{i=1}^n [-\exp(x_i' \beta) + y_i x_i' \beta - \log(y_i!)] \end{aligned} \quad (5.4.5)$$

ここで、対数尤度関数を最大化するような平均・分散パラメータ β を探索する。この式は1階条件を解析的に解くことができないため、ブロイデン法やブレント法等の準ニュートン法による数値計算を行えば、平均・分散パラメータを求めることが可能である。

(3)損傷の発生確率の期待値、劣化要因に関する損傷発生之感度分析

以上のようにして求めた平均・分散パラメータ $\hat{\beta}$ を用いて、各港湾構造物の劣化要因属性を考慮した突発的な損傷発生数の期待値は、次式によって算定することが可能である。

$$E[y_i | x_i] = \exp(x_i' \hat{\beta}), i = 1, \dots, n \quad (5.4.6)$$

また、突発的な損傷発生数の期待値が劣化要因属性の変化によって、どの程度増減するかの感度分析を行うことが可能である。

$$\frac{\partial E[y_i | x_i]}{\partial x_{ij}} = \hat{\beta}_j \exp(x_i' \hat{\beta}), i = 1, \dots, n; j = 1, \dots, k \quad (5.4.7)$$

この式は、式(5.4.6)の両辺を j 番目の劣化要因属性 x_{ij} により微分することで得られた。以上のように、ポアソン回帰モデルから求めた平均・分散パラメータを活用して、突発的な損傷発生数の期待値算定や劣化要因属性の感度分析を行うことが可能である。

5.5 適用例

5.5.1 コンクリート部材

(1) マルコフモデルの適用結果

①対象

点検データからの劣化予測を行うにあたって、対象としてある管理事務所が管理する護岸のコンクリート構造物を用いた。なお、点検結果によっては、1期前の健全度より今期の健全度の方が高くなっている場合があるが、これは、途中で補修を行っている可能性が高いため、データからは除外している。

線形回帰分析の結果、護岸のコンクリート構造物における次の4つの損傷において劣化の進行性が認められた。

ア.「クラックの長さ」

イ.「クラックの幅」

ウ.「段差の幅」

エ.「開きの幅」

ここで、使用可能な数量データ数は、52～117となっている。

「ずれ、剥離・剥落、欠損」については、数量データ不足、劣化の進行性なし等の理由から、今回は対象外とした。

また、段差の幅は、後述のハザードモデルでも述べるが、使用可能データ数が52と少なく、ハザードモデルを適用した結果、数値計算が収束せず安定したパラメータが得られなかったため、適用例の対象外とせざるを得なかった。よって、マルコフモデルでも対象外とした。

表 5.5.1 損傷一覧

	構造物	損傷	数量データ			最大データ数	分析可能性	備考	使用可能データ数
分析1	護岸	クラック	長さ	幅	本数	138	○	長さ・幅は進行性あり、可能。 〔※本数は進行性なし、不可〕	長さ117, 幅96
分析2		ずれ	長さ	—	—	99	×	数量データ不足、不可。	—
分析3		段差	幅	—	—	99	○	進行性あり、可能。	52
分析4		開き	幅	—	—	99	○	進行性あり、可能。	76
分析5		剥離・剥落	剥離範囲	寸法 (剥落体積)	—	97	×	数量データ不足、不可。	—
分析6		欠損	寸法 (欠損体積)	—	—	46	×	進行性なし、不可。	—

②判定ランクと計測結果との関連

点検では、1つの損傷に対して、クラックの長さや幅、ずれなどを計測し、判定ランク（A，B，C，D）をつけている。判定ランクの意味は以下のとおりである。

A：喫緊に処置対策が必要

- B：1年未満に処置対策が必要
- C：3年以内に処置対策が必要
- D：引き続き監視が必要

クラック長さや幅を整理するとともに、各損傷の判定ランク（A，B，C，D）の推移あわせても整理した。しかし、全ての沿岸構造物を対象に、数年ごとの点検結果から、判定ランクが推移している損傷は見受けられなかった。よって、橋梁などでよく用いられる5段階の健全度判定ランクからマルコフ劣化予測を行うことは無理であると判断した。

健全度の判定は、クラックの幅や長さ（ここでは総延長）などを総合的に判断し、密度（クラック幅が大きいと判定ランクは悪くなる。あるいはクラック延長が長くなると健全度ランクは悪くなる）が高い方が健全度ランクが悪くなるようにしている。したがって、クラック幅と長さから判定ランクをある程度推定できるという仮定をしている。

③マルコフ状態推移モデルによる劣化予測

マルコフ推移確率の算出には、「新都市社会技術融合創造研究会：インフラ資産評価・管理の最適化に関する研究プロジェクト」で開発された推移確率推計ソフトを用いた¹⁾。入力データは、1期前点検の健全度、今期点検の健全度、2時点の点検間隔である。例えば、3回の点検実施年月（1993, 1998, 2003）とそれぞれの判定ランク（5, 4, 4）から、5, 4, 5と4, 4, 5の2つのデータセットが得られる。このソフトでは10ランクの健全度推移を計算できるが、1が健全度ランクの最も良い状態と設定されており（橋梁点検要領のOKに相当）、実際の点検結果である5, 4, 3, 2, 1を逆に変換して入力データとしている。

推移確率の推計方法に関する詳細は参考文献2)に記述されているので、ここでは簡単に紹介する。以下、参考文献3)より引用する。

クラックなどの劣化過程が離散的な健全度 $i(i=1, \dots, K)$ で構成される状態空間 $S=\{1, \dots, K\}$ 上で定義される斉次マルコフ連鎖を用いて記述できると仮定する。時刻 t での健全度が $\omega(t)=i$ で表される時、時刻 $t+1$ で観測されたRC床版の健全度が $\omega(t+1)=j$ に推移する確率を、

$$\text{Prob}[\omega(t+1)=j \mid \omega(t)=i] = \pi_{ij} \quad (5.5.1)$$

と表すことにする。さらに、健全度の推移確率行列を、

$$\Pi = \begin{pmatrix} \pi_{11} & \cdots & \pi_{1K} \\ \vdots & \ddots & \vdots \\ 0 & \cdots & \pi_{KK} \end{pmatrix} \quad (5.5.2)$$

と定義する。推移確率の定義より、 $\sum_{j=1}^K \pi_{ij} = 1$ が成立する。

マルコフ推移確率はRC床版の劣化過程を表す多段階劣化ハザードモデルを用いて定義する。健全度 i の寿命を確率変数 ζ_i で表し、確率密度関数 $f_i(\zeta_i)$ 、分布関数 $F_i(\zeta_i)$ に従うと仮定する。このとき、対象とするRC床版の健全度 i の状態が、初期時刻から期間 y_i が経過した時刻で健全度 $i+1$ に推移する密度関数をハザード関数 $\lambda_i(y_i)$ を用いて表現する。このハザード関数は、使用時間 y_i まで健全度が i のまま継続する生存確率 $\tilde{F}_i(y_i)$ を用いれば、

$$\lambda_i(y_i)\Delta y_i = \frac{f_i(y_i)\Delta y_i}{\tilde{F}_i(y_i)} \quad (5.5.3)$$

と定義できる．ハザード関数 $\lambda_i(y_i)$ は，初期時刻から使用時間 y_i まで健全度 i の状態が継続したという条件の下で，期間 $[y_i, y_i + \Delta y_i]$ 中に水準 $i+1$ に進展する条件付き確率である．RC 床版の劣化過程がマルコフ性を満足し，ハザード関数がサンプル時間軸上の時刻 y_i に依存せず，常に一定値 $\theta_i > 0 (i=1, \dots, K)$ をとると仮定すると，

$$\lambda_i(y_i) = \theta_i \quad (5.5.4)$$

が成立する．指数ハザード関数を用いることにより，RC 床版の劣化過程が過去の履歴に依存しないというマルコフ性を表現することができる．さらに，このハザード関数を用いれば，健全度 i の寿命が y_i 以上となる確率 $\tilde{F}_i(y_i)$ は，

$$\tilde{F}_i(y_i) = \exp(-\theta_i y_i) \quad (5.5.5)$$

と表される．

今，ある時刻 τ_A における目視点検の結果，健全度が i であるという観測結果が得られたとしよう．この時，サンプル時間軸上の時刻 y_A で健全度が i であったという条件の下で，さらに，時刻 y_A から追加的に $z_i (\geq 0)$ 以上にわたって健全度 i が継続する確率 $\tilde{F}_i(y_A + z_i | \zeta_i \geq y_A)$ は，

$$\begin{aligned} & \tilde{F}_i(y_A + z_i | \zeta_i \geq y_A) \\ &= \text{Prob}\{\zeta_i \geq y_A + z_i | \zeta_i \geq y_A\} \end{aligned} \quad (5.5.6)$$

と定義できる．この時，確率 $\tilde{F}_i(y_i)$ の定義より，

$$\frac{\tilde{F}_i(y_A + z_i)}{\tilde{F}_i(y_A)} = \frac{\exp\{-\theta_i(y_A + z_i)\}}{\exp\{-\theta_i y_A\}} = \exp(-\theta_i z_i) \quad (5.5.7)$$

が成立する．すなわち，検査時刻 y_A において，健全度が i と判定され，次の検査時刻 $y_B = y_A + Z$ においても健全度が i に判定される確率は，

$$\text{Prob}[\omega(y_B) = i | \omega(y_A) = i] = \exp(-\theta_i Z) \quad (5.5.8)$$

と表される．ただし， Z は2つの検査時刻の間隔を表します．確率 $\text{Prob}[\omega(y_B) = i | \omega(y_A) = i]$ はマルコフ推移確率 π_{ii} に他ならない．指数ハザード関数を用いた場合，推移確率 π_{ii} はハザード率 θ_i と検査間隔 Z のみに依存し，時刻 y_A, y_B に関する確定的な情報を用いなくても推移確率を推計することが可能となる．津田ら 2) は，以上の議論を拡張し，指数ハザード関数を用いて，検査時刻 y_A と y_B の間で，健全度が i から j に推移するマルコフ推移確率 π_{ij} が，

$$\begin{aligned} & \pi_{ij} = \text{Prob}[h(y_B) = j | h(y_A) = i] \\ &= \sum_{K=i}^j \prod_{m=i}^{K-1} \frac{\theta_m}{\theta_m - \theta_K} \prod_{m=K}^{j-1} \frac{\theta_m}{\theta_{m+1} - \theta_K} \exp(-\theta_K Z) \end{aligned} \quad (5.5.9)$$

と導出できることを示している。また、 π_{iK} に関しては、マルコフ推移確率の条件より、

$$\pi_{iK} = 1 - \sum_{j=i}^{K-1} \pi_{ij} \quad (5.5.10)$$

が成立する。

④適用結果

a)クラックの長さ

クラック長さは、5 mをランク幅とし、以下の長さ推移図をもとにして7ランクに分けた（表5.5.2）。

表5.5.2 クラック長さのランク分け

クラック長さ(m)	ランク
0 ～ 4.99999	1
5 ～ 9.99999	2
10 ～ 14.99999	3
15 ～ 19.99999	4
20 ～ 24.99999	5
25 ～ 29.99999	6
30 ～	7

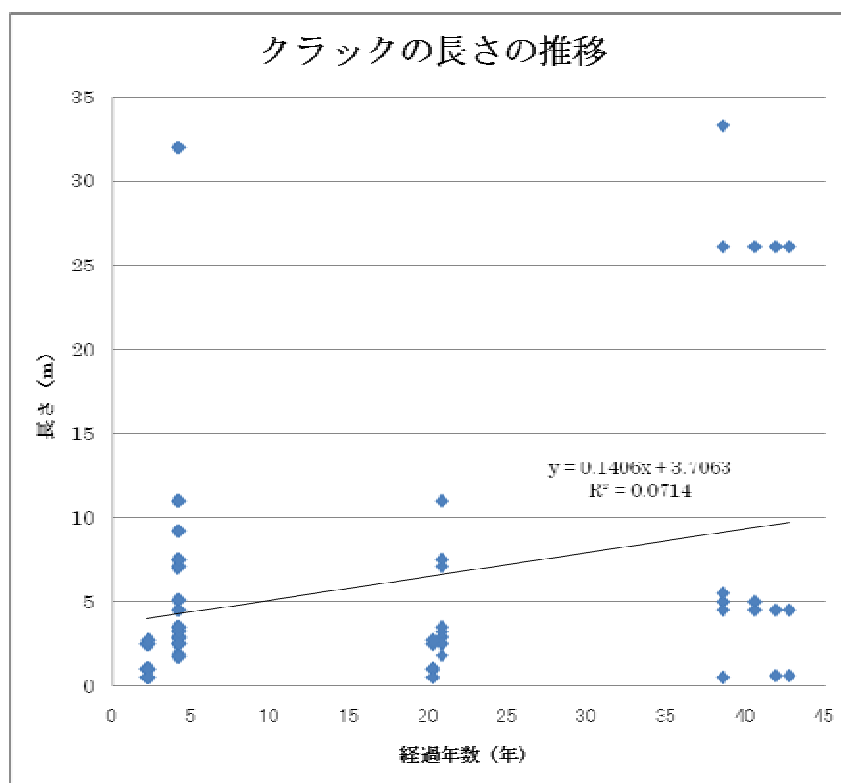


図 5.5.1 クラック長さの推移

入力データの一部を表 5.5.3 に載せる。なお、このデータセットは後述のハザードモデルによる分析と同じデータを使っている。

表5.5.3 入力データセットの一部（クラック長さ）

before	after	interval
1	3	38.58
1	3	38.58
1	3	40.58
1	3	4.25
1	3	4.25
1	2	4.25
1	3	4.25
1	2	4.25
1	2	4.25
1	2	4.25
1	2	4.25
1	2	4.25

推計した結果が表 5.5.4 になる。推移確率推計ソフトでは、帰無仮説 $H_0: \beta_n = 0$ （パラメータ β_n がモデルに影響しない）、対立仮説 $H_1: \beta_n \neq 0$ （モデルに影響する）としたときに、算出した t -値は自由度＝サンプル数－説明変数の数－1 の t 分布に従うことから、 t -検定を行っている。 t 分布表より、有意水準 α の場合、 $t\text{-値} > t_{\text{自由度}, 0.025}$ の場合に、帰無仮説が棄却され、対立仮説が有意であるとすることができる。よって、パラメータ β_n は、橋梁部材 A の劣化速度に有意な違いをもたらすといえる。この場合、標本数がある程度以上 ($n \geq 30$) ある時は、有意水準（両側検定）5%において t 分布の値が 1.96 に収束するので、2.0 を基準に考えることとしている⁴⁾。

表5.5.4 推計結果（クラック長さ）

健全度	劣化因子	採用・不採用	ベータ	t値
1	定数項	採用	0.840465708	6.563477476
2	定数項	採用	0.035279114	5.550144142
3	定数項	採用	0.054290838	2.664071612
4	定数項	採用	0.130255986	2.061925684
5	定数項	採用	0.153469166	2.016687517
6	定数項	採用	0.163683606	1.993956761
7	定数項	採用	0.047333409	0.974882112

以下、クラック長さにおけるマルコフ連鎖モデルによる状態推移確率を表 5.5.5 に、今後 50 年の各ランクの状態推移を図 5.5.2 に示す。

表5.5.5 状態推移確率（クラック長さ）

健全度	1	2	3	4	5	6	7	8
1	0.4315	0.5572	0.0111	0.0002	0	0	0	0
2	0	0.9653	0.0337	0.0009	0	0	0	0
3	0	0	0.9472	0.0495	0.0032	0.0002	0	0
4	0	0	0	0.8779	0.113	0.0086	0.0005	0
5	0	0	0	0	0.8577	0.131	0.0111	0.0002
6	0	0	0	0	0	0.849	0.1474	0.0036
7	0	0	0	0	0	0	0.9538	0.0462
8	0	0	0	0	0	0	0	1

経年的健全度分布

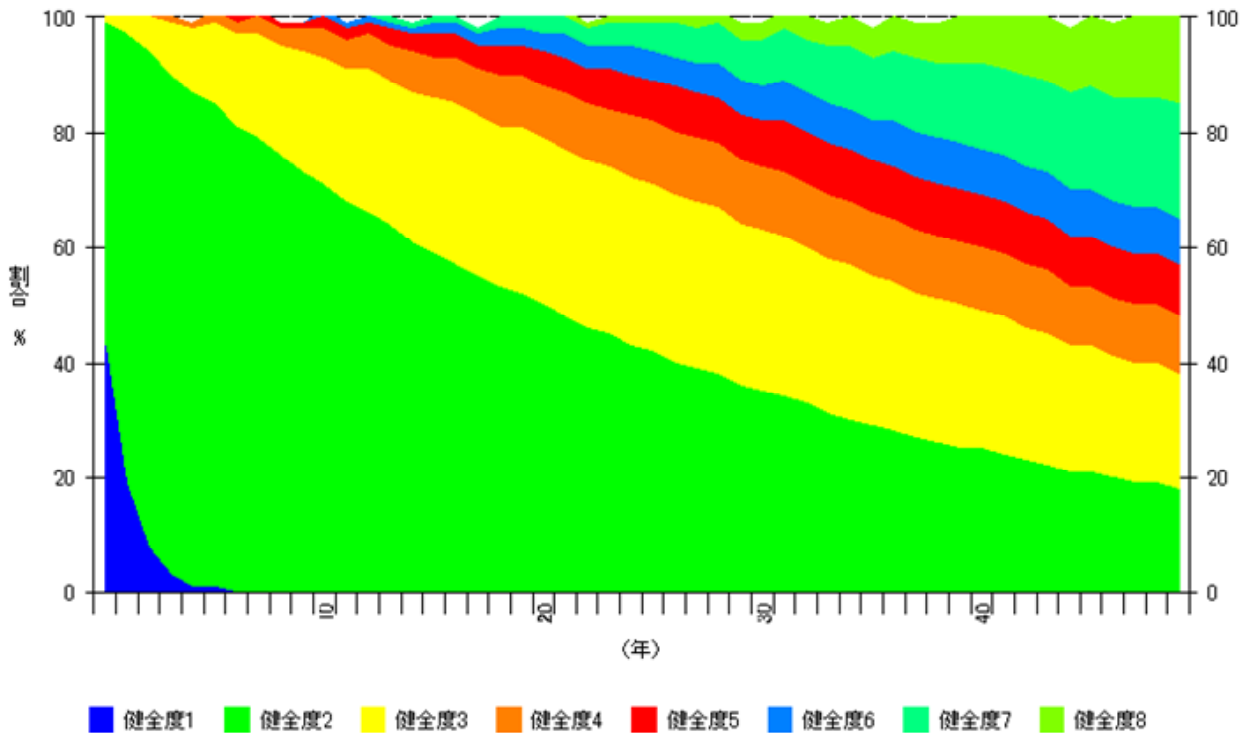


図 5.5.2 状態推移（クラック長さ）

ここで、点検データからの健全度は1から7までの7種類であるが、状態推移確率を算出すると8ランクになる（表 5.5.5 参照）。この理由は、健全度1～7までのハザードモデルを推計するような設定となっているためで、つまり、ランク3から4に落ちることを前提に推計を行っているためである。ハザードモデルの詳細は文献2)を参照されたい。ランク7からランク8に移行する確率が4.62%であり、点検結果が1から7の7種類しかなくてもランク8が発生するため、図 5.5.2 ではランク1～8の8種類になる。

b)クラックの幅

クラック幅は、2 mmをランク幅とし、以下のクラック幅推移図をもとにして8ランクに分けた（表 5.5.6）。

表5.5.6 クラック幅のランク分け

クラック幅(mm)	ランク
0 ～ 1.99999	1
2 ～ 3.99999	2
4 ～ 5.99999	3
6 ～ 7.99999	4
8 ～ 9.99999	5
10 ～ 11.99999	6
12 ～ 13.99999	7
14 ～	8

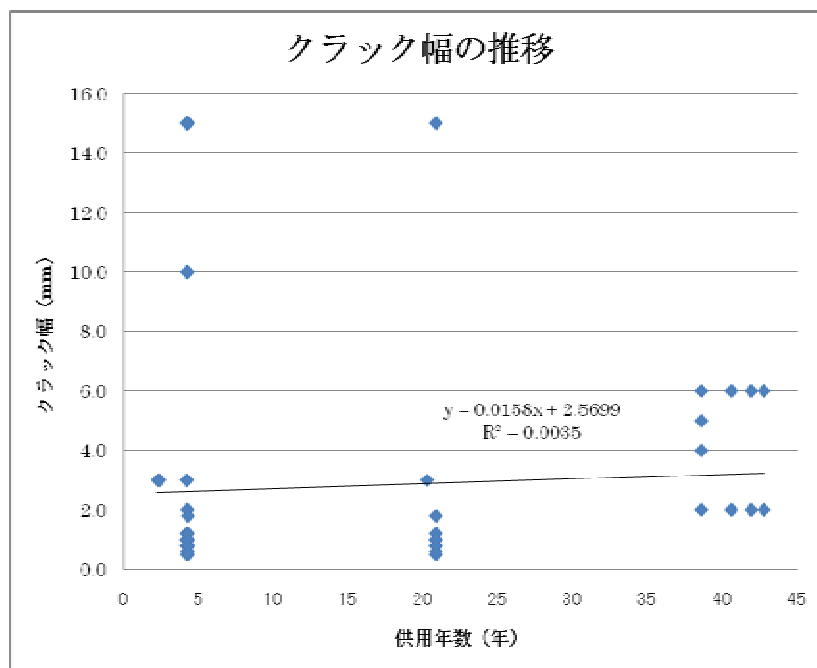


図 5.5.3 クラック幅の推移

入力データの一部を表 5.5.7 に載せる．なお，このデータセットは後述のハザードモデルによる分析と同じデータを使っている．

表5.5.7 入力データセットの一部（クラック幅）

before	after	interval
1	3	38.58
1	3	38.58
1	3	40.58
1	2	4.25
1	2	4.25
1	2	4.25
1	2	4.25
1	2	4.25
1	7	4.25
1	2	4.25
1	3	4.25
1	2	4.25

推計した結果が表 5.5.8 になる．t-検定はクラック長さと同じである．

表5.5.8 推計結果（クラック幅）

健全度	劣化因子	採用・不採用	ベータ	t値
1	定数項	採用	0.677297112	5.804223663
2	定数項	採用	0.050441296	5.175455404
3	定数項	採用	0.040875946	3.302291441
4	定数項	採用	1.49264993	1.528388423
5	定数項	採用	0.321978438	1.551576572
6	定数項	採用	5.398480399	0.920275962
7	定数項	採用	0.596628935	2.040241423
8	定数項	採用	2.976894569	0.85761608

以下，クラック幅におけるマルコフ連鎖モデルによる状態推移確率を表 5.5.9 に，今後 50 年の各ランクの状態推移を図 5.5.4 に示す．

表5.5.9 状態推移確率（クラック幅）

健全度	1	2	3	4	5	6	7	8	9
1	0.508	0.4785	0.0134	0.0001	0.0001	0	0	0	0
2	0	0.9508	0.0482	0.0006	0.0003	0	0	0	0
3	0	0	0.9599	0.0207	0.0172	0.0008	0.0012	0.0001	0.0001
4	0	0	0	0.2248	0.6374	0.0351	0.0852	0.0096	0.0079
5	0	0	0	0	0.7247	0.0457	0.178	0.0245	0.0271
6	0	0	0	0	0	0.0045	0.614	0.128	0.2535
7	0	0	0	0	0	0	0.5507	0.1253	0.3241
8	0	0	0	0	0	0	0	0.051	0.949
9	0	0	0	0	0	0	0	0	1

経年的健全度分布

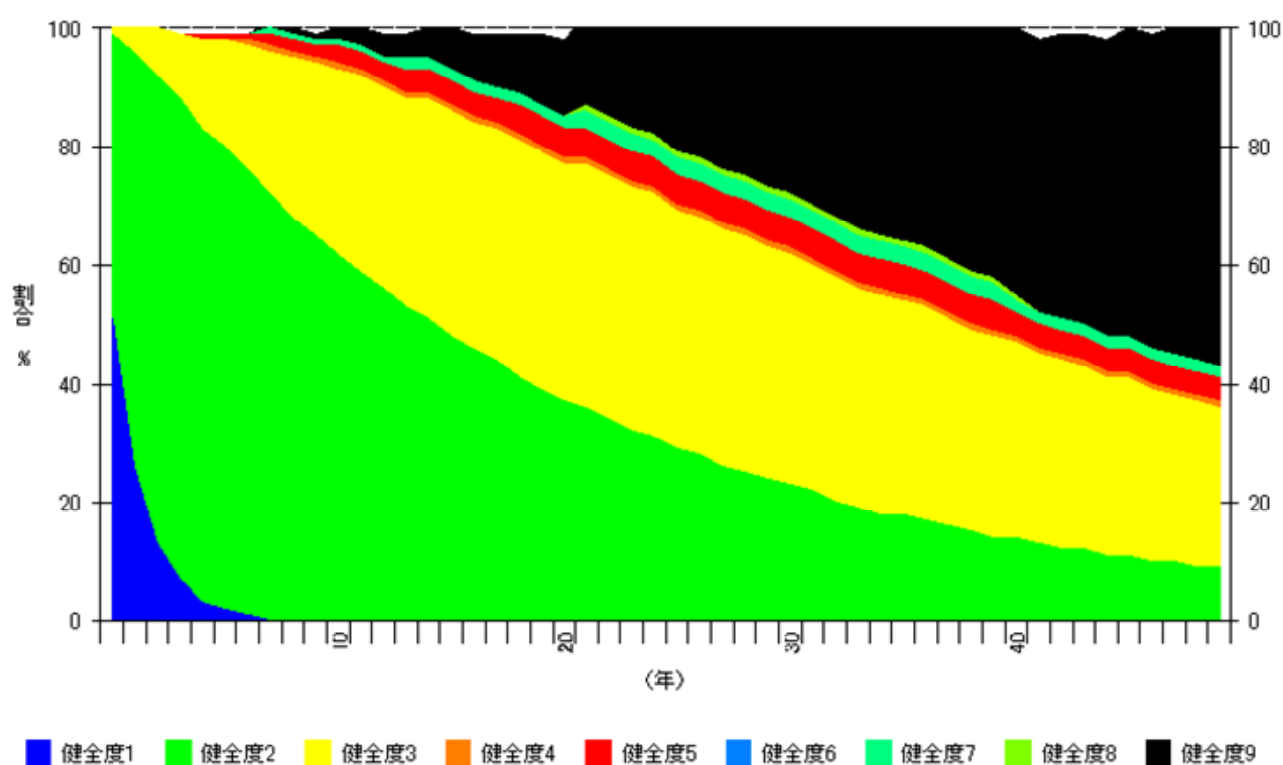


図 5.5.4 状態推移（クラック幅）

c) 開きの幅

開きの幅は、20mmをランク幅とし、以下のクラック幅推移図をもとにして8ランクに分けた（表 5.5.10）。なお、この開きの原因は主に沈下である。

表5.5.10 開きの幅のランク分け

開きの幅(mm)	ランク
0 ～ 19.99999	1
20 ～ 39.99999	2
40 ～ 59.99999	3
60 ～ 79.99999	4
80 ～ 99.99999	5
100 ～ 119.9999	6
120 ～ 139.9999	7
140 ～	8

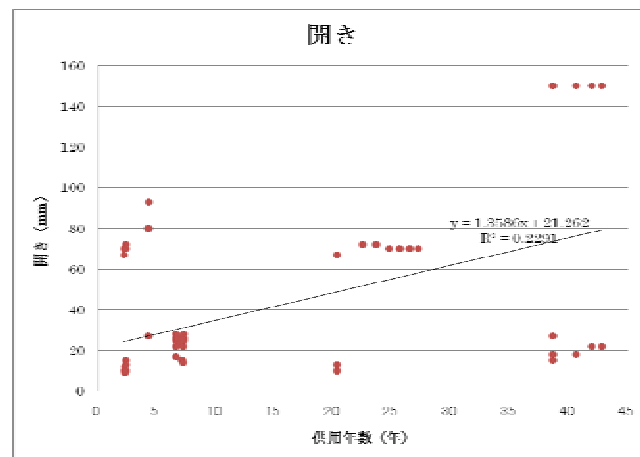


図 5.5.5 開きの推移

入力データの一部を表 5.5.11 に載せる．なお，このデータセットは後述のハザードモデルによる分析と同じデータを使っている．

表5.5.11 入力データセットの一部（開きの幅）

before	after	interval
1	5	22.41667
1	5	23.58333
1	5	24.66667
1	5	25.58333
1	5	26.41667
1	5	27.16667
1	5	20.25
1	3	4.25
1	3	4.166667
1	3	4.166667
1	2	5.239583

推計した結果が表 5.5.12 になる．t-検定はクラック長さと同じである．

表5.5.12 推計結果（開きの幅）

健全度	劣化因子	採用・不採用	ベータ	t値
1	定数項	採用	0.401940686	5.900564259
2	定数項	採用	0.292162361	4.435541376
3	定数項	採用	0.088483959	3.065902595
4	定数項	採用	0.358950635	1.687612428
5	定数項	採用	0.047823327	1.821954908
6	定数項	採用	0.234485102	1.32740838
7	定数項	採用	0.173236382	1.175927131
8	定数項	採用	0.108934936	0.897286753

以下、開きの幅におけるマルコフ連鎖モデルによる状態推移確率を表 5.5.13 に、今後 50 年の各ランクの状態推移を図 5.5.6 に示す。

表5.5.13 状態推移確率（開きの幅）

健全度	1	2	3	4	5	6	7	8	9
1	0.669	0.2842	0.0453	0.0013	0.0001	0	0	0	0
2	0	0.7466	0.2419	0.0101	0.0013	0	0	0	0
3	0	0	0.9153	0.071	0.0135	0.0002	0	0	0
4	0	0	0	0.6984	0.2941	0.0069	0.0005	0	0
5	0	0	0	0	0.9533	0.0416	0.0048	0.0003	0
6	0	0	0	0	0	0.791	0.1913	0.0171	0.0006
7	0	0	0	0	0	0	0.8409	0.1505	0.0086
8	0	0	0	0	0	0	0	0.8968	0.1032
9	0	0	0	0	0	0	0	0	1

経年的健全度分布

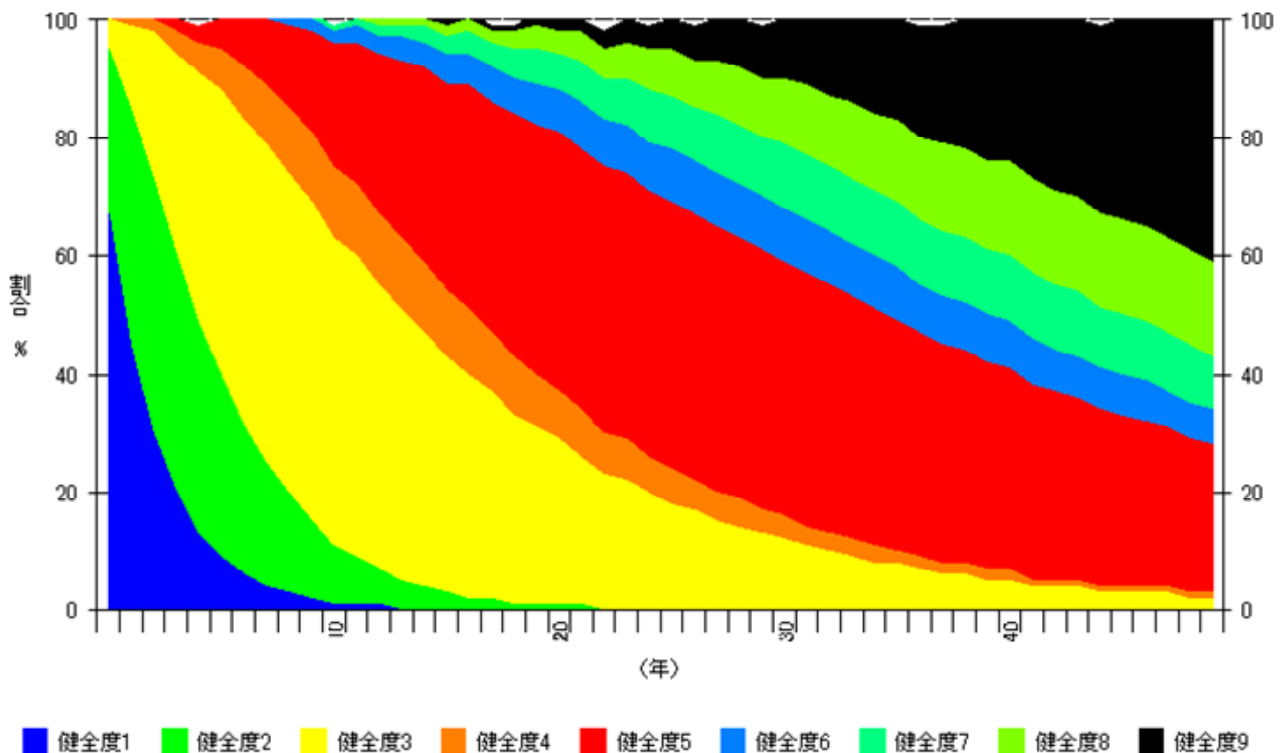


図 5.5.6 状態推移（開きの幅）

(2) ハザードモデルの適用結果

- ・4.1節の検討によるデータ数量と分析可能性をふまえ、本研究では、「クラックの長さ」、「クラックの幅」、「段差の幅」、「開きの幅」の損傷を対象に劣化予測手法を適用することとした。
- ・このなかで、段差の幅は、使用可能データ数が52と少なく、ハザードモデルを適用した結果、数値計算が収束せず安定したパラメータが得られなかったため、適用例の対象外とせざるを得なかった。
- ・以下では、護岸構造物における「クラックの長さ」、「クラックの幅」、「開きの幅」の3つの損傷を対象にハザードモデルを適用することとする。

①経過年数と損傷の基礎統計

ア.「クラックの長さ」

表 5.5.14 クラック長さと点検時の経過年数の基礎統計

	平均	標準偏差	最小値	最大値	中央値
経過年数	6.5	7.5	2.1	24.7	4.1
劣化数値	5.3	7.0	0.5	33.3	2.8

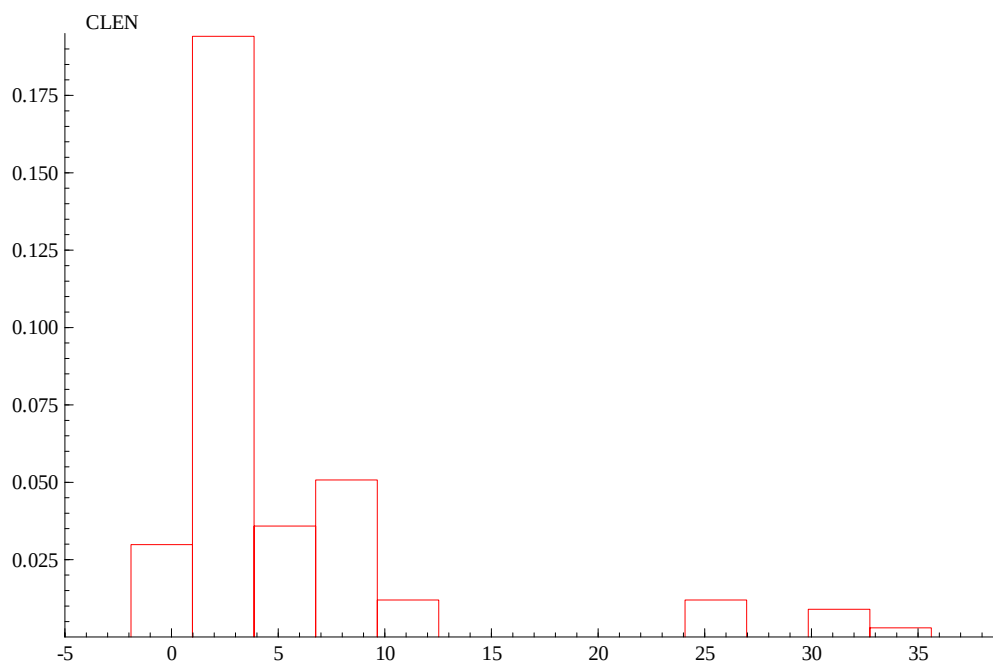


図 5.5.7 クラック長さのヒストグラム

イ.「クラックの幅」

表 5.5.15 クラックの幅と点検時の経過年数の基礎統計

	平均	標準偏差	最小値	最大値	中央値
経過年数	7.8	7.9	2.2	24.7	4.1
劣化数値	2.7	3.8	0.5	15.0	1.0

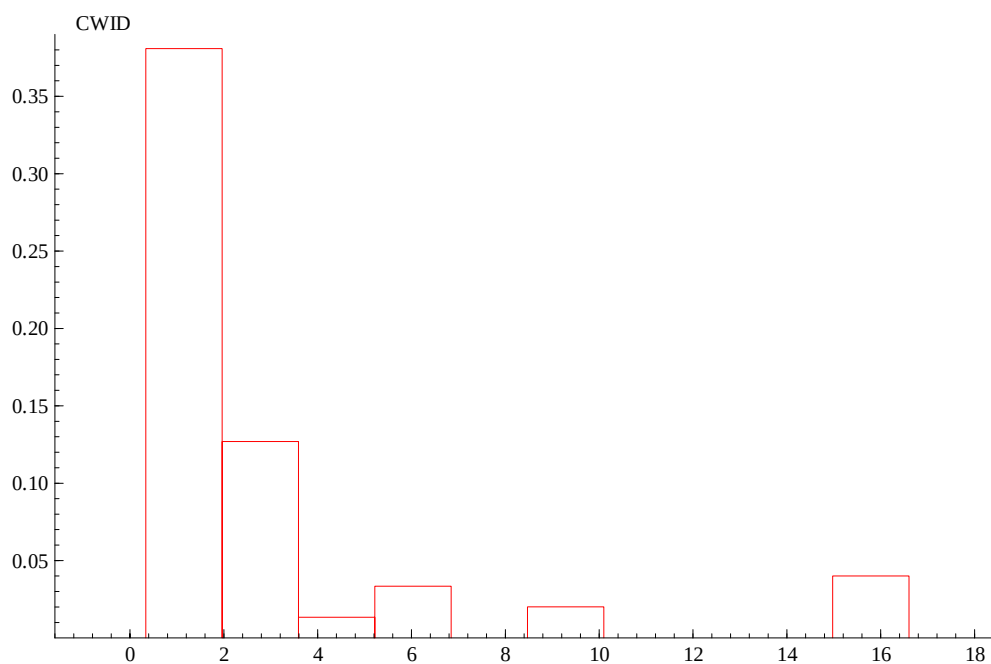


図 5.5.8 クラックの幅のヒストグラム

ウ.「開きの幅」

表 5.5.16 開きの幅と点検時の経過年数の基礎統計

	平均	標準偏差	最小値	最大値	中央値
経過年数	7.7	7.3	2.1	24.7	6.5
劣化数値	38.4	37.8	9.0	15.0	24.5

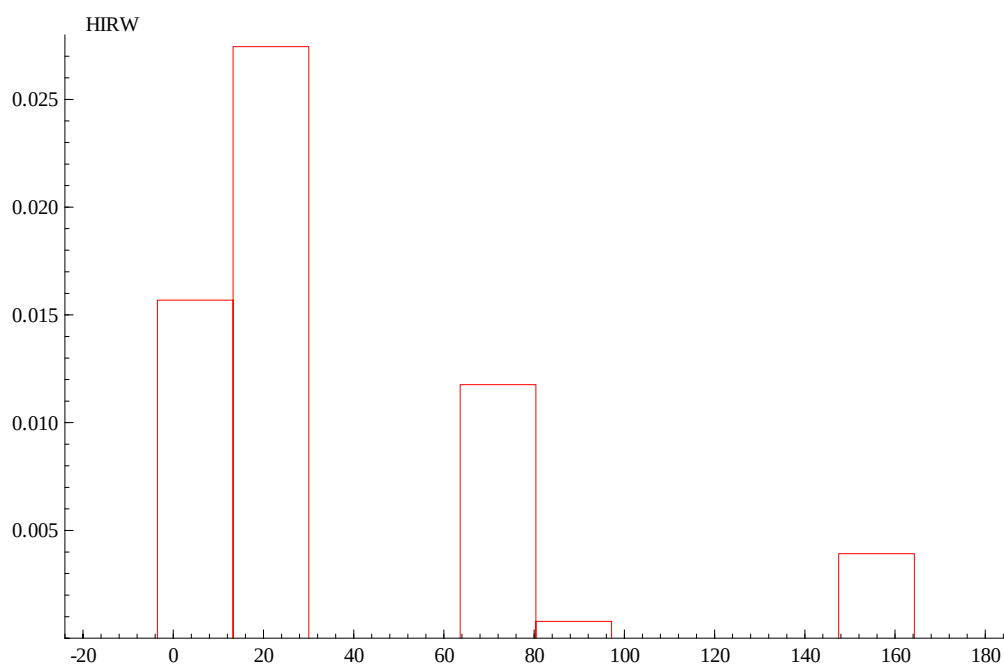


図 5.5.9 開きの幅のヒストグラム

②段階的な劣化進行の閾値設定

劣化の数値データの基礎統計とヒストグラムをふまえ、ある劣化数値に到達する寿命関数を段階的に検討するための閾値を次の表のように設定した。

表 5.5.17 クラック長さの寿命関数を段階的に推定する閾値設定

損傷	単位	劣化水準の閾値設定	備考
クラック長さ	m	1, 2, 3, 4, 5, 6	7 以上は発生数が少ない。

表 5.5.18 クラック幅の寿命関数を段階的に推定する閾値設定

損傷	単位	劣化水準の閾値設定	備考
クラック幅	mm	0.5, 1.0, 1.5, 2.0, 2.5	3.0 以上は発生数が少ない。

表 5.5.19 開き幅の寿命関数を段階的に推定する閾値設定

損傷	単位	劣化水準の閾値設定	備考
開き幅	mm	15, 20, 25, 30, 70, 75	10, 35~65, 80 以上は発生数が少ない。

上記のような各劣化水準を寿命到達とする寿命関数を推定し、それを用いて寿命分位値プロットを作成し、各劣化水準に到達する年数を見通すために使用する。

③対象損傷に適合するハザードモデルの分布比較

表 5.5.20 クラック長さのハザードモデル誤差項分布の適用比較

ワイブル分布 (ハザード通増型)		対数ロジスティック分布 (ハザード飽和型)	
情報量基準 (B I C)	収束に要した反復回数	情報量基準 (B I C)	収束に要した反復回数
96.3	30	89.0 (◎相対的に良好)	76
定数パラメータの p 値	形状パラメータの p 値	定数パラメータの p 値	形状パラメータの p 値
.000***	.000***	.000***	.000***

補足) 情報量基準は小さい値ほど、対象分布からの外れ誤差が少なく精度良好である。p 値はゼロに近いほど、パラメータの有意性が認められる。「 $p < .01$: 1 % 有意」, 「 $p < .05$: 5 % 有意」, 「 $p < .10$: 10 % 有意」である (以下、同様)。

表 5.5.21 クラック幅のハザードモデル誤差項分布の適用比較

ワイブル分布 (ハザード通増型)		対数ロジスティック分布 (ハザード飽和型)	
情報量基準 (B I C)	収束に要した反復回数	情報量基準 (B I C)	収束に要した反復回数
64.1 (◎相対的に良好)	103	67.6	38
定数パラメータの p 値	形状パラメータの p 値	定数パラメータの p 値	形状パラメータの p 値
.000***	.028**	.000***	.007***

表 5.5.22 開き幅のハザードモデル誤差項分布の適用比較

ワイブル分布 (ハザード通増型)		対数ロジスティック分布 (ハザード飽和型)	
情報量基準 (B I C)	収束に要した反復回数	情報量基準 (B I C)	収束に要した反復回数
70.0	9	66.6 (◎相対的に良好)	14
定数パラメータの p 値	形状パラメータの p 値	定数パラメータの p 値	形状パラメータの p 値
.000***	.000***	.000***	.000***

④適合したモデルのハザード形状

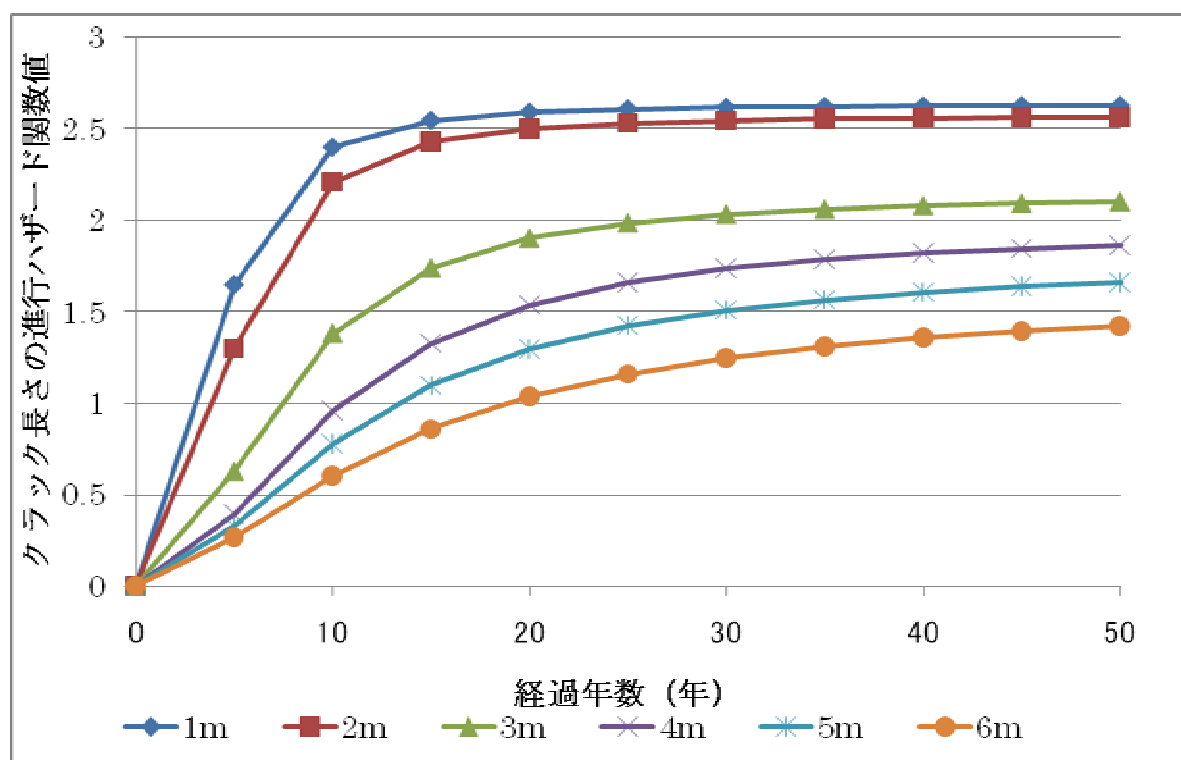


図 5.5.10 クラックの長さのハザード関数の形状（対数ロジスティック分布）

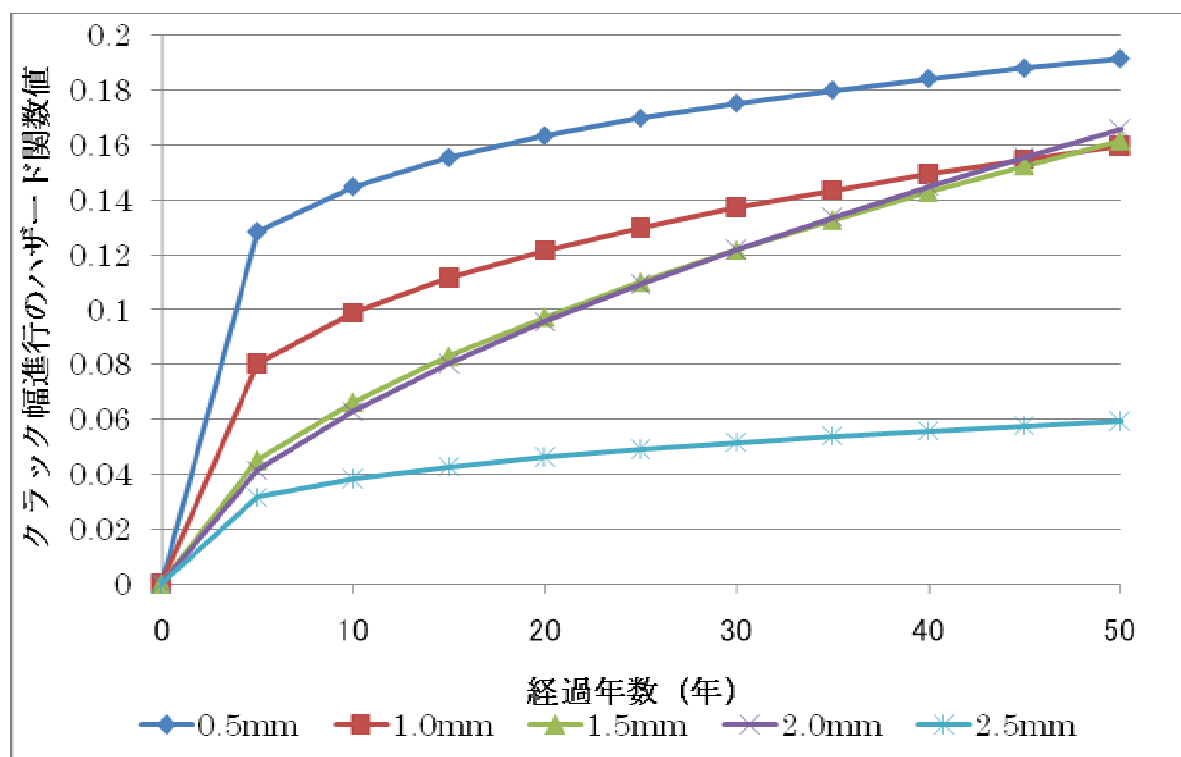


図 5.5.11 クラックの幅のハザード関数の形状（ワイブル分布）

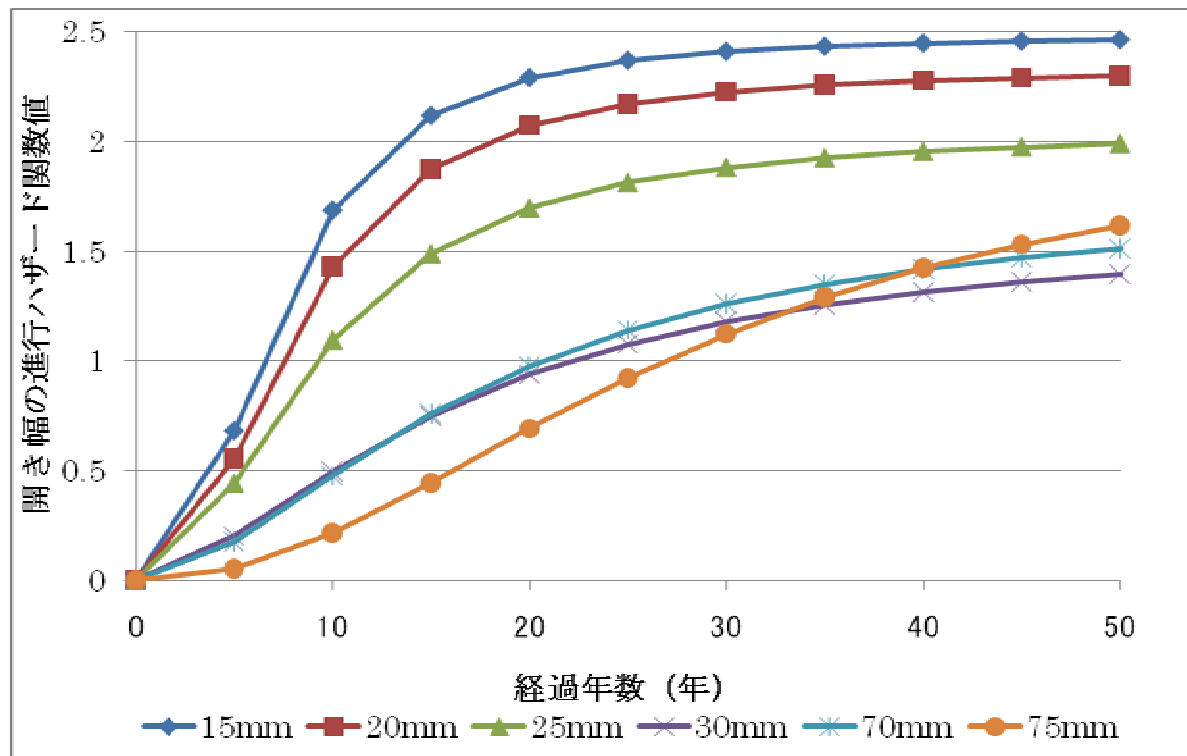


図 5.5.12 開きの幅のハザード関数の形状（対数ロジスティック分布）

⑤定数・ハザード形状パラメータの推定結果

表 5.5.23 クラックの長さの推定結果

閾値 (単位：m)	収束に要する 反復回数	定数パラメー タ推定値 μ	定数パラメー タの p 値	形状パラメー タ推定値 σ	形状パラメー タの p 値
1m	29	1.41258	.000***	.380204	.000***
2m	33	1.60025	.000***	.388865	.000***
3m	76	2.01978	.000***	.467532	.000***
4m	65	2.31656	.000***	.513383	.000***
5m	43	2.44427	.000***	.560424	.000***
6m	29	2.61777	.000***	.624703	.000***

補足) p 値はゼロに近いほど、パラメータの有意性が認められる。「 $p < .01$: 1 % 有意」, 「 $p < .05$: 5 % 有意」, 「 $p < .10$: 10 % 有意」である (以下, 同様).

表 5.5.24 クラックの幅の推定結果

閾値 (単位：mm)	収束に要する 反復回数	定数パラメー タ推定値 μ	定数パラメー タの p 値	形状パラメー タ推定値 σ	形状パラメー タの p 値
0.5mm	275	2.12375	.000***	.852137	.066*
1.0mm	60	2.51324	.000***	.770252	.003***
1.5mm	103	2.85170	.000***	.643518	.028**
2.0mm	161	2.88563	.000***	.624266	.034**
2.5mm	10	3.25014	.000***	.784902	.000***

表 5.5.25 開きの幅の推定結果

閾値 (単位：mm)	収束に要する 反復回数	定数パラメー タ推定値 μ	定数パラメー タの p 値	形状パラメー タ推定値 σ	形状パラメー タの p 値
15mm	7	2.00078	.000***	.402879	.000***
20mm	13	2.10698	.000***	.428371	.000***
25mm	14	2.23758	.000***	.486825	.000***
30mm	16	2.80583	.000***	.614835	.000***
70mm	12	2.86328	.000***	.570485	.000***
75mm	12	3.33324	.000***	.476355	.000***

⑥推定した寿命関数による寿命分位値

段階的な閾値に到達する年数を予測するため、推定した寿命関数を用いて、第1四分位値（75%分位値）、中央値（50%分位値）、第3四分位値（25%分位値）を求める。

ここで、第1四分位値とは、対象全体100の場合に劣化が早い方から25番目（遅い方から75番目）に閾値に到達する経過年数を表す（早期劣化の経過年数）。

中央値とは、対象全体100のうち50番目に閾値到達する経過年数を表す（平均寿命の経過年数）。

第3四分位値とは、対象全体100の場合に劣化が早い方から75番目（遅い方から25番目）に閾値に到達する経過年数を表す（延命化の経過年数）。

表 5.5.26 クラックの長さの寿命分位値

段階的な到達水準 (単位：m)	第1四分位値 (75%分位値)	中央値 (50%分位値)	第3四分位値 (25%分位値)
1m	2.7 年	4.1 年	6.2 年
2m	3.2 年	4.9 年	7.5 年
3m	4.5 年	7.5 年	12.5 年
4m	5.7 年	10.1 年	17.8 年
5m	6.2 年	11.5 年	21.3 年
6m	6.8 年	13.7 年	27.2 年

表 5.5.27 クラックの幅の寿命分位値

段階的な到達水準 (単位：mm)	第1四分位値 (75%分位値)	中央値 (50%分位値)	第3四分位値 (25%分位値)
0.5mm	2.8 年	6.1 年	11.0 年
1.0mm	4.7 年	9.3 年	15.8 年
1.5mm	7.7 年	13.6 年	21.3 年
2.0mm	8.2 年	14.2 年	21.9 年
2.5mm	9.7 年	19.3 年	33.3 年

表 5.5.28 開きの幅の寿命分位値

段階的な到達水準 (単位：mm)	第1四分位値 (75%分位値)	中央値 (50%分位値)	第3四分位値 (25%分位値)
15mm	4.7 年	7.3 年	11.5 年
20mm	5.1 年	8.2 年	13.1 年
25mm	5.4 年	9.3 年	15.9 年
30mm	8.4 年	16.5 年	32.5 年
70mm	9.3 年	17.5 年	32.7 年
75mm	16.6 年	28.0 年	47.3 年

⑦中央値・25%寿命分位値のプロット

以下では、平均寿命の経過年数、延命化の経過年数に相当する寿命分位値を用いて、各劣化水準に到達する経過年数の分位値プロットを作成する。

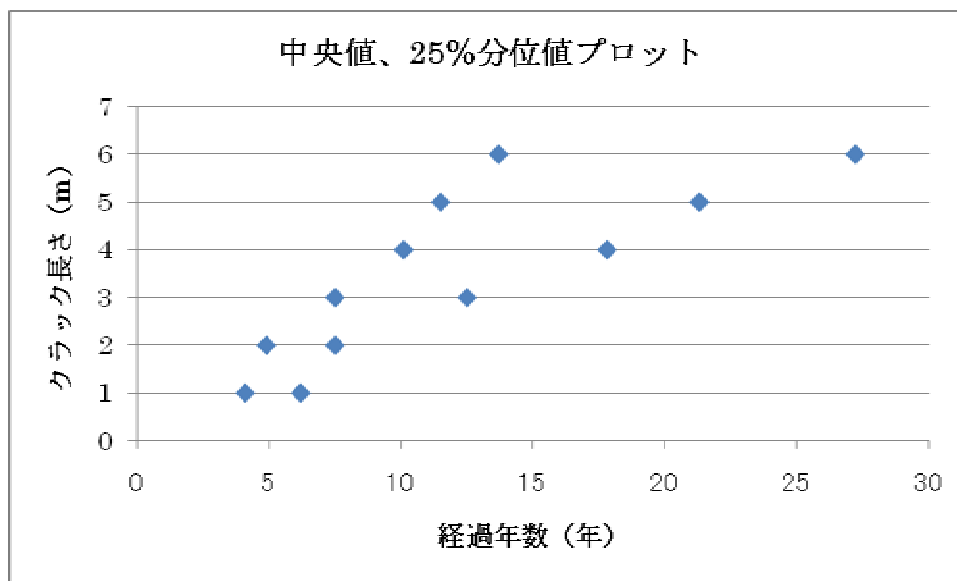


図 5.5.13 クラックの長さの寿命分位値のプロット

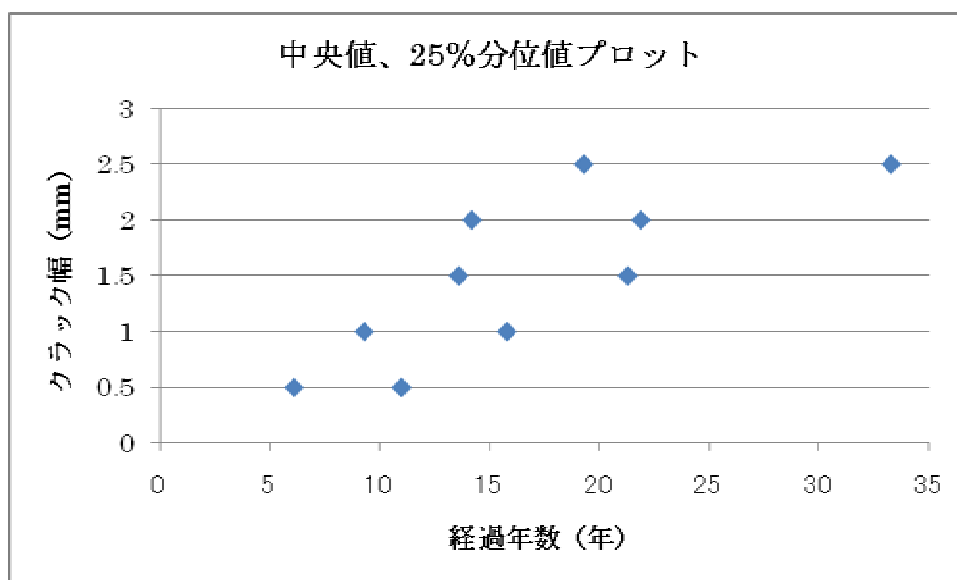


図 5.5.14 クラックの幅の寿命分位値のプロット

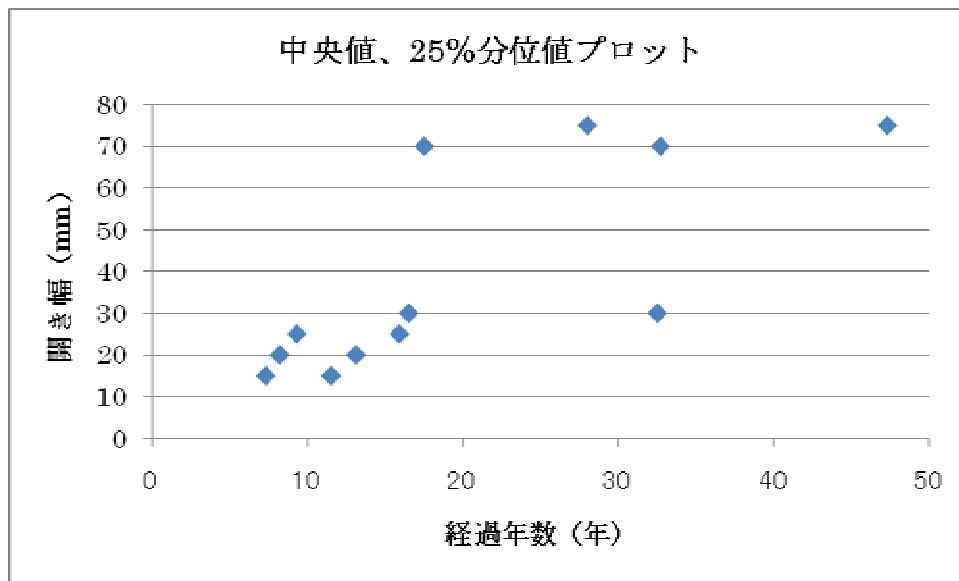


図 5.5.15 開きの幅の寿命分位値のプロット

⑧寿命分位値プロットを近似する劣化曲線

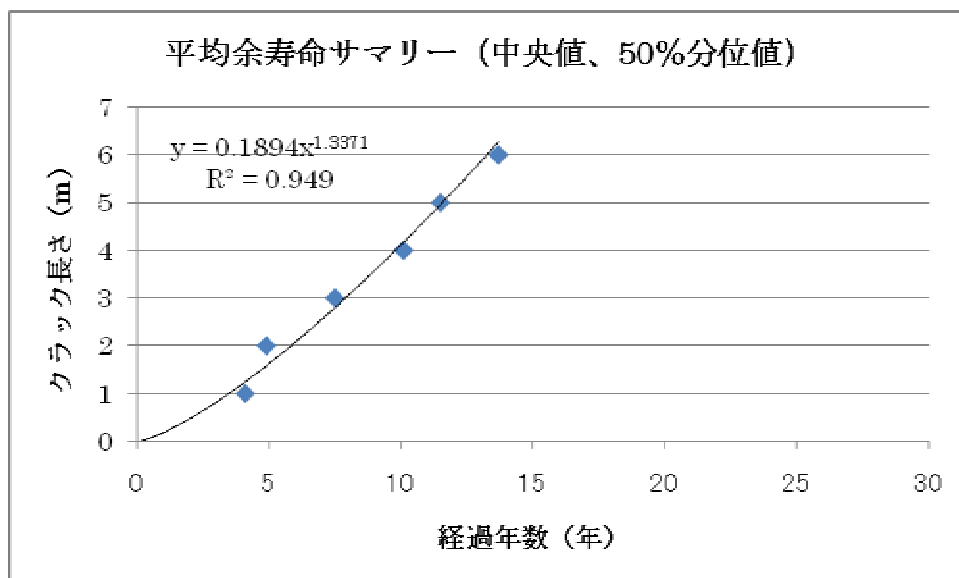


図 5.5.16 クラックの長さの劣化曲線 (平均寿命, 中央値)

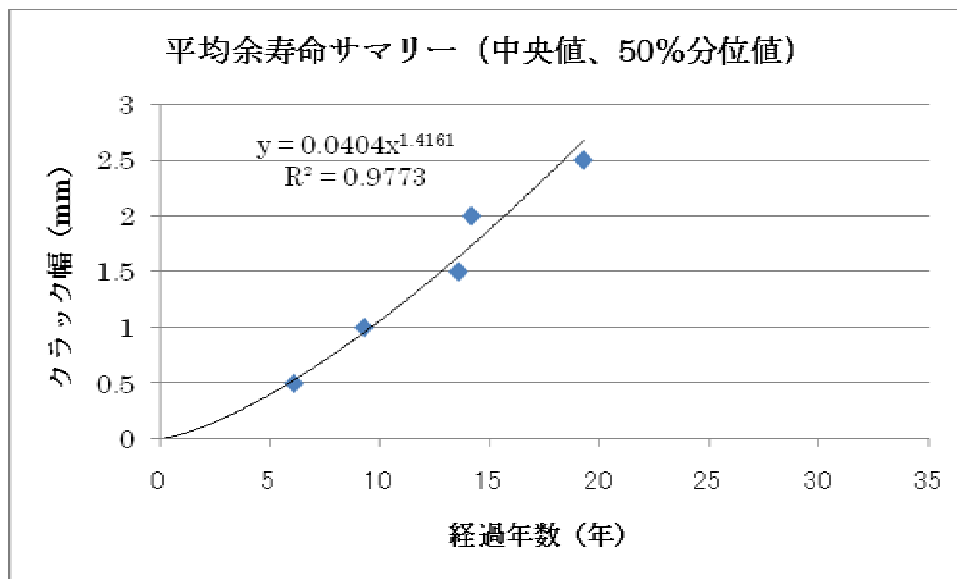


図 5.5.17 クラックの幅の劣化曲線（平均寿命，中央値）

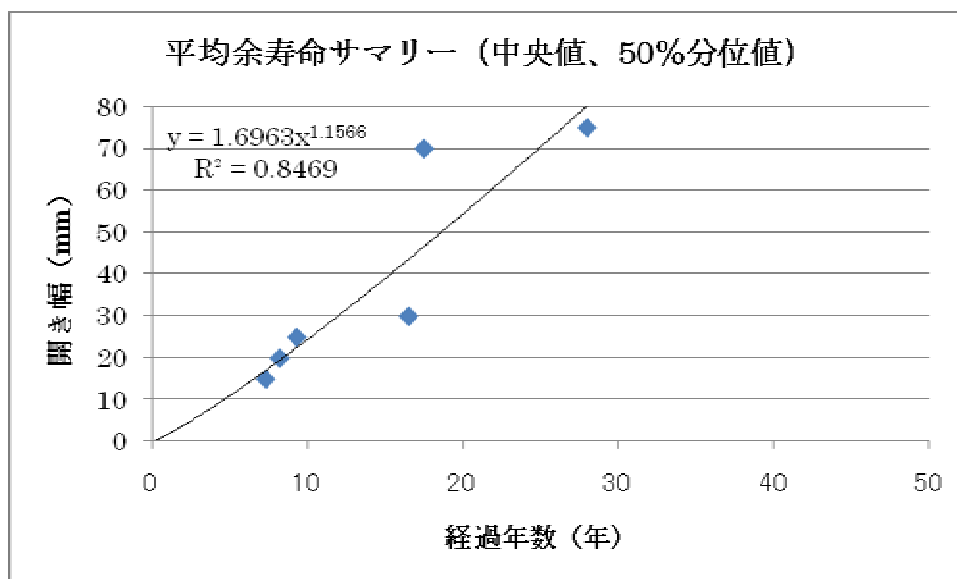


図 5.5.18 開きの幅の劣化曲線（平均寿命，中央値）

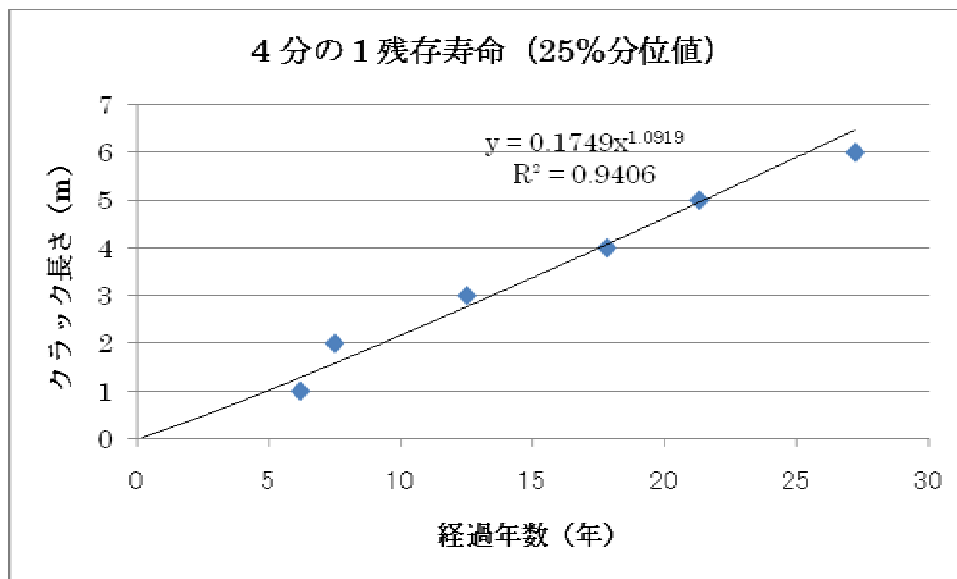


図 5.5.19 クラックの長さの劣化曲線 (延命化, 25%分位値)

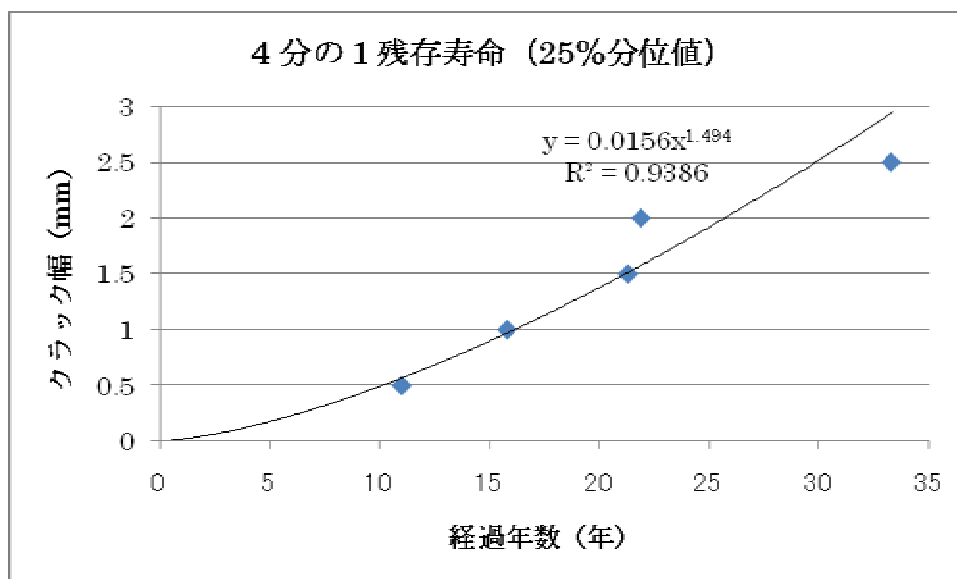


図 5.5.20 クラックの幅の劣化曲線 (延命化, 25%分位値)

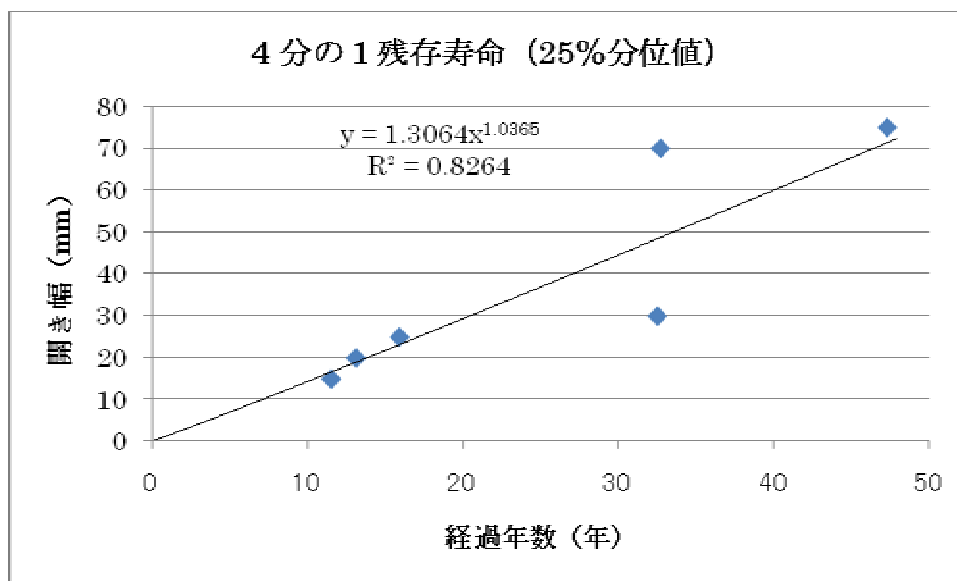


図 5.5.21 開きの幅の劣化曲線（延命化，25%分位値）

5.5.2 鋼部材

取水設備に属するプレートは、水に直接触れる鋼部材であり、劣化損傷は進行性の腐食である。ここでは、このプレート鋼材を対象に、板厚測定結果をもとにして、腐食に関する劣化予測モデルを複数検討する。

板厚を測定している鋼プレートにおいて、その板厚は10mm 前後のことが多い。板厚が異なると、腐食による減少量そのものが異なる。相互比較するために、初期板厚から点検時点までの減少率に着目する。

板厚の測定結果より、板厚が厚い場合と板厚が薄い場合で、板厚が減少する速度が異なっている。図 5.5.22 に、鋼プレートの板厚において、供用年数が長くなるにつれて、板厚の減少率がどの程度進行するか腐食速度を図示する。

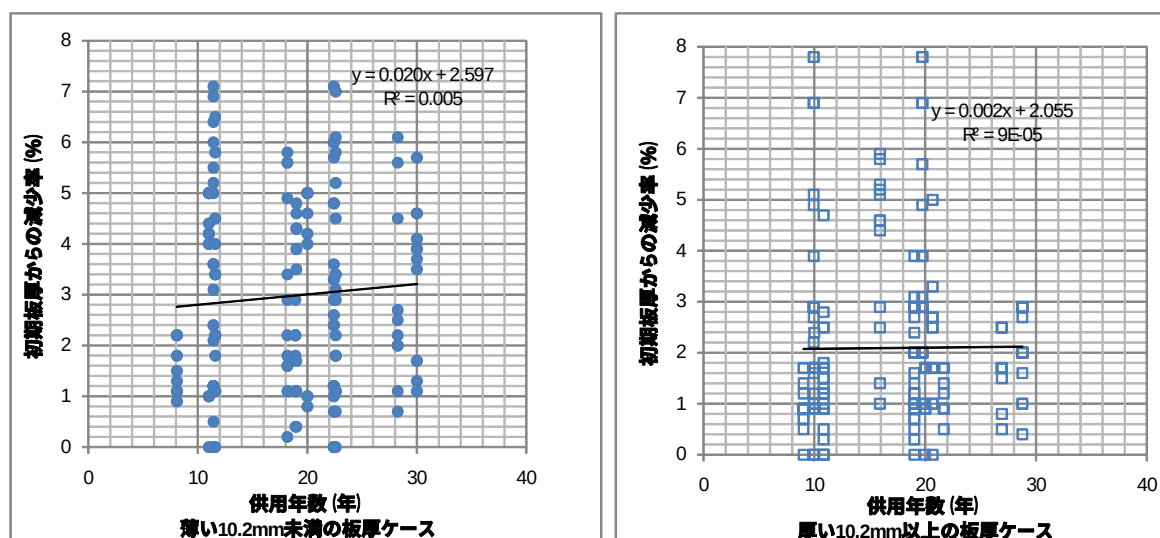


図 5.5.22 板厚の減少率と供用年数（鋼プレート）

本研究では、対象とする鋼プレート群における板厚サンプルの中央値 10.2mm を用いて、それより大きいならば「板厚が厚いグループ」、10.2mm 未満の場合に「板厚が薄いグループ」に分類する。なお、10.2mm は絶対的な閾値ではなく、今後、大幅に板厚の新規設計や変更が行われる場合は中央値も再検討が課題となる。

表 5.5.29 鋼プレートの板厚に関する基礎統計
(最大, 最小, 中央値, 平均, 標準偏差)

平均	標準偏差	最小値	最大値	中央値
10.17	1.26	8.4	12.0	10.2

一方、対象とするデータにおいては、供用年数が 10 年後、20 年後、30 年後を中心に腐食に関する点検結果が得られる場合が多い。図 5.5.23 に、建設年次から点検年次までの供用年数のバラツキを示す。

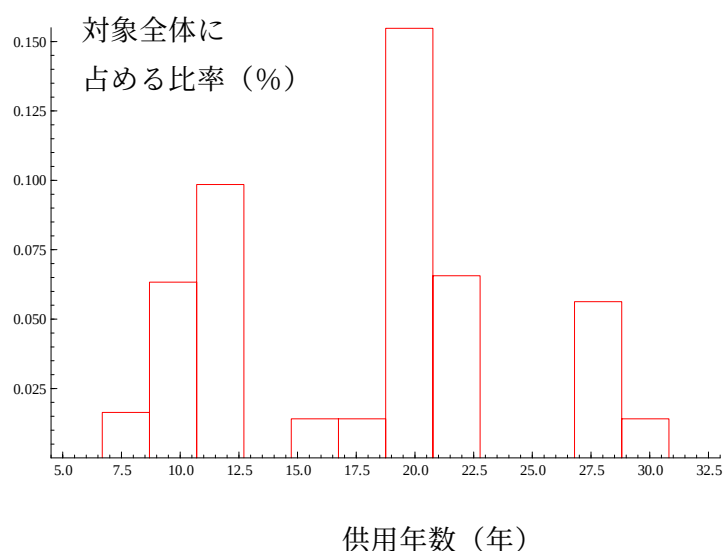


図 5.5.23 鋼プレートの供用年数の分布

今回の対象データでは、30 年超過した鋼プレート部材は現れていない。また、10 年未満のものは相対的に少ない。そこで、本業務では、板厚のライフサイクルにおいて、腐食により劣化損傷が進行する世代のステージとして、1) 10 年未満, 2) 10 年以上 20 年未満, 3) 20 年以上という 3 つの世代のステージに分類する。

以上のような鋼プレートの対象データを考察した結果から、劣化予測の基本モデルにおいては、各部材ごとに板厚－世代の組合せによって分類し、それぞれの劣化予測を行い、余寿命や腐食のハザードなどをグループ間で比較考察する。

表 5.5.30 板厚－世代の組み合わせ

	板厚 厚 (1)・薄 (0)	ステージ 2 の世代 10 年以上 20 年未満 (1) それ以外 (0)	ステージ 3 の世代 20 年以上 (1) それ以外 (0)	備考
1	厚い板厚 $\geq 10.2\text{mm}$	それ以外	それ以外	10 年未満 自然劣化
2	厚い板厚 $\geq 10.2\text{mm}$	10 年以上 20 年未満	それ以外	1 回程度の 塗装あり
3	厚い板厚 $\geq 10.2\text{mm}$	それ以外	20 年以上	2 回程度の 塗装あり
4	薄い板厚 $< 10.2\text{mm}$	それ以外	それ以外	10 年未満 自然劣化
5	薄い板厚 $< 10.2\text{mm}$	10 年以上 20 年未満	それ以外	1 回程度の 塗装あり
6	薄い板厚 $< 10.2\text{mm}$	それ以外	20 年以上	2 回程度の 塗装あり

注) 一般的に、塗装塗り替えを実施すると、塗り替え直後には劣化速度は緩やかになることが考えられる。しかし、どの程度の期間で緩やかになるか、あるいは劣化速度の勾配がどう変化するかなどは不明な点が多く、まだ確立された方法もない。塗装の状態と板厚の減少率との関係はまだよく把握できていないのが現状である。また、塗装の塗り替え後に板厚の減少率が緩やかになるといった報告も、これまでにないことから、本業務では塗装の塗り替え回数や塗装塗り替え後の劣化速度の調整などは考慮しないこととした。これまでの工事・点検記録などから、塗装の塗り替え時期や回数は把握できるが、この結果を劣化予測分析用データの作成には反映していない。

(1) マルコフモデルの適用結果

これまでの検討結果をふまえて、マルコフ状態推移モデルを設定する。

(a) 条件

- ・鋼プレートの板厚は 8～12mm である。
- ・元板厚からの最大減少量は 0.7mm となっている。
- ・設計上 1mm の余裕を見込んであり、概ね 2mm 以上板厚が減少すると取り換えなどの処置を講じることになる可能性が高い（許容応力度の照査を行った上）。
- ・橋梁などの健全度判定で用いている 5 段階の判定ランクは鋼プレートの劣化予測には使えない（ランク分けとしては大きすぎるため）。
- ・マルコフ状態推移は離散的な状態の推移を扱うものである。
- ・寿命データ分析と同じ条件で分析を行うため、板厚減少率（％）をランク分けする。板厚の減少量をランク分けしてから状態推移を算出しても、再度、寿命データ分析との比較のために減少量→減少率への変換を行わなければならない、2 度手間となるのを避けるため、最初から、板厚減少率をデータとして採用する。

(b) 劣化予測モデル

- ・板厚減少率を表 5.5.31 のように 10 ランクにランク分けする。
- ・状態推移確率算出用のデータセットは、1 期前のランク、今期のランク、経過年数のセットで表

現される。このデータセットを前述の表4のグループごとに状態推移確率を算出する。

表5.5.31 ランク分け（状態推移確率算出用）

健全度ランク	板厚減少率(%)
1	0.0000 ～ 0.9999
2	1.0000 ～ 1.9999
3	2.0000 ～ 2.9999
4	3.0000 ～ 3.9999
5	4.0000 ～ 4.9999
6	5.0000 ～ 5.9999
7	6.0000 ～ 6.9999
8	7.0000 ～ 7.9999
9	8.0000 ～ 8.9999
10	9.0000 ～ 9.9999

(c)適用結果

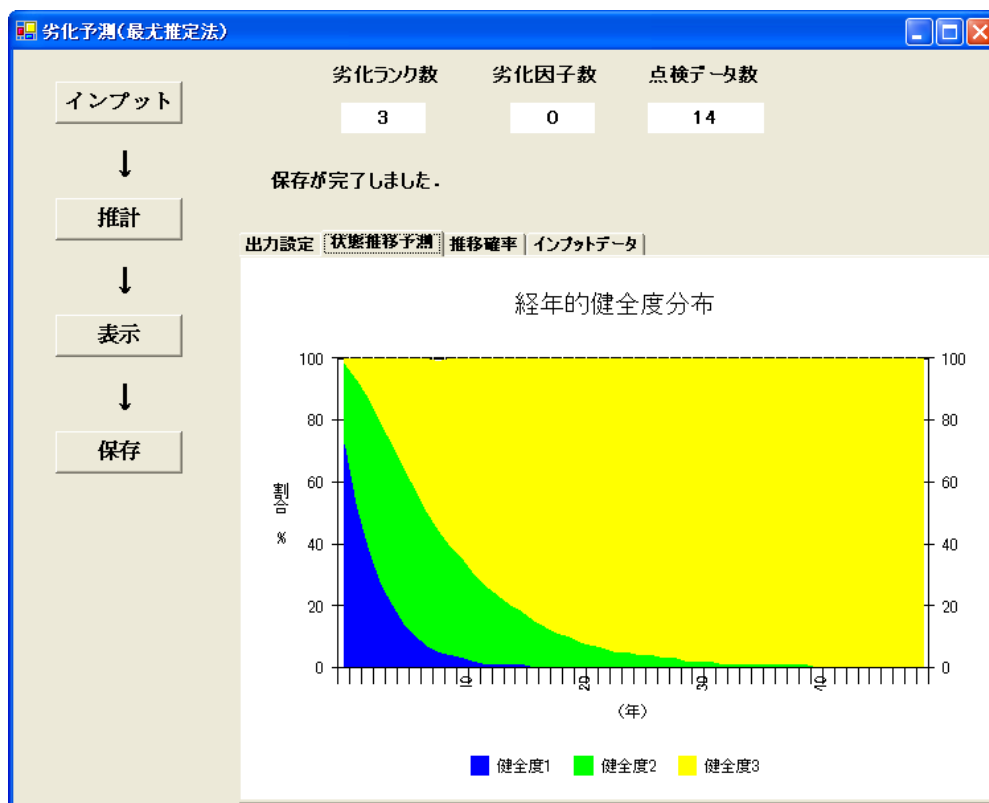
- ・使用ソフト：「新都市社会技術融合創造研究会：インフラ資産評価・管理の最適化に関する研究プロジェクト」で開発された推移確率推計ソフトを用いる。
- ・入力データは1：最も状態が良い（good）とし、数字が高くなるにしたがって、状態が悪くなるように置き換える（ソフトの関係）。
- ・建設時点の状態は全て1（good）と仮定した。

①板厚<10.2mm かつ 10年未満（rank.1）

健全度	劣化因子	採用・不採用	ベータ	t値
1	定数項	採用	0.326616006	2.73868024
2	定数項	採用	0.145112136	2.342743762

劣化ランク数	劣化因子数	点検データ数
3	0	14

対数尤度	情報基準量AIC
-13	27



<推移確率>

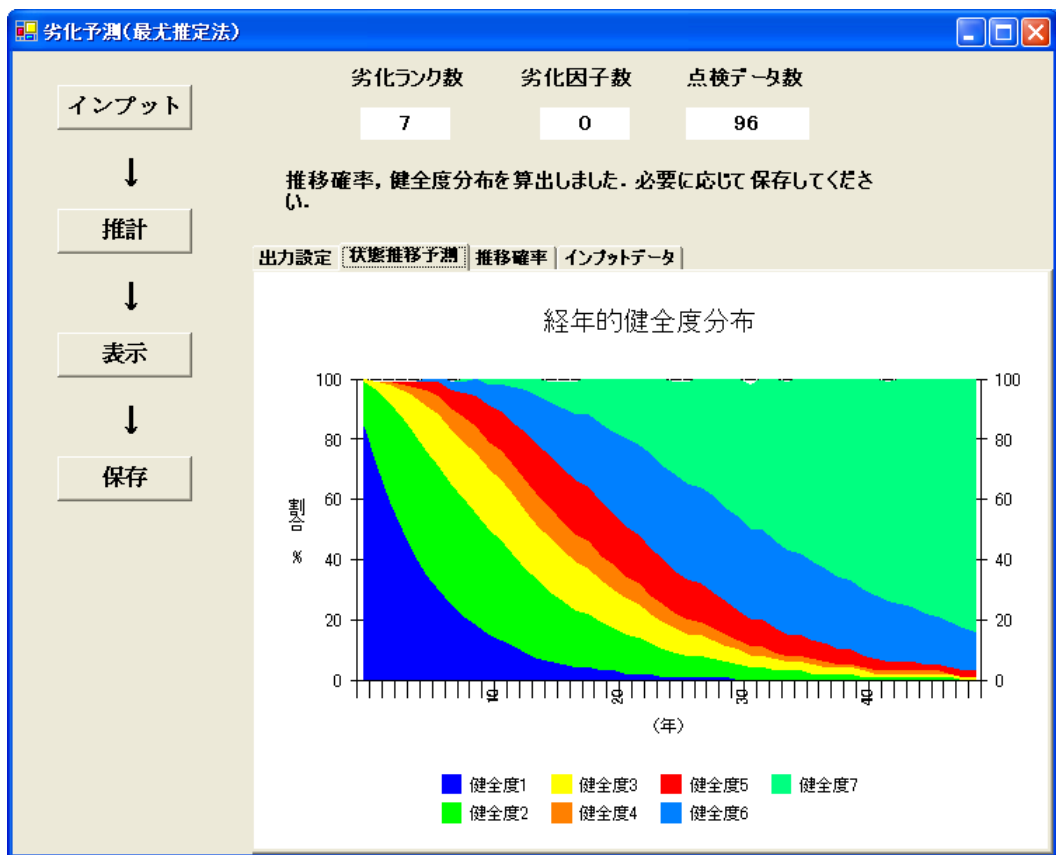
健全度	1	2	3
1	0.7214	0.2583	0.0203
2	0	0.8649	0.1351
3	0	0	1

②板厚<10.2mm かつ 10年以上20年未満 (rank.2)

健全度	劣化因子	採用・不採用	ベータ	t値
1	定数項	採用	0.173135	7.07718
2	定数項	採用	0.13712	6.05189
3	定数項	採用	0.233338	4.38294
4	定数項	採用	0.446177	3.25852
5	定数項	採用	0.2223	3.21705
6	定数項	採用	0.08977	1.8404558

劣化ランク数	劣化因子数	点検データ数
7	0	96

対数尤度	情報基準量AIC
-191	386



<推移確率>

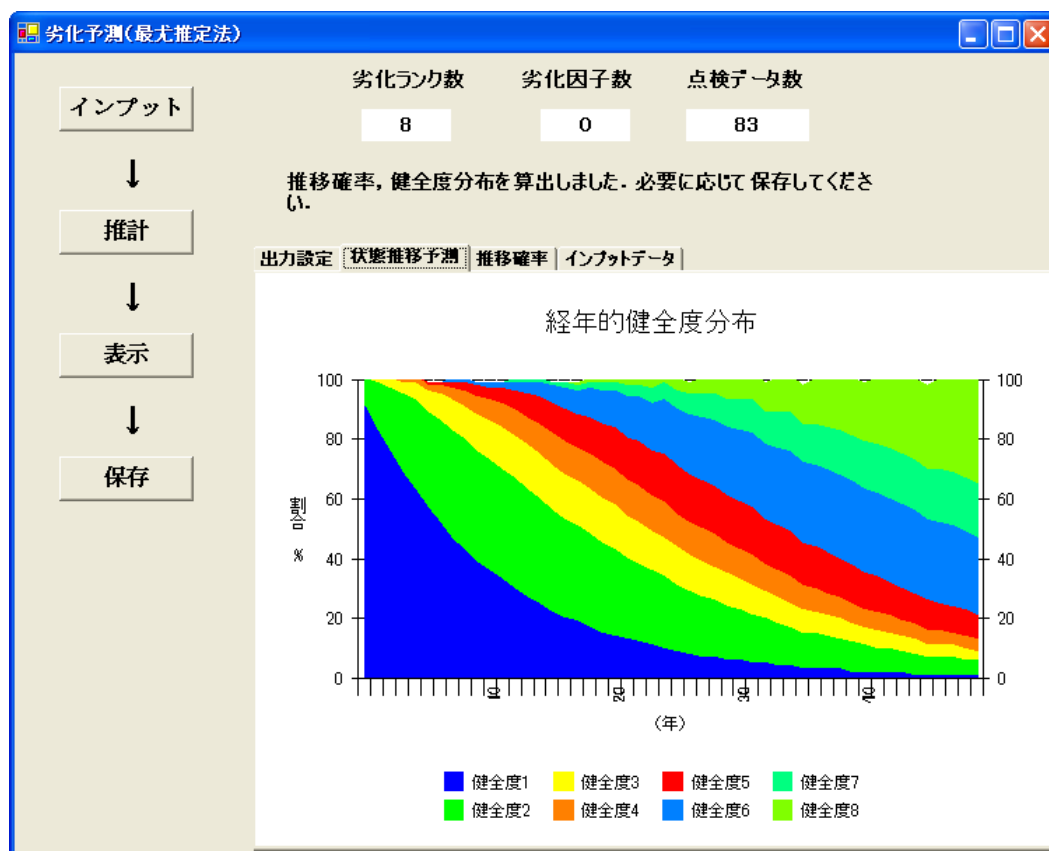
健全度	1	2	3	4	5	6	7
1	0.841	0.1483	0.0099	0.0007	0.0001	0	0
2	0	0.8719	0.114	0.0122	0.0018	0.0001	0
3	0	0	0.7919	0.1664	0.0386	0.003	0.0001
4	0	0	0	0.6401	0.3201	0.0386	0.0012
5	0	0	0	0	0.8007	0.1903	0.009
6	0	0	0	0	0	0.9141	0.0859
7	0	0	0	0	0	0	1

③板厚<10.2mm かつ 20年以上 (rank.3)

健全度	劣化因子	採用・不採用	ベータ	t値
1	定数項	採用	0.0933346	6.9311
2	定数項	採用	0.089844	5.55457
3	定数項	採用	0.197783	3.69462
4	定数項	採用	0.235536	3.25124
5	定数項	採用	0.159463	3.197077
6	定数項	採用	0.069548	2.18474
7	定数項	採用	0.0962338	1.224645

劣化ランク数	劣化因子数	点検データ数
8	0	83

対数尤度	情報基準量AIC
-165	336

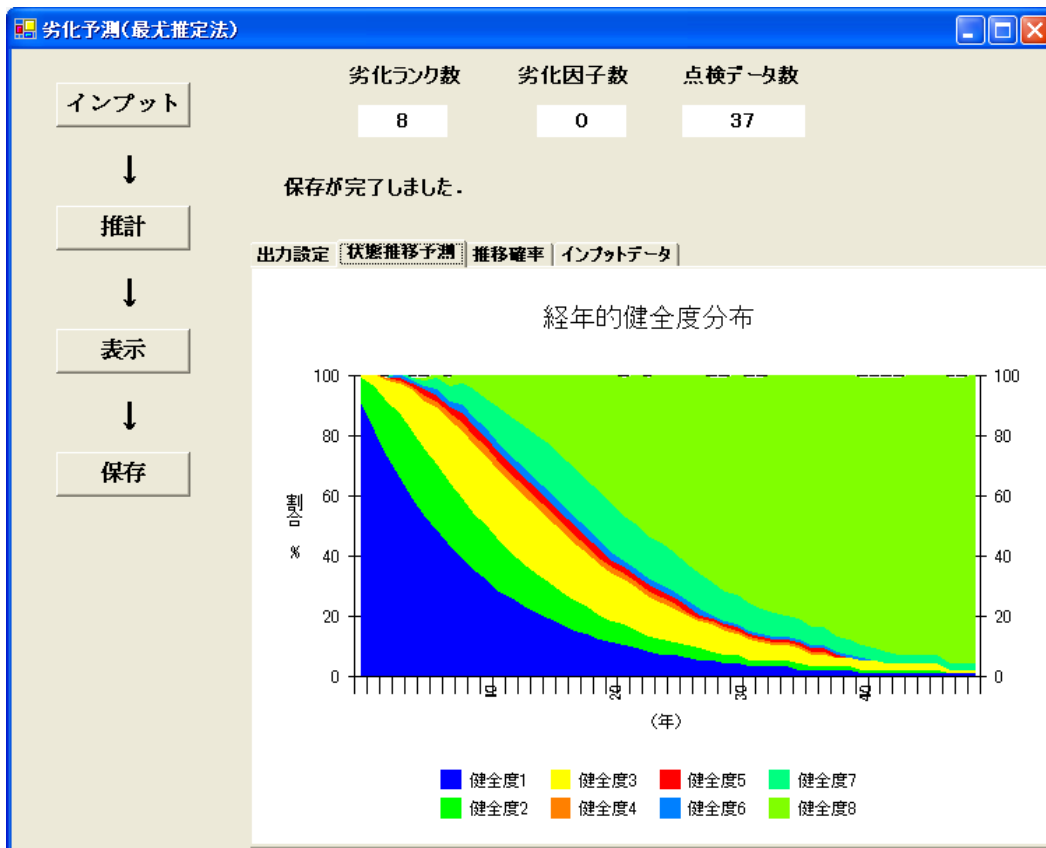


<状態推移確率>

健全度	1	2	3	4	5	6	7	8
1	0.9109	0.0852	0.0037	0.0002	0	0	0	0
2	0	0.9141	0.0778	0.0075	0.0006	0	0	0
3	0	0	0.8205	0.1593	0.0191	0.001	0	0
4	0	0	0	0.7901	0.1934	0.0161	0.0004	0
5	0	0	0	0	0.8526	0.1423	0.005	0.0002
6	0	0	0	0	0	0.9328	0.064	0.0032
7	0	0	0	0	0	0	0.9083	0.0917
8	0	0	0	0	0	0	0	1

④板厚 $\geq 10.2\text{mm}$ かつ 10年未満 (rank.4)

健全度	劣化因子	採用・不採用	ベータ	t値
1	定数項	採用	0.104794152	4.59667952
2	定数項	採用	0.254655662	2.973754777
3	定数項	採用	0.18462599	2.354629815
4	定数項	採用	1.432174859	1.020656589
5	定数項	採用	1.36877068	1.010830309
6	定数項	採用	1.282125882	0.997912092
7	定数項	採用	0.234868146	1.189610484

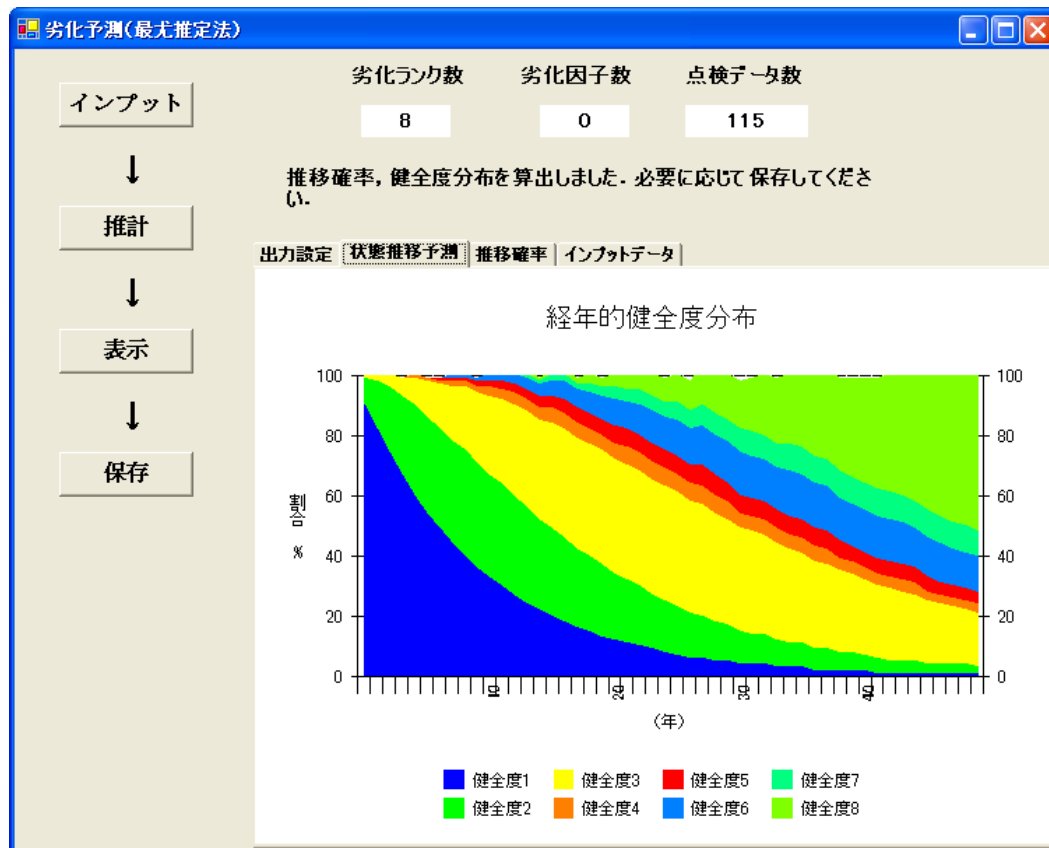


<推移確率>

健全度	1	2	3	4	5	6	7	8
1	0.9005	0.0876	0.0111	0.0005	0.0002	0	0	0
2	0	0.7752	0.2045	0.0131	0.0052	0.0016	0.0005	0
3	0	0	0.8314	0.0877	0.051	0.0213	0.0081	0.0004
4	0	0	0	0.2388	0.3531	0.2514	0.146	0.0107
5	0	0	0	0	0.2544	0.3638	0.3472	0.0347
6	0	0	0	0	0	0.2774	0.6283	0.0942
7	0	0	0	0	0	0	0.7907	0.2093
8	0	0	0	0	0	0	0	1

⑤板厚 $\geq 10.2\text{mm}$ かつ 10年以上20年未満 (rank.5)

健全度	劣化因子	採用・不採用	ベータ	t値
1	定数項	採用	0.10148343	8.491479382
2	定数項	採用	0.113725051	6.012586379
3	定数項	採用	0.059997723	4.035005404
4	定数項	採用	0.398030507	2.181859946
5	定数項	採用	0.342919829	2.044042102
6	定数項	採用	0.139894119	1.67629757
7	定数項	採用	0.214679508	1.084566877



<推移確率>

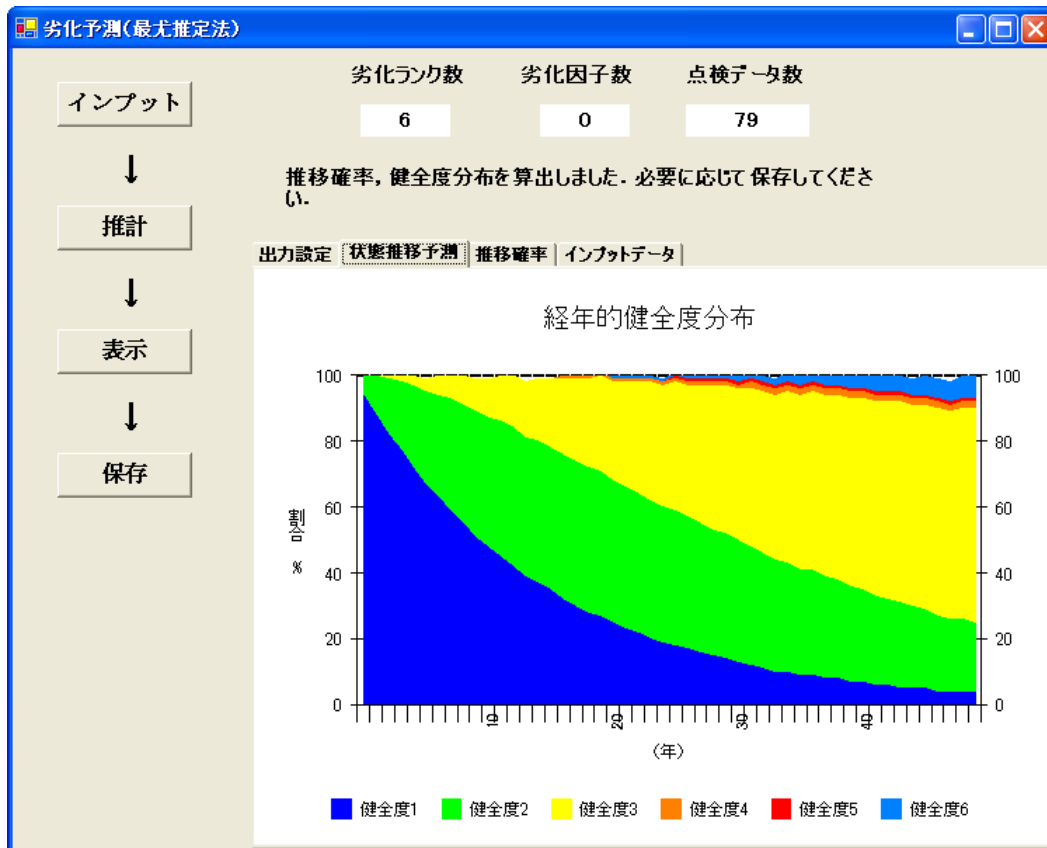
健全度	1	2	3	4	5	6	7	8
1	0.9035	0.0911	0.0053	0.0001	0	0	0	0
2	0	0.8925	0.1043	0.0028	0.0004	0	0	0
3	0	0	0.9418	0.0479	0.0092	0.0011	0	0
4	0	0	0	0.6716	0.2748	0.051	0.0024	0.0001
5	0	0	0	0	0.7097	0.2698	0.019	0.0014
6	0	0	0	0	0	0.8695	0.1172	0.0134
7	0	0	0	0	0	0	0.8068	0.1932
8	0	0	0	0	0	0	0	1

⑥板厚 $\geq 10.2\text{mm}$ かつ 20年以上 (rank.6)

健全度	劣化因子	採用・不採用	ベータ	t値
1	定数項	採用	0.066392	7.027636
2	定数項	採用	0.0458996	4.81248
3	定数項	採用	0.0063058	1.39453
4	定数項	採用	0.1560735	0.78175
5	定数項	採用	0.2531289	0.804464

劣化ランク数	劣化因子数	点検データ数
6	0	79

対数尤度	情報基準量AIC
-89	181



<推移確率>

健全度	1	2	3	4	5	6
1	0.9358	0.0628	0.0015	0	0	0
2	0	0.9551	0.0447	0.0001	0	0
3	0	0	0.9937	0.0058	0.0004	0
4	0	0	0	0.8555	0.1272	0.0173
5	0	0	0	0	0.7764	0.2236
6	0	0	0	0	0	1

(2) ハザードモデルの適用結果

(a) 寿命データ分析による劣化予測の流れ

鋼プレートなどの板厚測定データを対象に、寿命データ分析の手法を用いた腐食の劣化予測に関する流れを示す。

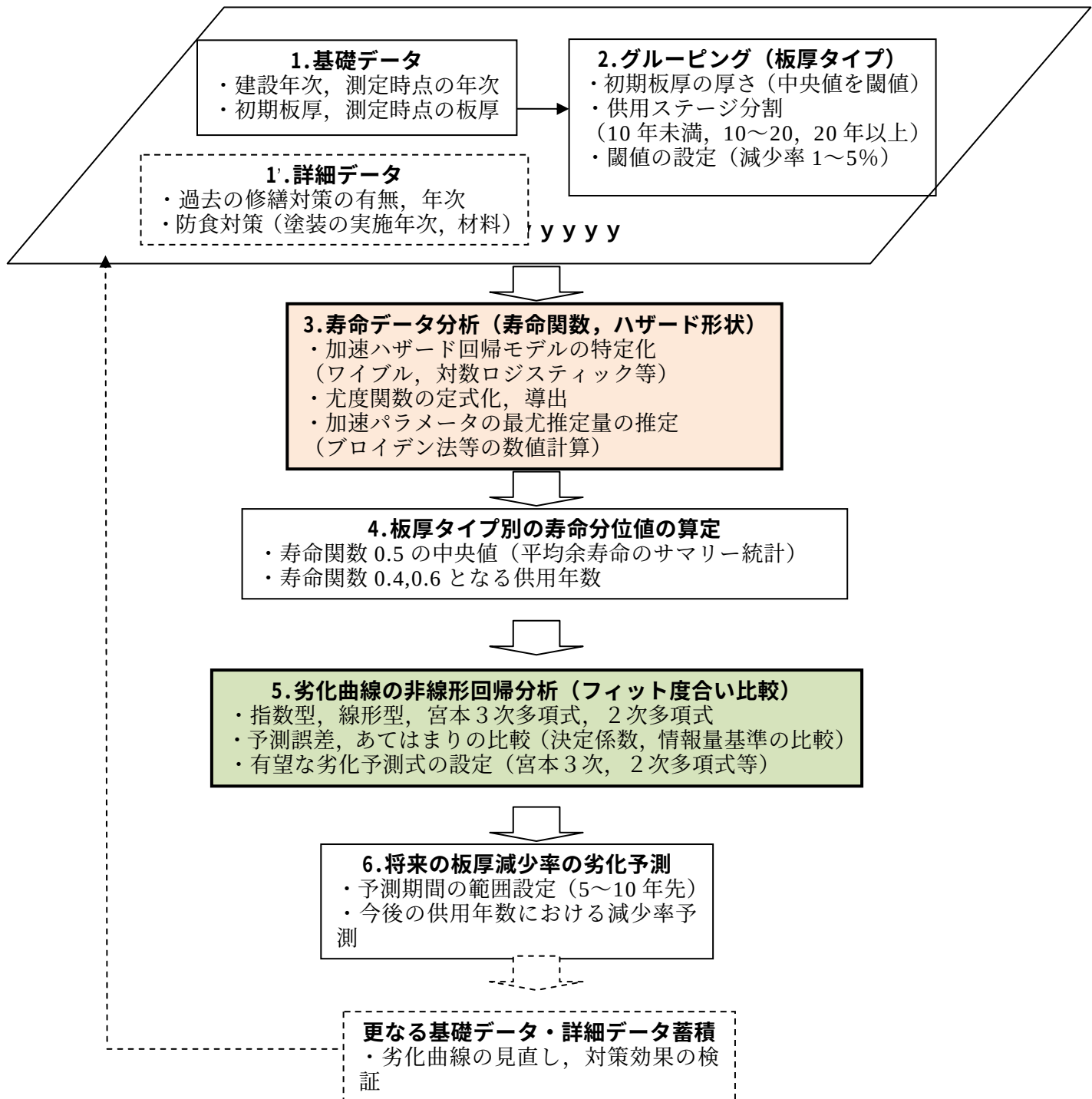


図 5.5.24 寿命データ分析と非線形回帰分析による板厚腐食の劣化予測の流れ

(b) 加速ハザード回帰モデル

加速ハザード回帰モデルは、50～100程度の限られた板厚測定データを用いた場合にも、劣化予測に適用可能である。パラメトリック・ハザードモデルは、劣化損傷のハザード形状や劣化速度を詳細に分析可能であるが、多くの板厚測定データが蓄積された部材においてのみ適用可能となる。

異なる手法を対象部材の点検データ数量に応じて、使い分けると劣化予測全体としての統一性が乏しい問題がある。限られた点検データによっても適用可能な手法を用いれば、ほとんどすべての部材を迅速にカバーし、劣化予測を行うことが可能となる。

以下では、加速ハザード回帰モデルを用いて、劣化予測の基本モデルに設定する。

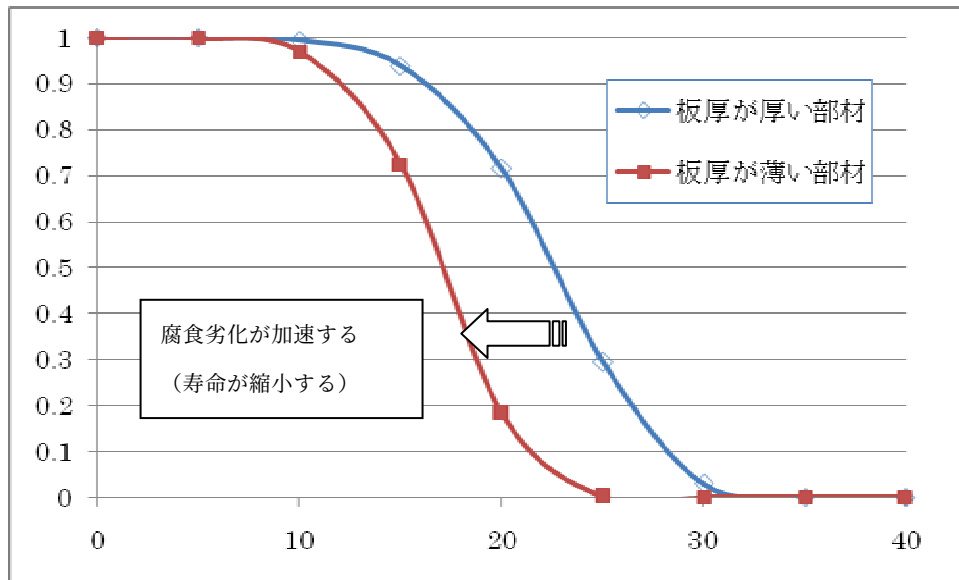


図 5.5.25 加速ハザード回帰モデルによる部材の寿命関数（イメージ）

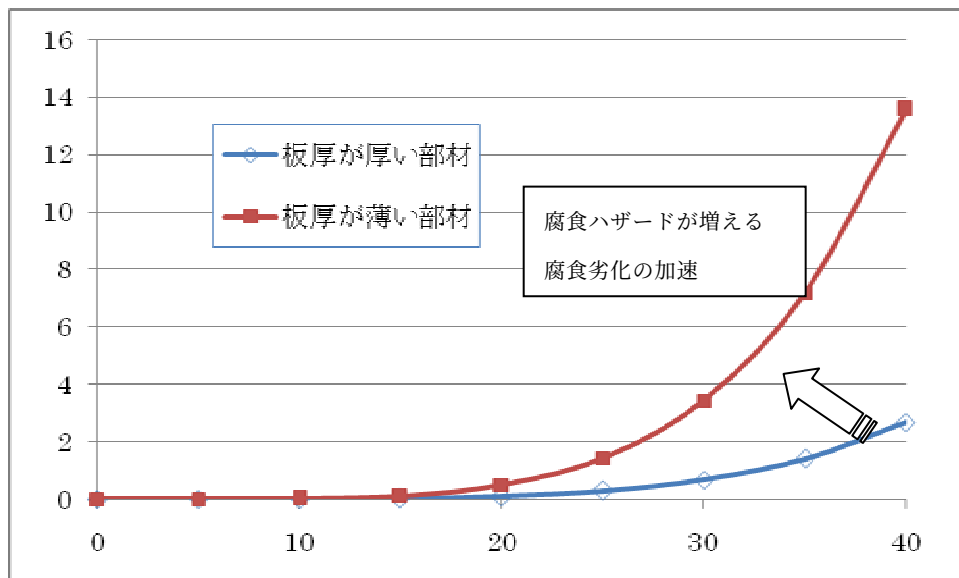


図 5.5.26 加速ハザード回帰モデルによる板厚の腐食ハザード関数（イメージ）

(c) 分析のためのデータ収集

マルコフ劣化予測モデルおよび寿命データ分析による試算を行うためのデータセットの作成を行う。ある程度データセットの数が揃う部材を対象に実施する。

表 5.5.32 部材ごとの板厚測定データのカウン

部材	サンプル測定点数
鋼プレート (腐食環境がやや厳しい)	1291

板厚測定データとしては、鋼プレート、主横桁において十分な蓄積が見られている。

本業務では、まず、腐食環境が厳しい鋼プレートを対象に、劣化予測モデルを適用し、基本検討を行う。その結果をふまえ、主要な部材である主横桁においても、劣化予測モデルを適用する。板厚に加えて、部材の断面積を考慮し、規模と部材の板厚によるタイプ分けした劣化曲線のベースラインを検討することとする。

(d) 適用結果

サンプル数は、各鋼プレートにおける板厚の測定点の総数を表す。約 100 回程度の繰り返し計算により、尤度を最大化する推定量が得られている。

パラメータを推定した結果において、p 値はゼロに近いほど、そのパラメータが統計的に有意な説明力を有するかどうかを表す。初期板厚のパラメータの符号は正であり、板厚が厚いほど、鋼プレートの余寿命を拡大する方向に働いている。

表 5.5.33 板厚の減少率 1 %到達を閾値とする加速ハザード回帰モデルの推定結果

パラメータ	推定量	p 値	内訳	値
定数 μ	2.2077	0.00	サンプル数	424
偏差 σ	0.1628	0.00	収束計算回数	115
ステージ 2 (1: 10 年以上 20 年未満, 0: それ以外)	0.6046	0.00	対数尤度	20.35
ステージ 3 (1: 20 年以上, 0: それ以外)	1.0184	0.00	情報量基準 BIC	-5.23
板厚 (1: 10.2mm 以上, 0: それ以外)	0.0874	0.00	寿命の拡大要因 $1/\exp(-\gamma'z)$	5.531

表 5.5.34 板厚の減少率 2 %到達を閾値とする加速ハザード回帰モデルの推定結果

パラメータ	推定量	p 値	内訳	値
定数 μ	2.2420	0.00	サンプル数	424
偏差 σ	0.1358	0.00	収束計算回数	139
ステージ 2 (1: 10 年以上 20 年未満, 0: それ以外)	0.6247	0.00	対数尤度	-18.35
ステージ 3 (1: 20 年以上, 0: それ以外)	1.0502	0.00	情報量基準 BIC	33.47
板厚 (1: 10.2mm 以上, 0: それ以外)	0.1103	0.00	寿命の拡大要因 $1/\exp(-\gamma'z)$	5.961

表 5.5.35 板厚の減少率 3 %到達を閾値とする加速ハザード回帰モデルの推定結果

パラメータ	推定量	p 値	内訳	値
定数 μ	2.3357	0.00	サンプル数	424
偏差 σ	0.1729	0.00	収束計算回数	144
ステージ 2 (1:10 年以上 20 年未満, 0: それ以外)	0.5677	0.00	対数尤度	-104.95
ステージ 3 (1: 20 年以上, 0: それ以外)	1.0283	0.00	情報量基準 BIC	120.07
板厚 (1: 10.2mm 以上, 0: それ以外)	0.2802	0.00	寿命の拡大要因 $1/\exp(-\gamma'z)$	6.529

表 5.5.36 板厚の減少率 4 %到達を閾値とする加速ハザード回帰モデルの推定結果

パラメータ	推定量	p 値	内訳	値
定数 μ	2.3681	0.00	サンプル数	424
偏差 σ	0.1823	0.00	収束計算回数	121
ステージ 2 (1:10 年以上 20 年未満, 0: それ以外)	0.5862	0.00	対数尤度	-112.72
ステージ 3 (1: 20 年以上, 0: それ以外)	1.0514	0.00	情報量基準 BIC	127.84
板厚 (1: 10.2mm 以上, 0: それ以外)	0.2956	0.00	寿命の拡大要因 $1/\exp(-\gamma'z)$	6.912

表 5.5.37 板厚の減少率 5 %到達を閾値とする加速ハザード回帰モデルの推定結果

パラメータ	推定量	p 値	内訳	値
定数 μ	2.4351	0.00	サンプル数	424
偏差 σ	0.1928	0.00	収束計算回数	154
ステージ 2 (1:10 年以上 20 年未満, 0: それ以外)	0.6412	0.00	対数尤度	-105.65
ステージ 3 (1: 20 年以上, 0: それ以外)	1.0937	0.00	情報量基準 BIC	120.77
板厚 (1: 10.2mm 以上, 0: それ以外)	0.2663	0.00	寿命の拡大要因 $1/\exp(-\gamma'z)$	7.398

◆鋼プレートの板厚保タイプ別の寿命関数と腐食ハザード関数の表示

以下では、各組み合わせにおける板厚の腐食に関する寿命関数と腐食ハザード関数を表示した結果を示す。

表示1)．「10年未満，薄い」タイプ1の板厚－世代の組合せにおける寿命関数の表示

ア 鋼プレートにおける板厚の腐食率が1%を閾値とする場合

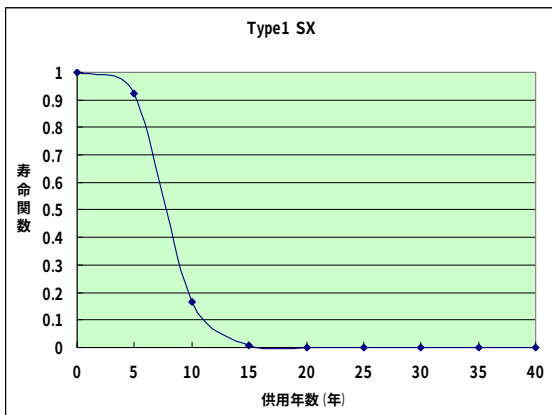


図 5.5.27 寿命関数と供用年数（腐食率1%到達）

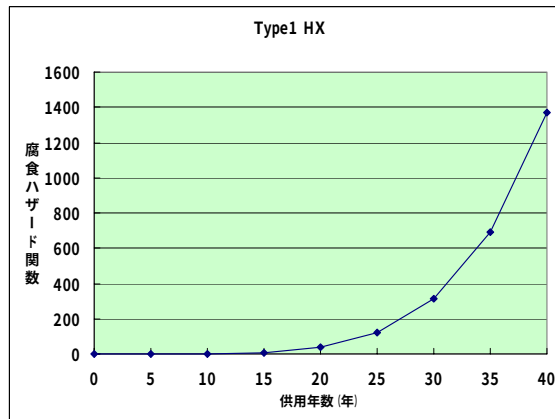


図 5.5.28 腐食ハザード関数と供用年数（腐食率1%到達）

イ 鋼プレートにおける板厚の腐食率が3%を閾値とする場合

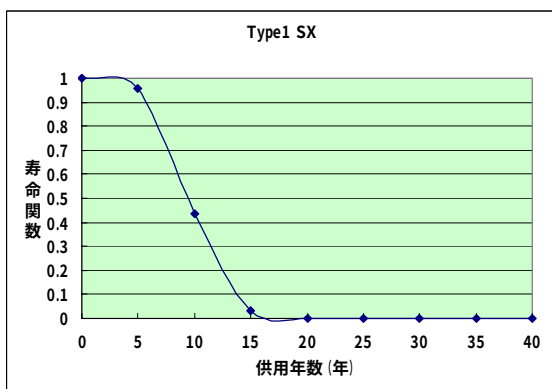


図 5.5.29 寿命関数と供用年数（腐食率3%到達）

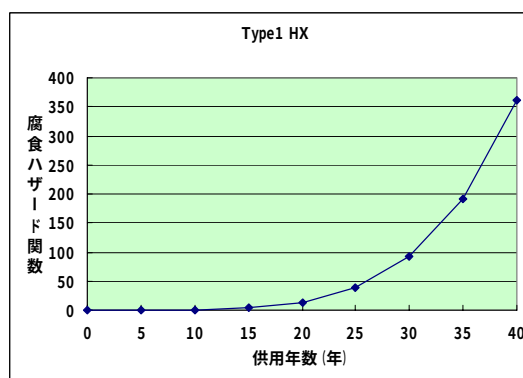


図 5.5.30 腐食ハザード関数と供用年数（腐食率3%到達）

ウ 鋼プレートにおける板厚の腐食率が5%を閾値とする場合

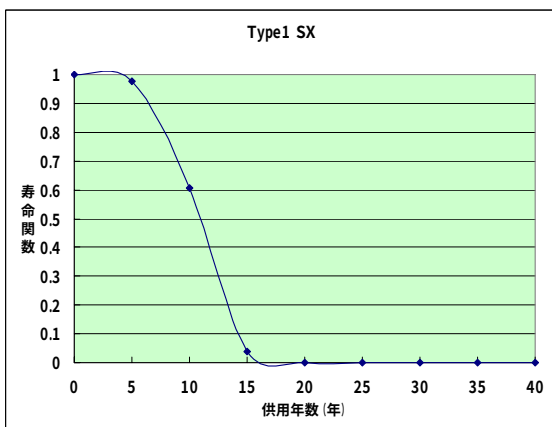


図 5.5.31 寿命関数と供用年数（腐食率5%到達）

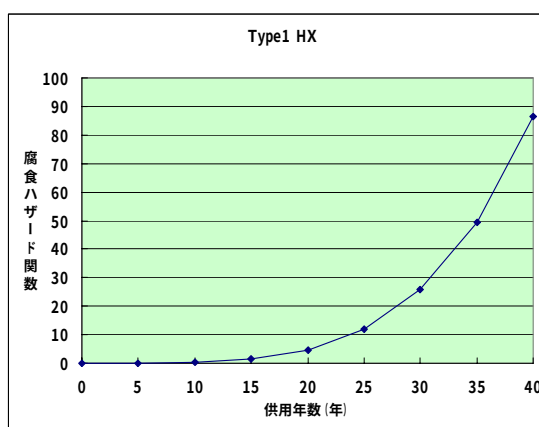


図 5.5.32 腐食ハザード関数と供用年数（腐食率5%到達）

表示2)。「10年未満、厚い」タイプ2の板厚－世代の組合せにおける寿命関数の表示

エ 鋼プレートにおける板厚の腐食率が1%を閾値とする場合

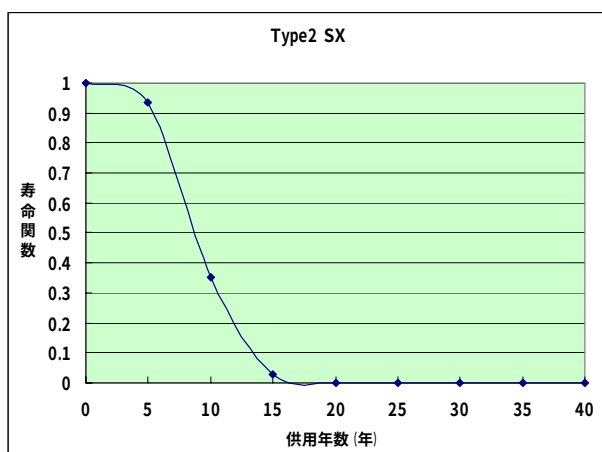


図 5.5.33 寿命関数と供用年数（腐食率1%到達）

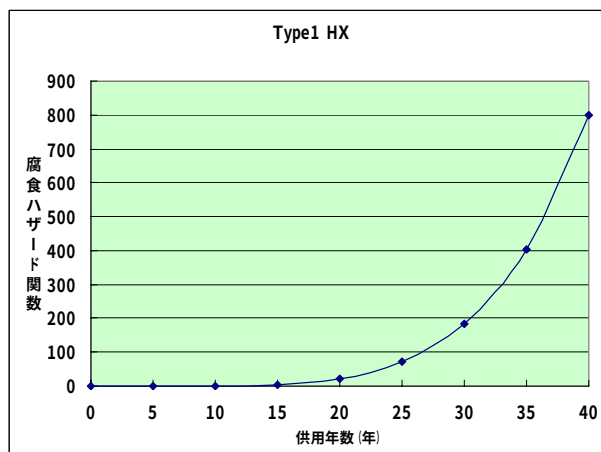


図 5.5.34 腐食ハザード関数と供用年数（腐食率1%到達）

オ 鋼プレートにおける板厚の腐食率が3%を閾値とする場合

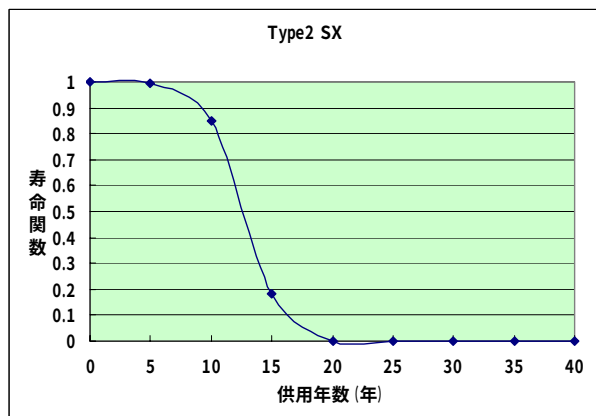


図 5.5.35 寿命関数と供用年数（腐食率3%到達）

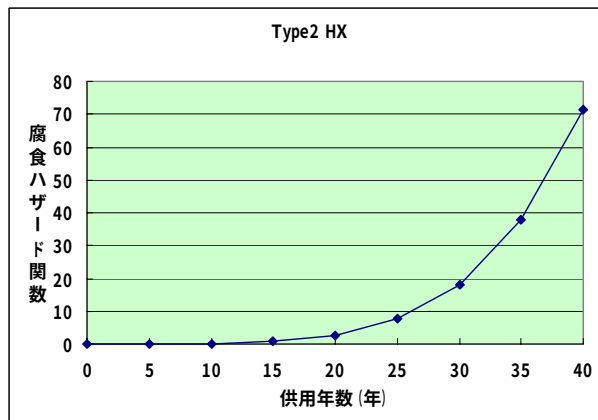


図 5.5.36 腐食ハザード関数と供用年数（腐食率3%到達）

カ 鋼プレートにおける板厚の腐食率が5%を閾値とする場合

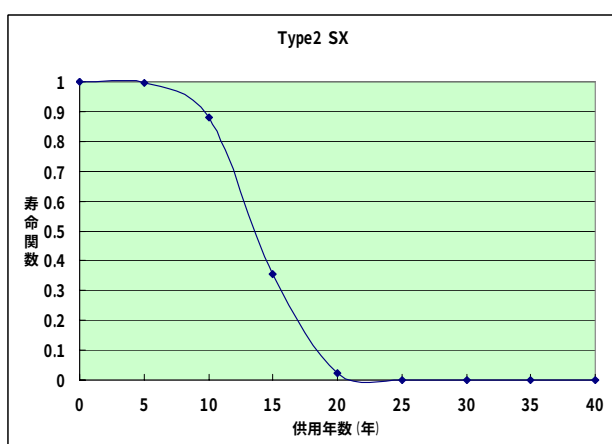


図 5.5.37 寿命関数と供用年数（腐食率5%到達）

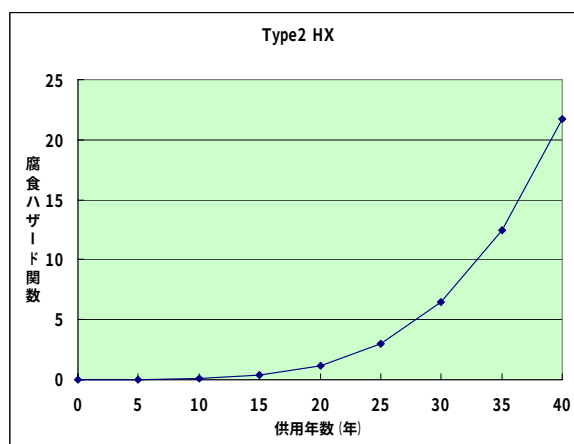


図 5.5.38 腐食ハザード関数と供用年数（腐食率5%到達）

◆鋼プレートの板厚タイプ別の寿命分位値の算定

各板厚タイプ別に、寿命関数が0.5になる供用年数（中央値，メディアン）は、平均余寿命のサマリー統計として活用できる。また、寿命関数が0.6になる供用年数は中央値よりも短く、早めに当該閾値の腐食率に到達する短命な場合の供用年数を表す。さらに、寿命関数が0.4にまで縮小する供用年数は中央値よりも長く、中央値よりも遅くまで当該閾値の腐食率に到達しないやや延命された場合の供用年数を表す。

以下では、各板厚タイプ別に、平均余寿命のサマリー統計である中央値と、寿命関数が0.4と0.6になる供用年数の2つの分位値をプロットする。

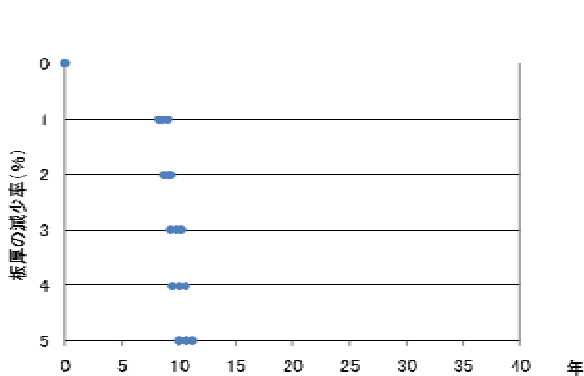


図 5.5.39 タイプ1の寿命分位値：薄い板厚<10.2mm，10年未満

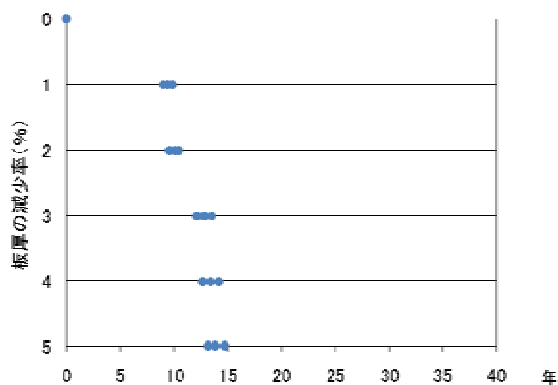


図 5.5.40 タイプ2の寿命分位値：厚い板厚≥10.2mm，10年未満

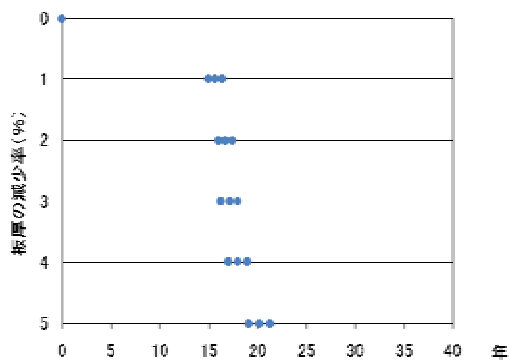


図 5.5.41 タイプ3の寿命分位値：薄い板厚<10.2mm，10年以上20年未満

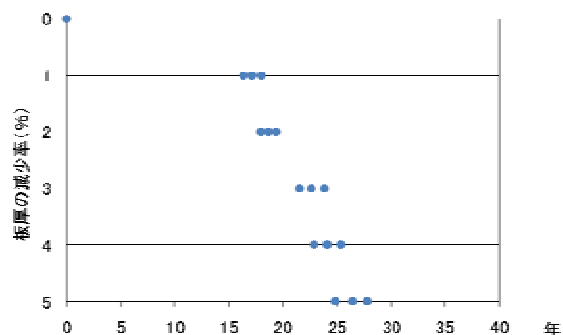


図 5.5.42 タイプ4の寿命分位値：厚い板厚≥10.2mm，10年以上20年未満

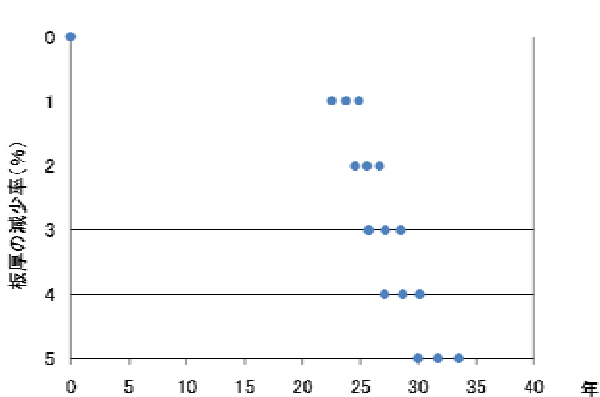


図 5.5.43 タイプ5の寿命分位値：薄い板厚<10.2mm，20年以上

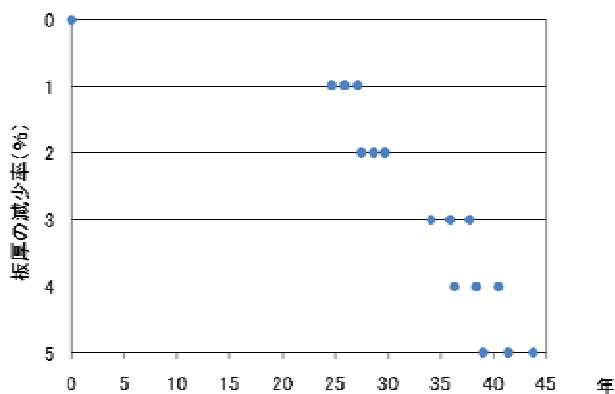


図 5.5.44 タイプ6の寿命分位値：厚い板厚≥10.2mm，20年以上

◆鋼プレートの劣化曲線の非線形回帰分析（フィット度合い比較）

各板厚タイプにおける寿命分位値のプロットを良好に結ぶ劣化曲線の代案を推定し、フィットの度合いを比較する。

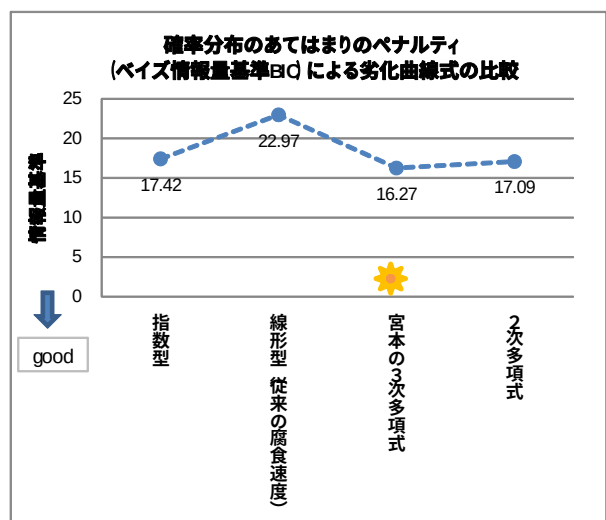
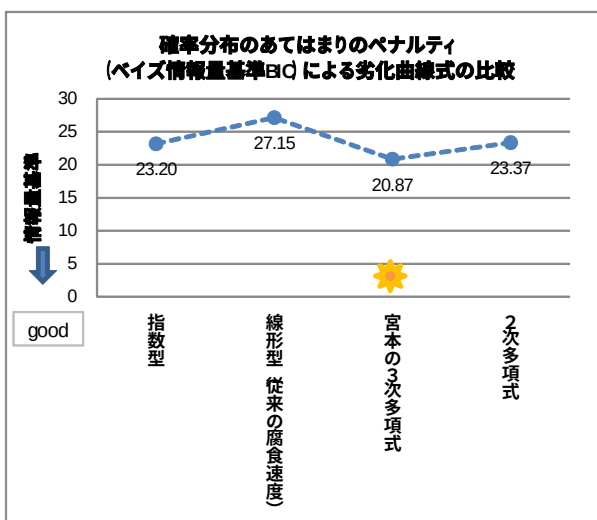
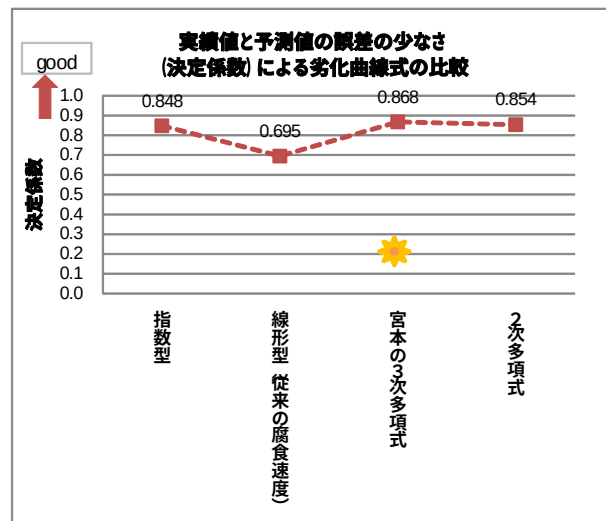
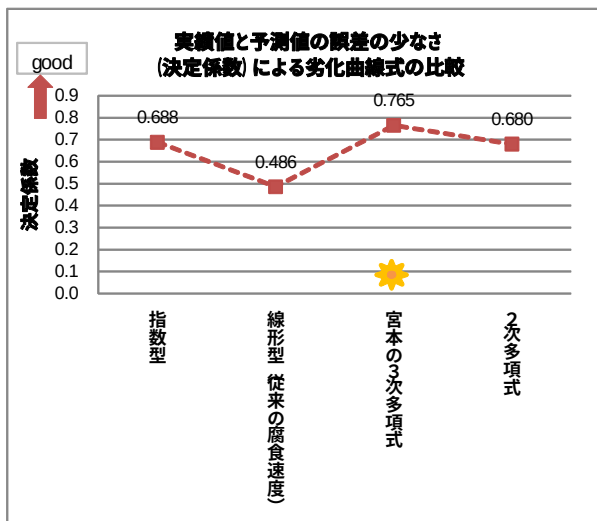


図 5.5.45 タイプ1の劣化曲線式代案のフィット度合いの比較

：薄い板厚<10.2mm，10年未満

図 5.5.46 タイプ2の劣化曲線式代案のフィット度合いの比較

：厚い板厚≥10.2mm，10年未満

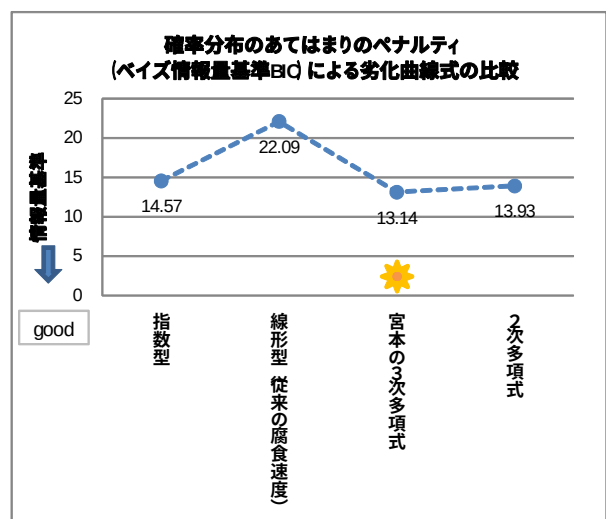
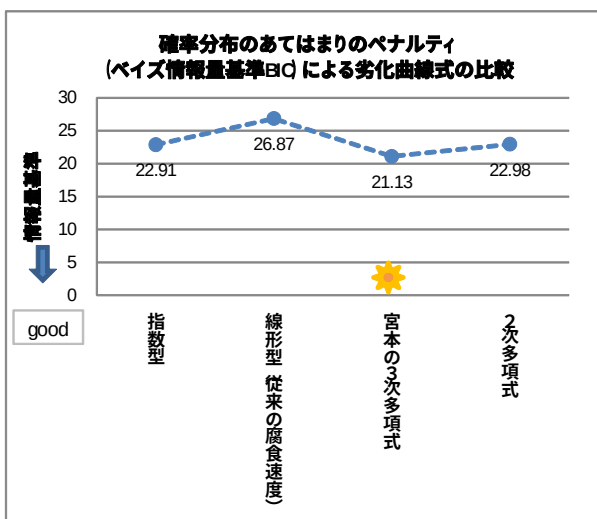
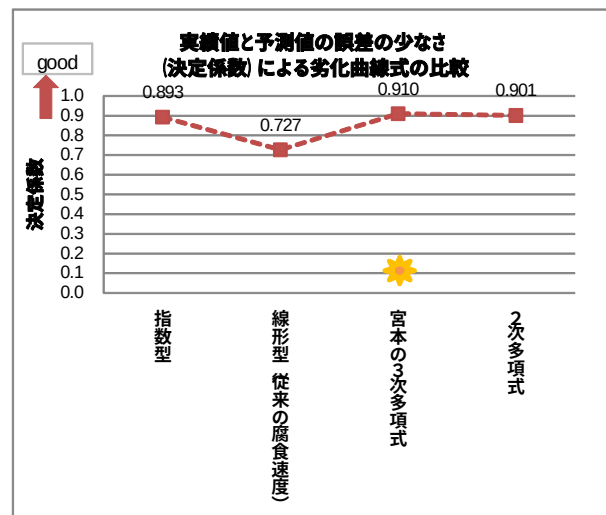
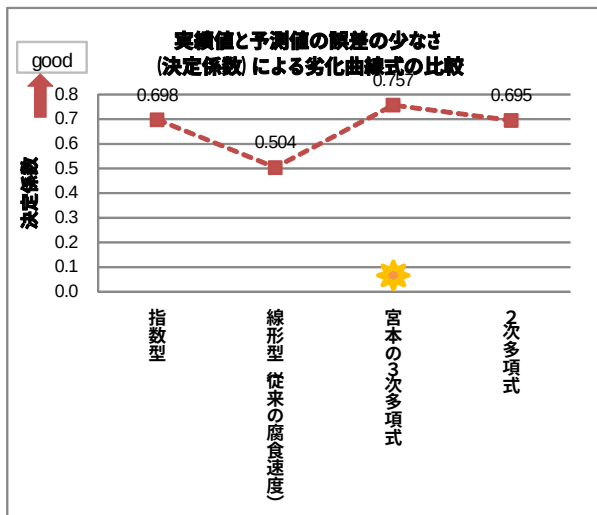


図 5.5.47 タイプ3の劣化曲線式代案のフィット度合いの比較：薄い板厚<10.2mm，10年以上20年未満

図 5.5.48 タイプ4の劣化曲線式代案のフィット度合いの比較：厚い板厚≥10.2mm，10年以上20年未満

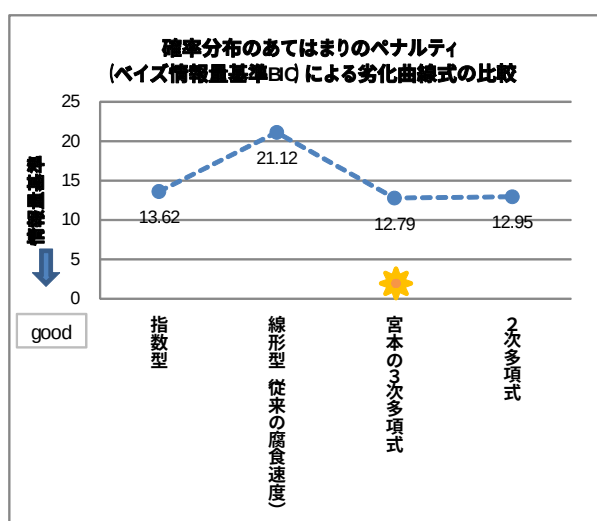
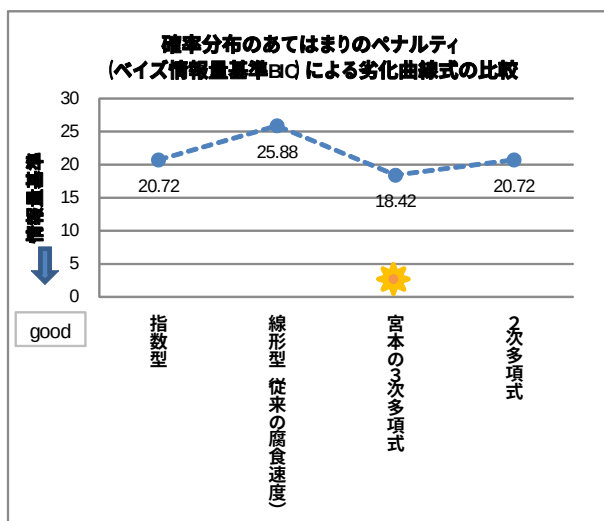
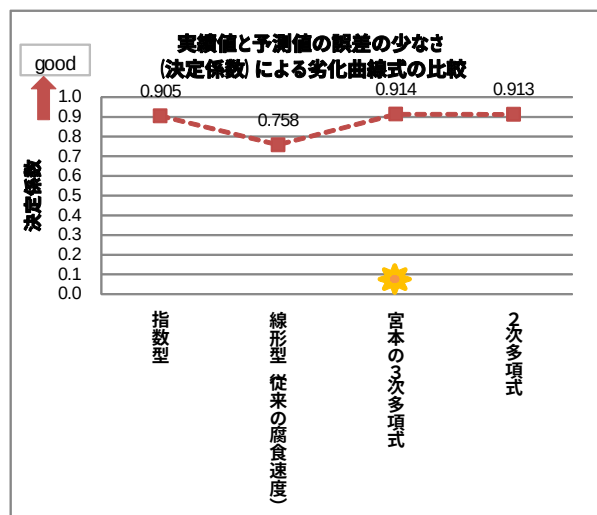
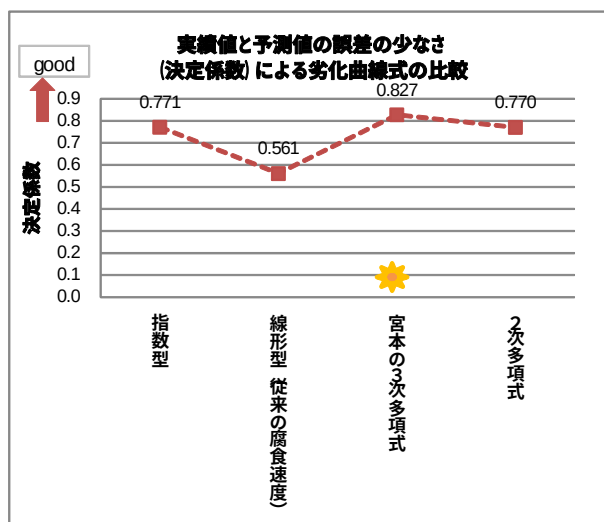


図 5.5.49 タイプ5の劣化曲線式代案のフィット度合いの比較：薄い板厚<10.2mm，20年以上

図 5.5.50 タイプ6の劣化曲線式代案のフィット度合いの比較：厚い板厚 $\geq 10.2\text{mm}$ ，20年以上

注) 一般的に，複数の劣化予測式のフィッティングを比較する場合，①決定係数と②情報量基準（BIC）の両面から比較を行う．決定係数では，実績値と予測値の誤差の少なさを決定係数にて表現し，決定係数の値が大きい方が誤差が少ないと判断する．情報量基準では，確率分布の当てはまりのペナルティを BIC の値で表現し，BIC が小さい方がペナルティが少ないということで，確率分布の当てはまりが良いと判断する．ほとんどの場合，①と②とで結果が変わることはないが，ごくまれに少しの差で①と②で結果が逆転することはある．一つの方法で比較するよりも2つの方法で確認の方がより精度が高いし，他の面からの確認にもなるということが二つの方法（①と②）を併用する理由である．

◆鋼プレートの将来の板厚減少率の劣化予測

各板厚タイプにおける最適にあてはまる劣化曲線式を用いて、今後の供用年数における板厚の減少率を予測する。

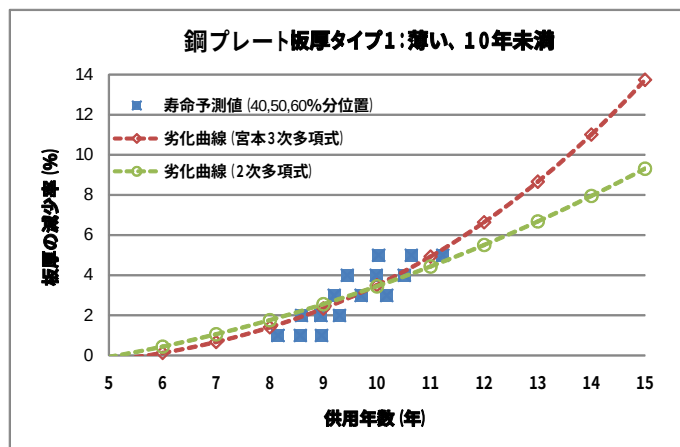


図 5.5.51 タイプ 1 の今後の供用年数における板厚減少率の予測
：薄い板厚<10.2mm， 10 年未満

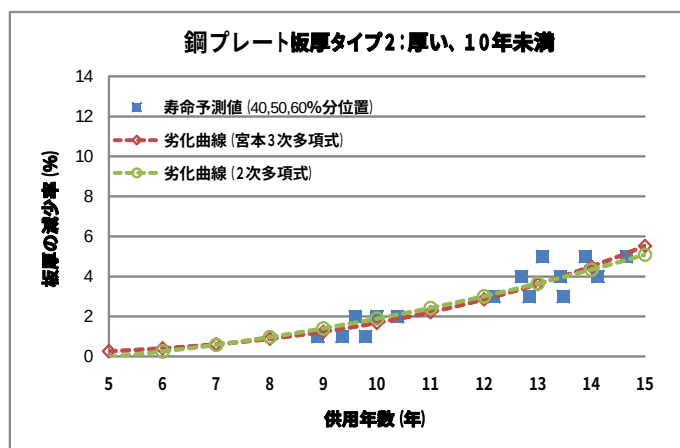


図 5.5.52 タイプ 2 の今後の供用年数における板厚減少率の予測
：厚い板厚 ≥ 10.2 mm， 10 年未満

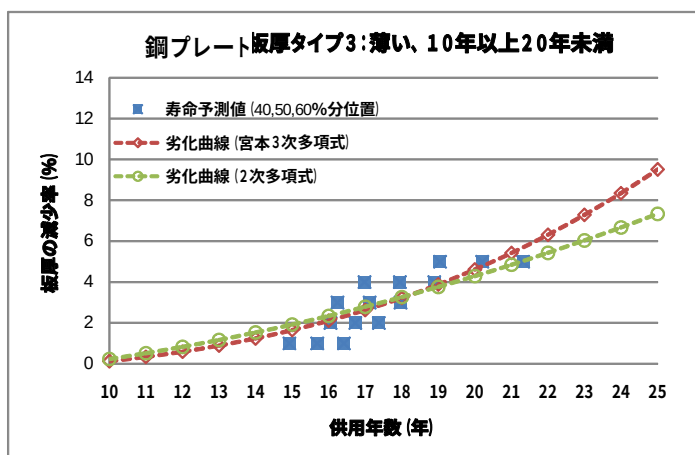


図 5.5.53 タイプ 3 の今後の供用年数における板厚減少率の予測
：薄い板厚<10.2mm， 10 年以上 20 年未満

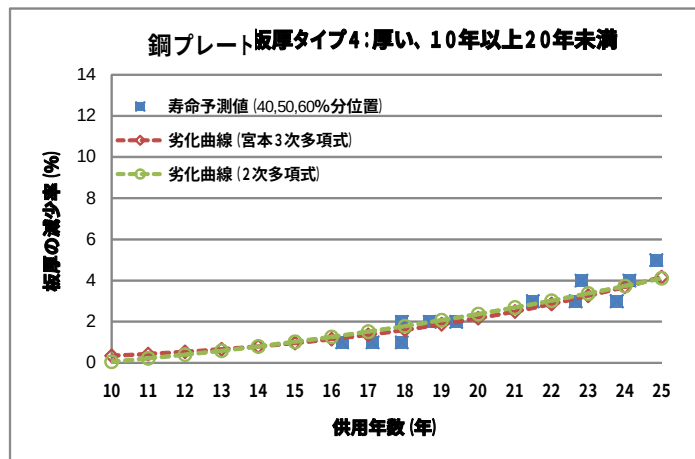


図 5.5.54 タイプ 4 の今後の供用年数における板厚減少率の予測
：厚い板厚 $\geq 10.2\text{mm}$ ，10 年以上 20 年未満

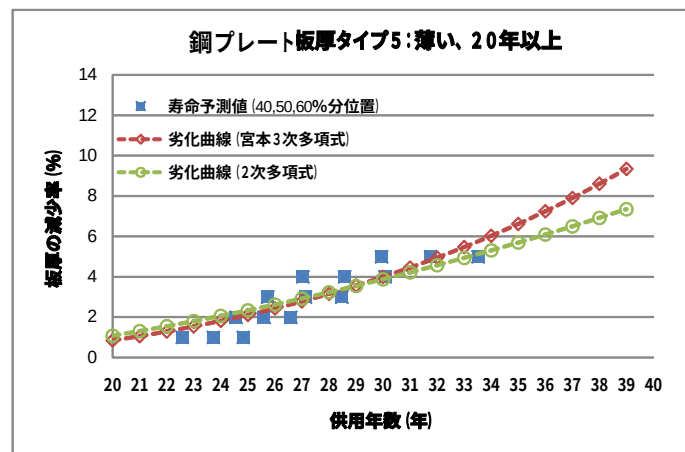


図 5.5.55 タイプ 5 の今後の供用年数における板厚減少率の予測
：薄い板厚 $< 10.2\text{mm}$ ，20 年以上

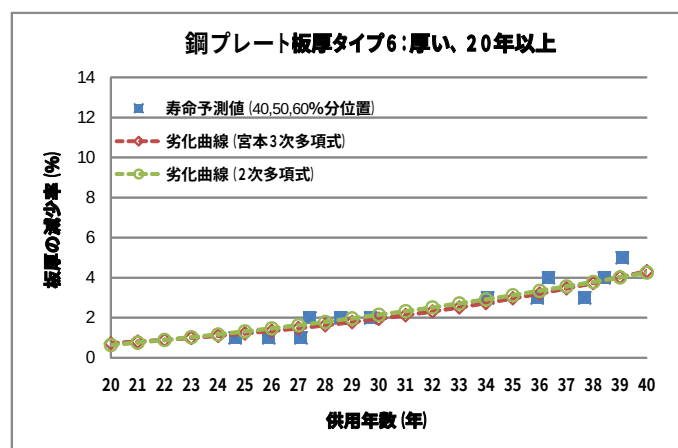


図 5.5.56 タイプ 6 の今後の供用年数における板厚減少率の予測
：厚い板厚 $\geq 10.2\text{mm}$ ，20 年以上

(3) ポアソン回帰モデルの適用結果

- ・本研究で対象とする港湾構造物の種類は、護岸の鋼矢板とする。また、損傷の種類は、腐食調査で得られた孔食深さ、その断面積を対象とする。この腐食調査は、供用開始後に35年から40年経過した鋼矢板を対象に、深度別に実施された。
- ・以下では、鋼矢板の「欠損断面積」、「孔食深さ」の損傷を対象にポアソン回帰モデルを適用した事例を紹介する。35年から40年経過した鋼矢板において腐食調査を行ったデータ126サンプルを使用する。

① 損傷の基礎統計，ヒストグラム

表 5.5.38 対象損傷，深度の基礎統計

	平均	標準偏差	最小値	最大値	中央値
欠損断面積(mm ²)	28.0	50.8	0.0	311.6	4.0
孔食深さ(mm)	0.74	0.95	0.00	4.00	0.20
調査箇所の深度(m)	-1.6	3.1	-10.0	1.8	-0.8

欠損断面積，孔食深さの元データは，連続数量データであるため，離散的な整数のカウントデータに変換して，ポアソン回帰モデルに適用する必要がある。

本研究では，次式のように，中央値を基準にその倍数をカウントデータとして生成する。

$$\tilde{y}_i = \frac{y_i}{\text{Median}(y_1, \dots, y_n)}, i = 1, \dots, n$$

このことは，損傷の大きさについて中央値を単位寸法として，段階的に損傷が拡大するリスクを捉えることと同値である。

このような欠損断面積に関する中央値の倍数カウントデータのヒストグラムを示す。下図のように，ほとんどの場合がゼロであるが，中央値の50倍超過の損傷が発生するリスクが見られる。

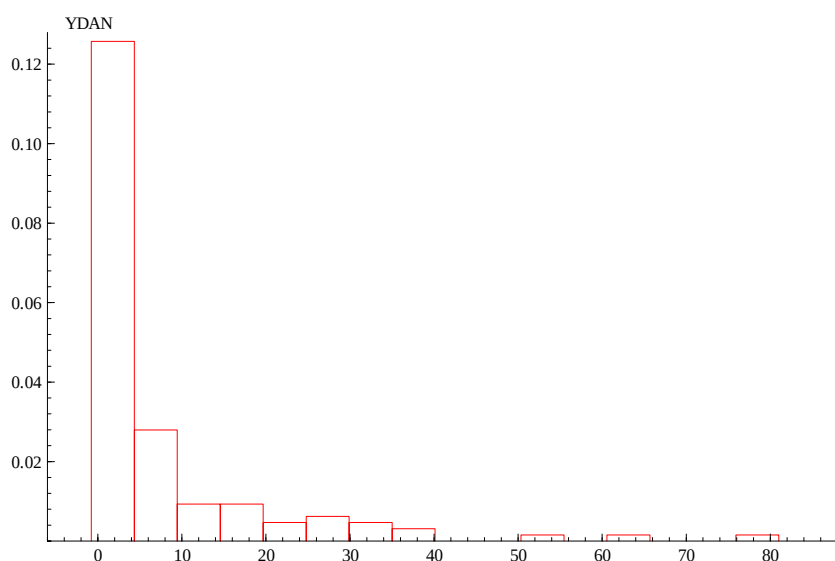


図 5.5.57 欠損断面積（中央値4の倍数カウント）のヒストグラム

また、孔食深さに関する中央値の倍数カウントデータのヒストグラムを示す。下図のように、ほとんどの場合がゼロであるが、中央値の10倍超過の損傷が発生するリスクが見られる。

このように、欠損断面積、孔食深さの双方は、指数型のめったに起こらない事象となっている。このことからポアソン分布を仮定した回帰モデルを適用することがふさわしいことが理解される。

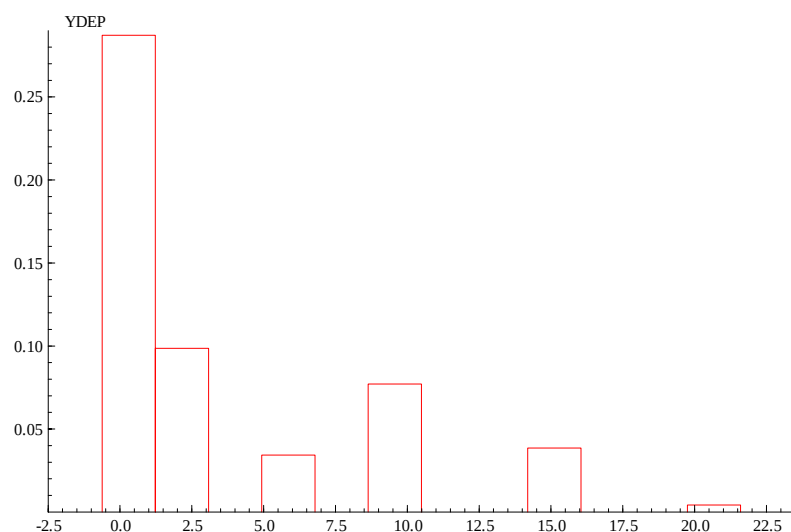


図 5.5.58 孔食深さ（中央値 0.2 の倍数カウント）のヒストグラム

腐食調査を行った調査箇所の深度について、鋼矢板の劣化要因としてヒストグラムを示す。

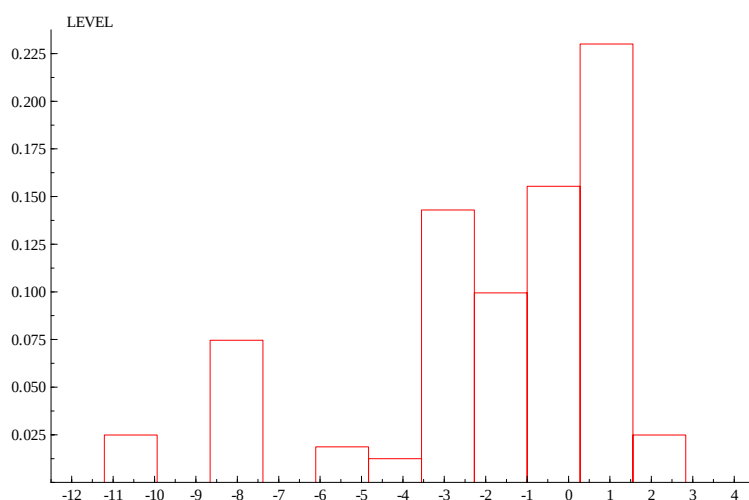


図 5.5.59 調査箇所の深度のヒストグラム

②ポアソン回帰モデルの推定結果

欠損断面積のポアソン回帰モデルを適用するにあたって、次式のように、欠損断面積の倍率カウントの平均・分散 μ_i^{Dan} を特定化した。

$$\mu_i^{Dan} = \exp(\beta_0 + x_i^L \beta_1), i = 1, \dots, n$$

ここで、 x_i^L は調査箇所の深度属性変数を表し、 β_0 ：定数パラメータ、 β_1 ：深度要因パラメータを表す。このように特定化したポアソン回帰モデルの推定結果を示す。

表 5.5.39 欠損断面積のポアソン回帰モデルの推定結果

パラメータ	推定量	p 値	内訳	値
定数パラメータ β_0	2.10525	0.00	サンプル数	126
深度要因パラメータ β_1	0.34928	0.00	収束計算回数	7
—	—	—	対数尤度	-900.2

上表のように、7回の収束計算でパラメータ推定値が得られた。定数パラメータは、対象鋼矢板の欠損断面積の倍率カウント平均値が $\exp(2.10525) = 8.20$ であることを意味する（欠損断面積の中央値 $4 \times 8.2 = 32.8 \text{ mm}^2$ と基礎統計とほぼ一致する）。深度要因パラメータは、正の値であり、深度が浅い箇所ほど欠損断面積が大きくなると解釈される。

さらに、孔食深さのポアソン回帰モデルを適用するにあたって、次式のように、孔食深さの倍率カウントの平均・分散 μ_i^{Pit} を特定化した。

$$\mu_i^{\text{Pit}} = \exp(\beta_0 + x_i^L \beta_1 + x_i^{\text{Dan}} \beta_2), i = 1, \dots, n$$

ここで、 x_i^{Dan} は孔食深さの劣化要因としての欠損断面積を表し、 β_2 ：欠損要因パラメータを表す。同様に、 x_i^L は調査箇所の深度属性変数を表し、 β_0 ：定数パラメータ、 β_1 ：深度要因パラメータを表す。このように特定化したポアソン回帰モデルの推定結果を示す。

表 5.5.40 孔食深さのポアソン回帰モデルの推定結果

パラメータ	推定量	p 値	内訳	値
定数パラメータ β_0	1.31622	0.00	サンプル数	126
深度要因パラメータ β_1	0.21552	0.00	収束計算回数	536
欠損要因パラメータ β_2	0.02076	0.00	対数尤度	-318.8

上表のように、536回の収束計算でパラメータ推定値が得られた。劣化要因変数が増えて探索範囲が広がったため、相対的に多くの反復計算を必要としたと考えられる。定数パラメータは、対象鋼矢板の孔食深さの倍率カウント平均値が $\exp(1.31622) = 3.72$ であることを意味する（孔食深さの中央値 $0.2 \times 3.72 = 0.74 \text{ mm}$ と基礎統計と一致する）。欠損要因パラメータは、正の値をとっており、欠損断面積が大きいほど孔食深さも大きくなり貫通リスクが増加すると解釈される。同様に、深度要因パラメータは、正の値であり、深度が浅い箇所ほど孔食深さが大きくなると解釈される。

③ 損傷の発生確率、劣化要因に対する損傷発生の感度分析

対象サンプルにおいて、深度の属性は多様に異なる。以下では、代表的な深度において、欠損断面積の一定倍率の劣化発生確率を算定した結果を示す。

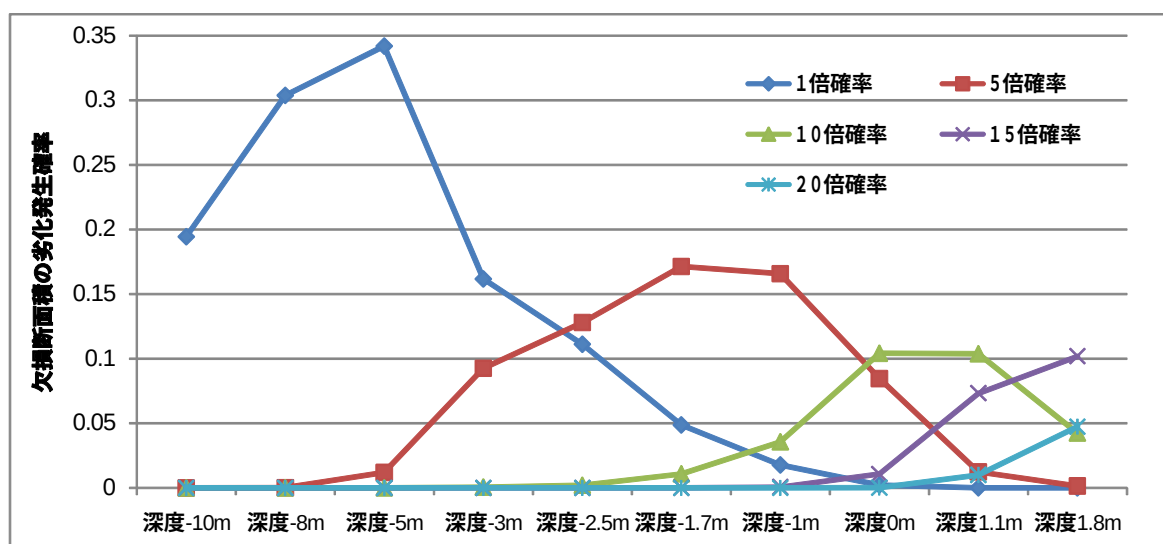


図 5.5.60 欠損断面積の一定倍率の劣化発生確率

上図のように、欠損断面積の中央値と同等（1 倍）の劣化発生確率は、水中の深い箇所においても発生しうることが理解できる。また、欠損断面積の中央値の 5 倍程度の劣化発生確率は、深度 1m 程度の箇所において発生しやすい結果となっている。さらに大きい欠損断面積の劣化発生確率は、空気が触れる飛沫帯において発生しやすい算定結果となっている。

続いて、深度要因の変化に対する欠損断面積のカウント倍率の期待値の感度を示す。深度 1m 付近から欠損断面積が大きくなる傾向がやや強く（急勾配と）なっている。

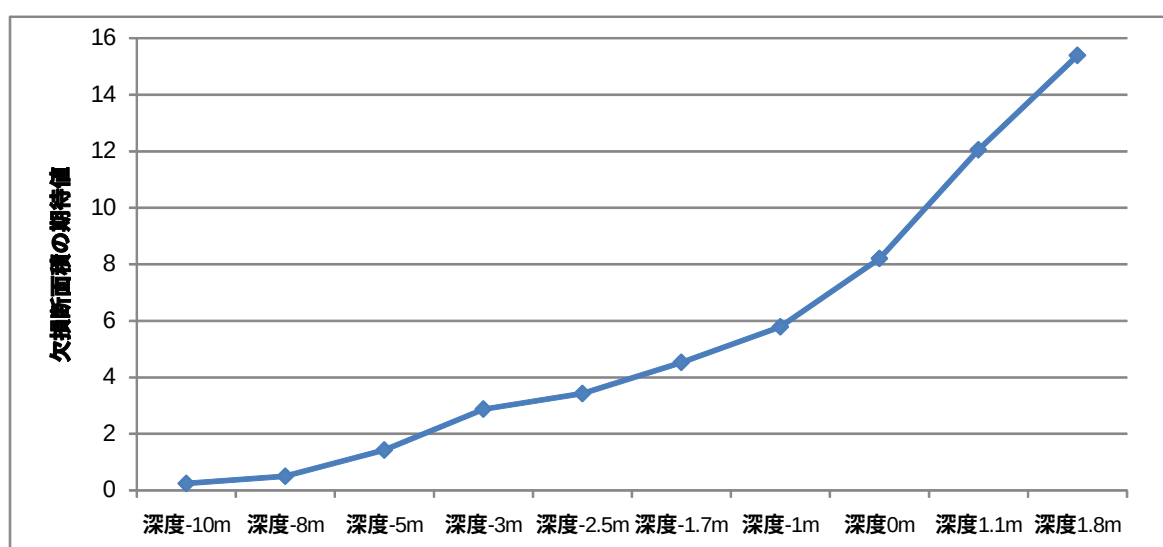


図 5.5.61 深度要因に対する欠損断面積の期待値の感度

つぎに、対象サンプルにおいて、深度と欠損断面積の劣化要因の組み合わせは多様に異なる。以下では、代表的な劣化要因の組み合わせとして、欠損断面積の倍率 6(すなわち、 24mm^2)、および欠損断面積の倍率 20 超過(すなわち、 80mm^2 超過)の 2 つのケースにおいて、孔食深さの一定倍率の劣化発生確率を算定した結果を示す。

まず、次の表に示す欠損断面積が 24mm^2 まで進展した状況において、孔食深さの一定倍率の劣化発生確率を算定した結果を示す。

表 5.5.41 深度・欠損断面積の劣化要因の組み合わせ（欠損断面積の倍率 6 のケース）

属性タイプ	深度(m)	欠損断面積(mm^2)	1倍確率	5倍確率	10倍確率	15倍確率	20倍確率
属性1	-3.4	24	0.26662	0.03773	0.00004	0.00000	0.00000
属性2	-3	24	0.24208	0.04836	0.00008	0.00000	0.00000
属性3	-2.9	24	0.23571	0.05133	0.00010	0.00000	0.00000
属性4	-1.2	24	0.12502	0.11788	0.00144	0.00000	0.00000
属性5	-1	24	0.11306	0.12666	0.00192	0.00000	0.00000
属性6	-1	24	0.11306	0.12666	0.00192	0.00000	0.00000
属性7	0	24	0.06184	0.16405	0.00729	0.00003	0.00000
属性8	0.8	24	0.03319	0.17546	0.01848	0.00016	0.00000
属性9	1.4	24	0.01889	0.16753	0.03368	0.00057	0.00000
属性10	1.8	24	0.01231	0.15415	0.04769	0.00124	0.00001

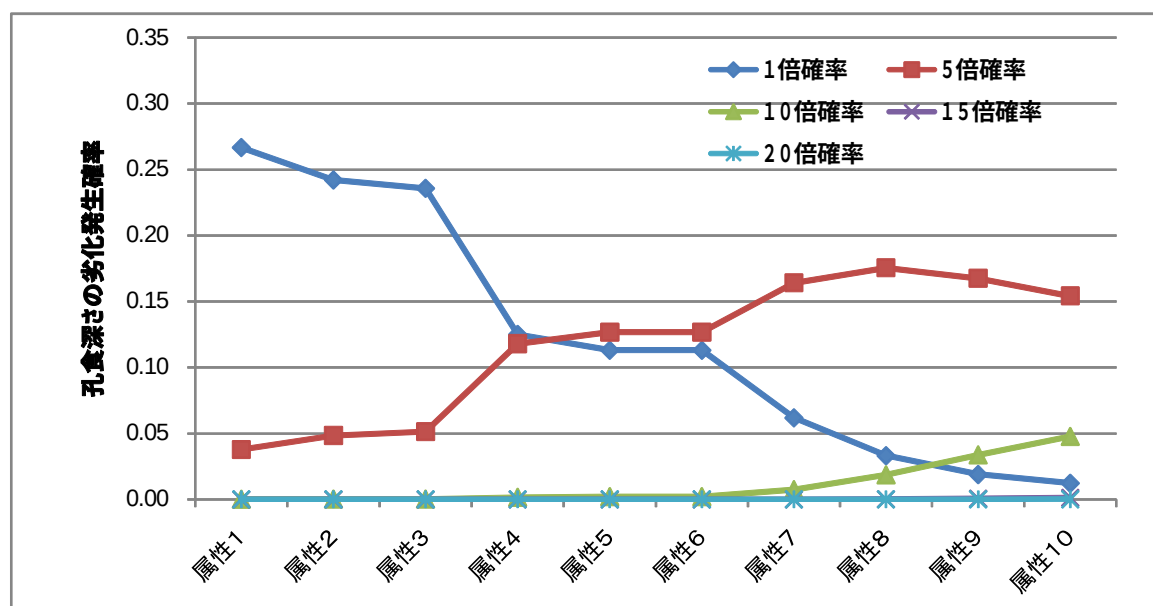


図 5.5.62 孔食深さの一定倍率の劣化発生確率（欠損断面積の倍率 6 のケース）

上図のように、欠損断面積が 24mm^2 進行した状況で、孔食深さの中央値と同等（1 倍）の劣化発生確率は、水中の深い箇所において発生しうる結果となっている。また、孔食深さの中央値の 5 倍程度の劣化発生確率は、深度-1m 付近から発生しやすい結果となっている。さらに 10 倍以上の孔食深さの劣化発生確率は、空気が触れる飛沫帯において発生しやすい算定結果となっている。15 倍、20 倍の孔食深さの劣化発生確率は、微少な値が見られるにすぎない。

また、次の表に示す欠損断面積が 80mm^2 以上にまで進展した状況において、孔食深さの一定倍率の劣化発生確率を算定した結果を示す。

表 5.5.42 深度・欠損断面積の劣化要因の組み合わせ（欠損断面積の倍率 20 超過ケース）

属性タイプ	深度(m)	欠損断面積(mm ²)	5倍確率	10倍確率	15倍確率	20倍確率
属性11	-1	80	0.17179	0.01112	0.00006	0.00000
属性12	0	80	0.16879	0.03210	0.00051	0.00000
属性13	1.4	92	0.08722	0.10239	0.01009	0.00019
属性14	-2.9	100	0.12361	0.00174	0.00000	0.00000
属性15	1.2	100	0.08765	0.10208	0.00998	0.00019
属性16	-3.4	104	0.10581	0.00096	0.00000	0.00000
属性17	1.2	104	0.08202	0.10597	0.01149	0.00024
属性18	0.7	124	0.08308	0.10524	0.01119	0.00023
属性19	0	128	0.11866	0.07843	0.00435	0.00005
属性20	1.7	136	0.02371	0.12045	0.05135	0.00424
属性21	0.2	144	0.08415	0.10451	0.01089	0.00022
属性22	1.2	216	0.00218	0.05159	0.10232	0.03931
属性23	1.2	256	0.00020	0.01347	0.07541	0.08180
属性24	1.2	312	0.00000	0.00052	0.01257	0.05830

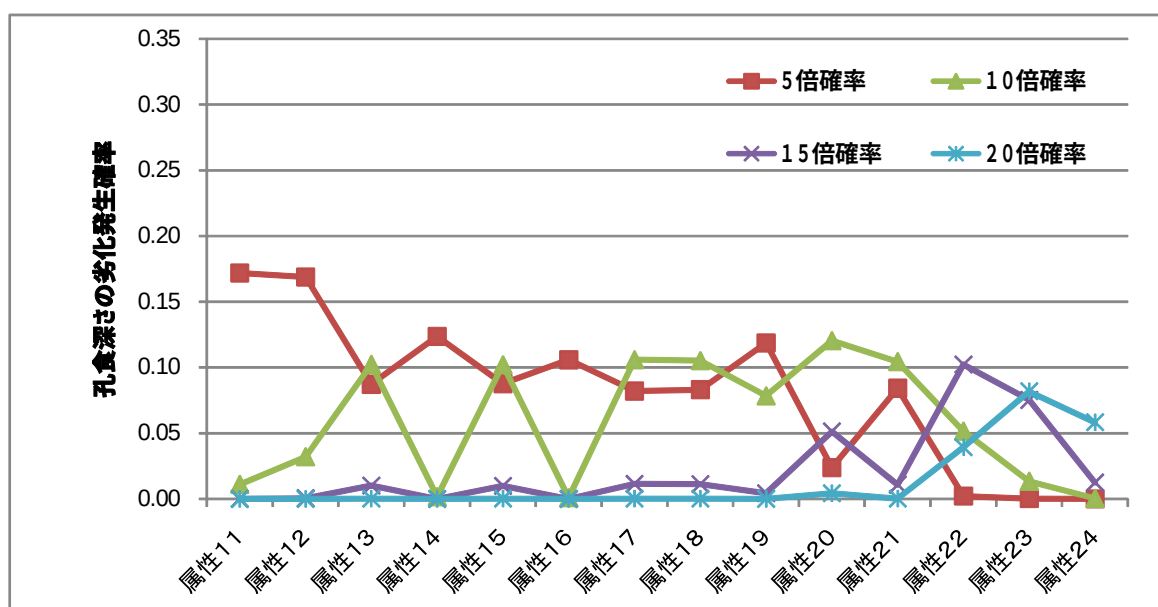


図 5.5.63 孔食深さの一定倍率の劣化発生確率（欠損断面積の倍率 20 超過のケース）

上図のように、欠損断面積が 80mm² 進行した状況では、先のケースと異なり、孔食深さの中央値の 10 倍程度の劣化発生確率も大きくなっている。さらに、15 倍、20 倍の孔食深さの劣化発生確率が顕在化しており、貫通リスクが大きくなっている。

続いて、欠損断面積の変化に対する孔食深さのカウント倍率の期待値の感度を示す。

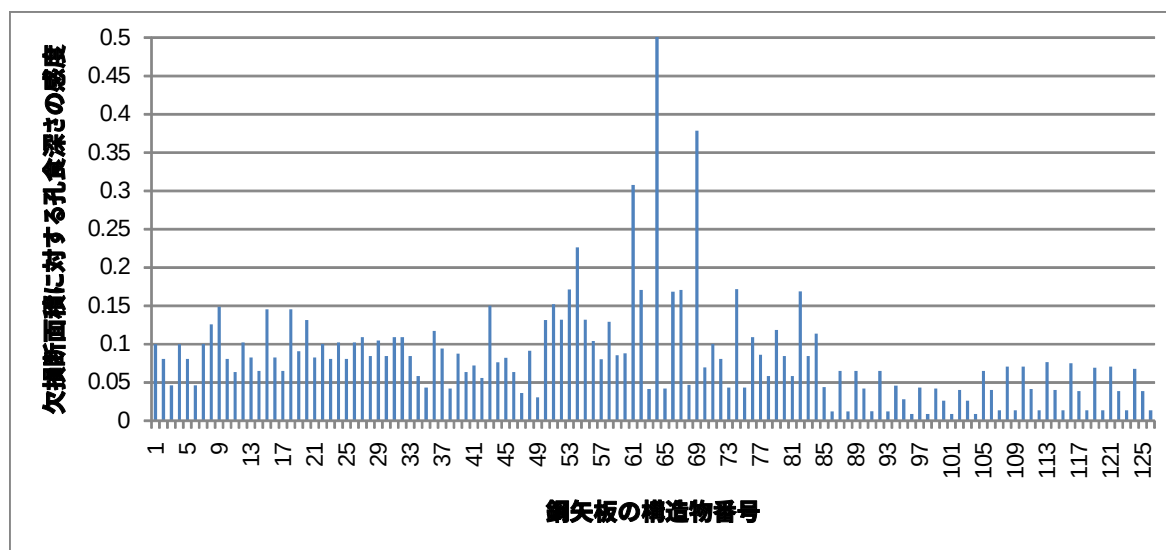


図 5.5.64 欠損断面積の変化に対する孔食深さの期待値の感度

上図のように、調査箇所によって、欠損断面積の1単位あたりの劣化進展に対する孔食深さの期待値の感度が顕著に大きくなる箇所が見られる。最大の感度は0.5となっている。この場合、欠損断面積1単位（ 4mm^2 ）増加するとき、孔食深さ0.5単位（ $0.2 \times 0.5 = 0.1\text{mm}$ ）進行すると解釈される。

このように、外観上の欠損断面積が拡大することをシグナルにして、孔食深さの感度を貫通リスクとして捉えることに寄与すると考えられる。

5.6 劣化モデルの比較と考察

5.6.1 コンクリート部材

寿命予測モデルにおいては、時間の経過と損傷進行のハザードの関係を分析できる点で寿命予測モデルは優れているといえる。このモデルでは、構造物の部材において経過年数をライフタイム（部材齢）として明示的に考慮している点が特徴的である。また、異なる種類の部材において、損傷進行のハザードの大きさ、ハザードの形状を比較することによって、損傷進行の傾向を客観的に評価することができる。また、点検データから推定した寿命関数の推移を確認することによって、損傷進行の推移を把握することが可能となる。寿命関数の情報からは、性能維持する確率が50%となる中央値（メディアン）の供用年数を読みとることによって、構造物のライフサイクル費用算定における対策実施のタイミング予測値として活用することができる。ワイブル分布のモデルにおいて、理論的に導出した平均余寿命の計算値と寿命関数から読みとったメディアンの供用年数は良好な近似値を与えることを確認できる。寿命予測モデルの必要なデータ数について、筆者らの過去の経験から、点検データと諸元データの統合セットが部材単位で600～800程度あれば、ワイブル分布を仮定した寿命予測モデルの安定した推定結果を得ることが可能である。この結果は、Tohman-Bain 検定統計量を用いて確認することができる。すなわち、それ以上サンプルを追加しても進行形状パラメータの推定結果に大きな差がみられず、収束していく傾向がみられる。データがどれだけ必要かは、一概には言えないが、できる限り、分析対象における構造物齢に特定の世代に偏りがなく、損傷進行のレベルも損傷度ランクが低いものから高いものまで公平に含むことが安定した推定結果をもたらすこととなる。データの質として、目視点検データであるか、器具による定量的点検データであるかによっても推計精度は異なってくる。そもそも、損傷の種類が異なれば、それが発生する頻度も異なってくる。この場合、めったに起こらない損傷ほど、点検データの蓄積に時間を要すると思われる。まずは、発生頻度が多い損傷の種類から、新たな実証結果を精力的に産み出し、損傷進行のハザードの知見を蓄積することが求められると考えられる。

マルコフ連鎖モデルでは、1期前の点検結果のみが今回の判定に関係するとした単純マルコフ過程を用いた。点検要領より、健全度の点検結果は5, 4, 3, 2, 1などの離散的ランクで示されるので、マルコフ過程は健全度ランクの推移を把握するのに適しているといえる。一方で、クラック幅やクラック長さなどの連続増加する量をランク分けする場合、ランクの多さが課題となるのと、ランク分けをすることで、連続した量の特性が失われてしまうのが欠点である。状態推移確率の精度はデータセットの数に影響を受ける。クラック幅のデータセットで悪い状態であるランク7のデータ数が4しかなかったが、表5.4.8よりt値が2.04であったことから、寿命予測モデルのように数百規模のまとまったデータ数が必要ということではなく、少ないデータセット数でも推計できるのが特徴である。データ数が少ないランク6や8はt値は2.0未満となっている。

以下、コンクリート部材における劣化予測として、マルコフモデルと寿命データモデルの結果を比較する。

マルコフモデルの場合、推計結果が状態推移分布（割合）で表現されるため、寿命データ分析による回帰式と比較するうえで、状態推移分布を式(1)により状態を表す値に置き換えた。

$$c = \frac{\sum s \cdot r}{\sum r} \quad (1)$$

ここに,

c: 状態 (健全度)

s: ランクの代表値 (ランキングの平均値)

r: 健全度の割合

例えば, 1年後に健全度1 (最良) が80% (ランクの平均値が1), 健全度2が15% (ランクの平均値が3), 健全度3が5% (ランクの平均値が5) の場合, 1年後の状態は $(1 \times 0.8 + 3 \times 0.15 + 5 \times 0.05) / (0.8 + 0.15 + 0.05) = 1.5$ となる.

以下, クラック長さ, クラック幅, 開きの幅ごとに, 推移図, マルコフモデルによる予測結果と寿命データモデルによる予測結果を併記する.

■ クラック長さ

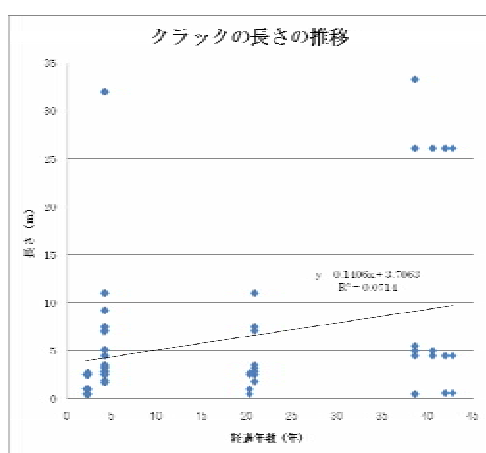
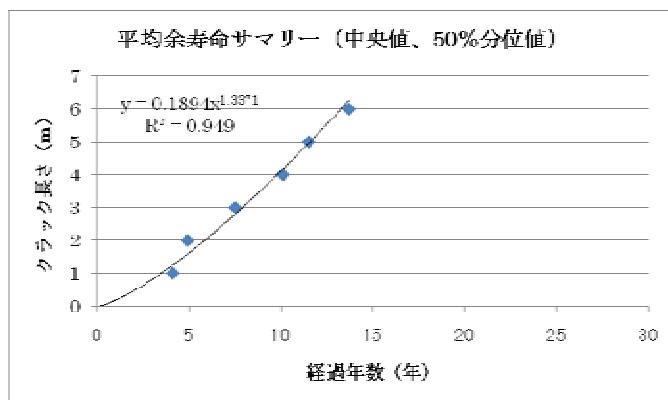
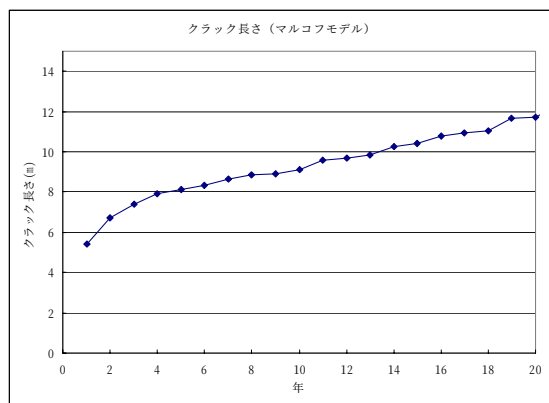


図 5.5.1 クラック長さの推移



■クラック幅

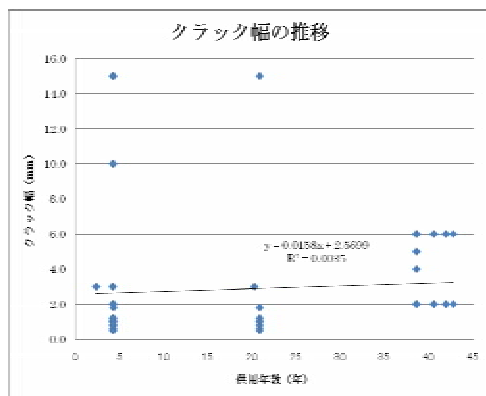
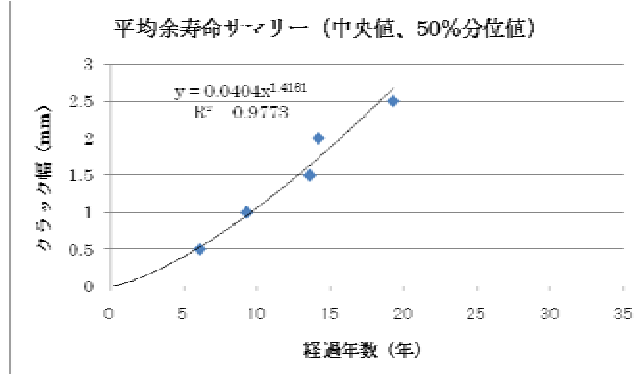
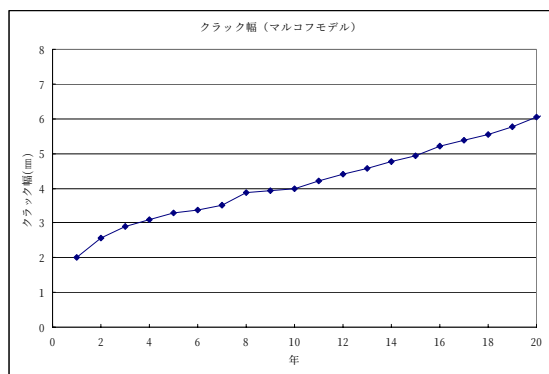


図 5.5.3 クラック幅の推移



■開きの幅

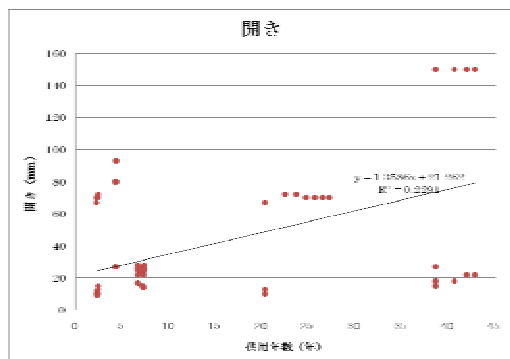
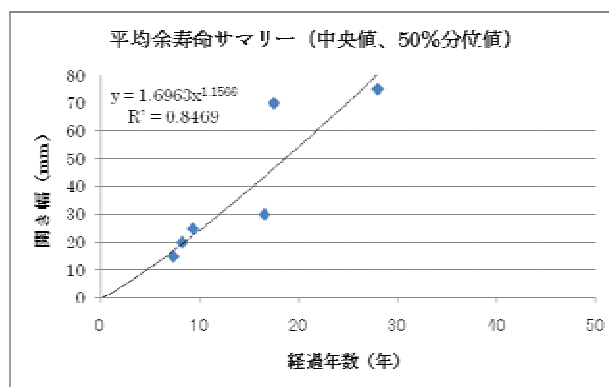
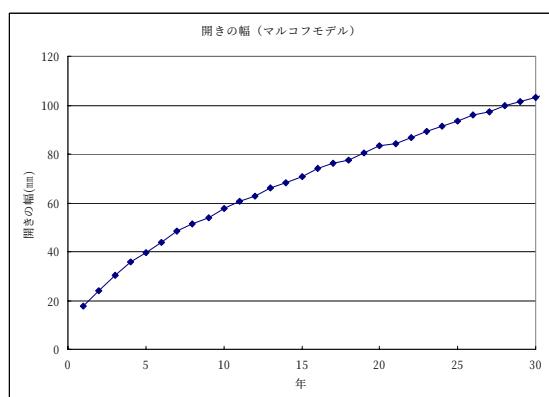


図 5.5.5 開きの推移



開きの幅はマルコフモデルと寿命予測モデルの推計結果は近似している。しかし、クラック幅と

クラック長さは結果に大きな差が生じている。この理由として、推移図からわかるように、供用年数の短い期間に大きなランクデータが生じている場合(推移図における決定係数が小さい場合)は、マルコフモデルと寿命予測モデルの推計結果は大きな差が生じている。開きの幅のように、推移図の決定係数が大きくなると、マルコフモデルと寿命予測モデルの推計結果はよく似てくると思われる。点検結果は2時点しかなく、しかも、マルコフモデルの場合は数年で大きなランクに急激に落ちるようなデータがあるがためにマルコフモデルの劣化予測は寿命予測モデルよりも劣化速度が速い結果になったものと考えられる。寿命予測モデルの場合はこの問題は寿命関数、適用できる確率分布、最終的に近似式に回帰することなどで解消されられると思われる。さらに、マルコフモデルの場合はランク分けすることで中間のデータの連続量の情報が欠落してしまうことが問題点としてあげられる。

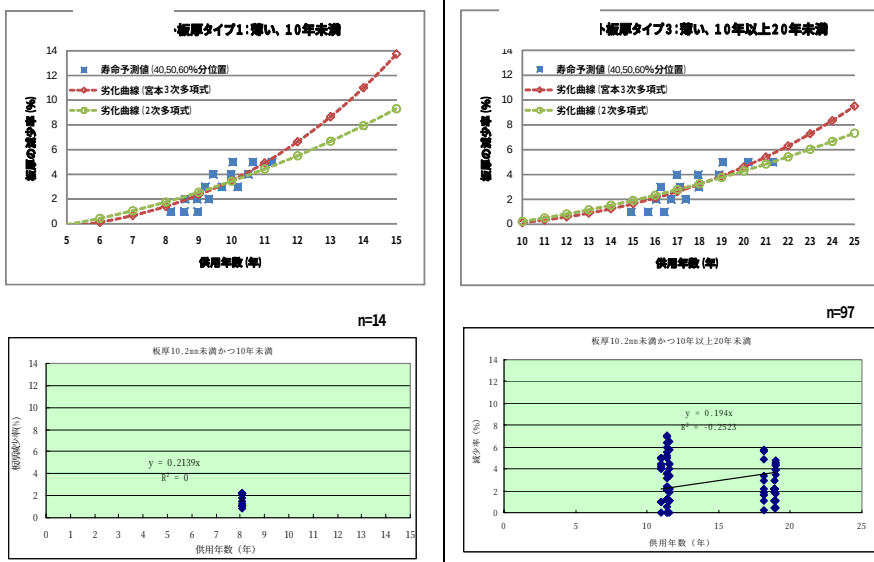
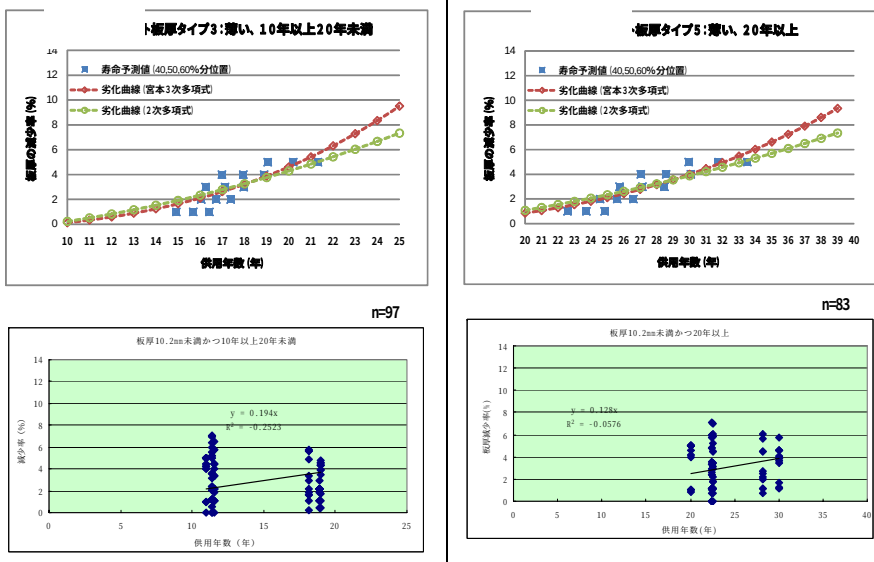
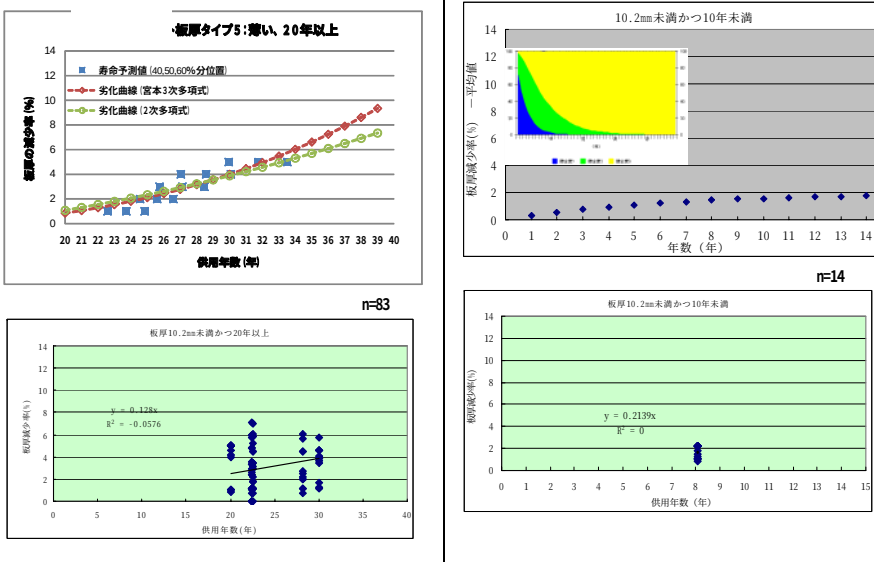
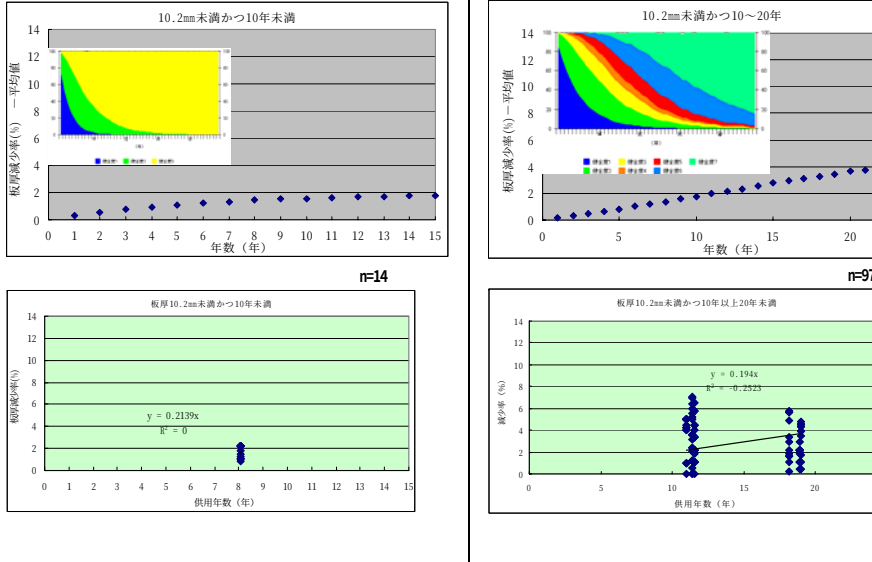
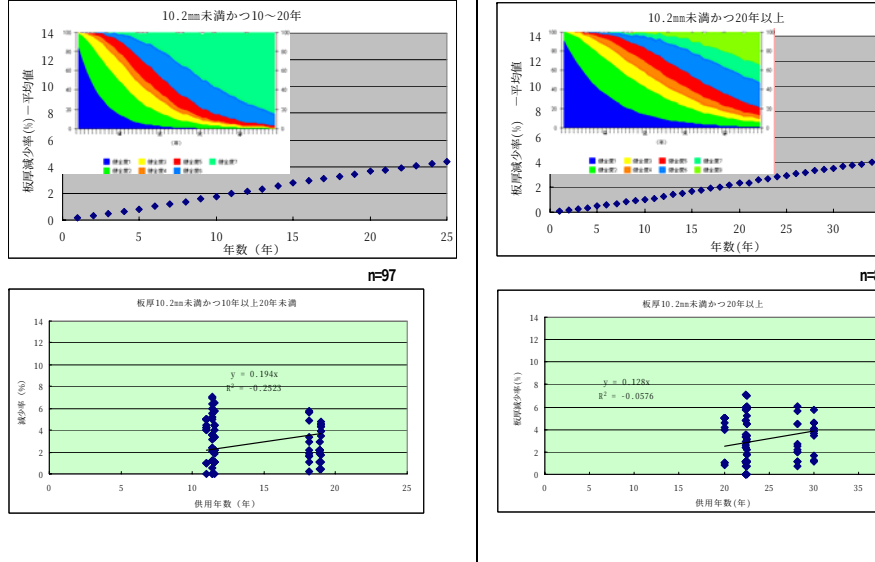
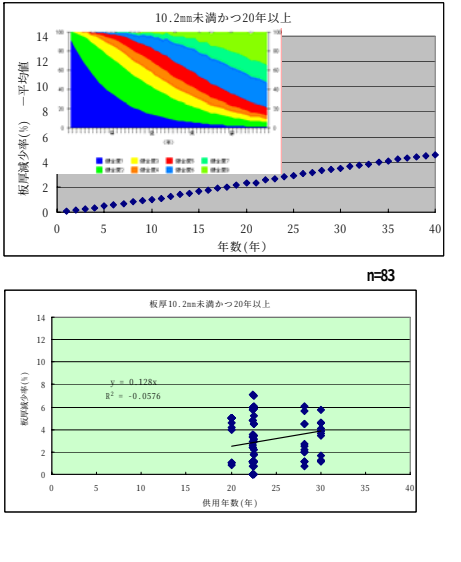
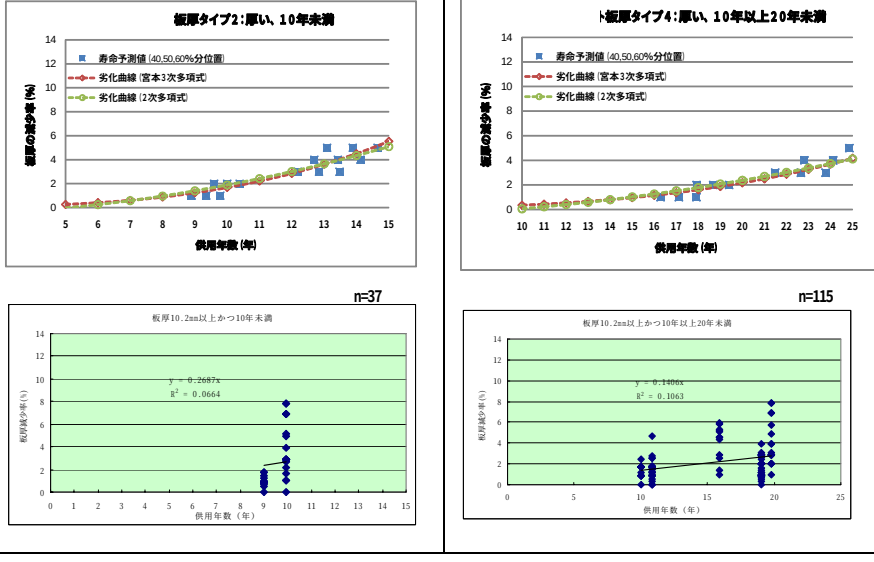
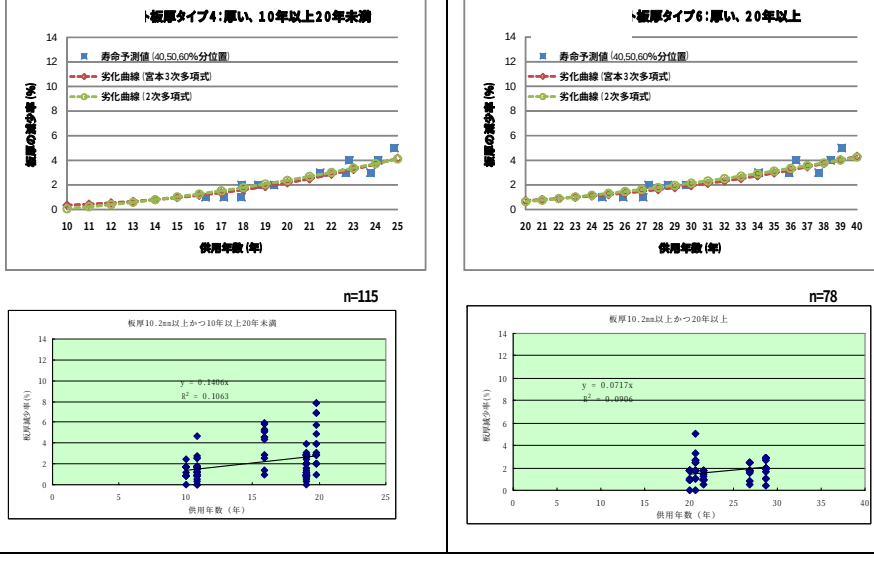
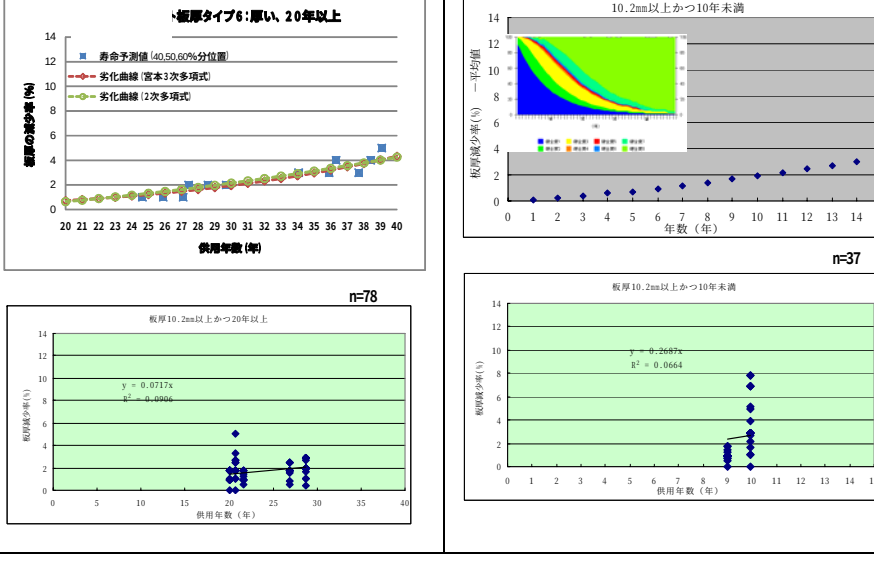
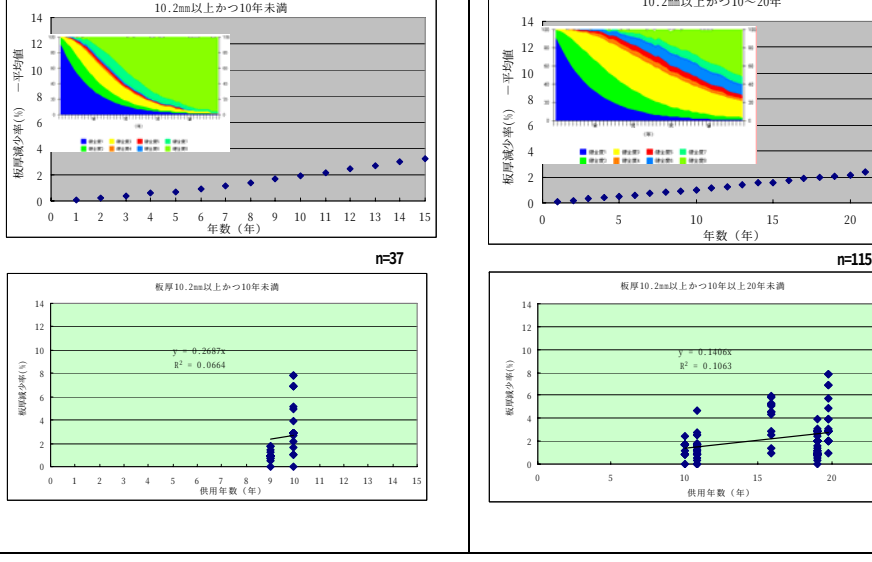
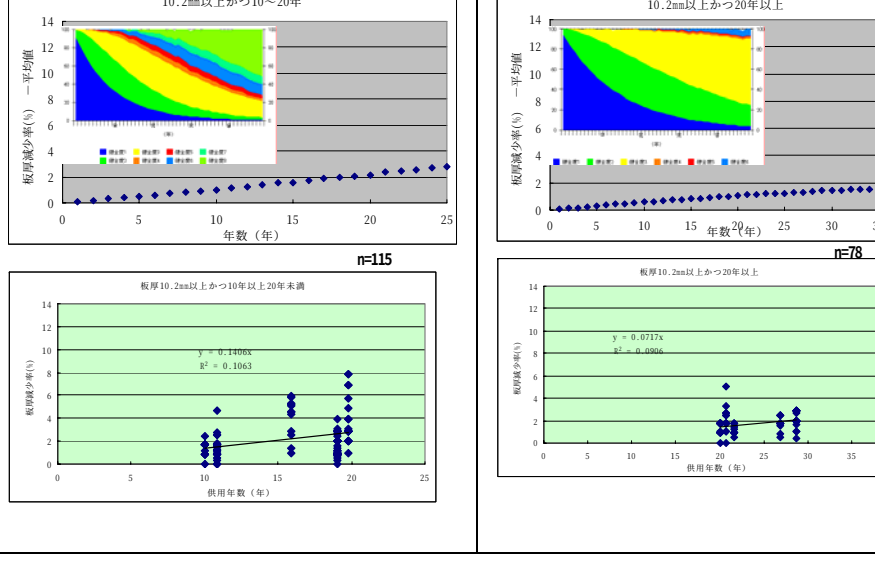
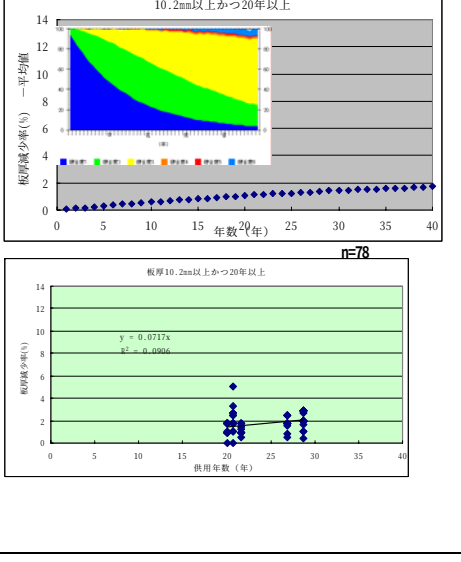
このように、劣化予測を行う場合でも、まず推移図（計測データと年数の関係）からデータの傾向を把握し、適用できる手法を選定することが重要である。

5.6.2 鋼部材

寿命データ分析（加速ハザードモデル）の方が、板厚のような連続したデータを扱うのに適していることが判明した。

前項にて求めた劣化予測結果の比較表を次頁に示す。

表 5.6.1 数理確率モデルによる劣化予測比較表

		寿命データ分析 (加速ハザードモデル)			マルコフ状態推移モデル																																					
	グレーピング	供用年数 10 年未満	供用年数 10～20 年	供用年数 20 年以上	供用年数 10 年未満	供用年数 10～20 年	供用年数 20 年以上																																			
鋼プレートによる推計結果	板厚 10.2mm 未満 (上段：予測値, 下段：点検実績)																																									
	板厚 10.2mm 以上 (上段：予測値, 下段：点検実績)																																									
値の比較		<table><tr><th></th><th>供用年数10年未満 (10年値で比較)</th><th>供用年数10～20年未満 (20年値で比較)</th><th>供用年数20年以上 (30年値で比較)</th></tr><tr><th>点検による実績</th><th>寿命データ分析 (誤差)</th><th>マルコフ連鎖(誤差)</th><th>点検による実績</th><th>寿命データ分析 (誤差)</th><th>マルコフ連鎖(誤差)</th><th>点検による実績</th><th>寿命データ分析 (誤差)</th><th>マルコフ連鎖(誤差)</th></tr><tr><td>板厚10.2mm未満</td><td>2.1mm</td><td>3.2mm - (1.1mm)</td><td>1.6mm - (0.5mm)</td><td>3.9mm</td><td>4.2mm - (0.3mm)</td><td>3.5mm - (0.4mm)</td><td>3.8mm</td><td>4.0mm - (0.2mm)</td><td>3.5mm - (0.3mm)</td></tr><tr><td>板厚10.2mm以上</td><td>2.7mm</td><td>1.8mm (0.9mm)</td><td>2.0mm - (0.7mm)</td><td>2.8mm</td><td>2.3mm (0.5mm)</td><td>2.2mm - (0.6mm)</td><td>2.1mm</td><td>2.0mm (0.1mm)</td><td>1.6mm - (0.5mm)</td></tr></table>				供用年数10年未満 (10年値で比較)	供用年数10～20年未満 (20年値で比較)	供用年数20年以上 (30年値で比較)	点検による実績	寿命データ分析 (誤差)	マルコフ連鎖(誤差)	点検による実績	寿命データ分析 (誤差)	マルコフ連鎖(誤差)	点検による実績	寿命データ分析 (誤差)	マルコフ連鎖(誤差)	板厚10.2mm未満	2.1mm	3.2mm - (1.1mm)	1.6mm - (0.5mm)	3.9mm	4.2mm - (0.3mm)	3.5mm - (0.4mm)	3.8mm	4.0mm - (0.2mm)	3.5mm - (0.3mm)	板厚10.2mm以上	2.7mm	1.8mm (0.9mm)	2.0mm - (0.7mm)	2.8mm	2.3mm (0.5mm)	2.2mm - (0.6mm)	2.1mm	2.0mm (0.1mm)	1.6mm - (0.5mm)	点検による実績の推定精度は良くないが、施設数の多い供用年数 10 年以上でみると、寿命データ分析の方がマルコフ連鎖モデルよりも誤差（予測値－実績値）が小さい。 →寿命データ分析の方が予測精度は高い。				
	供用年数10年未満 (10年値で比較)	供用年数10～20年未満 (20年値で比較)	供用年数20年以上 (30年値で比較)																																							
点検による実績	寿命データ分析 (誤差)	マルコフ連鎖(誤差)	点検による実績	寿命データ分析 (誤差)	マルコフ連鎖(誤差)	点検による実績	寿命データ分析 (誤差)	マルコフ連鎖(誤差)																																		
板厚10.2mm未満	2.1mm	3.2mm - (1.1mm)	1.6mm - (0.5mm)	3.9mm	4.2mm - (0.3mm)	3.5mm - (0.4mm)	3.8mm	4.0mm - (0.2mm)	3.5mm - (0.3mm)																																	
板厚10.2mm以上	2.7mm	1.8mm (0.9mm)	2.0mm - (0.7mm)	2.8mm	2.3mm (0.5mm)	2.2mm - (0.6mm)	2.1mm	2.0mm (0.1mm)	1.6mm - (0.5mm)																																	
特記事項		供用年数に関係なく、板厚が薄い方が劣化速度が早く、板厚が厚い方が劣化速度が緩やかである。 一方、板厚に関係なく、供用年数が短い方が劣化速度は早く、供用年数が長い方が劣化速度が緩やかである結果になる。 板厚のような連続したデータを扱うのに適している。また、適用にあたってのデータ量も問題がない。			まず、状態推移分布（年状態推移確率）を算出した後、年板厚減少量の年平均値をプロットした。 供用年数 10 年未満は除いて、供用年数に関係なく、板厚が薄い方が劣化速度が早く、板厚が厚い方が劣化速度が緩やかである（寿命データ分析と同じ傾向）。一方、板厚に関係なく、供用年数が短い方が劣化速度は早く、供用年数が長い方が劣化速度が緩やかである結果になる（寿命データ分析と同じ傾向）。 手法の性格上、最も悪いランクに収束していくため、どうしても上に凸の予測曲線になる。よって、寿命データ分析のようにライフサイクル後半に劣化速度が加速するようなケースには適さない。 本来、連続量である板厚変化データを離散量としてランク分けすることで誤差が生じる原因となっている。すなわち、連続量データをカテゴリ分けすることで失われる情報のリスクが大きい。 橋梁点検のような 5 段階の判定ランクのデータならマルコフ状態推移モデルが適しているが、連続量の場合は適していない。																																					
評価		○			×																																					

5.7 まとめ

本章では、コンクリート部材ではクラック幅とクラック長さ、沈下による開き、鋼部材では板厚を対象にして、同じ点検データを用いて、マルコフ連鎖モデルによる劣化予測と寿命予測モデルによる劣化予測を行った。2つの手法ともに過去の点検データを用いて容易に将来予測推計ができることが確認できた。また、推計精度を確保するためのデータセットの最小数の確認もできた。また、鋼製護岸の孔食データを用いて、突発性の事象を推定するモデルとして、ポアソン回帰モデルの適用を行った。

過去の点検データから推計して将来の劣化予測を行う場合、点検データの量や構造物の種類や構造、劣化損傷要因など推計精度に与える影響は様々である。得られた点検データからどのような手法を用いて推計することが適切かの判断は、技術者の経験と勘によるところが大きいといえる。2つの手法を比較した結果、差は、同じ推計精度を得るためのデータセットの数の違い、ライフサイクル後半の危険性を評価することができるかどうか、劣化予測の結果をその後のマネジメント意思決定に活用する方法の違いなどであるといえる。

参考文献

(ハザードモデル)

- 1) H.C. Shin and S. Madanat : Development of A Stochastic Model of Pavement Distress Initiation, JSCE, No.744/IV-61, pp.61-67, 2003.
- 2) 青木一也, 山本浩司, 小林潔司: 時間依存型劣化過程を有するシステムの集計的最適点検・補修モデル, 土木学会論文集 F, Vol.62, No.2, pp.240-257, 2006.
- 3) D.R. Cox and D. Oakes : Analysis of Survival Data, Monographs on Statistics and Applied Probability 21, Chapman & Hall/CRC, 1998.
- 4) E.T. Lee and J.W. Wang : Statistical Methods for Survival Data Analysis, John Wiley & Sons, 2003.
- 5) 中村 剛 : Cox 比例ハザードモデル, 医療統計学シリーズ, 朝倉書店, 2001.
- 6) 岩崎 学 : 統計的データ解析のための数値計算法入門, 統計ライブラリー, 朝倉書店, 2004.
- 7) 大野 豊, 磯田和男 : 新版 数値計算ハンドブック, (株)オーム社, 1990.
- 8) W.N. Venables and B.D. Ripley : Modern Applied Statistics with S-PLUS 3rd edition, Chapter12, Springer-Verlag, 1999 ; 伊藤幹夫, 大津泰介, 戸瀬信之, 中東雅樹 (訳) : S-PLUS による統計解析, シュプリンガー・フェアラーク東京, 2001.

(ポアソン回帰モデル)

- 1) C. Cameron and P. Trivedi : Econometric Models Based on Count Data : Comparisons and Applications of Some Estimators, Journal of Applied Econometrics, 1, pp.29-53, 1986.
- 2) T. Yasuno : Activity Analysis on Diary Data, K. Kobayashi et al Eds.: Social Capital and Development Trends in Rural Areas, Chap11, 2005.
- 3) 大野 豊, 磯田和男 : 新版 数値計算ハンドブック, (株)オーム社, 1990.

(マルコフモデル)

- 1) <http://psa2.kuciv.kyoto-u.ac.jp/bms/index.html>
- 2) 津田尚胤, 貝戸清之, 青木一也, 小林潔司: 橋梁劣化予測のためのマルコフ推移確率の推計, 土

木学会論文集, No.801／ I -73, pp.69-82, 2005-10.

- 3) 青木一也, 若林伸幸, 大和田慶, 小林潔司: 橋梁マネジメントシステムアプリケーション, 土木学会, 土木情報利用技術論文集, Vol.14, pp.199-210, 2005.
- 4) 山本拓: 新経済学ライブラリー12 計量経済学, 新世社, pp.78, 1995.

6. 補修・改良時期の提案

施設を対象として、延命化やライフサイクルコストの最小化等を図るための複数のシナリオを設定し、その補修・改良工法及び実施時期について比較検討することで、最適な補修の提案を行う。

対策工法は、対策が必要とされる部材・部位及び施設の構造及び材質を考慮し、施設の残存供用年数、選定工法における期待耐用年数、性能を期待する水準までに十分回復できるかどうかを十分に検討して選出する。

6.1 補修・改良方法

護岸の対応策は、ライフサイクルが異なる部材単位、つまり劣化曲線が異なる部材単位に対応して、以下のように分類した。なお、栈橋下部工および鋼(鋼管)矢板の飛沫・干満帯については塗覆装の対策であり、塗覆装の耐用年数で繰返し更新するものとした。

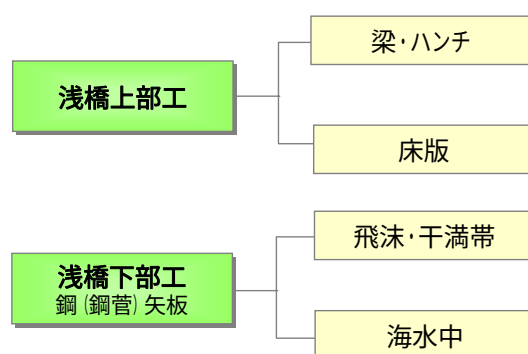


図 6.1.1 対応策の分類

6.1.1 対策工法の検討

施設の劣化・損傷の度合いと補修・補強工法の間係を整理し、それぞれの劣化・損傷の度合いに応じた対策工法を検討する。

以下に、一般的な補修・補強工法を示す。

補修：耐久性能の回復もしくは向上を目的とした対策

RC 構造	
	断面修復工 (劣化したコンクリート部分を取り去り、断面を修復すること)
	表面処理工法
	電気化学的脱塩工法
	鉄筋の電気防食工法 等
鋼構造	
	電気防食工法
	塗覆装工法 (モルタルライニング工法、ペトロラタムライニング工法等) 等

補強：耐荷性や剛性などの力学的な性能の回復もしくは向上を目的とした対策

RC 構造	
	接着工法（鋼板接着工法、FRP接着工法）
	プレストレス導入工法（外ケーブル工法、内ケーブル工法）
	増厚工法 等
鋼構造	
	コンクリート被服工法
	コンクリート充填工法
	鋼板補強工法
	部材交換工法

上記で列挙した工法と、実施が適当な施設の健全度について、下記表 6.1.1 に示す関係を基に、以降の検討を進める。

表 6.1.1 構造物の健全度ランクと標準的な工法

健全度ランク	標準的な工法	
	RC部材	鋼部材
5	表面処理	電気防食、塗覆装
4	表面処理、電気防食、脱塩	電気防食、塗覆装
3	表面処理、断面修復、電気防食、脱塩	コンクリート被服、鋼板補強、電気防食、塗覆装
2	断面修復、接着、外ケーブル、増厚	部材交換、コンクリート被服、鋼板補強
1	更新	更新

(A) 栈橋上部工（R C 部材）

1) 梁・杭頭ハンチ

梁および杭頭ハンチの対策工法として、本研究で採用した工法は以下の6工法とする。

- ① 表面塗装工法
- ② 断面修復工法
- ③ 断面修復＋電気防食工法
- ④ 電気防食工法
- ⑤ 脱塩工法
- ⑥ 永久型枠工法

また、各工法と健全度ランクの関係を表 6.1.2 に示す。

表 6.1.2 各工法と健全度ランクの関係

健全度 ランク	補 修 工 法（梁・杭頭ハンチ）					
	表面塗装	断面修復	断面修復＋電気防食	電気防食	脱 塩	永久型枠
5.1	表面塗装 100%					
5		断面修復 100%(15cm) ＋ 表面塗装 100%	—	断面修復 0% ＋ 電気防食 100%	断面修復 0% ＋ 脱 塩 100%	断面修復 100%(15cm) ＋ 永久型枠 100%
4		断面修復 100%(15cm) ＋ 表面塗装 100%	断面修復 20%(15cm) 表面塗装 20% ＋ 電気防食 80%	断面修復 20%(10cm) ＋ 電気防食 100%	断面修復 20%(15cm) ＋ 脱 塩 100%	断面修復 100%(15cm) ＋ 永久型枠 100%
3		断面修復 100%(15cm) ＋ 表面塗装 100%	断面修復 50%(15cm) 表面塗装 50% ＋ 電気防食 50%	断面修復 50%(10cm) ＋ 電気防食 100%	断面修復 50%(15cm) ＋ 脱 塩 100%	断面修復 100%(15cm) ＋ 永久型枠 100%
2		断面修復 100%(15cm) ＋ 表面塗装 100%	断面修復 70%(15cm) 表面塗装 70% ＋ 電気防食 30%	断面修復 70%(10cm) ＋ 電気防食 100%	断面修復 70%(15cm) ＋ 脱 塩 100%	断面修復 100%(15cm) ＋ 永久型枠 100%
1		断面修復 100%(15cm) ＋ 表面塗装 100%	—	断面修復 100%(10cm) ＋ 電気防食 100%	断面修復 100%(15cm) ＋ 脱 塩 100%	断面修復 100%(15cm) ＋ 永久型枠 100%

なお、電気防食および電気防食と併用する断面修復工法については、健全度判定基準の「はく離・はく落、浮き」の面積比に対応し、健全度ランクに応じて断面修復の面積を変化させた。

また、健全度ランクに示す表面塗装 100%については、フィックの拡散方程式を用いて表面塗装の適用時期を別途計算した。

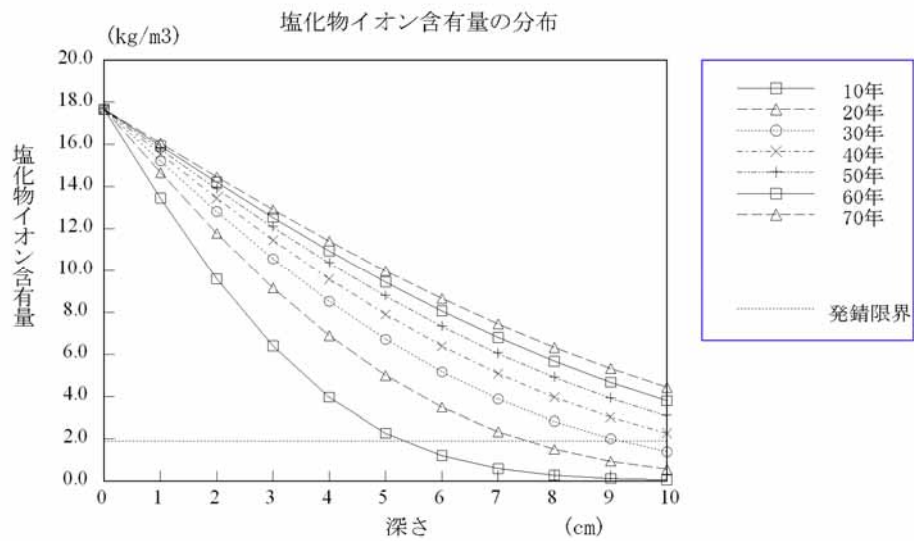
表面塗装工法は、塗装後にコンクリート内部に閉じ込められた塩化物イオンが拡散しても、鉄筋位置での塩化物イオン濃度が発錆限界値（1.88kg/m³）を超えない場合に適用できる。

次頁にフィックの拡散方程式を用いた予測結果を示す。計算は梁・杭頭ハンチの表面塩化物イオン量および塩化物イオンの拡散係数を設定し、塗装の施工時期をパラメータにして今後50年後の鉄筋位置の塩化物イオン濃度を予測した結果である。

【計算条件】

鉄筋位置 7.0cm

表面塗装なし



【計算条件】

鉄筋位置 7.0cm

塗装施工時期 2年後

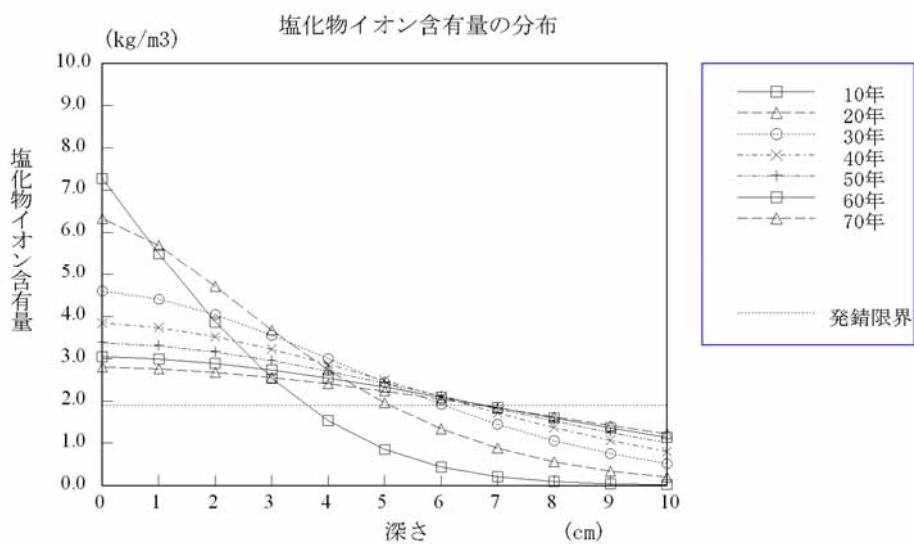


図 6.1.2 表面塗装の適用性

以上より、梁および杭頭ハンチの表面塗装の適用時期は2年とする。

2) 床版

床版の対策工法として、本研究で採用した工法は以下の7工法とする。

- ① 表面塗装工法
- ② 断面修復工法
- ③ 断面修復＋電気防食工法
- ④ 電気防食工法
- ⑤ 脱塩工法
- ⑥ 永久型枠工法
- ⑦ 打替え工法

また、各工法と健全度ランクの関係を表 6.2.3 に示す。

表 6.1.3 各工法と健全度ランクの関係

健全度 ランク	補 修 工 法 (床 版)						
	表面塗装	断面修復	断面修復＋電気防食	電気防食	脱 塩	永久型枠	打替え
5.1	表面塗装 100%						
5		断面修復 100%(10cm) ＋ 表面塗装 100%	—	断面修復 0% ＋ 電気防食 100%	断面修復 0% ＋ 脱 塩 100%	断面修復 100%(10cm) ＋ 永久型枠 100%	—
4		断面修復 100%(10cm) ＋ 表面塗装 100%	断面修復 20%(10cm) 表面塗装 20% ＋ 電気防食 80%	断面修復 20%(10cm) ＋ 電気防食 100%	断面修復 20%(10cm) ＋ 脱 塩 100%	断面修復 100%(10cm) ＋ 永久型枠 100%	取壊し 100% ＋ 現況復旧 100%
3		断面修復 100%(10cm) ＋ 表面塗装 100%	断面修復 50%(10cm) 表面塗装 50% ＋ 電気防食 50%	断面修復 50%(10cm) ＋ 電気防食 100%	断面修復 50%(10cm) ＋ 脱 塩 100%	断面修復 100%(10cm) ＋ 永久型枠 100%	取壊し 100% ＋ 現況復旧 100%
2		断面修復 100%(10cm) ＋ 表面塗装 100%	断面修復 70%(10cm) 表面塗装 70% ＋ 電気防食 30%	断面修復 70%(10cm) ＋ 電気防食 100%	断面修復 70%(10cm) ＋ 脱 塩 100%	断面修復 100%(10cm) ＋ 永久型枠 100%	取壊し 100% ＋ 現況復旧 100%
1		断面修復 100%(10cm) ＋ 表面塗装 100%	—	断面修復 100%(10cm) ＋ 電気防食 100%	断面修復 100%(10cm) ＋ 脱 塩 100%	断面修復 100%(10cm) ＋ 永久型枠 100%	取壊し 100% ＋ 現況復旧 100%

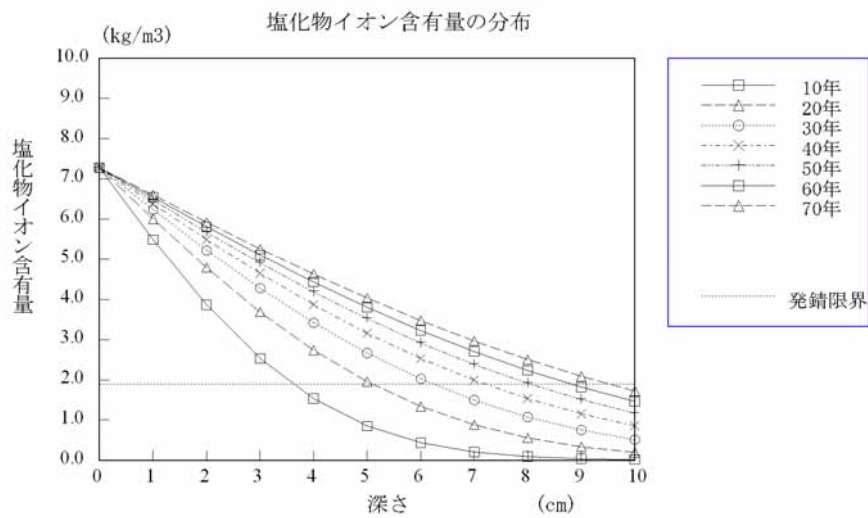
なお、梁および杭頭ハンチと同様に電気防食および電気防食と併用する断面修復工法については、健全度判定基準の「はく離・はく落、浮き」の面積比に対応し、健全度ランクに応じて断面修復の面積を変化させた。

また、梁および杭頭ハンチと同様に健全度ランク「5.1」に示す表面塗装 100%については、フィックの拡散方程式を用いて表面塗装の適用時期を別途計算した。

【計算条件】

鉄筋位置 7.0cm

表面塗装なし



【計算条件】

鉄筋位置 7.0cm

塗装施工時期 18年後

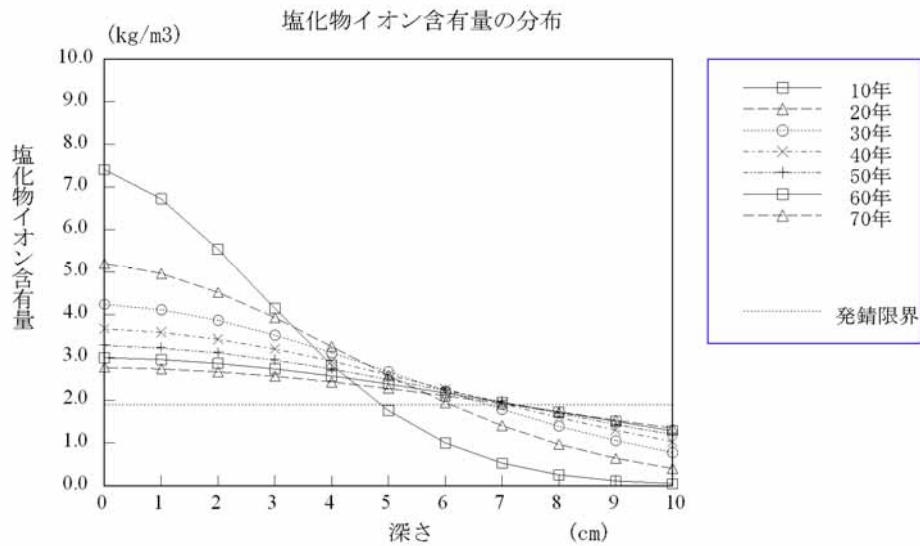


図 6.1.3 表面塗装の適用性

以上より、床版の表面塗装の適用時期は18年とする。

(B) 栈橋下部工および鋼(鋼管)矢板(鋼部材)

1) 飛沫・干満帯

飛沫・干満帯については塗覆装の対策であり、塗覆装の耐用年数で繰返し更新するものとした。

以下に本研究で採用した工法の一覧を示す。

なお、耐用年数については、既往のマニュアル（港湾鋼構造物防食・補修マニュアル・沿岸開発技術研究センター）およびメーカーヒアリングより設定した。

表 6.1.4 飛沫・干満帯の工法一覧表

工法		特徴	期待耐用年数	
			補修マニュアル	今回設定
飛沫・干満帯	有機ライニング (水中施工形ライニング)	- 水中や湿潤面で効果する樹脂により酸素と塩分を遮断することにより腐食を軽減させるものである。 - 塗覆装による防食を干満帯・海水中部において施工出来る。 - 複雑な構造にも適用出来る。 - 軽量であるため、構造物に重量負担とならない。	10～15年	12年
	ペトロラタムライニング	- ペトロラタムを主成分とするペトロラタム系防食材料により鋼材を被覆する防食工法である。 - 被覆した防食材を波浪や漂流物の衝突などの外力から守るとともに、腐食環境から遮断して耐久性を増すために保護層として保護カバーを設ける。	15年以上	20年
	無機ライニング (保護カバー無し)	- モルタルのアルカリ性で鋼材表面を不動態化し腐食の軽減をはかるものである。 - 保護カバーなしとは、一般の土木工事のように木製又は鋼製の型枠を用いてモルタルを打設し硬化後型枠を取り外すものである。 - 補修された施設を更新する場合、既設構造物の撤去が難しい。	10～15年	15年
	無機ライニング (保護カバーあり)	- モルタルのアルカリ性で鋼材表面を不動態化し腐食の軽減をはかるものである。 - 衝撃による損傷や海水による中性化からモルタルを保護する目的で強固で水密性が高く耐食性に優れた材料で作った型枠を使用しモルタル打設後もそのまま残す方法。 - 補修された施設を更新する場合、既設構造物の撤去が難しい。	15年以上	30年

飛沫・干満帯は、の更新手順は、①重防食の有無を確認、②重防食が施されていない場合は早急に対策（補修あるいは補強）の実施、防食されている場合は防食の経過年数が12年（重防食耐用年数）以内か確認、③12年以上経過している場合は早急に対策（補修あるいは補強）の実施、12年以下の場合は12年まで放置後に補修を実施する。

下図に飛沫・干満帯の塗覆装の更新フロー図を示す。

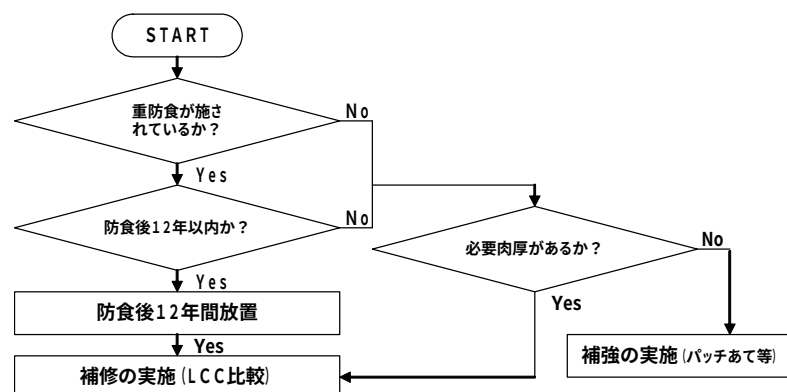


図 6.1.4 飛沫・干満帯の塗覆装更新フロー図

2) 海水中

海水中の対策工法は、大きく補修と補強の二つに分類することができる。補修は予防保全的に電気防食を繰返し更新し、補強は鋼材の性能が低下したものの回復させるものとした。

海水中の対策工法として、本研究で採用した工法は以下の3工法とする。

- ① 電気防食工法（補修）
- ② 鉄筋コンクリート被覆工法（補強）
- ③ 鋼板溶接工法（補強）

以下に本研究で採用した工法の一覧を示す。

なお、耐用年数については、既往のマニュアル（港湾鋼構造物防食・補修マニュアル・沿岸開発技術研究センター）およびメーカーヒアリングより設定した。

表 6.1.5 海水中の工法一覧表

工法			特徴	期待耐用年数	
				補修マニュアル	今回設定
海水中	補修	電気防食	・M.L.W.L以深に暴露されている鋼材表面を7ルミニウム合金陽極を犠牲陽極とする電気防食により対策する。 ・陽極発生電流は、2.0A・2.5A・3.0A・3.5Aとあるが、本施設で使用できる3.5A陽極にて検討する。	各耐用年数が確保出来る 10年以上 20年以上 30年以上 50年以上	20年対応
	補強	鉄筋コンクリート被覆工法 (高耐久性永久型枠使用)	・鉄筋コンクリートで鋼管（鋼矢板）を被覆補強する工法であり、コンクリート表面は永久型枠により塩害の防止を図る。 ・スタッドジベルにより、鋼管（鋼矢板）とコンクリートの一体化（応力の伝達）させる。 ・補修された施設を更新する場合、既設構造物の撤去が難しい。	30年以上	30年
		鋼板溶接工法	・鋼管（鋼矢板）の不足する断面性能を鋼板溶接して補う工法である。 ・電気防食と併用して補強する。	20年以上 (電気防食)	20年 (電気防食)

また、海水中の対策工法は現時点での電気防食の有無により対策手順が変わる。下図に海水中の対策工のフロー図を示す。

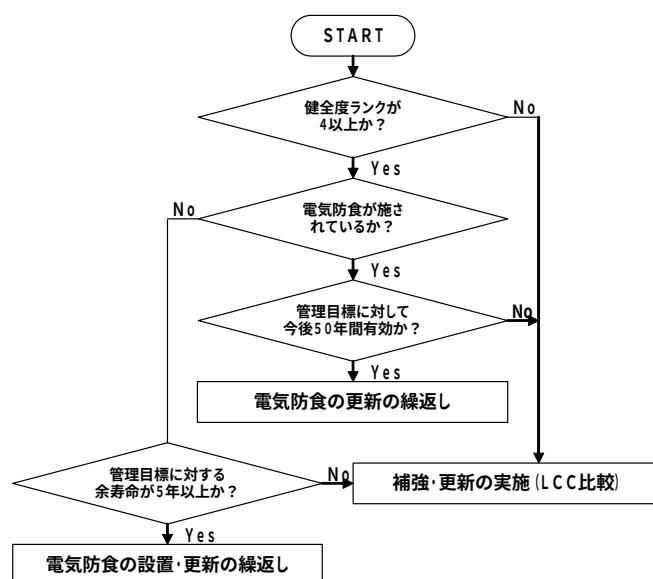


図 6.1.5 海水中の対策フロー図

各工法と健全度ランクの関係を以下に示す。

表 6.1.6 各工法と健全度ランクの関係

電気防食無し					
健全度ランク		補修	補強・更新		
5	余寿命5年以上	電気防食	—	—	—
	余寿命5年以下	電気防食 (余寿命分)	鉄筋コンクリート被覆 (電気防食延命後に実施)	鋼板溶接 (電気防食延命後に実施)	—
		—	鉄筋コンクリート被覆	鋼板溶接	更新
4	余寿命5年以上	電気防食	—	—	—
	余寿命5年以下	電気防食 (余寿命分)	鉄筋コンクリート被覆 (電気防食延命後に実施)	鋼板溶接 (電気防食延命後に実施)	—
		—	鉄筋コンクリート被覆	鋼板溶接	更新
3		—	鉄筋コンクリート被覆	鋼板溶接	更新
2		—	鉄筋コンクリート被覆	鋼板溶接	更新
1		—	—	—	更新

電気防食あり					
健全度ランク		補修	補強・更新		
5	有効期間50年以上	電気防食	—	—	—
	有効期間50年以下	電気防食 (有効期間)	鉄筋コンクリート被覆 (電気防食後に実施)	鋼板溶接 (電気防食後に実施)	—
		—	鉄筋コンクリート被覆	鋼板溶接	更新
4	有効期間50年以上	電気防食	—	—	—
	有効期間50年以下	電気防食 (有効期間)	鉄筋コンクリート被覆 (電気防食後に実施)	鋼板溶接 (電気防食後に実施)	—
		—	鉄筋コンクリート被覆	鋼板溶接	更新
3		—	鉄筋コンクリート被覆	鋼板溶接	更新
2		—	鉄筋コンクリート被覆	鋼板溶接	更新
1		—	—	—	更新

6.2 維持管理シナリオの設定

6.2.1 対策工法の標準単価および耐用年数

対策工法の標準単価については、既往の補強設計計算書およびメーカーヒアリングより、対策規模を仮定して設定した。

また、耐用年数については、既往のマニュアル（港湾鋼構造物防食・補修マニュアル・沿岸開発技術研究センター）およびメーカーヒアリングより設定した。

(A) 栈橋上部工（RC部材）

1) 梁・杭頭ハンチ

梁・杭頭ハンチの対策工法の標準単価および耐用年数を以下に示す。

表 6.2.1 梁・杭頭ハンチの標準単価および耐用年数

工法	健全度	期待耐用年数	補修対象 (㎡)		初期費用				更新費用	
					仮設費 (足場)	対策費	原形復旧費 (a)・(b) (円/㎡)		仮設費 (足場)	対策費
		(年)	全体	梁	(円/㎡)	(円/㎡)	×断面修復比率	×鉄筋修復比率	(円/㎡)	(円/㎡)
表面塗装	5.1	12	1254	777	8,500	15,000	0	0	8,500	15,000
断面修復	5	12	1254	777	8,500	15,000	159,000	0	8,500	15,000
	4		1254	777	8,500	15,000	159,000	4,000	8,500	15,000
	3		1254	777	8,500	15,000	159,000	10,000	8,500	15,000
	2		1254	777	8,500	15,000	159,000	14,000	8,500	15,000
	1		1254	777	8,500	15,000	159,000	20,000	8,500	15,000
断面修復 + 電気防食工法	5	12 ・ 25	1254	777						
	4		1254	777	8,000	66,600	31,800	4,000	8,000	3,000
									8,000	20,600
	3		1254	777	8,000	46,500	79,500	10,000	8,000	7,500
									8,000	18,500
電気防食工法	5	20	1254	777	8,500	8,500	0	0	8,500	22,000
	4		1254	777	8,500	8,500	24,260	4,000	8,500	22,000
	3		1254	777	8,500	8,500	60,650	10,000	8,500	22,000
	2		1254	777	8,500	8,500	84,910	14,000	8,500	22,000
	1		1254	777	8,500	8,500	121,300	20,000	8,500	22,000
脱塩	5	12	1254	777	8,500	110,000	0	0	8,500	15,000
	4		1254	777	8,500	110,000	31,800	4,000	8,500	15,000
	3		1254	777	8,500	110,000	79,500	10,000	8,500	15,000
	2		1254	777	8,500	110,000	111,300	14,000	8,500	15,000
	1		1254	777	8,500	110,000	159,000	20,000	8,500	15,000
永久型枠	5	40	1254	777	8,500	70,000	159,000	0	8,500	7,500
	4		1254	777	8,500	70,000	159,000	4,000	8,500	7,500
	3		1254	777	8,500	70,000	159,000	10,000	8,500	7,500
	2		1254	777	8,500	70,000	159,000	14,000	8,500	7,500
	1		1254	777	8,500	70,000	159,000	20,000	8,500	7,500

2) 床版

床版の対策工法の標準単価および耐用年数を以下に示す。

表 6.2.2 床版の標準単価および耐用年数

工法	健全度	期待耐用 年数	補修対象 (㎡)		初期費用				更新費用	
					仮設費(足 場)	対策費	原形復旧費 (a)・(b) (円/㎡)		仮設費(足 場)	対策費
		(年)	全体	床版	(円/㎡)	(円/㎡)	×断面修復 比率	×鉄筋修復 比率	(円/㎡)	(円/㎡)
表面塗装	5.1	12	1254	476	8,500	15,000	0	0	8,500	15,000
断面修復	5	12	1254	476	8,500	15,000	121,300	0	8,500	15,000
	4		1254	476	8,500	15,000	121,300	4,000	8,500	15,000
	3		1254	476	8,500	15,000	121,300	10,000	8,500	15,000
	2		1254	476	8,500	15,000	121,300	14,000	8,500	15,000
	1		1254	476	8,500	15,000	121,300	20,000	8,500	15,000
断面修復 + 電気防食工法	5	12 ・ 25	1254	476						
	4		1254	476	8,000	66,600	24,260	4,000	8,000	3,000
	3		1254	476	8,000	46,500	60,650	10,000	8,000	7,500
	2		1254	476	8,000	33,100	84,910	14,000	8,000	10,500
	1		1254	476					8,000	17,100
電気防食工法	5	25	1254	476	85,000	85,000	0	0	85,000	22,000
	4		1254	476	85,000	85,000	24,260	4,000	85,000	22,000
	3		1254	476	85,000	85,000	60,650	10,000	85,000	22,000
	2		1254	476	85,000	85,000	84,910	14,000	85,000	22,000
	1		1254	476	85,000	85,000	121,300	20,000	85,000	22,000
脱塩	5	12	1254	476	85,000	110,000	0	0	85,000	15,000
	4		1254	476	85,000	110,000	24,260	4,000	85,000	15,000
	3		1254	476	85,000	110,000	60,650	10,000	85,000	15,000
	2		1254	476	85,000	110,000	84,910	14,000	85,000	15,000
	1		1254	476	85,000	110,000	121,300	20,000	85,000	15,000
永久型枠	5	40	1254	476	85,000	70,000	121,300	0	85,000	65,000
	4		1254	476	85,000	70,000	121,300	4,000	85,000	65,000
	3		1254	476	85,000	70,000	121,300	10,000	85,000	65,000
	2		1254	476	85,000	70,000	121,300	14,000	85,000	65,000
	1		1254	476	85,000	70,000	121,300	20,000	85,000	65,000
打替え	3	20	1254	476	85,000	120,000	0	0	85,000	15,000
	2		1254	476	85,000	120,000	0	0	85,000	15,000
	1		1254	476	85,000	120,000	0	0	8,500	15,000

(B) 棧橋下部工および鋼(鋼管)矢板上部工 (鋼部材)

棧橋下部工および鋼(鋼管)矢板の対策工法の標準単価および耐用年数を以下に示す。

表 6.2.3 棧橋下部工および鋼(鋼管)矢板の標準単価および耐用年数

工法		期待耐用 年数	初期費用				既設撤去・更新費用			
			仮設費 (足場)	対策費	直接費計	電気防食	仮設費 (足場)	対策費	直接費計	電気防食
		(年)	(円/m ²)	(円/m ²)	(円/m ²)	(円/m ²)	(円/m ²)	(円/m ²)	(円/m ²)	(円/m ²)
飛沫帯干満帯 補修工法	有機ライニング	12	3,500	75,000	78,500	4,592,000	3,500	62,000	65,500	4,592,000
	ペトロラタムライニング	20	3,500	70,000	73,500	4,592,000	3,500	63,000	66,500	4,592,000
	無機ライニング (保護カバー無し)	15	3,500	78,000	81,500	4,592,000	3,500	78,000	81,500	4,592,000
	無機ライニング (保護カバーあり)	30	3,500	95,000	98,500	4,592,000	3,500	97,000	100,500	4,592,000
飛沫帯干満帯 補強工法	鋼板溶接			251,000	251,000					
海水中補強	鉄筋コンクリート被覆	30	3,500	135,000	138,500		3,500	139,000	142,500	
	鋼板溶接	20	3,500	251,000	254,500	4,592,000	3,500	251,000	254,500	4,592,000

6.2.2 維持管理シナリオの設定

維持管理シナリオの設定は、本来、立案された維持補修戦略に基づき投資費用と性能水準（あるいは劣化の許容）がバランスするような、複数の補修工法とサイクルを設定することである。またそのシナリオ設定は、構造物の部材・部位に対して重要性や経年などから個別に適用されることが必要である。

本研究では、維持補修戦略の立案が困難であるとの理由から、維持管理シナリオはそれぞれの部材ごとの全工法単位で設定し、その部位全てに対して全てのシナリオを適用することとした。

6.3 ライフサイクルコストの算出

これまでの検討結果を踏まえて、複数の維持管理シナリオから各対策工法の標準単価及びその実施時期、耐用年数より各施設のライフサイクルコストを算出し、ライフサイクルコストが最小となるシナリオを決定する。

6.3.1 栈橋上部工（RC部材）

栈橋の上部工のライフサイクルコスト算出にあたって、 m^2 標準単価に対応する栈橋の展開面積を算定した。

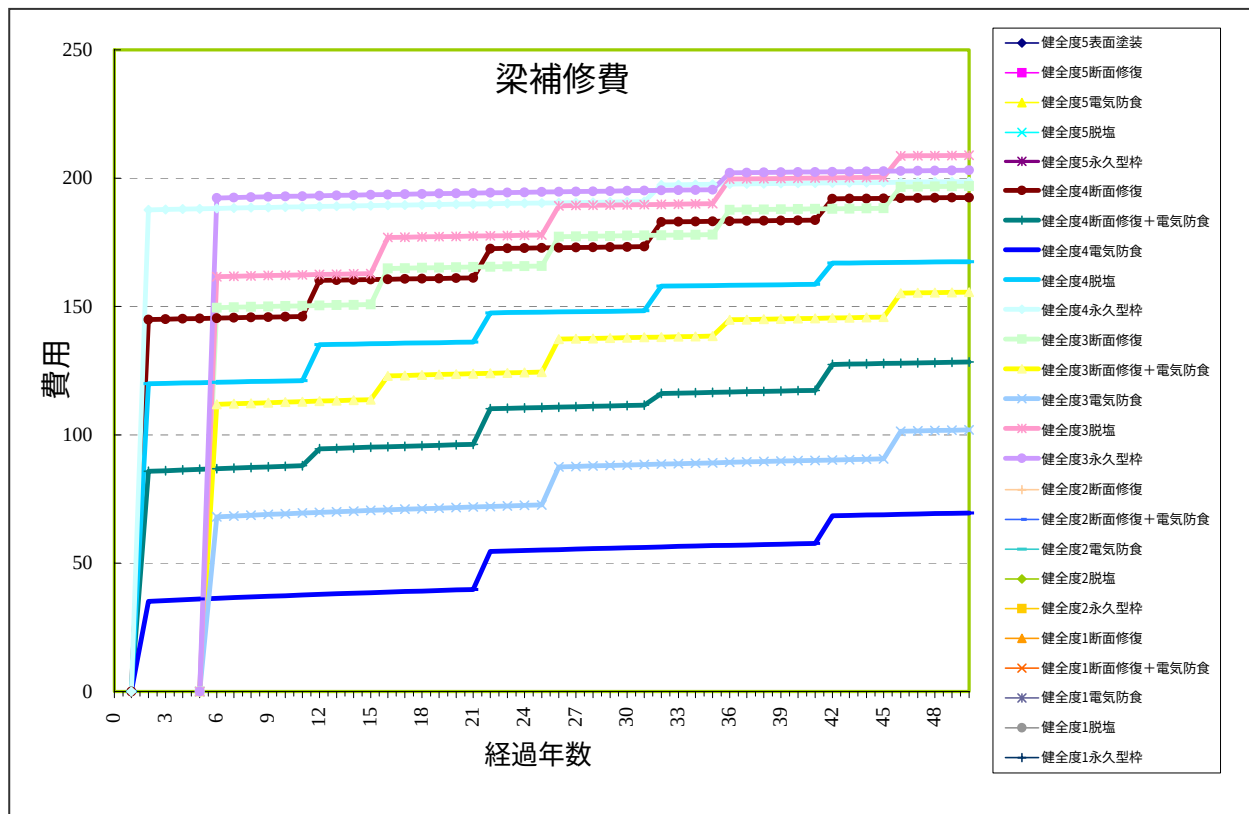
表 6.2.4 栈橋の展開面積

	総面積	面積比
床版	246.1	0.31
梁	468.5	0.58
杭頭ハンチ	86.4	0.11
総面積	801.1	1.00

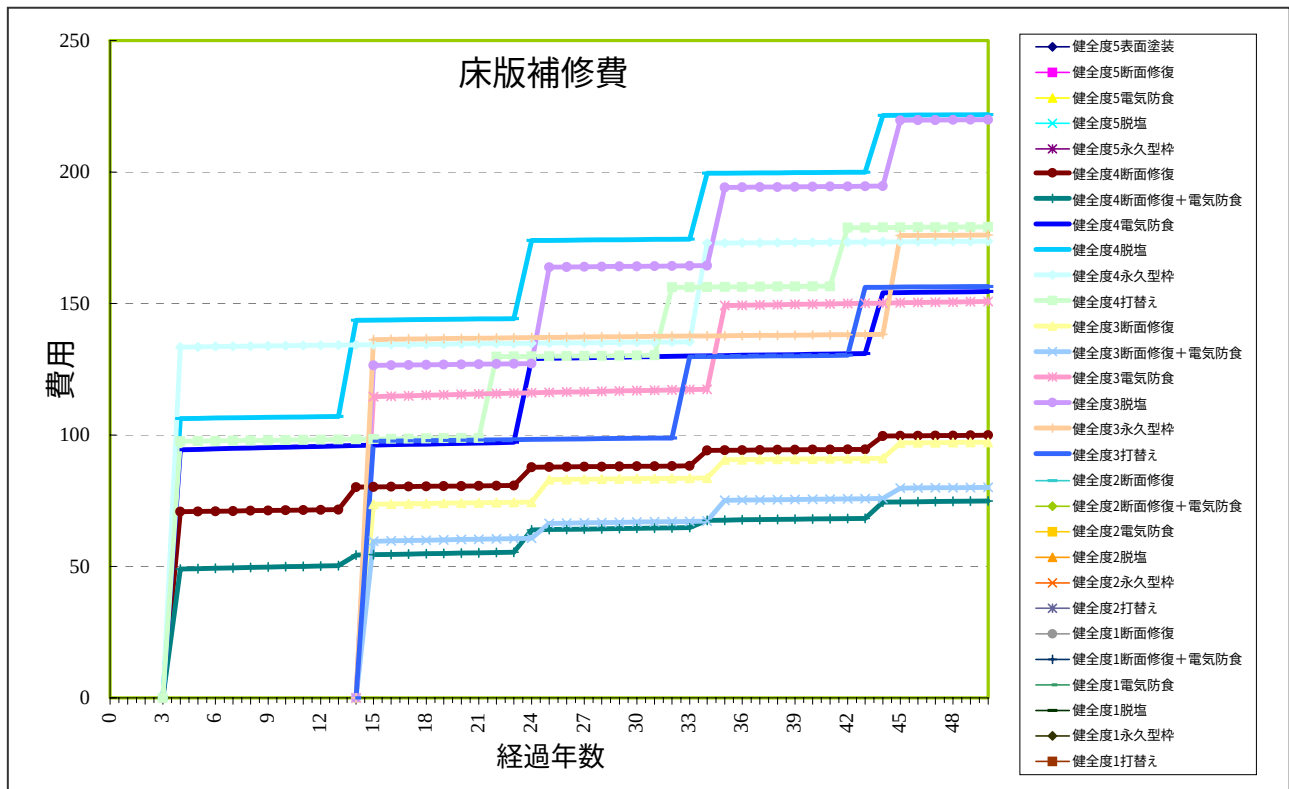
栈橋上部工（RC部材）のライフサイクルコストの比較結果を以下に示す。

建設年次 1980 年 経過年数 27 年 維持管理目標 健全度 3 単位：円／ブロック

【梁・杭頭ハンチ】



【床版】



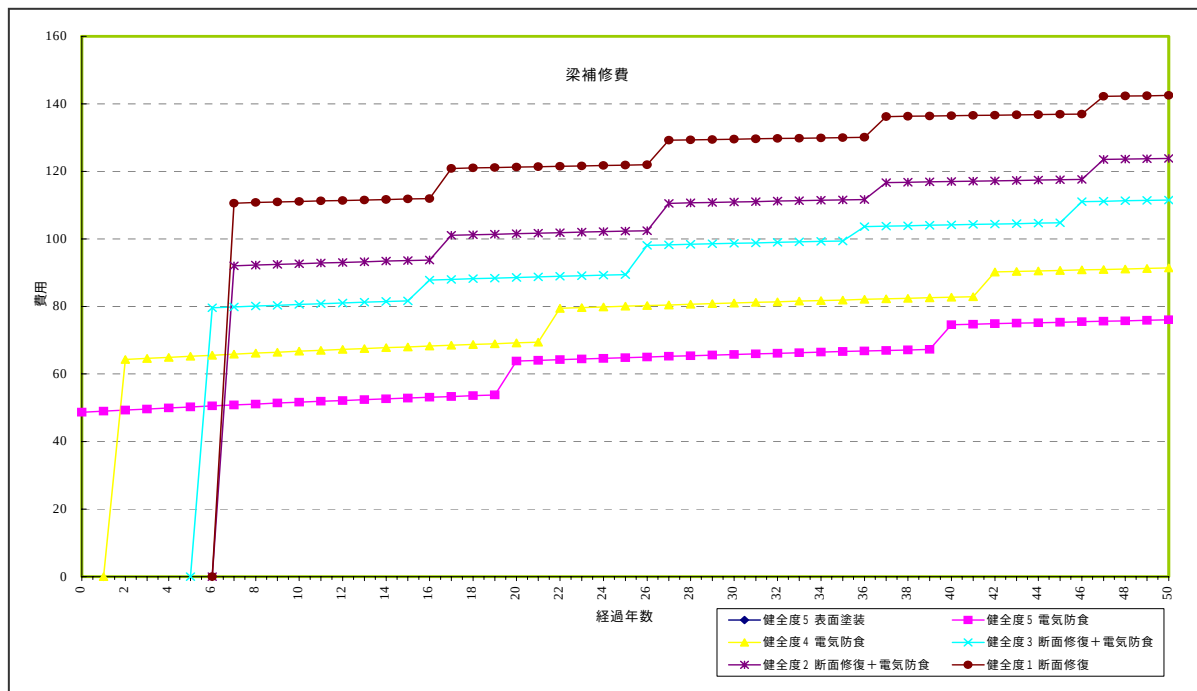
ライフサイクルコストの比較の結果、管理目標を「健全度4」とした場合は、梁・杭頭ハンチ部材はこれから2年後に電気防食を設置し、その後電気防食を繰り返し更新する工法が最もコストが最小となり、床版に関しては早急に断面修復を行い、その後電気防食を繰り返し更新する工法が最もコストが最小となった。

2) 健全度毎のライフサイクルコストの比較

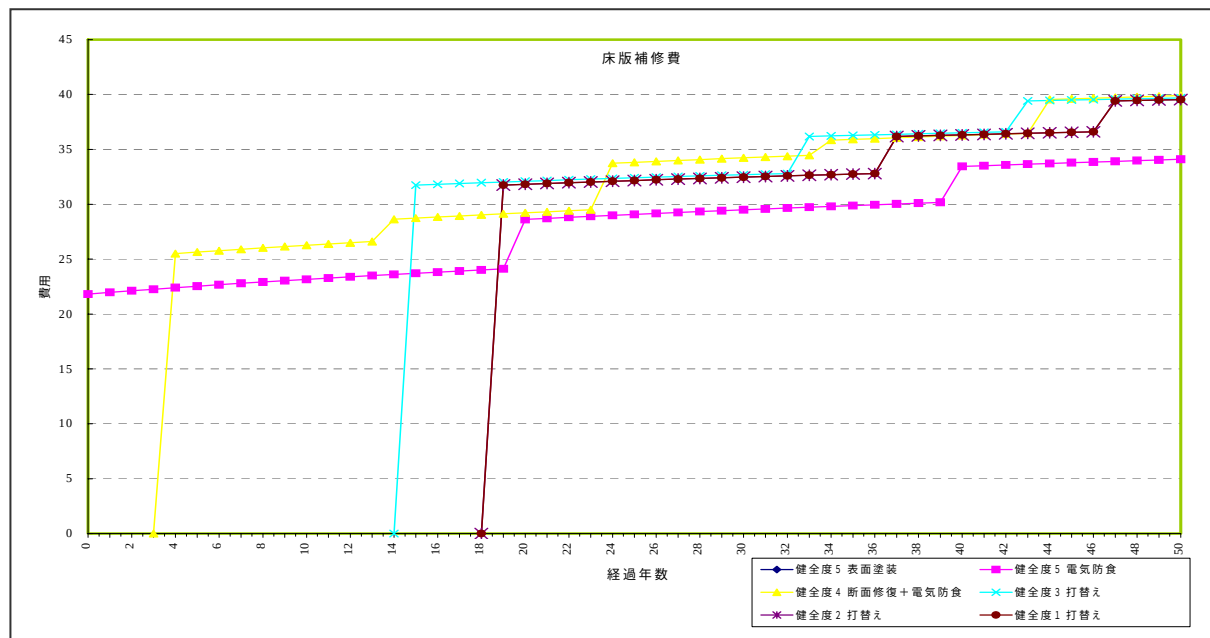
どの健全度ランクで補修・補強を行えば、最も効果的であるかを検証するために、LCC 算出（ケース1）をモデルとして、健全度ランク毎にコストが最小となる工法を比較した結果を以下に示す。

建設年次 1980 年 経過年数 27 年 単位：円／ブロック

【梁・杭頭ハンチ】



【床版】



以上の結果、梁・杭頭ハンチおよび床版とも、可能な限り健全度の高い状態で予防保全を実施することが、ライフサイクルコストを低く抑えることができることが判明した。

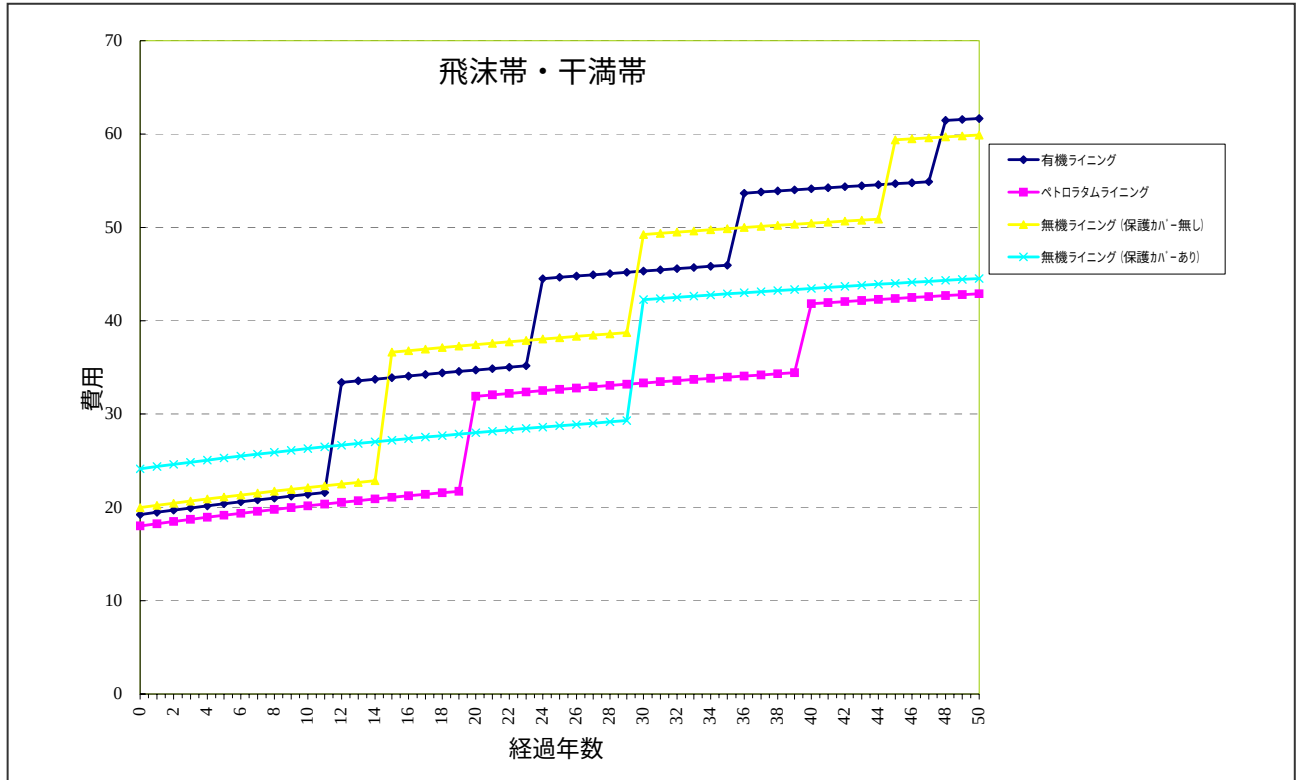
したがって、栈橋の上部工については、できるだけ予防保全の観点で維持補修を行うことが理想であり、健全度の高い段階で梁・杭頭ハンチは電気防食、床版についても電気防食をそれぞれ繰り返すことが望ましい。

6.3.2 栈橋下部工および鋼(鋼管)矢板(鋼部材)

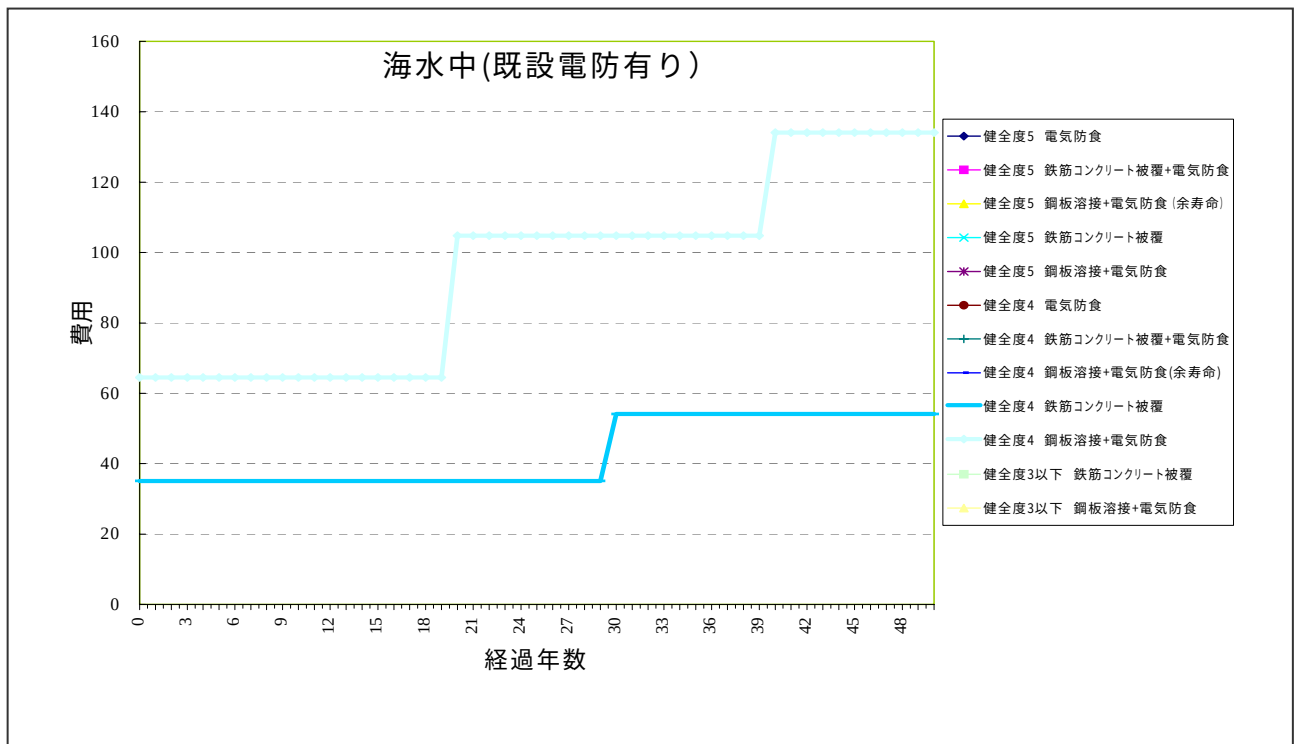
栈橋上部工(RC部材)のライフサイクルコストの比較結果を以下に示す。

建設年次 1980年 経過年数 27年 維持管理目標 健全度3 単位:円/ブロック

【飛沫・干満帯】



【海水中】



ライフサイクルコストの比較の結果、管理目標を「健全度5」とした場合は、飛沫・干満帯は早急にペトロラタム工法で塗覆し、その後同工法を繰り返し更新する工法が最もコストが最小となり、海水中については早急に鉄筋コンクリート被覆を施工する工法が最もコストが最小となった。

7. 結論

高度経済成長期をピークに整備された全国の港湾、海岸保全施設等は、近い将来一斉に更新時期を迎える。この逼迫する更新需要に対し、更新投資の過度の集中を避け、管理主体の逼迫する財政再建計画等を踏まえながら計画的に適時・適切な施設の更新等を行う必要がある。そのため、管理している港湾、海岸保全施設等の効率的な維持管理、延命化を図り、将来の更新投資の平準化を目指し、アセットマネジメント的手法を取り入れた予防保全計画を策定する試みが盛んに取り組まれている。

しかし、港湾施設の維持管理を適切に行う上で、劣化予測は重要な要素であるが、構造物の種類、構造、劣化損傷原因、損傷の進行具合、点検データの量と質の問題など劣化予測の精度に影響を与える要因は様々であり、適切な劣化予測が行われていると言い難いのが現状である。したがって、状態推移過程モデルや寿命データ分析など、構造物に最も適した劣化予測手法を検討し、劣化予測の精度を向上させることが求められている。

今後、維持管理機関のアセットマネジメントに対する取り組みが盛んになるにつれ、マネジメントシステムの一要素である劣化予測はより重要となってくる。なぜなら、劣化予測式はLCC算出の元になるものであり、LCC累計や維持管理シナリオ算出のベースになるからである。この劣化予測の精度が低いと、いくら中長期維持管理計画を策定しても信頼性が低いし、将来的な予算確保には至らない。しかしながら、構造物の劣化予測はまだ研究段階であり、管理機関の点検も十分ではなく、精度の高い劣化予測が行われた上でLCCが算出されているとはいいがたいのが現状である。

本研究の目的は、既存の点検データの質と量に最も適合した劣化予測手法を検討することにある。LCCを算出するためには将来の劣化予測が必要となるが、この精度が良くなければ予算獲得あるいは中長期予算計画の信頼性が低くなってしまう。これまで、劣化予測は過去の点検結果をもとに作成されてきたが、現実、地方自治体では過去に点検を実施していないか、実施していても1回程度しかないかという現状である。あるいは他の機関が設定している類似の条件での劣化予測をそのまま引用するなど、現実にあっているとはいいがたい。こういった現状も考慮して、過去の点検結果をどのように処理すれば精度の高い劣化予測が可能になるのかを検討することを目指す。

本研究においては、主に、「劣化予測手法」、「LCC算出による補修・改良時期の提案」を検討した。以下に、本研究より得られた主要な成果を総括して本研究の結論とする。

第1章「はじめに」では、まず始めに、本研究の背景となった港湾施設のストック量の推移と今後の維持管理費の増大に対処するために戦略的維持管理手法であるアセットマネジメント手法の一要素である劣化予測の現状と精度向上の必要性について述べた。

第2章「研究の背景と目的」では、本研究の位置づけを明確にするために、アセットマネジメント推進のためには劣化予測精度の向上が求められるという背景、少ない過去の点検データをどのように用いて精度の高い劣化予測が可能になるのかという目的を明確にするとともに、マルコフ連鎖モデル、ハザードモデル、ポアソンモデルなどの具体的劣化予測手法の紹介した。そして、本論文の構成とその概要について簡単に紹介した。

第3章「劣化予測手法に関する既往の研究」では、これまでの劣化予測に関する研究を概観し、

劣化予測モデルの整理，近年多く用いられている数理確率モデルの適用範囲を示した．さらに，港湾構造物，橋梁，舗装など，具体的構造物における劣化予測に関する研究を紹介した．

第4章「対象施設の概要と健全度評価手法」では，本研究で対象とした沿岸構造物の概要，劣化予測に用いた損傷種類と数量，分析の可能性について述べた．さらに，点検方法の概要，健全度の定義と対策，管理目標との関係を示した．

第5章「劣化予測手法の検討」では，沿岸構造物の点検データを用いて，いくつかの数理確率モデルを用いた劣化予測手法を示す．実際の点検データをどのように加工して，どのような方法で劣化予測を行うのかは技術者にとって重要な課題であり，本研究では，マルコフ連鎖モデル，ハザードモデル，ポアソン回帰モデルの考え方を紹介し，これらのモデル用いて，劣化予測への具体的な適用例を示した．以下，得られた成果をまとめる．

(1) コンクリート部材では，マルコフ連鎖モデル，ハザードモデルの適用例を示した．それぞれの手法の特徴を明確にし，適用条件，推計可能なデータ量，推計精度などを考察した．2つの手法ともに過去の点検データを用いて容易に将来予測推計ができることが確認できた．ハザードモデルでは，ライフサイクル後半のハザードが把握でき，上に凸，下に凸といった劣化曲線が点検データによってどちらでも作成可能であるが，マルコフモデルの場合は，手法の性格上，どうしても上に凸の曲線になる．

(2) 鋼部材では，マルコフ連鎖モデル，ハザードモデル，ポアソン回帰モデルの適用例を示した．同じ点検データからマルコフ連鎖モデルとハザードモデルの比較を行い，連続量データの適用性，ライフサイクル後半に劣化速度が加速する場合の適用性などを検討した．一方，希少性の損傷である鋼矢板の孔食を対象にして，ポアソン回帰モデルが適用できることを示した．

過去の点検データから推計して将来の劣化予測を行う場合，点検データの量や構造物の種類や構造，劣化損傷要因など推計精度に与える影響は様々である．得られた点検データからどのような手法を用いて推計することが適切かの判断は，技術者の経験と勘によるところが大きいといえる．2つの手法を比較した結果，差は，同じ推計精度を得るためのデータセット数の違い，ライフサイクル後半の危険性を評価することができるかどうか，劣化予測の結果をその後のマネジメント意思決定に活用する方法の違いなどであるといえる．

第6章「補修・改良時期の提案」では，モデル施設を対象に，複数の維持管理シナリオを設定する．そして，補修・改良工法，補修工費，耐用年数などから，維持管理シナリオごとに今後50年間のライフサイクルコストを算出し，LCC最小化モデルによる維持管理シナリオを選定する方法を示す．

今後，構造物における劣化予測手法の研究を進めていくにあたり，留意すべき事項を以下に示す．

このように，過去の点検データを用いて数理確率手法により劣化予測を行う方法はまだ手法の適用性も含めて蓄積が多いとはいえないのが現状である．そもそも，数理確率モデルでは，多くのデータを必要とするが，過去の点検データがそれほど沢山あるわけではなく，しかも，損傷を時系列で追跡できるような点検データ保存の仕組みにはなっていない．点検マニュアルの整備，点検データの保存方法，劣化予測用データへの反映方法など点検の仕組みを変えていくことが求められる．

劣化予測の精度はデータの質と量に大きく影響をうける。過去の点検データを有効に、しかも大量に利用できるようになって初めて劣化予測はその精度が向上すると思われるし、適用可能な数理確率モデルもその適用範囲が拡大すると思われる。

点検データの蓄積、特に時系列データの推移の把握と、数理確率モデルの適用事例を増やすことが劣化予測の精度向上に寄与するものと考ええる。