

橋梁ジョイントの
アセットマネジメントの高度化のための
無線モニタリング手法に関する研究

平成24年9月

京都大学大学院工学研究科

都市社会工学専攻

博士学位論文

金川 昌弘

目次

第1章	はじめに	1
1.1	目視点検の課題	1
1.2	モニタリングの役割	2
1.3	ジョイントのモニタリングの必要性	3
1.4	本研究の目的	4
1.5	本論文の構成	5
第2章	サンプル欠損を考慮したジョイントの劣化予測モデル	10
2.1	はじめに	10
2.2	本研究の基本的な考え方	12
2.2.1	ジョイントの劣化の実態	12
2.2.2	サンプル欠損に関する既往の研究概要	13
2.2.3	健全度によるジョイントの劣化状態の評価	13
2.2.4	ジョイントの路上・路下点検スキーム	14
2.2.5	サンプル欠損バイアス	15
2.3	ジョイントの劣化予測モデル	16
2.3.1	マルコフ推移確率	16
2.3.2	マルコフ劣化ハザードモデル	17
2.3.3	期待劣化パスの算出	18
2.4	サンプル欠損を考慮した劣化予測モデルの推定方法	20
2.4.1	サンプル欠損バイアス	20
2.4.2	完全サンプルを用いた推定法	21
2.4.3	サンプル欠損を考慮した推定法	23
2.4.4	代替的補正方法を用いた推定法	27
2.4.5	事後分布に関する統計量	29
2.5	適用事例	31
2.5.1	適用事例の概要	31

2.5.2	推計結果	34
2.5.3	サンプル欠損を考慮したジョイントの最適予測モデル	38
2.6	おわりに	40
第3章	ベンチマーキング手法による重点管理ジョイントの抽出	44
3.1	はじめに	44
3.2	本研究の基本的な考え方	45
3.2.1	統計的劣化予測と異質性	45
3.2.2	ベイズ推計	46
3.2.3	ジョイントの路上・路下点検スキーム	46
3.3	多段階混合マルコフ劣化ハザードモデル	47
3.3.1	マルコフ連鎖モデル	47
3.3.2	多段階混合マルコフ劣化ハザードモデル	48
3.3.3	目視点検データとハザード関数	49
3.4	階層ベイズ推計	50
3.4.1	階層ベイズモデル	50
3.4.2	事後分布の定式化	51
3.4.3	同時事後確率密度関数の推計	53
3.5	ベンチマーキングと評価指標	53
3.6	適用事例	56
3.6.1	適用事例の概要	56
3.6.2	推計結果	56
3.6.3	期待劣化パス	59
3.6.4	ベンチマーキング手法による重点管理ジョイントの抽出	61
3.7	おわりに	61
第4章	路車間無線通信を活用したジョイントのモニタリング	63
4.1	はじめに	63
4.2	本研究の基本的な考え方	64
4.2.1	アセットマネジメントにおけるモニタリングの役割	64
4.2.2	健全度モニタリング	66
4.2.3	路車間無線通信	67
4.2.4	本研究の工学的意義	67

4.3	路車間無線通信システムのプロトタイプ	69
4.3.1	プロトタイプの試作	69
4.3.2	プロトタイプの性能検証	71
4.4	実橋梁における路車間無線通信の予備試験	73
4.4.1	試験概要	73
4.4.2	車両の走行速度と通信データの容量	75
4.4.3	高速走行車両による分析結果の回収	78
4.4.4	実用化への示唆	79
4.5	路車間無線通信を活用したジョイントのモニタリング試験	82
4.5.1	システムおよび試験の概要	82
4.5.2	実橋試験	85
4.5.3	ジョイント損傷と卓越振動数	87
4.6	おわりに	91
第5章	無線モニタリングデータを用いた異常検知アルゴリズムの開発	95
5.1	はじめに	95
5.2	本研究の基本的な考え方	96
5.3	異常検知アルゴリズムの開発	97
5.3.1	ARモデル	97
5.3.2	Burg法によるAR係数などの推定	98
5.3.3	ARモデルの逐次推計	99
5.3.4	変化点の検出方法	100
5.3.5	SIN波を用いた検出方法の基礎的検証	101
5.4	適用事例	103
5.4.1	適用事例の概要	103
5.4.2	無線モニタリングデータを用いた異常検知の推計結果	104
5.5	おわりに	109
第6章	おわりに	113

第1章 はじめに

1.1 目視点検の課題

日本の道路施設は、1960～1970年代の高度成長期をピークとして以後は大量のストック蓄積を行ってきた。全体としてのストックの高齢化が進みつつあり、これから数十年後に集中的に老朽化するため、その維持、管理、更新費用が急激に増加することが予想される。

現状、厳しい財政状況の今ではコスト縮減が進められながら、計画的な構造物修繕を実施することが要求されている。このような背景の下、アセットマネジメントの必要性が叫ばれ、アセットマネジメント導入へ向けた多くの検討がなされつつある¹⁾。

道路構造物を対象としたアセットマネジメントでは、橋梁、トンネル、舗装、そしてジョイントや標識柱などの道路付帯施設を含むすべての施設を資産（アセット）として認識し、その損傷・劣化等を中長期にわたり把握し、最も費用対効果の高い維持管理を実施することにより、ライフサイクル費用の低減化が図れるような、最適な補修計画を求めることは重要である。アセットマネジメントに関する既往の研究の中では、特に橋梁・舗装等、道路管理の分野で多くの研究成果が蓄積され、実務への導入も進みつつある。

一方、現在のアセットマネジメントは、目視点検データを中心とした方法論（Visual Inspection Data Based Asset Management）によって構築されている²⁾。そこでは、マルコフ連鎖モデルによる劣化予測^{3),4)}や、マルコフ決定モデルを援用したライフサイクル費用最小化に基づく最適補修戦略の決定^{2),5)}など、各要素技術の有機的な体系化がなされており、アセットマネジメントの実用化に大きく貢献している。しかしながら、一方で、1) 常時監視による損傷・劣化の早期検知、2) 力学的性能の定量的評価に基づく安全・安心の確保といった実務的要請の極めて高いニーズに対しては、目視点検の限界が指摘されている。目視点検データに基づくアセットマネジメントを第一世代と呼ぶならば、第二世代ではこれらの課題に対する解決策の一つとして、モニタリングデータに基づくアセットマネジメント（Monitoring Data Based Asset Management、あるいは Performance Based Asset Management）の開発を視野に入れる必要がある。

1.2 モニタリングの役割

目視点検データには、1) 点検の実施頻度が低いこと、2) 点検の実施時点のみにおいて部分的な情報しか獲得できないこと、3) 判断が主観的であることに起因して、不確実性や観測誤差が介在する。しかしながら、管理対象となる土木施設全数の適切な維持管理を目的としたアセットマネジメントにおいては、全数から画一的に健全度情報を獲得することが極めて重要であり、現状では目視点検が唯一の手段である。また、すでに、複数の管理者では膨大な目視点検データが蓄積され、目視点検データに基づくアセットマネジメントが稼働している。したがって、たとえば目視点検に代わる点検方法が開発されたとしても、その実務への導入は段階的にならざるを得ないと考えられる。各種センサーを用いたモニタリング技術は、古くから目視の代替技術として、学術面のみならず、実用面からも検討がなされている。センサーから定量的データを常時計測することが可能なモニタリング技術は、先述した目視点検の欠点を克服し、アセットマネジメントの根幹となる基礎データの質的・量的な向上を図ることができるものと期待されている。

現状のアセットマネジメントにおいてモニタリングに期待される役割は⁶⁾、1) 常時監視による損傷・劣化進行の早期検知、2) 力学的機能の定量的評価に基づく安全・安心の確保である。まず1) については、どの構造物、部材をモニタリング対象とするのか、計測したデータをいかに効率的に集計するか、が当面の課題となる。前者の計測対象の絞り込みに関しては、目視点検データを用いた統計的劣化予測手法の最新成果を利用することができる。小濱ら⁴⁾は劣化速度を表すハザード率に構造物個々の異質性を考慮した混合ハザードモデルを開発し、各構造物の混合ハザード率を相対評価することで、要監視構造物の抽出が可能であることを実証的に示している。一方で、後者に関して、分散的に配置されたモニタリングシステムからデータをいかに効率的に集計するかは重要な課題である。分散化されたデータを技術者や点検員が現地まで収集に行くのでは、その場で目視点検を実施した方がよい。あるいは、光ファイバー等の通信網を張り巡らせることで情報集計は可能となるが、新規に敷設する際には膨大な費用を要する。また、事故・災害時にケーブルが破断したときにはネットワーク全体が機能しなくなるという欠点を有する。したがって、この課題を具体的に解決することが、次世代アセットマネジメントの具現化につながる。さらに、この課題を克服することで、通常のアセットマネジメントのみならず、事故・災害時対応に係わる意志決定の迅速化も達成することが可能になると期待できる⁶⁾。次に2) については、1) よりもさらに深度化された計測技術や性能評価技術を要する。そのため、土木施設の劣化などを長期にわたって計測する際には異常検出アルゴリズムを開発する必要

がある。

1.3 ジョイントのモニタリングの必要性

高速道路橋において、ジョイントが日常点検（路上点検）の最も重要な点検対象のひとつである⁸⁾。過去研究事例を見ると、路上の日常点検により発見した損傷件数の内、ジョイントが約14%～19%と舗装の損傷に続き非常に高い割合で占めている⁷⁾。ジョイントの損傷は、一般車両の走行性に影響を与えるだけでなく、万一飛散した場合重大な事故の原因にもなり、また、異常音の発生による周辺への騒音・振動公害の発生の原因となりうることから、なるべく問題を起こす前に対策を行わなければならない。また、ジョイントの損傷はボルトの欠損やゴム部の磨耗といった可視的なものだけでなく、ボルトの緩みや、内部鋼材の破断といった不可視な内部損傷が多い。現状、これらの損傷の発見は路上点検時の音や振動により発見している。

しかし、上述のような目視点検方法には次のような問題点が存在する^{8),9)}。1) 損傷の発見精度は、路上点検員の技量に依存してしまう。2) 熟練した路上点検員が少なく、点検員のいわゆる「長年の経験による職人技」に頼っている。また後継者への技術の継承が進んでいないのも現状である。3) 重交通や過積載車両の増大のため、ジョイントの劣化が早く、損傷の発生から進行が早い。一方で、予算制約などの影響で点検頻度の低下により目視点検の機会が減少するにもかかわらず、ジョイントの損傷の早期発見・早期補修の必要性が高まっている。

したがって、ジョイントのような劣化の進行が早く、定期的な目視点検では早期発見が困難な橋梁部材に対しては、橋梁の重点管理部材として位置づけ、モニタリングを利用した常時監視を行う必要がある。モニタリングを行うタイミングに関しては、a) 道路のリフレッシュ工事の時期に合わせて実施し、ジョイントの損傷を検出すれば、道路と一緒にリフレッシュすべきである。b) または、周辺への騒音・振動公害を起こす可能性の高いジョイント箇所に対し、周辺住民からのクレームを避けるために早期からモニタリングを実施し、ジョイント損傷の早期発見・早期対策を行うべきである。a) の場合は、ジョイントの劣化がある程度進展していると考えられるが、b) の場合は、ジョイントがまだ健全な状態であると考えられる。

しかし、現状、橋梁の重点管理部材の抽出手法に関しては体系化された方法論が存在しないのが実情である。そして、各種センサーを用いたモニタリング技術も、古くから目視の代替技術として、学術面のみならず、実用面からも検討がなされているが、残念ながら、

実用化まではなかなか至っていないのも実情である。

1.4 本研究の目的

本研究は、**1.3** で述べたような劣化の進行が早く、定期的な目視点検では早期発見が困難な橋梁ジョイントの劣化問題に着目し、橋梁ジョイントのアセットマネジメントの高度化を実現するために、**1.2** で述べた 1) モニタリング対象の絞り込み、2) モニタリングデータの効率的な集計、3) モニタリングに伴う異常検出、を研究課題として取り上げ、それらを解決する具体的な方法論を検討する。

具体的には、まず、ジョイントの劣化予測を行う必要がある。現状、橋梁・舗装等で多くの研究成果が蓄積され、実務への導入も進みつつあるが、橋梁のジョイントに関しては研究が蓄積されていない。そこで、橋梁・舗装における研究成果の多くは、ジョイントにおいても、有効に活用できると考えられる。本研究では、経年的に蓄積された橋梁ジョイントの目視点検データを用いて、ジョイントの劣化過程を統計的に予測するジョイント劣化予測モデルを提案する。

つぎに、橋梁の重点管理部材の抽出手法を検討する必要がある。ジョイントの劣化特徴として、劣化の進行が早く、定期的な目視点検では早期発見が困難となっている。したがって、橋梁の重点管理部材として位置づけ、モニタリングを利用した常時監視を行う必要がある。しかし、現状、そのような部材の抽出手法に関しては体系化された方法論が存在しない。本研究ではベンチマーキング手法による重点管理路線、さらに重点管理ジョイントの抽出手法を提案する。

そして、モニタリングを行う際の効率的なデータ回収手法を検討する必要がある。モニタリングに着目した新しいマネジメントの方法論においては、モニタリングデータの継続的・効率的な収集方法が大きな課題となる。この課題に対して、本研究では無線通信モニタリングシステムに焦点を当てる。具体的には、橋梁ジョイントのような土木施設を対象として、土木施設に設置した計測点からモニタリングデータを無線で発信し、そのモニタリングデータを巡回中の点検車両で回収するというシステムの開発を手掛ける。また、そのシステムの通信性能などを実証したうえで、ジョイントのモニタリングに適用する。

最後に、モニタリングに伴って、ジョイントの異常検出を行う必要がある。**1.3** で述べたようにジョイントは、不可視な内部損傷が多い劣化現象を有している。現状、ジョイントの劣化判定は路上点検員の経験に大きく依存している。そのため、力学的性能の定量的評価に基づく安全・安心の確保を実現するために、モニタリングデータに基づく異常検出のアルゴリズムを開発する必要がある。計測データは客観的かつ常時計測であることから、

気温，日光量，交通量，材質など，各種要因の影響を受け変動する．これらの変動の中から橋梁ジョイントの性能に関する変動（特徴量）のみを抽出し，それをモニターする必要があるとともに，その変動が許容範囲内であるかどうかを判定する必要がある．このような問題に対しては，時系列解析が有効な手法としてあげられる¹⁰⁾．時系列モデルにはARモデルなどを基本とした各種の応用モデルが存在するため，本研究では，異常検出が可能なARモデルを開発するとともに，モデルパラメータの推計手法および経時変化の予測手法を提案する．

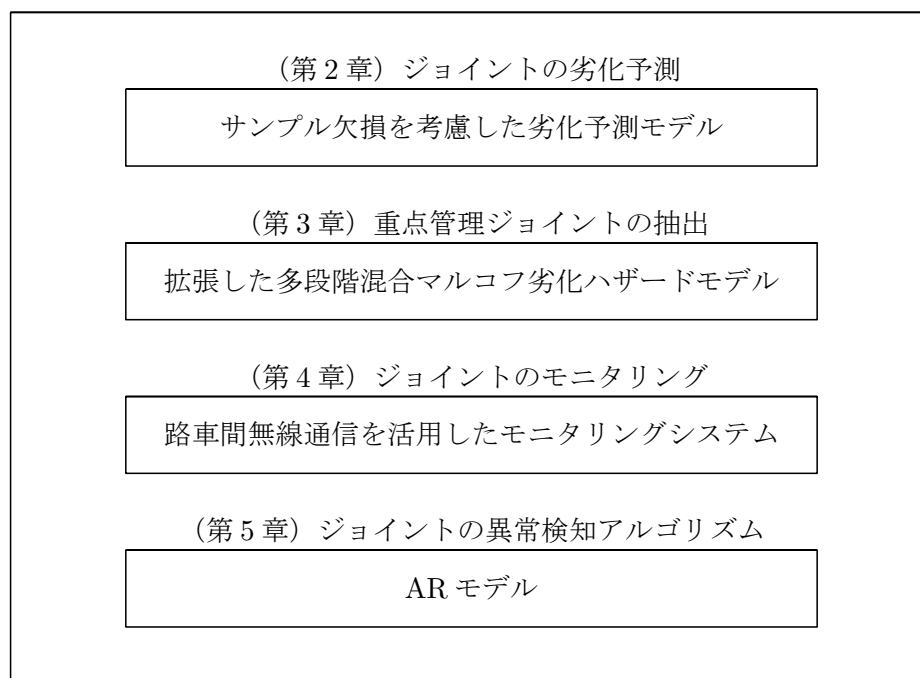


図 1.1 本研究の流れ

1.5 本論文の構成

本論文は，本章を含め全6章で構成されている．このうち，第2章では，橋梁ジョイントの劣化問題を対象に，既知目視点検データに基づき，サンプル欠損を考慮した劣化ハザードモデルを用いた統計的劣化予測を行う．第3章では，目視点検データに基づき，多段階混合マルコフ劣化ハザードモデルの階層ベイズ推計を用い，路線およびジョイント個々の劣化速度に対するベンチマーク分析に基づく重点管理路線，さらに重点管理ジョイントの抽出手法を提案する．第4章では，第3章で抽出した重点管理ジョイントを対象に，損傷の早期発見を目的としたモニタリングを行う．第5章では，本研究で提案した異常検知アルゴリズムを用いて，第4章で回収したモニタリングデータに基づき，ジョイントの異常検出を試みる．図 1.1 に本研究の主な流れを示す．

なお、以下、第2章以降の概要を簡単に説明する。

まず第2章では、サンプル欠損を考慮したジョイントの劣化予測モデルを提案し、既知目視点検データに基づいたジョイントの劣化過程を予測する。

本研究では、経年蓄積された橋梁ジョイントの目視点検データを用いて、ジョイントの劣化過程を統計的に予測するジョイント劣化予測モデルを検討する。具体的には、ジョイントの劣化状態を離散的な複数の健全度で記述し、一定期間内におけるその状態のマルコフ推移確率を多段階指数ハザードモデルを用いて表現する。その際、1) 劣化が進行したジョイントに対して補修が実施されるため健全性の低い観測データ（状態の悪いサンプル）が欠損する、2) 路下点検において、周辺住民からのクレーム通報や路上パトロール時の段差音や衝撃の変化に基づく点検員の点検通報で、損傷の可能性のあるジョイントを点検対象として記録されるため、状態の悪いサンプルが相対的に多くなり、状態の良いサンプルが相対的に少なくなるという健全性の高い観測データ（状態の良いサンプル）が欠損する、という問題が発生する。本研究では、選択肢別サンプリング（choice-based sampling）法^{11)–13)}を用いてサンプル欠損バイアスを考慮した推定法を提案し、多段階指数ハザードモデルの推計に適用する。

続いて第3章では、目視点検データに基づき、多段階混合マルコフ劣化ハザードモデルの階層ベイズ推計を用いた路線またはジョイント個々の劣化速度に対するベンチマーク分析に基づく重点管理路線、さらに重点管理ジョイントの抽出を行う。

劣化の進行が早く、定期的な目視点検では早期発見が困難なジョイントに対しては、橋梁の重点管理部材として位置づけ、モニタリングを利用した常時監視を行う必要がある。本研究では多段階混合マルコフ劣化ハザードモデルの階層ベイズ推計を用い、路線またジョイント個々の劣化速度に対するベンチマーク分析に基づく重点管理路線、さらに重点管理ジョイントの抽出手法を提案する。具体的には、混合マルコフ劣化ハザードモデルにおける施設グループ（路線）を「施設大グループ」、各施設大グループ内の施設（ジョイント）を「施設小グループ」と呼ぶこととし、施設大グループ、施設小グループそれぞれに対し異質性を表すパラメータを設定した多段階混合マルコフ劣化ハザードモデルを階層ベイズ推計する手法を提案する。また、高速道路の高架橋のジョイントを対象とする実証分析を行い、路線別のベンチマーク分析、さらに路線内の個々のジョイントのベンチマーク分析を実施し、モニタリング対象とすべきジョイントの抽出を実施する。

第4章では、第3章で抽出した異質性の高いモニタリング候補ジョイントに対し、効率的なデータ回収手法を提案し、路車間無線通信を活用したモニタリングを長期間に実施する。また、効率的に回収したモニタリングデータに基づき、ジョイント損傷と卓越振動数の関係を考察する。

モニタリングに着目したマネジメントの方法論においては、モニタリングデータの継続的・効率的な収集方法が大きな課題となる。本研究ではモニタリングデータの継続的・効率的回収手法として路車間無線通信を活用したモニタリングの開発とともに、その適用性について、実橋梁において実証的検討を行う。具体的には、路車間無線通信を活用したモニタリングシステムのプロトタイプを作成し、予備試験を実施したのち、実際の高速道路の高架橋において、ひずみモニタリングデータの時系列波形、およびその分析結果である頻度分布を走行中の車両へ無線通信するようなフィールド試験を実施する。また、その実用化に向けて路車間無線通信を活用したモニタリングシステムの性能をハードとソフトの両面で改良を図ったうえで、ジョイントのモニタリングに適用する。また、回収したモニタリングデータに基づき、ジョイント損傷と卓越振動数の関係を明らかにする。

第5章では、ジョイントの損傷検知アルゴリズムを提案し、そして、第4章で回収したモニタリングデータに基づき、ジョイントの異常検出に適用することで、その有効性を検証する。

本研究では、ARモデルを基本とした時系列モデルを用いた橋梁ジョイントの異常検知アルゴリズムを提案する。具体的には、時系列データに基づきARモデルを逐次的に推計することで、ARモデルのパラメータ情報を時系列として獲得する。その中からAIC推計値を特徴量として抽出し、それに基づき算出した $|\Delta AIC|$ をジョイントの振動特性の変化点を検出するための指標として採用する。また、本研究で提案した異常検知アルゴリズムを高速道路の高架橋ジョイントのモニタリングデータに適用することで、その有効性を検証する。

最後に第6章では、本研究で得られた知見を取りまとめるとともに、本研究で残された課題をとりまとめる。

参考文献

- 1) 原田吉信：橋梁のアセットマネジメントについて，建設マネジメント技術，2006年9月号，pp12-15，2006.
- 2) 小林潔司：分権的ライフサイクル費用評価と集計的効率性，土木学会論文集，No.793/IV-68，pp.59-71，2005.
- 3) 津田尚胤，貝戸清之，青木一也，小林潔司：橋梁劣化予測のためのマルコフ推移確率の推定，土木学会論文集，No.801/I-73，pp.69-82，2005.
- 4) 小濱健吾，岡田貢一，貝戸清之，小林潔司：劣化ハザード率評価とベンチマーキング，土木学会論文集 A，Vol.64，No.4，pp.857-874，2008.
- 5) 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.
- 6) 金川昌弘，貝戸清之，小林潔司：社会基盤施設マネジメントのためのモニタリング技術とセンサーネットワーク，第39回土木計画学研究・講演集，土木学会，CD-ROM，No.46，2009.
- 7) 村上睦夫，日野泰雄，黒崎剛史：効率的維持管理のための高架橋道路伸縮継手の損傷要因分析，土木学会論文集 D，Vol.62，No.3，pp.474-482，2006.
- 8) 塚本成昭，山上哲示，片岡正純，貴傳名確一：車両走行時の異常音計測による伸縮継手異常検出の試み，土木学会年次学術講演会講演概要集，土木学会，CD-ROM，No.I-524，2010.
- 9) 金川昌弘，坂井康人，貝戸清之，小林潔司：無線モニタリングによる伸縮継手損傷検出の可能性，第43回土木計画学研究・講演集，土木学会，CD-ROM，No.336，2011.
- 10) 小林潔司，M. N.B. JAAFAR，尾形誠一郎，塚井誠人：越境へイズ災害のための危険予測情報，土木学会論文集 D，Vol.63，No.4，pp.478-497，2007.

- 11) 森地茂, 屋井鉄雄: 非日常的交通への非集計行動モデルと選択肢別標本抽出法の適用, 土木学会論文集, No. 343, pp. 161-170, 1984.
- 12) 小林潔司, 関原康成: 到着地ベース調査による観光入り込み客数の推定方法に関する研究, 土木計画学研究・論文集, No. 9, pp. 101-108, 1991.
- 13) 多々納裕一, 小林潔司, 馬場淳一: 滞在時間分布を考慮した旅行費用法によるレクリエーション便益の計測, 土木学会論文集, No. 625/IV-44, pp. 113-124, 1999.

第2章 サンプル欠損を考慮したジョイントの劣化予測モデル

2.1 はじめに

第1章では、劣化の進行が早い、定期的な目視点検では早期発見が困難な橋梁ジョイントの劣化問題を取り上げており、モニタリングを利用した常時監視の必要性を述べた。また、研究課題として、1) ジョイントの劣化予測、2) モニタリング対象の絞り込み、3) モニタリングデータの効率的な集計、4) モニタリングに伴うジョイントの異常検出、を挙げている。

本章では、上述1)の研究課題に対し、既知目視点検データに基づき、ジョイントの劣化過程を統計的に予測する劣化予測モデルを提案し、そして、ジョイントの期待劣化パスを算出することで、ジョイントの劣化進行の傾向を明らかにする。具体的には、ジョイントの劣化状態を離散的な複数の健全度で記述し、一定期間内におけるその劣化状態のマルコフ推移確率を多段階指数ハザードモデルを用いて表現する。その際、たとえば路下点検では、周辺住民からのクレーム通報などを受け、損傷の可能性のあるジョイントを主に点検対象としているため、状態の悪い観測データが比較的に多く記録され、一方、状態の良い観測データが欠損するという問題が発生する。また、路上点検においても、対象となる路線は劣化がある程度進展していると考えられる。結果的に、路下点検と同様に状態の悪い観測データが比較的に多く記録され、一方、状態の良い観測データが欠損する。そして、劣化が進展したジョイントに対して補修が実施されるため、その後の点検では、状態の良い観測データが比較的に多く記録され、その結果、劣化が進展したジョイントに関する実績データが乏しくなるというサンプル欠損も発生する。

従来より、ジョイントの劣化評価では、ジョイントに対する定期的な目視点検が実施されている。また、ジョイントに対する点検は路上点検と路下点検に分類できる。路上点検はパトロール車による車上点検を含むが、本研究では車両の通行止めを伴う詳細な目視点検を考える。一方、路下点検は橋脚天端からジョイントの状態を視認する定期的な目視点検である。路上点検は道路のリフレッシュ工事などの一斉通行止め期間を利用して実施さ

れる。一斉通行止めの対象となる路線は劣化がある程度進展していると考えられるが、点検対象となるジョイントの選定はランダムサンプリングであるとみなすことができる。路下点検についても定期的に点検が実施されるため、点検対象となるジョイントの選定もランダムサンプリングであるとみなすことができる。また、路上点検では亀裂、剥離、磨耗、段差、たたき点検、路下点検では異常音、漏水、ボルトの欠損およびゆるみ、と路上点検、路下点検で点検項目は異なるため、二つの点検からは異なる劣化特性が得られる¹⁾。そして、路上点検は対象となる路線は劣化がある程度進展しているため、路上点検による収集される点検データには、健全性の高い点検結果（状態の良いサンプル）が欠損していると考えられる。路下点検は定期的に実施されるという側面はあるものの、周辺住民からのクレーム通報や路上パトロール時の段差音や衝撃の変化に基づく点検員の異常通報で、損傷の可能性のあるジョイントを点検対象としている。したがって、路下点検による収集される点検データには、健全性の高い点検結果（状態の良いサンプル）が欠損していると考えられる。

本研究では、従来の路上と路下点検において、上述した通り状態の良いまたは悪いサンプルデータが取得されないことに起因する「サンプル欠損バイアス」の課題に着目し、選択肢別サンプリング法²⁾⁻⁴⁾を用いてサンプル欠損バイアスを考慮した推定法を提案し、多段階指数ハザードモデルの推計に適用する。そして、マルコフ推移確率を、高速道路のジョイントの目視点検データベースに基づいて推定し、サンプル欠損バイアスの影響について適用事例を通して実証的に検討する。以下、2.2では、サンプル欠損を考慮した推計方法の基本的な考え方について記述する。2.3では、ジョイントの劣化予測モデルについて、その概要を説明する。2.4では、選択肢別サンプリング法²⁾⁻⁴⁾を用いて、サンプル欠損バイアスを考慮した推定法を定式化し、多段階指数ハザードモデルの推計に適用する方法を提案する。2.5では、高速道路の高架橋のジョイントを対象に、既知目視点検データベースに基づいて実証分析を行い、ジョイントの平均的な期待劣化パスを算出し、また、サンプル欠損を考慮したジョイントの最適予測モデルを推計する。

2.2 本研究の基本的な考え方

2.2.1 ジョイントの劣化の実態

村上等の研究⁵⁾では、ある高速道路株式会社の上の日常点検による損傷件数の内訳は、「舗装」が約22%、「ジョイント」が約14%であり、損傷ランクの高い場合には、それぞれ約41%、約19%とジョイントの損傷件数が舗装に次いで多く、ジョイントの適切な維持管理が都市活動を維持するために極めて重要な課題と指摘している。

ジョイントの点検項目として、本体の損傷、異常音、取付け部の損傷、ボルトの損傷、床版遊間の良否、止水工の損傷、段差などが代表的である。上述の高速道路株式会社において収集した1998.1.4～2003.10.31の日常点検による全路線のジョイント劣化データをレーン単位（レーン：車線単位でのジョイントとジョイントの間の部分）で整理すると、次のようなジョイントの劣化の実態が分かる⁵⁾。1) ジョイントの劣化状況として、ジョイント本体の劣化損傷のうち、破損（36%）と異常音（28%）が全件数の6割以上を占めるとともに、「損傷が著しい。緊急に補修が必要」という一番厳しい劣化判定の約55%を占めており、その重要性が明らかである。なお、対象とした20,169レーンのジョイントのうち、当該期間（5年10ヶ月）に損傷が認められた件数は4,947件であり、損傷の出現率（損傷件数の年当たり換算件数×100%/全レーン数）は4.2%/年（上述の一番厳しい劣化判定に限れば0.3%/年）となる。2) 車線別で見た場合、2車線区間では、走行車線での損傷は多い。これは大型車交通量の多さや出入部での加速度の頻発によると考えられる。一方、多車線区間での損傷件数は全車線合計でも10%程度と少ないにもかかわらず、上述の一番厳しい判定の割合が高くなっているが、これは大型車交通量の多い環状部と推察できる。

また、塚本等⁶⁾は、ジョイントの劣化損傷の特徴を「1) 車両の走行性の低下だけでなく、ジョイント部材の破断・ボルトの緩み等により、飛散の危険性がある。2) 異常音の発生による周辺への騒音・振動公害の発生の原因となりうる。3) 重交通や過積載車両の増大のため、ジョイントの劣化が早く、損傷の発生から進行が早い。4) ボルトの欠損やゴム部の磨耗といった可視的なものだけでなく、ボルトの緩みや内部鋼材の破断といった不可視的な内部損傷が多い」と整理し、その劣化損傷を早期に発見・補修する必要性を示している。

上述のジョイントのような劣化損傷の進行が早い橋梁部材に対し、定期的な目視点検では劣化損傷の早期発見が困難であり、モニタリング等による常時監視が可能な点検手法の検討が必要となる。ジョイント内部の損傷は、モニタリングによる車両通過時の異常音や異常振動などを検出することで発見できると考えられる。また、ジョイントのモニタリングは全数実施することが不可能なため、上述のジョイントの劣化の実態に基づき、損傷の種

類，車線や大型車交通量などの要因を考慮しながら，モニタリング候補（重点管理対象）のジョイントの抽出を行う必要がある。

モニタリング手法に関しては，第4章にて詳細を述べるが，本章では，まず既知の目視点検データに基づき，ジョイントの劣化過程を統計的に予測し，ジョイントの平均的な劣化推移を確認する。

2.2.2 サンプル欠損に関する既往の研究概要

アセットマネジメントの分野において，定期点検による不完全サンプルデータに関する推計バイアスの問題が分析されている^{7),8)}。小林等⁹⁾は道路舗装に対する点検データを用いてマルコフ劣化ハザードモデルを推計する際に，舗装に対する補修行為のために，劣化が進展した点検サンプルが欠損すること，サンプル欠損により実際の劣化よりも推計結果が安全側（長寿命側）に評価される可能性があることを指摘した。この問題を解決するために選択肢別サンプリングに基づくサンプル欠損を考慮した修正尤度を定義している。

目視点検サンプルの欠損は実務においてはよく見られる。小林等⁹⁾が問題提起した事例では補修により劣化の進展した点検サンプルが欠損することである。その他の類似事例としては，一般土木構造物の目視点検では損傷・劣化の検出が第一目的であるがゆえに，損傷・劣化部材の点検データは確実に残っているものの，比較的健全な部材の点検データは記録として残っていないことが多い。これは健全なデータが欠損するというサンプル欠損の事例である。サンプル欠損を補正する理論的枠組みは構築されたが，しかしながら，実データを用いて，サンプル欠損の効果を実証的に検証しておく必要がある。さらに欠損モデルのベイズ推計スキームを構築することも重要であり，それにより推計結果の確率分布を得ることが可能である。本研究では，サンプル欠損を考慮した劣化予測モデルのベイズ推計を行う。

2.2.3 健全度によるジョイントの劣化状態の評価

ジョイントの劣化予測モデルを推計するためには，ジョイント性状に関する時系列データを蓄積することが必要となる。現状、既存目視点検では，ジョイントの劣化状態はいくつか離散的な健全度で評価されている。ここではジョイントの損傷度が J 個の離散的な健全度で表現される場合を考える。健全度を状態変数 $i(i = 1, \dots, J)$ で表現する。もっとも健全な状

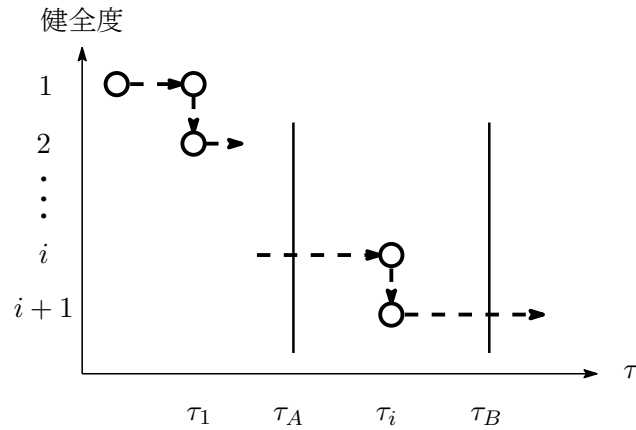


図 2.1 劣化過程と測定スキーム

態（供用時または補修により回復した状態）を $i = 1$ で表し，状態変数 i の値が大きくなるほど損傷が進行することを示す．図 2.1 の例では，時間軸上の離散時刻 $\tau_i (i = 1, \dots, J-1)$ において，それぞれ健全度が i から $i+1$ に達している．ここで，目視点検によるジョイント性状調査によってジョイントの健全度を点検する場合を考える．従来では，ジョイントの状態を常時観測することは不可能であり，現実的には限られた時間軸において定期点検が実施される．ここでは，時間軸上の 2 つの時刻 τ_A および τ_B において定期点検が実施された場合を考える．時刻 τ_A の点検により，当該ジョイントの損傷状態を目視点検で観測され，その時の健全度は i と判定される．さらに，時間の経過に応じて損傷が進行し，次の点検時刻 τ_B において健全度が $i+1$ と判定されている．同図に示した劣化過程のパスでは，2 つの定期点検の間において健全度 i から $i+1$ へ変化している．しかし，定期点検スキームでは実際に健全度が i から $i+1$ に変化した時刻 τ_i は観測できない．このように，定期点検では，2 つの定期点検時刻における健全度を観測できるが，健全度が変化した時刻に関する情報は獲得できない．

2.2.4 ジョイントの路上・路下点検スキーム

本研究で対象とするジョイントに対する目視点検は路上点検と路下点検に分類できる¹⁾．この目視点検業務は，通常，ある限られた時間間隔において定期的実施される．実際には，路上点検はパトロール車による車上点検を含むが，本研究では車両の通行止めを伴う詳細な目視点検を考える．一方，路下点検は橋脚天端からジョイントの状態を視認する．路

上点検は道路のリフレッシュ工事などの一斉通行止め期間を利用して実施される。一方、路下点検は定期的実施されるという側面はあるものの、周辺住民からのクレーム通報や路上パトロール時の段差音や衝撃の変化に基づく点検員の異常通報で、損傷の可能性のあるジョイントを点検対象としている。また、点検によって観測されたジョイントの損傷状態に応じて補修の有無が検討される。

2.2.5 サンプル欠損バイアス

ジョイントの損傷のタイミングは不確実であり、損傷の発生箇所にもばらつきが存在する。2.2.4で述べた路上および路下点検のケースでは、収集される点検データには、状態が悪いサンプルが相対的に多く獲得されるため、健全性の高い点検結果（状態の良いサンプル）が相対的に少なく、欠損していると考えられる。このような状態が悪いサンプルの割合が高いサンプル集合を用いて劣化予測を推計すると、劣化確率を過大評価するという問題が発生する。一方、上述の点検によって観測されたジョイントの損傷状態に応じて補修が決定され、次の定期点検時点までの間に補修が実施された場合、次の点検時には通常のサンプルは観測されず、結果的に、補修後新たに発生したサンプル（良好な状態）が観測されることとなる。このように、ジョイントの補修が実施されることにより、劣化が進行した状態に関する実測サンプルが系統的に欠損し、点検によって状態が良いサンプルが相対的に多く獲得される。このような状態が良いサンプルの割合が高いサンプル集合を用いて劣化予測を推計すると、劣化確率を過小評価するという問題が発生する。上述のようなサンプルが欠損するために、劣化予測モデルの推計結果が歪められる問題をサンプル欠損バイアスと呼ぶ。小林等⁹⁾はこのサンプル欠損バイアス問題を解決するために選択肢別サンプリング法を用いてサンプル欠損を考慮した舗装劣化予測モデルを提案した。本研究では、ジョイントの健全度期待寿命の推計に着目しており、この点においては、舗装劣化予測と共通しているため、健全度期待寿命の推計の際に、上述のサンプル欠損を考慮した劣化予測モデルを活用できると考えられる。

2.3 ジョイントの劣化予測モデル

2.3.1 マルコフ推移確率

本研究では、ジョイントの劣化過程をマルコフ推移確率を用いて表現する。津田等¹⁰⁾はマルコフ推移確率をマルコフ劣化ハザードモデルを用いて推計する方法を提案している。ここでは、読者の便宜を図るために、その概要を説明する。2つの時刻間における劣化状態の不確実な推移状態をマルコフ推移確率で表現する。時刻 τ_A で観測した健全度を状態変数 $h(\tau_A)$ を用いて表す。時刻 τ_A で観測した健全度が i ($i = 1, \dots, J$)であれば $h(\tau_A) = i$ と表せる。 i の値が大きくなるほど、劣化が進行した状態を表す。状態 J はもっとも劣化した状態を表す。マルコフ推移確率は、時刻 τ_A で観測された健全度 $h(\tau_A) = i$ を与件とし、将来時点(例えば τ_B)において健全度 $h(\tau_B) = j$ が生起する条件付推移確率として定義される。すなわち、

$$\text{Prob}[h(\tau_B) = j | h(\tau_A) = i] = \pi_{ij} \quad (2.1)$$

と表せる。このような推移確率を健全度ペア (i, j) に対して求めれば、マルコフ推移確率行列

$$\Pi = \begin{pmatrix} \pi_{11} & \cdots & \pi_{1J} \\ \vdots & \ddots & \vdots \\ 0 & \cdots & \pi_{JJ} \end{pmatrix} \quad (2.2)$$

を定義できる。マルコフ推移確率(2.1)は所与の2つの時点 τ_A, τ_B の間において生じる健全度間の推移確率を示したものであり、当然のことながら、対象とする点検間隔が異なれば推移確率の値は異なる。補修がない限り常に劣化が進行するので、 $\pi_{ij} = 0$ ($i > j$)が成立する。また、推移確率の定義より $\sum_{j=1}^J \pi_{ij} = 1$ が成立する。すなわち、マルコフ推移確率に関して、

$$\left. \begin{aligned} \pi_{ij} &\geq 0 \quad (i, j = 1, \dots, J) \\ \pi_{ij} &= 0 \quad (i > j \text{ の時}) \\ \sum_{j=1}^J \pi_{ij} &= 1 \end{aligned} \right\} \quad (2.3)$$

が成立しなければならない。状態 J は、補修のない限りマルコフ連鎖における吸収状態であり、 $\pi_{JJ} = 1$ が成立すると考える。なお、マルコフ推移確率は過去の劣化履歴とは独立して定義される。マルコフ推移確率モデルでは、健全度が $i-1$ から i に推移した時刻にかかわらず、点検時刻 τ_A から点検時刻 τ_B の間に推移する確率は時刻 τ_A における健全度のみに依存するという性質(マルコフ性)を満足する。

2.3.2 マルコフ劣化ハザードモデル

マルコフ推移確率は、マルコフ劣化ハザードモデルを用いて推計できる¹⁰⁾。本研究では、津田等¹⁰⁾が開発したマルコフ劣化ハザードモデルを用いる。ハザードモデルの詳細は文献^{11),12)}に譲るが、読者の便宜を図るためハザードモデルの概要を簡単に説明しておく。いま、健全度 i ($i = 1, \dots, J-1$) の寿命を確率変数 ζ_i で表す。健全度 i の寿命が、確率密度関数 $f_i(\zeta_i)$ 、分布関数 $F_i(\zeta_i)$ に従うと仮定する。時刻 τ_A における劣化状態が健全度 i であり、そこから時間 y_i が経過した時刻で健全度 $i+1$ に到達する確率密度をハザード関数 $\lambda_i(y_i)$ を用いて表現する。このとき、ハザード関数は、供用時間 y_i まで健全度が i のまま継続する生存確率 $\tilde{F}_i(y_i)$ を用いて、

$$\lambda_i(y_i)\Delta y_i = \frac{f_i(y_i)\Delta y_i}{\tilde{F}_i(y_i)} \quad (2.4)$$

と表せる。すなわち、ハザード関数 $\lambda_i(y_i)$ は、初期時刻から時間 y_i が経過するまで健全度 i の状態が継続したという条件の下で、期間 $[y_i, y_i + \Delta y_i)$ 中に健全度 $i+1$ に進展する条件付き確率である。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 $\theta_i > 0$ ($i = 1, \dots, J-1$) をとる場合、指数ハザード関数

$$\lambda_i(y_i) = \theta_i \quad (2.5)$$

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

$$\tilde{F}_i(y_i) = \exp(-\theta_i y_i) \quad (2.6)$$

と表現できる。

さらに、サンプル時間軸上の τ_A で、健全度が i であり、かつ時刻 τ_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 $\tilde{F}_i(\tau_A + z_i | \zeta_i \geq \tau_A)$ は、

$$\begin{aligned} \tilde{F}_i(\tau_A + z_i | \zeta_i \geq \tau_A) &= \text{Prob}\{\zeta_i \geq \tau_A + z_i | \zeta_i \geq \tau_A\} \\ &= \frac{\exp\{-\theta_i(\tau_A + z_i)\}}{\exp(-\theta_i\tau_A)} \\ &= \exp(-\theta_i z_i) \end{aligned} \quad (2.7)$$

と表される。すなわち、点検時刻 τ_A において健全度が i と点検され、次の点検時刻 $\tau_B = \tau_A + Z$ においても健全度が i と点検される確率は、

$$\text{Prob}[h(\tau_B) = i | h(\tau_A) = i] = \exp(-\theta_i Z) \quad (2.8)$$

となる．ただし， Z は 2 つの点検時刻の間隔を表す．確率 $\text{Prob}[h(\tau_B) = i | h(\tau_A) = i]$ はマルコフ推移確率 π_{ii} にほかならない．指数ハザードを用いた場合，推移確率 π_{ii} はハザード関数 θ_i と点検間隔 Z のみに依存し，時刻 τ_A ， τ_B に関する情報を用いなくとも推移確率を推計することが可能となる．以上の議論を拡張し，指数ハザード関数を用いて，点検時刻 τ_A と $\tau_B = \tau_A + Z$ の間で健全度が i から j ($> i$) に推移するマルコフ推移確率 $\pi_{ij}(Z)$ は，

$$\begin{aligned} \pi_{ij}(Z) &= \text{Prob}[h(\tau_B) = j | h(\tau_A) = i] \\ &= \sum_{k=i}^j \prod_{m=i}^{k-1} \frac{\theta_m}{\theta_m - \theta_k} \prod_{m=k}^{j-1} \frac{\theta_m}{\theta_{m+1} - \theta_k} \exp(-\theta_k Z) \\ &\quad (i = 1, \dots, J-1; j = i+1, \dots, J) \end{aligned} \quad (2.9)$$

と表すことができる¹⁰⁾．ただし，表記上の規則として，

$$\begin{cases} \prod_{m=i}^{k-1} \frac{\theta_m}{\theta_m - \theta_k} = 1 & (k = i \text{ の時}) \\ \prod_{m=k}^{j-1} \frac{\theta_m}{\theta_{m+1} - \theta_k} = 1 & (k = j \text{ の時}) \end{cases}$$

が成立すると考える．また， π_{iJ} に関してはマルコフ推移確率の条件より次式が成立する．

$$\pi_{iJ}(Z) = 1 - \sum_{j=1}^{J-1} \pi_{ij}(Z) \quad (i = 1, \dots, J-1) \quad (2.10)$$

以上のように，指数ハザード率で表現したマルコフ推移確率をマルコフ劣化ハザードモデル¹⁰⁾と呼ぶ．

2.3.3 期待劣化パスの算出

ジョイントの劣化特性は，ジョイントの材質，環境条件，交通条件等の道路特性に依存して変化する．また，マネジメントの立場からは，マルコフ推移行列を求めるだけでなく，平均的な劣化過程を表す供用性曲線が必要となる場合も多い．そこで，マルコフ劣化ハザードモデルを用いて，道路特性別に供用性曲線を求める方法を提案する．いま，マルコフ劣化ハザードモデルのハザード率 θ_i^k ($i = 1, \dots, J-1; k = 1, \dots, K$) を道路特性 \mathbf{x}^k を用いて

$$\theta_i^k = \exp(\mathbf{x}^k \boldsymbol{\beta}_i') \quad (2.11)$$

と表す．ただし， $\boldsymbol{\beta}_i = (\beta_{i1}, \dots, \beta_{iM})$ は未知パラメータ β_{im} ($m = 1, \dots, M$) による行ベクトルである．記号 $'$ は転置操作を表す．また，劣化推移確率はデータが観察された点検間隔 Z にも依存する．このことを明示的に表すため推移確率 π_{ij} を目視点検による実測データ (Z, \mathbf{x}) と未知パラメータ $\boldsymbol{\beta} = (\boldsymbol{\beta}_1, \dots, \boldsymbol{\beta}_{J-1})$ の関数として $\pi_{ij}(Z, \mathbf{x} : \boldsymbol{\beta})$ と表す．さらに，ハザード率 $\theta_i^k(\mathbf{x}^k)$ を用いた生存関数を $\tilde{F}_i(y_i^k)$ と表記する．生存関数 $\tilde{F}_i(y_i^k)$ が式 (2.6)

で表されることに留意すれば、道路特性 \mathbf{x}^k のジョイントが、健全度 i にはじめて到達した時点から、劣化が進展して次の健全度に進むまでの期待期間長（以下、健全度期待寿命と呼ぶ） RMD_i^k ($i = 1, \dots, J-1$) は、

$$\begin{aligned} RMD_i^k &= \int_0^\infty \tilde{F}_i(y_i^k) dy_i^k \\ &= \int_0^\infty \exp(-\theta_i^k y_i^k) dy_i^k \\ &= \frac{1}{\theta_i^k} = \frac{1}{\exp(\mathbf{x}^k \boldsymbol{\beta}'_i)} \end{aligned} \quad (2.12)$$

と表される。ジョイント新設直後（または補修した直後）の健全度を $i = 1$ とする。このとき、初期時点の健全度 $i = 1$ の状態から劣化が進行し、健全度が j (> 1) に推移するまでに要する経過時間の期待値 $ET_j(\mathbf{x}^k)$ ($j = 2, \dots, J$) は、

$$ET_j(\mathbf{x}^k) = \sum_{i=1}^{j-1} \frac{1}{\exp(\mathbf{x}^k \boldsymbol{\beta}'_i)} \quad (2.13)$$

と表される。 $ET_j(\mathbf{x}^k)$ ($j = 2, \dots, J$) は、ジョイントを補修した直近（またはジョイント新設直後）の時刻から健全度 j に到達するまでの平均的な経過時間を表す。本研究では、健全度 j ($j = 1, \dots, J$) と平均的な経過時間 $ET_j(\mathbf{x}^k)$ の関係を期待劣化パスと呼ぶ。ただし、 $ET_j(\mathbf{x}^k) = 0$ ($j = 1$)。式 (2.13) で定義する期待劣化パスは、不確実な劣化過程の中で平均的な進行パターンを表している。

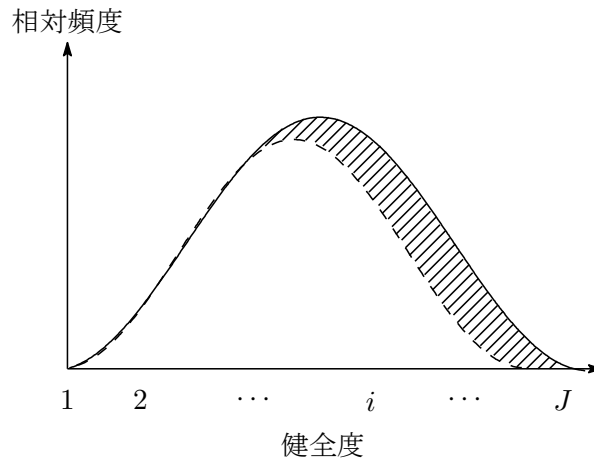


図 2.2 理論的健全度分布

2.4 サンプル欠損を考慮した劣化予測モデルの推定方法

2.4.1 サンプル欠損バイアス

2.2.5 で述べたように目視点検データにはサンプル欠損の問題があるため、通常の最尤推計法を用いてパラメータ β を推計するとサンプル欠損バイアスが発生する。したがって、サンプル欠損バイアスを補正した修正対数尤度関数を定式化する必要がある。いま、時刻 τ_0 にジョイントを補修し、以下、時刻 τ_1, τ_2, \dots に健全度が点検されると考える。ここで、連続する2つの点検時刻をとりあげ、それぞれを τ_A, τ_B と表す。時刻 τ_A に観測された健全度を i ($i = 1, \dots, J-1$) と表す。さらに、時刻 τ_B に健全度 j ($j \geq i$) が観測される。しかし、時刻 τ_A と τ_B の間に補修が実施されれば、その時点でジョイントの健全度は1までに回復する。このとき、仮に補修を実施しない場合に時刻 τ_B に観測されるであろう健全度 j に関するデータは獲得できない。このように補修が実施される場合、劣化が相対的に進展したジョイントに関する実測サンプルが欠損することになる。いま、すべてのサンプルが補修が実施されずに時刻 τ_B まで経過した場合を想定する。このとき、時刻 τ_B で観測される健全度の頻度分布を図 2.2 の実線のように表す。以下、補修を実施しない場合に時刻 τ_B に観測される健全度の頻度分布を理論的健全度分布と呼ぶこととする。次に、時刻 τ_A から τ_B までの間にいくつかのサンプルに対して補修が実施され、該当するサンプルが欠落する場合を考える。このとき、時刻 τ_B まで補修が実施されずに生き残ったサンプルのみに着目し、その健全度の頻度分布を求めた結果を図 2.2 の破線で示している。したがって、図中の斜線で示した領域が時刻 τ_A から τ_B までの間に、補修により欠損したサンプルに対応し

ている。サンプル欠損バイアスに対処するためには、時刻 τ_B に観測される健全度の頻度分布に関する情報が必要となる。しかし、補修が実施された時、理論的健全度分布を観測することが不可能である。また、補修以外に 2.2.5 で述べたような点検により損傷の可能性のあるジョイントを点検対象としているケースでも同様である。したがって、劣化予測モデルの推計の際に、理論的健全度分布も同時に推計するような方法論を開発することが必要となる。以下、**2.4.2** で、まずサンプル欠損が存在しない完全なデータに基づいてマルコフ劣化ハザードモデルを推計する方法を示す。その上で、**2.4.3** において、サンプル欠損が存在する場合（ベンチマークケース、以下 BM ケースと呼ぶ）のモデルの推計法、**2.4.4** において、代替的補正方法を用いた場合（ケース A）のモデルの推定法について考察する。

2.4.2 完全サンプルを用いた推定法

観測対象のすべての橋梁ジョイントに対して、補修が実施されず、そして実測にはサンプル欠損のようなこともなく、健全度が J になるまで放置されるような実測サンプルが入手可能である場合を想定する。このような場合に獲得されるサンプルを、サンプル欠損が存在しないという意味で完全サンプルと呼ぶ。サンプル k ($k = 1, \dots, K$) に対して、時刻 τ_A^k に健全度 $h(\tau_A^k) = i^k$ が、時刻 $\tau_B^k = \tau_A^k + Z^k$ に健全度 $h(\tau_B^k) = j^k$ が観測されたと考える。ここに、 Z^k は時刻 τ_A^k から時刻 τ_B^k までの期間長であり、点検間隔を表す。また、期間 $[\tau_A^k, \tau_B^k]$ を観測期間、時刻 τ_A^k に観測された健全度を事前健全度、時刻 τ_B^k に観測された健全度を事後健全度と呼ぶこととする。さらに、橋梁ジョイントの劣化速度に影響を及ぼすジョイント材質や使用環境などを表す道路特性を $\mathbf{x}^k = (x_1^k, \dots, x_M^k)$ と表す。いま、すべてのジョイントとすべての隣接する点検時刻 τ_A^k, τ_B^k のペアの集合に対して、橋梁ジョイントの健全度 $h(\tau_A^k), h(\tau_B^k)$ と道路特性 \mathbf{x}^k に関する合計 K 個の実測サンプルが獲得できたと考える。実測サンプル k の情報を $\xi^k = (\bar{h}(\tau_A^k), \bar{h}(\tau_B^k), \bar{Z}^k, \bar{\mathbf{x}}^k)$ ($k = 1, \dots, K$) と表す。記号「 $\bar{\quad}$ 」は実測値であることを示す。また、健全度の観測値を $\bar{h}(\tau_A^k) = \bar{i}^k, \bar{h}(\tau_B^k) = \bar{j}^k$ と記述する。

点検間隔 Z^k と道路特性 \mathbf{x}^k を、それぞれ N, L 個の離散的なカテゴリ Z_n, \mathbf{x}_l に分割する。その上で、各サンプル属性 (i, Z_n, \mathbf{x}_l) ($i = 1, \dots, J-1; n = 1, \dots, N; l = 1, \dots, L$) が出現する相対頻度を $\mu(i, Z_n, \mathbf{x}_l)$ と表す。一方、サンプル母集団からサンプル $(i, j, Z_n, \mathbf{x}_l)$ が抽出される同時確率（尤度）を $f(i, j, Z_n, \mathbf{x}_l; \boldsymbol{\beta})$ と表す。ただし、 $\boldsymbol{\beta}$ は、未知パラメータである。相対頻度分布 $\mu(i, Z_n, \mathbf{x}_l)$ は、目視点検データベースから観測可能であり、既知関数である。また、サンプル母集団から事後健全度 j が観測される確率を $Q(j; \boldsymbol{\beta})$ と表す。いま、各実測サンプルがそれぞれ確率 $f(\bar{i}^k, \bar{j}^k, \bar{Z}^k, \bar{\mathbf{x}}^k; \boldsymbol{\beta})$ に基づいてランダム抽出さ

れると考える．このとき， K 個の実測サンプルが同時に観測される同時確率（尤度関数） $\mathcal{L}(\bar{\xi}, \beta)$ は，尤度の積として，

$$\mathcal{L}(\bar{\xi}, \beta) = \prod_{k=1}^K f(\bar{i}^k, \bar{j}^k, \bar{Z}^k, \bar{\mathbf{x}}^k : \beta) \quad (2.14)$$

と表される．

次に，道路特性が \mathbf{x}_l で表されるジョイントが，時刻 τ_A に健全度 $h(\tau_A) = i$ であり，かつ時刻 $\tau_B = \tau_A + Z_n$ に健全度 $h(\tau_B) = j$ ($j \geq i$) となる条件付き確率を $P(j|i, Z_n, \mathbf{x}_l : \beta)$ と表す．この条件付き確率密度関数はマルコフ推移確率を用いて，

$$P(j|i, Z_n, \mathbf{x}_l : \beta) = \pi_{ij}(Z_n, \mathbf{x}_l : \beta) \quad (2.15)$$

と表せる．ここに， $\pi_{ij}(Z_n, \mathbf{x}_l : \beta)$ は時刻 τ_A に健全度 i の状態から，時刻 τ_B までの間に健全度 j に推移するマルコフ推移確率を表す．このとき，サンプル $(i, j, Z_n, \mathbf{x}_l)$ の同時確率 $f(i, j, Z_n, \mathbf{x}_l : \beta)$ は，

$$f(i, j, Z_n, \mathbf{x}_l : \beta) = P(j|i, Z_n, \mathbf{x}_l : \beta) \mu(i, Z_n, \mathbf{x}_l) \quad (2.16)$$

と表せる．式 (2.16) を尤度関数 (2.14) に代入し対数変換をすれば，対数尤度関数 $\ln \mathcal{L}(\bar{\xi}, \beta)$ を，

$$\begin{aligned} \ln \mathcal{L}(\bar{\xi}, \beta) &= \sum_{k=1}^K \left\{ \ln P(\bar{j}^k | \bar{i}^k, \bar{Z}^k, \bar{\mathbf{x}}^k : \beta) \right. \\ &\quad \left. + \ln \mu(\bar{i}^k, \bar{Z}^k, \bar{\mathbf{x}}^k) \right\} \end{aligned} \quad (2.17)$$

と表せる． $\mu(\bar{i}^k, \bar{Z}^k, \bar{\mathbf{x}}^k)$ は既知であり，右辺第 2 項は定数項となる．そこで，第 2 項を無視する．式 (2.15) を考慮すれば，対数尤度関数 $\ln \mathcal{L}(\bar{\xi}, \beta)$ は，

$$\begin{aligned} \ln \mathcal{L}(\bar{\xi}, \beta) &= \sum_{k=1}^K \sum_{i=1}^{J-1} \sum_{j=i}^J \bar{\delta}_{ij}^k \ln \left[\pi_{ij}(\bar{Z}^k, \bar{\mathbf{x}}^k : \beta) \right] \end{aligned} \quad (2.18)$$

となる．ただし， $\bar{\delta}_{ij}^k$ ($i = 1, \dots, J-1; j = 1, \dots, J; k = 1, \dots, K$) はダミー変数であり，

$$\bar{\delta}_{ij}^k = \begin{cases} 1 & \bar{h}(\tau_A^k) = \bar{i}, \bar{h}(\tau_B^k) = \bar{j} \text{ の時} \\ 0 & \text{それ以外の時} \end{cases} \quad (2.19)$$

と定義できる．すなわち，式 (2.18) は最尤推計法を用いてマルコフ劣化ハザードモデルを推計する場合に用いる対数尤度関数¹⁰⁾ に一致する．

2.4.3 サンプル欠損を考慮した推定法

補修が実施されることにより、サンプル欠損が発生しているようなデータセットを考える。さらに、前回の点検時点から今回の点検時点までに、補修が実施されたジョイントに関する情報が入手可能であると考え、 K 個のジョイントの中から、補修が実施されたジョイントを除く合計 \bar{K} 個のジョイントのみをサンプルとして抽出する。さらに、 \bar{K} 個のサンプルを順次並べ換え、そのサンプル番号を $k = 1, \dots, \bar{K}$ と書き換えたデータベースを作成する。

事前健全度が i であるサンプルの中で、劣化の進展が早いサンプルに対して補修が実施される確率が大きくなると考え、事後健全度 j と対応してサンプル欠損率が決定されるようなサンプル欠損メカニズムを取り上げる。以下、本節で取り上げるサンプル欠損メカニズムをベンチマークケース (BM ケース) と呼ぶ。いま、サンプル集合 Ω を健全度ペア (i, j) ($i \leq j$) に着目して $(J-1)(J+2)/2$ 個の排他的なサンプル部分集合 Ω_{ij} ($i = 1, \dots, J-1; j = i, \dots, J$) に分割する。すなわち、 $\Omega_{ij} \cap \Omega_{i'j'} = \phi$ ($(ij) \neq (i'j')$) であり、サンプル集合は $\Omega = \cup_{i=1}^{J-1} \cup_{j=i}^J \Omega_{ij}$ と表現できる。 ϕ は空集合を表す。その上で、各サンプル部分集合内で、サンプル欠損率が一定であると考え、事後健全度に関する情報が存在するサンプルに関しては、当該のサンプルがどのサンプル部分集合に属するかを識別することができる。観測期間中に予防補修が実施されているサンプルは、どのサンプル部分集合にも属さず、当該サンプルは欠損することになる。

サンプル部分集合 Ω_{ij} のそれぞれに対して、状態 (Z_n, \mathbf{x}_l) が同時に生起する同時生起確率を $Q(Z_n, \mathbf{x}_l | i, j)$ と表す。このような同時生起確率は、各サンプル部分集合ごとに定義される。言い換えれば、サンプル部分集合ごとにサンプル発生メカニズムが異なる。点検結果により得られたサンプルの内、サンプル部分集合 Ω_{ij} に属するサンプル数を N_{ij} と表す。このとき、実測サンプル $\boldsymbol{\xi} = (\boldsymbol{\xi}^1, \dots, \boldsymbol{\xi}^{\bar{K}})$ は、各サンプル部分集合 Ω_{ij} から、それぞれ N_{ij} 個ずつランダムに抽出されたランダムサンプルと考えることができる。ただし、 $\sum_{i=1}^{J-1} \sum_{j=i}^J N_{ij} = \bar{K}$ である。サンプル欠損が存在するため、 N_{ij} の総和はジョイントのサンプル総数 K でなく、補修が実施されたジョイントを除いたサンプル数 \bar{K} に一致する。さらに、各サンプル部分集合ごとにサンプル抽出率が異なることになる。時刻 τ_B における理論的健全度分布は、事前健全度 i に依存して変化する。事前健全度 i 、点検間隔 Z_n と道路特性 \mathbf{x}_l を与件とした事後健全度分布に関する条件付き確率密度関数 $\tilde{P}(j|i, Z_n, \mathbf{x}_l; \boldsymbol{\beta}) = \pi_{ij}(Z_n, \mathbf{x}_l; \boldsymbol{\beta})$ を用いれば、時刻 $\tau_B = \tau_A + Z_n$ における理論的健全度分布は、

$$\tilde{Q}(j|i : \beta) = \sum_{n=1}^N \sum_{l=1}^L \tilde{P}(j|i, Z_n, \mathbf{x}_l : \beta) \nu(Z_n, \mathbf{x}_l|i) \quad (i = 1, \dots, J-1; j = 1, \dots, J) \quad (2.20)$$

と表される. $\nu(Z_n, \mathbf{x}_l|i)$ は事前健全度が i であるサンプルの点検間隔 Z_n と道路特性 \mathbf{x}_l に関する周辺分布

$$\nu(Z_n, \mathbf{x}_l|i) = \frac{\mu(i, Z_n, \mathbf{x}_l)}{\sum_{n=1}^N \sum_{l=1}^L \mu(i, Z_n, \mathbf{x}_l)} \quad (2.21)$$

であり既知関数である. このとき, 同時確率 $f(i, j, Z_n, \mathbf{x}_l : \beta)$ は次式で表される.

$$\begin{aligned} f(i, j, Z_n, \mathbf{x}_l : \beta) \\ = \tilde{Q}(j|i : \beta) Q(Z_n, \mathbf{x}_l|i, j : \beta) \mu(i) \end{aligned} \quad (2.22)$$

ただし, $\mu(i)$ は事前健全度 i の相対頻度分布を表す. 式 (2.16), (2.22) を考慮すれば次式が成立する.

$$\begin{aligned} Q(Z_n, \mathbf{x}_l|i, j : \beta) \\ = \frac{P(j|i, Z_n, \mathbf{x}_l : \beta) \mu(i, Z_n, \mathbf{x}_l)}{\tilde{Q}(j|i : \beta) \mu(i)} \end{aligned} \quad (2.23)$$

条件付き同時確率 $Q(Z_n, \mathbf{x}_l|i, j : \beta)$ は, サンプル部分集合 Ω_{ij} から, 実測サンプル $(i, j, Z_n, \mathbf{x}_l)$ がランダム抽出される確率を表している. 条件付き同時確率 $Q(Z_n, \mathbf{x}_l|i, j : \beta)$ を用いることにより, サンプル欠損バイアスを補正した修正対数尤度関数を定義することができる. ここで, 理論的健全度分布 (2.20) に含まれる点検間隔 Z_n と道路特性 \mathbf{x}_l に関する周辺分布 $\nu(Z_n, \mathbf{x}_l|i)$ を, 質点 (i, Z_n, \mathbf{x}_l) に対して付与される経験的重み $w_{n,l|i}$

$$w_{n,l|i} = \frac{\#\{k \in \Omega_i | i^k = i, Z^k = Z_n \text{ and } \mathbf{x}^k = \mathbf{x}_l\}}{\#\{k \in \Omega_i | i^k = i\}} \quad (2.24)$$

を用いて表現する. 経験的重み $w_{n,l|i}$ (2.24) は, 周辺分布 $\nu(Z_n, \mathbf{x}_l|i)$ が最尤推計量であることを保証している⁴⁾. ここに, $\#\{k|B\}$ は条件 B が成立するサンプル数を意味する. ただし, i^k, Z^k, \mathbf{x}^k は, サンプル集合 $\Omega_i = \cup_{j=i}^J \Omega_{ij}$ に属するサンプルを対象としていることを断っておく. このとき, 理論的健全度分布 $\tilde{Q}(j|i : \beta)$ は,

$$\tilde{Q}(j|i : \beta) = \sum_{n=1}^N \sum_{l=1}^L w_{n,l|i} \pi_{ij}(\bar{Z}_n, \bar{\mathbf{x}}_l : \beta) \quad (2.25)$$

と表すことができる.

次に, サンプル部分集合 Ω_{ij} から同時確率 $Q(Z_n, \mathbf{x}_l|i, j : \beta)$ (2.23) に従って実測サンプル

がランダム抽出されると考える。このとき、点検データ $\bar{\xi} = (\bar{\xi}^1, \dots, \bar{\xi}^K)$ に対して、サンプル欠損バイアスを補正した修正対数尤度関数は、

$$\begin{aligned} \ln \tilde{\mathcal{L}}(\bar{\xi}, \beta) &= \sum_{k=1}^{\bar{K}} \left\{ \ln P(\bar{j}^k | \bar{i}^k, \bar{Z}^k, \bar{\mathbf{x}}^k : \beta) \right. \\ &\quad \left. + \ln \mu(\bar{i}^k, \bar{Z}^k, \bar{\mathbf{x}}^k) \right\} \\ &\quad - \sum_{i=1}^{J-1} \sum_{j=i}^J N_{ij} \left\{ \ln \tilde{Q}(j|i : \beta) + \ln \mu(i) \right\} \end{aligned} \quad (2.26)$$

と定義される。ただし、 N_{ij} はサンプル部分集合 Ω_{ij} に属する実測サンプル数を表す。修正対数尤度関数 (2.26) の右辺第 2 項と第 4 項は定数項であり無視できる。さらに、式 (2.15), (2.20), (2.24) を用いれば、修正対数尤度関数は、

$$\begin{aligned} \ln \tilde{\mathcal{L}}(\bar{\xi}, \beta) &= \sum_{i=1}^{J-1} \sum_{j=i}^J \left\{ \sum_{k=1}^{\bar{K}} \bar{\delta}_{ij}^k \ln \pi_{ij}(\bar{Z}^k, \bar{\mathbf{x}}^k : \beta) \right. \\ &\quad \left. - N_{ij} \ln \tilde{Q}(j|i : \beta) \right\} \end{aligned} \quad (2.27)$$

と定式化できる。ここで、サンプル欠損を補正した尤度 $\tilde{\pi}_{ij}(\bar{Z}^k, \bar{\mathbf{x}}^k : \beta)$ を、

$$\tilde{\pi}_{ij}(\bar{Z}^k, \bar{\mathbf{x}}^k : \beta) = \frac{H_{j|i}}{\tilde{Q}_{j|i}} \pi_{ij}(\bar{Z}^k, \bar{\mathbf{x}}^k : \beta) \quad (2.28)$$

と表す。ただし、

$$H_{j|i} = \frac{N_{ij}}{\sum_{j=i}^J N_{ij}} \quad (2.29-a)$$

$$\tilde{Q}_{j|i} = \tilde{Q}(j|i : \beta) \quad (2.29-b)$$

である。 $H_{j|i}$ は、サンプル欠損後のサンプル数 N_{ij} を用いて定義されるため、理論的健全度 $\tilde{Q}_{j|i}$ と一致しない。このとき、修正対数尤度関数 (2.27) は、

$$\ln \tilde{\mathcal{L}}(\bar{\xi}, \beta) = \sum_{k=1}^{\bar{K}} \sum_{i=1}^{J-1} \sum_{j=i}^J \bar{\delta}_{ij}^k \ln \left[\tilde{\pi}_{ij}(\bar{Z}^k, \bar{\mathbf{x}}^k : \beta) \right] \quad (2.30)$$

と表すことができる。式 (2.28) に示すように、サンプル欠損を補正した尤度 $\tilde{\pi}_{ij}(\bar{Z}^k, \bar{\mathbf{x}}^k : \beta)$ は、完全サンプルが得られた場合の尤度 $\pi_{ij}(\bar{Z}^k, \bar{\mathbf{x}}^k : \beta)$ に補正係数 $H_{j|i}/\tilde{Q}_{j|i}$ を乗じることにより求まる。補正係数の分子は、事前健全度が i となる実測サンプルの中で、期末に健全度 j に推移した実測サンプルの割合を示している観測健全度分布を表す。一方、分母は劣化予測モデル（マルコフ推移確率）を用いて予測した理論的健全度分布である。これにより、理論的健全度分布 $Q_{j|i}$ が大きい健全度 j から抽出されたサンプルには相対的に小さい補正係数が、逆に小さい健全度から得られた実測サンプルには相対的に大きい補正係

数が採用されることになる。

いま、修正対数尤度関数 (2.30) を用いて未知パラメータ β を推計することを考える。本研究では同じ構造物群を対象としながらもサンプル欠損の発生過程が異なる路上と路下の2つのデータセットを利用することができる。それらのデータセットは当然のことながらサンプル数も異なっている。したがって、サンプル欠損過程の相違とともに推計結果の信頼性の相違も考慮するために、本研究ではベイズ推計法を利用する。ベイズ推計法では未知パラメータを確率変数 β と考え、点検データ $\bar{\xi}$ が与えられたもとの事後確率密度関数 $\pi(\beta|\bar{\xi})$ を推計する。ここで、未知パラメータを確率変数 β は事前確率密度関数 $\pi(\beta)$ に従うと仮定すると、事後確率密度関数 $\pi(\beta|\bar{\xi})$ はベイズの定理より、

$$\pi(\beta|\bar{\xi}) = \frac{\tilde{\mathcal{L}}(\bar{\xi}, \hat{\beta})\pi(\beta)}{\int_{\Theta} \tilde{\mathcal{L}}(\bar{\xi}, \hat{\beta})\pi(\beta)d\beta} \quad (2.31)$$

と表すことができる。ただし、 Θ はパラメータ空間である。このとき、 $\pi(\beta|\bar{\xi})$ は、

$$\pi(\beta|\bar{\xi}) \propto \tilde{\mathcal{L}}(\bar{\xi}, \hat{\beta})\pi(\beta) \quad (2.32)$$

と表すことができる。記号 \propto は比例を意味する。ここで、式 (2.31) における分母

$$m(\bar{\xi}) = \int_{\Theta} \tilde{\mathcal{L}}(\bar{\xi}, \hat{\beta})\pi(\beta)d\beta \quad (2.33)$$

を $\pi(\beta|\bar{\xi})$ の基準化定数、あるいは事前予測分布と呼ぶ。一般に、ベイズ推計法には、最尤推計法とは異なり、未知パラメータ β の確率分布が、事後分布として求まるため、推計結果の信頼性も評価できるという特徴がある。

本研究では、サンプル欠損を考慮した劣化ハザードモデルにおいても未知パラメータ β に事前分布を設定し、各パラメータの条件付き事後密度関数を算出する。しかしながら、ハザードモデルの場合、簡単な指数ハザードモデルを用いても、共役事前確率分布が存在しないことが知られている。共役事前確率密度分布が存在しない場合、基準化定数を解析的に求めることは不可能であり、数値解析により多重積分を求めることが必要になる。さらに、多重積分の算出以前に尤度関数と事前分布の解を明示的に示すことができないという問題も存在する。これに対して乱数を利用した数値解析法の一つである MCMC 法¹³⁾の台頭により、基準化定数を算出することなく、効率的に事後分布から乱数を発生させることが可能となってきた。したがって、本研究では、未知パラメータ β の事前確率密度関数として多次元正規分布を用い、代表的な MCMC 法であるランダムウォーク MH 法¹³⁾によって未知パラメータ β の推計を行う。

2.4.4 代替的補正方法を用いた推定法

2.4.3 では、事後健全度 (j) のみを用いてサンプル欠損を補正する方法を提案した。本節では、サンプル欠損が発生するメカニズムに関する追加的な情報を利用するような代替的な補正方法を提案する。まず、補修があるルールに従って実施される場合を考える。

例えば、ジョイントの性状がある健全度（管理水準）に到達すれば、補修が実施されるような補修ルールに着目する。この場合、欠損したサンプルの健全度を、補修ルールを用いて特定化できる（現実的には、健全度がある管理水準に到達する前に補修されるケースも少なくない）。

本研究では、追加的な情報として、道路特性 x_l を用いた場合（以下、ケース A と呼ぶ）のみを取り上げる。ケース A は、道路特性と補修ルールの間に関係が高い場合に有効である。例えば、交通量が多く、損傷が進行する前に補修することが好ましいような路線では、健全度が比較的良好な場合においても、サンプルが欠損するケースが多くなる。

（ケース A）道路特性 x_l を用いた代替的補正法

サンプル欠損が事後健全度と道路特性に依存するケースを取り上げる。サンプル集合を健全度ペア (i, j) と道路特性 x_l に着目して $(J-1)JL$ 個のサンプル部分集合 Ω_{ijl} に分割する。サンプル部分集合 Ω_{ijl} に属する実測サンプル数を N_{ijl} と表そう。サンプル部分集合 Ω_{ijl} のそれぞれに対して、状態変数 Z_n が生起する確率 $Q(Z_n|i, j, x_l)$ を定義する。事前健全度 i 、測定間隔 Z_n と道路特性 x_l を与件とした事後健全度の条件付き確率 $\tilde{P}(j|i, Z_n, x_l; \beta) = \pi_{ij}(Z_n, x_l; \beta)$ を用いれば、時刻 τ_B における (i, x_l) を与件とする j の理論的健全度分布は、

$$\tilde{Q}_A(j|i, x_l; \beta) = \sum_{n=1}^N P(j|i, Z_n, x_l; \beta) \nu(Z_n|i, x_l) \quad (2.34)$$

$(i = 1, \dots, J-1; j = i, \dots, J)$

と表される。 $\nu(Z_n|i, x_l)$ は事前健全度が i 、道路特性 x_l であるサンプルの測定間隔 Z_n に関する周辺分布

$$\nu(Z_n|i, x_l) = \frac{\mu(i, Z_n, x_l)}{\sum_{n=1}^N \mu(i, Z_n, x_l)} \quad (2.35)$$

であり、既知関数である。同時確率 $f(i, Z_n, x_l; \beta)$ が、

$$f(i, Z_n, x_l; \beta) = \tilde{Q}_A(j|i, x_l; \beta) Q_A(Z_n|i, j, x_l; \beta) \mu(i, x_l) \quad (2.36)$$

と表されることにより，次式が成立する．

$$Q_A(Z_n|i, j, x_l : \beta) = \frac{P(j|i, Z_n, x_l : \beta) \mu(i, Z_n, x_l)}{\tilde{Q}_A(j|i, x_l : \beta) \mu(i, x_l)} \quad (2.37)$$

条件付き同時確率 $Q_A(Z_n|i, j, x_l : \beta)$ は，各サンプル部分集合 Ω_{ijl} から，サンプル (i, j, Z_n, x_l) がランダム抽出される確率を表している．理論的健全度分布に含まれる測定間隔 Z_n に関する周辺分布 $v(Z_n|i, x_l)$ を，質点 (i, Z_n, x_l) に対して付与される経験的重み $\omega_{n|il}$

$$\omega_{n|il} = \frac{\#\{k \in \Omega_i | i^k = i, Z^k = Z_n \text{ and } x^k = x_l\}}{\#\{k \in \Omega_i | i^k = i \text{ and } x^k = x_l\}} \quad (2.38)$$

を用いて表現する．ただし， i^k, Z^k, x^k は，サンプル集合 $\Omega_i = \cup_{j=i}^J \Omega_{ij}$ に属するサンプルを対象としている．この時，理論的健全度分布 $\tilde{Q}_A(j|i, x_l : \beta)$ は，

$$\tilde{Q}_A(j|i, x_l : \beta) = \sum_{n=1}^N \omega_{n|il} \pi_{ij}(Z_n, x_l : \beta) \quad (2.39)$$

と表すことができる．サンプル部分集合 Ω_{ijl} から確率 (2.37) に従って実測サンプルがランダム抽出される時，サンプル欠損バイアスを補正した修正対数尤度関数は，

$$\ln \tilde{\mathcal{L}}_A(\bar{\xi}, \beta) = \sum_{k=1}^{\bar{K}} \sum_{i=1}^{J-1} \sum_{j=i}^J \delta_{ij}^k \ln[\tilde{\pi}_{ij}^A(\bar{Z}^k, \bar{x}^k : \beta)] \quad (2.40)$$

と表すことができる．ただし， $\tilde{\pi}_{ij}^A(\bar{Z}^k, \bar{x}^k : \beta)$ は，サンプル欠損を補正した尤度であり，

$$\tilde{\pi}_{ij}^A(\bar{Z}^k, \bar{x}^k : \beta) = \frac{H_{j|il}}{\tilde{Q}_{j|il}} \pi_{ij}(\bar{Z}^k, \bar{x}^k : \beta) \quad (2.41)$$

と表せる．ただし，

$$H_{j|il} = \frac{N_{ijl}}{\sum_{j=i}^J N_{ijl}} \quad (2.42a)$$

$$\tilde{Q}_{j|il} = \tilde{Q}_A(j|i, x_l : \beta) \quad (2.42b)$$

である．

2.4.3 と同様に，本研究では，修正対数尤度関数 (2.40) を用いて未知パラメータ β のベイズ推計を行う．

2.4.5 事後分布に関する統計量

MCMC 法によって得られた標本に基づいて、パラメータベクトル $\boldsymbol{\theta} = (\boldsymbol{\beta}, \phi, \boldsymbol{\varepsilon})$ に関する統計的性質を分析することができる。MCMC 法を用いた場合、パラメータの事後確率密度関数 $\pi(\boldsymbol{\theta}|\Xi)$ は解析的な関数として表現できない。得られた標本を用いてノンパラメトリックに分布関数や密度関数を推計することとなる。いま、MCMC 法により得られた標本を $\boldsymbol{\theta}^{(n)} = (\boldsymbol{\beta}^{(n)}, \phi^{(n)}, \boldsymbol{\varepsilon}^{(n)}) = (\theta_1^{(n)}, \theta_2^{(n)}, \dots, \theta_{K_\theta}^{(n)})$ ($n = 1, \dots, \bar{n}$) と表すこととする。なお、 $K_\theta = M(J-1) + K + 1$ である。この内、最初の \underline{n} 個を事後分布への収束過程からの標本と考え、標本集合から除去する。その上で、パラメータの標本添字集合を $\mathcal{M} = \{\underline{n}+1, \dots, \bar{n}\}$ と定義する。このとき、パラメータ $\boldsymbol{\theta}$ の同時確率分布関数 $G(\boldsymbol{\theta})$ は

$$G(\boldsymbol{\theta}) = \frac{\#\{\boldsymbol{\theta}^{(n)} \leq \boldsymbol{\theta}, n \in \mathcal{M}\}}{\bar{n} - \underline{n}} \quad (2.43)$$

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

$$\begin{aligned} \tilde{\boldsymbol{\zeta}}(\boldsymbol{\theta}) &= (\tilde{\zeta}(\theta_1), \dots, \tilde{\zeta}(\theta_{K_\theta}))' \\ &= \left(\sum_{n=\underline{n}+1}^{\bar{n}} \frac{\theta_1^{(n)}}{\bar{n} - \underline{n}}, \dots, \sum_{n=\underline{n}+1}^{\bar{n}} \frac{\theta_{K_\theta}^{(n)}}{\bar{n} - \underline{n}} \right)' \end{aligned} \quad (2.44\text{-a})$$

$$\tilde{\boldsymbol{\Sigma}}(\boldsymbol{\theta}) = \begin{pmatrix} \tilde{\sigma}^2(\theta_1) & \cdots & \tilde{\sigma}(\theta_1 \theta_{K_\theta}) \\ \vdots & \ddots & \vdots \\ \tilde{\sigma}(\theta_{K_\theta} \theta_1) & \cdots & \tilde{\sigma}^2(\theta_{K_\theta}) \end{pmatrix} \quad (2.44\text{-b})$$

と表される。ただし、

$$\tilde{\sigma}^2(\theta_{k_\theta}) = \sum_{n=\underline{n}+1}^{\bar{n}} \frac{\{\theta_{k_\theta}^{(n)} - \tilde{\zeta}(\theta_{k_\theta})\}^2}{\bar{n} - \underline{n}} \quad (2.45\text{-a})$$

$$\begin{aligned} &\tilde{\sigma}(\theta_{k_\theta} \theta_{l_\theta}) \\ &= \sum_{n=\underline{n}+1}^{\bar{n}} \frac{\{\theta_{k_\theta}^{(n)} - \tilde{\zeta}(\theta_{k_\theta})\} \{\theta_{l_\theta}^{(n)} - \tilde{\zeta}(\theta_{l_\theta})\}}{\bar{n} - \underline{n}} \end{aligned} \quad (2.45\text{-b})$$

である。また、ギブスサンプリングによる標本を用いて、パラメータ $\boldsymbol{\theta}$ の信用区間を定義できる。100(1 - 2 κ)% 信用区間は、標本順序統計量 $(\theta_{k_\theta}^\kappa, \bar{\theta}_{k_\theta}^\kappa)$ ($k_\theta = 1, \dots, K_\theta$)

$$\underline{\theta}_{k_\theta}^\kappa = \arg \max_{\theta_{k_\theta}^*} \left\{ \frac{\#(\theta_{k_\theta}^{(n)} \leq \theta_{k_\theta}^*, n \in \mathcal{M})}{\bar{n} - \underline{n}} \leq \kappa \right\} \quad (2.46\text{-a})$$

$$\bar{\theta}_{k_\theta}^\kappa = \arg \min_{\theta_{k_\theta}^{**}} \left\{ \frac{\#(\theta_{k_\theta}^{(n)} \geq \theta_{k_\theta}^{**}, n \in \mathcal{M})}{\bar{n} - \underline{n}} \leq \varepsilon \right\} \quad (2.46\text{-b})$$

を用いて $\underline{\theta}_{k_\theta}^\kappa < \theta_{k_\theta} < \bar{\theta}_{k_\theta}^\kappa$ と定義できる。

MCMC 法では、初期パラメータ値 $\boldsymbol{\theta}^{(0)}$ が不変分布である事後分布からの標本である保証はない。ギブスサンプリングで発生させた \bar{n} 個のサンプルの内、最初の \underline{n} 個の標本 $\boldsymbol{\theta}^{(n)}$ ($n = 1, \dots, \underline{n}$) を事後分布に収束する過程からのサンプリングと考える。その上で、第 $\underline{n} + 1$ 回以降の標本をとりあげる。 $\underline{n} + 1$ 以降の標本が、不変分布である事後分布からの標本であるかどうかを Geweke の方法¹⁴⁾ を用いて仮説検定を試みる。いま、パラメータのギブス標本 $\boldsymbol{\theta}^{(n)}$ ($n = 1, \dots, \bar{n}$) の中から、最初の n_1 個と最後の n_2 個のデータをとりあげる。Geweke は、 $n_1 = 0.1(\bar{n} - \underline{n})$, $n_2 = 0.5(\bar{n} - \underline{n})$ を推奨している¹⁴⁾。パラメータ θ_{k_θ} の不変分布への収束を判断するための Geweke 検定統計量は参考文献¹⁵⁾ を参照されたい。

表 2.1 4段階健全度評価基準

健全度	ジョイントの損傷状態	
	路上	路下
1	新設状態，または補修直後の状態	新設状態，または補修直後の状態
2	角欠け 異常音小	部材に変形，われがある。 溶接部にわれがある。
3	重大なきれつ 異常音中	部材，または溶接部に著しいわれがある。 ゴム本体にやぶれがある。
4	重大な欠損 異常音大	損傷が著しく，部材落下の危険性がある。

注) 路上と路下の評価基準は異なる。

表 2.2 サンプル数とその割合 (1 変数 3 変数共通)

(a) 路上点検データ：総数 730					(b) 路下点検データ：総数 26,319				
健全度	事後健全度 j				健全度	事後健全度 j			
	1	2	3	4		1	2	3	4
$i = 1$ ($H_{j 1}$)	176 (0.374)	152 (0.323)	84 (0.179)	58 (0.123)	$i = 1$ ($H_{j 1}$)	4,572 (0.406)	763 (0.068)	4,889 (0.434)	1,041 (0.092)
$i = 2$ ($H_{j 2}$)	-	71 (0.798)	13 (0.146)	5 (0.056)	$i = 2$ ($H_{j 2}$)	-	594 (0.390)	763 (0.501)	165 (0.108)
$i = 3$ ($H_{j 3}$)	-	-	110 (0.894)	13 (0.106)	$i = 3$ ($H_{j 3}$)	-	-	9,527 (0.854)	1,635 (0.147)
$i = 4$ ($H_{j 4}$)	-	-	-	48 (1.000)	$i = 4$ ($H_{j 4}$)	-	-	-	2,370 (1.000)

2.5 適用事例

2.5.1 適用事例の概要

上述したサンプル欠損を考慮した劣化予測モデルを高速道路の高架橋ジョイントの劣化予測に適用する。既知目視点検データには、複数の橋梁を含む路線全体へ一斉に点検を施す路上点検データと、ジョイント構造の補修時に点検を行う路下点検データが存在する。すべてのデータでは、過去の連続な 2 時点におけるジョイント劣化状態の観測評価値（健全

度)と測定間隔をセットとして一つのサンプルとして定義している。点検を実施する間隔や重点的に点検を施すジョイント箇所、および評価基準が異なるため、路上点検データと路下点検データでは、サンプル欠損の発生過程に相違が生じると考えられる。本研究ではこれらの路上から収集した点検データ(路上点検データ)と路下から収集した点検データ(路下点検データ)のそれぞれを用いてサンプル欠損を考慮した劣化予測モデル、および考慮していない劣化予測モデルを推計する。それらを比較することによりサンプル欠損を考慮した劣化予測モデルの整合性を示し、そして適用事例における最適モデルの決定方法について説明する。

本研究では、ジョイントの損傷状態に関する健全度を、表 2.1 に示すように4段階で評価している。また、適用データの健全度ごとのサンプル数と、事前健全度 i 毎の事後健全度 j のサンプル数の割合 H_{ji} を表 2.2 に示す。路上点検データでは、路下点検データと比較して健全度1から3、2から3のサンプル数が少なく、路下点検データでは、路上点検データと比較して健全度1から2のサンプル数が少ないことが見て取れる。これにより、補修などによるサンプル欠損の可能性が読み取れる。サンプル総数に関しては、路上点検データでは730と少ないが、路下点検データでは32,273と豊富にあることがわかる。

表 2.3 路上点検データの推計結果 (1 変数: ジョイント種別 x_{i2})

(a) β_i 推計結果

事後分布 統計量	健全度 i	補正なし		BM ケース		ケース A	
		定数項 $\beta_{i,1}$	ジョイント 種別 $\beta_{i,2}$	定数項 $\beta_{i,1}$	ジョイント 種別 $\beta_{i,2}$	定数項 $\beta_{i,1}$	ジョイント 種別 $\beta_{i,2}$
平均値 (Geweke 検定統計量)	1	-0.74 (0.08)	-0.06 (-0.09)	-1.22 (0.06)	-0.19 (-0.14)	-1.20 (0.08)	-0.16 (-0.09)
平均値 (Geweke 検定統計量)	2	-0.70 (0.03)	-0.58 (-0.01)	-0.12 (0.01)	-0.33 (-0.03)	-0.17 (0.03)	-0.37 (-0.01)
平均値 (Geweke 検定統計量)	3	-1.24 (0.09)	-0.70 (-0.07)	-0.84 (0.25)	-0.28 (0.09)	-0.66 (0.09)	-0.17 (-0.07)

(b) 標準ハザード率と健全度期待寿命

健全度 i	補正なし		BM ケース		ケース A	
	標準 ハザード率 θ_i	健全度 期待寿命 $1/\theta_i$	標準 ハザード率 θ_i	健全度 期待寿命 $1/\theta_i$	標準 ハザード率 θ_i	健全度 期待寿命 $1/\theta_i$
1	0.45	2.21	0.25	4.06	0.26	3.91
2	0.28	3.59	0.64	1.56	0.58	1.71
3	0.15	6.92	0.32	3.08	0.43	2.28

表 2.4 路下点検データの推計結果 (1 変数: ジョイント種別 x_{i2})

(a) β_i 推計結果

事後分布 統計量	健全度 i	補正なし		BM ケース		ケース A	
		定数項 $\beta_{i,1}$	ジョイント 種別 $\beta_{i,2}$	定数項 $\beta_{i,1}$	ジョイント 種別 $\beta_{i,2}$	定数項 $\beta_{i,1}$	ジョイント 種別 $\beta_{i,2}$
平均値 (Geweke 検定統計量)	1	-0.52 (0.08)	-0.72 (-0.08)	-0.93 (-0.11)	-0.78 (0.13)	-0.95 (0.08)	-0.77 (-0.08)
平均値 (Geweke 検定統計量)	2	0.23 (-0.01)	-0.15 (0.02)	0.41 (-0.03)	-0.03 (0.01)	0.50 (-0.01)	-0.01 (0.02)
平均値 (Geweke 検定統計量)	3	-2.43 (0.17)	-0.25 (-0.18)	-1.84 (0.27)	-0.26 (-0.24)	-1.85 (0.17)	-0.27 (-0.18)

(b) 標準ハザード率と健全度期待寿命

健全度 i	補正なし		BM ケース		ケース A	
	標準 ハザード率 θ_i	健全度 期待寿命 $1/\theta_i$	標準 ハザード率 θ_i	健全度 期待寿命 $1/\theta_i$	標準 ハザード率 θ_i	健全度 期待寿命 $1/\theta_i$
1	0.29	3.47	0.18	5.51	0.18	5.49
2	1.08	0.92	1.46	0.69	1.64	0.61
3	0.07	14.69	0.12	8.17	0.12	8.30

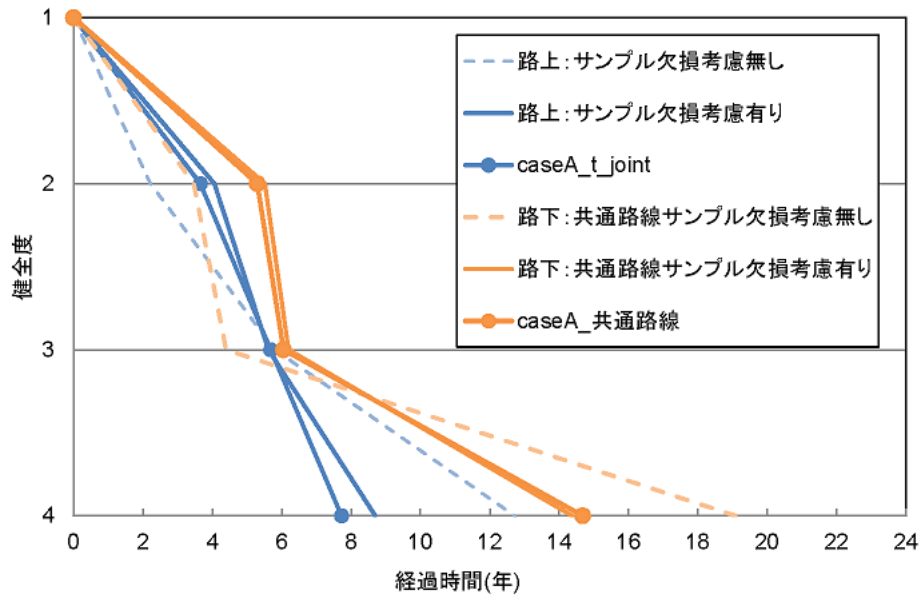


図 2.3 1 変数の期待劣化パス

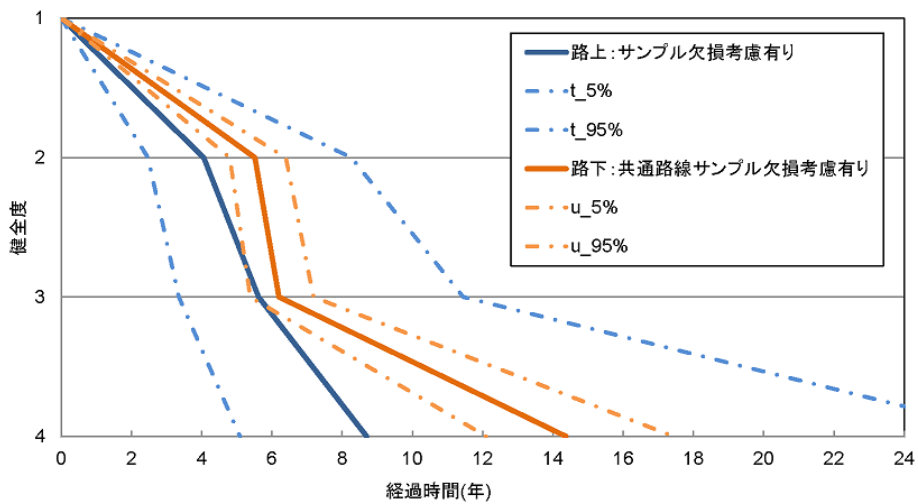


図 2.4 1 変数の期待劣化パスの90%信頼域 (BM ケース)

2.5.2 推計結果

以上のデータベースを用いて、ジョイントの劣化予測モデルを推定した。推定にあたっては、ジョイント特性を表す説明変数として、ジョイント種別、表層舗装種別、大型車交通量などを候補として取り上げた。路上点検データと路下点検データそれぞれのサンプル欠損を考慮した劣化予測モデルを比較する際には、説明変数の選択方法の違いによる2つのモデルの差異が生じることを防ぐために、2つのモデルで同じ説明変数を採用する必要

がある。

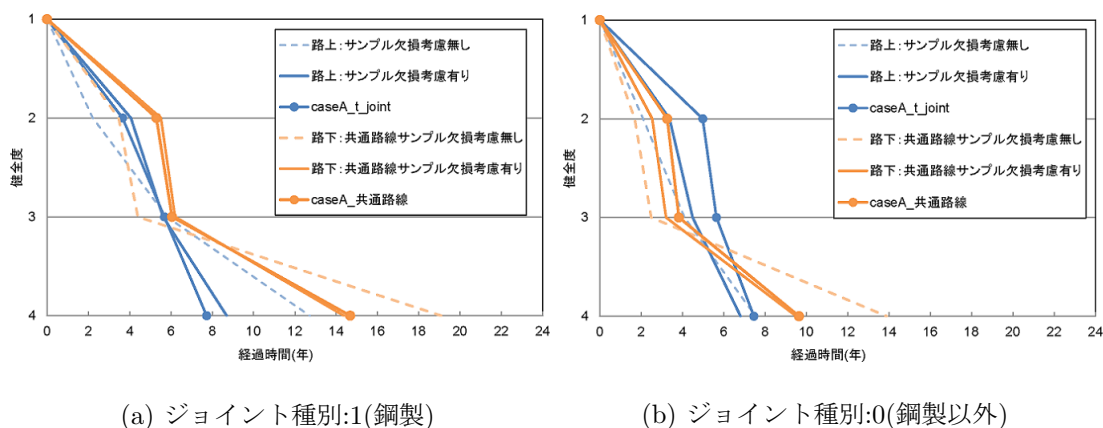


図 2.5 1 変数のジョイント種別毎の期待劣化パスの比較

以下、ジョイント種別のみを説明変数として採用したサンプル欠損を考慮した劣化ハザードモデルの推計結果を、路上点検データ、路下点検データのそれぞれについて示し、両者を比較する。ジョイント種別を表す説明変数 x_{i2} は $x_{i2} = 1$ の場合は鋼製ジョイントを、 $x_{i2} = 0$ の場合は鋼製以外のジョイントを表している。ただし、説明変数 x_{i1} は定常変数であり、常に $x_{i1} = 1$ となる。表 2.3, 表 2.4 に補正なしケース (サンプル欠損を考慮しない場合), ベンチマークケース (事後健全度 j に応じてサンプル欠損率が定義される場合), ケース A (事後健全度 j とジョイント種別 x_{i2} に応じてサンプル欠損率が定義される場合) のそれぞれの β_i , 標準ハザード率 θ_i , 健全度期待寿命 $1/\theta_i$ の推計結果を示している。表中の Geweke 検定統計量は、MCMC 法によるサンプリング過程が定常状態に到達しているか否かを検定するための統計量であり、サンプル数 \underline{n} の設定が適切であるかどうかを検定するために用いられる。キブスサンプリングを実施する際に、マルコフ連鎖が定常状態に到達するためのサンプル数として $\underline{n} = 3,000$ を設定した。表 2.3, 表 2.4 に示すとおり、Geweke 検定統計量の絶対値はいずれも 1.96 を下回っており、有意水準 5% で「定常状態に収束している」という仮説を棄却できないことがわかる。また、図 2.3 に 1 変数の期待劣化パスを示している。図 2.3 を見ると、路上点検データにおいて、サンプル欠損を考慮しないモデルでは、健全度 1 から 2 の寿命を過小に評価、健全度 3 から 4 の寿命を過大に評価していたこと (曲線: [路上: サンプル欠損考慮無し])、路下点検データにおいて、サンプル欠損を評価しないモデルでは、健全度 3 から 4 の寿命を過大に評価していたこと (曲線: [路下: 共通路線サンプル欠損考慮無し]) がわかる。また、ベンチマークケース (BM ケース) とケース A の期待劣化パスの間 (路上は [路上: サンプル欠損考慮有り] と

[caseA_t_joint] の間, 路下は [路下: 共通路線サンプル欠損考慮有り] と [caseA_共通路線] の間), 大きな差異は存在しない. したがって, 事後健全度のみに着目してサンプル欠損バイアスを補正するベンチマークケースでも, サンプル欠損の補正は十分に可能であると考ええる.

つぎに, 図 2.4 に 90%信頼域を示している. 図 2.4 を見ると, 路上点検データの 90%信頼域内に路下点検データの 90%信頼域があることが分かる. さらに, 図 2.5 にジョイント種別毎の期待劣化パスを示している. ジョイント種別では, 鋼製と鋼製以外の 2 つに分類している. 図 2.5 を見ると, 鋼製ジョイントでは路上と路下で健全度 1 → 3 の期待寿命が一致するが, 鋼製以外 (ゴム製・その他) のジョイントでは一致しない. 路上点検と路下点検で鋼製ジョイントの健全度 3 における点検基準が一致していることによるものと考ええる.

表 2.5 理論的健全度分布 $\tilde{Q}_{j|i}$ (1 変数)

(a) 路上点検データ					(b) 路下点検データ				
健全度	1	2	3	4	健全度	1	2	3	4
1	0.579	0.156	0.162	0.103	1	0.556	0.094	0.289	0.061
2	-	0.267	0.505	0.228	2	-	0.034	0.742	0.224
3	-	-	0.572	0.428	3	-	-	0.686	0.314

表 2.6 サンプル欠損補正係数 $H_{j|i}/\tilde{Q}_{j|i}$ (1 変数)

(a) 路上点検データ					(b) 路下点検データ				
健全度	1	2	3	4	健全度	1	2	3	4
1	0.65	2.07	1.10	1.20	1	0.73	0.72	1.50	1.52
2	-	2.99	0.29	0.25	2	-	11.50	0.68	0.49
3	-	-	1.56	0.25	3	-	-	1.24	0.47

また, 推計した β_i を用いて算出した理論的健全度分布 $\tilde{Q}_{j|i}$ を表 2.5 に, サンプル欠損補正係数 $H_{j|i}/\tilde{Q}_{j|i}$ を表 2.6 に示した. 表 2.2 に示した $H_{j|i}$ と表 2.5 の $\tilde{Q}_{j|i}$ を比較することによって, サンプル欠損補正係数 $H_{j|i}/\tilde{Q}_{j|i}$ (表 2.6) が大きくなっているところ, 小さくなっているところに対して, サンプル欠損補正が, サンプル数の割合 $H_{j|i}$ によるものか, 理論的健全度分布 $\tilde{Q}_{j|i}$ によるものかを判断することができ, サンプル欠損の発生過程をより詳細に見ることができる.

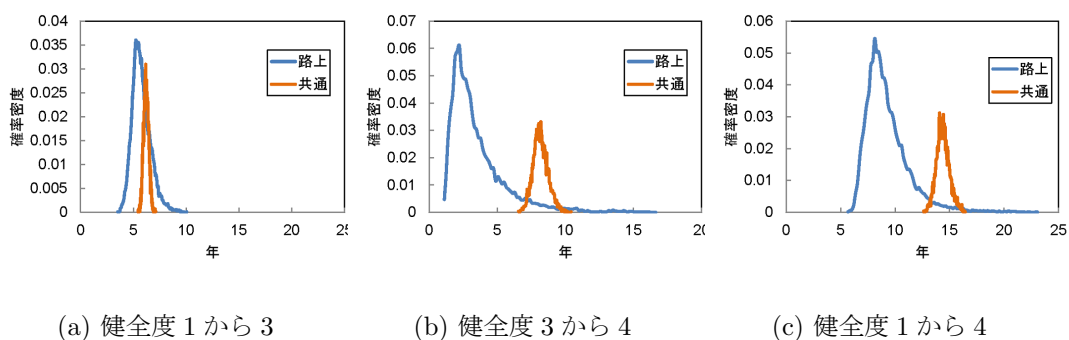


図 2.6 期待寿命の確率分布 (ジョイント種別:1)

そして、サンプル欠損を考慮した劣化予測モデルを路上点検データ、路下点検データそれぞれに適用することで、そのハザード率、期待寿命は真の値に近づくと考えられる。そのことを示すために、図 2.6 に路上点検データ、路下点検データそれぞれにサンプル欠損を考慮した場合 (BM ケース) の期待寿命の確率分布を示している。本研究では MCMC 法によるサンプルの発生回数を 10,000 回とした。そして、全体 (10,000 サンプル) に対する各サンプルの期待寿命 (推定値) の確率密度を算出し、図 2.6 に示しているような期待寿命の確率分布を得ることができた。図 2.6 の結果に基づいて、確率分布がピークになっている付近の期待寿命を確認することができる。図示のとおり、路下のケースより路上の方は、期待寿命が相対的に短いことがわかる (この推定では、路上と共通している路線のみを路下点検データとして採用している)。また、ピーク時の期待寿命の推定値を取ることによって、通常最尤指定法より高い精度で期待寿命を得ることができる。

表 2.7 3変数の路下点検データの推計結果

(a) サンプル欠損考慮無し

事後分布 統計量	健全度 i	定数項 $\beta_{i,1}$	ジョイント 種別 $\beta_{i,2}$	表層舗装 種別 $\beta_{i,3}$	大型車 交通量 $\beta_{i,4}$	標準 ハザード率 θ_i	健全度 期待寿命 $1/\theta_i$
平均値 (Geweke 検定統計量)	1	-1.11 (-0.16)	-0.59 (0.17)	0.16 (0.14)	0.70 (0.04)	0.28	3.53
平均値 (Geweke 検定統計量)	2	-0.38 (-0.05)	-0.21 (0.02)	0.22 (-0.15)	1.11 (0.12)	1.08	0.93
平均値 (Geweke 検定統計量)	3	-2.85 (-0.04)	-0.11 (0.03)	0.28 (0.07)	0.34 (-0.01)	0.08	12.73

(b) サンプル欠損考慮有り (BM ケース)

事後分布 統計量	健全度 i	定数項 $\beta_{i,1}$	ジョイント 種別 $\beta_{i,2}$	表層舗装 種別 $\beta_{i,3}$	大型車 交通量 $\beta_{i,4}$	標準 ハザード率 θ_i	健全度 期待寿命 $1/\theta_i$
平均値 (Geweke 検定統計量)	1	-0.95 (-0.07)	-0.77 (0.04)	-0.13 (0.04)	2.44 (0.03)	0.42	2.40
平均値 (Geweke 検定統計量)	2	-1.35 (0.04)	0.44 (0.01)	0.81 (-0.08)	-3.06 (-0.01)	0.27	3.76
平均値 (Geweke 検定統計量)	3	-1.12 (-0.05)	-0.42 (0.04)	-0.05 (0.01)	1.78 (0.01)	0.42	2.41

2.5.3 サンプル欠損を考慮したジョイントの最適予測モデル

2.5.2 で述べたように路上点検データと路下点検データそれぞれのサンプル欠損を考慮した劣化予測モデルを比較する際には、説明変数の選択方法の違いによる2つのモデルの差異が生じることを防ぐために、2つのモデルで同じ説明変数を採用必要がある。本節の最適モデル決定においては、説明変数の選択方法も考慮に入れて最適モデルを決定する。今回の適用事例では、サンプル数の豊富な路下点検データにおいて、AICが最小となる説明変数の組み合わせを選択し、ジョイント種別 x_{i2} 、表層舗装種別 x_{i3} 、大型車交通量 x_{i4} の3つ（3変数）を説明変数として採用した。表 2.7 に、説明変数としてジョイント種別、表層舗装種別、大型車交通量の3つを採用し、サンプル欠損を考慮した劣化ハザードモデルの推計結果を示している。比較するために、サンプル欠損考慮無しのケースの推計結果も

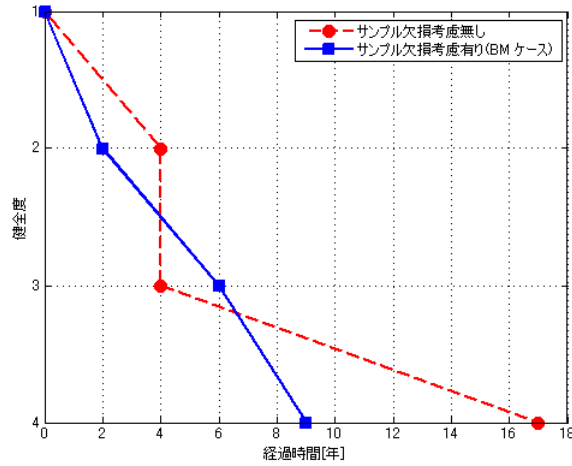


図 2.7 3変数の期待劣化パス

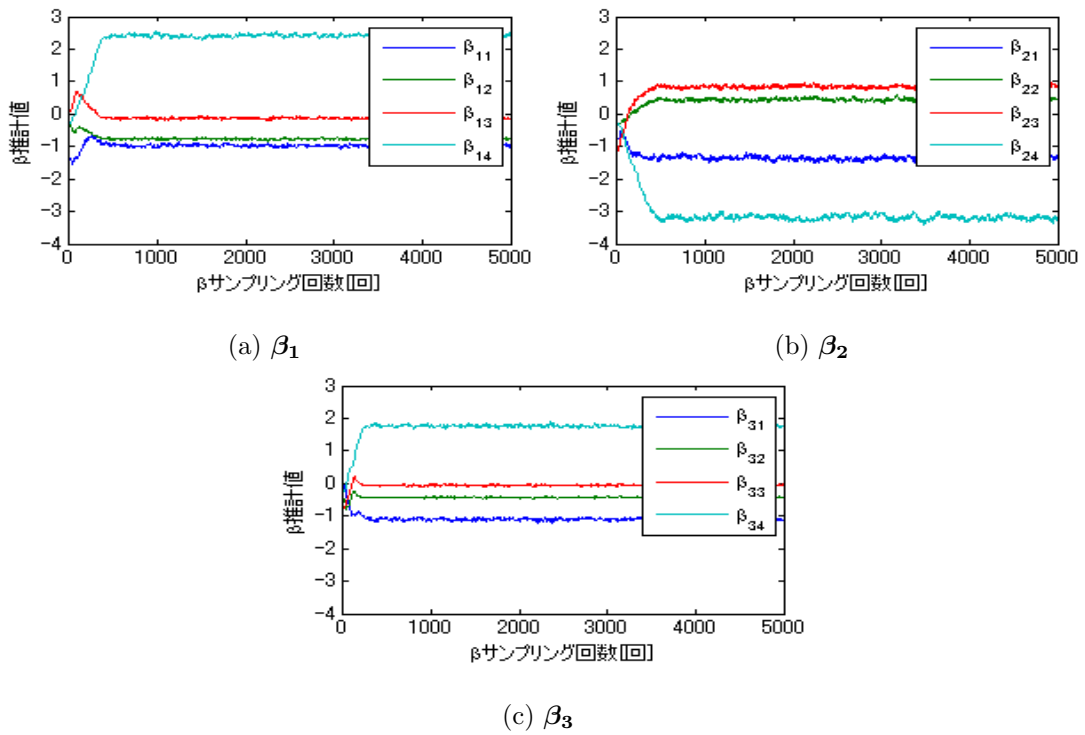


図 2.8 3変数の β_i サンプリング結果 (BM ケース)

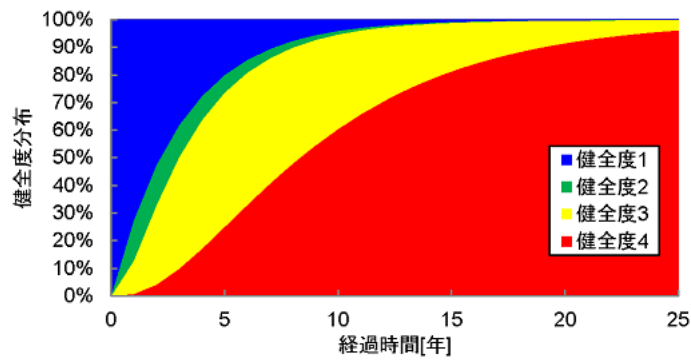


図 2.9 健全度分布の時間的变化

記載している。

また、図 2.7 に 3 変数（ジョイント種別 x_{i2} ，表層舗装種別 x_{i3} ，大型車交通量 x_{i4} ）の期待劣化パスを、図 2.8 に β_i のサンプリング結果（BM ケース）を示している。図 2.7 を見ると、サンプル欠損を考慮した場合には、ジョイントの平均的な劣化進行として、健全度 1 → 2 は 2 年，健全度 1 → 3 は 6 年，健全度 1 → 4 は約 8.5 年という早い傾向が読み取れる。実際には、この平均的なパターンよりもっと早い劣化ケースも存在すると考えられる。図 2.8 に、 β_i のベイズ推計値は定常状態に収束している様子を示している。そして、図 2.9 に健全度分布の時間的な変化を示している。同図の横軸は初期時点からの経過年数を示しており、縦軸は健全度の割合を示している。この図に示すように、ジョイント劣化の時間的な進行パターンには多大な不確実性が見いだせる。

2.6 おわりに

本章では、ジョイントの劣化予測を行うために、定期的な目視点検データに基づいてマルコフ劣化ハザードモデルをベイズ推計した。その際、補修や点検方法などによって発生するサンプル欠損バイアス問題に対し、選択肢別サンプリングの考え方を利用してサンプル欠損バイアスを考慮した多段階指数ハザードモデルの推定法を提案した。また、提案した方法論の有効性を検証するために、高速道路の高架橋ジョイントの路上と路下という二つ異なるサンプル欠損の発生過程を有する劣化予測事例に適用し、本章で提案した方法論の有効性を検証しながら、ジョイント劣化予測の最適モデルを推定した。さらに、最適モデルを用いて、ジョイントの平均的な期待劣化パスを算出し、ジョイント劣化進行の傾向を考察した。

しかしながら、本章で提案したサンプル欠損を考慮した多段階指数ハザードモデルの実用性を高めるにあたり、次のような課題が残されている。路上点検と路下点検で点検項目や評価基準などは異なるため、二つの点検からは異なる劣化特性が得られる。つまり、本研究のサンプル欠損を考慮したジョイントの劣化予測モデルを用いて、ジョイントの劣化過程を推計するときに、路上と路下とは異なる期待劣化パスが算出することになる。路上または路下のみの推計結果を使用すると、ジョイントの期待劣化パスを過大または過小に評価してしまう危険性がある。この問題に対して、路上損傷と路下損傷を二つ競合的な劣化事象と捉えて、競合的劣化ハザードモデルを用いることで解決できると考えられる。

また、今後の課題として、ジョイントのような劣化の進行が早く、定期的な目視点検では早期発見が困難な部材に対し、モニタリングを利用した常時監視を行う必要がある。そ

のため、橋梁の重点管理部材の抽出手法を先に検討しなければならない。以下、第3章にて拡張した多段階混合マルコフ劣化ハザードモデルを階層ベイズ推計し、路線とジョイント個々の劣化速度に対するベンチマーク分析に基づく重点管理路線、さらに重点管理ジョイントの抽出手法を提案する。

参考文献

- 1) 水谷大二郎, 金川昌弘, 坂井康人, 貝戸清之, 小林潔司: ベンチマーク分析と重点監視部材の抽出, 第45回土木計画学研究・講演集, 土木学会, CD-ROM, No.353, 2012.
- 2) Manski, C. and Lerman, S.: The estimation of choice probabilities from choice-based samples, *Econometrica*, Vol. 45, pp. 1977-1988, 1977.
- 3) Cosslett, S.: Maximum likelihood estimator for choice-based samples, *Econometrica*, Vol. 9, pp. 1298-1316, 1981.
- 4) Cosslett, S.: “Efficient estimation of discrete choice models”, in *Structural Analysis of Discrete Data*, ed. by Manski, C.F. and McFadden, D., Cambridge, Massachusetts: The MIT Press, 1981.
- 5) 村上睦夫, 日野泰雄, 黒崎剛史: 効率的維持管理のための高架橋道路伸縮継手の損傷要因分析, 土木学会論文集 D, Vol.62, No.3, pp.474-482, 2006.
- 6) 塚本成昭, 山上哲示, 片岡正純, 貴傳名確一: 車両走行時の異常音計測による伸縮継手異常検出の試み, 土木学会年次学術講演会講演概要集, 土木学会, CD-ROM, No.I-524, 2010.
- 7) 青木一也, 山本浩司, 小林潔司: 劣化予測のためのハザードモデルの推計, 土木学会論文集, No. 791/VI-67, pp. 111-124, 2005.
- 8) 津田尚胤, 貝戸清之, 山本浩司, 小林潔司: ワイブル劣化ハザードモデルのベイズ推計法, 土木学会論文集, No. 798/VI-68, pp. 125-136, 2006.
- 9) 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.
- 10) 津田尚胤, 貝戸清之, 青木一也, 小林潔司: 橋梁劣化予測のためのマルコフ推移確率の推定, 土木学会論文集, No.801/I-73, pp.68-82, 2005.

- 11) Lancaster, T. : The Econometric Analysis of Transition Data, Cambridge University Press, 1990.
- 12) Gouriéroux, C. : Econometrics of Qualitative Dependent Variables, Cambridge University Press, 2000.
- 13) 伊庭幸人 : 計算統計学のフロンティアー計算統計 II, マルコフ連鎖モンテカルロ法とその周辺, 岩波書店, 2005.
- 14) Geweke, J.: Evaluating the Accuracy of Sampling-Based Approaches to the Calculation of Posterior Moments, *Bayesian Statistics*, Vol.4, pp.169-193, Oxford University Press, 1996.
- 15) 貝戸清之, 小林潔司, 松岡弘大 : 混合マルコフ劣化ハザードモデルの階層ベイズ推計, 第 43 回土木計画学研究・講演集, 土木学会, CD-ROM, No.200, 2011.

第3章 ベンチマーキング手法による重点管理 ジョイントの抽出

3.1 はじめに

第1章では、劣化の進行が早い、定期的な目視点検では早期発見が困難な橋梁ジョイントの劣化問題を取り上げており、モニタリング等を利用した常時監視の必要性を述べた。第2章では、上述の劣化問題に対し、既知目視点検データに基づき、ジョイントの劣化過程を統計的に予測する劣化予測モデルを提案し、そして、ジョイントの期待劣化パスを算出することで、ジョイントの劣化進行の傾向を明らかにした。

劣化の進行が早い、定期的な目視点検では早期発見が困難なジョイントに対しては、橋梁の重点管理部材として位置づけ、モニタリングを利用した常時監視を行う必要がある。しかし、そのような部材の抽出手法に関しては体系化された方法論が存在しないのが実情である。本研究では拡張した多段階混合マルコフ劣化ハザードモデルを階層ベイズ推計し、部材個々の劣化速度に対するベンチマーク分析に基づく重点管理部材の抽出手法を提案する。具体的には高速道路の高架橋のジョイントを対象とする実証分析を行い、路線間、さらには同一路線内の個々のジョイント間のベンチマーク分析を実施し、モニタリング対象とすべき重点管理ジョイントの抽出を実施する。

現状、社会基盤施設のアセットマネジメントにおいては、これまで暗黙知によってなされてきた維持管理に関する意思決定プロセスの形式知化を通して、1) 客観的な事実に基づく説明責任と、2) 組織内における効率的な技術継承を果たすことが期待されている¹⁾。近年、現場で蓄積された目視点検データを活用する統計的劣化予測手法に関する研究開発が著しい。なかでも、マルコフ劣化ハザードモデル²⁾の開発により、アセットマネジメントの実用化が急速に進展した。さらに、社会基盤施設の劣化予測において、環境条件や構造条件といった代表的な劣化要因を表す説明変数では表現できない、施設グループごとの異質性を考慮した混合マルコフ劣化ハザードモデル³⁾が提案され、社会基盤施設の劣化速度のベンチマーキング評価を行うことが可能となった。

一方で今後の社会基盤施設のマネジメントを見据えた場合、目視点検のみならずセンサー

等によるモニタリングの活用も視野に入れる必要がある。モニタリングは特に劣化の進展が著しい少数の施設への適用が現実的であり、すべての施設から均一に情報を取得する目視点検とはその性格が異なる。本研究ではセンサー等によるモニタリングの導入を視野に入れたより柔軟なアセットマネジメントの構築を目指し、管理事務所や地域などでこれまで行われてきた目視点検をベースとした施設グループごとのデータ異質性を考慮しながらも、それぞれの施設グループ内でのさらに小さな施設グループのデータ異質性を評価可能な劣化予測手法を提案する。具体的には、混合マルコフ劣化ハザードモデルにおける施設グループを「施設大グループ」、各施設大グループ内の施設を「施設小グループ」と呼ぶこととし、施設大グループ、施設小グループそれぞれに対し異質性を表すパラメータを設定した多段階混合マルコフ劣化ハザードモデルを階層ベイズ推計する手法を提案する。以下、**3.2**で本研究の基本的な考え方、**3.3**で多段階混合マルコフ劣化ハザードモデルの概要、**3.4**で階層ベイズ推計手法**3.5**でベンチマーキングと評価指標を説明し、**3.6**で高速道路の高架橋のジョイントを対象に実証分析を行い、重点管理ジョイントの抽出を行う。

3.2 本研究の基本的な考え方

3.2.1 統計的劣化予測と異質性

アセットマネジメントにおける劣化予測を目的として、蓄積された目視点検データから劣化過程の背後に存在する規則性をモデル化する統計的劣化モデルが発展している。特に、目視点検結果のように離散的健全度で規定されるデータは、マルコフ連鎖モデル（マルコフ推移確率）の適用が可能であることが知られており、これまでにマルコフ劣化ハザードモデルをはじめとした数多くの劣化予測モデルが提案され、膨大な社会基盤施設の平均的な劣化性状の評価が可能となっている。その一方で、個々の社会基盤施設のミクロな劣化評価に関する実務的な要望に応えるために、小濱等³⁾は混合マルコフ劣化ハザードモデルを開発した^{4),5)}。マルコフ劣化ハザードモデルでは、社会基盤施設の劣化速度の違いを、主要な劣化要因に関して説明変数として説明する。しかし、同一の構造・材料特性、使用条件の下にあるサンプルを集めたとしてもサンプル間で劣化速度は多様に変動する。混合マルコフ劣化ハザードモデルでは、説明変数では記述できない観測不可能な要因に基づく劣化速度の変動を異質性パラメータを用いて表現する。すなわち、個別ハザード率を、異質性パラメータと標準ハザード率を用いて、

劣化速度（個別ハザード率）

$$= \text{異質性パラメータ} \times \text{標準ハザード率} \quad (3.1)$$

と定義する。異質性パラメータは評価単位となる施設グループ（たとえば、路線単位、構造物単位）ごとに設定される。したがって、100 個の社会基盤施設個々の劣化を予測する問題に対して異質性パラメータを設定すると、推計すべき未知パラメータが 100 個増加することになる。

3.2.2 ベイズ推計

推計すべき未知パラメータの数が膨大であろうとも、蓄積されているデータ数が十分であれば、精度よくモデルを推計することが可能となる。しかしながら、個々の社会基盤施設に対して蓄積されたデータ数のみを考えた場合、統計的劣化モデルを推計するのに十分なデータ数が蓄積されていないことが多い。ベイズ推計を利用することにより、このようなデータ数の不足を技術者の経験、もしくは全体の傾向により補うことが可能となる。また、近年の MCMC 法⁶⁾、⁷⁾の発展により、ハザードモデルを効率的にベイズ推計することが可能となっている。実際に、津田等⁸⁾は劣化状態が故障の有無という 2 値状態で表されるような施設や機器を対象としたワイブル劣化ハザードモデル⁹⁾を、また貝戸・小林¹⁰⁾はマルコフ劣化ハザードモデルをベイズ推計する方法を提案している。ベイズ推計の特に優れた点としては、データが新たに蓄積されるごとに、不足を補うため導入された主観的情報の影響が薄まっていき、蓄積されたデータに基づいた劣化現象の評価が可能となることがあげられる。

3.2.3 ジョイントの路上・路下点検スキーム

本研究で対象とするジョイントに対する点検は路上点検と路下点検に分類できる。路上点検はパトロール車による車上点検を含むが、本研究では車両の通行止めを伴う詳細な目視点検を考える。一方、路下点検は橋脚天端からジョイントの状態を視認する定期的な目視点検である。路上点検は道路のリフレッシュ工事などの一斉通行止め期間を利用して実施される。一斉通行止めの対象となる路線は劣化がある程度進展していると考えられるが、点検対象となるジョイントの選定はランダムサンプリングであるとみなすことができる。路下点検についても定期的に点検が実施されるため、点検対象となるジョイントの選定はラ

ンダムサンプリングであるとみなすことができる。また、路上点検では亀裂、剥離、磨耗、段差、たたき点検、路下点検では異常音、漏水、ボルトの欠損およびゆるみ、と路上点検、路下点検で点検項目は異なるため、二つの点検からは異なる劣化特性が得られる。3.1 で述べたように、本研究では、モニタリング対象となる劣化の進展が著しく早い部材を重点管理部材として抽出することを目的としている。そのため、路上点検、路下点検の双方で劣化の進展が早いジョイントを重点管理ジョイントとして抽出する必要がある。

3.3 多段階混合マルコフ劣化ハザードモデル

3.3.1 マルコフ連鎖モデル

ジョイントの劣化過程をマルコフ推移確率を用いて表現する。津田等²⁾はマルコフ推移確率をマルコフ劣化ハザードモデルを用いて推計する方法を提案している。ここでは、読者の便宜を図るために、その概要を説明する。2つの時刻間におけるジョイントの状態の不確実な推移状態をマルコフ推移確率で表現する。時刻 τ_A で観測した健全度を状態変数 $h(\tau_A)$ を用いて表す。時刻 τ_A で観測した健全度が i ($i = 1, \dots, J$) であれば $h(\tau_A) = i$ と表せる。 i の値が大きくなるほど、劣化が進行した状態を表す。状態 J はもともと劣化した状態を表す。マルコフ推移確率は、時刻 τ_A で観測された健全度 $h(\tau_A) = i$ を与件とし、将来時点（例えば τ_B ）において健全度 $h(\tau_B) = j$ が生起する条件付推移確率として定義される。すなわち、

$$\text{Prob}[h(\tau_B) = j | h(\tau_A) = i] = \pi_{ij} \quad (3.2)$$

と表せる。このような推移確率を健全度ペア (i, j) に対して求めれば、マルコフ推移確率行列

$$\Pi = \begin{pmatrix} \pi_{11} & \cdots & \pi_{1J} \\ \vdots & \ddots & \vdots \\ 0 & \cdots & \pi_{JJ} \end{pmatrix} \quad (3.3)$$

を定義できる。マルコフ推移確率 (3.2) は所与の2つの時点 τ_A, τ_B の間において生じる健全度間の推移確率を示したものであり、当然のことながら、対象とする点検間隔が異なれば推移確率の値は異なる。補修がない限り常に劣化が進行するので、 $\pi_{ij} = 0$ ($i > j$) が成立する。また、推移確率の定義より $\sum_{j=i}^J \pi_{ij} = 1$ が成立する。すなわち、マルコフ推移確

率に関して,

$$\left. \begin{aligned} \pi_{ij} &\geq 0 \quad (i, j = 1, \dots, J) \\ \pi_{ij} &= 0 \quad (i > j \text{ の時}) \\ \sum_{j=1}^J \pi_{ij} &= 1 \end{aligned} \right\} \quad (3.4)$$

が成立しなければならない. 状態 J は, 補修のない限りマルコフ連鎖における吸収状態であり, $\pi_{JJ} = 1$ が成立すると考える. なお, マルコフ推移確率は過去の劣化履歴とは独立して定義される. マルコフ推移確率モデルでは, 健全度が $i-1$ から i に推移した時刻にかかわらず, 点検時刻 τ_A から点検時刻 τ_B の間に推移する確率は時刻 τ_A における健全度のみ依存するという性質 (マルコフ性) を満足する.

3.3.2 多段階混合マルコフ劣化ハザードモデル

本研究では目視点検データに基づく個々の施設の劣化予測を目的としている. 分析の対象とする社会基盤施設を F 個の施設大グループ (評価単位) に分割する. F 個に分割された施設大グループ f ($f = 1, \dots, F$) 内の施設をそれぞれ L_f 個の施設小グループ l_f ($l_f = 1, \dots, L_f; f = 1, \dots, F$) に分割する. 施設小グループ l_f は, 合計 n_{l_f} ($n_{l_f} = 1, \dots, N_{l_f}; l_f = 1, \dots, L_f; f = 1, \dots, F$) 個の施設で構成されている. 施設大グループ f , 施設小グループ l_f それぞれに固有なハザード率の異質性を表すパラメータ $\varepsilon^f, \varepsilon^{l_f}$ を導入する. このとき, 施設大グループ f 内の施設小グループ l_f に属する施設 n_{l_f} の健全度 i におけるハザード率を, 個別ハザード率

$$\theta_i^{n_{l_f}} = \tilde{\theta}_i^{n_{l_f}} \varepsilon^f \varepsilon^{l_f} \quad (3.5)$$

を用いて表す. ここに $\tilde{\theta}_i^{n_{l_f}}$ は施設 n_{l_f} が有する健全度 i の標準ハザード率である. ε^f はガンマ分布 $\bar{g}(\varepsilon^f : \phi)$ から, ε^{l_f} はガンマ分布 $\bar{g}(\varepsilon^{l_f} : \phi^f)$ から抽出された確率標本であると考え. ここで, 施設大グループ f の異質性パラメータ ε^f を $\bar{\varepsilon}^f$ に, 施設大グループ f 内の施設小グループ l_f の異質性パラメータ ε^{l_f} を $\bar{\varepsilon}^{l_f}$ に固定すると, 点検間隔を $Z^{n_{l_f}}$ としたときのマルコフ推移確率は, 健全度 i から健全度 i に推移する場合,

$$\pi_{ii} \left(Z^{n_{l_f}} : \bar{\varepsilon}^f, \bar{\varepsilon}^{l_f} \right) = \exp \left(-\tilde{\theta}_i^{n_{l_f}} \bar{\varepsilon}^f \bar{\varepsilon}^{l_f} Z^{n_{l_f}} \right) \quad (3.6)$$

健全度 i から健全度 $j (> i)$ に推移する場合,

$$\begin{aligned}
& \pi_{ij} \left(Z^{n_{l_f}} : \bar{\varepsilon}^f, \bar{\varepsilon}^{l_f} \right) \\
&= \sum_{k=i}^j \prod_{m=i, \neq k}^{j-1} \frac{\tilde{\theta}_m^{n_{l_f}}}{\tilde{\theta}_m^{n_{l_f}} - \tilde{\theta}_k^{n_{l_f}}} \exp \left(-\tilde{\theta}_k^{n_{l_f}} \bar{\varepsilon}^f \bar{\varepsilon}^{l_f} Z^{n_{l_f}} \right) \\
&= \sum_{k=i}^j \psi_{ij}^k \left(\tilde{\theta}^{n_{l_f}} \right) \exp \left(-\tilde{\theta}_k^{n_{l_f}} \bar{\varepsilon}^f \bar{\varepsilon}^{l_f} Z^{n_{l_f}} \right) \\
& \quad (i = 1, \dots, J-1; j = i+1, \dots, J)
\end{aligned} \tag{3.7}$$

健全度 i から健全度 J に推移する場合,

$$\pi_{iJ} \left(Z^{n_{l_f}} : \bar{\varepsilon}^f, \bar{\varepsilon}^{l_f} \right) = 1 - \sum_{j=i}^{J-1} \pi_{ij} \left(Z^{n_{l_f}} : \bar{\varepsilon}^f, \bar{\varepsilon}^{l_f} \right) \tag{3.8}$$

と表せる. ただし, $\tilde{\theta}^{n_{l_f}} = \left(\tilde{\theta}_1^{n_{l_f}}, \dots, \tilde{\theta}_{J-1}^{n_{l_f}} \right)$ である. また, $\psi_{ij}^k \left(\tilde{\theta}^{n_{l_f}} \right)$ は,

$$\psi_{ij}^k \left(\tilde{\theta}^{n_{l_f}} \right) = \prod_{m=i, \neq k}^{j-1} \frac{\tilde{\theta}_m^{n_{l_f}}}{\tilde{\theta}_m^{n_{l_f}} - \tilde{\theta}_k^{n_{l_f}}} \tag{3.9}$$

である.

3.3.3 目視点検データとハザード関数

いま, 施設大グループ $f (f = 1, \dots, F)$ 内の施設小グループ $l_f (l_f = 1, \dots, L_f)$ に属する施設 $n_{l_f} (n_{l_f} = 1, \dots, N_{l_f})$ に関して2回の目視点検が実施されたと考える. 目視点検が実施されたカレンダー時刻を $(\tau_A^{n_{l_f}}, \tau_B^{n_{l_f}})$ と表す. ただし, $\tau_A^{n_{l_f}}$ は第1回の目視点検時刻であり, $\tau_B^{n_{l_f}}$ は第2回目の目視点検が実施されたカレンダー時刻である. 施設 n_{l_f} の点検サンプルには, 第1回目の目視点検から第2回目の目視点検が実施された時刻までの期間長 $\bar{Z}^{n_{l_f}}$ と, これら2回の目視点検で観測された施設の健全度 $\bar{h}(\tau_A^{n_{l_f}})$, $\bar{h}(\tau_B^{n_{l_f}})$ に関する情報が記載されている. 記号「 $\bar{\quad}$ 」は, 実測値であることを意味している. 点検時点における健全度に基づいて, ダミー変数 $\bar{\delta}_{ij}^{n_{l_f}}$ ($i = 1, \dots, J-1; j = i, \dots, J; f = 1, \dots, F; l_f = 1, \dots, L_f; n_{l_f} = 1, \dots, N_{l_f}$) を

$$\bar{\delta}_{ij}^{n_{l_f}} = \begin{cases} 1 & \bar{h}(\tau_A^{n_{l_f}}) = i, \bar{h}(\tau_B^{n_{l_f}}) = j \text{ の時} \\ 0 & \text{それ以外の時} \end{cases} \tag{3.10}$$

と定義する. さらに, ダミー変数ベクトルを $\bar{\delta}^{n_{l_f}} = (\bar{\delta}_{1,1}^{n_{l_f}}, \dots, \bar{\delta}_{J-1,J}^{n_{l_f}})$, 施設の劣化速度に影響を及ぼす施設の構造特性や環境条件を表す特性行ベクトルを $\bar{\mathbf{x}}^{n_{l_f}} = (\bar{x}_1^{n_{l_f}}, \dots, \bar{x}_L^{n_{l_f}})$ と表す. ただし, $\bar{x}_l^{n_{l_f}}$ ($l = 1, \dots, L$) は施設 n_{l_f} の点検サンプルの l 番目の説明変数

に関する期間 $[\tau_A^{n_{lf}}, \tau_B^{n_{lf}})$ における観測値を表す。また、第1番目の説明変数は定数項に該当する変数であり、恒等的に $x_1^{n_{lf}} = 1$ である。施設 n_{lf} の点検サンプルが有する情報を $\xi^{n_{lf}} = (\bar{\delta}^{n_{lf}}, \bar{Z}^{n_{lf}}, \bar{x}^{n_{lf}})$ と表す。また、目視点検データ全体を Ξ と表す。

さらに、施設 n_{lf} の点検サンプルの期間 $[\tau_A^{n_{lf}}, \tau_B^{n_{lf}})$ における劣化過程を個別ハザード率 $\tilde{\theta}_i^{n_{lf}} \varepsilon^f \varepsilon^{lf}$ ($i = 1, \dots, J-1$) を用いて表現する。健全度 J はマルコフ連鎖の吸収状態であり、 $\pi_{JJ} = 1$ が成立するためにハザード率 $\tilde{\theta}_J^{n_{lf}}$ は必然的に $\tilde{\theta}_J^{n_{lf}} = 0$ となる。社会基盤施設の劣化過程を特徴づける標準ハザード率 $\tilde{\theta}_i^{n_{lf}}$ ($i = 1, \dots, J-1$) は施設の特性ベクトルに依存して変化すると考え、標準ハザード率 $\tilde{\theta}_i^{n_{lf}}$ を特性ベクトル $\mathbf{x}^{n_{lf}}$ を用いて、

$$\tilde{\theta}_i^{n_{lf}} = \exp(\mathbf{x}^{n_{lf}} \boldsymbol{\beta}'_i) \quad (3.11)$$

と表す。ただし、 $\boldsymbol{\beta}_i = (\beta_{i,1}, \dots, \beta_{i,M})$ は未知パラメータ $\beta_{i,m}$ ($m = 1, \dots, M$) による行ベクトル、記号「 $'$ 」は転置操作を表す。また、 $x_1^{n_{lf}} = 1$ より、 $\beta_{i,1}$ は定数項を表す。

3.4 階層ベイズ推計

3.4.1 階層ベイズモデル

任意の社会基盤施設の異質性を評価するためには当該施設の目視点検データが必要となるが、一般的には、特定の施設に限定した目視点検データは十分に蓄積されていない。このような場合であっても、本研究で提案する混合マルコフ劣化ハザードモデルを用いれば、同一施設グループ（同じ評価単位）の目視点検データを蓄積することにより、施設の平均的な劣化過程と、着目する施設の劣化特性を分析することが可能となる¹¹⁾。特に、本研究で取扱う混合マルコフ劣化ハザードモデルでは施設大グループの異質性パラメータ ε^f が平均1、分散 $1/\phi$ のガンマ分布、施設小グループの異質性パラメータ ε^{lf} が平均1、分散 $1/\phi^f$ のガンマ分布でそれぞれ表される事前分布に従うことを仮定している。さらに、階層ベイズ推計では、異質性パラメータの分散パラメータ ϕ, ϕ^f （ハイパーパラメータ）に関しても事前分布を設定する。事前分布を階層化したそれらのモデルは階層ベイズモデルと総称され、主にマーケティング分析などの分野で研究が進められている¹¹⁾。本研究でも混合マルコフ劣化ハザードモデルを階層ベイズモデルを用いて推計することとする。

一般的なベイズ推計手法では、パラメータの事前分布と、観測情報に基づいて定義される尤度関数を用いて、パラメータの事後分布を推計する。いま、尤度関数を $\mathcal{L}(\boldsymbol{\theta} : \Xi)$ と表す。 $\boldsymbol{\theta} = (\boldsymbol{\beta}, \phi, \varepsilon, \phi', \varepsilon')$ はパラメータベクトルを表す。ここに、 ε' は施設小グループの異質性パラメータであり $\varepsilon' = (\varepsilon'^1, \dots, \varepsilon'^{LF})$ 、 ϕ' は ε' の事前分布の分散パラメータであり

$\phi' = (\phi^1, \dots, \phi^F)$ である。ここで、 θ が確率変数で、事前確率密度関数 $\pi(\theta)$ に従うと仮定する。目視点検データ Ξ が与件であるときに、未知パラメータベクトル θ の同時事後確率密度関数 $\pi(\theta|\Xi)$ はベイズの定理より、

$$\pi(\theta|\Xi) = \frac{\mathcal{L}(\theta : \Xi)\pi(\theta)}{\int_{\Theta} \mathcal{L}(\theta : \Xi)\pi(\theta)d\theta} \quad (3.12)$$

と表すことができる。ただし、 Θ はパラメータ空間である。このとき、式 (3.12) の分母は基準化定数であることから、同時事後確率密度関数 $\pi(\theta|\Xi)$ は

$$\pi(\theta|\Xi) \propto \mathcal{L}(\theta : \Xi)\pi(\theta) \quad (3.13)$$

となる。さらに、事前確率密度関数 $\pi(\theta)$ は、

$$\begin{aligned} \pi(\theta) &= \pi(\beta, \phi, \varepsilon, \phi', \varepsilon') \\ &= \pi(\beta)\pi(\varepsilon : \phi)\pi(\phi)\pi(\varepsilon' : \phi')\pi(\phi') \\ &= \prod_{i=1}^{J-1} \prod_{f=1}^F \prod_{l_f=1}^{L_f} \pi(\beta_i)\pi(\varepsilon^f : \phi)\pi(\phi)\pi(\varepsilon^{l_f} : \phi^f)\pi(\phi^f) \end{aligned} \quad (3.14)$$

と展開される。階層ベイズ推計では、未知パラメータ $\theta = (\beta, \phi, \varepsilon, \phi', \varepsilon')$ にそれぞれ事前分布を設定し、各パラメータの条件付き事後確率密度関数を算出する。しかしながら、ハザードモデルの場合、簡単な指数ハザードモデルを用いても、共役事前分布が存在しないことが知られている。共役事前分布が存在しない場合、基準化定数を解析的に求めることは不可能であり、数値解析により多重積分を求めることが必要になる。さらに、多重積分の算出以前に尤度関数と事前分布の解を明示的に示すことができないという問題も存在する。これに対して乱数を利用した数値解析法の一つである MCMC 法の台頭により、基準化定数を算出することなく、効率的に事後分布から乱数を発生させることが可能となってきた。階層ベイズモデルに対しては代表的な MCMC 法であるギブスサンプリング法やメトロポリス・ヘイスティング法（以下、MH 法）を組み合わせる事後分布を算出する階層ベイズ推計が提案されている⁷⁾。

3.4.2 事後分布の定式化

いま、パラメータ $\theta = (\beta_1, \dots, \beta_{J-1}, \phi, \varepsilon^1, \dots, \varepsilon^F, \phi^1, \dots, \phi^F, \varepsilon^{11}, \dots, \varepsilon^{LF})$ を与件とする。このとき、目視点検データ Ξ が観測される同時生起確率（尤度） $\mathcal{L}(\theta : \Xi)$ は、

$$\begin{aligned}
& \mathcal{L}(\boldsymbol{\theta} : \Xi) \\
&= \prod_{i=1}^{J-1} \prod_{j=i}^J \prod_{f=1}^F \prod_{l_f=1}^{L_f} \prod_{n_{l_f}=1}^{N_{l_f}} \left\{ \pi_{ij} \left(\bar{Z}^{n_{l_f}}, \bar{\mathbf{x}}^{n_{l_f}} : \boldsymbol{\beta}, \phi, \varepsilon^f, \phi^f, \varepsilon^{l_f} \right) \right\}^{\bar{\delta}_{ij}^{n_{l_f}}} \\
&= \prod_{i=1}^{J-1} \prod_{j=i}^J \prod_{f=1}^F \prod_{l_f=1}^{L_f} \prod_{n_{l_f}=1}^{N_{l_f}} \left\{ \sum_{k=i}^j \psi_{ij}^k \left(\tilde{\boldsymbol{\theta}}^{n_{l_f}} \right) \exp \left(-\tilde{\theta}_l^{n_{l_f}} \varepsilon^f \varepsilon^{l_f} \bar{Z}^{n_{l_f}} \right) \right\}^{\bar{\delta}_{ij}^{n_{l_f}}}
\end{aligned} \tag{3.15}$$

と表される。ただし、 $\tilde{\boldsymbol{\theta}}^{n_{l_f}} = \left(\tilde{\theta}_1^{n_{l_f}}, \dots, \tilde{\theta}_{J-1}^{n_{l_f}} \right)$ である。

また、式 (3.14) の未知パラメータ $\boldsymbol{\theta} = (\boldsymbol{\beta}, \phi, \varepsilon, \phi^f, \varepsilon^f)$ の事前確率密度関数 $\pi(\boldsymbol{\theta})$ をそれぞれ以下のように設定する。まず、 $\boldsymbol{\beta}_i$ の事前確率密度関数 $\pi(\boldsymbol{\beta}_i)$ として多次元正規分布を用いる。すなわち、 $\boldsymbol{\beta}_i \sim \mathcal{N}_L(\boldsymbol{\mu}_i, \boldsymbol{\Sigma}_i)$ である。ただし、 $\mathcal{N}_L(\boldsymbol{\mu}_i, \boldsymbol{\Sigma}_i)$ は期待値ベクトルを $\boldsymbol{\mu}_i$ 、分散共分散行列を $\boldsymbol{\Sigma}_i$ とした L 次元正規分布である。 $\varepsilon^f, \varepsilon^{l_f}$ の事前確率密度関数 $\pi(\varepsilon^f : \phi)$ 、 $\pi(\varepsilon^{l_f} : \phi^f)$ はガンマ分布であり、ガンマ分布の制御パラメータ ϕ, ϕ^f の事前確率密度関数 $\pi(\phi)$ 、 $\pi(\phi^f)$ としてガンマ分布 $h(\phi : \alpha_0, \gamma_0)$ 、 $h(\phi^f : \alpha_0^f, \gamma_0^f)$ を設定する。すなわち、 $\varepsilon^f \sim \mathcal{G}(\phi, 1/\phi)$ 、 $\phi \sim \mathcal{G}(\alpha_0, \gamma_0)$ 、 $\varepsilon^{l_f} \sim \mathcal{G}(\phi^f, 1/\phi^f)$ 、 $\phi^f \sim \mathcal{G}(\alpha_0^f, \gamma_0^f)$ である。

したがって、同時事後確率密度関数は、

$$\begin{aligned}
& \pi(\boldsymbol{\theta} | \Xi) \\
& \propto \mathcal{L}(\boldsymbol{\theta} : \Xi) \prod_{i=1}^{J-1} \prod_{f=1}^F \prod_{l_f=1}^{L_f} \pi(\boldsymbol{\beta}_i) \pi(\varepsilon^f : \phi) \pi(\phi) \pi(\varepsilon^{l_f} : \phi^f) \pi(\phi^f) \\
& \propto \prod_{i=1}^{J-1} \prod_{j=i}^J \prod_{f=1}^F \prod_{l_f=1}^{L_f} \prod_{n_{l_f}=1}^{N_{l_f}} \left\{ \sum_{k=i}^j \psi_{ij}^k \left(\tilde{\boldsymbol{\theta}}^{n_{l_f}} \right) \exp \left(-\tilde{\theta}_l^{n_{l_f}} \varepsilon^f \varepsilon^{l_f} \bar{Z}^{n_{l_f}} \right) \right\}^{\bar{\delta}_{ij}^{n_{l_f}}} \\
& \quad \cdot \prod_{i=1}^{J-1} \exp \left\{ -\frac{1}{2} (\boldsymbol{\beta}_i - \boldsymbol{\mu}_i) \boldsymbol{\Sigma}_i^{-1} (\boldsymbol{\beta}_i - \boldsymbol{\mu}_i)' \right\} \\
& \quad \cdot \prod_{f=1}^F \frac{\phi^\phi}{\Gamma(\phi)} (\varepsilon^f)^{\phi-1} \exp(-\phi \varepsilon^f) \\
& \quad \cdot \frac{1}{\gamma_0^{\alpha_0} \Gamma(\alpha_0)} \phi^{\alpha_0-1} \exp\left(-\frac{\phi}{\gamma_0}\right) \\
& \quad \cdot \prod_{f=1}^F \prod_{l_f=1}^{L_f} \frac{(\phi^f)^{\phi^f}}{\Gamma(\phi^f)} (\varepsilon^{l_f})^{\phi^f-1} \exp(-\phi^f \varepsilon^{l_f}) \\
& \quad \cdot \prod_{f=1}^F \frac{1}{(\gamma_0^f)^{\alpha_0^f} \Gamma(\alpha_0^f)} (\phi^f)^{\alpha_0^f-1} \exp\left(-\frac{\phi^f}{\gamma_0^f}\right)
\end{aligned} \tag{3.16}$$

のように定式化することができる。

3.4.3 同時事後確率密度関数の推計

未知パラメータを推計するためには式 (3.16) で表される同時事後確率密度関数を求める必要がある。しかしながら、同時事後確率密度関数を解析的に求めることはもとより、同時事後確率密度関数から直接サンプリングすることも困難となっている。そこで本研究では代表的な MCMC 法の 1 つであるギブスサンプリングの考え方にに基づき、各パラメータの条件付き事後確率密度関数を用いて数値計算により式 (3.16) の同時事後確率密度関数を算出する。なお、ギブスサンプリングにおける各パラメータの条件付き事後確率密度関数の算出に際しても事後分布から直接サンプリングすることは困難であるために、それぞれに対して MH 法を用いて推計した。また、事後分布に関する統計量として Geweke 検定統計量を用いて不変分布への収束性を検定した。

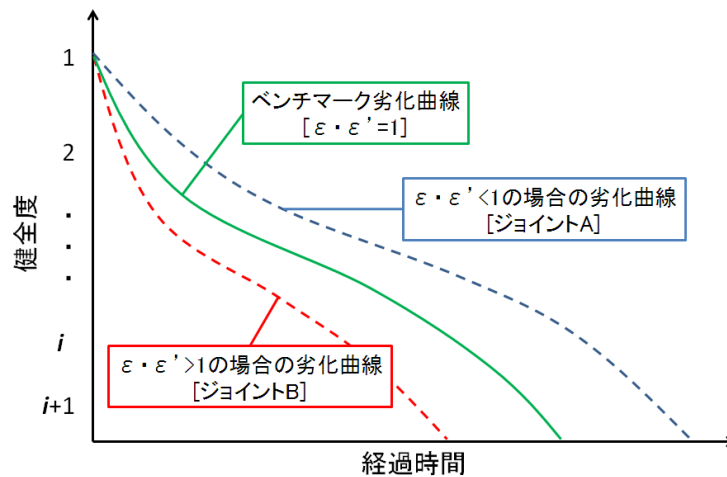


図 3.1 劣化曲線の相対評価

3.5 ベンチマーキングと評価指標

いま、土木施設システムを構成する施設群を F 個の大グループ、さらに各大グループにおいて、その大グループに属する L_f 個の施設小グループに分類し、各大・小グループごとの劣化速度を相対評価する問題を考えよう。本研究の実証分析では、橋梁ジョイントの劣化速度の相対評価問題を取りあげる。その際、個別路線単位を 1 大グループ、その路線に属するジョイント単位を 1 小グループと考え、ある 1 つの点検データを、同一大グループ（路線）のそれぞれ異なる小グループ（ジョイント）に含まれるデータ要素と位置づける。この場合、ジョイントの劣化速度を比較する問題は、路線間、さらに同一路線に属するジョイント間の劣化速度を多段階的に相対評価する問題として定式化できる。

このような劣化速度の多段階的な相対比較を実施する場合、多段階混合マルコフ劣化ハザードモデルは重要な役割を果たすことになる。多段階混合マルコフ劣化ハザードモデルでは、多段階的な異質性パラメータの推定値により、劣化速度の相対評価を行うことが可能である。異質性パラメータの詳細に関しては、3.3.2で議論することとし、ここでは異質性パラメータ ε 、 ε' を劣化速度の違いを表す階層的な確率変数とする。ただし、 ε は施設大グループ（路線）の異質性パラメータ、 ε' は施設小グループ（ジョイント）の異質性パラメータである。このとき、異なる路線の異なるジョイントの平均的劣化曲線が、時間の関数として図3.1に示すように表現できたと考える。比較の対象とするジョイントは、すべて同一の構造・材料特性、使用条件を有していると考えられる。同図において実線で描かれた平均的劣化曲線は、対象とするジョイント群の平均的な劣化曲線を表している。この平均的な劣化曲線より下方に位置するジョイントは、平均的劣化曲線より劣化速度が速いと評価できる。逆に、上方に位置するジョイントは、劣化速度が遅いと評価できよう。平均的な劣化曲線は、ジョイントの劣化速度の大小関係の評価するための基準となる劣化曲線であり、本研究ではベンチマーク劣化曲線と呼ぶこととする。多段階混合マルコフ劣化ハザードモデルを用いれば、同一特性を有するジョイントの劣化速度の違いを、異質パラメータを用いて表現することができる。このうち、ベンチマーク劣化曲線では、異質性パラメータが $\varepsilon \cdot \varepsilon' = 1$ となる。また、 $\varepsilon \cdot \varepsilon' > 1$ の場合、ベンチマーク劣化曲線より劣化速度が速く、 $\varepsilon \cdot \varepsilon' < 1$ の場合は、劣化速度が遅いと評価することができる。したがって、異質性パラメータ $\varepsilon \cdot \varepsilon'$ が、本研究のジョイント劣化のベンチマーキング評価を行う際の評価指標になる。

このように他の同じようなジョイントよりも、劣化速度が相当程度大きいことが判明した場合、劣化の進行が早い理由に関して究明することが必要となる。一方、劣化曲線がベンチマーク劣化曲線より上方に位置している場合、たとえば、ジョイントに補修などの劣化対策が施されているのであれば、その効果はそのジョイントの長寿命化効果として表れていると判定することができよう。このように、多段階混合マルコフ劣化ハザードモデルを用いて、個々のジョイントの劣化速度を相対評価することにより、ジョイントのアセットマネジメントの高度化に有用な情報を提供することが可能となる。なお、以上では、同一の構造・材料特性を持つジョイントを対象とした劣化速度の相対評価問題を取りあげた。しかし、階層的な異質性パラメータを導入した多段階混合マルコフ劣化ハザードモデルを用いることにより、構造・材料特性や、使用条件が異なる異質なジョイントの劣化速度を比較することも可能になるという利点がある。したがって、上述のモデルを用いることにより、異なるタイプのジョイントで構成されるジョイント群に対しても、個々のジョイント

の劣化過程に関する路線間→ジョイント間というマクロ視点からマイクロ視点までの階層的なベンチマーク評価が可能となる。

また、本研究の路上点検データと路下点検データのような同一の社会基盤施設に対して異なった視点から点検がなされている場合においても、路上と路下間で異質性パラメータ $\varepsilon \cdot \varepsilon'$ を相対比較することで、ジョイントの劣化に関するベンチマーク評価が可能となり、共通性を有する劣化ジョイントの特定は可能となる。

表 3.1 4段階健全度評価基準

健全度	ジョイントの損傷状態	
	路上	路下
1	新設状態，または補修直後の状態	新設状態，または補修直後の状態
2	角欠け 異常音小	部材に変形，われがある。 溶接部にわれがある。
3	重大なきれつ 異常音中	部材，または溶接部に著しいわれがある。 ゴム本体にやぶれがある。
4	重大な欠損 異常音大	損傷が著しく，部材落下の危険性がある。

注) 路上と路下の評価基準は異なる。

3.6 適用事例

3.6.1 適用事例の概要

上述の多段階混合マルコフ劣化ハザードモデルを高速道路の高架橋のジョイントに対する目視点検データに適用し，階層ベイズ推計した。適用データでは，ジョイントの健全度が4段階で評価されているため（表 3.1），健全度4の状態を除く合計3つの健全度に対して，多段階混合マルコフ劣化ハザードモデルを定義することができる。3.3.2における，施設大グループとして路線を，施設小グループとして個々のジョイントを設定した。路上点検データ（6路線，693ジョイント，730サンプル），路下点検データ（6路線，4,264ジョイント，11,452サンプル）のそれぞれに対し，多段階混合マルコフ劣化ハザードモデルを適用しパラメータ β および異質性パラメータ ε ， ε' を推計した。なお，説明変数として，ジョイント種別，表層舗装種別，大型車交通量の3つを選択し，また，表記上の煩雑さを回避するために，これらの説明変数のデータを，全サンプル（路上は730サンプル，路下は11,452サンプル）の中のそれぞれの最大値が1となるように基準化して用いることとする。

3.6.2 推計結果

上記のデータベースを用いて，多段階混合マルコフ劣化ハザードモデルを推定した。同データベースでは，ジョイントの健全度が4段階で評価されている。健全度4の状態を除く合計3つの健全度に対して，多段階混合マルコフ劣化ハザードモデルを定義することが

表 3.2 β の推計結果

(a) 路上点検データ (730 サンプル)

健全度		定数項	ジョイント種別	表層舗装種別	大型車交通量
		$\hat{\beta}_{i,1}$	$\hat{\beta}_{i,2}$	$\hat{\beta}_{i,3}$	$\hat{\beta}_{i,4}$
1		1.95	-0.57	-0.77	-
(Geweke 検定統計量)		(-0.22)	(0.05)	(-0.01)	
2		0.05	-0.65	-0.50	0.93
(Geweke 検定統計量)		(-0.16)	(0.08)	(-0.01)	(-0.09)
3		-0.73	-0.49	-0.80	-
(Geweke 検定統計量)		(-0.13)	(0.04)	(-0.03)	
分散パラメータ	$\hat{\phi}$			1.89	
	$\hat{\phi}_1$			0.83	
	$\hat{\phi}_2$			0.68	
	$\hat{\phi}_3$			0.77	
	$\hat{\phi}_4$			0.76	
	$\hat{\phi}_5$			1.14	
	$\hat{\phi}_6$			4.76	

(b) 路下点検データ (路上と共通路線で 11,452 サンプル)

健全度		定数項	ジョイント種別	表層舗装種別	大型車交通量
		$\hat{\beta}_{i,1}$	$\hat{\beta}_{i,2}$	$\hat{\beta}_{i,3}$	$\hat{\beta}_{i,4}$
1		0.01	-0.93	0.28	0.59
(Geweke 検定統計量)		(0.03)	(-0.09)	(0.09)	(-0.07)
2		0.08	-0.04	0.20	1.00
(Geweke 検定統計量)		(-0.19)	(0.41)	(0.50)	(-0.44)
3		-3.48	0.14	0.60	0.60
(Geweke 検定統計量)		(0.14)	(-0.14)	(0.07)	(-0.16)
分散パラメータ	$\hat{\phi}$			3.80	
	$\hat{\phi}_1$			1.86	
	$\hat{\phi}_2$			0.85	
	$\hat{\phi}_3$			1.40	
	$\hat{\phi}_4$			1.28	
	$\hat{\phi}_5$			2.03	
	$\hat{\phi}_6$			10.06	

できる. **3.3.2**における, 施設大グループとして路線を, 施設小グループとして個々のジョイントを設定した. 路上点検データ (6 路線, 693 ジョイント, 730 サンプル), 路下点検データ (6 路線: 路上との共通路線, 4,264 ジョイント, 11,452 サンプル) のそれぞれに対し, 多段階混合マルコフ劣化ハザードモデルを適用しパラメータ β および異質性パラメータ $\varepsilon, \varepsilon'$ を推計した. なお, 説明変数として, ジョイント種別, 表層舗装種別, 大型車交通量の3つを選択した. 各路線 f の各ジョイント l_f に対する多段階混合指数ハザード関数を, これらの説明変数を用いて具体的に書き表せば,

$$\theta_i^{n_{lf}} = \exp\left(\beta_{i,1} + \beta_{i,2}x_2^{n_{lf}} + \beta_{i,3}x_3^{n_{lf}} + \beta_{i,4}x_4^{n_{lf}}\right) \varepsilon^f \varepsilon'^{l_f} \quad (3.17)$$

$$(i = 1, \dots, 3; f = 1, \dots, 6)$$

となる. ただし, $x_2^{n_{lf}}$ はジョイント種別, $x_3^{n_{lf}}$ は表層舗装種別, $x_4^{n_{lf}}$ は大型車交通量, ε^f は路線グループ $f (f = 1, \dots, 6)$ の劣化特性, ε'^{l_f} はジョイントグループ l_f の劣化特性を表す異質パラメータである. 路線グループ f は, l_f 個のジョイントグループで構成されており, 目視検査データは各ジョイントごとに整備されている. 多段階混合指数ハザード関数 (3.17) を用いた場合, 多段階混合マルコフ劣化ハザードモデルにおいて推定するパラメータは, 3つの健全度それぞれに対する $\beta_{i,1}, \beta_{i,2}, \beta_{i,3}, \beta_{i,4} (i = 1, \dots, 3)$ という 4×3 個の未知パラメータ, および異質性分散パラメータ $\phi, \phi' (\phi'_1, \dots, \phi'_6)$ の合計 19 個となる. **表 3.2** には以上の手順で推定した多段階混合マルコフ劣化ハザードモデルのパラメータの最尤推定量 $\hat{\beta}, \hat{\phi}, \hat{\phi}' (\hat{\phi}'_1, \dots, \hat{\phi}'_6)$ を示している.

表 3.3 路線ごとの異質性パラメータ ε

路線	ε	
	路上	路下
A	0.12	0.85
B	3.25	1.73
C	0.11	0.95
D	0.34	1.63
E	0.87	1.53
F	1.32	0.61

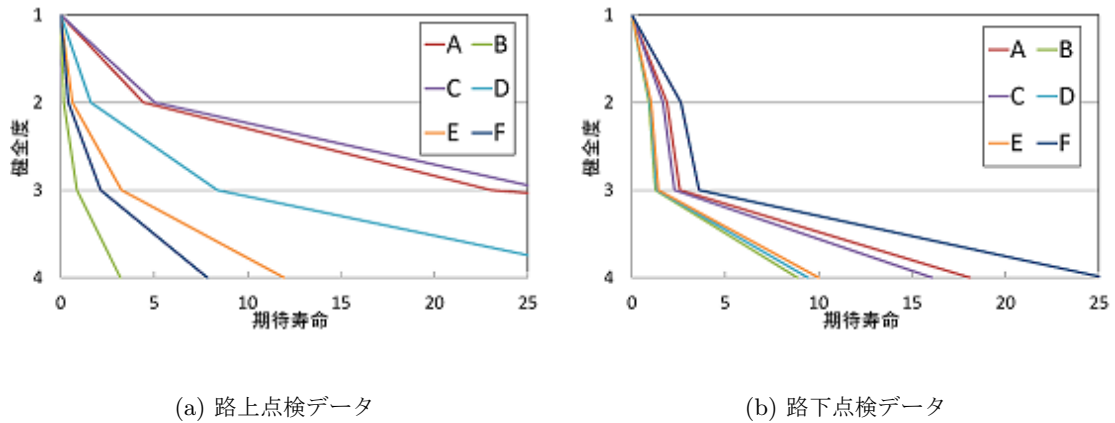


図 3.2 期待劣化パス

3.6.3 期待劣化パス

表 3.3 に各路線の路上と路下における異質性パラメータ ε の推計結果を示す。推計された異質性パラメータ ε と未知パラメータ β を用いて路線ごとの個別ハザード率 (=標準ハザード率 $\times \varepsilon = \exp(x \cdot \beta) \times \varepsilon$) を算出し、さらに健全度期待寿命 (当該健全度にはじめて到達した時点から、劣化が進展して次の健全度に進むまでの時間 = $1/\text{個別ハザード率}$) を算出することにより、路線ごとの期待劣化パスを描くことができる。

上述のように、 β と ε の推計値、および同データベースのジョイント種別と表層舗装種別と大型車交通量の平均値 (鋼製ジョイント, 排水性舗装, 平均大型車交通量) を用いて、路線ごとの期待劣化寿命を求めた。ただし、計算に用いた鋼製ジョイント, 排水性舗装, 平均大型車交通量は全サンプル (路上は 730, 路下は 11,452) の中に含まれる最大値が 1 と

なるように基準化した値である。算出した路線ごとの期待劣化パス（説明変数：鋼製ジョイント，排水性舗装，平均大型車交通量）を図 3.2 に示す。路上点検データ，路下点検データともに路線 B における劣化の進展が早いことが見て取れ，路線 B の期待寿命は，路上点検データで 3.20 年，路下点検データで 8.86 年である。

また，路上点検データ，路下点検データの両方が獲得されている 595 個のジョイントにおいて，推計した路線ごとの異質性パラメータ ε を比較することによる重点管理路線，そして推計した異質性パラメータ ε と ε' の積 $\varepsilon\varepsilon'$ を比較することによる重点管理路線における重点管理ジョイントの抽出方法（多段階ベンチマーキング手法）を以下で述べる。

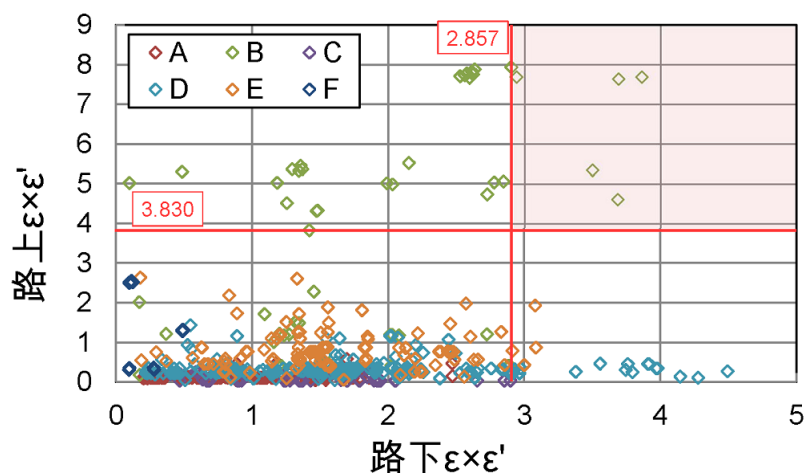


図 3.3 異質性パラメータ比較

表 3.4 重点管理路線とジョイントの抽出結果

路線	ジョイント
B	PA-上り線-車道 2
	PE-上り線-車道 1
	PE-上り線-車道 2
	PJ-下り線-車道 1
	PX-下り線-車道 1

3.6.4 ベンチマーキング手法による重点管理ジョイントの抽出

図 3.3 に路上点検データ，路下点検データがともに獲得されている 595 ジョイントの異質性パラメータ $\varepsilon\varepsilon'$ をプロットした．なお， $\varepsilon\varepsilon'$ は施設大グループ（路線）の異質性パラメータ ε と，施設小グループ（ジョイント）の異質性パラメータ ε' の積である．また，図 3.3 に赤色で示した直線は，路上点検データ，路下点検データそれぞれにおける異質性パラメータ $\varepsilon\varepsilon'$ の値の上位 5% を示している．路上点検データと路下点検データ両方において上位 5% に入る部分（淡赤色で示した部分）にある 1 路線，5 ジョイントを重点管理路線とジョイントとして抽出することができる．抽出できた路線やジョイントは表 3.4 に示す．

3.7 おわりに

本章では，階層的に異質性パラメータを設定した多段階混合マルコフ劣化ハザードモデルを階層ベイズ推計することにより，マクロな視点（路線単位）からの劣化過程の把握とミクロな視点（ジョイント単位）からの劣化過程の把握を同時に行う手法を提案した．また，路上点検データと路下点検データのように，同一の社会基盤施設に対して異なった視点から点検がなされている場合の重点管理部材の抽出方法も併せて提案した．一方，今後の課題として，1) 本研究で抽出された重点管理ジョイントに対するモニタリング手法の確立，2) 本研究で算出した期待劣化パスを用いてのライフサイクル費用を最小とする補修・取替え時期の決定方法の確立，をあげることができる．

以下，第 4 章にて本研究で抽出した重点管理ジョイントに対するモニタリング手法を提案し，また路車間無線通信を活用したジョイントのモニタリング試験も実施する．

参考文献

- 1) 小林潔司：土木工学における実践的研究：課題と方法，土木技術者実践論文集，No.1，pp.143-155，2010.
- 2) 津田尚胤，貝戸清之，青木一也，小林潔司：橋梁劣化予測のためのマルコフ推移確率の推定，土木学会論文集，No.801/I-73，pp.68-82，2005.
- 3) 小濱健吾，岡田貢一，貝戸清之，小林潔司：劣化ハザード率評価とベンチマーキング，土木学会論文集 A，Vol.64，No.4，pp.857-874，2008.
- 4) 青木一也，小田宏一，児玉英二，貝戸清之，小林潔司：ロジックモデルを用いた舗装長寿命化のベンチマーキング評価，土木技術者実践論文集，土木学会，Vol.1，pp.40-52，2010.
- 5) 森悠，藤原栄吾，貝戸清之，小林潔司，橋本拓己：相対評価モデルを用いた舗装構造の劣化診断，土木学会論文集 E1，Vol.67，No.2，pp.91-110，2011.
- 6) 和合肇：ベイズ計量経済分析，マルコフ連鎖モンテカルロ法とその応用，東洋経済新報社，2005.
- 7) 伊庭幸人：計算統計学のフロンティアー計算統計 II，マルコフ連鎖モンテカルロ法とその周辺，岩波書店，2005.
- 8) 津田尚胤，貝戸清之，山本浩司，小林潔司：ワイブル劣化ハザードモデルのベイズ推計法，土木学会論文集 F，Vol.62，No.3，pp.473-491，2006.
- 9) 青木一也，山本浩司，小林潔司：劣化予測のためのハザードモデルの推計，土木学会論文集，No.791/VI-67，pp.111-124，2005.
- 10) 貝戸清之，小林潔司：マルコフ劣化ハザードモデルのベイズ推定，土木学会論文集 A，Vol.63，No.2，pp.336-355，2007.
- 11) 阿部誠，近藤文代：マーケティングの科学ー POS データの解析ー，朝倉書店，2005.

第4章 路車間無線通信を活用したジョイントのモニタリング

4.1 はじめに

第1章では、劣化の進行が早い、定期的な目視点検では早期発見が困難な橋梁ジョイントの劣化問題を取り上げており、モニタリングを利用した常時監視の必要性を述べた。第2章では、上述の劣化問題に対し、既知目視点検データに基づき、ジョイントの劣化過程を統計的に予測する劣化予測モデルを提案し、そして、ジョイントの期待劣化パスを算出することで、ジョイントの劣化進行の傾向を明らかにした。第3章では、上述のようなジョイントに対し、橋梁の重点管理部材として位置づけ、モニタリングを行う際の対象候補の抽出手法を提案し、そして、目視点検データに基づき、モニタリング対象とすべきジョイントの抽出を行った。

本章では、抽出された重点管理ジョイントに対するモニタリング手法を提案し、高速道路の高架橋において、路車間無線通信を活用したジョイントのモニタリング試験を実施する。そして、試験結果に基づき、ジョイント損傷と卓越振動数の関係を考察する。

現在のアセットマネジメントは、目視点検データを中心とした方法論（Visual Inspection Data Based Asset Management）によって構築されている¹⁾。そこでは、マルコフ連鎖モデルによる劣化予測^{2),3)}や、マルコフ決定モデルを援用したライフサイクル費用最小化に基づく最適補修戦略の決定^{1),4)}など、各要素技術の有機的な体系化がなされており、アセットマネジメントの実用化に大きく貢献している。しかしながら、一方で、1) 常時監視による損傷・劣化の早期検知、2) 力学的性能の定量的評価に基づく安全・安心の確保といった実務的要請の極めて高いニーズに対しては、目視点検の限界が指摘されている。目視点検データに基づくアセットマネジメントを第一世代と呼ぶならば、第二世代ではこれらの課題に対する解決策の一つとして、モニタリングデータに基づくアセットマネジメント（Monitoring Data Based Asset Management, あるいは Performance Based Asset Management）の開発を視野に入れる必要がある。

モニタリングに着目した第二世代のアセットマネジメントにおいては、4.2 で述べるよう

にモニタリングデータの継続的・効率的な収集方法が大きな課題となる。この課題に対して、本研究では無線通信モニタリングシステムに焦点を当てる。具体的には、橋梁のような土木施設を対象として、土木施設に設置した計測点からモニタリングデータを無線で発信し、そのモニタリングデータを巡回中の点検車両で回収するというシステムの開発を手掛ける。このように、計測データを蓄積している現場基地局（固定局）から、走行する点検車両（移動局）への無線データ通信をこれ以降、路車間無線通信を活用したモニタリングと呼ぶ。この路車間無線通信を活用したモニタリングに関するシステム開発においては、車両の走行速度と回収可能なデータ量、さらに送受信に伴うノイズ混入量やデータ欠損について検討を実施する必要がある。とりわけ、実橋においては、高欄や周辺環境など無線電波に影響を与える因子が多く存在すること、また、当該路線の混雑状態や大型車の混入率など、模擬実験等では再現が困難な影響因子が多いことに加え、これらが路車間無線通信の性能に及ぼす影響は小さくないと考えられる。

以上の問題意識のもと、本研究ではモニタリングデータの継続的・効率的回収手法として路車間無線通信を活用したモニタリングシステムの開発と、その適用性について、実橋梁において実証的検討を行う。具体的には、路車間無線通信を活用したモニタリングシステムのプロトタイプを作成し、予備試験を実施したのち、実際の高速道路の高架橋において、ひずみモニタリングデータの時系列波形、およびその分析結果である頻度分布を走行中の車両へ無線通信するようなフィールド試験を実施する。さらに、フィールド試験で得た知見に基づき、路車間無線通信を活用したジョイントのモニタリングシステムを開発し、実橋にてジョイントのモニタリング試験を実施する。以下、4.2で本研究の基本的立場を述べる。4.3でプロトタイプの概要と予備試験について説明する。4.4で高速道路の高架橋における路車間無線通信の予備試験を実施する。4.5で路車間無線通信を活用したジョイントのモニタリング試験を実施し、ジョイント損傷と卓越振動数の関係を分析する。

4.2 本研究の基本的な考え方

4.2.1 アセットマネジメントにおけるモニタリングの役割

目視点検データには、1) 点検の実施頻度が低いこと、2) 点検の実施時点のみにおいて部分的な情報しか獲得できないこと、3) 判断が主観的であることに起因して、不確実性や観測誤差が介在する。しかしながら、管理対象となる土木施設全数の適切な維持管理を目的としたアセットマネジメントにおいては、全数から画一的に健全度情報を獲得することが極めて重要であり、現状では目視点検が唯一の手段である。また、すでに、複数の管理

者では膨大な目視点検データが蓄積され、目視点検データに基づくアセットマネジメントが稼働している。したがって、例え目視点検に代わる点検方法が開発されたとしても、その実務への導入は段階的にならざるを得ないと考えられる。各種センサーを用いたモニタリング技術は、古くから目視の代替技術として、学術面のみならず、実用面からも検討がなされている。センサーから定量的データを常時計測することが可能なモニタリング技術は、先述した目視点検の欠点を克服し、アセットマネジメントの根幹となる基礎データの質的・量的な向上を図ることができるものと期待されている。

現状のアセットマネジメントにおいてモニタリングに期待される役割は、1) 常時監視による損傷・劣化進行の早期検知、2) 力学的機能の定量的評価に基づく安全・安心の確保である。これらのうち、2) は、1) よりもさらに深度化された計測技術や性能評価技術を要することから、本研究では1) に焦点を当てることとする。このとき、まず、どの構造物、部材をモニタリング対象とするのか、計測したデータをいかに効率的に集計するか、が当面の課題となる。前者の計測対象の絞り込みに関しては、目視点検データを用いた統計的劣化予測手法の最新成果を利用することができる。小濱らは劣化速度を表すハザード率に構造物個々の異質性を考慮した混合ハザードモデルを開発し、各構造物の混合ハザード率を相対評価することで、要監視構造物の抽出が可能であることを実証的に示している³⁾。一方で、後者に関して、分散的に配置されたモニタリングシステムからデータをいかに効率的に集計するかは重要な課題である。分散化されたデータを技術者や点検員が現地まで収集に行くのでは、その場で目視点検を実施した方がよい。あるいは、光ファイバー等の通信網を張り巡らせることで情報集計は可能となるが、新規に敷設するには膨大な費用を要する。また、事故・災害時にケーブルが破断したときにはネットワーク全体が機能しなくなるという欠点を有する。したがって、この課題を具体的に解決することが、次世代アセットマネジメントの具現化につながる。さらに、この課題を克服することで、通常のアセットマネジメントのみならず、事故・災害時対応に係わる意志決定の迅速化も達成することが可能になると期待できる。

なお、本研究では、これ以降、土木施設から効率良くモニタリング情報を集計する手段として、無線通信を利用したモニタリング（センサーネットワーク）に着目する。しかし、現状の技術では現場基地局（固定局）側で処理・保存できる情報量はそれほど大きくない。したがって、固定局から送信されるデータは、土木施設の物理性能といった、膨大なデータから高度な計算によって算出される情報（アウトプット）を提供することは困難である。実際に、本研究で着目する路車間無線通信を活用したモニタリングでは、システムをスマート化させることよりも、むしろモニタリングデータの日々の継続的・効率的な回収方法に

重点を置いている。すなわち、計測データそのものはある物理量の期待値や最大値といった1回の計測では何の工学的意味を持たない簡易な情報ではあるが、それらを蓄積し、過去のデータと相対評価を行うことで損傷・劣化を早期検知するためのスキーム作りを目指す。したがって、モニタリングデータの回収方法に加えて、長期間に亘る時系列データの変化を統計的に検定するための手法の開発も重要な課題であると著者らは考えている。

4.2.2 健全度モニタリング

土木分野においては、土木施設の定量的な検査を目的として構造物健全度モニタリング (Structural Health Monitoring) が着目され、センシング手法、および無線通信技術に関する研究が継続的に実施されている^{5),6)}。とりわけ、近年では無線ネットワークとMEMS (Micro-Electro-Mechanical-System) 技術の向上により、センサー間、およびセンサーと基地局間でのネットワーク化に関する検討が進展している。土木施設のような大型構造物に対して有線センサーを用いた場合、ケーブル配線などに時間と労力が割かれるために、計測点数を制限せざるを得ない状況がしばしば発生する。無線センサーネットワーク技術により、このような課題が解決され、より安価で質の高い (計測点数の多い) モニタリングが可能となっている^{7),8)}。また、センサーネットワーク技術と同時に、センサー自体に計算機能を持たせるスマートセンサー化が進んでおり、各センサーノードで自立分散型のデータ処理がなされ、その結果を無線通信させることで、通信容量の大幅な低減を図っている。これらの研究は、2000年にHill⁹⁾らが単一ホップでの通信について検討した事例を皮切りに、同年のWoo¹⁰⁾らの通信経路に関する研究により多数ノードへの拡張が可能となった。その後、Kimら¹¹⁾によるこれらの通信の信頼性の向上、Marotiら¹²⁾による同期計測手法の開発などが行われ、近年においては、64ノードの無線センサーを用いたゴールデンゲート橋の振動計測を実施するなど、実構造物への適用も盛んに行われている¹³⁾。また、開発の規格化を図るべく、長山ら¹⁴⁾によるミドルウェアの開発や、センサーネットワークを利用した位置決めなど^{15),16)}、無線センサーモニタリングとして多方面への発展を遂げている。

一方で、これらの計測により、得られたモニタリングデータの回収手法に関しては、十分な検討がなされているとは言い難い。特に、土木施設に関しては、路線として管理がなされており、最終的には同一路線内に存在する複数橋梁を同時にモニタリングする必要があると考えられる。これに関する主な研究として、光ファイバーによる通信網を使用してモニタリングデータの収集システムを構築した三木ら¹⁷⁾の事例が存在する程度となっている。

4.2.3 路車間無線通信

都市高速道路において、安心・安全を確保するためのモニタリング対象としては、橋梁本体はもちろんのこと、電灯などの道路付帯施設など多岐にわたる。モニタリングの実用化に際しては、路線上に分散的に位置するこれらの多様な施設からモニタリングデータを継続的かつ効率的に回収する必要がある。これらの分散配置された各現場基地局からのデータ回収経路を有線ネットワークで構築すると、ネットワーク構造が直列システムを形成することになる。直列システムは、事故・災害等の突発的な事象が発生したときに1箇所でもケーブルが破断すると、ネットワーク全体が機能しなくなるという欠点がある。もちろん、必要に応じて並列システムを組み入れることは可能であるが、複雑な回収経路を整備するには必然的に膨大な費用が発生する。このような現状に対して無線通信技術の飛躍的な発展を勘案すると、分散的モニタリングへの展開を見据えた安価で効率的なデータ回収手法の構築が可能であると考えられる。特に高速道路に着目した場合、落下物や路面状況の監視などを行う日常点検車両が日々路線内を巡回している¹⁸⁾。本研究では、このような点検車両の利用を視野に入れ、継続的、効率的にデータを回収するシステムについて検討を加える。

橋梁側に設置したモニタリングシステムの基地局と、点検車両のような移動局との間の無線通信に関しては、ITS (Intelligent Transport System) 技術として電子・情報通信などの分野で検討がなされてきた¹⁹⁾。ITSにおける路車間無線通信としては、ETCが代表的な例としてあげられる。しかしながら、ETCに用いられているDSRC (Dedicated Short Range Communication) は、情報交換の信頼性、セキュリティなどの点では優れているものの、データ通信量を確保するためには、走行速度の低減が必要となる²⁰⁾。本研究では、これまでの日常点検の効率性を損なうことなく、モニタリングデータを回収するシステムの構築を目指しているために、より大容量のデータ通信が可能となるSS (Speed Spectrum) 無線LAN通信^{21),22)}を用いた路車間無線通信システムのプロトタイプの開発を試みる。SS無線通信に基づく路車間無線通信に関する実証的研究としては、石川ら²³⁾、蕨野ら²⁴⁾が道路無線システムを提案し、実証実験により実用化のための課題を整理している。また、和田ら²⁵⁾は実高速道路上でのリアルタイム画像／音声通信実験を実施している。

4.2.4 本研究の工学的意義

対象とする無線通信システムの主な問題点として、2.4GHz帯を用いることに起因する電波干渉の影響をあげることができる²⁶⁾。電波の干渉状況については、実フィールドにおい

て確認する必要がある。また，路車間無線通信においては，車両の走行速度により通信時間が変動するために，通信可能なデータ容量が変化する。さらに，実用化に際しては，営業中の高速道路におけるモニタリング計測との連動を想定しているために，データ送信アンテナ設置位置の制約，基地局と移動局の間を大型車等が混入することによる通信の一時遮断などが考えられる。

これらの要因が走行中に取得可能なデータ容量の変動に及ぼす影響を明らかにするために，本研究では，実際の高速道路における鋼床版のひずみモニタリング計測と連動し，実橋において，モニタリングデータの回収性能に関する実証試験を実施する。さらに，上記の試験結果を踏まえて，実際にモニタリングした時系列波形，あるいは時系列波形に基づき算出した分析結果が走行車両で回収可能であることを確認する。

表 4.1 通信アンテナの概要

項目	内容
出力パルス	100ms
周波数	2405～2480MHz (76ch)
変調方式	スペクトル直接拡散 (DSSS) 方式
送受信アンテナ	無指向性アンテナ
伝送速度	11Mbps (最大)
送信電力	10mW/MHz 以下
電源	USB バスパワー
外形	120(W) × 60(D) × 24(H)mm

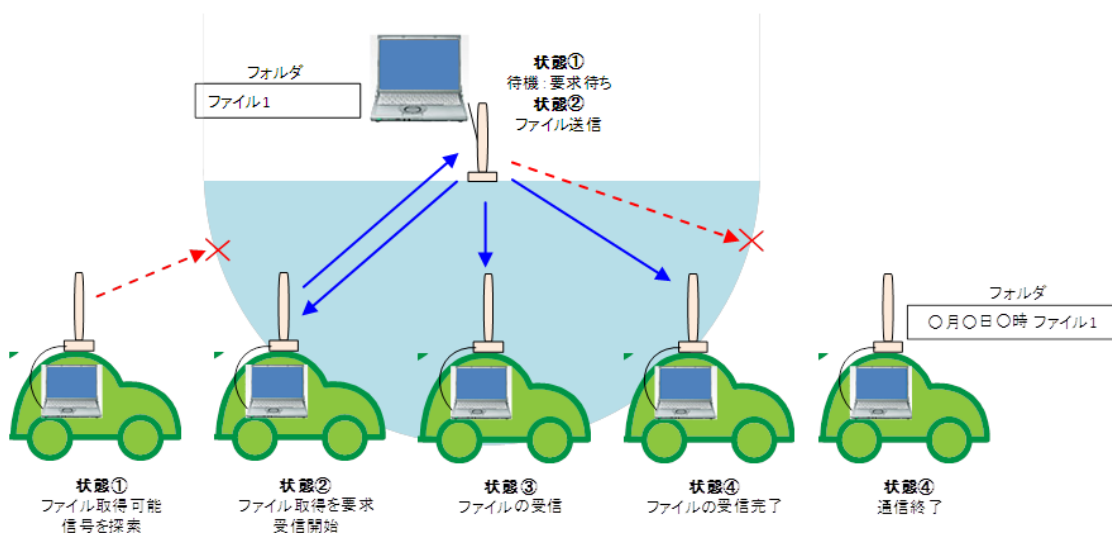


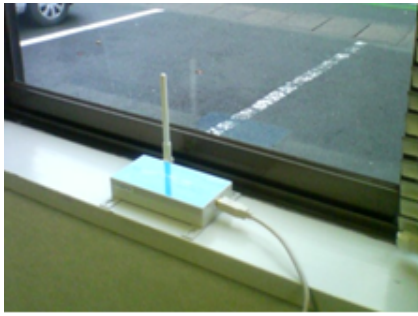
図 4.1 データ回収システムの概要

4.3 路車間無線通信システムのプロトタイプ

4.3.1 プロトタイプの試作

モニタリング機能、無線通信機器および制御ソフトウェアは、全て同一センサー内に組込むことが可能である。しかしながら、本研究で開発する路車間無線通信システムのプロトタイプにおいては、フィールドでの設定変更、また複数の実験により実用可能性を検討するために、操作可能な計測ソフトウェア、通信制御ソフトウェア、通信アンテナを別々

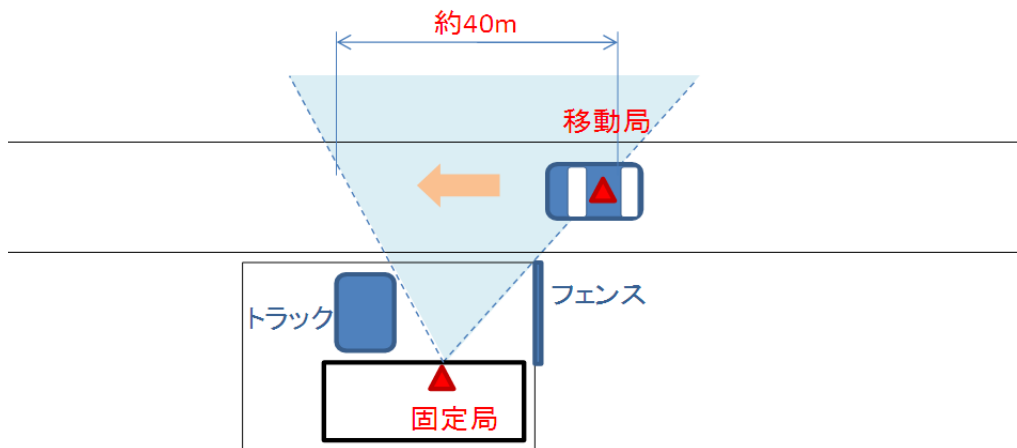
に開発し，さらに設定および通信データなどの諸条件を，状況に応じてノート PC 上で変更をできるようにした．SS 無線通信におけるハードウェアには，極力汎用品を採用し，ソフトウェアについては本研究用に開発を行った．SS 無線における通信システムの主要な性能およびアンテナ機器の概要を表 4.1 に示す．制御ソフトウェアについては，走行速度と実証実験用にいくつかの通信アプリケーション設定を行っている（図 4.1）．まず，通信前の時点（橋梁側固定局と車両側移動局が通信圏外の場合）においては，固定局は移動局からの命令を待っている状態であり，移動局は，常にファイルを取得可能な通信相手（固定局）を探索している状態となっている（図 4.1 の状態①）．つぎに，通信開始時（固定局と移動局が通信圏内となった場合）に，移動局は固定局に対して，ファイル送信の命令を出す（ファイルの取得を要求する；状態②）．これにより，固定局では対象ファイルを単位パケット（90bytes）に分割し，送信を開始する．通信中（固定局と移動局が通信圏内）においては，固定局から送信されたファイルを移動局で受信し続ける（状態③）．ファイルの受信が完了した場合は，車両側においてファイルを復元し，タイムスタンプを押した後，予め設定したフォルダに保存する（状態④，⑤）．一方で，通信終了時（固定局と移動局が通信圏外となった場合）に，ファイルの受信が完了していない場合には，受信したパケット分のみを復元し保存する．以上の設定により，予め全データの転送を完了できない程度の容量のファイルを用いて路車間無線通信試験を行うことで，車両の走行速度と通信データ量の関係について検討することが可能となる．



(a) 固定局（室内）



(b) 移動局（車内）



(c) 路車間無線通信時の周辺環境

図 4.2 予備試験の概要

4.3.2 プロトタイプの性能検証

本研究で開発した路車間無線通信システムの性能を確認するための予備試験を実施した。試験概要を図 4.2 示す。予備試験の項目として、車両を停車させた場合（固定局－固定局通信）と、走行させた場合（固定局－移動局通信）について実施した。固定局－固定局間の通信試験においては、2種類の容量（482 bytes, 112,000 bytes）のファイルを用いた。482 bytes のファイルに関しては、計測した時系列波形などを分析した結果（例えば、振動計測であれば固有振動数、ひずみ計測であれば頻度分布など）を想定しており、112,000 bytes のファイルについては、分析前の計測した時系列波形そのものを想定している。走行車両との路車間無線通信における車両の走行速度は 30km/h および 60km/h の 2種類とした。送信側と受信側のアンテナの位置に関しては、固定局のアンテナを実験を行った建物内（図 4.2 (a)）に設置し、移動局は建物に隣接する駐車場を介した道路を走行する車両内部（図 4.2 (b)）に設置した。通信環境については、図 4.2 (c) に示すように、右側に駐車

表 4.2 予備試験の結果

試験項目	ファイル容量	走行速度	試行回数	平均転送時間	平均転送速度	可否判定
	bytes	km/h	回	Sec	bytes/sec	
固定局間通信	482	0	10	0.82	587.8	-
固定局間通信	112000	0	10	282.62	396.3	-
路車間無線通信	482	30km/h	3	0.92	523.9	可能
路車間無線通信	482	60km/h	3	0.99	486.9	可能

場のフェンスが、左側にはトラックが停車していたために、車両が走行する道路上での通信距離は、約 40m 程度であると推測される。

試験結果を表 4.2 に示す。車両を停車した場合におけるデータ通信試験においては、PC 内部での処理時間を含めても、482 bytes のデータであれば 1 秒以内（10 回の試行で平均 0.82 秒）で通信可能であった。一方、112,000 bytes のデータ通信試験では、5 分程度（10 回の試行で平均 282.62 秒）要することが判明した。また、同表には平均通信速度も併せて表示しているが、ファイルサイズが大きくなることで通信速度が低下することがわかる。これらは、パケット分割などの通信処理の影響があるものと考えられる。

つぎに、走行車両を使用した路車間無線通信試験においては、いずれの車両速度（30km/h、60km/h）であっても通信範囲内でファイルの受渡しを完了することが可能であった。本研究における路車間無線通信システムのプロトタイプでは、通信の認証を省略しているために、走行車両が通信範囲に入ると同時にデータ転送が開始される状態であった。予備実験の通信環境においては、電波を反射する高欄等がない上、電波干渉についても非常に少ないことを確認している。以上を踏まえて、予備試験にて確認した性能が高速道路上において、どの程度変化するのか、次節 4.4 のフィールド試験にて検証する。

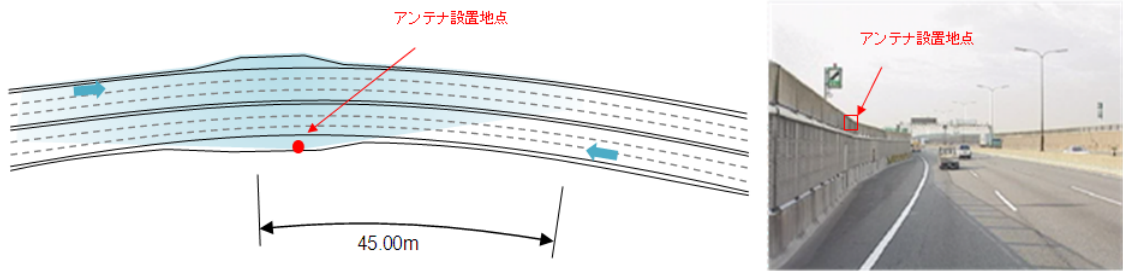


図 4.3 橋梁側アンテナ設置地点の概要

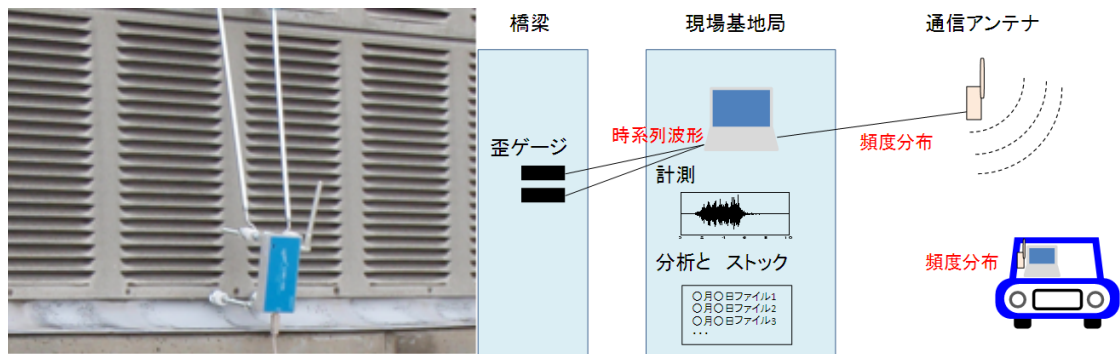


図 4.4 橋梁側アンテナ設置状況

図 4.5 計測および通信システムの概要

4.4 実橋梁における路車間無線通信の予備試験

4.4.1 試験概要

高速道路にて、モニタリング計測した時系列波形（具体的にはひずみデータ），およびその分析結果（頻度分布）を路車間無線通信にて回収する試験を実施した．対象橋梁および橋梁側（固定局）のアンテナ設置地点の概要を図 4.3 に示す．通信アンテナの設置は，路車間無線通信の適用可能性を考慮し，道路線形，防音壁，非常駐車帯の有無など，無線通信環境が厳しい地点を選定した．具体的には，橋梁側（固定局）のアンテナ設置地点は，見通しの利きにくい曲線部の内側の非常駐車帯としている．また，当該地点にはアルミニウム製の防音壁（路面高さが 3m 程度）が両側に設置してあり，送信電波を反射することが予測される．

アンテナ設置地点を含む当該路線は，港に隣接しているために，大型車交通量が非常に多く，鋼床版の疲労き裂の発生が危惧されている．これに伴い，試験対象とした橋梁では，実働荷重下における鋼床版の負荷状況を把握する目的で，実際の交通荷重作用下における

鋼床版のひずみ値をモニタリング計測している。本研究における試験の目的は、実フィールドにおける路車間無線通信性能の把握と有効性検証であることから、ひずみゲージの設置箇所など、モニタリング計測の内容そのものに関する記述は割愛し、計測-通信システムの概要を述べる中で、必要に応じて適宜説明するに留める。

計測するひずみ値は、ひずみゲージから、AD変換機、ローパスフィルタを介して、サンプリング周波数100HzにてノートPCに収録される。これら一連の作業は計測ソフトウェアにて実施される。さらに、収録されたひずみの時系列波形はレインフロー法により頻度分布へと変換される。ここでは、本システムの有効性の確認を目的とするために、平日の午前11時から12時までの1時間程度のひずみ値を計測し、頻度分布を算出した後、路車間無線通信試験を実施した。なお、ひずみ値のモニタリング計測自体は別途長期間(72時間)実施されている。このようにノートPC(固定局)にファイルとして収録されたモニタリングデータは、通信制御ソフトウェアで読み込まれ、車両側(移動局)からの転送命令待ちの状態となる。本試験では、容量の異なる複数のファイルを通信実験に用いるために、転送するファイルは通信制御ソフトウェア上で選択可能な状態になっている。橋梁側(固定局)のデータ送信アンテナは、防音壁と10cm程度の距離を置き、針金とフックを用いて防音壁に設置した。なお、10cm程度の距離は金属版が接触することによる電波障害を避けるために設けた。また、送信アンテナは路面から1m程度の高さに設置した。設置状況を図4.4に示す。この状態で、車両側(移動局)が通信範囲内に進入することにより、橋梁側(固定局)から無線通信により車両側へファイルの送信が行われる。これらの一連の計測、および通信システムの概要を図4.5に示す。なお、本研究で使用した送信アンテナは無指向性であるが、指向性アンテナを使用することで通信距離を延伸することも可能である。

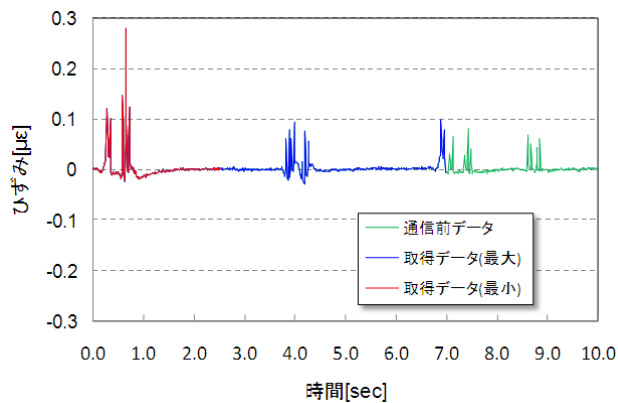


図 4.6 路車間無線通信により取得したデータの例 図 4.7 路車間無線通信中の走行車両内

4.4.2 車両の走行速度と通信データの容量

高速道路上で通常走行状態にある車両によるモニタリングデータの回収実験に先立ち、まずは路車間無線通信により、走行する車両と実橋梁側でどの程度のデータ容量を通信可能であるかを検討する必要がある。また、走行する車両の速度や、車線による取得可能な通信データ容量の変化を把握しておくことで、実用化に向けた回収データの選定などが可能となる。このような目的から、本節では車両（移動局）の走行速度や車線を変化させ、無線通信試験を実施する。通信試験に用いるデータは、諸条件の相違とデータ容量の関係を把握する目的から、通信が完了しない程度のデータ容量を用いる必要がある。ここではノート PC 内に収録したひずみの生の時系列波形（114,000 bytes）を用いることとした。

走行試験に先立って、車を停車させた状態（固定局－固定局）で、ひずみの時系列波形の無線通信試験を実施した。用いたファイルの容量は、予備試験とほぼ同様の 114,000bytes で、要した通信時間（PC 内での処理速度を含む）は、3 回の平均で 432.7 秒と 7 分程度であり、各ケースによるばらつきも小さかった。予備試験の結果と比較すると、1.5 倍程度の時間を要しており、高欄での干渉などの周辺環境が影響していると考えられるが、通信自体は可能であることを確認した。

以上を踏まえて、橋梁側（固定局）と走行車両側（移動局）における路車間無線通信試験を実施した。用いたファイルは停車時と同様のひずみの時系列波形（114,000 bytes）とし、速度は 40km/h を下限として、規制速度の 80km/h まで逐次変化させ実施した。通信試験回数は当該路線の交通状況から、上り、下り方向ともに 17 回ずつ、全 34 回であった（下り車線が固定局側）。なお、低速走行には A 社の巡回車両を用いており、時間的な制

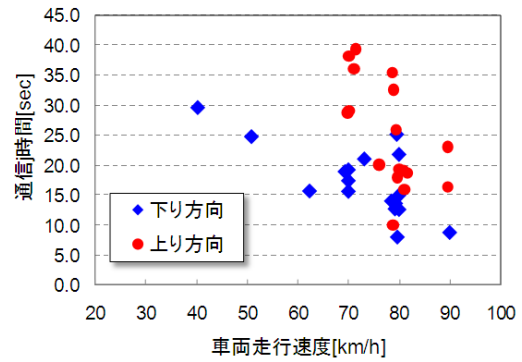
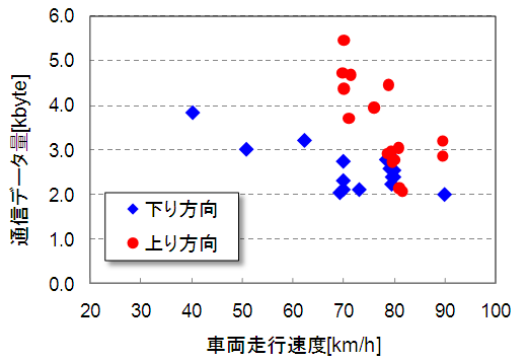


図 4.8 車両走行速度と取得データ量の関係 図 4.9 走行車両速度と通信時間の関係



図 4.10 大型車との並走，すれ違い

約や安全面に配慮し、40、50、60km/h の試験は下り方向で各 1 回ずつの実施とした。取得したデータの例として、容量が最大と最小のものを、通信前の時系列波形とともに図 4.6 に示す。取得可能なデータ量に関わらず、通信前のデータを正確に取得出来ていることがわかる。念のため、通信前のデータとの残差を計算したが、すべてのケースで 0 であった。さらに、データ通信が良好な場合には、100Hz サンプリングのひずみデータを 7 秒程度、不良な場合であっても 2.5 秒程度受信することが可能である。また、試験中の走行車内の状況を図 4.7 に示す。今回の試験においては通信状況や車両速度を視認する必要があったために、別途 2 名が乗車して実験を行ったが、データ回収のみを目的とする場合には車内での操作は不要であり、路車間無線通信のために人員を配置する必要はない。

次に、走行車両速度と取得データ容量の関係を図 4.8 に示す。上り、下り方向のいずれへ走行した場合であっても、速度と取得データ容量の間に逆相関の関係を見て取ることができる。走行車両が固定局側を通過する下り方向の場合、最もデータを取得できたのは 40km/h で走行した場合であり、4.0kbytes 程度であった。一方、固定局側とは反対の車線である上り方向へ走行した場合、最大取得データ量は 5.5kbytes と下り車線走行時より 1.4 倍程度大

きくなっていることがわかる。送信アンテナからの電波は放射状に広がるために（図 4.3 中の青塗り部）、通信可能な距離の関係からすれば、より外側を通過する上り方向の走行車線を走行した方が、長く通信範囲内に位置することとなる。これにより、より多くのデータ容量を取得することが可能であったと考えられる。図 4.9 には走行車両の速度と通信時間の関係を示している。通信時間に関しては、通信開始から通信終了までをストップウォッチで計測しており、信頼性が高いとは言えないが、上り方向へ走行した場合の方が長い通信時間を確保できる傾向にあることがわかる。しかしながら、走行車両の速度が 80km/h 程度におけるいくつかのケースにおいては、取得データ量、および通信時間が下り方向と同程度であった。上り方向へ走行した場合、走行位置と橋梁側のアンテナとの間に 5 車線分の間隔があり、図 4.10 に示すように、大型車との並走、およびすれ違い等により通信が一時遮断されることがあった。これにより、転送に失敗した単位パケットの再送信が多くなり、取得データ容量、および通信時間が減少し、結果として下り方向と同程度のデータ量しか取得できなかつたと考えられる。下り方向への走行試験においては、間に車が入ることとはなく、このようなことはなかつた。いずれにしても、2kbytes 程度のデータであれば、進行方向や車線に関わらず、路車間無線通信により取得可能であることが判明した。本節では、通信データとして便宜的に 100Hz でサンプリングされたひずみの時系列波形を用いたが、実用化に際しては時系列波形を回収することは現実的ではなく、計測した時系列波形の分析結果を回収することが考えられる。このような展望に基づいて、次節 4.4.3 では、ひずみの時系列波形を分析した結果として、頻度分布を通信用ファイルとして用いた場合について示す。

表 4.3 走行車両を用いた頻度分布の路車間無線通信結果

進行方向	車線	ファイル容量	目標走行速度	平均転送時間	平均転送速度	可否判定
		Byte	km/h	Sec	byte/sec	
上り	走行車線	322	80	2.1	153.3	○
下り	走行車線	322	80	3.4	94.7	○

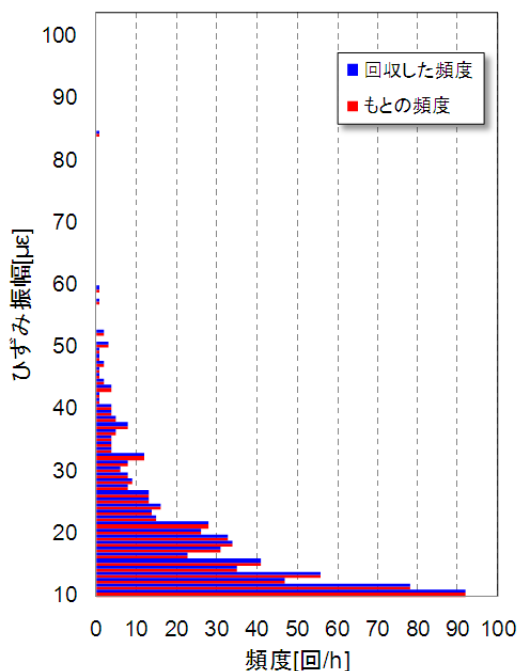


図 4.11 走行車両により回収した頻度分布

4.4.3 高速走行車両による分析結果の回収

4.4.1にて述べた計測-通信システムにより、計測ひずみの時系列波形の分析結果である頻度分布を路車間無線通信により、走行車両で回収する試験を実施した。頻度分布は、時系列波形における応力振幅の最大値から最小値までを100ランクに分類したものをを用い、各ランクの度数のみを路車間無線通信により送信した。用いた頻度分布のデータ容量は322bytesであった。データ容量と前節4.4.2の結果から、本システムによる回収は容易に可能であると予測されたために、試行回数は上り、下り方向で各2回程度とし、当該路線で最も高速となる規制速度80km/hを目安に走行した。走行速度については、1ケースのみ交通状況により70km/hと多少低速となっている。

試験結果を表 4.3 に示す。前節同様、転送時間、および転送速度については、ストップウォッチでの計測を基にしており、目安程度とされたい。上り、下り方向のいずれの車線を走行した場合であっても、データを完全に回収することが可能であった。回収した頻度分布と、通信に用いた元の頻度分布を図 4.11 に示す。両者の値は完全に一致しており、前節と同様に、路車間無線通信によるノイズの混入、欠損がないことがわかる。本試験では、1 時間のひずみ値の時系列波形を用いているが、計測時間が長期間になったとしても、頻度分布のデータ容量自体に大きな変化はないために、本研究で用いた路車間無線通信システムにより、モニタリング試験の分析結果を高速走行（80km/h）する車両で、回収可能であることがわかる。また、通信可能なデータ量には十分に空きがあるために、橋梁 ID や他の計測結果を同時に回収するなどの実用面で多方面への展開が考えられる。

4.4.4 実用化への示唆

フィールド試験の結果から、本システムを用いることで、モニタリング計測の分析結果を走行車両で回収できることを示したが、実用化に際しては、ハードウェア、ソフトウェアの両面でいくつかの課題が存在することも事実である。以下では、実用化における課題と展望について、以下 (1) でハードウェア、(2) でソフトウェアに分けて整理する。

(1) ハードウェア

ハードウェアにおいては、まず計測、分析、通信を同一のセンサー内で実施する機器の開発があげられる。本試験では試験中における操作性に配慮して、ノート PC を用いているが、計測対象と取得したいデータが決定していれば、センサー、記憶メモリー、計測結果の分析ソフト、通信制御ソフトを同一のパッケージ内に収納し、スマート化することが可能である。これらの技術は 4.2.2 で述べた MEMS 技術の発展により、現在では比較的容易に実施することができる。また、今回のように、計測地点が橋梁床版の下面であった場合、スマート化したセンサーから橋上の通信アンテナまでの距離が 20m 以上となってしまう。高所作業となるため、配線作業による負荷も小さくない。そこで、桁端部などに無線通信の中継地点を設けることで、ケーブルを用いることなく、計測から走行車両による回収システムを構築することが可能となる。無線通信の中継についても、リレー通信の要領で中継地点を設け、経由させることで、容易に実現可能であると考えられる。

このような実務的課題の他に、本システムで実現可能なオプション機能についても言及しておく。本研究で作成したプロトタイプにおいては、通信距離が半径 200m 程度（干渉

なし、見通し良の場合)の無指向性の送信アンテナを用いているが、さらに広域な通信範囲を有する指向性の送信アンテナも存在する。本試験のような曲線部における効果は小さいと考えられるが、見通しの良い直線部では500m以上の距離でも通信が可能である。これにより、次節で述べるソフトウェア面で、より多彩な回収戦略を構築することが可能であると考えられる。さらに、通信可能なデータを増やす別の手法として、文献²⁶⁾で検討されているようなハンドオーバー通信を用いることも可能である。ハンドオーバー通信は、橋梁側に複数設置された送信アンテナのうち、走行車両の位置に合わせて、順次使用するアンテナを切り替える通信手法であり、Hot Spotの技術を応用することで実現可能である²⁷⁾。また、本システムでは高速道路での使用を想定しているために、ケーブルによる電源供給を前提としている。しかしながら、地震などの非常時においては、断線などの影響により電源供給が困難になる可能性が十分想定される。災害後の安全性の確認や、地震波形の計測などについても実施可能にすることが望ましいために、事故・災害時での稼働を視野に入れた非常時用バッテリーを内蔵することが必要であると考えられる。これについても、汎用的に用いられる小型バッテリーを取付け、電源供給が遮断した場合のみ起動させることで解決可能であると考えられる。最後に、耐久性については、耐風雨用の外装を別途検討する必要があるとともに、長期間の試験により今後検討していく必要がある。

(2) ソフトウェア

ソフトウェアにおける本システムの主な課題として、回収可能なデータ容量に応じたマネジメント戦略、橋梁とモニタリング機器のそれぞれについての異常検出アルゴリズム、目視点検によるベンチマーク評価と連動したモニタリング導入区間の設定などがあげられる。

回収可能なデータ量は走行車両の速度と逆相関の関係を有するために、回収効率と獲得可能なモニタリングデータ量の間にはトレードオフの関係が存在する。この関係を前提としたデータ回収戦略を検討する必要がある。一例として以下の2段階のモニタリングデータ回収戦略が考えられる。通常時に走行車両から回収するデータは、各橋梁の識別ID、計測生波形を解析した結果、あるいは異常判定結果のみとする。正常であればそのまま巡回するが、異常であった場合、近くに停車してより詳細な計測生波形、もしくはそれに準じるデータを、固定局から送信させる。このような戦略については、スマートセンサーに内蔵するCPU設計時点で想定しておく必要がある。これに対して、本研究で実施した路車間無線通信試験の結果は一つの目安になると考えられる。

また、橋梁の劣化などを長期にわたって計測する際には異常検出アルゴリズムを開発する必要がある。計測データは客観的かつ常時計測であることから、気温、日光量、交通量

など、各種要因の影響を受け変動する。これらの変動の中から橋梁の性能に関する変動のみを抽出し、モニターする必要があるとともに、その変動が許容範囲内であるかどうかを判定する必要がある。このような問題に対しては、時系列解析が有効な手法としてあげられる²⁸⁾。時系列モデルにはARモデルなどを基本とした各種の応用モデルが存在するため、適切なモデルを選定もしくは開発するとともに、モデルパラメータの推計手法および経時変化の予測手法の構築・開発が必要であると考えられる。

最後に実用化への可否を検討するためには、維持管理へのモニタリングシステム導入の有意性を評価するための方法論を整備しなければならない。すなわち、モニタリングシステムを導入することに対するインセンティブをいかにして確保するか、という問題である。近年、アセットマネジメント技術が急速に発展しており、H-BMS²⁹⁾に代表される大規模アセットマネジメントシステムなどが、実際に運用されるに至っている。これらの目視点検結果をベースとしたベンチマーク評価により、異質性が高い橋梁を対象とすることで、これらの橋梁の維持管理上のリスクをモニタリングシステムによりヘッジすることで、例えば通常の見点検の間隔を延伸するか否かの戦略を検討することができる。この際に、モニタリングシステムの導入・管理費用と、点検間隔を延伸することにより削減される費用の多寡を比較することで、維持管理にモニタリングシステム導入することの意義を経済性の観点から明らかにすることが可能である。

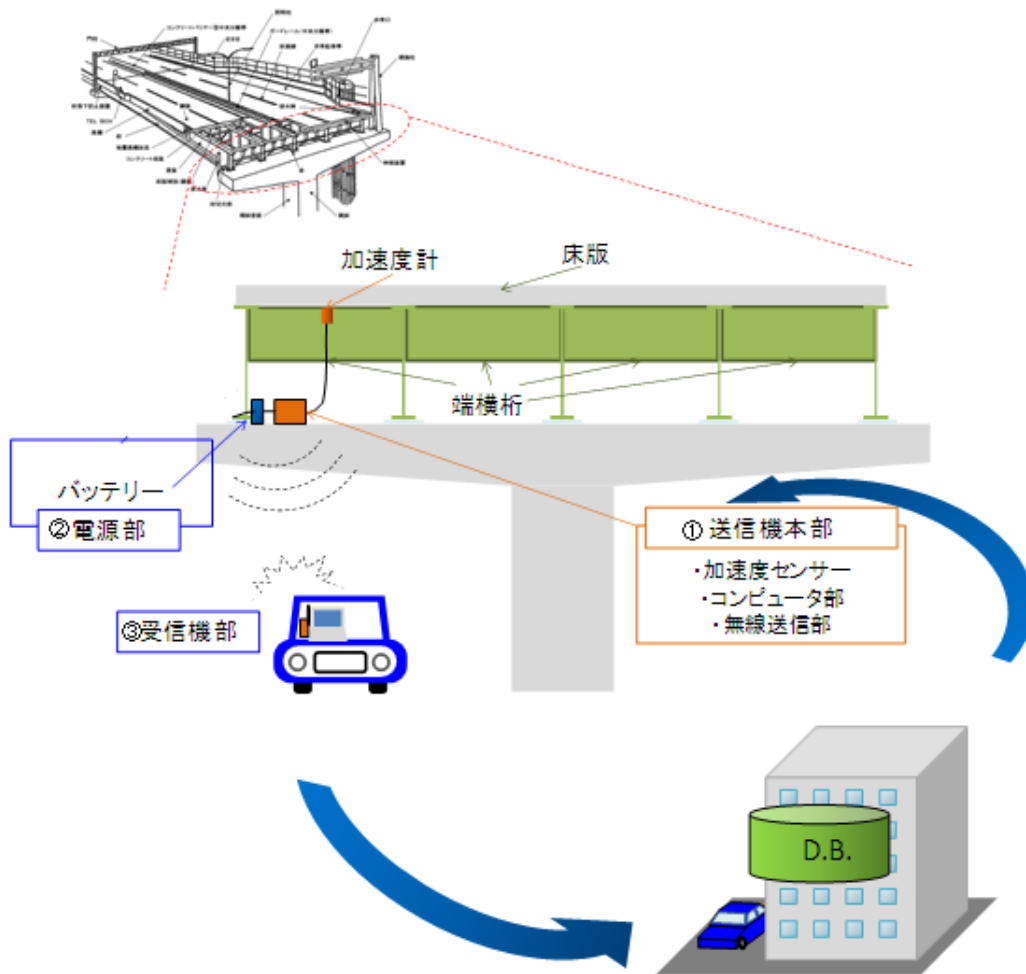


図 4.12 路車間無線通信を活用したジョイントのモニタリングシステム

4.5 路車間無線通信を活用したジョイントのモニタリング試験

4.5.1 システムおよび試験の概要

図 4.12 に路車間無線通信を活用したジョイントのモニタリングシステムの概要を示す。本システムは、主に 1) 送信機本部（無線送信部，コンピュータ部，加速度センサー部），2) 電源部（バッテリー），3) 受信機部，という三つのモジュールによって構成される。その概略動作フローとして，

- Step-1) 計測開始一定時間前に無線機がコンピュータをウェイクアップさせる。
- Step-2) コンピュータ起動後計測開始（データサンプリング）
- Step-3) コンピュータから無線機へデータ転送
- Step-4) 無線機から一定時間に一度データ（1 パケットとして）送信

Step-5) 走行車両内の受信機にて受信

という手順でデータの計測や送受信などが行われる。

また、本研究で考案したハードウェア仕様として、1) 加速度計は mems センサーを搭載 (ADIS16209), 2) 充電式バッテリー (鉛蓄電池, 12V20Ah, 寸法 300 × 120 × 150), 3) メモリが足りない場合は拡張メモリとして SD カード使用, などとする。また、それに応じたハードウェアの開発内容として、1) ボードコンピュータ (組込み CPU) の稼働時間を踏まえたうえでの電源確保 (充電式バッテリー), 2) 加速度センサーの外付け (設置容易のため), 3) 耐久性向上処理 (防水, ケーブルの接合, ケース格納, などが挙げられる。

そして、ソフトウェア動作仕様として、1) 1日5分程度の加速度計測 (電源の確保により変動), 2) 計測と演算で使用するメモリの共有化 (消費電力の節減), 3) 5秒に 0.25msec の無線通信 (いつ通過しても回収可。車の走行速度により送信タイミングを変動) とする。また、ソフトウェアの開発内容として、1) 計測データを高速に保存するソフトウェアの実装, 2) バッテリーを用いた電源供給システムの組み込み等とする。

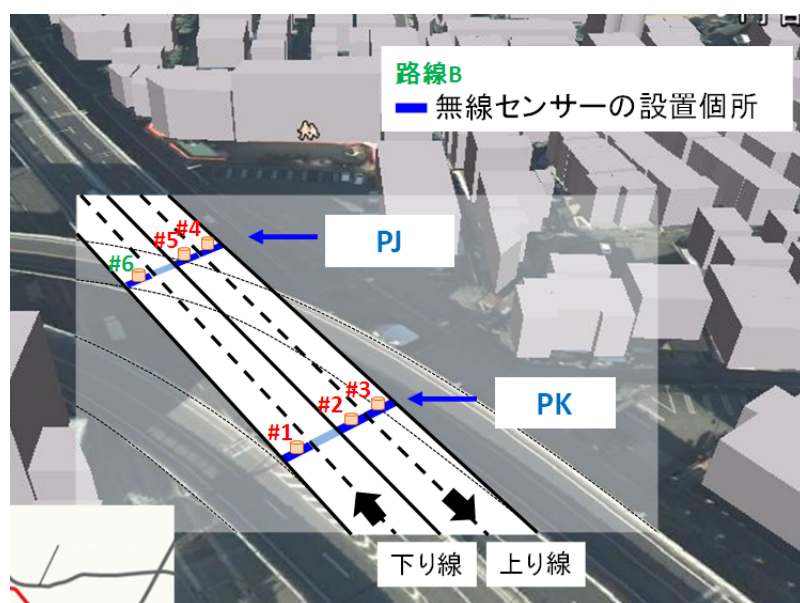


図 4.13 対象とするジョイントおよび無線センサーの設置状況

つぎに、図 4.13 にモニタリング対象とするジョイントおよび無線センサーの設置状況を示す。モニタリング対象路線として、前章で抽出した重点要監視路線を採用した。また、モニタリング対象ジョイントとして、前章で抽出したジョイントのうち、PJ-下り線-車道

1(走行車線)を代表として採用した。また、PJ-下り線-車道1の健全度は1(健全)である。そして、ジョイントPJ-下り線-車道1と比較するために、その付近にあるPJ-上り線-車道1(継手端部に本体亀裂)、PJ-上り線-車道2(継手中央に本体亀裂)、PK-上り線-車道1(本体と接合部にすきま)、PK-上り線-車道2(全体が本体摩耗)、PK-下り線-車道1(継手中央に本体亀裂)もモニタリング対象とした。これらのジョイントの健全度はすべて3である。

上記6つのジョイントにそれぞれ1個ずつの無線センサーを設置し、長期にわたってジョイントのモニタリングを行うこととした。これらの無線センサーの管理情報を下記表4.4に示す。

表 4.4 無線センサーと設置場所

センサー 管理番号	設置箇所	設置箇所の 劣化状況	設置箇所の 健全度
#1	PK-下り線-車道1(走行車線)	継手中央に本体亀裂	3
#2	PK-上り線-車道2(追越車線)	全体が本体摩耗	3
#3	PK-上り線-車道1(走行車線)	本体と接合部にすきま	3
#4	PJ-上り線-車道1(走行車線)	継手端部に本体亀裂	3
#5	PJ-上り線-車道2(追越車線)	継手中央に本体亀裂	3
#6	PJ-下り線-車道1(走行車線)	健全	1

#1から#6までの6台の無線センサーは、外部構成として1)センサー部(加速度センサー)、2)コントロール部(コンピュータ)、3)電源部(バッテリー)により構成されており、それぞれは防水ケーブルにより接続されている。現場での状況を勘案し、各センサー部を磁石で、コントロール部と電源部をワイヤーで固定したのちテープによる保護を行った。各センサー部は端横桁の橋梁側上フランジ下側に設置している。例として、#1のセンサーの設置状況は、下記図4.14に示す。

また、1日5分程度の加速度計測を行った。実橋試験の内容については、次節にて説明する。



(a) センサー部設置状況



(b) コントロール部設置状況



(c) 電源部設置状況

図 4.14 センサー#1 の設置状況 (ジョイント PK-下り線-車道 1(走行車線) に設置)

4.5.2 実橋試験

無線センサーは#1, #2, #4 を 2012 年 2 月 27 日に設置し, その後, 2012 年 3 月 5 日に #2, #4 にて通信トラブルが発生した. 点検を 2012 年 3 月 8 日に実施し #4 の回復を確認できた. また, #2 について原因を調査した結果, 現場での通信環境では屋内試験に基づいた設定により問題が発生する可能性があることが判明し, データ回収 PC 側のソフトに若干の改良を加えた. 2012 年 3 月 15 日に #2 と #3, #5, #6 を設置し, 現場で確認した結果,

通信には問題ない。2012年3月15日に#1と#4の計測データを回収し、明らかな問題点は見られず、さらに2012年3月21日に#1 #6で16日～21日までの計測データを回収した。回収の際、通信が断続的ながらも回収可能であった。その後、2012年3月30日、4月9日にそれぞれ計測データを回収した。特に晴天および午前は通信状況が良好であることがわかった。

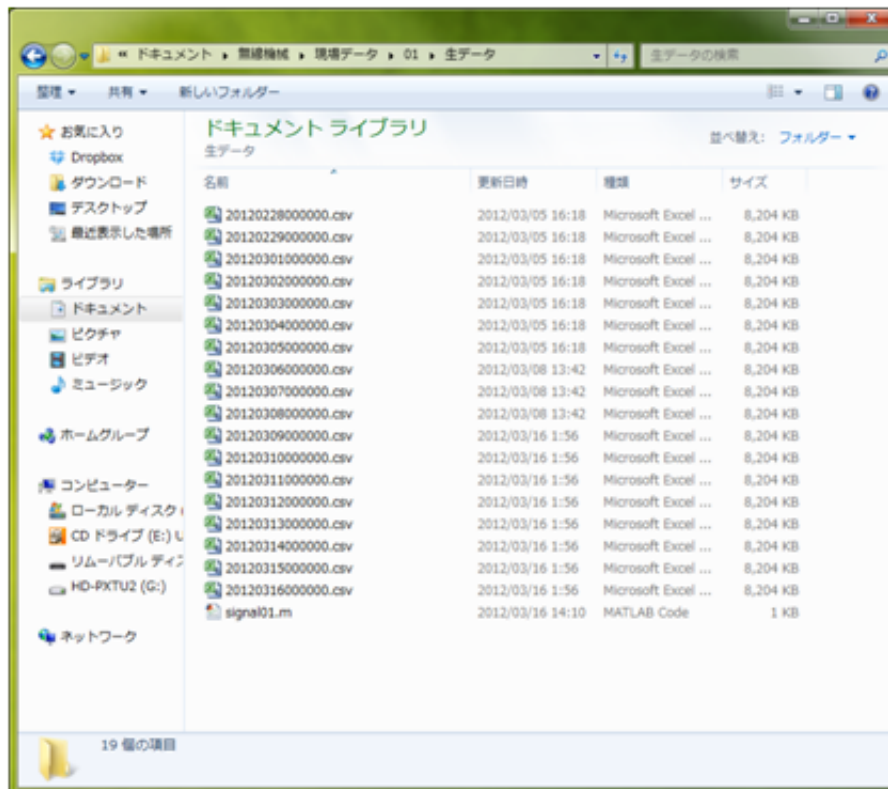


図 4.15 センサー#1-ジョイント PK-下り線-車道 1(走行車線)での計測データ

計測データは図 4.15 のような CSV ファイルとして無線通信により取得される。ファイル名は計測日時、計測時間となっている。上記の例ではすべての日付で0時00分から計測を開始している。なお、計測時間はいずれも5分間であり、4kHzでサンプリングを実施している。また、計測した加速度応答の例として、図 4.16、図 4.17 に示す。そして、実橋試験で得られた3月17日から31日までの15日分の計測データ（加速度応答）に基づいて、ジョイント損傷と卓越振動数の関係についての分析を行った。その詳細は、次節にて説明する。

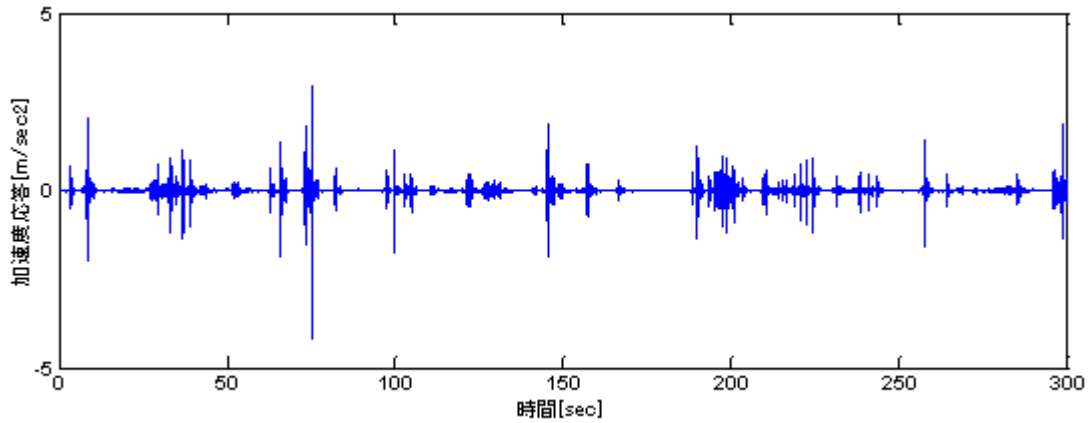


図 4.16 センサー#1 で計測した 2012 年 3 月 16 日の加速度応答（全波形）
（ジョイント PK-下り線-車道 1(走行車線) にて）

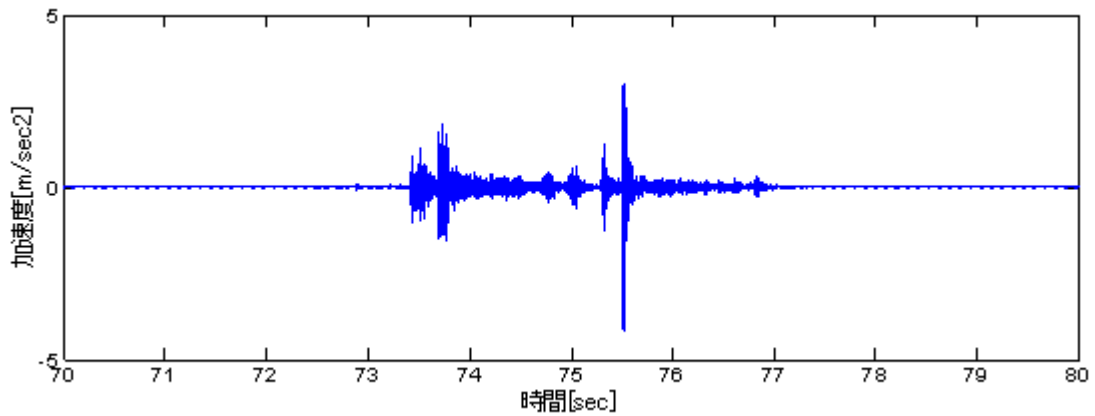
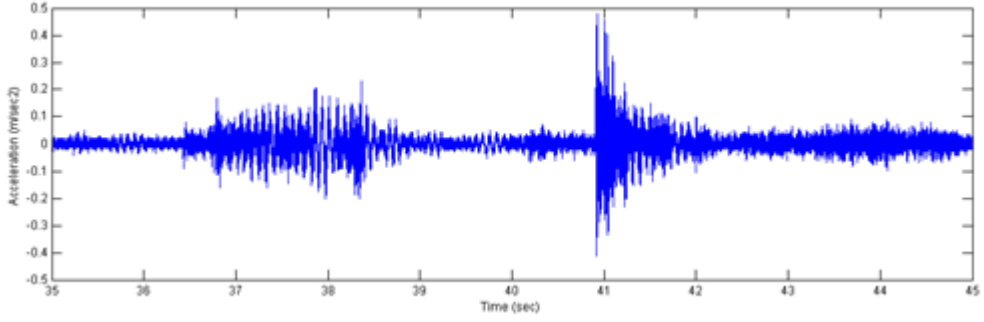


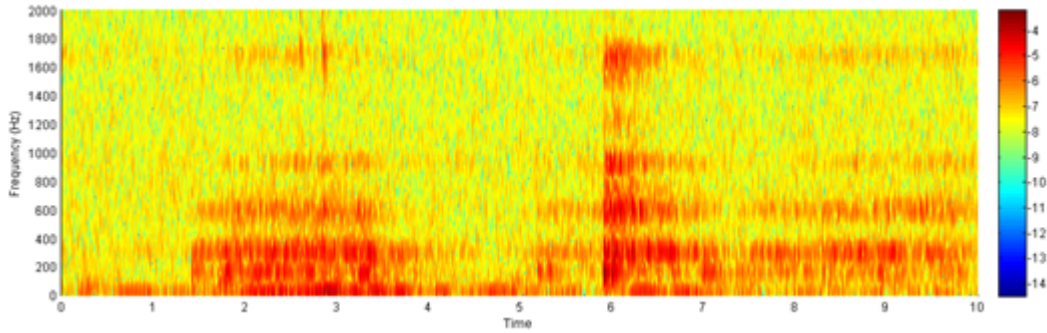
図 4.17 センサー#1 で計測した 2012 年 3 月 16 日の加速度応答（車両通過時拡大）
（ジョイント PK-下り線-車道 1(走行車線) にて）

4.5.3 ジョイント損傷と卓越振動数

本研究では、上述 6 つのモニタリング箇所について、計測したジョイントの加速度応答の周波数特性を考察した。具体的に、各モニタリング箇所に対し、それぞれの計測データから代表的な車両通過時（約 20～60 秒の間）におけるジョイントの加速度応答を抽出し、スペクトログラム分析を行った。その結果を以下図 4.18～図 4.23 に示す。

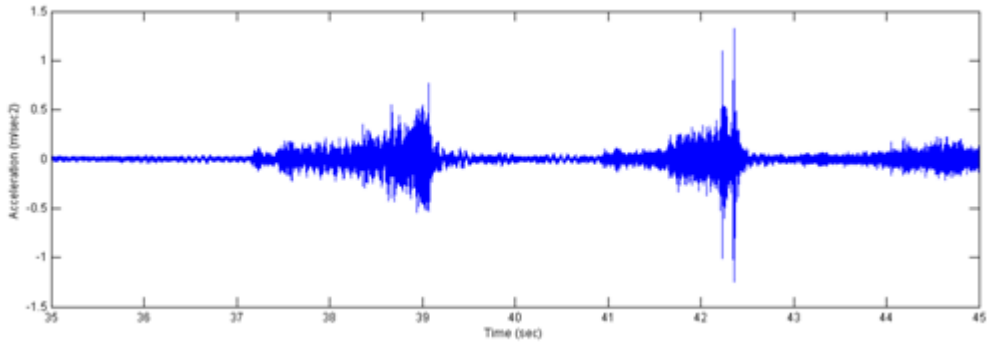


(a) 車両通過時の加速度応答

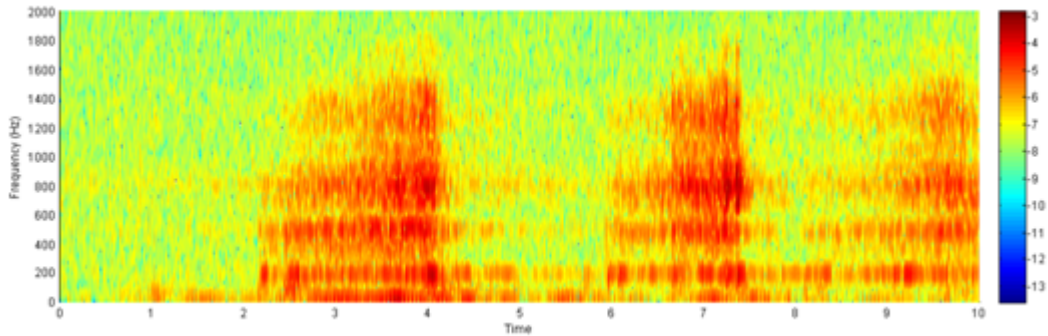


(b) 車両通過時のスペクトログラム

図 4.18 モニタリング箇所#1のスペクトログラム (ジョイント PK-下り線-車道 1)

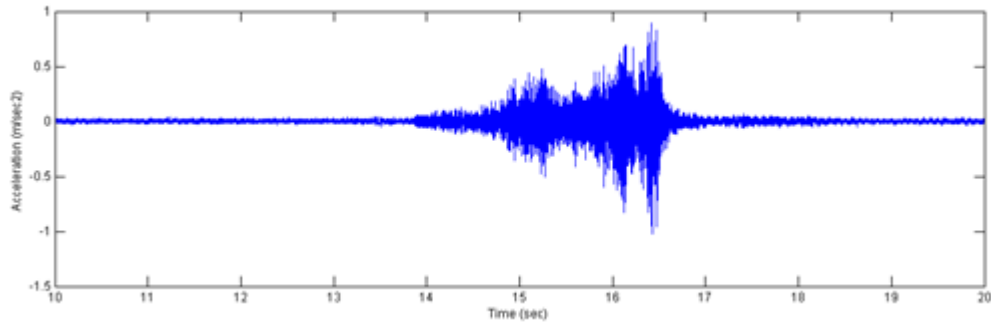


(a) 車両通過時の加速度応答

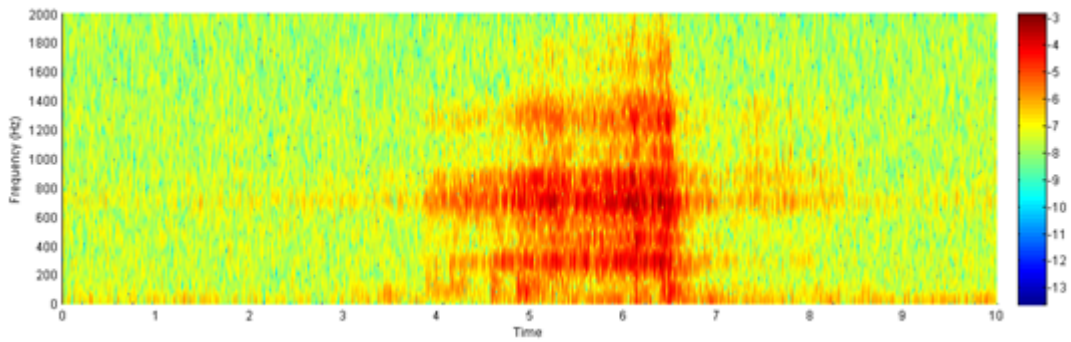


(b) 車両通過時のスペクトログラム

図 4.19 モニタリング箇所#2のスペクトログラム (ジョイント PK-上り線-車道 2)

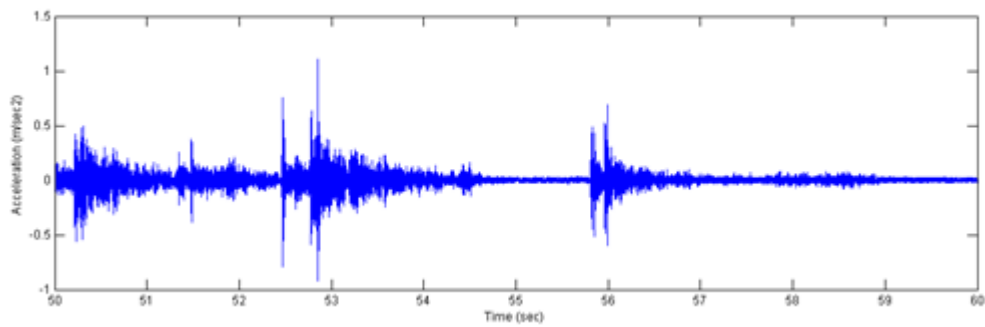


(a) 車両通過時の加速度応答

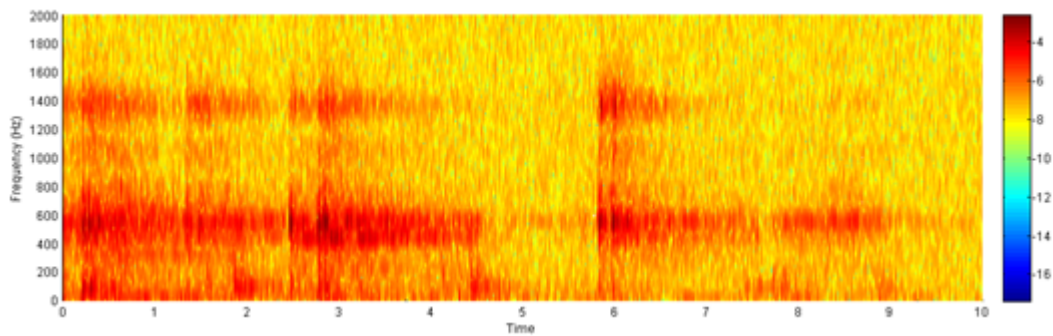


(b) 車両通過時のスペクトログラム

図 4.20 モニタリング箇所#3のスペクトログラム (ジョイント PK-上り線-車道 1)

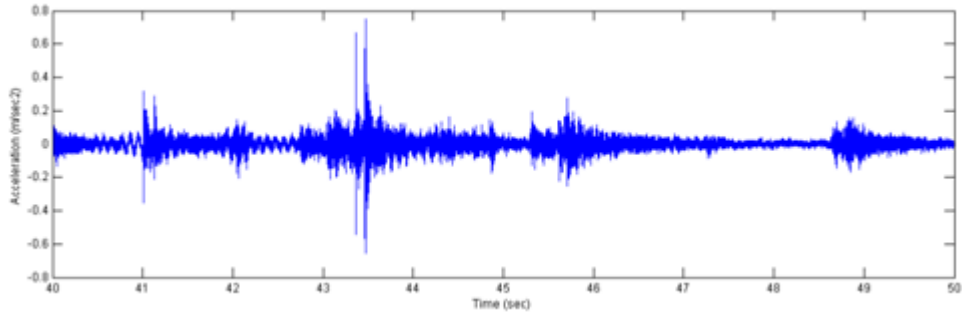


(a) 車両通過時の加速度応答

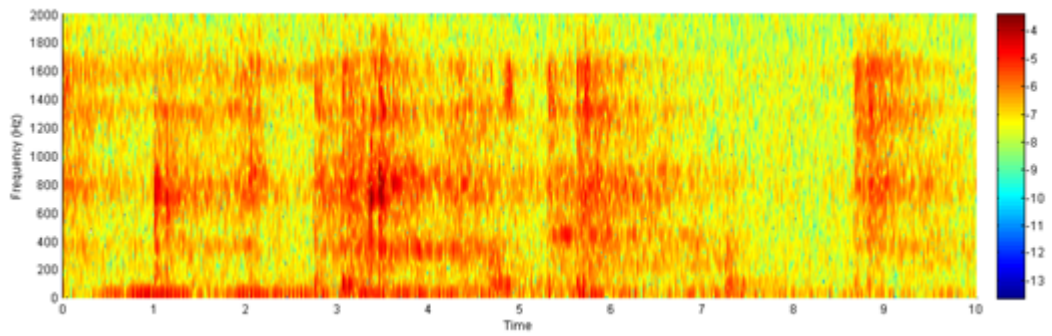


(b) 車両通過時のスペクトログラム

図 4.21 モニタリング箇所#4のスペクトログラム (ジョイント PJ-上り線-車道 1)

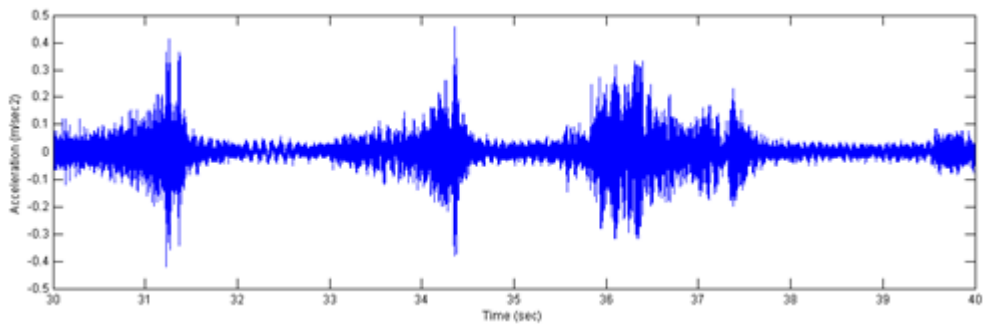


(a) 車両通過時の加速度応答

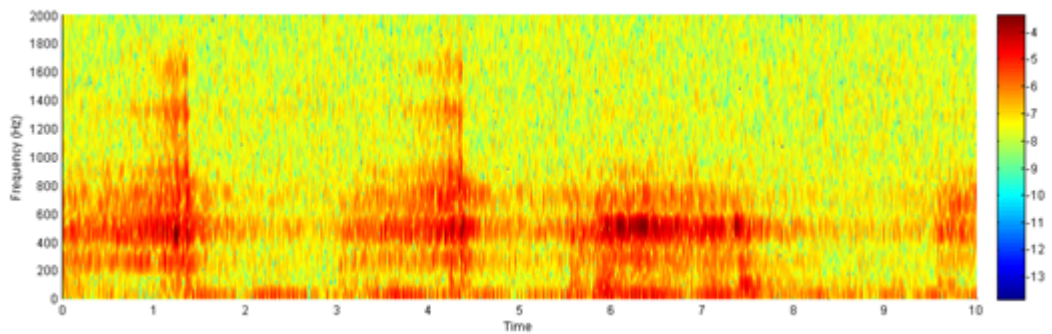


(b) 車両通過時のスペクトログラム

図 4.22 モニタリング箇所#5のスペクトログラム(ジョイントPJ-上り線-車道2)



(a) 車両通過時の加速度応答



(b) 車両通過時のスペクトログラム

図 4.23 モニタリング箇所#6のスペクトログラム(ジョイントPJ-下り線-車道1)

上述のスペクトル分析結果により、以下の傾向が確認できる。

- 1) いずれのジョイントでも車両通過に際した大振幅時に特徴的な周波数情報が得られている (図 4.18～図 4.23)。
- 2) 健全であった#6 は振幅が比較的小さい。また 1000Hz 以上の周波数成分が少ない (図 4.23)。
- 3) ジョイント端部に本体亀裂を有する#4 は 600Hz 付近以外には大きな卓越成分が見られない (図 4.21)。
- 4) その他のジョイントでは共通する卓越振動数を見つけることはできないが、1000Hz 以上の高周波数成分が比較的多くの割合を占めている (図 4.18, 図 4.19, 図 4.20, 図 4.22)。

以上より、振幅、周波数特性を着目して損傷の有無を判別することが現実的であると考えられる。これを踏まえて、次章にてジョイント損傷状態と加速度応答の関係性を把握するための特徴量の抽出方法および異常検出アルゴリズムを提案し、モニタリングデータに基づいてジョイントの異常検知を行う。

4.6 おわりに

本章では、第二世代のアセットマネジメント研究を視野に入れ、モニタリングシステムのアセットマネジメントへの適用可能性について、データ回収の継続性と効率性という観点で検討を行った。具体的には、モニタリングによる常時監視を実現させるために、路車間無線通信を用いた効率的なデータ回収手法の開発を行った。また、高速道路において、モニタリング計測と連動した路車間無線通信試験を実施することで、走行車両により取得可能なデータ容量を明らかにするとともに、頻度分布のような分析結果であれば 80km/h の高速走行中であっても十分に回収可能であることを明らかにした。さらに実用化における課題を、ハードウェアおよびソフトウェアの観点から整理したうえで、路車間無線通信を活用したジョイントのモニタリングシステムを開発し、そして、実橋においてジョイントの継続的モニタリング試験を実施した。また、試験結果の分析により、ジョイント損傷と卓越振動数の関係を明らかにした。

今後は、本研究の成果に基づき、ジョイントの異常検出アルゴリズムに関する検討を行うことは重要である。以下、第5章にて、ジョイントの異常検出アルゴリズムを提案し、モニタリングデータに基づき、ジョイントの異常検知を行う。

参考文献

- 1) 小林潔司:分権的ライフサイクル費用評価と集計的効率性, 土木学会論文集, No.793/IV-68, pp.59-71, 2005.
- 2) 津田尚胤, 貝戸清之, 青木一也, 小林潔司: 橋梁劣化予測のためのマルコフ推移確率の推定, 土木学会論文集, No.801/I-73, pp.69-82, 2005.
- 3) 小濱健吾, 岡田貢一, 貝戸清之, 小林潔司: 劣化ハザード率評価とベンチマーキング, 土木学会論文集 A, Vol.64, No.4, pp.857-874, 2008.
- 4) 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.
- 5) 呉智深, 許斌, 原田陸郎: 都市インフラに関する構造ヘルスマモニタリングの現状と展望—展望論文—, 応用力学論文集, Vol.6, pp.1043-1054, 2003.
- 6) Liu, L. and Yuan, G.: Development of wireless smart sensor for structural health monitoring in aerospace applications, Smart Structures and Materials, Proceeding of the SPIE, Vol.5765, pp.176-186, 2005.
- 7) Sohn, H. and Farrar, C. R.: Damage diagnosis using time series analysis of vibration signals, Smart Materials and Structures, Institute of Physics, pp.446-451, 2001.
- 8) Straser, E. G. and Kiremidjian, A.: A Modular Wireless Damage Monitoring System for Structures, The John A. Blume Earthquake Engineering Center, Report 114, Department of Civil and Environmental Engineering, Stanford University, Stanford, CA. pp.18-20, 1998.
- 9) Hill, J., Szewczyk, R., Woo, A., Hollar, S., Culler, D. E. and Pister, K. S. J.: System architecture directions for networked sensors, Proc., 9th Int. Conf. on Architectural Support for Programming Languages and Operating Systems (ASPLOS 2000), Cambridge, Mass., pp.93-104, 2000.

- 10) Woo, A., Tong, T. and Culler, D.: Taming the underlying challenges of reliable multihop routing in sensor networks, Proc, SenSys 2003, Los Angeles, 2003.
- 11) Kim, S., Fonseca, R., Kumar Dutta, P., Tavakoli, A., Culler, D. E., Levis, P., Shenker, S., and Stoica, I. : Flush: A reliable bulk transport protocol for multihop wireless network, Technical Rep. University of California, Berkeley, Calif. No.UCB/ EECS-2006-169, 2006.
- 12) Maroti, M., Kusy, B., Simon, G. and Ledeczi, A.: The flooding time synchronization protocol, Proc ACM 2nd Int. Conf. in Embedded Networked Sensor Systems, Baltimore, pp.39-49, 2004.
- 13) Los Alamos National Laboratory: A Review of Structural Health Monitoring Literature: 1996-2001, LA-13976-MS, 2004.
- 14) 長山智則, B. F. Spencer, Jr., 藤野陽三 : スマートセンサを用いた多点構造物計測のためのミドルウェア開発, 土木学会論文集 A, Vol.65, No.2, pp.523-535, 2009.
- 15) 本多弘明, 小国健二, 井上純哉, 堀宗郎 : 無線センサーネットワークの位置決めと時刻同期手法の開発～機動的な多点計測の実現に向けて～, 構造工学論文集, Vol.53A, pp.794-804, 2007.
- 16) 小国健二, 佐伯昌之, 井上純哉, 菅野高弘, 堀宗朗 : 社会基盤センシングのための階層的センサーネットワークの位置同定手法の開発, 土木学会論文集 A, Vol.64, No.1, pp.82-100, 2008.
- 17) 三木千壽, 鈴木啓悟, 加納隆史, 佐々木栄一, 石田稔, 高森博之 : 鋼床版の疲労へのSFRC 舗装による予防補強とその健全度モニタリング, 土木学会論文集 A, Vol.62, No.4, pp.950-963, 2006.
- 18) 貝戸清之, 小林潔司, 加藤俊昌, 生田紀子 : 道路施設の十回頻度と障害物発生リスク, 土木学会論文集 F, Vol.63, No.1, pp.16-34, 2007.
- 19) 例えば, 畠中秀人, 鹿野島秀行, 坂井康一, 重田吉二, 岡本雅之, 今村知人 : スマートウェイサービスの地域への展開, 第 7 回 ITS シンポジウム, pp.313-316, 2008.
- 20) 柳内洋一, 太刀川喜久雄, 中村純一, 坂本俊幸 : ETC を支える無線通信方式 DSRC, 映像情報メディア学会誌, Vol.63, pp.179-184, 2009.

- 21) 古川智也, 田野哲, 的場直人, 森広芳照: ヘテロダイナミックマルチモード受信における同期補足特性の改善, 電子情報通信学会技術研究報告, Vol.105, pp.95-100, 2006.
- 22) 川村洋介, 山口敦由, 亀田卓, 中瀬博之, 坪内和夫: パケット SS-CDMA モデム: キャリア周波数偏差補償回路の実装 (信号処理, スペクトル拡散, 及び一般), 電子情報通信学会技術研究報告, Vol.105, pp.57-62, 2005.
- 23) 石川博康, 福家直樹, 蕨野貴之, 杉山敬三, 篠永英之, 若井昌彦: 2.4GHz 帯 SS 無線 LAN を用いた道路無線システムの提案, 情報処理学会研究報告, Vol.47, pp.17-24, 2001.
- 24) 蕨野貴之, 福家直樹, 他: 高速道路上における 2.4GHz 帯 SS 無線 LAN を用いた通信実験, 情報処理学会研究報告, Vol.47, pp.25-32, 2001.
- 25) 和田浩, 岩田武夫, 鈴木英弘: 高速道路上における SS 無線通信実験, 電子情報通信学会技術研究報告, Vol.102, pp.1-6, 2002.
- 26) 川田丈浩, 松川達哉, 野尻秀樹: 無線 LAN におけるアプリケーション品質評価法の一検討, 電子情報通信学会技術研究報告, Vol.103, pp.77-82, 2003.
- 27) 小林正樹, 海老原成, 加藤聡彦, 伊藤秀一: ハンドオフと伝達誤りを伴う無線 LAN ネットワークにおける TCP 通信高速化方式の性能評価, 電子情報通信学会技術研究報告, Vol.104, pp.157-160, 2005.
- 28) 小林潔司, M. N.B. JAAFAR, 尾形誠一郎, 塚井誠人: 越境ヘイズ災害のための危険予測情報, 土木学会論文集 D, Vol.63, No.4, pp.478-497, 2007.
- 29) 坂井康人, 慈道充, 貝戸清之, 小林潔司: 都市高速道路のアセットマネジメントーリスク評価と財務分析ー, 建設マネジメント論文集, 土木学会, Vol.16, pp.71-82, 2009.

第5章 無線モニタリングデータを用いた異常検知アルゴリズムの開発

5.1 はじめに

第1章では、劣化の進行が早い、定期的な目視点検では早期発見が困難な橋梁ジョイントの劣化問題を取り上げており、モニタリングを利用した常時監視の必要性を述べた。第2章では、ジョイントの劣化過程を統計的に予測する劣化予測モデルを提案し、そして既知目視点検データに基づき、ジョイントの劣化予測を行った。また、算出した期待劣化パスに基づいてジョイントの劣化進行の早さを確認した。第3章では、ジョイントを重点管理部材として位置づけ、そしてモニタリングを行う際の対象候補の抽出手法を提案した。また、既知目視点検データに基づき、モニタリング対象とすべきジョイントの抽出を行った。第4章では、前章で抽出された重点管理ジョイントに対するモニタリング手法を提案した。そして、高速道路の高架橋において、路車間無線通信を活用したジョイントのモニタリング試験を実施し、その試験結果に基づき、ジョイント損傷と卓越振動数の関係を考察した。本章では、時系列データを用いた異常検知アルゴリズムを開発し、そして、無線モニタリングデータに基づき、ジョイントの異常検知に適用することで、その有効性を検証する。

従来のジョイントの目視点検では、ジョイントの劣化評価は路上点検員の技量に大きく依存している。現状、その損傷の発見精度や後継者への技術継承などは課題となっている。そして、ジョイントの劣化には可視的なものだけでなく、不可視な内部損傷も多いことから¹⁾、今後、力学的機能の定量的評価に基づく安全・安心の確保が必要になる²⁾。そのため、橋梁ジョイントの劣化状態を長期にわたってモニタリングする際には異常検出アルゴリズムを開発する必要がある。モニタリングデータ（計測データ）は客観的かつ常時計測であることから、気温、日光量、交通量など、各種要因の影響を受け変動する。これらの変動の中から橋梁ジョイントの性能に関する変動のみを特徴量として抽出し、モニターする必要があるとともに、その変動が許容範囲内であるかどうかを判定する必要がある。このような問題に対しては、時系列解析が有効な手法としてあげられる³⁾。時系列モデルにはARモデルなどを基本とした各種の応用モデルが存在するために、適切なモデルを選定

もしくは開発するとともに、モデルパラメータの推計手法および経時変化の予測手法の構築・開発が必要であると考えられる。

以上の問題意識のもと、本研究ではジョイントの異常検知アルゴリズムについて検討を行う。具体的には、ARモデルを基本とした評価手法を提案する。そして、ARモデルを逐次推計する際に得られるAIC値を橋梁ジョイントの性能に関する変動を間接的に反映する特徴量として抽出する。また、 $|\Delta AIC|$ に基づきジョイントの動特性の変化点を検出することで、ジョイントの損傷検知を試みる。以下、5.2で本研究の基本的な考え方を述べる。5.3で時系列モデルを用いた異常検知アルゴリズムを開発し、そして、5.4で高速道路の高架橋ジョイントを対象とした適用事例について説明する。

5.2 本研究の基本的な考え方

近年、計量経済や情報論といった分野で時系列応答の周期性の変動評価、および変化点の検出技術が長足の進歩をている^{4),5)}。社会基盤構造物を対象とした場合、時系列応答（振動）の周期性は固有振動数として理解されており、その重要性から、理論解析、数値計算、現地計測などが継続的に実施されてきた^{6),7)}。また、観測した時系列応答から固有振動数やモード減衰比といった振動特性を同定する手法も数多く提案されている⁸⁾。それらの指標の一つの応用として、振動特性の相対変化に着目し、災害など非常時の構造物の健全性を評価する試みがなされている⁹⁾。その他にも、長期モニタリングのための一計測手法として移動車両応答に基づく橋梁の固有振動数の同定¹⁰⁾や、列車の自動制御のための位置検知¹¹⁾といった問題では、ある特定の区間でのみ励起される応答を抽出することが必要とされる。いずれも、時間軸上で相対的に変化する動特性の変化に着目しており、その時点、もしくは変化前後の動特性を時系列から正確に検出することは重要な課題であると考えられる。しかしながら、固有振動数などの振動特性は、ある時間領域中の動的挙動を正弦波の重ね合わせで仮定しているために、ある時点での瞬間的な評価を行うことが困難であった。これに対して、近年、情報工学の分野における推計アルゴリズムの高度化¹²⁾、および計量経済分野におけるベイズ統計学に発展により¹³⁾、時系列中の変動評価に利用可能な要素技術が提案されている。

このような問題意識のもと、本研究では、ある時点で動特性が変化する時系列（本研究では加速度応答）から変化点を検出する手法を構築する。前章の中（4.5.3）に述べたように、ジョイントの異常検知方法としては、振幅、周波数特性に着目して損傷の有無を判別することが現実的である。したがって、本研究では、ジョイントの損傷発生に伴ってジョ

イント振動の振幅や周期などの特性が変化すると考える。すなわち、このような振動特性の変化を検出すれば、間欠的にジョイントの損傷を検知できると考える。以下、具体的な異常検知アルゴリズムを構築する。

5.3 異常検知アルゴリズムの開発

AR モデルは統計的時系列モデルの一種であるが、状態方程式により構造物の動的応答と関連付けられている¹⁴⁾。この点から、本研究では特に AR モデルを基本とした評価手法に焦点を絞って検討する。

5.3.1 AR モデル

いま、対象構造物（本研究では、ジョイント）において観測される可観測な 1 出力の時系列を考える。このとき、平均値 0 で分散が σ^2 の白色雑音（不規則に上下に振動する波のこと）が入力する線形構造系の任意点の応答値（本研究では、加速度応答）を等時間間隔 ΔT でサンプリングしたデータ例を $\{y_t\}$ ($t = 0, \Delta T, 2\Delta T, \dots, N\Delta T$) とし、入力データ列（白色雑音）を $\{x_t\}$ ($t = 0, \Delta T, 2\Delta T, \dots, N\Delta T$) とすれば、このとき M 次 AR 過程（自己回帰過程）として、

$$y_t = - \sum_{k=1}^M a_k y_{t-k} + x_t \quad (5.1)$$

が成り立つ。ここで、 a_k ($k = 1, 2, \dots, M$) は AR 係数、 x_t は平均値 0 で分散が σ^2 の白色雑音入力である。

AR モデルの逐次推計に際しては、観測した時系列から、セッション時系列を作成し（本研究では、各 5 分間の加速度応答波形から振幅最大値以降 1 秒間の波形をそれぞれ抽出し、セッション時系列とする）、各セッション時系列に対してパラメータ（AR 係数、入力の分散 σ^2 、AIC 値など）を推計する。本研究のジョイントのモニタリングでは、対象期間中に毎日 0 時 00 分から 5 分間の加速度計測を行っている。今回はこれらの 5 分間の計測データをそれぞれ一つのセッション時系列とする。各セッション時系列における AR 係数は比較的少ないサンプル数で高い精度が得られる Burg 法¹⁵⁾を用いて近似的に最尤推計する。

5.3.2 Burg 法による AR 係数などの推定

Burg 法の詳細については参考文献^{15),16)}に譲り、ここでは AR 係数と入力分散の推定式のみを簡単に整理する。式 (5.1) の M 次 AR 過程を考えると、

$$y_t = - \sum_{k=1}^M a_k y_{t-k} + x_t \quad (5.2)$$

式 (5.2) に y_{t-k} を乗じ、その期待値を取ることで次式を得る。

$$\rho_k = -a_1 \rho_{k-1} - a_2 \rho_{k-2} - \cdots - a_M \rho_{k-M} \quad (k > 0) \quad (5.3)$$

ここに、 $\rho_k = (k = 0, \dots, M)$ は自己相関係数であり、この式を誘導するに当たり、 $E(y_{t-k} x_t) = 0 (k > 0)$ の関係を用いている。

式 (5.3) に $k = 1, 2, \dots, M + 1$ を代入すれば、次式のように Yule-Walker 方程式¹⁷⁾が与えられる。

$$\left. \begin{aligned} \rho_1 + a_1 \rho_0 + a_2 \rho_1 + \cdots + a_M \rho_{M-1} &= 0 \\ \rho_2 + a_1 \rho_1 + a_2 \rho_0 + \cdots + a_M \rho_{M-2} &= 0 \\ \vdots & \\ \rho_{M+1} + a_1 \rho_M + a_2 \rho_{M-1} + \cdots + a_M \rho_1 &= 0 \end{aligned} \right\} \quad (5.4)$$

入力分散の推定値 σ^2 は、式 (5.2) に y_t を乗じ、その期待値を取ることで、次式のように与えられる。

$$\sigma^2 = \rho_0 + a_1 \rho_1 + a_2 \rho_2 + \cdots + a_M \rho_M \quad (5.5)$$

ここに、 $E(y_t x_t) = \sigma^2$ なる関係式を用いている。

また、AR 係数 a_k の推定にあたって、 ρ_k の推定値を $\hat{\rho}_k (k = 0, \dots, M)$ の値として次式を用いる。

$$\left. \begin{aligned} \hat{\rho}_k &= \frac{1}{N} \sum_{t=1}^{N-k} (y_{t+k} - m)(y_t - m) \\ m &= \frac{1}{N} \sum_{t=1}^N y_t \end{aligned} \right\} \quad (5.6)$$

ここに、 N はデータ数、 m は平均値である。

式 (5.4) に a_k の推定値 \hat{a}_k 、 ρ_k の推定値 $\hat{\rho}_k$ を用いると、Yule-Walker 方程式が次のようになる。

$$\begin{bmatrix} \hat{\rho}_0 & \hat{\rho}_1 & \hat{\rho}_2 & \cdots & \hat{\rho}_{M-1} \\ \hat{\rho}_1 & \hat{\rho}_0 & \hat{\rho}_1 & \cdots & \hat{\rho}_{M-2} \\ \vdots & \vdots & \vdots & & \\ \hat{\rho}_{M-1} & \hat{\rho}_{M-2} & \hat{\rho}_{M-3} & \cdots & \hat{\rho}_0 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \hat{a}_{M1} \\ \hat{a}_{M2} \\ \vdots \\ \hat{a}_{MM} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} -\hat{\rho}_1 \\ -\hat{\rho}_2 \\ \vdots \\ -\hat{\rho}_M \end{bmatrix} \quad (5.7)$$

ここに、 $\hat{a}_{Mj}(j = 1, 2, \dots, M)$ は M 次の AR 過程の j 番目の係数である。この Yule-Walker 方程式を解くため、Durbin¹⁸⁾ が次の漸化式を提案している。

$$\hat{a}_{M+1,j} = \hat{a}_{Mj} + \hat{a}_{M+1,M+1}\hat{a}_{M,M-j+1} \quad (5.8)$$

$$\hat{a}_{M+1,M+1} = \frac{-\hat{\rho}_{M+1} - \sum_{j=1}^M \hat{a}_{Mj}\hat{a}_{M+1-j}}{\hat{\sigma}^2} \quad (5.9)$$

ここに、 $\hat{\sigma}^2$ は次数 M の AR 係数より推定される入力分散の推定値であり、式 (5.5) より次式のようになる。

$$\hat{\sigma}^2 = \hat{\rho}_0 + \hat{a}_{M+1}\hat{\rho}_1 + \hat{a}_{M2}\hat{\rho}_2 + \cdots + \hat{a}_{MM}\hat{\rho}_M \quad (5.10)$$

Burg はスペクトルのフーリエ変換は相関関数であるという Wiener-Khinchine の関係の制約のもとで、係数 \hat{a}_{Mj} を予測フィルターとみなし、これに信号を正および逆方向に通したときの出力の 2 乗誤差を最小にするという規範を用いた¹⁹⁾。すなわち

$$P_{M+1} = \frac{1}{2(N-M)} \sum_{t=M}^N \left\{ \left(y_t - \sum_{j=1}^M \hat{a}_{Mj}y_{t-M} \right)^2 + \left(y_{t-M} - \sum_{j=1}^M \hat{a}_{Mj}y_{t-M+j} \right)^2 \right\} \quad (5.11)$$

$$\frac{\partial P_{M+1}}{\partial \hat{a}_{MM}} = 0 \quad (5.12)$$

したがって、式 (5.12) と式 (5.8) を連立させて解けば AR 過程の係数が決定されることになる。さらに、決定された AR 係数を用い、式 (5.10) と式 (5.6) により入力分散が算出できる。

5.3.3 AR モデルの逐次推計

時系列の変化点を抽出する一つの方法論として逐次推計を用いることがあげられる。逐次推計では、一定の短い時間ウィンドウにより切出された区間（セッション）を対象に推

計を実施し、ウインドウを移動させながら推計を繰り返すことで動特性に関する時系列を得る。本研究では、推計の対象セッションとして各5分間のジョイントの加速度応答から最大振幅以降1秒分の波形が時間ウインドウにより切り出されている。なお、これらの1秒分の波形がそれぞれ4000個のサンプリングデータを有している。すなわち、セッション長さが4000となる。なお、ARモデルの逐次推計によりAR係数および入力の分散 σ^2 が推計される。

5.3.4 変化点の検出方法

通常、AR係数の次数の決定に際しては、

$$AIC_j = T \ln(2\pi\sigma_j^2) + T + 2(M+1) \quad (j = 1, 2, \dots, J) \quad (5.13)$$

で表されるAICが最小のものを選定する²⁰⁾。ここで、 J はセッション数、 T はセッション長さ、 M はAR次数、 σ^2 は入力の分散の推計値である。AICは、モデルによる観測データの説明力を表す指標であるが、振動特性が変動する変化点では、ARモデルでのモデル化に誤差を生じるため、AICが大きく変動する²⁰⁾。したがって、本研究では、変化点検出のための指標として、

$$|\Delta AIC_j| = \sqrt{\{AIC_j - AIC_{j-1}\}^2} \quad (j = 2, \dots, J) \quad (5.14)$$

を定義する。さらに、この $|\Delta AIC_j|$ が閾値 α を超える場合を変化点を有するセッションとして検出する。

5.3.5 SIN 波を用いた検出方法の基礎的検証

以下、振幅または周期などが変化する SIN 波を作成し、逐次的に算出した $|\Delta AIC(j)|$ を考察することで、前節の「変化点の検出方法」を検証する。

1) 周期が変化する SIN 波の例

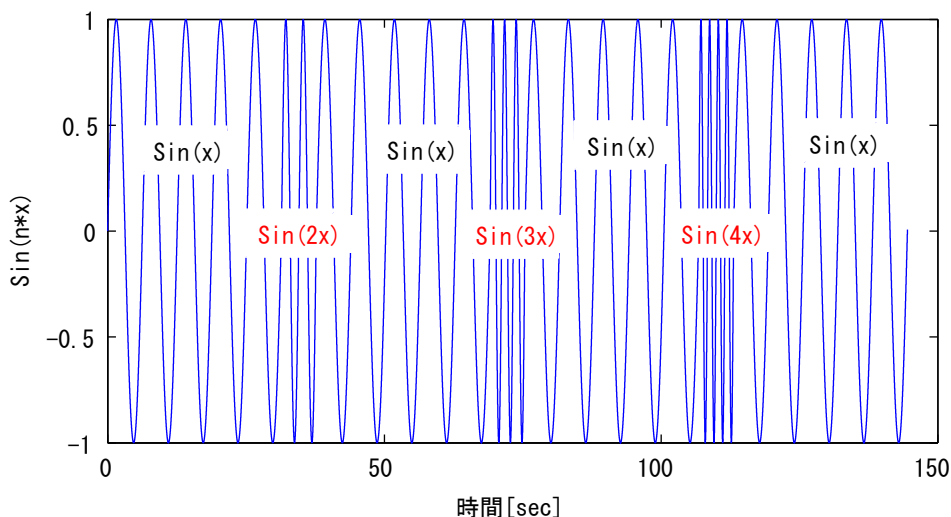


図 5.1 周期が変化する SIN 波

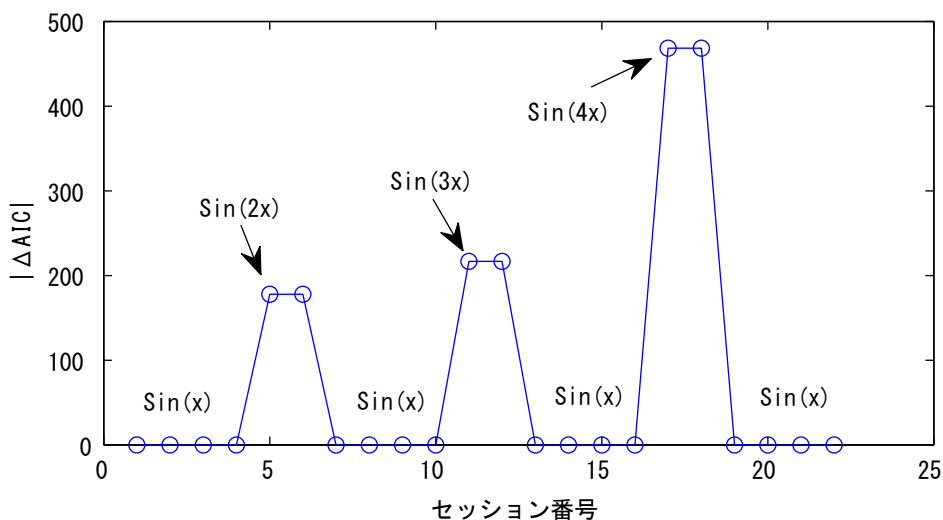


図 5.2 周期が変化する SIN 波の変化点検出

図 5.1 に、本研究で作成した SIN 波を示す。この SIN 波には、途中周期が 2 倍、3 倍、4 倍と一時的に変化している。また、SIN 波のサンプリングは、次節 (5.4) に述べる適用事例と同じく 4kHz である。変化点検出の結果は図 5.2 に示す。図示の通り、周期の変化点を検出できた。

2) 振幅が変化する SIN 波の例

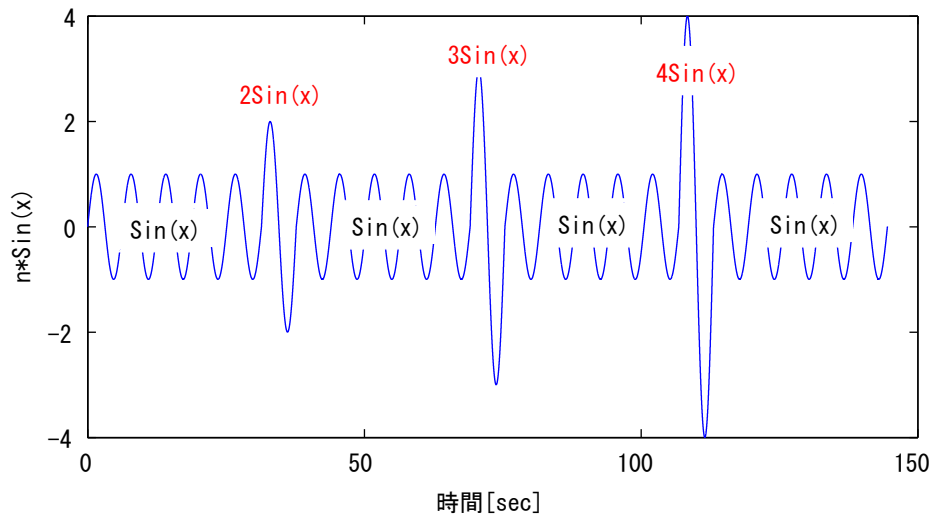


図 5.3 振幅が変化する SIN 波

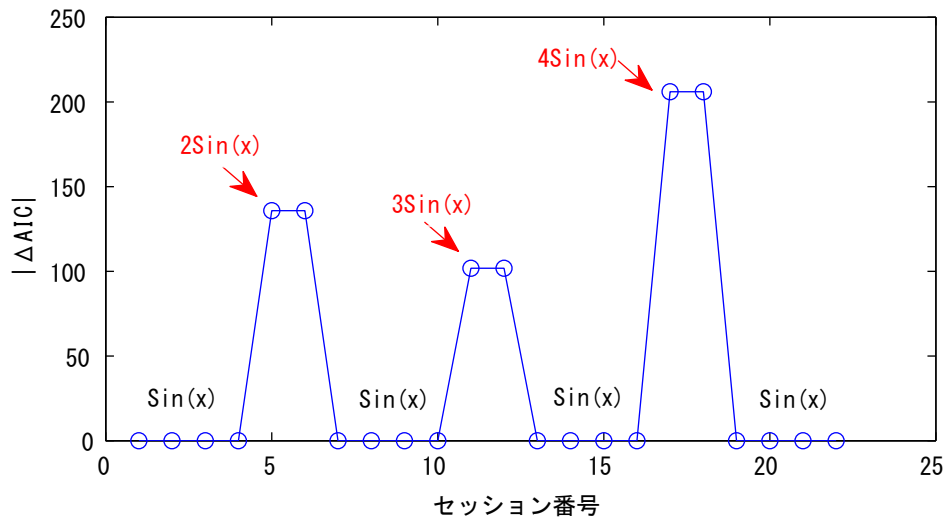


図 5.4 振幅が変化する SIN 波の変化点検出

図 5.3 に、本研究で作成した SIN 波を示す。この SIN 波には、途中振幅が 2 倍、3 倍、4 倍と一時的に変化している。また、SIN 波のサンプリングは、次節 (5.4) に述べる適用事例と同じく 4kHz である。変化点検出の結果は図 5.4 に示す。図示の通り、振幅の変化点を検出できた。

5.4 適用事例

5.4.1 適用事例の概要

以下、5.3で提案した手法を、前章で回収したジョイントの無線モニタリングデータ（時系列）を用いたジョイントの異常検知事例に適用する。表5.1に今回使用する無線モニタリングデータをまとめて示す。

表 5.1 ジョイントの無線モニタリングデータ

2012年	加速度応答データ					
	センサ#1	センサ#2	センサ#3	センサ#4	センサ#5	センサ#6
3月	3/9-3/31	3/17-3/31	3/17-3/31	3/17-3/31	3/17-3/31	3/17-3/31
4月	4/1-4/30	4/1-4/30	4/1-4/30	4/1-4/30	4/1-4/30	4/1-4/30
5月	5/1-5/31	5/1-5/31	5/1-5/15 (5/16 欠損) 5/17-5/18 (5/19-5/31 欠損)	5/1-5/27 (5/28 異常) 5/29-5/31	5/1-5/31	5/1-5/31
6月	(6/1 異常) 6/2-6/13	6/1-6/13	(6/1 欠損) 6/2-6/13	6/1-6/13	6/1-6/13	(6/1 異常) 6/2-6/13

注) モニタリングは、対象期間中に上記すべての日付にて0時00分から計測を開始し、計測時間はいずれも5分間で、サンプリングは4kHzで実施した。また、計測対象はジョイント振動の加速度応答時系列である。

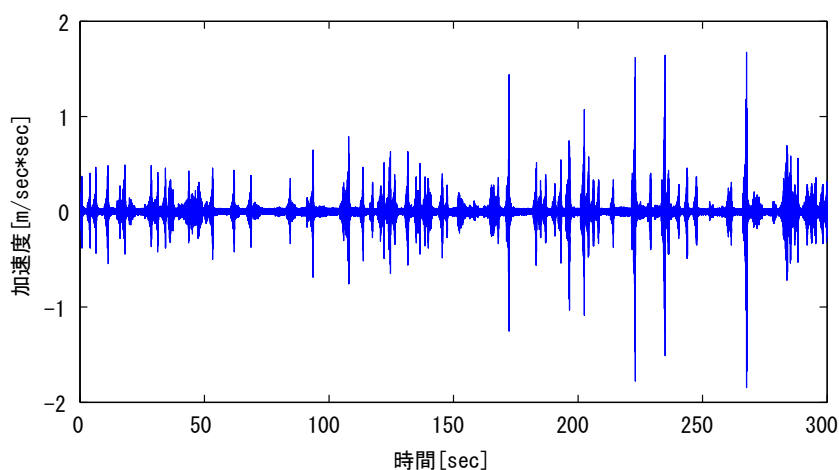


図 5.5 ジョイントの加速度応答データの例（センサ#6）

注) 上図にセンサ#6を対象として、2012年3月17日の0時00分から5分間で、4kHzでサンプリングしたジョイント振動の加速度応答波形を示している。

また、参考に図5.5に今回のモニタリングデータ（加速度応答）の1例を示す。

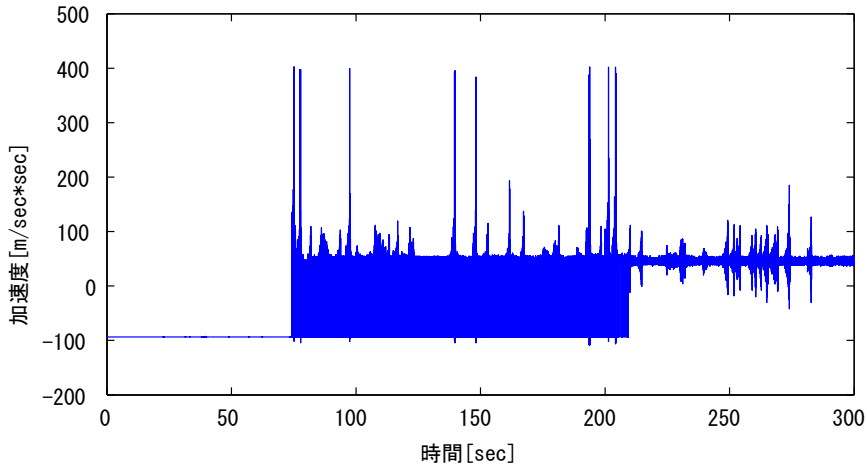


図 5.6 ノイズが混入した加速度応答波形の例

注) 上図には、通信エラーによりノイズが混入した 2012 年 6 月 1 日のセンサ#6 におけるモニタリングデータの例を示している。

つぎに、図 5.6 にノイズが混入した加速度応答波形の例を示している。以下の推計は、このようなノイズ波形をすべて除去したうえで、推計を進めている。

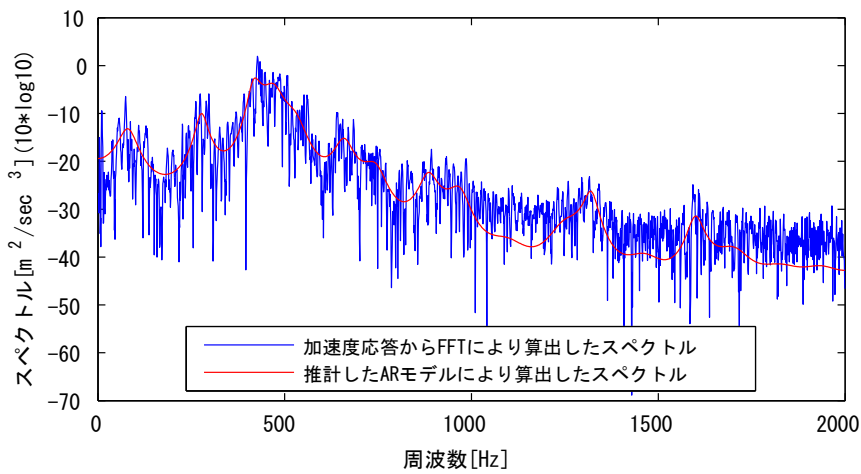


図 5.7 推計した AR モデルから算出したスペクトルの例

注) これは、図 5.5 に示したセンサー#6 で計測したジョイント振動の加速度応答の最大振幅以降 1 秒分の波形に対して推計したものである。

5.4.2 無線モニタリングデータを用いた異常検知の推計結果

図 5.7 には、1 例として、推計した AR モデルから算出したスペクトルを示している。比較するために、加速度応答から FFT により算出したスペクトルも併せて示している。図 5.7 を見ると、推計した AR モデルの精度は十分であると考えられる。

AR モデルを逐次推計する際には、次のような既知パラメータを採用した。

$$\begin{aligned}\text{サンプリング間隔} : \Delta t &= 1/\text{サンプリング周波数} \\ &= 1/4000 = 0.00025 \text{ [sec]} \\ \text{AR 係数の次数} : M &= 40 \\ \text{セッション長さ} : T &= 4000\end{aligned}$$

本研究では、各 5 分間のジョイントの加速度応答から最大振幅以降 1 秒分の波形をそれぞれ切り出して、セッションの時系列として使用している。また、確認のために、ノイズ混入による変化点の検出ケースも 1 例として挙げている。以下、本研究の推計詳細について説明する。

1) ノイズ混入に起因する変化点の検出

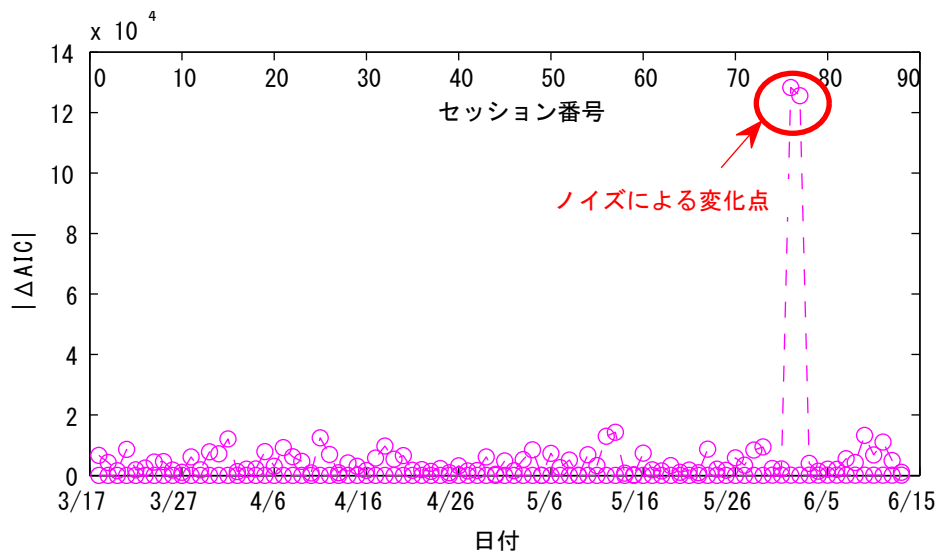


図 5.8 ノイズが混入した場合の推計結果 (センサー#6)

本研究では、健全なジョイントの劣化状態をモニタリングし、損傷を早期に検知することを主な目的としている。そのため、推計においては、健全なジョイント#6 に焦点を絞り、比較するために必要に応じてその他の劣化しているジョイントについての分析も行っている。

まず、前節に述べた「ノイズが混入した加速度応答波形」の例を事前既知情報として、ノ

イズが混入した場合にその変化点を検出できるか否かについて推計で確認した。図 5.8 にその結果を示す。図示の通り、日付 2012/6/1 (セッション 76 番) で $|\Delta AIC|$ 値が一番高くなっており、よって変化点が検出されたことがわかった。

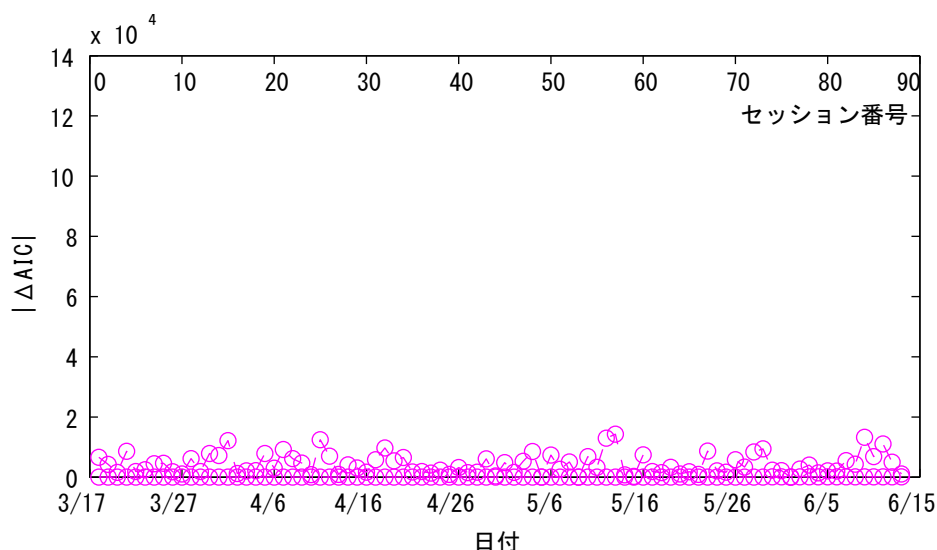


図 5.9 ノイズを除去した後の推計結果 (センサー#6)

また、図 5.8 と比較するために、ノイズを除去した後の推計結果を図 5.9 に示す。図示の通り、前に表れていた変化点がなくなっていることがわかる。

2) すべてのノイズを除去した場合の変化点検出

つぎに、すべてのノイズ波形を除去し、#1 から#6 までのそれぞれのジョイントに対して変化点検出のための逐次推計を行った。図 5.10 にすべてのジョイントの AIC 推計値とともにセッションまたは日付ごとにプロットアウトしている。

図 5.10 を見ると、次のようなジョイント劣化に関する特徴がわかった。健全なジョイント#6 の AIC 推計値は、他の劣化しているジョイントより比較的低い横軸 (平均値軸) に沿って変動している。一方、劣化している他のすべてのジョイントは健全なジョイント#6 より上方で AIC 推計値が変動している。このような特徴に基づき次のようなジョイントの劣化現象を想定できると考えられる。すなわち、突発的な損傷発生に伴って健全なジョイントの AIC 推計値は比較的低い横変動軸から他の劣化しているジョイントのような比較的高い横変動軸へ突発的にジャンプする。このような変化であれば、本研究で提案した検出方法は十分に有効であると考えられる。以下、そのような変化が起こる場合の変化点検出を試みる。

まず、すべてのジョイントにおける $|\Delta AIC|$ 推計結果を図 5.11 に示しながら、変化点の

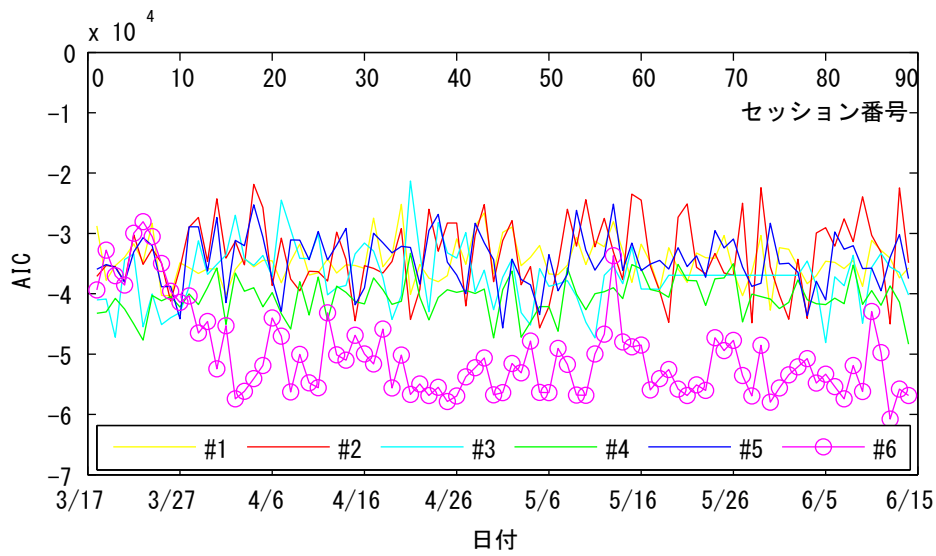


図 5.10 ノイズを除去した後の AIC 推計結果

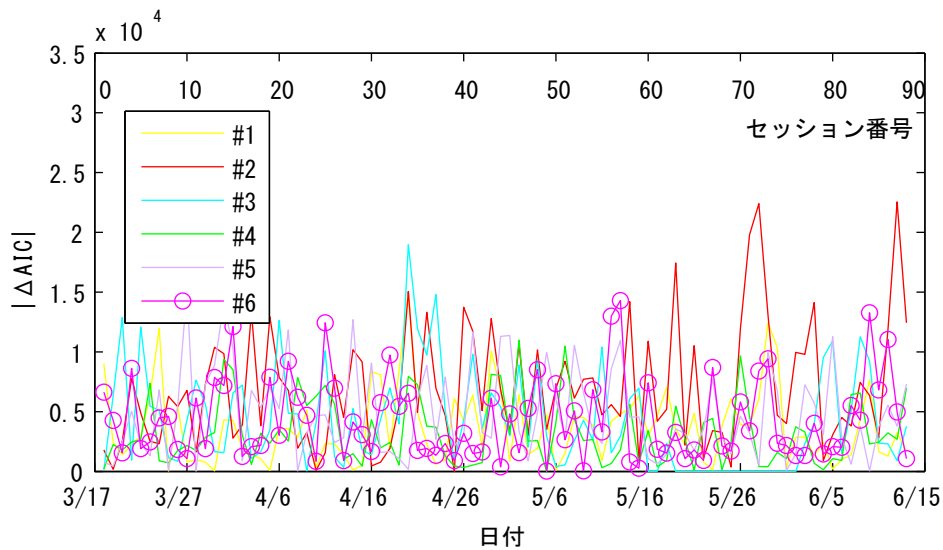


図 5.11 ノイズ無しの場合の $|\Delta AIC|$ 推計結果

- 注) センサ#1 : PK-下り線-車道 1(走行車線), 継手中央に本体亀裂, 健全度 3
 センサ#2 : PK-上り線-車道 2(追越車線), 全体が本体摩耗, 健全度 3
 センサ#3 : PK-上り線-車道 1(走行車線), 本体と接合部にすきま, 健全度 3
 センサ#4 : PJ-上り線-車道 1(走行車線), 継手端部に本体亀裂, 健全度 3
 センサ#5 : PJ-上り線-車道 2(追越車線), 継手中央に本体亀裂, 健全度 3
 センサ#6 : PJ-下り線-車道 1(走行車線), 健全な状態, 健全度 1

検出状況を整理しておく。図 5.11 を見ると、健全なジョイント#6 においては、明らかな大きいレベルでの変化がまだ表れていない。理由として、第 2 章や第 3 章で行った劣化予測の結果通り、たとえば、比較的劣化の早いケース（路上ケース）の比較的劣化の早いパターンでも健全度が 1 レベル程度で劣化するには約 1~2 年かかるからである。言い換えれば、本研究の対象モニタリング期間（数か月程度）は比較的短いため、健全なジョイント#6 においては、まだ劣化損傷が発生していない可能性が高いと考えられる。したがって、今後長期にわたってジョイント#6 のモニタリングを続ける必要がある。一方、劣化しているジョイントに関しては、その中のジョイント#2 と#3（健全度はともに 3）では、少し大きめな $|\Delta AIC|$ のピックも表れていることを読み取れる。したがって、ジョイント#2 と#3 では劣化は新たに進行している可能性があると考えられる。

つぎに、健全なジョイント#6 のケースにおいて、上記に述べた「突発的な損傷発生により AIC 推計値が比較的低い横変動軸から比較的高い横変動軸へ突発的にジャンプする」ケースを想定し、それに起因する変化点の検出を試みる。ケースを模擬するために、事前準備として、すでに推計したジョイント#6 の AIC データ（時系列）のうち、2012/5/1 以降のデータ部分を同一車線に配置されているジョイント#1（劣化している、かつ健全度 3）の 2012/5/1 以降の AIC 値で書き換えておく。その後、想定したケースが起こった場合のジョイント#6' の $|\Delta AIC|$ を算出し、明らかな変化点があるか否かを考察する。以下、その詳細について説明する。

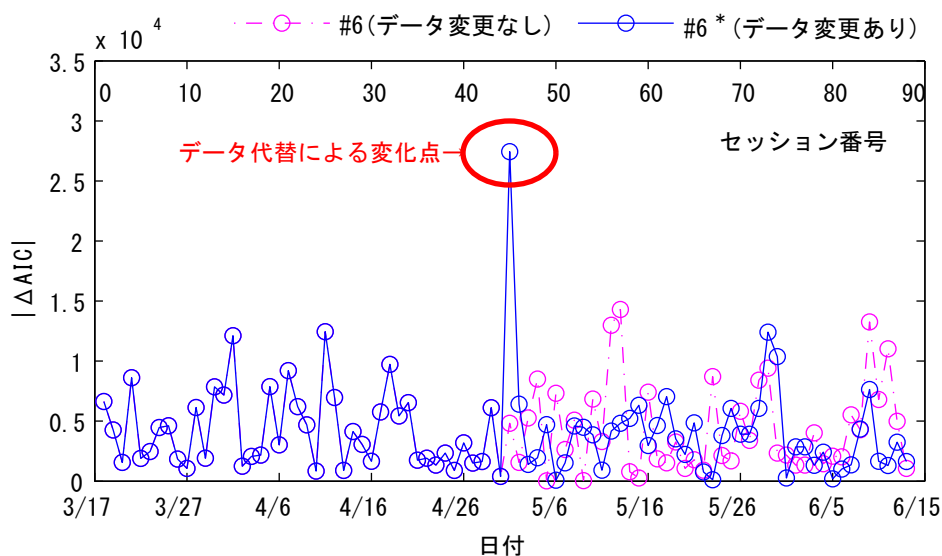


図 5.12 センサー#6 における想定したケースが起こった場合の推計結果

図 5.12 に、想定したケースが起こった場合のジョイント#6' の $|\Delta AIC|$ の推計結果を示している。比較するために、元の $|\Delta AIC|$ の推計結果もともに図示している。図 5.12 に示

している通り、「#6'(データ変更あり)」の場合では、明らかにレベルの大きい変化点が表れていることがわかる。したがって、想定したようなジョイントの劣化損傷において、本研究で提案した変化点の検出方法は十分に有効であるといえる。よって、ジョイントの異常検知は可能と考えられる。

5.5 おわりに

本研究では、AR モデルを基本とした時系列モデルを用いた橋梁ジョイントの異常検知アルゴリズムを開発した。具体的には、時系列であるモニタリングデータ（本研究では加速度応答）に基づき AR モデルを逐次的に推計することで、AR モデルのパラメータ情報（時系列）を得られる。これらのパラメータの中から AIC 推計値の $|\Delta AIC|$ を今回のジョイントの動特性の変化点を検出するための指標として採用した。また、適用事例を通して、開発した異常検知アルゴリズムと異常検知の評価指標の有効性を検証した。

その結果、本研究の適用事例では、健全なジョイントにおいて、1) AIC 推計値は、他の劣化しているジョイントより比較的に低い横軸（平均値）に沿って変動している。一方、劣化している他のすべてのジョイントの AIC 推計値は健全なジョイントより上方変動しているという特徴がわかった。2) 1) の結果からジョイントの劣化損傷として、「突発的な損傷発生に伴って健全なジョイントの AIC 推計値は比較的低い横変動軸から他の劣化しているジョイントのような比較的高い横変動軸へ突発的にジャンプする」と想定した場合、本研究で提案した検出方法は十分に有効であると考えられる。3) 2) に関して、模擬的な推計および変化点検出の結果、想定した場合のジョイント異常検出は可能なことがわかった。一方、実際のモニタリングデータに基づいた推計では、ジョイントの異常を検出していない。その理由として、第 2 章や第 3 章で行った劣化予測の結果の通り、たとえば、比較的劣化の早いケース（路上ケース）の比較的劣化の早いパターンでも健全度が 1 レベル程度で劣化するには約 1~2 年かかるからである。言い換えれば、本研究の対象モニタリング期間（数か月程度）は比較的に短いため、健全なジョイントでは、まだ劣化損傷が発生していない可能性が高いと考えられる。したがって、今後長期にわたって健全なジョイントに対するモニタリングを続ける必要がある。一方、健全なジョイントに対し、劣化しているジョイントにおいては、一部のジョイントでは、少し大きめな $|\Delta AIC|$ のピックも表れていることから、劣化は新たに進行している可能性があると考えられる。

また、今後の課題として、次のような内容が挙げられる。1) 上述したように、健全なジョイントに対し、今後長期（1 年、2 年、3 年、…）にわたってモニタリングを続けること

で、本研究で開発した異常検知アルゴリズムと異常検知の評価指標の有効性を検証する必要がある。2) また、本研究では異常検知のための閾値の設定はまだ課題として残っているため、今後、その閾値を設定する必要がある。3) 本研究では、ジョイントの劣化損傷を突発的なようなものとして焦点を絞った。今後、ジョイントの劣化損傷を徐々に進行していくようなケースも考慮する必要がある。また、それに合わせたような特徴量の抽出も重要である。4) 本研究では、異常検知の評価指標として、AR モデルのパラメータである AIC 推計値の $|\Delta AIC|$ のみを採用したが、今後、異常検知の評価指標を多種類に増やし、多方面からジョイントの劣化評価を試みることは重要である。

参考文献

- 1) 塚本成昭, 山上哲示, 片岡正純, 貴傳名確一: 車両走行時の異常音計測による伸縮継手異常検出の試み, 土木学会年次学術講演会講演概要集, 土木学会, CD-ROM, No.I-524, 2010.
- 2) 金川昌弘, 貝戸清之, 小林潔司: 社会基盤施設マネジメントのためのモニタリング技術とセンサーネットワーク, 第39回土木計画学研究・講演集, 土木学会, CD-ROM, No.46, 2009.
- 3) 小林潔司, M. N.B. JAAFAR, 尾形誠一郎, 塚井誠人: 越境ヘイズ災害のための危険予測情報, 土木学会論文集 D, Vol.63, No.4, pp.478-497, 2007.
- 4) Walter Zucchini and Iain L. MacDonald: Hidden Markov Models for Time Series An Introduction Using R, CRC Press, 2009.
- 5) 山西健司: 情報論的学習理論, 共立出版, 2010.
- 6) Fryba, L.: Vibration of Solid and Structures undger Moving load, Noordhoff International, 1972.
- 7) 松浦章夫: 高速鉄道における橋桁の動的挙動に関する研究, 土木学会論文集, 第256号, pp.35-47, 1976.
- 8) 長山智則, 阿部雅人, 藤野陽三, 池田憲二: 常時微動計測に基づく非比例減衰系の非反復構造逆解析と長大橋の動特性の理解, 土木学会論文集, No.745/I-65, pp.155-169, 2003.
- 9) 小国健二, 堀宗朗: 無線センサネットワークによる構造物塑性化検知のための計測・解析手法の提案, 土木学会論文集 A2 (応用力学), Vol.67, No.1, pp.13-24, 2011.
- 10) Y. B. Yang, C. W. Ling and J. D. Yau: Extracting bridge frequency from the dynamic response of a passing vehicle, Journal of Sound and Vibration, Vol.272, pp.471-493, 2004.

- 11) 吉本剛生, 片岡健司, 駒谷喜代俊: 特開 2002-37070 「車両位置検出装置および車両速度検出装置」, 2002.
- 12) K. Yamanishi and J. Takeuchi: A unifying framework for detecting outliers and change-points from non-stationary time series data, Proceeding of the Ninth ACM SIGKDD, ACM Press, pp.389-394, 2001.
- 13) Christopher M. Bishop: Pattern Recognition and Machine Learning, Springer, 2006.
- 14) 岡林隆敏, 中忠資, 奥松俊博: 多次元 AR モデルを用いた常時微動による橋梁振動特性推定法と推定精度の検討, 土木学会論文集 A, Vol.64, No.2, pp.474-487, 2008.
- 15) Burg, J.P.: A new analysis technique for time series data, paper presented at Advanced Study Institute on Signal Processing, NATO, Ensched, Netherlands, 1968.
- 16) 土岐憲三, 佐藤忠信, 生木泰秀: 自己回帰・移動平均法による構造物の動的パラメータの推定, 京都大学防災研究所年報.B, 21(B-2), pp.57-68, 1978.
- 17) Walker, G.: On Periodicity in Series of Related Terms, Proc. Roy. Soc. London, serA, 131, pp.518-532, 1931.
- 18) Durbin, J.: The Fitting of Time Series Models, Rev. Int. Inst. Statist., 28, pp.233-244, 1960.
- 19) Ulrych, T.J. and T.N. Bishop: Maximum Entropy Spectral Analysis and Autoregressive Decomposition, Review of Geophy. and Space Phy., 73, No.1, pp.183-200, 1975.
- 20) 松岡弘大, 貝戸清之: AR モデルの逐次推計と AIC を利用した振動特性の変化点検出, 土木学会年次学術講演会講演概要集 (CD - ROM) , ROMBUNNO. I-540, 2011.

第6章 おわりに

本論文は、橋梁ジョイントのアセットマネジメントの高度化を実現するため、実用性の極めて高い方法論を提案し、高速道路の橋梁ジョイントの劣化評価問題を対象として、その有効性について検証を試みたものである。本研究で提案した「劣化予測モデル」、「重点管理ジョイントの抽出手法」、「ジョイントの無線モニタリング手法」、「異常検知アルゴリズム」は、中・長期的なジョイントの補修計画の合理化に資するものであり、その学術的・実務的意義は極めて高いと考える。

第2章では、ジョイントの劣化過程を予測するために、サンプル欠損を考慮したジョイントの劣化予測モデルを提案した。具体的には、多段階指数ハザードモデルをジョイントの劣化予測モデルとして採用し、その際、サンプル欠損バイアスの課題に着目する。本研究では、選択枝別サンプリング法を用いて、サンプル欠損バイアスを考慮した推定法を定式化し、多段階指数ハザードモデルの推計に適用する方法を提案した。本研究で提案した方法により、補修や点検データがランダム抽出されていないなどに起因するサンプル欠損により発生するシステムの推計バイアスを除去することが可能となる。サンプル欠損バイアスは、パラメータ推定に用いる実測サンプルが、ランダム抽出されないことに起因して発生する。そのため、対象とするサンプル集合を測定間隔と事前健全度に着目して複数のサンプル部分集合に分割するとともに、各サンプル部分集合から実測サンプルをランダム抽出できるようなデータ発生メカニズムを構成することにより、サンプル欠損バイアスを除去する方法を提案した。そして、実データを用いてサンプル欠損の影響を実証的に検証しておくため、さらにサンプル欠損を考慮した劣化予測モデルのベイズ推計スキームを構築した。それにより推計結果の確率分布を得ることも可能となった。また、本研究で提案した劣化予測モデルを高速道路の高架橋ジョイントの路上点検データと路下点検データにそれぞれ適用しベイズ推計することで、その有効性を検証した。また、サンプル欠損を考慮した劣化予測モデル、および考慮していない劣化予測モデルをそれぞれ推計し、それらと比較することによりサンプル欠損を考慮した劣化予測モデルの整合性を示し、そして適用事例における最適モデルを決定できた。しかしながら、現状、ジョイントの劣化点検に

においては、路上点検と路下点検で点検項目や評価基準などは異なるため、二つの点検からは異なる劣化特性が得られる。そのため、本研究のサンプル欠損を考慮したジョイントの劣化予測モデルを用いてジョイントの劣化過程を推計するときに、路上と路下とは異なる期待劣化パスが算出することになる。路上または路下のみの推計結果を使用すると、ジョイントの期待劣化パスを過大または過小に評価してしまう可能性が考えられる。今後、実務的なニーズにも合わせて競合的劣化ハザードモデルなども活用し、路上と路下の2つのケースを有機的に融合した平均的な期待劣化パスを算出する必要がある。

第3章では、劣化の進行が早い、定期的な目視点検では早期発見が困難なジョイントに対して、橋梁の重点管理部材として位置づけ、モニタリングを利用した常時監視を行うための対象候補の抽出手法として、拡張した多段階混合マルコフ劣化ハザードモデルを階層ベイズ推計し、部材個々の劣化速度に対するベンチマーク分析に基づく重点管理ジョイントの抽出手法を提案した。本研究では、階層的に異質性パラメータを設定した多段階混合マルコフ劣化ハザードモデルを階層ベイズ推計することにより、マクロな視点（路線単位）からの劣化過程の把握とミクロな視点（ジョイント単位）からの劣化過程の把握を同時に行うことが可能となった。また、路上点検データと路下点検データのように、同一の社会基盤施設に対して異なった視点から点検がなされている場合の重点管理部材の抽出も可能となった。そして、高速道路の高架橋のジョイントを対象とする実証分析も行い、路線間、さらには路線内の個々のジョイント間のベンチマークに基づき、モニタリング対象とすべきジョイントの抽出を実証的に行った。一方、今後の課題としては、本研究で算出した期待劣化パスを用いてのライフサイクル費用を最小とする補修・取替え時期の決定方法の確立などが考えられる。

第4章では、第二世代のアセットマネジメント研究を視野に入れ、モニタリングシステムのアセットマネジメントへの適用可能性について、データ回収の継続性と効率性という観点で検討を行った。具体的には、モニタリングによる常時監視を実現させるために、路車間無線通信を用いた効率的なデータ回収手法の開発を行った。また、高速道路において、モニタリング計測と連動した路車間無線通信試験を実施することで、走行車両により取得可能なデータ容量を明らかにするとともに、頻度分布のような分析結果であれば80km/hの高速走行中であっても十分に回収可能であることを明らかにした。さらに実用化における課題と展望を、ハードウェアおよびソフトウェアの観点から整理したうえで、路車間無線通信を活用したジョイントのモニタリングシステムを開発し、そして、実橋においてジョ

イントの継続的モニタリング試験を実施した。また、試験結果の分析により、ジョイント損傷と卓越振動数の関係を明らかにした。しかしながら、モニタリングシステムにおける電源確保などのような従来課題が依然残っている。今後、ソーラー電池などの実証的検討が重要である。

第5章では、ARモデルを基本とした時系列モデルを用いた橋梁ジョイントの異常検知アルゴリズムを開発した。具体的には、時系列データに基づきARモデルを逐次的に推計することで、ARモデルのパラメータ情報を時系列として獲得する。その中からAIC推計値を特徴量として抽出し、それに基づき算出した $|\Delta AIC|$ をジョイントの振動特性の変化点を検出するための指標として採用した。また、本研究で開発した異常検知アルゴリズムを高速道路の高架橋ジョイントのモニタリングデータに適用することで、その有効性を検証した。しかしながら、検証に使用できるジョイントのモニタリングデータは短期間なものしかなく、ジョイントの劣化損傷はまだ起きていないため、当然ながら、異常は検出されていない。したがって、本研究で開発した異常検知アルゴリズムをさらに検証するには、今後長期（1年、2年、3年、…）にわたってジョイントをモニタリングし続ける必要がある。

最後に、今後の展望として筆者がつぎのようなことを考えている。本研究では、橋梁ジョイントのアセットマネジメントの高度化を目指して、モニタリングを用いた具体的な実現手法を提案している。今後、ジョイントのマネジメントだけではなく、「非常時の意思決定」を対象とするリスクマネジメントにも、本研究の成果が活用できると考えている。以下、その理由を示す。

社会基盤施設に対するモニタリングの位置づけとして、モニタリング開発を「時間頻度」「空間密度」「スマート化」という3つの方向性で考えることができる。「時間頻度」が高くなると常時モニタリングに近づくこと、「空間密度」が高くなると社会基盤施設群全体を対象としたモニタリングに近づくこと、「スマート化」はモニタリングシステムからのアウトプット情報が構造性能など、より高度化されることをそれぞれ意味している。目視点検もモニタリングの一種と考えると、目視点検は「時間低頻度、空間高密度、低スマート化」に位置づけることができる。本研究の路車間無線通信を活用したモニタリングの位置づけを一言で言うと、時間低頻度を「時間高頻度」へ引き上げる役割を果たしている。もちろん、表面状態しかモニタリングできない目視点検よりも、種々のセンサーを用いることが可能な本研究の方が、スマート化にも貢献はしているが、貢献度合いは時間頻度に対する方が

大きい。なぜなら、時間頻度を「低」から「高」に向上させることは、アセットマネジメントからリスクマネジメント（総合リスクマネジメント）の領域へ踏み込むことに他ならないからである。すなわち、寿命が長い土木構造物の「常時の意思決定」を対象とするアセットマネジメントでは現行の目視点検の頻度であっても合理的な意思決定を導くために十分な情報を獲得することができるが、「非常時の意思決定」を対象とするリスクマネジメントに必要な情報を獲得するには実施頻度が低い。したがって、本研究の路車間無線通信を活用したモニタリングは、アセットマネジメントからリスクマネジメントへの移行および実践を行うための実践的なツールでもあるといえる。

これに対し、長大橋など、一部の特殊な土木構造物に対して適用されてきた従来型のモニタリングシステムは「時間高頻度、空間低密度、高スマート化」に位置づけることができる（1つの構造物に対して多数のセンサーを設置するなど、集中的なモニタリングを実施する行為は高スマート化に分類する。空間密度はあくまでもネットワークとしての社会基盤施設群に対するセンサー配置の密度の高さを示す）。スマート化は大きく2つのフェーズに分類することができる。下位に位置するのが非性能評価（相対評価や目視点検による健全度評価など）フェーズであり、上位に位置するのが性能評価（耐荷力や耐久性など）フェーズである。一部の構造物や施設を除き、現状の目視点検や本研究のモニタリングは、下位のフェーズを対象としている。上位フェーズの実用化までを視野に入れると、点検制度や体制の見直しが必要となるために、単に技術開発の範疇を超え、多大な時間を要する。

したがって、当面は下位フェーズの開発および実用化を確実なものとし、実績を蓄積した上で段階的に上位フェーズに移行することが現実的であると筆者が考えており、本研究の成果が現在のアセットマネジメントの発展に、そしてアセットマネジメントからリスクマネジメントへの移行および実践に貢献できることを期待している。

謝辞

本研究の遂行にあたり、多くの方々にご指導、ご鞭撻を賜りました。ここに心より感謝の意を表します。

まず、京都大学の小林潔司教授には、本論文を作成するにあたり終始適切なご指導を頂きました。思い起こせば筆者は、平成20年頃に福岡で開催されたOB会にて、小林潔司教授と久しぶりにお会いし、そこから、無線モニタリング技術を活用したアセットマネジメントに関する研究領域に足を踏み入れさせて頂きました。以降、平成24年までの約4年間にわたる共同研究を通して、アセットマネジメント論全般にわたる貴重なご指導を賜りました。また、共同研究の成果を取りまとめるにあたり、学会発表等の様々な機会を与えて下さったことは、筆者にとっての大きな財産となりました。ここに、改めて感謝の意を表する。

京都大学の天津宏康教授には、第2章の「サンプル欠損を考慮した劣化予測モデル」について大変有益な御指導・御助言をいただきました。また、京都大学の河野広隆教授には、本論文のタイトルおよび第2章の「ジョイントの劣化の実態」について、大変貴重な御意見をいただきました。ここに、心より感謝申し上げます。

京都大学の松島格也准教授から、各章のタイトルの作成および共同研究試験の実施とその成果を取りまとめて学会発表の際に、親切丁寧なご指導を賜りました。また、京都大学の大西正光助教から、研究説明資料の作成および博士学位論文の提出の際に、親切丁寧なご指導を賜りました。そして、吉田助教をはじめとする小林研究室の他の諸兄には、本研究をとりまとめる上で様々な御協力を頂きました。また、秘書の藤本彩氏には、研究活動全体を支援して頂きました。心より感謝致します。

つぎに、大阪大学の貝戸清之准教授には、非常に御多忙な中、研究全体の枠組みから各章の細部に至るまで、懇切丁寧な御指導と御助言をいただきました。心より、厚く御礼申し上げます。

大阪大学の貝戸清之研究室の松岡君には、モニタリングと異常検知の研究を進めるにあたり、多大な御助力を頂きました。そして、同研究室の水谷君には、重点管理部材の抽出

手法の研究を進めるにあたり，多大な御助力を頂きました。心より感謝致します。

そして，本研究の路車間無線通信のフィールド試験およびジョイントのモニタリング試験の実施に際して，阪神高速道路株式会社，阪神高速技術株式会社，(財) 阪神高速道路管理技術センターには多大なご協力を賜りました。ここに記して感謝の意を表します。

また，筆者の所属先であるパナソニック システムネットワークス株式会社（旧パナソニック コミュニケーションズ株式会社）の皆様にも，改めて感謝申し上げます。旧パナソニック コミュニケーションズ株式会社の水谷幹男副社長（京都大学出身の先輩）には，本論文仕上げの際に，全般にわたって親切丁寧なご指導をいただきました。旧パナソニック コミュニケーションズ株式会社の善明啓一 BU 長（現パナソニック システムソリューションズジャパン株式会社九州社社長）には，博士入試出願の際に推薦書まで親切丁寧に書いていただき，また優しく励ましていただきました。そして，優秀な電気技術者である同僚渡辺一英さんには，無線技術についていつも温かくサポートしていただき，また学会発表論文の文書チェックまで応援していただきました。この場を借りて，感謝の意を記します。

最後に，本研究の完成を何よりも楽しみにしてくれた橋本邦人ご夫婦様（自分が日本に留学した際の保証人），また父および義父に，そして，長年にわたり笑顔で筆者の研究生活を支えてくれた妻と息子に，心より感謝いたします。

2012年9月

金川 昌弘