



道路政策の質の向上に資する技術研究開発
成果報告レポート
No. 27-1

研究テーマ

災害・日常時の道路の信頼性と
その総合・長期的評価の研究開発：
幹線道路ネットワークデザインと維持管理計画

研究代表者： 金沢大学教授 中山 晶一朗
共同研究者： 金沢大学教授 高山 純一
金沢大学教授 近田 康夫
金沢大学准教授 小林 俊一
金沢大学准教授 久保 善司
金沢大学准教授 菅沼 直樹
金沢大学准教授 藤生 慎

令和元年 7 月

新道路技術会議

目次

第1章	目的・概要	1
1.1.	研究の目的・概要・まとめ	1
1.1.1.	研究の全体概要	1
1.1.2.	各研究年度の概要	1
1.2.	研究体制	5
第2章	総合的便益評価法	6
2.1.	はじめに	6
2.2.	時間信頼性と連結信頼性の統合評価	6
2.2.1.	連結信頼性向上による便益	6
2.2.2.	時間信頼性指標	9
2.2.3.	連結信頼性と時間信頼性の統合評価	9
第3章	確率的均衡配分モデルの開発	11
3.1.	はじめに	11
3.2.	確率的均衡配分モデルと非観測リンクの交通量の推定	11
3.2.1.	確率変動する交通量	11
3.2.2.	交通量配分モデルの定式化	14
3.3.	旅行時間のパーセンタイル値の計算法	17
3.3.1.	検討のねらい	17
3.3.2.	正規分布1	17
3.3.3.	正規分布2	18
3.3.4.	対数正規分布	18
3.4.	確率的均衡配分モデルを用いたOD修正法	18
3.4.1.	この節のねらい	18
3.4.2.	確率的な交通量	19
3.4.3.	交通量配分モデルの定式化	19
3.4.4.	確率配分モデルの改良	20
3.4.5.	石川県のネットワークを対象とした試算	20
第4章	プローブデータの分析と時間信頼性評価	22
4.1.	はじめに	22
4.2.	プローブデータによる時間信頼性の評価	22
4.2.1.	プローブデータの概要	22
4.3.	時間信頼性の評価	23
4.3.1.	時間信頼性評価の考え方	23
4.3.2.	プローブデータの集約	23
4.3.3.	走行速度の平均・標準偏差の推定	24
4.3.4.	時間信頼性の評価	26
4.4.	データ融合による所要時間分布推定手法の実用化	28
4.4.1.	トラカンデータの概要	28

4.4.2.	トラカンとプローブのデータ融合による速度変動推定手法の提案.....	28
4.4.3.	プローブデータとトラカンデータの融合による所要時間分布の推定結果.....	32
第 5 章	道路施設統合データベースシステムの構築.....	39
5.1.	はじめに.....	39
5.2.	データベースの構築.....	39
5.2.1.	データベースの元となる資料.....	39
5.2.2.	データベースのシステムの選定.....	40
5.2.3.	データベースの設計.....	40
5.3.	データベースと GIS との統合.....	42
5.3.1.	ArcGIS によるデータベース利用.....	42
5.3.2.	QGIS によるデータベース利用.....	42
5.4.	市町村管理橋梁データベースの設計.....	42
5.4.1.	データベースの構成.....	42
5.4.2.	新規データの追加手順の統一.....	43
5.4.3.	GIS 用ジオメトリ情報の付与とその活用.....	43
5.5.	トンネルデータベースの見直し.....	43
5.5.1.	設計の見直し.....	43
5.5.2.	GIS 用ジオメトリ情報の付与とその活用.....	44
5.6.	道路施設データベースと GIS の相互関係.....	44
5.7.	システムの稼働画面.....	44
第 6 章	道路ネットワークの脆弱性評価.....	46
6.1.	はじめに.....	46
6.2.	固有値解析を用いた道路網接続性の評価.....	46
6.2.1.	評価の考え方.....	46
6.2.2.	実際の道路網の接続性評価.....	47
6.3.	維持管理計画策定のための接続性分析.....	50
6.3.1.	道路網の接続性確保（定義）.....	50
6.3.2.	接続性確保を考慮した維持管理方針.....	50
6.3.3.	維持管理対象経路の選定方法.....	51
6.3.4.	脆弱箇所の設定の考え方.....	52

第1章 目的・概要

1.1. 研究の目的・概要・まとめ

1.1.1. 研究の全体概要

災害・日常時の両方で信頼性の高い道路ネットワークの整備を目指して、連結・時間信頼性を考慮した総合的な便益評価法を実用化し、それを用いた道路ネットワークデザイン手法を提案する。そのために、道路施設の脆弱性評価や旅行時間変動の推定等の要素技術を開発する。また、長期にわたり信頼性を確保するための維持管理計画策定法も提案する。

1.1.2. 各研究年度の概要

【平成 27 年度】

東日本大震災や阪神淡路大震災の経験などから、道路ネットワークの重要性が深く認識されるようになった。また、災害時だけでなく日常でも事故その他の要因で旅行時間（所要時間）が超大になることは誰しも経験するところであり、通常時でも道路の信頼性の向上は利用者の利便性に資する。なおさら災害・緊急時では、避難や必要な物資運送が可能であることが重要であり、防災拠点間などが走行可能な道路リンクで連結されていることが重要である。

そのため、災害・日常時の両方で信頼性の高い道路ネットワークの整備を目指し、石川県をモデルとして、連結・時間信頼性を考慮した総合的な便益評価法を実用化し、それを用いた道路ネット

ワークデザイン手法について、以下にあげる検討を行うことにした。

1) 道路ネットワークの連結・時間信頼性の両方を考慮した総合的な便益評価法の実用化

道路は連結したネットワークで機能する。したがって、個々の道路リンクを独立に考えるのではなく、道路ネットワーク全体で信頼性を考える必要がある。また、道路ネットワークは災害時だけでなく、通常時のサービスも考えて評価する必要がある。

そこで、まず、これまでに行われた道路信頼性やその評価法についての研究やレビューを土台に、最新のレビュー・文献調査を詳細に行った。次に、そのレビューをもとに、広域道路ネットワークに対しては、どのような連結性の評価法がよいのか、時間信頼性の評価法としてはどのようなものが良いのかを検討した。そして、日本の道路ネットワークの特性を踏まえた上で、この2つの統合方法を検討し、連結・時間信頼性の両方を考慮して総合的に道路整備や道路政策の便益を評価する手法の実用化を検討した。

2) 確率的均衡配分の基本モデルの技術化の推進

時間信頼性の評価のためには、旅行時間自体やそのばらつき・分布を把握することが必要である。観測すればその地点の旅行時間やそのばらつき・

分布が分かる。しかし、全てのリンク等で旅行時間を観測することは困難である。したがって、観測データをもとに観測していない地点も予測・推定する必要がある。

そこで、既に関連されている旅行時間や交通量の確率的変動の取り扱いが可能な確率的ネットワーク均衡配分の基本モデルを発展させ、観測したリンク交通量等のデータを用いて交通量や旅行時間などのデータが直接入手できないリンクがあってもそれらの推定を可能とする手法を新たに開発した。

3) 道路施設の脆弱度評価のための基礎的調査及びデータ整備

道路ネットワークの連結信頼性では、道路や橋梁・トンネル等の道路施設のハード面の信頼性の考慮が必須であり、これらの数値・データ化を行う必要がある。そこで、まず、GIS（地理情報システム）を用いて、緊急輸送道路ネットワークに対する災害リスクの定量化法を検討した。また、道路やその付属施設について、国内外の研究動向、脆弱性に関する既往の研究文献、道路やその付属施設の維持管理や点検のデータに関する基礎的な調査を行った。さらに、GIS 上で、石川県内の一部の道路・付属施設のデータ整備を行った。

【平成 28 年度】

災害・日常時の両方で信頼性の高い道路ネットワークの整備を目指して、連結・時間信頼性を考慮した総合的な便益評価法を実用化し、それを用いた道路ネットワークデザイン手法を提案した。そのために、道路施設の脆弱性評価や通常旅行時間変動の推定などの要素技術を開発した。また、長期にわたり信頼性を確保するためにその維持管理計画策定法も提案することを目的とし、以下の研究に取り組んだ。

所要時間のばらつきが大きいと遅刻しないために早めに出発することによる時間損失である遅刻回避時間損失が大きくなる。これを用いて時間信頼性（所要時間の信頼性）を評価することが

できる。また、災害や事故等で道路が閉塞し、目的地へ行くことができず、移動を取りやめざるを得ないことによる損失が到達不可損失であり、これを用いて連結信頼性を考慮することができる。

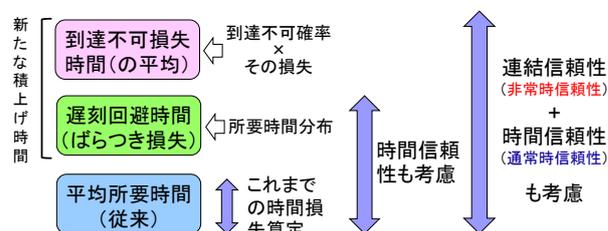


図 1.1 連結による時間信頼性向上の例

図 1.1 (上図) の通り、これまでの費用便益評価で用いられてきた（平均）所要時間に遅刻回避時間と到達不可損失を時間換算したものを積み上げることによって、連結・時間信頼性を考慮した総合的な便益評価が可能となる。遅刻回避時間を算定するためには、各道路の所要時間の分布が必要となる。所要時間分布を出すためには多数の所要時間データが必要となる。ETC2.0 やその他システムによって時々刻々の車両移動軌跡データ（プローブデータ）などが得られるが、この場合、データが十分にある区間や時間帯のみしか所要時間分布を出すことができない。

対象の全ての道路の全ての時間帯での所要時間分布を算出するため、研究代表者らがこれまでに開発した確率均衡配分モデルを拡張した。

連結信頼性を考慮するために到達不可損失を用いるが、それは図 1.1 に表示した通り、到達不可確率とその場合の損失から算出した。到達できず、移動を取りやめることの損失は既存研究の値を用いるなどして、本研究開発では、道路閉塞の起こりやすさを算定し、それから到達不可確率を計算する方法を検討した。このような連結信頼性の評価は時間信頼性よりも格段に難しい上に、災害時などで連結しないことによる損失は人命にかかわることもあり、便益という指標だけで検討することでは十分でない場合もある。よって、連結信頼性の便益評価だけでなく、それよりも簡

便な道路ネットワークの連結性評価 も行い、道路ネットワークの連結性の低い部分を集中的に分析することも行った。

自然災害などによって道路が通行できなくなるのは、地震動を受けることだけでなく、浸水を受けるリスクと道路施設自体の劣化や強度が関わる。本研究開発では、地理情報システム (GIS) を用いて算定した道路施設への外的力のリスク及び道路台帳、橋梁・トンネル・斜面等の管理・点検データに基づいた各道路施設の劣化や強度から災害等に対する各道路施設の脆弱性のレベル分けを行うことにした。

【平成 29 年度】

東日本大震災や阪神淡路大震災などの経験などから、道路ネットワークの重要性が深く認識されるようになった。また、災害時だけでなく日常でも事故その他の要因で旅行時間（所要時間）が長大になることはだれしも体験するところであり、通常時でも道路の信頼性の向上は利用者の利便性に資する。災害・緊急時にはなおさら、避難や必要な物資運送が可能であることや、防災拠点間などが走行可能な道路リンクで連結されていることが重要である。

そのため、災害・日常時の両方で信頼性の高い道路ネットワークの整備を目指し、石川県をモデルとして、連結・時間信頼性を考慮した総合的な便益評価法を実用化し、それをを用いた道路ネットワークデザイン手法について検討することを目的とし、以下の研究に取り組んだ。

1) 道路施設一元管理システムの改良

平成 28 年度に作成した道路施設一元管理システムに、石川県内における直轄国道、石川県土木事務所管理道路等の橋梁について管理・点検データを追加整備した。さらに、石川県下の各道路管理者よりトンネル管理・点検データ、防災(斜面)・点検データについて入手し、追加整備した。データはリレーショナルデータベースを用いて、大容量化・作業効率化を図る。また、道路施設一元管

理システムは GIS をインターフェースとし、金沢河川国道事務所・石川県などの異なる道路管理者が内容を確認可能な構造形式とした。

さらに、CAD 等により電子化された橋梁の設計データ等の取り込み等についてもデータ標準化の研究・実用動向を鑑みながら、汎用的なデータ管理システムとしての構築方法を検討した上で、道路施設一元管理システムへ反映した。

なお、上記のデータ整備・道路施設一元管理システムの改良は、金沢河川国道事務所・石川県等の道路管理者の意見等を反映しつつ行った。

2) 自然災害に対する緊急輸送道路ネットワークの脆弱性算定法の検討

緊急輸送などの道路ネットワークの各リンクの脆弱性を算定するために、道路施設一元管理システムのデータを用いて、橋梁・トンネル等、道路施設の自然災害等に対する脆弱さを 3~4 段階程度に分類する手法について検討した。また、金沢河川国道事務所・石川県等から入手した防災(斜面)点検データを用い、道路の落石・岩盤等崩壊の可能性について同様の検討を行った。

さらに、上記検討結果からネットワークとしての脆弱性を算定する手法を構築し、その結果を用いて石川県(周辺を含む)における緊急輸送道路のネットワーク脆弱性評価を試行した。

3) 時間信頼性評価のためのプローブデータの分析

前年度に実施した旅行時間信頼性評価の精度向上を目的として、商用車プローブデータに加えて ETC2.0 のプローブデータを用いて旅行時間信頼性を評価した。その成果に基づき、旅行時間信頼性評価の精度向上について検討した。

4) 非観測推定モジュールの技術化検討

プローブデータやトラカンデータがない地点の所要時間分布を算定するために、観測を伴わない推定手法について検討し、ネットワークの時間信頼性評価への適用可能性について検討した。

5) ネットワーク連結性を担保する観点からみた維持管理計画の検討

道路管理者が実施している構造物等の各種点検データなどを用いて、緊急輸送道路のネットワーク連結性を担保する観点からみた維持管理計画を検討した。その際、実用性の高い維持管理計画を実現するため、金沢河川国道事務所や石川県土木事務所などと連携して検討を進めることとした。

【平成 30 年度】

過去 3 年度の研究成果を踏まえ、当初の研究目標に対して未達成の課題に取り組むとともに、今後の研究課題を示すことを目的として以下の研究に取り組んだ。

1) 時間信頼性評価精度の向上のためのプローブデータ等の分析

昨年度に実施した旅行時間の信頼性（時間信頼性）の評価精度をさらに向上させるため、ETC2.0 及び商用車プローブデータを所要時間データベースとする時間信頼性評価、及び、時間信頼性の評価精度向上に関する分析を継続した。

2) プローブデータとトラカンデータを融合した所要時間分布推定法の実用化

プローブデータとトラフィックカウンターデータ（トラカンデータ）を融合させたデータベースに基づいて所要時間分布を推定する方法、さらに、推定された所要時間分布のネットワークの時間信頼性評価への適用可能性を検討した。

トラカンの観測地点は限られるが、観測地点の交通量は比較的高い精度で計測することができる。プローブデータとトラカンデータの両方を用いて交通量や速度の推定を行う手法を開発することを検討のねらいとした。

3) ネットワークデザイン等のための道路施設・災害ハザード・交通情報等の共有化・実用化の検討

①平常時・災害時双方の視点で高い信頼性を有する道路ネットワークを整備（ネットワークデザイン）する上で必要不可欠な道路ネットワーク上に存在する各種道路施設の諸元や点検等の管理情報、②想定される自然ハザードの種類やその規模・頻度の情報、③道路の交通機能に係る交通量や道路の各種構造に関する情報等を一元的に管理し、運用するために開発・整備したデータベース（DB）・地理空間情報システム（GIS）の統合システム（以下、道路施設情報の一元管理・共有システム）について、a) システムとしての仕様やサポートするデータの整理、及び、b) 道路ネットワークデザインへの活用方法の提案を行った。

また、この道路施設情報の一元管理・共有システムを実際の道路の整備や維持管理業務において活用し、さらにシステムを継続的に運用していくためのデータ更新や運用形態のあり方について、石川県内の道路管理者との協議に基づく方向性及び課題を整理した。また、平常時・災害時双方を対象とした道路ネットワークの機能性について、道路情報の一元管理・運用システムを活用した評価方法を提案するとともに、石川県の道路ネットワークを対象とした試算を行い、その結果から本システムそのもの、及びこれを活用した道路ネットワークの機能性評価手法の実用化に向けた方向性及び課題を整理した。

4) 道路ネットワークの総合的評価での活用のためのネットワーク接続性評価法の精緻化

3) で構築した道路施設情報の一元管理システムを活用して、災害に対して信頼性の高い道路ネットワークの整備に向けた道路ネットワークの総合的評価を行うための道路ネットワークの接続性評価手法の精緻化について検討した。

道路ネットワークの接続性評価手法の精緻化にあたっては、道路ネットワークの接続性を評価する方法論自体の改良に加え、その手法で使用する入力データの精緻化も実施した。道路ネットワークの接続性評価における入力データとは、すなわち道路ネットワーク上に存在する道路施設の

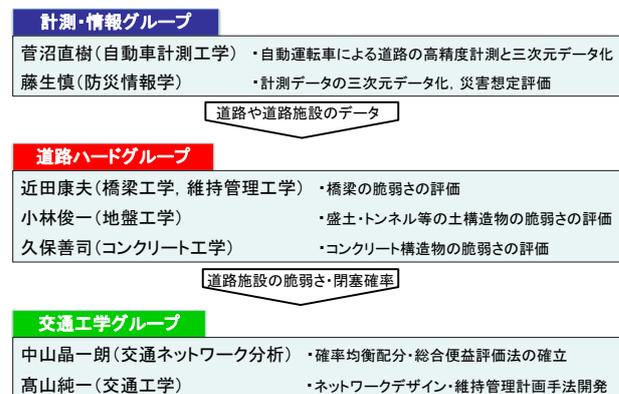
災害に対する脆弱性であり、その精緻化とは、道路施設の管理・点検情報を用いた道路施設の脆弱性の算定手法を精緻化することに等しい。道路ネットワークの総合的評価を行う上で、以上のような道路ネットワークの接続性評価の理論的な精緻化が重要である一方で、その有効性や具体的な活用方法が検証・提案されなければ、本研究の最終的な目的である災害に対して信頼性の高い道路ネットワークを整備することはできない。そこで、精緻化した道路ネットワークの接続性評価手法を活用して実際の道路ネットワークの接続性評価を行い、その有効性について議論した。

また、この結果を踏まえて、提案する道路ネットワークの接続性評価手法の維持管理への活用方法を提案した。

1.2. 研究体制

中山晶一郎（金沢大学教授）が研究代表者として、研究の全体総括にあたった。

研究者を「計測・情報」「道路ハード」「交通工学」の3グループ（下図参照）に分け、研究活動に取り組んだ。



第2章 総合的便益評価法

2.1. はじめに

道路の信頼性についてはいくつもの考え方があるが、それらは連結信頼性・時間信頼性・走行信頼性の3つに大別することができる。ここでは、連結信頼性と時間信頼性の2つに着目した。

道路ネットワークの信頼性評価のためには、連結信頼性と時間信頼性の評価指標が重要と考えられる。中山¹⁾が整理したように、時間信頼性や連結信頼性に着目した信頼性評価に関する既往研究は非常に多い。しかし、道路ネットワークを総合的に評価するには、連結信頼性や時間信頼性といった信頼性指標だけでなく、費用便益分析（基本3便益）を含めた評価が必要である。また、連結信頼性や時間信頼性について、それぞれ単独の研究は極めて多いものの、連結信頼性と時間信頼性の両者を統合的に扱う研究は非常に少ない。

以上を踏まえ、時間信頼性と連結信頼性を統合した道路ネットワークの総合的便益評価法について述べる。

2.2. 時間信頼性と連結信頼性の統合評価

2.2.1. 連結信頼性向上による便益

道路整備は道路ネットワークの密度を高め、時間・連結信頼性の向上をもたらす可能性が高いため、その便益を適切に評価する必要がある。

道路ネットワークの密度が高くなることに対する便益を考える上では次にあげる4つの視点が

重要と思われる：

- 1) トータルの交通容量が増え、既存利用者に対するサービスレベルが向上（旅行時間が低下）、
- 2) 新規整備部分周辺を中心に新たに利用が可能となり、新規利用者に対する便益が発生、
- 3) 災害等でも OD 間の連結が途絶しにくくなり、連結信頼性が向上、
- 4) より多くの経路で OD 間が繋がるためある経路のサービスレベルが低下しても OD 間としては旅行時間の低下が抑えられ、信頼性が向上、

の4つである。なお、これらは便益を捉えるための視点を示したものであり、必ずしも互いに排反ではなく、実際の便益算定では二重計算がないよう留意しなければならない。最初の単純旅行時間減少はこれまでの需要固定型配分を用いた費用便益分析でも算入されている。2番目の新規利用者の便益も、これまでの需要固定型配分をそのまま用いるのではなく、整備前後の OD 表を適切に作成することにより部分的に対応可能であり、また、需要変動モデル（もしくは機関分担モデルなど）を導入することによって、より精緻に評価することができる。3番目と4番目の2点が信頼性に関するものである。

まず、4番目の「より多くの経路で OD 間が繋がるため、ある経路のサービスレベルが低下して

も OD 間としては旅行時間の低下が抑えられ、信頼性が向上」について検討する。ここで、ノード 1 とノード 2 が一つの道路（旧道）で結ばれていたが、その間に新たな道路（新道）が整備されるという状況を考えよう。また、分かりやすくするために、各道路利用者は合理的で旅行時間の小さい道路を選択し、旅行時間は交通量に依存せず、自由走行時間で道路を走行できると仮定する。なお、道路利用者はその自由走行時間を知っているとする。旧道の旅行時間が 20 分で、新道が 30 分の場合（図-2.1 の 1 期の部分参照）、これまでの需要固定型ワードロップ配分を用いた便益計算では、新道整備の便益は算出されない。なぜならば、ノード 1 から 2 へ向かう利用者は新道の整備の後でも変わらず全員が旧道を利用するからである。しかしながら、「より多くの経路で OD 間が繋がるため、ある経路のサービスレベルが低下しても OD 間としては旅行時間の低下が抑えられ、信頼性が向上」と上述したように、ノード 1 と 2 の間の連結性が向上したことにより、便益が発生する場合がある。これを図 2.1 の簡単な例を用いて説明する。新道建設直後の 1 期では、旧道の旅行時間が（確定的に 1 期以内では変化せずに）20 分で、新道が（確定的に）30 分であったが、次の期（2 期）では、工事や災害・信号制御変化等により、旧道の旅行時間が（確定的に）33 分で、新道が（確定的に）27 分となったとする。さらに、3 期では、旧道の旅行時間が（確定的に）25 分で、新道が（確定的に）29 分とする。1 期と 3 期では、全員が旧道を利用するものの、2 期では、全利用者が新道を利用する。旅行時間が変化する場合は新道が利用されることがあり得て、その場合は便益が発生する。旧道と新道の両方がある場合、ノード 1 と 2 の間の移動に要した 1~3 期の平均旅行時間は 24 分である。一方、もし仮に新道が建設されておらず、旧道のみしかなく、図 2.1 と同様に旧道の旅行時間が 1 期 20 分、2 期 33 分、3 期 25 分であった場合、ノード 1 と 2 の間の移動に要した平均旅行時間は 26 分となる。したがって、この場合の新道の便益は 2 分の旅行時間短縮となる。

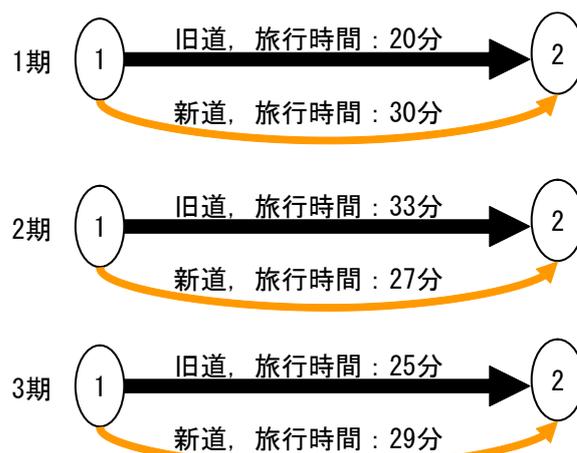


図 2.1 連結による時間信頼性向上の例

ここで、各期間の旅行時間の変化を捉えず、1~3 期の平均旅行時間のみで便益を考えてみよう。旧道の 1~3 期の平均旅行時間は 26 分で、新道の平均旅行時間は 28.7 分である。これをそのままワードロップ配分的に 1~3 期の平均便益を考えると、1~3 期の間は全員が（1~3 期の）平均旅行時間の小さい旧道のみを利用することになり、新道の便益は計測できない。図 2.1 の例では旅行時間の変動・変化を考慮しないと、新道の便益が計算できない。以上のように、旅行時間の変化・変動を考慮すると、算定が可能となる連結性の便益があることが分かる。

以上の議論では、旅行時間の変化・変動に着目しているが、これは既に述べた時間信頼性の向上の便益ではなく、あくまで連結性向上による便益である。これまでに主に交通工学が取り扱ってきた時間信頼性は旅行時間が確率変動することに対する信頼性であり、前提として、利用者が事前に旅行時間を確実に知ることはできず、確率的にしか分からないことを前提としている。このような前提のため、利用者は旅行時間の確率変動が大きい場合は遅刻しないようにセイフティ・マージン等を取り、早めに出発する必要が出てくる。これは時間損失になり、旅行時間の確率変動が小さくなることには価値が生まれる。しかし、上の議論は各期内の旅行時間は確定的で利用者はそれを知っていることを前提としているため、時間

信頼性に該当しない。時間信頼性を考える上で重要な点は、利用者が旅行時間をトリップ前に知っているのかどうかであり、知らない場合は時間信頼性を考えることになる。

上述の通り、旅行時間の変化を知ることができない場合は時間信頼性としてその価値を考慮することができるが、先の簡単な例に基づく議論のように、利用者が旅行時間の変化を知った上で、行動を行うことができる場合、その変化ごとにワードロップ均衡配分を行うことで、道路整備等による連結性向上の便益（上述の4番目の視点からの便益）を算出することができる。図-2.1の例で行ったように、変化・変動ごとにワードロップ均衡配分等で各ODペアの最小旅行時間を計算し、その平均をとったものが利用者のコストである平均旅行時間となり、これに基づいて便益を算出することができる。また、そのような状況下での旅行時間データがある場合は、利用者のOD間の最小旅行時間を取り出して用いることもできる。上に示した例のような、利用者が変化・変動を知った上で行動を行うという前提は、工事や災害等によるリンク閉鎖やリンク容量半減など比較的長期に渡る事象などが該当し得ることが多いと考えられる。

次に、3番目の視点に対応する狭義の連結信頼性の向上について考えよう。連結していないということはそのノード間の旅行時間が無限大であるとして取り扱うことが可能である。しかし、このような方法で現実の道路の便益評価で連結信頼性を取り扱うことには問題が伴う。より実際的には、十分に大きな時間を設定し、それで代用することが考えられる。新規公共投資の研究での禁止的価格という用語にならない、この十分に大きな時間を「禁止的時間」と呼ぶことにしよう。一般的に合意可能な禁止的時間を設定できる場合にはそれをを用いることが可能である。

ODペア*i*間が連結されている確率を π_i とし、その間の（潜在）利用者数を q_i とすると、トリップを行えない場合のコストを含んだ総旅行コストは以下のように与えることができる。

$$\sum_{i \in I} q_i \pi_i \lambda_i + \kappa \sum_{i \in I} q_i (1 - \pi_i) \quad (2-1)$$

ここで、 λ_i はODペア*i*($i \in I$)間の最小旅行時間で、 κ は禁止的時間である。

トリップを行うのか行わないのかを考慮する需要変動（交通需要がコスト等により変化する）の考え方の導入、あるいは、交通需要自体は固定させつつ他の交通機関等への転換の導入を考慮して道路交通に対する需要を変化させることにより、（非連結となって）トリップができない不便益を定量的に扱うことが可能である。交通の分野では、非集計モデルの研究蓄積や経験が豊富であるため、トリップを行うのか、行わないのかの2項ロジットモデルとして需要関数を推定することや他の交通機関との選択を考える場合は機関選択のロジットモデルを推定することなどが考えられる。

ここではネットワークレベルを対象としており、配分はネットワークレベルで実務的にも利用しやすいワードロップ均衡を想定する。この場合、トリップを行う場合のトリップコストとしての旅行時間はそのOD間の（複数経路のうちの）最小旅行時間 λ_i となる。パラメータ θ を導入し、トリップを行うことに対する（確定）効用を $-\theta \lambda_i$ とおく。トリップを行わない場合の効用を単純化のために（OD間で共通の） $-\theta \kappa$ とすると、これら2つに対する2項ロジットモデルを用いて、連結が途切れ、トリップを行えない場合の不効用を推定することができる。この推定された κ を用いることによって、トリップを行えないことに対する不便益を算定できる。これは調査データに基づいた一つの禁止的時間に対応するものと見なすことも可能である。なお、ここでは、ODにかかわらずトリップを行わない場合の不効用は一定としているが、より複雑な設定も可能である。

既に述べたように実務的な観点から配分はワードロップ均衡を用いることにしているため、2項ロジットモデルを用いて κ を推定した場合、道路利用者の選択は図-2.2の通りとなる。

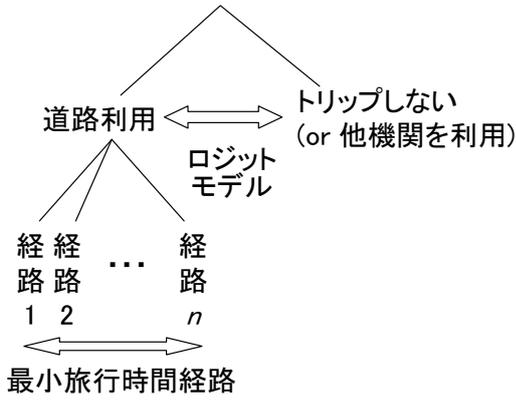


図 2.2 連結信頼性便益評価のための選択構造

この選択構造と統合的な信頼性評価を行うには、式(2-1)よりも次式の総期待最小コストを用いる方が望ましいと言える。

$$\tilde{C}(\boldsymbol{\pi}) = -\frac{1}{\theta} \sum_{i \in I} q_i \pi_i \ln[e^{-\theta \lambda_i} + e^{-\theta \kappa}] + \kappa \sum_{i \in I} q_i (1 - \pi_i) \quad (2-2)$$

なお、 $\boldsymbol{\pi}$ は π_i のベクトルで、上定式右辺第 2 項は非連結の場合は $\lambda_i = \infty$ から導かれる。上式によって、狭義連結信頼性の便益を計測することができる。

上に示した総期待最小コストの式は狭義連結信頼性の便益を捉えるものである。上述の通り、これだけでなく、連結性が向上し、「より多くの経路で OD 間が繋がるため、ある経路のサービスレベルが低下しても OD 間としては旅行時間の低下が抑えられ、信頼性が向上」する効果もある。これは既に述べた通り、各 OD ペアの最小旅行時間の平均によって計測できる。先に示した総旅行コストの式と組み合わせると、これら 2 つの観点からの連結性向上便益（以下、単に連結性向上便益と呼ぶ）を算出することができる。このとき、総期待最初コスト $\tilde{C}(\boldsymbol{\pi})$ の式では、最小旅行時間は確定的であったが、それを変化・変動させることが必要となる。利用者が認知できる（程度に比較的長期に変化・変動する）確率要因の変数ベクトルを \mathbf{Z} とする。この \mathbf{Z} の変化により、OD 間の最小旅行時間は変化する。それを $\lambda_i(\mathbf{Z})$ と表記す

ることとする。 $\lambda_i(\mathbf{Z})$ は OD ペア i 間の最小旅行時間（の確率変数）となる。また、 π_i も \mathbf{Z} に依存すると考えられるため、 $\pi_i(\mathbf{Z})$ と表記することにする。 $\lambda_i(\mathbf{Z})$ の平均 $E[\lambda_i(\mathbf{Z})]$ と $\pi_i(\mathbf{Z})$ を代入すると、（2 つの観点からの）連結性向上便益計算のための総コスト \hat{C} は以下の通りとなる。

$$\hat{C}(\mathbf{Z}) = -\frac{1}{\theta} \sum_{i \in I} q_i \pi_i(\mathbf{Z}) \ln[e^{-\theta E[\lambda_i(\mathbf{Z})]} + e^{-\theta \kappa}] + \kappa \sum_{i \in I} q_i [1 - \pi_i(\mathbf{Z})] \quad (2-3)$$

2.2.2. 時間信頼性指標

利用者が事前に旅行時間を把握できない場合、旅行時間が変動することにより、遅刻やスケジュール通りの活動を行えない等の不利益を被ること、逆に遅刻等を避けるために、セイフティ・マージンを取り、早めに出発することで、時間損失が出るため、時間信頼性には価値が生まれる。

これまでに様々な時間信頼性の定量化のための指標が提案されている。

例えば、旅行時間の % タイル値によって、時間信頼性を評価することとした場合、次に考える問題は、何パーセントイル値を採用すればよいのかというものとなる。

2.2.3. 連結信頼性と時間信頼性の統合評価

既に述べたように、時間信頼性を旅行時間のパーセントイル値に基づいて評価できる。一方、災害や工事等で影響が比較的長期で旅行時間の変化・変動を利用者が認知できる場合については、次式によって連結性向上の便益を算定できる。

$$\Pr[t_{ij}(\mathbf{Y}|\mathbf{Z}=\mathbf{z}) \leq T_{ij}^{0.85}] = 0.85 \quad (2-4)$$

利用者の行動決定前に確定的には認知できない確率的要因の（確率）変数ベクトルを \mathbf{Y} とし、既に述べたように利用者が認知できる要因の確率変数ベクトルを \mathbf{Z} とする。また、それらの実現値（ベクトル）をそれぞれ \mathbf{y}, \mathbf{z} とする。利用者は、 $\mathbf{Z} = \mathbf{z}$ ということを行動決定前に認知するものの、 \mathbf{Y} の実現値は認知できない。

まず、 \mathbf{Y} のみが確率的である場合について考えよう。前節で述べたように、旅行時間が変動することに対しては、例えば、セイフティ・マージンをとることが必要で、このときは旅行時間の 85% タイル値で評価するものとする。つまり、利用者は旅行時間の 85% タイル値を用いて行動を決定する。OD ペア $i (\in I)$ の経路 $j (\in J_i)$ について、上の式を満たす $T_{ij}^{0.85}$ を $t_{ij}^{0.85}(\mathbf{Y}, \mathbf{z})$ と表記することにする。なお、 $t_{ij}(\cdot)$ は OD ペア i の経路 j の（経路）旅行時間関数である。これが時間信頼性を考慮したその経路のトリップコストである。

次に、 \mathbf{Y} と \mathbf{Z} の両方が確率変動する場合について考える。利用者は事前に \mathbf{Z} の実現値を \mathbf{z} と知ることはできるものの、長期的には、 \mathbf{Z} 自体は確率的に変化する。この場合、経路旅行時間の 85% タイル値は確率的となる。つまり、 $t_{ij}^{0.85}(\mathbf{Y}, \mathbf{Z})$ は \mathbf{Z} に対して確率的である。なお、 \mathbf{Y} に対しては 85% タイル値という確定的な時間信頼性評価値となっている。ただし、 \mathbf{Y} によってその値自体は変化する。利用者は合理的であることを前提としているため、 $t_{ij}^{0.85}(\mathbf{Y}, \mathbf{Z})$ が最も小さい経路を選択する。OD ペア i の経路旅行時間の 85% タイル値の最小値（次式）がその OD ペアの利用者が費やすコストとなる。

$$\lambda_i^{0.85}(\mathbf{Y}, \mathbf{Z}) = \min_{j \in J_i} [t_{ij}^{0.85}(\mathbf{Y}, \mathbf{Z})] \quad (2-5)$$

繰り返しになるが、 \mathbf{Z} の実現値を利用者が事前に認知することに注意が必要である。各期で \mathbf{Z} が変化する場合、期ごとで最小となる 85% タイル値を利用者はコストとして被っており、期が異なることで、その最小 85% タイル値は確率的に変化する。これを式(3)に代入すると、以下の式が得られる。

$$\begin{aligned} C(\mathbf{Y}, \mathbf{Z}) = & \\ & -\frac{1}{\theta} \sum_{i \in I} q_i \pi_i(\mathbf{Z}) \ln \left[e^{-\theta E_{\mathbf{Z}}[\lambda_i^{0.85}(\mathbf{Y}, \mathbf{Z})]} + e^{-\theta \kappa} \right] \\ & + \kappa \sum_{i \in I} q_i [1 - \pi_i(\mathbf{Z})] \end{aligned} \quad (2-6)$$

ここで、 $E_{\mathbf{Z}}[\cdot]$ は確率変数 \mathbf{Z} に関する期待値をとるオペレータである。この総期待最小コスト C

によって、連結・時間信頼性の便益を統合的に評価することができる。

時間価値を τ とし、道路政策（もしくは道路整備等）の実施前の各確率変数を $\mathbf{Y}^b, \mathbf{Z}^b$ 、実施後は $\mathbf{Y}^a, \mathbf{Z}^a$ とすると、 $\tau [C(\mathbf{Y}^b, \mathbf{Z}^b) - C(\mathbf{Y}^a, \mathbf{Z}^a)]$ によって、その政策効果（整備効果）の便益を連結性向上及び時間信頼性の向上を含めた形で算出することができる。

第3章 確率的均衡配分モデルの開発

3.1. はじめに

交通量や旅行時間が変動し、ばらつく原因には様々なものが考えられるが、事故や災害などが発生していない通常の交通では、交通需要の変動が大きな原因の一つであろう。旅行時間信頼性を考慮する場合（＝交通量や旅行時間の不確実性を考慮する場合）、交通需要が確率変動することを仮定し、交通量および旅行時間を確率分布とする交通量配分モデルを用いることが一つの重要なアプローチである。

本研究では、OD 交通量が正規分布となる確率的均衡配分モデルを採用する。このモデルを基本とし、様々な拡張や技術、実用を本研究では行うため、この基本モデルの理解は重要である。それを研究代表者の既往論文をもとに拡張し、それについて解説する。

3.2. 確率的均衡配分モデルと非観測リンクの交通量の推定

3.2.1. 確率変動する交通量

1) 仮定

まず、道路利用者は合理的であり、同じ OD ペアの道路利用者は同質であると仮定する。この合理性の仮定により、道路利用者は敢えて経路を確率的に変更することにより交通量・旅行時間の不確実性を増すようなことはせず、各道路利用者は均衡状態では確定的に経路を選択する。言い換え

ると、均衡状態では、道路利用者は自分が選択する一つの経路を決めており、その経路を選択する。経路交通量はその経路を選択すると決めた人々がそれぞれ実際にトリップを行ったのか、否か、によって決定される。このトリップを行うのか、否か、は外生的に決定されており、本研究では、それを確率的に取り扱う。つまり、トリップの有無は（合理的な）各個人の外生的な事情によって決定されるが、そのような個人のトリップの有無（の集積）を巨視的に見ると、経路交通量は確率的に変動しているように見えると考えられるため、経路交通量は確率的であると仮定する。また、OD 交通量は経路交通量の和であるため、OD 交通量も確率的に変動する。なお、その確率的な OD 交通量は互いに独立であると仮定する。

OD ペア i ($i = 1, 2, \dots, I$) の潜在的な交通需要（トリップを行う可能性のある人の総数）を n_i とする。既に述べたように各人は確率的に経路を選択することではなく、確定的に経路を選択する。よって、その OD ペアの潜在的な道路利用者は、各自どの経路を選択するのかをあらかじめ決めている。OD ペア i について、経路 j ($j = 1, 2, \dots, J_i$) を選択する潜在的な人数を n_{ij} とすると、 $n_i = \sum_j n_{ij}$ となる。このように潜在交通需要は OD ペアごとに選択可能な全経路の潜在的選択者数の和となる。

ここでは、経路選択とは、 n_{ij} が決定することと同じことになる。経路選択は毎日行われるものというより、長

期的な均衡状態での習慣的に走行する経路を形成することと解釈できる。道路利用者は、各自習慣的に同じ経路のみを走行し、トリップの有無のみ、外生的な要因から決定する。よって、経路交通量は互いに独立であり、2 経路のみの単純なネットワークであっても経路交通量の共分散は 0 である。これは、全員が習慣的にトリップを行うなら、毎回同じ経路選択するためである。

ここでは、習慣的に同じ経路を走行することを前提とし、その習慣的に走行する経路を決定するのが、経路選択となる。この意味での経路選択は、経路の平均旅行時間に基づいて行われると仮定する。この理由としては、合理的な道路利用者は旅行時間の短い経路を選好するが、その旅行時間が確率的に変動する場合は、その変動旅行時間の代表値である平均に基づいて経路を選択すると仮定するのが最も妥当であるからである。そして、ここでは、平均旅行時間のみで経路選択を行う場合と平均旅行時間に加えて個々の道路利用者の経路選択のばらつきも考慮する場合の2つを考える。後者に関しては、後に述べるように、ロジットモデルにより表現する。いずれの場合も旅行時間に関しては、旅行時間の平均のみを考慮し、旅行時間等の分散は経路選択に考慮されないとする。言い換えると、経路選択の際は旅行時間の代表値である平均のみを考え、後に詳述するが、ロジットモデル内での確率項は旅行時間の分散・変動を意味するのではなく、個々の道路利用者の選択の違い・ばらつきを確率的に扱ったものとする。

OD や経路にかかわらず各人がトリップを行う確率を p と仮定すると、(OD ペア i の経路 j の) 実際に発生する経路交通量は(経路間で)独立な二項分布 $Bn[n_{ij}, p]$ に従う。その平均と分散はそれぞれ $n_{ij} p$ と $n_{ij} p (1 - p)$ である。なお、経路間で経路交通量は独立であるが、これはリンク交通量が互いに独立であることを意味してはいない。潜在的な経路選択者数 n_{ij} が十分に大きい場合、二項分布に従う経路交通量は正規分布で近似できる。よって、ここでは、各経路交通量は正規分布に従うと仮定する。OD ペア i の経路 j の経路交通量は平均と分散がそれぞれ $n_{ij} p$ と $n_{ij} p (1 - p)$ の正規分布 $N[n_{ij} p, n_{ij} p (1 - p)]$ に従う。

ここで、経路の平均交通量 $n_{ij} p$ を μ_{ij} とし、 $1 - p$ を η と記載することになると、経路交通量の分散 σ_{ij}^2 は $\eta \mu_{ij}$ となり、経路交通量の従う確率分布は $N[\mu_{ij}, \eta \mu_{ij}]$ と表記できる。OD ペア i の経路 j の経路交通量の分散に関して、本来ならば $\eta = 1 - p (0 \leq p \leq 1)$ であるため、 $0 \leq \eta \leq 1$ となる。しかし、このような制約があると、実際のネットワークに適用する際、経路交通量の分散に制約を課すことになり、交通量の分散が大きい場合問題が生じることが考えられる。ここは現実ネットワークへの適用可能なモデルの構築を目的としているため、 $\eta > 0$ と η の定義域を拡張することにする。なお、 $\eta = 0$ の場合は交通量が発生しないため、除外している。以上より、本研究では、OD ペア i の経路 j の経路交通量は以下の正規分布に従うとする。

$$X_{ij} \sim N[\mu_{ij}, \eta \mu_{ij}] \quad (3-1)$$

$$f_{X_{ij}}(x_{ij}) = \frac{1}{\sqrt{2\pi\eta\mu_{ij}}} \exp\left[-\frac{(x_{ij} - \mu_{ij})^2}{2\eta\mu_{ij}}\right] \quad (3-2)$$

ここで、 $f_{X_{ij}}(x_{ij})$ は X_{ij} の確率密度関数、 X_{ij} は OD ペア i の経路 j の経路交通量の確率変数、 x_{ij} はその実現値である。

OD ペア i の OD 交通量を確率変数 N_i とし、その平均と分散をそれぞれ μ_i, σ_i^2 とする。一般に独立な正規分布に従う変数の和は正規分布に従うため、経路交通量の和である OD 交通量も正規分布に従う。したがって、OD ペア i の OD 交通量は正規分布 $N[\mu_i, \sigma_i^2]$ に従う。経路交通量と OD 交通量の間には、次式が示すような(確率変数としての)フロー保存則が成立する。

$$N_i = \sum_{j=1}^{J_i} X_{ij} \quad \forall i \quad (3-3)$$

$$\mu_i = \sum_{j=1}^{J_i} \mu_{ij}, \quad \sigma_i^2 = \sum_{j=1}^{J_i} \sigma_{ij}^2 \quad \forall i \quad (3-4)$$

式(3-3)の OD 交通量の保存は、確率的に成立する

ものであり、個々の(日々の)実現値に関しては、OD交通量は変動し、実現値では保存則は成立するとは限らない。このようにOD交通量は確率的に変動するため、経路交通量は、例えば経路が2つのみであっても独立となることに問題は生じない。

2) リンク交通量

リンク a ($a=1, 2, \dots, A$) の(リンク)交通量の確率変数 X_a は経路交通量の確率変数 X_{ij} の和として、次式のように表される。

$$X_a = \sum_{i=1}^I \sum_{j=1}^{J_i} \delta_{a,ij} X_{ij} \quad (3-5)$$

ただし、 $\delta_{a,ij}$ はリンクと経路の接続変数であり、リンク a が OD ペア i の経路 j に含まれている場合は1であり、含まれていない場合は0になる変数である。リンク交通量の正規分布の平均と分散をそれぞれ μ_a, σ_a^2 とする。また、(全ての)リンク交通量の確率変数のベクトルを $\mathbf{X}_A = (X_1, \dots, X_A)^T$ とする。なお、 T は転置を表す。

経路交通量は独立な正規分布に従っているため、その和であるリンク交通量も正規分布の再生性により正規分布となる。リンク a の交通量の平均及び分散は以下の通りとなる。

$$\mu_a = \sum_{i=1}^I \sum_{j=1}^{J_i} \delta_{a,ij} \mu_{ij} \quad (3-6)$$

$$\begin{aligned} \sigma_a^2 &= \sum_{i=1}^I \sum_{j=1}^{J_i} \delta_{a,ij} \sigma_{ij}^2 \\ &= \eta \sum_{i=1}^I \sum_{j=1}^{J_i} \delta_{a,ij} \mu_{ij} \\ &= \eta \mu_a \end{aligned} \quad (3-7)$$

ここに、リンク交通量の平均のベクトルを

$$\boldsymbol{\mu}_A = (\mu_1, \dots, \mu_A)^T$$

とする。

既に述べたように、経路交通量は独立な正規分布に従うと仮定したため、その和であるリンク交通量も正規分布に従う。しかしながら、リンク交通量は必ずしもそれぞれが独立であるとは限らない。隣接するリンクでは共通に通過する経路交通量が多いため、一

方のリンク交通量が多ければその隣接リンクの交通量も多くなる。

リンク交通量(間)の共分散を求めるために、図-3.1のようにリンク a とリンク a' を通る交通量を分解する。

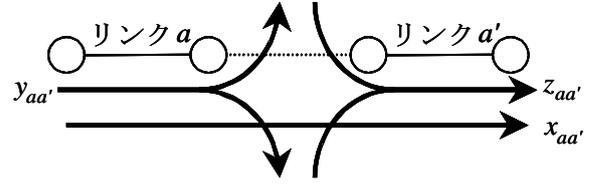


図 3.1 共分散算出ためのリンク交通量の分解

リンク a とリンク a' の両方を通る交通量を $x_{aa'}$ とし、その確率変数を $X_{aa'}$ とする。リンク a は通るが、リンク a' は通らない交通量を $y_{aa'}$ とし、その確率変数を $Y_{aa'}$ とする。逆にリンク a' は通るが、リンク a は通らない交通量を $z_{aa'}$ とし、その確率変数を $Z_{aa'}$ とする。経路交通量は独立であり、 $X_{aa'}, Y_{aa'}, Z_{aa'}$ には共通して含まれる経路交通量はないため、 $X_{aa'}, Y_{aa'}, Z_{aa'}$ はそれぞれ独立な正規分布である。したがって、 $\text{Cov}[X_a, X_{a'}] = \text{Cov}[X_{aa'} + Y_{aa'}, X_{aa'} + Z_{aa'}] = \text{Var}[X_{aa'}]$ となる。ここで、 $\text{Cov}[\cdot, \cdot], \text{Var}[\cdot]$ はそれぞれ共分散、分散を算出する演算子である。このようにリンク間の交通量は必ずしも独立ではない。ここで、リンク a とリンク a' の交通量の共分散を $\sigma_{aa'} (= \text{Cov}[X_a, X_{a'}])$ とする。なお、既に述べたようにリンク a の交通量の分散は $\sigma_a^2 = \text{Var}[X_a] = \eta \mu_a$ である。 σ_a^2 および $\sigma_{aa'}$ を要素に持つリンク交通量の分散・共分散行列 $\boldsymbol{\Sigma}_{AA}$ は次式のようになる。

$$\boldsymbol{\Sigma}_{AA} = \begin{bmatrix} \sigma_1^2 & \dots & \dots & \dots & \dots & \sigma_{1,A} \\ \vdots & \ddots & & & & \vdots \\ \vdots & & \sigma_a^2 & \sigma_{aa'} & & \vdots \\ \vdots & & \sigma_{a'a} & \sigma_{a'}^2 & & \vdots \\ \vdots & & & & \ddots & \vdots \\ \sigma_{1,A} & \dots & \dots & \dots & \dots & \sigma_A^2 \end{bmatrix} \quad (3-8)$$

ここで、

$$\sigma_{aa'} = \sum_{i=1}^I \sum_{j=1}^{J_i} \delta_{a,ij} \delta_{a',ij} \sigma_{ij}^2 = \eta \sum_{i=1}^I \sum_{j=1}^{J_i} \delta_{a,ij} \delta_{a',ij} \mu_{ij} \quad (3-9)$$

全リンク交通量は次式の確率密度関数 $f_{\mathbf{X}_A}(\mathbf{x}_A)$ を持つ多変量正規分布 $N[\boldsymbol{\mu}_A, \boldsymbol{\Sigma}_{AA}]$ に従う。

$$f_{\mathbf{x}_A}(\mathbf{x}_A) = \frac{\exp\left\{-\frac{1}{2}(\mathbf{x}_A - \boldsymbol{\mu}_A)^T \boldsymbol{\Sigma}_{AA}^{-1}(\mathbf{x}_A - \boldsymbol{\mu}_A)\right\}}{\sqrt{(2\pi)^A |\boldsymbol{\Sigma}_{AA}|}} \quad (3-10)$$

ここで、 \mathbf{x}_A はリンク交通量の(実現)値のベクトル、 $\boldsymbol{\Sigma}_{AA}^{-1}$ は $\boldsymbol{\Sigma}_{AA}$ の逆行列、 $|\boldsymbol{\Sigma}_{AA}|$ は $\boldsymbol{\Sigma}_{AA}$ の行列式である。なお、このようなリンク交通量の確率密度関数を定義するためには、 $|\boldsymbol{\Sigma}_{AA}|$ が0でないことが必要である。

例えば、本来ならば一つのリンクで記述すべきものを2つの連続隣接のリンクで表現した場合を考える。その2つのリンクは全く同じリンク交通量及び分布となる。このように他のリンク交通量(の確率変数)によって一意に表現できるリンク(の確率変数)等を除去しなければ、 $f_{\mathbf{x}_A}(\mathbf{x}_A)$ を定義できないことに注意が必要である。なお、除去したリンクについては、式(3-10)で考慮したリンク交通量の確率変数の線形和によりそのリンクの確率変数を書き表すことができる。以上から、除去したリンク交通量についても、それらの平均や分散を計算することが可能である。

3) 平均旅行時間

交通量(OD交通量, 経路交通量, リンク交通量)は正規分布に従っている。リンク a の旅行時間関数を $c_a(x_a)$, リンク a の旅行時間の確率変数 c_a は $c_a(X_a)$ とも表記できる。 X_a は正規分布に従う確率変数であるが、 $c_a(X_a)$ が線形関数等となる場合を除いて、一般的に $c_a(X_a)$ は正規分布に従わない。そこで、ここでは、旅行時間の確率分布の特定は行わず、その平均(期待値)及び分散等によって確率的な旅行時間を捉えることにする。リンク旅行時間の平均は平均の定義から以下の式によって与えられる。

$$E[C_a] = \int_{-\infty}^{\infty} \frac{c_a(x_a)}{\sqrt{2\pi}\sigma_a} \exp\left\{-\frac{1}{2}\left(\frac{x_a - \mu_a}{\sigma_a}\right)^2\right\} dx_a \quad (3-11)$$

ここで、 $E[\cdot]$ は期待値を算出する演算子である。なお、以下では、この平均旅行時間 $E[C_a]$ をより簡素に \bar{c}_a と記すことがある。

ここでは、リンク走行時間がBPR関数に従うと仮定する。このとき、リンク a の旅行時間 c_a は

$\alpha + \beta x_a^\gamma$ $\alpha + \beta x_a^\gamma$ で表される。ただし、 x_a はリンク a の交通量、 α, β, γ はパラメータであり、いずれの符号も正である。このとき、平均リンク旅行時間は $E[\alpha + \beta X_a^\gamma](= \alpha + \beta E[X_a^\gamma])$ と表され、それを求めるためには $E[X_a^\gamma]$ を計算する必要がある。ここに、 $E[X_a^\gamma]$ は(原点まわりの)モーメント(積率)であり、正規分布 $N[\mu, \sigma^2]$ の原点まわりのモーメントは以下の漸化式により順次求めることができる²。

$$m_\gamma = (\gamma - 1)\sigma^2 m_{\gamma-2} + \mu m_{\gamma-1} \quad \gamma = 1, 2, 3, \dots \quad (3-12)$$

ここで、 m_γ は γ 次の原点まわりのモーメントつまり、 $E[X_a^\gamma]$ であり、 $m_{-1} = 0$, $m_0 = 1$ である。

リンク旅行時間の分散は $E[C_a^2] - (E[C_a])^2$ であり、上記の原点まわりのモーメントを用いて計算することができる。

3.2.2. 交通量配分モデルの定式化

1) 定式化

道路利用者(もしくは潜在的道路利用者)は合理的で、平均旅行時間もしくは知覚旅行時間の平均を最小化しようとするかと仮定する。

経路交通量を一意に求めることができることや取り扱いの容易さの観点から、ここで、ロジットモデルに基づいた経路選択を採用する。よって、経路交通量の平均 μ_{ij} は以下の式で表せる。

$$\mu_{ij} = \mu_i \frac{\exp(-\theta \bar{c}_{ij})}{\sum_{j'=1}^{J_i} \exp(-\theta \bar{c}_{ij'})} \quad (3-13)$$

ここで、 θ は非負のパラメータ、 \bar{c}_{ij} はODペア i の経路 j の平均旅行時間である。

既に述べたように、本研究では、交通需要のみ確率的であり、経路選択は確定的とした。よって、ロジットモデル(3-13)の出力値に比例して、経路交通量が決定されることになる。つまり、平均経路交通量は、上のロジットモデルに従い、確定的に決まる。ただし、交通需要が確率的であるため、経路選択自体は確定的ではあるが、経路交通量は確率的となる。

また、本研究の定式化では、旅行時間や交通量の変動とパラメータ θ は無関係であり、ロジットモデルでの確率項は旅行時間や交通量の変動ではなく、観

測していない要因や知覚誤差に起因すると解釈することにした。言い換えると、平均旅行時間のみにより経路を選択しているとともに、旅行時間や交通量の変動は、旅行時間や交通量の確率変数としてそのまま扱い、ロジットモデルでの確率項ではそれ以外の要因(個々人の選択のバラつき)を仮定した。

上式のロジットモデルに従った経路選択の場合の均衡は以下のような最適化問題として定式化することができる。

(目的関数)

$$\min. Z = \sum_{a=1}^A \int_0^{\mu_a} \bar{c}_a(w) dw + \frac{1}{\theta} \sum_{i=1}^I \sum_{j=1}^{J_i} \mu_{ij} \ln \mu_{ij} \quad (3-14)$$

(制約条件)

$$\mu_i = \sum_{j=1}^{J_i} \mu_{ij} \quad \forall i \quad (3-15)$$

$$\mu_a = \sum_{i=1}^I \sum_{j=1}^{J_i} \delta_{a,ij} \mu_{ij} \quad \forall a \quad (3-16)$$

$$\mu_{ij} \geq 0 \quad \forall i, \forall j \quad (3-17)$$

上式は Fisk による確率的利用者均衡の定式化とほぼ同型であり、その違いは、Fisk(1980)³の目的関数の第 1 項は通常確定的な旅行時間関数を積分したものに対して、この定式化では、平均旅行時間関数を積分したものになっている点のみである。よって、通常確率的利用者均衡の計算アルゴリズムが適用可能である。

ここで、上記の最適化問題が式(3-13)のロジット経路選択に基づいた配分となっていること、及び解の一意性を確認するため、目的関数(3-14)を用いて、以下のラグランジュ関数 L を定義する。

$$L = Z + \sum_{i=1}^I \kappa_i \left(\mu_i - \sum_{j=1}^{J_i} \mu_{ij} \right) \quad (3-18)$$

ここで、 κ_i はラグランジュ乗数である。

ラグランジュ関数 L を偏微分した結果は以下の通

りである。

$$\frac{\partial L}{\partial \mu_{ij}} = \bar{c}_{ij} + \frac{1}{\theta} (\ln \mu_{ij} + 1) - \kappa_i (= 0) \quad (3-19)$$

式(3-19)を式(3-15)に代入することにより、上の最適化問題が式(3-13)の経路選択に従っていることを確認することができる。

上で述べた最適化問題の制約条件(3-15)~(3-17)で表される実行可能領域には明らかに凸性があることがわかる。よって、最適化問題の解が一意に存在するためには、目的関数(3-14)が狭義の凸関数であればよい。それを調べるために、目的関数 Z のヘッセ行列 \mathbf{H} を求める。そのために、 Z の 2 回偏微分を行う(次式参照)。

$$\frac{\partial^2 Z}{\partial \mu_{ij} \partial \mu_{i'j'}} = \begin{cases} \frac{1}{\theta \mu_{ij}} + \sum_{a=1}^A \delta_{a,ij} \bar{c}'_a(\mu_a) & \text{if } i=i', j=j' \\ \sum_{a=1}^A \delta_{a,ij} \delta_{a,i'j'} \bar{c}'_a(\mu_a) & \text{otherwise} \end{cases} \quad (3-20)$$

Z のヘッセ行列 \mathbf{H} が正定値行列であれば、上の最適化問題の解は一意となる。零ベクトル以外の任意の J 次元ベクトル、

$$\mathbf{v} = (v_{11}, \dots, v_{IJ_i})^T$$

について、 $\mathbf{v}^T \mathbf{H} \mathbf{v} > 0$ が成り立てば \mathbf{H} は正定値行列である。なお、 J は全ての経路の総数、つまり、 $\sum_i J_i$ である。式(3-20)を用い、 $\mathbf{v}^T \mathbf{H} \mathbf{v}$ を書き下ろすと以下のようなになる。

$$\mathbf{v}^T \mathbf{H} \mathbf{v} = \frac{1}{\theta} \sum_{i=1}^I \sum_{j=1}^{J_i} \frac{v_{ij}^2}{\mu_{ij}} + \sum_{a=1}^A \bar{c}'_a(\mu_a) \left(\sum_i \sum_j \delta_{a,ij} v_{ij} \right)^2 \quad (3-21)$$

したがって、 $\bar{c}'_a(\mu_a) > 0$ ならば、 \mathbf{H} は正定値行列となることが分かる。

リンクの平均旅行時間 \bar{c}_a は $\alpha + \beta E[X_a^Y]$ である。

ここで、リンク交通量 X_a (確率変数)の原点周りの各モーメント $m_Y (= E[X_a^Y])$ について考える。リンク交

通量の平均は正, つまり $m_1 = \mu > 0$ であるため, 式(3-12)から, 次の関係が成り立つ.

$$m_\gamma = \mu_\gamma + a_{\gamma,\gamma-1} + \dots + a_{\gamma,0}$$

ただし, $a_{\gamma,\gamma-k}$ ($\gamma = 1, 2, \dots; k = 1, 2, \dots, \gamma$) は非負の係数である.

旅行時間関数のパラメータ α, β はともに正であり, リンクの平均交通量もちろん正のため,

$$\frac{d\bar{c}_a}{d\mu_a} = \beta \{ \gamma \mu_a^{\gamma-1} + (\gamma-1) a_{\gamma,\gamma-1} \mu_a^{\gamma-2} + \dots + a_{\gamma,1} \}$$

の符号も正, すなわち, 次式が成り立つ.

$$\frac{d\bar{c}_a}{d\mu_a} > 0 \quad (3-22)$$

以上から, $\bar{c}'_a(\mu_a) > 0$ であり, \mathbf{H} は正定値行列といえるため, 上の最適化問題の解は一意となることがわかった.

2) 等時間型モデル

ロジック型の均衡については, リンクベースの計算法も提案されているものの, 実用的には, あまり用いられることは多くなく, また, 経路ベースで計算する場合, 経路集合の設定の問題, Dial 配分の場合は収束しないことが多いなどのためにあまり普及しているとは言いにくい. 実用的には, ワードロップ均衡配分(等時間型配分)が用いられることがほとんどである. よって, 現時点で, 実用的にも十分適用可能なモデルとして, 等旅行時間型のモデル(ワードロップ型のモデル)を定式化することは有用と考えられる. また, ここでは, 道路利用者は合理的と仮定している. 既に述べたように, 合理的な道路利用者は, 変動する旅行時間に対しては, その代表値である平均を基に最も合理的な経路を選択すると考えられる. よって, このような仮定に対しては, 等時間モデルの方が適しているとも言える. この時, 利用されている経路の「平均旅行時間」は皆等しく, それは利用されていない経路の「平均旅行時間」より小さいもしくは等しくなる. 通常のワードロップ均衡では, 確定的な旅行時間について均衡が定義されているが, 本研究では, 旅行時間の平均に

関して均衡を定義した. これは, 平均的に等時間配分を定義したとも言えるため, 個別に(毎日もしくは毎回)実現する交通量(の実現値)は必ずしも等時間配分に従うとは限らない. つまり, 交通量の平均のみが等時間配分に従うといえる.

上述の均衡は, ワードロップ均衡での(確定的な)交通量が平均交通量, (確定的な)旅行時間が平均旅行時間, BPR 関数などの旅行時間関数が平均旅行時間関数 $\bar{c}_a(\mu_a)$ に置き換わったものと考えられることができる. よって, ワードロップ均衡に形式的に類似した以下の最適化問題として定式化できる.

(目的関数)

$$\min. Z = \sum_a \int_0^{\mu_a} \bar{c}_a(w) dw \quad (3-23)$$

ここに, 制約条件は式(3-15)~(3-17)と同じである.

このようにワードロップ均衡に形式的に類似した最適化問題として定式化することができ, 平均リンク交通量 μ_a を Frank-Wolfe 法(フランク-ウォルフ法)などの通常の配分アルゴリズムによって計算することができる. また, 先に示したように,

$$\bar{c}'_a(\mu_a) > 0$$

であるため, 上の最適化問題の解は一意となる.

以上のモデルは簡便ではあるが, 通常のワードロップ均衡と同様, 平均リンク交通量のみが一意に求まり, 平均経路交通量は一意には決まらない. したがって, リンク旅行時間の分散は計算することができるが, 経路旅行時間の分散を計算することはできない.

これは, 経路交通量の旅行時間の平均はリンク旅行時間の平均の和であるが, リンク旅行時間はリンク間で相関があるため, 経路旅行時間の分散はリンク旅行時間の分散の和となるとは限らないためである.

経路交通量の分散を求めるためには, リンク旅行時間の分散のみならず, リンク旅行時間の間の共分散も求める必要がある. その共分散を求めるには, 平均経路交通量 μ_{ij} が必要になる. よって, 経路旅行時間の分散を算出するためには, 配分計算後, その配分結果に合致した平均経路交通量を求めることなどが必要となる.

もし, 経路交通量や経路旅行時間がどうしても必要な場合は, 以下のような便宜的な方法が考えられ

る。Frank-Wolfe 法では、最小(平均)旅行時間の経路に交通量を流すという作業を繰り返している。その平均経路交通量を順次記録しておく、配分後、それらを合計することにより、平均経路交通量が得られる。このようにして得られた平均経路交通量は、基本的に自由走行時間が小さい経路により多く交通量が流れるように配分されていると考えられる。本来ならば、実際の経路選択の調査結果等を基に経路交通量の算出方法を検討しなければならないが、便宜的には、このような方法を用いることも可能である。

3.3. 旅行時間のパーセンタイル値の計算法

3.3.1. 検討のねらい

時間信頼性の指標は様々存在するが、本研究では多くの人々にわかりやすいと考えられるパーセンタイル値(%タイル)値を用いることにする。%タイル値は道路の時間信頼性を評価する際によく利用される指標である。米国では95%タイル値が用いられている。何パーセントタイル値にするべきかは、状況・場所など様々な要因によって異なると思われ、詳細な調査が必要であろう。ここでは、便宜的に、95%タイル値を例に解説する。なお、別のパーセンタイル値を用いることになったとしても、以降の議論には全く影響しない。

95%タイル値(= t_{95})とは、ある確率変数 X が95%の確率で $X \leq t_{95}$ になる値のことを指す。利用者は旅行時間の期待値ではなく95%タイル値を考慮して行動するとする。逆に言えば、このような利用者は残り5%の確率で想定していた時間(t_{95})より遅れることを覚悟の上で行動していることになる。つまり95%の確率で間に合い、5%の確率で遅刻するような行動を想定する。

リンク旅行時間の%タイル値については、リンク交通量の%タイル値を旅行時間関数に代入することで算出可能である。

一方で、評価に必要な経路旅行時間の%タイル値については、経路旅行時間はリンク旅行時間の和であり、各リンクの旅行時間や交通量には相関があるため、その経路を構成するすべてのリンクの旅行時間の同時確率密度関数などが分からな

いと計算ができない。隣り合ったリンク同士で通常相関があるので、今ほど述べた1つのリンクの場合のように、各リンクの交通量の%タイル値がわかるだけでは計算できない。

そこで、ここでは、近似的に経路旅行時間の%タイル値を計算する方法を考える。計算方法自体は今村ら(2011)⁴と同じであるため、ここでは概略を説明するのみとする。各リンクの交通量の分布は確率均衡配分モデルなどから得られるとする。配分モデルから計算する各リンクの平均と分散・共分散から、経路旅行時間の平均と分散は計算可能である。ここでは、中山ら(2006)⁵・今村ら(2011)⁴に従い、交通量は正規分布とするが、例えば交通量が正規分布であったとしても一般に旅行時間は正規分布に従うとは限らず、どのような分布に従うかは旅行時間関数に依存して決まる。そして、リンク旅行時間の分布形とその和である経路旅行時間の分布形とも同じとは限らない。ここでは、このような経路の旅行時間分布を正規分布もしくは対数正規分布と近似してその%タイル値を計算する。

3.3.2. 正規分布 1

旅行時間の期待値(平均値)と分散の算出式を以下に示す。

(期待値)

$$E[T] = t_0 \left\{ 1 + \frac{E[X^2]}{C^2} \right\} \quad (3-24)$$

(分散)

$$Var[T] = E[T^2] - (E[T])^2 \quad (3-25)$$

ここで、 X はリンク交通量の確率変数、 T はリンク旅行時間の確率変数、 $E[\cdot]$ と $Var[\cdot]$ はそれぞれ平均と分散を計算する演算子である。なお、リンク旅行時間はBPR関数($\alpha=1.0, \beta=2.0$)を用いて計算する。

交通量は正規分布と仮定する。さらに、近似的な経路旅行時間分布は正規分布とする。確率均衡配分モデルなどによって経路旅行時間の平均と分散は計算可能であるため、ここでは経路旅行時

間分布は配分モデルによって計算された平均と分散を持つ正規分布と近似する。経路旅行時間を正規分布と仮定すると、その95%タイル値は標準正規分布表から次式により算出できる。

$$c_{95} = 1.645\sqrt{\text{Var}[C]} + E[C] \quad (1)$$

ここで、 c_{95} は経路旅行時間の95%タイル値、 C は経路旅行時間の確率変数である。

3.3.3. 正規分布 2

次に、上述とは別の考え方で経路旅行時間分布の近似を試みた。

経路旅行時間分布の近似を考えるため、 $c_k^{rs}(\cdot)$ をODペア rs の経路 k の旅行時間を算出する関数、 \mathbf{X} をリンク交通量の確率変数ベクトル（全てのリンク交通量の確率変数を要素に持つ）とすると、 $c_k^{rs}(\mathbf{X})$ はその経路の旅行時間の確率変数となる。

この経路旅行時間関数を以下の式のように交通量の平均値（ $E[\mathbf{X}]$ ）の周りに一次のテイラー展開をする。

$$c_k^{rs}(\mathbf{X}) \approx c_k^{rs}(E[\mathbf{X}]) + \nabla_{\mathbf{x}} c_k^{rs}(\mathbf{x})|_{\mathbf{x}=E[\mathbf{X}]}(\mathbf{X} - E[\mathbf{X}]) \quad (3-26)$$

ここで、 \mathbf{x} はリンク交通量（の実現値）のベクトルである。上式において、

$c_k^{rs}(E[\mathbf{X}])$ 交通量はその平均値である時の経路旅行時間、

$\nabla_{\mathbf{x}} c_k^{rs}(\mathbf{x})|_{\mathbf{x}=E[\mathbf{X}]}$ 交通量はその平均値である時の経路旅行時間の勾配

である。これらはともに確定値または確定値のベクトルである。

本研究では、リンク交通量が正規分布に従うと仮定した。また、正規乱数の和も正規乱数となるため、上式によって与えられる経路旅行時間も正規分布に従うといえる。よって、上式で与えられる経路旅行時間の近似的な正規分布から経路旅行時間の95%タイル値を計算することができる。

3.3.4. 対数正規分布

正規分布は取り扱いが容易ではあるものの、負

の値をとることがあり、また、左右対称であるため、旅行時間分布を近似するには適さない場合も考えられる。そこで、ここでは旅行時間が以下のような対数正規分布に従うと仮定した。

$$\ln C \sim N(\lambda, \zeta^2) \quad (3-27)$$

ここで、

$$\lambda = \ln(E[C]) - \frac{1}{2}\zeta^2 \quad (3-28)$$

$$\zeta^2 = \ln\left(1 + \frac{\text{Var}[C]}{E[C]^2}\right) \quad (3-29)$$

である。ただし、 $N(\lambda, \zeta^2)$ は平均が λ 、分散が ζ^2 の正規分布、 $E[C]$ は経路旅行時間の期待値、 $\text{Var}[C]$ はその分散である。

このときの旅行時間の95%タイル値は正規分布の累積分布関数 $\Phi((y - \lambda)/\zeta)$ に、

$$y = \frac{(\ln c_{95} - \lambda)}{\zeta} \quad (3-30)$$

を代入して、

$$\Phi(y) = 0.95 \quad (3-31)$$

を解いて求めることができる。

その結果、旅行時間の95%タイル値 c_{95} は、

$$c_{95} = \exp\{1.645\zeta + \lambda\} \quad (3-32)$$

と計算される。

3.4. 確率的均衡配分モデルを用いたOD修正法

3.4.1. この節のねらい

通常の配分と同様に、確率均衡配分でもOD交通量がデータとして必要である。一般にOD交通量データの取得は容易ではない。道路交通センサスの起終点調査やパーソントリップ調査（PT調査）などが利用できるものの、ある1時点での調査であるとともに誤差も含まれる。一方、リンク交通量（断面交通量）の計測はOD交通量よりも容易である。しかし、日々観測可能なリンク交通量と道路センサスやPT調査などのOD交通量データと整合するとは限らない。また、道路交通センサスの起終点調査やパーソントリップ調査も整合するとは限らない。整合しないからと言って、限られたデータのみしか使わないとするよりも、様々なデータを組み合わせて、より現実を反映し

ている OD 交通量データを作成して、配分を行うことが望ましい。このときどのように整合しないデータを融合するのが問題となる。そこで、本研究では、そのような様々なデータを融合して OD 交通量を推定や修正する手法を開発した。以下に、本研究の成果である中山 (2016) ⁶ に即してまとめる。

本研究では、観測リンク交通量もしくはその他の現象が発生する確率が最大となるようにするというアプローチを採用する。つまり、発生確率という尤度関数を最大にするという最尤法である。このアプローチの利点は様々なデータ、例えば、繰り返し観測されたリンク交通量や他の OD 調査データをそれぞれが発生する確率がより大きくなるようにするということで融合的に用いることができる。

3.4.2. 確率的な交通量

確率変動する交通量 (3.2.1 参照) と同様に考え、OD ペア i の経路 j の経路交通量は以下の正規分布に従うと仮定し、定式化することとした。

$$X_{ij} \sim N[\mu_{ij}, \eta\mu_{ij}] \quad (3-33)$$

$$f_{X_{ij}}(x_{ij}) = \frac{1}{\sqrt{2\pi\eta\mu_{ij}}} \exp\left[-\frac{(x_{ij} - \mu_{ij})^2}{2\eta\mu_{ij}}\right] \quad (3-34)$$

ここで、 $f_{X_{ij}}(x_{ij})$ は X_{ij} の確率密度関数、 X_{ij} は OD ペア i の経路 j の経路交通量の確率変数、 x_{ij} はその実現値である。

OD ペア i の OD 交通量を確率変数 Z_i とし、その平均と分散をそれぞれ m_i, σ_i^2 とする。一般に独立な正規分布に従う変数の和は正規分布に従うため、経路交通量の和である OD 交通量も正規分布に従う。

リンク a ($a = 1, 2, \dots, A$) の (リンク) 交通量の確率変数 Y_a は経路交通量の確率変数 X_{ij} の和として、次式のように表される。

$$Y_a = \sum_{i=1}^I \sum_{j=1}^{J_i} \delta_{a,ij} X_{ij} \quad (3-35)$$

ただし、 $\delta_{a,ij}$ はリンクと経路の接続変数であり、

リンク a が OD ペア i の経路 j に含まれている場合は 1 であり、含まれていない場合は 0 になる変数である。リンク交通量の正規分布の平均と分散をそれぞれ μ_a, σ_a^2 とする。

また、(全ての) リンク交通量の確率変数のベクトルを $\mathbf{Y} = (Y_1, Y_2, \dots, Y_A)^T$ とする。ただし、 T は転置を表すものとする。

全てのリンク交通量は、次式の確率密度関数 $f_{\mathbf{Y}}(\mathbf{y})$ を持つ多変量正規分布 $N[\boldsymbol{\mu}_A, \boldsymbol{\Sigma}_{AA}]$ に従う。

$$f_{\mathbf{Y}}(\mathbf{y}) = \frac{\exp\left\{-\frac{1}{2}(\mathbf{y} - \boldsymbol{\mu}_A)^T \boldsymbol{\Sigma}_{AA}^{-1}(\mathbf{y} - \boldsymbol{\mu}_A)\right\}}{\sqrt{(2\pi)^A |\boldsymbol{\Sigma}_{AA}|}} \quad (3-36)$$

ここで、 \mathbf{y} はリンク交通量の (実現) 値のベクトル、 $\boldsymbol{\Sigma}_{AA}^{-1}$ は $\boldsymbol{\Sigma}_{AA}$ の逆行列、 $|\boldsymbol{\Sigma}_{AA}|$ は $\boldsymbol{\Sigma}_{AA}$ の行列式である。これらは先述した「確率変動する交通量」におけるものと同様である。

3.4.3. 交通量配分モデルの定式化

道路利用者の経路選択は、経路旅行時間の平均値を説明変数とするのロジットモデルに従うものとした。このとき、OD ペア i の経路 j の平均交通量は次式で与えられる。

$$\mu_{ij} = m_i \frac{\exp(-\theta \bar{c}_{ij})}{\sum_{j' \in J_i} \exp(-\theta \bar{c}_{ij'})} \quad (3-37)$$

ここで、 \bar{c}_{ij} は OD ペア i の経路 j の平均旅行時間、 θ は正のパラメータである。

確率的ネットワーク均衡モデルを定式化するのに際し、本研究では、確率均衡配分モデルを不動点問題として扱うことにした。関数 \mathbf{g} の要素 g_{ij} を以下のように定義し、上式のロジットモデルを含む関数 $\mathbf{g} = (g_{11}, \dots, g_{21}, \dots)^T$ を考える。

$$g_{ij}(\boldsymbol{\mu}) = \mu_i \frac{\exp(-\theta \bar{c}_{ij}(\boldsymbol{\mu}))}{\sum_{j' \in J_i} \exp(-\theta \bar{c}_{ij'}(\boldsymbol{\mu}))} \quad (3-38)$$

このとき、確率ネットワーク均衡問題は、関数 (写像) \mathbf{g} に関する以下の不動点問題として定式化できる。

$$\boldsymbol{\mu} = \mathbf{g}(\boldsymbol{\mu}) \quad (3-39)$$

道路交通センサなど既存の OD データがある場合はそれを平均値 \mathbf{m} と設定することが自然である。それを修正する場合、その修正値 $\Delta\mathbf{m}$ を推定することになる。また、そのような既存データがない場合は $\mathbf{m} = \mathbf{0}$ とすればよい。

上の不動点問題は、以下に示すように、確率ネットワーク均衡が下位問題となった均衡制約条件付き数理問題 (MPEC) として、最尤推定法による推定として定式化することができる。

(目的関数)

$$\max_{\Delta\mathbf{m}} L(\Delta\mathbf{m}|\tilde{\mathbf{y}}, \boldsymbol{\mu}) \quad (3-40)$$

(制約条件)

$$\boldsymbol{\mu} = \mathbf{g}(\boldsymbol{\mu}) \quad (3-41)$$

ここで、

$$L(\mathbf{y}) = f_Y(\mathbf{y}) = \frac{\exp\left\{-\frac{1}{2}(\mathbf{y} - \boldsymbol{\mu}_A)^T \boldsymbol{\Sigma}_{AA}^{-1}(\mathbf{y} - \boldsymbol{\mu}_A)\right\}}{\sqrt{(2\pi)^A |\boldsymbol{\Sigma}_{AA}|}} \quad (3-42)$$

目的関数(3-40)に含まれる $\tilde{\mathbf{y}}$ は観測リンク交通量を意味する。つまり、観測されたリンク交通量の発生確率が最大となるように OD 交通量の修正値 $\Delta\mathbf{m}$ を推定するという最適化問題を定式化したことになる。

道路交通センサだけでなく、パーソントリップ調査などによる OD データがある場合も同じく発生確率が最大となる枠組みの中で扱うことが可能である。OD 交通量が正規分布で与えられるため、観測 OD 交通量及び観測リンク交通量を与えられた条件付き確率を使うことになる。道路交通センサとパーソントリップ調査の観測 OD 交通量を $\tilde{\mathbf{z}}_1, \tilde{\mathbf{z}}_2$ とすると、

(目的関数)

$$\max_{\mathbf{m}} L(\mathbf{m}|\tilde{\mathbf{x}}, \tilde{\mathbf{z}}_1, \tilde{\mathbf{z}}_2, \boldsymbol{\mu}) \quad (3-43)$$

(制約条件)

$$\boldsymbol{\mu} = \mathbf{g}(\boldsymbol{\mu}) \quad (3-44)$$

という定式化も可能である。

なお、この目的関数 (尤度関数) は式(3-42)とは

異なったものとなる。以上のように、様々なデータの発生確率、より正確な表現としては、同時生起確率を最大化するという一方で、OD 交通量の推定もしくは修正を行うことが可能である。

以上のように、OD を修正もしくは推定することができたら、交通量配分が可能となる。配分計算ができたなら、観測していないリンク (非観測リンク) も含む全リンクの交通量の多変量正規分布が得られる。

3.4.4. 確率配分モデルの改良

前項までに説明した確率的交通均衡モデルは経路交通量をベースとするため、計算プロセスにおいて経路集合を扱う必要がある。ネットワークを大規模にすると、対象とする OD ペアも増加し、経路数が爆発的に増加する。そこで、リンクベースでの計算が可能となるように改良した。あわせて、計算アルゴリズムも変更し、計算時間の短縮及び使用メモリ低減を図った。その結果、表 3.1 に示すように、計算時間においては 1/10 以下に、メモリ使用量は 1/4 以下になった。

表 3.1 モデル改良前後のパフォーマンス比較

	従来モデル	提案手法で改良したモデル
計算設備	Dell Precision Tower 5810	
OS	Windows 7 Professional	
CPU	Intel(R) Xeon(R) CPU E5-1630 v4@3.70GHz	
実装メモリ	192GB	
システム種類	64 ビット	
計算回数	10 回	
メモリ使用量	4500MB	1353MB
計算時間	約 10886s	約 948s

3.4.5. 石川県のネットワークを対象とした試算

図 3.2 の道路ネットワーク (ノード数: 2152, リンク数: 6022) に改良後の配分モデルを適用し、金沢山側環状道路の整備効果を分析した。その際、OD 交通量が多い午前 7, 8 時台の 2 時間帯について計算した。ここに、OD 交通量および道路ネットワークの諸条件 (リンクの

自由走行時間や交通容量) は平成 22 年道路交通センサスの調査成果を参考に設定した。また、以下の 3 パターンについて計算を行った。

- パターン 1 : 旅行時間のばらつきが無いと仮定

- パターン 2 : リンクが互いに独立であると仮定
- パターン 3 : リンクが相互干渉すると仮定

計算結果として、両時間帯の山側環状整備前後の便益を図 3.3 と図 3.4 に示す。



図 3.2 配分計算に用いた石川県道路ネットワーク

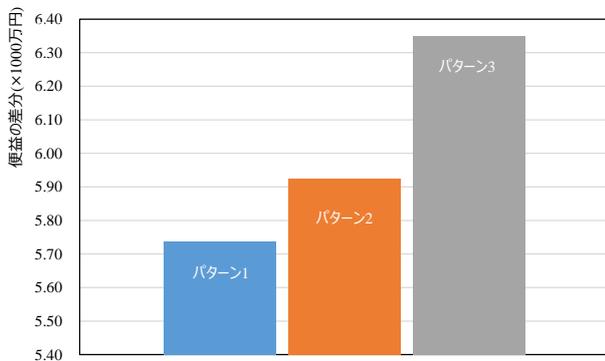


図 3.3 朝 7 時台山環整備前後便益分析

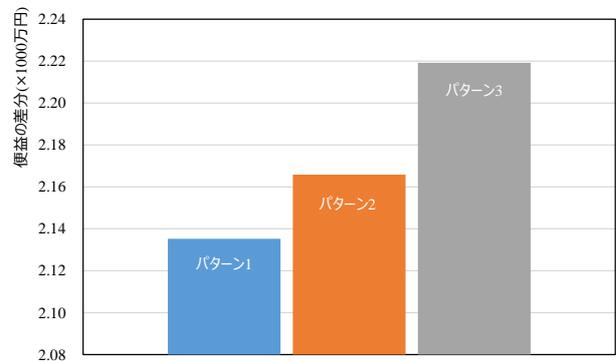


図 3.4 朝 8 時台山環整備前後便益分析

このとき、最も便益が大きいのはパターン 3 であった。このように、大規模ネットワークで、各種パターン

で便益計算を算出することが可能となった。

第4章 プローブデータの分析と時間信頼性評価

4.1. はじめに

本章では、平成 29 年度に実施した旅行時間信頼性（時間信頼性）の評価精度の向上を目的として、平成 30 年度に実施した、データベース化した ETC2.0 及び商用車プローブデータを用いた旅行時間信頼性評価分析について述べる。

4.2. プローブデータによる時間信頼性の評価

4.2.1. プローブデータの概要

「商用車プローブデータ」と「ETC2.0 プローブデータ」を用いた。その概要を示しておく。

1) 商用車プローブデータ

富士通交通・道路データサービスより提供いただいた石川県及び富山県の一部道路区間を走行する貨物商用車（事業用トラック）から記録・蓄積されたプローブデータ（1 秒ごとの挙動情報が蓄積されたもの）を使用した。

当該データの概要は以下の通りである。

- ① エリア：石川県・富山県の一部
- ② 期間：2015 年 8 月～2016 年 7 月
- ③ 件数：約 4 億件（ドットデータの総数）

2) ETC2.0 プローブデータ

石川県・富山県等の道路区間を走行する ETC2.0 対応車載器搭載車両から記録・蓄積されたプローブデータを国土交通省より提供いただき、これを使用した。

当該データの概要は以下の通りである。

- ① エリア：石川県・富山県・福井県・新潟県・岐阜県・長野県の一部
- ② 期間：2015 年 8 月～2016 年 7 月
- ③ 件数：約 3 億件（ドットデータの総数）

本研究で使用した ETC2.0 プローブデータの内容を下表に示す。

表 4.1 ETC2.0 プローブデータの内容

項目	内容
基本情報	カーナビ機器に関する情報 （無線機，製造メーカ，型番等） 車両に関する情報 （ナンバープレート等の個人情報を除く）
走行履歴	時刻・経緯度・道路種別等に関する情報 （走行開始・終了地点に係る情報を除く）
記録時点	前回記録・蓄積した地点から 200m 走行した時点，または，進行方位が前回記録・蓄積した方位から 45 度以上変化した時点
挙動履歴	時刻・経緯度・走行方位・道路種別・前後加速度・左右加速度・ヨー角速度に関する情報
記録時点	前後加速度・左右加速度・ヨー角速度のいずれかが閾値を超えた際のピーク値計測時点 ※各々の閾値：-0.25G，±0.25G，±8.5deg/秒

ここに，走行履歴情報は，前回記録・蓄積時から 200m 走行した時点，または，進行方位が前回記録・蓄積した方位から 45 度以上変化した時点で記録・蓄積され，走行経路の把握に用いることが可能である。

4.3. 時間信頼性の評価

4.3.1. 時間信頼性評価の考え方

時間信頼性の指標として、リンク単位に集計した速度の平均と標準偏差を用いる。ともに予め定めた単位（例：1時間）における集計量である。

特に本研究では、全時間帯・全路線のプローブデータは入手困難であることを踏まえ、①時間帯や曜日によるデータ集約、②回帰分析による速度の平均・標準偏差の推定、の2点を考慮した時間信頼性評価手法の検討及び提案を行った。

4.3.2. プローブデータの集約

1) 集約の考え方

プローブデータがない集計単位（時間帯や曜日等）が生じないように集約を行った。その考え方は以下の通りである。

平均速度を目的変数、時間帯（曜日）に対応するダミー変数（=そのデータが指定した時間帯または曜日であれば1を、そうでなければ0を取る変数）を説明変数とする回帰分析を行い、ある2つの時間帯（曜日）の平均速度に統計的に有意な差があるか否かを式(4-1)の t 統計量に基づいて判断し、差がないと判断された時間帯（曜日）を集約することにした。

$$t = |X_A - X_B| / \sqrt{\frac{s_A^2}{n_A} + \frac{s_B^2}{n_B}} \quad (4-1)$$

上式において、添字 A と B は異なる二つの時間帯（曜日）を意味し、 X は回帰係数、 s_A^2, s_B^2 は不偏分散、 n_A, n_B はそれぞれの時間帯（曜日）のプローブデータのサンプル数を意味する。

2) 時間帯や曜日による集約

t 統計量の算出結果を図 4.1～図 4.3 に示す。各図では、 t 統計量が絶対値で 3.250（統計的に差があると判別できるか否かの閾値）以下の場合に赤い網掛けを付してある。つまり、赤い網掛けの部分は統計的に差が無く、集約できると考えられる時間帯（曜日）を意味する。

まず、時間帯についての結果（図 4.1 と図 4.2）を見ると、7～8 時、2～5 時、9～13 時、14～16 時、17～18 時、20～21 時、22～23 時のように集約可能であることが示唆された（赤枠参照）。一般的に交通量が少なくなる深夜や早朝の時間帯で集約が可能となるため、サンプル数の確保が容易になったと考えられる。

(商用車プローブデータ)

	0	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12	13	14	15	16	17	18	19	20	21	22
0	0.0	1.6	3.5	3.9	3.5	-1.6	3.7	17.9	18.3	12.1	11.0	11.5	11.3	12.6	15.9	14.5	12.7	19.5	20.9	14.7	10.2	8.6	8.8
1	-1.6	0.0	1.9	2.3	1.9	-3.2	2.1	16.3	16.6	10.5	9.3	9.9	9.7	11.0	14.3	12.9	11.1	17.9	19.3	13.1	8.6	7.0	7.2
2	-3.5	-1.9	0.0	0.4	0.0	-5.1	0.2	14.4	14.7	8.6	7.5	8.0	7.8	9.1	12.4	11.0	9.2	16.0	17.4	11.2	6.7	5.1	5.3
3	-3.9	-2.3	-0.4	0.0	-0.3	-5.4	-0.2	14.0	14.3	8.2	7.0	7.6	7.4	8.7	11.9	10.5	8.8	15.6	16.9	10.7	6.3	4.7	4.9
4	-3.5	-1.9	0.0	0.3	0.0	-5.0	0.2	14.3	14.6	8.5	7.4	7.9	7.7	9.0	12.2	10.9	9.1	15.9	17.2	11.1	6.6	5.0	5.2
5	1.6	3.2	5.1	5.4	5.0	0.0	5.2	19.1	19.5	13.5	12.4	12.9	12.7	13.9	17.2	15.8	14.0	20.7	22.1	16.0	11.6	10.1	10.3
6	-3.7	-2.1	-0.2	0.2	-0.2	-5.2	0.0	14.1	14.5	8.4	7.2	7.8	7.6	8.9	12.1	10.7	9.0	15.7	17.1	10.9	6.4	4.9	5.1
7	-17.9	-16.3	-14.4	-14.0	-14.3	-19.1	-14.1	0.0	0.1	-5.9	-7.0	-6.3	-6.6	-5.3	-2.2	-3.6	-5.2	1.5	2.9	-3.4	-7.8	-9.5	-9.3
8	-18.3	-16.6	-14.7	-14.3	-14.6	-19.5	-14.5	-0.1	0.0	-6.1	-7.2	-6.5	-6.8	-5.5	-2.4	-3.7	-5.4	1.5	2.8	-3.5	-8.0	-9.7	-9.5
9	-12.1	-10.5	-8.6	-8.2	-8.5	-13.5	-8.4	5.9	6.1	0.0	-1.1	-0.5	-0.7	0.6	3.7	2.4	0.7	7.5	8.9	2.6	-1.9	-3.6	-3.4
10	-11.0	-9.3	-7.5	-7.0	-7.4	-12.4	-7.2	7.0	7.2	1.1	0.0	0.6	0.4	1.7	4.9	3.5	1.8	8.6	9.9	3.7	-0.8	-2.4	-2.2
11	-11.5	-9.9	-8.0	-7.6	-7.9	-12.9	-7.8	6.3	6.5	0.5	-0.6	0.0	-0.2	1.0	4.2	2.8	1.1	7.9	9.2	3.1	-1.4	-3.0	-2.8
12	-11.3	-9.7	-7.8	-7.4	-7.7	-12.7	-7.6	6.6	6.8	0.7	-0.4	0.2	0.0	1.3	4.4	3.1	1.3	8.1	9.5	3.3	-1.2	-2.8	-2.6
13	-12.6	-11.0	-9.1	-8.7	-9.0	-13.9	-8.9	5.3	5.5	-0.6	-1.7	-1.0	-1.3	0.0	3.2	1.8	0.1	6.9	8.2	2.0	-2.5	-4.1	-3.9
14	-15.9	-14.3	-12.4	-11.9	-12.2	-17.2	-12.1	2.2	2.4	-3.7	-4.9	-4.2	-4.4	-3.2	0.0	-1.4	-3.1	3.8	5.2	-1.1	-5.7	-7.3	-7.1
15	-14.5	-12.9	-11.0	-10.5	-10.9	-15.8	-10.7	3.6	3.7	-2.4	-3.5	-2.8	-3.1	-1.8	1.4	0.0	-1.7	5.1	6.5	0.2	-4.3	-6.0	-5.7
16	-12.7	-11.1	-9.2	-8.8	-9.1	-14.0	-9.0	5.2	5.4	-0.7	-1.8	-1.1	-1.3	-0.1	3.1	1.7	0.0	6.8	8.1	1.9	-2.6	-4.2	-4.0
17	-19.5	-17.9	-16.0	-15.6	-15.9	-20.7	-15.7	-1.5	-1.5	-7.5	-8.6	-7.9	-8.1	-6.9	-3.8	-5.1	-6.8	0.0	1.4	-4.9	-9.4	-11.1	-10.8
18	-20.9	-19.3	-17.4	-16.9	-17.2	-22.1	-17.1	-2.9	-2.8	-8.9	-9.9	-9.2	-9.5	-8.2	-5.2	-6.5	-8.1	-1.4	0.0	-6.3	-10.7	-12.4	-12.2
19	-14.7	-13.1	-11.2	-10.7	-11.1	-16.0	-10.9	3.4	3.5	-2.6	-3.7	-3.1	-3.3	-2.0	1.1	-0.2	-1.9	4.9	6.3	0.0	-4.5	-6.2	-5.9
20	-10.2	-8.6	-6.7	-6.3	-6.6	-11.6	-6.4	7.8	8.0	1.9	0.8	1.4	1.2	2.5	5.7	4.3	2.6	9.4	10.7	4.5	0.0	-1.6	-1.4
21	-8.6	-7.0	-5.1	-4.7	-5.0	-10.1	-4.9	9.5	9.7	3.6	2.4	3.0	2.8	4.1	7.3	6.0	4.2	11.1	12.4	6.2	1.6	0.0	0.2
22	-8.8	-7.2	-5.3	-4.9	-5.2	-10.3	-5.1	9.3	9.5	3.4	2.2	2.8	2.6	3.9	7.1	5.7	4.0	10.8	12.2	5.9	1.4	-0.2	0.0

図 4.1 時間帯間の t 統計量（商用車プローブデータ）

(ETC2.0 プローブデータ)

	0	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12	13	14	15	16	17	18	19	20	21	22	23
0	0.0	1.6	5.2	6.3	6.8	4.1	2.7	11.5	10.2	8.0	9.6	10.0	8.5	10.1	11.3	11.2	11.3	15.2	14.4	9.0	3.4	0.9	-1.0	-4.4
1	-1.6	0.0	3.6	4.6	5.2	2.5	1.1	9.8	8.5	6.3	7.9	8.3	6.8	8.4	9.6	9.5	9.6	13.5	12.7	7.3	1.8	-0.8	-2.6	-6.7
2	-5.2	-3.6	0.0	1.0	1.6	-1.2	-2.6	6.1	4.8	2.6	4.2	4.6	3.1	4.7	5.9	5.8	5.9	9.8	9.0	3.6	-1.9	-4.4	-6.2	-12
3	-6.3	-4.6	-1.0	0.0	0.5	-2.2	-3.6	5.1	3.8	1.6	3.2	3.6	2.1	3.7	4.9	4.8	4.8	8.7	7.9	2.5	-3.0	-5.5	-7.3	-13
4	-6.8	-5.2	-1.6	-0.5	0.0	-2.8	-4.2	4.6	3.3	1.1	2.7	3.0	1.5	3.1	4.3	4.3	4.3	8.2	7.4	2.0	-3.5	-6.0	-7.9	-14
5	-4.1	-2.5	1.2	2.2	2.8	0.0	-1.4	7.4	6.1	3.9	5.5	5.8	4.3	5.9	7.2	7.1	7.1	11.1	10.3	4.8	-0.7	-3.3	-5.1	-10
6	-2.7	-1.1	2.6	3.6	4.2	1.4	0.0	8.9	7.5	5.3	6.9	7.3	5.8	7.4	8.6	8.6	8.6	12.6	11.7	6.3	0.7	-1.9	-3.7	-8.4
7	-11.5	-9.8	-6.1	-5.1	-4.6	-7.4	-8.9	0.0	-1.3	-3.6	-1.9	-1.6	-3.1	-1.5	-0.2	-0.3	-0.2	3.7	2.9	-2.6	-8.2	-10.8	-12.6	-21
8	-10.2	-8.5	-4.8	-3.8	-3.3	-6.1	-7.4	1.3	0.0	-2.2	-0.6	-0.2	-1.8	-0.1	1.1	1.0	1.1	5.1	4.2	-1.3	-6.9	-9.5	-11.3	-19
9	-8.0	-6.3	-2.6	-1.6	-1.1	-3.9	-5.3	3.6	2.2	0.0	1.6	2.0	0.5	2.1	3.3	3.3	3.3	7.3	6.4	1.0	-4.6	-7.2	-9.1	-16
10	-9.6	-7.9	-4.2	-3.2	-2.7	-5.5	-6.9	1.9	0.6	-1.6	0.0	0.4	-1.2	0.5	1.7	1.6	1.7	5.6	4.8	-0.7	-6.3	-8.8	-10.7	-18
11	-10.0	-8.3	-4.6	-3.6	-3.0	-5.8	-7.3	1.6	0.2	-2.0	-0.4	0.0	-1.5	0.1	1.3	1.3	1.3	5.3	4.5	-1.0	-6.6	-9.2	-11.1	-19
12	-8.5	-6.8	-3.1	-2.1	-1.5	-4.3	-5.8	3.1	1.8	-0.5	1.2	1.5	0.0	1.6	2.9	2.8	2.8	6.8	6.0	0.5	-5.1	-7.7	-9.6	-17
13	-10.1	-8.4	-4.7	-3.7	-3.1	-5.9	-7.4	1.5	0.1	-2.1	-0.5	-0.1	-1.6	0.0	1.3	1.2	1.2	5.2	4.4	-1.1	-6.7	-9.3	-11.2	-19
14	-11.3	-9.6	-5.9	-4.9	-4.3	-7.2	-8.6	0.2	-1.1	-3.3	-1.7	-1.3	-2.9	-1.3	0.0	-0.1	0.0	3.9	3.1	-2.4	-8.0	-10.5	-12.4	-21
15	-11.2	-9.5	-5.8	-4.8	-4.3	-7.1	-8.6	0.3	-1.0	-3.3	-1.6	-1.3	-2.8	-1.2	0.1	0.0	0.0	4.0	3.2	-2.3	-7.9	-10.5	-12.3	-21
16	-11.3	-9.6	-5.9	-4.8	-4.3	-7.1	-8.6	0.2	-1.1	-3.3	-1.7	-1.3	-2.8	-1.2	0.0	0.0	0.0	4.0	3.1	-2.4	-8.0	-10.5	-12.4	-21
17	-15.2	-13.5	-9.8	-8.7	-8.2	-11.1	-12.6	-3.7	-5.1	-7.3	-5.6	-5.3	-6.8	-5.2	-3.9	-4.0	-4.0	0.0	-0.8	-6.3	-11.9	-14.5	-16.3	-26
18	-14.4	-12.7	-9.0	-7.9	-7.4	-10.3	-11.7	-2.9	-4.2	-6.4	-4.8	-4.5	-6.0	-4.4	-3.1	-3.2	-3.1	0.8	0.0	-5.5	-11.1	-13.7	-15.5	-25
19	-9.0	-7.3	-3.6	-2.5	-2.0	-4.8	-6.3	2.6	1.3	-1.0	0.7	1.0	-0.5	1.1	2.4	2.3	2.4	6.3	5.5	0.0	-5.6	-8.2	-10.0	-17
20	-3.4	-1.8	1.9	3.0	3.5	0.7	-0.7	8.2	6.9	4.6	6.3	6.6	5.1	6.7	8.0	7.9	8.0	11.9	11.1	5.6	0.0	-2.6	-4.5	-9.5
21	-0.9	0.8	4.4	5.5	6.0	3.3	1.9	10.8	9.5	7.2	8.8	9.2	7.7	9.3	10.5	10.5	10.5	14.5	13.7	8.2	-2.6	0.0	-1.9	-5.8
22	1.0	2.6	6.2	7.3	7.9	5.1	3.7	12.6	11.3	9.1	10.7	11.1	9.6	11.2	12.4	12.3	12.4	16.3	15.5	10.0	4.5	1.9	0.0	-3.1
23	-4.4	-6.7	-12	-13	-14	-10	-8.4	-21	-19	-16	-18	-19	-17	-19	-21	-21	-21	-26	-25	-17	-9.5	-5.8	-3.1	0

図 4.2 時間帯間の t 統計量 (ETC2.0 プローブデータ)

(商用車プローブデータ)

	月	火	水	木	金	土	日	祝日
月	0.0	-0.4	0.6	0.2	2.0	2.2	1.1	2.53
火	0.4	0.0	1.0	0.6	2.5	2.6	1.5	3.17
水	-0.6	-1.0	0.0	-0.4	1.5	1.6	0.5	1.75
木	-0.2	-0.6	0.4	0.0	1.9	2.0	1.0	2.33
金	-2.0	-2.5	-1.5	-1.9	0.0	0.1	-0.9	-0.3
土	-2.2	-2.6	-1.6	-2.0	-0.1	0.0	-1.1	-0.5
日	-1.1	-1.5	-0.5	-1.0	0.9	1.1	0.0	0.93
祝日	-2.5	-3.2	-1.7	-2.3	0.34	0.55	-0.9	0

(ETC2.0 プローブデータ)

	月	火	水	木	金	土	日	祝日
月	0.0	2.7	2.4	3.4	3.5	2.4	-2.1	-6.4
火	-2.7	0.0	-0.3	0.7	0.8	-0.3	-4.9	-10
水	-2.4	0.3	0.0	1.0	1.1	0.0	-4.6	-9.9
木	-3.4	-0.7	-1.0	0.0	0.0	-1.1	-5.6	-11
金	-3.5	-0.8	-1.1	0.0	0.0	-1.1	-5.7	-11
土	-2.4	0.3	0.0	1.1	1.1	0.0	-4.6	-10
日	2.1	4.9	4.6	5.6	5.7	4.6	0.0	-3.4
祝日	6.39	10.3	9.94	11.4	11.5	9.98	3.44	0

図 4.3 曜日間の t 統計量

次に、曜日の結果 (図 4.3) を見ると、商用車プローブデータについては、どの曜日間も t 統計量は閾値未満であった。つまり、任意の集約が可能という結果が得られた。

その一方、ETC2.0 プローブデータについては、月曜日～水曜日と木曜日～土曜日の2つのブロックが形成されることがわかった。つまり、この2つに集約可能であることが示唆されたが、平日と土日祝日で分離されない結果となった。

以上から、 t 統計量の分析結果により、①朝・夕のピーク時間帯・昼間時間帯・夜間・深夜から早朝の時間帯など7つのグループに集約できる可能性があること、②月曜日～水曜日と木曜日～土曜日など2グループに集約できる可能性があることがわかった。

4.3.3. 走行速度の平均・標準偏差の推定

1) 推定の考え方

ここでは、回帰分析に基づいてリンク走行速度の平均・標準偏差を推定した。その際、観測リンクのデータを用いて回帰モデルを推定し、非観測リンクも含めてリンク走行速度の平均・標準偏差を推定した。このようにして推定した回帰モデルを用い、石川県内の国道8号の各区間の時間信頼性の評価が可能となる。もちろん、この方法は他路線についても適用可能である。なお、実務においても比較的容易に適用可能であるとの判断から回帰分析を用いることにした次第である。

先に、時間帯と曜日に基づくプローブデータの集約が可能であることを示した。以下では、時間帯や曜日に基づいて集約したプローブデータを用い

て実施したリンク走行速度を目的変数とする回帰分析の推定結果を示す。その際、説明変数として、車線数・道路交通センサス 12 時間交通量・信号前後（ダミー変数）・分合流前後（ダミー変数）を用いた。

なお、対象路線は国道 8 号上り（京都方面から新潟方面）のうち、河北郡津幡町・金沢市・野々市市の区間を対象とした。

2) 回帰分析の結果

曜日で集約した場合の回帰分析の結果の一部を以下に整理した。なお、有意となった変数の P 値に下線を付した。各表から、「車線数」「合流 2 つ後」等の P 値が大きい（＝統計的に有意でない確率が高い）ことが示唆される。

表 4.2 回帰分析の結果（商用車プローブ）

①リンク走行速度の平均（月～水）

修正R2乗=	0.7591			
変数	偏回帰係数	標準誤差	t 値	P 値
車線数	-1.0150	1.1781	-0.8615	0.3908
12時間交通量	-1.6425	0.4966	-3.3073	<u>0.0013</u>
信号1つ前	-12.3934	1.2394	-9.9997	<u>0.0000</u>
信号1つ後	-5.3737	1.2444	-4.3182	<u>0.0000</u>
信号2つ前	-4.8710	1.3015	-3.7426	<u>0.0003</u>
信号2つ後	-1.0365	1.2436	-0.8335	0.4063
分流1つ前	4.9045	1.4165	3.4623	<u>0.0008</u>
分流1つ後	4.8568	1.3978	3.4745	<u>0.0007</u>
分流2つ前	2.6277	1.3987	1.8786	0.0628
分流2つ後	4.4517	1.4083	3.1611	<u>0.0020</u>
合流1つ前	5.4646	1.7160	3.1845	<u>0.0019</u>
合流1つ後	4.3514	1.7120	2.5417	<u>0.0124</u>
合流2つ前	5.1359	1.7527	2.9304	<u>0.0041</u>
合流2つ後	1.5988	1.6981	0.9415	0.3484
定数項	62.3368	2.6148	23.8401	<u>0.0000</u>

②リンク走行速度の標準偏差（月～水）

修正R2乗=	0.6462			
変数	偏回帰係数	標準誤差	t 値	P 値
車線数	-0.4192	0.4318	-0.9707	0.3337
12時間交通量	0.5519	0.1820	3.0317	<u>0.0030</u>
信号1つ前	5.1338	0.4543	11.3011	<u>0.0000</u>
信号1つ後	0.3057	0.4561	0.6702	0.5041
信号2つ前	1.3832	0.4770	2.8996	<u>0.0045</u>
信号2つ後	-0.5771	0.4558	-1.2661	0.2081
分流1つ前	-1.1582	0.5192	-2.2308	<u>0.0277</u>
分流1つ後	-1.0903	0.5123	-2.1280	<u>0.0355</u>
分流2つ前	-0.7923	0.5127	-1.5454	0.1250
分流2つ後	-1.0522	0.5162	-2.0385	<u>0.0438</u>
合流1つ前	-0.1569	0.6290	-0.2494	0.8035
合流1つ後	-0.4888	0.6275	-0.7789	0.4377
合流2つ前	-0.0702	0.6424	-0.1093	0.9131
合流2つ後	-0.5907	0.6224	-0.9490	0.3446
定数項	7.6378	0.9584	7.9693	<u>0.0000</u>

表 4.3 回帰分析の結果（ETC2.0 プローブ）

①リンク走行速度の平均（月～水）

修正R2乗=	0.7630			
変数	偏回帰係数	標準誤差	t 値	P 値
車線数	-1.8178	1.4410	-1.2615	0.2098
12時間交通量	-0.6356	0.6244	-1.0180	0.3110
信号1つ前	-12.3674	1.5134	-8.1717	<u>0.0000</u>
信号1つ後	-6.6215	1.5294	-4.3295	<u>0.0000</u>
信号2つ前	-5.6273	1.5549	-3.6191	<u>0.0005</u>
信号2つ後	-1.1233	1.5117	-0.7430	0.4591
分流1つ前	7.1843	1.7642	4.0722	<u>0.0001</u>
分流1つ後	7.2820	1.7329	4.2023	<u>0.0001</u>
分流2つ前	3.4060	1.7005	2.0029	<u>0.0477</u>
分流2つ後	6.2741	1.7057	3.6783	<u>0.0004</u>
合流1つ前	6.9487	2.0915	3.3223	<u>0.0012</u>
合流1つ後	5.1787	2.0220	2.5611	<u>0.0118</u>
合流2つ前	6.0484	2.0553	2.9429	<u>0.0040</u>
合流2つ後	2.7221	1.9634	1.3864	0.1685
定数項	59.5172	3.2004	18.5966	<u>0.0000</u>

②リンク走行速度の標準偏差（月～水）

修正R2乗=	0.6009			
変数	偏回帰係数	標準誤差	t 値	P 値
車線数	-0.6364	0.5014	-1.2692	0.2071
12時間交通量	0.6402	0.2173	2.9466	<u>0.0039</u>
信号1つ前	3.3328	0.5266	6.3284	<u>0.0000</u>
信号1つ後	1.6615	0.5322	3.1219	0.0023
信号2つ前	0.6041	0.5411	1.1165	0.2667
信号2つ後	-1.4773	0.5260	-2.8083	0.0059
分流1つ前	-1.9123	0.6139	-3.1148	<u>0.0024</u>
分流1つ後	-1.9828	0.6030	-3.2882	<u>0.0014</u>
分流2つ前	-1.1432	0.5918	-1.9319	0.0560
分流2つ後	-1.8454	0.5936	-3.1090	<u>0.0024</u>
合流1つ前	-1.3938	0.7278	-1.9150	0.0581
合流1つ後	-1.6916	0.7036	-2.4041	<u>0.0179</u>
合流2つ前	-1.0957	0.7152	-1.5320	0.1285
合流2つ後	-1.1098	0.6832	-1.6244	0.1072
定数項	10.4325	1.1137	9.3675	<u>0.0000</u>

あわせて、上の回帰モデルの推定精度の目安となる決定係数を表 4.4 に示す。これらから、今回の回帰分析の推定精度は良好と判断できる。ここに、平均速度の予測精度の方が良いが、これは標準偏差には個々のドライバー間のバラつきや、日間のバラつき、時間帯間のバラつきなどが含まれており、予測困難なためと考えられる。

表 4.4 回帰分析の決定係数

（商用車プローブデータ）

集約した曜日	月～水	木～土	日	祝日
決定係数(平均速度)	0.76	0.78	0.74	0.74
決定係数(標準偏差)	0.65	0.65	0.6	0.62

（ETC2.0 プローブデータ）

集約した曜日	月～水	木～土	日	祝日
決定係数(平均速度)	0.76	0.77	0.75	0.75
決定係数(標準偏差)	0.61	0.61	0.56	0.59

4.3.4. 時間信頼性の評価

1) 変動係数と時間信頼性評価

前節の検討により、時間帯や曜日を集約しても十分な精度で速度の平均や標準偏差を推定できることがわかった。ここでは、時間信頼性の指標としてリンク走行速度の変動係数（標準偏差を平均値で除したもの）に着目し、これをプロットして予測モデルの特性について考察を加えた。

変動係数は、定義より明らかに正の値であり、0に近いリンクほどバラつきが小さい、すなわち

時間信頼性が高いリンクといえる。逆に、1以上であれば、そのリンクの時間信頼性は低いと評価することが可能である。

2) 変動係数の推定結果（曜日集約データ）

月～水曜日を集約した場合について、横軸にリンク番号、縦軸に曜日集約後の平均速度や標準偏差、変動係数の観測値・予測値を図 4.4 と図 4.5 プロットした。

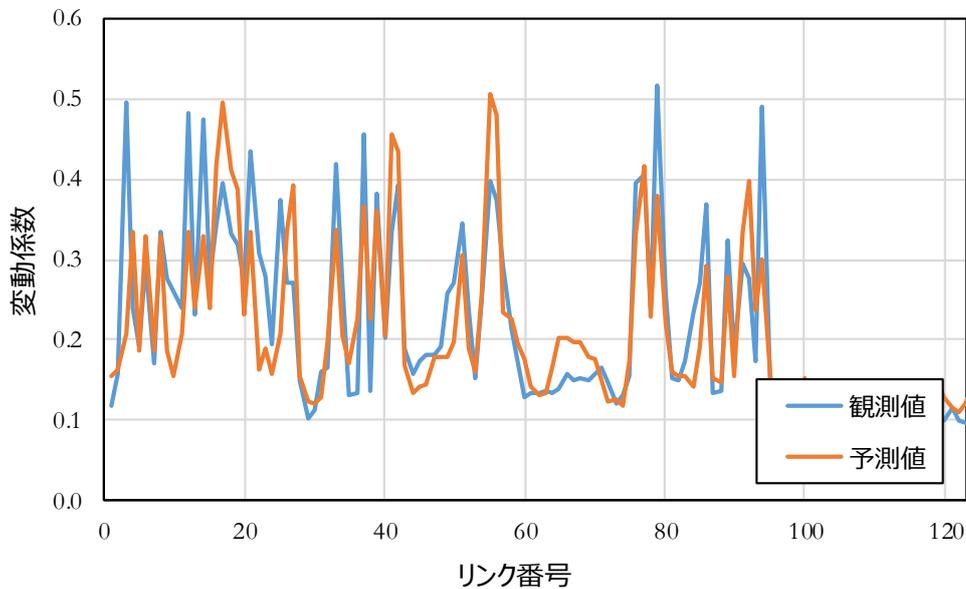


図 4.4 変動係数の予測値・観測値（商用車プローブデータ，月～水）

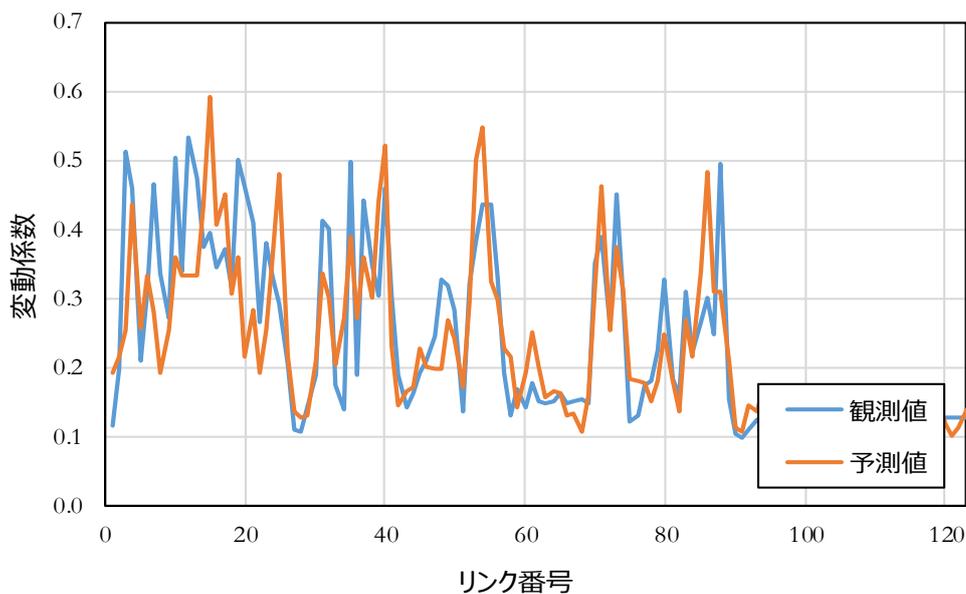


図 4.5 変動係数の予測値・観測値（ETC2.0 プローブデータ，月～水）

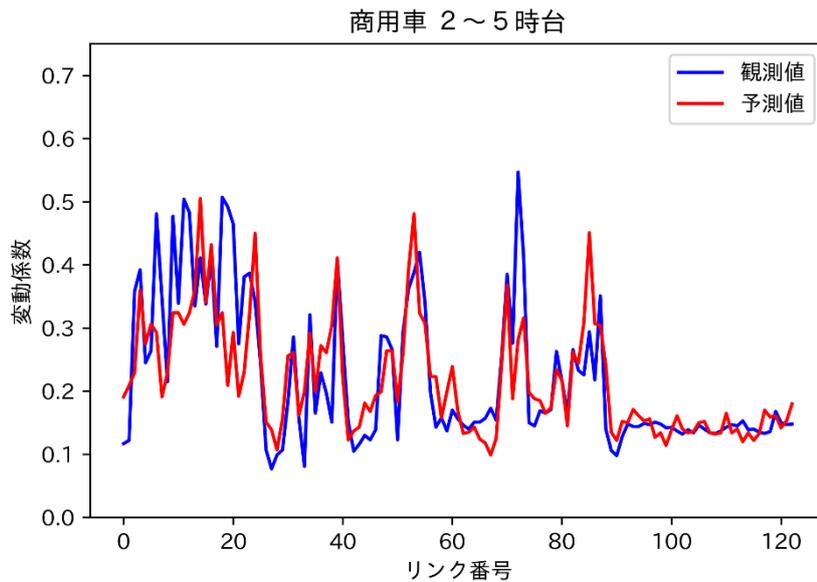


図 4.6 変動係数の予測値・観測値（商用車プローブデータ，2時～5時）

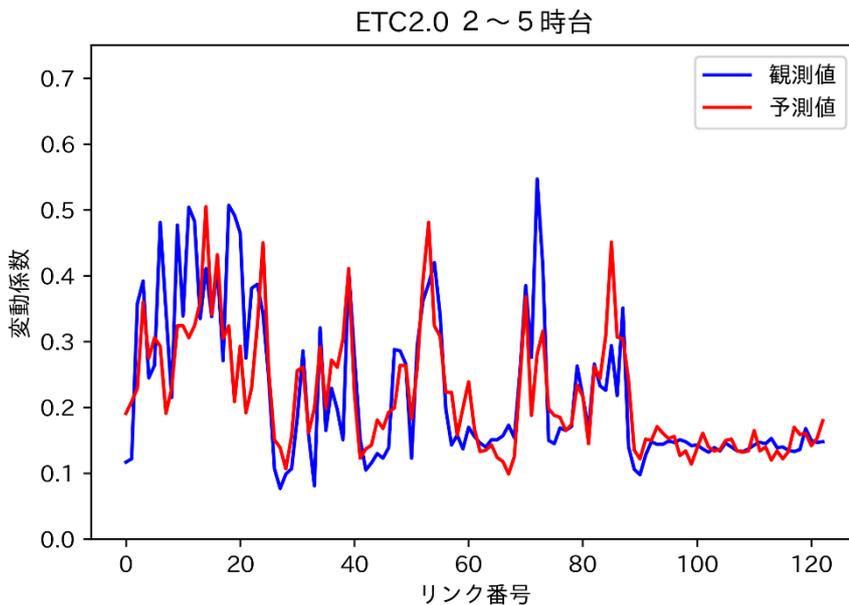


図 4.7 変動係数の予測値・観測値（ETC2.0 プローブデータ，2時～5時）

3) 変動係数の推定結果（時間帯集約データ）

2時～5時を集約した場合について，横軸にリンク番号，縦軸に曜日集約後の平均速度や標準偏差，変動係数の観測値・予測値をプロットした結果を図 4.6 と図 4.7 に示す。

4) 変動係数の推定結果についての考察

図 4.4～図 4.7 より，予測値と観測値の挙動は概ね同じといえる。対象区間の東側のリンク（リ

ンク番号が大きいリンク）の変動係数が連続して小さい値であり，高架区間の時間信頼性の高さが窺える結果となった。一方，変動係数が大きくなっている区間は平面交差の区間であり，実態に即した結果といえよう。観測値と予測値が大きく乖離している区間が一部認められるが，これは今回用いた説明変数以外の影響が大きい場合に相当すると考えられる。しかし，決定係数が高いことや定性的にプロットの挙動が観測値と近いこと

から、時間信頼性指標を精度良く予測可能なモデルの枠組みが概ね完成したと考えられる。

4.4. データ融合による所要時間分布推定手法の実用化

4.4.1. トラカンデータの概要

本章では、前章で使用したプローブデータに加え、以下に述べるトラフィックカウンター（トラカン）を使用した。

- ① エリア：石川県内
国道 8 号・国道 157 号・国道 159 号・国道 160 号・国道 470 号の一部の交差点
- ② 期間：2015 年 8 月～2016 年 7 月
- ③ 件数：約 2 億件

4.4.2. トラカンとプローブのデータ融合による速度変動推定手法の提案

1) 提案の概要

速度変動（平均速度の標準偏差）を推定する際に、一部分のデータが系統的に欠損していると（例えば、速度の速い時間で欠測する確率が高いと）、分散が過少に推定されてしまう可能性が高い。そのため、速度の分散情報を算出するためには系統的な欠損のないデータが必要である。しかし、ETC2.0 や商用車プローブなどのプローブデータは限られた車両（サンプル）の走行履歴情報であり、対象車両の通過がなかった時点では、道路の速度情報を入手することができない。つまり、走行台数の少ない時間には時間帯ごとの速度情報が欠測しやすく、さらにサンプル数が少ない場合は精度よく平均速度を算出することができない。一方で、トラカンデータでは、設置された地点において全ての台数を継続的に観測し続けているために、完全な速度情報を入手することができるが、機器が設置された限られた地点でしか情報を取得できない。つまり、機器が設置されていない場所の速度情報はすべて欠測している。このように、それぞれのデータには欠損した情報が存在するため、それぞれのデータをそのまま用いただけでは、広範囲の速度変動分析をすることがで

きない。一方で、すべてのリンクの情報を観測しうるプローブデータの速度情報を活用して、トラカンの情報の中で欠損した情報を推定することができれば、トラカンの機器が設置された場所と同様に速度の標準偏差をバイアスなく算出でき、より広域かつ精度の高い分析が可能となる。そこで、本研究では、上述のようなアプローチで ETC2.0・トラフィックカウンターの複数のデータを融合的に活用し、取得できていない地点の完全な平均速度の情報を推定することで、広域かつ多時点の精度の高い所要時間・標準偏差を推定する手法を提案する。

以下では、本研究で提案する融合・補完推定の方法について、トラカンと ETC2.0 の 2 種類のデータの融合推定を例に説明する。つまり、1 時間毎（日付 d 、時間 h ）・場所 l ・データタイプ $y = \{\text{トラカン, ETC}\}$ ごとの平均速度 $v_{d,h,l,y}$ を成分とする部分的な観測速度行列 $\mathbf{v}_{\text{obs.,TRC}}$ と $\mathbf{v}_{\text{obs.,ETC}}$ から、全ての情報が揃った $\hat{\mathbf{V}}_{\text{ETC}}$ と $\hat{\mathbf{V}}_{\text{TRC}}$ の補完推定を行う方法について述べる。ここで、これらの速度行列は、日数 \times 対象リンク数だけの行数があり、各行には日付 d ・場所 l の速度情報について、24 時間のデータが並んでいる。そのため、以降では行と列の情報を、それぞれ行 $i = (d, l)$ 、列 $j = h$ としてまとめて表記する。ここで提案する ETC2.0 データの補完手法では、この行列における列間の（時間帯・2 種類のデータの間）相関関係を用いて欠損データを埋めていくこととなる。

本節では、ケーススタディとして、国道 8 号の金沢市近辺の区間を対象とした所要時間信頼性の算出を行う。対象とする区間では、トラカンの速度情報は上り下り合わせて 18 地点ある。そして、この地点以外の速度情報を、ETC2.0 データを活用して埋めていく。まず、国道 8 号の一部のデータを用いて推計方法の妥当性を確認していく。この時は、トラカンの速度観測地点に追加して、台数情報がある場所も追加した合計 26 地点を用いて分析していく。この 26 地点のうち、トラカンのデータでは 18 地点分の情報についてはすべて埋まっているものの、他の 8 地点ではすべて速度

情報が欠損している一方で、ETC2.0 では、26 地点それぞれで情報があるものの、プローブカーが通過しなかった特定の日付・時点において欠損がある状態である。具体的には、対象とする行列の成分が $366(\text{日}) \times 24(\text{時間}) \times 26(\text{場所}) = 228,384$ 個のうちで、約 1/3 の 77,329 箇所（場所×日付×

時点）が欠損しているようなデータである。本節では、以降で提案する手法を適用して、これらの欠損の部分の情報を補完・推定を行っていく。その上で、区間上の ETC2.0 すべてのデータ（上り下りで合計 247 リンクの観測速度情報）を用いて、路線全体の時間信頼性評価を実施していく。

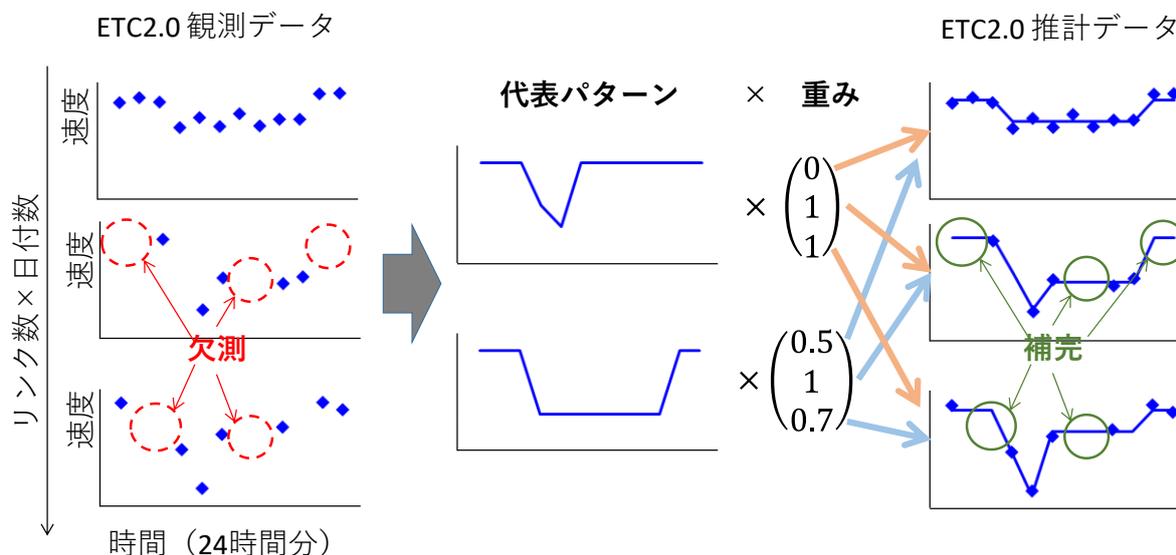


図 4.8 代表パターンに基づく ETC2.0 データの補完方法

2) データ融合によるデータ補完の考え方

ここでは2種類のデータを融合して活用しながら、時間信頼性評価の対象となる全区間での速度データを推定する方法を説明する。

ETC2.0 の欠損を埋める基本的な考え方は、図 4.8 に示すとおりである。ETC2.0 の速度観測データには、欠測している時間が所々に存在し、全体の 1/3 が欠測している状態である。

このとき、速度の時空間パターン行列を次元圧縮の考え方をを用いて、より次元が小さい行列の積の形で表現する方法を考える。ここでは、因子分析と同じ考え方の下、重み行列（因子負荷量）と代表パターン（因子得点）の積で表現することを目指す。この代表パターンには、「ピーク時の速度低下」や「日中の速度低下」といった時間帯での代表的な相関関係を表現する代表パターンが得られると期待され、重み行列の成分はそれぞれの代表パターンが各行（リンク×日付）において

どれだけ作用しているかを示す。これらの行列の成分を、欠測した情報を元に推定することができれば、元の大きなサイズの行列も欠測していた部分の情報を含めて再現することが可能となる。そのうえで、重回帰分析を用いて、ETC2.0 の完全データからトラカンの速度データを推定する。

ここで提案する手法は、以下の4つの Step から構成される：

Step-1 では、相関行列の固有値分解（主成分分析）によって、ETC2.0 データで観測された同じ日付内での代表的な時間変動パターンを抽出する。

Step-2 では、その複数の代表パターンの合成で時間変動データが構成されているものと考えて、得られた部分的なデータを用いて各代表パターンの重み成分を、速度行列の各行（日付×リンク）ごとに推定していく。ここで、Step-1 で算出した代表パターン行列と Step-2 で算出した重み行列の行列積から、すべての欠損を補完推定した ETC2.0

データを得ることができる。

Step-3では、この完全な ETC2.0 データを用いてトラカン基準の情報を推定していく。具体的には、相関関係が高いと予想される時点・リンクの重み情報を説明変数とする回帰分析により、トラカン向けの代表パターン行列を推定する。

Step-4で「**Step-2**で求めた重み」×「**STEP-3**で推定した代表パターン」の行列積を用いてトラカン基準の完全データを推定していく。

Step1～**step4**の手順について以下に述べる。

a. 固有値分解による代表パターンの抽出 (Step1)

まず、欠測のある ETC2.0 の観測データ行列と $V_{obs,ETC}$ から、代表パターン行列 H_{ETC} を抽出する方法について述べる。

ここで、観測データ行列 $V_{obs,ETC}$ は、行数がリンク数×分析日数、列数が 24 列（時間帯数）の行列、代表パターン行列は、各行に 24 列（時間帯数）の情報があり、代表パターンの数（基底数）分の行数がある行列である。この行列の成分の推定には、主成分分析において主成分負荷量の推定するアプローチを採用する。具体的には、まず、行列 $V_{obs,ETC}$ の分散共分散行列を算出したうえで、その固有値と固有ベクトルを算出する。ここで、主成分分析では、各固有値の値が、対応する固有ベクトルの軸における観測データの分散を示している。つまり、最大固有値に対応する固有ベクトルの軸は、観測データ間の分散が最大になるような軸（第 1 主成分）であり、第 2 最大固有値・固有ベクトルは第 1 主成分の軸と直交する中で分散が最大になる合成変数の軸（第 2 主成分）を示す。ここでは、小さい固有値に対応する、つまり分散が小さい軸を無視することで、多変量の情報を（最もデータ間のばらつきを説明できる）少数の軸に圧縮して理解することができる。本研究では、24 個ある時間帯ごとの情報を、強い相関関係がある時間帯同士でまとめながら、日付間・場所間のばらつきを十分に説明できる、少数の「代表パターン」に圧縮する方法として応用していく。

本研究での応用方法について述べる。本研究で

は図 4.8 に示したような方法で、データの融合及び補完を行う。その基本モデルは式(4-2)を用いて記述することができる：

$$V_{obs,ETC} = WH_{ETC} + E_{ETC} \quad (4-2)$$

ここで、 W は、リンク数×分析日数だけの行数と、代表パターンの数（基底数）分の列数がある重み係数で構成される行列であり、 E_{ETC} は代表パターンの合成では説明できない残差行列である。また、このモデル式は、因子分析などと同じ構造であり、代表パターンの抽出は、観測行列 $V_{obs,ETC}$ から代表パターン行列 H_{ETC} （主成分負荷量、因子負荷量）を推定することに相当する。この代表パターンの導出には、分散共分散行列を算出することが必要であるが、本研究では多くの欠測がある観測行列 $V_{obs,ETC}$ しか使うことができない。そこで、各変数（時間帯）の組み合わせごとと同時に観測された場所・日付の情報のみを用いて算出した相関係数行列を用いていく。そして、その相関係数行列の固有値のうちで大きい順に K 個分とり、それぞれに対応する固有ベクトルを並べて代表パターン行列 H_{ETC} とする。なお、定数項に相当する情報もパターン行列 H_{ETC} に含むようにするために、 K 個分の固有ベクトルのほかにすべての成分が 1 で 24 個の成分がある行ベクトルを、行列 H_{ETC} の最初の行に追加する。また、 K は基底数（因子数）と呼ばれる数であり、本分析においては外生的に決定する必要がある。ここでは、通常的主成分分析や因子分析と同様に、固有値の値とそれから算出される累積寄与率から決定するアプローチをとる。

b. 重み行列の推定 (Step 2)

次に、式(4-2)の W （重み行列）を、欠測のある観測行列 $V_{obs,ETC}$ と **Step-1** で作成した代表パターン行列 H_{ETC} から推定する。このとき、式(4-2)を成分ごとに記載すると、式(4-3)のように書き下ろすことができる：

$$\begin{aligned}
v_{(i,j),\text{ETC}} &= \sum_{k=1}^K w_{i,k} h_{k,j,\text{ETC}} + e_{(i,j)} \\
&= \mathbf{w}_i^T \mathbf{h}_{j,\text{ETC}} + e_{(i,j)} \\
&\quad \forall (i,j) \in D_{\text{obs,ETC}}
\end{aligned} \tag{4-3}$$

ここで、 $v_{(i,j),\text{ETC}}$ と $w_{i,k}$ 、 $h_{k,j,\text{ETC}}$ 、 $e_{(i,j)}$ は、それぞれ行列 $\mathbf{V}_{\text{obs,ETC}}$ と \mathbf{W} 、 \mathbf{H}_{ETC} 、 \mathbf{E}_{ETC} の各成分である。そして、 $D_{\text{obs,ETC}}$ は、行×列 (i,j) のうちで観測された組み合わせの集合である。また、 \mathbf{w}_i^T と $\mathbf{h}_{j,\text{ETC}}$ は、それぞれ行列から i 行を抽出したベクトル、と j 列を抽出したベクトルである。ここで、 $\mathbf{h}_{j,\text{ETC}}$ は固有ベクトルからすでに算出しており既知であることから、式(2.2)のうちで \mathbf{w}_i (代表パターンの係数)を推定する問題は、線形の関係式であり誤差 $e_{(i,j)}$ が正規分布に従うとすると重回帰分析と一致する。そこで、観測された限られた情報集合 $D_{\text{obs,ETC}}$ のみを用いて最小二乗法で \mathbf{w}_i を i ごとに推定していく。 $e_{(i,j)}$ は誤差項である

しかし、この推定は、 i ごとに実施すると最大でも 24 個の時間帯の情報を用いて、基底数 K 個分のパラメータを導出する問題であり、1/3 の確率で観測データが欠測することを踏まえると、観測データ数が不足してしまい、 \mathbf{w}_i を精度よく推定できない日付×時間帯 (i) が多く存在する可能性が高い。そのため、同じリンクかつ同じ曜日では、推定される重みベクトル \mathbf{w}_i が十分な数のデータが観測された日付の重みベクトルと近い値をとるという条件を新しく付与して推定していく。具体的には、 \mathbf{w}_i の事前分布 $p(\mathbf{w}_i)$ として、リンク l ×曜日 s ペアごとに同じ多変量正規分布を仮定して、ベイズの定理を用いながら、事後確率が最大となるような \mathbf{w}_i の推定値を導出するアプローチをとる。このようなアプローチをとることで、設定した事前分布 $p(\mathbf{w}_i)$ では考えにくいような重みの組み合わせ \mathbf{w}_i を除外することができる。このとき、観測速度ベクトル $\mathbf{v}_{i,\text{ETC}}$ も多変量正規分布に従うとすると、事後確率 $p(\mathbf{w}_i|\mathbf{v}_{i,\text{ETC}})$ は、式(4-5)のように定式化することができ、これを最大化する重みベクトル $\hat{\mathbf{w}}_i$ を推定していく：

$$\begin{aligned}
\hat{\mathbf{w}}_i &= \\
&\text{argmax } p(\mathbf{w}_i|\mathbf{v}_{i,\text{ETC}}) \propto p(\mathbf{w}_i)p(\mathbf{v}_{i,\text{ETC}}|\mathbf{w}_i) \tag{4-4} \\
&\quad \forall i \in I
\end{aligned}$$

$$\begin{aligned}
p(\mathbf{w}_i) &\propto \exp\{(\mathbf{w}_i - \boldsymbol{\mu}_{l,s_i})^T \boldsymbol{\Sigma}_{\text{prm}}^{-1}(\mathbf{w}_i - \boldsymbol{\mu}_{l,s_i})\} \\
&\quad \forall i \in I
\end{aligned} \tag{4-5}$$

$$\begin{aligned}
p(\mathbf{v}_{i,\text{ETC}}|\mathbf{w}_i) &\propto \\
&\exp\{(\mathbf{v}_{i,\text{ETC}} - \mathbf{H}_{\text{ETC}}^T \mathbf{w}_i)^T \boldsymbol{\Sigma}_{\text{obs}}^{-1}(\mathbf{v}_{i,\text{ETC}} \\
&\quad - \mathbf{H}_{\text{ETC}}^T \mathbf{w}_i)\} \\
&\quad \forall i \in I
\end{aligned} \tag{4-6}$$

ここで、上の3式を用いて、重みベクトル $\hat{\mathbf{w}}_i$ を推定するためには、 $\boldsymbol{\mu}_{l,s_i}$ 、 $\boldsymbol{\Sigma}_{\text{prm}}$ 、 $\boldsymbol{\Sigma}_{\text{obs}}$ が必要となる。まず、平均値 $\boldsymbol{\mu}_{l,s_i}$ は、各行 $i = (d,l)$ に対応するリンク l と曜日 s_i ごとの、パラメータの期待値である。本研究では、リンク l ×曜日 s の組み合わせごとに平均化して算出した平均速度 $\tilde{v}_{(l,s),\text{ETC}}$ を用いた最小二乗法から算出した値を適用する。つまり、 $\boldsymbol{\mu}_{l,s_i}$ は以下の式から算出される：

$$\begin{aligned}
\mathbf{V} &= \tilde{\mathbf{v}}_{(l,s),\text{ETC}} - \mathbf{H}_{\text{ETC}}^T \boldsymbol{\mu}_{l,s} \text{ とおき、} \\
\boldsymbol{\mu}_{l,s} &= \text{argmin}\{\mathbf{V}^T \mathbf{V}\} \\
&\quad \forall (l,s) \in L \times S
\end{aligned} \tag{4-7}$$

次に、重み係数の事前分布の分散共分散行列 $\boldsymbol{\Sigma}_{\text{prm}}$ と、観測速度の分散共分散行列 $\boldsymbol{\Sigma}_{\text{obs}}$ は、ETC2.0のサンプルが十分に確保できた(本研究では1日当たり50サンプル以上とした)場所×日付ペア $i = (d,l)$ の集合を I_{large} として、この情報を用いて算出していく。具体的には、まず最小二乗法を用いて、暫定重み行列 $\hat{\mathbf{w}}_i$ を算出する。

$$\begin{aligned}
\mathbf{V} &= \mathbf{v}_{i,\text{ETC}} - \mathbf{H}_{\text{ETC}}^T \mathbf{w}_i \text{ とおき、} \\
\hat{\mathbf{w}}_i &= \text{argmin}\{\mathbf{V}^T \mathbf{V}\} \\
&\quad \forall i \in I_{\text{large}}
\end{aligned} \tag{4-8}$$

そして、暫定重み行列 $\hat{\mathbf{w}}_i$ とリンク・曜日ごとの期待値 $\boldsymbol{\mu}_{l,s}$ との差の分散共分散行列を、事前分布の分散共分散行列 $\boldsymbol{\Sigma}_{\text{prm}}$ として採用する。このような事前分布を仮定することで、観測データ数が十分でない日付の情報、同じリンク・曜日で十分にサンプル数のある日付の情報を参考にしながら推定されることになる。また、観測データの分散共分散行列には、式(4-8)における成分ごとの分

散を対角成分とする行列 Σ_{obs} を用いる。なお、このとき Σ_{obs} の対角成分以外はすべてゼロ、つまり共分散はゼロと仮定する。

c. トラカン情報の代表パターンの算出 (Step 3)

つぎに、ETC2.0で算出した重み行列 \mathbf{W} を用いて、トラカンのデータを推定する方法を述べる。ここでは、より精度よくトラカンの速度データを推定するために、同じ時点・同じ場所の重み情報 \mathbf{w}_i だけでなく、式(2.6)で算出した同じ曜日×リンクの情報の期待値 $\mu_{(l_i, s_i)}$ と、式(4-7)と同様のアプローチで算出したリンクごとの期待値 $\hat{\mu}_{l_i}$ も説明変数として用いて、以下のように定式化する。

$$A = w_{i,k} h_{k,j,\text{TRC}} + \mu_{(l_i, s_i), k} \bar{h}_{k,j,\text{TRC}} + \hat{\mu}_{l_i, k} \bar{\bar{h}}_{k,j,\text{TRC}} \text{ とおき,} \quad (4-9)$$

$$\mathbf{v}_{(i,j),\text{TRC}} = \sum_{k=1}^K A + e_{(i,j),\text{TRC}}$$

$$\forall (i,j) \in D_{\text{obs,TRC}}$$

ここで、誤差 $e_{(i,j),\text{TRC}}$ が正規分布に従うと考え、 $\mathbf{h}_{j,\text{TRC}}$ と $\bar{h}_{k,j,\text{TRC}}$ 、 $\bar{\bar{h}}_{k,j,\text{TRC}}$ を時間帯 j ごとに最小二乗法を用いて推定していく。これは、3種類の重み情報(\mathbf{w}_i 、 μ_{l_i, s_i} 、 $\hat{\mu}_{l_i}$)ごとに対応する「トラカンの代表パターン」を推定するステップに相当する。

d. 完全データの推定 (Step 4)

以上のような計算を実施すると、ETC2.0データの完全データ $\hat{\mathbf{V}}_{\text{ETC}}$ は、

$$\hat{\mathbf{V}}_{\text{ETC}} = \mathbf{W}^T \mathbf{H}_{\text{ETC}} \quad (4-10)$$

を用いて推定することができる。

また、トラカンデータの完全データ $\hat{\mathbf{V}}_{\text{TRC}}$ も、

$$\hat{v}_{(i,j),\text{TRC}} = \quad (4-11)$$

$$\sum_{k=1}^K (w_{i,k} h_{k,j,\text{TRC}} + \mu_{(l_i, s_i), k} \bar{h}_{k,j,\text{TRC}} + \hat{\mu}_{l_i, k} \bar{\bar{h}}_{k,j,\text{TRC}})$$

を用いて推定することができる。

4.4.3. プローブデータとトラカンデータの融合による所要時間分布の推定結果

前節で解説した手法を用いて所要時間の推定を試みた。その際、2015年8月～2016年7月の金沢市近辺の国道8号のETC2.0データ及びトラカンの観測速度データを用いた。

推定の流れは以下の通りである。

まず、トラカンのデータとETC2.0のデータが両方存在する26リンクについて、推定に必要なパラメータの推定と、推定精度を確認した。

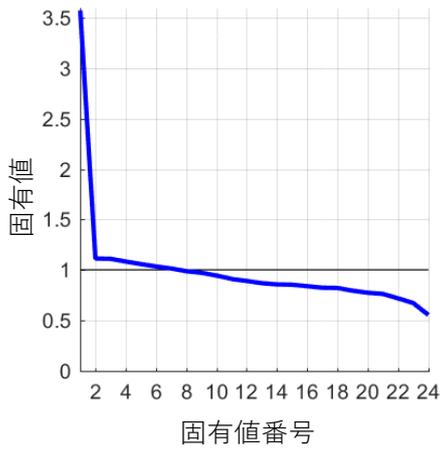
続いて、対象とする金沢近辺の国道8号全体の走行速度・所要時間を推定し、信頼性評価として所要時間のばらつき（標準偏差）を算定した。

1) 基底の決定 (Step-1)

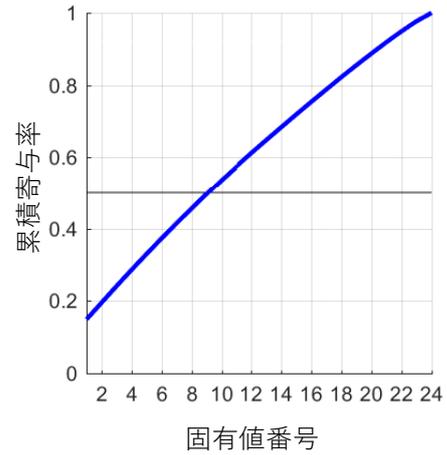
次元圧縮における基底の数を決定した。ここでは、ETC2.0データから算出した1時間ごとの時点間の相関係数行列を用いて決定した。

図4.9(a)は、算出した固有値を大きい方から順に番号をつけて並べたものである。ここで固有値は、対応する固有ベクトルが示す軸における、(標準化された)データの分散を示しており、1より大きい場合は、その固有ベクトルが示す軸では、観測データは平均より多くのばらつき(分散)があることを示している。図4.9(a)から、1を上回るのは7個目までである。一方で、10個目までは0.95を上回っており、さらにこの固有値から算出した累積寄与率(図4.9(a))を見ても、50%程度のばらつきを説明するためには10個程度の基底が必要である。

以上より、以下では基底数を $K=10$ と設定して分析を進めることにした。

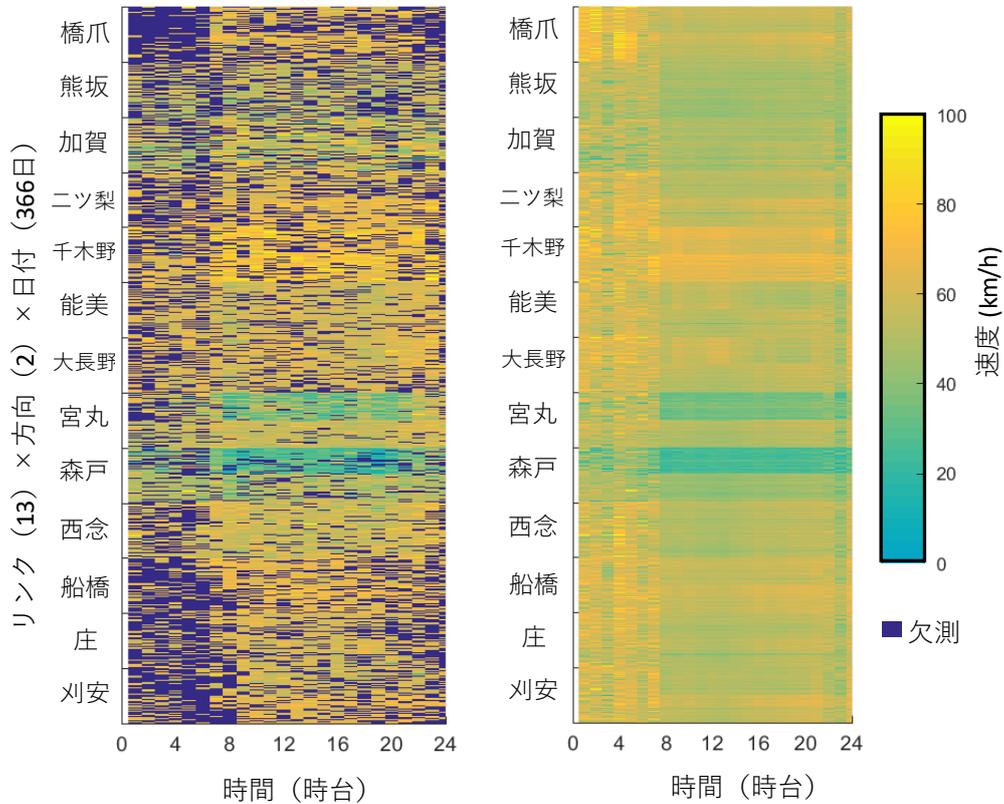


(a) 固有値推定結果



(b) 累積寄与率

図 4.9 ETC データ・相関係数行列の固有値分布



(a) 観測データ $V_{\text{obs,ETC}}$

(b) 推定結果 \hat{V}_{ETC}

図 4.10 ETC2.0 データ行列の観測値と推定結果

2) ETC2.0 データの補完とその精度 (Step-2)

次に、基底数を $K=10$ と設定した場合の Step-1 と Step-2 までの手順を実施した結果を示すとともにそれらの考察を行う。

図 4.10 は、(a) 観測データ行列 $V_{\text{obs,ETC}}$ と、(b) 推定結果行列 \hat{V}_{ETC} を、同じ配列で配置して、速度

の大きさに色分けしたものである。そのため、ここでの成分の配列は、列方向に時間 (24 時間分) をとり、行方向に 26 個のリンクごとに 366 日分が並ぶ形になっている。なお、観測データには欠測している場所が多数存在するが、その部分は濃い青色としている。

まず、観測値の行列(a)をみると、濃い青の値が全体的に多く存在することが確認できる。とくに、深夜0時から朝6時の間を中心に多くの時間帯で欠測していることが確認できる。この欠測部分を、提案した手法によって補完した推定結果行列(b)を見ると、おおむね観測された場所の観測速度と整合をとりながらすべての欠測された情報が補完されていることが確認できる。一方で、夜間については色が縞模様になっていることが確認でき、これは速度の分散が時間帯間でかなり大きいことを示している。

図 4.10 に示した観測データと推定結果の差異を散布図として図 4.11 にプロットした。

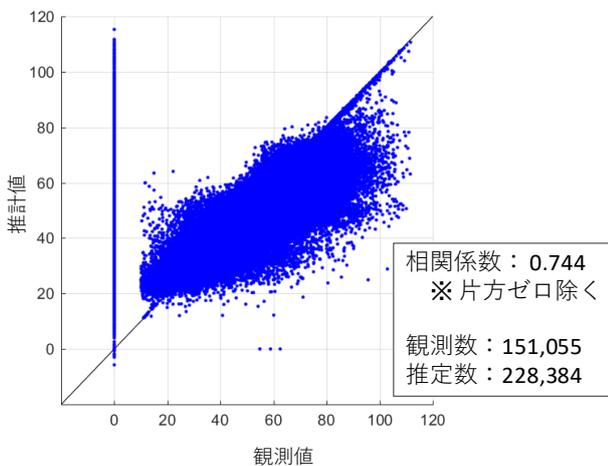


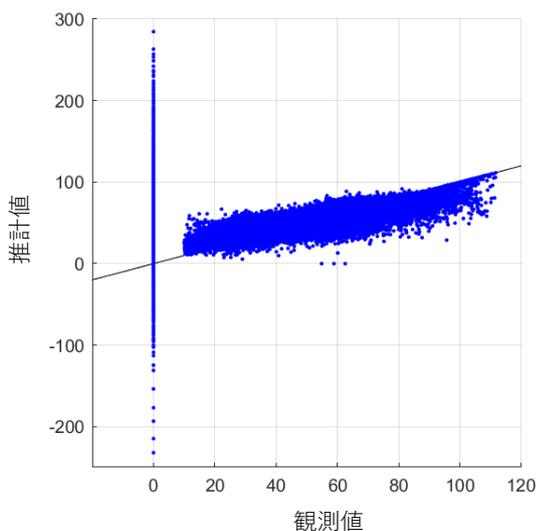
図 4.11 ETC2.0 データの補完結果と観測結果

この図を見ると、観測値と推定値の差は大きいように見られるが、相関係数は0.74程度あり、推定値は観測された速度の大小関係をおおむね反映していることが確認できる。なお、散布図上でばらつきが大きいように見えるのは、15万点をプロットした図であり、誤差が「たまたま」大きい点も図示されていることを反映している。

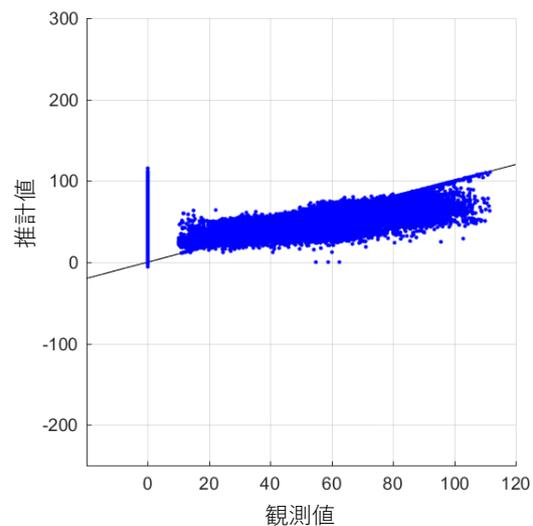
次に、step-2 において、単純な最小二乗法ではなく、ベイズの定理を用いた推定法を採用した価値について、図 4.12 を用いて確認した。

単純な最小二乗法で推定した結果（同図 (a)）では、観測値が0であるときに、-100km/h 以下、あるいは+100km/h 以上という物理的には考え難い平均速度が多数推計される結果が得られる。これは、欠測によりごく一部のデータのみを用いて代表パターンの重みを単に最小二乗法で推定するアプローチでは、物理的に考え難い基底の重みの配分が、導出されるケースが無視できないほどあることを示している。

一方で、十分に信頼できるデータから作成した、「基底の組み合わせパターン」の情報をもった事前分布を反映した推定結果（同図 (b)）では、推定値がおおよそ 0 km/h~100km/h の間をとっており、上述のような異常値が出ていないように改良されていることが確認できる。



(a) 事前分布なし（最小二乗法）



(b) 事前分布あり

図 4.12 ETC2.0 データの補完推定結果と観測結果の比較

3) トラカンデータの補完とその精度 (Step-3,4)

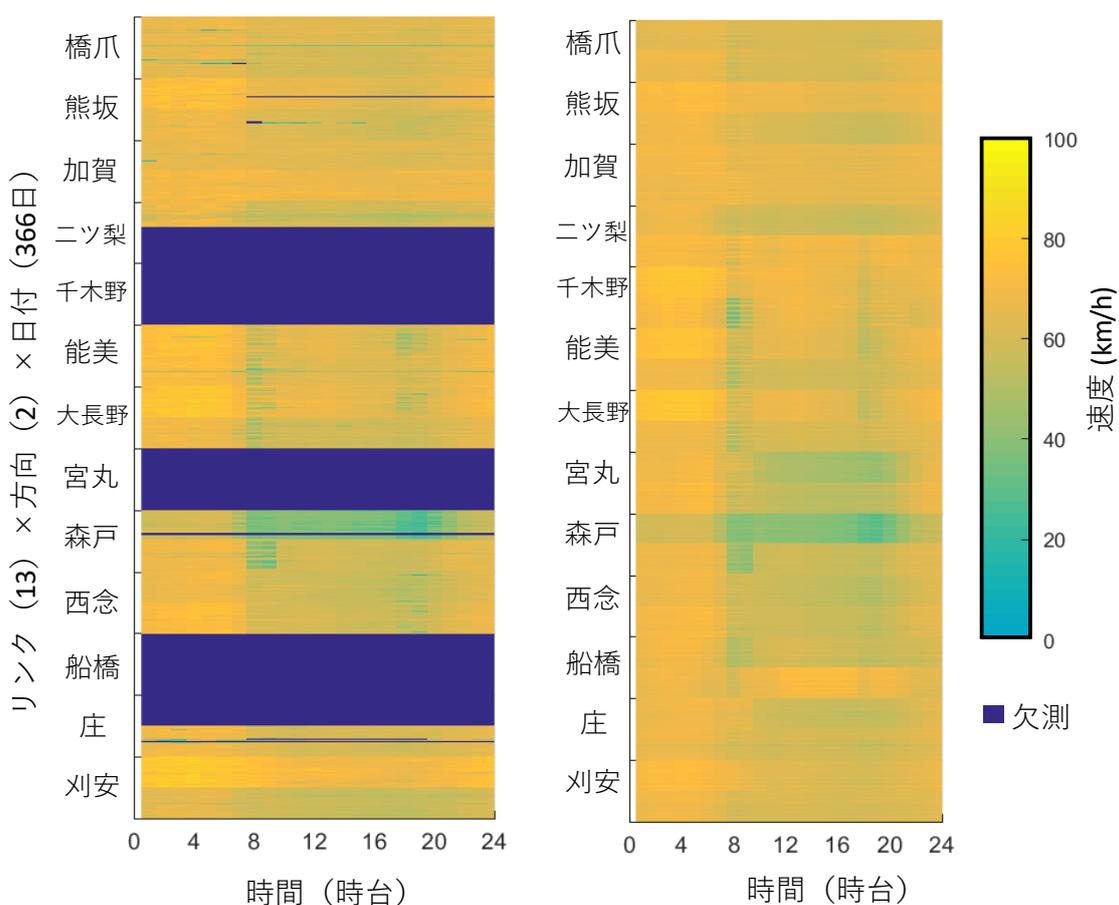
次に, Step-3~4 を通じて推定されたトラカンデータの推定結果の確認を行った.

図 4.13 に, トラカンデータ行列の観測値と推定結果を示した (注: ETC2.0 に関する図 4.10 と同じ順番で各成分を並べた).

まず, (a) 観測データを見ると, トラカンでは観測器が設置された場所(リンク)では, 完全な, すなわち, 全ての時間で充足されたデータが推定されている一方で, 速度観測がされていないいくつかのリンクでは全ての時間を通じて欠測して

いることが確認できる. そして, (b) の推定結果を見ると, もともと観測された速度行列の部分については, おおよそ正確に再現できていることが確認できる. さらに, 欠測部分についても, 全ての速度情報が補完されており, さらにその値についても, 異常な値が見られないことが直感的に確認することができる.

以上から, トラカンの観測値とほぼ整合をとりながら, 観測されていない場所も含めたすべての平均速度の推定に成功したといえる.



(a) 観測データ $V_{obs,TRC}$

(b) 推定結果 \hat{V}_{TRC}

図 4.13 トラカンデータ行列の観測値と推定結果

このことは、図 4.14 の散布図と相関係数からも十分に確認することができる。ただし、この散布図からは観測値が小さく・推計値が大きい（つまり過大推計を示す）左上のエリアに多くのプロットがあることも確認できる。つまり、本手法を用いた推計値では、過大推計になっている時間×場所がいくつかあることを示している。この原因だが、本章で提案した方法における事前分布の導入によるものと推測される。事前分布の導入は、同じリンク・同じ曜日では近い速度が観測されやすいという前提条件を置くことを意味している。そして、この前提条件を大きく外れるような、事故や悪天候などのケースでは、少数サンプルの ETC2.0 情報からは十分に信頼できるほどの（事前分布を打ち消すことができるほどの）速度低下情報を得ることができず、結果として過大推計と

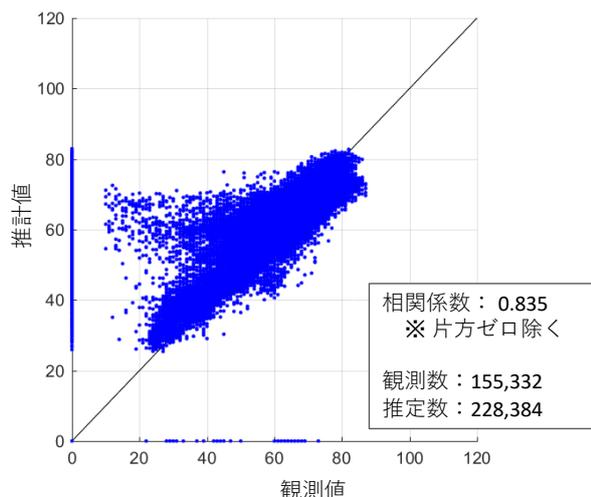


図 4.14 トラカンデータの補完結果と推定結果

4) 国道 8 号全区間のトラカン基準速度の推定

ここでは、金沢市近辺の国道 8 号のリンクすべてで、トラカン基準の速度を算出した結果を確認した。その際、上述のように、国道 8 号のトラカンがある場所での補完推定で算出した代表パターン行列 H_{ETC} を用いて、すべてのリンクの情報を持つ ETC2.0 データ $V_{obs,ETC}$ から、重み行列 W を算出し、さらに既に算出した代表パターン行列 H_{TRC} との行列積をとることで、すべてのリンクの

なったものと推察できる。この部分での精度を向上させるためには、プローブデータの観測サンプル数を増やすことと、より速度データの時空間パターンに合致した事前分布の設定の検討が必要である。

続いて、図 4.15 に、Step-3 で代表パターン行列 H_{TRC} を推定した際の、時間帯ごとの決定係数の値を示しておく。この図から、トラカンデータの推計精度は、昼間時間帯と比較して夜間で低いことがわかる。これは、図 4.10 の観測データを見ると明らかなように、ETC2.0 プローブデータについては夜間の欠測が非常に多く、観測データに基づく平均速度も、少数のサンプルに由来する推定値であることから、そもそも残差が大きいいため、推計精度が低下したものと考えられる。

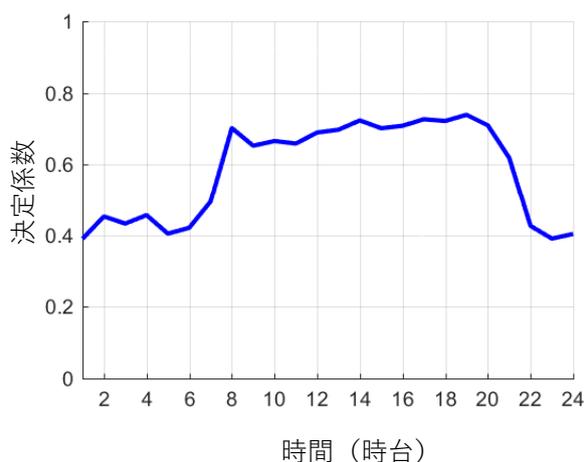


図 4.15 H_{TRC} 推定時の時間帯別決定係数

1 時間ごとの平均速度を推定した。以下では、その推定結果を示しつつ、速度変動分析への有用性を確認することとした。

まず、図 4.16 と図 4.17 は、それぞれ 8 月 1 日から 2 週間分の時間（1 時間毎であり、 $24 \times 7 \times 2$ 個の成分がある）を縦軸、連続した 125 リンク分を横軸として、各時点×リンクペアごとの推定平均速度を色分けして図示したものである。これらから、① 夜間は昼間に比べて平均速度が高いこ

と、②信号がほとんどない高規格な道路部分（金沢東 IC 以東）では平均速度が高く、西側では相対的に低いことが確認できた。これらは、金沢近辺の国道 8 号の特徴と合致しており、その速度を定量的かつ長期間に連続的に導出できたことがわかる。そのうえで、上りと下りで平均速度が低下する場所が異なることや、お盆期間で通勤や業務交通が減少すると考えられる 8 月 14 日では、8 月の初旬の日々と比較して色が黄色い時間が多く、比較的速度が高いことなどが確認できる。

この推定結果を用い、各リンクの速度の平均 \bar{v}_l と標準偏差 σ_l の各々を以下の式から算出（推定）することが可能である：

$$\bar{v}_l = \frac{\sum_{d \in D} \sum_{h \in H} \hat{v}_{d,h,l}}{366 \times 24} \quad (4-12)$$

$$\sigma_l = \sqrt{\frac{\sum_{d \in D} \sum_{h \in H} (\hat{v}_{d,h,l} - \bar{v}_l)^2}{(366 \times 24) - 1}} \quad (4-13)$$

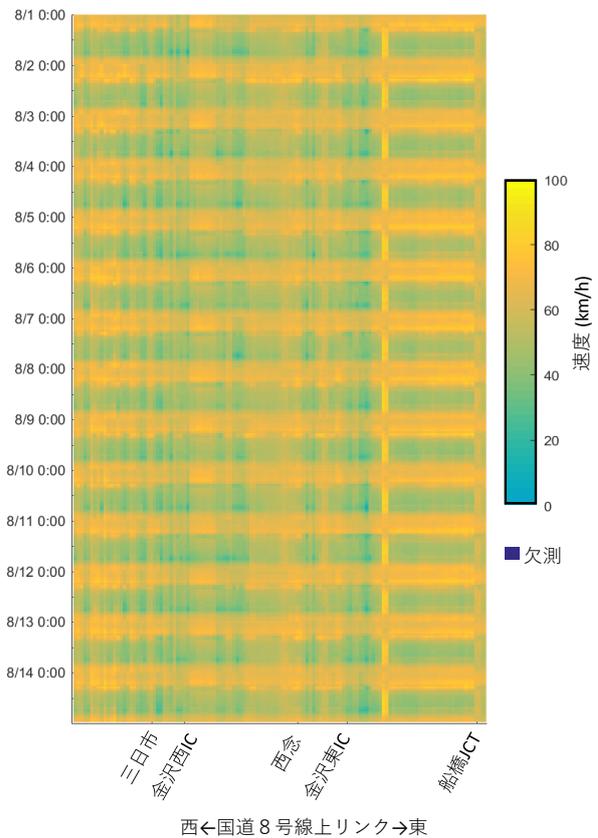
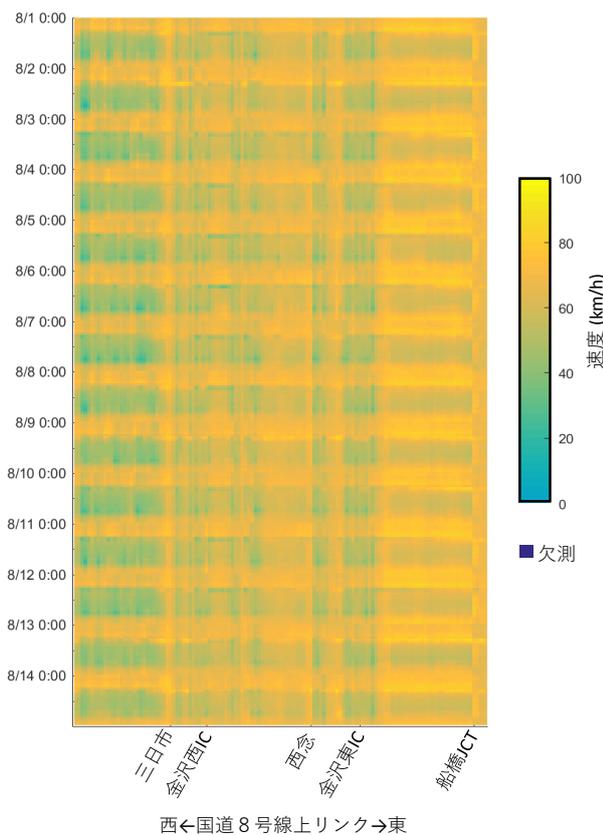


図 4.16 国道 8 号金沢市近辺の連続的な速度推移推定結果（上り・2 週間分）

図 4.17 国道 8 号金沢市近辺の連続的な速度推移推定結果（下り・2 週間分）

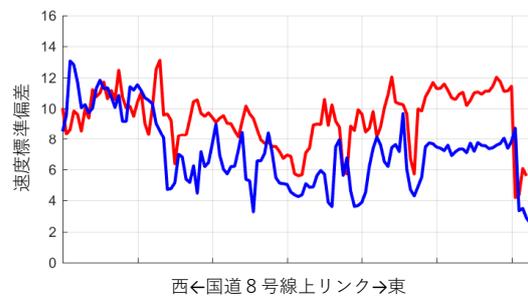
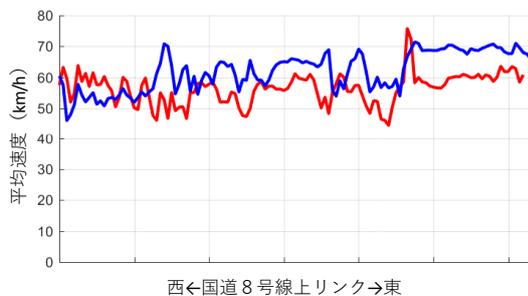


図 4.18 国道 8 号の全リンク・推定平均速度（赤：下り，青：上り）

図 4.19 国道 8 号上りの全リンク・推定標準偏差（赤：下り，青：上り）

これらの算出結果を図 4.18 と図 4.19 に示す。これらの結果は、時点・日付の欠測を補完して推定した値であり、ETC2.0 データの限られた観測値から直接導出した結果よりバイアスが小さいと考えられ、平均速度が低い、あるいは時間信頼性が低いリンクを特定する際に活用可能である。

5) 国道 8 号における時間信頼性推定結果

図 4.16 と図 4.17 に示した 1 時間ごとの全リンクの平均速度、及び対応するリンク延長に基づき、各リンクの 1 時間ごとの平均所要時間を算出し、その平均所要時間の時間変動（所要時間信頼性）を推定した結果について検討した。その際、金沢市周辺の国道 8 号を下図に示す 4 区間に分割して、所要時間信頼性を推定した。



図 4.20 所要時間信頼性の算出区間

上述の推計結果を用いて算出した、4 区間の平均所要時間とその 95%信頼区間を図 4.21（上り）と図 4.22（下り）に示す。

これらの図が示すように、本研究で提案した手法を用いることでトラカンの観測速度と整合をとりつつ、リンク単体より長い「区間」の所要時間の平均値とその変動（時間信頼性）を推定することが可能である。

具体的には、最長区間 D では、上り方向についてはそれほど大きな時間変動がないが、下り方向ではより長い所要時間がかかるうえに 10 分近い所要時間差が起こりうることを確認できた。

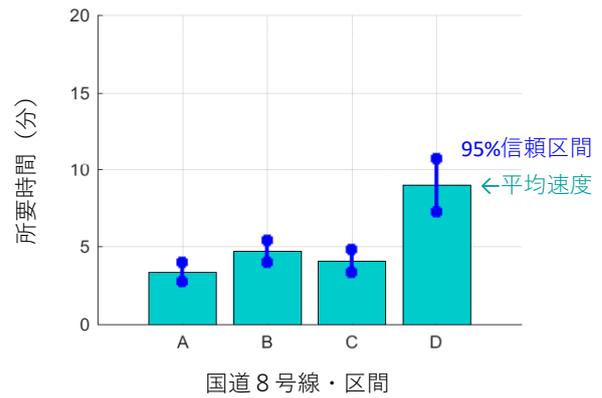


図 4.21 上り方向の平均所要時間と標準偏差

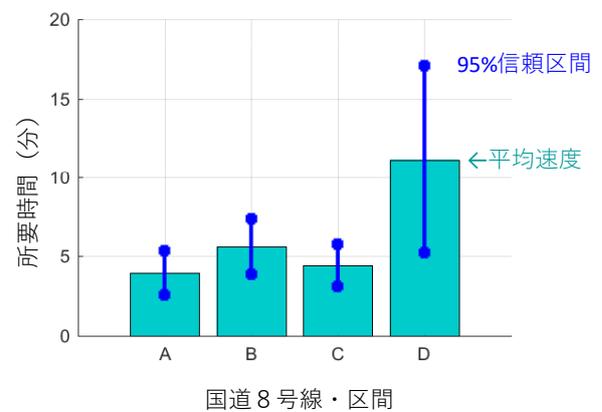


図 4.22 下り方向の平均所要時間と標準偏差

以上で述べたことから、トラカンとプローブデータの融合に基づく手法は時間信頼性評価に活用できる可能性を示すことができた。

第5章 道路施設統合データベースシステムの構築

5.1. はじめに

平成 27 年度の研究では、各道路リンクの途絶確率を与えると防災拠点等の地点間の連結確率を計算するためのサブモデル（連結確率サブモデル）を開発した。しかし、各道路リンクの途絶確率の算定が課題として残されていた。

そこで、平成 28 年度の研究から、リンク途絶確率の算定に向けた検討として、まず、道路施設データベースシステムの構築に取り組むこととした。このシステムは、平成 27 年度に開発した「連結・時間信頼性総合的便益評価システム」のインプットを与える。（図 5.1 参照）。

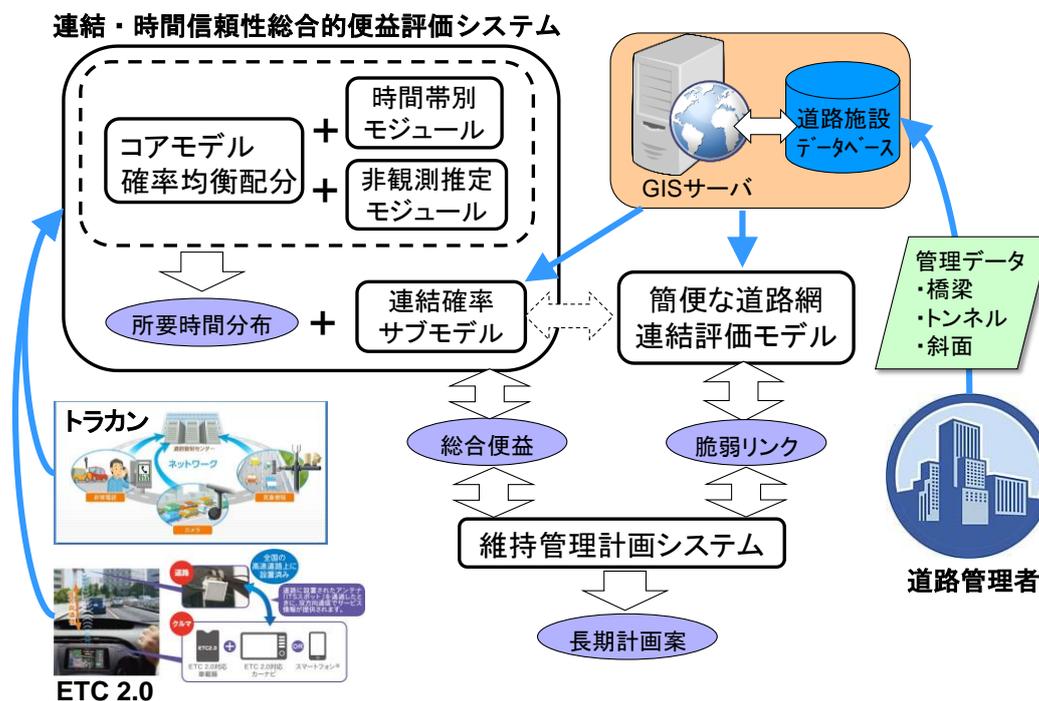


図 5.1 連結・時間信頼性総合的便益評価システムと他のシステムの連携

5.2. データベースの構築

5.2.1. データベースの元となる資料

道路施設データベースに取り込んだ資料・デー

タは以下の通りである。（注：これらの資料等は、金沢河川国道事務所と石川県土木部から提供いただいた。）

- 道路台帳
- 橋梁とトンネルの諸元・点検データ
- 防災点検カルテ

上記の資料及びデータをデータベースサーバにより管理し、地理情報システム (GIS) をユーザインターフェースとする様々なアプリケーションの基盤として利用することを想定した。

5.2.2. データベースのシステムの選定

データベースのプラットフォームとして、オープンソースのリレーショナルデータベースの1つである PostgreSQL 9.6.3⁷を採用した。これを採用した理由として、①様々なシステムでの運用実績があること、②多くのユーザに利用されている地理情報システムである ArcGIS⁸や QGIS⁹からのデータベース利用が標準でサポートされていること、等が挙げられる。

また、点・ライン・ポリゴン等のジオメトリを本データベース上に格納するため、PostgreSQL の拡張モジュール PostGIS¹⁰をインストールした。

5.2.3. データベースの設計

1) データベースの構成

データベースに取り込んだ橋梁・トンネル・斜面 (防災点検) の各データベースの構成について、テーブル関連図を図 5.2 に示す。(注:各テーブルのフォーマットは平成 29 年度報告書に掲載)

各施設のデータ件数は以下の通りである。

橋梁	国：364 橋、石川県：2,314 橋
トンネル	国：16 本
斜面	国：233 ヶ所、石川県：1,601 ヶ所

2) 位置情報の関連づけ

交通シミュレーションや他のアプリケーションの基礎データとして利用するため、必要に応じて、下記の位置情報を各データに関連づけた。

- 緯度・経度
- 距離標 (キロポスト, 国道のみ)
- DRM (デジタル道路地図) リンク

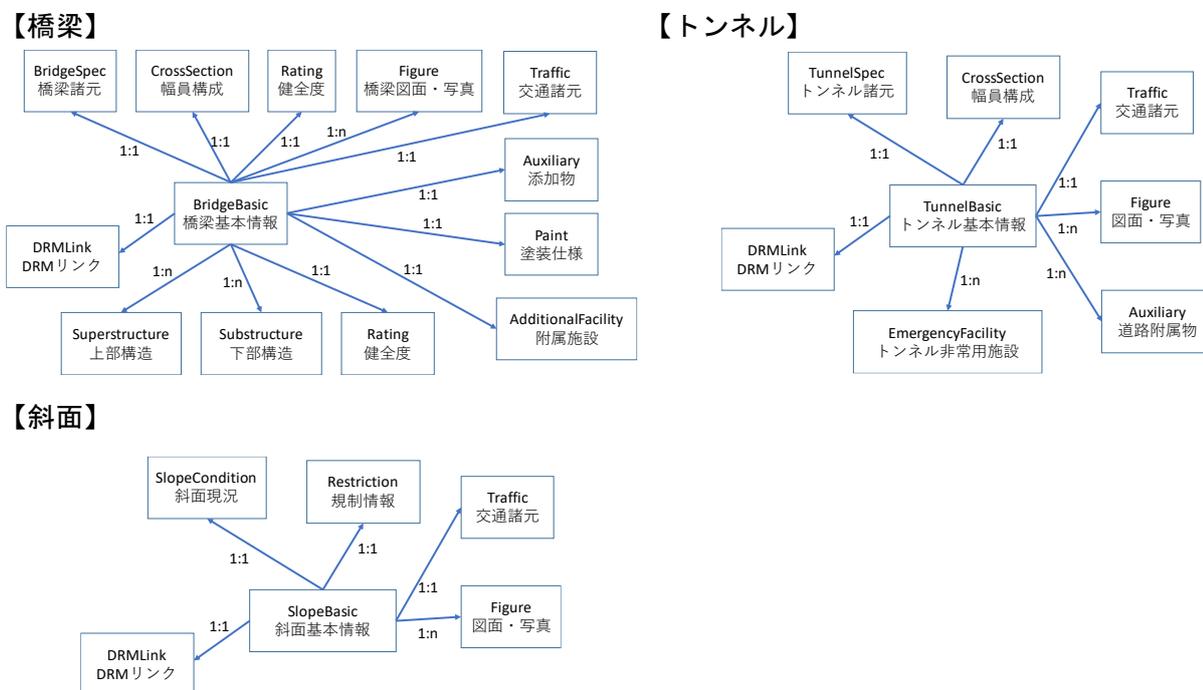


図 5.2 データベース内のテーブル関連図

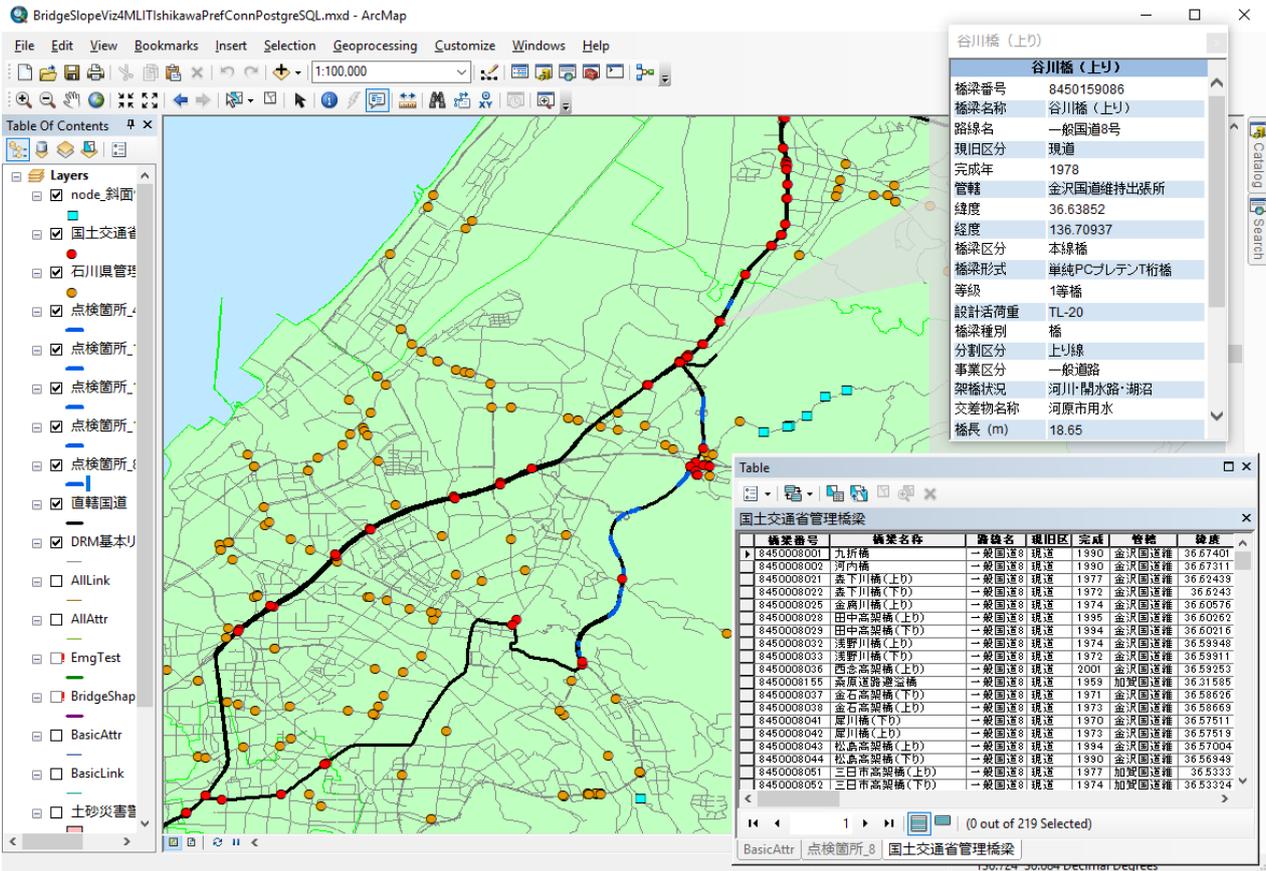


図 5.3 ArcGIS による道路施設の表示例

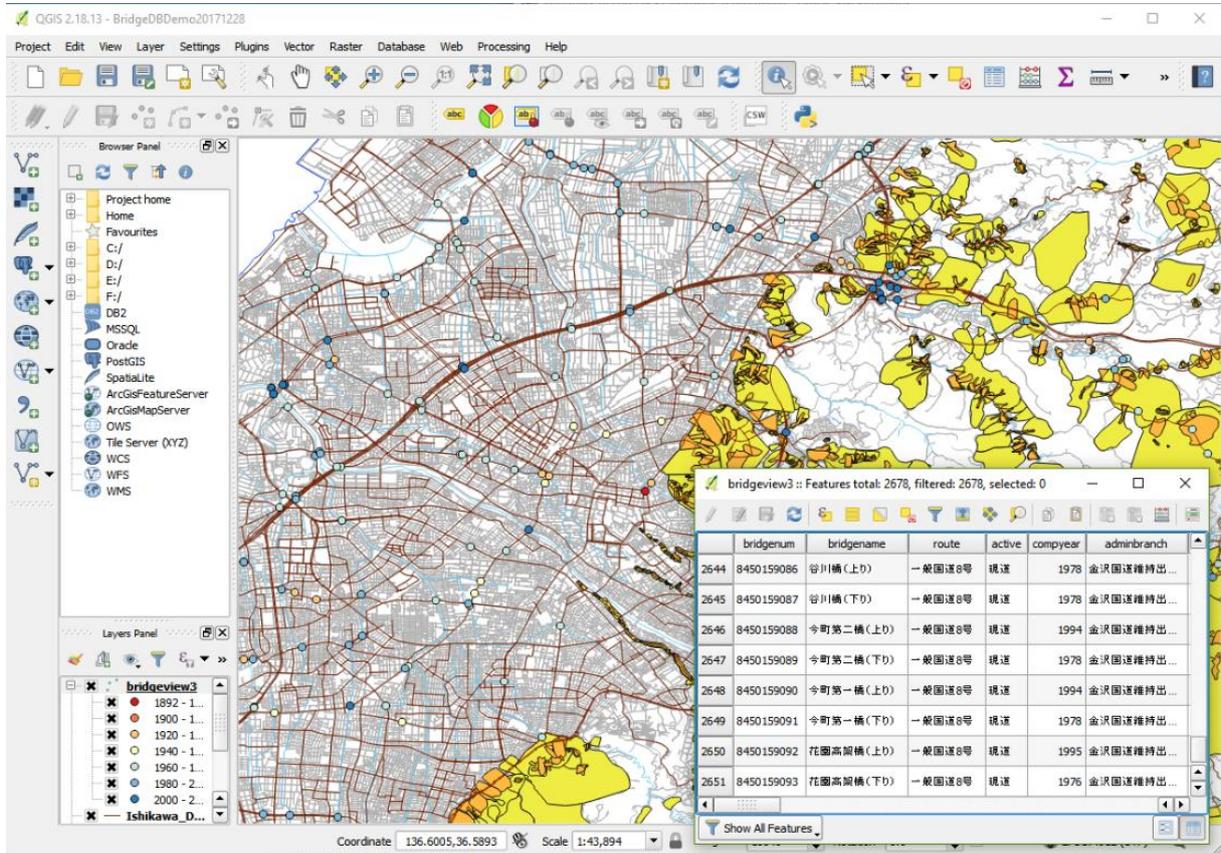


図 5.4 QGIS による道路施設の表示例

5.3. データベースと GIS との統合

先に述べたように、道路施設データベースと GIS との連携を考慮し、リレーショナルデータベースサーバとして PostgreSQL, GIS プラグインとして PostGIS をそれぞれ採用することにした。

5.3.1. ArcGIS によるデータベース利用

PostgreSQL は構成データをシンプルな表 (テーブル) 形式で扱うリレーショナルデータベースであり、様々な方法によるデータの入出力 (参照を含む) が可能である。本研究では、データベースの表示や活用において、デファクトスタンダードに近い地理情報システムである ArcGIS を用いることとした。ArcGIS の採用理由として、同じく多数のユーザがいる QGIS (後述) に比べて解析ツールが充実しているという、研究用途では重要な要素を具備していることが挙げられる。

ArcGIS による道路施設データベースの表示例を図 5.3 に示す。この図から、橋梁・トンネル・斜面等の施設を表す地図上の点、選択されている施設の諸元、関連施設の一覧表が画面上に表示されていることがわかる。

5.3.2. QGIS によるデータベース利用

上記で述べた ArcGIS は商用で比較的高価であ

るため、小規模な組織での利用には不向きである。そこで、本研究ではオープンソースの QGIS においても同様にデータを扱うことが可能な道路施設データベースを構築した。

なお、QGIS については、国土数値情報ダウンロードサービス¹¹において操作マニュアルが公開されている。

5.4. 市町村管理橋梁データベースの設計

5.4.1. データベースの構成

石川県内の市町村が使用する橋梁の管理データに基づいてデータベースを設計した。

市町村の橋梁の管理データでは、入力データの属性 (例: 数値か文字列か?) が市町村間で異なることがある。ここでは、市町村間で入力方法が異なるデータ項目は、全て (可変長の) 文字列データとして扱い、全市町村で共通のデータベース設計とすることにした。

以上のような方針のもと、図 5.5 に示すテーブル構成でデータベースを設計した。ただし、現時点では、道路施設データベースの利用形態に未確定な要素が多く今後も柔軟な変更が必要となることが想定されるため、これまでの開発方針に沿って、1:1 のリレーションでテーブルを細かく分割することとした。

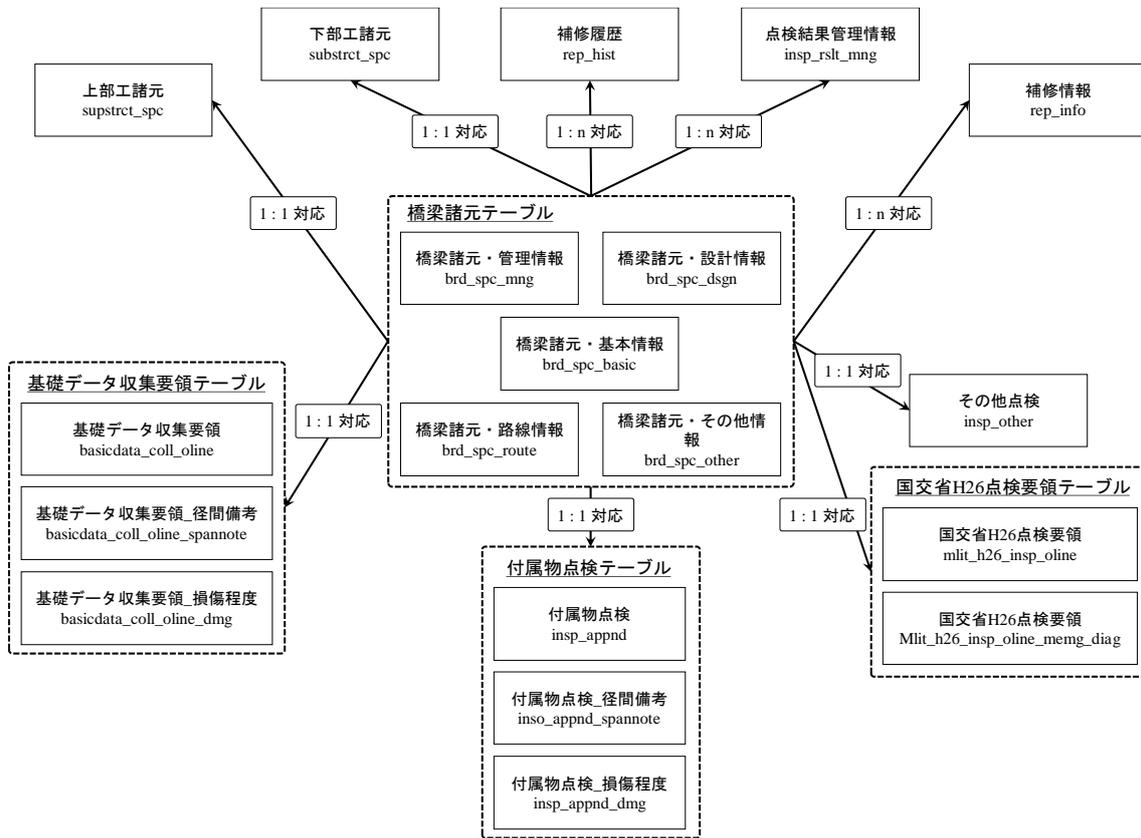


図 5.5 市町村橋梁データベース内のテーブル関連図

5.4.2. 新規データの追加手順の統一

今回追加した市町村の橋梁管理データは、平成 26 年度から運用されたフォーマットに従っており、点検が実施された橋梁のデータが年度ごとに順次登録されている。平成 30 年度時点では、全ての橋梁のデータが揃っていない。全橋梁の管理データが揃うまでの間、点検される橋梁のデータを順次データベースに追加する必要がある。

そこで、平成 30 年度の研究では、新規データの追加作業手順の統一化を図るため、①データファイルの作成手順、②データファイルから読み込んだデータを実際にデータベースへ登録するためのクエリの記述方法についての解説を含む作業マニュアルを整備した。同マニュアルでは、道路管理者独自のデータベース構築も想定し、データベースの構築手順の解説も含めた。

5.4.3. GIS 用ジオメトリ情報の付与とその活用

PostgreSQL の拡張機能である PostGIS を用いて、ArcGIS や QGIS 等の GIS ソフトウェアからデータベースを閲覧できるようにするため、整備した

データベースに位置情報の関連づけを行った。

各橋梁のジオメトリ情報の付与により、橋梁データに対して様々な空間分析ツールの適用が可能となった。また、これによってデジタル道路地図 (DRM) やハザードマップをはじめ各種地理空間情報との対応づけも可能となった。

5.5. トンネルデータベースの見直し

平成 30 年度の研究では、市町村が管理する橋梁データの追加に加え、使いやすさや更新しやすさといったユーザ視点からデータベースの設計を見直し、データベースを実装した。

5.5.1. 設計の見直し

国のトンネル点検調書には、1 つのトンネルに複数の様式の資料が存在し、平成 26 年前後で様式が異なる。平成 26 年以降の点検調書の様式に沿ってデータベース設計を見直すこととした。

また、「トンネル全体の情報を俯瞰する」ためのデータベースとして、スパンごとの情報・写真・図面は単体では取り込まないこととした。

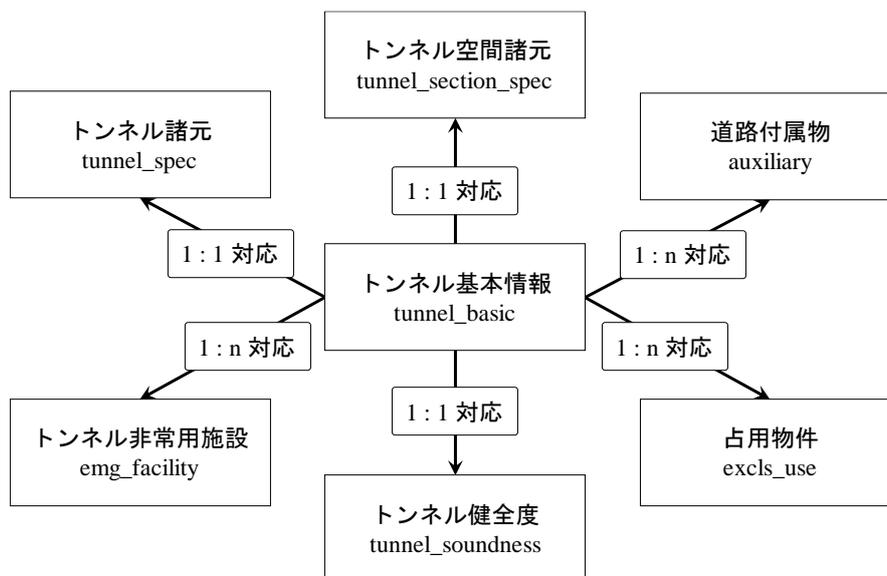


図 5.6 トンネルデータベース内のテーブル関連図

これまでの開発経過、及び、見直し方針を踏まえ、テーブル間の関係が図 5.6 のようなトンネルデータベースを設計することとした。

5.5.2. GIS 用ジオメトリ情報の付与とその活用

GIS ソフトウェアからデータベースを閲覧できるようにするため、実装し直したトンネルデータベースに位置情報を関連づけた。その際、トンネルデータはラインデータとした（注：橋梁は点データとした）。その理由は、トンネルは延長が長い場合が多く、その位置情報を座標 1 つで表すのは情報として不十分と考えたためである。

トンネルのジオメトリ情報のデータベースへの付与により、トンネルデータベースに対する空間分析ツールの適用が可能となった。また、デジタル道路地図（DRM）やハザードマップ等の各種地理空間情報との対応づけも可能となった。

ただし、DRM や各種地理空間情報のデータは本来のトンネルデータには含まれないため、これらを直接統合すると DRM や地理空間情報の仕様変更の際に不測の事態を招く可能性がある。本研究では、本来のトンネルデータと分離して、トンネルデータと各種地理空間情報データとの位置関係から両者の対応関係を識別する専用のテーブルを必要に応じて作成する（＝このテーブルを

介して統合する）こととした。

5.6. 道路施設データベースと GIS の相互関係

平成 30 年度までの研究により構築された一連のシステムの全体イメージを下図に示す。

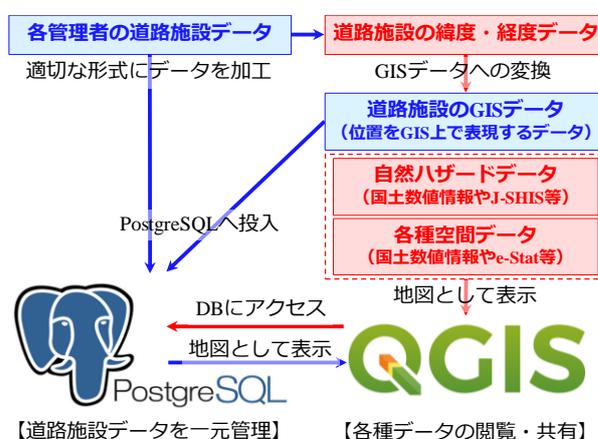


図 5.7 データベースと GIS との相互関係

5.7. システムの稼働画面

今回構築したデータベースシステムが実際に稼働している状況の例として、

- 橋梁の位置情報の一覧表示（図 5.8）
 - 橋梁・DRM・病院と 50 年間超過確率 2% の地震動の位置関係（図 5.9）
 - 選択した橋梁の詳細情報（図 5.10）
- を表示画面を示しておく。

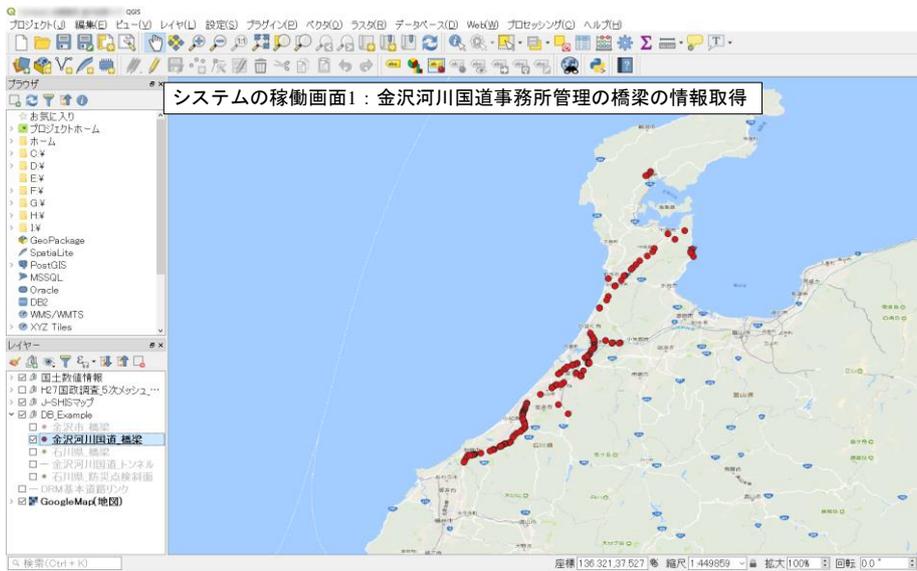


図 5.8 実稼働画面その1（金沢河川国道事務所管理の橋梁の例）

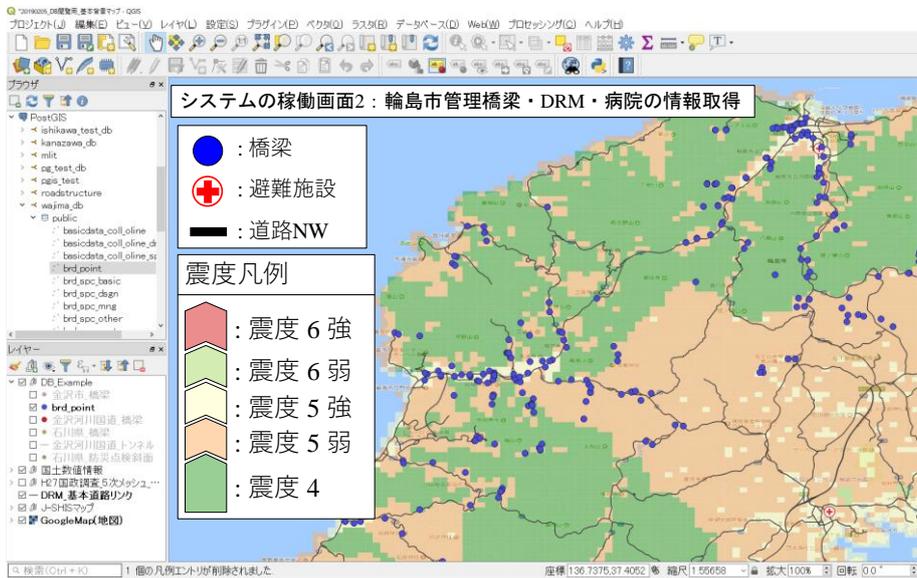


図 5.9 実稼働画面その2（輪島市管理橋梁・DRM・病院の例）



図 5.10 実稼働画面その3（施設の属性情報の取得：橋梁を例として）

第6章 道路ネットワークの脆弱性評価

6.1. はじめに

本研究では、固有値解析に基づく、道路ネットワークの接続性評価手法について検討した。本章では、固有値解析を行うためのラプラシアン行列について説明し、得られる固有値・固有ベクトルを用いた新たな評価指標について述べる。

さらに、維持管理計画を策定時に今後重要となると考えられる、災害時・緊急時の道路網の接続性確保の視点を取り入れた分析方法を検討した。

6.2. 固有値解析を用いた道路網接続性の評価

6.2.1. 評価の考え方

1) 道路ネットワークの代数的表現

道路ネットワークのリンク・ノードの接続関係をラプラシアン行列で表し、リンクをバネ、ノードを質点にそれぞれ見立てたバネ・質点系力学と固有値解析とのアナロジーに基づき、固有値解析による接続性評価を行うこととした。

まず、リンク・ノードの接続関係を隣接行列で記述した。ここでは、リンク集合を E とし、隣接行列 A の成分 a_{ij} は次式で表すこととした。

$$a_{ij} = \begin{cases} 1/l_{ij} & \text{if } (i,j) \in E \\ 0 & \text{otherwise} \end{cases} \quad (6-1)$$

ここに、長いリンクほど途絶するリスクが大きいことを表すため、 a_{ij} をリンク距離の逆数とした。

各ノードから出るリンクの数（重みの和）、つまり次数を対角成分とする行列（次数行列）を D と

すると、ラプラシアン行列 L は $D-A$ である。

本研究では、バネ・質点の運動に見立てたネットワーク上のダイナミクスの見通しを良くし、ラプラシアン行列の性質を維持するため、対称正規化したラプラシアン行列 N_{sy} (次式参照) を用いることとした。

$$N_{sy} = D^{-0.5} L D^{-0.5} \quad (6-2)$$

2) バネ・質点系力学のアナロジーと固有値解析

固有値解析に基づく固有ベクトルと接続性指標の関係を整理するため、図 6.1 に示すバネと質点系の振動について検討する。

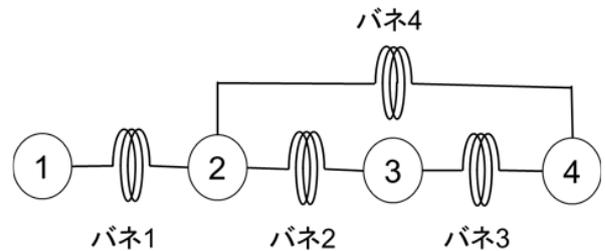


図 6.1 バネと質点系の振動の例

x_i を質点 i の変位、 m_i を質点 i の質量、 k_a をバネ a のバネ定数、 ω を角速度、 T を周期とすると、上図における力の釣り合いは次式で表せる。

$$M \times \begin{bmatrix} \ddot{x}_1 \\ \ddot{x}_2 \\ \ddot{x}_3 \\ \ddot{x}_4 \end{bmatrix} = K \times \begin{bmatrix} x_1 \\ x_2 \\ x_3 \\ x_4 \end{bmatrix} \quad (6-3)$$

M は対角成分が質点 i の質量 m_i である行列、 $-K$

はラプラシアン行列（「1」参照）のリンク距離の逆数をバネ定数に置き換えた行列である。

M と K は次式で表される。

$$M = \begin{bmatrix} m_1 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & m_2 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & m_3 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & m_4 \end{bmatrix},$$

$$K = \begin{bmatrix} -k_1 & k_1 & 0 & 0 \\ k_1 & -(k_1 + k_2 + k_4) & k_2 & k_4 \\ 0 & k_2 & -(k_2 + k_3) & k_3 \\ 0 & k_2 & k_4 & -(k_3 + k_4) \end{bmatrix}$$

調和振動（単振動）ならば $\ddot{x}_i = -\omega^2 x_i$ であり、次式が成り立つ。

$$\{-\omega^2 M - K\} \times \begin{bmatrix} x_1 \\ x_2 \\ x_3 \\ x_4 \end{bmatrix} = 0 \quad (6-4)$$

上式は次のように変形できる。

$$\{-\omega^2 M^{-1}M - M^{-1}K\} \times \begin{bmatrix} x_1 \\ x_2 \\ x_3 \\ x_4 \end{bmatrix} = 0 \quad (6-5)$$

$$-M^{-1}K \times \begin{bmatrix} x_1 \\ x_2 \\ x_3 \\ x_4 \end{bmatrix} = \omega^2 \times \begin{bmatrix} x_1 \\ x_2 \\ x_3 \\ x_4 \end{bmatrix} \quad (6-6)$$

全質点の質量を1とすると、 M^{-1} は単位行列となり、バネ定数を考慮したラプラシアン行列 $-K$ の固有値は ω^2 、固有ベクトルは x である。

ここで、ラプラシアン行列を2次形式に記し、各バネにはたらく最大張力を考える。質点 i, j を結ぶバネ a の最大張力 F_a は次式となる。

$$F_a = k_a(x_i - x_j) \quad (6-7)$$

このバネにかかる張力が大きいほど、構造全体の質点同士を繋ぎとめるというバネの役割は大きいと判断できる。また、振動周期 $T = 2\pi/\omega$ であることから、第2最小固有値に対応する固有ベクトルは2番目に長い周期の固有振動（2次モード）で振動する場合の変位を示すことになる。

ノードの重要度を考慮したい場合は、ラプラシアン行列に（左辺から） M^{-1} をかけた行列の固有値解析を行えばよい。しかし、 $M^{-1}K$ ではラプラシアン行列の特性を失ってしまうため、スケール変換でベクトル $y = \sqrt{M} \times x$ を定義する。

ベクトル y を用いて式(6-6)を書き直し、その両辺に \sqrt{M}^{-1} を左からかけると、次式が得られる。

$$\sqrt{M}^{-1} \times \{-\omega^2 M - K\} \times \sqrt{M}^{-1} \begin{bmatrix} x_1 \\ x_2 \\ x_3 \\ x_4 \end{bmatrix} = 0 \quad (6-8)$$

以上の手順で M を正規化できた。ラプラシアン行列はノード重み正規化ラプラシアン行列 K' （次式）となり、この行列の固有値解析により、ノードに重み付けした場合の調和振動における周期とノードの変位を求めることが可能となる

$$K' = \sqrt{M}^{-1} K \sqrt{M}^{-1} \quad (6-9)$$

3) 接続性評価指標

上述したバネ・質点系力学のアナロジーに基づき、第2最小固有ベクトル $v_{(2)}$ を利用した接続性評価指標を新たに2つ提案した。

第一に、質点の変位差に着目した指標 C_{ij} を提案した（次式）。これは、ノード間の結びつきの強さの指標として用いることができると考えられる。

$$C_{ij} = |v_{i(2)} - v_{j(2)}| \quad (6-10)$$

第二に、バネの張力に着目した指標 T_{ij} を提案した（次式）。この指標は、ネットワーク全体の接続性に対する当該リンクのクリティカル度合いを示すものと見なせる。

$$T_{ij} = |v_{i(2)} - v_{j(2)}| \times a_{ij} \quad (6-11)$$

6.2.2. 実際の道路網の接続性評価

1) 評価対象道路網

広域道路網（注参照）を対象として、6.2.1で提案した2つの指標による接続性評価を行った。

注) 広域道路網：福井県・石川県・富山県・三重県・愛知県・静岡県・岐阜県・滋賀県・長野県・山梨県の緊急輸送道路データ（国土数値情報）を用いて作成した道路網データであり、5460リンク・3480ノードからなる。

まず、 C_{ij} の計算結果を図6.2及び表6.1に整理した。後者は C_{ij} の値の上位5リンクである。 C_{ij} の値が最大（1位）のリンクは福井県と岐阜県を結ぶ国道158号、2位は岐阜県と長野県を結ぶ国道158号であった。これら2リンクは、互いの県を結ぶリンクのうち極めてリンクの長さが長く、か

つ、途絶した場合に迂回路が極めて遠距離になるリンクであるといえる。

(赤色の次に C_{ij} が大きい) 橙色のリンクは赤色のリンク周辺や石川・福井県境に多く見られ、その次に値の大きい黄緑色のリンクは道路網が比較的疎な岐阜県北部・長野県・静岡県（東西方向）などに多く見られる。道路網が密な地域（金沢市周辺・富山市周辺・愛知県など）には C_{ij} の値が低

い青色のリンクが多く認められる。

しかし、道路網の密度が疎であっても、能登半島や伊豆半島などネットワークの端に位置する部分は青色で示されているリンクが多い。これらの地域が分断されても接続性の保たれているネットワークの規模が大きいことが反映された結果と考えられる。

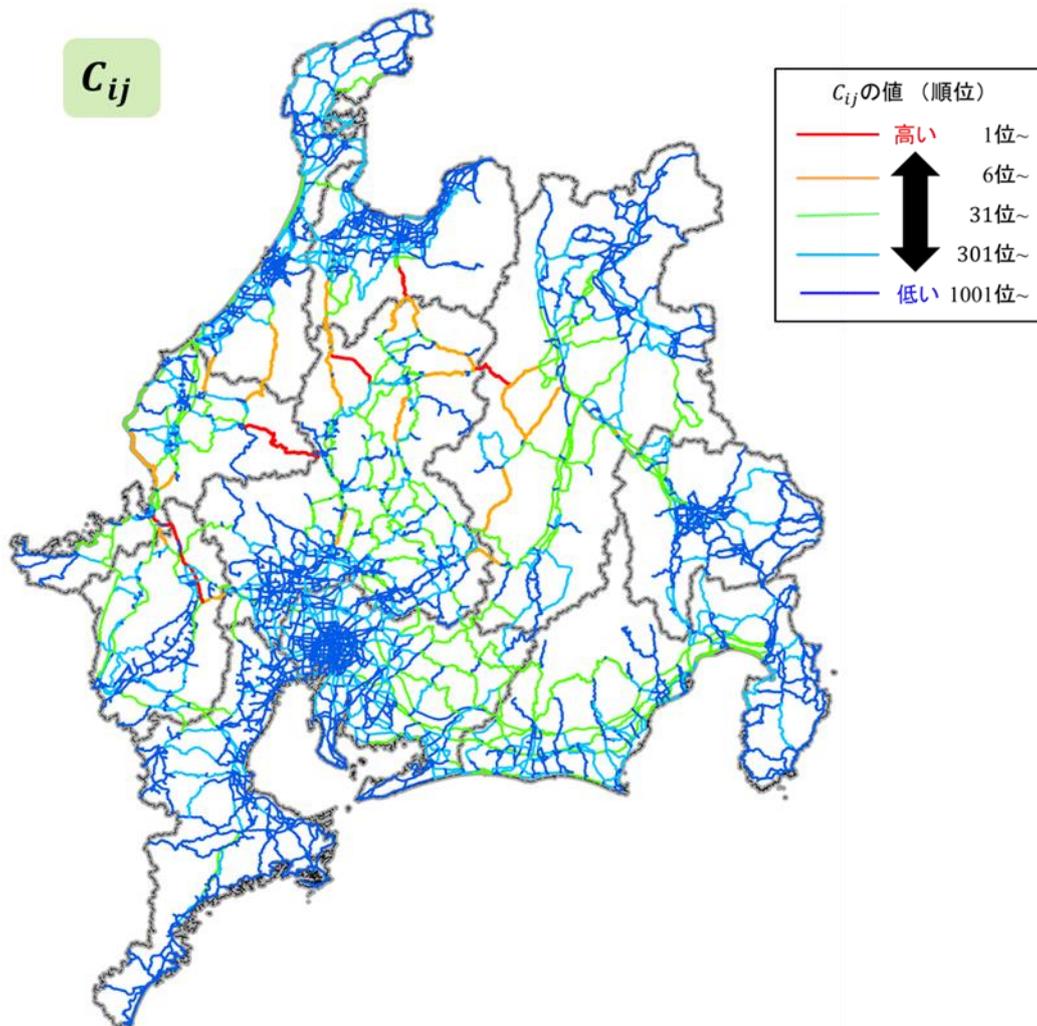


図 6.2 広域道路網に対する接続性評価指標 C_{ij} の計算結果

表 6.1 C_{ij} の値の上位 5 リンク

順位	接続性指標 C_{ij}	所在県	路線名	道路距離 (km)
1	0.013350	福井・岐阜	国道 158 号	52.886
2	0.010196	岐阜・長野	国道 158 号 (安房峠道路)	21.367
3	0.009944	福井・滋賀	北陸自動車道	46.689
4	0.007423	富山・岐阜	国道 41 号	12.487
5	0.007422	岐阜	東海北陸自動車道	24.241

続いて、張力（=接続性に対する当該リンクのクリティカル度合い）の指標である T_{ij} の計算結果を図 6.3 に、上位 5 つのリンクを表 6.2 に整理した。2 位のリンク（国道 158 号（安房峠道路））は C_{ij} の値も 2 位であった。このリンクは先ほど説明したように、並行する道路がなく、途絶によって

大きな迂回を強いられる道路である。なお、 C_{ij} が 1 位のリンク（国道 158 号の福井・岐阜県境）は道路距離が約 52.9km もあり、張力は上位 5 位に入るほど大きくならなかった。

T_{ij} の上位 3～5 番目までは福井県の敦賀市付近に集中している。（次ページに続く）

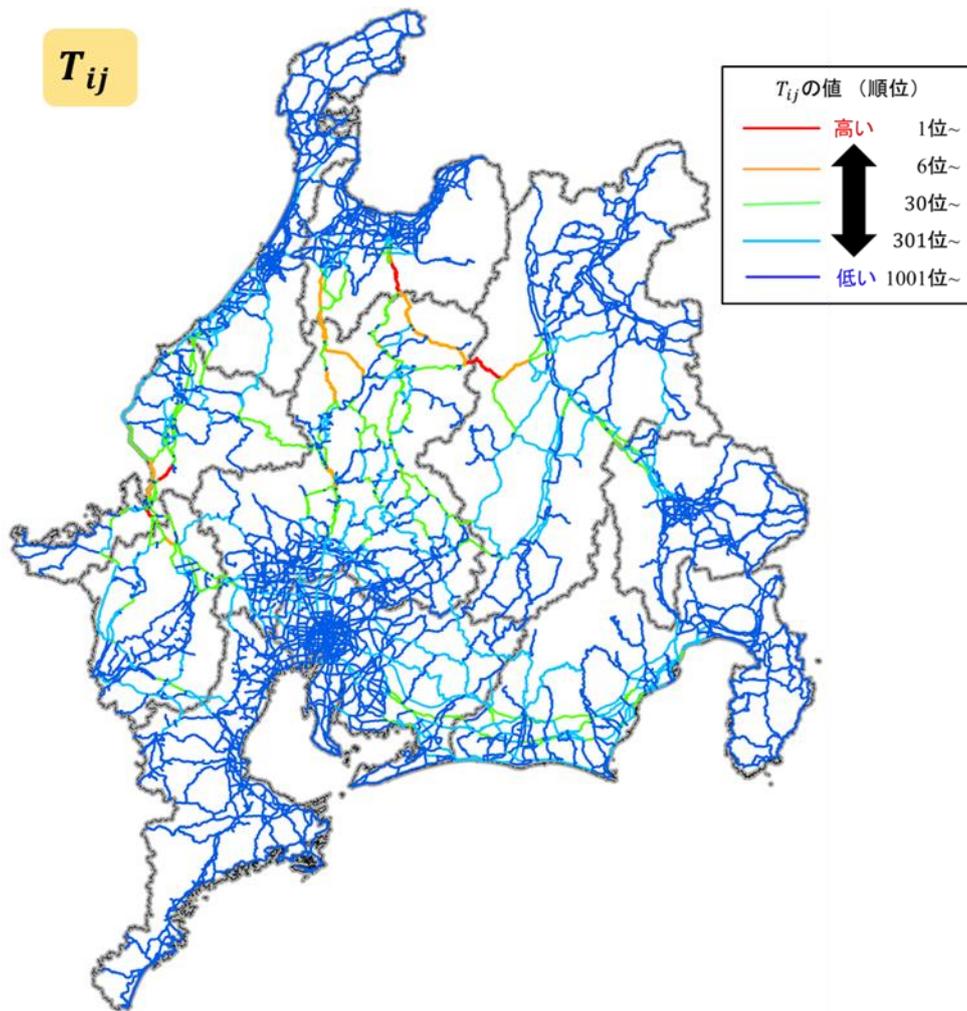


図 6.3 広域道路網に対する接続性評価指標 T_{ij} の計算結果

表 6.2 T_{ij} の値の上位 5 リンク

順位	接続性指標 T_{ij}	所在県	路線名	道路距離 (km)
1	0.000594	富山・岐阜	国道 41 号	12.487
2	0.000477	岐阜・長野	国道 158 号（安房峠道路）	21.367
3	0.000451	福井・滋賀	国道 8 号	4.493
4	0.000450	福井	北陸自動車道	1.565
5	0.000394	福井	北陸自動車道	9.653

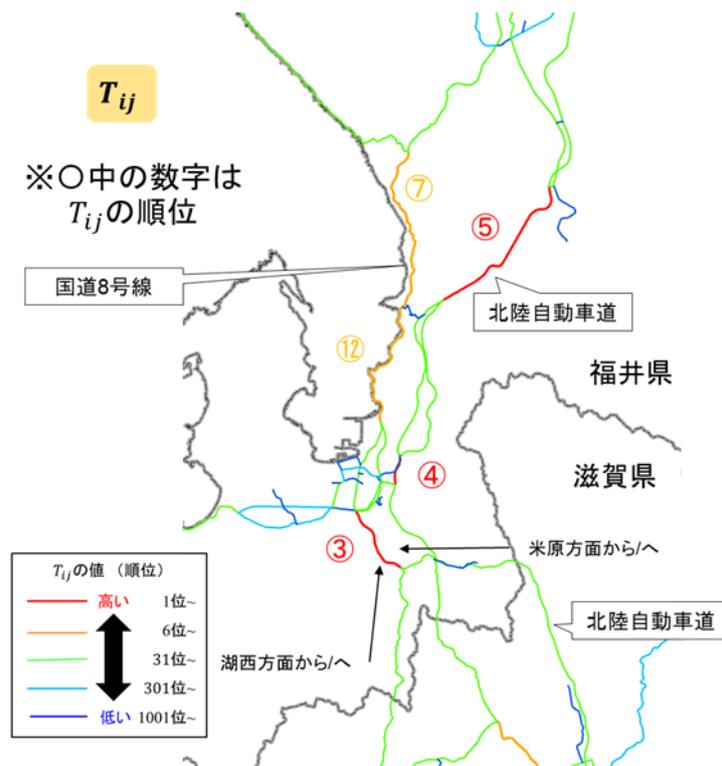


図 6.4 広域道路網における T_{ij} の計算結果 (福井県敦賀市付近)

T_{ij} の上から 3 位 (図 6.4 内の③) ~5 位 (同図内⑤) の区間は福井県敦賀市付近に集中している。区間③は国道 8 号 (湖西方面からの国道 161 号と米原方面からの国道 8 号の合流点~敦賀市内) である。これに並行するのは、リンク長が約 46.7km と長大な北陸自動車道のみであるため、距離が相対的に短い (強いバネ) 区間③に大きな力がかかると考えられる。

また、福井県と石川県の県境、滋賀県と岐阜県の県境、岐阜県を南北方向に通る道路、静岡県を東西方向に通る道路などがリンクの途絶についてクリティカルと推察される。

なお、ネットワークが密な地域、あるいは疎な地域でもネットワークの端に位置する市域については、先に示した C_{ij} と同様に T_{ij} の値は低いという結果が得られた。つまり、これらのリンクの途絶は広域道路網全体の接続性に対してクリティカルではないと評価された。

6.3. 維持管理計画策定のための接続性分析

6.3.1. 道路網の接続性確保 (定義)

本研究では「防災拠点など災害・緊急時に重要な役割を果たす施設へ何れかの道路リンクで到達可能な状態」を (道路網の) 接続性が確保されている状態と定義した。つまり、旅行時間が多少遅れる程度の被害は許容されるが、災害・緊急事態への対応が困難となるような被害の発生は許されないものとした。

6.3.2. 接続性確保を考慮した維持管理方針

先に定義した「道路網の接続性が確保されている状態」を効率的に実現するには、通行不能となるリスクが少ない経路に対する対策実施を考えれば良い。しかし、道路が通行できなくなるリスクに関わるパラメータを全道路施設について精緻に数値化し、確率論に基づくリスクを把握することは極めて困難である。一方、災害・緊急時に通行不能になるほどの被害の原因となる要素は、

過去の事例や研究等から明らかになっていることが少なくない。

本研究では、「通行不能になるほどの被害が生じる原因となる要素」に着目し、図 6.5 に示す手順で道路ネットワークのリスクを評価することとした。なお、以降では「被害を生じる原因となる要素」を「脆弱箇所」と表現する。

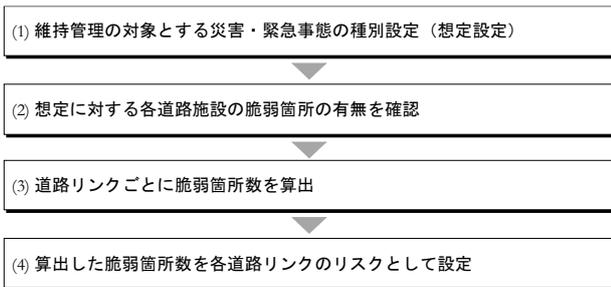


図 6.5 道路ネットワークのリスク算定フロー

6.3.3. 維持管理対象経路の選定方法

維持管理計画の対象となる経路は、当該経路の構成リンクの脆弱箇所数の総和が最も小さくなるように選定した。この方法で効率的に対象経路を選ぶことができるが、災害・緊急時に「確実に安全である」ことは保証されない。

そこで、接続性確保を考慮した維持管理対象経

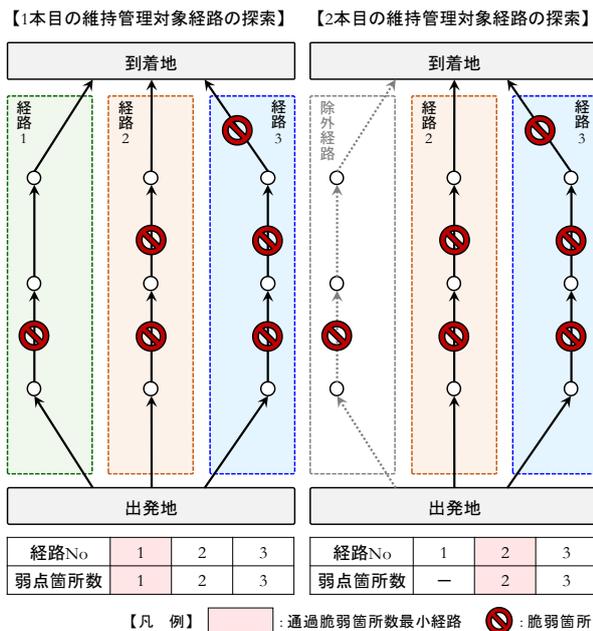


図 6.6 維持管理対象経路の選択イメージ

路は、構成リンクが経路間でできるだけ重複しないように複数選定することとした。これにより、重要拠点間を結ぶ経路の多様性を確保され、使用不能な経路が生じても別の経路による接続性確保が保証される。

各リンクに存在する脆弱箇所数をリンクコストとし、最短経路探索を実行すれば、「通過する脆弱箇所数が最も少ない」最初の経路を探索することができる。次に、最初の経路をネットワークから除外して最短経路探索を実行すると、2 番目の経路が得られる。以後同様にして、構成リンクの重複を避けた上で対象経路を順次選定できる。

図 6.6 の場合、脆弱箇所が 1 つの「経路 1」がまず選ばれ (左図)、これを除いた 2 経路から「経路 2」が 2 番目の経路として選ばれる。

しかし、道路網の構造によっては例外的な処理が必要となる場合がある。例えば、図 6.7 に示すように、選定された経路を除外した時に拠点間に道路リンクが存在しない区間 (空白区間) が発生する可能性がある。この場合、最短経路探索が正しく実行されない。このときは、以前の経路で利用した道路リンク (=本来は除外される道路リンク) であっても「空白区間」に限り、これらを利用可能とする。

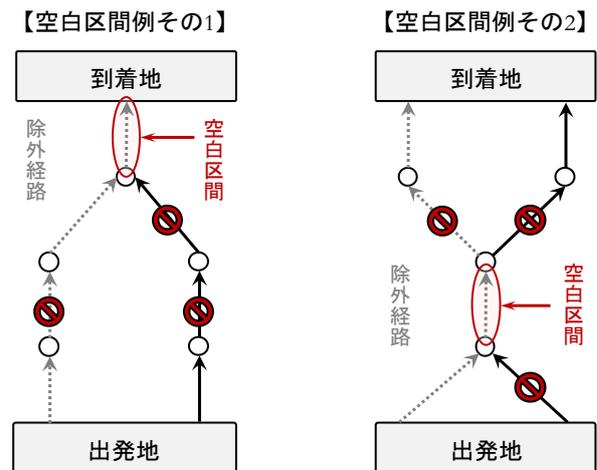


図 6.7 維持管理対象経路選定における空白区間

以上の方法で選定した維持管理対象の経路は、何本目に選定された経路であるかによる維持管理上の優先順位を付すことができる。ただし、空白区間として緩和条件を適用した道路リンクについては、特に重要度の高いリンクであると認識する必要がある。なぜならば、空白区間には他に代替する道路リンクが存在しないため、その区間が通行不能となった際の影響が代替する道路リンクが存在する区間に比べて大きいためである。

6.3.4. 脆弱箇所の設定の考え方

先の維持管理対象経路の選定方法の説明では、経路上の脆弱箇所を与件とした。ここでは、脆弱箇所の設定の際の考え方について述べる。

先述した通り、脆弱箇所とは、「災害・緊急時に一定規模以上の外力が採用した際に、通行不能となるような道路被害を生じるおそれのある道路施設」と定義した。脆弱箇所は橋梁・盛土・斜面といった道路施設等について個別に定義する。したがって、同一路径リンクに複数の道路施設が含

まれる場合、複数の脆弱箇所が同一リンク内に存在することがある。

図 6.5 に示した通り、各リンク内の脆弱箇所の数を集計したものを当該リンクのリスクとする。また、同一リンク内の同一路径施設であっても作用する外力の種類が異なればリスクも異なる。このため、脆弱箇所は想定する災害・緊急事態によっても個別に設定する必要がある。

災害・緊急時にどの道路施設が弱点になりうるかは、作用する外力の規模に依らず普遍的なものである。ゆえに、脆弱箇所の設定において最も重要なことは「どの程度の規模の外力が作用したら通行不能となるような被害を生じる恐れが高まると考えるか」にある。これは、道路管理者がどの程度の規模の災害・緊急事態に対して備えようとするかにより、道路管理者ごとに検討・設定すべきものである。

なお、平成 29 年度の研究では、石川県の道路防災点検実施斜面を対象とした脆弱箇所の設定方法を紹介した（紙面の都合上、本稿では省略）。

-
- ¹ 中山晶一郎：道路の時間信頼性に関する研究レビュー，土木学会論文集 D3（土木計画学），Vol.67, No.1, pp.95-114, 2011.
 - ² 中山晶一郎，高山純一：交通需要と経路選択の確率変動を考慮した交通均衡モデル，土木学会論文集 D, Vol.62, No.4, pp.537-547, 2006.11.
 - ³ Fisk, C.: Some Developments in Equilibrium Traffic Assignment, *Transportation Research*, Vol. 14B, pp. 243-255, 1980.
 - ⁴ 今村悠太，中山晶一郎，高山純一：旅行時間のパーセンタイル値に基づく利用者均衡配分モデルによる信頼性評価法とその金沢市道路ネットワークへの適用，土木学会論文集 D3（土木計画学），Vol. 67, No. 5, pp. I_625-I_634, 2011.12.
 - ⁵ 上掲 1 に同じ.
 - ⁶ 中山晶一郎：確率ネットワーク均衡モデルを用いた最尤法による OD 推定・修正法，平成 27 年度土木学会中部支部研究発表会講演概要集，IV-79，CD-ROM，2016.
 - ⁷ PostgreSQL <https://www.postgresql.org/>（2019 年 7 月 12 日確認）
 - ⁸ ArcGIS（esri ジャパン） <https://www.esri.com/products/arcgis/>（2019 年 7 月 12 日確認）
 - ⁹ QGIS <http://qgis.org/ja/site/>（2019 年 7 月 12 日確認）
 - ¹⁰ PostGIS, <http://postgis.net/>（2019 年 7 月 12 日確認）
 - ¹¹ 国土数値情報ダウンロードサービス， <http://nlftp.mlit.go.jp/ksj/>（2019 年 7 月 12 日確認）