【様式５】

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．２８－１

研究テーマ

ETC2.0プローブ情報等を活用した
“データ駆動型”交通需要・空間マネジメントに関する
研究開発

研究代表者：東京工業大学准教授　福田大輔
共同研究者：東京大学空間情報科学研究センター講師　日下部貴彦
東京理科大学工学部土木工学科講師　柳沼秀樹
東京工業大学環境・社会理工学院特任助教　中西航
計量計画研究所社会基盤計画研究室主任研究員　北村清州
室蘭工業大学大学院工学研究科准教授　有村幹治
北海道大学大学院工学研究院教授　萩原亨
北見工業大学社会環境工学科教授　高橋清
北海道大学大学院工学研究院准教授　内田賢悦
室蘭工業大学大学院工学研究科・助教 浅田拓海
琉球大学工学部・准教授 神谷大介
東京大学大学院工学系研究科教授　羽藤英二
計量計画研究所社会基盤計画研究室室長　矢部努
中央建設コンサルタント　山中亮
計量計画研究所社会基盤計画研究室 岡英紀
金沢大学理工研究域環境デザイン学系特任助教　山口裕通
東京工業大学・研究員　葛乾

令 和 元 年 ７ 月

新道路技術会議

目 次

研究概要 **1**

第 1 章　研究の背景と目的 **3**
- 1.1　研究の背景 . . . 3
- 1.2　研究開発の目的 . . . 3
- 1.3　研究の意義 . . . 3
- 1.4　成果が社会に果たす役割 . . . 3
- 1.5　プロジェクト全体のフレームと研究全体の方向性 . . . 4

第 2 章　ETC2.0 プローブを活用したリアルタイム交通状態推計 **5**
- 2.1　背景と目的 . . . 5
- 2.2　交通ネットワーク状態推定モデルの構築 . . . 5
- 2.3　ETC2.0 プローブデータの基礎分析 . . . 6
- 2.4　モデル適用と精度検証 . . . 8
- 2.5　結論と今後の課題 . . . 10

第 3 章　高速道路 SA・PA でのバス乗継サービス展開に向けた利用者行動分析 **11**
- 3.1　はじめに . . . 11
- 3.2　調査設計 . . . 11
- 3.3　調査結果 . . . 12
- 3.4　高速バス選択モデル推定結果 . . . 13
- 3.5　おわりに . . . 14

第 4 章　ETC2.0 プローブデータを用いたマルコフ型経路選択モデルの構築と最適混雑課金分析 **15**
- 4.1　背景と目的 . . . 15
- 4.2　既往研究のレビューと本研究の位置づけ . . . 15
- 4.3　逐次的経路選択行動の記述 . . . 15
- 4.4　マルコフ型経路選択原理の下でのシステム最適配分と最適混雑課金 . . . 16
- 4.5　まとめと今後の課題 . . . 18

第 5 章　3 次元 MFD に基づくバス専用レーン配置と混雑課金の同時最適化 **19**
- 5.1　背景と目的 . . . 19
- 5.2　手法 . . . 19
- 5.3　ケーススタディと結果 . . . 21
- 5.4　結論 . . . 25

第 6 章　ETC2.0 プローブを用いた移動・滞在パターンの類型化 **27**
- 6.1　背景と目的 . . . 27
- 6.2　データの概要 . . . 27
- 6.3　移動・滞在トリップの類型化手法 . . . 27
- 6.4　移動・滞在パターンの把握 . . . 29
- 6.5　結論と今後の課題 . . . 30

第 7 章　観光周遊行動最適化モデルによる広域周遊促進策の検討 **31**
- 7.1　はじめに . . . 31
- 7.2　TC の定義 . . . 31
- 7.3　TC 生成アルゴリズムの構築 . . . 32
- 7.4　滞在時間配分モデルの構築 . . . 32
- 7.5　Wi-Fi データを用いたパラメータ推定法 . . . 33

7.6 パラメータ推定法 (a) . . . 33
7.7 パラメータ推定法 (b) . . . 33
7.8 観測データを用いた数値計算 . . . 33
7.9 まとめ . . . 34

第 8 章 Wi-Fi パケットセンシングによる沖縄本島観光周遊パターンの特徴抽出 **36**
8.1 はじめに . . . 36
8.2 沖縄本島におけるモニタリング調査 . . . 36
8.3 広域周遊パターンの特徴抽出 . . . 38
8.4 まとめと今後の課題 . . . 41

第 9 章 ETC2.0 プローブと Wi-Fi データの融合による観光周遊行動の把握可能性 **42**
9.1 はじめに . . . 42
9.2 ETC2.0 特定プローブを用いた国籍別観光流動分析 . . . 42
9.3 ETC2.0 と Wi-Fi パケットセンサーのデータ連携可能性の検討 . . . 42
9.4 継続的な観光周遊行動の観測と適切な情報提供方法に関する考察 . . . 44
9.5 おわりに . . . 45

第 10 章 Bluetooth 機器による一般道路旅行速度の推定方法の検討 **46**
10.1 検討概要 . . . 46
10.2 データクレンジング . . . 46
10.3 基礎的集計 . . . 46
10.4 デバイス種別の集計 . . . 46
10.5 地点間所要時間（旅行速度）の推定結果 . . . 46
10.6 所要時間のクレンジング . . . 47
10.7 2 地点間所要時間の算定結果 . . . 48
10.8 まとめ . . . 48

第 11 章 研究成果のとりまとめ **49**
11.1 研究成果のとりまとめ . . . 49

参考文献 **51**

【様式３】

「道路政策の質の向上に資する技術研究開発」（平成 28 年度採択）
研 究 概 要

番号	研究課題名	研究代表者
No.28-1	ETC2.0 プローブ情報等を活用した“データ駆動型” 交通需要・空間マネジメントに関する研究開発	東京工業大学 准教授　福田大輔

長期かつ広域で観測される ETC2.0 プローブ情報等の交通関連ビッグデータを，マルチスケールの多様な交通モデルと有機的に結びつけることで，交通政策のエビデンスベース分析を可能とする“データ駆動型”交通需要・空間マネジメントに関する研究・技術開発を行った．具体的には，首都圏，北海道，沖縄を対象に，提案する各手法の社会実装（調査・分析・政策評価フレームの構築）を行い，各種交通社会実験の詳細検討に資する知見を提供するものである．

１．研究の背景・目的

我が国の現状の交通調査（道路交通センサス，パーソントリップ調査等）に関しては，調査協力率低下に伴う OD 表等の基礎情報の信頼度低下，時空間分解能の低さ（大きいゾーン単位での分析が基本），5～10 年という長い調査間隔と短期的政策への対応の乖離等の課題が指摘されている．また，それらの調査データに基づいて行われる交通需要推計や費用便益評価の方法論に関しても，（時空間分解能が粗すぎることによる）道路整備や料金政策等に対するモデルアウトプットの感度の低さが指摘されており，需要予測値や利用者便益等の集計的な評価指標のみでは，整備や政策の効果を実感覚として認識することが困難な状況が増えつつある．

ところで近年，特に医療・教育等の行政分野では，詳細なマイクロデータと最新の計量分析手法に基づく``エビデンスベース”の予測・評価が進展しつつあり，大きな成果を挙げている．それに対し，道路行政において，特に交通需要・空間マネジメントに資するためのエビデンスベース分析方法論の確立と社会実装は十分ではない．近年飛躍的に蓄積が進んでいる多様な交通関連ビッグデータの活用を念頭に置き，単なるパフォーマンス指標の評価に留まらない現場ニーズを適切に反映したエビデンスベースの評価方法の開発が必要であると考えられる．

以上を踏まえ，本研究開発は，長期かつ広域で観測される ETC2.0 プローブ情報等の交通関連ビッグデータを，マルチ（マクロ～メソ～ミクロ）スケールの多様な交通モデルと有機的に結びつけることで交通政策のエビデンスベース評価を可能とする“データ駆動型” (Data-Driven) 交通需要・空間マネジメントに関する研究・技術開発を行う．「交通関連ビッグデータ」と「分析モデル（交通行動・交通流・交通ネットワーク・都市空間モデル等）」を車の両輪と位置づけ，エビデンスベース交通需要・空間マネジメントのための方法論構築と社会実装を行うことを目的とする．

２．研究内容

テーマ1：都市部における交通需要・空間マネジメント施策の分析方法論の検討（関東）

三環状道路が概成し，様々な都市開発プロジェクトが進行し，オリンピック・パラリンピックを直近に控える首都圏及び東京を対象に，多様な施策オプション（都心部モーダルコネクト施策の影響分析，三環状道路の次世代料金施策の評価，オリ・パラ期間中の交通円滑化施策の影響分析等）の事前評価と社会実験検討に資する，エビデンスベース評価方法論を開発した．

テーマ2：地方圏における観光客の行動特性把握及び周遊促進政策の分析方法論の検討（北海道，沖縄等）

日本人観光客のみならず，訪日外国人観光客の重要な受け皿として期待される北海道，沖縄を主な対象として，多様な交通ビッグデータと交通行動モデルを融合した分析システムを構築した．北海道では，観光客の広域回遊パターンの解明と観光周遊促進施策の検討を念頭に分析を行った．沖縄では，Wi-Fi 等の多様なデータも融合的に活用して，レンタカー利用観光客の広域回遊パターンの解明や，本島北部や離島振興の観点からの観光流動マネジメント施策の分析・評価を行った．さらに，Bluetooth 等の新たな調査方法についても，調査地を適宜選定した上でその適用可能性について検討した．

３．研究成果

1-1) 都心部におけるモーダルコネクト施策の評価

- Wi-Fi データ解析による都心部バスターミナルの利用者行動分析を行い，乗客の滞在時間分布を解明．
- ETC2.0 データを活用したリアルタイム交通状態推定手法を構築し，災害時の道路状態推計を実現．
- 首都圏高速バス運行支援システムを開発すると共に，モーダルコネクト施策のサービス評価を実施．

1-2) 首都圏三環状道路施策評価のための経路選択分析

- ETC2.0 プローブデータを活用した動的経路選択モデルの構築.
- 動的経路選択モデルによる大規模道路網における混雑課金施策評価の理論解析と試行分析.

1-3) 都心部の交通円滑化政策の評価

- 都心部の交通流円滑化施策評価のための 3D-MFD モデリングと同空間再配分施策の評価.
- 鉄道利用者を対象とした都市圏アクティビティモデルシステムの実用化に向けた検討.

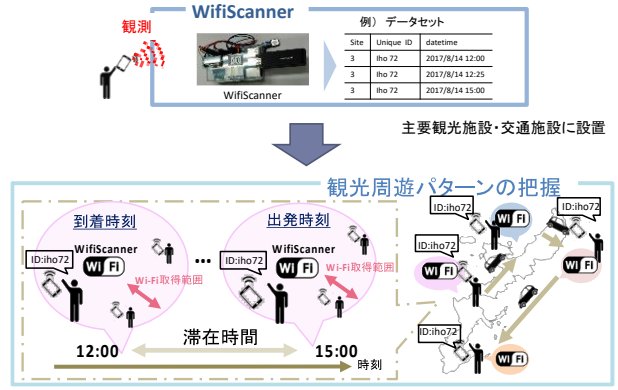


図 Wi-Fiパケットセンシングによる観光流動把握

2-1) ETC2.0 プローブデータを活用した観光客の周遊行動の特徴抽出・類型化及び観光促進施策の評価

- ETC2.0 プローブデータのパターン・マイニングによる観光客周遊行動の特徴抽出と実態把握.
- スケジューリングを考慮した観光周遊行動モデルの構築と実データを用いた検証.

2-2) ETC2.0 プローブと他の交通データを適切に活用して観光周遊行動を把握するための調査・分析方法の検討

- 沖縄及び北海道における広域・長期の Wi-Fi パケットセンシング調査の実施と，機械学習アプローチによる観光周遊パターンの特徴抽出.
- Wi-Fi データと他の関連データ（ETC2.0）の適切な統合および情報提供方法の検討.
- Bluetooth を用いた一般道路における交通流動調査の試行.

4．主な発表論文

(1) Ge, Q., **Fukuda, D.**, Han, K., Song, W.: Reservoir-based surrogate modeling of dynamic user equilibrium. *Transportation Research Part C: Emerging Technologies*. (accepted)

(2) Tani, R., Owada, T., Uchida, K.: Path travel time estimating method by incomplete traffic data, *International Journal of Intelligent Transportation Systems Research*. (accepted)

(3) 田中謙大，神谷大介，**福田大輔**，五百蔵夏穂，柳沼秀樹，菅芳樹，山中亮：Wi-Fiパケットセンサーを用いた沖縄本島における観光周遊行動の実態把握．知能と情報．(掲載決定)

(4) 壇辻貴生，**福田大輔**，Zheng, N.：バイモーダルシステムにおける動的エリア課金：3D-MFDによるシミュレーションアプローチ．土木学会論文集D3．(掲載決定)

(5) Kaneko, N., Oka, H., Chikaraishi, M., Becker, H., **Fukuda, D.**: Route choice analysis in the Tokyo Metropolitan Area using a link-based recursive logit model featuring link awareness. *Transportation Research Procedia*. Vol. 34, pp. 251–258, 2018.

(6) Hidayat, A., Terabe, S., Yaginuma, H.: WiFi scanner technologies for obtaining travel data about circulator bus passengers: Case study in Obuse, Nagano Prefecture, Japan. *Transportation Research Record*, Vol. 2672, pp. 45-54, 2018.

5．今後の展望

- テーマ1に関しては，構築した各モデルシステムをどのように有機的に接合させて，より包括的なマネジメント施策をするべきかについて，研究の深度化を行う必要がある.
- テーマ2に関しては，特に近い将来に予想されている Wi-Fi 機器固有アドレスのランダマイズ（匿名化）に対応した新たな観光・交通行動調査論の確立が必要である．他方，混雑等の情報をどのように適切に観光客や道路利用者にフィードバックしていくべきかを検討することが重要である.

6．道路政策の質の向上への寄与

- 1-1)の研究に関しては，特に国土交通省関東地方整備局と共同して研究開発を行ってきた．それらの成果は，ETC2.0 を共通プラットフォームとする新たな高速バスロケーションシステムや，それを利用した高速バス乗り継ぎ社会実験として，実際の道路行政にも反映されている．また，リアルタイム交通状態システムに関しても，整備局内の各事務所における災害時の道路マネジメント場面における適用性を高めるべく，ユーザーからのフィードバックを受けてユーザビリティを高める取り組みを継続している.
- 2-2)の Wi-Fi パケットの研究については，北海道開発局と共同して，夏季の北海道中富良野町における観光渋滞対策の社会実験において，主要観光施設の混雑度の測定とそれを用いた交通情報提供の場面において適用された．また，Bluetooth についても，北海道開発局と共同して，令和元年度の北海道十勝花火大会実施時の帰宅道路混雑解消のためのリアルタイム渋滞情報提供において実際に適用された.

7．ホームページ等　　無

第1章　研究の背景と目的

1.1　研究の背景

我が国の現状の交通調査（道路交通センサス，パーソントリップ調査等）に関しては，調査協力率低下に伴う OD 表等の基礎情報の信頼度低下，時空間分解能の低さ（大きいゾーン単位での分析が基本），5~10 年という長い調査間隔と短期的政策への対応の乖離等の課題が指摘されている．また，それらの調査データに基づいて行われる交通需要推計や費用便益評価の方法論に関しても，（時空間分解能が粗すぎることによる）道路整備や料金政策等に対するモデルアウトプットの感度の低さが指摘されており，需要予測値や利用者便益等の集計的な評価指標のみでは，整備や政策の効果を実感覚として認識することが困難な状況が増えつつある．

ところで近年，特に医療・教育等の行政分野では，詳細なマイクロデータと最新の計量分析手法に基づく“エビデンスベース”の予測・評価が進展しつつあり，大きな成果を挙げている．それに対し，道路行政において，特に交通需要・空間マネジメントに資するためのエビデンスベース分析方法論の確立と社会実装は十分ではない．近年飛躍的に蓄積が進んでいる多様な交通関連ビッグデータの活用を念頭に置き，単なるパフォーマンス指標の評価に留まらない現場ニーズを適切に反映したエビデンスベースの評価方法の開発が必要であると考えられる．

1.2　研究開発の目的

本研究開発は，長期かつ広域で観測される ETC2.0 プローブ情報等の交通関連ビッグデータを，マルチ（マクロ～メソ～ミクロ）スケールの多様な交通モデルと有機的に結びつけることで交通政策のエビデンスベース評価を可能とする“データ駆動型 (Data-Driven)”交通需要・空間マネジメントに関する研究・技術開発を行う（図-Ⅱ）．すなわち，「交通関連ビッグデータ」と「分析モデル（交通行動・交通流・交通ネットワーク・都市空間モデル等）」を車の両輪と位置づけた，エビデンスベース交通需要・空間マネジメントのための方法論構築と社会実装を行うことを研究目的とする．

具体的には，首都圏，北海道，沖縄を対象として提案する各種法の社会実装（調査・分析・政策評価フレームの構築）を行い，データ駆動型アプローチの有用性を検証した上で各種交通社会実験の詳細検討に資する知見を提供することを目指す．具体的には以下の二つのテーマに取り組む．

(a) 首都圏を対象とした交通需要・空間マネジメント施策のエビデンスベース評価
三環状道路が概成し，様々な都市開発プロジェクトが進行し，オリンピック・パラリンピックを直近に控える首都圏及び東京を対象に，多様な施策オプション（都心部モーダルコネクト施策の影響分析，三環状道路の次世代料金施策の評価，オリ・パラ期間中の交通円滑化施策の影響分析等）の事前評価と社会実験検討に資する，エビデンスベース評価方法論を開発する．

(b) 地方圏における観光客の行動特性把握及び周遊促進政策の分析方法論の検討
日本人観光客のみならず，訪日外国人観光客の重要な受け皿として期待される北海道，沖縄を対象に，多様な交通ビッグデータと交通行動モデルを融合した分析システムを構築し，観光の質を高めることを企図した多様な政策オプションのエビデンスベース評価を行う．北海道では，観光客の広域回遊パターンの解明と，道の駅の総合戦略検討のためのデータオリエンテッド評価システムの構築を行う．一方沖縄では，多様な行動・活動データを融合的に活用して，レンタカー利用観光客の広域回遊パターンの解明，並びに，本島北部や離島振興の観点からの観光流動マネジメント施策のトラジェクトリー（移動軌跡）ベースの分析・評価を行う．

いずれも，社会実装と施策詳細検討への貢献を企図し，産官学の連携を強く意識して推進することとする．

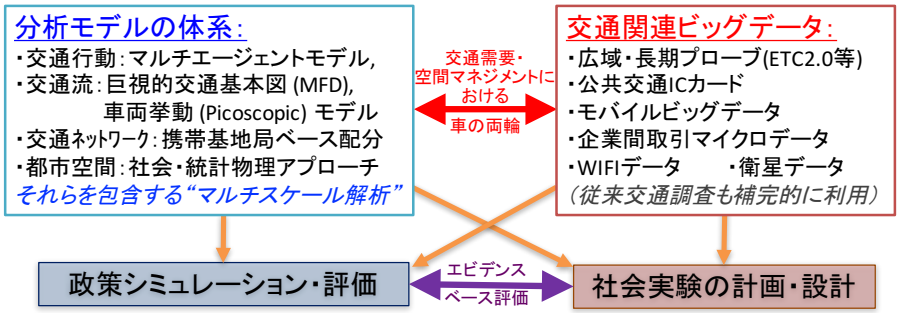
1.3　研究の意義

(1)　学術的特色

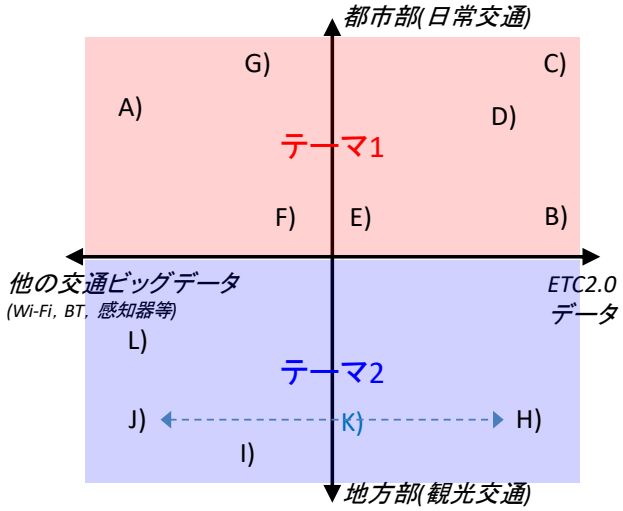
本研究は，混雑緩和を企図した交通投資や政策評価等に従来多用されてきた OD 交通量，旅行速度，道路三便益等に留まらない，交通ビッグデータに基づく多様なエビデンスベース指標を構築するものであり，その分析・評価システムの社会実装と社会実験検討を行う点に大きな特徴がある．ETC2.0 プローブ情報から得られる常時状態観測情報は，ITS が進展している欧米等においても現状では取得することがまず不可能な，非常に膨大かつ詳細な交通流動データである．データ自体を単独で分析しただけでも大きな学術的新規性があることは勿論，これらのビッグデータと交通モデルの融合を通じて交通政策を適切に分析する方法論を確立することの独創性は更に大きい．加えて，それらの方法論の政策分析への活用が可能となれば，エビデンスベース交通政策評価の実務においても世界をリードできるようになることが期待される．

1.4　成果が社会に果たす役割

本研究により，データ駆動型交通政策分析アプローチの社会実装，ならびに，その分析成果を踏まえた社



図–1 データ駆動型交通需要・空間マネジメント



図–2 プロジェクト全体のフレームと研究全体の方向性

会実験検討がなされることを通じて，道路行政・交通政策検討への ETC2.0 プローブ情報等の高度利用のベンチマーク事例となることが期待される．

また，集計的な交通量や道路三便益に留まらない，時空間的にも詳細な新たな交通政策評価指標を確立させることにより，交通フローに対するエビデンスベース評価が可能になることは勿論，交通整備・政策の様々なストック効果発現の多元的評価への活用も強く期待される．

さらに長期的には，新たな技術（自動運転普及等）の社会影響分析への拡張的展開も期待される．

1.5 プロジェクト全体のフレームと研究全体の方向性

地域による ETC2.0 プローブ情報量の違いや，平常時や観光への活用等対象とする施策の違いを考慮した上で本研究の全体の方向性を整理すると，図-2 のようにまとめられる．なお，図中のアルファベットは表-1 に示した各研究細目に相当する．

本研究では，ETC2.0 プローブ情報の獲得量に依然と

表–1 プロジェクトフレームの中で見た個別研究

テーマ1：都市部における交通需要・空間マネジメント施策の分析方法論の検討

1) 都心部におけるモーダルコネクト施策の評価
A) Wi-Fiデータ解析による都心部バスターミナルの利用者行動分析
B) ETC2.0データを活用したリアルタイム交通状態推定手法の構築 ※2章
C) 首都圏高速バス運行支援システムの開発とモーダルコネクト施策評価 ※3章

2) 首都圏三環状道路関連施策の評価のための経路選択分析
D) ETC2.0プローブデータを活用した動的経路選択モデルの構築 ※4章
E) 動的経路選択モデルによる大規模道路網における混雑課金施策評価 ※4章

3) 都心部の交通円滑化政策の評価
F) 都心部の交通流円滑化施策評価のための3D-MFDモデリング ※5章
G) 鉄道利用者を対象とした都市圏アクティビティモデルシステムの構築

テーマ2：地方圏における観光客の行動特性把握及び周遊促進政策の分析方法論の検討

1) ETC2.0プローブデータを活用した観光客の周遊行動の特徴抽出・類型化及び観光促進施策の評価
H) ETC2.0プローブデータのパターン・マイニングによる観光客周遊行動の特徴抽出 ※6章
I) スケジューリングを考慮した観光周遊行動モデルの検討※7章

2) ETC2.0プローブと他の交通ビッグデータを適切に活用して観光周遊行動を把握するための調査・分析方法の検討
J) 沖縄及び北海道における広域・長期のWi-Fiパケットセンシング調査の実施と，機械学習アプローチによる観光周遊パターンの特徴抽出※8章
K) Wi-Fiデータと他の関連データの適切な統合及び情報提供方法の検討 ※9章
L) Bluetoothを用いた一般道路における交通流動調査の試行 ※10章

して大きな地域間差異が存在する現状況を踏まえ，

- ETC2.0 データのみの分析 or その他の交通ビッグデータに依拠した分析 or 両者を併用した分析
- 定常性の高い都市部の日常交通 or 時間的・局所的変動の大きい地方部の観光交通 or 大規模イベント時のような経験知の少ない交通

という二軸で「“データに基づくエビデンスベースの交通モデル分析”という観点から，どこまでの領域をカバーできるのか」を探求することを企図している．

なお，ページ数の制約の都合上，本報告書では，表-1 に示した各個別研究のうち，主要成果である紫色の章番号を付与した各研究の成果をとりまとめている．

第2章　ETC2.0 プローブを活用したリアルタイム交通状態推計

2.1　背景と目的

自然災害が発生すると，社会基盤施設がダメージを受けてその機能を維持できない状況が生じる．道路ネットワークの場合，浸水等により道路リンクが線的もしくは面的に通行ができなくなる遮断状態が発生し，道路ネットワーク全体が機能不全に陥る．災害時には交通状態が麻痺している中で，行政は避難行動の誘導や被災地への支援物資の運搬，道路啓開の必要性の把握などをしなければならない．以上のことから，時々刻々と変化する被災地域の交通状態をリアルタイムでモニタリングすることが必要である．

現在，道路ネットワーク上の交通状態を把握するために，車両感知器やプローブカーデータによる部分的なモニタリングが行われている．ネットワーク全体の詳細なモニタリングを行うために，車両感知器を主要リンクに設置することが必要となるが費用面・情報効率面から困難である一方，ETC2.0 から得られるデータは，交通状態の一部を表しているにすぎないが，今後は ETC2.0 搭載車が普及することで，データが時間的・空間的にも高分解能になることが期待される．

以上を踏まえ，本章では，ETC2.0 プローブカーデータから得られる部分観測データを用いて，災害時の被災エリア全体の交通状態を正確に把握するための方法論開発を行う．人々の日々の交通行動はまったくランダムなものではないため，その結果として生じるネットワーク上の交通状態には，一定のパターンや統計的特性が含まれていると考えられる．本研究では，長期間のプローブデータを用い，ネットワーク上の道路リンクがもつ交通状態の相関関係を捉えた未観測道路リンクの空間的補間を行う統計モデルを構築する．その際，過去の蓄積されたプローブデータから学習されたネットワーク構造に部分的に観測されたリアルタイムデータを入力することで，ある単位時間に多く存在する未観測リンクを補間する可能性についても検討する．

2.2　交通ネットワーク状態推定モデルの構築

(1)　モデリングの概要

ETC2.0 プローブデータをはじめとする GPS 等のデータから交通ネットワークの状態，具体的にはリンク速度などを推定する手法は，既往研究を見る限り，十分に確立されているとは言い難い状況にある．その中で特に本研究の考え方に合致する方法として，原ら[11] による機械学習理論を援用した手法が挙げられる．具体的には，過去に蓄積されたプローブカーデータから構築した統計モデルとリアルタイムに得られた部分観測データからネットワーク全体の交通状態を補間する手法を提案している．ネットワークを構成する各道路リンク間の相関関係を捉えた多次元正規分布によって未観測リンクのリンク速度を同時刻の観測リンクのリンク速度から補間している．多次元正規分布の分散共分散行列 (または精度行列) の推定は，膨大なパラメータ数ゆえに推定が困難であるが，スパースモデリングであるグラフィカルラッソというアプローチにより分散共分散行列の推定を行う手法を提案した．ケーススタディとしてバンコク中心部のタクシープローブデータを用いることで，未観測リンクが高い精度で補間可能であることと，大域的なリンク間の相関関係を捉えることができることを示した．

本研究と原ら[11] による既往研究との違いは災害時を対象としている点にある．それにより生じる新たな課題として以下の二点が挙げられる．

(a) 未観測リンクの補間により，浸水等で通行不可能であったリンクの平均速度も補間されてしまうため，道路ネットワークの遮断を表現することが難しい．
(b) 災害時においては本研究で設定する統計モデルの仮定が妥当であるとは言い難い．

本研究には災害時の実現象を表現する上でいくつか問題点があるが，既往研究と同じ仮定・手法を用いた状態推定を行い，災害時のネットワーク状態推定に有効であるかを検証する．

(2)　モデルの仮定

(a) リンク交通状態の定義　道路ネットワーク上の各方向別道路リンクが交通状態をもつと設定する．各方向別道路リンク i の集合を V とする．各時間単位（1 時間）において，道路リンクは交通状態 x_i（平均リンク速度）をもつ．ここで，$x=(x_1,\ldots,x_{\lceil V\rceil})^T$ である．

(b) リンク交通状態の生成モデルの仮定　ネットワーク上の道路リンク間の相関関係を把握するため，同一時間帯の交通状態データが多次元正規分布から生成されていると仮定する．

$$x \sim N(x|\mu, \sum) \tag{1}$$

ここで，$N(\cdot)$ は多次元正規分布を表し，μ は平均ベクトル，Σ は分散共分散行列である．

多次元正規分布のパラメータ数は平均パラメータ μ と分散共分散行列 Σ を合わせると $V+(V+1)/2$ 個存在する．リンク数が 1000 本であればパラメータ数は 50 万を超えるため，柔軟な交通状態が表現可能であると期待される．

(3) 多次元正規分布のパラメータ推定

(a) モデル化及び推定方法　実データから多次元正規分布のパラメータ μ·Σ を推定する方法について検討する．

まず，一つ目のアプローチはデータから最尤推定値を求める方法である．多次元正規分布の対数尤度関数は，

$$\log p(\mu,\Theta) = \frac{|D|}{2}\log det\Theta - \frac{1}{2}\sum_{d\in D}(x^d-\mu)^T\Theta(x^d-\mu) \tag{2}$$

で与えられる．ここで D データの集合，x^d は各データの交通状態である．

このとき，標本平均，標本分散共分散行列はそれぞれ，

$$m = \frac{1}{|D|}\sum_{d\in D}x^d \tag{3}$$

$$s^2 = \frac{1}{|D|}\sum_{d\in D}(x^d-\mu)(x^d-\mu)^T \tag{4}$$

と定義される．対数尤度関数 (2) の μ に対する偏微分より $\mu = m$ が成り立つため，μ の最尤推定値は標本平均である．一方，対数尤度関数 (2) の Θ に対する偏微分より Θ=S^{-1} が成り立つが，対数尤度関数のヘッセ行列が負となる必要条件として，

$$|D| \geq V + \frac{V(V+1)}{2} + 1 \tag{5}$$

が満たされる必要がある．このとき，Θ の最尤推定値は標本分散共分散行列の逆行列 S^{-1} である．

(b) 正則化による精度行列構造の推定　先述の方法で生じる過学習の問題点を「正則化」により解決する．式 (2) で示した多次元正規分布の対数尤度関数は標本分散共分散行列 S と精度行列 Θ を用いると次のように書き直すことができる．

$$\log p(\mu,\Theta) = \frac{|D|}{2}(\log det\Theta - tr(S\Theta)) + const \tag{6}$$

ここで，$tr(\cdot)$ はトレースを表す．この対数尤度関数に対して L_1 ノルム正則化項を加えた最適化問題を解き，精度行列のパラメータを推定することを考える．

$$\Theta^* = \arg\max_{\Theta}(\log det\Theta - tr(S\Theta) - \rho\|\Theta\|_1) \tag{7}$$

ここで，$\|\Theta\|_1 = \sum_{i=1}^{|V|}\sum_{j=1}^{|V|}|\Theta_{ij}|$ は Θ の L_1 ノルムを表す．

正則化パラメータ ρ について，その値が大きければパラメータが動ける空間は小さくなるので，正則化が強く，パラメータは端点解となりやすい．ρ を小さくするにつれて，パラメータが自由に動ける空間が大きくなり，正則化の能力は小さくなる．このように，L_1 正則化は重要でないパラメータを 0 に追いやることでスパースな解を得る方法であるが，L_1 ノルムは一般に微分不可能であるために数学的に取り扱いづらいという問題があった．これに対し，Friedman et al.[2] は共分散構造に対して安定した解が得られるアルゴリズムとして，グラフィカルラッソ (GL) を提案した．この方法は制約付き最適化問題を L_1 正則化項付き回帰問題に帰着させることで解くアプローチであり，本研究においても道路リンク間の共分散構造の推定に GL を用いる．

(4) 未観測リンクの補間手法

実データから推定された多次元正規分布のパラメータ μ,Σ を用いて，未観測リンクの交通状態を補間する．以降，計算の都合により分散共分散行列 Σ の代わりにその逆行列である精度行列 Θ を用いる．

観測道路リンクの集合を O，未観測リンクの集合を U とし，ネットワーク全体の交通状態 x=$(x_1,\ldots,x_{|V|})^T$ を観測道路リンクの交通状態 x_o，未観測リンクの交通状態 x_u に分割する．このとき，観測リンクの交通状態が与えられたもとでの未観測リンクの確率分布は条件付き多次元正規分布であるため，

$$p(x_u|x_o,\mu,\Theta) = N(x_u|\mu_u - \Theta_{uu}^{-1}\Theta_{uo}(x_o-x_{\mu o}),\Theta_{uu}^{-1}) \tag{8}$$

で与えられる．ここで，

$$\Theta=\begin{bmatrix}\Theta_{uu} & \Theta_{uo}\\ \Theta_{ou} & \Theta_{oo}\end{bmatrix},\mu=\begin{bmatrix}\mu_u\\ \mu_o\end{bmatrix}$$

とする．以上より，未観測リンクの交通状態は平均ベクトル $\mu_u-\Theta_{uu}^{-1}\Theta_{uo}(x_o-x_u)$，分散共分散行列 Θ_{uu}^{-1} の正規分布に従うので，未観測リンクを補間するためには，

$$\begin{aligned}\hat{x_u} &= \arg\max_{x_u} N(x_u|\mu_u - \Theta_{uu}^{-1}\Theta_{uo}(x_o-x_{\mu o}),\Theta_{uu}^{-1})\\ &= \mu_u - \Theta_{uu}^{-1}\Theta_{uo}(x_o-x_{\mu o})\end{aligned} \tag{9}$$

を解けば良く，条件付き多次元正規分布の平均ベクトルを計算することで，未観測リンクが補間される．

2.3 ETC2.0 プローブデータの基礎分析

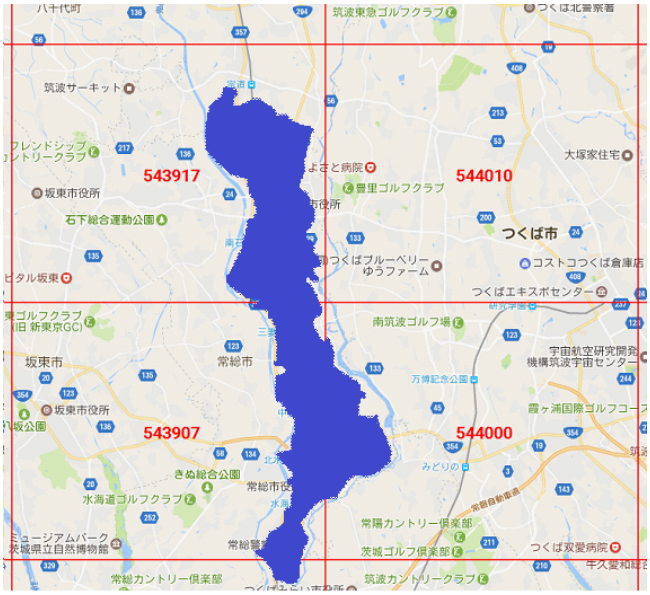
(1) 基礎分析の概要

ETC2.0 プローブデータのうち，DRM 単位集計結果である様式 2-3 を使用する．様式 2-3 には DRM 区間単位時間帯別平均旅行時間・旅行速度のデータが格納されており，分析対象領域を構成する道路リンクの 1 時間当たりの平均旅行速度のデータの取得が可能である．

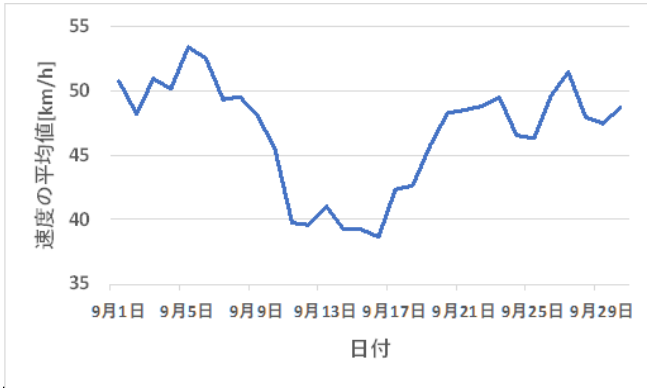
本研究では，2015 年 9 月の関東東北豪雨による鬼怒川決壊で浸水の被害を受けた茨城県常総市周辺地域をケーススタディとする．そこで，鬼怒川決壊による浸水区域を含む図-3 に示した 4 つの二次メッシュの範囲を分析対象領域とし，基礎分析を行った．ただし，二次メッシュ 544000 に一部含まれる高速道路（常磐自動車道）のデータに関しては，平常時と災害時でデータの挙動に違いが見られなかったため，今回の分析対象からは除外した．

(2) 欠損値に関する基礎分析

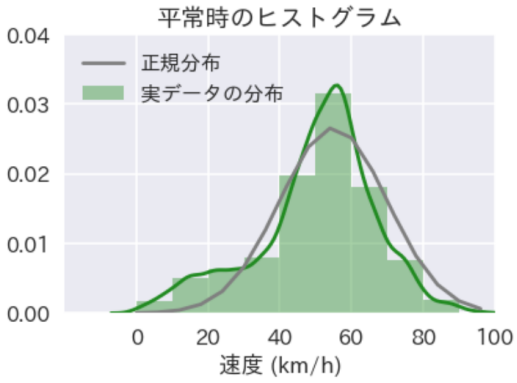
平均速度の欠損値がどのように発生しているのかを把握するため，9 月 1 日に取得されたリンク (欠損値を含む) を基準に，未観測リンク数を全リンク数で除してリ



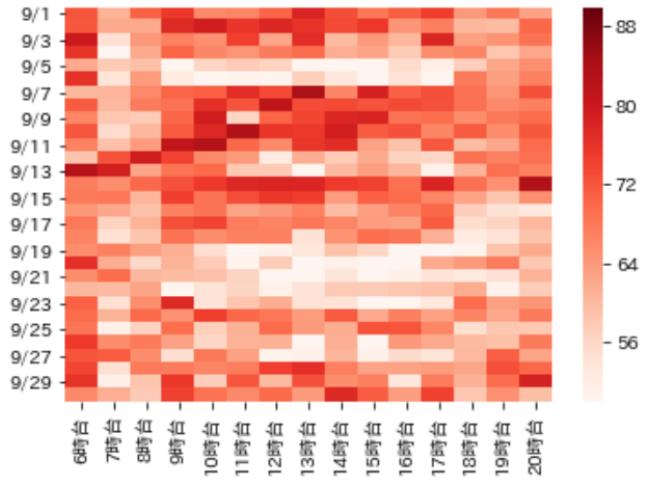
図–3 2015 年 9 月 11 日時点での浸水領域



図–5 取得データの速度の平均値の日変動



図–6 平常時における速度分布



図–4 日別，時間帯別のリンク欠損率

ンク欠損率を算出したところ，平均リンク欠損率 69.0%であった．

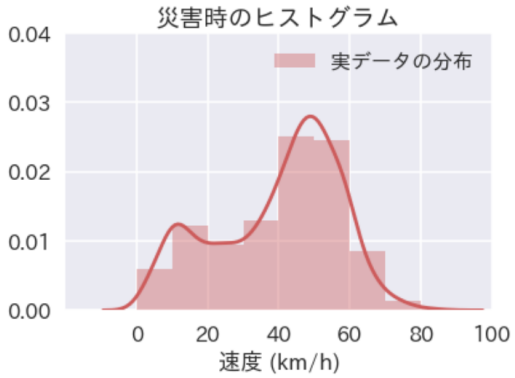
図-4 は横軸に時間帯，縦軸に日付をとり，各時間帯の欠損率 (%) をヒートマップで表したものである．色が濃いほどリンク欠損率が高いことを示している．時間帯毎，日毎に欠損率が大きく異なることが分かる．2015 年は，9 月 5 日，12 日，19 日，26 日が土曜日，9 月 6 日，13 日，20 日，27 日が日曜日であり，9 月 21 日，22 日，23 日も祝日であった．平日は昼間の時間帯が朝と夜の時間帯と比べて欠損率が高くなっている．一方で，休日は朝と夜の時間帯が昼間の時間帯と比べて欠損率が高くなっている．

(3) 速度に関する基礎分析

図-5 は，データ量が多い ETC2.0 様式 1-2 のデータにおける取得データの速度の時系列変化図である．災害発生前の 9 月 1 日から 9 月 10 日にかけては平均速度が 45(km/h)~50(km/h) の範囲に収まっているが，9 月 11 日に 40(km/h) を切る値までに急減し，そこから 9 月 18 日まで 40(km/h) 台前半に落ち込んでいることが分かる．このことから，9 月 10 日に鬼怒川堤防が決壊したことにより，道路ネットワークの遮断等が生じ，局所的な渋滞が発生していたと考えられる．この状態は 1 週間程度続き，9 月 19 日以降は平均速度が 45(km/h) 以上に増加しているため，道路ネットワークの機能が概ね災害発生前と同程度に，回復したと考えられる．

次に，9 月 4 日（平常時）と 9 月 11 日（災害時）それぞれについて，取得データに関する速度分布図を作成した．図-6 中の灰色のグラフは平均 55(km/h)，分散 15(km/h) の正規分布に従うグラフである．図-6 の結果から，平常時の速度は法定速度の 60(km/h) 付近を頂点として，正規分布に近い分布をしている．一方で図-7 の結果から，災害時は 50(km/h) 付近の他に 15(km/h) 付近にもピークがきており，二峰性の分布になっている．

このように，平常時と災害時では交通状態の性質が



図–7 災害時における速度分布

異なり，特に災害時では，単純な平均値では各時間帯の交通状態を表せないのみならず，平常時の道路ネットワークの関係性が一部崩れていると考えられる．

2.4 モデル適用と精度検証

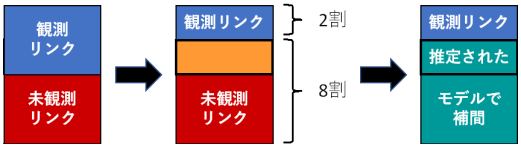
(1) 正則化パラメータの決定と精度検証方法

用いるデータは変数（道路リンク数）に対してデータ数（時間帯数）が少ないため，正則化パラメータを小さく設定しすぎると計算が困難となる．そこで，正則化パラメータを 1 から始めて 0.1 刻みで小さくしながら計算を行い，0.2 としたところで計算できなくなったため，正則化パラメータを 0.3 と設定した．

また，今回のデータは各時間帯データに対して欠損値が存在するため，真値が分からないリンクについては予測値との比較を行うことができない．そこで，図-8 に示す検証フローに沿って精度を評価する．まず，補間対象の各時間帯データセットの観測リンクをランダムに欠損させ，欠損割合を 8 割まで増加させる．次に，補間対象でないデータセットを用いて道路ネットワーク構造を学習し，残りの 2 割の観測リンクを入力データとして，未観測リンクの予測値を算出する．先ほど真値を欠損させたリンクは真値が明らかであるので，その真値と予測値を比較することにより，精度検証を行う．

(2) モデルの予測結果

9 月 4 日と 9 月 11 日の 11 時台から 15 時台を対象に未観測リンク速度の補間を行う．本研究では，第 4 章での基礎分析の結果をもとに，9 月 1 日から 9 月 10 日



図–8 精度検証の流れ

表–2 学習データの分類とその基準

	平常時	災害時
日にち	9月1日～9月10日、 9月19日～9月30日 （22日間）	9月11日～9月18日 （8日間）
速度の平均値	45(km/h)以上	45(km/h)以下

表–3 モデルの適用パターン

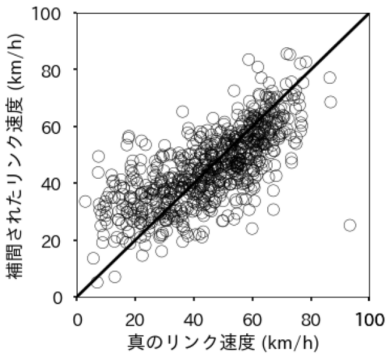
		学習データ		
		2015年9月の1ヶ月間	2015年9月の平常時	2015年9月の災害時
出力データ	2015年9月4日（平常時）	パターン 1	パターン 3	
	2015年9月11日（災害時）	パターン 2		パターン 4

及び 9 月 19 日から 9 月 30 日の取得データを平常時におけるデータ，9 月 11 日から 9 月 18 日の取得データを災害時におけるデータと分類する（表-2）．分類基準は速度の平均値 45(km/h) を閾値とした．表-3 のように，学習データに全データを用いて 9 月 4 日と 9 月 11 日にモデルを適用するパターン，学習データに平常時のデータを用いて 9 月 4 日にモデルを適用するパターン，学習データに災害時のデータを用いて 9 月 11 日にモデルを適用するパターンの 4 パターンについて，未観測リンクの平均速度を補間した結果を示す．以下では，予測結果の精度を視覚的に把握するために，隠した真値と予測値をプロットした図を作成した．その他に，予測精度の定量的な評価のために RMSE（平均二乗誤差），正解率，相関係数の 3 つの指標を用いる．正解率は予測値が “真値 ± 各リンクの標準誤差” に含まれていれば正解，そうでなければ不正解として，平均的な正解率を算出した．

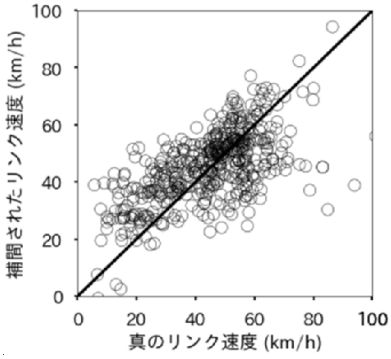
(1) パターン 1 の予測結果　パターン 1 は，学習データに全データを利用して，平常時の平均リンク速度を予測した結果である．図-9 の結果から，予測値は真値の傾向を高い精度で捉えている．真値と予測値の相関係数は 0.73 であり，かなり高い相関がある．RMSE は 12.55(km/h)，正解率は 77.9%であった．

(2) パターン 2 の予測結果　パターン 2 は，学習データに全データを利用して，災害時の平均リンク速度を予測した結果である．図-10 の結果から，予測値は真値の傾向を概ね捉えている．真値と予測値の相関係数は 0.57 であり，やや相関がある．RMSE は 14.67(km/h)，正解率は 69.8%であった．

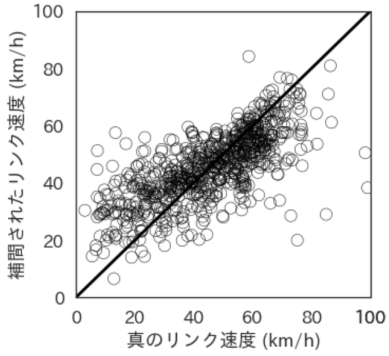
(3) パターン 3 の予測結果　パターン 3 は，学習データに平常時を利用して，平常時の平均リンク速度を予測した結果である．図-11 の結果から，予測値は真値の傾向を概ね捉えている．真値と予測値の相関係数は 0.69 で



図–9 パターン 1 における真値と予測値の比較



図–10 パターン 2 における真値と予測値の比較



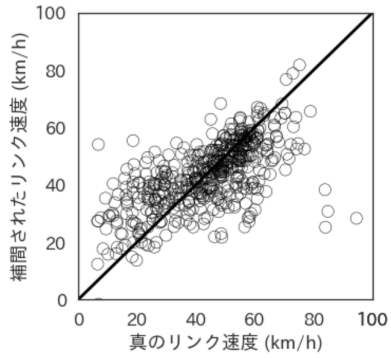
図–11 パターン 3 における真値と予測値の比較

あり，かなり高い相関がある．RMSE は 13.63(km/h)，正解率は 74.9%であった．

(4) パターン **4** の予測結果　パターン 4 は，学習データに災害時を利用して，災害時の平均リンク速度を予測した結果である．図-12 の結果から，予測値は真値の傾向を概ね捉えている．真値と予測値の相関係数は 0.59 であり，やや相関がある．RMSE は 13.69(km/h)，正解率は 76.7%であった．

(3)　考察

各予測についての精度を図-13 に示す．この結果から，全体の傾向として RMSE が小さいほど正解率は高



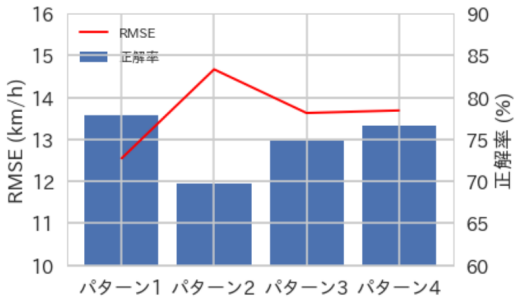
図–12 パターン 4 における真値と予測値の比較

くなっている．パターン 1 が最も RMSE が小さくなり，正解率が高くなった．次いでパターン 3，パターン 4 についても RMSE が 14(km/h) を下回り，正解率についても 75%前後であったため精度よく推定できたと言える．一方，パターン 2 については RMSE が 15(km/h) 前後であり，正解率も 70%を切ったため，パターン 1 及びパターン 3，パターン 4 と比べると，補間精度は低くなった．

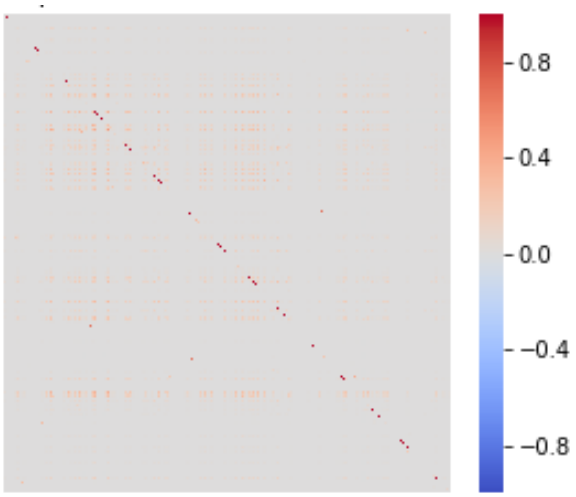
一般に，学習データが多いほど道路ネットワークの関係性を正しく学習できるため，30 日間の学習データを使用したパターン 1 とパターン 2 については高い精度が期待できると考えていた．仮説の通り，平常時の交通状態を推定したパターン 1 については最も高い精度が出たが，災害時を推定したパターン 2 については精度が落ちた．そのため基礎分析で言及したように，災害時には平常時の道路ネットワークの関係性が一部崩れており，平常時のデータが災害時のデータよりも少なかった分精度の低下につながったと考えられる．パターン 3 では，22 日間の平常時のデータを使用し，平常時の交通状態を推定したため高い精度が出ると考えていたが，全データを使って学習したパターン 1 の精度には届かない結果となった．学習データが少なかったことや平常時のデータに分類した時間帯に災害時のデータが一部混在していたことが影響したと考えられる．パターン 4 では 8 日間の災害時のデータを使用し，災害時の交通状態を推定した．学習データが少ないため，精度は上がらないと考えていたが同じ災害時の交通状態を推定したパターン 2 と比べて高い精度が得られた．災害時のデータには平常時のデータが含まれていなかったため，災害時特有の道路ネットワークの関係性が学習できていたと考えられる．

(4)　学習されたモデル構造の考察

本手法によって，推定された道路リンク間の相関構造について考察するために，分散共分散行列をヒートマップで表現する．学習データに 2015 年 9 月の 1 ヶ月間の



図–13 モデル適用パターン別の精度評価指標の比較



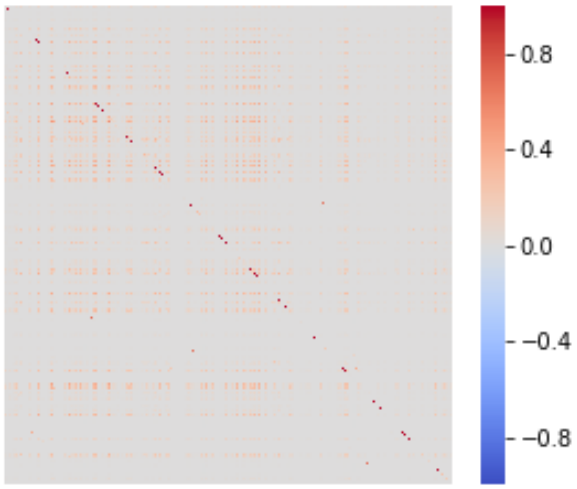
図–14 2015 年 9 月の道路ネットワークの共分散構造

データを使ったもの（図-14），平常時のデータを使ったもの（図-15），災害時のデータを使ったもの（図-16），それぞれについて分散共分散行列のヒートマップを作成した．各図は，赤色が濃いほど正の相関が高く，青色が濃いほど負の相関が高いことを示している．また，色が薄い灰色の部分はに近い値であり，スパースであることを表している．

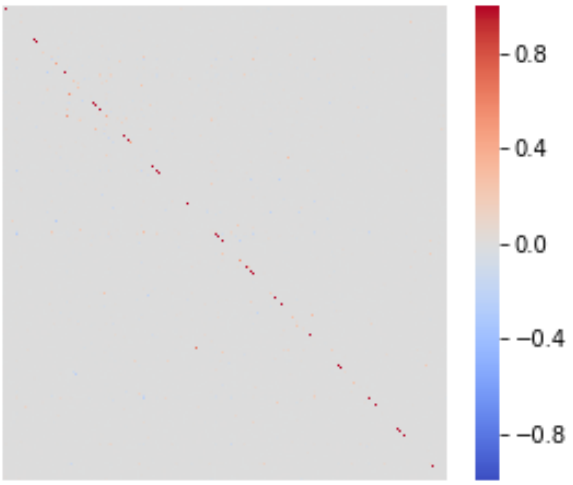
2.5 結論と今後の課題

災害時における交通状態を把握するために，ETC2.0 プローブカーデータによって部分的に観測される平均リンク速度の欠損値を補間する方法を検討した．過去の蓄積された ETC2.0 プローブカーデータから各道路リンクの間の相関関係を捉えたモデルを構築し，同時刻の観測リンクのリンク速度と組み合わせることで，未観測リンクを補間した．基礎分析の結果から，災害時においては平常時とは異なる交通状態であることが確認されたが，本手法によって構築したモデルは，災害時においても未観測リンクを高い精度で補間可能であることを示した．

今後の課題としてまず挙げられるのが，補間精度の



図–15 平常時の道路ネットワークの共分散構造



図–16 災害時の道路ネットワークの共分散構造

向上である．平常時，災害時ともに既往研究と比べて精度が十分に高いとは言えないので，以下の観点から今後も試行錯誤したい．1 つ目は学習データの不足である．今回は既往研究と同じ 3 日間のデータを使用し，対象時間も 6 時から 2 時に設定したが，使用データの都合により時間分解能が 1 時間であったため，データセット数は全部で 450 個にとどまっていることに限界がある．2 つ目は道路ネットワークの特性である．本研究では，ETC2.0 に格納されているデータを加工することなく，そのまま用いたため，リンク長の分散が大きくなり，2km を超えるようなリンクも生じた．リンク間の相関が生じやすくなるような前処理を検討する必要がある．

第3章　高速道路SA・PAでのバス乗継サービス展開に向けた利用者行動分析

3.1　はじめに

高速バスの乗継環境を改善するためには，乗継対象となる路線の整備，結節点の整備及び，利用者が乗継便等の情報を把握するためのバスロケ等の情報提供手段が不可欠である．本研究の対象となる国土交通省関東地方整備局管内では，三環状ネットワークの整備が進み，都心を発着する放射方向の路線と成田空港などを発着する環状方向のバス路線が設定され始めている．本研究開発の一環として，バス会社間をまたぐ共通情報プラットフォームとして，ETC2.0を活用した高速バスロケーションシステムの開発[3]も行われており，情報提供手段の整備も進み乗継環境を構築できる状況が整いつつある．一方関東地方整備局管内では，多くの異なるバス事業者が運行を行っており，複数のバス会社の連携を促すことが乗継環境の実現には不可欠であり，このためには乗継の需要がある路線，乗継の需要を喚起できるようなバスダイヤの条件など需要側の情報をとらえたうえで，乗継場所の確保や連携方法などを検討し，実証を行うプロセスが必要である．このような背景から，国土交通省道路局と関東地方整備局は，2018年11月より「圏央道を活用した高速バス乗り換え社会実験プレ社会実験」（http://www.ktr.mlit.go.jp/kisha/road_00000219.html）を実施し，乗継環境の実現に向けたニーズの把握と課題の抽出を行っている．

本研究では，上記の社会実験と連携し，現状では都心経由での乗継による空港アクセスが中心となる関東周辺部の空港バス利用者を想定したアンケート調査及びStated Preference（SP）調査を実施する．これにより，高速バス乗継に関して，旅行時間短縮や旅行時間信頼性向上，乗継環境がどのようにバス路線選択に影響を与えるかを明らかにすることを目的としている．

3.2　調査設計

先述の社会実験は，長野市から成田空港に向かう際に，アルピコ交通・京王電鉄バスが運行する長野発バスタ新宿着便に乗車し関越自動車道高坂サービスエリア（SA）で，関越交通・千葉交通が運行する前橋発成田空港着便に乗り継ぐことで圏央道経由で成田空港に到着可能とし，都心を迂回することで渋滞を迂回し1時間の時間短縮ができる経路での乗車を可能とするものであり，あらかじめ登録を行なったモニターを対象として実施したものである．なお，2019年2月21日から1か月間の社会実験期間には1日7便でのバス乗継実験が予定されている

この実験を補完し，利用者の行動の特徴を把握するために，本研究では，Webアンケート調査を実施し高速バス利用者の行動の実態とSP調査による高速バス乗継時の行動の特徴を把握する．

長野市を起点とし，成田空港に向かう経路は，主に

- 長野新幹線から京成電鉄スカイライナーまたはJR成田エクスプレスに乗り継ぐ鉄道による経路
- 高速バスによりバスタ新宿で空港リムジンバス乗り継ぐ経路
- 高速バス（夜行）による直通経路

である．バスタ新宿での乗継経路では，乗継割引乗車券も販売されており，高速バスの利用も想定可能な起点となっている．

Webアンケート調査を設計し，楽天インサイトを用いて対象地域である長野県在住のモニターに対して調査実施のメール配信を行った．希望するモニターに対するスクリーニング調査を実施し，得られた対象者にWebアンケート調査を実施する形式とした．すなわち調査は，スクリーニング調査，アンケート調査，SP調査の3つの部分から構成される調査となっており，以下では，メインとなるSP調査について詳述する．

(1)　SP調査

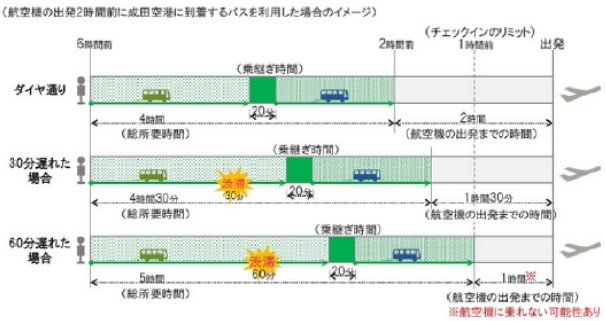
SP調査は，サービスの条件が異なる2経路のバス路線から利用路線を選択する2項選択形式で，一人当たり5回の異なる条件に対して回答する形式とした．前提条件として，「成田空港までの高速バス移動について，条件の異なる2つのルートを利用できる」ことを述べた後，以下の点を順番に教示した．

- 国際線利用を目的とし，航空券出発の1時間前にはチェックインを終わらせる必要があること
- 乗継環境のイメージ（図-17 (a)）
- ダイヤ通り，遅れがある場合の移動時間のイメージ（図-17 (b)）

これらの前提条件のもと，図-17 (c) に示したように「乗継環境」，「ダイヤ通りの総所要時間」，「乗継時間」，「30~60分遅れる頻度」，「60分以上遅れる頻度」，「料金」の条件が異なる2経路を示し選択させる．なお，都心乗継と郊外でのSA・PAでの乗継を比較分析することを意図しており，本研究の対象者は現状でも，都心での乗継が必要であることから，提示する双方のルートともに乗継が必要なルートとした．

- 「乗継環境」は，バスタ新宿などのバスターミナルを想定した「屋内」とSA・PAを想定した「屋外」の2種類のいずれかを提示した．屋内乗継の場合は「施設内での乗継が可能」，「施設内にコンビニやレストランなどが多数併設」，「商業施設が併設」

(a) 乗継環境



(b) 移動時間のイメージ

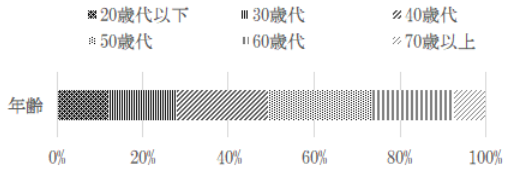
条件	ルート1	ルート2
乗継ぎ環境	屋内	屋外
ダイヤ通りの総所要時間	5時間	5時間30分
乗継ぎ時間	45分	30分
30分~60分遅れる頻度	40回中1回	10回中1回
60分以上遅れる頻度	20回中1回	20回中1回
料金	¥6,000	¥5,200

(c) ルートの比較概要

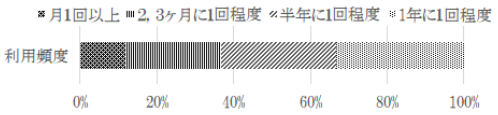
図–17 SP 調査で示した条件の画面イメージ

であることを，屋外乗継の場合は，「乗継待機場所は屋外」であり，「休憩施設と売店があるが，乗継待機場所から離れている」ことを明示した．

- 「ダイヤ通りの総所要時間」は，遅れ等が発生しない場合の，走行時間，乗継場所での待ち時間を含む所要時間であり，時間通りに空港に到着すると出発便の 2 時間前に到着できるものとなっている．設問では，「4 時間」，「4 時間 30 分」，「5 時間」，「5 時間 30 分」のいずれかをランダムに設定した．
- 「乗継時間」は，遅れがない場合に「乗継環境」で示した乗継場所で，乗継便を待つ時間である．「15 分」，「30 分」，「45 分」，「60 分」のいずれかとした．
- 「30~60 分遅れる頻度」，「60 分以上遅れる頻度」は，渋滞等の発生に起因するバスの遅れや乗継遅れを想定した旅行時間信頼性に対する感度を調査することを意図した項目である．それぞれ，「5 回中 1 回」，「10 回中 1 回」，「20 回中 1 回」，「40 回中 1 回」のいずれかとした．
- 「料金」は，現況の長野発バスタ新宿乗継での成田空港までの高速バス料金である 6000 円を基準として設定し，乗継前後の 2 区間の料金の総計で「4400 円」，「5200 円」，「5600 円」，「6000 円」，「6400 円」，「6800 円」，「7600 円」のいずれかを提示した．



図–18 年齢構成



図–19 高速バス利用頻度

3.3 調査結果

(1) 基礎分析

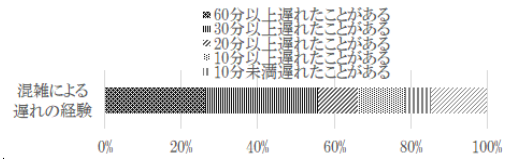
Web アンケートは，2018 年 11 月 8 日（木）~11 日（日）の 4 日間に実施した．19508 名メール配信し，1287 名がスクリーン調査に回答した．スクリーニング調査の結果，2(1) の条件を満たしたうえで，実際に存在しない地名を回答しているなどの回答内容の信頼性がないものを除いた 347 名分がアンケート調査の有効な回答として得られた．また，SP 調査では，このうち 332 名分 1660 サンプルが有効なサンプルとして得られている．

アンケート調査の有効な回答者は，男性が 209 名，女性が 138 名であった．年齢構成は図-18 のようになり，50 代の回答が最も多くなった．

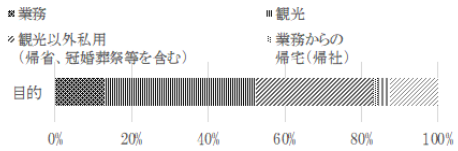
(2) アンケート調査結果

a) 回答者の特徴　回答者の高速バスの利用頻度（図-19）は，1 年に 1 回程度が最多で全体の 33.4%を占める一方で，11.8%は 1 か月に 1 回以上利用する高頻度な利用者である．高速バス利用時の遅れの経験（図-20）については，55.6%を占める回答者が 30 分以上の遅れを経験しており，うち 26.2%は 60 分以上の大幅な遅れを経験していることがわかる．

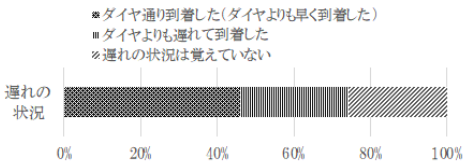
高速バスの乗継に関しては，全体の 13.0%にあたる 61 名が高速バス同士の乗継を経験しており，17.0%鉄道（新幹線・特急列車等）からの乗継を経験していた．このことより，全体の 7.6%を占める成田空港利用者よりも乗継の経験者は多く，成田空港路線以外にも乗継



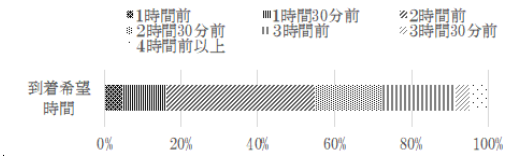
図–20 混雑による遅れの経験



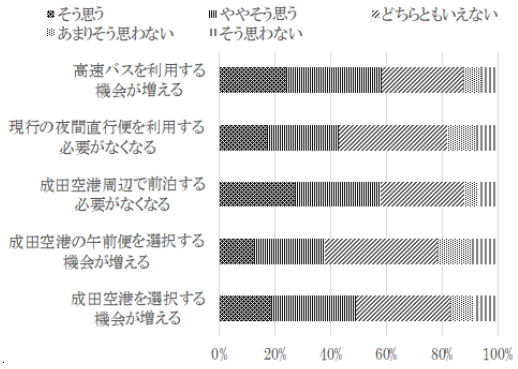
図–21 移動目的



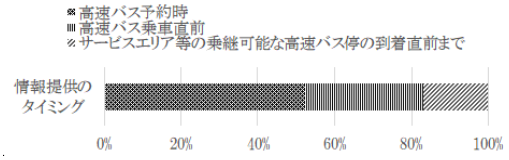
図–22 遅れの状況



図–23 空港への到着希望時間



図–24 SA での高速バスの乗継が可能となる場合の利用意向



図–25 乗継ルート選択に役立つ情報提供のタイミング

の需要があることがわかる．

b) 高速バス利用実態　本調査の回答者の直近の高速バス利用の特徴について集計結果を示す．移動目的（図-21）は，観光目的の利用が全体の 39.5%を占め，観光以外の私用と合計で 70.0%が仕様での高速バスの利用を行っている．一方業務での利用は 13.0%となっている．

遅れの状況（図-22）に関しては，遅れの経験を記憶していた回答者のうち，61.6%が遅れがなかったと回答している一方で，38.4%が遅れを経験したと回答した．

c) 利用意向　空港への到着希望時間（図-23）は，本研究の SP 調査での前提条件と同様の 2 時間前が 38.6%で最頻値となっており，SP 調査の前提と多くの回答者の空港利用時の到着希望時間の想定は一致しているといえる．一方で，27.7%は，3 時間以上前を希望到着時刻としていることから，今後，SP 調査を実施する場合には個人の特性に応じた到着希望時間の検討も必要と考えられる．

乗継による高速バスの利用意向（図-24）について，半数以上の回答者が「そう思う」，「ややそう思う」と回答した項目は，「高速バスを利用する機会が増える」と「成田空港周辺で前泊する必要がなくなる」であり，また 43.2%が「現行の夜間直行便を利用する必要がなくなる」と回答している．このことは，今まで選択できる高速バスが少ないことからバスを選択できなかった回答者や，午前の航空便に搭乗する際に選択肢がなく空港での前泊あるいは夜行便利用を行っていた回答者が一定数いると推察でき，SA での乗継によりバスの便数を増やすことなく，このような利用者の利便性を向上し，高速バスの利用を促進できる可能性が示唆される．

情報提供のタイミング（図-25）は，予約時が 52.2%を占めており，旅行前にあらかじめ旅行時間を知りたいというニーズが高い．一方で，17.0%は乗継の直前までの情報提供が必要だと回答しており，乗車中に乗継の判断や到着時刻の見込みを知る上でも旅行時間情報のニーズは高いと推察される．

3.4　高速バス選択モデル推定結果

(1)　行動モデル

2 項ロジットモデルを用いて下記に示す効用関数のパラメータを推定する．効用関数の変数は，SP 調査で提示した「乗継環境」，「ダイヤ通りの総所要時間」，「乗継時間」，「30~60 分遅れる頻度」，「60 分以上遅れる頻

度」，「料金」で構成する．具体的には，

$$V_{ij} = \beta_{TT}x_{TT} + \beta_{WT}x_{WT} + \beta_C x_C + \beta_{ENV}x_{ENV} + \beta_{GEN}x_{GEN} + \beta_{r30,10}x_{r30,10} + \beta_{r30,10}x_{r30,20} + \beta_{r30,10}x_{r30,40} + \beta_{r60,10}x_{r60,10} + \beta_{r60,10}x_{r60,20} + \beta_{r60,10}x_{r60,40}$$

ただし，x_{TT}：総所要時間（時），x_{WT}：乗り換え場所での待ち時間（時），x_C：運賃（円），x_{ENV}：乗継場所ダミー変数（屋外: 1，屋内: 0），x_{GEN}：性別ダミー変数（屋外かつ男性: 1，屋内または女性: 0），$x_{rA,B}$：信頼性ダミー変数（B 回に 1 度の A 分の遅れが生じるとき: 1 5 回に 1 回 A 分の遅れが生じるとき: 0) である．また，各 β はそれぞれの変数に対応するパラメータである．

(2)　推定結果

推定結果を表-4 に示す．乗継場所ダミー変数以外は 5%の有意水準で有意に推定されている．乗継場所ダミー変数の標準偏差が，より大きい推定値をもつ性別ダミー変数よりも大きいことから，屋内または屋外での乗継についての効用には，個人差がある可能性があると推察される．また，性別ダミー変数は有意に推定されており，性別による屋外利用に関する効用の差が認められる．

表-5 は時間に関するパラメータ及び，屋外での設置に関する限界効用を料金項の限界効用で割ることで金額換算したものである．この表によると，総所要時間短縮は，1167 円/時，待ち時間短縮は 892 円/時となっており，同じ総所要時間であれば，待ち時間が短いことが望ましいという結果となった．

図-26 に「30~60 分の遅れ」と「60 分以上の遅れ」の発生頻度についての効用を金額に換算したものを示す．発生頻度が大きい場合には，「30~60 分の遅れ」と「60 分以上の遅れ」の信頼性価値の差は小さく，「30~60 分の遅れ」の遅れは，「60 分以上の遅れ」と同様に望ましくないことがわかる．「30~60 分の遅れ」の発生頻度が 20%から 5%になることで約 30 分の時間短縮効果に相当する 608 円相当の信頼性向上による効用の増加があり，遅れの頻度が 2.5%になることで約 1.1 時間の時間短縮効果に相当する 1312 円相当の効用の増加があるという結果となった．このことは，利用者の経路選択の情報提供時に，所要時間そのもの短縮効果と同時に，都心を迂回する所要時間の信頼性向上効果を提供することで利用者の利便性の向上効果を的確に伝えることができることを示唆している．

3.5　おわりに

本研究では，関東周辺地域から高速バスを乗継利用して空港アクセスを行う旅行者を想定したアンケート調査及び SP 調査を長野県在住者を対象に実施した．アンケート調査の結果，回答者の 15.0%が高速バス同士の乗継を経験したことがある結果が得られ，高速バス乗継を必要とするトリップが一定数あることが示された．高速バスの利用者は，所要時間だけでなく，乗継の少なさや着席の確実さを重視しているほか，鉄道のサービスレベルが十分でない地域での都市間の公共交通手段として重要な役割を担っていることが示唆された．また，SP データを用いた離散選択モデルの推定結果からは，旅行時間短縮や旅行時間信頼性向上，乗継環境などの路線特性が，利用する高速バス路線選択に与える影響を明らかになった．

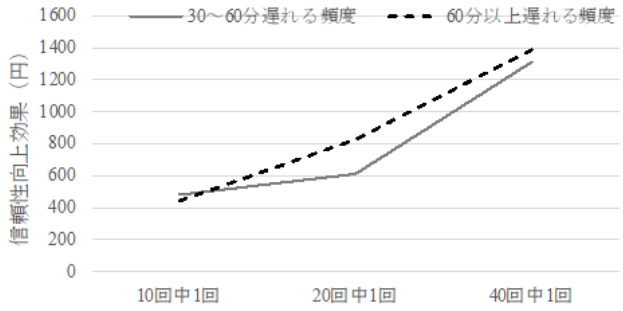
表–4 推定結果

サンプル数	1660
$L(0)$	-1150.624
L	-962.066
ρ^2	0.164
$Adjusted\ \rho^2$	0.154

係数	推定値	標準偏差	t値	p値
$\beta_{r30,10}$	0.266	0.112	2.37	0.02
$\beta_{r30,20}$	0.338	0.111	3.05	0
$\beta_{r30,40}$	0.73	0.114	6.39	0
$\beta_{r60,10}$	0.244	0.112	2.18	0.03
$\beta_{r60,20}$	0.458	0.111	4.12	0
$\beta_{r60,40}$	0.773	0.113	6.83	0
β_{ENV}	0.29	0.24	1.21	0.23
β_{GEN}	-0.398	0.161	-2.47	0.01
β_C	-0.000556	4.41×10^{-5}	-12.61	0
β_{TT}	-0.649	0.0723	-8.98	0
β_{WT}	-0.496	0.14	-3.53	0

表–5 時間価値・屋外での乗継場所設置価値の推定結果

時間価値（総所要時間）	1167	円/時
時間価値（待ち時間）	892	円/時
屋外設置価値（女性）	522	円
屋外設置価値（男性）	-194	円



図–26 所要時間信頼性の価値

第4章　ETC2.0 プローブデータを用いたマルコフ型経路選択モデルの構築と最適混雑課金分析

4.1　背景と目的

本研究では，大規模かつ複雑なネットワークに対する最適混雑課金を求める手法を確立することを目的とする．そのためには，ドライバー個人の経路選択行動，さらに，均衡時のネットワーク全体の交通パターンを把握する必要がある．本研究では，経路選択肢列挙を必要としないマルコフ型の意思決定過程に基づいたデータ駆動型の経路選択モデルを構築し，交通量配分と最適混雑課金に関する理論的知見を導出した上で，ケーススタディを行う．

4.2　既往研究のレビューと本研究の位置づけ

(1)　意思決定行動と交通量配分

経路選択行動の記述に関して，一般的には，出発地から目的地までの一貫した経路単位での意思決定を考えるパスベースのモデルが用いられている．しかし，この手法では経路選択肢列挙の計算負荷により，大規模ネットワークへの展開が困難である．これに対し，経路選択肢列挙を行わず，目的地までのマルコフ過程による再帰的なリンク選択を仮定したリンクベースの手法が近年注目を集めている．これを行動理論に適用したものとして，再帰的ロジットモデル（Recursive Logit Model: RL[4]）が，また交通均衡配分に適用したものとして，赤松型ロジット配分[5]，更にこれを一般的な離散選択モデルに拡張したマルコフ型交通均衡配分（Markovian Traffic Equilibrium: MTE[6]）が考案されている．

(2)　最適混雑課金

最適混雑課金に関する研究は古く，社会的限界費用と私的限界費用の差分を課金額に設定する限界課金が最適混雑課金となることは広く知られた原理である[7]．一般ネットワークへの拡張もなされており，確定的利用者均衡配分 (User Equilibrium: UE) の下でも限界課金原理が成立し総旅行時間が最小化すること[8]や，確率的利用者均衡配分（Stochastic User Equilibrium: SUE）の下でも限界課金によりネットワークの総余剰が最大化すること[9]がそれぞれ証明されている．

(3)　本研究の位置づけ

大規模ネットワークへの適用性の高いマルコフ型経路選択原理は近年注目を集めているが，モデルの推定不安定性が問題視されることに加え，それを交通量配分に適用した場合の最適混雑課金に関する議論は未着手である．そこで本研究では，マルコフ型経路選択原理の下での最適混雑課金の導出を念頭に，推定の安定性を確保した経路選択モデルの構築，及び，最適混雑課金の理論的導出とケーススタディを行う．

4.3　逐次的経路選択行動の記述

RL モデルは，経路選択肢列挙の必要がなく，大規模ネットワークに適用が容易である反面，サイクル経路の存在により，パラメータ推定が不可能になるという問題を抱えている．そこで，リンクの認知度により選択肢に重みづけを行う過程を組み込んだ認知型 RL を提案すると共に，東京首都圏でのケーススタディを行う．

(1)　逐次的経路選択モデル（RL モデル）

ネットワーク $G=(A,N)$(A：リンクの集合，N：ノードの集合) において状態リンク k から行動リンク a に遷移する際，旅行者は各ノードにおいて即時効用 $v(a|k)$ と下流効用 $V^d(a)$ の和を最大化するようにリンク選択を繰り返すと考える．ここで，下流効用は目的地までの期待最大効用として得られるため，誤差項に $(0,\mu)$ の第一種極値分布を仮定すると，

$$V_n^d(k)=E\left[\max_{a\in A(k)}\left(v_n(a|k)+V_n^d(a)+\mu\varepsilon_n(a)\right)\right],\forall k\in A$$

で記述できる（$\varepsilon(a)$ はリンク (a) の誤差項）．

リンク選択確率は，多項ロジットとして，経路 (σ) 選択確率はリンク選択の連続としてそれぞれ定式化される．

$$P^d(a|k)=\frac{e^{\frac{1}{\mu}(v_n(a|k)+V^d(a))}}{\sum_{a'}e^{\frac{1}{\mu}(v_n(a'|k)+V^d(a'))}} \tag{10}$$

$$\begin{aligned}P(\sigma)&=\Pi_{i=0}^{I-1}e^{(\frac{1}{\mu}(v(k_{i+1}|k_i))+V(k_{i+1})-V(k_i))}\\&=e^{-\frac{1}{\mu}V(k_0)}\Pi_{i=0}^{I-1}e^{(\frac{1}{\mu}(v(k_{i+1}|k_i))}\end{aligned} \tag{11}$$

さらにサンプル (n) の対数尤度は (12) で表現される．これを最尤推定することにより，モデルの未知のパラメータ (β) 推定を行う．

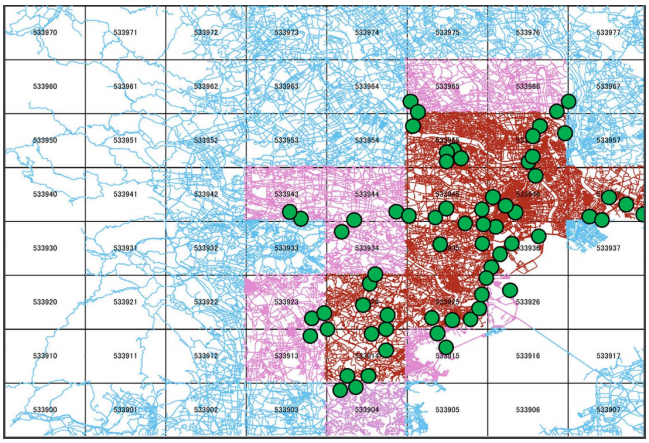
$$\begin{aligned}\max_{\beta}LL_n(\beta)&=\frac{1}{N}\sum_{n=1}^{N}\ln P(\sigma_n;\beta)\\&=\frac{1}{\mu}\sum_{n=1}^{N}\left\{\left[\sum_{i=0}^{I^n-1}v\left(k_{i+1}^n|k_i^n\right)\right]-V\left(k_0^n\right)\right\}\end{aligned} \tag{12}$$

(2)　リンク認知を考慮した新 RL モデル

リンクの認知度を用いて選択肢間の重み付けを行い (Implicit Availability/Perception: IAP[10])，推定安定性の向上を図る．旅行者がリンク a を状態リンク k から出発するリンク集合 $A(k)$ の中から選択肢集合とする確率を $\lambda(0\le\lambda_{A(k)}(a)\le 1)$ とすると，RL モデルの即時効用は (13) のように書き改めることができる．

$$u'(a|k)=v_n(a|k)+\ln\lambda_{A(k)}(a)+\varepsilon(a) \tag{13}$$

ここで，一般的に認知の程度を表す λ は特定することが難しい．そこで本研究では，道路種別毎の認知度は，



図–27 対象エリア (80km×80km) と目的地の設定

表–6 RL モデルの推定結果 (トリップ長 30km 以上)

	認知型 RL		従来型 RL	
パラメータ	推定値	t 値	推定値	t 値
β_{time} (秒)	−10.06	-3.20	-6.15×10^{-2}	-0.32
β_{length} (m)	−9.52	-2.65	−8.62	-10.55
β_{cost} (円)	−10.13	-4.49	−13.17	-17.37
β_{width} (m)	10.18	34.09	11.31	12.11
β_{Uturn}	−101.8	-225.6	−107.2	-2.01
β_{Rturn}	−101.2	-113.2	−161.9	-8.53
$\beta_{Awareness}$	10.14	5.67	–	-
サンプル数	4,128		4,128	
最大対数尤度	−679,804		−17,853	
時間価値 (円/時間)	56.38		58.37	

ETC2.0 の走行実績から二項ロジットモデル（式 (14)）によって推定されると考える．

$$\bar{\lambda}^i(j) = \frac{1}{1+\exp\left(-\sum_k \gamma_k Y^i_{kj}\right)} \tag{14}$$

ただし，i: 意思決定者，Y_{kj}: 認知に影響しうる変数，γ_k: 係数である．

(3)　プローブデータを用いたパラメータ推定と考察

東京首都圏（80km×80km）を対象地として逐次的経路選択モデルの構築を行った（図-27）．走行軌跡データは ETC2.0 の実プローブを用いており，全 70 地点を目的地とする 13,622 をサンプルデータとしてモデルの最尤推定を行い，パラメータを推定した．推定はトリップ長，認知の有無（従来型 RL/認知型 RL）により場合分けし，全 8 パターン行ったが，ここでは，結果の差違が顕著に見られた長距離トリップ (30km~) を対象とした両モデルの推定結果のみを記す（表-6）．認知型 RL，従来型 RL 共に，全ての説明変数に関してパラメータの符号条件は論理的に整合していることが確認される．また，認知型 RL により，推定安定性が大きく改善すると共に，モデルの精度の向上が確認された．しかし，その効果は対象とするトリップによりばらつきが見られた．本研究では，認知の影響は長距離であるほど顕著に存在した．このことから，長距離ドライバーほど，主要道路・有料道路を選びやすい傾向にあることが示唆される．

4.4　マルコフ型経路選択原理の下でのシステム最適配分と最適混雑課金

前節では，マルコフ型の経路選択モデルを構築したが，こういした逐次的な経路選択原理に従うドライバーに対する混雑課金体系を検討することは，実ネットワークへの適用において重要な意義を持つ．本節では，マルコフ型経路選択配分の下での最適混雑課金の理論的導出を行い，複数の実ネットワークを対象にしたケーススタディを行う．

(1)　マルコフ型交通均衡配分（MTE 配分）

MTE でも RL 同様，旅行者は即時効用と下流効用の和を最大化するように行動すると仮定される．さらに交通行動の利用者均衡状態を求めるため，リンクコスト関数，交通量保存則を考慮し，MTE は以下の不動点問題として捉えることができる．

$$\begin{cases} t_{ij} = s_{ij}(w_{ij}) & \forall (i,j)\in A \\ z_i^d = t_{ij} + \tau_j^d & \forall i \in N_d, d\in D \\ \tau_i^d = \varphi_i^d(t_{ij}+\tau_j^d) & \forall i \in N_d, d\in D \\ n_i^d = g_i^d + \sum_{k\in N_d^-(i)} x_{ki}^d & \forall i \in N_d, d\in D \\ x_{ij}^d = n_i^d \mathcal{P} & \forall (i,j)\in A_d, d\in D \\ w_{ij} = \sum_{d\in D,(i,j)\in A_d} x_{ij}^d & \forall (i,j)\in A \end{cases} \tag{15}$$

ここで，$(i,j)\in A$：始点ノード i，終点ノード j をもつリンク集合，t_{ij}：リンク旅行時間，s_{ij}：リンクコスト関数，w_{ij}：リンク交通量，z_i：目的地 $d\in D$ までの総旅行時間，τ_j^d：期待旅行時間，n_i^d：ノード交通量，g_i^d：需要ベクトル，$N_d^-(i)$：ノード i を終点ノードに持つリンクの終点ノード集合，x_{ij}：目的地 d を持つリンク交通量，$\mathcal{P}$:リンク選択確率である．

リンクコスト関数 s_{ij} の単調増加性を仮定すれば，MTE は最適化問題 (16) として記述することができる．

$$\min_t \phi(t) \triangleq \sum_{ij\in A}\int_0^{t_{ij}} s_{ij}^{-1}(z)dz - \sum_{d\in D} g_i^d \tau_i^d(t) \tag{16}$$

また，これは双対問題として問題 (17) のように書き改めることもできる．

$$\begin{aligned} &\min_{(w,x)\in V} \sum_{i,j\in A}\int_0^{w_{ij}} s_{ij}(z)dz - \sum_{d\in D}\chi^d\left(x^d\right) \\ &\chi^d\left(x^d\right) = -\sup_{z^d}\sum_{ij\in A}\left(\varphi_i^d\left(z^d\right) - z_j^d\right)x_{ij}^d \end{aligned} \tag{17}$$

χ^d は経路選択のばらつきを示すエントロピー項である．

(2)　分散パラメータの役割

MTE の特徴の一つとして，ノード毎に分散パラメータ θ_i^d が異なるロジットモデルを設定することにより，

ネスティッドロジットモデルと同様の誤差相関構造と，分散不均一性を組み込むことが可能となる．

(3)　最適混雑課金の理論的導出

本節では，マルコフ型経路選択原理の下での最適混雑課金について導出するため，ロジット型の離散選択モデルを仮定した MTE の下で社会的総余剰の最大化問題を解くことを考える．社会総余剰 (Z) は直接効用 (U) と総旅行時間 (TC) の差であり，それぞれ以下のように定義される．ここで，A_i^+：ノード i を始点にもつリンクの集合である．

$$U = -\sum_{d\in D}\sum_{i\neq d}\frac{1}{\theta_i^d}\left[\sum_{ij\in A_i^+} x_{ij}^d \ln\left(x_{ij}^d\right) - \left(\sum_{ij\in A_i^+} x_{ij}^d\right)\ln\left(\sum_{ij\in A_i^+} x_{ij}^d\right)\right]$$

$$TC = \sum_{i,j\in A} t_{ij}\left(w_{ij}\right)\cdot w_{ij}$$

したがって，各ノードにおける交通量保存則を制約条件として社会的総余剰最大化問題を，以下の最適化問題として定式化ことができる．

$$\begin{aligned}\min : Z(x) &= \sum_{d\in D}\sum_{i\neq d}\frac{1}{\theta_i^d}\left[\sum_{ij\in A_i^+} x_{ij}^d \ln\left(x_{ij}^d\right) - \left(\sum_{ij\in A_i^+} x_{ij}^d\right)\ln\left(\sum_{ij\in A_i^+} x_{ij}^d\right)\right] \\ &\quad + \sum_{i,j\in A} t_{ij}\left(w_{ij}\right)\cdot w_{ij}\end{aligned}$$

$$\text{sub to} : g_i^d + \sum_{k\in N_d^-(i)} x_{ki} = \sum_{ij\in A_i^+} x_{ij}$$

$$x_{ij}^d \geq 0,\ d\in D,\ (i,j)\in A$$

リンクコスト関数が単調増加のとき目的関数は狭義凸関数となるので，全ての $x_{ij}, (i,j)\in A$ についてのクーン・タッカー条件は以下のように表すことができる．

$$\begin{aligned}&\frac{1}{\theta_i^d}\left(1+\ln x_{ij}\right) - \frac{1}{\theta_i^d}\left(1+\ln\left(\sum_{j'\in A_i^+} x_{ij'}\right)\right) + T_{ij} \\ &\qquad + \sum_{ij\in A}\left(\lambda_i\delta_{term} - \lambda_j\delta_{in}\right) = 0 \\ &d\in D, (i,j)\in A\end{aligned} \tag{18}$$

ここで，$T_{x_{ij}} = \frac{\partial\sum_{ij\in A} t_{ij}(x_{ij})x_{ij}}{\partial x_{ij}} = t_{ij}(x_{ij}) + \frac{\partial t_{ij}(x_{ij})}{\partial x_{ij}}x_{ij}$ といている．(18) を変形して，

$$\ln\frac{x_{ij}}{\sum_{j'\in A_i^+} x_{ij'}} = -\theta_i^d\left(T_{ij} + \sum_{ij\in A}\left(\lambda_i\delta_{term} - \lambda_j\delta_{in}\right)\right)$$

$$\Longleftrightarrow \frac{x_{ij}}{\sum_{j'\in A_i^+} x_{ij'}} = \exp\left(-\theta_i^d\left(T_{ij} + \sum_{ij\in A}\left(\lambda_i\delta_{term} - \lambda_j\delta_{in}\right)\right)\right) \tag{19}$$

であり，交通量を未定乗数を用いて表現することができる．これらを元の制約条件式に，動的計画法と同様に目的地から代入していくと，未定乗数が順に求まり，最終的に各リンクの選択確率は以下のように表現することができる．

$$\begin{aligned}P_{ij}^d &= \frac{x_{ij}}{\sum_{ij\in A} x_{ij}} \\ &= \frac{\exp\left(-\theta_i^d\left(T_{ij} - \frac{1}{\theta_i^d}\ln\left(\sum_{j'\in A_i^+} e^{-\theta_i^d z_{j'}^d}\right)\right)\right)}{\sum_{ij\in A}\exp\left(-\theta_i^d\left(T_{ij} - \frac{1}{\theta_i^d}\ln\left(\sum_{j'\in A_i^+} e^{-\theta_i^d z_{j'}^d}\right)\right)\right)} \\ &= \frac{\exp\left(-\theta_i^d\left(t_{x_{ij}} + \frac{\partial t_{ij}(x_{ij})}{\partial x_{ij}}x_{ij} + \tau_j'\right)\right)}{\sum_{ij\in A}\exp\left(-\theta_i^d\left(t_{x_{ij}} + \frac{\partial t_{ij}(x_{ij})}{\partial x_{ij}}x_{ij} + \tau_j'\right)\right)},\ d\in D\end{aligned} \tag{20}$$

ここで，$\tau'^{\,d}_{\,j}$:一般化下流費用，$z'^{\,d}_{\,j}$:一般化総費用である．また，(20) の $\frac{\partial t_{ij}(x_{ij})}{\partial x_{ij}}x_{ij}$ は，限界課金であり，外部効果と解釈することができる．

したがって，(20) より，限界課金をそれぞれのリンクに課すことで，MTE の下で総余剰が最大化されることが分かる．すなわち，マルコフ型経路選択原理の下でも限界課金原理が成立することが証明された．

(4)　ケーススタディ

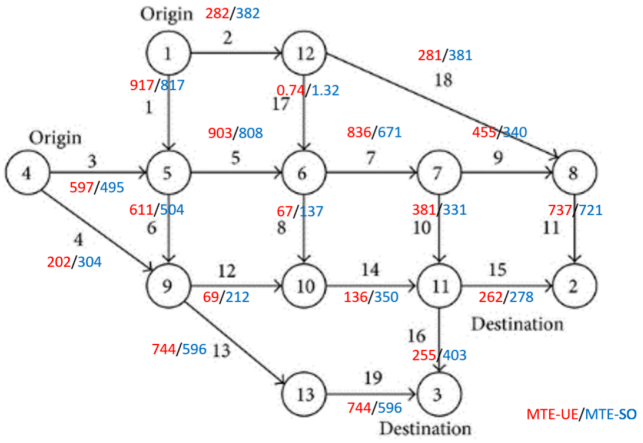
MTE による確率的利用者均衡配分 (MTE-UE)，及び確率的システム最適配分 (MTE-SO) について，幾つかのケーススタディを行った．以下では，２つの事例を紹介する．

(5)　(1) Nguyen Dupuis Network

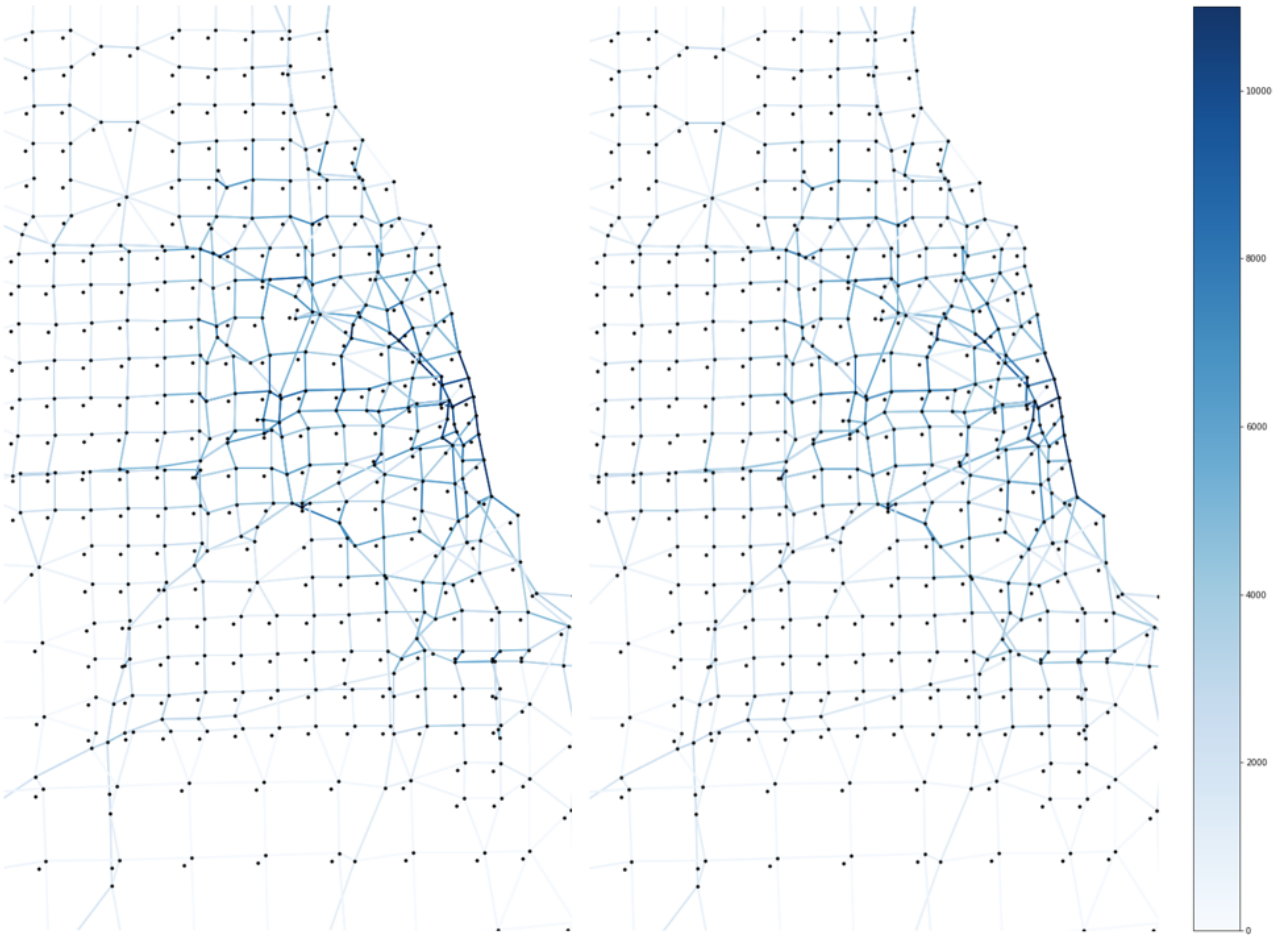
表-28 に示す，ノード数：13，リンク数：19，OD ペア数: 4 のネットワークで検証を行った．なお，分散パラメータの設定は，リンク長に反比例し，$0.5 \leq \theta_i \leq 1$ となるように構造化した．MTE-UE 及び MTE-SO は図-28，表-7 に示すとおりである．

(6)　(2) Chicago-Sketch

ノード数：933，リンク数：2,950，OD ペア数：93,135 のネットワークで検証を行った．結果は図-29，表-8 に



図–28 配分結果 (Nguyen Dupuis Network)



図–29 配分結果 (Chicago-Sketch) 左：MTE-UE 右：MTE-SO

表–7 配分結果の比較：Nguyen Dupuis

	MTE-UE	MTE-SO	MTE-UE/MTE-SO
総旅行時間 (分)	78,112	72,694	6.15
旅行者便益 (分)	2,244	2,538	0.88
社会総余剰 (分)	-75,868	-70,156	1.08

表–8 配分結果の比較 (Chicago-Sketch)

	MTE-UE	MTE-SO	MTE-UE/MTE-SO
総旅行時間 (分)	233.5×10^5	201.7×10^5	1.15
旅行者便益 (分)	438.6×10^5	698.8×10^5	0.62
社会総余剰 (分)	205.1×10^5	497.1×10^5	0.41

示すとおりである．分散パラメータの設定は，リンク長に反比例し，$0.3 \leq \theta_i \leq 0.6$ となるように構造化した．

(7)　考察

両ネットワーク共に，マルコフ型の利用者均衡配分・システム最適配分の比較結果より，限界課金によりネットワークの社会的総余剰が有意に増大することが確認された．

4.5　まとめと今後の課題

本研究では，認知の影響を考慮した認知型 RL モデルを構築し，東京首都圏を対象とした大規模な経路選択モデルのパラメータ推定を行い，従来型のモデルよりも推定安定性を向上することを確認した．また，マルコフ型経路選択原理の下での最適混雑課金・システム最適配分について，社会的総余剰最大化を目的関数とした最適化問題を立式することにより，限界課金原理がパスベースの場合と同様に成立することを理論的に示した．その上で実ネットワークでの実証分析を行い，限界課金によるネットワークの向上を確認した．

これら二つの成果，すなわち，4.3 でキャリブレートして特定化した経路選択行動モデルを，4.4 で示した MTE にようる交通均衡配分モデルにおいて適用することにより，首都圏のような実ネットワークにおいても，実際的な課金政策の分析が可能になるものと期待される．

第5章　3次元MFDに基づくバス専用レーン配置と混雑課金の同時最適化

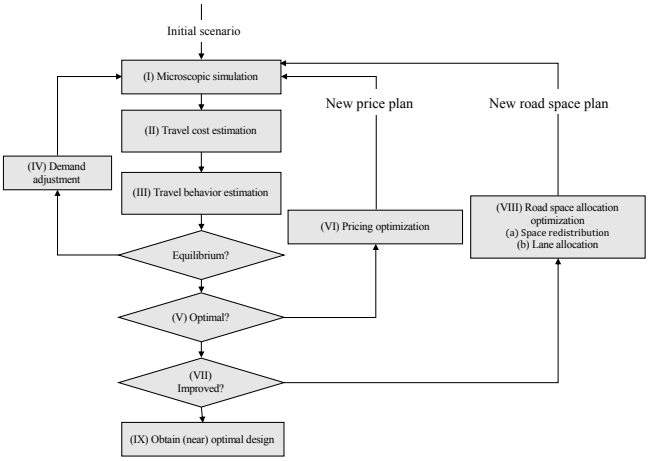
5.1　背景と目的

都市部における深刻な渋滞は，多大な経済損失につながる．そのため，経済の根幹を成す都市部においては，効率的でマルチモーダルな交通システムが必要である．バス専用レーンは，そういった交通システムを構築するために世界中で最も用いられている交通需要マネジメントの一つである．これまでにも，バス専用レーンの計画や運用に関する研究は多くされてきたが，未だにチャレンジングなトピックである．それは，都市部の渋滞のメカニズムは複雑で，様々な要因が重なって発生していることに起因している．

これまで，バス専用レーンの最適化を議論する際にはネットワークレベルでの分析が主に行われてきた．Mesbah et al.[11] 及び Mesbah et al.[12] は，システムとユーザーの2段階の最適化問題によって，ネットワークレベルでのバス専用レーンの配置を決定する枠組みを提案している．しかし，これらの研究もまた，静的な交通モデルを利用しているため，動的な渋滞を捉えきれないという限界がある．交通渋滞の影響が動的かつ複雑に波及する状況下での分析としては十分ではない．そうした中，Zheng and Geroliminis[13] では，Geroliminis and Daganzo[14] によって都市部において存在が実証的に確認された Macroscopic Fundamenatal Diagram (MFD) に基づき，渋滞の特性を適切に捉えたバス専用レーンの最適量を決定する最適化問題の枠組みを提案した．しかし，Zheng and Geroliminis[13] では，ネットワークでの道路空間配分の比率を決定する最適化問題に留まっており，実際の配置場所や配置量の検討は行われていない．これに対し，Zheng et al.[15] は，Geroliminis et al.[16] によって提案された公共交通システムの特性を都市スケールで評価できる Multimodal Macroscopic Fundamental Diagram (mMFD または 3D-MFD) を用いて，バス専用レーンの配置場所・量を決めるシミュレーションベースでの最適化手法を提案した．しかし，この最適化手法の頑健性を検証した東京 CBD を対象とした研究[17] では，旅行時間の変化が人々の交通手段選択にあまり影響しない場合，この最適化手法は適さないことが明らかとなった．以上の議論より，深刻な渋滞が発生するネットワークにおいてはバス専用レーンのみの交通需要マネジメントは不十分である可能性が示唆された．

一方で，バス専用レーンと同様に最も効率的なマネジメント手法として混雑課金がある．実際に様々な方法 (コードン式課金や距離対課金など) での混雑課金が研究されており[18),19]，前述の MFD ベースでの課金手法も工学分野[20),21] のみならず経済学分野[22),23] でも盛んに行われている．しかし，多くの研究では，単一モードのネットワークに着目した分析に留まっている．実際には，車とバスなどの公共交通は同じ道路空間を共有し，互いに影響しあっている．また，ロンドンなどの混雑課金導入に成功している都市では，導入すると同時に公共交通のサービスの改善を行なっている．これらの観点からも，効率的なマルチモーダルな交通システム構築のために，バス専用レーンと混雑課金の同時最適化の枠組みを提案することは価値があると考える．

本研究では，Zheng et al.[15] の拡張として，バス専用レーンと混雑課金の同時最適化モデルを提案し，シミュレーションベースでの最適な混雑課金とバス専用レーン配置を決定する問題を構築する．



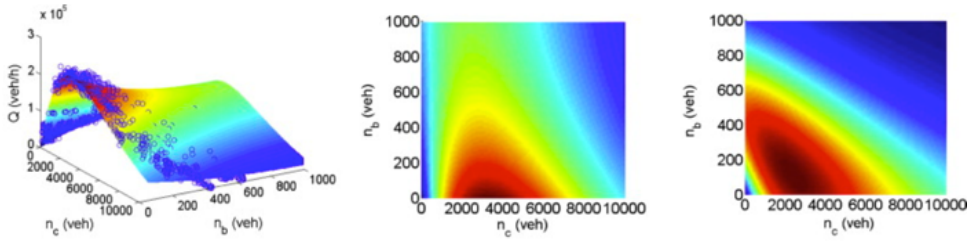
図–30 バスレーン配置最適化のアルゴリズム

5.2　手法

(1)　シミュレーションに基づいたバス専用レーンと混雑課金同時最適化手法の枠組み

ここでは，自動車とバスの二つのモードが存在する都市交通システムを考える．そして，総旅行費用を最小化するような混雑課金額と道路空間配置 (バス専用か混合交通) を決定する．この手法における混雑課金のアイデアは，課金額の変化による交通行動の変化や与えられた需要による渋滞度合いを考慮して最適化する価格である．一方で，バス専用レーンのアイデアは，バス専用レーン導入による交通行動の変化とネットワーク特性としての渋滞度合いを考慮して最適化されるものである．最適化の手順を要約したアルゴリズムを図-30に示す．手順は以下の通りである，

(a) 与えられた交通需要 (OD 表及び交通手段選択) 及びネットワーク構造，混雑課金額におけるシミュ



図–31 (a) サンフランシスコネットワークの 3D-MFD，(b) 3D-vMFD の等高線図，(c) 3D-pMFD の等高線図[16)]

レーションの実行

(b) シミュレーションの結果から旅行費用を算出

(c) 後述の式によって，出発時刻選択と交通手段選択を計算．計算された選択の変化が閾値以下の場合，手順 5 へ．それ以外の場合は，手順 4 へ．

(d) 手順 3 で計算された選択の変化を需要に適用し，手順 1 へ．

(e) 3D-*v*MFD(定義と特性は後述) によって表現される，与えられた需要に対する渋滞域が存在する場合は手順 6 へ．それ以外の場合は，手順 7 へ．

(f) 手順 5 で確認された渋滞度合いに応じて，式によって混雑課金の課金額を決定．課金額をアップデートし，手順 1 へ．

(g) 3D-*p*MFD(定義と特性は後述) によって表現されるネットワークの特性としての渋滞域が存在する場合は，手順 8 へ．それ以外の場合は，手順 9 へ．

(h) 手順 7 によって確認された渋滞度合いに応じて，上位レベルでは式によってバス専用レーンの配置量を決定し，下位レベルでは最も単位距離あたりの遅れ時間が高いリンクを含むコリドーに対して追加分のレーンを配置する．そして，バス専用レーンのプロファイルをアップデートし，手順 1 へ．

(i) 最適な計画の取得

(2) ネットワークレベルの交通状態モデル：3D-MFD

マルチモーダルを考慮した上でネットワークスケールでの動的な渋滞現象を捉えるため 3D-MFD を用いる．3D-MFD は，Geroliminis et al.[16)] によって提案された一般車とバスなどの公共交通の混在したマルチモーダルな交通システムを評価できる拡張 MFD である．Geroliminis et al.[16)] では，サンフランシスコのネットワークを用い，交通ミクロシミュレーションの結果を利用して 3D-MFD を図化している．図-31(b) は，3D-*v*MFD の等高線図で，暖色になるほどエリア内の車両ベース交通量が多いことを表している．この図より，バスの存在台数（縦軸）の増加に伴い総交通量（等高線図）が単調に減少していることから，バスが混在しない交通状況の方がネットワークの総交通量が高くなり望ましいことがわかる．しかし，バスの乗客人数が一般乗用車に比べて多いことを考えると車両ベースでの評価方法は適切だとは言えない．そこで，図-31(c) のように人ベースの 3D-*p*MFD が新たに提案されている．3D-*p*MFD では，バスなどの公共交通の混在は，一定程度まではネットワークのパフォーマンスに正の影響を与えることを示している．また，一般車の密度が 2000 veh/km，バスの密度が 200 veh/km の付近，つまり約 10%のバスの混在で最大総交通量に達していることが図-31(c) から確認できる．以上より，3D-*p*MFD はモード間のバランスを考慮したマルチモーダル交通システム最適化の指標として有用である．この動的な交通モデルと乗客人数の観点の組合せは道路空間配置の決定において重要な観点であるにもかかわらず，あまり分析されてこなかった．

また，3D-MFD は本研究で重要になる以下のような特性をもっている．3D-*v*MFD はネットワークのインフラによって形状が決定するものであり，需要によって変化しない，一方で 3D-*p*MFD は，バスの乗客数によって形状が変化するため，混雑課金の課金額で (車からバスへのモードシフトが起こるため) 形状が変化する．つまり，3D-*p*MFD は決定された混雑課金とネットワークのインフラ (バス専用レーンを含む) の全体の特性として評価することに適しているモデルである．一方で，混雑課金の設定には，前述の通り 3D-*p*MFD の形状は課金額によって変化してしまうため，評価が困難になってしまう．そのため，混雑課金の設定には，課金額によって形状が変化しない 3D-*v*MFD を用いている．

(3) 集計型ネスティッドロジットモデル

人々は混雑課金や道路空間の変化に応じて出発時間や交通手段の変更を行うと考え，出発時刻と交通手段の同時選択モデルを構築する．まず，混雑課金や道路空間の変化による交通手段行動を以下の様な集計型の二項ロジットモデルによって記述する．

$$P_{m,t_i} = \frac{e^{\mu U_{m,t_i}}}{\sum_{m \in N} e^{\mu U_{m,t_i}}} \tag{21}$$

$$U_{c,t_i} = ASC + \beta_{time,c} TT_{c,t_i} + \beta_{cost}(Cost_c + p_{t_i}) \tag{22}$$

$$U_{b,t_i} = \beta_{time,b} TT_{b,t_i} \tag{23}$$

ここで，P_{m,t_i} 及び U_{m,t_i} はタイムステップ t_i における交通手段 m の選択確率及び効用，μ をスケールパラメータ，ASC を定数項，TT_{m,t_i} をタイムステップ t_i における交通手段 m の平均旅行速度，$Cost_c$ を自動車利用の固定費用，p_{t_i} をタイムステップ t_i における混雑課金額，N を選択肢群，β をパラメータとする．

混雑課金の導入はモードシフトを促すだけでなく，人々の出発時刻の変更にも影響するため，本研究では以下の $\alpha-\beta-\gamma$ 型[24] の出発時刻選択モデルを考える．

$$P_{t_i} = \frac{e^{\mu U_{t_i}}}{\sum_{t_j \in T} e^{\mu U_{t_j}}} \tag{24}$$

$$\begin{aligned} U_{t_i} =& ASC_{t_i} + \alpha TT_{t_i} + \beta \max\{0, t^* - (t_i + TT_{t_i})\} \\ &+ \gamma \max\{0, (t_i + TT_{t_i} - t^*)\} \end{aligned} \tag{25}$$

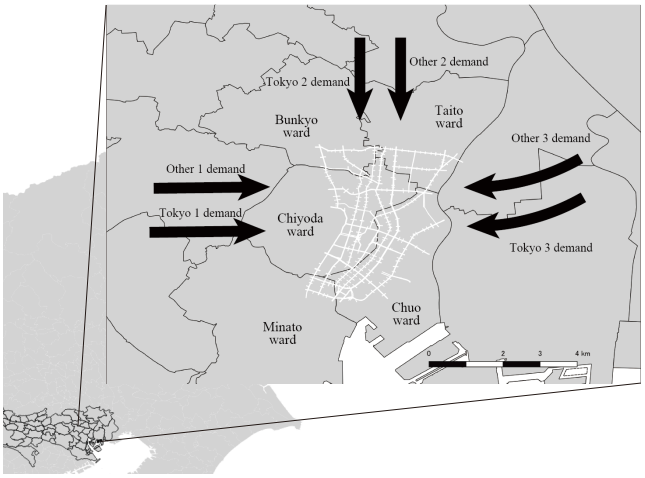
ここで，P_{t_i} と U_{t_i} を，タイムステップ t_i における総需要に対する比率及び効用，ASC_{t_i} をタイムステップ t_i に対する定数項とする．また，ここで用いる TT_{t_i} は上述の交通手段選択モデルのログサム変数 ($TT_{t_i} = 1/|\beta_{time}| \ln(e^{\mu U_{c,t_i}} + e^{\mu U_{b,t_i}})$) から計算する．交通手段選択モデルのログサム変数から出発時刻選択モデルで用いる旅行時間を算出することで，両モデルをネスティッドロジットモデルと見立てることができ，混雑課金の変化が出発時刻選択に与える影響を考慮できる．

(4) 3D-*v*MFD に基づく時間帯別混雑課金

図-3.1(b) より，バイモーダルシステムにおける自動車の臨界存在台数は，バスの存在台数に依存することがわかる．よって，バイモーダルシステムの混雑課金による制御を考える際には，3D-vMFD を用いるのが適切である．手法の基本的なアイデアは Zheng et al.[21] と同様で，混雑課金を課すことで，ネットワークの状態を最適もしくはわずかに下回る状態を維持することである．ネットワークが最適な状態とは，ここではバスの存在台数が与件の中でスループットを最大化させることに相当する．まず，現状の混雑課金プラン $l-1$ におけるシミュレーション結果から，3D-vMFD によって表される交通状態を確認する．スループットを最大化させる臨界存在台数を超える存在台数の交通状態があれば，以下の式によって混雑課金のプランを更新する．

$$p_{l,t_i} = \max\{0, p_{l-1,t_i} + c(\overline{n}^c_{l,t_i} - n^c_{cr}(n^b_{l,t_i}))\} \tag{26}$$

ここで，p_{l,t_i} を混雑課金プラン l のタイムステップ t_i における課金額，$\overline{n}^c_{l,t_i}$ をタイムステップ t_i におけるバス存在台数が与件の中での自動車の臨界存在台数 $n^c_{cr}(n^b_{l,t_i})$ を超える存在台数の平均存在台数，c を，制御工学の手法や微調整によって得られるパラメータとする．式 (26) は，次の混雑課金プランは現状の混雑課金プランによる渋滞度合いに応じて更新されることを表している．この制御によって，過度に課金された場合でも次の混雑課金プランでは混雑課金を減少させることが可能となる．



図–32 対象地域の概況図 (白線：対象エリア内道路網)

(5) バス専用レーンの再配置

バス専用レーンの再配置の社会的目標は，エリア全体の（人ベースでの）渋滞量を減少させること，すなわち，前述の 3D-pMFD のスループットを最大化させることに相当すると考える．どのリンクを専用レーンとするかという問題は，原理的には組合せ最適化問題の考え方になり，多様な再配置方法が考えられ，Zheng et al.[15] で四つの具体的な再配置方法が提案されている．本研究ではこのうち，実現可能性の観点から考えコリドーベースでの配置を実施する．これは，「バス専用レーンの導入が可能なコリドーの中で，単位距離当りの旅行遅れ時間のランクが高いリンクを含むコリドーからバス専用レーンを配置する」というものである．

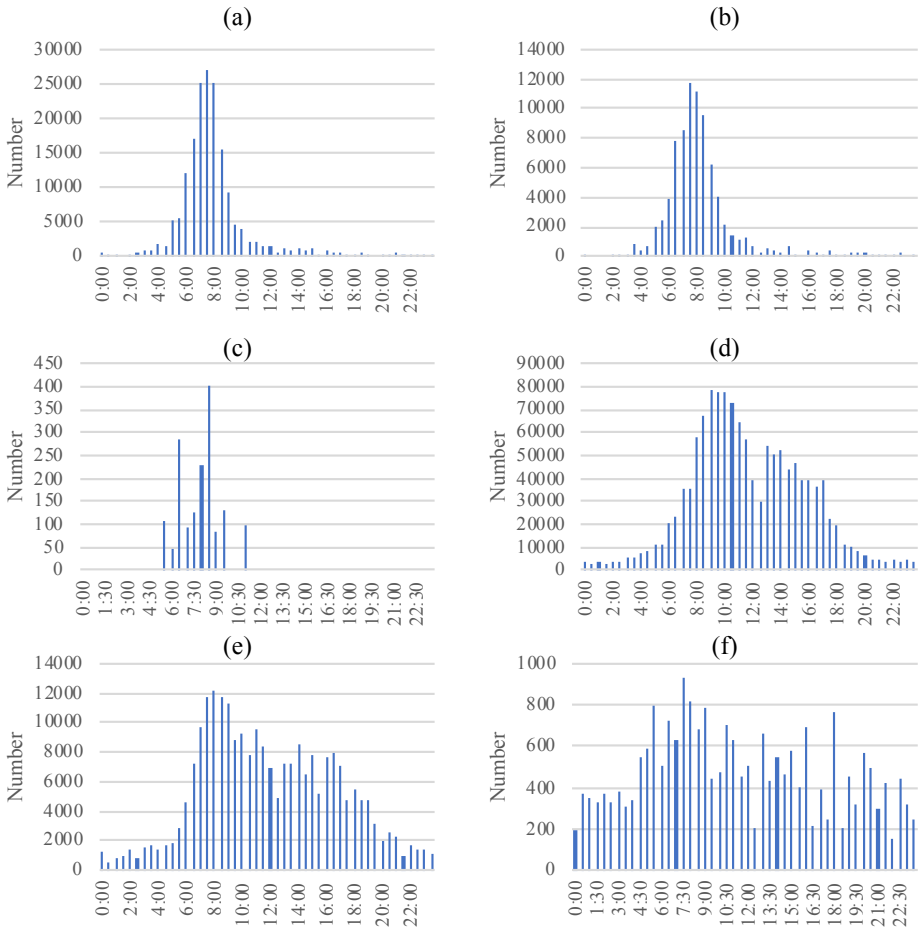
そして，交通状況の改善がみられないにもかかわらず，バス専用レーンがアルゴリズムの反復毎に増加するようなサイクルを回避するために，総旅行費用が一つ前のシナリオより大きくなる場合は，最適化問題においてバス専用レーンの割合の減少を可能にする以下の式で表される制約を設ける．

$$X_{i+1} = X_i + \Delta(\overline{n^c_i} - n^c_{cr,i}) + \Gamma(\overline{n^b_i} - n^b_{cr,i}) \tag{27}$$

ここで，i を i 番目に考慮した空間再配置計画，X_i をバス専用レーンの割合，$\overline{n^c_i}$, $\overline{n^b_i}$ を平均存在台数を表し，$n^c_{cr,i}$, $n^b_{cr,i}$ を臨界存在台数とする．これは標準的な多変量 P 制御であり，γ は，空間再配分の変化割合に影響する制御パラメータとする．

5.3 ケーススタディと結果

東京都心部の東京駅周辺エリアを対象地域として提案した手法を適用する．本研究では，マイクロ交通シミュレータ Aimsun を用いて交通流動を再現する．対



図–33 (a) 東京 23 区からの自動車の出発時刻分布，(b) 埼玉県，千葉県，神奈川県から東京 23 区への自動車の到着時刻分布，(c) その他の道府県から東京 23 区への自動車の到着時刻分布，(d) 東京 23 区からの貨物車の出発時刻分布，(e) 埼玉県，千葉県，神奈川県から東京 23 区への貨物車の到着時刻分布，(f) その他の道府県から東京 23 区への貨物車の到着時刻分布，

象地域の面積は約 9km^2 で，図-32 に対象地域の概況を示す．また，シミュレーションの対象時間帯は，午前六時からの四時間とする．このケーススタディでのタイムステップは 30 分区切りとする (例えば，午前六時から午前六時半を t_1)．上述の交通行動モデル以外のモデルは Aimsun によって外生的に決定している．経路選択モデルは多項ロジットモデルを採用し，効用関数は期待旅行時間によって構成される．Dial パラメータと経路選択群の割合は，Yoshii and Kuwahara[25] を参考に，それぞれ 0.01[1/秒] と 50% とする．信号のサイクル長に関しては道路規格に応じて 102 秒から 141 秒の範囲で設定した．

(1) ネットワークと交通需要

道路ネットワークは，日本デジタル道路地図協会の DRM データを用いて，道路規格の分類によるその他の道路などを除いた主要な幹線道路をインポートし，修正を加えた上で構築した．構築したネットワークは，2,690 リンクと 816 ノードで構成されている．総道路長は 141.1km で，図-32 の白線が対象の道路網となる．

自動車 OD 表は，平成 27 年度道路交通センサスより作成した．まず，あらかじめ決められているセンサス B ゾーンより，対象地域である千代田区 1，2 区，中央区 1，2，3 区，港区 5 区，台東区 1，2 区，文京区を抽出する．なお，文京区などのエリアの一部分のみが対象になっている場合は，対象道路ネットワークがカバーしている面積に基づいて需要を配分するものとする．

道路交通センサスでは，日単位 OD 交通量としてのみデータが提供されているため，マスターデータに立ち戻り，各車両に付与された拡大係数で重み付けを行った上で出発/到着時刻分布を出発地別に求め（図-33），これを日 OD 交通量に乗じることで時間帯別 OD 表を作成した．その際簡易化のため，地域毎に交通需要を統合して，外—内，外—外 OD 交通量を設定した．その上で，それぞれ計算された需要を，高速道路と一般道

表–9 交通行動モデルの推定結果

パラメータ	値	t 値
ASC	3.61	10.54
$\beta_{time,c}$	-0.433	-7.60
$\beta_{time,b}$	-0.207	3.40
β_{cost}	-0.00072	-3.85
β_{urban}	-1.85	-12.74
	Observations:2586	
	Initial log likelihood:-1729.479	
	Final log likelihood:-679.449	
	Rho-square: 0.621	
	Adjusted rho-square: 0.618	

路利用に配分した．これは，道路交通センサスの高速道路有無に関するデータから，出発時刻分布の分類ごとにそれぞれの利用割合を算出し，適用している．その結果，16 × 16 の時間帯別 OD 表に集約された．ただし，図-33 からも確認できる通り，一般自動車と貨物車の出発/到着時刻分布は明らかに異なるため，OD 表はそれぞれに分けて作成した．そして，貨物車からバスへのモードシフトは考えられないため，本研究では貨物車の需要は固定とする．

バスに関しては，都バスのみを考慮している．また，バスの運行頻度は，路線によって異なり，5 分間隔から 45 分間隔までとなっている．また，各バス停での停車時間は，平均 15 秒，標準偏差 10 秒と仮定した．

(2) 交通行動モデル

2005 年に実施されたパーソントリップ調査のデータを用いて交通手段モデルのパラメータを推定する．通勤目的のトリップに関するデータから，バスか自動車を通勤の交通手段としているサンプルを抽出した．構築したモデルは以下の式である．

$$U_c = ASC + \beta_{time,c} TT_c + \beta_{cost} Cost_c + \beta_{urban} Urban \quad (28)$$

$$U_b = \beta_{time,b} TT_b + \beta_{cost} Cost_b \quad (29)$$

ここで，$Urban$ は，車利用に対する抵抗を表すダミー変数である (出発地の車の交通分担率が 20 %以下の場合 1, それ以外の場合 0)．推定結果を表-9 に示す．修正済み決定係数が 0.618 と信頼度の高いモデルであると言える．また，パラメータの符号も直感と合う符号になっており，t 検定からも統計的に有意なパラメータである．最適化の過程で Urban ダミーと車及びバスの固定費用は変化しないため，平均値 ($Cost_c$ = 378[円], $Cost_b$ = 210[円], $Urban$ = 0.184) を上式に代入する．よって，以下の式を最適化における交通手段選択モデルとする．

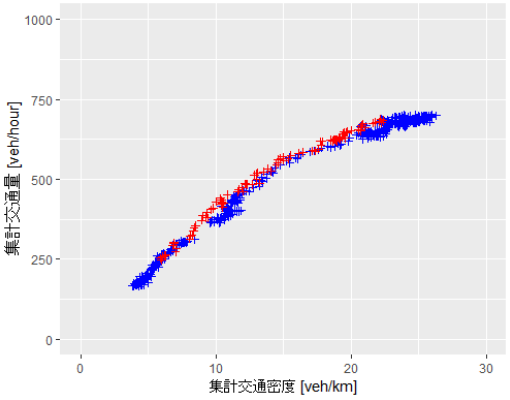
$$U_c = 3.42 - 0.433 TT_c - 0.00072(378 + p_{t_i}) \quad (30)$$

$$U_b = -0.207 TT_b \quad (31)$$

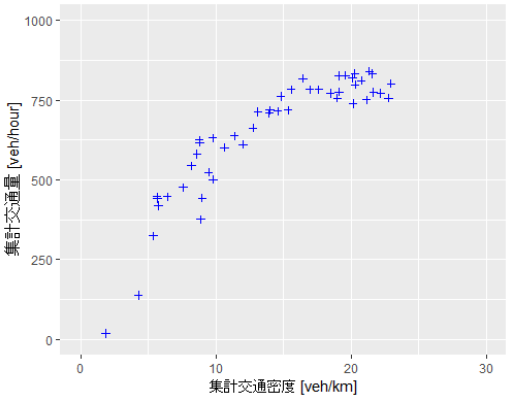
出発時刻モデルのパラメータに関しては，Kato et al.[26] を参考に α を 39.3[円/分] に設定し，Small[27] を参考に $\beta = 0.609\alpha$ と $\gamma = 2.377\alpha$ に設定した．そして，現状を再現したシミュレーション結果から，定数項とスケールパラメータは以下の最小二乗法により推定した．

$$\min_{\mu, ASC_{t_i}} \sum \left\{ (pax_{b,t_i} \times D_{b,t_i} + 1.3 \times D_{c,t_i}) - TD \times P_{t_i} \right\}^2 \quad (32)$$

ここで，pax_{b,t_i} を自動車の平均乗車人数を 1.3 人に仮定した際のシミュレーション結果から算出されるタイムステップ t_i におけるバス 1 台あたりの平均乗車人数で，D_{m,t_i} は，シミュレーション結果から算出されたモード m のタイムステップ t_i における車両ベースの需要，TD を乗客ベースの総需要とする．



(a) Emprical MFD

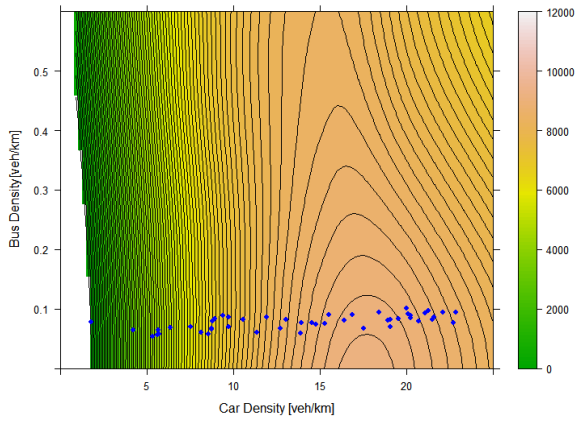


(b) MFD calibrated

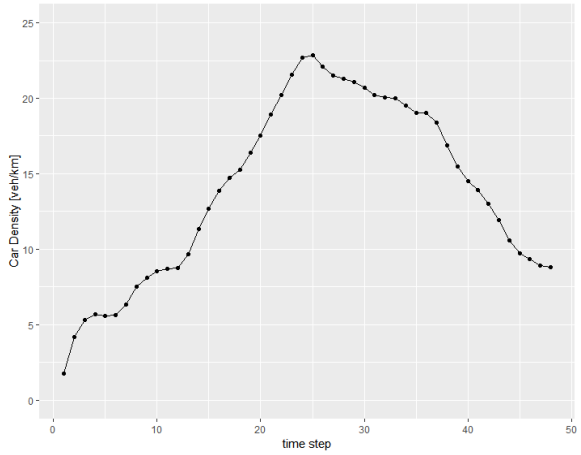
図–34 MFD（(a) 実データ，(b) シミュレーション）

(3) 現況再現性

以上のシミュレーション設定の妥当性を検証するため，対象地域内の感知器 1,628 機の 2017 年 7 月 14 日に収集されたデータと比較し再現性を確認する．これらの感知器は幹線道路上に 60m ~ 100m 間隔で設置されており，オキュパンシーと車両カウントが 2.5 分毎に収集されたデータである．今回のような大きなエリアにおいて，ミクロレベルの詳細なキャリブレーションは非効率であるため，MFD ベースのキャリブレーションを行う．図-34(a) は実データから推計した MFD で，図-34(b) はシミュレーション結果から推計した MFD である．図よりどちらの MFD も最大スループットが約 700 台/km



(a) 3D-*v*MFD(青点は 5 分毎の交通状態をプロットした点)



(b) 自動車の交通密度の時系列

図–35 現状需要に対するシミュレーション結果

であることが確認できる．また，図-34(a) の赤いプロットはシミュレーションと同じ時間帯のデータを表しており，赤いプロットの最大密度はシミュレーションから得られた最大密度に近い値を示している．よって，これらのシミュレーション設定がある程度の精度で現実を再現できていると言える．

(4)　最適化結果

まず東京ネットワークの 3D-MFD の特性を分析する．図-35(a) は現況のネットワークの 3D-*v*MFD を示しており，バスが存在しない状態が最大スループットを生み出すことがわかり，既存研究で示された 3D-*v*MFD の特性と一致している．また，スループットは自動車の交通密度が 16 veh/km から 19 veh/km ほどの交通状態の時に最大化されることがわかる．一方で，図-35(a) に示した 3D-*p*MFD の特性は，バスの存在がスループットを向上させるという点で，3D-*v*MFD の特性とは異なる．乗客ベースのスループットは，自動車の交通密度が 13 veh/km から 17 veh/km かつ，バスの交通密度が 0.5 veh/km から 0.8 veh/km の時に最大化されることがわかる．これは約 5%バスが混合している時にスループットが最大化されることを表しており，ある程度のバスオペレーションはネットワークのパフォーマンスを向上させることを意味する．この特性も既存研究で示された特性と一致しているが，Zheng et al.[15] で用いられたジュネーブネットワークでは約 10%の混合率が最適であったことと比較すると，東京ネットワークにおけるバス運行の効果は比較的低いことがわかる．

図-35(a) 内に示された青点は，現状の需要に対するシミュレーション結果から推計された 5 分毎の交通状態をプロットしたものである．明らかにある時間帯の交通状態は臨界密度を超えた渋滞した状態であり，自動車の最大交通密度は約 23 veh/km まで達している．交通密度の時系列を示した図-35(b) を見ると，07:30 から 08:30 の時間帯で交通密度が臨界密度を超えていることがわかる．そこで，最適化アルゴリズムによって混雑課金額を算出すると，最終的に 07:30 から 08:00 に 1000 円，08:00 から 08:30 に 500 円を課金することが最適であった．課金後の交通状態は，図-36(a) 内の青点で示してある通り，どの時間帯でも臨界密度内に制御できていることがわかる．しかし，ネットワークの特性である 3D-*p*MFD を見てみると，自動車密度が 20 veh/km を超えた部分の渋滞域が確認できる．また，最大スループットと比較すると，これら渋滞域のスループットは約 15%減少している．

これより道路空間の再配置が必要であることが示唆される．最適化アルゴリズムの結果として，4.7%のバス専用レーンの配置の場合 (最適な道路空間配置) と 6.4%のバス専用レーンの配置の場合 (過度なバス専用レーンの供給) を，それぞれ図-36(b),(c) と図-37(b),(c) に示す．それぞれの場合の混雑課金の課金額は，4.7%の道路空間配置の場合は 07:30 から 08:00 に 900 円，08:00 から 08:30 に 300 円を課金，6.4%の道路空間配置の場合は 07:30 から 08:00 に 900 円を課金するのが最適であった．図-36(b),(c) より，どちらの場合もどの時間帯においても交通状態が臨界密度より低いことがわかる．バス専用レーンの割合が増えるに応じて混雑課金の課金額が減少している要因として，バス専用レーンによって自動車の渋滞が減少することが挙げられる．これは，バス専用レーンによってバスの旅行時間が減少され車からバスへのモードシフトが生じることに起因する．ただし，これ以上の過度なバス専用レーンの供給は混雑課金の課金額を上昇させる．なぜなら，バス専用レーンによるモードシフトの効果よりバス専用レーンが一般車両への交通容量を減少させる効果の方が大きくなり，渋滞がより深刻になるからである．

6.4%の道路空間配置の場合の最適課金の方が低い混雑課金のため，より良い課金に見えるが，効率性の観点

表–10 各道路空間配置における総収入，総旅行時間減少分，混雑課金の効率性の比較

道路空間配置 [%]	TTP [円]	TPTTS [時間]	効率性
0	73,861,450	1,543.45	0.049
4.7	55,577,340	2,049.81	0.087
6.4	46,358,910	1,669.93	0.085

から考えると，4.7%の道路空間配置の場合の混雑課金の方がより効率的であるといえる．表-10 は，自動車利用者から支払われた総混雑課金額 (TTP) と人ベースの総旅行時間減少分 (TPTTS) と効率性 (TPTTS に時間価値を乗じ，TTP で除した値) をまとめたものである．効率性は政策の受容性という観点から非常に重要になってくる値だが，4.7%の道路空間配置の場合の混雑課金の方が，より良い混雑課金の計画であるといえる．しかし，どの混雑課金の計画も依然低い値を示しており，課金収入をバス運賃の補助などに配分することによって効率性は高くなる[28]．

また，ネットワークの特性である 3D-*p*MFD に関しては，4.7%の道路空間配置の場合はほとんどの渋滞域は発生しておらず，最適な道路空間配置であるといえる．一方で，6.4%の道路空間配置の場合は，バスの臨界交通密度を超えた渋滞域 (バス密度 0.8veh/km 以上の領域) は発生していないが，自動車の臨界交通密度を超えた部分で渋滞域が発生している．その渋滞域でのスループットの最大スループットと比較した減少率は約 18%であった．また，最適な領域も確認できず，バス専用レーンの過剰配置であるといえる．以上より，4.7%の道路空間配置の場合が混雑課金の観点からも道路空間配置の観点からも最適であることが示された．

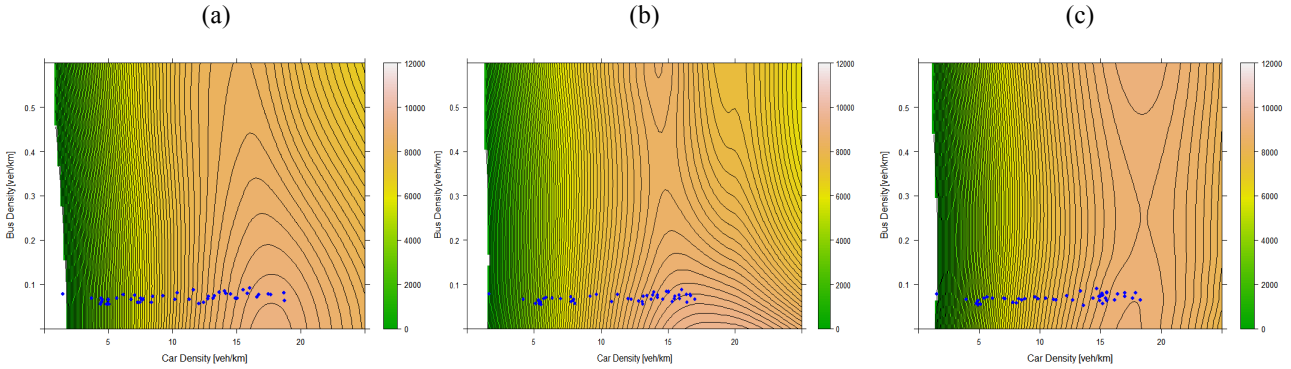
次に，バス専用レーンの配置箇所について，4.7%の道路空間配置を図-38(a) に示す．図の赤線が配置されたバス専用レーンを表しており，多くのバス専用レーンは渋滞が深刻なエリアのひとつである東京駅周辺のコリドーに配置されていることがわかる．一方図-38(b) に示された 6.4%の道路空間配置の場合では渋滞が深刻ではあるものの東京駅周辺と比較すると渋滞の少ないエリアに配置されていることがわかる．その結果，上述のようなバス専用レーンの配置になったと考えられる．

5.4 結論

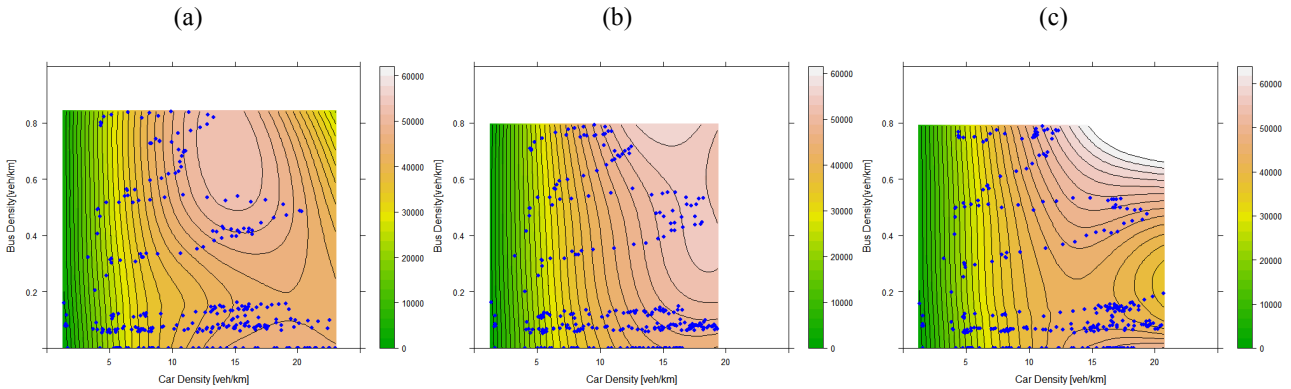
本研究では，Three-dimensional macroscopic fundamental diagram に基づいた混雑課金とバス専用レーンの同時最適化の枠組みを提案した．最適混雑課金は公共交通と自動車の相互関係を記述するのに適した 3D-*v*MFD に基づき決定し，道路空間配置はネットワークの特性として人ベースの 3D-*p*MFD によって最適化した．よって，本枠組みでは，交通需要による渋滞費用を混雑課金で制御し，ネットワークの特性としての渋滞費用を道路空間配置によって制御するものである．それに加え，集計型ネスティッドロジットモデルによって，それぞれの施策によって人々の出発時刻と交通手段の選択行動を記述した．

提案した最適化手法を適用するため，まず対象地域である東京都市部のエリアの詳細なシミュレーション設定を行った．出発時刻選択と交通手段選択のモデルのパラメータはパーソントリップ調査などの実際のデータを用いて推定し，シミュレーションのキャリブレーションは感知器のデータを用いて MFD に基づいたキャリブレーションを行った．詳細な設定を行ったシミュレーションから得られた東京都心部のエリアの 3D-*p*MFD の特性として，約 5%バスが混合している時にスループットが最大化されることを確認した．これは，既存研究のジュネーブのネットワーク[15] やサンフランシスコ[16] のネットワークと比較して，バス運行の効果が低いことを表している．バス運行の効果を向上させるには，バス運行ルートや運行頻度などのバスネットワークのデザインを行う必要があり，バス運行の効果を向上させるデザインの提案は今後の課題の一つである．

そして，東京都心部をケーススタディとして提案した最適化手法を適用した．最適化の結果，4.7%の道路空間配置の場合が最適な道路空間配置となり，07:30 から 08:00 に 900 円，08:00 から 08:30 に 300 円を課金することが最適な混雑課金となることがわかった．これらの施策を実施すると，現況の需要に対してはどの時間帯でも 3D-*v*MFD において渋滞域が発生せず，ネットワークの特性としても 3D-*p*MFD でもほとんど渋滞域は発生しないことを確認した．また，他の計画と比べ，混雑課金の効率性という面でも 4.7%の道路空間配置の場合が最も効率的であることも確認された．



図–36 バス専用レーンが (a)0%,(b)4.7%,(c)6.7%道路空間配置された場合の 3D-*v*MFD(青点は最適混雑課金後の 5 分毎の交通状態をプロットしたもの)



図–37 バス専用レーンが (a)0%,(b)4.7%,(c)6.7%道路空間配置された場合の 3D-*p*MFD(青点は 3D-*p*MFD を作成するために用いたデータをプロットしたもの)

図–38 (a)4.7%,(b)6.7%の道路空間配置時のバス専用レーンの配置箇所,(c) 東京駅の所在地

第 6 章　ETC2.0 プローブを用いた移動・滞在パターンの類型化

6.1　背景と目的

近年，我が国では，IC カードの使用場所履歴やスマートフォン，ETC2.0 や民間のプローブデータなどのビッグデータの蓄積，活用が進みつつある．これらのデータは従来の交通量調査やアンケート調査に比べ，面的かつリアルタイムに人々の移動や滞在を把握できることから，新たな統計データとして近年注目されている．

ETC2.0 プローブのような移動軌跡データでは，各車両のトリップをつなげていくと，それらは出発，移動，滞在を繰り返すことから，その車両毎の移動・滞在トリップの特徴を定量的に分析することが可能となる．例えば，平井ら[29] は，ETC2.0 プローブデータを用いて，高速道路における車両個々の休憩行動のデータベースを構築し，それを基に休憩行動の実態について明らかにしている．三好ら[30] は，パーキングエリアにおける立ち寄り車両数や滞在時間などの推計を行い，ETC2.0 プローブデータの施設利用状況分析への活用可能性について検討を重ねている．このように，ETC2.0 プローブデータにより，経路や滞在箇所の選択確率，滞在時間などを定量的に捉え，広域的なエリアを対象に，交通行動の特徴やパターンをつかむことが可能と考えられる．しかし，今後の ETC2.0 の普及を考えると，データは膨大となり，上記のような特徴の把握が困難となることから，これらのデータを統一的に処理し，交通行動のパターンを的確につかむ方法が必要となる．

本章では，ETC2.0 プローブデータとクラスター分析による移動・滞在トリップの類型化手法について検討する．膨大な車両データを，移動・滞在トリップの類似性から類型化し，それらを的確に集約することができれば，代表的な移動パターンの発生割合や各スポットでの滞在時間などを推計，可視化することができる．広域的かつ定量的な分析であるため，対象エリア内やエリアへのアクセス上での観光ルートの提案，観光拠点配置等の計画立案の参照情報と成り得る．

現在の ETC2.0 の普及状況を勘案の上，本章では，次の 2 つのケーススタディを設定し，本手法の有効性について検討する．

- ケーススタディ A（2 点間における移動・滞在パターンの分析）データ数が比較的多い札幌 → 苫小牧の 2 点間を走行する車両の移動・滞在パターンについて分析する．
- ケーススタディ B（エリアに向かう移動・滞在パターンの分析）データ数は少ないが，観光周遊に関する分析として，世界的にも有名な観光地であるニセコ町を対象に，当該エリアに流入する車両の移動・滞在パターンについて分析する．

6.2　データの概要

ETC2.0 プローブは，車両に搭載された対応カーナビから ETC2.0 端末に位置情報や速度などのデータを送信して記録されたものであり，各所に設置された路側機（経路情報収集装置）に接近すると，過去 80km 分のデータがアップリンクされる．北海道における路側機は，214 箇所（平成 27 年 12 月現在）あり，ほとんどの高速道路・主要国道でのデータのアップリンクが可能な状態であり，途中経由の様々な路線におけるデータが蓄積されている．

現在，北海道における路側機は札幌市周辺に集中していることから，札幌市発着のデータが大部分を占めている．札幌市発のトリップを調べたところ，苫小牧市を到着とするケースが多いことがわかった．そこで，ケーススタディ A として，データ数が多く，道の駅や商業施設が点在する国道 36 号を中心とした札幌－苫小牧間の移動・滞在トリップを分析対象とした．図 39 の右側に示すように，札幌市側にゲート A，苫小牧市側にゲート B をそれぞれ出発地，到着地として設定し，A，B の順でゲートを通過する車両データを抽出した．

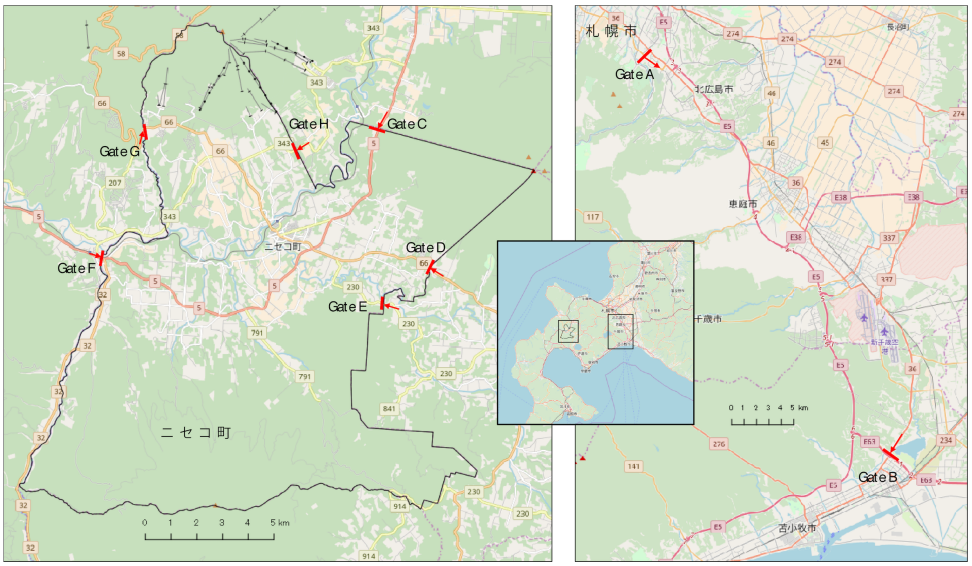
また，データ数は少ないが，観光エリアにおけるケーススタディ B として，各地からニセコ町に流入する移動・滞在トリップを分析対象とした（図 39 右側）．ここでは，ゲート C~G を設定し，これらを通過して町内に入る車両データを抽出した．出発地は各車両の最初のトリップ発生地点，到着地は通過したゲートとした．

上記の ETC2.0 プローブの対象観測期間は，2015 年 2 月から 2017 年 3 月の 2 年 1 ヶ月間である．以下の分析では，データに収録されている内，車両 ID，トリップ ID，緯度，経度，観測時刻の情報を用いた．

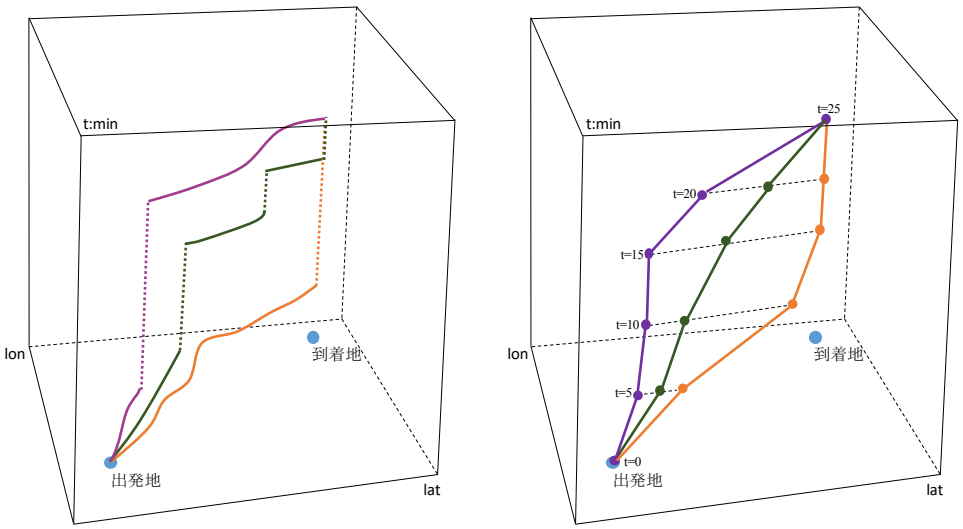
6.3　移動・滞在トリップの類型化手法

本章は，利用ルートや滞在箇所，各スポットでの滞在時間の傾向が類似するデータをパターンとして抽出することを目的としている．これには，トリップの緯度，経度，観測時刻を特徴量としたクラスター分析により類型化が可能と考えられる．しかし，上記の方法で抽出した車両データは，車両毎に，利用ルート，トリップ数，滞在箇所・時間，サンプリング間隔，全所要時間が異なり，データ数が揃っていないことからクラスター分析が適用できない．そこで，以下に示す方法で，データ数の統一を行った（図 40）．

まず，全ての車両の出発時刻を t=0 とし，スタートの時点を揃える．次に，同一車両内で，複数のトリップがある場合は，トリップ終了から次のトリップ開始



図–39 ゲートの設定（左：ニセコ町 右：札幌 → 苫小牧間）

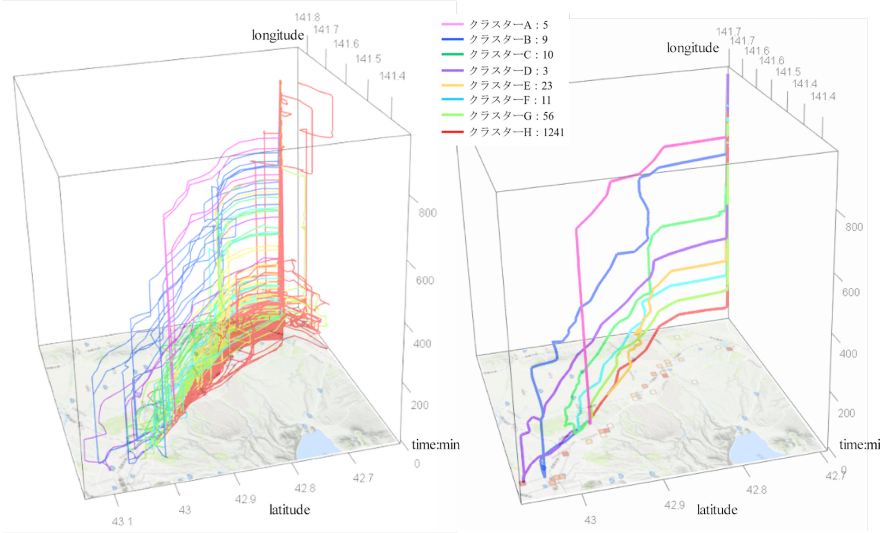


元のトリップデータ　　線形補間後のトリップデータ

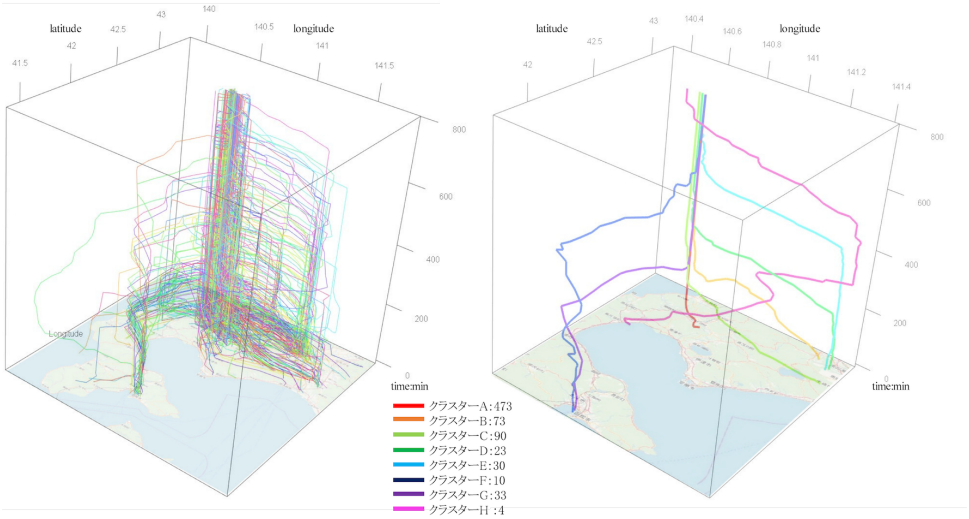
図–40 データ数の統一方法（一例）

までをその地点における「滞在」とみなし，その間の緯度，経度を前トリップの終了時点のまま維持させる．また，車両毎に到着までの全所要時間が異なるため，この全所要時間が最大となる車両に合わせ，その到着時間まで，他の車両は，到着後，その箇所に「滞在」しているものとみなす．図 40 左には，この「滞在」の状態を点線で表している．最後に，同図の右側に示すように，これらのデータに線形補完を適用し，一定の時間間隔の緯度，経度を算出した．なお，時間間隔は，長いほど空間的な解像度が低下する．ここでは，幾つかの時間間隔を試した上で，解析コストと解像度の両面を考え，5 分を採用することとした．

以上の処理により，車両毎に 5 分間隔毎の緯度，経度のデータが得られる．この各時点の緯度，経度を特徴量として，クラスター分析（Ward 法）を適用し，幾つかのクラスターに類型化する．さらに，クラスター内における各時点の緯度，経度の中央値を算出し，そのクラスター内の車両を集約した．中央値を使用することにより，クラスター内の異常値の影響を除外できるとともに，各車両を代表するような軌跡が得られると考えられる．



図–41 札幌 → 苫小牧間における移動・滞在トリップのクラスター分析結果



図–42 ニセコ町に流入する移動・滞在トリップのクラスター分析結果

6.4 移動・滞在パターンの把握

(1) ケーススタディ A（2 点間の移動・滞在パターンの分析）

札幌 → 苫小牧間を移動する車両データにクラスター分析を適用した結果を図 41 に示す．クラスター数の設定については，対象地域を考慮の上で検討が必要であるが，ここでは，試行的に 8 つのクラスターに類型化し，それらの特徴を見ることとした．図右側は，中央値により各クラスターの車両データを集約したものである．同図の底面には，3 次メッシュ単位で全車両の平均滞在時間を集計した結果を示している．

クラスター A では，大曲の自動車工場付近で滞在時間が 8 時間程度あることから，業務目的のケースと考えられる．クラスター B，C，D，E では，千歳市周辺での滞在が見られるが，そこでの滞在時間や，他の箇所での滞在パターンが異なる．例えば，クラスター C は北広島周辺で 1 時間程度の滞在の後，新千歳空港周辺に向かい，そこで 2 時間程度の滞在となるパターンと言える．クラスター F も同様であるが，空港周辺での滞在が短い．クラスター H は，苫小牧方面へ直行しているパターンであり，対象区間は，札幌 → 苫小牧間の移動がほとんどであり途中スポットでの観光と言える周遊，滞在は少ないことがわかる．このようなパターンについては，元の車両データを詳細に調べることで，立ち寄りの少ない原因を解明できる可能性がある．

(2) ケーススタディ **B**（エリアに向かう移動・滞在パターンの分析）

ニセコ町へ流入する車両データにクラスター分析を適用した結果を図 42 に示す．ここでも，クラスター数は，試行的に 8 つとした．

同図右側のクラスター毎に集約された軌跡をみると，ニセコ町に流入する車両は，札幌市，小樽市，函館市など各地から出発していることが確認できる．クラスター A は，隣接する倶知安町からのケースであり，比較的多い．クラスター B，C，D，E は，出発地は同じ札幌市であるが，移動経路や滞在時間が異なる．クラスター B は小樽市，余市町を経由し，国道 5 号でニセコ町にアクセスするパターン，クラスター C は札幌市南区側から中山峠を経由するパターンである．クラスター D と E は，ともに道道 393 号，赤井川村を経由するパターンであるが，札幌市内での滞在時間が異なる．クラスター E，F は，函館市方面からのパターンであり，函館周辺での滞在の有無で区分されている．

ETC2.0 プローブデータでは，データ形式の都合上，1 日毎にしか車両を追えないため，出発地の範囲が限定されるが，上記のような分析により，対象エリアにどのような地域からどのようなルートで，そして，どのような箇所で滞在した後に流入するのかを把握することができる．また，細かい滞在を拾えていないため，クラスター数を増やし，パターンを細分化してより詳細な分析が必要である．

6.5 結論と今後の課題

本章では，ETC2.0 プローブを用いて，各車両のデータ数の統一を行った後，クラスター分析により，移動・滞在トリップを類型化し，各クラスターの特徴を把握した．札幌－苫小牧間を対象としたケーススタディ A では，新千歳空港での滞在パターンが抽出され，そこでの滞在時間や，その他の箇所での立ち寄りの傾向を把握することができた．また，立ち寄りがほとんどない車両が多く抽出され，それらの元データを詳細に調べることで，立ち寄りが少ない理由を分析できる可能性が示された．ニセコ町という観光エリアへの流入を対象としたケーススタディ B では，代表的な出発地点やそれらからの経由ルート，立ち寄り箇所とその滞在時間を抽出することができた．

ケーススタディ A のような 2 点間の分析では，クラスター内のデータ数からどのようなパターンで行動する車両が多いのかなど，クラスター間の比較を行うことができる．一方で，ケーススタディ B のような札幌市以外を含む各地域からの流入をみる分析では，クラスター内のデータ数を比較することは難しい．このような分析ケースでは，量を見るよりも，各方面からのクラスター毎に滞在地の分布，滞在時間，滞在順などに焦点をあて，それらを個別に分析した上で，周遊ルート提案や観光拠点配置計画へ適用を考える必要がある．今後は，個々の車両データを調べ，実際の出発地や到着地，出発時刻などから，各クラスターに類型化された原因について明らかにしたい．

第 7 章　観光周遊行動最適化モデルによる広域周遊促進策の検討

7.1　はじめに

現在政府等が検討している広域観光周遊ルート形成促進事業においては，広域に点在する観光資源を相互に結び付け，相乗的に魅力を創出することで，旅行者の回遊性を向上させるとともに，滞在期間の増加を促すという狙いがある．よって，広域観光の適切な周遊ルート計画を立案するにあたっては，ネットワークを考慮した上で，旅行者の周遊行動を把握するとともに，そうした周遊行動を分析可能な手法が必要となる．

観光行動モデルに関する既往研究としては，これまで多くの非集計行動モデルが提案されてきた．一方，観光行動におけるスケジューリングについて，西井ら[31]は，個人は各観光エリアにおいて，逐次的に次の目的地の選択と出発時刻の決定を行っているという仮定のもと，目的地・出発時刻同時選択モデルを構築した．また，西野ら[32]は，スケジューリング段階で離散的な出発時間と目的地の組み合わせを決定し，実行段階で目的地及び滞在時間選択が決定されると仮定した 2 段階のモデルを構築した．観光地間の移動距離が長い広域観光周遊では，移動時間の不確実性を考慮した上でスケジュールを組むことが想定されるが，これらの研究でそうした行動は考慮されていない．こうした中，森川ら[33]は，遅着・早着時間の限界効用を考慮した，移動時間の不確実性下における出発時間決定モデル (scheduling preferences model) を提案しており，観光周遊行動への適用も考えられる．ただし，このモデルを旅行者の観光周遊行動に適用するためには，トリップチェインを考慮可能な枠組みに拡張する必要がある．Fosgerau and Engelson[34]は，旅行者の合理的観光行動を仮定し，特定の観光ルートにおける最適滞在時間配分を示すモデルを構築した．しかし，多数の観光地が存在するネットワークにおける，効用が最大となる TC の探索については言及されていない．

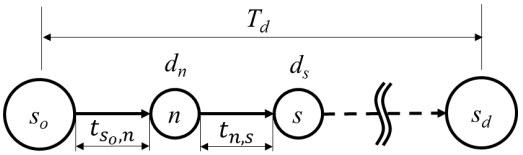
そこで本研究では，旅行者のトリップチェイン（trip chain，以下 TC とする）に着目し，観光地ノードが多数存在するネットワークにおいて，TC 全体を通じた効用を最大化する観光行動モデルを構築し，周遊促進施策の検討を行う．

7.2　TC の定義

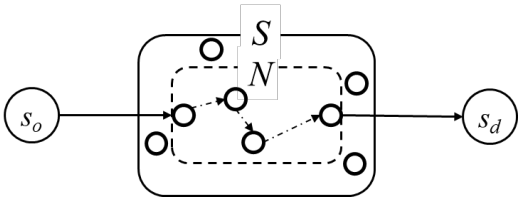
(1)　記号

本稿で使用する記号を以下に示す．

S：全ノード集合
N：S の部分集合であり，TC に含まれる観光地ノードの集合 ($N \subseteq S$)
s_o：出発地ノード
s_d：最終目的地ノード
$t_{n,s}$：ノード n からノード s への最小移動時間 ($t_{n,s} \geq 0$)
d_n：観光地ノード n ($n \in N$) における滞在時間
T_d：可処分時間
$\prod(S)$：S のべき集合 ($N \in \prod(S)$)
$C(N)$：N に含まれる全てのノードを 1 回ずつ訪れる，全ての TC の集合
V_c：トリップチェイン c を選択したときに得られる効用の確定項
$A(S)$：TC 選択肢集合
$T(N,n)$：s_o を出発し，$N-n$ に含まれる全てのノードを 1 回ずつ訪れ，n へ到着するときの最小移動時間
$t^*(N)$：s_o を出発し，N に含まれる全てのノードを 1 回ずつ訪れ，s_d へ到着するときの最小移動時間
$m^*(N)$：最小移動時間を与える N に含まれるノード
$u_s(d_n)$：ノード n に時間 d_n だけ滞在することによって得られる効用
α：移動時間に比例する不効用の比例定数
β_n：ノード n における滞在時間の効用パラメータ
V_{ch}：旅行者 h がトリップチェイン c を選択したときに得られる効用の確定項
ε_{ch}：旅行者 h がトリップチェイン c を選択したときに得られる効用のランダム項
U_{ch}：旅行者 h がトリップチェイン c を選択したときに得られる効用
P_{ch}：旅行者 h がトリップチェイン c を選択する確率
H：観測された全ての旅行者の集合
δ_{cn}：ノード n がトリップチェイン c に含まれるとき 1，そうでなければ 0 をとる変数
δ_{ch}：旅行者 h がトリップチェイン c を選択したとき 1，そうでなければ 0 をとる変数
$V^h_{n,s}$：旅行者 h がノード n を出発しノード $s \in S-n$ を選択するときに得られる効用の確定項
$\varepsilon^h_{n,s}$：旅行者 h がノード n を出発しノード $s \in S-n$ を選択するときに得られる効用のランダム項
$U^h_{n,s}$：旅行者 h がノード n を出発しノード $s \in S-n$ を選択するときに得られる効用
γ_n：ノード n の選択肢固有定数項
$\phi(d_s)$：ノード n からノード s に移動し，そこで滞在時間 d_s だけ滞在することによって得られる限界効用
φ_s：ノード n からノード s に移動し，そこに滞在することによって得られる最大限界効用
d^*_s：φ_s を実現するためのノード s での滞在時間
$P_{n,s}$：旅行者がノード n を出発しノード $s \in S-n$ を選択する確率
$\hat{P}_{n,s}$：ノード n からノード $s \in S-n$ への観測遷移確率



図–43 TC による観光周遊行動の表現



図–44 全ノード集合とその部分集合に対応する TC

(2)　観光周遊行動の表現

旅行者は出発地ノード s_o を出発して，移動時間 $t_{s_o,n}$ をかけて観光地ノード（以下，ノードとする）n に到着する．n に時間 d_n だけ滞在し，次のノード s に向けて出発する．この手順を繰り返し，可処分時間 T_d の中で，$|N|$ 個のノードを巡って，目的地ノード s_d に到着する．この一連の観光周遊行動は，TC によって表現可能となる（図 43）．ここではあるひとつの TC に着目したが，対象とするそれぞれの TC によって，そこに含まれるノード及びノード数は異なり得る．つまり，TC ごとに N は異なり得る．

7.3　TC 生成アルゴリズムの構築

(1)　アルゴリズムの必要性

ネットワークにおいて旅行者が選択可能な TC を生成し，その中から最適な TC を探す問題は，NP 困難な組合せ最適化問題となり，一般に最適解を求めるのが困難である．選択可能なノード集合がある場合，それらのノードから最適な TC を生成する最も単純な方法として，可能なすべての TC を列挙し，その中から最適な TC を探す完全列挙法がある．しかし，ノード数が増大すると検討対象となる TC 数は指数的に増加するため，計算負荷が非常に大きくなる．そこで本研究では，多数のノードを対象とした分析にも適用可能な，計算負荷の小さい TC 生成アルゴリズムを構築する．

(2)　TC（選択肢集合）生成アルゴリズム

出発地ノード s_o を出発し，全ノード集合 S の部分集合 N に含まれるノードをすべて訪れ最終目的地ノード s_d に到着する TC を考える（図 44）．同一のノードの組み合わせ，つまり同一の N が与えられたとき，旅行者はそれらのノードをすべて訪れる TC のうち，総移動時間が最小となる TC を選択すると仮定する．また，TC における総移動時間 $t^*(N)$ は可処分時間 T_d よりも小さく，総効用の確定項 V_c が非負であるという条件を与えると，選択肢集合 $A(S)$ は式 (33) で与えられる．

$$A(S) = \left\{(t(N)) : \forall \text{ へ } N \in \text{ク}\Pi(S) \,|\, t^*(N) < T_d, V_c \geqslant 0\right\} \quad (33)$$

ここで，s_o を出発し，N に含まれる全てのノードを 1 回ずつ訪れ，s_d へ到着するときの最小移動時間 $t^*(N)$ は，動的計画法を用いて次のように定式化される．

$$T(N,n) = (T(N-\{n\},m) + t_{m,n}) \ \forall n \in N \quad (34)$$

$$t^*(N) = (T(N,n) + t_{n,s_d}) \text{ if } |N| > 1 \quad (35)$$

$$n^*(N) = (T(N,n) + t_{n,s_d}) \text{ if } |N| > 1 \quad (36)$$

上記の問題において，式 (37) の補助問題 $T(N-\{n\},m)$ は，$N-\{n\} \neq \emptyset$ である限り，

$$N = N - \{n^*\} \quad (37)$$

$$s_d = n^* \quad (38)$$

とすることによって，式 (37) と同形式（再帰的）に記述することができる．一方，$N-\{n\} = \emptyset$ あるいは $|N| = 1$ となる場合の問題は，以下のように定式化される．

$$T(N,n) = t_{o,n} \quad (39)$$

$$t^*(N) = T(N,n) + t_{l,s_d} \quad (40)$$

実際の問題を解くときは，以上の関係式を用いて，式 (39)，(40) で記述される問題から解いていくことになる．

7.4　滞在時間配分モデルの構築

観光地における滞在時間の配分問題は，ノード n の滞在時間 d_n に関する効用関数を $u_n(d_n) = \beta_n \ln(d_n+1)$ と特定化すると，以下に示す効用最大化問題として定式化できる．ここに，TC における総移動時間 $t^*(N)$ はネットワークに対して TC 生成アルゴリズムを適用することで所与の定数となる．

$$\max U(\boldsymbol{d}) = \alpha t^*(N) + \sum\nolimits_{n \in \text{ク} N} \beta_n \ln(d_n+1) \quad (41)$$

$$T_d = t^*(N) + \sum\nolimits_{n \in \text{ク} N} d_n \quad (42)$$

$$\alpha < 0,\ \beta_n > 0,\ d_n > 0 \quad (43)$$

ここで，β_n は滞在時間の効用に関するパラメータであり，n に固有な魅力度パラメータと解釈できる．また，含まれるノード数が多い TC ほど，それらのノードにおける魅力度が小さくなることを避けるため，β_n の総和が 1 であるという制約は設けない．

部分双対化法により，上記の効用最大化問題を解く．ラグランジュ乗数 λ を用いると，効用最大化問題のラグランジュ関数は式 (44) で与えられる．このとき，1 階の最適性条件は式 (45)，(46) で与えられる．

$$L = U(\boldsymbol{d}) + \lambda\left(T_d - t^*(N) - \sum\nolimits_{n \in \text{ク} N} d_n\right) \quad (44)$$

$$\frac{\partial L}{\partial \lambda} = T_d - t^*(N) - \sum_{n \in \text{ク } N} d_n = 0 \quad (45)$$

$$\frac{\partial L}{\partial d_n} = \frac{\beta_n}{d_n + 1} - \lambda = 0 \ (\forall n \in N) \quad (46)$$

したがって，式 (45)，(46) より，各ノードの最適滞在時間 $\hat{d}_n$ は式 (47) で与えられる．

$$\hat{d}_n = \frac{\beta_n}{\sum_{n \in \text{ク } N} \beta_n} (T_d - t^*(N) + |N|) - 1 \quad (\forall n \in N) \quad (47)$$

以上より，生成された TC に対して滞在時間配分モデルを適用することにより，効用が最大となる TC を探すことが可能となる．

7.5 Wi-Fi データを用いたパラメータ推定法

7.6 パラメータ推定法 (a)

ある旅行者の最適な TC が観測され，その TC に含まれる各ノード n での滞在時間 $\hat{d}_n$ が与えられているとする．このとき，移動時間に関するパラメータ α 及び滞在時間に関するパラメータ $\beta_n (\forall n \in N \subseteq S)$ を最尤推定法により推定することを考える．

旅行者 h がトリップチェイン c を選択したときに得られる効用 U_{ch} は式 (48)，(49) で与えられる．

$$U_{ch} = V_{ch} + \varepsilon_{ch} \quad (48)$$

$$V_{ch} = \alpha t^*(N) + \sum_{n \in S} \delta_{cn} \beta_n \ln\left(\hat{d}_n + 1\right) \quad (49)$$

情報の不完全性及び非観測要因を考慮するランダム項 ε_{ch} に IID ガンベル分布を仮定すると，旅行者 h のトリップチェイン c の選択確率は式 (50) で与えられる．

$$P_{ch} = \frac{\exp(V_{ch})}{\sum_{k \in A(S)} \exp(V_{kh})} \quad (50)$$

未知のパラメータ α 及び β_n は，以下に示す対数尤度最大化問題の解として与えられる．ここで $\bar{L}$ は尤度関数の対数をとった対数尤度関数である．

$$\max \bar{L}(\alpha \boldsymbol{\beta}) = \sum_{h \in H} \sum_{c \in A(S)} \delta_{ch} \ln P_{ch} \quad (51)$$

$$\text{s.t.} a < 0, \beta_n > 0, V_{ch} \geqslant 0 \quad (52)$$

以上により，TC 単位の観測データからモデルパラメータを推定することが可能になる．

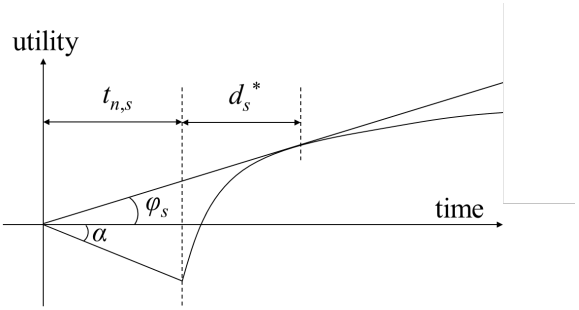
7.7 パラメータ推定法 (b)

前節では，旅行者の最適な TC が観測された場合のパラメータ推定法を示した．しかし，TC 単位でのデータの取得は困難であることが多い．たとえば，TC が得られたとしても，各ノードでの滞在時間が得られない場合が考えられる．そこでここでは，ノード間トリップのみが観測された場合のパラメータ推定法を示す．

旅行者 h がノード n を出発しノード $s \in S - \{n\}$ を選択するときに得られる効用 $U^h_{n,s}$ は式 (53) で与えられる．

$$U^h_{n,s} = V^h_{n,s} + \varepsilon^h_{n,s} \quad (53)$$

$$V^h_{n,s} = \bar{\alpha} t_{n,s} + \bar{\beta}_s \ln(d^*_s + 1) + \bar{\gamma}_s \quad (54)$$



図–45 最大限界効用 φ_s を与える滞在時間 d^*_s

ここで d^*_s は，ノード n からノード s に移動し，そこに滞在することで得られる最大限界効用 φ_s を実現するためのノード s での滞在時間であり (図 45)，式 (55) に示す最大化問題の解として与えられる．1 階の最適性条件である式 (56) を d_s について解くと d^*_s が得られる．

$$\max \phi(d_s) = \frac{\bar{\alpha} t_{n,s} + \bar{\beta}_s \ln(d_s + 1)}{t_{n,s} + d_s} \quad (55)$$

$$\frac{\bar{\alpha} t_{n,s} + \bar{\beta}_s \ln(d_s + 1)}{t_{n,s} + d_s} = \frac{\bar{\beta}_s}{d_s + 1} \quad (56)$$

情報の不完全性及び非観測要因を考慮するランダム項 $\varepsilon^h_{n,s}$ に IID ガンベル分布を仮定すると，旅行者がノード n を出発しノード $s \in S - \{n\}$ を選択する確率は式 (57) で与えられる．

$$P_{n,s} = \frac{\exp(V_{n,s})}{\sum_{k \in S - \{n\}} \exp(V_{n,k})} \forall \text{ へ } n \in S \quad (57)$$

尤度関数は，観測遷移確率 $\hat{P}_{i,j}$ を用いて，式 (58)，(59) で与えられる．

$$L_s = \prod_{n \in S - \{s\}} P_{n,s}^{\hat{P}_{n,s}} \forall s \in S \quad (58)$$

$$\bar{L} = \prod_{s \in S} L_s = \prod_{s \in S} \prod_{n \in S - \{s\}} P_{n,s}^{\hat{P}_{n,s}} \quad (59)$$

ここで未知のパラメータ $\bar{\alpha}, \bar{\boldsymbol{\beta}}, \bar{\gamma}$ は，以下の対数尤度最大化問題の解として与えられる．

$$\max \ln \bar{L}(\bar{\alpha}, \bar{\boldsymbol{\beta}}, \bar{\gamma}) = \sum_{s \in S} \sum_{n \in S - \{s\}} \hat{P}_{n,s} \ln P_{n,s} \quad (60)$$

$$\text{s.t.} \quad \bar{\alpha} < 0, \ \bar{\beta}_n > 0 \quad (61)$$

以上により，トリップ単位の観測データからモデルパラメータを推定することが可能になる．

7.8 観測データを用いた数値計算

(1) データ概要

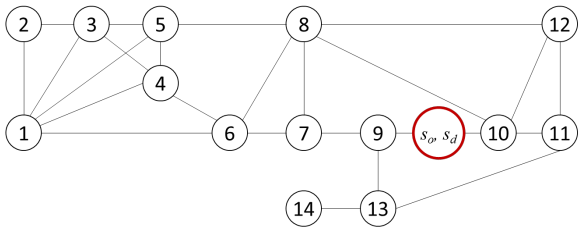
Wi-Fi パケットセンサーを用い，富良野周辺の観光地を対象として実施した観光周遊調査[35] の概要を表 1.1 に示す．Wi-Fi パケットセンサーによって観測されたデータは，検出された個人の固有 ID，観測日時及び場所を含むため，ある旅行者がいつどの観光地に訪れたのか調べることが可能である．また，同一の観光地にて複

表–11 観光周遊調査の概要

調査地	旭川，富良野，美瑛周辺の観光地
調査期間	2017/6/19~2017/7/24
調査方法	Wi-Fi パケットセンサー
データ内容	個人 ID，日時，観測デバイス ID
抽出トリップ数	843,074

表–12 ノード一覧

観光地名	ノード番号
旭山動物園	1
道の駅・あさひかわ	2
道の駅・びえい丘のくら	3
ラベンダーオーナー園	4
四季彩の丘	5
フラワーランドかみふらの	6
中富良野町営ラベンダー園	7
五郎の石の家	8
カンパーナ六花亭	9
フラノマルシェ	10
富良野チーズ工房	11
道の駅・南ふらの	12
ラベンダーの森ハイランドふらの	13
道の駅スタープラザ芦別	14



図–46 ネットワーク

数のデータが観測された場合は，滞在時間を推計することも可能であり，旅行者の TC を観測することが可能である．

ただし，今回の調査ではパラメータ推定法 (1) で利用可能な十分な TC が抽出されなかったため，トリップ単位のデータを抽出し，数値計算に利用する．観測されたノード間遷移確率を表 14 に示す．

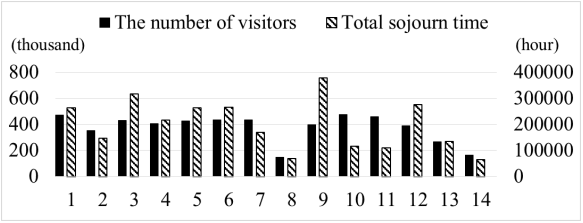
(2)　パラメータ推定とノード間遷移確率行列の推定

本数値計算で用いたノード一覧，ネットワークをそれぞれ表 12，図 46 に示す．ここで，各リンクの所要時間は所与である．ノード間トリップの観測データを用いてパラメータ推定を行った結果を表 13 に示す．また，推定されたパラメータを用いて求めたノード間遷移確率と観測されたノード間遷移確率の推定誤差を表 15 に示す．ここで，本パラメータ推定においては α の値を-0.01 に，ノード 14 の定数項 γ_{14} の値を 0 に固定した．

表 15 より，行列のほとんどの要素において推定誤差が 5%以下となり，おおむね精度の良いパラメータ推定

表–13 推計されたパラメータ値

Node	β_n	γ_n	Node	β_n	γ_n
1	0.0056	3.106	8	0.0052	-0.738
2	0.0044	1.191	9	0.0098	1.335
3	0.0075	1.800	10	0.0025	2.926
4	0.0054	1.464	11	0.0025	2.455
5	0.0062	1.821	12	0.0075	1.639
6	0.0062	1.920	13	0.0054	0.212
7	0.0040	1.876	14	0.0050	0.000
α		-0.010	Likelihood ratio		0.142



図–47 観光入込客数と延べ滞在時間

が行われたことを示した．ノードに固有なパラメータが推定されたことにより，例えば回帰分析等を行うことで，そのノードの魅力がどのような要因から構成されているのか分析することが可能となったと考えられる．

次に，図 46 に示すネットワークにおいて，TC アルゴリズムを適用し選択肢集合を生成し，推定されたパラメータを用いて各 TC の選択確率を求め，観光需要配分計算を行う．ここで，1 人当たりの可処分時間は 600 分とした．はじめに，TC 生成アルゴリズム及び滞在時間配分モデルを適用し，選択肢集合を生成する．計算の結果生成された TC 数は 1455 であった．このうち，各ノードでの滞在時間が正となる TC を対象に，滞在時間配分及び効用の計算を行った．選択肢集合に含まれる各 TC の選択確率を式 (57) より求め，OD 交通量を考慮して，各ノードにおける観光入込客数と延べ滞在時間を推計した結果を図 47 に示す．ここで，OD 交通量は 500,000 人とした．

図 47 より，ノード滞在の飽きにくさとして解釈できる β_i が大きいノードにおいては延べ滞在時間が大きくなる傾向があることが確認できる．ノード到着による効用と解釈できる γ_i が大きいノードにおいては，観光入込客数が多い傾向があることが確認できる．また，個々の魅力が比較的小さいノード場合においても，ネットワークにおける TC 単位の効用を考慮した場合，観光入込が期待できることが確認された．

7.9　まとめ

本研究では，TC により観光周遊行動を表現し，TC 全体の効用を最大化するような観光行動モデルを構築した．最適な TC を探索するために，すべての TC を列

表–14 観測された推移確率

$\hat{P}_{i,j}$	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12	13	14
1	0.0000	0.0587	0.0862	0.0859	0.0959	0.1235	0.0931	0.0073	0.0429	0.1872	0.1508	0.0519	0.0120	0.0039
2	0.3732	0.0000	0.2234	0.0250	0.0289	0.0315	0.0197	0.0026	0.0289	0.1603	0.0237	0.0657	0.0039	0.0131
3	0.1980	0.1249	0.0000	0.0502	0.0717	0.0532	0.0537	0.0053	0.0431	0.2147	0.0818	0.0735	0.0119	0.0176
4	0.3051	0.0177	0.0550	0.0000	0.1432	0.1367	0.0691	0.0015	0.0177	0.1200	0.0736	0.0378	0.0101	0.0111
5	0.2618	0.0127	0.0509	0.0816	0.0000	0.1138	0.0684	0.0060	0.0430	0.1882	0.1341	0.0239	0.0135	0.0020
6	0.2272	0.0144	0.0406	0.1073	0.1194	0.0000	0.0820	0.0012	0.0449	0.1425	0.1674	0.0289	0.0219	0.0023
7	0.1992	0.0104	0.0521	0.0581	0.0725	0.0878	0.0000	0.0044	0.0561	0.2532	0.1614	0.0264	0.0155	0.0025
8	0.2872	0.0213	0.0213	0.0213	0.0213	0.0479	0.0745	0.0000	0.0266	0.2287	0.1117	0.1170	0.0160	0.0053
9	0.1291	0.0175	0.0446	0.0184	0.0521	0.0455	0.1011	0.0048	0.0000	0.3160	0.2206	0.0249	0.0214	0.0039
10	0.1594	0.0219	0.0640	0.0332	0.0444	0.0560	0.1016	0.0093	0.0995	0.0000	0.2908	0.0731	0.0305	0.0132
11	0.1626	0.0100	0.0274	0.0403	0.0484	0.0672	0.1004	0.0041	0.0839	0.3990	0.0000	0.0334	0.0189	0.0043
12	0.1679	0.0260	0.0926	0.0704	0.0429	0.0535	0.0888	0.0053	0.0468	0.2542	0.1225	0.0000	0.0121	0.0169
13	0.0982	0.0126	0.0701	0.0351	0.0449	0.0323	0.1318	0.0084	0.0687	0.2567	0.1655	0.0603	0.0000	0.0112
14	0.0598	0.0247	0.0660	0.0619	0.1588	0.2557	0.0763	0.0082	0.0247	0.1402	0.0619	0.0536	0.0082	0.0000

表–15 遷移確率の推定誤差

$P_{i,j}$ - $\hat{P}_{i,j}$	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12	13	14
1	0.0000	0.0033	0.0246	-0.0126	0.0071	-0.0143	-0.0019	-0.0018	0.0047	0.0188	-0.0272	-0.0054	0.0015	0.0040
2	-0.0450	0.0000	-0.1383	0.0276	0.0479	0.0452	0.0443	0.0012	0.0045	-0.0156	0.0632	-0.0330	0.0056	-0.0076
3	0.0720	-0.0857	0.0000	0.0117	0.0186	0.0371	0.0218	-0.0007	-0.0038	-0.0441	0.0204	-0.0350	-0.0007	-0.0111
4	-0.0736	0.0137	0.0251	0.0000	-0.0552	-0.0414	0.0106	0.0033	0.0239	0.0602	0.0345	0.0028	0.0017	-0.0042
5	-0.0199	0.0214	0.0361	-0.0161	0.0000	-0.0180	0.0116	-0.0011	-0.0012	-0.0072	-0.0256	0.0170	-0.0017	0.0049
6	-0.0037	0.0152	0.0352	-0.0456	-0.0360	0.0000	0.0065	0.0042	0.0012	0.0576	-0.0475	0.0162	-0.0087	0.0053
7	-0.0042	0.0155	0.0141	-0.0041	0.0003	0.0046	0.0000	0.0011	-0.0041	-0.0270	-0.0257	0.0246	-0.0007	0.0062
8	-0.1229	0.0005	0.0345	0.0242	0.0401	0.0300	0.0026	0.0000	0.0173	0.0039	0.0278	-0.0574	-0.0030	0.0022
9	0.0365	0.0045	0.0116	0.0274	0.0098	0.0330	-0.0162	0.0003	0.0000	-0.0671	-0.0713	0.0311	-0.0051	0.0056
10	0.0341	0.0038	0.0017	0.0204	0.0279	0.0358	-0.0023	-0.0020	-0.0326	0.0000	-0.0781	0.0068	-0.0107	-0.0016
11	0.0063	0.0124	0.0299	0.0064	0.0147	0.0129	-0.0138	0.0022	-0.0255	-0.0895	0.0000	0.0377	-0.0002	0.0066
12	-0.0168	-0.0060	-0.0413	-0.0286	0.0135	0.0181	-0.0113	0.0012	0.0055	0.0228	0.0470	0.0000	0.0037	-0.0077
13	0.0557	0.0078	-0.0179	0.0075	0.0126	0.0407	-0.0529	-0.0035	-0.0156	-0.0160	-0.0092	-0.0050	0.0000	0.0000
14	0.0928	-0.0045	-0.0141	-0.0196	-0.1017	-0.1833	0.0020	-0.0033	0.0281	0.0984	0.0931	0.0013	0.0109	0.0000

挙するのは計算負荷が大きい．これに対し，動的計画法に基づき，各ノードの組み合わせに対して移動時間が最小となり，かつ時間制約及び総効用の非負制約を満たす TC の集合を選択肢集合とするアルゴリズムを構築し，計算負荷を大幅に軽減した．生成された TC を対象として，最適な滞在時間を決定する効用最大化問題の定式化を行った．また，旅行者の観光周遊行動が観測された場合を想定し，最尤推定によるパラメータ推定法を示した．

数値計算においては，Wi-Fi データを用いたパラメータ推定を示し，観光地固有の魅力度がどのような要因から構成されているのか分析することを可能にした．また，TC ベースの観光需要予測を行い，観光・交通施策が導入された場合の観光需要の変化を予測することを可能にした．以上より，観光・交通施策の導入等により個々の観光地における魅力の向上やリンクの所要時間の削減等が起きた場合の観光需要予測を行うことが可能であることが示された．これにより，観光道路における一時的なレーン増設（例えば，富良野地域において繁忙期に実際実施）に伴う所要時間短縮効果を評価することに活用できると考えられる．

今後は，トリップベースのパラメータ推定における尤度関数の改善と，観光需要配分におけるパラメータと滞在時間及び訪問数の関係性の考察が課題となる．

第 8 章　Wi-Fi パケットセンシングによる沖縄本島観光周遊パターンの特徴抽出

8.1　はじめに

沖縄県は日本有数の観光地であり，毎年夏期シーズンには多くの観光客が国内外から来訪する．沖縄県の観光客数は近年増加傾向にあり，観光は沖縄県の主要産業の一つとなっている．さらに近年では，クルーズ船の寄港数の増加や LCC 線の就航に伴い近隣アジア諸国を中心として国外からの観光客も増加し，観光日数や観光パターンに関しても多様化が進んでいる．沖縄県の観光地の特徴として，著名な観光スポットが全島に幅広く存在すること，観光地への主な交通手段としてレンタカーが利用されていることなどが挙げられる．しかし近年では，レンタカー利用の弊害として，観光地周辺や那覇市内での交通渋滞の深刻化という問題も生じている．これらの問題に対する施策を検討する上でも，基礎情報として観光客の行動実態を把握し分析を行うことが重要と考えられる．

他方，近年における情報通信技術の進歩が目覚ましく，スマートフォンから Wi-Fi アクセスポイントを探索するために発信されているプローブリクエスト (Probe Request: PR) に着目した “Wi-Fi パケットセンシング” に基づく交通行動データ収集手法が注目を集めつつある．例えば中西ら[36] は，沖縄県本部半島内の複数の観光施設に Wi-Fi パケットセンサーを設置し，滞在時間や美ら海水族館の来場者数などの把握可能性についての基礎的な検討を行っている．檀辻ら[37] は，奈良県長谷寺参道を対象に，来訪交通手段ごとの観光客回遊行動の分析を行っている．これらの既存研究でも確認されているとおり，Wi-Fi パケットセンシングには既往のアンケート調査や GPS を利用した調査の限界であった，サンプル数の確保の問題や調査被験者への負担をなくし，低コストで観光客の規模に比例した大規模データの取得が可能であるという利点がある．この利点を生かし，広域的に Wi-Fi パケットセンサーを設置することにより，今まで把握が難しかった観光客の多様な行動データを時空間的に正確に把握することが可能となると期待される．また，長期的なモニタリングによって，季節変動を考慮したデータの取得も容易に可能となる．

そこで，本研究では，Wi-Fi パケットセンシングによって得られたデータを解析して，沖縄本島における観光客の周遊行動の特徴抽出を行うことを目的とする．これにより，既往の観光交通調査方法では把握が困難であった長期・広域的な規模での観光客の時空間的な周遊の特徴を明らかにすることを企図している．

8.2　沖縄本島におけるモニタリング調査

(1)　調査概要

2017 年 8 月 6 日 ~2017 年 9 月 19 日の約一か月半に渡り，沖縄本島全島に渡り機器を設置してモニタリング調査を実施した．図–48 に Wi-Fi パケットセンサーの設置箇所と設置期間を記す．本調査では，県外や国外からの観光客の固有アドレスを判別することを目的に，空港やクルーズ船ターミナルなどにもセンサーを設置した．また，観光シーズンとその他のシーズンとの季節性の違いを把握するため，設置期間は長期に渡っている．データ取得の際には，個人情報保護の観点から MAC アドレスをハッシュ化して，オリジナルの MAC アドレスは保持しないこととした．また，取得を望まない観光客には調査中であることを必要に応じて掲示し，Wi-Fi 通信をオフにするよう注意喚起を行うなど，個人情報保護の観点に留意して調査を行った．

(2)　データクリーニング処理

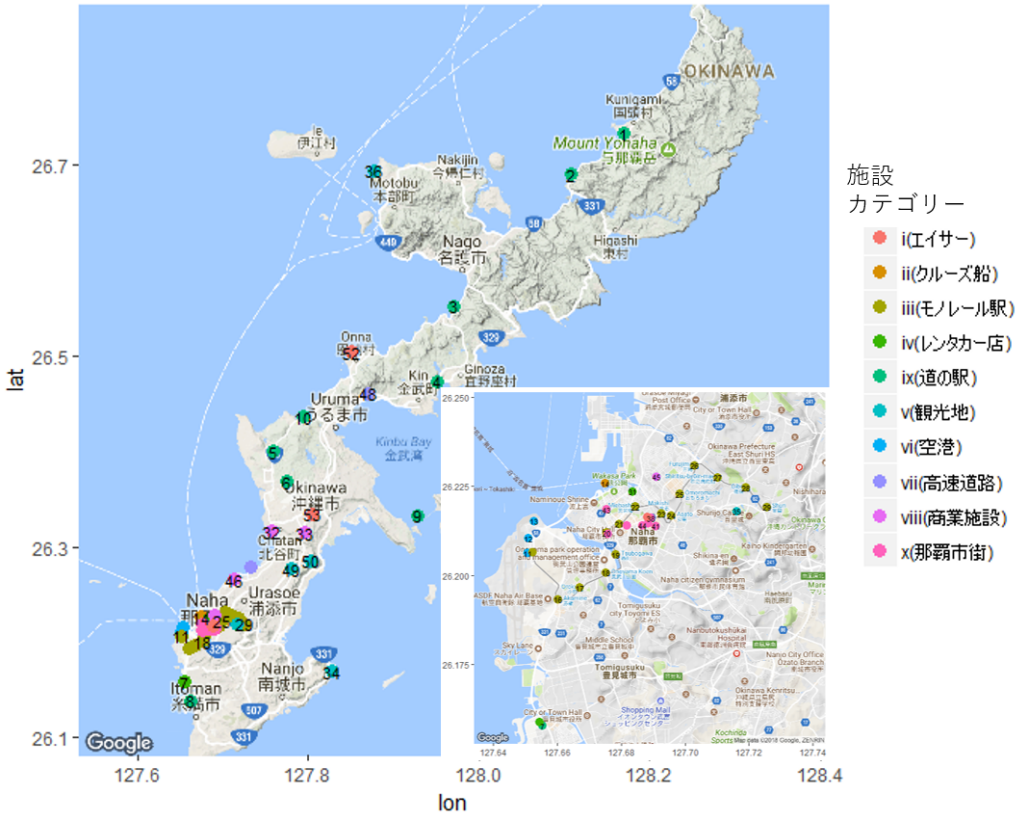
取得した全データには，観光客以外の地元住民の所有のスマートフォン等からの PR 情報や，施設に常設されているパソコン機器等からの PR 情報も含まれており，その全てを観光客のデータとみなすことはできない．そこで，以下のような滞在日数や訪問施設の条件から観光客を特定できるような条件を与え，データのクリーニング処理を予め行った上で観光客と思しきデータを抽出し，分析に用いることとする．

(a) 調査期間内にしか記録されていない PR 情報に限定
(b) 単独の地点毎のクリーニング
- 営業時間による条件（施設により異なる）
- 滞在時間による条件（施設により異なる）

(c) トリップチェーンを考慮したクリーニング
- 最初と最後の観測地点が空港またはクルーズ船ターミナル
- トリップ数が 1 以上（複数の Wi-Fi パケットセンサーで観測があったユニーク ID）

表–16 クリーニングに伴うユニーク ID 数の変化

調査期間内の観測データ	20,771,606	
営業時間・滞在時間制限（施設別）	19,935,810	
移動の開始点/終点が空港（左）/クルーズ船ターミナル（右）	4,146,738	202,038
トリップ数が 1 以上（左：空港，右：クルーズ船ターミナル）	177,302	12,273
総滞在日数制限（左：空港，右：クルーズ船ターミナル）	165,464	12,269
クリーニング後の観光客データ	177,733	



図–48 Wi-Fi パケットセンサーの設置箇所

- 妥当な観光日数（空港発着：8 日以内，クルーズ船ターミナル発着：2 日以内）

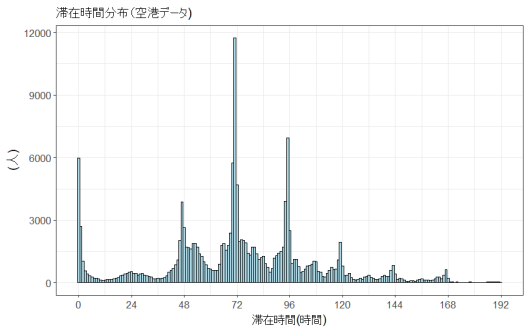
これらのクリーニング処理を施すことで，観光客のデータの絞り込みを行った．クリーニング処理による各過程でのユニーク ID 数の変化を表–16 に示す．

(3) 基礎分析

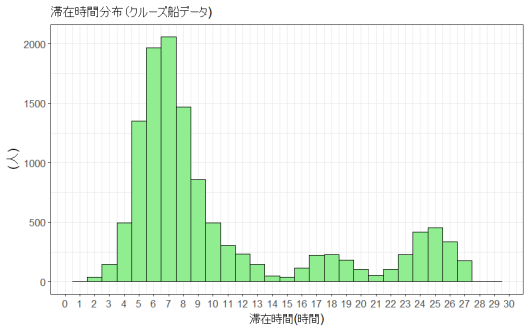
本節では，クリーニング後のユニーク ID 数に対する基礎的な集計分析を行う．まず，空港発着のデータ及びクルーズ船ターミナル発着のデータを集計して得られる滞在時間と訪問箇所数の分布を図–49 と図–50 にそれぞれ示す．滞在時間を見ると，空港発着データでは 2 日 ~4 日の滞在が多く，沖縄県の観光統計実態調査[38]の結果と同様の傾向が確認される．一方，クルーズ船ターミナル発着データについては全体的に滞在時間が短くなっている．深夜帯に到着するクルーズ船も存在することなどを考慮すると，活動時間として妥当な滞在時間分布である．トリップ数も滞在時間の影響を受けていると考えられ，滞在時間が長い空港データの方が全体的な訪問箇所数も多いことが読み取れる．

次に，各施設の日別ユニーク ID 観測数の変遷について分析を行う．図–51 は，観光客が比較的多く来訪すると考えられる OTS レンタカー，道の駅許田，首里城，那覇空港国内線ターミナルにおける日別ユニーク ID 数の推移を示したものである．平日と週末の違いはあるものの，これらの地点では，8 月上旬から 9 月へと時間が経つに連れて，一日あたりに観測されるユニーク ID 数が徐々に減少していることが確認できる．観光のピークシーズンである 8 月に観光客が集中するが，9 月に入って夏休みも終わると，徐々に沖縄本島を来訪する観光客が減少する傾向に呼応した結果となっている．

さらに，図–52 には，Wi-Fi パケットセンサーの設置箇所に準じて沖縄本島を 8 つのエリアに大分割し，その上でユニーク ID の空間的推移を集計して得られたエリア単位での OD 表を示す．観光客の主要な出入り口である空港や，那覇市の国際通り周辺での域内トリップが多いことが分かる．これは観光客が集中し，トリップも多い歩行行動エリアにセンサーを多く設置したためであり，那覇市内の詳細な行動データを把握することが可能であると考えられる．一方で，全島に点在する施設は，車での立ち寄り・通過地点となる道の駅や，地域を代表する観光地などを選択してセンサーを設置したことにも起因して相対的に流動量が小さくなっている．このように，エリア間の絶対的な流動量は，各エリア内に設置されたセンサーの総数に大きく依存するものの，本部半島との立ち寄り地点として中部エリアへの流動が生じている状況などについて，一定程度まで類推することが可能となっている．

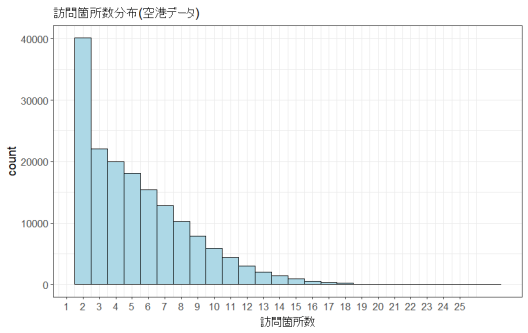


(a) 空港発着データ

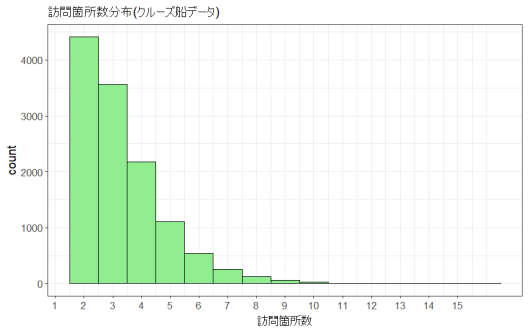


(b) クルーズ船ターミナル発着データ

図–49 滞在時間分布



(a) 空港発着データ



(b) クルーズ船ターミナル発着データ

図–50 訪問箇所数分布

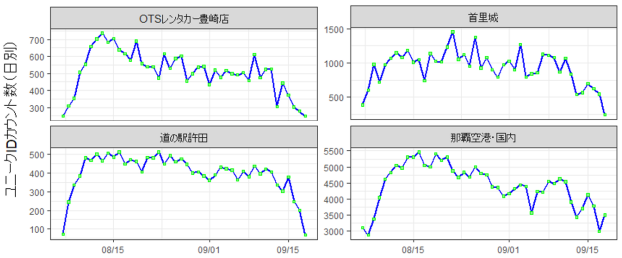
8.3 広域周遊パターンの特徴抽出

(1) 確率的ブロックモデルの概要

大量の Wi-Fi ログデータから効率的に観光客の典型的な空間的流動パターンを把握するために，機械学習の関係データ分析手法の一つである確率的ブロックモデル（Stochastic Block Model: SBM）を用いて観光客の行動パターンの特徴抽出を試みる．SBM では，大量のデータから，あらかじめ定めた少数の「利用者特性」及び「訪問スポット特性」によって規定される“ブロック”を自動的に生成するクラスタリング手法の一つである．

分析に用いるデータは，表–16 の手順により抽出した 177,733 個のユニーク ID からさらにフィルタリングを行って準備した．具体的には，Wi-Fi パケットセンサーの設置期間が 3 日以内の短期間しか設置していない施設，旅程の起終点となる空港とクルーズ船ターミナル，機器設置を行ったが途中機器の不良によりデータが取れていなかった施設，さらに観光客が訪れにくいと考えられる箇所を除いた 32 施設とし，残った計 159,335 個のユニーク ID を本章における分析の対象とする．

観光客が各スポットへ訪問したか否かを 1, 0 で表すバイナリー行列 X では，I 行の要素（ユニーク ID）と J 列の要素（訪問地）によって規定されるものとする．このとき，$i = 1,\ldots,I$ を行のインデックス，$j = 1,\ldots,J$ を列のインデックスとする．SBM によるクラスタリングの実施により，行が K 個のブロックに，列が L 個のブロックにそれ

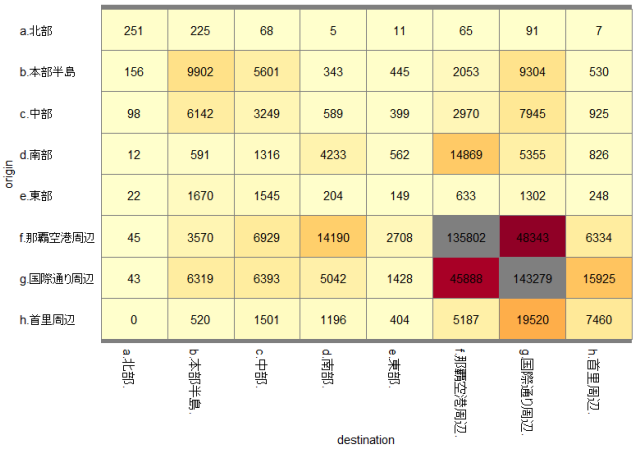


図–51 日別ユニーク ID 数の変化

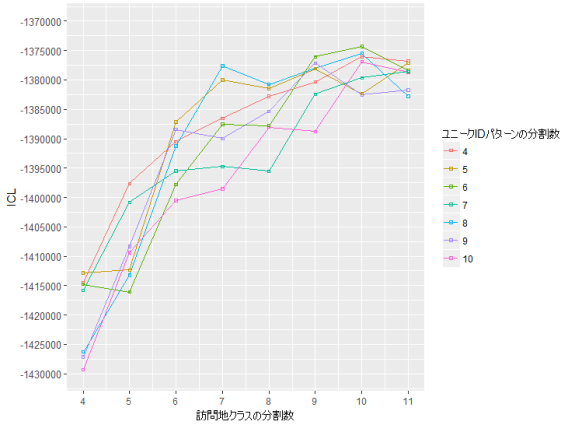
ぞれ分割されるとしよう．このとき，$k = 1,\ldots,K$ を行のクラスインデックス，$l = 1,\ldots,L$ を列のクラスインデックスとする．さらに，$\pi = (\pi_1,\ldots,\pi_K)$,$\rho = (\rho_1,\ldots\rho_L)$ で表されるベクトルは，それぞれの行，列が k 番目の行，l 番目の列クラスタに所属する確率を表すものとする．また，二項変数 $z_1 = (z_{11},\ldots,z_{IK})$，$w_1 = (w_{11},\ldots,w_{JL})$ は，それぞれの要素のクラスラベリングを表し，i がクラス k に所属するとするとき $z_{ik} = 1$，そうでないとき $z_{ik} = 0$ と表す（$z_{ik} = 1$ なら $z_i = k$，のように記述しても良い）．同様の表現を w についてもあてはめる．また，$\theta = (\pi,\rho,\alpha)$ は未知パラメータベクトルとする．

このとき，SBM に基づくデータ生成モデルは以下のように表わされる．

$$f(X;\theta) = \sum_{(z,w)\in Z\ \times\ W} \prod_{i,j} \pi_{z_i}\rho_{w_j} f_{z_i,w_j}(x_{ij};\alpha)$$



図–52 エリア間 OD 表



図–53 ICL に基づくブロックパターン（ユニーク ID 分割数×訪問地分割数）の検討

ここで，$f_{z_i,w_j}(x_{ij};\alpha)$ は確率分布である．本研究で用いるデータは訪問有無を表す 1,0 のバイナリーデータであるので，この確率分布として Bernoulli 分布を用いる．

$$f_{kl}(x_{ij}\alpha_{kl}) = (\alpha_{kl})^{x_{ij}}(1-\alpha_{kl})^{1-x_{ij}}$$

このとき，対数尤度は以下のように定義される．

$$L_c(z,w,\theta) = \sum_k\sum_i z_{ik}\log\pi_k + \sum_l\sum_j w_{jl}\log\rho_l + \sum_i\sum_j\sum_k\sum_l z_{ik}w_{jl}\log f(x_{ij}\alpha_{kl})$$

この対数尤度の最大化によって未知パラメータの推定を行う．本研究では，BCEM (Block Classification Expectation Maximization) アルゴリズム[39] に基いてパラメータ $\theta=(\pi,\rho,\alpha)$ の推定を行う．BCEM アルゴリズムは，SBM に特化した EM (Expectation-Maximization) アルゴリズムであり，EM アルゴリズムの間に Classification step (C-step) を導入していることに特徴がある．初期値を $(z^0,w^0,\theta(\alpha,\pi,\rho)^0)$ とし，z^c の c を繰り返し回数とする．また $u_{il}=\sum_j r_{jl}x_{ij}$, $v_{jk}=\sum_i t_{ik}x_{ij}$ とすると，BECM アルゴリズムは以下のようになる．

E-step: 事後確率の計算

$$t_{ik}^c = \frac{\pi_k f_{kl}(x_{ij}\alpha_{kl})}{\sum_k \pi_k f_{kl}(x_{ij}\alpha_{kl})}$$

C-step: t_{ik} を最大化するような z_{ik} のクラスを決定

$$z_{ik}^{c+1} = \mathrm{argmax}\, t_{ik}^c$$

M-step: 尤度最大化 $(\pi_k^{c+1},\alpha_{kl}^{c+1})$

$$\pi_k^{c+1} = \frac{\sum_i z_{ik}^{c+1}}{n},\quad \alpha_{kl}^{c+1} = \frac{\sum_i z_{ik}^{c+1}u_{il}}{\sum_i z_{ik}^{c+1}\sum_j w_{jl}^{c+1}}$$

同様のステップを w_{jl}^c についても行い．これらを収束するまで繰り返す．

(2)　推定結果と考察

本研究では，モデル M のユニーク ID の分割クラス数 K，並びに，訪問地分割クラス数 L の決定にあたり，以下の ICL (Integrated Completed Loglikelihood) を評価指標として用いる．

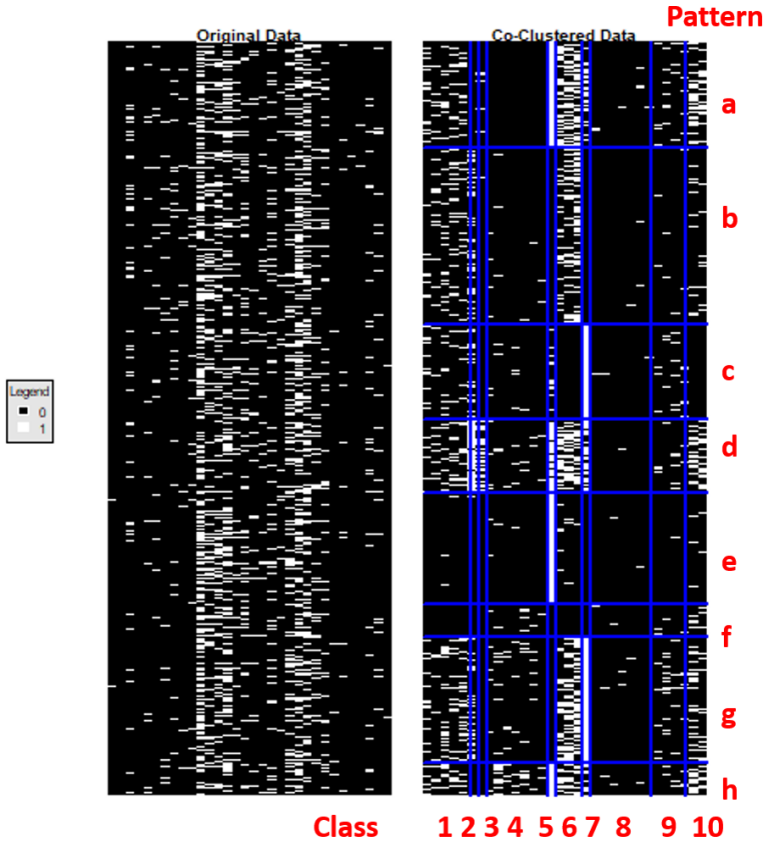
$$ICL(M) = \log p(x,z,w) = \log\int p(x,z,w\mid\theta;M)p(\theta;M)\mathrm{d}\theta$$

ここで，$p(\theta)$ は事前分布を示す．

まず，ユニーク ID の分割クラス数を $K=4\sim10$ の間で，また，訪問地の分割クラス数を $L=4\sim11$ の間で変化させ，それらの全組合せの元で ICL を算出した結果を図–53 に示す．いずれのユニーク ID 分割クラス数においても，訪問地分割数が小さい $L=4,5,6$ など範囲では急激に ICL の増加（改善）が見られる．一方，$L=10,11$ 付近ではその増加幅が小さくなり，ICL が概ね収束している傾向が読み取れる．どの分割クラス数の組み合わせに基づくべきかについては，ICL のみならず，その解釈の妥当性によっても判断されるべきである．また，ユニーク ID の分割数が小さい $K=4,5$ といった状況では，観光客の周遊パターンについて非常にラフな考察を行うことしかできない．他方で，分割数を大きくし過ぎると明快な解釈が困難なブロックも生じやすくなる．

以上のような考えのもと，本研究では，解釈のしやすく，かつ妥当な数でのクラス分類ができている $K=8$，$L=10$ の場合の SBM の適用結果に着目して考察を行うこととする．図–54 に $K=8$, $L=10$ の場合のクラスタリング結果を記す．ここでは，訪問地の分割結果を “Class (クラス) 1 ~ 10”と表記する．また，観光客（ユニーク ID）の分割結果を “Pattern (パターン) a~h” と表記することとする．

表–17 には，10 に分割された訪問地の内訳を示す．多少の乖離はあるものの，訪問地の各 Class は那覇市内のような主要な観光地を含む Class と，全島で見たときの大きなエリア別にまとまった Class という，二つに大別されることが分かる（大別した結果を表–18 にまと



図–54 SBM の適用結果（縦：ユニーク ID・分割数 8，横：訪問地・分割数 10）

表–17 各 Class に含まれる訪問地

Class 1	Class 2	class3	Class 4	Class 5	Class 6	Class 7	Class 8	Class 9	Class 10
道の駅許田	首里城	モノレール首里	道の駅喜納番所	モノレール那覇空港	モノレール県庁前	美ら海水族館	道の駅国頭	道の駅嘉手納	モノレール旭橋
モノレール安里			道の駅豊崎		モノレール牧志		道の駅大宜味	北谷町観光情報センター	モノレールおもろまち
イオンモールライカム			道の駅糸満		国際通り		道の駅宜野座	伊芸 SA	
平和通り			海の駅あやはし館				壷屋焼き物博物館	中城 PA	
牧志公設市場			おんなの駅				ピザハウス		
			斎場御嶽				沖縄コンベンションセンター		
			浮島通り				中城城		

める）．これは，近隣のエリアへの訪問が同時に起こりやすいことを示唆している．特に前者の那覇市内 Class (Class 2, 3, 5, 6, 10) に関しては，モノレール駅などへの来訪も行われていることから，那覇市内における移動手段についても推測も可能となっている．一方，後者の近隣エリア Class (Class 1, 4, 7, 8, 9) は，全島に点在する主要な観光地への訪問パターンを推測し得る Class となっている．

次に，図–54 の結果を縦方向に見るて，観光客がどのような施設を組合せて訪問しているか（訪問パターン）の特徴について考察する．解釈結果を表–19 に示す．

Pattern a は空港発着の観光客で，国際通りと美ら海水族館に訪問しているパターンである．特に，中部エリアでも数多く観測され，那覇市と美ら海水族館の道中に中部エリアへの立ち寄りを多くしているである．

Pattern b は，主に国際通り近辺や那覇市内をメイン

に観光する観光客である．特に Pattern a では訪問が見受けられなかった首里城への訪問が比較的多くなされていることが分かる．また，那覇空港駅でも観測されていないことから，主にクルーズ船で沖縄に入港した観光客のパターンであることが推測される．

Pattern c は，美ら海水族館と中部エリアへの立ち寄りが確認されるパターンである．特に Class 6 や Class 10 に分類される国際通り周辺のモノレール各駅で観測がほとんど見られないことから，那覇市内においても自動車で移動している観光客，あるいは，那覇市内の観光はほとんど行っていない観光客と解釈することができる．また，Class 2 の首里城への訪問が比較的多く見受けられるが，Class 3 の首里駅では観測がされていないため，首里城へはモノレール以外の交通手段で訪れていることが推測される．

Pattern d は首里城，美ら海水族館，国際通りの 3 か所を訪問しており，沖縄本島観光の王道そのものの周遊パターンを行っていると解釈することができる．また，Pattern d における来訪が多く観測される Class 3 にはモノレール首里駅が単独で含まれており，首里城を利用するにあたりモノレールを利用している観光客であると解釈することができる．

Pattern e は，那覇空港駅でしかほとんど観測されていないパターンである．

Pattern f は，先述の王道的な観光地における観測がまったく見られない，例外的な周遊行動をとっている観光客と考えられる．主に，Wi-Fi パケットセンサーが設置されていない場所への訪問を行っている可能性が考えられる．

Pattern g は Pattern d 同様，王道的な訪問地を周遊するパターンである．しかし Pattern d とは異なり，Class 3 の首里駅では観測がされておらず，首里城へはモノレール以外の交通手段で訪れていると推測される．

Pattern h では，他のパターンに比べて，南東エリアへの訪問が多くなっている．

以上のように，確率的ブロックモデルを用いて特徴的な観光周遊パターンを抽出することができた．なお，北部エリアに関しては，そのエリアのみを訪問するような観光客は非常に少なく，広域を周遊する中で若干名の観光客が併せて北部エリアも訪問するようなパターンであることも示唆された．

8.4 まとめと今後の課題

本研究では，Wi-Fi パケットセンシングを用いて，沖縄本島観光周遊パターンの特徴抽出を試みた．空港あるいはクルーズ船ターミナルより出入りがなされた観光客である蓋然性が高いデータのみを抽出した上で，さらに，少数の「利用者特性」×「訪問スポット特性」によるクラスタリングが可能な確率的ブロックモデルの手法を援用し，典型的な観光周遊パターンをデータマイニングにより明らかにした．より具体的には，確率的ブロックモデルを用いたパターン抽出によって，訪問地だけでなく，市内の交通利用状況などにももとづいてパターン分類を行うことができた．特に王道と考えられる美ら海水族館，国際通り，首里城の 3 地点全てを訪問するパターンは全体のごく一部に過ぎず，中部エリアへの立ち寄りや，東南部の周遊など，訪問エリアが多様化していることが示唆された．

確率的ブロックモデルに基づくパターン分類の限界として，沖縄本島北部のような観光客が訪れにくいエリアへの訪問を，他の主要な観光エリアへの訪問と同様に明確に分類することが難しいことが挙げられる．これにより，Pattern e や Pattern f のように一部の場所でしか観測されていない観光客や，Pattern c のように主に全島周遊を指向する訪問パターンでは，センサーを設置していない場所への訪問を多く行っている可能性も考えられ，今後精緻化が必要である．

表–18 各訪問地 Class の特徴

Class	特徴	空間区別
1	中部①	エリア
2	首里城	那覇市内
3	モノレール首里	那覇市内
4	南東部	エリア
5	モノレール那覇空港	那覇市内
6	国際通り周辺	那覇市内
7	美ら海水族館	エリア
8	北部＋稀少訪問地	エリア
9	中部②	エリア
10	国際通り近辺駅（おもろまち駅・旭橋駅）	那覇市内

表–19 各観光客 Pattern の特徴

Pattern	特徴	構成率 (%)
a	国際通り＋美ら海水族館型（モノレール）	14.1
b	那覇市内型（モノレール）	23.5
c	中部＋美ら海水族館型	12.4
d	王道型（首里城：モノレール）	9.81
e	空港のみ型	14.7
f	王道以外訪問型	4.44
g	王道型（首里城：モノレール非利用）	16.7
h	国際通り＋南東部型（モノレール）	4.33

第 9 章　ETC2.0 プローブと Wi-Fi データの融合による観光周遊行動の把握可能性

9.1　はじめに

本章では，沖縄本島を対象として，ETC2.0 特定プローブ情報を用いた周遊観光分析と Wi-Fi パケットセンサーを用いた一次交通手段別周遊観光分析を行い，その上で，ETC2.0 プローブ情報と Wi-Fi データの融合の可能性について検討する．

9.2　ETC2.0 特定プローブを用いた国籍別観光流動分析

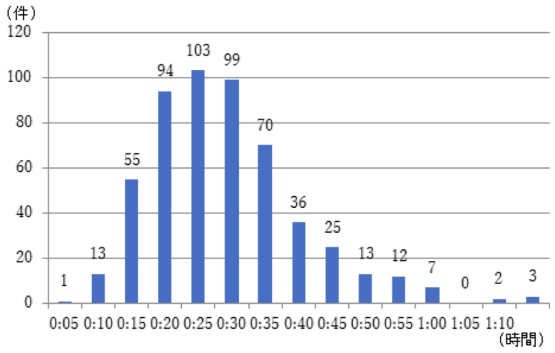
ETC2.0 車載器をレンタカーに装着（特定プローブ）し，同意書が得られたものについての立ち寄り分析結果を示す．調査期間は 2017 年 4 月 ~2018 年 9 月であり，36 台のレンタカーに機器を設置した．対象とするレンタカーの貸出台数等を表 20 に示す．

他方，立ち寄り判定を決定するため，万座毛における立ち寄り時間の実地調査を行った．集計を図 55 に示す．これより，15 分未満でも 1 割以上の方が移動されていることより，ここでは停車時間 15 分以上を立ち寄りと定義する．この立ち寄り定義のもとで立ち寄り地点の特定を行う．エンジンオン・オフで緯度・経度情報がずれていることが多いため，この直線距離をまとめた．この結果を図 56 に示す．これより，400m で 90% の停車が含まれていた．以上より，本研究では 15 分以上，かつ地点間距離 400m 以下を立ち寄りと定義することとする．この定義の下で，市町村別 OD 表を作成した結果を表 21~22 に示す．なお，来訪者が多い国際通りと海洋博公園（美ら海水族館）はそれぞれ那覇市・本部町と別に取り扱うこととする．

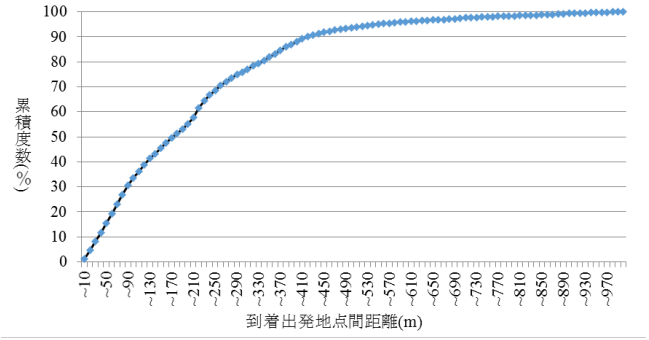
全国籍の結果では，内々交通を除けば，本部半島（名護市・本部町・海洋博記念公園），那覇市内（那覇市・国際通り），中北部（名護・恩納・北谷）のつながりが強くなっている．外国人においては，北谷・北中城・宜野湾・恩納・名護の関係が日本人より強いことが分かる．表 22 で示した Wi-Fi での調査結果においてもイオンモールライカムへの立ち寄りが国際線利用者において多いことからも理解できる．また，Wi-Fi の調査では

表–20 対象レンタカー利用台数

国・地域	貸出台数	貸出日数（日・台）
日本	140	484
台湾	358	1562
香港	145	712
韓国	316	1287
その他	85	372
合計	1020	4320



図–55 万座毛における立ち寄り時間



図–56 エンジンオン・オフ時の距離

多く得られた道の駅嘉手納への訪問について，ETC2.0 での嘉手納立ち寄りは非常に少ない結果となった．これより，ここへの立ち寄り数の多くが観光バスによる移動が多いことが影響していると考えられる．なお，豊見城が多くなっているのはレンタカー店があることによる影響が大きい．

ETC2.0 はレンタカーの移動が詳細に把握できる一方，サンプル数が限られている．Wi-Fi 調査では数多くのサンプル数が得られる一方，機器設置個所間 OD しか得られない．海洋博記念公園（美ら海水族館），イオンモールライカム（北中城村）など，来訪者が多い地点が一致していることより，結果の傾向は一致していると考えられる．Wi-Fi パケットセンサーでは観光バスや公共交通機関などでの移動などが把握できる点も考慮すると，ETC2.0 のデータと補完関係にあると考えられる．

9.3　ETC2.0 と Wi-Fi パケットセンサーのデータ連携可能性の検討

ここでは，前章で詳述した Wi-Fi パケットセンサー調査期間における ETC2.0 プローブ情報と Wi-Fi パケットセンサーとの連携可能性について検討する．この期間の貸出台数は 92 台であった．この 92 台の立ち寄り位置を前節と同じ定義で決定し，Wi-Fi 機器設置地点へ

表–21 ETC2.0 データを用いた OD 表（全国籍）

O＼D	国頭	東	大宜味	今帰仁	本部	海洋博	名護	宜野座	金武	恩納	うるま	読谷	沖縄	嘉手納	北谷	北中城	宜野湾	中城	西原	浦添	那覇	国際通	与那原	南風原	南城	豊見城	八重瀬	糸満	合計
国頭	52	3	1	10	0	2	13	0	0	6	0	0	1	0	0	1	0	0	0	0	3	0	0	0	0	1	0	0	93
東	0	9	1	1	0	0	1	0	1	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	1	0	0	0	0	0	0	0	14
大宜味	5	0	3	3	0	0	4	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	15
今帰仁	6	0	1	167	44	71	106	0	3	24	1	8	3	0	13	5	2	0	0	1	12	8	0	0	1	2	0	0	478
本部	4	0	0	55	163	115	67	0	3	27	2	7	2	0	20	3	2	1	0	0	7	5	0	0	0	6	0	1	490
海洋博	2	0	1	85	144	74	121	2	2	33	2	4	1	0	29	10	4	0	0	1	16	9	0	0	3	5	0	1	549
名護	11	1	4	85	61	111	522	5	13	129	12	9	10	1	36	18	12	3	0	3	23	22	0	0	7	27	0	2	1127
宜野座	0	0	0	0	0	1	1	4	1	5	0	0	0	1	0	1	0	0	0	1	3	0	0	0	0	2	1	0	21
金武	1	0	0	4	1	7	16	1	8	4	8	0	1	0	0	2	1	0	0	0	6	2	0	0	1	3	1	0	67
恩納	4	0	1	11	32	51	108	2	2	416	35	90	21	3	104	31	16	2	0	7	31	32	0	1	10	32	3	3	1048
うるま	0	0	0	2	0	0	9	0	5	30	103	8	34	1	13	12	1	0	2	2	11	7	1	0	5	10	0	2	258
読谷	1	0	0	4	5	10	11	1	1	71	6	176	6	5	49	13	7	2	2	3	15	8	0	0	5	13	0	2	416
沖縄	1	0	0	0	2	3	12	0	1	25	31	7	68	1	27	29	3	3	1	2	28	9	1	1	8	10	0	1	274
嘉手納	0	0	0	0	0	1	0	0	0	0	0	4	1	0	5	0	0	1	0	1	4	0	0	0	0	1	0	1	19
北谷	1	0	1	12	6	26	39	1	2	79	8	44	36	3	444	86	53	5	1	22	89	51	0	0	16	41	0	3	1069
北中城	0	0	0	3	5	4	11	0	1	31	9	9	26	0	78	36	23	5	0	5	45	24	0	2	1	18	1	3	340
宜野湾	0	0	0	4	2	3	9	0	1	16	2	5	1	1	52	16	103	5	1	20	39	18	0	0	4	25	0	2	329
中城	0	0	0	0	1	0	5	0	0	1	1	0	4	0	10	9	3	9	1	1	4	3	0	1	2	2	0	0	57
西原	0	0	0	1	0	0	0	0	0	0	1	0	2	0	0	1	3	0	6	1	8	2	1	0	3	2	0	0	31
浦添	1	0	1	2	1	1	1	1	4	4	2	5	4	1	19	8	17	1	2	56	49	21	0	0	4	9	1	3	218
那覇	2	0	0	13	9	21	33	4	7	39	12	15	18	2	83	32	32	6	6	48	690	237	4	10	61	218	4	30	1636
国際通	1	0	0	4	9	9	13	0	2	29	5	13	9	1	47	18	17	2	1	16	216	98	1	2	32	151	1	14	711
与那原	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	3	0	4	0	4	4	3	1	0	1	20
南風原	0	0	0	0	0	1	1	0	0	0	0	0	0	0	0	0	2	0	0	1	9	1	1	1	6	4	2	0	29
南城	0	0	0	0	2	1	5	0	0	8	3	3	3	0	20	8	5	2	3	2	61	43	7	2	132	43	7	21	381
豊見城	0	0	0	9	12	12	36	1	9	44	11	8	19	0	64	22	24	7	3	13	219	115	1	6	38	820	2	38	1533
八重瀬	0	0	0	0	0	0	0	1	2	1	0	0	1	0	1	1	0	0	0	1	3	1	0	0	8	2	5	3	30
糸満	0	0	0	0	0	0	3	0	0	2	0	2	2	0	3	2	2	0	0	1	28	8	0	0	18	63	4	44	182
合計	92	13	14	475	499	524	1147	23	68	1024	254	417	273	20	1117	364	332	54	32	208	1624	724	21	30	368	1511	32	175	11435

表–22 ETC2.0 データを用いた OD 表（日本）

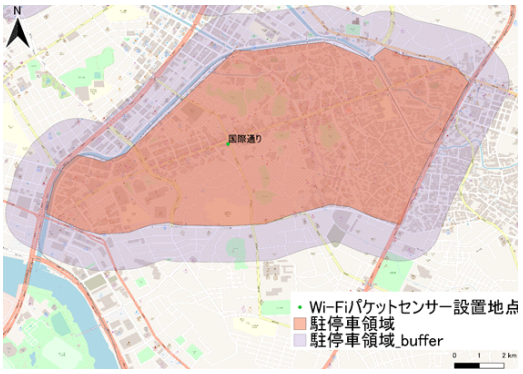
O＼D	国頭	東	大宜味	今帰仁	本部	海洋博	名護	宜野座	金武	恩納	うるま	読谷	沖縄	嘉手納	北谷	北中城	宜野湾	中城	西原	浦添	那覇	国際通	与那原	南風原	南城	豊見城	八重瀬	糸満	合計
国頭	9	0	0	2	0	0	4	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	15
東	0	9	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	1	0	0	0	0	0	0	0	10
大宜味	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0
今帰仁	0	0	0	34	9	7	11	0	0	1	0	1	0	0	3	2	0	0	0	0	1	2	0	0	0	0	0	0	71
本部	0	0	0	7	25	14	13	0	1	6	0	1	0	0	0	1	0	0	0	0	0	0	0	0	0	1	0	0	69
海洋博	2	0	0	11	21	6	12	0	1	3	0	0	0	0	3	0	0	0	0	0	2	1	0	0	0	1	0	0	63
名護	3	0	0	8	12	14	56	0	2	15	1	1	1	1	6	2	1	0	0	0	2	1	0	0	1	4	0	0	131
宜野座	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0
金武	0	0	0	0	0	1	3	0	0	0	1	0	0	0	0	0	0	0	0	0	2	0	0	0	0	1	0	0	8
恩納	0	0	0	1	1	7	11	0	0	30	2	11	2	0	3	4	1	0	0	1	2	4	0	0	0	4	1	1	86
うるま	0	0	0	1	0	0	1	0	0	3	2	1	7	0	1	0	0	0	0	0	0	1	0	0	0	1	0	0	18
読谷	0	0	0	2	1	2	2	0	0	7	1	19	0	0	5	2	2	1	0	0	2	2	0	0	0	1	0	0	49
沖縄	1	0	0	0	0	0	0	0	0	3	7	0	7	0	4	1	1	0	0	0	2	1	0	0	0	2	0	0	29
嘉手納	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	1	0	0	0	0	0	0	0	1	0	0	0	0	0	0	0	2
北谷	0	0	0	0	2	0	5	0	1	9	2	8	3	1	54	12	5	0	0	2	7	3	0	0	1	6	0	0	121
北中城	0	0	0	0	1	2	0	0	0	3	1	1	2	0	8	4	0	0	0	1	6	2	0	0	0	1	0	1	33
宜野湾	0	0	0	1	0	0	1	0	0	1	0	1	1	1	6	0	2	0	0	0	2	1	0	0	0	1	0	0	18
中城	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	3	2	0	1	0	0	0	1	0	0	0	0	0	0	7
西原	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	1	0	1	0	0	0	1	0	2	0	0	0	5
浦添	0	0	0	0	0	0	0	0	1	1	0	0	0	0	3	1	1	1	0	4	6	1	0	0	0	1	1	1	22
那覇	1	0	0	0	1	2	4	0	1	3	1	3	1	0	13	4	1	0	0	9	77	23	0	0	5	18	1	1	169
国際通	0	0	0	0	0	1	3	0	0	2	1	1	1	0	4	1	0	2	0	2	24	13	0	0	2	16	0	2	75
与那原	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	3	0	0	0	0	1	0	0	0	0	4
南風原	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	1	0	0	1
南城	0	0	0	0	0	0	1	0	0	0	0	0	0	0	1	1	0	0	0	0	3	4	3	0	13	3	0	2	31
豊見城	0	0	0	1	0	0	5	0	1	3	1	0	2	0	10	0	2	1	0	1	21	15	0	1	4	101	0	3	172
八重瀬	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	1	0	0	0	0	0	0	0	0	0	1	0	0	2
糸満	0	0	0	0	0	0	1	0	0	0	0	1	0	0	0	0	0	0	0	0	2	1	0	0	2	4	0	5	16
合計	16	9	0	68	73	56	133	0	8	90	20	49	28	3	127	38	17	6	4	20	163	76	4	2	31	167	3	16	1227

の立ち寄り時間との関係で連携可能性を検討することとする．具体的には，以下の条件を満たすユニーク ID を調べることにより設定した．

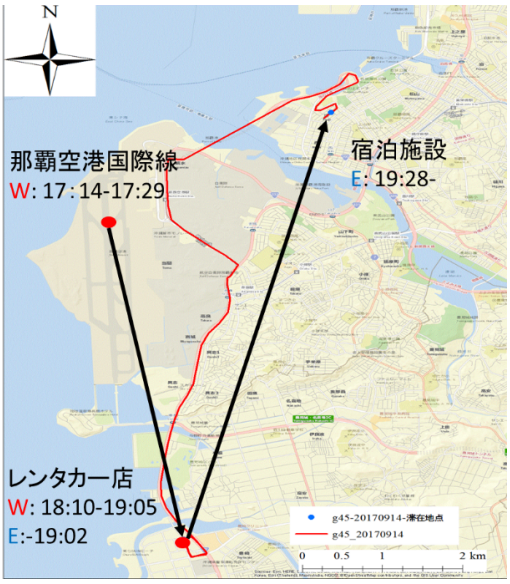
- ETC2.0 車載器登載のレンタカー貸し出し店において，貸出日時と Wi-Fi 取得日時が整合すること
- ETC2.0 での立ち寄り判定における停車と発車の時間内に Wi-Fi でのデータ取得がなされている地点が複数あること

なお，国際通り周辺においては複数の駐車場があるため，図 57 に示す区域をまとめて立ち寄りと定義する．

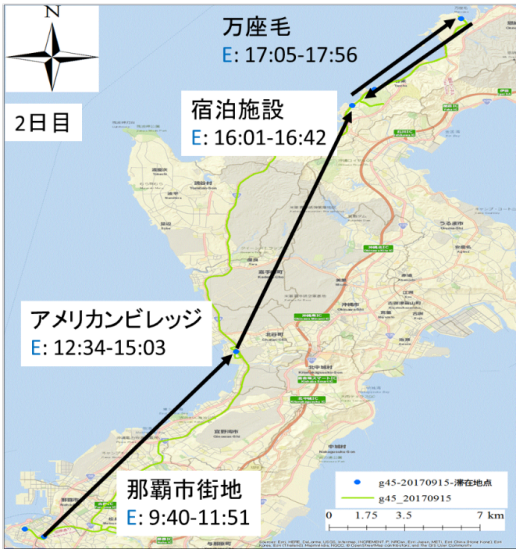
以上の条件を設定した結果，貸し出しレンタカー 92 台中 9 台で連携の可能性が示された．結果の一例を図 58~65 に示す．図中の W は Wi-Fi で取得したデータの時刻，E は ETC2.0 で取得したデータの時刻を意味する．これより，初日は那覇空港からレンタカー店へ行き，その後宿泊施設へ移動している．2 日目は国際通り周辺で迷った後，首里城公園へ行き，北谷町アメリカン



図–57 国際通りにおける立ち寄り判定範囲



図–58 Wi-Fi と ETC2.0 の接続例 1 日目



図–59 Wi-Fi と ETC2.0 の接続例 2 日目全体

図–60 Wi-Fi と ETC2.0 の接続例 2 日目 国際通り周辺

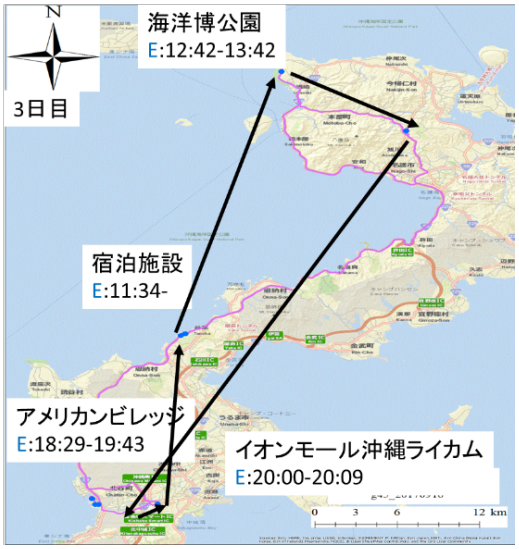
図–61 Wi-Fi と ETC2.0 の接続例 2 日目 首里城公園

図–62 Wi-Fi と ETC2.0 の接続例 2 日目 アメリカンビレッジ

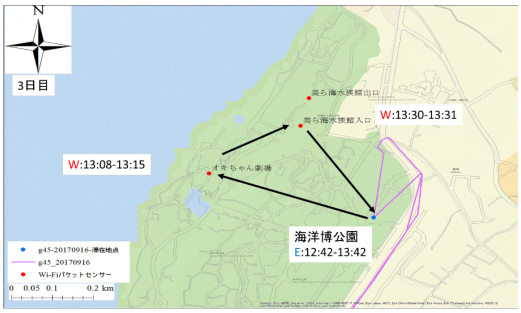
ビレッジ，宿泊施設，万座毛，宿泊施設という移動をしている．首里城公園での滞在時間より，おそらく有料区域には入っていないと考えられる．3 日目は昼前に宿泊施設を出発し，海洋博記念公園，御菓子御殿，アメリカンビレッジ，イオンモール（立ち寄り定義には含まず），宿泊施設を回っている．海洋博記念公園では，イルカショー及び水族館でデータが取得されている．最終日は残波岬・瀬長島に立ち寄ったのち，レンタカー店へ行き，国際線ターミナルから帰路についたことが分かる．以上より，Wi-Fi 機器を複数設置した場所では施設内の移動も含めて移動を捉えることが出来る可能性が高いと考えられる．

9.4 継続的な観光周遊行動の観測と適切な情報提供方法に関する考察

沖縄県では，全県域において Wi-Fi アクセス可能な環境を作る “Be.Okinawa” と，それを通じた観光情報配信サービスである “沖縄 Clip アプリ” による情報提供の事業を推進している．さらに，民間通信事業者との連携の下，旅前・旅中・旅後における情報提供や push 型情報提供の仕組みも検討されつつあり，その一部は既に運用さ



図–63 Wi-Fi と ETC2.0 の接続例 3 日目 全体



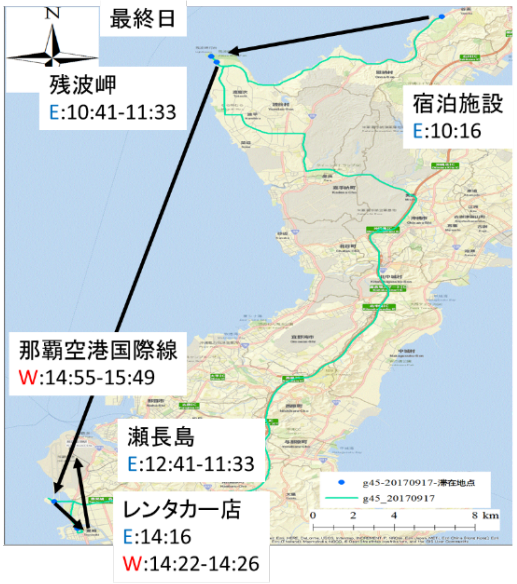
図–64 Wi-Fi と ETC2.0 の接続例 3 日目 海洋博公園

れている（https://www.kddi.com/corporate/kddi/public/bigdata/）．実際，アプリをインストールすることによる特典と組み合わせることで，利用者の移動軌跡を取得することも可能である．また，アプリをインストールしなくとも，どこでもフリー Wi-Fi とつなげる環境を整えることにより，Wi-Fi をオンにしてもらうことにより，パケットセンサーによる調査が可能となると考えられる．

本研究で得られた Wi-Fi パケットセンシングデータの分析・活用方法のノウハウを上手く活用・応用できれば，民間事業者及び沖縄県の事業と連携することにより，継続的できめ細かな周遊行動の把握と，適切な観光情報の提供が将来的に可能になると期待される．

9.5 おわりに

本研究では，ETC2.0 車載器セットアップ率が低い沖縄県において，ETC2.0 車載器をレンタカーに設置し，特定プローブでの調査を行った．この結果，日本人と外国（台湾・香港・韓国）人とで周遊パターンが異なることを示した．また，ETC2.0 プローブデータと Wi-Fi



図–65 Wi-Fi と ETC2.0 の接続例 最終日

パケットセンシングデータの連携可能性を検討したところ，レンタカー店舗に Wi-Fi 機器を設置することにより，92 グループ中 9 グループにおいて，レンタカーの移動と徒歩での移動の連続観測が可能となった．

以上より，レンタカーへ ETC2.0 車載器等位置情報取得可能な機器を設置し，数多くの観光地に Wi-Fi パケットセンサーを設置することにより，車両移動と歩行との連続的な周遊行動の把握が可能となることが示された．沖縄県においては全県域において Wi-Fi アクセス可能な環境を作る全島 Wi-Fi 事業を推進しており，この事業との連携により，さらにきめ細かな周遊行動が把握可能であると考えられる．

第 10 章　Bluetooth 機器による一般道路旅行速度の推定方法の検討

10.1　検討概要

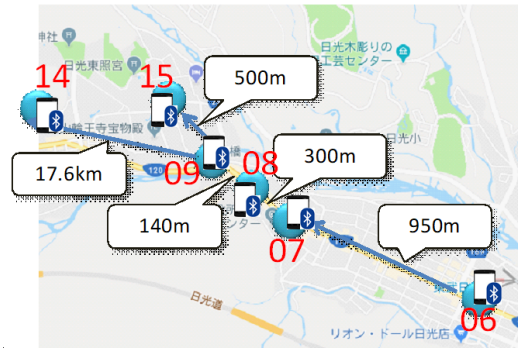
本章では，栃木県日光市で実施した Bluetooth 調査データを用いて，交通流動情報の抽出方法及び旅行速度の推定方法について検討を行った結果を紹介する．

- 調査日時：2018 年 6 月 24 日（日曜日）
- 日光駅から東照宮まで，及び中禅寺湖の 6 地点に Bluetooth の MAC アドレスを収集可能な実験機（収集機器）を設置し，8 時から 15 時までデータを取得した（図-66，表-23）

10.2　データクレンジング

収集したデータには，収集機器周辺に設置されているデバイス（コピー機や PC など）の MAC アドレスも蓄積されている．また，調査員が携帯しているデバイスの MAC アドレスも取得しているため，まずはそのような不要なデータを削除した．

MAC アドレス別・地点別に収集データ数を集計した結果を表-24 に示す．結果より，上から 2 行目までの MAC アドレスのデータが多いため，今回は対象外とした．なお，調査で取得された全データ数は 19,928 であり，構成比は全データ数に対する比率を示している．一番上は調査員が携帯していたデバイス（腕時計）が発信していた MAC アドレスであり，2 番目は駐車場周辺に設置されていた機器が定期的に発信していた MAC アドレスと考えられる．クレンジングした結果，全データ数は 16,813（約 84 %）となった．Wi-Fi 調査と比較すると，クレンジングで削除されたレコード数は少ない．これは，Bluetooth 調査で得られたデータには重複データが少ないためである．



図–66 実験機の設置位置図

表–23 実験機の設置地点名称

地点番号	地点名称
PP06	東武日光駅
PP07	日光市役所前
PP08	ホテル季の遊
PP09	神橋交差点
PP14	中禅寺湖交差点
PP15	大駐車場(東照宮)

表–24 MAC アドレス別・地点別データ数の集計結果（上位のみ抜粋）

MACアドレス	名称	PP06	PP07	PP08	PP09	PP14	PP15	計	構成比
30:95:E3:AA:7B:FB	Ticwatch E 2189	965	79	274	122	77	156	1673	8.4%
A4:08:EA:57:77:7B	(空白)						1442	1442	7.2%
40:86:28:78:FE:76	vivo 1718	202	96	208	105	68	99	778	3.9%
58:17:0C:67:37:84	MOND	209		1	1			211	1.1%
12:AA:70:45:21:9E	(空白)	152						152	0.8%
80:73:9F:A6:3A:2F	Edcu0750	26	41	57	24			148	0.7%
B0:55:08:32:F0:AB	d-01J	1	2	3	4		136	146	0.7%
33:84:3C:58:D6:62	Redmi	195	0	21	46	0	0	262	1.3%
…	…	…	…	…	…	…	…	…	…

10.3　基礎的集計

収集したデータから交通流動情報を抽出するため，地点別・ユニーク MAC アドレス数と，地点別・時間帯別・ユニーク MAC アドレス数を集計した．結果を表-25，表-26 に示す．結果，全地点では 1800 程度の MAC アドレスが取得できていた．なお，この地点の交通量がわからないため，MAC アドレスの取得率は算定できない．時間帯別では，特定の地点・時間帯に偏ってデータが取得されているような傾向も見られず，安定してデータが取得できていたことが確認できた．

10.4　デバイス種別の集計

Bluetooth の MAC アドレス取得時, 同時に Bluetooth を搭載してるデバイス情報が取得可能である．取得した種別に集計した結果を表-27 に示す．なお，ここでの種別はメーカーが設置した値であり，必ずしも正しいとは限らない．結果より，ハンズフリーのデバイスが約 61%と一番多く，これはカーナビやスマートフォンと接続するイヤホンなどのデバイスと考えられる．なお，スマートフォン・携帯電話は約 10%程度と低い値であった．

10.5　地点間所要時間（旅行速度）の推定結果

06 東武日光駅から，07 日光市役所前，08 ホテル季の遊を経由して，09 神橋交差点までの所要時間を算定し

表–25 地点別・ユニーク MAC アドレス数

地点	地点名称	MACアドレス数	ユニークMACアドレス数	比率
PP06	東武日光駅	3,099	452	14.6%
PP07	日光市役所前	4,348	708	16.3%
PP08	ホテル季の遊	2,310	731	31.6%
PP09	神橋交差点	4,215	999	23.7%
PP14	中禅寺湖交差点	976	311	31.9%
PP15	大駐車場(東照宮)	1,865	234	12.5%
	全地点	16,813	1,859	11.1%

表–26 地点別・時間帯別・ユニーク MAC アドレス数

時間帯	PP06 東武日光駅	PP07 日光市役所前	PP08 ホテル季の遊	PP09 神橋交差点	PP14 中禅寺湖交差点	PP15 大駐車場(東照宮)	計
7	8	13	20	21		2	64
8	51	67	58	97		17	290
9	56	80	79	137		38	390
10	91	116	119	164	36	52	578
11	109	114	127	159	47	48	604
12	61	122	119	178	55	30	565
13	61	127	124	192	102	63	669
14	46	108	109	158	115	40	576
15	39	77	109	110	4	24	363

表–27 デバイス種別・ユニーク MAC アドレス数

種別	レコード数	構成比
ハンズフリー	1,137	61.1%
不明	488	26.2%
スマートフォン	129	6.9%
携帯電話	64	3.4%
スピーカ	16	0.9%
PDA	7	0.4%
ウェアラブル	7	0.4%
リモートデバイス	6	0.3%
プリンター	4	0.2%
カメラ	2	0.1%
ノートPC	2	0.1%
総計	1,862	100.0%

た．06~09 すべての地点で計測された MAC アドレスを対象とし，時間に矛盾がない（マイナスの時間とならない）レコードのみで算定した．結果を表-28 に示す．

結果より，算定できた所要時間は 47 レコードであった．これは，地点 06 東武日光駅で観測されたユニーク MAC アドレス数（452）と比較すると約 10%程度しか所要時間が算定できなかったということである．これは，地点 06 で観測された人や車両が地点 09 まで行かずに途中で抜けた場合や，逆方向を走行していた場合や，途中の 07 や 08 で計測されなかったなどが考えら

表–28 06 東武日光駅から 09 神橋交差点までの所要時間算定結果

MACアドレス	PP06 東武日光駅	PP07 日光市役所前	PP08 ホテル季の遊	PP09 神橋交差点	所要時間
B0:55:08:32:	07:53:22	07:54:30	07:55:00	07:55:05	0:01:43
CC:82:EB:87:	08:07:55	08:45:37	08:47:21	08:47:43	0:39:48
80:38:96:9A:	08:21:07	08:44:16	08:44:55	08:45:04	0:23:57
F2:9A:94:26:	08:24:56	08:39:25	08:40:49	08:41:10	0:16:14
33:60:C8:93:	08:26:00	08:28:14	08:28:47	08:28:58	0:02:58
94:B2:CC:21:	08:51:43	08:54:52	08:55:31	08:56:36	0:04:53
DB:A6:04:15:	09:12:56	09:47:15	09:49:31	09:49:45	0:36:49
90:B6:86:92:	09:24:49	09:27:09	09:27:45	09:27:53	0:03:04
00:07:04:41:	09:25:08	09:27:18	09:27:57	09:28:14	0:03:06
04:46:65:F6:	09:38:40	10:55:52	10:57:58	10:58:12	1:19:32
DC:C5:7D:CC:	09:41:22	10:01:15	10:02:30	10:02:50	0:21:28
C4:3A:BE:12:	09:43:52	09:47:06	09:48:55	09:49:01	0:05:09
28:3F:69:4C:	09:47:35	09:51:09	09:53:34	09:54:11	0:06:36
98:F1:70:72:	09:49:21	09:53:54	09:55:56	09:56:02	0:06:41
00:26:7E:49:	09:50:58	09:56:44	09:57:56	09:58:50	0:07:52
04:98:F3:82:	09:55:09	09:59:29	10:00:43	10:03:02	0:07:53
2C:6B:7D:82:	10:01:15	10:10:10	10:11:36	10:12:45	0:11:30
94:B2:CC:32:	10:02:01	10:05:20	10:07:14	10:18:54	0:16:53
38:C0:96:2B:	10:02:27	10:05:38	10:07:48	10:08:26	0:05:59
9C:5C:F9:A6:	10:11:02	10:14:55	10:16:07	10:16:35	0:05:33
E0:75:0A:14:	10:12:06	10:15:29	10:17:15	10:19:24	0:07:18
88:30:8A:C7:	10:13:07	10:16:35	10:18:17	10:18:33	0:05:26
9C:5C:F9:AD:	10:25:41	10:53:52	10:55:32	10:56:25	0:30:44
80:73:9F:A6:	10:27:58	10:37:45	10:41:25	10:41:52	0:13:54
C4:21:C8:F5:	10:33:00	10:41:20	10:43:43	10:46:48	0:13:48
0C:8C:DC:03:	10:37:27	10:53:58	11:01:50	14:34:03	3:56:36
94:B2:CC:33:	10:39:37	10:45:44	10:47:41	10:47:53	0:08:16
F4:F5:DB:4D:	10:39:41	10:48:53	10:49:55	10:52:13	0:12:32
FC:C2:DE:D2:	10:39:53	10:46:56	10:48:14	10:48:36	0:08:43
10:A5:D0:A9:	10:42:08	10:49:32	10:50:13	10:51:59	0:09:51
3C:A6:16:A3:	10:47:06	11:11:43	11:12:52	11:14:21	0:27:15
14:7D:C5:B0:	10:49:36	10:55:49	10:57:53	10:58:05	0:08:29
14:7D:C5:B9:	10:50:39	10:57:09	11:11:03	11:11:31	0:20:52
00:13:E0:D6:	10:51:49	10:59:10	11:00:52	11:01:02	0:09:13
04:98:F3:E1:	11:00:15	11:04:51	11:06:17	11:06:28	0:06:13
80:38:96:90:	11:06:17	11:09:16	11:11:35	11:11:50	0:05:33
0C:8C:DC:E2:	11:07:18	11:11:48	11:13:02	11:14:37	0:07:19
F0:27:65:D2:	11:18:13	11:24:10	11:25:24	11:25:34	0:07:21
80:73:9F:A6:	11:35:08	11:37:59	11:39:30	11:43:28	0:08:20
00:03:19:29:	11:39:33	11:42:50	11:44:49	11:45:47	0:06:14
74:5E:1C:A4:	11:40:27	13:04:52	13:07:19	13:10:35	1:30:08
78:4B:87:21:	11:42:13	11:45:33	11:46:44	11:47:58	0:05:45
90:B6:86:94:	11:48:21	11:51:15	11:52:59	11:54:56	0:06:35
64:C4:65:97:	11:59:17	12:05:46	12:07:21	12:08:37	0:09:20
98:F1:70:70:	12:11:40	13:40:48	13:42:43	13:43:01	1:31:21
00:07:04:41:	12:27:40	12:35:16	12:37:18	12:38:36	0:10:56
10:A5:D0:B1:	12:31:04	12:38:26	12:40:09	12:40:32	0:09:28

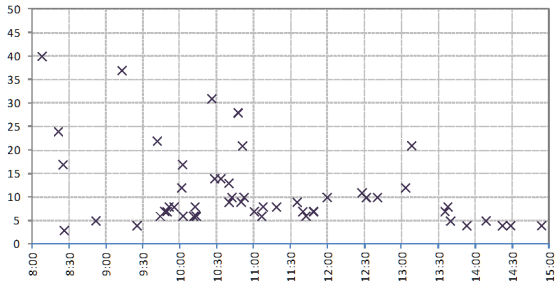
※ハッチングしているのは前後の所要時間からみて異常と思われる所要時間

れる．取得された MAC アドレスすべてが所要時間を算定できるわけでないことが確認できた．

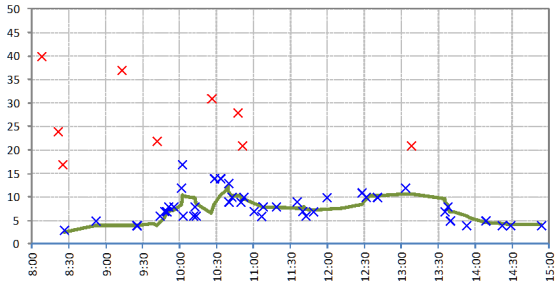
地点間の旅行速度については，算定した所要時間と区間長から算定することができ，5 分や 15 分など，単位時間当たりの平均所要時間などの統計値を算定して，平均旅行速度に変換することができる．

10.6 所要時間のクレンジング

所要時間が算定できたレコードの中には，所要時間が 30 分，1 時間以上と前後の所要時間と比較すると異常に大きい値がみられる．これは途中での立ち寄りによるもの，もしくは，一度行ったあとに再度戻ってきた



図–67 東武日光駅から神橋交差点までの所要時間算定結果（クレンジング前）

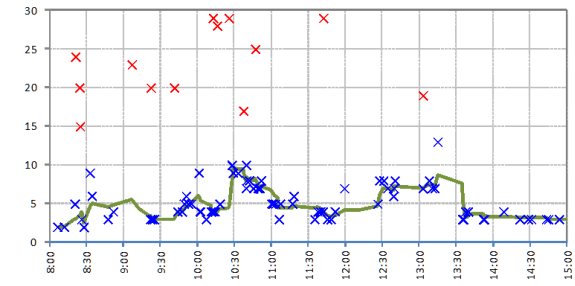


図–68 東武日光駅から神橋交差点までの所要時間算定結果（クレンジング後）

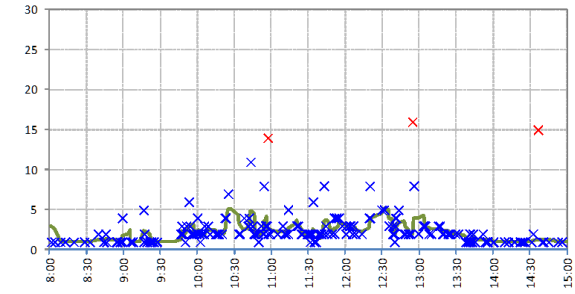
ためと考えられる．所要時間としては異常値であるため，このようなデータを除去する必要がある．今回は手作業で異常値と考えられるデータは除去した．クレンジング前後の 06 東武日光駅から 09 神橋交差点までの所要時間算定結果を図-67，図-68 に示す．なお，クレンジングした結果図は，赤色がクレンジングにより削除されたデータを示し，緑の線は前 5 個のデータで平均を算定した値である．図から，10~11 時と，12 時半~13 時半ごろに所要時間が多少大きくなり，渋滞が発生していた．通常は 5 分以下で走行可能な区間が，渋滞時では 15 分程度かかっていた．

10.7　2 地点間所要時間の算定結果

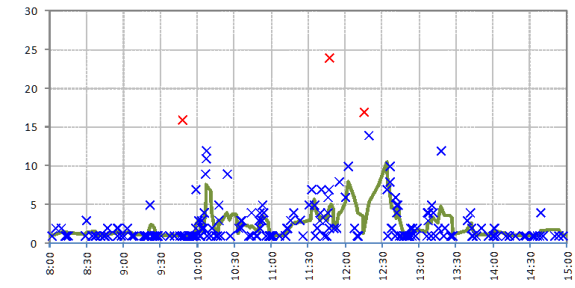
ここでは，地点 06~09 までの連続した 2 地点間で所要時間をそれぞれ算定して，前後の時間的に異常と思われる所要時間の除去を行った．結果を下図-69，図-70，図-71 に示す．結果より，06 東武日光駅から 07 日光市役所までは 5~10 分程度の所要時間であった．特に昼と夕方に多少であるがピークが見られる．07 日光市役所から 08 ホテル季の遊までは安定しており，概ね 2~5 分程度であった．08 ホテル季の遊から 09 神橋交差点までは，区間長が 140m と短いにもかかわらず，昼頃に 10 分程度の所要時間となっており，速度に変換する 0.84km/h と非常に低速でひどい渋滞が発生していた．



図–69 06 東武日光駅から 07 日光市役所前までの所要時間算定結果



図–70 07 日光市役所前から 08 ホテル季の遊までの所要時間算定結果



図–71 08 ホテル季の遊から 09 神橋交差点までの所要時間算定結果

10.8　まとめ

地点別のデータクレンジングを実施した結果，元データと比較して約 84%のレコードとなった．また，基礎的集計結果から，それぞれの地点で場所や時間帯に偏りなく安定してデータが取得できていたことが確認できた．そして，デバイス種別を集計した結果，ハンズフリーのデバイス（ワイヤレスイヤホン）が約 61%と一番多いことが分かった．以上を踏まえ，2 地点間の所要時間を推定した結果，前後の時間から見て異常と思われる時間も含まれているものの，概ね精度の高い旅行時間が推定されていることが確認された．

第11章　研究成果のとりまとめ

11.1　研究成果のとりまとめ

本研究開発の主要な成果を以下のようにまとめる．

- （第 2 章）災害時における交通状態を把握するために，ETC2.0 プローブカーデータによって部分的に観測される平均リンク速度の欠損値を補間することを目的とした検討を行った．ガウシアングラフィカルモデルとグラフィカルラッソを用いて，過去の蓄積された ETC2.0 プローブカーデータから各道路リンクの間の相関関係を捉えたモデルを構築し，同時刻の観測リンクのリンク速度と組み合わせることで，未観測リンクを補間した．基礎分析の結果から，災害時においては平常時とは異なる交通状態であることが確認されたが，本手法によって構築したモデルは，災害時においても未観測リンクを高い精度で補間可能であることを示した．

- （第 3 章）本研究を通じて開発してきた ETC2.0 プローブ情報を用いた高速バス運行支援システムの高度化のため，関東周辺地域から高速バスを乗継利用して空港アクセスを行う旅行者を想定したアンケート調査及び Stated Preference（SP）調査を，長野県在住者を対象に実施した．アンケート調査の結果，回答者の 15.0%が高速バス同士の乗継を経験したことがある結果が得られ，高速バス乗継を必要とするトリップが一定数あることが示された．高速バスを利用する利用者は，所用時間だけでなく，乗継の少なさや着席の確実さを重視しているほか，鉄道のサービスレベルが十分でない地域での都市間の公共交通手段として重要な役割を担っていることが示唆された．また，SP 調査の結果では，旅行時間短縮や旅行時間信頼性向上，乗継環境などの路線特性が，利用する高速バス路線選択に与える影響を明らかにした．屋内・屋外の乗継環境の差は，効用に差異を与える明確な要因としては抽出できず，利用者の効用の観点からは SA・PA 等も既往のバスターミナル同様に乗継地点として利用できる可能性が示唆された．さらに，推定結果より，乗継待ち時間の増加による効用減少と所要時間信頼性の向上による効用の増加のパラメータが明らかになった．

- （第 4 章）経路選択肢の事前列挙の必要のない Recursive Logit (RL) 型経路選択モデルの拡張を行った．具体的には，RL Model の課題である推定安定性の向上及び計算負荷の軽量化を図るために「リンク認知」の概念を新たに導入し，それによって推定結果と計算効率が大きく改善することを，首都圏における ETC2.0 プローブデータを用いて検証した．また，マルコフ型経路選択原理の下での最適混雑課金・システム最適配分について，社会的総余剰最大化を目的関数とした最適化問題を立式することにより，限界課金原理がパスベースの場合と同様に成立することを理論的に証明した．その上で実ネットワークでの実証分析を行い，限界課金によるネットワークの効率性向上を確認した．

- （第 5 章）Three-dimensional macroscopic fundamental diagram に基づいた混雑課金とバス専用レーンの同時最適化の枠組みを提案した．最適混雑課金は公共交通と自動車の相互関係を記述するのに適した 3D-*v*MFD に基づき決定し，道路空間配置はネットワークの特性として人ベースの 3D-*p*MFD によって最適化した．提案した最適化手法を適用するため，まず対象地域である東京都市部のエリアの詳細なシミュレーション設定を行った．詳細な設定を行ったシミュレーションから得られた東京都心部のエリアの 3D-*p*MFD の特性として，約 5%バスが混合している時にスループットが最大化されることを確認した．そして，東京都心部をケーススタディとして提案した最適化手法を適用した．最適化の結果，4.7%の道路空間配置の場合が最適な道路空間配置となり，07:30 から 08:00 に 900 円，08:00 から 08:30 に 300 円を課金することが最適な混雑課金となることがわかった．これらの施策を実施すると，現況の需要に対してはどの時間帯でも 3D-*v*MFD において渋滞域が発生せず，ネットワークの特性としても 3D-*p*MFD でもほとんど渋滞域は発生しないことを確認した．また，他の計画と比べ，混雑課金の効率性という面でも 4.7%の道路空間配置の場合が最も効率的であることも明らかになった．

- （第 6 章）ETC2.0 プローブを活用した観光客の周遊行動の特徴抽出や類型化，施策評価の方法について検討した．具体的には，観光周遊における代表的な行動パターンを抽出することを目的に，時空間プリズムの類型化手法を開発した．対象車両のサンプリングの時間間隔 (データ数) を線形補間により統一した上で，各時点における緯度，経度を特徴量としてクラスタ分析を適用したところ，空港エリアや道の駅等での滞在など，特徴的な時空間流動パターンが抽出された．これにより，パターンが類似する車両がどの程度存在するのかなどといった定量的な情報を明らかにできる可能性が示唆された．

- （第 7 章）観光客のトリップチェーン (TC) によりその観光周遊行動を表現し，TC 全体の効用を最大化するような観光行動モデルを構築した．最適な TC を探索するにあたり，すべての TC を列挙するのは計算負荷が大きいことから，動的計画法に基づき，各ノードの組み合わせに対して移動時間が最小となり，かつ時間制約及び総効用の非負制約を満たす TC の集合を選択肢集合とするアルゴリズムを構築し，計算負荷を大幅に軽減した．生成された TC を対象として，最適な滞在時間を決定する効用最大化問題の定式化を行った．また，旅行者の観光周遊行動が観測された場合を想定し，最尤推定によるパラメータ推定法を示した．Wi-Fi データを用いたパラメータ推定を行った結果，観光地固有の魅力度がどのような要因から構成されているのかを分析できる可能性が確認された．さらに，TC ベースの観光需要予測を行い，観光・交通施策が導入された場合の観光需要の変化を予測することを可能にした．以上より，観光・交通施策の導入等により個々の観光地における魅力の向上やリンクの所要時間の削減等が起きた場合の観光需要予測を行うことが可能であることが示された．

- (第 8 章) 沖縄本島のほぼ全域を対象に長期の調査を行い，スマートフォン等のモバイル機器に搭載された Wi-Fi からのパケット送出情報 (Probe Request: PR) を収集・解析し，旅行者がどのような回遊行動や施設滞在行動を行っているのかを検討した．空港またはクルーズ船ターミナルで最初と最後に観測された固有 ID のみを抽出し，県外からの観光客を抽出した上で，クラスタリング手法の一つである確率的ブロックモデルおよび非負値テンソル分解を適用し，観光客に固有の時空間周遊パターンを効率的に抽出した．

- （第 9 章）沖縄本島において，ETC2.0 車載器をレンタカーに設置して特定プローブでの周遊行動調査を行うと同時に，Wi-Fi から補足されたデータとの接合・連携の可能性を実験的に検討した．データマッチングの結果，レンタカー店舗に Wi-Fi 機器を設置することにより，92 グループ中 9 グループにおいて，レンタカーの移動と徒歩での移動の連続観測が可能となった．これらの結果より，レンタカーへ ETC2.0 車載器等位置情報取得可能な機器を設置し，数多くの観光地に Wi-Fi パケットセンサーを設置することにより，車両移動と歩行との連続的な周遊行動の把握が可能となることが示された．

- （第 10 章）栃木県日光市で実施した Bluetooth 調査データから，交通流動情報の抽出方法及び旅行速度の推定方法について検討を行い，次の主要な知見を得た．(1) Wi-Fi と比較すると，クレンジングで除去されたレコードは少ないこと，(2) デバイス種別を集計した結果，ハンズフリーのデバイス（ワイヤレスイヤホン）が約 61%と一番多かったこと，(3) いろいろな地点間で所要時間を算定した結果，地点ごとに渋滞発生時の状況が異なっていること．

以上の検討を通じて，ETC2.0 プローブ情報等を活用した交通需要・空間マネジメントという観点から，「1. 大都市における交通需要・空間マネジメント政策の分析方法論の検討」，「2. 地方観光圏における行動特性把握及び観光周遊促進政策の分析方法論の検討」という二つの大テーマを適切に推進することができたと考えている．

参考文献

1) 原祐輔，花岡洋平，桑原雅夫：道路ネットワーク内の関係性に着目した長期観測プローブデータによるプローブ未観測リンクの交通状態補間，交通工学論文集，Vol. 2，No. 1，pp. 1–10，2016.
2) Friedman, J., Hastie, T. and Tibshirani, R.: Sparse inverse covariance estimation with the graphical lasso, *Biostatistics*, Vol. 9, No. 3, pp. 432–441, 2008.
3) 松崎暁，松山隆雄，吉田幸男，関口広喜，山本伸之，日下部貴彦：ETC2.0 を活用した高速バスロケーションサービスのプロトタイプの開発，土木計画学研究・講演集，Vol. 552017.
4) Fosgerau, M., Frejinger, E. and Karlstrom, A.: A link based network route choice model with unrestricted choice set, *Transportation Research Part B: Methodological*, Vol. 56, pp. 70–80, 2013.
5) Akamatsu, T.: Cyclic flows, markov process and stochastic traffic assignment, *Transportation Research Part B Methodological*, Vol. 30, pp. 369–386, 1996.
6) Baillon, J.-B. and Cominetti, R.: Markovian traffic equilibrium, *Mathematical Programming*, Vol. 111, No. 1-2, pp. 33–56, 2008.
7) Walters, A. A.: The theory and measurement of private and social cost of highway congestion, *Econometrica*, Vol. 29, No. 4, pp. 676–699, 1961.
8) Beckmann, M. J.: On optimal tolls for highways, tunnels, and bridges. in vehicular traffic science, In *Proceedings of the Third International Symposium on the Theory of Traffic Flow*, , Operations Research Society of America 1967.
9) Yang, H.: System optimum, stochastic user equilibrium, and optimal link tolls, *Transportation Science*, Vol. 33, No. 4, pp. 354–360, 1999.
10) Cascetta, E. and Papola, A.: Random utility models with implicit availability/perception of choice alternatives for the simulation of travel demand, *Transportation Research Part C: Emerging Technologies*, Vol. 9, No. 4, pp. 249–263, 2001.
11) Mesbah, M., Sarvi, M. and Currie, G.: New methodology for optimizing transit priority at the network level, *Transportation Research Record*, Vol. 2089, pp. 93–100, 2008.
12) Mesbah, M., Sarvi, M. and Currie, G.: Optimization of transit priority in the transportation network using a genetic algorithm, *IEEE Transactions on Intelligent Transportation Systems*, Vol. 12, No. 3, pp. 908–919, 2011.
13) Zheng, N. and Geroliminis, N.: On the distribution of urban road space for multimodal congested networks, *Transportation Research Part B: Methodological*, Vol. 57, pp. 326–341, 2013.
14) Geroliminis, N. and Daganzo, C. F.: Existence of urban-scale macroscopic fundamental diagrams: Some experimental findings, *Transportation Research Part B: Methodological*, Vol. 42, No. 9, pp. 759–770, 2008.
15) Zheng, N., Dantsuji, T., Wang, P. and Geroliminis, N.: Macroscopic approach for optimizing road space allocation of bus lanes in multimodal urban networks through simulation analysis, *Transportation Research Record*, Vol. 2651, pp. 42–51, 2017.
16) Geroliminis, N., Zheng, N. and Ampountolas, K.: A three-dimensional macroscopic fundamental diagram for mixed bi-modal urban networks, *Transportation Research Part C: Emerging Technologies*, Vol. 42, pp. 168–181, 2014.
17) Dantsuji, T., Fukuda, D. and Zheng, N.: A macroscopic approach for optimizing road space allocation of bus lanes in multimodal urban networks through simulation analysis: An application to the tokyo cbd network, In *IEEE 20th International Conference on Intelligent Transportation Systems (ITSC), Yokohama*, 2017.
18) Yang, H. and Huang, H.-J.: *Mathematical and Economic Theory of Road Pricing*, Pergamon 2005.
19) de Palma, A. and Lindsey, R.: Traffic congestion pricing methodologies and technologies, *Transportation Research Part C: Emerging Technologies*, Vol. 19, No. 6, pp. 1377–1399, 2011.
20) Gu, Z., Shafiei, S., Liu, Z. and Saberi, M.: Optimal distance-and time-dependent area-based pricing with the network fundamental diagram, *Transportation Research Part C: Emerging Technologies*, Vol. 95, pp. 1–28, 2018.
21) Zheng, N., Waraich, R. A., Axhausen, K. W. and Geroliminis, N.: A dynamic cordon pricing scheme combining the macroscopic fundamental diagram and an agent-based traffic model, *Transportation Research Part A: Policy and Practice*, Vol. 46, No. 8, pp. 1291–1303, 2012.
22) Arnott, R.: A bathtub model of downtown traffic congestion, *Journal of Urban Economics*, Vol. 76, pp. 110–121, 2013.
23) Fosgerau, M.: Congestion in the bathtub, *Economics of Transportation*, Vol. 4, No. 4, pp. 241–255, 2015.
24) Arnott, R., De Palma, A. and Lindsey, R.: A structural model of peak-period congestion: A traffic bottleneck with elastic demand, *American Economic Review*, pp. 161–179, 1993.
25) Yoshii, T. and Kuwahara, M.: SOUND: A traffic simulation model for oversaturated traffic flow on urban expressways, In *The 7th World Conference on Transportation Research, Sydney*, 1995.
26) Kato, H., Fukuda, D., Yamashita, Y., Iwakura, S. and Yai, T.: Latest urban rail demand forecast model system in the tokyo metropolitan area, *Transportation Research Record:*, Vol. 2668, pp. 60–77, 2017.
27) Small, K. A.: The scheduling of consumer activities: work trips, *American Economic Review*, Vol. 72, No. 3, pp. 467–479, 1982.
28) Zheng, N., Rérat, G. and Geroliminis, N.: Time-dependent area-based pricing for multimodal systems with heterogeneous users in an agent-based environment, *Transportation Research Part C: Emerging Technologies*, Vol. 62, pp. 133–148, 2016.
29) 平井章一，XING，Jian，甲斐慎一朗，堀口良太，宇野伸宏：ETC2.0 プローブデータを活用した都市間高速道路における休憩行動実態把握，交通工学論文集，Vol. 3，No. 4，pp. A36–A45，2017.
30) 三好孝明，長谷川栄一，田中伸治：ETC2.0 プローブ情報を活用したパーキングエリア利用状況の試行的分析，交通工学論文集，Vol. 3，No. 2，pp. B6–B12，2017.
31) 西井和夫，古屋秀樹，坂井努：時間軸を考慮したマルコフ連鎖モデルによる観光周遊行動分析，交通工学，Vol. 31，No. 5，pp. 21–30，1996.
32) 西野至，藤井聡，北村隆一：観光周遊行動の分析を目的とした目的地・出発時刻同時選択モデルの構築，土木計画学研究・論文集，Vol. 16，pp. 681–687，1999.
33) 森川高行，佐々木邦明，東力也：観光系道路網整備評価のための休日周遊行動モデル分析，土木計画学研究・論文集，Vol. 12，pp. 539–547，1995.
34) Fosgerau, M. and Engelson, L.: The value of travel

time variance, *Transportation Research Part B: Methodological*, Vol. 45, No. 1, pp. 1–8, 2011.
35) 福田大輔，小林巴奈，五百藏夏穂，田中謙大，中西航，浅田拓海，有村幹治，内田賢悦，福田大輔：Wi-Fi パケットセンシングによる北海道広域観光周遊行動調査，観光情報学会研究発表会講演論文集，Vol. 16，pp. 58–61，2017.
36) 中西航，小林巴奈，都留崇弘，松本拓朗，田中謙大，菅芳樹，神谷大介，福田大輔：Wi-Fi パケットセンサーによる観光周遊パターンの把握可能性：沖縄・本部半島における検討，土木計画学研究・講演集，Vol. 55, 2017.
37) 壇辻貴生，杉下佳辰，福田大輔，浅野光行：Wi-Fi パケットデータを用いた観光客の滞在時間特性把握の可能性に関する研究，都市計画論文集，Vol. 52，No. 3，pp. 247–254，2017.
38) 沖縄県：平成 28 年度観光統計実態調査，http://www.pref.okinawa.jp/site/bunka-sports/kankoseisaku/kikaku/report/tourism_statistic_report/h28_tourism-statistic-report2.html.
39) Bhatia, P., Ivoleff, S. and Govaert, G.: Blockcluster: An R Package for Model-Based Co-Clustering, *Journal of Statistical Software*, Vol. 76, No. 9, pp. 1–24, 2017.