

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
N o . 2022-1

研究テーマ

道路整備による走行時間短縮便益等を把握
する手法についての技術研究開発

研究代表者：	東京大学教授	加藤 浩徳
共同研究者：	東京大学教授	福田 大輔
	神戸大学教授	織田澤 利守
	熊本大学教授	円山 琢也

令和 7 年 6 月

新道路技術会議

目次

研究概要	3
第1章 はじめに	3
1. 1 研究の背景	3
1. 2 道路事業評価における便益計測上の課題	4
1. 3 本研究の目的	5
第2章 交通の時間価値と時間信頼性価値の推定	6
2. 1 はじめに	6
2. 2 既往研究のレビュー	6
2. 3 手法	6
2. 4 データ	7
2. 5 推定結果	10
2. 6 おわりに	11
第3章 走行時間信頼性指標の推定	13
3. 1 はじめに	13
3. 2 既往研究のレビュー	13
3. 3 走行時間変動の推定データの作成	15
3. 4 走行時間信頼性式の推定	16
3. 5 おわりに	19
第4章 電気自動車を含む車両維持管理費に関する分析	21
4. 1 はじめに	21
4. 2 既往研究のレビュー	21
4. 3 データ	23
4. 4 分析方法	24
4. 5 分析結果	26
4. 6 考察	28
4. 7 おわりに	28
第5章 全国データを用いた交通事故発生率の推定	30
5. 1 はじめに	30
5. 2 既往研究のレビュー	30
5. 3 分析方法	32
5. 4 データ	32
5. 5 分析結果	33
5. 6 考察	36

5. 7	おわりに.....	37
第6章	道路整備が周辺地域の地価に与えるインパクトの分析.....	39
6. 1	はじめに.....	39
6. 2	既往研究のレビュー	39
6. 3	仮説.....	40
6. 4	分析方法.....	41
6. 5	データ	41
6. 6	分析結果.....	42
6. 7	おわりに.....	47

第1章 はじめに

1.1 研究の背景

先進国を中心とする多くの国々では、道路整備の投資の妥当性を判断する上で、費用便益分析が広く活用されている。費用便益分析は、投資の社会的効率性を評価する上で重要な手法の一つであり、我が国では、建設省による1996年の一部試行を経て、建設省・運輸省により、1998年から導入された。我が国で、事業評価に科学的なアプローチが公式に導入されてからすでに20年以上が経過しつつあり、次第に評価に関する経験・知見が蓄積されてきている。費用便益分析を活用した事業評価がより客観的な評価を可能とし、透明性の高い事業の意思決定に寄与してきたことは高く評価されるべきであろう。その一方で、現場における事業評価手法の適用を通じて、少なからず課題も明らかになってきている。その中には、例えば費用の推定精度が低いために、当初の積算時点よりも建設途上でコストが上昇し、費用対効果の結果に深刻な影響を及ぼすケースなどが含まれる。また、長期のプロジェクトとなるために、異時点間の費用や便益を集計する上で適切な割引率を適用することが求められるが、その割引率の妥当性についても問題提起がなされている。これらの課題については、国土交通省の委員会の中間とりまとめでもすでに整理され、現在検討されているところである。

本研究は、我が国の道路事業評価において明らかになってきた諸課題のうち、特に便益評価に関わる問題を主な対象とする。道路整備による効果としては、一般に、渋滞の緩和や交通事故の減少、走行快適性の向上、沿道環境の改善、災害時の冗長性の確保、交流機会の拡大、新規立地に伴う生産増加や雇用・所得の増大等が挙げられる。これらのうち、道路整備によって生じる直接効果は、便益として計上されており、さらに道路整備便益のうち市場財の効果は消費者余剰法と呼ばれる方法で計測される一方で、非市場財にかかわる外部効果は別途の方法によって算定されている。消費者余剰法による便益算定においては、道路ネットワーク上の各リンクの走行時間や走行費用の変化と特定の期間内に当該リ

ンクを走行する車両台数とを用いて簡便に算定されることが一般的である。外部効果については、道路整備による走行安全性の改善や車両から排出される汚染物質の変化によって計測されることが多い。

我が国の道路事業評価では、特に貨幣換算可能な項目として整理されている、「走行時間短縮」、「走行経費減少」、「交通事故減少」という3種類の効果が便益として算定されることが一般的である。道路整備によって生じる効果は、これら3種類の効果に限られるわけではないので、それ以外の効果を計測する必要性やそのための方法論の提案がこれまでも多数行われてきた。また、諸外国においては、実際に3便益項目以外の便益についても道路整備の効果として計測する事例が見られている（山内・土谷、2018）。ただし、一般的に道路事業は、速達性向上を目的とされることが多かったこともあり、便益のほとんどは走行時間短縮によるものと言われてきている。そのため、走行時間短縮便益を計測するための方法を中心に議論がなされてきた。具体的には、時間短縮便益の計測において用いられる、いわゆる「時間価値」の設定方法に高い関心が寄せられ、国内外で数多くの研究が行われてきている（加藤、2013）。時間価値の設定には、観測される人々の行動特性に応じて短縮時間に対する支払意思額から推定する「選好接近法」と呼ばれる方法と、労働賃金率をベースとする「所得接近法」と呼ばれる方法の2つが広く知られている。我が国では、伝統的に所得接近法によって時間価値が設定され、マニュアル等を通じて実際の道路整備事業に活用されてきた。当然、労働賃金率やそれに関連するデータは年々変化するため、適宜データの更新が行われてきた。ところが、こうした我が国の原単位更新の持続可能性にはいくつかの課題が指摘されるようになってきている。

一方で、先の三便益の算定に当たっては、その便益項目についても共有して交通需要の予測値が不可欠である。ここでは、道路整備がなされる（With）ケースとなされない（Without）ケースのそれぞれについて、将来時点における道路ネットワーク上の交

通需要に関するデータが、交通需要予測モデルと呼ばれる工学的な手法によって推計される。交通需要を分析するためには、道路を利用する人々の行動特性が分析モデルに反映される必要があり、走行時間や走行費用は道路利用者の行動に影響を与える主要素である。道路利用者は、走行時間と走行費用とのトレードオフに常に直面しており、それらの関係性を考慮しながら経路の選択を含めた最適な交通行動を行っているとは仮定される。そのため、交通需要予測モデルにおいても時間価値は重要な位置を占めることになる。交通工学を専門とする研究者によって、長年にわたって交通需要を予測するためのモデルの開発が行われてきている。ところが、これまで我が国の道路整備事業において、便益計測が交通需要予測と同時に検討されることは稀であり、それらの中で時間価値はそれぞれ個別に議論されてきた。実際の便益算定にあたっては、交通需要予測モデルによって計算された一日当たりの平均交通量の将来推定値が所与の下で、それをベースに時間価値等を用いた便益計測が行われるという二段階のプロセスが踏まれてきた。本来は、交通需要予測の段階と便益計測の段階は一体的にデザインされることで、理論的にも、使用データの面でも整合性が確保されることが望ましい。また、一定の整合性を確保することが前提となる場合、交通需要予測あるいは便益計測の手法の変更に伴って、相互に整合的に変更がなされる必要がある。特に、近年の通信情報技術（ICT）の進展に伴って交通関連データが充実してきている一方で、交通需要予測の技術も発展が著しい。これまでは、道路整備によって生じる土地利用変化がもたらす交通発生量の変化（多くの場合は、需要の誘発を伴うことが期待される）も考慮されてこなかったが、交通関連データや土地利用・社会経済データ等の充実に伴って、新たな分析も可能となりつつある。したがって、これらを考慮したより高度な交通需要予測ならびに便益計測を行っていくことで、道路整備による効果をよりの確に評価できる方法が求められている。

1.2 道路事業評価における便益計測上の課題

過去 20 年以上の事業評価の実態を踏まえると、現在、我が国の道路事業評価における主な課題は以下のようにまとめられる。

第一に、事業評価で使用される基礎データの入手の持続可能性とその信頼性に関する問題である。例えば、現在の我が国の道路整備事業に使用されている時間価値を更新していくためには、多くの統計データが必要とされている。しかし、長年にわたり時間価値をはじめとする便益原単位の最新値を設定し続ける中で、一部の統計調査データが更新されなかったり、データの入手が不可能になったりしており、入力データそのものを他のデータから推定する必要が生じてきている。その原因には、政府の統計調査の予算不足や長期的な戦略の欠如、あるいは民

間データの活用による不確実性などがあるが、本質的にはデータに過度に依存する便益原単位設定の方法にも課題がある可能性がある。こうした統計データの不足や不完全性による原単位の推定精度低下や更新困難の課題を克服できる、持続可能な便益計測の方法が再検討される必要がある。

第二に、既に述べたように、近年の情報通信技術（ICT）の進展や交通調査の充実に伴い、より緻密な交通関連データの入手可能性が出てきているにもかかわらず、それらが交通需要予測や便益計測にうまく反映できていない恐れがある。例えば、ETC2.0 データなどにより時間帯別あるいは地域別に詳細な交通需要データ入手できるようになると、従来一般的に適用されていた日単位の交通需要予測よりも交通需要の時間帯での変動をよりの確に反映できる、時間帯別の交通需要予測が可能になると思われるが、それと整合的な時間価値が未だに設定されていない。同様に、交通関連データの充実に伴い、季節変動や移動目的・利用者特性などに関するデータが詳細に得られるようになってきていることから、走行時間の信頼性を考慮した新たな事業評価の方法が求められつつある。また、道路整備にともなう周辺土地利用の変化によって、沿道居住者・企業や沿道の目的地を訪問する人々や目的地に物資を輸送する企業等の活動特性が変化し、結果的に交通発生量やそのパターンが変化する可能性がある。しかし、従来の交通需要予測では、一時点のクロスセクショナルな分析にもとづくモデルが主に適用されてきたために、そうした交通・輸送パターンの変化が十分理解されていなかった。長期にわたる交通調査データが蓄積されることにより、多時点データを活用したダイナミックなインパクトを分析することも可能になりつつある。特に、道路整備に伴う周辺地域の経済活動への影響や、交通需要の誘発効果については、これまで理論的な可能性が指摘されてきているにもかかわらず、その実証的なエビデンスは十分とは言えない。

第三に、学術的な知見の蓄積に伴って、時間価値等の便益原単位の設定方法の妥当性に関する再検証が必要になりつつある点である。一部の欧州の国々では選好接近法による時間価値の設定が広く検討されていることを踏まえたとき、時間価値を推定するための交通データの蓄積も進みつつある中、我が国でこれまで適用されてきた所得接近法を今後も活用することが妥当かどうかについては、丁寧な検討が必要だと思われる。また、英国等の国のガイドラインでは、将来時点の時間価値が現在とは異なることを明示的に考慮する設定がなされており、我が国でもそうした変更の妥当性が検討されるべきであろう。同様に、走行経費や交通安全性の原単位についても、最新の学術的な知見を取り込むことによって、車両の性能や道路特性等に応じたより適切な設定方法が検討されるべきである。

第四に、これまであまり丁寧な議論がなされてこなかった貨物輸送の時間価値についてもさらなる

検討の深度化が必要である。貨物輸送の時間価値を適切に推定するためには、我が国の貨物輸送の実態を的確に把握する必要があるが、これまでデータが不十分であったため困難とされてきた。特に、貨物は輸送される物品の種類や、産地・消費地等の特性によって輸送パターンが多様であり、輸送に限らず、生産、倉庫、卸、消費等サプライチェーンに複数のステークホルダーが関与することから、意思決定構造も複雑である。実態把握のためのデータ入手の困難性については、現時点でも大きく状況が変化していないと思われるが、貨物輸送の時間価値を包括的に検討する理論的なフレームワークを検討することで、今後のデータ収集の方向性が議論されるべきと考えられる。

第五に、人々の価値観の変化に伴うモビリティパターンの変化や電気自動車（EV）の普及、自動運転技術開発をはじめとする車両技術の進展を鑑みたときに、これらを適切に反映した柔軟な事業評価の仕組みが社会的に求められつつある点である。電気自動車等の走行費用原単位、自動運転車運転時の時間価値などについて、新たなに生じる変化に対応した分析が必要と考えられる。

第六に、交通量推計の手法上の課題である。分割配分法が我が国は広く交通ネットワーク配分として活用されているが、この手法にはヒューリスティックな手法であるが故に分析者の恣意が入りやすく、理論的にも整合性が担保されないなどの課題が多い。すでに均衡配分の理論と技術が確立されていることから、できるかぎり理論的にも正当性が高く、最新の技術を活用した手法に転換していくことが望まれる。

1.3 本研究の目的

以上の事業評価に関わる課題を解決することを目指し、本研究は、以下の点を目的とする。

1) 時間価値等の原単位の設定する手法の開発

まず、道路事業による走行時間短縮便益を算定す

るための時間価値原単位の設定手法、走行時間信頼性改善便益を算定するための時間信頼性式ならびに時間信頼性価値の設定方法を検討する。次に、走行経費原単位の設定手法についても、EVの普及等のモビリティの変化を考慮した走行経費原単位の計測手法の開発等を行う。さらに、我が国のデータを活用した新たな交通事故発生率の算定手法も開発する。

2) 時間帯等による変動や誘発交通等を考慮した交通量の推計手法の開発

時間帯や季節による変動や道路整備に伴う誘発交通を考慮した交通量の推計手法の開発等を検討する。ここでは、まず、従来の交通量配分方法を諸外国の手法とも比較しながら丹念にレビューし、現行手法の問題を解決し、利用者均衡配分モデルを軸とした新たな手法を検討する。次に、特に時間帯による変動を明示的に考慮するための手法の実装を試みる。また、道路整備による誘発需要に関するエビデンスを多様な角度から検証した上で、それらも考慮した誘発需要を考慮した交通量推計の手法の開発を試みる。

3) 我が国の道路事業評価を念頭に置いた新たな時間価値等の原単位および交通量推計手法の提案

我が国の道路事業計画・評価の適用に耐えうる時間価値等の原単位および交通量推計の手法を開発する。ここでは、全国の地方整備局の協力も得ながら、新たな提案手法を実際の道路事業に適用し、交通量推計と事業評価を行ってその適用可能性を検討することにより、実装可能な手法の提案を目指す。

参考文献

- 加藤浩徳（2013）．「交通の時間価値の理論と実際」，技報堂出版。
- 山内弘隆，土谷和之（2018）．海外における公共事業評価の最近の状況，運輸と経済，Vol. 78, No. 7, pp. 30-36.

第2章 交通の時間価値と時間信頼性価値の推定

2.1 はじめに

交通ネットワークのサービスの評価において、便益として、伝統的に走行時間の短縮や走行経費の削減等の直接効果が用いられてきた。これに加えて、走行時間の信頼性向上価値の評価手法についても様々な手法が提案されており、実際に一部の他国では、時間信頼性向上便益を交通プロジェクトの評価に含めることが推奨されつつある。（例えばde Jong and Bliemer, 2015; New Zealand Transport Agency, 2016; Organization for Economic Co-operation and Development (OECD), 2016）

我が国の道路の事業評価においては、国土交通省によって定められたマニュアルにより時間短縮便益・経費削減便益・交通事故削減便益の3種類の便益が評価に使用されている。日本においては、これまで時間信頼性を評価するためのデータがあまり充実しておらず評価に活用されてこなかったが、近年の情報通信技術や交通調査の充実、例えば自動車起終点調査の個票の分析による顕在化経路選択データの活用や、全国的な自動車プローブデータによる走行時間変動の把握により、実際の交通行動の実績データに基づく時間信頼性価値の評価及び活用の可能性が出てきた。

本章では、道路交通センサスOD調査を用いて高速道路・一般道の経路選択モデルをロジットモデルにより推定し、そのパラメータから走行時間価値および信頼性価値を推定するための手法を提案することを目的とする。2節では時間信頼性価値を算出するためのアプローチについて述べ、3節ではそれを踏まえた分析方法を示す。4節では分析に使用するデータセットの作成手法を示し、5章では作成したデータセットを用いてモデルパラメータの推定と分析を行い、6章で考察を実施する。最後に7章において本研究から得られた成果をとりまとめ、今後の研究課題について述べる。

2.2 既往研究のレビュー

道路利用者の時間信頼性価値を実証的に推定する

方法には、Zang et al.(2022)によれば大きく4つのアプローチが使われる。第一のアプローチは、平均-分散モデルである（例えば、Fosgerau et al., 2008）。これは、早着・遅着にかかわらず、走行時間に不確実性があることによって生じる走行時間変動による旅行者の不便さを直接的にモデル化する方法である。この行動モデルを同定するためには経路選択や交通手段選択の行動データが必要となる。第二のアプローチは、スケジュール変動モデルである（例えば、Bates et al., 2001）。これは、旅行者自身が走行時間変動の頻度や程度を把握している前提のもと、それを加味したスケジュール決定を介して効用に影響を与えると仮定する方法であり、早着・遅着それぞれの効用成分を持つ効用関数によりモデル化する。モデル化にあたっては、旅行者の出発時刻選択に関する行動データが必要である。第三のアプローチは、平均遅延モデルである（例えば、ATOC, 2005）。これは、遅着によってのみ不利益が生じると仮定し、移動時間の効用と到着時（もしくは出発時）の遅れの効用の2つの効用成分しか持たない。第四のアプローチは、ネットワーク効用最大化モデルである（例えば、Uchida, 2014）。これは、走行時間、費用、走行時間分散の3つの予算成約のもとで効用最大化となる経路選択を行うと仮定し利用者均衡配分を行う方法である。

これらのアプローチに用いられるデータは、実際の走行時間変動と関連付けられたRPデータであることが望ましいが、一般的にはその取得は難しい（例えば、Lam et al., 2001）。RPデータが利用できない場合には、SPデータが用いられることが多い。

2.3 手法

本章の分析では、上で挙げた4つのアプローチのうち第一のアプローチである平均-分散モデルを我が国の道路利用者の時間信頼性価値の推定に適用する。推定には、大規模な自動車利用動向調査である道路交通センサスのデータセットを用いる。このデータセットには、ドライバーへの調査によって収集された、全国をカバーする4,339,263件の自動車

利用レコードが含まれている。道路交通センサスは、主に将来の交通需要を予測するための交通量配分に利用されてきた。このデータセットを使って実証的に時間信頼性価値を推計しようとした研究はこれまでなかった。道路センサスには、出発地、目的地、高速道路利用の有無等が含まれているが、ドライバーが実際に経路選択を行った時点での走行時間や時間信頼性に関する情報は含まれていないため、後述する方法で不足する情報を補完した上で、経路選択分析による時間信頼性価値を推定する。

時間信頼性価値を推定するための経路選択分析には、単純な二項選択ロジットモデルを用いる。観測されたトリップには、出発地から目的地まで高速道路を利用する経路、すなわち、高速道路と一般道の両方のリンクを使用する経路と高速道路を利用しない経路、すなわち一般道のリンクのみを使用する経路の2つの経路の選択肢があるものと仮定する。

まず、個人が金銭及び時間の制約の下で効用関数を最大化すると仮定する。個人は、出発地と目的地の固定された組を持つ与えられた選択集合から経路の離散的選択に直面するとする。そして、特定の経路が選択されるという条件の下で、個人の効用関数を最大化する。効用関数は、次のように仮定する。

$$V_{i,n} = \theta_1 T_{i,n} + \theta_2 C_{i,n} + \theta_3 \sigma_{i,n} + \sum_j \theta_j X_{i,j,n} \quad (1)$$

ここで、 $V_{i,n}$ は、ルート・オプション*i*が選択される条件下での個人*n*の効用関数、 $T_{i,n}$ は、個人*n*のルート・オプション*i*の移動時間（休憩時間を含む）、 $C_{i,n}$ は、個人*n*のルート・オプション*i*の移動コスト（走行経費と道路料金の和）、 $\sigma_{i,n}$ は、個人*n*のルート・オプション*i*の時間信頼性指標（後述）、 $X_{i,j,n}$ は、個人*n*のルート・オプション*i*のその他の*j*番目の変数、 θ_j は*j*番目の変数のパラメータである。

ゾーンによってサンプリング率が異なるため、パラメータ推定には加重尤度最大化法を用いる。ゾーン*m*で車両登録された回答者を n_m とする。 n_m の重みは以下のように定義される。

$$\omega_{nm} = \frac{H_m}{N_m} \quad (2)$$

ここで、 N_m はゾーン*m*の回答者数、 H_m はゾーン*m*の登録車両数である。そして、対数尤度関数は次のように定義される。

$$\ln L = \sum \sum \omega_{nm} \cdot \delta_{i,nm} \cdot \ln P_{i,nm} \quad (3)$$

ここで、 $\delta_{i,nm}$ は、個人 n_m が経路選択肢*i*を選択する場合は1、それ以外は0に等しく、 $P_{i,nm}$ は、個人 n_m が経路選択肢*i*を選択する確率である。二項選択ロジットモデルを仮定しているので、経路選択確率は次のように示される：

$$P_{i,nm} = \frac{1}{(1 + \exp(V_{j,nm} - V_{i,nm}))} \quad (4)$$

時間信頼性価値（VOR）は時間節約価値（VTTS）と時間信頼性比（RR）を用いて

$$VOR = \sum \Delta \sigma \cdot VTTS \cdot RR \quad (5)$$

により求められる。ここで $\Delta \sigma$ は経路*i, j*の時間信頼性指標の差である。また、時間節約価値は $VTTS = \frac{\theta_1}{\theta_2}$ 、時間信頼性比は $RR = \frac{\theta_3}{\theta_1}$ により求められる。

2.4 データ

(1) 2015年道路交通センサスデータの概要

推定にあたっては、2015年道路交通センサスデータを使用する。この調査は、国土交通省により2015年に実施された、自動車所有者への世帯インタビューに基づくO-D調査起点・終点（O-D）調査である。本分析では、車両所有者ベースのO-D調査データを使用する。この調査は全国をカバーしている。調査対象は、自家用車、事業用自家用車、自家用トラックの3種類で、平日・休日を問わない。調査員は、公的な自動車所有者リストから無作為に抽出された世帯を対象に、自動車の使用状況について調査票を用いて調査を行った。調査データには、調査対象世帯のある日の自動車利用エピソードが含まれ、出発地、目的地、出発時刻、到着時刻、乗車人数、移動目的、高速道路利用の場合は出発地/目的地インターチェンジの情報が含まれる。また、所有する自動車の種類、登録されている自動車の所在地、世帯人数や自動車の所有状況などの世帯属性、年齢、性別、職種などの運転者個人の属性も記載されている。移動目的は、「自宅から職場への移動」、「自宅から学校への移動」、「職場・学校・他から自宅への移動」、「送迎のための移動」、「個人的な移動」、「業務での移動（荷物の運搬を伴わない）」、「業務での移動（荷物の運搬を伴う）」の7種類に分類される。個人的な旅行には、買物、通院、食事、日常的なレジャー、宿泊を伴うレジャー、親戚・友人訪問、ドライブ、個人レッスンが含まれる。

(2) 分析対象地域

本研究では、このデータセットのうち、ケーススタディとして北関東自動車道沿道（概ね北関東自動車道から25kmの範囲内）のエリア内部を走行した運行データを抽出して使用した。北関東自動車道は、東京からおおよそ70-90kmのエリアを東西方向に結ぶ道路であり、東京から見て放射方向の道路を相互に連絡する環状道路の役割を持つとともに、このエリアの主要都市である水戸、宇都宮、高崎を相互に連絡する役割を持っている。本道路の沿線である茨城県、栃木県、群馬県のいわゆる北関東3県は日常の交通手段における自動車の交通分担率が特に高く、2021年全国PT調査によると、全国平均の自動車の交通分担率が48%であるのに対し、このエリアに属する宇都宮市及び高崎市の自動車の交通分担率はそれぞれ67%、73%であった。



図 2-1 北関東自動車道とその沿道エリア

(3)サービス水準（LOS）データ

実証分析のために、移動距離、移動時間、移動コストなどのサービス水準(LOS)データを用意した。

第一に、ゾーニングシステムと全国的な道路ネットワークを準備した。ゾーニングシステムは、2015年道路交通センサスでの集計区分に基づき、日本全国を7,084のゾーンでカバーした。都道府県道、国道、高速道路を含む道路ネットワークは、日本のデジタル道路地図データベース（DRM、デジタル道路地図協会による）をベースとしている。第二に、道路ネットワーク内のすべてのリンクについて、リンク毎のサービスレベルデータを作成した。第三に、各リンクのリンク長については、デジタル道路地図データベースのリンク長を道路ネットワークに適用した。第四に、各リンクの走行時間は、混雑時走行時間、非混雑時走行時間の2つに分けて算出した。混雑時走行時間及び非混雑時走行時間は、2015年道路交通センサスの一般交通量調査における各リンクの混雑時旅行速度、非混雑時旅行速度及びリンク長から算出した。なお、混雑時走行時間を適用するトリップは出発時刻が7, 8, 17, 18時台のいずれかであるものとし、それ以外のトリップは非混雑時走行時間を適用した。第五に、各リンクの移動コストに関して、ドライバーに発生する移動コストは高速道路を利用するための通行料金と距離毎にかかる走行経費の合計と仮定した。高速道路料金は、道路交通調査の調査時期と合致するよう、2015年10月における料金を設定した。また、走行経費については、費用便益分析マニュアル（国土交通省道路局・都市局、2018）における「走行経費減少便益」の算定において用いる距離あたり速度別走行経費原単位を使用し、2015年道路交通センサスの一般交通量調査における旅行速度により選択された原単位にリンク長を乗じて算出した。なお、この走行経費原単位には、燃料費のほか、油脂費、タイヤ・チュー

ブ費、整備費、車両償却費が含まれている

(4)ゾーン間の平均走行時間および標準偏差の算定

まず、ゾーン間の実際の所要時間標準偏差を算定するため、ETC2.0プローブ情報を集計して用いた。ETC2.0プローブ情報は、Mizutani et al. (2015)に示す通り、道路に設置されたITSスポットと車両に搭載されたETC2.0対応カーナビゲーションシステムとの間の双方向のデータ通信により取得された車両の走行履歴データを統合したものである。対象期間は、2021年4月1日から2022年2月28日の334日間の毎日7～19時のデータを集計対象とした。発着地のゾーニングについては、ETC2.0プローブ情報による発地、着地は2015年道路交通センサスと同様に日本全国7,084ゾーンに対応させて使用した。

次に、平均速度による異常データの除去を行った。ETC2.0プローブ情報による運行データのうち、起終点間の平均速度が高速すぎるもの（高速道路利用で160km/h超、一般道利用で80km/h超）または低速すぎるもの（20km/h未満）を除去した。日本の道路の規制速度は高速道路では最高でも120km/h、一般道では最高でも60km/hであることから、OD間の平均速度がこれらを大きく超えるものは異常値であると判断した。また、最低速度については、コンビニエンスストア等への沿道施設の短時間の立ち寄り等を含むODをそのまま計算に含めしまうとOD間の走行時間が著しいデータが含まれてしまうことから、これらを除外できるように平均20km/h未満の運行データは異常値であると判断した。

その後、OD別日平均走行時間を算出した。各OD間について、異常値の影響を除外するため、1日あたり有効データ数に閾値を設けて有効日のみ平均走行時間を算出した。本研究では、3件以上の有効データが取得された日をOD別の有効日とした。

最後に、OD別全期間平均走行時間・標準偏差の

算出を行った。各 OD 間について、異常値の影響を除外するため、OD あたり有効日数に閾値を設けて有効 OD のみ全期間平均走行時間及び標準偏差を算出した。本研究では、有効日が 30 日以上 of OD のみを算出対象とした。

(5)ゾーン間のサービスレベルデータの作成

リンクベースのサービスレベルデータに基づき、ゾーン間のサービスレベルデータを作成した。予め各ゾーンの主要な地点・道路上に設定されたゾーン代表座標を用いて、全てのゾーン間について(a)高速道路を利用する経路、(b)高速道路を使用しない経路の2つを探索した。(a)については高速道路強制的に使用することを条件とした最短経路探索結果により探索された経路、(b)については高速道路を除いたリンクのみを用いて最短経路探索により探索された経路とした。探索された(a)と(b)の2つの経路について、リンク毎に設定された走行時間・リンク長・料金経費を累計しゾーン間の LOS とした。ここで走行時間については、国土交通省鉄道局(2010)に基づき総走行時間に 0.094 を乗じたものを休憩時間として付加したものを使用した。

(6)サンプルデータセットの構築

サンプルベースのデータセットは、以下のスクリーニングプロセスを経て構築した。

- ・走行時間信頼性有効 OD の抽出：2015 年道路交通センサス OD のうち、ETC2.0 プローブ情報による平均走行時間・標準偏差が有効に算出できた OD のみを抽出し分析対象とした。
- ・運休車の除外：OD 調査は自動車のオーナーに対して実施されるものであることから、運休車を含んでいるためこれを除外した。
- ・路線バスの除外：決まったルートを走行すると考えられる路線バスのサンプルを除外した。
- ・ゾーン内々トリップの除外：ゾーン間の LOS に基づく経路選択により推定を実施することから、経路を特定できないゾーン内々トリップを除外した。

・フェリー利用の除外：経路を自由に選択できない区間が生じてしまうフェリーを経路に含むトリップを除外した。なお、本研究で対象とした北関東自動車道沿道は日本の本州内陸部にあたり、フェリーは運行していない。

・高速道路を利用しない経路の除外：近くにインターチェンジがない等の理由で高速道路を利用する経路が探索されないサンプルを除外した。

・高速道路利用経路・一般道のみ利用経路の所要時間差によるスクリーニング：高速道路利用経路・一般道のみ利用経路が競合しているサンプルを分析対象とすることを目的として、「一般道のみ利用経路の所要時間－高速道路利用経路の所要時間」が-20～70 分であるサンプルのみを抽出し、これを満たさないサンプルを除外した。

・車種区分によるスクリーニングと統合：2015 年道路交通センサス OD 調査における車種区分は 8 区分であるが、高速道路と一般道の選択傾向が一般の車両と大きく異なると考えられる「バス」「貨客車」「特種車」のサンプルを除外した。また、車両の利用のされ方が似ていると考えられる「軽乗用車」及び「乗用車」の 2 区分を「乗用車類」として統合し、「軽貨物車」「小型貨物車」及び「普通貨物車」の 3 区分を「貨物車類」として統合した。

(7)データの記述統計

表2-1は、データの記述統計量を乗用車、貨物車類、全車種についてそれぞれまとめたものである。

これより、いずれの車種についても、高速道路利用経路のOD距離はおおむね18～19 kmであるのに対し、一般道利用経路は9～11 kmとなっており、高速道路利用経路のOD距離は一般道利用経路の約2倍になっていることが読み取れる。また、OD距離は車種間で大きく変わらないにもかかわらず、高速道路の平均利用料金は、乗用車で580.2円、貨物車類で818.8円となっており、貨物車類の方が高いことがわかる。時間信頼性指標については、いずれの車種についてもおおむね0.2分程度となっている。

表 2-1 使用データの記述統計量

項目		平均	標準偏差	最小	25%	中央値	75%	最大値
乗用車								
高速	OD 距離[km]	18.7	6.0	8.0	14.8	17.6	21.8	55.8
	OD 時間[分]	30.7	7.3	15.1	25.8	30.1	34.4	84.3
	料金経費[円]	580.2	154.8	284.0	484.5	561.5	670.3	1566.8
	時間信頼性指標[分]	0.3	1.0	0.0	0.0	0.1	0.3	23.0
一般	OD 距離[km]	9.5	5.4	2.7	6.0	8.3	11.6	39.8
	OD 時間[分]	19.4	8.8	7.2	12.7	18.4	23.3	67.5
	料金経費[円]	157.8	83.2	44.8	96.6	142.3	189.3	644.6
	時間信頼性指標[分]	0.2	0.2	0.0	0.1	0.1	0.2	5.1
貨物車類								
高速	OD 距離[km]	19.3	6.8	8.0	14.9	18.2	22.2	62.7
	OD 時間[分]	31.1	8.1	15.1	25.8	29.6	35.3	77.7
	料金経費[円]	818.8	356.1	298.0	574.1	734.2	983.6	3517.4
	時間信頼性指標[分]	0.3	1.3	0.0	0.0	0.1	0.3	23.0
一般	OD 距離[km]	10.7	6.4	2.7	6.3	9.2	13.3	46.5
	OD 時間[分]	21.2	10.4	7.2	13.4	19.3	26.4	77.5

	料金経費[円]	261.4	179.3	48.5	134.9	213.8	350.5	1150.5
	時間信頼性指標[分]	0.2	0.2	0.0	0.0	0.1	0.2	2.9
全車種								
高速	OD 距離[km]	18.8	6.2	8.0	14.9	17.6	21.9	62.7
	OD 時間[分]	30.8	7.5	15.1	25.8	30.1	34.8	84.3
	料金経費[円]	628.3	232.0	284.0	496.1	570.4	707.5	3517.4
	時間信頼性指標[分]	0.3	1.1	0.0	0.0	0.1	0.3	23.0
一般	OD 距離[km]	9.7	5.6	2.7	6.0	8.4	11.9	46.5
	OD 時間[分]	19.8	9.2	7.2	12.7	18.5	23.5	77.5
	料金経費[円]	178.7	117.2	44.8	99.9	151.4	217.1	1150.5
	時間信頼性指標[分]	0.2	0.2	0.0	0.1	0.1	0.2	5.1

2.5 推定結果

(1) 車種別のモデルパラメータの推定

推定に当たっては、ごく短距離のトリップでは高速道路が選択されにくいことを考慮し、ダミーパラメータとして 10km 以下ダミーを設定して、以下のような効用関数を想定した。

$$V_1 = \theta_1 T_1 + \theta_2 C_1 + \theta_3 \sigma_1 \quad (6)$$

$$V_2 = \theta_1 T_2 + \theta_2 C_2 + \theta_3 \sigma_2 + \theta_4 D_{\text{Short}} \quad (7)$$

ここで、 D_{short} を 10km 以下ダミー都市、ルート・オプション 1 は高速道路を利用する経路、ルート・オプション 2 は高速道路を利用しない経路とした。

表 2-2 にパラメータ推定結果および VTTS と時間信頼性比 (VOR/VTTS) の推計結果を示す。全ての係数の検定結果は、それらが非常に有意であることを示している。尤度比も十分に高い。さらに、すべての係数の符号は妥当である。

表 2-2 パラメータ推定結果

説明変数	乗用車類	貨物車類	全車種計
走行時間 (分) T	-0.3048 (-7.7)	-0.1431 (-7.9)	-0.1840 (-12.0)
料金・経費 (円) C	-0.0112 (-15.4)	-0.0036 (-14.1)	-0.0064 (-25.2)
走行時間の標準偏差 (分) σ	-0.2103 (-0.7)	-0.1964 (-0.7)	-0.1965 (-1.1)
10km 以下ダミー D_{short}	2.3902 (4.1)	0.9557 (3.8)	1.5450 (7.3)
尤度比	0.960	0.695	0.881
初期尤度	-3721	-939	-4660
最終尤度	-146	-286	-552
修正済み尤度比	0.960	0.695	0.881
AIC	302	582	1113
サンプル数	5368	1355	6723
時間価値 円/分	27.1	39.8	28.8
信頼性比	0.69	1.37	1.07

注：カッコ内はt値

パラメータ推定結果より、乗用車類、貨物車類、全車種計の VTTS は 1 台 1 分あたり 27.1 円、39.8 円、28.8 円と推定された。また、時間信頼性比 (RR) はパラメータ推定結果より、乗用車類、貨物車類、全車種計の順に 0.69, 1.37, 1.07 であった。

(2) 運転者属性別のモデルパラメータの推定

続いて、乗用車類のサンプルを属性別に分割して

パラメータ推定を行った。なお、2015 道路交通センサス調査では運転者属性は個人所有の自家用車両への調査票のみで聴取されているため、乗用車類のうち法人所有車と、全車が営業用車両である小型貨物車類及び普通貨物車類のサンプルは属性別の分析対象から除外されることに留意が必要である。

まず、属性別のモデルパラメータの推定を行うため、分析対象の属性のいずれかが回答なし、または回答不明のサンプルを除外したデータセットを作成した。

目的別に分割したサンプルでパラメータを推定したところ、通勤、通学、私事、業務の VTTS はそれぞれ 25.1 円、97.7 円、31.4 円、40.2 円となり、時間信頼性比はそれぞれ 1.48, -0.15, 2.24, 0.64 となった。通学の時間価値が異常に大きく、また信頼性比が負の値となっているが、これは該当するサンプルサイズが 23 と非常に小さいため回答票のバリエーションが少なく適切に推定ができなかったためと考えられる。通学以外の目的では VTTS は大きい順に業務、私事、通勤となっており、時間信頼性比は大きい順に私事、通勤、業務となっている。

性別別に分割したサンプルでもパラメータを推定したところ、男性、女性の VTTS はそれぞれ 33.5 円、20.2 円となり、時間信頼性比はそれぞれ 0.98, 3.05 となった。男性の方がより時間価値が高い一方で、女性の方がより信頼性比が高い結果となった。

年齢別に分割したサンプルでパラメータを推定したところ、18-29 歳、30-39 歳、40-49 歳、50-59 歳、60-69 歳、70 歳-の VTTS はそれぞれ 40.8 円、0.3 円、26.8 円、40.6 円、38.6 円、-12.8 円となり、RR はそれぞれ 2.09, -232.34, 0.85, 0.61, 0.66, -0.45 となった。30-39 歳及び 70 歳-のサンプルは符号条件を満たしておらず、適切に推定ができなかったと考えられる。これら以外の年齢では VTTS は大きい順に 18-29 歳、50-59 歳、60-69 歳、40-49 歳となっており、時間信頼性比は大きい順に 18-29 歳、40-49 歳、60-69 歳、50-59 歳となった。

(3) 考察

本研究で求めた VTTS と比較可能な日本の文献として、国土交通省道路局・都市局 (2018) において 2017 年価格による機会費用法によってドライバー・同乗者・車両・貨物の機会費用を積み上げて算定さ

れた3車種の VTTS が挙げられる。これによれば、乗用車類、小型貨物車、普通貨物車の VTTS はそれぞれ1台1分あたり45.2円、50.5円、68.0円としており、今回算出された VTTS と比較するといずれの車種も大きい。車種間の VTTS の大小関係は今回算出されたものと同一である。また、本研究と同様に日本全国の RP データから経路選択モデルにより VTTS を算出した Kato et al. (2011) では、乗用車類について移動目的別に通勤、業務、私事の1台1分あたり VTTS を26.2円、43.3円、33.3円としており、この3目的については本研究による VTTS と近い値となっている。

また、時間信頼性比については、Carrion and Levinson (2012) がとりまとめた17の既往研究におけるサマリーと比べると、上から7番目と8番目の間に位置し、平均的な結果であると言える。

表 2-3 既往研究と本研究の時間信頼性比 (RR) の比較

研究	データ	観測数	平均 RR
本研究	RP	3	1.07
Black and Towriss (1993)	SP	1	0.55
Small et al. (1995)	SP	2	2.30
Koskenoja (1996)	SP	7	0.75
Small et al. (1999)	SP	3	2.51
Ghosh (2001)	SP & RP	7	1.17
Yan (2002)	SP & RP	19	1.47
Lin et al. (2004)	RP	1	1.73
Small et al. (2005)	SP & RP	2	0.65
Bhat and Sardesai (2006)	SP & RP	1	0.26
Hollander (2006)	SP	1	0.10
Lin et al. (2007)	RP	5	1.30
De Jong et al. (2007)	SP	3	1.35
Asensio and Matas (2008)	SP	1	0.98
Tilahun and Levinson (2009)	SP	1	0.89
Li et al. (2010)	SP	6	0.70
Carrion and Levinson (2010)	RP	6	0.91
Carrion and Levinson (2011)	RP	2	0.91

2.6 おわりに

本章では、日本における交通調査の大規模データベースを用いて、道路利用者の VTTS を実証的に推計した上で、時間信頼性比を推定した。パラメータ推定の結果、(1)時間信頼性指標を含む経路選択モデルによって推計された VTTS は機会費用法による VTTS より大きくなる、(2)時間信頼性比は多くの既往研究のよりやや小さく推計される、(3)時間信頼性比は VTTS に比べ属性別の推定結果の差異が大きい、といった知見が得られた。

なお、本研究で使ったデータベースには個人の所得データが含まれていないため、所得による VTTS 及び時間信頼性比の変動は分析されていない。また、他の交通手段が道路利用者に対する影響についても、別のデータベースを用いて検討する必要がある。日本における全国的な VTTS 及び時間信頼性比の結論を出すためには、北関東地域に限定せず日本全国に拡大したデータセットを用いて推定することが必要である。

参考文献

- Asensio, J., Matas, A. (2008). Commuters' valuation of travel time variability. *Transportation Research Part E: Logistics and Transportation Review*, Vol. 44, pp. 1074–1085.
- ATOC. (2005). *Passenger Demand Forecasting Handbook*. Association of Train Operating Companies, London.
- Bates, J., Polak, J., Jones, P., Cook, A. (2001). The valuation of reliability for personal travel. *Transportation Research Part E: Logistics and Transportation Review*, Vol. 37, No. 2-3, pp.191–229.
- Bhat, C., Sardesai, R. (2006). The impact of stop-making and travel time reliability on commute mode choice. *Transportation Research Part B: Methodological*, Vol. 40, pp. 709–730.
- Black, I., Towriss, J. (1993). Demand effects of travel time reliability: Technical report. Centre for Transport Studies, Cranfield Institute of Technology, Bedford, United Kingdom.
- de Jong, G. C., Bliemer, M. C. (2015). On including travel time reliability of road traffic in appraisal. *Transportation Research Part A: Policy and Practice*, Vol. 73, pp. 80–95.
- Carrion, C., Levinson, D. (2010). Value of reliability: High occupancy toll lanes, general purpose lanes, and arterials. Presented at 4th International Symposium on Transportation Network Reliability, Minneapolis.
- Carrion, C., Levinson, D. (2011). A model of bridge choice across the Mississippi River in Minneapolis. In *Network Reliability in Practice: Selected Papers from the 4th International Symposium on Transportation Network Reliability* (D. Levinson, H. Liu, and M. Bell, eds.), Springer, New York, pp. 115–129.
- Carrion, C., Levinson, D. (2012). Value of travel time reliability: A review of current evidence. *Transportation Research Part A: Policy and Practice*, Vol. 46, No. 4, pp. 720–741.
- De Jong, G., Tseng, Y., Kouwenhoven, M., Verhoef, E., Bates, J. (2007). *The Value of Travel Time and Travel Time Reliability: Survey Design Final Report*. Prepared for The Netherlands Ministry of Transport, Public Works and Water Management. Significance, Leiden, Netherlands.
- Fosgerau, M., Hjorth, K., Brems, C. R., Fukuda, D. (2008). *Travel Time Variability: Definition and Valuation*. DTU Transport, Denmark.
- Ghosh, A. (2001). *Valuing Time and Reliability: Commuters' Mode Choice from a Real Time Congestion Pricing Experiment*. PhD Dissertation. University of California, Irvine.
- Hollander, Y. (2006). Direct versus indirect models for the effects of unreliability. *Transportation Research Part A: Policy and Practice*, Vol. 40, pp. 699–711.
- Kato, H., Sakashita, A., Tsuchiya, T., Oda, T., Tanishita, M. (2011). Estimating value of travel time savings by using large-scale household survey data from Japan. *Transportation Research Record: Journal of the Transportation Research Board*, Vol. 2231, No. 1, pp. 85–92.
- Koskenoja, P. (1996). *The Effect of Unreliable Commuting Time on Commuter Preferences*. PhD

- thesis, University of California, Irvine (USA).
- Lam, T. C., Small, K. (2001). The value of time and reliability: measurement from a value pricing experiment. *Transportation Research Part E: Logistics and Transportation Review*, Vol. 37 No. 2–3, pp. 231–251.
- Li, Z., Hensher, D., Rose, J. (2010). Willingness to pay for travel time reliability in passenger transport: A review and some new empirical evidence. *Transportation Research Part E: Logistics and Transportation Review*, Vol. 46, pp. 384–403.
- Liu, H., He, X., Recker, W. (2007). Estimation of the time-dependency of values of travel time and its reliability from loop detector data. *Transportation Research Part B: Methodological*, Vol. 41, pp. 448–461.
- Liu, H., Recker, W., Chen, A., (2004). Uncovering the contribution of travel time reliability to dynamic route choice using real-time loop data. *Transportation Research Part A: Policy and Practice*, Vol. 38, pp. 435–453.
- Mizutani, T., Watanabe, D., Kanoshima, H., Makino, H., (2015). Effect of the newly opened road making use of ETC2.0 probe. 22nd ITS World Congress, Paper number ITS-1948.
- New Zealand Transport Agency. (2016). *Economic Evaluation Manual*. New Zealand Transport Agency, Wellington, New Zealand. www.nzta.govt.nz.
- OECD. (2016). *Quantifying the Socio-economic Benefits of Transport Roundtable*. International Transport Forum. Organization for Economic Cooperation and Development, Paris. www.itf-oecd.org/quantifying-socio-economic-benefits-transport-roundtable.
- Railway Bureau, Ministry of Land, Infrastructure, Transport and Tourism, Japan. (2010). *Improvement of Method to Predict Future Traffic Demand for Cost-benefit Analysis*. November 2010. (in Japanese)
- Road Bureau and City Bureau of Ministry of Land, Infrastructure, Transport and Tourism, Japan. (2018). *Manual of Cost-benefit Analysis*. February 2018. (in Japanese)
- Small, K., Noland, R., Chu, X., Lewis, D. (1999). Valuation of travel-time savings and predictability in congested conditions for highway user-cost estimation. Technical report, National Cooperative Highway Research Program Report, Vol. 431.
- Small, K., Noland, R., Koskenoja, P. (1995). Socio-economic attributes and impacts of travel reliability: a stated preference approach. Technical report, California PATH Research Report, UCB-ITS-PRR-95-36.
- Small, K., Winston, C. Yan, J. (2005). Uncovering the distribution of motorists' preferences for travel time and reliability. *Econometrica*, Vol. 73, pp. 1367–1382.
- Tilahun, N., Levinson, D. (2009). Unexpected delay and the cost of lateness on I-394 high occupancy/toll lanes. In *Travel Demand Management and Road User Pricing: Success, Failure and Feasibility* (W. Saleh and G. Sammer, eds.). Ashgate Publishers, Farnham, Surrey, United Kingdom, pp. 173–184.
- Uchida, K. (2014). Estimating the value of travel time and of travel time reliability in road networks. *Transportation Research Part B: Methodological*, Vol. 66, pp. 129–147.
- Yan, J. (2002). *Heterogeneity in Motorists' Preferences for Travel Time and Time Reliability: Empirical Finding from Multiple Survey Data Sets and Its Policy Implications*. PhD Dissertation. University of California, Irvine.
- Zang, Z., Xu, X., Qu, K., Chen, R., Chen, A. (2022). Travel time reliability in transportation networks: A review of methodological developments. *Transportation Research Part C: Emerging Technologies*, Vol. 143, 103866.

第3章 走行時間信頼性指標の推定

3.1 はじめに

我が国の道路の事業評価は、時間短縮便益、走行経費節減便益、事故減少便益からなる3便益で費用便益比を求め、事業採択の判断としている。この枠組みは、導入からおよそ20年が経過し、この間の社会情勢の変化を受けて、3便益に限らない道路整備の多様な評価が求められている。

我が国の都市における交通渋滞の課題は残ったままで、渋滞解消に資する道路整備の役割に注目が集まっており、本節は多様な便益の一つとして走行時間の信頼性向上便益の計測に注目する。

諸外国の費用便益分析において走行時間の信頼性向上便益を計測する際は、経験的な走行時間変動式が用いられている。本研究は先行研究を参考に、わが国のデータを用いて、どのような変数で走行時間変動式を構成すべきか検討し、その適合度および算出された信頼性便益の妥当性を確認するものである。

本章の構成は以下である。2節では、諸外国の費用便益分析マニュアルにおける走行時間の信頼性向上便益に関する文献をレビューする。3節では、わが国のプローブデータを用い、走行時間変動式の推定データを作成し、データの動きを確認する。4節では、先行研究を参考に走行時間変動式で考慮すべき変数を確認し、その指標の組み合わせで走行時間変動式を推計し、選定する。最後に、5節で、まとめと今後の課題を示す。

3.2 既往研究のレビュー

諸外国の費用便益分析マニュアルに用いられる、走行時間の信頼性向上便益に関する文献をレビューする。

(1) ドイツ費用便益分析マニュアル (2014)

ドイツの費用便益分析マニュアル(Geistefeldt et al., 2014)で用いられる走行時間変動式は下式である。

$$\sigma = 0.14 * (T - T_f)^{0.58} \quad (1)$$

ここで、 σ : 走行時間 T の標準偏差, T : 走行時間,

T_f : 深夜時間帯の非混雑時走行時間, $T - T_f$: 遅れ時間 (Mean Delay : MD) である。本式は Wu and Geistefeldt (2014)による走行時間変動の理論式 $\sigma = a_0 \sqrt{T - T_f}$ に基づいており、係数0.58は理論値0.5に近い。この推定式は、遅れ時間が1%短縮するとき、標準偏差が0.58%短縮することを意味する。このように費用便益分析に用いられる走行時間変動式の係数は、感度として理解しやすく、結果を見通しやすいことが望まれる。

(2) イギリス交通分析ガイダンス (2003)

イギリス運輸省の費用便益分析マニュアルである交通分析ガイダンス (TAG, Transport Analysis Guidance)で用いられる走行時間変動式は以下に示す経験式であり(Arup et al., 2003), 日間の走行時間の変動係数 CV_t を時間帯 t 別に推定する(Arup et al., 2003; Gilliam et al., 2008; Hyder Consulting et al., 2008a; Hyder Consulting et al. 2008b)。

$$\begin{aligned} CV_t &= \alpha CI_t^\beta d^\gamma \\ &= 0.16 CI_t^{1.02} d^{-0.39} \end{aligned} \quad (2)$$

ここで、 $CV_t \equiv \sigma_t / T_t$: 時間帯 t の走行時間 T_t の変動係数 (Coefficient of Variation), T_t : 時間帯 t の個車の走行時間の期間平均, σ_t : 時間帯 t の個車の走行時間 T_t の標準偏差, $CI_t \equiv T_t / \bar{T}$: 時間帯 t の混雑指数 (Congestion Index), $\bar{T} = d / \bar{v}$: 自由走行時間 (深夜時間帯 0:00~5:59 の走行時間), d : OD 間の距離 (km), $\bar{v}$: OD 間の平均速度, α, β, γ : パラメータであり, $\alpha = 0.16, \beta = 1.02, \gamma = -0.39$ と推定される。距離の係数 γ はマイナスとなり、OD 間距離が長いほど走行時間当たりの走行時間の変動 (CV)が低下し、信頼性が向上することを意味する。

(2)式の推定を受けて、交通分析ガイダンス (TAG)では(3)式の走行時間の信頼性向上便益式が示される(Department for Transport, 2022)。

$$\begin{aligned} \frac{\sigma_t}{T_t} &= \alpha \left(\frac{T_t}{\bar{T}} \right)^\beta d^\gamma = \alpha \left(\frac{T_t}{d/\bar{v}} \right)^\beta d^\gamma \\ \sigma_t &= \alpha * \bar{v}^\beta * T_t^{\beta+1} * d^{\gamma-\beta} \end{aligned}$$

$$\Delta\sigma = 0.0018(T_2^{2.02} - T_1^{2.02})d^{-1.41} \quad (3)$$

ここで、 $\bar{v} = 44.5\text{km/h} = 0.01236\text{km/s}$, $\Delta\sigma (< 0)$: OD間の走行時間の標準偏差の短縮 (秒), T_1, T_2 : OD間の整備前と整備後の走行時間 (秒) ($T_1 > T_2$), d : OD間の旅行距離 (km)である. 式(3)は, 走行時間の1%短縮は標準偏差の2.02%改善に寄与することを示しており, 高い感度を有すると推察される.

(3) Kouwenhoven and Warffemius (2016)

Kouwenhoven and Warffemius (2016)は, オランダの費用便益分析において, 走行時間の信頼性向上便益をガイドラインに組み込むことを目的に, オランダのデータで走行時間変動式を推定した. 経験式に基づく複数の推定式のうち最も説明力の高い下式を採用した. 推定式は時間帯別 (朝夕ピーク・昼間)・路線別 (高速道路・その他路線)に推定した. 下式は朝ピーク時間帯の推計式である.

$$\sigma = -0.54 + 0.48MD + 4.54\ln(MD + 1) + a_3L \quad (4)$$

ここで, σ : 標準偏差, MD : 平均遅延時間 (平均走行時間－自由走行時間), L : 道路距離である.

遅れ時間の1分短縮による標準偏差の改善の感度は $d\sigma/dMD = 0.48 + 4.54/(MD + 1)$ となり, 直感的に分かりづらい. 例えば後述する実績 $MD=16.1$ (分)で評価すると, $d\sigma/dMD = 0.75$ となる. 本式は説明力を重視しており, 費用便益分析マニュアルとしての実用性に課題があると思われる.

(4) 米国 SHRP2 (2014)

米国は, SHRP 2 (第2次戦略的高速道路研究プログラム The second Strategic Highway Research Program)の中で, 交通計画および運用モデルに走行時間変動 (Travel Time Reliability)を取り入れた(Mahmassani et al., 2014).

走行時間変動は単位距離当たりの標準偏差と, 単位距離当たりの走行時間が相関するという Jones et al. (1989)の研究から下式に基づく.

$$\frac{\sigma}{L} = -1.672 + 1.067 \cdot \frac{T}{L} \quad (4)$$

推定式は, 走行時間の1分短縮は標準偏差の1.067分短縮に寄与することを意味する.

(5) Sirivadidurage ら (2009)

Sirivadidurage et al. (2009)は, 走行時間の日変動 (DTDV)が高速道路の複数の種類によってどのように推定されるかを示した.

候補となる曲線と変数を特定するため, 最小二乗法による回帰分析をした. 道路種別ごとに異なる関数を当てはめると, 全体的な適合度が大幅に向上することがわかった. 下式は, 都市部の推定式である.

$$\frac{\sigma}{L} = -48.50 + 1.74\left(\frac{T}{L}\right) - 0.01\left(\frac{T}{L}\right)^2 + 0.01\left(\frac{T}{L}\right)^3 \quad (6)$$

重み付き最小二乗回帰 (WLS)で道路種別に推定し, 道路種別の係数は95%水準で有意であった. 決定係数は0.42~0.94の範囲にあった.

走行時間の1分短縮による標準偏差の改善の感度は $d\sigma/dT = 1.74 - 0.02T/L + 0.01(T/L)^2$ となり, 直感的に分かりづらく, 費用便益分析マニュアルとしての実用性に課題がある. 例えば我が国の日中旅行速度の実績値0.315 (km/分)で評価すると, $d\sigma/dT = 1.78$ となり, アメリカの式(4)より高い感度となる.

(6) Peer ら (2012)

Peer et al. (2012)は, オランダの高速道路の走行時間変動を予測を目的に, オランダ国内の145の (片方向)高速道路リンクの走行時間を用いて, 走行時間変動式を推定した. 遅延時間と標準偏差は正の相関があり非線形の関係であることを示し, 遅延時間を説明変数とする下式の非線形モデルを推定した.

$$\begin{aligned} \sigma = & -9.31 + 1.19MD - 0.05MD^2 \\ & + 0.01MD^3 + 0.14L - 0.03L^2 \\ & - 0.04MD * L + \text{other terms} \end{aligned} \quad (5)$$

ここで, *other terms*には, 平均速度, 車線数, $MD \times$ 車線数, 深夜走行時間などが含まれる. 多くの他の変数を含む理由は当てはまりを重視するためである.

遅れ時間の1分短縮による標準偏差の改善の感度は $d\sigma/dMD = 1.19 - 0.10MD + 0.03MD^2 - 0.04L$ となり, 直感的に分かりづらく, 費用便益分析マニュアルとしての実用性に課題がある. 例えば我が国の実績値 $MD=16.1$ (分), $L=10.3$ (km)で評価すると, $d\sigma/dMD = 6.97$ となり高い感度となる.

(7) 日本 国土交通省 (2016)

日本の国土交通省国土技術政策総合研究所 (2016)は, 走行時間の信頼性向上便益を道路の費用便益分析の評価項目に含める目的で走行時間の標準偏差を推定した.

プローブデータから得られる走行時間の標準偏差 (SD)は, 混雑指数 (CI), 信号交差点数 (S), 道路種別の延長 (d)の要素で説明される.

$$\begin{aligned} SD = & -8.129 + 6.545 CI + 0.014 S \\ & + 0.048d_1 + 0.043d_2 + 0.025d_3 \end{aligned} \quad (6)$$

ここで, CI : 混雑指数 ($=T/T_f$: T : 走行時間, T_f : 自由走行時間), S : 信号交差点数, d_1 : 高速道路延長 (km), d_2 : 2車線の一般道路延長 (km), d_3 : 多車線の一般道路延長 (km)である.

走行時間の1分短縮による標準偏差の改善の感度は $d\sigma/dT = 6.545/T_f$ となり, T_f に依存し, 直感的に分かりづらく, 費用便益分析マニュアルとしての実用性に課題がある. 例えば我が国のフリーフロー走

行時間の実績値 $T_f=16.6$ (分)のとき、 $d\sigma/dT=0.40$ となり、仮に時間信頼性比が1ならば、走行時間の信頼性向上便益は時間短縮便益の40%となることを意味する。また式(6)は、信号交差点数と車線別距離が走行時間変動の説明変数となっているが、Kouwenhoven and Warffemius (2016)は、これらの要因は交通モデルを通じて既に走行時間に反映されると指摘しており、本式は走行時間の信頼性向上便益に、時間短縮便益を重複して含む二重計上の課題が生じる。

3.3 走行時間変動の推定データの作成

(1) 推定データの作成

分析に用いる走行時間およびその標準偏差は、我が国の国土交通省が公開する ETC2.0 プローブデータを用いて作成した。他の民間プローブデータと比べて多くのサンプルを取得でき、申請すれば無料なためである。

推定の対象とする路線は、ETC2.0 のサンプル数の取得が十分に期待できる国内の主要7都市とし、各7都市の中心部から東西南北3~4方向を選び、計22ODを分析対象とした。また、並行する一般道と高速道の2路線を対象とし、都市中心への上り方向を対象とした。対象とするOD間の距離は、我が国の事業評価の区間を想定し20~50km帯とした。

OD毎に中点を設定し、起点~終点の他、起点~中点、中点~終点の3つのODで走行データを構築した。中点を設けた理由は、サンプル数を増やすためである。具体の対象ODを表3-1に示す。

表 3-1 分析対象の22 OD

都市中心 終点	起点	中点	距離 帯	一般道	高速道
1.札幌市 中央区	1.小樽市	手稲区	30km	国道5号	札幌道
	2.千歳市	恵庭市	30km	国道36号	道央道
	3.岩見沢市	江別市	30km	国道12号	道央道
2.仙台市 青葉区	4.山形市	東根市	50km	国道48号	山形道
	5.石巻市	松島町	40km	国道45号	三陸道
	6.岩沼市	名取市	20km	国道4号	東北道
3.東京都 新宿区	7.八王子市	調布市	20km	国道20号	中央道
	8.船橋市	江戸川区	20km	国道14号	首都高7号
	9.さいたま市	蕨市	20km	国道17号	首都高5号
4.名古屋 市中区	10.横浜市	幸区	30km	国道1号	首都高1号
	11.岡崎市	安城市	30km	国道1号	東名高速・ 第二東海 名高速16号・ 東海北陸道
	12.岐阜市	一宮市	30km	国道22号	東名高速・ 伊勢湾岸道
5.大阪市 北区	13.四日市市	桑名市	30km	国道1号	阪高3号
	14.神戸市	尼崎市	30km	国道2号	第二阪奈道
	15.泉佐野市	堺市	20km	国道163号	第二京
	16.京都市	枚方市	40km	国道1号	

6.広島市 中区	17.呉市	坂町	20km	国道31号	阪・ 名神道
	18.東広島市	安芸区	20km	国道2号	広島呉道 路
	19.岩国市	廿日市市	30km	国道2号	山陽道
7.福岡市 博多区	20.北九州市	宗像市	50km	国道3号	山陽道
	21.久留米市	鳥栖市	30km	国道4号	九州縦貫道
	22.唐津市	糸島市	40km	国道202号	九州縦貫道 西九州道

ETC2.0 プローブデータの集計期間は2021年4月1日~2022年3月31日の1年間(年度期間)とした。1年度期間である理由はプローブデータのGIS(具体的には我が国ではデジタル道路地図 DRM)と紐づくリンクコードが1年度毎に切り替わるためであり、作業の効率性を優先したためである。集計日は平日休日を含む全日とした。

次に、以下 a)~d)の条件の個車プローブデータを異常値として排除した。

- a)規制速度の約2倍を超える走行と見なされる個別車両サンプルとして、一般道路は起終点間の平均速度が80km/h以上、高速道路は160km/h以上のサンプル。
- b)各OD区間における個車平均速度から $\pm 3\sigma$ を超える速度の個車サンプル。
- c)8)で後述する時間帯集計では、各1日の各時間帯の個車サンプル数が5台未満の場合、その時間帯は集計から外した。また、5台以上のサンプルの日が年間で10日以上ないODは推定から外した。例えば、東京都調布市から新宿区へのODでは、集計対象は15時間/日 $\times 365$ 日=5,475時間であるが、このうち5台以上のサンプルがある時間帯は3,522であり、約65%の時間帯が推定の対象となる。
- d)上記 a)~c)のうち、日中走行時間が深夜走行時間(フリーフロー走行時間)を下回るサンプルを除外した。理由は、推定時にMD(遅れ時間=日中走行時間-深夜走行時間)の対数をとる場合、MDが正である必要があるためである。

費用便益分析は車種別に評価するため、本分析では走行時間変動式を車種別に推定することを目的とし、ETC2.0の4車種区分(乗用車、小型貨物車、普通貨物車、バス)のうち、バスを除く3車種(乗用車、小型貨物車、普通貨物車)を対象とした。また、分析対象とする時間帯は7:00~21:59とし、1時間帯で信頼性指標を作成した。また、自由走行時間($\bar{T}$)および自由旅行速度($\bar{v}$)の集計時間帯は深夜時間帯0:00~5:59とした。

本分析は路線別に走行時間変動式を推定することを目的に、一般道・高速道別にOD間の走行時間の平均と標準偏差を求めた。集計方法は、先ずETC2.0

の様式 1-2 (点データ)を用い、各 OD の一般道・高速別の経路上に、表 3-1 に示す起点・中点・終点の 3 か所の断面を通過する車両 ID を抽出した。次に、ETC2.0 の様式 2-1 (リンクデータ)を用い、その車両 ID が走行した対象 OD の走行リンク l を全て抽出し、リンク走行時間 t_l を合計した ($\sum_{l \in \text{経路}} t_l$)。このとき、隣同士のリンクでリンクから出る時間と隣のリンクへ入る時間が 30 分以上開いている個車データは除外した。リンクの積み上げ時間 ($\sum_{l \in \text{経路}} t_l$) と OD 断面発着点の時差 (ΔT) の誤差は休憩時間と解釈し、その比 ($\sum_{l \in \text{OD}} t_l / \Delta T$) は例えば八王子市から新宿区までで 95.7% となり、大差ないことを確認した。

イギリスでは個車データを用いて時間帯別の日間の走行時間の標準偏差を求めており、この標準偏差には日間と個車間の二つの要因が含まれると解釈できる。これに対し本研究は、平均値の推計を目的とする交通量推計への適用を前提に、個車のバラつきを時間帯別に平準化した後、時間帯別の標準偏差を算出した。現行の我が国の交通量推計は、日平均に基づくものであるが、今後の時間帯別の交通量推計の構築を視野に、本研究は時間帯別日間変動で走行時間変動式の推定を試みた。

表 3-2 走行時間の平均・標準偏差の集計方法

イギリス		本研究
時間帯別 個車間	日間変動	時間帯別日間変動
平均	時間帯平均: $\bar{t}_h = \frac{\sum_{d,i} t_{dhi}}{N_h (= \sum_d n_{dh})}$	時間帯日平均: $\bar{t}_{dh} = \frac{\sum_i t_{dhi}}{n_{dh}}$ 時間帯年平均: $\bar{t}_h = \frac{\sum_d \bar{t}_{dh}}{365}$
標準偏差	時間帯別個車間日間: $\sigma_h = \sqrt{\frac{\sum_{d,i} (t_{dhi} - \bar{t}_h)^2}{N_h - 1}}$	時間帯別日間: $\sigma_h = \sqrt{\frac{\sum_d (\bar{t}_{dh} - \bar{t}_h)^2}{365 - 1}}$

注: t_{dhi} : 日 d , 時間帯 h に含まれる個車 i の OD 間走行時間, n_{dh} : 日 d , 時間帯 h に含まれる個車のサンプル数で。

(2) 集計データの挙動確認

以上の定義で作成した OD 間の走行時間と標準偏差の挙動を確認する。以下 1) 個車サンプル数, 2) 速度分布, の 2 指標を整理する。

まず、個車サンプル数については、一般道 66OD における 0 時から 24 時までの 2021 年度 1 年間の 1 時間毎の車種別 (乗用車, 小型貨物車, 普通貨物車) の ETC2.0 プローブデータのサンプル数は図 3-1 に示される通りである。これより、朝ピーク時間帯にサンプルが多く、夕ピークは台数は朝ピークより少ないが、乗用車のシェアが高いことが読み取れる。

次に、速度分布については、66OD のうち、混雑が顕著な首都圏の東京都調布市から新宿区までの上り方面の一般道 (国道 20 号経路) の特性を例示する。平日と休日を合わせた全日の代表 4 時間帯別の速度分布 (横軸: 速度, 縦軸: 個車サンプル数の密度) は図 3-2 に示されるとおりである。都心方面の上りを

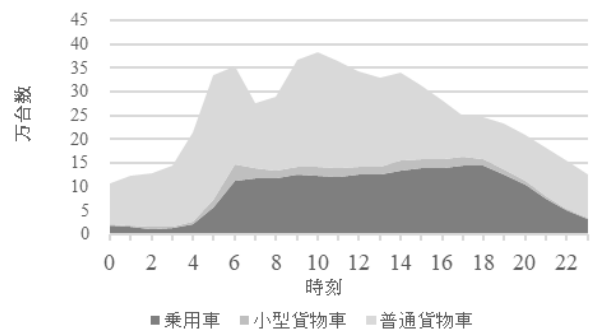


図 3-1 一般道 66OD の ETC2.0 プローブデータの 2021 年度の個車サンプル (計 609.5 万台)

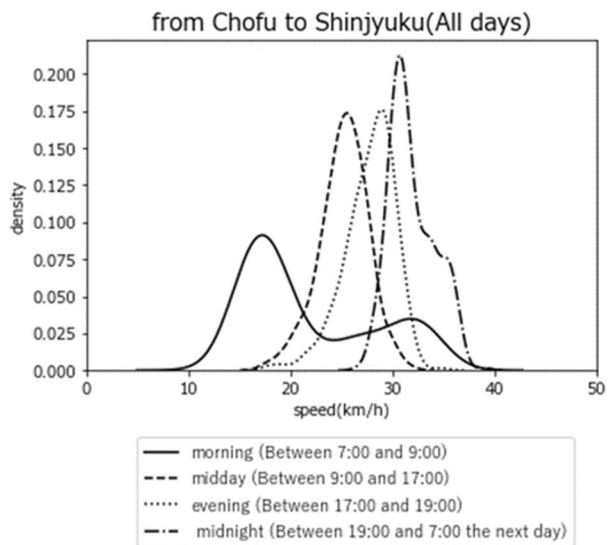


図 3-2 平休計・時間帯別の速度分布 (調布市～新宿区)

対象としているため、朝時間帯で標準偏差が大きい。朝時間帯では分布の山が二つある。これは平日と休日の違いである。走行時間の日間変動は休日も含めた評価が適切と考え、全日を対象として走行時間変動を推定した。なお、走行時間変動の推定に用いたデータの平均速度、深夜時間帯の平均速度、平均 OD 距離は、それぞれ 48.5km/h, 55.3km/h, 15.6km であった。

3.4 走行時間信頼性式の推定

先行研究を参考に、走行時間変動式で考慮すべき変数を確認し、その指標の組み合わせで走行時間変動式を推計し選定する。

(1) 推定区分の設定

表 3-3 の 1)~3) の各区分の組み合わせで走行時間変動式の係数を推定した。1) 平均・標準偏差分散の集計方法は表 3-2 に示した標準偏差の作成方法に基づき時間帯別日間変動で検証した。本研究は、将来の我が国の交通量推計が時間帯別の推計となる発展性を見据え、時間帯別日間変動で検討する。3) 車種区分の 3 車種とは乗用車, 小型貨物車, 普通貨物車である。

表 3-3 推定区分の設定

区分	選択肢
1) 平均・標準偏差の集計方法	時間帯別日間変動
2) 経路	一般道・高速道別, 一般道・高速道計
3) 車種区分	3 車種別, 3 車種計

(2) 走行時間変動式の推定

先行研究を参考に、走行時間変動式は経験式であるという考えのもと、説明力の高い走行時間変動式を検索する目的で、表 3-4 の説明変数と被説明変数の組み合わせで推定した。混雑指数と距離変数は、3 次式までの高次式を想定した。具体的には、表-5 の 1) ～ 3)の各区分の組み合わせの全 126 パターン＝被説明変数 3 パターン×混雑指標 3 パターン×(線形 12 パターン+対数線形 2 パターン)で走行時間変動式の係数を推定した。

表 3-4 推計式の組み合わせ (126 パターン=3×3×14)

区分	選択肢
1) 被説明変数: 3 パターン	σ , σ/T , σ/L
2) 混雑指標: 3 パターン	MD(走行時間-自由走行時間), CI(走行時間/自由走行時間), T(走行時間)
3)形式: 線形 12 パターン 対数 2 パターン	・線形: 混雑指標 (1 次～3 次の 3 パターン)×距離 (0 次～3 次の 4 パターン) ・対数: 対数線形式の説明変数に距離を入れるか否か

例えば、説明変数の組合せは下式のとおおり、定数項を含めて最大で 7 項となる。

$$\frac{\sigma}{L} = a_1 + a_2 CI + a_3 CI^2 + a_4 CI^3 + a_5 L + a_6 L^2 + a_7 L^3$$

推定式の評価指標として、推定式の説明力指標である自由度修正済み R^2 , MAPE (平均絶対パーセント誤差), AIC (Akaike Information Criterion), BIC (Bayesian Information Criterion)と予測の再現性指標である R^2 , RMSE (平均二乗偏差, Root Mean Squared Error), %RMSE を用いた。

(3) 推定結果

表 3-4 に示した 2)経路、および 3)車種区分の組み合わせ別に 9 種類 (一般高速計・車種計 (1 種), 一般高速別・3 車種計 (2 種), 一般高速別×3 車種別 (計 6 種)の計 9 種類)の推定区分で走行時間変動式を推定した。推定式は、すべての説明変数が 5%有意でかつ、符号条件を満たす推定式を対象に、走行時間の標準偏差の実績値と予測値を、再現性の決定係数で評価した。その結果を図 3-3 の箱ひげ図で 9 種類別に示す。図より、再現性は、路線別には高速が高く、車種別には小型貨物車が高いことが読み取れる。

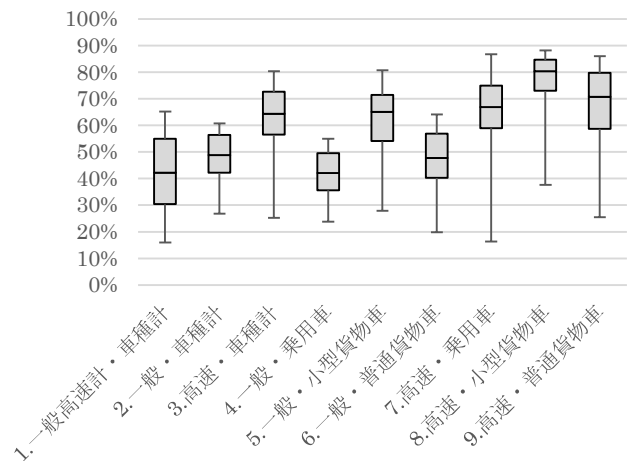


図 3-3 9 種類の推計の再現性の決定係数の箱ひげ図

9種類の推定区分別に、すべての説明変数が5%有意でかつ、符号条件を満たす式のうち、自由度修正済み決定係数が最も高い推定式を表3-5に整理した。

自由度修正済み決定係数が最も高い推定式は、説明変数にCIやMDの多項式が多く、Lの3乗といった高次項が含まれる。また、被説明変数は変動係数(σ/T)や σ/L などの基準化した指標が多いことも読み取れる。

表 3-5 9 種類別自由度修正済み決定係数の最も高い推定式

推定区分	決定係数が最も高い推定式	自由度修正済み R^2	決定係数の中央値	N
1.一般高速計・車種計	$\frac{\sigma}{L} = a_1 + a_2 CI + a_3 CI^2 + a_4 CI^3$	0.65	0.42	62
2.一般・車種計	$CV = a_1 + a_2 CI + a_3 CI^2 + a_4 L$	0.61	0.49	51
3.高速・車種計	$\sigma = a_1 + a_2 MD + a_3 MD + a_4 L$	0.80	0.64	54
4.一般・乗用車	$CV = a_1 + a_2 CI + a_3 CI^2 + a_4 L$	0.55	0.42	54
5.一般・小型貨物車	$\sigma = a_1 + a_2 MD + a_3 MD + a_4 MD^3$	0.81	0.65	35
6.一般・普通貨物車	$\ln \frac{\sigma}{L} = a_1 + a_2 \ln CI + a_3 \ln L$	0.64	0.48	46
7.高速・乗用車	$\frac{\sigma}{L} = a_1 + a_2 CI + a_3 CI^2 + a_4 CI^3$	0.87	0.67	56
8.高速・小型貨物車	$\sigma = a_1 + a_2 MD + a_3 MD^2 + a_4 MD^3 + a_5 L + a_6 L^2 + a_7 L^3$	0.88	0.80	67
9.高速・普通貨物車	$\frac{\sigma}{L} = a_1 + a_2 CI + a_3 CI^2 + a_4 CI^3 + a_5 L + a_6 L^2 + a_7 L^3$	0.86	0.71	64

(4) 係数の感度の確認

次に、係数の感度を検証した。ここで、距離帯によって走行時間短縮による信頼性の変化の割合が異なる可能性があるため、平均OD距離10.3kmと、その半分の約5.1km、倍の約20.5kmで評価したときの、走行時間の標準偏差の弾力性と微分係数を確認した。

弾力性は $\frac{d\sigma}{dT/T}$ で表され、走行時間の1%短縮に対し、標準偏差が何%短縮するかを意味する。微分係数は $\frac{d\sigma}{dT}$ で表され、走行時間の1分短縮に対し、標準偏差が何分短縮するかを意味し、いずれも走行時間の信頼性向上便益の時間短縮便益に対する感度として重要な意味をもつ。9種類の推定区分のうち、1.一般高速計・車種計の推定区分に注目し、その推定式の組合せ全126のうち、推定値がすべて5%有意でかつ符号条件を満たす62式について弾力性と微分係数の箱ひげ図を図3-4と3-5に示した。箱ひげ図の箱は四分位範囲を示し、中央線は中央値を示す。×印は平均値を示す。ひげの長さは四分位範囲の1.5倍までの長さのうち、最大・最小のサンプルを示した。図の可読性を確保するため、弾力性で20%を超える外れ値、微分係数で6分を超える外れ値は箱ひげ図から除外した。

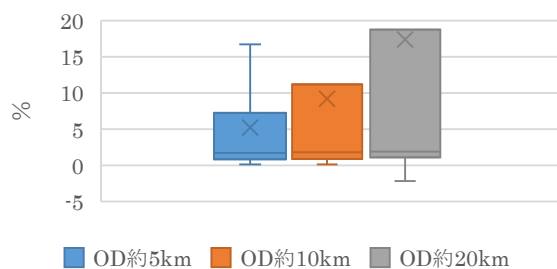


図 3-4 距離帯別の走行時間の標準偏差の弾力性

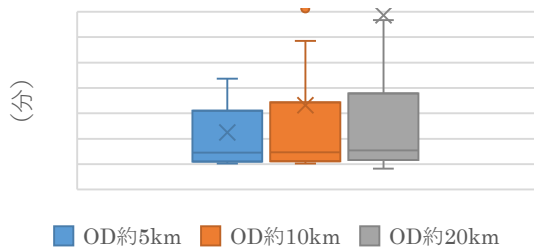


図 3-5 距離帯別の走行時間の標準偏差の微分係数

弾力性の中央値は5kmで1.73, 10kmで1.80, 20kmで1.91となり、距離とともに高くなることが読み取れる。走行時間の1%短縮につき、1.8%程度の信頼性向上となることを意味する。微分係数の中央値は5kmで0.45, 10kmで0.47, 20kmで0.54となり、距離とともに高くなる。走行時間の1分短縮につき、0.5分程度の信頼性向上となることを意味する。距離とともに係数が高くなる理由は、被説明変数に距離Lが含まれている式が一定程度存在するためである。例えば被説明変数が $\frac{\sigma}{L}$ のとき、両辺にLをかけて、説明変数の係数である弾力性、微分係数は符号条件でプラスなので、弾力性、微分係数はLの増加関数となるからである。

(5) 再現性の高い式の選定

表3-5で示される9つの推定区分ごとに、すべての推計値が5%水準で有意かつ符号条件を満たす式について、再現性を検証した。各推定区分ごとに再現性の決定係数が高い上位10式を抽出し、9つの推定区

分の合計で、複数回出現する式を出現順に表3-6に整理した。決定係数が高い式は、距離で基準化する被説明変数が多い傾向にある。

表 3-6 出現順に示した出現回数の多い式

No.	推定式	出現回数
1	$\sigma = a_1 + a_2 CI + a_3 L$	5
2	$\sigma/L = a_1 + a_2 CI + a_3 L + a_4 L^2 + a_5 L^3$	4
3	$\sigma/L = a_1 + a_2 CI$	4
4	$\sigma/L = a_1 + a_2 CI + a_3 L + a_4 L^2$	3
5	$\frac{1}{\sigma} = a_1 + a_2 CI + a_3 CI^2 + a_4 CI^3$	2
6	$\frac{1}{\sigma} = a_1 + a_2 CI + a_3 CI^2$	2
7	$\sigma = a_1 + a_2 MD + a_3 MD^2$	2
8	$\sigma = a_1 + a_2 MD$	2

表3-6で最も出現数の多いNo.1式と、簡易なNo.8式について、一般高速計・車種計の結果で考察する。

まず、No.1式は σ をCIと距離Lで説明する式である。距離当たり σ とCIは指数であり、距離Lは水準である。横軸CI、縦軸 σ/L の散布図は、回帰線の上下に分布している。走行時間の1分短縮による標準偏差の改善の感度は $d\sigma/dT = 0.726 * L/T_f$ となる。例えば、表3に示した実績の日中旅行速度0.622 (km/分)で評価すると、 $d\sigma/dT = 0.45$ となる。これは日本の式(6)の $d\sigma/dT = 0.40$ と似た結果となった。これは時間信頼性比が1ならば、走行時間の信頼性向上便益は時間短縮便益の45%であることを意味する。現況再現性について、走行時間の標準偏差の実績値と予測値の決定係数は0.634を示す。散布図は凡そ45度線上にあり、%RMSEは54.85%である。

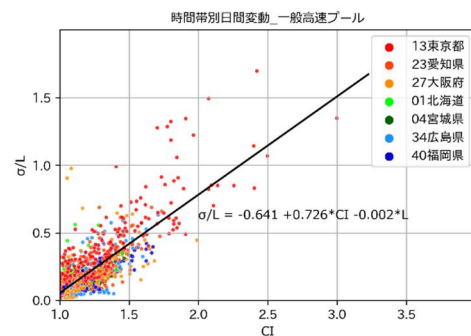


図 3-6 No.1式にもとづく散布図

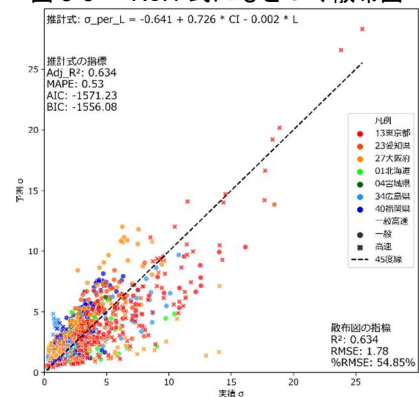
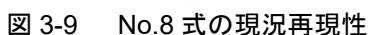
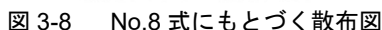


図 3-7 No.1 式の現況再現性

一方で、No.8式は σ をMD (Mean Delay)で説明する線形式である。MDの係数は0.49であった。これは、

横軸MD, 縦軸 σ の散布図は, 回帰線の上下に分布している. 現況再現性について, 走行時間の標準偏差の実績値と予測値の決定係数は0.523を示す. 散布図は凡そ45度線上にあり, %RMSEは61.83%である.



No.8式では走行時間の信頼性向上便益と時間短縮便益の比率は4.0%~46.9%の幅にあり、平均は20.3%である。時間信頼性比を考慮し、走行時間に対し自

No.1式の再現性の決定係数は0.634となり、No.8式の決定係数の0.523より高いものの、ケーススタディではNo.1式の変動係数が68.5%となり、No.8式の変動係数の60.4%よりも大きく、No.1式は信頼性便益に幅が生ずる結果となった。No.1式の再現性の決定係数が高い理由として、説明変数が過剰であることによる過適合の可能性がある。

本研究で推定した 126 式を精査し、統計的かつ実務的に妥当な式を探し、最も出現度の適合の高い No.1 式、比較的簡素で過剰適合の可能性が低い No.8 式を検討した。No.1 式では時間短縮便益の 45%の感度を、No.8 式では遅れ時間の最大 49%の感度を確認した。これは日本の式(6)の 40%やオランダの式エラー! 参照元が見つかりません。 の 75%と同程度の感度となった。時間短縮による標準偏差の変化、すなわち $d\sigma/dT$ が日本の式(6)では自由走行時間 (T_f) に依存し、No.1 式では自由旅行速度 (T_f/L) に依存し、便益評価する際に困難が生じる。No.8 式では $d\sigma/dMD$ が常に 0.49 で一定であり、MD の変化と標準偏差の変化が容易に予想できる。これは No.8 式の利点である。

次に、本研究の走行時間データは、コロナ禍の影響を排除できない2021年度の1年分のETC2.0データを使用した。また、ETC2.0データが充実する都市部のみを対象とし、地方都市のデータは含まれてい

ない。このため、データ期間と地方都市のサンプルを拡大し、類似の推定結果が得られるか頑健性テストの必要がある。

また、本研究は、走行時間変動式を事業評価に用いる視点で、説明力の高さに重点を置き、計量経済の手法に基づいた回帰式の推計を行った。しかし、実績値の予測力を高める視点では機械学習の手法が今後求められるだろう。このとき、費用便益分析マニュアルとしての実用性に課題が生ずることが予想される。

謝辞:2023年にヒアリングに応じてくれた John Bates 博士、イギリス運輸省、2024年にヒアリングに応じてくれた Marco Kouwenhoven 博士、オランダインフラ環境省に謝意を示す。

参考文献

- Arup, Bates, J., Fearon, J. Black, I. (2003). Frameworks for Modelling the Variability of Highway Journey Times, Department for Transport.
- Department for Transport (2022). Transport Analysis Guidance A1.3 User and Provider Impacts.
- Geistefeldt, J., Hohmann, S., Wu, N. (2014). Ermittlung des Zusammenhangs von Infrastruktur und Zuverlässigkeit des Verkehrsablaufs für den Verkehrsträger Straße. Schlussbericht für Bundesministerium für Verkehr und digitale Infrastruktur.
https://www.bmv.de/SharedDocs/DE/Anlage/G/BVWP/bvwp-2015-zuverlaessigkeit-strasse-schlussbericht.pdf?__blob=publicationFile
- Gilliam, C., Chin, T. K., Black, I. Fearon, J. (2008). Forecasting and Appraising Travel Time Variability in Urban Areas, Proceedings of European Transport Conference 2008.
- Hyder Consulting, Black, I., Fearon, J. (2008a). Forecasting Travel Time Variability in Urban Areas, Deliverable 1: Data Analysis and Model Development, Department for Transport, 2008.
- Hyder Consulting, Black, I., Fearon, J. (2008b). Forecasting Travel Time Variability in Urban Areas, Deliverable 2: Model Application, Department for Transport.
- Jones, E. G., Mahmassani, H. S., Herman, R., Walton, C. M. (1989). Travel time variability in a commuting corridor: implications for electronic route guidance. In: Henderickson, C. and Sinha, K. (Eds.) Proceedings of the First International Conference on Applications of Advanced Technologies in Transportation Engineering, American Society of Civil Engineers.
- Kouwenhoven, M., Warffemius, P. (2016). Forecasting Travel Time Reliability in Road Transport: A New Model for The Netherlands. OECD ITF Discussion Papers, 2016-02.
- Mahmassani, H. S., Kim, J., Chen, Y., Stogios, Y., Brijmohan, A., Vovsha, P. (2014). Incorporating Reliability Performance Measures into Operations and Planning Modeling Tools. SHRP 2 Report S2-L04-RR-1, Transportation Research Board.
- Peer, S., Koopmans, C. C., Verhoef, E. T. (2012). Prediction of travel time variability for cost-benefit analysis. Transportation Research Part A: Policy and Practice, Vol. 46, No.1, pp. 79-90.
- Sirivadidurage, S., Gordon, A., White, C., Watling, D. (2009). Forecasting day to day variability in travel times on the UK motorway network. In: Proceedings of the European Transport Conference.
- Wu, N., Geistefeldt, J. (2014). Standard deviation of travel time in a freeway network--A mathematical quantifying tool for reliability analysis. In CICTP 2014: Safe, Smart, and Sustainable Multimodal Transportation Systems, 2014.
<https://doi.org/10.1061/9780784413623.316>
- 国土交通省国土技術政策総合研究所(2016). 道路交通の時間信頼性向上効果の推計に関する分析業務報告書.
- 国土交通省道路局 (2020). 費用便益分析マニュアル.

第4章 電気自動車を含む車両維持管理費に関する分析

4.1 はじめに

近年、従来の内燃機関自動車 (ICV) に代わるものとして、バッテリー電気自動車 (BEV)、ハイブリッド電気自動車 (HEV)、プラグインハイブリッド電気自動車 (PHEV) が世界市場に参入している。電気自動車 (xEV) は日本でも人気があり、2022 年 3 月時点の xEV 保有台数は全自動車保有台数の 18% を占め、xEV の年間販売台数は全自動車販売台数の 40% 近くを占めている。xEV の普及は、車両の属性、バッテリーの経年劣化、充電インフラの利用可能性などの技術的要因、車両購入価格、燃料費、耐用年数を通じたその他のコストなどの経済的要因、GHG 排出削減や地域の大气汚染物質排出削減などの環境的要因の 3 つの要因に影響される (Franzo et al., 2022)。本研究では、xEV 普及に重要な役割を果たす経済的要因に焦点を当てる (Danielis et al, 2020; Rotaris et al., 2021)。xEV の運転コストは ICV より安く (Figenbaum, 2022)、BEV の車両維持費は ICV より安い (Propfe et al., 2012) とする研究もあるが、Bhosale et al. (2018) は、xEV を長年保有すると、高価な車両の購入やバッテリーの交換にコストがかかるため、xEV の運転コストが ICV より高くなる可能性があるとして指摘している。また、車両の総走行距離と車両の年数によって、車両の運転コストが異なることも示されている (Chesher and Harrison, 1987)。

本章では、xEV の維持費と修理費に注目した。メンテナンスは、車両の損傷を防ぎ寿命を延ばすための定期的なサービスであり、修理は、車両の使用を阻害する故障部品を修理するために行われる。メンテナンスはさらに、定期メンテナンスと非定期メンテナンスに分類される (Burnham et al., 2021)。整備・修理費用は、車両運行コストの一部であるが、燃料関連コストとは独立したものでなければならない。整備・修理費用は、総所有コストの中で大きな割合を占める。本研究で維持・修繕費を取り上げた主な理由は、高速道路投資の便益を計算する上で最も重要な要素の一つだからである。高速道路投資は路面状態を改善することが期待されるため、車両修理の機会を減らすことができる。しかし、多くの国の事

業評価ガイドラインは、xEV の維持・補修コストを便益計算プロセスに組み込んでいない。例えば、日本の現行の費用便益分析ガイドラインは、ICV の車両運行コストのみを対象としており、xEV のそれは含まれていない。しかし、これは xEV の実際の維持費と修理費を反映していない可能性がある。したがって、排出量の少ない社会で xEV が急速に普及した場合の、xEV の車両維持・修理コストを推定する必要がある。本研究では、このギャップを埋めるべく、日本の最新の乗用車データを用いて、自動車維持・修理コストの構造を調査する。

本章の構成は以下の通りである。次に、自動車維持・修理費に関する文献を簡単に概観し、自動車維持・修理費に影響を与える要因に関する仮説を述べる。次に、データ収集と分析の結果を示す。最後に、得られた知見を考察し、結論と今後の課題を述べる。

4.2 既往研究のレビュー

(1) 自動車の維持・修理コストに関する過去の研究

本研究では、自動車の整備・修理コストは、定期整備、定期外整備、事故復旧の 3 つの要素から構成されると仮定する。定期点検整備費用は、定期点検整備費用と車両部品の予防交換費用からなる。予定外整備費用は、予期せぬ故障や技術的な問題が発生した場合に車両を修理する費用である。事故復旧費用は、交通事故によって車両に物理的な損傷が生じた場合に、その修理に必要な費用を指す。

多くの研究が、自動車の維持費と修理費を評価してきた。最も単純な方法は、メーカーが公式に発表している関連費用のデータを使用することである (Bhosale et al., 2018)。また、さまざまな自動車の情報を比較するウェブサイトから収集したデータを使って、維持費と修理費を見積もる方法もある (Ruth et al., 2021; Hoekstra et al., 2017; Palmer et al., 2018)。しかし、これらの研究は、関連コストの詳細な構造を理解する上で限界がある可能性がある。単純な計算式を使ってライフサイクルコストを推計した研究もある。例えば、Propfe et al. (2012) は、ドイツ市場のデータを用いて、パワートレインの異なる複

数種類の自動車の車両維持費と修理費を含む総所有コストを推計した。彼らは、30以上の駆動系部品の平均故障／交換間隔に基づき、部品コストと部品交換に必要な労働投入量を評価した。Burnham et al. (2021)はまた、YourMechanic, Utilimarc, Consumer Reports のデータセットなど、米国で入手可能な複数のデータセットを用いて、メンテナンスと修理のコストを評価した。彼らは関連コストを詳細に検討し、異なるパワートレイン間の維持・修理コストの異質性を実証することに貢献したが、データ不足のため、評価には多くの仮定を設定した。例えば、既存の研究に基づき、PHEVとBEVはHEVよりも回生ブレーキ能力が高く、したがって、バッテリー容量と電気モーターが大きいため、HEVよりもサービス間隔を延長できると仮定した。しかし、この知見は実証的証拠によって裏付けられていない。

既存の研究は、データの入手性が悪いという問題を抱えている。特に、多くの研究では、PHEVやBEVのような比較的新しい技術を搭載した車両の実証データが十分に得られていないため、整備・修理費用とその決定要因の関連性に関するエビデンスが不足している。本研究は、日本の乗用車所有者を対象とした独自のオンライン調査から実証データを収集することで、こうしたギャップを埋めることを試みた。この調査は、複数のパワートレインを持つ車両を対象としており、これには、HEV, PHEV, BEV, ICVが含まれる。

(2) 仮説

日本では、「義務車検」「法定点検」「その他点検」の3種類の整備が実施されている。まず義務車検では、自動車登録から3年後に車検を受け、その後2年ごとに車検を受けることが義務付けられている。この検査では、自動車が安全基準に適合しているかどうかが評価され、基準を満たさない場合は公道を走ることができない。第二に、法律で定められた点検を12カ月ごとに行わなければならない。これは、車両機能の故障による技術的な問題を未然に防ぐことを目的としている。法律では、自動車の所有者にこの点検を義務付けているが、ガイドラインに違反した者に罰則は課していない。最後に、その他の点検として、自動車メーカーが推奨する自動車の追加調査がある。多くの場合、自動車の運行開始後1カ月と、その後6カ月ごとに実施される。

自動車の整備・修理費用は、点検頻度、点検内容、部品価格、工賃など様々な要因によって変動することが予想される。例えば、点検サービスの頻度は、車齢、走行距離、運転頻度、車両所有者の好みなど、車両の特性に影響される可能性がある。保守費用を最小限に抑えたい車両所有者は、最低限の点検を好むかもしれないし、予防保守を重視する車両所有者は、詳細な点検を好むかもしれない。車両部品や技術作業のコストは、部品や技術者の品質、車種、整備サービスにも影響される。日本では最近、サービ

ス費用が割引されることが多い定額制の保守サービスが車検のために普及している。

本研究では4つの仮説を提示する：第一に、保守・修理費用はパワートレインに影響されると予想される。Propfe et al. (2012)は、xEVはリバイバルブレーキシステムによる減速が可能なため、ブレーキパッドの消費量を削減できると指摘した。一方、BEVは車体にエンジンを持たないため、エンジンやクラッチに関する車両部品の交換が不要である。一方、xEVはバッテリー容量が徐々に低下するため、長期保有ではバッテリー交換が必要となる。しかし、電池コストを推定するための電池交換頻度は、先行研究にも含まれている。例えば、Suttakul et al. (2022)は自動車メーカーが保証する期間に従って8年または10年毎、Bhosale et al. (2018)は8年毎または16万km走行毎、Propfe et al. (2012)はドイツで観察された乗用車の慣行に基づき、48万9000km走行毎(調査条件では49年相当)としている。したがって、最初の仮説は以下のように示される：

仮説1 (H1)： BEVの保守・修理費用は、ICV, HEV, PHEVよりも低い。

第2に、点検サービスの価格から、小型車の車両メンテナンスの技術的コストは、大型車のそれよりも低い可能性が高いことが示唆される。日本では、660cc未満の小型車の保有台数が増加し、大型車の保有台数は減少している。2022年3月現在、660cc未満の乗用車は37%を占めており、過去15年間で10%増加している。高橋ら(2024)は、小型車の保有比率が今後増加すると予測している。このことは、将来の自動車運行コストが、日本では平均して低下する可能性を示唆している。第二の仮説は以下の通りである：

仮説2 (H2)： 大型車の維持・修理コストは小型車よりも高い。

第3に、Chesher and Harrison (1987)が示唆するように、自動車の運転期間が長くなるにつれて、自動車の故障や技術的な問題が発生する機会が増加し、自動車のメンテナンスや部品交換の確率が高くなることが予想される。日本では、乗用車の平均車齢は2023年3月時点で9.2年であり、過去30年間に約5年増加している。これは、自動車の維持・修理コストをさらに増加させる可能性がある。第3の仮説は以下の通りである。

仮説3 (H3)： 自動車の維持費と修理費は、年齢と走行距離が増加するにつれて増加する。

最後に、個人の嗜好がメンテナンス戦略に影響を与える可能性がある。高橋ら(2022)は、自動車所有者が自動車購入に際して懸念する上位5項目は、自動車の価格、燃費効率、安全性、自動車の維持費、走行性能であることを明らかにした。このことは、自

自動車の維持費と修理費が、自動車の選択に最も影響を与える要因の一つであることを示唆している。自動車の維持費や修理費は、自動車所有者の戦略に影響される可能性がある。例えば、より安価な製品をより少ない頻度で選択するというメンテナンス戦略のもとでは、車両の維持費や修理費を節約することができる。しかし、このようなメンテナンス・コスト節約戦略では、より頻繁にメンテナンスを行い、技術的な故障が発生した場合には高品質の製品を選択するという別の戦略よりも、より多くの部品交換が必要になる可能性がある。リスク回避型の個人は、リスク愛好型の個人よりも、将来の修理費用の支払いを避けるために予防的行動をとる傾向が強い。このことは、維持費と修理費も、個人の嗜好によって決まるかもしれない自動車所有者のメンテナンス戦略に影響される可能性があることを意味するかもしれない。第4の仮説は以下の通りである。

仮説4 (H4)：整備頻度が低いことを好む車両所有者の車両整備・修理コストは、整備頻度が高いことを好む車両所有者の車両整備・修理コストよりも低い。

4.3 データ

(1) データ収集

本研究では、2023年2月から10月15日にかけて、我が国における乗用車所有者の維持費・修理費およびそれに影響を与える要因に関するデータを収集するために、ウェブアンケート調査を実施した。回答者候補は、まずインターネット調査会社のモニターから、日本全国の乗用車ICV、HEV、BEV、PHEVの所有者を抽出した。また、回答者には日常生活での乗用車の使用状況も尋ねた。回答者候補の中から無作為に選ばれた合計2,800名の回答者を対象とした：ICVオーナー900名、HEVオーナー900名、BEVオーナー500名、PHEVオーナー500名である。調査票は3つの要素で構成されている：(1)車種(ICV、HEV、BEV、PHEV)、車齢、購入時期、排気量、総走行距離などの所有車に関する情報、(2)定期点検、修理、事故復旧、定期点検サービスなど、前年(2022年)1年間に回答者が支払った21のメンテナンス経験とその費用、(3)車両メンテナンスにおける優先サービス、メンテナンスにおける消耗品の選択戦略など、メンテナンスに対する好みである。車齢がマイナスであるなど、回答が非合理的であった回答者30名を除いた後、実証分析のために2,770名の回答者を含むデータセットを作成した。

(2) 回答者の記述統計

表4-1はデータセットの記述統計である。男性回答者が80%を占め、平均年齢は54.1歳であった。日本の運転免許保有者に占める男性の割合は約55%、平均年齢は50.5歳である。これは、本調査が乗用車

所有者を対象としているためであり、典型的な中高年男性である。

さらに、ICVとHEVのオーナーはそれぞれ32%、PHEVとBEVはそれぞれ18%であった。現在所有しているクルマは、新車で購入したとの回答が77%を占めたが、それ以外は中古市場で購入したとの回答であった。平均車齢は5.9年であった。自動車検査登録情報協会によると、2022年4月時点の平均車齢は9.0年である。我々のデータセットの平均車齢が日本の平均車齢より低い理由のひとつは、我々の調査が回答者に日常生活で自動車を使用することを求めているため、自動車をほとんど使用しない自動車所有者がデータセットから除外されていることである。非BEV車の排気量は、1,501~2,000cc(28%)が最も多く、次いで661~1,500cc(24%)、2,000cc超(16%)、660cc以下(14%)の順であった。さらに、本調査の平均累積走行距離は47,500kmであったが、年間平均走行距離は8,500kmであった。なお、日本における他の調査結果では、2020年時点でのICV+HEV、PHEV、BEVの年間平均走行距離は、それぞれ7,820km、8,190km、8,640kmであった。これは、我々のデータがある程度母集団を代表していることを示唆している。

自動車のメンテナンス頻度の好みについては、回答者の33%がディーラーが推奨する頻繁な点検(通常6ヶ月に1回)を希望し、39%が法律で義務付けられている12ヶ月の定期点検を希望した。自動車整備用部品の品質の好みについては、回答者の35%がメーカーが提供する純正品を好み、27%がプロの整備エンジニアが推奨する製品を好み、24%が高品質の製品を好み、14%が安価な製品を好んだ。

表4-2は、メンテナンスの種類別に、回答者の自動車メンテナンスの経験を示している。この表から、過去1年間の車検義務化経験者は41%であったが、半年ごとの定期点検経験者は、購入後期間が長くなるにつれて減少する傾向にあることがわかる。第2に、定期点検時の部品交換の経験では、エンジンオイルの交換が55%、洗車が21%であった。第3に、事故後の修理経験については、5%の人が経験ありと回答している。第4に、不定期修理における部品交換の経験では、エンジンオイル交換(21%)が最も多く、次いでタイヤ交換(11%)、洗車(10%)、ホイール付きタイヤ新品購入(9%)と続いた。不定期にエンジンオイル交換や洗車を行う人は、定期的にエンジンオイル交換や洗車を行う人の半数近くであり、不定期にバッテリー交換やタイヤ交換を行う人は、定期的に交換を行う人とほぼ同じであることが示唆された。最後に、定額制メンテナンスサービスを利用している人は56%であった。

表4-3は、年間維持費と修理費を費用項目別にまとめたものである。この表から、車両の年間維持・修理費は80,300円であることがわかる。なお、2024年7月現在、1米ドルは約160円に相当する。定期点検費用、特に義務的な車検の年間平均費用は32,100円で、維持・修理費全体の約40%を占めてい

る. 第 3 に, 定期点検における部品交換費用のうち, タイヤとホイールの新品交換費用 (4,800 円) が最も高く, 次いでエンジンオイルの交換費用 (2,300 円), バッテリーの交換費用 (1,900 円) となっている. 第四に, 事故後の修理費用は年間平均 4,400 円である.

第 5 に, 不定期修理における車両部品の交換のうち, ホイール付き新タイヤの購入費用が最も高く (4,600 円), 定期点検の費用とほぼ同額である. 最後に, 加入型保守サービスの年間平均費用は約 15,700 円で, 保守・修理費用全体の約 2 割を占めている.

表 4-1 回答者の記述統計

Variables	Definition	Mean	S.D.	Min.	Max.
Respondent's Personal Attributes					
Gender	=1 if male, 0 otherwise	0.80	0.40	0	1
Age	[years]	54.1	10.2	21	69
Type of owned vehicles					
ICV	=1 if ICV, 0 otherwise	0.32	0.47	0	1
HEV	=1 if HEV, 0 otherwise	0.32	0.47	0	1
PHEV	=1 if PHEV, 0 otherwise	0.18	0.38	0	1
BEV	=1 if BEV, 0 otherwise	0.18	0.38	0	1
Status of purchased vehicles					
New car	=1 if new car, 0 otherwise	0.77	0.42	0	1
Second-hand car	=1 if second-hand car, 0 otherwise	0.22	0.42	0	1
Vehicle's age	[years], as of 2023 March	5.86	4.53	0.07	45.9
Vehicle displacement					
660 cc or less	=1 if 660 cc or less, 0 otherwise	0.14	0.34	0	1
661 to 1,500 cc	=1 if 661 to 1,500 cc, 0 otherwise	0.24	0.43	0	1
1,501 to 2,000 cc	=1 if 1,501 to 2,000 cc, 0 otherwise	0.28	0.45	0	1
2,001 cc or more	=1 if 2,001 cc or more, 0 otherwise	0.16	0.37	0	1
Accumulated distance traveled	[1,000 km], since registration	47.5	76.1	0	2,100
Annual distance traveled	[1,000 km]	8.5	8.7	0	98.2
Preference of Vehicle Maintenance Frequency					
Legal inspection only	=1 if preferred, 0 otherwise	0.28	0.45	0	1
12month-periodical checkups	=1 if preferred, 0 otherwise	0.39	0.49	0	1
Frequent checkups	=1 if preferred, 0 otherwise	0.33	0.47	0	1
Preference of Quality in Vehicle Parts for Vehicle Maintenance					
High quality product	=1 if preferred, 0 otherwise	0.24	0.43	0	1
Genuine product	=1 if preferred, 0 otherwise	0.35	0.48	0	1
Recommended product	=1 if preferred, 0 otherwise	0.27	0.44	0	1
Cheaper product	=1 if preferred, 0 otherwise	0.14	0.34	0	1

表 4-2 回答者の自動車整備・修理経験

Variables	Definition	Mean	S.D.
Experience of regular checkup			
Obligatory vehicle inspection	=1 if obligatory checkup was done, 0 otherwise	0.41	0.49
Regular checkup at 6 months	=1 if 6-month checkup was done, 0 otherwise	0.33	0.47
Regular checkup at 12 months	=1 if 12-month checkup was done, 0 otherwise	0.33	0.47
Regular checkup at 18 months	=1 if 18-month checkup was done, 0 otherwise	0.12	0.32
Regular checkup at 24 months	=1 if 24-month checkup was done, 0 otherwise	0.10	0.30
Experience of replacing vehicle parts in regular checkup			
Replacement of engine oil	=1 if oil was replaced, 0 otherwise	0.55	0.50
Replacement of battery	=1 if battery was replaced, 0 otherwise	0.11	0.31
Purchase new tires with wheels	=1 if new tires and wheels were purchased, 0 otherwise	0.08	0.27
Replacement of tires	=1 if tires were replaced, 0 otherwise	0.12	0.33
Car washing	=1 if car was washed, 0 otherwise	0.21	0.41
Installation of on-board device	=1 if a new on-board device was installed, 0 otherwise	0.01	0.12
Others	=1 if other parts were replaced, 0 otherwise	0.01	0.12
Experience of accident recovery			
Post-accident repairment	=1 if car was repaired after accident, 0 otherwise	0.05	0.22
Experience of replacing vehicle parts in irregular repairment			
Replacement of engine oil	=1 if oil was replaced, 0 otherwise	0.21	0.41
Replacement of battery	=1 if battery was replaced, 0 otherwise	0.07	0.25
Purchase new tires with wheels	=1 if new tires and wheels were purchased, 0 otherwise	0.09	0.28
Replacement of tires	=1 if tires were replaced, 0 otherwise	0.11	0.32
Car washing	=1 if car was washed, 0 otherwise	0.10	0.31
Installation of on-board device	=1 if a new on-board device was installed, 0 otherwise	0.02	0.14
Others	=1 if other parts were replaced, 0 otherwise	0.01	0.11
Subscription-based maintenance service			
Membership	=1 if a member of subscription service, 0 otherwise	0.56	0.50

Note: S.D.: standard deviation.

表 4-3 年間保守・修理費用の内訳（単位：1,000 円）

Variables	Mean	Standard deviation
Annual maintenance cost		
Total vehicle maintenance	80.3	139
Regular checkup cost		
Obligatory vehicle inspection	32.1	73.3
Regular checkup at 6 months	1.4	6.7
Regular checkup at 12 months	3.2	14.1
Regular checkup at 18 months	0.5	3.9
Regular checkup at 24 months	1.1	8.1
Replacement cost of vehicle parts in regular checkup		
Replacement of engine oil	2.3	20.5
Replacement of battery	1.9	13.7
Purchase new tires with wheels	4.8	30.1
Replacement of tires	1.0	8.7
Car washing	0.5	4.3
Installation of on-board device	0.5	7.7
Others	0.3	4.3
Accident recovery cost		
Post-accident repairment	4.4	44.0
Replacement cost of vehicle parts in irregular repairment		
Replacement of engine oil	0.8	6.6
Replacement of battery	1.1	7.0
Purchase new tires with wheels	4.6	20.8
Replacement of tires	1.6	12.7
Car washing	0.4	3.9
Installation of on-board device	1.7	57.6
Others	0.3	6.9
Subscription-based maintenance service cost		
Annual membership	15.7	28.8

4.4 分析方法

まず、前年度（2022 年）の年間車両維持修繕費を、維持修繕費を構成するすべての要素を以下のように合計して計算した：

$$C_{yn} = C_{cn} + C_{rn} + C_{an} + C_{in} + C_{sn} \quad (1)$$

ここで、 C_{yn} ：回答者 n の年間自動車維持修繕費（円/年）、 C_{cn} ：定期点検費用、 C_{rn} ：定期点検における部品交換費用、 C_{an} ：事故復旧費用、 C_{in} ：不定期修理における部品交換費用、 C_{sn} ：加入型保守サービスの費用である。また、平均的な車両維持費と修理費は以下のように計算した：

$$C_{dn} = \frac{C_{yn}}{\frac{D_{rn}}{Y_{rn}}} \quad (2)$$

ここで、 C_{dn} ：回答者 n の平均車両維持・修理費（円/km）、総走行距離（km）、 D_{rn} ：車両年齢である。回答者は、車種（ICV, HEV, BEV, PHEV）、排気量（660cc 以下、661～1,500cc、1,501～2,000cc、2,001cc 以上、BEV）によって複数のサブグループに分類された；車齢（3 年以下、3～5 年、5～7 年、7～9 年、9 年以上）、年間走行距離（3,000km 以下、3,000～5,000km、5,000～7,500km、7,500～10,000km、10,000～15,000km、15,000～25,000km、25,000km 以上）；定期点検サービス（あり、なし）、車両メンテナンス頻度の好み（法定点検のみ、12 ヶ月定期点検、頻繁な点検）、車両メンテナンス用部品の品質の好み（高級品、純正品、推奨品、安価品）である。次に、年間自動車維持費と修理費の平均をサブグループごとに計算した。そして、帰無仮説「年間自動車維持・

修理費はサブグループ間で無関係である」を検定するために、サブグループ間の多重比較のための一対順位付けを用いて、Steel-Dwass の順位和検定（Steel, 1960）を実施した。

最後に、年間自動車維持・修理費とそれに影響を与える要因との関連を分析するために回帰分析を行った。データには年間自動車維持・修理費がゼロであったため、ゼロ膨張負の二項モデル（ZINB）を採用することとした。ZINB モデルは、過剰なゼロを持つ計数変数をモデル化するためのもので、通常、過分散の計数結果変数に用いられる（Green, 1994; Feng, 2021）。モデルは、次のように定式化された：

$$f(Y_i | \mu_i, r, p_i) = \begin{cases} p_i + (1 - p_i)f_{NB}(0 | \mu_i, r) & \text{for } Y_i = 0 \\ (1 - p_i)f_{NB}(Y_i | \mu_i, r) & \text{for } Y_i > 0 \end{cases} \quad (3)$$

ここで、 μ_i ：ZINB モデルの平均、 r ：分散パラメータ、 p_i ：ゼロ・インフレーション部分の確率、 $f_{NB}(\cdot)$ ：負の 2 項モデルの関数である。負の 2 項モデルの関数と μ_i と p_i のリンク関数は次式で表される：

$$f_{NB}(Y_i | \mu_i, r) = \frac{\Gamma(r+Y_i)}{\Gamma(r)\Gamma(Y_i+1)} \left(\frac{r}{r+\mu_i}\right)^r \left(\frac{\mu_i}{r+\mu_i}\right)^{Y_i} \quad (4)$$

$$\log(\mu_i) = x_i^T \alpha \quad (5)$$

$$\text{logit}(p_i) = x_i^T \beta \quad (6)$$

ここで、 x_i^T ：係数のベクトルで、 α 、 β は係数のベクトルである。リンク関数は次のように定義されると仮定する：

$$x_i^T \alpha = \alpha_Y Y_{rn} + \alpha_D D_{yn} + \sum_j \alpha_j X_{jn} + \alpha_0 + \varepsilon_n \quad (7)$$

$$x_i^T \beta = \beta_Y Y_{rn} + \beta_D D_{yn} + \sum_j \beta_j X_{jn} + \beta_0 + \varepsilon_n \quad (8)$$

ここで、 Y_{jn} ：車齢、 D_{yn} ：年平均車両走行距離、 X_{jn} ：ダミー変数（被験者 n がグループ j に属するとき1，そうでないときは0）、 ε_n ：正規分布に従う誤差項、 $\alpha_Y, \alpha_D, \alpha_j, \alpha_o, \beta_Y, \beta_D, \beta_j, \beta_o$ は未知の係数である。

4.5 分析結果

(1) サブグループ別の維持費と修理費

表 4-4 は、複数のサブグループにわたる自動車の維持費と修理費の比較をまとめたものである。

まず、車種別に比較すると、年間維持・修繕費は PHEV が 92,400 円と最も高く、次いで HEV (79,600 円)、ICV (78,000 円)、BEV (73,300 円) となっている。Steel-Dwas 検定に基づく統計検定の結果、PHEV の維持費・修理費は ICV、BEV よりも有意に高いことが示唆された ($p<0.01$)。第二に、異なる排気量間の比較では、排気量が大きくなるにつれて、平均的な車両維持・修理コストが増加することが示された。統計検定の結果、排気量 660cc 未満の車両の維持費・修理費は、他の車両のそれよりも有意に低いことが示唆された ($p<0.001$)。BEV の維持費・修理費は 73,300 円であり、排気量 661 の 1,500cc の車両よりわずかに低かった。第三に、車齢別では、5～7 歳 (98,200 円) が最も高く、次いで 7～9 歳 (90,400 円)、9 歳以上 (87,900 円) であった。統計検定の結果、最も若いサブグループ (3 年以下) の維持費と修理費は、最も古い 3 つのサブグループのそれよりも有意に低いことが示唆された ($p<0.001$)。第四に、加入型保守サービスに参加している車両所有者の年間平均保守・修理費用 (89,800 円) は、その他の車両所有者の年間平均保守・修理費用 (68,300 円) よりも有意に高いことが示された ($p<0.001$)。第 5 に、車両所有者の車両メンテナンス頻度に対する選好について、選好頻度が高いほどメンテナンス・修理費用は高くなる。統計検定によると、3 つのサブグループのすべてのペアが有意に異なっていた ($p<0.001$)。最後に、車両メンテナンス用部品の品質に対する嗜好性については、「より安い製品」と回答した車両所有者のメンテナンス・修理費用が最も安く (52,600 円)、他のサブグループよりも統計的に低かった ($p<0.001$)。

(2) モデル推定結果

表 4-5 は、ゼロインフレーション負の 2 項モデルの推定結果であり、ゼロ・インフレーション・モデルと計数モデルの結果を含んでいる。ゼロ・インフレーション・モデルは、維持費と修繕費がゼロである確率を出力するので、正の推定値は、独立変数がゼロ・コストに寄与する可能性が高いことを示す。一方、計数モデルは、推定値が正であれば、維持修繕費に正の寄与をしていることを示唆する。

まず、ゼロ・インフレーション・モデルの結果を検証した。まず、車種と排気量については、PHEV が弱くプラスに推定されるものの、統計的に有意な変数はない。次に、車齢は有意に負であった。これは、古い車両ほど維持費と修理費がプラスになりやすいことを意味している。この結果は妥当と思われる。一方、年間走行距離は負に推計されたが有意ではなかった。第三に、加入型保守サービス会員の推定係数は有意に負であった。この結果も妥当と考えられる。第四に、整備頻度の選好度については、法定点検のみが有意に正であった。ベースラインが頻繁な点検であることから、最低限の整備水準を選好する自動車所有者の整備・修理費用は、頻繁な整備を選好する自動車所有者よりもゼロになる可能性が高い。

カウントモデルの推定結果から、ICV、HEV、PHEV の維持費・修理費は、BEV よりも有意に高いことが示された。推定係数は、ICV のコストが PHEV のコストとほぼ同等であるのに対し、BEV のコストが最も低いことが示唆された。次に、660cc 以下と 661～1,500cc の排気量は有意にマイナスであった。ベースラインは 2,001cc 以上であったため、排気量が大きくなるにつれて維持費・修理費は増加することが示唆された。妥当な結果であった。第三に、車齢と年間走行距離の両方が有意にプラスと推定された。車齢が高いほど、また走行距離が長いほど、維持費・修理費は高くなることが示唆された。第四に、加入型メンテナンス・サービスの利用者は、有意ではないと推定された。このことは、定期購入サービスへの加入が維持費・修理費に及ぼす影響はわずかであることを示唆している。最後に、12 カ月定期点検を好む自動車所有者の整備・修理費用は、頻繁な点検を好む自動車所有者の整備・修理費用よりも有意に低く、一方、自動車整備に安価な製品を好む自動車所有者の整備・修理費用は、他の所有者の整備・修理費用よりも有意に低いことが示された。

表 4-4 自動車維持・修理費用の比較結果 (単位：千円)

Variables	N	Mean	S.D.
All respondents			
	2,770	80.3	139.4
Vehicle type			
ICV	895	78.0	172.0
HEV	893	79.6	125.6
PHEV	492	92.4	118.2
BEV	490	73.3	113.4
Displacement			
660 cc or less	375	52.8	68.6
661 to 1,500 cc	676	76.0	93.8
1,501 to 2,000 cc	780	89.1	116.3
2,001 cc or more	449	101.8	252.9

BEV	490	73.3	113.4
Vehicle age			
3 years or less	809	59.8	180.7
3 to 5 years	608	80.8	105.3
5 to 7 years	503	98.2	104.5
7 to 9 years	280	90.4	101.5
9 years or more	570	87.9	143.7
Annual distance traveled			
3,000km or less	494	74.2	106.2
3,000 to 5,000km	464	72.5	87.5
5,000 to 7,500km	557	72.6	102.4
7,500 to 10,000km	453	93.5	222.7
10,000 to 15,000km	481	82.8	105.4
15,000 to 25,000km	239	93.1	201.9
25,000km or more	82	86.9	120.9
Membership of subscription service			
Yes	1,541	89.8	166.6
No	1,229	68.3	93.4
Preference of vehicle maintenance frequency			
Legal inspection only	778	70.4	134.6
12month-periodical checkups	1,069	76.4	92.8
Frequent checkups	923	93.0	181.1
Preference of quality in vehicle parts for vehicle maintenance			
High quality product	671	95.3	196.5
Genuine product	974	83.8	111.5
Recommended product	748	76.1	136.2
Cheaper product	377	52.6	62.9

表 4-5 ゼロ・インフレーション負二項モデルの推定結果

Variable	Estimate	Standard Error	
Zero-inflation model			
Intercept	-0.353	0.351	
Vehicle type (baseline = BEV)			
ICV	0.019	0.293	
HEV	-0.321	0.304	
PHEV	-0.556	0.320	.
Displacement (baseline = 2,001 cc or more)			
660 cc or less	-0.354	0.287	
661 to 1,500 cc	-0.305	0.262	
1,501 to 2,000 cc	-0.094	0.249	
Vehicle status			
Vehicle age (years)	-0.088	0.020	***
Annual distance traveled (1,000km)	-0.019	0.012	
Member of subscription-based maintenance service	-2.786	0.343	***
Preference of Vehicle Maintenance Frequency (baseline = Frequent checkups)			
Legal inspection only	0.741	0.239	**
12month-periodical checkups	-0.009	0.255	
Preference of Quality in Vehicle Parts for Vehicle Maintenance (baseline = Cheaper product)			
High quality product	-0.671	0.238	**
Genuine product	-0.484	0.226	*
Recommended product	-0.500	0.204	*
Count model			
Intercept	3.845	0.107	***
Vehicle type (baseline = BEV)			
ICV	0.283	0.083	***
HEV	0.158	0.080	*
PHEV	0.285	0.080	***
Displacement (baseline = 2,001 cc or more)			
660 cc or less	-0.605	0.083	***
661 to 1,500 cc	-0.212	0.069	**
1,501 to 2,000 cc	-0.121	0.066	.
Vehicle status			
Vehicle age (years)	0.031	0.006	***
Annual distance traveled (1,000km)	0.007	0.003	*
Member of subscription-based maintenance service	0.088	0.048	.
Preference of Vehicle Maintenance Frequency (baseline = Frequent checkups)			
Legal inspection only	0.026	0.063	
12month-periodical checkups	-0.111	0.050	*
Preference of Quality in Vehicle Parts for Vehicle Maintenance (baseline = cheaper product)			
High quality product	0.486	0.080	***
Genuine product	0.335	0.076	***
Recommended product	0.303	0.076	***
Log(theta)	-0.079	0.029	**
Number of observations	2,770		
Log-likelihood	-1.429e+04	31 DF	

4.6 考察

我々の推計結果は、BEV の維持費と修理費が他の車種よりも有意に低いことを示した。この知見は H1 を支持するものである。Propfe et al. (2012) は、BEV はエンジンオイルの交換が不要であること、BEV の回生ブレーキはブレーキパッドの損傷を低減できることから、BEV の維持費と修理費は他の車種よりも安価であると指摘している。我々の調査では、BEV のエンジンオイル交換費用は他の車種よりも安い、BEV のブレーキパッド交換頻度が他の車種よりも低いという結果は得られなかった。考えられる理由のひとつは、ブレーキパッドの交換は、保証期間中は通常有料ではないため、回答者がブレーキパッドの交換費用を申告していない可能性があることである。もう 1 つの理由は、平均車齢が 5.9 年と、ブレーキパッドを交換するには若すぎることである。

第二に、推定結果は、排気量が大きくなるにつれて維持費と修理費が増加することが示された。これは H2 を支持する。これは単純に、車両が大きくなると部品代が高くなることに加え、点検や車検に多くの時間とコストがかかるためである。

第三に、車齢と走行距離について、本計数モデルの推定結果は、車齢の古い車両や走行距離の長い車両ほど、維持費や修理費が多くなることを示唆している。これは H3 を支持する可能性がある。これは、車両が古くなり、使用頻度が高くなるにつれて、車両の部品が劣化するためである。一方、表 4-4 は、5~7 年経過した車両の維持費・修理費が最も高いことを示している。これは、日本の自動車メーカーが提供する典型的なサポート・サービスが 3 年から 5 年であることに起因していると考えられる。このようなサポート・サービスを利用することで、自動車所有者は契約期間中、車両部品を安価に、あるいは無償で交換することができる。しかし、契約期間終了後はメンテナンス費用や修理費用を支払う必要があるため、サポートサービス契約期間終了後のメンテナンス費用や修理費用の支出を抑えるために、自動車所有者がこまめに点検を行う動機付けとなっている可能性がある。また、車齢が高くなるにつれて、最低限の維持・修理費を支払う回答者の割合が高くなることも示唆された。

最後に、本データの記述統計から、低い点検頻度を好む車両所有者ほど、保守・修理費用が低いことが明らかになった。一方、ゼロ・インフレーション・モデルの推計結果からは、低い点検頻度を好む自動車所有者の方が、高い点検頻度を好む自動車所有者よりも、整備・修理費用がゼロになる確率が高いことが示唆された。また、カウント・モデルの推計結果からは、法定点検のみを好む自動車所有者の整備・修理費用は、頻繁な点検を好む自動車所有者の整備・修理費用と無関係であることが示された。こ

のことは、H4 が我々のデータによって明確に支持されていないことを示唆している。

4.7 おわりに

本研究は、日本におけるオンライン・アンケート調査から収集した自動車所有者の支払いに関するデータを用いて、乗用車の維持費と修理費を実証的に分析した。年間維持・修理費をゼロインフレーション二項モデルにより推計し、車種、使用状況、車両所有者の嗜好が維持・修理費に及ぼす影響を分析した。その結果、BEV の車両維持・修理費は、ICV, PHEV, HEV の車両維持・修理費よりも安価であること、車両の排気量が大きくなるほど高くなる傾向があること、車両の年式が古く、走行距離が長くなるほど高くなることが明らかになった。この結果は、道路投資プロジェクトの費用便益分析における車両運行コストの検討に貢献することが期待される。

本研究は、多くの国で普及が進む xEV のコストに関する実証的証拠を提供することに成功したが、いくつかの限界もある。第一に、我々の調査には xEV のバッテリー交換に関するデータがほとんど含まれていない。xEV を使用する場合、長期的にはバッテリー交換コストが大きくなるはずであるため、そのデータは自動車の維持・修理コストを評価する上で極めて重要である。前述したように、本調査で観測が不十分であった理由は不明であるが、繰り返し調査を行うことで、より多くの xEV 所有者がバッテリーの老朽化を経験する可能性があるため、徐々に多くのデータを得ることができるようになるかもしれない。第二に、本研究では乗用車のみを対象とした。道路投資による車両運行コスト削減効果を十分に理解するためには、バス、トラック、ローリーなどの商用車など、他の種類の車両についても調査する必要がある。第三に、燃料電池車のような新技術自動車も、自動車産業における脱炭素化の強い要求の下で、世界経済に徐々に導入されているため、調査する必要がある。これらの追加的な問題にも取り組まなければならない。

参考文献

- Bhosale, G., Vakhare, A., Kaystha, A., Aher, A., Pansare, V. (2018). Overvoltage, undervoltage protection of electrical equipment. *International Research Journal of Engineering and Technology*, Vol. 5, No. 2, pp. 29–32.
- Burnham, A., D. Gohlke, L. Rush, T. Stephens, Y. Zhou, M. A. Delucchi, A. Birky, C. Hunter, Z. Lin, S. Ou, F. Xie, C. Proctor, S. Wiryadinata, N. Liu, and M. Boloor. (2021). Comprehensive Total Cost of Ownership Quantification for Vehicles with Different Size Classes and Powertrains. Publication ANL/ESD-21/4. Argonne National Laboratory.
- Chesher, A., Harrison, R. (1987). Vehicle Operating Costs: Evidence From Developing Countries. The

- Johns Hopkins University Press, Baltimore.
- Danielis, R., Rotaris, L., Giansoldati, M., Scorrano, M. (2020). Drivers' preferences for electric cars in Italy: Evidence from a country with limited but growing electric car uptake. *Transportation Research Part A: Policy and Practice*, Vol. 137, pp. 79–94. <https://doi.org/10.1016/j.tra.2020.04.004>.
- Feng, C. X. (2021). A comparison of zero-inflated and hurdle models for modeling zero-inflated count data. *Journal of Statistical Distributions and Applications*, Vol. 8, No. 1, 8. <https://doi.org/10.1186/s40488-021-00121-4>.
- Figenbaum E. (2022). Retrospective total cost of ownership analysis of battery electric vehicles in Norway. *Transportation Research Part D: Transport and Environment*, Vol. 105, 103246. <https://doi.org/10.1016/j.trd.2022.103246>.
- Franzò, S., Nasca, A., Chiesa, V. (2022). Factors affecting cost competitiveness of electric vehicles against alternative powertrains: A total cost of ownership-based assessment in the Italian market. *Journal of Cleaner Production*, Vol. 363, 132559. <https://doi.org/10.1016/j.jclepro.2022.132559>.
- Greene, W., H. (1994). Accounting for excess zeros and sample selection in Poisson and negative binomial regression Models. NYU Working Paper No. EC-94-10. <https://ssrn.com/abstract=1293115>.
- Hoekstra, A., Vijayashankar, A., Sundrani, V. L. (2017). Modelling the total cost of ownership of electric vehicles in the Netherlands. Paper 4340854, Presented at EVS30 Symposium, Stuttgart, Germany, October, 2017.
- Palmer, K., Tate, J. E., Wadud, Z., Nellthorp, J. (2018). Total cost of ownership and market share for hybrid and electric vehicles in the UK, US and Japan. *Applied Energy*, Vol. 209, pp. 108–119. <http://dx.doi.org/10.1016/j.apenergy.2017.10.089>.
- Propfe, B., Redelbach, M., Santini, D. J., Friedrich, H. (2012). Cost analysis of plug-in hybrid electric vehicles including maintenance & repair costs and resale values. *World Electric Vehicle Journal*, Vol. 5, No. 4, pp. 886–895. <http://dx.doi.org/10.3390/wevj5040886>.
- Rotaris, L., Giansoldati, M., Scorrano, M. (2021). The slow uptake of electric cars in Italy and Slovenia: Evidence from a stated-preference survey and the role of knowledge and environmental awareness. *Transportation Research Part A: Policy and Practice*, Vol. 144, pp. 1–18. <https://doi.org/10.1016/j.tra.2020.11.011>.
- Ruth, M., Timbario, T. A., Timbario, T. J., Laffen, M. (2021). Methodology for Calculating Cost per Mile for Current and Future Vehicle Powertrain Technologies, With Projections to 2024. National Renewable Energy Laboratory, Golden.
- Steel, R. G. D. (1960). A rank sum test for comparing all pairs of treatments. *Technometrics*, Vol. 2, No. 2, pp. 197–207.
- Suttakul, P., Wongsapai, W., Fongsamootr, T., Mona, Y., Poolsawat, K. (2022). Total cost of ownership of internal combustion engine and electric vehicles: A real-world comparison for the case of Thailand. *Energy Reports*, Vol. 8, pp. 545–533. <https://doi.org/10.1016/j.egyr.2022.05.213>.
- Takahashi, H., Fukudome, K., Kanno, H., Ohkohchi, K., Hara, M. (2022). Japan consumer survey on next-generation automobiles. <https://www.deloitte.com/global/en/Industries/consumer/research/next-generation-vehicle-consumer-survey-2022.html>. Accessed July 26, 2024.

第5章 全国データを用いた交通事故発生率の推定

5.1 はじめに

高速道路や幹線道路における交通速度制限は、安全を確保するための重要な交通運用ルールとして世界中で議論されている。米国では9つの州で、乗用車とトラックの速度制限の差をなくし、すべての車両の許容速度を引き上げることを求める法案が提出された(Goble, 2023)。同様に、英国では、車両の安全性に関する最近の技術的進歩を踏まえて、全国的な速度制限の引き上げが提案されたため、道路の速度制限について数十年にわたって議論されてきたが、そのような提案には、交通事故や環境負荷の増加につながる可能性があるという反対意見もある(Morris, 2024)。日本では、2020年に高速道路の最高速度が一部120km/hに引き上げられ、1963年に高速道路が初めて導入されて以来、初めての高速道路の速度制限の変更となったが、この変更が適用される高速道路は全体の1.7%に過ぎない。

速度制限の変更に関する議論は、通常、速度制限の引き上げに伴って交通速度が上昇するという前提のもと、交通速度と交通事故発生頻度との関連性を示す証拠に基づいて行われる。一般的に、走行速度と交通事故発生頻度との間には正の相関関係があることが広く受け入れられているが、この相関関係の適用性については、特に高速道路では結論が出ていない。実際、高速道路における交通事故と平均走行速度との間に負の相関があることを示す実証的証拠を報告した研究もある(Gupta, 2022; Wang et al., 2020; Zheng, 2012; Roshandel et al., 2015)。したがって、走行速度と交通事故の関係については、さらなる実証的な調査が必要である。

そこで本研究では、日本の一般道路と高速道路における交通事故率と平均走行速度との関係を分析した。本研究では、信頼性の高い情報を得るために、2019年から2021年にかけて収集された全国規模のデータを使用した。本研究の結果は、速度と事故率の関連性を裏付ける新たなエビデンスを提供し、交通安全政策の策定に貢献することが期待される。

以下では、まず、速度と事故率の関連性を調査した既存の文献を簡単にまとめ、本研究で評価する仮

説を確立する。次に、データ分析方法とデータの記述的分析を示す。次に結果を示し、その後に調査結果の考察を行う。最後に、本論文を今後の研究に向けた提言で締めくくる。

5.2 既往研究のレビュー

(1) 走行速度と事故頻度の関連性

走行速度と交通事故率の間に正の相関があることを報告した研究は数多くある。例えば、Taylor et al. (2000)は、英国、スウェーデン、オランダの実証データを用いて、都市部と地方部の道路の両方について、交通速度が交通事故率に及ぼす影響を分析し、速度が速いほど事故が多いという結論を下している。さらに、SWOV(2012)は、2012年以前に発表された交通速度と事故の関係に関する14の研究をレビューし、運転速度が速くなるにつれて事故率が上昇することを発見した。また、International Traffic Safety Data and Analysis Group (2018)は、さまざまなケースにおける速度変化が事故件数や負傷した道路利用者に与える影響を分析し、道路の種類に関係なく、平均速度の増加は死亡または重傷を負った道路利用者の数や事故件数の増加と関連していることを示した。Nilsson(1981; 2004)は、制限速度が50 km/hと120 km/hに引き上げられたことにより平均速度が1 km/h上昇すると、交通事故の発生頻度はそれぞれ4%と2%増加したと報告している。Elvikら(2004; 2009)は、走行速度の増加が死亡事故、重傷事故、軽傷事故の増加につながることを示す既存の研究のメタ分析を実施した。さらに、速度の変化が交通安全に及ぼす影響は、都市部よりも地方の方が小さいことも示された。

これに対し、最近の研究では、一般道路や高速道路の事故データを解釈し、交通速度は交通事故率と負の相関があるかあるいは相関がほとんどないという結論に達している。Gupta et al. (2022)は、ミシガン州の郊外高速道路における最高速度制限の引き上げが衝突事故に与える影響を分析し、平均速度が事故発生頻度と負の相関関係にあることを示した。Wang et al. (2020)は、2009年から2011年の北京-上

海高速道路の事故データを使用して、ランダムパラメータ多変量負の二項モデルを構築し、考慮したすべての衝突タイプにおいて、自動車の走行速度が速いほどリスクが低くなる可能性が高いと結論付けた。彼らは、この発見は予想されていたと述べた。なぜなら、幾何学的線形が優れた高速道路区間では、より適切な交通状況が提供されるため、自動車運転者はより高速で運転する可能性が高いからと指摘している。

Zheng(2012)は、1993年のカリフォルニア州の高速道路の事故データを経験的に分析し、速度の増加は事故防止に有益であると報告した。最後に、Roshandel et al. (2015)は、1997年から2012年までに発表された高速道路での事故発生に関する13件の研究についてメタ回帰分析を行い、平均速度の増加は衝突リスクの低減と関連していると報告した。彼らは、この結果は驚くべきことではないと主張した。なぜなら、停止と発進を繰り返す運転状況は平均速度の低下と関連しており、評価された結果は衝突発生であり、衝突の深刻度ではないからである。

以上のように、運転速度と交通事故率の関連性は依然として不明である。これまでの研究で直面した最も注目すべき課題の1つは、交通状況と事故発生の関連性、特に高速道路における関連性の理解が不十分であったことである。高速道路の幾何学的配置は高速走行用に設計されているため、これらの道路では速度が速いほど交通状況が改善され、交通事故率が低下する可能性がある。さらに、走行速度は渋滞の深刻度と負の相関があるため、渋滞による発進・停止を繰り返す状況につながり、事故は高速走行よりも低速走行の方が多く発生する可能性がある。最後に、公表された実証研究のほとんどは特定の道路または地域の事例研究であり、その結果は他の道路や地域に適用するのが難しい可能性がある。特定のケーススタディの限界を克服しようと、かなりの数のメタ分析が実施されてきたが、全国的な事故発生データからの直接的な観察はほとんど利用できない。これは、平均速度と事故率の関係に関する信頼性の高い全国的なエビデンスを生成する取り組みを妨げる可能性がある。本研究では、日本の高速道路および一般幹線道路における全国的な交通事故のデータセットに負の二項回帰モデルを当てはめることで、これらのギャップに対処し、走行速度と交通事故頻度の関係を明らかにする。

(2) 仮説

本研究では、走行速度と交通事故率の関係について、5つの仮説を検証した。まず、これまでの研究(Gupta, 2022; Wang et al., 2020; Zheng, 2012; Roshandel et al., 2015)で示されているように、高速道路は、幾何学的な線形配置が高速走行用に設計されているため、低速走行よりも高速走行の方が運転条件が良好になる可能性がある。このような線形配置の特徴としては、他の道路とのアクセスを制限することで、高速道路のリンクを他の道路から分離することが

挙げられる。特に、日本の高速道路は原則として有料道路であり、入口料金所を通過しなければ利用できない。さらに、日本では自動ブレーキシステムやアダプティブクルーズコントロールを搭載した車両が増えており、高速走行時でも運転者の判断をサポートできる可能性がある。最後に、一般道路のリンクを走行するドライバーは、交差点や立体交差で歩行者、自転車、他の車両など、さまざまな障害物に遭遇することが多いため、高速走行時の事故リスクは高速道路を走行するドライバーよりも高い可能性がある。したがって、本研究では以下の仮説を立てた。

仮説 1 (H1): 高速道路リンクにおける平均旅行速度は、交通事故の発生頻度と負の相関がある。

仮説 2 (H2): 平均旅行速度は一般道路リンクおよび交差点における交通事故の発生頻度と正の相関がある。

第二に、過去の研究(Nilsson, 1981; Elvik, 2004; 2009; Chengye and Ranjitkar, 2013; Poch and Mannering, 1996)では、速度制限値が高いほど平均旅行速度が高くなり、それが交通事故の発生頻度と正の相関を持つ可能性があると報告されている。一方で、他の研究(Papageorgiou et al., 2021)では、速度制限値がある閾値よりも低い場合、平均旅行速度は交通事故の発生頻度と相関しないことが示されている。したがって、本研究では、平均走行速度と交通事故率の関連性に対する速度制限の影響について、以下の仮説を立てた。

仮説 3 (H3): 速度制限が一定の閾値よりも高い場合、平均走行速度は交通事故の頻度と正の相関関係にあるが、それ以外の場合には相関関係はない。

第三に、中央分離帯があることで、より高速での安全運転が促進され、正面衝突の危険性が低減することが期待できる。なぜなら、運転者は対向車に注意を払う必要がなく、また対向車に脅かされることもないからである。しかし、いくつかの先行研究では、中央分離帯が交通事故率に与える影響を分析し、中央分離帯が交通事故の発生頻度を低減すると結論づけている。したがって、中央分離帯の効果については、以下のように仮説を立てた。

仮説 4 (H4): 中央分離帯のない一般道路リンクでは、平均走行速度は交通事故の発生頻度と正の相関があるが、中央分離帯のある一般道路リンクでは、平均走行速度と事故の発生頻度との間には相関関係はない。

最後に、多くの住宅や商業ビルが道路沿いに立ち並び、結果として歩行者や自転車利用者が多くなる都市化の進んだ地域では、車両と歩行者・自転車利用者との物理的な衝突の機会が多くなることが予想される。したがって、このような都市化が進んだ

状況下では、より高速な走行速度が他の道路利用者との予期せぬ衝突の機会を増やす可能性がある。一方、物理的な衝突の機会が通常より少ない都市化の進んでいない地域では、走行速度は事故のリスクにそれほど影響しない可能性がある。実際、過去の研究(Al Haris and Arum, 2022; Noland and Quddus, 2005; Lee and Abdel-Aty, 2005; Pulugurthaa et al., 2013)では、都市部、商業地区、または地下鉄の駅付近の道路では交通事故の発生頻度が高いことが示されている。したがって、本研究では以下の仮説を立てた。

仮説 5(H5):都市部を通過する一般道路リンクでは、平均旅行速度が交通事故の頻度と正の相関がある。一方、都市化の進んでいない地域を通過する一般道路リンクでは、事故の頻度との相関はない。

5.3 分析方法

本研究では、負の二項回帰モデルを用いて、交通事故の年間発生頻度と平均旅行速度、および速度制限、道路構造、地域の土地利用パターンなどの要因との関連性を評価した。ポアソン・モデルは、交通事故のような稀な事象の発生頻度を推定するのに適していると考えられている。負の二項モデルは、平均と分散が等しいというポアソン・モデルの強い仮定を克服できるため、交通事故頻度の実証研究に広く適用されている。そのため、本研究では、3つのケースについて負の二項モデルを構築した。1つ目のケースでは、一般道路リンクでの事故を考慮し、2つ目のケースでは、高速道路リンクでの事故を考慮し、最後のケースでは、一般道路交差点での事故を考慮した。交通事故に関する一般的な負の二項モデルは、以下のように定式化した。

$$y_i = NB(\lambda_i) \quad (1)$$

$$f_{NB}(y_i | \lambda_i, \varphi) = \frac{\Gamma(y_i + \varphi)}{\Gamma(y_i + 1)\Gamma(\varphi)} \left(\frac{\varphi}{\varphi + \lambda_i} \right)^\varphi \left(\frac{\lambda_i}{\varphi + \lambda_i} \right)^{y_i} \quad (2)$$

$$g(E(y_i)) = \lambda_i = \exp(\eta_i) \quad (3)$$

$$\text{Log} \left(\frac{\lambda_i}{Z_i} \right) = \eta_i = \beta_0 + \beta_1 x_{i1} + \dots + \beta_n x_{in} \quad (4)$$

ここで、 y_i はリンク（または交差点） i における交通事故発生件数、 λ_i はリンク（または交差点） i における交通事故発生件数の期待値、 φ はスケールパラメータ、 η_i は線形予測値、 $\Gamma(\cdot)$ はガンマ関数、 Z_i はリンク（または交差点） i におけるオフセット項であり、一般道路および高速道路リンクモデルでは車両の走行距離、一般道路交差点モデルでは遭遇した交差点として定義される、 x_{ij} はリンクの j 番目の変数、 β_j は j 番目の変数の係数である。

5.4 データ

(1) データセットの整備

この研究では、日本の幹線道路ネットワークにおける死亡または負傷事故を考慮した。幹線道路ネッ

トワークは、全国の一般幹線道路(国道および県道)と高速道路(管理されたアクセスを有する高速自動車国道、都市高速道路)を含む、20万km以上の道路リンクで構成されている。

分析データは「交通事故・道路統合データ」である。本データは、全国の道路ネットワークを約9.7万区間に分割した道路区間（平均長は2.0km）別に、交通事故発生件数が記録されたデータである。また、わが国の政府統計である全国道路・街路交通情勢調査による走行速度等の交通状況や道路構造データも記録されている。詳細な道路区間単位で、事故発生状況と交通状況・道路構造特性の関係を分析することができ、かつ全国の実態を分析することができる貴重なデータである。本研究では、2019年、2020年、2021年に発生した交通事故を対象とした。

まず、交通流動状況に関するデータが欠落している道路リンク、自動車が走行できない道路リンク、または区間が不完全な道路リンクを除外してデータセットを構築した。その結果、86,835の一般道路リンク、84,091の一般道路交差点、4,322の高速道路リンクが抽出され、それぞれ全体の94%、96%、98%を占めた。本研究では、一般道路交差点は、接続地点から30mの区間を含む一般道路と定義した。2020年から制限速度が120kmに引き上げられた高速道路リンクは、この変更が交通事故に及ぼす影響を避けるため、データセットから除外した。

次に、リンクおよび交差点の年間平均交通事故件数を、調査期間中の年間走行距離または年間交差点通過車両数で除することにより、リンクおよび交差点の交通事故頻度を算出した。なお、年間平均交通事故件数は3年間の観測された交通事故総数から算出したが、年間走行距離および年間交差点通過車両数は、交通量データが利用可能な唯一の年である2021年のデータに基づいている。

それ以外には、まず、各道路リンクの平均旅行速度と速度制限値を入手した。平均旅行速度は、2つの時間帯(朝夕のピーク時とピーク時以外の昼間)に観測された旅行速度の平均値をそれぞれの交通量で重み付けして計算した。各道路リンクの速度制限値は、道路交通法で定められた最大速度とした。次に、道路構造を4つの変数により考慮した。道路の車線幅は、走行車線、停止帯、路肩を含む道路全体の幅をリンクの車線数で割った平均幅と定義した。さらに、道路リンクに4車線以上が含まれる場合は1、それ以外は0とする4車線以上のダミー変数を定義した。また、道路リンクの3分の2以上の区間に中央分離帯がある場合は1、それ以外は0とする中央分離帯のダミー変数を定義した。また、高速道路への合流の有無を示すダミー変数は、高速道路リンクにランプ、インターチェンジ、またはジャンクションとの接続点が1つ以上ある場合は1、それ以外は0とした。最後に、土地利用パターンは4つの変数を使用した。人口密集地区のダミー変数は、高速道路リンクまたは交差点が人口密度1平方キロメートルあたり4,000人以上の地区に位置する場合に

1 と定義し、それ以外は 0 とした。その他の都市地域を示すダミー変数は、道路のリンクまたは交差点が DID 以外の都市地域に位置し、道路の両側に住宅や事業所がある場合に 1 と定義され、それ以外の場合には 0 と設定された。平坦な地域を示すダミー変数は、道路のリンクまたは交差点が、傾斜の緩やかな非都市地域に位置する場合に 1 と定義され、それ以外の場合には 0 と設定された。最後に、丘陵地域を示すダミー変数は、道路のリンクまたは交差点が、山または丘陵の麓またはその中に位置する場合に 1 と定義され、それ以外の場合には 0 と設定された。

(2) 記述統計

表 5-1 は収集したデータセットの記述統計をまとめたものである。まず、平均旅行速度は 32.0 km/h である一方で、最大平均旅行速度は 182.4 km/h であり、これは最高速度制限の 100 km/h よりもはるかに高い。この値は、プローブ車両が GPS の位置データを使用して旅行速度を観測した測定誤差の結果である可能性がある。平均速度制限は 47.4 km/h であり、平均走行速度よりも高い。平均車線幅は 4.1 m で、最小値は 0.9 m、25 パーセンタイル値は 3.5 m であり、日本の一般道路の多くが狭いことを示唆している。さらに、道路リンクの 18% が 4 車線以上あり、12% が中央分離帯を備えていた。最後に、土地利用

パターンについて、DID、その他の市街地、平坦地、丘陵地は、それぞれ道路リンクの 24%、16%、41%、18% を占めている。

5.5 分析結果

表 5-2 は、一般道路リンク、一般道路交差点、高速道路リンクのベースラインモデルの結果をまとめたものである。交差点モデルには、4 車線以上、中央分離帯、高速道路への合流に関するダミー変数は含まれていない。なぜなら、これらはすべて道路リンクに関連しているからである。同様に、高速道路リンクモデルには土地利用変数は含まれていない。なぜなら、高速道路はアクセスが制限されているため、その周辺地域から独立しているからである。一般道路リンクおよび交差点モデルは 2019 年から 2021 年の 3 年間にわたって観測されたデータを使用して構築されたが、高速道路リンクモデルは 2019 年と 2021 年のデータのみを使用して推定された。これは、2020 年の関連データが、統計的に類似している他の 2 年間のデータと比較すると異なる傾向があるように思われたためである。これは、付録の表 S1 に示されている。これは、新型コロナウイルス感染症のパンデミック時の不規則な交通状況の結果である可能性がある。2020 年の異なる結果の理由を特定するには、さらなる研究が必要である。

表 5-1 データセットの記述統計

Variable	Mean	SD	Minimum	25%	Median	75%	Maximum
Average travel speed (km/h)	32.0	13.1	2.30	21.4	30.9	41.5	182.4
Speed limit (km/h)	47.4	9.84	20.0	40.0	50.0	50.0	100.0
Lane width (m)	4.10	0.90	0.90	3.50	3.90	4.40	50.0
0/1 Four or more lanes	0.18	0.39	0.00	0.00	0.00	0.00	1.00
0/1 Road median	0.12	0.33	0.00	0.00	0.00	0.00	1.00
0/1 Merging in expwy	0.02	0.14	0.00	0.00	0.00	0.00	1.00
0/1 DID	0.24	0.43	0.00	0.00	0.00	0.00	1.00
0/1 Other urban area	0.16	0.37	0.00	0.00	0.00	0.00	1.00
0/1 Flat area	0.41	0.49	0.00	0.00	0.00	1.00	1.00
0/1 Hilly area	0.18	0.39	0.00	0.00	0.00	0.00	1.00

表 5-2 道路タイプ別のベースラインモデルの推定結果

Variable	Model 1-1			Model 1-2			Model 1-3		
	Coeff.	Z-stat.		Coeff.	Z-stat.		Coeff.	Z-stat.	
Average travel speed	-0.048	-100.6	***	-0.049	-73.8	***	-0.039	-27.9	***
Speed limit	0.003	5.3	***	0.033	48.2	***	-0.002	-0.9	
Lane width	-0.012	-2.4	*	0.005	0.8		n/a	n/a	n/a
0/1 Four lanes or more	-0.012	-0.9		n/a	n/a		0.738	9.3	***
0/1 Road median	-0.101	-7.3	***	n/a	n/a		-0.322	-4.3	***
0/1 Merging in expwy	n/a	n/a	n/a	n/a	n/a		0.175	2.7	*
0/1 DID	0.459	38.4	***	0.231	15.8	***	n/a	n/a	n/a
0/1 Other urban area	0.220	17.6	***	0.066	4.0	***	n/a	n/a	n/a
0/1 Hilly area	-0.182	-10.2	***	-0.120	-4.0	***	n/a	n/a	n/a
Constant	-0.269	-7.7	***	-4.167	-93.5	***	-0.562	-4.6	***
Road type	Highway links			Highway intersections			Expressway links		
Speed limit	All			All			All		
Road median	All			All			All		
Area	All			All			All		
Number of observations	86,835			84,091			4,322		
Likelihood ratio	0.13			0.08			0.11		
Scale parameter	0.97			1.40			1.20		
AIC	177,740			141,623			10,269		

Notes: *p < 0.1, **p < 0.05, ***p < 0.01, n/a denotes not available, expwy denotes expressway, DID denotes densely inhabited district, and AIC denotes Akaike Information Criterion.

まず、表 5-2 は、すべてのモデルにおいて、平均旅行速度係数が有意に負であることを示している。高速道路リンクにおける平均旅行速度の負の効果は、H1 がデータによって支持されていることを意味し、一般道路リンクと交差点における平均旅行速度の負の効果は、H2 がデータによって支持されていないことを意味する。第二に、速度制限係数は一般道路のリンクおよび交差点では有意に正であったが、高速道路では有意ではなかった。第三に、中央分離帯ダミー変数の係数は一般道路および高速道路のリンクの両方で有意に負であった。第四に、高速道路合流ダミー変数の係数は有意に正であった。これは、高速道路での合流は合流地点での衝突をより多く引き起こし、事故のリスクが高くなるためであると考えられる。最後に、土地利用変数の係数は、すべて統計的に有意であることを示していた。平坦地域はベースライン条件とみなせるため、DID ダミー変数と非市街地ダミー変数の正の係数は、平坦地域と都市部では平坦地域と農村部よりも事故発生率が高い可能性が高いことを示唆している。一方、丘陵地ダミー変数の負の係数は、丘陵地と農村部では平坦地と農村部よりも事故発生率が低いことを示唆している。これは妥当な推論である。なぜなら、都市部を通過するドライバーは、地方を通過するドライバーよりも、自動車と歩行者・自転車との衝突に遭遇する可能性が高い傾向にある。一方、丘陵地を通過するドライバーは、平坦地を通過するドライバーよりも、道路や交通状況により注意を払うことが予想される。

表 5-3 は、速度制限別に各道路タイプの 3 つのサブグループの結果を示している。一般道路リンクについては、モデル 2-1、2-2、2-3 でそれぞれ速度制限 40、50、60 km/h を考慮し、一般道路交差点については、モデル 2-4、2-5、2-6 でそれぞれ考慮された。一方、高速道路リンクについては、それぞれ 70、80、100 km/h の速度制限がモデル 2-7、2-8、2-9 で考慮された。

表 5-3 の結果は、速度制限に関わらず、すべてのモデルにおいて平均旅行速度の係数が有意に負であることを示している。この結果は、H3 が支持されないことを示唆している。ほぼすべてのモデルにおいて、統計的に有意な推定値の符号は、一般道路リンクモデルにおける 4 車線以上ダミー変数の例外を除いて、ベースラインモデルの符号と一致していた。この違いは、速度制限が低い一般道路リンクでは 4 車線以上の効果は負であるが、速度制限が高い一般道路リンクでは正であることを示唆している。日本

の標準的な 4 車線以上の一般道路リンクは通常、50 km/h 以上の速度制限があるため、40 km/h の速度制限がある一般道路リンクは、学校や大気質や交通騒音の低減が必要な特別な施設がある近隣地域、劣悪な幾何学的/道路状況、大型トラックや貨物自動車が多いなど、速度制限を低くする必要がある特別な地域要因がある可能性がある。速度制限が低い場合、車線数の多い一般道路ではドライバーに長い視認距離が確保され、車線変更が容易になるため、車線変更が容易でない車線数の少ない一般道路よりも交通事故が少なくなる可能性がある。これに対応して、速度制限が高い場合、車線数の多い一般道路では車線変更によるリスクが高くなる可能性がある。

表 5-4 は、中央分離帯のある一般道路と中央分離帯のない一般道路のリンクについて得られた結果を比較している。表 5-4 に示された結果は、すべてのモデルにおいて平均旅行速度の係数が有意にマイナスであることを示しており、H4 がデータによって支持されていないことを示唆している。実際、ほとんどの結果はベースラインモデルと同じであったが、丘陵地ダミー変数は中央分離帯のある一般道路リンクの係数が有意にプラス、中央分離帯のない一般道路リンクの係数が有意にマイナスであった。ベースライン条件は平坦地であったため、これらの結果は、丘陵地における中央分離帯付き一般道路リンクは平坦地における一般道路リンクよりも交通事故が発生しやすいが、丘陵地における中央分離帯なしの一般道路リンクは平坦地における一般道路リンクよりも交通事故が発生しにくいことを示唆している。これは、一般道路に中央分離帯がない場合、丘陵地を通過するドライバーは平坦地を通過するドライバーよりも道路や交通状況により注意を払うためであると考えられる。一方、一般道路に中央分離帯がある場合はこの効果が消え、幾何学条件の悪さの影響がより顕著になり、交通事故の頻度が高くなる可能性があることが予想される。

最後に、表 5-5 は、都市部および非都市部の地域における一般道路リンクおよび交差点モデルの結果を示している。都市部は DID とその他の都市部から構成され、非都市部は平坦地域と丘陵地域から構成されている。これらの結果から、すべてのモデルにおいて、平均旅行速度の係数はすべてマイナスであった。したがって、H5 はデータによって支持されなかった。その他の結果のほとんどは、モデル 4-2 の速度制限を除いて、ベースラインモデルで示された結果と類似していた。速度制限は、事故頻度に対して有意ではないものの正の係数を示した。

表 5-3 道路タイプ別の速度制限間のモデル推定結果の比較

Variable	Model 2-1			Model 2-2			Model 2-3		
	Coeff.	Z-stat.		Coeff.	Z-stat.		Coeff.	Z-stat.	
Average travel speed	-0.053	-59.8	***	-0.049	-68.6	***	-0.039	-42.1	***
Lane width	-0.014	-1.9		0.006	0.6		-0.008	-0.8	
0/1 Four lanes or more	-0.056	-2.2	*	-0.033	-1.7		0.419	10.3	***
0/1 Road median	-0.124	-3.5	***	-0.183	-10.3	***	-0.014	-0.4	
0/1 DID	0.462	23.4	***	0.405	21.7	***	0.412	14.7	***
0/1 Other urban area	0.207	9.9	***	0.221	12.2	***	0.163	5.1	***

0/1 Hilly area	-0.112	-3.7	***	-0.050	-1.8	.	-0.253	-5.5	***
Constant	0.032	0.7		-0.072	-1.5		-0.714	-12.1	***
Road type	Highway links			Highway links			Highway links		
Speed limit	40 km/h			50 km/h			60 km/h		
Road median	All			All			All		
Area	All			All			All		
Number of observations	34,145			31,377			15,922		
Likelihood ratio	0.11			0.12			0.16		
Scale parameter	1.03			0.92			0.88		
AIC	72,831			68,830			27,867		
	Model 2-4			Model 2-5			Model 2-6		
Variable	Coeff.	Z-stat.		Coeff.	Z-stat.		Coeff.	Z-stat.	
Average travel speed	-0.051	-41.6	***	-0.053	-54.1	***	-0.039	-28.7	***
Lane width	-0.003	-0.3		0.008	0.8		0.006	0.4	
0/1 DID	0.164	6.5	***	0.336	15.7	***	0.065	1.8	.
0/1 Other urban area	0.041	1.5		0.105	4.3	***	0.026	0.7	
0/1 Hilly area	-0.082	-1.6		0.065	1.4		-0.561	-7.9	***
Constant	-2.728	-48.5	***	-2.489	-43.4	***	-2.348	-30.4	***
Road type	Highway intersections			Highway intersections			Highway intersections		
Speed limit	40 km/h			50 km/h			60 km/h		
Road median	All			All			All		
Area	All			All			All		
Number of observations	33,178			30,708			15,072		
Likelihood ratio	0.06			0.10			0.06		
Scale parameter	1.38			1.31			1.25		
AIC	59,223			52,415			24,377		
	Model 2-7			Model 2-8			Model 2-9		
Variable	Coeff.	Z-stat.		Coeff.	Z-stat.		Coeff.	Z-stat.	
Average travel speed	-0.047	-12.0	***	-0.040	-17.9	***	-0.052	-15.8	***
0/1 Four lanes or more	0.617	4.2	***	1.300	4.4	***	0.270	0.3	
0/1 Road median	0.209	1.5		-0.578	-4.3	***	0.245	0.7	
0/1 Merging in expwy	-0.022	-0.1		0.225	2.2	*	0.189	1.9	
Constant	-0.267	-0.8		-1.036	-3.0	**	0.378	0.4	
Road type	Expressway links			Expressway links			Expressway links		
Speed limit	70 km/h			80 km/h			100 km/h		
Road median	All			All			All		
Area	All			All			All		
Number of observations	1,078			1,308			932		
Likelihood ratio	0.13			0.09			0.08		
Scale parameter	0.83			1.22			0.93		
AIC	1,499			3,275			2,265		

Notes: *p < 0.1, **p < 0.05, ***p < 0.01

表 5-4 中央分離帯有無によるモデル推定結果の比較

表 3-4 中央分離帯有無によるモデル推定結果の比較						
Variable	Model 3-1			Model 3-2		
	Coeff.	Z-stat.		Coeff.	Z-stat.	
Average travel speed	-0.044	-47.2	***	-0.049	-88.7	***
Speed limit	0.010	7.8	***	0.002	2.9	**
Lane width	-0.002	-0.2		-0.023	-3.8	***
0/1 Four lanes or more	-0.030	-0.7		-0.027	-1.8	
0/1 DID	0.352	14.8	***	0.490	35.4	***
0/1 Other urban area	0.112	3.8	***	0.238	17.3	***
0/1 Hilly area	0.201	2.5	*	-0.174	-9.4	***
Constant	-0.779	-8.8	***	-0.151	-3.8	***
Road types	Highway links			Highway links		
Speed limit	All			All		
Road median	Yes			No		
Areas	All			All		
Number of observations	10,493			76,342		
Likelihood ratio	0.09			0.13		
Scale parameter	1.15			0.94		
AIC	35,980			141,580		
Variable	Model 3-3			Model 3-4		
	Coeff.	Z-stat.		Coeff.	Z-stat.	
Average travel speed	-0.037	-24.8	***	-0.045	-12.1	***
Speed limit	-0.001	-0.7		-0.016	-2.5	*
0/1 Four lanes or more	0.650	5.4	***	0.883	8.2	***
0/1 Merging in expwy	0.201	3.0	**	-0.052	-0.3	
Constant	-0.978	-5.9	***	0.963	2.4	*
Road types	Expressway links			Expressway links		
Speed limit	All			All		
Road median	Yes			No		
Areas	All			All		
Number of observations	3,225			1,097		

Likelihood ratio	0.10	0.13
Scale parameter	1.25	1.07
AIC	8,390	1,864

Notes: *p < 0.1, **p < 0.05, ***p < 0.01, expwy denotes expressways, DID denotes densely inhabited districts, and AIC denotes Akaike Information Criterion.

表 5-5 都市部・非都市部でのモデル推定結果の比較

Variable	Model 4-1			Model 4-2		
	Coeff.	Z-stat.		Coeff.	Z-stat.	
Average travel speed	-0.055	-84.2	***	-0.046	-72.1	***
Speed limit	0.005	5.8	***	0.001	1.0	
Lane width	-0.006	-1.1		-0.022	-2.4	*
0/1 Four lanes or more	0.016	1.1		0.097	3.0	**
0/1 Road median	-0.141	-9.0	***	0.020	0.6	
Constant	0.202	4.8	***	-0.238	-4.5	***
Road types	Highway links			Highway links		
Speed limit	All			All		
Road median	All			All		
Areas	Urban areas			Non-urban areas		
Number of observations	34,907			51,928		
Likelihood ratio	0.06			0.07		
Scale parameter	1.10			0.87		
AIC	102,846			75,124		
Variable	Model 4-3			Model 4-4		
	Coeff.	Z-stat.		Coeff.	Z-stat.	
Average travel speed	-0.052	-61.1	***	-0.050	-51.0	***
Speed limit	0.032	38.9	***	0.040	29.3	***
Lane width	-0.006	-0.8		0.026	2.3	*
Constant	-3.816	-74.5	***	-4.570	-59.2	***
Road types	Highway intersections			Highway intersections		
Speed limit	All			All		
Road median	All			All		
Areas	Urban areas			Non-urban areas		
Number of observations	34,195			49,896		
Likelihood ratio	0.05			0.06		
Scale parameter	1.46			1.31		
AIC	89,740			44,557		

Notes: *p < 0.1, **p < 0.05, ***p < 0.01

5.6 考察

この研究の結果は、道路の種類、制限速度、中央分離帯の有無、地域の特性に関わらず、平均旅行速度と交通事故頻度には負の相関が認められることを示している。すでに述べたように、高速道路リンクについては、このような道路のほとんどが高速走行専用であり、高速走行時の安全走行条件を確保するように設計されているため、この負の相関が予想されていた。しかし、あまりにも高速な走行は、ドライバーが適切な判断を十分に迅速に行うことが困難であるため、交通事故のリスクを高めることが予想される。これは、交通事故を最小限に抑える最適な走行速度が存在することを意味している。

Papageorgiou et al. (2021)は、2010 年、2017 年、2018 年の 24 か国の高速道路における交通事故データを調査し、制限速度 110km/h のとき、交通事故率が最も低かったと報告している。彼らは「高速道路」を「道路交通の最大負荷を処理できるように設計された特殊な道路タイプであり、通常は都市間を想定し、常に高速走行を可能にする」と定義している。これは、本研究で検討した高速道路と類似している可能性が高い。

第二に、本研究の結果は、一般道路における平均旅行速度と事故率の間にも負の相関があることを示しており、これは多くの先行研究の知見と矛盾し

ているように見える。その理由の一つとして、現在、日本の一般道路では慢性的な交通渋滞が発生しており、ストップ・アンド・ゴー走行を余儀なくされていることが考えられる。渋滞によって生じる疲労や心理的負担によって、ドライバーの判断ミスが増加し、特に追突事故を引き起こす可能性がある。このことは、一般道路の渋滞緩和が交通事故の減少に貢献できる可能性を示唆している。さらに、アクティブクルーズコントロールの普及により、渋滞時の追突リスクが軽減されるため、この関連性が弱まる可能性がある。しかし、この潜在的な効果については、さらなる調査が必要である。

第三に、本研究の結果は、一般道路では制限速度が事故率と有意に正の関連性を持つが、高速道路では事故率との関連性は有意ではないことを示している。この結果は過去の研究(Poch and Mannering, 1996; Papageorgiou et al., 2021; Peltola and Luoma, 2016)によって裏付けられており、適切な速度制限は一般道路での交通事故発生を効果的に抑制できるが、高速道路での交通事故発生には影響しない可能性があることを示唆している。しかし、速度制限の引き上げが、交通渋滞の少ない高速道路での平均走行速度を増加させることができるのであれば、交通事故率は減少する可能性がある。この結果は、日本では一部の高速道路で速度制限が最近引き上げられたことを裏付けるものとして解釈できる。

第四に、この研究の結果は、中央分離帯の存在が都市部の一般道路リンクの事故率と負の相関があることを示している。これは、特に都市部において、中央分離帯の設置が交通事故削減に有効なアプローチであることを示唆している。

最後に、この研究の結果は、都市部の一般道路および交差点では、都市部以外の地域よりも多くの交通事故が発生していることを示している。これは主に、都市部では歩行者や自転車利用者が一般道路を横断したり利用したりすることが多いためである。したがって、都市部では制限速度を低く抑えつつ中央分離帯を設けることで、交通事故の発生頻度を減らすことができる。

5.7 おわりに

本研究では、日本の一般道路および高速道路の全国データを用いて、交通事故率の決定要因を実証的に分析した。平均走行速度と交通事故発生頻度の関係を説明する5つの仮説を立てた。これらの仮説は、2019年から2021年に収集された86,835の一般道路リンク、84,091の一般道路交差点、4,322の高速道路リンクに関する、観測された走行速度、速度制限、道路構造、土地利用パターン、および交通事故を記述するデータを使用して構築された負の二項回帰モデルを用いて評価された。その結果、道路の種類、速度制限、中央分離帯の有無、都市化の度合いに関わらず、平均速度は交通事故の発生頻度と負の相関があることが示された。また、制限速度は高速道路での事故率と有意に正の相関関係があるが、高速道路での事故率とは有意な相関関係がないことも示された。この結果は、政策への影響を論じるために解釈され、一般道路での交通渋滞緩和の安全上の利点と、高速道路での制限速度引き上げの潜在的な利点が強調された。

この研究は、日本の交通事故の決定要因に関する新たなエビデンスを提供しているが、いくつかの顕著な限界がある。第一に、この研究では平均走行速度と交通事故頻度との間に線形の関連があることを前提としているが、過去の研究では、最適な速度制限ではこの関連が非線形になる可能性が示唆されている。したがって、代替的なモデルの仕様を検討する必要がある。第二に、この研究では交通事故の頻度を考慮しているが、その深刻さについては考慮していない。一般的に、低速では軽傷で済むが、高速では重傷や死亡につながる可能性がある。したがって、この研究は、走行速度と事故の深刻さとの関連を分析するために拡張されるべきである。第三に、交通事故の特性を反映させるためには、ゼロインフレーションの二項モデルやランダムパラメータ多変量負の二項モデル(Wang et al., 2020)などのより洗練されたモデルを検討すべきである。最後に、日本の交通状況を理解するためには、国際比較分析が役立つ可能性がある。しかし、そのような作業には、複数の国々における交通事故に関するリンクベースの全国データが必要であり、収集は困難であることから今後の課題と言える。

付録

2019年、2020年、2021年に収集したデータを用いて、3つの高速道路リンクモデルを構築し、結果を比較した。表5-S1は、3つのモデルの結果と、それらの差異に関する統計的検定の結果を要約したものである。これらの結果は、2019年と2020年、および2020年と2021年の間では多くの変数が有意に異なっていたが、2019年と2021年の間では有意な差異は認められなかったことを示唆している。

表 5-S1 対象3か年間の年別の高速道路リンクモデル推定結果の比較

Variable	Model A-1			Model A-2			Model A-3		
	Coeff.	Z-stat.		Coeff.	Z-stat.		Coeff.	Z-stat.	
Average travel speed	-0.039	-23.7	***	-0.049	-21.1	***	-0.042	-23.9	***
Speed limit	-0.002	-1.1		0.016	5.8	***	-0.002	-0.8	
0/1 Four lanes or more	0.790	9.1	***	0.110	0.9		0.762	7.8	***
0/1 Road median	-0.329	-3.9	***	0.132	1.1		-0.283	-3.1	**
0/1 Merging in expwy	0.167	2.3	*	0.091	0.9		0.186	2.4	*
Constant	-0.483	-3.5	***	-1.520	-7.9	***	-0.594	-3.9	***
Road type	Expressway links			Expressway links			Expressway links		
Speed limit	All			All			All		
Road median	All			All			All		
Area	All			All			All		
Observed year	2019			2020			2021		
Number of observations	4,322			4,322			4,322		
Likelihood ratio	0.07			0.06			0.09		
Scale parameter	1.47			1.30			1.56		
AIC	11,552			12,349			9,465		
Statistical tests	Model A-1 vs. Model A-2			Model A-1 vs. Model A-3			Model A-2 vs. Model A-3		
Variable	Diff. Coeff.	Z-stat.		Diff. Coeff.	Z-stat.		Diff. Coeff.	Z-stat.	
Average travel speed	0.010	3.5	***	0.003	1.3		-0.007	-2.3	**
Speed limit	-0.018	-5.3	***	-0.000	-0.1		0.018	5.1	***
0/1 Four lanes or more	0.680	4.6	***	0.028	0.2		-0.652	-4.2	***
0/1 Road median	-0.460	-3.1	***	-0.045	-0.4		0.415	2.7	**
0/1 Merging in expwy	0.076	0.6		-0.019	-0.2		-0.095	-0.8	

参考文献

- Al Haris, M., Arum, P. R. (2022). Negative binomial regression and generalized Poisson regression models on the number of traffic accidents in Central Java. *Barekeng: Jurnal Ilmu Matematika dan Terapan*. Vol. 16, pp. 471–482.
- Caliendo, C., Guida, M., Parisi, A. (2007). A crash-prediction model for multilane roads. *Accident Analysis and Prevention*, Vol. 39, pp. 657–670.
- Chengye, P., Ranjitkar, P. (2013). Modelling motorway accidents using negative binomial regression. *Journal of the Eastern Asia Society for Transportation Studies*, Vol. 10, pp. 1946–1963.
- Elvik, R., Christensen, P., Amundsen, A. H. (2004). Speed and Road Accidents: An Evaluation of the Power Model. TØI Report 740
- Elvik, R. (2009). The Power Model of the Relationship Between Speed and Road Safety: Update and New Analyses. TØI Report 1034.
- Goble, K. (2023). Bills in nine states call for speed limit changes. *Land Line*. <https://landline.media/bills-in-nine-states-call-for-speed-limit-changes>, Accessed 21 July 2024.
- Gupta, N., Johari, M. U. M., Jashami, H., Savolainen, P. (2022). How is Traffic Safety Affected by Changes in Traffic Speeds Following Speed Limit Increases? An Evaluation with Probe Vehicle Data. *Traffic Safety Research*, Vol. 3, 000017.
- International Traffic Safety Data and Analysis Group. (2018). Speed and Crash Risk. OECD International Transport Forum.
- Lee, C., Abdel-Aty, M. (2005). Comprehensive analysis of vehicle–pedestrian crashes at intersections in Florida. *Accident Analysis and Prevention*, Vol. 37, pp. 775–786.
- Lee, J., Mannering, F. (1999). Analysis of Roadside Accident Frequency and Severity and Roadside Safety Management. Report WA-RD 475.1, Washington State Transportation Commission.
- Morris, M. The Long and Winding Road: Britain's enduring debate over motorway speed limits. *CarSupermarket.com*.
- Noland, R. B., Quddus, M. A. (2005). Congestion and safety: A spatial analysis of London. *Transportation Research Part A: Policy and Practice*, Vol. 39, pp. 737–754.
- SWOV. (2012). Fact Sheet: The Relation Between Speed and Crashes. SWOV Institute for Road Safety Research.
- Taylor, M. C., Lynam, D. A., Baruya, A. (2000). The Effects of Drivers' Speed on the Frequency of Road Accidents. TRL Report 421, Transport Research Laboratory.
- Nilsson, G. (1981). The effects of speed limits on traffic accidents in Sweden. OECD Proceedings of the International Symposium on the Effects of Speed Limits on Traffic Accidents and Transport Energy Use, 6-8 October 1981, Dublin.
- Nilsson, G. (2004). Traffic Safety Dimensions and the Power Model to Describe the Effect of Speed on Safety. Doctoral Thesis, Traffic Engineering, Lund Institute of Technology.
- Papageorgiou, G., Kaltsidis, D., Nako, O., Paschalis, E., Alamanis, N., Chrysanidis, T. (2021). Speed limits and accident rates on highways around the world: Is there a correlation? *IOP Conference Series: Earth and Environmental Science*, Vol. 899, 012163.
- Peltola, H., Luoma, J. (2016). Road Accidents in Finland and Sweden; A Comparison of Associated Factors. *Traffic Research Reports 2-216*, Finnish Transport Agency.
- Poch, M., Mannering, F. (1996). Negative binomial analysis of intersection-accident frequencies. *Journal of Transportation Engineering*, Vol. 122, pp. 105–113.
- Pulugurthaa, S. S., Duddu, V. R., Kotagiri, Y. (2013). Traffic analysis zone level crash estimation models based on land use characteristics. *Accident Analysis and Prevention*, Vol. 50, pp. 678–687.
- Roshandel, S., Zheng, Z., Washington, S. (2015). Impact of real-time traffic characteristics on freeway crash occurrence: Systematic review and meta-analysis. *Accident Analysis and Prevention*, Vol. 79, pp. 198–211.
- Thakali, L., Kanitpong, K., Hossain, M. (2009). Development of accident prediction models, their possibilities and efficacy for the developing countries: A Thai experience. *Proceedings of the Eastern Asia Society for Transportation Studies*, Vol. 7, 355.
- Torre, F. L., Tanzi, N., Yannis, G., Dragomanovits, A., Richter, T., Ruhl, S., Karathodorou, N., Graham, D. (2018). Accident prediction in European countries – Development of a practical evaluation tool. *Proceedings of 7th Transport Research Arena TRA 2018*, April 16–19, Vienna, Austria, 2018.
- Wang, C., Chen, F., Cheng, J., Bo, W., Zhang, P., Hou, M., Xiao, F. (2020). Random-parameter multivariate negative binomial regression for modeling impacts of contributing factors on the crash frequency by crash types. *Discrete Dynamics in Nature and Society*, Vol. 1, 6621752.
- Zheng, Z. (2012). Empirical analysis on relationship between traffic conditions and crash occurrences. *Procedia-Social and Behavioural Sciences*, Vol. 43, pp. 302–312.

第6章 道路整備が周辺地域の地価に与えるインパクトの分析

6.1 はじめに

高速道路投資のインパクトを理解することは、その必要性を判断する上で極めて重要である。適切な評価(Vickrey, 1969)を用いれば、過剰投資や過少投資をすることなく、高速道路整備計画を正当化することができるためである。高速道路投資の便益は、高速道路投資のない他の地域と比較して、高速道路周辺の交通費を低減することで、地域経済を促進することが期待されている(Forkenbrock and Foster, 1990)。本研究では、多くの先進国において、交通需要の低い郊外地域に近年、新たな高速道路が主に投資されている郊外地域の環状高速道路に焦点を当てる。

本研究は、高速道路への投資の便益について、その便益が周辺地域の地価の変化によって測定されるものと仮定し、実証的なエビデンスを提供しようとするものである。東京都市圏の郊外地域における圏央道のケーススタディを実施した。圏央道は、他の高速道路区間や東京湾アクアラインと併せて、東京中心部から半径 50~60km 圏内の神奈川県、東京都、埼玉県、茨城県、千葉県をカバーする東京都市圏の第3環状道路である。1996年に最初の区間が開通し、徐々に延伸され、最新の区間は2017年に開通した。計画された全周長は約 300km であり、そのうち約 270km の主要区間はすでに供用中であり、南西および東の他の区間は 2024 年から供用開始の予定である。ほとんどの区間は4車線のアクセス管理された高速道路として設計されているが、交通量の少ない東部の一部の区間は、暫定的に2車線のアクセス管理された高速道路として建設されており、車線拡張プロジェクトが進行中である。

本研究では、高速道路への投資により、ランプ付近の地域の土地の価値が、アクセスの改善により上昇するという仮説を立てている。これらの影響を推定するために、本研究では、マッチングと併せて、段階的 DID アプローチを採用している。モデル推定のために、2001 年から 2022 年までの東京都市圏内の 2,341 地点における土地価格の実証データセット

が、土地属性および建造環境とともに構築された。

本研究の貢献は 2 つある。第一に、本研究では、都心部からの交通転換を主な目的とする郊外地域の環状高速道路に焦点を当てている。環状道路の導入が都市部の交通渋滞の緩和に効果があることは広く認められているが、郊外地域への局所的な影響に関する実証的エビデンスはほとんどない。したがって、本研究の結果は、環状道路沿いの地域社会による高速道路への投資の受け入れに貢献できる可能性がある。第二に、本研究では DID アプローチを用いて確固たるエビデンスを提供しており、高速道路の開発と地価上昇の間の明確な因果関係を示すことが可能である。特に、地理的に分散した 2,341 地点を 21 年間にわたってカバーする我々のデータセットにより、複数の頑健性テストを実施した上で、長期的な視点からの影響を分析することが可能である。

本論文の残りの部分は以下の構成となっている。次の節では、高速道路への投資が地価に与える影響に関する既存の研究と、準実験的手法に関する過去の議論を概観し、その後に仮説の展開を行う。次に、仮定とモデルについて説明し、実証研究で使用するデータを示す。その後、ベースラインモデルの推定結果、頑健性テスト、メカニズムテストの結果を示し、最後に結果の解釈について議論する。最後に、政策への示唆と今後の課題について述べる。

6.2 既存研究のレビュー

道路容量の拡大による便益は、一般的に、生産性への便益(Aschauer, 1990; Boarnet, 1998)や雇用成長(Jiwattanakupaisarn et al., 2009)など、過去の研究で広く実証されている。都市部(Adkins, 1959; Boarnet and Chalermpong, 2001; Vadali, 2008)および郊外(Carey and Semmens, 2003)におけるアクセス管理された高速道路の土地価格へのプラスの影響も報告されている。そのメカニズムは次のように説明できる。新しい高速道路への投資は利用者の便益を増加させ

(Forkenbrock and Foster, 1990), その結果, 雇用と生産性の増加(Boarnet, 1998)につながり, 土地利用需要の再配分(Hansen, 1959)が行われ, 新しい高速道路に接続する土地の土地価格が上昇する(Boarnet and Chalermpong, 2001). しかし, こうしたエビデンスのほとんどは, 高速道路が主要な交通手段であり, 経済成長が高速道路の交通需要の急速な増加と直接的に関連している米国で示されたものである. 一方, 米国以外の国々に関する証拠は様々であり(Malaitham et al., 2020, Kim et al., 2007), 一部の国では負の影響も報告されている(Kang and Cervero, 2009; Kuchnel and Moeckel, 2020). しかし, 特に郊外地域における環状道路に関する証拠はほとんど示されていない. 本研究では, 日本の事例を用いて, 高速道路投資が地価に与える影響に関する新たな実証的エビデンスを追加する.

方法論の観点からは, 過去の文献では主にヘドニック価格モデル(HPM)を適用して, 道路投資が地価に与える影響が特定されてきた. HPM では通常, 道路からの距離が地価に影響を与える主な要因であると想定されている(Boarnet and Chalermpong, 2001; Vadali, 2008). しかし, このモデルは因果関係を適切に解明できない可能性がある(Heyman et al., 2018). なぜなら, 高速道路インフラまでの距離と地価との相関関係を単純に確認するだけだからである. 逆の因果関係が予想される場合もある. 例えば, 地価の高い地域はより多くの活動を誘引し, 交通量の増加につながり, その結果, サービス水準を維持するために道路の容量拡大が必要になる可能性がある. さらに, HPM は空間的な要素を無視することが多く, HPM の残差に空間的な相関関係が生じる可能性も指摘されている(Dubé and Legros, 2014). 本研究では, 因果関係の問題に対処するために, DID アプローチ(Yoshino and Abidhadjacy, 2017; Wetwitoo and Kato, 2019)を導入する. これは準実験的手法の1つである. この手法により, 高速道路の整備と高速道路のサービスが利用可能な地域の地価の変化との因果関係を推測することが可能になる.

6.3 仮説

本研究では, 以下の4つの仮説を提案する. 第一に, 過去の研究では, 高速道路への投資が産業立地に影響を与え(Shirley and Winston, 2004), 雇用と生産性を向上させ(Boarnet, 1998), 地価の上昇につながる(Boarnet and Chalermpong, 2001)ことが示唆されている. このような効果は, 車両の運用コストの削減, 事故コストの削減, 移動時間の短縮(Forkenbrock and Foster, 1990)などの直接的な便益, または物流コストの観点では, 運賃の低下, 配送時間と信頼性の向上によってもたらされる可能性がある. したがって, 本研究では, 高速道路への投資が地価を上昇させるという単方向の因果関係を仮定し, 地価上昇が新たな高速道路投資を誘発するという逆方向の効果は想定しない. これをまとめると次のようになる.

仮説 1 (H1): 高速道路への投資は, 開通後に近隣の地価を上昇させる.

第二に, 地域または全国規模では, 高速道路の整備状況と人口移動(移転)との間に正の相関があることを示す研究がいくつかある(Lechowski, 2021; Kim and Lee, 2022). ここでいう「移転」とは, 高速道路から離れた地域から高速道路に近い地域への住宅や産業施設の移動を指す. 高速道路への投資が移転効果を持つならば, 高速道路に近い地域の地価は上昇し, 遠い地域の地価は下落する可能性がある. 高速道路は港湾や空港などの重要な公共サービスへのアクセスを改善するはずであるため, 既存の企業や世帯は, より良いアクセスを求めて, 事務所や住宅を近隣地域に移転する可能性がある. したがって, 移転効果は地域レベルでも当てはまる可能性がある. 以上より, 2番目の仮説は次の通りである.

仮説 2 (H2): 高速道路への投資は移転効果をもたらす.

第三に, これまでの研究では, 前面道路の幅員が広いこと(Andersson et al., 2010; Jayasinghe et al., 2021), 土地容積率(FAR)が高いこと(Andersson et al., 2010; Shimuzu and Nishimura, 2006), および公共交通機関の駅に近いこと(Debrezion et al., 2007; Yang et al., 2020)が地価にプラスの影響を与えることが示唆されている. しかし, こうした土地属性が高速道路投資に及ぼす相乗効果については, ほとんど議論されていない. 前面道路の幅員が広いと, 高速道路投資の限界効果にボーナスをもたらす可能性がある. なぜなら, 起点からランプまでのアクセス, あるいはランプから目的地までのイグレスの改善を通じて, アクセシビリティの向上に寄与する可能性があるからである. また, 高層の建物の土地区画では, 低層の建物よりも多くの交通需要がその区画と行き来することになるため, FARが高い場合も高速道路の限界効果を高める可能性がある. 同様に, 鉄道駅に近い場合も高速道路の限界効果を高める可能性がある. なぜなら, 高速道路と鉄道の両方にアクセスしやすい土地区画は, 複数の交通手段を利用できるという利点があるからである. ただし, 競合による影響も報告されている(Debrezion et al., 2007). したがって, 第3の仮説は次のように要約される.

仮説 3 (H3): 高速道路への投資による地価上昇は, 土地属性によって影響を受ける.

最後に, インターチェンジは2つの高速道路の接続地点として機能している. 高速道路へのインターチェンジ設置の根拠は, これまで様々であった. Brown and Michael(1973)は, インターチェンジが隣接地域の地価を上昇させるという根拠を示している. しかし, Hanlon(2011)は, インターチェンジの設置によりインターチェンジの反対側の土地への

アクセスが低下し、近隣の土地に居住の分離効果をもたらされ、地価にマイナスの影響を与える可能性があることを示している。日本の高速道路は常にアクセス管理されているため、インターチェンジの設置は分離効果によるマイナスの影響はあるかもしれないが、プラスの影響はないはずである。したがって、本研究では以下の仮説を提案する。

仮説 4 (H4): 高速道路のインターチェンジの設置は、開通後に周辺の地価を減少させる。

6.4 分析方法

本研究では、DID 法を用いて平均処置効果を推定する。これは、高速道路の開通前と開通後の地価の変化を、高速道路が利用できる地域と利用できない地域とで比較することで推定される。DID アプローチの重要な仮定の一つは、平行トレンド仮説である。これは、高速道路が利用できる地域の地価のトレンドは、高速道路が導入される前の他の地域の地価のトレンドと類似していることを意味する。高速道路の開通年は区間によって異なるため、本実証分析では段階的 DID アプローチ(Hall et al., 2018)を使用した。段階的 DID 手法では、高速道路の開通前と開通後の期間を各土地に個別に割り当てる。

段階的 DID の枠組みでは、 t 年と $t-1$ 年における任意の土地の地価は、以下のように定式化される。

$$L_{i,t} = \beta DID_{i,t} + \sum_j \alpha_j X_{ij} + \delta_i + \gamma_t + \varepsilon_{i,t} \quad (1)$$

$$L_{i,t-1} = \beta DID_{i,t-1} + \sum_j \alpha_j X_{ij} + \delta_i + \gamma_{t-1} + \varepsilon_{i,t-1} \quad (2)$$

ここで、 $L_{i,t}$ は、土地 i の年 t の地価の自然対数(単位:円/m²)で、 $DID_{i,t}$ は、土地 i が処置グループに属し、 t 年が処置年またはそれ以降であれば 1、それ以外は 0 と定義されるダミー変数； X_{ij} は、土地 i の j 番目の特定制御変数； δ_i は、個体固定効果； γ_t は年固定効果； $\varepsilon_{i,t}$ は誤差成分である。

次に、各変数に一階差分(Cengiz et al., 2019)を適用した。このアプローチの利点のひとつは、推定プロセスにおいて個々の効果を見捨てることである。さらに、2 方向固定効果を持つ DID 推定量は、一階差分を含まない場合、DID 推定量(Goodman-Bacon, 2021)の前後におけるすべてのコントロール処理の加重平均を表すため、このような DID 推定量は分析に含まれる期間の長さに影響を受ける可能性がある(Baker et al., 2022)。一階差分推定アプローチにより、このような期間の長さの影響を受けずに、処置後の効果を捉えることが可能となった。式(1)と(2)から、以下の式が導かれる。

$$\Delta L_{i,t} = \beta \Delta DID_{i,t} + \Delta \gamma_t + \Delta \varepsilon_{i,t} \quad (3)$$

ここで、 $\Delta L_{i,t} = L_{i,t} - L_{i,t-1}$ ； $\Delta \gamma_t = \gamma_t - \gamma_{t-1}$ ；and $\Delta \varepsilon_{i,t} = \varepsilon_{i,t} - \varepsilon_{i,t-1}$ である。本研究では、式(3)をベースラインモデルとして使用する。平均処置効果は、推定された β を用いて推定される。

次に、選択バイアスを避けるため、類似した特性を持つ処置群に従って統制群を選定するマッチングを行った。この研究では、処置群と統制群間のアンバランスを低減することが広く知られているマハラノビス距離マッチング(Morikawa et al., 2023)を使用した(King and Nielsen, 2019)。今回使用するデータのサンプルサイズは比較的大きかったため、この研究では一対一の最近傍マッチングを適用した。マッチングされたデータが DID 推定に使用されたため、まず初年度(2001 年)のデータが土地区画の参照用にマッチングされ、その後、DID 推定プロセスにおいて、そのデータはデータセットから除外された。処理グループには、2002 年から 2022 年の間に運用を開始したランプから 5km 以内に位置する土地が含まれると想定された。一方、対照グループには、2002 年から 2022 年の間に 5km 以内にランプのない土地が含まれるものと想定した。

6.5 データ

高速道路と公示地価に関するデータは、国土交通省国土政策局から収集した。まず、高速道路データには、ランプとインターチェンジに関する点情報(運用年を含む)が含まれている。インターチェンジとランプが組み合わさって立体交差化されたインターチェンジ(同一地点で、1 本の一般道路と 2 本の高速道路が交差する)の場合、インターチェンジの点データとランプの点データが、同じ(または非常に近い)座標で個別に作成される。次に、公示地価データは、全国の所定の土地を網羅している。これらは 1983 年より国土交通省によって毎年 1 平方メートルあたり円単位で評価されている。地価データには、地番、利用状況、地積、幅、奥行き、構造種別、容積率、建ぺい率、前面道路幅員、最寄り駅からの距離など、その他の土地属性も含まれている。これらのデータは、日本における多くの実証研究で使用されてきた実績がある(Shimizu and Nishimura, 2006; Nakamura, 2019)。2001 年から 2022 年までのデータが完全に揃っている東京都市圏内の地点を選定した。2001 年から 2022 年を調査期間として選んだ理由は、圏央道のほとんどの区間が 2002 年から 2017 年の間に開通したからである。本研究の対象は高速道路周辺の郊外地域であるため、ベースラインモデルでは、東京中心部の半径 30km 圏内に位置する高度に都市化された地域の地点は除外している。

以上のスクリーニングプロセスにより、2001 年から 2022 年までの 22 年間の期間をカバーする 2,341 か所のデータセット、合計 51,502 件の観測値が得られた。

表 6-1 は、我々のデータセットの記述統計量を要約したものであり、図 6-1 は、2001 年から 2022 年の地価上昇率とともに、我々のデータセットでカバーされた土地の区画の地理的分布を示している。表 6-1 は、地価の著しい多様性を示しており、約 5,000 円/m² から 278 万円/m² の範囲で分布している。最寄

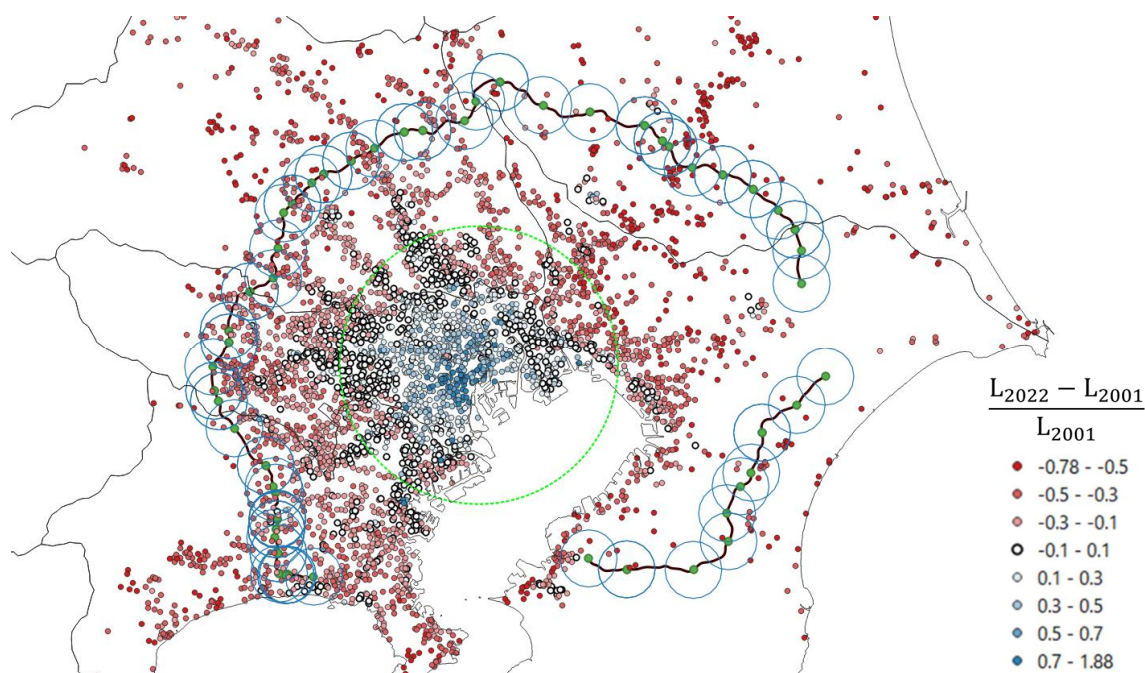


図 6-1 2022 年時点の圏央道のネットワークおよび 2001 年と 2022 年の公示地価の変動
注：緑色の円は都心から 30km の範囲を示す

りの鉄道駅までの平均距離は約 2km であった。これは、東京都市圏内では鉄道網が十分に発達していることを示唆している。図 6-1 は、調査対象地域の多くの土地利用価値が 2001 年から 2022 年にかけて減

少したことを示している。これは主に、過去 20 年間にわたり、日本の経済停滞と郊外地域における急速な高齢化に伴う人口減少が原因である。

表 6-1 データの記述統計量

Attribute	Min.	Median	Max.	Mean	S.D.
Land value (JPY/m ²)	4,920.0	98,000.0	2,780,000.0	121,376.0	136,120.0
Area (m ²)	62.0	182.0	413,215.0	889.0	11,739.0
Frontal road width (m)	0.0	6.0	41.0	7.0	4.8
Distance to the nearest station (m)	0.0	1,300.0	24,000.0	2,022.4	2,339.9
Floor area ratio (%)	50.0	200.0	800.0	177.1	95.9
Distance to Tokyo Station (km)	30.0	42.5	159.4	49.9	21.5
Number of observations	2,341 lots × 22 years = 51,502 observations				

6.6 分析結果

(1) ベースラインモデルの結果

まず、土地の総面積、前面道路の幅、最寄り駅までの距離、容積率、東京駅までの距離(2001 年)を説明変数としてマッチングを行った。図 6-2 はマッチング後のデータのバランスを示している。マッチングプロセスにより、バランスが大幅に改善されたことが示唆されている。

次に、非マッチングデータとマッチングデータを使用してベースラインモデルを推定した。非マッチングデータには、処置群の 331 の土地区画からの 6,951 の観測値と、統制群の 2,010 の土地区画からの 42,210 の観測値からなる 49,161 の観測値が含まれている。一方、マッチングデータには、処置グループと対照グループの両方の 331 の土地区画からの 6,951 の観測値からなる 13,902 の観測値が含まれていた。

推定結果は表 6-2 に示されている。マッチングの有無に関わらず、両方の分析で DID 推定値は 90% の信頼区間で正で有意な結果を示した。つまり、圏央道のランプの開通初年度に、そのランプから 5km 以内に位置する土地の地価上昇率は、ランプから離れた他の土地の地価上昇率よりも有意に高かった。

(2) 頑健性テスト

DID アプローチは、通常、「平行トレンド仮説」と「Suitable Unit Treatment Value Assumption (SUTVA)」という重要な仮説が前提となっている。本研究では、頑健性テストを導入することで、これらの仮説を検証した。

また、無作為に割り当てられた DID ダミー変数全体にわたる DID 推定値の有意性を確認するために、プラセボテストも実施した。

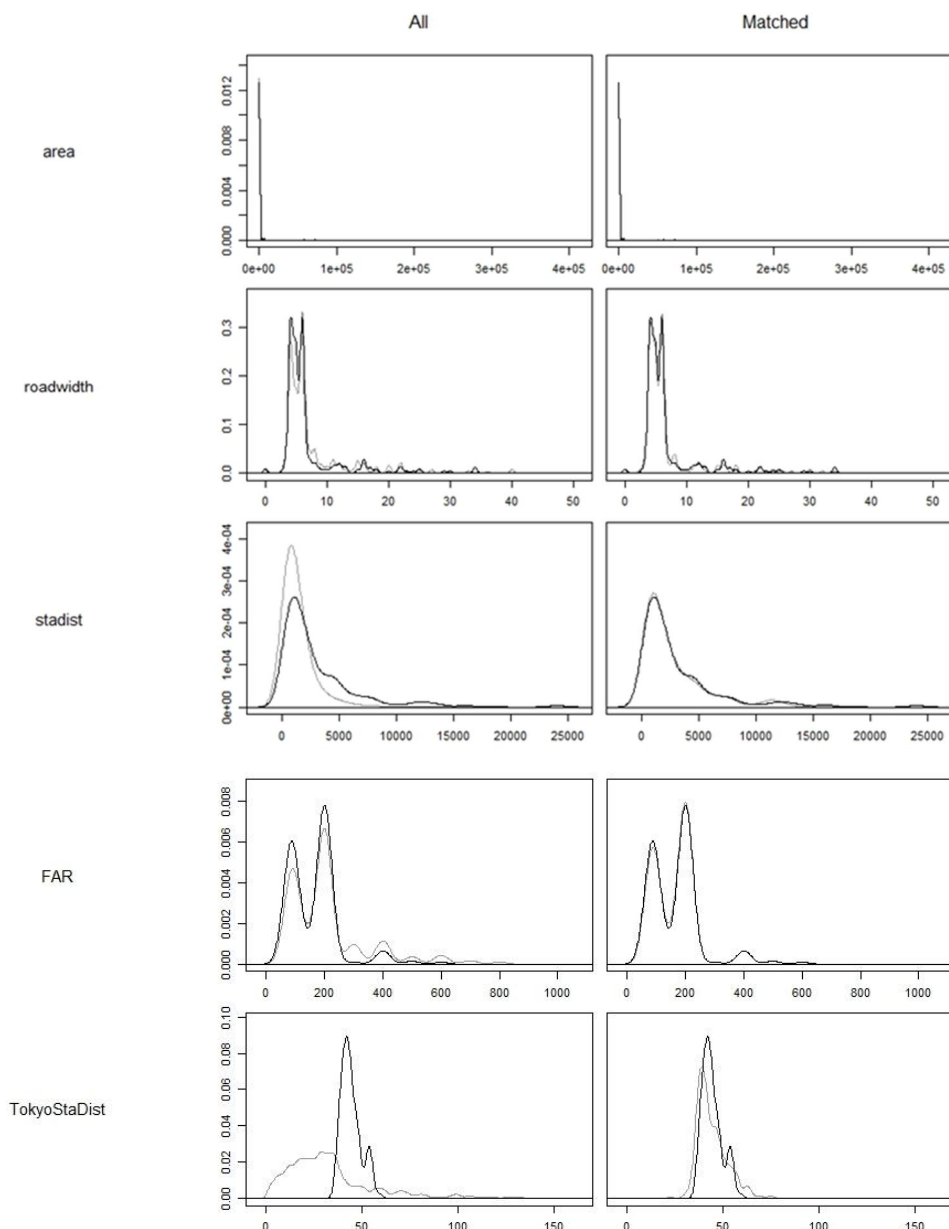


表 6-2 処置群と統制群のバランス比較（左：マッチング前，右：マッチング後）

表 6-2 ベースラインモデルの推定結果

Models	Model 1-1			Model 1-2		
Variable	Coef.	t-stat.	Sig.	Coef.	t-stat.	Sig.
$\Delta DID (\beta)$	0.0046	2.21	*	0.0045	1.98	.
Observations		49,161			13,902	
Adjusted R^2		-0.0002			-0.0008	
Matching	No			Yes		
Fixed effect	Yes			Yes		
Treatment group	Within 5km from ramps			Within 5km from ramps		

Notes: t-statistics are reported based on clustered standard errors. The land lots were clustered into 169 administrative municipalities based on location. The matched model could have a minimum of 70 clusters depending on the locations of the matched land lots. “****” < 0.001; “***” < 0.01; “**” < 0.05; “.” < 0.1.

(3) 平行トレンド仮説

DID では，処理群と統制群のサンプルにおける成果の変化は，何の処理も行われなかった場合でも同じでなければならないと仮定される．我々のケースでは，圏央道がまだ導入されていなかった場合，他の要因によって制御されたときに，ランプから半径 5km 以内の土地の地価の平均成長率は，他の土地の

地価の成長率と同じでなければならない．そこで，高速道路開通前の地価の成長率を調べた．これらのダミー変数の推定値が有意でない場合，処理群と統制群の間に有意な差がないと結論づけることができ，平行トレンド仮説が成り立つことになる．推定結果は表 6-3 に示されるとおりである．これらの結果は，導入前は推定係数が統計的に有意でないこと

を示しており、地価の平行トレンド仮説が我々のデータセットで満たされていることを示唆している。なお、表 6-3 に示された推定値は、他の分析で適用

された DID の差分(式(3))ではなく、実際の DID 変数(式(1))に基づいていることに注意されたい。

表 6-3 平行トレンド仮説の検証

Models	Model 2		
Variables	Coef.	t-stat.	Sig.
DID before 3 years earlier		0.0278	1.34
DID at 3 years earlier		0.0538	1.03
DID at 2 years earlier		0.0204	0.40
DID at 1 year earlier		0.0403	0.83
DID after introduction		0.2612	24.82 ***
Observations		51,502	
Adjusted R ²		0.0113	
Matching		Unmatched	
Fixed effect		Yes	
Treatment group		Within 5km from ramps	

Note: “***” < 0.001; “**” < 0.01; “*” < 0.05; “.” < 0.1.

(4) 移転効果

SUTVA は、各個人 i の潜在的な結果は、他の個人の統制または処置の状態とは無関係であることを意味する(Angrist et al., 1996). 我々のケースでは、この仮定は、処置群における地価の上昇は、他の地価に影響を与えてはならないことを意味する。処置群が統制群に与える影響は、多様なメカニズムで発生している可能性がある。本研究では、仮説 2 で述べた高速道路開通による移転効果を検証するための分析を行った。

仮説を検証するために、統制群をランプから 5~10km, 10~20km, 20km の 3 つのグループに分け

た。そして、これらの統制群を、DID フレームワークを用いて、処置群(ランプから 5km 以内の土地)と個別に比較した。表 6-4 は、5~10km, 10~20km, 20km 超の DID 推定値が、統制群が遠ざかるにつれて徐々に増加していることを示している。これらの結果は、我々の想定と一致している。しかし、5~10km と 10~20km の有意性は、20km 以上の統制群と比較すると相対的に弱かったため、高速道路の影響は 5km に限定されず、20km まで及ぶ可能性があることを示唆している。この仮説を検証するため、後ほどさらに分析を進める。

表 6-4 移転効果の検証結果

Models	Model 3-1-1		Model 3-1-2		Model 3-1-3		Model 3-1-4	
Variable	Coef.	t-stat.	Coef.	t-stat.	Coef.	t-stat.	Coef.	t-stat.
Δ DID (β)	0.0046	2.21 *	0.0026	1.61	0.0028	1.40	0.0076	3.31 ***
Obs.	49,161		22,218		26,901		20,181	
Adj. R ²	-0.0002		-0.0008		-0.0006		0.0003	
Matching	Unmatched		Unmatched		Unmatched		Unmatched	
Fixed effect	Yes		Yes		Yes		Yes	
Treatment group	Within 5km from ramps		Within 5km from ramps		Within 5km from ramps		Within 5km from ramps	
Control group	All		5-10km from ramps		10-20km from ramps		> 20km from ramps	
Models	Model 3-2-1		Model 3-2-2		Model 3-2-3		Model 3-2-4	
Variable	Coef.	t-stat.	Coef.	t-stat.	Coef.	t-stat.	Coef.	t-stat.
Δ DID (β)	0.0045	1.98 .	0.0042	1.81 .	0.0038	1.63	0.0063	2.66 **
Obs.	12,440		12,440		12,440		12,440	
Adj. R ²	-0.0008		-0.0008		-0.0011		0.0001	
Matching	Matched		Matched		Matched		Matched	
Fixed effect	Yes		Yes		Yes		Yes	
Treatment group	Within 5km from ramps		Within 5km from ramps		Within 5km from ramps		Within 5km from ramps	
Control group	All		5-10km from ramps		10-20km from ramps		> 20km from ramps	

Note: “***” < 0.001; “**” < 0.01; “*” < 0.05; “.” < 0.1.

(5) プラセボテスト

DID ダミーを土地ごとにランダムにシャッフルし、ベースラインモデルを 1,000 回繰り返し推定した。図 6-3 は、DID 推定値の t 統計量のヒストグラムを示している。収集した 1,000 個の t 統計値について、

帰無仮説 $H_0: = 0$ を基に t 検定を実施した。その結果、t 統計値は 0.81 となり、帰無仮説 $H_0: = 0$ は棄却できないことが示された。これは、調査対象地域全体でランダムに処置群を割り当てたとしても、地価上昇は起こらなかったことを意味する。

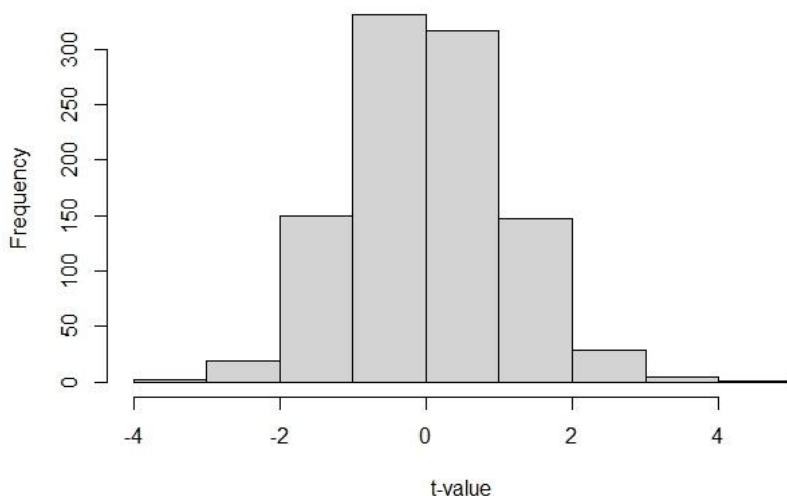


図 6-3 プラシボテストの結果

(6) 動的処置範囲テスト

私たちの基本モデルでは、2 つの仮定が前提となっていた。まず、処置群の範囲はランプから 5km 以内であると仮定されていた。しかし、郊外地域における高速道路の影響を受ける地域は、ランプから 5km 以上離れている可能性がある。これは、移転効果の分析によっても示唆されている。次に、我々のデータセットでは、東京の中心から 30km 以内の土地は除外されていた。しかし、郊外地域における同様の特性を持つ土地を定義するのに適した範囲では

ない可能性がある。そこで、処置群の処置範囲を 10km, 15km, 20km とし、さらに除外範囲を 20km, 40km とする一連のテストを行った。15km と 20km の処置距離ではマッチングのバランスが悪い結果となったため、この分析ではマッチングは行わなかった。表 6-5 は結果をまとめたものである。5km の処置範囲と 30km の除外範囲を持つベースラインモデルでは高い有意性が示されたが、最も有意性の高い結果は 40km の除外範囲で得られた。

表 6-5 動的処置範囲テストの結果

Models	Model 4-1-1			Model 4-1-2			Model 4-1-3			Model 4-1-4		
	Coef.	t-stat.	Sig.	Coef.	t-stat.	Sig.	Coef.	t-stat.	Sig.	Coef.	t-stat.	Sig.
Δ DID	0.0076	3.42	***	-0.0043	-1.18		-0.0015	-0.35		-0.0046	-1.03	
Obs.	28,413			28,413			28,413			28,413		
Adj. R ²	0.0001			-0.0004			-0.0007			-0.0004		
Matching	Unmatched			Unmatched			Unmatched			Unmatched		
Fixed effect	Yes			Yes			Yes			Yes		
Treatment group	Within 5km from ramps			Within 10km from ramps			Within 15km from ramps			Within 20km from ramps		
Data exclusion	Within 40km from center of Tokyo			Within 40km from center of Tokyo			Within 40km from center of Tokyo			Within 40km from center of Tokyo		
Models	Model 4-2-1			Model 4-2-2			Model 4-2-3			Model 4-2-4		
	Coef.	t-stat.	Sig.	Coef.	t-stat.	Sig.	Coef.	t-stat.	Sig.	Coef.	t-stat.	Sig.
Δ DID	0.0046	2.21	*	-0.0016	-0.63		0.0019	0.82		-0.0018	-0.68	
Obs.	49,161			49,161			49,161			49,161		
Adj. R ²	-0.0002			-0.0004			-0.0003			-0.0004		
Matching	Unmatched			Unmatched			Unmatched			Unmatched		
Fixed effect	Yes			Yes			Yes			Yes		
Treatment group	Within 5km from ramps			Within 10km from ramps			Within 15km from ramps			Within 20km from ramps		

Data exclusion	Within 30km from center of Tokyo			Within 30km from center of Tokyo			Within 30km from center of Tokyo			Within 30km from center of Tokyo		
Models	Model 4-3-1			Model 4-3-2			Model 4-3-3			Model 4-3-4		
	Coef.	t-stat.	Sig.	Coef.	t-stat.	Sig.	Coef.	t-stat.	Sig.	Coef.	t-stat.	Sig.
ΔDID	0.0012	0.46		-0.0057	-1.77	.	-0.002	-0.89		-0.0021	-0.92	
Obs.	68,103			68,103			68,103			68,103		
Adj. R ²	-0.0003			0.0001			-0.0002			-0.0002		
Matching	Unmatched			Unmatched			Unmatched			Unmatched		
Fixed effect	Yes			Yes			Yes			Yes		
Treatment group	Within 5km from ramps			Within 10km from ramps			Within 15km from ramps			Within 20km from ramps		
Data exclusion	Within 20km from center of Tokyo			Within 20km from center of Tokyo			Within 20km from center of Tokyo			Within 20km from center of Tokyo		

Note: “***” < 0.001; “**” < 0.01; “*” < 0.05; “.” < 0.1.

(7) 土地属性の影響分析

H3 を検証するために、土地属性を用いた DID 項に対して交差項を導入した推定を行った。属性は、マッチングの共変量として使用されたものと同じである。表 6-6 は、推定結果を示している。これらは、最寄り駅までの距離と東京駅までの距離が負の影響

を及ぼしていることを示しており、鉄道駅や都心部へのアクセスが、高速道路投資が地価に及ぼす影響に追加的な効果を与えることを示唆している。また、道路幅には有意な正の効果があり、土地面積には負の効果があることも明らかとなった。これらの解釈については、考察の項で提示する。

図 6-6 土地属性が高速道路整備効果に与える影響に関する分析

Models	Model 5-1			Model 5-2		
Variables	Coef.	t-stat.	Sig.	Coef.	t-stat.	Sig.
ΔDID		0.0513	2.85 **		0.0492	3.22 **
Δ(DID × area)	-0.000000377	-4.27 ***		-0.000000469	-5.66 ***	
Δ(DID × roadwidth)	0.000259	0.58		0.000728	2.48 *	
Δ(DID × stadist)	-0.00000147	-3.06 **		-0.00000115	-3.21 **	
Δ(DID × FAR)	0.00000681	0.40		-0.0000126	-0.78	
Δ(DID × TokyoStadist)	-0.00101	-2.16 *		-0.000972	-2.50 *	
Observations	49,161			12,440		
Adjusted R ²	0.0004			0.0017		
Matching	Unmatched			Matched		
Fixed effect	Yes			Yes		
Treatment group	Within 5km from ramps			Within 5km from ramps		

Note: “***” < 0.001; “**” < 0.01; “*” < 0.05; “.” < 0.1.

最後に、H4 を検証するために、土地の属性としてインターチェンジの開通年を考慮した追加のテストを行った。なお、インターチェンジの処理群と統制群はランプのそれらとは異なっていることに注意すべきである。表 6-7 は推定結果を示している。イン

ターチェンジ DID(ΔIC)の推定値は、当初の想定に反して、有意に正の値を示している。さらに、インターチェンジ DID が導入されると、ランプ DID 推定値(ΔDID)の統計的有意性は大幅に低下することも読み取れる。

表 6-7 インターチェンジとランプの影響分析結果

Models	Model 6-1-1			Model 6-1-2			Model 6-1-3		
Variables	Coef.	t-stat.	Sig.	Coef.	t-stat.	Sig.	Coef.	t-stat.	Sig.
ΔDID				0.002	1.07		0.0022	1.07	
ΔIC	0.0132	4.80 ***		0.0123	4.49 ***		0.0128	4.12 ***	
Δ(DID × IC)							-0.0013	-0.28	
Obs.	49,161			49,161			49,161		

Adj. R ²	0.0004			0.0004			0.0004		
Matching	Unmatched			Unmatched			Unmatched		
Fixed effect	Yes			Yes			Yes		
Treatment group	Within 5km from ramps			Within 5km from ramps			Within 5km from ramps		
Models	Model 6-2-1			Model 6-2-2			Model 6-2-3		
Variables	Coef.	t-stat.	Sig.	Coef.	t-stat.	Sig.	Coef.	t-stat.	Sig.
ΔDID				0.0009	0.56		0.0012	0.75	
ΔIC	0.0164	3.72	***	0.0158	3.86	***	0.018	3.56	***
Δ(DID x IC)							-0.0035	-0.60	
Obs.	12,440			12,440			12,440		
Adj. R ²	0.0023			0.0023			0.0022		
Matching	Matched			Matched			Matched		
Fixed effect	Yes			Yes			Yes		
Treatment group	Within 5km from ramps			Within 5km from ramps			Within 5km from ramps		

Note: “***” < 0.001; “**” < 0.01; “*” < 0.05; “.” < 0.1.

(8) 考察

まず、ベースラインモデルの推定結果は、H1 が支持されることを示唆している。圏央道のランプ付近、特に横浜港や都市間高速道路と接続する西部区間では、倉庫や物流センターが開発されている。物流部門は、郊外環状高速道路の地価上昇に寄与している可能性があるが、この解釈を裏付けるにはさらなるエビデンスが必要である。

次に、移転に関するテストにより、H2 が棄却されることが確認された。周辺地域から処置地域への移転効果は認められなかった。5~10km および 10~20km の統制群モデルの統計的有意性は弱く、影響はさらに広範囲に及ぶ可能性があることを示している。しかし、動的処置範囲テストの結果に基づき、この仮説は否定された。動的処理範囲テストの結果は、正の影響が 5km 以上は拡散していないことを示唆している。当然ながら、高速道路の負の影響、例えば騒音や振動、地域分断なども推定値には含まれているものの、正の効果が得られたのは、Adkins (1959) が論じているように、これらの悪影響は高速道路から 1 マイル以内のかなり近隣地域でのみ観察されている可能性があるためと考えられる。

第三に、我々の結果は H3 を裏付けている。道路と鉄道の相乗効果を示唆しており、両者を組み合わせることで地価の上昇がより大きくなることが分かった。また、道路幅には弱いながらも正の効果があり、土地面積には負の効果があることも分かった。道路幅については、道路が広いほど高速道路へのアクセスが良くなるため、比較的単純である。しかし、土地面積に関する否定的な結果は、多くの既存の研究と対照的である。我々の解釈では、人口密度と土地需要が低い東京都市圏の郊外では、多額の資本が必要となるため、一度に広い面積の土地を売却することは難しく、結果として広い土地が 1 平方メートル当たりの割引価格で販売される可能性がある。

最後に、インターチェンジの影響に関する追加分析では、H4 が否定され、インターチェンジが地価にプラスの影響を与えていることが示唆された。我々

の解釈では、インターチェンジは近隣の土地のアクセシビリティを直接的に改善するものではないが、放射方向、特に東京中心部への移動におけるアクセシビリティを間接的に改善するからだと思われる。一方、インターチェンジのないランプは、環状方向のみでアクセシビリティの利点を得ることができる。多くのインターチェンジがランプの近くに位置しているため、インターチェンジとランプの空間的な相関関係が、ランプの DID 推定値では有意性が示されない一方で、インターチェンジの DID では有意性が示される理由である可能性がある。しかし、この仮説を裏付けるにはさらなるエビデンスが必要である。

6.7 おわりに

本研究では、東京都市圏を事例として、環状高速道路の投資が近隣の地価に与える影響を実証的に推計した。4 つの仮説について、以下の結論を得た。第一の仮説については、DID の推定結果より、高速道路の開通後に隣接する土地の価値が上昇したことが明らかになった。ただし、このモデルの前提条件にはいくつかの注意点がある。例えば、本研究では高速道路の開通をランプの開通と仮定していること、また、高速道路から離れた場所にある高速道路沿線地域の土地への負の影響(騒音や土地の分離など)は、本研究では統制群全体で平均化されていることなどである。また、この研究では、開通年のみ地価が上昇し、それ以前には投機的動きは見られなかったことも分かった。第二の仮説については、5~20km 圏から高速道路から 5km 圏への移転効果は見られなかった。第三の仮説については、前面道路幅員、鉄道駅までの距離、中心市街地までの距離といったアクセシビリティに関連する地価属性が、高速道路投資に相乗効果をもたらすことが分かった。一方、容積率(FAR)などの他の属性は、過去の研究で地価に直接的なプラスの影響を与えることがよく報告されているにもかかわらず、高速道路サービスとの相乗効果は見られなかった。第四の仮説については、インタ

ーチェンジは、他の高速道路への接続性改善によるランプウェイよりも、地価上昇効果が高いことがわかった。

本研究では、高速道路投資の影響を明らかにすることに成功したが、いくつかの限界がある。本研究では、高速道路が土地に与える影響を、最初の開通したランプウェイからのみ想定した。半径 5 km 以内に複数のランプが利用可能であった場合、最初のランプからの影響のみが観察され、それ以降のランプからの影響は平均化され、時間固定効果推定値に吸収された。圏央道については、初期の開発はかなり断片的であり、いくつかの区間は互いに孤立している。そのため、開通していない区間のミッシングリンクとして機能する 2 番目以降に開通したランプが、最初の孤立したランプよりも開通後に大きな影響を及ぼす可能性がある。これらについては、さらなる分析が必要と思われる。

参考文献

- Adkins, W. G. (1959). Land value impacts of expressways in Dallas, Houston, and San Antonio, Texas. Highway Research Board Bulletin, 227.
- Andersson, D. E., Shyr, O. F., Fu, J. (2010). Does high-speed rail accessibility influence residential property prices? Hedonic estimates from southern Taiwan. *Journal of Transport Geography*, Vol. 18, No.1, pp. 166–174.
- Angrist, J. D., Imbens, G. W., Rubin, D. B. (1996). Identification of causal effects using instrumental variables. *Journal of the American statistical Association*, Vol. 91, No. 434, pp. 444–455.
- Aschauer, D. A. (1990). Highway capacity and economic growth. *Economic perspectives*, Vol. 14, No. 5, pp. 4–24.
- Baker, A. C., Larcker, D. F., Wang, C. C. Y. (2022). How much should we trust staggered difference-in-differences estimates? *Journal of Financial Economics*, Vol. 144, No. 2, pp. 370–395.
- Boarnet, M. G. (1998). Spillovers and the locational effects of public infrastructure. *Journal of regional science*, Vol. 38, No. 3, pp. 381–400.
- Boarnet, M. G., Chalermpong, S. (2001). New highways, house prices, and urban development: A case study of toll roads in Orange County, CA. *Housing Policy Debate*, Vol. 12, No. 3, pp. 575–605.
- Brown, F. A., Michael, H. L. (1973). Interim Report: Impact on land value of a major highway interchange near a metropolitan area. Joint Highway Research Project: Purdue University and Indiana State Highway Commission.
- Carey, J., Semmens, J. (2003). Impact of highways on property values: Case study of superstition freeway corridor. *Transportation Research Record: Journal of the Transportation Research Board*, Vol. 1839, No. 1, pp. 128–135.
- Cengiz, D., Dube, A., Lindner, A., Zipperer, B. (2019). The effect of minimum wages on low-wage jobs. *The Quarterly Journal of Economics*, Vol. 134, No. 3, pp. 1405–1454.
- Debrezion, G., Pels, E., Rietveld, P. (2007). The impact of railway stations on residential and commercial property value: A meta-analysis. *Journal of Real Estate Finance and Economics*, Vol. 35, pp. 161–180.
- Dubé, J., Legros, D. (2014). Spatial econometrics and the hedonic pricing model: what about the temporal dimension? *Journal of Property Research*, Vol. 31, No. 4, pp. 333–359.
- Forkenbrock, D. J., Foster, N. S. J. (1990). Economic benefits of a corridor highway investment. *Transportation Research Part A: General*, Vol. 24, No. 4, pp. 303–312.
- Goodman-Bacon, A. (2021). Difference-in-differences with variation in treatment timing. *Journal of Econometrics*, Vol. 225, No. 2, pp. 254–277.
- Hall, J. D., Palsson, C., Price, J. (2018). Is Uber a substitute or complement for public transit? *Journal of Urban Economics*, Vol. 108, pp. 36–50.
- Hanlon, J. (2011). Unsightly urban menaces and the rescaling of residential segregation in the United States. *Journal of Urban History*, Vol. 37, No. 5, pp. 732–756.
- Hansen, W. G. (1959). How accessibility shapes land use. *Journal of the American Institute of Planners*, Vol. 25, No. 2, pp. 73–76.
- Heyman, A. V., Law, S., Berghauer, P. M. (2018). How is location measured in housing valuation? A systematic review of accessibility specifications in hedonic price models. *Urban Science*, Vol. 3, No. 1, 3.
- Jayasinghe, A., Madusanka, N. B. S., Abenayake, C., Mahanama, P. K. S. (2021). A modeling framework: To analyze the relationship between accessibility, land use and densities in urban areas. *Sustainability*, Vol. 13, No. 2, 467.
- Jiwattanakulpaisarn, P., Noland, R. B., Graham, D. J., Polak, J. W. (2009). Highway infrastructure investment and county employment growth: A dynamic panel regression analysis. *Journal of Regional Science*, Vol. 49, No. 2, pp. 263–286.
- Kang, C. D., Cervero, R. (2009). From elevated freeway to urban greenway: land value impacts of the CGC project in Seoul, Korea. *Urban Studies*, Vol. 46, No. 13, pp. 2771–2794.
- Kim, H. W., Lee, D. H. (2022). Impact of highway construction on internal migration: A Korea perspective. *Sustainability*, Vol. 14, No. 21, 14477.
- Kim, K. S., Park, S. J., Kweon, Y. J. (2007). Highway traffic noise effects on land price in an urban area. *Transportation Research Part D: Transport and Environment*, Vol. 12, No. 4, pp. 275–280.
- King, G., Nielsen, R. (2019). Why propensity scores should not be used for matching. *Political Analysis*, Vol. 27, No. 4, pp. 435–454.
- Kuehnel, N., Moeckel, R. (2020). Impact of simulation-based traffic noise on rent prices. *Transportation Research Part D: Transport and Environment*, Vol. 78, 102191.
- Lechowski, Ł. (2021). The socio-economic transformations of municipalities in Lodz metropolitan area in the context of the construction

- of motorways and expressways. *Folia Geographica*, Vol. 63, No. 1, pp. 40–63.
- Malaitham, S., Fukuda, A., Vichiensan, V., Wasuntarasook, V. (2020). Hedonic pricing model of assessed and market land values: A case study in Bangkok metropolitan area. Thailand. Case Studies on Transport Policy, Vol. 8, No. 1, pp. 153–162.
- Morikawa, S., Aoyama, M., Kato, H. (2023). Development of railway station plazas: Impact on land prices of surrounding areas. *Transport Policy*, Vol. 142, pp.1–14.
- Nakamura, H. (2019). Relationship among land price, entrepreneurship, the environment, economics, and social factors in the value assessment of Japanese cities. *Journal of Cleaner Production*, Vol. 217, pp. 144–152.
- Shimizu, C., Nishimura, K. G. (2006). Biases in appraisal land price information: The case of Japan. *Journal of Property Investment & Finance*.
- Shirley, C., Winston, C. (2004). Firm inventory behavior and the returns from highway infrastructure investments. *Journal of Urban Economics*, Vol. 55, No. 2, pp. 398–415.
- Vadali, S. (2008). Toll roads and economic development: exploring effects on property values. *The Annals of Regional Science*, Vol. 42, No. 3, pp. 591–620.
- Vickrey, W. S. (1969). Congestion theory and transport investment. *The American Economic Review*, Vol. 59, No. 2, pp. 251–260.
- Wetwito, J., Kato, H. (2019). Regional and local economic effects from proximity of high-speed rail stations in Japan: Difference-in-differences and propensity score matching analysis. *Transportation Research Record: Journal of the Transportation Research Board*, Vol. 2673, No. 9, pp. 323–333.
- Yoshino, N., Abidhadjaev, U. (2017). An impact evaluation of investment in infrastructure: The case of a railway connection in Uzbekistan. *Journal of Asian Economics*, Vol. 49, pp. 1–11.
- Yang, L., Chu, X., Gou, Z., Yang, H., Lu, Y., Huang, W. (2020). Accessibility and proximity effects of bus rapid transit on housing prices: Heterogeneity across price quantiles and space. *Journal of Transport Geography*, Vol. 88, 102850.