

首都圏における高速道路料金施策の 短期的影響分析

城間 洋也¹・福田大輔²

¹学生会員 東京工業大学修士課程 環境・社会理工学院 土木・環境工学系 (〒 152-8552 目黒区大岡山 2-12-1-M1-11)
E-mail: h.shiroma@plan.cv.titech.ac.jp

²正会員 東京工業大学准教授 環境・社会理工学院 土木・環境工学系 (〒 152-8552 目黒区大岡山 2-12-1-M1-11)
E-mail: fukuda@plan.cv.titech.ac.jp

高速道路の料金設定は、道路建設費・維持管理費等の採算面に加えて、交通需要マネジメントでも重要な役割を担っている。本研究では、2016年4月より導入された新料金施策（首都圏の新たな高速道路料金に関する具体方針）を対象に、料金施策が分布交通量・経路交通量に与える短期的影響について因果効果分析を行った。ICペーパ単位のETC集計交通量データに対して、エビデンス・レベルがより高いとされるパネル・データ分析を適用したところ、施策前後での料金変化の程度に応じた因果効果の存在が統計的に確認された。また、高速道路需要の料金弾性値・交通時間価値の推計を行ったところ、従来研究と同程度の値（料金弾性値：0.2~0.3、交通時間価値 20~40 円/分）となることが確認された。さらに、料金シームレス化による圏央道への交通流シフトの効果を把握するためにパネル効果を考慮した集計型経路選択モデルを構築した。

Key Words: causal analysis, evidence-based policy evaluation, panel data, toll and travel demand, elasticity

1. 序論

(1) 背景・目的

首都圏の高速道路網では、放射道路に比べ建設が遅れていた環状道路の整備が近年進展し、3環状9放射のネットワークが概成しつつある。これらの高速道路ネットワークを利用した交通需要マネジメント施策も検討され始めており、料金施策が交通需要に与える効果を検証する必要性が高まっている。

高速道路の料金体系に関しては、近年の自動料金徴収システム（ETC: Electronic Toll Collection System）の普及を背景に、路線毎の採算性に焦点を当てた整備重視の料金制から利用重視の料金へと徐々に移行してきた。特に2016年4月より、そのような点にも配慮した新たな料金施策（首都圏の新たな高速道路料金に関する具体方針）が導入された。国土交通省や高速道路各社により、この新料金施策の効果についての分析もなされているが、前後比較等の簡易的な分析に留まっており、料金施策と高速道路交通需要の因果効果を精査したものは見られない。

そこで本研究では、上記の料金施策が交通需要に与えた短期的影響について、OD・経路レベルで実証的な分析を行うことを目的とする。ここで「短期的」とは、道路の新設・都市の発展・災害等、料金施策以外に交通量に大きく影響を及ぼすであろう要因を考慮する必要が無いと想定される状況での分析を指す。料金と交

通需要の関係に関しては既に多くの研究が存在するが、その多くは、クロスセクションでの分析にとどまっている。料金改定時の自然実験的な状況に着目した、エビデンス・レベルがより高いとされる手法に基づき信頼性の高い因果効果分析を行うことが本研究の特徴である。

(2) 関連研究

ある政策の実施が関連主体（の行動）にどのような影響を及ぼしたのかについて、社会科学の分野では、因果効果分析手法の進展が近年著しい。料金施策の実施に伴う交通量への影響、あるいは、その帰結として得られる関連諸量（料金弾性値、時間価値等）の評価に対しても、そうした因果効果分析手法の適用が考えられる。因果効果の推計においてエビデンス・レベルが最も高い（信頼性が最も高い）とされている手法は、Rubin¹⁾で用いられているランダム化比較試験（RCT: Randomized Controlled Trial）等の実験的手法による因果効果分析や、それらを含めたメタ分析であるとされている²⁾。実験的手法の利点は、分析者が分析対象外の要因の制御が容易なことであり、原因（施策）と結果（効果）の因果効果をより明白に示すことができる点である。高速道路の料金政策の効果を評価する場合には、概念的には、分析者が各高速道路利用者の料金を人為的に設定し、結果として生じる利用者の行動を実験的に観察することにより、信頼性の高い因果分析の結果を得るこ

表-1 料金弾性値に関する既往研究⁶⁾

既往研究	推計値	分析手法
白石 ⁷⁾	0.31~0.59	弧弾性値計算
高城・合津 ⁸⁾	-0.08~1.09	時系列分析
Matas and Raymond ⁹⁾	0.21~0.83	クロスセクション分析
谷下 ³⁾	0.04~0.39	計量分析
山崎ら ¹⁰⁾	0.32~0.44	CUE 解析
Litman ¹¹⁾	-0.04~4.00	メタ分析
石井・福田 ⁴⁾	-0.50~0.24	クロスセクション分析

とができる。

しかし、高速道路の料金施策のように、社会的・経済的な影響が大きいと考えられる政策では、そういった実験的な手法をとることは公平性の観点から困難である場合がほとんどである。そのため多くの研究では、過去数十年にわたる交通調査データ（谷下³⁾、石井・福田⁴⁾）や、料金割引や無料化などの社会実験を利用することで交通量変化を推計したり、社会実験前後でのデータの比較分析（大藤ら⁵⁾、Tsukada and Fukuda⁶⁾）等によって料金弾性値等を推計している（料金弾性値に関する主な既往研究は Tsukada and Fukuda⁶⁾ によって表-1 のように整理されている）。特に、社会実験や料金改定等の準実験的な状況を利用した手法は自然実験的手法と呼ばれており、実験的手法が困難な状況において有用な因果効果分析手法とされている。

このように、高速道路における料金設定が交通需要に及ぼす影響を分析した既往研究は数多く存在するが、以下の点においてまだ課題が残されていると考えられる。

- OD ペア単位の料金と交通需要を対応させた分析は少ない。
- 大規模な社会実験・料金改定等の自然実験的状況を対象とした研究は少ない。
- 料金変化以外の要因（季節変動・起終点の特性等）を制御し、料金施策の因果効果を推計したものは少ない。

本研究では、これらの点に着目し、料金施策が交通需要に与える短期的影響について、よりエビデンス・レベルの高い実証分析を行う。

2. 新たな料金施策の概要

2016年4月1日より、首都圏の高速道路（首都高、NEXCO 中/東日本）で新たな料金システムが施行された。主な変更点は次の3点である：(1) 首都高速道路の料金を「距離帯別均一料金制」から「対距離制」へ移行したこと（図-1）；(2) 料金シームレス化（同一発着同一料金等）が導入されたこと；(3) 各路線の料金水準が図-2のように統一化されたこと（図-2）。これらの料金システムの改定により、首都圏に存在する9割以上の

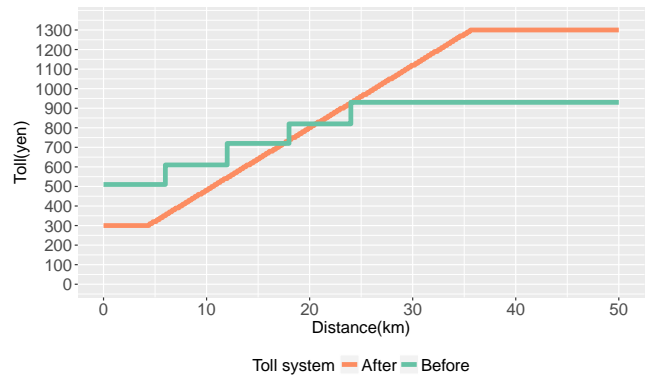


図-1 対距離料金制への変化（首都高速道路）

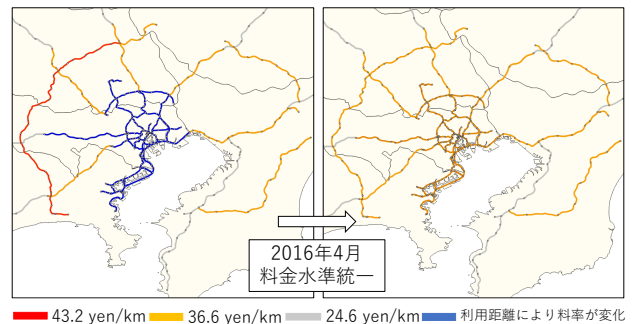


図-2 路線別の料金水準（料率）の変化

インターチェンジ (IC) ペア間のトリップにおいて、施策前後で高速道路料金に変化した。

なお、国土交通省の公表資料¹²⁾では、施策導入後1ヶ月（2016年4月）の交通量や渋滞状況の変化について以下のように述べられている。

- 短距離利用は増加・長距離利用は減少
- 圏央道の交通量は増加し、都心通過交通は減少

しかし、これらの交通状況の変化と料金施策の因果関係については厳密な検証を行うためには、各々の IC 間の料金・OD 交通量、さらには経路料金・経路交通量に着目した詳細な分析が必要であると考えられる。

本研究では、上述した高速道路料金改定を“自然実験的状況”と見立てて、その前後の交通状況の変化に着目し、高速道路料金が高速道路需要に及ぼす影響の因果効果分析を行う。

3. データの概要

(1) 概要

本研究では、ETC ログより得られる IC 間の集計 OD 交通量データを用いた分析を行う。ETC ログとは、ETC 車載器の料金支払情報が記録された全車両の個別データであり、ETC 車の個別 ID、車種区分、発着点、発着時刻、支払料金等を把握することができる。図-3 は ETC

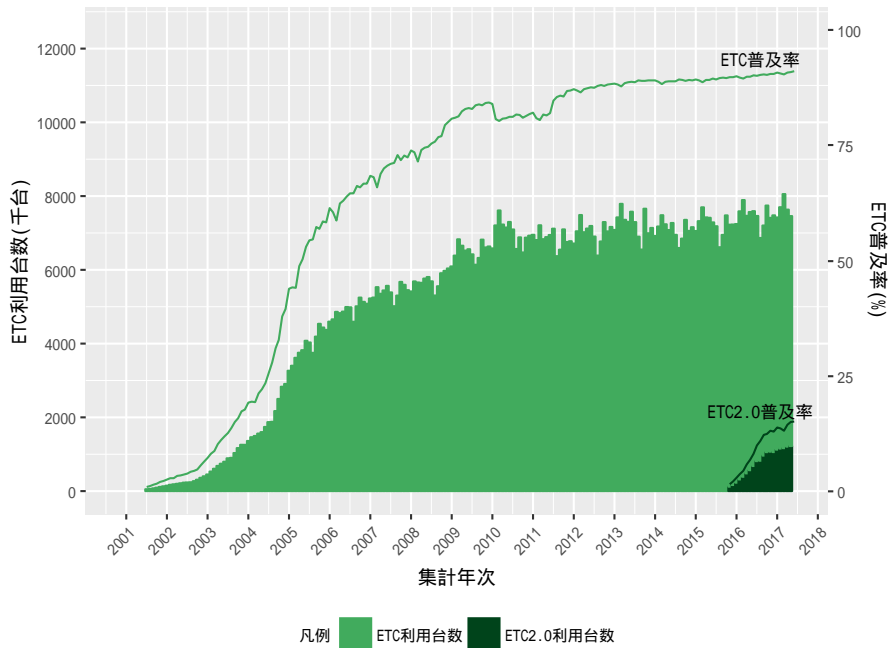


図-3 ETC 利用状況の推移 (国交省道路局データより作成)

の利用台数と普及率の推移を示したものであるが、導入から現在に至るまで ETC 利用率は増加傾向にあり、現状では ETC の普及率は利用台数ベースで 90% に達していることが確認できる。よって ETC ログデータより得られるデータは高速道路ネットワーク全体の交通状態を十分に代表していると考えられる。また、本研究で用いる ETC ログは、複数の高速道路会社をまたいだトリップ全体についての把握も可能となっている。従来の研究の多くは個別の高速道路会社毎に分析されてきたのに対し、マッチングされた ETC ログを用いて実際の利用 IC ペアで分析する点に本研究の特徴がある。

分析対象は、高速道路ネットワークの整備状況等の料金変化以外の要因を考慮し、2015 年 11 月 1 日～2016 年 2 月 25 日 (改定前) と 2016 年 11 月 1 日～2017 年 2 月 25 日 (改定後) の二期間とする。これらの二期間では、ネットワークの状況は完全に同一である。さらに簡単のため、本研究では図-4 に示す首都圏の計 224 箇所の IC における平日・普通車・昼間料金帯 (4 時～翌 0 時) のデータを対象として分析を行う。

(2) データセットの作成

a) 月別 IC 間日平均交通量データ

(1) で概説した ETC ログデータから得られる高速道路利用情報を IC ペア単位で集計し、月別日平均交通量データを作成した。この集計 OD 交通量データを用いて、料金施策が一日の平均的な高速道路需要にどのような影響を与えたかに着目する。ETC ログを IC 単位で集計することで得られる OD 交通量データは、IC ペア

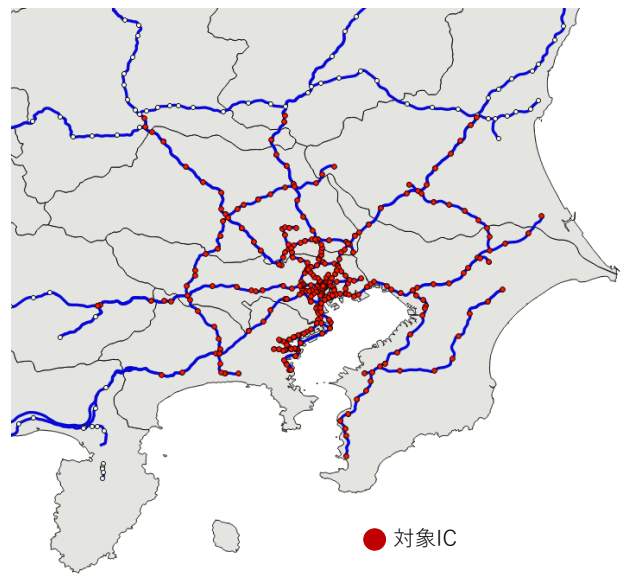


図-4 分析対象インターチェンジ (IC)

単位で見た場合には集計パネル・データとなっており、対象時点の各 OD 交通量の相違に着目したクロスセクション分析のみならず、対象 IC ペアの OD 交通量の時間変化に着目した時系列分析も行うことができる。本研究では、分析対象期間中に利用があった計 18,042 個の OD ペアの集計交通量データを用いる。

b) 放射道路 IC 間月別日平均経路交通量データ

本研究で扱う ETC ログデータは、高速道路各社のデータをマッチングしたものであり、首都圏外 OD ペア等に

関しては、利用者が首都高を利用したかどうかによって、都心通過交通か圏央道迂回交通かという経路の判別を行うことが可能である。そこで、a) で作成したデータをもとに、首都圏の 4 放射道路（東名高速・中央自動車道・関越自動車道・東北自動車道）のそれぞれの OD ペアで都心通過交通・圏央道迂回交通 2 経路の月別日平均経路交通量を集計した。

c) IC 間基本料金データ

各 IC ペアが料金政策により受ける影響の大きさは、その IC 間の利用料金が施策前後でどの程度変化したかに依ると考えられる。詳細な条件を考慮した各 IC 間の料金テーブルは残念ながら存在しない。また、同一の IC ペア、同一の料金体系であっても、料金割引や利用経路等の利用者特性により利用料金は異なっており、施策による IC 間の料金変化を一意に決定することはできない。こうした複雑な問題を回避するため、本研究では、普通車であり、かつ、料金割引を受けていない車両の支払額に着目し、IC ペア毎の非集計 ETC ログデータにおける支払額の最頻値を、当該 IC 間の料金の代表値とみなすこととする。

d) IC 間平均旅行時間データ

c) と同様、旅行時間に関しても利用者の実際の行動・時間帯等によって異なるため、一意に定めることはできない。そのため本研究では IC 間の代表的な旅行時間として、IC ペア毎の非集計 ETC ログデータにおける利用者の旅行時間の平均値を用いることとする。

(3) その他のデータ

本研究では、IC ペアの特性を表す変数として IC 間最短経路距離と IC アクセス圏人口を用いる。IC 間最短経路距離は都市間距離を表す指標として、IC アクセス圏人口は IC が立地する都市の規模を表す指標としてそれぞれ利用する。データの概説と作成方法を以下に簡潔に記す。

a) IC 間最短経路距離

隣接 IC 間の距離データと分析対象期間の高速道路ネットワークに、ダイクストラ法による最短経路探索を適用し作成した。

b) IC アクセス圏人口

2010 年国勢調査 500m メッシュ人口データを IC 座標でボロノイ分割を行い、各エリアで集計することにより各 IC のアクセス圏人口を定義する。

(4) 基礎分析

(2), (3) で構築したデータの基本統計量を表-2 に示す。また、図-5 は施策前後での各 IC ペアの料金変化と OD 交通量変化（改定後-改定前）の散布図である。一般に料金が高くなるほど利用者の負担が増大して交通

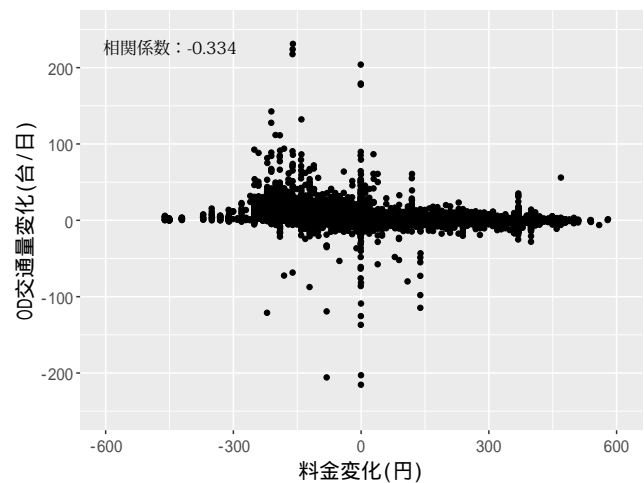


図-5 料金変化と交通量変化の関係 (OD 単位)

量は減少すると考えられるため、料金変化と交通量変化には負の相関関係があると期待される。しかし、両者に明確な負の相関関係は確認されなかった。

4. 料金施策が OD 交通量に与えた影響の分析

(1) 因果効果分析の基本的考え方

Rubin¹⁾ の因果モデルに準拠すると、因果効果は観測結果と観測することができない潜在的結果の差で定義される。実験的手法では、統計的特性により観測不可な潜在的結果を補完することで平均的な因果効果を計測することができる。一方、自然実験的手法では、実験的手法と同様な手順で因果効果を計測することはできない。しかし、料金施策により料金改定を受けた IC ペアが料金改定を受けなかった場合の交通量変動と料金改定を受けなかった IC ペアの交通量変動が平均的に等しいと仮定すると（並行トレンドの仮定）、潜在的結果を補完することができ、平均的な因果効果を推計することができる。

これを確認するため、各 IC ペアが受けた料金改定の大きさ別に料金改定前の日平均交通量の月推移を求めた結果を図-6 に示す。各群における月変動パターンは概ね等しく、料金改定前後の IC ペアの交通量変化に並行トレンドの仮定を置くことは非現実的ではないと考えられる。そこで、以降では上述の並行トレンドの仮定が成立するとして議論を進める。

(2) モデルの定式化

(1) を考慮すると、料金施策が交通需要に与えた因果効果を推計するためには、料金変化が起こった IC ペアと料金変化が起こらなかった IC ペアそれぞれの交通量の時系列変動を観察すればよいことがわかる。しかし、一般に交通需要を決定する要因は料金だけではなく、IC

表-2 OD レベル分析用集計データの基本統計量

変数	サンプル数	平均	中央値	最大値	最小値	標準偏差
月平均 OD 交通量 (台/月)	144,042	32.79	11.74	5,421	0.0435	93.55
IC 間距離 (km)	18,042	42.32	39.10	147.3	0.200	24.72
IC アクセス圏人口 (10 万人)	224	1.794	1.404	10.26	0.000067	1.659
改定前料金 (円)	18,042	1,317	930	4,450	150	699.9
改定後料金 (円)	18,042	1,461	1,300	4,820	150	782.9

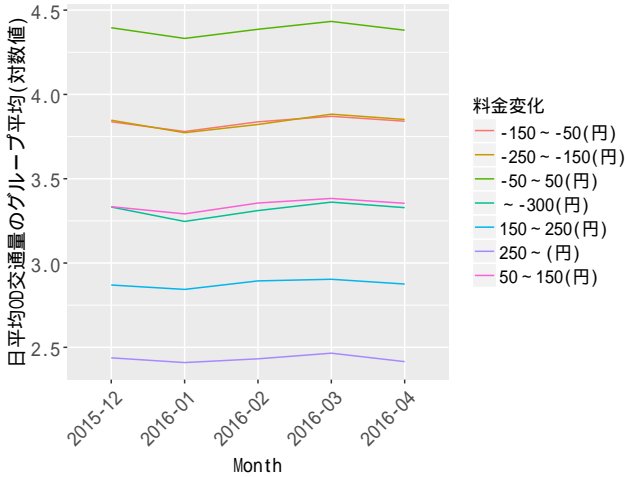


図-6 並行トレンドの確認

が立地する都市の特性、起終点間の距離、季節変動、他の交通インフラの整備状況等様々な要因が考えられる。これらの不特定多数の要因を全て列挙し定式化することは困難であり、またそのようなモデルを定式化できたとしても、必要なデータが得ることはモデルが複雑であるほど困難な場合が多い。このように、様々な要因を考慮することには長短があるが、パネル・データ分析手法¹³⁾を援用することで、モデルを複雑化することなく比較的容易に様々な要因を考慮することができる。パネル・データ分析では、時間的に不変な各主体に固有な効果と各主体に共通な時間的に変動する効果をそれらの詳細を列挙することなく考慮することができる。本研究では、交通需要と料金の関係を式(1)、式(2)のようにモデル化することで、料金施策が交通需要に与えた影響について分析する。

$$\log q_t^{rs} = \beta_c \log c_t^{rs} + \beta_\theta \log \theta_t^{rs} + u_t^{rs} \quad (1)$$

$$u_t^{rs} = \mu^{rs} + \delta_{tr} + \tau_m + \varepsilon_t^{rs} \quad (2)$$

式(1)はOD交通量と所要料金の関係を定式化したものである。ここで、 q_t^{rs} は月別の日平均OD交通量、 c_t^{rs} は代表料金、 θ_t^{rs} は代表旅行時間、 u_t^{rs} は誤差項、 β_x は説明変数 x の推定パラメータ、添字 rs 、 t はそれぞれ OD ペア、時点を表している。誤差項 u_t^{rs} は、時間的に不変な OD ペア rs に固有な効果 μ^{rs} 、全 OD ペアに共通な年変動効果 τ_r 、月変動効果 τ_m 、純粋な攪乱項 ε_t^{rs} を用いて

式(2)のように表されたとする。両対数を採用していることから、式(1)において、パラメータ β_c は料金の変化率に対する OD 交通量の変化率の大きさ(料金弾性値)を示しており、料金施策の短期的影響を表す指標である。

(3) 推定方法

(2) で示したモデルの推定方法は大きく分けて、固定効果推定、変量効果推定の2種類である。

a) 固定効果推定

固定効果推定では、誤差要素をダミー変数として扱い、最小二乗ダミー推定法(LSDV: Least Square Dummy Variables)によりパラメータ推定を行う。すなわち、式(3)を最小二乗法により推定する。これによりパラメータの最良不偏推定量を得ることができる。

$$\ln q_t^{rs} = \beta_c \ln c_t^{rs} + \beta_\theta \ln \theta_t^{rs} + \sum_{rs' \neq rs_0} \mu^{rs'} D_{rs'}^{rs} + \delta_{tr} D^{tr} + \sum_{m' \neq m_0} \tau^{m'} D_{m'}^m + \varepsilon_t^{rs} \quad (3)$$

ここで、

$$D_{rs'}^{rs} = \begin{cases} 1 & (rs = rs') \\ 0 & (rs \neq rs') \end{cases} \quad (4)$$

$$D^{tr} = \begin{cases} 1 & (\text{料金改定後}) \\ 0 & (\text{料金改定前}) \end{cases} \quad (5)$$

$$D_{m'}^m = \begin{cases} 1 & (m = m') \\ 0 & (m \neq m') \end{cases} \quad (6)$$

である。また、 rs_0 、 m_0 は、基準となる OD ペア、月(今回は11月)をそれぞれ示す。

b) 変量効果推定

変量効果モデルでは、式(2)の各誤差要素が攪乱項とは無相関な正規分布 $N(0, \sigma^2)$ に従うと仮定する。このとき誤差項 u_t^{rs} は系列相関を持ち、通常最小二乗推定を行っても有効推定量を得ることはできない。そこで、誤差項の分散共分散行列の一致推定量を与え、一般化最小二乗法(GLS: Generalized Least Squares)によりパラメータ推定を行うことで有効推定量を得ることができる。

本研究では、OD ペアに固有な効果 μ^{rs} のみを変量効果として扱うこととする。この場合、分散共分散行列

表-3 固定効果モデルの推定結果

	目的関数：OD 交通量 (対数値)			
	固定効果モデル			
	(1)	(2)	(3)	(4)
料金 (円)	-0.185*** (0.004)	-0.180*** (0.004)	-0.249*** (0.005)	-0.249*** (0.005)
旅行時間 (分)		-0.091*** (0.004)	-0.114*** (0.004)	-0.130*** (0.004)
2016 年度ダミー			0.043*** (0.001)	0.043*** (0.001)
12 月ダミー				0.007*** (0.001)
1 月ダミー				-0.026*** (0.001)
2 月ダミー				0.018*** (0.001)
Observations	144,042	144,042	144,042	144,042
R ²	0.014	0.019	0.033	0.042
Adjusted R ²	-0.127	-0.122	-0.106	-0.095

Note: *p<0.1; **p<0.05; ***p<0.01

表-4 変量効果モデルの推定結果

	目的関数：OD 交通量 (対数値)			
	変量効果モデル			
	(1)	(2)	(3)	(4)
料金 (円)	-0.225*** (0.004)	-0.212*** (0.004)	-0.282*** (0.004)	-0.280*** (0.004)
旅行時間 (分)		-0.139*** (0.004)	-0.159*** (0.004)	-0.177*** (0.004)
2016 年度ダミー			0.047*** (0.001)	0.047*** (0.001)
12 月ダミー				0.008*** (0.001)
1 月ダミー				-0.030*** (0.001)
2 月ダミー				0.015*** (0.001)
Constant	4.085*** (0.032)	4.498*** (0.033)	5.038*** (0.035)	5.095*** (0.035)
Observations	144,042	144,042	144,042	144,042
R ²	0.019	0.029	0.044	0.052
Adjusted R ²	0.019	0.029	0.044	0.052

Note: *p<0.1; **p<0.05; ***p<0.01

は式 (7) のような系列相関をもつ構造となる。

$$\Omega = \begin{pmatrix} \sigma_{\mu}^2 + \sigma_{\varepsilon}^2 & \sigma_{\mu}^2 & \cdots & \sigma_{\mu}^2 \\ \sigma_{\mu}^2 & \sigma_{\mu}^2 + \sigma_{\varepsilon}^2 & \cdots & \sigma_{\mu}^2 \\ \vdots & \vdots & \ddots & \vdots \\ \sigma_{\mu}^2 & \sigma_{\mu}^2 & \cdots & \sigma_{\mu}^2 + \sigma_{\varepsilon}^2 \end{pmatrix} \quad (7)$$

(4) 推定結果と考察

(2) で示したモデルを (3) で概説した 2 通りの推定方法で推定した結果を表-3, 表-4 にそれぞれ示す。

いずれの表からも、料金パラメータの推定値はおおよそ-0.3~-0.2 程度となり、統計的有意性も確認された。これらのパラメータ値は料金弾性値を表しており、料金が 1% 上昇すると IC 間の交通量が 0.2% ~0.3% 減少することを意味している。これが OD レベルで見た場合の料金施策の短期的な因果効果と見立てられる。

さらに、(2) におけるモデルに IC ペアの特性を表す変数と料金の交互作用項を導入した式 8 についても推定を行った。

$$\ln q_i^{rs} = (\beta_c + \beta_{cx} \ln X^{rs}) \ln c_i^{rs} + \beta_x \ln X^{rs} + \beta_{\theta} \ln \theta_i^{rs} + u_i^{rs} \quad (8)$$

推定結果を表-5 に示す。交差項に着目すると、IC 間距離と料金の交差項の推定パラメータは正、IC アクセス圏人口と料金の交差項では推定パラメータは負となり、一部では統計的有意性も確認された。この結果より、料金施策の効果を受けやすい IC ペアの特徴として次の 2 つが示唆される。

1 つ目は IC 間の距離が短いほど料金変化が交通量に与える影響が大きくなることである。これは IC 間の距離が短いほど、一般道からの交通量の誘発あるいは一

般道への交通量の転換が起こりやすいことを示していると考えられる。

2 つ目は IC アクセス圏人口、すなわち周辺都市規模が大きくなる程、料金変化が交通量に与える影響が大きくなるということである。

このように、IC ペアの特性によって料金施策が与える影響が異なることについても確認された。

(5) モデル選択

(4) までの固定効果分析・変量効果分析で得られた推定パラメータの信頼性について検証し、モデル選択を行う。固定効果モデルと変量効果モデルのどちらがより適切なモデルであるかは、固有効果と説明変数の相関の有無によって決まる。固有効果が説明変数と相関していないのであれば、どちらのモデルも一致性を有している。さらにこのとき、変量効果モデルでは固定効果モデルよりも推定量の分散が小さく、効率性の高い推定法となっている。一方で、固有効果が説明変数と相関しているのであれば、変量効果モデルによるモデル推定は一致性を有せず、固定効果モデルとして扱う必要がある。

本研究では、Hausman 検定¹⁴⁾ を行い固定効果モデルと変量効果モデルのどちらが適切かについて検討する。Hausman 検定では次の帰無仮説を指定する。

- $H_0: \mu^{rs}$ は説明変数と相関していない。
- $H_1: \mu^{rs}$ は説明変数と相関している。

帰無仮説 H_0 のもとで変量効果推定量 $\hat{\beta}_r$ は有効一致

表-5 交差項を考慮した因果効果モデルの推定結果

	目的関数：OD 交通量 (対数値)	
	交差項モデル	
	固定効果推定	変量効果推定
料金 (円)	-0.320*** (0.016)	-0.283*** (0.015)
料金×距離 (円・km)	0.023*** (0.005)	0.011** (0.005)
料金×オンランプ人口 (10 万円・人)	-0.013*** (0.003)	-0.015*** (0.003)
料金×オフランプ人口 (10 万円・人)	0.001 (0.003)	-0.004 (0.003)
距離 (km)		-0.537*** (0.037)
オンランプ人口 (10 万人)		0.165*** (0.022)
オフランプ人口 (10 万人)		0.125*** (0.021)
旅行時間 (分)	-0.131*** (0.004)	-0.149*** (0.004)
2016 年度ダミー	0.040*** (0.001)	0.043*** (0.001)
12 月ダミー	0.007*** (0.001)	0.007*** (0.001)
1 月ダミー	-0.026*** (0.001)	-0.028*** (0.001)
2 月ダミー	0.018*** (0.001)	0.017*** (0.001)
Constant		6.630*** (0.114)
Observations	144,042	144,042
R ²	0.042	0.062
Adjusted R ²	-0.095	0.062

Note: *p<0.1; **p<0.05; ***p<0.01

推定量である一方、固定効果推定量 $\hat{\beta}_f$ は帰無仮説に関係なく一致推定量となる。そこで、 $\hat{q} = \hat{\beta}_f - \hat{\beta}_c$ を定義し、式 (9) の統計量 (Hausman 検定量) が自由度 k のカイ二乗分布に従う性質を利用して、帰無仮説 H_0 を検定することができる。

$$m = \hat{q}[\hat{V}(\hat{q})]^{-1}\hat{q} \sim \chi^2(k) \quad (9)$$

ただし、 $\hat{V}(\hat{q})$ は $var(\hat{q})$ の一致推定量であり、 $\hat{\beta}$ は $k \times 1$ のパラメータベクトルである。

式 (9) を表-5 の結果に適用すると、 $\chi^2 = 3658$ (自由度 9) という結果が得られる。そしてこの検定量に対しカイ二乗検定を行うと、有意水準 1% で帰無仮説は棄却され、対立仮説が支持される。これより、固定効果モデルの方が望ましいという結論が得られた。

(6) 料金弾性値の推計

(5) までの結果を踏まえ、高速道路需要の基本特性値である料金弾性値の推計を行う。ここで用いるモデルは表-5 の固定効果推定の結果である。

a) 推計方法

本研究では、料金施策開始前後の ETC の実績データを用いて IC ペアレベルで料金弾性値 (= 需要変化率/料金変化率) の推計を行う。OD ペア rs の料金弾性値 e^{rs} は式 (10) で定義される。

$$e^{rs} = -\frac{\partial q^{rs}/q^{rs}}{\partial c^{rs}/c^{rs}} = \frac{\Delta \ln q^{rs}}{\Delta \ln c^{rs}} \quad (10)$$

これに推定結果を当てはめると、料金弾性値は式 (11) により具体的に推計することができる。

$$e^{rs} = -(\hat{\beta}_c + \hat{\beta}_{cx} \log x^{rs}) \quad (11)$$

b) 推計結果と考察

式 (11) により求めた料金弾性値の推計値の頻度分布を図-?? に示す。本研究の手法により得られた料金弾性値は概ね 0.2~0.3 の範囲にあり、表-1 で示した既往研究との推計値とも概ね近い値となった。

なお、Tsukada and Fukuda では社会実験前後の料金と交通量の変化を用いて、式 (8) に基づき、料金弾性値を直接求めている。

$$e_{arc} = -\frac{\frac{q' - (q + q')/2}{(q + q')/2}}{\frac{c' - (c + c')/2}{(c + c')/2}} \quad (12)$$

ここで、 c と q は変化前の料金と交通量、 c' と q' は変化後の料金と交通量である。本研究でも式 (8) を適用して料金弾性値を推計したところ、その頻度分布は図-8 のようになった。図-?? と図-8 を比較すると、直接計算による料金弾性値推計では、本研究の手法による弾性値推計と比較して、過少に推計される傾向があることが分かる。また、推計値の分散は図-8 の直接計算の方が大きく、直接的な計算の不安定性も確認される。

5. 料金施策が経路交通量に与えた影響の分析

(1) 概要

4. までの分析では、料金施策が OD 交通量に与えた影響に着目し分析を行った。これに対し本章では、料金施策が経路選択行動に与えた影響について分析を行う。2. で述べたとおり、2016 年 4 月の料金体系変更の狙いの一つに「同一発着・同一料金の導入による、圏央道利用の促進」がある。本研究では、図-9 に示す東名高速・中央自動車道・関越自動車道・東北自動車道の 4 つの放射道路 IC を対象に影響分析を行う。

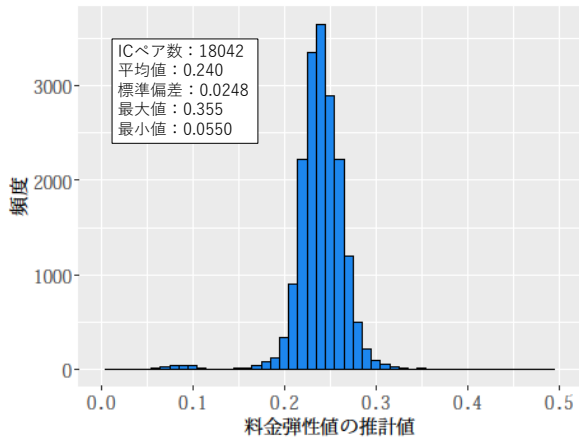


図-7 推計弾性値

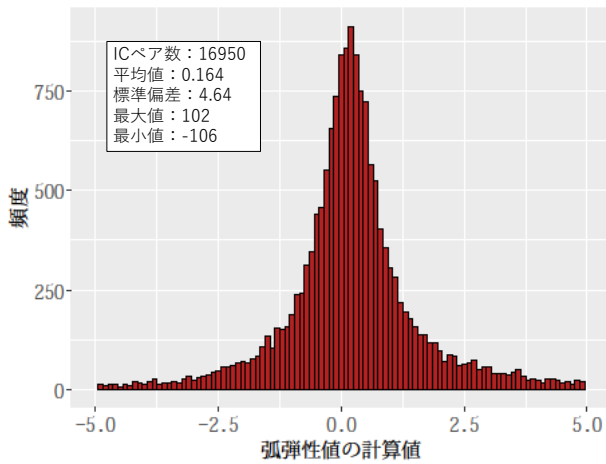


図-8 弧弾性値 (観測データ)

(2) モデルの定式化

4. と同様に、パネル・データであることを考慮した誤差要素モデルにより経路選択行動を定式化する。本研究では、都心通過・圏央道迂回の二選択肢のみを考え、それぞれの選択肢の効用関数及びその誤差要素を式 (13)、式 (14) で表す。

$$U_{k,t}^{rs} = ASC_k + \beta_c c_{k,t}^{rs} + \beta_\theta \theta_{k,t}^{rs} + u_{k,t}^{rs} \quad (13)$$

$$u_{k,t}^{rs} = \mu_k^{rs} + \delta_{k,tr} + \tau_{k,m} + \varepsilon_{k,t}^{rs} \quad (14)$$

4. 同様、添字 rs, t, tr, m は OD ペア・時点・年度・月を表す。 k は経路番号 ($k = [0, 1]$ = [圏央道迂回, 都心通過]) を表す。また、モデルの説明変数として、 $c_{k,t}^{rs}$ を各経路の料金、 $\theta_{k,t}^{rs}$ を各経路の所要時間を用いることとする。

一方、誤差要素についても、4. と同様、式 (14) のように各 OD ペア・経路に固有な効果、時点で共通な効果を考慮する。 $\mu_k^{rs}, \delta_{k,tr}, \tau_{k,m}$ はそれぞれ独立な同一正規分布、 $\varepsilon_{k,t}^{rs}$ は独立なガンベル分布に従うものとする。以上の設定により、経路選択行動は、パネル効果を考

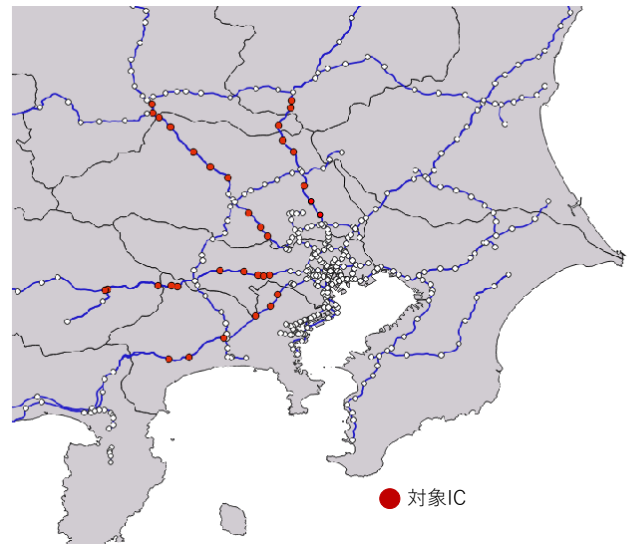


図-9 経路交通量の分析対象となるインターチェンジ (IC)

慮した Mixed Logit モデル¹⁵⁾ として記述されることとなる。

モデルを簡略に表すため、効用差 Y_t^{rs*} を用いて式 (15)、式 (16) のように定義する。

$$Y_t^{rs*} = \beta_0 + \beta_c \Delta c_t^{rs} + \beta_\theta \Delta \theta_t^{rs} + u_t^{rs} \quad (15)$$

$$u_t^{rs} = \mu^{rs} + \delta_{tr} + \tau_m + \varepsilon_t^{rs} \quad (16)$$

ここで、 $\Delta c_t^{rs}, \Delta \theta_t^{rs}$ は、それぞれ各 OD ペアの各時点における経路料金差と経路所要時間差 (圏央道迂回 - 都心通過) である。このとき、効用関数の各誤差要素の差によって定義された式 (16) における新たな誤差要素は以下の確率分布となっている。

$$\mathbf{v} = (\mu^{rs}, \delta_{tr}, \tau_m) \sim MVN(0, \Sigma) \quad (17)$$

$$\varepsilon_t^{rs} \sim \text{Logistic}(0, 1)$$

ただし、

$$\Sigma = \begin{bmatrix} \sigma_\mu^2 & 0 & 0 \\ 0 & \sigma_\delta^2 & 0 \\ 0 & 0 & \sigma_\tau^2 \end{bmatrix} \quad (18)$$

である。

攪乱項 ε_t^{rs} がロジスティック分布に従うことより、各経路の条件付き選択確率は式 (19)、式 (20) のようなロジット型選択確率となる。

$$P_{0,t}^{rs}(Y_t^{rs*} | \mathbf{v}) = \frac{1}{1 + \exp(Y_t^{rs*})} \quad (19)$$

$$P_{1,t}^{rs}(Y_t^{rs*} | \mathbf{v}) = 1 - P_{0,t}^{rs}(Y_t^{rs*} | \mathbf{v}) \quad (20)$$

(3) 推定方法

本研究では、集計モデルの最尤推定法を応用し、ETC ログデータより得られる集計経路交通量データを用いてパラメータ推定を行う。

a) 集計選択比率と重み係数

ETC ログデータから得られる集計交通量データを用いて、式 (21) のように各時点・OD ペアの各経路の経路選択比率を算出する。

$$S_{k,t}^{rs} = \frac{f_{k,t}^{rs}}{q_t^{rs}} \quad (21)$$

ここで $f_{k,t}^{rs}$ は各時点・OD ペアの経路 k の経路交通量である。

集計型の離散選択モデルでは、このような集計選択比率を用いてパラメータ推定を行うが、IC ペア間でのサンプル数の多寡を考慮しない場合、集計選択比率にバイアスが生じる可能性が考えられる。そこで本研究では、式 (22) で表されるような時点毎の OD 交通量に応じた重みを導入してデータに重み付けを行う。

$$w_t^{rs} = \frac{Nq_t^{rs}}{\sum_{rs} q_t^{rs}} \quad (22)$$

ここで、各時点での重みの合計が分析対象の OD ペア数 ($N = 198$) となるような基準化を行っている。

b) 最尤推定法によるパラメータ推定

本研究では、a) で定義した集計選択比率と重み係数を考慮した、式 (23) で定義される重み付き対数尤度関数を最大化することによりパラメータ推定を行う。

$$L = \ln \int \prod_{rs} \prod_t \prod_k [P_{k,t}^{rs}(Y_t^{rs*} | \mathbf{v})]^{S_{k,t}^{rs}} f(\mathbf{v} | \Sigma) d\mathbf{v} \quad (23)$$

ここで、 $f(\mathbf{v} | \Sigma)$ は分散共分散行列 Σ に従う多変量正規分布の確率密度関数である。

なお、式 (23) の積分計算については、モンテカルロ法を用いたシミュレーションアプローチにより計算する。本研究では式 23 を目的関数とする非線形最適化問題に対し、モンテカルロ法を適用した式 (24) を目的関数とする非線形最適化問題に帰着させることでパラメータ推定を行う。ただし、 R は乱数生成回数、 \mathbf{v}_r は r 回目の試行で生成した乱数ベクトルである。

$$SL = \ln \left(\frac{1}{R} \sum_r \prod_{rs} \prod_t \prod_k [P_{k,t}^{rs}(Y_t^{rs*} | \mathbf{v}_r)]^{S_{k,t}^{rs}} \right) \quad (24)$$

(4) 推定結果と考察

で概説した三元配置誤差要素モデルに加え、誤差要素や重み付けを考慮しない通常の二項ロジットモデルや、時点効果を表す誤差要素をダミー変数として組み込んだ一元配置誤差要素モデルについても推定した。これらの結果をまとめて表-6 に示す。

まず、パネル効果を考慮しない通常の二項ロジットモデル ((1)~(4)) に着目する。各モデルの旅行時間と経路料金の推定パラメータに着目すると、いずれも有意な負の値となり直感に合致した結果となった。モデル (2)、(4) の定数項は有意な正值となっており、同条件では圏央道が選ばれやすいという解釈ができる。ま

た、重みなしモデル (1)、(2) と重み付きモデル (3)、(4) の尤度比を比較すると、重み付きモデル (3)、(4) の方がモデル全体の当てはまりが良いことが確認でき、集計モデルのサンプリングのバイアスを緩和することができていると推察される。時間価値 ($= \beta_t/\beta_c$) は、重み付きモデル (3)、(4) では 40 円/分前後の推計結果となっている。

次に、モデル (5)、(6) は、誤差要素として OD ペア固有の効果 μ^{rs} のみ考慮したモデルであるが、モデル (1)~(4) と同様の結果が得られていることが確認できる。4. の OD 交通量に着目した分析では、OD ペア固有の効果を検討することにより推定結果が大きく変化したのに対し、経路選択行動では発着点毎の固有の要因よりも料金の影響の方が支配的であることが示唆される。モデル (7) はさらに時点効果を表す固定効果 (ダミー変数) を導入したモデルである。年度ダミーに関しては有意なパラメータ推定値が得られたものの、月ダミー変数のパラメータについて有意な結果は得られなかった。これより、経路選択行動に関しては季節変動の影響は小さいことが示唆できる。他方時間価値は、20 円/分強の推計となり、誤差要素を考慮しない場合よりも小さくなった。モデル (8) は時点効果についても変量効果により考慮したものであるが、料金と所要時間のパラメータに関してはモデル (7) と同様の結果が得られていることから、分析方法に一定程度の頑健性があることを示唆していると考えられる。

6. 結論

本研究では、首都圏の高速道路ネットワークにおいて近年実施された料金施策を対象に、料金改定が各 IC 間の OD 交通量に与えた影響、及び、都心通過交通・圏央道迂回交通に焦点を当てた経路交通量への短期的影響の分析を行った。OD 交通量に関する分析では、パネル・データ分析の手法を援用し、観測できない要因を適切に制御した上で料金効果の推計を行った。その結果、料金が 1% 上昇する毎に OD 交通量が平均で 0.2~0.3% 減少するという結果が得られ、さらにその効果の大きさは、IC 間の距離が短く、IC の立地する都市の規模が大きいほど大きいことが統計的に確認できた。一方経路交通量に関しては、パネル効果を考慮した集計型離散選択モデルを用いて料金効果の影響を分析した。その結果、OD 交通量に関する分析の場合と同様、料金が上昇するほど経路交通量が減少するという結果が確認された。また、OD 交通量に関する分析の場合と比べ、経路選択においては IC ペアに固有の要因の差異は確認されず、料金効果がより支配的であることが示唆された。

今後は、推計された結果の妥当性を精査した上で、料

表-6 パネル効果を考慮した経路選択モデル（誤差要素モデル）の推定結果

モデル	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
重み付け	×	×	○	○	○	○	○	○
誤差要素	×	×	×	×	μ^{rs}	μ^{rs}	μ^{rs}	$\mu^{rs}, \delta_{tr}, \tau_m$
経路料金 (円)	-0.125*	-0.155*	-0.159*	-0.144*	-0.161*	-0.150*	-0.232*	-0.230*
旅行時間 (分)	-2.89*	-2.34*	-6.00*	-6.60*	-5.86*	-6.35*	-4.96*	-5.01*
Constant		0.858*		0.851*		0.871*	1.60*	0.917*
年度ダミー		(13.2)		(11.3)		(12.0)	(8.31)	(9.10)
11月ダミー							-1.19*	
1月ダミー							(-5.82)	
2月ダミー							-0.0288	
Observations	1,584	1,584	1,584	1,584	1,584	1,584	1,584	1,584
初期対数尤度	-1,097.9	-1,097.9	-1,097.9	-1,097.9	-1,097.9	-1,097.9	-1,097.9	-1,097.9
最終対数尤度	-888.5	-789.9	-669.3	-598.1	899.2	864.0	-579.1	-583.3
ρ^2	0.191	0.281	0.390	0.455	0.181	0.213	0.473	0.469
Adjusted ρ^2	0.190	0.278	0.389	0.453	0.179	0.211	0.465	0.463
時間価値 (円/分)	15.1	19.0	37.6	45.7	36.3	42.4	21.3	21.7

金政策に起因する交通量の変化を首都圏全域で試算し、高速道路料金政策の評価を行いたいと考えている。

謝辞 本研究は、国土交通省・道路政策の質の向上に資する技術研究開発「ETC2.0 プロブ情報等を活用した“データ駆動型”交通需要・空間マネジメントに関する研究開発」(代表：福田大輔)の一環として行われた。ここに記して感謝の意を表します。

参考文献

- Rubin, D.: Estimating causal effects of treatments in randomized and nonrandomized studies, *Journal of Educational Psychology*, Vol. 65, No. 5, pp. 688–701, 1974.
- Sackett, D. L.: *Evidence-based medicine: How to practice and teach EBM*, WB Saunders Company, 1997.
- 谷下雅義：都市間高速道路交通量の料金弾力性，高速道路と自動車，Vol. 48, No. 11, pp. 38–45, 2005.
- 石井良治，福田大輔：高速道路交通需要の料金弾力性に着目した ETC 導入の影響に関する実証的分析，第 31 回交通工学研究発表会論文集，pp. 295–298.
- 大藤武彦，吉田聰，吉井稔雄：阪神高速 13 号東大阪線における料金割引実証実験における通勤トリップの経路変更・利用時刻変更行動の分析，交通工学，Vol. 40, No. 6, pp. 42–51, 2005.
- Tsukada, Y. and Fukuda, D.: Determinants of toll price elasticity of traffic demand: A comprehensive analysis of nationwide demonstration projects on flexible road use tolls in Japan, In *Proceedings of the Transportation Research Board 93rd Annual Meeting*, 2014.
- 白石善雄：高速道路料金改定の影響の考察，高速道路と自動車，Vol. 23, No. 8, pp. 28–37, 1980.
- 高城一俊，合津嘉和：平成元年の高速道路料金改定後の利用状況，高速道路と自動車，Vol. 34, No. 1, pp. 40–45, 1991.
- Matas, A. and Raymond, J.: Demand elasticity on tolled motorways, *Journal of Transportation and Statistics*, Vol. 6, No. 2, pp. 91–108, 2003.
- 山崎清，上田孝行，岩上一騎：開発人口及び誘発・開発交通を考慮した東京湾アクアラインの料金値下げ効果の計測，高速道路と自動車，Vol. 51, No. 6, pp. 20–32, 2008.
- Litman, T.: *Transportation elasticities: How prices and other factors affect travel behavior*, 2009.
- 国土交通省道路局：首都圏の新たな高速道路料金導入後 1 ヶ月の効果について 2016.5.
- Woodledge, J. M.: *Econometric Analysis of Cross Section and Panel Data*, MIT press 2010.
- Hausman, J., Stock, J. H. and Yogo, M.: Asymptotic properties of the Hahn-Hausman test for weak-instruments, *Economics Letters*, Vol. 89, No. 3, pp. 333–342, 2005.
- Train, K. E.: *Discrete Choice Methods with Simulation*, Cambridge University Press, 2009.

(2018. 7. 31 受付)