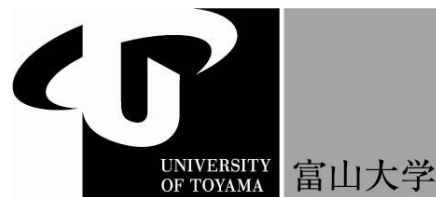


Working Paper No. 269

違法駐輪に対する政策効果分析

唐渡広志，八田達夫，佐々木芙美子

2012年3月30日



FACULTY OF ECONOMICS
UNIVERSITY OF TOYAMA

違法駐輪に対する政策効果分析[†]

唐渡広志^{*}，八田達夫^{**}，佐々木芙美子^{***}

2012年3月30日（初稿）

概要

本研究は、自治体の制御可能な政策変数が駅前の違法駐輪台数に与える影響について分析した。特に、駐輪場所選択問題にだけ注目し、駅前に乗り入れる自転車のうち違法駐輪される割合（比率データ）を集計ロジットモデルおよびトービットモデルによって推定した。放置状況は駅によって大きな違いがある。自治体によって大きく異なる駐輪料金設定や撤去活動水準などが、放置状況に与えている影響を知るには、比較対象となる複数の駅前のデータを利用する必要があるため、本研究では、山手線・中央線沿線（東京都）の40駅でそれぞれ集計されたデータを利用した。

キーワード：違法駐輪，駐輪場所選択，集計ロジットモデル，トービットモデル

1 はじめに

放置自転車問題が年々深刻になってきたのは、全国の自転車保有台数が伸び続けてきたことがその背景にある。特にその需要が急増した1970年前後、駅前には十分なスペースの自転車駐輪場が整備されていなかったため、駅前の放置台数が激増した。放置車両は駅周辺の歩道に集中するため歩行者の通行を妨害する典型的な外部不経済であるから、放置自転車問題は国や地方自治体が積極的に関与すべき問題である。自転車放置が目立つようになってから、近年、国による法律の制定や自治体のさまざまな施策により放置台数は漸減しつつある。1983年には1日あたり86.4万台あった放置自転車が、2009年には23.8万台にまで減少した。年間撤去台数は2005年の265万台をピークにその後減少しており、撤去すべき対象となる放置自転車そのものが減少していることがわかる¹。

しかしながら、放置台数そのものをゼロにするには多大なコストがかかるため実現が難しい。放置自転車対策のコストは結局のところ住民の負担によって賄われるので、自転車利用者以外の人々も含めた便益を考慮すべきである。したがって、自治体は最も費用対効果の高い対策パッケージを選択し、それを放置自転車対策の目標とすべきであると言える。そのためには、それぞれの駅周辺の特徴や政策実行状況を制御しつ

[†] 本研究は文部科学省科学研究費（基盤研究(B)課題番号#23330092）を受けている。

^{*} 責任著書，富山大学経済学部，住所：〒930-8555 富山県富山市五福 3190, email: kkarato@eco.u-toyama.ac.jp

^{**} 学習院大学経済学部

^{***} American Express International, Inc.

¹ 内閣府 [2010] による。

つ、さまざまな政策手段を変化させた場合の放置自転車台数に与える定量的効果を明らかにすることが重要である。

そこで本研究は自治体の制御可能な政策変数が駅前の違法駐輪台数に与える影響について、駅単位で集計されたデータを利用して分析を行う。ここで、違法駐輪とは自治体の定める放置禁止区域に停め置かれた自転車である。駐輪場の多くは自治体が運営しており、その割合は収容能力の7割以上を占めている²。自治体にとっての制御可能な政策手段は駐輪料金、撤去活動および収容能力の拡充などになる。

自転車の利用行動や駅周辺の違法駐輪に関する先行研究は大別すると、自転車利用者の意識調査に基づいた違法駐輪対策の実証分析や駐輪料金や撤去頻度などの要因を変化させたシミュレーション分析、などがある。

家田・加藤 [1995] は大都市郊外部の鉄道駅へのアクセス交通としての自転車利用者の行動原理を、アクセス手段選択と自転車駐輪場所選択の二段階選択として捉えたモデルを分析している。埼玉県南部（東武伊勢崎線，JR 東北線，東武東上線などの沿線駅）を対象にアンケート調査を行い、天候の違いが自転車利用に大きく影響していることを多項選択モデルによって明らかにしている。また、駐輪場の観測調査によると、駐輪場の料金や駅からの距離に加えて、放置自転車の撤去頻度や撤去作業の時間帯が駐輪場所選択に影響していることを明らかにしている。

椿・原田・太田 [2002] においても、東京都中野区のデータを利用して交通手段選択（徒歩か自転車か）と駐輪場所選択モデルを分析している。特に、自転車利用者の心理的要因を加味した社会的費用分析の前段階として、心理的要因を含めたモデルの構築に必要な項目や前提の整理、分析可能性の検証を行っている。

さらに、梶田・外井・佐々木 [2010] は、福岡市天神地区のデータを利用して違法駐輪の撤去後の駐輪行動の変化を詳細に分析している。自転車が撤去され、それが返還された後も違法駐輪を繰り返す利用者が少なからずいることを指摘しており、モデルによって撤去後の駐輪行動を分析している。

以上の先行研究では特定の地区を対象としているが、放置状況は駅によって大きな違いがある。自治体によって大きく異なる駐輪料金設定や撤去活動水準などが、放置状況に与えている影響を知るには、比較対象となる複数の駅前のデータを利用する必要があるため、本研究では、山手線・中央線沿線（東京都）の40駅で集計されたデータによる分析を行う。

駐輪対策のための重要な指標の一つは、駅に乗り入れる自転車のうち違法駐輪される割合である。先行研究のように人々の行動は交通手段選択（自転車かそれ以外の交通機関か）と駐輪場所選択（合法か違法か）に分けられ、意思決定は2段階の入れ子になっていることが予想される。交通手段として自転車を選択した場合、違法駐輪と

² 内閣府 [2010] による。

合法駐輪の選択肢間には強い相関が予想される。この相関関係も推定できるネストされたロジットモデルでは、自転車利用者の個人属性（居住地、年齢、職業など）が必要になるが、集計データにおいてそれは利用できない。本研究では、駐輪場所選択問題にだけ注目し、比率データ（違法駐輪台数の割合）に基づいた推定モデルを提案する。

本論文は次のような構成となる。次節では駐輪対策の基本となる法的根拠と自治体の政策手段について論じる。第3節において山手線・中央線沿線駅における駐輪場の集計データについて説明を行い、第4節ではこれらの集計データを利用して、自治体の政策変数が違法駐輪率に与える効果を分析するための手法について論じる。第5節において第4節の実証結果を考察し、最後に結論を述べる。

2 自転車法と自治体の政策手段

2.1 自転車法

自転車に関する初めての法律は1980年に公布（1981年施行、1994年に改正）された「自転車法」（自転車の安全利用の促進及び自転車等の駐車対策の総合的推進に関する法律）である。同法は自転車に係る道路交通環境の整備や安全性の確保を図るとともに、駐輪対策を推進して駅前広場等の良好な環境確保することを目的としている。

自転車法の主な内容を「誰にどのような義務を与えたか」という観点から簡潔にまとめると以下の通りである。

- 良好な自転車交通網をつくる（道路管理者と都道府県公安委員会）
- 自転車の安全利用を促進する（国と自治体）
- 駅前に公共駐輪場をつくる（自治体と道路管理者）
- 条例に基づき放置自転車を撤去する（自治体）
- 駐輪場の設置に努める（公共施設・既設店舗の設置者）
- 駐輪場の設置を義務付ける（新設の大規模な店舗）
- 駐輪場設置及び撤去の際、自治体に協力する（鉄道事業者）
- 国庫補助・地方債などで財源に配慮する（国）

主な放置自転車対策を講じる義務は自治体に課せられており、他は間接的な対策や協力義務・努力義務のみ課せられている。

渡辺 [1999] によると自転車法の主な二つの性格は、「既存の法律群（例：道路交通法）を前提として、それらを総合的に運用するためのマネージャー役であること」、「すでに実践されていた諸対策のうち、法律化に適した事項を整理して盛り込んだこと」である。すなわち、国が自治体による対策を法的に正当化することで、撤去などの対策をよりスムーズにし、将来増えると予想される自転車に対応した駅周辺のイン

フラ整備を働きかけるものとなっている。同法はその後各自治体が制定する条例の基礎となっている。また、94年に改正・施行された現在の自転車法も、内容に多少の変更があったが、基本的には同様の性格を持つものである。

放置自転車問題に対し、国と自治体はどのように関わり合っているのだろうか。自転車法は、放置自転車対策の責任者は基本的には市区町村などの自治体であるとしている。言い換えれば、駐輪場の整備や撤去活動をするかどうかは全て自治体の判断に任せられており、国から対策を講じるよう命じられることはない。つまり、放置問題対策は自治体の義務ではないが責任である。国は自転車法を制定することで対策の柱をつくり、全国区の放置状況を一括で取りまとめ、国の政策に反映する。都道府県は行政区域内での状況を把握し、各市区町村の財政調整、補助およびアドバイスを行い、放置自転車を減らすためのクリーンキャンペーンを実施するなどを主な仕事としている。また、もし各市区町村で放置自転車問題を視野に入れた都市計画決定があった場合は、国や都道府県からの補助を受けることができる。しかし、このように放置対策は基本的には市区町村主導であり、国や都道府県はこれらを見守り補助するという、間接的な活動に留まっている。

2.2 撤去活動

放置対策の中で最も重要でかつ対策の基盤となるのが、撤去活動と駐輪場整備である。自治体の放置対策費用はこの二つがほとんどを占めている。撤去活動は自転車法が施行されたことで可能になった自治体の放置対策の要である。自転車法制定を受けて、自治体は自転車に関する条例を次々につくり始めた。自治体の主な対策は、駐輪場の建設・整備、放置禁止区域の指定、撤去活動などである。条例制定と共に、自治体は放置自転車の多い駅の周辺には有料駐輪場を建て始め、放置禁止区域を指定し、撤去活動を開始した。

自治体が撤去活動を始めるにはいくつかのプロセスを踏む必要がある。まず第一に、放置台数が多い駅の周辺で放置状況を調査する。第二に、調査の結果を受けてそれらを収容するための対策としてインフラ整備（駐輪場および撤去車の保管所の整備・管理・運営）を行う。これら二つの段階を踏んで初めて、自治体は地元住民や関係者との調整を通して「放置禁止区域」の指定をし、最終的に撤去活動を始めることができる。このように、まず駐輪場を十分に用意しておかなければ、駅周辺を放置禁止区域に指定することができず、同様に撤去活動も行うことができない。

撤去した自転車は平均約40日間保管所で保管される。持ち主が引き取りに来た場合、保管手数料として1台につき平均約1520円を徴収する（内閣府「平成21年度 駅周辺における放置自転車等の実態調査の集計結果」）。また、撤去した自転車の中に盗

難自転車が含まれていないかを確認するために、防犯登録に基づき警察に所有者確認・盗難の有無を照会する。警察からの回答後、所有者に保管通知を送付する。

保管日数を越えても保管所に自転車の持ち主が引き取りに来なかった場合は、それら持ち主不在の自転車は処分または売却される。平成 21 年度の東京都の統計では、77.2 万台の撤去台数のうち、返還されたものが 46.0 万台、廃棄されたものが 19.3 万台である。自転車が持ち主に返還されるのは全体の 6 割にも満たず、約 4 割の自転車が引き取りのないまま処分されている。全国的には大都市ほど返還される割合が高く、地方都市ではおよそ 7 割が廃棄処分されている。この廃棄費用も自治体の負担となる。

2.3 駐輪場整備

放置自転車が発生するのは駅前に駐輪場が十分でないのが原因である。また、駐輪場が整備されていなければ、自治体は撤去活動を行うことができない。つまり、駐輪場整備は放置対策の根幹となっている。

駅前における駐輪場整備には莫大な土地代と建設費がかかり、対策費用が限られている自治体にとっては、資金面での問題が放置対策を講じる際の障害になる。例えば、平成 21 年度に東京都内でかかった対策費の総計は 187.2 億円である。対策費の内訳は、駐輪場整備にかかる投資的経費と駐輪場・保管所運営費や撤去費用・人件費・諸対策費などの消費的経費の二つである。投資的経費には駐輪場の建設費・整備費のみしか含まれておらず、土地代は除外されている。新たに土地を取得する場合には、さらに対策費が膨張するのは明確である。

3 山手線・中央線沿線駅の放置自転車

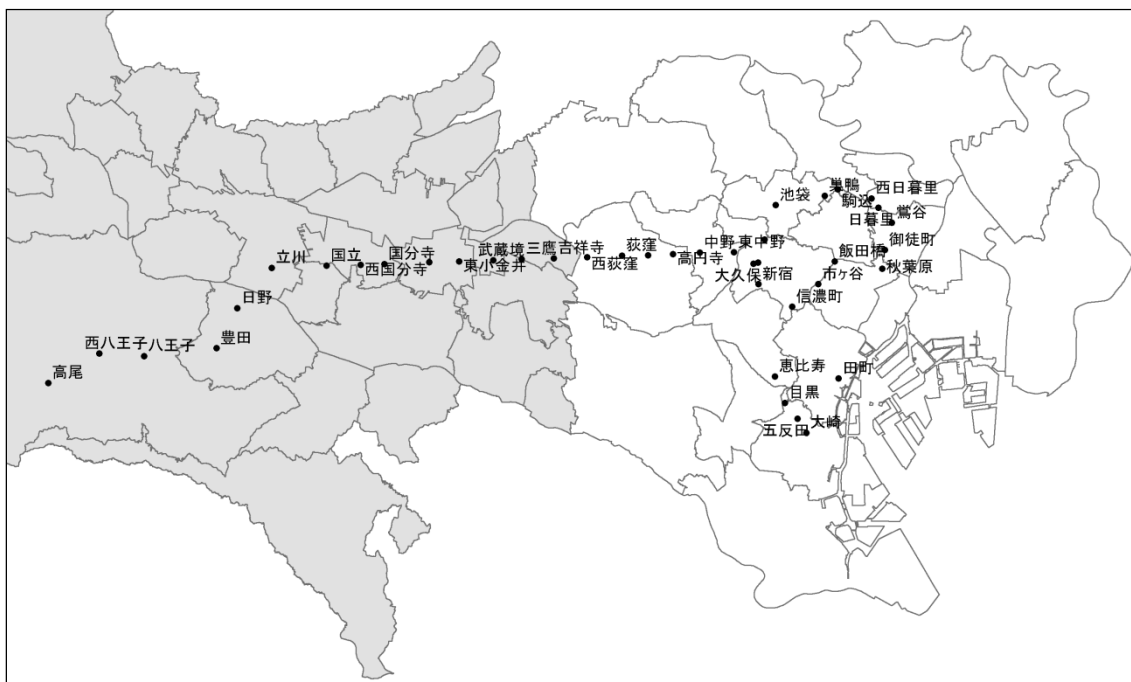
図 1 は東京都において放置禁止区域が指定されている 40 の駅を示している。駅はすべて JR 東日本の山手線および中央線の沿線駅であり、23 区内で 26 駅、都下で 14 駅である。内閣府「駅周辺における放置自転車等の実態調査」（平成 13 年調査）はある一時点における各地方公共団体による実態調査の結果を収集・集計したものであり、本稿は東京都の自治体によるものを利用している。

各駅で集計された駐輪場の利用状況に関する記述統計を表 1 に示した。違法駐輪台数は同調査の「放置自転車」に対応するものである。これは駐輪場以外の場所に置かれている自転車であって、自転車利用者が当該自転車を離れて直ちに移動することができない状態で駐輪されている台数と定義される。調査時点において放置台数が 0 の駅は 4 駅存在するが、その年次においも自転車の撤去は行われているため、実際には放置されていた時期が存在しており、違法駐輪が常に 0 であるというわけではない。

合法駐輪台数は駅周辺に設置された複数の駐輪場実際に収容されている台数である。違法駐輪台数と合法駐輪台数を合わせて駅乗入台数と定義する。

駐輪料金は複数の駐輪場で課されている1カ月あたり料金の平均値である。例えば、調査時点において品川区（五反田駅、大崎駅および目黒駅）は無料であった。図2にその分布を示している。最も頻度の高い料金帯は1500-2000円である。

図1 東京都分析対象駅（40駅）



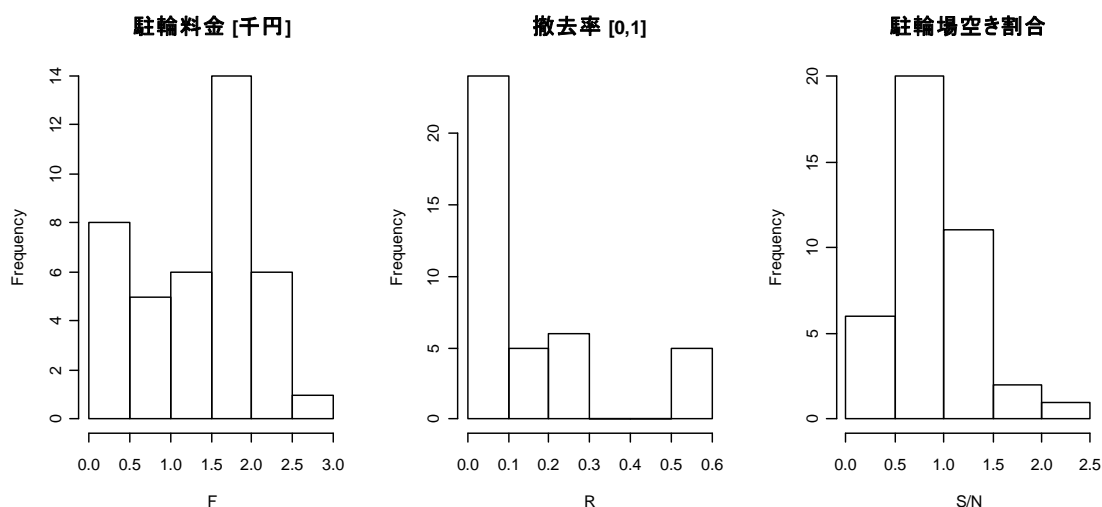
注. 地図で見る統計（統計GIS）より作成

表1 東京都40駅の駐輪場利用状況

| 変数名 | 平均 | 標準偏差 | 最小 | メディアン | 最大 |
|-----------------------|--------|--------|--------|--------|---------|
| y_1 違法駐輪台数 | 820 | 686 | 0 | 742 | 2435 |
| y_2 合法駐輪台数 | 2506 | 2765 | 32 | 1492.5 | 10630 |
| $N = y_1 + y_2$ 駅乗入台数 | 3326 | 2942 | 51 | 2305.5 | 11504 |
| F 駐輪料金 [千円] | 1.372 | 0.783 | 0 | 1690 | 2.513 |
| R 撤去率 | 0.15 | 0.17 | 0.01 | 0.08 | 0.59 |
| S 収容可能台数 | 3421 | 3657 | 51 | 2152 | 14321 |
| EDU 教育機関施設数 | 20 | 17 | 2 | 14 | 84 |
| M 駅乗降客数[万人] | 3.8049 | 5.1002 | 0.6937 | 2.5185 | 27.6978 |

注. 内閣府「駅周辺における放置自転車等の実態調査」（平成13年調査）による。ただし、教育機関施設数は平成13年事業所・企業統計調査による。

図2 駐輪料金，撤去率，駐輪場空き割合の分布



撤去率は放置禁止区域において1年間で実施される撤去活動の割合を示しており、撤去が全く行われていない駅は存在しない。例えば、撤去率が0.15であるとは、365日のうち54.75日（1週間に1回ほど）だけ撤去を行うことを示している。図2の分布をみると、ほとんどの場合、1週間に1、2回もしくは2週間に1回程度の活動水準であることがわかる。頻繁に撤去活動を行っている自治体は豊島区（0.50）や小金井市（0.59）である。

収容可能台数は駅周辺に設置された各駐輪箇所の収容可能台数を合計した値である。駅乗入台数に対する比率 s_i/N_i を計算すると図2の分布になる。そのメディアンは0.88であり、半分以上の駅では駅に乗り入れる自転車をすべて収容することはできていない。

教育機関施設数は駅から半径500m以内の町丁目に立地する高校や大学などの数を示している。1998年の東京都市圏パーソントリップ調査（東京都市圏交通計画協議会）によると、自転車利用者の年齢構成比は15-19歳の若年層で最も高いことを示している。学校等の存在は利用者を引き付ける誘因になることが予想される。

4 違法駐輪率決定の統計的モデル

4.1 集計ロジットモデル

駅に乗り入れる自転車利用者のうち、駐輪場以外の場所に違法駐輪する確率を考える。違法駐輪が発覚したときの利益（放置自転車が撤去されたときの利益）は、違法行為が発覚しなかったときの利益よりも小さい。これは、ほとんどの場合、返還時に

保管手数料を支払うからである。撤去される確率が既知であるとき、違法駐輪者の期待効用は、撤去率を確率とした便益の期待値の関数である。

Becker [1968] および Cameron [1988] に従えば、違法駐輪を考える人々の期待効用表現は次のように示すことができる。

$$U_1 = U(R, b) = \phi(R \cdot u(a - b) + (1 - R)u(a))$$

ここで、 R : 撤去率、 b : 保管手数料等の罰金、 a : 撤去されなかったときの便益、 ϕ : 単調変換の関数、 u : フォンノイマン・モルゲンシュテルン関数である。他の条件が等しければ、撤去率や保管手数料等の罰金が上昇すると期待効用は低下する。一方、定められた駐輪場に合法的に駐輪する人々の効用は、駐輪料金を F とするとき、 $U_2 = U(F, a)$ で表せられる。ここで、駐輪料金が高くなると、合法的な駐輪者の効用は低下する。

駅に乗り入れる自転車利用者は U_1, U_2 を比較して意思決定を行うことができる。第 i 番目の駅を利用する次の線形近似した代表的個人の期待効用（潜在変数）を考える。

$$U_{ij} = x_i' \beta_j + \varepsilon_{ij} \quad j = 1, 2 \quad i = 1, 2, \dots, n \quad (1)$$

ただし、 x_i は違法 ($j = 1$)・合法 ($j = 2$) 駐輪の意思決定に影響する変数ベクトル（撤去率、駐輪料金、駐輪場の空きスペースなど）、 β_j は選択肢 j に関する未知パラメタ・ベクトル、 ε_{ij} は確率誤差項である。いま、 $U_{i1} - U_{i2} > 0$ ならば自転車利用者は違法駐輪を選択するので、この選択を $Y_i = 1$ とし、その確率を(1)の差分より次のように表現する。

$$\Pr(Y_i = 1 | x_i) = \Pr(x_i' \beta + \varepsilon_i > 0 | x_i) \quad (2)$$

ここで、 $\beta = \beta_1 - \beta_2$ 、 $\varepsilon_i = \varepsilon_{i1} - \varepsilon_{i2}$ である。誤差項 ε_i がロジスティック分布に従うと仮定すると、(2)の累積密度関数は次のように書ける。

$$P_i = \Pr(Y_i = 1 | x_i) = \frac{\exp(x_i' \beta)}{1 + \exp(x_i' \beta)}$$

個票データであれば、個人属性に関する情報と選択に関する情報をそれぞれ用いて、具体的な期待効用を定式化して、ロジスティック分布を定義することができるが、本研究では、自治体の政策手段に視点をおいた駅ごとの集計データを利用している。そこで、次の集計ロジットモデルを考える³。

$$\ln\left(\frac{P_i}{1 - P_i}\right) = x_i' \beta + u_i = \beta_1 + \beta_2 F_i + \beta_3 R_i + \beta_4 \frac{S_i}{N_i} + \beta_5 D_i + \beta_6 EDU_i + \beta_7 M_i + v_i \quad (3)$$

ここで、説明変数は3節のデータを用いて以下のように定義する。

F_i : 駐輪料金 [千円]

R_i : 撤去率 [%]

S_i/N_i : 駐輪場空き割合 (収容可能台数/駅乗り入れ台数)

D_i : 中央線沿線の駅するとき 1, それ以外 (山手線の駅するとき) 0

³ 集計ロジットモデルについては Kelejian [1995], Heckelman [1997] を参照。

EDU_i : 教育機関施設数

M_i : 駅乗降客数

集計データとして、違法駐輪台数 y_{1i} 、合法駐輪台数 y_{2i} 、駅乗入台数 $N \equiv y_{1i} + y_{2i}$ が観察されている。違法駐輪確率 P_i および合法駐輪確率 $1 - P_i$ はこの集計データの標本比率を利用して、 $P_i = y_{1i}/N_i$ 、 $1 - P_i = y_{2i}/N_i$ と推定できる。この場合、違法駐輪台数がゼロのときはオッズ比もゼロになるため、ロジットはマイナス無限大となる。そのため、ここでは違法駐輪台数が $P_i = y_{1i}/N_i = 0$ となるサンプルを除外した分析を行う。

集計数が十分に多い場合、比率データは正規分布に近似することができる。このとき、ロジットの誤差項 v_i の分散 $(N_i P_i (1 - P_i))^{-1}$ は均一ではないので、これを調整する必要がある。

自治体の政策として駐輪場の設置・運営は最も重要である。用意すべき駐輪スペースはその駅前に乗り入れる自転車台数との比量に大きく依存していることが予想される。駐輪場空き割合 S_i/N_i は、違法駐輪台数 y_{1i} と合法駐輪台数 y_{2i} の同時決定によって決まるので、違法駐輪割合の推定において内生性バイアスが生じている可能性がある。本研究では、 N_i 以外の外生変数等を操作変数として、(3)を2段階最小2乗法 (2SLS) と一般化積率法 (GMM) で推定する。

4.2 トービットモデル

集計ロジットモデルでは、 $y_{1i}/N_i = 0$ なるサンプルが除外されてしまうので、標本選択による偏りが生じている可能性がある。違法駐輪台数、合法駐輪台数および駅乗り入れ台数の間に次の関係があるものとしよう。

$$\begin{aligned} y_{1i} &= \pi_{1i} N_i, & 0 \leq \pi_{1i} \leq 1 \\ y_{2i} &= \pi_{2i} N_i, & 0 \leq \pi_{2i} \leq 1 \\ N_i &\equiv y_{1i} + y_{2i} \end{aligned} \quad (4)$$

ここで、 π_{1i} 、 π_{2i} は駅乗り入れ台数のうち違法または合法駐輪を行う割合を示しており、 $N_i \equiv y_{1i} + y_{2i}$ と定義していることから、必ず $\pi_{1i} + \pi_{2i} = 1$ である。(4)の割合 π_{1i} に対して確率モデル $\pi_{1i} = x_i' \beta + v_i$ 、 $v_i \sim N(0, \sigma_v^2)$ を定義すると、 $\pi_{1i} = y_{1i}/N_i$ を検閲された標本と見なし、これを次のトービットモデルとして記述することができる。

$$Y_i^* = x_i' \beta + v_i, \quad v_i \sim N(0, \sigma_v^2), \quad \frac{y_{1i}}{N_i} = \begin{cases} 0 & Y_i^* \leq 0 \\ Y_i^* & 0 < Y_i^* < 1 \\ 1 & Y_i^* \geq 1 \end{cases}$$

確率モデル π_{1i} より観察できない潜在変数を Y_i^* とおき、代わりに下限 0、上限 1 の範囲で違法駐輪割合 y_{1i}/N_i を観察する。(3)式と同様に、説明変数ベクトルを

$$x_i = \left(1, F_i, R_i, \frac{S_i}{N_i}, D_i, EDU_i, M_i \right)'$$

とおくと、 S_i/N_i が内生的に決まる駅乗り入れ台数 N_i を含んでいるために同時性バイアスの問題が生じる。そこで、次の操作変数トービットモデルを考える (Wooldridge 2002)。

$$\begin{aligned} Y_i^* &= x_i' \beta + v_i \\ \frac{S_i}{N_i} &= z_i' \gamma + w_i \end{aligned} \quad \begin{pmatrix} v_i \\ w_i \end{pmatrix} \sim N \left(\begin{bmatrix} 0 \\ 0 \end{bmatrix}, \begin{bmatrix} \sigma_v^2 & \sigma_{vw} \\ \sigma_{vw} & \sigma_w^2 \end{bmatrix} \right) \quad \frac{y_{li}}{N_i} = \begin{cases} 0 & Y_i^* \leq 0 \\ Y_i^* & 0 < Y_i^* < 1 \\ 1 & Y_i^* \geq 1 \end{cases} \quad (5)$$

ここで、 z_i は $(1, F_i, R_i, D_i, EDU_i, M_i)$ およびその他の外生変数からなる操作変数ベクトルであり、 v_i, w_i は独立でない 2 変量正規分布に従うものとし、分散および共分散は

$$\text{Var}(v_i) = \sigma_v^2, \quad \text{Var}(w_i) = \sigma_w^2, \quad \text{Cov}(v_i, w_i) = \sigma_{vw}$$

とする。方程式間の誤差項の 2 変数正規分布のもとで次が成立しているものとしよう。

$$v_i = \alpha w_i + e_i, \quad e_i \sim N(0, \sigma_{v|w}^2) \quad (6)$$

ここで、 e_i は x_i, z_i, w_i と独立であるとする、

$$\sigma_{vw} = E[(\alpha w_i + e_i)w_i] = \alpha \sigma_w^2, \quad \sigma_v^2 = E[(\alpha w_i + e_i)^2] = \alpha^2 \sigma_w^2 + \sigma_{v|w}^2$$

より、 $\alpha = \sigma_{vw} / \sigma_w^2$ 、 $\sigma_{v|w}^2 = \sigma_v^2 - \sigma_{vw}^2 / \sigma_w^2$ なので、(5) の検閲されたトービットは

$$Y_i^* = x_i' \beta + (\sigma_{vw} / \sigma_w^2) \left(\frac{S_i}{N_i} - z_i' \gamma \right) + e_i, \quad e_i \sim N(0, \sigma_v^2 - \sigma_{vw}^2 / \sigma_w^2)$$

と書くことができる。

次に、このモデルを最尤法で推定するための尤度関数を考える。二つの式の従属変数の同時確率は確率密度関数を用いて次のように書ける。

$$f \left(\frac{y_{li}}{N_i}, \frac{S_i}{N_i} \right) = f \left(\frac{y_{li}}{N_i} \mid \frac{S_i}{N_i} \right) f \left(\frac{S_i}{N_i} \right)$$

ここで、条件付き確率および周辺確率に対応する対数尤度は次のようになる。

$$\begin{aligned} \log f \left(\frac{S_i}{N_i} \right) &= -\frac{1}{2} \left\{ \log 2\pi + \log \sigma_w^2 + \frac{\left(\frac{S_i}{N_i} - z_i' \gamma \right)^2}{\sigma_w^2} \right\} \\ \log f \left(\frac{y_{li}}{N_i} \mid \frac{S_i}{N_i} \right) &= \begin{cases} \log \left\{ 1 - \Phi \left(\frac{x_i' \beta + \alpha \left(\frac{S_i}{N_i} - z_i' \gamma \right)}{\sigma_{v|w}} \right) \right\} & \frac{y_{li}}{N_i} = 0 \\ -\frac{1}{2} \left\{ \log 2\pi + \log \sigma_{v|w}^2 + \frac{\left(\frac{y_{li}}{N_i} - x_i' \beta - \alpha \left(\frac{S_i}{N_i} - z_i' \gamma \right) \right)^2}{\sigma_{v|w}^2} \right\} & 0 < \frac{y_{li}}{N_i} < 1 \\ \log \Phi \left(\frac{x_i' \beta + \alpha \left(\frac{S_i}{N_i} - z_i' \gamma \right) - 1}{\sigma_{v|w}} \right) & \frac{y_{li}}{N_i} = 1 \end{cases} \end{aligned}$$

ただし、 $\Phi(\bullet)$ は標準正規分布関数である。以上より観測値 i に対する同時確率に対応した対数尤度関数は以下のようなになる。

$$\log L_i(\beta, \gamma, \alpha, \sigma_{v|w}, \sigma_w) = \log f \left(\frac{y_{li}}{N_i}; \beta, \gamma, \alpha, \sigma_{v|w} \mid \frac{S_i}{N_i} \right) - \log f \left(\frac{S_i}{N_i}; \sigma_w, \gamma \right)$$

最尤法では、(5)の回帰パラメタ β, γ と分散・共分散行列を推定する。分散・共分散は行列のLU分解（コレスキー分解）から計算する。

5 推定結果

5.1 集計ロジットモデルの推定結果

表2は(3)式の集計ロジットモデルを2SLSとGMMで推定した結果である。過剰識別制約検定において2SLSはF統計量を、GMMにおいては自由度2のカイ2乗統計量を示している。2SLS、GMMどちらにおいても過剰識別制約は棄却できない。推定値の符号条件はどちらの推定方法でも同じであるが、2SLSで有意でなかった駐輪場空き割合はGMMでは有意性がある。ここで（平均）限界効果は説明変数1単位の変化に対する確率の変化を計算している。

表2 (3)式集計ロジットモデルの推定結果

(被説明変数: 違法駐輪率, 違法駐輪台数が0の駅を除く, サンプルサイズ36)

| | 2SLS | | | GMM | | |
|-------------------|----------------------|-------|--------|----------------------|-------|--------|
| | 推定値 | p値 | 限界効果 | 推定値 | p値 | 限界効果 |
| 定数項 | 0.953 (0.581) | 0.101 | | 2.018*** (0.683) | 0.003 | |
| F_i 駐輪料金 | 0.377*** (0.140) | 0.007 | 0.069 | 0.371* (0.205) | 0.070 | 0.061 |
| R_i 撤去率 | -2.592** (1.112) | 0.020 | -0.476 | -2.068* (1.187) | 0.081 | -0.341 |
| S_i/N_i 駐輪場空き割合 | -1.345 (0.820) | 0.101 | -0.247 | -2.412*** (0.821) | 0.003 | -0.398 |
| D_i 中央線沿線ダミー | -1.187*** (0.414) | 0.004 | -0.218 | -1.246*** (0.424) | 0.003 | -0.205 |
| EDU_i 教育機関施設数 | -0.011 (0.019) | 0.569 | -0.002 | -0.009 (0.017) | 0.578 | -0.002 |
| M_i 駅乗降客数 | 0.076* (0.039) | 0.051 | 0.014 | 0.034 (0.030) | 0.252 | 0.006 |
| 過剰識別制約検定 | 0.683 | 0.415 | | 0.995 | 0.608 | |
| 自由度調整済み決定係数 | 0.684 | | | 0.680 | | |

注. 推定値下段の()内は標準誤差を示している。*** は1%水準で, ** は5%水準で, * は10%水準で有意であることを示す。2SLSでは $(N_i P_i (1 - P_i))^{-1/2}$ をウェイトにおいて不均一分散に対処している。GMMではロバストな標準誤差を再計算している。

限界効果の値から次のことが言える。

- 駐車料金が 100 円上昇すると、自転車利用者の合法駐輪を減らすインセンティブを与えるため、違法駐輪の確率が 0.61% 上昇する。
- 撤去率を 10% 増やすと、違法駐輪者の期待効用が低下するため、違法駐輪の確率が 3.41% 下落する。
- 駐輪場空き割合を 10% 増やすと、駅乗入台数違法駐輪の確率が 3.98% 下落する。

表 3 (5)式トービットモデルの推定結果
(被説明変数: 違法駐輪率, サンプルサイズ 40)

| | IVTOBIT (最尤法) | | | TOBIT (最尤法) | | |
|----------------|---------------------|-------|----------------------------|----------------------|-------|----------------------------|
| | 推定値 | p 値 | 限界効果 | 推定値 | p 値 | 限界効果 |
| 定数項 | 0.796*** (0.145) | 0.000 | | 0.757*** (0.097) | 0.000 | |
| F 駐輪料金 | 0.081** (0.040) | 0.043 | 0.059 [0.004, 0.115] | 0.076** (0.037) | 0.049 | 0.056 [0.003, 0.110] |
| R 撤去率 | -0.421** (0.195) | 0.031 | -0.308 [-0.589, -0.026] | -0.445*** (0.183) | 0.002 | -0.329 [-0.590, -0.068] |
| S/N 駐輪場空き割合 | -0.429** (0.183) | 0.019 | -0.313 [-0.555, -0.072] | -0.371*** (0.087) | 0.000 | -0.274 [-0.395, -0.154] |
| D 東京都下ダミー | -0.192** (0.085) | 0.024 | -0.140 [-0.264, -0.016] | -0.210*** (0.068) | 0.004 | -0.155 [-0.250, -0.060] |
| EDU 教育機関施設数 | -0.002 (0.003) | 0.633 | -0.001 [-0.006, 0.004] | -0.001 (0.003) | 0.676 | -0.001 [-0.006, 0.004] |
| M 駅乗降客数 | 0.011 (0.010) | 0.283 | 0.008 [-0.007, 0.023] | 0.011 (0.010) | 0.268 | 0.008 [-0.006, 0.023] |
| α | 0.075 | | | - | | |
| σ_v | 0.290 | | | 0.171 | | |
| σ_w | 3.116 | | | - | | |
| σ_{vw} | 0.731 | | | - | | |
| $\sigma_{v w}$ | 0.170 | | | - | | |
| Wald | 70.62 | 0.000 | | - | | |
| 尤度比 | - | | | 44.67 | 0.000 | |
| 最大対数尤度 | 1.120 | | | 8.265 | | |

注. *** は 1%水準で有意, **は 5%水準で有意, *は 10%水準で有意であることを示す。()内は推定値の標準誤差, []内は限界効果の 95%信頼区間, Wald および尤度比は定数項を除くすべての説明変数の係数パラメタがゼロであるという帰無仮説に対する検定統計量。

5.2 トービットモデルの推定結果

表3は(5)式のトービットモデルを操作変数トービット(IVTOBIT)推定したものと、 $\alpha=0$ の制約つけてトービット(TOBIT)推定した結果である。駐輪料金、撤去率および駐輪場空き割合はすべて有意である。(6)のもとで誤差項の相関係数を求めると

$$\text{Corr}(v_i, w_i) = \alpha \frac{\sigma_w}{\sigma_v} = 0.810$$

であり、比較的相関が高いことがわかる。

操作変数を使うか否かに関わらず符号条件は同じであるが、IVTOBITの方が、撤去率の効果が小さく、駐輪場空き割合の効果は大きい。

5.3 政策変数が違法駐輪割合に与える影響

表4は4つの推定方法について、政策変数(駐輪料金、撤去率、駐輪場空き割合)が違法駐輪割合に与える影響を示している。説明変数の平均値によって違法駐輪割合の理論値を計測すると

$$\frac{y_{li}}{N} \times 100[\%] = \begin{cases} 45.9 & \text{山手線沿線駅} \\ 26.8 & \text{中央線沿線駅} \end{cases}$$

である。したがって、違法駐輪をゼロに近づけるためには、一つの政策では限界があり、複数の政策を組み合わせる必要がある。これらの政策変数は乗り入れ台数にも影響を与える。推定結果はこの内生性を考慮した結果になっている。

IVTOBITの推定結果を用いると、各政策変数の変更は以下のような効果を持つ。他の条件が等しければ、駐輪料金を100円下げることによって乗り入れ台数に占める違法駐輪台数の割合は0.6%低下する。 $S_i/N_i > 1$ であるような駅で駐輪料金をゼロにした場合、それによって乗り入れ台数が増大したとしても違法駐輪割合は平均で9.1%低下する。

例えば、乗り入れ台数が1万台を超える三鷹駅で駐輪を無料にすれば、違法駐輪は400台(95%信頼区間は26台以上773台以下、違法駐輪台数は $y_i = 874$ 、違法駐輪割合は $y_{li}/N_i = 0.076$)減少し、同様に立川駅では551台(95%信頼区間は36台以上1065台以下、違法駐輪台数は $y_i = 2246$ 、違法駐輪割合は $y_{li}/N_i = 0.200$)減少する。

表4 政策変数が違法駐輪割合に与える影響(限界効果)

| | | 違法駐輪割合の変化 | | | |
|---------------|--------|-----------|-------|---------|-------|
| | | 集計ロジット | | IVTOBIT | TOBIT |
| | | 2SLS | GMM | | |
| F 駐輪料金 | 100円低下 | -0.7% | -0.6% | -0.6% | -0.6% |
| R 撤去率 | 10%増加 | -4.8% | -3.4% | -3.1% | -3.3% |
| S/N 駐輪場空き割合 | 10%増加 | -2.5% | -4.0% | -3.1% | -2.7% |

撤去率 R は 1 年間に撤去を行う回数の割合であり、その撤去回数の平均は年当たり 55.4 回である（撤去率 R の平均は 0.152）。撤去率を 10% 増加させるとは、これを 36.5 回増やすことに等しく、それによって乗り入れ台数が減少したとしても違法駐輪の割合を 3.1-4.8% 低下させる。IVTOBIT のケースでは、三鷹駅の違法駐輪台数は $y_1 = 874$ 台であり、撤去の回数は年 89 回である。違法駐輪をゼロに近づけるには、さらに 90 回以上増やす（撤去率を 24.7% 増やす）必要がある。立川駅の場合は撤去回数が年 87 回、2246 台の違法駐輪をゼロに近づけるためにはさらに 238 回以上増やす（撤去率を 65.2% 増やす）必要がある。

駐輪場空き割合を増やすには収容可能台数を増やす必要がある。 $\alpha = 0.075$ であるから、収容可能台数を増やせば乗り入れ台数も増大する。IVTOBIT のケースでは 10% の収容可能台数増大に対して 3.1% の違法駐輪の減少であるから、乗り入れ台数に対しておよそ 3.2 倍（10%/3.1%）の収容可能台数を増やさないと違法駐輪は根絶できない。例えば、三鷹駅の場合は 2788 台分、立川駅の場合は 7165 台分の収容スペースが新たに必要になる。標本において、収容可能台数が乗り入れ台数以下 $S_i/N_i \leq 1$ であるような駅での違法駐輪割合は平均で 0.45 であるが、収容可能台数が乗り入れ台数よりも多い $S_i/N_i > 1$ の駅においてすら、違法駐輪割合は平均は 0.21 である。このことは、十分な収容可能台数があっても、他の手段を利用しなければ違法駐輪を低下させることができないことを示している。

6 まとめ

本研究は、自治体の制御可能な政策変数が駅前の違法駐輪台数に与える影響について、駅単位で集計されたデータを利用して分析を行った。特に、駐輪場所選択問題にだけ注目し、駅前に乗り入れる自転車のうち違法駐輪される割合を集計ロジットモデルおよびトービットモデルによって推定した。

自治体の政策として駐輪場の設置・運営は最も重要である。このとき、用意すべき駐輪スペースはその駅前に乗り入れる自転車台数との比量に大きく依存していることが予想される。駐輪場空き割合は、違法駐輪台数と合法駐輪台数の同時決定によって決まるので、違法駐輪割合の推定において内生性バイアスが生じている可能性がある。本稿は操作変数を利用してこれに対処した。

推定結果より、駐輪料金の設定、撤去活動および駐輪場の設置は、違法駐輪に対して有意であることがわかった。しかしながら、その効果は限定的であり複数の政策を組み合わせる必要がある。駐輪場を拡充する場合、違法駐輪を根絶するには乗入台数に対して 3.2 倍の収容台数を用意しなければならず、効果的ではない。

参考文献

- Becker, Gary [1968] “Crime and Punishment: An Economic Approach,” *The Journal of Political Economy* 76 pp. 169-217.
- Cameron, Samuel [1988] “The Economics of Crime Deterrence: A Survey of Theory and Evidence,” *Kyklos*, 41 (2), pp. 301-23.
- Heckelman, Jac C. [1997] “Determining Who Voted in Historical Elections: An Aggregated Logit Approach,” *SOCIAL SCIENCE RESEARCH* 26, pp. 121-134.
- Kelejian, Harry H. [1995] “Aggregated heterogeneous dependent data and the logit model: A suggested approach,” *Economics Letters*, 47 (3-4), pp. 243-248.
- Miranda, Alfonso and Sophia Rabe-Hesketh [2006] “Maximum likelihood estimation of endogenous switching and sample selection models for binary, ordinal, and count variables,” *Stata Journal*, 6 (3) pp. 285-308.
- Newey, Whitney K. [1987] “Efficient estimation of limited dependent variable models with endogenous explanatory variables,” *Journal of Econometrics*, 36 (3), pp. 231-250.
- Wooldridge, Jeffrey M. [2002] *Econometric Analysis of Cross Section and Panel Data*, The MIT Press, pp. 530-533.
- 家田仁・加藤浩徳 [1995] 「大都市郊外駅へのアクセス交通における自転車利用者行動の分析」, 『都市計画. 別冊, 都市計画論文集』, 30, pp. 643-648.
- 梶田佳孝・外井哲志・佐々木友子 [2010] 「違法駐輪の撤去が駐輪行動の変化に及ぼす影響」, 『土木学会論文集』, 66 (2), pp. 137-146 .
- 内閣府 [2010] 『平成 21 年 駅周辺における放置自転車等の実態調査』
- 椿高範・原田昇・太田勝敏 [2002] 「心理的要因を加味した駅前駐輪行動時の社会的費用に関する研究」, 『土木計画学研究・講演集 CD-ROM』, 26.
- 渡辺千賀恵 [1999] 『自転車とまちづくり—駐輪対策・エコロジー・商店街活性化』, 学芸出版社, pp. 42-43.