

山手線・中央線沿線駅前における違法駐輪対策の効果
—集計ロジットおよびトービット分析—

富山大学経済学部

唐渡広志

公益財団法人国際東アジア研究センター

八田 達夫

Working Paper Series Vol. 2014-09

2014年3月

この Working Paper の内容は著者によるものであり、必ずしも当センターの見解を反映したものではない。なお、一部といえども無断で引用、再録されてはならない。

公益財団法人 国際東アジア研究センター

山手線・中央線沿線駅前における違法駐輪対策の効果[†] —集計ロジットおよびトービット分析—

唐渡広志^{*}，八田達夫^{**}

2014年3月28日

概要

本研究は、自治体の制御可能な政策変数である①駐輪料金、②撤去率、③駐輪場空き割合が駅前の違法駐輪率に与える影響について、山手線・中央線沿線（東京都）の40駅でそれぞれ集計された2ヵ年分のデータを利用して回帰分析を行う。被説明変数が違法駐輪率なので、値域が0と1の間に限定されるため、集計ロジットとトービットモデルとを用いて効果を推定する。

いずれの推定方法でも、撤去率と駐輪場空き割合とは有意な結果をもたらす。このため、1000万円の費用をかけて撤去率を上げた場合の違法駐輪抑制効果と、駐輪場の収容台数を増やす場合の効果とを比較する。

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

[†] 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。

^{*} 富山大学経済学部，

^{**} 国際東アジア研究センター，大阪大学、経済同友会政策分析センター

1. はじめに

近年、収容能力の増大や若年人口の減少によって駅前の放置自転車の台数は減少傾向にある。東京都青少年・治安対策本部によると、東京都での放置自転車は1990年の24.3万台をピークに減少を続け、2011年には4.2万台にまで下がった。これは、撤去率が約3倍引き上げられた結果だと考えられる¹。しかしながら、通勤者の都心への回帰現象や多数の帰宅困難者を出した東日本大震災の影響もあって自転車の生産台数も2011年に増加に転じている。大都市中心部での駐輪場はいまだ十分ではなく、大きな課題となっている自治体も多い。

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。自治体は、違法駐輪対策として、①駐輪料金の引き上げ、②撤去率の向上、および③収容能力の拡充を通じた混雑度の引き下げ等の政策手段を用いることができる。しかしこれらの対策はいずれも財政負担を増加させる。駐輪料金を下げれば、財政収入の減少が引き起こされるし、撤去率を引き上げるためには、そのための保管費用を含めた費用が掛かる。さらに駐輪場を拡張するにも費用がかかる。従って、最も費用対効果の高い政策手段を選択するためには、これらの政策変数変化の違法駐輪率引き下げ効果を定量的に分析して比較する必要がある。

本研究は、自治体の制御可能な政策変数である①駐輪料金、②撤去率、③駐輪場空き割合が駅前の違法駐輪台数に与える影響について、山手線・中央線沿線（東京都）の40駅でそれぞれ集計された2ヵ年分のデータを利用して分析を行う。被説明変数が違法駐輪率なので値域が0と1の間に限定されるため、集計ロジットとトービットモデルとを用いて効果を推定する。

本稿と関連性の強い先行分析としては、まず唐渡・八田・佐々木（2012）がある。これは、違法駐輪数が多かった2001年の中央線および山の手線沿線の40駅周辺のデータを用いて、違法駐輪率の、上記の3政策変数に対する回帰分析を行った。それによって、これらすべての政策変数が、有意に違法駐輪率を説明することを示した。推定に当たっては、集計ロジットおよびプロビットを用いている。

次に佐々木・八田・唐渡（2014）も同じ2001年のデータを用いて、最小2乗法によってやはり上記3変数が有意に違法駐輪率を説明することを示した。ただし、この論文は政策への具体的な応用例として、2001年時点で例えば高円寺で1000万円の費用を違法駐輪対策に投じたとしたら、料金を下げれば81台、撤去率を上げれば136台、駐輪場を増設すれば96台（土地代を無視できるケースでは200台）だけ放置自転車が減ったであろうことを示した。

¹本稿が分析の対象にしている東京の40駅における2001年から2010年の期間における撤去率の変化については、本稿の表1を参照のこと。

²内閣府 [2010] による。

さらに、八田・唐渡・佐々木（2014）は、違法駐輪数がすでに大幅に減少したあとである 2010 年の中央線および山の手線の駅周辺のデータを用い、最小 2 乗法で分析し、上記 3 変数のうち、駐車場空き割合のみが有意に違法駐輪率を説明することを示した。それに伴い、高円寺で追加 1000 万円を違法駐輪対策に投じるとするとどれだけ違法駐輪が削減されるかを示した。

本稿は、違法駐輪率に大きな変化が見られた 2001 年と 2010 年のデータをプールして、集計ロジットとトービットモデルによって上記政策変数の効果を推定する。

その結果、撤去率および駐輪場空き割合の両方の変数が有意に違法駐輪率を説明することを示す。その上で、撤去率引き下げは費用対効果の観点からは駐車場拡充に遙かに及ばないことが示される。

なお、自転車の利用行動や駅周辺の違法駐輪に関しては、本稿とは別の角度からから分析した先行研究がいくつかある。その主なものは次のとおりである。いずれも、特定の地域データに基づいている。

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。

本論文の構成は次の通りである。次節では山手線・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 3 節ではこれらの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の分析における統計上の問題を整理し、第 4 節で実証結果を報告し考察する。さらに、第 5 節では、高円寺を例にとり、違法駐輪対策として 1000 万円を追加投入する場合に、最も有効な政策手段を明らかにする。最後に結論を述べる。

2. 山手線・中央線沿線駅の放置自転車

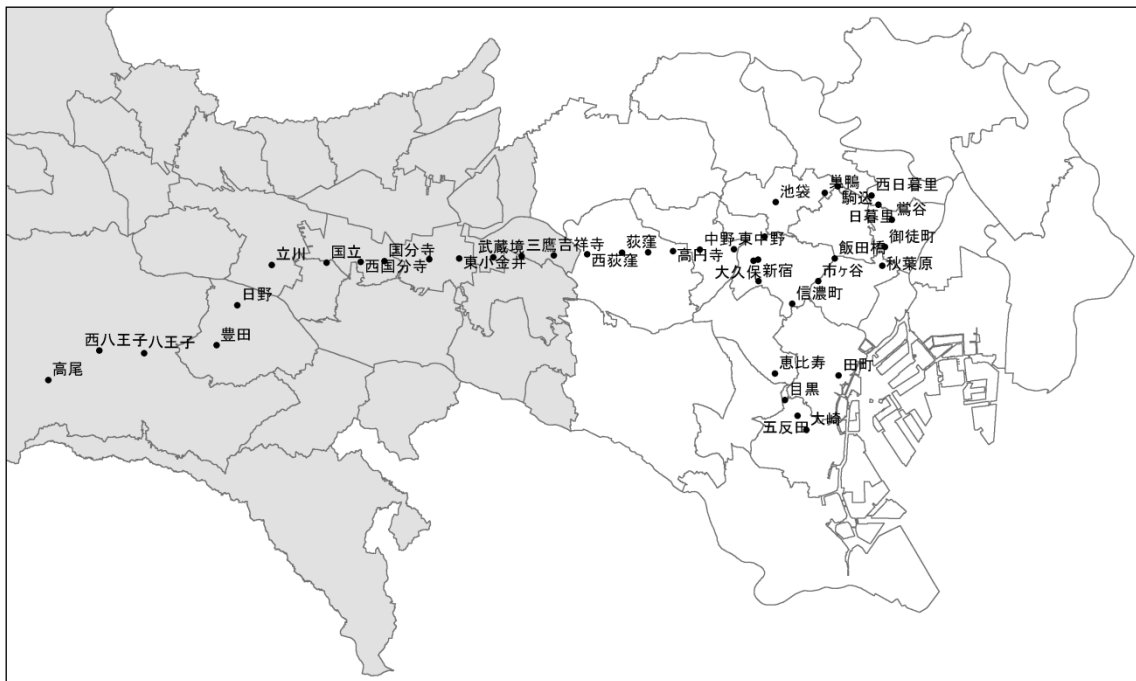
図1は東京都において放置禁止区域が指定されている40の駅を示している。駅はすべてJR東日本の山手線および中央線の沿線駅であり、23区内で26駅、都下で14駅である。内閣府「駅周辺における放置自転車等の実態調査」（平成13年調査）はある一時点における各地方公共団体による実態調査の結果を収集・集計したものであり、本稿は東京都の自治体によるものを利用している。

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の駅も存在するが、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。違法駐輪割合は合法駐輪を含めた駅への乗り入れ台数に占める割合を指す。

2001年から2010年にかけて違法駐輪割合は25ポイントも低下しており、若年者人口の減少や駐輪スペースの増大も影響していると考えられる。

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。駐輪料金は平均的にみて320円ほど上昇していることがわかる。

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 駅における駐輪場利用状況

(a) 2001 年

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
y_1 / N 違法駐輪率	0.369	0.293	0	0.287	0.959
F 駐輪料金 [千円]	1.372	0.783	0	1.690	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
M 駅乗降客数[万人]	3.8049	5.1002	0.6937	2.5185	27.6978

(b) 2010 年

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	183	217	0	130	793
y_2 合法駐輪台数	2825	2807	78	1837	9221
$N = y_1 + y_2$ 駅乗入台数	3008	2815	78	1889	9532
y_1 / N 違法駐輪率	0.119	0.177	0.000	0.024	0.599
F 駐輪料金 [千円]	1.705	0.922	0.250	1.683	6.000
R 撤去率	0.54	0.39	0.03	0.51	1.00
S 収容可能台数	3677	3772	115	2746	14525
M 駅乗降客数[万人]	3.9159	4.9387	0.8614	2.6832	26.8901

(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, 平成 22 年調査)および各自治体の駐輪場に関する公表資料による。

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。2001 年から 2010 年にかけて, 自治体の撤去活動水準は大きく上昇しており, 2010 年では 8 の自治体において休日を除くほぼ毎日撤去活動が行われている。

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り, 駅乗入台数に対する比率 s_i / N_i が 1 以上の場合, すべての乗り入れ自転車に対して駐輪スペースがあることになる。

3. 違法駐輪率決定の統計的モデル

3.1 違法駐輪率モデル

駐輪率は, 駐輪料金が低いほど, 撤去率が上がるほど, さらに駐輪所の空き割合が高いほど, 下がると想定できる。以下では, 違法駐輪率を, 駐輪料金, 撤去率, さらに駐輪所の駐輪場空き割合などの政策変数によって回帰する。これによって, それぞれの政策変数

を操作することによってどれだけ違法駐輪率を下げるができるかがわかる。上記の因果関係を示す違法駐輪モデルは次のように定式化できる。

$$P_i = \beta_1 + \beta_2 F_i + \beta_3 R_i + \beta_4 \frac{S_i}{N_i} + \beta_5 D_i + \beta_6 M_i + u_i \quad (1)$$

ここで、左辺の P_i は違法駐輪確率である。違法駐輪台数 y_{1i} ，合法駐輪台数 y_{2i} ，駅乗入台数

$$N \equiv y_{1i} + y_{2i} \quad (2)$$

が観察されているので違法駐輪確率 P_i はこの集計データの標本比率を利用して、

$$P_i = y_{1i} / N_i$$

と推定できる。

さらに右辺の説明変数は、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

M_i : 駅乗降客数

3.2 集計ロジットモデル

佐々木・八田・唐渡 (2014a) と八田・唐渡 (2014b) は、(1) 式を最小 2 乗推定した。前者は、違法駐輪が多かった 2001 年のデータを用い、違法駐輪が多かった 2001 年のデータを用いている。後者は、違法駐輪が大幅に減少した 2010 年のデータを用い、違法駐輪の減少がもたらした政策効果の変化を分析している。

しかし、上記の回帰式の左辺 P_i は率であるため、下限が 0 であり、上限が 1 である。したがって通常の回帰分析を行うと、その理論値はマイナスやプラス 1 以上になってしまうため、通常の最小 2 乗法は、正しい推定方法ではない。この問題を克服する方法の一つは、 P_i がロジスティック分布にしたがうと仮定した集計ロジットモデルである。

すなわち (1) 式の左辺を新変数 $\ln\left(\frac{P_i}{1-P_i}\right)$ に変換した次式を推定する。この変数には下

限や上限がないため、(1) 式を最小 2 乗法で推定する際の問題が発生しない。したがって、次の集計ロジットモデルを考える³。

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

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

ただし、違法駐輪台数がゼロのときは、ロジットである新変数 $\ln\left(\frac{P_i}{1-P_i}\right)$ 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

$$P_i = y_{li}/N_i = 0 \quad (4)$$

となるサンプルを除外した分析を行う。

次に、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。

さらに、自治体が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_{li} 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、付論で詳述するように、 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) で推定する。

3.3 トービットモデル

集計ロジットモデルでは、 $y_{li}/N_i = 0$ 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。この問題を回避するために、トービットモデルを用いる。

まず (1) 式を次のようにベクトル表示しよう。

$$P_i = x_i' \beta + v_i, \quad v_i \sim N(0, \sigma_v^2) \quad (5)$$

ただし、説明変数ベクトルは次で定義される。

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

ここで、(5) 式左辺の $P_i = y_{li}/N_i$ は、観察できない潜在変数を Y_i^* の下限 0、上限 1 を超える値をそれぞれ 0 と 1 としたものだと考え、潜在変数 Y_i^* を、次のトービットモデルで記述する。

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

(6)

ただし、この場合、説明変数 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、本稿では、付論に詳述する操作変数トービットモデル (Wooldridge 2002) による推定を行う。

4. 推定結果

4.1 撤去率 R, 駐輪場空き割合 S/N のみが有意である

表 2 は (3) 式の集計ロジットモデルを 2SLS 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 統計量を示しており、過剰識別制約は棄却できない。

表 2 (3) 式集計ロジットモデルの推定結果

(被説明変数: 違法駐輪割合, 違法駐輪台数が 0 の駅を除く, サンプルサイズ 60)

変数	推定値	t 値
<i>F</i>	-0.031	-0.135
<i>R</i>	-0.018***	-2.668
<i>S/N</i>	-3.149***	-3.101
<i>K</i>	-0.002	-0.006
<i>D</i>	1.594	1.046
固定効果	Yes	
過剰識別制約検定	1.874 [0.167]	
自由度調整済み決定係数	0.665	

(注) *** は 1%水準で有意であることを示す。 $(N_i P_i (1 - P_i))^{-1/2}$ をウェイトにおいて一致性のある標準誤差を再計算している。

表 3 は (6) 式のトービットモデルを操作変数トービット (IVTOBIT) 推定したものである。

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 80, 検閲されたデータ 20)

変数	推定値	t 値	限界効果
<i>F</i>	0.001	0.022	0.0006
<i>R</i>	-0.002***	-3.884	-0.0025
<i>S/N</i>	-0.574***	-7.234	-0.6066
<i>K</i>	0.013	0.310	0.0140
<i>D</i>	0.707***	4.655	0.7467
固定効果	Yes		
σ_v	0.115	10.741	
対数尤度	37.498		

(注) *** は 1%水準で有意であることを示す。

これら二表は、何れのモデルを用いても、次を示している。

- ①撤去率 *R*, 駐輪場空き割合 *S/N* は有意であるが, 駐輪料金 *F* は有意でない。
- ②有意な変数のうち, 撤去率 *R* の効果は小さく, 駐輪場空き割合 *S/N* の効果の方が強い。

4.2 推定結果の説明

上の推定結果を説明しよう。

(1) 撤去率の効果が弱い理由

表1が示すように、2001年から2010年にかけての間に撤去率Rは大幅に引き上げられ、合法的な駐輪数が増えている。恐らく撤去率Rの大幅な引き上げが原因となって、違法駐輪が大幅に減少したため、合法的な駐輪数が増えたのである。この過程で、撤去率のさらなる引き上げによる違法駐輪減少効果の弾力性が0に近い水準まで撤去率が達したため、撤去率の効果が小さく出たと考えられる。

(2) 駐輪料金が有意性を失った理由

次に、駐輪料金が有意でなかった理由も、撤去率Rの大幅な上昇によって説明できる。まず、表1が示すように、2001年から2010年にかけての間に、駐輪所の平均混雑率は増加した。平均混雑率が上昇したのは、撤去率の引き上げによって合法的な駐輪数が増えたのに、駐輪場スペースの増大が微弱だったためである。

駐輪場利用者が負担する最終的な費用は、駐輪場の混雑による「待ちの時間費用」と駐輪料金の和である。これを「駐輪の一般化料金」と呼ぶと、次が成り立つ

$$\text{駐輪の一般化料金} = \text{待ち時間費用} + \text{駐輪料金}$$

2001年から2010年の期間において観察された平均混雑率の上昇は、その上昇率より遙かに高い上昇率で、（違法駐輪の多くが発生する時間帯である）駐輪場のピーク時における混雑率を引き上げた。このため、2010年時点では、ピーク時における駐輪場の「待ち時間費用」も大幅に上昇したので、一般化料金に占める駐輪料金の割合は、大きく低下していたと考えられる。このため、駐輪料金の引き下げがもたらす、一般化料金の引き下げ率は小さくなる。これが、駐輪料金が有意な効果をもたらさない原因であると考えられる。

(3) 駐輪場空き割合が有意で強力な効果を持つ理由

駐輪場空き割合の増加は、ピーク時の混雑率を、それが当初において高ければ高いほど強力に引き下げる。2010年時点では、上に述べた理由でピーク時における駐輪場の混雑率が高かったため、駐輪場空き割合の増加の違法駐輪減少効果が、特に強力だったと考えられる。

5. 一千万円の対策費追加による違法駐輪削減効果

前節の推定結果は、何れのモデルを用いても、撤去率 R 、駐輪場空き割合 S/N は有意であるが、駐輪料金 F は有意でないことを示している。

本節では、撤去率 R と駐輪場空き割合 S/N のそれぞれの違法駐輪率削減効果を分析する事によって、同じ 1000 万円を追加投入するならば、どちらの政策手段に投入することが違法駐輪率をより有効に引き下げるかを考察する。

簡単のために、ここでは杉並区の高円寺駅を例に挙げて考える。

以下は高円寺駅の 2010 年における状況である。

高円寺駅

- * 乗降客数 M : 1.7752 [万人/日]
- * 乗入れ台数 N : 3,228 [台/日]
- * 収容台数 S : 3,208 [台/日]
- * 放置台数 (違法駐輪) y_1 : 428 [台/日]
- * 実駐輪台数 (合法駐輪) y_2 : 2,800 [台/日]
- * 撤去台数 : 27.5 [台/日]
- * 撤去率 R : 0.062
- * 撤去費用 : 4200 円
- * 処分費 : 600 円
- * 保管費用 : 500 円 (保管期間 1 ヶ月)
- * その他経費 : 200 円
- * 保管手数料 : 2000 円

A. 撤去活動

まず、撤去活動費に 1000 万円を追加することによって、東京の駅周辺では何台の自転車を撤去できるかを考えよう。

撤去活動費に 1000 万円を追加することで放置台数がどう変化するだろうか。1000 万円で撤去できる自転車の台数を x として計算する。ここでは、撤去活動費を埋め合わせるものとして保管手数料による収入も考慮に入れた。撤去自転車の処分費用は 5.5 [千円] になる (撤去費用 4200 円, 処分費 600 円, 保管費用 500 円, その他経費 200 円の合計)。撤去自転車が持主に返還される場合には、処分費が発生せず、返還時に保管手数料 2000 円を徴収するので、実際の費用は $4.9 - 2 = 2.9$ [千円] となる。また、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)によると、東京都における年間総撤去台数は 74.6 万台であり、そのうち 44.6 万台が持主に返還されている。この値より撤去自転車の処

分割率は 0.41, 返還割合は 0.59 である。1000 万円で撤去できる自転車のうち処分される台数は $0.41x$, 返還される台数は $0.59x$ となる。以上より, 撤去自転車の費用は

処分する場合: $5.5 \times 0.41x$ [千円],

返還する場合: $(4.9 - 2) \times 0.59x$ [千円]

であり, 撤去活動費に 1000 万円を追加する場合には

$$5.5 \times 0.41x + (4.9 - 2) \times 0.59x = 10000 \text{ [千円]}$$

を満たす $x = 2521.4$ 台の自転車を撤去することができる。すなわち撤去活動費に年間で 1000 万円を追加投入する場合には, 年間で約 2521 台, 一日平均 7 台の自転車が追加的に撤去されることになる。

次に高円寺では年間で撤去を 9713 台行っているが, 撤去費用を 1000 万円追加すれば, 更に約 2521 台の放置自転車を撤去できるのだから, この撤去費用の追加によって撤去数は 25.95% ($0.2595 = 2521/9713$) 上昇することになる。

一方, 高円寺駅周辺の現在の撤去率は 0.077 であるから, 撤去率は $0.02 (= 0.077 \times 0.2595)$ 上昇する。

この場合の違法駐輪率の外挿値を \hat{P}' とすると

集計ロジットモデルでは,

$$\hat{P}' - \hat{P} = -0.018 \times 0.02 = -0.00032$$

となり, 一日の乗り入れ台数 3228 台の 0.32% である 1.03 台だけ, 一日の放置自転車数は減少する。

一方, トービットモデルでは,

$$\hat{P}' - \hat{P} = -0.002 \times 0.02 = -0.00004$$

となり, 一日の乗り入れ台数 3228 台の 0.004% である 0.13 台だけ, 一日の放置自転車数は減少する。

したがって, 撤去活動費に年間で 1000 万円を追加投入する場合には, 放置自転車減少のインセンティブを作り出す効果は, いずれの推定方法でもきわめて弱いことが示される。撤去活動の放置自転車減少の効果は, 実質的には, 一日平均 7 台の自転車が追加的に撤去される直接効果のみになる。

B. 駐輪場整備

つぎに, 1000 万円をかけて駐輪場を整備したら放置台数にどれくらい影響するかを算出しよう。駐輪場の建設費は, 今までに建設されてきた駐輪場の工事費から平均的な費用を見積もって分析に用いることとする⁴。また, 自治体の多くは土地代を固定費用と考えて対策費に含めていないが, 駐輪場を整備するとなると土地代を考慮することは非常に重要に

⁴ 『駅前放置自転車の現状と対策』175-179pp

なってくるため、ここでは土地代を無視するものと対策費として含める2つのパターンのそれぞれを分析する。

まず、土地代を無視する場合を考えよう。資金が1000万円程度しかなければ立体駐輪場を建てるよりも平面式にした方が効率的なので、高円寺駅周辺には平面式駐輪場を増設することにする。東京都内の様々な平面式駐輪場の工事費（補助金も引いた額）を見ると、1000万円の工事費では大体600台収容規模の駐輪場が建てられると予測できる。

高円寺の一日の駐輪場の収容台数は3208であるから、これは収容台数が18.75%上昇したことを意味する。乗り入れ台数は3228台である。

表2によれば、駐輪場空き割合の係数は集計ロジットモデルの場合-3.149である。収容可能台数が600台増えた場合の違法駐輪率の外挿値を \hat{P}' とすると

集計ロジットモデルの場合、

$$\hat{P}' - \hat{P} = -3.149 \times \left(\frac{3208 + 600}{3228} - \frac{3208}{3228} \right) = -0.585$$

違法駐輪は、乗り入れ台数 N の58.5%だけ減少する。したがって、駐輪場の増設は、集計ロジットモデルの場合、 $0.585 \times 3228 = 1889.4$ [台]の放置自転車を減らすことができる。

トービットモデルトービットモデルの場合-0.574なので、

$$\hat{P}' - \hat{P} = -0.574 \times \left(\frac{3208 + 600}{3228} - \frac{3208}{3228} \right) = -0.107$$

であり、集計ロジットモデルの場合、違法駐輪は乗り入れ台数 N の58.5%、トービットモデルの場合10.7%だけ減少する。したがって、駐輪場の増設は、集計ロジットモデルの場合、 $0.585 \times 3228 = 1889.4$ [台]、トービットモデルの場合、 $0.107 \times 3228 = 344.4$ [台]の放置自転車を減らすことができる。

次に、土地代も対策費として換算した場合を考える。高円寺駅周辺の地価に費用便益分析で採用される標準的な割引率4%をかけた額を年あたりの土地費用として計算することにする。高円寺周辺の地価は大体45万円/ m^2 であった⁵。よって、これに4%をかけた1.8万円/ m^2 がこれから行う分析で採用する高円寺駅周辺の土地代となる。自転車は1台でおよそ1 m^2 を使うと考えられるので、600台分の駐輪場となると、単純計算で600 m^2 の土地が必要になってくる。もし土地代も考慮に入れた上で600台分の駐輪場を建てるとなる、 $10000000 + (18000 \times 600) = 20800000$ で2080万円が必要になる。

これより、1000万円でどれだけの規模の駐輪場が建設可能かという、

$$1000 : x = 2080 : 600$$

$$x = 288.5$$

から289台である。

⁵ 国土交通省「土地総合情報ライブラリー」<http://tochi.mlit.go.jp>を参照した

収容可能台数が 289 台増えた場合の違法駐輪率の外挿値を \hat{P}' とすると、
集計ロジットモデルの場合、

$$\hat{P}' - \hat{P} = -3.149 \times \left(\frac{3208 + 289}{3228} - \frac{3208}{3228} \right) = -0.282$$

であり、違法駐輪は乗り入れ台数 N の 28.2% だけ減少する。したがって、土地代も含む駐輪場の増設は、 $0.282 \times 3228 = 910.1$ [台] の放置自転車を減らすことができる。

一方、トービットモデルの場合、

$$\hat{P}' - \hat{P} = -0.574 \times \left(\frac{3208 + 289}{3228} - \frac{3208}{3228} \right) = -0.051$$

であり、違法駐輪は乗り入れ台数 N の、5.1%だけ減少する。したがって、土地代も含む駐輪場の増設は、 $0.051 \times 3228 = 165.9$ [台] の放置自転車を減らすことができる。

乗入れ台数 ($N : 3,228$ [台/日]) が、収容台数 ($S : 3,208$ [台/日]) を上回っている高円寺では、収容能力の増大がきわめて強い違法駐輪抑制効果を持つことがわかる。

6. 結論

本研究は、自治体の制御可能な政策変数である①駐輪料金、②撤去率、③駐輪場空き割合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。被説明変数が違法駐輪率なので値域が 0 と 1 の間に限定されるため、通常の最小 2 乗法ではなく、集計ロジットとトービットモデルとを用いて効果を推定した。

いずれの推定方法でも、撤去率と駐輪場空き割合とは、有意な結果をもたらしたが、駐輪料金は有意な結果をもたらさなかった。

このため、1000 万円の費用をかけて、撤去率を上げた場合と、駐輪場の収容台数を増やした場合の違法駐輪抑制効果とを比較した。

1000 万円の費用をかけて撤去率を上げる場合、集計ロジットモデルでも、トービットモデルでも、自発的な違法駐輪の低下は一日あたり 1 台かそれ未満である。1000 万円の投入によって一日平均 7 台の撤去が増えること自体が、その違法駐輪減少の効果のほとんどすべてである。

それに対して、同額の追加費用を駐輪場の増設に投下したときの自発的な違法駐輪抑制効果は極めて高い。

1000 万円分駐輪場を増設すれば、集計ロジットモデルの場合 910 台 (公共用地を利用すれば 1889 台)、トービットモデルの場合 166 台 (に公共用地を利用すれば 344 台) 放置自転車が減ることが予測できた。

以上の分析から、駐輪場建設が最も効果のある違法置自転車対策であることがわかった。このことは、東京全域において、近年撤去率が大幅に引き上げられたため、合法的な駐輪

を促し駐輪場の混雑度はむしろ増加したため、収容台数の増加の政策的効果が未だに高い水準にあることを示唆している。

付論：ロジットモデルとトービットモデル

A. 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。

$$U_{ij} = x_i' \beta_j + \varepsilon_{ij} \quad j=1,2 \quad i=1,2,\dots,n \quad (7)$$

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 (7) の差分より次のように表現する。

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

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。

B. トービットモデル

トービットモデル (6) を直接推定しようとする、説明変数 S_i/N_i が内生的に決まる乗り入れ台数 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)。

$$Y_i^* = x_i'\beta + v_i \quad \begin{pmatrix} v_i \\ w_i \end{pmatrix} \sim N\left(\begin{bmatrix} 0 \\ 0 \end{bmatrix}, \begin{bmatrix} \sigma_v^2 & \sigma_{vw} \\ \sigma_{vw} & \sigma_w^2 \end{bmatrix}\right) \quad \frac{y_{li}}{N_i} = \begin{cases} 0 & Y_i^* \leq 0 \\ Y_i^* & 0 < Y_i^* < 1 \\ 1 & Y_i^* \geq 1 \end{cases} \quad (8)$$

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 変量正規分布のもとで次が成立しているものとしよう。

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

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、(8) 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。

$$\log f\left(\frac{S_i}{N_i}\right) = -\frac{1}{2} \left\{ \log 2\pi + \log \sigma_w^2 + \frac{\left(\frac{S_i}{N_i} - z_i'\gamma\right)^2}{\sigma_w^2} \right\}$$

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

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、(8) 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。

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.
- 唐渡広志・八田達夫・佐々木芙美子 (2012) 「違法駐輪に対する政策効果分析」, University of Toyama, Working Paper No.269.
- 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 .
- 八田達夫・唐渡広志 (2014) 「違法駐輪対策としての駐車料金引き下げ, 駐車場建設, 撤去率引き上げの効果比較」, ICSEAD, Working Paper No.2014-06
- 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』
- 八田達夫・唐渡広志・佐々木芙美子 (2014) 「違法駐輪対策の効果の推移」, ICSEAD, Working Paper No.2014-07
- 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.