

駐車場所一駐車時間選択行動への離散一連続選択モデルの適用と駐車料金施策分析

Analysis on Parking Pricing Policy with Discrete-Continuous Choice Model of Parking Location and Duration

三輪富生*・山本俊行*・森川高行**

Tomio MIWA*, Toshiyuki YAMAMOTO*, Takayuki MORIKAWA**

In the central city area, the vehicles queuing to the parking lot and/or illegally parked on-street cause serious road traffic congestion. This study develops discrete-continuous choice model of parking location and duration in order to better understanding drivers' parking behavior. We apply a simultaneous estimation technique to overcome an inconsistency of a conventional estimation result, and apply WESML estimator because of choice-based sample obtained from mail-in survey. As a result of the analysis concerning the parking price discount measure for reducing the illegal parking on-street, it was shown that the results with a discrete-continuous choice model were greatly different from those with a usual MNL model and a regression model.

Keywords: Parking location choice behavior, Discrete-continuous choice model, Parking fee

駐車場所選択行動, 離散一連続選択モデル, 駐車料金

1. はじめに

我が国の都心部においては、依然として交通渋滞などの深刻な道路交通問題が存在する。これは、自動車利用トリップの増大による都心流入車両の増加が主な原因であり、さらには、これに伴う違法駐車や駐車場への入庫待ち行列、うろつき走行等が与える影響も大きい。そのような中、平成18年6月1日に道路交通法の一部改正が行われ、違法な路上駐車取締りの民間委託が開始されたことによって、道路交通容量の改善や交通流の円滑化が期待されている。また、これにより、都心部での駐車行動は大きく変化することが予想され、一部の報告も既に行われている¹⁾。しかしながら、違法な路上駐車需要を全てまかなえるほどの駐車場容量が存在しているとは言い難く、より効果的かつより適切な駐車管理の必要性が指摘されている²⁾。

自動車を利用して都心に流入する場合には、ドライバーは必ず駐車場所選択に直面する。このような駐車場所選択行動に関する研究は、これまでも多くの報告がなされている。例えば、Gillen³⁾は、駐車料金施策がTDMとしての効果を有する点に着目し、駐車料金等に関する弾性値分析を行っている。また、Goot⁴⁾は、都心部での違法な路上駐車を含む駐車場所選択行動のモデル化を行い、選択行動に影響を与える要因について考察を行っている。さらに、塚口ら⁵⁾は、違法な路上駐車を含めた駐車場所選択モデルを構築し、駐車料金や路上駐車取り締まり等の駐車管理施策を実施した場合の違法駐車台数の変化を分析している。ここで、これらの研究においては、駐車場所選択モデルにおける説明変数として、駐車時間（もしくは、駐車時間を考慮した駐車料金）を導入している点に注意が必要である。すなわち、多くの既往研究では、駐車時間選択行動が駐車場所選択行動と独立であることを仮定している。

しかしながら、駐車場所選択と駐車時間選択とは独立に扱われるべきではない。路外駐車場の選択を例とすると、駐車時間が長くなると想定される場合は料金の安い駐車場を選ぶことは十分に考えられ、この場合、駐車場所選択は想定される駐車時間の関数である。逆に、料金の安い駐車場を利用した場合に駐車時間が長くなる状況も考えられ、この場合、駐車時間は駐車場所の関数である。つまり、駐車場所選択（離散選択）と駐車時間選択（連続量選択）とは依存し合っている。中村ら⁶⁾は、駐車場所選択モデルに加えて、別途、駐車時間モデルを構築しているが、駐車時間モデルは駐車場所形態別に構築されており、暗にその関連性を考慮しているといえよう。また、室町ら⁷⁾は駐車場所選択と駐車時間選択の間の関係を実証的に示し、これを考慮するための選択性修正項を導入した駐車時間選択モデルを構築している。ただし、ここで構築されたモデルでは、本来であれば離散一連続モデルの理論的枠組みに従って用いられるべき選択性修正項を、単に駐車時間を説明する通常の重回帰モデルに導入しているに過ぎず、構築されたモデルの理論的整合性には問題が残る。

そこで、本研究は、離散選択行動と連続量選択行動の相互依存関係を統一的に取り扱うことが可能な離散一連続選択モデルを、駐車場所一駐車時間選択行動に適用する。この際、特に、従来の選択性修正法におけるモデル間におけるパラメータ推定値の不整合性を克服しつつ、選択肢別抽出データを用いてより適切にモデル構築を行うことを試みる。さらに、駐車料金施策が駐車行動に与える影響について、離散一連続選択モデルを適用する場合と適用しない場合とで分析結果の比較を行い、離散一連続選択モデルを駐車行動モデルとして適用することの妥当性について考察を行う。

* 正会員 名古屋大学大学院工学研究科 (Nagoya University)

**正会員 名古屋大学大学院環境学研究科 (Nagoya University)

2. 駐車場所一駐車時間選択モデル

(1) 離散一連続選択モデルの導出

前述の通り、離散一連続選択状況とは、駐車場所と駐車時間のように、離散選択と連続量選択が相互に依存している状況である。ここで、単純化のため2財の経済を仮定するとき、消費者の行動は予算制約下での効用最大化行動として、以下の最適化問題で定式化できる。

$$\max. U(x_1, x_2) \quad (1a)$$

$$s.t. \quad y = p_1 x_1 + p_2 x_2 \quad (1b)$$

ここに、 x_i は財 i の消費量、 y は消費者の所得、 p_i は財 i の価格、 U は直接効用関数である。つまり、消費者は、予算制約の下で最大の効用を与える各財の量 (x_1^*, x_2^*) を選択する。これらの量は、各財の価格と消費者の所得に依存するので、財 i に対する消費者の需要関数 g_i を用いて以下のように表される。

$$x_i^* = g_i(p_1, p_2, y) \quad (2)$$

さらに、選択された消費量を直接効用関数に代入すれば、消費者が実際に得ることのできる効用は間接効用関数 Y を用いて以下のように表すことができる。

$$U^* = U(x_1^*, x_2^*) = Y(p_1, p_2, y) \quad (3)$$

ここで、需要関数は、式(1)を制約条件付きの最適化問題として、ラグランジュ未定乗数法を解くことで求められるが、これは単純な関数形を除いては困難である。しかし、以下に示すロワの恒等式を用いれば、需要関数を容易に導出できることが知られている。

$$x_i^* = \frac{\partial Y / \partial p_i}{\partial Y / \partial y} = g_i(p_1, p_2, y) \quad (4)$$

したがって、適当な間接効用関数を定義することで、需要関数を導出することが可能であり、さらに、間接効用関数を用いて離散選択モデルを定式化することも可能となる。

間接効用関数の特定化については、これまでの多くの研究例を参考にできる⁸⁾。そこで、本研究では既存の適用例⁹⁾¹⁰⁾を参考に、以下のような間接効用関数を定義する。

$$Y_i = Y_i(p_i, y, z_i, s, \xi) = (\alpha_i + \beta_i p_i + \theta_i y + \varphi_i z_i + \psi s + \eta) \exp(-\mu p_i) + \varepsilon_i \quad (5)$$

ここに、 p_i は駐車場所 i の単位時間当たり料金、 y は意思決定者の所得、 z_i は駐車場所の特性、 s は消費者の特性、 ξ は全ての観測されない特性であり、消費者の観測されない特性 η と駐車場所別の誤差 ε_i に分離できると仮定する。また、 $\alpha, \beta, \theta, \varphi, \psi, \mu$ は、未知パラメータである。なお、 μ は駐車料金の変化による効用値の変化を表現し、正に推定される場合には、駐車料金の上昇により効用が指数関数的に減少することを仮定している。

ここで、 ε_i に i.i.d.ガンベル分布を仮定すれば、式(5)の右辺第1項を効用の確定項として、駐車場所選択行動を表す

ロジットモデルが導出できる。さらに、ロワの恒等式 (式(4)) より以下のような駐車時間の需要関数が導かれる。

$$x_i = -\frac{1}{\theta_i} \{ \beta_i - \mu(\alpha_i + \beta_i p_i + \theta_i y + \varphi_i z_i + \psi s + \eta) \} \quad (6)$$

(2) 選択性バイアス¹¹⁾

本研究で構築される駐車行動モデルの考察に資するため、以下に選択性修正項の意味について簡単に述べる。

まず、駐車場所選択における訪問施設数と駐車時間の関係について考える。また、簡単のため、選択肢集合はあるパーキングメータ (以降、PM と称す) とある路外駐車場の2肢のみから成るとする。通常、PM は利用可能時間が短いため、これを選択する場合には訪問施設数が少ないことが予想される。逆に、路外駐車場を選択する場合には訪問施設数が相対的に多いことが予想される。このとき、訪問施設数が多いにもかかわらずPMが選択された場合には、そこには何らかの非観測要因が存在すると考えられる。また、同じ要因により、期待される以上に駐車時間も短くなる。したがって、PM利用者の訪問施設数が多いとき、 η (駐車時間関数の誤差項) は小さいと予想される。

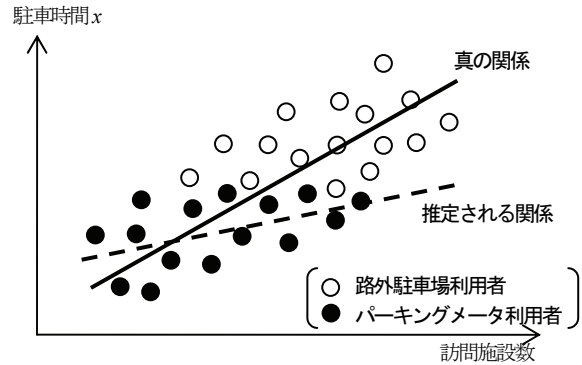


図-1 選択性バイアス

図-1 は、このバイアスが生じる状況を示している。路外駐車場利用者とPM利用者が図に示されるように分布しており、実線で表されるような訪問施設数と駐車時間に関する真の関係が存在する。しかしながら、もし、PM利用者のデータのみからこの関係を推定すると、破線で示されるような偏りを持った関係が導かれる。この偏りを選択性バイアス (selectivity bias)、もしくは自己選択バイアス (self-selection bias) と呼ぶ。PM利用者のデータは訪問施設数が多くなるにつれて真の関係を下回るデータが増えることから、駐車時間関数における誤差項と訪問施設数との間には負の相関が存在する。このように、駐車時間関数の誤差項 η は駐車場所選択確率と関係がある。ここでは訪問施設数を上げたと、駐車場所選択確率に影響を与えるどのような変数も、駐車時間関数の誤差項 η との間に相関が存在する。

以上のように連続量モデルの誤差項にバイアスが存在す

る場合、連続量モデルに関する一貫性のあるパラメータを得ることはできない¹²⁾。このため、未知パラメータの推定にあたってはこのバイアスを除去する必要がある。

(3) 本研究で適用する推定方法

(I) 選択性修正法における未知パラメータ不整合への対応
離散-連続選択モデルの推定には、完全情報最尤推定法 (FIML: full information maximum-likelihood) や選択性修正法 (selectivity correction approach) が用いられる。例えば、de Jong¹³⁾ は自動車保有台数の選択とその使用距離 (走行距離) 選択に関して、FIML 法により同時推定を行っている。しかしながら、この方法は、誤差項 ε_i が正規分布に従うことを仮定するため、選択枝数の少ない場合にのみ適用可能であり、本研究では適用することができない。したがって、通常は、選択性修正法による段階的な推定方法が用いられる。選択性修正法では、まず、 $\eta=0$ と仮定した上で、間接効用関数 (本研究では式(5)) を効用関数としたロジットモデルを推定する。その上で、代替案ごとの選択確率 P_j を算出し、代替案 i の需要関数 (式(6)) の誤差項のバイアスを以下のように修正し、最小二乗法を適用する⁹⁾。

$$\eta = \sum_{j \neq i} \left\{ \frac{\sigma \sqrt{6}}{\pi} r_j \left(\frac{P_j \ln P_j}{1 - P_j} + \ln P_i \right) \right\} + \nu \quad (7)$$

ここに、 σ は全母集団における η の標準偏差、 r_j は η と ε_j の相関係数、 ν は選択結果とは独立な誤差項である。上式の右辺第 1 項は選択性修正項と呼ばれ、代替案 i が選択されるという条件下での η の期待値を表す。また、 $\sigma \sqrt{6} r_j / \pi$ が需要関数内の選択性修正項に関する未知パラメータとして推定される。

しかしながら、この手法では、はじめに定義した間接効用関数においては同一であったはずの各未知パラメータが、離散選択モデルと需要関数とにおいて異なった値に推定されるといった、理論上矛盾した結果が得られる。溝上ら¹⁰⁾ は、これを克服するため、離散選択モデルの推定パラメータを需要関数に適用してバイアスを直接算出し、このバイアスを離散選択モデルに導入することで整合性あるパラメータ推定値を得る方法を示している。しかし、この手法は、選択性バイアスが小さい場合にのみ適用可能であり、適用範囲が限られることが示されている。そこで、本研究では、離散選択モデルと需要関数との未知パラメータを全てシェアし、全てのパラメータを同時推定することにより、この問題の克服を試みる。

(II) 選択枝別標本抽出データを用いた推定

次章で詳細に示すが、本研究で使用するアンケートデータは路上駐車利用者からの回答率の低下を考慮した選択枝別標本抽出となっている。また、結果として、違法な路上駐車利用者からの回答率は極めて低く、これらために使用データ内の駐車場所別 (もしくは駐車場所形態別) の構成比率が母集団を代表していない。したがって、モデル構築に当たってもこれを考慮する必要がある。本研究では、

WESML (weighted exogenous sample maximum likelihood) 法¹⁴⁾ により未知パラメータおよび未知パラメータの分散共分散行列を推定することでこの問題に対処する。このとき、対数尤度関数は以下の式となる。

$$\ln L(\theta) = \sum_{n=1}^N w(J_n) \{ \ln P(J_n | X_n, \theta) + \ln f(x_{J_n} | X_n, \theta) \} \quad (8a)$$

$$w(J_n) = Q(J_n) / H(J_n) \quad (8b)$$

ここに、 N はサンプル数、 J_n は個人 n により選ばれた選択枝、 $w(J_n)$ はその母集団シェアとサンプル内シェアの比で表される重み、 $Q(J_n)$ はその母集団シェア、 $H(J_n)$ はそのサンプル内シェア、 X_n は説明変数ベクトル、 θ はパラメータベクトル、 x_{J_n} は需要量 (駐車時間)、 $P(\cdot)$ は駐車場所選択確率を表す関数、 $f(\cdot)$ は正規確率密度関数である。また、WESML 推定量 θ^* の分散共分散行列 Σ は、重み付けを行って得られた推定量の分散共分散行列 Λ と、得られた推定量 θ^* を用いて重み付けを行わずに算出される分散共分散行列 Ω とを用いて、以下のように計算される。

$$\Sigma = \frac{1}{N} \Omega^{-1} \Lambda \Omega^{-1} \quad (9)$$

3. 使用データの概要

(1) 駐車行動調査データ

本研究で使用するデータは、平成 11 年 11 月 14 日 (日) に実施された、名古屋市における駐車個別課題調査データである¹⁵⁾。調査対象エリアは、名古屋市中心市街地である栄地区 (図-2) であり、エリア内には 49 箇所の路外駐車場が存在する。なお、エリア内における PM 以外の路上は全て駐車禁止である。

調査データのうち、特に、本研究で使ったデータは以下の通り。

(I) 駐車場調査データ

対象エリア内の全 49 箇所の駐車場を対象とした、駐車容量や料金、調査日 9:00~19:00 (1 時間毎) の駐車台数。

(II) 路上駐車調査データ

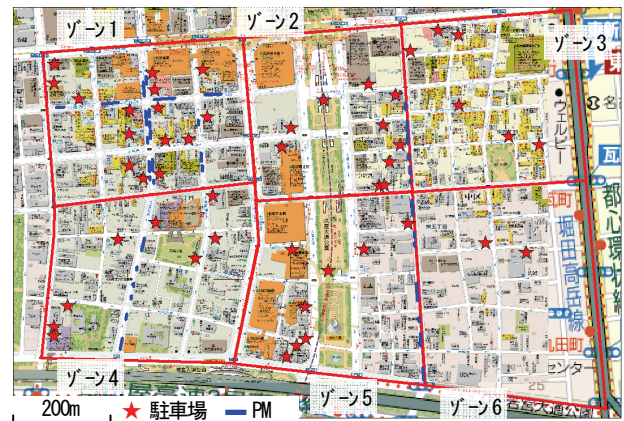


図-2 対象エリアと駐車場所位置

エリア内の延長約 8km の路線を対象に、調査日 9:00～19:00（1 時間毎）の路上駐車台数（PM 利用台数および違法な路上駐車台数）。

（III）アンケート調査データ

エリア内の代表的な 12 箇所の路外駐車場利用者および違法路上駐車、PM 利用者を対象に、性別や年齢、住所、職業などの個人属性、訪問施設やその訪問順序と滞在時間、駐車時間および駐車料金、来訪目的などの交通行動データ。

なお、本研究では使用しないが、以上に示した調査データ以外にも、時刻別入庫待ち台数や待ち時間（いずれも（I））、フリンジパーキング利用意向（SP 調査）や駐車場情報利用実態（いずれも（III））等が調査されている。

表-1 駐車場所別駐車時間

駐車場所	サンプル数	平均駐車時間 [分]	標準偏差 [分]
路外駐車場	671	130.5	75.7
PM	16	77.5	33.7
違法路上駐車	11	63.6	47.4
計	698	128.2	75.5

表-2 訪問施設数別平均駐車時間

訪問数	サンプル数	平均駐車時間 [分]	標準偏差 [分]
1	358	107.6	69.3
2	184	135.0	74.0
3	97	155.2	60.4
4～	59	188.0	87.9
計	698	128.2	75.5

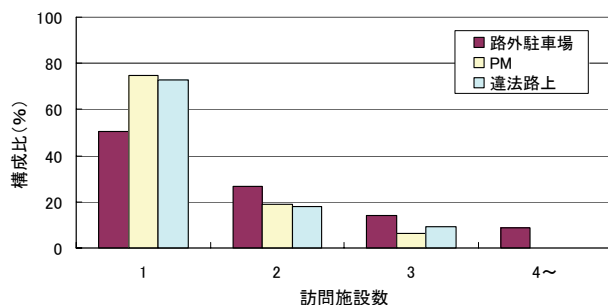


図-3 駐車場所別訪問施設数

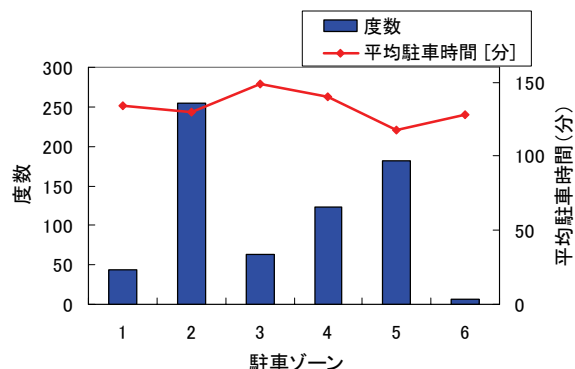


図-4 ゾーン別サンプル数と駐車時間(路外駐車場)

ここで、駐車行動モデルを構築するにあたって最も基本的な情報を与える（III）のアンケート調査データは、総数 7000 票が手渡し配布（郵送回収）されている。このうち、5000 票が 12 箇所の路外駐車場利用者に、2000 票が PM、違法な路上駐車利用者に配布されている。また、回収票数（回収率）は 1184（16.9 %）であり、路外駐車場が 1084（21.7 %）、PM、違法路上駐車が 100（5.0 %）であった。本研究では、これらのうち、夜から朝にかけての長時間にわたる駐車行動データは分析の対象外とし、さらに、個人属性や駐車場所等の分析に必要な項目が欠損したデータを除いた 698 サンプルを使用する。

（2）基礎集計結果

本研究に関連した基本的な情報を得るため、使用データによる基礎集計分析を行った。以下にその結果を示す。

表-1 は、駐車場所別のサンプル数と駐車時間を示している。サンプル内のほとんどが路外駐車場利用者であり、PM や違法路上駐車利用者は極めて少ない。特に、違法な路上駐車利用者はアンケートに対する回答率が極めて低いことから、モデル構築にあたっては WESML 法の適用が必要であることが分かる。また、駐車時間は路外駐車場でも長く、違法路上駐車が最も短い。ここで、パーキングメータ利用者の平均駐車時間が 1 時間を越えており、データ内には利用制限時間を越えて駐車している PM 利用者が含まれていることが分かる。しかし、本研究では、実態に即した駐車行動モデルを構築するため、アンケートに記載された駐車時間および駐車料金をそのまま用いる。表-2 は、訪問施設数別駐車時間を示しているが、予想された通り、訪問施設数が多いほど駐車時間も長くなることが分かる。また、図-3 は、駐車場所別訪問施設数である。路外駐車場を利用する場合ほど訪問施設数が多くなる傾向が見られることや、違法路上駐車や PM を利用する場合の訪問施設数は同様の分布を持つことが分かる。さらに、図-4 は、対象エリアを主要な道路で 6 つのゾーンに分割した場合（ゾーン区分は図-2 を参照）の、ゾーン別路外駐車場利用サンプル数とその平均駐車時間を示している。これより、大きな商業施設が立地するエリア（ゾーン 2, 5）ではサンプル数が多いことや、その差は小さいが隣接するゾーンより平均駐車時間が短いことが分かる（図中折れ線）。

4. パラメータ推定と結果の考察

（1）説明変数の設定

ここでは、駐車場所－駐車時間選択モデルの構築に当たっての設定条件を示す。

（I）利用者の所得に関する情報

2. で示したように、ロワの恒等式により間接効用関数から需要関数を導出する際には、効用関数内に意思決定者の所得に関する情報（もしくはそれに代わる情報）が必要となる。しかしながら、前述のアンケートデータには所得の情報が含まれていなかった。このため、著者らが平成 18

年 11 月に同地域で実施した名古屋都心部の交通と環境に関するアンケート調査データ¹⁶⁾から、別途、個人の所得(千円/年)と個人属性との関係式(重回帰モデル)を構築し、これを用いて各個人の所得情報を生成することとした。表-3に構築した所得モデルを示す。修正 R^2 値がそれほど高くないが、これは平成 18 年アンケートで調査された所得情報が概ね 150 万円刻みの情報であるほか、説明変数は駐車行動モデル構築に用いる平成 11 年データにも含まれる必要があるため、それほど多くの変数を導入できなかったためである。

表-3 所得モデルの推定結果

説明変数	推定値	(t値)
定数項 (千円/年)	0.269	(7.4)
年齢 (才)	0.00494	(6.2)
男性ダミー	0.193	(7.9)
主婦ダミー	0.283	(7.3)
学生ダミー	-0.178	(-2.5)
公務員ダミー	0.0769	(1.6)

サンプル数: 1161 修正 R^2 値: 0.132

(II) 選択肢集合および選択肢属性の設定

本研究では、エリア内全 49 箇所の路外駐車上に、PM および違法路上駐車を加えた 51 肢を選択肢集合とする。ただし、PM や違法路上駐車場所については利用可能な駐車位置が非常に多い。このため、これらについては、目的施設が位置する街区から最も近い駐車可能位置を選択肢として 1 箇所ずつ設定した。この際、PM の駐車容量については、目的施設の位置するゾーン内の PM 容量を、違法路上駐車容量については、目的施設の位置する街区の周辺長から交差点付近区間長を除いた距離より算出している。なお、駐車率は、駐車場調査データおよび路上駐車調査データより得られた、ゾーン別時刻別の駐車率をそれぞれ使用した。

最後に、駐車料金の割引が受けられる駐車場については、回答者の買い物金額に関する情報等を収集することが困難であったことから、訪問施設の契約駐車場を利用した場合に割引駐車場ダミーを導入することとする。

(III) 重み付けデータの作成

先述の通り、本研究では、サンプル内の駐車場所シェアが母集団シェアと一致しないことを考慮し、未知パラメータの推定にあたって WESML 法を適用する。ここで、式(8)中の各代替案の重み $w(J_n)$ は、対象エリアの全駐車場所に対する選択シェア比である。しかしながら、エリア内の全ての路外駐車場や PM、さらにはエリア内道路の違法路上駐車に対して、その駐車回数を調査することはほぼ不可能である。そこで、本研究では、1 時間ごとにカウントされた駐車台数を用いて母集団シェアを算出する。したがって、1 時間未満の駐車行動には観測漏れが少なからず存在する可能性が高い。特に、ごくわずかな時間の路上駐車等の観測漏れの存在が考えられるが、この点については今後の課

題としたい。

(2) パラメータ推定結果と考察

表-4 に、駐車場所-駐車時間選択モデルの推定結果を示す。ここで、表中の右 2 列は、同じデータを用いて推定された通常の MNL モデルおよび重回帰モデルである。なお、一部の説明変数については、影響を与えると仮定した行動モデルにのみ適用している。MNL モデルのパラメータ推定においても、離散-連続選択モデルと同様に WESML 法によりパラメータや共分散行列の推定を行っている。また、表中の“(需要関数パラメータ)”とは、離散-連続選択モデルのパラメータ推定値を需要関数(式(6))の式形にした場合の、各説明変数に対するパラメータである。なお、重共線性の影響により 51 選択肢すべてに固有の選択性修正項を推定することは困難であったため、同じ駐車場所形態では選択性修正項パラメータが同一であると仮定している。

まず、選択性修正項のパラメータは統計的に有意ではないものの、路外駐車場については負に推定されていることから、離散選択モデルと需要関数との誤差項間の負の相関示されている。同様に、違法路上駐車及び PM においては正の相関が示されている。これは、本研究で利用したデータにおいては、路外駐車場を期待以上に選択させる非観測要因が存在する場合には駐車時間が期待したより短く、違法路上駐車や PM を期待以上に選択させる非観測要因が存在する場合には駐車時間が長くさせるような選択性バイアスが存在する可能性を示している。また、t 値が低い原因としては、路外駐車場については選択肢集合の設定方法や全ての路外駐車場(49 の路外駐車場)に同じ修正項パラメータを適用したことが、PM や違法路上駐車についてはサンプル数が少ないこと等⁽¹⁾が考えられる。

スケール μ が有意に正に推定されており、駐車料金が增加するにつれて効用が低下することが分かる。さらに、駐車容量や割引駐車場ダミーは有意に正に推定され、駐車容量が大きいことや割引駐車場であることが効用を上昇させることが分かる。また、駐車料金や目的施設までの距離、立体駐車場ダミー等は有意に負に推定されていることから、駐車料金の上昇や目的施設までの距離、立体駐車場であることなどが効用を低下させることも分かる。一方、年収については一部で有意に推定できておらず、所得情報の生成に使用した所得モデル(表-3)の適合度の低さが影響していると考えられる。

なお、離散-連続選択モデル及び重回帰モデルの推定結果において、表中下段に示した修正 R^2 値は、推定された駐車時間関数を用いた予測残差から算出している。また、離散-連続選択モデルの修正 R^2 値は、離散選択モデル部分の初期尤度および最終尤度からそれぞれ算出したものである。これらは、いずれも通常の重回帰モデルおよび MNL モデルより適合度が低下しているが、間接効用関数の関数形定義に基づく自由度の低さが主な原因と考えられる。

離散選択モデルにおけるパラメータ推定値と MNL モデ

表-4 駐車場所—駐車時間選択モデルの推定結果

説明変数	離散—連続選択モデル				MNL モデル	重回帰モデル
	推定値 (t 値)	(需要関数パラメータ)			推定値 (t 値)	推定値 (t 値)
駐車容量 [100 台] (P, S, PM)	0.361 (13.7)	2.53 (P)	0.439 (S)	0.282 (PM)	0.303 (0.1)	-2.83 (-2.4)
駐車料金 [千円/h] (P, PM)	-24.6 (-3.2)	-172.2 (P)		-19.2 (PM)	-5.22 (-43.5)	-29.9 (-0.6)
目的施設までの距離 [km] (P, S, PM)	-7.79 (-16.8)	-54.6 (P)	-9.49 (S)	-6.09 (PM)	-6.86 (-49.0)	-30.6 (-1.5)
路外駐車場定数項 (P)	-49.8 (-1.5)	203.3			- (-)	221.2 (8.0)
違法路上駐車定数項 (S)	-54.6 (-1.6)		29.5		-2.84 (-15.3)	89.4 (1.1)
PM 定数項 (PM)	-52.5 (-1.6)			20.6	-0.948 (-9.2)	178.9 (3.7)
スケール μ (駐車料金 [千円/h]) (P, S, PM)	0.312 (3.7)		-		- (-)	- (-)
年収 [千万円] (P)	0.045 (7.4)	0.312			- (-)	-24.9 (-1.3)
年収 [千万円] (S)	0.256 (1.8)		0.312		- (-)	8.24 (0.1)
年収 [千万円] (PM)	0.399 (1.4)			0.312	- (-)	-127.3 (-1.9)
自由目的ダミー (P)	-2.69 (-2.7)	-18.8			0.311 (1.6)	-81.7 (-5.7)
送迎目的ダミー (S)	2.40 (1.7)		2.93		0.735 (20.6)	6.01 (0.1)
名古屋市内居住者ダミー (S)	1.46 (2.6)		1.78		1.44 (8.9)	-36.5 (-1.0)
訪問施設数 (P)	1.86 (6.3)	13.0			0.601 (1.9)	23.2 (8.8)
立体駐車場ダミー (P)	-2.38 (-10.2)	-16.7			-2.07 (-8.9)	- (-)
駐車率 (P, S, PM)	-1.68 (-6.0)	-11.7 (P)	-2.04 (S)	-1.31 (PM)	-1.28 (-6.0)	- (-)
細街路立地ダミー (P)	-1.02 (-8.2)	-7.12			-0.929 (-2.2)	- (-)
割引駐車場ダミー (P)	1.26 (7.6)	8.85			1.26 (4.2)	-7.51 (-0.9)
修正項 (P)	-0.458 (-1.3)	-3.21			- (-)	- (-)
修正項 (S)	5.74 (1.0)	6.98			- (-)	- (-)
修正項 (PM)	15.4 (1.0)	12.1			- (-)	- (-)
修正 R^2 値		0.117			-	0.160
修正 ρ^2 値		0.374			0.383	-

サンプル数：698 ※ (P)：路外駐車場, (S)：違法路上駐車, (PM)：パーキングメータ

ルの推定値とでは、そのほとんどにおいて同一の符号が推定されている。しかし、離散—連続選択モデルから導出される需要関数パラメータと重回帰モデルのパラメータ推定値の比較からは、駐車容量や年収、割引駐車場ダミーなど、符号が一致しない説明変数がみられる。しかしながら、これらのパラメータは、いずれも離散—連続選択モデルにおいて直感に合致した符号が得られている。これは、通常の重回帰モデルの方が自由度が高いために、説明変数間の重共線性の影響が強く現れたことや、選択性バイアスの存在が原因として考えられる。

5. 駐車料金割引施策に対する感度分析

ここでは、駐車料金の割引施策が平均駐車時間や違法路上駐車シェアの変化に与える影響について分析を行う。特に、離散—連続選択モデルを適用した場合と、MNL モデルと重回帰モデルを合わせて用いた場合とを比較することで、料金変化に対する駐車行動変化の感度がどのように異なるかについて分析を行う。これにより、駐車場所選択行動と駐車時間選択行動の相互依存関係を適切に考慮したモデル構築が、政策分析においてどのような影響を有するか

について考察を行う。

図-5 に、路外駐車場利用料金または PM 利用料金が割引された場合の違法路上駐車シェアの変化を示す⁽²⁾。図より、どちらのモデルにおいても変化の傾向はほぼ同様であることが分かる。ただし、離散—連続選択モデルの方が料金割引に対する感度が若干高くなっている。これは、式(5)に示されるように、本研究で仮定した間接効用関数においては駐車場料金が線形和としてのみではなく、効用のスケールを調整するようにも導入されているためと考えられる。

図-6 に、同じ状況下での平均駐車時間の変化を示す。ここで、平均駐車時間は以下の式(10)により、個人ごとに、選択肢集合に含まれる全ての駐車場所選択確率により重み付けを行って算出している。

$$Ex = \frac{1}{N} \sum_{n=1}^N \sum_{j=1}^J E(x_{n,j} | j) p_n(j) \quad (10)$$

ここに、 $E(x_{n,j} | j)$ は、個人 n が選択肢 j を選択したという条件の下での駐車時間である。このとき、路外駐車場の料金割引が実施されれば、駐車時間の短い違法路上駐車や PM から路外駐車場への駐車場所変更が促進され、かつ路外駐

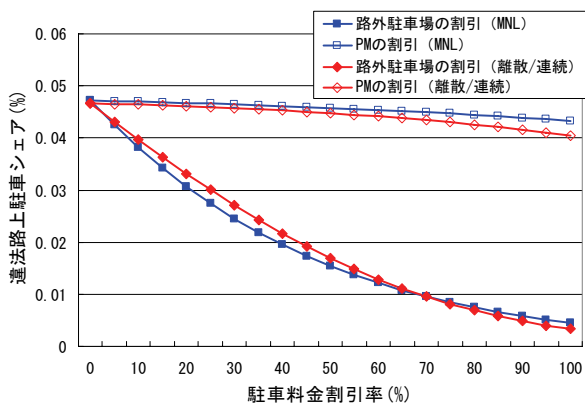


図-5 駐車料金割引と違法路上駐車シェアの変化

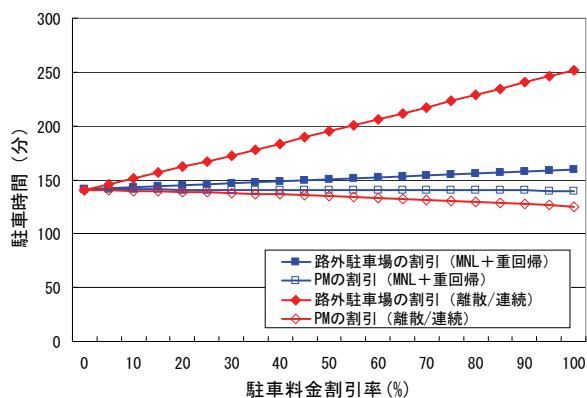


図-6 駐車料金割引と平均駐車時間の変化

車場利用時の駐車時間が増加すると考えられる。一方、PM利用料金割引が実施されれば違法路上駐車からの駐車場所変更も促進されるが、駐車時間の長い路外駐車場からの変更量が大きく、結果として駐車時間が短くなると考えられる。

図より、どちらのモデルを用いても変化の傾向は予想したとおりであるが、明らかに離散一連続選択モデルの方が料金割引率に対する感度が高くなっている。特に、路外駐車場料金の割引に対する感度が、モデル間で大きく異なっていることが分かる。これは、離散一連続選択モデルの適用により駐車場所一駐車時間選択行動が適切にモデル化されたことや、選択性バイアスの修正により駐車料金などの各パラメータが正しく推定できたこと等によるものと考えられる。ただし、構築したモデルでは、選択性修正項を駐車場所形態別にグループ分けしており、また統計的にも有意なパラメータ値は得られていない。したがって、個人ごとの選択肢集合や駐車場所セグメントのより詳細な設定により、駐車料金割引に対する感度はより大きなものになる可能性がある。

6. 結論と今後の課題

本研究では、都心部におけるドライバーの駐車行動をより適切にモデル化するため、離散一連続選択モデルを適用した。この際、従来の選択性修正法による推定パラメータ

の理論的不整合を克服するため、全てのパラメータの同時推定を行った。さらに、選択肢別標本抽出法によるデータ収集やアンケート回答率の低い路上駐車利用者の存在がアンケート調査データ内の駐車場所別シェアを母集団シェアと乖離させることに着目し、WESML法の適用を行った。これらの結果、駐車場所選択行動や駐車管理施策の詳細な分析には、離散一連続選択モデルに基づく駐車場所一駐車時間選択行動のモデル化が適切であることが示された。特に、駐車料金施策に対する駐車時間の変化は、これらを独立にモデル化する場合には適切な分析が困難となることが示された。以上の結果は、違法路上駐車取締りに対する関心が高い昨今においては、特に重要な知見であるといえる。

ただし、本研究で使用した駐車行動調査データは平成11年に実施されたものである。地域は異なるものの、駐車対策に係わる道路交通法の一部改正により、東京都心部での路上駐車台数や渋滞状況は大幅に改善したことが既に報告されている¹⁾。したがって、今後の駐車管理施策を評価するためには新たなデータを収集する必要がある。これによる現状の把握とモデル構築が必要となる。これと合わせて、より適切なモデル構築には、より詳細な調査に基づく母集団シェアの調査と重み付けデータの作成が必要となる。本研究では1時間ごとの駐車台数調査データを用いて母集団シェアを作成しており、短時間の駐車行動については観測漏れが存在している可能性が高い。特に、駐車料金政策を適切に分析するためには、モデルによって再現される駐車形態別シェアが極めて重要である。したがって、より適切な母集団シェアの観測と適用は重要な今後の課題である。

また、本研究では、駐車場所選択肢集合に対象エリア内の全ての路外駐車場を含めている。しかしながら、現実の駐車行動においては、目的施設付近の限られた駐車場所から選択が行われると考えられ、選択肢集合の適切な設定方法については今後取り組む必要がある。さらに、本研究で適用した離散一連続選択モデルの間接効用関数が非線形であったことや、未知パラメータの同時推定、WESML法の適用など、パラメータ推定計算が非常に困難であった。このため、導入する説明変数の十分な吟味ができなかった。より説明力の高い変数を導入した、精度の高いモデルの構築が、詳細な政策分析を可能とすると考えられ、さらなるモデル精度向上は今後取り組むべき課題である。

【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費（平成18、19年度）の補助を受けています。ここに感謝の意を表します。また、本研究のために貴重なデータを提供していただいた国土交通省中部地方整備局殿、および本研究のデータ整理に協力していただいた棚橋謙介氏（現浜松市役所）に感謝の意を表します。

【補注】

(1) WESML推定を行う場合、式(8)に示すように、母集団シェ

アとサンプル内シェアの比によって対数尤度関数を補正する。これによりパラメータ推定値は補正されるが、その分散共分散行列 Λ もまた重み付けの影響を受けている。しかし、パラメータ推定値の統計的検定に用いる分散共分散行列 Σ は、式(9)によって重み付けの影響が排除されている。このため、パラメータ推定値の検定統計量 (t 値) は推定に用いたサンプル数の影響を受けることになる。

- (2) 駐車料金政策としての PM 利用料金の割引は、PM の駐車容量等から考えてもあまり現実的ではないが、ここではより多くの指標によってモデル間の比較を行うことが有益と考えた。

【参考文献】

- 1) 例えば、小倉忠志 (2006) 「新たな駐車対策法制施行後の都内の駐車状況等の変化について」、交通工学, Vol.41, No.6, pp.16-23.
- 2) 桑原雅夫 (2006) 「路上駐車管理—どこにバランスをもとめるのか」、交通工学, Vol.41, No.6, pp.1-3.
- 3) Gillen, D.W. (1978) Parking policy, parking location decisions and the distribution of congestion, *Transportation* Vol.7, pp.69-85.
- 4) van der Goot, D. (1982) A model to describe the choice of parking places, *Transportation Research Part A*, Vol.16, No.2, pp.109-115.
- 5) 塚口博司・小林雅文 (1993) 「駐車管理のための駐車場所選択行動のモデル化」、土木学会論文集, No.458/IV-18, pp.27-34.
- 6) 中村英樹・小林一史 (2004) 「街路ネットワーク交通流シミュレータ INSPECTOR の開発と駐車料金施策への適用」、交通工学, Vol.39, No.4, pp.72-83.
- 7) 室町泰徳・原田昇・太田勝敏 (1993) 「都心商業地域における駐車料金システム改善に関する研究」、第28回日本都市計画学会学術研究論文集, pp.109-114, 1993.
- 8) 例えば、森川高行・佐々木邦明・山本尚央 (1999) 「離散連続モデルによる年間観光日数・旅行形態の分析と観光行動の地域差に関する研究」、土木学会論文集, No.618/IV-43, pp.61-70.
- 9) Dubin, J.A. and McFadden, D.L. (1984) An econometric analysis of residential electric appliance holdings and consumption, *Econometrica*, Vol.52, No.2, pp.345-362.
- 10) 溝上章志・柿本竜治・竹林秀基 (1997) 「地域間物流の輸送手段/ロットサイズ同時予測への離散-連続選択モデルの適用可能性」、土木計画学研究・論文集, No.14, pp.535-542.
- 11) Train, K. (1986) *Qualitative choice analysis: Theory, econometrics, and an application to automobile demand*, MIT Press.
- 12) 北村隆一・森川高行 編著 (2002) 「交通行動の分析とモデリング」、技報堂出版, pp.146-158.
- 13) de Jong, G. (1997) A microeconomic model of the joint decision on car ownership and car use, In *Understanding Travel Behaviour in an Era of Change*, P. Stopher and M. Lee-Gosselin (eds.), Elsevier, Oxford, pp.483-503.
- 14) 土木学会 (1995) 「非集計行動モデルの理論と実際」、丸善, pp.123-144.
- 15) 財団法人 駐車場整備推進機構 (2000) 「平成11年度道路交通センサスの駐車施策への適用検討調査報告書」。
- 16) 国立大学法人 名古屋大学 (2007) 「国土交通省委託研究

報告書: 駐車デポジット制度による受容性と柔軟性の高い都心部自動車流入マネジメント施策の研究と実証」。