

# データ内生性を考慮した交通機関選択モデル

福井浩<sup>1</sup>・松島格也<sup>2</sup>・小林潔司<sup>3</sup>

<sup>1</sup>学生会員 京都大学大学院都市社会工学専攻 (〒 615-8540 京都市西京区京都大学桂)  
E-mail: h.fukui@ky3.ecs.kyoto-u.ac.jp

<sup>2</sup>正会員 京都大学大学院工学研究科都市社会工学専攻 (〒 615-8540 京都市西京区京都大学桂)  
E-mail: kakuya@psa.mbox.media.kyoto-u.ac.jp

<sup>3</sup>フェロー会員 京都大学経営管理大学院 (〒 606-8501 京都市左京区吉田本町)  
E-mail: kkoba@psa.mbox.media.kyoto-u.ac.jp

人々の交通機関選択問題を考える際、従来の非集計モデルの枠組みでは交通サービス水準や居住地環境のデータは外生変数として与えられることを前提としていた。しかし、人々は利用する交通行動を想定して居住地を選択していることが考えられ、この場合、個々人が享受する交通サービス水準などは個々人が自ら選択した結果である。つまり、観測されるデータは内生変数となり、このような内生性の問題を考慮せずに推計したパラメータはバイアスのかかった結果を生む。このためその推計パラメータに基づいた交通計画も当初予想した効果を持たなくなってしまう可能性がある。このように交通計画を考える上で内生性の問題は十分に検討されるべき課題であるが、このような問題意識をもった既存の研究事例は少ない。本研究では計量経済学における内生性について概念・手法を整理し、交通機関選択モデルにおける内生性の検証と内生性を考慮した分析を行う。

*Key Words : choice modeling, endogeneity, control function method*

## 1. はじめに

回帰モデル、離散選択モデルといった計量経済学モデルの推定における基本的仮定として、説明変数と誤差項の間に相関がないことが挙げられる。しかし社会科学分野における推定問題では、この仮定がみたされない場面にしばしば直面する。一般に説明変数と誤差項の間に相関があるとき、その説明変数は内生変数と呼ばれる。説明変数が内生変数であるにも関わらず外生変数としてパラメータ推定を行うとバイアスがかかった推定結果となる。このような問題は内生性 (endogeneity) 問題として知られている。内生性は社会科学分野固有の観測データ特性によって生じる問題であり、計量経済学において多くの研究蓄積がある。近年では内生性対処方法自体の進展とともに、他分野において内生性問題について見直され手法の適用例も拡大している。

交通分野においても、パラメータ推定が関わる問題全般において、内生性の問題が発生している可能性がある。従来の非集計モデルの枠組みでは、交通サービス水準や居住地環境のデータは外生変数として与えられることを前提としていた。これらのデータの正確さについては近年のプローブ調査手法の発展により改善が期待されているが、人々の交通行動意思決定にはこれらの情報技術でもデータが入手困難な要因も働いている。具体的に言えば、個々人の特定の交通モード利用志向の度合いなどは主観的なものであり、分析者には観測できない要因である。この観測不可能な要因が

内生性を発生させる可能性がある。人々は個人の持つ交通モード志向に基づき (つまり、利用する交通手段を想定して) 居住地を選択していることが考えられ、この場合、個々人が享受するその居住地での交通サービス水準は個々人が自ら選択した結果と解釈される。結果、観測されるデータは内生変数となり、誤差項と相関を持つようになる。このような内生性の問題を考慮せずに推計したパラメータはバイアスのかかった結果を生む。このためその推計パラメータに基づいた交通計画も当初予想した効果を持たなくなってしまう可能性がある。このように交通計画を考える上で内生性が発生する状況でのパラメータ推定手法は十分に検討されるべき課題であるが、このような問題意識をもった既存の研究事例は少ない。本研究では観測でない特定のモードに対する志向の度合いが交通機関選択モデルにおいて内生性の問題を引き起こすことを指摘し、内生性問題を明示的に考慮したモデルによりバイアスを補正した推定を行う。

以下、2. において計量経済学における内生性問題について概要を述べ、交通データにおける内生性について考察を行う。3. で内生性対処について線形回帰モデル、離散選択モデルについてそれぞれ方法論を整理する。4. で交通機関選択モデルについてパーソントリップ調査データを用いて、交通データにおける内生性問題の実証分析を行う。

## 2. 内生性

### (1) 内生性バイアス

誤差項と説明変数が相関を持つとき、その説明は内生変数と呼ばれ、これを考慮せずに推定を行うと推定パラメータにバイアスが生じる。この歪みは内生性バイアスと知られている。内生性バイアスが発生している結果に基づく政策提言もまた誤ったものとなるため、分析者は常に内生性の存在に注意を払わなければならない。

数式的に内生性バイアスを把握する目的で、線形回帰モデルを例に説明をしておく。以下の重回帰モデルを考える。

$$y = X\beta + \epsilon \quad (1)$$

$y$  は  $(n \times 1)$  の被説明変数ベクトル、 $(n \times k)$  行列の  $X = (X_1, X_2)$  は説明変数行列、 $\epsilon$  は  $(n \times 1)$  の誤差項ベクトルを表す。通常の最小二乗法により推定パラメータベクトル  $\hat{\beta}$  の条件付き期待値は

$$\begin{aligned} E[\hat{\beta}|X] &= (X'X)^{-1}X'E[y|X] \\ &= \beta + (X'X)^{-1}X'E[\epsilon|X] \end{aligned} \quad (2)$$

と導出できる。ここで誤差項と説明変数の外生性の仮定  $E[\epsilon|X] = 0$  が成り立つ時、一致推定量となる。

しかし一部の説明変数  $X_2((n \times k_2)$  行列) が誤差項と相関を持つとき、つまり  $E[\epsilon|X_2] \neq 0$  であるとき、推定パラメータは一致性を持たなくなる。このとき  $X_2$  は内生説明変数である。

### (2) 内生性発生メカニズム

内生性発生要因として、観測誤差、除外変数、同時性の3つが主要な要因として知られている。

#### a) 観測誤差

分析者の得られるデータは多くの場合正確な値でなく、平均をとってあたり近似値であったりと観測誤差を含んでいることが多い。観測する説明変数に観測誤差が存在する場合、観測される説明変数行列を  $\tilde{X}$ 、真の説明変数行列を  $X$ 、観測誤差ベクトルを  $u$  で表すと、

$$\tilde{X} = X + u \quad (3)$$

の関係が成り立つ。このとき以下の関係を推定する場合、

$$y = X\beta + \epsilon \quad (4)$$

観測誤差データにより

$$\begin{aligned} y &= \tilde{X}\beta + \epsilon - u\beta \\ &= \tilde{X}\beta + \tilde{\epsilon} \end{aligned} \quad (5)$$

の関係式により推定することになる。このとき誤差項  $\tilde{\epsilon}$  は式 (3) より、説明変数  $\tilde{X}$  と相関している。よって内生性の問題が生じ、推定パラメータ  $\hat{\beta}$  はバイアスが

かかる。観測誤差による内生性が生じている時、通常の推定を行うと推定パラメータは絶対値レベルで0に近づくようにバイアスがかかってしまうこと (attenuation と呼ばれる現象) が知られている (attenuation と呼ばれる)<sup>16)</sup>。

#### b) 除外変数

以下の関係を関係を考える。

$$y = X\beta + U\alpha + \epsilon \quad (6)$$

ただし  $E[\epsilon|XU] = 0$  が成り立っている。ここで  $U$  が観測されず除外変数となる場合を考えよう。このとき誤差項は  $\tilde{\epsilon} = U\alpha + \epsilon$  となり、 $\alpha \neq 0$  でなく、 $U$  と  $X$  が相関を持つとき内生性の問題が生じ、 $\beta$  の推定にバイアスがかかる。

#### c) 同時性

被説明変数と少なくともひとつの説明変数が同時に決定されるとき、内生性の問題が生じる。例えば伝統的な需要と供給の方程式などにこのような同時性を見ることができる。同時決定構造を無視して個々の方程式のパラメータ推定を行うと内生性の問題により推定バイアスが生じる。

### (3) 交通分野における内生性

交通分野でまず考えられる内生性発生要因は除外変数 (omitted variable) の存在である。観測されない変数が説明変数と相関を持つ時、内生性バイアスが発生する。この現象は居住地自己選択 (residential self-selection) 問題として知られており、都市環境と交通行動の文脈で研究の蓄積が進んでいる<sup>3)4)</sup>。除外変数による内生性は以下の式で表現される。

$$TB = g(R(AT), X) + \epsilon(AT) \quad (7)$$

ここで  $TB$  は交通行動、 $R$  は居住地変数 (内生変数候補)、 $X$  は観測変数、 $AT$  は交通行動に対する態度、をそれぞれ表している。分析者が観測不可能な個々人の「交通行動に対する態度 ( $AT$ )」が「居住地変数 ( $R$ )」の説明変数となっている。居住地選択は人々が交通行動に関わる居住地変数 (例：駅までのアクセス距離) の組を決定することと見なせるため、この式は交通行動に対する態度 (公共交通利用志向など) を所与として居住地選択を行う居住地自己選抜を表現している。この場合明らかに誤差項と居住地変数は相関を持つため、内生性の仮定は成り立たず内生性バイアスが生じる。

除外変数に観測誤差による内生性も考えられ、特に非集計モデルなど個人レベルでのデータを用いる場合、PT 調査データに基づく推定では観測誤差バイアスが生じている可能性が高い。しかし観測誤差による内生性の事後的対処方法は一般に困難であるため、推定手法による内生性対処ではなく、データ収集自体の改善に

よって内生性を克服することが望まれる．近年開発・研究が進展しているプロブ調査手法は，観測誤差による内生性バイアスを改善するという役割も期待される．

### 3. 内生性への対処方法

#### (1) 線形回帰モデルにおける内生性対処

##### a) 操作変数法推定量 (IV 推定量)

伝統的な線形回帰モデルにおいて内生性を考慮した推計方法として最も一般的な手法が操作変数法である．操作変数法により推定を行う際，まず分析者は操作変数 (IV:Instrumental Variable) を見つけなければならない．後に述べる BLP アプローチや制御関数法などの離散選択モデルにおける枠組みでも，操作変数は中心的な役割を果たす．操作変数は以下の二つの条件を満足しなければならない．

(I) 誤差項と無相関である

(II) 内生変数と (強い) 相関をもつこと

以下で表される単回帰モデルを考えよう．

$$Y_i = \beta X_i + \epsilon_i, i = 1, \dots, n \quad (8)$$

ここで説明変数  $X_i$  が誤差項  $\epsilon_i$  と相関を持っているとする．このとき通常の OLS 推定を行ってパラメータ推定を行うと内生性バイアスが生じる．そのため分析者は上記二つの条件を満たす変数  $Z_i$  を入手し操作変数推定を行う．操作変数の条件 (I) より，

$$\frac{1}{n} \sum Z_i(Y_i - \beta X_i) \quad (9)$$

が成り立ち，これより操作変数推定量は

$$\begin{aligned} \beta^{IV} &= \frac{\sum(Z_i - \bar{Z})(Y_i - \bar{Y})}{\sum(Z_i - \bar{Z})(X_i - \bar{X})} \\ &= \beta + \frac{SZ\epsilon}{SZX} \end{aligned} \quad (10)$$

で定義される．操作変数推定量の確率極限をとると条件 (I)(II) より

$$\begin{aligned} plim \beta^{IV} &= \beta + \frac{Cov(Z, \epsilon)}{Cov(Z, X)} \\ &= \beta \end{aligned} \quad (11)$$

よって操作変数推定量は一致性を満足する．操作変数法で問題となるのはどのデータを操作変数として用いるかという問題である．分析者は適切な操作変数を探すのに苦労するし，採用した操作変数についてその妥当性を説明できなければならない．

#### (2) 離散選択モデルにおける内生性対処

一般に離散選択モデルにおける内生性はモデル自体の非線形性によって，前節で述べた操作変数法の適用が直接適用できない．これを克服するために離散選択モ

デルの枠組みで内生性を考慮した推計方法の研究が進展している<sup>1)</sup>．中でも BLP アプローチ，コントロール関数アプローチの二つが主要な方法として挙げられる．

##### a) BLP アプローチ

内生性に対処する方法として最も広く使われている手法が Berry<sup>5)</sup>，Berry，Levinsohn，Pakes<sup>6)</sup>(以下，BLP と呼ぶ) によって開発された方法である．この手法は BLP アプローチとして産業組織論における構造推定を中心に大きな影響を与えている．離散選択モデルにおいて内生性問題を扱っているだけでなく，市場データを用いて，個人データがなくとも消費者のパラメータ推定が可能となった点で画期的な手法である．Berry，Levinsohn，Pakes<sup>7)</sup>らによって消費者個別データによる適用もなされている．Berry<sup>5)</sup>は製品差別化された寡占市場における需要と供給の分析の枠組みで内生性問題を明示的に扱っている．消費者，供給者には観測可能であるが，分析者には観察不可能であるという情報の非対称性がパラメータ推定における内生性バイアスを引き起こす．各財の平均効用水準の定数項を導入することで価格を内生変数として取り扱うことを可能としている．ここで扱う内生性は個人レベルでなく，市場レベルで発生するものと仮定している点に注意する．

離散選択モデルの枠組みにおいては，通常の操作変数法はそのままでは適用できない．そこで，まず全ての財の平均効用水準を推定し，その値を利用して操作変数法を適用するプロセスが提案された．Berry<sup>5)</sup>，BLP<sup>6)</sup>は，正しく規定されたモデルにおいて市場シェアの予測値が実際の市場シェアの観測値と等しくなるという条件を用いて，実際の市場シェアのデータを用いたアルゴリズムを提案している．BLP アプローチの問題点として，市場シェアのサンプリングエラーが大きいと，得られる推定量は一致性と漸近正規性を満たさないことを指摘されている．

##### b) コントロール関数アプローチ

以下では主に Petrin<sup>15)</sup>に従い，制御関数法の概要を見ていく．消費者  $n$  は  $J$  の選択肢から一つ選択するものとする．選択肢  $j$  を選択したとき得られる効用は以下で表される．

$$U_{nj} = V(y_{nj}, x_{nj}, \beta_n) + \epsilon_{nj} \quad (12)$$

ここで  $y_{nj}$  は観測される内生変数 (価格など) であり， $x_{nj}, \beta_n$  はそれぞれ観測される外生変数，嗜好パラメータベクトルを表す． $\epsilon_{nj}$  は観測不可能な誤差項である．内生変数  $y_{nj}$  と観測不可能な誤差項  $\epsilon_{nj}$  は相関を持つものとする．

制御関数法の背後にあるアイデアは内生変数  $y_{nj}$  が観測不可能な誤差  $\epsilon_{nj}$  と相関する部分について代理変数をつくりだす手続きである．これによって内生変数

の残りの部分は観測不可能誤差と独立となり、通常の推定方法が妥当性を持つ。

まず、誤差項  $y_{nj}$  は全ての外生変数、操作変数、誤差項の関数として表されると考える。

$$y_{nj} = W(x_n, z_n, \mu_n) \quad (13)$$

ここで  $\mu_n, \epsilon_{nj}$  は  $x_n, z_n$  と独立であるが、 $\mu_n, \epsilon_{nj}$  同士は独立でないものとする。これは  $y_{nj}$  と  $\epsilon_{nj}$  は相関を持つという当初の想定からきている。

ここでは観測不可能な誤差項が加法的で一つの要素  $\mu_{nj}$  で表されるシンプルなケースを考える。

$$y_{nj} = W(x_n, z_n; \gamma) + \mu_{nj} \quad (14)$$

$\gamma$  は関数を規定するパラメータである。操作変数は外生変数の条件を満たすので、

$$\begin{aligned} E[\epsilon_{nj}|y_{nj}] &= E[\epsilon_{nj}|W(x_n, z_n; \gamma) + \mu_{nj}] \\ &= E[\epsilon_{nj}|\mu_{nj}] \end{aligned} \quad (15)$$

が成り立つ。つまり、誤差項  $\mu_{nj}$  は内生変数  $y_{nj}$  の  $\epsilon_{nj}$  と相関している部分を全て説明している。

今、観測不可能なランダム効用  $\epsilon_{nj}$  を条件付平均と平均周りの乖離に分離する。

$$\epsilon_{nj} = E[\epsilon_{nj}|\mu_{nj}] + \tilde{\epsilon}_{nj} \quad (16)$$

ここで  $\epsilon_{nj}$  の条件付平均  $E[\epsilon_{nj}|\mu_{nj}]$  は制御関数と呼び、 $CF(\mu_{nj}; \lambda)$  で表す。

$$CF(\mu_{nj}; \lambda) = E[\epsilon_{nj}|\mu_{nj}] \quad (17)$$

このとき  $j$  を選択するときの効用は

$$U_{nj} = V(y_{nj}, x_n, \beta_n) + CF(\mu_{nj}; \lambda) + \tilde{\epsilon}_{nj} \quad (18)$$

で表される。これより選択肢  $j$  の選択確率を求める。 $\tilde{\epsilon}_n$  の条件付き確率分布は  $g(\tilde{\epsilon}_n | \mu_n)$ 、 $\beta_n$  の分布は  $f(\beta_n | \theta)$  で表されるとする。ここで  $\tilde{\epsilon}_n = \langle \tilde{\epsilon}_{nj} \forall j \rangle$ 、 $\mu_n = \langle \mu_{nj} \forall j \rangle$  である。個人  $n$  の選択肢  $j$  の選択確率は

$$\begin{aligned} P_{nj} &= \text{Prob}(U_{nj} > U_{nk}) \\ &= \int \int I(V_{nj} + CF_{nj} + \tilde{\epsilon}_{nj} > V_{nk} + CF_{nk} \\ &\quad + \tilde{\epsilon}_{nk} \forall k \neq j) g(\tilde{\epsilon}_n | \mu_n) f(\beta_n | \theta) d\tilde{\epsilon} d\beta_n \end{aligned} \quad (19)$$

で表される。ここで

$$V_{nj} = V(y_{nj}, x_n, \beta_n) \quad (20)$$

$$CF_{nj} = CF(\mu_{nj}, \lambda)$$

である。式 (19) は新たに説明変数として制御関数が入ったことを除き、一般的な選択モデルの選択確率を表している。注目すべきは式 (19) の積分が元々のランダム効用  $\epsilon$  についてではなく、 $\hat{\epsilon}$  の条件付き分布で行っている点である。元々のランダム効用  $\epsilon$  は内生変数  $y_{nj}$  と相関があったが、 $\hat{\epsilon}$  は  $y_{nj}$  と相関をもたない。

このモデルの推定は二段階で行われる。まず、式 (14) を推定する。内生変数  $y_{nj}$  を被説明変数とみなし、外生変数と操作変数を説明変数として回帰し、その回帰

による残差  $\hat{\mu}_{nj} = y_{nj} - W(x_n, z_n; \hat{\gamma})$  (ここで  $\gamma$  も推定値である) は制御関数を計算する際に使われる。次に、制御関数を新たな説明変数として導入した離散選択モデルを推定する。つまり、選択確率の式 (19) は最尤推定法などによりパラメータ推定がなされる。

この手法は BLP アプローチでは推計できない、個々の意思決定者レベルで発生する内生性の問題に対処できる推計法である。そのため、品質特性を除外することにより内生性が個々の住居レベルで発生してしまうような居住地選択モデルなどに適している。交通モード選択モデルによる内生性においても、個人レベルの内生性が生じていると考えられるため、今回の交通データを用いた実証分析でもコントロール関数アプローチを用いて推定を行う。

#### 4. 実証分析 - 交通機関選択モデルにおける内生性

##### (1) 分析目的

土地利用と交通行動の関係については都市計画分野において長い間注目を集めてきた。都市の高密度化、複合市街地の形成、歩行者に配慮した環境づくりなどの土地利用政策が交通行動の変化、特に車利用を減少させることができれば、交通政策に頼らずに交通需要をコントロールできる可能性を持つからである。コンパクトシティやニューアーバニズムの思想がこの関係の検証に拍車をかけ、これまでに多くの実証研究が蓄積されている<sup>17)18)19)20)</sup>。これらの研究結果の多くは居住地の都市環境が交通行動に確かに影響を与えていることを支持している。しかし、建造環境と交通行動の関係は非常に複雑な構造を有しており、より多方面から慎重な分析がなされなければならない。特に人々が交通行動をあらかじめ想定して居住地を選択しているという居住地自己選択の可能性の検証は、建造環境変化の影響を分析するにあたって考慮すべき問題として近年注目を集めている。本分析では人々の交通機関選択というミクロな視点から居住地時自己選択について考察をする。このために、内生性の問題を考慮した推定方法を用いる。

##### (2) 分析対象

第4回京阪神都市圏パーソントリップ調査報告書(以下、PT 調査データと呼ぶ)に基づき分析を行う。須磨区、垂水区、西区から中央区への通勤トリップを分析対象とし、利用可能性を考慮して交通手段としては車と鉄道の2つを考える。また自動車利用可能性の観点から、自動車免許保有者のみのサンプルを抽出した。最終的なサンプル数は758となった。PT 調査データでは

ゾーン単位の推定となってしまうが、今回は5桁の入力ゾーン単位レベルで分析を行った。

### (3) モデル

通勤トリップにおける鉄道 (= 1) と車 (= 2) 間の代替を考えるため、二項選択モデルを適用する。個人  $n$  が鉄道を選択したときに得られる効用を  $U_{n1}$ 、自動車を選択したときの効用を  $U_{n2}$  とすると、鉄道が選択される確率は

$$P_n(1) = \text{prob}\{U_{n1} - U_{n2} > 0\} \quad (21)$$

で表される。効用はパラメータに関して線形であると仮定し、効用差は

$$U_{n1} - U_{n2} = V_{n1} - V_{n2} + \epsilon_{n1} - \epsilon_{n2} \quad (22) \\ = \beta'x_n + \epsilon_n$$

で表される。ここで  $\beta$  は推定パラメータベクトル、 $x_n$  は説明変数ベクトル、 $\epsilon_n$  は誤差項を表す。モデルの説明変数として性別ダミー変数 (男 0, 女 1)、年齢ダミー変数 (50 歳未満 0, 50 歳以上 1)、車保有ダミー変数 (非保有 0, 保有 1)、総所要時間、アクセス距離、イグレス距離を考える。選択肢特性変数のうち総所要時間は共通変数、車保有ダミーは車固有ダミー変数、アクセス距離、イグレス距離は鉄道固有変数とする。ここで 2. で指摘したように、人々は分析者には観測できない、特定の交通モードに対する志向を保有しており、その志向を所与として当該モードが利用しやすい居住地を選択している、つまり居住地自己選択が起こっている可能性が考えられる。居住地自己選択メカニズムによって、鉄道利用志向の人は、車利用志向の人に比較して最寄駅までの距離が近い場所に居住していることが考えられ、アクセス距離が内生的説明変数の候補として挙げられる。

### (4) 操作変数

今回モデル外の操作変数として居住ゾーンの平均地価を用いる。データソースとして、国土交通省地価公示・都道府県地価調査<sup>21)</sup>を用いている。

### (5) ブートストラップ法による標準誤差の補正

コントロール関数法では二段階目の推定において  $\mu$  の代わりに generated regressor<sup>11)</sup>である  $\hat{\mu}$  を用いているため、通常どおりの標準誤差の導出では、すべての推定パラメータの標準誤差を過小評価してしまう。このため通常通り求められる標準誤差に加えて、generated regressor を代用したことによる追加的誤差の影響を考慮しなければならない。本研究では Petrin<sup>14)</sup>と同様にブートストラップ法を利用して標準誤差の補正を行う。

この方法はブートストラップ標本を得て残差を計算し、残差を加えた二項選択モデルのパラメータ推定を行うことを繰り返し、複数得られた推定パラメータの分散を各パラメータ毎に求めることで実行される。具体的には以下のような手順を踏む。

- (1) コントロール関数法の第一段階で  $y_n = \gamma z_n + \mu_n, n = 1, \dots, N$  に対し ( $N$  はサンプル数) 最小二乗法を適用し、残差  $\{\hat{\mu}_n, n = 1, \dots, N\}$  を得る。
- (2) 残差の各点に  $1/N$  の確率を付与した経験尤度分布  $\hat{F}$  を構成し、大きさ  $N$  のブートストラップ標本  $\{\hat{\mu}_n^*, i = 1, \dots, N\}$  を抽出
- (3)  $y_n^* = \hat{y}_n + \hat{\mu}_n^*$  により、内生変数  $y_n$  のブートストラップ標本  $y_n^*, i = 1, \dots, N$  を作成。
- (4)  $\{\hat{y}_n^*, z_n\}, n = 1, \dots, N$  を用いてコントロール関数法の第一段階を行い、残差  $\{\hat{\mu}_n^*(b), n = 1, \dots, N\}$  を得る。
- (5) (4) で得た残差を説明変数として加え二項選択モデルのパラメータ推定を行う。得られた推定パラメータベクトルを  $\hat{\beta}^*(b)$  とする。
- (6) (1) から (5) を  $B$  回繰り返すことで推定値  $\{\hat{\beta}^*(b)\}, b = 1, \dots, B$  を得る。各推定パラメータの分散  $V_k^*$  を  $V_k^* = \frac{1}{B-1} \sum_{b=1}^B \{\hat{\beta}_k^*(b) - \hat{\beta}_k^*(\cdot)\}^2, K = 1, \dots, K$  により求める。ここで  $K$  は推定パラメータの数、 $\hat{\beta}_k^*(\cdot) = \frac{1}{B} \sum_{b=1}^B \hat{\beta}_k^*(b)$  である。

### (6) 推定結果

研究進捗の都合により、推定結果については発表時に言及する。

## 5. おわりに

本研究では計量経済モデルにおける内生性問題について、内生性発生要因とその対処方法について整理を行った。特に近年発展が著しい離散選択モデルにおける内生性対処について BLP アプローチとコントロール関数法を中心にレビューを行なっている。本研究の特色として交通分野における内生性問題に着目し、人々の居住地自己選択行動についての可能性の検証を行ったことが挙げられる。人々の居住地自己選択の検証は土地利用・交通一体型政策を考える都市計画分野においても、都市構造を考えるうえで重要な問題となる。個々人の交通行動選択というミクロな意思決定から人々の居住地自己選択に関して言及した研究は筆者らの知る限り存在せず、今後の一層の研究の可能性を示した点で意義あるものであると考える。

### 参考文献

- 1) Louviere, J. et al. : Recent Progress on Endogeneity in Choice Modeling, *Marketing Letters*, Vol16 pp.255-

265, 2005.

- 2) Train, K. : *Discrete Choice Model with Simulation*, Cambridge University Press, 2003.
- 3) Mokhtarian, P. L. and Cao, X. Examining the impacts of residential self-selection on travel behavior: A focus on methodologies, *Transportation Research B*, Vol.42 (3), pp204-228, 2008.
- 4) Cao, X., Mokhtarian, P. L., and Handy, S. L. : Examining the Impacts of Residential Self-Selection on Travel Behaviour: A Focus on Empirical Findings, *Transport Reviews*, Vol.29: 3, pp359-395, 2009.
- 5) Berry, S. : Estimating Discrete-Choice Models of Product Differentiation, *RAND Journal of Economics*, Vol.25, pp.242-262, 1994
- 6) Berry, S., J. Levinsohn, and A. Pakes : Automobile Prices in Market Equilibrium, *Econometrica*, Vol.63, pp.841-889, 1995.
- 7) Berry, S., J. Levinsohn, and A. Pakes : Differentiated Products Demand Systems from a Combination of Micro and Macro Data: The New Car Market, *Journal of Political Economy*, Vol.112, pp.68-105, 2004.
- 8) Durbin, J. : Errors in Variables, *Review of the International Statistical Institute*, Vol.22, pp.23-32, 1954.
- 9) Wu, D. : Alternative Tests of Independence between Stochastic Regressors and Disturbances, *Econometrica*, Vol.41, pp.733-750, 1973.
- 10) Hausman, J. A. : Specification Tests in Econometrics, *Econometrica*, Vol.46, pp1251-1271, 1978.
- 11) Pagan, A. R. : Econometric Issues in the Analysis of Regressions with Generated Regressors, *International Economic Review*, Vol.25, pp221-247, 1984.
- 12) Heckman, J. : Dummy Endogenous Variables in a Simultaneous Equation System, *Econometrica*, Vol.46, pp.931-959, 1978.
- 13) Heckman, J. and R. Robb. : Alternative methods for evaluating the impact of interventions: An overview, *Journal of Econometrics*, Vol.30, pp.239-267
- 14) Petrin, A and Train, K. : Omitted Product Attributes in Discrete Choice Models, NBER Working Paper, 2003.
- 15) Petrin, A and Train, K. : A Control Function Approach to Endogeneity in Consumer Choice Models, *Journal of Marketing Research*, Vol. 47, pp3-13, 2010.
- 16) Greene, W. : *Econometric Analysis*, Sixth Edition, Prentice Hall, 2007.
- 17) Boarnet, M. G., and R. Crane : The influence of land use on travel behavior: specification and estimation strategies, *Transportation Research Part A: Policy and Practice*, Volume 35, pp823-845, 2001.
- 18) J. Rajamani, C.R. Bhat, S. Handy, G. Knaap, Yan S. : Assessing Impact of Urban Form Measures on Non-work Trip Mode Choice After Controlling for Demographic and Level-of-Service Effects, *Transportation Research Record: Journal of the Transportation Research Board*, Vol.1831, pp.158-165, 2003.
- 19) Crane, R. and Crepeau, R. : Can Land Use Policy Really Affect Travel Behavior? A Study of the Link between Non-Work Travel and Land Use Characteristics, *Transportation Research Part D: Transport and Environment*, Vol.3, pp.225-238, 1998.
- 20) R. Cervero and R. Gorham : Commuting in Transit Versus Automobile Neighborhoods, *Journal of the American Planning Association*, Vol.61, pp.210-225, 1995.
- 21) 国土交通省地価公示・都道府県地価調査, <http://www.land.mlit.go.jp/landPrice/AriaServlet?MOD=0&TYP=0>, 平成 23 年 5 月 6 日現在.

[//www.land.mlit.go.jp/landPrice/AriaServlet?MOD=0&TYP=0](http://www.land.mlit.go.jp/landPrice/AriaServlet?MOD=0&TYP=0), 平成 23 年 5 月 6 日現在.

(?????.??? 受付)