

## 個人の非観測異質性を考慮した固定効果の交通機関選択モデル

広島大学大学院 学生員 張 峻屹  
 広島大学大学院 正会員 杉恵 順寧  
 広島大学大学院 正会員 藤原 章正

## 1. はじめに

交通行動が個人間、時点間で変動する。こういった交通行動の変化を分析するため、パネルデータが必要であることは周知のとおりである。しかし、その方法論は分析目的、対象、データの制限などにより多種多様である。単純に個人の社会経済属性を用いたマーケット・セグメンテーション法により観測異質性を扱うものもあれば、非観測異質性を扱うノンパラメトリックのMass Point手法もある。特に、個人の非観測異質性を取り入れた交通行動分析は不足している<sup>1)</sup>。

そこで、本研究では広島都市圏の廿日市市JR阿品新駅の開業に伴う通勤・通学交通手段への影響分析に関する3回パネル調査データを利用し、交通機関選択のロジットモデルを対象に、非観測異質性を考慮できる多時点固定効果モデルの有効性を明らかにする。

## 2. パネルデータの概要

調査地域である廿日市市の道路混雑と広島電鉄宮島線のラッシュ時の混雑などを解消する計画の一環として、廿日市市にJR阿品新駅が1989年8月に開業された。そこで、本研究室ではJR阿品新駅の開業前後に配布回収法で3回の交通行動実態(RP)調査を行った。調査対象となる利用交通手段はJR山陽本線、路面バス、広島電鉄宮島線および自家用車である。1時点において意識(SP)調査も行ったが、本研究ではRPデータのみを利用する。そして、矛盾データがあつたりすることにより分析に利用できるサンプル数は3時点それぞれ195、232と226となった。さらに、その中から169の4項選択のRPパネルデータを抽出した。調査概要を表-1に、4項選択パネルデータにおける各交通手段の分担率を表-2に示す。

## 3. 多時点固定効果ロジットモデル

個人の非観測異質性とは嗜好、態度、動機などの非観測特性が異なることにより交通行動に生じる変動のことである。個人の異質性パラメータをモデルに組み

表-1 阿品新駅に関する3時点パネル調査の概要

項目	Wave1	Wave2	Wave3
時点	1989年6月	1989年11月	1991年10月
場所	廿日市市阿品、阿品台地区		
調査対象者		通勤・通学者	
調査方法	家庭訪問配布回収調査（自己記入式）		
調査内容	SP、事前RP	事後RP	事後RP
回収世帯数	417	401	457
回答者数（人）	506	511	579
回収率(%)	83.2	92.0	97.0
有効サンプル数	195	232	226

表-2 パネルデータにおける各交通手段の分担率(%)

	Wave1	Wave2	Wave3	3時点平均値
自動車	41.4	42.6	45.6	43.2
広島電鉄	29.0	23.7	19.5	23.7
JR山陽	9.5	8.3	9.5	9.1
路面バス	20.1	25.4	25.4	24.0
合計	100.0	100.0	100.0	100.0

込むことにより非観測異質性を考慮できる。そして、異質性パラメータが確率的に変動するかどうかによって、確率的に変動しない多時点固定効果モデルと確率的に変動する多時点確率効果モデルがある。確率効果モデルに関してノンパラメトリックのMass Point手法によりその有効性を既に確認できた<sup>1)</sup>。固定効果モデルに関して、ロジットモデルといった特定のモデル式形以外は適用しにくいなど、いくつかの問題点があるが、ロジットモデルが交通行動分析において幅広く用いられていることを考えると、多時点固定効果ロジットモデルの適用可能性を明らかにすべきである。

個人の異質性パラメータを取り入れた多項ロジットモデルを以下のように表すことができる。

$$\text{Prob}(y_{it} = j | i, j = 1, \dots, J) = \frac{\exp(\delta_{ij} + \beta' x_{ij})}{\sum_{j=1}^J \exp(\delta_{ij} + \beta' x_{ij})} \quad (1)$$

ただし、 $i, j, t$  はそれぞれ個人、選択肢と時点、 $y_{it}$  は選択結果、 $x_{ijt}$  は説明変数、 $\beta$  はそのパラメータ、 $\delta_{ij}$  は確率的に変動しない異質性パラメータを表す。

固定効果モデルの場合、条件付き最尤推定法で異質性パラメータをモデル式から排除した後に説明変数パラメータを推定する必要がある<sup>2)</sup>。2時点2項ロジットモデル( $y_{it} = 0 \text{ or } 1$ )を例に、もし  $y_{i1} + y_{i2} = 0 \text{ or } 2$  (添字1

と2は時点である）であれば、 $y_{i1}$ と $y_{i2}$ の和によって $y_{i1}$ と $y_{i2}$ は決められ、多時点にわたる同時確率が1となり、モデルでは $y_{i1}+y_{i2}=0$  or 2、つまり固定層（時点間で同一交通手段を選択するグループ）の行動を分析できなくなる。 $y_{i1}+y_{i2}=1$ 、つまり選択層（時点間で異なった交通手段を選択するグループ）の行動のみを扱うことができる。同様なやり方で多時点多項ロジットモデルへと拡張することができる。すると、多時点固定効果ロジットモデルの条件付き対数尤度関数は以下のようになる<sup>2)</sup>。

$$L_1 = \sum_{i=1}^{N_i} \left\{ \ln \left[ \frac{\exp(\beta' \sum_{i,j} x_{ij} w_{ij})}{\sum_{d \in B_i} \exp(\beta' \sum_{i,j} x_{ij} d_{ij})} \right] \right\} \quad (2)$$

ただし、 $B_i = \{d = (d_1, \dots, d_T) | d_j = 0 \text{ or } 1, \sum_j d_j = 1, \sum_j d_{ij} = 1, \sum_j d_{ij} w_{ij} = 1\}$ ,

$$\sum_j d_{ij} = s_{ij}, j=1, \dots, J; w_{ij} = 1 \text{ if } y_{it} = j; w_{ij} = 0 \text{ otherwise}$$

この条件付き対数尤度関数は異質性パラメータに依存しない。 $\beta$ の条件付き最尤推定は標準多項ロジットプログラムから簡単に得ることができる。

固定層の行動を固定効果モデルの枠組みの中で検討する場合、何らかの工夫が必要である。もし選択層と固定層が独立であると仮定すれば、以下のような全サンプルの最終対数尤度関数の定式化が考えられる。

$$L = L_1 + \Delta L_2 \quad (3)$$

ただし、 $L_1$ は式(2)であり、 $L_2$ は固定層の全時点ブーリングモデルの対数尤度関数である。 $\Delta$ は固定層の異質性を考慮するための対数尤度関数の修正項である。

式(3)を推定することにより、固定層と選択層の行動を同時にモデルの中で考慮することができるが、問題は固定層の異質性修正項 $\Delta$ に関する理論づけが不明である。この問題点を今後の研究課題として、本研究では式(2)の伝統的な固定効果モデルと、ここで新たに提案した $\Delta=1$ の場合の固定効果ロジットモデル式(3)の有効性を明らかにする。

#### 4. ケーススタディ

本研究ではJR阿品新駅に関するパネル調査データを利用する。説明変数はアクセス時間（分）、乗車時間（分）、コスト（円）、エグレス時間（分）である。169の4項選択パネルデータの中には42の個人は選択層に当たり、多時点固定効果モデル式(2)を推定するために用いられる。この42のパネルデータを用いたブーリングモデルと多時点固定効果モデル（式(2)）の推定結果を表-3に示す。そして、全サンプルのブーリン

表-3 選択層モデルの推定結果

説明変数	ブーリングモデル	固定効果モデル
アクセス (分)	-0.0449 (-1.48)	-0.0454 (-1.48)
乗車時間 (分)	-0.0011 (-0.16)	0.0025 (0.35)
コスト (円)	-0.0007 (-1.22)	-0.0007 (-1.21)
エグレス (分)	-0.0309 (-1.72)	-0.0326 (-1.87)
初期尤度	-89.51	-85.91
最終尤度	-82.61	-78.62
$\rho^2$	0.053	0.061
個人数	42	42

表-4 全サンプルモデルの推定結果

説明変数	ブーリングモデル	固定効果モデル
アクセス (分)	-0.0299 (-1.97)*	-0.0563 (-3.52)**
乗車時間 (分)	-0.0021 (-0.60)	-0.0138 (-3.40)**
コスト (円)	0.00001 (0.02)	-0.0005 (-1.71)
エグレス (分)	-0.0401 (-4.17)**	-0.0547 (-5.42)**
初期尤度	-359.29	-355.70
最終尤度	-331.07	-297.51
$\rho^2$	0.073	0.185
個人数	169	169

（括弧内：t値；\* : 5%, \*\* : 1%の水準で有意である）

グモデルと多時点固定効果モデル（式(3)）の推定結果を表-4に示す。

表-3と表-4から、固定効果モデルは自由度調整済み尤度比 $\rho^2$ が高く、特に式(3)の固定効果モデルは $\rho^2$ 値がブーリングモデルより倍以上にも高くなり、説明変数パラメータの有意性も高いことが分かる。

#### 5. 結論と今後の研究課題

以上の実証分析を通じて、非観測異質性を考慮できる固定効果モデル（式(2)）の有効性、特に、全サンプルを扱う新たな固定効果モデル（式(3)）の有効性が確認できた。今後、式(3)の異質性修正項 $\Delta$ の理論づけやMass Pointモデルとの比較などが必要である。

#### 参考文献

- 1) 杉恵頼寧・張 峻屹・藤原 章正(1995)：個人の異質性による交通機関選択モデルの構造分析、土木計画学研究・講演集17、pp.427-429.
- 2) Chamberlain G. (1980): Analysis of covariance with qualitative data, Review of Economic Studies, XLVII, pp. 225-238.