

IV-83

系列相関を考慮した集計型多時点SPモデル

広島大学大学院 学生員 小笹俊成
 広島大学大学院 正会員 杉恵頼寧
 広島大学大学院 正会員 藤原章正
 広島大学大学院 学生員 張 峻屹

1. はじめに

交通行動分析において、交通を取り巻く環境や個人の行動は時間的に変化する事が考えられ、多時点のデータを用いる必要性が叫ばれている。選好意識（Stated Preference：以下、SP）データにおいても、計画の変更や進展に応じて選好や意向が変化しやすいため多時点データが有用である。しかし、SP実験に取り入れられなかった省略変数の効果やSP固有のバイアスが異なる時点間で何らかの相関が存在することが考えられる。事実、本研究の前段階の研究では、各時点において推定したモデルの誤差項に1次の系列相関の存在が確認されている¹⁾。そこで、本研究ではその流れを受け、省略変数やバイアスを含む誤差項の系列相関を考慮したモデル推定を行う。具体的には、多時点にわたって収集したSPデータを用いて、誤差項の系列相関を考慮した集計型の多時点SPモデルを推定する。そして、時間的独立としてプーリングデータから推定したモデルと比較することにより、誤差項の系列相関を考慮するとモデル精度が向上できることを示す。

2. データの概要

本研究室では、1994年秋に開業した広島新交通システム（以下、新交通）に対するSP調査を1987、88、90、93、94年の5時点にわたって実施した。調査方法は5時点とも家庭訪問による調査票配布回収式で、対象地域は新交通の沿線に位置する広島北西部住宅団地、対象者は15歳以上の通勤通学者である。

SP実験は5ウェーブとも共通して3つの交通機関（自動車(CAR)、バス(BUS)、新交通(NTS)）に関する「順位づけ」方式で行った。取り上げた要因は後述の表2に示す10種類の交通サービス要因であり、要因の直交表への割り付けは各ウェーブで異なっている。全ウェーブとも直交表は $L_{27}(3^{13})$ を使用した。ウェーブ2以降では新交通の駅までのアクセス手段（徒歩、バス）別に団地を分け、それぞれについて水準の設定値

表1 分析に使用したデータの概要

	ウェーブ3 (1990)	ウェーブ4 (1993)	ウェーブ5 (1994)
回答者数(人)	596	520	503
SP質問の 繰返し回数	3	3	3
有効データ数	1646	1495	1377

を設けたためウェーブ1ではプロフィールが27種類、ウェーブ2～5では54種類となっている。本研究ではこのプロフィールを分析単位とした集計ロジットモデルを推定するため、以後の分析ではサンプル数の異なるウェーブ1を除いたウェーブ3～5のデータを用いることにする（ウェーブ2は取り上げた要因の数が他と多少異なるので、今回は用いない）。表1は本研究で用いたデータの概要である。

3. 交通機関選択モデルの推定

[1] 時点別の交通機関選択モデルの推定

式(1)、(2)に示す集計ロジットモデルを通常最小二乗法（OLS）によりそれぞれ推定した。表2に式(1)に関する推定結果を示す。

$$y_{i,t}^{CN} = \alpha_t^{CN} + \sum_k \beta_{k,t}^{CN} x_{i,t,k}^{CN} + u_{i,t}^{CN} \quad (1)$$

$$y_{i,t}^{BN} = \alpha_t^{BN} + \sum_k \beta_{k,t}^{BN} x_{i,t,k}^{BN} + u_{i,t}^{BN} \quad (2)$$

ここで、 $y_{i,t}^{CN} = \ln(P_{i,t}^{CAR} / P_{i,t}^{NTS})$ 、 $y_{i,t}^{BN} = \ln(P_{i,t}^{BUS} / P_{i,t}^{NTS})$

$$P_{i,t}^{CAR} + P_{i,t}^{BUS} + P_{i,t}^{NTS} = 1 \quad (3)$$

ただし、 $P_{i,t}$ ：ウェーブtプロフィールiの選好割合、 α ：定数項、 β_k ：説明変数のパラメータ、 $u_{i,t}$ ：誤差項である。

[2] 系列相関を考慮した交通機関選択モデルの推定

まず、式(4)に示す一般化されたダービン・ワトソン（以下、DW）統計量を用いて、誤差項の1次系列相関の有無を調べた結果を表3に示す。同表から、誤差項に正の1次系列相関の存在が確認された。

表2 交通機関選択モデルの推定結果

説明変数	式(1)	OLS 1990	OLS 1993	OLS 1994	プーリング モデル	SUR モデル
定数項		-3.1738	-3.9255*	-1.9360	-0.2703	-0.0863
新交通の乗車時間 (分)		0.0502**	0.0176	0.0222	0.0300**	0.0284**
新交通の料金 (100円)		0.6519*	1.1006**	0.5603	0.1369	0.1437
新交通の待ち時間 (分)		0.0670	0.0390	0.0320	0.0388	0.0390
新交通のアクセス時間 (分)		0.5986*	0.0666**	0.0258	0.0508**	0.0517**
新交通の混雑度		0.1857	0.0415	0.0892	0.1055	0.1179
自動車の乗車時間 (分)		-0.0278**	-0.0436**	-0.0300**	-0.0324**	-0.0321**
自動車の駐車料金 (100円)		-0.2557**	-0.2615**	-0.2247**	-0.2473**	-0.2539**
バスの乗車時間 (分)		-0.0036	0.0091	0.0112	-0.0012	-0.0017
バスの料金 (100円)		0.0752	-0.0787	0.1807	0.2190	0.1861
バスの待ち時間 (分)		-0.0306	-0.0133	-0.0220	-0.0220	-0.0281
居住地ダミー		-0.4731	-0.6142**	-0.7454*	-0.6656**	-0.6434**
重相関係数		0.8971	0.8691	0.7915	—	—
サンプル数		54	54	54	162	162

注: * 5%有意 ** 1%有意

$$DW = \frac{\left[\sum_{i=1}^N \sum_{t=2}^T (\hat{u}_{i,t} - \hat{u}_{i,t-1})^2 \right]}{\left[\sum_{i=1}^N \sum_{t=1}^T \hat{u}_{i,t}^2 \right]} \quad (4)$$

そこで、モデルの中に系列相関を表現するため、式(1)、(2)の誤差項に対して、式(5)、(6)を導入する。

$$u_{i,t}^{CN} = \rho^{CN} u_{i,t-1}^{CN} + \varepsilon_{i,t}^{CN} \quad (5)$$

$$u_{i,t}^{BN} = \rho^{BN} u_{i,t-1}^{BN} + \varepsilon_{i,t}^{BN} \quad (6)$$

ここで、 ρ は1次系列相関パラメータであり、 ε は時間的に独立な誤差である。

すると、1次系列相関を考慮した集計ロジットモデル式は以下ようになる。

$$y_{i,t}^{CN} = \alpha^{CN} + \sum_k \beta_k^{CN} x_{i,k,t}^{CN} + \varepsilon_{i,t}^{CN} \quad (7)$$

$$y_{i,t}^{BN} = \alpha^{BN} + \sum_k \beta_k^{BN} x_{i,k,t}^{BN} + \varepsilon_{i,t}^{BN} \quad (8)$$

$$y_{i,t}^{CN} = \begin{cases} y_{i,t}^{CN} & t=1 \\ (y_{i,t}^{CN} - \rho^{CN} y_{i,t-1}^{CN}) / (1 - \rho^{CN}) & t>1 \end{cases} \quad (9)$$

$$x_{i,t}^{CN} = \begin{cases} x_{i,t}^{CN} & t=1 \\ (x_{i,t}^{CN} - \rho^{CN} x_{i,t-1}^{CN}) / (1 - \rho^{CN}) & t>1 \end{cases} \quad (10)$$

$y_{i,t}^{BN}$ と $x_{i,k,t}^{BN}$ も式(9)、(10)と同様の形となる。 ρ と説明変数パラメータの一致推定量を得るため、段階推定を採用する。まずOLS法で式(11)を推定し、得た $y_{i,t}$ のパラメータ値を ρ の推定値とする。つぎに、この ρ 値 ($\hat{\rho}^{CN} = 0.136, \hat{\rho}^{BN} = 0.013$) による変換式(7)と(8)にSUR (Seemingly Unrelated Regression) 法を適用する。推定結果を表2に示す。

$$y_{i,t} = \tau + \rho y_{i,t-1} + \sum_k \phi_k x_{i,k,t} + \sum_{k'} \phi_{k'} x_{i,k',t-1} + \omega_{i,t} \quad (11)$$

表2より、いずれのモデルもパラメータの符号に論理矛盾はなかった。またSURモデルとプーリングモデル

表3 DW検定の結果

	式(1)	式(2)
DW値	1.1806*	1.4592*
	(正の1次系列相関)	* 5%有意

表4 モデル精度の比較

	プーリングモデル	SURモデル
相関係数	0.8540	0.8604
RMS誤差	9.6929	9.5317
不一致係数	0.1283	0.1259

ルを比較すると、同じ交通サービス変数の説明力が高かった。重相関係数についてはSURモデルの都合上比較の指標とならないので、後述の表4の相関係数で比較する。次に、SURモデルとプーリングモデルのモデル精度の比較を行った結果を表4に示す。同表より、相関係数、RMS誤差、不一致係数のいずれにおいても、ごくわずかではあるがSURモデルの方が精度が良いことを示している。

4. おわりに

ダービン・ワトソン検定により、各時点のSPモデルの誤差項には正の1次系列相関の存在を確認できた。そして、誤差項の系列相関を考慮したSURモデルを推定した結果、それを考慮していないプーリングモデルに比べ、モデル精度を向上させることができた。

参考文献

1) 杉恵頼寧・藤原章正・小笹俊成(1994): 時点間の系列相関を考慮した集計型交通機関選択モデル, 土木学会第49回年次学術講演会講演概要集, pp.896-897.