

広島大学工学部 正会員 藤原章正  
 広島大学工学部 正会員 杉恵頼寧  
 広島大学大学院 学生員 小笠俊成

### 1. はじめに

現存しない交通機関に対する需要予測手法として、選好意識 (Stated Preference: 以下、SP) 調査データを利用する研究が盛んに行われてきている。しかし、個人の意識は時間的に変化することが予想されるので、単に横断的なデータを利用するのは不十分である。そこでRPデータを用いた交通行動分析と同様に、SP分析においても、多時点にわたり同一個人について反復調査したパネルデータの利用が重要視されている。

このことを背景に、本研究室では1987, 88, 90, 93年の4時点において15歳以上の通勤通学者を対象としてSPパネル調査を実施した。本研究は、この4時点で収集したSPデータを用いて集計型の交通手段選択モデルを構築し、モデルの時系列分析を行う。具体的にはモデル誤差項の時点間の系列相関の大きさを検定し、系列相関を考慮にいれた多変量回帰分析である。Seemingly Unrelated Regression (SUR)に基づくモデル推定結果を、従来から用いられてきた一般化最小二乗法 (GLS)によるモデルの結果と比較する。

### 2. SPパネル調査の概要

4時点とも家庭訪問による調査票配布回収式で、季節変動を避けるためにいずれも11月に実施した。調査対象地域は、1994年秋に開業予定の新交通システム（以下、新交通）の沿線に位置する広島市北西部住宅団地である。表1に各時点で参加した全回答者数とそのうち以降の調査にも1回以上参加した回答者数を示す。前時点での調査の参加協力が得られた人のみを対象としたウェーブ2の調査では、全回答者数が少なく、以降の調査に参加した人の割合も低くなかった。

表1 各ウェーブにおけるサンプル数

ウェーブ (年)	1 (1987)	2 (1988)	3 (1990)	4 (1993)
全回答者数	509人	447	595	568
以降の調査に 参加した人数	331	154	360	---

SP実験は4ウェーブとも共通して3つの交通機関（自動車、バス、新交通）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11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<sub>27</sub>(3<sup>13</sup>)を使用したが、ウェーブ2以降では新交通の駅までのアクセス手段（歩行、バス）別に団地を分け、それぞれについて水準の設定値を設けたためウェーブ1ではプロファイルが27種類、ウェーブ2~4では54種類となっている。本研究ではこのプロファイ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2~4のデータを用いることにする。

### 3. 交通機関選択モデルの推定と時点間比較

#### (1) 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推定した。ただし条件(3)によりこれら2式の誤差項間に相関があるため、GLSによりモデル推定を行った。

$$\ln\left(\frac{P_i^{CAR}}{P_i^{NTS}}\right) = \alpha^{CN} + \sum_j \beta_j^{CN} X_{ij} + u_i^{CN} \quad (1)$$

$$\ln\left(\frac{P_i^{BUS}}{P_i^{NTS}}\right) = \alpha^{BN} + \sum_j \beta_j^{BN} X_{ij} + u_i^{BN} \quad (2)$$

$$P_i^{CAR} + P_i^{BUS} + P_i^{NTS} = 1 \quad (3)$$

ただし  $P_i^{NTS}$ : プロファイル  $i$  の新交通の選好割合

$\alpha^{CN}$ : 自動車／新交通モデルの定数項

$\beta_j^{CN}$ :  $j$  番目の説明変数

$u_i^{CN}$ : プロファイル  $i$  の誤差項

式(1)のモデルの推定結果を表2に示す。重相関係数は3時点とも高い値を示しており、適合度の高いモデルである。説明変数の符号は新交通の混雑度を除いて論理矛盾はない。自動車の交通サービス変数の  $t$  値はすべて有意な値を示しているが、新交通の乗車時間、待ち時間は説明力が低い。

表2 GLSによる交通機関選択モデル推定結果

説明変数	式(1)	1988	1990	1993
定数項	-5.6265**	-2.9881	-3.8840*	
新交通の乗車時間 (分)	0.0391	0.0502**	0.0176	
新交通の料金 (100円)	0.7330**	0.6520*	1.1006**	
新交通の待ち時間 (分)	0.1609	0.0670	0.0390	
新交通のアクセス時間 (分)	0.1318**	0.0599*	0.0666**	
新交通の混雑度	-0.5998*	-0.1857	-0.0415	
自動車の乗車時間 (分)	-0.0192**	-0.0278**	-0.0436**	
自動車の駐車料金 (100円)	-0.2267**	-0.2557**	-0.2615**	
バスの乗車時間 (分)	-0.0030	-0.0034	0.0091*	
バスの料金 (100円)	0.1579	0.0752	0.0786	
バスの待ち時間 (分)	0.0278	-0.0306	-0.0133	
バスの混雑度	-0.0753			
居住地ダミー	-0.4414	-0.4731	-0.6142**	
重相関係数	0.8094	0.8971	0.8691	
サンプル数	54	54	54	

注: \* 5%有意 \*\* 1%有意

## (2) パラメータの時点間比較

表2のモデルパラメータの2時点間の差のt検定を行い、各変数の時点間の差異を調べた。表3よりほとんどのパラメータは時点間の安定性が認められたが、90と93年の自動車の乗車時間については統計的に有意差があり、時間的に安定しているとは言えなかった。

## (3) 誤差項の1次系列相関

次に、式(4)に示す一般化されたダービン・ワトソン(以下、DW)値を用いてDW検定を行い、誤差項の1次系列相関の有無を調べた。表4に示す結果より、誤差項に1次の正の系列相関の存在が確認された。このことはSP実験で扱った要因以外にも3時点で共通に重要な説明変数が存在する可能性を示している。

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

t検定とDW検定より各ウェーブで推定したモデルには時間的安定性が認められず、3時点のデータを単にプールしてモデルを推定することはできない。そこで、モデルの誤差項の時点間の系列相関を考慮できるSUR推定法によりモデルを推定した。SUR推定法を用いることにより、モデルの推定パラメータの有効性が改善される。推定結果を表5に示す。

表5と表2を比較するとSURモデルの方がGLSモデルよりも重相関係数が若干小さくなっている。これはSURの特性上、全ウェーブに共通して用いていない要因(バスの混雑度)を除いたためである。パラメータ

表3 パラメータ間の差のt検定

説明変数	t検定量	
	88-90	90-93
新交通の乗車時間	0.3548	1.7090
新交通の料金	0.2223	1.1854
新交通の待ち時間	0.9167	0.4551
新交通のアクセス時間	1.3784	0.2108
新交通の混雑度	1.5283	0.8695
自動車の乗車時間	1.3711	2.1572*
自動車の駐車料金	0.5298	0.1217
バスの乗車時間	0.0390	1.9588
バスの料金	0.2087	0.0090
バスの待ち時間	1.3906	0.4555
居住地ダミー	0.0711	0.4235

\* 5%有意

表4 DW検定の結果

	88-90	90-93	88-90-93
DW値	0.8793*	1.0735*	1.0936*
(正の系列相関)			* 5%有意

表5 SURによる交通機関選択モデルの推定結果

説明変数	式(1)	1988	1990	1993
定数項	-5.7601**	-2.9638	-3.9784*	
新交通の乗車時間 (分)	0.0510	0.0502**	0.0185	
新交通の料金 (100円)	0.7222**	0.6446*	1.0980**	
新交通の待ち時間 (分)	0.1420	0.0732	0.0333	
新交通のアクセス時間 (分)	0.1311**	0.0599*	0.0664**	
新交通の混雑度	-0.6384**	-0.1726	-0.1140	
自動車の乗車時間 (分)	-0.0185**	-0.0279**	-0.0428**	
自動車の駐車料金 (100円)	-0.2236**	-0.2552**	-0.2615**	
バスの乗車時間 (分)	-0.0028	-0.0034	0.0097*	
バスの料金 (100円)	0.1541	0.0764	0.0896	
バスの待ち時間 (分)	0.0202	-0.0321	-0.0128	
居住地ダミー	-0.5226	-0.4768	-0.6273**	
重相関係数	0.8076	0.8971	0.8679	
サンプル数	54	54	54	

注: \* 5%有意 \*\* 1%有意

推定値はGLSモデル同様論理的に妥当な符号となっており、t値に関して言えばウェーブ2の新交通の混雑度が5%から1%有意になっていたのをはじめ全体的にやや高くなった。

## 4. おわりに

3時点で推定したモデルのパラメータは一部時間的安定性は認められず、誤差項には1次の系列相関の存在が確認された。そこで時点間の系列相関を考慮したSURモデルの推定を行った結果、パラメータの有効性を高めることができた。