

更新サンプルを含む選好意識パネルデータを用いた 交通手段選択モデル

藤原 章正

広島大学大学院国際協力研究科・助教授

〒739 東広島市鏡山1-7-2

杉恵 頼寧

広島大学大学院国際協力研究科・教授

1. 序論

個人の交通選択行動には、その時点で与えられた交通環境や制約条件が作用するだけでなく、過去に経験した交通環境やそれまでの行動履歴も影響することが実証されてきた (Kitamura 1990)。これは同一個人の行動を複数時点に渡って追跡調査したパネルデータを用いた分析によって初めて明らかにされる事実であり、従来のクロスセクションデータを用いた分析では不可能である。

パネル分析は交通政策の実施前と実施後の個人の交通行動 (Revealed Preference: RP) を直接比較し、インパクト評価を行う場合に威力を発揮する。新規に代替案が提供されたり、サービス水準が大きく変化する場合には、実施前のデータは交通行動データ (RPデータ) に代わって選好意識 (Stated Preference: SP) データとなる。いわゆる事前・事後分析ではSPとRPのパネルデータが用いられることも多い。特にここ10数年間にSPデータの信頼性を明らかにすることを目的として、SPとRPを比較する研究が数多くなされてきた (例えば、Couture and Dooley, 1981; Louviere et al., 1981; Wardman 1988)。

計画や政策の実施前にSPデータだけを対象としたパネル調査が実施されることもある。多時点で

同一個人のSPデータを収集するパネル調査は、次のような場合に有効となる。

- 1) 個人の多時点のSPデータを比較し、回答の時間変化を明らかにする場合、
- 2) 実験に用いた交通サービス要因のSPに対する影響の時間変化を明らかにする場合、
- 3) 個人の好みの異質性を測定し、マーケットセグメントを行う場合

いずれの場合もSPデータの信頼性の向上とSPモデルの予測精度の改善が期待される。3) は1時点のSPデータでも理論上可能であるが、実際にはサンプルサイズの制約があり、SPパネルデータではこの点を補うことができる。

一方、パネル調査には、時点の進行につれて被験者がしだいに離脱 (dropout) して行くという“サンプル消耗 (panel attrition)”の問題と、それによってサンプル属性の構成や行動/意識の分布に偏りが生じるという“消耗バイアス (attrition bias)”の問題があり、パネル分析の適用上の問題点となっている。

前者の問題はパネル調査の実施方法すなわち調査間隔、調査回数、サンプリング、中間時点での被験者とのコンタクト、調査協力に対する謝礼などに関連している。また一般には、各時点で離脱したサンプル数を補うためにサンプルの減少分だけ新規に抽出する“パネル更新 (panel refresh-

ment) ”法がとられるが、この場合、調査への参加回数や調査間隔の異なる被験者が混在するサンプルとなるため、これまで開発されてきたパネルデータを用いたモデリング手法をそのまま用いることは難しい。

後者の問題に関しては、モデル推定の過程で消耗バイアスの補正を行ういくつかの方法が提案されている (Kitamura and Bovy, 1987; Hensher, 1987)。例えばPendyala and Kitamura (1992)、Nishii and Kondo (1992)は選択肢別サンプリングに適用される重みづけ法を援用し、次時点への参加確率の逆数で尤度関数を重みづけする方法を提案した。これらの方法は、1時点前の調査に参加した回答者のデータを用いるため、パネル更新によって新規に収集したデータを含むパネルデータではその適用がより複雑になる。そこでPendyala and Kitamura (1995)のような更新サンプルを含む場合の消耗バイアス修正法の開発も行われるようになってきた。

本研究の目的は、更新サンプルを含むパネルデータを有効に活用する交通手段選択モデルを構築することである。このようなパネルデータを時点間で共通のサンプルを多く含む繰り返しクロスセクションデータと見なし、従来から時系列分析で用いられている豊富なモデル手法を適用する。具体的にはSeemingly Unrelated Regression (SUR) 推定法によってモデルを推定し、その結果を通常最小二乗法 (OLS) によるモデル結果と比較する。

Zellner (1962) によって開発されたこのSURモデルは、N個の回帰式からなるモデルで、各モデルの誤差項間に系列相関が存在する場合にも有効性のあるパラメータ推定量が得られる。更新サンプルを含むパネルデータに基づいて構築した各時点のモデルの誤差間には高い系列相関が働くことが予想されるため、OLSモデルよりもSURモデルの方が、経年的な交通手段選択行動をより正確に記述することが期待される。

2. SPのパネルデータの概要

広島市の新交通システムは、市北西部住宅地から市内中心部への通勤による交通混雑を緩和する

ことを目的として1994年8月に開業した。この新交通システムに対する好み (SP) を尋ねるパネル調査が、1987, 88, 90, 93, 94年の5時点で渡って実施された。第1回目の調査は新交通システムが開業した後の通勤・通学者の交通手段選択行動を予測するために行われた。続いて新交通システムに対するSPの計画の進展に伴う時間的変化について調べるために、1988~94年までの間に4回の調査が行われた。第5回目の調査を除く各調査とも、季節変動を避けるためにいずれも11月に実施した。第5回目の調査は開業2ヶ月前の1994年6月に行った。

本分析では初めの4回のデータを使用する。調査の間隔は、第1回目 (以下、ウェーブ1) と第2回目 (ウェーブ2) の間が1年、ウェーブ2と3の間が2年、ウェーブ3と4の間が3年と漸増している。SPパネル調査の内容はFujiwara and Sugie (1994)により詳しい。

SP実験は3つの交通機関 (自動車、バス、新交通システム) の“順位づけ(rating)”形式で行った。SP実験に使用した交通サービス要因はTable 1に示す11種類である。各々の要因には3水準を設定した。これらの水準の中央値を同表に示す。より信頼性の高いSP回答を得るためには、仮想状況が現実からかけ離れていないことが前提となる。そこで新交通システム計画の進展や実際の交通サービスの変化を反映し、ウェーブによって水準値は異なっている。またウェーブ2以降では、回答者の居住地を新交通システムの最寄り駅へ徒歩アクセスが可能な団地と可能でない団地の2つに分けて水準値を設定した。なおバスの運賃 (BC) はウェーブ1では一定値とした。新交通システムの車内混雑 (NS) はウェーブ1を除くウェーブにおいて設定し、バスの車内混雑 (BS) はウェーブ2のみにおいて設定した。駐車料金 (PC) は月極め料金を0、1、2万円と仮定し、50往復で除して片道当りの負担額に換算した。自動車の交通費用はこの駐車料金に一律燃料費を加えた値を提示した。バスおよび新交通システムの運賃 (BC, NC) は片道運賃を設定した。

実験計画法に従って、これらのサービス水準を組合せた3つの交通手段の選択肢を27種類設定した。ウェーブ2以降では新交通システムの駅まで

Table 1 Levels of travel factors designed in SP experiments at each wave

Travel factor		Wave 1	Wave 2	Wave 3	Wave 4
[Car]					
In-vehicle time (min.)	CT	62.5	67.5	75.0	65.0
Parking cost (yen)	CP	200	200	200	200
[Bus]					
In-vehicle time (min.)	BT	47.5	55.0	62.5	57.5
Fare (yen)	BC	—	440	440	455
Waiting time (min.)	BW	9.8	5.3	3.3	3.3
Congestion in vehicle	BS [#]	—	0.3	—	—
[New Transit System]					
In-vehicle time (min.)	NT	23.5	22.5	22.5	22.5
Fare (yen)	NC	430	480	490	455
Waiting time (min.)	NW	11.7	9.0	9.0	9.0
Access time (min.)	NA	3.3	3.3	3.3	2.5
Congestion in vehicle	NS [#]	—	0.3	0.3	0.3

[#]) = 1: if possible to have a seat, = 0: otherwise.

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を設けたため、合計54種類のプロファイルが作成された。

回答者は、ウェーブ1では新交通システム沿線の住宅地区から約500世帯を無作為に抽出した。ウェーブ2ではウェーブ1で、次回調査への参加のために氏名と電話番号を答えた回答者のみを抽出した。その結果、サンプル消費率が非常に高くなった。一方、ウェーブ3および4においては、過去に調査対象となったことのある世帯を訪問し調査を依頼した。またパネル更新のための新規対象世帯は、ウェーブ1と同様に無作為抽出を行った。

なお1世帯当たり2通の調査票を配布したため、新規回答者の中には、無作為に抽出された世帯の構成員ではなく、過去に調査対象となったことのある世帯の者も含まれている。特にウェーブ4では、調査対象団地の大半の世帯が少なくとも1度調査を経験した世帯となったため、このようなタイプの新規回答者が多く含まれている。したがって4時点目以降の更新サンプルは必ずしも無作為抽出によるものではない。

調査票記入日の2～3日前に、前回までのパネ

ル調査結果の概要を依頼状と一緒に配布した。またウェーブ4で初めて調査票配布時に謝礼として簡単な粗品を進呈した。

3. パネル更新の有効性

(1) 更新サンプルを含むSPパネルデータの母集団代表性

本研究では1時点前と現在の両ウェーブに継続して参加した回答者を残留者 (stayers) と呼ぶ。また離脱者 (dropouts) は以下の理由で、前時点には参加したものの現時点で回答が途絶えた者と定義する。

- ・ 引っ越しなどにより被験者とのコンタクトが不可能になった場合、
- ・ 回答者が15歳以上の通勤・通学者に該当しなくなった場合、
- ・ 個人の社会経済属性が前時点のデータとマッチしない場合、
- ・ 調査の回答を拒否した場合

更新者 (refreshments) は離脱者を補うために新規に抽出した回答者である。この更新者はさらに

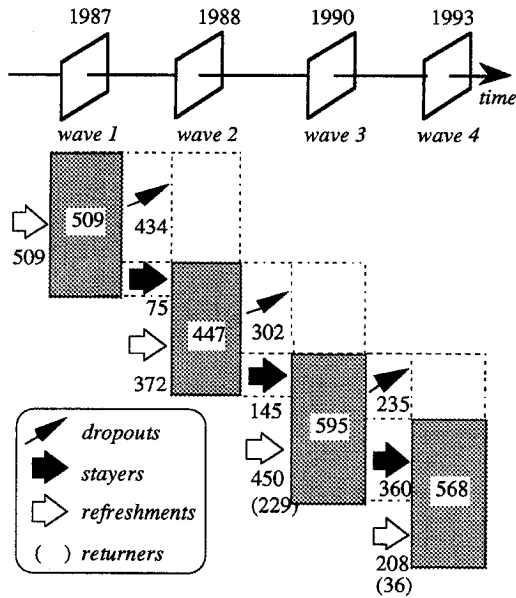


Fig. 1 Outline of panel attrition and refreshment in SP survey at each wave

その時点で初めて参加した者と以前に調査を経験したことがある者の2つに分けられ、後者を特に復帰者 (returners) と呼ぶことにする。

4時点の調査における回答者の参加状況の変化をFig. 1に示す。Fig. 1の横軸は時間を表し、縦方向の数値は各ウェーブの参加タイプすなわち残留者、離脱者、パネル更新による新規参加者、離脱から再び調査対象者に戻った復帰者ごとの各々の該当人数を表している。例えばウェーブ1と2の間の残留者数は75人であり、その間の離脱者は434人である。ウェーブ3において更新者の数は450人であり、そのうち229人が1回目または2回目の調査に参加したことがある復帰者である。

パネル更新を行った結果、各ウェーブにおける全サンプル数は509、447、595、568人となり、統計分析を行うのに十分なサンプル数が確保された (Table 2)。ウェーブ2のサンプル数が他の時点より少ない原因は、予想を上回る大量の離脱者がためたためである。残留者の人数はウェーブ2から4にかけて調査が進むにつれて増加しており、逆に離脱者の数はウェーブ1から3の間で減少して

いることがわかる。延べ2,119人の回答者が4回のウェーブの間でSPパネル調査に参加した。

個人属性の構成分布を参加タイプによる回答者のグループ間で比較する。1例としてサンプル消耗の影響が最も大きく現れた性別を取り上げる。各グループにおける男性の構成割合をTable 3に示す。残留者のグループの男性の割合は離脱者のグループに比べて高い。これは本パネル調査の対象が通勤・通学者に限られているため、主としてフルタイムの就業者で構成されている男性の回答者が残留しやすいことが考えられる。離脱者のグループの男性の割合はウェーブ1～3において更新者グループの割合と大きな違いはみられない。このことから残留者のサンプルでは性別の構成分布について母集団代表性が低下していることがわかれる。

更新者を含む全サンプルにおける男性の割合は62.3～70.7%の範囲にあり、残留者グループの割合よりも低い。各時点の両グループの構成割合の差を両側t検定によって統計的に検定する。帰無仮説は“ H_0 : 構成割合は互いに等しい”である。Table 4に示すように、ウェーブ3を除いて帰無仮説は棄却された。したがって残留者の男性の割合は全サンプルとは有意に異なると結論づけることができる。

いまウェーブ1における全サンプルはランダムに抽出されていることから、このサンプルの分布が最も母集団分布に近いことが予想される。そこで全サンプルの男性の割合のウェーブ1とその他のウェーブの差について同様のt検定を行った (Table 5)。検定の結果、ウェーブ2および3において更新者を含む全サンプルの男性の割合は、ウェーブ1と有意差はないことが明らかになった。したがって本パネルサンプルの場合、パネル更新を行うことによって個人属性の構成割合の母集団代表性を保つことができたと言える。ウェーブ4については有意差が認められた。Table 3に示すようにこの時点の更新者は男性の割合が47.1%と低いことが原因である。これは前述のように、第4回目の調査の更新サンプルは必ずしも無作為抽出によるものではなく、調査対象者の配偶者が新規回答者となるケースが多かったことによるものと推測される。

Table 2 Numbers of stayers, dropouts, refreshments and returners at each wave

	Wave 1	Wave 2	Wave 3	Wave 4	Total
Stayers	—	75	145	360	580
Dropouts	434	302	235	—	971
Refreshments	509	372	450	208	1539
Returners	—	—	229	36	265
All samples	509	447	595	568	2119

Table 3 Percentages of male for stayers, dropouts, refreshments and returners at each wave (%)

	Wave 1	Wave 2	Wave 3	Wave 4	Total
Stayers	—	84.0	74.5	71.1	73.6
Dropouts	67.5	68.9	61.3	—	66.4
Refreshments	69.9	68.0	64.9	47.1	64.9
Returners	—	—	72.5	54.3	69.4
All samples	69.9	70.7	67.2	62.3	67.3

Table 4 T-test for difference of percentage of male between stayers and all samples at each wave

	Wave 2	Wave 3	Wave 4	Total
Stayers vs. All samples	2.40*	1.73	2.76*	2.91*

*: significant at 5% level

Table 5 T-test for difference of male percentage in all samples between wave 1 and other waves

Wave 1 vs. Wave 2	Wave 1 vs. Wave 3	Wave 1 vs. Wave 4
0.25	0.97	2.64*

*: significant at 5% level

(2) 新交通システムのSPの消耗バイアス

パネル消耗がモデル構築の上で最も問題となるのは、上述のような母集団代表性の欠如に加えて、残留者の属性の分布に偏りが生じ、さらにその偏りがSPと相関をもつ、すなわち消耗バイアスが発生する場合である。そこで次に、回答者のパネル調査への参加の形態とSP回答との関係について詳しく分析する。

新交通システムを選好順位1位としたSP回答の割合（シェア：NTS share）を残留者、離脱者、更新者、復帰者のグループ別にウェーブごとにTable 6にまとめた。残留者の新交通システムの

シェアがウェーブ2および3において最も高い値を示している。新交通システムの利用意向が高い人がパネル調査に協力的であることがうかがわれる。この結果を残留者と全サンプルのシェアの差のt検定を行って統計的に確かめた（Table 7）。帰無仮説は“ H_0 ：両サンプルのシェアは等しい”である。ウェーブ2および3において有意水準5%で有意な差がみとめられた。このことは個人のSP回答とパネル消耗には強い関係がある、換言すれば、消耗バイアスが存在することを示している。一方、ウェーブ4では残留者のシェアの方が低い値を示しているが、検定の結果帰無仮説は棄却され、この時点の残留者のシェアは全サンプル

と有意な差はないと結論づけられる。

またTable 6よりに示すように、全サンプルのシェアは更新者のシェアに近い。したがってランダムサンプリングで抽出した更新者のシェアが母集団分布を正確に反映しているとき、パネル更新によって全サンプルの消耗バイアスは薄められる

ことが見込まれる。

本節の分析結果から、パネル更新は社会経済属性の母集団分布を表し、またSPパネル調査の消耗バイアスを修正するための有効な方法であると言える。

Table 6 NTS shares for stayers, dropouts, refreshments and returners at each wave (%)

	Wave 1	Wave 2	Wave 3	Wave 4	Total
Stayers	—	70.1	63.3	43.1	53.1
Dropouts	51.5	60.6	55.2	—	55.6
Refreshments	52.2	60.5	52.3	49.8	54.2
Returners	—	—	52.8	48.0	52.3
All samples	52.2	62.1	54.9	45.5	53.9

Table 7 T-test for NTS share difference between stayers and all samples at each wave

	Wave 2	Wave 3	Wave 4	Total
Stayers vs. All samples	2.61*	3.51*	1.23	0.64

*: significant at 5% level

Table 8 Results of ANOVA (F-statistics)

Factor	Car share				NTS share			
	Wave 1	Wave 2	Wave 3	Wave 4	Wave 1	Wave 2	Wave 3	Wave 4
CT	13.1#	8.7*	38.7#	18.6#	11.6#	4.3	7.4*	6.1*
CP	37.9#	27.6*	36.6#	23.9#	9.1#	11.4*	5.0	9.9*
BT	0.1	1.5	2.9	6.6*	14.6#	15.4*	6.0*	0.8
BC	—	0.7	0.2	1.0	—	0.2	1.3	0.1
BW	1.5	0.5	0.2	1.0	3.3	0.8	0.4	0.4
NT	0.2	0.5	4.2	0.3	9.2*	0.9	3.6	1.4
NC	3.4	1.1	3.8	1.9	27.7#	4.3	1.2	11.1#
NW	1.2	0.5	3.8	0.5	1.9	2.9	0.4	0.6
NA	3.4	0.7	3.7	1.7	12.2#	2.0	3.5	5.4*
NS	—	0.4	2.3	0.8	—	5.0	2.1	1.9

*: significant at 5% level, #: significant at 1% level

4. 更新サンプルを含むSPパネルデータのモデリング

(1) SPに影響を及ぼす要因の分析

SP実験に用いたTable 1の11種類の交通サービス要因)が新交通システム、自動車、バスの選好

意識に及ぼす影響の大きさを分散分析(ANOVA)により調べる。ただしバスの車内混雑(BS)はウェーブ2の実験にしか用いられていないので、この分析からは除外する。(ウェーブ1、3、4においては調査地域のバス利用者は着席できる(BS=1)ものと考えた)。分析に使用するサンプルは各ウェーブでパネル更新を行った後の

全サンプルであり、ウェーブごとプロファイルごとに新交通システムおよび自動車の選好割合を集計した値を分析データとする。なお、無回答を除くと、各プロファイルの有効回答数には44~77回答の範囲でばらつきが生じたが、最低でも44サンプルが確保されていることから、集計値の信頼性に大きな影響はないものと判断した。

Table 8に分析結果を示す。自動車では全時点とも自動車の乗車時間 (CT)、駐車料金 (CP) の主効果だけが統計的に有意であり、自動車の選好はこれらの要因が重要な決定要因となっていることがわかる。一方、新交通システムの選好に影響を及ぼす要因はウェーブを通して変化している。またウェーブ2と3では新交通システムの要因の中で有意水準5%で有意な効果を示すものがなく、SP実験で取り扱わなかった交通サービス要因の効果とランダム誤差の効果が相対的に大きいことが考えられる。

(2) 交通機関選択モデルの推定

パネル更新によってサンプルの離脱分を新規サンプルで補うことは、前節3.に示したような利点がある。しかし、個人単位でみると参加回数等に違いがあり、非集計モデルを構築して過去の履歴を表す時差変数や状態依存効果を説明変数としてモデルの中に取り入れることは難しい(Sugie and Fujiwara 1994)。1つの対策としては、1.で紹介した消耗バイアスの修正方法を適用することが考えられるが、3時点以上の多時点に適用するには複雑な修正が要求されることが予想される。

そこでここでは個人のSPをプロファイル別に集計して求めたシェアを目的変数とする集計ロジット型の交通機関選択モデルを採用する。目的変数が連続変量になることから時系列分析で開発されてきた既存の豊富な推定手法が適用可能となる。

モデル構造は式(1)と(2)で表される。

$$P_{it}^j = \exp(V_{it}^j) / \sum_{j=1}^3 \exp(V_{it}^j) \quad (1)$$

$$V_{it}^j = \alpha_t^j + X_{it}\beta_t^j + u_{it}^j \quad (2)$$

ただし

P_{it}^j : 手段j時点tプロファイルiのシェア

V_{it}^j : 手段j時点tプロファイルiの効用関数

α_t^j : 手段j時点tの定数項

β_t^j : 手段j時点tの係数ベクトル

X_{it} : 時点tプロファイルiの説明変数ベクトル

u_{it}^j : 手段j時点tプロファイルiの誤差項

式(1)で求められる自動車およびバスのシェアと新交通システムのシェアの比をとり、両辺の対数をとると次の線形回帰式が得られる。

【自動車/新交通モデル】

$$\ln(P_{it}^{car}/P_{it}^{NTS}) = \alpha_t^{CN} + X_{it}\beta_t^{CN} + u_{it}^{CN} \quad (3a)$$

【バス/新交通モデル】

$$\ln(P_{it}^{bus}/P_{it}^{NTS}) = \alpha_t^{BN} + X_{it}\beta_t^{BN} + u_{it}^{BN} \quad (3b)$$

ただし

$$P_{it}^{car} + P_{it}^{bus} + P_{it}^{NTS} = 1 \quad (4)$$

$$\alpha_t^{CN} = \alpha_t^{car} - \alpha_t^{NTS} \quad (5a)$$

$$\alpha_t^{BN} = \alpha_t^{bus} - \alpha_t^{NTS} \quad (5b)$$

$$\mu_{it}^{CN} = \mu_{it}^{car} - \mu_{it}^{NTS} \quad (6a)$$

$$\mu_{it}^{BN} = \mu_{it}^{bus} - \mu_{it}^{NTS} \quad (6b)$$

モデル(3a)と(3b)にはウェーブごとの4つの回帰式が存在する。これらの式が互いに独立であるとし、すなわち誤差項間に系列相関が働かないことを前提として、OLSを各式の推定に適用した。また同一時点において式(3a)と(3b)のモデルの誤差項間には式(4)に示す制約により相関が働くため、最良不偏推定量を得るために一般化最小二乗法 (GLS) による推定も行った。

式(3a)の自動車/新交通モデルのGLSによる推定結果をTable 9に示す。説明変数ベクトル X_{it} は分散分析で使用した10要因と居住地ダミー (RD: 新交通の最寄り駅へ徒歩でアクセス可能ならば1、その他0) である。各プロファイルのシェアは実験計画で設定したこれらの要因によって決定されるので、自動車/新交通モデルの説明

変数にバスのサービス水準の設定値 (BT、BC、BW) が含まれている。定数項は式(3a)に示したとおり、自動車と新交通システムの効用関数式(2)の定数項の差である。ウェーブ1ではSP実験でバスの料金 (BC) および新交通システムの車内混雑度 (NS) を設定していないため、これらの効果は省略変数として定数項の効果に含まれる。モデルのケース数はウェーブ1以外では54であり、ウェーブ1では居住地も要因として直交表に割り付けているため、ケース数は27である。

Table 9に示すように、モデルの適合度を示す

決定係数 R^2 は0.65~0.85の範囲を示しており、4時点とも各ウェーブの自動車と新交通システムのシェア比を十分に説明していると言える。ウェーブ2のバスの待ち時間 (BW) を除くすべての説明変数の符号に論理矛盾はない。自動車の交通サービス変数 (CT、CP) の t 値はともに有意な値を示しているが、新交通システムの乗車時間 (NT)、待ち時間 (NW)、車内混雑度 (NS) は説明力が低い。また定数項の説明力はウェーブ2と4において有意となっており、SP実験で省略した要因の影響も大きいことがわかる。

Table 9 Car/NTS models estimated by GLS

Travel factor	Wave 1	Wave 2	Wave 3	Wave 4
α_i^{CN}	0.089 (0.10)	-5.650 (2.85) [#]	-2.988 (1.51)	-3.884 (2.34) [*]
CT	-0.033 (4.77) [#]	-0.019 (3.69) [#]	-0.028 (7.89) [#]	-0.044 (6.79) [#]
CP	-0.006 (7.94) [#]	-0.227 (5.40) [#]	-0.256 (7.26) [#]	-0.262 (8.15) [#]
BT	-0.012 (1.74)	-0.003 (0.33)	-0.003 (0.72)	0.009 (2.12) [*]
BC	—	0.158 (0.56)	0.075 (0.27)	0.079 (0.31)
BW	-0.015 (0.53)	0.028 (0.88)	-0.031 (1.09)	-0.013 (0.52)
NT	0.018 (0.43)	0.039 (1.40)	0.050 (3.56) [#]	0.018 (1.37)
NC	0.419 (3.61) [#]	0.733 (3.14) [#]	0.652 (2.33) [*]	1.101 (4.32) [#]
NW	0.088 (1.93)	0.161 (1.75)	0.067 (1.45)	0.039 (0.96)
NA	0.030 (1.45)	0.132 (2.82) [#]	0.060 (2.55) [*]	0.067 (3.11) [#]
NS	—	-0.600 (2.48) [*]	-0.186 (1.52)	-0.042 (0.37)
RD	-0.441 (1.91)	-0.441 (1.24)	-0.473 (1.76)	-0.614 (3.12) [#]
R^2	0.845	0.654	0.804	0.755
no of cases	27	54	54	54

Coefficient estimate (t-statistics), *: significant at 5% level, #: significant at 1% level

RD:=1, if respondent can walk to the nearest NTS station, =0, otherwise

式(3b)のバス/新交通モデルも決定係数が0.56~0.85となり自動車/新交通モデルと同程度の適合度の高い推定結果となった。バスの乗車時間 (BT) が自動車の要因に代わって有意になった。他の係数の t 値は自動車/新交通モデルとほぼ同様の推定結果となった。紙面の都合上ここではこのモデルの推定結果の表記は省略する。

(3) モデル係数の時点間差と誤差項の系列相関

時点別に推定したモデルが、第1に“時間的に

安定している”、第2に“時間的に独立である”という2つの仮説について検定する。時間的安定性の仮説が採択されれば、モデル係数は4時点を通して等値とすることができる。時間的独立性の仮説が採択されればTable 9の推定結果は最良線形不偏推定量となるが、棄却されれば、誤差項の系列相関を考慮したモデル推定が必要となる。

まず第1の仮説について、モデルの係数の2時点間の差の t 検定および係数ベクトルの時間変動の共分散分析検定 (F検定) を行った。ただし変数組の異なるウェーブ1モデルは除外した。 t 検

定の帰無仮説は次式の通りである。

$$H_0: \beta_{i,k}^{CN} = \beta_{i+1,k}^{CN} \quad (7)$$

ただし

$\beta_{i,k}^{CN}$: 時点 t の自動車/新交通モデルの k 番目の係数

Table 10に示す t 検定の結果より、ウェーブ3と4の自動車の乗車時間 (CT) の係数については5%の有意差があり、時点間的安定性の仮説が棄却された。

F検定の帰無仮説は次のとおりである。

$$H_0: \beta_2^{CN} = \beta_3^{CN} = \beta_4^{CN} \quad (8)$$

ただし

β_t^{CN} : 時点 t の自動車/新交通モデルの係数ベクトル

F検定を行った結果、F値は2.05となった。自由度 (22, 126) のもとで5%臨界値は1.63であるから式(6)の仮説は棄却される。

以上の検定結果より第1の仮説は成立しないという結論が得られた。

次に第2の仮説について、Bhargane et al. (1982)が提案した一般化されたダービン・ワトソン (以下、DW) 検定量を用いて検定を行う。DW検定量は次式で定義される。

$$DW = \frac{\sum_{n=1}^N \sum_{n=1}^N (\hat{u}_{i,t}^{CN} - \hat{u}_{i,t-1}^{CN})^2}{\sum_{n=1}^N \sum_{n=1}^N (\hat{u}_{i,t}^{CN})^2} \quad (9)$$

この検定はモデル残差に時点間で系列相関があるか否かを検定するものである。すなわち

$$u_{i,t}^{CN} = \rho u_{i,t-1}^{CN} + \varepsilon_{i,t}^{CN}, \quad \varepsilon_{i,t}^{CN} \sim N(0, \sigma^2) \quad (10)$$

とおき、 $\rho=0$ という帰無仮説を検定する。式(7)のDW検定量がDW表で示される下限値 d_l より小さいとき、帰無仮説は棄却され正の系列相関 $\rho>0$ があ

り、 $4-d_l$ より大きいとき負の系列相関 $\rho<0$ があると判定される。また上限値 d_u と $4-d_u$ の間にある場合は、帰無仮説は棄却されず系列相関 $\rho=0$ と判断される。

Table 11の結果より、DW検定量が下限値 $d_l \doteq 2.0$ より小さかったので、正の系列相関を無視することはできない。このことはSP実験で扱った10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ことを示している。

(4) SURモデルの推定

ウェーブ間の独立性の仮説が棄却されたことから、このような場合に有効なSURモデルをプログラムパッケージTSPを用いて推定する (Hall 1992)。また時間安定性の仮説が棄却されたため、係数は時点ごとに固有に求める。自動車/新交通モデルの推定結果をTable 12に示す。また同表に系列相関を無視したOLSモデルの推定結果も示した。厳密にはTable 9に示したGLSモデルとの比較が妥当であるが、式(3a)と(3b)の誤差項の相関と時点間の系列相関を同時に扱うモデルの推定は非常に繁雑になるため、ここでは式(3a)と(3b)の誤差項の相関を無視しSURモデルの結果をOLSモデルと比較する。

決定係数 R^2 と各説明変数の係数の符号から判断して、自動車と新交通システムのシェア比はSURモデルによって十分に説明されると言える。OLSモデルとSURモデルでは係数推定値および決定係数に大きな違いは認められない。一方、係数の推定値の有効性を示す t 値については、ウェーブ2の新交通システムのアクセス時間 (NA) と車内混雑度 (NS) の t 値はOLSモデルの t 値よりも高い値を示した。特にウェーブ3モデルではすべての変数の有効性が改善がみられた。系列相関が存在する場合、OLSによる係数推定値は最良性を満足しておらず、係数パラメータの分散がバイアスをもつため、 t 値は過大評価されている。このことを考慮するとSURにより大幅な改善がみられたと結論づけられる。

Table 10 T-test for coefficients difference between two sequential waves

	constant	CT	CP	BT	BC	BW	NT	NC	NW	NA	NS	RD
Wave 2 vs. 3	0.94	1.37	0.53	0.04	0.21	1.39	0.35	0.22	0.92	1.38	1.53	0.07
Wave 3 vs. 4	0.35	2.16*	0.12	1.96	0.01	0.46	1.71	1.19	0.46	0.21	0.87	0.42

*: significant at 5% level

Table 11 Durbin-Watson test for serial correlation

	Wave 2 vs. 3	Wave 3 vs. 4	Wave 2 vs. 3 vs. 4
DW-statistics	0.88	1.07	1.09

Table 12 Comparison between SUR and OLS models

Travel factor	Wave 2		Wave 3		Wave 4	
	SUR	OLS	SUR	OLS	SUR	OLS
α_t^{CN}	-5.760 (2.43)*	-5.650 (2.52)*	-2.964 (1.50)	-2.988 (1.33)	-3.978 (2.44)*	-3.884 (2.06)*
CT	-0.019 (3.59)#	-0.019 (3.26)#	-0.028 (7.94)#	-0.028 (6.96)#	-0.043 (6.68)#	-0.044 (5.99)#
CP	-0.224 (5.33)#	-0.227 (4.76)#	-0.255 (7.24)#	-0.256 (6.40)#	-0.262 (8.15)#	-0.262 (7.19)#
BT	-0.003 (0.30)	-0.003 (0.29)	-0.003 (0.72)	-0.003 (0.63)	-0.010 (0.27)	-0.009 (1.87)
BC	0.154 (0.55)	0.158 (0.50)	0.076 (0.27)	0.075 (0.24)	0.090 (0.37)	0.079 (0.72)
BW	0.020 (0.65)	0.027 (0.77)	-0.032 (1.15)	-0.031 (0.96)	-0.013 (0.50)	-0.013 (0.46)
NT	0.051 (1.90)	0.039 (1.23)	0.050 (3.60)#	0.050 (3.14)#	0.019 (1.45)	0.018 (1.21)
NC	0.722 (3.10)#	0.733 (2.77)#	0.645 (2.30)*	0.652 (2.05)*	1.098 (4.31)#	1.101 (3.81)#
NW	0.142 (1.56)	0.161 (1.55)	0.073 (1.59)	0.067 (1.28)	0.033 (0.82)	0.039 (0.85)
NA	0.131 (2.81)#	0.132 (2.49)*	0.060 (2.55)*	0.060 (2.25)*	0.066 (3.11)#	0.067 (2.75)#
NS	-0.638 (2.78)#	-0.600 (2.18)*	-0.173 (1.42)	-0.186 (1.34)	-0.114 (1.07)	-0.041 (0.33)
RD	-0.523 (1.48)	-0.441 (1.10)	-0.477 (1.78)	-0.473 (1.55)	-0.627 (3.22)#	-0.614 (2.75)#
R ²	0.653	0.654	0.805	0.805	0.753	0.755
no of cases	54		54		54	

Coefficient estimate (t-statistics), *: significant at 5% level, #: significant at 1% level

RD=1, if respondent walk to the nearest NTS station, =0, otherwise

5. 結論

本研究ではまずパネル更新の有効性が確認された。サンプル中の個人属性の構成分布の母集団代表性はパネル更新により保たれることが確認された。またこのようなパネルデータでは残留者だけのデータに比べ消耗バイアスが抑制されることも実証された。

次にサンプルの更新を行ったパネルデータを有効に活用するためのモデリング法について検討した。このデータには調査への参加経験が異なる個人が混在するデータであるため、繰り返しクロスセクションデータの分析で用いられてきた時系列モデルを援用した。集計型の交通機関選択モデルを推定した。各時点間で個別に推定したモデルの誤差項の独立性に関する統計的検定の結果、仮説

は棄却された。そこで誤差項の系列相関を考慮できるSURモデルを推定し、このモデルがパネル更新を行ったSPパネルデータをより有効に説明することを示した。本研究はパネルデータを用いた1つの有用なモデリング法を示したものと考えられる。

ここで推定したSURモデルには改良点が残されている。第1に、厳密には自動車/新交通システムモデルとバス/新交通システムモデルの誤差相関を考慮に入れたモデル構造に改造する必要がある点である。第2に、本分析は現象記述モデルの構築を目的としているが、さらに将来の需要予測を行うためには、他の係数と同時に系列相関パラメータ ρ を推定する必要がある点である。これら2つはモデル推定上の検討課題である。

第3に、個人から収集したパネルデータを集計することによって、経験や慣性、学習などパネル本来の情報を破棄していることである。前時点での利用交通手段や交通手段転換の頻度など個人の時系列情報によってサンプルを区分した後にモデル推定を行ったり、非集計タイプのモデル構造を採用するなどの方法の検討が今後の課題である。

参考文献

- [1] Couture, M. and T. Dooley (1981) Analyzing traveler attitudes to resolve intended and actual use of a new transit service, *Transportation Research Record*, 794, pp.27-33.
- [2] Bhargava, A. and L. Franzini (1982) Serial correlation and the fixed effects model, *Review of Economic Studies*, 49, pp.533-549.
- [3] Fujiwara, A. and Y. Sugie (1995) Temporal stability of stated preference data, in P.R. Stopher and M. Lee-Grosselin (eds) *Understanding Travel Behaviour in an Era of Change*, Pergamon Press, Oxford (in press).
- [4] Hall, B.H. (1992) *Time series processor version 4.2: Reference manual*, TSP International.
- [5] Hensher, D.A. (1987) Issues in the pre-analysis of panel data, *Transportation Research*, Vol. 21A, No.4/5, pp.265-285.
- [6] Kitamura, R. (1990) Panel analysis in transportation planning: An overview, *Transportation Research*, Vol. 24A, No.6, pp.405-415.
- [7] Kitamura, R. and Bovy, P.H.L. (1987) Analysis of attrition biases and trip reporting errors for panel data, *Transportation Research*, Vol. 21A, No.4/5, pp.287-302.
- [8] Louviere, J., D. Henley, G. Woodworth, R. Meyer, I. James, W. Stoner, D. Curry and D. Anderson (1981) Laboratory-simulation versus revealed-preference methods for estimating travel demand models, *Transportation Research Record*, 794, pp.27-33.
- [9] Nishii, K and K. Kondo (1992) Panel analysis of shopping destination choice behavior in Japan, paper presented at the First U.S. Conference on Panels for Transportation Planning.
- [10] Pendyala, R. and R. Kitamura (1992) Weighting methods for choice based panel with attrition, paper presented at the First U.S. Conference on Panels for Transportation Planning.
- [11] Pendyala, R.M. and Kitamura, R. (1995) Weighting methods for choice based panel with attrition, In T. Golob, R. Kitamura and L. Long (eds.) *Panels for Transportation Planning*, Kluwer Academic Publishers (in press).
- [12] Sugie, Y. and A. Fujiwara (1994) Dynamic analysis of stated preference for travel modes using panel data, paper presented at the 7th International Conference on Travel Behaviour Research.
- [13] Wardman, M. (1988) A comparison of revealed preference and stated preference models of travel behavior, *Journal of Transport Economics and Policy*, Vol. 22, No.1, pp.71-92.
- [14] Zeller, A. (1962) An efficient method of estimating seemingly unrelated regression and tests for aggregation bias, *Journal of the American Statistical Association*, 57, pp.348-368.

Abstract**Mode Choice Models Based on Stated Preference Panel Data Including Refreshed Samples**

Akimasa FUJIWARA

Associate Professor, Graduate School for International Development and Cooperation, Hiroshima University,
1-7-2 Kagamiyama, Higashi-hiroshima 739, JAPAN

Yoriyasu SUGIE

Professor, Graduate School for International Development and Cooperation, Hiroshima University

This paper deals with mode choice models based on panel data including refreshed samples at each wave. Four stated preference data sets concerning mode choice were used for this study, which were collected during 1987 to 93 in Hiroshima. It was first statistically confirmed that sample distribution with respect to socio-demographic characteristics for these data sets, represents the distribution in the population by examining the share of male respondents as a case study. Generalized Durbin-Watson test was used to check the null hypothesis on temporal independence for aggregate mode choice models of logit type. This test indicated that serial correlation for disturbance terms of the models constructed at each time point is significantly large. Therefore, models introducing the serial correlation were developed using Seemingly Unrelated Regression procedure. This could improved the statistical significance of estimated parameters, even though they did not provide higher correlation coefficients.