

選好意識パネルデータに潜在する消耗バイアスの修正*

A Correcting Method of Attrition Bias in Stated Preference Panel Data

杉恵頼寧**・藤原章正***・山根啓典***

Yoriyasu SUGIE, Akinasa FUJIWARA and Hironori YAMANE

This paper demonstrates the effectiveness of a correcting method of attrition bias in model building based on stated preference (SP) panel data. SP panel data for the New Transit in Hiroshima were obtained at two different points in time. The effect of attrition bias on mode choice model parameters based on SP data was empirically clarified. The attrition models which determine whether the respondents of first wave participate into the second survey or not were developed with the first wave data. Besides, a mode choice model was estimated based on the stayers at the second wave. The attrition bias of this model was corrected by sequential step on the assumption that the error correlates with that of the attrition model. It was found that this correcting could effectively censor out the biased share of each travel mode.

1. はじめに

交通行動分析では、行動のメカニズムに時間軸を考慮したいわゆるダイナミック分析が、1988年のオックスフォード大学での国際会議（Oxford Conference on Travel and Transportation）以来主要な研究課題として注目されている。そして交通行動の時間的な変化を的確に捉えるには、単にパーソントリップデータのような多時点クロスセクションデータでは不十分であり、同一個人を対象として時間的な繰り返し調査から得られるパネルデータの有効性が唱えられている¹⁾。

特に欧米ではこれまで交通パネルデータが収集され、多種の交通行動分析に適用されている。昨年来

国においてパネル分析に係わる研究者が集まって開催された'The First U.S. Conference on Panels for Transportation Planning'と題した「パネル」会議では、欧米諸国で行われた主要な交通パネルの事例が報告され、更にパネル調査の方法、データの分析方法に関する先進的な研究が発表された。またより正確な交通予測モデルへの需要が高まるに連れて、パネル研究の役割が今後一層高まってゆくとの予想が同会議の参加者の一致した見解であった。

パネル調査は、個人レベルで行動の時間変化を追跡し、外生変数との因果関係を明らかにする分析で特に威力を発揮し、更に従来の調査よりサンプル数が少なく済み、その分サンプリングコストも低い等の利点も有している。しかし同時にいくつかの問題点も抱えている。例えば、調査の拒否に伴うサンプルの消耗バイアス（attrition bias）問題、繰り返し調査のため疲労から生じる回答バイアスの問題、新規サンプルの母集団に対する代表性の欠如の問題

* キーワード：パネルデータ、選好意識、消耗バイアス

** 正会員 工博 広島大学教授 工学部第4類

*** 正会員 工博 広島大学助手 工学部第4類

(〒724 広島市鏡山1丁目4番1号)

*** 正会員 工修 復建調査設計(株)

(〒732 広島市東区光町2丁目10番11号)

等である。この中で、本研究は第1番目の消耗バイアスに焦点を絞り、その修正方法を検討する。

消耗バイアスはパネル調査への参加拒否の行動の発生と同時に起こるわけではなく、交通行動と相関をもつ時に生じる。特にダイナミックモデルの構築時にこのバイアスが問題となる。例えばアクティビティダイアリー調査のように個人の交通行動を数日間事細かに回答する場合、モビリティの少ないサンプルは、次の調査に参加しないケースがよく現われる。この場合モビリティと調査への参加行動に共に寄与する要因間に相関が存在し、トリップ発生のダイナミックモデルの推定結果にはバイアスが生じる。

本研究では、新交通システムの利用に関する選好意識(Stated Preference: 以後SP)パネル調査データを基本とし、ここで生じた消耗バイアスを修正した交通機関選択に関するSPモデルを構築し、この修正法の有用性について検証する。

2. 既往の研究

消耗バイアスは選択性バイアス(selectivity bias)と意味的に類似していると考えられ、いずれもサンプル特性の偏りに特徴がある。従って選択性バイアスの修正法を消耗バイアスの修正に応用した研究事例が多くみられる。

選択性バイアスは離散型、連続型の被説明変数が相互に依存した場合に顕著となる。このような離散連続モデルでは、各誤差項の相関を仮定することによってバイアスを修正したモデルを構築している。この修正モデルの適用例として、Manning等は自動車選択と自動車の使用頻度に²⁾、Kitamuraは自動車保有とトリップ発生に³⁾、Westin等は交通機関選択と駐車利用場所(駐車料金)にそれぞれ用いている⁴⁾。また国内でも室町が買物場所選択と買物頻度に適用している⁵⁾。

これら選択性バイアスの修正方法を消耗バイアスの修正に適用する場合、例えば次回の調査に参加、不参加を記述するモデル(以下、消耗モデル)を構築し、この誤差項と交通行動モデルの誤差項の相関を仮定した例が多くみられる。例えばHausman等は経済分野で収入所得モデルに⁶⁾、更にWinnerは自動車購入の意向に⁷⁾、また交通分野ではKitamura等がトリップ発生に対して⁸⁾、Hensher等は自動車

の使用に適用した⁹⁾。これらはいずれも分析にプロビットモデルを使用し、消耗バイアスの修正項のパラメータ推定値を評価指標として、消耗バイアスのモデルの推定結果に及ぼす影響の大きさを評価している。

またパネルデータを一種の選択肢別サンプリングデータと考えると、母集団における代替案 i のシェア $H(i)$ 、サンプル中の代替案 i のシェア $Q(i)$ の比 $Q(i)/H(i)$ を尤度関数に重み付けすることにより、一致性のある推定値を得る方法も適用することができる(Manski等¹⁰⁾)。これに類似した方法としてNishii等は消耗モデルより得られる参加確率の逆数を重みとし、買物場所選択の尤度関数に乗じることによって、消耗バイアスを修正した¹¹⁾。更にBrownstone等はManski等の重みづけ法にRubinのMultiple Imputation法¹²⁾を組み合わせた修正法を提案し、その有効性を示した¹³⁾。以上の研究は実際の交通行動(Revealed Preference: RP)を対象としたパネル分析が大半を占める。

一方、現存しない交通代替案の評価に適するSPデータのパネル分析も行なわれるようになった。藤原等の行なったSPの3時点パネル分析では、パネル調査に継続して参加する者(stayer: 以下滞留者)は途中で参加を取り止める者(dropout: 以下離脱者)に比べて新しい交通機関の選択性向が強いことが示されており¹⁴⁾、サンプルの消耗バイアスが存在することが容易に予想される。

SPデータの交通需要予測への実用性を高めるためには、まずSPデータの時間変化の発生メカニズムを解明することが1つの重要な課題であり、そのためにはSPのパネル分析が必要である。本研究はその第1段階として、SPデータに潜在する消耗バイアスの修正方法について検討するものとして位置づけられる。

3. 消耗バイアスの修正方法

交通機関選択に関するSPパネルデータを用いて消耗モデル及び交通機関選択モデルを構築する。両モデルとも離散選択モデルとし、各々2項及び多項選択ロジットモデルを採用する。以下、佐野を基本として消耗バイアスの修正法を整理する¹⁵⁾。

特定の交通機関に対する利用意識が高いサンプル

は次の調査に参加する傾向が高い場合、共通の要因が関係していることが想定される。従って消耗バイアスを伴ったパネルデータによるモデルの誤差項は、モデル推定上仮定される「誤差項は平均値0の分布型」を満たさない危険性がある。そこで平均値0から乖離した「ずれ」を取り出し、改めて誤差項を平均0となる分布型を仮定する必要がある。本研究では、パネル調査への参加行動と交通機関選択行動との相関を考慮して、すなわち消耗モデルと交通機関選択に関するSPモデルの誤差項の相関関係を利用することにより、消耗バイアスを除去したSPモデルを構築する。

t 時点の滞り者 n の t-1 時点における滞留、離脱に関する潜在変数を各々 $A_{n,p}^{t-1}$ 、 $A_{n,np}^{t-1}$ 、その確定項を $V_{n,p}^{t-1}$ 、 $V_{n,np}^{t-1}$ 、誤差項を $\zeta_{n,p}^{t-1}$ 、 $\zeta_{n,np}^{t-1}$ とすると、各潜在変数は次式で与えられる。

$$A_{n,p}^{t-1} = V_{n,p}^{t-1} + \zeta_{n,p}^{t-1} \quad (1)$$

$$A_{n,np}^{t-1} = V_{n,np}^{t-1} + \zeta_{n,np}^{t-1} \quad (2)$$

ここで誤差項をワイブル分布と仮定し、消耗モデルを2項ロジットモデルの型で定式化する。つまり、潜在変数を $A_{n,p}^{t-1}$ と $A_{n,np}^{t-1}$ の差 A_n^{t-1} で表現する。

$$A_n^{t-1} = V_n^{t-1} + \xi_n^{t-1} \quad (3)$$

ただし、

$$A_n^{t-1} = A_{n,p}^{t-1} - A_{n,np}^{t-1} \quad (4)$$

$$V_n^{t-1} = V_{n,p}^{t-1} - V_{n,np}^{t-1} \quad (5)$$

$$\xi_n^{t-1} = \zeta_{n,p}^{t-1} - \zeta_{n,np}^{t-1} \quad (6)$$

$$\text{If } A_n^{t-1} \geq 0, \delta = 1 \text{ (滞留)}$$

$$\text{If } A_n^{t-1} < 0, \delta = 0 \text{ (離脱)} \quad (7)$$

滞留確率 $P_{n,p}^{t-1}$ は次式となる。

$$P_{n,p}^{t-1} = \frac{1}{1 + \exp\{-V_{n,p}^{t-1} - V_{n,np}^{t-1}\}} \quad (8)$$

t 時点において滞り者 n の選択肢 i に対する効用関数の誤差項 ε_{in}^t は、t-1 時点で調査に参加しているという条件付き期待値（修正項） $E(\varepsilon_{in}^t | A_n^{t-1} \geq 0)$ と平均値0の誤差項 v_{in}^t に分離される。すなわち

$$\begin{aligned} U_{in}^t &= V_{in}^t + \varepsilon_{in}^t \\ &= V_{in}^t + E(\varepsilon_{in}^t | A_n^{t-1} \geq 0) + v_{in}^t \end{aligned} \quad (9)$$

ただし、

$$E(v_{in}^t) = 0 \quad (10)$$

この条件付き期待値 $E(\varepsilon_{in}^t | A_n^{t-1} \geq 0)$ は、技術的に $\zeta_{n,p}^{t-1}$ と $\zeta_{n,np}^{t-1}$ の条件付き期待値をそれぞれ求め、その上で ε_{in}^t の条件付き期待値が求められることが知られている（前出文献15）。つまり

$$E(\varepsilon_{in}^t | A_n^{t-1} \geq 0) = E(\varepsilon_{in}^t | \zeta_{n,p}^{t-1}, \zeta_{n,np}^{t-1}) \quad (11)$$

$$\zeta_{n,p}^{t-1} = E(\zeta_{n,p}^{t-1} | A_n^{t-1} \geq 0) \quad (12)$$

$$\zeta_{n,np}^{t-1} = E(\zeta_{n,np}^{t-1} | A_n^{t-1} \geq 0) \quad (13)$$

ここで式(12)、(13)を変形すると最終的に次式が得られる。

$$E(\zeta_{n,p}^{t-1} | A_n^{t-1} \geq 0) = -\ln P_{n,p}^{t-1} \times \theta^{-1} \quad (14)$$

$$E(\zeta_{n,np}^{t-1} | A_n^{t-1} \geq 0) = \frac{P_{n,np}^{t-1}}{1 - P_{n,np}^{t-1}} \ln P_{n,np}^{t-1} \times \theta^{-1} \quad (15)$$

ただし、

$P_{n,p}^{t-1}$: 消耗モデル（式(8)）で求めた滞留確率、

$P_{n,np}^{t-1}$: 消耗モデルで求めた離脱確率、

θ : スケールパラメータ

また式(11)を3変量正規分布の性質を利用して近似的に求めると、最終的に消耗バイアスを修正した効用関数は次式となる。

$$U_{in}^t = V_{in}^t + \gamma_{ip} \left(\frac{P_{n,np}^{t-1}}{1 - P_{n,np}^{t-1}} \ln P_{n,np}^{t-1} - \ln P_{n,p}^{t-1} \right) + v_{in}^t \quad (16)$$

ただし、

γ_{ip} : 選択肢 i に対する効用関数の消耗バイアス修正項のパラメータ

右辺第2項が消耗バイアスの修正項である。

4. 選好意識パネルデータに含まれる消耗バイアス

広島市北西部の団地で実施された3時点（ウェブ）に渡るパネル調査の内、問題を単純にするため本研究では初めの2ウェブ（1987年、1988年）を分析対象とし、2ウェブ間で生じた消耗を取り挙げる。パネル調査の概要及びサンプル消耗の様子を各々表1及び図1に示す。

いずれの調査も新交通システムの利用に関するSP調査である。実験計画に使用した交通サービス要

表1 選好意識パネル調査の概要

	ウェーブ1	ウェーブ2
時点	1987年11月	1988年11月
場所	広島市西部丘陵団地	
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）	
回答形式	自動車・路線バス・新交通システムの順位付け	
繰り返し回数	3回	5回
回答者数	539	563

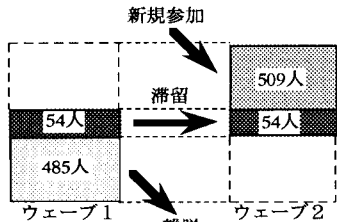


図1 選好意識パネル調査におけるサンプルの消耗

因は、乗車時間、費用、待ち時間、アクセス時間であり、各々に対して3水準を設定して¹⁶⁾、直交表に基づいて27種類の組み合わせを作成した。各回答者にはこの中の1つをランダムに抽出し選択条件として提示し、自動車、路線バス、新交通システムの3モードに対し1位から3位までの順位付けを行わせた。1回答者に対してこの質問を、ウェーブ1では3回、ウェーブ2では5回繰り返している。

ここではウェーブ1の調査参加者の中で、ウェーブ2の調査にも継続して参加した回答者のSP回答を滞留者データ、不参加の回答者のSP回答を離脱者データと定義する。なお滞留者は、ウェーブ1の調査で「次の調査にも参加するか否か」という質問で参加すると回答した回答者の中で、実際にウェーブ2の調査に参加し有効な回答を回収することができた回答者であるため、合計54人という少ない結果となった。このパネル調査のサンプリング方法については改善の余地が多く残されており、現在も継続しているウェーブ3以降のパネル調査で検討中である。また回答者数の大幅な減少分を補足するため、ウェーブ2で回答者を同じ居住団地の世帯の中から新規に約500人抽出した。

滞留者のグループは全回答者と比較して社会経済属性の構成に偏りがある可能性があるため、滞留者と離脱者を外的基準として数量化理論2類により要因分析を行った。表2に偏相関係数の高い要因から

上位7つを取り出した結果を示す。分析結果より、パネル調査に積極的に参加する滞留者のグループの属性は、20才代と50才代の年齢層で、居住地が新交通システムの最寄り駅へ徒歩圏域にあり、自動車を1台保有、有職者、世帯内調査対象人数が1人などの属性に特化している傾向が認められた。なお表中の「TP質問に対する回答」とは、SP調査票の中に含まれている転換価格（TP）に関する質問をすべて回答しているか否かを表すアイテムであり、意識調査への協力と関心の大きさを表す要因と考えて採用した。

表2 パネル調査への参加に影響を及ぼす要因分析

アイテム	カテゴリー	スコア	偏相関係数
年齢	～19才	0.494	0.209
	20～29	2.077	
	30～39	4.586	
	40～49	0.092	
	50～59	7.820	
	60～	-4.830	
居住地	アクセスが徒歩	1.772	0.121
	アクセスがバス	-3.327	
自動車保有台数	0台	-5.059	0.093
	1台	1.122	
	2台以上	-1.742	
職業	有職者	0.800	0.080
	学生	4.673	
	その他	-1.438	
TP質問に対する回答	完全回答	0.375	0.066
	その他	4.566	
世帯内調査対象者数 (高校生以上の通勤通学者)	1人	0.811	0.065
	2人	-0.462	
	3人	-3.232	
	4人	-7.477	
選好順位1位交通機関	5人以上	-1.638	0.056
	自動車	1.243	
	バス	-2.127	
	新交通	0.236	

外的基準：滞留+、離脱-、 回答数：1344、 $\eta^2=0.101$

次に、交通機関選択モデルの目的変数となるSP回答と回答者グループとの関連を調べた。先ほどの表2の最下段に示したようにSPを表す選好順位1位の交通機関もパネル調査への参加を決定する要因の1つとなっている。図2に滞留者と離脱者別のウェーブ1における選好順位1位の交通機関の分担率を示す。ウェーブ1では1人の回答者から最大3回答が得られているため、回答数は滞留者及び離脱者数の3倍に近くなる。滞留者の自動車及び新交通システムの選択割合が全回答者及び離脱者のサンプルの選択割合よりも相対的に高い結果を示しており、このグループのデータにはサンプルの消耗バイアス

が生じている可能性が認められる。

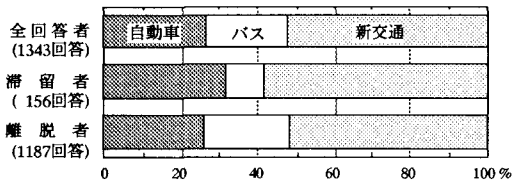


図2 選好順位1位と回答された交通機関別分担率

5. 交通機関選択選好意識モデルの構築

ウェブ1のデータを用いて、全回答者、滞留者、離脱者別に交通機関選択に関するSPモデルを構築し、滞留者及び離脱者のデータを用いたSPモデル（滞留者モデル及び離脱者モデル）の推定結果の差の有無について検討する。

SPモデルの推定結果を表3に示す。説明変数の中で交通サービス変数はSP実験で設定した要因であり、自動車の利用意識に大きな影響を及ぼす社会経済属性を代表して世帯内の自動車保有台数を説明変数に加えた。ウェブ1では1人の回答者から異なる設定条件下で3個のSP回答が得られるため、回答数は当該回答者数に各個人に対するSP質問の繰り返し回数（3回）を乗じた値から無効回答を除いた数である²¹⁾。

パラメータ推定値は待ち時間とバス固有定数以外は3つのモデルとも似通った値を示す。モデルの適合度は滞留者モデルがより高い値を示している。滞留者の場合はSP実験で採用した交通サービス変数を説明変数とすることでSPをより十分に説明できることを意味している。全回答者の内約9割を離脱者が占めるため、全回答者モデルと離脱者モデルの推定結果は似通っている。

この結果を基に、式(17)を用いて滞留者モデルと離脱者モデルのパラメータ間の差のt検定を行ない、各変数に対する重みの差異を確認した。表4より待ち時間のパラメータ間に統計的に有意差があることが認められた。表3で滞留者モデルの待ち時間のパラメータ推定値が離脱者モデルに比べて大きな絶対値を示していることから、滞留者は待ち時間の重要性が特に高いグループである、すなわち回答者全体からみるとこのSPデータには消耗バイアスが存在し、待ち時間のパラメータ推定値にバイアスの影響

が特に強く表れていることが考えられる。

表3 滞留者及び離脱者別交通機関選択SPモデルの推定結果（ウェブ1データ）

説明変数	全回答者	滞留者	離脱者
世帯内自動車保有	0.440	0.420	0.465
台数	(4.33)	(1.87)	(4.39)
アクセス時間	-0.080	-0.085	-0.079
	(-4.81)	(-1.47)	(-4.54)
待ち時間	-0.086	-0.381	-0.060
	(-4.22)	(-4.25)	(-2.86)
乗車時間	-0.035	-0.040	-0.035
	(-6.30)	(-2.21)	(-6.00)
費用	-0.003	-0.002	-0.004
	(-8.53)	(-1.58)	(-8.56)
自動車固有定数	-1.936	-2.053	-1.976
	(-6.34)	(-2.21)	(-6.07)
バス固有定数	-0.455	0.980	-0.574
	(-1.75)	(1.05)	(-2.10)
初期尤度	-1475.2	-171.4	-1303.8
最大尤度	-1255.7	-122.5	-1118.8
尤度比	0.147	0.269	0.139
的中率	56.7	58.3	55.8
回答数	1343	156	1187

() 内は t 値、アクセス時間及び待ち時間：自動車は0分、費用：自動車は燃料費＋駐車料金、その他の交通機関は運賃

表4 滞留者モデルと離脱者モデルのパラメータ間の差のt検定

説明変数	t 検定量
世帯内自動車保有台数	0.148
アクセス時間	0.114
待ち時間	4.801
乗車時間	0.281
費用	1.603
自動車固有定数	0.081
バス固有定数	1.884

・ 1%有意

$$t = \frac{|\hat{\beta}_p - \hat{\beta}_{np}|}{\sqrt{\frac{(n_p - 1)n_p S_p^2 + (n_{np} - 1)n_{np} S_{np}^2}{n_p + n_{np} - 2}} \sqrt{1/n_p + 1/n_{np}}} \quad (17)$$

ただし、

$\hat{\beta}_p, \hat{\beta}_{np}$: 滞留者モデル、離脱者モデルの同一変数のパラメータ推定値

S_p, S_{np} : 滞留者モデル、離脱者モデルの同一変数のパラメータ推定量の母分散推定値

n_p, n_{np} : 滞留者モデル、離脱者モデルの回答数

更に滞留者モデルと離脱者モデルの全体の差を明らかにするために式(18)で求められる尤度比 χ^2 検定量（自由度は7）を指標として両モデル間の差を

比較する。検定する帰無仮説は「滞留者モデルと離脱者モデルのパラメータベクトルは等しい」である。 χ^2 検定結果を表5に示す。

$$\chi^2 = -2(L(\hat{\beta}_{p+np}) - L(\hat{\beta}_p) - L(\hat{\beta}_{np})) \quad (18)$$

ただし、

$L(\hat{\beta}_{p+np})$: 全回答者モデルの最大対数尤度、

$L(\hat{\beta}_p)$: Bモデルの最大対数尤度、

$L(\hat{\beta}_{np})$: Bモデルの最大対数尤度

尤度比 χ^2 検定の結果帰無仮説が棄却され、滞留者モデルと離脱者モデルのパラメータベクトルは有意に異なっていることが明らかにされた。したがって滞留者モデルは消耗バイアスの影響を受けているものと考えられる。

表5 滞留者モデルと離脱者モデルのパラメータベクトルの差の χ^2 検定

χ^2 検定量	自由度	5%臨界値
28.8	7	14.1

6. 修正モデルの構築とその有効性

(1) 消耗モデル

式(8)による消耗モデルの構築結果を表6に示す。なおパラメータの正負は各々滞留、離脱への傾向を示す。ケースaの1番下の説明変数は、調査票の最後にSP調査を補足するための面接調査への協力意向を記名式で尋ねており、この調査協力の有無を表すダミー変数である。その他の説明変数は表2に示した要因分析の結果を基本として決定した(一部の 변수は重共線性の問題が発生するため別の変数と入れ換えた)。表6より普通免許保有者、新交通システムの乗車駅までのアクセス手段が徒歩と想定される団地に居住する者は滞留すなわち次のパネル調査に対し正に有意に寄与している。またケースaでは補足面接調査への協力意向が高い説明力を有し、この変数を含むことで消耗モデルの適合度が大きく向上した。消耗バイアスの修正の良否は、消耗モデルの推計精度に影響されることと、ケースbの適合度指標が低いことから、以後ケースaの消耗モデルを修正に用いる。

(2) 消耗バイアスの修正

式(16)を用いて消耗バイアスを修正したウェーブ

表6 消耗モデルの推定結果
(ウェーブ1データ)

説明変数	ケース a	ケース b
定数項	-2.907 (-31.19)	-2.140 (-41.66)
性別 (1:男性 0:女性)	0.250 (1.69)	0.305 (2.23)
年齢 (1:有 0:無)	0.001 (0.16)	0.005 (1.58)
免許保有 (1:保有 0:非保有)	0.380 (2.65)	0.420 (3.16)
自動車保有予定 (1:有 0:無)	0.133 (0.81)	0.530 (3.47)
通勤通学地 (1:CBD 0:他)	-0.185 (-1.65)	-0.124 (-1.24)
居住地 (1:徒歩7分 0:他)	0.369 (3.02)	0.481 (4.39)
自動車利用者 (1:利用 0:非利用)	0.196 (1.79)	-0.094 (-0.99)
世帯内調査対象者数	0.027 (0.54)	0.022 (0.47)
補足面接調査への協力意向 (1:有 0:無)	1.645 (11.39)	
初期尤度	-473.6	-473.6
最大尤度	-328.7	-439.7
尤度比	0.300	0.065
的中率	88.4	88.0
回答数	1289	1289

() 内は t 値

2のSPモデルを構築した結果を表7に示す。比較のためバイアス修正を行わない場合のモデルも示している。ここでt時点における各選択肢(自動車、路線バス、新交通システム)の個人nに対する効用関数は次式のように表される。

$$U_{CAR,n}^t = V_{CAR,n}^t + \gamma_{CAR,p} \Omega + v_{CAR,n}^t \quad (19)$$

$$U_{BUS,n}^t = V_{BUS,n}^t + \gamma_{BUS,p} \Omega + v_{BUS,n}^t \quad (20)$$

$$U_{NTS,n}^t = V_{NTS,n}^t + v_{NTS,n}^t \quad (21)$$

ただし、

$$\Omega = \left(\frac{P_{n,np}^{t-1} \ln P_{n,np}^{t-1}}{1 - P_{n,np}^{t-1}} - \ln P_{n,p}^{t-1} \right) \quad (22)$$

バイアス修正項は(選択肢数-1)個設定されるため、ここでは新交通システムを基準とし、自動車とバスに対して修正項を設定する。なお記述子のCAR、BUS、NTSは各々自動車、バス、新交通システムを表す。1人の回答者から得られる回答数はウェーブ1で3データ、ウェーブ2で5データであり、2時点間の回答ペアは15組となる。ここでは

各時点で1人の回答者から得られる回答が互いに独立であると仮定し、各々の回答ペアを1データとしてモデル推定を行う^{※2}。したがって表7の回答数は、滞留者の人数54にペア数15を乗じた数から無効回答数を除いた値となっている。

モデル推定は2段階に分けて行った。まず式(22)の $P_{n,ap}^{t-1}$ 及び $P_{n,p}^{t-1}$ を $t-1$ 時点(ウェーブ1)のデータとモデル(表3の滞留者モデル)のパラメータ推定値を用いて算出し、次に t 時点(ウェーブ2)データを基に式(19)～(21)を推定した。

表7より修正バイアスの有無により、モデルの適合度(尤度比及び的中率)には明白な違いは現われなかったが、消耗バイアス修正項のパラメータ推定値は自動車、バス共に正の値を示していることから、消耗バイアスの修正前は、これらの交通機関の効用が小さく歪められていた。すなわち新交通システムの選択が過大となるようなバイアスが作用していたことがわかる。特に自動車のパラメータの t 値は統計的に有意であり、消耗バイアスの修正が有効であるといえる。

次に、「ウェーブ2の全回答者のデータは少なくとも滞留者のみのデータよりは母集団に近い性質を有している」ことを前提条件として、全回答者のSPデータに修正なしとありのモデルを移転し、モデルの適合度を比較して修正モデルの有効性を評価する。ここでいうウェーブ2での全回答者とは、図1に示したようにウェーブ1からのパネル調査滞留者に、消耗した離脱者数に相当する人数分に新たにサンプリングした新規回答者を合計したものである。

移転した結果を表8に示す。表8より尤度比は修正を施したモデルの方が若干高いことが分かる。

上記の移転結果では消耗バイアスの修正の有効性が必ずしも明白とは言えない。そこで修正のないモデルとあるモデルよりサンプル数上げ法によって各交通機関の選択割合を計算した。表9に比較結果を示す。修正を施したモデルでは自動車と新交通システムの推計値が各々24.6%及び62.9%であり、全回答者データの機関別分担率の22.3%及び62.7%により近い値となった。特に修正前の滞留者のSP回答の機関別分担率では8.5%(=71.2-62.7)だけ過大に現われていた新交通システムの選択割合が、修正によって0.2%まで抑制されたことはこの修正方法の

有効性を表す重要な点である。

表7 消耗バイアスの修正結果
(滞留者のウェーブ2データ)

説明変数	修正なし	修正あり
世帯内自動車保有台数	-0.569 (-3.08)	-0.571 (-3.06)
アクセス時間	-0.118 (-3.02)	-0.125 (-3.17)
待ち時間	-0.068 (-2.12)	-0.070 (-2.15)
乗車時間	-0.035 (-7.19)	-0.036 (-7.41)
費用	-0.003 (-4.16)	-0.003 (-4.15)
自動車固有定数	-1.313 (-2.51)	-0.655 (-1.11)
バス固有定数	-1.407 (-4.36)	-1.226 (-3.09)
消耗バイアス修正項 (自動車) $\gamma_{CAR,p}$		0.332 (2.28)
消耗バイアス修正項 (バス) $\gamma_{BUS,p}$		0.092 (0.80)
初期尤度	-729.4	-729.4
最大尤度	-466.5	-463.2
尤度比	0.357	0.361
的中率	74.4	73.5
回答数	661	661

() 内は t 値

表8 滞留者モデル(修正なし/あり)を全回答者のデータに移転したモデルの推定結果

	修正なし	修正あり
初期尤度	-1859.6	-1859.6
最大尤度	-1431.0	-1401.9
尤度比	0.228	0.245
的中率	64.7	64.3
サンプル数	1693	1693

表9 消耗バイアスの修正モデルによる
交通機関別推定シェア

	自動車	バス	(%) 新交通
修正なし	16.6	12.3	71.2
修正あり	24.6	12.5	62.9
全回答者データ	22.3	15.1	62.7

7. おわりに

本研究では、離散型選択タイプの消耗モデルと交通機関選択モデルの誤差項の相関関係を利用し、パネルデータに潜在するサンプル消耗バイアスの除去を試みた。消耗バイアスの修正は、SPのパネル分析を行なうために避けて通ることのできない課題で

あり、本研究の成果がSPのパネル分析の今後の発展に貢献するものと考えられる。以下に本研究より得られた結果と関連した研究課題をまとめる。

まず基礎的な分析として、ウエーブ1において全回答者データと滞留者データのSP回答シェア及びこれらのデータに基づいたSPモデルを比較し、パネルデータは消耗バイアスの影響を受けていることを示した。次に消耗バイアスの修正の基礎となる消耗モデルを個人の社会経済属性を主な説明変数として構築し、十分に満足できる適合度を示すことができた。しかし、説明変数の中には一般には入手しがたい変数が含まれており、採用するモデルの構造も含めて、サンプルの消耗を表現するモデル推定方法について再考の余地が残されている。

本分析で使用したパネルデータの滞留者数は54人と少なくなったが、サンプルの消耗を回避するために調査方法に改良点がないわけではない。RPのパネル調査の事例では初期サンプルの半数を越える回答者が滞留者となっている場合が多く、SP調査でもこの程度まで滞留率を高めることは技術的に可能であろう。さらに3時点以上のパネル分析では消耗バイアスの修正がより複雑になることが予想される。筆者等の研究室ではこれらの研究課題に重点をおいて、新交通システムの開業後まで、SPパネル調査及び分析を継続しているところである。

なお冒頭で紹介した'The First U.S. Conference on Panels for Transportation Planning'に関する資料は、山梨大学西井和夫助教授から提供していたものであり、貴重な情報の提供に対して心より感謝いたします。

注1 過去の研究結果より¹⁷⁾、1人の回答者から得られた3データを互いに独立と仮定してプールしても、モデルの推定結果への影響は小さいことが分かっている。

注2 個人のある時点の回答は、それ以前の時点の状態に依存している可能性があり、ここで立てた独立の仮説の妥当性については、状態依存項を導入したモデル推定などの手法によって検討する必要がある。

参考文献

- 1) Kitamura, R. : Panel Analysis in Transportation Planning : An Overview, Transportation Research, Vol.24A, No.6, pp.401-415, 1990.
- 2) Mannering, F. and D. Hensher : Discrete/Continuous

- Econometric Models and their Application to Transport Analysis, Transport Reviews, Vol.7, No.3, pp.227-244, 1987.
- 3) Kitamura, R. : A panel Analysis of Household Car Ownership and Mobility, Proceedings of JSCE, No.383/4-7, pp.13-27, 1987.
- 4) Westin, R. and D. Gillen : Parking Location and Transit Demand, Journal of Econometrics, Vol.8, pp.75-101, 1978.
- 5) 室町泰徳 : 離散連続モデルを利用した買物トリップ発生に関する基礎的分析, 土木計画学研究論文集, No.10, pp.47-54, 1992.
- 6) Hausman, J. and D. Wise : Attrition Bias in Experimental and Panel Data - The Gary Income Maintenance Experiment, Econometrica, Vol.47, No.2, pp.455-473, 1979.
- 7) Winner, R. : Attrition Bias in Econometric Models Estimated with Panel Data, Journal of Marketing Research, Vol.20, pp.177-186, 1983.
- 8) Kitamura, R. and P. Bovy : Analysis of Attrition Biases and Trip Reporting Errors for Panel Data, Transportation Research, Vol.21A, pp.287-302, 1987.
- 9) Hensher, D., N. Smith, F. Milthorpe and P. Barnard : Dimensions of Automobile Demand - A Longitudinal Study of Household Automobile Ownership and Use, In 'Study in Regional Sciences and Urban Economics' edited by Anselin, L. et al., Vol.22, North-Holland, pp.55-86, 1992.
- 10) Manski, C. and S. Lerman : The Estimation of Choice Probabilities from Choice-based Samples, Econometrica, Vol.45, No.8, pp.1977-1988, 1977.
- 11) Nishii, K. and K. Kondo : Panel Analysis of Shopping Destination Choice Behavior in Japan, Paper presented at the First U.S. Conference on Panels for Transportation Planning, 1992.
- 12) Rubin, D. : Statistical Matching Using File Concatenation with Adjusted Weights and Multiple Imputations, Journal of Business and Economic Statistics, No.4, pp.87-94, 1986.
- 13) Brownstone, D. and X. Chu : Multiply Imputed Sampling Weights : A Simple but General Method for Consistent Inference with Panel Attrition, Paper presented at the First U.S. Conference on Panels for Transportation Planning, 1992.
- 14) 藤原章正, 杉恵頼寧 : パネルデータを用いた新交通システムに対する選好意識の時間変化の分析, 都市計画論文集, No.27, pp.397-402, 1992.
- 15) 佐野紳也 : 質的選択分析—理論と応用, (財)三菱経済研究所, 1990.
- 16) 藤原章正 : 2時点で観測した選好意識データの分析, 交通科学, Vol.20, No.1, pp.62-68, 1990.
- 17) 杉恵頼寧, 藤原章正 : 選好意識データを用いた交通手段選択モデルの有効性, 交通工学, Vol.24, No.5, pp.21-30, 1989.