

# 非集計交通手段選択モデルの地域間移転可能性

## SPATIAL TRANSFERABILITY OF DISAGGREGATE MODE-CHOICE MODELS

森地 茂\*・屋井鉄雄\*\*・田村 亨\*\*\*

By Shigeru MORICHI, Tetsuo YAI and Tohru TAMURA

This paper focused upon spatial transferability of disaggregate mode choice models.

Many works associated with this topic have been carried out in recent years, but few researches discussed practical techniques of transferring the models; comparison of possible approaches for transferring, identification of evaluation indices and sample size to update the model.

The purpose of this paper is to examine the above issues.

Disaggregate mode choice models for non-grocery shopping trips are estimated in three different areas; Tokyo, Kanagawa and Gunma.

The results indicate that ① Kanagawa models are transferable to Tokyo data, that ② transferring method to re-estimate constant terms with disaggregate data is most effective, and that ③ sufficient size of samples to re-estimate is 250 or more.

### 1. はじめに

確率効用理論を基盤とする非集計行動モデルは、個々の行動を直接反映し、地域のゾーニング方法に依存しないとの利点から、従来より移転可能性 (Transferability) が高いといわれてきた。

ここで、移転可能性とは、地域間移転可能性と時間移転可能性との2つを指す。地域間移転可能性とは、2つの地域において、一方で構築したモデルを他方へ移転して使えるかどうかを表わし、時間移転可能性とは、ある時点で構築したモデルを他の時点へ移転して使えるかどうかのモデル予測力を表わす。

このような移転可能性が問題になるのは、たとえば次のような場合である。①大規模なデータを全国の都市、地域で収集することが困難な場合。②大規模な調査が毎年行われない場合。これらの場合に、他都市や他時点のデータを適用するか、少数のサンプルを収集してモデルの修正、補強を行うかのどちらかの方法を取ることが考

えられる。また、より具体的な例として、③新しい交通施設等の需要予測を行う場合に、当該地域で調査を実施してモデルを構築し、予測作業を行うことが一般になされるが、新しい交通施設のすでに導入されている地域のモデルが存在すれば、それを移転して予測を行うことも可能である。もし、移転可能性が肯定されれば、さらに④モデルの検証を他都市のモデルと比較することにより行え、他都市や他時点のプーリングデータにより、サンプルを増してモデル構築をすることも可能となる。

現実の予測作業において必要なことは、交通サービス条件が変化したことによる影響の測定であり、厳密には時間移転可能性のないモデルは予測に用いることができないといえ、従来より移転可能性が高いとされてきた非集計行動モデルに対し、その真偽を実証的に検討することは大いに意味をもつ。そのような研究成果を積み重ねることにより、地域間移転の場合には両地域の特性を考慮のうえ、時間移転の場合にはタイムスパン、両時点の交通サービス、社会経済特性の差異を考慮のうえで、各種トリップ目的、選択行動ごとに、移転可能性の存在する対象を明確にすることが可能と考える。

また、実際にモデルを移転する場合に、どのような方法を採用すべきであり、移転可能性をどのように評価すべきであるかについて、より一般性を有する方法論を確

\* 正会員 工博 東京工業大学助教授 工学部土木工学科  
(〒152 目黒区大岡山 2-12-1)

\*\* 正会員 工博 京都大学助手 工学部土木工学科  
(〒606 京都市左京区吉田本町)

\*\*\* 正会員 工博 東京工業大学助手 工学部土木工学科  
(〒152 目黒区大岡山 2-12-1)

立することも重要と考える。

本研究は、既存の研究成果を整理した後、上記3点すなわち、①従来試みられていなかった、買物トリップにおける移転可能性の実証的分析を行い、②モデルの適切な修正移転方法の確立と、③移転可能性の評価方法についての検討を行うことを目的とする。

なお、本研究のうち、2. は屋井(1984)をもとに整理し直したものであり、また4. は森地ほか(1983)、屋井ほか(1984)で一部発表済みである。

## 2. 従来の研究成果の整理

非集計行動モデルの移転可能性に関する研究は、著者らの知る限り、欧米において1975~76年に始まり、その後毎年1~2編、1982年には4編の研究例が報告されている。わが国では、1979年に始まり、毎年2~3編程度報告されている。これらの研究の多くは、通勤手段選択への適用であり、それ以外では、Caldwellほか(1980)のトリップ発生、杉恵(1979)、杉恵(1980)の全目的・手段選択、森地ほか(1979)の通勤・鉄道経路選択、森地ほか(1984)の観光レクリエーション交通の手段選択があるにすぎない。用いたモデルの多くはロジットモデルであり、時間移転と地域間移転については後者を扱っているものが幾分多い。

方法論の展開は、移転する場合のモデルの修正方法に関して、Athertonほか(1976)、McCarthy(1982)等により、また移転可能性の評価指標についてKoppelmanほか(1982)等によりなされており、それらを以下にまとめる。

### (1) モデルの移転方法

ある地域で構築されたモデルを他の地域へ移転する方法は次の3つに大別される。

第1の方法は、モデルに何の修正も加えずにそのまま移転される地域で用いる方法である。

第2の方法は、移転される地域のデータを用いて、モデル係数を修正する方法である。この方法には、(2-1)定数項だけを修正する方法と(2-2)モデル係数をすべて修正する方法との2つがある。

(2-1)の定数項だけを修正する方法は、時間価値等の係数の相対的重みに地域差はないが、定数項は地域ごとに異なるために移転できないとの考えに基づく。具体的な修正方法は移転される地域より得られるデータの質によって異なる。

(2-1-1)データが集計値である場合には、選択肢*i*のマーケットシェア( $S_i$ )とモデルに導入されている変数の平均値( $\bar{X}_i$ )より、

$$S_i = e^{\sum \theta \bar{X}_i + \beta_i} / \sum_{j=1}^C e^{\sum \theta \bar{X}_j + \beta_j} \quad (i=1, \dots, C-1) \dots (1)$$

なる連立方程式を解くことによって、新たな定数項 $\beta_i$ を求められる。上式で $\theta$ はすでに求められているモデルのパラメーターであり、また $\beta_c$ はゼロに固定しておく。

また(2-1-2)非集計データが得られている場合には、

$$P(i : c_n) = e^{\alpha \sum \theta X_{in} + \beta_i} / \sum_{j \in C_n} e^{\alpha \sum \theta X_{jn} + \beta_j} \dots \dots \dots (2)$$

なるモデル式を考え、最尤法により $\alpha$ 、 $\beta_i$ を推定できる。ここで $\alpha$ は移転される地域における効用関数の尺度の修正係数(これを1に固定することも可能)、また $X_{in}$ は個人*n*の選択肢*i*に対する特性値をそれぞれ表わす。

(2-2)のパラメーターをすべて修正する方法には、Bayesian修正法がある。これは移転される地域で同一の変数組によるモデルのパラメーターを推定した後に、これと移転するモデルのパラメーターとの重み平均から新たなパラメーターを求める方法である。移転するモデルのパラメーター・ベクトルとその分散・共分散行列をそれぞれ、 $\theta_0$ 、 $\Sigma_0$ とし、移転される地域でのそれらを $\theta_1$ 、 $\Sigma_1$ とする。このとき移転される地域における修正されたパラメーター・ベクトル、分散・共分散行列( $\theta'$ 、 $\Sigma'$ )は、

$$\Sigma' = (\Sigma_0^{-1} + \Sigma_1^{-1})^{-1} \dots \dots \dots (3)$$

$$\theta' = \Sigma' (\Sigma_0^{-1} \cdot \theta_0 + \Sigma_1^{-1} \cdot \theta_1) \dots \dots \dots (4)$$

によってそれぞれ求められる。

第3の方法は、行動を説明する要因に地域差はないが、各要因のパラメーターは異なると考え、それらを再推定する方法である。元のモデルのパラメーターを用いない点が第2の方法と異なり、モデル変数組の移転といえる。

以上の方法はAthertonほか(1976)が地域間移転を対象に提案したものである。また、McCarthy(1982)は、移転される地域・時点で追加される選択肢の固有変数のパラメーターのみ推定し、他のパラメーターは移転するモデルのものをそのまま用いる方法を提案した。

### (2) 移転可能性の評価指標

移転可能性の有無を判断する評価指標には大別して次の3つが提案されている。

第1は、前節の移転方法3のように、同一変数組でモデルを再推定した場合に、個々のパラメーターに移転するモデルのパラメーターと比べ有意な差があるかどうかを*t*検定により評価する方法である。

第2は、尤度の差異を各種形式で表わした指標で、これには2種類あり、1つは上記と同じ場合にパラメーター群の間に有意な差があるかを検定する指標であり、いま1つは移転される地域に対する適合度指標である。前者の例として次の2つが挙げられる。

$$\text{METS} = -2[L_{A+B}(\theta_{A+B}) - L_A(\theta_A) - L_B(\theta_B)] \dots \dots (5)$$

$$\text{TTS} = -2[L_B(\theta_A) - L_B(\theta_B)] \dots \dots \dots (6)$$

(5), (6)において, A を移転する側, B を移転される側とし,  $L_i(\theta_j)$  は  $j$  データで推定したパラメーターを用いて計算した,  $i$  データに対する対数尤度の値である. また  $L_{A+B}(\theta_{A,B})$  は A, B 両方を合わせたデータに対して推定したモデルの対数尤度を表わす. (5), (6) はパラメーター数と等しい自由度をもつ  $\chi^2$  分布に従うので, これらより  $\chi^2$  検定が行える. また後者の例として次の2つが挙げられる.

$$ROH=1-L_B(\theta_A)/L_B(C_B) \dots\dots\dots (7)$$

$$TI=[L_B(\theta_A)-L_B(C_B)]/[L_B(\theta_B)-L_B(C_B)] \dots\dots\dots (8)$$

(7), (8) で  $L_B(C_B)$  は定数項だけによるモデルの対数尤度である. (7) は B データに対する A モデルの尤度比を表わす.

第3の指標は, 移転後の推定精度に関する指標で, これには大別して, ①推定シェアと観測シェアとの誤差に関する指標と②移転されるデータに対する的中率指標との2つがある. 前者には, 相対誤差, 絶対誤差, RMS 誤差等があり, 後者には, 的中率や選択肢ごとの的中率をその観測シェアで修正 (割るもしくは引く等の操作) した値等がある.

### (3) 分析結果の整理

#### a) 各研究の結論とその根拠

移転可能性を検討した論文は, 前節に示した評価指標のいずれかを考慮して結論を導き出しているが, その適用には, いまだ統一的な見解はなく, おのおのが適切と考える指標のもとで結論を述べている段階である. なかでも Koppelman ほか (1982) は移転可能性がありとなしとの両方の結論を提示しており, 統計的検定ではなしと結論され, また推定精度等から判断すればありと結論されるような違いが生じる場合もあることを指摘している. また森地ほか (1984) ではモデルのパラメーター間に違いのあることを認めながらも適合度から判断して移転可能性は高いと結論している.

#### b) 移転可能性があると結論した研究の整理

移転可能性があると結論した文献を整理することは, 移転可能な対象を把握することに役立つと考えられる. 文献数が少ないため, 移転可能なタイムスパンや地域の特色等には明確な傾向を見出せないが, 移転可能性があったとした研究におけるモデルの選択肢数が, 全般に少ない傾向にある点は注目に値する. すなわち, 原田ほか (1982) を除く他のすべての, 移転可能性があったとした研究<sup>1), 2), 6), 8), 10), 11), 14), 16), 17), 19), 20)</sup>の選択肢数は, 2 ないし 3 である. これに対し, 移転可能性がないとした研究では, 4 つ以上を扱ったもの<sup>3), 4), 7), 12)</sup>が半数ある.

選択肢数が増せば, ロジットモデルの前提である無関係選択肢からの独立性 (Independence from Irrelevant Alternatives) の仮定が成立しない状況が生

じ, 交通条件の異なる他地域, 他時点での的確な予測が困難となり得る. このようなモデル形式上の問題は移転可能性を左右する重要な要因の1つである. 以上より現在までの研究範囲内では, 選択肢数が少ない場合に, 非集計行動モデルの移転可能性が高いと結論付けることができる.

#### c) 移転可能性をなくした原因

移転可能性を左右する要因をモデル構築プロセスの各段階に対応させると, ①データ間での調査方法, 調査項目の違い, ②交通サービスデータの作成方法の違い, ③モデル形式, ④モデルの変数組, ⑤パラメーター, 等となる.

移転可能性がないもしくは十分でないと結論付けた研究を, これらの要因別に以下に整理する.

① Galbraith ほか (1982) は, 移転可能性がないとしながらも, 分析に用いたサンプルサイズが不十分であったと述べており, Silman (1981) は移転可能性があると結論しながらも, 調査項目の違いによる問題点を指摘している.

② Train (1978) は調査ごとの交通サービスデータの計算法の違いが移転可能性に影響したと報告しており, 原田ほか (1979) もデータの精度に問題があると述べている.

③ Train (1978) は, アクセス手段だけが異なる類似した選択肢をいくつも扱っており, 無関係選択肢からの独立性が満足されないために推定精度がよくなかったとしている.

④ 原田ほか (1979) は移転可能性が低かった理由の1つに, モデルに表現できなかった地域差を挙げている.

⑤ Talvitie ほか (1982) はモデルをそのまま移転する場合に, 移転可能性を大きく左右するのが定数項の値であり, それが地域間で大きく異なるため移転可能性が低いとしている.

また, これら以外に, Talvitie ほか (1978) は同一変数組で再推定を行った結果から, 移転可能性があると判断される場合が, 偶然の作用したときだけであると断言している. また河上ほか (1981) は2時点間で人の選択に対する判断基準が変化したためとしている.

#### d) 移転方法の比較検討結果の整理

モデルを修正して移転する方法を比較検討したものは, Atherton ほか (1976), Galbraith ほか (1982), 原田ほか (1982), 森地ほか (1984) 等である.

Atherton ほか (1976) は Bayesian 修正法が最も有効であると結論している. また Galbraith ほか (1982) は, この研究と同様な分析を行った結果, Bayesian 修正法を有効としながらも, 移転される地域で構築したモデルのパラメーター分散が大きい場合には, 修正パラメー

ターが移転するモデルパラメーターで支配的に決定され、修正する利点が少ないと指摘している。

非集計データによって定数値を修正する方法について、Galbraith ほか (1982) は修正せずにそのまま移転する方法よりも尤度比(移転される側のデータに対する)が低くなり有効な方法とはいえないと報告している。一方、原田ほか (1982) は修正することによって尤度比の改善がなされたと報告している。

(4) ま と め

以上考察したように、従来の研究の多くは移転可能性の有無を評価する点に集中しており、実際にモデルを移転して用いる場合に生じる検討課題に触れているものはほとんどない。また移転可能性の評価指標が統一的な見解のないままに用いられている点には問題があり、(3)のc)で整理した各種要因を考慮のうえで、移転可能性を総合的に評価する必要性を論じ、またそのための方法論開発を試みた研究はほとんどない。

3. 非集計交通手段選択モデルの構築と比較

本研究の分析に用いるデータは表一に示す調査より得たものである。すべて家庭訪問調査より得ているが、表中の備考欄に示したように、アンケート形式に若干の相異がある。

次に、これらのデータを用いて構築した各地域ごとの買回品買物における交通手段選択モデルを示す。表一、表二、表三は、パラメーターの推定結果を表わす。表三は表二のモデルに2種類のダミー変数を追加したものである。各モデルとも、鉄道、バス、車、徒歩の4手段選択を表わす。群馬県(前橋・高崎都市圏)においては、これらの手段以外に、シェアの高い手段として自転車があるが、3地域で同一のモデルを作成する必要から除いている。

表二より、所要時間のパラメーターが、群馬県で他と大きく異なっていることがわかる。また費用のパラメーターは、3地域でさほど変わらず、神奈川県で幾分高い程度である。非集計行動モデルでは、所要時間パラメーターを費用パラメーターで割ることによって、時間価値を算出することが可能である。表二より求まる各地域の時間価値は、神奈川、東京ではほとんど変わらないが、群馬では前二者と比べて、かなり小さな値といえる。非集計行動モデルにおける時間価値は、多重共線性などの影響を受け、同一データに対してもモデル変数組次第で大きく変化し得るため、構築されたモデルの良否の判断材料にとどまる。したがって、その値が実状と大きくかけ離れる場合には、モデルの変数組を再構成する必要も生じる。表二の各モデルの時間価値は極端な値とはなっておらず、所要時間と費用とを同時にモデルへ

導入することに問題はないと考えられる。また車固有定数の符号が群馬でのみ正となっているが、これは群馬県における車利用の絶対的な多さを反映したものと考えられる。

表一 買回品の買物行動調査の概要

	東京調査	神奈川調査	前橋・高崎調査
調査期日	昭和56年8月	昭和57年12月	昭和58年12月
調査地域	東京都 八王子市周辺	神奈川県 川崎・横浜市 田園都市線沿線	群馬県 前橋・高崎・ 伊勢崎・渋川の 各市と吉井町
調査方法	家庭訪問調査		
配布世帯数	2540	420	3000
世帯回収率	79.2%	67.9%	60.7%
備考	買回品の品目別の最新トリップをアンケートしたもの	代表的な商業地ごとに買回品買物行動をアンケートしたもの	買回品の買物交通について最新のトリップを1つだけアンケートしたもの

表二 非集計交通手段選択モデルの推定結果(モデル1)

説明変数	東京都	神奈川県	群馬県
総所要時間(分) (共通変数)	-0.09393 (14.20)	-0.1284 (8.70)	-0.03261 (3.87)
費用(円) (共通変数)	-0.004892 (14.00)	-0.005785 (5.64)	-0.005076 (3.26)
鉄道固有定数	-1.592 (10.4)	-0.3654 (1.34)	-0.6145 (1.71)
バス固有定数	-0.8767 (7.00)	-0.3470 (1.03)	-0.6064 (2.31)
車固有定数	-2.065 (12.5)	-1.211 (5.50)	0.8990 (4.70)
尤度比	0.371	0.420	0.274
サンプル数	1482	920	1133
時間価値 (円/分)	19.2	22.2	6.4

( )内はt値

表三 非集計交通手段選択モデルの推定結果(モデル2)

説明変数	東京都	神奈川県	群馬県
総所要時間(分) (共通変数)	-0.09355 (14.2)	-0.1421 (9.01)	-0.04008 (4.23)
費用(円) (共通変数)	-0.004850 (13.7)	-0.005677 (5.32)	-0.005651 (3.18)
同伴者ダミー (車固有変数)	0.5363 (4.30)	1.384 (6.78)	-1.006 (5.39)
性別(男)ダミー (鉄道固有変数)	-0.2054 (1.12)	-0.9599 (4.93)	-1.885 (4.10)
鉄道固有定数	-1.536 (9.57)	-0.1611 (0.56)	-0.1190 (0.29)
バス固有定数	-0.8748 (6.94)	-0.4432 (1.27)	-0.5555 (1.91)
車固有定数	-2.348 (13.1)	-2.251 (7.96)	1.125 (5.95)
尤度比	0.376	0.466	0.305
サンプル数	1482	920	1039
時間価値 (円/分)	19.3	25.0	7.1

( )内はt値

さらに、表-3では追加された2つのダミー変数のパラメーターが、3地域でことごとく異なり、群馬の同伴者ダミーは唯一負の値となっている。時間価値が、神奈川と東京の間でも表-2の結果と比べ若干差が大きくなっているが、群馬の値が他と大きく異なる点は表-2と変わらない。

これらのモデルの移転可能性を統計的検定を用いて評価するために、次に示す  $t$  値を考える。

$$t = \frac{|\theta_A - \theta_B|}{S_w \sqrt{1/N_A + 1/N_B}} \dots\dots\dots (9)$$

$$S_w = \sqrt{\frac{(N_A - 1)N_A \sigma_A^2 + (N_B - 1)N_B \sigma_B^2}{N_A + N_B - 2}} \dots\dots\dots (10)$$

上式で、 $N_A$ 、 $N_B$ は各地域のパラメーター推定に用いたサンプル数、 $\sigma_A^2$ 、 $\sigma_B^2$ は各パラメーター平均の分散を表わす。式(9)で定義される  $t$  値は、等しい未知の分散をもつ2つの正規分布の平均値に関する検定に用いられるもので、各パラメーターごとに式(9)を計算すれば、モデルの比較検討が行える。表-4に検討結果を示す。表より明らかなように、いずれの地域間でも、どちらのモデルにおいても、有意な差(5%の危険率で  $t$  値 1.96 以上)のある変数が存在する。したがって統計的検定からは、移転可能性がないとの結論を得ることになる。なお、式(9)ではパラメーター間の共分散を考慮していないが、ホテリングの一般化  $T^2$  検定等を用いれば、それを考慮することができる。ただし、式(9)の場合よりも、厳しい検定となることが多く、いっそう有意な差が示される。

以上の結果は、直接3地域間の移転可能性の存在を否定するものではなく、単にパラメーター推定に用いたデータ間での結論にとどまる点には注意を要する。この結論を地域間へ拡張するためには、2.(3)のc)に整理した要因に代表されるさまざまな観点より、多角的に移転可能性を評価しなければならない。

また特に、所要時間と費用とのパラメーター比を表わす時間価値が東京と神奈川とで大差ない点は、定数項を修正して移転する方法の適用可能性を示しており、この点について検討を加えることは、先に述べた移転可能性の多角的な評価の問題を考慮しなくとも、意味があると考える。

4. モデルの移転方法の検討

3. ではモデルパラメーターの比較検討を行い、統計的検定のもとではどのデータ間にも移転可能性がないことが判明した。しかし、モデルの実用面からは統計的検定のみで移転可能性を否定してしまうことに疑問が生じる。なぜならば、移転される地域の情報が入手可能であればモデルを修正することによって移転能力を向上させ

表-4 2地域間で算出したパラメーターの  $t$  値

(モデル)	東京-神奈川	東京-群馬	神奈川-群馬
(モデル1)			
総所要時間	2.40	5.81	5.89
費用	0.97	0.13	0.36
鉄道固有定数	4.23	2.72	0.53
バス固有定数	1.71	0.90	0.62
車固有定数	3.19	11.76	7.26
(モデル2)			
総所要時間	3.24	4.77	5.77
費用	0.87	0.79	0.02
同伴者ダミー	3.76	7.12	8.63
性別ダミー	9.71	3.70	1.72
鉄道固有定数	4.51	3.52	0.08
バス固有定数	1.36	1.09	0.25
車固有定数	0.30	12.81	9.93

表-5 修正を加えずに移転した結果

	ROH	METS	TTS	TI	CI	AE
M1	0.314	51.4	230.2	0.84	0.97	24.0%
M2	0.286	78.8	360.4	0.76	0.98	32.8%

ることが可能となるからである。

この点を考慮し、本章ではモデルの修正移転方法を対象に、効率的かつ精度の高い移転方法の決定を、移転可能性の評価指標、モデル修正に要するサンプルサイズ、モデル変数組の及ぼす影響等を考慮のうえで試みる。

(1) 分析方法

本章の分析には、3. で得た東京、神奈川のデータとモデルとを用いる。移転方法には2.(1)で述べた方法のうち、最後の McCarthy (1982) の方法を除く5種類を用い、移転可能性の評価指標には、2.(2)に示した第2、第3の指標を用いた。なお、第3の指標の①にはシェアの絶対誤差(AE)、

$$AE = 100 \times \sum_{k=1}^{mode} |S_k(C_B) - S_k(\theta_A)| \dots\dots\dots (11)$$

また、②には的中率の比(CI)、

$$CI = PC_B(\theta_A) / PC_B(\theta_B) \dots\dots\dots (12)$$

をそれぞれ採用している。ここで、 $S_k(C_B)$ はB地域データにおけるモード  $k$  の観測シェアを、 $S_k(\theta_A)$ は  $\theta_A$  を用いて推計されたB地域データにおけるモード  $k$  のシェアを表わす。また、 $PC_B(\theta_A)$ はA地域データにより推定されたパラメーターを用いた、B地域データに対する中率を表わす。

分析は、神奈川モデルの東京データへの移転可能性を検討することにより行った。モデルの修正移転方法を比較検討するために、修正に用いるサンプルサイズを50から400まで50サンプル刻みで設定し、東京データから、それぞれのサンプルサイズごとに無作為に復元抽出した20組のデータを用いてモデルの移転を試みた。

(2) 分析結果

表-5は、モデル1(M1)とモデル2(M2)とを修正することなく、そのまま移転した結果を表わしたもの

である。METS, TTS は、その値がモデル1では11.1以上、モデル2でも14.1以上であれば、 $\chi^2$ 検定により危険率5%で棄却される。結果は、これらの数値を大きく上回り、これらの指標からも移転可能性は否定される。モデル間ではCIを除き全般に、モデル2の方で移転能力が低下していることが読み取れる。

次に、このような結果が少数のデータを用いたパラメーターの修正によってどれほど改善されるかを検討した。

表一6~11は、修正後のモデルの移転能力を、移転方法のうち、非集計データによる定数項の修正 (Const.)、すべてのパラメーターの修正 (Bayesian)、同一変数組ですべてのパラメーターを再推定 (Specific.) の3種類の方法に対して示したものである。表中の値は、移転される側の全サンプル (1482) に対して各指標を計算したうえで、その平均値と標準偏差とを求めたもので、移転される側の全サンプルで構築したモデルの適合度との優劣を示す値といえる。また\*は表一5の結果、すなわち何も修正せずに移転した場合よりも劣ったものが、20組の計算結果のうちに発生したことを示す。表一6~8がモデル1、表一9~11がモデル2をそれぞれ表わす。

これらの検討を通して明らかとなった点を以下にまとめる。

a) 移転方法について

表一6、表一8に示したTIとAEの平均値、標準偏差で判断すれば、200サンプル程度までの少ないサンプルにおいては、定数項だけを修正する方法 (Const.) を用いることが望ましく、それ以上のサンプルがあれば、Const. と Specific. のどちらでも同程度の移転精度が期待できることがわかる。すなわち、本研究で扱ったモデルのように、移転される地域のモデルパラメーターと統計的には差が認められても、パラメーターごとの比がおおよそ等しい場合には、少数のサンプルを用いて定数値と効用関数の尺度とを修正すれば、新たにすべてのパラメーターを推定し直さなくとも、高い精度の得られる可能性があることを示す。

Bayesian 修正法は、Const. と Specific. との中間的

な方法と考えられるが、本研究に関する限り有効な方法とはいえ、この結果はAthertonほか (1976) や

表一7 CIの平均値と  $PC_{\theta}(\theta_i)$  の標準偏差 (M1)

	Const.	Bayesian	Specific.
50	1.00(1.8)*	1.01(1.3)*	0.99(2.0)*
100	1.01(0.9)	1.00(1.3)*	1.01(1.3)
150	1.02(1.4)*	1.00(1.2)*	1.02(1.2)*
200	1.02(1.0)	1.01(1.2)	1.02(1.1)
250	1.01(0.8)	1.01(0.8)	1.01(0.7)
300	1.01(0.8)	1.00(0.6)	1.01(0.8)
350	1.01(0.8)	1.01(0.8)	1.01(0.9)
400	1.01(0.9)	1.01(0.8)	1.01(0.9)

( )内は標準偏差

表一8 AEの平均値と標準偏差 (M1)

	Const.	Bayesian	Specific.
50	7.7(4.0)	12.5(5.9)	8.1(4.2)
100	4.7(1.7)	10.6(5.9)	4.5(1.7)
150	4.3(2.1)	9.2(5.3)	4.3(2.1)
200	3.9(1.3)	8.3(4.4)	3.9(1.3)
250	2.7(0.8)	7.1(4.5)	2.8(0.9)
300	2.5(1.2)	6.6(4.7)	2.5(1.1)
350	2.6(0.9)	6.6(4.0)	2.6(0.9)
400	2.6(1.1)	6.6(4.1)	2.6(1.1)

( )内は標準偏差

表一9 TIの平均値と標準偏差 (M2)

	Const.	Bayesian	Specific.
50	0.93(0.05)*	0.84(0.07)*	0.82(0.13)*
100	0.95(0.03)	0.90(0.05)	0.93(0.05)
150	0.96(0.01)	0.92(0.04)	0.95(0.05)
200	0.97(0.01)	0.94(0.04)	0.97(0.02)
250	0.97(0.01)	0.94(0.03)	0.96(0.03)
300	0.97(0.01)	0.95(0.03)	0.98(0.02)
350	0.97(0.01)	0.96(0.03)	0.99(0.01)
400	0.97(0.01)	0.96(0.03)	0.98(0.02)

( )内は標準偏差

表一10 CIの平均値と  $PC_{\theta}(\theta_i)$  の標準偏差 (M2)

	Const.	Bayesian	Specific.
50	0.99(1.6)*	0.98(1.3)*	0.98(1.8)*
100	1.01(1.3)*	0.99(1.4)*	1.01(0.9)
150	1.01(1.4)*	0.99(1.2)*	1.01(1.3)
200	1.02(1.6)*	0.99(1.3)*	1.01(1.0)*
250	1.01(1.1)	0.99(0.9)*	1.00(0.7)
300	1.01(1.1)	0.99(0.6)*	1.00(0.7)
350	1.01(1.3)*	0.99(0.7)*	1.00(0.6)
400	1.01(1.3)	0.99(0.9)*	1.00(0.6)

( )内は標準偏差

表一6 TIの平均値と標準偏差 (M1)

	Const.	Bayesian	Specific.
50	0.95(0.04)*	0.90(0.07)*	0.90(0.09)*
100	0.97(0.03)	0.92(0.05)*	0.94(0.05)*
150	0.98(0.02)	0.94(0.03)	0.96(0.05)*
200	0.99(0.01)	0.96(0.03)	0.98(0.02)
250	0.99(0.01)	0.96(0.03)	0.98(0.03)
300	0.99(0.01)	0.97(0.03)	0.99(0.02)
350	0.99(0.01)	0.97(0.02)	0.99(0.01)
400	0.99(0.01)	0.97(0.02)	0.99(0.02)

( )内は標準偏差

表一11 AEの平均値と標準偏差 (M2)

	Const.	Bayesian	Specific.
50	7.5(3.6)	12.4(4.9)	9.0(4.3)
100	4.5(1.8)	9.8(5.6)	4.4(2.0)
150	4.3(1.9)	8.8(4.8)	4.3(1.8)
200	4.0(1.2)	8.2(4.2)	4.2(1.4)
250	2.7(0.9)	7.3(4.5)	3.1(1.0)
300	2.6(1.2)	6.9(4.6)	2.7(1.0)
350	2.7(1.0)	6.9(3.9)	2.8(1.0)
400	2.8(1.2)	6.5(3.7)	2.8(1.1)

( )内は標準偏差

Galbraith ほか (1982) と異なる (これらはともに 2~3 回の計算結果より, Bayesian 修正法が有効であるとの結論を導き出している). 本研究においても, 特定の抽出データに対しては Bayesian 修正法が最も良好であることを確認しているが, そのような結果の生じることはまれであった. Bayesian 修正法はパラメーターの分散による重み平均を取るることによって, 新たなパラメーターを求める方法といえるが, 観測シェアを反映するような制約はなく, 重みが修正に用いる少数のデータによって決まるため, 移転精度の変動が修正サンプルを増加してもさほど小さくならない. 特に AE 値に対してこの傾向が顕著といえる. ただし, TI 値で判断すると, 50 サンプルにおいて Specific. よりも良好な結果が得られており, 移転するモデルのパラメーターを用いる利点, 極端に少ないサンプルの場合に現われているといえる.

また, 集計データを用いた定数項の修正方法に対する検討も試みたが, 移転能力が他の方法に比べ大きく劣った結果となった. 本方法はデータ制約下での移転方法といえ, 非集計データの存在する場合にあえて適用することは少ないと考えられる.

以上はモデル 1 とモデル 2 とでおおよそ共通な知見であるが, 全般にモデル 2 において移転能力が劣っている. これに関する検討は c) で行う.

b) 移転可能性の評価指標について

TI は尤度関連指標を代表するものといえるが, 変数組の異なるモデル間での比較には適さず, これと ROH とを同時に評価することが望ましい. すなわち, ROH は単に尤度 ( $L_B(\theta_i)$ ) の大きさを反映するにとどまるが, TI は基準値 ( $L_B(\theta_0)$ ) との相対的な大小関係を表わし, 変数組によって基準が変化するため注意を要することになる. また CI は平均値, 標準偏差でみる限り, サンプルサイズ, 移転方法のどちらに対しても明確な傾向がなく, 適切な指標とは考えにくい, \* の存在で判断することには意味がある.

c) 移転能力と修正サンプル数について

モデルを修正せずにそのまま移転する場合に比べれば, いずれの方法を用いても移転能力の改善がみられる.

中でも, Const. によれば, 50 サンプルでモデルを修正しても大幅な改善が達成できる. ただし移転精度の変動が大きいため, 修正しない場合よりも劣った結果となることもあり得る. したがって, 修正に十分なサンプルとしては, より多くが必要といえる. Const. に関しては, モデル 1, 2 とともに, TI が 200 サンプル以上, AE が 250 サンプル以上で, その平均値に変化がない. この点より判断すれば, 修正サンプルとして 250 サンプル以上得られていれば十分といえる. このとき, TI は 0.97,

AE は 2.7 程度である.

この点に関して, Specific. (モデル 1) に対しサンプルサイズを 450~800 サンプルまで増して同様な計算を行った. 結果を表-12 に示すが, 800 サンプルにおいても AE は 2% 程度ある. また TI, CI は 250 サンプル程度からほとんど変化していない. AE の 2~3% という値は実用上許容可能と考えられ, 上記のサンプルサイズで十分と判断した.

以上の知見は, 移転される地域のデータにおける現状再現性の高さを検討することによって得られたものであるが, Specific. は変数組を移転するにとどまり, すべてのパラメーターを再推定する必要があるため, パラメーターの安定性をも評価しなければ厳密にサンプルサイズを決定することができない. したがって, Specific. においては, Const. と同様に 250~300 サンプル以上で移転精度の向上がなく, 現状再現性の点からはその程度のサンプル数で十分といえるが, すべてのパラメーターの安定性をも検討したうえで修正サンプルサイズを決定する必要がある.

表-13, 14 は修正されたパラメーターの変動係数を

表-12 450~800 サンプルにおける各指標の平均値 (M1, Specific.)

	TI	CI	AE
450	0.99	1.01	2.1
500	0.99	1.01	1.9
550	0.99	1.01	2.0
600	0.99	1.01	2.2
650	1.00	1.01	2.0
700	1.00	1.01	2.1
750	1.00	1.01	2.1
800	1.00	1.01	1.9

表-13 各パラメーターの変動係数 (M1, Const.)

	$\alpha$	鉄道 定数項	バス 定数項	車 定数項
50	0.301	0.399	0.378	0.289
100	0.291	0.266	0.214	0.260
150	0.207	0.217	0.198	0.190
200	0.161	0.144	0.135	0.123
250	0.169	0.171	0.151	0.156
300	0.146	0.170	0.147	0.137
350	0.122	0.141	0.139	0.115
400	0.139	0.133	0.122	0.115

表-14 各パラメーターの変動係数 (M1, Specific.)

	総所要 時間	費用	鉄道 定数項	バス 定数項	車 定数項
50	0.433	0.579	1.109	0.615	0.432
100	0.349	0.480	0.522	0.298	0.320
150	0.245	0.457	0.427	0.310	0.219
200	0.150	0.322	0.323	0.201	0.141
250	0.213	0.371	0.335	0.217	0.186
300	0.128	0.307	0.250	0.182	0.134
350	0.168	0.134	0.216	0.185	0.164
400	0.128	0.270	0.219	0.158	0.124

表-15 ROHの平均値

	Const.		Specific.	
	M1	M2	M1	M2
50	0.355	0.352	0.335	0.310
100	0.361	0.358	0.351	0.351
150	0.365	0.362	0.357	0.358
200	0.368	0.365	0.364	0.366
250	0.369	0.365	0.364	0.364
300	0.369	0.366	0.367	0.369
350	0.370	0.367	0.369	0.373
400	0.369	0.366	0.368	0.371

示したものである。変動係数の算出は、各サンプルサイズごとに、20回のパラメーター修正より得られた、パラメーターの標準偏差を平均値で割ることによって行っている。表-13がConst.の場合、表-14がSpecific.の場合をそれぞれ表す。仮に変動係数が0.2以下であればパラメーターの安定性が十分と考え、Const.では200サンプル以上でこの条件を満足するが、Specific.では400サンプルにおいてすら満足しない変数が2つある。したがって、パラメーターの安定性の点では、Specific.に対してより多くの修正サンプルが必要となることが理解できる。

また、移転するモデルの変数を増してモデルの説明力を高めても、それが移転能力の向上を必ずしも意味しないことが、従来の実証研究で確認されてきた<sup>9),10)</sup>。本研究でもROH値で判断する限り、これを支持する結果となった(表-15)。これは変数増加による適合度の向上効果よりも、追加したパラメーターの地域差や修正データにおける変数同時分布の偏りの影響が勝っていることに原因の1つがあり、特に有意性の高い社会経済特性の導入に当たって注意を要する。したがって変数の多い場合には、修正サンプル数を多く取る必要が生じ、また定数項の修正だけでは十分な精度となり得ない状況も生じると考えられ、これらについては追加検討が必要と考える。

## 5. おわりに

本研究は、地域間の移転可能性を検討したもので、以下に示す点を成果として挙げられる。

(1) 既存の研究を整理、体系化し、移転可能性に関する成果および問題点を把握したうえで、今後の研究動向を指し示したこと。

(2) 移転可能性の存在を肯定した場合の、モデルの修正移転方法を検討し、方法論の比較、モデル修正に要するサンプルサイズ、移転可能性の評価指標に関して適切な知見を数多く得たこと。

なお、地域間そのものの移転可能性を適切に評価するためには、データの特性を的確に把握したうえで、推定時のサンプル内にとどまらない集計レベルでの精度をも

検討する必要がある。この点は、集計予測誤差の発生源を明らかとする作業を通して、ある程度解決できると考えられ、調査からパラメーター推定、移転、集計、予測の各段階で生じる誤差を個別に把握し、全体を統一的に扱える方法論の開発を必要とする。これにより、移転可能性に関してより一般的な結論が得られるものと考ええる。

なお、本研究における計算は現日本工営(株)勤務の藤井 卓君の協力を得て行ったものであり、ここに記して謝意を表す。また本研究は昭和58年度科学研究費補助金(一般研究C)を得て実施したものである。

## 参考文献

- 1) Atherton, T. and Ben-Akiva, M. : Transferability and Updating of Disaggregate Travel Demand Models, TRR 610, pp.12~18, 1976.
- 2) Parody, T. : Analysis of Predictive Qualities of Disaggregate Modal-Choice Models, TRR 637, pp.51~56, 1977.
- 3) Talvitie, A. and Krishner, D. : Specification, Transferability and the Effect of Data Outliers in Modeling the Choice of Mode in Urban Travel, Transportation 7, pp.311~332, 1978.
- 4) Train, K. : A Validation Test of a Disaggregate Mode Choice Model, Transpn. Res. 12, pp.167~174, 1978.
- 5) Caldwell, L. and Demetsky, M. : Transferability of Trip Generation Models, TRR 751, pp.56~62, 1980.
- 6) Silman, L. : The Time Stability of a Modal-Split Model for Tel-Aviv, Environment and Planning 13, pp.751~762, 1981.
- 7) Talvitie, A., Dehghani, Y. and Anderson, M. : An Investigation of Prediction Errors in Work Trip Mode Choice Models, Transpn. Res. 16 A, pp.395~402, 1982.
- 8) McCarthy, P. : Further Evidence on the Temporal Stability of Disaggregate Travel Demand Models, Transpn. Res. 16 B, pp.263~278, 1982.
- 9) Galbraith, R. and Hensher, D. : Intra-Metropolitan Transferability of Mode Choice Models, Journal of Transport Economics and Policy 16, pp.7~30, 1982.
- 10) Koppelman, F. and Wilmot, C. : Transferability Analysis of Disaggregate Choice Models, TRR 895, pp.18~23, 1982.
- 11) 杉恵頼寧：交通機関別分担モデルの移転可能性，第34回土木学会年講Ⅳ，pp.94~95, 1979.
- 12) 原田 昇・太田勝敏：ロジットモデルに関する実証分析 Transferability test と集計モデルとの比較，第34回土木学会年講Ⅳ，pp.90~91, 1979.
- 13) 鈴木 勝・森地 茂・石田東生：2時点の調査データを用いた交通機関選択モデルの誤差分析，第34回土木学会年講Ⅳ，pp.96~97, 1979.
- 14) 杉恵頼寧：交通機関別分担モデルの移転可能性，土木計画学研究発表会講演集，pp.81~86, 1980.
- 15) 河上省吾・広島康裕・宮内政信：鉄道開通による交通手



- 段分担率の変化に関する調査分析, 第 36 回土木学会年講, pp. 307~308, 1981.
- 16) 杉恵頼寧: 非集計型ロジットモデルによる若干の考察, 第 36 回土木学会年講Ⅳ, pp. 399~400, 1981.
- 17) 原田 昇・太田勝敏: 非集計ロジットモデルの適用性に関する研究—通勤交通手段選択の場合, 交通工学 2, pp. 15~23, 1982.
- 18) 森地 茂・屋井鉄雄・藤井 卓: 非集計機関選択モデルの地域間移転可能性についての検討, 第 38 回土木学会年講Ⅳ, pp. 45~46, 1983.
- 19) 堀尾厚夫・湯沢 昭・須田 熙: 地方都市の交通特性と機関分担に関する基礎的研究, 第 38 回土木学会年講Ⅳ, pp. 29~30, 1983.
- 20) 森地 茂・屋井鉄雄: 非日常的交通への非集計行動モデルと選択肢別標本抽出法の適用性, 土木学会論文報告集, 第 343 号, pp. 161~170, 1984.
- 21) 屋井鉄雄: 非集計行動モデルの移転可能性に関する研究の経緯, 東京工業大学土木工学科研究報告 No. 32, pp. 49~61, 1984.
- 22) 屋井鉄雄・森地 茂・藤井 卓: 非集計行動モデルの地域間移転方法に関する研究, 第 39 回土木学会年講Ⅳ, pp. 311~312, 1984.

(1984. 8. 31・受付)

---