

世帯単位で見た居住地・自動車保有・自動車旅行距離の関係の経時分析*
Inter-Temporal Analysis on the Relationships
among Household Residence, Vehicle Ownership and Vehicle Distance Travelled*

三古展弘**・森川高行***

By Nobuhiro SANKO**・Takayuki MORIKAWA***

1. はじめに

今日の自動車依存社会の中で、公共交通機関への転換を促進する施策が多く実施されている。これらの施策の多くは、公共交通機関や自動車利用時のサービスレベルを変化させることにより、個人の利用交通手段の転換を促すことを意図するものである。しかし、サービスレベルの変化のみで個人の行動が短期的に変化しないことはこれまでも報告されてきており¹⁾、その一因として、実際の交通行動の決定に先行する交通関連の意思決定の存在が指摘されている²⁾。

ここで言う、先行する交通関連の意思決定には、自動車の保有、定期券の購入、自宅および勤務・通学先の選択などが含まれ、これらには個人の意思決定というよりは世帯の意思決定に含まれるものもある。これを、自動車依存社会の観点から考えると、自動車を既に保有している世帯に属する個人は、公共交通機関のサービスレベルが多少改善されても自動車の利用を継続することが想像されること（自動車の保有は交通手段の選択に先行する）、公共交通機関が不便な地域に居住している世帯では、自動車の保有が多少制限されるような施策が実施されたとしても自動車を保有し続けることが想像されること（居住地の選択は自動車の保有に先行する）、などが相当すると考えられる。このことは、交通手段選択の分析に自動車の保有及びその利用可能性が説明変数としてしばしば用いられてきたこと¹⁾、自動車保有のモデルにおいて各種交通手段の利便性などに代表される居住地属性が説明変数に導入されてきたことにも表れている^{3),4)}。また、自動車保有のモデルの多くは世帯単位で構築されてきており^{3),4)}、個人の交通行動に世帯の意思決定も深く関連していると考えられる。

このような観点から、実際の交通行動に先行する交通関連の意思決定に着目した研究はいくつかあり、想定する因果関係に関する仮説のモデル化と検証に適した構造

方程式モデル^{5),6)}を用いて多くの分析がされてきた。例えば、Simma and Axhausen⁷⁾は、自動車保有、定期券保有、自動車利用、公共交通利用という変数を内生化したモデルを構築し、自動車保有や定期券保有が自動車利用や公共交通利用へのコミットメントとなることを示している。また、居住地属性が自動車保有台数に与える影響⁸⁾、多くのモデルで外生変数として説明され、都心部ダミー⁷⁾、居住地の各種施設へのアクセシビリティ⁸⁾、居住ゾーンの人口密度やDID人口比⁹⁾が用いられている。しかし、いずれの研究事例においても、居住地の選択、自動車保有、交通手段の利用、の総てを内生化した枠組みにおいて自動車依存的交通行動を分析したものは見当たらない。また、それらの変数間の関係はモータリゼーションの進行や社会構造の変化などにより、経時的に変化していると考えられるが、それらの関係を経時分析した事例も少なく、特に10年、20年といった長期にわたって分析した事例は見当たらない。

そこで、本研究では、我が国でも1960年代以降急速に進行してきたモータリゼーションに伴う自動車依存型社会に焦点を当て、自動車依存的交通行動とそれに先行する交通関連の意思決定の関係を分析することを目的とする。具体的には、自動車利用に先行する意思決定として、自動車保有や居住地の選択を位置づけ、それらが自動車利用に与える影響を長期的に分析する。分析は、居住地や自動車保有の選択が世帯単位で行われることも多いことから世帯単位で行う。使用データは中京都市圏において過去30年間にわたり蓄積されてきたパーソントリップ調査データ（PTデータ）であり、モータリゼーションの進行に伴うそれらの関係の変化を分析する。同時に、我が国で進行しつつある社会の少子高齢化の現状に鑑み、高齢者（65歳以上）を含む世帯と含まない世帯という世帯類型別の分析も行う。分析を通じ、モータリゼーションや世帯類型の構成比が変化しつつある現実社会において、交通行動分析の方向性を示唆することができると考える。

2. 中京都市圏での集計分析

使用データは、中京都市圏で得られた4時点（1971、

*キーワード：自動車保有・利用、交通行動分析

**学生員、修士。MBA、名古屋大学大学院環境学研究科

（名古屋市中種区不老町、

TEL: 052-789-3729, E-mail: sanko@trans.civil.nagoya-u.ac.jp)

***正会員、Ph.D、名古屋大学大学院環境学研究科

（名古屋市中種区不老町、

TEL: 052-789-3564, E-mail: morikawa@civil.nagoya-u.ac.jp)

1981, 1991, 2001 年) の PT データである。分析対象範囲は、比較のため 4 時点総ての調査圏域に含まれる第 1 回調査の調査圏域に統一した。ゾーン区分も 4 時点ともに可能な限り同一となるよう、筆者らの研究室で最も基礎データの蓄積の多い第 3 回調査の基本ゾーン (行政区画を考慮して概ね人口 2 万人を目処に分割) をベースに調整した。

まず、居住地、自動車保有、自動車利用の変数を定義する。居住地の変数は、各ゾーンのセントロイドから任意の時刻に出発したときに鉄道に乗るまでの期待所要時間 (駅まで 4km/h 歩行したときの所要時間と列車運行間隔の 2 分の 1 の和) が最小となる駅を抽出し、その駅への期待所要時間の逆数で定義する。これを「居住地の公共交通利便性」と呼ぶ。自動車保有の変数は、世帯の自動車保有台数を世帯の 20 歳以上人数で割った、「大人 1 人あたりの自動車保有台数」を用いる。自動車利用は「世帯の 20 歳以上の個人の 1 日の自動車旅行距離

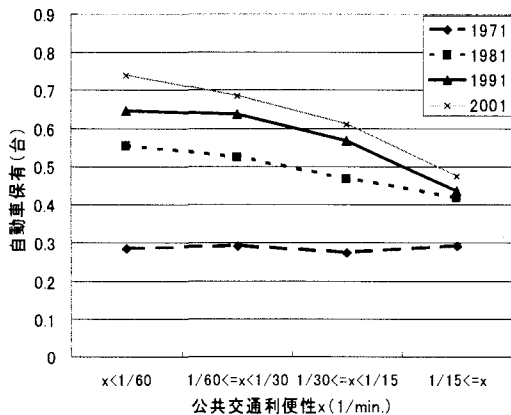
表一 各指標の平均値の推移 (世帯単位) †

	1971	1981	1991	2001
公共交通利便性 (1/min)	0.0492	0.0473	0.0533	0.0556
自動車保有 (台)	0.284	0.487	0.558	0.598
自動車旅行距離 (km)	4.08	6.67	7.18	7.46

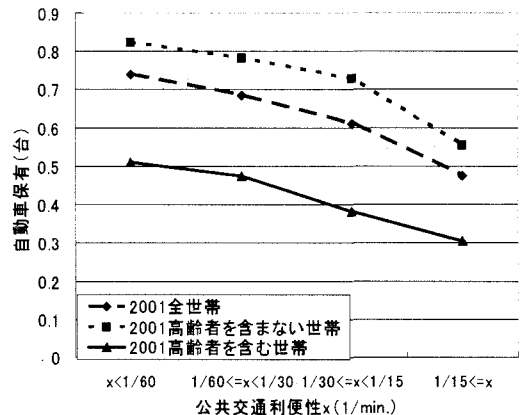
†0 トリップ世帯も含む。

(VKT: Vehicle-Kilometres Travelled) の平均」で定義する。これにより、世帯内で自動車依存的行動を取り得ると考えられる大人の交通行動の分析を行う。なお、ここで 18 歳以上という免許保有可能年齢を用いなかったのは、第 4 回調査において年齢が 5 歳刻みの階級別でしか与えられていないためである。なお、81, 91, 01 年では自動車旅行距離に二輪車旅行距離を含むが、71 年では自転車と区別できないため含まない。そのため、71 年の結果を他の時点の結果と比較する際には注意を要する。

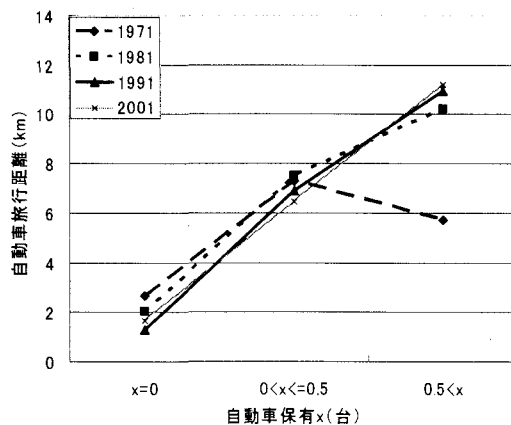
表一に、以上 3 つの指標の平均値の推移を整理する。居住地の公共交通利便性は 30 年間で便利になる傾向に



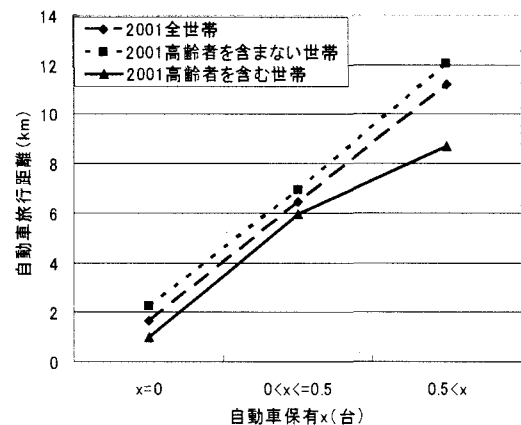
図一 a 居住地の公共交通利便性と自動車保有 (4時点全世帯)



図一 b 居住地の公共交通利便性と自動車保有 (2001年世帯類型別)



図一 2 a 自動車保有と自動車旅行距離 (4時点全世帯)



図一 2 b 自動車保有と自動車旅行距離 (2001年世帯類型別)

ある。しかし、自動車保有台数は2倍以上、自動車旅行距離も2倍弱に増加しており、モータリゼーションの進行が窺える。各変数間の関係を見ると、図-1aより、公共交通の便利な地域では、自動車保有台数が少ない傾向が81年、91年、01年において顕著である。また、図-2aより、自動車保有台数が多い場合には、自動車旅行距離が長くなる傾向にある（71年では0.5台超で旅行距離が減少しているが、該当するサンプルは少ない）。これらより、仮説として「公共交通が便利な地域では自動車保有台数が少なく、自動車保有台数が多ければ自動車旅行距離も長い」という関係が成り立つと予想される¹⁾。また、図-1a、2aより、それらの関係は異なる時点において類似した傾向を示している場合もあるものの、その類似性の検証が必要であると考えられる。

また、近年の少子高齢化の進行に伴い、中京都市圏でも過去4回のPTサンプルにおいて、高齢者（65歳以上）を含む世帯は15.5%、20.8%、25.3%、34.4%と増加しつつある。それらの世帯において同様の集計分析を行った結果の一例として2001年の結果を図-1b、2bに示す。全世帯を対象とした場合と比べ、集計的には類似した傾向を示すものの、その類似性の検証が必要であると考えられる。

3. 構造方程式モデル

(1) 構造方程式モデル

本章では、世帯の自動車依存的交通行動とそれに先行する交通関連の意思決定の関係を、構造方程式モデルを用いた多変量解析を通じて表現する。モデルの内生変数は、1)居住地の公共交通利便性、2)自動車保有台数、3)自動車旅行距離、の3つである。自動車旅行距離に影響を与えると考えられる、居住地の公共交通利便性と自動車保有台数はともに内生変数として表現される。外生変数には世帯属性や世帯構成員のトリップ属性を用い、これらの変数が自動車依存的交通行動に与える影響を分析する。式形を(1)に示す。

$$Y = BY + \Gamma X + E \quad (1)$$

ここに、 Y ：内生変数のベクトル、 X ：外生変数のベクトル、 E ：誤差項のベクトル、 B 、 Γ ：係数のマトリックス。

本モデルの推定は、最尤推定法によって行う。本章では、続く(2)節において構造方程式モデルを、全世帯を対象にして4時点個別に構築し、自動車依存交通行動に影響を与える要因を分析する。(3)節においては、全世帯を対象にした場合に加え、世帯類型による差を見るため、高齢者を含む世帯と含まない世帯についても4

時点個別モデルを構築し、2章で立てた仮説に関連する内生変数間の影響の大きさの時点間等価性を検定する。具体的には、内生変数間のパラメータ（式(1)の B ）が時点間で等価であるという制約をつけたモデル（制約モデル）と制約をつけないモデル（非制約モデル）を構築し等価性の検定を行う。使用する説明変数の一覧を表-2に示す。なお、多くの変数が世帯の大人1人あたりに変換されていることに注意を要する。

(2) 全世帯を対象とした4時点個別のモデル

構造方程式モデルのパス図を図-3に、推定値を表-3に示す。推定に際しては、計算時間を実際的な範囲に収めるため各時点において5000サンプルをランダムに抽出する。上段から順に、71、81、91、01年の推定値に相当し、適合度を表すGFI指標はいずれの時点においても良好な値が得られている。なお、説明変数を総ての時点で共通にするため、有意でない推定値についても残している。

内生変数間の関係を、まず考察する。公共交通が便利な地域では自動車保有台数が少なく、自動車保有台数が多いと自動車旅行距離も長いという2章の集計分析を支持するように推定された。81年、91年の推定値はそれぞれ類似しているものの、71年や01年においてはそれらとは若干異なる傾向が見られるなどの時点間による相違があると考えられる。71年の自動車旅行距離の定義が81年以降の定義と若干異なっているため一律に解釈することは危険であるものの、自動車保有台数が自動車旅行距離

表-2 モデルの説明変数

変数	定義
利便性	居住地の公共交通利便性 (1/min)
車保有 [†]	自動車保有 (台)
車距離 ^{†a}	1日の自動車旅行距離。81年、91年、01年では二輪車を含むが、71年では自転車と区別できないため含まない。(km)
業務 [†]	1日の配達、販売、仕入、購入トリップ数
トリップ [†]	1日の総トリップ数
時間差 ^{†b}	(1日のトリップを全部公共交通と徒歩・自転車で行ったときの所要時間) - (全部自動車で行ったときの所要時間) (min)
乗換 ^{†b}	1日のトリップを全部公共交通と徒歩・自転車で行ったときの鉄道バス等利用回数 (乗換回数に類似した変数)
職業	1人世帯の第1次産業、第2次産業従事ダミー
二人	世帯人数2人以下ダミー
大人比	世帯内の大人の割合
主免許 [°]	世帯主の免許保有ダミー
免許比	世帯内の大人の免許保有割合

[†]世帯内の大人の平均値。^aゾーン間距離を基準とし、ゾーン内々は平均旅行速度と調査票回答値のゾーン間平均所要時間を考慮して算出。^b調査票回答値のゾーン間平均を基準。[°]世帯内の有職の最年長者、有職者がいない場合は最年長者を世帯主と設定。

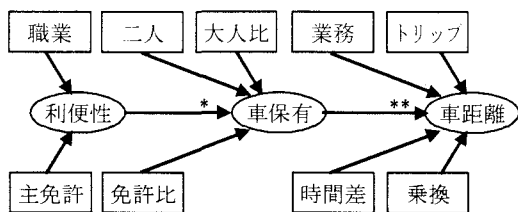


図-3 構造方程式モデルのパス図

(四角は外生変数、楕円は内生変数、

*と**のパスはB, その他のパスはΓに相当)

表-3 構造方程式モデルの推定結果(t値)[†]

	利便性	車保有	車距離
切片	0.0512 (107.2)	1.50 (5.6)	-8.97 (-14.1)
	0.0530 (101.6)	0.666 (6.0)	-3.69 (-29.2)
	0.0617 (110.9)	0.641 (6.7)	-3.63 (-34.6)
	0.0615 (109.7)	1.15 (7.1)	-3.37 (-27.0)
利便性	—	-25.3 (-4.8)	—
	—	-8.65 (-4.2)	—
	—	-8.37 (-5.5)	—
	—	-15.2 (-5.8)	—
車保有	—	—	26.2 (9.6)
	—	—	7.73 (20.5)
	—	—	7.34 (24.9)
	—	—	6.72 (21.2)
業務	—	—	3.29 (11.8)
	—	—	2.37 (12.1)
	—	—	1.49 (5.8)
	—	—	2.65 (5.3)
トリップ	—	—	1.08 (17.8)
	—	—	1.16 (19.7)
	—	—	1.68 (26.8)
	—	—	1.36 (21.1)
時間差	—	—	0.0322 (5.3)
	—	—	0.106 (17.1)
	—	—	0.0700 (12.7)
	—	—	0.125 (17.9)
乗換	—	—	2.14 (20.7)
	—	—	2.08 (21.1)
	—	—	2.57 (25.4)
	—	—	1.96 (21.1)
職業	-0.0019 (-3.5)	—	—
	-0.0090 (-4.3)	—	—
	-0.0077 (-3.8)	—	—
	-0.0084 (-4.8)	—	—
二人	—	-0.0126 (-1.5)	—
	—	0.0363 (2.6)	—
	—	-0.0039 (-0.3)	—
	—	0.0228 (1.8)	—
大人比	—	0.0118 (1.2)	—
	—	-0.117 (-7.6)	—
	—	-0.0510 (-3.7)	—
	—	-0.184 (-12.2)	—
主免許	-0.0046 (-6.4)	—	—
	-0.0078 (-12.5)	—	—
	-0.0109 (-16.9)	—	—
	-0.0072 (-11.7)	—	—
免許比	—	0.0718 (3.8)	—
	—	0.569 (25.4)	—
	—	0.635 (32.5)	—
	—	0.646 (30.5)	—

[†]横に内生変数を配置。上段から順に 71 年, 81 年, 91 年, 01 年の推定値。N=5000。

GFI(Yr71)=0.990, GFI(Yr81)=0.985, GFI(Yr91)=0.983, GFI(Yr01)=0.982。

に与えるパラメータは年々小さくなるなどの一定の傾向も見られる。自動車を特に必要としないような世帯でも自動車を保有していく傾向の表れとも解釈できる。01年では81, 91年に比べ居住地の公共交通利便性が自動車保有台数に与えるパラメータの絶対値が大きい。郊外などの複数台の自動車保有が進行しつつある影響とも考えられる。

次に、各内生変数に関連する説明変数について考察する。居住地の公共交通利便性には1人世帯において第1次第2次産業に従事している場合や、世帯主が免許を保有している場合に公共交通が不便な地域に住むことを示している。居住地の選択に世帯主の与える影響が大きいことが分かる。

世帯の自動車保有台数は居住地の公共交通利便性のほかに、世帯人数2人以下ダミー、世帯内の大人の割合、世帯内の大人の免許保有割合が説明変数となっており、自動車保有の選択に世帯構成員の与える影響が大きいことが分かる。世帯内の免許保有者の比が自動車保有台数に与える影響が年々増加していることが分かり、免許保有と自動車保有が直結する傾向にあると考えられる。世帯類型の違いを見るために導入した世帯人数2人以下ダミー、世帯内の大人の割合は有意に推定されない場合も多かった。これらは、より適切な世帯属性を説明変数に導入することや、本論文で後述するような世帯類型別のより詳細な分析を行うことにより、世帯構成による差異を考慮すべきであることを示唆している。

自動車旅行距離には、自動車保有台数のほかに、業務トリップ数、トリップ数、所要時間差、乗換回数が有意に推定された。業務トリップ数やトリップ数が1単位増えることによる自動車旅行距離の増加分は年によって差はあるものの一定の傾向は掴めないことが分かる。同様の傾向が所要時間差や乗換回数についても言える。

続いて、各時点においてどの説明変数がそれぞれの内生変数に相対的に大きな影響を与えているかについて分析するため、総ての変数を標準化したモデルを推定する。これは、表-3に示したような標準化しないモデルでは、各変数のレンジが異なるため、推定値の絶対値を比べても各変数の相対的な影響の大きさを比較することができないためである。比較に用いるのはB, Γの推定値(直接効果)ではなく、これと間接効果をあわせた総合効果(YからYへの効果は $(I-B)^{-1}I$, XからYへの効果は $(I-B)^{-1}\Gamma$)である¹⁾。得られた総合効果を表-4に示す。

自動車保有台数には、4時点共通の結果として居住地の公共交通利便性が最も大きな影響を与えている。また、自動車旅行距離には、4時点共通の結果として自動車保有台数が最大もしくは2番目に大きな影響を与えている。また、居住地の公共交通利便性も4時点を通じて比較的大きな影響を与えている。これらの結果から、各内生変数の関係は4時点を通して密接であり、自動車旅行距離という自動車依存的交通行動は、それに先行する自動車

の保有や居住地の選択に大きな影響を受けていることが示された。

これ以外にも、自動車保有台数に対しては、81年以降、世帯内の大人の免許保有割合の影響が相対的に強くなっている。自動車旅行距離に対しては、トリップ数、所要時間差、乗換回数、世帯内の大人の免許保有割合が相対的に大きな総合効果を持つことも示される。

また、本研究で想定した内生変数間の関係に関する仮説の妥当性を見るため、他の変数間の関係は保持したまま、式(2)の $\beta_1 \sim \beta_6$ の推定の有無に関する2⁶=64通りのモデルを推定し、結果をAGFI指標により比較した。

表-4 標準化モデルの総合効果†

	利便性	車保有	車距離
利便性	—	-1.17	-2.85
	—	-0.657	-0.267
	—	-0.757	-0.262
	—	-1.30	-0.427
車保有	—	—	2.43
	—	—	0.407
	—	—	0.346
	—	—	0.329
業務	—	—	0.137
	—	—	0.132
	—	—	0.0616
	—	—	0.0568
トリップ	—	—	0.195
	—	—	0.206
	—	—	0.289
	—	—	0.211
時間差	—	—	0.0791
	—	—	0.215
	—	—	0.140
	—	—	0.224
乗換	—	—	0.326
	—	—	0.262
	—	—	0.294
	—	—	0.254
職業	-0.0158	0.0185	0.0450
	-0.0511	0.0335	0.0137
	-0.0425	0.0322	0.0112
	-0.0454	0.0588	0.0194
二人	—	-0.0086	-0.0209
	—	0.0370	0.0151
	—	-0.0044	-0.0015
	—	0.0235	0.0077
大人比	—	0.0035	0.0085
	—	-0.0549	-0.0223
	—	-0.0245	-0.0085
	—	-0.0749	-0.0247
主免許	-0.0664	0.0778	0.189
	-0.0991	0.0651	0.0265
	-0.122	0.0920	0.0319
	-0.0780	0.101	0.0333
免許比	—	0.0339	0.0824
	—	0.438	0.178
	—	0.551	0.191
	—	0.540	0.178

†横に内生変数を配置。上段から順に71年、81年、91年、01年の効果。

$$\begin{pmatrix} y_1 \\ y_2 \\ y_3 \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} 0 & \beta_1 & \beta_2 \\ \beta_3 & 0 & \beta_4 \\ \beta_5 & \beta_6 & 0 \end{pmatrix} \begin{pmatrix} y_1 \\ y_2 \\ y_3 \end{pmatrix} + \Gamma X + E \quad (2)$$

ここに、 y_1 、 y_2 、 y_3 はそれぞれ公共交通便利性、自動車保有台数、自動車旅行距離を表す。

今回の仮説（ β_3 と β_6 のみを推定）に従ったモデルは81、91、01年ではAGFI指標による適合度が全64モデルのうちの1位であり、81年以降の内生変数間の関係を他のどの仮説よりも適切に表現できていた。また、変数の設定が他の時点と若干異なる71年を含めても、内生変数間の関係を4時点共通に今回の仮説以上に表現できるモデルはなかった。今回は各時点（特に81年以降）において内生変数間の関係を安定的に表現できるモデルが存在するため、分析を簡略化する意味からも、各時点に共通した仮説を立て、その関係の経時変化を分析する。

(3) 世帯類型を考慮したパラメータの等価性分析

本節の分析は、(2)節の分析から4時点ともに大きな影響を与えていることが分かった内生変数間のパラメータの時点間変化を見るものである。具体的には、全世帯、高齢者を含む世帯、高齢者を含まない世帯のモデルを各時点で推定し、内生変数間のパラメータの時点間等価性を見る。まず、(2)節における標準化しないモデルを全世帯（表-3も参照）、高齢者を含む世帯、高齢者を含まない世帯を対象に構築し、内生変数間の推定値に限って表-5に示す。

いずれの場合についても2章の仮説を支持するように推定された。パラメータの絶対値には世帯類型間で差があり、その経年変化の傾向は必ずしも全世帯を対象とした場合と同一ではない。高齢者を含む世帯では自動車保有は居住地の公共交通便利性にさほど敏感ではないという傾向が1981年以降見られる。

続いて、各時点から得られた5000サンプルずつのデータをプールして、合計10000サンプルのデータを用いた多母集団の同時分析を行う。式(3)に示すモデル式を定式化し、同時に推定する。

表-5 内生変数間のパラメータ推定値†

年	全世帯	高齢者を含む世帯‡	高齢者を含まない世帯
1971	-25.3	26.2	-28.5
1981	-8.65	7.73	-8.87
1991	-8.37	7.34	-10.1
2001	-15.2	6.72	-14.2

†左列が「居住地の公共交通便利性から自動車保有台数（図-3の*のパスに相当）」へ、右列が「自動車保有台数から自動車旅行距離（図-3の**のパスに相当）」へのパラメータ推定値。推定値は#のみ10%有意であり、他は5%有意。N=5000。

‡1971年においては高齢者を含む世帯のサンプルが少ないため省略。

$$\mathbf{Y}_{t1} = \mathbf{B}_{t1} \mathbf{Y}_{t1} + \mathbf{\Gamma}_{t1} \mathbf{X}_{t1} + \mathbf{E}_{t1} \quad (3a)$$

$$\mathbf{Y}_{t2} = \mathbf{B}_{t2} \mathbf{Y}_{t2} + \mathbf{\Gamma}_{t2} \mathbf{X}_{t2} + \mathbf{E}_{t2} \quad (3b)$$

ここに、添字は時点を表す。

制約モデルにおいては、各時点の内生変数間のパラメータを共通にして ($\mathbf{B}_{t1} = \mathbf{B}_{t2}$) 推定し、非制約モデルにおいては制約を加えずに推定する。具体的な推定値の掲載は省略し、式(4)に示す尤度比検定を行った結果を表-6に示す。

$$-2 \times (L_R - L_U) \quad (4)$$

ここに、 L_R 、 L_U はそれぞれ制約モデル、非制約モデルの最終尤度。

まず、全世帯を対象とした場合について考察する。

81/91年においてのみ内生変数間のパラメータが等価であるという帰無仮説が棄却されなかった。他の時点においては5%の有意水準では棄却されることを考えると、内生変数間の関係は時点ごとに異なることを意味している。しかし、5%の有意水準では等価性が棄却されるものの、81/01年、91/01年の検定値から、内生変数間の関係は81年以降、比較的安定していると解釈できる。

高齢者を含まない世帯の検定結果を見ると、81/91年、81/01年、91/01年の場合のいずれにおいても5%の有意水準で等価性の帰無仮説が棄却されなかった。このことから、高齢者を含まない世帯においては内生変数間の関係は81年以降安定期に入ったと考えられる。

一方、高齢者を含む世帯の検定結果を見ると、91/01年においてのみ、5%の有意水準で棄却されず、高齢者を含まない世帯よりも遅く安定期に入ったことが分かる。このことは、81/91年においては全世帯においては等価性が棄却されないが、高齢者を含む世帯では棄却されることを意味している。逆に、91/01年においては全世帯においては等価性が棄却されるが、世帯類型別では等価性が棄却されない結果になっている。

これを解釈すると、内生変数間の関係は、71年から81年にかけては社会全体として変化、81年から91年にかけては社会全体としては安定しているが世帯類型ごとには

変化、91年から01年にかけては世帯類型ごとには安定しているものの世帯類型ごとの構成比が変化しているので社会全体では変化、と捉えることもできる。交通行動が複数時点にわたって均質な集団を見つけることは、社会全体としては交通行動が均質でなくとも均質な集団毎のセグメント分析を行うことで適切な予測を行えることを意味している。今日のように世帯類型の構成比が大きく変化しつつある社会においては、世帯類型を均質な集団の分類に使う可能性も示唆できたといえよう。

さらに、各時点において、高齢者を含む世帯と含まない世帯の間において内生変数間のパラメータが等価であるかの検定を行った(式(3)において時点間ではなく、同一時点における異なる世帯類型のモデル化)。結果を表-7に示す。いずれの時点においても内生変数間のパラメータの等価性は棄却され、世帯類型ごとに交通行動に違いがあることが示された。各時点において特徴が異なる集団を同一の枠組みで分析するよりは、世帯類型ごとに細分化した分析を行うことの意義が、ここでも示されたと言えよう。

4. おわりに

本研究では、居住地の公共交通利便性、自動車保有台数、自動車旅行距離の3つの変数を内生変数とした構造方程式モデルを構築し、これらの関係を30年間にわたって中京都市圏のPT調査データを用いて世帯単位で分析した。居住地の公共交通が便利な地域では自動車を保有しない傾向にあり、自動車保有台数が多いと自動車旅行距離が長くなるという集計分析における仮説を支持する結果が得られた。標準化モデルの総合効果の比較から、各内生変数間の関係は30年間にわたり密接な関係があることが示された。

このような密接な関係にある内生変数間の関係の等価性について分析したところ、1)1981年以降社会全体としては内生変数間の関係が安定している時期もあるが完全には安定していない(表-6)、2)1981年以降に高齢者を含まない世帯で内生変数間の関係が安定し1991年以降に高齢者を含む世帯で内生変数間の関係が安定した(表-6)、3)同一時点においても世帯類型ごとに内生変数間の関係に差がある(表-7)ことから、世帯類型の構

表-6 時点間での等価性の検定†

データ年	全世帯	高齢者を含む世帯‡	高齢者を含まない世帯
1971・1981	138.18	—	131.43
1971・1991	156.28	—	122.20
1971・2001	165.85	—	117.50
1981・1991	0.51	35.63	0.93
1981・2001	6.49	56.71	3.50
1991・2001	6.13	3.35	1.71

†自由度はいずれも2で $\chi^2(0.05)=5.99$, $N=10000$ 。

‡1971年においては高齢者を含む世帯のサンプルが少ないため省略。

表-7 世帯類型間での等価性の検定†

データ年	検定値
1971‡	—
1981	11.43
1991	15.25
2001	21.38

†自由度はいずれも2で $\chi^2(0.05)=5.99$, $N=10000$ 。

‡1971年においては高齢者を含む世帯のサンプルが少ないため省略。

成比が変化しつつある現状では、世帯類型ごとの分析を行う有用性を示唆できた。

今後の課題としては、モデリングのアプローチとして、今回は各内生変数間の関係の大概を知るため、線形関係を仮定した。各変数間の関係をより詳細に分析する方向性として、線形関係を緩和したモデリングが考えられる。世帯類型の分類に関しては、少子高齢化の現状を考慮し、高齢者を含む世帯と含まない世帯という分類を採用した。今回の分析でも一定の知見を得ることができたが、世帯分類をさらに細かく行うことと、世帯類型に関する情報が必ずしも十分ではないPTデータにおける世帯類型別の分析¹¹⁾に関する研究も必要であろう。また、今回は、複数時点におけるクロスセクションデータを個別に取り扱い、それらの関係を分析した。世帯の生成、更新、消滅などを考慮した動的な枠組みを持つモデルを構築することで新たな知見が得られると考えられ、パネルデータではないPTデータを用いた時系列分析¹²⁾も検討の意義があると考えられる。本分析を用いて予測を行えるようなシステムを開発することも課題として挙げられる。

注

- [1]自動車旅行距離が自動車保有台数や居住地選択を規定、といった逆の仮説も想定され得る¹⁰⁾。今回の仮説を採用する妥当性については3(2)で触れる。
- [2]ある変数の値が変化するとき、それが内生変数Aに直接与える効果を直接効果と呼ぶ。一方、ある変数の変化が他の内生変数Bを通じて内生変数Aに与える効果を間接効果と呼ぶ。この2つを合わせたものが内生変数Aへの総合効果である。

参考文献

- 1) 例えば、河上省吾・広島康裕：利用者の主観的評価を考慮した非集計交通手段選択モデル，土木学会論文集，No.353/IV-2，pp.83-92，1985。
- 2) 例えば，Ruiter，E. R. and Ben-Akiva，M. E.：Disaggregate travel demand models for the San Francisco bay area：system structure，component models，and application procedures，Transportation Research Record，673，pp.121-128，1978。
- 3) Chu，Y. L.：Automobile ownership analysis using ordered probit models，Transportation Research Record 1805，pp.60-67，2002。
- 4) Bhat，C. R. and Pulugurta，V.：A comparison of two alternative behavioral choice mechanisms for household auto ownership decisions，Transportation Research 32B (1)，pp.61-75，1998。
- 5) Jöreskog，K. and Sörbom，D.：LISREL VI analysis of linear structural relations by maximum likelihood，instrumental variables，and least square methods，user's guide，Department of Statistics，University of Uppsala，Sweden，1984。
- 6) Golob，T. F.：Structural equation modeling for travel behavior research，Transportation Research 37B (1)，pp.1-25，2003。
- 7) Simma，A. and Axhausen，K. W.：Structures of commitment in mode use：a comparison of Switzerland，Germany and Great Britain，Transport Policy 8，pp.279-288，2001。
- 8) Simma，A. and Axhausen，K. W.：Within-household allocation of travel - the case of Upper Austria，Presented at the 80th Annual Meeting of the Transportation Research Board，2001。
- 9) 北村隆一，山本俊行，神尾亮：高密度都市圏での交通エネルギー消費削減に向けた土地利用政策の有効性，土木学会論文集，No.625/IV-44，pp.171-180，1999。
- 10) 例えば，Golob，T. F.：The dynamics of household travel time expenditures and car ownership decisions，Transportation Research 24A (6)，pp.443-463，1990。
- 11) 石田東生，上原穂高，岡本直久，古屋秀樹：東京都市圏における世帯の自動車保有及び交通行動の要因分析，土木計画学研究・講演集，No.28 (CD-ROM)，2003。
- 12) 三古展弘，森川高行：居住地と自動車保有の選択が交通行動の自動車依存に与える影響の時系列分析，土木計画学研究・講演集，No.27 (CD-ROM)，2003。

世帯単位で見た居住地・自動車保有・自動車旅行距離の経時分析*

三古展弘**・森川高行***

本研究では、居住地の公共交通利便性、自動車保有台数、自動車旅行距離を内生変数とする構造方程式モデルを中京都市圏の4時点、過去30年間のパーソントリップ調査データを用いて世帯単位で構築し、それらの内生変数間の関係の変化を長期的に分析した。その結果、居住地の公共交通が便利な地域では自動車保有台数が少なく、自動車保有台数が多いと自動車旅行距離も長いという関係が30年を通して成り立つことが示された。また、それらの関係は、1)1980年代以降安定傾向にあるが依然変化していること、2)1990年代以降は世帯類型ごとにより安定しており世帯類型の構成比が変化しつつある時代には世帯類型ごとに交通行動を分析することの意義を示した。

Inter-Temporal Analysis on the Relationships among Household Residence, Vehicle Ownership and Vehicle Distance Travelled*

By Nobuhiro SANKO**・Takayuki MORIKAWA***

This study analyses the relationships among household residence, vehicle ownership and vehicle distance travelled using household travel diary data collected in the Chukyo Metropolitan area since 1960s. A structural equation modelling approach shows that better accessibility to transit and higher vehicle ownership have led to lower vehicle ownership and longer vehicle distance travelled respectively since 1960s. The relationships have become stable since 1980s but still been changing in the whole population. On the other hand, the linkages have become more stable on a household category basis since 1990s and the usefulness of the study considering household type is suggested.
