

世帯単位で見た居住地・自動車保有・自動車依存交通行動の時系列連関分析*
Time-Series Analysis of the Relationships among Household Residence, Vehicle Ownership and
Automobile Dependent Travel Behaviour*

三古展弘**・森川高行***

By Nobuhiro SANKO**・Takayuki MORIKAWA***

1. はじめに

個人のある1日の交通行動は、その時点における各交通手段のサービスレベルだけではなく、居住地選択や自動車保有選択などの過去に行った意思決定により大きな影響を受けることが指摘されている^{1),2)}。しかし、そのような影響も時代と共に変化することが考えられ、モータリゼーションの進捗期と安定期における影響の変化を分析することは、今後の交通政策を検討する上でも意味があると考えられる。

筆者ら³⁾は、これまでに、中京都市圏の1971～91年における3時点のパーソントリップ（PT）調査データを個人単位で分析し、居住地や自動車保有の選択が交通行動の自動車依存に影響を及ぼしていることを示している。しかし、居住地や自動車保有の選択は、個人単位というよりはむしろ世帯単位で行われる場合も多いことから、世帯単位の分析も行う必要がある。特に、核家族化や高齢者世帯の増加といった世帯構成の変化が進行している今日、世帯構成の類型ごとにこれらの関係を整理することも必要である。

そこで、本研究では、居住地や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を世帯単位で捉え、その影響の経時変化を分析することを目的とする。まず、2. で居住地、自動車保有、交通行動の自動車依存の間に存在する関係を集計的に整理する。3. では、構造方程式モデルの枠組みに従い、交通行動の自動車依存に、居住地や自動車保有の選

択が及ぼす影響とその経時変化を分析する。4. では、世帯構成別分析の一例として高齢者を含む世帯を取りあげる。最後に5. で総括する。

2. 中京都市圏での集計分析

本研究で用いるデータは、中京都市圏で得られた3時点（第1回：1971年、第2回：81年、第3回：91年）のPTデータである。分析対象範囲は、当研究室でデータの蓄積が最も多い、第3回調査の範囲を最外縁にとり、第1回、第2回の分析対象範囲はそれよりも若干小さくなっている。ゾーン区分は可能な限り第3回調査と同一となるように設定した。

まず、居住地、自動車保有、交通行動の自動車依存の変数を定義する。居住地の変数は、第3回のPT基本ゾーンのセントロイドから任意の時間に出発したときの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。交通行動の自動車依存は「世帯の20歳以上の個人の1日の自動車旅行距離（VKT: Vehicle-Kilometers 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。

表 - 1 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20年間でさほど変化していないのに対し、自動車保有台数および自動車旅行距離はほぼ倍増しており、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 - 1 より、公共交通の便利な地域では、自動車保有台

*キーワード：交通手段選択、自動車保有・利用、交通行動分析

**学生員，修(工)MBA，名古屋大学大学院環境学研究科（名古屋市中区千種区不老町，TEL052-789-3730，FAX052-789-3738）

***正会員，Ph. D.，名古屋大学大学院環境学研究科（名古屋市中区千種区不老町，TEL052-789-3564，FAX052-789-3738）

数が少ない傾向が81年と91年において顕著である。また、同レベルの公共交通へのアクセスが確保されていても、年を経るにつれて自動車保有台数が増加するというモータリゼーションの影響が見られる。図 - 2 より、自動車保有台数が多い場合には、自動車旅行距離が大きくなる傾向があり、また、81、91年と71年のグラフには若干、差があるようにも見える。これらより、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大きいという関係が成り立つと予想される。また、それらの関係の強さは時代とともに変化しているようにも見受けられる。

3. 構造方程式モデル

表 - 1 各指標の平均値の推移（世帯単位）†

	1971	1981	1991
公共交通利便性（1/min.）	0.0483	0.0464	0.0504
自動車保有（台）	0.303	0.514	0.606
自動車旅行距離（km）	6.69	10.1	12.0

†0 トリップ世帯も含む。

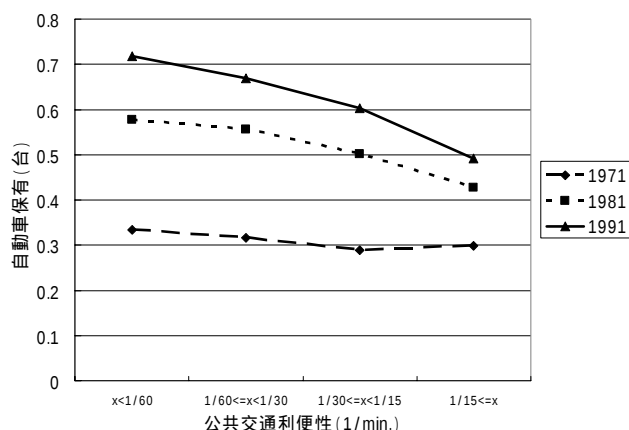


図 - 1 居住地の公共交通利便性と自動車保有

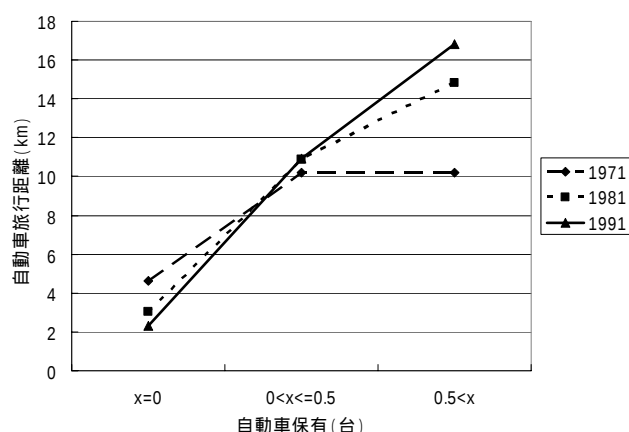


図 - 2 自動車保有と自動車旅行距離

（1）構造方程式モデル

世帯の交通行動に与える影響を、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、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ネットワーク属性を用いる。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った。各時点で説明変数の与える影響を相対的に比較するために変数を標準化したモデル（標準化モデル）と、説明変数の影響程度の時点間比較をするための標準化しないモデル（非標準化モデル）を構築する。説明変数の一覧を表 - 2 に示す。

（2）標準化モデル

3時点それぞれの推定結果を表 - 3 に示す。上段、中段、下段が71、81、91年の推定結果に、左列、右

表 - 2 モデルの説明変数

変数	定義
CONST	定数項
STACON	居住地の公共交通利便性（1/min.）
VEHICLE†	自動車保有（台）
VKT† ^a	1日の自動車旅行距離。81年、91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）
TRIP†	1日の総トリップ数
DELBI†	1日の配達、販売、仕入、購入トリップ数
OCCUPA	1人世帯の農林漁業従事ダミー
MEMBER	世帯人数2人以下ダミー
D_TT† ^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）（分）
TCH† ^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）
ADULT	世帯内の大人の割合
LICHE ^c	世帯主の免許保有ダミー
LICME	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、内々は平均旅行速度と平均所要時間を考慮して算出。^bゾーン間平均を基準。^c81、91年には世帯主のデータがないため、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で代用する。

列が直接効果と総合効果に対応する．推定に際しては，計算時間を実際的な範囲に収めるため5000サンプルをランダムに抽出する．内生変数間の関係は，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大きいという2章の集計分析を支持するように推定された．

総合効果を見ると，VEHICLEには71年にはSTACONが大きな影響を与えているが，81，91年にはLICMEも大きな影響を与えている．VKTには，各時点ともVEHICLE，STACONの順に大きな影響を与えているが，71年ではVEHICLEの影響が卓越している．TRIPの与える影響の程度は時を経るにつれて大きくなり，自動車利用とモビリティの関係が強くなっていると考えられる．世帯構成の観点から，少人数世帯の影響を見るためにMEMBERを，

表 - 3 標準化モデルの推定結果†

	STACON		VEHICLE		VKT	
STA-CON	--	--	-0.249	-0.249	--	-0.567
	--	--	-0.673	-0.673	--	-0.319
	--	--	-0.855	-0.855	--	-0.316
VEHICLE	--	--	--	--	2.28	2.28
	--	--	--	--	0.474	0.474
	--	--	--	--	0.369	0.369
TRIP	--	--	--	--	0.177	0.177
	--	--	--	--	0.218	0.218
	--	--	--	--	0.281	0.280
DEL-BIZ	--	--	--	--	0.193	0.193
	--	--	--	--	0.0840	0.0840
	--	--	--	--	0.0707	0.0707
OC-CU-PA	-0.0620	-0.0620	--	0.0154	--	0.0351
	-0.0451	-0.0451	--	0.0304	--	0.0144
	-0.0582	-0.0582	--	0.0498	--	0.0184
MEM-BER	--	--	-0.00181	-0.00181	--	-0.00414
	--	--	0.0473	0.0473	--	0.0224
	--	--	0.00872	0.00872	--	0.00322
D_TT	--	--	--	--	0.115	0.115
	--	--	--	--	0.205	0.204
	--	--	--	--	0.173	0.173
TCH	--	--	--	--	0.301	0.301
	--	--	--	--	0.284	0.284
	--	--	--	--	0.262	0.262
AD-ULT	--	--	-0.0105	-0.0105	--	-0.0239
	--	--	-0.103	-0.103	--	-0.0489
	--	--	-0.0689	-0.0689	--	-0.0254
LIC-HE	-0.0396	-0.0396	--	0.00984	--	0.0225
	-0.0721	-0.0721	--	0.0485	--	0.0230
	-0.0941	-0.0941	--	0.0805	--	0.0297
LIC-ME	--	--	0.0992	0.0992	--	0.226
	--	--	0.427	0.427	--	0.202
	--	--	0.518	0.518	--	0.191

†上段：71年，中段：81年，下段：91年．N=5000
各内生変数に対し左列：直接効果，右列：総合効果．
直接効果の斜体字は5%有意ではない推定値．
GFI(Yr71)=0.991, GFI(Yr81)=0.988, GFI(Yr91)=0.987
AGFI(Yr71)=0.968, AGFI(Yr81)=0.958, AGFI(Yr91)=0.952

子供の有無の影響を見るためにADULTという説明変数を導入した．全体的に見ると大きな影響を与えてはいないが，時点ごとでその影響程度は必ずしも一致しないようにも見える．これは世帯構成別の分析により解決されるべきである．なお，ADULTは世帯内の大人が同じ属性を有している場合には，子供が多いほうが車を保有・利用することを示している．

(3) 非標準化モデル

前節と同一のサンプルを用いて構築した非標準化モデルの推定結果を表-4に示す．各内生変数については2章の集計分析を支持するように推定された．推定値を見ると71年には他の時点に比べて

表 - 4 非標準化モデルの推定結果(t値)†

	STACON		VEHICLE		VKT	
CONST	0.0510	(83.2)	0.577	(27.2)	-8.45	(-25.3)
	0.0507	(61.6)	0.780	(28.6)	-4.23	(-21.4)
	0.0574	(62.4)	0.817	(29.9)	-4.12	(-19.8)
STA-CON	--	--	-6.22	(-56.6)	--	--
	--	--	-9.61	(-59.5)	--	--
	--	--	-10.4	(-78.2)	--	--
VEHICLE	--	--	--	--	22.8	(218.2)
	--	--	--	--	8.88	(45.9)
	--	--	--	--	8.12	(35.9)
TRIP	--	--	--	--	1.03	(15.1)
	--	--	--	--	1.26	(18.2)
	--	--	--	--	1.79	(23.8)
DEL-BIZ	--	--	--	--	4.31	(17.1)
	--	--	--	--	2.06	(7.8)
	--	--	--	--	2.17	(6.7)
OCCU-PA	-0.00780	(-5.3)	--	--	--	--
	-0.00783	(-4.0)	--	--	--	--
	-0.0101	(-5.7)	--	--	--	--
MEM-BER	--	--	-0.00309	(-0.3)	--	--
	--	--	0.0490	(3.1)	--	--
	--	--	0.00794	(0.6)	--	--
D_TT	--	--	--	--	0.0503	(7.8)
	--	--	--	--	0.106	(16.0)
	--	--	--	--	0.0957	(15.2)
TCH	--	--	--	--	1.96	(19.4)
	--	--	--	--	2.38	(22.8)
	--	--	--	--	2.42	(22.3)
AD-ULT	--	--	-0.0401	(-1.7)	--	--
	--	--	-0.232	(-6.8)	--	--
	--	--	-0.144	(-4.8)	--	--
LICHE	-0.00276	(-3.0)	--	--	--	--
	-0.00549	(-5.7)	--	--	--	--
	-0.00800	(-7.8)	--	--	--	--
LICME	--	--	0.243	(19.1)	--	--
	--	--	0.586	(32.8)	--	--
	--	--	0.624	(38.9)	--	--

†上段：71年，中段：81年，下段：91年．N=5000
GFI(Yr71)=0.992, GFI(Yr81)=0.989, GFI(Yr91)=0.988
AGFI(Yr71)=0.966, AGFI(Yr81)=0.955, AGFI(Yr91)=0.948

表 - 5 尤度比検定結果

データ年	最終尤度		$-2(L_R-L_U)$	df
	非制約 L_U	制約 L_R		
71/81†	-156861.36	-156925.21	127.71	2
71/91†	-152518.07	-152598.35	160.56	2
81/91†	-148539.54	-148541.21	3.35	2
71/81/91‡	-224840.75	-224963.71	245.91	4

$\chi^2_{2(0.05)}=5.99$, $\chi^2_{4(0.05)}=9.49$, †N=10000, ‡N=15000.

VEHICLEはSTACONの変化に敏感ではなく、VKTはVEHICLEの変化に敏感である傾向にある。また、71年ではVKTはDELBIZの変化に敏感、手段間の所要時間差や乗換回数にあまり敏感ではない、大人の割合の違いが自動車保有に与える影響は小さい、免許保有が自動車保有にさほど直結しない、といった傾向が見られる。

次に、各内生変数間のパラメータの経時変化を見るため、各時点において抽出した5000サンプルを用いて、式(2)に示すモデルを推定した。各時点のパラメータに制約を加えない場合（非制約モデル）と、内生変数間のパラメータB（今回はSTACON→VEHICLE、VEHICLE→VKT）を共通にして推定した場合（制約モデル）を考える。

$$\begin{pmatrix} Y_{t1} \\ Y_{t2} \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} B_{t1} & O \\ O & B_{t2} \end{pmatrix} \begin{pmatrix} Y_{t1} \\ Y_{t2} \end{pmatrix} + \begin{pmatrix} \Gamma_{t1} & O \\ O & \Gamma_{t2} \end{pmatrix} \begin{pmatrix} X_{t1} \\ X_{t2} \end{pmatrix} + \begin{pmatrix} E_{t1} \\ E_{t2} \end{pmatrix} \quad (2)$$

ここに、添字は時点を表し、3時点の場合には変数が増える。

推定値の掲載は省略するが、表 - 5 に示す尤度比検定を行った結果、81/91年においてのみ、各内生変数間のパラメータが共通であるという帰無仮説が棄却されなかった。このことから、各内生変数間の関係は経時的に変化すること、また81年からは各内生変数の関係が安定期に入ったとも推測される。

4. 世帯構成別の分析

ここでは、世帯構成の違いの一例として、高齢者（65歳以上）を含む世帯とそうではない世帯に分けて分析する。過去3回のPTサンプルにおいて、高齢者は個人単位で見た場合、6.3%、8.6%、12.1%と増加し、高齢者を含む世帯も15.5%、20.8%、25.3%と増加している。式(2)と同じモデルを、高齢者を含む世帯とそうではない世帯について81/91データを用いて構築した。具体的な推定値の掲載は省略し、表 - 6 に尤度比検定の結果のみ示す。81/91年にお

表 - 6 尤度比検定結果（世帯構成別）

データ	最終尤度		$-2(L_R-L_U)$	df
	非制約 L_U	制約 L_R		
高齢有†	-89029.93	-89048.50	37.13	2
高齢無†	-155512.69	-155512.73	0.09	2

$\chi^2_{2(0.05)}=5.99$, †N=10000.

いては世帯構成を考慮しない場合において内生変数間の関係が時点間で同じであるという帰無仮説が棄却されなかった。しかし、高齢者を含む世帯においてはこの仮説が棄却された。このことは、高齢化や核家族化が進行している今日において、世帯構成に着目した分析が、全体として交通行動が安定化していたとしても必要であることを示唆している。

5. おわりに

本研究では、居住地、自動車保有、自動車旅行距離を内生変数とした構造方程式モデルを中京都市圏の3時点のPT調査データを用いて世帯単位で構築した。標準化モデル、非標準化モデルとも、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、時点間において自動車保有や自動車依存に影響を与える要因の程度に差があること、非標準化モデルにおいては時点間において各内生変数間の関係に差があることが示された。また、世帯構成に着目した例として、高齢者を含む世帯とそうではない世帯について分析した結果、81/91年において全体として各内生変数間の関係が安定していても、世帯構成ごとでは安定していない場合もあり、世帯構成ごとの分析を行う重要性が示唆された。世帯構成の類型別の詳細な分析は今後の課題である。

参考文献

- 1) Ruiter, E. R., and Ben-Akiva, M.: Disaggregate Travel Demand Models for the San Francisco Area: System Structure, Component Models, and Application Procedures, Transportation Research Record, 673, 1978.
- 2) 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.
- 3) 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 (CD-ROM), No. 27, 2003.