

都道府県別乗用車保有率のパネル分析

～地域・時点差を考慮した保有率モデルの構築とその説明力・予測力の検討～

Panel Analysis of Car Ownership in Prefectural Level

伊藤 雅*・石田 東生**

by Tadashi ITOH and Haruo ISHIDA

Numbers of vehicles and average running distance by vehicle type are important indices to estimate future road traffic demand. These indices are different in each prefecture due to their socio-economic characteristics.

This paper aims to grasp the spatial and temporal changes in car ownership and the effects of various socio-economic variables on it. Based on these changes, two panel models, 'Dummy-Variable Model', and 'Variable-Coefficient Model', for car ownership are developed and compared with each other in terms of goodness-of-fit and their predictive power using panel data set of each prefecture from 1965 to 1989.

We may, therefore, conclude that panel models can explain well the spatial and temporal changes and is useful in forecasting car ownership level.

1. はじめに

道路整備計画を策定する際に自動車交通の需要量として、自動車走行台キロの予測が行なわれる。建設省の道路整備五箇年計画においては、全国の乗用車総走行台キロの予測は乗用車保有台数に平均走行距離を乗じることにより算出されている¹⁾。乗用車の保有を保有率（世帯当り保有台数）で見ると地域により大きく異なっている。このため、地域により交通行動や道路交通への負荷が大きく異なり、1台当りの平均走行距離も地域により異なると考えられる。しかし、全国の道路総整備量を地域に配分する際にこのようなことがあまり考慮されておらず、地域の実情に応じた道路整備がなされていない可能性

がある。そこで、本研究では乗用車走行台キロの地域別予測のための第一歩として、都道府県別乗用車保有率の地域的・時系列的変動、社会経済要因が乗用車保有に及ぼす影響の地域的・時系列的変動の傾向を捉え、パネルデータによる乗用車保有率モデルの構築とこれを用いた予測に関する検討を行う。

2. 分析の考え方

従来より乗用車保有率の予測に関する研究は数多くなされている。将来予測に関して最もよく用いられてきたのは、Tanner(1962)²⁾に代表されるロジスティック成長曲線に当てはめるというものであるが、これは説明要因が時間だけであり、見かけ上曲線が当てはまっているとしても、社会経済情勢の変化には対応できないものである。

社会経済属性との因果関係から保有率を説明しようとする回帰分析による分析も多く行なわれてきている^{3) 4) 5)}が、予測という観点からすれば、従来の

キーワード：乗用車保有、パネル分析

* 学生員 筑波大学大学院 社会工学研究科

** 正会員 工博 筑波大学助教授 社会工学系

(〒305 茨城県つくば市天王台1-1-1)

回帰分析による保有率の分析の多くは、ある一時点における保有率と要因との関係を捉えているにすぎず、将来においてもその関係が成り立つとは限らないため、予測に適しているとはいえない。また、保有率を地域別に説明する場合、要因の影響度合が地域により異なることや時系列的に変化することを的確に捉えなければ精度の高い予測が実現されないが、これも従来の分析の枠組みにおいては達成することが難しいと考えられる⁶⁾。

そこで、本研究では乗用車保有率とこれに関わる要因の都道府県別時系列データをパネルデータとして扱い、地域的・時系列的変動を表現することができる2つのパネルモデルを適用することにより、都道府県別保有率モデルを構築し、その説明力と予測力に関する検討を行なう。

分析の手順としては、図1に示すように、第一の「ダミー変数モデル」は定数項が地域・時点により変化するモデルであることから、乗用車保有率の地域差・時点差の傾向を捉えることを目的に、保有率の推移に基づく地域・時点分類を行い、モデルの適用を行う。第二の「可変パラメータモデル」は変数係数が地域・時点により変動するモデルであることから、社会経済要因が乗用車保有に及ぼす影響の地域的・時系列的変動を捉えることを目的とし、時系列分析とクロスセクション分析による地域・時点の分類を行った後、モデルを適用する。

そして、これらのパネル分析により保有率の変動、影響要因の影響度合に関する地域・時点差を考慮したモデルを構築し、これらのモデルの説明力と将来予測への適用可能性について検討する。

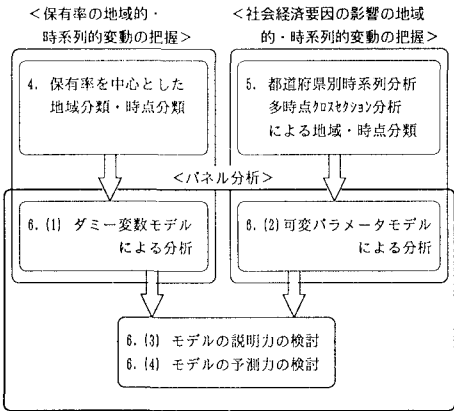


図1 分析のフロー

3. 使用データ

乗用車保有率に影響を及ぼすと考えられる社会経済要因は因果関係や地域特性を表現しうることを等を検討した上で表1に示す要因を取り上げた。また、これらの変数をパネルデータとして扱うために、同一地域区分に対する時系列データであり、同一の定義で同一の方法により収集されたデータを選定した。

表1 用いる変数とその定義

変数名	変数の定義
保有率 (世帯当り乗用車保有率)	自家用普通自動車(3ナンバー) + 自家用小型乗用車(5ナンバー) + 軽自動車(乗用・貨物とも)の保有台数を世帯数で除したものの
所得 (世帯当り県民所得)	「県民経済計算」(経済企画庁)による県民分配所得の推計値を消費者物価指数によりデフレートし世帯数で除したものの
道路 (1人当り改良済道路延長)	「道路統計年報」(建設省)による一般道路の改良済道路延長を人口で除したものの
DID密度 (人口集中地区人口密度)	「国勢調査」による人口集中地区の人口、面積の5年毎のデータを内挿により毎年のデータに加工し、人口密度を算出したものの

地域区分: 沖縄を除く、46都道府県
対象期間: 1965～89年の25時点
データ数: $46 \times 25 = 1,150$

4. 乗用車保有率の推移

全体的な傾向を都道府県別に5年毎に区切ってみると(図2)、1965年の時点では東京、大阪、愛知といった大都市を含む都府県で高い値を示している。この頃は自動車が比較的高価であったために所得水準の高いところで保有率が高かったのが、次第に保有の伸びが鈍くなり、他の県で保有が進んでくるようになる。これは乗用車が相対的に安くなり、保有しやすくなったことに加え、大都市周辺の地域では駐車場代の高騰等により自動車が保管しにくくなってきていることの表れと考えられる。

さらに年を経るにつれ、保有の格差が広がっており、所得水準の差だけでなく、道路整備水準や人口

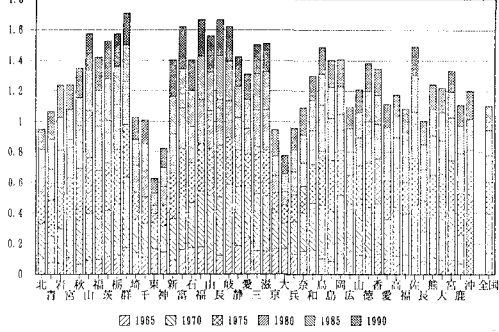


図2 都道府県別保有率の推移

密度の影響が大きくなってきていると考えられる。

ここでは、保有率増加の地域的・時系列的な傾向をもとに地域分類、時点分類を考える。

(1) 保有率を中心とした地域分類

各都道府県の保有率の推移を見ると、1965年の時点では保有レベルが高いにもかかわらず、以後保有がそれほど伸びていない地域や、1965年時点では保有レベルが低かったのが現在では高いレベルにある地域など保有率の増加傾向に地域差が見られる。そこで、1965年時点の保有レベルと、それ以後の増加量を軸に大都市近郊地域といった地域特性を考慮し、図3をもとに地域分類を行った。各グループの地域特性は表2に示す通りである。

(2) 保有率を中心とした時点分類

保有率増加の時系列的な傾向を全国平均の保有率増加量の推移（図4）をもとに、各年の景気動向と考え合わせて時点の分類を行うと表3に示すような分類と各時期の特徴を考えることができる。

5. 保有率と影響要因の関係の推移

影響要因の変数の保有率に対する影響度合の時系列的、地域的変動を把握するために、各都道府県に関する時系列分析と、各時点に関するクロスセクション分析を行なう。

ここで取り上げる3つの要因相互の影響度合を把握するためには重回帰分析を用いることも考えられるが、時系列で見た場合、各要因と保有率相互において相関が非常に高く、多重共線性により安定したパラメータ推定ができない等の理由により、ここでは見かけ上の関係ではあるが、変数の影響度合のおおよその傾向をつかむために単回帰分析を行なう。なお、「道路」と「DID密度」については、分布の正規化を図るために対数変換を施した。

ここでは、3つの要因の影響度合の地域的・時系列的な差により地域・時点分類を行うために、推計された各要因の単回帰パラメータを用いて主成分分析を行った。

(1) 都道府県別時系列分析

要因の影響度合の地域差を把握するために、各都

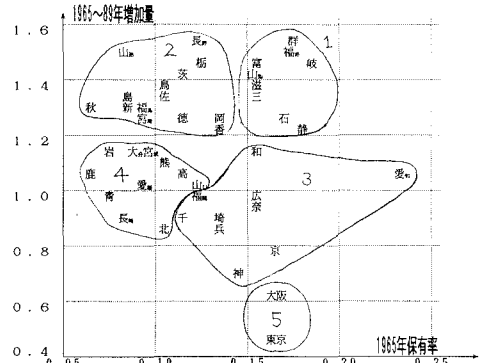


図3 保有率増加の推移

表2 保有率を中心とした地域分類と地域特性

グループ	該当する都道府県	地域特性
地域1 (9県)	群馬、富山、石川、福井、山梨、静岡、岐阜、三重、滋賀	各時点において常に保有レベルの高い地域
地域2 (14県)	秋田、山形、福島、茨城、栃木、新潟、長野、鳥取、島根、岡山、徳島、香川、佐賀、宮崎	1965年当初保有レベルが低かったが、現在は高い地域
地域3 (10府県)	埼玉、千葉、神奈川、愛知、京都、兵庫、奈良、和歌山、広島、福岡	当初保有レベルは高かったが、あまり保有率が上昇していない大都市近郊地域
地域4 (11県)	北海道、青森、岩手、宮城、山口、愛媛、高知、長崎、大分、熊本、鹿児島	各時点において保有レベルの低い地域
地域5	東京、大阪	保有の伸びが極端に低い

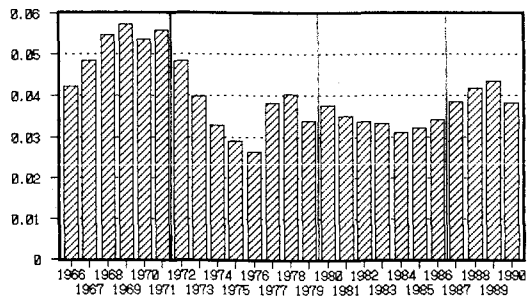


図4 各年の保有率の増加量と時点分類

表3 保有率を中心とした時点分類と時期特性

グループ	該当する時点	期間の特性
期間1	1965～71年(7時点)	高度成長とともに保有が伸びた時期
期間2	1972～79年(8時点)	石油危機の影響により伸び悩んだ時期
期間3	1980～86年(7時点)	安定成長の時期
期間4	1987～89年(3時点)	好景気に支えられさらに伸びた時期

道府県について1965～89年までの25時点のデータを用いて、3つの要因それぞれについて保有率に対する単回帰分析を試みた。

分析結果の一例として所得パラメータを見ると、図5に示す通り東京、大阪などで値が低く、保有に対する所得弾力性が低くなっているといった差が見られる。また、他の要因においても地域により要因

の影響度合が異なっている。

これら3つの要因のパラメータ値を用いて、主成分分析を行なうと、表4に示すような特性を持つ3つの主成分が導き出された。第一主成分は道路、DID密度と相関が高いことから保有の必要性があるかどうかを表し、第二主成分は所得との相関が高いことから保有の可能性を表す軸と考えられる。この第一主成分と第二主成分の得点の正負により分類を行った結果、表5に示す地域分類がなされた。

これを表2の保有率による地域分類と比較すると、保有レベルの高い「地域1」の多くは必要性の高い「地域B、C」に該当している。逆に、保有レベルの上昇が鈍っている「地域3、5」の多くは必要性、保有可能性ともに低い「地域D」に該当しており、保有可能性・必要性と保有レベルは互いに関連していることがわかる。

(2) 多時点クロスセクション分析

各要因の影響の時系列変化の傾向を見るために、1965, 75, 85年の3時点の散布図と単回帰直線、及び

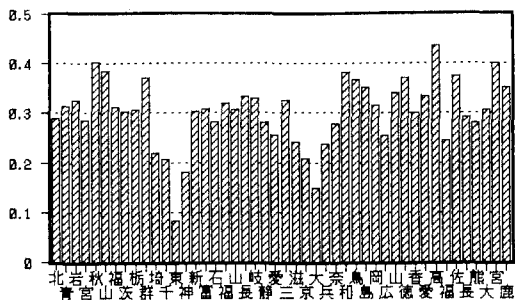


図5 単回帰パラメータ（所得）

表4 都道府県別時系列分析による主成分の特性

	因子負荷量 (各変数との相関係数) 所得 道路延長 D/D密度	寄与率	主成分軸の解釈
第一主成分	-0.223 -0.819 0.897	0.508	保有の必要性に関する軸
第二主成分	0.945 -0.421 -0.149	0.364	保有の可能性を表す軸
第三主成分	0.240 0.390 0.416	0.128	——

表5 都道府県別時系列分析による地域分類と地域特性

グループ	該当する都道府県	地域特性
地域A (18県)	北海道、青森、岩手、和歌山、鳥取、島根、岡山、山口、徳島、香川、愛媛、高知、長崎、大分、鹿児島	必要性は低く 保有可能性は高い
地域B (13県)	秋田、山形、福島、群馬、新潟、富山、福井、長野、三重、奈良、佐賀、熊本、宮崎	必要性は高く 保有可能性も高い
地域C (7県)	茨城、栃木、埼玉、千葉、山梨、岐阜、滋賀	必要性は高く 保有可能性は低い
地域D (11県)	宮城、東京、神奈川、石川、静岡、愛知、京都、大阪、兵庫、広島、福岡	必要性は低く 保有可能性も低い

プーリング推定結果を図6.1～6.3に示す。

「所得」に関しては直線の傾きはそれほど変化していないものの、年々回帰直線が上方へシフトしている。「道路」に関しては年々回帰直線の傾きが大きくなり、「D I D密度」についても傾きの絶対値が大きくなってきている。言い換えれば、所得に関しては影響度はそれほど変化していないが、道路延長とD I D密度に関しては影響度が大きくなっていると見ることができる。

このように、時点により要因と保有率との関係が変化しているため、全時点のデータをプールして回帰直線を推定すると各時点の直線よりも過大な傾きを推定する生態学的相関が生じており、ここにプーリングモデルの問題点の一つが表れている。

各時点のパラメータ値を用いて主成分分析を行な

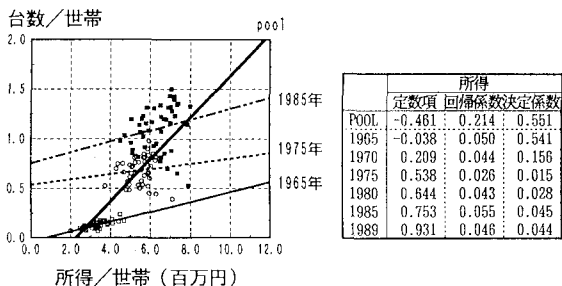


図6-1 保有率と所得の関係の推移

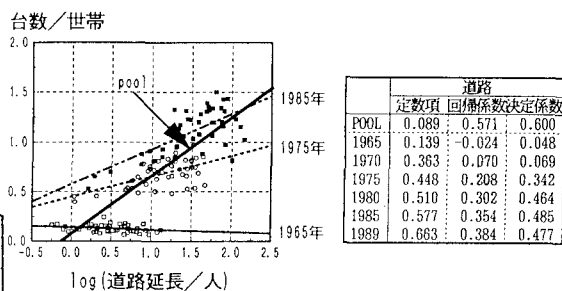


図6-2 保有率と道路延長の関係の推移

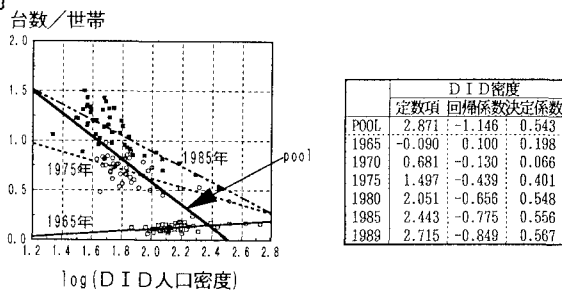


図6-3 保有率とD I D密度の関係の推移

うと表6のような主成分が生成される。ここでも都道府県別時系列分析と同様に各主成分は保有の必要性と可能性に関わる主成分であると解釈できる。第一主成分と第二主成分の得点の正負により時点を分類した結果を表7に示す。

これを表3の保有率による時点分類と比較すると、保有が大きく伸びている期間は必要性が高い期間であり、石油危機により伸び悩んだ期間は保有可能性の低い期間となっており、ほぼ同様の時点分類となっている。

表6 多時点クロスセクション分析による主成分の特性

	因子負荷量 (各変数との相関係数)			寄与率	主成分の解釈
	所得	道路延長	人口密度		
第一主成分	0.287	0.991	-0.990	0.881	保有の必要性に関する軸
第二主成分	0.958	-0.136	0.142	0.319	保有の可能性を表す軸
第三主成分	-0.000	0.012	0.012	0.000	-----

表7 多時点クロスセクション分析による時点分類と時期特性

グループ	該当する時点	期間の特性
期間A	1965～71年(7時点)	必要性が上昇している時期
期間B	1972～77年(6時点)	保有可能性が低い時期
期間C	1978～82年(5時点)	保有可能性が回復した時期
期間D	1983～88年(7時点)	保有可能性、必要性ともに高い時期

6. パネル分析

以上の分析から保有率そのものの地域的・時系列的変動の特徴、そして保有率とその影響要因との関係の地域的・時系列的変動の傾向を捉えた。

そこで、これらの地域的・時系列的変動を考慮するモデルを検討するために次の3種類の線形回帰モデルを考える。

① プーリングモデル

$$y_{it} = \beta_0 + \sum_{k=1}^K \beta_k x_{kit} + u_{it} \quad (1)$$

② ダミー変数モデル (Dummy-Variable Model)

$$y_{it} = \beta_{0it} + \sum_{k=1}^K \beta_k x_{kit} + u_{it} \quad (2)$$

③ 可変パラメータモデル (Variable-Coefficient Model)

$$y_{it} = \beta_{0it} + \sum_{k=1}^K \beta_{kit} x_{kit} + u_{it} \quad (3)$$

y: 乗用車保有率 x: 説明変数 u: 誤差項
 β_0 : 定数項 β_k : 変数パラメータ
 i: 都道府県(1, ..., 46) t: 時点(1, ..., 25)

各モデルは、切片、説明変数パラメータを共通と見るか、あるいは地域・時点により変動すると見るかの違いがあり、表8に示す特徴を持っている。

ここでは、4.、5.の地域・時点分類に基づいてこれらのモデルを適用し、地域的・時系列的変動を考慮した保有率モデルを構築する。そして、これらのモデルの説明力、予測力に関して検討を行う。

表8 各モデルの特徴

	切片	説明変数パラメータ	モデルの特徴
① プーリングモデル	共通	共通	地域・時点間の差異を考慮しない
② ダミー変数モデル	変動	共通	説明変数以外の影響要因を地域・時点のダミー変数として表現
③ 可変パラメータモデル	変動	変動	変数の影響度合いが地域・時点により異なることを表現

(1) ダミー変数モデルによる分析

a) モデルの定式化と推定方法

地域に関する特性を地域ダミー変数として扱った「地域ダミーモデル」の一般的形とその推定方法について述べる⁷⁾。モデル式は次のように表される。

$$y_i = \alpha_i + X_i \beta + u_i \quad (4)$$

ただし、

$$y_i = \begin{bmatrix} y_{i1} \\ y_{i2} \\ \vdots \\ y_{iT} \end{bmatrix}, e = \begin{bmatrix} 1 \\ 1 \\ \vdots \\ 1 \end{bmatrix}, X_i = \begin{bmatrix} x_{i11} & \cdots & x_{iK1} \\ x_{i12} & \cdots & x_{iK2} \\ \vdots & \ddots & \vdots \\ x_{iT1} & \cdots & x_{iT K} \end{bmatrix}, \beta = \begin{bmatrix} \beta_1 \\ \vdots \\ \beta_K \end{bmatrix}, u_i = \begin{bmatrix} u_{i1} \\ u_{i2} \\ \vdots \\ u_{iT} \end{bmatrix}$$

ここで、変数パラメータの推定値 β は、変換行列Qを用いて、最小二乗法を適用すれば、

$$\hat{\beta} = \left[\sum_{i=1}^N X_i' Q X_i \right]^{-1} \left[\sum_{i=1}^N X_i' Q y_i \right] \quad (5)$$

ただし、 $Q = I_T - e'e/T$

そして、ダミー変数パラメータ α_i^* は、

$$\alpha_i^* = \frac{1}{T} \sum_{t=1}^T y_{it} - \beta' \frac{1}{T} \sum_{t=1}^T x_{it} \quad (6)$$

となる。

また、時点に関するダミー変数を取り入れた「時点ダミーモデル」と地域、時点に関するダミー変数を両方取り入れた「地域・時点ダミーモデル」についても、変換行列Qの形は異なるが、同様に最小二乗法を適用することにパラメータ値を推定することができる。

b) 地域・時点分類に基づくモデルの推定

保有率の地域差、時系列変動を見るために4.において分類した地域・時点分類に基づきダミー変数モデルの適用を行なった。結果を表9に示す。

変数パラメータについては、ダミー変数モデルにおいて「所得」のパラメータ値が低くなっており、生態学的相関の緩和という効果が見られる。

地域ダミー変数パラメータの挙動に関しては、保有率の増加量の低い地域ほど高く、また相対的に1965年当時の保有レベルの低い方がパラメータ値が高くなっている。また、時点ダミー変数パラメータは保有率の上昇とともに値が大きくなっている。そして、地域と時点を組み合わせて表現した地域・時点ダミー変数（5地域×4時点＝20変数）は、上記の保有率上昇の推移の地域差と時系列推移の組み合わせを反映したものとなっている。

このことから、 $\bar{R}^2$ 値（自由度調整済決定係数）の上昇に表れているように、ダミー変数の導入により地域・時点の変動が説明されているといえる。

表9 ダミー変数モデルパラメータ推定結果

	ブーリング		地域ダミー		時点ダミー		地域・時点ダミー	
	係数	t値	係数	t値	係数	t値	係数	t値
所得	0.155	50.53	0.130	29.31	0.113	30.54	0.075	17.86
log道路	0.246	19.32	0.279	20.80	0.179	16.14	0.138	12.54
logDID密度	-0.485	-18.46	-0.610	-20.09	-0.445	-20.04	-0.434	-18.69
定数項	0.493	7.84	—	—	—	—	—	—
地域1	—	—	0.832	10.82	—	—	—	—
地域2	—	—	0.780	10.74	—	—	—	—
地域3	—	—	0.871	11.05	—	—	—	—
地域4	—	—	0.789	10.87	—	—	—	—
地域5	—	—	1.012	10.93	—	—	—	—
1965-71	—	—	—	—	0.616	11.68	—	—
1972-77	—	—	—	—	0.669	12.44	—	—
1980-86	—	—	—	—	0.844	15.42	—	—
1987-89	—	—	—	—	0.893	15.55	—	—
$\bar{R}^2$	0.887		0.892		0.922		0.944	

(2) 可変パラメータモデルによる分析

a) モデルの定式化と推定方法

地域に関して変数パラメータが異なる場合の「地域別パラメータモデル」の一般的なモデル形とその推定方法について述べる⁸⁾。式をベクトル表記で表すと、次のようになる。

$$y = X\beta + u \tag{7}$$

ただし、
$$\begin{bmatrix} y_1 \\ y_2 \\ \vdots \\ y_N \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} X_1 & 0 \\ & X_2 \\ & \ddots \\ 0 & X_N \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \beta_1 \\ \beta_2 \\ \vdots \\ \beta_N \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} u_1 \\ u_2 \\ \vdots \\ u_N \end{bmatrix}$$

$$y_i = \begin{bmatrix} y_{i1} \\ y_{i2} \\ \vdots \\ y_{iT} \end{bmatrix}, X_i = \begin{bmatrix} x_{i11} & \cdots & x_{iK1} \\ x_{i12} & \cdots & x_{iK2} \\ \vdots & \ddots & \vdots \\ x_{iT1} & \cdots & x_{iTt} \end{bmatrix}, \beta_i = \begin{bmatrix} \beta_{i1} \\ \vdots \\ \beta_{iK} \end{bmatrix}, u_i = \begin{bmatrix} u_{i1} \\ \vdots \\ u_{iT} \end{bmatrix}$$

ここで誤差項の仮定として地域間の誤差の相関を考慮すると、誤差項の分散共分散行列 Ω は次のように表される。

$$E[uu'] = \Omega = \begin{bmatrix} \sigma_{11} & \cdots & \sigma_{1N} \\ \vdots & & \vdots \\ \sigma_{N1} & \cdots & \sigma_{NN} \end{bmatrix} \otimes I_T \tag{8}$$

ここで、パラメータ β を推定するには、誤差項の仮定が通常の線形回帰モデルとは異なるため、一般化最小二乗法 (Generalized Least Squares) を適用すると、推定量は次のように表される。

$$\hat{\beta}^* = (X'\Omega^{-1}X)^{-1}X'\Omega^{-1}y \tag{9}$$

ところで、いま、誤差項の分散共分散行列は未知であるため、これを推定する必要がある。これは、地域別の線形回帰モデルの最小二乗推定量

$$\hat{\beta}_i = (X_i'X_i)^{-1}X_i'y_i \tag{10}$$

を用いることにより、分散共分散行列の各要素は以下の式により推定し、これを式(9)に代入することによって変数パラメータ β が推定される。

$$\hat{\sigma}_{ij} = \frac{1}{N-K}(y_i - X_i\hat{\beta}_i)'(y_j - X_j\hat{\beta}_j) \tag{11}$$

なお、時点によりパラメータが異なる「時点別パラメータモデル」についても、同様にしてパラメータ値を求めることができる。

b) 地域・時点分類に基づくモデルの推定

要因の保有率に対する影響度の地域変動、時系列変動を見るために5.において分類した地域・時点

表10 可変パラメータモデル推定結果

	ブーリング		地域別パラメータ		時点別パラメータ	
	係数	t値	係数	t値	係数	t値
所得	0.155	50.53	—	—	—	—
地域A	—	—	0.175	18.21	—	—
地域B	—	—	0.116	15.45	—	—
地域C	—	—	0.163	24.02	—	—
地域D	—	—	0.124	31.65	—	—
1965-71	—	—	—	—	0.101	28.60
1972-77	—	—	—	—	0.055	11.33
1978-82	—	—	—	—	0.048	9.64
1982-89	—	—	—	—	0.079	19.35
log道路	0.246	19.32	—	—	—	—
地域A	—	—	0.239	14.66	—	—
地域B	—	—	0.230	9.73	—	—
地域C	—	—	0.323	8.76	—	—
地域D	—	—	0.297	20.84	—	—
1965-71	—	—	—	—	0.068	5.97
1972-77	—	—	—	—	0.117	6.79
1978-82	—	—	—	—	0.138	7.99
1982-89	—	—	—	—	0.171	9.29
logDID密度	-0.485	-18.46	—	—	—	—
地域A	—	—	-0.222	-4.69	—	—
地域B	—	—	-0.971	-15.21	—	—
地域C	—	—	-0.503	-6.67	—	—
地域D	—	—	-0.255	-8.95	—	—
1965-71	—	—	—	—	-0.236	-10.41
1972-77	—	—	—	—	-0.371	-11.18
1978-82	—	—	—	—	-0.504	-14.27
1982-89	—	—	—	—	-0.595	-15.74
定数項	0.493	7.84	—	—	—	—
地域A	—	—	-0.042	-0.35	—	—
地域B	—	—	1.572	10.53	—	—
地域C	—	—	0.364	1.84	—	—
地域D	—	—	1.186	2.51	—	—
1965-71	—	—	—	—	0.316	6.04
1972-77	—	—	—	—	0.921	11.64
1978-81	—	—	—	—	1.330	16.12
1982-89	—	—	—	—	1.382	15.07
$\bar{R}^2$	0.887		0.900		0.929	

分類により、可変パラメータモデルの適用を行なう。推定結果は表10に示す通りである。

地域別の傾向を見ると、「所得」パラメータは必要性は低いが保有可能性の高い地域A、保有可能性は低くても必要性の高い地域Cにおいて値が高くなっており、このような地域で保有に対する所得弾力性が高い傾向にある。「道路」パラメータは保有可能性の低い地域C、Dで影響が強く、「D I D密度」パラメータは必要性の高い地域B、Cで絶対値が大きい、すなわち低密な地域ほど必要性が高く保有が伸びる傾向を示している。

時系列的な傾向としては、「所得」はオイルショックの時期に影響度が低くなっているが、現在でも大きな説明力を持っている。「道路」と「D I D密度」に関しては時間を経るにつれパラメータ値の絶対値が大きくなっており、影響度が強くなっていることが分かる。

モデルの説明力に関してパラメータ数増加の影響を排除するために自由度調整済決定係数 $\bar{R}^2$ で各モデルを比較すると、地域別パラメータ、時点別パラメータの各モデル(表10)はそれぞれ地域ダミー、時点ダミーの各モデル(表9)と比較して $\bar{R}^2$ の値が高くなっている。これは変数の影響度合の地域・時点変動を考慮した効果であると考えられる。

(3) モデルの説明力の検討

モデルの説明力はパラメータ数が多いモデルほど高くなっているが、 $\bar{R}^2$ 値だけでは地域・時点変動がどの程度説明されているか捉えることができない。そこで、地域・時点別のモデルの当てはまりの様子を捉えるために推定値と観測値が完全予測線上に一致するかどうかを示す「不一致係数」を用いて考察を行なう。

a) 不一致係数

不一致係数はモデルによる推定値 $\hat{y}$ と観測値 y を用いて算出され、例えば i 県の不一致係数 U_i は次のように表される⁹⁾。

$$U_i = \frac{\sqrt{\frac{1}{T} \sum_{t=1}^T (\hat{y}_{it} - y_{it})^2}}{\sqrt{\frac{1}{T} \sum_{t=1}^T \hat{y}_{it}^2} + \sqrt{\frac{1}{T} \sum_{t=1}^T y_{it}^2}} \quad (12)$$

すなわち、 U の値が0に近いほど推定値と観測値が一致しており、1に近いほど一致していないこと

を表す。

b) 不一致係数によるモデル説明力の考察

各時点あるいは各地域におけるモデルの当てはまりがどのように変化しているかを見る。

まず、時点別に見る(図7)と、「プーリングモデル」、「時点ダミーモデル」において1965~70年にかけて当てはまりが悪くなっている。これは、説明変数パラメータを時点に関わりなく共通としているために大きく外れているものと考えられる。その点、変数の影響度の時系列変動を考慮している「時点別パラメータモデル」は一貫して良い当てはまりを見せている。

次に5.による地域分類で不一致係数を見る(図8)と、時点別に見たときよりも値は低く、地域別に見た当てはまりはかなり良好であるといえる。そして、パネルモデルはプーリングモデルより不一致係数が低くなっており、地域変動を考慮することによりさらに当てはまりが良くなっている。

(4) モデルの予測力の検討

一般的モデル論としてモデルのパラメータ数の増加により説明力は増加するが、これに反して予測力

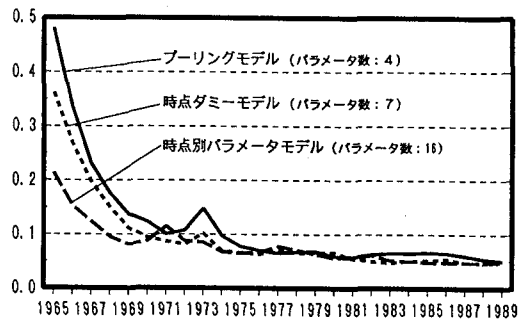


図7 時点別に見た不一致係数の推移

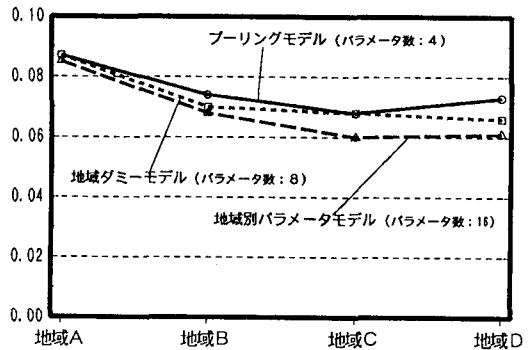


図8 地域別に見た不一致係数の推移

は低下するといわれる。本研究で適用したパネル分析はパラメータ数の増加を志向するモデルであるが、その予測力を検討する。1965年から5年間及び15年間の推計のための期間として図9に示すモデルを推定し、それ以後を予測期間としてモデルの予測力を不一致係数により測定するという外挿テストを行った。なお、時点ダミー、時点別パラメータについては予測値が必要となるが、これらは各々の推計結果より単純に外挿して求めた。

予測値の当てはまりの傾向として、推計期間が5年間の場合不一致係数が大きく推計期間から離れるほど不一致係数は増加している。15年間の場合は5年間の場合に比して不一致係数は小さくなっており、推計期間が長いほど当てはまりが良くなっている。

モデル間の比較では、時点差を考慮しない「プーリングモデル」に比べ、「時点ダミーモデル」、「時点別パラメータモデル」の将来予測はそれほど大きく外れておらず比較的安定している。

このように、パネル分析においては時系列的変動が的確に説明されているが故に、モデルのパラメータ数が多くとも精度の高い予測が期待される。

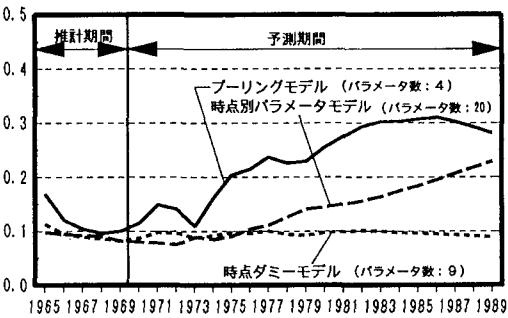


図9-1 外挿テストⅠ（65-69モデル→70-89予測）

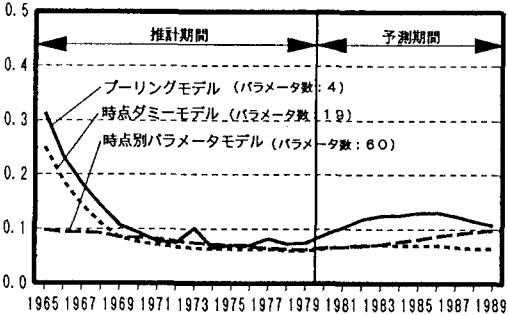


図9-2 外挿テストⅡ（65-79モデル→80-89予測）

7. 結論と今後の課題

本研究は、都道府県別の乗用車保有率を対象に、その地域的・時系列的変動の特性を捉え、また保有率に影響を及ぼす社会経済要因との関係の推移についても、その地域的・時系列的変動の特性を明らかにすることができた。

また、「ダミー変数モデル」の適用により乗用車保有率の地域的・時系列的変動を考慮した説明力の高いモデルを構築することができ、「可変パラメータモデル」においては、社会経済要因が保有率に及ぼす影響の地域的・時系列的変動を考慮した説明力の高いモデルを構築することができた。

さらに、これらの地域的・時系列的変動を考慮したモデルの構築により将来予測への適用可能性についても示唆することができた。

しかし、本研究で考慮した乗用車保有率モデルは、社会経済属性との関係を表現する線形回帰モデルの枠組みにおけるものであり、自動車保有の予測としては他に需給の関係からモデル化を行なうフローストック分析のような枠組みなどからも研究がなされており、今後はこのようなアプローチからの検討も必要であると考えられる。

最後に、本研究を進めるにあたって筑波大学社会学系黒川洸教授、同谷口守講師には終始有益な助言を頂き、ここに感謝の意を表する次第である。

<参考文献>

- 1) 橋口ら(1982),「自動車走行台キロの将来推計」,土木計画学研究講演集, No.15(1), pp.739-745.
- 2) Tanner, J. C. (1962), "Forecasts of future numbers of vehicles in Great Britain", Roads and Road Construction, vol.40, pp.273-80.
- 3) 中村・肥田野・荒津(1984),「乗用車保有の現状と将来予測-その1 世界の現状と将来予測-」, 高速道路と自動車, 第27巻, 第11号, pp.22-32.
- 4) 芦沢哲蔵(1979),「自動車保有率と都市構造との関係についての研究」, 都市計画学会学術研究論文集, 第14号, pp.205-10.
- 5) 鹿島・本多・森(1980),「乗用車保有構造の分析」, 都市計画学会学術研究論文集, 第15号, pp.403-08.
- 6) Bennett, R. J. (1979), *Spatial Time Series: Analysis-Forecasting-Control*, Pion: London.
- 7) Hsiao, Cheng (1986), *Analysis of Panel Data*, Cambridge University Press.
- 8) Judge, Gorge G., et al. (1985), *The Theory and Practice of Econometrics*, Wiley: New York.
- 9) アンリ・タイル著, 岡本哲治訳(1984), 経済の予測と政策, 創文社.