

## IV-18 乗用車保有のパネル分析に向けた時系列変動と地域差に関する考察

筑波大学大学院 社会工学研究科 学生員 伊藤 雅  
 筑波大学 社会工学系 正会員 黒川 洸  
 筑波大学 社会工学系 正会員 石田 東生

### 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<sup>1)</sup>。しかし、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（図1）。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時系列推移について考察する。

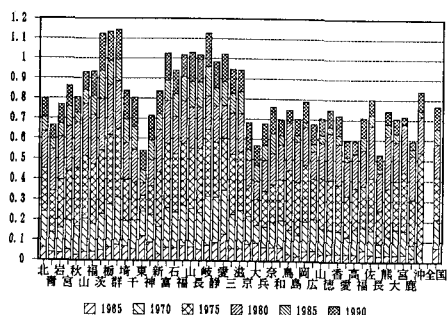


図1 世帯当り自家用乗用車保有台数の推移

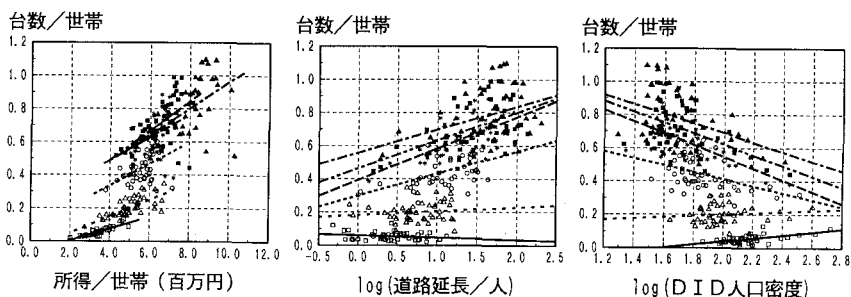


図2 各時点の散布図と回帰直線  
 （各点は都道府県に対応）

### 2. 分析の考え方と使用データ

ここでは乗用車保有率をみる地域区分として沖縄を除く46都道府県を、時系列として1965～89年の25時点を考える。なお、ここでの乗用車保有率は自家用小型乗用車（5・7ナンバー）と自家用普通乗用車（3ナンバー）の2車種を合計した台数を世帯数で除したものとす。そして、この保有率の推移を地域特性との関連で把握する観点から、本研究では保有に影響を及ぼす地域特性として「世帯当り県民所得」、「1人当り改良済道路延長」、「人口集中地区人口密度」を取り上げる。はじめに、これらの変数の保有率に対する影響度合の時系列的、地域の変動を把握するために、各時点に関するクロスセクション分析と、各都道府県に関する時系列分析を行なう。そして、これらの分析を踏まえた上で初歩的な乗用車保有のパネル分析を試みる。

### 3. 多時点クロスセクション分析

各時点について46都道府県のデータを用いて、上記の3つの要因について保有率に対する単回帰直線の推定を行なった。大まかな傾向を見るために1965, 70, 75, 80, 85, 89年の6時点の散布図と回帰直線を図2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。道路延長に関しては年々回帰直線の傾きが大きくなりかつ上方へとシフトしている。DIID人口密度についても傾きの絶対値が大きくなり、直

線が上方へとシフトしている。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おり、これを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という生態学的相関が生じることとなる。このため、全時点のデータを用いてモデル化を行なう場合、時点間の差異を考慮する必要があると考えられる。

#### 4. 都道府県別時系列分析

ここでは各都道府県について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。各要因とも都道府県によりパラメータ値が異なっているが、その中でも所得について特徴的な地域を挙げてみると、図3のように保有レベルの低い東京では所得がそれほど効いていないのに対し、保有レベルの高い茨城では所得の保有に対する弾力性が高い傾向にある。

このように都道府県別に見た場合も地域により特有な傾向を持っていることが考えられ、全都道府県の時系列データをプールしてモデル化を行なう場合、地域間の差異を考慮する必要があると考えられる。

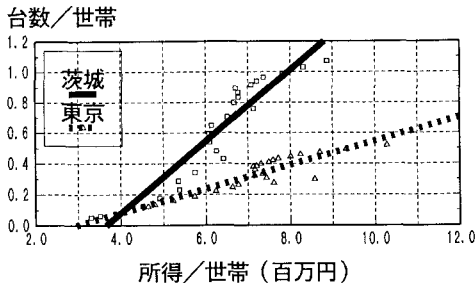


図3 保有率と所得の時系列推移

（直線は単回帰直線、各点は年次に対応）

#### 5. パネル分析

以上の分析は保有率と要因との間の単回帰分析であるために見かけ上の相関を見ているにすぎない面もある。しかし、保有率そのものは時系列・地域的に見て明らかに特徴のある推移が見られる。そこで、保有率とこれに関連する要因の都道府県別時系列データをパネルデータとすることで、時点間・地域間の関係の把握が可能となることから、パネル分析による保有率モデルの構築を考える。このことにより、説明力が高かつ予測精度が高いモデルの構築が可能になると考えられる。

ここではその手始めとして、説明要因の変数パラ

メータを時点・地域に関わらず共通とし、切片を時点あるいは地域に関する特性に分解して表わす「ダミー変数モデル」による分析結果を示す。

用いるデータは沖縄を除く46都道府県の1965～89年までの46地域×25時点＝1150サンプルであり、時点ダミーを入れた場合、都道府県ダミーを入れた場合の回帰式はそれぞれ式(1)、(2)の通りである。

$$y_{it} = \lambda_i + \sum_{k=1}^3 \beta_k x_{kit} + u_{it} \quad i=1, \dots, 46, \quad t=1, \dots, 25, \quad k=1, \dots, 3 \quad (1)$$

$$y_{it} = \alpha_i + \sum_{k=1}^3 \beta_k x_{kit} + u_{it} \quad i=1, \dots, 46, \quad t=1, \dots, 25, \quad k=1, \dots, 3 \quad (2)$$

$i$ : 都道府県  $t$ : 時点

$y$ : 乗用車保有率  $x$ : 説明変数  $u$ : 誤差項

$\lambda$ : 時点ダミー  $\alpha$ : 都道府県ダミー  $\beta$ : 変数パラメータ

また、ダミー変数を入れない通常の重回帰モデル（プーリングモデル）の回帰式は、

$$y_{it} = \mu + \sum_{k=1}^3 \beta_k x_{kit} + u_{it} \quad i=1, \dots, 46, \quad t=1, \dots, 25, \quad k=1, \dots, 3 \quad (3)$$

$\mu$ : 定数項

のように表わされる。これらはいずれも通常の最小二乗法によりパラメータ推定を行なうことができる。推定結果は表1の通りであり、所得パラメータに着目すると、0.105 (モデル1) と0.122 (モデル3) に比べ0.048 (モデル2) と値が低くなっていることから所得パラメータについては都道府県ダミーの導入により生態学的相関が緩和されていると見る事ができる。また、時点、地域それぞれのダミー変数パラメータは有意な説明力を持っており、この点からも保有率は時点・地域に関して有意な差が存在するといえる。

表1 パラメータ推定結果（カッコ内の数値はt値）

|                 | 所得               | 道路               | DID密度              | 決定係数  |
|-----------------|------------------|------------------|--------------------|-------|
| モデル1<br>時点ダミー   | 0.105<br>(46.62) | 0.133<br>(21.85) | -0.178<br>(-14.76) | 0.731 |
| モデル2<br>都道府県ダミー | 0.048<br>(11.93) | 0.141<br>(8.87)  | -0.953<br>(-22.43) | 0.927 |
| モデル3<br>プーリング   | 0.122<br>(55.28) | 0.182<br>(19.91) | -0.229<br>(-12.11) | 0.879 |

#### 6. おわりに

今回は、ダミー変数モデルの推定結果を示したにすぎないが、今後、時点別地域別に見たモデルの再現性の検討やモデルの予測精度に関する検討を行なった上で他のモデルの適用も考慮する予定である。

<参考文献>

- 1) 橋口ら(1992), 「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) Cheng Hsiao (1988), *Analysis of Panel Data*, Cambridge University Press.