

第一勧業銀行 正会員 富永 公規
 京都大学大学院 正会員 山本 俊行
 京都大学大学院 正会員 北村 隆一

1. はじめに

世帯における自動車保有が交通発生に与える影響は非常に大きく、交通需要予測を行なう上で、自動車保有に関する分析は不可欠である。本研究では、ある時点での自動車保有台数は、それまでの世帯の取替更新行動の結果であるとの観点から、世帯の自動車取替更新行動を把握するための分析として、自動車保有期間の分析を行なう。

自動車保有行動は、合理的経済的判断だけでなく、ステータスシンボルやライフスタイルといった観測困難な要因に影響を受ける。自動車保有期間の分析を行なう際には、このような非観測異質性を考慮することで、より精度の高い分析が可能になるものと考えられる。これらの非観測異質性を考慮するための方法として、本研究では、実際の取替更新行動の結果である行動データに加えて、将来の取替更新行動予定を表す意向データを用いた分析を行なう。また、実際の行動は予定外の要因によって、予定していたものとは異なることが考えられる。自動車保有期間に関する意向と行動の違いから、環境の変化や嗜好の変化といった予定外要因の存在についても分析を行なう。

2. データの概要

本研究で用いたデータは、1993年(WAVE1)と1994年(WAVE2)において米国カリフォルニア州で実施されたパネル調査によって得られたものである。WAVE1, WAVE2の両方のアンケートに回答を寄せた世帯は2,857世帯であった。これらの世帯がWAVE1の時点で保有していた自動車の合計台数は5,650台である。このうち、将来の取替更新行動予定を表す意向データと、実際の取替更新行動の結果である行動データの両者が得られている2,688台の自動車を分析対象とした。

3. モデルの概要

世帯の自動車保有期間及び保有予定期間の双方を生存時間として捉え、生存時間解析手法¹⁾を適用し分

析を行なう。ここで、生存時間解析において用いられるハザード関数 $\lambda(t)$ 、生存関数 $S(t)$ と確率密度関数 $f(t)$ 、累積分布関数 $F(t)$ の間には以下のような関係がある。

$$S(t) = 1 - F(t) = \exp\left[-\int_0^t \lambda(x)dx\right] \quad (1)$$

$$\lambda(t) = f(t)/S(t) \quad (2)$$

以上の式から、保有期間と保有予定期間がWAVE1までの経過期間 t_{w1} よりも長いという条件付きで、取替更新行動を予定している自動車の保有予定期間 T_{SP} が $t_{SP1} \leq T_{SP} \leq t_{SP2}$ である確率は、

$$\Pr(t_{SP1} \leq T_{SP} \leq t_{SP2} | T_{SP} \geq t_{w1}) = \frac{S_{SP}(t_{SP1}) - S_{SP}(t_{SP2})}{S_{SP}(t_{w1})} \quad (3)$$

また、次の取替更新行動では手放す予定のない自動車の保有予定期間が、次の取替更新行動予定時期までの経過期間 t_{SP1} よりも長い確率は、

$$\Pr(T_{SP} \geq t_{SP1} | T_{SP} \geq t_{w1}) = \frac{S_{SP}(t_{SP1})}{S_{SP}(t_{w1})} \quad (4)$$

WAVE1からWAVE2までの間に手放した自動車の保有期間が t_{RP} である場合の確率密度は、

$$\lim_{\Delta t \rightarrow 0} \frac{\Pr(t_{RP} + \Delta t \geq T_{RP} \geq t_{RP} | T_{RP} \geq t_{w1})}{\Delta t} = \frac{f_{RP}(t_{RP})}{S_{RP}(t_{w1})} \quad (5)$$

また、手放されなかった自動車の保有期間 T_{RP} が、WAVE2までの経過期間 t_{w2} よりも長い確率は、

$$\Pr(T_{RP} \geq t_{w2} | T_{RP} \geq t_{w1}) = \frac{S_{RP}(t_{w2})}{S_{RP}(t_{w1})} \quad (6)$$

本研究では、保有期間、保有予定期間にワイブル分布を仮定し、非観測異質性が保有期間、保有予定期間に与える影響については、マス・ポイント手法²⁾を用いて、定数項 δ_m が確率的に複数の離散値をとることににより表現した。このとき、ハザード関数は以下のように表される。

$$\lambda_{SP}(t | \delta_{SPm}) = \gamma_{SP} t^{\gamma_{SP}-1} \exp(-\beta_{SP} X - \delta_{SPm}) \quad (7)$$

$$\lambda_{RP}(t | \delta_{Rpm}) = \gamma_{RP} t^{\gamma_{RP}-1} \exp(-\beta_{RP} X - \delta_{Rpm}) \quad (8)$$

ただし、 γ は時間依存性を表わす未知パラメータ、 β

は未知パラメータベクトル、 X は説明変数ベクトルを表わす。以上の式から、保有期間と保有予定期間に関して、以下のように尤度関数を定義する。

$$L = \prod_i \sum_m \left\{ \left(\frac{S_{SP}(t_{SP1}|\delta_{SPm}) - S_{SP}(t_{SP2}|\delta_{SPm})}{S_{SP}(t_{W1}|\delta_{SPm})} \right)^{d_{SP}} \left(\frac{S_{SP}(t_{SP1}|\delta_{SPm})}{S_{SP}(t_{W1}|\delta_{SPm})} \right)^{1-d_{SP}} \right. \\ \left. \left(\frac{f_{RP}(t_{RP}|\delta_{Rpm})}{S_{RP}(t_{W1}|\delta_{Rpm})} \right)^{d_{RP}} \left(\frac{S_{RP}(t_{W2}|\delta_{Rpm})}{S_{RP}(t_{W1}|\delta_{Rpm})} \right)^{1-d_{RP}} \frac{\exp(M_m)}{\sum_n \exp(M_n)} \right\} \quad (9)$$

ただし、 d_{SP} : ダミー変数(売却予定車は1, そうでない車は0)

d_{RP} : ダミー変数(売却した車は1, そうでない車は0)

M : 未知パラメータ

上式の両辺に対数を取り、対数尤度を最大化することによってパラメータの推定を行なう。

4. 推定結果

モデルの推定結果を表1に示す。本モデルと定数項のみのモデルの χ^2 値が356.6であり、同じ説明変数を用いて推定した本モデルとマス・ポイントを導入しないモデルの χ^2 値が92.6であることから、本モデルの有効性と非観測異質性の存在が統計的に確認された。

表1 モデルの推定結果

	保有予定期間モデル		保有期間モデル		χ^2 -stat
	Coef.	t-stat	Coef.	t-stat	
世帯属性					
子供有	-0.109	-2.35	-0.051	-1.22	-0.96
所有台数	0.217	6.67	-0.112	-3.07	6.98
自宅賃貸	-0.323	-7.38	-0.102	-2.12	-3.48
駐車場有	-0.326	-6.73	-0.119	-2.34	-2.94
収入 125,000ドル以上	0.028	0.64	-0.352	-6.73	5.59
自動車属性					
車種 2ドア車	0.040	0.81	0.157	3.15	-1.79
スポーツカー	0.141	2.83	0.117	2.28	0.34
実用車	0.292	6.49	0.157	3.16	2.06
年間走行距離 15,000mile以上	-0.299	-7.03	-0.244	-5.07	-0.87
年落ち	-0.015	-2.33	-0.015	-1.83	0.00
中古車	-0.392	-8.79	-0.721	-14.74	5.05
自家用以外	-0.582	-11.66	-1.104	-21.47	7.35
運転者属性					
年齢	0.005	2.17	0.017	5.27	-3.36
職業 自営業	0.008	0.20	0.215	4.19	-3.29
セールス	-0.280	-5.40	-0.095	-1.77	-2.48
δ_1	7.767		6.889		
δ_2	6.570 *1	19.36	4.524 *1	34.48	
M2 MI=0に対する値	-1.313		-1.313		
γ	1.664 *2	25.5	1.317 *2	9.89	8.82
サンプル数	2688				
L(c) $\beta=0, \delta_1=\delta_2$ のとき	-5389.6				
L(b') $\delta_1=\delta_2$ のとき	-5257.6				
L(b) マス数が2のとき	-5211.3				
-2(L(c)-L(b))	356.6				
-2(L(b')-L(b))	92.6				

*1 各モデルにおける δ_1 と δ_2 の相違に関する検定値

*2 $\gamma=1$ に対する検定値

χ^2 -stat. 保有予定期間モデルと保有期間モデル間のパラメータの相違に関する検定値

また、 γ パラメータの値を両モデルで比較すると、保有期間モデルの方が保有予定期間モデルよりも時間依存性が低いことがわかる。これは、経過期間以外の要因により、保有期間が影響を受ける度合いが保有予定期間に比べて大きいためであると思われる。この結果より、実際の保有期間に対しては、時間依存性を持たない予定外要因が影響を与えていることが推測される。また、各モデルにおいて2つのマス・ポイントの相違に関するt検定値が有意に大きいことから、異なる特性を持った2つのグループが存在していると考えられる。それぞれのハザード関数を図1に示す。

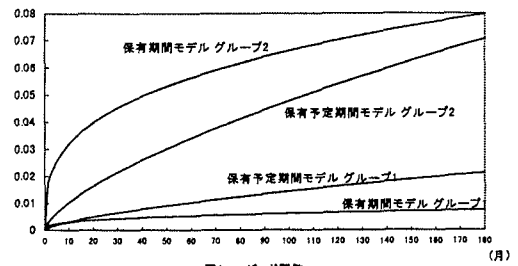


図1 ハザード関数

保有予定期間モデルで長く保有する傾向のあるグループ1、短く保有する傾向のあるグループ2は、保有期間モデルでもそれぞれ長く、短く保有する傾向が現れている。このことから、予定が実際の行動に影響を及ぼしていると考えられる。また、保有予定期間モデルよりも保有期間モデルの方で、2つのグループの傾向の差が顕著に現れている。つまり、予定と実際の行動において、予定での差異が実際の行動に強調されて影響を及ぼしていることがわかる。

5. おわりに

分析の結果より、予定が実際の行動に影響を及ぼしており、予定における異質性は実際の行動に強調されて現れることがわかった。また、実際の行動に関しては、予測していたこと以外の要因が影響を及ぼしていると考えられる。しかし、今後の課題として、グループ毎に個別に γ パラメータを設定するとともに、最適なマス数に関する検討を加え、より実用的な把握を目指す必要があると思われる。

参考文献

- 1) Hensher, D.A.: Hazard-based duration models and their application to transport analysis, Transport Reviews, Vol.14, No.1, 63-82, 1994.
- 2) 西井, 北村, 近藤, 弦間: 観測されていない異質性を考慮した繰り返しデータに関するパラメータ推定法: Mass Point Model と Mixing Distribution Model, 土木学会論文集, No.506/IV, pp.25-33, 1995.