

保有予定期間との比較に基づく世帯における自動車保有期間の分析*

An Analysis of Household Vehicle Holding Durations Relative to Intended Holding Durations*

山本俊行**・松田忠士***・北村隆一****

By Toshiyuki YAMAMOTO**, Tadashi MATSUDA*** and Ryuichi KITAMURA****

1. はじめに

これまで、交通需要予測に関する研究は、各時代の都市交通計画における要請に対応した形で行われてきた。近年では、新規路線整備等の大規模な交通整備の困難さから、交通需要管理手法等の時間的にも空間的にも局所的で柔軟な交通政策がその重要性を増している。このような交通政策を評価するための需要予測の方法として、非集計分析手法を用いた分析が多く行われるようになってきている。非集計分析手法は、個人の交通行動に関する意思決定の解析により、より精度が高く、より普遍性のある需要予測を行うことを可能とする。

個人の交通行動は、その個人の自動車利用可能性に大きな影響を受けるため、個人の交通行動を分析するためには、非集計レベルでの自動車保有に関する分析が不可欠である。また、世帯における自動車保有について分析を行うことにより、近年、関心が高まっている、エネルギー消費や大気汚染等の環境問題に対する対策の評価に対しても、より有効な需要予測ツールを提供することが可能となるものと考えられる。

世帯における自動車の保有台数等については、これまで静的なモデルによる分析が、我が国でも数多く行われてきた¹⁾⁵⁾。これらの分析においては、調査時点における世帯の自動車保有状態を対象とした分析が行われている。静的なモデルにおいては、調査時点において、世帯が最適な自動車保有状態にあ

ることを仮定している。しかしながら、世帯は、常に最適な自動車保有状態にある訳ではなく、それ以前の自動車保有状態に大きく影響を受けるものと考えられる。また、世帯は世帯構成や交通環境の変化等に対して、自動車保有状態を即座に変更するのではなく、その変更には時間的ずれを伴うことが多い。これらの問題を克服するための方法として、状態依存や系列相関等の影響を取扱うことが可能なパネル分析手法が挙げられる。Kitamura⁶⁾は、パネルデータを用いた分析を行い、時間軸を考慮した動的分析を行っている。パネル分析手法を用いることによって、前時点での保有状態が、次時点の保有状態に影響を与える状態依存や、前時点での世帯の交通環境が次時点の保有状態に影響を与える時間遅れ等をモデル化している。しかしながら、パネル分析においてもモデル化の対象は調査時点での保有状態となっている。

ここで、ある時点での世帯の自動車保有状態は、それまでの世帯の自動車取替更新行動（買い替え、追加購入、買い替えを伴わない売却）の結果である。したがって、取替更新行動を分析することによって、世帯における自動車保有を世帯の意思決定行動として把握することが可能となり、低公害車の普及の速度の推定、車群更新に向けての政策評価などの適用分野において、自動車保有台数や保有車種、個々の自動車の保有期間について、より現実的な予測を行うことが可能となると考えられる⁷⁾。

各自動車の保有期間は世帯の自動車取替更新行動を構成している要素であり、世帯の自動車取替更新行動は、各自動車の保有開始時期と保有期間の積み重ねによって表現することが可能である。本研究では、時間軸上での世帯の自動車取替更新行動をモデル化するための基礎的な研究として、世帯における自動車保有期間に関する分析を行う。自動車保有

*キーワード：自動車保有・利用、交通行動分析

** 正会員 工修 京都大学大学院助手 工学研究科
土木システム工学専攻
(〒606-01 京都市左京区吉田本町
Tel 075-753-5136 Fax 075-753-5916)
*** 正会員 東京三菱銀行 (〒103 都・中央区日本橋
本石町 1-3-2 Tel 03-3245-1132)
**** 正会員 Ph.D 京都大学大学院教授 工学研究科
土木システム工学専攻

期間に関する分析として、Gilbert⁸⁾、Hensher⁹⁾、De Jong¹⁰⁾等の研究が挙げられる。これらの研究では、生存時間解析手法を自動車保有期間に適用した分析を行っており、その有効性について検討を行っている。本研究においても同様に、生存時間解析手法を適用した分析を行う。その際、自動車保有期間と保有予定期間に関するモデルを各々構築し、両モデルの推定結果を比較することによって保有期間に関するより詳細な知見を得ることを目指す。

2. 自動車保有期間に影響を与える要因

世帯における自動車保有期間は、様々な要因によって決定される。購入当初から、一定期間保有したら次の自動車に買い替えようと予定している場合もあれば、事故や故障によって突然買い替える場合も考えられる。これらの様々な要因は、予定要因と予定外要因とに大別することが可能である。ここで、予定要因とは、世帯が自動車を購入する際に予定していた、将来の取替更新行動を決定する要因を指す。一方、予定外要因とは、世帯が自動車を購入する時点では予期していなかった要因であり、予期せぬ故障などによる買い替えなどがこれら要因による。将来の自動車保有行動を考えるにあたり、予定要因と予定外要因を考慮した分析を行い、それぞれの要因が自動車保有期間に与える影響を把握する必要があると考えられる。

本研究では、予定要因と予定外要因が自動車保有期間に与える影響を把握するために、保有期間モデルと保有予定期間モデルを構築し、両モデル間の相違から保有期間に対する予定外要因の影響について統計的な推察を行う。保有期間モデルと保有予定期間モデルの関係を図1に示す。自動車保有期間は、

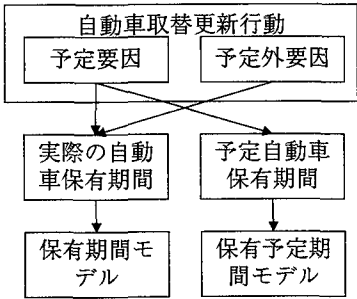


図1 保有期間モデルと保有予定期間モデルの関係

予定要因と予定外要因の両者によって決定される一方で、保有予定期間は、保有している自動車についての将来の取替更新行動に関する意向であり、予定要因のみによって決定され、予定外要因の影響を受けない。よって、保有期間モデルと保有予定期間モデルの差が予定外要因の影響を示すものとなる。

3. 分析に用いるデータの概要

本研究で用いるデータは、1993年に米国カリフォルニア州でのアンケート調査で得られたものである。現在、米国では、自動車の排気ガスによる大気汚染や、莫大なエネルギー消費による資源の枯渇化等の環境問題に大きな関心が寄せられている。この調査は電気自動車等の低公害自動車が市場に導入される事による影響を評価することを目的として行われたパネル調査の第1回調査にあたる。このアンケート調査では、予備調査として、ランダムダイヤリングによる無作為抽出によって選ばれた被験者に対して電話調査を行い、パネル調査に対する参加依頼と基礎的な属性について質問している。本調査では、予備調査における参加依頼に応じた世帯に対してアンケート調査票を郵送し、電話によって調査票の質問に対する回答を得るという方法で調査を行っている。本調査に回答している世帯は4747世帯である。

自動車保有に関する質問項目としては、世帯で現在保有している自動車と過去に保有していた自動車それぞれ最大6台までに関して、車種、購入時新車か中古車か、買い替えによる購入か追加購入か等について回答を求めている。また、将来の取替更新行動に関する意向に関して、最も近い将来に行う取替更新行動の種類、および取替更新行動を行う予定時期について回答を求めている。取替更新行動の種類としては、買い替え、追加購入、買い替えを伴わない売却の3枝の選択となっており、追加購入以外の場合にはその取替更新行動で手放される予定の自動車についても回答を求めている。また、予定時期については、1年以内、1年後か2年後、3年後か4年後、5年後以上の4枝からの選択となっている。

図2に現在保有している自動車の購入からの経過期間と過去に保有していた自動車の保有期間の分布を示す。図2より1,2年の間では、現在保有してい

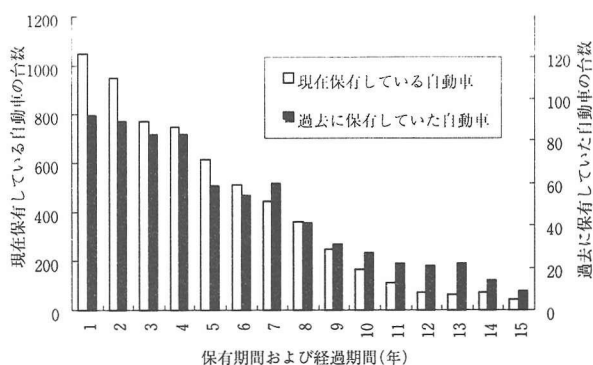


図2 保有期間および経過期間の分布

る自動車の割合が、過去に保有していた自動車よりも大きく、両者の分布の違いが確認できる。

調査時に保有している自動車のデータの内、買い替え購入によるものについては、その買い替えによって手放された自動車が、同一世帯内の過去に保有していた自動車のデータとして調査で回答されているべきである。アンケート調査では、過去に保有されていた自動車に関する質問項目として、その自動車が買い替えによって手放された場合、買い替えによって購入された自動車が、現在保有している自動車、あるいは過去に保有していた他の自動車の中での自動車であるかということについても回答を得ている。そのため、買い替えによって手放された自動車と購入された自動車に対応させることが可能となっている。買い替えによって購入された自動車に対応して、手放された自動車がデータとして得られていない場合、報告漏れが生じているものと考えられる。報告台数・報告漏れ台数の分布を図3に示す。

図3より、買い替えから現在までの期間が長いほど、買い替えによって手放された自動車について報告される確率が減少していることが読み取れる。買

い替えから1年以内の場合、報告確率は50%程度であるが、年数が増えるにしたがって急激に報告確率は減少しており、5年以上経過するとほとんど報告されていない。これは、データを収集する方法として、過去についての記憶を呼び戻し、回答をつのる回顧調査が用いられた事による影響を示している。回顧調査は、1回の調査で複数時点の行動等について質問することで、多くの情報を得ることが可能であるが、人間の記憶には限界があるため、報告漏れや、不正確な回答といった問題に対して考慮することが必要であると考えられる。特に、報告漏れが系統的である場合には、それらのデータを用いた推定結果はバイアスを受けるため、分析にあたり、それらのバイアスを補正することが必要となる。本研究で用いるデータについても、図3に見られるように、自動車保有期間が長いほど、その自動車について報告がされていないという系統的な報告漏れが存在するため、それを考慮した分析を行う必要がある。

4. 生存時間解析手法¹¹⁾

自動車の保有期間は、すべて正の値を持ち、しばしば分布の裾が右に長いことから、分布の正規性を前提とした手法は必ずしも適切とは限らない。そのため、本研究では、生存時間解析手法を適用した分析を行う。生存時間解析手法は、基準の時刻からある事象が発生するまでの期間を解析の対象とし、その期間を生存時間と呼ぶ。生存時間解析手法は主に、生命体、機械の寿命等の分析に用いられてきた。

分析に際し、事象が発生したデータのみを用いて分析を行った場合、生存時間が長いデータほど一定時間内の観測で事象が発生するケースが少なくなるため、推定結果にバイアスが生じる。生存時間解析手法では、事象が観測されないケースについても、生存時間が観測されていた期間以上であるという情報を用いて対象データに含めた分析を行う。このようなデータは打ち切りを受けたデータと呼ばれる。本研究においても、現在世帯において保有している自動車については、手放す時点が調査時点では観測されていないため、保有期間が特定できない。以下では、自動車保有期間を生存時間とした、生存時間解析手法による、打ち切りを受けたデータも分析に

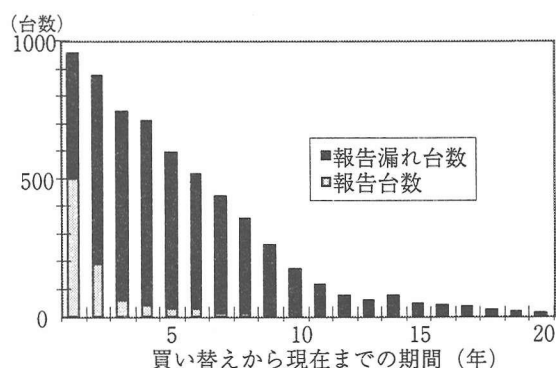


図3 報告台数・報告漏れ台数の分布

含めた分析方法について述べる。

生存時間を表わす確率変数を T で表わすと、累積分布関数 $F(t)$ 、および確率密度関数 $f(t)$ は以下の式で表わされる。

$$F(t) = \Pr(T < t) \quad (1)$$

$$f(t) = dF(t)/dt \quad (2)$$

ここで、生存時間が、打ち切りを受けるまでの経過期間 t 以上である確率を表わす、生存関数 $S(t)$ は、式(3)で表わされる。

$$S(t) = \Pr(T \geq t) = 1 - F(t) \quad (3)$$

また、保有予定期間モデルでは、世帯の取替更新行動に関する意向データを用いて分析を行うが、予定時期については、1年後から2年後といったように幅を持ったデータとなっている。生存時間が t_i から t_u までの間である確率は、式(4)で表わされる。

$$\Pr(t_u > T \geq t_i) = \int_{t_i}^{t_u} f(t) dt = F(t_u) - F(t_i) \quad (4)$$

生存時間解析手法においては、これらの関数に加えてハザード関数 $h(t)$ がよく用いられる。ハザード関数は、時点 t まで事象が発生していないという条件下で時点 t の瞬間に事象が発生するという条件付き確率密度を表わすものであり、式(5)で表わされる。

$$h(t) = \lim_{\Delta t \rightarrow 0} \frac{\Pr(t + \Delta t > T \geq t | T \geq t)}{\Delta t} = \frac{f(t)}{S(t)} \quad (5)$$

生存時間に影響を及ぼす要因をモデルに取り入れる方法として、比例ハザードモデルと加速モデルの2つの方法がある。比例ハザードモデルは式(6)で表わされる。

$$h(t|X) = h_0(t) \exp(-\beta X) \quad (6)$$

ただし、 $h_0(t)$ は全ての説明変数が0の時のハザード関数であり、基準ハザード関数と呼ばれる。 β は未知パラメータベクトル、 X は説明変数ベクトルである。比例ハザードモデルでは、説明変数値が時間とともに変化する場合(時間依存性を持つ説明変数)もモデルに導入することが可能である。しかしながら、比例ハザードモデルでは、異なる説明変数値を持つサンプル間でのハザード関数の比率は時間的に変化しないという制約がある。

一方、加速モデルは式(7)で表わされる。

$$S(t|X) = S[t \exp(-\beta X)] \quad (7)$$

加速モデルでは、説明変数は時間のスケールを直接変更する形で生存時間に対して影響を与える。その

ため、比例ハザードモデルのような制約が存在しない。本研究では、時間依存性を持つ説明変数をモデルに用いないため、ハザード関数の比率に関する制約の無い加速モデルを用いて分析を行う。

本研究では、自動車保有期間の分布として、指数分布、ワイブル分布、一般化ガンマ分布、対数正規分布、対数ロジスティック分布の5つの分布を用いてモデルの推定を行い、自動車保有期間分布について検討する。指数分布はハザード関数が時点によらず一定の値を持つ。これは、それまでの経過期間が事象の発生する確率に影響を与えないことを表わしており、この性質を無記憶性と呼ぶ。確率密度関数は式(8)で表わされる。

$$f(t|X) = \exp(-\beta X) \exp\{-t \exp(-\beta X)\} \quad (8)$$

ワイブル分布は、事象が発生する要因が複数存在し、それぞれ独立である場合の生存時間分布を表わしており、確率密度関数は式(9)で表わされる。

$$f(t|X) = \gamma t^{\gamma-1} \exp(-\gamma \beta X) \exp\{-t^\gamma \exp(-\gamma \beta X)\} \quad (9)$$

ただし、 γ は形状パラメータであり、 γ の値が1より大きい場合には、ハザード関数は時間とともに増大し、1より小さい場合にはハザード関数が時間とともに減少するため、事象の発生する確率の時間依存性を考慮することが可能である。 γ が1の場合はハザード関数が一定となり、ワイブル分布は指数分布に帰着する。

一般化ガンマ分布はワイブル分布をより一般化した分布であり、確率密度関数は式(10)で表わされる。

$$f(t|X) = \frac{\gamma \delta}{\Gamma(1/\delta^2)} \left\{ \frac{t^{\gamma \delta} \exp(-\gamma \delta \beta X)}{\delta^2} \right\}^{1/\delta^2} \exp\left\{ -\frac{t^{\gamma \delta} \exp(-\gamma \delta \beta X)}{\delta^2} \right\} \quad (10)$$

ただし、 δ は形状パラメータであり、 $\Gamma(\bullet)$ は完全ガンマ関数を表わす。 δ が1の場合はワイブル分布に帰着し、 δ が0の場合は対数正規分布に帰着する。

対数正規分布、対数ロジスティック分布は、いずれもハザード関数が、時間の経過とともに、一旦増大した後、減少するという一峰性を持つ。確率密度関数はそれぞれ式(11)、(12)で表わされる。

$$f(t|X) = \frac{1}{\sqrt{2\pi}\sigma} \exp\left\{ -\frac{(\ln t - \beta X)^2}{2\sigma^2} \right\} \quad (11)$$

$$f(t|X) = \gamma^{-1} \exp(-\beta X) / \{1 + \gamma \exp(-\beta X)\}^2 \quad (12)$$

ただし、 σ は形状パラメータである。

5. 重み付き推定方法

本研究では、世帯が現在保有している自動車と、過去に保有していた自動車に関するデータを用いて自動車保有期間モデルを構築する。また、現在保有している自動車に関する将来の取替更新行動予定のデータを用いて保有予定期間モデルを構築する。このうち、過去に保有していた自動車に関しては、前述のように、報告漏れに伴うバイアスが含まれるものと考えられる。そこで、保有期間モデルにおいては、得られたデータに対して重み付けを行う事によって、バイアスの補正を行う。

重み付けによる補正は以下の手順で行う。まず、過去に保有していた自動車の報告・報告漏れに関してプロビットモデルを適用し、報告モデルを構築する。そして、推定結果を用いて報告確率 $\hat{P}_i$ を算出し、母集団シェアとサンプル内シェアの比で表わされる重み w_i を算出する。報告モデルにおいては、データとして得られている買い替え行動を対象として、その買い替えによって売却された自動車が報告されているか否かを外的基準としたモデルを構築した^[11]。現在保有されている自動車の報告確率は1とし、算出された重みを用いて WESML 推定量(weighted exogenous sample maximum likelihood estimator)により保有期間モデルの推定を行うことによって、報告漏れに関するバイアスを補正することが可能となる。対数尤度関数 L^* 及び w_i は以下の式で表わされる。

$$L^* = \sum_{i \in V_n} w_i \ln S(t_i | X_i) + \sum_{i \in V_p} w_i \ln f(t_i | X_i) \quad (13)$$

$$w_i = \frac{n / \hat{P}_i}{\sum_i 1 / \hat{P}_i} \quad (14)$$

$$\hat{P}_i = \begin{cases} 1 & \text{if } i \in V_n \\ \Phi(\hat{\alpha} Y_i) & \text{if } i \in V_p \end{cases} \quad (15)$$

ただし、 V_n は現在保有されている自動車の集合、 V_p は過去に保有されていた自動車の集合を表わし、 n はサンプル数を表わす。また、 $\Phi(\cdot)$ は標準正規分布関数、 $\hat{\alpha}$ は報告モデルの推定パラメータベクトル、

Y_i は説明変数ベクトルを表わす。

なお、WESML 推定量を用いて推定を行った場合、推定されたパラメータの共分散行列は、漸近有効では無く、 t 値の推定値にバイアスが生じる。WESML 推定量に対しては、通常の共分散行列 Δ と、推定値において、 w_i を1として算出される共分散行列 Ω により、式(16)で表わされる共分散行列 Σ を用いることによって、このようなバイアスを修正することが可能である^[12]。

$$\Sigma = \Omega^{-1} \Delta \Omega^{-1} \quad (16)$$

本研究においても、 Σ を用いることによって、 t 値の推定値を修正することとする。

また、保有予定期間モデルでは、対数尤度関数 L^* を以下のように定式化した。

$$L^* = \sum_{i \in V_d} \ln \{F(t_{di} | X_i) - F(t_{hi} | X_i)\} + \sum_{i \in V_r} \ln S(t_{hi} | X_i) \quad (17)$$

ただし、 V_d は次の取替更新行動で手放される自動車の集合、 V_r は次の取替更新行動で手放されない自動車の集合を表わす。

6. 報告モデル

3.で述べた報告・報告漏れに関するデータを用いて報告モデルを推定した。説明変数としては、アンケート調査時の世帯属性、および現在保有している自動車属性、報告されるべき自動車が買い替えられてからの経過期間等を用いた。推定結果を表1に示す。表1では、パラメータが正であれば、値が大きくなるほど報告される確率が高くなることを示している。推定結果より、買い替えからの経過期間のパラメータの t 値が大きく、統計的に非常に有意であり、報告確率に大きな影響を与えていることが確認された。また、夫婦と16から20才の子供のいる世帯では報告確率は低く、運転免許保有者数が多いほど報告確率が低くなることが示された。これらの世帯では、自動車を利用する利用する人数が多く、自動車の管理についても複数の人間が関係していることが考えられるため、報告確率が低くなることが推測される。独身世帯においても報告確率が低くなることが示されている。また、賃貸のパラメータの t 値が大きく統計的に非常に有意となっている。賃貸住宅居住世帯では、持ち家世帯に比べて、自動車保

表1 報告モデルの推定結果

	推定値	t 値
保有自動車属性		
自動車保有台数	-0.039	-1.00
リース車保有台数	0.080	1.29
社用車保有台数	-0.124	-1.39
買い替えからの経過期間(月)	-0.0037	-12.77
世帯属性		
世帯構成 夫婦と子供 (0-15才)	-0.087	-1.14
夫婦と子供 (16-20才)	-0.197	-2.21
独身	-0.178	-2.47
有職者数	0.049	1.68
子供数 (0-15才)	0.063	2.07
子供数 (16-20才)	0.064	1.69
学生数	0.065	1.69
昨年家を出た人数	-0.108	-1.70
賃貸	0.126	2.62
世帯収入 \$60,000未満	-0.067	-1.27
\$100,000以上	-0.097	-1.30
運転者数	-0.146	-2.56
運転者数>自動車保有台数	0.161	1.91
定数項	-0.398	-2.67
サンプル数	6294	
L(0)	-4363	
L(c)	-2585	
L(b)	-2442	
-2{L(0)-L(b)}(df)	3841 (18)	
-2{L(c)-L(b)}(df)	285 (17)	
報告台数	901	
報告漏れ台数	5393	

有期間が相対的に短い為に、買い替えからの経過期間が同一であっても、買い替え以前に保有していた自動車の購入時期が比較的最近となるため、報告確率が高くなることを示していると考えられる。保有期間に対する賃貸、持ち家の影響については、後述の保有期間モデルにおいて確認されている。

7. 保有期間モデル

報告モデルの結果を用いて、式(13)により、5つの確率分布に対して同一の説明変数を用いて保有期間モデルを推定した。推定に用いたサンプルは、現在保有している自動車7280台と、過去に保有していた自動車863台であり、保有期間モデルに用いた説明変数は自動車属性、世帯属性、およびその自動車の主な運転者の属性である。5つの確率分布による最終尤度を表2に示す。

表2より、ワイブル分布、及び一般化ガンマ分布

表2 5つの確率分布による最終尤度

確率分布	最終尤度
指数分布	-6174
ワイブル分布	-5884
一般化ガンマ分布	-5884
対数正規分布	-6087
対数ロジスティック分布	-5927

において最終尤度が最も高くなることが示された。

次いで、対数ロジスティック分布、対数正規分布の順となっており、指数分布においては最終尤度が最も低くなっている。これらの結果より、ワイブル分布、一般化ガンマ分布においては、時間依存性を考慮することが可能となっているために最終尤度が高く、指数分布においては時間依存性を考慮していないために最終尤度が低くなっているものと考えられる。また、対数正規分布や対数ロジスティック分布と比較した場合においても、長く保有している自動車ほど、次の瞬間に売却する可能性が高くなるといった自動車保有に関する時間依存性を明示的にモデル化しているワイブル分布、一般化ガンマ分布の優位性が示されているものと考えられる。一般化ガンマ分布はその特殊形として、ワイブル分布を内包しているが、両分布による最終尤度の差はほとんど無い。実際、一般化ガンマ分布の形状パラメータ δ の推定値は、0.991となっており、 $\delta=1$ に対するt検定の結果も有意とはならなかった。一般化ガンマ分布を用いた推定結果は、自動車保有期間分布が統計的にワイブル分布に帰着されることを示している。以上の結果より、自動車保有期間の分布としては、ワイブル分布が妥当であると考えられる。

ワイブル分布を用いた推定結果を表3(モデルA)に示す。さらに、表3(モデルA)との比較のため、報告確率による重み付けを行わない場合の推定結果を表3(モデルB)に示す。表3(モデルA)より、 χ^2 検定の結果から、推定されたモデルは定数項のみによるモデルに比べて有意であることが確認された。形状パラメータの推定結果より、 $1/\gamma$ は1より有意に小さいことが統計的に示されており、自動車保有期間が正の時間依存性を持つことが確認された。

次に、自動車属性の推定パラメータを見ると、中古車ダミーのパラメータのt値が大きく統計的に非常に有意である。中古車として購入した自動車は新車に比べて、耐用年数が低くなるため、保有期間が短くなっているものと考えられる。パラメータ値よ

表3 保有期間モデルと保有予定期間モデルの推定結果

		保有期間モデル				保有予定期間モデル			
		重み付き モデルA		重みなし モデルB		モデルC			
		推定値	t値	推定値	t値	t値**	推定値	t値	t値***
定数項		4.348		4.821		-2.27	4.886		-3.62
自動車属性									
保有形態	リース車	-0.462	-4.63	-0.498	-3.19	0.19	-0.551	-8.51	0.69
	社用車	-0.625	-5.46	-0.402	-1.78	-0.88	-0.506	-5.93	-0.78
購入時	中古車	-0.531	-15.77	-0.619	-12.55	1.48	-0.237	-9.31	-6.52
車種	Mini, Subcompact	0.169	4.22	0.131	1.73	0.44	0.025	0.73	2.61
	Large, Luxury	0.132	2.85	0.119	1.32	0.13	0.121	2.81	0.17
	Sport car	0.288	5.75	0.281	2.94	0.06	0.137	3.10	2.15
	Pick-up truck	0.057	1.22	0.046	0.51	0.11	0.214	4.73	-2.35
	Van	0.008	0.13	-0.004	-0.03	0.09	-0.008	-0.15	0.19
	Utility vehicle	-0.070	-1.16	-0.098	-0.85	0.22	0.060	1.04	-1.51
年間走行距離/10,000 mile		-0.387	-3.52	-0.546	-6.27	1.13	-0.653	-7.08	1.76
世帯属性									
世帯構成	夫婦と子供 (0-15才)	0.089	1.56	0.119	1.36	-0.29	-0.003	-0.06	1.17
	夫婦と子供 (16-20才)	0.152	2.23	0.213	1.86	-0.46	0.167	3.03	-0.16
	夫婦と子供とその他の大人	-0.012	-0.13	-0.024	-0.16	0.07	0.107	1.41	-0.96
	独身者	0.043	0.80	0.265	3.05	-2.18	0.593	9.44	-6.66
	夫婦とその他の大人	0.099	1.75	0.128	1.40	-0.27	0.100	2.13	-0.02
子供数		-0.026	-1.13	-0.051	-1.46	0.60	0.004	0.20	-0.94
大人数		-0.088	-2.84	-0.110	-2.14	0.38	-0.025	-0.95	-1.47
賃貸		-0.113	-3.12	-0.186	-3.40	1.11	-0.124	-3.90	0.22
自動車保有台数		0.167	8.81	0.322	9.16	-3.87	-0.001	-0.07	6.44
運転者属性									
年齢/100才		1.697	11.78	1.702	7.28	-0.02	1.006	8.35	3.49
性別	女性	-0.100	-3.22	-0.080	-1.60	-0.34	-0.036	-1.38	-1.50
職業	営業	-0.528	-4.00	-0.698	-3.99	0.78	-0.394	-3.81	-0.75
	自営業	-0.189	-1.43	-0.252	-1.27	0.27	0.146	0.94	-1.64
	退職者	-0.092	-1.51	-0.028	-0.29	-0.54	-0.050	-0.97	-0.50
個人年収	\$20,000未満	0.048	1.30	0.098	1.65	-0.70	0.065	1.99	-0.31
	\$100,000以上	-0.517	-6.24	-0.546	-4.27	0.19	-0.152	-2.08	-3.16
形状パラメータ(1/γ)		0.685	10.55 *	0.664	20.45 *	0.63	0.479	60.18 *	5.74
サンプル数		8143		8143		5874			
L(C)		-6377		-2973		-5428			
L(β̂)		-5883		-2706		-5119			
-2[L(C) - L(β̂)](df)		988(26)		536(26)		619(26)			

*H₀: γ=1 に対する t 値, **H₀: β_a=β_b に対する t 値, ***H₀: β_a=β_c に対する t 値 (β_a はモデル A による推定値, β_b はモデル B による推定値, β_c はモデル C による推定値)

り、中古車は新車に比べて、平均で 0.588 (=exp(-0.531)) 倍の保有期間であるという結果が示されている。リース車、社用車についても、自家保有車に比べて保有期間が短くなることが統計的に示された。これらのパラメータ値は中古車ダミーと同様に絶対値が大きく、保有期間に与える影響が大きいものと考えられる。車種については、小型乗用車、大型乗用車、スポーツカーのいずれもが、中型乗用車に

比べて保有期間が長くなるという結果となった。小型乗用車については、米国では比較的近年になって普及してきたという事情もあって、サンプルが現在保有している自動車に偏っていることの影響が疑われる。これについては今後、新たなデータ収集を行い検討を加える必要があるものと考えられる。大型乗用車、スポーツカーについては、車両価格も高く、丈夫であることから保有期間が長くなることが考え

られる。年間走行距離のパラメータも統計的に有意であり、年間走行距離が長くなるほど車両の消耗が激しく、保有期間が短くなることを示しているものと考えられる。

世帯属性についてみると、大人数のパラメータが統計的に有意となっており、自動車運転する可能性のある大人の人数が多いほど、保有期間が短くなることが示された。反対に、自動車保有台数のパラメータが統計的に非常に有意であり、自動車保有台数が多いほど、保有期間が長くなることを示している。これらのことから、同一の自動車を複数人で利用したり、複数の自動車を一人で利用したりといった、個々の自動車の利用形態が保有期間に大きな影響を及ぼすことが推測される。また、賃貸ダミーのパラメータが統計的に有意であり、賃貸住宅居住世帯は、持ち家世帯に比べて保有期間が短くなることを示している。賃貸住宅居住世帯の中には、生活スタイルを頻繁に変更する世帯が多いため、自動車保有についても頻繁に取替更新行動を行っていることが考えられる。

主な運転者の属性についてみると、年齢のパラメータが統計的に非常に有意であり、若者ほど嗜好の変化や事故等の予定外要因によって保有期間が短くなることを示しているものと考えられる。予定外要因の影響については後述の保有予定期間モデルとの比較によって確認する。職業については、営業ダミーが統計的に有意であり、工作上、自動車利用が頻繁であり、車両の消耗が激しいことが考えられる。個人収入については、\$100,000以上の個人収入を持つ個人の自動車の保有期間が短いことが統計的に示されており、自動車購入に伴う資金の豊富さが保有期間に影響を与えていることが確認された。また、女性ダミーのパラメータが統計的に有意であることから、女性は、安全性や信頼性を重視して、頻繁に買い替えを行っていることが推測される。

次に、モデルAとモデルBの推定値の差についてt検定を行なった。t値そのものは、 $\text{cov}(\beta_a, \beta_b)=0$ を仮定しており、実際よりも過小な値が算出されていると考えられる。よって、表3での値が有意ならば、実際にも有意であると考えられる。結果から、定数項、自動車保有台数等について、統計的に有意な差があることが確認できた。以上より、報告確率によ

る重み付けを行わない場合、保有期間モデルの推定結果に対し、報告漏れによるバイアスが含まれることが確認できたと考えられる。重み付け推定を行うことにより、より精度の高い自動車保有期間の推定が可能となることが示された。

8. 保有予定期間モデルとの比較

保有期間モデルと保有予定期間モデルを比較することによって、予定要因と予定外要因が実際の保有期間に与える影響を分析するために、式(15)により保有予定期間モデルを推定した。推定に用いたサンプルは、次の取替更新行動によって手放される予定の自動車1569台と次の取替更新行動によって手放されない自動車4305台である。推定結果を表3(モデルC)に示す。

モデルAとモデルCの推定値の差について同様にt検定を行った結果、形状パラメータ、定数項、中古車ダミー、独身者ダミー、自動車保有台数等、多くのパラメータ推定値について、統計的に有意な差があることが確認できた。これらの説明変数は、保有期間と保有予定期間に対して異なる影響を与えていることを示している。形状パラメータの推定値は、両モデルともに正の時間依存性が存在することを示しているが、保有期間モデルでは、保有予定期間モデルに比べて時間依存性が低い。これは、保有期間モデルにおいては、事故や世帯構成の変化といった、時間依存性を持たない予定外要因も保有期間に影響を与えているために、相対的に、保有期間の時間依存性が低くなることを示しているものと考えられる。

中古車ダミーは保有予定期間モデルに比べて保有期間モデルのほうがパラメータの絶対値が大きく、中古車では、故障等の予定外要因の影響によって保有期間が予定よりも短縮されることを示していると考えられる。また、独身者については、保有期間モデルより保有予定期間モデルのほうがパラメータの推定値が大きく、生活環境の変化や嗜好の変化等の予定外要因によって保有期間が予定より短縮されることを示しているものと考えられる。

自動車保有台数については、保有予定期間に対しては影響を与えていないのに対して、保有期間には

正の影響を与えている。これは、複数の自動車を保有している場合、それらの自動車を続けて買い替えることは、経済的にも負担が大きく、結果として、予定よりも長い期間保有することを示しているものと考えられる。年齢については、保有予定期間モデルよりも保有期間モデルの方がパラメータの絶対値が大きく、若年層ほど予定外要因によって保有期間が短くなることを示しているものと考えられる。

以上より、実際の自動車保有期間は保有予定期間に比べて時間依存性が低く、自動車保有期間に対して、時間依存性を持たない予定外要因が影響を与えており、自動車属性や世帯属性、運転者の属性によって、自動車保有期間に与える予定外要因の影響の大きさが異なるということが統計的に示されたと考えられる。

9. まとめ

本研究では、時間軸上での世帯の自動車取替更新行動をモデル化するための基礎的な研究として、生存時間モデルを適用した自動車保有期間に関する分析を行った。自動車保有期間の分布として、5つの確率分布に対して推定を行うことにより、自動車保有期間の分布形状に関する検討を行った。その結果、時間依存性を考慮することの可能なワイブル分布が適切であることが示された。また、アンケート調査による報告漏れを考慮するために、報告モデルを構築し、その結果を用いてデータに重み付けを行った。推定結果より、WESML 推定量を用いることで報告漏れによるパラメータ、及び t 値の推定値に対するバイアスを除去することが出来たと考えられる。さらに、保有期間モデルと保有予定期間モデルを構築し、両モデルを比較することにより、自動車保有期間に関するより詳細な把握を試みた。推定結果より、自動車保有期間には、時間依存性を持たない要因の影響が大きいために、保有予定期間に比べて時間依存性が低いこと、中古車や、独身者、若年層においては、購入時点では予定していなかった要因によって、自動車保有期間が短くなることが推察された。

本稿では、世帯間における自動車保有行動の異質性を捉えるために、保有期間に影響を与える要因として、世帯属性等を取り上げたが、自動車保有期間

には、その他にも自動車市場の動向やマクロレベルでの社会経済状況といった要因が影響を与えているものと考えられる。今後は、そのような要因もモデルに導入することにより、より精緻な分析を行う必要があるものと考えられる。また、今回は、同一世帯が保有する複数の自動車を個別にモデル化したため、世帯内の自動車間の相互影響が明示的には考慮されていない。しかしながら、世帯は複数の保有自動車に対して独立に意思決定を行っている訳ではなく、総合的に判断しているものと考えられる。今後はそのような相互影響を明示的に考慮した分析が必要となると考えられる。

注

- [1] 買い替えを伴わない売却についても、別途報告モデルを構築し、報告確率を算出するのが妥当であると考えられる。しかしながら、今回の調査からは、買い替えを伴わない売却によって手放された自動車に対する報告漏れのデータを得ることは不可能である。そのため、今回は買い替えと買い替えを伴わない売却では、その際に手放された自動車の報告確率に差が無いものと考え、買い替えによって手放された自動車に関して算出された報告モデルのパラメータを、買い替えを伴わない売却によって手放された自動車にも適用することとした。

参考文献

- 1) 森地茂, 田村亨, 屋井鉄雄, 金利昭: 乗用車の保有及び利用構造分析, 第19回日本都市計画学会学術研究論文集, pp.49-54, 1984.
- 2) 佐佐木綱, 朝倉康夫, 木村宏紀, 和田明: 世帯のライフサイクルステージと車保有・利用の関連分析, 第21回日本都市計画学会学術研究論文集, pp.439-444, 1986.
- 3) 芹沢哲蔵: 地方都市における自動車保有水準変化の都市間格差の要因, 土木学会論文集, 第377号/IV-6, pp.31-38, 1987.
- 4) 青島龍次郎, 磯部友彦, 宮崎正樹: 世帯における自動車保有履歴から見た自動車複数保有化の構造分析, 土木計画学研究・論文集, No.9, pp.45-52, 1991.
- 5) 石田東生, 谷口守, 黒川洗: 世帯における利用特性からみた自動車の分類に関する一考察, 第29回日本都市計画学会学術研究論文集, pp.97-102, 1994.
- 6) Kitamura R.: Panel analysis of household car ownership and mobility, *Proceedings of the Japan Society of Civil Engineers*, No.383/IV-7, pp.13-27, 1987.
- 7) Kitamura, R.: A review of dynamic vehicle holdings models and a proposal for a vehicle transactions model, *Proceedings of the Japan Society of Civil Engineers*, No. 440/IV-16, pp.13-29, 1992.
- 8) Gilbert, C. C. S.: A duration model of automobile ownership, *Transportation Research*, Vol. 26B, No. 2, pp.97-114, 1992.
- 9) Hensher, D.: The timing of change for automobile transactions: A competing risk multisplend specification, Working paper, Institute of Transport Studies, University of Sydney, 1994.
- 10) De Jong, G.: A disaggregate model system of vehicle holding duration, type choice and use, *Transportation Research*, Vol. 30B, pp.263-276, 1996.
- 11) Hensher, D. A. and F. L. Mannering: Hazard-based duration models and their application to transport analysis, *Transport Review*, Vol.14, No.1, pp.63-82, 1994.

保有予定期間との比較に基づく世帯における自動車保有期間の分析

山本俊行・松田忠士・北村隆一

今後の自動車交通に関わる諸問題に対する政策を評価するためには、世帯における自動車保有に関して、系時的に捉えられた動的变化に基づく分析が必要である。そこで本研究では、世帯における自動車保有期間に関する分析を行う。自動車保有期間は様々な要因によって決定されているが、世帯が自動車購入時に予定していた予定要因と、購入時点では予定していなかった予定外要因とに分けることが可能であると考えられる。本稿では、両要因の影響を受ける自動車保有期間と、予定要因のみに影響を受ける保有予定期間に関するモデルを構築し、両モデル間の相違から保有期間に対する予定外要因の影響について統計的な推察を行う。

An Analysis of Household Vehicle Holding Durations Relative to Intended Holding Durations

By Toshiyuki YAMAMOTO, Tadashi MATSUDA and Ryuichi KITAMURA

Household vehicle holding durations are examined for a better understanding of household vehicle transaction behavior. It is assumed in this study that observed transactions include planned and unplanned transactions. The objective of the study is to determine the differences in the distribution of vehicle holding durations between planned and unplanned vehicle transactions. The relationship between actual vehicle holding durations and intended vehicle holding durations are determined by comparing the revealed preference models and intention models. Based on these two sets of models, differences in distributional characteristics in vehicle holding durations are statistically inferred between planned and unplanned vehicle transactions.
