

第5章 回顧データを用いた自動車保有期間の分析

5.1 概説

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。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（Kitamura, 1992）。

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。自動車保有期間に関する分析として、Mannering and Winston (1991), Gilbert (1992), de Jong (1996), Hensher (1998)等の研究が挙げられる。これらの研究では、パネル調査によって得られた自動車保有行動データに対して生存時間解析手法（Hensher and Mannering, 1994）を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。生存時間解析手法を交通行動モデルに適用した分析としては、自動車保有期間の他に、数多くの活動時間の分析に用いられている（森地他, 1992; Hamed and Mannering, 1993; Mannering et al., 1994; Ettema, et al., 1995; 森川他, 1995; Bhat, 1996a, 1996b; Kim and Mannering, 1997; 小林他, 1997; 藤井他, 1997）。ここで、自動車保有期間の分析と活動時間の分析とで最も異なる点は、対象とする行動の時間の長さである。活動時間の分析を行う際には1日の活動を調査すれば、その日に行われた活動の活動時間に関するデータが十分得られるのに対して、自動車保有期間については、1日はおろか、1年の調査を行ったとしても、自動車を購入してから売却するまでの期間を観測することは出来ない。これまでの自動車保有期間の分析では、数年から10数年に及ぶパネル調査を実施することによって自動車保有期間を観測しようとする一方で、生存時間解析手法の特徴である打ちきりを含むデータに対するパラメータの推定法を用いることにより、保有期間が観測されないケースの情報も含んだ形でより効率的なパラメータの推定を行っている。本章では、断面調査を用いた自動車保有期間の分析を行うために、回顧データによる自動車保有期間モデルを構築するための方法論を提案し、その有効性を検討することを目的とする。

5.2 データの概要

本研究で用いるデータは、1993年に実施された米国カリフォルニア州でのアンケート調査（Bunch, et al., 1996）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。

図5-1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5-1より1,2年の間では、現在保有している自動車の割合が、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。

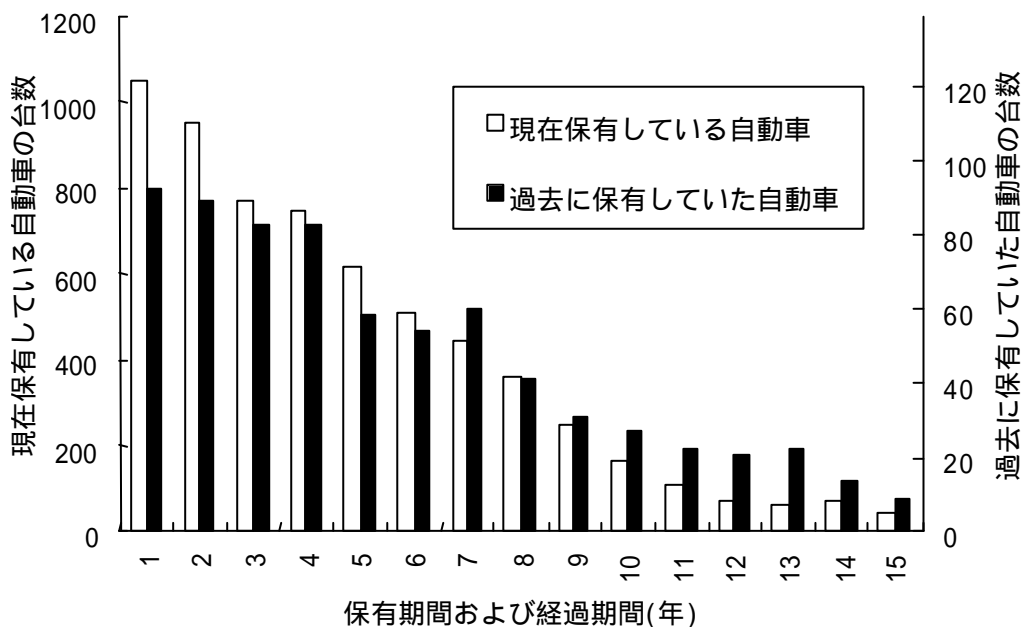


図5-1 保有期間および経過期間の分布

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ど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を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5-2に示す。

図5-2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、回答をつく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5-2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。

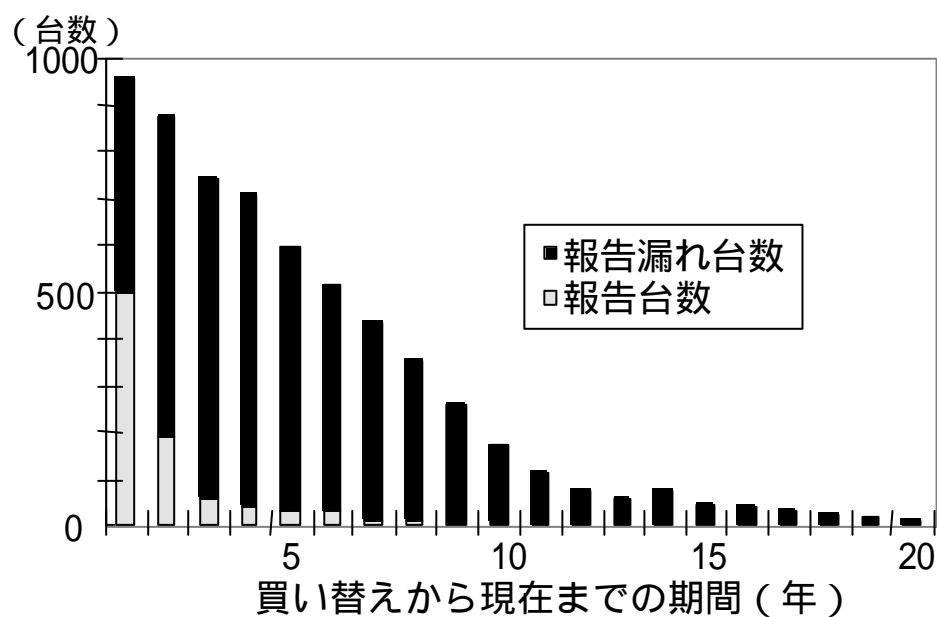


図5-2 報告台数・報告漏れ台数の分布

5.3 生存時間解析手法

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。

$$F(t) = \Pr(T < t) \quad (5.1)$$

$$f(t) = dF(t)/dt \quad (5.2)$$

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(5.3)で表わされる。

$$S(t) = \Pr(T \geq t) = 1 - F(t) \quad (5.3)$$

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(5.4)で表わされる。

$$h(t) = \lim_{\Delta t \rightarrow 0} \frac{\Pr(t + \Delta t > T \geq t | T \geq t)}{\Delta t} = \frac{f(t)}{S(t)} \quad (5.4)$$

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(5.5)で表わされる。

$$h(t|X) = h_0(t) \exp(-bX) \quad (5.5)$$

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。 b 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(5.6)で表わされる。

$$S(t|X) = S[t \exp(-bX)] \quad (5.6)$$

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(5.7)で表わされる。

$$f(t|X) = \exp(-bX) \exp\{-t \exp(-bX)\} \quad (5.7)$$

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(5.8)で表わされる。

$$f(t|X) = g^{g-1} \exp(-gbX) \exp\{-t^g \exp(-gbX)\} \quad (5.8)$$

ただし、 g は形状パラメータであり、 g 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。 g 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(5.9)で表

わされる。

$$f(t|X) = \frac{gd}{\Gamma(1/d^2)} \left\{ \frac{t^{gd} \exp(-gdbX)}{d^2} \right\}^{1/d^2} \exp \left\{ -\frac{t^{gd} \exp(-gdbX)}{d^2} \right\} \quad (5.9)$$

ただし、 d 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。 d が1の場合はワイブル分布に帰着し、 d 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(5.10)、(5.11)で表わされる。

$$f(t|X) = \frac{1}{\sqrt{2ps^2}} \exp \left\{ -\frac{(\ln t - bX)^2}{2s^2} \right\} \quad (5.10)$$

$$f(t|X) = g^{g-1} \exp(-bX) / \{1 + t^g \exp(-bX)\}^2 \quad (5.11)$$

ただし、 s は形状パラメータである。

5.4 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。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、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（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。）。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。

$$L^* = \sum_{i \in V_n} w_i \ln S(t_i | X_i) + \sum_{i \in V_p} w_i \ln f(t_i | X_i) \quad (5.12)$$

$$w_i = \frac{n/\hat{P}_i}{\sum_i 1/\hat{P}_i} \quad (5.13)$$

$$\hat{P}_i = \begin{cases} 1 & \text{if } i \in V_n \\ \Phi(\hat{\mathbf{a}}_i Y_i) & \text{if } i \in V_p \end{cases} \quad (5.14)$$

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、 $\hat{\mathbf{a}}$ 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 D 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 W により、式(5.15)で表わされる共分散行列 S 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 (Manski and Lerman, 1977)。

$$S = W D^{-1} W \quad (16)$$

本研究においても、 S 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。

5.5 報告モデル

5.2 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 5-1 に示す。表 5-1 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。

表 5 - 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	

5.6 保有期間モデル

報告モデルの結果を用いて、式(5.12)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 5 - 2 に示す。

表 5 - 2 より、ワイブル分布、及び一般化ガンマ分布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 d の推定値は、0.991 となっており、 $d=1$ 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。

表5-2 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

ワイブル分布を用いた推定結果を表5-3(モデルA)に示す。さらに、表5-3(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5-3(モデルB)に示す。表5-3(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

表 5 - 3 保有期間モデルの推定結果

	重み付き モデルA		重みなし モデルB		t 値**	
	推定値	t 値	推定値	t 値		
定数項	4.348		4.821		-2.27	
<i>自動車属性</i>						
保有形態	リース車	-0.462	-4.63	-0.498	-3.19	0.19
	社用車	-0.625	-5.46	-0.402	-1.78	-0.88
購入時	中古車	-0.531	-15.77	-0.619	-12.55	1.48
車種	Mini, Subcompact	0.169	4.22	0.131	1.73	0.44
	Large, Luxury	0.132	2.85	0.119	1.32	0.13
	Sport car	0.288	5.75	0.281	2.94	0.06
	Pick-up truck	0.057	1.22	0.046	0.51	0.11
	Van	0.008	0.13	-0.004	-0.03	0.09
	Utility vehicle	-0.070	-1.16	-0.098	-0.85	0.22
年間走行距離/10,000 mile		-0.387	-3.52	-0.546	-6.27	1.13
<i>世帯属性</i>						
世帯構成	夫婦と子供 (0-15才)	0.089	1.56	0.119	1.36	-0.29
	夫婦と子供 (16-20才)	0.152	2.23	0.213	1.86	-0.46
	夫婦と子供とその他の大人	-0.012	-0.13	-0.024	-0.16	0.07
	独身者	0.043	0.80	0.265	3.05	-2.18
	夫婦とその他の大人	0.099	1.75	0.128	1.40	-0.27
子供数		-0.026	-1.13	-0.051	-1.46	0.60
大人数		-0.088	-2.84	-0.110	-2.14	0.38
賃貸		-0.113	-3.12	-0.186	-3.40	1.11
自動車保有台数		0.167	8.81	0.322	9.16	-3.87
<i>運転者属性</i>						
年齢/100才		1.697	11.78	1.702	7.28	-0.02
性別	女性	-0.100	-3.22	-0.080	-1.60	-0.34
職業	営業	-0.528	-4.00	-0.698	-3.99	0.78
	自営業	-0.189	-1.43	-0.252	-1.27	0.27
	退職者	-0.092	-1.51	-0.028	-0.29	-0.54
個人年収	\$20,000未満	0.048	1.30	0.098	1.65	-0.70
	\$100,000以上	-0.517	-6.24	-0.546	-4.27	0.19
形状パラメータ(1/γ)		0.685	10.55*	0.664	20.45*	0.63
サンプル数		8143		8143		
L(C)		-6377		-2973		
L(b)		-5883		-2706		
χ ² (df)		988(26)		536(26)		

*H₀: γ=1 に対する t 値, **H₀: b_a=b_b に対する t 値

(b_a はモデル A による推定値, b_b はモデル B による推定値)

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、自動車を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、仕事上、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、 $cov(b_a, b_b)=0$ 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 5-3 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。

5.7 結語

本章では、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。推定結果より、世帯の保有する自動車の取り替え更新行動は正の時間依存性を持っており、世帯は買い替えや追加購入を行った直後はその自動車を手放す確率は低く、その自動車の保有期間が長くなるにつれて、その自動車を手放す確率が高くなることが示された。また、本章では、断面調査によって自動車保有期間の分析を行うために、調査時に過去の自動車取り替え更新行動に関する質問を行うことによって得られた回顧データを用いた分析を行った。回顧データでは、過去の行動に関して忘却が生じるため、データに報告漏れが生じる。報告漏れはランダムに発生するのではなく、時点を過去に遡るにしたがって報告漏れの確率は高くなるものと考えられる。よって、本研究の分析対象である自動車保有期間と報告漏れには正の相関が考えられる。本研究では、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。

本章では、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。これについては第7章、第8章にて世帯が保有する自動車間の相互影響を明示的に考慮した分析を行う。

第5章 参考文献

- de Jong, G. (1996) A disaggregate model system of vehicle holding duration, type choice and use, *Transportation Research*, Vol. 30B, No. 4, pp. 263-276.
- Bhat, C. R. (1996a) A hazard-based duration model of shopping activity with nonparametric baseline specification and nonparametric control for unobserved heterogeneity, *Transportation Research*, Vol. 30B, pp. 189-208.
- Bhat, C. R. (1996) A generalized multiple durations proportional hazard model with an application to activity behavior during the evening work-to-home commute, *Transportation Research*, Vol. 30B, No. 6, pp. 465-480.
- Bunch, D. S., Brownstone, D. and Golob, T. F. (1996) A dynamic forecasting system for vehicle markets with clean-fuel vehicles, World Transport Research, *Proceedings of the 7th World Conference on Transport Research*, Vol. 1, pp. 189-203.
- Ettema, D., Borgers, A. and Timmermans, H. (1995) Competing risk hazard model of activity choice, timing, sequencing, and duration, *Transportation Research Record* 1493, pp. 101-109.
- Hamed, M. and Mannering, F. (1993) Modeling travelers' postwork activity involvement: toward a new methodology, *Transportation Science*, Vol. 27, pp. 381-394.
- Hensher, D. (1998) The timing of change for automobile transactions: competing risk multispell specification, In Ortuzar, J. D., Hensher, D., Jara-Diaz, S. (eds.) *Travel Behaviour Research: Updating the State of Play*, Elsevier, Amsterdam, pp. 487-506.
- Hensher, D. A. and Mannering, F. L. (1994) Hazard-based duration models and their application to transport analysis, *Transport Review*, Vol. 14, pp. 63-82.
- Kim, S. G. and Mannering, F. L. (1997) Panel data and activity duration models: econometric alternatives and applications, In Golob, T. F., Kitamura, R. and Long, L. (eds.), *Panels for transportation planning, methods and applications*, Kluwer Academic Publishers, pp. 349-374
- Kitamura, R. (1992) 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.
- Mannering, F., Murakami, E. and Kim, S.-G (1994) Temporal stability of travelers' activity choice and home-stay duration: some empirical evidence, *Transportation*, Vol. 21, pp. 371-392.
- Manski, C. and Lerman, S. (1977) The estimation of choice probabilities from choice-based samples, *Econometrica*, Vol.45, No.8, pp.1977-1988.
- Mannering, F. and Winston, C. (1991) Brand loyalty and the decline of american automobile firms, *Brookings Papers on Economic Activity, Microeconomics*, pp. 67-114.
- 小林潔司, 喜多秀行, 後藤忠博 (1997) ランダム効用理論に基づく滞在時間モデルに関する理論的研究, 土木学会論文集, No. 576/IV-37, pp. 43-54.

藤井聡，大塚祐一郎，北村隆一・門間俊幸（1997）時間的空間的制約を考慮した生活行動軌跡を再現するための行動シミュレーションの構築，土木計画学研究・論文集，No. 14, pp. 643-652.

森川高行，佐々木邦明，東力也（1995）観光系道路網整備評価のための休日周遊行動モデル分析，土木計画学研究・論文集，No. 12, pp. 539-547.

森地茂，兵藤哲朗，岡本直久（1992）時間軸を考慮した観光周遊行動に関する分析，土木計画学研究・論文集，No. 10, pp. 63-70.