

第 6 章 保有意向を考慮したパネルデータを用いた自動車保有期間の分析

6.1 概説

前章では、連続時間軸上での自動車取り替え更新行動モデル構築のための基礎的な知見を得ることを目的として、世帯が保有する個々の自動車の保有期間の分析を行った。その際、断面調査による分析を行うための方法として、過去の自動車取り替え更新行動に関する回顧データを用いた自動車保有期間モデルを構築した。

自動車保有期間は交通機関選択行動や活動時間選択行動のような他の交通行動に比べて長い時間の中で行動が実施されるため、データの収集が困難であり、調査の方法、および分析方法に注意が必要である。回顧データを用いる場合には、過去の行動に関する記憶の忘却が存在するため、過去の自動車取り替え更新行動ほど報告漏れが生じやすい。よって、自動車保有期間が長いほど報告漏れが生じやすいというバイアスが生じる。前章では報告モデルを構築することにより、報告漏れによるバイアスを補正する形でモデルの推定を行った。しかしながら、自動車保有期間に影響を与える要因については、本来ならば自動車を購入した時点からのデータを必要とするものの、自動車取り替え更新行動と同様に記憶の忘却が存在するため、過去の時点での情報が得られなかった要因については調査時点での値を用いざるを得なかった。また、報告がなされていたとしても、過去の事象に関する記憶は往々にして不正確になる可能性が高い。本章では、回顧調査による問題点を回避し、より精緻なモデルの構築を目的として、パネル調査によって得られたデータを用いた分析を行う。

パネル調査においては、調査の対象期間中の自動車取り替え更新行動、及び世帯属性や運転者属性等の変化をより正確に観測することが可能となる。しかしながら、自動車保有期間に対してパネル調査期間が十分長い場合は稀である。よって、パネル調査期間中の自動車取り替え更新行動のみを用いてモデル化を行う場合には、数多く存在する取り替え更新行動が観測されないケースも含めたモデルの推定を行う必要がある。本研究でも、1 年の間隔で行われた 2 時点のパネル調査によって得られたデータを用いた分析を行うため、全ての世帯が調査期間中に取り替え更新行動を行っている訳ではない。本研究では、取り替え更新行動を行っていない世帯についても、パネル調査の開始時点で既に保有されている自動車について調査が開始されるまで取り替え更新行動が行われなかったという情報、および、調査終了時点でも取り替え更新行動が行われていないという情報を用いることにより、モデル推定のための有効なデータとして取り扱う。

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．自動車保有期間は，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環境の変化や嗜好の変化といった予定外要因の影響を示すものとなる．

一方，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ことが呉他（1999）の研究でも明らかとなっている．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．本章では，このような非観測異質性は保有予定期間と実際の保有期間にともに影響を及ぼし，その影響は正の相関を持つものと仮定することにより，mass point modelを適用した分析を行う．

6.2 データの概要

本章で用いるデータは前章と同様に，米国カリフォルニア州のサンディエゴ地域を除く都市部において実施された世帯調査によって得られたパネルデータに基づくものである(Bunch et al., 1995; Golob et al., 1996)．第1階調査は1993年に実施され，第2回調査は1994年，第3回調査は1996年に実施されている．本章では第1回調査と第2回調査で得られたデータを用いた分析を行う．第1階調査，および第2回調査のいずれの調査にも回答したサンプルは2,857世帯であった．

第1回調査では，世帯属性や日常の通勤通学行動を含む世帯構成員の全ての個人の属性に加えて，第1回調査時点で保有していた自動車の属性，調査以前に保有していた自動車の属性，および調査時点以後の自動車取り替え更新行動意向についてのデータが得られている．一方，第2回調査では，第1回調査以後の実際の自動車取り替え更新行動の時期や種類，世帯属性や世帯構成員の個人属性の変化についてのデータを得ている．

本章は，実際の自動車保有期間と保有予定期間を同時にモデル化することによって自動車保有期間に与える予定要因と予定外要因の影響を把握することを目的とするものである．本パネル調査では，第1回調査時に世帯が保有していた各自動車について，第1回調査時点での保有予定期間，及び第2回調査までの実際の保有期間（第2回調査時点においても当該自動車が保有されている場合には，保有期間が第2回調査時点までの期間より長いという打ち切りを含む保有期間）のいずれもが観測されている．よって，本研究では第1回調査時点で世帯が保有し

ていた各自動車を対象とし、自動車保有期間モデルと自動車保有予定期間モデルの両者に同一のサンプルを用いた分析を行う。

第1回調査においては、世帯が予定している次の自動車取り替え更新行動意向として、その時期および取り替え更新行動種類について回答を得ている。取り替え更新行動種類としては、保有自動車のうちの1台の買い替え、破棄、および追加購入があり、複数台保有世帯が買い替えや破棄を行う場合にはどの自動車について取り替え更新行動を行うかについても回答を得ている。取り替え更新行動を行う時期については、1年未満、1年から2年、3年から4年、5年以上の4つの期間からの選択という形で回答を得ている。保有予定期間モデルを構築する上では、より具体的な取り替え更新行動時期について回答を得ることによってモデルのパラメータ推定に反映させるということも考えられる。しかしながら、将来の自動車取り替え更新行動予定についてそのような詳細な時期を意識しているとは考えられず、そのようなデータを得たとしても信頼性が低くなり、モデルの推定精度が低下する可能性も考えられる。

将来の自動車取り替え更新行動に関しては、次に予定しているもののみについて回答を得ているため、全ての保有自動車について保有予定期間が回答されている訳ではない。次の取り替え更新行動予定が買い替えや破棄の場合、その他の保有自動車については保有予定期間がその取り替え更新行動時期以降という意向であると解釈し、次の取り替え更新行動予定が追加購入の場合、全ての保有自動車について保有予定期間がその取り替え更新行動時期以降という意向であると解釈し、各保有自動車について保有予定期間の特定を行った。よって、第1回調査時点で保有されている各自動車の保有予定期間は、次の取り替え更新行動予定が当該自動車に関する買い替えか破棄でかつ取り替え更新行動予定時期が1年未満、1年から2年、3年から4年の場合には有限期間で表されるのに対して、次の取り替え更新行動予定が当該自動車以外の買い替えか破棄の場合、あるいは追加購入の場合、取り替え更新行動予定時期が5年以上の場合には保有予定期間が下限のみを持つ半有限期間として表される。

分析に用いたサンプル数は2,688台分の保有予定期間、および同数の保有期間に関するデータである。これらのサンプルのうち、565台(21%)について実際に買い替えや破棄が行われた。一方、残りの2,123台(79%)の自動車については、第2回調査時においても世帯が保有しており、保有期間に関しては第2回調査時点までよりも長いという情報のみが得られた。

生存時間解析手法を用いた分析においては、このような、保有期間が完全に観測できないケースを含んだ形であってもバイアスを生じさせることなくパラメータの推定が可能である。今後、より長期的なパネル調査を実施することにより、完全な保有期間データを得られる可能性が高まりモデルの推定精度の向上も考えられる。

6.3 自動車保有期間・保有予定期間同時モデルの概要

本研究では、世帯が保有する自動車の保有期間と保有予定期間の双方を生存時間として捉え、生存時間解析手法を適用した分析を行う。

前節で述べたように，保有期間と保有予定期間のいずれについても第 1 回調査時に世帯が保有していた自動車を対象としたモデルを構築する．保有期間に関しては，第 2 回調査時点までに世帯が当該自動車を手放しているケースと第 2 回調査時点でも依然として保有されているケースの 2 通りのケースが存在する．第 2 回調査時点以前に買い替えや破棄が行われた自動車については，保有期間が第 1 回調査時までの期間， v ，以上という条件の下で，自動車保有期間が t であることが観測された条件付確率密度を以下の式で表す．

$$\Pr[t + dt > T \geq t | T \geq v] = \frac{f(t)}{S(v)}. \quad (6.1)$$

ただし， $f(t)$ は確率密度関数を表し， $S(t)$ は生存関数を表す．

一方，第 2 回調査時点でも世帯が依然として保有している自動車については，保有期間が第 1 回調査時までの期間， v ，以上という条件の下で，保有期間が t 以上であることが観測された条件付確率を以下の式で表す．

$$\Pr[T \geq t | T \geq v] = \frac{S(t)}{S(v)}. \quad (6.2)$$

同様に，保有予定期間については，第 1 回調査時点の各保有自動車に関して，保有予定期間が第 1 回調査から 1 年未満，1 年から 2 年，3 年から 4 年という形の有限期間で表されるケースと，下限のみを持つ半有限期間として表されるケースが存在する．保有予定期間が第 1 回調査時までの期間， v ，以上という条件の下で，保有予定期間が t_1 から t_2 までの期間であることが観測された条件付確率を以下の式で表す．

$$\Pr[t_2 > T \geq t_1 | T \geq v] = \frac{S(t_1) - S(t_2)}{S(v)}. \quad (6.3)$$

保有予定期間が第 1 回調査時までの期間， v ，以上という条件の下で，保有期間が t 以上の期間であることが観測された条件付確率は，実際の保有期間の場合と同様に式(6.2)で表される．保有期間，及び保有予定期間を表す確率分布形としては指数分布，ワイブル分布，一般化ガンマ分布，対数ロジスティック分布，対数正規分布，ゴンペルツ分布等，複数の確率分布形の適用が考えられるものの，自動車保有期間に関する前章での分析結果より，本章では保有期間，及び保有予定期間のいずれにもワイブル分布を適用した分析を行う．生存時間モデル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．前章ではハザード関数の比率に関する制約を避けるため加速モデルを用いた分析を行

ったものの、ワイブル分布を適用する場合には加速モデルと比例ハザードモデルは一致する。本章では以下のハザード関数を用いて要因をモデルに取り入れることとする。

$$h(t|X) = gt^{g-1} \exp(-bX) \quad (6.4)$$

ただし、 g は形状パラメータ、 b はパラメータベクトル、 X は影響要因のベクトルを表す。

同一自動車に関する実際の保有期間と保有予定期間との間の相関を考慮するために、本研究では保有期間と保有予定期間に共通の非観測異質性の存在を仮定したモデル化を行う。

同一の被験者に対する SP (stated preference) 調査と RP (revealed preference) 調査の回答間に存在する共通の非観測異質性や、パネル調査による複数時点での同一の交通行動に関する回答間に存在する共通の非観測異質性をモデルに取り入れる方法として、これまでの研究では主に mixing distribution model と mass point model が用いられてきた(Heckman and Willes, 1977; Dunn et al., 1987; Uncles, 1987; Kitamura and Bunch, 1990; Meurs, 1993; Abdel-Aty et al., 1995; 西井他, 1995; 杉恵他, 1996)。mixing distribution model は非観測異質性が何らかの分布形を持つと仮定するのに対して、mass point model では非観測異質性を有限個の離散点によって表現する。そのため、分布形に関して前もって仮定を設ける必要がない。非観測異質性について理論的に分布形を仮定できない場合、あるいは非観測異質性が複数のセグメントとして捉える事が可能な場合には、mass point model の適用が効果的であると考えられる。本研究では自動車保有期間に関する世帯間の異質性は、常に新車を購入し 2,3 年保有する毎に次々と買い替えを行う世帯や 1 台の自動車をスクラップになるまで長く保有する世帯の存在など、正規分布等の確率分布に従うというよりは自動車保有期間に対する異なった傾向を持つ複数のセグメントとして捉える事が可能であると考え、mass point model を適用したモデル化を行う。

mass point model においては、要因パラメータの定数項が確率的に有限個の離散値をとることによって表現される。非観測異質性が J 個の離散点によって表現されると仮定する場合には、以下の式が成り立つ。

$$\begin{aligned} \sum_{j=1}^J p_j &= 1, \\ p_j &> 0, j = 1, 2, \dots, J \end{aligned} \quad (6.5)$$

ただし、 p_j は非観測異質性が j 番目の値をとる確率を表す。この確率は全サンプル中で各々の値をとるセグメントの構成比率を表すものと解釈することが可能である。

ここで、非観測異質性がとる j 番目の値が保有期間モデルおよび保有予定期間モデルにおいて、それぞれ d_{aj} , d_{bj} で表されるとすると、非観測異質性が j 番目の値をとる場合の保有期間モ

デル，および保有予定期間モデルのハザード関数は以下の式で表される．

$$\begin{aligned} h_a(t_a|X, d_{aj}) &= g_a t_a^{g_a-1} \exp(-b_a X - d_{aj}) \\ h_b(t_b|X, d_{bj}) &= g_b t_b^{g_b-1} \exp(-b_b X - d_{bj}) \end{aligned} \quad (6.6)$$

ただし， h_a, h_b はそれぞれ保有期間モデル，および保有予定期間モデルのハザード関数を表す．

以上より，mass point model を適用した場合の尤度関数は以下の式で表される．

$$\begin{aligned} L = \sum_{j=1}^J p_j &\left(\frac{f_a(t_a|X, d_{aj})}{S_a(v|X, d_{aj})} \right)^{d_a} \left(\frac{S_a(t_a|X, d_{aj})}{S_a(v|X, d_{aj})} \right)^{1-d_a} \\ &\times \left(\frac{S_b(t_{b1}|X, d_{bj}) - S_b(t_{b2}|X, d_{bj})}{S_b(v|X, d_{bj})} \right)^{d_b} \left(\frac{S_b(t_b|X, d_{bj})}{S_b(v|X, d_{bj})} \right)^{1-d_b} \end{aligned} \quad (6.7)$$

ただし， f_a および S_a は保有期間の確率密度関数，および生存関数を表し， S_b は保有予定期間の生存関数を表す．また， d_a は当該自動車第 2 回調査時点までに手放されている場合に 1，それ以外の場合に 0 をとるダミー変数， d_b は保有予定期間が有限期間で表される場合に 1，それ以外の場合に 0 をとるダミー変数を表す．

6.4 推定結果

6.2 で述べたデータに対し，6.3 で述べたモデルを適用してパラメータを推定した．推定に用いた説明変数の定義を表 6 - 1 に，得られた推定結果を表 6 - 2 に示す．モデルは保有期間と保有予定期間のいずれのモデルにおいても 2 つの離散点を持つ mass point によるものである．

非観測異質性を考慮しない場合の最終尤度は -5257.2 であるのに対して，非観測異質性を考慮した場合の最終尤度は -5211.3 となっており，両モデル間の χ^2 値は 92.6 (自由度 3) と，1% の有意度で非観測異質性を考慮することでモデルの推定精度が向上していることが示された．また， $d_1 = d_2$ という帰無仮説に対する t 検定値は保有期間においては 19.36，保有予定期間においては 34.38 といずれの場合においても棄却される．よって非観測異質性は保有期間，および保有予定期間の両者に影響を及ぼしていることが示された．

同様に 3 つの離散点を持つ mass point model を推定した結果，最終尤度は 2 つの離散点を持つ mass point model と比較して 10.0 向上した．これは χ^2 値で 20.0 (自由度 3) となり，統計的に有意なものである．しかしながら，3 番目の離散点をとる確率が 0.026 と 3% 未満という結果となり，2 つの離散点でほぼ全体の非観測異質性が説明できていることが示された．よって本章では 2 つの離散点を持つ mass point model の結果の解釈を行う．

表 6 - 1 説明変数の定義

変数	定義
自動車属性	
2 ドアクーペ	1：車種が 2 ドアクーペの時，0：それ以外の時
スポーツカー	1：車種がスポーツカーの時，0：それ以外の時
ユーティリティ車	1：車種がバン，トラック，スポーツユーティリティの時，0：それ以外の時
年間走行距離ダミー	1：年間走行距離が 15,000 mile 以上の時，0：それ以外の時
車齢	購入時の車齢
中古車	1：中古車として購入された自動車の時，0：それ以外の時
リース，社用車	1：リース車，あるいは社用車の時，0：それ以外の時
世帯属性	
子供ダミー	1：世帯内に子供がいる時，0：それ以外の時
保有台数	世帯が保有する自動車台数
賃貸住宅ダミー	1：賃貸住宅に居住している時，0：それ以外の時
駐車場ダミー	1：世帯が保有する敷地内に駐車可能の時，0：それ以外の時
高収入ダミー	1：世帯の年間収入が\$125,000 以上の時，0：それ以外の時
メインドライバー属性	
年齢	(実数)
自営業ダミー	1：職業が自営業の時，0：それ以外の時
セールスダミー	1：職業が外回りのセールスの時，0：それ以外の時

はじめに， d_1 と d_2 を比較した場合， d_1 は保有期間と保有予定期間のいずれの場合にも d_2 より大きくなっており，保有期間と保有予定期間に関する非観測異質性は正の相関を持つことが示された．すなわち，実際の保有期間が保有に関する意向かに関わらず，保有する自動車を長く保有しようとするセグメントとより頻繁に買い替えを行おうとする 2 つのセグメントの存在が確認された．また，非観測異質性が各離散点をとる確率は 0.788 と 0.212 と推定された．これより，サンプルの自動車の約 80% は平均より長く保有される傾向があるのに対して約 20% の自動車は平均より保有期間が短くなる傾向があることが示された．

形状パラメータの推定結果を見ると，保有期間の場合には 1.317，保有予定期間の場合には 1.664 と推定された．いずれの値も 1 に対して有意に大きく保有期間と保有予定期間の両者に正の時間依存性が確認された．しかしながら，保有期間の場合の形状パラメータは保有予定期間の形状パラメータより小さく，その差は統計的に有意であることが確認された．すなわち，保有期間は保有予定期間に比べて時間依存性が低いという結果が得られた．この結果は保有予定期間の決定の際には考慮されていなかった世帯属性の変化や予想外の環境の変化等，時間依存性を持たない要因が，保有予定期間の決定の際にも考慮されていた要因に加えて保有期間の決定に影響を与えているため，結果的に保有期間の時間依存性が低くなることを意味するものと考えられる．

説明変数について見ると，保有期間の場合と保有予定期間の場合の両方についてリース，社用車ダミーが有意に負の値を示しており，保有期間の方が保有予定期間よりも絶対値が大きい．

表 6 - 2 自動車保有期間および保有予定期間同時選択モデル

	保有期間		保有予定期間		
	Coef.	t-stat.	Coef.	t-stat.	t-stat. ⁺⁺⁺
自動車属性					
2 ドアクーペ	0.157	3.15	0.040	0.81	-1.79
スポーツカー	0.117	2.28	0.141	2.83	0.34
ユーティリティ車	0.157	3.16	0.292	6.49	2.06
年間走行距離ダミー	-0.244	-5.07	-0.299	-7.03	-0.87
車齢	-0.015	-1.83	-0.015	-2.33	0.00
中古車	-0.721	-14.74	-0.392	-8.79	5.05
リース，社用車	-1.104	-21.47	-0.582	-11.66	7.35
世帯属性					
子供ダミー	-0.051	-1.22	-0.109	-2.35	-0.96
保有台数	-0.112	-3.07	0.217	6.67	6.98
賃貸住宅ダミー	-0.102	-2.12	-0.323	-7.38	-3.48
駐車場ダミー	-0.119	-2.34	-0.326	-6.73	-2.94
高収入ダミー	-0.352	-6.73	0.028	0.64	5.59
メインドライバー属性					
年齢	0.017	5.27	0.0047	2.17	-3.36
自営業ダミー	0.215	4.19	0.0082	0.20	-3.29
セールスダミー	-0.095	-1.77	-0.280	-5.40	-2.48
d_1	6.889		7.767		
d_2	4.524	34.48 ⁺	6.570	19.36 ⁺	
v_2^*	-1.313		-1.313		
g	1.317	9.89 ⁺⁺	1.664	25.52 ⁺⁺	8.82
サンプル数			2688		
$L(C)^{**}$			-5389.6		
$L(\beta_c)^{***}$			-5257.6		
$L(\beta)$			-5211.3		
$-2[L(C)-L(\beta)]$ (df)			356.6(33)		
$-2[L(\beta_c)-L(\beta)]$ (df)			92.6(3)		

* $p_j = \exp(v_j) / \sum_k \exp(v_k)$ ただし， $v_1 = 0$.

** $d_1 (= d_2)$ および g 以外の全てのパラメータを0に固定した場合の尤度

*** 共通の非観測異質性の存在を仮定しない ($d_1 = d_2$) 場合の尤度

+ $H_0: d_1 = d_2$.

++ $H_0: \gamma = 1$.

+++ $H_0: \beta_a = \beta_b$

リース車や社用車はより安価に買い替えが行われるために、保有予定及び実際の保有期間のいずれについてもその期間が短くなることを示しているものと考えられる。実際、リース車の場合には予め設定されたリースの期限が来ると買い替えや破棄が行われる可能性が高い。今回の推定に用いたデータには残念ながらリース期間に関する情報が含まれていないためそのような可能性を検証することは不可能であった。しかしながらリース車はその他の自動車とは全く違った保有期間分布を持つ可能性があるため、リース車を除いてモデルの再推定を行った結果、表 6-2 とほぼ同一の結果が得られた。一方、十分なサンプル数が得られなかったため、リース車のみを対象としたモデルは推定できなかった。近年、自動車保有の形態として初期投資額の少ないリース契約による形態が増加傾向を見せており、今後の自動車保有行動を考える上でリース車の特殊性を十分考慮した分析が必要となってくるものと考えられる。

中古車ダミーも保有期間と保有予定期間の両方で有意に負の推定値が得られており、保有期間の方が保有予定期間より絶対値が大きい。保有期間と保有予定期間の間の推定値の差は、中古車が保有を予定していた期間よりも短い期間しか保有されないことを示しているものと考えられる。すなわち、中古車は故障等の予期しなかった要因により実際の保有期間が短縮される可能性があることを意味するものと考えられる。

年間走行距離ダミーは保有期間と保有予定期間の両方で有意に負の推定値が得られており、その推定値は保有期間と保有予定期間で差がない。すなわち、年間走行距離が長く、利用度の高い自動車は短い保有期間を予定されており、実際にも保有期間が短くなることを示している。

高収入ダミーは保有期間の場合に負の推定値を持っている一方で、保有予定には影響を与えていない。この結果は、収入は将来の自動車取り替え更新行動予定には影響を与えないものの、高収入世帯ではより早い買い替え等の予定変更を容易に行うだけの金銭的余裕があるため、実際の保有期間はその他の収入世帯に比べて早くなるという可能性を示していると考えられる。

最後に、メインドライバーの年齢は保有期間と保有予定期間の両者に有意に正の影響を持っており、保有期間の方が推定値の絶対値は大きい。この結果はメインドライバーが年齢が低い場合には、ライフステージや自動車保有行動に影響を及ぼすその他の要因が変化しやすいため、自動車の買い替えが頻繁に行われることを示すものと考えられる。

6.5 結語

本章では、前章で分析で懸念された回顧調査による問題点を回避し、より精緻なモデルの構築を目的として、パネル調査によって得られたデータを用いた自動車保有期間の分析を行った。通常、パネル調査の期間は自動車保有期間よりも短いことが多く、パネル期間中の自動車取り替え更新行動のみを用いてモデル化を行う場合には、取り替え更新行動が観測されないケースも含めた形でモデルの推定を行う必要がある。本章ではこのような観測の打ち切りを含むデータを用いて効率的にパラメータを推定する方法を構築した。

また、自動車保有期間に及ぼす影響要因の構造を把握するためにパネル調査によって観測さ

れた実際の保有期間と調査によって回答を得た事前の保有予定期間のデータを用いて自動車保有期間と保有予定期間の両者をモデル化した。自動車保有期間の決定に対しては、予め予定していた予定要因と事前には予定していなかった予定外要因の両方が影響を与えられられるのに対して、保有予定期間には両要因のうち、予定要因のみが影響を与えているものと考えられる。よって、両モデルを比較することによって保有期間に及ぼす予定要因と予定外要因の影響を分離することを試みた。

さらに、自動車保有行動に影響を及ぼすと考えられる、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を考慮するために、mass point model を適用し、複数の潜在的なセグメントの存在を仮定した分析を行った。

米国カリフォルニア州で得られたパネルデータに基づくモデルの推定結果より、リース車や社用車、中古車は保有期間が短くなるという結果が得られた。これらの結果は前章での回顧データを用いた得られた知見と整合的なものであり、本章でその影響が改めて確認される結果となった。

非観測異質性に関する推定結果からは、自動車保有行動に関してほぼ2つのセグメントが存在すること、および非観測異質性には保有期間、および保有予定期間の両者に影響を及ぼしていることが示された。また、サンプルの自動車の約80%は平均より長く保有される傾向があるのに対して約20%の自動車は平均より保有期間が短くなる傾向があることが示された。

形状パラメータの推定結果からは、保有期間と保有予定期間のいずれにも正の時間依存性が存在するものの、保有予定期間の決定の際には考慮されていなかった世帯属性の変化や予想外の環境の変化等、時間依存性を持たない要因が、保有予定期間の決定の際にも考慮されていた要因に加えて保有期間の決定に影響を与えているため、結果的に保有期間の時間依存性が低くなることを意味する結果が得られた。

本章の分析では、第5章の分析と同様に、同一世帯が保有する各自動車を独立なデータと仮定して分析を行った。世帯間の非観測異質性のうち、保有期間と保有予定期間で相関を持つ部分については今回のモデル化でも非観測異質性として考慮されているものの、保有期間のみ、あるいは保有予定期間のみに影響を及ぼす非観測異質性については今回のモデルでは考慮されていない。そのような非観測異質性の影響は本章での mass point model を用いた分析手法を拡張することで理論的には考慮可能である。しかしながら、推定計算が不安定になる可能性もあり、そのような拡張は今後の課題である。

また、今回の推定では時間依存性はサンプル間で共通としたものの、これについても異質性が存在することが考えられる。この点に関するモデルの拡張も今後の課題である。

第 6 章 参考文献

- Abdel-Aty, M. A., Kitamura, R. and Jovanis, P. P. (1995) Investigating the effect of travel time variability on route choice using repeated-measurement stated preference data, *Transportation Research Record*, No. 1493, pp. 39-45.
- Bunch, D. S., Brownstone, D. and Golob, T. F. (1995) 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.
- Dunn, R., Reader, S. and Wrigley, N. (1987) A nonparametric approach to the incorporation of heterogeneity into repeated polytomous choice models of urban shopping behavior, *Transportation Research A*, Vol. 21A(4/5), pp. 327-343.
- Golob, T. F., Kim, S. and Ren, W. (1996) How households use different types of vehicles: a structural driver allocation and usage model, *Transportation Research*, Vol. 30A, No. 2, pp. 103-118.
- Heckman, J. J. and Willis, R. (1977) A beta-logistic model for the analysis of sequential labor force participation by married women, *Journal of Political Economy*, Vol. 85, pp. 27-58.
- Kitamura, R. and Bunch, D. S. (1990) Heterogeneity and state dependence in household car ownership: A panel analysis using ordered-response probit models with error components, In: Koshi, M. (ed.) *Transportation and Traffic Theory*, Elsevier Science Publishing, New York, pp. 477-496.
- Meurs, H. (1993) A panel data switching regression model of mobility and car ownership, *Transportation Research A*, Vol. 27A, pp. 461-476.
- Uncles, M. D. (1987) A beta-logistic model of mode choice: Goodness of fit and intertemporal dependence, *Transportation Research B*, Vol. 21B(3), pp. 195-205.
- 呉戈, 山本俊行, 北村隆一 (1999) 保有意識の因果構造を考慮した自動車保有選好モデル, 土木計画学研究・論文集, No. 16, pp. 553-560.
- 杉恵頼寧, 張峻屹, 藤原章正 (1996) Mass Point 手法により非観測異質性を考慮した交通機関選択のダイナミックモデル, 土木計画学研究・論文集, No. 13, pp. 623-632.
- 西井和夫, 北村隆一, 近藤勝直, 弦間重彦: 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/ , pp.25-33, 1995.