

第4章 世帯内での配分を考慮した自動車の車種選択と利用の分析

4.1 概説

交通需要予測に不可欠な要因である世帯における自動車保有に関する将来予測を行う場合、ある時点での保有状態のモデル化ではなく、時間軸上における世帯の自動車保有行動をモデル化する事により、統合的な予測が可能となると考えられる (Kitamura, 1992)。近年、時間軸上における世帯の自動車取替更新行動を分析するために、生存時間解析手法を用いたモデル化が行われている (de Jong, 1996; Hensher, 1998)。その際、世帯の保有する車種や、各自動車の主な運転者の属性、年間走行距離等で表わされる利用状況は、自動車取替更新行動モデルの重要な説明変数として導入されており、将来の自動車保有行動を予測するためには、世帯の車種選択行動や、世帯内での自動車の配分、各自動車の利用状況の精緻なモデル化が必要といえる。

また、近年、環境問題が大きな社会的関心事となっており、環境に対する負荷を考えた場合においても、車種により環境への負荷が異なることから、世帯の車種選択行動や各保有自動車毎の利用状況を分析する必要がある。

本章では、時間軸上における世帯の自動車取替更新行動モデルシステムのサブモデルとして用いる事を前提として、世帯における車種選択行動、世帯内での自動車の配分、および、各自動車の年間走行距離を予測するためのモデルシステムを構築する事を目的とする。

世帯における自動車保有に関しては、我が国でもこれまで数多くの分析が行われてきた。時間軸を考慮した動的な分析として、青島他 (1991)、石田他 (1994) は複数台保有世帯に対して自動車の買い替えのつながりを考えた「保有系列」という概念を用いて主な利用者や車種、利用目的等の分析を行っている。また、石田他 (1994) は同様の概念を用いて年間走行距離についても分析を行っている。これらの分析結果から、保有系列によって車種や主な運転者、年間走行距離が異なることが確認されている。しかしながら、これらの研究は定量的な予測モデルを提供するものではない。

本研究では、車種選択行動と世帯内での自動車の配分は密接な関係があること、さらに、各保有自動車の利用状況を表わす年間走行距離も、車種やメインドライバーによって大きく異なるとの認識の下、世帯内での配分を考慮した購入車種選択行動モデルと、車種とメインドライバーの影響を考慮した年間走行距離モデルを構築する。

4.2 データの概要

本研究では、平成9年に京都市民を対象として行われたアンケート調査「京都市民の交通行動についての調査」の一部、及び、車種毎の自動車の属性についての集計データを用いた実証的な分析を行った。この調査はパネル調査の第1回調査にあたり、第2回調査は平成10年に行われている。予備調査で調査への参加を表明した3,171世帯に対し、世帯調査票1枚と、個人調査票を予備調査で被験者の回答した参加人数分郵送配布した。第1回調査で得られたサン

ル数は 1,954 世帯(回収率 61.6%)，回収個人票総数は 3,943 枚となった．分析にはアンケート調査から得られたデータのうち，世帯属性・個人属性・世帯保有自動車に関するデータ，及び自動車の属性データを用いた．回収世帯の自動車保有台数分布を表 4 - 1 に示す．平均保有台数は約 1.1 台で，複数台保有世帯は約 20% 存在する．なお，本研究では，得られたサンプル数の制限から，1 台保有世帯と 2 台保有世帯を対象として，世帯の自動車保有台数別にモデルを構築した．

表 4 - 1 自動車保有台数の分布

台数	0	1	2	3+	不明	合計
世帯数	375	1095	356	97	31	1954
	19.2%	56.0%	18.2%	4.9%	1.6%	

サンプル世帯の保有する自動車の車種分布を表 4 - 2 に示す．新車として購入されている自動車が 75% 程度となった他，車種としては小型乗用車，普通乗用車，軽乗用車の順で保有割合が高い事が示された．

表 4 - 2 保有車種の分布

車種	軽自動車	小型乗用車	普通乗用車	ライトバン・ワゴン	その他	計
新車	241 11.9%	824 40.6%	329 16.2%	110 5.4%	28 1.4%	1532 75.5%
中古車	84 4.1%	294 14.5%	85 4.2%	29 1.4%	6 0.3%	498 24.5%
計	325 16.0%	1118 55.1%	414 20.4%	139 6.8%	34 1.7%	2030

これまでの車種選択モデルは，排気量によるカテゴリーを選択肢とする少数の選択肢からなるモデル(Lave and Train, 1979; Beggs and Cardell, 1980; 建設省土木研究所, 1988; 青島他, 1991; 石田他, 1994) から，排気量のカテゴリーと自動車の製造年式及びブランド，自動車の形状の組み合わせを選択肢とする大規模な選択肢からなるモデル(Manski and Sherman, 1980) まで様々なものがある．本研究では，選択肢の違いによって世帯内における配分や走行距離が異なる可能性を考慮可能である事，及び環境に対する影響の違いが考慮可能である事，一方でモデルの推定可能性の観点から出来るだけ少数の選択肢である事等を考慮して 表 4 - 2 の「その他」を除く 4 つの車種と，購入時に新車か，中古車かの組み合わせからなる 8 つの選択肢からなる車種選択モデルを構築する事とした．

次に年間走行距離の分布を図 4 - 1 に示す．大部分の自動車の年間走行距離が 15000km 以下で，さらに 3000km ~ 6000km の範囲と 9000km ~ 15000km の範囲の頻度が非常に高くなっている．これは，被験者が世帯保有自動車の年間走行距離を正確に把握していなかったため，5000km や 1000km といった，非常にきりのいい値の回答が多かった事によるものと思われる．より正確なデータを得るためには，現在の走行距離計の読みを調査で記録し，さらに 1 年後もう一度

距離計を調査し，その差を年間走行距離とするといったパネル分析を行うことが必要であると思われる．

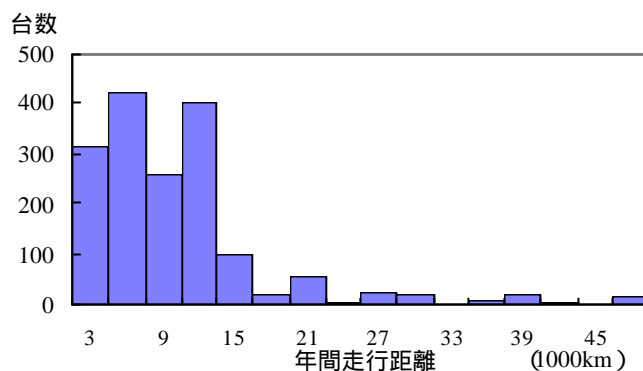


図 4 - 1 年間走行距離の分布

4.3 モデルの概要

既に述べたように，世帯の購入車種選択行動は，世帯内での自動車の配分と密接な関係がある．本研究では，車種選択を上位レベル，世帯内での配分を下位レベルとおいた多次元選択行動を想定し，車種・メインドライバー選択行動をネスティッド・ロジットモデルとして定式化した．また，車種，メインドライバー，世帯属性を説明変数とし，年間走行距離の対数を被説明変数とした年間走行距離モデルを構築する事によって，自動車の利用に車種やメインドライバーが及ぼす影響を考慮し，年間走行距離モデルの予測精度の向上を図った．

車種選択モデルと年間走行距離モデルの間の相互作用をモデル化した研究として，Train (1986)，de Jong (1997) は離散連続選択モデルの枠組みを適用したモデル化を行っている．これらのモデルでは，世帯が車種選択行動と年間走行距離の選択において統一的な効用関数に基づき効用最大化を行うことを仮定している．そのため，両モデルのいくつかのパラメータを共通とし，理論的整合性を保っている．離散連続選択モデルで鍵となるのは収入と車両価格（固定費用を表す），車両の燃費（変動費用を表す）である．本研究では離散連続選択モデルで用いられるようなパラメータの制限は加えないものの，それぞれの変数をモデルに導入し，その影響を確認するものとする．

両モデルを用いた自動車利用状況の予測を行う場合には，車種・メインドライバー選択モデルの出力を年間走行距離モデルの入力として用いる事となる，すなわち，はじめに各世帯構成員の属性，世帯の属性（及び，複数保有世帯の場合には車種選択時に継続して保有される事になる既存の自動車（以下では既存車と呼ぶ）の属性）を入力として，新規に購入する自動車（以下では購入車と呼ぶ）の車種，及び，購入車と既存車（複数保有世帯のみ）それぞれのメインドライバーを車種・メインドライバー選択モデルにて出力する．次に，各自動車の車種，メインドライバーの属性，及び世帯属性を入力として，各自動車の年間走行距離を年間走行距離モ

デルにて算出する。

4.3.1 車種・メインドライバー選択モデル

1台保有世帯（ここでの保有台数は車種選択を行い自動車を購入した後の保有台数を示す。）については、車種選択レベルでは、4.2で述べた8つの選択肢からなるモデルを構築した。また、メインドライバー選択レベルでは、メインドライバーとなる可能性のある18才以上の世帯構成員の各々を選択肢としたモデルを構築した。

一方、2台保有世帯についてのモデル化に際しては、世帯は同時に2台の自動車を買替えるといった行動をとる事はまれであり、多くの場合、以前には1台保有であった世帯が、その自動車はそのまま保有して、新たに自動車を追加購入したり、既に2台保有している世帯が1台をそのまま保有して、もう1台を買替えるといった行動をとること、および、4.1で述べたように、ある時点における自動車保有状態をモデル化するのではなく、時間軸上での世帯の行動をモデル化する必要があることから、車種選択レベルにおいては、既存車の保有を与件とし、購入車の車種（8選択肢）を選択肢とするモデルを構築した。また、メインドライバー選択レベルでは、購入車と既存車の、2台の自動車のメインドライバーの全ての組み合わせを選択肢とした。よってメインドライバーとなる可能性のある18才以上の世帯構成員が n 人の場合、同一の世帯構成員が両方の自動車のメインドライバーとなる選択肢も含め n^2 の選択肢を持つこととなる。なお、両レベルにおいて、既存車の属性を説明変数として用いることとなるが、この説明変数はモデルの内生変数であるため、既存車の選択時での選択の誤差項との系列相関が存在する場合には推定にバイアスが生じる。しかしながら、今回の推定では系列相関は存在しないと仮定しバイアスの補正は行っていない。また、その他の説明変数値については自動車購入時点と調査時点で変化しないものと仮定し、調査時点での説明変数値を用いた。

車種選択レベルにおいては、新車/中古車のそれぞれに共通の非観測異質性が存在する場合と軽自動車/小型乗用車/普通乗用車/ライトバン・ワゴンのそれぞれのカテゴリーに共通の非観測異質性が存在する場合、さらには、そのいずれにも非観測異質性が存在する場合も考えられる。前者2つの場合には、新車/中古車の区別とカテゴリーの区別を各々のレベルとするネスティッド・ロジットモデルを適用することでモデル化が可能である。しかしながら両方に非観測異質性が存在する場合にはネスティッドロジットモデルの適用は不適切となる。

このような選択肢間の複雑な相関関係をモデル化するには、プロビットモデルのような誤差項の共分散構造に制限のないモデルの適用が必要である。実際、大都市圏における鉄道経路の選択のように、選択肢間に経路の重複が存在するような場合にプロビットモデルを適用した経路選択行動のモデル化が行われてきた（屋井他、1993、1998）。しかしながら、プロビットモデルのパラメータ推定に際しては効用値の計算に数値積分が必要とされるため、計算コストが高くなるという問題がある。

数値積分を回避する方法として、シミュレーションによる効用値の計算が用いられるように

なっているものの、依然として選択肢数が多い場合に収束解を得ることは困難である (Greene and Econometric Software, Inc., 1998)。実際、屋井他 (1993, 1998) の研究でも選択肢数は3つに限定されている。このような問題に対し、ロジットモデルを基本とし、選択肢間の誤差相関を表す誤差項を新たに導入した Mixed Logit Model によってプロビットモデルの近似を行うことが可能であることが McFadden and Train (2000) によって示されている。

Mixed Logit Model においては、パラメータの推定に際し、プロビットモデルと同様に誤差項の数値積分、あるいはシミュレーションによる効用値の計算を必要とする。清水・屋井 (1999) は鉄道経路の選択モデルに Mixed Logit Model を適用し、プロビットモデルを適用した場合との比較を行っている。その結果、計算時間やパラメータの安定性の点でプロビットモデルの方が優れていることを示した。

しかしながら、Train (2000) は Mixed Logit Model のパラメータ推定の際にシミュレーション手法として Halton 法を用いることにより、これまでのシミュレーションに比べて大幅な計算時間の短縮が可能であることを示している。本研究で対象としている車種選択モデルの選択肢は8であり、プロビットモデルでは収束解が得られない可能性が高く、一方で Mixed Logit Model を適用した場合には計算時間の短縮が見こまれるため、後者のモデルを適用した分析を行う。

Mixed Logit Model を用いた場合の車種選択レベルの効用関数は以下の式で表される。

$$U_i = b_i X_i + h_1 d_1 + h_2 d_2 + h_3 d_3 + h_4 d_4 + h_5 d_5 + h_6 d_6 + e_i \quad (4.1)$$

ただし、 U_i は選択肢 i の効用、 b_i は未知パラメータベクトル、 X_i は説明変数ベクトルを表す。また、 h_1 から h_6 は各々平均0、分散 s_1 から s_6 の正規分布、 d_1 は選択肢が新車の場合に1、それ以外の場合に0をとるダミー変数、 d_2 から d_6 は各々、選択肢が中古車の場合、軽自動車の場合、小型乗用車の場合、普通乗用車の場合、ライトバン・ワゴンの場合に1、それ以外の場合に0をとるダミー変数を表す。 e_i は通常の、選択肢間で独立で同一のガンベル分布に従う誤差項を表す。

パラメータの推定に際しては、以下の尤度関数を最大化することになる。

$$L = \int_{h_1=-\infty}^{\infty} \cdots \int_{h_6=-\infty}^{\infty} \left\{ P(i|h_1, \dots, h_6) \frac{1}{s_1} f\left(\frac{h_1}{s_1}\right) \cdots \frac{1}{s_6} f\left(\frac{h_6}{s_6}\right) \right\} dh_1 \cdots dh_6 \quad (4.2)$$

$$P(i|h_1, \dots, h_6) = \frac{\exp(b_i X_i + h_n d_n + h_u d_u + h_m d_m + h_s d_s + h_l d_l + h_v d_v)}{\sum_{j=1}^8 \exp(b_j X_j + h_n d_n + h_u d_u + h_m d_m + h_s d_s + h_l d_l + h_v d_v)}$$

ただし、 $f(\bullet)$ は標準正規確率密度関数を表す。

シミュレーションを用いた推定時には、式(4.2)の数値積分を回避するため、標準正規確率分

布から複数の点をサンプリングし、サンプリングした点を用いて $P(i|h_1, \dots, h_6)$ の値を算出し、その点がサンプリングされる確率を重みとした、重み付き和を関数値とするという方法がとられる。サンプリング法として最も単純な方法はランダムサンプリングであるが、ランダムサンプリングを用いた場合には、サンプリング数を増やすことによる関数値の収束性が低いという問題がある。そのため、多くのサンプリングが必要となり、計算負荷が高い。

Halton 法は分布の範囲をうまく網羅するようにサンプルが取られるため、サンプルした点を用いて計算された選択確率の分散がランダムサンプリングの場合に比べて小さいという特徴を持つ。さらに、サンプリングが直前のサンプリングでは取られなかった範囲から取られるため、連続するケースの選択確率が負の相関を持ち、全体としての尤度関数の分散を低くするという特徴を持つ。これらの特徴により、Halton 法を用いた場合にはランダムサンプリングの 10 分の 1 程度のサンプリング数で同程度の推定精度を持っている。

4.3.2 年間走行距離モデル

1 台保有世帯については、年間走行距離の対数を被説明変数とし、自動車属性、メインドライバー属性、世帯属性を説明変数とする、通常の重回帰モデルを適用しモデルを構築した。一方、2 台保有世帯については、各自動車の走行距離が相互に影響を与える可能性があること、及び各々の自動車による走行距離に対して共通の非観測要因が影響を与える可能性があることを考慮するために、構造方程式モデル (SEM: Structural Equation Models) (Jöreskog and Sörbom, 1993) の枠組みを用いて以下のように定式化した。式(4.3)は、世帯属性がそれぞれの自動車に与える影響は共通であり、自動車属性やメインドライバーの属性が当該自動車の走行距離に与える影響は、購入した順序に依存しない事を仮定している。

$$\begin{bmatrix} y_1 \\ y_2 \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} 0 & \mathbf{b} \\ \mathbf{b} & 0 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} y_1 \\ y_2 \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \Gamma_1, \dots, \Gamma_m & 0 \\ 0 & \Gamma_1, \dots, \Gamma_m \end{bmatrix} \begin{bmatrix} X_1 \\ X_2 \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \Gamma_{m+1}, \dots, \Gamma_{m+n} \\ \Gamma_{m+1}, \dots, \Gamma_{m+n} \end{bmatrix} [Z] + \begin{bmatrix} \mathbf{e}_1 \\ \mathbf{e}_2 \end{bmatrix} \quad (4.3)$$

ただし、 y_i は自動車 i の年間走行距離の対数 (i : 購入順序)、 X_i は自動車 i の自動車属性とメインドライバーの属性ベクトル、 Z は世帯属性ベクトル、 \mathbf{e}_i は誤差項を表わす。また、 \mathbf{b} 、 Γ は未知パラメータを表わす。なお、保有台数別にモデルを構築することによって、推定時に Selectivity bias の影響を受けることが危惧されるものの、今回の推定ではこれに対する修正は行っていない。

4.4 推定結果

4.4.1 車種・メインドライバー選択モデル

車種・メインドライバー選択モデルの推定には、3. で述べたサンプルのうち、データに不備の無いサンプル、1 台保有世帯 880 世帯、2 台保有世帯 267 世帯のデータを用いた。モデル

は段階推定法によって推定されている。

1台保有世帯に対するモデルの推定結果を表4-3,4に示す。表4-3より、メインドライバー選択レベルにおいては、 χ^2 値が118 (df = 9) であり、モデルの有意性が確認された。個々のパラメータに着目すると、男性がメインドライバーになる傾向が高い事、免許保有年数が短い方がメインドライバーになる傾向が低い事が示されている。また、車種によって異なる属性の世帯構成員がメインドライバーになる傾向が高い事が示されており、軽自動車の場合には無職の世帯構成員がメインドライバーとなる傾向が高い事、普通乗用車の場合には、50才以上の世帯構成員がメインドライバーになる傾向が高い事が示された。

表4-3 メインドライバー選択レベル推定結果
(1台保有)

変数	推定値	t値
男性ダミー	1.07	5.29
免許保有年数	0.03	2.47
免許保有年数3年以内	-0.79	-1.93
免許保有年数20年以上	-1.90	-1.83
世帯主×大家族	-0.64	-1.53
軽自動車×無職	1.40	1.79
小型乗用車×主婦	-1.81	-1.34
普通乗用車×50才以上×男性	1.62	1.52
普通乗用車×50才以上×女性	2.08	1.44

サンプル数 880, $L(0) = -217$, $L(b) = -158$,
 $\chi^2 = 118$ (df = 9)

次に、車種選択レベルでは、多項ロジットモデル、新車/中古車の区別を上位レベルにおいたネスティッドロジットモデル、軽自動車/小型乗用車/普通乗用車/ライトバン・ワゴンの区別を上位レベルにおいたネスティッドロジットモデル、Mixed Logit Modelの各モデルを推定した。

推定結果を表4-4に示す。表4-4より最終尤度は軽自動車/小型乗用車/普通乗用車/ライトバン・ワゴンを上位レベルとしたネスティッドロジットモデルが最も高いものの、小型乗用車とライトバン・ワゴンのログサム変数の値が負となっており、特に小型乗用車のログサム変数は統計的にも有意であるため、効用理論との整合性を持たない。それ以外のモデルに関しては、最終尤度がほぼ同じであり、モデル間の優劣は見られない。また、選択肢間の相関を表すパラメータも統計的にも有意とはなっていない。以上より、今回のサンプルを用いた車種選択行動においては選択肢間の相関の存在は確認されなかった。よって以降では、多項ロジットモデルの結果について詳細に述べる。

はじめに、メインドライバー選択レベルのログサム変数の推定値が0.26となり、統計的にも有意であることから、メインドライバーの選択による効用が車種選択に影響を与えていることが確認された。

新車ダミーの t 値が非常に高く、中古車よりも新車が選択される傾向が顕著である事が示されている。車種に共通な変数としては、5人以上の大家族では乗車定員の多い車種が選択される傾向が高い事、年収500万円未満の低収入世帯では車両価格の低い車種が選択される傾向が高い事が示された。世帯年収500万円から1500万円未満の中収入世帯では車両価格が高い車種が選択される傾向が高い結果となったが、これについては価格の顕示的効果 (Veblen, 1889) の影響も考えられるものの、更なる分析が必要と考えられる。

表 4-4 車種選択レベル推定結果(1台保有)

変数	ML		NL1		NL 2		Mixed Logit	
	推定値	t値	推定値	t値	推定値	t値	推定値	t値
大家族×自動車の定員	1.27	7.37	1.20	6.85	1.77	5.45	1.27	7.38
軽自動車×18才以上の子供有	-0.76	-3.8	-0.77	-3.82	-0.15	-0.44	-0.76	-3.77
小型乗用車×5才以下の子供有	1.61	9.51	1.61	9.64	2.70	6.39	1.61	9.52
小型乗用車×世帯主30才未満	0.51	1.38	0.47	1.30	2.25	2.36	0.51	1.38
小型乗用車×高収入世帯	0.89	2.7	0.96	2.87	2.71	2.70	0.89	2.69
普通乗用車×世帯主50才以上	-0.40	-2.5	-0.38	-2.33	0.02	0.05	-0.41	-2.50
車両価格×低収入世帯	-0.03	-2.6	-0.03	-2.42	-0.03	-1.85	-0.03	-2.52
車両価格×中収入世帯	0.02	3.35	0.02	3.11	0.05	4.95	0.02	3.35
新車ダミー	1.26	12.4	0.82	1.14	32.18	1.01	1.51	2.90
ログサム変数	0.26	2.57	0.31	3.11	0.56	4.49	0.26	2.57
選択肢間の相関パラメータ								
新車			0.70	1.50			0.17	0.11
中古車			0.38	0.67			0.97	0.83
軽自動車					0.01	0.89	0.01	0.03
小型乗用車					-0.61	-3.77	0.00	0.01
普通乗用車					0.03	1.06	0.05	0.12
バン・ワゴン					-0.02	-0.22	0.00	0.01
L(b)	-1518		-1517		-1452		-1518	
χ^2	622		624		754		622	

サンプル数 880, L(0) = -1829

ただし、ML は多項ロジットモデル、NL1 は新車 / 中古車の区別を上位レベルとするネスティッドロジットモデル、NL2 は軽自動車 / 小型乗用車 / 普通乗用車 / ライトバン・ワゴンの区別を上位レベルとするネスティッドロジットモデルを表す。

*選択肢間の相関パラメータはネスティッドの場合、ログサム変数を表し、Mixed Logit Model の場合は式(4.1)の h の標準偏差を表す。

車種別の説明変数としては、18才以上の子供のいる世帯では軽自動車を選択される傾向が低く、5才以下の子供のいる世帯では小型乗用車を選択される傾向が高いなど、世帯における子供の存在がその世帯の車種選択に影響を及ぼしている事が確認された。世帯主の年齢が30才未満の場合には小型乗用車を選択する傾向が高く、50才以上の場合には普通乗用車を選択する傾向が低いなど、世帯主の年齢が車種選択行動に与える影響も確認された。

次に2台保有世帯に対するモデルの推定結果を表4-5,6に示す。なお4.3で述べたように、2台保有世帯に対しては、既存車と購入車を区別し、既存車の属性を説明変数としてモデルに

導入し、購入車の車種選択行動をモデル化する。本研究では、4.2 で述べた調査で得られた 2 台保有世帯のデータについて、保有期間の長い方の自動車を既存車とし、保有期間の短い方を購入車と仮定してモデルを推定した。ここで、2 台保有世帯のうち、以前は 3 台保有しており、1 台を破棄した世帯については、上述の仮定が成り立たない場合も有り得るが、過去の取替更新行動に関するデータが得られていないため、今回はそれに伴う推定誤差については考慮していない。

表 4 - 5 より、メインドライバー選択レベルにおいては、購入車、既存車に関わらず、60 才以上の世帯構成員がメインドライバーになる傾向が低い事、普通乗用車の場合には世帯主がメインドライバーとなる傾向が高い事が示された。さらに、既存車が、購入車が、ということがメインドライバー選択に影響を与えることが示されている。特に、既存車が小型乗用車の場合には、既存車の配分に関して息子や娘の効用が高く推定されており、統計的に有意であることから、既存車が小型乗用車の世帯が新しく自動車を購入した場合、購入車を世帯主が利用し、既存車を息子や娘に譲るといような、世帯内における自動車の再配分が行われていることを示しているものと考えられる。なお、同一運転者ダミーが有意に負である事からは世帯が 2 台の自動車を保有する場合には同一の世帯構成員が 2 台ともメインドライバーとなる傾向が非常に低い事を示している。

表 4 - 5 メインドライバー選択レベル推定結果
(2 台保有)

変数	推定値	t 値
購入車 × 世帯主 × 普通乗用車	2.16	5.75
× 主婦 × 子供が 2 人以上	-2.34	-2.23
× 60 歳以上	-1.39	-4.87
既存車 × 60 歳以上	-0.53	-1.43
× 年齢	-0.04	-3.95
× 世帯主 × 普通乗用車	1.63	3.58
× 息子, 娘 × 小型乗用車	0.72	2.12
× 娘	-1.16	-3.92
同一運転者ダミー	-1.90	-7.80

サンプル数 267, $L(0)=-522$, $L(\beta)=-400$,
 $\chi^2=245$ (df = 9)

次に、車種選択レベルでは 1 台保有世帯のモデルと同様に、多項ロジットモデル、新車 / 中古車の区別を上位レベルにおいたネスティッドロジットモデル、軽自動車 / 小型乗用車 / 普通乗用車 / ライトバン・ワゴンの区別を上位レベルにおいたネスティッドロジットモデル、Mixed Logit Model の各モデルを推定した。

推定結果を表 4 - 6 に示す。表 4 - 6 より最終尤度は 1 台保有世帯のモデルと同様に軽自動車 / 小型乗用車 / 普通乗用車 / ライトバン・ワゴンを上位レベルとしたネスティッドロジットモデルが最も高く、他の 3 つのモデル間では有意な差は見られない。軽自動車 / 小型乗用車 / 普

通乗用車/ライトバン・ワゴンを上位レベルとしたネスティッドロジットモデルでは、ログサム変数の値は効用理論との整合性をもつものであるが、いずれのログサム変数も統計的に有意となっておらず、選択肢間の相関の存在を示すものではない。よって2台保有世帯のモデルについても以降では、多項ロジットモデルの結果について詳細に述べる。

表4-6 車種選択レベル推定結果(2台保有)

変数	ML		NL1		NL 2		Mixed Logit	
	推定値	t値	推定値	t値	推定値	t値	推定値	t値
大家族×自動車の定員	0.44	2.86	0.44	2.86	0.39	2.42	0.45	2.83
中古車×世帯主30歳未満	1.25	1.49	0.76	0.63	4.58	0.76	1.47	0.88
小型乗用車×5才以下の子供有	0.67	2.04	0.67	2.03	1.38	1.36	0.69	2.02
小型乗用車×世帯主60歳以上	0.78	2.90	0.77	2.89	1.54	1.76	0.80	2.81
燃料消費(l/km)×中収入世帯	0.23	2.07	0.23	2.03	0.21	1.24	0.24	1.98
車両価格×低収入世帯	-0.35	-1.40	-0.31	-1.01	-0.40	-1.29	-0.38	-1.32
新車ダミー	1.40	8.94	0.94	0.77	4.78	0.98	1.64	1.19
同一車種ダミー	0.68	5.10	0.68	5.11	0.82	4.02	0.70	4.75
ログサム変数	0.27	2.02	0.27	2.00	0.44	2.20	0.25	1.58
選択肢間の相関パラメータ								
新車			1.57	0.74			0.88	0.30
中古車			1.59	0.74			0.34	0.11
軽自動車					0.27	1.00	0.01	0.02
小型乗用車					0.25	0.91	0.00	0.01
普通乗用車					0.29	1.01	0.51	0.52
バン・ワゴン					0.29	0.90	0.00	0.00
L(b)	-463		-462		-458		-462	
χ^2	180		182		190		182	

サンプル数 267, L(0)=-553

ただし、ML は多項ロジットモデル、NL1 は新車/中古車の区別を上位レベルとするネスティッドロジットモデル、NL2 は軽自動車/小型乗用車/普通乗用車/ライトバン・ワゴンの区別を上位レベルとするネスティッドロジットモデルを表す。

*選択肢間の相関パラメータはネスティッドの場合、ログサム変数を表し、Mixed Logit Model の場合は式(4.1)の h の標準偏差を表す。

はじめに、メインドライバー選択レベルのログサム変数の推定値は0.27となり、統計的にも有意であることから1台保有世帯に対するモデルの推定結果と同様に、メインドライバーの選択による効用が車種選択に影響を与えていることが確認された。

同一車種ダミーの推定値が、0.68と正の値を取っており、t値も非常に高く統計的に有意となっている。この事は、2台保有世帯においては、既存の保有車種と同じ車種を選択する傾向があることを示すものと考えられる。また、世帯主が30歳未満の場合には中古車を選択する傾向が高く、60才以上の場合には小型乗用車を選択する傾向が高い事が示された。

中収入世帯では燃料消費(l/km)の大きい自動車を選択する傾向が高い事が示されたが、これについては1台保有世帯の推定結果と同様に、中収入世帯の車種選択行動の特性を示すもので

あり，中収入世帯においては，車種選択行動が経済合理性以外の心理的・社会的な要因の影響を受けている事を示すものと考えられる．その他，1台保有世帯の推定結果と同様に，5人以上の大家族では乗車定員の多い車種が選択される傾向が高い事，5才以下の子供のいる世帯では小型乗用車が選択される傾向が高い事，低収入世帯では車両価格の低い車種が選択される傾向が高い事，新車が選択される傾向が高い事が示された．

4.4.2 年間走行距離モデル

年間走行距離モデルの推定には，4.4.1で用いたサンプルのうち，メインドライバーの個人調査票が特定可能であり，かつ調査票に不備の無いサンプル，1台保有世帯819世帯，2台保有世帯213世帯それぞれのデータを用いた．

はじめに，1台保有世帯に対する推定結果を表4-7に示す．表4-7より， R^2 値が0.17と小さく，推定されたモデルによって世帯の自動車年間走行距離が説明される割合が低い事を示している．ただし，Train (1986)の推定結果においても R^2 値は1台保有世帯で0.114，2台保有世帯で0.117にとどまっており，年間走行距離の予測の困難性が表れる結果となった．

表 4-7 年間走行距離モデル推定結果(1台保有)

説明変数	推定値	t値
定数項	8.12	39.03
加速性能	5.27	3.15
加速性能 × 30才未満	2.56	2.52
保有期間	-0.056	-4.63
世帯主 × 女性	-0.83	-2.36
50才以上 × 女性	0.347	1.80
6才以下子供2人以上	-0.20	-1.34
低収入世帯	-1.25	-2.13
運転初心者 × 最小回転半径	-0.075	-3.53
通勤通学非利用	-0.29	-2.82
通勤利用	0.243	2.74
業務利用	0.411	4.58
最寄り駅までの時間	0.0078	1.49
燃料消費(l/km) × 低収入世帯	15.56	1.87
燃料消費(l/km) × 中収入世帯	0.023	0.01
燃料消費(l/km) × 高収入世帯	0.137	0.08

サンプル数 819， $R^2 = 0.17$ ， $\text{adj } R^2 = 0.15$

各パラメータの推定結果からは，まず，加速性能の良い車種では走行距離が長くなる事，メインドライバーが30才未満の場合にはその傾向がより顕著になる事が示された．保有期間の長い自動車ほど走行距離が短い事，女性の世帯主がメインドライバーの場合や6才以下の子供が2人以上いる世帯，低収入世帯では走行距離が短くなる事が示された．メインドライバーが50才以上の女性の場合に走行距離が長くなる結果となった事については，現在免許を保有している50才以上の女性の割合が少なく，自動車の必要性の高い女性のみが免許を取得し自動車を利

用しているためと考えられる。その他、通勤や通学、業務等の日常的な自動車利用頻度や最寄り駅までの距離といった交通サービス水準が走行距離に及ぼす影響が確認された。

最後に、消費者の合理的行動を仮定した離散連続選択モデルで重要な役割を果たす、燃料消費に関するパラメータの推定結果は低収入世帯では正となり、中収入世帯、高収入世帯では有意とならなかった。これは、燃料費に対するドライバーの対応行動が合理的でないか、それほど敏感ではない事を示すものと考えられる。

表 4-8 年間走行距離モデル推定結果(2台保有)

説明変数	推定値	t値
b	-0.31	-1.82
世帯構成人数	-0.11	-1.37
通勤利用ダミー	0.42	3.41
自由活動利用ダミー	0.45	3.51
女性ダミー	-0.21	-2.20
燃料消費(1/km) × 低収入世帯	5.97	1.39
燃料消費(1/km) × 中収入世帯	5.26	1.94
燃料消費(1/km) × 高収入世帯	6.73	1.89

var(e_1)=1.68(t 値：4.51), var(e_2)=1.678(t 値：4.51),

cov(e_1, e_2)=1.41 (t 値：2.87)

サンプル数 213, GFI=0.97, AGFI=0.71

2台保有世帯に対して最尤推定法により未知パラメータを推定した結果を表4-8に示す。表4-8より、決定係数を表わすGFIは0.97とまずまずの値をとっているものの、自由度で修正した決定係数を表わすAGFIは0.71となりモデル全体の推定精度はそれほど高くない結果となった。

両自動車間の相互作用を表わす**b**の推定値は-0.31と負の値と統計的にもある程度有意であるという結果が得られた。この結果は、一方の自動車利用が多くなるともう一方の自動車利用が少なくなることを意味し、複数台保有世帯での自動車利用には、保有自動車の使い分けが存在することを示すものである。

その他、1台保有世帯の推定結果とは異なり、有意な説明変数がそれほど得られなかったものの、1台保有世帯の推定結果と同様に、通勤、業務での利用によって走行距離が長くなる事などが示された。また、燃料消費に関するパラメータはいずれも正の値をとっており、燃料費に対する合理的行動は確認されなかった。また、誤差項の共分散が有意に正の値をとっており、世帯内の各自動車の走行距離に共通に影響を与える非観測異質性の存在を示している。今後、サンプル数の拡大やより詳細な世帯属性に関する調査項目の設定等により、年間走行距離に影響を及ぼす要因のさらなる解明が必要と考えられる。

4.5 結語

本研究では、時間軸上における世帯の自動車取り替え更新行動モデルシステムのサブモデル

として用いることを前提として、世帯における購入車種の選択行動、世帯内での自動車の配分、および、各自動車の年間走行距離の分析を行った。世帯内での自動車の配分と車種選択は密接に関係していること、また、年間走行距離は、車種や主な運転者の属性に大きな影響を受けるとの認識に基づき、車種・メインドライバー同時選択モデル、及び、車種とメインドライバーを与件とした各保有自動車の年間走行距離モデルを構築した。

車種選択行動については、ネスティッドロジットモデルの枠組みでは考慮できないような複雑な選択肢間の相関が考えられたため、プロビットモデルの近似として近年利用されるようになってきている Mixed Logit Model を適用したモデル化を行った。

推定の結果から、メインドライバーの選択による効用が車種の選択に影響を与えていること、自動車の属性やメインドライバーの属性が年間走行距離に影響を与えていることが示された。車種の選択に関しては、本研究で用いたサンプルに関しては選択肢間の誤差効用の相関は認められなかった。また、2 台保有世帯に関しては、車種選択について既存車と同一車種を選択する傾向があることが示された。

年間走行距離モデルについては、1 台保有世帯を対象とした重回帰モデルの推定結果からは車種によって年間走行距離が異なること、およびメインドライバーの属性が年間走行距離に影響を及ぼすことが示された。一方で、2 台保有世帯を対象とした SEM による推定結果からは、メインドライバーの属性による影響は確認できたものの、車種による影響は確認できなかった。さらに、各保有自動車に対して共通の世帯間の非観測異質性の存在も確認された。2 台保有世帯については 1 台保有世帯に比べてサンプル数が少ないため、今後はより多くのサンプル数を対象としてモデルの推定を行う必要があるものと考えられる。しかしながら、推定結果より、各保有自動車間の年間走行距離に負の相互作用が存在することが確認されており、保有自動車の使い分けが存在することが示された。これらの結果を合わせると複数台保有世帯では、特定の車種に対する嗜好性が存在するために同じような自動車を購入し、状況に応じて保有自動車の使い分けが行われていることを意味するものと考えられる。

今後の課題としては、モデルの同時推定や離散連続モデルの適用、自動車属性データの改善や調査方法の改良等がある。

第4章 参考文献

- Beggs, S. D. and Cardell, N. S. (1980) Choice of smallest car by multi-vehicle households and the demand for electric vehicles, *Transportation Research A*, Vol. 14A, pp. 389-404.
- 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.
- de Jong, G. C. (1997) A microeconomic model of the joint decision on car ownership and car use, In Stopher, P. and Lee-Gosselin, M. (eds.) *Understanding Travel Behaviour in an Era of Change*, Elsevier, Oxford, pp. 483-503.
- Greene, W. H. and Econometric Software, Inc. (1998) *LIMDEP version 7.0 User's Manual Revised Edition*, Econometric Software, Australia.
- 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.
- Jöreskog, K. G. and Sörbom D. (1993) *LISREL8: User's Reference Guide*, Scientific Software, Chicago.
- 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.
- Lave, C. and Train, K. (1979) A disaggregate model of auto type choice behavior, *Transportation Research A*, Vol. 13A, pp. 1-9.
- Manski, C. F. and Sherman, L. (1980) An empirical analysis of household choice among motor vehicles, *Transportation Research A*, Vol. 14A, pp. 349-366.
- McFadden, D and Train, K. (2000) Mixed MNL models for discrete response, *Applied Econometrics* (forthcoming).
- Train, K. (1986) *Qualitative Choice Analysis: Theory, Econometrics, and an Application to Automobile Demand*, The MIT Press, Cambridge.
- Train, K. (2000) Halton sequences for mixed logit, Working Paper, University of California, Berkeley.
- Veblen, T. (1889) *The Theory of the Leisure Class: An Economic Study of Institutions*, Macmillan, New York.
- 青島縮次郎, 磯部友彦, 宮崎正樹 (1991) 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.
- 石田東生, 谷口守, 黒川洸 (1994) 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 - 複数保有時代における利用状況の適切な把握のために -, *日本都市計画学会学術研究論文集*, No. 29, pp. 97-102.
- 清水哲夫, 屋井鉄雄 (1999) Mixed Logit Model とプロビットモデルの推定特性に関する比較分析 鉄道経路選択モデルを例に , *土木計画学研究・論文集*, No. 16, pp. 587-590.

屋井鉄雄，岩倉成志，伊藤誠（1993）鉄道ネットワークの需要と余剰の推計法について，土木
計画学研究・論文集，No. 11, pp. 81-88.

屋井鉄雄，中川隆広，石塚順一（1998）シミュレーション法による構造化プロビットモデルの
推定特性，土木学会論文集，No. 604/IV-41, pp. 11-21.