

動的離散-連続モデルを用いた 世帯の自動車保有・利用構造の分析： 最新のパネルデータを用いた検討

伊藤 海優¹・福田 大輔²

¹学生会員 東京工業大学大学院修士課程 理工学研究科土木工学専攻（〒 152-8552 目黒区大岡山 2-12-1-M1-11）

E-mail: my.ito@plan.cv.titech.ac.jp

²正会員 東京工業大学大学院准教授 理工学研究科土木工学専攻（〒 152-8552 目黒区大岡山 2-12-1-M1-11）

E-mail: fukuda@plan.cv.titech.ac.jp

近年、我が国の総自動車保有台数は頭打ちになり、それと共に自動車の総走行台キロも減少の兆しを見せており、保有形態についても乗用車から軽自動車への転換傾向が見られる。この背後には、車種選択とその利用目的や使い分けに複雑な意思決定構造が存在すると考えられる。本研究では、車種別の利用動向と保有の関係を考慮し、多時点にわたる車の保有・利用の関係を考慮した動的離散-連続モデルを構築し、自動車保有-利用の時間的な関係とそれらの規定要因に関しての分析を行った。最新の大規模パネルデータを用いた実証分析の結果、女性免許保有者が多さや低収入なほど乗用車より軽自動車の保有傾向が強くなることが示された。また、保有、利用それぞれの状態依存関係が確認された一方、保有と利用の間には明確な相関構造は確認されなかった。

Key Words : *Vehicle ownership and usage, Discrete-continuous model, Panel data, Dynamic analysis, Bayesian estimation*

1. はじめに

近年の日本では自動車の取り巻く環境が一変している。高度経済成長期から増加してきた総自動車保有台数は8000万台を越えることなく頭打ちになり、それと共に自動車の総走行台キロは減少の兆しを見せている。

このような変化の背景には、少子高齢化、核家族化などの世帯属性の変化、ガソリン価格の高騰などの社会情勢変化などの要因があると考えられ、数多くの研究が行われている。また、図-1より明らかなように、近年では軽自動車が着実に台数を伸ばしている一方で、乗用車の台数は2005年頃から徐々に減少の傾向が表れており、保有車種の内訳も大きく変化している。このような乗用車から軽自動車への移行は、単なる車種の転換という解釈だけではなく、自動車利用の程度やその目的、さらには自動車に対する価値観の変化が反映されたものと考えべきである。一般に、軽自動車は乗用車に比べて長距離を走行することには適しておらず、積載量も少ないことから、その用途は限られる。乗用車から軽自動車への保有構造の転換は、世帯の自動車利用目的や利用形態の変化に合わせて行われてきたものと推察される¹⁾。

さて、長期に渡る世帯の動的な意思決定を把握するためには、パネルデータの適用が有効であることが従来

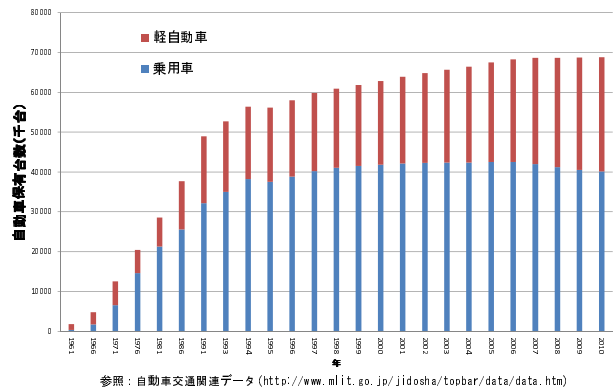


図-1 我が国の車種別自動車保有台数の推移

指摘されてきた²⁾。特に、車の新規購入や更新・廃止などは、世帯にとって大きなライフイベントであり、将来のライフステージにも配慮した上での選択がなされていると推測されることから、パネルデータを用いた分析が有用であると考えられる。しかし、我が国における自動車保有と利用に関する過去のパネルデータ研究を概観すると、比較的小規模な調査結果に基づく分析は研究者単位で行われてきたことに留まっている。一方海外には、フランスの AutoParc やドイツの German Mobility Panel のように、国や公的機関が長期にわたって自動車・保有と利用の動向のモニタリングを、(パネル調査も含めた上で) 継続的に実施している例もある³⁾。

以上の問題意識のもと、本研究では、近年我が国で継続的に行われるようになった大規模な世帯パネル調査のデータを用いて、乗用車と軽自動車の関係、並びに、世帯特性・地域特性を考慮した自動車複数保有及び利用の動的分析を行う。具体的には、離散-連続モデルを用いて自動車保有・利用に関する世帯の動的な意思決定を記述し、世帯の車の保有と利用のメカニズムを明らかにするとともに、近年の我が国における乗用車から軽自動車への転換の要因について検証する。

2. 既往研究の整理と本研究の位置付け

車の保有と利用を同時に扱う代表的な行動モデルの中でも、離散-連続モデルは1980年代より多くの適用がなされており、福田・力石⁴⁾のレビュー論文に、その詳細がまとめられている。彼らの分類における、現象記述の自由度を高めることに主眼を置いた“誘導型”のモデルの最新事例として、Fang⁵⁾では、世帯の自動車の複数保有と利用に関するBMOPT(Bayesian Multivariate Ordered Probit & Tobit)モデルを提案し、各選択行動を規定する効用関数を推定している。このモデルでは車種を乗用車とトラックの二種類に分けた上で、それぞれの車種の保有台数並びに走行距離という計4つの回帰式を用いてモデル化がなされている。それらの各回帰式の相関構造を仮定した上で、マルコフ連鎖モンテカルロ法(MCMC法)に基づくベイズ推定によってパラメータが推定されている。また、Fangのモデルを発展させた小林ら⁶⁾では、車種別の保有-利用の効用関数の構造にSUR(Seemingly Unrelated Regression)モデルを適用したより一般的な離散-連続モデルを構築している。

しかし、以上の研究はクロスセクションデータを用いた分析となっており、世帯の自動車保有と利用に関する動的な意思決定を表したモデルとはなっていない。動的な状況を扱う行動モデルを構築するには、回顧データもしくはパネルデータを用いる必要がある。前者の例としては桑野ら⁷⁾があり、自動車取替更新行動と利用の分析がなされている。一方、自動車保有と利用に関するパネルデータを用いた代表的な研究として、Kitamura⁸⁾が挙げられる。Kitamura⁸⁾は、自動車保有状態とトリップ数を記述する動的モデルをDutch Mobility Panelのデータを用いて構築しており、複数時点間での保有台数や自動車利用の間に遅れ効果や状態依存効果等の影響の存在を明らかにしている。しかし、車種の区別はしていないことから、複数保有・利用の状況の解明には至っていない。また、推定方法として最尤法が用いられているが、同時方程式体系の離散-連続モデルの構造が複雑であることから、これ以上モデルを複雑にした場合の尤度関数の導出は困難となっている。

本研究では、このKitamura⁸⁾のモデルを拡張して、複数車種の保有・利用構造を記述できるようにする。更に、パラメータ推定に関してもMCMC法を用いることで、尤度関数の複雑化に対処することを企図している。

3. 使用するデータの概要と基礎集計

(1) データの概要

本研究で使用する世帯データは、国土交通省道路局による自動車保有・利用に関する動向調査より得られたものである。これは、個人や世帯の自動車保有・利用に関する質的变化を把握することを企図して行われた調査であり、現時点までに、計3回のインターネットパネル調査が行われており、今後も継続する計画である。交通分野において国が行っている調査としては、初めての大規模サンプルによる本格的なパネル調査と位置づけられよう。現時点までの調査は平成21年度(平成22年2月)、平成23年度(同11月)、平成24年度(同12月)の三回行われており、それぞれの調査で前回までのサンプルに対して継続的に回答を求めているので、同一回答者での多時点のデータを得ることができるパネル調査となっている。

以降の分析では、表-1に示されている三時点パネル(2999世帯)を用いる。

(2) 主たる調査項目

長蛇項目は、「世帯属性」、「個人属性」、「自動車属性」に大別される。「世帯属性」では、世帯構成員それぞれに関する個人属性が得られている。「自動車属性」では、自動車1台毎の属性を計3台まで知ることができる。「走行距離」に関しては、自動車1台毎に申告値として回答を求めているが、パネル車体に関してはオドメータの差を用いることでも年間走行距離を算出することが可能となっている。以下に主要な調査項目を列挙する。

(a) 世帯属性

- 居住地市町村
- 世帯人数
- 世帯収入
- 世帯住居形態
- 最寄りの駅、バス停までの所要時間
- 最寄りの駅、バスの運行頻度

表-1 パネルサンプル数の変遷

	H21 年度	H23 年度	H24 年度
総サンプル数	8,742	8,601	8,616
二時点パネル		5,252	4,711
三時点パネル			2,999

(b) 個人属性

- 年齢
- 性別
- 職業
- 就業形態
- 運転免許証の有無

(c) 自動車属性（保有されている3台の車体までの情報）

- メインドライバー
- 使用燃費
- 登録年月
- 取得年月日
- 車種
- 車名
- ETC 車載器の有無
- 年間走行距離
- 調査時の走行距離メータの値

(d) 保有と利用の変化

- 過去一年間での買い替え、買い増し、手放しの有無
- 買い替え、買い増し、手放した理由
- 年間走行距離が増加したか減少したか
- 年間走行距離が変化した理由

(3) 基礎集計

保有形態についての基礎的な集計を行う。平成21年度、平成23年度、平成24年度におけるそれぞれの車種別・保有台数別の世帯数の集計結果を表-2～4に示す。乗用車を1台だけ保有している世帯が多い一方、軽自動車については保有ゼロという世帯が相対的に多いことが分かり、当初の想定とはやや異なる結果となった。概して、乗用車から軽自動車への転換傾向はこの三時点の調査だけからは明確には確認できない。そこ

表-2 H21 年度 保有台数毎の世帯数

乗用車	軽自動車				合計
	0	1	2	3	
0	92	426	81	17	616
1	1,307	504	68	14	1,893
2	312	79	19	4	414
3	47	23	5	1	76
合計	1,758	1,032	173	36	2,999

表-3 H23 年度 保有台数毎の世帯数

乗用車	軽自動車				合計
	0	1	2	3	
0	172	448	72	16	708
1	1,291	491	62	12	1,856
2	286	67	25	3	381
3	38	15	1	0	54
合計	1,787	1,021	160	31	2,999

表-4 H24 年度 保有台数毎の世帯数

乗用車	軽自動車				合計
	0	1	2	3	
0	155	466	76	10	707
1	1,360	462	47	9	1,878
2	272	60	30	1	363
3	34	16	1	0	51
合計	1,821	1,004	154	20	2,999

でミクロ的視点でそれぞれの世帯に着目した統計分析を行うことで、乗用車と軽自動車での保有と利用の選択理由を明らかにすることが必要と考えられる。

より詳細な集計結果については廣瀬ら⁹⁾を参照されたい。

4. 動的な離散-連続モデルの構築

(1) モデルの定式化

ここで、3. で示した三時点パネルデータの利用を念頭に置いて、動的な離散-連続モデルの定式化を行う。本研究で構築するモデルシステムは、Ordered Probit モデル（順序選択モデル）、Tobit モデル（打ち切りのある回帰モデル）、回帰式の誤差項の相関関係を考慮したモデルを組み合わせたものである。

まず、第 t 期における軽自動車、乗用車それぞれの”保有台数 (y_{1ti}, y_{2ti})” 及び各車種の保有台数を規定する”潜在効用 (y_{1ti}^*, y_{2ti}^*)”，並びに、打ち切り（Censoring）を考慮しない各車種の”潜在的な平均走行距離 (y_{3ti}^*, y_{4ti}^*)” 及び”実平均走行距離 (y_{3ti}, y_{4ti})” について、連立方程式体系として定式化を行う。ここで走行距離とは、各世帯における車種別1台あたりの年間平均走行距離を指す。

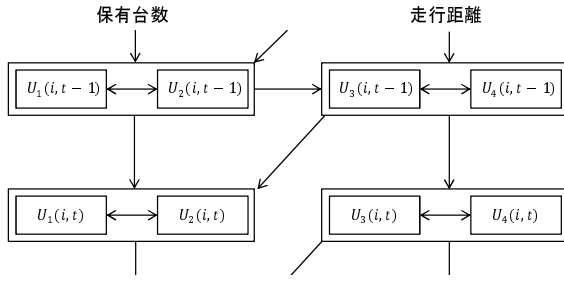
第 t 期における世帯の自動車保有・利用の意思決定構造を次の潜在変数モデルシステムとして定式化する。

$$\begin{cases} y_1^*(i, t) = \mathbf{x}_1'(i, t)\boldsymbol{\beta}_{1t} + U_1(i, t) \\ y_2^*(i, t) = \mathbf{x}_2'(i, t)\boldsymbol{\beta}_{2t} + U_2(i, t) \\ y_3^*(i, t) = \mathbf{x}_3'(i, t)\boldsymbol{\beta}_{3t} + U_3(i, t) \\ y_4^*(i, t) = \mathbf{x}_4'(i, t)\boldsymbol{\beta}_{4t} + U_4(i, t) \end{cases} \quad (1)$$

ここで、 i は世帯、 $j = 1, \dots, 4$ は方程式番号、 y_i^* は潜在変数ベクトル、 $\mathbf{x}_i$ は世帯・地域・自動車特性等の説明変数ベクトル、 $\boldsymbol{\beta}_j$ は世帯・地域・自動車特性の未知パラメータベクトル、 $U_j(i, t)$ は誤差項である。

また、各 t 期における回帰式の相関構造に関しては、表-2に示すようなものを仮定した。

つまり、保有台数を規定する方程式では、同期の別車種の保有台数、前期の同車種の保有台数、前期の別車種の保有台数、前期の同車種の走行距離、前期の別車種の走行距離の誤差項との相関があるものと仮定している。一方、走行距離を規定する方程式では、同期の別車種



図－２ 誤差構造の関係図

の走行距離、同期の同車種の保有台数、同期の別車種の保有台数、前期の同車種の走行距離、前期の別車種の走行距離の誤差項と関係があると仮定している。

以上のモデルシステムの誤差項ベクトル U が次のように多変量正規分布に従うと仮定する。

$$U \sim MVN(0, \Sigma) \quad (2)$$

但し、 Σ は、表－２に示した相関構造を表す分散・共分散行列である。

(2) 誘導型モデルの導出

さて、モデルパラメータの推定のために、式 (1), (2), 及び、表－２によって表される構造型のモデルシステムの尤度関数を導出することは“原理的には”可能であるが、Fang⁵⁾ や小林ら⁶⁾ でも指摘されているように、保有と利用を同時に記述する同時方程式体系の尤度関数の形状は、一般に極めて複雑になる。そこで本研究では、ベイズアプローチによるパラメータ推定を行うことでこの問題に対処する。

そこで、Kitamura⁹⁾、Maddala¹⁰⁾ を参考に、モデルシステム（構造型モデル）を誘導型の式に置き換えて誘導型の各回帰式の誤差項の平均値を定め、ベイズ推定のための準備を行う。Ordered Probit モデルや Tobit モデルのように、モデル式の被説明項が切断正規分布に従うような状況では、標準正規分布と標準累積密度関数を用いて修正項を定義することが一般的だが¹¹⁾、本研究では、モデル式の被説明項を MCMC 法の適用を通じてデータを完備化¹²⁾ するので、簡略な誘導型の式に置き換えることができる。以下にそれらの式を示す。

$$\begin{aligned} U_1(i, t) &= a_{1t}\hat{U}_2(i, t) + b_{1t}\hat{U}_1(i, t-1) + c_{1t}\hat{U}_2(i, t-1) \\ &\quad + d_{1t}\hat{U}_3(i, t-1) + e_{1t}\hat{U}_4(i, t-1) + \epsilon_1(i, t) \\ U_2(i, t) &= a_{2t}\hat{U}_1(i, t) + b_{2t}\hat{U}_1(i, t-1) + c_{2t}\hat{U}_2(i, t-1) \\ &\quad + d_{2t}\hat{U}_3(i, t-1) + e_{2t}\hat{U}_4(i, t-1) + \epsilon_2(i, t) \\ U_3(i, t) &= a_{3t}\hat{U}_4(i, t) + b_{3t}\hat{U}_1(i, t) + c_{3t}\hat{U}_2(i, t) \\ &\quad + d_{3t}\hat{U}_3(i, t-1) + e_{2t}\hat{U}_4(i, t-1) + \epsilon_3(i, t) \\ U_4(i, t) &= a_{4t}\hat{U}_3(i, t) + b_{4t}\hat{U}_1(i, t) + c_{4t}\hat{U}_2(i, t) \\ &\quad + d_{4t}\hat{U}_3(i, t-1) + e_{4t}\hat{U}_4(i, t-1) + \epsilon_4(i, t) \end{aligned}$$

ここで、 $a_{jt}, b_{jt}, c_{jt}, d_{jt}, e_{jt}$ は分散・共分散構造から導出される未知パラメータを表す。また、記号“ $\hat{\cdot}$ ”は推定値を表す。

以上をそれぞれ、式 (1) に代入して、誤差項間の相関構造を表現する。また $\epsilon_j(i, t)$ は以下のように正規分布に従うものとする (σ_{jt} は標準偏差)。

$$\epsilon_j(i, t) \sim N(0, \sigma_{jt}^2)$$

(3) 測定方程式モデル

次に、軽自動車と乗用車の保有台数のそれぞれの潜在効用との関係を示した測定方程式は以下のように表わされる。

$$y_1(i, t) = \begin{cases} 0 & \text{if } y_1^*(i, t) \leq \alpha_{11t} \\ 1 & \text{if } \alpha_{11t} < y_1^*(i, t) \leq \alpha_{12t} \\ 2 & \text{if } \alpha_{12t} < y_1^*(i, t) \leq \alpha_{13t} \\ 3 & \text{if } \alpha_{13t} < y_1^*(i, t) \end{cases} \quad (3)$$

$$y_2(i, t) = \begin{cases} 0 & \text{if } y_2^*(i, t) \leq \alpha_{21t} \\ 1 & \text{if } \alpha_{21t} < y_2^*(i, t) \leq \alpha_{22t} \\ 2 & \text{if } \alpha_{22t} < y_2^*(i, t) \leq \alpha_{23t} \\ 3 & \text{if } \alpha_{23t} < y_2^*(i, t) \end{cases} \quad (4)$$

ここで、 $\alpha_{11t}, \alpha_{12t}, \alpha_{13t}, \alpha_{21t}, \alpha_{22t}, \alpha_{23t}$ は各潜在効用の閾値であり、Fang⁵⁾ に従うと、標準累積密度関数 Φ を用いて、 $\alpha_{11t} = \alpha_{21t} = -\Phi^{-1}(1/4)$ 、 $\alpha_{13t} = \alpha_{23t} = \Phi^{-1}(1/4)$ という定数として与えることができるので、ここでは、 $\alpha_{12t}, \alpha_{22t}$ をパラメータとして推定する。

また、走行距離に関する測定方程式については、各車種について保有台数が 0 台の場合には走行距離は必ずゼロになることから、Tobit モデルの理論を適用することで、以下の関係式を得ることができる。なお、自動車を保有しているがその年間走行距離が 0 の世帯に関しても、マイナスの効用が観測されていない打ち切りのあるデータとみなして Tobit モデルの理論を適用する。

$$y_3(i, t) = \begin{cases} y_3^*(i, t) & \text{if } y_3^*(i, t) \geq 0 \\ 0 & \text{if } y_3^*(i, t) < 0 \end{cases} \quad (5)$$

$$y_4(i, t) = \begin{cases} y_4^*(i, t) & \text{if } y_4^*(i, t) \geq 0 \\ 0 & \text{if } y_4^*(i, t) < 0 \end{cases} \quad (6)$$

以上、Ordered Probit モデルと Tobit モデルを適用して、車の保有と利用に関する世帯の動的な関係を考慮した離散連続モデルを定式化した。

(4) ベイズ推定

次に、定式化したモデルの推定手順について説明する。本モデルシステムにおいてベイズ推定を行う上で、確率分布として扱われる未知変数は、潜在効用 $y_j^*(i, t) \forall i, j, t$ 、未知パラメータベクトル $\beta_{jt}, a_{jt}, b_{jt}, c_{jt}, d_{jt}, e_{jt}$ 、分散

$\sigma_{jt}^2 \forall j, t$, 閾値 α_{12t} , $\alpha_{22t} \forall t$ である。本研究では、条件付き分布からの乱数生成の連鎖として、各パラメータの事後分布を求める Gibbs Sampling を用いて、これらの確率分布の標本生成を行う。標本生成のより詳細な方法については、中妻¹²⁾、小林ら⁶⁾、姜¹³⁾を参考にされたい。ここで、 β_{jt} , a_{jt} , b_{jt} , c_{jt} , d_{jt} , e_{jt} をまとめてベクトル β_{jt}^* と表記することとする。その上で、本モデルシステムのパラメータ推定のための Gibbs Sampling アルゴリズムを表-5に示す。なお、表中の“ $X|\cdot$ ”における“ $\cdot$ ”は、確率変数 X 以外の全確率変数の条件付きであることを表している。

a) 事前分布の設定及び全条件付事後分布の導出

まず、 β^* と σ の自然共役事前分布を定める。

$$\beta^* \sim \mathcal{N}(b_0, B_0) \quad (7)$$

$$\sigma^2 \sim \text{IG}\left(\frac{n_0}{2}, \frac{n_0 S_0}{2}\right) \quad (8)$$

ただし、 $\mathcal{MVN}$ は正規分布、 IG は逆ガンマ分布を表す。また、 b_0 , B_0 , n_0 , S_0 はそれぞれ、平均、分散、自由度、初期値である。また β と σ の全条件付事後分布は、式 (9), (10) のようにそれぞれ、正規分布、逆ガンマ分布になり、式 (7), (8) の事前分布と同じ形状の条件付き事後分布を得ることができる。

$$\beta^*|\cdot \sim \mathcal{N}(b_1, B_1) \quad (9)$$

$$\sigma^2|\cdot \sim \text{IG}\left(\frac{n_1}{2}, \frac{n_1 S_1}{2}\right) \quad (10)$$

ここで、

$$n_1 = n_0 + n$$

$$n_1 S_1 = n_0 S_0 + (y^* - \mathbf{x}\beta^*)(y^* - \mathbf{x}\beta^*)'$$

$$b_1 = B_1(B_0^{-1}b_0 + \sigma^{-2}\mathbf{x}'y^*)$$

$$B_1^{-1} = B_0^{-1} + \sigma^{-2}\mathbf{x}'\mathbf{x}$$

次に、潜在変数 y_i^* の条件付き事後分布 $f(y_i^*|\beta^*, \sigma^2)$ は、その要素ごとに、以下のような打ち切りのある一変量正規分布で表すことができる。

$$y_{1i}^*|\cdot \sim \begin{cases} \mathcal{N}(\mathbf{x}_1\beta_1, \sigma_1^2)I(y_{1i}^* \leq \alpha_{11}) & \text{if } y_{1i} = 0 \\ \mathcal{N}(\mathbf{x}_1\beta_1, \sigma_1^2)I(\alpha_{11} \leq y_{1i}^* \leq \alpha_{12}) & \text{if } y_{1i} = 1 \\ \mathcal{N}(\mathbf{x}_1\beta_1, \sigma_1^2)I(\alpha_{12} \leq y_{1i}^* \leq \alpha_{13}) & \text{if } y_{1i} = 2 \\ \mathcal{N}(\mathbf{x}_1\beta_1, \sigma_1^2)I(\alpha_{13} \leq y_{1i}^*) & \text{if } y_{1i} = 3 \end{cases}$$

$$y_{2i}^*|\cdot \sim \begin{cases} \mathcal{N}(\mathbf{x}_2\beta_2, \sigma_2^2)I(y_{2i}^* \leq \alpha_{21}) & \text{if } y_{2i} = 0 \\ \mathcal{N}(\mathbf{x}_2\beta_2, \sigma_2^2)I(\alpha_{21} \leq y_{2i}^* \leq \alpha_{22}) & \text{if } y_{2i} = 1 \\ \mathcal{N}(\mathbf{x}_2\beta_2, \sigma_2^2)I(\alpha_{22} \leq y_{2i}^* \leq \alpha_{23}) & \text{if } y_{2i} = 2 \\ \mathcal{N}(\mathbf{x}_2\beta_2, \sigma_2^2)I(\alpha_{23} \leq y_{2i}^*) & \text{if } y_{2i} = 3 \end{cases}$$

$$y_{3i}^*|\cdot \sim \mathcal{N}(\mathbf{x}_3\beta_3, \sigma_3^2)I(y_{3i}^* \leq 0) \quad \text{for } y_{3i} = 0$$

$$y_{4i}^*|\cdot \sim \mathcal{N}(\mathbf{x}_4\beta_4, \sigma_4^2)I(y_{4i}^* \leq 0) \quad \text{for } y_{4i} = 0$$

なお $I(\cdot)$ は、括弧内の条件が真の時 1、偽の時 0 を返す判定関数 (Indicator function) である。

表-5 Gibbs Sampling アルゴリズム

— 推定のループ過程 —

- (1) 初期値を設定する。
- (2) 第 1 期を推定する
 $\pi(\beta_{j1}^*|\cdot)$ から $\beta_{j1}^*|\cdot$ を生成する。
 $\pi(\sigma_{j1}^2|\cdot)$ から $\sigma_{j1}^2|\cdot$ を生成する。
 $\pi(y_j^*(i, 1)|\cdot)$ から $y_j^*(i, 1)|\cdot$ を生成する。
 $\pi(\alpha_1|\cdot)$ から $\alpha_1|\cdot$ を生成する。
- (3) 収束するまで (2) を繰り返す。
- (4) 第 1 期の結果を用いて第 2 期を推定する
 $\pi(\beta_{j2}^*|\cdot)$ から $\beta_{j2}^*|\cdot$ を生成する。
 $\pi(\sigma_{j2}^2|\cdot)$ から $\sigma_{j2}^2|\cdot$ を生成する。
 $\pi(y_j^*(i, 2)|\cdot)$ から $y_j^*(i, 2)|\cdot$ を生成する。
 $\pi(\alpha_2|\cdot)$ から $\alpha_2|\cdot$ を生成する。
- (5) 収束するまで (4) を繰り返す。
- (6) 第 2 期の結果を用いて第 3 期を推定する
 $\pi(\beta_{j3}^*|\cdot)$ から $\beta_{j3}^*|\cdot$ を生成する。
 $\pi(\sigma_{j3}^2|\cdot)$ から $\sigma_{j3}^2|\cdot$ を生成する。
 $\pi(y_j^*(i, 3)|\cdot)$ から $y_j^*(i, 3)|\cdot$ を生成する。
 $\pi(\alpha_3|\cdot)$ から $\alpha_3|\cdot$ を生成する。
- (7) 収束するまで (6) を繰り返す。

最後に、閾値 α_{12} , α_{22} については、事前分布を一樣分布と仮定すると、自己共役性から全条件付事後分布も一樣分布となる。

$$\alpha_{12}|\cdot \sim u(a_{12}, b_{12})$$

$$\alpha_{22}|\cdot \sim u(a_{22}, b_{22})$$

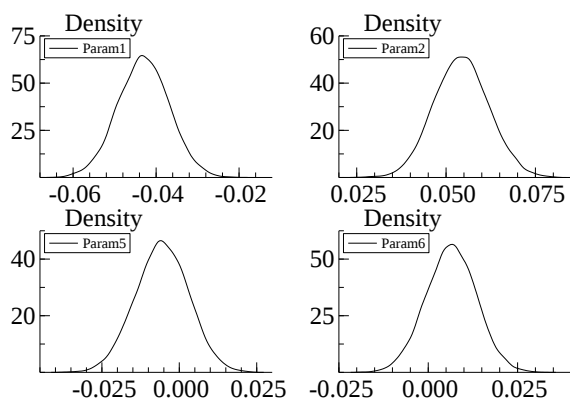
ここで、 a_{12} , a_{22} , b_{12} , b_{22} は一樣分布の上限と下限を表し、次のように定められる。

$$a_{12} = \max\{\max_{y_{1i}=1} y_{1i}^*, \alpha_{11}\}, b_{12} = \min\{\min_{y_{1i}=2} y_{1i}^*, \alpha_{13}\}$$

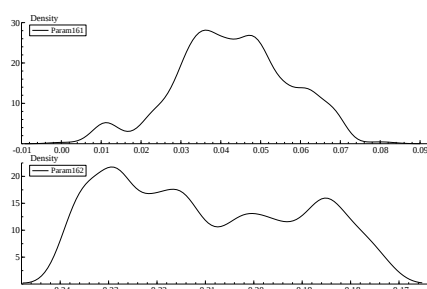
$$a_{22} = \max\{\max_{y_{2i}=1} y_{2i}^*, \alpha_{21}\}, b_{22} = \min\{\min_{y_{2i}=2} y_{2i}^*, \alpha_{23}\}$$

5. モデルパラメータの推定結果

乱数生成回数について、Burn in 回数を 9,000 回、乱数生成回数を 9,000 回とした。また、事後分布の収束判断は Geweke 統計量を用いて判断できる。その上で MCMC 法によるベイズ推定を行った。パラメータの事後分布については、紙面の関係上、全ての結果を掲載することは困難なため、一部の各パラメータの事後分布を抜粋して図-3、図-4に掲載する。また、パラメータ推定結果 (各パラメータの確率分布の事後平均) を表-6~9に示す。モデルシステム内の説明変数のうち、人口密度とダミー変数以外の説明変数は平均 0、分散 1 に標準化した値を用いて推定を行っている。なお、表中の“***”と“**”は、それぞれ 99%、95% の信頼区間内に 0 が含まれていない推定結果となったかどうかを判定する指標であり、最尤法における t 値・ P 値等と同様の判断を行うために用いられる。



図－3 パラメータの事後分布の推計結果の例（H21年度の推定結果，左上：log[人口密度]，右上：就業者数，左下：道路実延長，右下：女性免許保有率）



図－4 パラメータの事後分布の推計結果の例（H24年度の推定結果，上：軽自動車の閾値，下：乗用車の閾値）

まず，表－6における軽自動車の保有台数モデルの推定結果より，就業者数，免許保有者数，女性免許保有者率の係数が正の値となっていることから，これらが増えると軽自動車の保有の効用が増えるということが確認される．一方，人口密度，収入で負の値となっていることから，都市部に住む世帯や収入の高い世帯は軽自動車の保有に効用が低いとわかる．また，誤差項の影響をみると，走行距離に関する誤差項の影響はあまり見られず，保有台数の式の誤差項全てに影響を受けているとわかる．同様の結果は Kitamura⁸⁾でも確認されており，保有台数の決定に対する走行距離の影響は大きくないと考えられる．

次に，表－7における乗用車の保有台数モデルの推定結果より，免許保有者，収入，道路実延長で正の値となっていることから，これらが増えると乗用車の保有の効用が高くなることが示唆される．収入に関しては，軽自動車の時と符号が逆転していることから，高収入な世帯ほど軽自動車を嫌い，乗用車を好むことが分かる．一方で，人口密度，女性免許保有者数では負の値となっていることから，都市部であるほど乗用車の保有台数の効用が減り，女性免許保有者の割合が多いほど

表－6 軽自動車保有台数モデルのベイズ推定結果

説明変数	H21 年度 平均	H23 年度 平均	H24 年度 平均
log[人口密度]	-0.100 **	-0.079 **	-0.050 **
就業者数	0.116 **	0.082 **	0.072 **
免許保有者	0.176 **	0.152 **	0.145 **
収入	-0.142 **	-0.085 **	-0.090 **
道路実延長	-0.008	0.022	0.045 **
女性免許保有率	0.025	0.023 *	0.034 **
定数項	-0.174 *	-0.267 **	-0.492 **
$\tilde{U}_2(i, t)$	-0.839 **	-0.578 **	-0.293 **
$\hat{U}_1(i, t-1)$		0.976 **	0.930 **
$\hat{U}_2(i, t-1)$		0.680 **	0.244 **
$\hat{U}_3(i, t-1)$		0.009	0.009
$\hat{U}_4(i, t-1)$		0.031 **	-0.007
分散	0.208 **	0.116 **	0.079 **
閾値	0.171 **	0.198 **	0.198 **

表－7 乗用車保有台数モデルのベイズの推定結果

説明変数	H21 年度 平均	H23 年度 平均	H24 年度 平均
log[人口密度]	-0.019 *	-0.029 **	-0.012 *
就業者数	-0.020	-0.018 *	-0.005
免許保有者	0.173 **	0.155 **	0.145 **
収入	0.128 **	0.113 **	0.094 **
道路実延長	0.037 **	0.035 **	0.032 **
女性免許保有率	-0.050 **	-0.043 **	-0.039 **
定数項	-0.145 *	-0.148 **	-0.267 **
$\tilde{U}_1(i, t)$	-0.474 **	-0.335 **	-0.217 **
$\hat{U}_1(i, t-1)$		0.337 **	0.210 **
$\hat{U}_2(i, t-1)$		0.933 **	0.941 **
$\hat{U}_3(i, t-1)$		0.001	-0.004
$\hat{U}_4(i, t-1)$		0.019 **	0.010
分散	0.119 **	0.069 **	0.060 **
閾値	0.225 **	0.155 **	0.168 **

乗用車の保有台数の効用が減る．女性免許保有者に関しては，軽自動車の時と符号が逆転していることから，女性は軽自動車を好んでいることがわかる．また，誤差項の影響を見ると，保有台数モデルの誤差項に関しては有意な影響がある一方，走行距離モデルに対しては有意な影響見られないことが分かる．

続いて，表－8に基づき軽自動車の走行距離モデルについて考察する．3時点にわたって継続的に影響を及ぼす有意なパラメータは多くなく，時点毎に有意であるパラメータに差異があった．2時点以上で有意なパラメータは，正の値で燃費と利用目的ダミー（利用主目的が通勤・通学であるかどうかの判定），並びに，保有ダミー（その車種での車の保有がある世帯とない世帯での区別をするための変数）であった．燃費は利用に正の影響を与えており，直感に合致した結果となった．利用目的は正の影響を与えており，通勤・通学で車を利用する人は走行距離に対して大きな効用があることが

表－8 軽自動車走行距離モデルのベイズ推定結果

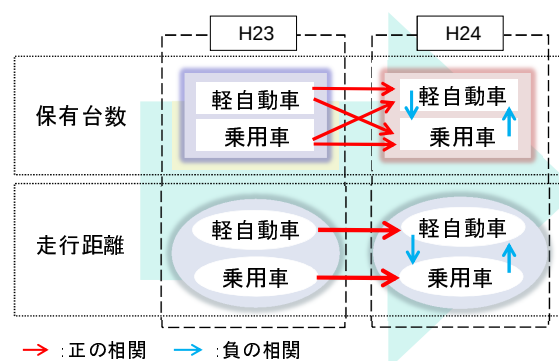
説明変数	H21 年度 平均	H23 年度 平均	H24 年度 平均
就業者数	-0.024	0.090 *	-0.047
免許保有者数	0.083	0.007	0.311 **
収入	-0.031	-0.067	-0.330 **
log[人口密度]	-0.076	-0.084 **	-0.032
燃費	0.036	0.252 **	2.412 **
女性免許保有率	-0.021	-0.021	-0.022
利用目的ダミー	0.773 **	0.513 **	1.342 **
保有ダミー	13.135 **	11.538 **	6.524 **
定数項	-5.253 **	-3.475 **	-1.689 **
$\hat{U}_4(i, t)$	0.213 **	0.445 **	-0.230 **
$\hat{U}_1(i, t)$	0.411 *	0.088	0.169
$\hat{U}_2(i, t)$	-0.395 **	-0.408 **	-0.103
$\hat{U}_3(i, t-1)$		0.217 **	0.309 **
$\hat{U}_4(i, t-1)$		-0.071 *	-0.005
分散	3.163 **	1.440 **	5.053 **

表－9 乗用車走行距離モデルのベイズ推定結果

説明変数	H21 年度 平均	H23 年度 平均	H24 年度 平均
就業者数	-0.024	0.004	-0.102 *
免許保有者数	0.028	0.023	0.219 **
収入	0.050	0.081 **	0.141 **
log[人口密度]	-0.077 **	-0.055 **	0.029
燃費	-0.199 **	0.018	1.250 **
女性免許保有率	-0.010	-0.006	-0.148 **
利用目的ダミー	0.671 **	0.453 **	1.065 **
保有ダミー	13.235 **	11.910 **	7.798 **
定数項	-4.560 **	-3.244 **	-0.629 **
$\hat{U}_3(i, t)$	0.156 **	0.335 **	-0.170 **
$\hat{U}_1(i, t)$	-0.134	-0.138 *	-0.067
$\hat{U}_2(i, t)$	0.017	0.133	0.058
$\hat{U}_3(i, t-1)$		-0.058 *	0.066
$\hat{U}_4(i, t-1)$		0.157 **	0.296 **
分散	2.317 **	1.087 **	3.727 **

示唆される。また誤差項に関しては、保有台数モデルからの影響が軽自動車走行距離モデルに有意に影響していることがわかる。特に、乗用車の保有台数から軽自動車の走行距離に影響があることが読み取れる。また、前期における軽自動車の走行距離と、同期における乗用車の走行距離との関係のパラメータは全てで有意であり、密接な関係があると言える。

最後に、表－9における乗用車の走行距離モデルの推定結果について考察する。軽自動車の場合と同様、3時点にわたる有意なパラメータは多くなかった。2時点以上で有意であると判断できるパラメータは、収入、利用目的ダミー、人口密度である。一方、燃費に関しては時点毎で負の値と正の値となっており、直感に反した結果となった。また誤差項の影響に関しては、軽自動車の走行距離モデルと前期の乗用車の走行距離モデルが現時点の乗用車の走行距離に影響を与えているこ



図－5 保有・利用行動の間の動的な相関構造 (H23-H24 年度)

とが示唆された。

以上を踏まえ、推定されたモデル間の相関構造の概略を表すと、図－5のようになる。ここではH24年度の結果に着目した相関構造の図になっている。

6. まとめと今後の課題

本研究では、我が国の現在の自動車の保有と利用の動向を調査することを目的として、最新のパネルデータを用いて自動車の複数保有と利用の動的離散-連続モデルの構築を行った。乗用車と軽自動車への転換の要因などの車種別の利用と保有の分析を行うため、自動車を車種別に乗用車と軽自動車を区別した動的離散-連続モデルを構築した。モデルの新規性としては、複数車種のモデルへの拡張を行ったこと、同一車種の複数保有の状況（0～3台まで）を考慮可能になったこと、並びに、MCMC法によるパラメータ推定方法を提案したことが挙げられる。推定結果について、保有台数のモデルでは、3時点で一貫した有意なパラメータが多く得られた。一方走行距離のモデルでは良好の結果は必ずしも得られず、従来から指摘されてきたように、走行距離モデルの構築の困難さを再確認する結果となった。また、誤差項の影響に関しては、保有と利用の間に明確な相関構造は確認できなかった。三年間・三時点のパネルデータだけでは、自動車保有のような長期的な意思決定の動向の全体像を掴みきれておらず、引き続き継続されたパネル調査の結果を用いることで、保有と利用の全体のメカニズムを明らかにすることができるようになると期待される。

なお、構築したモデルを用いた政策シミュレーション分析を現在も行っており、発表時にはその成果も紹介したいと考えている。

謝辞 本研究を行うにあたり、国土交通省道路局より分析用のパネルデータを供与頂いた。また、同局主催

「自動車の保有・利用に関する動向調査研究会」のメンバー、並びに、日本交通政策研究会「自動車の保有と利用研究プロジェクト」のメンバーの皆様からは、本研究を行うにあたり、様々なアドバイスを頂戴した。この場をお借りして感謝の意を表したい。

参考文献

- 1) 兵藤哲朗: 今, 望まれる車の保有と利用の調査・分析, 交通工学, Vol. 44, No. 5, pp. 4-7, 2009.
- 2) Golob, T. F., Kitamura, R., and Long, L.: *Panels for Transportation Planning: Methods and Applications*, Springer 1997.
- 3) 福田大輔・野坂周子: 自動車の保有・利用に関する動向調査 WG について, Technical report, 国土技術研究センター・新道路研究会 (<http://www.jice.or.jp/jishu/t2/pdf/siryo02.pdf>), 2009.
- 4) 福田大輔・力石真: 離散-連続モデルの研究動向に関するレビュー, 土木学会論文集 D3, 掲載決定.
- 5) Fang, H.: A discrete-continuous model of households' vehicle choice and usage, with an application to the effects of residential density, *Transportation Research Part B*, Vol. 42, pp. 736-758, 2008.
- 6) 小林迪子・福田大輔・兵藤哲朗・田中倫英: 離散-連続モデルを用いた世帯の自動車複数保有・利用構造の分析, 土木計画学研究・講演集, Vol. 39, 2009.
- 7) 桑野将司・岩本真由子・塚井誠人: 保有と利用の相互依存性を考慮した世帯の自動車取替更新行動モデルの開発, 土木計画学研究・論文集, Vol. 27, pp. 539-549, 2009.
- 8) Kitamura, R.: A panel analysis of household car ownership and mobility, Vol. 383, pp. 13-27, 1987.
- 9) 廣瀬健二郎・兵藤哲朗・福田大輔・山本俊行・谷下雅義・今西芳一・内山直浩: 乗用車の保有と利用に関するパネル調査の意義と概要 (仮), 交通工学, 投稿準備中.
- 10) Maddala, G. S.: *Limited-Dependent and Qualitative Variables in Econometrics*, Cambridge University Press 1986.
- 11) Heckman, J. J.: Sample selection bias as a specification error, *Econometrica*, pp. 153-161, 1979.
- 12) 中妻照雄: ファイナンスのための MCMC 法によるベイズ分析, 三菱経済研究所, 2003.
- 13) 姜興起: ベイズ統計データ解析, 共立出版, 2010.