

論文 / 著書情報
Article / Book Information

論題(和文)	大規模パネルデータと動的離散-連続モデルによる世帯の自動車保有・利用構造の分析
Title(English)	ANALYSIS OF HOUSEHOLDS' CAR OWNERSHIP AND USAGE WITH A LARGE- SCALE PANEL SURVEY AND A DYNAMIC DISCRETE-CONTINUOUS MODEL
著者(和文)	福田 大輔, 伊藤 海優
Authors(English)	DAISUKE FUKUDA, Myu Ito
出典(和文)	土木学会論文集D3 (土木計画学) , Vol. 70, No. 5, pp. I509-I520
Citation(English)	Journal of JSCE (Japan Society of Civil Engineers) Series D3, Vol. 70, No. 5, pp. I509-I520
発行日 / Pub. date	2014, 12
権利情報 / Copyright	本著作物の著作権は土木学会に帰属します。 Copyright (c) 2014 Japan Society of Civil Engineers.

大規模パネルデータと動的離散-連続モデル による世帯の自動車保有・利用構造の分析

福田 大輔¹・伊藤 海優²

¹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

²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

本研究では、世帯における車種(軽自動車・乗用車)別の複数保有行動、ならびにそれらの自動車の利用行動(走行距離)を記述可能な動的離散-連続モデルを構築し、近年我が国で継続的に行われている世帯の自動車保有と利用に関するパネルデータを適用することで、世帯における自動車保有-利用の構造的な関係とそれらの規定要因に関する実証分析を行った。ベイズ推定によってモデルパラメータを推定した結果、女性免許保有者の割合が高い世帯や低収入な世帯であるほど乗用車よりも軽自動車の保有傾向が強くなること等が示された。また、保有、利用それぞれの行動における異時点間での状態依存関係が確認された一方で、保有と利用の行動の間には明確な関連性は確認されなかった。

Key Words : vehicle ownership and usage, discrete-continuous model, panel data, dynamic analysis, transaction analysis, Bayesian estimation

1. はじめに

近年の我が国では、少子高齢化や核家族化のような世帯構成の変化や、ガソリン価格高騰のような経済社会情勢の変化等に伴って、世帯における自動車の保有と利用についての動向が大きく変化しつつあると考えられている。まず「保有」の動向を伺うと、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つつあると共に、その車種構成も従来に比べて大きく変化しつつある。図-1には、国土交通省道路局¹⁾に基づいて作成した我が国の車種別自動車保有台数(自家用の乗用車ならびに軽自動車のみを抽出)の推移を示している。この図より明らかのように、近年においては軽自動車が着実に台数を伸ばしている一方、乗用車の台数は2005年頃から徐々に減少しつつある。また、そのような保有構造の変化に伴って、自動車の総走行台キロも減少の兆しを見せるなど²⁾、車の保有のみならず「利用」に関する動向も、従来とは異なる傾向を示している。

以上のような点に着目して、これまでも自動車保有と利用の構造変化に関する基礎的検討が行われてきた。例えば、兵藤³⁾ならびに小林ら⁴⁾では、道路交通センサスのオーナーインタビュー調査二時点分のデータを世帯単位で再集計して統計分析を行い、自動車を複数台保有する世帯において軽自動車が占める割合が増加していることを示している。しかし、道路交通セ

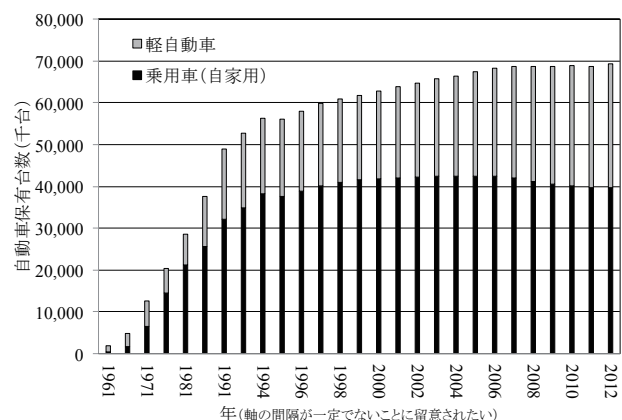


図-1 我が国の車種別自動車保有台数の推移

ンサスはクロスセクションデータであり、調査の間隔も5年と長いことから、個別の世帯においてどのような要因によって自動車保有の変化(車両の廃棄、新規購入、買い替え等)や利用の変化(保有車種別の走行距離ならびにその経年的変化等)が生じたのかを詳しく追うことは難しく、断片的な分析に留まっている。

さて、多時点に渡る世帯の動的な自動車保有と利用に関する意思決定を把握するためには、パネル調査の適用が有用であることが従来指摘されてきた^{5),6)}。特に、車の新規購入・買い替え・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意思決定がなされていると推測される⁷⁾。このような状況においては、同一の主体(世帯)に対して異なる時点での繰り返しデータであるパネル

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パネルデータを用いた既存研究を概観すると、比較的小規模な調査結果に基づく分析が研究者単位で行われてきたに留まっている⁸⁾。この状況は近年においても大きく変わらないが、これは、国などの公的な主体が継続的に行うパネル調査が（少なくとも交通調査の分野においては）これまで存在しなかったためであると考えられる。一方海外の動向を見ると、フランスの Parc Auto 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ケースもあり⁹⁾、さらに、それらの調査データを用いた学術研究^{10),11)} も行われつつある。

このような中で遅ればせながら我が国でも、交通需要の量的側面のみならず質的側面とその変化を把握するために、国土交通省において世帯の自動車保有・利用に関する質的变化を把握するためのパネル調査が継続的に行われるようになった。全国規模で毎年行われる大規模調査であり、世帯毎の自動車保有・利用の変化を捉え得ると期待されている¹²⁾。本研究ではこの大規模世帯パネル調査のデータを用いて、世帯単位での自動車保有・利用の構造特性を明らかにするための行動モデル分析を行う。その際特に、パネルデータの特性を活かすために、多時点に渡る意思決定を記述可能な動的離散-連続モデルを新たに構築し、世帯特性・地域特性・社会経済特性等の影響を考慮した統計分析を行う。これらの検討により、近年の我が国における自動車保有・利用の規定要因を明らかにすることを企図している。

2. 関連研究のレビューと本研究の位置づけ

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¹³⁾において近年の動向も含めた研究レビューがまとめられている。その中で、福田・力石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 Fang¹⁴⁾ が挙げられる。Fang 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、車種（乗用車とトラックの二種類）別の保有・利用（年間走行距離）行動を規定する効用関数を推定している。複雑な形状をとる尤度関数の直接的な最大化を回避し、代替的にマルコフ連鎖モンテカルロ (MCMC) に基づくベイズ推定を行うことによってモデルパラメータの推定を行っている。小林ら¹⁵⁾ および Fukuda et al.¹⁶⁾ では、Fang のモ

デルをさらに発展させ、車種別の保有-利用の効用関数の構造に SUR (Seemingly Unrelated Regression) モデルを適用することで、保有と利用における効用関数の特定化の相違を考慮したより一般的な離散-連続モデルを構築している。福田・力石でも論じられているように、これらの誘導型モデルは、複数種類の財を同時選択可能な離散-連続の状況において近年適用が見られる MDCEV (Multiple Discrete-Continuous Extreme Value) モデル¹⁷⁾ に比べ、総走行距離変化の評価や柔軟な関数構造の定式化の観点においてより適切であると考えられる。

ただし、以上の一連の研究はいずれもクロスセクションデータを用いた分析であり、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。動的な状況における世帯の自動車保有・利用についての行動モデルを同定するには、回顧データもしくはパネルデータを用いる必要がある。前者のアプローチによる近年の研究例としては桑野ら¹⁸⁾ が挙げられ、自動車更新行動と利用の分析がなされている。一方、世帯の自動車保有と利用に関するパネルデータを離散-連続モデルに適用した代表的な研究として Kitamura¹⁹⁾ が挙げられる。Kitamura は、自動車保有状態とトリップ数を記述する動的離散-連続モデルを Dutch Mobility Panel のデータを用いて推定し、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統計的に明らかにしている。しかし Kitamura では車種の区別はしておらず、本研究で問題意識としていような世帯における異なる種類の自動車の複数保有・利用の状況の解明には至っていない。また、モデルパラメータの推定方法として最尤法が用いられているが、尤度関数の導出は比較的単純な保有・利用の構造でなされており、モデル構造をさらに精緻にした場合のパラメータ推定はそのままでは困難と考えられる。

本研究では、この Kitamura¹⁹⁾ のモデルを拡張して、世帯における異なる種類の車両の複数保有状況・並びに利用状況（走行距離）を明示的に考慮し、さらに状態依存性を導入した動的な離散-連続モデルを新たに構築する。また、推定が複雑化することに対応するために、ベイズ推定の一つである MCMC 法を用いた推定の枠組みを構築する。本研究はこれらの2点に方法論上の新規性を有していると考えている。

3. 世帯パネル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、国土交通省道路局が近年継続的にやっている「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主に把握す

ることを企図して行われた調査であり、公的機関が行っている交通関連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。調査はほぼ1年おきに、平成22年2月（H21Wave）、平成23年11月（H23Wave）、平成24年12月（H24Wave）、平成25年11月（H25Wave）の4回行われている（2014年2月末現在）。民間のインターネット調査会社のWeb調査モニタを対象とした継続的なパネル調査となっており、同一世帯に対する多時点に渡る世帯特性や自動車利用特性に関するデータを得ることができる。

以降の分析では、表-1に示されている三時点分のパネルデータのうち、脱落がなくいずれのパネル調査でも回答している2939世帯のデータを用いる。

(2) 主たる調査項目

調査項目は、「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年間走行距離を算出することも可能となっている。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

(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）

- 主なドライバー
- 使用燃費
- 登録年月・取得年月日
- 車種と車名

- 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

- 過去一年間の買い替え、買い増し、手放し行動
- 年間走行距離が増加したか減少したか

(3) 自動車保有に関する基礎集計

まず、H21、H23、H24の各Waveにおける車種別・保有台数別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で、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結果となり、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では必ずしも明確には確認できない。そこで、H21→H23、H23→H24の各Wave間での自動車保有形態変化の集計結果を表-5に示す。ほとんどのカテゴリーの構成比率は、H21Wave→H23Wave、H23Wave→H24Waveの間で変わらないものの、変化「1. 買い替え（同車種での買い替え）」の割合のみが半分以下に減少していることが確認される（それに伴って、「0. 変化なし」の世帯数が増えている）。一つの理由として、H21→H23の間には生活スタイルの変化と大きく関連する4月が二回含まれていることが考えられる。このような世帯単位での保有形態の変化を追うことができることもパネルデータの特徴である。

次に、表-6には、世帯における車種別1台あたり年間走行距離（回顧による申告値）の分布を示している。3つのWaveで走行距離の分布は軽自動車・乗用車共にあまり変化していないことがわかる。

以上の分析は、本パネルデータの基本特性を把握するためのものであり、クロス集計も含めたより詳細なデータ解析については、兵藤ら²⁰⁾を参照されたい。

4. 世帯単位での動的離散-連続モデルの構築

(1) 構造モデルの定式化

本節では、前節で概説した三時点パネルデータの利用を念頭に置いて、世帯単位での動的離散-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）を用いた車種（乗用車、軽自動車の2種類）別の保有台数決定モデル、Tobitモデル（打ち切りのある回帰モデル）を用いた各保有車両の年間走行距離決定モデルから構築される。さらに、それらの各回帰式の誤差項が、保有－利用、保有（乗用車）－保有（軽自動車）、利用（乗用車）－利用（軽自動車）の各選択行動の間で相互に関連を持つと同時に、過去の選択行動からも影響を受けるような状態依存性を考慮したモデルシステムとなっている。

表-1 パネルサンプル数の変遷

	H21Wave	H23Wave	H24Wave
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			2,939

表-2 H21Wave・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	2,939

表-3 H23Wave・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	2,939

表-4 H24Wave・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	2,939

表-5 自動車保有形態の変化

ID	保有形態の変化パターン	H21→H23		H23→H24	
0	変化なし	2,037	(69.31%)	2,265	(77.07%)
1	買い替え(同車種での買い替え)	532	(18.10%)	253	(8.61%)
2	買い替え(乗用車→軽自動車)	56	(1.91%)	46	(1.57%)
3	買い替え(軽自動車→乗用車)	48	(1.63%)	44	(1.50%)
4	買い増し(乗用車・軽自動車共増加)	6	(0.20%)	20	(0.68%)
5	買い増し(軽自動車の増加)	56	(1.91%)	46	(1.57%)
6	買い増し(乗用車の増加)	52	(1.77%)	75	(2.55%)
7	手放し(乗用車・軽自動車共減少)	10	(0.34%)	12	(0.41%)
8	手放し(軽自動車の減少)	50	(1.70%)	75	(2.55%)
9	手放し(乗用車の減少)	92	(3.13%)	103	(3.50%)
計		2,939	(100.00%)	2,939	(100.00%)

表-6 車種別 1 台あたり年間走行距離の度数分布表

Wave	H21		H23		H24	
	軽	乗	軽	乗	軽	乗
0	1,767 (60.1%)	654 (22.3%)	1,773 (60.3%)	705 (24.0%)	1,789 (60.9%)	746 (25.4%)
～3000	373 (12.7%)	553 (18.8%)	366 (12.5%)	519 (17.7%)	298 (10.1%)	405 (13.8%)
～5000	258 (8.8%)	417 (14.2%)	263 (8.9%)	408 (13.9%)	247 (8.4%)	388 (13.2%)
～10000	363 (12.4%)	850 (28.9%)	386 (13.1%)	915 (31.1%)	416 (14.2%)	938 (31.9%)
～15000	118 (4.0%)	317 (10.8%)	109 (3.7%)	270 (9.2%)	135 (4.6%)	315 (10.7%)
～20000	33 (1.1%)	90 (3.1%)	24 (0.8%)	76 (2.6%)	29 (1.0%)	98 (3.3%)
～25000	15 (0.5%)	26 (0.9%)	7 (0.2%)	21 (0.7%)	17 (0.6%)	32 (1.1%)
～30000	7 (0.2%)	22 (0.7%)	8 (0.3%)	18 (0.6%)	5 (0.2%)	8 (0.3%)
30,000～	5 (0.2%)	10 (0.3%)	3 (0.1%)	7 (0.2%)	3 (0.1%)	9 (0.3%)
平均(0含む)	2,517.3	5,722.9	2,479.7	5,535.2	2,659.0	5,804.5
平均(0除く)	6,312.7	7,357.7	6,245.0	7,275.4	6,795.4	7,779.1

第 t 期の世帯 i (モデル中ではこれを “ (i, t) ” と表す) について考える。本モデルシステムにおける従属変数は、軽自動車の保有台数 $y_1(i, t)$ 、乗用車の保有台数 $y_2(i, t)$ 、保有軽自動車 1 台当たりの年間平均走行距離 $y_3(i, t)$ 、保有乗用車 1 台当たりの年間平均走行距離 $y_4(i, t)$ の 4 つである。ここで車種別の保有台数は、各車種の保有行動に対応する潜在変数 $y_1^*(i, t)$ 、 $y_2^*(i, t)$ の大小によって規定されるものとする。本研究では、保有台数の異なる世帯の行動を統一的に扱うため、車種別の 1 台当たりの年間平均走行距離を従属変数として採用している。走行距離は、未利用時 (走行距離ゼロ) の場合において打ち切り (Censoring)²¹⁾ が起こることに配慮した車種別の “潜在的な” 走行距離変数 $y_3^*(i, t)$ 、 $y_4^*(i, t)$ を導入してモデルシステムに取り込む。

以上をまとめると、第 t 期における世帯 i の自動車保有・利用の意思決定構造 (構造モデル) は次のような潜在変数モデルシステムとして定式化される。

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

ここで、 $j = 1, \dots, 4$ を各方程式を表す番号とすると、 $\mathbf{x}_j(i, t)$ は世帯・地域・自動車特性等をまとめた行動別の説明変数ベクトル、 β_{jt} は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ならびに状態依存構造に関しては、図-2 に示すものを仮定する。すなわち、世帯における各車種 (軽自動車または乗用車) の保有台数の意思決定は、同期における別車種の保有台数、前期における同車種の保有台数、前期における別車種の保有台数、前期における同車種の走行距離、前期における別車種の走行距離の決定行動と関連があるというものである。同様に、ある車種の 1 台あたり年間平均走行距離は、同期の別車種の走行距離、同期の同車種

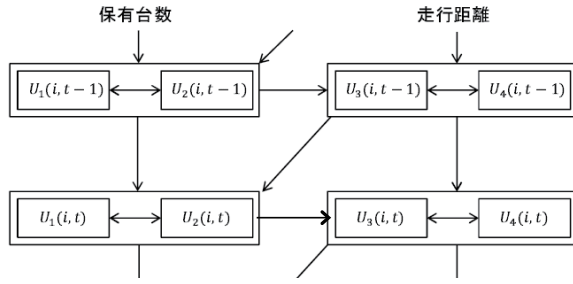


図-2 動的離散-連続モデルの誤差相関・状態依存構造

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と関連があると仮定する。これらの構造を統計的に明らかにすることにより、「保有台数が増えるほど1台当たりの走行距離が減少するのか?」、「軽自動車と普通車の間には代替関係・相関関係のいずれが存在し得るのか?」などと言った疑問点を明らかにできるものと期待される。

以上のモデルシステムの各誤差項 $\{U_j(i, t), U_j(i, t-1)\}$ $j = 1, \dots, 4$ をベクトル $\mathbf{U}_t$ としてまとめ、これが次のような平均ベクトル $\mathbf{0}$ 、分散・共分散行列 Σ_t を持つ8次元の多変量正規分布 (MVN) に従うと仮定する。

$$\mathbf{U}_t \sim MVN(\mathbf{0}, \Sigma_t) \quad (2)$$

ここで Σ_t は、表-2 及び上述の相関構造を表す分散・共分散行列である。本研究では3時点パネルデータを用いるため、 $t = 2$ (H21→H23) 並びに $t = 3$ (H23→H24) の2つの状況での状態依存関係の把握が可能となる。

(2) 測定モデルの定式化

次に、構造モデルを規定する各潜在変数 ($y_j^*(i, t)$) と、対応する各観測変数 ($y_j(i, t)$) との関係を表す測定モデルのシステムについて説明する。Ordered Probit モデルの考え方に基づき、軽自動車 ($j = 1$)、乗用車 ($j = 2$) の各保有台数とそれぞれを規定する潜在効用との関係は以下のように表されるものとする。

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

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

ここで、 α_{11t} , α_{12t} , α_{13t} , α_{21t} , α_{22t} , α_{23t} は各潜在効用の閾値である。Fang¹⁴⁾ によると、これらのパラメータの識別のためには、標準累積密度関数の逆関数 $\Phi^{-1}(\cdot)$ を

用いて $\alpha_{11t} = \alpha_{21t} = -\Phi^{-1}(1/4)$, $\alpha_{13t} = \alpha_{23t} = \Phi^{-1}(1/4)$ という制約を設ける必要があり、本研究も Fang¹⁴⁾ に倣い残りの α_{12t} , α_{22t} を未知パラメータとして推定する。

次に、走行距離の測定モデルについて説明する。ある世帯がある車種を保有していない場合には、その車種の1台あたり年間平均走行距離は必ずゼロになる。これに対処するため、本研究ではTobitモデルの考え方を測定モデルに適用している。同様に、当該自動車を保有しているもののその年間走行距離がゼロの世帯に関しても、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、同様にTobitモデルの考え方を適用する。その時の測定モデルは次式で表される。

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

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

(3) データ完備化～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は、式(1)~(6)によって表される（構造型）モデルシステムの尤度関数を導出することが必要である。しかし、Fang¹⁴⁾ や小林ら¹⁵⁾ でも指摘されているように、世帯の自動車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極めて複雑になる。本研究のモデルシステムは、さらに、異なる時点間の状態依存関係（式(2)）も考慮されていることから、その傾向は著しくなる。このような最尤法の計算上の困難性を回避するため、Fang や小林ら同様に、本研究でもベイズ推定のアプローチに基づいてモデルパラメータの推定を行うこととする。

本研究では、Kitamura¹⁹⁾, Maddala²¹⁾ を参考にして、モデルシステム（構造型モデル）より誘導型の式を導く。その際、MCMC法の適用を念頭に置いて、被説明変数に関するデータ完備化²²⁾を行うことで、各潜在変数誤差項の誘導型の式を以下のとおり導くことができる。

$$\begin{cases} U_1(i, t) = a_{1t}\hat{U}_2(i, t) + b_{1t}\hat{U}_1(i, t-1) + c_{1t}\hat{U}_2(i, t-1) \\ \quad + d_{1t}\hat{U}_3(i, t-1) + e_{1t}\hat{U}_4(i, t-1) + \epsilon_1(i, t) \\ U_2(i, t) = a_{2t}\hat{U}_1(i, t) + b_{2t}\hat{U}_1(i, t-1) + c_{2t}\hat{U}_2(i, t-1) \\ \quad + d_{2t}\hat{U}_3(i, t-1) + e_{2t}\hat{U}_4(i, t-1) + \epsilon_2(i, t) \\ U_3(i, t) = a_{3t}\hat{U}_4(i, t) + b_{3t}\hat{U}_1(i, t) + c_{3t}\hat{U}_2(i, t) \\ \quad + d_{3t}\hat{U}_3(i, t-1) + e_{2t}\hat{U}_4(i, t-1) + \epsilon_3(i, t) \\ U_4(i, t) = a_{4t}\hat{U}_3(i, t) + b_{4t}\hat{U}_1(i, t) + c_{4t}\hat{U}_2(i, t) \\ \quad + d_{4t}\hat{U}_3(i, t-1) + e_{4t}\hat{U}_4(i, t-1) + \epsilon_4(i, t) \end{cases} \quad (7)$$

ここで、 a_{jt} , b_{jt} , c_{jt} , d_{jt} , e_{jt} , $j = 1, \dots, 4$ 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。記号“ $\hat{\cdot}$ ”はそれぞれの誤差項の残差を意味しており、ベイズ推定

の手順の中で求められる。また $\epsilon_j(i, t), j = 1, \dots, 4$ は以下の一次元正規分布 (N) に従う確率変数である (ただし σ_{jt} は標準偏差)。

$$\epsilon_j(i, t) \sim N(0, \sigma_{jt}^2), \quad j = 1, \dots, 4$$

以上で定義された式 (7) を式 (1) に代入することによって、本モデルシステムにベイズ推定を適用することが可能となる。

(4) ベイズ推定

a) Gibbs Sampling アルゴリズム

本モデルシステムにおいてベイズ推定を行う上で取り扱われる確率変数は、(1) 潜在変数 $y_j^*(i, t) \forall i, j, t$, (2) 未知パラメータ $\beta_{jt}, a_{jt}, b_{jt}, c_{jt}, d_{jt}, e_{jt} \forall j, t$, (3) 誤差分散 $\sigma_{jt}^2 \forall j, t$, (4) Ordered Probit モデルの閾値 $\alpha_{12t}, \alpha_{22t} \forall t$ である。本モデルシステムの場合、これらの各確率変数の全条件付事後分布を定義することが容易であることから、MCMC 法の一つである Gibbs Sampling アルゴリズム²²⁾ を適用する。なお、以下では、 $\beta_{jt}, a_{jt}, b_{jt}, c_{jt}, d_{jt}, e_{jt}$ をまとめてベクトル β_{jt}^* と表記する。

パラメータ推定のための Gibbs Sampling アルゴリズムを表-7に示す。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であることを表している。また、 $\pi(\cdot)$ は全条件付事後分布を表す。

b) 事前分布の設定及び全条件付事後分布の導出

続いて、各確率変数の事前分布の設定ならびに全条件付事後分布について説明する。なお、表記の簡略のため、以降では添字 i, j, t は適宜省略して示す。

表-7 Gibbs Sampling アルゴリズム

—— ベイズ推定のループ過程 ——

- (1) 事前分布の初期値を設定する。
- (2) 第 1 期 ($t = 1$) 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 ($t = 2$) 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 ($t = 3$) 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。

まず、 β^* と σ の自然共役事前分布を次のとおりに仮定する。

$$\beta^* \sim \mathcal{MVN}(b_0, B_0) \quad (8)$$

$$\sigma^2 \sim \mathcal{IG}\left(\frac{n_0}{2}, \frac{n_0 S_0}{2}\right) \quad (9)$$

ここで、 $\mathcal{IG}(\cdot)$ は逆ガンマ分布を表す。また、 b_0, B_0 は多変量正規分布の平均ベクトルと分散・共分散行列、 n_0, S_0 は逆ガンマ分布の自由度と初期値である。すると β と σ の全条件付事後分布は、以下の式 (10), (11) のように、それぞれ多変量正規分布、逆ガンマ分布となるため、式 (8), (9) の事前分布と同じ形状の全条件付事後分布を得ることができる。

$$\beta^*|\cdot \sim \mathcal{MVN}(b_1, B_1) \quad (10)$$

$$\sigma^2|\cdot \sim \mathcal{IG}\left(\frac{n_1}{2}, \frac{n_1 S_1}{2}\right) \quad (11)$$

ここで、各パラメータは以下の一連の関係式により、Gibbs Sampling の過程で逐次的にベイズ更新される²²⁾。

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

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

$$n_1 = n_0 + n$$

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

次に、潜在変数 y_i^* の全条件付事後分布 $f(y_i^*|\beta^*, \sigma^2)$ は、その要素毎に、以下のような打ち切りのある一変量正規分布で表される。

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

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

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

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

ここで $I(\cdot)$ は、括弧内の条件が真のときに 1、偽のときに 0 を返すような判定関数 (Indicator function) である。

最後に、Ordered Probit モデルの閾値パラメータ α_{12}, α_{22} については、事前分布を一様分布と仮定すると、自己共役性の性質から全条件付事後分布も一様分布 u となることが分かっており、本研究でも一様分布に従うと仮定する²²⁾。

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

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

ここで、 a_{12} 、 a_{22} 、 b_{12} 、 b_{22} は各一様分布の下限ならびに上限を表し、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. モデルの推定結果と検証

(1) 設定条件

本章では、構築した動的離散-連続モデルを3時点パネルデータに適用した結果について詳述する。

まず、世帯の車種別一台あたり年間走行距離(km)については、その値を直接被説明変数として用いるのではなく、対数変換値の方が概して適合度が高いことから(例えば山本・中川²³⁾など)、本研究でも $\log(\text{走行距離} + 1)$ の値を被説明変数とする。

次に、モデルシステムの説明変数に用いられる道路実延長、人口特性、ガソリン価格、地域経済特性等のデータについては、それぞれが関連する統計データベース^{24)–27)}より抽出して、パネル調査の世帯属性とマッチングさせることによってデータセットを構築する。これらの統計量を表-8、表-9に示す。人口密度についてはFang¹⁴⁾に準じて対数値を用いる。これらの変数選定は、探索的なクロス集計等を通じて、関連がある変数

を予め抽出することによって行われた。例として、就業者数と自動車保有台数の関係を図-3、図-4に、また、利用目的と年間走行距離の関係を図-5、図-6にそれぞれ示す(H24Waveデータのみ利用)。いずれの場合も、従属変数(保有・利用)との間に一定程度の関連性があることが確認され、また、それらの傾向は乗用車と軽自動車との間でも異なるものとなっている。

推定においては、説明変数間でスケールが大きく異なるとGibbs Samplingにおける計算誤差が拡大することから¹⁵⁾、人口密度の対数値と各ダミー変数以外の説明変数については、それぞれあらかじめ平均0、分散1に標準化した値を用いることとする。また、Gibbs Samplingにおける各パラメータの初期値は、既存研究^{14),15)}に準じて表-10に示すとおりに設定する。

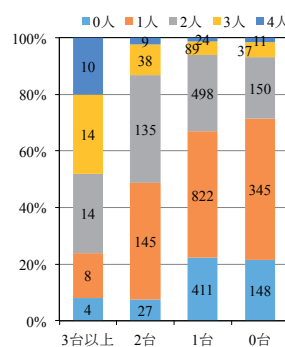


図-3 乗用車保有台数と就業者数の関係

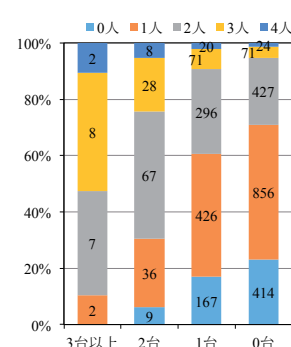


図-4 軽自動車保有台数と就業者数の関係

表-8 説明変数(連続変数)の平均値と標準偏差*

説明変数	H21		H23		H24	
	平均	標準誤差	平均	標準誤差	平均	標準誤差
就業者数(人)	1.29	0.89	1.26	0.91	1.25	0.92
免許保有者数(人)	2.03	0.85	1.99	0.85	1.98	0.85
女性免許保有率	0.33	0.25	0.33	0.25	0.33	0.25
収入**	3.52	1.29	3.58	1.30	3.52	1.31
燃費(軽自動車)(km/l)	5.90	7.86	5.78	7.72	5.80	7.83
燃費(乗用車)(km/l)	9.33	6.58	9.28	6.79	9.35	6.97
道路実延長(km/千人)	10.29	5.68	10.36	5.73	10.36	5.73
人口密度(人/km ²)	1522.34	2422.26	2350.67	3224.94	2372.29	3265.82

*就業者数から収入までの4変数はパネル調査より得られたものである。それら以外は他の統計データベースよりマッチングによって得られたものである。

**調査では8段階(1:~200万円, 2:~300万円, 3:~500万円, 4:~800万円, 5:~1000万円, 6:1500万円, 7:~2000万円, 8:2001万円~)のカテゴリー変数として世帯収入を尋ねており、推定においてもこれらのカテゴリー尺度をそのまま説明変数として用いる。

表-9 説明変数(ダミー変数)の構成比

説明変数		H21 (%)	H23 (%)	H24 (%)
軽自動車	利用目的(通勤・通学)ダミー	14.3	18.3	18.1
	保有ダミー	41.2	40.1	39.0
乗用車	利用目的(通勤・通学)ダミー	29.4	30.2	30.2
	保有ダミー	79.3	76.4	76.5

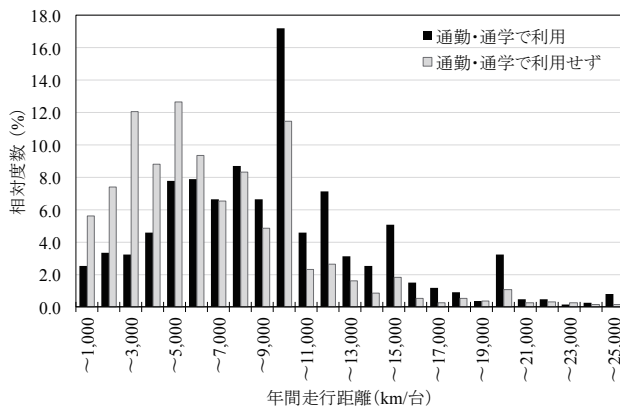


図-5 主たる利用目的と年間走行距離の関係（乗用車）

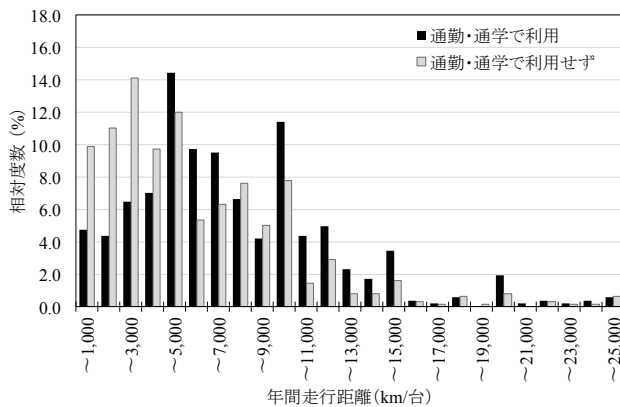


図-6 主たる利用目的と年間走行距離の関係（軽自動車）

表-10 パラメータ初期値一覧

β	: 各要素が 0.01 のベクトル
σ	: 10 (スカラー量)
y^*	: 各要素が 0 のベクトル
α_{12}	: 0
α_{22}	: 0
b_0	: 各要素が 0 のベクトル
B_0	: 対角値がいずれも 100 の行列
n_0	: 10
s_0	: 1
n	: サンプル数 (= 2939)

(2) パラメータ推定結果

乱数生成回数については、稼働検査期間 (Burn-in) の回数を 9,000 回とし、その上で、事後分布生成のための乱数発生回数を 9,000 回に設定した。得られたパラメータの推定結果 (各パラメータの事後分布の平均値) を表-11~14 に示す。表中の “**” と “*” は、それぞれ 99%, 95% の信頼区間内に 0 が含まれていないかどうかを表しており、最尤法における t 値と同様の判断を行うために用いられる。なお、いずれの確率変数の事後分布についても、Geweke 統計量²²⁾ に基づき問題なく収束していることが確認されている。

表-11 軽自動車保有台数モデルの推定結果

説明変数	H21 事後平均	H23 事後平均	H24 事後平均
$\log[\text{人口密度}]$	-0.100 **	-0.079 **	-0.050 **
就業者数	0.116 **	0.082 **	0.072 **
免許保有者数	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 **
残差 $\hat{U}_2(i, t)$	-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 σ_{1t}^2	0.208 **	0.116 **	0.079 **
閾値 α_{12t}	0.171 **	0.198 **	0.198 **

表-12 乗用車保有台数モデルの推定結果

説明変数	H21 事後平均	H23 事後平均	H24 事後平均
$\log[\text{人口密度}]$	-0.019 *	-0.029 **	-0.012 *
就業者数	-0.020	-0.018 *	-0.005
免許保有者数	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 **
残差 $\hat{U}_1(i, t)$	-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 σ_{2t}^2	0.119 **	0.069 **	0.060 **
閾値 α_{22t}	0.225 **	0.155 **	0.168 **

まず、軽自動車保有台数モデルの推定結果 (表-11) では、就業者数、免許保有者数、女性免許保有者率の事後平均が正值となっており、これらの変数の増加は軽自動車保有の効用を増加させることにつながる。一方、人口密度、収入の事後平均は負値となっており、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よる効用が低いことが示唆される。また、H23Wave と H24Wave の間における誤差項の影響を見ると、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ことがわかる。同様の傾向の存在は Kitamura¹⁹⁾ でも指摘されている。

次に、乗用車保有台数モデルの推定結果 (表-12) では、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、これらの変数の増加が乗用車保有の効用が増加させることを示唆している。このうち収入に関しては、軽自動車保有モデルの推定結果とは符号が逆転しており、高収入な世帯ほど軽自動車の保有を回避し、乗用車の保有を好むことが分かる。道路実延長が有意に正の値となっていることは、道路整備が進んだ地域ほど普通車の保有傾向が高いことを示唆するものであ

る。一方、人口密度、女性免許保有者数の事後平均値は負値となっており、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乗用車の保有台数の効用が減ることが示唆される。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、女性が軽自動車をより好む傾向があることが現れていると考えられる。また、H23Wave と H24Wave の間での誤差項の影響をみると、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で、走行距離モデルに対しては有意な影響が見られないことが分かる。

続いて、軽自動車走行距離モデルの推定結果（表-13）について考察する。3時点にわたって同じ説明変数が同符号で有意な影響を及ぼすものとして、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）、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）が挙げられる。燃費は2時点にわたって軽自動車の利用に有意な正の影響を与えているが、これは直感に合致する結果である。また、

表-13 軽自動車走行距離モデルの推定結果

説明変数	H21 事後平均	H23 事後平均	H24 事後平均
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 **
残差 $\hat{U}_4(i, t)$	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 σ_{3t}^2	3.163 **	1.440 **	5.053 **

表-14 乗用車走行距離モデルの推定結果

説明変数	H21 事後平均	H23 事後平均	H24 事後平均
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 **
残差 $\hat{U}_3(i, t)$	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 σ_{4t}^2	2.317 **	1.087 **	3.727 **

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示唆される。また、H23Wave と H24Wave の間における誤差項の影響をみると、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有意となっており、状態依存の強さを示唆する結果と言える。

最後に、乗用車走行距離モデル（表-14）の推定結果について考察する。軽自動車走行距離モデルの場合と同様、3時点にわたって有意な影響を及ぼす説明変数は利用目的ダミーと保有ダミーであった。2時点以上で有意であった説明変数は、燃費、収入、利用目的ダミー、人口密度であり、それぞれの符号は直感に合うものであった。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、経時的に安定した傾向があることは確認できなかった。なお、H23Wave と H24Wave の間における誤差項の影響を見ると、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とが示唆された。

以上の各モデルの推定結果に基づいて、自動車保有行動と利用行動の間の相関構造、並びに、異なる時点間での状態依存関係のうち、統計的に有意なもののみを抽出して表したものが図-7である。現在と過去の保有行動、及び、現在と過去の利用行動の間には時間的な正の相関関係が存在している。また、軽自動車-乗用車の保有・利用行動の関係は、時点に応じて正負が逆になっている場合があることも分かる。例えば、H23Wave までは軽自動車利用と乗用車利用には正の相関があったことから両者は補完財の関係であったが、H24Wave では負の相関に転じて代替財の関係へ変化したことが推察される。保有行動と利用行動の間にも幾つかの有意な状態依存・相関の関係が有ることが確認される。

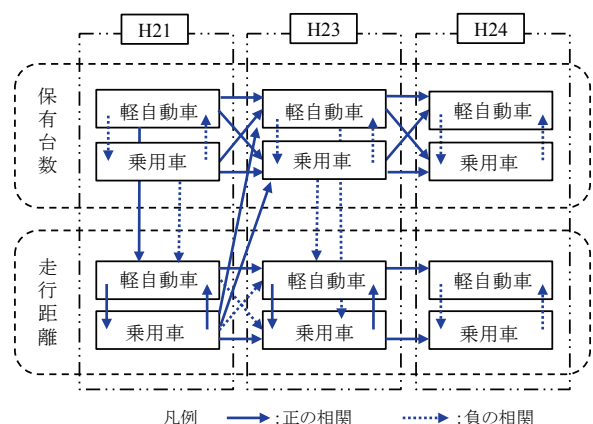


図-7 自動車保有行動・利用行動の間に存在する状態依存・相関の構造

表-15 自動車複数保有形態の時点別構成比 (%) 予測

軽自動車	乗用車	初期値	1 年後	5 年後	10 年後
0 台	0 台	7.70	7.99	8.71	9.70
	1 台	43.3	43.9	46.2	48.7
	2 台	10.7	10.2	8.12	6.09
1 台	0 台	14.2	13.9	12.3	9.50
	1 台	15.2	15.8	18.4	21.3
	2 台	2.75	2.81	2.78	2.83
2 台	0 台	3.01	2.73	1.42	0.53
	1 台	2.32	2.23	1.71	1.23
	2 台	0.81	0.74	0.40	0.20

(3) シミュレーション

ここでは H24Wave のパラメータ推定結果を用いて、その後 10 年間に於ける世帯の自動車複数保有・利用パターンのシミュレーションを行うことで、構築した動的離散-連続モデルシステムの基本特性を明らかにする。各世帯の説明変数（ベクトル）はシミュレーション期間中の 10 年間不変とし、モデルシステムの相関構造並びに状態依存関係の影響のみによって、保有・利用パターンがどのように経時的に変化するのを確認する。表-15 にサンプル数上げ法による集計を行った 10 年後までの世帯の自動車複数保有パターンの集計結果を示す。また、図-8、図-9 には、各世帯の軽自動車保有潜在変数、乗用車保有潜在変数の散布図を示している。これらの図において、横軸は初年度の潜在変数を取り、縦軸は 1 年後（青印）ないしは 10 年後（赤印）の潜在変数推計値である。また、図中の赤線は、Ordered Probit モデルにおける保有台数の転換点に相当する閾値（表-11、表-12 参照）である。同様に、車種別走行距離対数値の 1 年後ならびに 10 年後の推計値を示したのが図-10 ならびに図-11 である。

表-15 より、時間が経過するにつれて“軽自動車 0 台かつ乗用車 1 台”の世帯ならびに“軽自動車 1 台かつ乗用車 1 台”の世帯の割合が大きく増加していくことが分かる。一方、“軽自動車 0 台かつ乗用車 2 台”の世帯ならびに“軽自動車 1 台かつ乗用車 0 台”の世帯が大きく減少している。これらは、軽自動車保有の潜在変数（図-8）の 1 年後と 10 年後の推計値を比べると、後者の推計値が全体的に保有台数 0 の範囲に移行していることや、乗用車保有の潜在変数（図-9）でも 10 年後には保有台数が 1 台の範囲に移行していることから確認される。一方、走行距離（図-10、図-11）に関しては、10 年間で初期の観測値との乖離が大きくなる傾向にあることが分かる。

6. 結論と今後の課題

本研究では、最新の大規模パネルデータを用いて世帯単位での自動車の複数保有・利用行動をより一般的

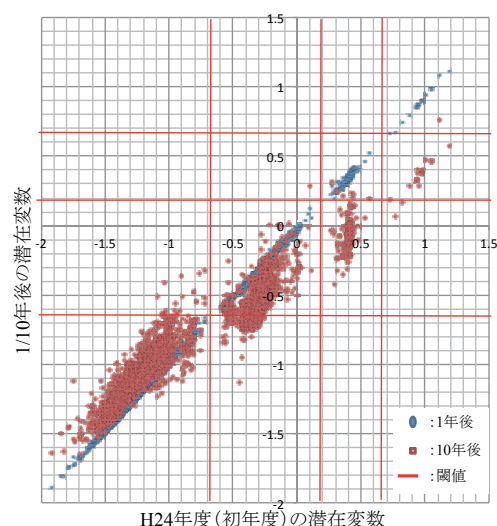


図-8 軽自動車保有台数を規定する潜在変数の変化

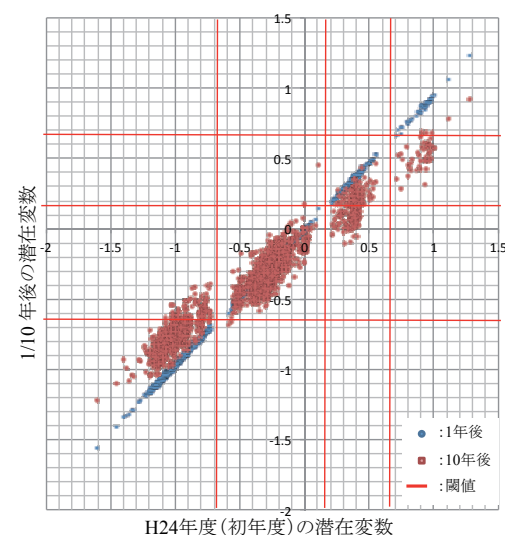


図-9 乗用車保有台数を規定する潜在変数の変化

に記述可能な動的離散-連続モデルを構築した。方法論上の新規性として、複数車種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）を考慮可能にしたこと、並びに、ベイズ推定による効率的なパラメータ推定方法を提案したことが成果として挙げられる。一方、推定結果について見ると、保有のモデルでは 3 時点に渡って一貫した有意なパラメータが多く得られたものの、走行距離モデルでは適合度は必ずしも高くなく、規定要因についても経時的に安定的な影響を及ぼすものは見出されなかった。これは、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言える。しかし、複数時点に渡る異なる車種の複数保有・利用の相関構造を、モデルシステム推定を通じて検証することにより、幾つかの有意な相関構造が存在することが確認された。

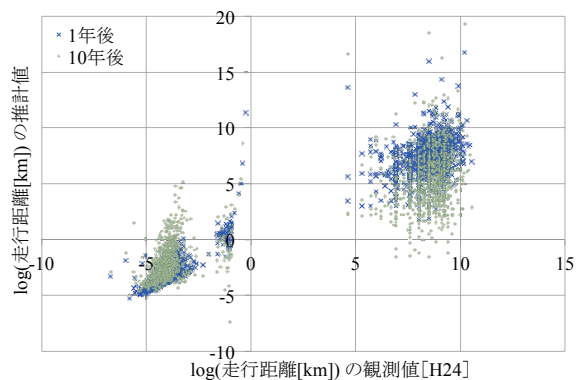


図-10 軽自動車走行距離の変化

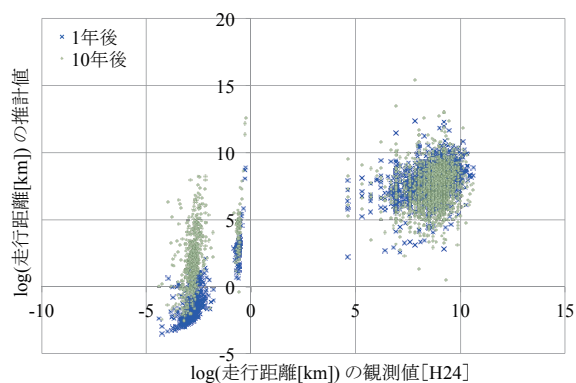


図-11 乗用車走行距離の変化

なお、本研究の実証分析の結果は、論文の冒頭で述べたような国全体での自動車保有・利用のマクロ的動向とは必ずしも整合的なものとはなっていない。その理由としては、本研究で用いた三時点（三年程度）のパネルデータだけでは、自動車保有のような世帯の長期的な意思決定メカニズムの全体像を掴みきれていないためであると推察される。これについては、引き続き継続されたパネル調査の結果を用いることにより、自動車保有と利用の全体メカニズムが徐々に明らかになるものと期待される。また、走行距離モデルの精度が高くない要因として、回顧的に走行距離を尋ねる方法による誤差の大きさが考えられる²³⁾が、これについては、2時点パネル間でのオドメータ記録値の差のデータを用いることで、精度の向上が図られるものと考えられる。さらにモデリングに関しても、サンプル摩耗問題への対応、長期を見据えた動的最適化による世帯の自動車保有-利用行動の記述とその構造推定といった拡張も、今後行おう必要があると考えられる。

謝辞：本研究は公益社団法人日本交通政策研究会からの研究助成を受けて行われました。国土交通省道路局からは分析用のパネルデータを供与頂くと共に、国土交通省道路局「自動車の保有・利用に関する動向調査研究会」、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」の各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ました。また、匿名の査読者からは、本研究の全体構成や意義に関する有益なご示唆を頂きました。この場をお借りして感謝の意を表します。無論、本研究に関するあり得べき誤謬についての全ての責任は筆者らに帰するものであります。

参考文献

- 1) 国土交通省道路局：自動車交通関連データ (<http://www.mlit.go.jp/jidosha/topbar/data/data.htm>), 2013.
- 2) 国土交通省道路局：交通需要等に関する近年の動向 (<http://www.mlit.go.jp/road/ir/ir-council/suikai/1pdf/5.pdf>), 2008.
- 3) 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.
- 4) 小林迪子, 福田大輔, 兵藤哲朗, 田中倫英：道路交通センサスデータを用いた世帯の自動車複数保有及び利用構造の分析, 土木計画学研究・論文集, Vol. 26, No. 3, pp. 595-602, 2009.
- 5) Golob, T. F., Kitamura, R. and Long, L.: *Panels for Transportation Planning: Methods and Applications*, Springer, 1997.
- 6) 山本俊行：連続時間軸上における世帯の自動車保有更新行動及び世帯内での配分・利用行動に関する研究, 京都大学博士論文, 2000.
- 7) 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, 日本都市計画学会学術研究論文集, Vol. 21, pp. 145-150, 1986.
- 8) 北村隆一, 飯田恭敬, 杉江頼寧, 石田東生, 西井和夫, 屋井鉄雄, 兵藤哲朗, 内田敬, 張峻屹, 宇野伸宏, 佐々木邦明, 伊藤雅, 古屋秀樹, 藤井聡, 清水哲夫, 倉内文孝, 山本俊行：交通計画におけるパネル調査の方法論およびパネルデータ解析手法に関する研究, 土木計画学研究・講演集, Vol. 19, No. 1, pp. 617-623, 1996.
- 9) 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, 国土技術研究センター・新道路研究会 (<http://www.jice.or.jp/jishu/t2/pdf/siryo01.pdf>), 2009.
- 10) Bureau, B.: Distributional effects of a carbon tax on car fuels in France, *Energy Economics*, Vol. 33, No. 1, pp. 121-130, 2011.
- 11) Zumkeller, D.: The dynamics of change-15 years German Mobility Panel, *Proceedings of the 88th Transportation Research Board Annual Meeting*, 2009.
- 12) 兵藤哲朗, 吉岡幹夫, 福田大輔, 持田弘喜：シンポジウム「自動車の保有と利用の最新動向-調査体系のあり方と内外の比較検討」(日交研シリーズ B-160), 日本交通政策研究会, 2013.
- 13) 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 (土木計画学), Vol. 69, No. 5, pp. I.497-I.510, 2013.
- 14) 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: Methodological*, Vol. 42, No. 9, pp. 736-758, 2008.
- 15) 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, Paper No. 240, 2009.
- 16) Fukuda, D., Kobayashi, M. and Hyodo, T.: Households' multiple vehicle ownership and their car usage - an analysis with the nationwide interview survey in Japan, *Proceedings of the 7th Triennial Symposium on Transportation Analysis*, pp. 283-290, 2010.

- 17) Bhat, C.: The multiple discrete-continuous extreme value (MDCEV) model: role of utility function parameters, identification considerations, and model extensions, *Transportation Research Part B: Methodological*, Vol. 42, No. 3, pp. 274–303, 2008.
- 18) 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, No. 3, pp. 539–549, 2009.
- 19) Kitamura, R.: A panel analysis of household car ownership and mobility, *Proceedings of the Japan Society of Civil Engineers*, No. 383/IV–7, pp. 13–27, 1987.
- 20) 兵藤哲朗, 福田大輔, 伊藤海優: 最新の統計データに基づく自動車保有並びに利用動向の検討 (日交研シリーズ A-568), 日本交通政策研究会, 2013.
- 21) Maddala, G. S.: *Limited-Dependent and Qualitative Variables in Econometrics*, Cambridge University Press, 1986.
- 22) 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.
- 23) 山本俊行, 中川展孝: 観測の不完全性を考慮した自動車年間走行距離の分析, 土木計画学研究・講演集, Vol. 32, Paper No. 211, 2005.
- 24) 国土交通省道路局: 道路統計年報 2012 (<http://www.mlit.go.jp/road/ir/ir-data/tokei-nen/2012tokei-nen.html>), 2012.
- 25) 総務省統計局: 人口推計 (<http://www.stat.go.jp/data/jinsui/>), 2012.
- 26) 日本エネルギー経済研究所石油情報センター: 石油一般小売価格調査 (<http://oil-info.ieej.or.jp/price/price.html>), 2012.
- 27) 朝日新聞出版 (編): 民力 2012, 朝日新聞出版, 2012.

(2014. 2. 28 受付)

ANALYSIS OF HOUSEHOLDS' CAR OWNERSHIP AND USAGE WITH A LARGE-SCALE PANEL SURVEY AND A DYNAMIC DISCRETE-CONTINUOUS MODEL

Daisuke FUKUDA and Myu ITO

This paper develops a dynamic discrete-continuous model for analyzing households' multiple vehicle ownership (light-sized vehicle, standard sized vehicle or their combinations) and their usage (vehicle distance travelled per year). The model is calibrated by using Bayesian estimation to explore the determinants of households' mobility decision with a nationwide large-scale panel survey which has been continuously conducted in Japan for years. We find that income and number of female drivers would affect the changes in vehicle ownership pattern (i.e. positive impacts on the propensity to own standard-sized vehicles more than light-sized ones). While state-dependencies among ownership and among usage have been confirmed, a clear correlation structure has not been confirmed between ownership and usage.