

# 車検制度が世帯の自動車取り替え更新行動に及ぼす影響の分析

山本俊行<sup>1</sup>・北村隆一<sup>2</sup>・藤井宏明<sup>3</sup>

<sup>1</sup>正会員 博(工) 京都大学助手 工学研究科土木システム工学専攻 (〒606-8501 京都府京都市左京区吉田本町)

<sup>2</sup>正会員 Ph. D. 京都大学教授 工学研究科土木システム工学専攻 (〒606-8501 京都府京都市左京区吉田本町)

<sup>3</sup>正会員 修士(工) 株式会社クボタ (〒556-8601 大阪市浪速区敷津東1の2の47)

本研究では、我が国の自動車保有行動を規定する大きな要因の一つであると考えられる車検制度が世帯の自動車取り替え更新行動に及ぼす影響を明らかにするために、生存時間モデルを適用した自動車取り替え更新行動モデルを構築し、京都市で得られたパネルデータを用いた実証分析を行った。パラメータ推定の結果より、保有自動車の買い替えや破棄を行う確率は車検までの期間が6ヶ月を切ると急激に増加することが示された。また、推定されたモデルを用いたシミュレーション分析の結果からは、車検費用の引き上げは保有台数に影響を与えることなく買い替えを早める効果がある一方で、車検期間の延長は保有自動車の破棄を遅らせ、保有台数の増加を招く可能性のあることが示された。

**Key Words:** vehicle ownership, vehicle transaction, periodic vehicle inspection, hazard-based duration model

## 1. はじめに

自動車による地球規模での環境に対する影響は大きな問題となっている。従来は騒音や振動といった局地的な環境問題が重視されていたが、近年では排出ガスに含まれる二酸化炭素による地球温暖化が注目を集めている。

自動車排出ガスを抑制のためには、いくつかの方法が考えられる。1つは自動車走行台キロを減少させるという方法であり、交通需要管理施策等は主に自動車交通の発生を抑制することによって走行台キロを減少させようとするものである。道路の拡幅や線形の改良、バイパス道路の新設等により走行速度を改善しようとする、交通円滑化施策も1つの方法である。もう1つの方法として、より低燃費で低公害な自動車への転換を促し、これまでと同レベルの利用状況下で排出ガスを減少させるという方法がある。

排出原単位を減少させることに関連して、多くの国では、車両検査制度を導入している。車検によって、自動車車両に備え付けられた排出ガス浄化装置が正常に機能しているかを検査し、正常に機能していない車両については修理させることによって、排出レベルを低く保つ努力がなされている。

米国では、環境保安庁 (US Environmental Protection Agency) によって1992年に Enhanced I/M (inspection and maintenance)法が公布されて以降、いくつかの州で車検制

度が導入されており、1年から2年毎の検査が実施されている<sup>1)</sup>。ヨーロッパでもいくつかの国で同様の車検制度が導入されており、イギリスでは1960年に車検制度が導入され、現在では毎年の検査が義務づけられている<sup>2)</sup>。フランスでは、1992年に車検制度が導入され、新車は4年、新車以外は2年毎の車検を受ける必要がある<sup>3)</sup>。これらの国では環境負荷の観点以外にも安全性の観点からブレーキテスト等の検査も行われている。

我が国では、車検制度は世帯の自動車取り替え更新行動を規定する大きな要因の一つである。車検制度の下では、新車は3年、それ以外の場合には2年毎の車検を受ける必要がある。車検時には平均13万円の費用がかかるため、車検が近づくにつれ世帯は自動車を買い替えるか、車検を受けるかという意思決定を行っている。実際、車検前には多くの買い替えが見られる。

近年、規制緩和の流れのなか、車検制度も見直しを迫られている。その際、車検制度の変更が自動車保有行動にどのような影響を及ぼすかという観点から車検制度を評価する必要があるものと考えられる。

車検制度や燃料価格といった要因の変化が自動車保有・利用行動に及ぼす影響の分析としては、これまで主に集計的な分析が行われてきた。森杉らの研究<sup>4), 5), 6), 7)</sup>では、主に受益者負担の観点から自動車関連税制の公平性に関する分析を行っており、自動車利用による外部不経済性を税制によって内部化した場合の自動車保有・利用

水準に関する予測を行っている。林らの研究<sup>8), 9), 10)</sup>では環境に対する影響の把握のために自動車関連税制や車検制度の変更に伴なう二酸化炭素排出変化量の推計を行っている。また、谷下らの研究<sup>11), 12)</sup>でも自動車関連税制の変更が自動車保有・利用に及ぼす影響の分析が行われている。これらの集計分析は、自動車市場との相互作用をも含んだ形で自動車関連税制と世帯の自動車保有・利用行動との関係を記述したものである。しかしながら、世帯の自動車保有行動に関しては、世帯が1年毎に繰り返し自動車の保有に関する独立な意思決定を行っているという仮定や、車齢によるコーホートによって車齢毎に一定の買い替え確率を設定し、税制や車検制度の変更によっても買い替え確率は変化しないという仮定が置かれている等、集計化のために個々の世帯の行動が簡略化されている。さらに、平均的世帯を用いて母集団を代表させる場合には、自動車保有行動に関する世帯間の異質性が全く考慮されない。このような集計分析の枠組みでは、税制や車検制度が実際の個々の世帯の自動車取り替え更新行動に及ぼす影響が十分モデル化されていない可能性がある。

よって本研究では、世帯の自動車取り替え更新行動を非集計分析手法によりモデル化し、車検制度が及ぼす影響をより詳細に把握することを目指す。そのため、生存時間解析手法<sup>13)</sup>を適用した従来の世帯の自動車取り替え更新行動モデル<sup>14), 15), 16), 17), 18), 19), 20)</sup>を拡張し、車検制度による影響を生存時間モデルに導入する方法を提案した上で、京都市で得られたデータを用いてモデルの推定を行う。さらに、推定されたパラメータを用いたシミュレーション分析により、車検制度の変更が世帯の自動車取り替え更新行動に及ぼす影響を検証する。本研究での分析結果は、日本とは反対に近年車検制度を導入しようとする国々や制度の強化が図られている国々に関しても知見を提供するものと考えられる。

## 2. モデルの概要

本研究では、山本ら<sup>19)</sup>による定式化を拡張し、車検の存在を表す変数をモデルに取り入れることにより、車検制度の変更が世帯の自動車取り替え更新行動に及ぼす影響を把握する。すなわち、我が国の自動車取り替え更新行動時期の決定の大きな要因と考えられる車検制度が及ぼす影響を、時刻によって値が変化する、時間依存性共変量の形で競合危険モデルに取り入れるものである。また、別途構築した車種選択モデルの推定結果<sup>21)</sup>から計算される買い替えや追加購入の期待効用を説明変数として導入することにより、自動車市場の変化が自動車取り替え更新行動に与える影響を考慮可能なモデルを構築する。

車検制度のような周期的に自動車取り替え更新を促すような要因を生存時間モデルに取り入れる場合、山本ら<sup>19)</sup>が用いているParametricなモデルの他に、Cox回帰とも呼ばれるSemi-parametricなモデル<sup>22)</sup>を用いることが考えられる。生存時間モデルでは、共変量の導入方法として比例ハザードモデルを用いることにより、ハザード関数を以下の式で表す。

$$h(t|X) = h_0(t) \exp(-\beta X) \quad (1)$$

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。 $\beta$ 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。ハザード関数は、時点  $t$ までに事象が生起していないという条件の下で時点  $t$ において事象が生起する確率密度を表す関数である。Parametricなモデルを構築する場合には、基準ハザード関数として何らかの確率分布を仮定した推定を行うのに対して、Semi-parametricなモデルを構築する場合には、基準ハザード関数に関して特定の確率分布を仮定しない。Semi-parametricなモデルでは、以下の部分尤度関数を最大化することにより要因の影響を規定する未知パラメータベクトル、 $\beta$ を推定する。

$$PL = \prod_{i \in D(t)} \frac{\exp(-\beta X_i)}{\sum_{k \in R(t)} \exp(-\beta X_k)} \quad (2)$$

ただし、 $D(t)$ は時点  $t$ に事象が生起したケースの集合、 $R(t)$ は時点  $t$ の直前のリスク集合（事象が生起していないケースの集合）を表す。部分尤度関数では、分子は実際に事象が生起したケースのハザード関数を、分母はリスク集合に含まれる全ケースのハザード関数の和を表す。分子分母を基準ハザードで除することによって上式が導かれる。

すなわち、Semi-parametricなモデルは生存時間そのものよりも共変量が生存時間に及ぼす影響に关心がある場合に有用な分析手法である。周期的な影響を持つ要因がハザード関数に及ぼす効果は基準ハザードの時間変化としてモデルで考慮されるものの、Semi-parametricなモデルでは、基準ハザード関数が量化されない。そのため、そのような周期的な影響の大きさや周期の変化による影響をモデルで定量的に予測することが出来ない。よって本研究では、Parametricなモデルの枠組みを用い、周期的な影響を時間依存性共変量として説明変数ベクトルに取り入れることで周期的な影響の量化を行った。

山本ら<sup>19)</sup>と同様に、時点  $t$ まで取り替え更新行動を行っていないという条件下で時点  $t$ に世帯が取り替え更新

行動を行う条件付確率密度を表すハザード関数,  $h(t)$ , は、個々の保有自動車の買い替え, 破棄, および追加購入に関するハザード関数の和として以下のように表現される。

$$h(t) = \sum_{k=1}^N [h_{rk}(t|X_k) + h_{dk}(t|X_k)] + h_a(t|X) \quad (3)$$

ただし,  $h_{rk}(t|X_k)$ ,  $h_{dk}(t|X_k)$ ,  $h_a(t|X)$  はそれぞれ、保有自動車  $k$  の買い替え, 破棄, および、追加購入を表わすハザード関数である。式(3)では、説明変数ベクトル,  $X_k$  として個々の保有自動車の属性を用いることにより、買い替えと破棄に対して保有自動車毎に異なるハザード関数を設定することとなる。また、基準ハザード関数の確率分布形としてワイブル分布を適用したモデル化を行う。

$$\begin{aligned} h_{rk}(t|X_k) &= \gamma_r(t+t_k)^{\gamma_r-1} \exp\{-\beta_r X_k(t)\} \\ h_{dk}(t|X_k) &= \gamma_d(t+t_k)^{\gamma_d-1} \exp\{-\beta_d X_k(t)\} \\ h_a(t|X) &= \gamma_a(t+t_a)^{\gamma_a-1} \exp\{-\beta_a X(t)\} \end{aligned} \quad (4)$$

ただし、 $\gamma_r$ ,  $\gamma_d$ ,  $\gamma_a$  は時間依存性を表わす未知パラメータであり、 $\beta_r$ ,  $\beta_d$ ,  $\beta_a$  は未知パラメータベクトル、 $X(t)$ ,  $X_k(t)$  は時間依存性共変量を含む説明変数ベクトルの時点  $t$  での値を表わす。また、 $t_k$ ,  $t_a$  はそれぞれ自動車  $k$  が購入されてから調査が開始されるまでの期間、および、最後の取り替え更新行動から調査が開始されるまでの期間を表す。 $\gamma_r$ ,  $\gamma_d$ ,  $\gamma_a$  が 1 より大きい（小さい）場合には時間の経過とともにハザード値、すなわち各取り替え更新行動が行われる確率が大きくなる（小さくなる）。 $\gamma_r$ ,  $\gamma_d$ ,  $\gamma_a$  により、保有自動車の老朽化が買い替えや破棄に及ぼす影響、および直前の取り替え更新時期が追加購入に及ぼす影響について検討することが可能となる。

時間依存性共変量を含むモデルの生存関数、 $S(t)$ 、は以下の式で表される。

$$\begin{aligned} S(t) &= \exp\left\{-\int_0^t h(u)du\right\} \\ &= \prod_{k=1}^N \exp\left\{-\int_0^t h_{rk}(u|X_k)du\right\} \\ &\quad \times \prod_{k=1}^N \exp\left\{-\int_0^t h_{dk}(u|X_k)du\right\} \\ &\quad \times \exp\left\{-\int_0^t h_a(u|X)du\right\} \end{aligned} \quad (5)$$

以上より、時間依存性共変量を含む場合の対数尤度関数は以下の式で表される。

$$\begin{aligned} LL &= \sum_{k=1}^N \left\{ \delta_{rk} \ln h_{rk}(t|X_k) - \int_0^t h_{rk}(u|X_k)du \right\} \\ &\quad + \sum_{k=1}^N \left\{ \delta_{dk} \ln h_{dk}(t|X_k) - \int_0^t h_{dk}(u|X_k)du \right\} \\ &\quad + \left\{ \delta_a \ln h_a(t|X) - \int_0^t h_a(u|X)du \right\} \end{aligned} \quad (6)$$

ただし、 $\delta_{rk}$ ,  $\delta_{dk}$ ,  $\delta_a$  はそれぞれ、自動車  $k$  の買い替え、破棄、および、追加購入が行われた場合 1、それ以外の場合 0 の値をとるダミー変数を表わす。

車検がハザード関数に及ぼす影響は、時刻と共に増加と減少を繰り返すものと考えられる。すなわち、車検時期が近づくにつれ、買い替えや破棄を行う確率を高め、車検時期が過ぎれば買い替えや破棄を行う確率を減少させるものと考えられる。よって、車検制度が買い替えと破棄に及ぼす影響は、以下の式で表されるように、次の車検までの期間の関数で表される時間依存性共変量として表現できるものと考えられる。

$$\begin{aligned} x_{rk}(t) &= g_{rk}(s_k - t) \\ x_{dk}(t) &= g_{dk}(s_k - t) \end{aligned} \quad (7)$$

ただし、 $x_{rk}(t)$ ,  $x_{dk}(t)$  はそれぞれ自動車  $k$  の買い替えと破棄に対する車検制度の影響を表す時間依存性共変量、 $g_{rk}(\bullet)$ ,  $g_{dk}(\bullet)$  は車検制度の影響を定量化する関数、 $s_k$  は自動車  $k$  の次の車検時期を表す。

これらの関数を先駆的に定式化するに足る理論的知見はないと考えられるため、本研究では、はじめに車検までの期間に基づく複数のダミー変数を時間依存性共変量として導入しパラメータの推定を行う。次に、パラメータの推定結果から適切な関数形を決定し、説明変数として用いて再度パラメータを推定することにより最終的な推定結果を得るという方法を適用する。

### 3. データの概要

本研究では、京都市民を対象として平成 9 年と平成 10 年に実施されたパネル調査である「京都市民の交通行動についての調査」で得られたデータを用いてモデルの推定を行う。第 1 回調査と第 2 回調査のいずれにも回答を寄せたサンプル数は 1,137 世帯（回収率 35.9%）であった。

第 1 回調査では、その時点で世帯が保有している自動車の属性や世帯属性、メインドライバー属性等について回答を求めており、また、第 2 回調査では第 1 回調査以降の自動車取り替え更新行動の時期、および種類について回答を求めており、

表-1 観測された取替更新行動の分布

	買い替え	破棄	追加購入	無し	合計
世帯数	72	10	23	604	709
(%)	(10.2)	(1.4)	(3.2)	(85.2)	(100.0)

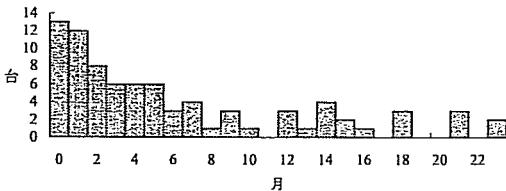


図-1 買い替えや破棄から次の車検時期までの期間分布

表-2 車検費用 (単位: 円)

	軽自動車	小型乗用車 (5ナンバー車)	普通乗用車 (3ナンバー車)
車検整備料	57,000	57,000	57,000
自賠償保険料	20,300	27,600	27,600
車検代行料	11,300	11,100	11,100
印紙代	1,100	1,100	1,100
重量税 (2年)	8,800	37,800	50,400
合計	98,500	134,600	147,200

モデルの推定に用いたサンプル数は、第1回調査時点での1台以上の自動車を保有していた894世帯のうち、データに不備のない709世帯である。709世帯が第1回調査と第2回調査の間に行なった自動車取り替え更新行動の分布を表-1に示す。表-1より、709世帯のうち、105世帯(約15%)が何らかの取り替え更新行動を行っていることが分かる。一方、大多数である604(約85%)の世帯は第1回調査時と第2回調査時で自動車保有状態が全く変化していない。生存時間解析手法では、このような大多数が打ち切りを受けたケースからなるサンプルに対してもバイアスのないパラメータの推定が可能である。

自動車取り替え更新行動時期と車検時期との関係を確認するために、買い替えと破棄が行われた82台の自動車を対象として基礎集計を行った。それらの自動車について、買い替えや破棄が行われた時期から、仮に保有を続けていたとした時の次の車検時期までの期間を算出した結果を図-1に示す。

図-1より、明らかに車検時期が近づくにつれて取り替え更新が行われる確率が高くなることが分かる。この傾向は、車検時期の影響のためではなく、保有期間が正の時間依存性を持っているためであるという説明が可能である。しかしながら、そのような場合には時間の経過に従って(車検時期が近づくに従って)一定の割合で取り替え更新行動数が増加すると考えられる。しかしながら、図-1では、増加が一定ではなく、60%以上の取り替え更新行動が次の車検時期まで6ヶ月以内で行われている。

これらの結果より、車検時期が自動車取り替え更新時期に影響を及ぼすことが確認できたと考えられる。

本調査では、個々の保有自動車の実際の車検費用に関する情報を得られなかったため、表-2に示す合計費用を車種別に用いる事とした。

#### 4. 推定結果

第3章で述べたデータを用いて自動車取り替え更新行動モデルの推定を行った。推定に際しては、別途構築した車種・メインドライバー選択モデル<sup>21)</sup>によって算出される取り替え更新行動の期待効用を説明変数に加えた(付録参照)。車種・メインドライバー選択モデルにはNL(nested logit)モデルの枠組みを適用しており、期待効用をログサム変数の形で算出している。この説明変数により、世帯が次回の買い替えや追加購入によって得ることを期待する効用が取り替え更新行動種類及び時期に及ぼす影響を考慮することが可能である。

第2章で述べたように、車検時期の影響を表す関数形を予め決定する根拠は希薄である。よって、はじめに車検までの期間に基づいて表-3に示すダミー変数を作成し、時間依存性共変量として導入しパラメータの推定を行う。

表-4、図-2にこれらダミー変数の係数の推定値を示す。買い替えに関するハザード関数と破棄に関するハザード関数のいずれについても、全てのダミー変数の係数値が有意に負の値を持つ結果となった。また、車検まで3ヶ月未満、2ヶ月未満、1ヶ月未満と、車検時期までの順にほぼ一定の割合で値が減少していることが確認された。よって、車検制度の影響を表す関数として、以下の式で表される関数形を用い、再びモデルの推定を行った。

$$g_{rk}(s_k - t) = \begin{cases} 0.85[6 - (s_k - t)] & \text{if } 0 < s_k - t \leq 6 \\ 0 & \text{otherwise} \end{cases} \quad (8)$$

$$g_{dk}(s_k - t) = \begin{cases} 0.90[6 - (s_k - t)] & \text{if } 0 < s_k - t \leq 6 \\ 0 & \text{otherwise} \end{cases} \quad (9)$$

車検に関する変数を説明変数に用いない場合、車検制度の影響をダミー変数で表した場合、関数形を用いた場合の各最終尤度を表-5に示す。ここでは車検に関する変数を説明変数に導入することによって大幅なモデルの推定精度の向上が示されている。また、車検制度の影響をダミー変数で表したモデルよりも、関数形を用いたモデルの方が推定精度が高くなっている。両モデル間の他の説明変数の推定値には大きな違いは見られなかった事とも考え合わせると、設定した関数形の妥当性を示しているものと考えられる。

表-3 車検ダミー変数

変数	定義
$d_1$	1:車検まで1ヶ月未満, 0:それ以外
$d_2$	1:車検まで1ヶ月以上2ヶ月未満, 0:それ以外
$d_3$	1:車検まで2ヶ月以上3ヶ月未満, 0:それ以外
$d_4$	1:車検まで3ヶ月以上6ヶ月未満, 0:それ以外

表-4 ダミー変数の推定結果

変数	買い替え		破棄	
	Coeff	t値	Coeff	t値
$d_1$	-4.65	-12.79	-4.94	-5.63
$d_2$	-3.79	-10.11	-4.06	-4.68
$d_3$	-3.04	-6.67	-3.14	-2.81
$d_4$	-2.50	-7.82	-1.72	-1.54

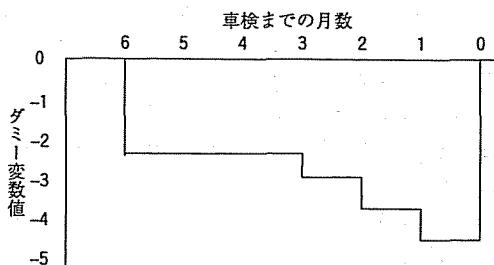


図-2a ダミー変数の推定値(買い替え)

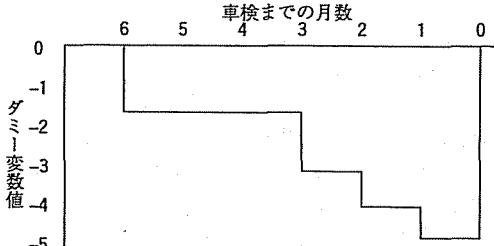


図-2b ダミー変数の推定値(破棄)

得られた推定結果を表-6に示す。説明変数のパラメータ推定値が正(負)の場合には、当該の取り替え更新行動までの期間が短く(長く)なり、他の取り替え更新行動に比べて当該取り替え更新行動が行われる確率が高く(低く)なることを意味する。

はじめに、 $\gamma$ の推定値は、買い替えと破棄については有意に1より大きく、買い替えと破棄に関しては正の時間依存性が存在することが示された。これは、保有自動車の老朽化が進むほど、買い替えや破棄の可能性が高まる事を意味するものである。また、買い替えよりも破棄の方が時間依存性が強い傾向が示された。これは、買い替えよりも破棄のほうが保有自動車の老朽化によってその時期が決定される傾向が強いことを意味する。一方、追加購入についてはパラメータ値がほぼ1を取っており、時間独立性が示唆される結果となつた。すなわち、追加購入の時期は直前の取り替え更新行動時期に影響を受け

表-5 モデル別最終尤度†

	買い替え	破棄
$L(C)^{\dagger}$	-415.22	-84.64
車検に関する変数を用いないモデル	-399.25	-75.06
ダミー変数によるモデル	-324.31	-65.65
関数形によるモデル	-319.40	-60.69

†世帯数: 709

†定数項および $\gamma$ 以外の全てのパラメータを0に固定した場合の尤度

表-6 取り替え更新行動モデルの推定結果

説明変数	買い替え		破棄		追加購入	
	Coeff	t値	Coeff	t値	Coeff	t値
$\gamma$	1.49	2.51†	1.98	1.97†	1.00	-0.01†
定数項	7.89	8.25	15.14	5.28	13.41	6.35
<世帯属性>						
大人の人数					-1.07	-4.28
子供の人数	0.32	2.04			1.23	2.02
高収入世帯	1.21	2.08				
保有自動車数			-1.58	-3.42		
1台保有世帯	-0.49	-1.20			-4.00	-3.24
更新期待効用 (1台保有世帯)	-0.08	-1.17			-0.66	-2.93
<自動車属性>						
新車	0.87	3.12	1.18	1.77		
軽自動車			-1.90	-3.01		
バン・ワゴン	1.25	1.70				
<車検に関する変数>						
$g(s_k-t)$	-1.03	-15.78	-1.05	-6.44		
車検費用 (高収入世帯)	-0.71	-2.97				
$L(C)^{\dagger}$	-415.22	-84.64	-142.20			
$L(\beta)$	-319.40	-60.69	-113.76			
$\chi^2(df)$	191.64(8)	47.90(4)	56.88(4)			
世帯数	709	709	709			

† $H_0: \gamma = 1$ †定数項および $\gamma$ 以外の全てのパラメータを0に固定した場合の尤度

ない事を意味するものである。

説明変数のパラメータの推定結果は、車検の影響を表す関数、 $g(s_k-t)$ の影響が買い替えと破棄のいずれについても最も有意なパラメータを持っていることを示している。これは車検制度が世帯の自動車取り替え更新行動に明確な影響を持っていることを表すものである。車検時期が近づくにつれて、買い替えや破棄を行う確率が急激に高まることを意味している。

一方、車検費用については、車検時期との交互作用等の存在についても検討を行ったものの、取り替え更新行動への影響は確認できなかった。今回の推定では、実際に世帯が支払った個々の保有自動車の車検費用に関するデータが得られなかつたため、車種別に一定の費用を用いていることが有意な結果が得られなかつた原因であるとも考えられる。今後の調査によって世帯毎に個別の車検費用に関する情報を得ることが望まれる。ただし、調査を行う場合には、ここで必要な情報は過去の車検費用

ではなく、次の車検時に支払うであろうと世帯が考へている、車検費用の予測値であることに注意が必要である。

世帯収入別には、車検費用と高収入世帯との交互作用のみが有意なパラメータを持つという結果が得られた。これは、年収 10,000,000 円以上の高収入世帯では、車検費用が高いほど買い替え時期が早くなり、買い替える確率が高くなる一方で、その他の世帯については車検費用の変化が買い替え行動に影響を与えないということを示すものである。買い替えを行うためには次の自動車を購入するための更新費用がかかる。高収入世帯では購入費を賄うだけの余裕があるのに対して、その他の世帯ではそのような余裕がないために、車検費用に対する感度が低いという可能性が考えられるものの、明らかではない。収入階層毎の自動車取り替え更新行動の相違については今後も検討を加える必要があるものと考えられる。

取り替え更新行動に伴なう購入車の期待効用の影響については、1 台保有世帯による追加購入に関して有意に負のパラメータが得られた。この結果は、1 台保有世帯は追加購入による期待効用が高い場合に追加購入を行う可能性が高くなり、かつ追加購入の時期が早まることを意味する。なお、サンプル数の関係で 3 台以上保有世帯の車種・メインドライバー選択モデルは構築されておらず、今回のモデルではこれら世帯の追加購入の期待効用は説明変数として導入されていない。今後は、サンプル数を確保した上で、新たに 3 台以上保有世帯の車種・メインドライバー選択モデルを構築し、期待効用が複数台保有世帯の追加購入に及ぼす影響についても検討する事が課題である。一方、1 台保有世帯、2 台保有世帯とともに買い替え時に期待効用が及ぼす影響は確認できなかった。この原因としては、期待効用を算出した車種・メインドライバー選択モデルの推定精度の問題も考えられるものの、買い替え時期の決定には、次回の買い替えによる期待効用よりも、現在の保有自動車の保有期間等が支配的な要因であるためであると思われる。

その他の説明変数のパラメータの推定結果からは、新車を購入した場合には買い替えまでの期間が長くなる傾向にあることや、1 台保有世帯や大人の人数が多い場合に追加購入までの期間が短くなり追加購入が行われる確率が高くなる等が示された。全体として妥当な推定結果が得られたものと考えられる。

## 5. 感度分析

車検制度の変更の影響を把握するために、モデルの推定に用いたサンプルに推定されたモデルを適用し、各世帯毎に第1回調査以降の最初の取り替え更新行動をモンテカルロシミュレーションによって生成した。シミュレ

ーションは第1回調査から 5 年を限度とし、5 年を経過しても何も取り替え更新行動を行わなかった場合には、取り替え更新行動を行わない世帯として集計した。なお、5 年の間には子供の成長等による世帯属性の変化の可能性が考えられるものの、今回のシミュレーションでは世帯属性は第1回調査時の値を用いている。より詳細に世帯属性変化の影響を考慮するためには、世帯属性の変化を予測するシミュレーションモデルを組み合わせたシミュレーションシステムを援用する必要があるものと考えられる。世帯属性の時間軸上での変化は、林・富田<sup>23</sup>、Goulias and Kitamura<sup>24</sup>、Kazimi and Brownstone<sup>25</sup>、西田ら<sup>26</sup>でモデル化されており、それらのモデルとの統合は今後の課題である。

表-7 に示すシミュレーション結果では、約 68% の世帯が 5 年以内に買い替えを行うことが示された。また、破棄よりも追加購入を行う世帯の方が若干ながら多いものの、大きな差は見られない。ただし、追加購入の平均時期は破棄よりも短く、今後も若干の複数台保有世帯の増加が予想される。

車検に係る費用を 50% 上昇させた場合、および車検の有効期間を 2 年から 3 年に延長させた場合の自動車取り替え更新行動についても同様にモンテカルロシミュレーションによって生成した。結果を表-8、9 に示す。

車検費用が上昇した場合のシミュレーション結果を見ると、買い替えを行う世帯が 67.8% から 72.1% へと増加するという結果が得られた。一方、買い替えを行う時期に関しては大きな変化はない。しかしながら、買い替えをする世帯が増えており、増加分のほとんどは現状ケースでは 5 年以内に取り替え更新行動を行っていないかった世帯であると考えられる。よって、全体としては買い替え時期が早くなっている可能性が考えられる。

そこで、車検費用の上昇により買い替えを行う世帯が増えたことに着目し、買い替え時期の変化を考察する。まず、新たに買い替えを行うようになった 31 (= 511 - 480) 世帯について以下を仮定する。すなわち、これらの世帯は全て、現状ケースでは 5 年以内に取り替え更新行動を行わず、5 年以上たってから買い替えを行っていたものとする。それらの 31 世帯の買い替え時期を 60 ヶ月とした場合、現状ケースの買い替えの平均時期は 24.6 (= {22.3 × 480 + 60 × 31} / (480 + 31)) となる。この値は、車検費用の上昇時の買い替え平均時期が 22.3 であったことから、車検費用の上昇によって最低 2 ヶ月程度、保有期間が短縮されることを示している。

一方、追加購入については、世帯数はほとんど変化していないものの、2 ヶ月程度の期間の短縮が示された。また、破棄については世帯数、及び、平均時期のいずれもほとんど変化しないという結果が得られた。これらの結果を総合し、取り替え更新行動の種類を問わず、次の

表-7 現状ケースのシミュレーション結果

	買い替え	破棄	追加購入	なし	合計
世帯数 (%)	480 (67.8)	63 (8.9)	65 (9.2)	101 (142)	709 (100.0)
平均時期(月) <sup>†</sup>	22.3	18.6	13.9	-	26.6 <sup>‡</sup>

<sup>†</sup>平均時期は第1回調査時点からの経過月数を表す。

<sup>‡</sup>5年以内に取り替え更新行動を行わない世帯の平均時期は60ヶ月として算出した。

表-8 車検費用を50%上昇させた場合のシミュレーション結果

	買い替え	破棄	追加購入	なし	合計
世帯数 (%)	511 (72.1)	65 (9.2)	64 (9.0)	69 (9.7)	709 (100.0)
現状ケースとの差 (point)	+31 (+4.3)	+2 (+0.3)	-1 (-0.2)	-32 (-4.5)	-
平均時期(月) <sup>†</sup>	22.5	17.7	11.5	-	24.7 <sup>‡</sup>
現状ケースとの差	+0.2	-0.9	-2.4	-	-1.9

<sup>†</sup>平均時期は第1回調査時点からの経過月数を表す。

<sup>‡</sup>5年以内に取り替え更新行動を行わない世帯の平均時期は60ヶ月として算出した。

表-9 車検期間を2年から3年に延長した場合のシミュレーション結果

	買い替え	破棄	追加購入	なし	合計
世帯数 (%)	419 (59.1)	56 (7.9)	82 (11.6)	152 (21.4)	709 (100.0)
現状ケースとの差 (point)	-61 (-8.7)	-7 (-1.0)	+17 (+2.4)	+51 (+7.2)	-
平均時期(月) <sup>†</sup>	25.1	22.8	18.3	-	31.6 <sup>‡</sup>
現状ケースとの差	+2.8	+4.2	+4.4	-	+5.0

<sup>†</sup>平均時期は第1回調査時点からの経過月数を表す。

<sup>‡</sup>5年以内に取り替え更新行動を行わない世帯の平均時期は60ヶ月として算出した。

取り替え更新行動までの平均時期を計算したところ、約2ヶ月間、取り替え更新行動が早まる結果となった。なお、取り替え更新行動を行っていない世帯については平均時期を60ヶ月として計算を行っている。

車検期間が2年から3年に延長された場合のシミュレーションからは、買い替えを行う世帯の減少が示された。買い替えを行う時期に関しても約3ヶ月の延長が示されている。ここでも減少した61 (=480-419) 世帯を含めて車検期間延長による平均時期の変化を検討する。まず、それ車検期間が延長されたケースでは61世帯は全て、5年以内に取り替え更新行動を行わず、5年以上たってから取り替え更新行動を行うと仮定する。次に、それらの世帯の買い替え時期を60ヶ月とする。すると、それらの61世帯を含めた480 (=419+61) 世帯について、車検期間が延長された場合の買い替えの平均時期は29.5 (= {25.1×419 + 60×(480-419)} / 480) となり、現状に比べて最低7ヶ月程度、買い替えまでの保有期間が延長されることを示している。

また、破棄、追加購入のいずれについても約4ヶ月の行動時期の延長が示されている。ただし、破棄を行う世帯数の増減は見られないのに対して、追加購入を行う世帯が9.2%から11.6%へと増加するという結果が得られた。この結果は、車検期間の延長が取り替え更新行動の延期を招くだけではなく、保有台数の増加を促す可能性があることを示すものである。

取り替え更新行動種類を問わない場合の平均時期は約5ヶ月の延長を示している。この結果は、車検期間を2年から3年に1年延長したとしても全ての世帯が1年

間取り替え更新行動を延長させる訳ではなく、取り替え更新行動種類の変更も行われるため、平均では1年の半分程度の期間の延長が生じるという事を意味するものである。

## 6. おわりに

本研究では、車検制度の変更が世帯の自動車取り替え更新行動に及ぼす影響を把握することを目的として、生存時間解釈手法を適用した自動車取り替え更新行動モデルを構築した。車検制度の影響は周期的なものと考えられるため、次の車検までの期間の関数として表される時間依存性共変量として車検の存在が自動車取り替え更新行動に及ぼす影響をモデルに導入した。さらに、別途構築した車種・メインドライバー選択モデルの推定結果を用いて次の取り替え更新行動による期待効用を算出し、取り替え更新行動に及ぼす影響をモデルに導入した。

京都市民を対象としたパネル調査に基づくモデルの推定結果より、車検制度は世帯の自動車取り替え更新行動に非常に有意な影響を及ぼしており、車検時期が6ヶ月以内に近づくと買い替えや破棄を行う確率が急激に高まることが示された。一方、車検費用に関しては、高収入世帯のみについて、車検費用が高いほど買い替え時期が早まる傾向が確認された。

推定されたモデルと推定に用いたサンプルを用いたモンテカルロシミュレーションを行うことにより、車検制度の変更に伴なう取り替え更新行動の変化を分析した

結果、車検費用を50%上昇させた場合には、5年以内に買い替えを行う世帯が約4%増加し、買い替えを行うまでの期間についても平均で2ヶ月程度の短縮が見込まれるという結果が得られた。一方、車検期間が現状の2年から3年に延長された場合には、5年以内に買い替えを行う世帯は約9%減少し、買い替えを行うまでの平均期間も約7ヶ月程度の延長が見込まれるという結果が得られた。さらに、破棄と追加購入を行う時期はいずれも約4ヶ月程度の延期が見込まれるもの、追加購入を行う世帯が約2.5%増加するとの結果が得られた。これらの結果より、車検費用の引き上げは保有台数に影響を与えることなく買い替えを早める効果がある一方で、車検期間の延長は保有自動車の買い替えや破棄を遅らせるとともに追加購入の増加の原因となり、保有台数の増加を招く可能性のあることが示された。

我が国では、自動車交通による環境負荷の抑制のため、車検制度や自動車関連税等の変更が検討されている。本研究で構築したモデルを車種選択モデルと組み合わせて用いることにより、燃費によって税金の格差を設けた場合にどのような影響が生じるか等に関して、保有車種の変更に伴なう保有期間に及ぼす2次的な影響を含めた包括的な評価が可能となるものと考えられる。

**謝辞：**本稿は文部省科学研究費国際学術研究（共同研究）、および佐川交通社会財団交通安全調査研究振興（地域研究助成）の助成を受けた研究成果の一部である。また、調査の実施に際しては、社団法人システム科学研究所にご協力をいただいた。ここに記して感謝の意を表したい。

#### 付録 取り替え更新行動の期待効用の算出

本研究で用いた次回の取り替え更新行動の期待効用は、山本らの構築した車種・メインドライバー選択モデル<sup>20)</sup>から算出される期待効用に基づくものである。以下にモデルの概要を示す。

車種・メインドライバー選択モデルでは、世帯内での自動車の配分が世帯の車種選択行動に及ぼす影響を考慮するために、車種選択行動を上位レベル、世帯内での配分（メインドライバーの選択）を下位レベルとするNL

（nested logit）モデルを適用している。モデルは保有台数別（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）に構築しており、1台保有世帯と2台保有世帯のモデルを推定した。

1台保有世帯については、車種選択レベルでは、小型乗用車、普通乗用車、軽自動車、ライトバン・ワゴンの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モデルを構築し、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台の自動車を買い替えるといった行動をとる事は稀であり、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台を買い替えるといった行動をとることから、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、自動車取り替え更新時に既存車の再配分が行われる可能性を考慮し、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<sup>2</sup>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是行っていない。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。

推定には、本研究で用いたデータを収集したパネル調査の平成9年度の調査に回答した1,954世帯（回収率61.6%）のうち、データに不備の無い、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。車種選択レベルの選択肢数は8、メインドライバー選択レベルの選択肢数は18才以上の世帯構成員の人数、及び保有台数によって異なるものの、両レベルを同時推定する場合の選択肢数は膨大となるため、両レベルを段階推定法によって推定した。推定結果を付表1から4に示す。

本研究では、付表1から4に示される推定値、および第1回調査時点の各世帯の属性を代入し、次回の取り替え更新行動による期待効用を算出した。期待効用、EU、は以下の式で示される。

$$EU = \ln \sum_{j=1}^J \exp \left\{ V_j + \lambda \ln \left( \sum_{k=1}^{K_j} \exp V_{kj} \right) \right\} \quad (付 1)$$

ただし、 $V_j$ は車種 $j$ の確定効用、 $V_{kj}$ は車種 $j$ を選んだ時に世帯構成員 $k$ がメインドライバーとなる場合の確定効

付表-1 車種選択レベル推定結果(1台保有)

変数	推定値	t値
大家族×自動車の定員	1.27	7.37
軽自動車×18才以上の子供有	-0.76	-3.80
小型乗用車×5才以下の子供有	1.61	9.51
小型乗用車×世帯主30才未満	0.51	1.38
小型乗用車×高収入世帯	0.89	2.70
普通乗用車×世帯主50才以上	-0.40	-2.50
車両価格×低収入世帯	-0.03	-2.60
車両価格×中収入世帯	0.02	3.35
新車ダミー	1.26	12.4
メインドライバー選択レベルのログサム変数	0.26	2.57

サンプル数 880,  $L(0) = -1829$ ,  $L(\beta) = -1518$ ,  $\chi^2 = 622$  (df=10)

ただし、変数中の「×」は交互作用を表す。

付表-2 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,  $L(0) = -217$ ,  $L(\beta) = -158$ ,  $\chi^2 = 118$  (df=9)

ただし、変数中の「×」は交互作用を表す。

用を表し、 $\lambda$  はメインドライバー選択レベルのログサム変数のパラメータを、 $J$ ,  $K_j$  はそれぞれ車種選択レベルとメインドライバー選択レベルの選択肢数を表す。なお、車種・メインドライバー選択モデルは保有台数別に推定されており、1台保有世帯の買い替えに対する期待効用は付表-1, 2 の推定結果を、1台保有世帯の追加購入、及び、2台保有世帯の買い替えに対する期待効用は付表-3, 4 の推定結果を用いた。

## 参考文献

- Harrington, W., McConnell, V. and Ando, A.: Are vehicle emission inspection programs living up to expectations? *Transportation Research D*, Vol. 5D, pp. 153-172, 2000.
- Vehicle Inspectorate Agency, Department of Environment, Transport and the Regions, UK: <http://www.via.gov.uk>
- Union Technique de l'Automobile, du Motocycle et du Cycle: <http://www.utac.com>
- 森杉壽芳, 大野栄治, 川俣智計: コーホート型ディーゼル車普及率予測モデルの提案と燃料価格弾力性分析, 土木計画学研究・論文集, No. 8, pp. 41-48, 1990.
- 森杉壽芳, 大野栄治, 小池淳司, 鈴木慎治: 排出ガス抑制政策からみた自動車燃料価格水準に関する考察, 土木計画学研究・論文集, No. 12, pp. 739-746, 1995.
- 森杉壽芳, 小池淳司, 武藤慎一: 自動車交通の公平な燃料価格水準, 土木計画学研究・論文集, No. 12, pp. 283-294, 1995.
- 上田孝行, 武藤慎一, 森杉壽芳: 自動車交通による外部不経済抑制策の国民経済的評価, 運輸政策研究, Vol. 1, No. 1,

付表-3 車種選択レベル推定結果(2台保有)

変数	推定値	t値
大家族×自動車の定員	0.44	2.86
中古車×世帯主30歳未満	1.25	1.49
小型乗用車×5才以下の子供有	0.67	2.04
小型乗用車×世帯主60歳以上	0.78	2.90
燃料消費(l/km)×中収入世帯	0.23	2.07
車両価格×低収入世帯	-0.35	-1.40
新車ダミー	1.40	8.94
同一車種ダミー	0.68	5.10
メインドライバー選択レベルのログサム変数	0.27	2.02

サンプル数 267,  $L(0) = -553$ ,  $L(\beta) = -463$ ,  $\chi^2 = 180$  (df=9)

ただし、変数中の「×」は交互作用を表す。

付表-4 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)

ただし、変数中の「×」は交互作用を表す。

pp. 39-53, 1998.

- 林良嗣, オマール・オスマン, 加藤博和, 中島義人, 上野洋一: 車検制度実施に伴なう排出ガス抑制効果の推計手法, 土木計画学研究・講演集, No. 20(2), pp. 109-112, 1997.
- 林良嗣, 加藤博和, 上野洋一: 自動車関連税の課税段階の違いによる CO<sub>2</sub> 発生量変化のコーホートモデルを用いたライフサイクル的評価, 環境システム研究, Vol. 26, pp. 329-338, 1998.
- 林良嗣, 加藤博和: 自動車関連税の課税レベルによる CO<sub>2</sub> 削減効果の分析, 運輸政策研究, Vol. 1, No. 1, pp. 90-91, 1998.
- 遠藤謙一郎, 谷下雅義, 鹿島茂: 自動車関連税制の変更による燃料消費量削減効果の推計手法の開発, 土木計画学研究・論文集, No. 16, pp. 455-463, 1999.
- 谷下雅義, 加藤正康, 鹿島茂: 自動車関連税制が乗用車の保有・利用に及ぼす影響の分析, 土木計画学研究・講演集, No. 22(2), pp. 587-590, 1999.
- Hensher, D. A. and Mannerling, F. L.: Hazard-based duration models and their application to transport analysis, *Transport Review*, Vol. 14, pp. 63-82, 1994.
- Mannerling, F. and Winston, C.: Brand loyalty and the decline of american automobile firms, *Brookings Papers on Economic Activity, Microeconomics*, pp. 67-114, 1991.
- Gilbert, C.C.S.: A duration model of automobile ownership, *Transportation Research B*, Vol. 26B, No. 2, pp. 97-114, 1992.
- de Jong, G.: A disaggregate model system of vehicle holding duration, type choice and use, *Transportation Research*, Vol. 30B, No. 4, pp. 263-276, 1996.
- 山本俊行, 松田忠士, 北村隆一: 保有予定期間との比較に基づく世帯における自動車保有期間の分析, 土木計画学研究・論文集, No. 14, pp. 799-808, 1997.
- Hensher, D.A.: The timing of change for automobile transactions:

- competing risk multispell specification, *Travel Behavior Research: Updating, the State of Play*, Ortuzar, J.D., Hensher, D. and Jara-Diaz, S. eds., Elsevier, Amsterdam, pp. 487-506, 1998.
- 19) 山本俊行, 木村誠司, 北村隆一: 取替更新行動間の相互影響を考慮した世帯の自動車取替更新行動モデルの構築, 土木計画学研究・論文集, No. 15, pp. 593-599, 1998.
- 20) Yamamoto, T. and Kitamura, R.: An analysis of household vehicle holding durations considering intended holding durations, *Transportation Research A*, Vol.34A, No. 5, pp. 339-351, 2000.
- 21) 山本俊行, 北村隆一, 河本一郎: 世帯内での割り当てを考慮した自動車の車種選択と利用の分析, 土木学会論文集(投稿中)
- 22) Cox, D.R.: Regression models and life tables, *Journal of the Royal Statistical Society B*, Vol. 34, pp. 187-220, 1972.
- 23) 林良嗣, 富田安夫:マイクロシミュレーションとランダム効用モデルを応用した世帯のライフサイクルー住宅立地－人口属性構成予測モデル, 土木学会論文集, No. 395/IV-9, pp. 85-94, 1988.
- 24) Goulias, K. G. and Kitamura, R.: Travel demand forecasting with dynamic microsimulation, *Transportation Research Record*, No. 1357, pp. 8-17, 1992.
- 25) Kazimi, C. and Brownstone, D.: Competing risk hazard models for demographic transactions, Working Paper, University of California, Irvine, 1995.
- 26) 西田悟史, 山本俊行, 藤井聰, 北村隆一: 将来交通需要予測のため世帯属性生成システムの構築, 土木計画学研究・論文集, No. 17, pp. 779-787, 2000.

(2000.5.17 受付)

## THE EFFECTS OF A PERIODIC VEHICLE INSPECTION PROGRAM ON HOUSEHOLD VEHICLE TRANSACTIONS BEHAVIOR

Toshiyuki YAMAMOTO, Ryuichi KITAMURA and Hiroaki FUJII

A hazard-based duration model of household vehicle transactions behavior is developed in this study to examine the effects of Japanese periodic inspection program, and an empirical analysis is carried out using the data set obtained by a panel survey conducted in Kyoto City. The results of model estimation suggest a higher probability of replacing or disposing of a vehicle whose inspection is scheduled within the next 6 months. Results of a simulation-based scenario analysis indicate that raising in the inspection cost accelerates the replacement of vehicles households own without affecting the number of vehicles they own, and that the extension of the inspection period decelerates the scrappage of vehicles and increases the number of vehicles households own.