

# 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\*

## Modeling of Household Vehicle Transactions with Interdependency of Car Ownership and Use Behavior \*

桑野将司\*\*・岩本真由子\*\*\*・塚井誠人\*\*\*\*・藤原章正\*\*\*\*\*・張峻屹\*\*\*\*\*  
By Masashi KUWANO\*\*・Mayuko IWAMOTO\*\*\*・Makoto TSUKAI\*\*\*\*  
・Akimasa FUJIWARA\*\*\*\*\*・Junyi ZHANG\*\*\*\*\*

### 1. はじめに

今日、世帯の自動車保有・利用行動を取り巻く状況は大きく変化している。特に2008年は、4月の暫定税率失効期を除くと、ガソリン価格が2月から急激に上昇を始め、8月には過去最高値の185円/リットル<sup>1)</sup>に達した。その後ガソリン価格は、先進国の景気後退によって生じたエネルギー需要の減少や、石油市場への過度な投機の規制などによって下落に転じ、12月には、2004年3月と同水準の118円/リットルまで低下した。しかし、今後のガソリン価格の動向は、基本的には新興国の需要増加を背景として上昇基調にある。自動車に依存してモビリティを確保し続けられれば、その利用コストの上昇は免れない。

一方、近年では地球温暖化問題に対する早急かつ有効な施策の検討・実施が求められている。温室効果ガスの約90%を占める二酸化炭素の排出量は、日本全体で約13億400万トン(2007年度)であり、部門別の二酸化炭素排出量に着目すると、約20%を運輸部門が占め、そのうち約50%が自家用自動車によるものである。これに対して行政は、グリーン税制やエコ減税等の施行によって、排出原単位が小さい自動車への乗り換えや自動車保有台数の削減を促進し、乗用車からの二酸化炭素排出量の削減を試みている。

以上の背景を踏まえると、石油価格の変化や自動車関連税制の変更が、走行距離や保有台数の増減、あるいは低公害車への買い替え促進等に及ぼす影響を定量的に把握するための自動車保有・利

用行動分析ツールの必要性は高い。

一般に、世帯の自動車保有・利用行動は、どのような自動車を購入し(「購入段階」)、その自動車をどのように利用し(「走行段階」)、いつ廃車・売却、あるいは追加購入するか(「保有打ち切り段階」、以下「保有段階」)に分類した上で、例えば車種選択、自動車走行距離、および自動車保有期間の行動結果とそれぞれ対応させて、分析が行われる。これらの3段階は互いに密接に関連し合い、ある段階の行動変化が他の段階の行動変化を引き起こすと考えられるため、それらを同時に取り扱うことができる統合型モデルが必要である。山本ら<sup>2)</sup>は、車種・メインドライバー同時選択モデル(離散選択モデル)と、これらの属性を与件とした各保有自動車の年間走行距離モデル(重回帰モデル)を構築した。その結果、メインドライバーの違いが車種選択に影響を及ぼすこと、および自動車や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を明らかにした。De Jong<sup>3)</sup>は、買い替えタイミングの決定(生存時間モデル)、購入車種の決定(離散選択モデル)、年間走行距離当たりエネルギー消費量および年間走行距離の決定(重回帰モデル)などから成る一連の世帯の自動車の保有・利用行動を統合したモデルを構築した。

以上のように既往の研究では、統合モデルの開発が行われているが、「購入段階」と「走行段階」に着目した研究であり、「走行段階」と「保有段階」に着目した研究・モデル開発は少ない。さらに、上述のDe Jong<sup>3)</sup>や、Yamamoto et. al<sup>4)</sup>などの、これまで行われてきた「走行段階」と「保有段階」に着目した研究では、走行距離モデルの目的変数として算出される期待走行距離、あるいはアンケート調査で観測した年間走行距離を保有期間モデルの説明変数としているにすぎず、「走行段階」と「保有段階」の相互依存性は明示的に考慮されていない。しかし、世帯は自動車の使い方

\*キーワード：交通行動分析，自動車保有・利用

\*\* 正会員，博（工），広島大学大学院工学研究科  
(広島県東広島市鏡山 1-4-1, TEL/FAX: 082-424-7825  
E-mail: kuwano@hiroshima-u.ac.jp)

\*\*\* 学生員，広島大学大学院工学研究科

\*\*\*\* 正会員，博（工），広島大学大学院工学研究科

\*\*\*\*\* 正会員，博（工），広島大学大学院国際協力研究科

と保有の仕方を同時に配慮して意思決定を行っているため、石油価格の変動や自動車関連税制による「走行段階」の行動変化は「保有段階」の行動に、また「保有段階」の行動変化は「走行段階」の行動にそれぞれ影響を及ぼす。そのため「走行段階」と「保有段階」の相互依存性は無視できない。そこで本研究では、既往研究で着目されてこなかった「走行段階」と「保有段階」に着目し、相互依存性を考慮した同時決定モデルの構築を行う。

実際には、「走行段階」はトリップ発生選択や目的地選択など、「保有段階」は世帯の所得配分選択や自動車更新選択など、それぞれ多くの行動要素によって構成される。これら「走行段階」と「保有段階」における複数の行動要素に個別に着目することは、各行動要素に関する詳細なデータが必要となって調査内容が複雑化し、複数のモデル開発、および推定が必要になる。そこで本研究では、「走行段階」と「保有段階」を構成する日々の行動要素の時間的な集計結果として観測される年間総走行距離（世帯が保有する自動車の年間走行距離の総和）と、削減（購入を伴わない破棄）、買い替え、追加購入の選択に直面する取替更新行動が起きるまでの期間（以下、取替更新期間）に着目して、生存時間分析の適用を試みる。生存時間分析は、離散選択モデルのような明示的な行動原理の裏付けがないという欠点がある。しかし、生存時間分析では、サンプル全体の分布特性を把握することができ、調査内容やモデルの複雑化を回避できる。また、年間総走行距離と取替更新期間を分析対象とすることによって、石油価格の変化や自動車関連税制の変更が、走行距離や自動車保有台数の増減、低公害車への買い替え促進に及ぼす影響が分析可能となる。

本研究では、年間総走行距離と取替更新期間の相互依存性を取り入れるために、コピュラ関数を用いた 2 変量生存時間モデルの構築を行う。コピュラ関数とは、1 次元周辺分布を所与としたときの多変量モデルの構成方法である<sup>5),6)</sup>。数学的に扱いやすい分布族が多変量正規分布以外には見当たらないという理由から、伝統的な多変量推測統計の分野では、母集団分布に多変量正規分布を前提とすることが多かったが、その仮定が理論的、あるいは経験的に適さない状況も存在する。コピュラ関数を適用する利点は、周辺分布ごとに異なる分布を設定できる上、変量間の相互依存性についても数個のパラメータで、多変量正規分布以外の多様な関係を表現できる点である。また、モデル

推定において、シミュレーションベースの最尤推定を行う必要がなく、通常最尤推定法をそのまま適用することができる点も、無視できない利点である<sup>7)</sup>。

## 2. 多変量生存時間モデルによる自動車年間総走行距離と取替更新期間の同時決定モデル

### (1) 年間総走行距離の定式化

生存時間モデルでは、対象とする事象が生起するまでの時間の分布を生存関数、およびハザード関数で表す<sup>8)</sup>。本研究では、対象とする事象を 1 年間の自動車走行距離（ $D$ ）とし、生存時間分析によるモデル化を試みる。また、ハザード関数に特定の分布形を仮定するパラメトリックアプローチを採用し、サンプル別の特性を表わす共変量は、ハザード関数のパラメータとして設定する比例ハザードモデルを採用する。このとき、比例ハザードモデルは、次のように表わされる。

$$\begin{aligned} h^D(d|\mathbf{X}_i) &= f^D(d|\mathbf{X}_i)/S^D(d|\mathbf{X}_i) \\ &= h_0^D(d)\exp(-\beta\mathbf{X}_i) \end{aligned} \quad (1)$$

ここで、 $h^D(d|\mathbf{X}_i)$ 、 $f^D(d|\mathbf{X}_i)$ 、 $S^D(d|\mathbf{X}_i)$ はそれぞれ共変量  $\mathbf{X}$  ベクトルをもつサンプル  $i$  の年間総走行距離  $D$  に関するハザード関数、確率密度関数、生存関数である。また、 $h_0^D$  は基準ハザード値（全ての共変量ベクトルが 0 の時のハザード関数）、 $\beta$  は未知パラメータベクトルを、それぞれ表す。パラメトリックアプローチを用いる場合、基準ハザード関数  $h_0^D$  に何らかの確率分布を仮定した上でモデルの推定を行う必要がある。本研究では、基準ハザード関数の確率分布に、指数分布、ワイブル分布、対数ロジスティック分布、対数正規分布の 4 つの分布形状を適用してモデル推定を行い、モデル適合度が最も高い分布形状を適用する。

### (2) 自動車取替更新行動の定式化

対象とする事象が生起する原因が複数考えられるとき、観測によってどの原因が事象を生起させたかを特定できる場合について、事象の生起原因を区別したモデル化手法は競合危険分析と呼ばれる<sup>9)</sup>。本研究では、更新期間を生存時間と捉え、競合危険分析による世帯の自動車取替更新行動の定式化を行う。取替更新行動として、自動車保有台数の削減、買い替え、追加購入の3種類を考慮する<sup>10),11),12)</sup>。

競合危険モデルでは、各原因が生起するまでの

期間が独立と仮定することにより、原因別の生存関数のパラメータを推定できる<sup>8)</sup>。つまり、ある原因 A が事象を生起させた場合、事象 A の観測時刻  $T_A$  が得られる一方で、その他の原因 A' については、時点  $T_A$  で観測が打ち切られるため、原因 A' による生存時間  $T_{A'}$  と原因 A による生存時間  $T_A$  の間には、 $T_{A'} > T_A$  の関係が成立する。これは生存時間分析では右側打ち切りと呼ばれるケースに相当し、観測が打ち切られることで、事象が生起するまでの時間が確定されなかった場合である。一方、観測開始時点において既に事象が生じていた（世帯が自動車を保有している状態）場合、観測開始時点以前に発生したであろう取替更新行動発生時点を観測することはできない。このようなサンプルは左側打ち切りと呼ばれる。一般に左側、および右側打ち切りを受けたサンプルを除外して生存時間分析を行うと、分析結果にバイアスが生じることが知られている<sup>13)</sup>。生存時間分析では、打ち切りを受けたケースも含めた全サンプルを用いた分析を行うことができる。

3 種類の取替更新行動は互いに独立と仮定すると、更新期間  $T$  に関するハザード関数は、各取替更新行動  $m$  の生存関数  $h_m^T$  の線形和で表現できる。

$$\begin{aligned} h^T(t | \mathbf{X}_i) &= h_{de}^T(t | \mathbf{X}_{de,i}) + h_{re}^T(t | \mathbf{X}_{re,i}) + h_{ad}^T(t | \mathbf{X}_{ad,i}) \\ &= h_{de,0}^T(t | \mathbf{X}_{de,i}) \exp(-\beta_{de} \mathbf{X}_{de,i}) \\ &\quad + h_{re,0}^T(t | \mathbf{X}_{re,i}) \exp(-\beta_{re} \mathbf{X}_{re,i}) \\ &\quad + h_{ad,0}^T(t | \mathbf{X}_{ad,i}) \exp(-\beta_{ad} \mathbf{X}_{ad,i}) \end{aligned} \quad (2)$$

ここで、 $m$  は取替更新行動の種類（ $m = de$  : 削減、 $re$  : 買い替え、 $ad$  : 追加購入）である。なお、更新期間  $T$  に関する基準ハザード関数  $h_{de,0}^T$ 、 $h_{re,0}^T$ 、 $h_{ad,0}^T$  の分布関数には、年間総走行距離モデルと同様に、指数分布、ワイブル分布、対数ロジスティック分布、対数正規分布の 4 つの分布形状を適用してモデル推定を行い、モデル適合度が最も高い分布形を適用する。

### (3) 同時決定モデルの定式化

本研究では、世帯の年間総走行距離と取替更新期間の相互依存性を考慮するため、年間総走行距離  $D$  と更新期間  $T$  の 2 変量  $(D, T)$  を同時に決定するモデルを定式化する。年間総走行距離  $d$  で 1 年間の自動車利用が終了しておらず、更新期間  $t$  において取替更新行動が生起していない確率を同時生存関数  $S$  で表す。 $d$  と  $t$  の同時分布関数を  $F$  とすれば、単変量生存関数は、それぞれ

$S^T = F(t, -\infty)$ 、 $S^D = F(-\infty, d)$  である。さらに、同時確率密度関数を  $f$  とすると、 $d$  と  $t$  に関する同時生存関数  $S$  は、式(3)で表される。

$$\begin{aligned} S(d, t) &= P(D \geq d, T \geq t) \\ &= \int_t^\infty \int_d^\infty f(\xi, \zeta) d\xi d\zeta \end{aligned} \quad (3)$$

式(3)で表される 2 変量分布関数をはじめとする多変量分布関数は、多重積分を含むため、解析的な取り扱いが難しい。そこで多変量分布関数を周辺分布と、分布間の依存構造に分離して表現することのできる手法が提案されている。後者はコピュラ関数と呼ばれる。本研究では、式(3)の多変量生存時間モデルの解法として、コピュラ関数  $C$  を援用する。

コピュラ関数については、筆者らの適用論文<sup>7)</sup>の中で既に説明しているが、本研究を理解する上で必要なので、以下にその概要を再掲する。なお、さらに詳細については、Nelsen<sup>5)</sup>、Joe<sup>6)</sup>等を参照されたい。コピュラ関数に関する最も基本的な結果はスカラーの定理である。スカラーの定理では、任意の  $n$  次元の分布関数  $F$  に対して、

$$F(x_1, \dots, x_n) = C(F_1(x_1), \dots, F_n(x_n)) \quad (4)$$

となる  $n$  次元コピュラ関数  $C$  の存在が保証される。ここで、 $F_i$  は  $F$  の  $i$  番目の 1 次元周辺分布関数である。すなわち、スカラーの定理は、コピュラ関数  $C$  が、多次元分布関数と 1 次元周辺分布をつなぐ役割を持つことを示している。式(4)は、多変量分布をモデル化するときに、周辺分布と確率変数間の依存構造を表わすコピュラ関数を別々に特定化できることを意味する。 $F$  が連続の場合には、 $C$  は一意に定まり、 $C$  は  $F$  のコピュラ関数と呼ばれる。この場合、 $C$  は式(5)で与えられる。

$$C(u_1, \dots, u_n) = F(F_1^{-1}(u_1), \dots, F_n^{-1}(u_n)) \quad (5)$$

更新期間  $t$  と年間総走行距離  $d$  に関する同時生存関数  $S$  は、コピュラ関数  $C$  を用いて式(6)のように定式化される。

$$\begin{aligned} S(d, t) &= \Pr[D > d, T > t] \\ &= \int_t^\infty \int_d^\infty f(\xi, \zeta) d\xi d\zeta \\ &= 1 - F^D(d) - F^T(t) + F(d, t) \\ &= S^D(d) + S^T(t) - 1 + C(F^D(d), F^T(t)) \\ &= S^D(d) + S^T(t) - 1 + C(1 - S^D(d), 1 - S^T(t)) \\ &= \hat{C}(S^D(d), S^T(t)) \end{aligned} \quad (6)$$

ここで、 $\hat{C}$  は生存コピュラである。

生存コピュラの密度関数を  $\hat{c}(S^D(d), S^T(t))$ 、 $D$ 、 $T$  の確率密度関数を  $f^D(d)$ 、 $f^T(t)$ 、2 変量  $(D, T)$  の同時確率密度関数を  $f$  とすると、式(6)の同時生存関数より、式(7)を得る。

$$f(d, t) = \hat{c}(S^D(d), S^T(t)) \times f^D(d) \times f^T(t) \quad (7)$$

このとき対数尤度関数は、式(8)で表される。

$$l(\alpha, \beta, \theta) = \sum_{i=1}^N \{ \ln \hat{c}((S^D(d_i); \alpha), (S^T(t_i); \beta); \theta) \\ + \ln f^D(d_i; \alpha) + \ln f^T(t_i; \beta) \} \quad (8)$$

ここで、 $d_i$  と  $t_i$  は、それぞれ世帯  $i$  の年間総走行距離と更新期間である。ただし、 $\alpha$ 、 $\beta$  は共変量ベクトルの未知パラメータベクトルであり、 $\theta$  はコピュラ関数の未知パラメータである。

取替更新行動の種類  $m$  を考慮した場合の年間総走行距離  $d$ 、更新期間  $t$  に関する同時生存関数  $S$  は、式(9)となる。

$$S(t, d) = \hat{C}(S^D(d), S^T(t)) \\ = \hat{C}(S^D(d), S_{de}^T(t) \times S_{re}^T(t) \times S_{ad}^T(t)) \\ = \hat{C}_{de}(S^D(d), S_{de}^T(t)) \times \hat{C}_{re}(S^D(d), S_{re}^T(t)) \\ \times \hat{C}_{ad}(S^D(d), S_{ad}^T(t)) \quad (9)$$

また、式(9)より対数尤度関数は式(10)で表される。

$$l(\alpha_{de}, \alpha_{re}, \alpha_{ad}, \beta, \theta_{de}, \theta_{re}, \theta_{ad}) \\ = \delta_{de,i} \times \{ \ln f^D(d_i; \beta) + \ln h_{de}^T(t_i; \alpha_{de}) + \ln S_{de}^T(t_i; \alpha_{de}) \\ + \ln \hat{C}_{de}(S_{de}^T(t_i; \alpha_{de}), S^D(d_i; \beta); \theta_{de}) \} \\ + \delta_{re,i} \times \{ \ln f^D(d_i; \beta) + \ln h_{re}^T(t_i; \alpha_{re}) + \ln S_{re}^T(t_i; \alpha_{re}) \\ + \ln \hat{C}_{re}(S_{re}^T(t_i; \alpha_{re}), S^D(d_i; \beta); \theta_{re}) \} \\ + \delta_{ad,i} \times \{ \ln f^D(d_i; \beta) + \ln h_{ad}^T(t_i; \alpha_{ad}) + \ln S_{ad}^T(t_i; \alpha_{ad}) \\ + \ln \hat{C}_{ad}(S_{ad}^T(t_i; \alpha_{ad}), S^D(d_i; \beta); \theta_{ad}) \} \quad (10)$$

ここで、 $\hat{C}_m$  は取替更新行動  $m$  に関する生存コピュラの密度関数、 $\theta_m$  はコピュラ関数のパラメータ、 $\delta_{m,i}$  は世帯  $i$  が取替更新行動  $m$  を行ったときに 1、それ以外のときに 0 となる 2 値変数である。

コピュラ関数は、変量間の依存関係を表す関数の総称であり、その特定化によって、様々な変量間の依存関係を表現することができる<sup>6)</sup>。本研究では、既往研究で多用されてきた多変量正規分布と等しい依存関係を表現する正規コピュラと、応用例の多い 2 次元コピュラ関数族から、クレイトン・コピュラ、ガンベル・コピュラ、フランク・コピュラを候補としてモデル推定を行い、当てはまりが最も高いコピュラ関数を選択する。それぞ

れのコピュラ関数を式 (11) から式 (14) に示す。

#### 1) 正規コピュラ (2 変量正規分布)

$$C(u, v) = \Phi_n(\Phi_1^{-1}(u), \Phi_1^{-1}(v); \theta) \quad (-1 \leq \theta \leq 1) \quad (11)$$

ここで、 $\Phi_n(\cdot)$  は  $n$  変量正規分布関数である。 $\theta$  は、0 のとき 2 変量が無相関であることを、正で絶対値が大きいほど 2 変量間の正の依存度が強く、負で絶対値が大きいほど負の依存度が強いことを表す。

#### 2) クレイトン・コピュラ

$$C(u, v) = [\max(u^{-\theta} + v^{-\theta} - 1, 0)]^{-1/\theta} \\ (-1 \leq \theta < 0 \text{ または } 0 < \theta) \quad (12)$$

ここで、 $\theta$  は、0 に近づくほど 2 変量が無相関であることを、正で絶対値が大きいほど 2 変量間の正の依存度が強く、負で絶対値が大きいほど負の依存度が強いことを表す。

#### 3) ガンベル・コピュラ

$$C(u, v) = \exp(-((- \ln u)^\theta + (- \ln v)^\theta)^{1/\theta}) \quad (1 \leq \theta) \quad (13)$$

ここで、 $\theta$  は、1 のとき 2 変量が無相関であることを、正で絶対値が大きいほど 2 変量間の正の依存度が強いことを表す。ただし、負の依存関係を表現することはできない。

#### 4) フランク・コピュラ

$$C(u, v) = -\frac{1}{\theta} \ln \left( 1 + \frac{(\exp(-\theta u) - 1)(\exp(-\theta v) - 1)}{\exp(-\theta) - 1} \right) \\ (\theta \neq 0) \quad (14)$$

ここで、 $\theta$  は、0 に近づくほど 2 変量が無相関であることを、正で絶対値が大きいほど 2 変量間の正の依存度が強く、負で絶対値が大きいほど負の依存度が強いことを表す。

### 3. 使用するデータの概要

本研究では、2006年に中国地方5県を対象に実施した世帯の自動車保有・利用実態に関する調査結果を用いて、開発したモデルの実証分析を行う。調査の概要を表1に示す。本調査では、過去11年間(1996年～2006年)の世帯の自動車保有・利用行動について質問している。また、本調査では500世帯から回答を得ており、異常値や欠損値などを除いた有効世帯は389世帯であった。これらの世帯が、

期間内に複数回自動車保有状態を変化される場合は、それぞれを1サンプルと定義した。この結果、有効サンプル数は613サンプルとなった。

以下、613サンプルの世帯属性と、613サンプルが観測期間内に保有した814台の自動車属性についての基礎集計分析の結果を示す。

### (1) 世帯属性に関する基礎集計

世帯人数別のサンプル構成割合を表2に示す。3人世帯の占める割合が最も多く、次に1人世帯、および4人世帯である。平成17年度国勢調査の世帯構成員人数に関する調査結果と比較すると、3人・4人世帯の割合が多い分布となっている。

世帯の免許保有者数と自動車保有台数の分布を表3に示す。サンプルの自動車の平均保有台数は1.33台である。なお、平成17年度の中国地方における世帯の自動車の平均保有台数は1.35台であり、サンプルとほぼ等しい値となっている。表3より、自動車保有台数が免許保有者数以上の世帯は、全体の48.1%であり、約半数の免許保有者が自分専用の自動車を保有していることがわかる。これは、地方都市における自動車への依存度合の高さを反映している。

メインドライバーの年齢別のサンプル数を表4に示す。表4より、20歳代～40歳代の占める割合が高く、高年齢層の割合が低い。これは、本調査がWebを用いたことにより、高年齢の回答者が少なかったことが原因と考えられる。

以上の集計結果は、Web調査の結果は母集団の代表性に欠け、バイアスを持つ可能性があることを示している。Web調査の結果を母集団全体に拡大する際には、バイアス補正が必要であり、これは今後の重要な研究課題であるが、本研究では提案モデルの実証データとしてのみ、同データを用いる。

### (2) 年間総走行距離に関する基礎集計

年間総走行距離分布を図1に示す。サンプルの年間総走行距離の平均値は1.31万km/年であった。保有台数別の1台あたりの年間走行距離は、1台保有世帯が

1.02万km/年/台、2台保有世帯が0.95万km/年/台、3台保有世帯が1.09万km/年/台となった。保有台数別に1台あたりの年間走行距離に差があるか否かについて、有意水準を5%として、テューキーの方法による母平均の検定を行ったところ、保有台数別の1台あたりの走行距離には有意な違いは見られなかった。

表2 世帯人数別サンプル数と構成割合

| 世帯人数   | 割合 (%)<br>(本調査) | 割合 (%)<br>(国勢調査) |
|--------|-----------------|------------------|
| 1人世帯   | 25.0            | 29.5             |
| 2人世帯   | 18.4            | 26.6             |
| 3人世帯   | 27.2            | 18.7             |
| 4人世帯   | 25.0            | 15.7             |
| 5人以上世帯 | 4.4             | 9.5              |

表3 世帯の免許保有者数と自動車保有台数の分布

| 免許保有者数 | 自動車保有台数       |               |            | 計              |
|--------|---------------|---------------|------------|----------------|
|        | 1台            | 2台            | 3台         |                |
| 1人     | 129<br>(21.0) | 39<br>(6.4)   | 0<br>(0.0) | 168<br>(27.4)  |
| 2人     | 243<br>(39.6) | 119<br>(19.4) | 6<br>(1.0) | 368<br>(60.0)  |
| 3人     | 41<br>(6.7)   | 21<br>(3.4)   | 2<br>(0.3) | 64<br>(10.4)   |
| 4人     | 7<br>(1.1)    | 6<br>(1.0)    | 0<br>(0.0) | 13<br>(2.1)    |
| 計      | 420<br>(68.5) | 185<br>(30.2) | 8<br>(1.3) | 613<br>(100.0) |

括弧内の数値は総数に対する割合(%)を示す。

表4 メインドライバー年齢別サンプル数と構成割合

| 年齢層  | サンプル数 | 割合(%) |
|------|-------|-------|
| 10歳代 | 11    | 1.4   |
| 20歳代 | 330   | 40.5  |
| 30歳代 | 309   | 38.0  |
| 40歳代 | 122   | 15.0  |
| 50歳代 | 41    | 5.0   |
| 60歳代 | 1     | 0.1   |

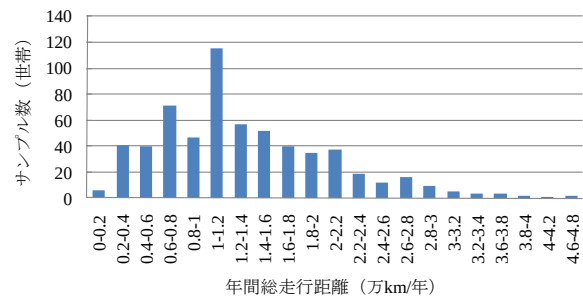


図1 年間総走行距離の分布

### (3) 取替更新行動に関する基礎集計

取替更新行動の観測数を表5に示す。表5より、取替更新行動の観測数は、買い替え、追加購入、削減の順に多いことがわかる。追加購入の方が、削減よりも多いことから、1世帯当たりの平均自

表1 調査概要

|      |                                                                                  |
|------|----------------------------------------------------------------------------------|
| 調査名  | 世帯の自動車保有・利用実態調査                                                                  |
| 期間   | 2006/10/12～2006/10/18                                                            |
| 対象地域 | 中国地方各県（鳥取、島根、岡山、広島、山口）                                                           |
| 調査方法 | Web調査                                                                            |
| 世帯数  | 回収世帯数：500世帯<br>有効世帯数：389世帯                                                       |
| 質問項目 | 世帯属性（世帯人数、年収など）<br>世帯構成員属性（年齢、職業など）<br>自動車属性（車種、保有期間など）<br>世帯イベント（免許取得、引越しなどの時期） |

自動車保有台数は過去 11 年間で増加したことがわかる。

表 5 取替更新行動の観測数

| 自動車保有台数 | 観測数          |               |               | 計              |
|---------|--------------|---------------|---------------|----------------|
|         | 削減           | 買い替え          | 追加購入          |                |
| 1 台     | 32<br>(5.0)  | 205<br>(33.0) | 183<br>(30.0) | 420<br>(69.0)  |
| 2 台     | 52<br>(8.0)  | 125<br>(20.0) | 8<br>(1.0)    | 185<br>(30.0)  |
| 3 台     | 8<br>(1.0)   | 0<br>(0.0)    | 0<br>(0.0)    | 8<br>(1.0)     |
| 計       | 92<br>(15.0) | 330<br>(54.0) | 191<br>(31.0) | 613<br>(100.0) |

括弧内の数値は総数に対する割合(%)を示す。

## 4. モデルの推定結果

### (1) 基準ハザード関数の確率分布の決定

本研究では、年間総走行距離と取替更新期間のそれぞれの基準ハザード関数の確率分布に、指数分布、ワイブル分布、対数ロジスティック分布、対数正規分布の 4 つの分布形状を適用してモデル推定を行い、最終対数尤度に基づいて最も当てはまりの良いモデルを採用する。表 6 と表 7 に、年間総走行距離と取替更新期間の分布形状別の最終対数尤度をそれぞれ示す。表 6 と表 7 から、分布形状にワイブル分布を仮定したとき、モデル適合度が高くなることが明らかとなった。そこで、以下の分析では、基準ハザード関数にワイブル分布を適用する。

### (2) コピュラ関数の選択

2 章で開発した年間総走行距離と取替更新期間の相互依存性を考慮した同時決定モデルの推定を行う。両変数の依存構造の候補として、4 種類のコピュラ関数（1）正規コピュラ、2）クレイトン・コピュラ、3）ガンベル・コピュラ、4）フランク・コピュラ）について、それぞれモデル推定を行い、最終対数尤度に基づいて最も当てはまりの良いモデルを採用する。

それぞれのコピュラ関数を仮定した場合の最終対数尤度を表 8 に示す。表 8 より、フランク・コピュラを仮定した場合の最終対数尤度が最も高く、以下、正規コピュラ、クレイトン・コピュラ、ガンベル・コピュラの順となった。これは、本データに対しては、2 変量間の依存関係に、既往研究で多用されてきた多変量正規分布よりも、フランク・コピュラを仮定した方が、モデルの適合度は高く、コピュラ関数を用いる提案モデルの有効性を示している。よって、以下の分析では、フランク・コピュラを仮定したモデルを採用する。

ク・コピュラを仮定したモデルを採用する。

表 6 単変量生存時間モデルの最終対数尤度  
(年間総走行距離)

| 分布形状        | 最終対数尤度  |
|-------------|---------|
| 指数分布        | -772.08 |
| ワイブル分布      | -574.57 |
| 対数ロジスティック分布 | -601.43 |
| 対数正規分布      | -575.46 |

表 7 単変量生存時間モデルの最終対数尤度  
(取替更新行動)

| 分布形状        | 最終対数尤度  |
|-------------|---------|
|             | 削減      |
| 指数分布        | -280.56 |
| ワイブル分布      | -254.69 |
| 対数ロジスティック分布 | -255.87 |
| 対数正規分布      | -279.16 |
|             | 買い替え    |
|             |         |
| 指数分布        | -1014.5 |
| ワイブル分布      | -892.27 |
| 対数ロジスティック分布 | -905.35 |
| 対数正規分布      | -913.79 |
|             | 追加購入    |
|             |         |
| 指数分布        | -407.12 |
| ワイブル分布      | -376.7  |
| 対数ロジスティック分布 | -384.13 |
| 対数正規分布      | -399.32 |

表 8 最終対数尤度の比較

| コピュラ       | 最終対数尤度   |
|------------|----------|
| 正規コピュラ     | -5426.72 |
| クレイトン・コピュラ | -5428.19 |
| ガンベル・コピュラ  | -5430.22 |
| フランク・コピュラ  | -5426.03 |

### (3) 推定結果

最終対数尤度が最も高いフランク・コピュラを仮定したときのモデルの推定結果を表 9 に示す。ハザード関数の共変量に関するパラメータは、年間総走行距離、および取替更新期間に関するハザード関数の共変量値が大きくなるほど、年間総走行距離、あるいは取替更新期間が長くなることを意味する。

年間総走行距離に関する共変量のパラメータ推定結果に着目すると、世帯属性に関しては、有職者数、高齢者数が負で有意に、自動車保有台数、通勤目的の自動車台数が正で有意な値となった。これは、有職者が少ない、高齢者が少ない、自動車保有台数が多い、通勤目的の自動車台数が多い等の場合、世帯の年間総走行距離は長くなる傾向を示している。自動車属性に関する共変量のパラメータ推定結果では、車両価格が負で有意な値と

なった．この結果は，安価な自動車を保有している世帯の年間総走行距離は長くなることを示している．また，自動車の排気量は，正で有意な値となった．自動車検査登録情報協会<sup>14)</sup>の車種別登録台数と自動車輸送統計年報<sup>15)</sup>の車種別走行キロから算出した車種別年間走行距離は，普通車（661cc以上）の方が，軽自動車（660cc以下）よりも，約18%長い．この傾向は，本モデルで推定されたパラメータの符号と一致しており，パラメータの妥当性は高いと判断される．一方，パラメータの大きさに関しては，今後さらに精査する必要がある．

本モデルでは，アンケート調査で質問した燃費（km/l）と，各年次の平均ガソリン価格（円/l）から算出した走行費用（円/km）を政策変数として導入している．走行費用に関するパラメータが負で有意な値となった．したがって，石油価格の高騰などによる走行費用の増加は，年間総走行距離を減少させることが明らかとなった．保有費用は，共変量としてモデルに導入したものの，有意にならなかった．すなわち，保有費用は年間総走行距離に直接影響を及ぼさないことが明らかになった．

取替更新期間に関する共変量パラメータ推定結

表 9 同時決定モデルの推定結果

| 年間総走行距離(万 km/年)に関する共変量 | 推定値       |  |  | t 値     |  |  |
|------------------------|-----------|--|--|---------|--|--|
| 尺度パラメータ                | -0.41     |  |  | -3.4 ** |  |  |
| 形状パラメータ                | 2.30      |  |  | 56.8 ** |  |  |
| 世帯属性                   |           |  |  |         |  |  |
| 有職者数(人)                | -0.11     |  |  | -3.2 ** |  |  |
| 高齢者数(人)                | -0.20     |  |  | -2.3 *  |  |  |
| 自動車保有台数(台)             | 0.86      |  |  | 11.6 ** |  |  |
| 通勤目的の自動車台数(台)          | 0.17      |  |  | 3.8 **  |  |  |
| 自動車属性                  |           |  |  |         |  |  |
| 車両価格(万円)               | -0.12     |  |  | -4.3 ** |  |  |
| 排気量(cc/1000)           | 0.33      |  |  | 8.1 **  |  |  |
| 政策変数                   |           |  |  |         |  |  |
| 走行費用(円/km)             | -3.45E-02 |  |  | -3.4 ** |  |  |

| 取替更新期間(年)に関する共変量                       | 削減        |         |  | 買い替え     |          |  | 追加購入     |          |  |
|----------------------------------------|-----------|---------|--|----------|----------|--|----------|----------|--|
|                                        | 推定値       | t 値     |  | 推定値      | t 値      |  | 推定値      | t 値      |  |
| 尺度パラメータ                                | 2.49E-03  | 18.8 ** |  | 5.25E-03 | 8.0 **   |  | 5.52E-03 | 7.2 **   |  |
| 形状パラメータ                                | 2.47      | 48.1 ** |  | 2.36     | 41.8 **  |  | 2.44     | 38.9 **  |  |
| 世帯属性                                   |           |         |  |          |          |  |          |          |  |
| 年齢(歳) <sup>1)</sup>                    | -8.61E-03 | -3.0 ** |  |          |          |  |          |          |  |
| 自動車保有台数(台)                             | -0.85     | -9.8 ** |  | -0.72    | -10.6 ** |  | -1.42    | -14.9 ** |  |
| 結婚(k+0) <sup>1), 3)</sup>              | -0.51     | -5.2 ** |  |          |          |  | -0.57    | -5.6 **  |  |
| 引越し(k+0) <sup>1), 3)</sup>             | -0.68     | -5.8 ** |  | -0.46    | -3.9 **  |  | -0.84    | -6.9 **  |  |
| 引越し(k+1) <sup>1), 3)</sup>             | -0.74     | -5.7 ** |  | -0.49    | -3.8 **  |  | -0.95    | -7.2 **  |  |
| 引越し(k+2) <sup>1), 3)</sup>             | -0.83     | -6.9 ** |  | -0.53    | -4.5 **  |  | -0.91    | -7.4 **  |  |
| 引越し(k+3) <sup>1), 3)</sup>             | -0.53     | -3.8 ** |  |          |          |  | -0.59    | -4.1 **  |  |
| 免許取得(k+2) <sup>1), 3)</sup>            | -0.73     | -3.1 ** |  | -0.78    | -3.1 **  |  | -0.59    | -2.3 *   |  |
| 自動車属性                                  |           |         |  |          |          |  |          |          |  |
| 排気量(cc/1000)                           | 0.35      | 5.0 **  |  |          |          |  | 0.86     | 12.6 **  |  |
| 購入時の車齢(年)                              |           |         |  | -0.14    | -6.6 **  |  | -0.13    | -5.4 **  |  |
| 購入時の走行距離(万 km)                         | -8.85E-02 | -5.9 ** |  |          |          |  |          |          |  |
| 軽自動車保有台数(台)                            | 0.43      | 4.7 **  |  | 0.19     | 2.4 *    |  | 1.20     | 12.4 **  |  |
| コンパクトカー保有台数(台)                         |           |         |  |          |          |  | 0.48     | 4.8 **   |  |
| セダン保有台数(台)                             |           |         |  |          |          |  | 0.32     | 3.4 **   |  |
| 政策変数                                   |           |         |  |          |          |  |          |          |  |
| 保有費用(万円)/収入(百万円)/世帯人数(人) <sup>1)</sup> | 0.37      | 4.9 **  |  | 0.45     | 6.6 **   |  | 0.56     | 7.2 **   |  |
| コンピュータのパラメータ                           | -0.25     | -0.8    |  | -1.00    | -3.6 **  |  | -0.37    | -1.2     |  |
| L(c) <sup>2)</sup>                     | -5976.93  |         |  |          |          |  |          |          |  |
| L(β)                                   | -5426.03  |         |  |          |          |  |          |          |  |

\* : 10%有意, \*\* : 5%有意

<sup>1)</sup> : 時間依存性共変量

<sup>2)</sup> : 形状パラメータと尺度パラメータ以外のパラメータを 0 としたときの尤度

<sup>3)</sup> : k 年前に世帯イベントが発生したことを表わし, (k+i) はイベント発生からの i 年後の影響を表わす

果に着目すると、削減、買い替え、追加購入のそれぞれに関して、有意なパラメータの符号はすべて一致している。世帯属性に関する共変量では、年齢に関するパラメータが、削減のハザード関数についてのみ、有意に負値となった。これは、メインドライバーの年齢が高いと、保有台数を削減するまでの期間が短くなることを、すなわち保有台数が減少する確率が高くなることを意味している。自動車保有台数に関するパラメータは、削減、買い替え、追加購入において有意に負値であった。すなわち、保有台数が多い世帯ほど、次の取替更新行動が発生しやすいことを意味している。結婚や引越、免許取得に関するパラメータは、削減、買い替え、追加購入のそれぞれで有意に負値となり、世帯内でのイベントが自動車の保有状態に変化をもたらす要因となることが分かる。購入時の車齢、及び走行距離に関する共変量のパラメータは負値となった。これは、中古車保有世帯は、新車保有世帯に比べて、取替更新行動までの期間が短いことを表わしている。日本自動車工業会の2007年度乗用車市場動向調査<sup>16)</sup>の集計結果では、新車平均保有期間は7.1年、中古車平均保有期間は5.0年と、新車の方が保有期間は長く、本モデルの推定結果の傾向と一致している。

軽自動車、コンパクトカー、セダンの保有台数に関する共変量は、追加購入に関していずれも正で有意な値となった。すなわち、SUVやスポーツカー、バン等に比べて、これらの車種を保有する世帯は自動車を追加購入しにくいことが明らかとなった。

本モデルでは、保有に関する税金として保有費用（取得税、自動車税、重量税の合計値）を採用し、アンケート調査で得た購入費用、車種属性を用いて設定した。また、保有費用は排気量と相関が高いので、直接共変量とせずに、世帯年収と世帯人数の合成変数としてモデルに採用した。なお、走行費用は有意な値にならなかったため、共変量から除外した。これは、走行費用は取替更新期間に直接影響を及ぼさないことを意味している。

保有費用に関する合成変数のパラメータ推定結果に着目すると、削減、買い替え、追加購入のいずれにおいても正で有意な値となった。その絶対値は追加購入、買い替え、削減の順に大きい。これは保有費用が高くなると、削減が最も起こりやすく、以下、買い替え、追加購入の順となることを表している。

保有費用パラメータは、基準ハザードに対する保有費用変化の影響を表すことを踏まえると、パ

ラメータの大小関係は予想と合致しているが、符号に関しては、一部予想に反する結果が得られた。つまり保有費用の上昇は、少なくとも削減までの保有期間の短縮につながるので、負の推定値が期待されたが、得られた推定値は、全て正で有意であった。その理由として、以下の考察が成り立つ。表5より、本データの約70%が1台保有世帯であり、もし1台保有世帯が自動車を削減すれば、非保有（1台保有から0台保有）となる。一方、本調査は、代替となる公共交通機関の整備水準が低く、生活施設が分散して立地している中国地方において実施されており、実態として自動車を保有しない生活は難しい。つまり自動車削減によって、多くが自動車非保有となるデータ特性により、保有費用の増加が削減までの期間を短縮するのではなく、却ってその期間を長くするという、直感に反したパラメータ符号が得られたと考えられる。なお、この知見の妥当性を検証するには、自動車非依存地域においてサンプルを収集した上で、自動車非保有期間を含むようにモデルを拡張するなどの追加分析をより多くのサンプルに基づいて行い、それらの結果を精査する必要がある。

年間総走行距離と取替更新期間の間の依存構造を表現するコピュラ関数の推定結果は、パラメータ値が大きいほど年間総走行距離と更新期間の間で正の依存度合が高く、負で絶対値が大きいほど負の依存度合が高い傾向を意味する。パラメータ値に着目すると、買い替えについてのみ、有意に負値となった。これは、年間総走行距離と買い替えまでの期間についてのみ、両者の間に負の依存関係が存在し、年間総走行距離が長くなれば、買い替えまでの期間が短くなる傾向を表している。一方、年間総走行距離と削減、あるいは追加購入までの期間の間には有意な依存関係は存在しないことが明らかとなった。

## 5. ガソリン価格の変化、自動車関連税制を想定した感度分析

### (1) シナリオの設定

ガソリン価格の変化や自動車関連税制の変更が世帯の自動車保有・利用行動に及ぼす影響を把握するために、推定した同時決定モデルを適用して、調査時点における自動車保有状況から1年後の自動車保有・利用状態に関してシミュレーション分析を行う。なお、1年後には世帯属性の変化が考えられるが、今回のシミュレーション分析では世帯属性は調査時点の値として、以下の3シナリオを設定



する。

#### シナリオ1：自動車の走行費用の増加

石油価格の高騰，あるいはガソリン税の増税などにより，自動車の走行費用が増加した場合を想定する．具体的には，ガソリン価格が平均106円/リットル（サンプル平均値）から20%上昇したと仮定する．なお，保有費用は変化しない．

#### シナリオ2：自動車の保有費用の増加

自動車保有税の増税により，自動車の保有費用が増加した場合を想定する．具体的には，ガソリン価格が20%上昇した場合に，1年間で支払う走行費用の増額分と同額として，式(15)によって算出する．

$$HC_j = 106 \times 0.2 \times AVKM / FE_j \quad (15)$$

ここで， $HC_j$  は車種  $j$  の1年当たりの保有費用の増加分， $AVKM$  は平均年間走行距離（全自動車で，10,000 km/年/台と設定）， $FE_j$  はアンケート調査結果から算出した車種  $j$  の燃費（km/リットル）である．式(15)は，自動車の燃費によって，保有費用の増加分が変化することを表しており，保有費用の増加分は，平均で約21,000 円/年/台となっている．

#### シナリオ3：自動車の走行費用，保有費用の増加

シナリオ3では，シナリオ1，およびシナリオ2で設定した自動車の走行費用の増加と，保有費用の増加が同時に起きた場合を想定する．

### (2) シミュレーション分析の結果

表 10 にシミュレーション分析の結果を示す．なお，各種取替更新行動の発生確率は，サンプルごとに削減，買い替え，追加購入の生存確率を算出し，生存確率が 50%以下となる場合，当該取替更新行動が発生するとして，計算を行った．

表10より，走行費用の増加を想定したシナリオ1では，現況ケースの値よりも，平均総走行距離の期待値が350km減少する結果となった．また，走行費用の増加によって，買い替えの発生確率が4.4ポイント減少している．これは，走行費用の増加によって，自動車の買い替えが抑制されることを表わしている．保有費用の増加を想定したシナリオ2では，買い替えと追加購入の発生確率は減少し，自動車保有状態の変化は起こりにくくなることがわかった．また，年間総走行距離の変化量は120kmの減少となり，保有費用の増加が年間総走行距離に影響を及ぼすことが明らかとなった．

表 10 シミュレーション分析の結果

|                     | 現状ケース      | シナリオ              |                   |                   |
|---------------------|------------|-------------------|-------------------|-------------------|
|                     |            | 1                 | 2                 | 3                 |
| 年間総走行距離<br>(万 km/年) | 1.313<br>— | 1.278<br>(-0.035) | 1.301<br>(-0.012) | 1.273<br>(-0.040) |
| 削減<br>発生確率(%)       | 12.5<br>—  | 12.5<br>(0.0)     | 12.5<br>(0.0)     | 10.4<br>(-2.1)    |
| 買い替え<br>発生確率(%)     | 18.6<br>—  | 14.2<br>(-4.4)    | 11.4<br>(-7.2)    | 13.6<br>(-5.0)    |
| 追加購入<br>発生確率(%)     | 9.0<br>—   | 9.0<br>(0.0)      | 3.9<br>(-5.1)     | 6.4<br>(-2.6)     |
| 取替更新なし<br>発生確率(%)   | 55.9       | 64.3<br>(4.4)     | 72.2<br>(12.3)    | 69.6<br>(9.7)     |

括弧内の数値は現状ケースとの差を示す

走行費用，および保有費用の増加が同時に起きた場合を想定したシナリオ 3 では，全ての保有状態変化の発生確率，および平均年間総走行距離の期待値は減少した．シナリオ 2 とシナリオ 3 の結果を比較すると，シナリオ 3 の方が，削減の発生確率は減少し，追加購入の発生確率は増加している．これは，世帯が支払う費用は，シナリオ 3 の方がシナリオ 2 よりも高いため，直感に反する結果である．その原因として，4. (3)で考察したように，使用したデータが，自動車依存型地域で収集されたこと，および 1 台保有サンプルが多いことが考えられる．また，保有車種に着目すると，複数台保有サンプルの多くは，排気量が大きく燃費が悪い自動車と排気量が少なく燃費が良い自動車を組み合わせて保有し，目的に応じて自動車の使い分けを行っている．一方，1 台保有世帯は排気量の大きい自動車のみを保有する傾向にある．以上のことから，シナリオ 2 に比べて，シナリオ 3 の削減発生確率が減少し，追加購入発生確率が増加した理由として，世帯は保有費用よりも走行費用の増加による支出を軽減するために，世帯内での自動車の使い分けを重視し，複数台保有世帯では台数削減が抑制され，1 台保有世帯では排気量が小さく燃費の良い自動車の追加購入が促進されたと考えられる．以上の考察の妥当性を検証するためには，保有台数別に取替更新行動を分析すること，および取替更新行動と削減車種選択または購入車種を同時に考慮したモデル開発が必要であり，今後の重要な研究課題である．

以上のシミュレーション分析結果より，走行費用，または保有費用の増加は，取替更新行動自体を抑制する効果が大きく，その大きさは，後者の方がより大きいことが明らかとなった．

## 6. 結論

本研究では、既往研究でほとんど着目されていなかった「走行段階」と「保有段階」の相互依存性に着目し、それらを構成する日々の行動要素の時間的な集計結果として観測される年間総走行距離と取替更新行動までの期間を対象に、同時決定モデルの開発を行った。分析に際して、世帯の自動車年間総走行距離の周辺分布に生存時間モデル、取替更新行動までの期間の周辺分布に競合危険モデルを適用し、変量間の相互依存性をコピュラ関数によって表現した。本提案手法により、取替更新行動までの期間の変化が年間総走行距離に、年間総走行距離の変化が取替更新行動までの期間にそれぞれ及ぼす影響を同時に扱うことができる。また、生存時間分析の適用は、モデルの複雑化を回避できる。さらに提案した分析フレームは、購入段階の車種選択行動や世帯の居住地選択や個人の交通手段選択など、必要に応じて、政策決定者にとって関心が高い他の交通行動との統合分析が容易であり、拡張性が高いという特長を有する。

2006年に中国地方5県を対象に実施したアンケート調査結果を用いた実証分析の結果、年間総走行距離と買い替えまでの期間の相互依存性を表現するコピュラ・パラメータが有意な値となった。すなわち、相互依存性が存在することが明らかとなり、提案手法の有効性が示された。得られたモデルの推定結果を用いて、自動車関連税制の変更や石油価格の変化による走行費用、および保有費用の増加を想定し、モデルの感度分析を行った。分析の結果、自動車排出ガス削減のための施策として、走行距離削減の観点からは、年間総走行距離削減に直接影響する走行費用の増加が有効であることがわかった。また、本研究では、既往の研究では明示的に考慮されていなかった自動車保有行動と利用行動の相互依存性に着目することにより、走行費用の変化が世帯の自動車保有行動に及ぼす影響、および保有費用の変化が自動車利用行動に及ぼす影響を同時に把握することができた。

今後の課題を以下にまとめる。本研究では、世帯の自動車保有・利用行動に関わる3段階のうち、走行段階と保有段階にのみ着目した。しかし、購入段階の車種選択、あるいは複数台保有世帯の廃車・売却車種選択についても「走行段階」や「保有段階」に関係する内生変数として、本研究で開発した同時決定モデルに組み合わせて、同時にモデル化すべきである。その場合にもコピュラ関数を用いれば、周辺分布ごとに異なる分布を設定で

きる上、変量間の多様な相互依存性を少数のパラメータで表現できる。しかし、コピュラ関数を用いた交通行動分析は、これまでほとんど行われていない。コピュラ関数の交通行動分析手法としての適用可能性を探ることは、複数の行動要素を組み合わせたモデルへの拡張、および分析の精緻化を図る上で重要な課題である。

## 参考文献

- 1) 石油情報センター，給油所石油製品，一般小売化価格，2008. (URL:<http://oil-info.iecej.or.jp/>)
- 2) 山本俊行，北村隆一，河本一郎：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，土木学会論文集，No.674/IV-51，pp.63-73，2001.
- 3) De Jong, G.: A disaggregate model system of vehicle holding duration, type choice and use, Transportation Research Part B, Vol.30, pp.263-276, 1996.
- 4) Yamamoto, T., Kitamura, R.: An analysis of household vehicle holding durations considering intended holding durations, Transportation Research Part A, Vol.34, pp.339-351, 2000.
- 5) Nelsen, R.B: An Introduction to Copulas, Springer, 1999.
- 6) Joe, H.: Multivariate Models and Dependence Concepts, Monographs on Statistics and Applied Probability 73, 1997.
- 7) 桑野将司，藤原章正，塚井誠人，張峻屹，岩本真由子：コピュラを用いた自動車保有期間と走行距離の同時決定モデルの開発，土木学会論文集（印刷中）
- 8) J.P.クライン，M.L.メシュベルガー：生存時間解析，シュプリンガー・ジャパン，2009.
- 9) 北村隆一，佐々木邦明，山本俊行，森川高行，藤井聡：交通行動の分析とモデリング，技報堂出版，2002.
- 10) Gilbert, C.: A duration model of automobile ownership, Transportation Research, Part B, Vol.26, No.2, pp.97-114, 1992.
- 11) 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.
- 12) 山本俊行，北村隆一，藤井宏明：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，土木学会論文集，No.667/IV-50，pp.137-146，2001.
- 13) 岩崎学：不完全データの統計解析，エコノミスト社，2002.
- 14) 自動車検査登録情報協会：車種別（詳細）保

有台数表, 2010. (URL: <http://www.airia.or.jp/number/index.html>)

15) 国土交通省: 自動車輸送統計年報, 2010.  
(URL: [http://www.mlit.go.jp/statistics/details/jidosha\\_list.html](http://www.mlit.go.jp/statistics/details/jidosha_list.html))

16) 社団法人日本自動車工業会: 2007 年度乗用車市場動向調査, 2008. (URL: [www.jama.or.jp/lib/invest\\_analysis/pdf/2007PassengerCars.pdf](http://www.jama.or.jp/lib/invest_analysis/pdf/2007PassengerCars.pdf))

---

## 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\*

桑野将司\*\*・岩本真由子\*\*\*・塚井誠人\*\*\*\*・藤原章正\*\*\*\*\*・張峻屹\*\*\*\*\*

本研究では, 石油価格の変化や自動車関連税制の変更が世帯の自動車保有・利用行動に及ぼす影響を明らかにするため, 年間総走行距離と自動車取替更新行動の同時決定モデルの開発を行い, 行動間の依存関係, およびそれぞれの行動に及ぼす影響を明らかにした. 取替更新行動として削減, 買い替え, 追加購入の3種類を考慮した. コピュラ関数を用いた同時決定モデルの推定結果より, 年間総走行距離と買い替えまでの間のみ, 負の相互依存性が存在することが明らかとなり, 開発したモデルの有効性を示すことができた. さらに, シミュレーション分析の結果, 石油価格の高騰が自動車年間総走行距離および取替更新行動の期間に及ぼす影響を定量的に把握することができた.

---

## Modeling of Household Vehicle Transactions with Interdependency of Car Ownership and Use Behavior\*

By Masashi KUWANO\*\*・Mayuko IWAMOTO\*\*\*・Makoto TSUKAI\*\*\*\*・Akimasa FUJIWARA\*\*\*\*\*・Junyi ZHANG\*\*\*\*\*

This study focuses on household behavior of vehicle use and transactions, and proposes a Copula-base Multivariate Survival model in order to capture the interdependence among these two behaviors. By using the data set collected in Chugoku region, proposed model is estimated. The estimated model showed that the suggested model was effective in terms of model performance and applicability. The estimated copula parameters showed that the vehicle use and the duration of vehicle replacement were significantly correlated. The simulation analyses in fuel price demonstrated that the proposed model could appropriately capture the household vehicle ownership behavior, for example, an increase in fuel price would cause both the decrease of durations in vehicle ownership and annual traveling distance.

---