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

桑野 将司¹・藤原 章正²・塚井 誠人³・張 峻屹⁴・岩本 真由子⁵

¹正会員 広島大学大学院助教 工学研究科 (〒739-8527 東広島市鏡山1-4-1)

E-mail: kuwano@hiroshima-u.ac.jp

²正会員 広島大学大学院教授 国際協力研究科 (〒739-8529 東広島市鏡山1-5-1)

E-mail: afujiw@hiroshima-u.ac.jp

³正会員 広島大学大学院准教授 工学研究科 (〒739-8527 東広島市鏡山1-4-1)

E-mail: mtukai@hiroshima-u.ac.jp

⁴正会員 広島大学大学院准教授 国際協力研究科 (〒739-8529 東広島市鏡山1-5-1)

E-mail: zjy@hiroshima-u.ac.jp

⁵学生員 広島大学大学院 工学研究科 (〒739-8527 東広島市鏡山1-4-1)

E-mail: m093898@hiroshima-u.ac.jp

本研究では自動車の保有期間と年間走行距離の相互依存性を考慮した自動車保有・利用行動の同時決定モデルの開発を行った。具体的には、2変量間の非線形な相互依存性を取り扱うことができるコピュラ関数を用いた多変量生存時間モデルを構築し、保有期間と走行距離の間に異なる依存構造を表現する正規コピュラ、ガンベル・コピュラ、クレイトン・コピュラ、フランク・コピュラの適用を行った。2006年10月に中国地方の5県を対象に行われたアンケート調査のデータを用いた実証分析の結果、保有期間と年間走行距離の間にクレイトン・コピュラを適用したときモデル適合度が最も高く、利用行動と保有行動の間に負の相互依存性が存在することを明らかにした。開発したモデルの現況再現性は従来の分析手法よりも高く、その有効性が実証された。

Key Words : car holding duration, travel distance, multivariate survival duration, copula

1. はじめに

近年、地球環境問題が大きな社会的関心事となっている中で、自動車保有・利用に関する政策として二酸化炭素の排出抑制を目的とした排出ガス規制の強化、低公害車普及のためのグリーン税制をはじめとする自動車関連税制の改変、環境負荷の小さい都市構造への見直し、かしこい車の使い方に向けた態度・行動変容等の様々な政策が実施、検討されている。さらには2008年の石油価格の高騰を受けて世帯の自動車保有・利用行動を見直す機運が高まりつつある。このような状況下、各種政策の実施や石油価格の高騰が世帯の自動車保有・利用行動に及ぼす影響の定量的な評価について、その方法論と応用に関する研究の蓄積は十分であるとはいえない。

ミクロな視点では、世帯の自動車保有・利用行動は車種選択を扱う「購入段階」、走行距離や利用頻度を決定する「利用段階(走行段階)」、および世帯としてのどの程度の期間を保有するかを決定する「保有段階」の3

段階に分けることができる。この中でも「利用段階」と「保有段階」は、利用者のモビリティ水準や自動車利用によるCO₂排出量を評価する上で重要な指標である。本研究では、「利用段階」の走行距離、「保有段階」の保有期間に着目した分析を行う。

上述の各種政策の実施による自動車の保有費用と走行費用の変化を考えると、これら費用の変化は保有期間や走行距離のそれぞれに直接影響を及ぼすものと考えられる。さらに、走行費用の影響を受けた走行距離の変化が保有期間に及ぼす影響と、保有費用の影響を受けた保有期間の変化が走行距離に及ぼす影響の双方向の因果関係が存在しうる。世帯はこのような双方向の因果関係を同時に配慮して自動車の保有・利用に関する意思決定を行うと考えられる。しかし、後述するように、既往研究における保有期間を目的変数、走行距離を説明変数としたモデルでは、保有期間と走行距離の因果関係を単方向に固定しており、保有期間と走行距離の相互依存性を取り扱うことができない。

図-1 モデルの枠組み

本研究では、保有期間と年間走行距離の因果関係を仮定せずに、それらの相互依存性を考慮するために自動車の保有行動と利用行動の同時決定モデルの開発を目的とする(図-1)。具体的には、保有期間と年間走行距離のそれぞれについて、周辺分布に多様な確率分布の仮定を許容する生存時間モデルを適用する。そして、保有期間と年間走行距離の相互依存性をコピュラ関数によって表現した新たな多変量生存時間モデルを開発し、それを用いて世帯の自動車保有・利用行動分析を行う。コピュラ関数の適用の利点は、多変量分布を仮定する既存モデルでは、変量間の相互依存性を多くの分散・共分散パラメータにより表現する必要があるが、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、変量間についても数個のパラメータで多様な相互依存性を表現することが可能となる。また、モデル推定において、最尤推定をシミュレーション方法で行う必要がなく、通常最尤推定法をそのまま適用することができる点も、無視できない特徴である。

2. 既往研究の整理と本研究の位置づけ

これまで世帯の自動車保有・利用行動は、購入段階(車種選択や保有台数選択)、保有段階(保有期間や取替え更新行動)、利用段階(走行距離や利用頻度)の3つに大別され、主にそれぞれの行動に関して個別に分析がなされてきた¹⁾。本節では自動車保有行動、利用行動に関する既往研究、および購入行動、保有行動、利用行動を同時に分析した既往研究について整理する。

自動車保有行動を動的に分析する手法として主に生存時間モデル¹⁾が適用されている。山本ら²⁾は世帯の自動車保有期間を決定する要因として、自動車購入時に予定していた予定要因(世帯属性、個人属性)と、購入時では予定していなかった予定外要因(事故、世帯イベント)に分け、それらが保有期間に及ぼす要因について分

析を行った。その結果、中古車や単身または若年世帯では、予定外要因によって自動車の売却・廃車が行われることが多いことを明らかにしている。桑野ら³⁾は自動車保有行動における世帯異質性に着目して、1台の自動車を長く保有する世帯や、短期間で購入と廃車、売却を繰り返す世帯などの違いが世帯のライフサイクルステージに起因するという仮説に基づいて、生存時間モデルに潜在クラス手法を適用して自動車保有期間の分析を行った。分析の結果、潜在クラスとして「高齢世帯」と「若年・中年層の核家族世帯」が抽出され、それぞれ自動車保有期間の分布形状が異なることを明らかにした。Gilbert⁴⁾は、1ヶ月ごとの自動車保有状況を記録した6年半に渡るパネルデータを用いて、自動車の購入から、「新車への買い替え」、「中古車への買い替え」、「買い替えを伴わない破棄」の3種類の事象が起こるまでの期間を分析対象とした競合危険モデルを構築している。競合危険モデルとは、通常の生存時間モデルに事象の生起に複数の原因が考えられる場合を拡張した手法である。同様に山本ら⁵⁾は、世帯の自動車保有・利用行動に競合危険モデルを適用して、「自動車の買い替え」、「破棄」、「追加購入」の3種類の事象が生起するまでの期間を分析している。この研究では、自動車取替更新行動に影響を与える要因の遅れ効果を表現する時間依存性共変量をモデルに導入し、状態の変化が自動車取替更新行動に与える影響について把握している。

一方、自動車利用行動については、1年や1ヶ月といった一定期間内の自動車走行距離を目的変数とした重回帰モデルによる分析が一般的である⁶⁾。自動車を複数台保有する世帯では、保有する自動車間の走行距離が相互に影響を与えることや、各車に共通の非観測要因が存在すると考えられることから、誤差項間の相関関係を考慮した定式化が行われている⁸⁾。しかし、既往研究において構築された走行距離モデルの適合度は低く、十分に自動車利用行動を表現できているとは言い難い。その理由として、重回帰分析では、自動車走行距離の分布形に単純な正規分布を仮定していることが考えられる。実際には、各世帯の置かれている地域特性や世帯属性によって自動車への依存度は多様であるので、自動車で長距離移動する世帯、そうでない世帯など自動車交通への依存度の異なる世帯が混在し、結果的に自動車走行距離は世帯間でのばらつきが大きくなっている。そのため、母集団の自動車走行距離の分布形は複雑であり、重回帰分析適用の前提条件となる単純な関数変換による線形関数への置き換えでは、不十分な場合が多い。この問題に対して、桑野ら⁹⁾は生存時間モデルを適用して、自動車走行距離の分布形に複数の分布形を仮定した自動車利用行動モデルを提案した。その結果、複数の分布形から適切な分布形を選択することにより、自動車走行距離に対して

より適合度の高いモデルが得られることを示した。

自動車保有・利用行動に関する購入、利用、保有の各段階は独立ではなく、ある段階の行動が他の段階の行動に影響を及ぼすため、これらの相互影響を考慮した統合モデルの開発も進められている。山本ら¹⁰⁾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自動車の年間走行距離モデル（重回帰モデル）を構築している。De Jong¹¹⁾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）、および年間走行距離とエネルギー消費量（重回帰モデル）から成る一連の世帯自動車保有・利用行動を統合したモデルを構築した。以上のように、既往研究における統合モデルでは、購入行動と利用行動の相互依存性に着目した研究は多く存在するが、利用行動と保有行動の関係に着目した研究は少ない。さらに、これまでの利用行動と保有行動に着目した研究では、自動車利用行動モデルの目的変数として算出される期待走行距離を保有期間モデルの説明変数として取り入れられているにすぎず、利用行動と保有行動間の相互依存性は明示的に考慮されていない。

今後の自動車関連政策では、走行距離の削減、保有台数の削減、および低公害車普及促進を検討することが一層重要となるであろう。そこで本研究では、先行研究の蓄積が少ない利用行動と保有行動の相互依存性に着目し、それらの相互依存性を考慮した自動車保有・利用行動の同時決定モデルの開発を行う。具体的には、先行研究に基づいて保有期間と走行距離の周辺分布に生存時間モデルを適用した多変量生存時間モデルを構築する。

分析に際しては、変量間の非線形な依存関係を表現できるコピュラ関数を用いる。コピュラ関数を用いた多変量生存時間モデルの長所は、線形相関では見落とされがちな保有期間と走行距離の分布間の依存関係を明示的に扱い、また様々な相互依存性に対応する分布の記述が可能なる点にある^{12,13)}。コピュラ関数を用いた分析は、主に金融工学¹⁴⁾の分野で多用されている。交通行動分析の分野では、Bhatらが居住地選択と自動車利用距離¹⁵⁾、車種選択と自動車走行距離¹⁶⁾といった離散・連続モデルの枠組みの中でロジット型モデルと重回帰分析の誤差項の相関を考慮するためにコピュラを適用している。しかし、異なる行動の周辺分布間の相互依存性に着目し、多変量生存時間モデルにコピュラを適用した研究事例は筆者の知る限り存在しない。

3. コピュラ関数による保有期間と走行距離の同時決定モデルの開発

(1) 単変量生存時間モデル

生存時間モデルは、基準時刻からある事象が生起、ま

たは終了するまでの期間を解析の対象とするモデルである。期間のデータが非負であり、一部に非常に長い継続期間を示すデータが存在する（分布が右に長くなる）現象に用いられることが多い。

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 T の分布を生存関数 $S(t)$ 、およびハザード関数 $h(t)$ で表す。これらは、累積分布関数 $F(t)$ と確率密度関数 $f(t)$ により次のように表される。

$$S(t) = \Pr(T \geq t) = 1 - \Pr(T \leq t) = 1 - F(t) \quad (1)$$

$$h(t) = f(t) / S(t) \quad (2)$$

ここでは、基準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の一つである加速故障ハザードモデルを用いて定式化する。このモデルは、時間の経過によって値が変化する時間依存性共変量（例えば、世帯属性や費用など）が生存時間（保有期間と走行距離）に及ぼす影響の変化を取り扱うことができるという特徴がある。時点 t における時間依存性共変量の値を $X(t)$ とすると、生存関数とハザード関数は以下のように表される。

$$S(t | X(t)) = \exp\left(-\int_0^t h(t | X(t)) dt\right) \quad (3)$$

$$h(t | X(t)) = h_0(t) \exp(-\beta X(t)) \exp(-\beta X(t)) \quad (4)$$

ただし、 $h_0(t)$ は全ての共変量が 0 の場合のハザードを表しており、基準ハザード関数と呼ばれる。時間依存性共変量を導入するにあたり、 $X(t)$ が t の単純な関数で表せない場合には、式 (3) の右辺の積分が解析的に求まらないため、数値積分などを行う必要がある。パラメトリックなハザードモデルでは、時間依存性共変量 $X(t)$ を、式 (5) に示すようなステップ関数として考え、時間軸をいくつかの区間に分割し、各区間ごとに共変量を与える。

$$X(t) = \begin{cases} X_1 & \text{if } t < t_1 \\ X_2 & \text{if } t_1 \leq t < t_2 \\ \vdots & \\ X_J & \text{if } t_{J-1} \leq t \end{cases} \quad (5)$$

未知パラメータの推定に際しては、区間ごとに設定した $X(t)$ に共通するパラメータを推定することにより、時間依存性共変量のハザードへの寄与を求められる。生存関数は式 (6) によって定義される。

$$S(t | X(t)) = \begin{cases} S(t | X_1) & \text{if } t < t_1 \\ S(t_1 | X_1) \cdot \prod_{j=1}^{n-1} \frac{S(t_{j+1} | X_{j+1})}{S(t_j | X_{j+1})} \cdot \frac{S(t | X_{n+1})}{S(t_n | X_{n+1})} & \text{if } t_n \leq t < t_{n+1} \\ S(t_1 | X_1) \cdot \prod_{j=1}^{J-2} \frac{S(t_{j+1} | X_{j+1})}{S(t_j | X_{j+1})} \cdot \frac{S(t | X_J)}{S(t_{J-1} | X_J)} & \text{if } t_{J-1} \leq t \end{cases} \quad (6)$$

(2) コピュラ関数を用いた同時決定モデルの開発

a) 多変量生存時間モデルによる同時決定モデル

本研究では、世帯の自動車保有行動と利用行動の相互依存性を考慮するため、生存時間モデルの対象を自動車の保有開始から終了までの期間 T 、および年間走行距離 D の2変量を同時に決定するモデルを開発する。

期間 t において自動車の保有が終了しておらず、また走行距離 d で1年間の自動車利用が終了していない確率を同時生存関数 S 、 t と d の同時分布関数を F 、同時確率密度関数を f 、周辺生存関数をそれぞれ $S^T = S(t, -\infty)$ 、 $S^D = S(-\infty, d)$ とする。このとき、 t と d に関する同時生存関数 S は式 (7) により定式化される。

$$S(t, d) = P(T \geq t, D \geq d) \\ = \int_d^\infty \int_t^\infty f(\xi, \zeta) d\xi d\zeta \quad (7)$$

b) コピュラ関数

本研究では、式 (7) の2変量生存時間モデルの解法として、コピュラ関数 $C^{12,13)}$ を用いる。2変量コピュラ関数は以下のように定義される。

<コピュラ関数の定義>

次の性質を全て満たす関数 C をコピュラ関数という。

- 任意の $u \in [0, 1]$ と任意の $v \in [0, 1]$ について、

$$C(u, 0) = 0 = C(0, v) \quad (8)$$

- 任意の $u \in [0, 1]$ と任意の $v \in [0, 1]$ について、

$$C(u, 1) = u \text{ かつ } C(1, v) = v \quad (9)$$

- $B = [u_1, u_2] \times [v_1, v_2]$ 、 $u_1 \leq u_2$ 、 $v_1 \leq v_2$ を、全ての頂点が $[0, 1] \times [0, 1]$ に含まれる矩形領域とする。このとき、任意の $V_C(B)$ について、

$$V_C(B) = \\ C(u_2, v_2) - C(u_2, v_1) - C(u_1, v_2) + C(u_1, v_1) \geq 0 \quad (10)$$

さらに、以下に示すスクラーの定理^{12,13)}によって、式 (7) から式 (10) を満たす2変量コピュラ関数と一般の2変量分布関数は同値性が保証される。

<スクラーの定理>

周辺分布関数 $F^T(t)$ 、 $F^D(d)$ を持つ連続な2変量同時分布関数を $F(x, y)$ とする。このとき、任意の $(x, y) \in [-\infty, \infty] \times [-\infty, \infty]$ について、次式を満たすコピュラ関数 C が一意に存在する。

$$\Pr(T \leq t, D \leq d) = F(t, d) = C(F^T(t), F^D(d)) \quad (11)$$

スクラーの定理から、コピュラ関数 C に周辺分布関数 F^T 、 F^D を適用することで生成される $C(F^T, F^D)$ は、周辺分布を区間 $[0, 1]$ とする同時分布関数である。

変量間の複雑な依存関係を表現するために、これまで様々な形でコピュラ関数の定式化が行われている^{12,13)}。

本研究では、変量間の依存関係を1つのパラメータで表現することが可能で、特に2変量データの依存関係を表現するのに有用なアルキメディアン・コピュラ族の中から、それぞれが異なる依存構造を表す4つのコピュラ、1) 正規コピュラ、2) ガンベル・コピュラ、3) クレイトン・コピュラ、4) フランク・コピュラを候補分布として考慮し、それぞれについてモデルを推定して当てはまりが最も高いコピュラを選択する。なお、正規コピュラを仮定すると、変量間に多変量正規分布を仮定した場合と一致する。

周辺分布関数をそれぞれ $F^T(t) = u$ 、 $F^D(d) = v$ の2変量とした場合の、コピュラの関数を式 (12) から式 (15) に示す。

1) 正規コピュラ

$$C(u, v) = \Phi_n(\Phi_1^{-1}(u), \Phi_1^{-1}(v); \theta) \quad (-1 \leq \theta \leq 1) \quad (12)$$

ここで、 $\Phi_n(\cdot)$ は n 変量正規分布関数である。 θ 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) ガンベル・コピュラ

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

ここで、 θ 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。

3) クレイトン・コピュラ

$$C(u, v) = [\max(u^{-\theta} + v^{-\theta} - 1, 0)]^{-1/\theta} \\ (1 \leq \theta < \infty \text{ または } 0 < \theta) \quad (14)$$

ここで、 θ 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。

4) フランク・コピュラ

$$C(u, v) = -\frac{1}{\theta} \ln \left(1 + \frac{(\exp(-\theta u) - 1)(\exp(-\theta v) - 1)}{\exp(-\theta) - 1} \right) \\ (\theta \neq 0) \quad (15)$$

ここで、 θ 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。

c) コピュラ関数を用いた同時決定モデルの開発

式 (7) で定式化された自動車保有期間 t と年間走行距離 d に関する同時生存関数 $S(t, d)$ は、式 (11) のコピュラ関数 C を用いて次のように表される。

$$\begin{aligned}
 S(t, d | X(t), Y(d)) &= \Pr[T > t, D > d | X(t), Y(d)] \\
 &= \int_d^\infty \int_t^\infty f(\xi, \zeta | X(t), Y(d)) d\xi d\zeta \\
 &= 1 - F^T(t | X(t)) - F^D(d | Y(d)) \\
 &\quad + F(t, d | X(t), Y(d)) \\
 &= S^T(t | X(t)) + S^D(d | Y(d)) - 1 \\
 &\quad + C(F^T(t | X(t)), F^D(d | Y(d))) \\
 &= S^T(t | X(t)) + S^D(d | Y(d)) - 1 \\
 &\quad + C(1 - S^T(t | X(t)), 1 - S^D(d | Y(d))) \\
 &= \hat{C}(S^T(t | X(t)), S^D(d | Y(d)))
 \end{aligned} \tag{16}$$

ここで、 $\hat{C}$ は生存コピュラ、 $X(t)$ 、 $Y(d)$ は保有期間と年間走行距離に関する共変量である。

生存コピュラの同時密度関数 $\hat{c}$ は式 (17) のようになる。

$$\begin{aligned}
 \hat{c}(S^T(t | X(t)), S^D(d | Y(d))) \\
 = \frac{\partial^2 \hat{C}(S^T(t | X(t)), S^D(d | Y(d)))}{\partial S^T(t | X(t)) \cdot \partial S^D(d | Y(d))}
 \end{aligned} \tag{17}$$

T と D の確率密度関数をそれぞれ $f^T(t | X(t))$ と $f^D(d | Y(d))$ 、また 2 変量 (T, D) の同時確率密度関数を f とすると、式 (17) より、式 (18) が得られる。

$$\begin{aligned}
 f(t, d | X(t), Y(d)) \\
 &= \hat{c}(S^T(t | X(t)), S^D(d | Y(d))) \\
 &\quad \times \{-f^T(t | X(t))\} \times \{-f^D(d | Y(d))\} \\
 &= \hat{c}(S^T(t | X(t)), S^D(d | Y(d))) \\
 &\quad \times f^T(t | X(t)) \times f^D(d | Y(d))
 \end{aligned} \tag{18}$$

式 (18) より対数尤度関数は、式 (19) で表される。

$$\begin{aligned}
 l(\alpha, \beta, \theta) \\
 = \sum_{i=1}^I \{ \ln \hat{c}(S^T(t_i | X_i(t)); \alpha), (S^D(d_i | Y_i(d)); \beta); \theta) \\
 + \ln f^T(t_i | X_i(t); \alpha) + \ln f^D(d_i | Y_i(d); \beta) \}
 \end{aligned} \tag{19}$$

ここで、 t_i 、 d_i は、世帯 i の自動車保有期間、年間走行距離、 α 、 β は共変量ベクトルの未知パラメータベクトル、 θ はコピュラの依存構造を表すパラメータである。

4. 使用データの概要

(1) 調査の概要

本研究では著者らの研究室が 2006 年 10 月に実施した世帯アンケート調査のデータを用いる。この調査は、イ

ンターネットを利用した Web 調査方式で行われた。対象世帯は中国地方の 5 県に居住する世帯であり、世帯構成員の個人属性、世帯属性、1996 年から 2006 年の 10 年間の世帯属性の変化および同期間に保有していた自動車特性等に関するすべての質問に対して 490 世帯 (1,068 台の自動車) から有効回答を得た。表-1 に調査時点での回答者の個人属性および世帯属性を示す。

夫婦の年齢層は夫と妻の年齢の平均値によって区分した。30~40 歳代と比べて、50 歳~60 歳代のサンプルが非常に少なく、サンプル構成にバイアスが生じていると考えられる。これは積極的にインターネットを利用しようとする高年世代が少ないことが原因であり、Web アンケート調査による影響と考えられる。世帯人数の構成に着目すると、本調査では対象世帯を 2 人から 4 人世帯と限定したため、夫婦世帯、夫婦と子供世帯が大半を占める結果となった。自動車保有台数は、全サンプルの調査時点の自動車保有台数の平均は 1.47 台であった。

表-2 に 1996 年から 2006 年の 10 年間に保有された 1,068 台の自動車の保有時期の分布を示す。ところで、生存時間モデルでは、打ち切りサンプルの扱いに起因して、生存期間を過小あるいは過大評価するなど推定結果にバイアスが生じることが知られている¹⁷⁾。しかし、本研究では、同時決定モデルの有効性を、モデルの適合度および現況再現性によって検証することに主眼を置いたため、打ち切りを受けたサンプルを除外した 294 サンプル (表-1 の 2 行目) を対象に分析を行う。なお、開発したモデルは、従来の生存時間分析と同様に打ち切りサンプルを考慮した分析へと拡張することが可能である。また、本研究では、保有期間と年間走行距離の相互依存性を考慮することに限定し、同一世帯内で保有する複数車両間の保有、利用に関する競合や補完関係は考慮せず、全ての自動車保有・利用行動は独立に行われていると仮定する。複数車両間の相互影響の考慮は今後の重要な課題である。

表-1 個人・世帯属性

	20代	30代	40代	50代	60代
夫婦の年齢層	9.6%	51.2%	28.2%	8.4%	2.7%
世帯人数	2人	3人	4人		
	25.5%	32.9%	41.6%		
自動車保有台数	1台保有	2台保有			
	53.3%	46.7%			

表-2 保有された時期

保有時期	サンプル数	割合(%)
1996年以前に保有開始	206	19.29%
1996年から2006年の間に保有が開始・終了	294	27.53%
2006年に保有が継続中	568	53.18%

(2) 保有期間と年間走行距離の分布

図-2 に、1996 年から 2006 年の間に保有が開始・終了した 294 サンプルについて、保有期間の分布を示す。平均保有期間は 4.72 年であった。保有期間の分布に着目すると、自動車を購入して 3 年から 6 年で自動車を手放す世帯が多い。特に、3 年と 6 年にピークが現われている。これは、新車の場合は最初の 3 年目、それ以外は 2 年毎に車検があることを考慮すると、車検が契機となり自動車を買い替える世帯が多いためと考えられる。また、7 年以上保有する世帯数は、保有期間が長くなるほど減少する。図-3 に世帯が保有する全自動車の 1 台あたりの年間走行距離の分布を示す。平均年間走行距離は 10,130km であった。分布に着目すると、年間に 10,000km ~ 12,500km 走行するサンプルの割合が 24% と最も多く、次いで 5000km ~ 7500km が 19% となった。図-4 に年間走行距離と保有期間の同時分布を示す。年間走行距離が 10,000km ~ 12,500km、保有期間が 6 年の世帯が最も多く観測された。同図より、年間走行距離が長い世帯ほど保有期間が短くなる傾向が見られる。これは利用行動と保有行動の間に負の依存関係が存在することを示している。

図-2 保有期間の分布

図-3 年間走行距離の分布

図-4 保有期間と年間走行距離の同時分布

5. 実証分析

(1) コピュラ関数の決定

本研究では、保有期間と年間走行距離の依存構造を候補と設定した 4 つのコピュラ関数 (1) 正規コピュラ、2) ガンベル・コピュラ、3) クレイトン・コピュラ、4) フランク・コピュラ) を用いたモデルの推定結果を比較する。なお、分析に先立って保有期間と年間走行距離のそれぞれの生存関数に確率分布を仮定する必要がある。本研究では周辺分布に対する事前分析の結果、両変量に対してモデルの当てはまりが良かったワイブル分布を仮定した。

4 種類のコピュラを仮定した場合の最終対数尤度と BIC を表-3 に示す。表-3 より、クレイトン・コピュラを仮定した場合の Bayesian Information Criterion (BIC) が最も小さく、以下、フランク・コピュラ、正規コピュラ、ガンベル・コピュラの順となった。よって、保有期間と年間走行距離の相互依存性に、既往研究で多用されてきた多変量正規分布 (正規コピュラ) よりも、クレイトン・コピュラを仮定した方がモデル適合度は高くなることが明らかとなった。さらに、相互依存性を考慮していない 2 変量生存時間モデル (独立モデル) の推定結果と比較してもクレイトン・コピュラを仮定した方がモデルの適合度が高く、開発した同時決定モデルの有効性が確認できる。

4 種類のコピュラに対して、推定されたパラメータ値から算出される保有期間と年間走行距離の同時確率密度の分布を図-5 に示す。1) 正規コピュラ、3) クレイトン・コピュラ、4) フランク・コピュラのコピュラパラメータはいずれも負で有意な値となった。つまり、保有期間と年間走行距離の間に負の依存関係が存在し、一方の变量が増加したとき、他方の变量は減少しやすいことを意味している。2) ガンベル・コピュラでは、負の依存関係を表現することができないため、2 変量間に無相関を仮定したとき ($\theta=1.0$) と同様の結果となっている。

1) 正規コピュラと 4) フランク・コピュラの同時確率密度分布の形状は、それぞれピークの値は異なるものの、その形状は類似しており、無相関を表す 2) ガンベル・コピュラの分布形状に比べて、分布のピークを中心に確率密度等高線が等間隔で小さくなっていく。一方、3) クレイトン・コピュラでは、図の左下側では確率密度等高線の間隔が狭く、右上側で広い。保有期間が 2~4 年、年間走行距離が 8,000~10,000km あたりの相関が最も強く、これら以外の保有期間と年間走行距離の範囲でも逆相関の傾向がみられる。また、保有期間 (あるいは年間走行距離) が長い自動車の方が、年間走行距離 (あるいは保有期間) が広い範囲で分布することが明らかとなった。

(2) モデルの推定結果

保有期間と年間走行距離の間の依存関係にクレイトン・コピュラを仮定したときのモデル推定結果を表4に示す。なお、モデルに導入する共変量は、相関が高い変数を除き、独立モデルにおいて BIC が最も高くなるように選定を行った。また、比較のため、変量間に相互依存性を考慮せずにそれぞれを独立に分析した、従来の単変量生存時間モデルによる推定結果も示す。両モデルの推定結果において、パラメータの符号はすべて一致している。

表-3 コピュラの比較

コピュラ	$\ln(L_C)$	p	BIC ^{a)}
1) 正規	-792.865	28	872.44
2) ガンベル	-794.766	28	874.34
3) クレイトン	-788.411	28	867.98
4) フランク	-792.620	28	872.19
相互依存性なし	-795.321 ^{b)}	27	874.89

a) $BIC = -\ln(L_C) + 0.5p \ln(N)$

$\ln(L_C)$: 最終対数尤度,

p : パラメータ数,

N : サンプル数

b) 保有期間と年間走行距離を別々に推定したときの最終対数尤度の和($\ln(L_C) = \ln(L_C^T) + \ln(L_C^D)$)

1) 正規コピュラの同時確率密度($\theta=-0.13$)

2) ガンベル・コピュラの同時確率密度($\theta=1.00$)

3) クレイトン・コピュラの同時確率密度($\theta=-0.21$)

4) フランク・コピュラの同時確率密度($\theta=-0.82$)

図-5 4種類のコピュラの同時確率密度

ハザード関数の形状パラメータに着目すると、保有期間、年間走行距離ともに形状パラメータの推定値が1以上で有意となり、それぞれ摩耗故障型のハザード関数を持つことが明らかとなった。これは保有期間、および年間走行距離が長くなるほど、世帯が自動車保有を終了する確率、および1年間の自動車の利用を終了する確率が、それぞれ高くなることを意味しており、妥当な結果である。

保有期間、年間走行距離に関するハザード関数の共変量のパラメータは、推定値が大きくなるほど保有期間、あるいは年間走行距離が長くなることを意味する。なお、本モデルは政策変数として保有費用と走行費用を含んでいる。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、また利用に関する税金として燃料税を含めた1km当たりの走行費用を採用した。前者について、3種類の性質の異なる税金の合計値を保有費用として用いたのは、それらを区別してモデルの共変量として設定すると、各々は統計的に有意とならず、また、モデルの現況再現性が低かったためである。推定されたパラメータの符号はすべて解釈可能な結果となった。

保有期間に関する共変量のパラメータ推定結果より、最寄りのスーパーまでの距離および世帯収入に関するパラメータが負で有意、保有台数に関するパラメータが正で有意であり、スーパーまでのアクセス性が低く、収入が高い、保有台数が少ない世帯の保有期間は短いことが明らかとなった。また、自動車排気量に関するパラメータが正で有意であり、軽自動車やコンパクトカーに比べて、排気量の大きい自動車の保有期間は長くなることが明らかとなった。購入時の車齢に関するパラメータが負で有意であり、購入時の車齢が高いほど保有期間は短くなることがわかる。主な利用目的に関する共変量につい

ては、通勤と買い物ダミーが共に負で有意な値となった。すなわち、レジャーや娯楽目的で利用される自動車に比べて、通勤や買い物目的で利用される自動車の保有期間は短くなる傾向を示している。保有費用に関するパラメータは負で有意な値であった。よって、保有費用の増加は保有期間の短縮につながる事が明らかとなった。

年間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、免許保有者数が負で有意な値となった。すなわち、複数の免許保有者による自動車利用の競合が生じると、年間走行距離は短くなる傾向を示している。自動車価格に関するパラメータは負で有意に、購入時の車

表4 モデルの推定結果

共変量	同時決定モデル			独立モデル		
	推定値	t値		推定値	t値	
コンピュータのパラメータ						
クレイトン・コンピュータ	-2.09.E-01	-6.99	**			
保有期間に関する共変量						
形状パラメータ	3.33.E-02	2.13	**	2.99.E-02	2.08	**
定数項	2.51.E+00	22.95	**	2.52.E+00	22.53	**
最寄り駅までの距離 (km)	2.95.E-03	1.37		2.87.E-03	1.31	
最寄りのスーパーまでの距離 (km)	-9.74.E-03	-2.61	**	-9.84.E-03	-2.69	**
自動車保有台数 (台)	9.77.E-01	8.28	**	1.00.E+00	8.53	**
免許保有者数 (人)	1.79.E-01	1.27		1.71.E-01	1.20	
有職者数 (人)	-1.51.E-01	-1.55		-1.27.E-01	-1.24	
世帯収入(百万円)	-4.64.E-02	-1.93	*	-5.28.E-02	-2.09	**
主な運転手の年齢 (歳)	1.44.E-03	0.21		-1.52.E-03	-0.21	
自動車排気量 (1/1000cc)	5.38.E-01	4.29	**	5.13.E-01	3.92	**
購入時の車齢 (年)	-2.71.E-01	-7.64	**	-2.61.E-01	-7.37	**
主な利用目的 (通勤=1,それ以外=0)	-3.90.E-01	-2.17	**	-4.00.E-01	-2.13	**
主な利用目的 (買物=1,それ以外=0)	-6.31.E-01	-3.02	**	-5.41.E-01	-2.49	**
保有費用 (万円)	-9.79.E-02	-4.67	**	-9.86.E-02	-4.58	**
走行費用 (円/km)	-7.40.E-03	-0.38		-7.28.E-03	-0.35	
年間走行距離に関する共変量						
形状パラメータ	5.28.E-01	2.60	**	5.73.E-01	2.52	**
定数項	2.10.E+00	22.19	**	2.09.E+00	21.88	**
最寄り駅までの距離 (km)	-2.23.E-03	-0.95		-2.13.E-03	-0.89	
最寄りのスーパーまでの距離 (km)	9.84.E-04	0.22		8.55.E-04	0.18	
自動車保有台数 (台)	6.56.E-02	0.64		1.51.E-01	1.46	
免許保有者数 (人)	-2.11.E-01	-1.70	*	-2.16.E-01	-1.71	*
世帯収入 (百万円)	-3.55.E-02	-1.37		-3.86.E-02	-1.42	
自動車価格 (百万円)	-3.16.E-01	-2.08	**	-2.52.E-01	-1.57	
購入時の車齢 (年)	8.07.E-02	2.13	**	9.25.E-02	2.41	**
主な利用目的 (通勤=1,それ以外=0)	3.01.E-01	2.12	**	2.57.E-01	1.72	**
保有費用 (万円)	5.88.E-02	2.97	**	5.16.E-02	2.46	**
走行費用 (円/km)	-3.16.E-02	-1.78	*	-3.15.E-02	-1.70	**
L(c) ¹⁾	-884.822			-884.822		
L(β)	-788.411			-795.321 ²⁾		

* : 10%有意, ** : 5%有意

1) : 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

2) : それぞれの生存時間モデルの最終対数尤度の合計

図-6 保有期間の確率密度の分布

図-7 年間走行距離の確率密度の分布

年齢と主な利用目的が通勤に関するパラメータが正で有意な値となった。これは、価格が安い自動車、中古車、または通勤目的で利用される自動車はそれ以外の自動車よりも年間走行距離が長い傾向を示している。また走行費用に関するパラメータは負で有意となり、ガソリン価格の高騰などによって走行費用が増加すると、走行距離は減少することを意味している。

(3) 保有期間と年間走行距離の同時確率密度

推定されたパラメータ値から算出される同時確率密度の分布を、保有期間軸と年間走行距離軸に射影した周辺確率密度分布を、図-6、および図-7にそれぞれ示す。保有期間と年間走行距離の相互依存性を考慮していない独立モデルと比べて、同時決定モデルの結果は、保有期間では分布のピークが4年から3.2年程度に小さくなり、分布の幅が大きくなっていることがわかる。一方、年間走行距離では分布のピークの値は、8,000～10,000km程度で大きな違いは見られず分布の幅もほぼ同じであり、独立モデルと同時決定モデルの間に有意な差は見られなかった。パラメータ推定結果からそれぞれ算出した自動車毎の保有期間、および年間走行距離の期待値、及び期待値と観測値の残差平方和を表-5に示す。独立モデルに比べて、同時決定モデルによる期待値の平均は観測値に近く、また観測値との残差平方和が小さくなっている。しかし、両モデルの残差平方和に大きな差は見られない。

表-5 観測値と期待値の比較

	保有期間	年間走行距離
観測値	4.72年	10,130km
同時決定モデルによる期待値	4.65年 (9.00年 ²)	10,156km (35.16km ²)
独立モデルによる期待値	4.63年 (9.00年 ²)	10,171km (35.74km ²)

括弧内の数値は観測値との残差平方和を示す

表-6 保有費用1%の増加に対する期待値の変化

	保有期間	年間走行距離
同時決定モデルによる期待値	4.41年 (-0.24年)	10,195km (+39km)
独立モデルによる期待値	4.61年 (-0.02年)	10,193km (+22km)

括弧内の数値は表-5のそれぞれの期待値との差を示す

表-7 走行費用1%の増加に対する期待値の変化

	保有期間	年間走行距離
同時決定モデルによる期待値	4.43年 (-0.22年)	10,039km (-117km)
独立モデルによる期待値	4.63年 (0.00年)	10,140km (-31km)

括弧内の数値は表-5のそれぞれの期待値との差を示す

6. 結論

世帯の自動車保有と利用行動は相互依存していると考えられる。本研究では、自動車の保有期間と年間走行距離に着目して、それぞれが異なる周辺分布に従う場合でも両者の相互依存性を明示的に考慮できる新たな同時決定モデルを、コピュ関数を用いた多変量生存時間モデルによって定式化して、その有効性を実証分析によって明らかにした。

2006年に中国地方5県を対象に実施した世帯自動車保有・利用アンケート調査データを用いて、保有期間と年間走行距離の依存構造に4種類のコピュラを仮定して同時決定モデルを推定した。その結果、相互依存性を考慮すると、相互依存性を考慮しない独立モデルよりもモデルの適合度が高くなること、およびクレイトン・コピュラを仮定したモデルの適合度が最も高くなることが明らかとなった。推定したコピュラパラメータより、保有期間と年間走行距離の間には、負の依存関係が存在していた。さらに、推定した同時決定モデルを用いて、保有費用と走行費用の増加に関する感度分析を行ったところ、独立モデルよりも保有期間や年間走行距離に対する感度が高い結果が得られた。これは費用の変化が世帯の自動車保有行動に及ぼす影響と利用行動に及ぼす影響、それらの相互依存性を同時に考慮した、本提案手法の成果と

考えられる。

本研究では、開発したモデルの有効性の検証に主眼を置いたため、生存時間分析においてバイアスの原因となる打ち切りサンプルを考慮していない。保有費用や走行費用の増減に対する世帯の行動変化をより正確に把握するためには、打ち切りサンプルを含めた分析が必要である。また、複数台保有世帯が増加しており、同一世帯内の保有自動車間での利用や保有行動の相互影響を考慮することは重要な今後の課題である。

参考文献

- 1) 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.
- 2) 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.
- 3) 桑野将司, 藤原章正, 張峻屹, 岡英紀: 複数ピークをもつ分布形状を取り入れた世帯自動車保有期間モデルの開発と政策分析への応用, 日本都市計画学会論文集, pp.571-576, 2007.
- 4) Gilbert, C. C. S.: A duration model of automobile ownership, *Transportation Research Part B*, Vol.26, No.2, pp.97-114, 1992.
- 5) 山本俊行, 木村誠司, 北村隆一: 取り替え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.
- 6) Best, H. and Lanzendorf, M.: Division of labour and gender differences in metropolitan car use, An empirical study in Cologne, Germany, *Journal of Transport Geography*, Vol.13, pp.109-121, 2005.
- 7) Golob, T. F., Bunch, D. S. and Brownstone, D.: A vehicle use forecasting model based on revealed and stated vehicle type choice and utilization data, *Journal of Transport Economics and Policy*, Vol.30, pp.69-92, 1996.
- 8) Hensher, D. A.: An econometric model of vehicle use in the household sector, *Transportation Research Part B*, Vol.19, No.4, pp.303-313, 1985.
- 9) 桑野将司, 藤原章正, 張峻屹: 生存時間モデルによる世帯の自動車走行距離の推定, 土木計画学研究・論文集, Vol.25, No.3, pp.623-632, 2008.
- 10) 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.
- 11) 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.
- 12) Nelsen, R. B.: *An Introduction to Copulas*, Springer, 1999.
- 13) Joe, H.: *Multivariate Models and Dependence Concepts*, Monographs on Statistics and Applied Probability 73, 1997.
- 14) 戸坂凡展, 吉羽要直: コピュラの金融実務での具体的な活用方法の解説, 日本銀行金融研究所, 金融研究, pp.115-162, 2005.
- 15) Bhat, C. and Elure, N.: Copula-based approach to accommodate residential self-selection effects in travel behavior modeling, 88th Annual Meeting of the Transportation Research Board, CD-ROM, 2009.
- 16) Spissu, E., Pinjari, A., Pendyala, R. and Bhat, C.: Copula-based joint multinomial discrete-continuous model of vehicle type choice and miles of travel, 88th Annual Meeting of the Transportation Research Board, CD-ROM, 2009.
- 17) 岩崎学: 不完全データの統計解析, エコノミスト社, 2002.

(2009. 5. 11 受付)

A COPULA-BASED SIMULTANEOUS-EQUATION MODEL OF VEHICLE HOLDING DURATION AND TRAVEL DISTANCE

Masashi KUWANO, Akimasa FUJIWARA, Makoto TSUKAI,
Junyi ZHANG and Mayuko IWAMOTO

Focusing on household behavior of vehicle holding duration and annual traveling distance, this study proposed a Copula-based Multivariate Survival model in order to capture the interdependence between these two behaviors. The proposed model was applied for the household vehicle holding data surveyed in Chugoku region, Japan in 2006. The estimated model showed the effectiveness in terms of model performance and applicability, comparing with the conventional independent modeling approach. Comparative analyses of the different types of copulas supported the use of Clayton copula. The estimated copula parameter indicated the significant negative correlation between vehicle holding and vehicle use.