

# 世帯内相互作用の異質性を考慮したランダム マッチングモデル

小林潔司<sup>1</sup>・谷川俊男<sup>2</sup>・松島格也<sup>3</sup>・大和克也<sup>4</sup>

<sup>1</sup>フェロー会員 京都大学教授 経営管理大学院 (〒 606-8501 京都市左京区吉田本町)

E-mail: kkoba@psa.mbox.media.kyoto-u.ac.jp

<sup>2</sup>正会員 三井共同建設コンサルタント(株)関西支社 (〒 650-0012 神戸市中央区北長狭通)

E-mail: xhms78010@maia.eonet.ne.jp

<sup>3</sup>正会員 京都大学准教授 大学院工学研究科都市社会工学専攻 (〒 615-8540 京都市西京区京大が丘)

E-mail: matsushima.kakuya.7u@kyoto-u.ac.jp

<sup>4</sup>非会員 ソフトバンクグループ株式会社 (〒 105-7303 東京都港区東新橋 1-9-1)

E-mail: katsuya850@gmail.com

家族の形態や世帯構成を取り巻く環境は変化してきており、現代においても多様な家族形態や世帯構成のあり方が存在する。家族の形態や世帯構成が変化したことにより、世帯内の個人が行う行動にも変化が生じてきていると考えられる。行政には新たな活動様式に適した都市サービスの提供が求められている。本研究では、同一世帯内の個人が同伴行動を行う際、お互いに対する配慮に注目し、相互作用の異質性を考慮したランダムマッチングモデルを提案する。具体的には、お互いに対する配慮を異質性パラメータを用いて表現し、2人の個人間の異質性の相関関係をコピュラを用いて表現する。最後に、適用事例を通して、同一世帯内の個人間の配慮の度合いと関係性について分析し、政策的示唆について考察する。

**Key Words :** *sociability monitoring, social inclusion, relational-alone intensity, diary data, policy implication*

## 1. 序論

家族の形態や世帯構成を取り巻く環境は変化してきており、現代においても多様な家族形態や世帯構成のあり方が存在する。家族の形態や世帯構成が変化したことにより、世帯内の個人が行う行動にも変化が生じてきていると考えられる。世帯内の個人が行う行動が従来想定されていた行動と異なってきており、行政には新たな活動様式に適した都市サービスの提供が求められている。

家族の形態や世帯構成の変化は、世帯内の各個人の同伴行動に対する効用に影響を及ぼすと思われる。例えば、夫婦のみの世帯と、夫婦と子供の世帯を考えると、親は子供の効用や、子供への配慮も考慮する必要があり、夫婦のみの世帯と、夫婦と子供の世帯では、同伴行動の行動目的や時間が異なると予想される。このように、実際に行われる同伴行動は、世帯構成や世帯内における個人の立場に依存し、世帯内の各個人の影響の仕方や度合いは世帯構成や同伴行動の行動目的により異なると考えられる。また、同伴行動には、複数の個人が意思決定に同時に参与しており、同伴行動をモデル化する際には、他人の意思が自分の意思決定に影響を及ぼす相互作用をモデル化すべきである。さらに、相互作用は、同じ世帯において、長い共同生活

を通じて形成されたものであり、同一世帯内の各個人の他者に対する相互作用には相関関係が存在すると考えられる。相互作用の相関関係をコピュラにて表現する。その際に、2人の個人の2種類の異質性パラメータの周辺分布をベータ分布として表現するとともに、異質性の相関構造をコピュラを用いて表現し、2種類の異質性の同時分布を定義する。

本研究では同伴行動において、同伴行動を行う個人の属性、及びその度合いを評価することと同時に、本来では明示的に得ることの出来ない、同伴行動者間における配慮の度合いと、配慮の度合いの関係性についても合わせて推定する。本論文は、6章から構成される。第2章では、本研究における基本的な考え方を示すために、従来の研究に関して整理を行い、本モデルに考慮しなくてはならないポイントを示し、本モデル構築方針を示す。第3章では、世帯内相互作用の異質性を考慮したランダムマッチングモデルを提案する。具体的には、同一世帯内の2人の個人を対象に、同伴行動を行う際のお互いに対する配慮を異質性パラメータを用いて表現し、2人の個人間の異質性の相関関係をコピュラを用いて表現する。第4章では、第3章で構築した世帯内相互作用の異質性を考慮したランダムマッチングモデルのパラメータの推定方法を示す。第5章

では、第 3 章で示した世帯内相互作用の異質性を考慮したランダムマッチングモデルを、平成 23 年度社会生活基本調査に適用し、実証分析を行う。第 6 章では、本研究の知見をとりまとめるとともに、課題について言及する。

## 2. 本研究の基本的考え方

### (1) 既存の研究概要

個人の行動をモデル化する際、意思決定主体である個人に着目し、他者の行動による影響を外生変数として扱うのではなく、意思決定主体である個人が決定した行動が、他者に及ぼす影響についても考慮する必要がある。このような個人間の相互作用を満足に表現した研究の 1 つとして、小林等<sup>1)</sup>は、同一世帯における送迎・相乗り行動を対象に個人間の相互作用を考慮した離散選択モデルを定式化し、その有効性を実証した。張等<sup>3)</sup>は、中山間地域の高齢者世帯を対象に、送迎などの交通行動と活動に関する意思決定に存在する世帯内相互作用を等弾力性社会厚生関数により理論的に表現した世帯時間配分モデルを定式化し、その有効性を示した。

また、同一世帯に属する個人の相互作用についての研究は豊富あり、同一世帯に属する各個人は、親密度が高く、意思決定の際に、不和が生じたとしても、その不和を十分に克服できるきずなで結ばれていることを示した<sup>4)</sup>。世帯内における居住行動の意思決定には、同一世帯内の全ての個人が参加すると考え、構造方程式モデルに基づき居住行動の意思決定をモデル化し、世帯主が居住に関する意思決定を支配している可能性が高いことを示した<sup>6)</sup>。さらに、同一世帯内の同伴行動に関する研究では、世帯内での同伴行動を行う際に同居家族人数が増えるほど、相手に対する配慮度合いは強くなる。夫婦の同伴行動において、配偶者に対する配慮度合いは、夫婦の年齢が高くなるとともに強くなる。子供のいない夫婦は、社会とのつながりを強く求める傾向がある。世帯の内と外という私的領域と公的領域は、世帯変動、世帯の多様性や、各種社会機関との関係によりゆらぐ、そのゆらぎが各世帯によって異なる。

自己の他者に及ぼす影響と、他者の自己に及ぼす影響、つまり相互作用は、同じ世帯において、長い共同生活を通じて形成されたものであり、同一世帯内の各個人間の相互作用には相関関係が存在すると考えられるが、従来の研究では、相互作用に相関関係を明示的に考慮したものは、筆者の知り限り見当たらない。本研究では、同一世帯における二人の個人の同伴行動を対象とし、2 人の個人の意思決定に影響を与えると考えら

れる 2 人の個人間の相互作用を考慮するとともに、相互作用に関係性をもたせたランダムマッチングモデルを構築する。

### (2) 相互作用の相関関係

同一世帯内の個人間の相互作用は、同じ世帯において長い共同生活を通じて形成されたものであり、同一世帯内の各個人の相互作用には、相関関係が存在すると考えられる。そこで本研究では、コピュラを用いて相互作用の相関関係を表現する。

コピュラを用いて相関関係をモデル化している研究事例は豊富にあり、水谷等<sup>2)</sup>は、社会基盤施設の劣化事象間の相関関係をコピュラを用いて表現し、異質性パラメータを用いた混合マルコフ劣化ハザードモデルを構築し、高速道路の点検データを用いた実証分析を行い、有用性を示した。桑野等<sup>7)</sup>は、自動車の保有期間と年間走行距離の相関関係をコピュラを用いて表現し、自動車保有・利用行動の同時決定モデルの開発を行い、中国地方のアンケート調査データを用いた実証分析により有用性を示した。戸坂等<sup>10)</sup>は、5 種類のコピュラを用いて、貸出ポートフォリオの信用リスクと株式ポートフォリオの株価変動リスクを実証分析を用いて算出し、5 種類のコピュラのパラメータ推定方法、乱数発生方法、裾依存性などの議論を行った。

コピュラ、異質性パラメータの周辺分布、異質性パラメータの同時分布の 3 者の関係を本研究に則って端的に整理する。説明変数として取り上げていないような個別要因を異質性パラメータと呼ぶこととする。同一世帯内の 2 人の個人間の配慮の度合いを、異質性パラメータを用いて表現する。異質性パラメータの組は、同伴行動目的ごとに異なるとすると、同伴行動目的の配慮特性は、2 次元空間上におけるプロットにより表現される。異質性パラメータの組は、2 次元空間において、異質性パラメータの同時確率密度関数に従って分布していると考えられる。また、異質性パラメータの同時分布は、周辺分布とコピュラに分解される。さらに、周辺分布関数に従い分布する異質性パラメータの値を用いて、それぞれの同伴行動目的の配慮に関する相対評価を行うことができ、同伴行動目的における配慮の相対評価結果を用いて、2 次元空間上における相対評価を行うことが可能になる。このようにコピュラは周辺分布関数と同時分布関数を接合することを目的としており、同伴行動目的の配慮度合いの相対評価と多次元空間上の相対評価の整合性を確保しながら、異質性パラメータの相関構造を同時確率分布関数として推定することが可能になるという利点がある。また、相互作用の相関関係は、相関の強さと裾の構造の相違によって表現することができる。例えば、同伴

行動目的の配慮の度合いが、同じ相関の強さを有していたとしても、異質性パラメータ間の相関構造が異なる場合、適したコピュラを用いることで、2次元空間上におけるコピュラの裾の構造が変化し、同じ相関の強さを有していたとしても、異なる相関構造を表現することができる。つまり、異質性パラメータの同時分布の相関構造を表現するコピュラを詳細に記述することで、異質性パラメータ間によって異なる相関構造を表現することができる。

本研究では、同一世帯内の2人の個人をパートナーA、パートナーBとし、パートナーAとパートナーBの相互作用を相手に対する配慮であると仮定し、パートナーAの配慮の度合いの異質性と、パートナーBの配慮の度合いの異質性の同時分布を異質性パラメータの周辺分布とコピュラを用いて定義する。コピュラは、複数の確率変数の周辺分布関数とそれらの同時分布関数を接合する関数であり、接合分布関数とも呼ばれ、コピュラを推計することにより、0から1の範囲で定義される異質性パラメータの分布の確率構造を保持しながら同時分布を推計することができ、2種類の異質性パラメータ間の相関関係も定量的に評価できる。さらに、異質性パラメータの同時確率密度関数を用いると、パートナーAの異質性パラメータが既知である場合に、パートナーBの異質性パラメータが生起する条件付き確率密度を求めることができる。また、2種類の異質性パラメータの同時分布を推計することにより、異質性の2次元プロットを定量化でき、どのような同伴行動目的に対して、行政がどのようなサービスを提供できるかに関して検討することができる。

### 3. ランダムマッチングモデル

#### (1) モデル化の前提条件

本研究では、同一世帯内の2名の個人の同伴行動をとりあげる。同一世帯内において、同伴行動を行う2名の個人をそれぞれパートナーA、パートナーBと呼ぶ。パートナーAとパートナーBの間に同伴行動をとることに対する合意が形成されてはじめて、2名のパートナーAとパートナーBは同伴行動をとることが可能となる。パートナーAの選択肢としては、「パートナーBと同伴行動を行う」、「パートナーBと同伴行動を行わない」という選択肢がある。パートナーBの選択肢としては、「パートナーAと同伴行動を行う」、「パートナーAと同伴行動を行わない」という選択肢がある。パートナーAとパートナーBの双方がそれぞれ選択肢「パートナーBと同伴行動を行う」、「パートナーAと同伴行動を行う」を選択した場合のみ、互いに相手と行動目的や時間等を調整し同伴行動が行われる。パートナーA

が「パートナーBと同伴行動を行う」を選択し、パートナーBが「パートナーAと同伴行動を行わない」を選択した場合、両者が同伴行動を行うことはできない。同様に、パートナーAが「パートナーBと同伴行動を行わない」を選択し、パートナーBが「パートナーAと同伴行動を行う」を選択した場合も、両者が同伴行動を行うことはできない。パートナーAとパートナーBの両者が「パートナーBと同伴行動を行わない」、「パートナーAと同伴行動を行わない」を選択した場合も同伴行動は行われない。ここで、パートナーAとパートナーBの2名の個人を1組のペア $l$  ( $l = 1, \dots, L$ ) とし、ペアが行う同伴行動の行動目的カテゴリーを $k$  ( $k = 1, \dots, K$ ) とする。ある同一世帯内のパートナーAとパートナーBのペア $l$ が行動目的カテゴリー $k$ の同伴行動を行う場合、 $l$ は $l^k$  ( $l^k = 1, \dots, L^k$ ) と表記する。

#### (2) 確率効用関数モデルの定式化

同一世帯内の2名の個人の同伴行動を定式化する。同伴行動に関与するパートナーAとパートナーBの行動を定義する。パートナーAの選択肢としては、「パートナーBと同伴行動を行う」、「パートナーBと同伴行動を行わない」という2つの選択肢に対してパートナーAの選好を有している。しかし、パートナーAの選好が実現するためには、行動目的や時間等に関して、パートナーBの同意が必要であるため、パートナーAの選好の結果がそのまま行動として実現するとは限らない。

パートナーAの確率効用関数を

$$U_a = \beta \mathbf{x}_a + \eta_a U_b + \varepsilon_a \quad (1)$$

と表す。 $\beta$ は、未知パラメータベクトルである。 $\mathbf{x}_a$ は、パートナーAの説明変数ベクトルである。 $\eta_a$ は、パートナーBに対するパートナーAの配慮の程度を表す異質性パラメータである。 $U_b$ は、パートナーBの効用（その内容はのちに示す式(2)で表わされる）である。 $\varepsilon_a$ は、確率誤差項であり、観測者が観測できないパートナーAに関する特有な変数である。式(1)の第2項は、パートナーBの効用に対するパートナーAの配慮の程度を表現する項である。パートナーAがパートナーBに対して、全く配慮をしない場合は、 $\eta_a = 0$ が成立する。パートナーAが選択肢「パートナーBと同伴行動を行う」を選好する時、 $U_a > 0$ が成立する。一方、パートナーBについて考えると、パートナーBの選択肢としては、「パートナーAと同伴行動を行う」、「パートナーAと同伴行動を行わない」という2つの選択肢に対してパートナーBの選好を有している。パートナーBの確率効用関数を

$$U_b = \alpha \mathbf{x}_b + \eta_b U_a + \varepsilon_b \quad (2)$$

と表す。 $\alpha$ は、未知パラメータベクトルである。 $\mathbf{x}_b$ は、



パートナーBの説明変数ベクトルである。  $\eta_b$  は、パートナーAに対するパートナーBの配慮の程度を表す異質性パラメータである。  $U_a$  は、パートナーAの効用（その内容は式 (1) で表わされる）である。  $\varepsilon_b$  は、確率誤差項であり、観測者に観測できないパートナーBに関する特有な変数である。ここで、確率効用関数モデルの確率誤差項  $\varepsilon_a, \varepsilon_b$  は、それぞれ平均0、分散1の正規確率密度関数  $N(0, 1)$  に従うと仮定する。

式 (1), 式 (2) を、  $U_a, U_b$  に関して明示的に解けば、

$$U_a = \frac{\beta}{1 - \eta_a \eta_b} \mathbf{x}_a + \frac{\alpha \eta_a}{1 - \eta_a \eta_b} \mathbf{x}_b + \frac{\eta_a}{1 - \eta_a \eta_b} \varepsilon_b + \frac{1}{1 - \eta_a \eta_b} \varepsilon_a \quad (3)$$

$$U_b = \frac{\beta \eta_b}{1 - \eta_a \eta_b} \mathbf{x}_a + \frac{\alpha}{1 - \eta_a \eta_b} \mathbf{x}_b + \frac{\eta_b}{1 - \eta_a \eta_b} \varepsilon_a + \frac{1}{1 - \eta_a \eta_b} \varepsilon_b \quad (4)$$

を得る。この効用関数が識別可能であるためには、  $\eta_a \eta_b \neq 1$  が成立しなければならない。さらに、異質性パラメータ  $\eta_a, \eta_b$  は以下の条件を満足する必要がある。

$$0 \leq \eta_a \eta_b < 1 \quad (5)$$

### (3) ランダム・マッチングモデルの定式化

パートナーAとパートナーBの同伴行動が実現するか否かは、パートナーAとパートナーBの選好結果の組み合わせによって決定される。パートナーAとパートナーBが最も選好する選択肢の組み合わせに着目すれば、以下の4つのケースが存在する。

- 1) パートナーAとパートナーBの双方が同伴行動の目的等に同意し、同伴行動が実現する場合
- 2) パートナーAはパートナーBに同伴行動を申し出ているが、パートナーBがそれを断り、結果としてパートナーAがパートナーBと同伴行動を行わない場合
- 3) パートナーBがパートナーAに同伴行動を申し出ているが、パートナーAがそれを断り、結果としてパートナーBがパートナーAと同伴行動を行わない場合
- 4) パートナーAとパートナーBの双方が同伴行動を行わないことを好み、同伴行動を希望しない場合

ここで、異質性パラメータ  $\eta_a, \eta_b$  がある値と分かっているとき、それぞれのケースが生起する条件付き確率は次式で定義される。

$$P_1 = P(U_a \geq 0, U_b \geq 0 | \eta_a, \eta_b) \quad (6)$$

$$P_2 = P(U_a \geq 0, U_b < 0 | \eta_a, \eta_b) \quad (7)$$

$$P_3 = P(U_a < 0, U_b \geq 0 | \eta_a, \eta_b) \quad (8)$$

$$P_4 = P(U_a < 0, U_b < 0 | \eta_a, \eta_b) \quad (9)$$

以上の4つのケースの内、実際に同伴行動が実現するケースは、式 (6) のみである。したがって、異質性パラメータ  $\eta_a, \eta_b$  がある値と分かっているとき、同伴行動が

実現する確率は  $P(U_a \geq 0, U_b \geq 0 | \eta_a, \eta_b)$  と表せ、同伴行動が実現しない確率は  $\sum_{n=2,3,4} P_n$  と表わすことができる。

確率効用関数モデルの確率誤差項  $\varepsilon_a, \varepsilon_b$  が、それぞれ平均0、分散1の正規確率密度関数  $N(0, 1)$  に従うとし、  $\eta_a, \eta_b$  がある値と分かっているとする時、同伴行動が実現する確率  $P(U_a \geq 0, U_b \geq 0 | \eta_a, \eta_b)$  は次式のように表現できる。

$$P(U_a \geq 0, U_b \geq 0 | \eta_a, \eta_b) = \int_{S(\eta_a, \eta_b)} g(\varepsilon_a) g(\varepsilon_b) d\varepsilon_a d\varepsilon_b \quad (10)$$

ただし、  $S(\eta_a, \eta_b)$  は、  $\eta_a, \eta_b$  がある値と分かっているときに、  $U_a \geq 0, U_b \geq 0$  となる  $(\varepsilon_a, \varepsilon_b)$  の領域とする。

### (4) コピュラ構造

以上では、異質性パラメータ  $\eta_a, \eta_b$  がある値と分かっていると仮定して議論した。しかし、異質性パラメータ  $\eta_a, \eta_b$  の値は同伴行動の行動目的によって多様に異なると考えられる。さらに、異質性パラメータ  $\eta_a, \eta_b$  は同じ世帯において、長年の共同生活を通じて形成されたものであり、パートナーAとパートナーBの異質性パラメータには、相関関係が存在すると考えられる。そこで、本研究では、異質性パラメータ  $\eta_a, \eta_b$  の相関関係をコピュラを用いて表現することで、異質性パラメータ  $\eta_a, \eta_b$  に相関関係をもたせる。

ここで、コピュラの概要を整理する。  $D$  種類の事象の異質性パラメータ  $\eta_d^k$  の同時確率分布をコピュラ  $C$  を用いて表す。ただし、本研究では、異質性パラメータ  $\eta_a, \eta_b$  の2種類であるため、  $D = 2$  である。周辺分布関数  $F_1, \dots, F_D$  を持つ  $D$  個の確率変数  $\eta_1, \dots, \eta_D$  の連続な同時分布関数を  $F(\eta_1, \dots, \eta_D)$  とすると、スクラーの定理より、

$$F(\eta_1, \dots, \eta_D) = C(F_1(\eta_1), \dots, F_D(\eta_D)) \quad (11)$$

を満たすコピュラ  $C$  が一意に存在する。スクラーの定理から、コピュラ  $C$  に周辺分布  $F_1, \dots, F_D$  を適用することで生成される  $C(F_1(\eta_1), \dots, F_D(\eta_D))$  は、周辺分布を区間  $[0, 1]$  とする同時分布関数である。また、

- 任意の  $u_d = F_d(\eta_d) \in [0, 1]$  ( $d = 1, \dots, D$ ) について、  $C(u_1, \dots, u_{d-1}, 0, u_{d+1}, \dots, u_D) = 0$
- 任意の  $u_d = F_d(\eta_d) \in [0, 1]$  ( $d = 1, \dots, D$ ) について、  $C(1, \dots, 1, u_d, 1, \dots, 1) = u_d$
- $u_d^1 \leq u_d^2$  を満たす全ての  $(u_1^1, \dots, u_D^1), (u_1^2, \dots, u_D^2) \in [0, 1]^D$  に対して、  $\sum_{i_1=1}^2 \dots \sum_{i_D=1}^2 (-1)^{\sum_{s=1}^D i_s} C(u_{i_1}^1, \dots, u_{i_D}^1) \geq 0$

の 3 つの性質を全て満たすような関数  $C$  がコピュラとして定義される。同時確率密度関数  $f(\boldsymbol{\eta})$  は、コピュラの分布関数  $C(F_1(\eta_1), \dots, F_D(\eta_D))$  あるいは確率密度関数  $c(F_1(\eta_1), \dots, F_D(\eta_D))$  を用いて、

$$\begin{aligned} f(\boldsymbol{\eta}) &= \frac{\partial^D C(F_1(\eta_1), \dots, F_D(\eta_D))}{\partial F_1(\eta_1) \cdots \partial F_D(\eta_D)} \prod_{d=1}^D f_d(\eta_d) \\ &= c(F_1(\eta_1), \dots, F_D(\eta_D)) \prod_{d=1}^D f_d(\eta_d) \quad (12) \end{aligned}$$

と表現できる。

周辺分布に関する情報を用いて同時確率分布を表現するために様々なコピュラが提案されている。金融工学の分野での使用実績が十分にある<sup>10)</sup>ものとして、正規コピュラ、tコピュラ、1パラメータ・アルキメディアン・コピュラであるガンベル・コピュラ、クレイトン・コピュラ、フランク・コピュラがある。金融実務<sup>10)</sup>において、リスクファクターが多変量確率分布に従うとして評価を行う際に、周辺分布と周辺分布間の依存構造の与え方が重要となる。株価時系列の収益分布などの周辺分布は正規分布に比べ裾が厚い場合が多く、周辺分布間の依存度合は、分布の場所により異なる。そこで、近年、金融実務では、周辺分布間の依存構造を扱う1つの手段として、多変量分布を各変量の周辺分布と分布間の依存構造とに分離して表現した関数であるコピュラが用いられている。変量間の相関構造を行列で表現する一般的なコピュラの例として、正規コピュラ、tコピュラがある。また、変量間の相関構造を1種類のパラメータで表現するコピュラの例としては、1パラメータ・アルキメディアン・コピュラがあり、主な例として、クレイトン・コピュラ、ガンベル・コピュラ、フランク・コピュラがある。これら5つのコピュラ、正規コピュラ、tコピュラ、クレイトンコピュラ、ガンベルコピュラ、フランクコピュラは、それぞれ変量間の依存構造が異なる。2変量の場合について、5つそれぞれのコピュラの特徴を述べると、正規コピュラは、2変量正規分布と同じ依存構造をもち、その他4つのコピュラと比べ全体的にばらつく、tコピュラは、正規コピュラと比較すると、分布の裾での変量間の依存関係が強く、一方の変量で大きな変動が起きたときには他方の変量に逆方向の変動も起こりやすい。また、クレイトン・コピュラは、変量間の依存度合は、相対的に左下側で強く、右上側で弱い。ガンベル・コピュラは、クレイトン・コピュラとは逆に、変量間の依存度合は、相対的に左下側で弱く、右上側で強い。フランク・コピュラは、変量間の依存度合が強い領域は特でない。このようにコピュラが異なると、表現される変量間の依存関係も異なるため、実証分析においての適用データから依存関係が把握できる場合は、その依存関係に最

も近い表現が可能なコピュラを選択すればよい。本研究では、適用データから変量間の依存関係が把握できないため、対数尤度をパラメータ数で調整した指標であるAIC (Akaike Information Criterion) を、コピュラの選択基準として用いる。

また、正規、tコピュラは、変量間の負の依存関係を表現可能であるが、上述の3つのアルキメディアン・コピュラでは、変量間の負の依存関係を表現することはできない。ただし、2変量の場合に限り、3つのアルキメディアン・コピュラフランク・コピュラ、クレイトン・コピュラは、変量間の負の依存関係を表現できる。2変量のフランク・コピュラでは、パラメータを  $a < 0$  とすると、負の依存構造を表現可能である。2変量のクレイトン・コピュラでは、パラメータを  $1 < a < 0$  として、非常に強い負の依存構造等の特殊なケースを表現することができる。変量間に負の依存関係をもつデータにガンベル・コピュラを適用すると、ガンベル・コピュラの対数尤度は極大点を持たず、パラメータは最尤推定によっては得ることができない。本研究で用いるデータには、変量間に正の依存関係が存在すると仮定し上述の5つのコピュラを用いる。

正規コピュラとtコピュラは、代表的な楕円形コピュラであり、スクラーの定理を用いて求めることができる。いま、2人の個人の相手に対する配慮の度合いの周辺分布関数をそれぞれ  $F(\eta_a) = u_a, \dots, F(\eta_b) = u_b$  とすると、正規コピュラとtコピュラはそれぞれ、

$$C(u_a, u_b) = \Phi_a(\Phi^{-1}(u_a), \Phi^{-1}(u_b)) \quad (13)$$

$$C(u_a, u_b) = t_{a,\nu}(t_\nu^{-1}(u_a), t_\nu^{-1}(u_b)) \quad (14)$$

と表される。ただし、2事象間の相関関係を表すパラメータ  $a$  は  $a \in (-1, 1)$  を、自由度  $\nu$  は  $\nu \geq 2$  を満たす。また、 $\Phi_a(\cdot), \Phi^{-1}(\cdot)$  は、それぞれ相関  $a$  を有する2変量標準正規分布関数、単変量標準正規分布関数の逆関数を表す。同様に、 $t_{a,\nu}(\cdot), t_\nu^{-1}(\cdot)$  は、それぞれ相関  $a$  を有する自由度  $\nu$  の2変量t分布の分布関数、自由度  $\nu$  の単変量t分布の分布関数の逆関数を表す。式(13)(14)は、いずれも同時分布の裾が上下対称の構造を有する。

一方、アルキメディアン・コピュラは、同時分布の裾が上下非対称の構造を表現することが可能である。2変量間の1パラメータ・アルキメディアン・コピュラの分布関数  $C(u_a, u_b)$  は、生成関数  $\zeta(u_a), \zeta(u_b)$  を用いて、

$$C(u_a, u_b) = \zeta^{-1}(\zeta(u_a) + \zeta(u_b)) \quad (15)$$

と表現できる。ただし、生成関数  $\zeta(\cdot)$  は、 $\zeta(1) = 0$  を満たし、 $[0, \infty]$  の定義域を有する単調減少凸関数である。本研究の実証分析においては、アルキメディアン・コピュラとしてガンベル・コピュラ、クレイトン・コピュラ、フランク・コピュラの3種類のコピュラをとり

表-1 代表的なアルキメディアン・コピュラ (2 変数の場合)

コピュラ	生成関数 $\zeta(u_d)$	分布関数 $C(u_{d_1}, u_{d_2})$	確率密度関数 $c(u_{d_1}, u_{d_2})$
ガンベル $a \in (1, \infty)$	$(-\ln u_d)^a$	$\exp \left[ - \left\{ \sum_{g=1}^2 (-\ln u_{dg})^a \right\}^{\frac{1}{a}} \right]$	$C(u_{d_1}, u_{d_2}) \frac{\{(\ln u_{d_1})(\ln u_{d_2})\}^{a-1}}{u_{d_1} u_{d_2}} \cdot \{(-\ln u_{d_1})^a + (-\ln u_{d_2})^a\}^{(-\frac{1}{a}-2)} \cdot \left[ \{(-\ln u_{d_1})^a + (-\ln u_{d_2})^a\}^{\frac{1}{a}} + a - 1 \right]$
クレイトン $a \in (-1, \infty) \neq 0$	$\frac{1}{a}(u_d^{-a} - 1)$	$\{(u_{d_1})^{-a} + (u_{d_2})^{-a} - 1\}^{-\frac{1}{a}}$	$(1+a) \{(u_{d_1})^{-a-1}(u_{d_2})^{-a-1}\} \cdot \{(u_{d_1})^{-a} + (u_{d_2})^{-a} - 1\}^{(-\frac{1}{a}-2)}$
フランク $a \in (-\infty, \infty) \neq 0$	$\ln\{\exp(-au_d) - 1\}$ $-\ln\{\exp(-a) - 1\}$	$-\frac{1}{a} \ln \left[ 1 + \frac{\prod_{g=1}^2 \{\exp(-au_{dg}) - 1\}}{\exp(-a) - 1} \right]$	$\frac{-a \exp(-au_{d_1}) \exp(-au_{d_2}) \{\exp(-a) - 1\}}{\{\exp(-a) - 1\} + \prod_{g=1}^2 \{\exp(-au_{dg}) - 1\}}$

あげる. 表-1 にガンベル・コピュラ, クレイトン・コピュラ, フランク・コピュラの生成関数, 分布関数, 確率密度関数を示している. また, ガンベル・コピュラのパラメータは  $a \in (1, \infty)$ , クレイトン・コピュラは  $a \in (-1, \infty) \neq 0$ , フランク・コピュラのパラメータは  $a \in (-\infty, \infty) \neq 0$  を満たす. ただし, ガンベル・コピュラ, フランク・コピュラの変量確率密度関数は一般的な形で表現することが困難であり, 変量数に応じて, 随時, 分布関数を偏微分することにより求める. 本研究におけるコピュラの選定方法として, パラメータ数の異なるコピュラ間での選定を考慮し, AIC (赤池情報量基準) をコピュラ選定基準を用いる.

(5) 相互作用の異質性を考慮したランダム・マッチングモデルの定式化

同一世帯内の 2 人の個人の同伴行動目的カテゴリー  $k(k = 1, \dots, K)$  で, 観測可能な同伴行動に対応する異質性パラメータ  $(\eta_a, \eta_b)$  を  $(\eta_a^k, \eta_b^k)$  と表す. このとき, 異質性パラメータ  $(\eta_a^k, \eta_b^k)$  の周辺分布間の相関関係を表現するコピュラの分布関数  $C(F^k(\eta_a^k, \eta_b^k))$  を

$$C(F^k(\eta_a^k, \eta_b^k)) = C(F_a(\eta_a^k), F_b(\eta_b^k)) \quad (16)$$

と定義する. この時, 同伴行動目的カテゴリー  $k$  に対するコピュラの確率密度関数  $c(F^k(\eta_a^k, \eta_b^k))$  は,

$$c(F^k(\eta_a^k, \eta_b^k)) = \frac{\partial^k C(F^k(\eta_a^k, \eta_b^k))}{\partial F_a(\eta_a^k) \partial F_b(\eta_b^k)} \quad (17)$$

と表現することができる. 同伴行動目的カテゴリー  $k$  の異質性パラメータ  $\eta_a^k, \eta_b^k$  の同時確率密度関数  $f^k(\eta_a^k, \eta_b^k)$  は,

$$f^k(\eta_a^k, \eta_b^k) = c(F^k(\eta_a^k, \eta_b^k)) f_a(\eta_a^k) f_b(\eta_b^k) \quad (18)$$

と表現できる. ただし, 周辺確率密度関数  $f_a(\eta_a^k), f_b(\eta_b^k)$  は, 周辺分布関数  $F_a, F_b$  の確率密度関数である.

また,  $\eta_a, \eta_b$  は,  $0 \leq \eta_a < 1, 0 \leq \eta_b < 1$  の範囲で, 定義されるため, この範囲で定義されるベータ分布を

周辺確率密度関数として仮定する.

$$f_a(\eta_a^k) = \frac{(\eta_a^k)^{p_a-1} (1 - \eta_a^k)^{q_a-1}}{B(p_a, q_a)} \quad (19)$$

$$f_b(\eta_b^k) = \frac{(\eta_b^k)^{p_b-1} (1 - \eta_b^k)^{q_b-1}}{B(p_b, q_b)} \quad (20)$$

を仮定する.  $B(p_a, q_a), B(p_b, q_b)$  はベータ関数である.

$$B(p_a, q_a) = \int_0^1 u^{p_a-1} (1-u)^{q_a-1} du \quad (21)$$

$$B(p_b, q_b) = \int_0^1 u^{p_b-1} (1-u)^{q_b-1} du \quad (22)$$

なお, ベータ分布 (19), (20) は, 0 から 1 の範囲において定義され, パラメータ  $\phi = (p_a, q_a, p_b, q_b)$  をとる. 期待値と分散はそれぞれ以下のようにあらわされる.

$$\text{期待値} \frac{p_a}{p_a + q_a} \quad (23)$$

$$\text{期待値} \frac{p_b}{p_b + q_b} \quad (24)$$

$$\text{分散} \frac{p_a q_a}{(p_a + q_a)^2 (p_a + q_a + 1)} \quad (25)$$

$$\text{分散} \frac{p_b q_b}{(p_b + q_b)^2 (p_b + q_b + 1)} \quad (26)$$

以上より, 相互作用の異質性を考慮し, コピュラを用いて相互作用の相関関係を表現したランダム・マッチングモデルは, 以下のように定式化することができる. 異質性パラメータ  $\eta_a, \eta_b$  が未知であるとき, 同一世帯内の 2 人の個人が行動目的  $k$  の同伴行動を行う確率  $P(U_a^{k,l} \geq 0, U_b^{k,l} \geq 0)$  は,

$$P(U_a^{k,l} \geq 0, U_b^{k,l} \geq 0) = \int_0^1 \int_0^1 f^k(\eta_a^k, \eta_b^k) \left( P(U_a^{k,l} \geq 0, U_b^{k,l} \geq 0 | \eta_a^k, \eta_b^k) \right) d\eta_a^k d\eta_b^k \quad (27)$$

と表される.

4. モデルの推計方法

(1) 推計手法の概要

本研究では, 同伴行動モデルを定式化するとともに, コピュラを用いて利他的事象間の相関性を表現したよう



なモデルを構築した。その際、同伴行動目的カテゴリー  $k$  の同伴行動に関する異質性パラメータ  $\eta^k = (\eta_a^k, \eta_b^k)$  は同時分布から抽出された標本であると考え、異質性パラメータの周辺分布をベータ分布を用いて定式化する。異質性パラメータの周辺分布のパラメータ  $\phi = (p_a, q_a, p_b, q_b)$  も未知パラメータである。コピュラのパラメータ  $a$  の推計も組み込む。本モデルにおいて、異質性パラメータの同時分布は、コピュラと周辺分布により表される。本モデルは複数の階層構造を持った複雑なモデル構造を有しており、最尤推定法を用いて本モデルの未知パラメータを同時に推計することは困難である。そこで、まず異質性パラメータを除く、未知パラメータの推定を行い、その後、推定したパラメータを用いて、異質性パラメータの推定を行う。具体的には、まず、個人属性の効用に関する未知パラメータ  $\alpha, \beta$  と異質性パラメータの周辺分布を規定する未知パラメータ  $\phi = (p_a, q_a, p_b, q_b)$  と、コピュラに関する未知パラメータ  $a$  を世帯内相互作用の異質性を考慮したランダムマッチングモデルの尤度関数を用いて推定する。これは、小濱等<sup>9)</sup>によって提案された2段階推定法の第1段階である。つぎに、推定したパラメータベクトル  $\theta = (a, \phi, \alpha, \beta)$  を与件として、尤度関数を用いて、コピュラに関する異質性パラメータベクトル  $\eta = (\eta_a, \eta_b)$  を推定する。その際、潜在変数である  $K$  個の異質性パラメータを同時に推定する。

異質性パラメータを内包したモデルの推定においては、最尤推定法や階層ベイズ法を用いた推定手法が提案されている。小濱等<sup>9)</sup>は、マルコフ推移確率と異質性パラメータの確率密度関数の積で尤度関数を定義した。さらに、平均化操作を行い、モデルに内包される未知パラメータと確率密度関数を規定するパラメータを推定した後に、異質性パラメータの最適解を求める段階的な最尤推定を行った。貝戸等<sup>11)</sup>は、マルコフ連鎖モンテカルロ法を援用した階層ベイズ法を用いることにより、全パラメータの同時の推定を行った。水谷等<sup>12)</sup>は、各事象の過程を表すハザードモデルと異質性パラメータの同時分布を用いて尤度関数を定義し、階層ベイズ法を用いて、パラメータの同時推定を行った。以上を踏まえ、本研究では、最尤推定法を用いてパラメータを段階的に推定する手法を用いる。具体的には、まず世帯内相互作用の異質性を考慮したランダムマッチングモデルの個々のパラメータを最尤推定する。その後、推定したパラメータを与件として、異質性パラメータの推定を行う。

ここで、最尤推定法について整理する。 $x_a, x_b$  の観測値  $\hat{x}_a, \hat{x}_b$  が得られたとき、この確率変数を  $x_a, x_b$  を生み出す確率モデルを推定することができる。 $x_a, x_b$  の確率モデルが  $h(x_a, x_b|\theta)$  と定式化されているとすると、

最尤推定法では、モデルのパラメータには、ある真の値  $\theta^T$  が存在するという仮定を置く。真の値とは、確率モデル  $h(x_a, x_b|\theta^T)$  が、現実の観測値である  $x_a, x_b$  を発生させている真のモデルとなる値のことである。この真の値にできる限り近いパラメータの推定量を求めることが、最尤推定法である。最尤推定法におけるパラメータの最尤推定量  $\hat{\theta}$  は、 $\hat{x}_a, \hat{x}_b$  が観測される確率(尤度)  $h(\hat{x}_a, \hat{x}_b|\theta)$  を最大化する  $\theta$  となる。すなわち、次の最適化問題の解が  $\hat{\theta}$  となる。

$$\max_{\theta} h(\hat{x}_a, \hat{x}_b|\theta) \quad (28)$$

異なる確率モデルの間で各確率モデルの妥当性を比較しようとする際には、パラメータの次元が重要となる。パラメータを増やせばモデルの尤度は必ず増えるが、それはモデルの説明能力をあげるとはいえない。妥当性のあるモデルは、低い次元のパラメータで観測結果をよく説明し、高い尤度が得られるモデルでなければならない。そこで、モデルの妥当性を考える際に、モデル間の比較を行う手段が2つあり、1つは尤度比検定を使う方法であり、もう1つは情報量基準を使う方法である。ただし、尤度比検定は、あるモデルとそのモデルのパラメータに制約条件を加えたモデルの比較にしか使えない。つまり、全く異なる2つのモデルを比較する際には、尤度比検定を用いることはできない。さらに、尤度比検定はある2つのモデルに関する帰無仮説を検証するものであり、純粋な比較を目的としたものではないため、多数のモデルの間の比較を行う際には、不適切である。一方で、情報量基準を使うと、多数の全く異なる、確率モデルを比較することができる。最尤推定法で多く用いられる、情報量基準には2つの情報量基準が一般的であり、1つは赤池情報量基準(AIC: Akaike Information criterion)であり、もう一つは、ベイズ情報量基準(BIC: Bayesian Information Criterion)である。確率モデルのAICは、以下のように表現される。

$$AIC = -2 \ln h(\hat{x}_a, \hat{x}_b|\hat{\theta}) + 2 \times (\text{パラメータの次元}) \quad (29)$$

パラメータの次元は自由に動くことができるパラメータの数である。AICはカルバックライブラー情報量の漸近推定量であり、かつ漸近不偏推定量である。AICが小さい値のモデルほど、優れたモデルであると判断される。確率モデルのBICは、以下のように表現される。

$$BIC = -2 \ln h(\hat{x}_a, \hat{x}_b|\hat{\theta}) + \ln(n) \times (\text{パラメータの次元}) \quad (30)$$

右辺第二項の  $n$  は基本的には、モデルに含まれる確率変数のうち、現実に観測された確率変数の個数である。例外の場合として、 $K$  個の説明変数の線形回帰モデルがあったとし、 $N$  個のサンプルが得られているとき、モデルに含まれる確率変数のうち、現実に観測された確率変数の個数は、 $N(K+1)$  個となるが、線形回帰モデルでは、説明変数を生み出すモデルについては定式化

されておらず、最尤推定法においてその値が所与のものとして扱われる確率変数は  $n$  に入れることができないため、この場合は、 $n = N$  となる。また、BIC は、情報の縮約という観点から確率モデルの評価を行うため、観測されたデータをなるべく損なわずに、少数のパラメータにうまく圧縮できるモデルを高く評価し、BIC が小さい確率モデルほど、優れたモデルであると判断される。AIC と BIC をどちらを用いる方が適切であるかを判断する基準について説明する。比較しようとしている 2 つのモデルの中に、現実に観測されたデータを生み出しているモデルが含まれている場合で、かつ、モデルに含まれる確率変数のうち、現実に観測された確率変数の個数がパラメータの次元に比べて大きいとき、BIC を用いることで、現実に観測されたデータを生み出しているモデルを探し出すことができる。しかし、AIC では探し出すことはできない。AIC は、比較しようとしている 2 つのモデルの中に、現実に観測されたデータを生み出しているモデルが含まれていない場合で、かつ、モデルに含まれる確率変数のうち、現実に観測された確率変数の個数がパラメータの次元に比べて大きいとき、AIC を用いることで、現実に観測されたデータを生み出しているモデルを探し出すことができるが、BIC にはできない。このことを踏まえた上で、本研究では、AIC を用いる。

(2) 世帯内相互作用の異質性を考慮したランダムマッチングモデルの尤度関数の定式化

同伴行動目的カテゴリー  $k$  のパートナー A とパートナー B に関する異質性パラメータ  $\eta_a^k, \eta_b^k$  に着目する。ここで、パートナー A とパートナー B に関する異質性パラメータ  $\eta_a^k, \eta_b^k$  が観測されていれば、尤度関数を定義することで、コンピュータに関する未知パラメータベクトル  $\mathbf{a}$  及び異質性パラメータの周辺分布関数を規定する未知パラメータベクトル  $\boldsymbol{\phi} = (\phi_a^k, \phi_b^k)$  を推定することができる。しかし、異質性パラメータ  $\eta_a^k, \eta_b^k$  は直接観測することができない潜在変数である。いま、同伴行動目的カテゴリー  $k$  の家計  $l^k$  ( $l^k = 1, \dots, L^k$ ) に対して、それぞれの同伴行動のデータが得られていると考える。ダミー変数  $\delta^{l,k}$  ( $k = 1, \dots, K; l^k = 1, \dots, L^k$ ) を定義する。 $\delta^{l,k}$  は、パートナー A とパートナー B のペア  $l$  が同伴行動目的  $k$  の同伴行動を行ったとき 1、それ以外に 0 となるダミー変数である。式 (10) より、 $\eta_a^k, \eta_b^k$  がある値と分かっている時、同伴行動が実現する確率は、 $P(U_a^{k,l} \geq 0, U_b^{k,l} \geq 0 | \eta_a^k, \eta_b^k)$  と表すことができる。ここで、未知パラメータベクトル  $\boldsymbol{\vartheta} = (\mathbf{a}, \boldsymbol{\phi}, \boldsymbol{\alpha}, \boldsymbol{\beta})$  とおく。以上より、尤度関数は、

$$\mathcal{L} = \prod_{k=1}^K \int_0^1 \int_0^1 f^k(\eta_a^k, \eta_b^k)$$

$$\left[ \prod_{l=1}^{L^k} \left( P(U_a^{k,l} \geq 0, U_b^{k,l} \geq 0 | \eta_a^k, \eta_b^k) \right)^{\delta^{l,k}} \left( 1 - P(U_a^{k,l} \geq 0, U_b^{k,l} \geq 0 | \eta_a^k, \eta_b^k) \right)^{1 - \delta^{l,k}} \right] d\eta_a^k d\eta_b^k \quad (31)$$

と表せる。尤度関数の未知パラメータベクトル  $\boldsymbol{\vartheta} = (\mathbf{a}, \boldsymbol{\phi}, \boldsymbol{\alpha}, \boldsymbol{\beta})$  を、最尤推定法を用いて推定し、この推定を 1 段階目の推定とする。推計フローを図-1 に示す。

(3) 異質性パラメータの推定

1 段階目の推定により、未知パラメータベクトル  $\boldsymbol{\alpha}, \boldsymbol{\beta}, \boldsymbol{\phi}, \mathbf{a}$  が推定されたので、パラメータベクトル  $\boldsymbol{\alpha}, \boldsymbol{\beta}, \boldsymbol{\phi}, \mathbf{a}$  を与件とする。ダミー変数  $\delta^{l,k}$  ( $k = 1, \dots, K; l^k = 1, \dots, L^k$ ) は、パートナー A とパートナー B のペア  $l$  が同伴行動目的  $k$  の同伴行動を行ったとき 1、それ以外に 0 となるダミー変数である。異質性パラメータの周辺確率密度関数がベータ分布に従い、同伴行動目的カテゴリー  $k$  に属する  $L^k$  ペア個のサンプルが得られたとき、異質性パラメータ  $\eta_a^k, \eta_b^k$  に関する同時生起確率密度関数（部分尤度）は、

$$\mathcal{L} = \prod_{k=1}^K \prod_{l=1}^{L^k} \left[ \left\{ P(\eta_a^k, \eta_b^k | \boldsymbol{\alpha}, \boldsymbol{\beta}, \boldsymbol{\phi}, \mathbf{a}) f(\eta_a^k) f(\eta_b^k) \right\}^{\delta^{l,k}} \left\{ 1 - P(\eta_a^k, \eta_b^k | \boldsymbol{\alpha}, \boldsymbol{\beta}, \boldsymbol{\phi}, \mathbf{a}) f(\eta_a^k) f(\eta_b^k) \right\}^{1 - \delta^{l,k}} c(\mathbf{F}(\eta_a^k, \eta_b^k)) \right] \quad (32)$$

と表せる。異質性パラメータ  $\eta_a^k, \eta_b^k$  に関する同時生起確率密度関数（部分尤度）の未知パラメータ  $\eta_a^k, \eta_b^k$  を条件付き最尤推定法を用いて推定する。なお、異質性パラメータ  $\eta_a^k, \eta_b^k$  の最尤推定量は、パラメータベクトル  $\boldsymbol{\alpha}, \boldsymbol{\beta}, \boldsymbol{\phi}, \mathbf{a}$  を与件として求めた条件付き最尤推定量である。推計フローを図-1 に示す。

(4) 推計フローと推計精度

推計フローを図-1 に示した。

ステップ 1 : 初期値として、未知パラメータベクトル  $\boldsymbol{\vartheta}^{(0)} = (\mathbf{a}^{(0)}, \boldsymbol{\phi}^{(0)}, \boldsymbol{\alpha}^{(0)}, \boldsymbol{\beta}^{(0)})$  を設定する。

ステップ 2 :  $\boldsymbol{\alpha}^{(n)}$  をランダムウォークにより発生させ  $\mathcal{L}(\boldsymbol{\alpha}^{(n)} | \boldsymbol{\phi}^{(n-1)}, \mathbf{a}^{(n-1)}, \boldsymbol{\beta}^{(n-1)})$  を求め、 $\mathcal{L}(\boldsymbol{\alpha}^{(n-1)} | \boldsymbol{\phi}^{(n-1)}, \mathbf{a}^{(n-1)}, \boldsymbol{\beta}^{(n-1)})$  と尤度の大きさを比較し、 $\mathcal{L}(\boldsymbol{\alpha}^{(n)} | \boldsymbol{\phi}^{(n-1)}, \mathbf{a}^{(n-1)}, \boldsymbol{\beta}^{(n-1)}) > \mathcal{L}(\boldsymbol{\alpha}^{(n-1)} | \boldsymbol{\phi}^{(n-1)}, \mathbf{a}^{(n-1)}, \boldsymbol{\beta}^{(n-1)})$  であれば、 $\boldsymbol{\alpha}^{(n)}$  を採用する。

ステップ 3 :  $\boldsymbol{\beta}^{(n)}$  をランダムウォークにより発生させ  $\mathcal{L}(\boldsymbol{\beta}^{(n)} | \boldsymbol{\phi}^{(n-1)}, \mathbf{a}^{(n-1)}, \boldsymbol{\beta}^{(n-1)})$  を求め、 $\mathcal{L}(\boldsymbol{\beta}^{(n-1)} | \boldsymbol{\phi}^{(n-1)}, \mathbf{a}^{(n-1)}, \boldsymbol{\beta}^{(n-1)})$  と尤度の大きさを比較し、 $\mathcal{L}(\boldsymbol{\beta}^{(n)} | \boldsymbol{\phi}^{(n-1)}, \mathbf{a}^{(n-1)}, \boldsymbol{\beta}^{(n-1)}) >$



$\mathcal{L}(\beta^{(n-1)}|\phi^{(n-1)}, \alpha^{(n-1)}, \beta^{(n-1)})$  であれば、 $\beta^{(n)}$  を採用する。

ステップ 4 :  $\alpha^{(n)}$  をランダムウォークにより発生させ  $\mathcal{L}(\alpha^{(n)}|\phi^{(n-1)}, \alpha^{(n-1)}, \beta^{(n-1)})$  を求め、 $\mathcal{L}(\alpha^{(n-1)}|\phi^{(n-1)}, \alpha^{(n-1)}, \beta^{(n-1)})$  と尤度の大きさを比較し、 $\mathcal{L}(\alpha^{(n)}|\phi^{(n-1)}, \alpha^{(n-1)}, \beta^{(n-1)}) > \mathcal{L}(\alpha^{(n-1)}|\phi^{(n-1)}, \alpha^{(n-1)}, \beta^{(n-1)})$  であれば、 $\alpha^{(n)}$  を採用する。

ステップ 5 :  $\phi^{(n)}$  をランダムウォークにより発生させ  $\mathcal{L}(\phi^{(n)}|\beta^{(n-1)}, \alpha^{(n-1)}, \beta^{(n-1)})$  を求め、 $\mathcal{L}(\phi^{(n-1)}|\beta^{(n-1)}, \alpha^{(n-1)}, \beta^{(n-1)})$  と尤度の大きさを比較し、 $\mathcal{L}(\phi^{(n)}|\beta^{(n-1)}, \alpha^{(n-1)}, \beta^{(n-1)}) > \mathcal{L}(\phi^{(n-1)}|\beta^{(n-1)}, \alpha^{(n-1)}, \beta^{(n-1)})$  であれば、 $\phi^{(n)}$  を採用する。

ステップ 6 : ステップ 2 からステップ 5 で推定されたパラメータベクトル  $\vartheta^{(n)} = (\alpha^{(n)}, \phi^{(n)}, \alpha^{(n)}, \beta^{(n)})$  を与件とし、 $\eta^{(n)}$  をランダムウォークにより発生させ  $\mathcal{L}(\eta^{(n)}|\alpha^{(n)}, \beta^{(n)}, \alpha^{(n)}, \phi^{(n)})$  を求め、 $\mathcal{L}(\eta^{(n-1)}|\alpha^{(n)}, \beta^{(n)}, \alpha^{(n)}, \phi^{(n)})$  と尤度の大きさを比較し、 $\mathcal{L}(\eta^{(n)}|\alpha^{(n)}, \beta^{(n)}, \alpha^{(n)}, \phi^{(n)}) > \mathcal{L}(\eta^{(n-1)}|\alpha^{(n)}, \beta^{(n)}, \alpha^{(n)}, \phi^{(n)})$  であれば、 $\eta^{(n)}$  を採用する。

$n$  回繰り返すと、尤度は次第に大きくなっていく。十分に大きな  $n$  に対して、尤度が定常状態に達したときの、パラメータの値を記録し、最尤推定量とする。

推計されたパラメータの精度を確認するために尤度比検定統計量を用いる。具体的に説明すると、モデル  $h(\mathbf{x}|\theta)$  のパラメータに  $a(\theta) = 0$  という制約を課したモデルをモデル 1 とし、 $a$  は、 $r$  次元の関数ベクトルである。また、制約を課されていないモデルをモデル 2 とする。モデル 1 のパラメータの次元は、モデル 2 のパラメータの次元よりも  $r$  だけ低くなる。このとき、モデル 1 とモデル 2 のパラメータの最尤推定量をそれぞれ、 $\hat{\theta}^1, \hat{\theta}^2$  とすると、 $h(\mathbf{x}|\hat{\theta}^1) < h(\mathbf{x}|\hat{\theta}^2)$  が成立する。このような状況において、モデル 1 とモデル 2 の比較を行うおとす際に、尤度比検定を用いることができる。ここで、帰無仮説として、 $h(\mathbf{x}|\hat{\theta}^1)$  は真のモデルであるとする。パラメータを特定化しなければ、統計学的検定を行うことができないため、パラメータには最尤推定量を入れることは、多くの他の検定でも行われている。この帰無仮説のもと、モデルに含まれる確率変数のうち、現実に観測された確率変数の個数がパラメータの次元に比べて大きいとき、以下の統計量は自由度  $r$  の  $\chi^2$  分布に漸近的に従うことが知られており、この統計量を用いて、仮説検定を行うことができる。これを尤度比検定と言う場合もある。

$$2 \ln \frac{h(\mathbf{x}|\hat{\theta}^2)}{h(\mathbf{x}|\hat{\theta}^1)} \quad (33)$$

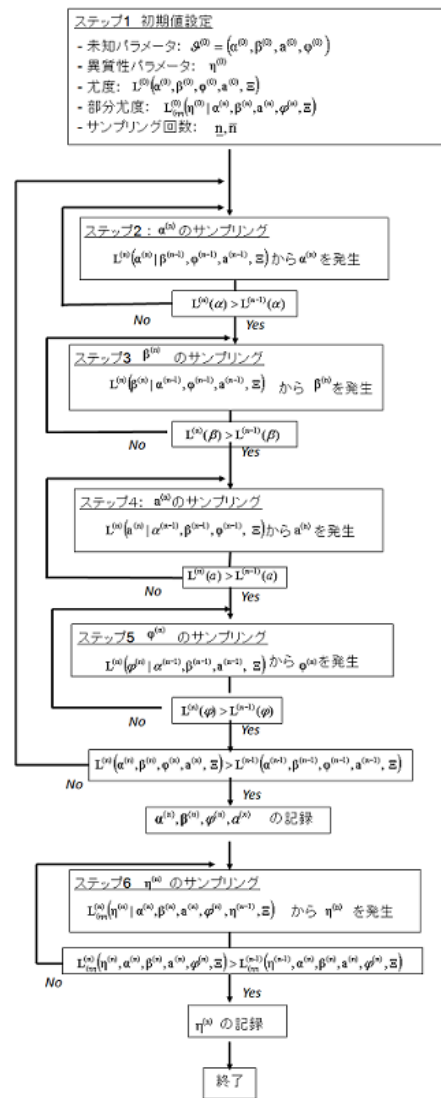


図-1 推計フロー

また、モデルに含まれる確率変数のうち、現実に観測された確率変数の個数がパラメータの次元に比べて大きいと言えないときには、パラメトリックブートストラップ法を用いて、尤度比検定を行うことができる。 $h(\mathbf{x}|\hat{\theta}^1)$  に従う確率変数  $\hat{x}_1, \hat{x}_2, \dots, \hat{x}_N$  を生成する。そして、各  $\hat{x}_i (1 \leq i \leq N)$  を観測地とみなして、モデル 1 とモデル 2 の最尤推定量  $\hat{\theta}_i^1, \hat{\theta}_i^2$  を求める。これにより、 $\hat{\theta}_1^1, \hat{\theta}_2^1, \dots, \hat{\theta}_N^1$  および  $\hat{\theta}_1^2, \hat{\theta}_2^2, \dots, \hat{\theta}_N^2$  が得られ、 $1 \leq i \leq N$  について、以下を計算することで、統計量が帰無仮説のもとで従う確率分布の粒子による近似が得られ、仮説検定を行うことができる。モンテカルロ法による誤差はあるが、尤度比検定であると言える。

$$2 \ln \frac{h(\mathbf{x}_i|\hat{\theta}_i^2)}{h(\mathbf{x}_i|\hat{\theta}_i^1)} \quad (34)$$

## 5. 実証分析

### (1) 適用データの概要

#### a) 調査概要

本研究で提案したランダムマッチングモデルに、平成 23 年社会生活基本調査データを適用し、本方法論の有効性を実証的に検証する。本研究で使用する社会生活基本調査<sup>8)</sup>は、1 日の生活時間の配分と過去 1 年間における主な活動状況などを調査し、その結果を仕事と生活の調和の推進、男女共同参画社会の形成、少子高齢化対策等の各種行政施策の基礎資料として利用している。社会生活基本調査の目的は、社会生活基本統計を作成するための統計調査であり、生活時間の配分や余暇時間における主な活動の状況など、国民の社会生活の実態を明らかにするための基礎資料を得ることである。社会生活基本調査は、昭和 51 年以来 5 年ごとに行われており、平成 23 年調査はその 8 回目に当たる。平成 23 年社会生活基本調査は、平成 23 年 10 月 20 日に行われた。ただし、生活時間の配分についての調査は、10 月 15 日から 10 月 23 日までの 9 日間のうちから、調査区ごとに指定された連続する 2 日間に行われた。平成 23 年社会生活基本調査の対象として、指定する調査区（全国で約 6,900 調査区）内に居住する世帯のうちから、選定した約 8 万 3 千世帯の 10 歳以上の世帯員約 20 万人を対象とした。抽出方法としては、平成 23 年社会生活基本調査は、第 1 次抽出単位を平成 17 年国勢調査調査区とし、第 2 次抽出単位を世帯とする層化 2 段抽出法によって行われた。なお、抽出にあたっては特定の世帯が続けて調査の対象にならないように行われた。調査は 10 月 20 日で行うが、「1 日の生活時間」に関しては、曜日ごとの結果を集計するため、標本調査区を無作為に 8 つのグループに分け、グループごとに 10 月 15 日から 10 月 23 日までの 9 日間のうち連続する 2 日間を調査日として選定された。調査は、調査員が調査世帯ごとに 10 月上旬から中旬に調査票を配布し、10 月下旬に収集することにより行われ、報告は、世帯主又は世帯員が調査票に記入し、調査員等の質問に答え、調査票を提出することにより行われた。ただし、一部の地域の調査世帯については、インターネットにより回答することも可能とした。調査票 A 又は調査票 B により、以下の事項を調査された。

**調査票 A** (1) すべての世帯員に関する事項ア) 世帯主との続柄イ) 出生の年月又は年齢ウ) 在学、卒業等教育又は保育の状況 (2) 10 歳未満の世帯員に関する事項育児支援の利用の状況 (3) 10 歳以上の世帯員に関する事項ア) 氏名イ) 男女の別ウ) 配偶の関係エ) 学習・研究活動の状況オ) ボランティア活動の状況カ) スポーツ活動の状況キ) 趣味・娯楽活動の状況ク) 旅行・行楽

の状況ケ) 生活時間の配分及び天候 (4) 15 歳以上の世帯員に関する事項ア) 介護の状況イ) 就業状態ウ) 就業希望の状況エ) 従業上の地位オ) 勤務形態カ) 年次有給休暇の取得日数キ) 仕事の種類ク) 所属の企業全体の従業者数ケ) ふだんの 1 週間の就業時間コ) 希望する 1 週間の就業時間サ) 通勤時間シ) ふだんの健康状態ス) 仕事からの年間収入 (5) 60 歳以上の世帯員に関する事項子の住居の所在地 (6) 世帯に関する事項ア) 世帯の種類イ) 10 歳以上の世帯員数ウ) 10 歳未満の世帯員数エ) 住居の種類オ) 自家用車の所有の状況カ) 世帯の年間収入キ) 介護支援の利用の状況ク) 不在者の有無

**調査票 B** (1) すべての世帯員に関する事項ア) 世帯主との続柄イ) 出生の年月又は年齢ウ) 在学、卒業等教育又は保育の状況 (2) 10 歳未満の世帯員に関する事項育児支援の利用の状況 (3) 10 歳以上の世帯員に関する事項ア) 氏名イ) 男女の別ウ) 配偶の関係エ) 携帯電話、パーソナルコンピュータその他の情報通信に関連する機器の使用の状況オ) 生活時間の配分及び天候 (4) 15 歳以上の世帯員に関する事項ア) 介護の状況イ) 就業状態ウ) 従業上の地位

本研究では、平成 23 年社会生活基本調査の調査表 B により得られたデータを用いる。平成 23 年社会生活基本調査には、調査票 A と調査票 B があり、それぞれの調査票には、生活時間欄が設けられており、調査票 A はプリコード方式、調査票 B はアフターコード方式にて集計が行われている。調査票 A では、あらかじめ行動の種類が 20 分類に分けられており、世帯構成員の各個人が自分の行動を分類し、該当する行動の種類欄に時間区分ごとに線を引いていく方式で行われており、調査票 B では、回答者が日記をつけるように自由に回答を調査票に記入してもらい、それを集計の段階で、分類コードを与える方式で行われた。調査票 A の方式では、調査票 B の方式よりも記入や内容審査・分類格付け等の事務が少ないことから大標本による調査が可能である。調査票 B の方式では、調査票 A の方式よりも分類区分を細かく設定でき、さらに 15 分間隔で生活時間の把握が可能である。

本研究では、個人の同伴行動を把握するために、調査票 B のデータを用いる。調査票 B から得られたデータは、集計の段階でデータ E とデータ F に分けられている。データ E には、各個人が誰とどのような行動を何時間したかという本研究で用いたい変数が、全て含まれているため、データ E を用いる。データ F には、15 分間隔で個人の行動が記述されている。また、調査票 A と調査表 B は、異なる個人に回答してもらっているため、調査票 A と調査票 B のデータを同時に用いることはできない。調査票 B (アフターコード方式) は、

全国の世帯から無作為に選定した約 4 千世帯に居住する 10 歳以上の世帯員約 1 万人を対象として、各世帯員が 2 日間にわたって調査票 B に回答した。そのため、調査票 B の集計結果のデータには、約 1 万人の 2 日間の行動について、異なる ID を用いて記載されているため、約 2 万人の個人のデータが存在する。本推計では、各個人が、調査票 B に回答した 2 日間は、仕事のある日と休日に回答した場合、異なる行動を異なる人や目的で行うと考えられるので、2 日間の内の 1 日目と 2 日目を別の個人として、推計を行う。1 日目と 2 日目を分けた場合の、サンプル数は、19982 人である。性別は、男性が 9406 人、女性が 10576 人である。また、各個人は、1 日に複数の同伴行動を行っているが、1 度以上ある特定の行動を行えば、その同伴行動を行ったと考える。具体的に説明すると、夫が食事という同伴行動を妻と、1 日に 1 度行った場合も、3 度行った場合も、その日に夫は妻と食事という同伴行動を 1 度行ったと判断する。つまり、特定の行動を、特定の相手を複数回行ったとしても、複数回カウントせずに、特定の行動を特定の相手としたか否かで判断する。

さらに、行動目的は、集計段階で 92 分類に分けられているが、本研究では、類似した行動を以下のように分類しなおす。有償労働には、主な仕事、主な仕事上の移動、副業、副業中の移動、通勤、仕事上の休憩、求職活動といった行動が含まれる。家事には、食事の管理、菓子作り、園芸、住まいの手入れ・整理、衣類等の手入れ、衣類等の作製、建築・修繕、乗り物の手入れ、世帯管理、子供(乳幼児以外)の介護・看護、家族(子供以外)の介護・看護、子供(乳幼児以外)の身の回りの世話、家族(子供以外)の身の回りの世話、といった行動が含まれる。育児には、乳幼児の介護・看護、乳幼児の身体の世話と監督、乳幼児と遊ぶ、子供の付き添い等、子供(乳幼児以外)の教育、子供の送迎移動、子供(乳幼児以外)と遊ぶ、といった行動が含まれる。買物・サービスには、買い物、公的サービスの利用、商業的サービスの利用、といった行動が含まれる。家事移動には、家事に伴う移動という行動を意味している。ボランティア活動には、ボランティア活動とボランティア活動に伴う移動という行動が含まれている。食事には、朝食、昼食、夕食、夜食、軽飲食、といった行動が含まれている。社会参加・宗教には、社会参加活動、礼拝・読経、といった行動が含まれている。教養・趣味・娯楽には、教養・娯楽、創作、趣味としての菓子作り、成果物を得る趣味・娯楽、趣味としての園芸、ペットの世話、犬の散歩等、趣味としての衣類等の作製、趣味、コンピュータの使用、ゲーム、ドライブ、といった行動が含まれている。スポーツには、エアロビクス系スポーツ、球技、ウォーター系スポーツ、成果物を得るスポーツ、とい

た行動が含まれている。マスメディア利用には、読書、新聞・雑誌、テレビ、ビデオ・DVD、ラジオ、CD・カセットテープ、といった行動が含まれている。休養・くつろぎは、休養・くつろぎといった行動を意味する。

## b) 説明変数の候補

本研究で用いるデータは、集計の段階で、世帯構成は 9 区分に分類されており、高齢者夫婦世帯を除く夫婦のみの世帯、高齢者夫婦世帯、夫婦と子供の世帯、夫婦と両親の世帯、夫婦とひとり親の世帯、夫婦・子供と両親の世帯、夫婦・子供とひとり親の世帯、単身世帯、続き柄が特定できる世帯員のみの上記以外の世帯、となっており、それぞれの世帯構成に属する個人数は、無回答の個人 394 人を除くと、表-2 のようになっている。世帯構成を表現するダミー変数として、高齢者夫婦世帯を除く夫婦のみの世帯、高齢者夫婦世帯、を夫婦のみの世帯としダミー変数 1、夫婦と子供の世帯、夫婦と両親の世帯、夫婦とひとり親の世帯、夫婦・子供と両親の世帯、夫婦・子供とひとり親の世帯を、夫婦のみでない世帯 0 とする。世帯構成を 2 つに分類しなおすと同時に、本研究では、世帯内での同伴行動を対象としているため、単身世帯、続き柄が特定できる世帯員のみの上記以外の世帯、を除く。

年齢については、19935 人の個人が自身の年齢を回答しており、10 歳から 99 歳までの個人が存在している。説明変数の 1 つに、年齢のダミー変数として、回答者の年齢が 65 歳以上を 1、回答者の年齢が 64 歳以下を 0 とする。10 歳から 64 歳の個人数は、14431 人、65 歳以上の個人数は 5551 人である。

職業については、19982 人が回答しており、有業 11078 人、無業 8904 人である。説明変数の 1 つに、職業の有無のダミー変数として、有業を 1、無業を 0 とする。

自家用車を保有しているか否かについては、19982 人が回答しており、保有していない人が 3567 人、保有している人が 16415 人である。説明変数の 1 つに、自家用車有無のダミー変数として、自家用車を保有している個人を 1、自家用車を保有していない個人を 0 とする。

本調査票に何曜日の行動を記入したかについて、回答している個人数は、19982 人であり、表-3 のようになっている。休日には、労働や学業の制約がなく、個人は平日に行うことのできない活動を行いやすいという考えに基づき、活動を行った曜日を、土曜日、日曜日を休日とし、それ以外を平日に分類する。説明変数の 1 つに、休日のダミー変数として、休日を 1、平日を 0 とする。

年収について回答した個人 11281 人の、各個人が仕事から得た 1 年間の収入について 16 のカテゴリーで回答されており、表-4 のようになっている。説明変数の



表-2 各世帯構成分類の個人数

	世帯構成	人
1	高齢者夫婦世帯を除く夫婦のみの世帯	1800
2	高齢者夫婦世帯	2444
3	夫婦と子供の世帯	7403
4	夫婦と両親の世帯	168
5	夫婦とひとり親の世帯	419
6	夫婦・子供と両親の世帯	1082
7	夫婦・子供とひとり親の世帯	1302
8	単身世帯	1790
9	続き柄が特定できる世帯員のみの世帯のうち上記以外の世帯	3180

表-3 調査票回答曜日個人数

曜日	人数
月曜日	1250
火曜日	1218
水曜日	1208
木曜日	1273
金曜日	2518
土曜日	6276
日曜日	6239

表-4 各年収分類の個人数

年収分類	人数
収入なし	225
50万円未満	963
50～90万円	1407
100～149万円	1263
150～199万円	902
200～249万円	1129
250～299万円	868
300～399万円	1357
400～499万円	980
500～599万円	732
600～699万円	503
700～799万円	308
800～899万円	238
900～999万円	114
1000～1499万円	229
1500万円以上	63

1つとして、年収ダミー変数に、平均年収以上か、以下かでダミー変数を設定すると、年収金額が大きい個人より平均年収が左右されるので、中央値を年収におけるダミー変数の基準として設定する。表-4 からみると、個人の1年間の収入の平均は、250万円付近にあると考えられるので、年収のダミー変数として、個人の1年間の収入が250万以上の個人を1、個人の1年間の収入が250万以下の個人を0とする。

健康状態について回答した11353人のうち、健康状態は良い4102人、まあ良い6096人、あまりよくない1066人、悪い89人であった。そこで、健康ダミー変数として、健康状態が良い、まあ良いと回答した人は1、健康状態があまりよくない、悪いと回答した人は0をとるような、ダミー変数を設定する。以上、7つのダミー変数を説明変数として設定する。

### c) 同伴行動相手の設定

本研究では、世帯内の全ての個人間の関係を用いて、モデルを推計したいが、本調査では、同伴行動相手は誰かという質問項目の選択肢として、父、母、子供、配偶者、その他の家族、学校や職場の人という区分であるため、全ての個人間の関係を推計することが困難である。

例えば、私、妻、息子、娘という4人家族の世帯が存在したとする。このとき、考えられる世帯内の全ての個人間の関係は、私と妻、私と娘、私と息子、妻と娘、妻と息子、娘と息子という6通りが考えられる。しかし、本調査では、調査対象を10歳以上としているため、息子や娘が10歳未満であった場合、息子や娘の個人属性を把握することができない。また、同伴相手を記入する際に、息子や娘という区別がなく、全て子供と統一されており、私と娘、私と息子、妻と娘、妻と息子、娘と息子との同伴行動について推計することは困難である。仮に親子関係に焦点をあてた場合には、10歳未満の子供とその親の関係と、60歳の子供とその親の関係では、

全く異なる配慮の度合いが予測される。また、本研究で対象とする相手への配慮は、長い年月を経て形成されてきたものであるため、その他の家族、学校や職場の人に分類された個人との同伴行動は、扱わず、世帯内の個人間の同伴行動のみを対象とする。以上より、本研究では、配偶者に分類された個人との同伴行動を対象とする。配偶者の有無について、19945 人が回答し、未婚 5135、配偶者あり 12350 人、死別離別 2460 人という結果であった。配偶者のいる個人は全体のおよそ 61.9% 存在する。図-2 から、配偶者と行われた同伴行動が比較的多いことが分かる。図-2 において、子供と同伴行動を行ったという回答に対して、父や母と同伴行動を行ったという回答数が少ない理由は、親子での同伴行動を行った子供の多くは、年齢が 10 歳未満であったと考えられる。総行動を見ると、1 人での行動した場合と、配偶者との同伴行動をした場合が同程度であることから、配偶者のいる個人の多くは、1 人で行動をあまり行わず、配偶者と同伴行動を行う傾向にあるとも思われる。また、本研究では、配偶者同士の同伴行動を対象とすると、上述したが、同伴行動相手が不明の個人のデータを除いた。具体的には、同伴行動を行ったと考えられる 2 名の個人のうち一方が配偶者と同伴行動を行ったと調査票に回答しているが、もう一方の個人が同伴行動相手として、配偶者以外を回答している場合、同伴行動相手が配偶者であったのか定かでないため、本研究では、対象としない。図-2 のサンプル数(人数)は、有償労働 N=13847、家事 N=23487、育児 N=4568、買物・サービス N=9914、家事移動 N=7826、ボランティア活動 N=1504、食事 N=45781、社会参加・宗教 N=1296、教養・趣味・娯楽 N=11635、スポーツ N=4915、マスメディア利用 N=37796、休養・くつろぎ N=4564、である。

#### d) 行動目的の設定

図-2 の各行動の分類については、既述の分類である。表-5 には、各行動目的別の条件別行動割合を示した。表-5 の列の説明をする。各行動を行った個人の割合は、分母には、全サンプル 19882 人分の、分子には、調査日 1 日に同伴相手に関係なく 1 度でも各行動目的の行動を行った個人の人数である。配偶者がいる人のうち配偶者との同伴行動した個人の割合は、分母に、配偶者のいる個人の人数分の、分子に、調査日 1 日に配偶者と 1 度でも各行動目的の同伴行動を行った個人の人数である。誰かと同伴行動した人のうち配偶者と同伴行動をした個人の割合は、分母には、調査日 1 日に同伴行動相手に関わらず各行動目的の同伴行動を行った個人の人数、分子に、調査日 1 日に配偶者と 1 度でも各行動目的の同伴行動を行った個人の人数である。

表-6 には、各行動目的別の条件別行動者の人数を示

した。表-6 の列の説明をする。行動した人数は、調査日 1 日に同伴相手に関係なく 1 度でも各行動目的の行動を行った個人の人数である。誰かと同伴行動をした人数は、調査日 1 日に同伴行動相手に関わらず各行動目的の同伴行動を行った個人の人数である。配偶者と同伴行動をした人数は、調査日 1 日に配偶者と 1 度でも各行動目的の同伴行動を行った個人の人数である。図-2 や表-5 や表-6 を参考にし、これらの行動分類の中から、本研究で対象とする配偶者同士の同伴行動目的を複数選択する。行動目的を選択する際の基準としては、配偶者と一緒に行いたい行動目的であったが、実際には何らかの理由で同伴行動が行えなかった同伴行動目的や、配偶者と一緒に行いたい行動目的で、実際に配偶者と一緒に行えた行動目的を選択した。本研究で対象とする同伴行動目的は、家事、育児、買物・サービス、家事関連の移動、ボランティア活動、食事、教養・趣味・娯楽、スポーツ、の 8 つの行動目的とした。

#### e) 推計に用いたデータの説明

平成 23 年度社会生活基本調査データを用いて、構築した世帯内相互作用の異質性を考慮したランダムマッチングモデルを推定した。推計に用いたデータは、配偶者のいる個人、かつ、説明変数に関して全て回答している個人、かつ、同伴行動相手が特定できる個人を対象とし、全サンプル数は、4842 人の個人である。推計に用いたデータの各行動目的を 1 日に 1 度以上行った個人の人数と、各行動目的を 1 日に 1 度以上配偶者と行った個人の人数を表-7 に示す。表-8 には、推計の際に用いたダミー変数の 0 と 1 のそれぞれに対応する個人の人数を示している。既述であるが、世帯構成ダミーは、高齢者夫婦世帯を除く夫婦のみの世帯、高齢者夫婦世帯、を夫婦のみの世帯としダミー変数 1、夫婦と子供の世帯、夫婦と両親の世帯、夫婦とひとり親の世帯、夫婦・子供と両親の世帯、夫婦・子供とひとり親の世帯を、夫婦のみでない世帯 0 である。年齢ダミー変数は、回答者の年齢が 65 歳以上を 1、回答者の年齢が 64 歳以下を 0 である。職業有無のダミー変数として、有業を 1、無業を 0 である。自家用車有無のダミー変数として、自家用車を保有している個人を 1、自家用車を保有していない個人を 0 とする。曜日のダミー変数として、休日(土曜日、日曜日)を 1、平日(月曜日、火曜日、水曜日、木曜日、金曜日)を 0 とする。年収のダミー変数として、個人の 1 年間の収入が 250 万以上の個人を 1、個人の 1 年間の収入が 250 万以下の個人を 0 とする。健康ダミー変数として、健康状態が良い、まあ良いと回答した人は 1、健康状態があまりよくない、悪いと回答した人は 0 とする。推計には、対象とした個人の、同伴行動が行われたか場合も同伴行動が行われなかった場合のデータも用いた。また、推

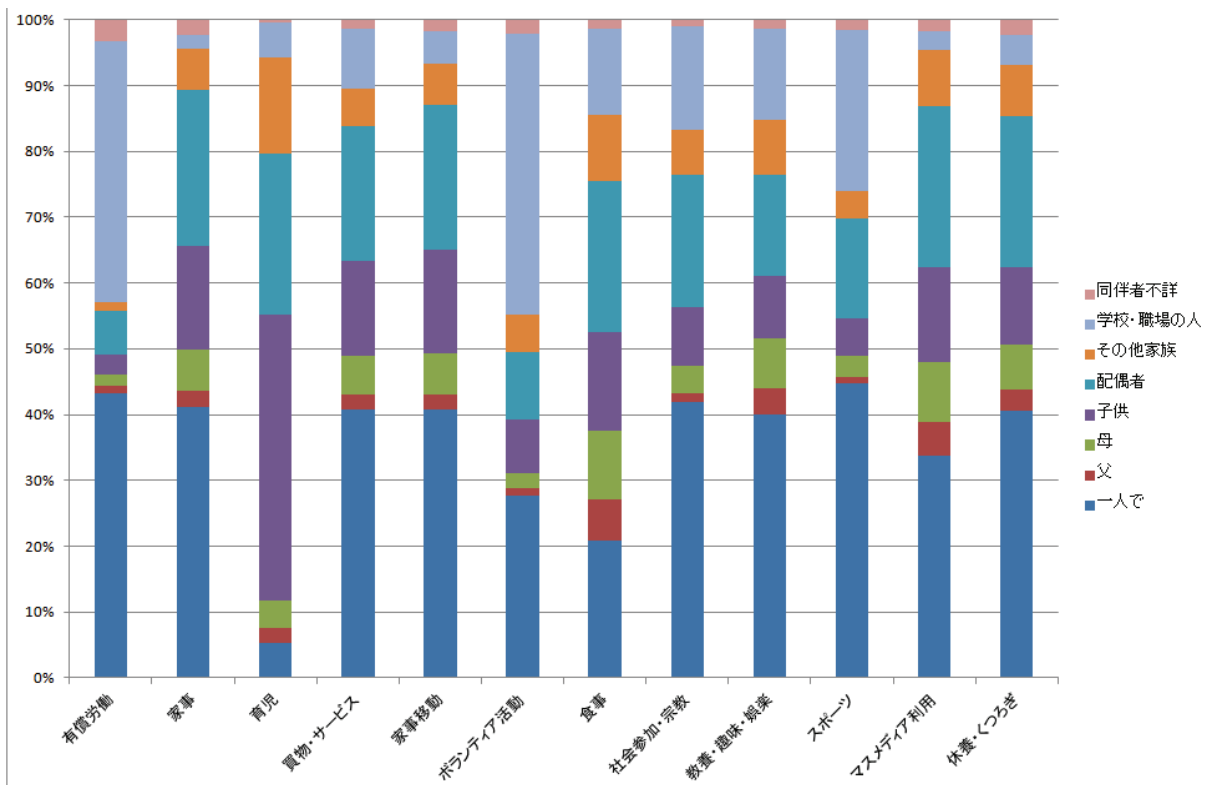


図-2 各行動目的における行動相手選択割合

計の際には、個人は1日に複数回の同一行動目的の同伴行動を行っているため、各同伴行動ごとに同伴行動が成立したか否かのデータを用いて推計を行う。

## (2) パラメータの推計結果

表-9には、世帯内相互作用の異質性を考慮したランダムマッチングモデルの未知パラメータの推定結果、尤度比検定統計量を示した。説明変数の候補として、杖術した、世帯構成ダミー、年齢ダミー、有業ダミー、自家用車ダミー、休日ダミー、年収ダミー、健康ダミーとした。各コピュラと各説明変数を用いて赤池情報基準(AIC)を算出し、AICの値が、小さなモデルの方が当てはまりのよいことを表すので、各モデルのAICを比較し、クレイトンコピュラを用いたとき、かつ、表-9に示した説明変数を用いたときAICの値が最も小さくなり、当てはまりが良い結果となった。

表-9をみると、世帯構成ダミー、休日ダミー、夫婦ダミーが有意である。世帯構成ダミーが意味することより、世帯構成が、夫婦のみの1世代世帯よりも複数世代世帯の方が、配偶者関係の夫と妻の同伴行動が行われやすい傾向にあるといえる。夫婦のみの1世代で構成される世帯よりも、複数の世代と同居している世帯の方が、配偶者間同士の同伴行動が行われやすい理由として考えられることの一例として、複数の世代と同

居している世帯の場合、子供や祖父母が、学校行事や、町内会行事に参加するきっかけを、配偶者関係の夫婦に与え、夫婦が同伴行動を行う機会が多いため、より同伴行動が実現しやすいと考えられる。休日ダミーより、平日よりも、休日の方が、配偶者関係の夫と妻の同伴行動が行われやすい傾向にあるといえる。休日には、仕事などの制約がなく、個人は平日に行うことのできない活動を行いやすく、配偶者同士の同伴行動が行われやすい傾向にあると考えられる。年収ダミーより、配偶者のいる夫は、夫の年収が250万円以上であると、同伴行動が行われやすいのに対して、配偶者のいる妻は、妻の年収が250万円以下であると、同伴行動が行われやすい傾向にあるといえる。夫は、年収が250万円以上である場合、金銭的に少し余裕ができ、生活必需品以外にお金をまわすことができ、同伴行動が行われやすいと考えられ、夫は妻に比べ、配偶者との同伴行動を行う際、時間的制約よりも金銭的制約の方が大きいと考えられる。妻の年収が250万円以下である場合、妻は、専業主婦、パートやアルバイトであると考えられるため、時間にゆとりがあり、自由に使える時間が多くあり、同伴行動が行われやすいと考えられ、妻は夫に比べ、配偶者との同伴行動を行う際、金銭的制約よりも時間的制約の方が大きいと考えられる。



表-5 各行動目的別の条件別行動割合

行動目的	各行動を行った個人の割合	配偶者がいる人のうち配偶者との同伴行動した個人の割合	誰かと同伴行動した人のうち配偶者と同伴行動をした個人の割合
有償労働	0.356771	0.074818	0.129611
家事	0.637374	0.450364	0.436715
育児	0.119658	0.090607	0.468005
買い物・サービスの利用	0.390752	0.164291	0.259862
家事関連に伴う移動	0.297368	0.138462	0.287782
ボランティア活動関連	0.047142	0.012389	0.16242
学業, 学習・自己啓発・訓練	0.107196	0.005101	0.029412
学業	0.080222	0	0
食事	0.995646	0.848583	0.526766
自由時間	0.973927	0.794818	0.504393
社会参加・宗教活動	0.050345	0.021134	0.259443
交際	0.311681	0.153198	0.303789
教養・趣味・娯楽	0.391652	0.144291	0.227703
スポーツ	0.202332	0.060081	0.183527
マスメディア利用	0.920178	0.746154	0.501169
休養・くつろぎ	0.164398	0.085344	0.320852

表-6 各行動目的別の条件別行動者の人数

行動目的	行動した人数	誰かと同伴行動をした人数	配偶者と同伴行動をした人数
有償労働	13847	7418	924
家事	23487	13285	5562
育児	4568	4309	1119
買い物・サービス	9914	5731	2029
家事移動	7826	4511	1710
ボランティア活動	1504	1057	153
食事	45781	35631	10480
社会参加・宗教	1296	740	261
教養・趣味・娯楽	11635	6827	1782
スポーツ	4915	2644	742
マスメディア利用	37796	24392	9215
休養・くつろぎ	4564	2609	1054

### (3) コピュラと異質性パラメータの同時分布

世帯内相互作用の異質性を考慮したランダムマッチングモデルでは、異質性パラメータの同時分布をコピュラと異質性パラメータの周辺分布を用いて表現する。推定されたクレイトン・コピュラの未知パラメータは  $\alpha = 1.4998$  である。図-3 には、推定された異質性パラ

メータの散布図を、表-10 には異質性パラメータの推定結果を、図-4 には、2次元異質性パラメータの同時分布を、図-5 には、図-4 の 0 付近を拡大したものを示した。本研究では、異質性パラメータが同伴行動目的の 8 つ存在する。本研究で対象とする同伴行動目的は、家事、育児、買い物・サービス、家事関連の移動、ボランティア

表-7 推計に用いた配偶者データ

行動目的	各行動目的を1日に1度以上行った個人数	各行動目的を1日に1度以上配偶者を行った個人数
家事	3173	840
育児	912	364
買物・サービス	2095	686
家事関連の移動	1591	578
ボランティア活動	230	42
食事	4816	4100
教養・趣味・娯楽	1727	730
スポーツ	697	222

表-8 推計に用いたデータの説明変数

ダミー変数	ダミー変数が0の人数	ダミー変数が1の人数
世帯構成ダミー	1476	3366
年齢ダミー	4323	519
有業ダミー	147	4695
自家用車ダミー	398	4444
曜日ダミー	1782	3060
年収ダミー	2491	2351
健康ダミー	476	4366

ア活動, 食事, 教養・趣味・娯楽, スポーツ, の8つの行動目的である。夫の異質性パラメータ  $\eta_a$  は, ベータ分布に従うと仮定している。夫の異質性パラメータが従うベータ分布のパラメータは, 0.9949, 1.3615 であり, 夫の異質性パラメータが従うベータ分布の平均は, 0.4221, 分散は 0.0727 である。妻の異質性パラメータ  $\eta_b$  は, ベータ分布に従うと仮定している。妻の異質性パラメータが従うベータ分布のパラメータは, 0.9997, 1.4018 であり, 妻の異質性パラメータが従うベータ分布の平均は, 0.4164, 分散は 0.0714 である。夫の異質性パラメータの期待値は 0.3268, 妻の異質性パラメータの期待値は 0.1414 となっている。表-10の異質性パラメータの推定結果では, 妻の異質性パラメータよりも, 夫の異質性パラメータが大きな値をとっている。夫が妻に対して与える影響よりも, 妻が夫に対して与える影響の方が, 相対的に大きいことが分かる。また, 表-10より, 行動目的ごとに, 異質性パラメータの値は異なっていることより, 行動目的カテゴリーごとに, 差異が存在することが分かる。

表-9 未知パラメータの推計結果

未知パラメータ	推定値	尤度比検定統計量
夫・定数項	-1.2083	35.9
夫・世帯構成ダミー	-0.1067	60.3
夫・休日ダミー	0.8937	78.2
夫・年収ダミー	0.6079	51.9
妻・定数項	-0.7437	105.5
妻・世帯構成ダミー	-0.1194	7.0
妻・休日ダミー	1.2498	88.8
妻・年収ダミー	-0.1746	130.4
コピュラのパラメータ	1.4998	3.3
夫・ベータ分布	0.9949	148.6
夫・ベータ分布	1.3615	93.3
妻・ベータ分布	0.9997	148.7
妻・ベータ分布	1.4018	131.4

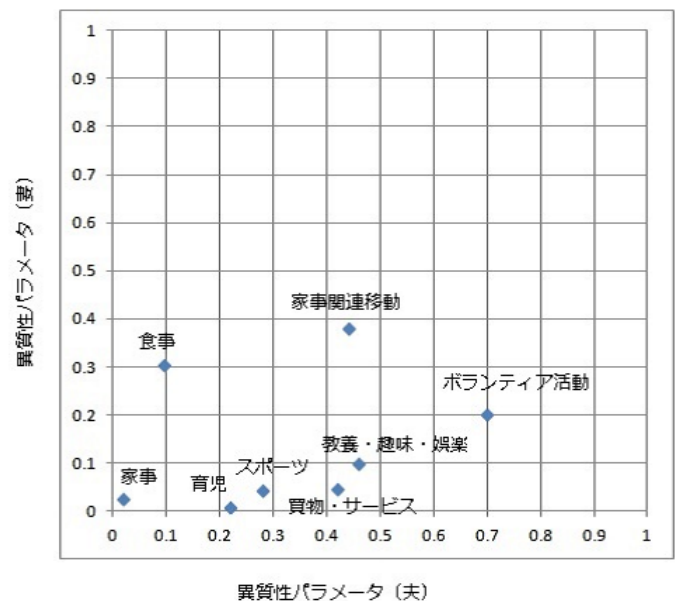


図-3 推定された異質性パラメータ

本研究では, 2次元の異質性パラメータの推計のために, コピュラを導入することにより, 2次元異質性パラメータの同時分布をコピュラと2次元異質性パラメータの周辺分布によって表現することができる。図-3には, 推定された異質性パラメータの散布図を示している。横軸を夫の異質性パラメータ  $\eta_a$ , 縦軸を妻の異質性パラメータ  $\eta_b$  としている。

家事は,  $\eta_a = 0.018, \eta_b = 0.0294$  と夫と妻ともに小さい値であるのは, 家事という行動目的に分類された行動が比較的, 1人で行うことができる行動が多いため

表-10 異質性パラメータの推計結果

同伴行動目的	異質性パラメータ (夫)	異質性パラメータ (妻)
家事	0.018	0.0294
育児	0.2162	0.0114
買物・サービス	0.4173	0.0497
家事関連移動	0.4387	0.3816
ボランティア活動	0.6976	0.2037
食事	0.0934	0.3074
教養・趣味・娯楽	0.4561	0.1017
スポーツ	0.2769	0.0462

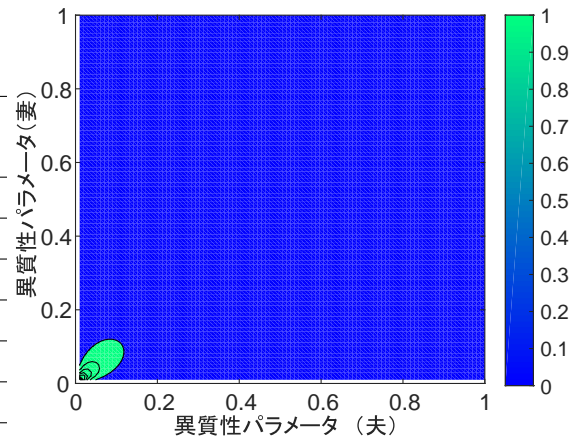


図-4 異質性パラメータの同時分布

と考えられる。家事には、食事の管理、菓子作り、園芸、住まいの手入れ・整理、衣類等の手入れ、衣類等の作製、建築・修繕、乗り物の手入れ、世帯管理、子供(乳幼児以外)の介護・看護、家族(子供以外)の介護・看護、子供(乳幼児以外)の身の回りの世話、家族(子供以外)の身の回りの世話、といった行動が含まれる。これらの行動の多くは、1人でも行うことができる行動が多いと思われるため、夫、妻ともに、相手に対する配慮の度合いが極めて小さいと考えられる。

家事関連移動は、 $\eta_a = 0.4387, \eta_b = 0.3816$  と夫と妻ともに比較的大きな値である。家事関連移動は、家事に分類された活動を行う際の移動に伴う行動である。家事に分類された行動目的の中に、移動が必要と考えられるものは、建築・修繕、家族(子供以外)の介護・看護、家族(子供以外)の身の回りの世話といったものが考えられる。これらの活動は、比較的重大なイベントであるため、夫婦が同様の感情を抱き、互いに関心をもつと考えられる。

ボランティア活動は、 $\eta_a = 0.6976, \eta_b = 0.2037$  であり、夫の異質性パラメータは大きい、妻の異質性パラメータは小さい。妻がボランティア活動の同伴行動に否定的な意見の場合、夫は、ボランティア活動の同伴行動を行えない場合が多いと考えられる。

育児  $\eta_a = 0.2162, \eta_b = 0.0114$ 、スポーツ  $\eta_a = 0.2769, \eta_b = 0.0462$  は、同じような異質性パラメータベクトルの値を持ち、妻の異質性パラメータの値のみ、極めて 0 に近い値となっている。育児という行動は幼い子供いる世帯のみ行われると考えられ、また、スポーツという活動は、スポーツを行う機会のある世帯のみ行われると考えられる。育児もスポーツもどちらも、特定の条件をもつ夫婦にのみ、機会が与えられる活動であるため、同伴行動相手に合わせて自分の考えを変えらるというよりも、自己流の考えで、行動しているでは

ないかと思われる。

買物・サービス  $\eta_a = 0.4173, \eta_b = 0.0497$ 、教養・趣味・娯楽  $\eta_a = 0.4561, \eta_b = 0.1017$  は、同じような異質性パラメータベクトルの値を持ち、夫の異質性パラメータ値は 0.45 付近、妻の異質性パラメータの値は、極めて 0 に近い値となっている。買物・サービスには、買い物、公的サービスの利用、商業的サービスの利用、といった行動が含まれる。教養・趣味・娯楽には、教養・娯楽、創作、趣味としての菓子作り、成果物を得る趣味・娯楽、趣味としての園芸、ペットの世話、犬の散歩等、趣味としての衣類等の作製、趣味、コンピュータの使用、ゲーム、ドライブ、といった行動が含まれている。これらの行動は、他の行動目的に比べ、比較的金銭的に余裕のあるときに行われる行動であると思われる。比較的、金銭面での負担が大きい同伴行動では、妻側の意見が強く反映されると考えられる。

さらに、以下では、2種類の異質性パラメータ間の相関構造とその同時分布に着目する。2変数コピュラでは、得られたコピュラに関するパラメータの推定値  $a$  を用いて、異質性パラメータ間の関係性を表すケンドールのタウ  $\tau$  (順位相関係数) を解析的に導出することができる<sup>13)</sup>。本適用事例では、クレイトンコピュラが選定されているので、ケンドールのタウ  $\tau$  (順位相関係数) は、 $a/(a+2)$  により求めることができる。推定されたクレイトン・コピュラの未知パラメータは  $a = 1.4998$  より、異質性パラメータのケンドールのタウは 0.4203 である。すなわち、2次元異質性パラメータは正の相関構造を有していることが分かる。

さらに、コピュラの推計パラメータと2次元異質性パラメータの周辺分布を用いて2次元異質性パラメータの同時分布が導出できる。既述のように、本適用事例では、クレイトンコピュラが選定されている。したがって、クレイトンコピュラの確率密度関数と2次元異質性パラ



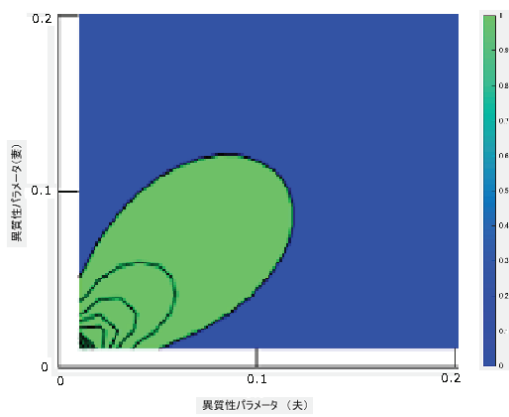


図-5 異質性パラメータの同時分布

メータの周辺分布関数を用いて、2次元異質性同時確率密度関数を表現することとする。図-4には、2次元異質性パラメータの同時分布を示す。夫の異質性パラメータと妻の異質性パラメータが0に近い値に偏っていること、正の相関構造があることが分かる。夫の異質性パラメータが大きくなると妻の異質性パラメータも大きくなる傾向にあることがわかる。妻の異質性パラメータが大きくなると夫の異質性パラメータも大きくなる傾向にあることがわかる。 $\eta_a > 0.5, \eta_b > 0.5$ の第一象限に生起する同時確率は0.2352,  $\eta_a < 0.5, \eta_b > 0.5$ の第二象限に生起する同時確率は0.1462,  $\eta_a < 0.5, \eta_b < 0.5$ の第三象限に生起する同時確率は0.4634,  $\eta_a > 0.5, \eta_b < 0.5$ の第四象限に生起する同時確率は0.1552であり、第一象限と第三象限の同時生起確率が大きいことから、正の相関が顕著に表れていることがわかる。図-4で示された同時分布の形状から、夫の妻に対する配慮の度合い、妻の夫に対する配慮の度合いはともに小さいことがわかったと同時に、夫の妻に対しての配慮の度合いと妻の夫に対しての配慮の度合いには、正の相関構造があることがわかる。また、コピュラと2次元異質性の周辺分布から導出される同時確率は、家事  $\eta_a = 0.018, \eta_b = 0.0294$  のとき、 $2.02 \cdot 10^{-3}$ 、家事関連移動  $\eta_a = 0.4387, \eta_b = 0.3816$  のとき、 $1.71 \cdot 10^{-4}$  である。これより、異質性パラメータが似たような値をとった場合でも適切に選択することが可能である。

#### (4) 政策的示唆

本研究では、世帯内相互作用の異質性を考慮したランダムマッチングモデルの異質性パラメータ間の相関性をコピュラを用いて定量化した。推定結果より、以下のような考察を行うことができる。再び表-9に着目する。この結果より、まず、世帯構成が夫婦のみの1世代世帯よりも、2世代世帯や3世代世帯の方が、夫婦の同伴行動が行いやすいと考えられる。地方には仕事が

ないなどの理由から、仕事に就くために都会に居住する個人がいることで、2世代や3世代で同居している世帯が、少なくなっていると考えられる。行政には、地方または都会で2世代や3世代で同居しやすくなるようなサービスが求められており、地方に仕事を増やすなどの取り組みが考えられる。また、夫婦のみの1世代世帯の個人を対象に、行政が夫婦で参加できるイベントを開催するなどして、夫婦での同伴行動を行う機会を与えるということも考えられる。次に、休日ダミーが有効であり、仕事などの制約で平日に行えなかった同伴行動が、休日には行いやすいことが分かる。休日を増やすことは現実的でないので、行政は、在宅勤務やフレックスタイム制の導入を促進することにより、平日であっても、通勤時間などが減り、1日のうちに自由に使える時間が増えると考えられ、増えた自由な時間の一部でも同伴行動を行う時間にあてられれば、同伴行動を行う夫婦が増えると考えられる。そして、年収が250万円以上の場合、夫は同伴行動を行いやすく、妻は同伴行動を行いにくい傾向にある。夫の年収が低く、生活するための十分な収入を確保するため、妻も仕事をし、共働きであるために労働による時間の制約があり、同伴行動が行われにくいと仮定すると、生活するための十分な収入を確保するため、妻が250万円以上の収入を得る労働をしなくても済むように、夫の収入が250万円以上となるように夫の収入を増やすということが考えられる。また、本研究では、仕事ダミーを説明変数にいていたが採用されていないことより、有業ダミーは有業、無業ではなく、正規雇用、正規雇用でないに分類して定義した方が、適切であった可能性が高いと考えられる。

さらに、再び図-3に着目する。食事という行動目的のみ、夫の異質性パラメータよりも妻の異質性パラメータの値が大きく、夫よりも妻の方が、相手のことに気遣っていることが分かる。食事は、1日に複数回行われる行動であるにも関わらず、妻の異質性パラメータは相対的にかなり高いことから、妻にとっては、食事という行動目的が特別なイベント感が強い可能性がある。そこで、行政は、夫に食事という同伴行動に関心を抱いてもらう、または、食に関するイベントを開催し、夫に対して、妻を誘ってイベントに参加してもらうように促すなどが考えられる。家事は比較的、1人でも行うことができる行動が多いため、同伴行動を積極的に促す必要はあまりないと思われるが、家事分類に含まれている行動で、夫か妻のどちらか一方が、同伴行動したいと考えるであろう行動は、積極的に同伴行動を促すべきと思われる。ボランティア活動という同伴行動においては、行政は、妻がボランティア活動に参加しやすい、かつ、参加したくなるような、ボランティア

活動を提供すべきである。例えば、ボランティア活動参加者の多くが男性のボランティア活動でなく、参加者の多くが女性となるようにしたボランティア活動イベントに夫婦で参加してもらうなどが考えられる。家事関連移動では、家事に移動という障害が加わることで、家事に比べ、家事関連移動では、夫と妻の双方の異質性パラメータがかなり大きな値をとっている。これは、1人でもできる家事に分類された行動に、移動がという障害が加わり、1人で行うことが困難になり、互いに相手に頼り、気遣いをしながら同伴行動が行われると考えられる。行政は、同伴行動が行われない行動に対し、何らかの障害を与え、夫婦互いに協力して障害を克服してもらうことで、夫婦の同伴行動を促進できる可能性はあるが、現実的ではない。

さらに、図-4 に示した異質性パラメータの同時分布を求めた。ある行動目的が図-4 の各象限に位置する同時確率は、 $\eta_a > 0.5, \eta_b > 0.5$  に生起する同時確率は 0.2352、 $\eta_a < 0.5, \eta_b > 0.5$  に生起する同時確率は 0.1462、 $\eta_a < 0.5, \eta_b < 0.5$  に生起する同時確率は 0.4634、 $\eta_a > 0.5, \eta_b < 0.5$  に生起する同時確率は 0.1552 である。このように、同時確率を求めることで、夫の同伴行動に関してのデータが得られているとき、夫の異質性パラメータのみという断片的な情報を用いて、その行動目的がいずれの範囲に位置するのかを定量的に評価することができる。

## 6. おわりに

家族の形態や世帯構成を取り巻く環境は変化してきており、現代において多様な家族形態や世帯構成のあり方が存在する。家族の形態や世帯構成が変化したことにより、世帯内の個人が行う行動にも変化が生じてきていると考えられる。世帯内の個人が行う行動が従来想定されていた行動と異なってきており、行政には新たな活動様式に適した都市サービスの提供が求められている。そこで、本研究では同一世帯内の同伴行動を対象とし、同伴行動を行う個人の属性、及びその度合いを評価することと同時に、本来では明示的に得ることの出来ない、同伴行動者間における配慮の度合いと、配慮の度合いの関係性についても合わせて推定し分析を行った。以下では、各章で考察した問題の概要と、得られた結論について簡単に示す。2章では、ランダムマッチングモデルと、世帯内相互作用の異質性について整理し、どのようなモデルを用いて分析を行うかを簡単に示した。3章では、世帯内相互作用の異質性の考慮したランダムマッチングモデルを導出した。4章では、構築した世帯内相互作用の異質性を考慮したランダムマッチングモデルの推計方法を示した。5章

では、構築した世帯内相互作用の異質性を考慮したランダムマッチングモデルを、平成23年度社会生活基本調査データに適用し実証分析を行った。同一世帯内の個人が同伴行動を行う際、お互いの相手に対する配慮の度合いの間には、何らかの関係性が存在するとの想定をもとに、コンピュータを用いて配慮の度合い間の関係性を表現し、世帯内相互作用の異質性を考慮したランダムマッチングモデルによる分析を行った。その結果、世帯構成が1世代世帯でない場合、または、土曜日や日曜日、または、夫の年収が25万円以上、妻の年収が250万円以下の場合に、夫婦間の同伴行動がより行われやすいことが分かった。また、行動目的によって、配偶者関係の夫と妻の間の相手に対する配慮の度合いのは異なることが分かると同時に、同一世帯内の配偶者関係の夫と妻が同伴行動を行う際、相手に対する配慮の度合いの間には、相関関係が存在することが分かった。本研究では、同一世帯内の配偶者関係の夫と妻が同伴行動を行う際、相手に対する配慮の度合いの間には、相関関係が存在することが分かったが、同一世帯に同居している夫と妻以外の個人間の配慮の度合いの関係性についての分析が行われていない。そのため、今後の本研究の方針としては、確率効用関数を複数定式化し、多変量コンピュータを用いて、同一世帯内の全個人の間には存在すると考えられる配慮の度合いの関係性についての分析を行い、比較する必要があると考えられる。また、本研究で行った推定方法は、2段階に分かれているため、異質性パラメータが一意的に定まっているが、異質性パラメータも未知パラメータと同時に推定する必要がある。

## 参考文献

- 1) 小林潔司, 喜多秀行, 多々納裕一: 送迎・相乗り行動のためのランダム・マッチングモデルに関する研究, 土木学会論文集, 536, 49-58, 1996.
- 2) 水谷大二郎, 小濱健吾, 貝戸清之, 小林潔司: 社会基盤施設の多元的劣化過程モデル, 2014.
- 3) 張峻屹, 藤原章正, 杉恵頼寧, 山田敏久: 世帯内相互作用の異質性を考慮した時間配分モデルの高齢者交通政策分析への適用可能性, 土木学会論文集, 786, 53-65, 2005.
- 4) Corfman, K. P., Gupta, S.: Mathematical models of group choice and negotiations, Handbooks in Operations Research and Management Science, 5, 83-142, 1993.
- 5) 張峻屹, Borgers, A, Timmermans, H: 集団効用関数に基づく世帯時間配分モデルの開発及び実証的分析, 土木計画学研究論文集, 19, 391-398, 2002.
- 6) 張峻屹, 藤原章正: 世帯内相互作用を考慮した生活環境の評価及び世帯居留意識分析に関する基礎的研究, 都市計画別冊, 都市計画論文集 City planning review, Special issue, Papers on city planning, 39, 619-624, 2004.
- 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 D, Vol.66, No.1, pp.54-63, 2010.

- 8) 総務省統計局: 平成 23 年社会生活基本調査 調査の概要, 2012.
- 9) 小濱健吾, 岡田貢一, 貝戸清之, 小林潔司: 劣化ハザード率評価とベンチマーキング, 土木学会論文集 A, Vol.64, No.4, pp.857-874, 2008.
- 10) 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.
- 11) 貝戸清之, 小林潔司, 青木一也, 松岡弘大: 混合マルコフ劣化ハザードモデルの階層ベイズ推計, 土木学会論文集 D3, Vol.68, No.4, pp.255-271, 2012.
- 12) D. Mizutani, K. Kaito and K. Kobayashi: Multidimensional Deterioration Process by Copula Modeling, *10th Annual Inter-University Symposium on Infrastructure Management (AISIM10)*, CD-ROM, No.8, Virginia, 2014.
- 13) Joe, H.: Families of m-variable distributions with given margins and  $m(m-1)/2$  bivariate dependence parameters, *IMS Lecture Notes - Monograph Series*, Vol.28, pp.120-141, 1996.
- 14) 小林潔司, 水谷大二郎, 松島格也, 山本浩司, 貝戸清之, 坂口創: 2次元混合ワイブル劣化ハザードモデル, 2015.

(平成 28 年 4 月 22 日 受付)

---

Kiyoshi KOBAYASHI, Toshio TANIGAWA, Kakuya MATSUSHIMA, Yusuke KOBAYASHI, and  
Katsuya YAMATO

In order to monitoring the social network at a region, it needs to measure how much they are sociable from daily actions. There are the variety types of residents who are between sociable and alone, their activities with acquaintance, such as family or friends, are subdivided into several classes. The activity diary data is useful to focus their sociable behavior at a region. As one of barometers to grade the sociability intensity, it needs to develop a sociability index using an activity diary data. This paper presents the method to classify the grade between the rich and the poor sociability, statistical modeling people's sociable or alone activities each day. It applies to a mountainous region in Japan then it implies the regional policy to improve the less sociability or to care the behaviors who often alone.