参加者間の競合性を考慮した ミーティング時間に関する生存時間分析

輪木　佑哉[1]・松島　格也[2]・小林　潔司[3]

[1]学生会員　京都大学大学院工学研究科都市社会工学専攻（〒 615-8540 京都市西京区京都大学桂）
E-mail: waki.yuya.67a@st.kyoto-u.ac.jp
[2]正会員　京都大学大学院工学研究科都市社会工学専攻（〒 615-8540 京都市西京区京都大学桂）
E-mail: matsushima.kakuya.7u@kyoto-u.ac.jp
[3]フェロー会員　京都大学経営管理大学院（〒 606-8501 京都市左京区吉田本町）
E-mail: kobayashi.kiyoshi.6n@kyoto-u.ac.jp

ミーティングが開催される場合，その参加者は他の参加者とミーティングに関する合意を形成することが前提となる．自発的なミーティングにおいては，そのミーティングに参加するインセンティブの最も低い者の意思によって決定される．近年，家族形態の多様化や社会構造の変化に伴い，各個人の時間価値が多様化し，ミーティング時間の形成に大きな影響を及ぼしている．そこで本研究では，家庭内で行われるミーティングを対象とし，各個人の意思によるミーティングの終了という事象を競合リスク事象として捉え，各種のミーティング時間に関して生存時間分析を行う．またその結果をもとに，各個人の属性がミーティング時間に及ぼす影響について考察する．

Key Words : *Intrahousehold Interaction, Survival Time Analysis, Competing Risk, Markov Chain Monte Carlo Method*

1.　はじめに

多くの交通行動において，交通主体は他人の意思と無関係にその行動のすべてを決定できるものではない．多かれ少なかれ，他人の意思が交通行動の決定に関与している．特に相手と直接会ってコミュニケーションを行うミーティングにおいては，相手とミーティングに関する合意を形成することが前提となる．ミーティングが開催される場合，そのミーティングに参加する人々は互いに時間を調整し，同一の時間，場所に集合するという個人の意思決定における相互作用を働かせている．

このようなミーティング参加者間の合意の下で，人間は日常生活のあらゆる側面においてミーティングを行っている．交渉・集金・打ち合わせという多くの業務トリップや，友人や恋人との交際等はミーティング自体を目的としている．通院，通学，通勤，買い物トリップを規定する多くの制度的条件や慣習も人間のミーティングの積み重ねにより形成されたものである．このような数あるミーティングの中で，家族の中で行われるミーティング（以下，家族ミーティングと記す）は最も基本的なコミュニケーション行動の１つであり，各家族において様々な種類のミーティングが膨大に行われている．また，家族のミーティング行動は交通行動の生成に多様な影響を及ぼしている．

ミーティングは社会，経済，文化の発展に極めて重要な役割を果たすものの，一方で人間の時間価値が増大するほどミーティングの形成が困難になっていくという基本的な矛盾律が存在する[1)]．交通・通信技術が高度に発展した現代においては，コミュニケーション行動の自由度の飛躍的な増大が個人の時間価値の増大を招き，家族ミーティングの形成を妨げている可能性は高い．また，家族ミーティングを形成する場合，家族の中の個人は家族形態や勤務状況，利用可能な交通等に依存して様々な制約条件を持っており，ミーティングに割くことの出来る時間は個人によって異なる．そのため，個人は自由にミーティング時間を決定することは出来ず，実現されたミーティング時間に家族の中の全ての人間が満足しているわけではない．また，達成される家族ミーティングの時間は家族ごとに異なっており，社会的に最適なミーティング時間を取ることができない家族も少なくない．こうした家族ミーティングの過少消費に伴い，家庭内に生じている制約条件を取り除き，あるいはその影響を弱め，最適なミーティング時間の達成を促すための公共政策の実施が求められている．

そこで本研究では，家族ミーティングの開始から終了までの時間に関する生存時間分析を行う．その上で，個人の持つ属性が各ミーティングへのインセンティブに与える影響やその度合いを評価し，最適なミーティング時間を達成するために改善すべき属性を特定する．

また，ミーティング形成時の参加者間の相互作用を考慮するため，各個人の意思によるミーティングの終了という事象を競合リスク事象として扱い，各種のミーティングが競合するリスクの中の 1 つによって終了すると考える．

以下，**2.** で，本研究の基本的な考え方を説明する．**3.** で，競合リスクハザードモデルの定式化を行う．**4.** で，モデルの推計方法を説明する．**5.** で，社会生活基本調査を利用した適用事例について考察する．

2.　本研究の基本的な考え方

(1)　従来の研究概要

ミーティングは知識社会における重要なコミュニケーション行動であり，主として交通行動モデルとして表現されてきた．伝統的な交通行動モデリングでは，個人の行動を他人の意思決定とは切り離してモデル化するという方法論が採用されてきた．しかし近年，個人の意思決定の相互作用を明示的にモデル化するアプローチがいくつか提案されている．小林等はランダム・マッチングモデル[2)]により個人間の意思決定の相互作用を直接モデル化している．森川等は，他人の効用水準が自分の効用に影響を及ぼすようなランダム効用モデルを提案している[3)]．また，小林等はミーティング形成時の意思決定の相互作用を考慮したコミュニケーション行動の確率的均衡を求め，情報通信技術の発展や交通施設の整備がミーティング均衡にもたらす影響について理論的に考察している[4)]．このように，ミーティングのモデル化においては他人の意思が自分の意思決定に影響を及ぼすような，参加者間の相互作用を取り入れたモデルの開発が進められており，ミーティング行動をモデル化する上で考慮しなければならない重要な要素であると言える．

生存時間分析とは，ある基準の時刻からある目的の反応 (事象) が生起するまでの時間を解析対象とした分析である[5)]．生存時間分析は，主に信頼性解析の分野において施設や機械の重病を予測するモデルとして開発されたが，現在では信頼性解析のみならず多くの分野で適用事例が報告されている[6)]．生存時間分析の中で，競合リスクを考慮した分析が存在する．競合リスクとは，目的の事象に複数の原因が存在し，ある 1 つの原因によって事象が観測されてしまえば，他の原因による事象が観測できなくなるリスクのことで，起こりうる死因として複数の疾患を考慮しなければならない場合などに用いられてきた[7)]．Allison[8)]は，生存時間分析において離散時間を想定したモデルを定式化し，競合リスクや再発生するリスクについての適用について考察している．この競合リスク生存時間分析による手法に基づいて，人間の行動のタイミングを原因別，あるいは種類別に分析している事例が報告されている．茂木[9)]は，女性の未婚から結婚への移行を出会い方に応じて競合リスク事象を定義し，競合リスクハザードを多項ロジットモデルで表現し，それぞれの出会い方について個人の属性が及ぼす影響について考察している．また，三輪[10)]は，女性のキャリアパスに注目し，出産等によって一度退職した女性がその後にたどるキャリア別に競合リスク事象を定義し，個人属性が各キャリアの形成に及ぼす影響について考察している．

本研究では，個人がミーティングの希望時間を決定する際に影響する属性を特定し，その影響力を評価することを目的としている．また，観測されるミーティング時間は家族内において意思決定の相互作用が働いて決定されていることに留意しなければならない．そこで本研究では，ミーティング形成時の相互作用を各個人の意思の競合という形で取り入れ，個人属性の影響力を競合リスクごとに評価することを試みる．

(2)　自発的ミーティング

ミーティングは大きく 2 種類に分類することが出来る．1 つは「自発的ミーティング」，もう 1 つは「強制的ミーティング」である[4)]．前者は個人の自由意思によって自発的に形成されるミーティングのことであり，後者はミーティングの当事者の一方，あるいは第三者が強制力を行使することにより実現することが義務付けられるようなミーティングである．

本研究では，最も基本的なミーティングである家族ミーティングを対象に研究を行う．家族でのミーティングを行いたい場合，家族の中の個人は自分の意思に従って自由にミーティングの開催を提案することが出来る．そのため，家族ミーティングは自発的ミーティングに分類される．自発的ミーティングは，潜在的なミーティング参加者全員の同意を前提に開催される．そのため，ミーティングの開催は自由に提案できるが，達成されるミーティング時間は自由に決定されず，家族全員の同意に基づく時間が採用される．家族の中の個人はそれぞれ異なる属性を持っており，各個人が持つミーティングへのインセンティブは異なる．そのため，個人が希望するミーティング時間は異なる．ミーティングが開催されるためには参加者全員の同意が必要となるため，実際に達成されるミーティング時間は最も短い時間，つまりミーティングに対するインセンティブの最も低い者の意思によって決定される．

このような自発的ミーティングの合意形成過程を，参加者間の意思の競合として捉えることが出来る．つまり，ミーティングの時間を決定する際に，各個人の希望ミーティング時間が競合し，最終的にインセンティブ

の最も低い者の意思が選択され，残りの者の意思は却下されることとなる．このような，自発的ミーティング形成過程における参加者間の相互作用（競合性）は従来無視されてきたが，コミュニケーション行動をより現実に近い形でモデル化するためには考慮すべきであろう．

(3) 家族ミーティング

家族において自発的に形成されるミーティングの種類は数多く存在する．これらのすべてのミーティングの形成を促すことの出来る政策は恐らくないだろう．そのため，家族ミーティングの中のどのような種類のミーティングの形成を促進させるかをあらかじめ決めておく必要がある．本研究において対象とする家族ミーティングは，本来であれば十分な時間を取りたいと考えているが，何らかの属性により短い時間しかとることが出来ないものとする．換言すれば，家族団らんの１つとして考えられる行為を対象とするということである．このような家族ミーティングは家族内の帰属意識や良好な関係を築く上で重要な役割を果たしており，結果として社会，経済，文化の発展に極めて重要な役割を果たしている．なお，具体的な活動内容については適用事例において述べることとする．

家族の形態や家族を取り巻く環境は時代と共に変遷してきており，現代においても多様な家族のあり方が存在する．家族形態や家庭環境の違いは，各個人の家族ミーティングに対するインセンティブに影響を及ぼす．しかし，ミーティングの種類によっては他の家族と変わらない時間が実現されている場合もあるだろう．このように，希望ミーティング時間は家庭の状況や家族内における個人の立場に依存し，その影響の仕方や度合いはミーティングの種類により異なる．

本研究では家族ミーティングの形成において，ミーティングへのインセンティブを妨げる個人の属性，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，ミーティング時間の決定にどの個人の意思が採用されているのかという情報も合わせて推定する．筆者の知る限りでは，このようなミーティングの参加者間の相互作用を考慮したような種々のミーティング時間の分析事例は見あたらない．

3. モデルの構成

(1) 前提条件

本研究では，複数の人間が同じ時間に，同じ場所で，同じ行動をすることをミーティングと定義する．この定義より，ミーティングは単に知識･アイデアを共有する会議を示すだけでなく，家族や友人との買い物や食事等も含むことになる．これらの複数想定される場面の中で，本研究では家族内の個人同士によって行われるミーティング行動に焦点を当てる．本研究では，ミーティングは家族の中で最もミーティングへのインセンティブの低い個人の意思に基づいて終了され，その他の人間はミーティングに参加する限り，自分の意思に関わらずその時点でミーティングを終了しなければならないと考える．そのため実際に観測される家族ミーティング時間は，そのミーティングへのインセンティブが最も低い家族の中のある１人の意思に基づいた時間が代表値として観測されるのであり，その他の個人が希望するミーティング時間は観測されずに打ち切りとなる．そこで本研究では，誰の意思に基づいてミーティングが終了したのかに応じて競合リスク事象をそれぞれ定義する．競合するリスク事象は対象とするミーティングの参加者の数だけ存在し，それらのリスク事象が競合した結果，その中の１つの事象が発生するとする．ある１つのリスク事象が観測されると，その他のリスク事象は観測されずに打ち切りデータとなる．その上で，ミーティング時間に関して生存時間分析を行い，ある個人の属性が希望するミーティング時間の決定に与える影響を評価する．

このように考える上で，2 つの点に留意する必要がある．1 つは，打ち切りの取り扱いである．連続時間を仮定するモデルにおいては，競合する各リスク事象が独立に起こるという条件が成立する場合，競合するイベントを右センサリングとして扱うことが出来る[11]．本研究では，各個人は他の個人の意思に関係なく希望するミーティング時間を決めるものとする．実際には合意形成過程において自身の意思を譲歩する場合なども考えられるが，本研究の目的はあくまでもミーティング形成の制約となる属性を特定し，その度合いを評価することにあるので，これらの影響は無視することとする．

もう１つは実際に発生した競合リスク事象の特定についてである．本研究では，実証分析として社会生活基本調査データ[12]を用いることを前提としている．このデータには，１）ミーティングの種類，２）ミーティング時間，３）ミーティングの参加者，４）参加者の属性が含まれている．しかし，家族の中の誰の意思が採用されたのかという，ミーティングの終了原因の情報は得ることが出来ない．そこで本研究では，潜在変数を用いて参加者のうちどの個人の意思によってミーティングが終了されたのかを表し，パラメータ，及び潜在変数を同時に推計する．

(2) 個人のミーティング希望時間のハザードモデル

いま，家族 $i(i=1,\cdots,n)$ による，ある種類 $k(k=1,\cdots,K)$ のミーティング時間を考える．この家族 i は L_i 人で構成されており，家族内の各個人を $l_i(l_i=1,\cdots,L_i)$ として表現する．

まず，家族 i における個人 l_i のみに着目し，個人 l_i が希望するミーティング時間に関するハザードモデルを定式化する．個人 l_i の意思によるミーティング k の寿命を確率変数 $\zeta^k_{l_i}$ と表す．$\zeta^k_{l_i}$ は確率密度関数 $f^k_{l_i}(\zeta^k_{l_i})$，分布関数 $F^k_{l_i}(\zeta^k_{l_i})$ に従うと仮定する．ミーティング開始から時間 t^k_i が経過し，次の瞬間にミーティングを終了する確率密度をハザード関数 $\lambda^k_{l_i}(t^k_i)$ を用いて表現する．この時，ハザード関数は，ミーティングが時間 t^k_i まで継続する生存確率 $S^k_{l_i}(t^k_i)$ を用いて，

$$\lambda^k_{l_i}(t^k_i)\Delta t^k_i=\frac{f^k_{l_i}(t^k_i)\Delta t^k_i}{S^k_{l_i}(t^k_i)} \tag{1}$$

と表される．すなわち，ハザード関数 $\lambda^k_{l_i}(t^k_i)$ は，ミーティングが開始されてから時間 t^k_i が経過するまで個人 l_i の意思によってミーティングが終了されなかったという条件下で，微小時間 $[t^k_i,t^k_i+\Delta t^k_i)$ 中に個人 l_i の意思でミーティングを終了する，という条件付確率である．希望するミーティング時間の長さは，個人の生活の状況や環境により異なる．このことは，個人 l_i の希望ミーティング時間のハザード関数が個人属性によって変化することを意味する．ハザード関数が個人 l_i の属性 $\boldsymbol{x}_{l_i}$ に依存することを表現するため，

$$\lambda^k_{l_i}(t^k_i:\boldsymbol{x}_{l_i})=\lambda^k_{0l_i}(t^k_i)\exp(\boldsymbol{\beta}^k_{r_{l_i}}\boldsymbol{x}_{l_i}{}') \tag{2}$$

という比例ハザードモデルを採用する[8]．$r_{l_i}(r_{l_i}\in(1,\cdots,R))$ は，個人 l_i の続柄を表す．本研究では，続柄の分類として父，母，祖父母，子供の計 4 種類を考える．このとき，$R=4$ となる．$\lambda^k_{0r_{l_i}}(t)$ は個人属性 $\boldsymbol{x}_{l_i}$ が 0 ベクトルとなる場合の，続柄 r_{l_i} の個人が持つハザードであり，基準ハザード関数と呼ばれる．基準ハザード関数の推定については後で詳しく述べる．$\boldsymbol{\beta}^k_{r_{l_i}}$ は，続柄 r_{l_i} である個人の属性 $\boldsymbol{x}_{l_i}$ がミーティング k の希望時間に関するハザードに及ぼす影響を支配する未知パラメータベクトルである．例えば，個人属性ベクトルが P 個の要素 $\boldsymbol{x}_{l_i}=(x_{1l_i},\cdots,x_{Pl_i})$ で表される場合，パラメータベクトル $\boldsymbol{\beta}^k_{r_{l_i}}$ は，$\boldsymbol{\beta}^k=(\beta^k_1,\cdots,\beta^k_P)$ と表される．また，$'$ は転置を表す．式（1）より，

$$\begin{aligned}\lambda_{l_i}(t_i:\boldsymbol{x}_{l_i})&=\frac{f_{l_i}(t_i:\boldsymbol{x}_{l_i})}{S_{l_i}(t_i:\boldsymbol{x}_{l_i})}=-\frac{\frac{dS_{l_i}(t_i:\boldsymbol{x}_{l_i})}{dt_i}}{S_{l_i}(t_i:\boldsymbol{x}_{l_i})}\\&=\frac{d}{dt_i}\left\{-\ln S_{l_i}(t_i:\boldsymbol{x}_{l_i})\right\}\end{aligned} \tag{3}$$

と変形できる．なお，式 (3) では添え字 k を省略しており，これ以降も省略することとする．$S^k_{l_i}(0:\boldsymbol{x}_{l_i})=1$ を考慮し，式（3）を積分すれば，

$$\begin{aligned}\int_0^{t_i}\lambda_{l_i}(\tau:\boldsymbol{x}_{l_i})d\tau&=[-\ln S_{l_i}(\tau:\boldsymbol{x}_{l_i})]_0^{t_i}\\&=-\ln S_{l_i}(t_i:\boldsymbol{x}_{l_i})\end{aligned} \tag{4}$$

を得る．以上より，個人 l_i のミーティング希望時間が t_i 以上となる確率 $S_{l_i}(t_i:\boldsymbol{x}_{l_i})$ は，

$$\begin{aligned}S_{l_i}(t_i:\boldsymbol{x}_{l_i})&=\exp\{-\int_0^{t_i}\lambda_{l_i}(\tau:\boldsymbol{x}_{l_i})d\tau\}\\&=\exp\{-\int_0^{t_i}\lambda_{0l_i}(\tau)\exp(\boldsymbol{\beta}_{r_{l_i}}{}'\boldsymbol{x}_{l_i})d\tau\}\\&=\exp\{-\exp(\boldsymbol{\beta}_{r_{l_i}}{}'\boldsymbol{x}_{l_i})\int_0^{t_i}\lambda_{0l_i}(\tau)d\tau\}\end{aligned} \tag{5}$$

となる．

(3) 基準ハザード関数

基準ハザード関数を決定することは生存確率の分布形を決めることと同値であり，モデルの構造形成に大きな影響力を持つ．基準ハザード関数の推定方法としてパラメトリックな仮定に基づき推定する方法がある．この方法は，ある特定の形によって基準ハザード関数を規定すると扱いやすい生存確率分布を求めることができ，また比較的容易に推計を行うことが出来る．しかし，基準ハザード関数に関してパラメータに基づく制約条件を置くことになり，その条件が実際のデータと整合的であるという保証はない．また，基準ハザード関数の決定の仕方によってパラメータの値が敏感に変化するので，基準ハザード関数の決定に関して慎重にならなければならない．そこで本研究では，基準ハザード関数をノンパラメトリックに推定する方法を提案する．

基準ハザード関数に特定の分布形を指定することなく共変量の影響を支配するパラメータを推計する方法として cox が提案した部分尤度法[14]が挙げられる．この方法は基準ハザード関数を特定することなく共変量の影響を支配するパラメータを評価することが出来るが，連続時間型の生存時間分布を仮定しているため，同時に事象が発生するタイデータが n 個含まれると $n!$ 通りの場合分けをする必要があり，計算が複雑になってしまう．本研究においては，観測される行動時間が 15 分間隔で表現されている．そのため多くのタイデータが存在し，部分尤度法の適用が困難である．このような場合，離散時間型の生存時間分析を適用することにより計算が容易になる．そこで，観測されるデータは離散的な期間 $[T_m,T_{m+1}]$ 内のある時点において事象が発生したという情報であると考える．このような例は計量経済学において頻繁に発生しうる状況であり，本研究においてもあてはまるものである．この離散的な期間において，各期間の基準ハザード関数の値を推定す

ることにより，自由度の高い基準ハザード関数を形成することが可能となる．期間ごとに基準ハザード関数の値を推定する方法として，累積基準ハザード関数の各期間の値を直接推定する方法[15)]や，順序反応モデルを使用した方法[16)17)]などが存在する．本研究では，前者の累積基準ハザード関数の推定値を直接求める方法を採用する．

いま，離散的な時刻 T_m $(m = 1, \cdots, M)$ を考える．個人 l_i において，ミーティングの希望時間が T_m よりも長いという条件下で，T_{m+1} 以上となる条件付確率は

$$
\begin{aligned}
&Pr[\zeta_{l_i} \geq T_{m+1} | \zeta_{l_i} > T_m] = \frac{S(T_{m+1} : \boldsymbol{x}_l)}{S(T_m : \boldsymbol{x}_l)} \\
&= \exp\left[- \int_{T_m}^{T_{m+1}} \lambda_{l_i}(u) du \right] \\
&= \exp\left[- \Big[\int_{T_m}^{T_{m+1}} \lambda_{0r_{l_i}}(u) du \Big] \exp(\boldsymbol{\beta_{r_{l_i}} x_{l_i}}') \right] \\
&= \exp\Big[- \exp[\gamma_{r_{l_i}}(T_m) + \boldsymbol{\beta}_{r_{l_i}} \boldsymbol{x}'_{l_i}] \Big] \qquad (6)
\end{aligned}
$$

となる．ただし，

$$
\gamma_{r_{l_i}}(T_m) = \ln \left\{ \int_{T_m}^{T_{m+1}} \lambda_{0r_{l_i}}(u) du \right\} \qquad (7)
$$

である．$\gamma_{r_{l_i}}(T_m)$ は基準ハザード関数の，期間 $[T_m, T_{m+1}]$ における累積値を支配するパラメータであり，その個数は対象とする期間における離散的な区間の個数に一致する．このパラメータの推定を期間ごとに行うことにより，基準ハザード関数を特定の分布形に仮定することなく推計することができるため，複雑な形をした基準ハザード関数にも対応することが可能となる．ここで，基準ハザード関数は各期間内において一定の値をとると仮定すると，各期間の基準ハザード関数の値は $\gamma_{r_{l_i}}(T_m)$ の推定量 $\hat{\gamma}_{r_{l_i}}(T_m)$ を用いて，

$$
\lambda_{0r_{l_i}}(T_m) = \frac{\exp(\hat{\gamma}_{r_{l_i}}(T_m))}{T_{m+1} - T_m} \qquad (8)
$$

となる．

(4) 競合リスクハザードモデル

次に，家族 i の各個人によって，ミーティングを自分の意思で終了させるという事象が競合する場合を考える．このとき，観測される事象は競合するリスク事象の中で最も生存確率の低いものであり，その他のリスク事象は無情報センサーとして扱われるものとする．ここで，ミーティングを終了させた個人が仮に $u(u = 1, \cdots, L_i)$ であったとしよう．家族の中の個人の意思の競合を考慮する場合，ミーティングが期間 $[T_m, T_{m+1}]$ 内において個人 u によって終了されるということは，1）個人 u は，時刻 T_m までミーティングを終了せず，期間 $[T_m, T_{m+1}]$ にミーティングを終了させること（事象 1），2）個人 u 以外の個人は，時刻 T_{m+1} までミーティングを終了せず，そのまま観測打ち切りとなること（事象 2），という 2 つの排他的な事象が同時に生起することを意味する．

まず，事象 1 に着目する．個人 u の希望ミーティング時間が時刻 T_m 以上となる確率は，

$$
\begin{aligned}
&Pr[\zeta_u \geq T_m] = S_u(T_m; \boldsymbol{x}_u) \\
&= \prod_{T=T_1}^{T_{m-1}} \exp\left[- \exp[\gamma_{r_u}(T) + \boldsymbol{\beta}_{r_u} \boldsymbol{x}'_u] \right] \qquad (9)
\end{aligned}
$$

となる．次に，期間 $[T_m, T_{m+1}]$ において個人 u によってミーティングが終了される確率は，

$$
\begin{aligned}
&Pr[T_m \leq \zeta_u \leq T_{m+1}] \\
&= 1 - \exp\left[- \exp[\gamma_{r_u}(T_m) + \boldsymbol{\beta}_{r_u} \boldsymbol{x}'_u] \right] \qquad (10)
\end{aligned}
$$

となる．よって事象 1 が生起する確率は

$$
\begin{aligned}
&\Big(1 - \exp\left[- \exp[\gamma_{r_u}(T_m) + \boldsymbol{\beta}_{r_u} \boldsymbol{x}'_u] \right] \Big) \\
&\prod_{T=T_1}^{T_{m-1}} \exp\Big[- \exp[\gamma_{r_u}(T) + \boldsymbol{\beta}_{r_u} \boldsymbol{x}'_u] \Big] \qquad (11)
\end{aligned}
$$

と表される．

次に，事象 2 に着目する．事象 2 が生起するためには，家族 i のなかの個人 u 以外の全ての個人の希望ミーティング時間が T_{m+1} 以上になる必要がある．そのため，事象 2 が生起する確率は，

$$
\prod_{l_i=1, \neq u}^{L_i} \prod_{T=T_1}^{T_m} \exp\Big[- \exp[\gamma_{r_{l_i}}(T) + \boldsymbol{\beta}_{r_{l_i}} \boldsymbol{x}'_{l_i}] \Big] \qquad (12)
$$

となる．ただし，符号 $\prod_{l_i=1,\neq u}^{L_i}$ は u 以外の l_i に関する積であることを意味する．

次に，観測された全家族の全種類のミーティング時間を表すベクトルを $\boldsymbol{t} = (\boldsymbol{t}^1, \cdots, \boldsymbol{t}^K)$ とし，$\boldsymbol{t}^k = (t_1^k, \cdots, t_n^k)$ とする．また，$T_m \leq t_i^k < T_{m+1}$ を満たす T_m を T_i^k と表す．$\boldsymbol{t}$ が観測される同時生起確率（尤度関数）$\mathcal{L}(\boldsymbol{\gamma}, \boldsymbol{\beta} : \boldsymbol{t}, \boldsymbol{x})$ は，

$$
\begin{aligned}
&\mathcal{L}(\boldsymbol{\gamma}, \boldsymbol{\beta} : \boldsymbol{t}, \boldsymbol{x}) \\
&= \prod_{k=1}^{K} \prod_{i=1}^{n} \left[\sum_{u=1}^{L_i} \prod_{l_i=1}^{L_i} \prod_{T=T_1}^{T_i^k} p_{l_i,T} \cdot \left(\frac{1 - p_{l_i,T_i^k}}{p_{l_i,T_i^k}} \right)^{\delta_{l_i u}} \right] \\
&\qquad (13)
\end{aligned}
$$

となる．ただし，

$$
p_{l_i,T} = \exp\Big\{ - \exp[\gamma_{r_{l_i}}(T) + \boldsymbol{\beta}_{r_{l_i}} \boldsymbol{x}'_{l_i}] \Big\} \qquad (14)
$$

である．また，δ_{ilu}^k は家族 i の中のどの個人によってミーティングが終了されたかを表すダミー変数であり，

$$
\delta_{ilu}^k = \begin{cases} 1 & l_i = u \text{ の場合} \\ 0 & \text{その他の場合} \end{cases} \qquad (15)
$$

とする．

(5) 潜在変数の導入

前述のとおり，観測されるミーティング時間は家族内のある個人によって決定されるため，その他の個人にとって適切なミーティング時間を観測することはできない．また，観測されるのはミーティング時間のみであるので，誰の意志によってそのミーティングが終了されたのかという情報は明示的には得られない．そこで，家族内のどの個人によってミーティングが終了されたのかを示す潜在変数 $s_i^k (1 \leq s_i^k \leq L_i)$ を導入する．この潜在変数の導入により，本来観測不可能であるミーティングの終了要因を推計することが出来るとともに，尤度関数が簡略化され計算負荷を軽くすることが出来る．ここでは仮に，潜在変数が観測できたと考え，議論を進める．

潜在変数が観測可能な場合，尤度関数は

$$\mathcal{L}(\boldsymbol{\gamma}, \boldsymbol{\beta}, \boldsymbol{s}, \boldsymbol{t}, \boldsymbol{x}) = \prod_{k=1}^{K} \prod_{i=1}^{n} \left[\prod_{l_i=1}^{L_i} \prod_{T=T_1}^{T_i^k} p_{l_i,T} \cdot \left(\frac{1 - p_{s_i^k, T_i^k}}{p_{s_i^k, T_i^k}} \right) \right] \tag{16}$$

と表現できる．この操作を完備化（completion）といい，式（16）で表される尤度関数を完備化尤度関数という．ただし，完備化尤度関数に含まれる潜在変数 $\boldsymbol{s}$ は，本来観測されない変数である．そこで，完備化尤度関数式（16）を用いて，潜在変数の確率分布を推計することを考える．完備化尤度関数を展開することにより，潜在変数 $\boldsymbol{s}$ に関する全条件付事後分布を導出することが出来る．ここで，$\boldsymbol{s}_{-i}^k = (s_1^k, \cdots, s_{i-1}^k, s_{i+1}^k, \cdots, s_n^k)$ とすれば，ベイズの法則より潜在変数 $s_i^k = m$ の全条件付事後確率は，

$$Pr(s_i^k = m | \boldsymbol{s}_{-i}^k, \boldsymbol{\gamma}, \boldsymbol{\beta}, \boldsymbol{t}, \boldsymbol{x}) = \frac{\tilde{\mathcal{L}}(s_i^k = m, \boldsymbol{s}_{-i}^k, \boldsymbol{\gamma}, \boldsymbol{\beta}, \boldsymbol{t}, \boldsymbol{x})}{\sum_{m=1}^{L_i} \tilde{\mathcal{L}}(s_i^k = m, \boldsymbol{s}_{-i}^k, \boldsymbol{\gamma}, \boldsymbol{\beta}, \boldsymbol{t}, \boldsymbol{x})} \tag{17}$$

と表せる．

本研究では，個人属性が各ミーティングへのインセンティブに与える影響を表すパラメータ $\boldsymbol{\beta}$，各ミーティングにおける基準ハザード関数を支配するパラメータ $\boldsymbol{\gamma}$，そして各家族においてどの個人の意思が採用されたのか，換言すれば各家族においてどの個人が最もミーティングに対するインセンティブが低かったのかを示す潜在変数 $\boldsymbol{s}$ を，式（16）で表される完備化尤度関数を用いて推計する．その際，潜在変数を先験的に得ることができないため，通常の最尤法を適用することが難しい．そのため，ベイズ統計学の汎用的な手法であるマルコフ連鎖モンテカルロ法（Malkov Chain Monte Carlo 法；以下，MCMC 法と記す) を適用し，パラメータと潜在変数を同時に推計する．

4. 推計方法

(1) ベイズ推計

ベイズ統計学を利用した研究は 1960 年代に始まり，近年，計量経済分析の分野でベイズ推計を用いた実証研究が数多く見られるようになった．ベイズ統計学は主観的な事前分布を用いること，事後分布を求めるために必要な計算が複雑かつ膨大な量になることが多く適用することが困難であったことなどの理由で，ごく最近まで真にベイズ的である応用実証研究は多くなかった．しかし，コンピュータの計算能力の大幅な向上，及び後述する MCMC 法のベイズ統計学的応用により，ベイズ的な手法が適用できる分野が急速に広がり，ベイズ統計学を用いた論文が増えている[13)]．

ベイズ統計においては，基本的に観測可能な変数とパラメータの間には差異はなく，すべて確率変数と考える．一般にベイズ推計法は，１）事前の経験情報などに基づいてパラメータの事前確率密度関数を設定する，２）新しく獲得したデータに基づいて尤度関数を定義する，３）ベイズの定理に基づいて事前確率密度関数を修正し，パラメータに関する事後確率密度関数を得る，という手順を採用することになる．最尤法とは異なり，未知のパラメータの確率分布が，事後分布として求まる点にベイズ推計の特徴がある．

伝統的なベイズ統計学では，共役な事前分布，事後分布を用いて，統計モデルのパラメータを推計する方法が採用されている．しかしハザードモデルの場合，簡単な指数ハザードモデルを用いても，共役事前確率分布が存在しないことが知られている．共役事前確率分布が存在しない場合，事後分布における基準化定数を解析的に求めることは不可能であり，数値解析により多重積分を求めることが必要となる．このことが，ベイズ統計学をハザード解析へ適用する際に，大きな障害になっていた．しかしながら，近年，MCMC 法をベイズ統計学の分野に用いることで，多重数値積分により基準化定数を求めなくても，効率的に事後分布を求めることが可能となった．代表的な MCMC 法として，ギブスサンプリング (Gibbs sampling) 法，メトロポリス・ヘイスティングス (Metropolis-Hastings : MH と略す) 法等が提案されている．前述の通り，尤度関数には観測不可能な潜在変数が含まれており，通常の最尤法やベイズ推計法を用いることが困難である．このようなことから，本研究では，MCMC 法の 1 つである MH 法を用いてモデルを推計する方法を提案する．

(2) MH 法

本研究では代表的な MCMC 法である MH 法[13)]を用いて，パラメータ $\boldsymbol{\beta}, \boldsymbol{\gamma}$ の標本サンプルを事後確率密度

関数から抽出する．MH 法では事後分布からのサンプリングが難しい場合に，これを近似するような分布（提案分布と呼ぶ）からサンプリングを行う．さらに，目標分布と提案分布の差異を修正するステップを含めることにより，目標分布からランダムサンプリングを行う方法である．本研究ではパラメータを酔歩過程 MH 法を用いてサンプリングする．酔歩過程 MH 法は推計されるパラメータをある確率密度に従って酔歩させながらサンプリングする方法で，その確率密度が提案密度となる．本研究では各パラメータを平均 0 の正規分布に従う酔歩過程

$$\beta_{r,p}^{k(N)} - \beta_{r,p}^{k(N-1)} \sim \mathcal{N}(0, (\sigma_{r,p}^k)^2) \quad (18)$$

$$\gamma_{r,t}^{k(N)} - \gamma_{r,t}^{k(N-1)} \sim \mathcal{N}(0, (\sigma_r^k)^2) \quad (19)$$

を用いてサンプリングする．ただし，N はサンプリング回数である．正規分布の分散 $(\sigma_{r,p}^k)^2, (\sigma_r^k)^2$ は，任意に設定できるパラメータである．以下では，酔歩過程 MH 法を用いたパラメータのサンプリング手順を取りまとめる．

a) ステップ 1　初期値設定

提案分布 (18), (19) の分散パラメータ $\sigma_{r,p}^k, \sigma_r^k$ の値を任意に設定する．潜在変数の初期値 $\boldsymbol{s}^{(0)} = (\boldsymbol{s}^{1(0)}, \cdots, \boldsymbol{s}^{K(0)})$ を設定する．ただし，$\boldsymbol{s}^{k(0)} = (s_1^{k(0)}, \cdots, s_n^{k(0)})$ である．パラメータ推計量の初期値 $\boldsymbol{\beta}^{(0)}, \boldsymbol{\gamma}^{(0)}$ を任意に設定する．ただし，$\boldsymbol{\beta}^{(0)} = (\boldsymbol{\beta}^{1(0)}, \cdots, \boldsymbol{\beta}^{K(0)})$ であり，$\boldsymbol{\beta}^{k(0)} = (\boldsymbol{\beta}_1^{k(0)}, \cdots, \boldsymbol{\beta}_R^{k(0)})$，$\boldsymbol{\beta}_r^{k(0)} = (\beta_{r,1}^{k(0)}, \cdots, \beta_{r,P}^{k(0)})$ である．また，$\boldsymbol{\gamma}^{(0)} = (\boldsymbol{\gamma}^{1(0)}, \cdots, \boldsymbol{\gamma}^{K(0)})$，$\boldsymbol{\gamma}_k^{(0)} = (\boldsymbol{\gamma}_1^{k(0)}, \cdots, \boldsymbol{\gamma}_R^{K(0)})$，$\boldsymbol{\gamma}_r^{k(0)} = (\gamma_{r,T_1}^{k(0)}, \cdots, \gamma_{r,T_M}^{k(0)})$ である．これらの初期値の影響は，MCMC 法によるシミュレーション回数が蓄積されるにつれ，次第に薄れていく．サンプリング回数 N を $N = 1$ とする．

b) ステップ 2　潜在変数の標本抽出

潜在変数 $\boldsymbol{s}^{(N-1)}$ およびパラメータ推計量 $\boldsymbol{\beta}^{(N-1)}, \boldsymbol{\gamma}^{(N-1)}$ を与件として，新しい潜在変数 $\boldsymbol{s}^{(N)}$ を標本抽出する．そのために，パラメータ推計量 $\boldsymbol{\beta}^{(N-1)}, \boldsymbol{\gamma}^{(N-1)}$ を与件として，式 (17) を用いて，潜在変数 $\boldsymbol{s}^{(N)}$ を標本抽出する．

c) ステップ 3　パラメータの標本抽出

ミーティングへのインセンティブに与える影響を示すパラメータベクトル $\boldsymbol{\beta}^{(N)}$，および各ミーティングの基準ハザードを支配するパラメータベクトル $\boldsymbol{\gamma}^{(N)}$ の標本を酔歩過程 MH 法により抽出する．まず，$\boldsymbol{\beta}^{(N)}$ の標本抽出について説明する．酔歩過程 MH 法によるパラメータの標本抽出法は以下のように整理できる．

ステップ 3-1

更新された潜在変数 $\boldsymbol{s}^{(N)}$，およびパラメータベクトル $\boldsymbol{\beta}^{k(N-1)}, \boldsymbol{\gamma}^{(N-1)}$ を与件とする．

ステップ 3-2

サンプリング回数 N，サブステップ q のパラメータベクトル

$$\boldsymbol{\beta}_r^{k(N,q)} = (\beta_{r,1}^{k(N)}, \cdots, \beta_{r,q-1}^{k(N)}, \beta_{r,q}^{k(N-1)}, \cdots, \beta_{r,P}^{k(N-1)}) \quad (20)$$

を定義する．また，サブステップ q での酔歩過程におけるステップ幅ベクトル $\boldsymbol{\epsilon}_q^N = (0, \cdots, 0, \epsilon_{r,q}^N, 0, \cdots, 0)$（第 q 要素のみが値 ϵ_q^N をとる行ベクトル）を定義する．酔歩過程の各ステップ幅は平均が 0 の正規分布に従うと仮定しているので，

$$\epsilon_{r,q}^N \sim \mathcal{N}(0, (\sigma_q^k)^2) \quad (21)$$

が成立する．これらを与件として，以下を計算する．

$$\alpha^{(N,q)} = \min\left[\frac{\tilde{\mathcal{L}}(\boldsymbol{s}^{(N)}, \boldsymbol{\gamma}^{(N-1)}, \boldsymbol{\beta}_r^{k(N,q)} + \boldsymbol{\epsilon}_{r,q}^N, \boldsymbol{\beta}_{-r}^{k(N-1)})}{\tilde{\mathcal{L}}(\boldsymbol{s}^{(N)}, \boldsymbol{\gamma}^{(N-1)}, \boldsymbol{\beta}_r^{(N,q)}), \boldsymbol{\beta}_{-r}^{k(N-1)})}, 1\right] \quad (22)$$

ただし，$\tilde{\mathcal{L}}$ は完備化尤度関数であり，$, \boldsymbol{\beta}_{-r}^{k(N-1)}$ は未知パラメータベクトル $\boldsymbol{\beta}^{(N-1)}$ から $\boldsymbol{\beta}_r^{k(N-1)}$ の部分だけを取り除いたものである．

ステップ 3-3

区間 $[0,1]$ で定義される一様分布 $\mathcal{U}(0,1)$ から，一様分布 $\omega \sim \mathcal{U}(0,1)$ を発生させ，$\beta_q^{k(N)}$ を以下のルールに従い決定する．

$$\beta_{r,q}^{k(N)} = \begin{cases} \beta_{r,q}^{k(N-1)} + \epsilon_q^N & \omega \leq \alpha^{(N,q)} \text{の場合} \\ \beta_{r,q}^{k(N-1)} & \text{その他の場合} \end{cases} \quad (23)$$

以上の手続きを $q = 1$ から $q = P$ まで実施する．さらに，$r = 1$ から $r = R$，$k = 1$ から $k = K$ まで実施する．

同様の方法で，$\boldsymbol{\gamma}^{(N)}$ の標本抽出を行うことが出来る．すなわち，ステップ 3-1 において潜在変数とパラメータベクトルを与件とする．ただし，$\boldsymbol{\beta}$ はすでに標本抽出が終わっているので，最も新しいサンプル値 $\boldsymbol{\beta}^{(N)}$ を与件とする．ステップ 3-2 において，サブステップ q を用いたパラメータベクトル

$$\boldsymbol{\gamma}_r^{k(N,q)} = (\gamma_{r,T_1}^{k(N)}, \cdots, \gamma_{r,T_{q-1}}^{k(N)}, \gamma_{r,T_q}^{k(N-1)}, \cdots, \gamma_{r,T_M}^{k(N-1)}) \quad (24)$$

を定義する．受容確率 $\alpha^{(N,q)}$ として

$$\alpha^{(N,q)} = \min\left[\frac{\tilde{\mathcal{L}}(\boldsymbol{s}^{(N)}, \boldsymbol{\beta}^{(N)}, \boldsymbol{\gamma}_r^{k(N,q)} + \boldsymbol{\epsilon}_q^N, \boldsymbol{\gamma}^{-k(N-1)})}{\tilde{\mathcal{L}}(\boldsymbol{s}^{(N)}, \boldsymbol{\beta}^{(N)}, \boldsymbol{\gamma}_r^{(N,q)}, \boldsymbol{\gamma}^{-k(N-1)})}, 1\right] \quad (25)$$

を計算し，ステップ 3-3 において新しい標本値を以下のルールに従い，決定する．

$$\gamma_{r,T_q}^{k(N)} = \begin{cases} \gamma_{r,T_q}^{k(N-1)} + \epsilon_q^N & u \leq \alpha^{(N,q)} \text{の場合} \\ \gamma_{r,T_q}^{k(N-1)} & \text{その他の場合} \end{cases} \quad (26)$$

以上の手続きを $q=1$ から $q=M$，$r=1$ から $r=R$，$k=1$ から $k=K$ まで実施する．

d)　ステップ 4　パラメータの更新

以上で求めた推計量の更新値 $\boldsymbol{\beta}^{(N)}, \boldsymbol{\gamma}^{(N)}$ を記録する．$N \leq \overline{N}$ の場合，$N=N+1$ として，**ステップ 2** へ戻る．そうでない場合，アルゴリズムを終了する．

なお，以上のアルゴリズムの初期段階においては，パラメータの初期値設定の影響が残存している．このため，シミュレーション回数 N が十分大きな $\underline{N}$ に到達するまでのパラメータ標本を除去することが望ましい．このため，MH 法で求めた $\boldsymbol{\beta}^{(N)}$ 及び $\boldsymbol{\gamma}^{(N)}(N=\underline{N}+1, \underline{N}+2, \cdots, \overline{N})$ をパラメータ標本と考える．以下では，これらの標本を用いて，パラメータベクトル $\boldsymbol{\beta}, \boldsymbol{\gamma}$ の事後分布に関する各種の統計量を定義する．

(3) 事後分布に関する統計量

MCMC 法により得られた標本集合を用いて，パラメータベクトルに関する統計的性質を分析できる．MCMC 法を用いた場合，パラメータの事後確率密度関数を解析的な関数として表現することはできない．得られた標本を用いてノンパラメトリックに分布関数や密度関数を推計することとなる．以下では，パラメータベクトル $\boldsymbol{\beta}$ を例に話を進めるが，$\boldsymbol{\gamma}$ においても同様の方法で種々の統計量を算出することができる．

いま，MCMC 法で得られた標本を $\boldsymbol{\beta}^{(N)}(N=1, \cdots, \overline{N})$ と表そう．このうち，最初の $\underline{N}$ 個の標本は収束過程からの標本と考え，標本集合から除外する．その上で，パラメータの標本添字集合を $\mathcal{M}=\{\underline{N}+1, \cdots, \overline{N}\}$ と定義する．このとき，パラメータ $\boldsymbol{\beta}$ の同時確率分布関数 $G(\boldsymbol{\beta})$ は，

$$G(\boldsymbol{\beta})=\frac{\sharp\{\boldsymbol{\beta}^{(N)} \leq \boldsymbol{\beta}, N \in \mathcal{M}\}}{\overline{N}-\underline{N}} \tag{27}$$

と表すことができる．ただし，$\sharp\{\boldsymbol{\beta}^{(N)} \leq \boldsymbol{\beta}, N \in \mathcal{M}\}$ は論理式 $\boldsymbol{\beta}^{(N)} \leq \boldsymbol{\beta}$，$N \in \mathcal{M}$ が成立するサンプルの総数である．また，パラメータ $\boldsymbol{\beta}_r^k$ の事後分布の期待値ベクトル $\tilde{\boldsymbol{\mu}}(\boldsymbol{\beta}_r^k)$，分散・共分散ベクトル $\tilde{\boldsymbol{\Sigma}}(\boldsymbol{\beta}_r^k)$ は，それぞれ

$$\begin{aligned}\tilde{\boldsymbol{\mu}}(\boldsymbol{\beta}_r^k) &= (\tilde{\mu}(\beta_{r,1}^k), \cdots, \tilde{\mu}(\beta_{r,P}^k)) \\ &= \left(\sum_{N=\underline{N}+1}^{\overline{N}} \frac{\beta_{r,1}^{k(N)}}{\overline{N}-\underline{N}}, \cdots, \sum_{N=\underline{N}+1}^{\overline{N}} \frac{\beta_{r,P}^{k(N)}}{\overline{N}-\underline{N}}\right)\end{aligned} \tag{28a}$$

$$\tilde{\boldsymbol{\Sigma}}(\boldsymbol{\beta}_r^k) = \begin{pmatrix} \tilde{\sigma}^2(\beta_{r,1}^k) & \dots & \tilde{\sigma}(\beta_{r,1}^k \beta_{r,P}^k) \\ \vdots & \ddots & \vdots \\ \tilde{\sigma}(\beta_{r,P}^k \beta_{r,1}^k) & \dots & \tilde{\sigma}^2(\beta_{r,P}^k) \end{pmatrix} \tag{28b}$$

と表される．ただし，

$$\tilde{\sigma}^2(\beta_{r,p}^k) = \sum_{N=\underline{N}+1}^{\overline{N}} \frac{\{\beta_{r,p}^k(N) - \tilde{\mu}(\beta_{r,p}^k)\}^2}{\overline{N}-\underline{N}} \tag{29a}$$

$$\begin{aligned}&\tilde{\sigma}(\beta_{r,p}^k \beta_{r,q}^k) \\ &= \sum_{N=\underline{N}+1}^{\overline{N}} \frac{\{\beta_{r,p}^k(N) - \tilde{\mu}(\beta_{r,p}^k)\}\{\beta_{r,q}^k(N) - \tilde{\mu}(\beta_{r,q}^k)\}}{\overline{N}-\underline{N}}\end{aligned} \tag{29b}$$

である．また，パラメータ標本を用いて，パラメータの信用区間を定義できる．たとえば，パラメータ $\boldsymbol{\beta}$ の $100(1-2\epsilon)\%$ 信用区間は，標本順序統計量 $\underline{\beta}_{r,p}^{k,\epsilon}$，$\overline{\beta}_{r,p}^{k,\epsilon}$ $(p=1, \cdots, P)$

$$\begin{aligned}\underline{\beta}_{r,p}^{k,\epsilon} &= \arg\max_{\beta_{r,p}^{k*}} \\ &\left\{\frac{\sharp\{\beta_{r,p}^{k(N)} \leq \beta_{r,p}^{k*}, N \in \mathcal{M}\}}{\overline{N}-\underline{N}} \leq \epsilon\right\}\end{aligned} \tag{30a}$$

$$\begin{aligned}\overline{\beta}_{r,p}^{k,\epsilon} &= \arg\min_{\beta_{r,p}^{k**}} \\ &\left\{\frac{\sharp\{\beta_{r,p}^{k(N)} \geq \beta_{r,p}^{k**}, N \in \mathcal{M}\}}{\overline{N}-\underline{N}} \leq \epsilon\right\}\end{aligned} \tag{30b}$$

を用いて $\underline{\beta}_{r,p}^{k,\epsilon} \leq \beta_{r,p}^k \leq \overline{\beta}_{r,p}^{k,\epsilon}$ と定義できる．

5.　適用事例

(1)　適用事例の概要

本研究では，平成 23 年に実施された社会生活基本調査データを用いた実証分析を行う．この調査は総務省によって 5 年に 1 度実施されており，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を目的としている．平成 23 年度においては，10 月 15 日から 10 月 23 日までの 9 日間のうち，調査区ごとに指定された連続する 2 日間に行われた．対象とされた世帯数は約 8.3 万世帯で，約 20 万人の 10 歳以上の世帯員にアンケートを実施し，回答を得た．このうち，何のミーティングを，誰と，どのくらいの時間行ったのか，に関するアンケート結果を本研究では使用する．サンプル世帯数は 4259 世帯，サンプル人数は 19982 人であった．これは，同じ個人が 2 日間にわたって自分の行った行動について解答しているため，実際にアンケートに解答した人数はサンプル人数の半分である 9991 人である．1 つのサンプル情報には市区町村番号，調査区番号，世帯番号，世帯員番号が記載されており，これらからどの世帯の何番目の人物かを判別することが出来る．また，世帯主との関係と年齢も記載されており，そこからその個人の世帯における続き柄を予測することは概ね可能である．本研究では，20 歳未満の人を「子供」，20 歳から 60 歳までの男性を「父」，女性を「母」，60 歳以上の人を「祖父母」と分類し，それぞれのカテゴリーにおいてパラメータを設定する．また，1 人分の情報しか存在しない世帯のデータは推計対象から除外

した．

ミーティング時間に関して，データ上の問題が 2 つ存在する．1 つは，1 日の中で行った合計のミーティング時間が種類別にそれぞれの個人データとして記載されているため，1 日の中で複数回行ったミーティングに関しても，複数回のミーティングとして判別することは難しいことである．また，記載されているミーティング時間は行動主とその他のある 1 人の個人との行動時間であるため，3 人以上で行われたミーティング時間に関してはその正確な時間を抽出することが出来ない．そこで本研究では，行動主が参加したミーティングを，それぞれの個人ごとに行ったミーティングとして分割し，推計することとした．例えば，ある個人が 1 日の中で合計 120 分の食事を行い，朝食は 1 人で 30 分，昼食は母と 30 分，夕食は父，母と 60 分であったとすると，食事の項目には合計の行動時間として 120 分，1 人で行動した時間として 30 分，母と行動した時間として 90 分，父と行動した時間として 60 分と記載される．この場合，本研究では母とのミーティングを 90 分，父とのミーティングを 60 分行ったものとして推計を行う．また，ミーティング時間は 15 分間隔で記載されているため，本研究における離散的な期間の単位も 15 分に定める．

データの中には個人に関する多くの属性情報が記載されている．具体的には，世帯主との続き柄，年齢，収入，勤務形態，就業時間，健康状態，休暇取得日数，情報機器の普段からの使用有無，介護の有無，自家用車の有無，シングル家庭かどうか，不在者（単身赴任，入院等）の有無，共働きの有無等である．これらの情報の中から，家族ミーティングの形成に影響を及ぼしうる説明変数を選択することとする．

(2) 説明変数の選択

アンケートの属性情報には膨大な情報量が含まれており，すべてを説明変数として導入することは適切ではない．また，本研究の目的は家族ミーティング形成を妨げうる潜在的な要因を推定することであり，個人の時間価値に影響を及ぼしうる属性を選択する必要がある．このことを念頭に，説明変数の選択を行う．

就業時間

就業時間が長ければ長いほど家庭に滞在する時間も短くなり，必然的に家庭で行われることの多い家族ミーティングに費やせる時間は圧迫されていることが予想される．

就業時間に関するダミー変数の定義として，正規雇用者の労働時間を基準とし，1 週間あたり 40 時間以上の労働を行う場合に 1，それ以外は 0 をとるものとした．

自家用車の有無

自家用車がある場合，その家族の移動可能性は持っていない家族に比べて飛躍的に増大することが予想される．ただし，買い物等の外出先で行う家族ミーティングにおいては，自家用車を運転できる個人の状況がそのミーティング形成時間を大きく左右していることも予想される．また，自家用車のない家庭の方が移動可能性が小さいため結果として家庭に滞在し，より長い時間の家族ミーティングを形成している可能性も否定できない．

自家用車に関するダミー変数の定義として，世帯で自家用車を保有しており，かつ年齢が 18 歳以上の場合に 1，それ以外は 0 をとるものとした．

シングル家庭かどうか

シングル家庭においては，親の仕事量が通常の倍となっているため，家族ミーティングの形成においては親の影響がかなり大きいことが予想される．また，現代においてはシングル家庭も増加傾向にあり，シングル家庭がどの家族ミーティング形成において困難となりうるのかを推定することは意義があるといえる．

シングル家庭に関するダミー変数の定義として，世帯内に父，または母の続柄のどちらか一方のみと子供が存在する場合にその両者に 1，それ以外は 0 をとるものとした．

介護の有無

少子高齢化に伴い，介護の需要は今後増加していくことが予想される．介護は肉体的，精神的共に小さくない負担になると考えられ，結果として家族ミーティングを形成しにくくなっていることは十分予想される．

介護に関するダミー変数の定義として，介護をしていると回答した場合は 1，それ以外は 0 をとるものとした．

共働きの有無

両親が共働きであると，家庭に全員がそろうことが少なくなる．また，家事に費やすことの出来る時間もあまり取れないため，両親が家族ミーティングに割くことの出来る時間は少ないことが予想される．

共働きに関するダミー変数の定義として，共働きと回答した場合はその世帯の構成員すべてにおいて 1，それ以外は 0 をとるものとした．

10 歳未満の子供の有無

小さい子供がいる場合，その子供の育児にかける時間が多くなるため，ある種類の家族ミーティングは抑制されることが予想される．また，子供が小さいときは両親が積極的に家庭に滞在しようとすることも考えられるため，家族ミーティングの形成に影響を与えていることは十分予想される．

10 歳未満の子供の有無に関するダミー変数として，存在する場合はその世帯の構成員すべてにおいて 1，それ以外は 0 をとるものとした．

(3) ミーティング内容の選択

社会生活基本調査から集計することができた行動は全部で 92 種類存在する．説明変数と同様に，これらすべての行動種類に対して分析を行うことはほぼ不可能であり，適切ではない．そのため，これらの行動の中から本研究に即した行動を選択する必要がある．本研究では，家族団らんを構成する行動を家族ミーティングとして採用する．具体的には，家族内でのコミュニケーションの活性化が期待できる行動であり，長時間とることが社会的にも望ましいものである．そこで本研究では，家族ミーティングの内容として買い物，食事，交際，教養趣味娯楽，マスメディアを対象にすることを予定している．

(4) 推計結果

推計結果については，発表当日に示すこととする．

参考文献

1) 小林潔司：知識社会における交通行動：課題と展望，土木計画学研究・論文集，No.12，pp.1-13，1995.
2) 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，No.536/IV-31, pp.49-58, 1996.
3) 森川高行：個人選択モデルの再構築と新展開．土木計画学研究・論文集，No.12, pp.15-27, 1995.
4) 小林潔司，福山敬，松島格也：フェイス・ツゥ・フェイスのコミュニケーション過程に関する理論的研究，土木学会論文集，No.590/IV-39,pp.11-22,1998.
5) 大橋靖雄，浜田知久馬：生存時間解析：SAS による生物統計，東京大学出版会，1995.
6) Kalbfleisch,J,D and Prentice,R,L.: The Statistical Analysis of Failure Time Data, *Wiley*, 1980.
7) 西川正子：生存時間解析における競合リスクモデル，計量生物学，Vol.29，No.2，pp141-170，2008.
8) Paul, D, Allison.: Discrete-Time Methods for the Analysis of Event Histories, *Sociological Methodology*, Vol.13, pp.61-98, 1982.
9) 茂木暁：日本女性の結婚への移行の再検討: 夫婦の 「出会い方」 の違いに注目して, 人口学研究 (50), pp.55-74, 2014.
10) 三輪哲：女性のキャリア移動における小企業の意味，日本政策金融公庫「日本政策金融公庫論集」，Vol.10，pp59-87，2010.
11) 福田節也:イベントヒストリー分析におけるパネル脱落の影響について:「消費生活に関するパネル調査」における結婚の分析事例より, 季刊家計経済研究,Vol.84, pp.69-79, 2009.
12) 総務省統計局，平成 23 年社会生活基本調査 http://www.stat.go.jp/data/shakai/2011/
13) 和合肇：ベイズ計量経済分析，マルコフ連鎖モンテカルロ法とその応用，東洋経済新報社，2005.
14) Cox and Oakes : Analysis of survival data, CRC Press, 1984.
15) 縄田和満，渡邊園子，新田章子，川渕孝一：離散型比例ハザード・モデルと順序プロビット・モデルによる大腿骨頚部骨折における在院日数と退院時歩行能力の分析，医療と社会, Vol.14, No.4, pp.99-115, 2005.
16) HAN, Aaron, et al.: Flexible parametric estimation of duration and competing risk models, *Journal of Applied Econometrics,* Vol.5, No.1, pp.1-28, 1990.
17) Glenn T. Sueyoshi : Semiparametric Proportional Hazards Estimation of Competing Risks Models with Time-Varying Covariates, *Journal of Econometrics*, Vol.51, pp.25-58, 1992.

(平成 28 年 4 月 22 日 受付)

A SURVIVAL TIME ANALYSIS OF INTRAHOUSEHOLD INTERACTION BY COMPETING RISK HAZARD MODEL

Yuya WAKI, Kakuya MATSUSHIMA, and Kiyoshi KOBAYASHI

In order to realize the spontaneous meeting, all participants have to agree with the contents of the meeting. However, all participants have different incentive to the meeting, which depends on their individual attributes. In this paper, the length of the meeting which an individual wants to have is described by using proportional hazard model, and the process that the lowest incentive to the meeting is selected through the competition among the participants is formulated by the competitive risk hazard model. In the empirical study, we apply some kinds of intrahousehold interactions to the model and try to specify the potential obstacles to their meeting formation.