土木学会論文集 No.536／IV-31, 49-58, 1996.4

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

小林潔司[1]・喜多秀行[2]・多々納裕一[3]

[1]正会員　工博　京都大学教授　大学院工学研究科土木工学専攻（〒606　京都市左京区吉田本町）
[2]正会員　工博　鳥取大学助教授　工学部社会開発システム工学科（〒680　鳥取市湖山町南4丁目101）
[3]正会員　工博　鳥取大学助教授　工学部社会開発システム工学科（同上）

本研究では，家庭の構成員によって実施される送迎・相乗り行動を表現するためのランダム・マッチングモデルを提案する．その際，経済的動機，利他的動機，父権的動機に基づく個人の効用間の相互作用，送迎サービスの授受に関わる意思決定の相互作用を明示的に考慮に入れた交通手段の選択モデルを定式化する．さらに，実証分析を通じてモデルの有効性を検証する．

Key Words : *joint trip production, economic motives, altruistic motives, paternalistic motives, random matching model*

1．はじめに

地方生活圏において，自家用車は個々人が多様な交通行動を実現するための不可欠な交通手段となっている．特に，過疎地域において老人・子供等の交通弱者が交通行動を実現しようとすれば，乗合バス・タクシーを利用するか，家計内の他の構成員あるいは親しい人による送迎や相乗りに頼らざるを得ない．交通弱者の交通問題を検討する場合，家族の構成員による送迎や相乗り行動を分析することが重要な課題となる．さらに，大都市圏においても，たとえばkiss and ride型の通勤端末トリップのように送迎・相乗り交通が重要な役割を果たしている場合が少なくない．

送迎・相乗り交通の特徴は，複数の人間が交通行動の決定に同時に関与している点にある．特に，家族の構成員同士による送迎・相乗り交通の場合，自家用車を運転し，送迎サービスを提供する人とその送迎サービスを享受する人の双方が送迎・相乗り行動の決定に同時に関与している．送迎・相乗り交通が実現するためには，それに関与する複数の人間が互いに時間や走行経路を調整するとともに，双方が送迎・相乗り行動に同意しなければならない．送迎・相乗り行動をモデル化する場合，このような複数の人間による意思決定問題を同時にモデル化することが必要となる．

通常，ある個人が家族の他の構成員を送迎する場合，自分自身の交通スケジュールや利便性，および送迎サービスを提供しようとする人間の交通スケジュールや送迎サービスを提供した場合（あるいは，提供しなかった場合）の効用水準の双方を考慮にいれながら送迎サービスを提供するか否かを決定する．また，送迎サービスを提供する主体とそれを享受する主体の双方が供にトリップの一部を共有することに同意する必要がある．換言すれば，送迎・相乗り行動をモデル化する場合，個人の効用間の相互作用，意思決定間の相互作用を明示的に考慮したような交通行動モデルを定式化することが必要となる．

本研究では，以上の問題意識に基づいて送迎・相乗り交通行動のモデル化を試みる．送迎・相乗り行動は交通行動の多様な側面において実施されている現象であるが，本研究では分析対象を家庭内で実施される送迎・相乗り行動に限定する．なお，以下，2．では，個人間の相互作用の概念を明確にする．3．では，送迎・相乗り行動モデルを定式化する．4．では，モデルの推計方法について考察する．5．では，鳥取県東部地域を対象としたモデルの適用結果について考察する．

2．分析の枠組み

(1)　従来の研究概要

確率効用理論を用いた交通手段選択モデルはすでに数多く提案されている．そこでは，各個人は他人の意思決定との関連を考慮せずに，選択肢集合の中から自分自身の効用を最大にするような選択肢を選択するという仮定の下で交通行動がモデル化される[1),2)]．すなわち，効用最

大化に基づいた選択が個人ごとに独立になされており，個人間の意思決定に関わる相互作用は捨象されている．しかし，送迎・相乗り行動は複数の人間がトリップの形成に同時に関与しており，複数の個人の意思決定の相互作用をモデル化することが不可欠である．従来より，SUEモデル[3)]やREEモデル[4)]のように個人行動の結果を集計して求めたマクロ特性（走行時間）と個人行動の相互作用を考慮した交通行動モデルがいくつか提案されている．しかし，著者らの知る限り，ミクロな意思決定レベルでの個人の相互作用を明示的に考慮した交通行動モデルは提案されていない．

送迎・相乗り行動が実現するためには，自家用車の運転を実施することにより送迎サービスを提供する人（以下，エイジェントと呼ぶ）とその送迎サービスを享受する人（以下，プリンシパルと呼ぶ）が互いに時間や走行経路を調整するとともに，双方がサービスの授受に同意することが前提となる．プリンシパル，エイジェントのいずれの立場に立っても，相手の同意がなければ，送迎・相乗りという選択肢が利用可能ではなくなる．このように考えれば，送迎・相乗り行動は個人が直面する選択肢の利用可能性が他人の意思決定の結果によって決定されるという特徴を持っている．

個人が直面する選択肢集合は選択確率に大きな影響を及ぼすことから，選択肢集合が形成されるメカニズムを内生化した交通手段選択モデル[5)-10)]がいくつか提案されている．潜在的に利用可能な選択肢集合の中から，実際に利用可能な選択肢集合が限定されることを選択肢の割当と呼ぶ．既存モデルの多くは選択肢集合が効用関数に依存して内生的に割当られるという特徴を持っており，選択肢の割当メカニズムに着目すれば内生的割当モデルと呼ぶことができよう．選択肢の割り当てが個人の効用とは無関係に外生的に行われると仮定した外生的割り当てモデルもいくつか提案されており[8),9)]，交通行動モデリングへの応用事例[10)]もある．本研究で提案する送迎・相乗り行動モデルはプリンシパルとエイジェントの選択肢が互いの意思決定の結果として同時に割り当てられる．換言すれば2人の合意が成立してはじめて送迎・相乗りが実現するという意味において，双方の意思の「ランダム・マッチングモデル」[11)]とでも呼ぶべき内容を持っている．

（2） 送迎・相乗り行動の定義

本研究では，送迎・相乗り行動を以下のように限定的に定義する．すなわち，1）1台の自家用車に複数の家族構成員が乗車している，2）それら個人間のトリップ・チェーンの形態が異なっている時，送迎・相乗り行動が行われたと定義する．この定義に従えば，業務トリップとして行われる送迎や複数の家族構成員による同一の行動（例えば，「病院に付き添って行った」等）はここでいう送迎・相乗り行動に含まれない．送迎・相乗りを目的としてなされるトリップを「送迎・相乗りトリップ」と，「送迎・相乗りトリップ」を一部に含んだトリップ・チェーン全体を「送迎・相乗り行動」と呼ぶ．この内，送迎と帰宅以外の目的のトリップを行っていないトリップチェーンを送迎行動と呼ぶ．すなわち，1）プリンシパルを目的地まで送っていき自宅に帰る場合，2）エイジェントを迎えに行き，そこから一緒に帰宅する場合，が該当する．相乗り行動は，送迎行動に該当しない残りの送迎・相乗り行動を意味する．また，プリンシパルは，1）自家用車に同乗させてもらった家族構成員，2）自家用車に同乗できず他の公共機関を用いて目的地に行った個人，3）あるいは，トリップ自体を断念した個人を意味する．エイジェントは，1）家族を自家用車に同乗させた個人，2）自分が利用可能な自家用車がありながら，個人的理由（もしくは同乗者の理由）で同乗させなかった（あるいはトリップを断念した）個人を意味する．

（3） 個人の意思決定間の相互作用

送迎・相乗り行動が実現するためには，プリンシパルとエイジェントの双方が送迎・相乗りサービスの授受に同意することが前提となる．エイジェントは，送迎サービスを提供するために自分の時間や財を余分に消費する．エイジェントが自己の効用のみの最大化を図る利己的主体であれば，送迎サービスの提供に際して直接的ないし間接的対価の支払がない限りサービス提供に対するインセンティブは生じない．エイジェントがサービスの授受に同意する動機として，1）経済的動機（economic motives），2）利他的動機（altruistic motives），3）父権的動機（paternalistic motives）がある．送迎，相乗り行動により家計全体の交通費用が節約できるという金銭的な外部経済が存在する場合，エイジェントはたとえ自分自身の個人的資源（時間等）を余分に消費しても送迎・相乗り交通サービスを提供する意思を持つだろう．この場合，エイジェントは送迎・相乗り行動に対して経済的動機を有していると考える．つぎに，エイジェントのプリンシパルに対する「愛情」や「思いやり」，プリンシパルのエイジェントに対する「気兼ね」や「遠慮」に代表されるように他人の効用に対する配慮に基づいて行動が決定される場合もある．このような利他的動機に基づく送迎・相乗り行動をモデル化するためには，心理的外部経済性という個人の効用間の相互作用を明示的にモデル化することが必要となる．最後に，たとえば幼児の送迎のようにエイジェントが自分の価値判断に基づいてプリンシパルの行動を決定する場合がある．エイジェントがプリンシパルの行動結果に対して選好を持ち，その選好に基づいた選択をプリンシパルに強制する．エイ

ジェントがこのような父権的選好に基づいて送迎・相乗り行動を実施する場合，プリンシパルの行動はエイジェントの選択によって決定されることになる．

経済的動機，利他的動機，父権的動機に基づいた送迎・相乗り行動においては，いずれも個人の交通行動特性や意思決定の間に相互作用が存在する．経済的動機，利他的動機に基づいた送迎・相乗り行動では，プリンシパルとエイジェントは互いに対等の立場にたっており，両者の間に合意が形成されてはじめて送迎・相乗り行動が実現する．一方，父権的動機に基づく場合には，エイジェントがプリンシパルの行動選択に強制力を発揮し，そこには両者の間での合意の形成という問題は存在しない．したがって，上述の動機をすべて同時に考慮したようなモデルを定式化することは極めて困難であると言わざるを得ない．そこで，3．ではまず，経済的動機，利他的動機を考慮したような送迎・相乗り行動モデルを基本モデルとして定式化する．さらに，基本モデルの特殊例として父権的動機に基づいたモデルを提案する．現実の送迎，相乗り行動がどのような動機に基づくものかをアプリオリに決定することは非常に困難である．5．では，実証分析を通じて送迎・相乗り行動の動機について検討する．

3．送迎・相乗り行動モデルの定式化

（1） モデル化の前提

本研究では，利用可能な交通手段が極めて限定されるような条件下において実施される家計内での送迎・相乗り行動をとりあげる．家計内には自分が利用可能な自家用車を有している人間（エイジェント）とそうでない人間（プリンシパル）が存在する．エイジェントとプリンシパルの間に送迎・相乗りサービスの授受に合意が生まれれば（あるいは，エイジェントが送迎・相乗りを強制すれば），プリンシパルは自家用車を利用して目的地に到達できる．そうでない場合には，プリンシパルは公共交通サービス（もしくは，徒歩・二輪車）の利用を余儀なくされる．エイジェントの選択肢としては，「プリンシパルを目的地まで送っていく（A^1）」，「送らない（A^0）」という選択肢がある．一方，プリンシパルにとっては「相乗りさせてもらう（B^1）」，「1人で目的地までいく（B^0）」という選択肢がある．エイジェントが経済的動機，利他的動機に基づいて送迎・相乗りサービスを提供する場合を考えよう．この場合，エイジェントとプリンシパルの双方がそれぞれ A^1, B^1 を選択した場合に送迎・相乗り行動が実現する．エイジェントが父権的動機に基づく場合，エイジェントは自分の選択の結果をプリンシパルに強制するため，プリンシパルが自由に選択可能な選択肢は存在しない．すなわち，エイジェントが A^1 を選択するか A^0 を選択するかによってプリンシパルの行動が決定されてしまう．このように考えれば，父権的動機に基づく送迎・相乗り行動はプリンシパルが利用可能な選択肢がエイジェントが選択した選択結果に限られてしまうという特殊な場合に該当する．以下では当面の間，エイジェントとプリンシパルの双方が選択肢を自由に選択できる場合を想定し，ランダム・マッチングモデルを定式化することとする．父権的動機に基づいた送迎・相乗り行動モデルに関しては3．(5)で改めて言及する．

（2） 確率効用モデルの定式化

送迎・相乗り行動に関与するプリンシパルとエイジェントの行動を定義しよう．プリンシパルは，「エイジェントが提供する送迎サービスを享受する（B^1）」および「単独で交通行動を行う（B^0）」という2つの選択肢に対して彼自身の選好を有している．しかし，彼の選好が実現するためにはエイジェントの同意がいるために，プリンシパルの選好の結果がそのまま交通行動として実現するわけではない．プリンシパルの選択肢 $B^i\,(i=0,1)$ に対する確率効用関数を

$$U_p^i=\boldsymbol{\beta}'\boldsymbol{X}_p^i+\eta_p U_a^i+\varepsilon_p^i \qquad (1)$$

と表す．ここに，$\boldsymbol{\beta}$：パラメータ列ベクトル，$\boldsymbol{X}_p^i$，$(i=0,1)$：選択肢 B^i の特性やプリンシパルの経済的動機に関する説明変数の列ベクトルであり，各選択肢のもとでのトリップ属性，個人属性，トリップの結合生産に伴う家計の交通費用等により説明される．また，η_p：エイジェントに対するプリンシパルの「気兼ね」の程度，U_a^i：選択肢 i に対するエイジェントの効用（その内容はのちに示す式(2)で表わされる），ε_p^i：観測者が観測できないプリンシパルに特有な変数を表わす．式(1)の第2項は，プリンシパルを送迎するためにエイジェントの効用が低下することに対するプリンシパルの「気兼ね」の程度を表現する利他的効用項である．プリンシパルがエイジェントに対しまったく気兼ねをしない場合は，$\eta_p=0$ が成立する．プリンシパルが選択肢 B^i を B^j より同等もしくはそれ以上に選好する時（$B^i \geq B^j$ が成立する時），$U_p^i \geq U_p^j$ が成立する．

一方，エイジェントの立場に立てば，「送迎サービスの提供を申しでる（A^1）」あるいは「送迎サービス提供を断わる（A^0）」という選択肢がある．選択肢 $A^i\,(i=0,1)$ に対するエイジェントの効用関数を

$$U_a^i=\boldsymbol{\alpha}'\boldsymbol{X}_a^i+\eta_a U_p^i+\varepsilon_a^i \qquad (2)$$

と定式化する．ここに，$\boldsymbol{\alpha}$：パラメータ列ベクトル，$\boldsymbol{X}_a^i$，$(i=0,1)$：エイジェントが直面する選択肢 $A^i\,(i=0,1)$ を特徴づける説明変数列ベクトル，ε_a^i：観測者に観測できないエイジェントに特有な変数，U_p^i：プリンシパルの効用を表わしており，その内容は式(1)で表わされる．η_a はエイジェントのプリンシパルに対する「思いやり」の程度を表わすパラメータであり，$\eta_a U_p^i$ は利他的効用項

を表現している．エイジェントが完全に利己的であれば $\eta_a=0$ が成立する．

一般に，家族内ではプリンシパルとエイジェントは互いに相手に対する詳細な情報を有している．したがって，観測者は確率誤差項 ε_p^i, ε_a^i を観測できないが，プリンシパルとエイジェントはその値を知っていると仮定する．利他的選択モデルでは，利他的効用項がそれぞれ「プリンシパルの気兼ねの程度」，「エイジェントの思いやりの程度」を表現している．このような解釈の違いがあるものの，プリンシパルとエイジェントの効用関数は互いに対称的な形式を有しており，定式化の上で差異があるわけではない．のちに実証分析で示すように，プリンシパルとエイジェントの差異は説明変数の選択において大きな意味を持つようになる．また，父権的選好モデルではプリンシパルの行動はエイジェントの選択により決定され，プリンシパルとエイジェントの違いは決定的な意味を持っている．

(3) 誘導型確率効用モデル

確率効用モデル(1)，(2)では，効用関数の中に相手の効用関数が利他的効用項として明示的に含まれる．以上で定式化した確率効用モデルを構造型確率効用関数と呼ぶことにする．構造型効用関数のままでは選択肢の選択確率を陽的に求めるのが困難であるため，パラメータの推計に適した誘導型の確率効用モデルを導出する．式(1)，(2)を U_p^i, U_a^i に関して明示的に解けば，

$$\begin{aligned} U_p^i &= \boldsymbol{\zeta}_p'\boldsymbol{X}_p^i+\eta_p\boldsymbol{\zeta}_a'\boldsymbol{X}_a^i+\eta_p\epsilon_a^i+\epsilon_p^i \\ U_a^i &= \eta_a\boldsymbol{\zeta}_p'\boldsymbol{X}_p^i+\boldsymbol{\zeta}_a'\boldsymbol{X}_a^i+\eta_a\epsilon_p^i+\epsilon_a^i \end{aligned} \qquad (3)$$

を得る．ただし，$\boldsymbol{\zeta}_p=(1-\eta_a\eta_p)^{-1}\boldsymbol{\beta}$, $\boldsymbol{\zeta}_a=(1-\eta_a\eta_p)^{-1}\boldsymbol{\alpha}$, $\epsilon_k^i=(1-\eta_a\eta_p)^{-1}\epsilon_k^i(k=a,p\,;\,i=0,1)$ である．誘導型効用関数が識別可能であるためには，$\eta_a\eta_p\neq1$ が成立しなければならない．さらに，誘導型方程式のパラメータ $\boldsymbol{\zeta}_a, \boldsymbol{\zeta}_p$ が構造方程式のパラメータ $\boldsymbol{\alpha}, \boldsymbol{\beta}$ と同符号になるためには利他的パラメータ η_a, η_p は以下の条件を満足する必要がある．

$$\eta_a\eta_p<1 \qquad (4)$$

表記の便宜上，以下の記号を導入する．

$$\begin{aligned} \bar{u}_p^i &= \boldsymbol{\zeta}_p'\boldsymbol{X}_p^i+\eta_p\boldsymbol{\zeta}_a'\boldsymbol{X}_a^i \\ \bar{u}_a^i &= \eta_a\boldsymbol{\zeta}_p'\boldsymbol{X}_p^i+\boldsymbol{\zeta}_a'\boldsymbol{X}_a^i \\ \xi_p^i &= \eta_p\epsilon_a^i+\epsilon_p^i \\ \zeta_a^i &= \eta_a\epsilon_p^i+\epsilon_a^i \end{aligned} \qquad (5)$$

誘導型確率効用関数は，通常の確率効用モデルと同様に外生変数の線形式で表わされる確定的効用関数と確率効用項の線形和で表わされる．誘導型効用関数の確率効用項は，構造型モデルの確率変動関数の線形和で表わせる．誘導型確率項には未知パラメータ η_a, η_p が含まれる．なお，$\eta_a=0$, $\eta_p=0$ の場合には，双方の主体が利他的動機を持たないことになり，誘導型確率効用関数と構造型確率効用関数の両者は結果的に一致する．一般に，$\eta_a\neq\eta_p$ であり，誘導型確率効用項は異質分散性を有する相関構造を持っている．異質分散性を有する確率構造をロジットモデルで表現するには限界がある[12]．本研究では異質分散性，相関性を持つ誘導型確率効用関数の確率構造を効果的に表現するために，構造型確率効用項が多次元正規確率分布に従うと仮定し，選択行動モデルをプロビットモデルで表現する．

(4) ランダム・マッチングモデルの定式化

送迎・相乗りトリップが実現するか否かは，プリンシパルとエイジェントの選好結果の組み合わせによって決定される．プリンシパルとエイジェント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つのケースが生じる．すなわち，1）双方がトリップの共同生産に同意し，送迎・相乗りが実現する場合（ケース Ω_1），2）エイジェントは送迎・相乗りサービスの提供を申しでるがプリンシパルがそれを断わり，結果としてプリンシパルが公共交通サービスを利用する場合(ケース Ω_2)，3）プリンシパルが送迎サービスの提供を依頼するがそれをエイジェントが断わる場合(ケース Ω_3)，4）プリンシパルとエイジェントの双方が個別に行動することを好みトリップの共同生産を希望しない場合(ケース Ω_4）が該当する．説明変数値ベクトル $\boldsymbol{X}=\{\boldsymbol{X}_a^{1\prime}, \boldsymbol{X}_a^{0\prime}, \boldsymbol{X}_p^{1\prime}, \boldsymbol{X}_p^{0\prime}\}$ とパラメータ値ベクトル $\boldsymbol{\theta}=\{\boldsymbol{\alpha}', \boldsymbol{\beta}', \boldsymbol{\eta}\}$, $\boldsymbol{\eta}=\{\eta_a, \eta_p\}$ を与えよう．それぞれのケースが生起する条件付き確率 $P(\Omega_i|\boldsymbol{X}, \boldsymbol{\theta}), (i=1,\cdots,4)$ は次式で定義される．

$$\begin{aligned} P(\Omega_1|\boldsymbol{X}, \boldsymbol{\theta}) &= \mathrm{Prob}(U_a^1\geq U_a^0,\ U_p^1\geq U_p^0|\boldsymbol{X}, \boldsymbol{\theta}) \\ P(\Omega_2|\boldsymbol{X}, \boldsymbol{\theta}) &= \mathrm{Prob}(U_a^1\geq U_a^0,\ U_p^1< U_p^0|\boldsymbol{X}, \boldsymbol{\theta}) \\ P(\Omega_3|\boldsymbol{X}, \boldsymbol{\theta}) &= \mathrm{Prob}(U_a^1< U_a^0,\ U_p^1\geq U_p^0|\boldsymbol{X}, \boldsymbol{\theta}) \\ P(\Omega_4|\boldsymbol{X}, \boldsymbol{\theta}) &= \mathrm{Prob}(U_a^1< U_a^0,\ U_p^1< U_p^0|\boldsymbol{X}, \boldsymbol{\theta}) \end{aligned} \qquad (6)$$

以上の4つのケースの内，実際に送迎トリップが生起するケースは Ω_1 のみである．したがって，送迎トリップが実現する確率は $P(\Omega_1)$，送迎トリップが実現しない(プリンシパルが公共交通サービスを利用する）確率は $1-P(\Omega_1)$ で表わすことができる．ここで，構造型確率効用項 $\varepsilon_p^i, \varepsilon_a^i$ がそれぞれ平均 $\boldsymbol{o}$，分散・共分散行列 $\boldsymbol{\Sigma}_p, \boldsymbol{\Sigma}_a$ を有する2次元正規確率密度関数 $N(\boldsymbol{o}, \boldsymbol{\Sigma}_p), N(\boldsymbol{o}, \boldsymbol{\Sigma}_a)$ に従うと仮定しよう．この時，ケース Ω_1 が選択される確率 $P(\Omega_1|\boldsymbol{X}, \boldsymbol{\theta})$ は次式のように表現できる．

$$\begin{aligned} P(\Omega_1|\boldsymbol{X}, \boldsymbol{\theta}) &= \mathrm{Prob}(U_p^1-U_p^0\geq0,\ U_a^1-U_a^0\geq0|\boldsymbol{X}, \boldsymbol{\theta}) \\ &= \int_{-\infty}^{0}\int_{-\infty}^{0}\phi(z_a, z_p\,;\,\boldsymbol{\mu}_{ap}(\boldsymbol{\theta}), \boldsymbol{\Sigma}_{ap}(\boldsymbol{\eta}))dz_a dz_p \end{aligned} \qquad (7)$$

ただし，$\phi(z_a, z_p\,;\,\boldsymbol{\mu}_{ap}(\boldsymbol{\theta}), \boldsymbol{\Sigma}_{ap}(\boldsymbol{\eta}))$ は期待値ベクトル $\boldsymbol{\mu}_{ap}(\boldsymbol{\theta})$，分散・共分散行列 $\boldsymbol{\Sigma}_{ap}(\boldsymbol{\eta})$ で定義される正規確率密度関数である．ただし，

$$\boldsymbol{\mu}_{ap}(\boldsymbol{\theta})=(\bar{u}_a^0-\bar{u}_a^1,\ \bar{u}_p^0-\bar{u}_p^1)$$

$$\boldsymbol{\Sigma}_{ap}(\boldsymbol{\eta})=\begin{pmatrix}\sigma_{aa} & \sigma_{ap}\\ \sigma_{pa} & \sigma_{pp}\end{pmatrix} \qquad (6)$$

であり，$\sigma_{aa}=E[(\xi_a^0-\xi_a^1)^2]$, $\sigma_{ap}=E[(\xi_a^0-\xi_a^1)(\xi_p^0-\xi_p^1)]$, $\sigma_{pa}=E[(\xi_p^0-\xi_p^1)(\xi_a^0-\xi_a^1)]$, $\sigma_{pp}=E[(\xi_p^0-\xi_p^1)^2]$ である．また，$\bar{u}_k^i, \xi_k^i(k=a,p\,;i=0,1)$ は式(5)で定義されるとおりである．

(5) 父権的選好モデルの定式化

エイジェントがプリンシパルの行動に対して父権的選好を持ち，エイジェントの価値観に基づいた選択の結果をプリンシパルに強制する場合を考えよう．この場合，1）エイジェントが送迎・相乗りを選択し，プリンシパルがそれに従う場合（ケース Ω_1'），2）エイジェントが送迎・相乗りを選択せず，プリンシパルが単独行動を余儀なくされた場合（ケース Ω_2'）の2通りの場合が生起しうる．いずれにせよ，プリンシパルの行動はエイジェントの意思決定によって決定されるところに父権的選好モデルの特徴がある．そこで，エイジェントの効用関数(2)を次のように修正する．

$$V_a^i=\boldsymbol{\gamma}'_a\boldsymbol{X}_a^i+\boldsymbol{\gamma}'_p\boldsymbol{X}_p^i+\varepsilon^i \qquad (9)$$

ここに，$\boldsymbol{\gamma}_a, \boldsymbol{\gamma}_p$：パラメータ列ベクトル，$\boldsymbol{X}_a^i, \boldsymbol{X}_p^i(i=0,1)$：エイジェントが選択肢 Ω_i' を選択した場合にエイジェント，プリンシパルが直面する状況を表わす説明変数の列ベクトル，ε^i：観測者に観測できないプリンシパル・エイジェント関係に特有な変数である．エイジェントは自分の選択の結果がプリンシパルの行動に及ぼす影響を考慮しながら送迎・相乗りすべきか否かを決定する．父権的選好モデルにおける説明変数ベクトル，パラメータベクトルをそれぞれ $\boldsymbol{X}^\circ=\{\boldsymbol{X}_a^{1'}, \boldsymbol{X}_a^{0'}, \boldsymbol{X}_p^{1'}, \boldsymbol{X}_p^{0'}\}$, $\boldsymbol{\gamma}=\{\boldsymbol{\gamma}_a, \boldsymbol{\gamma}_p\}$ と定義する．効用関数(9)を用いれば，上述のそれぞれのケースが生起する確率 $P(\Omega_i'|\boldsymbol{X}^\circ, \boldsymbol{\gamma}), (i=1,2)$ は次式で定義される．

$$P(\Omega_1'|\boldsymbol{X}^\circ, \boldsymbol{\gamma})=\mathrm{Prob}(V_a^1\geq V_a^0|\boldsymbol{X}^\circ, \boldsymbol{\gamma})$$
$$P(\Omega_2'|\boldsymbol{X}^\circ, \boldsymbol{\gamma})=\mathrm{Prob}(V_a^1< V_a^0|\boldsymbol{X}^\circ, \boldsymbol{\gamma}) \qquad (10)$$

ここで，構造型確率効用項 ε^i が平均0，分散 σ^2 を有する1次元正規確率密度関数 $N(0,\sigma^2)$ に従うと仮定しよう．この時，ケース Ω_1' が選択される確率 $P(\Omega_1'|\boldsymbol{X}^\circ, \boldsymbol{\gamma})$ は

$$P(\Omega_1'|\boldsymbol{X}^\circ, \boldsymbol{\gamma})=\mathrm{Prob}(V_a^1-V_a^0\geq 0|\boldsymbol{X}^\circ, \boldsymbol{\gamma})$$
$$=\int_{-\infty}^{0}\phi^\circ(z_a\,;\mu_a(\boldsymbol{\gamma}),\sigma^2)dz_a \qquad (11)$$

と表現できる．ただし，$\phi^\circ(z_a\,;\mu_a(\boldsymbol{\gamma}),\sigma^2)$ は期待値 $\mu_a(\boldsymbol{\gamma})$，分散 σ^2 で定義される正規確率密度関数である．

$$\mu_a(\boldsymbol{\gamma})=\bar{v}_a^0-\bar{v}_a^1$$
$$\sigma^2=E[(\varepsilon^0-\varepsilon^1)^2] \qquad (12)$$

ただし，$\bar{v}_a^i=\boldsymbol{\gamma}'_a\boldsymbol{X}_a^i+\boldsymbol{\gamma}'_p\boldsymbol{X}_p^i(i=0,1)$ である．父権的選好モデルでは，エイジェントがプリンシパルの行動に強制力を発揮し，プリンシパルの行動はエイジェントの意思によって決定されることになる．

4．モデルの特定化と推計方法

(1) 確率構造の特定化

本研究で提案するランダム・マッチングモデルはプリンシパルとエイジェントの間の心理的な相互作用を明示的に考慮しているため，誘導形確率効用モデルの誤差項には，1）プリンシパルとエイジェント双方の確率効用項が含まれる，2）推計すべきパラメータである利他的パラメータ η_a, η_p が含まれるという複雑な確率構造を有している．モデルの確率構造が複雑になれば推計計算が極めて困難になるため，モデルの確率構造を特定化し，実用性の高いランダム・マッチングモデルを提案しよう．いま，構造型確率効用モデルの確率誤差項 $\varepsilon_p^i, \varepsilon_a^i$ が以下の条件を満足すると仮定する．

（条件1）$Var[\varepsilon_m^i]=\sigma^2(m=a,p\,;i=0,1)$

（条件2）$E[\varepsilon_m^i\varepsilon_n^j]=0(m,n=a,p\,;i,j=0,1)$

（ただし，$m=n$ かつ $i=j$ の場合を除く）

すなわち，プリンシパルとエイジェントの構造型確率効用モデルの確率誤差項の分散はすべての選択肢を通じて均質であり（条件1），互いに独立である（条件2）と仮定する．条件1は通常の確率効用モデルにおいても一般に用いられている仮定であり，本研究においても採用することとする．厳密にいえば，送迎・相乗りは，同一の家計内で家計が互いに行動を調整することにより実現する交通行動であり，プリンシパルとエイジェントの構造型確率効用項の独立性（条件2）はかなり強い仮定であろう．しかし，独立性の条件を緩めた場合，誘導型確率効用モデルの確率構造は極めて煩雑な内容になってしまい，モデルの実用性に大きな限界が生じる．構造型確率効用項の独立性を仮定しても，以下に示すようにプリンシパルとエイジェントの利他的パラメータの値と対応させて誘導型確率効用項の異質分散性を表現できることになる．また，プリンシパルとエイジェントは同一の家庭の構成員であり，双方に共通する潜在的な（観測者に観測できない）変数が存在する可能性もある．この種のモデルの拡張は種々の方向に可能であるが，本稿の域を越えるため今後の課題としたい．以上の仮定に基づけば，分散共分散行列を以下のように表現できる．

$$\boldsymbol{\Sigma}_{ap}(\boldsymbol{\eta})=\frac{2\sigma^2}{(1-\eta_a\eta_p)^2}\begin{pmatrix}1+\eta_a^2 & \eta_a+\eta_p\\ \eta_a+\eta_p & 1+\eta_p^2\end{pmatrix} \qquad (13)$$

誘導型確率効用モデルの確率誤差項は利他的パラメータに依存した異質分散性を有する対称行列となる．

(2) ランダム・マッチングモデルの導出

以上のように確率構造を特定化し，相乗り・送迎が実現する確率 $P(\Omega_1|\boldsymbol{X},\boldsymbol{\theta})$ を導出しよう．分散共分散行列

の逆行列 $\boldsymbol{\Sigma}_{ap}^{-1}$ は次式で表現される．

$$\boldsymbol{\Sigma}_{ap}^{-1}=\frac{1}{2\sigma^2}\begin{pmatrix} 1+\eta_p^2 & -\eta_a-\eta_p \\ -\eta_a-\eta_p & 1+\eta_a^2 \end{pmatrix} \tag{14}$$

相乗り・送迎確率は以下の確率モデルで表現される．

$$\begin{aligned} &P(\Omega_1|\boldsymbol{X},\boldsymbol{\theta}) \\ &=\int_{-\infty}^{0}\int_{-\infty}^{0}\phi(z_a, z_p\,;\boldsymbol{\mu}_{ap}(\boldsymbol{\theta}), \boldsymbol{\Sigma}_{ap}(\boldsymbol{\eta}))dz_a dz_p \\ &=\int_{-\infty}^{0}\int_{-\infty}^{0}\frac{\sqrt{|\boldsymbol{\Sigma}_{ap}^{-1}|}}{2\pi}\exp\left\{-\frac{\boldsymbol{y}'\boldsymbol{\Sigma}_{ap}^{-1}\boldsymbol{y}}{2}\right\}dz_a dz_p \end{aligned} \tag{15}$$

ここに，$\boldsymbol{y}=(z_a-\bar{u}_a^0+\bar{u}_a^1, z_p-\bar{u}_p^0+\bar{u}_p^1)$ である．式(3)より明らかなように，確率効用モデルにおいて未知分散項 σ^2 とパラメータベクトル $\boldsymbol{\alpha}', \boldsymbol{\beta}', \boldsymbol{\eta}$ の間に自由度があるため，未知パラメータ値を一意的に決定するために未知分散項に対して規格化条件を設けなければならない．本研究では，未知分散項に対して以下の規格化条件を設ける．

$$|\boldsymbol{\Sigma}_{ap}^{-1}|=\frac{(1-\eta_a\eta_p)^2}{4\sigma^4}=1 \tag{16}$$

この時，分散・逆分散行列の逆行列は次式で表される．

$$\boldsymbol{\Sigma}_{ap}^{-1}=\frac{1}{1-\eta_a\eta_p}\begin{pmatrix} 1+\eta_p^2 & -\eta_a-\eta_p \\ -\eta_a-\eta_p & 1+\eta_a^2 \end{pmatrix} \tag{17}$$

(3) 父権的選好モデルの導出

式(11)に示すように，父権的選好モデルは通常の2項プロビットモデルと同様の形式をしている．効用関数(9)を用いて父権的選好モデルを導出しよう．送迎・相乗りトリップが実現する確率 $P(\Omega_1'|\boldsymbol{X}^{\circ},\boldsymbol{\gamma})$ は

$$\begin{aligned} P(\Omega_1'|\boldsymbol{X}^{\circ},\boldsymbol{\gamma})&=\mathrm{Prob}(V_a^1-V_a^0\geq 0|\boldsymbol{X}^{\circ},\boldsymbol{\gamma}) \\ &=\Phi\left[\frac{\boldsymbol{\gamma}_a'\Delta\boldsymbol{X}_a+\boldsymbol{\gamma}_p'\Delta\boldsymbol{X}_p}{\sqrt{2}\sigma}\right] \end{aligned} \tag{18}$$

で与えられる．ここに，$\Delta\boldsymbol{X}_a=\boldsymbol{X}_a^0-\boldsymbol{X}_a^1, \Delta\boldsymbol{X}_p=\boldsymbol{X}_p^0-\boldsymbol{X}_p^1$ である．また，$\Phi(z)=\int_{-\infty}^{z}\phi(t,1)dt$ は正規確率分布関数，$\phi(t,1)$ は標準正規確率密度関数である．さらに，規格化条件 $\sigma=1/\sqrt{2}$ を用いれば父権的選好モデルは次式で与えられる．

$$P(\Omega_1'|\boldsymbol{X},\boldsymbol{\gamma})=\Phi[\boldsymbol{\gamma}_a'\Delta\boldsymbol{X}_a+\boldsymbol{\gamma}_p'\Delta\boldsymbol{X}_p] \tag{19}$$

(4) モデルの推計方法

最尤法を用いて効用関数のパラメータを推計する．3．(4)で分類した4つの事象 $\Omega_i(i=1,\cdots,4)$ のうちいずれが生起したサンプルであるかを分離できるデータを観測できれば理想的である．しかし，通常のパーソントリップ調査を通じて獲得可能なデータは送迎・相乗りを実施したか(Ω_1)，否か($\Omega_2, \Omega_3, \Omega_4$)を示すデータのみである．そこで，以下では送迎・相乗り行動が実施されたか否かを示すデータ（Ω_1 と（$\Omega_2, \Omega_3, \Omega_4$）という2つの排他的事象）のみが観測されるという不完全なサンプル分離を前提としてモデル推計を試みる．プリンシパルとエイジェントの組 $n(n=1,\cdots,N)$ の送迎・相乗り行動に関するデータセット $\Xi_n=(\delta_n, \boldsymbol{X}_n), (n=1,\cdots,N)$ が得られるとしよう．ただし，δ_n はペア n がトリップの送迎・相乗りを実施した時に1，そうでない時に0をとるダミー変数である．ランダム・マッチングモデルの対数尤度関数を次式のように定義する．

$$\begin{aligned} \ln L=&\sum_n\delta_n\ln\{P(\Omega_1|\boldsymbol{X}_n,\boldsymbol{\theta})\} \\ &+\sum_n(1-\delta_n)\ln\{1-P(\Omega_1|\boldsymbol{X}_n,\boldsymbol{\theta})\} \end{aligned} \tag{20}$$

すべてのプリンシパル・エイジェントペアの送迎・相乗りに対する合意確率の同時生起確率である尤度関数の（対数）最大化問題を解くことによって最尤推定量 $\hat{\boldsymbol{\theta}}$ を得ることができる．当然のことながら，不完全なサンプル分離データに基づいた最尤推定量は，完全サンプル分離可能な理想的なデータセットに基づいた推定量に比べて，その効率性は低下せざるを得ない．完全サンプル分離可能なデータを求めるためのアンケート調査の方法に関しては今後の研究課題としたい．

5．モデルの適用事例

(1) 分析対象データ

本研究グループが平成5年12月6日（月曜日）に鳥取県東部地域（鳥取市，郡部6町村）を対象として実施した交通行動実態調査結果[15]を用いてモデル推計を試みる．調査実施日の天候は曇りである．同調査では対象地域内の約5,500世帯（標本抽出率8％）に対してアンケート調査票を配布し，幼稚園児以上のすべての家族構成員の交通行動を調査した．アンケート調査票を訪問配布した結果，合計2559世帯（58%）からアンケート調査票を回収することができた．

分析対象として通勤，通学，通院行動をとりあげる．これらはトリップの生成に対して多かれ少なかれ強制力が働く義務的トリップであり，送迎・相乗りに関する合意が成立しなかった場合でもプリンシパルはトリップの生成を断念しないと考える．回収したアンケート調査票の中から日常的に利用可能な自家用車を保有していない個人の内，調査日当日，通勤，通学，通院トリップを行った個人をプリンシパルとして抽出した．一方，1）送迎・相乗り行動において自家用車を運転した個人，2）同一家計内で自家用車を運転できる個人をエイジェントと定義した．この種のエイジェントが存在しない家庭は送迎・相乗り行動が実現する可能性はないので分析対象から除去した．複数のエイジェントが存在する場合，送迎・相乗りによる迂回の程度が最も小さい個人をエイジェントとして特定化した．なお，複数のプリンシパルが同時に1つの車に同乗する場合は，それぞれ複数の送迎・相乗り行動が実施されたと考える．以上の方法によりプリ

ンシパルの個々の行動に対して，相手となるエイジェントを一意的に特定化した．送迎・相乗り行動に関する完全なデータが得られたプリンシパル・エイジェントの組み合わせサンプルの総数は，通勤トリップが141サンプル，通学トリップが271サンプル，通院トリップが51サンプルとなっている．高齢者の通院行動に関しては不完全な記載が多く，有効なサンプル数が少なくなっている．以上のサンプルの内，送迎・相乗り行動が実現した割合は，通勤トリップの場合が45.4%，通学トリップの場合が31.0%，通院トリップの場合が41.2%となっている．これらのサンプルの内，プリンシパルがバス回数券，バス定期券を持っている割合は，それぞれ通勤トリップの場合34.0%， 21.5%，通学トリップの場合26.6%，28.0%，通院トリップの場合25.5%，7.5%となっている．

（2） 確率効用関数の特定化

エイジェント，プリンシパルの構造型確率効用関数の形式や説明変数の組み合わせを種々想定しモデル推計を行ったが，最終的に効用関数

$$U_a^i = \alpha_0 + \alpha_1 \cdot time_a^i + \eta_a U_p^i + \varepsilon_a^i$$

$$U_p^i = \beta_0 + (\beta_1 + \beta_2 \delta_{poor} + \beta_3 \delta_{non}) \cdot time_p^i + \beta_4 \delta_{bus} + \beta_5 \delta_{pass} + \eta_p U_a^i + \varepsilon_p^i \qquad (21)$$

を得た．ここに，$\alpha_1, \beta_j (j=1, \cdots, 5)$ は推計すべきパラメータである．α_0, β_0 は送迎・相乗りを断わる選択肢 A^0, B^0 に固有な定数である．また，δ_{poor} は交通弱者か否かを表すダミー変数でありプリンシパルが高齢者（65歳以上）か子供（12歳未満）の場合に1をとる．また，δ_{non} はプリンシパルが交通弱者でない時に1をとるダミー変数である．これら2つのダミー変数は通院トリップの場合のみ採用された．また，$\delta_{bus}, \delta_{pass}$ はそれぞれプリンシパルがバス回数券か，バス定期券を所有しているか否かを表すダミー変数であり，プリンシパルの公共交通手段選択における恒常性，固定性を表現している．この2つのダミー変数は，送迎・相乗りを断わる選択肢 B^0 の効用関数 U_p^0 のみに含まれる．また，$time_p^i, time_a^i$ はそれぞれ選択肢 i においてプリンシパル，エイジェントが最終的な目的地までの移動に要する所要時間である．特に，エイジェントの損失時間 $time_a^i$ を算定する場合，プリンシパルのトリップが生起する時刻によってエイジェントが位置する地点が異なることに配慮しなければならない．本研究ではプリンシパルのトリップが発生した時刻にエイジェントが位置していた地点（居住地，勤務先）から最終目的地までの移動に要する時間距離を用いた．

一方，父権的選好モデルの確率効用関数を最終的に以下のように特定化した．

$$V_a^i = \gamma_0^i + (\gamma_1 + \gamma_2 \delta_{poor} + \gamma_3 \delta_{non}) \cdot time_p^i + \gamma_4 \delta_{bus} + \gamma_5 \delta_{pass} + \gamma_6 \cdot time_a^i + \varepsilon^i \qquad (22)$$

表－1　ランダム・マッチングモデルの推計結果

	説明変数	通勤	通学	通院
α_0	エイジェントの定数項	-1.20 (-5.36)	-0.361 (-0.172)	-4.09 (-3.59)
α_1	エイジェントの所要時間	-1.54 (-6.27)	-0.294 (-0.263)	-1.65 (-1.08)
β_0	プリンシパルの定数項	1.31 (25.2)	6.39 (126.0)	1.14 (2.34)
β_1	プリンシパルの所要時間	-3.79 (-49.3)	-7.35 (-52.7)	
β_2	交通弱者所要時間			-0.496 (-27.01)
β_3	非交通弱者所要時間			-1.97 (-41.2)
β_4	回数券ダミー変数	0.569 (8.72)	2.04 (51.1)	
β_5	定期券ダミー変数		3.31 (98.6)	
η_p	「気兼ね」の程度	0.339 (17.9)	0.00516 (2.65)	0.204 (1.96)
η_a	「思いやり」の程度	0.0213 (0.0342)	0.0184 (0.0127)	0.0678 (0.394)
尤度比		0.562	0.365	0.523
的中率		78.0%	79.5%	84.5%

表－2　父権的選好モデルの推計結果

	説明変数	通勤	通学	通院
γ_0	定数項	-0.635 (-0.432)	9.05 (5.63)	1.72 (6.95)
γ_1	プリンシパルの所要時間	-1.70 (-0.762)	-6.11 (-1.90)	
γ_2	交通弱者所要時間			-0.741 (-0.762)
γ_3	非交通弱者所要時間			-3.56 (-1.64)
γ_4	回数券ダミー変数	1.42 (1.64)	2.73 (3.41)	
γ_5	定期券ダミー変数		3.71 (4.94)	0.890 (0.432)
γ_6	エイジェントの所要時間	-3.26 (-1.90)	-1.99 (-0.692)	-2.77 (-1.90)
尤度比		0.364	0.447	0.238
的中率		70.0%	80.8%	74.5%

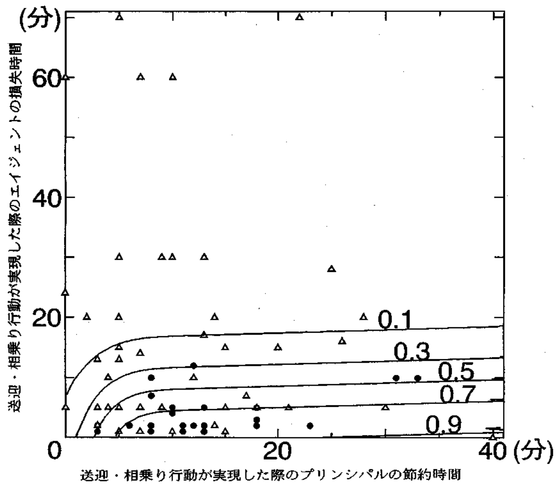
父権的選好モデルでもランダム・マッチングモデルと同様の係数・説明変数を用いている．しかし，ランダム・マッチングモデル(21)のパラメータ $\beta_1, \cdots, \beta_5$ がプリンシパルの効用構造を表わすパラメータであるのに対して効用関数(22)における $\gamma_1, \cdots, \gamma_5$ はエイジェントの父権的選好を表わすパラメータとなっている．式(22)において，変数 $\delta_{poor}, \delta_{non}, \delta_{bus}, \delta_{pass}, time_p^i$ はいずれもプリンシパルに関連する説明変数である．父権的選好モデルではエイジェントが各選択肢を選択した時のプリンシパルの行動と自分の行動の双方を同時に考慮にいれながら，あくまでもエイジェント自身の選好で送迎を行うか否かを決定する構造になっている．

（3） モデルの推計結果

表－1，**表－2**は，それぞれランダム・マッチングモデル及び父権的選好モデルの推計結果を示している．変数の組み合わせを種々変化させてモデル推計を行ったが，ここでは符号条件を満足し，かつ尤度比が最大となった推計結果を示している．表中パラメータ値の欄が空白になっている箇所は，当該の説明変数が用いられなかったことを意味している．括弧内の数値は t-値を表す．節

約時間，損失時間は時間単位で測定している．本研究で対象とした通勤，通学，通院トリップは，いずれもトリップを行うことが外的な条件により強制されているような，いわば義務的トリップである．このうち，通勤・通院トリップに関しては，いずれも 父権的選好モデルよりもランダム・マッチングモデルのほうが尤度比が大きくなっている．通勤・通院トリップのいずれの場合においても，エイジェントの利他的パラメータ η_a の値が η_p に対して相対的に小さく t-値も低い．特に，通勤トリップでは η_a の t-値が極めて小さくなっている．通常のモデル推計では t-値が小さいことは当該変数の説明力が乏しいことを意味する．しかし，本モデルの場合，パラメータ η_a, η_p は利他的動機の強弱の程度を表わしており，パラメータの t-値が小さいこと自体が意味を持っている．特に，交通主体が完全に利己的であれば t-値はゼロとなる．通勤トリップでは時間的余裕に乏しい時間帯にトリップを行っており，エイジェントに利他的動機が働きにくいことが理解できる．一方，通学トリップの場合には，父権的選好モデルのほうが推計精度がよくなっている．ランダム・マッチングモデルでは，エイジェントのパラメータの t-値が小さな値となっており，主としてプリンシパルによる通学トリップの属性により送迎・相乗りの有無が決定されている．このことからもエイジェントがプリンシパルの通学の困難さを勘案し送迎・相乗りを決定するという父権的モデルの方が望ましい結果を与えていることが理解できよう．以上の推計結果に基づく限り，1）通勤・通院トリップの場合には双方の主体の間での合意形成が前提となる場合が多い．この場合，プリンシパルは気兼ねという利他的動機が働くが，エイジェントがプリンシパルを思いやる利他的動機に欠ける傾向が強い．2）親と子供の間でサービスの授受がなされる通学トリップの場合，親が子供の交通行動を判断しながら送迎・相乗りの有無を父権的に決定していると推察できよう．

なお，モデルの推計にあたって送迎・相乗り行動により節約される家計全体での交通費用といった経済的動機を表現する変数も種々とりあげたが，有意な説明力を得ず説明変数から除外された．その理由としては種々考えられるが，1）本研究では，エイジェントが自家用車を利用することをすでに決定しているという条件下においてプリンシパルの送迎・相乗りを行うか否かを決定する問題に着目しており，そこでは時間的な調整が可能か否かが送迎・相乗り行動の決定に支配的な要因になっている，2）地方生活圏では交通行動に自由度が少なく，送迎・相乗り行動の促進に経済的要因が働きにくいという背景もあろう．もちろん，以上の考察は推測の域を出ないが，今後大都市圏との比較研究やエイジェントの交通手段選択行動も考慮に入れたモデル化を試みることにより，経

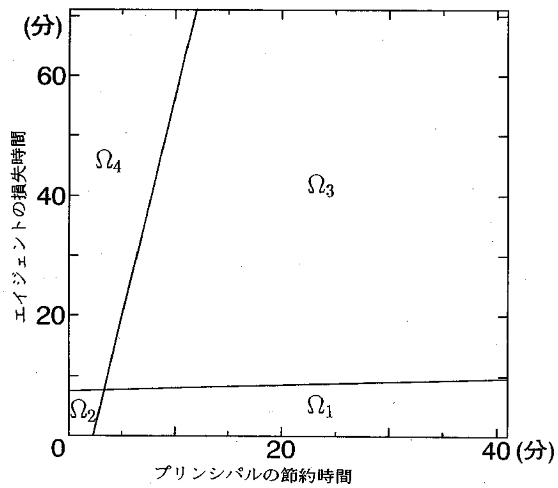


黒丸：送迎・相乗り行動が行われたトリップ
白抜き三角：送迎・相乗り行動が行われなかったトリップ

図―1　送迎・相乗り確率

済的手段による送迎・相乗りの促進施策に対する理解を深めていくことが必要であろう．さらに，通院トリップの場合，プリンシパルの年齢が送迎・相乗り行動に重要な影響を及ぼすことが理解できる．プリンシパルの年齢によりサンプルを層別化することも考えられるが，通院トリップのサンプル総数がそれほど多くないため，層別化は断念せざるを得なかった．通院トリップにおける送迎行動に関する詳細な分析は，アンケート調査方法も含めて今後の研究に委ねざるを得ない．

図―1は，回数券を有していないプリンシパルの通勤トリップを対象として，ランダム・マッチングモデルにより同一の送迎・相乗り確率を与えるようなエイジェントの損失時間（$time_a^1 - time_a^0$），プリンシパルの節約時間（$time_p^0 - time_p^1$）の組み合わせを等確率曲線として示している．同じく回数券を有していないプリンシパルを抽出し，送迎・相乗りによるエイジェントの損失時間，プリンシパルの節約時間の組み合わせと送迎・相乗りの実施の有無に関する実績データを同じ図の上に併記している．通勤トリップでは，η_a が小さく，エイジェントがプリンシパルを思いやる利他的動機に乏しい．したがって，送迎・相乗りを行うことにより生じるエイジェントの損失時間が大きくなれば，送迎・相乗り確率は急速に低下することが理解できる．また，プリンシパルの節約時間が少なくなればプリンシパルが送迎・相乗りを断わる確率が大きくなり，送迎・相乗り確率は小さくなる．以上のことと，エイジェントの損失時間が大きくなればプリンシパルの遠慮が大きくなるため等確率曲線は上に凸の曲線となる．このように，通勤・通院トリップのいずれにおいても，エイジェントの利他的パラメータ η_a の値が η_p より小さいことより，プリンシパルが潜在的に送



Ω_1：双方が同意
Ω_2：プリンシパルのみが断る
Ω_3：エイジェントのみが断る
Ω_4：個別に行動

図－2　各事象の生起領域

迎・相乗り交通を必要としながらも，エイジェントの都合により送迎・相乗り交通が実現しない可能性が多々あることが推察できる．それと同時に，エイジェントの申し出にもかかわらず，プリンシパルが気兼ねをして送迎・相乗りを断るという可能性もある．そこで，推定したランダム・マッチングモデルを用いて，1）送迎・相乗りが実現する場合（Ω_1），2）エイジェントは送迎・相乗りサービスの提供を申しでるがプリンシパルがそれを断わる場合（Ω_2），3）プリンシパルの依頼をエイジェントが断わる場合（Ω_3），4）プリンシパルとエイジェントの双方が個別に行動することを選好する場合（Ω_4）のそれぞれが生起する確率 $P(\Omega_i : \boldsymbol{X}, \boldsymbol{\theta})\,(i=1, \cdots, 4)$ を推定した．**図－2**には，回数券を有していないプリンシパルの通勤トリップを対象として，それぞれの場合の生起確率がもっとも大きくなるようなエイジェントの損失時間とプリンシパルの節約時間の組合せの領域を示している．図に示すように，調査対象地域では1）送迎・相乗りが実現する確率 $P(\Omega_1)$ がもっとも大きくなる領域はプリンシパルの節約時間が大きくエイジェントの損失時間が小さい領域に限られる，2）エイジェントが送迎・相乗りを断る領域（Ω_3, Ω_4）の面積が大きい，3）プリンシパルが断る場合（Ω_2, Ω_4）に該当する領域はプリンシパルの節約時間がごく短い場合に限られることより，現実には送迎・相乗りに対するプリンシパルの潜在的な要求が満たされない状況が少なからず生じていることが推測される．しかし，1）公共交通システムの整備によるプリンシパルの移動時間の短縮，2）公共施設へのアクセスの改善によるエイジェントの損失時間の軽減等が図れればこれらの状況を多少とも改善しうる可能性がある．その場合，ランダム・マッティングモデルの説明変数である損失時間，節約時間はトリップが生起する時刻によって多様に変化するため，プリンシパルが置かれている交通環境を改善するためにはきめ細かな交通政策を講じることが要求されよう．

6．おわりに

本研究では複数の個人によってトリップが結合生産される送迎・相乗り行動のモデル化を試みた．その際，送迎・相乗り行動が出現する原因として経済的動機，利他的動機，父権的動機に着目し，これら動機により生ずる個人間の意思決定における相互作用をモデル化した．本研究で提案した交通行動モデルの特徴はこのようなミクロなレベルでの個人間の相互作用を明示的に考慮した点にある．本研究では分析対象として送迎・相乗り交通をとりあげているが，ミクロな意思決定レベルでの個人間の相互作用が必要となる交通はこれにとどまらない．特に，フェイス・ツゥ・フェイスのコミュニケーションを行うための交通を実現するためには，ミクロな意思決定レベルでの相互作用が必然的に必要となる．このように個人間の相互作用を考慮したランダム・マッチングモデルに関する研究は，多方面への展開が可能であり今後研究を蓄積していく必要がある．

個人間の相互作用を考慮したランダム・マッチングモデルに関する研究は緒についたばかりであり，今後探求すべき多くの研究課題が存在している．本研究でとりあげた送迎・相乗り行動に関しても，以下のような研究課題に取り組んでいく必要があると考える．1）本研究では不完全サンプル分離可能なデータに基づいたランダム・マッティングモデルの推計を試みた．モデルの推計精度を向上させるためには，家計内のトリップの結合生産の実態や完全サンプル分離可能なきめ細かなデータを獲得するためのアンケート調査方法に関する研究が不可欠となろう．特に，交通弱者のモビリティを高めるための種々の方策がもたらす効果を検討するためにはこの種の基礎研究が不可欠であると考える．2）本研究では送迎・相乗り交通のモデル化を試みた段階に止まっており，今後ランダム・マッティングモデルのパラメータに関する最尤推定量の統計的性質に関する理論的検討が不可欠である．特に，構造型確率構造モデルと誘導型確率モデルのパラメータの信頼度とその統計的関係，誤差項の相関構造と推計精度の比較等が必要である．3）予測や政策分析の方法論を確立するためには個人行動の結果を集計化することが必要である．節約時間，損失時間の分布は時刻によって大きく変動するために，集計化にあたっては時刻によるマッティング確率の変化を考慮しうるよ

うな集計化の方法論を開発する必要がある．特に，通院のように非定常的に生じるトリップの場合，時刻を明示的に考慮したような集計化の方法が必要となろう．4）現実の送迎・相乗り行動では必ずしもプリンシパルとエイジェントが確定的に決まっているわけではない．本研究では家計内での送迎・相乗り行動に分析の対象を限定していたが，異なる家計に属する個人間で相乗りが実現する場合，プリンシパル・エイジェントの役割配分の推計が問題となってこよう．また，マッティングの形成は時刻とともに多様に変化する．将来的には時間軸で展開されるマッティングを表現するような動学モデルの開発も可能であろう．以上のように今後に残された課題は極めて多いが，本研究により個人の意思決定間の相互作用を明示的に考慮したような交通行動モデルに関する研究の方向づけには寄与しえたと考える．

参考文献

1) McFadden, D.: Conditional Logit Analysis of Qualitative Choice Behavior. In P. Zarembka (ed.), *Frontiers in Econometrics*, Academic Press, 1973.
2) Manski, C.F.: The structure of random utility models, *Theory and Decision*, 8, pp.229-254, 1977.
3) Daganzo, C. F. and Sheffi, Y.: On stochastic models of traffic assignment, *Transportation Science*, 11, pp. 253-255, 1977.
4) Kobayashi, K.: Information, rational expectations and network equilibria, An analytical perspective for route navigation systems, *The Annals of Regional Science*, 28: pp.369-393, 1994.
5) Gaudry, M.J.I. and Dagenais, M.G.: The dogit model, *Transportation Research*, 13B, pp.105-112, 1979.
6) Hensher, D.A. and Johnson, L.W.: *Applied Discrete-Choice Modelling*, A Halsted Press Books, 1981.
7) 屋井鉄雄：非集計行動モデルによる交通需要予測手法，交通と統計，15-16，交通統計研究所．
8) King, M.: An econometric model of tenure choice and demand for housing as a joint decision, *Journal of Public Economics*, 14, pp.137-159, 1980.
9) Pudney, S.E.: *Modelling Individual Choice, The Econometrics of Corners, Kinks and Holes*, Basil Blackwell, 1989.
10) 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，12，pp.15-27，1995．
11) 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，12，pp.1-13，1995．
12) Daganzo, C.: *Multinomial Probit, The Theory and Its Applicatioin to Demand Forecasting*, Academic Press, 1979.
13) Maddala, G.S.: *Limited-Dependent and Qualitative Variables in Econometrics*, Cambridge University Press, 1983.
14) Amemiya, T.: *Advanced Econometrics*, Basil Blackwell, 1985.
15) 原田哲郎，多々納裕一，喜多秀行，小林潔司：地方バス路線の利用実態調査，鳥取東部地区を対象として，鳥取大学工学部研究報告，25，1：pp.235-251，1994．

（1995.4.6受付）

A RANDOM MATCHING MODEL FOR JOINT TRIPS PRODUCTION WITHIN HOUSEHOLDS

Kiyoshi KOBAYASHI, Hideyuki KITA and Hirokazu TATANO

This paper presents a random matching model for within-family joint trips production made by two family members. Our major concern is upon an explicit consideration of decision interactions between those who are involved in joint trips production. The random matching model has an advantage in incorporating psychological interactions based upon economic, altruistic, and paternalistic motives between joint-trip makers. The applicability of the proposed model is tested against the empirical data set.