

[特 集]

# Stated Choiceと態度指標を統合した意識構造の モデル化とその比較検証

佐々木邦明<sup>1</sup><sup>1</sup>正会員 博士(工学) 山梨大学助教授 大学院医学工学総合研究部 社会システム工学領域

(〒400-8511 山梨県甲府市武田4-3-11)

E-mail:sasaki@yamanashi.ac.jp

本研究は、仮想状況下での選択意向データを用いた交通行動モデルに、選択肢属性に対する好みの程度(態度)データを統合することで、統計パラメータの信頼性や有効性を向上させることを目的としている。仮想状況下での選択意向データには固有の信頼性に対する問題が指摘されているが、態度指標はそれらを補完する性質を持っていることがこれまでの研究で明らかになっている。そこでこれらを統合する方法論として、すでに提案されているいくつかの仮説に応じた異なる統計モデルを定式化し、各モデルの有効性を確認する。また主要な要因のパラメータ推定値の比、とくに時間のパラメータと費用のパラメータの比を指標として、提案したモデルの比較を行い、提示した仮説とそのモデル化の適否を論証する。

**Key Words :** attitudinal indicators, stated preference, latent class, cognitive limitation

## 1. はじめに

仮想状況における選択意向の回答は、その変動によって規定される選好(Preference)あるいは効用という潜在変数を仮定することで、Stated Preference(SP)データ<sup>1)</sup>と称されている<sup>1)</sup>。このように仮想状況下での選択意向を尋ねる手法は古くは1960年代より行われてきた<sup>2)</sup>が、交通行動研究の分野では既存のデータでは取り扱えない様々な交通計画上の問題に対処できると期待され、1980年代よりポピュラーになった<sup>3)</sup>。SPデータは、既存のランダム効用最大化に基づく離散型選択モデルとの組み合わせで用いられることがほとんどであるが、このモデルは提示した属性と選択をウェイトパラメータ(効用パラメータ)で結合させ、SPデータの変動をもっともよく説明するように最尤推定法によってウェイトパラメータが推定される。一般的にこれがSPモデルと呼ばれる。このようなアプローチのもとでは、SPデータは属性の設定が分析者に任されるため、多くの自由度が存在すること、意思決定者が与えられた属性のみを考慮して選好を表明すると考えられるため、RPデータのようにこれらの条件が満たされづらいデータを用いた場合と比較して、統計

的に有意なパラメータを得る可能性が高まる。これ以外にもSPデータは、現存しない選択肢も選択の対象とすることができることや、RPデータと比較して、同一個人から選好に関する情報を多く得ることが容易であるため、個人の嗜好の違いを考慮することも容易であるなどの特性を持っている<sup>4)</sup>。しかし、回答した選択意向と同じ状況での実際の選択の信頼性については、RPデータと比較して劣るとされてきた<sup>5)</sup>。

同じように意識を測定するデータとして、態度指標がある。交通行動の分野では選択肢の全体評価や、ある属性に対する好みの程度についての態度指標が一般的に用いられている。交通行動の分析においては、SPデータが用いられるより以前からこれらのデータは利用がなされてきている<sup>6)</sup>。態度指標を用いた分析は、とくにマーケティングや心理学の分野では、数多く行われてきた。それらの一連の研究の中で、態度指標の時間的安定性や信頼性について検討がなされている。

ここで、SPモデルのウェイトパラメータはSPの変動に対する各属性の重みであり、属性の重要性を示すものである。また、属性に対する好みの程度としての態度指標も、SPモデルの属性の重みを観測したものである。こ

のようにウェイトパラメータと態度指標は基本的には共通の要因を別の観点から観測したものと考えられる。そこで SP データと態度指標を補完的に用いることで、これらのモデルの有効性を向上させることが可能であると考えられる。本研究はその統合手法について、これまで提案されている仮説に応じた統計的モデルを構築し、事例研究を通じてモデルの比較検討を行い、有効性を検証することを目的としている。

## 2. SP データの信頼性

前章で述べたように、SP モデルを需要予測に用いる際の大きな問題のひとつは、仮想状況での選択と提示した属性の関連性を示すウェイトパラメータが、将来時点においてどの程度安定的であるのかが不明なことである。これと関連して Green and Srinivasan<sup>7)</sup>が 4 つの問題となりうる要因を示した。

- ① 提示した属性の有効性
- ② 選好判断の不正確さ
- ③ 推定手続きの問題
- ④ 時間的な不安定性

①の問題は、SP 実験では分析者が事前に選好形成に影響するであろう属性の集合によって選択肢を記述するが、提示した属性値が被験者にとって有効でない場合を示している。②の問題は SP データがその時点での選好を正しく反映しているのかという問題である。もちろんここには被験者が自分の選好を正しく表明できるかという問題が存在する。このようなデータに基づいて推定されたウェイトパラメータは、信頼性が低いのが一般的な判断である。③は効用の関数形や推定方法に関する問題であり、④の問題は、実験時点で得られた選好情報と属性値の関係が、予測という時点が変化した場合においても同一の関係性を保つのかどうかという問題になる。これらの問題に関してはこれまでその信頼性に関しての多くの研究があり、調査手法やモデリングの観点からさまざまな検討が加えられてきた。たとえばコンピューターベースの調査により、①の問題については大きく改善されることなどが明らかになっている<sup>8)</sup>。また、②～④の問題についても、複数データソースの統合<sup>9)</sup>、<sup>10)</sup>により改善を図る試みや、誤差項の分布形に関する仮定を緩和したモデル<sup>11)</sup>によって③の問題についての改善を図る方法などさまざまな方法によりその信頼性向上が図られてきた。代表的な複数データソースの統合について、RP データとの統合をあげることができる<sup>9)</sup>。この方法は、SP と RP に共通のコアとなる選好構造が存在し、コアのパラメータを共通とすることで、それ以外の要因を他の変数

へ帰着させる方法である。これによって、コアに関する情報は SP と RP 両方から得られるため、より統計的有意性を増すことができ、SP、RP 独自の問題についてはそれぞれの効用関数の変数および独自の誤差項に集約できるので、各問題点を分離して考慮可能になる。また、Swait ら<sup>10)</sup>によって別な形の SP・RP ジョイントモデルが提案されている。これは SP データによって各属性のトレードオフを観測する目的と、RP データによる市場での均衡状態を再現を目的としたものである。これらのモデルはいずれも RP と SP において各属性による限界効用が同一であるという仮定が必要となっている。そして事例研究によって、共通化されるパラメータの比率が同一であるとの検定を行うことで検証がされている<sup>12)</sup>。この仮定はこれらのモデルにとって非常に重要な仮説であり、これが成り立たない場合には、RP-SP ジョイントモデルが RP と SP 単独でのモデリングに対しての利点をを失うことになる。つまり、RP-SP モデルはその有効性をこの仮定に依存していることになる。この仮定に対しては藤井<sup>13)</sup>が、将来的な行動と SP の不一致についての考察から、その不確かさを指摘し、データの統合によって必ずしも RP と SP が相互補完的に働くとは限らないことを示している。また、④の問題は需要予測等を行う場合には非常に重要な問題であるが、これまで試みられた改善方法は、結果として時間的な安定性が高まる可能性はあるが、明示的にそれを保証するものではない<sup>12)</sup>。

## 3. 態度と態度指標

行動心理学において、態度は一つの主要な行動に影響する要素として捉えられた<sup>14)</sup>。その定義と測定方法は数多く提案されているが、おおよその定義としては「ある個人のある対象に対する全体評価」ということとされている。マーケティングリサーチにおいては、態度は消費者行動を理解する一つの重要な要素とされている<sup>15)</sup>。これらの分野では、態度がどのように行動に影響するのか、また、どのようなときに態度は変容するのかの研究がなされている<sup>16)</sup>。態度を用いた古典的な行動モデルとしては、多属性態度モデルや Reasoned Action モデル<sup>17)</sup>があり、これをベースとして多くの発展的仮説とそれに対応するモデルが開発されている。

この形式のモデルを行動分析に用いる際には、予測変数の適合度が問題となる。Sivacek and Crano<sup>18)</sup>は態度と行動の関係の強さは、評価する対象に広範囲に興味を持っている場合には強いことを示し、Snyder と Kendziersky<sup>19)</sup>は態度の時間的な安定性の検討を行い、与えられた行動と態度の関係が、利用可能性にかかわる場合、もしくは継続されている行動と関連する知識

による態度の場合には、行動と態度の関係はそれほどないと結論付けている。Snyder<sup>20)</sup>は状況依存性が大きい場合の意思決定は、態度と行動の一致性が低いと結論付けている。Zanna and Olson らによる研究<sup>21)</sup>は、直接かつ繰り返し経験したことのある対象に関連する態度は、安定していて十分予測に適用可能であるが、反対に間接的に得られた知識などに基づく態度は、新たな情報の追加などによって容易に変化し、安定的であるとは言えないと述べている。

このように態度は限られた条件下ではあるが安定的な態度が観測可能であると考えられる。本研究ではこのような性質を持つ態度変数を統計的モデル推定のデータとして、仮想条件下の選択意向データとの統合を考えることとする。ただし態度の安定性については、態度変容の研究<sup>22), 23)</sup>などから、それを意図した政策や刺激によって変化する可能性は高いことや、意図しない刺激に対しても態度変化が起こることは実証されている。

交通計画の分野でも態度に関する研究は古くから行われ、離散型選択モデルの導入とともに、それらと同時に用いる方法論が検討された。ただし、McFadden の提案したランダム効用最大化理論と態度変数の同時使用にはさまざまな問題が指摘されている。その多くは態度指標と離散選択の統計的有意性と統合可能性であったが、心理学の分野での交通研究からは以下のような批判がなされている。「態度は行動を規定する変数であり、効用は行動によって説明される変数であるためそれらは根本的に矛盾する存在であり、その同時使用は定義からして無理である」というものである<sup>24)</sup>。そこで本研究では、このような問題を避けるため、選好の用語を用いずに、提示された属性と選択の間の関係性をロジットモデルの枠組みで分析する。つまり、ここでのロジットモデルは McFadden 的効用最大化のフレームではなく、Luce 的フレームで適用するものである<sup>25)[3]</sup>。そういう意味で、行動予測よりは選択と要因間の関係に分析の中心をおかざるをえない。しかし態度指標の利用より、安定的なウェイトパラメータを得ることができ、要因間のトレードオフなどの時間的安定性を向上できるならば、計画のための情報として有効であると考えられる。

#### 4. 態度変数と Stated Choice (SC)

前章で述べたように SC を、提示された属性に対する反応としての選択であるとし、その関係性に態度指標を組み込んだ統計分析の枠組みを構築する。そのために、態度の SC との関係性に関する行動仮説を提示し、それに対応した統計的モデルを提示する。ここで採用する仮

説は以下の4点である。

##### (1) 仮説1

「態度指標は行動と直接的に影響する<sup>17)</sup>」

これは2. で述べた Reasoned Action モデルに類似した仮説であり、SC と態度の直接的関係を仮定する。ただし態度指標は態度を直接的に観測する、もしくはその代理変数として十分な関係性を持つとする。

##### (2) 仮説2

「態度がウェイトパラメータに影響する」

この仮説は、SC と属性間のウェイトパラメータが態度変数によって異なるということの意味している。これは McFadden の提案した意思決定パスダイアグラム<sup>26)</sup>に基づくものである。

##### (3) 仮説3

「態度は選択肢属性の認知に関係する<sup>27)</sup>」

この仮説は、態度変数が属性に対する関心の高さを示す意識を観測したものと考え、SC と属性とのウェイトパラメータは共通であったとしても、個人がその差異を認識できる範囲が態度変数に依存することを意味している。これは Green と Srinivasan の提示した問題①および③と関連する。

以下にこれらのモデルを定式化する。ただし、ここで取り扱う態度指標は 1-0 で観測されているものとするが、これによって一般性を失うことはない。また、簡単のため個人を意味するサフィックス  $n$  は省略する。

##### (4) ベースモデル

SC 決定要因を以下の(1)式で定義する。

$$V_i = \sum_k \alpha_k X_{ik} \quad (1)$$

$V_i$ : 選択肢  $i$  に対する SC を表現するための媒介変数

$\alpha_k$ : 属性  $k$  のウェイトパラメータ

$X_{ik}$ : 選択肢の  $i$  の  $k$  番目の属性

これにより、離散的な被説明変数を表現する一般的なモデルであるロジット型回帰モデルを用いて選択意向決定要因と属性間の関係を表現することができる。

##### (5) 仮説1に対応するモデル

仮説1は態度が SC と直接的に関係するとしていることより、式(1)の右辺に態度指標を導入することになり式(2)のような定式化になる。

$$V_i = \sum_k \alpha_k X_{ik} + \sum_l \beta_l y_{il} \quad (2)$$

$y_{il}$ : 選択肢  $i$  の  $l$  番目の態度指標

$\beta_l$ : 態度指標  $y_l$  のウェイトパラメータ

これより、ロジット型回帰モデルを用いてSCと属性間の関係を求める。ただし、先にも述べたように、このロジットは効用最大化の枠組みを必要とするものではなく、離散的な被説明変数と要因間の関係を求めるためのものである。

### (6) 仮説2に対応するモデル

ここでは仮説2に対応するモデルとして2つの考え方を示す。一つは態度変数によるアプリオリセグメンテーションである。もうひとつは潜在クラスモデルによるノンパラメトリックにウェイトパラメータを分布させるモデルである。

#### a) 態度変数によるアプリオリセグメント

態度変数を用いて個人ごとに同一のウェイトパラメータを持つ均質なSC決定要因をもつサブグループ(セグメント)に分類すると以下のような式が定義できる。

$$V_{ijs} = \sum_k \alpha_{kls} X_{ik} \quad (3)$$

$V_{ijs}$ : セグメント  $s$  が与えられたときの選択肢  $i$  に対するSCを決定する要因

$\alpha_{kls}$ : セグメント  $s$  における属性  $k$  の  $V_{ijs}$  に対するウェイトパラメータ

ここで帰属するセグメントが与えられた条件付での選択意向にロジット型回帰モデルを適用し、周辺確率を取ることと離散指標である SC とそれに影響する属性との関係は式(4)のように記述できる。

$$P(i) = \sum_s \left( \frac{\exp(V_{ijs})}{\sum_j \exp(V_{jls})} \times \theta_s \right) \quad (4)$$

$P(i)$ : 選択肢  $i$  が選択される確率

$\theta_s$ : 個人  $n$  のセグメント  $s$  への帰属度変数でセグメントに帰属する場合 1, そうでない場合には 0 となる変数  
ただし

$$\sum_s \theta_s = 1$$

を満たす

この  $\theta_s$  が態度指標によって観測されるとし、以下のよう  
に定式化する。簡単のため各  $\theta_s$  と関連する態度指標  
は 1 つであるとすると次式のように書きなおせる。

$$y_s = \begin{cases} 1: \text{if } \theta_s = 1 \\ 0: \text{if } \theta_s = 0 \end{cases} \quad (5)$$

$y_s$ : セグメント  $s$  への帰属を決定する変数の指標。ただし、

$$\sum_s y_s = 1$$

を満たす。

#### b) 潜在クラスモデルを用いた潜在的セグメントモデル

a) のアプリオリセグメントにおける  $\theta_s$  を

$$\sum_s \theta_s = 1$$

の条件を保ったまま 1 または 0 の値しかとらない離散的な変数から、1-0 間の任意の値を取ることができる変数としたものである。そのために式(5)のようなシンプルな形で観測指標との関係を記述できない。そこでいくつかの仮定を置くことで連続的の離散変数である  $\theta_s$  と 1-0 離散変数である態度指標の関係の定式化を行う。ただし簡単のためにセグメントを 2 つとする<sup>[4]</sup>。そのために  $y_s$  はひとつとなるため、サフィックスを除いて  $y$  と表記する。

ここで、先に提示した  $\sum \theta = 1$  の条件を満たすように新たな変数を導入してプロビット変換を行う。

$$\begin{aligned} \theta_1 &= 1 - \Phi(\varpi) \\ \theta_2 &= \Phi(\varpi) \end{aligned} \quad (6)$$

ただし、

$\Phi(\cdot)$ : 標準正規分布の累積密度関数

$\varpi$ :  $\theta$  を規程する変数

これを a) と同様に式(4)に用いると

$$p(i) = \sum_s \left\{ \frac{\exp(V_{ijs})}{\sum_j \exp(V_{jls})} \times \theta_s \right\} \quad (7)$$

となる。また、 $y$  はセグメントへの帰属を示す態度指標であるので、 $\varpi$  が与えられたという条件付で  $y$  が観測される確率は以下のような式にできる。

$$\begin{aligned} P(y = 1 | \varpi) &= 1 - \Phi(\varpi) \\ P(y = 0 | \varpi) &= \Phi(\varpi) \end{aligned} \quad (8)$$

ここで、式(7)と式(8)を用いて SC と態度指標の同時出現確率を考えると式(9)が導かれる。

$$P(i, y) = \int_{\varpi} \sum_s \left\{ \frac{\exp(V_{ijs})}{\sum_j \exp(V_{jls})} \times \theta_s \right\} \times \left[ \{1 - \Phi(\varpi)\}^y \{\Phi(\varpi)\}^{1-y} \right] f(\varpi) d\varpi \quad (9)$$

ただし

$f(\varpi)$ :  $\varpi$  の確率密度関数で、平均値  $\bar{\varpi}$ 、標準偏差  $\varphi$  である正規分布に従うとする。

#### (7) 仮説3に対応するモデル

ここでは態度変数が属性の認知に影響するモデルを

構築する。SP 実験においては質問の設定によって、選択傾向が変化することが知られている。特に属性間の差が小さく設定された場合には、属性の差を認識することなく単一の属性によってのみ回答を行うと指摘されている。そこで、属性の差を認識せずに回答することを、類似性という定義を用いることでモデル化し、態度指標と属性の類似性に関係を規定する。

まず類似性についての定義を  $I = [0, 1]$  で行う。ある属性同士が類似している状態を“ $\sim$ ”で表すと、類似性が満たすべき条件は<sup>28)</sup>

- 1) 反射性:  $\forall a \in I, a \sim a$
- 2) 対称性:  $\forall a, b \in I, \text{ if } a \sim b, \text{ then } b \sim a$
- 3) 連続性: 類似性の関係は  $I \times I$  の中で閉じている
- 4) 中間性:  $\text{if } a \leq b \leq c \leq d \text{ and } a \sim d, \text{ then } b \sim c$
- 5) 非退化性:  $0 \sim 1$  においてすべての  $a$  が  $0 < a < 1$  であるとき  $b < a < c$  かつ  $a \sim b, a \sim c$  であるような  $b$  と  $c$  が存在する。  $a = 1$  に対しては  $a \sim b$  であるような  $b < a$  が存在する
- 6) 応答性:  $a$  に類似する範囲内の最大値を  $a^*$  最小値を  $a_*$  とする。  $a^*$  and  $a_*$  は  $0$  と  $1$  を除く域内で単純増加関数である

これらの条件を満たすことができる類似性の定義として、2つの選択肢の属性間の比を用いる。

$$X_{ik} \sim X_{jk}, \text{ if } \frac{1}{\delta_k} < \frac{X_{ik}}{X_{jk}} < \delta_k, j \neq i \quad (10)$$

$\delta$ : 類似性の閾値で  $\delta > 1$  を満たす

選択肢の属性の類似性は、意思決定者がある属性の値をほぼ同等とみなして、それを選択時に考慮しないということを意味する。これはロジット回帰において、属性のパラメータが  $0$  になることと同等であるので、以下のような定義が可能である。

$$\alpha_k = 0 \text{ if } \frac{1}{\delta_k} < \frac{X_{ik}}{X_{jk}} < \delta_k, j \neq i \quad (11)$$

つまりある属性  $k$  の選択肢  $i, j$  で、その比がある閾値を上下で越えない範囲に入る場合には、それが同等とみなされ考慮されないことになる。ただしこの定義では、ウェイトパラメータが不連続になるため、ロジット回帰の最尤推定が不可能になることと、閾値自体の個人間変動などの再現が難しいことを考えて、以下のようにに独立で同一の誤差項  $\xi$  を導入する。

$$\alpha_k = 0 \text{ if } \frac{1}{\delta_k} < \frac{X_{ik}}{X_{jk}} + \xi < \delta_k, j \neq i \quad (12)$$

このような定式化により、パラメータが  $0$  に固定される

ことを確率的に表現できる。そこで、この誤差項の関数形を特定することでパラメータが  $0$ 、つまりそれが類似していると判断される確率が定義できる。ここで誤差項  $\xi$  が期待値  $0$ 、標準偏差  $\varphi$  の正規分布を仮定すると  $k$  番目のパラメータが  $0$  に固定される(属性が類似とされる)確率は、次の式で与えられる。

$$\begin{aligned} P(\alpha_k = 0) &= P\left(\frac{1}{\delta_k} < \frac{X_{ik}}{X_{jk}} + \xi < \delta_k\right) \\ &= \Phi\left(\frac{X_{ik}/X_{jk} - \delta_k}{\varphi}\right) - \Phi\left(\frac{X_{ik}/X_{jk} - 1/\delta_k}{\varphi}\right) \end{aligned} \quad (13)$$

同様に  $k$  番目のパラメータが  $0$  に固定されない(属性が類似ではない)確率は次の式で与えられる。

$$\begin{aligned} P(\alpha_k \neq 0) &= P\left(\frac{X_{ik}}{X_{jk}} + \xi \leq \frac{1}{\delta_k} \text{ or } \delta_k \leq \frac{X_{ik}}{X_{jk}} + \xi\right) \\ &= 1 - \Phi\left(\frac{X_{ik}/X_{jk} - \delta_k}{\varphi}\right) + \Phi\left(\frac{X_{ik}/X_{jk} - 1/\delta_k}{\varphi}\right) \end{aligned} \quad (14)$$

ここで、簡単のため、ある  $k$  番目の属性のみに関してその差異の認知の限界が考慮されることを考えるとする。このとき、その  $k$  番目のパラメータは  $0$  に固定されるか、自由パラメータになるかの2つの状態が考えられる。これは見方を変えると、ウェイトパラメータに  $k$  番目の属性が含まれないセグメントができることと同一である。そこで、これらをそれぞれ  $S_1, S_2$  とすると、 $k$  番目のパラメータが  $0$  である確率は、セグメントに帰属する確率に置き換えることができる。これはいわゆる準辞書編纂型の選択ルールと同一になる。

$$\begin{aligned} P(S_1) &= P(\alpha_k = 0) \\ P(S_2) &= P(\alpha_k \neq 0) \end{aligned} \quad (15)$$

続いて、態度指標の出現確率を考える。意思決定者のその属性への関心の度合いがある閾値を超えたときに態度指標として観測されるという関係を仮定すると、以下のように表現できる。ただし、簡単のため、対象とする属性をひとつとし、サフィックスを省略する。

$$y = \begin{cases} 1: \text{if } \lambda \geq \mu + \zeta \\ 0: \text{if } \lambda < \mu + \zeta \end{cases} \quad (16)$$

ただし、

$\lambda$ : 属性への関心の高さを示す潜在変数

$\mu$  : 態度指標が観測される閾値

$\zeta$  : 閾値に関連する誤差項で属性間で共通とする

$\mu$  は直接観測不能な潜在変数であるので、個人間変動や観測による誤差を考慮して誤差項を付加した。  $\zeta$  に  $\xi$  と同じ期待値 0 標準偏差  $\varphi$  の独立で同一の正規分布を仮定すると、観測された態度指標の出現確率がプロビット型で求められる。

$$p(y|\lambda) = \left\{ \left[ 1 - \Phi\left(\frac{\lambda - \mu}{\varphi}\right) \right]^y \cdot \Phi\left(\frac{\lambda - \mu}{\varphi}\right)^{1-y} \right\} \quad (17)$$

次に、この属性への関心の高さと、属性の識別限界の関係を定式化する。両者は関心が大きいと属性の識別限界は小さくなり、関心が小さいと識別限界は大きくなると思われる。または  $\delta$  常に 1 より大きい条件を考慮して以下のように定式化する。

$$\delta = 1 + \exp(-\lambda) \quad (18)$$

これらの式から、SC と態度指標の同時出現確率を導出すると以下ようになる。

$$p(i, y) = \int_{\lambda} \left[ \sum_s \left\{ \frac{\exp(V_{is})}{\sum_j \exp(V_{js})} \cdot P(s|\lambda) \right\} \right. \\ \left. \times P(y|\lambda) \times f(\lambda) \right] d\lambda \quad (19)$$

この積分を評価するためには、 $\lambda$  の確率密度関数が必要となる。そこで、後の事例研究では期待値  $\bar{\lambda}$  標準偏差  $\varphi$  の正規分布を仮定している。これによりすべての未知パラメータを最尤推定法にて求めることができる。これは同様の辞書編纂型モデルを構築した Kurauchi and Morikawa<sup>29)</sup>が選択結果だけをパラメータ推定の外的基準として用いているのと比較して、属性への関心を示すと考えられる態度指標を、行動仮説に基づいて外的基準として追加してあり、いわゆる多重因子多重指標型のモデルとなっているため、より安定的であると考えられる。以下これらのモデルを用いた実証分析を行う。

## 5. 事例研究

ここでは4. で提案したモデルを実際のデータに適用してその特性を比較する。

### (1) データの概要

事例研究に用いたデータは、1992年に房総半島の旅行者および東京湾口のフェリー利用者を対象として、東京湾を横断する高速フェリー導入に対する利用予測のために取られたデータである。データとしてはすでに10年以上経過したものであり、当時とでは条件が異なっているため、需要予測という位置づけではなく、モデルの適用性という面から検討を行う。主な調査項目は、旅行人数や宿泊日数などの旅行の特性、現状のフェリーを高速型のフェリーに置き換えたときの利用意向、およびこの旅行の経路・手段選択で、どのような属性を重要と考えていたかの3項目である。分析の対象としたのは回答のあった被験者の中で、高速フェリーが利用可能である210サンプルである。

高速フェリーの利用意向調査は、現況のフェリーに対してどの程度所要時間が短縮されるかを提示した上で、被験者に対して表-1に示すよう6種類のフェリーの運賃と運行頻度の組み合わせを示した。その上で、今回の旅行で提示した高速フェリーが就航していたとの仮想的状況に対して、高速フェリーの利用意向を尋ねた。これを実際に利用した交通手段との2項選択データとして用いた。また、当日行っていた旅行の交通手段選択においていくつかの属性について、「重要である」、「重要でない」の2項選択形式が同時にとられているが、高速フェリーの利用意向調査という主旨から、本研究では所要時間に関するデータだけを態度指標として用いることとする<sup>3)</sup>。

### (2) モデルの推定結果

本節では提案したモデルの推定結果を示し、それらの比較検討を行う。4章で提案したモデルは、基本的には同じデータを、異なる仮説に基づいてその利用方法を変化させているものである。一般的にこれらのモデルの比較は尤度比や AIC といったデータの再現性に着目した統計的な指標によるものが一般的である。しかし、本研究の目的は、ある行動仮説に基づいてモデリングを行う、その結果より有効な情報の抽出を目指すものであるため、データの再現性ではなく、そこから得られる結果

表-1 選択意向調査の概要

フェリー条件	一人当たり運賃	1時間当たり頻度
Case 1	3,000	3
Case 2	4,000	3
Case 3	2,500	3
Case 4	5,000	4
Case 5	3,500	4
Case 6	4,000	2

に着目すべきである。このことを考えると、本研究の結果から抽出可能で、重要でかつ理解しやすい、他の研究成果などとの比較を行えるというような条件を満たすものが望ましい。そこで、これらの条件を満たすであろう、費用と時間のパラメーターの比を用いることとする。これは一般に線形関数を用いて選択を説明する場合に、時間価値と呼ばれるものに相当するものである<sup>30)</sup>。この指標はロジット回帰分析のスケールパラメータ差異の影響を除去できることも指標として選択した理由である。

まず SC を、提示された属性および個人属性をもちいて、ロジット回帰を行った。その推定結果を表-2に示す。

この表およびこれ以下の表中で、灰色のセルは有意でないものを示している。また個人属性変数は、正の場合は新規フェリーを選択する確率が高まり、負の場合はフェリーを選択する確率が低くなると解釈される。推定結果からはフェリー定数は負であり、一人当たりの費用や所要時間なども負で有意な値をとっている。また、ビジネスやレジャーではフェリーを選択する確率が低下している。また、時間と費用のパラメータ比を計算すると 84(円/分)となった。

続いて仮説 1 にしたがったモデルの推定結果を表-3に示す。これは3章で示した Reasoned Action モデルの一種である。推定結果を見る限り、この態度指標は SC とは統計的な関連性はほとんどないと考えられる。つまり所要時間に対する態度は SC と直接的なかわりはないことを示している。またそれによって影響を受けると予想された所要時間のパラメータが、分散の影響を考慮して時間と費用のパラメータ比になおした状態で表-2と比較したところ、有意に異ならないことから、属性に対する態度指標をこのような形式で使うことはあまり適さないことを示している。

引き続き、仮説2に対応するモデルを推定した。まずは仮説2の離散的・確率的にセグメントに帰属させる

表-2 ロジット回帰による SC の分析

変数名	推定値	t値
新規フェリー定数	-1.71	-5.4
一人当たり費用 <sup>1)</sup>	-1.44	-6.3
所要時間 <sup>2)</sup>	-1.21	-5.2
フェリー頻度	1.43	9.3
女性ダミー	0.274	1.4
20歳以下ダミー	-0.677	-3.2
50歳以上ダミー	0.248	1.0
ビジネスダミー	-0.574	-2.2
レジャーダミー	-0.483	-2.1
スポーツダミー	0.447	2.2
観測数(サンプル数)	818 (210)	
修正済尤度比	$\rho^2 = 0.235$	

<sup>1)</sup> 単位は 10000 円 <sup>2)</sup> 単位は 100 分 以下においても同一

表-3 態度指標を説明変数として用いたモデル

変数	推定値	t値
新規フェリー定数	-1.55	-4.7
一人当たり費用	-1.50	-6.5
所要時間	-1.18	-5.1
フェリー頻度	1.43	9.3
女性ダミー	0.255	1.3
20歳以下ダミー	-0.733	-3.4
50歳以上ダミー	0.254	1.0
ビジネスダミー	-0.608	-2.3
レジャーダミー	-0.446	-1.9
スポーツダミー	0.498	2.4
所要時間重視	-0.262	-1.4
観測数(サンプル数)	818 (210)	
修正済尤度比	$\rho^2 = 0.235$	

モデルである。所要時間を重視したと答えた人は 104 人であり、サンプルはほぼ2分割された。このモデルの推定結果を表-4に示した。その結果、所要時間を重視すると答えた人は時間と費用のパラメータ比が 95(円/分)であるが、所要時間非重視のセグメントでは(66 円/分)であり両者は、両者の比は 1.4 倍になっている。また、これらのセグメントが同一のパラメータを持つことは $\chi^2$ 検定より有意水準 5%で棄却された。このように態度変数をセグメントに用いることによるパラメータの異質性が存在する可能性が示された。また、所要時間とは直接的に関係のない個人属性の推定値においても多くの違いが見られた。誤差項の分散を考慮して、定数項に対する比を見ると、それらの値は両セグメントにおいてすべて異なっていた。例えばビジネスダミーに着目すると、所要時間重視セグメントでは大きく負の値をとっているが、非重視セグメントではそれほど大きな値ではない。これは同じビジネスにおいても、所要時間を重視しない場合にはそれほどフェリー以外を好まないということを示している。また、その有意性においても、ベースモデルと比較すると、女性ダミーは所要時間非重視においては有意に転換し、スポーツダミーが非有意に転換した。レジャーダミーはいずれのセグメントにおいても非有意に変化した。これらは、個人属性と態度指標が関係していることを示していると考えられる。

続いて仮説2のセグメントへの帰属を離散的・確率的に帰属させるモデルの推定を行った。その結果を表-5に示す。基本的にはロジット回帰の関数形は同等のままである。

この結果を見ると潜在セグメントごとに大きくパラメータの数値は異なった。時間と費用のパラメータ比をみると、2つのセグメントではそれぞれ 140(円/分)と 63(円/分)で2倍強の差が存在した。ただし、このモデルは確率的なセグメントであるため、個人のパラメータはこれらの重み

表-4 態度変数によるセグメント

変数	所要時間重視		所要時間非重視	
	推定値	t値	推定値	t値
新規フェリー定数	-1.80	-2.1	-1.85	-5.2
一人当たり費用	-3.52	-4.5	-1.35	-5.2
所要時間	-3.36	-4.3	-0.894	-3.2
フェリー頻度	2.05	4.4	1.35	8.1
女性ダミー	-0.771	-1.5	0.436	1.9
20歳以下ダミー	-2.05	-3.1	-0.549	-2.4
50歳以上ダミー	-0.871	-1.4	0.481	1.7
ビジネスダミー	-1.68	-2.1	-0.645	-2.2
レジャーダミー	-0.971	-1.4	-0.251	-1.0
スポーツダミー	1.71	2.8	0.239	1.0
全体観測数	818			
修正済尤度比	$\rho^2 = 0.243$			

表-5 確率的セグメント帰属モデル

変数	潜在セグメント1	潜在セグメント2
新規フェリー定数	-8.02 (-4.0)	
一人当たり費用	-6.76 (-2.5)	-2.93 (-3.3)
所要時間	-3.62 (-2.9)	-3.89 (-3.7)
フェリー頻度	18.7 (5.0)	3.70 (4.0)
女性ダミー	1.42	(2.1)
20歳以下ダミー	-1.57	(2.1)
50歳以上ダミー	1.27	(1.7)
ビジネスダミー	-2.64	(2.7)
レジャーダミー	-1.53	(-2.1)
スポーツダミー	-0.319	(-0.5)
$\bar{\omega}$	-0.132	(-1.7)
$\phi$	0.577	(6.0)
観測数(サンプル数)	818	(210)
修正済尤度比	$\bar{\rho}^2 = 0.501$	

( )内はt値

表-6 属性識別の限界を考慮したモデル

変数名	所要時間類似	全属性セグメント
新規フェリー定数	-12.1 (-3.7)	
一人当たり費用	-2.58 (-3.0)	-7.33 (-2.8)
所要時間	0*	-3.55 (-2.7)
フェリー頻度	6.90 (4.1)	27.0 (3.9)
女性ダミー	0.719	(1.1)
20歳以下ダミー	-1.63	(-2.2)
50歳以上ダミー	0.442	(0.6)
ビジネスダミー	-2.51	(-2.4)
レジャーダミー	-1.46	(-2.3)
スポーツダミー	0.568	(0.9)
$\bar{\lambda}$	-0.0152	(-0.04)
$\phi$	0.0066	(0.02)
$\mu$	0.653	(3.2)
観測数(サンプル数)	818	(210)
修正済尤度比	$\bar{\rho}^2 = 0.496$	

\*固定パラメータ, ( )内はt値

つきの和になっている。そのため各個人はこの中間的な値を取り、平均値は 101(円/分)である。ただし今回のモデルでは、他のモデルとの比較のため、クラスに帰属する確率を個人属性等で分布させなかったため、定式化で示した正規分布に従ってそれぞれの重みが決定されている。

他のパラメータについては、時間と費用のパラメータ比の低いセグメントではフェリー頻度が相対的に大きな位置づけになるなど、理解のしやすいパラメータ間の関係が示された。また、個人属性に着目すると女性ダミーが有意になり、スポーツダミーが非有意になったほかはベースモデルと同等であった。これはベースモデルにおいてはウェイトの違いは定数項と個人属性に反映されていたのだが、所要時間に関する態度指標を用いてその異質性を考慮することで、女性ダミーおよびスポーツダミーに反映されていた異質性部分が分離され、このような結果になったと考えられる。また閾値を示す  $\bar{\omega}$  がほとんど0で有意でなかったのは、態度指標がほぼ50%ずつの割合であったためと思われる。なお、 $\bar{\rho}^2$  についてはこれまでのモデルが SC の再現性によって計算されるが、このモデルでは態度指標の再現性も検証されるため、単純な比較はできない。

最後に SP 実験の選択肢属性の識別限界に態度が影響するモデルの推定結果を表-6に示した。このモデルでは、表-5のモデルと違い、潜在セグメントに帰属する確率が、態度変数および属性の比に応じて変化することである。ここではとくに所要時間の類似性に着目して、所要時間比が閾値の間に入り、モデル上類似していると判断される場合には、所要時間のパラメータが0に固定されるという特定化がなされている。

推定結果をみると  $\bar{\lambda}$  の値がほぼ0で有意でない。これより  $\delta$  は2.0弱になる。つまり所要時間が1/2~2倍の間では類似とみなされるセグメントが構成されている。ただし、これは類似度の極値である。しかしこのことは SP 実験において属性間の比が2倍や1/2の間では類似とみなされて判断対象からはずされる危険性が存在することを示唆している。つまり個人の属性に対する態度がわからない状態では SC 実験の属性値の設定は慎重にならざるを得ない。また時間と費用のパラメータ比が計算可能なセグメントでは48(円/分)となり、これまでのモデルと比較すると非常に小さくなっている<sup>[6]</sup>。また、本モデルと表-5に示したモデルはパラメータの感度が大きい。これは両モデルとも潜在クラスモデルを適用したた

め、推定結果は極値を示すためである。

## 6. おわりに

本研究では態度変数とSCデータを統合した意識構造仮説に基づいたモデルの構築と、その事例研究を行った。推定されたウェイトパラメータに着目して、これらの仮説の違いがどのような影響をもたらすかを検証した。特にモデルから算出される時間と費用のパラメータ比に着目して、個々のモデルの比較を行った。得られた時間と費用のパラメータ比は

- ① 一般的なロジットモデルを適用した場合:84(円/分)
- ② 態度変数を導入した場合:79(円/分)
- ③ 態度変数によるアプリアオリセグメント:所要時間重視セグメント95(円/分), 所要時間非重視セグメント:66(円/分)
- ④潜在セグメントモデル:セグメント1:140(円/分), セグメント2:63(円/分), 中間値:101(円/分)
- ⑤ 属性の類似性を考慮した場合:所要時間類似:一, 全属性考慮:48(円/分)

となった。この値については、本研究と基本的なフレームは同一で、全国98都市で採取されたSPデータを用いて交通経路選択の時間価値を推定した森川らの研究<sup>31)</sup>では休日の交通時間価値は40(円/分)台であることや、円山ら<sup>32)</sup>が所得接近法で求めた中央値が51.2(円/分)であったことを考えると、今回の結果は、多少過大な数値が出ていると考えられる。これは、今回の利用意向調査が、既存のフェリーをより高速なフェリーに置き換えることを意図していたため、回答にそれが反映されたためと考えられる。その中で、⑤のモデルが森川らの研究と近い時間と費用のパラメータ比を示しており、時代的背景の変化を考慮しても今回の時間と費用のパラメータ比指標が他の研究例とそれほど変わらないと仮定できるなら、その基準にもっとも近いものを与えたのは⑤のモデルという結論になる。

本研究では状況依存が小さく安定している態度指標とSCに統合することで、2章で示したGreenとSrinivasanが示したSPの問題点のうち、②の判断の有効性について補完を行ったものである。また、態度指標は時間的にも安定なものも多いため、そのような態度指標を導入した場合には④の時間的安定性も補完できる。また、①の問題についても認知の限界についても、態度指標との関係をモデル化して解決する方向性を示した。今回の事例研究の結果からは、時間と費用のパラメータ比に関連し、状況安定的と考えら得る態度指標を適切な仮説に基づいて導入することで、時間と費用のパラメータ比は

考える程度の範囲になることが示せた。これによって、SPデータにランダム効用モデルを用いて時間価値計測を行う場合でも、態度指標を導入してその信頼性を高めるための知見を得ることができたと考えられる。

謝辞: 本論文に対して、多くの適切なご指摘を下さった査読者に深く感謝し、ここに記します。

## 注

- [1] 選好を仮定しない場合でも、簡単のためにSPとすることがある。
- [2] 例えばRPデータについては、習慣などの時間的に安定な要因などが含まれるため、結果として時間的安定性は高まる可能性はあるが、それらを明示的に導入したものではない。
- [3] Luce的フレームとは、効用のような構成概念を用いずに、IIAの仮定が成立するという条件のもと、属性と選択結果に注目し、その関係を一意に定まる関数で表現することで選択を説明する考え方である。
- [4] 本章ではセグメントを2つに限定しているが、仮に3つ以上の場合には後にプロビットで定式化を行っている部分をロジットなどに置き換えるなどして、一般性を確保できる。
- [5] このような近県への旅行では、2章で述べた条件に当てはまると思われるため、交通手段属性に対する態度は安定と考えてよいと思われる。ただし安定的でないとしても、今回の研究では、安定な態度指標が得られたときの利用方法を提示することになる。
- [6] 所要時間差と所要時間比にはある程度関係があり、所要時間差が大きい場合に全属性セグメントの帰属度が高くなることがある。その結果全属性セグメントでの時間のパラメータが小さくなる可能性が存在するが、差ではなく比であること、態度指標を併用して帰属度が決定するので、その効果は限定的である。

## 参考文献

- 1) 森川高行:ステイティッド・プリファレンス・データの交通需要予測モデルへの適用に関する整理と展望, 土木学会論文集, No.413/IV-12, pp.9-18, 1990.
- 2) Arrow, K.: The Role of Securities in the Optimal Allocation of Risk-Bearing, *Econometrica*, 1953.
- 3) Bates, J.: Econometric Issues in Stated Preference Analysis, *Journal of Transport Economics and Policy* 22, pp.59-69, 1988.
- 4) 佐々木邦明, 岡崎真人, 河上省吾:SP・RPおよび態度データを用いた意思決定者の嗜好に基づく交通機関選択モデル, 土木計画学研究・論文集, No.13, pp.571-578, 1996.
- 5) Ben-Akiva, M., Morikawa, T. and Shiroishi, F.: Analysis of the Reliability of Stated Preference Data in Estimating Mode Choice Models, *Selected Proceedings of the 5th World Conference on Transport Research*, Yokohama, pp.263-277, 1989.
- 6) 土木学会編著:交通計画とマーケティングサイエンス技法, 土木学会, 1993.
- 7) Green, P. and Srinivasan, V.: Conjoint Analysis in Consumer Research: issues and outlook, *Journal of Consumer Research*, 1978.
- 8) 杉恵頼寧, 藤原章正, 葛本雅昭:携帯型パソコンを用いた応答型選好意識調査の有効性, 土木計画学研究・講演集,

- No.15(1), pp.97-104, 1992.
- 9) Morikawa, T.: Correcting State Dependence and Serial Correlation in the RP/SP Combined Estimation Method, *Transportation*, No.21, pp.153-165, 1994.
  - 10) Swait, J., Louviere, J. and Williams, M.: A sequential Approach to Exploiting the Combined Strength of SP and RP Data -Application to Freight Shipper Choice-, *Transportation* No.21, pp.135-152, 1994.
  - 11) Louviere, J., Hensher, D. and Swait, J.: *Stated Choice Methods Analysis and Applications*, Cambridge University Press, 2000.
  - 12) Deighton, J., Henderson, C. and Neslin, S.: The effects of advertising on brand switching and repeat purchasing, *Journal of Marketing Research* 21, pp.28-42, 1994.
  - 13) 藤井聡, Garling, T.: 交通需要予測におけるSPデータの新しい役割, 土木学会論文集, No.723/IV-58, pp.1-14, 2003.
  - 14) Fishbein, M.: Attitude, Attitude change and behavior, in *Attitude Research Bridges the Atlantic*, American Marketing Association, Chicago, pp. 3-16, 1975.
  - 15) Olson, P.: Attitudes and Intentions, *Consumer Behavior*, McGraw-Hill, 1998.
  - 16) Eagly, A. and Chaiken, S.: *The psychology of attitude*, Harcourt Brace Jovanovich College Publishers. Fort Worth. 1993.
  - 17) Ajzen, I. and Fishbein M.: *Understanding Attitudes and Predicting Social Behavior*, Englewood Cliffs, Prentice Hall, 1980.
  - 18) Sivacek, J. and Crano, W. D.: Vested Interest as a Moderator of Attitude-Behavior Consistency, *Journal of Personality and Social Psychology* 91, pp.210-221, 1982.
  - 19) Snyder, M. and Kendzierski, D.: Acting on One's Attitudes: Procedure for Linking Attitudes and Behavior, *Journal of Experimental Social Psychology* 18, pp.165-183, 1982.
  - 20) Snyder, M.: When Believing Means Doing - Creating Links between Attitudes and Behavior -, *Consistency in Social Behavior*, Vol.2, pp.105-130, 1982.
  - 21) Zanna, M. P., Olson, J. M. and Fazio, R. H.: Self-perception and Attitude-Behavior Consistency, *Personality and Social Psychology Bulletin* 7, pp.252-256, 1981.
  - 22) Lutz, R. J.: Changing Brand Attitudes through Modification of Cognitive Structure, *Journal of Consumer Research* 1, pp.49-59, 1975.
  - 23) 藤井 聡: 土木計画のための社会的行動理論－態度追従型計画から態度変容型計画へ－, 土木学会論文集, No. 688/IV-53, pp. 19-35, 2001.
  - 24) 藤井聡: 交通行動分析の社会心理学的アプローチ, 北村隆一, 森川高行編著, *交通行動の分析とモデリング*, 技報堂, pp. 35-51, 2002.
  - 25) 森棟公夫: 確率的選択の考え方とモデル, 鈴木雪夫, 竹内啓編著, *社会科学の計量分析*, 東京大学出版会, pp.27-45, 1987.
  - 26) Mcfadden, D.: The Choice Theory Approach to Market Research, *Marketing Science*, vol. 5, No. 4, 275-297, 1986.
  - 27) 堀啓造: 消費者の関与, 杉本徹雄編著, *消費者理解のための心理学*, pp.164-177, 1997.
  - 28) Rubinstein, A.: Similarity and Decision-Making under Risk, *Journal of economic theory* 46, pp.145-153, 1988.
  - 29) Kurauchi, S. and Morikawa, T.: An Exploratory Analysis with Discrete Choice Model with Latent Classes Considering Heterogeneity of Decision Making Rules, *Travel Behaviour Research - The Leading Edge*, ed. David Hensher, Pergamon, pp.409-423, 2001.
  - 30) Gunn, H. F.: An Introduction to the Valuation of Travel-time Savings and Losses, D. Hensher and K. Button eds., *Handbook of Transport Modeling*, Elsevier, Oxford, pp.433-448, 2000.
  - 31) 森川高行, 姜美蘭, 祖父江誠二, 倉内慎也: 旅行時間と個人属性の関数として表された交通時間価値に関する実証的研究, 土木計画学研究・論文集19(3), pp.513-520, 2002.
  - 32) 円山琢也, 原田昇, 太田勝敏: ロードプライシングの所得逆進性とその緩和策に関する研究, 都市計画論文集, No. 37, pp. 253-258, 2002.

(2003. 6. 6 受付)

## A STUDY ON MODELING OF PSYCHOLOGICAL STRUCTURES INCORPORATING ATTITUDE AND STATED CHOICES

Kuniaki SASAKI

This focus of this study is estimation of stable parameter of SP model using stated choice (SC) and attitudinal indicators. Attitudinal indicators used in this study are importance rating data for attributes in SP model. This kind of data is expected to be stable for a time. This feature will supplement SC model, which is sometime unstable. Three methods for integration are adopted in this study, which are based on behavioral hypothesis. These methods are compared on their efficiency and validity through a empirical analysis.