未使用のラッシュ型項目の母数の推定

早稲田大学 豊田秀樹

Parameter estimation for Rasch type items that have never been used

Hideki Toyoda (School of Literature, Waseda University, Toyama, Shinjuku-ku, Tokyo 162-8644)

This study proposes a new conjoint model with orthogonal array using the notation of the structural equation modeling. It is shown that commonly available computer programs such as LISREL (Jöreskog & Sörbom, 1993) and LISCOMP (Muthén, 1984) can be used to estimate the worth values of conjoint measure and item response curves of the Rasch type and graded response type. One remarkable feature of this method is that the response curves of items that have never been used, can be constructed. The constructed distribution functions were compared with the empirical distribution functions of cross validation data. The proposed method seemed to work well, because these functions were very similar to each other.

Key words: structural equation modeling, conjoint model, item response curve, orthogonal array.

米国・ヨーロッパにおける CBT (Computer based testing) の発展の影響を受け、世界的に IRT (item response theory; Lord & Novick, 1968) によるテストマネジメントが標準になりつつある。しかし日本では、相変わらず旧態然とした標準テストが主流であり、残念ながら、完全に世界の趨勢から取り残されている。原因はいくつか考えられるが、最大の要因の一つは、テスト項目の使用は1回限りであり、繰り返し使用してはならないという項目使い捨て主義とでも命名できる社会的認識が我が国にある¹ためである。特定な心理的特性を測るための良問の数には限りがあり、根本的には項目使い捨て主義を改めることが望ましいが、現時点において、その社会的認識を容易に変えられない以上、実施して既知となった項目の母数から未使用の項目の母数を組織的に構成する仕組みを作ることが、我が国における IRT によるテストマネジメントを広めるための有効な一助となる。

評定した(実施した)製品(項目)の属性の性質を記述する母数を推定し、その母数の組合せから評定し

ていない製品の効用を組織的に評価する方法にコンジョイント分析法がある(片平, 1987)。コンジョイント分析法では、被験者が n 個の製品の候補を好ましいものから、好ましくないものまで並べ、

$$\tilde{y} = (\tilde{y}_1 \ \tilde{y}_2 \cdots \tilde{y}_i \cdots \tilde{y}_n)' \quad (1)$$

$\tilde{y}$ を基準変数、製品(項目)の属性を予測変数として説明を行う(朝野, 1996)。コンジョイント分析法にはさまざまなバリエーションがあるが、産業心理学・マーケティングの分野で頻繁に利用され、応用的価値が認識されているモデルは、 $\tilde{y}$ を順序尺度のデータとして扱い、

$$\tilde{y} \xrightarrow{\text{単調変換}} y \xleftarrow{\text{近似}} X\mu \quad (2)$$

における単調変換と近似を交互最小2乗法(Takane, Young, & DeLeeuw, 1977)で解くモデルである。ここで X は分散分析モデルにおける計画行列であり、 μ は母数ベクトルである。ただし通常のコンジョイントモデルでは、その製品群に対する被験者の評価の甘さ・厳しさの個人差を扱うことができない。具体的には、よほどのことがない限り購入する被験者の第 r 位と、よほどのことがない限り購入しない被験者の第 r 位を非計量的に同じ値に変換してしまう。個人差はすべての項目にわたって同様の影響を与え(学力、財布の紐の固さ、責任感などは個人の特性として、すべて

¹ 主として大学入試では、同じ問題が発見されると、それがマスコミ報道されるほどである。ただし、企業人適性の把握の観点から、経営人事用に広く利用されている総合検査 SPI (Synthetic Personality Inventory) など、項目反応モデルによる国産のテストが運用され始めている(大沢・芝・二村, 2000)。

の項目にわたって安定した反応傾向を示すので), 誤差の要因と考えにくい. IRT のように個人差を表現できるコンジョイントモデルのほうが one to one マーケティングの観点からも望ましい.

本論文では, 直交表を利用して未使用の項目の項目母数を推定し, 潜在特性によって個人差を表現することが可能な (という意味で直交表と IRT のよい面を統合した) コンジョイント分析法を構造方程式モデリング (SEM, structural equation modeling; 豊田, 1992, 1998) で表現する. SEM の下位モデルとして表現することによって, 本提案は容易に実行可能な手法となる.

方 法

C 種類の値 ($c=0, 1, \dots, C-1$) をとる順序尺度の観測可能な n 個の確率変数 (以下, 項目と呼ぶ場合がある)

$$\mathbf{u} = (u_1 \ u_2 \ \dots \ u_i \ \dots \ u_n)' \quad (3)$$

を分析対象とする. 項目 $\mathbf{u}$ の背後に, 間隔尺度の観測不可能な連続確率変数

$$\mathbf{z} = (z_1 \ z_2 \ \dots \ z_i \ \dots \ z_n)' \quad (4)$$

が存在し, $\mathbf{u}$ の要素は,

$$u_i = c \quad (\tau_c < z_i \leq \tau_{c+1}) \quad (5)$$

のように観測されるという閾 (しきい) 値を用いたデータ生成機構を仮定する. ただし $\tau_0 = -\infty$, $\tau_C = +\infty$ である.

観測不可能な連続確率変数は, 本質的にタウ等価²な測定がなされているものとし,

$$z_i = \alpha f + y_i + e_i \quad (6)$$

と表現する. ここで定数 y_i は, その値が大きくなれば, 同様に u_i の値が大きくなる確率が高くなるので項目 i の容易度と呼ぶ. f は観測不可能な構造変数 (因子・構成概念) であり, 正規分布に従い,

$$E[f] = 0, \quad V[f] = 1 \quad (7)$$

とする. α は影響指標あるいは因子パターンと呼ばれる母数であり, 弱平行状態を表現するために n 個の項目にわたって等価の制約が入っている. e_i は誤差変数であり, 構造変数と同様に正規分布に従い,

$$E[e_i] = 0, \quad V[e_i] = 1 - \alpha^2 \quad (8)$$

とする. 式(7)と式(8)に $E[f e_i] = 0$ という制約を加えると

$$E[z_i] = y_i, \quad V[z_i] = 1 \quad (9)$$

が導かれる. 閾値を設定した変数を式(9)のように構成することによって, LISREL (Jöreskog & Sörbom, 1993) や LISCOMP (Muthén, 1984) などの一般的な SEM のプログラムを利用することが可能になる.

式(6)中の切片をまとめて表現したベクトル

$$\mathbf{y} = (y_1 \ y_2 \ \dots \ y_i \ \dots \ y_n)' \quad (10)$$

を誤差変数のない重回帰式で

$$\mathbf{y} = \mathbf{X}\boldsymbol{\mu} \quad (11)$$

と表現する. ここで $\mathbf{X}$ は直交表 (鷲尾, 1988) の一部から項目の性質にあわせて切り出した計画行列であり, その要素はすべて固定母数によって構成される. $\boldsymbol{\mu}$ は属性の容易度から構成される母数ベクトルである. $\mathbf{X}$ と $\boldsymbol{\mu}$ の具体的なかたちに関しては適用例とともに後述する.

ここで母集団全体ではなく, 構成概念が $f = \theta$ という特定の値を示す下位母集団に注目する. このとき式(6)は

$$z_i = \alpha\theta + y_i + e_i \quad (12)$$

と再表現される. 固定された θ はすでに確率変数ではないから, その期待値と分散は

$$E[z_i] = \alpha\theta + y_i \quad (13)$$

$$V[z_i] = 1 - \alpha^2 \quad (14)$$

である. f と e_i に正規分布を仮定したことにより, z_i は同様に正規分布し, さらに $f = \theta$ という特定の値の条件付き分布も正規分布する. したがって下位母集団から無作為に抽出された観測対象に関して $u_i = c$ となる確率は, 平均 $\alpha\theta + y_i$, 分散 $1 - \alpha^2$ の正規分布の密度関数を定積分して

$$p(u_i = c | \theta) = \int_{\tau_c}^{\tau_{c+1}} \frac{1}{\sqrt{2\pi(1-\alpha^2)}} \times \exp\left[-\frac{1}{2} \frac{(z_i - \alpha\theta - y_i)^2}{1-\alpha^2}\right] dz_i \quad (15)$$

と表現される. ここで

$$h = \phi(z_i) = (z_i - \alpha\theta - y_i) / \sqrt{1-\alpha^2} \quad (16)$$

という関数を使い,

$$\frac{d\phi(z_i)}{dz_i} = 1 / \sqrt{1-\alpha^2} \quad (17)$$

を考慮して置換積分すると,

$$p(u_i = c | \theta) = \int_{-\phi(\tau_{c+1})}^{-\phi(\tau_c)} \frac{1}{\sqrt{2\pi}} \exp\left[-\frac{h^2}{2}\right] dh \quad (18)$$

が得られる. 積分の範囲は,

$$-\phi(\tau_{c+1}) = \frac{\alpha\theta + y_i - \tau_{c+1}}{\sqrt{1-\alpha^2}} \quad (19)$$

から

² 本質的にタウ等価な測定とは, 弱平行測定ともいい, 各テスト得点の背後に同一の構成概念 (式(6)では係数部も含めて αf) を仮定した測定である.

$$-\phi(\tau_c) = \frac{a\theta + y_i - \tau_c}{\sqrt{1-a^2}} \quad (20)$$

までであり、仮に

$$a = a/\sqrt{1-a^2} \quad (21)$$

$$b_{ic} = (\tau_c - y_i)/a \quad (22)$$

とおくと、式(18)は

$$p(u_i = c|\theta) = \int_{a(\theta-b_{ic+1})}^{a(\theta-b_{ic})} \frac{1}{\sqrt{2\pi}} \exp\left[-\frac{h^2}{2}\right] dh \quad (23)$$

となり、全項目の識別力に等値の制約の入った Samejima (1969) の段階反応モデル (graded response model) に一致する。ここでモデル中の母数 a は、全項目共通の識別力と呼ばれ、容易度に負の係数のなかった b_{ic} は、項目 i の反応 c に対する困難度と呼ばれる。

u_i が正答 ($u_i=1$) と誤答 ($u_i=0$) のような 2 値の確率変数 ($C=2$) の場合に式(23)は

$$p(u_i = 1|\theta) = \int_{-\infty}^{a(\theta-b_{i1})} \frac{1}{\sqrt{2\pi}} \exp\left[-\frac{h^2}{2}\right] dh \quad (24)$$

となり、1 母数正規累積モデルに一致する。この場合に b_{i1} は単に b_i と表記し、項目 i に対する困難度と呼ばれる。 a と b_i は、1 母数ロジスティックモデル (Hambleton & Swaminathan, 1985) あるいはラッシュモデル (Write & Stone, 1979)

$$p(u_i = 1|\theta) = \frac{1}{1 + \exp(-1.7a(\theta - b_i))} \quad (25)$$

の母数として利用して実用上差し支えないことが知られている (Lord, 1980)。1 母数ロジスティックモデルにおける正答確率を、評価観点や評定者の厳しさの影響で記述する方法に多相ラッシュモデル (Linacre, 1994) があるけれども、多相ラッシュモデルでは日本製の実験計画モデルである直交表を使用しない。直交表を使用することにより、さらに多くの要因を同時に扱うことが可能になり、かつ次節で論じるように未使用の項目の母数の構成することが可能になる。

未使用の項目群の項目母数の構成方法

前述の方法で得られた容易度ベクトルと閾値と項目共通の因子パターン・識別力の推定値 (それぞれ $\hat{\mu}$ と $\hat{\tau}_c$ と $\hat{a}$ と $\hat{a}$) を利用して、 n^* 個の未使用の項目 (以後、未使用の項目に関する記号には肩にアスタリスクを付けて区別する) の母数を構成することが可能になる。

まず構成したい項目の属性の有無によって計画行列 X^* を作成する。 X^* の具体的なかたちに関しては適用例とともに後述する。次に式(11)にならって

$$y^* = X^* \hat{\mu} \quad (26)$$

のように未使用の項目群の容易度ベクトルを構成する。

最後に y^* の第 i 番目要素である未使用の項目の容易度 y_i^* を利用して、識別力 a^* 、反応 c に対する項目困難度 b_{ic}^* は、式(21)と(22)にならい

$$a^* = \hat{a} \quad (27)$$

$$b_{ic}^* = (\hat{\tau}_c - y_i^*) / \hat{a} \quad (28)$$

のように構成する。

実験 1：項目母数の推定

目的

“責任”を規定する要因を調べる調査研究に松原 (1990) があり、“結果”“関与”“前歴”“故意”という四つの要因が検討されている。この研究では 10 件法の評定尺度を用い、16 回の独立した調査 (被験者間計画, 40 人×16 回=640 人) を行い、その結果“故意”の影響が強く、“関与”“前歴”がそれに続き、“結果”の影響はほとんどないことが示されている (‘母親’‘安彦’‘班長’‘セールスマン’を題した 4 種類の刺激文が使用されている。本実験で分析される‘母親’‘安彦’の刺激文を付録 1 に掲載した)。本節では、前述の刺激文を被験者内計画で利用し、結果を比較するとともにモデルの有効性を検証する。

方法

被験者 大学生 197 人。

刺激 四つの要因の水準はすべて二つであり、 L_8 (2) の直交表の 1, 2, 4, 7 列に、それぞれ“結果 (重い・軽い)”“関与 (有り・無し)”“前歴 (有り・無し)”“故意 (高い・低い)”を割り付ける。水準を最初の 1 文字で表現すると“結果”“関与”“前歴”“故意”を、それぞれ

- 1 重無有高, 2 重無無低, 3 重有有低,
- 4 重有無高, 5 軽無有低, 6 軽無無高,
- 7 軽有有高, 8 軽有無低,

で割り付けたことになる。付録 1 の箇条書きの水準を組み合わせ、八つの刺激文を、それぞれ‘セールスマン’‘安彦’‘母親’に関して松原 (1990) から作成した。“より責任がある”と判断する方向に母数配置を行うために、“結果-重い”“関与-無し”“前歴-有り”“故意-高い”に 1 を割り付け、そうでないほうに -1 を割り付けると、 X と μ は、具体的に

$$X\mu = \begin{bmatrix} 1 & 1 & 1 & 1 \\ 1 & 1 & -1 & -1 \\ 1 & -1 & 1 & -1 \\ 1 & -1 & -1 & 1 \\ -1 & 1 & 1 & -1 \\ -1 & 1 & -1 & 1 \\ -1 & -1 & 1 & 1 \\ -1 & -1 & -1 & -1 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \mu_{\text{結}} \\ \mu_{\text{関}} \\ \mu_{\text{前}} \\ \mu_{\text{故}} \end{bmatrix} \quad (29)$$

となる。ここで $\mu_{\text{結}}$, $\mu_{\text{関}}$, $\mu_{\text{前}}$, $\mu_{\text{故}}$ は、それぞれ要因“結果”“関与”“前歴”“故意”の容易度である。

測定法 5件法の順序尺度で

- A. ほとんど責任がない
- B. 少しの責任がある
- C. 中位の責任がある
- D. 多くの責任がある
- E. 全面的に責任がある

のなかから一つ選択する。一つの教室に被験者を集合させ、被験者の机上のモニタに刺激文を提示し、同時に刺激文の朗読をアナウンスした後、評定する。

手続き まず、被験者に、評定の主観的な目安を作らせるために‘セールスマン’に関する刺激文を提示・朗読する。この刺激文の評定はデータとしては利用しない。次に‘安彦’‘母親’の刺激文をシャッフルし、提示順を無作為化する。そして‘安彦’‘母親’の刺激文の評定を行う。

結果と考察

本方法は、すべての2変数の組合せのクロス表のほとんどのセルに標本が観測されないと解を求めることが難しく、‘安彦’は度数がかたよっていたことが原因で、 $C=5$ では解が収束しなかった。そこで、A, B, Cを0とコード化して、D, Eを1とコード化して解析し($C=2$)、伝統的なテスト理論におけるラッシュモデルの母数を推定する。‘母親’は段階反応である $C=5$ で解析を行う。

Table 1に、SEMの母数の推定値と括弧内にその標準誤差を示した。責任の評定への影響が最も大きいのは“故意”である。‘安彦’と‘母親’でそれぞれ0.876, 0.839であり、他の要因と比較して突出している。次に影響しているのが“関係”と“前歴”であり、わずかに“関係”の影響のほうが強いことも‘安彦’と‘母親’に共通している。責任の評定への影響がほとんどないのは“結果”であり、‘安彦’と‘母親’でそれぞれ0.098, 0.062である。

松原(1990)が被験者間計画、10件尺度法という比較的手間のかかる測定法で見いだした知見と、被験者内計画、5, 2件尺度法という簡便な測定法で導かれた本結果は、影響力の評価という点では同じ知見を導いた。以上のことから本分析の収束的妥当性³の高さ

Table 1
モデルの母数の推定値

母数名	‘安彦’	‘母親’
α	0.761 (0.026)	0.767 (0.013)
$\mu_{\text{結}}$	0.098 (0.029)	0.062 (0.015)
$\mu_{\text{関}}$	0.280 (0.033)	0.185 (0.020)
$\mu_{\text{前}}$	0.225 (0.032)	0.169 (0.024)
$\mu_{\text{故}}$	0.876 (0.049)	0.839 (0.048)
τ_1	-0.262 (0.063)	-1.617 (0.086)
τ_2		-0.606 (0.067)
τ_3		0.156 (0.062)
τ_4		1.101 (0.073)

Table 2
‘安彦’の項目の項目母数と反応比率 ($a=1.173$)

項目	y_i	b_i	P	p
1	1.479	-2.288	0.959	0.975
2	-0.723	0.606	0.322	0.299
3	-0.833	0.750	0.284	0.294
4	0.469	-0.961	0.768	0.761
5	-0.469	0.272	0.418	0.411
6	0.833	-1.439	0.863	0.873
7	0.723	-1.294	0.838	0.817
8	-1.479	1.599	0.112	0.127

が示唆される。

本モデルでは個人差を潜在特性 f で表現しており、 f の値が高い個人は低い個人と比較して、同じ刺激文に対して重い責任があるように評定する傾向があると解釈する。 f は標準正規分布を仮定しているので、これを考慮すると μ の解釈が容易になる。たとえば‘母親’における“故意”は偏差値換算で約16.78($=10 \times 2 \times 0.839$)の個人差に相当する要因であると解釈できる。同様に“関係”“前歴”“結果”の偏差値換算の影響力は、それぞれ3.7, 3.38, 1.24と解釈される。通常のコンジョイント分析法では、要因の効果と個人差との比較によるこのような解釈・知見を得ることは難しい。

Table 2に‘安彦’の項目母数の推定値を示した。 y_i は項目の容易度であり、 b_i はラッシュモデルの項目困難度である。 P はモデルの制約下における各項目の $u_i=1$ の母比率の推定値であり、 p はデータから集計した $u_i=1$ の標本比率である。両者の差の絶対値の中央値は0.0185であり、2ポイント未満ときわめて類

³ 異なった方法で同一の構成概念を測定し、両者の結果が一致している場合に収束的妥当性が高いという。

Table 3
‘母親’の項目の項目母数 ($a=1.195$)

項目	y_i	b_{i1}	b_{i2}	b_{i3}	b_{i4}
1	1.255	-4.037	-2.718	-1.725	-0.493
2	-0.761	-1.166	0.153	1.146	2.378
3	-0.793	-1.022	0.296	1.289	2.522
4	0.547	-2.720	-1.402	-0.408	0.824
5	-0.547	-1.497	-0.179	0.815	2.047
6	0.793	-3.194	-1.876	-0.883	0.349
7	0.761	-3.051	-1.733	-0.739	0.493
8	-1.255	-0.180	1.138	2.132	3.364

似しており、モデルとデータの適合はよい。Table 3に‘母親’の項目母数の推定値を示した。個々の被験者の潜在特性の値 θ は、Table 2, Table 3の困難度母数を利用して推定することができる (Hambleton & Swaminathan, 1985)。

実験2：交差妥当化

目 的

式(27)と(28)によって構成される未使用の項目の項目母数が、実際に当該項目の項目特性をどの程度表現しているかを調べる。

方 法

被験者 実験1と同じ大学生197人。

刺激 母数の推定に利用していない残りの刺激文は“結果”“関与”“前歴”“故意”の水準を、それぞれ

- 1* 重無有低, 2* 重有無低, 3* 軽無無低,
4* 軽有有低, 5* 軽有無高, 6* 重有有高,
7* 重無無高, 8* 軽無有高,

と組み合わせたものである。これらの項目の容易度の推定値 $\hat{y}^*$ は、式(26)を用いて

$$\hat{y}^* = \begin{bmatrix} 1 & 1 & 1 & -1 \\ 1 & -1 & -1 & -1 \\ -1 & 1 & -1 & -1 \\ -1 & -1 & 1 & -1 \\ -1 & -1 & -1 & 1 \\ 1 & -1 & 1 & 1 \\ 1 & 1 & -1 & 1 \\ -1 & 1 & 1 & 1 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \hat{\mu}_{\text{結}} \\ \hat{\mu}_{\text{関}} \\ \hat{\mu}_{\text{前}} \\ \hat{\mu}_{\text{故}} \end{bmatrix} \quad (30)$$

で構成される。

手続き 実験1に引き続き、同じ方法で提示順をシャッフルし、‘安彦’‘母親’の刺激文の評定を行う。

結果と考察

Table 4に‘安彦’の項目1*から項目8*の項目母

Table 4
‘安彦’の未使用の項目の項目母数
と交差妥当化 ($a=1.173$)

項目	y_i^*	b_i^*	P^*	p^*
1*	-0.273	0.014	0.496	0.513
2*	-1.283	1.342	0.154	0.112
3*	-0.919	0.863	0.256	0.239
4*	-1.029	1.008	0.222	0.325
5*	0.273	-0.703	0.704	0.599
6*	0.919	-1.552	0.881	0.893
7*	1.029	-1.696	0.902	0.873
8*	1.283	-2.030	0.939	0.939

Table 5
‘母親’の未使用の項目の項目母数 ($a=1.195$)

項目	y_i^*	b_{i1}^*	b_{i2}^*	b_{i3}^*	b_{i4}^*
1*	-0.423	-1.752	-0.434	0.559	1.791
2*	-1.131	-0.435	0.883	1.876	3.108
3*	-0.885	-0.910	0.408	1.402	2.634
4*	-0.917	-0.767	0.551	1.545	2.777
5*	0.423	-2.464	-1.146	-0.153	1.080
6*	0.885	-3.306	-1.988	-0.995	0.237
7*	0.917	-3.450	-2.132	-1.138	0.094
8*	1.131	-3.781	-2.463	-1.469	-0.237

数の構成値と交差妥当化の状況を示した。容易度 y_i^* と、ラッシュモデルの項目困難度 b_i^* と、モデルの制約下における各項目の $u_i=1$ の母比率の構成値 P^* は、実験1のデータから計算されている。 p^* は、実験2のデータから集計した $u_i^*=1$ の標本比率である。両者の差の絶対値の中央値は0.0230であり、Table 2よりわずかに増加しているものの、実用的な観点からは未使用の項目の特性を予測することに成功しているといえる。

Table 5に‘母親’の項目1*から項目8*の項目母数の構成値を実験1のデータから計算して示した。Table 6に、Table 5のモデルの制約下における各項目の $u_i=c$ 未満の母比率の予測値 P_{ic}^* を示し、分布関数を構成した。括弧の中には実験2のデータから集計した $u_i=c$ 未満の標本比率 p_{ic}^* (の集まりとしての経験分布関数) を示した。両者の差の絶対値の中央値は0.0270である。Table 4と同様に3ポイント未満であり、未使用の項目の分布関数を予測することに成功している。

総合考察

課題を3点考察する。第一に、学力テストデータへの応用的運用の検討である。本方法が、ねらいどおり

Table 6
‘母親’の未使用の項目の分布関数の予測

項目	P_{11}^* (P_{11}^*)	P_{12}^* (P_{12}^*)	P_{13}^* (P_{13}^*)	P_{14}^* (P_{14}^*)
1*	0.116 (0.142)	0.427 (0.482)	0.719 (0.772)	0.936 (0.934)
2*	0.313 (0.269)	0.700 (0.614)	0.901 (0.873)	0.987 (0.975)
3*	0.232 (0.315)	0.610 (0.685)	0.851 (0.878)	0.976 (0.985)
4*	0.242 (0.147)	0.622 (0.528)	0.858 (0.832)	0.978 (0.975)
5*	0.021 (0.025)	0.152 (0.152)	0.395 (0.401)	0.751 (0.792)
6*	0.006 (0.010)	0.068 (0.041)	0.233 (0.183)	0.586 (0.660)
7*	0.006 (0.005)	0.064 (0.076)	0.223 (0.234)	0.573 (0.609)
8*	0.003 (0.005)	0.041 (0.081)	0.165 (0.218)	0.488 (0.503)

機能すれば、未使用の項目の母数を膨大に構成できる（たとえば2水準8要因の問題を作成できれば、たった8項目を実施するだけで、248（＝2⁸－8）個の未使用項目の項目母数を構成できる）。実施した項目の一部を、他の項目と混ぜて再度実施すれば、膨大な未使用の項目の母数を項目プールに等化（equating; Lord, 1980）できる。ただし、それらの項目は多くの要因の組合せで記述されていなくてはならないから、そのような特別な構造をもった項目を効果的に作成する組織的な方法の開発が必要となるだろう。また項目が互いに構造をもっているがゆえに、実験1のデータを作成する際に、学習効果が要因の容易度の推定に悪影響を及ぼす懸念もあり、今後の課題としたい。

第二に交互作用の検討である。松原（1990）では、わずかに“前歴”×“関与”の交互作用の存在が示唆されていた。本研究でも式(29)と(30)を、それぞれ

$$\hat{\beta} = \begin{bmatrix} 1 & 1 & 1 & 1 & 1 \\ 1 & 1 & -1 & -1 & -1 \\ 1 & -1 & 1 & -1 & -1 \\ 1 & -1 & -1 & 1 & 1 \\ -1 & 1 & 1 & -1 & 1 \\ -1 & 1 & -1 & 1 & -1 \\ -1 & -1 & 1 & 1 & -1 \\ -1 & -1 & -1 & -1 & 1 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \mu_{\text{結}} \\ \mu_{\text{関}} \\ \mu_{\text{前}} \\ \mu_{\text{故}} \\ \mu_{\text{前} \times \text{関}} \end{bmatrix} \quad (31)$$

$$\hat{\beta}^* = \begin{bmatrix} 1 & 1 & 1 & -1 & 1 \\ 1 & -1 & -1 & -1 & 1 \\ -1 & 1 & -1 & -1 & -1 \\ -1 & -1 & 1 & -1 & -1 \\ -1 & -1 & -1 & 1 & 1 \\ 1 & -1 & 1 & 1 & -1 \\ 1 & 1 & -1 & 1 & -1 \\ -1 & 1 & 1 & 1 & 1 \end{bmatrix}^* \begin{bmatrix} \hat{\mu}_{\text{結}} \\ \hat{\mu}_{\text{関}} \\ \hat{\mu}_{\text{前}} \\ \hat{\mu}_{\text{故}} \\ \hat{\mu}_{\text{前} \times \text{関}} \end{bmatrix} \quad (32)$$

と置き換えるだけで、交互作用を扱うことができ、技術的には容易である。交互作用項を追加すれば、比率の予測精度も上昇する可能性は高い。ただし本モデル

では多くの要因を扱う必要があるから、予測力を重視して交互作用項を組み込むと大変煩雑なモデルになってしまう。実質科学的（教科教育学的）に交互作用が予想されるもの以外は、主効果だけで分析を進めるべきである。

第三に、マーケティング分野における新製品開発への実践的適用可能性の検討である。反応として“買いたい（食べたい）”“買いたくない（食べたくない）”を選択させてラッシュモデルを構成すれば、原理的には、調査していない新製品の候補を何%のユーザーが（あるいは θ を推定した特定の個人が何%の確率で）買いたい（食べたい）と感じるかを予測することが可能になる。そのような魅力的な予測が現実にも可能であるかどうかを実証的に検討することが必要である。同時に、製品属性の影響力が購買意思の個人差と比較した場合に、偏差値換算でどの程度の影響力をもつかを調べる方法の実践的有効性を確認する必要もあろう。また個人差を生み出す f を基準変数として、年齢・年収などの外生変数から矢線を受け取るモデルへ発展させることも今後の課題である。

引用文献

- 朝野熙彦 1996 入門多変量解析の実際 講談社
(Asano, H. 1996 *Introduction to practical issues in multivariate analysis*. Tokyo: Kodansha.)
Hambleton, R. K., & Swaminathan, H. 1985 *Item response theory: Principles applications*. Boston, MA: Kluwer.
Jöreskog, K. G., & Sörbom, D. 1993 *LISREL 8: Structural equation modeling with the SIMPLIS command language*. Hillsdale, NJ: Lawrence Erlbaum Associates.
片平秀貴 1987 マーケティング・サイエンス 東京大学出版会
(Katohira, H. 1987 *Marketing science*. Tokyo: University of Tokyo Press.)
Linacre, J. M. 1994 *Many-facet Rasch measurement*. 2nd ed. Chicago, IL: MESA.

- Lord, F. M. 1980 *Applications of item response theory to practical testing problems*. Hillsdale, NJ: Lawrence Erlbaum Associates.
- Lord, F. M., & Novick, M. R. 1968 *Statistical theories of mental test scores*. Reading, MA: Addison-Wesley.
- 松原 望 1990 人間の測定——その基礎と展開——柳井晴夫・岩坪秀一・石塚智一(編) 人間行動の計量分析 第10章 東京大学出版会
(Matsubara, N. 1990 Measurement of human: Its fundamental issue and approach. In H. Yanai, S. Iwatsubo & T. Ishizuka (Eds.), *Quantitative analysis of human behavior*. Chapter 10. Tokyo: University of Tokyo Press.)
- Muthen, B. O. 1984 A general structural equation model with dichotomous, ordered categorical, and continuous latent variable indicators. *Psychometrika*, **49**, 115-132.
- 大沢武志・芝 祐順・二村英幸 2000 人事アセスメントハンドブック 金子書房
- Samejima, F. 1969 Estimation of latent ability using a response pattern of graded scores. *Psychometric Monograph*, **17**.
- Takane, Y., Young, F. W., & DeLeeuw, J. 1977 Nonmetric individual differences multidimensional scaling: An alternating least squares method with optimal scaling features. *Psychometrika*, **42**, 241-266.
- 豊田秀樹 1992 SASによる共分散構造分析 東京大学出版会
(Toyoda, H. 1992 *Covariance structure analysis with SAS*. Tokyo: University of Tokyo Press.)
- 豊田秀樹 1998 共分散構造分析 入門編——構造方程式モデリング—— 朝倉書店
(Toyoda, H. 1998 *Introduction to covariance structure analysis: Structural equation modeling*. Tokyo: Asakura-Shoten.)
- 鷲尾泰俊 1988 実験の計画と解析 岩波書店
(Washio, Y. 1988 *Experimental design and analysis*. Tokyo: Iwanami-Shoten.)
- Write, B. D., & Stone, M. H. 1979 *Best test design*. Chicago, IL: MESA Press.

——2000. 4. 4 受稿, 2001. 1. 13 受理——

付 録

1. 実験に使用した刺激文は、以下のとおりである、四つの要因“結果”“関与”“前歴”“故意”には、それぞれ二つの水準があるので、‘セールスマン’‘母親’‘安彦’の課題はそれぞれ16個の刺激文を構成することができる。

‘母親’：4歳になる太郎が、ある晩母親に“もう寝なさい”と言われましたが、ぐずって言うことを聞かませんでした。

関与者無 (文章無し)

関与者有 太郎の父親はいらだって、母親に“太郎をおとなしくさせなさい”と強く言いました。

前歴有 母親はこれまで太郎が言うことを聞かないと、よくかんしゃくをおこしました。

前歴無 母親はこれまで太郎が言うことを聞かなくても、めったにかんしゃくをおこしませんでした。

この夜、母親は、太郎を寝かせようとして抱き上げました。ところが、

故意高 あまり言うことを聞かないので太郎を手荒く椅子に置いたところ、太郎は固い椅子の背に強くぶつち、

故意低 太郎はあばれて母親の手からすり抜けてしまいました。太郎は床に落ち、

結果重 頭にけがをして病院につれていかれることになりました。

結果軽 足を痛めました。病院で診察を受けたところ、ねんざとわかりました。

‘安彦’：10歳になる安彦には、保という双子の兄弟がいます。2人はある日友達と3人で野球をして遊んでいました。保はバッターとして打っていました。その時、

関与者無 安彦が“君の番はおしまいだ。こんどは僕の番だよ”と言いました。

関与者有 友達が“君の番はおしまいだ。こんどは安彦の番だよ”と言いました。

しかし保はバットをはなそうとしませんでした。

前歴者 安彦はよくけんかをする子で、この時も

前歴無 安彦はめったにけんかをするような子ではなかったのですが、この時は

故意高 安彦は怒ってバットでぶちました。

故意低 あらそっているうちに安彦のもっていたバットが保にあたり、はずみで保をぶっつけてしまいました。

結果重 保は倒れ、頭にけがをして病院につれていかれることになりました。

結果軽 保は倒れ、頭に大きなこぶをつくりました。

2. 属性の容易度など5値の順序尺度データの中心的な分析は以下のMplusのスクリプトで計算した。2値の順序尺度データの分析は‘削’と記した3行を削除して計算する。Mplusの概要および入手に関しては、Muthen & Muthenの

<http://www.statmodel.com/index.html>

のホームページを参照。推定における数値計算の内部的処理、および信頼区間(標準誤差)の計算方法に関しては、Mplus User's Guide Ver. 1.0 (pp. 291-293)を参照されたい。推定方法はカテゴリカル変数を含む平

均構造モデルのデフォルトのWLSMV (weighted least square parameter estimates with robust standard errors and mean-and variance-adjusted chi-square test statistic) である。

```
TITLE: コンジョイント項目反応理論;
DATA: FILE IS データファイル名;
      TYPE IS IND;
      NOOBSERVATIONS=197;
ANALYSIS: TYPE=MEANSTRUCTURE;
VARIABLE: NAMES ARE U1-U8;
          CATEGORICAL ARE U1-U8;
MODEL:
F1 BY U1@1; F2 BY U2@1; F3 BY U3@1;
F4 BY U4@1; F5 BY U5@1; F6 BY U6@1;
F7 BY U7@1; F8 BY U8@1;
FF BY F1* F2* F3* F4* F5* F6* F7* F8*(1);
FKE BY F1@1 F2@1 F3@1 F4@1 F5@-1 F6@-1 F7@-1 F8@-1;
FKA BY F1@1 F2@1 F3@-1 F4@-1 F5@1 F6@1 F7@-1 F8@-1;
FZE BY F1@1 F2@-1 F3@1 F4@-1 F5@1 F6@-1 F7@1 F8@-1;
FKO BY F1@1 F2@-1 F3@-1 F4@1 F5@-1 F6@1 F7@1 F8@-1;
F1@0 F2@0 F3@0 F4@0 F5@0 F6@0 F7@0 F8@0;
FF@1 FKE@0 FKA@0 FZE@0 FKO@0;
[FF@0 FKE* FKA* FZE* FKO*];
[U1$1* U2$1* U3$1* U4$1* U5$1* U6$1* U7$1* U8$1*](2);
[U1$2* U2$2* U3$2* U4$2* U5$2* U6$2* U7$2* U8$2*](3); 削
[U1$3* U2$3* U3$3* U4$3* U5$3* U6$3* U7$3* U8$3*](4); 削
[U1$4* U2$4* U3$4* U4$4* U5$4* U6$4* U7$4* U8$4*](5); 削
FKE WITH FF@0;
FKA WITH FF@0 FKE@0;
FZE WITH FF@0 FKE@0 FKA@0;
FKO WITH FF@0 FKE@0 FKA@0 FZE@0;
OUTPUT: SAMP STAND RES TECH5;
```