

質的項目の選択による一次元尺度の構成法

土 屋 隆 裕*

A method for one dimensional scaling by selecting qualitative variables

Takahiro TSUCHIYA*

The present paper proposes a method for constructing one dimensional scale by selecting several qualitative variables. Hayashi's third method of quantification is a useful scaling method if all the qualitative variables have one dimensionality. In the proposed model, parameters, a_j , which indicate degree of contribution to one dimensional scaling of each variable are introduced to Hayashi's third method. Selection of variables are performed based on the parameters.

In the analysis of an artificial data set, four variables are successfully selected from six qualitative variables for one dimensional scaling. A data set of Edwards Personal Preference Schedule (EPPS) is also analyzed. Groups of variables which represent "Heterosexuality" and "Dominance" are respectively selected. Variables of "Change" and "Affiliation" are also selected, but it is not possible to separate these two traits.

Key Words : uni-dimensional scaling, qualitative variables, homogeneity analysis

1. はじめに

この論文の目的は、いくつかの質的な項目の中から一次元性をなす項目を選択するための一方法を提案することである。

心理学・教育学の分野では、質的なデータを基にした尺度構成が重要な課題の一つである。特に全ての項目が一次元性（池田，1971⁴⁾）をなすときには、数量化Ⅲ類（岩坪，1987⁵⁾；駒澤，1992⁶⁾；林，1993⁷⁾）はそのような尺度構成のために有効な方法である。しかし、現実には、あらかじめ全ての項目が一次元

性を持っているかどうかは知られているわけではない。むしろ、尺度構成と同時に一次元性の仮定を確認したいことが多い。そして、全ての項目が一次元性をなさないときには、一部の項目のみを取り出し一次元の尺度構成を行うか、それぞれが一次元性をなす群に項目を分割すべきである。例えば、学力テストにおける項目分析では、測定したい学力と関連の低い項目を取り除こうとする。しかし残念ながら、数量化Ⅲ類はそのような項目の選択や分割に必ずしも適した方法とは言えない。このことを Table 1 のデータを使って例示する。ただし表中の数値は各

* 統計数理研究所

The Institute of Statistical Mathematics, 4-6-7 Minami-Azabu, Minato-ku Tokyo, Japan 106

個体が反応したカテゴリを表わす。項目1から項目4までを取り出し、ダミー変数表示をすればセミ対角行列(駒澤・土屋, 1995⁷⁾)が得られ、これらの4つの項目が一次元構造を持つことが分かる。Figure 1に示したのは人工データの数量化Ⅲ類の結果である。各点は、カテゴリに与えられた数量を表わす。第Ⅰ軸では、カテゴリに与えられる数量はカテゴリの順に対応していない。さらに、どの項目のカテゴリに対しても大きな数量が与えられ、4つの項目が一次元性をなすという結果は見出せない。第Ⅱ軸では、項目5と項目6のカテゴリに対して小さな数量が与えられ、項目1から項目4では、数量がカテゴリの順になっている。すなわち、Table 1のデータでは一次元の尺度構成のために第Ⅰ軸ではなく第Ⅱ軸を用いなければならない、ということが分かる。

Table 1のデータでは、あらかじめどの項目が一次元性をなすかが分かっていたため、第Ⅱ軸を用いればよい、ということが判断できた。しかし現実にはどの項目が一次元性を持つかが分かっているわけではない。さらに、ある軸に必ず一次元構造が現れるという保証もない。

項目をいくつかの群に分割し、それぞれの群で一次元尺度を構成する方法は土屋(1995a¹⁰⁾, 1995b¹¹⁾)によって提案された。そこで、本論文では、アイテムカテゴリ型データの一部の項目のみを取り出すことにより一次元の尺度構成を行う方法を提案する。

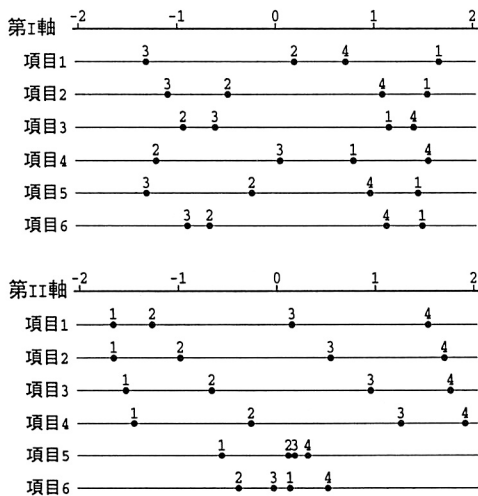


Figure 1 人工データに対する数量化Ⅲ類の結果

この方法の特徴は、各項目に与えられる a_j^k という値によって、一次元尺度構成におけるその項目の寄与の程度が分かること、モデルが単純であり計算法も非常に簡単であること、である。

2. 方 法

2.1 モデル

$X_j(N \times C_j)$ を項目 j に対する、1, 0 からなるダミー変数行列とする。 N は個体数、 C_j は項目 j のカテゴリ数である。また、データはアイテムカテゴリ型であることを仮定しているため、 $X_j \mathbf{1}_{C_j} = \mathbf{1}_N$ である。このとき、 k をある正の実数として、次式を最小化基準として提案する。

$$\sigma(w_j, m) = \frac{1}{\sum_j a_j^k} \sum_j a_j^k \|X_j w_j - m\|^2 \quad (2.1)$$

$$a_j = 1 - \frac{1}{N} \|X_j w_j - m\|^2$$

$$\text{ただし、}\|m\|^2 = N, \quad m' \mathbf{1} = 0$$

ただし、 $\|\cdot\|^2$ はベクトルの要素の二乗和(ノルムの二乗)を表す。(2.1)式の性質を調べるために、まず a_j の制約が $a_j = 1$ ($j = 1, \dots, J$) の場合を考える。このとき、(2.1)式は等質性分析(Gifi, 1990¹⁾; Van der Burg & de Leeuw, 1988¹²⁾)に

Table 1 人工データ

n	項 目					
	1	2	3	4	5	6
1	1	1	1	1	1	4
2	2	1	1	1	1	1
3	2	2	1	1	4	3
4	2	2	2	1	2	2
5	2	2	2	2	2	2
6	3	2	2	2	3	2
7	3	3	2	2	3	3
8	3	3	3	2	3	3
9	3	3	3	3	3	3
10	4	3	3	3	2	2
11	4	4	3	3	2	4
12	4	4	4	3	1	4
13	4	4	4	4	4	1

一致する。 σ を w_j について最小化すれば、よく知られているように

$$\sigma(w_j, m) \geq J^{-1} \sum_j m' Q_j m \quad (2.2)$$

$$Q_j = I - P_j = I - X_j(X_j' X_j)^{-1} X_j'$$

となる(柳井, 1994¹³⁾)。 m に関する制約を考慮すると、(2.2) 式を最小にする m は、

$$\sum_j (I - P_j) m = J \lambda m$$

$$D D_{cat}^{-1} D' m = (1 - \lambda) D_{obs} m$$

となることから数量化Ⅲ類において個体に対して与えられる数量に一致することが分かる(柳井・高根, 1985¹⁴⁾)。ただし、 $D = (X_1 \cdots X_J)$ 、 $D_{cat} = \text{Diag}(D' D)$ 、 $D_{obs} = \text{Diag}(D D')$ である。また、 w_j は項目 j の各カテゴリに与えられる数量である。(2.1) 式は各項目について $e_j^2 = \|X_j w_j - m\|^2$ を最小化しようとするため、例えば、 m_n が正に大きい個体 n は、正に大きな数量を与えられたカテゴリに反応する傾向があるということになる。特に、全ての e_j^2 の値が十分に小さいとき、 $X_1 w_1, \dots, X_J w_J$ 間の相関は高くなるため、全ての項目が一次元性を持つと言える。そしてこのときの m は構成された一次元尺度上の各個体の尺度得点と言える。逆に言えば、一次元尺度上の得点を求めるためには、相関の高い項目のみを使わなければならない、ということになる。例えば、 $J-1$ 個の項目の $X_j w_j$ 間の相関は高いが、残りの一つの項目 i と $J-1$ 個の項目との相関は低い、といった場合、 m は $J-1$ 個の項目から構成されるべきである。

ところが、 $a_j = 1$ ($j = 1, \dots, J$) としたとき、 m の構成には全ての項目が同じ割合で寄与することになる。今述べた例で言えば、 $J-1$ 個の項目から構成した一次元尺度得点を m_{J-1} とすると、 $\|X_i w_i - m_{J-1}\|^2$ の値は大きくなる。そのため、この項の値を小さくするために、 J 個の項目から構成される m には項目 i が大きく影響する。そして得られた m は一次元尺度得点とは言えなくなる。特に、一次元尺度得点を構成すべき項目の数が全ての項目の数に比べて小さいときには、このような傾向は無視できない。

そこで、一次元上にない項目は小さな a_j の値により重みづけることで、 m の構成に対する寄与を小さく

くすることを考える。仮に一次元尺度得点 m が分かっているとすると、 e_j^2 は項目 j とこの次元との関係の弱さを表す程度と言える。すなわち、 e_j^2 の値が小さいほど関係が強いことになる。そこで、 e_j^2 を w_j について最小化すると、 $e_j^2 \geq \|Q_j m\|^2$ が得られ、 $0 \leq \|Q_j m\|^2 \leq \|m\|^2 = N$ であることから、

$$0 \leq a_j = 1 - \frac{1}{N} e_j^2 \leq 1 \quad (2.3)$$

を m の構成に対する項目 j の寄与として用いればよいことになる。なお、この a_j は m と $X_j w_j$ の相関係数の二乗に一致する。各項目について、 $a_j e_j^2 = e_j^2 (1 - N^{-1} e_j^2)$ は、 $e_j^2 = 0$ 、 N で最小値 0 、 $e_j^2 = N/2$ で最大値 $N/4$ をとる。したがって、(2.1) 式を最小にすることで、 e_j^2 の値は 0 あるいは N に近づき、その結果、(2.3) 式の a_j に基づいて一次元性をなす項目とそうでない項目とを分けることが可能となる。

(2.1) 式では、さらにある正の実数 k を用いて、項目 j に対する重みを a_j^k とすることで、一次元性の程度を調節する。すなわち、 $k \rightarrow 0$ のとき $a_j^k \rightarrow 1$ となるため、さほど一次元性の高くない項目も取り込まれる。逆に、 k を大きくすると、お互いに相関が非常に大きく一次元性の高いいくつかの項目の a_j^k だけは大きくなり、その他の項目では a_j^k は 0 に近くなる。 k の値を決めるための明確な指針はない。しかし、このことは必ずしもモデルの難点とは言えない。なぜなら、 k の値の変化により結果がどう変わるかを調べることで、データの持つ性質をより良く知ることができるからである。具体的な例は次章の数値例で述べる。

構成した尺度の一次元性の程度を示す指標としては、

$$r = 1 - \frac{1}{N} \min \sigma \quad (2.4)$$

を用いる。ただし、 $\min \sigma$ は最小化されたときの σ の値である。(2.4) 式で定義された r は、反応したカテゴリに対して、 1 ではなく、 a_j^k を与えたときの数量化Ⅲ類において、最大化された相関係数の二乗に一致する(Appendix)。したがって、 r は 0 と 1 の間の値をとり、値が大きいほど一次元性の程度が高いことを表す。 k が大きくなれば、当然 r は大きくなる。また、 $k = 0$ のとき、 r は通常の数値化Ⅲ類で最大の相関係数の二乗となる。

ところで、先程述べた例では、 $J-1$ 個の項目によっ

て一次元尺度を構成すべきである、と主張した。しかし、他の項目とは相関の低い残りの一つの項目 i だけを用いても、測定する特性は異なるものの、一次元尺度を構成することはできる。したがって、(2.1) 式の基準にはいくつかの局所解が存在する。どの解を最適解とするかは、 σ や r の値だけでなく、研究の目的や項目の内容も吟味することによって決められるべきものである。項目の内容によっては、 r の大きな解よりも小さな解を用いる方が妥当であるかもしれない、ということである。

(2.3) 式で定義された a_j は、その値がとり得る範囲を考えれば、 $a_j = 0$ ($j = 1, \dots, J$) となる可能性もある。しかし、その場合 (2.1) 式が定義できなくなることで、全ての項目を用いない、というのは無意味であること、という理由から、 $a_j = 0$ ($j = 1, \dots, J$) という解は除くこととする。なお、次節のアルゴリズムに従えば、そのような解が得られることはない。

2.2 推定方法

パラメタの推定は、 w_j, m に関して交互に (2.1) 式の σ を最小化することで行う。その手順は以下のとおりである。

Step 0: $\|m\|^2 = N, m'1 = 0$ を満たす m の初期値を与える。

Step 1: (2.1) 式を w_j について微分し、その結果を 0 とおくことで、

$$w_j = (X_j' X_j)^{-1} X_j' m$$

が得られる。

Step 2: (2.3) 式により a_j を求める。

Step 3: (2.1) 式を m について微分し、その結果を 0 とおくと、 m に関する制約を考慮して、

$$\sum_j a_j^k X_j w_j = \lambda m$$

が得られる。ただし、 λ はラグランジュの未定乗数である。 $\|m\|^2 = N$ という制約を満たすよう λ を定めると、

$$m = \frac{N^{1/2}}{\|\sum_j a_j^k X_j w_j\|} \sum_j a_j^k X_j w_j$$

が得られる。

Step 4: σ の値を求め、収束していなければ Step 1 へ戻る。

特に k の値が大きいき、前節でも述べたように、(2.1) 式にはいくつか局所解が存在する。そこで、推定は Step 0 の初期値を変えて何度か繰り返す必要がある。

また、以上のアルゴリズムに従えば、 $a_j = 0$ ($j = 1, \dots, J$) という解は得られない、と述べた。その理由は次のとおりである。 $a_j = 0$ のときには、(2.3) 式を導いた議論より、 $\|Q_j m\|^2 = \|m\|^2$ となる。これは、 m が X_j の直交補空間 $S(X_j)^\perp$ に含まれることを意味する。全ての a_j が 0 のとき、 m は、 $S(X_1)^\perp \cap \dots \cap S(X_J)^\perp$ に含まれなければならない。ところが、Step 3 によれば、 m は $S(X_1)^\perp \cup \dots \cup S(X_J)^\perp$ に存在する。したがって、Step 0 において、 $m \in S(X_1)^\perp \cap \dots \cap S(X_J)^\perp$ を満たす初期値を与えなければ、 $a_j = 0$ ($j = 1, \dots, J$) という解が得られることはない。

3. 数値例

3.1 人工データ

まずはじめに、第 1 章で示した Table 1 のデータを分析する。 $k = 1$ として、(2.1) 式のモデルを当てはめた結果が Table 2 である。局所解が二つ得られたため、Table 2 には、それぞれの解における r および各項目の a_j, w_j の値が示されている。 $r = .903$ となったときの a_j の値を見てみると、項目 1 から項目 4 については、.928 から .931 という高い値を示す。逆に、項目 5 は .073、項目 6 は .045 と値が低い。このことは、項目 1 から項目 4 までの 4 項目を使って尺度を構成している、ということの意味する。これらの 4 項目のカテゴリに与えられる数量の大きさは、カテゴリの順になっており、それらは 4 項目だけを用いて数量化Ⅲ類を行ったときの第 I 軸の値にほぼ一致している。 $r = .786$ となったときの a_j の値は、どの項目についても高く、6 項目全てを使って尺度が構成されている。そのため、カテゴリに与えられる数量は、第 1 章で示した数量化Ⅲ類の第 I 軸のものに近くなっている。

どちらの解を採択すべきかは、前章で述べたように、項目の内容を考慮しなければならない。この例は人工データであるため、どちらの解が適当であるかを項目の内容から判断することはできない。第一の解では、 $k = 1$ でも a_j の値が 1 または 0 に近く、項目がはっきりと分かれていること、6 項目中 4 項

目を使っても r が .903 と高いこと、から第一の解が望ましいと判断される。

k の値と r との関係を例示するために、 k の値を 0.01 から 2 まで変えたときの r の値をプロットしたものを Figure 2 に示す。Figure 2 から、 k の値が大きくなるにつれ、 r の値も大きくなる様子が分かる。 $k = .5$ 付近で r の値は 0.78 から 0.82 へ急激に大きくなる。これは、 $k < .5$ では、全ての a_j がほぼ同じような値をとり、全項目によって m が構成されていたのに対し、 $k > .5$ では、項目 5 と項目 6 の a_j が 0 に近くなり、項目 1 から項目 4 までで m を構成するようになったからである。このような急激な変化はどのデータでも起こり得るのか、起こるとすればそのときの k の値はどの程度か、といったことは未だよく分かっておらず、経験を重ねるしかない。

3.2 EPPS 性格検査データ

次に、EPPS 性格検査 (肥田野・岩原・岩脇・杉村・福原, 1970³⁾) の実データを分析した結果を紹介する。EPPS 性格検査は、Murray (1938⁸⁾) の理論に基づいた 15 の欲求特性を測定するために開発されたものである。特に、質問紙法における社会的望ましさの影響を軽減するため、各項目は社会的望ましさの等しい二つの陳述を対にして構成され、どちらかを強制選択させる、という方法上の特徴を持つ。15 の特性についてそれぞれ 9 つずつ陳述が用意されているが、ここでの分析の目的は、データに基づいてその

15 の特性が得られるかどうかを検証することである。

受検者は、首都圏の大学生 909 名である。検査は全部で 225 項目からなるが、15 項目は信頼度を調べるために重複して提示されているため、採点に用いる 210 項目だけを使用する。まず、受検者×陳述というデータ行列をつくるため、各受検者ごとにそれぞれの陳述を選択した回数を数え、陳述をアイテム、選択された回数をカテゴリとする。このようにデータを変換すると、どの陳述と対になっていたとき選択されたのか、という情報は失われる。また、210 項目のなかで、それぞれの陳述が現れる頻度は、陳述によって違うため、カテゴリ数は陳述ごとに異なる。しかし、どの陳述と対になっていようが、ある陳述を選んだ回数が多い人は、回数が少ない人に比べて、その陳述に対する欲求が強いと言うことはできよう。そこで、例えば陳述 A を選んだ回数が多い人は、陳述 B を選んだ回数も多い、といった場合、二つの陳述が同じ特性を測っていると考えることができる。さらに、(2.1) 式のモデルは、アイテムごとにカテゴリ数が異なっても構わないため、変換されたデータに基づき、同じ特性を測る陳述を選択することは可能である。同じようなデータ変換は、西里 (1982⁹⁾) にも述べられている。

まず、変換されたデータ行列に対して、因子分析を行ったが、因子数を 3 から 15 まで変えても、解釈できる結果を得ることはできなかった。そこで、 $k = 1$ として (2.1) 式のモデルを適用した。その結果を Table 3 に示す。陳述番号の後に () で示されているのは、あらかじめ仮定された 15 特性への分類を表したものである。Table 3 には、135 陳述のうち、

Table 2 人工データの分析結果

r	項目	a_j	カテゴリ			
			1	2	3	4
.903	1	.928	-1.442	-1.014	0.175	1.199
	2	.931	-1.386	-0.762	0.489	1.289
	3	.930	-1.308	-0.471	0.774	1.356
	4	.928	-1.213	-0.151	1.011	1.415
	5	.073	-0.492	0.128	0.175	0.132
	6	.045	0.042	-0.242	-0.032	0.336
.786	1	.684	-1.499	-0.165	1.132	-0.592
	2	.854	-1.407	0.433	0.971	-0.934
	3	.779	-1.034	0.816	0.568	-1.217
	4	.603	-0.694	1.032	-0.016	-1.288
	5	.911	-1.319	0.251	1.132	-0.788
	6	.802	-1.301	0.614	0.791	-1.005

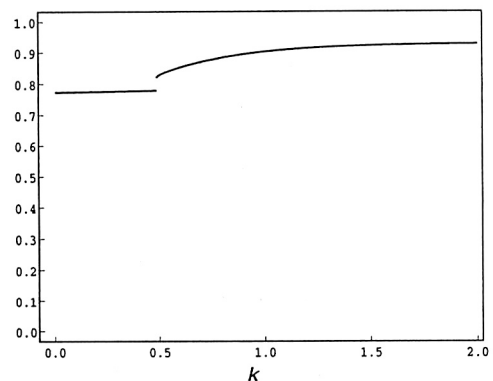


Figure 2 人工データにおける k と r の関係

$a_j > .1$ となった20陳述の a_j と、カテゴリである回数に対する数量が示されている。 $a_j > .1$ という基準を選んだのは、 $a_j > .1$ のとき m と $X_j w_j$ の間の相関係数は $\sqrt{I} = .316$ 以上であり、十分に高いとは言えないまでも、低くはないためである。選択された20の陳述を見ると、「異性愛」に分類される118から126の9つの陳述のうち8つが選ばれていることが分かる。また、「異性愛」の陳述に対する a_j の値は大きいものが多い。陳述112や陳述83といった「異性愛」とは無関係であると思われる陳述がいくつか含まれているものの、ここで構成されたのは、「異性愛」に関する

尺度であると言ってよいだろう。「異性愛」の陳述は、選択された回数が大きくなると、それに与えられる数量も大きくなる。例えば、陳述120では0回に対しては-1.589であったのが、回数とともに数量も大きくなり、5回に対しては.908となる。すなわち、 m_n の値が大きい受検者 n は、「異性愛」の陳述を選んだ回数が多く、「異性愛」に対する欲求が高い、と解釈される。

次に、135陳述から今の分析で選択された20陳述を除いた115陳述を基にして、再度分析を行った。その結果をTable 4に示す。Table 4には、 $a_j > .1$ となっ

Table 3 EPPS 性格検査の135陳述の分析結果

陳 述	a_j	選択された回数					
		0	1	2	3	4	5
120 (異性愛) 異性と恋をしてみたい	.790	-1.589	-1.257	-.909	-.603	-.035	.908
123 (異性愛) すてきな異性といっしょに歩きたい	.681	-1.419	-.854	-.582	-.365	.268	.957
126 (異性愛) 異性といっしょに遊んだり、 仕事をしたりしたい	.631	-1.502	-1.055	-.802	-.433	-.079	.821
93 (養 護) 友だちには好意を示してあげたい	.349	.264	.365	-1.010			
118 (異性愛) すてきな異性にキスしたい	.300	-.608	.493				
92 (養 護) 友だちには寛大でありたい	.294	.311	.436	.348	-.796		
112 (持 久) 結果がどうなるかはわからなくても、 やり始めた仕事や問題と、 さいごまで取り組みたい	.229	.540	.288	.162	-.440	-.998	
125 (異性愛) 性的興奮を味わってみたい	.219	-.608	-.168	.147	.649		
8 (達 成) やりかけたことは、うまくやりとげたい	.196	.409	.440	.071	-.482	-1.030	
83 (内 罰) 悪いことをしたときは、 それを告白すべきだと思う	.185	.153	.384	-.098	-.841		
119 (異性愛) 異性から、肉体的魅力が あると思われたい	.184	-.639	-.139	-.040	.534		
25 (秩 序) 自分の計画を途中であまり変えないで、 順調に毎日を送れるように生活を きちんとしておきたい	.178	.342	.244	-.000	-.202	-.589	-1.315
110 (持 久) 一つの仕事を仕上げてから、 他の仕事に移りたい	.162	.279	.416	.196	.019	-.553	-.902
124 (異性愛) 性の話には好んで加わりたい	.130	-.387	.084	.311	.530		
65 (求 護) 友だちから親切にしてもらいたい	.124	-.679	-.404	-.173	.100	.442	
45 (自 律) 他人の考えにこだわらず、 自分の考えどおりにしたい	.124	.234	.259	-.047	-.770		
88 (内 罰) どんな苦しいことがあっても、 それは自分のためになるのだと思う	.121	.297	.257	.178	-.142	-.692	
122 (異性愛) 性が中心になっている 本や小説を読みたい	.116	-.381	.019	.469			
48 (親 和) できるだけ多くの友だちをつくりたい	.110	-.424	-.534	-.253	.275		
72 (求 護) 友だちからあたたかい気持ちで 接してもらいたい	.109	-.662	-.448	-.071	.136	.470	

Table 4 EPPS 性格検査の115陳述の分析結果

陳 述	a_j	選択された回数					
		0	1	2	3	4	5
78 (支 配) 人からリーダーとして認められたい	.842	-.870	-.249	.426	1.637		
60 (他者認知) 友だちの性格について考えたり、 どうしてそのような性格になったかを 調べてみたい	.595	1.534	.926	-.117	-.652		
75 (支 配) 自分の所属している集団の リーダー格になりたい	.570	-.529	.327	1.613			
73 (支 配) クラス会や委員会では、議長として 指名されたり選挙されたい	.311	-.366	-.166	.783	1.336		
17 (追 従) グループ活動で何をするか決めるときは、 誰か他の人の意見に従いたい	.248	1.024	.308	.223	-.391	-.393	-.628
80 (支 配) グループ活動の決定は、自分がやりたい	.193	-.414	-.118	.320	1.070		
53 (親 和) 一人でするよりも、 友だちと協力してやる方が好きである	.162	.870	.467	.100	-.240	-.336	-.321
81 (支 配) 人を説得して、自分がやりたいと 思っていることをやらせたい	.151	-.544	-.294	-.036	.338	.662	
90 (内 罰) 自分には、いろいろな場面を切り抜ける 力がないのでゆううつになる	.147	.489	.100	-.397			
134 (攻 撃) 人からばかにされたら仕返しをしたい	.126	-.510	-.256	-.021	.222	.574	
31 (顕 示) 自分がなしとげたことを 好んで人に話したい	.112	-.278	-.257	.159	.638		
13 (追 従) 世の中の慣習に従い、自分の尊敬する人が 認めないようなことはしたくない	.101	.434	.013	-.152	-.527		

た12陳述の a_j と回数に与えられる数量が示されている。陳述60, 90は、やや内容が異質であるように思われるが、他の10陳述については、「支配」を意味すると考えてよいであろう。ただし、内容は、肥田野他が述べている「支配」よりも、より広義の「支配」である。陳述17, 53, 13については、その意味が「支配」とは逆転しているが、これは回数に与えられる数量が、回数が多いほど小さくなっていることと対応している。例えば、陳述78では3回が1.637、0回が-.870となっているのに対し、陳述17では0回が1.024、5回が-.628となっている。すなわち、ここで得られた m_n の値が大きい受検者 n は、「支配」に対する欲求が高いと解釈される。なお、陳述60の a_{60} の値が大きい主な理由は次の通りである。Table 5には、各陳述が210項目の中で現れる全回数と、Table 4の中の陳述と対になって現れる回数とが示されている。陳述60は、210項目の中で3つの項目に現れるが、その3つの項目全てが、Table 4の中の陳述と対になっている。そこで、陳述60を選んだ回数の多い人は、Table 4の他の陳述を選んだ回数が少ない、という関

Table 5 各陳述が用いられた回数

陳述	210項目の中で 用いられた回数	Table 4の11陳述 と対になった回数
78	3	1
60	3	3
75	2	1
73	3	1
17	5	1
80	3	1
53	5	1
81	4	1
90	2	2
134	4	2
31	3	1
13	3	1

係が強く成り立っていることになる。このことは、陳述78や75などの「支配」の陳述では多い回数に対して大きな数量が与えられるのに対し、陳述60では少ない回数に対して大きな数量が与えられることか

らも裏付けられる。一対比較による強制選択という方法をとる以上、このような結果が得られることは避けられない。陳述90についても、2項目中2項目がTable 4の他の陳述と対になっている。したがって、この陳述の a_j が $a_j > .1$ となったのには、陳述の内容だけでなく、方法上の特性も関係していると言えよう。

さらに、残りの115陳述から、Table 4の12陳述を除いた103陳述を基に、再度分析を行った。その結果がTable 6である。 $a_j > .1$ の基準で選ばれた19陳述

の内容は、およそ二つに分かれる。一つは、陳述104, 105, 38, 44, 101, 103によって表される「変化」である。もう一つは、陳述47, 98, 67, 89, 41, 58, 70, 54, 97, 130, 66, 39によって表される「親和」である。第一のグループでは、例えば陳述104では3回が $-.952$, 0回が 1.608 など、多い回数に対して小さな数量が与えられているため、 m_n の値が小さい受検者 n は、「変化」への欲求が高いことになる。また、第二のグループでは、陳述41, 130, 39が他の陳述とは数量や意味が逆転している。例えば、陳述47

Table 6 EPPS 性格検査の103陳述の分析結果

陳 述	a_j	選択された回数				
		0	1	2	3	4 5
104 (変 化) 新しいことや、ちがったことを やってみたい	.705	1.608	.620	-.113	-.952	
105 (変 化) 新しいことを試みるのが好きである	.470	1.244	.809	.131	-.249	-.849
38 (自 律) ものごとは、きまりきった型どおりの やり方ではしたくない	.404	.982	.469	-.280	-.812	
44 (自 律) 他の人が「型やぶりだ」と 思うようなことをしたい	.286	.798	.563	-.176	-.649	
47 (親 和) 友だちと非常に親密になりたい	.273	-.727	-.329	.077	.574	.678
98 (養 護) 人には親切と同情心をもって接したい	.264	-.733	-.300	.088	.733	
67 (求 護) けがをしったり病気になったとき、友だち から大いに気をつかってもらいたい	.239	-.742	-.450	-.208	.012	.499 .944
89 (内 罰) 自分の考えをおし通して争うよりは、 相手にゆずった方がよいと思う	.215	-.612	-.424	-.134	.243	.269 .785
41 (自 律) 自分がやりたいと思うことを、 自由に行いたい	.198	.763	.533	.043	-.545	
58 (他者認知) 何か事があった場合は、人は それをどう感じているか知りたい	.171	-.478	-.368	.118	.593	.685
70 (求 護) 困っているときは、 友だちに助けてもらいたい	.169	-.658	-.332	.196	.583	
54 (親 和) たがいに親切で、仲のよい グループに加わりたい	.168	-.637	-.297	.067	.395	.730
97 (養 護) 友だちがけがをしったり病気に なったときには、同情してあげたい	.145	-.580	-.320	-.301	.080	.548
101 (変 化) 新しい流行をとり入れるのが好きである	.133	.394	-.066	-.458		
130 (攻 撃) 他の人に対する自分の気持ちを、 当人にはっきり言いたい	.129	.623	.278	-.110	-.222	-.205 -.476
66 (求 護) 病気になったとき、友だちから いたわってもらいたい	.123	-.415	-.097	.491		
39 (自 律) 何かやりたいときは、他人に たよらず、自分の判断で決めたい	.121	.448	.355	-.001	-.243	-.587 -.155
103 (変 化) あちこち、 いろいろなところに住んでみたい	.110	.384	.386	.352	-.020	-.401
6 (達 成) ものごとは、他の人より じょうずにやりたい	.106	-.180	-.358	-.151	.396	.553

では4回が.678, 0回が-.727なのに対し, 陳述41では0回が.763, 3回が-.545となっている。すなわち, m_n の値が大きい受検者は「親和」への欲求が高いことになる。

「変化」と「親和」という一見無関係と思われる二つの特性が, ここで同時に選ばれたのには, いくつか理由が考えられる。一つ目は, 「変化」を望む受検者は「親和」を望まない, という傾向が実際に存在する, というものである。二つ目は, 受検者数が909では少なく, 二つの特性を分離するには, さらに多くの受検者数が必要である, というものである。三つ目は, 先程述べた一対比較法という方法上の特性による, というものである。三つ目の可能性を調べるため, Table 5と同じことを表したものをTable 7に示す。Table 6の陳述どうして対になった項目はさほど多くはなく, 方法上の特性が原因であると断定することはできない。

なお, 残りの84陳述についての分析では, 解釈の容易な結果が得られなかったため, これ以上次元性をなす陳述を抽出することはできないと判断した。

4. 結 論

本論文では, アイテムカテゴリ型のデータから一次元性をなす項目を選択するための一方法を提案した。人工データでは, 一次元尺度を構成すべき項目を, a_j の値によってはっきりと選択することができた。また, EPPS性格検査データでは, いくつかの無関係な陳述も同時に選ばれたものの, 「異性愛」と「支配」に関する陳述をそれぞれ抽出することができた。第3回目の分析では, 「変化」と「親和」に関する陳述が同時に選ばれ, この二つを分離することはできなかった。その理由は明らかではないが, 今後受検者数を増やすなどして原因を探る必要がある。また, 検査の作成時に仮定された15特性を全て抽出することはできなかった。しかし, このことは, 検査が妥当でない, ということを直ちに意味するものではない。なぜなら, 一対比較という方法上の特性により, 異質な内容の陳述間の相関が高くなりやすく, 特性間の分離がしにくくなるためである。さらに, 135という陳述数に対しては, 909という受検者数は十分に多いとは言えない。特に今回のデータは, 首都圏の大学生を対象に収集されたものであるため, さらに一般の成人に受検者をひろげる必要があろう。

Table 7 各陳述が用いられた回数

陳述	210項目の中で用いられた回数	Table 6の18陳述と対になった回数
104	3	2
105	4	2
38	3	2
44	3	0
47	4	1
98	3	1
67	5	1
89	5	3
41	3	2
58	4	2
70	3	1
54	4	1
97	4	1
101	2	1
130	5	0
66	2	0
39	5	1
103	4	2
6	4	1

本論文で提案したモデルは, EPPS性格検査データの分析例でも示したように, 一度選択された項目を取り除きながら繰り返し分析を行なうことで, 複数の一次元尺度を構成することもできる手法である。複数の一次元尺度構成には, 因子分析法が用いられることが多いが, ここで示した方法は, 因子分析法に比べて以下のような利点を持つ。第一に, 名義尺度や順序尺度で得られたデータをそのまま扱えること, 第二に, 因子分析で言えば独自因子の大きいような, 尺度構成には用いない項目が多く含まれていても構わないこと, 第三に, 固有値の計算や回転などを行なう必要がなく計算が単純であること, である。ただし, k の値をいくつにするかということや, どのくらいの a_j の値を示した項目を選択すべきかということに対しては, 明確な基準がなく, 欠点であるとも考えることもできる。しかし, 因子分析においても, 因子負荷量の大きさを判断する理論的な基準はない。今後, 様々なデータを分析し, モデルの性質に関する知見を得ていくことが望まれる。

EPPS性格検査データを快く提供して下さいました東京大学教育学部渡部洋教授，同大学教養学部長谷川寿一助教授，江上由実子さんに感謝いたします。

文 献

- 1) Gifi, A. Nonlinear multivariate analysis. John Wiley & Sons, Chichester, 1990.
- 2) 林知己夫 数量化 一理論と方法一 朝倉書店, 1993.
- 3) 肥田野直・岩原信九郎・岩脇三良・杉村 健・福原真知子 EPPS性格検査手引 日本文化科学社, 1970.
- 4) 池田 央 行動科学の方法 東京大学出版会, 1971.
- 5) 岩坪秀一 数量化法の基礎 朝倉書店, 1987.
- 6) 駒澤 勉 数量化理論 放送大学教育振興会, 1992.
- 7) 駒澤 勉・土屋隆裕 可視化による探索的数量化Ⅲ類の分析法 一第9次日本人の国民性調査データの順序構造に関する分析一 統計数理, 1995, 43, 161-176.
- 8) Murray, H. A. Explorations in Personality. Oxford University Press, New York, 1938.
- 9) 西里静彦 質的データの数量化 朝倉書店, 1982.
- 10) 土屋隆裕 項目分割のための数量化法 日本行動計量学会第23回大会発表論文抄録集, 1995a, 240-241.
- 11) 土屋隆裕 質的データのための一次元尺度構成法 日本性格心理学会第4回大会発表論文集, 1995b, 108-109.
- 12) Van der Burg, E. & de Leeuw, J. Homogeneity analysis with k sets of variables: An alternating least squares method with optimal scaling features. Psychometrika, 1988, 53, 177-197.
- 13) 柳井晴夫 多変量データ解析法 一理論と応用一 朝倉書店, 1994.
- 14) 柳井晴夫・高根芳雄 新版多変量解析法 朝倉書店, 1985.

Appendix

推定方法の Step 1 より,

$$\begin{aligned} r &= 1 - \frac{1}{N} \min \sigma \\ &= 1 - \frac{1}{N \sum_j a_j^k} \sum_j a_j^k \|Q_j m\|^2 \end{aligned}$$

が成り立つ. $\|m\|^2 = N$, $\|m\|^2 - \|Q_j m\|^2 = \|P_j m\|^2$ という関係を用いれば,

$$r = \frac{m' \left(\sum_j a_j^k P_j \right) m}{m' \left(\sum_j a_j^k I \right) m}$$

が得られる. ここで, $DA^k = \Delta$, $\text{Diag}(DA^k D') = \Delta_{obs}$, $A^{k/2} \text{Diag}(D' D) A^{k/2} = \Delta_{cat}$ とおく.

ただし, A^k は

$$A^k = \begin{pmatrix} a_1^k I_{C_1} & & O \\ & \ddots & \\ O & & a_J^k I_{C_J} \end{pmatrix}$$

という対角行列である. このとき,

$$\begin{aligned} \sum_j a_j^k I &= \Delta_{obs} \\ \sum_j a_j^k P_j &= \Delta \Delta_{cat}^{-1} \Delta' \end{aligned}$$

となるので,

$$r = \frac{m' \Delta \Delta_{cat}^{-1} \Delta' m}{m' \Delta_{obs} m}$$

が得られ, r は数量化Ⅲ類における相関係数の二乗に一致する.