2次因子分析における構成概念の平均値の比較

—— ブランド価値の継時的比較を例にとって ——

豊田 秀樹*, 福中公輔**
川端 一光*, 片平秀貴***

A Comparison between the Construct's Mean Values for Secondary Factor Analysis:
Successive Comparisons of Brand Value

Hideki TOYODA*, Kosuke FUKUNAKA**, Ikko KAWAHASHI** and Hotaka KATAHIRA

In this study, a secondary factor analysis of multiple populations with a structured mean was applied to the independent, and mean values were decomposed into common and unique components. In this manner, a method for discovering the most effective model was proposed. In order to ensure the practical effectiveness of this method, the data of Brand Japan from 2004 to 2006 was analyzed. This data was composed of 1,000 brands and 15 variables. As a result, some models fitted to the data well in all variations of models, and the best model could be decided by interpreting meanings. This model was applied to the brand data, and factor scores were calculated for every construct. Characteristics of every brand were discovered by observing its movement.

Key words: secondary factor analysis, multiple populations, mean structure, structural equation modeling, Brand Japan.

キーワード: 2次因子分析, 多母集団, 平均構造, 共分散構造分析, ブランドジャパン

1. 問題・目的

構成概念を測定するための尺度を作成する研究では, まず当該特性値の高低が行動的相違に顕著に現れるであろう観測変数を多数収集し, 次に収集された観測変数に対する反応データを因子分析して, 逆に構成概念の概念的分類を行うことが多い。例えば中山(2005)は自己能力に対する学習観という構成概念を発

音方略・体制化方略というより低次の2つの構成概念で定義しているし, 犬塚(2002)では読解方略の構造として, 部分理解方略・内容学習方略・理解深化方略という3つの構成概念を説明する高次の概念として, 方略使用傾向を想定している。また山森(2003)では中学校における学習評価において, 関心・意欲・態度という3つの下位概念を1つの高次因子として統合している。この他にも藤井(1998)は大学生における不安感を下位3尺度(日常生活不安・評価不安・大学不適応)で, 森ら(1994)は不合理な信念を5つの下位尺度(自己期待・依存・論理的非難・問題回避・無力感)でそれぞれ定義している。このように心理学の研究では, しばしば基本となる構成概念とそこから派生した下位領域としての構成概念を同時に扱う。このような研究状況で効果的に用いられる分析手法に構造方程式モデリング(structural equation modeling, 狩野・三浦, 2002, 豊田, 1998)における2次因子分析

*早稲田大学文学学術院

(Waseda University)

〒162-8644 新宿区戸山1-2-4

**早稲田大学大学院

(Graduate School of Letters, Arts and Sciences,
Waseda University)

〒162-8644 新宿区戸山1-2-4

***グローバルビジネスリサーチセンター

(Global Business Research Center)

〒113-0033 文京区本郷7-3-1 東京大学産学連携ボ
ラザ5階

(Bollen, 1989) がある。

ただし関心の対象となっている構成概念の階層構造を明らかにしても、この段階では構成概念と行動特性との関係は記述されない。研究の次なる段階として、性別・立場・実験的操作・年齢・年度などの離散変数が、特性値の分布（特に平均値）に与える影響を調べることに移行していくことが重要である。基本となる構成概念とそこから派生した下位領域としての構成概念の関係と、離散変数との関係を同時に分析するための数理モデルとして因子の平均を構造化 (Sörbom, 1982) した多母集団の2次因子分析モデルがある。基本となる構成概念を2次因子に指定し、下位領域としての構成概念を1次因子に指定し、離散変数を異なった母集団に指定し、因子の平均構造を分析すれば、離散変数が構成概念に与える影響を効果的に考察できるはずである。しかしこれまで平均を構造化した多母集団の2次因子分析モデルは、このような動機では、ほとんど利用されてこなかった。適用場面は多いはずであり、ユーザーフレンドリーなソフトウェアが提供されているにも係わらず利用されないのは、標準的なソフトウェアの出力だけでは解釈しにくいためである。

本研究の目的は、基本となる構成概念とそこから派生した下位領域としての構成概念との関係、及びそれらと離散変数との関係とを、主に平均値に着目して同時に分析する際に、平均を構造化した多母集団の2次因子分析の結果を効果的に利用するために有効なモデルのバリエーションを整理・分類し、有効性を考察することである。

2. 方 法

2次因子分析では、2次因子の数に限定はないが、ここでは基本となる構成概念を想定しているので2次因子の数を1つとして $f_0^{(g)}$ と表記し

$$f_0^{(g)} = \alpha_0^{(g)} + \zeta^{(g)} \quad (1)$$

と分解する。ここで $\alpha_0^{(g)}$ は2次因子の平均であり、 $\zeta^{(g)}$ は集団内の観測対象の違いを表現する平均0の確率変数である。ここで肩に乗った (g) は g 番目の離散的状态を表現する添え字とする ($g=1, \dots, G$)。 $\zeta^{(g)}$ の分散を $\phi^{(g)}$ とすると2次因子の平均と分散は

$$E[f_0^{(g)}] = \alpha_0^{(g)}, \quad V[f_0^{(g)}] = \phi^{(g)} \quad (2)$$

となる。

基本となる構成概念である2次因子 $f_0^{(g)}$ は、そこから派生した下位領域の構成概念である1次因子 $f^{(g)}$ に

$$f^{(g)} = \alpha^{(g)} + \alpha f_0^{(g)} + \epsilon^{(g)} \quad (3)$$

という影響を与える。 $\alpha^{(g)}$ は $f^{(g)}$ の切片であり、 α は因子パターンベクトルである。 $\epsilon^{(g)}$ は誤差ではなく、基本となる構成概念では説明されない下位領域の各側面の独自性を表現している。 $\epsilon^{(g)}$ の要素は互いに無相関を仮定することが多く、 i 番目の要素の分散を $\phi_i^{(g)}$ と表記する。

i 番目の下位領域の構成概念 $f_i^{(g)}$ ($i=1, \dots, m$) の平均は

$$E[f_i^{(g)}] = \alpha_i^{(g)} + \alpha_i \alpha_0^{(g)} \quad (4)$$

である。ここで重要なことは母集団 g における構成概念 i の平均値は、

(1) 基本となる構成概念の平均の影響 $\alpha_i \alpha_0^{(g)}$ と

(2) 構成概念 i の独自の平均 $\alpha_i^{(g)}$

の和で表現されることである。

たとえば下位の構成概念 i に関して女性の平均値の方が男性より高く

$$E[f_i^{(f)}] > E[f_i^{(m)}] \quad (5)$$

であったとしても、それは基本となる構成概念において女性の平均値が高いのか、下位の領域の独自性の平均が高いのか、あるいはその両方なのかという3通りの可能性があり、それらの相違の解釈は心理学的に重要なことが多いであろう。場合によっては基本となる構成概念の平均か、下位の領域の独自性の平均は、男性のほうが高いこともあり得る。

構成概念の平均値の差は、長さや重さのようにその差自体に意味づけすることが難しいから、分散の大きさとの比較をする必要がある。 $f_i^{(g)}$ の分散は

$$V[f_i^{(g)}] = \alpha_i^2 \phi^{(g)} + \phi_i^{(g)} \quad (6)$$

となる。ここで重要なことは母集団 g における構成概念 i の分散も、また

(1) 基本となる構成概念に基づく分散成分 $\alpha_i^2 \phi^{(g)}$ と

(2) 構成概念 i の独自の分散成分 $\phi_i^{(g)}$

の和で表現されているということである。

下位領域の構成概念は、群間で共通した観測変数に

$$\mathbf{x}^{(g)} = \beta + \mathbf{A} \mathbf{f}^{(g)} + \mathbf{e}^{(g)} \quad (7)$$

という影響を与える。 β は $\mathbf{x}^{(g)}$ の切片であり、 $\mathbf{A}$ は因子パターン行列である。 $\mathbf{e}^{(g)}$ は、誤差変数である。 $\mathbf{e}^{(g)}$ の要素は互いに無相関で、 i 番目の要素の分散を $\delta_i^{(g)}$ と表記する。

SEM において多母集団解析を行い、構成概念の比較をするためには以下の 4 つの仮定が導入されることが多い (豊田, 1988)。

1. 各構成概念の平均と分散を、1 つの集団に限って固定する。ここでは $\alpha_0^{(1)}=0$, $\alpha_i^{(1)}=0$, $\phi^{(1)}=1$, $\phi_i^{(g)}=1$ とする。
2. 観測変数の切片は群間で等しい。 β には添え字 $^{(g)}$ が着かない。
3. 因子パターンは群間で等しい。 $\mathbf{a}$ と $\mathbf{A}$ には添え字 $^{(g)}$ が着かない。
4. 誤差分散は群間で等しい。 $\delta_i^{(1)}=\delta_i^{(2)}=\dots=\zeta_i^{(G)}$

1 番目, 2 番目がモデルを識別させるための仮定であり, 適合度には関係しない, 3 番目の仮定は測定不変の仮定であり, これを仮定することは構成概念の意味が群間で等しいことを意味する, 4 番目の仮定は, 観測変数の測定誤差が群間で不変であるということの意味する。識別のための仮定ではないから, 群間での構成概念の意味や誤差の大きさが異なっていれば適合は下がってしまうが, 本論文では上記 4 つを全て仮定して分析を進める。以上は 2 次因子モデルに限らない, 多母集団の平均構造モデルに関する仮定である。

分散に関する選択肢

2 次因子モデルに特有のモデル化に際しては, 分散の制約に関して 2 種類の選択肢が考えられる。

共通分散 $\phi^{(1)}=\phi^{(2)}=\dots=\phi^{(G)}$ と制約するか, 自由に推定して制約を解放するか。

独自分散 $\phi_i^{(1)}=\phi_i^{(2)}=\dots=\phi_i^{(G)}$ と制約するか, 自由に推定して制約を解放するか。

実際には i の違いによって, 制約を固定するか推定するかを決められるし, g の違いによっても制約を固定するか推定するかを決められるので, 本来, 細かいバリエーションは無数に生じる。しかしそれでは煩雑さが増してしまうので, ここでは 2 種類の選択肢を組み合わせ「 ϕ 固定 ϕ 固定」「 ϕ 固定 ϕ 推定」「 ϕ 推定 ϕ 固定」「 ϕ 推定 ϕ 推定」という 4 通りの制約でモデルの考察を進める。

切片に関する選択肢

更に構成概念の切片に関しても, 2 種類の選択肢が

考えられる。

共通切片 $\alpha_0^{(2)}=\alpha_0^{(3)}=\dots=\alpha_0^{(G)}=0$ と制約するか, 自由に推定して制約を解放するか。

独自切片 $\alpha^{(2)}=\alpha^{(3)}=\dots=\alpha^{(G)}=0$ と制約するか, 自由に推定して制約を解放するか。

切片に関しても, 本来, 細かいバリエーションは無数に生じるが, 同様に煩雑さが増してしまうので, ここでは 2 種類の選択肢を単純に組み合わせる。しかし共通切片と独自切片は, 両方とも 0 に制約してしまうと構成概念の平均構造がなくなってしまうので, どちらかは残さねばならない。したがって構成概念の切片に関しては 3 通りの制約でモデルの考察を進める。以上より, 分散 4 通り, 切片 3 通りの制約を組み合わせると 12 通りのモデルが構成されることになる。

2.1. 分析データ

本研究では, 年度という離散変数が構成概念の平均値に及ぼす影響を考察する。また年度による構成概念の平均値の変化を考察した研究として鈴木 (2004) が挙げられるが, 鈴木 (2004) では 1 次因子の平均のみを扱うのに対して, 本研究では高次因子をモデル中に表現し, その因子平均の変動についても考察する点で区別される。従って高次因子分析モデルで作成された調査を離散変数ごとに実施したデータを用意しておく必要がある。

日経 BP コンサルティングによるブランドジャパン (日経 BP コンサルティング, 2002) は, ブランド力を企業評価の為に 1 つの指標とするべく 2001 年から 2006 年現在に至るまで, 毎年 1 回ずつ実施されている調査プロジェクトである。

ブランド力とは, 顧客に対して提供される製品やサービスの価値を増加させたり減少させたりするという意味でのブランドの資産価値のことであり, 例えば Aaker (1996) はブランド力を “知覚品質” “ロイヤルティー” “ブランド認知” の積 (体積) として説明している。

日経 BP コンサルティングによるブランドジャパンは, 構造方程式モデリングを利用した 2 次因子分析モデルとして表現されている。図 1 はこの 2 次因子分析モデルのパス図 (豊田, 1998, 狩野・三浦, 2002) である。パス図中の楕円は構成概念を表現しており, 左端にある “総合力” がその年のブランドの総合的な実

図 1. ブランドジャパン 2006 における 2 次因子分析モデルのパス図

力を表現している。パス図の中央の4つの楕円“フレンドリー”“イノベティブ”“アウトスタンディング”“コンビニエント”は総合指標だけでは捕らえきれないブランドの諸側面の構成概念を表現している。さらに、それぞれの諸側面は、右側の四角で囲まれた複数の観測変数によって測定されている。

ブランドジャパン 2001, 2002, 2003 では郵送・Web 調査の両方法によって標本抽出をしていたが、2004, 2005, 2006 では有意抽出による Web 調査のみに限定している。またブランドジャパン 2004 以降の調査では有意抽出による Web 調査を採用するにあたって予想される回答の歪曲を、2003 年度で実施された郵送調査(無作為抽出)の回答を利用した傾向スコアウェイト法(Rosenbaum & Rubin, 1983)を用いることで補正している。

ブランドジャパンには調査対象を消費者としたコンシューマー市場(BtoC)編と、ビジネスパーソンを対象にしたビジネス市場(BtoB)編の区別がある。BtoCでは調査対象となるブランドは1,000の企業・商品ブランドであり、BtoBでは500の企業ブランドである。本研究では一般消費者に対して実施されたBtoC調査を分析対象とする。

本研究では、特に2004, 2005, 2006で得られたデータをもとに議論を進めることにする。これは2003年度以前では、標本の抽出法や尺度構成のための統計モデルが一意に定まっておらず、そのことが結果に系統的なバイアスとして混入することを避ける為である。

調査期間 2004年度調査では2003年11月14日～2003年11月21日までの期間で、2005年度調査では2004年11月4日～2004年11月24日の期間で、2006年度調査では2005年11月7日から11月28日までの期間で調査が実施された。また2002年度郵送調査は、2001年11月10日～2002年2月7日の期間で、2003年度郵送調査は2002年11月15日～2003年12月16日の期間で調査が実施された。

調査形態 Webによる有意抽出調査により実施された。調査実施中にブランドジャパンのWebサイトにアクセスした18歳以上の男女ならば、誰でも回答できるオープン形態をとった。

調査票 20ブランドを1組とし50組に分け(従って全1,000ブランド)、回答者1人に対して無作為に1組の評価を求める。また主要な設問は両年で同じものを用いている。各設問は2値変数としてコーディングされる。ただし最初の項目で知らないと答えた被験者

に関しては、以後の項目には回答させていない。

有効回答数 有効回答数は 2004 年度において 25,340、2005 年度において 23,990、2006 年度において 27,560 であった。傾向スコアの算出に用いられる 2002・2003 年度の郵送調査は全国の住民台帳から選択された 100 地域から、50 世帯ずつ無作為抽出し、選ばれた各世帯に 2 つ調査票を郵送することで行われた。また調査票は各世帯の 18 以上の男女を対象としている。2002 年度郵送調査の有効回答数は 4,587、回収率は 45.9% であった。また 2003 年度の郵送調査の有効回答数は 2,390、回収率は 23.9% であった。

3. モデル選択と平均構造

3.1. 結果

まず、被調査者ごとに「YES/NO」で得られた 2 値変数を、オブザベーションをブランドとする形式となるように集計を行った。各ブランドの変数ごとに「YES」と回答した人数を算出し、その変数に回答した全被調査者数で除することによって各ブランドのその変数における点数を求めている。

次に 2004 年度から 2006 年度までのブランドジャパンの調査結果を用いて平均構造の入った多母集団の 2 次因子分析を行った。このとき、各年度を 1 つの母集団とするため、全部で 3 群となり、各群はそれぞれ 1,000 のオブザベーションであった。これは毎年 1,000 のブランドを選択して調査を実施していたためである。分析には 3 年分で標準化したデータを用い、推定には最小 2 乗法を利用した。なお、ソフトウェアには EQS¹ を使用した。

基本的制約条件として、初年度（2004 年度）の 1 次因子と 2 次因子の平均を 0、分散を 1 に固定し、観測変数の切片および因子パタン、そして誤差分散を群間で等しいものとした。また、本研究における特殊制約条件として、群間における構成概念の分散の等値制約と 2 年目（2005 年度）および 3 年目（2006 年度）の構成概念の切片に 0 制約を置いた。ここで、0 制約とは推定すべき母数を 0 に固定することを意味する。

モデルはこの特殊制約条件の有無の組合せだけ構築するが、切片に関する制約に関して、1 次因子と 2 次因子の両方を 0 に固定する場合を除くので、その数は全

表 1. 構成概念の切片と分散の制約に関する組合せの全モデルの適合度指標

	χ^2 値	df	GFI	AGFI	CFI	RMSEA
α_0 推定 α 推定						
ϕ 固定 ϕ 固定	7,940	346	0.916	0.907	0.895	0.086
ϕ 固定 ϕ 推定	7,722	334	0.918	0.906	0.898	0.086
ϕ 推定 ϕ 固定	7,554	343	0.920	0.911	0.900	0.084
ϕ 推定 ϕ 推定	7,469	331	0.921	0.909	0.901	0.085
α_0 固定 α 推定						
ϕ 固定 ϕ 固定	7,940	348	0.916	0.907	0.895	0.085
ϕ 固定 ϕ 推定	7,722	336	0.918	0.906	0.898	0.086
ϕ 推定 ϕ 固定	7,554	345	0.920	0.911	0.900	0.083
ϕ 推定 ϕ 推定	7,469	333	0.921	0.909	0.901	0.085
α_0 推定 α 固定						
ϕ 固定 ϕ 固定	7,943	354	0.916	0.907	0.895	0.085
ϕ 固定 ϕ 推定	7,725	342	0.918	0.906	0.898	0.085
ϕ 推定 ϕ 固定	7,557	351	0.920	0.911	0.900	0.083
ϕ 推定 ϕ 推定	7,472	339	0.921	0.909	0.901	0.084

α_0 : 2 次因子の切片（共通切片）、 α : 1 次因子の切片（独自切片）、 ϕ : 2 次因子の分散（共通分散）、 ϕ : 1 次因子の分散（独自分散）

部で 12 通りであった。この全 12 通りの分析結果の適合度指標を表 1 に示す。表 1 よりすべてのモデルにおいて、GFI・AGFI ともに 0.9 を超えており、比較的良好な適合を示していることがわかった。しかしその中でも、切片の制約に関する 3 通りの組合せのそれぞれにおいて、「 ϕ 推定 ϕ 固定」のモデルの RMSEA が最小となっていた。そこで本研究では、以後、この 3 通りのモデルに注目することにした。

次にこの 3 つのモデルについて、経年における 2 次因子と 1 次因子の平均値の推移を各構成概念ごとに図 2 から図 5 に示す。図 2 は 3 つのモデルにおける 2 次因子の平均値の推移を、図 3 から図 5 は各モデルごとに 1 次因子それぞれの平均値の推移を示している。ただし図 3 から図 5 では、1 次因子の平均値（1 次因子総平均） $E[f_i^{(g)}]$ を分解した要素である、(1) 2 次因子からの平均の影響（共通平均） $a_i\alpha_0^{(g)}$ と (2) 1 次因子の各構成概念 i の独自の平均（独自平均） $\alpha_i^{(g)}$ およびそれぞれの標準偏差も同時に示した。なお、本研究では、2 次因子（基本となる構成概念） f_0 は“総合力”を、1 次因子（下位領域の構成概念） f_1 は“フレンドリー（親しみ）”、 f_2 は“イノベティブ（革新）”、 f_3 は“アウトスタンディング（卓越）”、 f_4 は“コンビニエント（便利）”をそれぞれ表している。

¹ 構造方程式モデリングのソフトウェア。詳しくは <http://www.mvsoft.com/> を参照。

図 2. 3つのモデルにおける2次因子(総合力)の平均値の推移. 左上が「 α_0 推定 α 推定 ϕ 推定 ψ 固定」モデル, 右上が「 α_0 固定 α 推定 ϕ 推定 ψ 固定」モデル, 左下が「 α_0 推定 α 固定 ϕ 推定 ψ 固定」モデル

図2より,「 α_0 推定 α 推定」モデルの1年目から2年目にかけての平均値は下降しているが,2年目から3年目にかけてはほとんど変化していないことがわかった.また,「 α_0 固定 α 推定」モデルと「 α_0 推定 α 固定」モデルに関しては平均値にほとんど変化は見られなかった.

一方図3では,「 α_0 推定 α 推定」モデルのすべての1次因子において,1次因子総平均に変化は見られなかったが,独自因子は正の方向に,共通平均は負の方向に変化していた.図4および図5では,「 α_0 固定 α 推定」モデルと「 α_0 推定 α 固定」モデルにおいて,3種類の平均値はともに3年間で変化が見られなかった.

3.2. 考察

「 α_0 推定 α 推定 ϕ 推定 ψ 固定」モデル,「 α_0 固定 α 推定 ϕ 推定 ψ 固定」モデル,「 α_0 推定 α 固定 ϕ 推定 ψ 固定」モデルの3つのモデルについて考察を行う.これら3モデルは,データの当てはまりが比較的良好であり,適合度指標だけでは最終的に採用すべきモデルを決定することはできない.そこで,各モデルを詳細に検討し,意味的な解釈を行った上で最終的なモデルを決定する必要がある.

まず,「 α_0 推定 α 推定 ϕ 推定 ψ 固定」モデルに関して,図3より,1次因子総平均の変化のなさは,独自平均と共通平均が相補的に振舞い,その結果相殺されあうことによって起こったことが分かった.しかし,2004

図3. 「 α_0 推定 α 推定 ϕ 推定 ψ 固定」モデルにおける 4 つの 1 次因子の平均値の推移

年度から 2006 年度の 3 年間のブランドジャパンの調査は、その調査状況が等しくなるように、細心の注意を払って実施されており、各年度ごとに行われた分析結果の安定性の度合いから見ても、すべての 1 次因子においてこのような極端な結果になるとは考えにくい。したがって、図 3 のような結果は、不適切な制約による不自然な結果 (artifact) であると考えられる。よって、本研究ではこのモデルは不採用とすることにした。

次に「 α_0 固定 α 推定 ϕ 推定 ψ 固定」モデルと「 α_0 推定 α 固定 ϕ 推定 ψ 固定」モデルに関してであるが、本研究の目的は構成概念の平均構造の変化を観察することであり、本研究のようなタイプの 2 次因子分析の場合、2 次因子よりも 4 つの 1 次因子に注目した方がより情報量の多い知見が得られる。したがって、2 次因子

の平均を推定し 1 次因子の平均を固定したモデルよりも、その逆のモデルを採用した方が良いと考えられる。そこで最終的に、「 α_0 固定 α 推定 ϕ 推定 ψ 固定」モデルを採用することにした。

4. 事 例

4.1. 結果

最終的に採用された「 α_0 固定 α 推定 ϕ 推定 ψ 固定」モデルのパス係数を表 2 に示す。項目 a 「知らない・全く興味がない」のみ因子パターンが負の値を示しており、それ以外はすべて正の値であった。この結果は従来のブランドジャパンの結果と整合性を保持するものであった。

次に、この因子パターンと平均構造の結果を用いて、各

図4. 「 α_0 固定 α 推定 ϕ 推定 ϕ 固定」モデルにおける4つの1次因子の平均値の推移

ブランドごとに因子平均に基づくスコア $\mathbf{F}$ を算出した。計算には以下の式を用いた。

$$\mathbf{F}_i^{(g)} = \mathbf{M}_i^{(g)} + \mathbf{Z}^{(g)} \mathbf{W}_k \quad (8)$$

$$\mathbf{F}_0^{(g)} = \mathbf{F}_i^{(g)} \mathbf{W}_i \quad (9)$$

ここで、 $\mathbf{F}_i$ は1次因子のスコアを、 $\mathbf{F}_0$ は2次因子のスコアを示している。また、 $\mathbf{M}_i^{(g)}$ は各年度ごとの1次因子の平均構造であり、 $\mathbf{Z}^{(g)}$ は3年分で標準化した後の年度ごとの観測変数の値であった。一方、 $\mathbf{W}_k$ は1次因子と観測変数間の重み行列（因子パターン行列）であるが、本研究でのモデルは測定不変の制約を置いているので、添え字 (g) は付かない。同様に、 $\mathbf{W}_i$ は2次因子と1次因子間の重み行列である。

この式を用いて、構成概念ごとに因子スコア $\mathbf{F}$ を計算し、経年によるブランドごとの推移を観察した。こ

のうち図6には、特徴的な推移を示していたAブランドとBブランドの推移図を示す。図6の左図より、Aブランドはイノベティブ因子と総合力因子が急激に上昇しているが、それ以外の因子ではほぼ横ばいであることが分かった。また、2005年度と2006年度において、イノベティブ因子のみ正の値となっていた。一方、右図より、Bブランドは総合力の下降が激しく、またそれ以外の1次因子も緩やかではあるが下降していた。

4.2. 考察

Aブランドは株式売買に関係するブランドである。現在、株取引は、デイトレードを始めとした短期売買が主流となりつつあり、これがある種のブームを引き起こした。本来の『投資』という意味合いは薄れ、マ

図5. 「 α_0 推定 α 固定 ϕ 推定 ϕ 固定」モデルにおける4つの1次因子の平均値の推移

クロ経済学を熟知せずにゲーム感覚で取引に興じるトレーダーが次々に生まれた。このブームの発生にはインターネットが何より貢献している。インターネットを利用することで、場所を選ばずリアルタイムに株取引を行うことができるからだ。

図6の左図は、近年ある種の社会現象にまでなった株式売買の現状をよく反映している。Aブランドは株式のオンライン取引において、このブランド独自の非常に優秀な取引用ソフトウェアを提供していることで有名であるが、これがそのブランドの革新的度合いを表すイノベティブ因子のスコアの上昇となって表れている。

その一方で、Aブランドの因子スコアはほとんどが負の値であった。これはAブランドのイメージの低さを反映している。しかし、総合力因子が急激に上

昇していることにより、Aブランドのイメージは急速に良くなってきていることがわかる。この総合力の変化は、イノベティブ因子の影響力が反映された結果であり、発展途上にあるブランドであると考えられる。

次に、Bブランドについて考察する。Bブランドは日本における公共放送局であり、それゆえにかなり的大手ブランドである。このことは、図6の右図より、因子スコアはほとんど正の値で、かつ初年度(2004年度)の総合力因子のスコアが大きな値であることからわかる。しかしこのブランドは、近年相次ぐ不祥事を起こした。そのため、顧客の信頼を失い、ブランド価値は暴落した。それが総合力因子のスコアの急落につながっているであろう。

このブランドは不祥事後、顧客の信頼を回復しようと様々な試みを行ってきた。しかし、4つの下位因子

のスコアも緩やかに下降していることから、その試みは成功しているとは言いがたい。1度失墜したブランドの信頼を回復するという事は非常に難しいという

ことであろう。

5. 総合的考察

本研究では、多母集団の平均構造を入れたモデルを構成する際、構成概念の切片と分散に制約を置くことで12通りのモデルを考えた。そしてモデルの適合度と意味の必然性から最終的な1つのモデルを決定するに至った。

通常の平均構造を入れた2次因子分析では、1次因子2次因子ともに切片を推定し、母数を推定するのが一般的である。しかし、図3のように、現実的に許容しがたい結果が得られる場合もある。これは、本研究において提案した平均値の分解を行わない限り決して気づくことのないモデルの不適合性である。ここに、平均構造に着目して、モデルの細かいバリエーションを観察するメリットがある。

このように本研究の結果は、心理学的研究をはじめとした、その対象となっている現象の真の構造を適切に反映したモデルを構築する際に非常に有効であるといえる。

また、多くの場合、現象や仮説を適切に反映したモデルを構築するだけでは研究は終わらない。研究の次なる段階は、そのモデル構築に使用したデータセット

図6. Aブランド(左図)とBブランド(右図)の経年における因子スコアの推移

を構成している個体が、そのモデルの下でどのような振る舞いをするかを明らかにすることである。本研究の例で言えば、各ブランドの経年に伴う変動を調査することである。

ブランドというものは、それを開発した企業の状態や株価の変動、そのときの経済状況や流行などと密接な関わりがある。したがって、ブランド研究における優れたモデルとは、個体に還元するときにはこれらの社会的具体的要因を敏感に反映し、その一方で全体を考察するときにはこれら具体的要因に対して頑健で安定した結果を提供するものであるといえる。

これまでのブランドジャパンの結果と本研究の最終モデルの結果である図 4 より、本モデルは全体に対して非常に安定した結果を提供しているといえる。また、図 6 より、モデルを個体に還元したときは、その個体とそれを取り巻く状況を適切に反映した結果を返している。したがって、本研究の手法により構築されたモデルは、まさしく上記の意味で優れたモデルであるといえる。

参 考 文 献

- Aaker, D.A. (1996). *Building Strong Brands*. New York: Free Press. (アーカー, D. 陶山計介, 小林 哲, 梅本春夫, 石垣智徳(監訳) (1997). *ブランド優位の戦略—顧客を創造する BI の開発と実践—*.ダイヤモンド社.)
- Bollen, K.A. (1989). *Structural Equations with Latent Variables*. New York: Wiley.
- 藤井義久 (1998). 大学生生活不安尺度の作成および信頼性・妥当性の検討. *心理学研究*, **68**, 441-448.
- 狩野 裕・三浦麻子 (2002). グラフィカル多変量解析—AMOS, EQS, CALIS による目で見える共分散構造分析—. 現代数学社.
- 森 治子・長谷川浩一・石隈利紀・嶋田洋徳・坂野雄二 (1994). 不合理な信念測定尺 (JIBT-20) の開発の試み. *ヒューマンサイエンス リサーチ*, VOL 3, 43-58.
- 中山 晃 (2005). 日本人大学生の英語学習における目標思考性と学習館及び学習方略の関係のモデル化とその検討. *教育心理学研究*, **53**, 322-330.
- 日経 BP コンサルティング (2002). *ブランドジャパン 2002 総合報告書 [解説書]*. 日経 BP コンサルティング.
- 犬塚美輪 (2002). 説明文における読解方略の構造. *教育心理学研究*, **50**, 152-162.
- Sörbom, D. (1982). Structural equation models with structured means. In Jöreskog, K.G., & Wold, H. (Eds.) *Systems under Indirect Observation, Part I* (pp.183-195). Amsterdam: North-Holland.
- Rosenbaum, P. & Rubin, D. (1983). The central role of the propensity score in observational studies for causal effects. *Biometrika*, **70**.
- 鈴木督久 (2002). SEM による企業イメージのマネジメント—平均構造・多母集団解析の応用—. *行動計量学*, **29**, 174-181.
- 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.
- 山森光陽 (2003). 中学校英語科の観点別学習状況の評価における関心・意欲・態度の評価の検討—多変量一般化可能性理論を用いて—. *教育心理学研究*, **51**, 195-204.

(2006 年 12 月 2 日受付, 2007 年 1 月 16 日最終修正)