

# 日本人の満足感の構造とその規定因 に関する因果モデル

—— 共分散構造分析の「日本人の国民性調査」への適用 ——

統計数理研究所 前 田 忠 彦

(1994 年 12 月 受付)

## 1. はじめに

本論文の目的は、国民性調査第 9 回全国調査のデータについて共分散構造モデルによる分析を行い、「個人生活への満足感」と「社会への満足感」をそれ以外の主観的（心理的）要因を用いて説明するモデルを構成すること、及びその分析を通じて共分散構造モデルのような構成概念間の構造方程式モデルを社会調査データに適用することの効用を論ずることである。とりあげる項目は M 型調査票の生活や社会への満足感を中心とする項目である（国民性調査において継続質問を中心として構成される過去型（K 型）質問票に対し、国民の新しい意識動向を把握するために用意された「未来型」の質問票も用意されており、これを M 型調査票という）。

豊田（1992）によれば、構成概念とは「とりあえずその存在を仮定することによって複雑にこみ入った現象を比較的単純に理解することを目的として構成した概念」である。共分散構造モデルで扱う構成概念は「2 つ以上の観測変数間の共変動を生じさせる原因としてそれらの観測変数の背後に仮定される共通の要因」と言い換えることができる（豊田 他（1992））。

例えば、本論文でとりあげる『満足感』も構成概念の一種である。社会調査の文脈に即して言えば、構成概念は「類似した複数の質問項目の背後にあって、それらの質問項目に対する共通の回答傾向を生ぜしめる態度」である。本論文では、国民性調査の M 型調査票の一部の項目の回答間の共変動（相関関係）を「構成概念」（潜在変数）を導入することによって縮約的に説明しつつ、複数の構成概念間の関係を構造方程式モデルによって記述する。本論文の以下の記述では、具体的な構成概念を『』でくくって示す。

本論文の構成は以下の通りである。

まず、第 2 章で、『満足感』に関する従来の社会調査を概観する。この部分は本論文で『満足感』という構成概念を取り上げた理由を説明する役割も持つ。第 3 章では、共分散構造モデルの概要を述べる。この部分のキーワードは、「構成概念」と「構造方程式モデル」であり、いずれも本論文の枠組みを提供する概念である。第 4 章で分析に使用した項目とモデルの特定方法を説明し、競合する複数のモデルの候補を提示する。第 5 章ではモデル選択の結果と選択されたモデルの分析結果を示し、その実質科学的な意味を考察する。第 6 章では、以上の材料に基づいて、「調査研究に構成概念を導入することの効用」と「調査研究における構造方程式モデルの役割」について、考察を加える。

## 2. 満足感に関する研究

『満足感』は主として心理学と社会学の分野で研究される構成概念である。本章では、心理学分野での研究について簡単に紹介した後、我が国の社会調査研究において『満足感』がどのように取り扱われてきたかをやや詳しく述べる。

### 2.1 心理学における『満足感』研究

心理学において、『満足感』は個人生活の個々の活動領域における満足感という形で取り上げられることが多い。例えば大藪・前田(1994)が、発達心理学分野の研究において、乳児をもつ母親の『育児満足感』をとりあげ、これを規定する要因を探索したのはその一例である。各種の『満足感』のうち心理学の分野で最も精力的に研究されているのは、産業心理学分野における『職務満足』(job satisfaction)である。職務満足が好んで取り上げられるのは、この概念が職務成績(job performance)など収益に直結する変数との関係が深いからであろう。

『職務満足』を扱った研究は枚挙に暇がないので、本論文に関連が深い『生活満足感』(life satisfaction)と『職務満足』との関係を扱ったものに限定すると、1989年には34編の研究を用いたメタ分析研究が発表されており(Tait et al. (1989)), 2つの構成概念間の相関は0.44と推定されている。最近のものでは、Judge and Watanabe(1993)がこの2つの構成概念をとりあげ、共分散構造モデルを用いた分析結果から、2つの構成概念は一方が他方に影響を与えるというよりも、相互に影響を与えあうものであると結論している。

### 2.2 社会調査に基づく生活全体への満足と社会への満足の分析

社会学の分野では心理学分野に較べて、よりマクロな視点から『満足感』が取り上げられることが多い。わけても『生活満足感』(個人の生活全般への満足)と『社会への満足感』は中心的な関心の対象であり、多くの社会調査で取り上げられ、また複数の調査にわたって分析がなされる項目である。例えば間々田(1993)は総理府の「国民生活に関する世論調査」(継続調査)の資料を用いて、日本人の『生活満足感』の20数年にわたる時系列的变化を分析している。また少々古くなったが、出井(1973)や国民選好度調査委員会(1972)は、その後経済企画庁により行われている「国民選好度調査」(最新のものは、経済企画庁国民生活局(1994))の出発点となった調査に基づいて、『生活満足度』を規定する要因を数量化I類、II類を用いて検討している。この分析では、全体としてみると客観的な属性要因よりも主観的な要因のほうが『満足感』に対する予測力が高いという結果が得られている。

一方、海野・斉藤(1990)は1988年に行われた「生活環境に関する仙台市民の意識調査」のデータに基づき、『生活満足感』『社会満足感』『公平感』の3つの変数間の因果関係を検討している。海野・斉藤(1990)は、エラボレーションの手法を用いた相関関係の分析から示唆される因果の図式は、

1. 『公平感』 ← 『社会満足感』 → 『生活満足感』
2. 『公平感』 → 『社会満足感』 → 『生活満足感』
3. 『公平感』 ← 『社会満足感』 ← 『生活満足感』

のいずれかであるとし、この中で第3の因果図式が成り立つのではないかと推論している。推論の根拠は、「人間は一般に、自分の周囲にあるミクロな認知から出発して、これを拡大・一般化する(般化)、と考えられる」ことである。言い換えると、ミクロな認知に基づく『生活満足感』がマクロな認知に基づく『社会満足感』へ一般化するのではないかと、という推論である。

本論文では、海野・斉藤(1990)では区別されていた『公平感』と『社会満足感』とを区別することをしないが、類似の因果図式を扱うことにする。

### 2.3 国民性調査における『満足感』関連の項目

国民性調査では、第5回全国調査以来『満足感』に関する項目が何度か用いられてきた。その中心は“家庭に満足か”(#2.3c)と、“社会に満足か”(#2.3d)であるが、第8回全国調査までは、『満足感』の複数の側面に関して同時に質問されたのは、最大で3つの側面(第7回全国調査)についてであった。

第9回全国調査では、M型調査票において6つの側面に関する項目が用意され、『満足感』に関してこれまでの調査で最も包括的に質問がなされた。坂元(1995)によれば、社会に対する満足感の高まりは、家族志向の高まり、穏やかな意見の増加、と共に近年の国民の意識動向を特徴づけるものであり、このような観点からも『満足感』は注目される構成概念である。ここで、日本人全体の『満足感』および関連する意識について主観的な要因に基づく説明モデルを構成しておくことは意義が大きいと思われる。

## 3. 共分散構造モデルの概要

本研究では、『生活満足感』と『社会への満足感』の分析を行うにあたり、共分散構造分析を用いる。そこで本章では、共分散構造モデルの概略を示す。

### 3.1 共分散構造分析の目的

共分散構造モデルは多変量解析の1モデルであり、一言で言えば「構成概念の間に設定された因果モデルを分析するための手法」である。構成概念は、統計的には「潜在変数」としてモデルに導入される。

共分散構造モデルでは、「測定方程式」と「構造方程式」という2種類の方程式によってモデルが記述される。2種類の方程式はそれぞれ以下の多変量解析のモデルとほぼ対応する。

測定方程式：因子分析

構造方程式：パス解析(構造方程式モデル)

したがって、共分散構造分析は、大まかにいって、因子分析とパス解析による分析を同時に実現する為のモデルであり、「潜在変数を伴う構造方程式モデル」(Bollen(1989))と言い換えることができる。

### 3.2 共分散構造の表現

共分散構造モデルに関して、実用的な表現を与え応用の先鞭をつけたものとして、LISREL(Jöreskog and Sörbom(1979))が有名である。その他 Bentlerらによる EQS(Bentler and Weeks(1980), Bentler(1989)), McDonald(1985)による COSAN など、いくつかの共分散構造の表現法が提案されている。ここでは LISREL モデルに課された不必要な制約を排し、より簡潔な表現ではあるが LISREL 表現の利点も残した豊田(1992)の表現にしたがって、共分散構造モデルの概要を述べる。

まず、観測変数  $x$  は潜在変数  $\xi, \eta$  と測定誤差  $\epsilon$  の線形和に分解されるものと仮定される。この状況は以下の測定方程式によって表現される。

$$(3.1) \quad x = \mu_x + K\eta + \Lambda\xi + \epsilon.$$

ここで  $\mathbf{x}$  は  $n_x$  個の観測変数を並べた変数ベクトル,  $\boldsymbol{\mu}_x$  はその母平均ベクトルであり,  $\mathbf{K}$  と  $\mathbf{\Lambda}$  は, それぞれ  $j$  番目の内生的潜在変数  $\eta_j$  から  $i$  番目の観測変数  $x_i$  への影響力を表わす母数  $\lambda_{ij}$  と,  $k$  番目の外生的潜在変数  $\xi_k$  から  $x_i$  への影響力を表わす母数  $\lambda_{ik}$  を要素とする行列,  $\boldsymbol{\epsilon}$  は測定誤差を表わす変数ベクトルである.

上記の測定方程式に導入された2種類の構造的潜在変数  $\boldsymbol{\xi}$  と  $\boldsymbol{\eta}$  の間の関係は, 次の構造方程式によって表現される.

$$(3.2) \quad \boldsymbol{\eta} = \mathbf{B}^* \boldsymbol{\eta} + \mathbf{\Gamma} \boldsymbol{\xi} + \boldsymbol{\zeta}.$$

ここで,  $\mathbf{B}^*$  は,  $j$  番目の内生的潜在変数  $\eta_j$  から  $i$  番目の内生的潜在変数  $\eta_i$  への因果的な影響力を表わす因果係数  $\beta_{ij}$  を要素としてもつ母数行列であり,  $\mathbf{\Gamma}$  は,  $k$  番目の外生的潜在変数  $\xi_k$  から  $\eta_i$  への因果的な影響力を表わす因果係数  $\gamma_{ik}$  を要素としてもつ母数行列である. また,  $\boldsymbol{\zeta}$  は  $\eta_i$  に関する構造方程式の誤差項を並べた変数ベクトルである. ここで,  $\mathbf{B} = (\mathbf{I} - \mathbf{B}^*)^{-1}$  の存在を仮定すると, (3.2) 式は

$$(3.3) \quad \boldsymbol{\eta} = \mathbf{B}\mathbf{\Gamma}\boldsymbol{\xi} + \mathbf{B}\boldsymbol{\zeta}$$

と書き換えられる.

上記2つの方程式において,  $\boldsymbol{\eta}, \mathbf{x}$  はモデルによってその生成が記述される変数なので「内生(的)変数」,  $\boldsymbol{\xi}, \boldsymbol{\epsilon}, \boldsymbol{\zeta}$  はその原因を特定せずにモデルに導入される変数なので「外生(的)変数」に分類される.

上記の方程式モデルについて, 以下の仮定が置かれる. まず, 全ての潜在変数 ( $\boldsymbol{\xi}, \boldsymbol{\eta}, \boldsymbol{\epsilon}, \boldsymbol{\zeta}$ ) の期待値は  $\mathbf{0}$  であること, すなわち,

$$E(\boldsymbol{\xi}) = \mathbf{0}, \quad E(\boldsymbol{\eta}) = \mathbf{0}, \quad E(\boldsymbol{\epsilon}) = \mathbf{0}, \quad E(\boldsymbol{\zeta}) = \mathbf{0}$$

が仮定される. また, 外生変数  $\mathbf{c} = (\boldsymbol{\epsilon}' \boldsymbol{\xi}' \boldsymbol{\zeta}')$  間の共分散行列  $\boldsymbol{\Sigma}_c$  には,

$$(3.4) \quad \boldsymbol{\Sigma}_c = \begin{bmatrix} \mathbf{\Delta} & \mathbf{0} & \mathbf{0} \\ \mathbf{0} & \boldsymbol{\Phi} & \mathbf{0} \\ \mathbf{0} & \mathbf{0} & \boldsymbol{\Psi} \end{bmatrix}$$

という制約が置かれる.

以上の仮定の下で, (3.3) 式を (3.1) 式に代入して, 平均偏差ベクトルの積の期待値をとると, 観測変数間の母共分散行列  $\boldsymbol{\Sigma}_x$  は, 7つの母数行列  $\mathbf{K}, \mathbf{\Lambda}, \mathbf{B}, \mathbf{\Gamma}, \boldsymbol{\Phi}, \mathbf{\Delta}, \boldsymbol{\Psi}$  により, 以下のように構造化される.

$$(3.5) \quad \boldsymbol{\Sigma}_x = (\mathbf{KB}\mathbf{\Gamma} + \mathbf{\Lambda})\boldsymbol{\Phi}(\mathbf{KB}\mathbf{\Gamma} + \mathbf{\Lambda})' + (\mathbf{KB})\boldsymbol{\Psi}(\mathbf{KB})' + \mathbf{\Delta}.$$

ここで7種類の母数行列の要素の全てが自由母数であるわけではなく, それらのうちの多くは値が0に固定された「固定母数」である. 自由母数は, モデルが識別される範囲内で分析者によって指定される. また, 自由母数の数を  $p$  として, モデルの自由度は, 共分散行列の非冗長な要素の数と自由母数の数の差, すなわち

$$(3.6) \quad df = n_x(n_x + 1)/2 - p$$

となる.

共分散構造モデルでは, 観測変数の共分散行列  $\boldsymbol{\Sigma}_x$  には, 自由度の数だけ制約が入っている. パラメータ数が  $n_x(n_x + 1)/2$  まで増えると, 共分散行列の非冗長な要素を全て母数として推定するモデルと同等になり,  $\boldsymbol{\Sigma}_x$  に対する制約は, 非負定値行列であるということだけになる. 逆に言えば, 共分散構造モデルは共分散行列に自由度の数だけ制約を入れて, より少ないパラメー

タ数で共分散行列の構造を記述することにより、節約の原理を実現するモデルである。

### 3.3 母数の推定

前記7つの母数行列の自由母数を縦一列に並べたベクトルを  $\theta$  とし、母数の関数としての共分散行列を  $\Sigma = \Sigma(\theta)$  と書き、標本共分散行列を  $S$  とする。母数の推定は、母数の関数として構造化された共分散行列  $\Sigma(\theta)$  が何らかの意味で標本共分散行列  $S$  に近くなるように行われる。推定法として具体的には単純最小2乗法 (SLS)、一般化最小2乗法 (GLS)、最尤法 (ML) などがよく用いられる。それぞれの推定法に応じて異なる適合度関数が定義され、母数の推定は適合度関数を最小化することによって行われる。

本論文で用いた最尤推定法の場合、最小化されるべき適合度関数  $f_{ML}$  は、外生変数が多変量正規分布に従っているという仮定の下で、

$$f_{ML} = \text{tr}(\Sigma(\theta)^{-1}S) - \log |\Sigma(\theta)^{-1}S| - n_x$$

と導かれる。

### 3.4 モデル評価の基準

本節ではモデル全体の評価基準について説明する。

構成したモデルが妥当であるためには、第一にそのモデルがデータに対する高い説明力を持っているなければならない。構成したモデルがどれだけデータを説明しているかを示す記述的な指標として、適合度指標 GFI やそれをモデルの自由度  $df$  で修正した修正適合度指標 AGFI (Adjusted GFI) などが用いられる。それぞれ、

$$\begin{aligned} \text{GFI} &= 1 - \frac{\text{tr}((W(S - \hat{\Sigma}(\theta)))^2)}{\text{tr}((WS)^2)} \\ \text{AGFI} &= 1 - \left( \frac{n_x(n_x + 1)}{2df} \right) (1 - \text{GFI}) \end{aligned}$$

で定義される。ここで  $\hat{\Sigma}(\theta)$  は母数の推定値に基づいて構成された共分散行列の推定値であり、 $W$  は適当な重み行列である。 $W$  としては推定方法によって異なる行列を用いることが多く、最尤法を用いた場合、本論文で使用した SAS の CALIS プロシジャ (SAS Institute (1989, 1992)) や LISREL (Jöreskog and Sörbom (1993), 白倉 (1991), SPSS Inc. (1990)) などのソフトウェアでは  $\hat{\Sigma}(\theta)^{-1}$  が利用される。モデルが標本共分散行列を完全に説明しているときは  $\text{GFI} = 1$  となり、 $\text{AGFI} \leq \text{GFI} \leq 1$  なる関係がある。

第二に、構成したモデルは、解の説明力と同時にその安定性という側面からも評価せねばならない。解が安定的であるためには、モデルは (自由母数の数が少ないという意味で) 節約的であることが望ましい。解の説明力と安定性を統合した指標として、情報量規準が用いられる。母数の推定に最尤法を用いた場合、モデル選択の基準として、AIC を用いることができ、

$$\text{AIC} = \chi^2 - 2df$$

で計算される。 $\chi^2$  は、最尤法の適合度関数を導く際の尤度比の対数を  $-2$  倍したそれである。

AIC は評価が標本数  $N$  と完全に独立ではなく、 $N$  が増大するにつれて一般モデル (自由度の小さいモデル) が選択されやすくなる。この点を調整した評価基準の一つとして、Consistent Information Criterion (CIC; Bozdogan (1987)) があり、

$$\text{CIC} = \chi^2 - (\log N + 1)df$$

と定義される。

#### 4. 分析方法

本章では、第9回全国調査M型調査票のデータを分析する際の、競合する複数のモデルの特定を行う。

##### 4.1 分析対象の項目とサンプル

分析に使用した変数は、表1に示した14項目である（具体的な質問文については統計数理研究所（1994）を参照のこと）。表には、4.3節に示す「モデル3：2つの満足感を説明する構造方程式モデル」における潜在変数の記号を示してある。

14個の項目（観測変数）は5つの異なる構成概念を測定するための項目に分類される。いずれの項目についても、‘その他’とD.K.回答は欠測値の扱いとした。健康状態（#2.80）を除く13項目は、‘その他’、D.K.以外の選択肢は、4段階または5段階での評定を求めるものである。これらは本来順序尺度をなす変数と扱うべきであるが、本論文ではこれを便宜的に間隔尺度をなすものと仮定する。順序尺度での測定に応じた分析方法については6.3節で言及する。

また、“健康状態”（#2.80）と記したのは、下位項目5つ、すなわち“頭痛、偏頭痛”（#2.80a）、“背中への痛み”（#2.80b）、“いらいら”（#2.80c）、“うつ状態”（#2.80d）、“不眠症”（#2.80e）に対して、ここ1ヶ月の間に‘かかったことがない’と回答した場合に1ポイントを与えて、その合計点を新たな変数と定義したものである。Kuder-Richardsonの公式20（Kuder and Richardson（1937））に基づくこの合計点の信頼性係数の推定値は、 $\rho=0.643$ である。合計点の内的整合性は十分に高いとは言えないが、項目内容から判断して『不定愁訴』の少なさを意味する加算得点を求めることに大きな問題はないであろう。“健康状態”を5項目の背後の潜在変数としてモデルに導入する方法も考えられるが、本論文ではこの5項目だけが0-1型の変数になることを避け、上記の操作によってあたかも“健康状態”（#2.80）を0点から5点の6段階の評定項目であるかのように扱う方法を選んだ。

以上の各項目について、M型調査への回答者1,905名のうち、欠測のない1,381名のサンプル

表1. 分析に使用した項目と関連する構成概念（潜在変数）の内容。

潜在変数	潜在変数 (構成概念) の内容	観測変数 (項目番号)	項目内容
$\xi_1$	健康状態	# 2.80	(5項目の病的症状の有無に関する回答の加算)
$\xi_2$	生活水準	# 1.8 # 7.29 # 7.30 a	帰属階級 くらしむき 生活水準10年の変化
$\xi_3$	日本の物質的 豊かさへの評価	# 9.12 a # 9.12 c # 9.12 d	日本の「科学技術の水準」 日本の「経済力」 日本の「生活水準」
$\eta_1$	個人生活への満足	# 2.3 c # 2.3 i # 2.3 j # 2.3 k # 2.3 l	家庭に満足か 仕事や職場に満足か 余暇に満足か 健康状態に満足か 生活全体に満足か
$\eta_2$	社会への満足	# 2.3 d # 7.40	社会に満足か 社会は公平か

を分析対象データとした。

## 4.2 分析の目的

分析の目的は、

- (1) 14 個の観測変数間の共変動を縮約的に記述すること
- (2) 『個人生活への満足感』と『社会への満足感』という 2 つの構成概念間の関係について検討し、またこれら 2 つの満足感を規定する要因を検討すること

の 2 点である。(1) の目的のために、測定方程式によって構成概念(潜在変数)を導入し、(2) の目的のために、構成概念間の関係を構造方程式によって表現する。その際、内生変数となるのは、『 $\eta_1$ : 個人生活への満足感』と『 $\eta_2$ : 社会への満足感』である。構造方程式の因果係数の大きさを検討することによって、『個人生活への満足』と『社会への満足』のいずれが原因でいずれが結果であるのか、あるいはこの 2 つは相互に因果的な影響を与えあう構成概念であるのか、という点を中心に検討する。

## 4.3 モデルの特定の枠組み

表 1 に示した 14 個の観測変数のデータについて、大きく分けて 3 種類のモデルを設定する。3 種類のモデルには、それぞれ以下のように下位モデルを設定し、それぞれモデル 1A, 1B, などと呼ぶ。

1. 確認的一次因子分析モデル
  - A. 一次因子が 1 つのモデル
  - B. 一次因子が 5 つのモデル
2. 確認的二次因子分析モデル
  - A. 二次因子が 1 つのモデル
  - B. 二次因子が 2 つのモデル
3. 2 つの満足感を説明する構造方程式モデル
  - A. 『社会への満足』が『個人生活への満足』を規定するモデル
  - B. 『個人生活への満足』が『社会への満足』を規定するモデル
  - C. 双方向の影響を含むモデル

本論文では、モデル 3 のグループの妥当性を検討することが主たる目的であり、1 と 2 のモデルは、モデル 3 との対比を目的として分析結果を示すことにする。

これらのモデルをパス図で表現すると、図 1A, 1B, 図 2A, 2B, 図 3 のようになる。図 2 と図 3 では、構成概念間の関係を説明する部分(即ち構造方程式によって表現される関係)だけを図示し、本文の記述に必要なものについては、パス図の矢印に母数名を付した。図 2 と図 3 に含まれる全てのモデルにおいて、測定方程式における構成概念と観測変数の対応関係は、表 1 に示した通りのものに統一した。すなわち、モデル 2 とモデル 3 の構成概念と観測変数の対応関係もまた、図 1B に示されていることになる。

なお、モデル 1B, 2, 3 の各モデルでは、『健康状態』を意味する潜在変数には、対応する観測変数が # 2.80 の 1 個しか用意されていない。そのような場合に測定方程式の識別性を保証するため、全てのモデルで一指標条件(Bollen (1989), 豊田 (1992))を利用して識別する。具体的には、# 2.80 に関する測定方程式の誤差項の分散を、# 2.80 の信頼性係数の推定値( $\hat{\rho}$ )の情報を用いて、(# 2.80 の項目分散) $\times(1-\hat{\rho})$ によって推定した値に固定し、潜在変数からの係数を 1

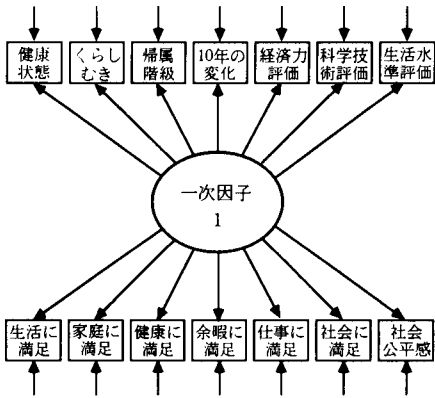


図 1A. モデル 1A のパス図による表現 (14 個の観測変数間の共変動が、共通の原因である一次因子のみによって説明されるとする確認的一次因子分析モデル)。

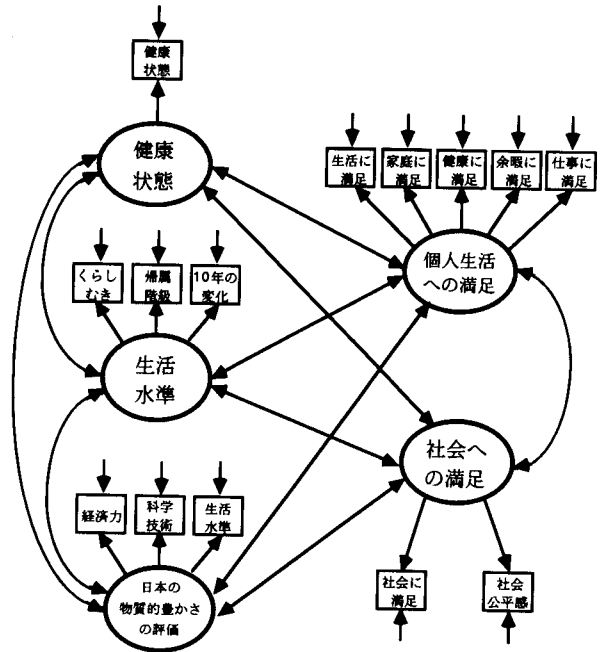


図 1B. モデル 1B のパス図による表現 (14 個の観測変数間の共変動が 5 つの構成概念によって説明されるとする確認的一次因子分析モデル)。

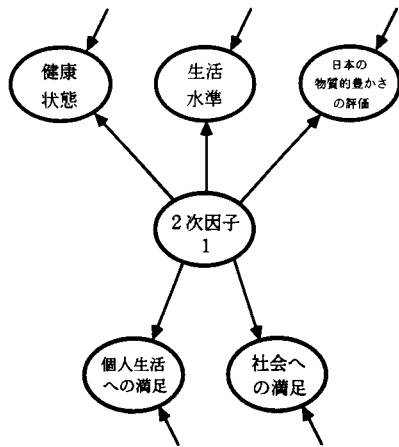


図 2A. モデル 2A のパス図による表現 (5 つの構成概念間の共変動が、唯一の 2 次因子によって説明されるとする確認的 2 次因子分析モデル)。

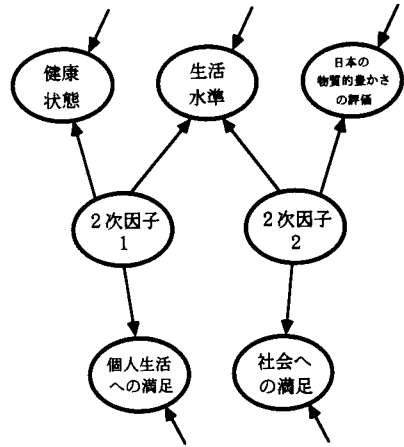


図 2B. モデル 2B のパス図による表現 (5 つの構成概念間の共変動が、2 つの 2 次因子によって説明されるとする確認的 2 次因子分析モデル)。

に固定した。この操作により、『健康状態』を意味する潜在変数は、古典的テスト理論の用語で言えば、観測される得点 #2.80 の「真の値」としてモデルに導入されることになる。

また、測定方程式の誤差項  $\epsilon$ 、構造方程式の誤差項  $\zeta$  の分散共分散行列  $\Delta$ 、 $\Psi$  については、い



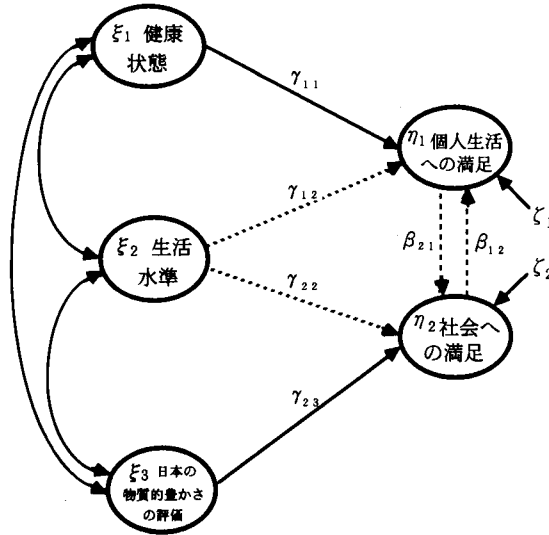


図3. モデル3A, 3B, 3Cに共通のパス図。(実線の矢印は、すべてのモデルにおいて推定される母数。点線の矢印は、モデルによって0に固定されることがある母数を示す。モデル3Aでは $\beta_{21}$ が推定されず、モデル3Bでは $\beta_{12}$ が推定されない。)

いずれも対角要素すなわち誤差分散のみを自由母数に指定した。

#### 4.4 各モデルの詳細

モデル1の2つのモデルは、いずれも共分散構造モデルの下位モデルである「確認的因子分析」と呼ばれるものである。確認的因子分析モデルでは、モデルが測定方程式のみによって記述される。

モデル1A (図1A) は、14個の観測変数間の共変動は、共通の1因子によって説明されるという仮説を表明したものであり、そもそも14項目が、表1に示すような5つの異なる構成概念の指標である、という本研究における仮定に反するモデルである。このモデルが選択されるとその仮定が無意味になるから、このモデルは選択されないことを期待して分析を行うことになる。

モデル1B (図1B) は、5つの構成概念(因子)を想定するモデルである。構成概念間には特に構造を仮定せず、構成概念間の共変動は相関関係として記述し、全ての組み合わせについて母数として推定する。このモデルは、5つの構成概念間の関係に関しては、最も制約の緩やかなモデルである。したがって、モデル2、モデル3の各モデルのように、特定の構造を仮定するモデルは、モデル1Bよりも節約的であることが目標となり、モデル1Bは比較のベースラインとなるものである。

モデル1Aとモデル1Bの間には、2個、3個、4個の一次因子を仮定するモデルを想定することもできるが、本論文では14個の観測変数の背後に仮定されるべき因子(潜在変数)の数については議論せず、モデル1A以外のモデルでは共通の測定方程式を用いる。これは議論の中心を5つの構成概念間の関係を記述・考察することに絞るためである。

モデル2 (図2) は、想定した5つの構成概念(一次因子)間の共変動が、更に高次の構成概念(二次因子)によって説明されるとする確認的二次因子分析モデルである。1つの二次因子によって説明されるとするモデル2A (図2A) と、2つの二次因子によって説明されるとする

モデル 2B (図 2B) を設定しておく。

モデル 3 のグループは、『 $\xi_1$ : 健康状態』『 $\xi_2$ : 生活水準』『 $\xi_3$ : 日本の物質的豊かさへの評価』を先験的に外生的潜在変数と指定し、2つの内生的潜在変数『 $\eta_1$ : 個人生活への満足』『 $\eta_2$ : 社会への満足』の変動を、3つの外生的潜在変数によって説明・予測しようとするモデル群である。

モデル 3A (のグループ) は、『 $\eta_1$ : 個人生活への満足』は、『 $\eta_2$ : 社会への満足』によって規定される、という仮説 ( $\beta_{12} > 0, \beta_{21} = 0$ ) を表現したもの、モデル 3B (のグループ) は、『 $\eta_1$ : 個人生活への満足』が先立つ変数として存在し、個人生活への満足が高まって初めて『 $\eta_2$ : 社会への満足』感も高まるという仮説 ( $\beta_{21} > 0, \beta_{12} = 0$ ) を表明したもの、モデル 3C (のグループ) は、これら 2つの満足感相互に影響を与えあうという仮説 ( $\beta_{21} > 0, \beta_{12} > 0$ ) を表明したものである。

このモデル群で、 $\xi_1, \xi_2, \xi_3$  を外生変数に指定するのは、以下のような考えに基づいている。まず、これらの変数は「認知的な評価」の質問への回答の背後に存在すると仮定される構成概念である。一方、 $\eta_1, \eta_2$  は「情緒的な評価」を質問した項目への回答の背後に存在する構成概念であると考えられる。心理学的には、態度の認知的側面が形成された上で情緒的な側面が形成されると考えられるので、認知的な要因によって情緒的な要因を説明するという方向を仮定するのが妥当であろう。よって、 $\xi_1, \xi_2, \xi_3$  を外生変数に指定する。

モデル 3 のグループにおいては、 $\xi_1$  は  $\eta_1$  に直接影響を与えるが  $\eta_2$  には直接影響を与えず ( $\gamma_{11} > 0, \gamma_{21} = 0$ )、 $\xi_3$  は  $\eta_2$  に直接影響を与えるが  $\eta_1$  には直接影響を与えない ( $\gamma_{32} > 0, \gamma_{13} = 0$ ) ものと仮定されている。変数の内容から判断すれば、『 $\xi_1$ : 健康状態』が『 $\eta_2$ : 社会への満足』に、『 $\xi_3$ : 日本の物質的豊かさの評価』が『 $\eta_1$ : 個人生活への満足』に直接的な影響を与えるとは考えにくいので、 $\gamma_{21} = 0, \gamma_{13} = 0$  という仮定は妥当であろう。また、(3.4) 式の仮定により  $\xi_1, \xi_3$  は  $\xi_2, \xi_1$  と無相関である。このような  $\xi_1$  と  $\xi_3$  はそれぞれ  $\eta_1 \rightarrow \eta_2$  と  $\eta_2 \rightarrow \eta_1$  の関係についての道具的変数 (instrumental variable: Duncan (1975), Heise (1975)) と呼ばれる。道具的変数を導入することによって、双方向の因果関係を含むような「非逐次的なモデル」においても、 $\beta_{21}$  と  $\beta_{12}$  を推定することができる。

以上のようにモデル 3 では、 $\gamma_{11}$  と  $\gamma_{23}$  が自由母数、 $\gamma_{21}$  と  $\gamma_{13}$  が 0 に固定されるという点が共通に設定されるが、 $\xi_2$  と  $\eta_1, \eta_2$  の関係 ( $\gamma_{21}, \gamma_{22}$ ) については、各モデル内のバリエーションとして

- (1)  $\gamma_{22}$  のみが自由母数
- (2)  $\gamma_{12}$  のみが自由母数
- (3)  $\gamma_{12}$  と  $\gamma_{22}$  が共に自由母数

という下位モデルを共通に設定し、モデル 3A(1), 3A(2), 3A(3), モデル 3B(1), 3B(2), 3B(3), モデル 3C(1), 3C(2), 3C(3), とする。

以上のモデル 3 における主要な母数配置を付録にまとめた。

## 5. 分析結果

### 5.1 モデル選択

母数の推定を最尤法によって行い、各モデルの適合度に関する指標を表 2 にまとめた。本論文では、GFI と AGFI が十分に高いと見なされるモデルの中から、AIC 及び CIC の値を参照しながら最適のモデルを選択する。

まず、GFI を参照すると、モデル 1 は説明力が充分ではないので、最終的に選択すべきモデ

表 2. 各種モデルの適合度の比較.

モデル名	$p$	GFI	AGFI	$\chi^2$	$df$	AIC	CIC
1A	28	0.892	0.852	1012.619	77	858.619	378.866
1B	37	0.972	0.957	274.760	68	138.760	-284.918
2A	32	0.967	0.952	322.315	73	176.315	-278.516
2B	34	0.971	0.958	285.709	71	143.709	-298.661
3A(1)	34	0.967	0.952	319.521	71	177.521	-264.849
3A(2)	34	0.966	0.949	343.504	71	201.504	-240.866
3A(3)	35	0.972	0.957	282.903	70	142.903	-293.237
3B(1)	34	0.956	0.934	457.213	71	315.213	-127.157
3B(2)	34	0.971	0.958	284.079	71	142.079	-300.291
3B(3)	35	0.972	0.958	278.232	70	138.232	-297.908
3C(1)	35	0.968	0.952	313.830	70	173.830	-262.310
3C(2)	35	0.971	0.957	283.864	70	143.864	-292.275
3C(3)	36	0.972	0.958	276.323	69	138.323	-291.586

注)  $p$ : 自由パラメータ数

ルの候補から外すことができる。このことは、例えば『どのような質問に対しても肯定的な回答をする傾向』、あるいは『自身の生活に関連する事項を常に肯定的に評価する傾向』といった、単一の構成概念(図 1A の「一次因子 1」)によっては、14 個の項目間の共変動を説明しきれないことを意味している。したがって、これらの項目の背後には、もう少し細分化した構成概念を用意する必要があることが確認される。

モデル 1B は、4.4 節で言及したように、モデル 2 やモデル 3 のグループの各モデルが目標とすべきベースラインのモデルであり、パラメータ数が最も多いことから、モデルの説明力に関する記述的な指標である GFI は最も高くなる。

モデル 2 とモデル 3 の中で、GFI の値が最低であるのは、モデル 3B(1) の 0.956 である。GFI は 0.95 以上を一つの目安とすることが多いので、この意味でモデル 2 とモデル 3 に含まれるモデルは、記述統計的な観点からはいずれも比較的高い説明力を持っていると言える。

ただし、本論文はモデル 3 の中から最適モデルを選択することを目的とするので、モデル 2 の 2 つのモデルは候補外とする。また、モデル 2A は、相対的には GFI が低いモデルと言え、モデル 1A ほどではないにしても、5 つの構成概念間の共変動を 1 つの一般的な因子(図 2A の「二次因子 1」)で説明するのでは不十分である、ということを示唆している。

さて、モデル 3 に含まれる 9 個のモデルのなかから、AIC 及び CIC を参照しながらモデル選択を行うと、Minimum AIC (以下 MAIC) 基準からはモデル 3B(3) が採択されるが、モデル 3C(3) との差は小さいので両方を最終的な選択の候補として残すこともできる。また、Minimum CIC (以下 MCIC) の観点からは 3B(2) が選択される。

この時点で 9 個のモデルのうち、モデル 3A に属する 3 モデルはいずれの基準でも採択しがたいことになる。したがって「『社会への満足』が高まることによって『個人生活への満足』も

高まる」という方向の影響だけを考えるのでは、データを節約的に説明できないという結論が導かれる。よって、『 $\eta_2$ : 社会への満足』と『 $\eta_1$ : 個人生活への満足』を説明する際には、「個人→社会」という方向の影響力  $\beta_{21}$  を考えることが必要であることが示唆される。また、モデル 3C (3) で推定した双方向の影響力のうち、「個人→社会」の方向の影響力を示す  $\beta_{21}$  は統計的に有意なものであったが、「社会→個人」の方向の影響力を示す  $\beta_{12}$  の推定値は統計的に有意ではなかった。標準化された値で両者を比較すると  $\beta_{21}$  の 0.288 に対し  $\beta_{12}$  は 0.145 であり、このことから「社会→個人」の方向の影響力は、あるとしても相対的には弱いものと言える。

MAIC と MCIC の基準から、それぞれ異なったモデルが最終的な選択の候補として残されたが、本データでは  $N=1381$  とサンプル・サイズが大きいことから MAIC 基準はパラメータの多いモデルを選択しがちであることを考慮に入れ、MCIC の 3B(2) を最終モデルとして選択する。

### 5.2 個人生活と社会への満足感を規定する要因に関する考察

モデル選択の結果にしたがい、モデル 3B(2) の分析結果について、詳細に検討する。

図 4 に示したのは、モデル 3B(2) のパス図に標準化されたパラメータ推定値を記入したものである。また、図には比較のために、モデル 3B(3) の構造方程式の因果係数についてのみ、標準化された値を ( ) 内に示してある。

まず、測定方程式の係数(楕円から四角へ引かれた矢印に付された係数)をみると、最低でも 0.437 の値を示しており、潜在変数と観測変数の間の関係は適切に設定されていると言える。ちなみに、モデルの識別のために固定した値を除いて、これらの係数について  $t$  検定の結果を参照すると、それらはいずれも高度に有意である。

次に、構造方程式に含まれる因果係数(楕円間に引かれた矢印に付された係数)であるが、こ

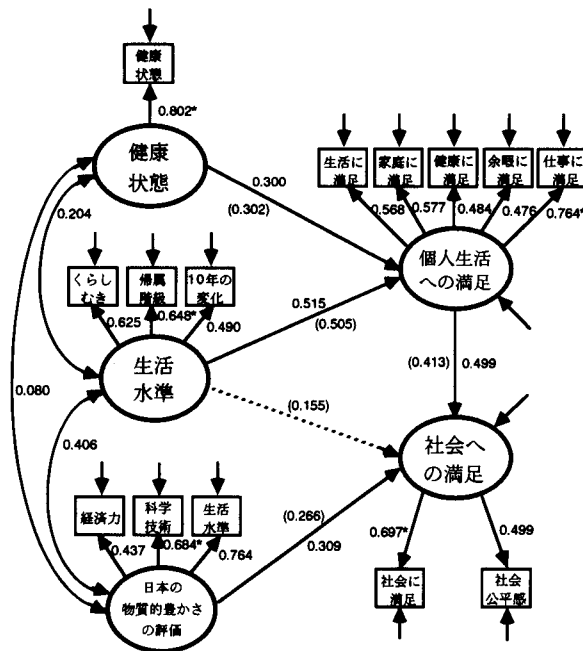


図 4. モデル 3B(2) の標準化されたパラメータ推定値。( ) 内の数値はモデル 3B(3) の構造方程式の因果係数の推定値、\* を付した係数はモデルの識別のために固定された母数を示す。

れらはみな統計的に有意である。3B(3) の場合、 $\gamma_{22}$  を推定している分だけ、3B(2) の係数と比べて  $\beta_{21}$  と  $\gamma_{23}$  の推定値が小さくなっているが、順序関係は、3B(2) と変化していない。よって、3B(2) で  $\gamma_{22}$  を推定していないことによる影響は、総体的には大きくないと言えよう。

3B(2) で個人生活への満足感に対する独自の寄与が大きい構成概念は、『 $\xi_2$ : 生活水準』である。この結果から、日本人にとって「衣食足りる」ことが生活への満足を高める重要な要因であることが示唆される。

一方『社会への満足』に直接影響を与える要因としては、『 $\xi_3$ : 日本の物質的豊かさへの評価』しか想定されていないが、『 $\xi_2$ : 生活水準』は『 $\eta_1$ : 個人生活への満足』を通して間接的な影響を与えている。モデル 3B(3) の分析結果から、『 $\xi_2$ : 生活水準』の『 $\eta_2$ : 社会への満足』に対する間接効果を算出すると、 $0.505 \times 0.413 = 0.209$  であり、これは直接効果である 0.155 よりも大きい。このことから、個人の『 $\xi_2$ : 生活水準』の高さは、『社会への満足』を直接高める要因であるよりも、『個人生活への満足』を高めることを通じて、間接的に『社会への満足』を高める要因であると考えられる側面が強いことがわかる。

また本モデルの内生変数の決定係数については、『 $\eta_1$ : 個人生活への満足』の決定係数が 0.419、『 $\eta_2$ : 社会への満足』のそれが 0.417 であり、両変数の変動は、その他の変数によって、共に約 40% 説明されている。

比較のために、『 $\eta_1$ : 個人生活への満足』に含まれる観測変数 5 項目について、『 $\xi_1$ : 健康状態』と『 $\xi_2$ : 生活水準』に含まれる計 4 項目で予測する重回帰分析を個別に行うと、(重) 決定係数の値は、最高で“生活全体に満足か” (# 2.3.1) の 0.155 である。また、『 $\eta_2$ : 社会への満足』に含まれる 2 項目を、残る 12 個の観測変数で予測する重回帰分析を個別に行った場合の (重) 決定係数の値も、高々 0.198 (“社会に満足か” (# 2.3d) の場合) である。

この結果については、観測変数間の相関は誤差成分の影響によって希薄化されるのに対し、潜在変数間の相関は、真値の間の相関として希薄化修正を受けた後の値を求めていることに相当するため、決定係数もその分高い値が得られると解釈される。

最後に内生変数間の関係に言及すると、本モデルが示唆した『個人生活への満足』→『社会への満足』という因果の方向は、海野・斉藤 (1990) が示した『満足感』の性質に関する「人間は一般に、自分の周囲にあるミクロな認知から出発して、これを拡大・一般化する (般化)、と考えられる」という仮説を支持したものと見える。

## 6. 考 察

本章では、「調査研究に構成概念を用いたモデルを導入することの効用」(6.1 節) と「調査研究における構造方程式モデルの役割」(6.2 節) について考察を加え、本研究で用いた方法の効用と限界をまとめる。これらの議論は、主として Bollen (1989)、豊田 (1992)、Blalock (1971)、Duncan (1975) といった文献に負っている。最後に、残された課題について述べる (6.3 節)。

### 6.1 調査研究における構成概念導入の効用

#### 6.1.1 構成概念の必要性

共分散構造モデルでは構成概念を潜在変数として扱う。人間の行動や意識を理解するためには、構成概念を用いた研究も必要である。

社会調査における質問項目は、その項目が直接指し示す内容だけに関心がある場合もあるが、そればかりではなく、いくつかの質問項目について共通する方向の回答を選ぶ回答者の心的傾向に興味がある場合も多い。例えば、本論文で取り上げた『 $\eta_1$ : 個人生活への満足』はその代表

的な一例と言える。本論文では、“家庭に満足か” (#2.3c)，“余暇に満足か” (#2.3j) といった個々の項目を考察の対象にはせず、個人の『生活全般への満足感』という概念を主たる考察対象としたわけである。

観測変数(個々の項目)は誤差を伴って測定されるから、我々の関心下の構成概念そのものではない。構成概念を統計的に扱う際の一つの自然な表現が、構成概念を潜在変数としてモデルに導入し、観測変数は潜在変数の変動を反映する系統的な部分と誤差項に分解されるという考え方をとることである。

### 6.1.2 構成概念を導入することの効用

構成概念(潜在変数)を導入することの効用として、第一に「節約の原理の実現」という側面を挙げることができる。本論文では、潜在変数を導入することにより、14個の観測変数間の分散共分散行列に含まれる105個の情報が、37個のパラメータ(モデル1Bの場合)によって約97%説明されたことになる(これがGFIの値の直観的解釈である)。完全な説明ではないが、観測変数間に何も構造を仮定しない場合と較べて、大幅な節約が実現したと評価してよい。

第二に、構成概念を導入した構造方程式モデルの場合、観測変数の間で直接に影響関係を設定する構造方程式モデルを構成する場合に較べると必要なパラメータ数が減るため、関心下の変数間の関係をより単純に説明できること、また多重共線性のために無意味な母数の推定値を得てしまうといった可能性が減ること(繁桝(1992))、など変数相互の影響関係を記述する際にも有利になることを挙げることができる。

第三の利点として、観測変数間の相関を直接扱う場合に較べて、希薄化の修正によって変数間の関係がより明確になる(分散説明率が上がる)ことを挙げることができる(Bollen(1989))。この点については5.2節の決定係数に関する考察で述べた通りである。

## 6.2 調査研究における構造方程式モデルの役割

### 6.2.1 構造方程式モデルと二次因子分析モデルの比較

本論文のモデル2Bは、(確認的)二次因子分析と呼ばれる、共分散構造モデルの下位モデルの一つであり、これは最終的に採択されたモデル3B(2)とほぼ同等の適合度を示していた。しかし、二次因子分析モデルと構造方程式モデルとでは、分析の目的が異なる。構造方程式モデルは、構成概念間に設定された因果モデルの妥当性を検証することを目的としているのに対し、二次因子分析では構成概念間の因果連鎖を仮定せず、構成概念間の共変動を更に縮約的に記述することを目的とし、そのために構成概念の上位に位置する構成概念(二次因子)を用意している。

二次因子は具体的な観測変数間の関係から二段階にわたる抽象を経て得られる概念であるから、その内容を的確に言語化することは一般に難しい。また、本研究の場合、全ての構成概念(一次因子)をさらに上位の「構成概念」と誤差変数の線形和に分解することの必然性は低く、むしろ構成概念間の関係を直接モデル化し、一定の知見を導くことを考えるのが自然と言えよう。

### 6.2.2 構造方程式モデルの有用性

現象間の因果関係を確認するためには、統計的な裏付が必要である。構造方程式モデルで表現されている変数相互の影響関係は、しばしば「因果モデル」と表現される。ここでは、構造方程式モデルで検証される「因果」の性質について言及する。

まず、構造方程式モデルで検証される変数間の「因果関係」は、厳密な意味での因果関係ではないことに注意せねばならない。社会調査データを用いて構造方程式を構成する場合、原因側の(方程式右辺の)変数は、対照実験を行った場合のような操作可能な変数ではない場合が殆どである。操作不可能な変数を結果変数の真の原因と認定することはできない(豊田

(1992))。

また、構造方程式モデルで「因果モデル」を検証することを、以下のような意味で考えておく必要がある。すなわち、個別科学的な理論的根拠に基づいて変数間の因果的影響関係が予め設定され、その因果関係が（構造方程式という）一種の回帰モデルによって表現されるような性質のものである場合に、設定された「因果モデル」がデータに照して整合性を保っているかを検証するという意味である（Bollen (1989)）。一般には因果の方向は分析に先立ち先験的に仮定されるものであり、データに基づいて推論されるものではない。

しかし、構造方程式モデルは、一部の変数間の因果の方向を推論する道具として使えるという側面もある。最適モデルの選択手続きにより、より真実味の高い因果の方向はどちらか（本研究では  $\eta_1 \rightarrow \eta_2$  と  $\eta_2 \rightarrow \eta_1$  のうちどちらか）、という判断を下すことができる場合があるからである。特にモデル 3C のような、双方向の因果を含むモデルを検討することは有効と言える。双方向の影響力を示す係数のうちの一方だけが 0 に近ければ、2 変数の間の因果の方向について、統計的な立場から示唆を得ることができるからである（豊田 (1992)）。双方向因果を含むモデルをはじめとする非逐次的モデルを識別するためには、本研究における  $\xi_1$  や  $\xi_3$  のように適切な道具の変数を設定する必要がある。逆の言い方をすれば、2 変数の相関関係の考察からは一般には不可能とされる「因果の方向」に関する推論を、構造方程式モデルで行おうとする場合、その成否は適切な道具の変数を設定できるか否かにかかっている。

また双方向因果モデルの有効性と同様の議論であるが、前田 (1993, 1994) は、構造方程式モデルを用いて少数の変数間の因果の方向を推論する問題について考察した。それによれば、因果の方向を誤って設定した場合には、真の因果の方向を正しく設定したモデルに比べてモデル全体の適合度が大きく低下し、そうした結果に基づき変数間の因果の方向を統計的な見地から推論可能な場合がある。このようにして統計的観点から推論された因果の方向が、個別科学的な理論に照して妥当と考えられる実例が、心理学分野でのデータを用いて示されている。

以上の議論をまとめると、構造方程式モデルで因果関係を厳密に証明することは難しいが、適切な道具の変数を設定できるという条件下で、因果の方向に関する示唆を得ることはできる。この点に関して本研究で得られた知見は、個人の『生活満足感』と『社会への満足感』とでは、前者が先立つ変数であり、前者の上昇に伴って、後者も上昇するという関係が優勢である、ということである。

### 6.2.3 構造方程式モデルの限界

構造方程式モデルの限界について、2 つの点を述べる。

構造方程式モデルの因果モデルとしての役割について制限を与える一つの要因として、たとえ検討したモデルがデータに対して高い適合を示し妥当なモデルと判断されたとしても、そのことが検討しなかった他の因果関係を想定したモデルを否定する材料にはならない、ということがある（豊田 (1992)）。本研究でモデル 3B(2) が選択されたからといって、本研究で取り上げなかった他のモデルのなかに更に適合がよいモデルが存在する可能性を否定できない。

たとえば本研究では、4.4 節に述べた理由で、『 $\xi_1$ : 健康状態』『 $\xi_2$ : 生活水準』『 $\xi_3$ : 日本の物質的豊かさへの評価』を先験的に外生的変数に指定し、『満足感』に影響を与える（原因側の）変数としたが、この因果の方向は必ずしも確定的なものではない。実際、例えば坂元 (1987) は『階層帰属意識』を目的変数とし、構造探索的な分析手法を用いて、それを規定する要因を探索した結果、幸福感や満足感といった主観的な要因が上位に名を連ねる（そのことは、国際比較の面からは日本人に特徴的と言える）という結果を得ている。『階層帰属意識』に相当する本研究の #1.8 は、外生的潜在変数  $\xi_2$  の指標として用いられており、その点で坂元 (1987) の研究とは方向が逆である。しかし、これはどちらの方向が一方的に正しいといったものではなく、研究の

ねらいに即した「目的変数」の選択自体にも依存する、という側面が残されている。因果の方向を先験的に定めておくには、個別科学的な理論背景が不可欠である。

いずれにせよ、このように因果の方向の一部分は先験的に決めておかねばならないという点では、共分散構造モデルで扱う因果モデルには、ある程度恣意性が残されており、この点は統計モデルとしての限界の一つと言える。

構造方程式モデルの因果モデルとしての役割について制限を与えるもう一つの要因として、equivalent models (Stelzl (1986), Lee and Hershberger (1990), Mayekawa (1994)) の存在を挙げることができる。equivalent models とは、同一のデータに対して全く同等の適合 (3.4 節に述べた意味の適合度) を示す複数のモデルのことである。したがって、equivalent model 間の選択は、必ずしも統計的な観点から行うことができない。

たとえば、本研究のモデル 3C(3) の場合に、 $\xi_1$  と  $\xi_3$  の位置を入れ替えたモデルは、equivalent model の一つになる。モデルをそのように特定した場合『 $\xi_3$ : 日本の経済的豊かさへの評価』が『 $\eta_1$ : 個人生活への満足』だけに直接影響を与え、『 $\xi_1$ : 健康状態』が『 $\eta_2$ : 社会への満足』だけに直接影響を与える、という現実味のない仮説を表明したものになるが、モデル全体の適合度としては 3C(3) と全く同等になる。このモデルの場合は、今述べた 2 つの影響力を示す係数が共に統計的に有意でなくなるため、個別の因果係数の評価という観点から、非現実的なモデルであると判断することはできる。しかし一般には、equivalent model の集合の中から選択すべきモデルの決定は、データに関する背景知識や理論など、分析に先立つ情報を利用する以外にない。

#### 6.2.4 「国民性」の研究において「因果モデル」は成立し得るか

調査研究で得られる変数のうち、心理学的な変数については、因果関係の実証に必要とされる「変数間の時間的前後関係」に関する確認がとりにくい。そのため、国民性調査のような社会心理学的変数間に因果モデルを構成することが妥当であるのか、疑問視する向きもあろう。

この点に関する筆者の立場は、「統計的手段に基づくものではない確固たる理論的背景をもっているならば、心理学的な変数間に因果モデルを構成することは有用である」というものである。調査データにおける応答には、設問のテーマに関する回答者の認知構造が反映する。認知構造に関与する複数の要素間に、前後関係 (因果的過程) を想定することは、むしろ自然な発想と言える。本論文で示したモデルは、調査が行われた後で事後的に構成されたものであり、その点では本来「仮説検証的」アプローチをとるべき共分散構造モデルの適用例として望ましいものではないが、既に述べたような一定の効用は認められる。本論文で、国民性調査のデータに共分散構造モデルに基づく分析を適用することの有用性は確認されたと考えられる。

### 6.3 残された課題

国民性調査のデータに共分散構造モデルを適用するにあたって、大きく分けて 3 つの課題が残されていると考える。

一つ目は、部分集団へのモデルの適用によって、「より説明力の高い」モデルを構成するという課題である。共分散構造モデルでは、多母集団の同時分析モデルが利用可能であり、その適用によって、部分集団間の差異に関する有用な知見を導くことができる可能性を指摘できる。

二つ目の課題は、カテゴリカル・データへの対応である。本論文で扱った観測変数は、いずれの項目についても順序尺度の水準で測定されたものと見なすべきであり、これを連続変量と見なし多変量正規分布の仮定をおいて最尤推定を行うのは本来望ましくない。順序尺度水準のデータを分析する方法として、Jöreskog and Sörbom (1988) のように多分相関 (polychoric correlation) を用い、重み付き最小二乗法 (Weighted Least Squares) で推定を行う、あるいは



は LISCOMP (Muthén (1987)) などの順序尺度の測定に対応可能な測定モデルを導入した解析方法を用いる, とした対処が考えられる。これらについては, 機会を改めて検討することとした。

三つ目は, 国民性調査は同一質問に継続調査であるという点に大きな特徴があり, その点への対応を考えることである。また, 継続質問を用いた複数回調査の結果を分析するにあたって, 多母集団の同時分析モデルが有用であると思われるが, この場合は母集団間の差に時間経過の情報が含まれているから, その情報をうまく生かした parametrization を工夫する必要もあろう。いずれも今後の課題とした。

## 謝 辞

本論文の草稿を読み, 貴重な意見を下さった本研究所の坂元慶行教授と中村 隆助教授に感謝します。またレフェリーには大変丁寧に論文を読んで戴き, 改訂のための助言を戴きました。深い感謝の意を表します。

## 付録：モデル 3 特定の詳細

本論文におけるモデル 3 の母数配置の詳細は以下の通りである。

### 測定方程式

$$\begin{array}{c}
 \mathbf{x} \\
 \begin{array}{l}
 \#2.80 \\
 \#1.8 \\
 \#7.29 \\
 \#7.30a \\
 \#9.12a \\
 \#9.12c \\
 \#9.12d \\
 \#2.3c \\
 \#2.3i \\
 \#2.3j \\
 \#2.3k \\
 \#2.3l \\
 \#2.3d \\
 \#7.40
 \end{array}
 \end{array}
 = \mu_x + \begin{array}{c}
 \mathbf{K} \\
 \begin{array}{l}
 \\
 x_{84} \\
 x_{94} \\
 x_{104} \\
 x_{114} \\
 x_{124}^* \\
 x_{135}^* \\
 x_{145}
 \end{array}
 \end{array}
 \boldsymbol{\eta} + \begin{array}{c}
 \mathbf{A} \\
 \begin{array}{l}
 \lambda_{11}^* \\
 \lambda_{22}^* \\
 \lambda_{32} \\
 \lambda_{42} \\
 \\
 \lambda_{53} \\
 \lambda_{63}^* \\
 \lambda_{73}
 \end{array}
 \end{array}
 \boldsymbol{\xi} + \begin{array}{c}
 \boldsymbol{\epsilon} \\
 \begin{array}{l}
 \epsilon_1 \\
 \epsilon_2 \\
 \epsilon_3 \\
 \epsilon_4 \\
 \epsilon_5 \\
 \epsilon_6 \\
 \epsilon_7 \\
 \epsilon_8 \\
 \epsilon_9 \\
 \epsilon_{10} \\
 \epsilon_{11} \\
 \epsilon_{12} \\
 \epsilon_{13} \\
 \epsilon_{14}
 \end{array}
 \end{array}$$

上式で, 空欄は 0 に固定された母数であり, \* をつけた母数は, 潜在変数の単位を決めるために 1 に固定された。

### 構造方程式

$$\boldsymbol{\eta} = \mathbf{B}^* \boldsymbol{\eta} + \boldsymbol{\Gamma} \boldsymbol{\xi} + \boldsymbol{\zeta}$$

$$\begin{bmatrix} \eta_1 \\ \eta_2 \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} 0 & \beta_{12}^* \\ \beta_{21}^* & 0 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \eta_1 \\ \eta_2 \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \gamma_{11} & \gamma_{12}^* & 0 \\ 0 & \gamma_{22}^* & \gamma_{23} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \xi_1 \\ \xi_2 \\ \xi_3 \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \zeta_1 \\ \zeta_2 \end{bmatrix}$$

#をつけた母数は、モデルによって0に固定される場合があることを示す。この状況は付表にまとめられている。

外生変数の分散共分散行列は、いずれのモデルにおいても、

$\Delta$ : 対角行列     $\Phi$ : 対称行列     $\Psi$ : 対角行列

である。

付表. モデル3の下位モデルにおける構造方程式の自由母数特定のバリエーション。

モデル	$\gamma_{11}$	$\gamma_{23}$	$\gamma_{12}^*$	$\gamma_{22}^*$	$\beta_{12}^*$	$\beta_{21}^*$
3A(1)	free	free	0	free	free	0
3A(2)	free	free	free	0	free	0
3A(3)	free	free	free	free	free	0
3B(1)	free	free	0	free	0	free
3B(2)	free	free	free	0	0	free
3B(3)	free	free	free	free	0	free
3C(1)	free	free	0	free	free	free
3C(2)	free	free	free	0	free	free
3C(3)	free	free	free	free	free	free

注) free: 自由母数として推定, 0: 0に固定した母数.  $\gamma_{21}$ と $\gamma_{13}$ はいずれのモデルも0に固定。

## 参 考 文 献

- Bentler, P.M. (1989). *EQS, Structural Equations, with Program Manual, Program Version 3.0*, BMDP Software, Los Angeles, California.
- Bentler, P.M. and Weeks, D.G. (1980). Linear structural equations with latent variables, *Psychometrika*, **45**, 289-308.
- Blalock, H.M., Jr. (ed.) (1971). *Causal Models in the Social Sciences*, Aldine, Chicago, Illinois.
- Bollen, K.A. (1989). *Structural Equations with Latent Variables*, Wiley, New York.
- Bozdogan, H. (1987). Model selection and Akaike's information criteria (AIC): the general theory and its analytical extensions, *Psychometrika*, **52**, 345-370.
- Duncan, O.D. (1975). *Introduction to Structural Equation Models*, Academic Press, New York.
- Heise, D. (1975). *Causal Analysis*, Wiley, New York.
- 出井弘一 (1973). 『日本人の選好度』, 至誠堂, 東京.
- Jöreskog, K.G. and Sörbom, D. (1979). *Advances in Factor Analysis and Structural Equation Models*, Abt Books, Cambridge, Massachusetts.
- Jöreskog, K.G. and Sörbom, D. (1988). *PRELIS: A Preprocessor for LISREL*, 2nd ed., Scientific Software, Chicago, Illinois.
- Jöreskog, K.G. and Sörbom, D. (1993). *LISREL 8: Structural Equation Modeling with the SIMPLIS Command Language*, Lawrence Erlbaum Associates, Hillsdale, New Jersey.
- Judge, T.A. and Watanabe, S. (1993). Another look at the job satisfaction—life satisfaction relationship, *Journal of Applied Psychology*, **78**, 939-948.
- 経済企画庁国民生活局 (1994). 平成5年度 国民生活選好度調査——結果の概要——, 経済企画庁国民生活局.
- 国民選好度調査委員会 編 (1972). 『日本人の満足度——国民選好度予備調査——』, 至誠堂, 東京.
- Kuder, G.F. and Richardson, M.W. (1937). The theory of the estimation of test reliability, *Psychometrika*, **2**, 151-160.
- Lee, S. and Hershberger, S. (1990). A simple rule for generating equivalent models in covariance structure modeling, *Multivariate Behavioral Research*, **25**, 313-334.
- 前田忠彦 (1993). 双方向因果モデルに関する2つの事例, 日本行動計量学会第21回大会発表論文集, 272-277.

- 前田忠彦 (1994). 構造方程式モデルによる因果推論について, 日本行動計量学会第 22 回大会発表論文集, 132-135.
- 間々田孝夫 (1993). 豊かな社会の生活意識 —— 生活満足度を中心として ——, 『日本社会の新潮流』 (直井 優, 盛山和夫, 間々田孝夫 編), 東京大学出版会, 東京.
- Mayekawa, S. (1994). Equivalent path models in linear structural equation models, *Behaviormetrika*, **21**, 79-96.
- McDonald, R.P. (1985). *Factor Analysis and Related Methods*, Lawrence Erlbaum Associates, Hillsdale, New Jersey.
- Muthén, B.O. (1987). *LISCOMP: Analysis of Linear Structural Equation with a Comprehensive Measurement Model*, Scientific Software, Chicago, Illinois.
- 大藪 泰, 前田忠彦 (1994). 乳児をもつ母親の育児満足感の形成要因 I —— 4 か月児と 10 か月児の母親の比較 ——, 小児保健研究, **53**, 826-834.
- 坂元慶行 (1987). 「階層帰属意識」の実像, 統計数理, **35**, 233-255.
- 坂元慶行 (1995). 「日本人の国民性調査」—— 40 年間の意識動向, 統計数理, **43**, 5-26.
- SAS Institute (1989). *SAS/STAT User's Guide, Version 6, 4th ed.*, Vol. 1, SAS Institute, Cary, North Carolina.
- SAS Institute (1992). *SAS/STAT Software: Changes and Enhancements, Release 6.07*, SAS Tech. Report P-229, SAS Institute, Cary, North Carolina.
- 繁樹算男 (1992). 潜在変数分析の発展と心理学, 日本心理学会第 56 回大会発表論文集, S12.
- 白倉幸男 (1991). LISREL: リズレルモデル, 『新版 SPSS X III 解析編 2』 (三宅一郎, 山本嘉一郎, 垂水共之, 白倉幸男, 小野寺孝義 著), 第 48 章, 東洋経済新報社, 東京.
- SPSS Inc. (1990). *SPSS LISREL 7 and PRELIS User's Guide and Reference*, SPSS Inc., Chicago, Illinois.
- Stelzl, I. (1986). Changing causal relationships without changing the fit: some rules for generating equivalent LISREL models, *Multivariate Behavioral Research*, **21**, 309-331.
- Tait, M., Padgett, M.Y. and Baldwin, T.T. (1989). Job and life satisfaction: a reexamination of the strength of the relationship and gender effect as a function of the date of the study, *Journal of Applied Psychology*, **74**, 502-507.
- 統計数理研究所 (1994). 国民性の調査 第 9 回全国調査 —— 1993 年全国調査 ——, 統計数理研究所研究リポート, No. 75.
- 豊田秀樹 (1992). 『SAS による共分散構造分析』, 東京大学出版会, 東京.
- 豊田秀樹, 前田忠彦, 柳井晴夫 (1992). 『原因をさぐる統計学』, 講談社, 東京.
- 海野道郎, 齊藤友里子 (1990). 公平感と満足感 —— 社会評価の構造と社会的地位 ——, 『現代日本の階層構造 2, 階層意識の動態』 (原 純輔 編), 97-123, 東京大学出版会, 東京.

A Causal Model of Some Aspects and Determinants  
of Satisfaction of the Japanese  
— An Application of Covariance Structure Analysis  
to the Survey of Japanese National Character —

Tadahiko Maeda

(The Institute of Statistical Mathematics)

The main purpose of the present paper is to construct a model for explaining two aspects of Japanese people's level of satisfaction by other subjective factors. Data from the ninth nationwide survey of the Japanese National Character were analysed using the covariance structure model. From among several candidate causal models which explain "satisfaction with personal life" and "satisfaction with society" by other latent constructs, the best model was chosen by a model selection procedure based on information criteria. The major findings from the model finally adopted were as follows. 1) The construct which predicts "satisfaction with personal life" most effectively is "rating of one's wealthiness"; 2) "Rating of one's wealthiness" has little direct effect on "satisfaction with society"; 3) We can conclude that "satisfaction with personal life" promotes "satisfaction with society", whereas the effect of the latter on the former was relatively small. Based on these results, we further discussed the utility and limitation of applying latent variable causal models to social survey data.