

伝統的因子分析モデルからSEMによる因果モデル化へ
—対人恐怖心性尺度・大学生用対人ストレスコーピング尺度を例として—

清水 和秋・沢内 香扶里・平田 藍子

井出 由紀・内田 博子

From Traditional Factor Analysis Model to Causal Modeling by
SEM: Exemplifying the Scale for the Measurement of Anthropobic
Tendency and the Interpersonal Stress-coping Inventory

Kazuaki SHIMIZU, Kahori SAWAUCHI, Aiko HIRATA,
Yuki IDE and Hiroko UCHIDA

Abstract

The dimensions of the constructs in the fields of psychological research have mostly been explored under the factor analysis model with correlations among factors. Cattell (1966) had expanded such correlational relationships among factors to the causal modeling between factors not only at the same level also at different levels or strata. As indicated by McArdle (1984) Cattell's idea has been actual in the field of structural equation modeling. The purpose of this paper is to demonstrate the utility of structural equation modeling for confirming the construct validities. In study I, the six factors of anthropobic tendency by Hoi & Ogawa (1996, 1997) are extracted by the exploratory factor analysis. To confirm the structure of these six factors, seven kinds of factor analytical models using items and five models and one causal model using sub-scales are estimated by the Amos. In study II, the six factors of the interpersonal stress-coping inventory by Kato (2000) are also extracted. For the 15 items from this inventory, six kinds of factor analytical models and one causal model are analyzed. In both studies, the model that fits best is the causal model. The implications of these findings are discussed.

Key words: factor analysis, construct, reticular and strata model, parcel factor analysis, SEM, Amos

抄 録

心理学研究分野での構成概念の次元は、因子間に相関がある因子分析モデルのもとで、主に探索されてきている。Cattell (1966) は、因子間の相関的な関係性を、同じ水準だけではなく異なった水準あるいは層における因子の間での因果モデルへと発展させた。McArdle (1984) によって示されたように、Cattell のアイデアは構造方程式モデリングの分野において実現されてきている。本稿の目的は、構成概念妥当性を確認することへの構造方程式モデリングの有効性を示すことである。研究 I では、堀井・小川 (1996, 1997) による対人恐怖心性の 6 因子を探索的因子分析で抽出した。これらの 6 因子を確認するために、項目による 7 種類の因子分析的モデルと下位尺度による 5 つのモデルと 1 つの因果モデルが Amos によって推定された。研究 II では、加藤 (2000) による対人ストレスコーピング尺度の 6 因子が同様に抽出された。この尺度からの 15 項目に対して、6 種類の因子分析モデルと 1 つの因果モデルが分析された。2 つの研究共に、最も適合度の高いモデルは因果モデルであった。これらの結果の意味が議論された。

キーワード：因子分析、構成概念、網的・層的モデル、小包因子分析、SEM、Amos

注：本研究は関西大学大学院社会学研究科の計量心理学実習（2003年度）の授業において収集したデータによる。結果の一部は、日本心理学会第68回大会（於：関西大学）にて、沢内・平田・清水（2004）、内田・井出・清水（2004）、井出・内田・清水（2004）として発表した。本稿はこれらをさらに追加分析したものである。同時に発表した星・藤野・清水（2004）、藤野・星・清水（2004）、青木・清水（2004）、佐藤・花井・清水（2004）そして花井・佐藤・清水（2004）については、別な機会にさらに検討を加える予定である。他にも、清水・花井（2004）として、進路指導学会近畿中四国地区部会で発表している。

0. はじめに

因子分析法が多変量解析の中で重要な位置を占めてきたのは、古典的テスト理論をベースとして、潜在的な因子の探索と、そして、その後に引き続く尺度構成に貢献してきたからである。この方法論がいかにか成功しているかは、たとえば、心理測定尺度集（堀，2001）の3冊で紹介されている150を超える尺度を見れば明らかである。この中で集録されている尺度の一般的な構成手順は、探索的因子分析で因子を抽出し、その因子行列から因子負荷量の高い項目から尺度を構成するものであり、構成した尺度の信頼性を α 係数（内部一貫の程度）で推定し、そして、妥当性を主に関連する既存の尺度との相関の程度から検討するものである。

因子分析による尺度構成の方法論としての成功は、十分な成果を実質科学の舞台にもたらしているのだろうか。最近では、教育心理学の分野では、中村（1998）、柳井（1999）や平井（2000）などにより、因子分析法の適用について、いくつかの問題点が指摘されている。この中で代表的な問題点は、因子数の決定、共通性の推定と因子軸の回転に関するものであり、清水（2003a）でも紹介したように、辻岡（1975）による警鐘は四半世紀を越えていまだにその重要性を失っていない。

潜在的な因子を探索する方法には、数学的あるいは数理統計学的方法論が埋め込まれている。たとえば、因子分析の基本的な情報は、最小2乗法や最尤法などの数学的あるいは数理統計学のある種の最小化（あるいは最大化）の基準を満たすことを目的として推定される。因子軸の回転について、直交か斜交かという誤った問題設定があった。確かに、概念的な把握においては、直交のほうが簡便ではある。Varimax法は、因子軸の回転において、単純構造に近い直交解を提供してくれる。このためか、この解を最終的な解釈のための因子行列とする研究者は多いようではある。直交回転のように、方法論の数学的展開において挿入されている条件が、探求の対象である構成概念の真の構造を追求するには不適切なこともある。追求したい構成概念の内容や機能は、本質的には、方法論とは独立していると考えべきであろう。

因子分析法の基本モデルは、簡潔に言えば、共通因子と独自性とを独立した潜在的な変数とし、因子間の関係性をゼロも含む相関（あるいは共分散）として定義するものであった。構成概念の構成要素を因子として特定したとしても、伝統的な因子分析では因子間の関係性を相関関係の枠組みでしか説明することができない。

伝統的な因子分析法の理論は、知能や性格構造などに関するpersonality研究の文脈の中で、展開してきた。上で述べた探索的因子分析から尺度構成への流れは、このような分野の心理学者たちによって確立されてきたといえよう。

実質的な知見と方法論との相互作用に大きく貢献してきたCattell（1966）は、伝統的な因子分析モデルを超越した提案をおこなっている。彼が提案した網的・層的モデル（reticular and strata models）は、高次因子分析モデルのように因子分析モデルの延長線上にあるものもあるが、因子間により大胆に仮説な関係性を導入しようとするものであった。たとえば、因子と因子との関係をチェーンのようなつながりを仮定するモデル、高次因子レベルの層と低次因子のレベルとの間で双方向のパスを設定するモデル、さらには、レベルを飛び越えて影響を与える因子を設定するモデルなどである。因子分析の古典的な相関係数からの記述的体系によるモデルを駆使して、変数間の相関関係や偏回帰係数をベースとした記述的なレベルから解析する方法論を提案しようとした。

これまでも清水（1989、2003b）などにおいて紹介してきたように、因子分析モデルは共分散構造分析あるいは構造方程式モデリング（Structural Equation Modeling：以下SEMと略）の下位モデルとして位置づけることができる。そして、パラメータを固定・自由・拘束という条件のもので設定することによって、Cattell（1966）の提案した種々のモデルを記述することができる。さらに、最尤法での推定によって、モデルがデータとの関係において適合しているのかどうか、推定パラメータが有意性なものかどうか、統計的に検定することができるようになってきている。

このCattellの独創性は、共分散構造分析の包括的な理論の提案者であるMcArdle（1984: McArdle & McDonald, 1984）が彼のモデルにRAM（Reticular Action Model）というCattellの業績をたたえた名前を付けるまでは、それほど注目されることはなかった。本稿では、このCattellによるアイデアを手かがりとしながら、伝統的な因子分析モデルの枠組みからSEMの世界へさらに一步踏む出すことによって見えてくるものに検討を加えてみたい。

実質科学的な分野の例として、ここでは、青年期の大学生を対象にして次元の探索と引き続いての尺度構成に関する研究が蓄積されてきている2つの領域を取り上げてみることにする。最初の例は、「対人恐怖心性尺度」に関するものである。沢内・平田・清水（2004）では、6尺度の下位尺度を構成して、伝統的な因子分析のモデルの延長線で2次因子レベルによるモデル化の可能性を検討している。ここでは、さらに、対人恐怖について因果的モデルを適用することを試みてみることにする。もう1つの例は、「大学生用対人ストレスコーピング尺度」である。井出・内田・清水（2004）では、1次レベルの因子と2次レ

ベルの因子が混在するモデルを因子数の問題との中で議論した。ここでは、項目レベルから因果モデルの可能性を検討してみることにする。

1. 分析 I：対人恐怖心性尺度

対人恐怖心性に関するわが国独自の研究は、小川（1974）による「対人不安質問票」からはじまる。この対人不安の研究は、その後、林・小川（1981）によって「対人関係質問票」として改編され、さらに、堀井・小川（1996）によって6次元からなる「対人恐怖心性尺度」としてまとめられた。それらの6次元とは「自分や他人が気になる悩み」「集団に溶け込めない悩み」「社会的場面で当惑する悩み」「目が気になる悩み」「自分を統制できない悩み」そして「生きることに疲れている悩み」であり、各次元5項目で合計30項目の尺度として発表されている。彼らは、中学生・高校生・大学生合計932名を対象として、因子数を6として、主因子法の繰り返し法で共通性を推定し、Varimax法、Promax法で因子軸の回転をおこない仮定した上記の6因子を報告している。堀井・小川（1997）は、新たな標本で、清水・海塚（2002）は大学生を対象にして、Varimax解ではあるが同様の6因子を報告している。このようにこの尺度の構造は、探索的な因子分析レベルではあるが、異なる被験者において、確認されていると考えることができる。

これらの一連の因子分析研究は、相関のある独立した6因子（あるいは因子分析結果からの尺度）の報告にとどまっている。より上位のレベルの因子の構造や因子間の関係については残念ながら報告がない。そこでここでは、沢内ほか（2004）での報告を再確認しながら高次レベルの潜在変数間の関係性を因果モデルの観点から検討してみることにする。

1.1 調査対象者、観測変数

2003年10月下旬に、関西大学社会学部のある科目で授業時間中に集団で調査を実施した。この150名に加えて、1週間での持ち帰り調査を実施し、126名分を回収した。この中で、分析 I では欠損値のない253名（2回生男性68名、女性137名、3回生男性25名、女性23名）を分析の対象としている。この調査には、属性などを尋ねるフェイス項目のほか、この分析で I で取り上げる対人恐怖心性尺度（7件法、30項目）や進路選択に対する自己効力尺度（佐藤ほか（2004）、花井ほか（2004）、清水・花井（2004））、自己愛人格目録（星ほか（2004）、藤野ほか（2004））、自尊感情尺度（青木・清水（2004））、対人ストレスコーピング

グ尺度（分析Ⅱ参照）などの心理尺度も調査項目に含めている。

1.2 探索的因子分析

因子数については、スクリーングラフの固有値の値を見ると、5因子が適切なようではあるが、ここでは、先行研究に合わせて因子数を6として主因子法の繰り返しにより共通性を推定し、主因子解をVarimax法で直交回転し、さらのPromax法で斜交回転をおこなった。なお、この計算では、SPSS 12.02Jを使用した。表1は、対人恐怖心性尺度の因子パターン行列と因子間相関行列である。

表1 対人恐怖心性尺度（堀井・小川，1996）の因子パターン行列・因子間相関行列

| | 自分が気になる悩み | 集団に溶け込めない悩み | 社会的場面で当惑する悩み | 自分を統制できない悩み | 生きることによって疲れている悩み | 自分や他人が気になる悩み |
|--------------------------------------|-----------|-------------|--------------|-------------|------------------|--------------|
| 項目04a 人と目を合わせていられない | 0.967 | -0.020 | -0.077 | -0.015 | -0.083 | -0.023 |
| 項目16b 人と話をするとき、目をどこにもついてもいいかわからない | 0.879 | 0.000 | 0.030 | 0.017 | -0.119 | -0.038 |
| 項目10b 人の目を見るのがとてもつらい | 0.839 | 0.068 | -0.022 | -0.010 | 0.095 | -0.101 |
| 項目22a 顔をジーンと見られるのがつらい | 0.821 | -0.103 | 0.048 | -0.026 | 0.004 | 0.069 |
| 項目28b 向かい合って仕事をしているとき、相手に顔を見られるのがつらい | 0.732 | 0.034 | 0.134 | 0.057 | -0.026 | -0.022 |
| 項目02a 集団の中に溶けこめない | -0.032 | 0.964 | -0.052 | -0.084 | -0.071 | 0.012 |
| 項目08b グループでのつきあいが苦手である | -0.056 | 0.925 | -0.073 | 0.005 | -0.048 | 0.029 |
| 項目14b 仲間の中に溶けこめない | -0.015 | 0.772 | 0.055 | -0.002 | 0.024 | 0.065 |
| 項目26a 人が大勢いると、うまく会話の中に入っていけない | 0.032 | 0.663 | 0.226 | 0.025 | 0.051 | -0.094 |
| 項目20b 人との交際が苦手である | 0.098 | 0.649 | 0.198 | 0.020 | 0.045 | -0.163 |
| 項目15a 人がたくさんいるところでは気がずかしくて話せない | -0.058 | -0.033 | 0.921 | 0.011 | 0.047 | -0.054 |
| 項目03b 人前に出るとオドオドしてしまう | 0.074 | -0.096 | 0.759 | -0.001 | -0.063 | 0.102 |
| 項目09b 会議などの発言が困難である | -0.009 | 0.106 | 0.717 | -0.092 | -0.048 | 0.099 |
| 項目21a 大勢の人の中で向かい合って話すのが苦手である | 0.116 | 0.091 | 0.664 | -0.037 | 0.103 | -0.074 |
| 項目27b 引っ込みじんである | 0.105 | 0.209 | 0.580 | 0.070 | -0.100 | 0.006 |
| 項目11a 根気がなく、何事も長続きしない | -0.043 | 0.109 | -0.263 | 0.909 | -0.090 | -0.079 |
| 項目23b 意志が弱い | -0.067 | -0.041 | 0.211 | 0.806 | -0.130 | 0.029 |
| 項目17b 計画を立てても実行がとまぬかない | 0.012 | -0.062 | 0.016 | 0.720 | -0.051 | -0.064 |
| 項目29a すぐに気持ちはがじける | -0.085 | -0.093 | 0.242 | 0.576 | 0.133 | 0.085 |
| 項目05b ひとつのことに集中できない | 0.222 | -0.070 | -0.063 | 0.512 | 0.057 | -0.120 |
| 項目24a いつも頭が重い | 0.002 | -0.108 | -0.005 | -0.104 | 1.039 | -0.199 |
| 項目18b いつも疲れているような感じがする | -0.105 | 0.001 | 0.113 | -0.172 | 0.789 | -0.040 |
| 項目12b 充実して生きている感じがしない | -0.082 | 0.023 | -0.079 | 0.210 | 0.552 | 0.090 |
| 項目06a 生きていることに価値を見出せない | -0.003 | 0.078 | -0.241 | 0.154 | 0.529 | 0.148 |
| 項目30b 何をやってもうまくいかない | -0.023 | 0.004 | 0.117 | 0.285 | 0.509 | -0.005 |
| 項目01a 他人が自分をどのように思っているのかとても不安になる | -0.118 | -0.007 | 0.009 | -0.114 | -0.067 | 0.900 |
| 項目07b 自分が人にどう見られているのかよく考えてしまう | 0.068 | -0.036 | 0.073 | 0.002 | -0.071 | 0.892 |
| 項目25b 人と会うとき、自分の顔つきが気になる | 0.257 | -0.072 | 0.132 | -0.035 | 0.283 | 0.283 |
| 項目13a 自分が相手の人にイヤな感じを与えているように思ってしまう | 0.176 | 0.312 | -0.191 | 0.047 | 0.257 | 0.258 |
| 項目19b 自分のことが他の人に知られるのではないかとよく気にする | 0.146 | 0.109 | 0.088 | 0.103 | 0.166 | 0.223 |
| 自分が気になる悩み | 1.000 | | | | | |
| 集団に溶け込めない悩み | 0.620 | 1.000 | | | | |
| 社会的場面で当惑する悩み | 0.688 | 0.637 | 1.000 | | | |
| 自分を統制できない悩み | 0.327 | 0.484 | 0.381 | 1.000 | | |
| 生きることによって疲れている悩み | 0.447 | 0.540 | 0.384 | 0.639 | 1.000 | |
| 自分や他人が気になる悩み | 0.466 | 0.430 | 0.499 | 0.507 | 0.607 | 1.000 |

注：被験者数は253名。主因子法で共通性を推定、Varimax回転後にPromax回転。
項目番号の後のaとbの記号は、下位尺度の記号。

探索的因子分析の結果は、5因子については、ほぼ完全に先行研究を再現するものとなった。「自分や他人が気になる悩み」の因子では、明確に負荷する項目は2つしかなく、本来はこの因子に該当する残りの3項目の因子パターンの値は低かった。この因子パターンの低かった3項目（「自分が相手の人にイヤな感じを与えているように思ってしまう」「自

分のことが他の人に知られるのではないかとよく気にする」そして「人と会うとき、自分の顔つきが気になる」)は、ほかの因子でもそれほど高い値とはならず、この因子に該当する項目の可能性があるようではある。本分析では、先行研究での結果に従い、6因子の構造と判断し、以下の分析をおこなうことにした。なお、最尤法でも回転前の因子解の推定を試みたが、結果は全くといっていいほどに同じのものとなった。

1.3 SEMによる解析

1.3.1 項目からの因子分析モデル

対人恐怖心性尺度の30項目から、仮説的なモデルを因子分析モデルの枠組み内で立ててみることにする。表1の結果からも明らかのように、この尺度は、明快な単純構造を因子分析結果において示している。項目レベルからのSEMによる確信的な因子分析の手順や結果を例示することも本稿の目的とするところであるので、ここでは、因子分析系において想定することが可能な仮説的モデルを検討の対象としてみることにする。

まず、探索的な因子分析結果との整合性を確認してみるために、1次因子レベルに3つのモデルを設定してみた。

A: 1次因子を1つとしたモデル

B₁: 1次因子を直交6因子としたモデル(因子間共分散をゼロに固定)

B₂: 1次因子を斜交6因子としてモデル(探索的因子分析の確認的モデル)

因子間相関が正で高いことが堀井・小川(1996)の斜交プロクラス回転の結果などで報告されている。今回の探索的因子分析でも因子間相関が表1で示したように.327~.688であった。そこで、次の因子分析系のモデル化として、2次レベルの因子を仮定してみることにした。まず、2次レベルの因子を1つとし、さらに、堀井・小川(1996、1997)において議論されている内容を検討して『対自的要因』と『対他的要因』とを2次レベルの因子に設定してみることにした。なお、前者の対自的要因の2次因子には「自分を統制できない悩み」、「生きることに疲れている悩み」そして、「自分や他人が気になる悩み」を、後者の対他格的には「目が気になる悩み」、「集団に溶け込めない悩み」そして「社会的場面で当惑する悩み」をおいている。

C₁: 2次レベルの因子を1つ想定したモデル

C₂: 2次レベルの因子を2つ想定したモデル

これまでの研究で明らかにされていることをさらに検討し、2次因子レベルの因子と1

次元因子レベルとの関係を少々複雑化してみることにした。『対自的要因』から「集団に溶け込めない悩み」へ、そして『対他的要因』から「自分や他人が気になる悩み」へと関連を挿入してみた。

D: 1次因子が2次に因子と複雑に関係するモデル（1次因子「集団に溶け込めない悩み」と「自分や他人が気になる悩み」が2つの2次因子に関係すると設定）

ここまででは、30項目を対象としてモデル化したものであった。表1の因子パターンでは、「自分や他人が気になる悩み」の因子を除いて、尺度構成者たちが仮定していた各因子5項目の非常にきれいな単純構造となっている。例外は、特定の因子に明確な因子パターンの値を示さなかった項目13、項目19、項目25である。そこで、最後に、この3項目を分析から削除して27項目でも検討してみることにした。

E: モデルDから「自分や他人が気になる悩み」で因子パターンの値が低かった項目13、項目19、項目25を削除したモデル

1.3.2 項目からの推定結果

SEMの解の推定は最尤法（Amos 5）でおこなった（詳細は、狩野・三浦（2002）参照）。モデルの評価は χ^2 統計量からは「モデルの当てはまりはよい」とする帰無仮説の棄却を尤度比検定の論理によっておこなうことができる。この統計量の欠点は、被験者数からの影響を受けることにあり、被験者数が多くなれば、適切なモデルであっても棄却されやすくなることが知られている。SEMの世界では、そこで、被験者数からの影響を受けにくく、 χ^2 統計量よりもより適切にモデルの適合度を判断するための指標が数多く提案されてきたが、絶対的な指標はまだない。たとえば、Rigdon（1996）などが指標による性質の違いを議論しているように、現状では複数の指標から適合度を判断することがベータな方法であり、本稿では、NFI（normed fit index; Bentler & Bonett, 1980）、IFI（incremental fit index; Bollen, 1989）、CFI（comparative fit index; Bentler, 1990）、RMSEA（root mean square error of approximation; Steiger & Lind, 1980; Browne & Cudeck, 1993）そしてAIC（Akaike's information criterion; Akaike, 1987）を使用することにした。これらの中で、NFIについては.9以上を、IFI、CFIについては.95以上を、RMSEAについては.05以下を基準とし、複数のモデル間ではAICの値の小さいものをより当てはまりがよいモデルと判断することにする（狩野・三浦（2002）、McDonald & Ho（2002）など参照）。

表2に示したように、各モデルの最尤解は χ^2 統計量からは「モデルの当てはまりはよい」とする仮説は棄却せざるを得ないことになった。適合度の判断で使用されている代表的な

表2 対人恐怖心性尺度の項目から構成したモデルの適合度

| モデル | χ^2 | df | P | NFI | IFI | CFI | RMSEA | AIC |
|----------------|----------|-----|-------|-------|-------|-------|-------|----------|
| A | 2354.357 | 405 | 0.000 | 0.553 | 0.599 | 0.596 | 0.138 | 2474.357 |
| B ₁ | 1628.653 | 405 | 0.000 | 0.691 | 0.748 | 0.747 | 0.110 | 1748.653 |
| B ₂ | 967.822 | 390 | 0.000 | 0.816 | 0.881 | 0.880 | 0.077 | 1117.822 |
| C ₁ | 1076.934 | 399 | 0.000 | 0.795 | 0.861 | 0.860 | 0.082 | 1208.934 |
| C ₂ | 1011.795 | 398 | 0.000 | 0.808 | 0.874 | 0.873 | 0.078 | 1145.795 |
| D | 978.913 | 396 | 0.000 | 0.814 | 0.880 | 0.879 | 0.076 | 1116.913 |
| E | 711.179 | 315 | 0.000 | 0.848 | 0.909 | 0.909 | 0.071 | 837.179 |

いくつかの指標でも適合度があるとは判断できるレベルではない。

AICの値をモデル比較の観点から比べてみると、1次因子レベルのモデルでは、斜交6因子（モデルB₂）がもっともよい。2次レベルで2つの因子を想定したモデルC₂よりも適合度がよく、対人恐怖心性尺度は1次因子レベルでモデル化できそうにもみえる。しかしながら、2次因子を複雑化したモデルDの適合度が微妙な値ではあるが、モデルとしての当てがよい。ここでの議論は、NFI、IFI、CFI、RMSEAなどのいずれの指標においても適合度の基準に達していないので、モデル間の比較にとどめなければならない。

モデルEは、このデータからは最も高い適合度を期待できるものではあったが、RMSEAが.05を下回っておらず、NFIも.9よりも低い値であった。IFIやCFIは.9を上回ったので、30項目のモデル群と比較して、このデータでは仮定することができるモデルといえるかもしれない。このEについて、適合度を高めるためにモデル内に新しい関係性を変数間に挿入してみることは想定できることではある。これを進めると対人恐怖心性尺度の30項目としての枠組みから逸脱することになる。ここでは紹介しなかったが、モデルEで排除した項目13、項目19、項目25の因子パターンの推定値が、モデルAからDにおいてどのような値となるかを比較してみたところ、ほぼ同じような値となっていた。そこで、次に、対人恐怖心性尺度の30項目6尺度の枠組みを保持しながら、この構造を探求する可能性を、別な方法で探究してみることにする。

1.3.3 下位尺度からの因子分析モデル

SEMに限定したことはないが、統計的モデルは、観測変数が独立していることを前提としている。質問紙法では、しかしながら、項目の配置の順序や表現の方向（肯定あるいは否定）などの道具的な要因による共分散が混入することがある。Rosenbergの自尊感情尺度は、項目の数が10個と少ないこともあり、このような現象を示す典型的なものである。SEMを使えば、青木・清水（2004）で示したように、項目の誤差間に共分散を仮定するこ

とによって、道具的な共分散問題を解消し、適切な適合度の解を得ることができる。項目の数が多くなるとこのような関係を特定することが困難となり、不十分なままの適合度の解を報告するか、解析結果を捨てるか、いずれかの意思決定を迫られることになりかねない。

心理学分野で尺度を構成する理由は、Spearman-Brownの式を引用するまでもなく、信頼性の低い項目でも数多くの項目を合成すれば全体としてより高い信頼性を期待することができるからである。尺度からの分析では、より多くの共通因子分散に加えて、項目よりは分布の広がりや多変量正規分布への近似を期待することができる。そして、尺度とすることによって、項目間の誤差の共分散に仮定をおくことを回避する可能性も高まる。

伝統的な因子分析の世界で最初に構成概念内での下位尺度化を提案したのはCattell (1956) であり、下位尺度化の手順による探索的因子分析を小包因子分析 (parcel factor analysis) と名付けている (Cattell & Burdsal, 1975)。辻岡 (1975) も、項目をそのまま因子分析の対象とすることについては、項目の信頼性が低いことなどその危険性を指摘し、一連の研究では下位尺度を使用して因子分析をおこない、項目レベルの因子パターンについては項目得点行列と因子得点の推定値行列との積に因子間相関の逆行列をかけて算出する延長因子分析を適用していた。

SEMのモデル化を項目からおこなうか、それとも対象となる構成概念についていくつかの下位尺度を作成しておこなうか、狩野 (2002a, b) と南風原 (2002) のような議論がおきている。狩野 (2002b) でまとめているように、現在の動向は、いくつかの項目を小包のようにまとめることによって個々の項目の信頼性をできる限り蓄積できる方策を推奨する方向にあり、この問題での研究の蓄積が進み始めている (たとえば、最近の研究としてはLandis, Beal & Tesluk (2000)、Little, Cunningham, Shahar & Widaman (2002)、Nasser & Wisenbaker (2003) など参照)。

構成概念の中に含まれる項目を十分な数だけ準備することができれば、Cattell (1974) のいう放射状 (radial) に全体をカバーすることもできるであろう。本稿で対象とする対人恐怖心性尺度は、項目からの探索的因子分析とSEMでの分析から6尺度を1次因子とする構造がほぼ明らかではあるが、尺度内の項目は5個しかなく、各尺度が測定しようとしている構成概念をカバーして小包を作る選択肢はそれほど多くはない。そして、SEMでは、潜在変数の中では、少なくとも2つ以上の観測変数を設定することが、識別性の確保などのことを考えると望ましいので、ここでは、2項目と3項目の2つの下位尺度をそれぞれの尺度ごとに作成することにした。下位尺度を構成する組み合わせは複数考えられるが、

表1に示した探索的因子分析での因子パターンに高いものから順位を付けて、第1と第4を下位尺度a、第2・3そして5を下位尺度bとした。表1の項目番号横のaとbがこの下位尺度化で振り分けた際の記号である。なお、各下位尺度の得点は項目の数で割って、反応範囲1点から7点までに揃えている。

1.3.3.1 下位尺度からの因子分析モデル

項目とほぼ同様の手順で検討対象とするモデルを次のように設定した。

sA：1次因子を1つとしたモデル

sB₁：1次因子を直交6因子としたモデル（因子間共分散をゼロに固定）

sB₂：1次因子を斜交6因子としてモデル（探索的因子分析の確認的モデル）

sC₁：2次レベルの因子を1つ想定したモデル

sC₂：2次レベルの因子を2つ想定したモデル（2次因子には、『対自的要因』と『対他的要因』を設定）

sD：1次因子が2次に因子と複雑に関係するモデル（1次因子「集団に溶け込めない悩み」と「自分や他人が気になる悩み」が2つの2次因子に関係すると設定）

ここでは、下位尺度のモデルであることを現すためにモデル記号の前にsを付けている。なお、項目からのモデルEは、全項目からの下位尺度化をしているので、検討の対象とはしていない。

1.3.3.2 下位尺度からの推定結果

表3に示したように、直交6因子のモデルsB₁では、最尤解を推定することができなかった。潜在変数に対して2個の観測変数しかなく、そして、不自然な仮定である直交のモデルとしたことが、このようなAmosでは識別不能という結果を導いたと考えられる。

因子間に共分散を仮定したモデルsB₂や2次因子を設定したモデルsC₁やsC₂では、項目か

表3 対人恐怖心性尺度の下位尺度から構成したモデルの適合度

| モデル | χ^2 | df | P | NFI | IFI | CFI | RMSEA | AIC |
|-----------------|----------|----|-------|-------|-------|-------|-------|---------|
| sA | 864.067 | 54 | 0.000 | 0.605 | 0.620 | 0.618 | 0.244 | 912.067 |
| sB ₁ | — | — | — | — | — | — | — | — |
| sB ₂ | 63.739 | 39 | 0.007 | 0.971 | 0.988 | 0.988 | 0.050 | 141.739 |
| sC ₁ | 163.890 | 48 | 0.000 | 0.925 | 0.946 | 0.945 | 0.098 | 223.890 |
| sC ₂ | 103.956 | 47 | 0.000 | 0.952 | 0.973 | 0.973 | 0.069 | 165.956 |
| sD | 69.685 | 45 | 0.011 | 0.968 | 0.988 | 0.988 | 0.047 | 135.685 |

注：sB₁では解の推定ができなかった。

らのモデルよりも適合度は非常によくなった。因子間に何らかの重要な情報が含まれおり、直交という仮定が不自然な仮定であることをSEMのソフトが教えてくれたわけである。もしこの12個の下位尺度からなる変数で6因子とした探索的因子分析をおこないVarimax法で因子軸の回転を終えても解は推定される。探索因子分析で求めるべきは単純構造の解であって、これまでも強調してきたように、数学的基準としての直交の下での解ではない。

以上の結果（表3）は、項目からのモデル化とほぼ同じような傾向を下位尺度からも得ることができたことを示している。決定的な違いは、適合度の評価基準を、検討した6つの中では、モデルsDだけがクリアしたということである。sB₂の1次因子の6因子が斜交であるモデルもほとんどこれに近い値となった。このように、下位尺度化することによって「対人恐怖心性」の2次因子モデルを適合度のよい解をとして報告することができたわけである。

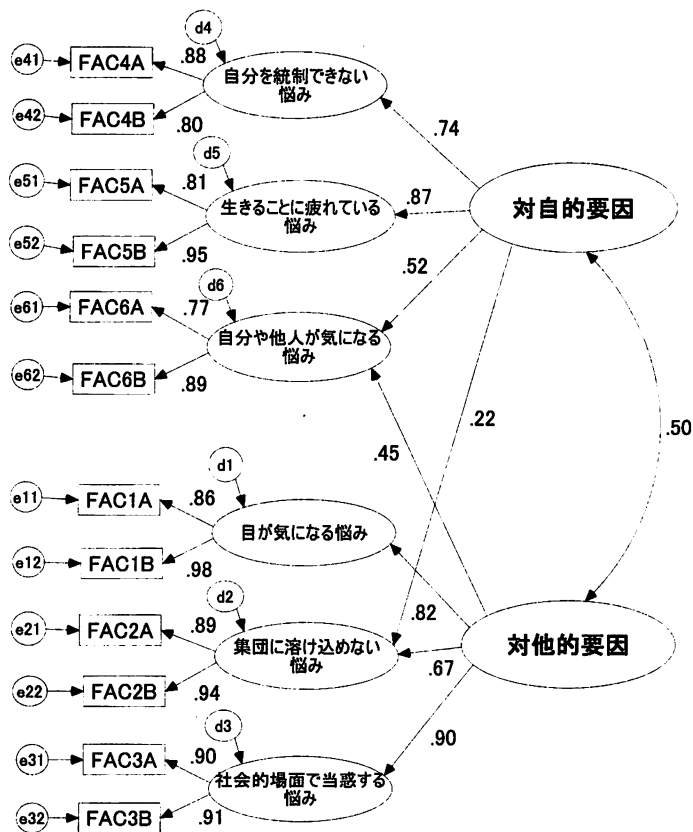


図1 対人恐怖心性尺度の下位尺度モデルsDの標準推定値
注：観測変数の記号は、6尺度の下位尺度である。

1.3.3.3 下位尺度からの因果モデル

因子分析モデルは、原因としての潜在変数から結果としての観測変数へのパスの形式をとっている因果モデルとも解することができる（柳井、1994）。図1の2次因子モデルは、対人恐怖心性の大きな原因を2つの独立した『対自的要因』と『対他的要因』とし、次のレベルの1次因子である「自分を統制できない悩み」「生きることに疲れている悩み」「自分や他人が気になる悩み」が、そして、「目が気になる悩み」「集団に溶け込めないような悩み」「社会的場面で当惑する悩み」が起きていると解釈できる。実際に観測される現象は、潜在変数である6つの1次因子が原因となって、各観測変数の得点として外界に現れると考えることができる。

因子分析のこのような因果モデルは、因子分析という枠組みからの制約を受けている。抽象度の同じレベルのものの相互間の関係性は、一般的には、共分散（あるいは相関）としてしかモデル化することができない。ここでは、原因と結果を抽象度の異なるレベルに設定することから抜け出して、6因子間の相互関係をさらに追求してみることにする。今回の結果をみると1次因子間に因子分析モデルでは説明できない共分散が存在しているのではないかと想像したからである。

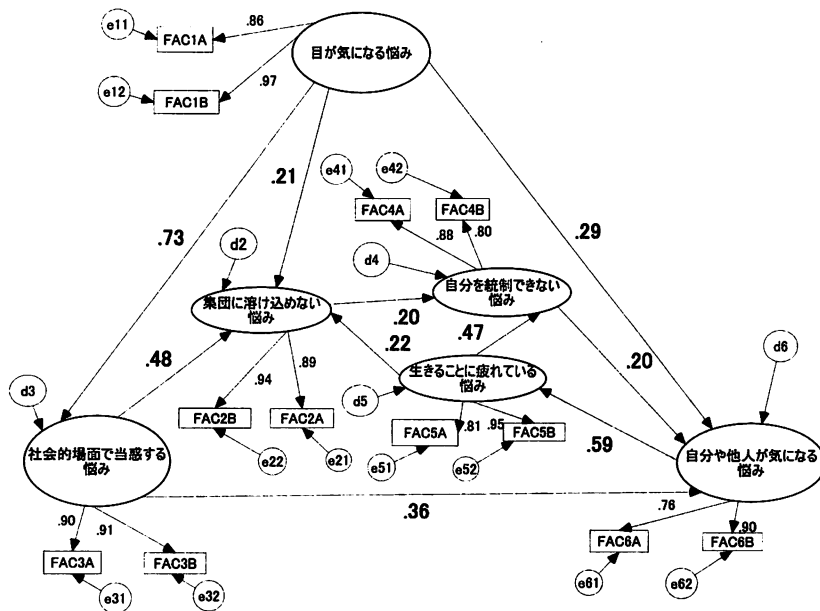


図2 対人恐怖心性尺度の因果モデルの標準解

注： $\chi^2=65.177$ (df=44, P=.021), NFI=.970, IFI=.990, CFI=.990, RMSEA=.044, AIC=133.177

まず、対人恐怖心性の原因を視線恐怖の一種と考えられる「目が気になる悩み」においてみた。視線恐怖が「社会的場面での当惑」を生み、そして、これと合わせて「自分や他人が気になる」という大きな枠を設定してみた。次に、その他の3つの因子（「集団に溶け込めないような悩み」「生きることに疲れている悩み」「自分を統制できない悩み」）は、ある意味では結果的な変数と想定し、この3つからの影響を受けながら相互に影響し合っていると考えることにした。すなわち、1次因子間の関係に三角形の外枠とその内部の小さな三角形を置いてみたわけである。

図2が、いくつかの試みから得た最終的に最も適合度のよいモデルであり、これまでに検討してきた表3の因子分析モデル系と比較しても、すべての指標において、適合度がよいといえる。表4は、この解のパス係数の推定値であり、因子間のパス係数も統計的に有意なものとなった。なお、図2では、この解の標準化した値を、因子間については太字にして載せている。

表4 対人恐怖心性の因果モデルのパス係数の推定値

| パスの方向 | | 推定値 | 標準誤差 | 確率 |
|---------------|-----------------|-------|-------|------|
| 社会的場面で当惑する悩み | ← 目が気になる悩み | 0.738 | 0.060 | 0.1% |
| 自分や他人が気になる悩み | ← 目が気になる悩み | 0.258 | 0.076 | 0.1% |
| 集団に溶け込めない悩み | ← 目が気になる悩み | 0.202 | 0.074 | 1% |
| 自分や他人が気になる悩み | ← 社会的場面で当惑する悩み | 0.323 | 0.078 | 0.1% |
| 集団に溶け込めない悩み | ← 社会的場面で当惑する悩み | 0.462 | 0.078 | 0.1% |
| 生きることに疲れている悩み | ← 自分や他人が気になる悩み | 0.575 | 0.065 | 0.1% |
| 自分を統制できない悩み | ← 集団に溶け込めない悩み | 0.166 | 0.059 | 1% |
| 自分や他人が気になる悩み | ← 自分を統制できない悩み | 0.223 | 0.088 | 1% |
| 集団に溶け込めない悩み | ← 生きることに疲れている悩み | 0.245 | 0.061 | 0.1% |
| 自分を統制できない悩み | ← 生きることに疲れている悩み | 0.429 | 0.078 | 0.1% |
| FAC1A | ← 目が気になる悩み | 0.991 | 0.053 | 0.1% |
| FAC2B | ← 集団に溶け込めない悩み | 0.955 | 0.049 | 0.1% |
| FAC3B | ← 社会的場面で当惑する悩み | 0.921 | 0.048 | 0.1% |
| FAC5A | ← 生きることに疲れている悩み | 0.861 | 0.060 | 0.1% |
| FAC4B | ← 自分を統制できない悩み | 0.827 | 0.074 | 0.1% |
| FAC6A | ← 自分や他人が気になる悩み | 0.720 | 0.056 | 0.1% |

注：図1や図2のFAC11Bなどの観測変数で表に掲載していないものは1で固定したものである。

パスの流れをもう少し詳細に見てみると、「目が気になる悩み」から「社会的場面で当惑する悩み」へ、そして「集団に溶け込めないような悩み」へ、さらに「自分を統制できない悩み」へとつながっている。もう1つの流れは、「目が気になる悩み」と「社会的場面で当惑する悩み」から「自分や他人が気になる悩み」へ、ここから「生きることに疲れている悩み」へ、さらに「集団に溶け込めないような悩み」へとつながっている。興味深

いことは、影響の流れの最後に位置づけることができる「自分を統制できない悩み」から「自分や他人が気になる悩み」へ戻るパスがあることである。

恐怖心性のある種のメカニズムをこのように解析したわけであるが、このモデルの妥当性については、他の変数との関係などの追求が必要と考えられる。ここでは、1つの領域内でのモデル化の可能性を示すにとどめ、これ以上の追求は別の機会としたい。

2. 分析Ⅱ：大学生用対人ストレスコーピング尺度

ストレスに対するコーピングを測定するための尺度がいくつか提案されている。本稿では、大学生を対象にして構成された加藤（2000）による対人ストレスコーピング尺度について、その因子の構造を検討してみることにする。この尺度は、4件法の34項目から構成されており、主成分分析、Varimax回転から「ポジティブ関係コーピング（16項目）」「ネガティブ関係コーピング（10項目）」そして「解決先送りコーピング（8項目）」の直交の3因子を報告している。そして、この因子から尺度構成をおこない、高いレベルの信頼性（ $\alpha = .79 \sim .87$ ）を得たとしている。

内田・井出・清水（2004）の報告では、分析Ⅰと同じ被験者を対象に調査したデータ（ $N = 256$ ）で探索的因子分析から、次の6因子を報告した。すなわち、「第Ⅰ因子：問題解決型コーピング」「第Ⅱ因子：ネガティブ関係コーピング」「第Ⅲ因子：解決先送りコーピング」「第Ⅳ因子：内省型コーピング」「第Ⅴ因子：肯定評価型コーピング」そして「第Ⅵ因子：対人関係促進型コーピング」である。これらの因子のなかで加藤（2000）の結果と比較すると、第Ⅱ因子、第Ⅲ因子はほぼ同じ項目からなり、第Ⅰ、第Ⅳ、第Ⅴ、第Ⅵの4因子は、「ポジティブ関係コーピング因子」の下位因子と想定できた。井出ほか（2004）では、この結果から2次レベルの3因子と1次レベルの4因子をモデル化し、SEMによって検討した。このモデルでは、『ポジティブ関係コーピング』を「第Ⅰ因子：問題解決型コーピング」「第Ⅳ因子：内省型コーピング」「第Ⅴ因子：肯定評価型コーピング」そして「第Ⅵ因子：対人関係促進型コーピング」の4つの1次因子の上位の2次因子として仮定した。そして、項目レベルと尺度レベルの2つにおいて、1次・2次混在のモデルの可能性を探ったわけである。結果としては、このモデルの適合度は項目の場合にはRMSEAが.067で、十分に高い適合度とはいえず、他のモデルの可能性を示唆する結果となった。

井出ほか（2004）の項目からの推定値を詳細に検討してみると各因子に対して項目によっては十分に高い係数（因子パターン）を推定できていないようである。Amosの修正指

標を手がかりに項目間や誤差間の関係を調べてみると測定モデルにおいて貢献度の低い項目（ある意味では共通性が低い項目）の誤差間にいろいろと共分散が示唆されていた。項目からではこれ以上の適合度のよいモデルを設定できないとして下位尺度化の方向を、井出ほか（2004）では、探ってはみた。NFIやCFIの値はかなりよくなったが、この場合においてもRMSEAは項目のモデルと同様のレベルであった。

そこで、6因子の測定モデルで貢献度の低い項目を除外して、井出ほか（2004）で検討した1次と2次の因子が混在するモデルの可能性を、項目を観測変数として、追求してみることにする。準備として、項目からの探索的因子分析に因子解の推定で最尤法を使用して、項目を選び出してみた。なお、この分析での被験者数は256名である。

表5が、最終的に選び出された15項目である。この項目を対象として最尤法で因子解を推定し、Varimax法、さらにPromax回転した。最尤法から得られた因子数に関する適合度検定は $\chi^2=33.419$ (df=39, P=.722) で、因子数を6とすることができた。表5は、内

表5 大学生用対人ストレスコーピング尺度（加藤，2000）の因子パターン行列・因子間相関行列

| | ネガティブ関係 | 問題解決型 | 解決先送り | 対人関係促進型 | 肯定評価型 | 内省型 |
|-----------------------|--------------|--------------|--------------|--------------|--------------|--------------|
| 項目22 無視するようにした | 0.807 | -0.009 | 0.034 | -0.024 | 0.123 | -0.099 |
| 項目18 話をしないようにした | 0.786 | -0.047 | -0.052 | -0.040 | -0.061 | 0.142 |
| 項目19 友達付き合いをしないようにした | 0.703 | 0.042 | 0.026 | 0.071 | -0.062 | -0.046 |
| 項目27 積極的に話をするようにした | -0.004 | 0.936 | 0.046 | -0.023 | -0.057 | -0.087 |
| 項目17 積極的にかかわろうとした | -0.070 | 0.673 | -0.026 | 0.009 | 0.099 | 0.050 |
| 項目29 相手のことをよく知ろうとした | 0.062 | 0.536 | -0.067 | 0.022 | 0.053 | 0.183 |
| 項目34 そのことにこだわらないようにした | -0.006 | -0.061 | 0.800 | -0.078 | 0.110 | 0.023 |
| 項目32 気にしないようにした | -0.048 | -0.039 | 0.783 | 0.023 | -0.018 | 0.088 |
| 項目13 あまり考えないようにした | 0.063 | 0.104 | 0.664 | 0.058 | -0.094 | -0.066 |
| 項目06 あいさつをするようにした | -0.019 | -0.059 | -0.024 | 1.028 | 0.020 | -0.019 |
| 項目05 たくさんの友人を作ることにした | 0.043 | 0.142 | 0.049 | 0.433 | 0.006 | 0.092 |
| 項目16 この経験で何かを学んだと思った | -0.014 | -0.039 | -0.070 | -0.028 | 0.767 | 0.121 |
| 項目23 人間として成長したと思った | 0.012 | 0.095 | 0.075 | 0.059 | 0.723 | -0.109 |
| 項目08 反省した | -0.012 | -0.006 | 0.082 | 0.036 | -0.050 | 0.713 |
| 項目03 相手の気持ちになって考えてみた | 0.018 | 0.058 | -0.035 | -0.006 | 0.061 | 0.607 |
| 因子1 ネガティブ関係 | 1.000 | | | | | |
| 因子2 問題解決型 | -0.187 | 1.000 | | | | |
| 因子3 解決先送り | 0.154 | -0.153 | 1.000 | | | |
| 因子4 対人関係促進型 | 0.011 | 0.462 | 0.156 | 1.000 | | |
| 因子5 肯定評価型 | -0.178 | 0.607 | 0.082 | 0.341 | 1.000 | |
| 因子6 内省型 | -0.270 | 0.552 | 0.110 | 0.330 | 0.605 | 1.000 |

注：最尤法で因子解を推定している。因子数の検定では、 $\chi^2=33.419$, df=39, P=.722であった。項目は、内田・井出・清水（2004）の結果から6因子を適切にあらわす項目を選び出したものである。

田ほか(2004)の探索的因子分析に近い因子パターンの値でかつ因子間相関も近い値となった。すなわち、この15項目からも「ネガティブ関係」「問題解決型」「解決先送り」「内省型」「肯定評価型」そして「対人関係促進型」の6因子を得ることができたといえる。なお、ここでは因子名に付けた「コーピング」という表現はすべての因子に共通であるので省略している。因子間相関で特徴的なことは、「問題解決型」「内省型」「肯定評価型」そして「対人関係促進型」の因子間の相互の相関が正で他の2因子に比べてかなり高いことである。ここでも、井出ほか(2004)のように、これらの因子の上位に『ポジティブ関係』が想定できそうである。

2.1. 15項目からの因子分析モデル

井出ほか(2004)による全項目からのSEMでの分析をもとにしながら、表5で特定した15項目を対象に、因子分析系モデルでの検討を新たにおこなってみることにする。

モデルA：1因子モデル(15項目が1つの因子からなると仮定したモデル)

モデルB：1次レベル6因子のモデル(表5の確認的因子分析モデル、このモデル化では、分析Iのような1次因子レベルでの直交因子モデルは検討しなかった。)

モデルC：1次レベル4因子、2次レベル3因子のモデル(井出ほか(2004)と同じく、「問題解決型」「内省型」「肯定評価型」そして「対人関係促進型」の上位に『ポジティブ関係』を仮定し、『ネガティブ関係』『解決先送り』と共に2次因子としたモデル)

モデルD：モデルCの2次レベル3因子間の共分散をゼロと固定したモデル(加藤(2000)の3因子直交解を2次因子レベルでモデル化)

表6 大学生用ストレスコーピング尺度15項目からの因子分析系モデルの適合度

| モデル | χ^2 | df | P | NFI | IFI | CFI | RMSEA | AIC |
|----------------|----------|----|-------|-------|-------|-------|-------|---------|
| A：1次1因子 | 707.907 | 90 | 0.000 | 0.470 | 0.504 | 0.498 | 0.164 | 767.907 |
| B：1次6因子 | 82.305 | 75 | 0.264 | 0.938 | 0.994 | 0.994 | 0.020 | 172.305 |
| C：1次4因子2次3因子 | 113.386 | 83 | 0.015 | 0.915 | 0.976 | 0.975 | 0.038 | 187.386 |
| D：1次4因子2次3因子直交 | 126.878 | 86 | 0.003 | 0.905 | 0.967 | 0.967 | 0.043 | 194.878 |

探索的因子分析と同じデータ(N=256)からの推定した解の適合度は、1因子モデルを除いて非常によいものとなった。特に、6個の1次因子を仮定したモデルの適合度は、 χ^2 統計量からも当てはまりがよいと判断することができる。次の図3がこのモデルBの標準化解である。この結果は表5の探索的因子分析結果を完全に単純構造の形で表現したものであり、因子間相関も詳細に比較してみると、ほぼ同じ傾向がみられた。すなわち、

探索的因子分析結果をSEMで確認することができたわけである。

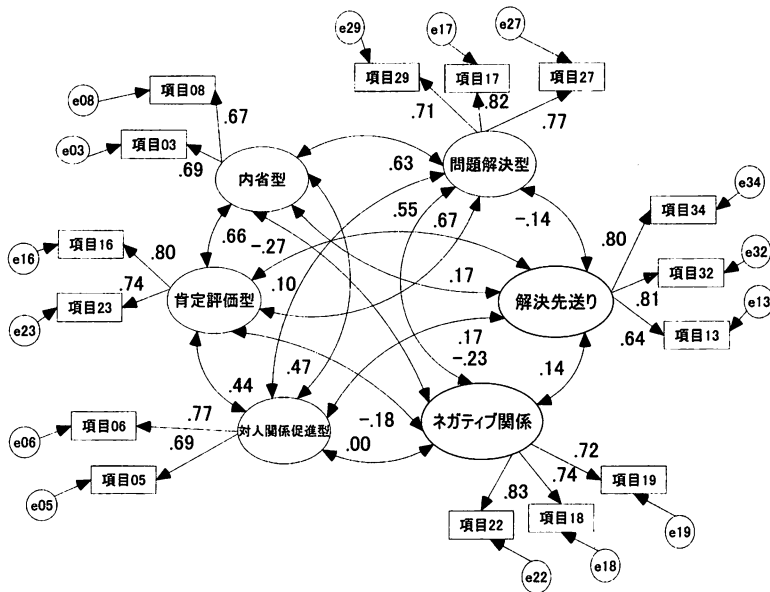


図3 大学生用対人ストレスコーピング尺度（15項目）の1次6因子モデルBの標準化解

適合度がよいとはいえ、この1次レベル6因子間の相関関係は、あまりにも複雑である。井出ほか（2004）は、このような因子間相関からレベルの異なる因子を仮定することによってより簡潔なモデルを追求しようとしたのであった。今回の結果では、2次の因子を直交させたモデルDの適合度は、相対的にそれほどよくないが、2次の3因子間に因子間共分散を想定したモデルCでも、一般的なSEMの解析では、十分な適合度を各指標で示している。しかしながら、6因子のモデルのほうが、適合度がよい傾向は、井出ほか（2004）の項目レベルにおいてもあらわれていたわけであり、この段階では、「大学生用対人ストレスコーピング」のモデルを、1次レベル6因子と結論せざるを得ない。

モデルBとモデルCとを比べると自由度に違いがある。モデルBでは、すべての因子間に相関という関係を想定しているので推定するパラメータの数がモデルDよりも多いわけである。自由度の違いが適合度の結果に影響を与えていることも考えられるので表6の指標に加えてパラメータの数をペナルティとして調整をする指標であるBIC（Bayse information criterion; Raftery, 1993）やCAIC（consistent AIC; Bozdogan, 1987）を検討の対象としてみることにした。するとモデルBのそれぞれの値は331.838と376.838であり、モデルCのそれぞれ318.557と355.557とに比べて大きな数値となっている。これらの指標が

らの結論は、表6で示した適合度指標とは逆のものとなったことになる。

よりよい適合度のモデルを、井出ほか(2004)の尺度からの検討を参考に、微妙な値の差異ではあるが、さらに追求してみることにした。モデルCは1次因子系と2次因子系を独立させたモデルであった。2次因子の『解決先送り』から1次因子の「問題解決型」へのパスを引いてみた。これをモデルEとする。さらに、これに『ネガティブ関係』から「対人関係促進型」パスを加えて、モデルFとした。結果は次の表7である。

表7 大学生用ストレスコーピング尺度15項目の適合度(追加分析)

| モデル | χ^2 | df | P | NFI | IFI | CFI | RMSEA | AIC |
|--------------|----------|----|-------|-------|-------|-------|-------|---------|
| E:モデルCにパスを追加 | 92.064 | 82 | 0.210 | 0.931 | 0.992 | 0.992 | 0.022 | 168.064 |
| F:モデルEにパスを追加 | 87.799 | 81 | 0.284 | 0.934 | 0.995 | 0.994 | 0.018 | 165.799 |

総合的に判断するならモデルFの適合度が最もよいことになる。ただし、BICやCAICの値は、モデルEのそれぞれの値が302.781と340.781であり、モデルFが304.061と343.061であり、微妙にモデルEをよしとするものであった。自由度1の違いのなかで起きている極めて小さな値の差と判断して、ここでは、モデルFを取り上げてみることにする。

2次因子と1次因子との間は単純な関係ではなくなったが、2次因子レベルに『ポジティブ関係』『ネガティブ関係』『解決先送り』があり、1次因子レベルの「問題解決型」「内省型」「肯定評価型」「対人関係促進型」は主として『ポジティブ関係』の下位次元という

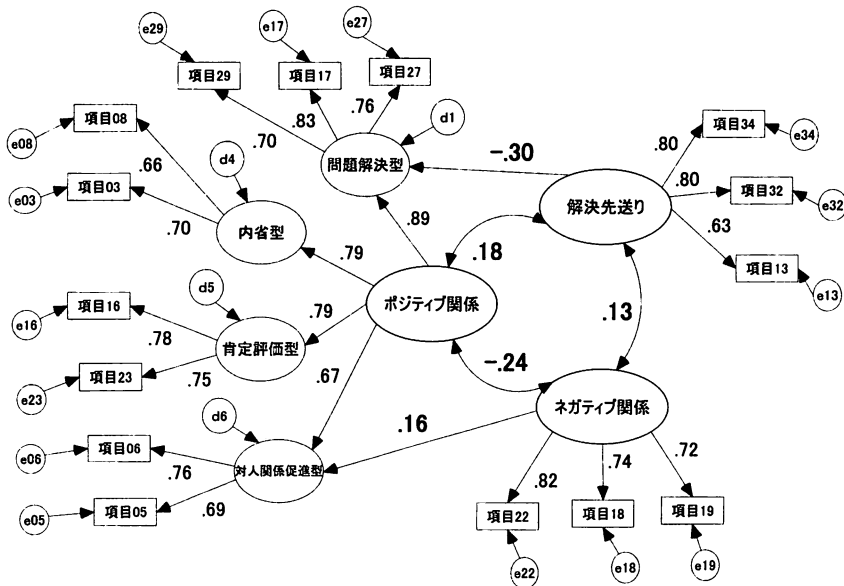


図4 大学生用対人ストレスコーピング尺度(15項目)の2次3因子1次4因子モデルFの標準化解

モデルは、井出ほか（2004）の34項目すべてからのモデルと本質的にはかわりはない。モデルCに2つのパラメータを追加した結果、6因子が1次因子レベルで併存するモデルよりも確実に適合度がよくなった。単に複雑さを解消しただけではない。『解決先送り』は「問題解決型」に負に影響を与え、『ネガティブ関係』は「対人関係促進型」を促すという新しい関係を加えたことになる。

この結果を立体的に表現するなら、上の層の3つの2次因子が円を描き、下の4つの1次因子が2次からの影響を受けながら次の層に位置し、さらに下のレベルに観測変数が上のレベルの因子との関係で配置していることになろうか。すなわち、高次因子から観測変数までの3つの層からなる階層という関係をモデル化したといえよう。

2.2. 15項目からの因果モデル：同値モデル

SEM解析例の最後として、最上位の3つの2次因子について、分析Iのようにパス関係を想定してみることにする。3つの2次レベルの因子の中で『解決先送り』というコーピングスタイルが『ポジティブ関係』や『ネガティブ関係』に影響を与えると考えることにする。表5に示したように『解決先送り』とは名前を付けてはいるが、項目は「項目34 そのことにこだわらないようにした」「項目32 気にしないようにした」「項目13 あまり考えないようにした」からなり、対人的なストレスの原因を回避するというよりは「気にしない、考えない」という対処といえよう。なお、このストレスコーピングの質問の設定は次のようにしている。

ストレスというのは、周囲の状況や環境から影響を受けて、抑うつ・不安・怒り・イライラなど不快な気持ちを感じている状態をいいます。あなたが、最近、対人関係においてストレスを感じたとき、どのように考えたり行動したりしたかについてお聞きます。以下の項目を読んで、それがどの程度当てはまるか当てはまらないかを4段階でこたえてください。

図4の因子分析モデルによる階層モデルでは3つの2次因子間には相関関係を設定していた。ここで追求する因果モデルは相関関係をパス関係に置き換えるものであり、『ポジティブ関係』と『ネガティブ関係』間にはマイナスの相関があった部分をここでは、ネガティブからポジティブへのパスとして設定した。

相関関係をパスに置き換えただけであるから、推定するパラメータの数は同じとなり、

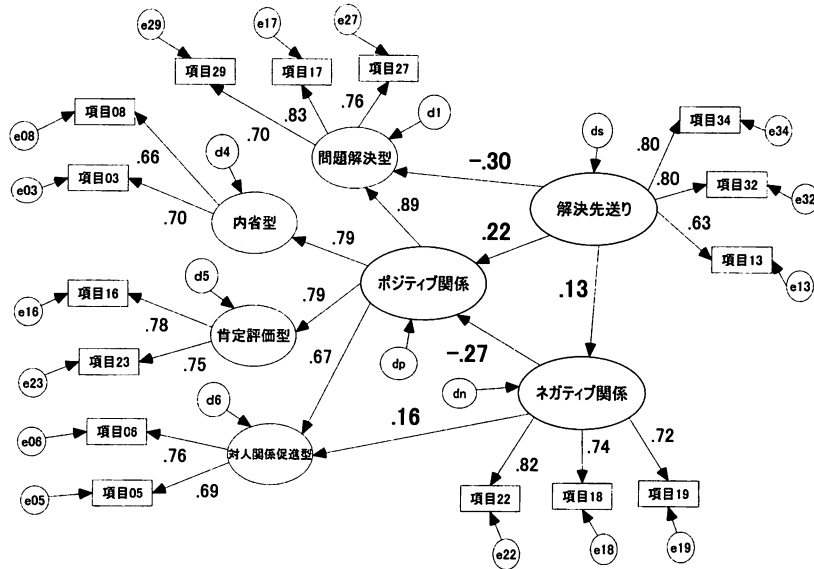


図5 大学生用対人ストレスコーピング尺度(15項目)の因果モデル(モデルFと同値)の標準化解

解の適合度も全く同じ(表7のモデルF)となった。すなわち、この因果モデルとモデルFとは、同値モデル(Mayekawa, 1994)となったのである。この場合、図4と図5は、モ

表8 大学生用ストレスコーピング尺度(15項目)の因果モデルのパス係数の推定値

| パスの方向 | | 推定値 | 標準誤差 | 確率 |
|---------|-----------|--------|-------|------|
| ネガティブ関係 | ← 解決先送り | 0.126 | 0.072 | 10% |
| ポジティブ関係 | ← 解決先送り | 0.172 | 0.069 | 5% |
| 問題解決型 | ← 解決先送り | -0.258 | 0.062 | 0.1% |
| ポジティブ関係 | ← ネガティブ関係 | -0.229 | 0.070 | 0.1% |
| 対人関係促進型 | ← ネガティブ関係 | 0.162 | 0.079 | 5% |
| 内省型 | ← ポジティブ関係 | 0.771 | 0.119 | 0.1% |
| 対人関係促進型 | ← ポジティブ関係 | 0.788 | 0.127 | 0.1% |
| 問題解決型 | ← ポジティブ関係 | 0.967 | 0.135 | 0.1% |
| 項目13 | ← 解決先送り | 0.836 | 0.091 | 0.1% |
| 項目32 | ← 解決先送り | 1.045 | 0.103 | 0.1% |
| 項目18 | ← ネガティブ関係 | 0.967 | 0.093 | 0.1% |
| 項目19 | ← ネガティブ関係 | 0.793 | 0.077 | 0.1% |
| 項目27 | ← 問題解決型 | 1.019 | 0.096 | 0.1% |
| 項目17 | ← 問題解決型 | 1.185 | 0.106 | 0.1% |
| 項目03 | ← 内省型 | 1.029 | 0.144 | 0.1% |
| 項目23 | ← 肯定評価型 | 0.964 | 0.106 | 0.1% |
| 項目05 | ← 対人関係促進型 | 0.883 | 0.131 | 0.1% |

注：観測変数で表に掲載していないものと「肯定評価型」への『ポジティブ関係』からのパスは1で固定しているので掲載していない。

デルとしての図式は異なっているが統計的に同じ結果となったわけであり、適合度という統計的な指標からはいずれがよいかを決めることはできない。心理学という実質科学的な立場からの選択を迫られているわけである。

潜在変数の関係をパスで表現したこのモデル（図5）では、モデルF（図4）の3層の階層構造の図式が、原因から結果への連鎖の図式へと変貌している。すなわち、『解決先送り』から『ポジティブ関係』や『ネガティブ関係』に、そして次に「問題解決型」「内省型」「肯定評価型」「対人関係促進型」へ、という図式である。最後の観測変数も含めると4段階ということになる。例外は『解決先送り』から「問題解決型」への1つレベルをとばしたパスと、『ネガティブ関係』から『ポジティブ関係』への同じレベルでの負の影響である。

SEMでの最尤法で推定されたパスの値を表8に掲載した。図5の係数は、因子の分散を1とした標準化した数値であった。表8の確率欄で示したように、『解決先送り』から『ネガティブ関係』へは傾向程度に解すべきであろう。『解決先送り』から『ポジティブ関係』へもそれほど強いものではなかった。『ネガティブ関係』から「対人関係促進型」へも5%水準であった。他は、0.1%を下回り、強い影響を想定できる結果となった。

3. 最後 に

これまでは、清水（1989）などのように、SEMを推奨する立場での研究をおこなってきた。どちらかといえば、因果的な関係の議論には慎重であるべきとの立場であった。因果律は、時間の流れの中で取り扱うことに留め、Nesselroade（1983）やNesselroade & Baltes（1984）の影響の下で、清水（2003b）で例示したように発達的なデータでのモデルの検討をおこなってきたわけである。今回の一連の共同研究を進める中で、花井・佐藤・清水（2004）や清水・花井（2004）での「進路自己効力感」の分析でも因果モデルとして示したように、応用的な利用を前提とする心理学的研究では、より積極的に変数から変数への影響の強さを確認していく必要があるのではないかと考えるようになってきている。

本稿で、検討してきた方法はそれほど目新しいものではない。SEMではすでに確立されている方法を紹介しながら、構成概念に適切なモデルを探求したわけである。何度も強調してきたように方法論はあくまでも方法論なのである。SEMで現実追求することが可能なものとなっているにもかかわらず、Varimax回転で終わる因子分析に代表されるような方法論に組み込まれた制約に気づかずに進められる研究がいまだに多いように感じている。

デフォルト因子分析などと揶揄することが本稿の目的ではない。ここで提示した解析例が、構成概念に適切なモデルをSEMの範疇において構築し、これを検証する方向へと研究の流れが変わることに貢献できれば幸いである。

芝（1972）は「因子分析は、それを含む研究や実践の大きな文脈の中で、孤立してではなく融合して利用される。そして、その文脈の中で有用とされる因子の数は統計的にはなお有意な変動分を相関行列に残す、より少ない数であることが多い（p.345）」と最尤法による因子数決定の論理が理論的な興味の対象の段階としている。この議論は、30年以上前の最尤法による因子解の推定がコンピュータソフトとして現実のものとなる直前の時代のものである。後段の部分の因子数決定の問題はいまだに残されたままではあるが、分析Ⅱにおいて示したようにSEMによって因子の数が異なってもモデル化する中でこれを吸収することができる。

繰り返しになるが、因子分析はSEMの下位モデルの1つにすぎない（たとえば、清水（1989）など）。Cattell（1966）は、因子分析モデルの延長線上で、実質科学的な要請から網的・層的モデルを考案した。これを踏まえて、McArdle & McDonald（1984）は、共分散構造の包括的な理論モデルRAMを提案した。この2つは、その名の通りにSEMの中で融合し、応用的・実践的な研究のモデル化と解析の主要なツールとなっているのである。

相関関係の枠組みから因果関係へと歩みを進めるには、構成概念に関する知識・データの蓄積が求められている。本稿では、2つの構成概念についてそれぞれの中で、因子分析モデルによる表現からSEMの因果モデルへと進めることが可能であることを具体的に解析結果で示しながら、方法論を中心に議論してきた。このような結果が当該領域の構成概念として妥当なものであるのかどうか、概念間の関係性に因果モデルを仮定しながら検証していかなければならないと考えている。

引用文献

- Akaike, H. (1987). Factor analysis and AIC. *Psychometrika*, *52*, 317-332.
- 青木理絵子・清水和秋（2004）Rosenbergの自尊感情尺度の因子構造 日本心理学会第68回大会発表論文集, 74
- Bentler, P. M. (1990). Comparative fit indexes in structural models. *Psychological Bulletin*, *107*, 238-246.
- Bentler, P. M., & Bonett, D. G. (1980). Significance tests and goodness of fit in the analysis of covariance structure. *Psychological Bulletin*, *88*, 588-606.
- Bollen, K. A. (1989). A new incremental fit index for general equation models. *Sociological Methods & Research*, *17*, 303-316.

- Bozdogan, H. (1987). Model selection and Akaike's information criteria (AIC): The general theory and its analytical extensions. *Psychometrika*, **52**, 345-370.
- Browne, M. W., & Cudeck, R. (1993). Alternative ways of assessing model fit. In K. A. Bollen & J. S. Long (Eds.), *Testing structural equation models* (pp. 136-162). Newbury Park, CA: Sage.
- Cattell, R. B. (1956). Validation and intensification of the sixteen personality factors questionnaire. *Journal of Clinical Psychology*, **12**, 205-214.
- Cattell, R. B. (1974). Radial parcel factoring vs item factoring in defining personality structure in questionnaires: Theory and experimental checks. *Australian Journal of Psychology*, **2**, 103-119.
- Cattell, R. B. (1966). The meaning and strategic use of factor analysis. In R. B. Cattell (Ed.), *Handbook of multivariate experimental psychology* (pp. 174-243). Chicago, IL: Rand McNally.
- Cattell, R. B., & Burdsall, J. R. (1975). The radial parcel double factoring design: A solution to item vs parcel controversy. *Multivariate Behavioral Research*, **10**, 165-179.
- 藤野依子・星あづさ・清水和秋（2004）自己愛人格目録（NPI）の因子構造—（2）SEMによる1次因子・2次因子混在モデル— 日本心理学会第68回大会発表論文集, 71
- 狩野 裕（2002a）構造方程式モデリングは、因子分析、分散分析、パス解析のすべてにとって代わるか？ 行動計量学, **29**（2）, 138-159
- 狩野 裕（2002b）再討論：誤差共分散の利用と特殊因子の役割 行動計量学, **29**（2）, 182-197
- 狩野 裕・三浦麻子（2002）グラフィカル多変量解析（増補版）現代数学社
- 加藤 司（2000）大学生用対人ストレスコーピング尺度の作成 教育心理学研究, **48**, 225-234
- 南風原朝和（2002）モデル適合度の目標適合度—観測変数の数を減らすことの是非を中心に— 行動計量学, **29**（2）, 160-166
- 花井洋子・佐藤未来・清水和秋（2004）進路選択に対する自己効力感尺度の構造—（2）SEMによる潜在変数のモデル化— 日本心理学会第68回大会発表論文集, 1198
- 林 洋一・小川捷之（1981）対人不安意識尺度構成の試み 横浜国立大学保健管理センター年報, **1**, 29-46
- 平井洋子（2000）測定・評価に関する研究の動向—尺度による測定と「定型」再考—教育心理学年報, **40**, 112-122
- 星あづさ・藤野依子・清水和秋（2004）自己愛人格目録（NPI）の因子構造—（1）探索的因子分析の適用— 日本心理学会第68回大会発表論文集, 70
- 堀 洋道（監修）（2001）心理測定尺度集Ⅰ・Ⅱ・Ⅲ サイエンス社
- 堀井俊章・小川捷之 1996 対人恐怖心性尺度の作成 上智大学心理学年報, **20**, 55-65
- 堀井俊章・小川捷之 1997 対人恐怖心性尺度の作成（続報） 上智大学心理学年報, **21**, 43-51
- 井出由紀・内田博子・清水和秋（2004）大学生用対人ストレスコーピング尺度の因子構造—（2）SEMによる1次・2次混在モデル— 日本心理学会第68回大会発表論文集, 73
- Landis, R.S., Beal, D. J., & Tesluk, P. E. (2000). A comparison of approaches for forming composite measure in structural equation models. *Organizational Research Methods*, **3**, 186-207.
- Little, T. D., Cunningham, W. A., Shahar, G., & Widaman, K. F. (2002). To parcel or not to parcel: Exploring the question, weighing the merits. *Structural Equation Modeling*, **9**, 151-173.
- Mayekawa, S. (1994). Equivalent path models in linear structural equation models. *Behaviormetrika*, **21**, 79-96.
- McArdle, J. J. (1984). On the madness in his method: R. B. Cattell's contribution to structural equation modeling. *Multivariate Behavioral Research*, **19**, 245-267.

- McArdle, J.J., & McDonald, R.P. (1984). Some algebraic properties of the Reticular Action Model. *British Journal of Mathematical and Statistical Psychology*, *37*, 234-251.
- McDonald, R. P., & Ho, M. R. (2002). Principles and practice in reporting structural equation analysis. *Psychological Methods*, *7*, 64-82.
- 中村知靖 (1998) 測定・評価に関する研究の動向 教育心理学年報, *38*, 105-119
- Nasser, F., & Wisenbaker, J. (2003). A Monte Carlo study investigating the impact of item parceling on measures of fit in confirmatory factor analysis. *Educational and Psychological Measurement*, *63*, 729-757.
- Nesselroade, J. R. (1983). Temporal selection and factor invariance in the study of development and change. In P. B. Baltes & O. G. Brim, Jr. (Eds.), *Life-span development and behavior* (Vol. 5) (pp.59-87). New York: Academic Press.
- Nesselroade, J.R., & Baltes, P. B. (1984). From traditional factor analysis to structural-causal modeling in developmental research. In V. Sarris & A. Parducci (Eds.), *Perspectives in psychological experimentation: Toward the year 2000* (pp.267-287). Hillsdale, NJ: Lawrence Erlbaum.
- 小川捷之 (1974) いわゆる対人恐怖症者における悩みの構造に関する研究 横浜国立大学教育紀要, *14*, 1-33
- Raftery, A. E. (1993). Bayesian model selection in structural equation models. In K. A. Bollen & J. S. Long (Eds.), *Testing structural equation models* (pp. 163-180). Newbury Park, CA: Sage.
- Rigdon, E. (1996). CFI vs. RMSEA: A comparison of two fit indices for structural equation models. *Structural Equation Modeling*, *3*, 369-379.
- 佐藤未来・花井洋子・清水和秋 (2004) 進路選択に対する自己効力感尺度の構造— (1) 探索的因子分析の適用— 日本心理学会第68回大会発表論文集, 1197
- 沢内香扶里・平田藍子・清水和秋 (2004) 対人恐怖心性尺度の因子構造 日本心理学会第68回大会発表論文集, 75
- 芝 祐順 (1972) 因子分析法 東京大学出版会
- 清水和秋 (1989) 検証的因子分析, LISRELそしてRAMの概要 関西大学社会学部紀要, *20* (2), 61-86
- 清水和秋 (2003a) 因子分析における探索の意味と方法 関西大学社会学部紀要, *34* (2), 1-36
- 清水和秋 (2003b) 構造方程式モデリングによる平均構造の解析モデル 関西大学社会学部紀要, *34* (2), 83-108
- 清水和秋・花井洋子 (2004) 進路自己効力感の因子の構造 日本進路指導学会近畿・中国四国地区部会第5回研究会発表資料
- 清水健司・海塚敏郎 (2002) 青年期における対人恐怖心性と自己愛傾向の関連 教育心理学研究, *50* (1), 54-64
- 辻岡美延ほか (1975) 確認的因子分析における検査尺度構成 関西大学社会学部紀要, *6* (1), 1-89
- 内田博子・井出由紀・清水和秋 (2004) 大学生用対人ストレスコーピング尺度の因子構造— (1) 探索的因子分析法の適用— 日本心理学会第68回大会発表論文集, 72
- 柳井晴夫 (1994) 多変量データ解析法—理論と応用 朝倉書店
- 柳井晴夫 (1999) 因子分析法の利用をめぐる問題点を中心にして 教育心理学年報, *39*, 96-108

—2005.1.8 受稿—