

因果性を探る

—共分散構造分析の実際—

田中俊也¹⁾・串崎真志²⁾

秋田知洋³⁾・石本純子³⁾・角谷亮介³⁾・吉良陽子³⁾・新宮光江³⁾
中村隆行³⁾・中村康高³⁾・前田智香子³⁾・安田朋香³⁾

はじめに

心理学は人間が発生させる諸現象の説明の学問である。

太古より、人間の周りにはさまざまな自然現象が存在し、その説明を目指して「自然科学」が成立してきた。そのとき、最初に、無前提にデータ（与件）として入ってくるのが時間と空間についてであった。Kant, I. (1787) はこれを人間の、経験に先立つ感性とし「先験的感性論」の哲学を展開した。自然科学は時間軸と空間軸に位置づけられた諸現象の説明をできるだけ公共性をもって行う営為である、という自然科学の哲学がNewton, I. (1686) によってKantの100年前に完成していた。

そこでは、「自然界の同種の結果は、できる限り、同じ原因に帰着させねばならない」と、因果性の把握を含む人間の認識方法の基本的な性向が語られ、Kant (1787) はこれを、「あらゆる変化は原因と結果との結合の法則にしたがって生ずる」と、その認識の性向が先験的感性の1つであるとした。

Comte, A.やSpencer, H.は、こうしたニュートン力学的自然科学像を社会科学の領域にも敷衍させ、因果性の把握が現象説明にとって不可避なことであることを述べた。これは「進歩」「進化」という価値観を含んだ変化の説明への意思であり、社会科学の説明の原理の1つにもなっている。

社会学を最高価値であるとしたComteの「諸科学の序列」(田中俊也, 2004) では「心理学」

は前提とされてない(現代心理学の始まりとされるライプツヒ大学の心理学実験室創設(1879年)に先立つ論考のため)が、生物学と社会学との間に位置づけられる心理学でも当然、心理現象の説明を因果的に捉えることは大きな関心事であった。

関連と因果

心理学の伝統のなかでは、因果性は「関連性」に置き換えられ、因果性を語りたいのだが関連性を語りその「示唆」をするにとどめるという学問的禁欲の態度が守られてきた。科学的態度は市井の人の素朴なしろうと理論とは異なる、ということで、因果性を語る誘惑を拒んできた(田中, 1984; 1985)。

表1 仮想データ

#	自尊感情	やる気	成績
1	42	5	60
2	30	4	52
3	22	2	45
4	43	2	88
5	36	5	76
6	40	5	85
7	21	2	32
8	15	3	65
9	33	4	45
10	18	1	35
平均	30	3.3	58.3

¹⁾ 関西大学文学部 教授

²⁾ 関西大学文学部 助教授

³⁾ 関西大学大学院文学研究科

関連とは、同一固体がとる2つ以上の変数間の関連である。例えば10名の生徒の持つ自尊心とその人の持つやる気、ある教科の成績が表1のような関係であったとする。

このとき、自尊心の分散 $[(42-30)^2 + (30-30)^2 + \dots + (18-30)^2] / 10$ は97.2、やる気の分散は2.01、成績の分散は358.41であり、自尊心とやる気の共分散 $[(42-30) \times (5-3.3) + (30-30) \times (4-3.3) + \dots + (18-30) \times (1-3.3)] / 10$ は8.7、自尊心と成績の共分散は126.2、やる気と成績の共分散は12.91である。

分散は単一の変数のデータのちらばり具合を示すのに対し、共分散は、それぞれのデータにおける、各変数の値とその変数の平均の差の積の平均という、2変数でのデータの共有関係を示す。その関係を、共分散とそれぞれの変数の標準偏差の積の比で表したものが相関係数である。自尊心とやる気の相関係数は $8.7 / (\sqrt{97.2} \times \sqrt{2.01})$ で0.622となり、自尊心と成績の相関係数は0.676、やる気と成績は0.481となる(表3)。

以上のことより、単一変数のデータの散らばりを示す分散と、2変数間の共分散の値があれば、すべてが説明できることがわかる。

こうして作成される基礎データが分散・共分散表(表2)である。

表2 分散・共分散表

	自尊心	やる気	成績
自尊心	97.2		
やる気	8.7	2.01	
成績	126.21	12.91	358.41

表3 相関行列

	自尊心	やる気	成績
自尊心	1		
やる気	0.622	1	
成績	0.676	0.481	1

このことから、自尊心と成績の関係は、やる気と成績の関係より高くなっていることが分かる。本来、ここに因果性の説明の誘惑が忍び寄る。すなわち、「やる気と自尊心には関連があり、そうした自尊心が成績に影響を及ぼしているのではないか」という誘惑である。

しかしながら、相関係数は因果性を直接には意味しない。変数間の関連の高さ、その質(正か負か)を示すに過ぎない。

共分散構造分析

ここで、上記のような仮説が成り立つかどうかを直接検討しようとするのが共分散構造分析(Covariance Structure Analysis : CSA)あるいは構造方程式モデリング(Structural Equation Modeling : SEM)である。

ここではまず、回帰分析あるいは重回帰分析で用いられるような線形のデータモデルを想定する。例えば上記の場合、

$$\text{成績} = \alpha \times \text{自尊心} + \beta \times \text{やる気} + \text{誤差}(e1) \dots \text{式1}$$

を想定し、成績に及ぼす自尊心の得点とやる気の得点の重み及び、それらでは説明がつかない誤差項の大きさを方程式で算出する。

上記のような、直接観察される変数を観測変数、直接は観察されないが、それを想定すると説明がより容易になると考えられる変数を潜在変数と呼ぶ。

共分散構造分析では、そうした、説明されるべき変数(内生変数)を説明すべき変数(外生変数)の重み付けの大きさで示した方程式をたて、その解を求める。その最も強力なツールがAmosである。

Amosの利用

AmosはSPSSのインターフェイスとして開発されたもので、Temple大学のArbuckle, J. によ

って開発された (Schumacker, R. E. & Lomax, R. G, 2004)。変数とパスの矢印を入力すれば構造方程式、測定方程式の解が求められる。

上記の例を、変数の値のまま分析したのが図1である。またこれを、データの段階で標準化(すべてのデータを標準得点に置き換えたもの)して分析した結果が図2である。非標準化得点から計算されたパスの係数は、もとのデータの値の範囲に依存しているのでパスの値どうしを比べることは意味がないが、標準化した値はその比較ができる。

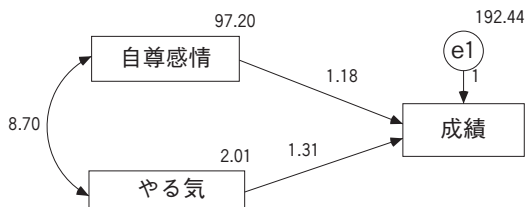


図1 仮想データ(表1)の得点のままの解析結果

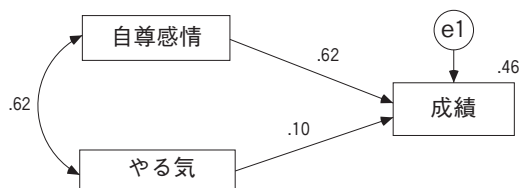


図2 仮想データを標準化して解析した結果

こうして解析された結果について、資料から得られる分散・共分散とできるだけ相応するモデルを選ぶのがモデルの評価である。全体的な評価として「構成したモデルは正しい」という帰無仮説 (H_0 ; 通常の、棄却されることを期待する帰無仮説とは逆) を χ^2 値で評価したり、適合度指標 (GFI, AGFI等) を求めたり、AIC に代表される情報量基準で複数のモデルの比較をする。

また、各パスの値が統計的に有意かを判定する t 検定の値も用いられる。

パスの意味

図1の非標準化の解析例をみてみよう。

ここでは最初、式1が前提された。

解析の結果は、

$$\text{成績} = 1.18 \times \text{自尊感情} + 1.31 \times \text{やる気} + \text{誤差}(e1) \quad \text{式2}$$

で表されることが判明した。

このとき、この式は、

「成績の分散が、(各パスの自乗×元の変数の分散)の総和+誤差の分散(誤差からのパスの自乗(=1)×誤差の分散)で表される」ことを示す。

自尊感情の分散は97.2、やる気の分散は2.01、誤差の分散は192.44であるから、式2の右辺は、

$$\begin{aligned} & 1.18^2 \times 97.2 + 1.31^2 \times 2.01 + 192.44 \\ & = 1.39 \times 97.2 + 1.72 \times 2.01 + 192.44 \\ & = 135.11 + 3.46 + 192.44 \\ & = 331.01 \end{aligned}$$

となり、もとのデータでの成績の分散(358.41(表2参照))にほぼ近い。

ここから、全分散(358.41)の92.3%(331.01)が説明されたこととなる。

3つの研究事例

以下の3研究は、大学院の「心理学専修コロシアム」の授業の中で、実際のデータを採取してこの因果関係把握を試みた事例である。それぞれの意欲的な研究スタイルをみてとることができる。(田中 俊也)

因果性を探る理学療法士養成校の臨床実習成績における因果モデル

関西大学大学院 文学研究科総合人文学専攻 心理学専修

前田 智香子・吉良 陽子

目的

理学療法士養成校（以下、養成校）では職業的自我同一性を早期から高めるために1学年次より臨床実習がカリキュラムに組み込まれている。臨床教育の目標には、情意領域（態度）、認知領域（知識）、精神運動領域（技術）の3つの要素が含まれる。この3領域のどれが欠けても患者に適切な治療は実施できないが、効果的な治療行為を行うには理学療法士には専門知識はもちろんのこと、患者から信頼されるに相応しい人格と人間性が不可欠であるとされている（嶋田, 2004）。

筆者らが勤務する養成校で、臨床実習において問題となる学生は10%程度であり、数年前よりその割合は増加傾向にある。問題となる学生の印象として、学内成績は良好だが、患者も含めた周囲の者の言動に対して無頓着で、対人関係の構築が極端に不得手であることがあげられる。また、自己の考えにこだわり、指導が非常に入りにくく問題が改善しにくいいため、最終学年の臨床実習において留年あるいは退学となるケースが多い。このような転機をたどる学生を観察していると、自閉症スペクトラムの三つ組みの障害である①社会性の障害、②コミュニケーションの障害、③想像力の障害およびそれに基づく行動の障害（杉山, 2002）と同様の特徴がみられる。

我が国における理学療法士教育の歴史は浅く、理学療法士が医療技術職であるが故にその志向性も臨床にあり、教育に関する研究は看護教育

に較べて非常に少ない。特に、最終学年次の臨床実習に必要な能力について研究したものは少ない。そこで、最終学年次の臨床実習成績を取り上げ、自閉傾向やソーシャルスキル、対人関係など様々な因子の因果関係を探ることで、臨床実習において問題となる原因を明確にすべく研究を行った。この研究結果をもとに臨床実習において問題となる学生の問題点を早期に明らかにし、適切に指導していくことにつなげていきたいと考える。

方法

被調査者

筆者らの勤務する養成校に在籍する最終学年次生43名（男性23名、女性22名）であった。年齢は20～43（ 22.70 ± 4.48 ）歳であった。

材料（調査項目）

共分散構造分析に用いる観測変数を統合力（学内科目の専門基礎科目・専門科目のうち、知識を統合する力が必要な科目の成績の平均点）、技術力（学内科目の専門基礎科目・専門科目のうち、実技科目の成績の平均点）、知識量（学内科目の専門基礎科目・専門科目から統合力、技術力に用いた科目を除いた科目の成績の平均点）、実習成績（最終学年次における臨床実習の成績の平均点）、自閉傾向（Baron-Cohen, S., Wheelwright, S., Skinner, R., J., & Clubley, E. (2001) によって開発された自閉症スペクトラム指数の点数（若林, 2003））、ソ

ーシャルスキル（菊池（1988）によって開発された社会的スキル尺度の点数）、自尊感情（Rosenberg, M（1965）によって開発されたものを山本、松井、山成（1982）が邦訳した自尊感情尺度の点数）の7項目とした。自閉傾向、ソーシャルスキル、自尊感情に関する質問紙の調査実施時期は最終学年次の臨床実習終了時とした。

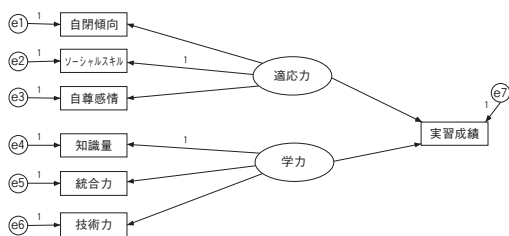


図4 モデル1

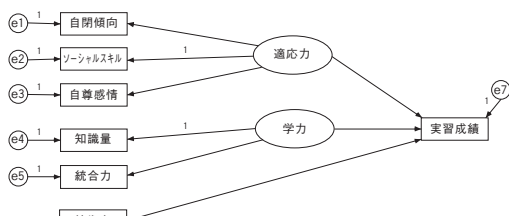


図5 モデル2

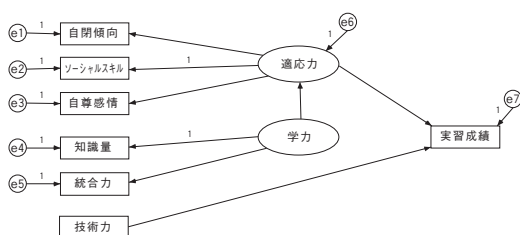


図6 モデル3

表4 分析に使用した観測変数と相関行列 (N=43)

	実習成績	統合力	技術力	知識量	自閉傾向	ソーシャルスキル	自尊感情
実習成績	1.00						
統合力	0.20	1.00					
技術力	0.26	0.11	1.00				
知識量	0.23	0.73	0.15	1.00			
自閉傾向	-0.26	-0.08	-0.07	-0.00	1.00		
ソーシャルスキル	0.32	0.23	-0.08	0.26	-0.49	1.00	
自尊感情	0.23	0.15	-0.03	0.21	-0.09	0.40	1.00

因果モデルの構成

養成校の臨床教育の目標には、態度（情意領域）、知識（認知領域）、技術（精神運動領域）の3つの要素が含まれ、これにより初めて一人前の医療従事者が育っていく。このことから、態度、知識、技術が実習成績に影響すると考え、モデル1からモデル3を構成した（図4から図6）。ただし、モデル内では態度の潜在変数を「適応力」、知識の潜在変数を「学力」として用いた。

結果と考察

相関係数

共分散構造分析に用いた観測変数間の相関行列を表4に示す。潜在変数の「適応力」や「学力」が外生変数になるモデルでは、分散は1とした。また、内生変数となる際には観測変数へのパス係数のうち、それぞれ1つを1と拘束した。内生変数である潜在変数には攪乱変数を、従属変数となる観測変数には誤差変数をつけ、攪乱変数と誤差変数から観測変数へのパス係数はすべて1に固定した。

共分散構造分析の結果

分析の結果、モデル1からモデル3の適合度指標は、表5に示すとおりである。また、各モデルの分析結果から得られた標準化解は図7から図9に示した。3つのモデルのうちモデル3は、GFIおよびAGFIが最も大きいモデルであり、

表5 各モデルの共分散構造分析の結果（適合度指標）

モデル名	カイ2乗検定			GFI	AGFI	AIC	RMSEA
	カイ2乗値	自由度	確率				
モデル1	12.2	13	.515	.925	.839	42.152	.000
モデル2	9.7	13	.718	.944	.880	39.698	.000
モデル3	7.2	13	.892	.957	.907	37.191	.000

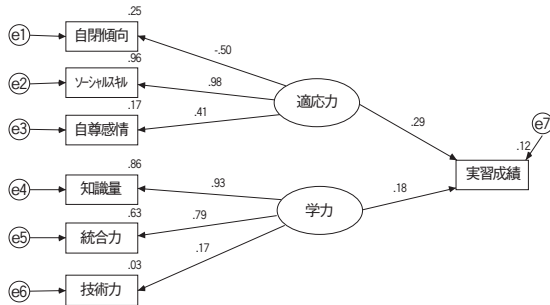


図7 モデル1の共分散構造分析結果

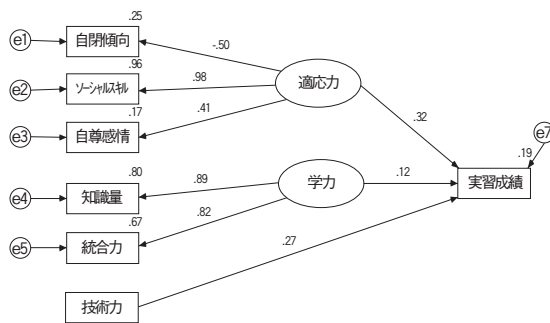


図8 モデル2の共分散構造分析結果

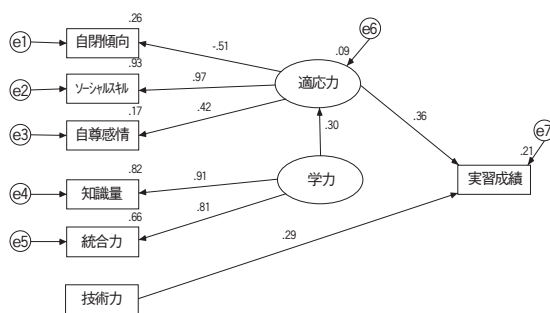


図9 モデル3の共分散構造分析結果

AICも37.191と最小であった。また、モデル1とモデル2は各パスの検定統計量が全て有意でなかった。

したがって、本研究においてはモデル3がよ

り適切であると考え、実習成績の因果モデルとして採択することとした。モデル3のパス係数の検定統計量と確率を表6に示す。ただし、「適応力」から「ソーシャルスキル」へのパス、「学力」から「知識量」へのパスは、係数を1に拘束したので検定統計量は算出されない。

つぎに、採択したモデル3についてパス係数に着目して分析する。従属変数の決定係数（重相関係数の平方）は表7に示す。

まず、潜在変数の「適応力」について分析していく。「適応力」から「自閉傾向」へのパス係数は-.51と高く、自閉傾向の決定係数は.257であった。「適応力」から「ソーシャルスキル」へのパス係数は.97と高く、「ソーシャルスキル」の決定係数は.934であった。「適応力」から「自尊心」へのパス係数は.42であったが、「自尊心」の決定係数は.173と低かった。したがって、潜在変数である「適応力」を測定するには「ソーシャルスキル」と「自閉傾向」を評価することは有用であることが示された。

つぎに、潜在変数の「学力」について分析していく。「学力」から「知識量」へのパス係数は.91、「知識量」の決定係数は.820と非常に高い値を示した。「学力」から「統合力」へのパス係数は.81、「統合力」の決定係数は.656と高かった。したがって、潜在変数である「学力」を測定するには「知識量」と「統合力」を評価することが有用であることが示された。

つぎに「適応力」と「実習成績」、「技術力」と「実習成績」の関係について述べていく。「適応力」から「実習成績」へのパス係数は.36 ($p=.052$)であった。

表6 各パス係数の検定統計量と確率

	検定統計量	確率
適応力←学力	1.550	.121
実習成績←適応力	1.944	.052
統合力←学力	2.147	.032
自閉傾向←適応力	-2.328	.020
実習成績←技術力	2.070	.038
自尊感情←適性度	2.082	.037

表7 従属変数の決定係数

従属変数	決定係数
自閉傾向	.257
ソーシャルスキル	.934
自尊感情	.173
知識量	.820
統合力	.656
適性度	.087
実習成績	.210

パス係数がある程度高いものの p 値が0.052と有意でなかったのは、本研究の対象者数が43名と少なかったためではないかと考える。今後は、対象者数を増やして検討していく必要があると考える。「技術力」から「実習成績」へのパス係数は、.29とあまり高くなかった。これは、臨床実習成績における技術面の成績の占める割合が、10.0～17.5（平均14.2）%程度であることが影響しているものと考えられる。また、実際の臨床実習において、実習指導者は学生の技術が未熟であっても、周囲と円滑に対人関係を築き、患者様に配慮しながら自己研鑽していれば、卒後教育に期待して厳しく評定をつけることは少ない。これらのために、「技術力」から

「実習成績」のパス係数が低くなったのではないかと考える。

つぎに潜在変数の「適応力」と「学力」の関係について述べていく。「学力」から「適応力」へのパス係数は.30 ($p=.121$)であった。パス係数がさほど高くないうえに有意でなかった。つまり、「学力」は「実習成績」には直接影響しない可能性がある。これは、対象者が最終学年次生であり、成績不良者は1、2年次に進路変更していることが影響しているものと考えられる。

以上のことから、筆者らの勤務する養成校の臨床実習において問題となる学生が、学内成績は良好だが対人関係の構築が極端に不得手であることが多いことや、理学療法士が効果的な治療行為を行うには患者から信頼されるに相応しい人格と人間性が不可欠であるとされている（嶋田，2004）ことがある程度、裏付けられたと考えられる。

しかしながら、「実習成績」の決定係数は.210であり、「適応力」から「実習成績」のパス係数は.36 ($p=.052$)、「技術力」から「実習成績」のパス係数は.29 ($p=.037$)で、いずれもパス係数がさほど高くなかったため、今後は、対象者数を増やし、他の因子の影響も検討していく必要があると考えられる。

本研究では、理学療法士養成校における実習成績の因果モデルを構築したが、今後さらなる検討が必要である。実習成績の因果を明確にすることで、その結果を学内における教育・指導に役立て、理学療法士の質の向上に寄与していきたいと考える。

ユーモア態度と対人関係における因果モデル

関西大学大学院 文学研究科総合人文学専攻 心理学専修

角 谷 亮 介・新 宮 光 江

中 村 隆 行・中 村 康 高

目的

ユーモアの語源となっているのはラテン語の「humor」である。この語は、元々ギリシャのヒポクラテス以来の古い医学説によって人間の身体の中に流れている体液を指しており、これらが適切な割合で混じっている状態が健康であり、均衡が破れると人間の気質に変化が生じると考えられた。やがては、このような体液の不均衡から生じる特異気質をもつ人間、<変り者>を意味するようになった。humorはさらに気質喜劇 (comedy of humours) と呼ばれる作品、つまり変り者を描いて笑いを誘う劇から<おかしみ>の意味へと変化していったという経緯がある。現在においても単なる笑い、滑稽ではなく共感者を得るような人間味の感じられるおかしさを指して「ユーモア」と呼ばれることがある (Hrsg, 1974)。このようなユーモアに関して、人間の社会的行為に与える影響を検証した研究の例として、ユーモアとストレス緩和に関する研究 (Lefcourt & Martin ; Nezu, & Blissert ; Safraek & Schill) が挙げられる。その結果によると、抑鬱に有意な関連が見られたほかには、明確なストレス緩和効果は実証されなかった (上野, 1992)。ストレス緩和効果以外にも、ユーモア現象に関する諸研究やユーモアの社会的影響に関する研究が上野 (1992) や牧野 (2005) によって紹介されており、ユーモアが人間に与える様々な影響についての示唆を与えている。

そこで本研究では、人間の最も基本的で重要

な社会的営みの一つであると考えられる、対人関係とユーモアの因果関係について検証することを目的とする。本研究ではユーモアの定義を上野 (1992) に準じて、「おかしさ」「おもしろさ」という心的現象をしめすものとし、また、漫画やジョーク、喜劇といったユーモアを引き起こす個々の刺激事象をユーモア刺激とする。その上で、本研究ではこの定義に従って上野 (1993) および宮戸・上野 (1996) によって作成されたユーモア態度尺度を中心として、ユーモア態度と対人関係についての因果関係を検証した。

方法

尺度

3つの下位尺度からなっているユーモア態度尺度 (上野, 1993 ; 宮戸・上野, 1996) を中心として、対人関係を円滑にするために役立つ技能をどの程度身につけているかを測定する時に頻繁に使用される菊池 (1988) による社会的スキル尺度 (Kiss-18) を使用した。また対人関係における表面的なスキルだけではなく、積極的に親密な対人関係についてと、他者関係を円滑に築けるということは自己をある程度認め、受容している必要があるのではないかという点から、心理的well-being尺度 (西田, 2000) の中から自己受容と積極的な他者関係という因子を選択し使用した。最後に、人間がコミュニケーションを取る上で最も一般的に行っている行為であると考えられる発話に関する尺度として、

発話傾向尺度（岩男，1995；岩男・堀，1996；1998）を用いた。

被調査者

社会人75名(男57名 女18名)平均年齢42.3歳
SD12.2
大学生76名(男28名 女48名)平均年齢20.2歳
SD1.31

結果

始めに、発話傾向尺度の下位尺度である私的発話傾向尺度に関して、他のいかなる尺度にも関連を示さなかったため、本実験において分析から除外したことを述べておく。

ユーモア態度尺度項目について因子分析（主因子法、プロマックス回転）を行った結果、想

定していた3因子構造は得られず、また下位尺度それぞれの信頼性係数（ α 係数）も学生で遊戯的ユーモア=.76、攻撃的ユーモア=.78、支援的ユーモア=.83、社会人では遊戯的ユーモア=.66、攻撃的ユーモア=.75、支援的ユーモア=.77と低い値も見られたが、本研究では原尺度通りの尺度項目を用いた。

分析に際しては、各尺度内の項目の値を平均して用いた。表9に各変数における学生と社会人の平均値と標準偏差を示した。t検定の結果、遊戯的ユーモア、自己受容、および社会的スキルにおいて社会人の方が学生よりも有意に値が高かった(遊戯的ユーモア： $t(149)=2.32, p<.05$ 自己受容： $t(149)=2.48, p<.05$ 、社会的スキル： $t(149)=3.41, p<.01$)。

表10に学生と社会人別に各変数間の相関係数を示した。学生では、支援的ユーモアは攻撃的ユーモア以外すべての変数に有意な相関がみられたのに対して、社会人では、いずれの変数に対しても支援的ユーモアは有意な相関はみられなかった。

ユーモア態度と他の変数間の因果関係を調べるために、自己受容と積極的な他者関係から構成される「人類愛」と社会的スキルと社会的発話から構成される「社交性」という潜在変数を仮定し、各ユーモア態度はいずれも「社交性」に影響を及ぼすが、「人類愛」に対しては支援

表9 各変数における学生及び社会人の平均値

	学生 (N=76)	社会人 (N=75)
攻撃的ユーモア	2.88 (0.71)	2.75 (0.69)
遊戯的ユーモア*	3.52 (0.65)	3.75 (0.55)
支援的ユーモア	3.35 (0.71)	3.45 (0.59)
社会的発話	2.94 (0.75)	2.96 (0.86)
他者関係	3.70 (0.72)	3.68 (0.62)
自己受容*	2.98 (0.88)	3.30 (0.70)
社会的スキル**	3.09 (0.57)	3.38 (0.51)

* $p<.05$ ** $p<.01$

表10 学生及び社会人についての各変数間の相関係数

	攻撃的	遊戯的	支援的	社発話	他者関係	自己受容	SS
攻撃的		.32**	.07	.21	-.15	.12	.07
遊戯的	.14		.51**	.29*	.40**	.12	.26*
支援的	.17	.46**		.23*	.31**	.26*	.53**
社発話	.36**	.11	.17		.09	.17	.35**
他者関係	-.09	.31**	.17	.12		.32**	.36**
自己受容	.00	-.08	-.11	.22	.35**		.51**
SS	.18	.10	.19	.46**	.48**	.60**	

* $p<.05$ ** $p<.01$ 上段=学生、下段=社会人

攻撃的=攻撃的ユーモア、遊戯的=遊戯的ユーモア、支援的=支援的ユーモア、社発話=社会的発話、他者関係=積極的な他者関係、SS=社会的発話

的ユーモアのみ影響を与えるというモデルを描き共分散構造分析を行った。しかし、このモデルは妥当性が低かったため、潜在変数は想定せず観測変数のみで学生・社会人それぞれのパス図を描くことにした。

図10に学生のパス図を示した。このモデルの適合は、 $\chi^2(11) = 7.3, p > .10, GFI = .974, AIC = 41.26, RMSEA = .00$ であった。図10から分かるとおり、遊戯的ユーモアは攻撃的ユーモ

ア、支援的ユーモアともに対して正の影響を持ち、また積極的な他者関係にも正の影響を与えている。逆に、攻撃的ユーモアは他者関係に対して負の影響を及ぼしている。支援的ユーモアは社会的スキルを媒介にして自己受容および他者関係に影響を与えている。

図11には社会人のパス図を示した。このモデルの適合は $\chi^2(10) = 5.5, p > .10, GFI = .980, AIC = 41.51, RMSEA = .00$ と十分なものであった。

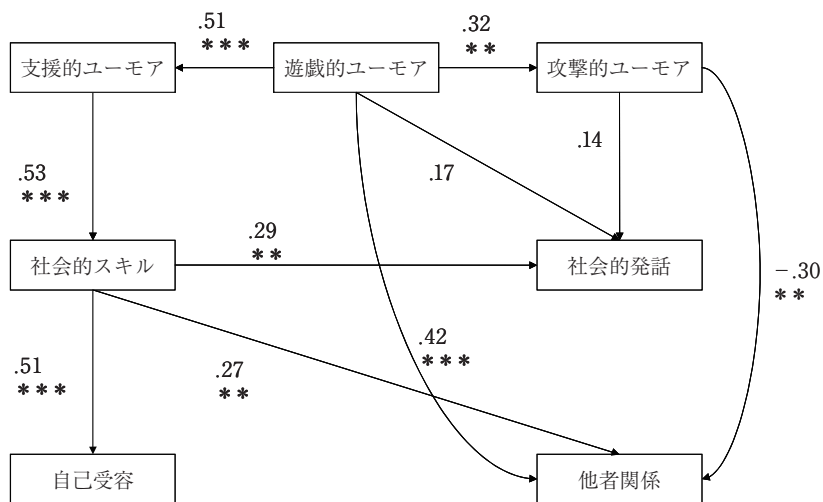


図10 学生における因果関係

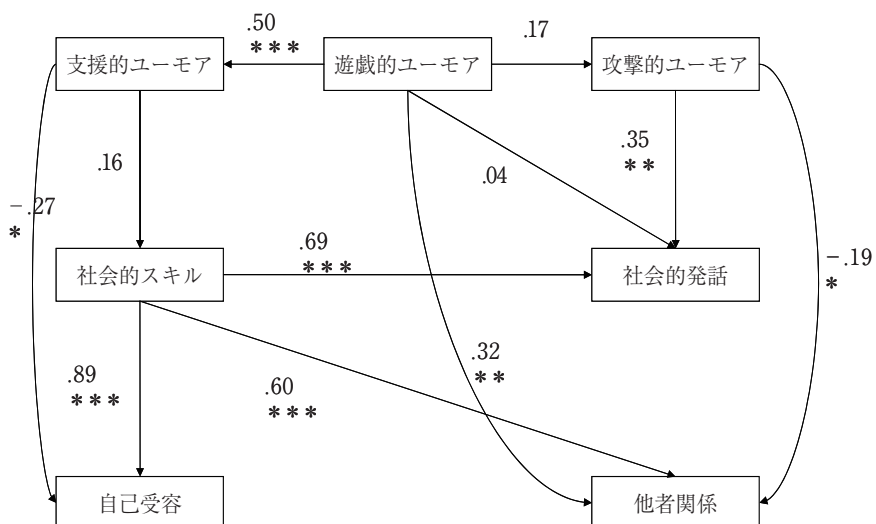


図11 社会人における因果関係

学生のモデルとは違って、社会人のモデルでは支援的ユーモアから自己受容に直接パスを引き加えている。

図11から分かるように、他者関係に対して遊戯的ユーモアは正、攻撃的ユーモアは負の影響を及ぼしている。社会的スキルは自己受容および他者関係に高い正の影響を与えているが、支援的ユーモアと社会的スキルの間には関連が見られなかった。また、支援的ユーモアは自己受容に対して負の影響を持っている。

考察

以上のような因果関係モデルが作成される結果となった要因は大きく分けて2つ、すなわち1つ目は年齢（生活の基盤としている社会）の違い、2つ目は尺度によるものではないかと考えられる。

(1)年齢（学生と社会人との比較）の差

学生と社会人ではモデルが異なるという点については、当初の予想の範囲であった。更に、学生の因果関係モデルにおいては、遊戯的ユーモアを中心として、社会的スキルを媒介しているが、支援的ユーモアが自己受容と他者関係に強い影響を与えており、攻撃的ユーモアは他者関係に負の影響を強く与えていることを示している。このモデルの因果関係に関しては、理論上も説明が比較的容易であり、モデル適合度が示す通り、各尺度間の因果関係を明確に示し得ているのではないだろうか。対して社会人のモデルを見てみると、支援的ユーモアの関連性が学生とは大きく異なる。また、攻撃的ユーモ

アに関しても学生とは違い、社会的発話に正の影響がある。これらの結果は、社会人にとってユーモアが対人関係を築く上でのツールの1つとは考えられていないことを示しているのではないだろうか。つまり、社会人はこれまでの多くの経験から基本的な社会的スキルがしっかりと身につけているため、他の手段に頼る必要がないのかもしれない。また、社会人が日常おかれている社会は自分自身ばかりでなく家族の生活をも請け負っている。攻撃的ユーモアを「愚痴」と捉えた時に、その社会の仲間との共通の話題として、またストレス発散の手段として利用していると考えれば、社会的発話との因果関係が少しは見えてくるのではないだろうか。

(2)尺度の問題

結果でも既に述べたように、本実験の結果から因子分析を行うと α 係数が低く、また遊戯的ユーモアと支援的ユーモアの項目の多くが互いに両因子に高負荷し、きちんと弁別することができなかった。このことから、社会人において支援的ユーモアの影響が明確にされなかったと考えられ、また日常的でたわいのないユーモアであるはずの遊戯的ユーモアが、学生においても社会人においても、より親密で積極的な他者関係に影響を及ぼしたと考えられる。

本研究では非常に興味深い因果関係のモデルが学生・社会人それぞれにおいて作成されたが、その反面、尺度自体の信頼性を問い直さなければいけないという結果にもなった。今後、ユーモアに関して尺度の信頼性・妥当性を再検証し、正確な因子によって実証的な調査・研究が行われることを期待する。

青年期における恋愛至上主義をめぐる 自己愛傾向と充実感の因果モデル

関西大学大学院 文学研究科総合人文学専攻 心理学専修

秋田 知洋・石本 純子・安田 朋香

目的

近年恋愛現象の心理学的解明は活発に行われるようになり、種々の研究知見や理論が提出されている(松井, 1993)。和田(1994)は、恋愛そのものについてどのような態度を持っているのかを測定する尺度の作成を試み、その際3つの次元を提起している。恋愛至上主義(ロマンチック度)、結婚への恋愛(恋愛は結婚につながると考える)、恋愛のパワー(恋愛はどんな障害にも打ち勝てる则认为)である。本研究では、その中の恋愛至上主義という概念に焦点を当てる。なお、因子分析の際に抽出された因子は4つであり、上記の3つに加え、理想の恋愛という概念も加えられた。尺度項目の内容上、理想の恋愛という概念もあわせて検討を行うものとする。

さて、青年期のパーソナリティ特性として近年注目されているものに、自己愛がある。青年期における自己愛傾向は対人関係の側面に影響を及ぼすと考えられており(小塩, 1998)、自己愛傾向が高いほど恋愛を至上のものと考え、ロマンチックな考えや行動をとることが見出されている(小塩, 2000)。しかし、これはあくまでも特定の異性を一人想起させて解答を求めたもので、恋愛に対する態度そのものをストレートに反映しているとはいえない。そこで本研究では、上記の恋愛至上主義という態度に限定し、自己愛傾向との関連を検討する。

また、青年期において重要な概念の1つに充実感がある。黒田ら(2004)は、親友関係にお

いて、「自分たちの親友関係は、他の表面的な関係とは違って、親密であると思いたい」という欲求に基づく関係性の評価が、青年の高い充実感に結びつくことを示唆している。しかし、このような研究は異性との恋愛関係においてはまだされていない。青年期における恋愛の重要性を考慮にいと、充実感との関連を検討することは大いに意義があると思われる。

また、過度な恋愛至上主義の一例としてストーカーという概念を採り上げたい。多くの研究者がストーカーの主要なパーソナリティ特徴として自己愛を挙げているが(たとえば福島, 1997)、その他の特徴として自己愛や充実感との関連が考えられる「怒りの制御」と「孤独感」を、恋愛至上主義を生み出す要因として検討に加えた。

本研究では、青年期の恋愛至上主義を生み出す要因として自己愛傾向と充実感を仮定し、その因果関係とその性差を検討することを目的とする。

方法

調査対象・調査時期

関西大学生及び大学院生112名(平均年齢20.0歳、男性48名、女性64名)を対象に調査を行った。そのうち回答に不備のあるものを除いた102名(平均年齢20.3歳、男性41名、女性61名)を分析の対象とした。調査は2006年10月に講義時間等を利用して集団で行われた。

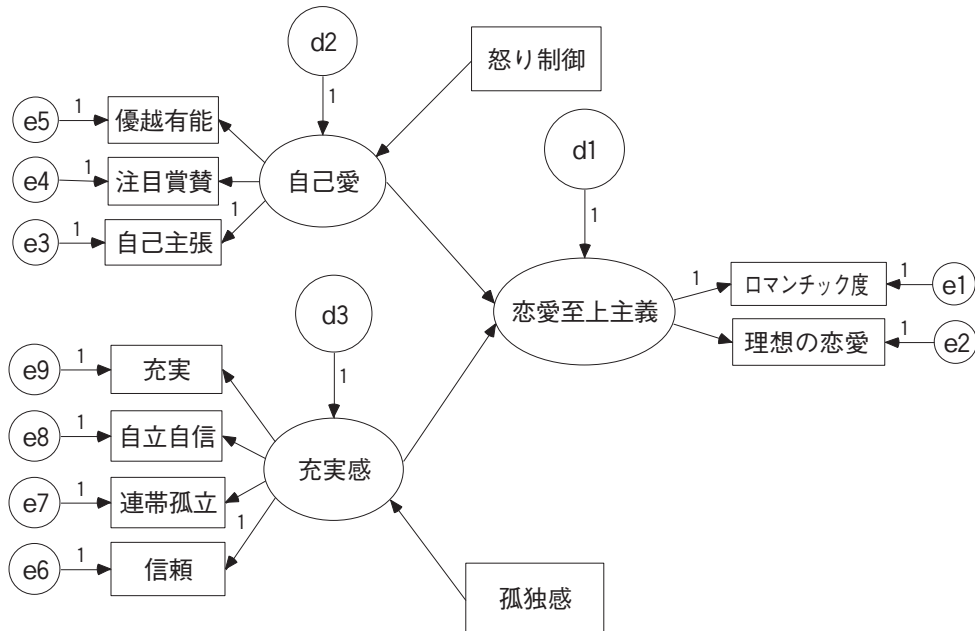


図12 因果モデルの仮説構成

質問紙構成

性別・年齢を問う質問と、恋愛態度尺度(和田, 1994)のうちの下位尺度「ロマンチック度」・「理想の恋愛」、3つの下位尺度から構成される自己愛人格目録短縮版(小塩, 1999)、4つの下位尺度から構成される充実感尺度(大野, 1984)、怒り表出尺度(鈴木・春木, 1994)のうちの下位尺度「怒りの制御」、孤独感尺度(落合, 1983)のうちの下位尺度「人間同士の理解・共感の可能性についての感じ方の次元」を用いて質問紙を作成した。

因果モデルの構成

恋愛至上主義・自己愛傾向・充実感を潜在変数とし、それぞれの尺度を構成している下位尺度を観測変数として仮説の因果モデルを作成した。また、孤独感・怒り制御を観測変数として、それぞれ充実感・自己愛に影響を及ぼしていると仮定した。そのモデルを図12に示す。

結果

(1) 男女における変数間の相関

まず、分析に用いた尺度項目について、因子分析(主因子法、プロマックス回転)を行った。その結果、恋愛態度尺度では2因子、自己愛人格目録短縮版では3因子、充実感尺度では3因子がみいだされ、「怒りの制御」、孤独感尺度は1因子であることが確認され、信頼性(α 係数0.8以上)も確認された。因子分析の結果をもとに、観測変数を構成し直し、図13に示す10変数にて分析を行った。

分析において性差を検討するため、変数間での相関を男女別にみた(表11)。怒り制御と純愛志向、自立自信、孤独感と恋愛重視、優越有能感と注目賞賛欲求との間には女性にのみ有意な相関がみられた。また、自立自信と孤独感の間には男性のみで有意な相関が見られた。

(2) 解析結果

仮説モデルのモデルとしての適合性が低かつ

表11 男女における各変数間の相関係数

	怒り制御	空想	孤独感	純愛志向	恋愛重視	優越有能	注目賞賛	自己主張	充実	自立自己	孤立自己
怒り制御		-.29	.27	.10	-.09	.26	-.04	.00	.23	.30	.18
空想	.11		-.39***	-.18	-.03	-.06	.01	-.21	-.09	-.27	-.17
孤独感	-.06	-.15		.22	.05	.36*	.04	.14	.33*	.41**	.53***
純愛志向	.27*	.06	.17		.51**	.16	-.31***	.03	.06	.29	.17
恋愛重視	.06	-.09	.37**	.53***		.10	-.19	.11	.04	.22	-.18
優越有能	.14	-.11	.40***	.18	.12		.11	.31*	.48**	.44**	.53***
注目賞賛	-.11	.14	.02	.10	-.05	.27***		.16	.05	.13	-.17
自己主張	-.17	-.00	.22	.04	.08	.60***	.29*		.45**	.46**	.29
充実	.09	-.17	.52***	.08	.03	.69***	.00	.45***		.66***	.53***
自立自信	.26*	-.14	.15	-.05	-.14	.65***	.26*	.44***	.56***		.44**
孤立自己	-.06	.45***	.69***	.01	.19	.45***	-.21	.23	.69***	.28*	

n.s.>0.10,***→p<0.001,**→p<0.01,*→p<0.05

上段 = 男性 下段 = 女性

たため、潜在変数は想定せず観測変数のみで、男女別にパス図を描くにとどめることにした。

図13は、男性のパス図である。ほぼすべてのパスが有意であり、特に、孤立自己から孤独感、孤立自己から優越有能のパスが1%水準で有意であり、強い影響を与えていた。また、孤立自己と充実、純愛志向と恋愛重視、充実と自立自身、孤立自己と純愛志向、孤立自己と自立自身が共分散関係を示した。

図14は、女性のパス図である。すべてのパスは有意であり、特に、充実から優越有能、優越有能から自己主張、孤立自己から孤独感、自立自身から怒り制御のパスは1%水準で有意であ

り、強い影響を与えていた。充実と自立自身、充実と孤立自己、純愛志向と恋愛重視もまた、それぞれ強い共分散関係を示した。

考察

本研究において、充実感の変数は自己愛の変数に影響をあたえていることが明らかとなった。そして、男女別にモデルを検討したところ、男性において、孤立自己の充実感が自己愛の変数のなかでは優越有能にのみ関連し、女性では自立自信、充実が優越有能に、関連していることが明らかとなり、男女差が生じていた。女性は

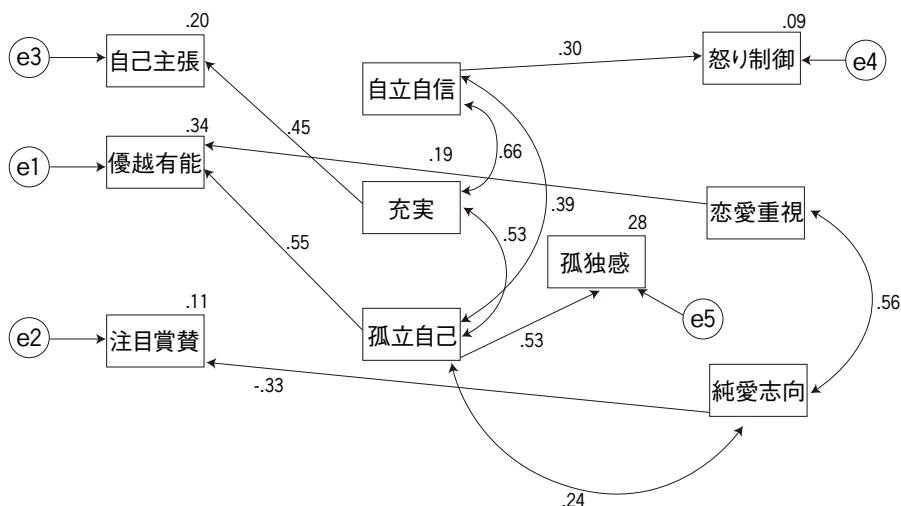


図13 男性の観測変数間のパス解析結果

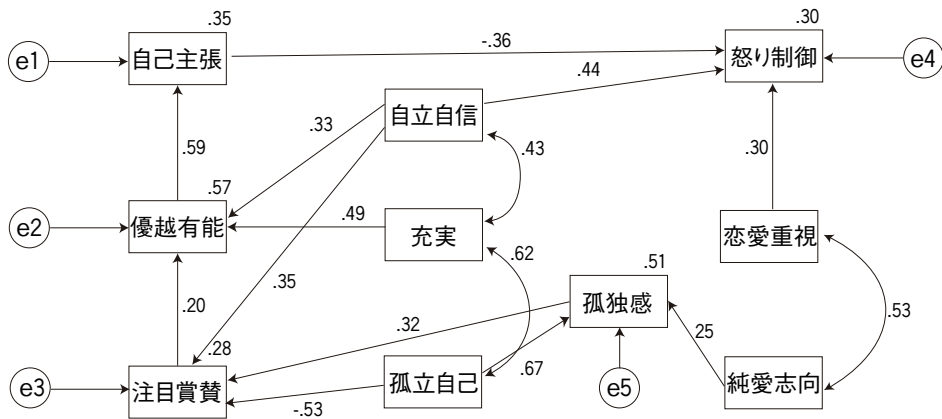


図14 女性の観測変数間のパス解析結果

男性と同様に所属意識がもたらす充実感以外にも、自立自信も注目賞賛や優越有能に影響を与えると思われる。

恋愛至上主義としての変数においては、女性では純愛志向が怒り制御に、恋愛重視が孤独感に影響しており、男性では純愛志向から注目賞賛に負の影響を与えることが示唆された。ともにいえることとしては、孤立自己は孤独感に大きく影響を及ぼし、自立自信は怒り制御に影響を与えていることが考えられる。女性は純愛志向という恋愛への理想を描くため、現実の相手に対し、怒りを制御することによって円滑にしようとするからではないかと考えられる。また、男性にとって純愛志向が注目賞賛に負の影響を与えることによって、恋愛に理想を描くことについて他者に注目されることを好まない傾向があるのではないかと考えられる。女性の恋愛重視と孤独感との関係において、恋愛重視であることは女性にとって大きなものであるが、現実の世界とのズレを感じて孤独感というネガティブな感情を抱いてしまうのかもしれない。

全体のパス係数においては孤立自己が孤独感に大きく影響をあたえていた。これは質問項目が非常に類似していたことも関連すると思われる。本研究において、充実感が自己愛に及ぼす性質が男女で異なることが見出された。そして、

男女の恋愛の違いをもたらす可能性も示唆された。このことは、今日の社会における女性のジェンダー観の変化にも関連しているのかもしれない。今後の課題としては、このような知見も含めて、今回見出せなかった恋愛における潜在変数を見出し、それを導く要因を広く検討していきたい。

3つの研究短評

「理学療法士養成校の臨床実習成績における因果モデル」では、臨床実習の成績を予測する3つのモデルを比較検討した。その結果、対人関係能力を示す「適応力」と、他の実技科目の成績すなわち「技術力」の2経路による説明が妥当であるとみなされた。「学力」は「適応力」を高めるにとどまっておらず（ただしパスは有意ではない）、実習成績には直接、影響しないことも明らかになった。

モデルの適合度はクリアしているものの、決定係数が低いことから（21）、他の要因の影響も見逃せない。著者らはアスペルガー障害などの発達障害を疑うが、この点についてはさらなる検証が必要だろう。たとえば、アスペルガー傾向によって臨床実習の可否を判別分析し、判別率を算出する等が考えられる。

とはいえ、臨床実習の独特の位置づけも見えてきた。臨床実習に必要な力とは何か。「学力」でも「適応力」でも「技術力」でもなければ、「天性」のようなものだろうか。あるいは、「平凡なレベル」理学療法士と、「非凡な才能をもつ」理学療法士を峻別するような第三の要素なのだろうか。確かに、実習にパスするかどうかは問題であろう。しかし、臨床実習という科目の真価は、将来の非凡さを見きわめるような「上のライン」にあるのかもしれない。

「ユーモア態度と対人関係における因果モデル」では、ユーモア態度と社会的スキルとウェルビーイングの影響関係を、パス解析によってモデル化した。大学生と社会人を比較すると、どちらのサンプルも、ウェルビーイングに影響する変数として、社会的スキルの重要性が浮かび上がった（特に社会人）。一方、予想に反して、ユーモア態度の影響は弱い（大学生サンプルの支援的ユーモアと攻撃的ユーモアを除く）。著者らが考察するように、社会人の人間関係に

おいては、ユーモア態度をそれほど必要としないこともある。さらなる精査が期待される。

「青年期における恋愛至上主義をめぐる自己愛傾向と充実感の因果モデル」では、「自己愛」や「充実感」が、「恋愛至上主義」にどう影響しているかをモデリングした。結果としては、「恋愛至上主義」に至る有意なパスは見出されなかった（男性サンプルでは、「孤立自己」と「純愛志向」の間に弱い双方向影響関係が認められた）。「自己愛」と「充実感」の間には複雑な影響関係があるようだが、考察はなかなかむずかしい。

共分散構造分析によって、多変量の影響関係を一度に見ることが可能となった。もはや、実験研究でもないのに、心理的な変数を高低群に分けて、無理やり分散分析をする必要はなくなった。情報量をそのままに、相関関係や因果関係をモデル化できるようになったのだ。

しかし、適合度の高いモデルが見出されたからといって、当該の諸現象をうまく説明できるとは限らない。重要なのは、「どうしてそのようなパスになるのか」という心理学的な説明である。その点、3研究は、理論的裏づけがやや弱い。冒頭にあるように、心理学は諸現象を説明するための体系である。共分散構造分析は一見、華やかな分析方法であるが、それを活用するには、研究の地道な積み重ねが必要なのだ。

（串崎 真志）

文献

- Baron-Cohen, S., Wheelwright, S., Skinner, R., J., & Clubley, E. 2001 The Autism-Spectrum Quotient (AQ) evidence from Asperger syndrome/high-functioning autism, males and females, scientists and mathematicians. *Journal of Autism and Developmental Disorders*, 31, 5-17.
- 福島 章 1997 ストーカーの心理学 図書印刷株式会社

- Kant, I. 1787 *Kritik der reinen Vernunft*.
(高峯一愚訳 河出書房新社 1974)
- 菊池章夫 1988 思いやりを科学する 川島書店
- 黒田祐二・有年恵一・桜井茂男 2004 大学生の親友関係における関係性高揚と精神的健康との関係—相互協力的—相互独立的自己観を踏まえた検討— 教育心理学研究, 52, 24-32.
- 牧野幸志 2005 説得とユーモア表現—ユーモアの効果の生起メカニズム再考— 心理学評論, 48(1), 100-109.
- 松井 豊 1993 恋ごろの科学 サイエンス社
- 宮戸美樹・上野行良 1996 ユーモアの支援的効果の検討—支援的ユーモア志向尺度の構成— 心理学研究, 67(4), 270-277.
- 西田裕紀子 2000 成人女性の多様なライフスタイルと心理的well-beingに関する研究 教育心理学研究, 48(4), 433-443.
- ニュートン, I. 1686 自然哲学の数学的諸原理 (河辺六男訳 中央公論社 1971)
- 落合良行 1983 現代青年における孤独感の構造 (Ⅱ) 静岡教育大学教育学部研究報告 (人文・社会科学編), 33, 189-203.
- 大野 久 1984 現代青年の充実感に関する一研究—現代日本青年の心情モデルについての検討— 教育心理学研究, 32(2), 100-109.
- 小塩真司 1998 青年の自己愛傾向と自尊感情、友人関係のあり方との関連 日本教育心理学研究, 46, 280-290.
- 小塩真司 2000 青年の自己愛傾向と異性関係異性に対する態度、恋愛関係、恋愛経験に着目して— 名古屋大学大学院教育発達科学研究科紀要, 47, 103-116.
- Rosenberg, M. 1965 *Society and the adolescent self-image*. Princeton Univ. Press.
- Schumacker, R. E. & Lomax, R.G. 2004 *A Beginner's Guide to Structural Equation Modeling*. (Second Edition) LEA.
- 嶋田智明 2004 臨床実習 奈良勲 (編) 理学療法教育論 医歯薬出版 Pp.147-159.
- 杉山登志郎 2002 アスペルガー症候群と高機能自閉症 杉山登志郎 (編) アスペルガー症候群と高機能自閉症の理解とサポート 学習研究社 Pp.8-24.
- 鈴木 平・春木 豊 1994 怒りと循環器系疾患の関連性の検討 健康心理学研究, 7, 1-13.
- 田中俊也 1984 日常的仮説検証と統計的検定の連続性・非連続性(1) 名古屋市立保育短期大学研究紀要, 23, 89-104.
- 田中俊也 1985 日常的仮説検証と統計的検定の連続性・非連続性(2) 名古屋市立保育短期大学研究紀要, 24, 10-21.
- 田中俊也 2004 思考の発達についての総合的研究 関西大学出版部
- 上野行良 1992 ユーモア現象に関する諸研究とユーモアの分類化について 社会心理学研究, 7(2), 112-120.
- 上野行良 1993 ユーモアに対する態度と攻撃性及び愛他性との関係 心理学研究, 64, 247-254.
- 若林明雄 2003 自閉症スペクトラム指数 (A Q) 日本語版について—自閉症傾向の測定による自閉性障害の診断の妥当性と健常者における個人差の検討— 自閉症とADHDの子どもたちへの教育支援とアセスメント Pp.47-56.
- 山本真理子・松井豊・山成由紀子 1982 認知された自己の諸側面の構造 教育心理学研究, 30, 64-68.
- 和田 実 1994 恋愛に対する態度尺度の作成 実験社会心理学研究, 34(2), 153-163.
- Hrsg. von, Joachim Ritter Historisches Woerter Buch cler Philosophie Bd. 3 1974 Basel Stuttgart