

# 社会的自尊感情尺度—邦訳版 TSBI —の検討

Confirmative Examination of Social Self-Esteem Inventory  
with TSBI Translated in Japanese

岡 村 千 鶴

Chizuru Okamura

## 要約

近年、わが国の青年において他者とのかかわりあいを避けたがる傾向が認められることが指摘されている。その傾向を「社会的引きこもり」現象と呼ぶことができる。そうした社会状況にあり、有用な社会的自尊感情尺度の開発が望まれている。しかし、わが国における自尊感情尺度の多くは包括的自尊感情を測定するものであり、社会的自尊感情を測定する尺度はほとんど見当たらないのが現状である。

本研究では、引用頻度が高く実施も簡便であるTSBIの短縮版—16項目 (Helmreich & Stapp, 1974) に注目し、邦訳版TSBI (東, 1990) 尺度の信頼性・因子的妥当性の検討を行うことを目的とした。確認的因子分析により、測定モデルの適合度を評価した上で信頼性係数を算出し、尺度の信頼性・因子的妥当性の検討を行った結果、因子的妥当性が検証されたので報告する。

キーワード：社会的自尊感情 (Social self-esteem), Texas Social Behavior Inventory (TSBI), 確認的因子分析, 因子的妥当性

## 序論

Self-esteem は自尊感情, 自己評価, 自尊心, 自己尊重などと訳されているが, ここでは自尊感情とする。自尊感情は自己概念 (Self-concept) を上位概念としており, 自己についての価値的な感情であり, 自分自身を肯定的に見るか否定的に見るかということに関する自己評価意識である (東・安達, 1998)。

自尊感情は, 乳幼児期からの日常生活において成功経験や失敗経験を繰り返しながら, 親・家族・友人・教師や成人といった周囲の人々からの承認・賞賛や否認・叱責などを介して形成されると考えられている。そして, 自尊感情の高低は個人の意識や行動を規定する一因となりえることが指摘されている。例えば, Hamachek (1978) は, 自己評価意識が肯定的な場合と否定的な場合とで, 学生・生徒の態度や行動がどのように異なっているかを示し, 表出される表情, 態度, 行動などに顕著な相違が認められることを報告している。

自尊感情を測定するために用いられる尺度には2つのカテゴリーがあると言われている (Wylie, 1974)。第1のカテゴリーである包括的自尊感情 (Global self-esteem) は, 充足感や価値の感情, 容姿, 個人的スキル, そしてセクシャリティーのような多くの分野にわたる自己評価を含んでいる。第2のカテゴリーは, 自己に関する領域固有の評価である。それは自己評価をする際の判断のターゲットが自己のある特定領域 (複数の特定領域を含む) に限定されている。例えば, 社会的領域, 学力的領域, ボディイメージなどである。

その中で, 特に自己に関する社会的領域固有の評価である社会的自尊感情 (Social self-esteem) に本研究の焦点がある。社会的自尊感情は社会的状況・場面における個人の自信や能力を意味している。換言すると, 社会的自尊感情は包括的自尊感情の中の一つの次元であり, 主として他者

との対人関係に関する自己評価が肯定的であるのか否定的であるのか、その自己評価的意識といえる（東，1998）。

自尊感情を測定するための尺度は多様で、種類だけでも十数種に達する。その内容も多岐にわたり、自尊感情（Self-esteem）に限定されたものから、より広範な心理的安寧（Well-being）を測定するものにまで及んでいる。わが国における自尊感情尺度には、山本・松井・山城（1982）の他、根本（1972）、遠藤・安藤・冷川・井上（1974）、滝野・加藤・斎藤（1986）などの尺度がある（堀・山本，2001）が、これらは、包括的自尊感情を測定するものであり、社会的自尊感情を測定する尺度はほとんど見当たらないのが現状である。

近年、わが国の青年において他者とのかわりあい避けを避けたがる傾向が認められることが指摘されている。その傾向を「社会的引きこもり」現象と呼ぶことができる。そうした社会状況にあり、有用な社会的自尊感情尺度の開発が望まれている。

本研究の目的は、その尺度を作成することにある。概念的には社会的自尊感情という概念を重要な概念として位置づけ、包括的自尊感情とは区別する。Van Tuinen & Ramanaiah（1979）によれば、包括的自尊感情尺度と社会的自尊感情尺度にはゆるやかな相関が認められており、異なる概念を測定していることが示唆されている。

Blascovich & Tomaka（1991）は、「自尊感情の測定法」において、青年と成人を対象とする有用な社会的自尊感情尺度として次の3尺度を挙げている。① Ziller Social Self-Esteem Scale（Ziller, Hagey, Smith, & Long, 1969）② Janis-Field Feelings of Inadequacy Scale（Janis & Field, 1959; Eagly, 1967; Fleming & Courtney, 1984）③ The Texas Social Behavior Inventory（TSBI）（Helmreich & Stapp, 1974）

本研究では、引用頻度が高く実施も簡便である TSBI の短縮版—16項目（Helmreich & Stapp, 1974）に注目した。

### **Texas Social Behavior Inventory (TSBI)**

TSBI は社会的状況における個人の自信や能力を評定するために、1969年に Helmreich & Stapp によってオリジナル尺度が設計された。当初、1,000名以上の被験者を対象とする予備調査においてオリジナル尺度が実施され、因子分析と項目分析にもとづいて32項目からなる尺度が構成された。その後、8000人以上の大学生に本調査が実施されている。各項目は、5段階評定尺度（“全く自分らしくない”から“非常に自分らしい”）で評定するようになっており、それぞれ0点から4点までの得点が与えられている。0点は最も低い自尊感情を、4点は最も高い自尊感情に対応している。合計得点が高い程、高い自尊感情を意味する。可能な合計得点の範囲は、0点から64点である。

Helmreich & Stapp（1974）は、32項目尺度の因子分析において、4因子（自信・支配性・社

会的能力・社会的引きこもり)が抽出(斜交解)されたが、主因子法(SPSS)においては1因子構造(斜交解)が認められたと報告している。概してこの尺度は社会的自尊感情というまったく単一な概念を設定しているように思われる。

その後、32項目尺度は2つの平行したフォーム(TSBI-AとTSBI-B)に分割され、多数の標本にすばやく実施できる短縮版の開発がなされた。そのために①部分—全体の相関の類似性、②フォームと性の平均値の類似性、③得点分布の類似性、④因子構造の相等性が検討されている。

その結果、①2つのフォームともに32項目尺度と高い相関(.97)があり、かつ2つのフォーム間の相関も高い(.89)こと、②各フォームにおける平均値の性差はなく、フォーム間の平均値にも有意差がないこと、③男女別の因子分析において、TSBI-AとTSBI-B及び32項目尺度で、因子構造の相等性が確認されている(Helmreich & Stapp, 1974)。

TSBIの概念的妥当性に関しては、種々の先行研究により立証されている。例えば、収束的妥当性の観点からは、対人魅力に関する実験的研究において、有能な人に対し自尊感情の高い人と低い人では異なった反応をするという結果が得られている(Helmreich, Aronson, & Lefan, 1970)。

Sadowski et al (1983)はTSBIと統制型の軌跡(locus of control)は有意な相関関係があることを見出し、男女共に高い自尊感情は内的統制型と正の相関が認められたことを報告している。

McIntire & Levine (1984)によれば、TSBI得点と学業的自尊感情とは.40、運動自尊感情とは.25の緩やかな相関が認められている。

TSBI得点とMarlowe-Growne Social Desirability尺度との相関は.26(McIntire & Levine, 1984)と.32(Helmreich & Stapp, 1974)という報告がある。これに関し、高い自尊感情が社会的に望ましいと仮定するならば、社会的望ましさと適度な相関関係が認められることは不当なことではないという指摘がある(Blascovich et al, 1991)。

弁別的妥当性の観点からは、TSBI得点と学業適性検査(Scholastic Aptitude Test)によって測定された知能との間には関係がないことが見出されている。しかしながら、TSBI得点は学業や他の名誉に関しては予測的妥当性があったことが報告されている(Helmreich & Stapp, 1974)。

Blascovich et al (1991)は、TSBIに関して次のように述べている。“TSBIは短く、明快であり、そして自尊感情の利用しやすい尺度であり、特に社会的場面や環境における自尊感情の測定法としては最も利用しやすい尺度である。おそらくTSBIは社会的自尊感情の測定法としてはもっともよく用いられている(P. 132)”

以上のことより、TSBIは統計的にも論理的にも一貫しており、社会的自尊感情の信頼できる指標と見なし得ると考え、採用した。

## 方法

調査対象者 私立大学生男女953名を対象とし、W大学421名(男子247名、女子174名)、J大学

532名（男子339名，女子193名）から有効回答を得た。平均年齢は，19.4歳（SD=1.72）であった。調査期間は，1990年から1996年の6年間で，心理学の授業時間を使用した一斉調査を数回に分けて実施した。調査実施に際し，文系と理系の両傾倒のサンプルを得るように配慮し，男女の比率も極力不均衡を避けるよう努めた。

測度 Helmreich と Stapp (1974) が開発した社会的自尊感情尺度 (TSBI; Texas Social Behavior Inventory) 短縮版Aの邦訳版16項目5段階評定 (Table 1)。

分析の手続き まず，探索的因子分析を実施し，その結果を元に確認的因子分析により，測定モデルの適合度を評価した上で，採択されたモデルにおける信頼性係数を算出し，尺度の信頼性・因子的妥当性の検討を行った。

## 結果と考察

### 探索的因子分析

16項目，5段階（全く自分らしくない—非常に自分らしい）の自己評定に対し，探索的因子分析 (SPSS ver. 11使用) を実施した。推定法は最尤法を用い，固有値1以上の基準で4因子（斜交解）が得られた。これは，欧米と類似した因子構造を示唆するものであった。しかし，短縮版を採用しており項目数が少ないため，因子によっては2指標のみで測定されるという状況が生じており，下位尺度として用いることには無理があると考えられた。そこで，尺度は合計得点として用いるという方針で，妥当性を検討することとした。最終的に因子数は，固有値1以上の基準と解釈可能性を考慮し，2因子とした。斜交プロマックス回転後の因子パターン及び因子相関を Table 2に示した。なお，男女間の因子構造の相等性を確認するため，分析は男女別に行なった。

男子群において，第1因子は，項目1，4，6，5，13，12，11，10，15の9項目が該当し，

Table 1 社会的自尊感情の質問項目

- 
1. 人が話しかけてくるまであまり自分から話しかけません
  2. 私は自分自身を自信家だと思っています
  3. 私は自分の容姿に自信をもっています
  4. 私は交際上手です
  5. 人前で適切な発言をすることに困難を感じます
  6. 人の集まりの中で私は普通自分から提案せず、他人の提案に従うことが多いです
  7. 私は他の人と意見が一致しないとき私の意見をまげません
  8. 私はどんなときでも物事が自分の思うようになるように努力するタイプの人間です
  9. 他人は、私を尊敬していると思います
  10. 私は他の人と一緒にいたいために会合などに出ることを好みます
  11. 私は話をしている時、相手から目をそらさないようにします
  12. 私は何をしても人の関心をひけないようです
  13. 私は他の人々に対してあまり責任を持ちたくありません
  14. 権威ある人に近寄られるのは好きです
  15. 私は自分を優柔不断だと思います
  16. 私は自分に社会的能力があることを疑いません
-

Table 2 TSBI 邦訳版探索的因子分析結果 (最尤法, プロマックス回転後)

	男子		女子		
	F1	F2	F1	F2	
	[第1因子 引きこもり]		[第1因子 自信]		
* 1 人が話しかけてくるまであまり自分から話し掛けません	.69	-.20	2	.81	-.14
4 私は交際上手です	.61	.07	3	.67	-.19
* 6 人の集まりの中で私は普通自分から提案せず 他人の提案に従うことが多いです	.54	.04	9	.61	-.05
* 5 人前で適切な発言をすることに困難を感じます	.53	-.01	16	.39	.27
*13 私は他の人々に対してあまり責任を持ちたくありません	.51	-.15	8	.34	.08
*12 私は何をしても人の関心をひけないようです	.44	.10	*12	.30	.27
11 私は話をしている時、相手から目をそらさないようにします	.37	.05	14	.27	-.02
10 私は他の人と一緒にいたいために会合などに出ることを好みます	.33	.04	7	.26	.04
*15 私は自分を優柔不断だと思います	.32	.08			
	[第2因子 自信]		[第2因子 引きこもり]		
2 私は自分自身を自信家だと思っています	-.06	.73	*1	-.14	.66
3 私は自分の容姿に自信を持っています	-.11	.62	4	.14	.58
9 他人は、私を尊敬していると思います	.12	.49	*6	.11	.52
8 私はどんな時でも物事が自分の思うようになるように 努力するタイプの人間です	.09	.39	*5	.20	.47
16 私は自分に社会的能力があることを疑いません	.34	.38	*13	-.22	.40
7 私は他の人と意見が一致しない時、自分の意見をまげません	-.05	.31	10	-.11	.38
14 権威ある人に近寄られるのは好きです	.00	.27	11	.14	.31
			*15	.20	.24
		F2			F2
因子間相関	F1	.35	F1	.47	

\*は反転項目を示す

「社会的引きこもり」(以下「引きこもり」)と命名した。第2因子は、項目2, 3, 9, 8, 16, 7, 4の7項目が該当し、「社会的場面における自信」と呼称できた(以下「自信」)。唯一、項目16に関し、「自信」に対する負荷量が.38である一方、「引きこもり」に対しても.34となっている。他は、単純構造を示していた。

女子群は、以下の点に関し男子群と異なっていた。まず第1に、女子の第1因子は、「自信」であり、第2因子が「引きこもり」として抽出されており、男子群とは逆転していた。第2に、項目12において、「引きこもり」ではなく、「自信」に分類されており、男子群とは異なる因子に分類され、「自信」に対する負荷量が.30であるのに対し、「引きこもり」に対しても.27の負荷があり、単純構造を欠いていた。第3に、項目15において、男子群同様「引きこもり」に分類されているものの「引きこもり」への負荷量が.24であるのに対し、「自信」に対し.20となっており、単純構造を欠く上、値も小さい。

因子構造に関して男女の比較をすると、項目12が男子群においては、「引きこもり」に分類され、女子群においては、「自信」に分類されるという差異があった。しかし、女子群においては、明確な単純構造のもとに「自信」に分類されてはいないことを考慮すると、男女間で因子構造は相等であると想定された。引き続き、構造方程式モデリング(SEM; Structural Equation Modeling)を用い、多母集団同時分析の枠組みで確認的因子分析を実施し、男女間の因子の不変性を検証した。

これに際し、分析モデルの適合度が一定水準を満たしている限りにおいては、基本的に全ての項目を包含することを重視した。その理由は、次の2点にある。第1に、本研究の目的は TSBI 邦訳版の信頼性・因子的妥当性の検討にある。TSBI を使用した海外の研究と比較する場合、同項目としておいたほうが適当であり、SEM を用いることにより、単純構造でない場合もモデルに記述し分析可能である。第2に、因子負荷量の大きさに対して、たとえ小さくとも本研究の標本特性の影響を考慮する必要があるからであり、換言すれば、標本特性による変動の可能性を考慮することにある。その方針のもと、単純構造を乱す項目に注目しつつ、配置不変の成立を考慮し、確認的因子分析に導入するためのモデルを次のように決定した。

単純構造を乱す項目として観察されたのは、項目16, 12, 15であった。項目16は、男女共通の所見として両因子への負荷がある程度認められることから、項目16は「引きこもり」「自信」の双方の指標とした。項目12, 15は、男子群においては明確に「引きこもり」に分類された一方、女子群において単純構造を欠いていたが、項目15は「自信」への負荷量が小さいことから、ひとまず「引きこもり」の指標とした。項目12に関しては、女子群で異なる因子の指標として分類されていた。しかし、両因子に対する負荷量はほとんど変わらないことから、項目12についても「引きこもり」の指標として分類し、その良否は、確認的因子分析の適合度により判断することとした。以上により検証すべきモデルは、Figure 1となった。

### 確認的因子分析

男女という2群で、多母集団同時分析による確認的因子分析（Amos Ver. 4.0.1使用）を実施した。まず、基本的な多母集団同時分析の手續きに則り、制約のおき方を変えた5種類のモデル（モデル0～モデル4）を分析した。その結果、モデル3（男女間でパス係数・誤差分散等値）のAICが最も低く、ネストしたモデルの比較においても、モデル3が最良という結果が得られた。そこで、2つの因子の分散と共分散に関し、男女間のパラメータの差に対するワルド検定統計量を算出したところ、「自信」因子の分散及び共分散には有意水準5%で有意差は認められなかった。「引きこもり」因子の分散に関しては、男女間で有意に異なるという結果が得られ、女子群の方が男子群に比し分布の散らばりが小さかった。そのため、次のステップとして「自信」の分散及び共分散に等値制約を課したモデル5を加えて分析し、モデル比較を行った（Table 3）。その結果、モデル5のAICが最も低かった。モデル間の差を検定するネストしたモデル比較において、モデル3とモデル5に関し有意水準5%で有意差はなく、モデル5とモデル4には有意差が認められた（Table 4）。AIC およびネストしたモデルの比較より、モデル5が最良と判断された。したがって、モデル5を最終モデルとし、その非標準化解及び標準化解をそれぞれ Figure 2-1と Figure 2-2に示した。

適合度に注目すると、カイ二乗検定でモデルが棄却されている（ $\chi^2$ 乗値765, 自由度237, p値

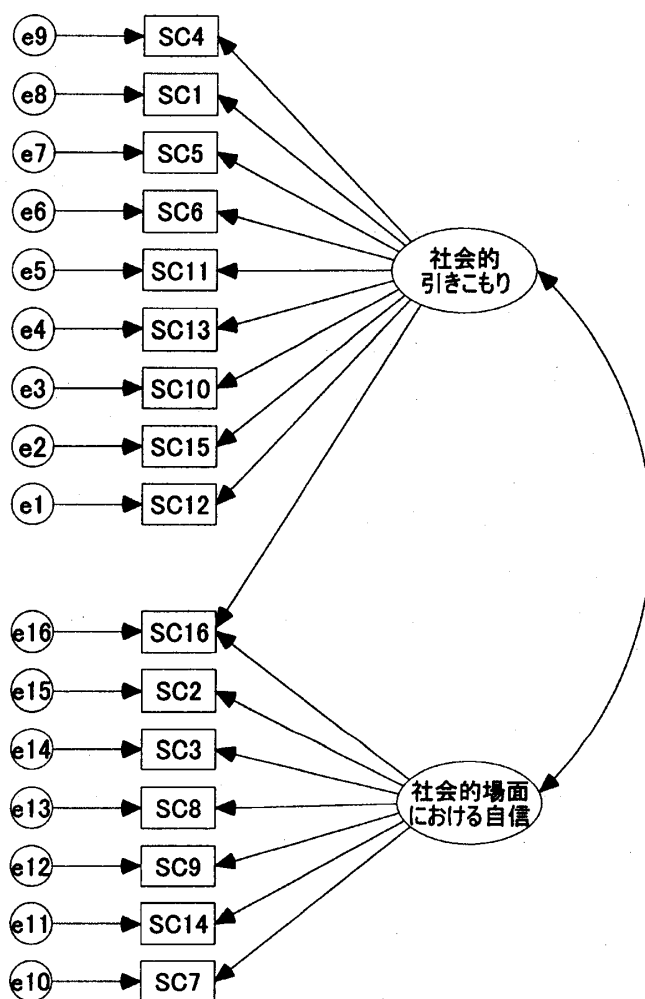


FIGURE 1 確認的因子分析モデル

Table 3 モデルの適合度及び因子の分散・共分散の男女差に対する検定統計量

	RMSEA	CFI	AIC
モデル0: 配置不変, 等値条件なし	.052	.979	930
モデル1: 測定不変(パス係数等値)	.050	.979	914
モデル2: パス係数, 因子の分散・共分散等値	.050	.979	914
モデル3: パス係数, 誤差分散等値	.049	.979	900
モデル4: パス係数, 因子の分散・共分散, 誤差分散等値	.049	.978	903
モデル5: パス係数, 誤差分散, 「自信」因子の分散・共分散等値	.048	.978	899
差に対する検定統計量			
「自信」因子の分散		1.21	
「引きこもり」因子の分散		2.02*	
因子の共分散		0.66	

\*p<.05

=.00) が, カイ二乗検定は標本数に敏感に影響を受けることが指摘されており (豊田, 1998), 標本数が多くなれば必然的に棄却される. この分析における全体の標本数が953であることを考慮すると, カイ二乗検定の適合度判定に従うことは相応しくない. 標本数に依存しない指標であ



Table 4 ネストしたモデルの比較

モデル 3 は正しいという仮定の下で:			
	自由度	$\Delta\chi^2$ 乗値	p値
モデル4	3	9.44	.024
モデル5	2	2.89	.236
モデル 5 は正しいという仮定の下で:			
	自由度	$\Delta\chi^2$ 乗値	p値
モデル4	1	6.55	.010

model 5 男子 非標準化推定値

(パス係数・誤差分散・「自信」因子の分散及び共分散等値モデル)

$\chi^2$ 乗値 (自由度)=764,903(237) p値=.000

CFI=.979 RMSEA=.048 AIC=898.903

model 5 女子 非標準化推定値

(パス係数・誤差分散・「自信」因子の分散及び共分散等値モデル)

$\chi^2$ 乗値 (自由度)=764,903(237) p値=.000

CFI=.979 RMSEA=.048 AIC=898.903

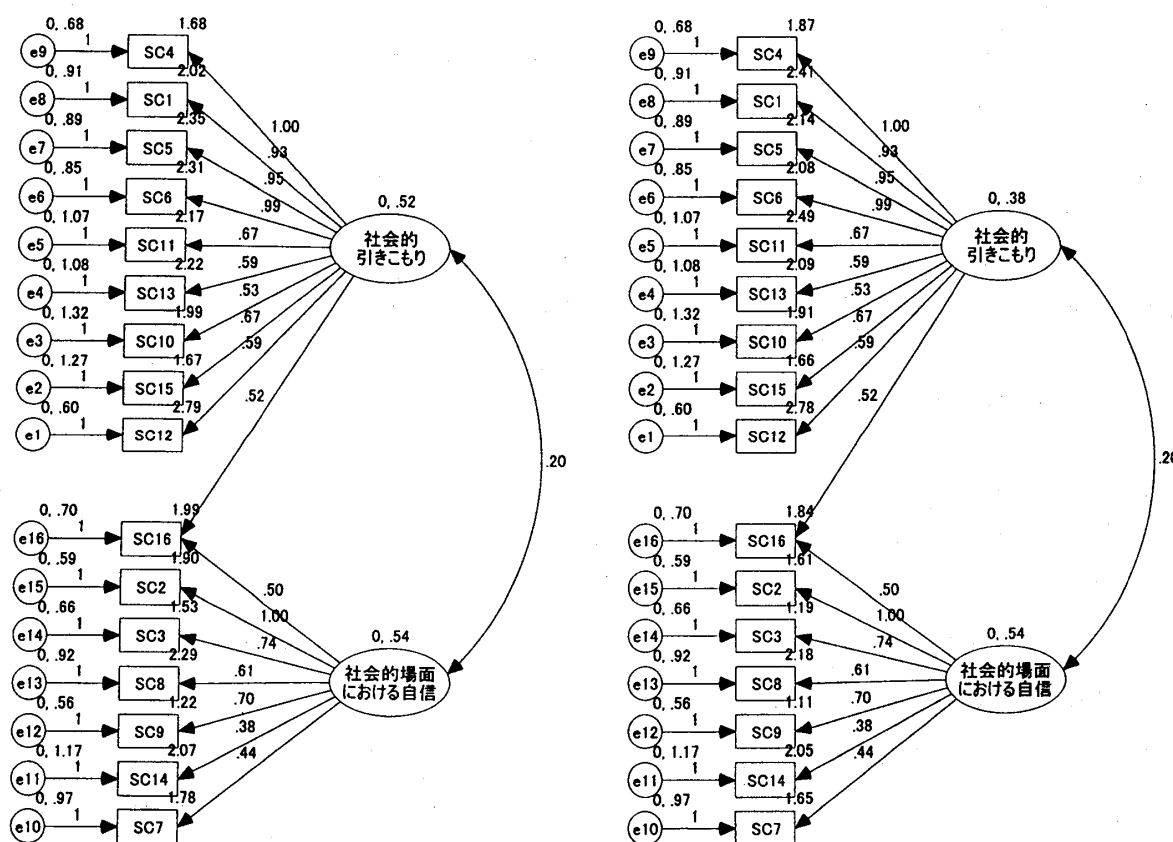


FIGURE 2-1 確認的因子分析結果

るCFI=.98とRMSEA=.048はよい適合を示していた。

パスを引いたところのワルド検定結果は全て有意であり、係数・切片・分散・共分散のパラメータ推定値のp値は、すべて.00であった。引いたパスは妥当であったといえる。パス係数に注目すると、特に項目14と7に関して値が小さい。これは、探索的因子分析においても観察された所見であった。項目14の内容は「権威ある人に近寄られるのは好きです」というものである。青年期の心理的特徴の1つとして、権威への反発、反抗がしばしば指摘されてきたが、この心理的傾向を反映している可能性がある。日本の社会人の標本における探索的因子分析結果では、この項

model 5 男子 標準化推定値

(パス係数・誤差分散・「自信」因子の分散及び共分散等値モデル)

$\chi^2$ 乗値 (自由度)=764,903(237) p値=.000

CFI=.979 RMSEA=.048 AIC=898.903

model 5 女子 標準化推定値

(パス係数・誤差分散・「自信」因子の分散及び共分散等値モデル)

$\chi^2$ 乗値 (自由度)=764,903(237) p値=.000

CFI=.979 RMSEA=.048 AIC=898.903

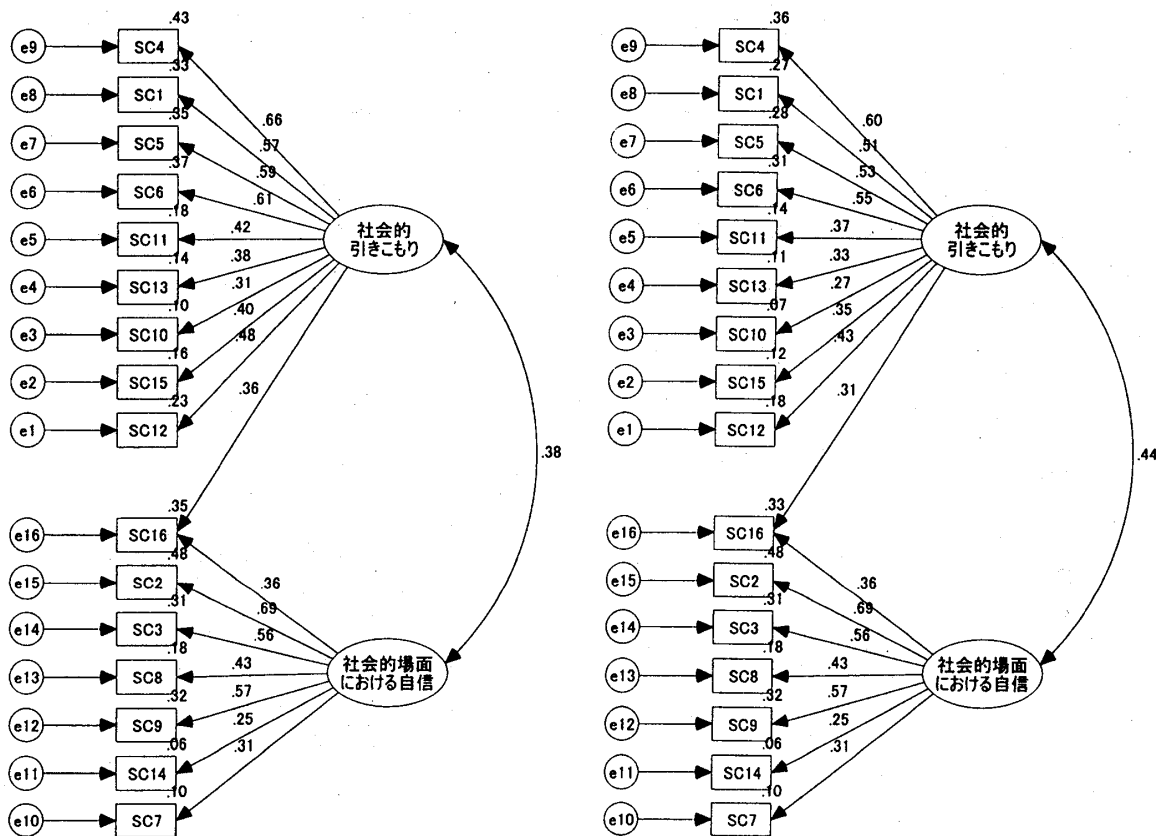


FIGURE 2-2 確認的因子分析結果

目の因子負荷量は高い (.46~.61) ことが分かっている (東他, 1988). また, 項目 7 の内容は「私は他の人と意見が一致しない時, 私の意見をまげません」というもので, 日本文化と欧米文化の違いが影響している可能性がある. 独立独歩の欧米文化においては, 社会的場面において自分の意見をはっきり主張することが望ましく, 必要な能力と見なされる一方, 和を尊ぶ日本文化においては, 自分の意見を通すことはあまり価値的ではないと捉えられやすい傾向があると考えられる. ただし, 大学生を対象とした場合に特にこの傾向が顕著であり, 日本の社会人の標本における因子分析結果は, 標本により変動 (.56~.30) がみられることが示されている (東他, 1988). その事実をふまえると, この項目に対する価値の認識の差異は, 日本においても所属する社会によって存在する可能性がある. したがって, モデル全体の適合度が良好であることから, 前述の理由によりこれらの項目もとりあえず残存させた.

モデル 5 が採択されたということは, 男女間でパス係数・誤差分散・因子間相関に等値制約を課した方が, モデルはデータをよく説明するということを意味する. したがって, 男女間で因子負荷量が等しいことが確認されたことになり, 男女間で因子構造は相等であり, さらには因子の

不変性が成立しているという有力な証拠が得られたことになる。すなわち、社会的自尊感情の因子構造には、生物学的性差は認められないことを示唆している。

なお、懸案事項となっていた、女子群において項目12,15をひとまず「引きこもり」の指標として分類したその処遇は、適合度から問題ないと判断された。

### 信頼性係数

今回は TSBI 短縮版16項目の邦訳版であるため、前述したように、合計得点としてのみ尺度を活用する前提で、16項目全体の  $\alpha$  係数を算出 (SPSS ver. 11使用) した。その結果、男女ともに.75であり、一応の信頼性は認められた。

$\alpha$  係数が低めに算出された原因の1つとして、今回、標本特性を考慮し、因子負荷量が小さな項目もあえて残存させたことが考えられる。たしかにモデル適合度は良好であったが、因子負荷量が小さな項目もあえて残存する、すなわち誤差分散の大きな項目も包含することは、因子に対する寄与という点では、マイナスとなる。更なる調査を重ね、そうした項目を邦訳版として本当に包含したほうが良いのかどうか、検討が必要であろう。

Helmreich & Stapp による  $\alpha$  係数の報告はなされていないが、アメリカの南部地域の大学生を対象に行われた McIntire, Levine (1984) の調査では、32項目尺度の  $\alpha$  係数は.92であったという報告がある。今回16項目の短縮版を採用しているため McIntire et al の結果と直接的な比較はできないが、日本の大学生を対象とした本研究においては、それよりは低いことが想定される。Helmreich & Stapp や McIntire et al の報告では、因子パターン行列が掲載されていないため、詳細は不明であるが、項目内容に対する解釈・反応に分化差がある可能性がある。その分化差が  $\alpha$  係数の差異として表れているとも考えられる。分化差の存在の有無も含めて、邦訳版としての項目選定、改良を今後の課題としたい。

### 参考・引用文献

- 東清和・安達智子 (1998) 社会的自尊感情の測定法—TSBIについて—, 早稲田大学教育学部, 学術研究—教育心理学編, 46, 1—9.
- Blascovich, J. & Tomaka, J. (1991) Measures of self-esteem. Robinson, J. P., Shaver, P. R., & Wrightsman, L. S. (Eds.) Measures of Personality and Social Psychological Attitudes. Vol. 1. P115-160.
- Eagly, A. H. (1967). Involvement as a determinant of response to favorable and unfavorable information. Journal of Personality and Social Psychology Monographs, 7 (3, Whole No. 643).
- Fleming, J. S., & Courtney, B. E. (1984). The dimensionality of self-esteem. II. Hierarchical facet model for revised measurement scales. Journal of Personality and Social Psychology, 46, 404-

421.

- Janis, I. S., & Field, P. B. (1959). A behavioral assessment of persuasibility: Consistency of individual differences. In C. I. Hovland & I. L. Janis (Eds.), *Personality and persuasibility*, (pp. 55-68). New Haven, CT: Yale Univ. Press.
- Helmreich, R., & Stapp, J. (1974). Short forms of the Texas Social Behavior Inventory (TSBI): An objective measure of self-esteem. *Bulletin of the Psychonomic Society*, 4, 473-475.
- Helmreich, R., Stapp, J., & Ervin, C. (1974) The Texas Social Behavior Inventory (TSBI): An objective measure of self-esteem or social competence. *JSAS Catalog of Selected Documents in Psychology*, 4, 79. (Ms, No. 681)
- 堀洋道・山本真理子 (2001) 心理測定尺度集 サイエンス社
- Sadowski, C. J., Woodward, H. R., Davis, S. F., & Elsbury, D. L. (1983). Sex differences in adjustment correlates of locus of control dimensions. *Journal of Personality Assessment*, 47, 627-631.
- 豊田秀樹 (1998) 共分散構造分析入門編 朝倉書店
- 豊田秀樹 (1998) 共分散構造分析応用編 朝倉書店
- Van Tuinen, M., & Ramanaiah, N. V. (1979). A multimethod analysis of selected self-esteem measure. *Journal of Research in Personality*, 13, 16-24.
- Wylie, R.C. (1974). *The self-concept* (Vol. 1, A review of methodological considerations and measuring instruments) (rev. ed.), Lincoln: Univ. of Nebraska Press.
- 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.
- Ziller, R., Hagey, J., Smith, M.D., & Long, B. (1969). Self-esteem: A self-social construct. *Journal of Consulting and Clinical Psychology*, 33, 84-95.