

構造拘束度尺度の改訂および妥当性・信頼性の検討

高沢 佳司

愛知学泉短期大学

Revision of the Scale for Structure-Bound Experiencing and Examination of its Validity and Reliability.

Keiji Takasawa

キーワード: 体験過程理論 theory of experiencing、構造拘束的な体験様式 structure-bound experiencing、構造拘束度尺度 the scale for structure-bound experiencing、精神的健康 mental health、自己効力感 self-efficacy

1. はじめに

一般に、我々の行動を模式的に概観すると、環境からの刺激を受けてそれに対する反応を返す際に何らかの心の働きが介在していると言える。同じ刺激を受け取っても受け手の反応が異なることがあるが、一般にストレスフルな出来事を経験した際にどう反応するかによって、後の感情反応性の差異が生じる。Gendlin (1964)¹⁾は体験様式という変数を用いて人間の体験の仕方が「過程進行中」であるか、「構造拘束的」であるかによって、人格変化や成長の生起との関連を述べた。過程進行中の体験様式とは「体験過程が象徴との絶えざる相互作用のもとに自己の中でいきいきと作動していること」(末武, 1986)²⁾である。一方、構造拘束的な体験様式とは「ネガティブな体験内容が反復し暗黙の機能が停止している様式」(高沢・伊藤, 2009)³⁾である。Gendlin (1964)¹⁾によると、体験過程の様式が構造から拘束を受けている程度に応じて暗黙の機能が生じにくくなり、精神病は体験の様式が極端に構造からの拘束を受けた場合である。また、そのような体験様式と幻覚体験や夢の場合との類似性も指摘している。さらに Geiser (2010)⁴⁾によって、長期に渡る構造拘束的な思考・感情・行動様式と抑うつ状態との類似性が指摘されている。

高沢・伊藤(2009)³⁾は、個人がどの程度構造拘束的な体験様式を経験しているかについて、特性レベ

ルで測定する、構造拘束度尺度を作成した。構造拘束度尺度は2因子構造であり、反復性因子8項目、傍観性因子5項目から構成されている。基準関連妥当性の検証には全般的な精神健康度の指標として精神健康調査票28(以下, GHQ28)(中川・大坊, 1985)⁵⁾や幻覚様体験の指標である RHS: Revised Hallucination Scale (Morrison, Wells, & Nothard, 2000)⁶⁾が用いられ、それぞれ有意な相関関係が確認されている。信頼性については Cronbach の α で検討されており、反復性因子が.85~.88、傍観性因子が.65~.74、全項目で.83~.84であった。各因子の寄与率は、反復性因子が29.74%、傍観性因子が9.64%であった。

これらの数値を概観すると、傍観性因子の α および寄与率が比較的低い。したがって、傍観性因子は反復性因子に比べて妥当性・信頼性がやや劣ると考えられる。今後、構造方程式モデリング等による多変量解析を行い、体験過程理論に関する変数の相関関係をシミュレーションする研究が増加することも想定される。測定に十分に耐えうる因子項目数を確保することは、一連の研究の価値を向上させる点で理論的貢献が見込まれる。例えば、Takasawa and Ito (2011)⁷⁾は、日常的な気がかりを確認する方略(確認方略)、気がかりから距離を取る方略(距離方略)、構造拘束度(反復性)、および自己効力感をモデルに組み込んで構造方程式モデリングを行った。このモデルでは、距離方略から反復性

を媒介して自己効力感へと至る間接パス、確認方略から自己効力感へと至る直接パス、距離方略から自己効力感へと至る直接パスの3つのルートが想定された。ここで最も重要なパスは媒介ルートであり、構造拘束度のうち反復性のみが媒介効果を持つ変数であった。一方、傍観性は各方略や自己効力感との相関関係が見られなかった。この結果にある背景として、傍観性因子の項目数が少ないがために傍観性自体の妥当性や測定の安定性に難があるためか、もしくは概念そのものが特性的自己効力感と関連の薄いものであるためか、理由を絞ることができない。しかしながら、もし前者の理由であるならば、項目数を増やして妥当性や測定の安定性を十分なものにする事で解決可能であろう。

高沢・伊藤(2009) ③の構造拘束度尺度のもう一つの課題は、信頼性が内部一貫性の一次元でのみ確認されている点である。再検査信頼性をも確認することで、尺度の高い信頼性を主張できよう。高沢(2016) ④では構造拘束度が人格特性的な側面を測定していることを前提としている。実際に尺度の項目内容もその場での状態的な側面を尋ねているのではなく、個人が特定の場面によらず普段どのように自己の行動を自覚しているかについて尋ねている。しかしながら、特性的な側面を測定している前提にはデータによる裏付けも必要であろう。本研究では、本調査1において傍観性因子の項目を増やすことによって尺度としての性能を向上させることを目的とし、因子寄与率やCronbachの α が向上するかどうか検討すると同時に、各種妥当性の検証を行う。次に本調

査2において、改訂された傍観性と確認方略、距離方略、および特性的自己効力感との相関関係が見られるかどうか検討する。さらに、本調査3において改訂版構造拘束度尺度の再検査信頼性を検討する。

2. 予備調査および本調査1：方法

(1) 予備調査

1) 項目収集

高沢・伊藤(2009) ③によるオリジナルの構造拘束度尺度では反復性因子が8項目であった。本研究の傍観性因子もそれに合わせる形で既存の5項目に3項目追加し、8項目とすることを意図して項目収集を行った。その結果を表1に示す。この11項目と既存の5項目を合わせて16項目から、最終的に8項目へと絞る。

なお、表1に示した11項目の中には、オリジナルの尺度の因子分析の結果で除外された項目の内容も含む(4番の項目)。表現については、語尾を「～ほうである」もしくは「～傾向がある」とした。

2) 内容妥当性の検討

内容妥当性の検討を行うため、表1に示した11項目が傍観性を反映していることを確認する調査を行った。具体的には、傍観性因子の項目追加について詳細を知らされていない3名の評定者に、11項目の質問内容が傍観性の内容に一致するかどうか「1. 全くあてはまらない」、「2. ややあてはまらない」、「3. ややあてはまる」、「4. 非常にあてはまる」の4件法

表1. 予備調査における傍観性の追加項目

| 項目内容 | 内容妥当性の確認のための評定値 | | |
|----------------------------------|-----------------|-------|-------|
| | 評定者 A | 評定者 B | 評定者 C |
| 1. 自分の感情が分からないほうである | 4 | 4 | 3 |
| 2. いろいろな体験をしても、新鮮味を感じないほうである | 4 | 4 | 4 |
| 3. 白昼夢を見る傾向がある | 3 | 2 | 2 |
| 4. 生活が順調に行っている時でも、気持ちは沈んでいるほうである | 4 | 3 | 4 |
| 5. 自分には感情がないと思うほうである | 3 | 4 | 4 |
| 6. その場での感情に注意が向かない傾向がある | 4 | 4 | 4 |
| 7. いろいろな体験をしても、実感をもって感じられないほうである | 4 | 4 | 4 |
| 8. 目の前の出来事から注意が離れて何かを考える傾向がある | 4 | 4 | 3 |
| 9. 放心状態になる傾向がある | 4 | 3 | 3 |
| 10. 自分のことでも、現実味がなく感じられる傾向がある | 4 | 4 | 4 |
| 11. 長時間、空想をした後に、ハッと我に返る傾向がある | 3 | 3 | 3 |

で回答を求めた(表 1)。その結果、評定者の評定の一
致度を示す級内相関係数: ICC は.78 であり、評定値
は十分な信頼性があることが示された。次に、3 名
中 2 名が 3 番の項目に対して「2. ややあてはまらない
」と判断した。他の 10 項目については 3 名とも評
定値 3 以上で評定した。そのため本調査では 3 番の
項目を除外した 10 項目と、オリジナルの 13 項目を
合わせた 23 項目(仮尺度)で調査を行った。

(2) 本調査 1

1)調査参加者

参加者は大学生・短大生 356 名(女性 240 名)、平
均年齢 19.63 歳($SD = 1.21$)であった。そのうち欠
損値のなかった 330 名(女性 221 名、平均年齢 19.62
歳、 $SD = 1.23$)を分析対象とした。

2)測定項目

仮尺度 23 項目、GHQ28(身体的症状、不安と不眠、
社会的活動障害、うつ傾向の 4 因子、各 7 項目から
構成される 28 項目)、RHS 13 項目であった。仮尺
度は「1. 全くあてはまらない」～「7. 非常にあては
まる」の 7 件法で測定された。GHQ28 は「1. 全く
なかった」～「4. たびたびあった」などの 4 件法で
測定された。RHS は、ここ 1 年間のうちに体験した
頻度について、「1. 全くない」～「4. いつもある」
の 4 件法で測定された。

3)手続き

心理学系の授業時間内で調査を行った。調査にか
かる説明は口頭および印字された文章で行い、回答
をもって同意したものとした。参加者は以下の説明
を受けた。(1) 調査への回答によって参加者は課題
点として授業評価点を得る。その際、誰が回答した
か識別する必要があり、学年・クラス・クラス内通
し番号の回答を求めている。データ入力に際しては
それらの情報を入力せず、代わりに参加者番号を新
たに割り当てて入力することで匿名性が確保される。
(2) 調査への参加自体は参加者の自由意志であり、
仮に参加を拒否しても授業評価点の減点をしない。
参加者が回答の途中で万が一回答を拒否したくなっ
た場合、それを認め、授業評価点の加点のみを行い、
減点をしない。(3) 調査終了直後、参加者へデブリ
ーフィングを行う。また研究が発表されることが決

表 2. I-T 相関

| 新規 | | オリジナル | |
|----|-----|-------|-----|
| No | r | No | r |
| 1 | .53 | 11 | .63 |
| 2 | .54 | 12 | .73 |
| 3 | .72 | 13 | .52 |
| 4 | .34 | 14 | .69 |
| 5 | .38 | 15 | .54 |
| 6 | .65 | 16 | .51 |
| 7 | .57 | 17 | .69 |
| 8 | .51 | 18 | .74 |
| 9 | .66 | 19 | .59 |
| 10 | .37 | 20 | .57 |
| | | 21 | .52 |
| | | 22 | .60 |
| | | 23 | .56 |

※ 全て $p < .0001$

定した時点で、その情報媒体へのアクセス方法を参
加者へ周知する。

3. 本調査 1 : 結果

(1) I-T 相関

各項目が因子分析に適しているかどうか確認する
ため、I-T 相関を算出した(表 2)。その結果、全ての
項目において総得点との正の相関が見られた(r
= .34~.74, all $ps < .0001$)。したがって、I-T 相
関の結果から 23 項目のうち因子分析に適さない項
目は見られなかった。

(2) 因子分析

仮尺度 23 項目の回答を、主因子法・プロマックス
回転による因子分析で解析した。オリジナルの因子
構造と対応させるため、2 因子構造として解釈した
(表 3)。傍観性の項目数は反復性と合わせる形で 8 項
目とし、合計 16 項目で収束した。各因子の寄与率は、
反復性で 35.13%、傍観性因子で 10.71%であり、オ
リジナルでの因子寄与率をそれぞれ上回った。因子
間相関係数は.48 ($p < .0001$)であった。

オリジナルの尺度項目においても、語尾の表現を
「～ほうである」もしくは「～傾向がある」と統一
した。また、「ネガティブ」という表現を「ネガティ

表 3. 因子分析の結果

| 項目内容 | 反復性 | 傍観性 |
|--------------------------------------|------|------|
| いったん悩みだすと、考えすぎてどうどうめぐりになるほうである | .86 | -.04 |
| ネガティブな気持ちを引きずるほうである | .78 | -.02 |
| 1つの事柄にとらわれるほうである | .75 | -.06 |
| いったん気になると、いつまでも気になる傾向がある | .69 | -.17 |
| 自分の悩みによってがんじがらめになるほうである | .68 | .16 |
| 最近あった出来事を、いつまでも頭の中で考えるほうである | .60 | -.07 |
| 自分の悩みに対して、いつも同じようなことが頭に浮かぶほうである | .60 | .16 |
| 1つのことにこだわり、他の側面が見えなくなる傾向がある | .51 | .07 |
| <u>いろいろな体験をしても、実感をもって感じられないほうである</u> | .00 | .75 |
| <u>いろいろな体験をしても、新鮮味を感じないほうである</u> | -.10 | .71 |
| 自分のことでも、他人事のように感じるほうである | -.10 | .68 |
| 自分のことでも、傍観者になっている傾向がある | -.06 | .65 |
| <u>自分のことでも、現実味がなく感じられる傾向がある</u> | .08 | .65 |
| いろいろな体験をしても、どれも退屈に感じるほうである | -.04 | .61 |
| <u>自分の感情が分からないほうである</u> | .03 | .53 |
| <u>生活が順調にいつている時でも、気持ちは沈んでいるほうである</u> | .28 | .53 |

※ 下線の項目は新規、下線なしの項目はオリジナル項目

※ 仮尺度と同様にオリジナル項目の語尾を修正

※ 「ネガティブ」を「ネガティヴ」に修正

ブ」と修正した。

以上のようにオリジナルの尺度に対して諸変更を施した 16 項目を、改訂版構造拘束度尺度と命名した。また、これに伴い尺度の略称もオリジナルの SSB (the Scale for Structure-bound) から SSBE-R (The Revised Scale for Structure-Bound Experiencing) へと変更した。

(3) 信頼性 (内部一貫性) の検討

各因子の Cronbach の α を算出した。その結果、反復性因子は.88、傍観性因子は.85 であった。特に傍観性因子の α 係数はオリジナルに比べて改善が見られたと言えよう。また尺度全体での α 係数は.89 であった。そのため、改訂された尺度は十分な信頼性を持つことが確認された。

(4) 得点の正規性

改訂版構造拘束度(以下、SSBE-R)のヒストグラムと正規曲線を Figure 1 に示した。得点が正規分布しているかどうか確認するため、歪度、尖度を算出し

た。その結果、歪度は-.13、尖度は-.22 であった。同様に因子ごとの歪度、尖度を算出した。反復性においては-.39、-.32 であり、傍観性においては.14、-.34 であった。これらの結果から、SSBE-R の総得点、各因子の得点ともに正規分布に従うと解釈した。

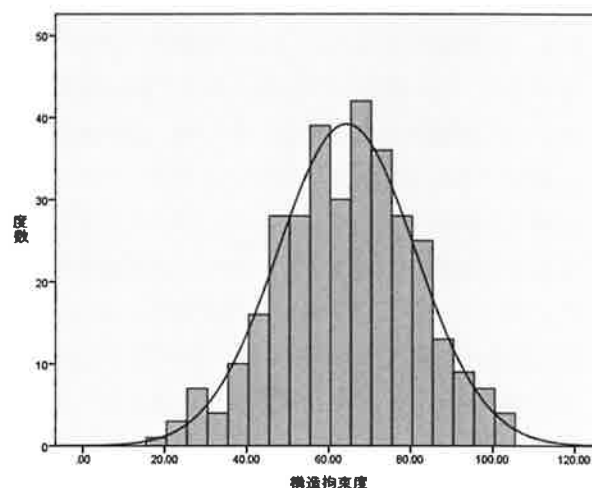


図 1. 改訂版構造拘束度のヒストグラム・正規曲線

表 4. 改訂版構造拘束度尺度、GHQ28、および RHS との相関係数

| | 身体的症状 (<i>M</i> = 8.26, <i>SD</i> = 4.53) | 不安と不眠 (<i>M</i> = 8.02, <i>SD</i> = 4.19) | 社会的活動障 害 (<i>M</i> = 7.76, <i>SD</i> = 2.77) | うつ傾向 (<i>M</i> = 4.54, <i>SD</i> = 4.78) | GHQ28 (<i>M</i> = 28.57, <i>SD</i> = 12.86) | RHS (<i>M</i> = 22.15, <i>SD</i> = 5.34) |
|--|--|--|--|---|--|--|
| 反復性因子 (<i>M</i> = 36.50, <i>SD</i> = 10.06) | .27 | .60 | .41 | .55 | .57 | .37 |
| 傍観性因子 (<i>M</i> = 27.94, <i>SD</i> = 9.45) | .34 | .42 | .40 | .57 | .54 | .41 |
| 構造拘束度 (<i>M</i> = 64.44, <i>SD</i> = 16.79) | .36 | .60 | .47 | .65 | .64 | .45 |

※ 全て $p < .0001$

※ 「うつ傾向」、「RHS」はスピアマン相関

(5) 基準関連妥当性の検討

Gendlin (1964)¹⁾や Geiser (2010)⁴⁾が述べたように、構造拘束的な体験様式は精神病や幻覚体験と類似性がある。これらの知見を元にオリジナルの尺度では基準関連妥当性の検討にあたっては、精神的健康度を測定する GHQ28 および幻覚様体験の頻度を測定する RHS を用い、構造拘束度との相関関係を明らかにした(高沢・伊藤, 2009)³⁾。本研究もこういった背景を考慮しオリジナルの尺度との対応を取るため同様の尺度で基準関連妥当性の検討を行う。

SSBE-R の各因子・総得点と、GHQ28 の各因子・総得点、および RHS との相関係数を算出した(表 4)。分析に先立ち各変数の得点分布を確認したところ、GHQ28 のうつ傾向の歪度、尖度はそれぞれ 1.27、1.05 であった。また RHS の歪度、尖度はそれぞれ .99、1.32 であった。これらの得点は分布の正規性を確認できないため、ノンパラメトリックデータとして扱い、スピアマン相関によって検討した。

分析の結果、各変数間で有意な正の相関が見られた。反復性因子は各変数との相関係数が .27~.60、傍観性因子は .34~.57、総得点は .36~.65 であった (all $ps < .0001$)。これらの結果から、SSBE-R の基準関連妥当性が確認された。

(6) 臨床的妥当性の検討

日本版 GHQ 精神健康調査票手引(中川・大坊, 1985)⁵⁾によると、GHQ の採点法にはリックカート法と GHQ 法がある。後者は 4 件法の得点の低い方から順に「0、0、1、1」とする採点法であり、健常かどうかの判別率が良いとされている。本研究の基準関連妥当性を検討する際には、相関係数を算出する関係でリックカート法に準じた採点を行った。一方で、臨床的妥当性を検討するには、GHQ 法で採点された GHQ の得点と、構造拘束度の得点との対応を検討する必要がある。そこで、SSBE-R の各因子、および総得点の平均値で参加者を分割し、GHQ 法による GHQ 各因子の得点、および総得点に差が見られるかどうか検討した。

反復性、傍観性の因子ごとの平均値で分割した場合と、構造拘束度の総得点の平均値で分割した場合のいずれも、全ての従属変数で群間差が見られた(表 5)。したがって SSBE-R は高い臨床的妥当性を持っていることが示された。

4. 本調査 2 : 方法

(1) 調査参加者

参加者は大学生・短大生 175 名(女性 144 名)、平均年齢 19.59 歳(*SD* = 1.15)であった。そのうち欠

表 5. 改訂版構造拘束度尺度の因子および総得点の高低による従属変数の変化

| | | <i>n</i> | <i>M</i> | <i>SD</i> | <i>t</i> | <i>df</i> | <i>p</i> | <i>d</i> | 差の 95 % CI |
|---------|---------|----------|----------|-----------|----------|-----------|----------|----------|--------------|
| 身体的疲労 | 反復性低群 | 149 | 2.30 | 1.90 | -4.44 | 328 | < .0001 | .49 | -1.42, -.55 |
| | 反復性高群 | 181 | 3.28 | 2.07 | | | | | |
| 不安と不眠 | 反復性低群 | 149 | 1.61 | 1.54 | 10.29 | 327.82 | < .0001 | 1.12 | -2.27, -1.54 |
| | 反復性高群 | 181 | 3.51 | 1.82 | | | | | |
| 社会的活動障害 | 反復性低群 | 149 | 1.11 | 1.23 | -5.42 | 320.50 | < .0001 | .58 | -1.22, -.57 |
| | 反復性高群 | 181 | 2.00 | 1.75 | | | | | |
| うつ傾向 | 反復性低群 | 149 | .54 | 1.14 | -7.93 | 284.12 | < .0001 | .83 | -1.83, -1.10 |
| | 反復性高群 | 181 | 2.01 | 2.15 | | | | | |
| GHQ28 | 反復性低群 | 149 | 5.56 | 4.03 | -9.57 | 317.98 | < .0001 | 1.02 | -6.32, -4.17 |
| | 反復性高群 | 181 | 10.80 | 5.88 | | | | | |
| | | <i>n</i> | <i>M</i> | <i>SD</i> | <i>t</i> | <i>df</i> | <i>p</i> | <i>d</i> | 差の 95 % CI |
| 身体的疲労 | 傍観性低群 | 163 | 2.32 | 1.94 | -4.64 | 328 | < .0001 | .51 | -1.45, -.58 |
| | 傍観性高群 | 167 | 3.34 | 2.04 | | | | | |
| 不安と不眠 | 傍観性低群 | 163 | 2.08 | 1.76 | -5.55 | 325.63 | < .0001 | .61 | -1.54, -.73 |
| | 傍観性高群 | 167 | 3.22 | 1.96 | | | | | |
| 社会的活動障害 | 傍観性低群 | 163 | 1.10 | 1.29 | -5.90 | 307.20 | < .0001 | .65 | -1.31, -.66 |
| | 傍観性高群 | 167 | 2.08 | 1.72 | | | | | |
| うつ傾向 | 傍観性低群 | 163 | .71 | 1.38 | -6.36 | 284.29 | < .0001 | .70 | -1.65, -.87 |
| | 傍観性高群 | 167 | 1.97 | 2.14 | | | | | |
| GHQ28 | 傍観性低群 | 163 | 6.21 | 4.79 | -7.52 | 319.61 | < .0001 | .83 | -5.55, -3.25 |
| | 傍観性高群 | 167 | 10.60 | 5.79 | | | | | |
| | | <i>n</i> | <i>M</i> | <i>SD</i> | <i>t</i> | <i>df</i> | <i>p</i> | <i>d</i> | 差の 95 % CI |
| 身体的疲労 | 構造拘束度低群 | 156 | 2.32 | 1.96 | -4.42 | 328 | < .0001 | .49 | -1.41, -.54 |
| | 構造拘束度高群 | 174 | 3.29 | 2.03 | | | | | |
| 不安と不眠 | 構造拘束度低群 | 156 | 1.76 | 1.62 | -8.89 | 327.64 | < .0001 | .97 | -2.08, -1.33 |
| | 構造拘束度高群 | 174 | 3.46 | 1.86 | | | | | |
| 社会的活動障害 | 構造拘束度低群 | 156 | .97 | 1.13 | -7.36 | 299.25 | < .0001 | .80 | -1.50, -.87 |
| | 構造拘束度高群 | 174 | 2.16 | 1.75 | | | | | |
| うつ傾向 | 構造拘束度低群 | 156 | .53 | 1.21 | -8.34 | 280.83 | < .0001 | .90 | -1.93, -1.19 |
| | 構造拘束度高群 | 174 | 2.09 | 2.11 | | | | | |
| GHQ28 | 構造拘束度低群 | 156 | 5.58 | 4.33 | -9.81 | 320.15 | < .0001 | 1.06 | -6.50, -4.33 |
| | 構造拘束度高群 | 174 | 10.99 | 5.67 | | | | | |

※ GHQ の各因子および総得点は GHQ 法の採点による

※ 身体的疲労を除き、各条件の等分散性を仮定しない

損値のなかった 172 名(女性 141 名, 平均年齢 19.59 歳, $SD = 1.15$)を分析対象とした。

(2) 測定項目

SSBE-R 16 項目(反復性因子 8 項目、傍観性因子 8

項目)、確認方略 4 項目、距離方略 4 項目、人格特性的自己効力感(SMSGSE: the Scale Measuring a Sense of Generalized Self-Efficacy)6 項目(三好, 2003)⁹⁾であった。各尺度は回答の簡便性のため「1. 全くあてはまらない」～「7. 非常にあてはまる」の

表 6. 本調査 2 における記述統計および各変数間の相関係数

| 記述統計 | | | 相関係数 | | | | |
|--------|----------|-----------|----------|--------|-------------------|---------------------|---------------------|
| | <i>M</i> | <i>SD</i> | α | 確認方略 | 距離方略 | 反復性因子 | 傍観性因子 |
| 確認方略 | 16.98 | 4.58 | .75 | 距離 | .01 | | |
| 距離方略 | 17.51 | 3.60 | .60 | 方略 | (<i>p</i> = .86) | | |
| 反復性因子 | 38.16 | 7.97 | .85 | 反復性 | .16 | -.26 | |
| 傍観性因子 | 29.90 | 7.05 | .74 | 因子 | (<i>p</i> = .04) | (<i>p</i> < .0001) | |
| SMSGSE | 22.90 | 6.05 | .79 | 傍観性 | -.05 | -.16 | .35 |
| | | | | 因子 | (<i>p</i> = .50) | (<i>p</i> = .04) | (<i>p</i> < .0001) |
| | | | | SMSGSE | .17 | .27 | -.35 |
| | | | | | (<i>p</i> = .03) | (<i>p</i> = .0004) | (<i>p</i> < .0001) |
| | | | | | | | (<i>p</i> < .0001) |

7 件法で統一して測定された。なお Takasawa and Ito (2011) 7) では距離方略を 3 項目で測定したが、統計的検出力を高め、かつ確認方略と項目数を統一する意図で、4 項目とした。この距離方略は体験過程尊重尺度(福盛・森川, 2003) 10) の「問題との距離を取る態度」因子を用いた。

(3) 手続き

本調査 1 と同様であった。

5. 本調査 2 : 結果

(1) 相関分析

記述統計量を整理し、各変数間の相関係数を算出した(表 6)。相関分析の結果、確認方略と距離方略、および確認方略と傍観性因子以外の相関は全て有意であった。いくつかの相関係数は Takasawa and Ito (2011) 7) の結果を再現した。具体的には、確認方略と SMSGSE との正の相関、距離方略と反復性因子との負の相関、距離方略と SMSGSE との正の相関、反復性因子と傍観性因子との正の相関、および反復性因子と SMSGSE との負の相関が再確認された。

一方、本研究で項目数を増やした傍観性因子は、新たに距離方略および SMSGSE との負の相関があることが明らかとなった。また、確認方略と反復性因子との正の相関も新たに示された。

(2) 媒介分析

相関分析の結果を受けて、Takasawa and Ito

(2011) 7) において確認された、距離方略から反復性因子を媒介して SMSGSE に至る媒介関係を拡張し、媒介変数に傍観性因子を加えたモデルの検証を行った。データは SPSS マクロである”Process” (Hayes, 2013) 11) を用いたブートストラップ法によって分析した。95%信頼区間(CI)の生成のためのランダムサンプルは 5,000 とした。Model 4 による分析の結果(図 2)、反復性因子の間接効果が有意であった($B = .11, SE = .06, 95\% CI [.03, .24]$)。一方、傍観性因子の間接効果は非有意であった($B = .05, SE = .05, 95\% CI [-.01, .18]$)。つまり、先行研究と同様、反復性因子は距離方略と SMSGSE との間を媒介していることが明らかとなった。一方、傍観性因子はその媒介効果が見られなかった。

6. 本調査 3 : 方法

(1) 調査時期

1 回目の調査は 2017 年 6 月 4 日、2 回目の調査は 2017 年 7 月 5 日であった。

(2) 調査参加者

1 回目と 2 回目の両方に回答し、かつ欠損値のない大学生 77 名(女性 46 名)、平均年齢 19.88 歳($SD = 1.60$)を分析対象とした。

(3) 測定項目

SSBE-R 16 項目(反復性 8 項目、傍観性 8 項目)であった。本調査 1、2 と同様に「1. 全くあてはまら

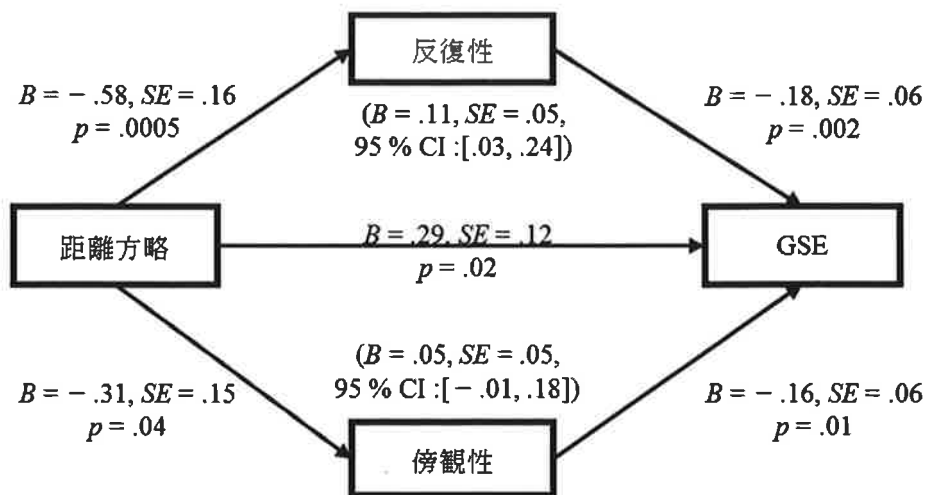


図2 媒介分析結果

表 7. 相関分析による再検査信頼性の検討

| | 1回目 | | | 2回目 | | | 1回目と 2回目との r |
|-------|-------|-------|----------|-------|-------|----------|-------------------|
| | M | SD | α | M | SD | α | |
| 反復性因子 | 39.78 | 9.22 | .90 | 40.23 | 8.80 | .90 | .74 |
| 傍観性因子 | 30.25 | 7.85 | .76 | 32.09 | 7.93 | .81 | .71 |
| 構造拘束度 | 70.03 | 14.12 | .86 | 72.32 | 14.22 | .88 | .77 |

※ 相関係数の有意水準は全て $p < .0001$

ない」～「7. 非常にあてはまる」の7件法で測定された。

参加者が調査目的に気づかないよう、14項目のフィルター項目を同時に測定した。また、2回目の測定では合計30項目の呈示順序をランダム化した。

(4) 手続き

デブリーフィングを2回目の調査終了直後のみとした点を除いて、本調査1、2と同様であった。

7. 本調査3：結果

得点毎に1回目と2回目の相関係数を算出した (Table 7)。その結果、反復性因子では $r = .74$ ($p < .0001$)、傍観性因子では $r = .71$ ($p < .0001$)、総得点では $r = .77$ ($p < .0001$)と高い相関が見られた。したがって、SSBE-Rは高い再検査信頼性を有することが示唆された。

8. 考察

(1) 構造拘束度尺度の改訂による改善点

本調査1の目的は、SSBE-Rの作成にあたり傍観性因子の項目を増やすことによって尺度としての性能(因子寄与率、Cronbachの α)が向上するかどうかを検討すると同時に、各種妥当性の検証を行うことであった。本調査1の結果はこの目的を達成するものであった。

まず、因子寄与率は各因子ともに向上が見られた。特に傍観性因子はオリジナルの尺度では寄与率が9.64%であったのに対し、SSBE-Rでは10.71%へと向上した。この結果は傍観性因子によって説明できる分散の比率が増加したことを示している。同様に、傍観性因子におけるCronbachの α はオリジナルの尺度において.65～.74であったのに対し、SSBE-Rでは.74～.85(本調査3までを含む)へと向上した。この結果は傍観性因子の内部一貫性の次元における信頼性が向上したことを示している。

本研究においては妥当性の検証を内容妥当性、基準関連妥当性、および臨床妥当性の3つの次元で行った。まず、内容妥当性については仮尺度の段階から3名の評定者に新規に追加された項目内容が傍観性因子の定義とどの程度一致するか判定するよう求めた。評定者は4件法での評定を行ったが、3名中2名が「2. ややあてはまらない」とした項目は除外した。残りの項目のICCは.78と十分な値を示し、新規の傍観性因子項目において内容的に問題がないことを確認した。

次に基準関連妥当性についてはオリジナルの尺度との対応を取るため、GHQ28およびRHSとの相関関係によって検証した。その結果、反復性因子・傍観性因子・構造拘束度(総得点)のいずれもGHQ28および下位項目、RHSとの有意な正の相関が見られた。したがってSSBE-Rの基準関連妥当性が確認された。さらに、傍観性因子とGHQ28との相関係数は、オリジナルの尺度において.45であったのに対し、SSBE-Rでは.54と数値の伸びが見られた。一般に相関係数の自乗は決定係数に等しいことから、SSBE-Rはオリジナルの尺度に比べて傍観性因子とGHQ28との相関関係において全分散のうち説明可能な分散を8.91%向上させたことになる。一方、傍観性因子とRHSとの相関関係は、オリジナルの尺度において.43であったのに対し、SSBE-Rでは.41であった。この結果の解釈としては、RHSに対する傍観性因子の予測力が頭打ちとなっている可能性が考えられる。

オリジナルの尺度で検証されなかった臨床妥当性については、GHQ法で採点されたGHQの各因子や総得点について、反復性因子・傍観性因子および構造拘束度の高群・低群がどの程度予測力を持つかによって検証した。その結果、全ての独立変数が従属変数を有意に予測しており、SSBE-Rの臨床妥当性が確認された。さらに、効果量 d が.49~1.12の範囲にあり、独立変数の効果は中ないしは高であった。尺度の改訂に際し、内容妥当性、基準関連妥当性に加えて臨床妥当性を確認できたことは、尺度の妥当性に対してより一層根拠を強めることができたと言える。

以上のように、オリジナルの尺度における傍観性因子が5項目であったのに対し、SSBE-Rは8項目

へと項目数を増加させたことで、様々な点で有益な結果が得られた。具体的には因子寄与率、Cronbachの α 、傍観性因子とGHQ28との相関係数が向上した。また、オリジナルの尺度では検証されなかった臨床妥当性を含め、各種妥当性が確認された。

(2) 本調査2における傍観性因子と他の変数との相関、およびSSBE-Rの傍観性因子を用いたTakasawa and Ito (2011)⁷⁾のモデル検証から見る傍観性因子の妥当性

本調査2の目的は、傍観性因子と確認方略、距離方略、およびGSEとの相関関係が見られるかどうか検討することであった。その結果、傍観性因子は距離方略およびSMSGSEと負の相関が見られた。一方、確認方略との相関は見られなかった。まず前者2つの結果については、傍観性因子の項目数を増やしたことによる測定精度の向上によるものと解釈できる。つまりオリジナルの傍観性因子では捉えられなかった分散の範囲までカバーすることによって、距離方略やSMSGSEとの関連性を確認する結果となった。換言すれば、傍観性の概念は元々、問題と距離を取る方略や特性的自己効力感と概念的に重複する部分を持っていたが、オリジナルの尺度ではその重複する部分を抽出できていなかったに過ぎない。今回の改訂において、傍観性因子の測定精度の向上によってこれらの結果を産出したことは一定の成果と言えよう。

一方、本研究においても確認方略との相関関係が見られなかった点については、傍観性因子との概念的な重複が元々なかったことを意味する。確認方略はフォーカシング(Gendlin, 1981)¹²⁾の第一ステップとして考案された空間づくりの要素を、距離方略との2つに弁別して測定した概念である。フォーカシングを開始する前に、気がかりを列挙して確認することと、自己の経験に対して傍観することは独立であり、オリジナルの尺度の測定精度の問題ではないことが示された。

本調査2では相関分析の他に、Takasawa and Ito (2011)⁷⁾のモデルを一部改変し、距離方略を独立変数、反復性因子および傍観性因子を媒介変数、GSEを従属変数としたモデルを検証した。媒介分析の結果、反復性因子が距離方略とSMSGSEとの間において

媒介効果を持っていたのに対し、傍観性因子はそのような媒介効果を持たなかった。傍観性因子が距離方略や SMSGSE との有意な相関を示す一方で、媒介効果が見られなかったことは、概念の測定自体に問題はなく、むしろ距離方略による SMSGSE の増大というモデルを媒介する変数としては単に適合しない可能性が考えられる。

(3) 再検査信頼性の確認

本調査 3 の目的は、SSBE-R の再検査信頼性を検討することであった。約 1 か月の期間を置いた再検査法による検討の結果、反復性因子、傍観性因子、総得点ともに強い正の相関が見られた。この結果から SSBE-R は十分な再検査信頼性を備えていることが示された。高沢(2016)⁸⁾はオリジナルの尺度によって構造拘束度を測定しているが、その前提として測定される構造拘束度は特性レベルのものである。傍観性因子の項目数を増やした SSBE-R も、同様に特性レベルを測定しているという前提である。本研究 3 の結果はこれらの前提を裏付けることとなった。

オリジナルの尺度は信頼性の検討を内部一貫性の次元のみで行っており、再検査信頼性を備えているかどうかは不明であった。本研究での結果は SSBE-R が再検査信頼性を備えていることを示し、尺度の信頼性がさらに確認された。

9. 本研究の限界

本調査 2 で報告された結果は傍観性の測定精度の改善によってもたらされたと言える。一方で、本調査 2 の媒介モデルにおける変数間の関連性は全て相関関係である。より強いエビデンスを得るには実験操作による変数間の因果関係の検討をする必要があるであろう。

10. おわりに

本研究では構造拘束度尺度の改訂、および妥当性・信頼性の検討を行った。また、改訂された傍観性因子と媒介モデル内の他の変数との相関関係が見られるかどうかを検討した。SSBE-R は、内容妥当性・基準関連妥当性・臨床妥当性が確認された。信頼性に関しては、内部一貫性に加えて再検査信頼性の検討も行い、高い信頼性が確認された。改訂され

た傍観性因子の得点は距離方略や SMSGSE との相関関係が見られた。一方、傍観性はモデル内の媒介変数としては機能しない可能性が見出された。今後は前述の通り媒介モデル内の関連性において因果関係が特定されるかどうか検討する必要がある。

謝辞

本論文を執筆するにあたり、関西福祉科学大学心理科学部の津田恭充先生より多大なるご示唆を頂きました。ここに記して御礼申し上げます。

付記

(社) 日本心理臨床学会学会誌編集委員会様より「構造拘束度尺度の作成および妥当性・信頼性の検討」(高沢・伊藤)⁹⁾の引用・転載許可を頂きました。また同論文の共著者で人間環境大学人間環境学部の伊藤義美先生より尺度改訂にご同意を頂きました。

引用文献

- 1) Gendlin, E. T.: A theory of personality change, In P. Worchel & D. Byrne (Eds.), *Personality Change*, John Wiley and Sons, N.Y. (1964)
- 2) 末武康弘: 人格およびその変化をめぐる理論的課題—ロジャーズ派人格理論の推移の検討を中心として—, *教育方法学研究*, 7, 137-159. (1986)
- 3) 高沢佳司・伊藤義美: 構造拘束度尺度の作成および妥当性・信頼性の検討, *心理臨床学研究*, 27, 603-611. (2009)
- 4) Geiser, C.: Moments of movement: Carrying forward structure-bound process in work with clients suffering from chronic pain, *Person-Centered and Experiential Psychotherapies*, 9, 95-106. (2010)
- 5) 中川泰彬・大坊郁夫: *日本版GHQ精神健康調査票手引*, 日本文化科学社. (1985)
- 6) Morrison, A. P., Wells, A., & Nothard, S.: Cognitive factors in predisposition to auditory and visual hallucinations, *British Journal of Clinical Psychology*, 38, 67-78. (2000)

- 7) Takasawa, K., & Ito, Y.: Experiential manner as a mediating factor between clearing a space and self-efficacy, *Person-Centered and Experiential Psychotherapies*, 10, 105–115. (2011)
- 8) 高沢佳司: 構造拘束的な体験様式と心理的距離に関する研究, 法政大学, 博士学位論文. (2016) [Retrieved from <http://repo.lib.hosei.ac.jp/>]
- 9) 三好昭子: 主観的な感覚としての人格特性的自己効力感尺度(SMSGSE)の開発, 発達心理学研究, 14, 172–179. (2003)
- 10) 福盛英明・森川友子: 青年期における「フォーカシング的態度」と精神的健康度との関連 「体験過程尊重尺度」(The Focusing Manner Scale ; FMS)作成の試み, 心理臨床学研究, 20, 580-587.(2003)
- 11) Hayes, A. F.: *Introduction to mediation, and conditional process analysis: A regression-based approach*, Guilford Press, N.Y. (2013)
- 12) Gendlin, E. T.: *Focusing. 2nd ed.* Bantam Books, Toronto. (1981)

