

早稲田大学審査学位論文
博士（人間科学）

体験の回避に関わる行動的プロセスの
新たな測定法の開発

Development of a new measurement method for
behavioral processes related to
experiential avoidance

2018年1月

早稲田大学大学院 人間科学研究科

嶋 大樹

SHIMA, Taiki

研究指導教員： 熊野 宏昭 教授

—目次—

第 1 章	体験の回避に関わる行動的プロセスの測定に関する現状の整理	
第 1 節	精神疾患の診断とアプローチ	1
第 2 節	体験の回避	2
第 3 節	体験の回避の偏在	4
第 4 節	体験の回避への注目の高まり	5
第 5 節	体験の回避の低減を目的とした心理療法 —Acceptance and Commitment Thrapy—	8
第 6 節	体験の回避に関連する行動的プロセス	10
第 7 節	体験の回避に関連する行動的プロセス測定の研究動向	16
第 8 節	日常生活下における体験の回避の測定	20
第 2 章	従来の研究の課題点と本研究の目的	
第 1 節	従来の研究の課題点	22
第 2 節	本研究の目的と臨床的意義	23
第 3 章	行動的プロセス測定尺度の作成および信頼性と妥当性の検討	
第 1 節	研究 1-1 Change Agenda Questionnaire の作成および信頼 性と妥当性の検討	26
第 2 節	研究 1-2 Change Agenda Questionnaire の信頼性および妥 当性の検討 —社会人サンプルを対象として—	41
第 3 節	研究 1-3 Change Agenda Questionnaire の妥当性の検討 — 臨床群との比較—	51
第 4 節	研究 1 総合考察	55

第 5 節	研究 2-1	Acceptance Process Questionnaire の作成および信頼性と妥当性の検討	57
第 6 節	研究 2-2	Acceptance Process Questionnaire の信頼性および妥当性の検討 — 社会人サンプルを対象として —	76
第 7 節	研究 2-3	Acceptance Process Questionnaire の妥当性の検討 — 臨床群との比較 —	90
第 8 節	研究 2	総合考察	96
第 9 節	第 3 章	総合考察	98
第 4 章	Computerized Ecological Momentary Assessment を用いた体験の回避の測定		
第 1 節	研究 3	日常生活下における随伴性に基づく体験の回避の測定法の検討 — Computerized Ecological Momentary Assessment の応用 —	102
第 2 節	研究 4-1	日常生活下における随伴性に基づく体験の回避の測定法の修正版の検討	125
第 3 節	研究 4-2	日常生活下における随伴性に基づく体験の回避の測定法の修正版の検討 — 体験の回避回答の選定基準に関する検討 —	147
第 4 節	第 4 章	総合考察	153
第 5 章	行動変容場面における体験の回避の測定		
第 1 節	研究 5-1	学生の行動変容場面における体験の回避測定の試み — 質問紙および cEMA の適用可能性の検討 —	158
第 2 節	研究 5-2	広場恐怖症患者の支援場面における体験の回避測	

定の試み　－カウンセリング場面への質問紙および cEMA の 適用可能性の検討－	202
第 3 節　第 5 章総合考察	238
第 6 章　総合考察	
第 1 節　本研究の結果のまとめ	241
第 2 節　総合考察	242
第 3 節　本研究の限界と今後の課題	245
第 4 節　質問紙と cEMA の差異および臨床応用の展望	247
第 5 節　本論文の人間科学に対する貢献	251
第 6 節　まとめ	252
引用文献	253

第 1 章

体験の回避に関わる行動的プロセスの測定に関する現状の整理

第 1 節 精神疾患の診断とアプローチ

2013 年に、米国精神医学会（American Psychiatric Association: APA）によって精神疾患の診断と統計マニュアルである Diagnostic and Statistical Manual of Mental Disorders (DSM) が改定され、第 5 版が出版された（APA, 2013）。DSM は症候／症状の分類（“形態”に基づく分類）によって精神疾患の診断基準が定められており、医療従事者の共通言語として幅広く採用されている。

臨床心理学的支援においても、DSM の診断分類に基づき、各種精神疾患に対応した介入プロトコルが作成されており、そのトリートメントのエビデンスが蓄積されつつある。APA の Society of Clinical Psychology の Web サイトでは、「研究によって支持されたトリートメント」が公開されており、疾患ごとに有効性が示されているトリートメントが挙げられている（Society of Clinical Psychology in American Psychological Association, 2015）。診断基準があることで、疾患に対応したトリートメントの選択が容易になるだけでなく、それぞれの疾患の発症／維持要因の検討や、特徴に関する基礎研究などが実施しやすくなるため、DSM が果たしている役割は大きいといえる。

このように、症候／症状の分類による DSM の診断に基づいた研究や治療が主流であるが、疾患間の共通性、合併率の高さ、特定のトリートメントが複数の疾患に効果を示すことなど、DSM の診断の有効性に対する疑問も提起されてきた（Hayes, Strosahl, & Wilson, 2011 武藤・三田村・大月 2014; 武藤・高橋, 2007）。そのような動向の中で、特定の

診断に基づかない診断横断的なアプローチに基づく介入方法が開発されるようになってきた (e.g., Barlow, Allen, & Choate, 2004)。また, DSMのような症候/症状に基づく分類ではなく, 機能的な分類の確立が志向されている (Hayes, Wilson, Gifford, Follette, & Strosahl, 1996)。ここでの“機能 (function)”とは, 行動分析学における用語であり, 行動の意味や効果を示す。一方で, 対比される用語は“形態 (topography)”であり, 行動の見た目やカタチを指す。つまり, 機能的な分類の確立とは治療や援助の技法と直結した診断分類を確立する試みであり (武藤・高橋, 2007), 機能に基づいた診断次元のひとつとして“体験の回避 (experiential avoidance)”が提唱された (Hayes et al., 1996)。

第2節 体験の回避

体験の回避とは, 特定の私的出来事 (身体感覚, 感情, 思考, 記憶, 行動傾向など) との接触を避けようとする場合に生じるものであり, 当該私的出来事の形態, 頻度, それらの生じる文脈を変えようとする行動と定義される (Hayes et al., 1996)。体験の回避は特定の形態の行動を指すのではなく, 特定の (多くの場合不快な) 体験を回避, 除去することで強化される行動の“機能クラス (同じ機能を持つ行動のまとまり)”であり (Ruiz, 2010), 嫌悪刺激からの逃避や回避によって維持される“習慣”であるとされる (武藤・三田村, 2011)。体験の回避の他, 感情の回避 (emotional avoidance) や認知の回避 (cognitive avoidance) といった語が用いられることもあり (Hayes et al., 1996), 体験の回避やそれに類する概念は, さまざまな心理療法 (精神力動療法, 来談者中心療法, 行動療法, 認知療法など) において陰に陽に取り込まれていることが指摘されている (Blackledge & Hayes, 2001; Chawla & Ostafin, 2007;

Hayes et al., 1996)。

体験の回避の問題は、人間の言語に起因するとされており (Blackledge & Hayes, 2001; Törneke, Luciano, & Salas, 2008), 言語を使用可能な人間に特徴的なものであるといえる (Törneke et al., 2008)。たとえば「ことば」や「ことばが指す出来事」が、相互に関係づけられることによって、「ことばが指す出来事」が持つ刺激機能が部分的に「ことば」にも現れる (また、その逆、つまり、「ことば」が持つ刺激機能が「ことばが指す出来事」に現れる) とされている (Hayes et al., 1996)。このような人間の言語や認知に関する現象に関する基礎理論である Relational Frame Theory (RFT; Hayes, Barnes-Holmes, & Roche, 2001) によれば、刺激同士を相互に関係づける行動は、“恣意的に適用可能”であるとされる。つまり、関係づけられる刺激同士の形態や物理的な特徴に基づかないということであり、あらゆる刺激があらゆるものに対して関係づけられるようになる (Törneke, 2009 武藤・熊野訳 2013)。上記のような特徴により、あらゆる刺激がネガティブな評価や脅威と関係づけられる可能性を有するようになる。その結果として、たとえば安全な状況においても、恐怖体験と関係づけられたことばを思い出すことで、(実際には存在しない) 恐怖を体験することが可能となるため、その恐怖を除去しようとする体験の回避が生起する可能性が高まる。さらに、そのような関係づけは恣意的になされるため、当該の恐怖を再体験する場面は際限なく広がることが可能となってしまう。

不快な私的出来事を除去しようとする試みである体験の回避は、一時的には機能する場合もあり、その試みは強化される (Törneke et al., 2008)。しかし長期的には、除去しようとした対象を頻回に体験したり、感情的な反応を増大させたりしてしまい、有効でないことが指摘されて

いる (Hayes, Levin, Plumb-Villardaga, Villatte, & Pistrello, 2013)。その代表例は思考抑制方略や心配である (Arnaudova, Kindt, Fanselow, & Beckers, 2017; Gold & Wegner, 1995; Wenzlaff & Wegner, 2000)。

体験の回避は、直後の不快刺激の減弱または除去、すなわち負の強化によって維持されており (Hayes et al., 2011 武藤他訳 2014; Masuda・武藤, 2011a; 武藤・三田村, 2011; Ruiz, 2010), 個人の QOL を損なう要因となる (Hayes et al., 2004)。ただし、すべての体験の回避が問題となるわけではなく、文脈によっては適応的な行動ともなりうる (e. g., Mitmansgruber, Beck, & Schüßler, 2008)。その程度が過剰である場合、状況にそぐわない場合、乱用されてしまう場合など、行動レパートリーが縮小し、状況に応じた柔軟な行動を取ることができなくなるときに体験の回避は問題となる (Hayes et al., 2011 武藤他訳 2014; Ruiz, 2010)。したがって、当該行動が体験の回避か、また、その体験の回避が問題となりうるかは、その行動が生起する文脈 (行動主体を取り巻く環境や状況) に依存するといえる。

第 3 節 体験の回避の偏在

不快な私的出来事を除去しようとする試みである体験の回避は、身近で一般的な行動パターンである。しかし、限定された状況においては機能する場合もあるとされるものの、有害であるような状況にまで過剰に適用されるようになる可能性が高いことが指摘されている (Hayes et al., 2011 武藤他訳 2014)。体験の回避が制御可能性の低い対象にまで過剰に適用され、非機能的な状況に置かれても強固に維持する背景には、「不快な私的出来事がコントロールできれば問題は解決するだろう」というような“変化のアジェンダ (change agenda)”が存在している (Hayes &

Wilson, 1994; Masuda・武藤, 2011a)。変化のアジェンダとは、社会的に形成、維持、促進され（たとえば、感情をうまく制御できることが推奨される、泣かない子どもは賞賛されるなど）、一般的に広く認められるルール（先行刺激－行動－結果で表現される随伴性を記述した言語刺激）である。

ルールによって制御された行動はルール支配行動と呼ばれ、実際の随伴性により形成された随伴性形成行動とは区別される。ルール支配行動には、実際の経験を経なくても行動が形成されるなど、効率的な学習が可能になる一方で、実際の随伴性に対する感受性が低下するという特徴がある（松本・大河内, 2002）。言語を使用可能な人間は、ルールを記述することで、自らの行動を調整し、即時的に強化が伴わない行動にも従事することが可能となる。しかし、ルールが不適切なものである場合、随伴性に対する感受性が低下することで、その環境中においては非適応的な行動であったとしても、維持されてしまう可能性が指摘されている（田中・嶋崎, 2007）。

体験の回避は、変化のアジェンダに支配された行動であり（Masuda・武藤, 2011a; 酒井・増田・木下・武藤, 2014; Törneke et al., 2008）、そのルールは一般的なものであるために多用され、維持される。また、現代においては、社会的に推奨、支持される行動パターンであり、その低減は非常に困難であるとされている（Hayes et al., 2011 武藤他訳 2014）。

第4節 体験の回避への注目の高まり

体験の回避が注目される要因としては、第1節で述べたように、それが機能的な診断次元であるがゆえに、診断横断的にさまざまな疾患と関連すること（Hayes et al., 1996）、また、介入方法が開発されていること

が挙げられる。体験の回避が認められる疾患の例としては、強迫症、広場恐怖を伴うパニック症、境界性パーソナリティ障害、物質依存、うつ、心的外傷後ストレス障害、全般性不安症、抜毛などが挙げられている (Chawla & Ostafin, 2007; 武藤, 2014)。

また、第2節で述べた通り、体験の回避は一般的な行動パターンであり、特定の疾患を持たない健常者にも広く認められることも、注目を集める一因であると考えられる。このように、診断や疾患の有無に関わらず心理行動的問題にアプローチすることが可能な機能的次元として、体験の回避は有用であると考えられるが、実際に体験の回避への注目は高まっているのであろうか。そこで本節では、体験の回避に関する雑誌掲載論文数の推移をまとめ、体験の回避に関する研究動向を整理する。

ここでは、タイトルに“experiential avoidance”という術語が含まれる論文を対象とし、論文の検索には PubMed, Web of Science, Scopus, PsycINFO のデータベースを使用した。期間を 2017 年 8 月時点までとして検索した結果、249 編の論文が抽出された。その論文を出版年ごとに集計した結果を Figure 1-1 に示す。

タイトルに experiential avoidance という術語が用いられた論文は 1994 年が初出であり、2001 年までに合計 3 編のみの出版となっている。2002 年以降その出版数は増加しており、2009 年以降は毎年 15 編以上の論文のタイトルに experiential avoidance という術語が用いられている。最多は 2016 年の 41 編であり、年々増加傾向にあることが示された。

以上の文献の推移より、体験の回避への注目は年々増加していることが推察される。なお、今回はタイトルに experiential avoidance の術語が含まれる論文のみを対象とした。そのため、体験の回避を扱った論文すべてを網羅することはできていないが、実際にはさらに多くの研究が

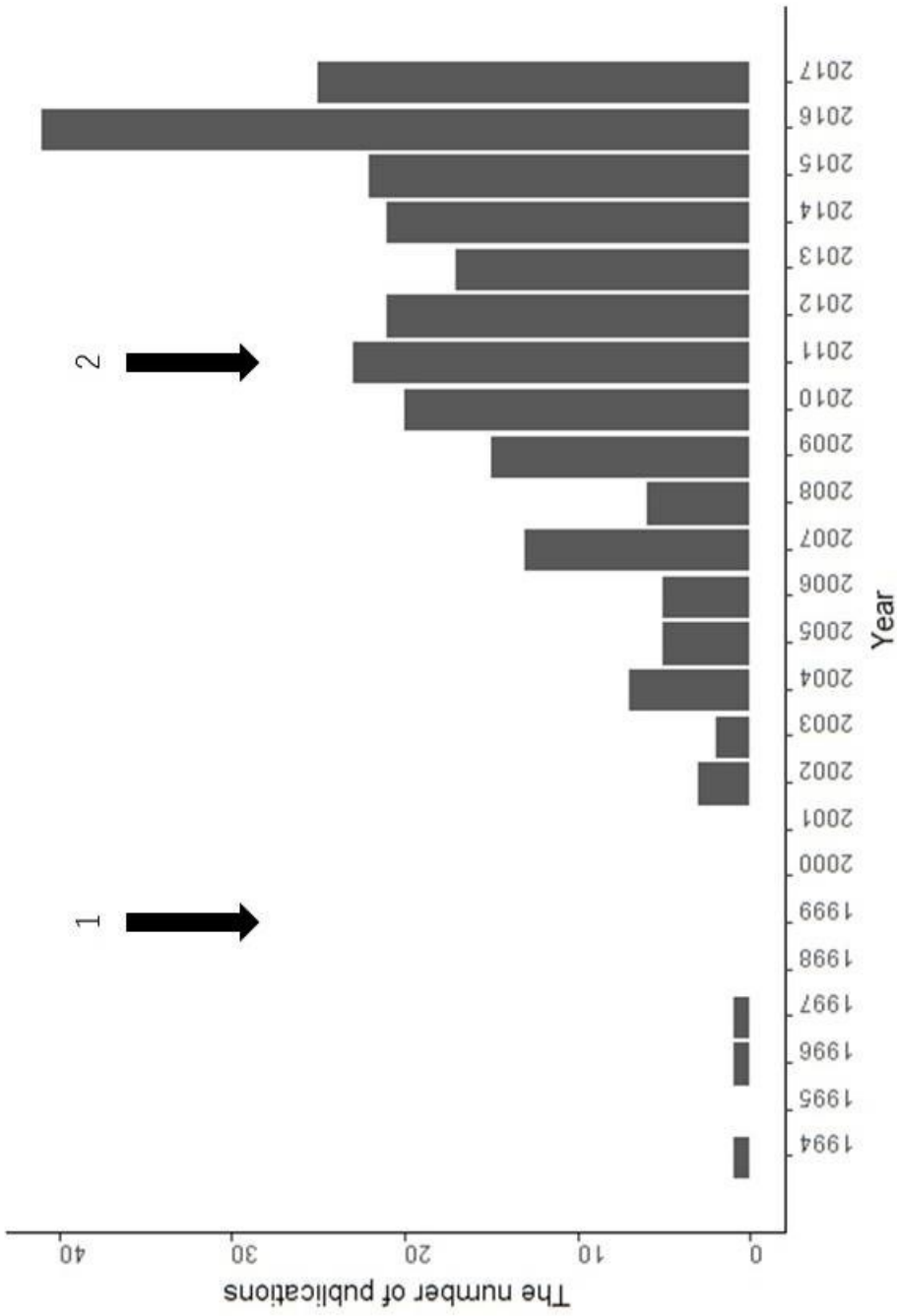


Figure 1-1. Trend of the number of publications of the research paper that Included "Experiential Avoidance" in title. Arrowed line 1 indicates the year that manual of Acceptance and Commitment Therapy (ACT; Hayes, Strosahl, & Wilson, 1999) was published, and arrowed line 2 indicates the year that 2nd manual of ACT (Hayes, Strosahl, & Wilson, 2011) was published. Blue line indicates regression line.

実施されている。以上の結果より，体験の回避への注目は高まっていることは間違いないといえる。

第 5 節 体験の回避の低減を目的とした心理療法

— Acceptance and Commitment Therapy —

第 4 節で，体験の回避に関する論文の出版数が増加しており，体験の回避への注目が高まっていることについて言及した。また，体験の回避への注目の背景には，介入方法が開発されていることが一因として考えられることにも触れた。現時点で開発されている体験の回避に着目した介入法としては，新世代の認知行動療法のひとつである Acceptance and Commitment Therapy (ACT; Hayes et al., 2011 武藤他訳 2014) が代表として挙げられる。ACT は，従来の行動分析学，また行動分析学に基づく言語と認知の基礎理論である RFT を基盤として開発されてきた (Hayes et al., 2011 武藤他訳 2014)。したがって，ACT は応用行動分析の一分野である，“臨床行動分析 (clinical behavior analysis)” に分類されるトリートメントのひとつであるとされる (武藤・高橋, 2007)。

ACT は体験の回避の低減を狙いとし，個人の行動レパトリーや，行動の柔軟性を高めることを目的として介入を進めていく。これまでのところ，研究によって慢性疼痛，うつ病，混合型不安，強迫症，精神病症状といった，さまざまな疾患／症状に対する効果が実証されている (Society of Clinical Psychology in American Psychological Association, 2015)。また，2017 年 8 月時点で，186 件の ACT に関する RCT (in press 3 件を含む) が公表されており (Association for Contextual Behavioral Science, 2017a) (Figure 1-2)，2015 年までの研究における対象は精神疾患だけでなく，喫煙に関する問題，がん，糖尿病，吃音，スティグマな

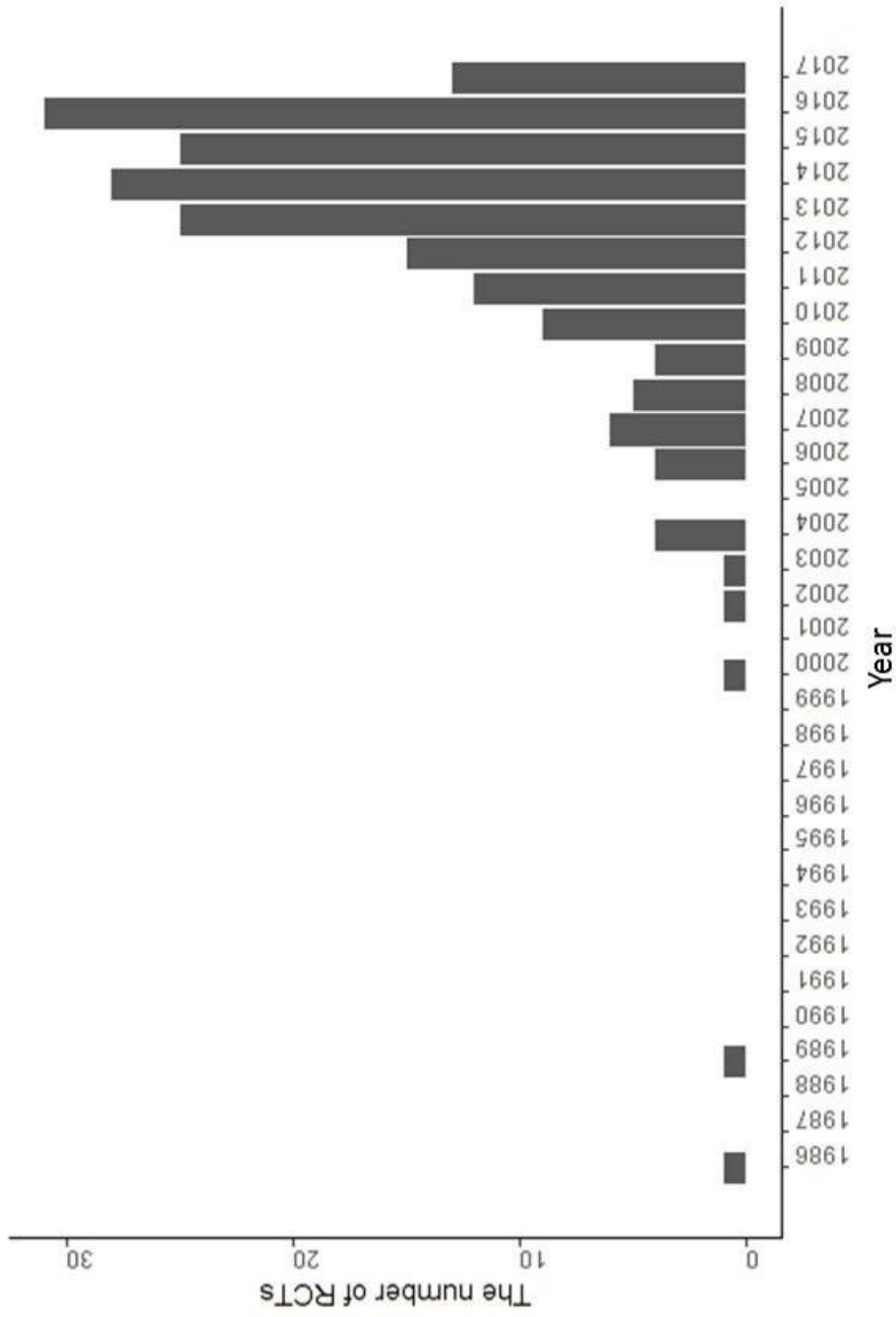


Figure 1-2. Trend of the number of RCTs.

ど 27 の領域にわたる (Association for Contextual Behavioral Science, 2017b) (Figure 1-3)。

前述の RCT や対象領域からもわかるが，ACT は特定の疾患に特異的に開発されてはおらず，体験の回避が認められる心理行動的問題をターゲットとしている (Hayes et al., 2011 武藤他訳 2014)。そして，心理行動的問題への介入方針を立てるために問題を定式化する際に，体験の回避を中心とする 6 つの次元 (行動的プロセス) から構成されるモデルが使用される (Hayes, Luoma, Bond, Masuda, & Lillis, 2006; 武藤, 2017)。その 6 つの次元は連続体 (スペクトラム) をなしており (武藤, 2017)，体験の回避に代表される心理行動的問題を助長する極と，心理行動的問題を低減し，行動の拡大に寄与する極に位置する行動的プロセスから構成されている。

第 6 節 体験の回避に関連する行動的プロセス

上述の通り，ACT においては 6 つの行動的プロセスが想定されており，体験の回避はそのうちのひとつの次元として位置づけられている (Hayes et al., 2011 武藤他訳 2014)。体験の回避と同次元の逆の極に位置する行動的プロセスは，“アクセプタンス”と呼ばれるプロセスである。アクセプタンスは，その瞬間ごとに体験する事柄に対して，意図的に，オープンで，受容的で，柔軟で，批判的ではない姿勢をとること，とされている (Hayes et al., 2011 武藤他訳 2014)。つまり，私的出来事をコントロールしたり除去したりしようとするのではなく，ただ我慢することでもない (Hayes, 2004)。アクセプタンスは，不快な私的出来事であったとしても，今，ここで“積極的”に体験することを指す (Hayes, 2004)。

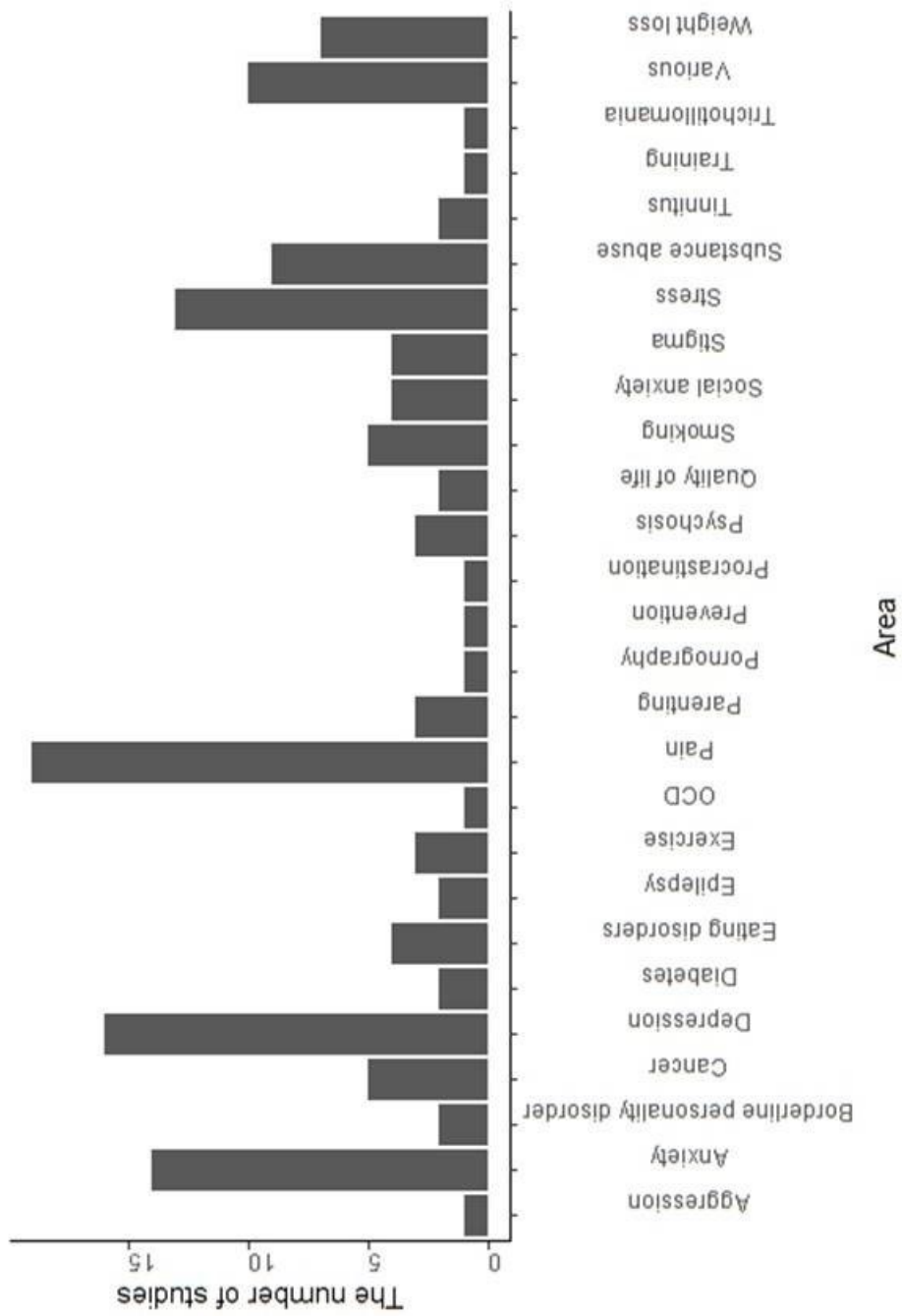


Figure 1-3. The number of studies in each area.

このようなアクセプタンスでは、不快な私的出来事の“内容”を変えようとするのではなく、その“機能”や“文脈”を変えることに焦点が当てられている (Hayes, 1994)。新世代の認知行動療法において、体験の回避の代替となる行動的プロセスであるアクセプタンスは重視されており、さまざまな心理療法に取り込まれている (たとえば、弁証法的行動療法; Linehan, 1993, 行動活性化療法; Martell, Addis, & Jacobson, 2001)。

アクセプタンスに基づいた介入に関する研究は増加しており、複数の研究によって、その効果が認められている (e.g., Forman, Butryn, Manasse, & Bradley, 2015; Norton, Abbott, Norberg, & Hunt, 2015; Veehof, Oskam, Schreurs, & Bohlmeijer, 2011; Veehof, Trompetter, Bohlmeijer, & Schreurs, 2016)。また、アクセプタンスの効果に関する実験も複数実施されている。たとえば、アクセプタンス群は、統制群や回避群などと比較して、冷水耐久課題などへのウィリングネスおよび従事時間の増加や主観的な苦痛の低下が示されることが報告されている (e.g., Hayes et al., 1999; Levitt, Brown, Orsillo, & Barlow, 2004; McMullen et al., 2008; 高橋・武藤・多田・杉山, 2002)。このようなアクセプタンスに関する研究の増加は、私的出来事をコントロールしようとする事 (体験の回避) の不機能性に対する認識の高まりと、体験の回避への対応策の必要性の高まりを反映するものであると考えられる。

前述した変化のアジェンダも体験の回避との関連は非常に強い。変化のアジェンダは6つの行動的プロセスには含まれてはいないが、体験の回避を低減するためには変化のアジェンダに対する介入が重要となるとされており (Hayes & Wilson, 1994), 治療文脈の形成に影響を与える変数として扱われている (Hayes et al., 2011 武藤他訳 2014)。支援が十分に機能するための文脈を確立するために、治療の初期に創造的絶望

(creative hopelessness) という治療段階が導入される (Hayes & Wilson, 1994)。創造的絶望の段階では、メタファーやエクササイズを用いることで、変化のアジェンダに沿った従来の対処方略（体験の回避）が、実際には機能していなかった（むしろ問題の一部であった）ことに体験的に気づくように促していく (Hayes & Wilson, 1994)。つまり、創造的絶望による“治療文脈の確立”が意味するところは、体験の回避を助長する一般的なルール（変化のアジェンダ）に替わる新たなルールを形成し (酒井・武藤・大月, 2016)、体験の回避への動機づけを低減させることであると理解できる。

これまでに、創造的絶望に関する実験的な検討が実施されており、その介入には、変化のアジェンダの確信度と動機づけの低減、精神的健康の改善、代替行動の生起の促進などの効果があることが示されている (酒井・伊藤・甲田・武藤, 2013; 酒井他, 2014; 酒井他, 2016)。変化のアジェンダに影響を与える創造的絶望に関する研究の数は現時点ではそれほど多くはなく、検討は始まったばかりである。体験の回避を直接的に低減させる方法だけでなく、その背景にある変化のアジェンダに対する介入にも焦点が当てられ始めており、体験の回避に関する検討が多面的に実施されているといえる。

また、アクセプタンスと変化のアジェンダの間にも関連があることが指摘されている (Blackledge & Hayes, 2001)。アクセプタンスは、不機能な変化のアジェンダを放棄することを含んでおり、感情は感情として、思考は思考として、記憶は記憶として体験し、効果的に行動を起こすことであるとされる (Blackledge & Hayes, 2001)。アクセプタンスが体験の回避と同次元上の逆の極に位置しており、体験の回避が変化のアジェンダに支配された行動であるという関係性をふまえると、体験の回避

について検討する際には、変化のアジェンダやアクセプタンスについても考慮することが重要であるということになる。

その他の行動的プロセスについても、さまざまな研究が実施されており、臨床的な有用性に関する知見が蓄積されつつある。すべての行動的プロセスはお互いに補い影響を与えあっており（Masuda・武藤, 2011a）、体験の回避との関連があるが（Hayes et al., 2011 武藤他訳 2014）、ここでは、それぞれの行動的プロセスに関する概略をまとめるにとどめる（詳細は、Hayes et al., 2006; Hayes et al., 2011 武藤他訳 2014; Masuda・武藤, 2011a; Masuda・武藤, 2011b; 武藤, 2017などを参照）。なお、それぞれの行動的プロセスのネガティブとされる極は、常に問題につながるというわけではない。それらが過剰になる場合や、文脈に沿わずに不適切に機能し、効果的な行動をとることができなくなる場合に問題となる（武藤, 2017）。

まず、認知的フュージョンとは、前述した「ことば」と「出来事」の結びつき（双方向性）により、言語的な刺激が非言語的な行動に対して強い制御力を有するようになり、その他の行動調整リソースの影響を受けにくくするプロセスを指す。たとえば、広場恐怖症の患者が電車の中でパニックになるところを“想像する”だけで、実際にその場面にいないにも関わらず不安を覚えたり、動悸を感じることになったりしてしまい、外出をやめてしまうといったことが例として挙げられる。それに対して脱フュージョンとは、「ことば」と「出来事」の結びつきを一時的に弱める（内容ではなく機能を変える）ことで、言語的な刺激による非言語的な行動への制御を弱め、当該の文脈で効果的な行動をとりやすくするプロセスを指す。上述の例で考えると、「パニックになると“考えている”」と口にだすことで、それが考えであって現実ではないことが自覚され、

感情の喚起や行動の抑制が弱まることになる。

次に、概念としての過去・未来の優位とは、“こころ、ここにあらず”の状態といえる。つまり、言語的に構築された過去や未来のことを繰り返して考える反すうや心配に従事していたり、考え事に没頭したりしている状態を指している。それに対して今、この瞬間との接触は、現在起きている事柄に、注意深く、自発的で、柔軟な姿勢で向き合うことを意味する。たとえば、見たことのないものを目にしたときに、評価や判断をすることなく（つまり、言語的な反応を生起させることなく）、ただそれを観察しているような状態を指す。

続いて、概念としての自己とは、「私は～である」というような、自己に対する固定観念のことであり、自己に関する認知的フュージョンが生じている状態を指す。このような状態では、概念としての自己と一致した行動が生起しやすくなり、場面に合わせた柔軟な行動の選択が困難になる可能性がある。一方の文脈としての自己は、自己を私的出来事が起こる場、もしくはそれを眺める視点として体験するプロセスである。自己と私的出来事が明確に分離されるため、私的出来事に過剰に反応せずに効果的な行動がとりやすくなる。

“価値”とは、「こうありたい」と思うような人生の方向性、生き活きる活動の指向性を言語化したものである。価値が不明確な状況では行動の指針が定まらないため、効果的な行動がとれなくなる可能性があり、社会規範的な価値が優位な状況では他者評価などが行動を方向づける（つまり、体験の回避が生じやすくなる）ことになりやすい。一方で、価値が明確化された状況では、行動に随伴する正の強化への自覚が促され、建設的な行動が生起しやすくなったり、短期的には苦痛が伴うとしても、長期的に機能する行動を選択できるようになったりする。

また、価値が明確化されたとしても、それに基づいて行動が実行されなければ意味がない。不行為、衝動性、回避の持続は、適応的な行動の過小と非適応的な行動の過剰に相当し、非効果的な反応のパターンであるといえる。一方で、コミットされた行為は、明確化された価値に基づいて行動を実行することである。ACTの目的はコミットされた行為を生起させることにあり、建設的な行動レパートリーを拡大していくことである。

第7節 体験の回避に関連する行動的プロセス測定の研究動向

ACTによる支援では、過剰な体験の回避を低減するとともに、正の強化で維持される行動レパートリーを拡大することで行動活性化を促進し、クライアントのQOLの向上を目指す。介入のターゲットを適切に選択し、その介入が有効であったかを確認するためには、対象となった行動的プロセスを測定できていることが必要となる。これまでに、さまざまな方法によって行動的プロセスの測定が試みられてきた。

臨床場面においては、行動測定によるアセスメントが基本ではあるものの、時間、機材、コストなどの制約や、実施の容易さから、質問紙が広く使用されてきた。2015年時点において、使用可能なACTの行動的プロセスに関する質問紙は58件にものぼり (Batink, Jansen, & Peeters, 2015)、以降も尺度の開発は継続されている。

体験の回避の程度を測定するための質問紙としては、Acceptance and Action Questionnaire (AAQ; Hayes et al., 2004)、Acceptance and Action Questionnaire-II (AAQ-II; Bond et al., 2011) が多く使用されている (研究においても同様である)。AAQには、特定の疾患や問題に特化したものも作成されている。たとえば、糖尿病 (Gregg, Callaghan, Hayes, &

Glenn-Lawson, 2007), 体重関連問題 (Lillis & Hayes, 2008), ステイグマ (Levin, Luoma, Lillis, Hayes, & Vilardaga, 2014) などがあり, 2015年時点でそのバリエーションは 17 件にも及ぶ (Batink et al., 2015)。

AAQ の他, Multidimensional Experiential Avoidance Questionnaire (MEAQ; Gámez, Chmielewski, Kotov, Ruggero, & Watson, 2011) や, その短縮版である Brief Experiential Avoidance Questionnaire (BEAQ; Gámez et al., 2014), Avoidance and Fusion Questionnaire for Youth (AFQ-Y; Greco, Lambert, & Baer, 2008) という尺度も開発されており, 体験の回避を測定する質問紙の充実化が図られている。本邦において使用可能な尺度としては, AAQ (松本・大河内, 2012) および AAQ-II (木下・山本・嶋田, 2008; 嶋・柳原・川井・熊野, 2013), AFQ-Y (細野・境, 2015; Ishizu, Shimoda, & Ohtsuki, 2014) のみであり, MEAQ や BEAQ の邦訳版は存在しない。

アクセプタンスは, 体験の回避の対の極の行動的プロセスであるため, AAQ を援用することが多い。直接アクセプタンスの程度の測定を目的とした尺度も作成されているものの, 多くは対象を限定したものであり (e.g., Chronic Pain Acceptance Questionnaire; McCracken, Vowles, & Eccleston, 2004; MS Acceptance Questionnaire; Pakenham & Fleming, 2011; Physical Activity Acceptance Questionnaire; Butyn et al., 2015), 対象を限定せずに使用可能な質問紙は現時点では作成されていない。

また, 変化のアジェンダについても, 標準化された尺度は現時点では作成されておらず, 研究においては, Visual Analogue Scale (VAS) を用いて, その確信度や動機づけの程度が測定されている (酒井他, 2014; 酒井他, 2016)。臨床場面で使用可能な, 標準化されたツールの作成が求められている状況である。

上記以外の行動的プロセスに関する尺度については、本邦でも利用可能なものが複数開発されており（土井・坂野・武藤・坂野, 2017; 土井・横光・坂野, 2014; 川井他, 2016; 齋藤他, 2017; 柳原・嶋・齋藤・川井・熊野, 2015), 簡便に対象者の状態をアセスメントすることが可能なツールが整備されつつある。

このように、実施の簡便さや低コストであるという利点から質問紙法による測定が広く採用されているが、ACTは行動分析学に基づき発展しているため、行動測定法によるアセスメントが主として実施される必要がある。現時点において、行動的プロセスを測定するための課題も複数作成されており（木下, 2011), それらを使用した研究や臨床実践もある。

たとえば、苦痛が伴う活動への従事時間や回数などが体験の回避の行動指標として扱われることがある。具体例としては、冷水耐久課題への従事時間（e.g., Feldner et al., 2006; Hayes et al., 1999; 高橋他, 2002), 課題継続のための電気ショックを受ける回数（McMullen et al., 2008) などが挙げられる。鏡像描写課題や暗算課題への従事時間が体験の回避の指標として扱われている研究もあり（Gratz, Bornovalova, Delany-Brumsey, Nick, & Lejuez, 2007), 従来の研究で用いられてきたような行動測定法が援用可能であることがわかる。また、面接内の言語報告を基に脱フュージョンとアクセプタンスを評価する方法が開発されている他（Hesser, Westin, Hayes, & Anderson, 2009), Acceptance and Actionを、内省報告によらずに査定するツールの作成も試みられている（武藤・山岸, 2005)。さらに、RFTの文脈で作成された課題であり、他の文脈による制御が取り除かれたり弱まったりした際（タイムプレッシャーがかけられている場合など）に生じやすい関係反応パターンである“潜在的認知”を測定する、Implicit Relational Assessment Procedure

(Barnes-Holmes et al., 2006) による測定も実施されている (Hooper, Villatte, Neofotistou, & McHugh, 2010)。このように、行動測定法によるアセスメントの選択肢も拡大しつつある。

その一方で、質問紙法と行動測定法のどちらのアセスメント法にも、効用と限界がある。まず、質問紙法については、前述したように時間やコストが軽減できることや、集団を対象とした調査も実施しやすく、臨床場面においても有効であるといえる。しかし、要求特性 (Orne, 1962) や社会的望ましさ (Phillips & Clancy, 1972) など、回答時に社会的な文脈による影響を受け易いことが指摘されており (木下, 2011)、自己報告式の質問紙法は最善の方法ではないともいわれている (Lewis & Naugle, 2017)。つまり、回答時の文脈とは異なる、日常生活下における個々の文脈に応じた行動の特徴をとらえることは困難であり、質問紙法によって得られる情報は、回答者の解釈に基づく全般的な行動傾向や特性に関するものに限られるという限界があると考えられる。

一方で、行動測定法は、質問紙法で問題となる社会的な文脈による影響は受けづらく、主観的な回答ではないため実際の反応を正確にとらえやすいという利点がある。しかし、集団を対象としたアセスメントには適さないことや、臨床場面におけるユーザビリティに検討課題があるとされている (木下, 2011)。また、行動測定法が実施される文脈は、日常生活場面との乖離が大きい。それゆえ、それらの行動測定法によって得られた反応が、実際の日常生活場面の反応や、行動の変化を反映しているとは必ずしもいえない点も課題であろう。

このように、どちらの測定法にも効用と限界があるが、重要な点は、木下 (2011) が指摘するように、測定の目的である。外来カウンセリング場面におけるアセスメントを目的とするのであれば、時間的制約やク

クライアントの体調などを鑑みて、質問紙法が適切な場合が多い（ただし、あくまでも行動測定法が基本であり、質問紙法は代替手段にすぎない）。一方で、基礎的な知見を蓄積することを目的とした研究文脈であれば、質問紙法よりも行動測定が優先される場合があるということになる。

臨床場面での測定を考えた際にも、全般的な行動傾向や特定に関する情報を得ることや、日常生活下での行動変容を詳細にとらえることなど、目的によって適当な測定法が選択されるべきである。したがって、測定法の選択肢が多いことは、個々の目的の達成のためには有用であると考えられる。

第 8 節 日常生活下における体験の回避の測定

第 7 節では、体験の回避を中心とした行動的プロセスの測定に関して概観し、質問紙法と行動測定法の効用と限界について整理した。臨床場面においては、面接場面の变化だけでなく、日常生活下の体験の回避が介入に伴って減少していくか否か、つまり、“般化と維持” (Stokes & Baer, 1977) が関心事のひとつとなる。したがって、クライアントが生活をする環境下においてその変化がとらえられるような測定法が必要となる。

日常生活下での測定を実現させる方法として、生態学的経時的評価法 (Ecological Momentary Assessment: EMA; Stone & Shiffman, 1994) というものが提案されている。EMA は日常生活下での現象を、その瞬間に記録する方法であり、自然な環境下での経時的および即時的な測定により、生態学的妥当性の高いデータを収集することが可能となる (Shiffman, Stone, & Hufford, 2008; Stone & Shiffman, 1994)。当初は紙とペンによる日誌法が用いられていた EMA であるが、電子デバイスの普及により、Computerized EMA (cEMA) として発展しており、より信

頼性の高いデータ収集法として、行動医学、社会心理学、臨床心理学をはじめ、さまざまな研究領域で採用されている。

体験の回避や関連する行動的プロセスの測定に対しても、cEMAの応用が推奨されており (Hayes, Barnes-Holmes, & Wilson, 2012)、日常生活下における体験の回避の測定が始まっている (Kashdan et al., 2013; Kashdan et al., 2014; Machell, Goodman, & Kashdan, 2015; Udachina et al., 2009; Udachina, Varese, Myin-Germeys, & Bentall, 2014)。しかし、これらの研究では、体験の回避が症状との関連やQOLに及ぼす影響を検討することが目的であったため、介入によって主観的に評定された体験の回避の程度が変容するか否かは明らかにはなっていない。また、体験の回避が機能クラスであることをふまえると、個々の行動が体験の回避であるか否かが測定により明らかになることは臨床上有用と考えられるが、その枠組みも提案されていない状況である。以上のような課題はあるものの、体験の回避を中心とする行動的プロセス測定は、cEMAを採用したことにより新たな段階に入ったといえよう。

これまでは研究の文脈において使用されていたcEMAによる測定であるが、臨床場面でも有用な測定法になる可能性が考えられる。最終的な行動変容が目指される場である日常生活下における即時的な測定が可能であり、従来は測定が困難であった日常生活下での体験の回避の変化を時系列的に追うことも可能になる。cEMAを用いた体験の回避測定を臨床場面に応用する方法や枠組みが提供されることで、介入の評価が容易になるだけでなく、測定法の選択肢の拡大につながると考えられ、その発展可能性は高いといえよう。

第 2 章

従来の研究の課題点と本研究の目的

第 1 節 従来の研究の課題点

第 1 章でまとめた体験の回避の測定に関わる現状より、次のような課題点があると考えられる。

1) 質問紙の整備の不足

アクセプタンスが体験の回避と同次元上の逆の極に位置しており、体験の回避が変化のアジェンダに支配された行動であるという関係性をふまえ、体験の回避について検討する際には、変化のアジェンダやアクセプタンスについても考慮することが重要であると考察した。つまり、体験の回避を測定する際には、そのルールである変化のアジェンダとの関係や、代替となる行動的プロセスであるアクセプタンスの観点からも測定ができることが望ましい。

しかし現時点では、変化のアジェンダに関連する標準化された尺度は存在しておらず、アクセプタンスについても対象を限定せずに使用できる尺度は存在していない。臨床場面で使用可能な、標準化されたツールの作成が求められている状況である。

2) 日常生活下における測定法の枠組みの整備の不足

質問紙による測定の限界をふまえて、体験の回避の測定に cEMA が採用されるようになってきたが、その試みはまだ少なく、測定方法は定まっていない。たとえば、特定の行動が体験の回避であったか否かが判定できるようになることで、その生起頻度の変遷の検討が可能になるが、

そのような測定の枠組みは提案されていない。また、臨床場面において cEMA を応用した測定は実施されていないため、その適用可能性は未知である。

つまり、現時点では、臨床場面において cEMA を用いた体験の回避の測定が有効といえるかは不明であり、測定方法に関する検討が必要とされている状況であるといえる。

第 2 節 本研究の目的と臨床的意義

上記の課題点に対し、本論文では以下の目的で研究をすすめる。

1) 変化のアジェンダとアクセプタンスに関する質問紙の整備

変化のアジェンダおよびアクセプタンスに関する質問紙を作成し、その信頼性と妥当性を検討する。臨床場面における有用性を考察し、使用可能な質問紙の拡充を図ることを第一の目的とする。

2) cEMA を用いた日常生活下における体験の回避の測定法の検討

未だ確立されていない cEMA による体験の回避の測定法を検討し、その応用可能性について議論することを第二の目的とする。従来用いられていたような、回答者が主観的に体験の回避の程度を評定する自己記入式質問紙と共通の方法ではなく、体験の回避のもつ負の強化の特徴に着目した測定の枠組みを考案し、利用可能であるか否かを検討する。

これらの研究によって、クライアントの体験の回避の状態を多角的にアセスメントするためのツールの選択肢が拡大する。アセスメントツールの選択肢が拡大することは、有用であると考えられる。なぜなら、日

常生活下における測定には複数の目的があると考えられ（たとえば、体験の回避が起こりやすい状況のアセスメント、介入による体験の回避の頻度の変化の確認など）、その目的に適した測定法が選択できることは、“効果的な支援”という最終的な目的の達成に寄与しうると考えるからである。

本論文では、第3章において質問紙を作成し、その効用と限界を検討する。そこで検討された限界点をふまえて、第4章では、cEMAによる新たな体験の回避の測定の枠組みを検討し、その臨床的有用性を議論する。第5章では、作成された質問紙およびcEMAによる測定法を、実際の行動変容場面で使用し、その応用可能性について検討する。そして第6章では、それぞれの測定法の効用と限界、今後の展望についてまとめることとする。

全体の構成は Figure 2-1 に示す通りである。

なお、本論文の内容を構成する研究は、早稲田大学「人を対象とする研究に関する倫理審査委員会」の承認（承認番号：2013-280; 2014-121; 2015-195; 2015-HN016; 2016-036; 2017-HN009）を得ている。

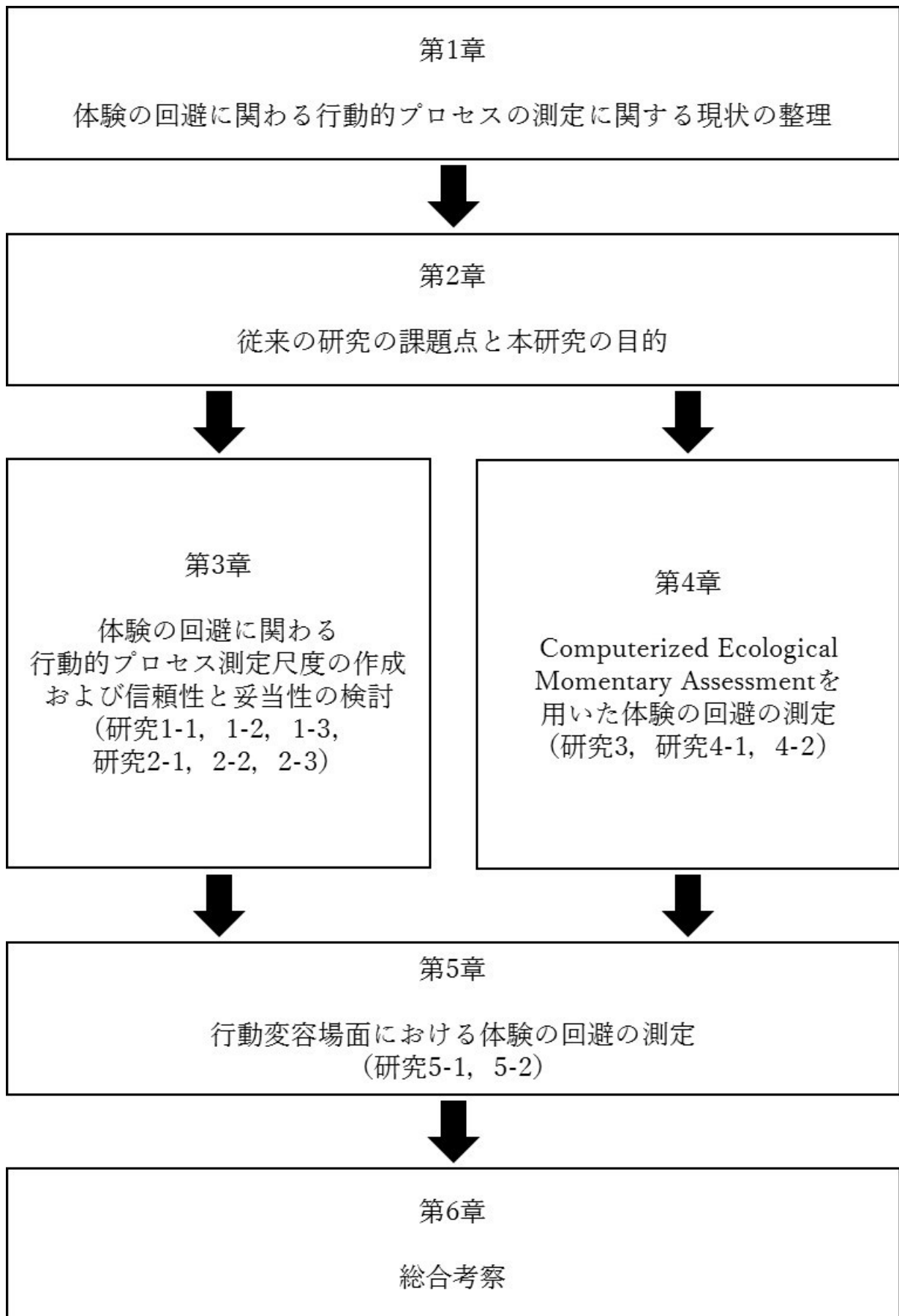


Figure 2-1. Outline of this study.

第 3 章

行動的プロセス測定尺度の作成および信頼性と妥当性の検討

第 3 章では、体験の回避をルール（変化のアジェンダ）との関連、および同次元上の逆の極に位置するアクセプタンスの観点から測定する尺度を作成し、その信頼性と妥当性を検討する。また、体験の回避を測定する際の質問紙の効用と限界について考察することを目的とする。

第 1 節 研究 1-1

Change Agenda Questionnaire の作成および信頼性と妥当性の検討

目的

体験の回避は変化のアジェンダによって影響を受け、維持されている (Hayes & Wilson, 1994)。体験の回避の低減を狙いとする支援を実施する際には、治療の初期に創造的絶望が導入され、変化のアジェンダに沿った従来の対処法略（体験の回避）が、実際には機能していなかった（むしろ問題の一部であった）ことに体験的に気づくように促していく (Hayes & Wilson, 1994)。これまで実施された創造的絶望に関する実験的な検討では（酒井他, 2013; 酒井他, 2014; 酒井他, 2016）、変化のアジェンダの確信度と動機づけの低減効果が示されている（酒井他, 2014）。

変化のアジェンダへの確信度や動機づけを測定するための標準化された尺度は存在しないため、それらの研究では、個人ごとに同定した変化のアジェンダへの確信度と動機づけを VAS によって測定するという方法が採用されている（酒井他, 2014; 酒井他, 2016）。個人ごとに変化のアジェンダを同定し、VAS を用いて評定する方法は、個々に最適な内

容をとらえることができるという利点がある。しかし、集団内における変化のアジェンダへの確信度の強さの相対的位置を評価する場合や、調査研究を実施する際には、複数項目から構成され、標準化された尺度を使用することが知見の蓄積という観点からも望ましい。

変化のアジェンダへの確信度やそれに動機づけられた体験の回避が測定可能になることで、介入（創造的絶望）効果の定量的な操作チェックが簡易に実行可能になると考えられる。また、従来の指標では焦点が当てられていなかった、変化のアジェンダとの関連で体験の回避を測定することが実現できれば、多面的に体験の回避の程度を測定することが可能になり、臨床的な有用性も高いと考えられる。

そこで研究 1 では、心理行動的問題の維持に関わる体験の回避の背景にある、変化のアジェンダの確信度（ルールの確信度）と、変化のアジェンダに従った行動の程度（ルール支配行動としての体験の回避）を測定可能な尺度を作成し、その信頼性と妥当性を検討することを目的とする。

方法

対象者と手続き

首都圏の学生に調査を実施した。430 名に依頼し、回答に応じた 291 名のうち、欠損のあった 32 名を除いた 259 名（男性 131 名、女性 114 名、不明 14 名、年齢（平均 ± *SD*） 20.56 ± 1.51 歳、不明 16 名、有効回答率 60.23%）を因子構造および内的整合性の検討の対象とした。収束的妥当性の検討には、欠損のあった 52 名を除いた 239 名（男性 121 名、女性 106 名、不明 12 名、年齢（平均 ± *SD*） 20.58 ± 1.55 歳、不明 14 名、有効回答率 55.58%）を解析の対象とした。

再検査信頼性の検討は、1度目の調査後に約2週間の間隔を空けて回答を求め、54名から回答を得た。再検査の際には、2週間での生活の変化を7段階（「1. まったくない」－「7. 大きく変わった」）で評価することを求めた。解析では、状態の安定性を保証するため、生活の変化が大きくない（「4. どちらでもない」以下）と回答した者のみを用いた（全30名、男性12名、女性18名、年齢（平均 ± SD）22.23 ± 2.99歳、回答間隔 14.20 ± 1.73日、有効回答率 55.56%）。

倫理的配慮

本研究は早稲田大学「人を対象とする研究に関する倫理審査委員会」の承認を得て、無記名調査であること、得られたデータは統計的に処理されること、参加は任意であることを明示して実施された（承認番号：2015-HN016）。

調査材料

1) Change Agenda Questionnaire (CAQ)

ACT 関連書籍（Hayes et al., 2011 武藤他訳 2014; Masuda・武藤, 2011a）の変化のアジェンダに関する記述を参考に、ACT の実践経験のある臨床心理士2名で原項目を作成した。その後、ACT の実践経験が豊富であり、その理論に精通する研究者1名が内容的妥当性を確認した。作成された10項目について、確信度を測定するために「どの程度その通りだと思うか」を7件法（「1. まったくそう思わない」－「7. とてもそう思う」）で尋ね、合計得点を believability 尺度とした。同10項目について、変化のアジェンダに従った行動の程度を測定するために「どの程度その考えに沿って行動するか」を7件法（「1. まったくそうしな

い」－「7. とてもそうする」) で尋ね、合計得点を avoidance 尺度とした。

CAQ は、先述の通り believability 尺度 (CAQ-b) と avoidance 尺度 (CAQ-a) で構成される。それぞれは変化のアジェンダに関連する異なる側面を測定するため、独立に得点を算出することにした。

2) Acceptance and Action Questionnaire-II (AAQ-II; 木下他, 2008; 嶋他, 2013)

体験の回避を測定する 7 項目の尺度である。7 件法で回答し、得点が高いほど体験の回避の傾向が強いことを示す。体験の回避は変化のアジェンダによって促進されるため、CAQ との関連を想定した。

3) Thought Control Questionnaire (TCQ; 義田・中村, 2014)

侵入思考に対するコントロール方略を測定する尺度である。全 5 下位尺度のうち、気晴らし下位尺度 4 項目を用いる。4 件法で回答し、得点が高いほど気晴らしの程度が強いことを示す。気晴らしは不快な私的出来事をコントロールする試みであるため、CAQ との関連を想定した。

4) Emotion Regulation Questionnaire (ERQ; 吉津・関口・雨宮, 2013)

感情調節の方略を測定する 10 項目の尺度である。再評価方略下位尺度と抑制方略下位尺度から構成されており、7 件法で回答する。得点が高いほど、それぞれの傾向が強いことを示す。再評価方略は不快な考えを変容する試みであるため、CAQ との関連を想定した。一方、抑制方略下位尺度は、「私は自分の感情を表には出さない」というような項目で構成されている。これは、感情そのものではなく、周囲に対する感情表現の抑制であるため、CAQ との関連はないか、弱いと想定した。

5) Positive Beliefs about Rumination Scale (PBRs; 高野・丹野, 2010)

反すうに対する肯定的信念を測定する 9 項目の尺度である。4 件法で

回答し、得点が高いほど反すうへの肯定的信念が強いことを示す。反すうが有用であるとする信念は、体験の回避の一形態である反すうを促進する点で変化のアジェンダと重なるため、CAQとの関連を想定した。

分析方法

統計解析ソフト Amos (ver. 24) および R (ver. 3. 4. 1) を用いた。

1) 項目分析

CAQ の項目を選定するため、内容を再確認し、不適当な項目を除外した。また、天井効果と床効果（平均値 \pm $SD > 7, < 1$ ）の有無を確認し、I-R 相関分析を実施した。

2) 因子分析

因子パターンを確認するため、対角 SMC 平行分析 (Squared Multiple Correlation) および最小平均偏相関 (MAP: Minimum Average Partial Correlation) により因子数を決定し、最尤法プロマックス回転による探索的因子分析を実施した。基準となる負荷量を .40 と設定し (Ferguson & Cox, 1993)、基準未満の項目を除外した。なお、変化のアジェンダに従った行動には、変化のアジェンダへの確信があることが前提になるため、CAQ-b の回答をもとに項目を選定し、CAQ-a では選定された項目の因子負荷量を確認した。

項目選定後、構造的妥当性を確認するため、CAQ-b および CAQ-a それぞれについて、潜在因子から各項目が影響を受けるモデルを作成し、確認的因子分析を実施した。適合度の基準は、CFI $> .90$ 、TLI $> .90$ 、RMSEA $< .08$ 、SRMR $< .08$ とした (Vandenberg & Lance, 2000)。

3) 記述統計量の算出

CAQ および並行検査の平均値、標準偏差、最小値、最大値を算出した。

4) 信頼性分析

CAQ の内的整合性を確認するため、各尺度について Cronbach の α 係数を算出した。 α 係数は、.70 以上を採用基準とし、.80 – .90 を十分な値とした (De Vellis, 2012)。また、再検査信頼性を確認するため、1 度目から約 2 週間の間隔を空けて再調査を実施し、級内相関係数 (ICC (2, 1)) を算出した。級内相関の基準は、.40 – .59 を Fair, .60 – .74 を Good, .75 以上を Excellent とした (Cicchetti, 1994)。

級内相関係数に加えて、Smallest detectable change (SDC) を算出した。SDC は再検査で得られたふたつの値の変化が、測定誤差によるものであるという限界域を示す (下井, 2011)。つまり、再検査時に SDC の値を超えて測定値に変化が示されれば、その変化は測定誤差によるものではなく、介入効果などの“真の変化”として判断できる。

5) 相関分析

CAQ の収束的妥当性を確認するため、関連が想定される概念を測定する他尺度との相関係数を算出した。相関の強さの基準は、 $|r| < .20$ をごく弱い相関、 $.20 \leq |r| < .40$ を弱い相関、 $.40 \leq |r| < .70$ を中程度の相関、 $|r| > .70$ を強い相関とした (Guilford, 1956)。

CAQ-b は PBRS と弱～中程度の正の相関、AAQ-II, TCQ の気晴らし、ERQ の再評価方略とはごく弱い、もしくは弱い正の相関、ERQ の抑制方略とは無相関であると想定した。CAQ-a は、AAQ-II と弱～中程度の正の相関、TCQ の気晴らし、ERQ の再評価方略、PBRS とはごく弱い、もしくは弱い正の相関、ERQ の抑制方略とは無相関であると想定した。

結果

1) 項目分析

内容を再確認したところ、「ネガティブな考えや気持ちがなくなれば、問題は解決する」、「不快な感情をコントロールできないと、問題が解決できない」という項目について、「問題」という語が、不快な私的出来事を指すという解釈と、それ以外の問題を指すという解釈のどちらも可能なため、不適切と判断して削除した。

天井効果と床効果については、該当項目は認められなかった。また、I-R 相関分析により、各項目と当該項目以外の項目の合計得点の相関係数を算出したところ、すべての項目で中程度以上の正の相関が示された (CAQ-b: $r_s = .47 - .64$, CAQ-a: $r_s = .49 - .68$)。

以上の結果より、CAQ の原項目は合計得点と対応していると判断し、除外した 2 項目以外のすべての項目を分析の対象とした。

2) 因子分析

CAQ-b の因子数について、対角 SMC 平行分析は 2 因子、MAP は 1 因子を示した。堀 (2005) の挟み込み法を参照し、解釈可能性の観点から 1 因子が妥当と判断した。因子数を 1 に指定して、最尤法による探索的因子分析を実行した。因子負荷量が .40 未満の第 10 項目を削除したところ、結果が収束し、7 項目が抽出された (Table 3-1)。CAQ-a について、第 10 項目を除外して因子数を検討したところ、CAQ-b と同様に 1 因子を示した。探索的因子分析を実行したところ、7 項目で結果が収束した。

CAQ-b および CAQ-a それぞれの潜在因子から各項目が影響を受けるモデルについて、最尤法による構造方程式モデリングを用いて確認的因子分析を実施した。その結果、どちらの尺度でもすべてのパス係数が有意であった ($p_s < .001$)。それぞれの適合度は、十分とはいえないものの、概ね基準を満たす値であった (Figure 3-1-1, Figure 3-1-2)。

Table 3-1
Results of Factor Analysis of the Change Agenda Questionnaire

	Items	Factor loadings	
		Believability	Avoidance
1	感情や考えはコントロールできなければならない	.51	.54
2	不快な考えや感情が減ることで、やりたいことに集中できる	.72	.74
3	いきいきとした生活のために、不快な気分を取り除く必要がある	.75	.78
4	不快な感情をなくそうとするのは当然のことだ	.71	.72
5	気分が良いことが、充実した生活には必要である	.70	.66
6	辛い感情や不快な感覚を減らすことができないことは問題だ	.50	.51
7	苦痛をコントロールできれば、より良い生活が送れる	.55	.57

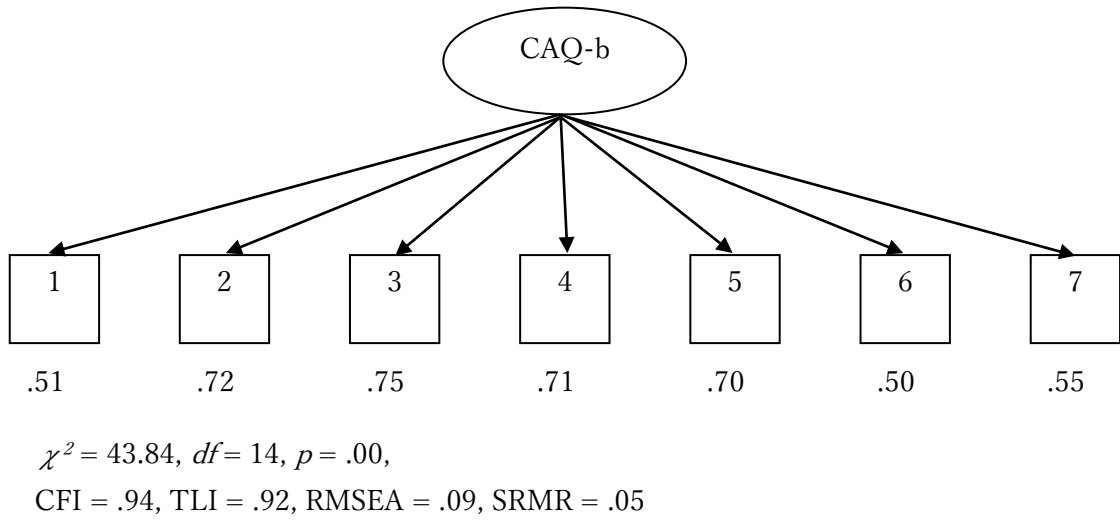


Figure 3-1-1. Result of Confirmatory Factor Analysis of Change Agenda Questionnaire-believability.

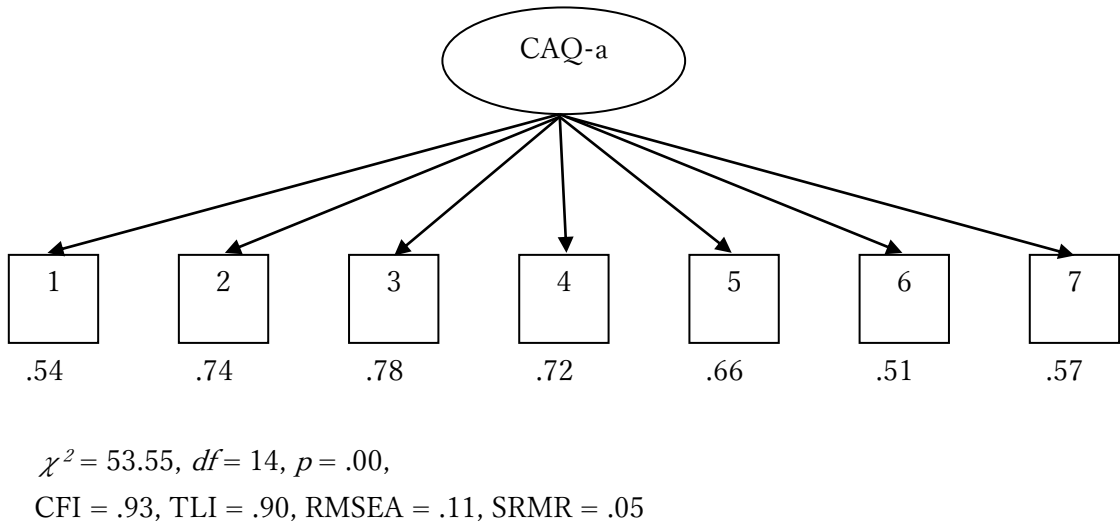


Figure 3-1-2. Result of Confirmatory Factor Analysis of Change Agenda Questionnaire-avoidance.

3) 記述統計量の算出

Table 3-2 に CAQ および 並行検査の平均値，標準偏差，最小値，最大値をまとめた。

4) 信頼性分析

内的整合性について，CAQ-b および CAQ-a はどちらも $\alpha > .80$ であり，De Vellis (2012) の基準では十分な値に該当した。

再検査信頼性については，CAQ-b，CAQ-a どちらも ICC (2, 1) $> .70$ であり，Cicchetti (1994) における Good の基準を満たした。SDC はどちらも 10 点台であり，臨床的に意味のある変化とみなすことができるのは差が 11 点以上の場合であることが示された。

上記の結果を Table 3-3 に示す。

5) 相関分析

CAQ-b は TCQ の気晴らし，PBRS と弱い正の相関，AAQ-II，ERQ の再評価方略とごく弱い正の相関を示した。CAQ-a は，AAQ-II，TCQ の気晴らし，ERQ の再評価方略，PBRS と弱い正の相関，ERQ の抑制方略とごく弱い正の相関を示した。なお，CAQ-b と CAQ-a の間には，中程度の正の相関が示された (Table 3-4)。

Table 3-2

Descriptive Statistics of the Change Agenda Questionnaire and Other Measurements

		Mean	<i>SD</i>	Min.	Max.
CAQ	Believability	36.58	5.93	7	49
	Avoidance	33.95	6.04	7	49
AAQ-II		23.60	7.48	7	46
TCQ*	Distraction	10.72	2.70	4	16
ERQ	Reappraisal	27.08	5.41	11	42
	Suppression	16.84	4.76	4	28
PBRS		24.31	5.21	9	36

Note. Change Agenda Questionnaire; AAQ-II: Acceptance and Action Questionnaire-II; TCQ: Thought Control Questionnaire; ERQ: Emotion Regulation Questionnaire; PBRS: Positive Beliefs about Rumination Scale.

* Forty-eight participants were excluded because of the defect of the answer form ($N = 211$, $M = 110$, $F = 89$, unknown = 12, age (Mean \pm *SD*) 20.70 ± 1.57 , unknown 14).

Table 3-3

Cronbach' α , ICC, and SDC of the Change Agenda Questionnaire

	Cronbach' α	[95% CI]	ICC (2, 1)	[95% CI]	SDC
Believability	.82	[.79, .85]	.70	[.47, .85]	10.97
Avoidance	.84	[.80, .87]	.73	[.50, .86]	10.07

Note. ICC: Intraclass Correlation Coefficient; SDC: Smallest Detectable Change.

Table 3-4
Correlations between the Change Agenda Questionnaire and Other Measurements

		CAQ					
		Believability			Avoidance		
		<i>r</i>	[95% CI]	<i>p</i>	<i>r</i>	[95% CI]	<i>p</i>
AAQ-II		.18	[.05, .30]	.01	.20	[.08, .32]	.00
TCQ*	Distraction	.23	[.10, .36]	.01	.25	[.12, .38]	.00
ERQ	Reappraisal	.16	[.03, .28]	.01	.28	[.16, .39]	.00
	Suppression	.00	[-.13, .13]	.98	.15	[.03, .27]	.02
PBRs		.31	[.19, .42]	.00	.32	[.21, .43]	.00
CAQ	Avoidance	.68	[.61, .74]	.00		-	

Note. Change Agenda Questionnaire; AAQ-II: Acceptance and Action Questionnaire-II; TCQ: Thought Control Questionnaire; ERQ: Emotion Regulation Questionnaire; PBRs: Positive Beliefs about Rumination Scale.

* Forty-eight participants were excluded because of the defect of the answer form ($N = 211$, Male = 110, Female = 89, unknown = 12, age (Mean \pm SD) 20.70 \pm 1.57, unknown 14).

考察

研究 1-1 では、種々の心理行動的問題の維持に関わる体験の回避の背景にある、変化のアジェンダの確信度と、変化のアジェンダに従った行動の程度を測定可能な尺度を作成し、その信頼性と妥当性を検討することを目的とした。

因子分析の結果、全 7 項目が抽出された。CAQ-b および CAQ-a の適合度は RMSEA の値が基準に満たなかったものの、その他の指標では十分な値を取り、概ね十分な構造的妥当性が確認された。また、それぞれの尺度は $\alpha > .80$ の値を取り、十分な内的整合性を有することが確認された。ICC (2, 1) はどちらも .70 以上と Good の基準 (Cicchetti, 1994) に該当し、安定した再検査信頼性を示した。ただし、サンプルサイズは十分とは言い難いため、今後も調査の継続が必要となる。

相関分析では概ね仮説通りの結果を示し、CAQ の収束的妥当性が確認された。また、CAQ-b と CAQ-a では、ERQ との相関パターンに差異が認められ、CAQ-a のほうで相関係数が大きい傾向にあるという結果が示された。CAQ-a は変化のアジェンダに従った行動の程度を測定するため、再評価などの具体的な対処行動との関連が CAQ-b よりも大きかったことは、弁別的妥当性を示す根拠となる可能性がある。今後、CAQ-b よりも CAQ-a が具体的な対処行動を反映するか否かについて、実験や日常生活下の行動測定により確認し、その弁別的妥当性の根拠を蓄積する必要がある。

全体の相関パターンは概ね仮説を支持するものであったが、AAQ-II との関連は小さいものであった。本研究では、体験の回避を測定する代表的な尺度として AAQ-II を用いている。しかし近年、前版の AAQ (Hayes et al., 2004) を含め、AAQ-II が測定する内容について疑問が呈され始

めている (Chawla & Ostafin, 2007; Gámez et al., 2011)。たとえば, Wolgast (2014) は, AAQ-II の項目は体験の回避／アクセプタンスの測定を意図した項目よりも, 全般的な苦悩 (distress) の測定を意図して作成された項目との関連が強いことを示している。AAQ-II は体験の回避を含むものの, より広く ACT に関連したプロセスを測定しているという指摘もあるため (Chawla & Ostafin, 2007), 想定したほどの相関が示されなかった可能性も考えられる。その場合には, MEAQ (Gámez et al., 2011) など, 体験の回避を測定する際に使用が推奨される (Rochefort, Baldwin, & Chmielewski, in press) 他の尺度を用いた検討を実施することで, 適切にその収束的妥当性を検討することができる可能性がある。

一方で, AAQ-II が体験の回避を適切に測定できていると仮定した場合, CAQ との関連が小さいということは, 両尺度が体験の回避に関わる概念の測定を目的としているものの, 異なる側面を測定していることを示すとも解釈できる。たとえば, CAQ は体験の回避のルール支配行動としての側面に焦点を当てている点で, AAQ-II とは理論的に異なるといえるだろう。その場合には, 両者を組み合わせることでより多面的なアセスメントが可能になる可能性がある。

その他, 研究 1-1 に残された主要な課題としては, 対象者が学生のみ限定されていたことが挙げられる。変化のアジェンダや体験の回避が言語を使用可能な人間一般に認められる (Hayes & Wilson, 1994, Hayes et al, 1996) ことをふまえると, 年齢層を広げた調査が必要となると考えられる。

第 2 節 研究 1-2

Change Agenda Questionnaire の信頼性および妥当性の検討

— 社会人サンプルを対象として —

目的

研究 1-1 で CAQ が開発されたが、対象が学生のみと限定されていた点が課題として挙げられた。そこで、研究 1-2 では社会人を対象とした調査を実施し、尺度の特性を検討することを目的とする。

変化のアジェンダおよび体験の回避は、言語を使用可能な人間一般に認められる (Hayes et al., 2011 武藤他訳 2014)。社会に適応できていると想定される学生と社会人の間には、所属する集団や社会経験の差があるものの、変化のアジェンダや体験の回避の程度に著しく影響を与えるような環境的差異はないと想定した。したがって、両群に得点の差は認められず、研究 1-1 と類似の結果が示されることを想定した。

方法

対象者と手続き

社会人を対象として調査を実施した。機縁法と SNS での告知により回答者を募集した。年齢層を広げて調査を実施することを目的としたため、4 年制大学卒業時相当の年齢である 23 歳以上の社会人を募った。

回答に応じた 293 名のうち、22 歳以下の 15 名の回答を除外した 278 名 (男性 100 名, 女性 176 名, 不明 2 名, 年齢 (平均 \pm *SD*) 39.61 \pm 12.22 歳, 不明 1 名, 範囲 23-78 歳, 有効回答率 94.88%) を解析の対象とした。

また、得点の差異を比較する対象として、研究 1-1 における学生 259

名（男性 131 名，女性 114 名，不明 14 名，年齢（平均 \pm *SD*) 20.56 \pm 1.51 歳，不明 16 名）の回答を解析に用いた。

倫理的配慮

本研究は早稲田大学「人を対象とする研究に関する倫理審査委員会」の承認を得て，無記名調査であること，得られたデータは統計的に処理されること，参加は任意であることを明示して実施された（承認番号：2017-HN009）。

調査材料

研究 1-1 と同様の 5 尺度を用いた。

1) CAQ

変化のアジェンダの確信度を測定する CAQ-b と，それに従った行動の程度を測定する CAQ-a で構成される。14 項目の尺度である。7 件法で回答し，得点が高いほどそれぞれの傾向が強いことを示す。

2) AAQ-II (木下他, 2008; 嶋他, 2013)

体験の回避を測定する 7 項目の尺度である。7 件法で回答し，得点が高いほど体験の回避の傾向が強いことを示す。

3) TCQ (義田・中村, 2014)

侵入思考に対するコントロール方略を測定する尺度である。全 5 下位尺度のうち，気晴らし下位尺度 4 項目を用いる。4 件法で回答し，得点が高いほど気晴らしの程度が強いことを示す。

4) ERQ (吉津他, 2013)

感情調節の方略を測定する 10 項目の尺度である。再評価方略下位尺度と抑制方略下位尺度から構成されており，7 件法で回答する。得点が

高いほど、それぞれの傾向が強いことを示す。

5) PBRIS (高野・丹野, 2010)

反すうに対する肯定的信念を測定する 9 項目の尺度である。4 件法で回答し、得点が高いほど反すうへの肯定的信念が強いことを示す。

分析方法

統計解析ソフト Amos (ver. 24) および R (ver. 3. 4. 1) を用いた。

1) 確認的因子分析

異なるサンプルでも CAQ の構造的妥当性が確認されるか否かを検討するために、確認的因子分析を実施した。CAQ-b および CAQ-a それぞれについて、潜在因子から各項目が影響を受けるモデルを作成した。適合度の基準は、研究 1-1 と同様に $CFI > .90$, $TLI > .90$, $RMSEA < .08$, $SRMR < .08$ とした (Vandenberg & Lance, 2000)。

2) 記述統計量の算出

CAQ および並行検査の平均値、標準偏差、最小値、最大値を算出した。

3) 信頼性分析

CAQ の内的整合性を確認するため、各尺度について Cronbach の α 係数を算出した。 α 係数は、.70 以上を採用基準とし、.80 - .90 を十分な値とした (De Vellis, 2012)。

4) 相関分析

CAQ の収束的妥当性を確認するため、関連が想定される概念を測定する他尺度との相関係数を算出した。相関の強さの基準は、 $|r| < .20$ をごく弱い相関、 $.20 \leq |r| < .40$ を弱い相関、 $.40 \leq |r| < .70$ を中程度の相関、 $|r| > .70$ を強い相関とした (Guilford, 1956)。また、研究 1-1 で得られた学生群における結果を参照し、学生群と社会人群での相関係数

の差の検定を実行した。

相関の強さは研究 1-1 と同程度であると想定した。CAQ-b は TCQ の気晴らしおよび PBRs と弱い正の相関，AAQ-II，ERQ の再評価方略とはごく弱い弱い正の相関，ERQ の抑制方略とは無相関であると想定した。CAQ-a は，AAQ-II，TCQ の気晴らし，ERQ の再評価方略，PBRs とは弱い正の相関，ERQ の抑制方略とはごく弱い正の相関であると想定した。

5) 独立サンプルの t 検定

学生サンプルとの得点の差異を検討するために，独立サンプルの t 検定を実施した。学生群と社会人群では得点に有意な差がないことを想定した。なお，本分析では効果量 g を算出したが，その大きさの評価は， $|g| > .20$ を小， $|g| > .50$ を中， $|g| > .80$ を大とした (Cohen, 1992)。

結果

1) 確認的因子分析

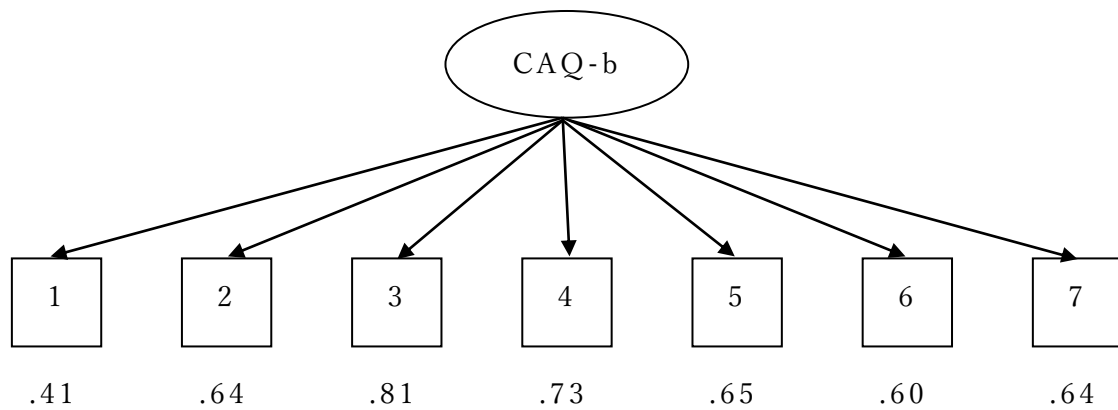
CAQ-b および CAQ-a それぞれの潜在因子から各項目が影響を受けるモデルについて，最尤法による構造方程式モデリングを用いて確認的因子分析を実施した。その結果，どちらの尺度でもすべてのパス係数が有意であった。また，それぞれの適合度は，すべて基準を満たす値であった (Figure 3-2-1, Figure 3-2-2)。

2) 記述統計量の算出

Table 3-5 に CAQ および並行検査の平均値，標準偏差，最小値，最大値をまとめた。

3) 信頼性分析

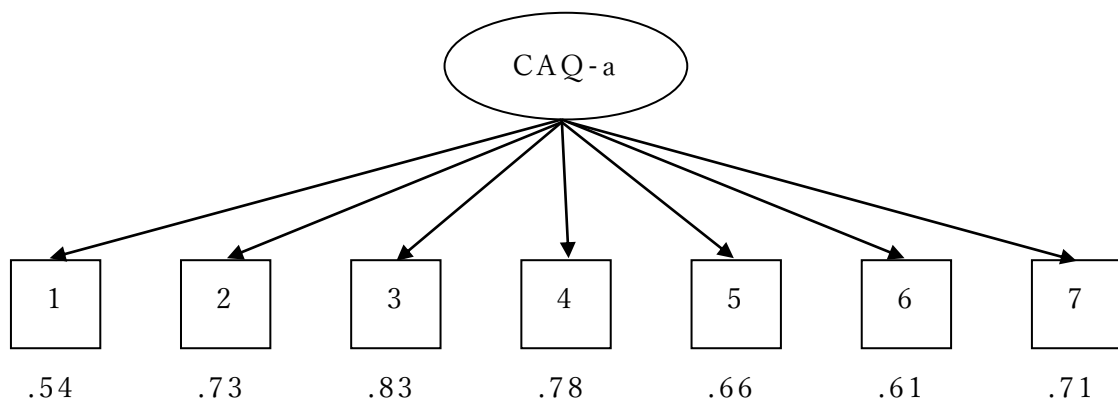
内的整合性について，CAQ-b は $\alpha = .83$, 95% CI [.80, .86] であり，CAQ-a は $\alpha = .86$, 95% CI [.84, .89] であった。



$\chi^2 = 21.58, df = 14, p = .09,$

CFI = .99, TLI = .98, RMSEA = .04, SRMR = .03

Figure 3-2-1. Result of Confirmatory Factor Analysis of Change Agenda Questionnaire-believability.



$\chi^2 = 32.18, df = 14, p = .00,$

CFI = .98, TLI = .97, RMSEA = .07 SRMR = .03

Figure 3-2-2. Result of Confirmatory Factor Analysis of Change Agenda Questionnaire-avoidance.

Table 3-5

Descriptive Statistics of the Change Agenda Questionnaire and other Measurements

		Mean	<i>SD</i>	Min.	Max.
CAQ	Believability	35.42	8.04	9	49
	Avoidance	33.78	7.74	13	49
AAQ-II		23.00	9.53	7	49
TCQ*	Distraction	11.39	2.79	4	16
ERQ	Reappraisal	27.43	6.93	6	42
	Suppression	14.96	5.10	4	28
PBRS		25.33	6.64	9	36

Note. Change Agenda Questionnaire; AAQ-II: Acceptance and Action Questionnaire-II; TCQ: Thought Control Questionnaire; ERQ: Emotion Regulation Questionnaire; PBRS: Positive Beliefs about Rumination Scale.

4) 相関分析

CAQ-b は AAQ-II, ERQ の再評価方略, PBRS と弱い正の相関, TCQ の気晴らしとごく弱い正の相関を示した。CAQ-a は, TCQ の気晴らし, ERQ の再評価方略, PBRS と弱い正の相関, AAQ-II, ERQ の抑制方略とごく弱い正の相関を示した。なお, CAQ-b と CAQ-a の間には強い正の相関が示された。学生サンプルの結果と併せて Table 3-6 に示す。

なお, CAQ-b と AAQ-II との間にものみ, 学生群と社会人群で相関係数に差が示された ($z = 2.65, p = .01$)。

5) 独立サンプルの t 検定

分析の結果を Table 3-7 に示す。CAQ-b では, 有意傾向で学生群の得点が高かったが, 効果量は示されなかった。一方で CAQ-a では有意差は示されなかった。

Table 3-6
Correlations between the Change Agenda Questionnaire and Other Measurements in
Student and Worker Samples

		CAQ-believability					
		Worker sample			Student sample		
		<i>r</i>	[95% CI]	<i>p</i>	<i>r</i>	[95% CI]	<i>p</i>
AAQ-II		.39	[.29, .49]	.00	.18	[.05, .30]	.01
TCQ	Distraction	.18	[.07, .29]	.00	.23	[.10, .36]	.01
ERQ	Reappraisal	.22	[.11, .33]	.00	.16	[.03, .28]	.01
	Suppression	.12	[-.00, .23]	.05	.00	[-.13, .13]	.98
PBRS		.20	[.09, .31]	.00	.31	[.19, .42]	.00
CAQ	Avoidance	.75	[.69, .79]	.00	.68	[.61, .74]	.00

		CAQ-avoidance					
		Worker sample			Student sample		
		<i>r</i>	[95% CI]	<i>p</i>	<i>r</i>	[95% CI]	<i>p</i>
AAQ-II		.17	[.05, .28]	.00	.20	[.08, .32]	.00
TCQ	Distraction	.33	[.22, .43]	.00	.25	[.12, .38]	.00
ERQ	Reappraisal	.40	[.30, .49]	.00	.28	[.16, .39]	.00
	Suppression	.18	[.06, .29]	.00	.15	[.03, .27]	.02
PBRS		.25	[.13, .35]	.00	.32	[.21, .43]	.00

Note. Change Agenda Questionnaire; AAQ-II: Acceptance and Action Questionnaire-II; TCQ: Thought Control Questionnaire; ERQ: Emotion Regulation Questionnaire; PBRS: Positive Beliefs about Rumination Scale.

Table 3-7

Differences about Change Agenda Questionnaire Scores between Worker and Student Samples

	Worker (<i>n</i> = 278)		Student (<i>n</i> = 259)		Difference	<i>p</i>	<i>g</i>
	Mean	<i>SD</i>	Mean	<i>SD</i>			
Believability	35.42	8.04	36.58	5.93	1.16	.06	.17
Avoidance	33.78	7.74	33.95	6.04	0.17	.78	.02

考察

研究 1-2 では社会人を対象とした調査を実施し、尺度の特性を検討することを目的とした。

確認的因子分析および信頼性分析の結果、十分な構造的妥当性、内的整合性が示され、異なるサンプル間で同様の結果が示された。相関分析では、仮説と異なる関連性が示された部分も認められたが、具体的な対処方略を測定する尺度（TCQ, ERQ）との相関が、CAQ-b よりも CAQ-a で強い傾向にあった点はサンプル間で共通していた。また、独立サンプルの t 検定の結果、CAQ-a では社会人群と学生群で得点に差は示されなかったが、CAQ-a では有意傾向で学生群の得点が高いことが示された。しかしながら、効果量は示されなかったため、実質的な差異はないと判断可能である。

ただし、CAQ-b と AAQ-II との相関については群間で差が示されており、社会人群で関連が強い。社会人と学生での社会経験の差が影響を与えた可能性が想定されるが、本研究では要因の特定は困難である。今後、両群での差をもたらした要因についての検討が必要となる。

研究 1-2 では、対象者を広げて調査を実施し、CAQ が社会人を対象としても使用可能であることを確認した。しかし、主に CAQ の使用が想定される、カウンセリング場面などにおける臨床的な有用性を検討する上では、健常群だけでなく臨床群を対象とする必要がある。とくに、臨床群では、健常群よりも変化のアジェンダへの確信度やそれに従った行動の程度が強いことが想定されるため、その得点の差異について検討することは、CAQ の構成概念妥当性を確認する上では必須の過程であると考えられる。

第 3 節 研究 1-3

Change Agenda Questionnaire の妥当性の検討

— 臨床群との比較 —

目的

研究 1-1, 1-2 を通して, CAQ が幅広い年齢層を対象に使用可能であることが確認された。研究 1-3 では, 臨床群を対象とした調査を実施する。健常群との比較において, 臨床群は CAQ 得点が高いことが想定されるため, 両群の得点に差異が認められるか否かを比較し, CAQ の構成概念妥当性を検討することを目的とする。

なお, 変化のアジェンダや体験の回避は言語を使用可能な人間一般に認められる (Hayes & Wilson, 1994), 診断横断的な概念である (Hayes et al., 1996) ことをふまえ, 対象疾患は限定せずに調査を実施した。

方法

対象者と手続き

心療内科においてカウンセリング導入となった臨床群 16 名 (男性 3 名, 女性 13 名, 年齢 (平均 \pm *SD*) 25.35 \pm 12.59 歳) と研究 1-1 の学生および研究 1-2 の社会人の健常群 537 名 (男性 231 名, 女性 290 名, 不明, 16 名, 年齢 (平均 \pm *SD*) 30.71 \pm 13.08 歳, 不明 17 名) のデータを解析に用いた。なお, 臨床群の主診断の内訳は, 広場恐怖症が 6 名 (37.50%), うつ病が 4 名 (25.00%), パニック症が 2 名 (12.50%), 双極 II 型障害, 社交不安症, 全般性不安症, 睡眠障害がそれぞれ 1 名 (6.25%) であった。

倫理的配慮

本研究は早稲田大学「人を対象とする研究に関する倫理審査委員会」の承認を得て、得られたデータは統計的に処理されること、参加は任意であることを明示して実施された（承認番号：2016-036）。

調査材料

CAQ

変化のアジェンダの確信度を測定する CAQ-b と、それに従った行動の程度を測定する CAQ-a で構成される。14 項目の尺度である。7 件法で回答し、得点が高いほどそれぞれの傾向が強いことを示す。

分析方法

統計解析ソフト R (ver. 3.4.1) を用いた。

独立サンプルの t 検定

CAQ の妥当性を検討するために、独立サンプルの t 検定を実施した。臨床群は健常群と比較して、CAQ-b および CAQ-a 得点が有意に高いことを想定した。なお、本分析では効果量 g を算出したが、その大きさの評価は、 $|g| > .20$ を小、 $|g| > .50$ を中、 $|g| > .80$ を大とした (Cohen, 1992)。

結果

独立サンプルの t 検定

分析の結果を Table 3-8 に示す。CAQ-b では、臨床群は健常群よりも有意に得点が高く、大きな効果量が示された。一方で CAQ-a では、臨床群は健常群よりも有意傾向で得点が高く、小さな効果量が示された。

Table 3-8

Differences about Change Agenda Questionnaire Scores between Non-clinical and Clinical Samples

	Non-clinical (<i>n</i> = 537)		Clinical (<i>n</i> = 16)		Difference	<i>p</i>	<i>g</i>
	Mean	<i>SD</i>	Mean	<i>SD</i>			
Believability	35.98	7.12	43.44	4.93	7.46	.00	1.05
Avoidance	33.86	6.97	36.94	9.08	3.08	.09	.44

考察

研究 1-3 では、臨床群を対象とした調査を実施し、健常群との得点の差を検討することで、CAQ の構成概念妥当性を確認することを目的とした。

分析の結果、CAQ-b では臨床群で有意に得点が高く、変化のアジェンダへの確信度が強いことが示された。したがって、CAQ-b については構成概念妥当性が確認できたといえる。一方で CAQ-a では臨床群で得点が高い傾向が示されたが、その差は有意傾向であり、効果量も小さいものであった。そのため、CAQ-a については現時点では十分な構成概念妥当性を確認するに至っていない。

最後に、研究 1-3 の課題点をまとめる。本研究で解析対象となった臨床群は 16 名と少ないため、今後も調査を継続し、サンプルサイズを増やした検討が必要になる。また、臨床群と健常群での得点差の検討は実施したものの、反応性については未検討である。

今後は臨床群を対象とした介入場面での尺度得点の推移を検討し、介入によって尺度得点が増加するか否かを確認することで、反応性に関する知見を蓄積していく必要がある。変化のアジェンダに対する介入により、想定される得点の変化（CAQ-b および CAQ-a 得点の減少）が確認されることで、CAQ の臨床的な有用性が確認されたとみなすことができると考えられる。

第4節 研究1 総合考察

研究1では、種々の心理行動的問題の維持に関わる体験の回避の背景にある、変化のアジェンダの確信度と、変化のアジェンダに従った行動の程度を測定可能な尺度を作成した。

研究1の結果は以下の通りである。CAQは変化のアジェンダへの確信度を測定するCAQ-bと、変化のアジェンダに従った行動の程度を測定するCAQ-aによって構成された。学生を対象として調査を実施し、その構造的妥当性、収束的妥当性、再検査信頼性、内的整合性が概ね十分であることが確認された。続いて、対象者を拡大し、社会人を対象として調査を実施した。その結果、学生以外のサンプルにおいても十分な構造的妥当性、内的整合性を示すことを確認した。また、関連が想定される他尺度との相関パターンはサンプル間で類似の結果を示したため、その収束的妥当性も確認された。さらに、臨床群との得点の比較において、想定通りCAQ-bは健常群よりも臨床群で高い得点が見られ、構成概念妥当性が確認された。CAQ-aにおいても、効果量が小さいものの、健常群よりも臨床群で得点が高い傾向が見られた。

CAQによって、変化のアジェンダという体験の回避を動機づけるルールと、ルールに従った行動の程度、つまり体験の回避のルール支配行動に関連する側面をとらえることが可能となった。従来から使用されてきたAAQ-IIとは異なる観点から（より測定対象を絞り込んで）体験の回避をとらえることが可能となり、多面的なアセスメントができるようになった。とくに、ACTによる支援を実施する場面では、まず変化のアジェンダを低減することで治療の文脈を形成する（Hayes & Wilson, 1994; 酒井他, 2013）。そのため、変化のアジェンダに関連するアセスメントが容易になることで、支援を円滑にすすめるための文脈づくりに有用な情

報が提供可能になる。治療初期に重要となる変数が測定できることは、介入計画を立てる上でも有用であるため、CAQの臨床的意義は大きいといえる。

ただし、CAQの反応性に関しては未検討であり、CAQ-aについては臨床群と健常群での間に小さな効果量が示されたものの、得点に有意な差は示されず、十分な構成概念妥当性を確認するには至っていない。今後も調査を継続し、サンプルサイズを増やした検討を実施するとともに、介入による得点の変化（反応性）を検討する必要がある。

第 5 節 研究 2-1

Acceptance Process Questionnaire の作成および信頼性と妥当性の検討

目的

体験の回避は種々の心理行動的問題の維持に関わっているため、その低減が重要となる。とくに新世代の認知行動療法では、体験の回避を低減し、行動レパトリーを拡大するための余地を創り出すために、“アクセプタンス”に焦点を当てる。アクセプタンスは、前述したように体験の回避の代替となる行動的プロセスであり (Blackledge & Hayes, 2001; Hayes et al., 2006; 武藤, 2013), 同次元上の両極にあるものとして理解される (武藤, 2017)。そのため、本来的には、アクセプタンスは体験の回避の「意味的な補集合」であるが、Hayes et al. (2011 武藤他監訳 2014) での定義では、「主体的に進んで接する」という要素が付加されていることが指摘されている (武藤, 2013)。つまり、アクセプタンスには、体験の回避をやめる、すなわち逃避・回避行動を生起させないということだけでなく、接近行動を生起させる、というふたつの側面を有していることになる (武藤, 2013)。

アクセプタンスに基づく認知行動療法には効果があることがさまざまな研究によって示されているが (e.g., Forman et al., 2015; Norton et al., 2015; Veehof et al., 2011; Veehof et al., 2016), その有効性にアクセプタンスの増加 (体験の回避の低減) が関与していることを示すためには、その測定が必要となる。また、上述したように、アクセプタンスが体験の回避と同次元上の両極にあり、さらに付加的な要素を有するのであれば、その付加的な要素を含んだ測定がなされるべきである。

研究 1 では、体験の回避を動機づけるルールである、“変化のアジェン

ダ”との関連から体験の回避をとらえる尺度を作成し、その有用性を検討した。ルールに関連する側面だけでなく、体験の回避と同次元上の逆の極にある行動的プロセスに着目した測定が可能になることも、同様に有用であると考えられる。つまり、体験の回避が低減し、アクセプタンスが増加した結果である“接近行動の増加”をとらえることができれば、新世代の認知行動療法、とりわけ ACT が重視する方向性である、行動レパートリーの拡大に支援が寄与しているか否かを簡便に確認することが可能になると考えられる。

そこで研究 2 では、アクセプタンスを測定する尺度を作成し、その信頼性と妥当性を検討することを目的とする。とくに、介入の操作チェックや効果を検討するために有用なツールの作成を目的として、想定されるアクセプタンスの中長期的結果と、その状態を導きやすいとされる行動内容に焦点を当てる。

方法

対象者と手続き

首都圏の学生に調査を実施した。全 756 名に依頼し、回答に応じた 358 名のうち、不備のあったものを除外した 343 名（男性 121 名、女性 211 名、不明 11 名、年齢（平均 \pm *SD*）20.00 \pm 1.36 歳、不明 23 名、有効回答率 45.37%）のデータを項目分析、因子分析、および信頼性分析に用いた。

また、756 名のうち 432 名には相関分析のための調査を依頼し、回答に応じた 218 名のうち、不備のあったものを除外した 193 名（男性 63 名、女性 127 名、不明 3 名、年齢（平均 \pm *SD*）19.77 \pm 1.36 歳、不明 11 名、有効回答率 44.68%）のデータを用いた。そのため、相関分析

に用いた 193 名のデータは項目分析，因子分析，信頼性分析にも含まれている。

再検査信頼性の検討には，上記調査とは別に 130 名を対象として調査を実施した。再検査の際には，2 週間での生活の変化を 7 段階（「1. まったくない」－「7. 大きく変わった」）で評価することを求めた。解析では，状態の安定性を保証するため，2 回の調査に不備なく回答した 56 名のうち，生活の変化が大きくない（「4. どちらでもない」以下）と回答した 38 名（男性 9 名，女性 29 名，年齢（平均 ± *SD*）20.89 ± 2.57 歳，回答間隔 14.20 ± 1.73 日，有効回答率 29.23%）のデータを解析に用いた。

倫理的配慮

本研究は，早稲田大学「人を対象とする研究に関する倫理委員会」の承認を経て，無記名調査であり，参加は任意であることを協力者に明示して実施された（承認番号：2013-280）。

調査材料

1) Acceptance Process Questionnaire (APQ)

本研究で作成する尺度である。項目を作成するため，アクセプタンスに関する記述が豊富である ACT 関連の書籍（Bach & Moran, 2008 武藤・吉岡・石川・熊野訳 2009; Harris, 2009 武藤訳 2012; Hayes & Smith, 2005 武藤・原井・吉岡・岡嶋訳 2010; Hayes et al., 2011 武藤他訳 2014; Luoma, Hayes, & Walser, 2007 熊野・高橋・武藤訳 2009; Masuda・武藤, 2011a）から，関連する記述を抜粋した。各記述を，第一著者と認知行動療法を 2 年以上学ぶ大学院生 2 名で，行動内容の類似性や想定され

る中長期的結果の共通性に基づいて分類し、ラベルをつけた。分類にはKJ法を用い、全員の同意が得られるまで繰り返すことで評価者間の信頼性を担保した。その後、認知行動療法の実践経験が豊富であり、その理論に精通する研究者に分類内容とラベルの内容的妥当性の確認を求めた(Table 3-9)。

【私的出来事から回避しない選択】は、私的出来事を回避、変容する試みをやめ、それらを感じ取ることを自発的に選択する行動である。それによって、現実の刺激の体験、接触が可能になる（【現実の感受】）。しかし、体験される内容には不快なものも含まれるため、評価や判断といったリアクションが生じてしまう。そこで、反応を意識的に止める【リアクションの停止】をすることで、私的出来事に反応せずに、自身にとって必要な行動を選択する余裕をつくりだすことが可能となる（【行動レパートリーの拡大】）という一連の対応関係を想定した。

項目作成には、Table 3-9 の分類に基づく4下位尺度を想定した。項目は専門用語を用いることなく文章化し、全員の同意が得られたものを採用した。さらに、臨床心理学を専攻する大学生および大学院生30名程度を対象とする予備調査によって文章を修正した上で原項目とし、想定される下位尺度ごとに6項目の計24項目を調査で使用した。回答は、「1. 全くそうではない」、「2. めったにそうではない」、「3. ほとんどそうではない」、「4. ときどきそうである」、「5. たびたびそうである」、「6. たいていそうである」、「7. 常にそうである」の7件法とした。

教示文は、APQと同様に私的出来事との関わり方を測定する尺度（柳原他, 2015）を参考に、「私たちは、自分の内面や外の世界で起こることに対して、色々なかたちで関わっています。以下の文章は、その関わり方を示したものです。それぞれの項目に関して、自分にもっともあては

Table 3-9

Results of Classification and Examples of Text

Behaviors / Results	Examples of text
Behaviors	
私的出来事から 回避しない選択	<p>思考, 感情, 記憶などの私的体験を積極的に受け容れること (Harris, 2009 武藤訳 2012, p. 226)</p> <p>価値づけされた人生の方向に進むことを能動的に意図的に選択しながら 自分の体験全体にオープンであること (Luoma et al., 2007 熊野他訳 2009, p. 31)</p>
リアクションの停止	<p>言語活動の評価を越え, そのまま体験する行動 (Masuda・武藤, 2011a, p. 118)</p> <p>自分の思考と感情をあるがままの状態にしておくこと (Harris, 2009 武藤訳 2012, p. 225)</p>
Results	
現実の感受	<p>ウィリングネスとアクセプタンスとは, (中略) 穏やかで, 優しいスタンス なのです。そのようなスタンスがとれるようになると, 自分の体験を もっとありありと感じられるようになります (Hayes & Smith, 2005 武藤他訳 2010, p. 75)</p> <p>アクセプタンスの過程において私的・内的な経験に直接触れることで, そうした経験に関する思考とのフュージョンが解かれる (Harris, 2009 武藤訳 2012, p. 259)</p>
行動レポーターの 拡大	<p>アクセプタンスの先には常に価値に沿った行動がある (Harris, 2009 武藤訳 2012, p. 241)</p> <p>アクセプタンスによって, クライアントが変えられるようになるものは, クライアント自身が直接変えられるもの, つまり自分自身の顕在的な行 動なのである (Bach & Moran, 2008 武藤他訳 2009, p. 276)</p>

まる程度に○をつけてください。」とした。なお、上述の予備調査において、アクセプタンスに基づく認知行動療法に関する知識の有無に関わらず、教示に関する質問や疑問がないことを確認した。また、本調査時にも質問はなかった。得点が高いほどアクセプタンス傾向が高いことを示す。

2) Acceptance and Action Questionnaire-II (AAQ-II; 木下他, 2008; 嶋他, 2013)

体験の回避を測定する 7 項目の尺度である。7 件法で回答し、得点が高いほど体験の回避傾向が高いことを示す。体験の回避とアクセプタンスは同次元上の両極にあり (武藤, 2017), 代替となる行動的プロセスである (Hayes et al., 2006; 武藤, 2013) ことから、APQ との関連を想定した。

3) Behavioral Activation for Depression Scale (BADS; 高垣他, 2013)

行動活性化および回避の程度を測定する 25 項目の尺度である。4 下位尺度のうち「活性化」と「回避・反すう」下位尺度の 15 項目を用いる。7 件法で回答し、得点が高いほどそれぞれの傾向が高いことを示す。回避・反すうは体験の回避の一例であること、ACT ではアクセプタンスを通して行動活性化を狙うことから、APQ との関連を想定した。

4) Cognitive Fusion Questionnaire (CFQ; 嶋・川井・柳原・熊野, 2016)

認知的フュージョンおよび脱フュージョンを測定する 13 項目の尺度である。7 件法で回答し、得点が高いほど、それぞれの傾向が高いことを示す。本研究では、認知的フュージョンを測定する 7 項目版と、脱フュージョンの下位尺度 4 項目の全 11 項目を用いる。脱フュージョンとアクセプタンスは相互に促進しあい、認知的フュージョンはアクセプタンスを困難にするとされることから (Hayes et al., 2011 武藤他 訳

2014), APQ との関連を想定した。

5) Five Facet Mindfulness Questionnaire (FFMQ; Sugiura, Sato, Ito, & Murakami, 2012)

“特定の方法で注意を向ける一意図的に、今、この瞬間に、価値判断せずに (Kabat-Zinn, 1990)”と定義されるマインドフルネスの要素を測定する 39 項目の尺度である。5 下位尺度のうち、「観察」と「内的体験に反応しないこと」下位尺度の 15 項目を用いる。5 件法で回答し、得点が高いほどそれぞれの傾向が高いことを示す。アクセプタンスは ACT におけるマインドフルネスのプロセスの一構成要素であり (Fletcher & Hayes, 2005), 逃避・回避反応を生起させず (Hayes et al., 2006), 観察反応が安定して生起している状態である (武藤, 2017) という点から、上記下位尺度と APQ との関連を想定した。

分析方法

統計解析ソフト Amos (ver. 24), R (ver. 3.4.1) および SPSS (ver. 24) を用いた。

1) 項目分析

APQ の項目を選定するため、内容を再確認した。また、APQ の 24 項目において、天井効果と床効果 (平均値 \pm $SD > 7, < 1$) の有無を確認し、G-P 分析、I-R 相関分析を実施した。

2) 因子分析

因子パターンを確認するため、対角 SMC 平行分析 (Squared Multiple Correlation) および最小平均偏相関 (MAP: Minimum Average Partial Correlation) により因子数を決定し、最尤法プロマックス回転による探索的因子分析を実施した。基準となる負荷量を .40 と設定し (Ferguson &

Cox, 1993), 基準未満の項目を除外した。同時に, O'Brien, Heppner, Flores, & Bikos (1997) を参考に, 多重負荷の基準を.30として該当項目を除外し, 選定した。なお, 分析に先立ち, KMO サンプリング適正性基準の確認および Bartlett 検定を実施した。

また, 構造的妥当性を確認するため, 各因子から該当する項目が影響を受け, すべての因子間に共分散を仮定したモデルを作成し, 確認的因子分析を実施した。項目確定後, 尺度全体としてアクセプタンスを測定しているといえるかを判断するため, 潜在変数としてのアクセプタンスから各下位尺度が影響を受けるモデルを作成し, 構造方程式モデリングにより適合度を検討した。適合度の基準は, CFI > .90, TLI > .90, RMSEA < .08, SRMR < .08 とした (Vandenberg & Lance, 2000)。

3) 記述統計量の算出

APQ および平行検査の平均値, 標準偏差, 最小値, 最大値を算出した。

4) 信頼性分析

APQ の内的整合性を確認するため, 合計得点および各下位尺度について Cronbach の α 係数を算出した。 α 係数は, .70 以上を採用基準とし, .80 - .90 を十分な値とした (De Vellis, 2012)。また, 再検査信頼性を確認するため, 1 度目から 2 週間の間隔を空けて再調査を実施し, 級内相関係数 (ICC (2, 1)) を算出した。級内相関の基準は, .40 - .59 を Fair, .60 - .74 を Good, .75 以上を Excellent とした (Cicchetti, 1994)。

級内相関係数に加えて, 統計的に意味のある“得点の変化”の指標である Smallest detectable change (SDC) を算出した。

5) 相関分析

APQ の収束的妥当性を確認するため, 関連が想定される尺度との相関係数を算出した。相関の強さの基準は, $|r| < .20$ をごく弱い相関, $.20 \leq$

$|r| < .40$ を弱い相関, $.40 \leq |r| < .70$ を中程度の相関, $|r| > .70$ を強い相関とした (Guilford, 1956)。

APQ と平行検査の関連については, 以下の仮説をたてた。

- a. APQ の合計得点は, AAQ-II, 認知的フュージョン, 回避・反すうとは弱～中程度の負の相関を示し, 脱フュージョン, 活性化, 観察, 内的体験に反応しないこととは弱～中程度の正の相関を示す。
- b. 【行動レパトリの拡大】は, AAQ-II とは中程度の負の相関, 活性化, 内的体験に反応しないこととは中程度の正の相関を示す。
- c. 【現実の感受】は, AAQ-II とは弱～中程度の負の相関, 脱フュージョン, 観察とは弱～中程度の正の相関を示す。
- d. 【私的出来事から回避しない選択】は, AAQ-II とは中程度の負の相関, 観察, 内的体験に反応しないこととは弱～中程度の正の相関を示す。
- e. 【リアクションの停止】は, AAQ-II, 回避・反すうとは中程度の負の相関, 内的体験に反応しないこととは弱～中程度の正の相関を示す。

結果

1) 項目分析

内容を再確認したが, 不適切と判断される項目はなかった。また, すべての項目について天井効果と床効果は認められなかった。

APQ 合計得点の上下 25% で群分けし, G-P 分析により各項目について群間差を検討したところ, すべての項目で有意な差が認められた ($ps < .001$)。また, I-R 相関分析により, 各項目と該当項目以外の項目の合計得点の相関係数を算出したところ, すべての項目で正の相関が示された ($rs = .40 \sim .69$)。

以上の結果より，APQ の原項目は合計得点と対応していると判断し，すべての項目を分析の対象とした。

2) 因子分析

探索的因子分析の実施が適切といえるかを確認するために，KMO サンプルング適正性基準の確認および Bartlett 検定を実施した。KMO は.912 で，Kaiser (1974) の基準では，marvelous に該当した。Bartlett 検定は， $X^2 = 4506.28$ ， $df = 276$ で有意であった ($p < .001$) ため，探索的因子分析が適用可能であると判断した。

続いて，APQ の因子数を検討したところ，対角 SMC 平行分析は 5 因子，MAP は 4 因子を示した。堀 (2005) の提案する対角 SMC 平行分析と MAP の挟み込み法を参照し，解釈可能性の観点から 4 因子パターンが妥当であると判断した。

以上より，因子数を 4 に指定し，最尤法プロマックス回転による探索的因子分析を実行した。因子負荷量が.40 未満および.30 以上で多重負荷している項目を順次削除した結果，第 1 因子 7 項目，第 2～4 因子 4 項目を抽出したが，第 1 因子の項目が多く，すべての因子に想定とは異なる項目が混在していた。

さらに，各因子から該当項目が影響を受け，すべての因子間に共分散を仮定したモデルについて，最尤法による構造方程式モデリングを用いて確認的因子分析を実施したところ，すべてのパス係数が有意であったが ($\beta s = .55 \sim .89$ ， $ps < .001$)，TLI および RMSEA の値が基準未満であり，改善の余地が示された ($X^2 = 449.17$ ， $df = 146$ ， $p < .001$ ， $CFI = .91$ ， $TLI = .89$ ， $RMSEA = .08$ ， $SRMR = .06$)。そのため，多重負荷の基準を.20 とし，継続して探索的因子分析を実行した。

その結果，第 1 因子 4 項目，第 2～4 因子 3 項目の 13 項目が抽出され

た (Table 3-10)。同様のモデルを作成し、確認的因子分析を実施したところ、すべてのパス係数が有意であり ($\beta_s = .62 \sim .90$, $p_s < .001$)、より高い適合度が示された ($X^2 = 148.03$, $df = 59$, $p < .001$, $CFI = .96$, $TLI = .94$, $RMSEA = .07$, $SRMR = .05$)。各因子は Table 3-9 で想定した項目が集まったため、第 1 因子を【行動レパトリの拡大】、第 2 因子を【現実の感受】、第 3 因子を【私的出来事から回避しない選択】、第 4 因子を【リアクションの停止】と命名した。

尺度全体としてアクセプタンスを測定しているといえるかを判断するため、Figure 3-3 に示す高次因子モデルを検討した。分析の結果、すべてのパス係数は有意であり ($p_s < .001$)、適合度指標では十分な値が示されたため、このモデルは採択可能であると判断した。

3) 記述統計量の算出

Table 3-11 に APQ および平行検査の平均値、標準偏差、最小値、最大値をまとめた。

4) 信頼性分析

Cronbach の α 係数は、APQ 合計得点およびすべての下位尺度で $\alpha > .70$ であり、De Villis (2012) での採用基準を満たした。

再検査信頼性については、APQ 合計得点および全下位尺度で ICC (2, 1) $> .40$ であり、Cicchetti (1994) における Fair 以上の基準を満たした。SDC と併せて Table 3-12 に示す。

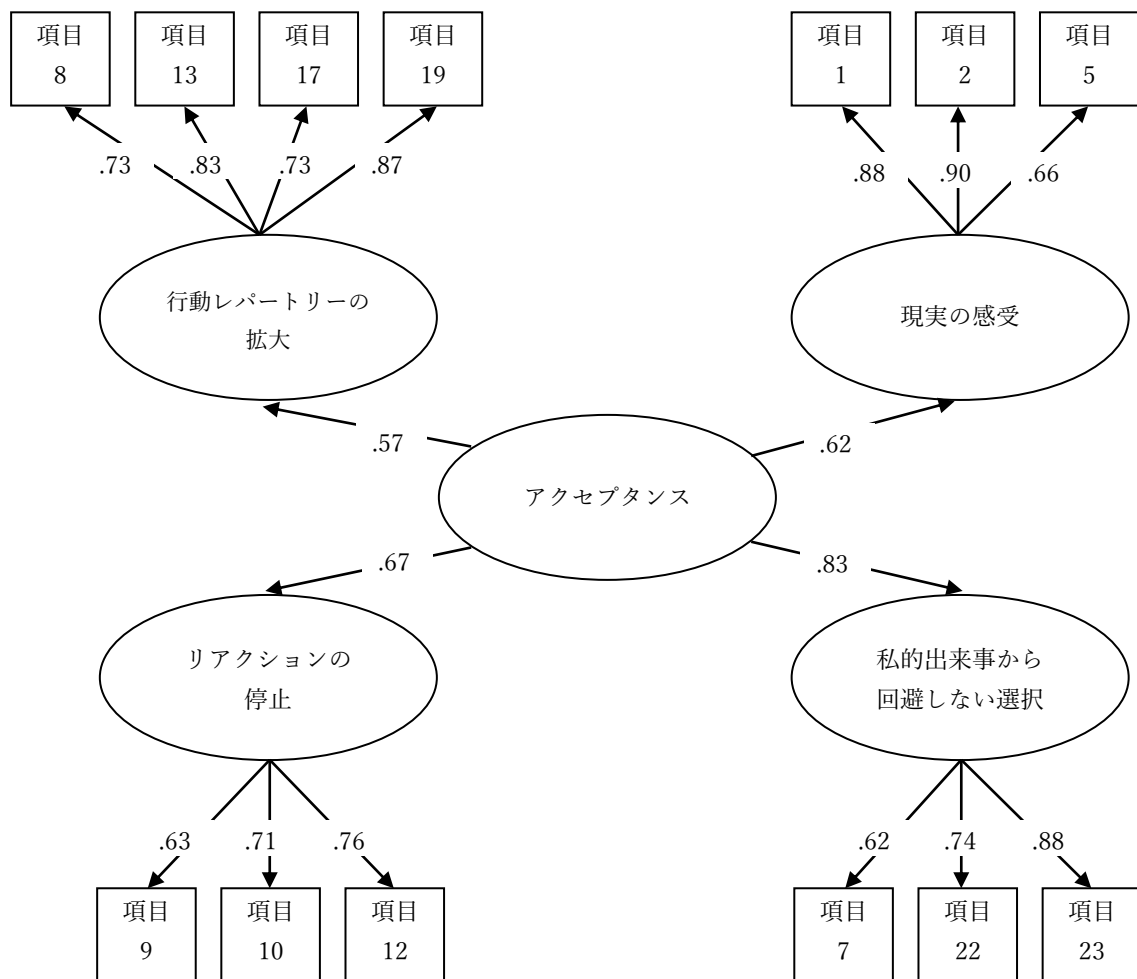
5) 相関分析

APQ 合計得点は AAQ-II と弱い負の相関、脱フュージョン、活性化、内的体験に反応しないことと弱い正の相関を示した。また、観察とはごく弱い正の相関を示した。

【行動レパトリの拡大】は AAQ-II、認知的フュージョンと中程

Table 3-10
Acceptance Process Questionnaire Items and Results of Factor Analysis

	Items	Factor loadings			
		I	II	III	IV
1	感情や感覚を、はっきりと感じられる	.00	.94	-.05	-.03
2	自身の思考や感情を、味わうことができる	.01	.88	.00	.00
3	嫌な感情を持ち続けながらも、必要な行動をとれる	-	-	-	-
4	さまざまな感情を、十分に感じとろうとする	-	-	-	-
5	不快な感情や感覚であっても、鮮明に感じとれる	-.01	.54	.16	.09
6	自分の感情や感覚に気づきやすい	-	-	-	-
7	好ましくない感覚でも、積極的に感じとろうとする	.00	.16	.48	.06
8	不快な思考や感情にとらわれることなく行動できる	.75	-.02	-.10	.13
9	嫌な思考や感情をあるがままにしておこうとする	.01	.02	-.14	.73
10	浮かんで消える思考や感情を、コントロールせずに感じようとする	-.10	.05	.11	.66
11	好ましくない感情や思考をそのままにして、柔軟に行動できる	-	-	-	-
12	感情を変化させたり弱めたりしようとせずに、そのままに感じようとする	.13	-.05	.06	.70
13	不快な感情があっても、それとともに他のことにも注意を向けられる	.82	.00	.01	.00
14	頭に浮かぶ嫌なことを考え続けることなく、受け入れようとする	-	-	-	-
15	嫌な思考や感情を自覚的に感じとろうとする	-	-	-	-
16	頭に浮かんでくる嫌な感情や思考を、抑えこまないようにする	-	-	-	-
17	思考に振り回されずに、今できる行動をとれる	.69	.01	.10	-.03
18	不快な感覚でも、変化させようとせずに受け入れようとする	-	-	-	-
19	嫌な感情や感覚があっても、それだけでなく他のことにも目を向けられる	.88	.02	.02	-.08
20	身体感覚や感情に、敏感に気づく	-	-	-	-
21	瞬間瞬間の自分の体験をありありと感じられる	-	-	-	-
22	浮かんでくる感情や思考を積極的に観察しようとする	.07	.08	.70	-.12
23	不快な思考や感情が湧き出てきても、意識的に感じとろうとする	-.03	-.11	.98	.04
24	不快な感情や思考を我慢するのではなく、進んで体験しようとする	-	-	-	-
Factor correlations		I	II	III	IV
I	行動レパートリーの拡大	-			
II	現実の感受	.34	-		
III	私的出来事から回避しない選択	.46	.51	-	
IV	リアクションの停止	.34	.40	.49	-



$X^2 = 148.25, df = 61, p = .000$
 CFI = .96, TLI = .94, SRMR = .05, RMSEA = .07

Figure 3-3. Results of Structural Equation Modeling of the Acceptance Process Questionnaire.

Table 3-11

Descriptive Statistics of the Acceptance Process Questionnaire and Other Measurements

		Mean	<i>SD</i>	Min.	Max.
	Total	57.93	10.04	21	91
	Expanding behavioral repertoire	17.16	4.35	4	28
APQ	Being receptive to the real world	15.77	3.01	3	21
	Making a choice not to avoid private events	12.96	3.24	6	21
	Stopping reactions	12.04	3.12	3	21
AAQ-II		25.16	7.42	7	48
	Fusion	27.71	7.88	12	49
CFQ	Defusion	15.61	3.83	7	28
	Activation	19.56	8.02	0	42
BADS	Avoidance / Rumination	18.36	7.96	0	44
	Observe	22.44	5.60	8	40
FFMQ	Nonreact	19.84	4.45	9	35

Note. APQ: Acceptance Process Questionnaire; AAQ-II: Acceptance and Action Questionnaire-II; CFQ: Cognitive Fusion Questionnaire; BADS: Behavior Activation for Depression Scale; FFMQ: Five Facet Mindfulness Questionnaire.

Table 3-12
Cronbach' α , ICC, and SDC of the Acceptance Process Questionnaire

	Cronbach' α	[95% CI]	ICC (2, 1)	[95% CI]	SDC
Total	.86	[.84, .88]	.71	[.49, .84]	17.99
Expanding behavioral repertoire	.87	[.85, .89]	.73	[.55, .85]	7.96
Being receptive to the real world	.85	[.82, .88]	.41	[.12, .64]	5.75
Making a choice not to avoid private events	.78	[.74, .82]	.65	[.42, .81]	5.85
Stopping reactions	.75	[.70, .79]	.66	[.44, .81]	5.82

Note. ICC: Intraclass Correlation Coefficient; SDC: Smallest Detectable Change.

度の負の相関，回避・反すうと弱い負の相関，内的体験に反応しないことと中程度の正の相関，脱フュージョン，活性化と弱い正の相関を示した。また，観察とはごく弱い負の相関を示した。

【現実の感受】は AAQ-II と弱い負の相関，脱フュージョンと弱い正の相関を示した。また，回避・反すうと有意傾向のごく弱い負の相関を示した。

【私的出来事から回避しない選択】は脱フュージョンと弱い正の相関を示した。また，活性化，観察，内的体験に反応しないこととごく弱い正の相関，回避・反すうと有意傾向のごく弱い正の相関を示した。

【リアクションの停止】は回避・反すうと有意傾向のごく弱い正の相関を示した。

体験の回避を測定する AAQ-II と，中長期的結果を測定する下位尺度ではどちらも負の相関が示されたが，行動内容を測定する下位尺度とは無相関であるという差異が示された (Table 3-13)。

Table 3-13
Correlations Between the Acceptance Process Questionnaire and Other Measurements

	I			II			III			IV			V		
	Total			Expanding behavioral repertoire			Being receptive to the real world			Making a choice not to avoid private events			Stopping reactions		
	<i>r</i>	[95% CI]	<i>p</i>	<i>r</i>	[95% CI]	<i>p</i>	<i>r</i>	[95% CI]	<i>p</i>	<i>r</i>	[95% CI]	<i>p</i>	<i>r</i>	[95% CI]	<i>p</i>
AAQ-II	-.27	[-.40, -.14]	.00	-.46	[-.57, -.34]	.00	-.21	[-.34, -.07]	.00	.00	[-.14, .14]	.99	.04	[-.11, .18]	.62
Fusion	-.11	[-.25, .03]	.12	-.40	[-.51, -.28]	.00	.01	[-.13, .16]	.84	.11	[-.03, .25]	.14	.08	[-.06, .22]	.27
Defusion	.35	[.22, .47]	.00	.37	[.24, .49]	.00	.24	[.10, .37]	.00	.28	[.14, .40]	.00	.05	[-.09, .19]	.50
Activation	.25	[.11, .38]	.00	.32	[.19, .44]	.00	.07	[-.07, .21]	.32	.17	[.03, .31]	.02	.10	[-.05, .23]	.19
BADS Avoidance/ Rumination	-.06	[-.20, .09]	.44	-.20	[-.33, -.06]	.01	-.13	[-.26, .02]	.08	.12	[-.02, .26]	.09	.15	[.01, .28]	.04
Observe	.15	[.01, .29]	.03	.17	[.03, .30]	.02	.07	[-.07, .21]	.33	.16	[.01, .29]	.03	.03	[-.11, .17]	.70
Nonreact	.31	[.18, .44]	.00	.51	[.39, .61]	.00	.05	[-.09, .19]	.47	.16	[.02, .29]	.03	.10	[-.05, .23]	.19
I	-														
II	.71	[.63, .77]	.00												
III	.73	[.66, .79]	.00	.27	[.14, .40]	.00									
IV	.73	[.66, .79]	.00	.35	[.22, .47]	.00	.44	[.31, .54]	.00						
V	.63	[.53, .71]	.00	.22	[.08, .35]	.00	.32	[.19, .44]	.00	.36	[.23, .48]	.00			

Note. AAQ-II: Acceptance and Action Questionnaire-II; CFQ: Cognitive Fusion Questionnaire; BADS: Behavior Activation for Depression Scale; FFMQ: Five Facet Mindfulness Questionnaire.

考察

研究 2-1 では、想定されるアクセプタンスの中長期的結果と、その状態を導きやすいとされる行動内容に焦点を当てて、アクセプタンスを測定する尺度を作成し、その信頼性と妥当性を検討することを目的とした。

因子分析の結果、4 因子パタンの全 13 項目が抽出された。4 つの因子には、アクセプタンスを整理した段階 (Table 3-9) で想定された、ふたつの行動内容およびふたつの中長期的結果のそれぞれに対応する項目が集まった。また、APQ は十分な適合度を示し、アクセプタンスの【行動レパトリの拡大】と【現実の感受】という中長期的結果と、【私的出来事から回避しない選択】と【リアクションの停止】という行動内容を測定可能であることが示された。

各因子の α 係数は .75~.87 の値を取り、十分な内的整合性を有することが示された。再検査信頼性については、合計得点およびすべての下位尺度で Cicchetti (1994) における Fair 以上の基準を満たしたものの、【現実の感受】では $ICC(2, 1) = .41$ であり、再検査信頼性には課題を残す結果となった。本研究では十分なサンプルサイズの確保ができておらず、再検査信頼性の推定値は信頼区間幅が広く不確実性が高いため、慎重な解釈が必要となる。

相関分析では、APQ 合計得点と、認知的フュージョン、回避・反すうとの間には相関が示されなかったが、体験の回避との間に負の相関、脱フュージョン、活性化、内的体験に反応しないこととの間に正の相関が示され、ごく弱い関連ではあるものの観察とも正の相関が示された。一部を仮説通りではない結果ではあったものの、概ね仮説通りとなり、収束的妥当性が示された。ただし、下位尺度ごとでは仮説通りとならなかった部分も多く、課題も残された。相関分析の結果からは、それぞれの

下位尺度について十分な妥当性を確認するには至らなかったものの、これらの下位尺度は作成過程から内容的妥当性は担保されており、Figure 3-3 が示すように、それぞれがアクセプタンスの行動内容および中長期的結果を測定していると考えられる。さらに、APQ は外的基準尺度の項目にはない「“ネガティブな私的出来事に対する”観察」、 「“意識的な”リアクションの停止」、 「“ネガティブな私的出来事が存在するなかでの”活動」を反映する項目で構成されている。そのため、既存尺度と関連が弱いということは、それぞれがアクセプタンス特有の行動内容および中長期的結果を測定している可能性がある。

また、各下位尺度で相関パターンが異なった点から、それぞれがアクセプタンスの異なる要素を測定できている可能性が示されたといえる。とくに、アクセプタンスとは同次元上の両極の関係にある体験の回避を測定する AAQ-II との間には、中長期的結果下位尺度では負の相関が示されたが、行動内容下位尺度では相関が示されなかった。以上の結果より、中長期的結果と行動内容についての弁別ができた可能性がある。

AAQ-II との関連が想定よりも弱かった点については、AAQ-II が体験の回避を含むものの、より広い ACT 関連のプロセスを測定しているという点 (Chawla & Ostafin, 2007) が影響を与えた可能性がある。今後は、研究 1-1 で言及した通り、MEAQ (Gómez et al., 2011) など、体験の回避を測定する際に使用が推奨される (Rochefort et al., in press) 他の尺度を用いた検討が有用であると考えられる。

その他の課題としては、本研究では学生のみを対象としており、偏ったサンプルを対象としている点が挙げられる。今後は、研究 1-2, 1-3 と同様に、異なる年齢のサンプルや、臨床群などを対象として調査を実施し、データを蓄積する必要がある。

第 6 節 研究 2-2

Acceptance Process Questionnaire の信頼性および妥当性の検討

— 社会人サンプルを対象として —

目的

研究 2-1 で APQ が開発されたが、対象が学生のみと限定されていた点が課題として挙げられた。そこで、研究 2-2 では社会人を対象とした調査を実施し、尺度の特性を検討することを目的とする。

これまでも言及している通り、体験の回避は言語を使用可能な人間一般に認められる行動であり (Hayes et al., 2011 武藤他訳, 2014), アクセプタンスは体験の回避と同次元上の逆の極のプロセスである。研究 1-2 と同様に、社会に適応できていると想定される学生と社会人の間には、所属する集団や社会経験の差があるものの、体験の回避の程度に著しく影響を与えるような環境的差異はないと想定した。したがって、少なくとも平均得点には差は認められず、研究 2-1 と類似の結果が示されることを想定した。

方法

対象者と手続き

社会人を対象として調査を実施した。機縁法と SNS での告知により回答者を募集した。年齢層を広げて調査を実施することを目的としたため、4 年制大学卒業時相当の年齢である 23 歳以上の社会人を募った。なお、研究 2-2 は研究 1-2 と同時に実施している。

回答に応じた 293 名のうち、22 歳以下の 15 名の回答を除外した 278 名 (男性 100 名, 女性 176 名, 不明 2 名, 年齢 (平均 \pm *SD*) 39.61 \pm 12.22

歳，不明 1 名，範囲 23-78 歳，有効回答率 94.88%) を解析の対象とした。

また，得点の差異を比較する対象として，研究 2-1 における学生 343 名（男性 121 名，女性 211 名，不明 11 名，年齢（平均 \pm *SD*) 20.00 \pm 1.36 歳，不明 23 名）の回答を解析に用いた。

倫理的配慮

本研究は早稲田大学「人を対象とする研究に関する倫理審査委員会」の承認を得て，無記名調査であること，得られたデータは統計的に処理されること，参加は任意であることを明示して実施された（承認番号：2017-HN009）。

調査材料

研究 2-1 と同様の 5 尺度を用いた。

1) APQ

アクセプタンスを測定する 4 下位尺度 13 項目の尺度である。7 件法で回答し，得点が高いほどアクセプタンス傾向が高いことを示す。

2) AAQ-II (木下他, 2008; 嶋他, 2013)

体験の回避を測定する 7 項目の尺度である。7 件法で回答し，得点が高いほど体験の回避傾向が高いことを示す。

3) BADS (高垣他, 2013)

行動活性化および回避の程度を測定する 25 項目の尺度である。4 下位尺度のうち「活性化」と「回避・反すう」下位尺度の 15 項目を用いる。7 件法で回答し，得点が高いほどそれぞれの傾向が高いことを示す。

4) CFQ (嶋他, 2016)

認知的フュージョンおよび脱フュージョンを測定する 13 項目の尺度である。7 件法で回答し、得点が高いほど、それぞれの傾向が高いことを示す。本研究では、認知的フュージョンを測定する 7 項目版と、脱フュージョンの下位尺度 4 項目の全 11 項目を用いる。

5) FFMQ (Sugiura et al., 2012)

“特定の注意を向ける一意図的に、今、この瞬間に、価値判断せずに (Kabat-Zinn, 1990)”と定義されるマインドフルネスの要素を測定する 39 項目の尺度である。5 下位尺度のうち、「観察」と「内的体験に反応しないこと」下位尺度の 15 項目を用いる。5 件法で回答し、得点が高いほどそれぞれの傾向が高いことを示す。

分析方法

統計解析ソフト Amos (ver. 24) および R (ver. 3.4.1) を用いた。

1) 確認的因子分析

異なるサンプルでも APQ の構造的妥当性が確認されるか否かを検討するために、確認的因子分析を実施した。潜在変数としてのアクセプタンスから各下位尺度が影響を受けるモデルを作成した。適合度の基準は、研究 2-1 と同様に $CFI > .90$, $TLI > .90$, $RMSEA < .08$, $SRMR < .08$ とした (Vandenberg & Lance, 2000)。

2) 記述統計量の算出

APQ および並行検査の平均値、標準偏差、最小値、最大値を算出した。

3) 信頼性分析

APQ の内的整合性を確認するため、各尺度について Cronbach の α 係数を算出した。 α 係数は、.70 以上を採用基準とし、.80 - .90 を十分な値とした (De Vellis, 2012)。

4) 相関分析

APQ の収束的妥当性を確認するため、関連が想定される概念を測定する他尺度との相関係数を算出した。相関の強さの基準は、 $|r| < .20$ をごく弱い相関、 $.20 \leq |r| < .40$ を弱い相関、 $.40 \leq |r| < .70$ を中程度の相関、 $|r| > .70$ を強い相関とした (Guilford, 1956)。また、研究 2-1 で得られた学生群における結果を参照し、学生群と社会人群での相関係数の差の検定を実行した。

相関の強さは研究 2-1 と同程度であると想定した。

APQ 合計得点は AAQ-II と弱い負の相関、脱フュージョン、活性化、内的体験に反応しないことと弱い正の相関を示すと想定した。

【行動レパトリの拡大】は AAQ-II、認知的フュージョンと中程度の負の相関、回避・反すうと弱い負の相関、内的体験に反応しないことと中程度の正の相関、脱フュージョン、活性化と弱い正の相関を示すと想定した。

【現実の感受】は AAQ-II と弱い負の相関、脱フュージョンと弱い正の相関を示すと想定した。また、回避・反すうとはごく弱い負の相関を示すと想定した。

【私的出来事から回避しない選択】は脱フュージョンと弱い正の相関、観察、内的体験に反応しないこととごく弱い、もしくは弱い正の相関を示すと想定した。また、活性化とはごく弱い正の相関を示すと想定した。

【リアクションの停止】は、研究 1-1 と同様に、平行検査との相関は認められないと想定した。

5) 独立サンプルの t 検定

学生サンプルとの得点の差異を検討するために、独立サンプルの t 検定を実施した。学生群と社会人群では得点に有意な差がないことを想定

した。なお、本分析では効果量 g を算出したが、その大きさの評価は、 $|g| > .20$ を小、 $|g| > .50$ を中、 $|g| > .80$ を大とした (Cohen, 1992)。

結果

1) 確認的因子分析

潜在変数としてのアクセプタンスから各下位尺度が影響を受けるモデルについて、最尤法による構造方程式モデリングを用いて確認的因子分析を実施した。その結果、すべてのパス係数が有意であった。また、それぞれの適合度は、すべて基準を満たす値であった (Figure 3-4)。

2) 記述統計量の算出

Table 3-14 に APQ および並行検査の平均値、標準偏差、最小値、最大値をまとめた。

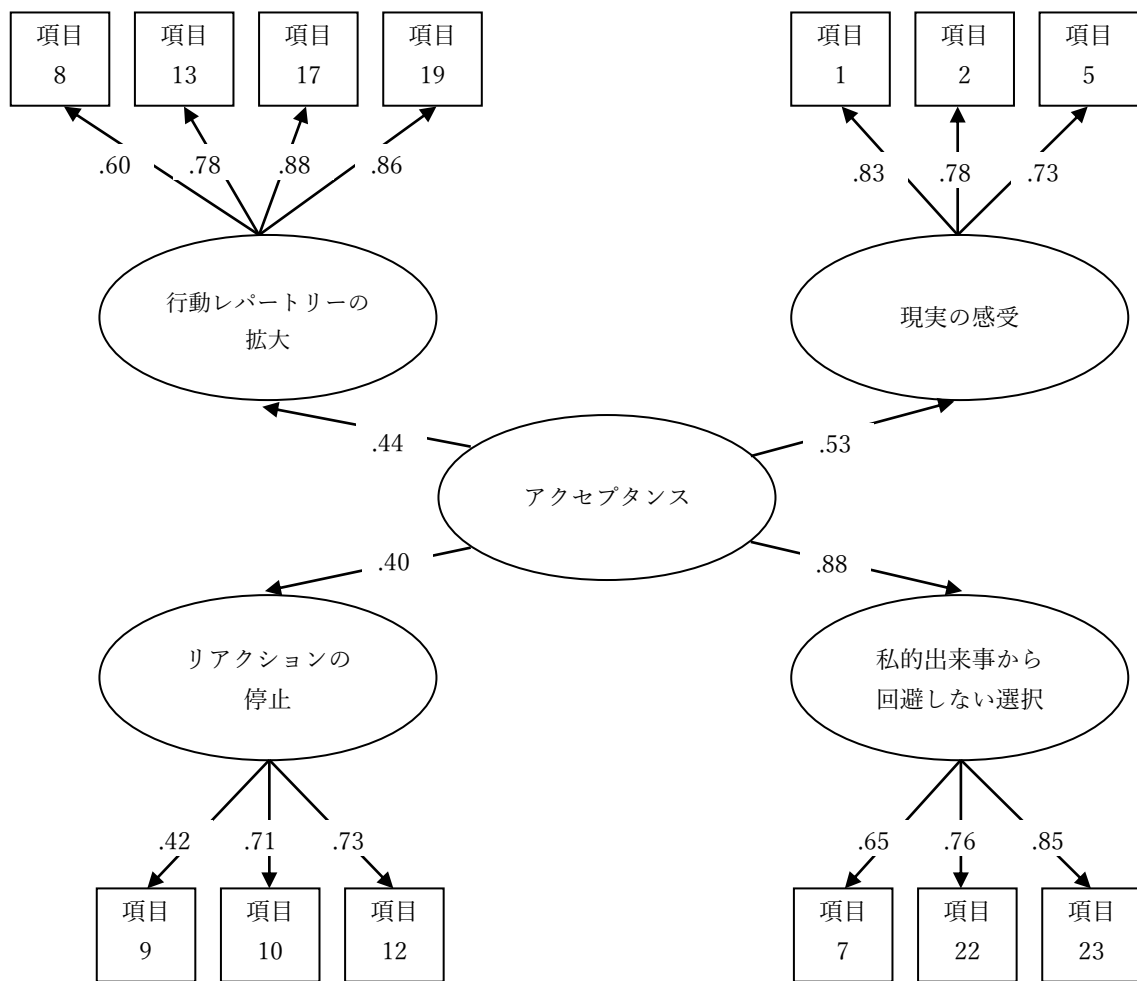
3) 信頼性分析

Cronbach の α 係数は、APQ 合計得点および【リアクションの停止】を除くすべての下位尺度では $\alpha > .70$ であり、De Villis (2012) での採用基準を満たした。【リアクションの停止】は $\alpha = .65$ と基準を下回った (Table 3-15)。

4) 相関分析

APQ 合計得点は AAQ-II、認知的フュージョン、回避・反すうと弱い負の相関、脱フュージョン、観察と弱い正の相関、活性化、内的体験に反応しないことと中程度の正の相関を示した。

【行動レパトリの拡大】は、AAQ-II、認知的フュージョンと中程度の負の相関、回避・反すうと弱い負の相関、内的体験に反応しないことと中程度の正の相関、脱フュージョン、活性化と弱い正の相関、観察とごく弱い正の相関を示した。



$X^2 = 135.36, df = 61, p = .000$
 CFI = .95, TLI = .93, SRMR = .07, RMSEA = .07

Figure 3-4. Results of Structural Equation Modeling of the Acceptance Process Questionnaire.

Table 3-14

Descriptive Statistics of the Acceptance Process Questionnaire and Other Measurements

		Mean	<i>SD</i>	Min.	Max.
	Total	57.31	10.49	26	84
	Expanding behavioral repertoire	16.53	5.04	4	27
APQ	Being receptive to the real world	16.02	3.37	3	21
	Making a choice not to avoid private events	13.62	3.74	4	21
	Stopping reactions	11.14	3.51	3	21
AAQ-II		23.18	9.53	7	49
	Fusion	27.06	9.38	7	48
CFQ	Defusion	22.67	4.65	9	35
	Activation	25.90	8.06	2	42
BADS	Avoidance / Rumination	22.05	8.37	2	44
	Observe	26.66	6.12	8	40
FFMQ	Nonreact	21.99	4.70	9	35

Note. APQ: Acceptance Process Questionnaire; AAQ-II: Acceptance and Action Questionnaire-II; CFQ: Cognitive Fusion Questionnaire; BADS: Behavior Activation for Depression Scale; FFMQ: Five Facet Mindfulness Questionnaire.

Table 3-15
Cronbach' α of the Acceptance Process Questionnaire

	Cronbach' α	[95% CI]
Total	.81	[.78, .84]
Expanding behavioral repertoire	.86	[.83, .88]
Being receptive to the real world	.83	[.79, .86]
Making a choice not to avoid private events	.79	[.74, .83]
Stopping reactions	.65	[.57, .72]

【現実の感受】は活性化と中程度の正の相関，観察，内的体験に反応しないことと弱い正の相関，AAQ-II，認知的フュージョン，回避・反すうとごく弱い正の相関を示した。

【私的出来事から回避しない選択】は AAQ-II と弱い負の相関，認知的フュージョンと有意傾向のごく弱い負の相関，活性化と中程度の正の相関，脱フュージョン，観察，内的体験に反応しないことと正の相関を示した。

【リアクションの停止】は，内的体験に反応しないこととごく弱い正の相関，観察と有意傾向のごく弱い正の相関を示した（Table 3-16）。

また，群間での相関係数の差について検討した結果を Table 3-17 に示す。相関係数に差が示された（有意傾向を含む）のは 35 ペアのうち 18 箇所であり，うち 13 箇所で社会人群の方が相関係数の絶対値が大きかった。

5) 独立サンプルの t 検定

分析の結果を Table 3-18 に示す。APQ の合計得点および【現実の感受】では両群で有意な差は示されなかった。【行動レパトリの拡大】では，有意傾向で学生群の得点が高かったが，効果量は示されなかった。【私的出来事から回避しない選択】では社会人群の得点が有意に高く，【リアクションの停止】では学生群の得点が有意に高かったが，効果量は小さい値 ($g \leq .26$) であった。

Table 3-16
Correlations Between the Acceptance Process Questionnaire and Other Measurements

	I		II		III		IV		V	
	Total		Expanding behavioral repertoire		Being receptive to the real world		Making a choice not to avoid private events		Stopping reactions	
	<i>r</i>	[95% CI]	<i>r</i>	[95% CI]	<i>r</i>	[95% CI]	<i>r</i>	[95% CI]	<i>r</i>	[95% CI]
AAQ-II	-.39	[-.49, -.29]	.00	[-.56, -.38]	.00	[-.30, -.07]	.00	[-.35, -.12]	.00	[-.17, .06]
Fusion	-.37	[-.46, -.26]	.00	[-.58, -.41]	.00	[-.30, -.08]	.00	[-.23, .00]	.06	[-.19, .05]
Defusion	.23	[.12, .34]	.00	[.18, .38]	.00	[-.03, .20]	.14	[.09, .31]	.00	[-.11, .13]
Activation	.49	[.39, .57]	.00	[.28, .48]	.00	[.30, .50]	.00	[.32, .52]	.00	[-.05, .19]
BADS Avoidance/ Rumination	-.26	[-.36, -.14]	.00	[-.45, -.25]	.00	[-.23, -.00]	.05	[-.19, .04]	.19	[-.18, .06]
Observe	.29	[.18, .40]	.00	[.01, .23]	.03	[.13, .35]	.00	[.22, .43]	.00	[-.01, .22]
Nonreact	.50	[.40, .58]	.00	[.52, .67]	.00	[.09, .32]	.00	[.15, .37]	.00	[.03, .26]
I	-									
II	.74	[.68, .74]	.00	-						
III	.64	[.56, .70]	.00	[.18, .40]	.00	-				
IV	.75	[.69, .80]	.00	[.23, .44]	.00	.42	[.32, .52]	.00	-	
V	.52	[.43, .60]	.00	[.01, .24]	.03	.07	[-.05, .19]	.23	[.16, .38]	.00

Note. AAQ-II: Acceptance and Action Questionnaire-II; CFQ: Cognitive Fusion Questionnaire; B.ADS: Behavior Activation for Depression Scale; FFMQ: Five Facet Mindfulness Questionnaire.

Table 3-17
Difference of Correlations Between Worker and Student Samples

	I		II		III		IV		V	
	<i>z</i>	<i>p</i>	<i>z</i>	<i>p</i>	<i>z</i>	<i>p</i>	<i>z</i>	<i>p</i>	<i>z</i>	<i>p</i>
Total										
AAQ-II	1.66	.10	0.16	.87	0.26	.80	3.02	.00	1.11	.27
Fusion	3.43	.00	1.55	.12	2.49	.01	2.72	.01	1.85	.06
Defusion	1.62	.11	1.32	.17	1.91	.06	1.05	.29	0.49	.62
Activation	3.46	.00	0.84	.40	4.36	.00	3.40	.00	0.37	.71
BADS Avoidance/ Rumination	2.54	.01	2.01	.04	0.13	.90	2.48	.01	2.60	.01
Observe	1.82	.07	0.50	.61	2.28	.02	2.24	.03	0.99	.32
FFMQ Nonreact	2.82	.00	1.61	.11	2.01	.04	1.29	.20	0.63	.53

Note. AAQ-II: Acceptance and Action Questionnaire-II; CFQ: Cognitive Fusion Questionnaire; BADS: Behavior Activation for Depression Scale; FFMQ: Five Facet Mindfulness Questionnaire.

Table 3-18

Differences about Acceptance Process Questionnaire Scores between Worker and Student Samples

	Worker		Student		Difference	<i>p</i>	<i>g</i>
	(n = 278)		(n = 343)				
	Mean	<i>SD</i>	Mean	<i>SD</i>			
Total	57.31	10.49	57.93	10.04	0.62	.42	.06
Expanding behavioral repertoire	16.53	5.04	17.16	4.35	0.63	.07	.14
Being receptive to the real world	16.02	3.37	15.77	3.01	0.25	.48	.06
Making a choice not to avoid private events	13.62	3.74	12.96	3.24	0.66	.01	.20
Stopping reactions	11.14	3.51	12.04	3.12	0.90	.00	.26

考察

研究 2-2 では社会人を対象とした調査を実施し、尺度の特性を検討することを目的とした。

確認的因子分析および信頼性分析の結果、十分な構造的妥当性が示され、異なるサンプル間で同様の結果が示された。内的整合性については、【リアクションの停止】で基準を下回る結果であったが、それ以外の下位尺度では基準を満たした。

相関分析では、仮説と異なる関連性が示された部分も認められたが、APQ と平行検査が測定する概念の関係性について、学生サンプルで示されたものよりも多くの組み合わせで、より強い相関が示されるといったものであった。また、全体的な相関パターンは学生サンプルと同様であった。また、独立サンプルの t 検定の結果、得点に差異が認められる下位尺度も認められたものの、その効果量は小さい値であった。合計得点においては群間で差異は示されなかったため、少なくとも合計得点においては実質的な差異はないと判断可能である。

学生群と社会人群で相関係数に差が認められた箇所については、研究 1-2 と同様に、社会経験の差の影響が考えられる。ただし、本研究からはその要因を特定することはできないため、今後の検討が必要である。

研究 2-2 では、対象者を広げて調査を実施し、APQ が学生以外の対象者にも使用可能であることを確認した。体験の回避が言語を使用可能な人間一般に認められる (Hayes & Wilson, 1994) ことをふまえて、同一次元の逆の極に位置するアクセプタンスを測定する APQ については、その適用対象となりうる (言語に関わる問題が生じる可能性のある) 学生や社会人を対象として調査を実施してきた。しかし、研究 2-1 および研究 2-2 での対象は健康な者に限られている。CAQ と同様に、APQ の

臨床的な有用性を検討する上では、健常群だけでなく臨床群を対象とする必要がある。とくに、臨床群では、体験の回避の程度が強く、アクセプタンスの程度については弱いことが想定されるため、その得点の差異について検討することは、APQの構成概念妥当性を確認する上では必須の過程であると考えられる。

第 7 節 研究 2-3

Acceptance Process Questionnaire の妥当性の検討

— 臨床群との比較 —

目的

研究 2-1, 2-2 を通して, APQ が幅広い年齢層を対象に使用可能であることが確認された。研究 2-3 では, 臨床群を対象とした調査を実施する。健常群との比較において, 臨床群は APQ 得点が低いことが想定されるため, 両群間に得点差があるか否かを比較することで, APQ の構成概念妥当性を検討することを目的とする。なお, 研究 1-3 と同様に, 体験の回避が言語を使用可能な人間一般に認められる (Hayes & Wilson, 1994), 診断横断的な概念である (Hayes et al., 1996) ことをふまえ, 対象となる疾患は限定せずに調査を実施した。

方法

対象者と手続き

心療内科においてカウンセリング導入となった 13 名 (男性 2 名, 女性 11 名, 年齢 (平均 \pm *SD*) 37.54 \pm 13.39 歳) と研究 2-1 の学生および研究 2-2 の社会人の健常群 621 名 (男性 221 名, 女性 387 名, 不明 13 名, 年齢 (平均 \pm *SD*) 29.10 \pm 12.89 歳, 不明 24 名) のデータを用いて解析を実施した。なお, 臨床群の主診断の内訳は, 広場恐怖症が 6 名 (37.50%), うつ病が 4 名 (25.00%), 双極 II 型障害, 社交不安症, 全般性不安症, 睡眠障害がそれぞれ 1 名 (6.25%) であった。

倫理的配慮

本研究は早稲田大学「人を対象とする研究に関する倫理審査委員会」の承認を得て、得られたデータは統計的に処理されること、参加は任意であることを明示して実施された（承認番号：2016-036）。

調査材料

APQ

アクセプタンスを測定する 4 下位尺度 13 項目の尺度である。7 件法で回答し、得点が高いほどアクセプタンス傾向が高いことを示す。

分析方法

統計解析ソフト R (ver. 3. 4. 1) を用いた。

独立サンプルの t 検定

APQ の構成概念妥当性を検討するために、独立サンプルの t 検定を実施した。臨床群は健常群と比較して、APQ 合計得点および各下位尺度得点が有意に低いことを想定した。ただし、行動内容下位尺度については、健常群であっても“意図的”に不快な私的出来事と接触することが多いとは考えづらいため、その差（効果量）が小さい可能性も想定した。

なお、本分析でも研究 1-3 と同様に効果量 g を算出したが、その大きさの評価は、 $|g| > .20$ を小、 $|g| > .50$ を中、 $|g| > .80$ を大とした（Cohen, 1992）。

結果

独立サンプルの t 検定

分析の結果を Table 3-19 に示す。APQ 合計得点では臨床群が健常群群よりも有意に得点が低く、中程度の効果量が示された。【行動レポート

リーの拡大】では臨床群は健常群よりも有意に得点が低く，大きな効果量が示された。【現実の感受】では臨床群と健常群の間に有意な差はなかったが，小さな効果量が示された。【私的出来事から回避しない選択】では有意傾向で臨床群が健常群よりも得点が低く，中程度の効果量が示された。【リアクションの停止】では臨床群と健常群の間には有意な差は示されなかったが，小さい効果量が示された。

Table 3-19

Differences about Acceptance Process Questionnaire Scores between Non-Clinical and Clinical Samples

	Non-clinical		Clinical		Difference	<i>p</i>	<i>g</i>
	<i>(n = 621)</i>		<i>(n = 13)</i>				
	Mean	<i>SD</i>	Mean	<i>SD</i>			
Total	57.66	10.24	49.69	8.04	7.97	.01	.78
Expanding behavioral repertoire	16.88	4.68	13.08	5.20	3.80	.00	.81
Being receptive to the real world	15.88	3.18	14.54	3.99	1.34	.13	.42
Making a choice not to avoid private events	13.26	3.49	11.46	2.82	1.80	.07	.52
Stopping reactions	11.64	3.33	10.62	4.17	1.02	.28	.31

考察

研究 2-3 では、臨床群を対象とした調査を実施し、健常群との得点の差を検討することで、APQ の構成概念妥当性を確認することを目的とした。

分析の結果、APQ 合計得点および【行動レパトリの拡大】については、想定した通り臨床群で有意に得点が低いことが示された。一方で、【現実の感受】、【私的出来事から回避しない選択】、【リアクションの停止】では臨床群と健常群での差はないか有意傾向であり、効果量も小～中程度であった。ただし、行動内容下位尺度である【私的出来事から回避しない選択】および【リアクションの停止】は、事前に想定したように、健常群であっても“意図的”に不快な私的出来事と接触することが多いとは考えづらいため、本研究にて得られた結果は理解可能なものともいえる。

【行動レパトリの拡大】については不快な私的出来事がありつつも「その他の行動ができる」という内容になっており、不快な私的出来事自体への接近については強調されていないが、【現実の感受】では、不快な私的出来事への接近そのものを強調する項目で構成される。不快な私的出来事に接近できている状態というのは、健常群であっても難しい可能性もあるため、本研究の結果のみから当該下位尺度が妥当でないと判断することは尚早であると考ええる。

研究 2-3 の結果、効果量が小さいものもあるが、臨床群で健常群よりも得点が低い傾向が認められたことは、APQ の妥当性を示す根拠のひとつとなりうる。ただし、上述したように、健常群であっても“意図的”に不快な私的出来事と接触することは困難である可能性を考慮すると、群間の比較のみではなく、介入によって得点に変化するか否かを検討する

ことが必要となる。

最後に、研究 2-3 の課題点をまとめる。本研究で解析対象となった臨床群は 13 名と少ないため、今後も調査を継続し、サンプルサイズを増やした検討が必要になる。また、前述したように、反応性については未検討である。

今後は体験の回避を低減させ、アクセプタンスを増加させる介入によって得点が上昇するか否かを確認することで、反応性に関する知見を蓄積していく必要がある。とくに、APQ では行動内容と中長期的結果の測定を意図していることから、下位尺度ごとに変化の時期に差異が生じる（行動内容下位尺度が増加し、続いて中長期的結果下位尺度が増加する）ことが想定される。介入による得点の変化の時期が想定したとおりの順序を示すか否かについて検討することも、構成概念妥当性を確認するために有用と考えられる。

第 8 節 研究 2 総合考察

研究 1 では体験の回避に関わるルールに着目したが、研究 2 では、体験の回避と同次元上の行動的プロセスに着目した。そこで、体験の回避とは逆の極に位置する行動的プロセスである、“アクセプタンス”の行動内容と中長期的結果を測定する尺度を作成し、その信頼性と妥当性を検討することを目的とした。

研究 2 を通して、APQ が作成され、その行動内容と中長期的結果を測定することが可能となった。アクセプタンスが測定可能になったことで、体験の回避という次元を両方の極からとらえることが可能となり、体験の回避に関わるプロセスを多面的にとらえられるようになった。

アクセプタンスは機能的なプロセス（機能クラス）であり、不快なものも含む私的出来事に接近することで、長期的には生活が豊かになるという結果を引き出す行動群を指す（武藤, 2013）。つまり、アクセプタンスは行動の形態ではなく、その機能（結果）によって定義されるものである。したがって、APQ で採用した“中長期的結果”を測定するという発想は、アクセプタンスの程度を測定するにあたって適当なものであったといえる。一方で、APQ では行動内容についても測定を試みており、それは行動の形態に相当する。臨床場面ではアクセプタンスを促す（回避・逃避反応を生起させない）ために、私的出来事の内容を判断することなく受け入れ、“思い込み”にとらわれることなく現実を観察し、今この瞬間に焦点を当てることを実践する（Robins, Schmidt, & Linehan, 2004）。上述のような行動の頻度が増加する、つまり行動内容下位尺度得点が増加することでアクセプタンスが生起する確率が高まると考えられるため、アクセプタンスに至りやすいと想定される行動の形態を測定できることは、臨床的には意義のあることと考えられる。

APQは臨床的に有用な尺度であると考えられるものの、その他の課題も残されている。とりわけ、反応性については検討ができておらず、十分な構成概念妥当性を確認できているとは言い難い。サンプルサイズを増やした検討を実施するとともに、介入による得点の変化を検討する必要がある。

第 9 節 第 3 章総合考察

第 3 章では，研究 1 および研究 2 を通して体験の回避に関わる行動的プロセスを測定する尺度を作成した。研究 1 では体験の回避の背景にある，変化のアジェンダに着目し，変化のアジェンダ（ルール）への確信度と，それに従った行動の程度，つまりルール支配行動としての体験の回避を測定する CAQ を作成した。研究 2 では，体験の回避と同次元上の逆の極に位置する行動的プロセスであるアクセプタンスに着目し，その行動内容と中長期的結果の観点から測定する APQ を作成した。

CAQ および APQ は，従来使用されてきた AAQ-II よりも測定対象を絞り込んだ点に意義がある。前述の通り，体験の回避の測定に用いられてきた AAQ は，体験の回避を含む，より広いプロセスを測定していることも指摘されている（Chawla & Ostafin, 2007）。研究 1 において作成された CAQ は，AAQ が測定するプロセスの中でも，変化のアジェンダ，および変化のアジェンダとの関連からみた，ルール支配行動としての体験の回避を測定している。また APQ は，AAQ が測定するプロセスの中でも，体験の回避と同次元上の逆の極に位置する，アクセプタンスに焦点を当てて測定している。以上の尺度の関係は，Figure 3-5 のようになり，それぞれが測定する対象には差異があると考えられる。

以上のように，体験の回避について，さまざまな側面からその程度を測定する尺度が開発された。多面的なアセスメントが可能になり，本研究で作成された尺度の臨床的意義は大きいといえる。また，変化のアジェンダとアクセプタンスに関する尺度が開発されたことで，ACT の 6 つの行動的プロセスを測定する尺度が網羅され（土井他，2017；土井他，2014；川井他，2016；齋藤他，2017；柳原他，2015），臨床場面で使用可能なツールが拡充された。

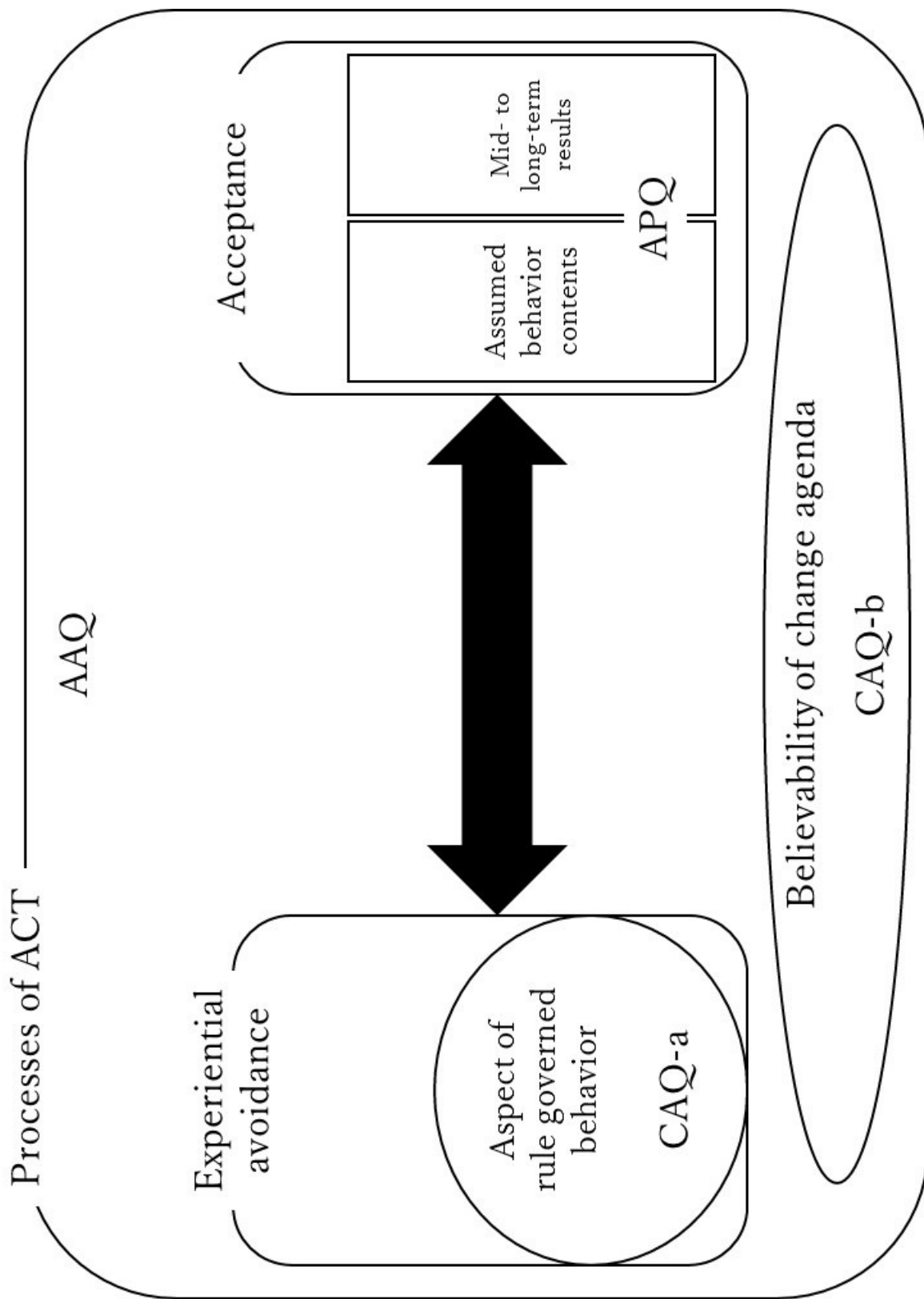


Figure 3-5. Difference of measurement object of each scale.

第3章で作成を試みたアセスメント法である質問紙は、低コストで手軽に実施可能であり、有用な方法である。回答者の行動傾向や特徴について多くの情報を得ることができ、臨床的にも有用な方法であるが、前述したように限界点もある。たとえば、質問への回答（言語報告ととらえることができる）は、実際の環境との関係とは独立に形成される可能性があることが指摘されている（望月，2001）。要求特性（Orne, 1962）や社会的望ましさ（Phillips & Clancy, 1972）による回答の偏りの問題もあり、臨床場面で重視される、日常生活下における個人の行動レポーターの拡大を必ずしも正確に反映できない可能性もある。とくに、質問紙でとらえられるのは回答者が評価・判断した全体的な行動傾向のみであり、個々の行動の変化やその時系列的な推移を客観的にとらえることは困難である。そしてなにより、ACTにおいては行動測定法が基本であり、質問紙法はその代替であるという点は念頭に置いておく必要があるだろう。

したがって、臨床場面においては、回答者の解釈に基づく測定法である質問紙だけでなく、日常生活下の行動変容を反映しやすい測定法が選択肢として提供されることが望ましいといえる。つまり、体験の回避を質問紙のみによってとらえるのではなく、個人の解釈による評価を可能な限り限定した方法を開発／導入し、日常生活下での個々の行動の変化を経時的に測定できる方法を確立する必要がある。これは、体験の回避の測定について、質問紙の有用性を否定するものではなく、日常生活下での体験の回避の変化をとらえるためには、より適切な方法があると想定しているということである。

体験の回避の測定に焦点を当てた場合、その測定法には考慮すべき要因が複数ある。まず、体験の回避がさまざまな形態をとる点が挙げられ

る。体験の回避は不快な体験をコントロールし、避けようとする行動の一群を指すため、行動の内容は多岐にわたる。したがって、特定の形態に焦点を当てた測定は不可能であり、共通する要因を抽出して測定する方法を開発する必要がある。また、その行動が生起した文脈も考慮しなければならない。臨床的に体験の回避が問題となる状況としては、望まない（不快な）私的出来事（不安や恐怖など）から回避・逃避しようとする場面が多くを占める。したがって、不快な私的出来事が存在する状況での測定でなければ、体験の回避をとらえることはできないと考えられる。

そもそも、体験の回避は、機能的な診断次元として提案されたものである（Hayes et al., 1996）。そしてそれは、行動分析学的な発想を背景に持つ概念であるため、その測定も行動分析学的な視点からなされることが適切な評価に寄与すると考えられる。すなわち、その行動の形態ではなく機能を重視すること、また、その行動が生起する文脈を考慮することが重要な条件となると考えられる。以上のような条件を満たした測定法が開発されることで、日常生活下での行動変容の過程をとらえやすくなり、アセスメントの質の向上に寄与することが期待される。

次章以降、日常生活下における体験の回避測定に関する新たな方法の開発を試み、その応用可能性について検討する。

第 4 章

Computerized Ecological Momentary Assessment を用いた

体験の回避の測定

第 4 章では、cEMA を用いた体験の回避の測定法について、負の強化の特徴に着目した枠組みを考案する。そして、その新たな測定法が実際に日常生活下の体験の回避を測定可能であるか否かについて検討する。

第 1 節 研究 3

日常生活下における随伴性に基づく体験の回避の測定法の検討

— Computerized Ecological Momentary Assessment の応用 —

目的

第 3 章までの研究で、体験の回避を測定する質問紙を開発してきた。第 4 章からは、質問紙ではとらえることが困難な日常生活下での体験の回避の測定を可能にする方法を検討する。その際に、さまざまな形態をとる体験の回避に共通する要因を抽出した測定をすること、個人の解釈による評価を可能な限り限定した方法で測定すること、また、行動が生じた際の文脈を含めて体験の回避を測定することに留意し、その方法を検討する。

研究 3 では、日常生活下における測定法として、cEMA に着目する。日常生活下において、特定の現象が生じた際の文脈を含んだ測定が可能な cEMA を応用することによって、不快な私的出来事が存在する文脈で体験の回避が測定可能になることが期待できる。先行研究においても、cEMA を採用したことで、文脈を含んだ測定に関しては進展が認められ

る。しかし、その測定には回答者が自身の体験の回避の程度を主観的に評定するという方法が採用されてきた (Kashdan et al., 2013; Kashdan et al., 2014; Machell et al., 2015; Udachina et al., 2009; Udachina et al., 2014)。個人の解釈による評価を限定し、かつさまざまな形態をとる体験の回避を測定するためには、体験の回避を間接的に測定可能な方法を採用する必要がある。そこで、本研究では体験の回避の特徴である、不快な私的出来事が存在する文脈での行動によって、当該私的出来事が減弱または除去されるという現象（負の強化）に着目する。負の強化状態をとらえることが可能になることで、個々の行動が体験の回避であるか否かをより客観的に特定することが可能となると考えられる。

個々の行動が体験の回避であるか否かを特定可能にすることは、臨床行動分析による支援において有益な情報をもたらす。支援では体験の回避が減少し、個人の行動レパトリリーや柔軟性が拡大するか否かが重視される。そこで、介入によって問題場面で生起していた体験の回避が減少し、適応的な行動が増加することが確認できれば、支援の効果を適切に評価することが可能になる。従来は体験の回避の測定が困難であったため、代表するような特定の行動の頻度や強度を指標としていた。体験の回避そのものを測定することが可能になることで、より幅広い場面での多くの形態の行動を、体験の回避という同一の機能に基づいて扱うことができるようになると考えられる。

そこで本研究では、cEMAを応用した新たな体験の回避の測定法を検討することを目的とする。本研究では、体験の回避の“負の強化”で維持される (Hayes et al., 2011 武藤他訳 2014; Masuda・武藤, 2011a; 武藤・三田村, 2011; Ruiz, 2010) という特徴に着目し、行動とその結果の関係性である“随伴性”に基づいて測定する方法を提案する。そのために、

不快な私的出来事が存在しているという文脈だけでなく、行動前後でその不快な私的出来事が減弱または除去されるという随伴性をとらえる測定法を検討する。

本研究では、不快な私的出来事の代替として“気分”を指標とし、行動前後に気分が改善することを、不快な私的出来事の減弱または除去としてとらえる。また、過剰な体験の回避が種々の心理行動的問題の要因になるとされているため (Hayes et al., 1996)、個人間の比較において、不快な私的出来事が存在する際に体験の回避をする割合が多くなるほど中長期的には不快気分が増大することを想定する。つまり、短期的には不快な私的出来事を避けられる場合もあるが、中長期的には心理行動的問題を引き起こすという体験の回避の特徴を、短期的な気分の改善と、中長期的な不快気分の増大という視点からとらえる。

以上を前提とし、本研究では、cEMAによる測定が適切に体験の回避をとらえることができる条件、つまり体験の回避の割合と中長期的気分の変化との間に負の相関が示される条件を探索することを目的とする。ここで検討する条件とは、測定対象となる出来事からcEMA回答までの時間経過を指す。本研究では行動前後の気分を記録する方法を採用するが、測定対象となる行動から回答までの時間が経過するほど、“行動前後”の気分の変化とはいい難くなり、“随伴性”に基づいた体験の回避の測定ではなくなってしまう。本研究では、体験の回避を随伴性に基づいて測定することを目的としているため、想定される関連（体験の回避の割合と中長期的気分の変化との間に負の相関）が示される条件として、行動から回答までの時間経過がどの程度の長さの範囲内であればよいかを探索的に検討する。

その上で、質問紙による測定とcEMAによる測定の違い、および文脈による体験の回避の生起確率の違いについて検討し、cEMAによる体験

の回避の測定法の有用性や今後の展開について議論する。

方法

対象者と手続き

首都圏の大学に通う学生を対象とし、講義後の教場やサークルにて研究参加者を募集した。体験の回避に関する知識がないことを募集段階で確認した 24 名（男性 6 名，女性 18 名，年齢（平均 \pm *SD*) 19.88 ± 1.45 歳）を対象として調査を実施した。

【手続き】

本研究は個別で実施した。研究の概要について文書および口頭にて説明し、体調不良や他の研究への参加の有無など、本研究への参加に問題がないことを確認した。同意が得られた参加者に対して事前アンケートへの回答を求め、cEMA による回答方法を説明した。その後 10 日間にわたる調査を実施した。

【cEMA】

本研究では研究協力者の携帯電話やスマートフォンを用いて cEMA を実施した。cEMA では、行動とその前後の気分を測定し、行動後の気分の改善から“不快な私的出来事の減弱または除去”をとらえることを試みた。

幅広い状況での体験の回避を測定するため、1 日に 3 回のメール合図時 (time-based) での回答と、不快な出来事が生じたタイミング (event-based) での回答を組み合わせる combination-design (Shiffman et al., 2008) を採用した。回答フォーマットは Google フォームで作成

し、研究協力者に送る合図メールに URL を記載した。time-based 回答では、cEMA の即時記録という特徴を活かすために、その場の状況や行動と気分の変化をリアルタイムに評価することを求めた。回答開始時の気分、回答時の状況と対処、考えを評価し、そのときに取った対処の結果として気分がどのように変化するのかを記録した。一方 event-based 回答では、不快な出来事が生じた時の気分、不快な出来事からの時間経過、その際の状況と対処、考えを回顧して記録し、最後に現時点での気分を評価した。

合図メールを送るタイミングは、9:00～13:00 を第 1 ブロック、13:00～17:00 を第 2 ブロック、17:00～21:00 を第 3 ブロックとして、各ブロックに 1 回ずつとした。送信時間は各時間の正時もしくは 30 分とし、それぞれの研究協力者でブロックごとにランダムに決定した。回答時間を分散させるため、1 日毎に各ブロックの合図を 1 時間ずつ遅らせて送信した。また、合図のタイミングがパタン化しないように、5 日目、9 日目、10 日目に送信時間を設定しなおした。

質問項目を Table 4-1-1 に示す (Table 4-1-2 に日本語での教示を記述する)。Q 1. Pre-behavior mood では、行動前の気分の評価を求めた。time-based 回答では回答開始時の気分に対応し、event-based 回答では不快な出来事が生じたときの気分に対応する。

したがって、event-based 回答の Pre-behavior mood と回答時にはある程度の時間経過がある可能性がある。Q 2-1. Companion では、回答時もしくは不快な出来事があったときに誰と一緒にいたか (同伴者) を確認し、Q 2-2. Context では、回答時もしくは不快な出来事があったときにどういったことをする状況であったかを確認した。これらの回答は、測定対象となる行動をした際の文脈を特定するために使用した。Q 3.

Table 4-1-1
Items Used in Computerized Ecological Momentary Assessment

Items	Response
Q 0	Time elapsed after the unpleasant event (unpleasant response only)
	a. 5 min. b. 10 min. c. 15 min. d. 30 min. e. 60 min. f. > 60min.
Q 1	Pre-behavior mood
	1: bad – 7: good
Q 2-1	Companion
	a. alone b. family c. friend d. other
Q 2-2	Context (multiple selections possible)
	a. resting b. thinking c. eating or cooking d. working or studying e. playing, exercising, or relaxing f. other
Q 3	Thought
	a. unpleasant content b. pleasant content c. nothing d. other
Q 4	Coping
-1	I am just thinking and feeling happy.
-2	I don't think or feel bad things.
-3	I will not try to change my thoughts and feelings, but leave them as they are.
-4	I will not try to do anything in particular.
	1: not at all – 7: very much
Q 5	Post-behavior mood*
	1: bad – 7: good

Note. * This item reflects mood at the moment of response, not immediately after behavior.

Table 4-1-2
Items Used in Computerized Ecological Momentary Assessment

	Items	Response
Q 0	約何分前の出来事ですか (不快時回答のみ)	a. 5分以内 b. 10分以内 c. 15分以内 d. 30分以内 e. 60分以内 f. それ以前
Q 1	今の気分はどうですか	1: 不快-7: 快
Q 2-1	今、誰といますか	a. 1人 b. 家族 c. 友人 d. その他
Q 2-2	今、何をしていますか (複数選択可)	a. 休息 b. 考え事 c. 飲食・料理 d. 仕事・勉強 e. 健康関連<運動・リラクゼーション含む> f. その他
Q 3	今、何を考えていますか	a. 嫌なことを考えている b. 楽しいことを考えている c. 特に何も考えていない d. その他
Q 4	今の気分や考えへの関わりについて、以下の項目にどのくらい当てはまりますか -1 楽しいことばかり考えたり、感じようとする -2 嫌なことを考えない、感じないようにする -3 今の考えや気分を変化させようとはせず、そのままにしておく -4 特に何かをしようとはしていない	1: まったく当てはまらない-7: かなり当てはまる
Q 5	Q4の関わりをした結果、改めて今の気分はどうですか*	1: 不快-7: 快

Note. * This item reflects mood at the moment of response, not immediately after behavior.

Thoughtでは、行動時の考えを確認した。この項目も、Q 2-1. Companion, Q 2-2. Contextと同様に、文脈の特定のために使用した。Q 4. Copingでは、その状況において、どのような対処（気分に影響を与えると想定される具体的な行動）をしていたかに注目をさせるために含めており、解析には使用しなかった。Q 5. Post-behavior moodでは、行動後の気分の評価を求めた。この項目は、time-based 回答でも event-based 回答でも回答時の気分を尋ねている。したがって、time-based 回答では行動直後の気分に相当し、event-based 回答では行動後ある程度の時間経過がある可能性がある。

なお、event-based 回答には上述の通り、Q 1. Pre-behavior moodでは回答時までにある程度の時間経過、Q 5. Post-behavior moodでは行動後ある程度の時間経過が想定される。したがって、その時間経過を確認するために、不快な出来事が生じたのが回答の何分前の出来事であったかの記録を求めた（Q 0. The time elapsed after the unpleasant event）。time-based 回答については、その場で生じている行動と気分の変化の記録を求めているため、経過時間は0分として扱った。

以上のtime-based 回答とevent-based 回答の手続きについて、Figure 4-1-1 および Figure 4-1-2 に概要を示す。

研究協力者には、多くの状況での回答を得ることを目的としていることを説明した。また、合図に気づいたらすぐに回答すること、回答できずに2通以上受信してしまった際には1通目の回答から30-60分以上空けて2通目の回答をすること、不快時に回答する際には、回数や回答間隔に制限を設けていないことを伝えた。学生を対象としているため、授業中やバイト中など、合図メール受信時もしくは不快時に回答できない場合には、対応可能になってから回答するように伝えた。なお、回答

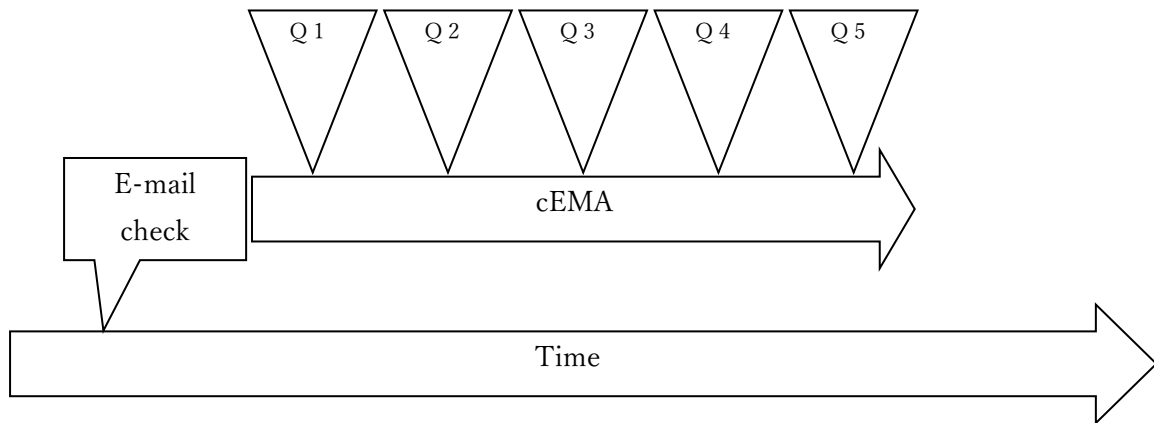


Figure 4-1-1. Summary of Time-based Procedure.

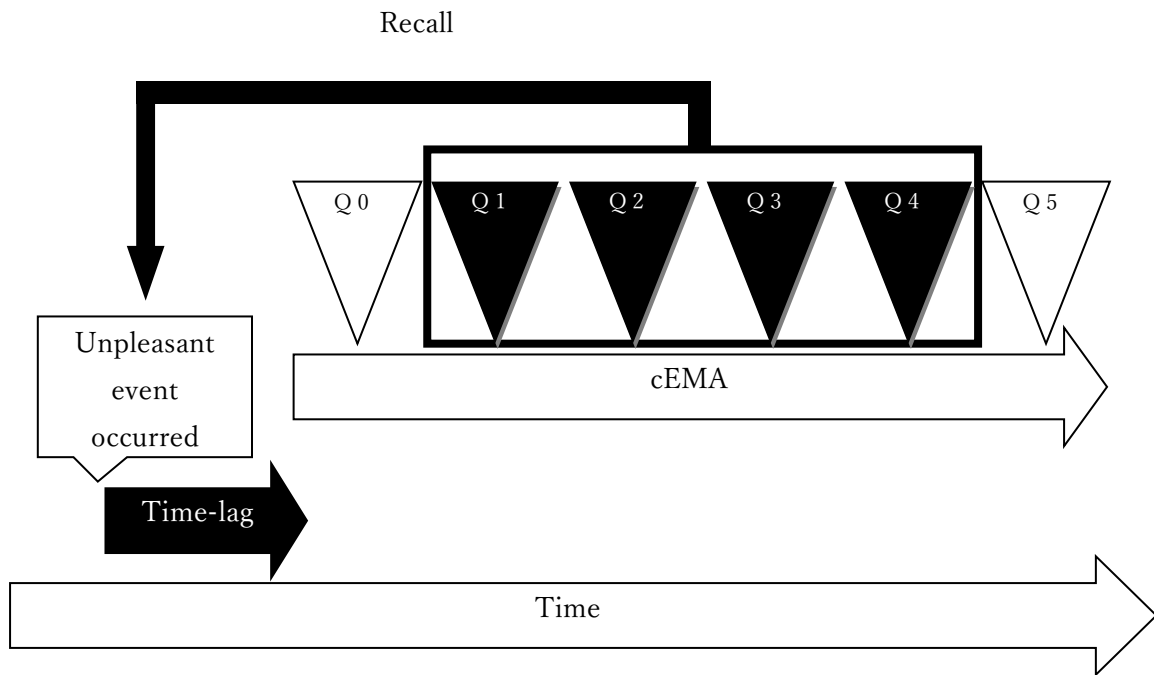


Figure 4-1-2. Summary of Event-based Procedure.

にかかる時間はおよそ3分以内であることを確認して実施した。

倫理的配慮

本研究は早稲田大学「人を対象とする研究に関する倫理審査委員会」の承認を得て、得られたデータは統計的に処理されること、参加は任意であることを明示して実施された（承認番号：2014-121）。

指標

1) 体験の回避の割合

cEMAにより測定した研究協力者ごとの体験の回避回答の割合である。算出手続きは以下の通りである。

解析に使用する回答の抽出

event-based 回答については、対象となる出来事の生起から回答までの時間経過が長くなると、記憶による測定の歪みが生じる可能性があり (Shiffman et al., 2008), cEMA の即時記録のメリットが失われてしまう (つまり、ここでは“回顧”による回答であることを問題としている)。本研究の場合では、とくに Pre-behavior mood の評価について記憶による回答の歪みが生じる可能性が考えられる。したがって本研究では、不快出来事から 60 分以上経過していたものは、回答の妥当性を保証するために除外した。

“不快時回答”の抽出

体験の回避は、不快な私的出来事を回避しようとする試みであり、一時的に当該私的出来事の除去もしくは減弱がもたらされることで維持される (Masuda・武藤, 2011a)。したがって、不快な私的出来事が存在している状況が、体験の回避が生起するためには必要な文脈となる。

上記の定義に沿った測定を可能にするため、まず全回答のうちから“不快時回答”を抽出した。選定の基準は、Pre-behavior mood が 4 未満（1 を「不快」、7 を「快」とする気分のうち、中央値である「4」を「どちらでもない」とみなし、4 未満は不快気分であるとした）、もしくは不快な内容を考えていた（考えに関する質問で、「不快な内容」、もしくは「その他」を選択し、一般的に不快と考えられる内容、たとえば、「不安」や「感傷的なこと」と記載した場合も含む）場合とした。

体験の回避回答の選定

実際に体験の回避が生起していた回答を選定するため、“不快時回答”のうち、不快な私的出来事の強度が減弱したもの、つまり行動後に気分が改善していた回答を抽出した。

体験の回避の割合の算出

本研究で使用する指標は“不快時回答”のうちの体験の回避回答の割合（(体験の回避回答 / “不快時回答”) * 100）とし、研究協力者ごとに算出した。

なお、体験の回避の割合が 0% もしくは 100% であった場合には、分析から除外した。

2) 中長期的気分

cEMA により測定した研究協力者ごとの中長期的気分である。cEMA で測定した全回答の Pre-behavior mood の平均値を研究協力者ごとに算出した。得点が低いほど不快気分が強いことを示す。

3) AAQ-II (木下他, 2008; 嶋他, 2013)

体験の回避を測定する 7 項目の尺度である。7 件法で回答し、得点が高いほど体験の回避傾向が高いことを示す。cEMA 開始前に、一度のみ回答を求めた。

分析方法

統計解析ソフト R (ver. 3.4.1) を用いた。

1) 相関分析

体験の回避の割合と中長期的気分の中に、想定される負の相関が示される条件として、行動から回答までの時間経過がどの程度の範囲内であればよいかを探索的に検討した。そのために、解析に含める event-based 回答の時間経過を 60 分以内、30 分以内、……、5 分以内と順次短くし、相関分析を実施した。

適切な時間経過の範囲を確定した後、体験の回避の割合および中長期的気分と、AAQ-II 得点との関係性を検討した。

どちらの分析でも、Spearman の順位相関係数を算出した。なお、相関の強さの基準は、 $|\rho| < .20$ をごく弱い相関、 $.20 \leq |\rho| < .40$ を弱い相関、 $.40 \leq |\rho| < .70$ を中程度の相関、 $|\rho| > .70$ を強い相関とした (Guilford, 1956)。

2) マルチレベルロジスティック回帰分析

文脈（同伴者、状況）によって体験の回避の生起確率に差異が生じるか否かを検討するため、文脈を独立変数、体験の回避の有無を従属変数とするマルチレベルロジスティック回帰分析を実施した。分析では、各選択肢について、選択されたものを 1、それ以外の選択肢を 0 として変数化し、オッズ比を算出した (Grenard et al., 2013)。オッズ比が 1 よりも大きい場合には体験の回避の生起確率が高いことを示す。なお、本解析にも“不快時回答”のみを用いた。

結果

解析に使用する回答の抽出

10日間の cEMA による調査によって全 757 回答 ((平均 \pm *SD*) 31.54 \pm 6.75 回, 範囲 11-42 回) を取得した。

そのうち, time-based 回答は全 658 回 ((平均 \pm *SD*) 27.42 \pm 5.27 回, 範囲 8-32 回, 1日3回のところ, 4回以上回答したものも含まれる) であった。なお, time-based 回答への回答率は平均 91.39% (*SD* = 17.58, 範囲 26.67-106.67%) であり, 研究協力者 24 名のうち 19 名 (83.5%) が 80%以上の回答率であった。

event-based 回答は全 99 回 ((平均 \pm *SD*) 4.13 \pm 3.34 回, 範囲 0-13 回) であり, 研究協力者 24 名のうち 22 名 (91.67%) が回答した。また, event-based 回答で, 不快出来事から 60 分以上経過していたものは 6 回答であり, それらの回答を除外した。

“不快時回答”の抽出

残った 751 回答から, Pre-behavior mood が 4 未満, もしくは不快な内容を考えていた (考えに関する質問で, 「不快な内容」, もしくは「その他」を選択し, 一般的に不快と考えられる内容を記載した場合も含む) という基準を満たす“不快時回答”を抽出したところ, 267 回答が選定された。

体験の回避回答の選定

上記の“不快時回答”のうち, 行動後に気分が改善していた体験の回避回答は, 全 116 回であった。

体験の回避の割合の算出

研究協力者ごとの体験の回避の割合を確認したところ, 2 名が 0%, 1 名が 100%と極端な値を示した。そのため, 当該の 3 名を除外し, 21 名 (男性 5 名, 女性 16 名, 年齢 (平均 \pm *SD*) 19.91 \pm 1.55 歳) を以降の

分析の対象とした。記述統計量を Table 4-2 に示す。

1) 相関分析

想定される関連（体験の回避の割合と中長期的気分の中に負の相関）が示され、最も多くの回答を利用できる条件を探索するために、体験の回避の割合と中長期的気分での相関係数を算出した（Table 4-3）。その結果、いずれの条件でも有意な相関は示されなかったものの、15分以内と10分以内の回答を用いた場合に有意傾向の負の相関が示された。最も多くの回答を利用できる条件に合致するのは15分以内の回答を用いた場合であった。

event-based 回答のうち、15分以内の回答は平均 3.08 回（ $SD = 2.64$ ，範囲 0-10 回）であり、全 event-based 回答のうちの 15分以内回答率は、平均 73.88%（ $SD = 29.51$ ，範囲 0-100%）であった。また、15分以内回答率が 80%を超えていたのは、event-based 回答があった 22 名のうち 10 名（45.46%）であった。

また、体験の回避の割合および中長期的気分と、AAQ-II との間の相関係数を算出した結果、どちらの間にも有意な相関は示されなかった（順に $\rho = .10$, 95%CI [-.35, .51], $p = .66$, $\rho = -.31$, 95%CI [-.66, .14], $p = .17$ ）。

2) マルチレベルロジスティック回帰分析

文脈（同伴者，状況）によって体験の回避の生起確率に差異が生じるか否かを検討した（Table 4-4）。その結果、仕事／勉強をしているときに有意傾向で体験の回避が生じやすい傾向が示された。

Table 4-2
Descriptive Statistics of Each Variable

Variables	Mean	<i>SD</i>	Min	Max
The percentage of experiential avoidance				
Within 60 min. (<i>Unpleasant obs.</i> = 243)	43.08	18.12	20.00	83.33
Within 30 min. (<i>Unpleasant obs.</i> = 236)	42.49	17.90	20.00	80.00
Within 15 min. (<i>Unpleasant obs.</i> = 226)	42.40	17.98	20.00	76.92
Within 10 min. (<i>Unpleasant obs.</i> = 222)	41.91	18.09	20.00	76.92
Within 05 min. (<i>Unpleasant obs.</i> = 212)	40.89	18.84	16.67	76.92
Mid- to long-term mood	4.15	0.47	2.97	4.81
AAQ-II	21.48	7.13	7.00	32.00

Note. obs.: Observations; AAQ-II: Acceptance and Action Questionnaire-II.

Table 4-3
 Relationships between Mid- to Long-term Mood and the Percentage of Experiential
 Avoidance

	Mid- to long-term mood		
	ρ	95 % CI	p
Within 60 min. (<i>Unpleasant obs.</i> = 243)	-.25	[-.61, .21]	.28
Within 30 min. (<i>Unpleasant obs.</i> = 236)	-.22	[-.60, .22]	.34
Within 15 min. (<i>Unpleasant obs.</i> = 226)	-.37	[-.69, .07]	.09
Within 10 min. (<i>Unpleasant obs.</i> = 222)	-.40	[-.71, .04]	.07
Within 05 min. (<i>Unpleasant obs.</i> = 212)	-.25	[-.62, .20]	.27

Note. obs.: Observations.

Table 4-4

Results of Multilevel Logistic Regression Analysis (*Obs.* = 226)

	<i>OR</i>	95% CI	<i>p</i>
Companion			
Alone	0.86	[0.49, 1.51]	.60
With family	0.46	[0.17, 1.25]	.13
With friend	1.87	[0.86, 4.07]	.11
Other	1.26	[0.50, 3.17]	.62
Contexts			
Resting	0.60	[0.33, 1.11]	.10
Thinking	1.00	[0.50, 1.85]	.90
Eating or cooking	2.60	[0.76, 8.91]	.13
Working or studying	1.72	[0.91, 3.24]	.09
Playing, exercising, or relaxing	0.60	[0.17, 2.08]	.50
Other	0.90	[0.45, 1.79]	.76

Note. *Obs.*: Observations; *OR*: Odds Ratio.

考察

研究3では、日常生活下における体験の回避を、随伴性に基づいて測定する方法を検討することを目的とした。体験の回避は不快な私的出来事を避けようとする行動であり (Hayes et al., 1996), 一時的には機能する場合もあるために維持される。体験の回避を測定するためには、その随伴性に基づいた測定が必要であるという着想のもとで研究を実施した。そのため、本研究では、日常生活下の行動や環境の変化を反復的に測定可能な cEMA を応用し、行動前後での気分の改善から“負の強化”をとらえるという方法を試みた。

cEMA を用いることで、個々の行動とその機能を測定できるようになるだけでなく、従来の測定方法 (自己記入式質問紙) では考慮することができなかった“文脈 (回答 / 行動時の状況 / 環境)”を含めて検討することが可能になる。個々の行動が体験の回避であるか否かが測定可能になり、さらにその行動が生じる文脈も特定できることで、支援時における、行動測定法の選択肢の拡大が期待される。とくに、体験の回避は特定の形態の行動ではなく、同じ機能を有する行動のまとまりであるため、行動前後での気分の改善という機能面から体験の回避を測定できるようになることには大きな意義がある。

cEMA への取り組み

まず、cEMA への回答状況について考察する。本研究における time-based 回答への回答率は平均 91.39%であった。本邦で実施された先行研究 (Kikuchi et al., 2006; Kikuchi, Yoshiuchi, Ohashi, Yamamoto, & Akabayashi, 2007) を参照すると、平均回答率はどちらも 96%であった。Kikuchi et al. (2006), Kikuchi et al. (2007) は 7 日間の研究であり、

time-based 回答の合図は 1 日 4 回であったが、測定項目が頭痛の強さのみであり、本研究と比較して回答の負担は少ないと考えられる。その点をふまえると、本研究の回答率は十分なものであったといえる。

event-based 回答については、91.67%の研究協力者で認められている。しかし、10 日間の測定で平均回答数は 4.13 回と少ない。time-based 回答には十分に対応されていることをふまえると、自発的な記録が求められる event-based 回答に対応するには、負担が大きかった可能性がある。また、本研究では「不快な出来事が生じた」タイミングでの回答を求めたが、基準が曖昧であった可能性がある。event-based 回答への取り組みやすさについては、今後も検討の余地があると考えられる。

相関分析

次に、相関分析の結果について考察する。体験の回避が過剰になることで、かえって対象となる私的出来事の重要性を高めることが予想されている (Hayes et al., 2006)。したがって本分析では、体験の回避の割合と中長期的気分との間に負の相関が示される (体験の回避の割合が大きいほど、中長期的には不快気分が増大する) ことを前提とした。その上で、行動から回答までの適当な時間経過を探索した。分析の結果、行動から回答までの時間経過が 15 分以内の場合と 10 分以内の場合に、変数間に有意傾向の弱い負の相関が示された。多くの回答データを利用するため、回答数の多い 15 分以内を、cEMA によって体験の回避を測定するための必要条件とした。

15 分以内の回答から算出した体験の回避の割合と、体験の回避を測定する質問紙である AAQ-II との相関係数を算出したところ、有意な相関は示されなかった。体験の回避の割合は、cEMA を使用し、個々の行動

をその場でとらえて体験の回避であるか否かを判定している。一方で、AAQ-II によって測定されるのは、体験の回避の全体的な傾向であり、個々の行動は測定対象となっていない。AAQ-II と cEMA を用いた方法には上記のような差異があるため、同じく体験の回避の測定を試みているものの、別の次元をとらえている可能性がある。また、回答者の解釈の含まれる余地が、cEMA を用いた随伴性に基づく測定と質問紙による測定とで異なることも、結果に影響を与えた可能性も考えられる。以上のような理由より、両者の間に相関が示されなかったものと考えられる。

また、AAQ-II は cEMA で測定した中長期的気分とも有意な相関を示さなかった。先行研究 (Machell et al., 2015) においては、EMA で測定した体験の回避 (ただし、どの程度回避しているかを主観的に評定した) と AAQ (9 項目版; Hayes et al., 2004) で測定した体験の回避では、EMA で測定した体験の回避のみが、同じく EMA で測定した日常生活下の気分や活動を予測することを報告している。そして、体験の回避の文脈的な性質をとらえるのであれば、特性的な変数として扱う (つまり AAQ-II などの質問紙でのみ測定する) のではなく、動的なプロセスとして扱うことが望ましいと主張している。本研究の結果は上記先行研究 (Machell et al., 2015) と矛盾しないものであり、文脈を考慮することが可能な cEMA による体験の回避の測定の重要性を支持するものであるといえる。

マルチレベルロジスティック回帰分析

続いて、マルチレベルロジスティック回帰分析の結果を考察する。分析の結果、仕事／勉強をしている状況でのオッズ比が 1 を超え、体験の回避が生じやすい傾向が示された。体験の回避は不快な私的出来事を避けようとする行動である。仕事や勉強をしているときには、“煩わしさ”，

“疲れ”，“焦り”など，不快な体験が生じやすく，それらを回避／変容しようとして，休憩や気晴らしなどの行動が生じやすいと考えられる。

状況については，仕事／勉強時に体験の回避が生じやすい傾向が示されたが，同伴者については差が認められなかった。本研究では1人，家族，友人，その他と分類したが，回答者との“関係性（親密さなど）”にも踏み込んでいくことで，詳細な文脈の特定が可能となり，測定の精度を高めることができると考えられる。臨床場面での測定では，上記のような個人的な学習歴を考慮した測定項目を個人に合わせて作成することが必要になる可能性もある（状況を測定する項目についても同様の指摘ができる）。

本研究の限界点と今後の課題

最後に，本研究の限界点と今後の課題についてまとめる。本研究では，一度の回答で時系列的に気分の変化をとらえることを求めた。そのため，気分の評定と実際の対処行動が同時並行的に生起する必要がある，回答が困難であった可能性がある。また，“不快時”の基準を，7段階評定のPre-behavior moodが4未満，もしくは不快な内容を考えていたときとしたが，回答者が主観的に不快と判断していたか否かが不明である。さらに，本研究では“不快体験の減弱または除去”という結果とらえるために，気分を指標とした。そして，その改善をもって体験の回避と判断したが，結果的に対象とする現象（“不快体験”の減弱または除去）を，測定上は十分にとらえられなかった可能性が考えられた。

これらの課題については，1) 実際の行動と評価のタイミングを分け，評価時点の心身の状態に影響を与えた行動と，その行動時の状態（不快体験の有無，強度など）を評価する，2) 気分ではなく，不快体験の内容

を特定する, 3) 特定した不快体験の強度の変化を評価するというような改善案が考えられる。このような修正により, 回答者本人が“不快”と判断していたか否かが特定でき, その体験の“減弱または除去”がとらえやすくなると考えられる。

また, 本研究では学生のみを対象とした。体験の回避は診断横断的特徴を有しているため (Hayes et al., 1996), 健常群と臨床群の間や学生とその他の年齢層の間には連続性が仮定できる。しかし, 実際に同様の方法で体験の回避を測定することが可能であるかは検討する必要がある。さらに, 疾患, 抱える心理行動的問題, 対象となる年齢層ごとに測定のタイミングや質問項目に関する調整が必要となる可能性も否定できない。体験の回避に関する連続性と, cEMA を用いた測定法に関する議論は分けて考慮する必要があるといえる。とくに, 臨床応用の可能性についても議論をしていくのであれば, 臨床群や他の年齢層を対象とした調査も必要となる。

さらに, 本研究では, 体験の回避という行動は不快な私的出来事の低減によって維持される行動全般を含むと広く定義した。したがって, 一般的には適応的な対処とみなされる行動も, 負の強化事態であるにとらえられるのであれば体験の回避に含めるという立場を取っている。ただし, 負の強化によって維持される行動すべてが望ましくない長期的結果をもたらすわけではない。この課題点についても, 今後対応策を検討していく必要がある。

上記のような課題はあるものの, 随伴性を基に体験の回避をとらえるという発想を実行可能にする cEMA による測定は, 応用可能性も高く, 有用なものであると考えられる。今後は, 上記課題を改善し, 研究/臨床での適用の可否についての検討を進めていくことが望まれる。

第 2 節 研究 4-1

日常生活下における随伴性に基づく体験の回避の測定法の修正版の検討

目的

研究 3 では、cEMA を用いた日常生活下における体験の回避の測定法を検討した。とくに、体験の回避が負の強化で維持されるという点 (Hayes et al., 2011 武藤他訳 2014; Masuda・武藤, 2011a; 武藤・三田村, 2011; Ruiz, 2010) に着目し、その随伴性をとらえることで、多様な形態をとる体験の回避の測定を試みた。その結果、個人の解釈による評価を可能な限り限定した方法で体験の回避を測定できる可能性が示され、当該測定法の応用可能性についても検討された。

新たな体験の回避の測定法が提案されたが、従来にはない発想に基づく試みであったため、いくつかの課題点が指摘された。とくに、研究 3 では“不快体験の減弱または除去”という結果をとらえるために、“気分”を代替の指標として用いたが、当該の方法では不十分であった可能性が指摘された。そこで、それらの課題について以下の 3 つの改善案が提案されている。すなわち、1) 実際の行動と評価のタイミングを分け、評価時点の心身の状態に影響を与えた行動と、その行動時の状態（不快体験の有無、強度など）を評価する、2) 気分ではなく、不快体験の内容を特定する、3) 特定した不快体験の強度の変化を評価するというものである。

そこで、研究 4-1 では、上記の課題点を改善し、修正版を検討することを目的とする。また、研究 3 で検討した随伴性に基づく指標だけでなく、従来の研究 (Kashdan et al., 2013; Kashdan et al., 2014; Machell et al., 2015; Udachina et al., 2009; Udachina et al., 2014) で用いられてきたような主観的な指標を作成した上で同時に測定し、両指標に差異が認

められるか否かを検討する。

これまで、日常生活下の体験の回避がその他の変数に与える影響の検討や、その他の変数との関係性の検討が実施されてきており、理論的に想定される結果が示されている (Kashdan et al., 2013; Kashdan et al., 2014; Machell et al., 2015; Udachina et al., 2009; Udachina et al., 2014)。それらの研究では、不安場面を設定し、体験の回避が起こりやすい場面で記録をするなど、回答文脈への配慮がなされており (Kashdan et al., 2013; Kashdan et al., 2014)、より生態学的妥当性の高い測定になっていたと考えられる。しかし、主観評定である以上、回答者による解釈が含まれる余地は残されている。研究3で検討された随伴性に基づく指標は、その解釈を制限することを意図して作成されているため、従来の測定法の課題を解消する方法となる可能性がある。随伴性に着目するということは、行動の“形態”ではなく、“機能”の側面をとらえようとするようになるため、行動分析学の文脈では有用な測定法となる可能性が高い。今後、どちらの指標が有用といえるのか、また、使い分ける条件がどのようなものであるか等を検討していくことが必要となるため、研究4-1では、そのための前段階として、両指標の差異について検討することを目的とする。

方法

対象者と手続き

首都圏の大学に通う学生を対象とし、講義後の教場やサークルにて研究参加者を募集した。体験の回避に関する知識のない25名（男性6名、女性19名、年齢（平均 ± SD）18.96 ± 0.84歳）を対象として調査を実施した。

【手続き】

本研究は個別で実施した。研究の概要について文書および口頭にて説明し、体調不良や他の研究への参加の有無など、本研究への参加に問題がないことを確認した。同意が得られた参加者に対して事前アンケートへの回答を求め、不快な体験（気分、思考、身体感覚など）への対応に関する心理教育を実施した。

心理教育では、不快な体験がある場合の対処方法として、それらを避けようとする方法（体験の回避）と、それらを観察し、受け入れる方法（アクセプタンス）があることを説明した。その際、それぞれの対処方法について評価が偏ることを防ぐため、“体験の回避”、“アクセプタンス”といった語は用いず、それぞれの方法を日常的な例を交えて紹介するにとどめた。

心理教育の内容について疑問がないことを確認した後、cEMAによる回答方法を説明し、10日間にわたる調査を実施した。

【cEMA】

本研究でも研究3と同様に研究協力者のスマートフォンを用いてcEMAを実施した。本研究では、1日に4回のメール合図時（time-based）での回答と、不快な出来事が生じたタイミング（event-based）での回答を組み合わせる combination-design (Shiffman et al., 2008) を採用した。回答フォーマットは Google フォームで作成し、研究協力者に送る合図メールに URL を記載した。

本研究では、time-based 回答、event-based 回答ともに、「現在の状態」を評価するとともに、「現在の状態」に影響を与えた行動、当該行動時の対応、当該行動時の状態を回顧して記録した。研究4では研究3と異なる

り， time-based 回答と event-based 回答で項目や扱いに差異はない。

合図メールを送るタイミングは， 9:00～12:00 を第 1 ブロック， 12:00～15:00 を第 2 ブロック， 15:00～18:00 を第 3 ブロック， 18:00～21:00 を第 4 ブロックとして， 各ブロックに 1 回ずつとした。送信時間はそれぞれの研究協力者でブロックごとにランダムに決定した。

質問項目を Table 4-5-1 に示す (Table 4-5-2 に日本語での教示を記述する)。「現在の状態 (Q 1. Current state)」では， 回答時の状態 (後悔，興奮，疲労感，充実感，焦り，心地よさ) の評価を求めた。これらの項目は，臨床心理士資格を有し，5 年以上認知行動療法を学ぶ大学院生 2 名 (ACT の実践経験はそれぞれ 1 年以上であった) と，認知行動療法 (ACT) の実践経験が豊富であり，その理論に精通する研究者の合議により決定した。臨床場面で認められる体験の回避後の状態のエピソードを基に，上記の項目を採用した。また，「現在の状態」に影響を与えた行動 (Q 2. Behavior that affected the current state) では，具体的な行動内容を想起し，その行動からの時間経過を確認した (Q 3. Time elapsed after the behavior)。その際の対応 (Q 4. Coping) では，その行動時にどのような対処 (体験の回避) をしていたかについて，その程度の評定を求めた。なお，項目の作成には Kashdan et al. (2013), Kashdan et al. (2014), Machell et al. (2015), Udachina et al. (2009), Udachina et al. (2014) を参照した。

さらに，当該回答が不快時であるか否かを確認するために，不快な体験の有無 (Q 5. Whether there was an unwanted feeling, thought, or sensation) を確認し，その内容 (Q 6. Mood or condition at that time) について記述を求めた。その不快な体験の変化について，当該行動時の気分 (Q 7. Strength of the mood or condition at that time) と現在の気

Table 4-5-1
Items Used in Computerized Ecological Momentary Assessment

Items	Response
Q 1 Current state	
-1 Feel regretful	
-2 Feel excited	
-3 Feel tired	
-4 Feel fulfilled	1: not at all – 10: very much
-5 Feel impatience	
-6 Feel comfortable	
-7 Feel satisfaction	
Q 2 Behavior that affected the current state	Free description
	a. continuing
	b. 5 min.
	c. 10 min.
Q 3 Time elapsed after the behavior	d. 15 min.
	e. 30 min.
	f. 60 min.
	g. > 60min.
Q 4 Coping	
-1 I tried not to mind about that feeling, thought, or sensation	
-2 I tried to distract	
-3 I tried to think positively about that feeling, thought, or sensation	1: not at all – 10: very much
-4 I was trapped by that feeling, thought, and sensation	
-5 I made an effort to eliminate that feeling, thought, or sensation	
Q 5 Whether there was an unwanted feeling, thought, or sensation	Yes or No
Q 6 Mood or condition at that time	Free description
Q 7 Strength of the mood or condition at that time	1: not at all – 10: very strong
Q 8 Strength of the current mood or condition	1: not at all – 10: very strong
Q 9 Degree of current satisfaction	1: not satisfied at all – 10: very satisfied

Table 4-5-2

Items Used in Computerized Ecological Momentary Assessment

	Items	Response
Q1	<p>それぞれの質問項目について、今の状態にもっとも当てはまる選択肢を選んでください</p> <p>-1 後悔している</p> <p>-2 ワクワクしている</p> <p>-3 気持ちが疲れている</p> <p>-4 充実感がある</p> <p>-5 焦っている</p> <p>-6 疲れがあるが心地良い</p>	1: 全く当てはまらない-10: とても当てはまる
Q2	<p>どのようなことをしていて、今の状態になりましたか</p> <p>もっとも関連する直近の行動について教えてください</p>	自由記述
Q3	それは、何分前にしていた行動ですか	<p>a. 今も続いている</p> <p>b. 5分以内</p> <p>c. 10分以内</p> <p>d. 15分以内</p> <p>e. 30分以内</p> <p>f. 60分以内</p> <p>g. 60分以上前</p>
Q4	<p>その行動を取っていたときの状態についてお答えください以下の質問それぞれにどの程度当てはまりますか</p> <p>-1 その気持ち・考え・感覚について気にしないようにした</p> <p>-2 気晴らしをしようとした</p> <p>-3 その気持ち・考え・感覚をポジティブに捉えようとした</p> <p>-4 その気持ち・考え・感覚にとらわれていた</p> <p>-5 その気持ち・考え・感覚を無くすための努力をした</p>	1: 全く当てはまらない-10: とてもよく当てはまる
Q5	その行動をとっていたときに嫌な気持ち・考え・感覚はありましたか	あった or なかった
Q6	どんな気分・状態でしたか	自由記述
Q7	その気分に気づいたとき、強さはどの程度でしたか	1: 全くなかった-10: とても強かった
Q8	その気分は、今はどの程度ですか	1: 全くない-10: とても強い
Q9	今の満足度について教えてください	1: 全く満足していない-10: とても満足している

分 (Q 8. Strength of the current mood or condition), 満足度 (Q 9. Degree of current satisfaction) の評定を求めた。

研究 4 での time-based 回答の手続きについて, 研究 3 との差異を Figure 4-2-1 および Figure 4-2-2 に示す。なお, 回答に要する時間は研究 3 と同様におおよそ 3 分以内であることを確認して実施した。

倫理的配慮

本研究は早稲田大学「人を対象とする研究に関する倫理審査委員会」の承認を得て, 得られたデータは統計的に処理されること, 参加は任意であることを明示して実施された (承認番号: 2015-195)。

指標

【cEMA】

1) 随伴性から判断した体験の回避回答 (“随伴性指標”)

cEMA により測定した研究協力者ごとの体験の回避の回答である。算出手続きは研究 3 と同様, 以下の通りである。

解析に使用する回答の抽出

研究 3 で決定した, cEMA で体験の回避を測定する際の, 行動と回答の時間経過が“15 分以内”という基準を参照し, 「現在の状態」に影響を与えた行動から 15 分以上経過していた回答を除外した。

“不快時回答”の抽出

研究 4 では, 研究協力者が主観的に不快であると感じていたか否かを確認し, 不快体験が「ある」とした回答を抽出した。また, 不快な体験が「ある」としなかった (選択漏れを含む) 各回答の体験の内容も確認し, 一般的に不快と考えられる内容 (たとえば, 「疲れ」, 「不安」) が記

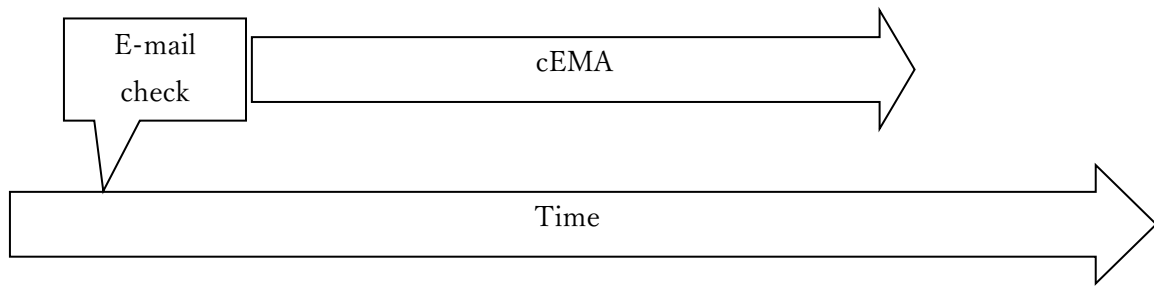


Figure 4-2-1. Procedure of Time-based Response in Study 3.

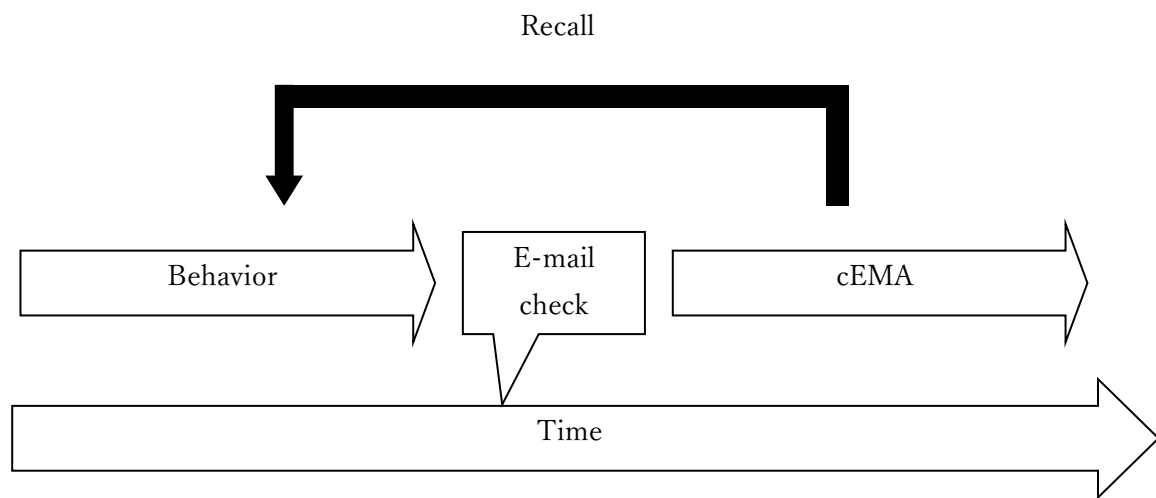


Figure 4-2-2. Procedure of Time-based Response in Study 4.

載されていたものも“不快時回答”に含めた。

体験の回避回答の選定

“不快時回答”のうち、不快な体験の強度が減少していた回答を抽出した。

2) 体験の回避回答の割合

不快時回答中に体験の回避が生じた割合である。研究 3 と同様に、以下のように算出した。

体験の回避の割合の算出

研究 3 と同じく，“不快時回答”のうちの体験の回避回答の割合（体験の回避回答／“不快時回答”）* 100）を研究協力者ごとに算出した。

なお、体験の回避の割合が 0%もしくは 100%であった場合には、分析から除外した。

3) 主観的体験の回避の程度（“主観指標”）

Table 4-5 の Q 4 に示した 5 項目について、10 件法で回答を求めた。先行研究（Udachina et al., 2014）と同様に、解析を実施する際に、主成分分析を実行した。また、回答者の負担軽減を考慮し、今後の cEMA で使用する項目を絞るため、その中でも負荷量の小さい項目は除外した。得点が高いほど体験の回避をしているととらえていることを示す。

4) 現在の状態

Table 4-5 の Q 1 および Q 9 に示した 7 項目について、10 件法で回答を求めた。得点が高いほど、それぞれの状態が強いことを示す。

【質問紙】

1) Acceptance and Action Questionnaire-II (AAQ-II; 木下他, 2008; 嶋他, 2013)

体験の回避を測定する 7 項目の尺度である。7 件法で回答し、得点が

高いほど体験の回避傾向が高いことを示す。

2) Acceptance Process Questionnaire (APQ)

アクセプタンスを測定する 4 下位尺度 13 項目の尺度である。7 件法で回答し、得点が高いほどアクセプタンス傾向が高いことを示す。

3) Change Agenda Questionnaire (CAQ)

変化のアジェンダの確信度を測定する CAQ-b と、それに従った行動の程度を測定する CAQ-a で構成される。14 項目の尺度である。7 件法で回答し、得点が高いほどそれぞれの傾向が強いことを示す。

分析方法

統計解析ソフト R (ver. 3. 4. 1) を用いた。

1) 相関分析

体験の回避の割合と、「現在の状態」の平均値および各質問紙との関連を検討するために、Spearman の順位相関分析を実施した。

相関の強さの基準は、 $|\rho| < .20$ をごく弱い相関、 $.20 \leq |\rho| < .40$ を弱い相関、 $.40 \leq |\rho| < .70$ を中程度の相関、 $|\rho| > .70$ を強い相関とした (Guilford, 1956)。

仮説として、以下のような関連が示されることを想定した。「現在の状態」の平均値との関連については、後悔、疲労感、焦りとは弱い正の相関、興奮、充実感、心地よさ、満足感とは弱い負の相関を示すことを想定した。また、各質問紙との関連については、AAQ-II、CAQ-b および CAQ-a とは無相関もしくは弱い正の相関、APQ 合計得点および各下位尺度とは無相関もしくは弱い負の相関が示されると想定した。

2) 階層線形モデル

“随伴性指標”と“主観指標”が、「現在の状態」に対して与える影響を検

討するために、最尤推定法による階層線形モデルを実施した。

本解析では、「現在の状態」を従属変数，“随伴性指標”および“主観指標”を固定効果要因，研究協力者を変量効果要因として扱った。

解析に先立ち，“主観指標”得点の算出に用いる項目を選定するため，Table 4-5 の Q 4 に示した 5 項目について主成分分析を実行した。基準となる負荷量を研究 1-1 および研究 2-1 を参照して .40 と設定し (Ferguson & Cox, 1993)，基準未満の項目を除外した。

なお，階層線形モデルによる解析には“不快時回答”のみを用いた。

結果

解析に使用する回答の抽出

10 日間の cEMA による調査によって全 868 回答 ((平均 \pm *SD*) 34.72 \pm 8.60 回，範囲 9-44 回) を取得した。すべての time-based 回答に対応し，かつ event-based 回答にも対応したと想定される (つまり，回答が 41 回以上であった) 研究協力者は 25 名のうち 7 名 (28%) であった。

「現在の状態」に影響を与えた行動から 15 分以上経過していたものは 126 回答であり，それらの回答を除外した。15 分以内回答は 742 回，(平均 \pm *SD*) 29.68 \pm 9.67 回，範囲 3-42 回であり，全回答のうちの 15 分以内回答率は (平均 \pm *SD*) 83.04 \pm 15.36%，範囲 33.33-100% であった。

“不快時回答”の抽出

残った 742 回答から，欠損項目のあった 49 回答を除いた。欠損のない 693 回答のうち，不快体験が「ある」とした回答，もしくは，一般的に不快と考えられる内容の体験 (たとえば，「疲れ」，「不安」) が記載されていたものという基準に合致する回答を抽出した。その結果，全 377

回答が抽出された。

体験の回避回答の選定

上記の“不快時回答”のうち、不快な体験の強度が減少していた体験の回避回答は、全 156 回であった。

体験の回避の割合の算出

研究協力者ごとの体験の回避の割合を確認したところ、2 名が 0%、1 名が 100%と極端な値を示した。したがって、当該の 3 名を除外し、22 名（男性 4 名、女性 18 名、年齢（平均 ± *SD*) 18.82 ± 0.80 歳）を以降の分析の対象とした。記述統計量を Table 4-6 に示す。

1) 相関分析

体験の回避の割合と、「現在の状態」の平均値および各質問紙との関連を検討するために、Spearman の順位相関分析を実施した (Table 4-7)。その結果、いずれの変数とも体験の回避の割合は有意な相関を示さなかった。

2) 階層線形モデル

“随伴性指標”と“主観指標”が、「現在の状態」に対して与える影響を検討するために、階層線形モデルを実施した。本解析では、「現在の状態」は平均値ではなく、それぞれの回答の値を用いた。

事前に“主観指標”項目について、主成分分析を実行した結果、1 因子を示した（固有値 > 1）。しかし、第 1 項目「その気持ち・考え・感覚について気にしないようにした」および、第 3 項目「その気持ち・考え・感覚をポジティブにとらえようとした」は、基準値に満たなかった。したがって、当該 2 項目を除外し、残った 3 項目の合計得点を“主観指標”得点として扱った。

Table 4-6
Descriptive Statistics of Each Variable

	Mean	<i>SD</i>	Min	Max
The percentage of experiential avoidance				
<i>Unpleasant obs.</i> = 359	42.41	13.88	10.53	75.00
Mean of current state				
Feel regretful	3.00	1.21	1.00	4.75
Feel excited	4.31	1.47	1.73	6.59
Feel tired	5.07	1.34	2.17	7.67
Feel fulfilled	5.45	1.68	2.89	7.84
Feel impatience	3.75	1.44	1.00	6.59
Feel comfortable	4.60	1.52	2.14	8.00
Feel satisfaction	6.30	1.18	3.50	8.12
AAQ-II	23.95	8.12	9.00	38.00
APQ				
Total	60.09	9.87	44.00	80.00
Expanding behavioral repertoire	17.45	3.65	11.00	24.00
Being receptive to the real world	16.59	2.42	11.00	21.00
Making a choice not to avoid private events	13.00	3.55	7.00	19.00
Stopping reactions	13.05	3.40	7.00	21.00
CAQ				
Believability	33.05	6.55	22.00	42.00
Avoidance	31.77	5.36	20.00	40.00

Note. obs.: Observations; AAQ-II: Acceptance and Action Questionnaire-II; APQ: Acceptance Process Questionnaire; CAQ: Change Agenda Questionnaire.

Table 4-7

Relationships between Current States and the Percentage of Experiential Avoidance

		Percentage of experiential avoidance		
		ρ	95 % CI	p
Mean of current state				
	Feel regretful	.29	[-.15, .64]	.19
	Feel excited	.00	[-.42, .43]	.99
	Feel tired	.01	[-.43, .42]	.98
	Feel fulfilled	-.27	[-.62, .18]	.23
	Feel impatience	-.10	[-.50, .34]	.67
	Feel comfortable	-.16	[-.55, .28]	.47
	Feel satisfaction	-.08	[-.48, .36]	.73
AAQ-II		-.07	[-.48, .37]	.77
APQ				
	Total	.14	[-.30, .53]	.53
	Expanding behavioral repertoire	.05	[-.38, .46]	.84
	Being receptive to the real world	-.04	[-.45, .39]	.88
	Making a choice not to avoid private events	.08	[-.36, .48]	.73
	Stopping reactions	.23	[-.30, .53]	.31
CAQ				
	Believability	-.19	[-.56, .26]	.41
	Avoidance	-.07	[-.48, .36]	.75

Note. AAQ-II: Acceptance and Action Questionnaire-II; APQ: Acceptance Process Questionnaire; CAQ: Change Agenda Questionnaire.

“随伴性指標”および“主観指標”を固定効果要因，研究協力者を変量効果要因とした最尤推定法による階層線形モデルを実行した結果を Table 4-8 に示す。なお，推定値は解釈を容易にするために非標準化係数を記載した。

解析の結果，“随伴性指標”得点が 1 増加する，つまり体験の回避であると判断された場合には，焦りが平均 -.92 点減少し，満足感が平均 .68 点増加することが示された。

“主観指標”得点については，30 点満点中 1 点増加するごとに，後悔が平均 .04 点増加することが示された。

Table 4-8
Results of Hierarchical Linear Model (*Obs.* = 359)

	Contingency index			Subjective index		
	Est.	95% CI	<i>p</i>	Est.	95% CI	<i>p</i>
Current state						
Feel regretful	.01	[-0.40, 0.42]	.96	.04	[0.00, 0.08]	.04
Feel excited	.30	[-0.13, 0.72]	.17	.01	[-0.03, 0.05]	.74
Feel tired	-.03	[-0.46, 0.39]	.88	-.01	[-0.06, 0.03]	.49
Feel fulfilled	.11	[-0.28, 0.50]	.58	.01	[-0.03, 0.04]	.80
Feel impatience	-.92	[-1.40, -0.43]	.00	.02	[-0.02, 0.07]	.34
Feel comfortable	.32	[-0.06, 0.70]	.10	-.01	[-0.04, 0.03]	.75
Feel satisfaction	.68	[0.35, 1.01]	.00	-.02	[-0.06, 0.01]	.19

Note. *Obs.*: Observations; *Est.*: Estimate.

All parameter estimates are unstandardized regression coefficients.

考察

研究 4-1 では、研究 3 での課題点を改善し、修正版を検討することを目的とした。また、随伴性に基づく指標だけでなく、主観的な指標を作成した上で同時に測定し、両指標に差異が認められるか否かを検討することを目的とした。

研究 4-1 で修正された箇所は、1) 実際の行動と評価のタイミングを分け、評価時点の心身の状態に影響を与えた行動と、その行動時の状態（不快体験の有無、強度など）を評価する、2) 気分ではなく、不快体験の内容を特定する、3) 特定した不快体験の強度の変化を評価するという点であった。修正された方法を用いた調査を実施した結果、測定方法に関する疑問点や不備を報告する研究協力者はおらず、日常生活下での実用可能性を否定する知見は得られなかった。以下、結果を考察する。

cEMA への取り組み

まず、cEMA への回答状況について考察する。本研究では研究 3 とは異なり、time-based 回答と event-based 回答を同一の項目で構成した。したがって、両者の回答を特定することはできず、個別の特徴を記述することは困難である。

本研究では、1日に4回の合図を送信したため、研究3よりも研究協力者への負担は増加しているが、一人あたりの回答数は研究3の平均31.54回（ $SD = 6.75$ ，範囲11-42回）よりも多い傾向にある（（平均 \pm SD ） 34.72 ± 8.60 回，範囲9-44回）。ただし、最小回答数は本研究のほうが小さく、標準偏差も大きいため、個人ごとの回答数のばらつきが大きくなったと考えられる。

また、すべての time-based 回答に対応し、かつ event-based 回答にも

対応したと想定される研究協力者は全体の 28%にとどまった。実際には、time-based 回答のすべてには対応していないが、event-based 回答に対応した研究協力者も存在すると想定される。研究 3 では event-based 回答に一度でも対応した研究参加者は 91.67%であったが、本研究では 1 日あたりの time-based 回答を 4 回と増やし、負担が増加していると考えられるため、その割合は減少している可能性がある。

time-based 回答は回答への明確な合図があるため比較的取り組みやすいと考えられるが、event-based 回答は自発的に回答をしなければならぬため、研究協力者の負担は大きいと想定される。また、研究 3 の考察でも触れたように、記録対象となる出来事が明確であることも重要な要素である。以上のような課題に対応し、event-based 回答を増やすためには、動機づけの工夫という観点も重要となろう。

相関分析

次に、相関分析の結果からまとめる。体験の回避の割合と、「現在の状態」の平均値および各質問紙との関連を検討した結果、いずれの変数間でも有意な相関は示されず、仮説は支持されなかった。AAQ-II との関連が示されなかったことは研究 3 の結果と同様であった。「現在の状態」の平均値との関連について相関係数を確認すると、相対的に大きな値を示したのは後悔と充実感であった。それぞれの相関の向きは想定した通りのものであったが、 $\rho < .30$ と関係性は小さく、有意ではない。

「現在の状態」の平均値との関連が示されなかったという相関分析の結果から、“随伴性指標”が体験の回避の指標として妥当であるという根拠は得られなかった。

階層線形モデル

続いて、階層線形モデルの結果について考察する。解析の結果，“随伴性指標”は焦りの減少、満足感の増加を予測し，“主観指標”は後悔の増加を予測した。どちらも「現在の状態」の一部を予測したが、それぞれ予測する「現在の状態」の内容や方向に差異があり、両指標は異なる側面をとらえていることが示された。体験の回避は、短期的には対象となった私的出来事から回避・逃避することで維持するとされているため（武藤・三田村，2011; Ruiz, 2010），ネガティブな私的事象は減弱すると考えられる。しかし，中長期的には対象となる私的出来事の重要性を高めることが想定されているため（Hayes et al., 2006），ネガティブな私的事象が増大すると考えられる。

前述の想定に基づいて結果を解釈すると，“随伴性指標”はネガティブな事象である焦りの減少への予測が認められるため，短期的な結果を予測している可能性がある。満足感の増加を予測するという結果については，不快な私的出来事が減弱もしくは除去された結果として一時的に満足感が得られる可能性があるため，上記解釈を否定するものではないと考える。一方で“主観指標”はネガティブな事象である後悔の増加を予測しているため，中長期的な結果を予測する可能性がある。

以上の考察をまとめると，“随伴性指標”および“主観指標”は，どちらも体験の回避を測定しているといえるが，それぞれが異なる側面を反映している可能性がある。そして，“随伴性指標”が体験の回避の短期的な結果をとらえており，“主観指標”は体験の回避の中長期的結果をとらえていると解釈された。“随伴性指標”は短期的な結果（行動直後の不快な体験の強度の減少）を基に体験の回避であるか否かを判断する（負の強化をとらえている）指標であるため，短期的なネガティブ事象の減少を

予測するという解析結果は、その測定が妥当なものであるとする根拠のひとつとなりうる。一方で、“主観指標”で得られた結果は、Machell et al. (2015) において示された、日常生活下で測定された体験の回避が、同じく日常生活下で測定されたポジティブ情動の減少とネガティブ情動の増加を予測するという結果と矛盾しないものであった。“随伴性指標”および“主観指標”のどちらが臨床上有用であるかについては、応用事例がないため、現時点では判断することができない。どちらが行動変容を反映するかという点について検討し、それぞれの指標の使用に適した条件を明らかにしていく必要がある。

本研究の課題点と今後の展望

最後に、研究 4-1 の課題点をまとめる。研究 4-1 では、研究 3 での基準を基に、行動の前後で不快な体験の強度が減少した場合に体験の回避であると判断した。ここでは、10 件法で確認した不快な体験の強度が 1 点でも減少していれば体験の回避として扱っている。しかし、当該不快体験の強度の変化は、体験の回避のみの結果として生じるとは考えづらい。現行の基準では、体験の回避以外の他の要因を含めるリスクを高めてしまい、行動の結果を示す「現在の状態」を正しく予測できていない可能性がある。したがって、現行のもの以外の基準での検討を実施し、「現在の状態」をより多く予測する基準を探索する必要があると考えられる。

また、本研究では、体験の回避が測定できるか否かについては検討がなされたが、測定された体験の回避が日常生活下の行動の変化と対応するか否かは未検討である。体験の回避の病理的な特徴を考えた場合には、測定された体験の回避の変化が、実際の行動の広範な変化を反映するこ

とに意義があると考えられる。したがって、行動変容場面で“随伴性指標”および“主観指標”を測定し、行動の変化と測定された指標の変化が対応することを確認することが、本測定法の有用性を示すために必要になる。

第 3 節 研究 4-2

日常生活下における随伴性に基づく体験の回避の測定法の修正版の検討

— 体験の回避回答の選定基準に関する検討 —

目的

研究 4-1 では、研究 3 での課題点を改善し、新たな測定方法が提案された。研究 4-1 で採用された体験の回避回答の基準は、行動前後での不快体験の強度が 1 点以上減少したものとされた。この基準に基づく体験の回避の指標である“随伴性指標”は、行動後の結果を示す「現在の状態」を予測するという結果が示され、体験の回避を測定できている可能性が示された。

しかし、研究 4-1 で採用された基準では、体験の回避以外の要因による不快な体験の変化を含んでしまうリスクが高いという課題が指摘された。そこで、研究 4-2 では、基準を広げ、「現在の状態」をより多く予測する基準があるか否かを検討することを目的とする。従来は不快な体験の強度の減少幅が 1 点以上という基準であったが、その減少幅を大きくした基準で体験の回避回答を抽出し、階層線形モデルを実施する。

方法

対象者と手続き

研究 4-2 は、研究 4-1 で得られたデータを用いた。

指標

【cEMA】

1) 随伴性から判断した体験の回避回答（“随伴性指標”）

cEMAにより測定した研究協力者ごとの体験の回避の回答である。算出手続きは研究3および研究4-1と同様である。

研究4-2では、体験の回避回答として判断するための基準として、不快な体験の強度の減少がどの程度までであればよいかを検討することを目的としている。そのため、行動の前後での不快な体験の強度の減少が1点の場合（研究4-1の基準）から順次基準となる減少の幅を広げて検討した。

なお、体験の回避回答が0%もしくは100%であった場合には、研究4-1に倣い、分析から除外した。

2) 現在の状態

Table 4-5のQ1およびQ9に示した7項目について、10件法で回答を求めた。得点が高いほど、それぞれの状態が強いことを示す。

分析方法

統計解析ソフトR (ver. 3.4.1) を用いた。

階層線形モデル

“随伴性指標”において、不快な体験の強度の減少がどの程度までであればよいかを検討するために、最尤推定法による階層線形モデルを実施した。

本解析では、研究4-1と同様に「現在の状態」を従属変数、“随伴性指標”を固定効果要因、研究協力者を変量効果要因として扱った。

なお、階層線形モデルによる解析には“不快時回答”のみを用いた。

結果

体験の回避回答とする基準を、行動前後での不快な体験の強度の減少

の幅が1点の場合から順次広げて抽出した。それぞれの基準で抽出された回答数，解析対象となる人数を Table 4-9 に示した。

階層線形モデル

“随伴性指標”を固定効果要因，研究協力者を変量効果要因とした最尤推定法による階層線形モデルを実行した結果を Table 4-10 に示す。なお，推定値は解釈を容易にするために非標準化係数を記載した。

解析の結果，行動前後での不快な体験の強度の減少の幅が3点もしくは4以上の場合に，有意傾向のものも含めてもっとも多くの「現在の状態」を予測した。

Table 4-9

Number of Participants, *Obs.* and Experiential Avoidance Response in Each Criterion

Criterion	<i>N</i>	<i>Obs.</i>	Experiential avoidance response
Pre-Post > 0	22 (F = 18, age = 18.82 ± 0.80)	359	154
Pre-Post > 1	22 (F = 18, age = 18.82 ± 0.80)	359	100
Pre-Post > 2	20 (F = 17, age = 18.70 ± 0.66)	332	57
Pre-Post > 3	16 (F = 14, age = 18.63 ± 0.62)	260	29
Pre-Post > 4	9 (F = 9, age = 18.67 ± 0.71)	133	16

Note. *Obs.*: Observations; Pre: Strength of the mood or condition before take action; Post: Strength of the mood or condition after take action; F: Female.

Table 4-10
Results of Hierarchical Linear Model

Current state	Pre-Post > 0		Pre-Post > 1		Pre-Post > 2		Pre-Post > 3		Pre-Post > 4	
	Est. [95% CI]	<i>p</i>	Est. [95% CI]	<i>p</i>	Est. [95% CI]	<i>p</i>	Est. [95% CI]	<i>p</i>	Est. [95% CI]	<i>p</i>
Feel regretful	.01 [-0.40, 0.42]	.96	.16 [-0.28, 0.61]	.48	.19 [-0.37, 0.75]	.51	.04 [-0.73, 0.80]	.93	.21 [-0.75, 1.17]	.67
Feel excited	.30 [-0.13, 0.72]	.17	.15 [-0.31, 0.62]	.52	.01 [-0.57, 0.60]	.97	.54 [-0.30, 1.37]	.21	1.19 [0.13, 2.24]	.03
Feel tired	-.03 [-0.46, 0.39]	.88	.18 [-0.29, 0.65]	.45	.23 [-0.39, 0.82]	.44	.10 [-0.72, 0.91]	.82	.09 [-0.94, 1.13]	.86
Feel fulfilled	.11 [-0.28, 0.50]	.58	-.18 [-0.61, 0.24]	.40	.15 [-0.38, 0.69]	.57	.47 [-0.29, 1.23]	.23	.78 [-0.29, 1.85]	.15
Feel impatience	-.92 [-1.40, -0.43]	.00	-.91 [-1.44, -0.38]	.00	-.77 [-1.45, -0.10]	.03	-1.05 [-1.99, -0.12]	.03	-.62 [-1.74, 0.51]	.28
Feel comfortable	.32 [-0.06, 0.70]	.10	.28 [-0.13, 0.70]	.18	.48 [-0.03, 1.00]	.07	.64 [-0.09, 1.37]	.09	.72 [-0.32, 1.75]	.17
Feel satisfaction	.68 [0.35, 1.01]	.00	.56 [0.20, 0.93]	.00	1.06 [0.62, 1.49]	.00	1.43 [0.61, 1.66]	.00	2.00 [1.16, 2.83]	.00

Note. Est.: Estimate; Pre: Strength of the mood or condition before take action; Post: Strength of the mood or condition after take action. All parameter estimates are unstandardized regression coefficients.

考察

研究 4-2 では、研究 4-1 で採用してきた体験の回避回答の基準を広げ、「現在の状態」をより多く予測する基準があるか否かを検討することを目的とした。従来は不快な体験の強度の減少幅が 1 点以上という基準であったが、その減少幅を大きくした基準で体験の回避回答を抽出し、階層線形モデルを実施した。

解析の結果、不快な体験の強度の減少幅が 3 点もしくは 4 点以上の場合に、有意傾向のものも含めてもっとも多くの「現在の状態」を予測し、新たに心地よさの増加を予測することが示された。この結果より、学生を対象とした場合においては、不快な体験の強度の減少幅を大きくとる基準、具体的には、3 点もしくは 4 点以上の減少の基準が有効である可能性が示唆された。今後は、本研究において検討されたそれぞれの基準のうち、どの基準を用いることが実際の行動変容を反映する測定となるかを検討する必要がある。

ただし、個人ごとに適切な基準が異なる可能性は否定できない。つまり、人によっては 1 点以上の減少幅で体験の回避と判断することが有用な場合もあれば、4 点以上の減少幅が必要な場合もあると考えられる。今後の調査では、基準を一概に設定することが可能か否かも検討課題となると考えられる。

第 4 節 第 4 章総合考察

第 4 章では，研究 3，研究 4-1，研究 4-2 を通して，cEMA を用いた日常生活下での体験の回避を測定する方法について検討を進めてきた。体験の回避はさまざまな形態をとるため，その行動の形態ではなく，負の強化で維持されるという点（Hayes et al., 2011 武藤他訳 2014; Masuda・武藤，2011a; 武藤・三田村，2011; Ruiz, 2010）に着目し，随伴性に基づいて測定するという方法を採用した。検討の結果，随伴性に基づいて体験の回避をとらえる方法は，有用である可能性が示唆され，その測定方法の基準の検討が進められた。以下，第 4 章での検討内容に関する考察をまとめる。

測定タイミングによる回答の差異

まず，cEMA を用いた測定のタイミング（time-based 回答であるか，event-based 回答であるか）による回答の差異について考察する。研究 3，研究 4 を通して，time-based 回答への回答は十分に得られていた。しかし，event-based 回答については，研究 3 における平均回答数が少なく，研究 4 でも同様の傾向が推察された。両者の負担感には差異があると同時に，質的にも異なることに留意が必要となる。

負担感については，time-based 回答より event-based 回答で大きくなる可能性が考えられる。event-based 回答については，常に回答する状況の有無に気を配っておく必要が有るためである。その他，本研究では time-based 回答の合図メールに event-based 回答のフォームの URL を記載したため，記録時に該当メールを開く必要があった。その作業にかかる手間も，負担感を増加させる要因となった可能性がある。また，測定対象となる状況が曖昧である場合には，回答をするべきか否かの判断に

迷うことも想定される。本研究のように、「不快な出来事が生じた」タイミングという条件設定は、回答者や状況によっては曖昧なものであった可能性があり、面倒であるというような印象を与えた可能性は否定できない。

質については、回答が受動的なものであるか能動的なものであるかという点に大きな差異がある。time-based 回答の場合には、合図により回答が要求されるため、受動的な測定となる。一方で、event-based 回答の場合には、予め定められた条件を満たした状況で自発的に記録を取る必要があるため、比較的能動的な側面が強くなると考えられる。

また、time-based 回答の場合には、測定のタイミングが不適切になる可能性があるという点についても考慮する必要がある。つまり、「不快な出来事」がない状況においても回答を求められる（この場合、体験の回避が生起し得ない状況での回答となる）可能性があるということであり、これは回答者への負担の増大につながる。一方で、event-based 回答では回答する条件を予め定めているため、この問題は解決可能であるといえる。ただし、event-based 回答の場合には、定められた条件に合致する状況に回答者が気づく必要がある。セルフモニタリングが弱い場合には、回答が困難になるという点には留意する必要がある。

以上の点をふまえ、臨床的にどちらの使用が望ましいのかを考察する。ここまでの考察で、time-based 回答、event-based 回答のどちらにもメリットとデメリットがあることに言及してきた。それぞれの特徴をふまえると、一概にどちらの使用が望ましいかを断定することは難しい。両者のメリットとデメリットを鑑み、測定の目的や状況によって使い分けることが最善であると考えられる。たとえば、体験の回避の生起頻度の推移をとらえることを目的とするのであれば、event-based 回答のほう

が負担も少なく、適切なタイミングでの測定が可能になる蓋然性が高い。治療的な観点を目的として付け加えると、自発的、能動的に不快な出来事に気づき、観察し、それを報告する練習のためにも event-based 回答の使用は有効かもしれない。他方、time-based 回答は、定められた時間でのモニタリングを繰り返すことで、体験の回避の生起確率が高い状況だけでなく、そうでない（生起しない）状況を特定するというような使用法が考えられる。

以上のように、双方のメリットとデメリットを把握し、目的にあった方法が選択できるようになることで、cEMA をアセスメントだけでなく介入にも応用することが可能になると考えられる。

cEMA による随伴性に基づく体験の回避測定の有用性

続いて、第 4 章での検討から考えられる、cEMA による随伴性に基づく体験の回避測定の有用性についてまとめる。AAQ-II などの質問紙はもとより、cEMA を用いた先行研究（Kashdan et al., 2013; Kashdan et al., 2014; Machell et al., 2015; Udachina et al., 2009; Udachina et al., 2014）、および研究 4 における“どの程度回避しているか”を主観的に評定する方法では、必然的に回答者の解釈の余地が含まれる。しかし、本研究において新たに検討した随伴性から体験の回避をとらえる方法では、その場の気分もしくは不快な私的出来事と、その行動前後の変化を評定するのみであり、体験の回避に関する解釈が含まれる余地が少ないと考えられる。解釈による回答の歪みが最小限に抑えられるため、客観的測定に近い方法で、当該個人のみを観察可能な行動である体験の回避を測定することができる可能性がある。

また、前述のように質問紙で得られる回答は、実際の行動とは乖離す

る可能性が指摘されている（望月, 2001）。回答場面（報告行動）の文脈と実際の行動場面の文脈が異なることが関与していると考えられ、その差異を小さくすることが正確な測定には必要であると考えられる。本研究における測定法では、実際に体験の回避が生起する日常生活下で測定する点、体験の回避が生起する前提である、不快な私的出来事がある文脈での行動を対象とした点で、上記問題への対応を試みている。とくに、体験の回避は不快な私的出来事がある状況下で過剰に適用されると問題となるという点（Hayes et al., 2011 武藤他訳 2014; Ruiz, 2010）を考慮すると、その前提となる、不快な私的出来事が存在する“文脈”を含めて測定することは重要な要件であると考えられる。

さらに、本研究における cEMA による体験の回避の測定では、全体的な行動傾向ではなく、個々の行動を対象とする。そして、その形態には着目せず、その随伴性に焦点を当てる。体験の回避は前述したとおり機能的な概念であるため（Hayes et al., 1996）、特定の“形態”の行動に限定されない。そのため、その“随伴性”を測定する必要があるが、ある程度の時間幅をもった経時的な評価（行動とその前後の状況の評価）が可能な cEMA の導入により、その測定が可能になった。個々の行動が体験の回避か否かを特定可能になったことで、支援時にはその頻度の推移などを観察することができるようになり、支援の評価が容易になることが期待される。

これまでも cEMA による体験の回避の測定はなされてきた（Kashdan et al., 2013; Kashdan et al., 2014; Machell et al., 2015; Udachina et al., 2009; Udachina et al., 2014）。しかし、従来の研究とは異なり、実際の結果（随伴性）を基準として、個々の行動が体験の回避か否かを判断可能にしたのは本研究が初めてである。従来の cEMA による体験の回避の

測定法は、日常生活下の体験の回避と気分や活動との関連を示す上では有用なものであったが、支援場面へ応用した例は報告されておらず、現状では十分なものではない可能性がある。本研究では、随伴性に基づいた方法を採用したことで、より行動分析的な視点から体験の回避を測定することが可能になり、研究場面だけでなく、支援場面での測定における有用性も高めることができたと考える。

今後の展望としては、第4章で検討を進めてきた“随伴性指標”と“主観指標”それぞれについて、応用可能性を確認するために、行動変容場面での測定を実施し、各指標が行動の変化を反映するか否かを検討することが必要となる。体験の回避という概念が用いられるのは、主として機能的文脈主義（contextual behaviorism; e.g., Biglan & Hayes, 1996; Hayes et al., 2012; Hayes & Hayes, 1992; 武藤, 1999; 武藤, 2001）という認識論的立場に立脚する、文脈的行動科学（contextual behavioral science; Hayes et al., 2012）の分野である。文脈主義における真理基準は“恣意的なゴールの達成（successful working）”であり（Biglan & Hayes, 1996; Hayes et al., 2012; Hayes & Hayes, 1992; 武藤, 1999; 武藤, 2001）、機能的文脈主義におけるゴールは、“予測と影響（prediction and influence）”である。

このような文脈的行動科学のアプローチから考えると、当然のことではあるが、“測定”は支援や研究にとっての有効性を持たなければならない（Hayes et al., 2012）。つまり、作成された“随伴性指標”および“主観指標”が行動変容を反映し、“予測と影響”に寄与しうるのであれば、支援や研究にとっての有用性が担保され、当該方法は臨床場面とそれに役立つ基礎研究という文脈において意味があると判断することができる。

第 5 章

行動変容場面における体験の回避の測定

第 5 章では、第 4 章で検討した cEMA を用いた随伴性に基づく体験の回避の測定法を、実際の行動変容場面において使用し、その応用可能性について検討することを試みる。

第 1 節 研究 5-1

学生の行動変容場面における体験の回避測定の試み

－質問紙および cEMA の適用可能性の検討－

目的

研究 5-1 では、第 4 章で開発した体験の回避の指標である、“随伴性指標”と“主観指標”の有用性を検討するために、行動変容場面での測定を実施し、行動の変容と指標の変遷が認められるか否かを検討する。そして、“随伴性指標”と“主観指標”のどちらにより大きな有用性が認められるかを比較することを目的とする。本研究では“随伴性指標”の推移の変遷を確認することを目的とするため、event-based 回答の方式を採用する。

なお、研究 4 までは、体験の回避の形態ではなく、負の強化で維持されるという点 (Hayes et al., 2011 武藤他訳 2014; Masuda・武藤, 2011a; 武藤・三田村, 2011; Ruiz, 2010) に着目し、随伴性に基づいて測定するという方法を採用して検討を進めてきた。従来の研究 (Kashdan et al., 2013; Kashdan et al., 2014; Machell et al., 2015; Udachina et al., 2009; Udachina et al., 2014) で採用されていたように、主観的に体験の回避の程度を評定させるのではなく、行動前後の不快な体験の強度の変化に着

目したことで、回答者の解釈が含まれる余地を制限したことが特色であった。つまり、随伴性のみに基づいた測定に近づけるような工夫がなされてきた。

しかし、実際の臨床場面では、負の強化で維持されていることが確認されない場合でも体験の回避が生起していたと判断される場合が少なくない。それは、クライアントが不快な私的出来事からの回避を意図していた、つまり、ルール（変化のアジェンダ）に従って行動しようとしていたと判断された場合である。実際に、研究1のCAQの開発においても前提としたように、体験の回避はルール支配行動としての側面を有するとされており（Masuda・武藤，2011a; 酒井他，2014; Törneke et al., 2008）、負の強化事態をとらえるのみでは不十分な可能性もある。そこで、研究5では、研究4までで用いられた質問項目に加えて、体験の回避を実行しようとした“意図”についても測定し、体験の回避回答を選別する基準として、その意図を含める条件についても検討する。そして、“意図”を含めることで、行動の変化と“随伴性指標”の対応が変化するか否かを探索することを目的とする。

さらに、第3章で作成した質問紙についても同時に検討を実施する。APQおよびCAQの課題点として、反応性が未検討であることが挙げられている。研究5では、行動変容場面での測定を実施するため、体験の回避を低減させる介入が含まれる。介入前後における得点の変化が示されるか否かを検討し、それぞれの尺度の臨床的な有用性を確認することも補足的な目的とする。

方法

対象者と手続き

首都圏の大学に通う学生を対象とし、講義後の教場やサークルにて研究参加者を募集した。体験の回避が関係すると想定される行動習慣の変容意図のある者を募集し、女性4名（A(20)、B(19)、C(21)、D(18))を対象として調査を実施した。

【手続き】

本研究は個別で実施した。3回の来室と、計14日間のcEMAと活動記録表による日常生活記録で構成された。

<初回>

初回は研究の概要について文書および口頭で説明し、体調不良や他の研究への参加の有無など、本研究への参加に問題がないことを確認した。同意が得られた参加者と測定対象となる行動パターンについて話し合った。

測定対象となる行動パターンを確認するために、資料を用いて例示しながら、不快な体験（気分、思考、身体感覚など）を避けようとするような習慣を複数案出した。そのうち、とくに変容意図の強いものをひとつ選定しターゲット行動とした。ターゲット行動は、本人が取り組みたいと思っているが、不快な体験がその行動を阻害しており、実行できていないものを選択するように求めた（具体例は後述）。また、ターゲット行動の実行を阻害する気持ちや考えについても整理した。ターゲット行動とならなかったもので、研究協力者本人が変容したいと考えた行動についても、生活記録表に自由に記録を求めた。

行動の記録に関する疑問がないことを確認した後、cEMAによる回答方法を説明し、一週間の調査（ベースライン期：BL期）を実施した。また、cEMAへの回答1回につき、謝礼を50円追加で支払う（上限は1,000円）ことについても事前に説明した。

< 2 回目 >

一週間の調査後の 2 回目来室時には、cEMA に関する記録について振り返り、アンケートへ回答を求めた（介入前測定：Pre）。その後、体験の回避とアクセプタンスに関する心理教育を実施した。

心理教育では、不快な体験を避けようとすることで長期的な悪循環に陥ってしまう可能性についてエクササイズとメタファーを用いて解説し、体験的な理解を促した。不安発見器のメタファー（不安発見器につながれており、不安になると実験者により電気ショックを流されてしまう状況で、不安にならないようにできるかという内容）を用いて、感情などをコントロールしようとするのが難しいこと、場合によって逆効果になる可能性があることを伝え、クリップボードのメタファー（クリップボードを不快な体験に見立て、研究協力者と研究実施者で押し合いをするというメタファーである。クリップボードを両手で遠ざけようとする、手がふさがれていたり、疲れてしまったりして他の活動ができなくなるという内容）を用いて、不快な体験をコントロールしようとするので、やりたいことややるべきことができなくなる可能性があることを伝えた。

また、体験の回避に代わる不快な体験との付き合い方（アクセプタンス）について、実際にエクササイズを実践しながら説明した。底なし沼のメタファー（底なし沼にはまったときに、這い上がろうともがくほど沈んでしまうという内容）とクリップボードのメタファー（前述したような押し合いをやめ、クリップボードを膝の上に置くと、不快感はその場にあるが、余計な疲労はなく、両手も自由になって活動ができるという内容）を用いて、不快な体験をコントロールするのではなく、受け入れる方略があることとそのメリットの可能性を伝えた。さらに、空を漂

う雲のエクササイズを実施し、不快な体験の内容にとらわれずに、ただ感じていることや考えていることに気づくことを体験した。また、補足的に考えの内容に関わらず行動が取れることを伝えるために、「絶対に立てない」と言いながら立つエクササイズを実施した。なお、心理教育内では“体験の回避”、“アクセプタンス”という単語は用いなかった。

その後、次の一週間のターゲット行動に関する実践目標を設定し、練習したアクセプタンスを実践しながら取り組むように求めた。

最後に、心理教育で説明の際に用いたメタファーと、実践したエクササイズに関する理解度と納得度を 0-100 で評定するように求め、介入内容に関する確認テストを実施した。2 回目来室の翌日より、一週間の調査（介入期：IN 期）を実施した。

< 3 回目 >

3 回目来室時には、cEMA に関する記録について振り返り、アンケートへの回答を求めた（介入後測定：Post）。その後、IN 期におけるアクセプタンスの実践度について 0-100 で評価し、全体的な感想を自由に記述するように求めた。最後に研究に関する質問がないことを確認して、終了した。

【cEMA】

研究 4 の方法に準拠し、スマートフォンを用いて cEMA を実施した。ただし本研究は、実際の臨床場面に近い、行動変容場面での測定を目的としたため、ターゲット行動をする機会があり、どのような対処をするのかを決定したタイミング（event-based）での回答を求めた。

回答フォーマットは Google フォームで作成し、研究協力者には 1 日 1 回送信するリマインドメールに URL を記載した。BL 期のメールには記

録のリマインドに関する内容のみを記載し、IN期には、＜2回目＞での心理教育の内容のまとめをメールに追加で記載し、実践を促した。

本研究では、体験の回避が生起しやすいと考えられる、ターゲット行動をする機会があった際に回答をすることを求めた。「現在の状態」を評価するとともに、ターゲット行動をする機会があった際の実際の行動、当該行動時の対応、当該行動時の状態を回顧して記録した。

質問項目を Table 5-1-1 に示す (Table 5-1-2 に日本語での教示を記述する)。ターゲット行動をする具体的な状況 (Q 1. Opportunity to take target behavior) と、“ターゲット行動を阻害する感覚や感情” (Q 2. Sensations or feelings that inhibit target behavior) を想起し、その際の“ターゲット行動を阻害する感覚や感情”の程度を想起した (Q 3. Strength of sensations or feelings that inhibit target behavior)。その後、対応を決めてから回答までの時間経過を尋ね (Q 4. Time elapsed after choosing behavior)、具体的なターゲット行動についての記述を求めた (Q 5. Behavior)。“ターゲット行動を阻害する感覚や感情”をコントロールする“意図” (Q 6. Intention to control sensations or feelings that inhibit target behavior)、対処行動を決めた際の“ターゲット行動を阻害する感覚や感情”の程度の変化 (Q 7. Strength of sensations or feelings that inhibit target behavior, after choosing behavior) を評定した後、その行動時にどのような対処 (体験の回避) をしていたかについて、その程度の評定を求めた (Q 8. Coping)。

なお、研究 3、研究 4 同様に、回答に要する時間はおおよそ 3 分以内であることを確認して実施した。

倫理的配慮

Table 5-1-1
Items Used in Computerized Ecological Momentary Assessment

Items	Response
Q 1 Opportunity to take target behavior	Free description
Q 2 Sensations or feelings that inhibit target behavior	Free description
Q 3 Strength of sensations or feelings that inhibit target behavior	1: very weak – 10: very strong
Q 4 Time elapsed after choosing behavior	a. 5 min. b. 10 min. c. 15 min. d. 30 min. e. 60 min. f. > 60min.
Q 5 Behavior	Free description
Q 6 Intention to control sensations or feelings that inhibit target behavior	Yes or No
Q 7 Strength of sensations or feelings that inhibit target behavior, after choosing behavior	1: very weak – 10: very strong
Q 8 Coping	
-1 I tried to distract	
-2 I was trapped by that feeling, thought, and sensation	1: not at all – 10: very much
-3 I made an effort to eliminate that feeling, thought, or sensation	

Table 5-1-2
Items Used in Computerized Ecological Momentary Assessment

	Items	Response
Q 1	目標行動をする機会があり、その後の対応を決めた場面について教えてください どのような場面でしたか	自由記述
Q 2	目標行動を邪魔する“気持ち”や“考え”はどのようなものでしたか	自由記述
Q 3	目標行動を邪魔する“気持ち”や“考え”の強さはどの程度でしたか	1: とても弱い-10: とても強い
Q 4	どのような対応をするかを決めたのは、何分前のことでしたか	a. 5分以内 b. 10分以内 c. 15分以内 d. 30分以内 e. 60分以内 f. 60分以上前
Q 5	どのような行動をとりましたか	自由記述
Q 6	目標行動を邪魔する“気持ち”や“考え”を変えたり、コントロールしたりしようとしたか	はい or いいえ
Q 7	対応を決めて実施した直後、目標行動を邪魔する“気持ち”や“考え”の強さはどのように変化しましたか	1: とても弱い-10: とても強い
Q 8	目標行動をする機会があったときの対応についてお答えください	
	-1 気晴らしをしようとした	
	-2 その気持ち・考え・感覚にとらわれていた	1: 全く当てはまらない-10: とてもよく当てはまる
	-3 その気持ち・考え・感覚を無くすための努力をした	

本研究は早稲田大学「人を対象とする研究に関する倫理審査委員会」の承認を得て、得られたデータは匿名化され扱われること、参加は任意であることを明示して実施された（承認番号：2015-195）。

指標

【cEMA】

1) 随伴性から判断した体験の回避回答（“随伴性指標”）

cEMAにより測定した研究協力者ごとの体験の回避の回答である。算出手続きは研究3および研究4と同様、以下の通りである。

解析に使用する回答の抽出

研究3で決定した、cEMAで体験の回避を測定する際の、行動と回答の時間経過が“15分以内”という基準を参照し、「現在の状態」に影響を与えた行動から15分以上経過していた回答を除外した。

“不快時回答”の抽出

研究5-1では、不快な体験を避けようとする行動パターンである、“ターゲット行動をする機会”に記録を求めているため、すべての回答が“不快時回答”に相当する。

体験の回避回答の選定

不快な体験の強度が減少していた回答を抽出した。本研究の対象者は研究4までと同様に学生であるため、研究4-2の結果を参照し、行動前後での不快な体験の強度の減少の幅が1点以上のものに加えて、3点もしくは4点以上の基準で選定した。

また、研究5では、“ターゲット行動を阻害する感覚や感情”をコントロールする“意図”（以下、“体験の回避の意図”と表記）の測定を追加している。そこで、体験の回避回答を選定するにあたり、従来の基準（行

動前後で不快な体験の強度の減少の幅が n 点以上)に加えて、意図の有無を考慮した以下の基準を新規に設ける。

- a. 行動前後で不快な体験の強度の減少の幅が n 点以上の回答、もしくは“体験の回避の意図”がある回答を体験の回避回答とする (+ Intention 基準)
- b. 行動前後で不快な体験の強度の減少の幅が n 点以上、かつ“体験の回避の意図”がある回答のみ体験の回避回答とする (* Intention 基準)

2) 主観的体験の回避の程度 (“主観指標”)

Table 5-1 の Q 8 に示した 3 項目について、10 件法で回答を求めた。合計得点が高いほど体験の回避をしているととらえていることを示す。

3) ターゲット行動

Table 5-1 の Q 5 で、ターゲット行動が実行できていたか否かの記述を求めた。ターゲット行動を実行したと明記されていた (もしくは、しなかったことがわかるように明記されていた) 回答数をカウントし、体験の回避の指標と行動の変化の対応を確認するための外的基準とした。

なお、各研究協力者のターゲット行動は、2 名の臨床心理士がそれぞれの記述を独立に評価し、その一致率を算出した。一致率の基準は 80% 以上とし (Miltnerberger, 2001)、基準に満たない場合には合議の上判断することとした。

【質問紙】

1) Acceptance Process Questionnaire (APQ)

アクセプタンスを測定する 4 下位尺度 13 項目の尺度である。7 件法で回答し、得点が高いほどアクセプタンス傾向が高いことを示す。

2) Change Agenda Questionnaire (CAQ)

変化のアジェンダの確信度を測定する CAQ-b と、それに従った行動の程度を測定する CAQ-a で構成される。14 項目の尺度である。7 件法で回答し、得点が高いほどそれぞれの傾向が強いことを示す。

【生活記録表】

1) 活動記録

毎日の生活記録表に記載された、活動の種類と頻度をまとめた。

【操作チェック】

1) 介入操作チェック

2 回目来室時の心理教育で説明の際に用いたメタファーと、実践したエクササイズに関する理解度と納得度を 0-100 で評定した。また、介入内容に関する確認テストを実施した。5 問で構成されるテストであり、○か×で回答するものである。内容は、「Q 1. “気持ち”や“考え”をコントロールすることは有効だ」、「Q 2. 嫌な“気持ち”や“考え”を避けることが重要だ」、「Q 3. 嫌な“気持ち”や“考え”も観察することが重要だ」、「Q 4. 嫌な“気持ち”や“考え”はすぐに抑えるべきだ」、「Q 5. 嫌な“気持ち”や“考え”に対して、すぐに反応をしないことが有効だ」というものであった。

2) 実践度操作チェック

IN 期におけるアクセプタンスの実践度について 0-100 で評価し、全体的な感想を自由に記述した。

3) cEMA への取り組みの感想

cEMA への回答への感想を口頭で聴取した。

分析方法

統計解析ソフト R (ver. 3. 4. 1) および SPSS (ver. 24) を用いた。

1) 操作チェックおよび内省報告の確認

研究協力者ごとに、介入操作チェックおよび実践操作チェックの内容を確認した。また、研究全般についての感想の内容をまとめた。

2) 質問紙得点の推移の検討

Pre, Post での各質問紙の得点の変化を検討した。なお、本研究では $N = 4$ と少数であるため、統計的検定は実施せず、記述統計量を用いる。

本分析では効果量 g を算出したが、その大きさの評価は、 $|g| > .20$ を小、 $|g| > .50$ を中、 $|g| > .80$ を大とした (Cohen, 1992)。

また、個人ごとの変化に統計的な有意差が認められるかについて、研究 1 および研究 2 で算出した SDC の値を参照した。

3) cEMA への回答状況の確認

研究協力者全員およびそれぞれの回答状況をまとめた。また、cEMA の感想を確認した。

4) “随伴性指標”，“主観指標”，“体験の回避の意図”およびターゲット行動の推移の検討

研究協力者ごとに使用可能な回答を抽出し，“随伴性指標”を基準に基づいて選定した。行動前後での不快な体験の強度の減少の幅が 1 点以上のものに加えて、3 点もしくは 4 点以上のそれぞれの基準、および“体験の回避の意図”を考慮した基準で検討した。また、“主観指標”得点を算出した。

“随伴性指標”，“体験の回避の意図”，ターゲット行動の推移については、累積数の増加の傾きが介入前後で異なるか否かを検討した。累積数の増加の傾きを従属変数，回答数を共変量，時期および回答数と時期の交互作用項を独立変数とする，回帰直線の平行性の検定を実行した。

ここでは“随伴性指標”の累積数を指標とする。したがって，体験の回

避の頻度が多い介入前に比べて、頻度が減少することが想定される介入後に、累積度数のグラフの傾きが緩やかになることを想定した。

また、“主観指標については”，介入前後での得点に有意な差が認められるか否かをウィルコクソンの順位和検定により検討し，効果量 r を算出した。効果量 r の大きさの評価は， $|r| > .10$ を小， $|r| > .30$ を中， $|r| > .50$ を大とした（Cohen, 1992）。

5) 生活記録表での活動記録の推移の検討

生活記録表での活動記録の推移についても，同様に累積数の増加の傾きが介入前後で異なるか否かを検討した。累積数の増加の傾きを従属変数，日数を共変量，時期および日数と時期の交互作用項を独立変数とする，回帰直線の平行性の検定を実行した。

ここでは，ターゲット行動の累積数を指標とする。ターゲット行動は体験の回避によって自発頻度が減少している行動を想定したため，体験の回避の頻度が減少する介入後において，自発頻度が増加することが想定される。したがって，介入前に比べて介入後に，累積度数のグラフの傾きが急峻になることを想定した。

4) および 5) の分析では累積度数を用い，その推移をグラフ化した。累積度数を用いてグラフを描画することで，“随伴性指標”とターゲット行動の対応関係が把握しやすいこと，“随伴性指標”の変遷が視覚化しやすくなると判断したためである。

結果

1) 操作チェックおよび内省報告の確認

研究協力者ごとの，介入操作チェックおよび実践操作チェックの内容を Table 5-2 にまとめた。

Table 5-2
Results of Operation Check and Confirmation Test

Operation check		Clipboard 1		Bottomless swamp		Clipboard 2		Wafting cloud		Defusion	
Unders tand	Assent	Unders tand	Assent	Unders tand	Assent	Unders tand	Assent	Unders tand	Assent	Unders tand	Assent
A	100	100	100	100	95	100	100	100	95	100	100
B	90	100	100	100	90	90	90	90	80	100	100
C	100	90	100	100	50	100	60	100	100	100	90
D	100	100	100	100	80	100	80	100	100	100	100

Confirmation test		Q 1	Q 2	Q 3	Q 4	Q 5
A		○	○	○	○	○
B		○	○	○	○	○
C		×	×	○	○	○
D		○	○	○	○	○

Practice check		Impression	
Score			
A	80	あるがままにすることは実践できなかったが、積極的に感じようとするのが難しかった。 コントロールしようとしないうが、コントロールできている気がした。	
B	40	忙しいときには実践が難しかった。普段からいらいらなどの感情を跳めようとするのが増えた。	
C	75	エクササイズによって、以前よりも焦りが減った。自分の気持ちを客観的にとらえようとする場面が増えた。 マイナスの感情も悪いものだと決めつけてはいけないのかもしれないと思った。	
D	80	気持ちを無理やりコントロールせずに行動できるようになった。 面倒な気持ちもやらなくなると思っていた。取り組んだら面倒な気持ちはなくなる。	

操作チェックについて、A, B, D はすべての介入内容の理解度および納得度が 80 点以上であった。しかし、C においては、底なし沼のメタファーと、不快な私的出来事を受け入れることの体験を意図したクリップボードのメタファーに対する納得度が低かった（それぞれ 50 点, 60 点）。

介入内容の確認テストについては、A, B, D はすべての問題に正答したが、C は 2 問が誤答であった。

実践度操作チェックについては、B が 45 点と低い値であったが、それ以外の 3 名は 75 点以上の評価であった。内省報告では十分に実践できなかったという評価をした B も含めて、不快な私的出来事をコントロールしない方略を一定程度は実践できていたことが記述されていた。また、介入前の対処（体験の回避）とは異なる方略（アクセプタンス）を用いたことで、行動パターンや不快な私的出来事との関わり方に関する変化の報告も認められた。

2) 質問紙得点の推移の検討

Pre, Post での各質問紙の得点の変化を Table 5-3 にまとめた。前述の通り、本研究の協力者は 4 名と非常に少数であるため、統計的検定は実施していない。補足的に効果量 g を算出しているが、95%信頼区間の幅が広いと、結果を一般化することは困難であり、解釈には慎重になる必要がある。

質問紙ごとに結果をまとめる。APQ については、合計得点、【行動レパートリーの拡大】、【私的出来事から回避しない選択】、【リアクションの停止】では増加傾向が示され、大きい効果量が示された。【現実の感受】でも増加傾向が示されたが、効果量は小さい値であった。

CAQ-b では減少傾向が示され、中程度の効果量が示された。CAQ-a では減少傾向が示され、大きな効果量が示された。

Table 5-3
Descriptive Statistics of Each Variable and Effect Size

		Pre (<i>SD</i>)	Post (<i>SD</i>)	<i>g</i>	95% CI
APQ					
	Total	57.75 (5.97)	67.00 (6.22)	1.52	[-3.48, 0.45]
	Expanding behavioral repertoire	17.50 (2.38)	19.25 (1.71)	0.84	[-2.65, 0.96]
	Being receptive to the real world	16.25 (0.96)	17.00 (2.00)	0.48	[-2.23, 1.28]
	Making a choice not to avoid private events	11.50 (1.29)	15.00 (1.83)	2.21	[-4.41, -0.02]
	Stopping reactions	12.50 (2.38)	15.75 (2.99)	1.20	[-3.08, 0.68]
CAQ					
	Believability	37.00 (9.76)	32.00 (6.63)	0.60	[-1.17, 2.37]
	Avoidance	35.50 (6.45)	29.50 (7.37)	0.87	[-0.94, 2.68]

Note. APQ: Acceptance Process Questionnaire; CAQ: Change Agenda Questionnaire.

また、個人ごとに各質問紙得点の推移をまとめたものを Figure 5-1-1 から Figure 5-1-4 に示す。A の結果について、APQ の下位尺度では、【私的出来事から回避しない選択】と【リアクションの停止】で増加傾向にあるが、【行動レパトリの拡大】と【現実の感受】での変化は認められない。APQ 合計得点では、増加傾向が示された。ただし、統計的に有意な変化を示したものは、【リアクションの停止】のみであった。CAQ については、CAQ-b の変化は認められないが、CAQ-a で減少傾向が示された。ただし、その変化は統計的に有意なものではなかった。

B の結果について、APQ の下位尺度では、【行動レパトリの拡大】および【リアクションの停止】では減少傾向、【現実の感受】および【私的出来事から回避しない選択】では増加傾向が示された。APQ 合計得点では変化の傾向は示されなかった。CAQ については、どちらも減少傾向が示された。しかし、すべての尺度で、統計的に有意な変化は認められなかった。

C の結果について、APQ の下位尺度では、【リアクションの停止】では変化が認められないが、それ以外の下位尺度では増加傾向が示された。また、APQ 合計得点でも増加傾向が示された。CAQ については、どちらも減少傾向が示された。しかし、すべての尺度で、統計的に有意な変化は認められなかった。

D の結果について、APQ の下位尺度では、【現実の感受】が減少傾向あったが、その他の下位尺度および合計得点では増加傾向が示された。ただし、統計的に有意な変化を示したものは、【リアクションの停止】のみであった。CAQ については、CAQ-b では統計的に有意な減少が示されたが、CAQ-a は変化が認められなかった。

3) cEMA への回答状況の確認

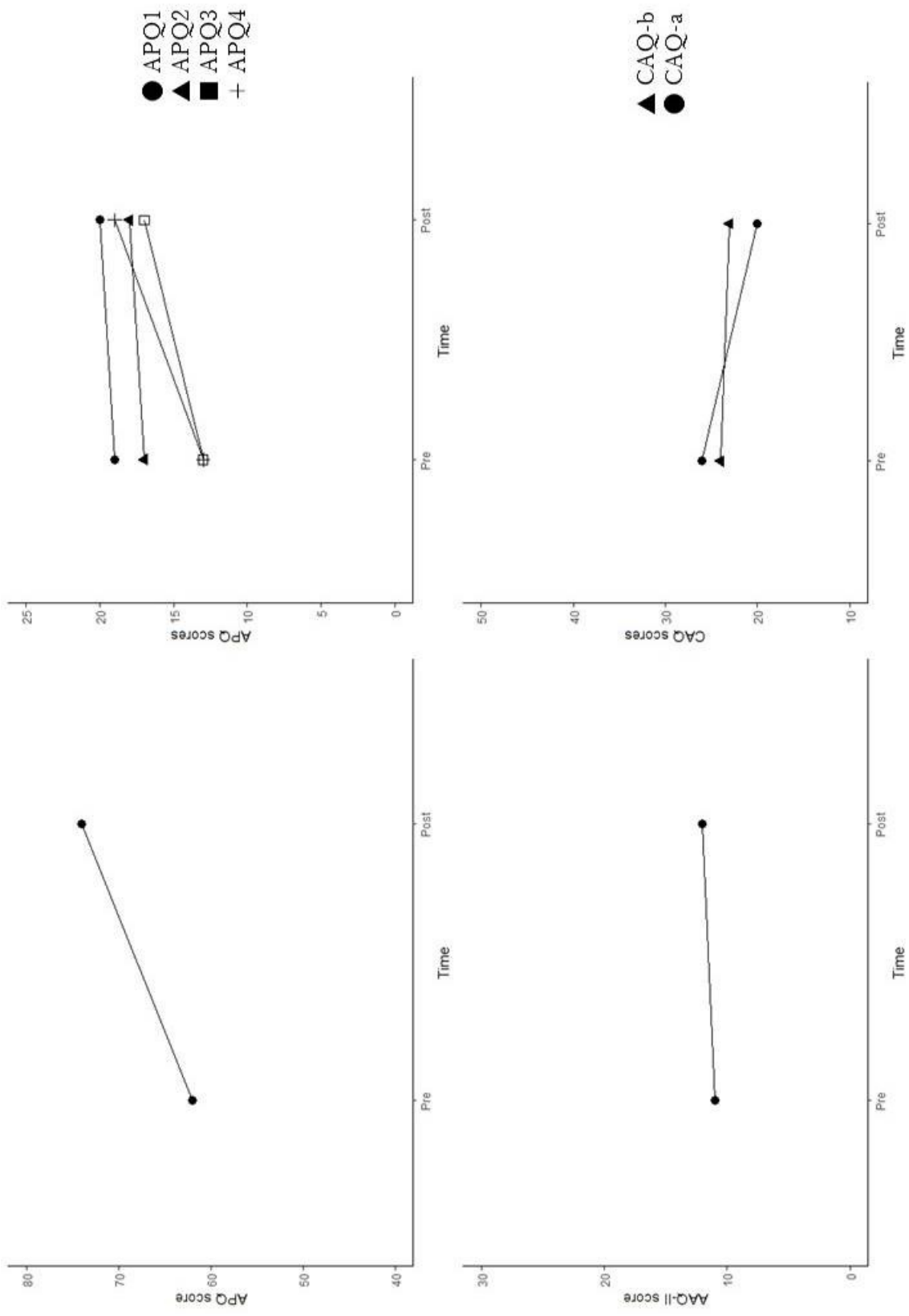


Figure 5-1-1. Change of scores of each questionnaire in participant A.

Note. APQ: Acceptance Process Questionnaire; APQ1: Expanding behavioral repertoire; APQ2: Being receptive to the real world; APQ3: Making a choice not to avoid private events; APQ4 Stopping reactions; AAQ-II: Acceptance and Action Questionnaire-II; CAQ: Change Agenda Questionnaire; CAQ-b: Believability; CAQ-a: Avoidance.

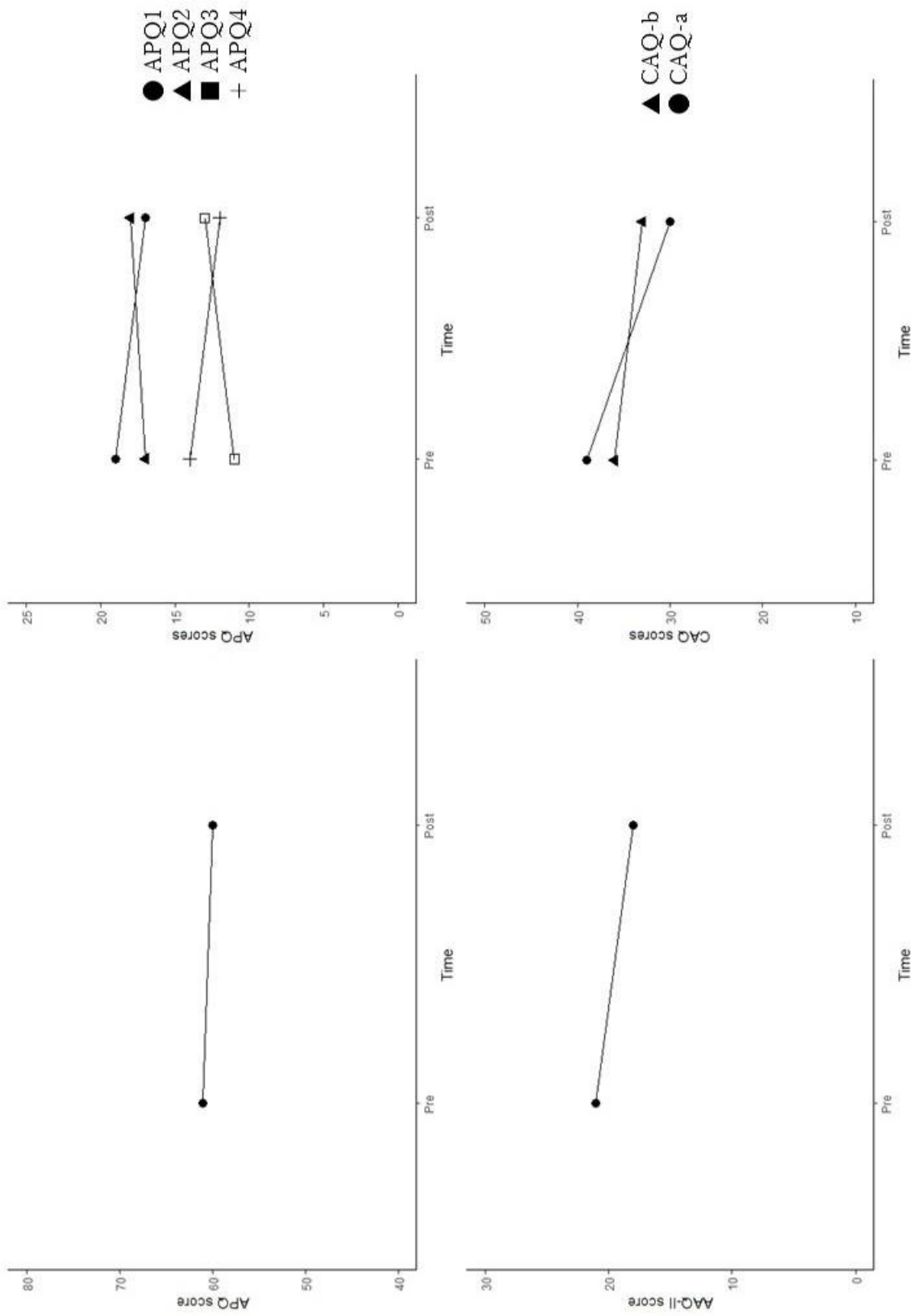


Figure 5-1-2. Change of scores of each questionnaire in participant B.

Note. APQ: Acceptance Process Questionnaire; APQ1: Expanding behavioral repertoire; APQ2: Being receptive to the real world; APQ3: Making a choice not to avoid private events; APQ4 Stopping reactions; AAQ-II: Acceptance and Action Questionnaire-II; CAQ: Change Agenda Questionnaire; CAQ-b: Believability; CAQ-a: Avoidance.

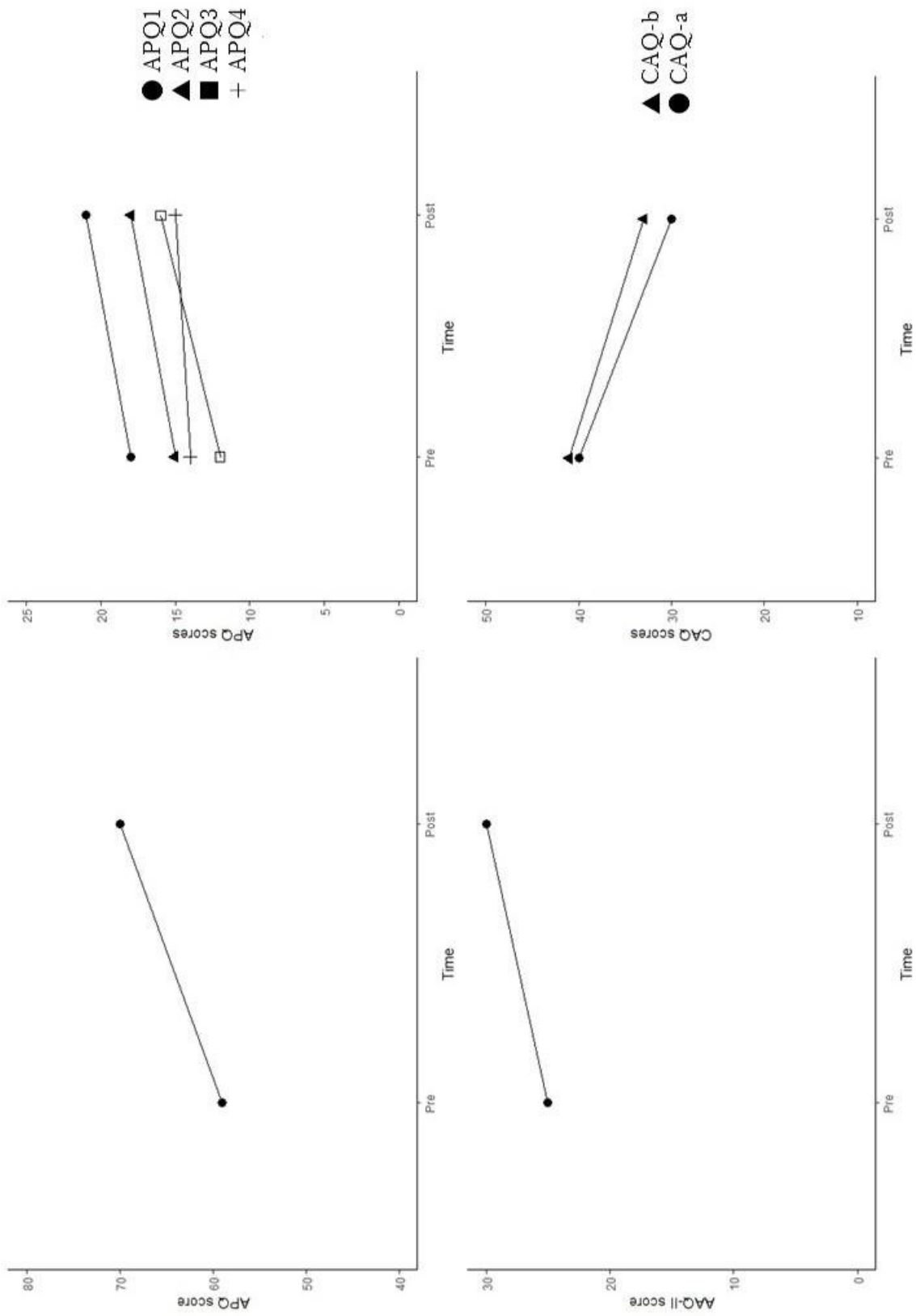


Figure 5-1-3. Change of scores of each questionnaire in participant C.

Note. APQ: Acceptance Process Questionnaire; APQ1: Expanding behavioral repertoire; APQ2: Being receptive to the real world; APQ3: Making a choice not to avoid private events; APQ4 Stopping reactions; AAQ-II: Acceptance and Action Questionnaire-II; CAQ: Change Agenda Questionnaire; CAQ-b: Believability; CAQ-a: Avoidance.

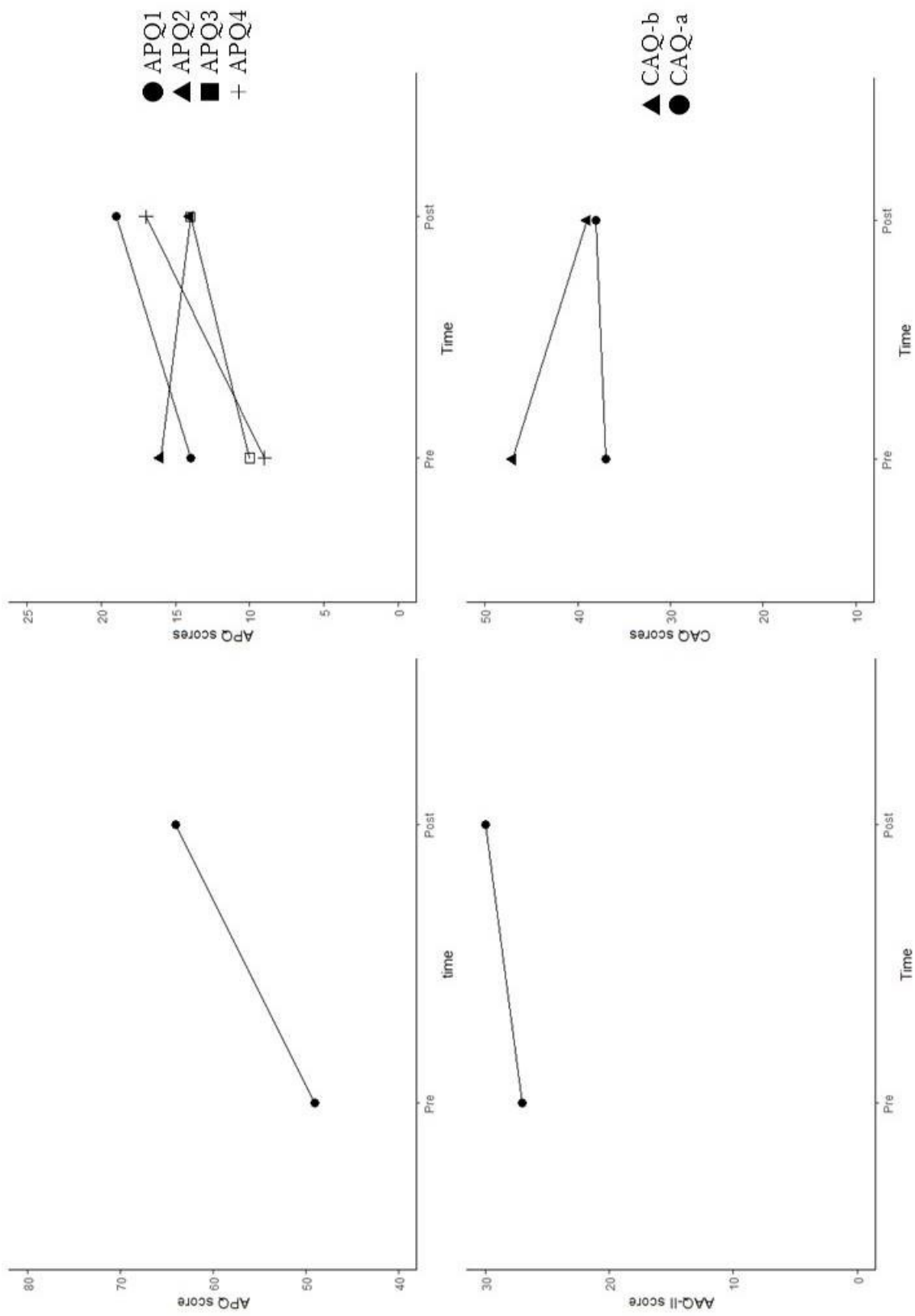


Figure 5-1-4. Change of scores of each questionnaire in participant D.

Note. APQ: Acceptance Process Questionnaire; APQ1: Expanding behavioral repertoire; APQ2: Being receptive to the real world; APQ3: Making a choice not to avoid private events; APQ4 Stopping reactions; AAQ-II: Acceptance and Action Questionnaire-II; CAQ: Change Agenda Questionnaire; CAQ-b: Believability; CAQ-a: Avoidance.

cEMA への回答状況を確認した。4名の研究協力者の平均回答回数は13.50回 ($SD = 7.14$, 範囲 6-23回)であり, 15分以内回答は平均 11.25回 ($SD = 8.10$, 範囲 5-23回, 81.06%, $SD = 21.80$, 範囲 50-100%)であった。研究協力者ごとの回答状況を Table 5-4 に示す。

また, cEMA への取組みに関する感想について, 不都合などがなかったかを確認したところ, A, B, D は「特に問題や不都合などはなかった」という感想であった。Cからは, 「あまり時間がなく, ターゲット行動をする機会がなかったため, 回答できなかった」という報告があった。

4) “随伴性指標”, “主観指標”, “体験の回避の意図”およびターゲット行動の推移の検討

“随伴性指標”の累積数の増加の傾きについて, それぞれの基準での介入前後における回帰直線の平行性の検定を実行した。“主観指標”, “体験の回避の意図”, ターゲット行動についても, 同様の検定を実行した。その結果を Table 5-5 に示す。なお, C はターゲット行動を実施する機会が少なく, 使用可能な回答が BL 期に 2 回答, IN 期に 3 回答と非常に少なかったため, 解析は実施しなかった。また, B も使用可能な回答が IN 期に 3 回答と少ないが, 補足的に解析を実施した。

“随伴性指標”の解析の結果, A は行動前後での不快な体験の強度の減少が 3 点以上の基準で, BL 期よりも IN 期で傾きが有意に大きかった。また, 行動前後での不快な体験の強度の減少が 4 点以上もしくは“体験の回避の意図”ありの基準 (+ Intention 基準), 行動前後での不快な体験の強度の減少が 1 点, 3 点, 4 点以上かつ“体験の回避の意図”ありの基準 (* Intention 基準) で IN 期よりも BL 期で傾きが有意に大きかった。

D は行動前後での不快な体験の強度の減少が 1 点, 4 点以上の基準, 不快な体験の強度の減少が 2 点, 3 点以上もしくは“体験の回避の意図”

Table 5-4
Status of Responses to cEMA in Each Participant

	A		B		C		D	
	BL	IN	BL	IN	BL	IN	BL	IN
	8 days	8 days	8 days	8 days	8 days	8 days	7 days	7 days
The number of responses	10	13	8	5	3	3	6	5
The number of responses within 15 min. (%)	10 (100%)	13 (100%)	4 (50%)	3 (60%)	2 (67%)	3 (100%)	5 (83%)	5 (100%)
Average response per day	1.25	2.17	1.00	0.83	0.38	0.50	0.86	0.71

Table 5-5
Results of Parallel Test of Experiential Avoidance and Target Behavior in Each Participant

	A			B			D		
	Regression coefficient		F	Regression coefficient		F	Regression coefficient		F
	BL	IN		BL	IN		BL	IN	
	Obs. = 10	Obs. = 13		Obs. = 4	Obs. = 3		Obs. = 5	Obs. = 5	P
Contingency index									
Pre-Post > 0	1	1	-	1	0	-	1	.50	25.00 .00
Pre-Post > 2	.62	.82	12.39 .00	.70	0	7.00 .08	1	0	-
Pre-Post > 3	.15	.17	.09 .77	.30	0	1.29 .34	.50	0	10.71 .02
Pre-Post > 0 + Intention	1	1	-	1	1	-	1	.80	3.00 .13
Pre-Post > 2 + Intention	.75	.82	2.50 .13	.70	1	1.29 .34	1	.30	49.00 .00
Pre-Post > 3 + Intention	.41	.17	13.48 .00	.70	1	1.29 .34	.80	.30	10.71 .02
Pre-Post > 0 * Intention	.31	0	101.21 .00	.70	0	7.00 .08	.30	0	9.00 .02
Pre-Post > 2 * Intention	.18	0	21.32 .00	.70	0	7.00 .08	.30	0	9.00 .02
Pre-Post > 3 * Intention	.06	0	4.90 .04	.30	0	1.29 .34	1	1	-
Intention	.31	0	101.21 .00	.70	1	1.29 .34	.30	.30	.00 1.00
Target behavior	.33	.68	39.20 .00	.70	1	1.29 .34	.50	.70	1.20 .32

Note. BL: Base Line Phase; IN: Intervention Phase; Obs.: Observations; Pre: Strength of the mood or condition before take action; Post: Strength of the mood or condition after take action; + Intention: The responses that had had an intention to control unwanted private events were added to the previous criterion; * Intention: The responses that meet the previous criterion and had had an intention to control unwanted private events were regarded as an experiential avoidance; Intention: Intention to control sensations or feelings that inhibit target behavior.

ありの基準 (+ Intention 基準), 不快な体験の強度の減少が 1 点, 3 点以上かつ“体験の回避の意図”ありの基準 (* Intention 基準) で IN 期よりも BL 期の傾きが有意に大きかった。また, 行動前後での不快な体験の強度の減少が 2 点以上の基準では, BL 期では全回答で体験の回避と判定されたが, IN 期では一度も体験の回避は認められなかった。

B については, 不快な体験の強度の減少が 3 点以上の基準, 不快な体験の強度の減少が 1 点, 3 点以上かつ“体験の回避の意図”ありの基準 (* Intention 基準) で IN 期よりも BL 期の傾きが有意傾向で大きかった。また, 行動前後での不快な体験の強度の減少が 1 点以上の基準では, BL 期は全回答で体験の回避と判定されたが, IN 期では一度も体験の回避は認められなかった。

また, 介入前後での“主観指標”得点に有意な差が認められるか否かをウィルコクソンの順位和検定により検討し, 効果量 r を算出した。解析の結果, A は介入前後で有意に得点が減少していたが ($W = 127.50, 95\% \text{ CI } [4, 13], p = .00, r = .94$), D は介入前後で得点に変化は示されなかった ($W = 10.50, 95\% \text{ CI } [-9, 7], p = .75, r = .10$)。また, B では有意傾向で得点が増加する傾向が示された ($W = 1.00, 95\% \text{ CI } [-6, 1], p = .09, r = .65$)。ただし, 回答数が少ないため, 補足的な結果として解釈する必要がある。

“体験の回避の意図”に関する解析の結果, A においてのみ傾きに変化が認められ, BL 期よりも IN 期で傾きが有意に小さかった。

続いて, ターゲット行動の解析の結果をまとめる。A のターゲット行動は, 「先延ばしせずに検定の勉強に取り組む」ことであった。B のターゲット行動は, 「間食をしない」ことであった。D のターゲ

ット行動は、「(課題や準備に)先延ばしせずに取り組む」ことであった。2名の臨床心理士による評定の一致率は、Aは95.7%、Bは100%、Dは100%であった。解析の結果、ターゲット行動の累積数の増加の傾きに変化が認められたのはAのみであり、IN期でBL期より傾きが大きかった。

個人の主要な結果を、Figure 5-2-1-1からFigure 5-2-3-3にまとめた。

5) 生活記録表での活動記録の推移の検討

生活記録表での活動記録の推移についても、“随伴性指標”と同様に累積数の増加の傾きが介入前後で異なるか否かを検討した。なお、Cは記録が少なかったため、解析は実施しなかった。

それぞれの研究協力者の記録した活動は以下の通りである。なお、生活記録表に記録した活動の中に「～しない」というものも含まれるが、本研究では厳密な行動の定義はせずに実施した。

Aが記録した活動は「1. 部屋の掃除」と「2. ジムに行く」ことであった。Bが記録した活動は「1. 家族に反論をしない」と「2. 友人に意見を合わせない(主張をする)」であった。Dが記録した活動は「1. 夜に間食しない」、「2. 前日に翌日の準備をする」、「3. 課題を前日ではなく余裕を持って取り組む」であった。なお、Cは就活関連の活動を記録していたが(説明会の予約、企業の調査など)、全期間を通して1回のみしか記録がなかった。

解析の結果をTable 5-6にまとめる。生活記録表での活動記録については、Aは「2. ジムに行く」がIN期でBL期よりも傾きが大きかった。Bは「2. 友人に意見を合わせない(主張をする)」がIN期でBL期よりも傾きが大きかった。Dは「2. 前日に翌日の準備を

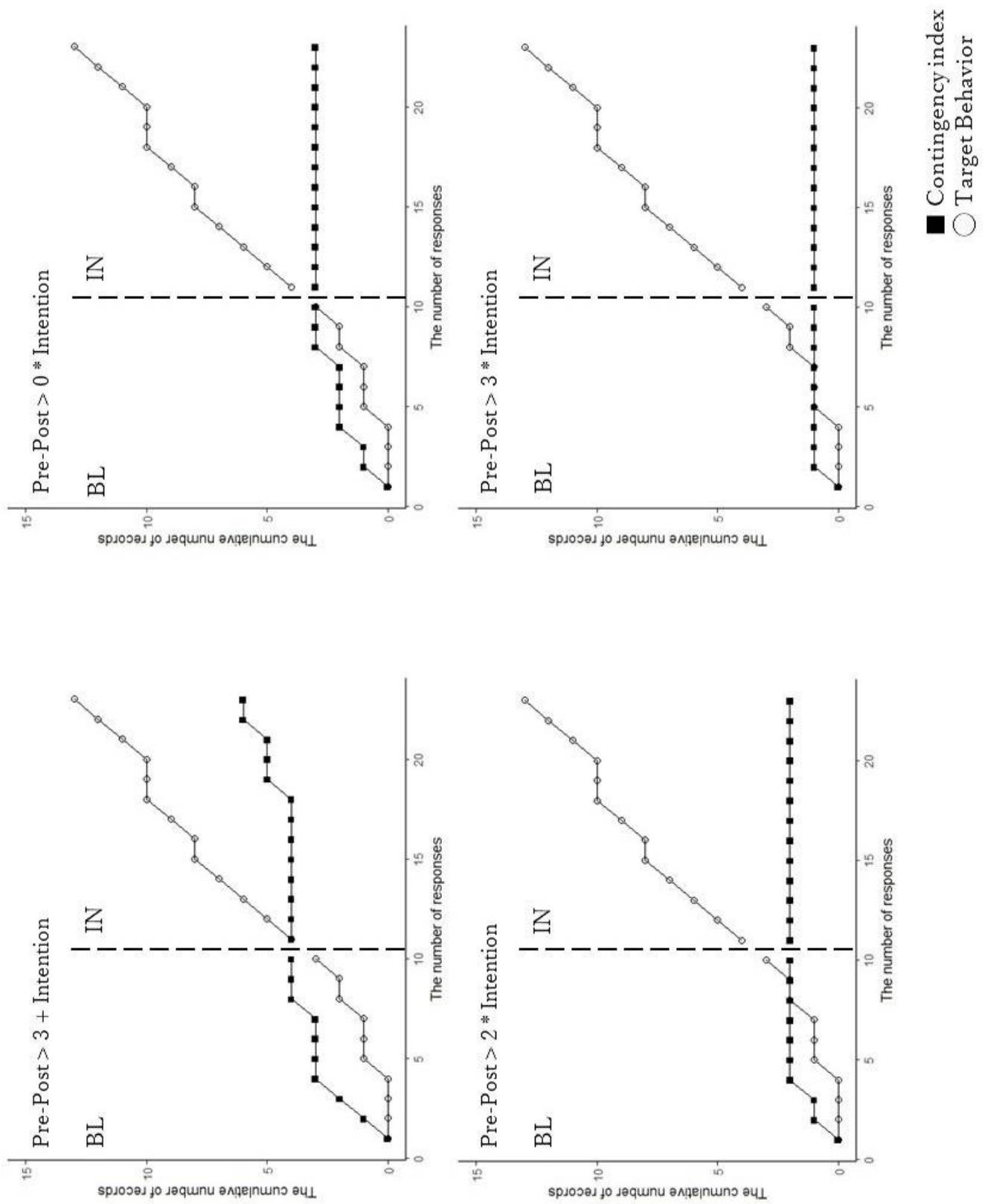


Figure 5-2-1-1. Results of record in each criterion in participant A.

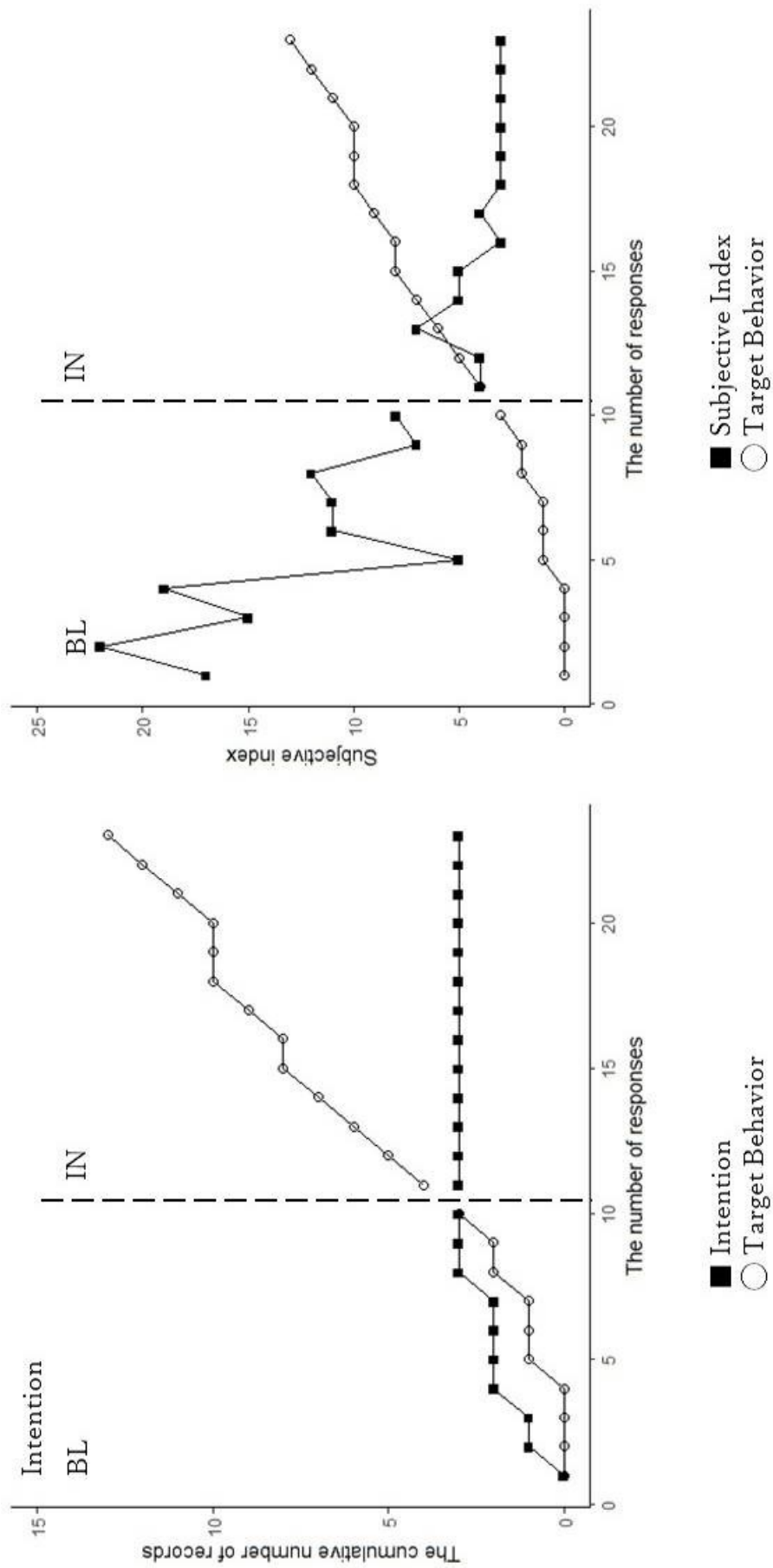


Figure 5-2-1-2. Results of record in each criterion in participant A.

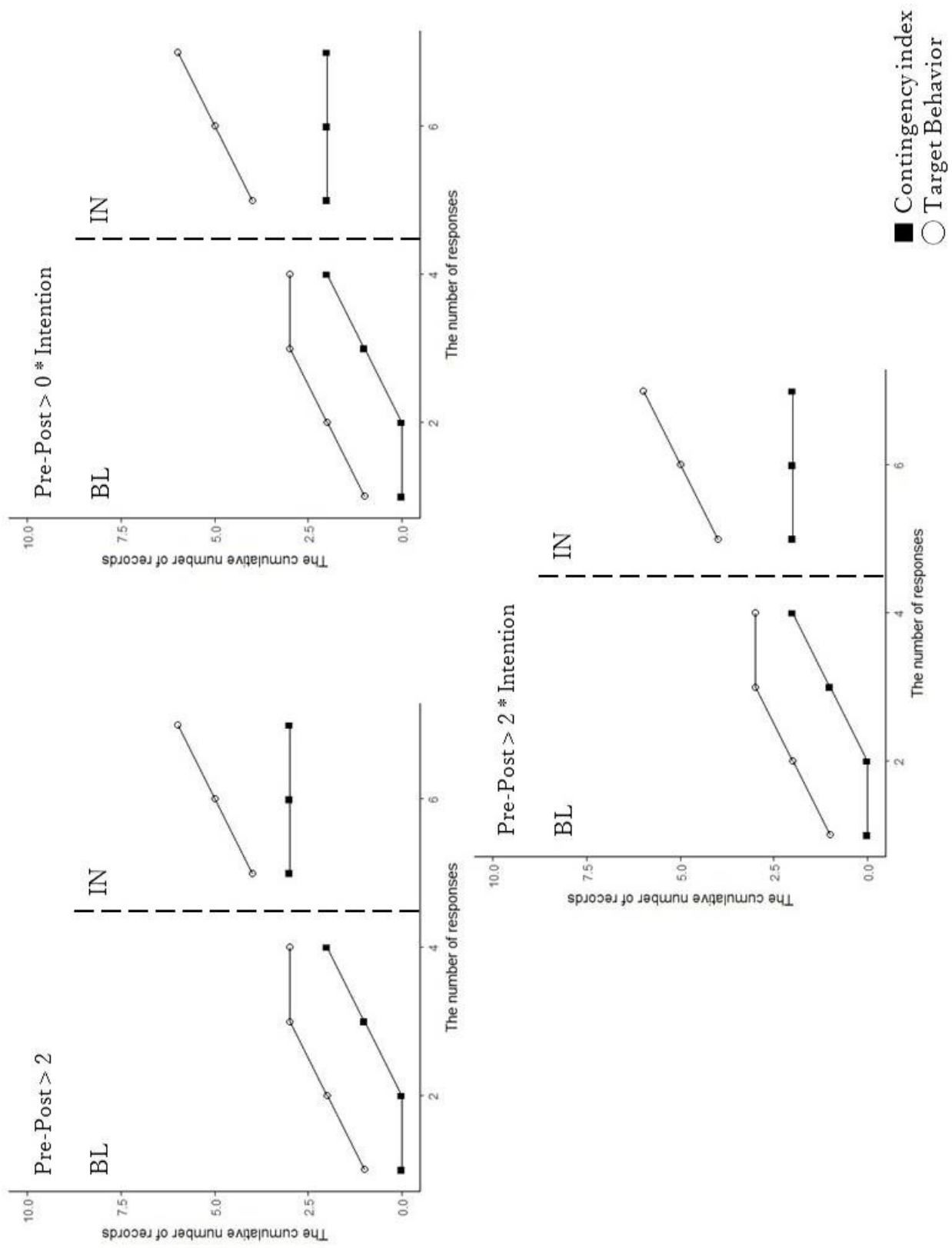


Figure 5-2-2-1. Results of record in each criterion in participant B.

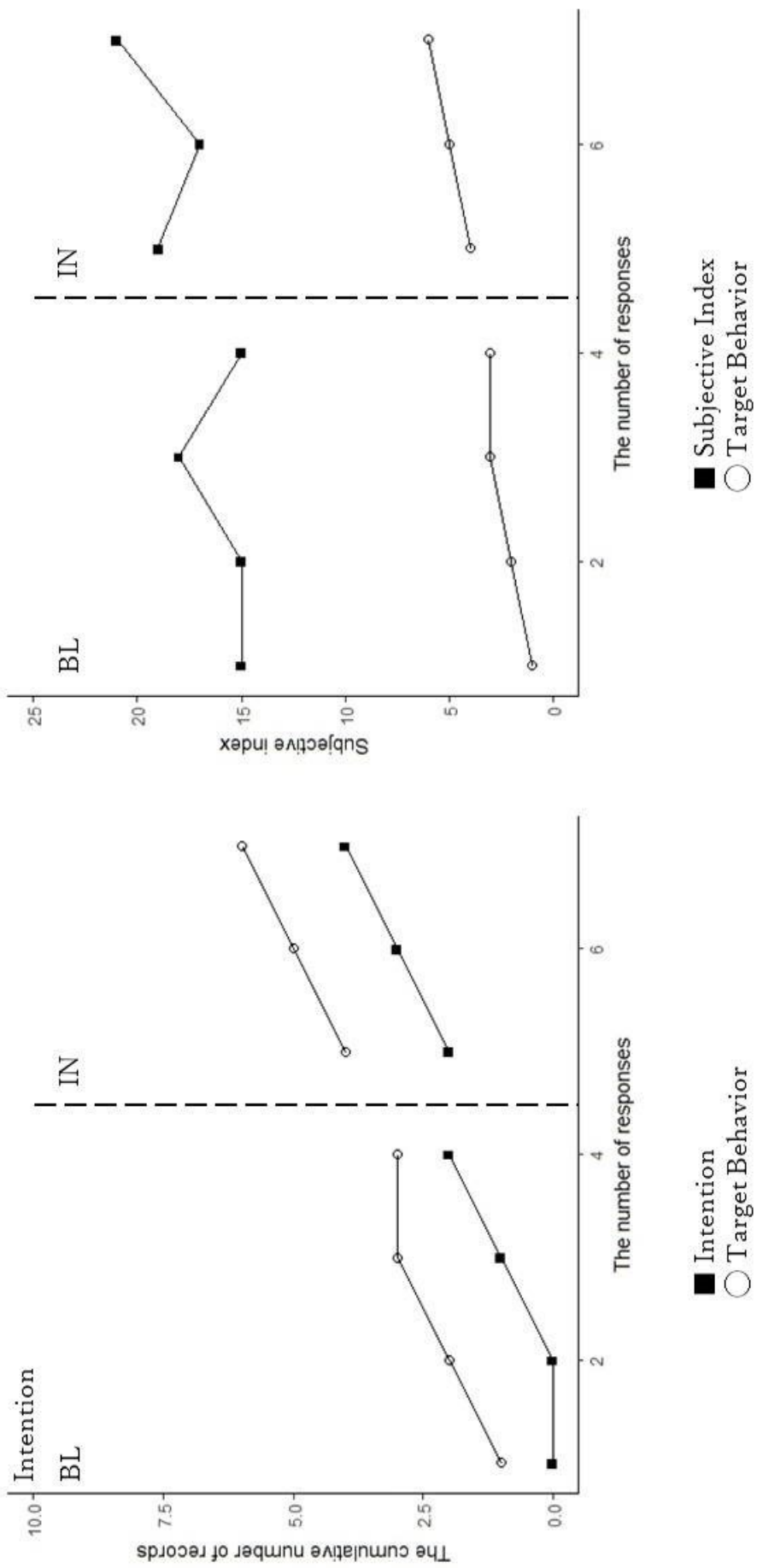


Figure 5-2-2-2. Results of record in each criterion in participant B.

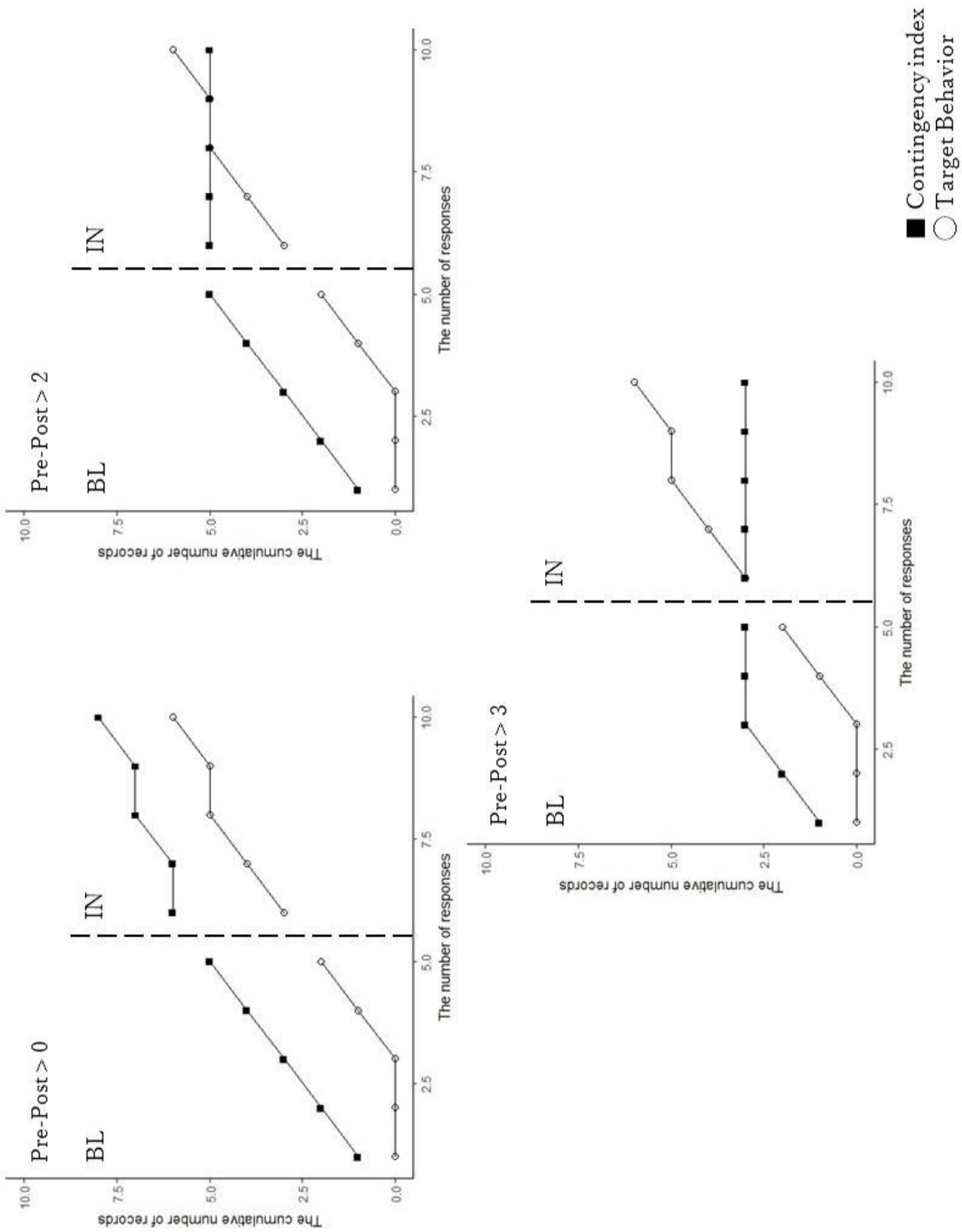


Figure 5-2-3-1. Results of record in each criterion in participant D.

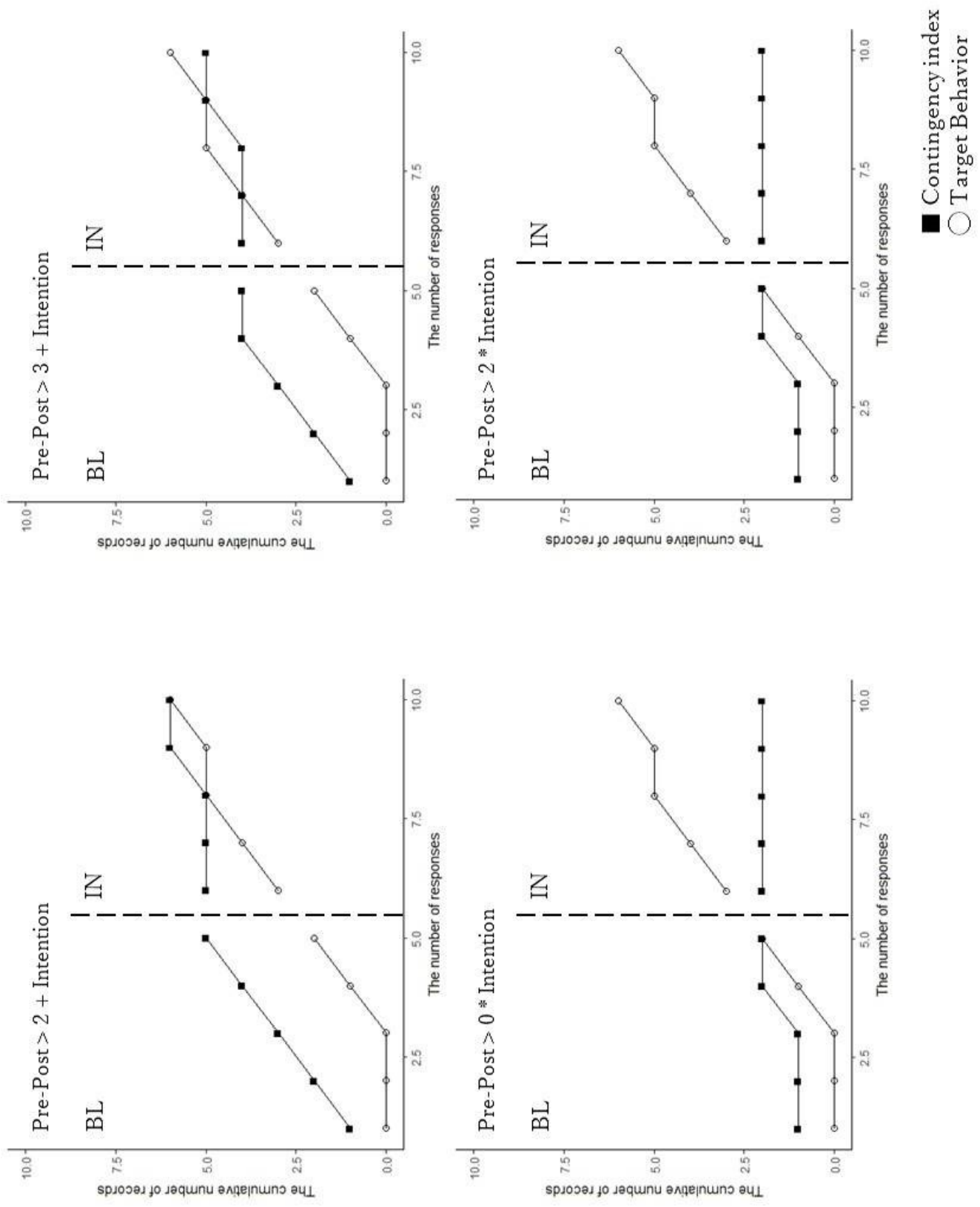


Figure 5-2-3-2. Results of record in each criterion in participant D.

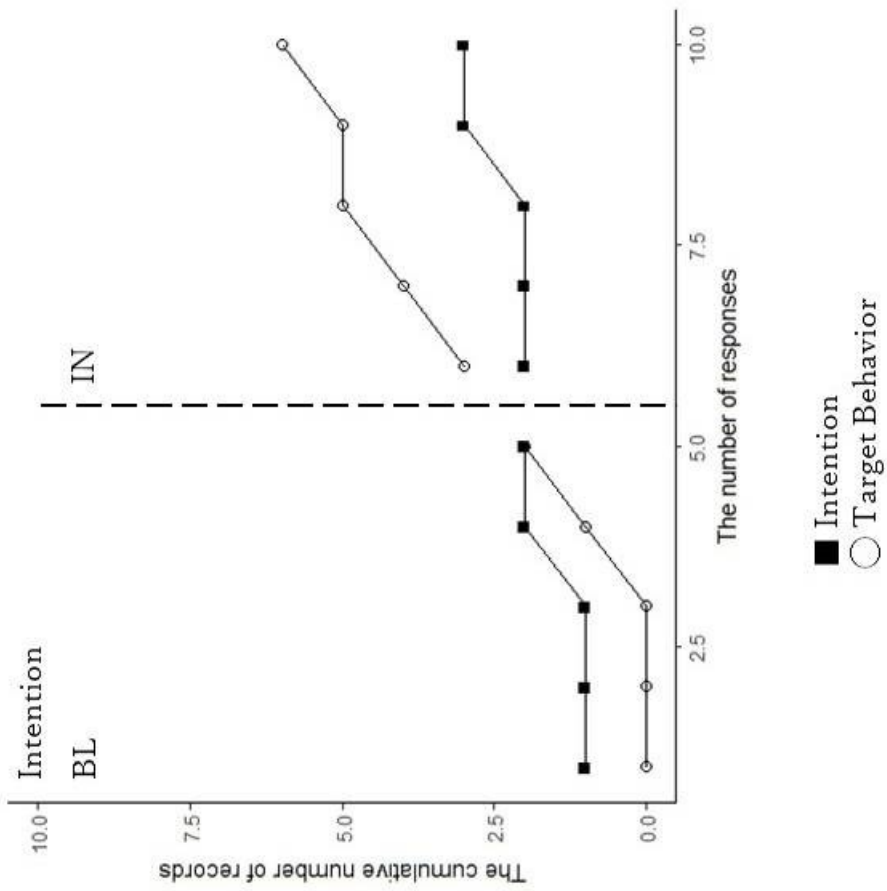
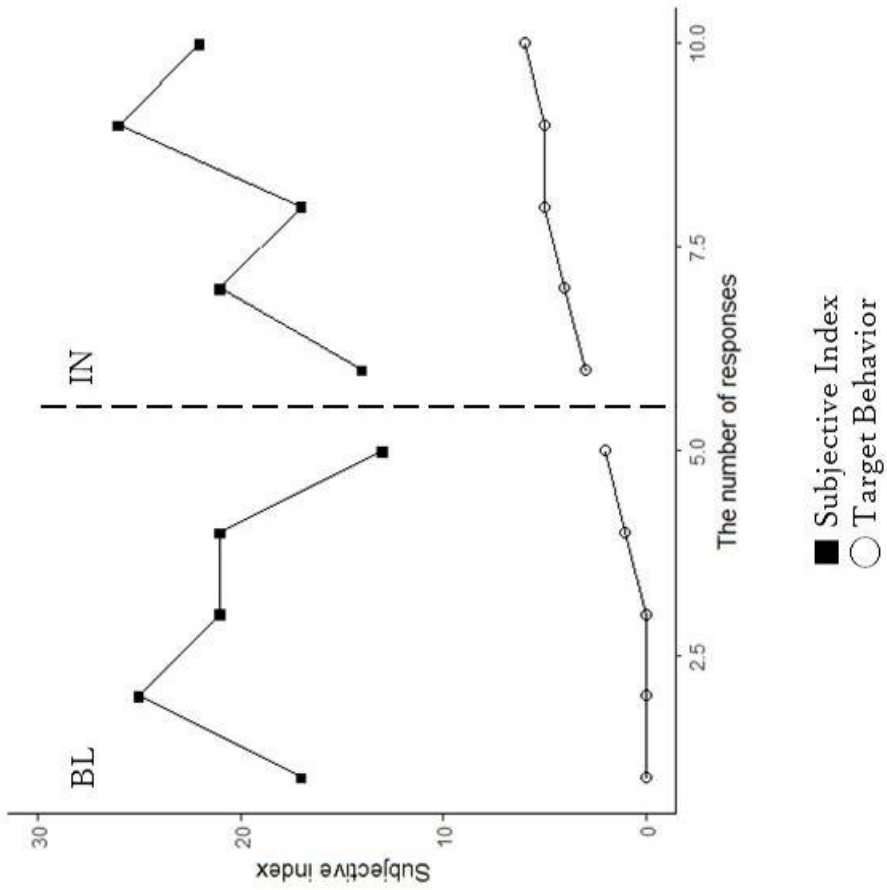


Table 5-6
Results of Parallel Test of Recorded Behavior in Each Participant

Recorded behavior	A			B			D		
	Regression coefficient BL 8 days	IN 6 days	F p	Regression coefficient BL 8 days	IN 6 days	F p	Regression coefficient BL 7 days	IN 7 days	F p
1	.44	.51	.22 .65	.71	.66	.07 .80	0	1	-
2	0	.54	106.18 .00	.62	1.17	5.47 .04	.11	.71	26.27 .00
3							0	.29	8.00 .02

する」,「3. 課題を前日でなく余裕を持って取り組む」が IN 期で BL 期よりも傾きが大きかった。なお,「1. 夜に間食しない」ことについては, BL 期は初日に一回達成できたのみであり, IN 期には毎日達成できていた。

以上の結果は, 累積記録に基づく分析であり, 活動機会の差異の影響を受ける可能性は否定できないため, 留意が必要である。

考察

研究 5 では、第 4 章で開発した体験の回避の指標である、“随伴性指標”と“主観指標”の有用性を検討するために、行動変容場面での測定を実施し、行動の変容と指標の変遷が認められるか否かを検討した。そして、“随伴性指標”および“主観指標”に有用性が認められるかを検討し、それぞれを比較することを目的とした。また、研究 4 までで用いられた質問項目に加えて、体験の回避を実行しようとした“意図”についても測定し、体験の回避回答を選別する基準として、その意図を含める条件についても検討した。意図を含めることで、行動の変化と“随伴性指標”の対応が変化するか否かを探索することを目的とした。

さらに、第 3 章で作成した質問紙についても同時に検討を実施した。介入前後における得点の変化が示されるか否かを検討し、それぞれの尺度の臨床的な有用性を確認することも補足的な目的としている。以下、それぞれの解析結果ごとに考察をまとめる。

操作チェックおよび内省報告

まず、操作チェックおよび内省報告の結果から考察する。介入の操作チェックとして、メタファーおよびエクササイズそれぞれについて、理解度と納得度の評価を求め、確認テストを実施した。その結果、A、B、D についてはすべての介入内容の理解度および納得度が 80 点以上であり、確認テストも全問正解であったため、本研究において実施した介入が、少なくとも知的な理解を促す上では適切に実施できていたと判断できる。しかし、C については底なし沼のメタファーと、不快な私的出来事を受け入れることの体験を意図したクリップボードのメタファーの納得度がそれぞれ 50 点、60 点であった。その他の介入内容の理解度およ

び納得度は 90 点以上であり、確認テストでも 2 問不正解であった。したがって、介入が十分に実施できていなかった可能性がある。

実践操作チェックと内省報告を確認すると、B 以外は実践度の評価が 75 点以上となり、介入期に私的出来事との新しい付き合い方（アクセプタンス）が実施できていたと評価されていた。また、内省報告を確認すると、4 名とも体験の回避をせずに行動に取り組むことが体験的に理解できているような印象を与えるものが認められた。B は 40 点と低い値の評価をしたが、忙しいときの実践が難しかったことから低い評価をつけたことが語られている。以上より、実践度の評価に差があるものの、4 名とも介入期でのアクセプタンスの実践がなされていたと判断した。

質問紙得点の推移

次に、質問紙得点の推移の結果を考察する。APQ については、【現実の感受】のみ効果量が小さかったが、合計得点およびその他の下位尺度では増加傾向が示された。個別の結果を参照すると、【私的出来事から回避しない選択】の得点は全員で増加が認められた。介入では、私的出来事を回避しようとするものの非機能性についてとくに焦点を当てて実施しており、当該下位尺度が増加したことは、介入に対する反応性を有することを示す根拠となりうる。【リアクションの停止】については、1 名が減少傾向、1 名が増加しているように見えるものの大きな変化はなかったが、残りの 2 名では大きく増加する傾向が見て取れる。効果量も 1.20 と大きな値を示しており、こちらも反応性を示唆する結果となった。行動変容下位尺度ではどちらも大きな効果量が示されており ($g > 1.00$)、介入によって、まずはアクセプタンスにつながると想定される行動内容の増加がとらえられた可能性が示されたといえよう。

【行動レパトリの拡大】では、大きな効果量が示されており、個別の結果を参照すると2名で大きな増加が見て取れる。ただし、1名は減少傾向であり、1名は増加しているように見えるが、大きな変化はない。効果量も行動内容下位尺度には劣る値であった。【現実の感受】については効果量も小さく、個別の結果からも変化の傾向は見て取れない。研究2で考察したように、不快な私的出来事に接近できている状態というのは、到達や維持が難しい可能性がある。本研究では1回の介入のみであり、実践の期間も1週間と短いものであった。アクセプタンスは体験の回避に代わる新たな“習慣”であるとされている（武藤，2013）ことをふまえると、変化は中長期的に生じてくる可能性が考えられる。中長期的結果下位尺度については、介入回数や実践期間を増やした検討が必要であると考えられる。

APQの結果をまとめると、介入によって得点の増加が認められるが、行動内容下位尺度でその傾向は大きい。まずは行動内容下位尺度の増加が認められ、続いて中長期的結果下位尺度の変化が認められる可能性がある。これは、臨床場面において、クライアントから「観察してみたが、辛いままでした」というような発言が認められることとも関連すると考えられる。つまり、アクセプタンスにつながりやすい行動（たとえば、観察、実況中継など）を表面的にはとりつつも、私的出来事の制御を望んでいる場合には、行動内容下位尺度得点は高いかもしれないが、中長期的結果下位尺度得点の増加にはつながらないと考えられる。練習（体験）を繰り返すことで、私的出来事との十分な接触が可能になることを考えると、本研究の結果から示された傾向も理解できるものである。

CAQについては、どちらも減少傾向が示され、CAQ-bでは中程度の効果量、CAQ-aでは大きな効果量が認められた。介入による変化のアジ

エンダへの確信度とそれに従った行動の程度が減少したことが示されており、APQの【私的出来事から回避しない選択】が増加したことと一致する結果であった。

個別の結果を参照すると、CAQ-bでは2名は大きな得点の減少が認められる。しかし、1名は維持しており、1名は減少傾向だが、大きな変化は認められなかった。CAQ-bの学生における平均点は 36.58 ± 5.93 点であるが、平均点未満の2名では変化は認められず、平均点以上の2名で大きな得点の減少が認められた。本研究の結果、CAQ-bの得点に変化が示されたのは、もとの得点が平均点以上である場合のみであった。

CAQ-aについては3名で得点の減少が認められ、1名は維持していた。介入前後でCAQ-aの得点が維持した1名については、CAQ-bの得点がもっとも高く、介入前で47点、介入後も平均点以上の39点であった。ただし、介入前時点でもCAQ-aの得点が37点であり、両尺度得点に乖離があった。本研究の結果、CAQ-aの得点の変化が示されたのは、介入後にCAQ-bの得点が平均点以下になった場合のみであった。

CAQの結果をまとめると、介入によってCAQ-bおよびCAQ-aどちらも得点の減少が認められる。とくに、CAQ-bについては平均点以上の場合に減少する傾向が示され、CAQ-aについては、CAQ-bが平均点以下の場合に変化しやすい可能性が示唆された。どちらも介入により変化することが示されており、CAQが反応性を有する可能性が示唆された。

また、CAQ-aの得点の変化には、CAQ-bの得点が関与している可能性がある。もとのCAQ-bの得点が平均点以下の場合には、CAQ-aの得点が減少する傾向があり、もとのCAQ-bの得点が平均点以上でも、介入によって平均点以下に減少すると、CAQ-aの得点も減少することが示された。さらに、CAQ-bの得点が平均点以下まで減少しない場合には、

CAQ-a 得点の変化が示されなかった。3つ目のパターンについては、本研究ではもとの CAQ-a 得点が低かったという要因もあるため、結論を出すことはできない。しかし、全体的な傾向を鑑みると、介入によって、まず CAQ-b の得点が減少し、CAQ-a の得点が後に続く可能性はある。これは、変化のアジェンダと、それに従ったルール支配行動である体験の回避の関係を反映している可能性がある。つまり、創造的絶望に代表される介入によって変化のアジェンダへの確信度が弱まることで、体験の回避への動機づけが低減し（酒井他，2014；酒井他，2016）、代替行動の生起確率が高まる（変化のアジェンダに従った行動が生起しづらくなる；酒井他，2016）といったプロセスを、CAQ の得点の変化が反映するかもしれない。今後、時系列的な測定を実施することで、上記の可能性を検証していくことが必要となる。

以上のような可能性が考えられるが、本研究において、尺度得点に統計的に有意な変化が示されたのは一部に限られていた。単回の介入であったこと、練習期間が短かったこと、比較的健康度の高い学生を対象としていたことが要因として考えられるため、さらなる検討を要する。

ここまで、第3章で作成した質問紙について考察をしてきたが、本研究の対象者は4名のみである。一定の傾向については言及することができるが、この考察を一般化することは難しい。また、対象者が学生のみであったことも課題点である。今後も、さらに対象者や対象集団を拡大し、調査期間を延ばした検討が必要になる。

cEMA への回答状況

cEMA への回答状況について考察する。4名の研究協力者それぞれの回答傾向を確認すると、1名を除き、1日平均1回程度は回答がある。

本研究ではすべての回答を event-based 回答としたため負担感は大い
と想定されたが、回答数が極端に少なくなることはなかった。本研究
では回答するタイミングを明確化したため、比較的回答しやすかった可能
性が考えられるが、今後検証が必要である。その他、本研究では 1 回答
ごとに追加での謝礼を用意したことも要因である可能性がある（ただし、
謝礼の上限まで回答したものは 1 名であった）。回答を動機づける操作に
についても、検討する必要がある。

1 日平均回答数が BL 期よりも IN 期で減少したのは 4 名中 2 名であり、
残りの 2 名では増加していた。回答を繰り返すことで、負担感や飽きの
影響により回答数が減少する可能性が考えられるが、本研究の結果から
は、その明確な傾向は示されなかった。ただし、4 名中 1 名では回答数
が少ない。ここでは、ターゲット行動の選定に問題があった（実行機会
の少ない行動を選定してしまった）可能性があるため、測定対象となる
行動や状況の選定が重要になると考えられる。

また、4 名からの cEMA に関する感想を聴取したが、質問項目や回答
自体に関する不都合やネガティブな言語報告は得られなかった。ただし、
前述のように、回答自体が少ない者も認められる（言語報告と行動に乖
離がある）ため、負担感に焦点を当てた検討の実施も必要となろう。

体験の回避に関わる指標と行動の推移

cEMA と生活記録表で測定した体験の回避と行動の推移の結果を、使
用可能な回答が BL 期に 2 回答、IN 期に 3 回答と非常に少なかった C を
除いた A、B、D において考察する。まず、cEMA で測定したターゲット
行動および生活記録表での活動記録の推移を確認すると、A、B、D はい
ずれも介入前後でターゲット行動の累積数の傾きに増加が認められた。

しかし、統計的に有意であったのは A のみであった。ただし、活動記録については、A、B、D のいずれもひとつ以上の活動で累積数の傾きに増加が認められている。操作チェックの項で考察したように、すべての研究協力者がアクセプタンスを一定以上実施できていたと判断されたこともふまえると、介入後に行動の変化が認められたと判断できる。

ターゲット行動や活動記録など、研究協力者が変容を意図した行動が増加したため、体験の回避が低減していると予想される。そこで、体験の回避を測定する指標がその変化をとらえることが可能であるか、可能である場合、どの指標および基準が有用であると考えられるかを考察する。まず、“主観指標”の結果を確認すると、介入前後の得点の変化には一定の傾向は示されなかった。したがって、“主観指標”を行動の変化を十分に反映する指標として扱うことは困難であると考えられる。ただし、A の推移を見ると、介入後には低い値を維持していることがわかる。介入前の段階においても、ターゲット行動が生起していない 4 回答目までは高い得点を推移し、ターゲット行動が生起した 5 回答目で低い得点をつけている。このように、どの程度回避していたかを記録者の解釈に基づいて評定する“主観指標”でも、ある程度は行動の変化と対応づけることができる対象者も存在する可能性が示された。

続いて、“体験の回避の意図”について考察する。介入前後で“体験の回避の意図”の累積数の傾きが小さくなったのは、A のみであり、B、D では変化は認められなかった。また、介入前後で傾きに変化が認められた A において、介入後にターゲット行動が生起しなかった場合にも“体験の回避の意図”はそれを反映していない。したがって、“体験の回避の意図”のみを確認するだけでは、行動の変化を反映する指標としては十分ではないと考えられる。

つぎに，“随伴性指標”について考察する。まず，“体験の回避の意図”を考慮しない基準の結果から考察する。解析の結果，BとDで介入後に累積数の傾きが小さくなった基準が認められたが，その変化が極端であった。つまり，介入前ではほぼすべての回答が体験の回避となり，介入後にはほぼすべての回答が体験の回避ではないと判定されてしまう。また，Aでは傾きが大きくなっており（つまり体験の回避が増えていることになる），行動の変化との対応はまったく認められない。したがって，行動変容場面において，その行動の変化を反映する指標として“随伴性指標”を用いようとする場合，“体験の回避の意図”を考慮しない基準ではその目的を達成することが困難であると判断せざるを得ない結果であった。

“体験の回避の意図”を考慮し，行動前後で不快な体験の強度の減少の幅がn点以上の回答，もしくは“体験の回避の意図”がある回答を体験の回避回答とする基準（+ Intention 基準）での結果を考察する。解析の結果，AとDにおいて介入後に累積数の傾きが小さくなった基準が認められた。さらに介入後においてターゲット行動が生起した場合には体験の回避と判定されず，ターゲット行動が生起しなかった場合に体験の回避と判定された回答が見受けられる部分もある（たとえば，DのPre-Post > 3 + Intention 基準）。したがって，この基準ではある程度の行動の変化との対応関係が認められるため，有用な基準である可能性がある。

行動前後で不快な体験の強度の減少の幅がn点以上，かつ“体験の回避の意図”がある回答のみ体験の回避回答とする基準（* Intention 基準）について考察する。解析の結果，すべての研究協力者で介入後に累積数の傾きが小さくなった基準が認められた。ただし，“体験の回避の意図”を考慮しない基準と同様に，介入後にはすべての回答が体験の回避ではないと判定されてしまい，行動の変化との対応が認められなかった。し

たがって、本基準は行動の変化を反映する指標としての利用は困難であると考えられる。

以上の考察をまとめると、“主観指標”、“体験の回避の意図”のみ、“体験の回避の意図”を考慮しない“随伴性指標”では行動の変化を反映することが困難である可能性が示唆された。本研究の結果からは、“体験の回避の意図”を考慮した“随伴性指標”のなかでも、行動前後で不快な体験の強度の減少の幅が n 点以上の回答、もしくは“体験の回避の意図”がある回答を体験の回避回答とする基準（+ Intention 基準）がもっとも行動の変化を反映した。したがって、行動変容の測定を意図した場合には、当該基準を用いることが、行動の変化を反映した指標として有用である可能性が考えられる。

ただし、本研究の対象者は健康な学生であり、実際の臨床群とは異なる条件（たとえば、困り感の強さが異なる、行動の選択肢が限られていないなど）であった。臨床群を対象とした際には、上記以外の基準でも有用な場合がある可能性がある。今後は、臨床群を対象としたカウンセリングにおいて、観察研究を実施する必要がある。また、外的基準として、ターゲット行動を実施したか否かの記録を求めたが、外顕的にはターゲット行動に従事していても、内潜在的には体験の回避をしているということは十分想定される（実際に、B は「気晴らし」、「気にしないようにする」といった対処を実行している。また、臨床的にもそのような場合が多い）。そのため、内潜在的な行動にも留意した外的基準が必要となる。

研究 5-1 において、行動の変化を反映すると考えられる基準が絞り込まれた。臨床群を対象とした測定を通して、行動変容場面での有用性を確認するとともに、cEMA を用いた体験の回避測定の方法に関する課題と今後の研究の展望を整理していく必要がある。

第 2 節 研究 5-2

広場恐怖症患者の支援場面における体験の回避測定を試み

— カウンセリング場面への質問紙および cEMA の適用可能性の検討 —

目的

研究 5-1 において、学生を対象とした行動変容場面における測定を実施し、“随伴性指標”が行動の変化を反映する可能性が確認された。研究 5-2 では、実際のカウンセリング場面において測定を実施し、作成された質問紙および cEMA を用いた体験の回避測定が、臨床群を対象とした場合にも有用もしくは適用可能であるか否かを試験的に検討する。

本研究では、広場恐怖症の患者を対象として観察研究を実施する。DSM-5 (APA, 2013) によると、広場恐怖症の本質的な特徴は、多様な状況に実際に曝露またはそれが予期されることがきっかけで起こされる著名な恐怖または不安である。広場恐怖症患者は、恐怖または不安を惹起させるような広場恐怖的状况への接触を防ぐか最小限にするため、積極的な回避行動をとる (APA, 2013)。その回避行動の内容は、行動的なものから認知的なものまで幅広く、回避は非常に重度になる。つまり、広場恐怖症は体験の回避が強く、広範に認められる疾患であるといえる (Hayes et al., 1996)。それゆえ、これまでも ACT が適用されており、効果を示すことが報告されている (Sharp, 2012)。広場恐怖症では、恐怖を惹起させるような状況が比較的明らかであり、体験の回避が確認しやすい病態であると考えられる。したがって、研究 5-1 で検討してきた event-based な測定法が適用しやすく、その結果新たな知見が得られるか否かを検討しやすいと想定される疾患であると考えられる。

随伴性に基つき体験の回避を測定するという方法の臨床場面への適

用は、本研究が初の試みである。したがって、学生を対象としたこれまでの研究での調査方法が適用可能であるかは未知である。本研究は、研究 5-1 までに検討してきた測定法が臨床場面において適用可能であるかを確認するための、試験的な調査という位置づけになる。そして、本研究で用いた方法の課題点を整理し、今後の研究の展望を記述することを目的とする。したがって、質問紙については研究 5-1 同様補足的に扱う。

方法

対象者と手続き

診療所（心療内科）にてカウンセリング導入となった広場恐怖症患者 2 名を対象として調査を実施した。

・ E：24 歳女性

主訴：乗り物など、外出時に発作が起きて出かけられない。

・ F：50 歳女性

主訴：予期不安が強く、行きたいところに行けない。乗り物、緊張する場所、密室が苦手。

【手続き】

主治医が ACT によるカウンセリング適用と判断した広場恐怖症患者に対して、研究の概要について説明し、同意を得た。カウンセリング開始にあたり、精神疾患簡易構造化面接法（Mini International Neuropsychiatric Interview; Sheehan & Lecrubier, 2002 大平・宮岡・上島 2003）日本語版 5.0.0 によるアセスメントを実施し、主診断が広場恐怖症であることを再度確認した。その後、スマートフォンを用いたアンケートへの回答が可能であることを確認し、カウンセリングを開始し

た。カウンセリングは個々の問題に合わせて実施したが、全体としては以下のような手順で進められた。

初回には主訴、生活状況、経過について聴取し、カウンセリングの方向性について共有した。その後、cEMA 測定の方法を説明した。2回目はアセスメントを継続し、カウンセリングの目標と cEMA で記録する行動について決定した（ベースライン期：BL 期）。以降記録を継続し、各自のペースに合わせて介入を実施した（介入期：IN 期）。また、各回に質問紙を手渡し、回答してくるよう求めた。

なお、本研究は介入前後での体験の回避を測定する指標の時系列的な変化を検討することを目的とした観察研究という位置づけであるため、介入前後の一定期間のデータを解析の対象とする。また、カウンセリングは ACT の実践経験が 1 年以上ある臨床心理士が実施し、毎回臨床心理士の資格も持つ主治医よりスーパービジョンを受けた。

【cEMA】

研究 3、研究 4、研究 5-1 と同様にスマートフォンを用いて cEMA を実施した。本研究では、広場恐怖症患者に広く認められる“予期不安”が生じ、その予期不安に対してどのような対処をするのかを決定したタイミング（event-based）での回答を求めた。したがって、すべての回答が研究 3、研究 4 および研究 5-1 における“不快時回答”に相当する。

cEMA による記録を実施するにあたり、資料を用いて予期不安について説明し、予期不安が起こる状況、その際に考える内容、身体感覚の変化、対処行動について整理した。

回答フォーマットは Google フォームで作成し、研究協力者には基本的に 1 日 1 回送信するリマインドメールに URL を記載した。

本研究では、研究 5-1 の記録方法を基に、広場恐怖症患者が回答しやすいように質問項目を改変し、体験の回避が生起しやすいと考えられる、“予期不安生起時”に回答をすることを求めた。予期不安生起時の行動、当該行動時の対応、当該行動時の状態を回顧して記録した。

質問項目を Table 5-7-1 に示す (Table 5-7-2 に日本語での教示を記述する)。予期不安が生起した状況 (Q 1. Situation in which anticipatory anxiety occurred) では、その状況を想起し、その際に“回避したいと思う感覚や感情”の程度を想起した (Q 2. Strength of sensations or feelings that you wanted to avoid)。その後、対応を決めてから回答までの時間経過を尋ね (Q 3. Time elapsed after choosing behavior)、具体的な行動についての記述を求めた (Q 4. Behavior)。“回避したいと思う感覚や感情”をコントロールする“意図” (Q 5. Intention to control sensations or feelings that you wanted to avoid)、対処行動を決めた際の“回避したいと思う感覚や感情”の程度の変化 (Q 6. Strength of sensations or feelings that you wanted to avoid, after choosing behavior) を評定した後、その行動時にどのような対処 (体験の回避) をしていたかについて、その程度の評定を求めた (Q 7. Coping)。

倫理的配慮

本研究は早稲田大学「人を対象とする研究に関する倫理審査委員会」の承認を得て、得られたデータは匿名化され扱われること、参加は任意であることを明示して実施された (承認番号：2016-036)。

指標

【cEMA】

Table 5-7-1
Items Used in Computerized Ecological Momentary Assessment

Items		Response
Q 1	Situation in which anticipatory anxiety occurred	Free description
Q 2	Strength of sensations or feelings that you wanted to avoid	1: very weak – 10: very strong
Q 3	Time elapsed after choosing behavior	a. 5 min. b. 10 min. c. 15 min. d. 30 min. e. 60 min. f. > 60min.
Q 4	Behavior	Free description
Q 5	Intention to control sensations or feelings that you wanted to avoid	Yes or No
Q 6	Strength of sensations or feelings that you wanted to avoid, after choosing behavior	1: very weak – 10: very strong
Q 7	Coping	
-1	I tried to distract	
-2	I was trapped by that feeling, thought, and sensation	1: not at all – 10: very much
-3	I made an effort to eliminate that feeling, thought, or sensation	

Table 5-7-2
Items Used in Computerized Ecological Momentary Assessment

	Items	Response
Q 1	“予期不安”を感じ、その後の対応を決めた場面について教えてください どのような場面でしたか	自由記述
Q 2	「避けたい」、「なくしたい」と思うような “体の感覚”や“感情”の強さはどの程度でしたか	1: とても弱い-10: とても強い
Q 3	対応を決めたのは、何分前のことでしたか	a. 5分以内 b. 10分以内 c. 15分以内 d. 30分以内 e. 60分以内 f. 60分以上前
Q 4	どのような行動をとりましたか	自由記述
Q 5	「避けたい」、「なくしたい」と思うような“体の感覚”や“感情”を 変えたり、コントロールしたりしようとしたか	はい or いいえ
Q 6	対応を決めて実施した直後、「避けたい」、「なくしたい」と思う ような“体の感覚”や“感情”の強さはどのように変化しましたか	1: とても弱い-10: とても強い
Q 7	“予期不安”があったときの対応についてお答えください	
	-1 気晴らしをしようとした	1: 全く当てはまらない-10:
	-2 その気持ち・考え・感覚にとらわれていた	とてもよく当てはまる
	-3 その気持ち・考え・感覚を無くすための努力をした	

1) 随伴性から判断した体験の回避回答 (“随伴性指標”)

cEMA により測定した研究協力者ごとの体験の回避の回答である。算出手続きは研究 3, 研究 4 および研究 5-1 と同様, 以下の通りである。

解析に使用する回答の抽出

研究 3 で決定した, cEMA で体験の回避を測定する際の, 行動と回答の時間経過が“15 分以内”という基準を参照し, 予期不安時の対応を決定してから 15 分以上経過していた回答を除外した。

“不快時回答”の抽出

研究 5-2 では, “予期不安生起時”に記録を求めているため, すべての回答が“不快時回答”に相当する。

体験の回避回答の選定

不快な体験の強度が減少していた回答を抽出した。本研究の対象者は研究 5-1 までとは異なり臨床群であるため, 行動前後での不快な体験の強度の減少の幅が 1 点以上から 4 点以上の場合すべてで検討した。

また, 研究 5-1 と同様に, “回避したいと思う感覚や感情”をコントロールする“意図”(以下, “体験の回避の意図”と表記)の測定を追加している。そこで, 体験の回避回答を選定するにあたり, 研究 3 および研究 4 で採用した基準(行動前後で不快な体験の強度の減少の幅が n 点以上)に加えて, 意図の有無を考慮した以下の基準を設ける。

- a. 行動前後で不快な体験の強度の減少の幅が n 点以上の回答, もしくは“体験の回避の意図”がある回答を体験の回避回答とする (+ Intention 基準)
- b. 行動前後で不快な体験の強度の減少の幅が n 点以上, かつ“体験の回避の意図”がある回答のみ体験の回避回答とする (* Intention 基準)

2) 主観的体験の回避の程度 (“主観指標”)

Table 5-7 の Q 7 に示した 3 項目について、10 件法で回答を求めた。合計得点が高いほど体験の回避をしているととらえていることを示す。

3) 回答時の行動内容

Table 5-7 の Q 4 で、回答時の（内潜在的なものを含む）行動の記述を求めた。その行動が臨床的に体験の回避とみなされうるものとそうでないものに分類し、体験の回避であると判断された回答（「乗車をやめた」、「薬を飲んだ」、「気そらしをした」等の記述があるもの）の数をカウントした。体験の回避であったか否かを形態的に判断することはできないが、面接の中ですべての回答について確認することは困難であったため、本研究では記述内容から体験の回避とみなされうるものを選定するという方法を採用した。

なお、各研究協力者の回答時の行動内容が体験の回避としてみなされうるか否かは、2 名の臨床心理士がそれぞれの記述を独立に評価し、その一致率を算出した。一致率の基準は 80% 以上とし（Miltenberger, 2001）、基準に満たない場合には合議の上判断することとした。

4) cEMA への感想

cEMA に回答することそのものに関する感想を、補足的に聴取した。

【質問紙】

1) Acceptance Process Questionnaire (APQ)

アクセプタンスを測定する 4 下位尺度 13 項目の尺度である。7 件法で回答し、得点が高いほどアクセプタンス傾向が高いことを示す。毎回回答を求めた。

2) Change Agenda Questionnaire (CAQ)

変化のアジェンダの確信度を測定する CAQ-b と、それに従った行動

の程度を測定する CAQ-a で構成される。14 項目の尺度である。7 件法で回答し、得点が高いほどそれぞれの傾向が強いことを示す。毎回回答を求めた。

【生活記録表】

1) 活動記録

毎日の生活記録表に記載された、活動の種類と頻度をまとめた。

分析方法

統計解析ソフト R (ver. 3.4.1) および SPSS (ver. 24) を用いた。

1) 質問紙得点の推移の検討

個人ごとの得点の推移について確認するため、各質問紙得点の変遷をまとめた。研究 5-2 は、カウンセリングの経過でのデータを収集する観察研究であったため、測定回数や期間は統一されていない。また、対象者も 2 名と少数であることから、全員分のデータをまとめた解析は実施しなかった。研究 5-1 と同様に、各尺度について SDC の値を参照した。

2) cEMA への回答状況の確認

研究協力者ごとの回答状況についてまとめた。また、負担感や治療的意義等、臨床場面への適用可能性について考察するために、cEMA へ回答に関する感想をまとめた。

3) “随伴性指標”，“主観指標”および回答時の行動内容の推移の検討

個人ごとに使用可能な回答を抽出し，“随伴性指標”を基準に基づいて選定した。行動前後での不快な体験の強度の減少の幅が 1 点から 4 点以上のそれぞれの基準，および“体験の回避の意図”を考慮した基準で検討した。また，“主観指標”得点を算出した。

“随伴性指標”および回答時の行動内容の推移については，累積数の増

加の傾きが介入前後で異なるか否かを検討した。累積数の増加の傾きを従属変数，回答数を共変量，時期および回答数と時期の交互作用項を独立変数とする，回帰直線の平行性の検定を実行した。

ここでは，“随伴性指標”および回答時の行動内容（体験の回避とみなされうる回答）の累積数を指標とする。したがって，体験の回避の頻度が多い介入前に比べて，頻度が減少することが想定される介入後に，どちらの指標についても累積度数のグラフの傾きが緩やかになることを想定した。

また，“主観指標”については，介入前後での得点に有意な差が認められるか否かをウィルコクソンの順位和検定により検討し，効果量 r を算出した。効果量 r の大きさの評価は， $|r| > .10$ を小， $|r| > .30$ を中， $|r| > .50$ を大とした（Cohen, 1992）。

4) 生活記録表での活動記録の推移の検討

生活記録表での活動記録の推移についても，“随伴性指標”と同様に累積数の増加の傾きが介入前後で異なるか否かを検討した。累積数の増加の傾きを従属変数，日数を共変量，時期および日数と時期の交互作用項を独立変数とする，回帰直線の平行性の検定を実行した。

ここでは，生活記録表に記録された活動の累積数を指標とする。記録された活動は体験の回避によって自発頻度が減少している活動や，研究協力者が取り組みたいと希望しているものの，実施できていない活動を想定した。したがって，体験の回避の頻度が減少する介入後において，自発頻度が増加することが想定される。以上より，介入前に比べて介入後に，累積度数のグラフの傾きが急峻になることを想定した。

研究 5-1 と同様に，3) および 4) の分析では累積度数を用い，その推移をグラフ化した。累積度数を用いてグラフを描画することで，“随伴性

指標”と回答時の行動内容（体験の回避）の対応関係が把握しやすいこと，“随伴性指標”の変遷が視覚化しやすくなると判断したためである。

結果

1) 質問紙得点の推移の検討

個人ごとの質問紙得点の推移について、Figure 5-3-1 および Figure 5-3-2 にまとめた。E の結果からまとめる。APQ については、1-3 回の BL 期では変動があるものの得点の増加は認められない。しかし、4 回目の IN 期ですべての得点の増加が認められる。5 回目には、パニック発作を経験しており、調子を崩していたため得点が減少した。CAQ については、BL 期においても減少が認められるが、CAQ-a は介入期でさらに得点の減少が認められた。CAQ-b については維持する傾向が認められた。介入を開始する前より、「不安をそのままにするのもうまくいくかもしれない」と語っており、それが反映されている可能性もある。初回得点からの変化で、統計的に有意なものが認められた部分は CAQ-b の Time 3 と CAQ-a の Time 5 であった。

F の結果を確認すると、APQ 下位尺度については、1-3 回目の BL 期では大きな変化は認められないが、4 回目の IN 期から増加傾向にある。合計得点では 4 回目の IN 期で増加傾向が示された。CAQ については、4 回目の IN 期からどちらの尺度でも得点の減少が認められた。初回得点からの変化で、統計的に有意なものが認められた部分は CAQ-b の Time 4 と CAQ-a の Time 5 であった。

2) cEMA への回答状況の確認

cEMA への回答状況を確認した (Table 5-8)。また、cEMA を用いた治療についての感想を求めたところ、「回答のしづらさや不都合はない」,

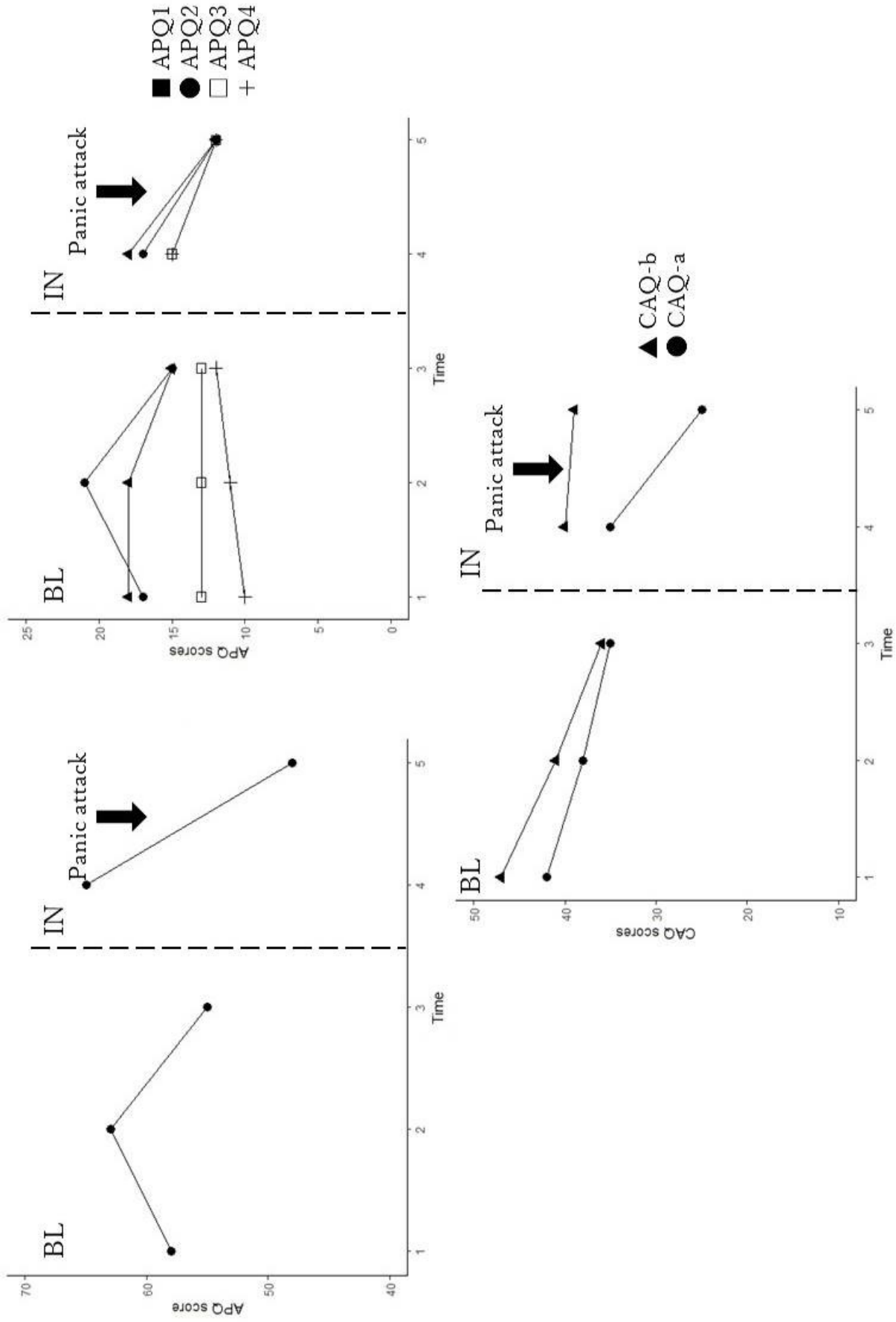


Figure 5-3-1. Change of scores of each questionnaire in participant E.

Note. APQ: Acceptance Process Questionnaire; APQ1: Expanding behavioral repertoire; APQ2: Being receptive to the real world; APQ3: Making a choice not to avoid private events; APQ4 Stopping reactions; CAQ: Change Agenda Questionnaire; CAQ-b: Believability; CAQ-a: Avoidance. Arrowed line indicates occurrence of panic attack.

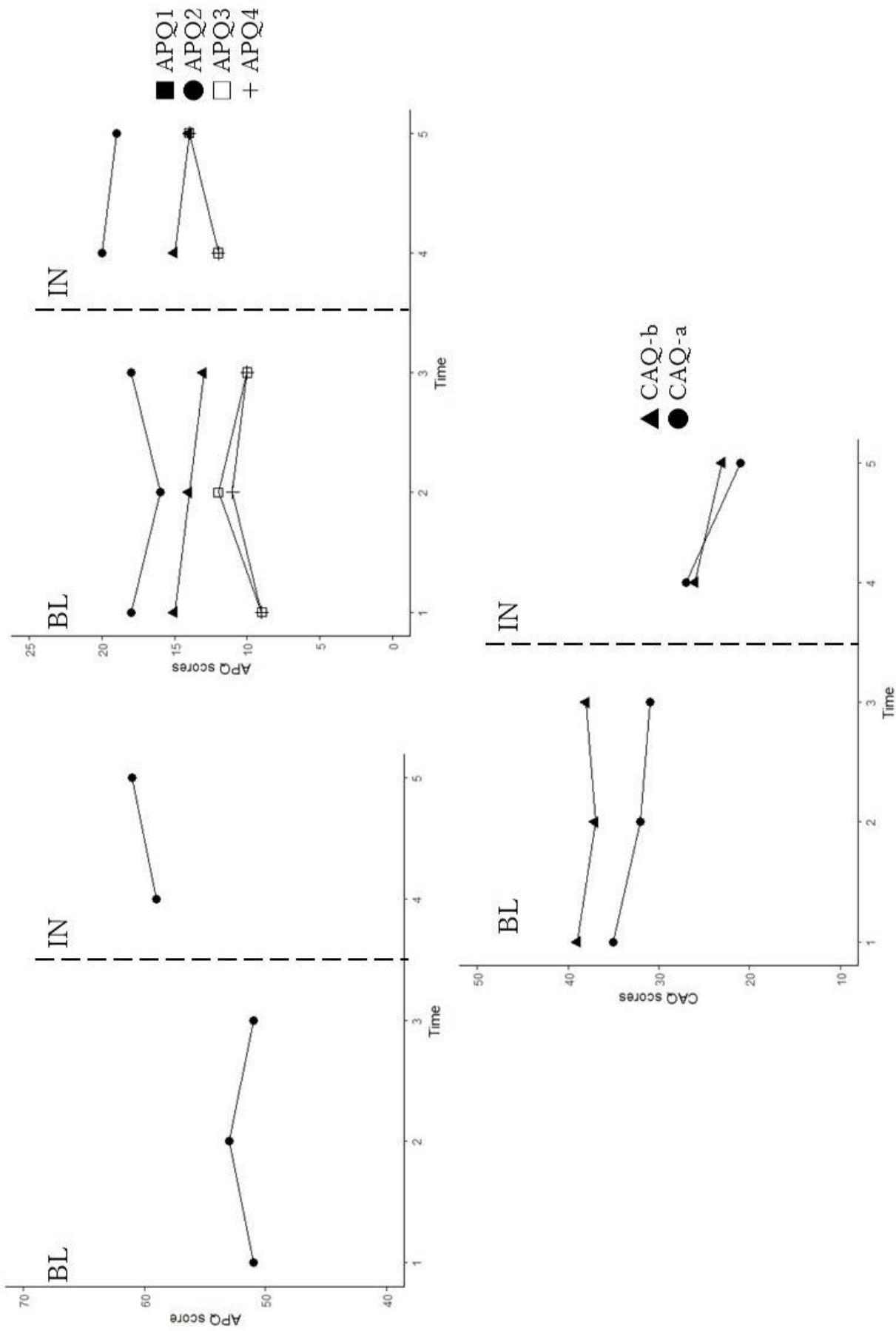


Figure 5-3-2. Change of scores of each questionnaire in participant F.

Note. APQ: Acceptance Process Questionnaire; APQ1: Expanding behavioral repertoire; APQ2: Being receptive to the real world; APQ3: Making a choice not to avoid private events; APQ4 Stopping reactions; CAQ: Change Agenda Questionnaire; CAQ-b: Believability; CAQ-a: Avoidance.

Table 5-8
Status of Responses to cEMA in Each Participant

	E		F	
	BL	IN	BL	IN
	28 days	56 days	35 days	49 days
The number of responses	30	41	16	13
The number of responses within 15 min. (%)	30 (100%)	40 (97.56%)	11 (68.75%)	12 (92.31%)
Average response per day	1.07	0.73	0.46	0.27

「記録をその場で取ることで、自分の状態の理解が進む気がする」という回答があり、ネガティブな報告は認められなかった。また、IN期に入ってから、「予期不安が少なくなった」との報告もあった。

3) “随伴性指標”，“主観指標”および回答時の行動内容の推移の検討

“随伴性指標”の累積数の増加の傾きについて、それぞれの基準での介入前後における回帰直線の平行性の検定を実行した (Table 5-9)。

“随伴性指標”の解析の結果、Eは行動前後での不快な体験の強度の減少が1点以上の基準で、IN期よりBL期で傾きが有意に大きかった。また、行動前後での不快な体験の強度の減少が1点から4点以上もしくは“体験の回避の意図”ありの基準 (+ Intention 基準)、行動前後での不快な体験の強度の減少が1点から4点以上かつ“体験の回避の意図”ありの基準 (* Intention 基準) でIN期よりもBL期で傾きが有意に大きかった。

Fは行動前後での不快な体験の強度の減少が2点もしくは3点以上の基準以外のすべての基準でIN期よりもBL期の傾きが有意に大きかった。

また、介入前後での“主観指標”得点に有意な差が認められるか否かをウィルコクソンの順位和検定により検討し、効果量 r を算出した。解析の結果、E、Fにおいて介入前後で有意な得点の減少が認められた (E: $W = 932.50$, 95% CI [2, 6], $p = .00$, $r = .48$, F: $W = 131.50$, 95% CI [6, 11], $p = .00$, $r = .99$)。

“体験の回避の意図”に関する解析の結果、E、Fにおいて傾きに変化が認められ、BL期よりもIN期で傾きが有意に小さかった。

続いて、回答時の行動の解析の結果をまとめる。解析の結果、EとFの回答時の行動の累積数の増加の傾きに変化が認められ、IN期でBL期よりも傾きが大きかった。

個人の主要な結果を、Figure 5-4-1-1からFigure 5-4-2-4にまとめた。

Table 5-9
Results of Parallel Test of Experiential Avoidance and Target Behavior in Each Participant

	E				F			
	Regression coefficient		F	p	Regression coefficient		F	p
	BL Obs. = 30	IN Obs. = 40			BL Obs. = 11	IN Obs. = 12		
Contingency index								
Pre-Post > 0	.77	.85	20.15	.00	.70	.57	5.34	.03
Pre-Post > 1	.31	.30	.03	.87	.56	.07	71.59	.00
Pre-Post > 2	.10	.11	.63	.43	.13	.07	2.24	.15
Pre-Post > 3	.05	.04	1.27	.26	.13	.07	2.24	.15
Pre-Post > 0 + Intention	.88	.86	4.41	.04	1	.57	198.47	.00
Pre-Post > 1 + Intention	.88	.35	733.14	.00	1	.29	269.75	.00
Pre-Post > 2 + Intention	.88	.15	2764.48	.00	1	.29	269.75	.00
Pre-Post > 3 + Intention	.88	.08	2124.35	.00	1	.29	269.75	.00
Pre-Post > 0 * Intention	.77	.04	2022.02	.00	.70	.22	56.58	.00
Pre-Post > 1 * Intention	.31	.01	1298.00	.00	.56	0	122.86	.00
Pre-Post > 2 * Intention	.10	.01	93.41	.00	.13	0	25.06	.00
Pre-Post > 3 * Intention	.05	.01	18.05	.00	.13	0	25.06	.00
Intention	.88	.05	3322.02	.00	1	.22	363.12	.00
Behavior at the time of response	.89	.05	3956.54	.00	.95	.14	416.02	.00

Note. Obs.: Observations; Pre: Strength of the mood or condition before take action; Post: Strength of the mood or condition after take action; + Intention: The responses that had had an intention to control unwanted private events were added to the previous criterion; * Intention: The responses that meet the previous criterion and had had an intention to control unwanted private events were regarded as an experiential avoidance. Intention: Intention to control sensations or feelings that inhibit target behavior.

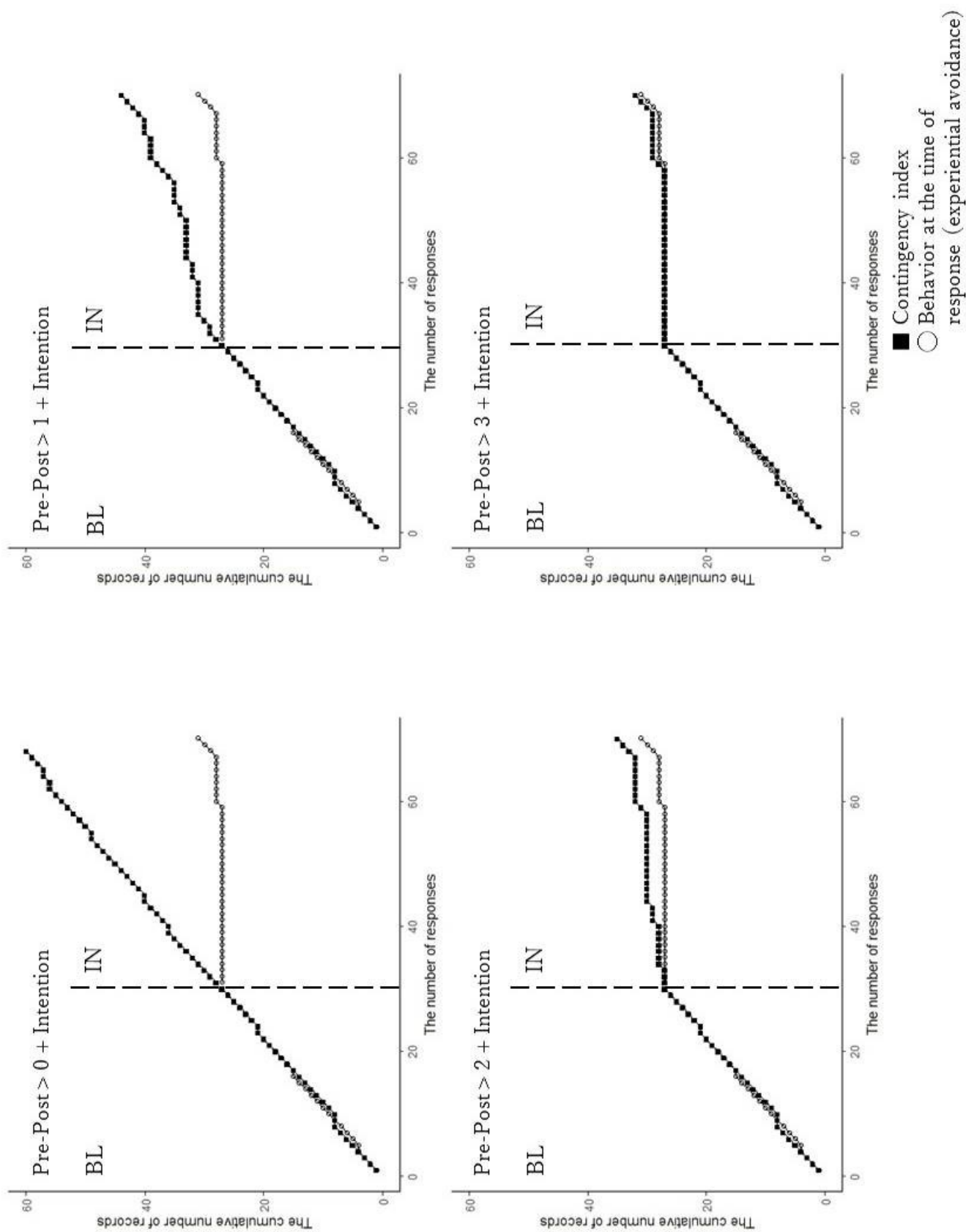


Figure 5-4-1-1. Results of record in each criterion in participant E.

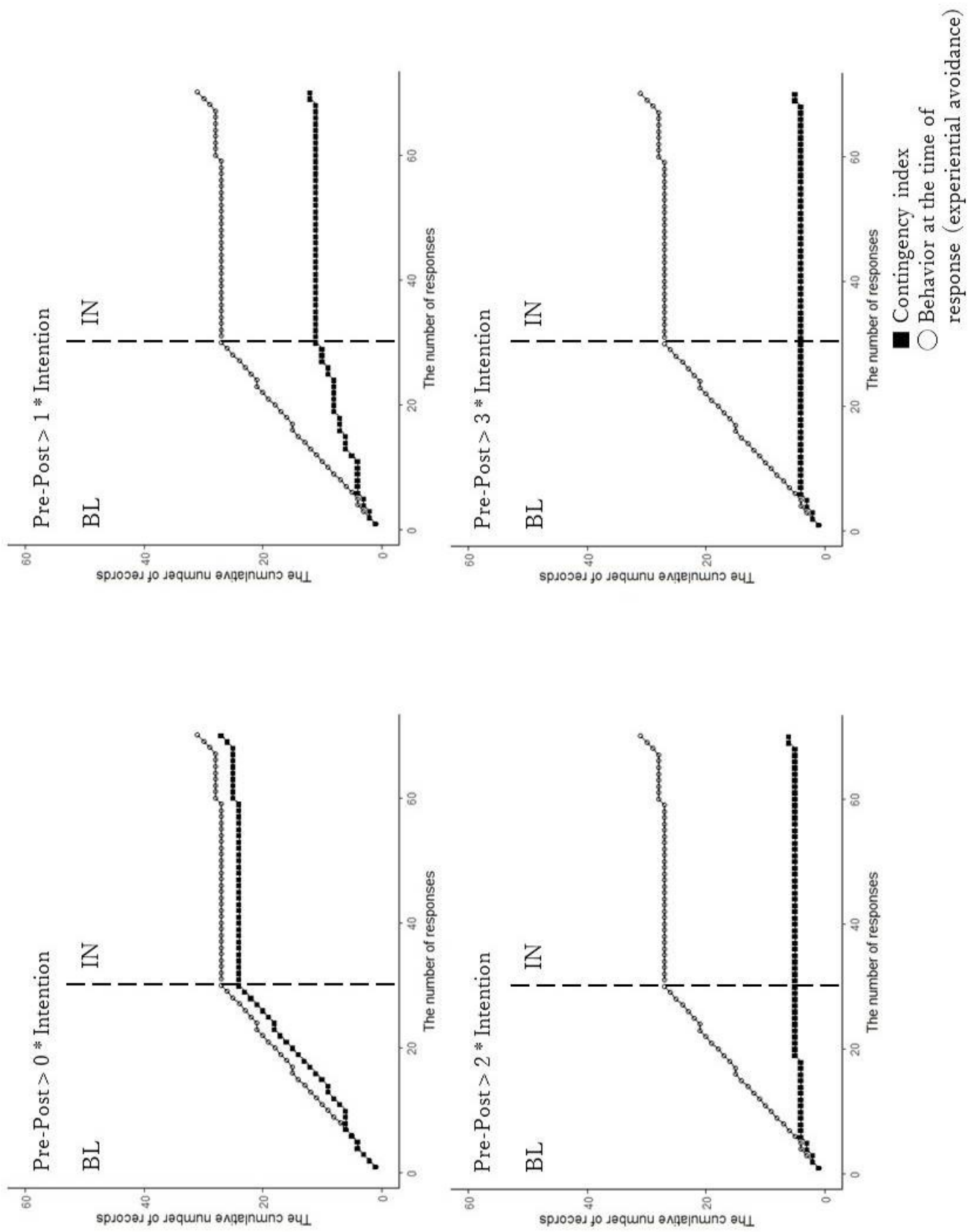


Figure 5-4-1-2. Results of record in each criterion in participant E.

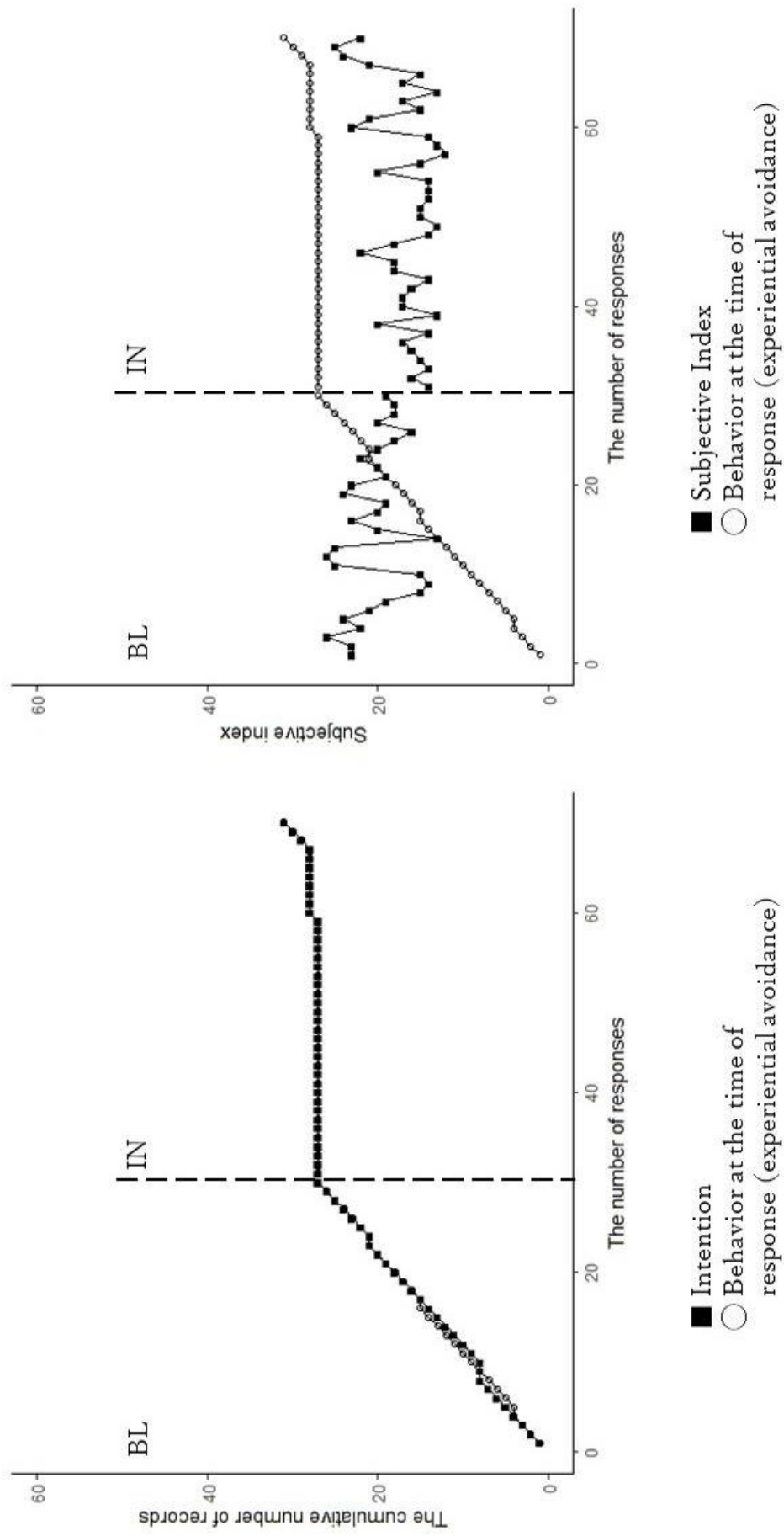


Figure 5-4-1-3. Results of record in each criterion in participant E.

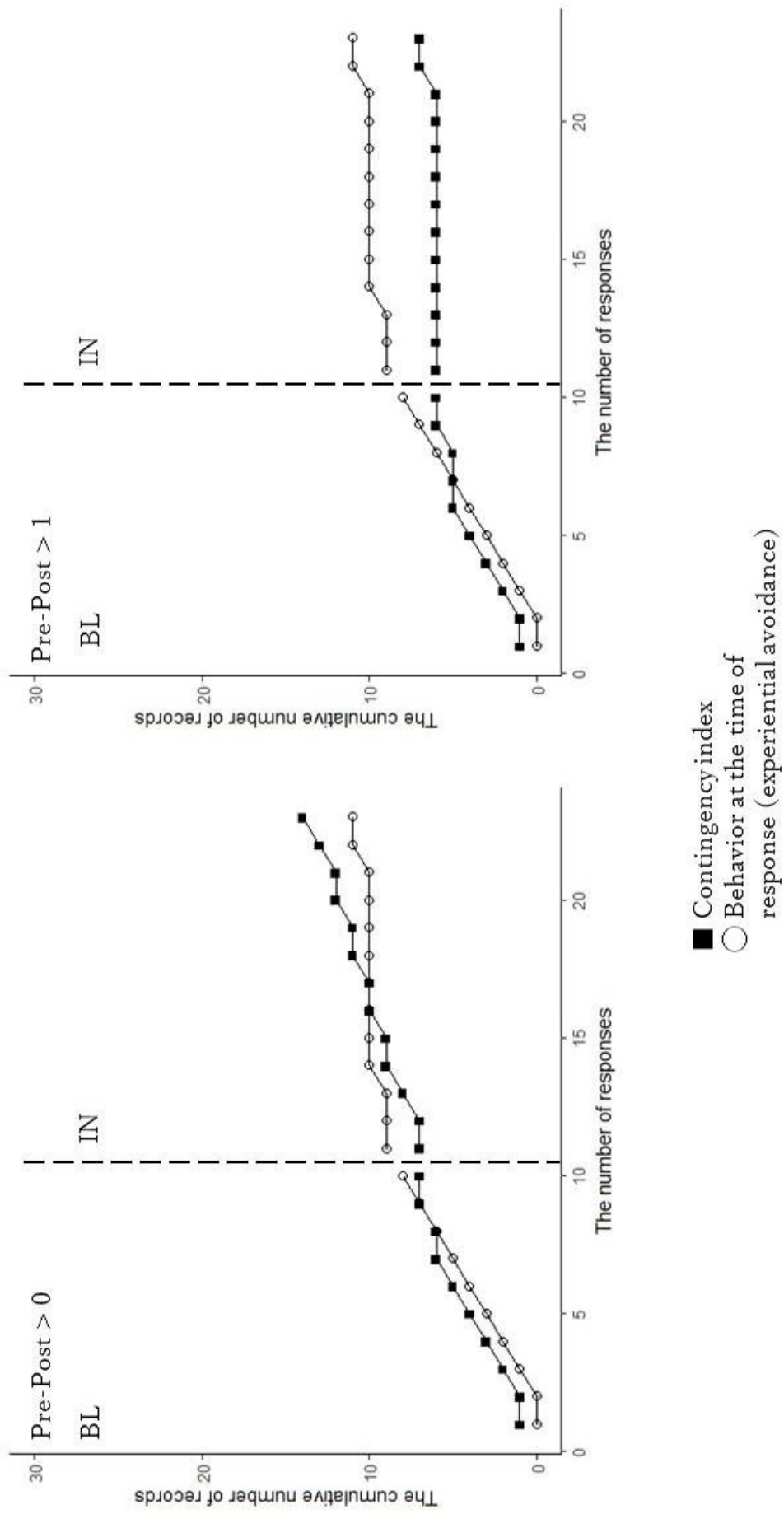


Figure 5-4-2-1-1. Results of record in each criterion in participant F.

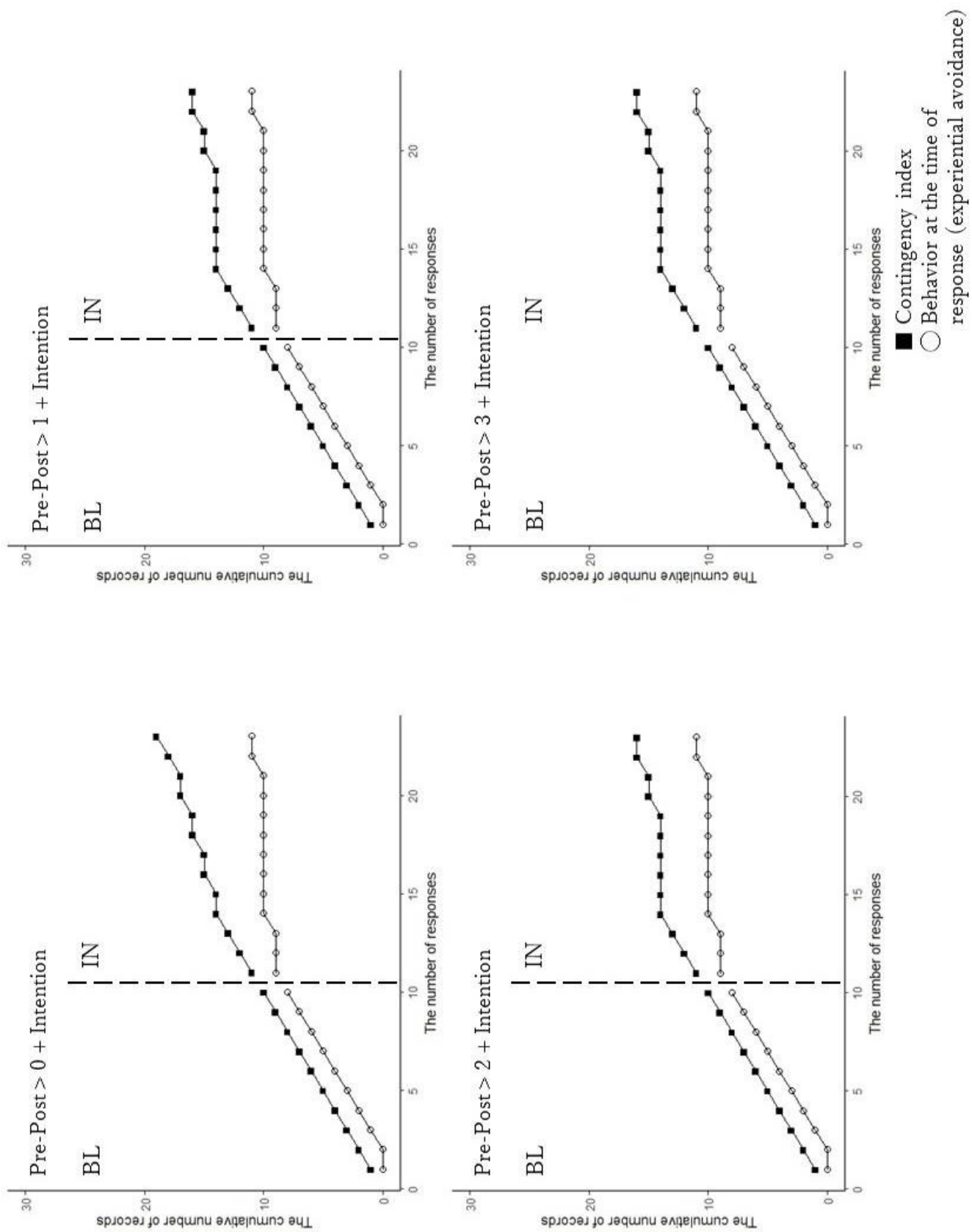


Figure 5-4-2-2. Results of record in each criterion in participant F.

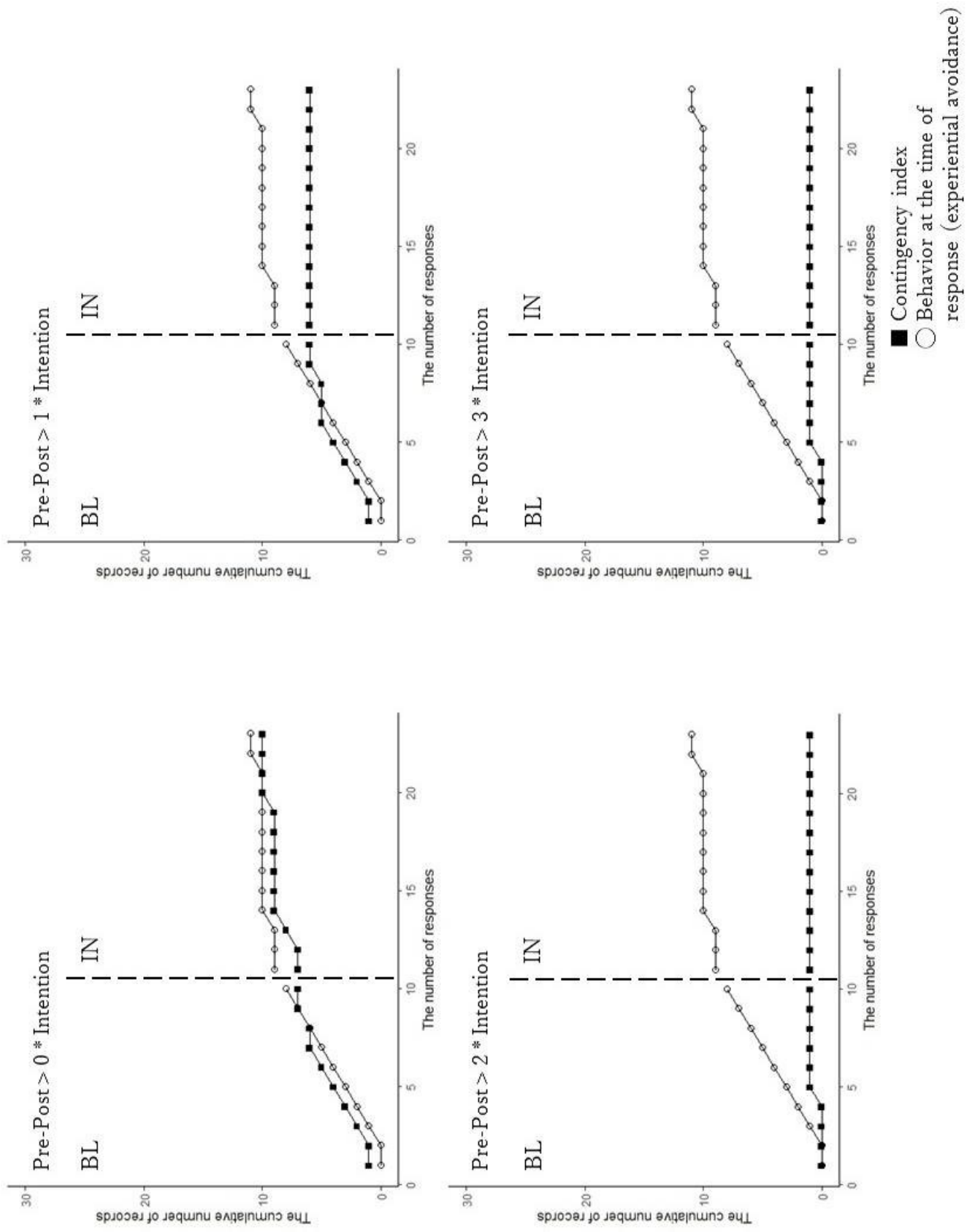


Figure 5-4-2-3. Results of record in each criterion in participant F.

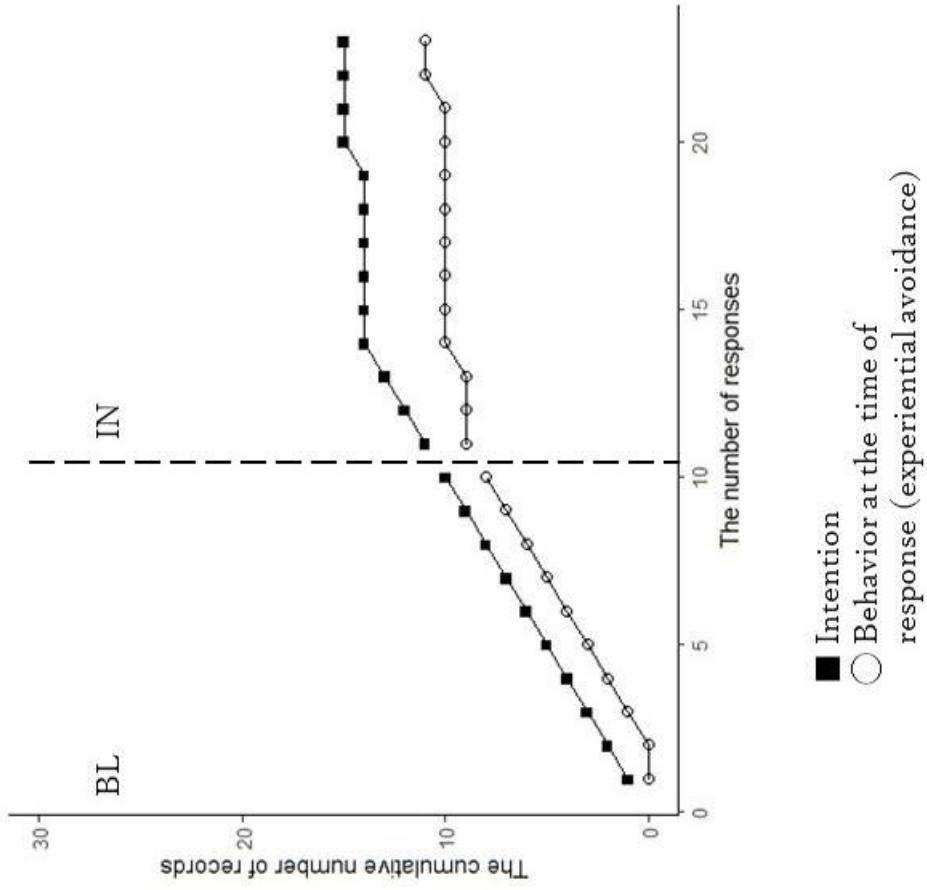
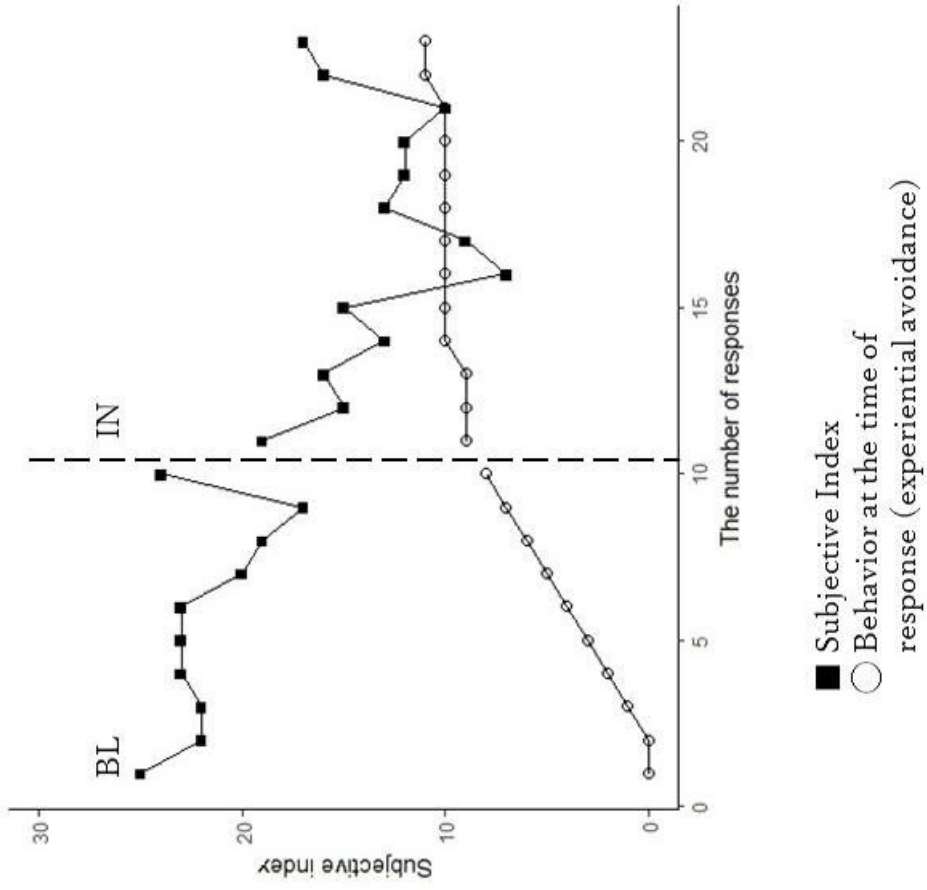


Figure 5-4-2-4. Results of record in each criterion in participant F.

なお、研究 5-1 では、ターゲット行動が生起した回答の累積数を描画したが、研究 5-2 では回答時の行動が体験の回避であると臨床的に判断された（行動内容として「乗車をやめた」、「薬を飲んだ」、「気そらしをした」等の記述があったもの）回答の累積数を描画している。したがって、回答時の行動の変化と重なる場合に、各種指標がその変化を反映していると判断する。2 名の臨床心理士による回答時の行動の評定の一致率は、E は 88.6%、F は 82.6%であった。

4) 生活記録表での活動記録の推移の検討

生活記録表での活動記録の推移についても、同様に累積数の増加の傾きが介入前後で異なるか否かを検討した。累積数の増加の傾きを従属変数、日数を共変量、時期および日数と時期の交互作用項を独立変数とする、回帰直線の平行性の検定を実行した。

それぞれの研究協力者の記録した活動は以下の通りである。なお、生活記録表に記録した活動は、研究協力者が選んだものであるため、本研究では厳密な行動の定義はせずに実施した。

E が生活記録表に記録した活動は「1. 一人で電車に乗る」、「2. 外食する」、「3. 服薬無しで電車に乗る」、「4. 友人と遊ぶ」ことであった。F が生活記録表に記録した活動は「1. プールで泳ぐ」、「2. 電車で外の景色を眺める」、「3. 知らない人と話す」、「4. 趣味（ぬり絵など）」、「5. 音楽鑑賞」であった。

解析の結果を Table 5-10 にまとめる。E は「1. 一人で電車に乗る」、「3. 服薬無しで電車に乗る」が IN 期で BL 期よりも傾きが大きかった。「2. 外食する」は傾きが小さくなっていた。F は「1. プールで泳ぐ」、「2. 電車で外の景色を眺める」、「3. 知らない人と話す」、「4. 趣味（ぬり絵など）」が IN 期で BL 期よりも傾きが大きかった。

Table 5-10

Results of Parallel Test of Recorded Behavior in Each Participant

	E				F			
	Regression coefficient				Regression coefficient			
	BL	IN	<i>F</i>	<i>p</i>	BL	IN	<i>F</i>	<i>p</i>
	28 days	49 days			35 days	13 days		
Recorded behavior								
1	.11	.53	57.23	.00	.12	.18	4.93	.03
2	.23	.08	86.80	.00	.29	.42	12.85	.00
3	0	.99	328.44	.00	.45	.66	7.58	.01
4	.04	.07	2.63	.11	0	.06	27.09	.00
5					.41	.53	2.60	.11

考察

研究 5-2 では、広場恐怖症患者に対する支援場面において、作成された質問紙および cEMA を用いた体験の回避の測定法の、臨床場面における有用性および適用可能性を検討し、その課題と展望を議論することを目的とした。なお、本研究は臨床場面での cEMA による測定法の適用可能性に関する試験的な検討という位置づけになるため、今後の研究の展望についてとくに焦点を当てて考察する。まず、本研究で得られた結果をまとめる。

質問紙得点の推移

まず、質問紙得点の推移について考察する。APQ については、E、F どちらも BL 期には一定の変化の方向性は認められなかったが、IN 期に一旦の増加が認められた。また、E については、IN 期での 2 度目の測定で APQ 得点が減少していた。IN 期の 1 度目から 2 度目の測定の間にはパニック発作を経験したことで、体調を崩していたこともあり、その変化を反映したものと解釈できる。CAQ について、CAQ-b は E においては維持する傾向があったが、F では顕著な変化が認められた。また、CAQ-a についてはどちらも減少傾向にある。

以上の結果より、APQ および CAQ は、臨床場面においても介入によって得点が増加する可能性が示唆された。とくに、APQ の得点は、E のパニック発作というネガティブな体験による体調の変化を反映していた。これは、アクセプタンスが習慣であり、大きなネガティブな出来事に遭遇すると体験の回避というもとの習慣が優勢になる（武藤，2013）という特徴をとらえられている可能性を示すものである。ただし、本研究においても、統計的に有意な変化が示された尺度は一部にとどまった。と

くに APQ については変化が示されていない（しかしながら、いくつかの下位尺度においては、さらに 1 点以上の増加が示されれば SDC の値を超えるものも認められている）。介入期間のうち一部を切り取った検討になっているため、支援終了時まで経過を追い、その反応性の有無について検討することが今後の課題である。

以上のような課題もあるものの、それぞれの尺度は臨床場面において、クライアントの状況を反映するものと考えられ、状態をアセスメントするのに有用なツールといえる可能性が示された。

cEMA への回答状況

研究協力者ごとの cEMA への回答状況について考察する。本研究では、予期不安への対応を決めたタイミングでの回答を求めたため、予期不安状況がなければ回答をする必要がない。BL 期よりも IN 期の 1 日の平均回答数が少なくなっているが、これは予期不安の生起回数が減ったこととも関連していると考えられる。15 分以内の回答率も概ね 90% を超えている（F の BL 期のみ 68.75% と低かった）ため、治療場面でも応用可能な測定法であると考えられる。

2 名からの感想では、cEMA を使用することによるネガティブな事象や特別な負担感は報告されていない。むしろ、治療的にも有用であるという趣旨の報告が認められた。ただし、本研究では負担感に焦点を当てて確認をしていないため、今後は負担軽減のための感想を聴取し、当該測定法の社会的妥当性を積極的に確認する必要がある。

体験の回避に関わる指標と行動の推移

cEMA と生活記録表で測定した体験の回避と行動の推移の結果を考察

する。まず、cEMAで測定した回答時の行動および生活記録表での活動記録の推移を確認すると、E、Fはいずれも介入前後で回答時の行動の累積数の傾きに増加が認められた。また、活動記録についてもE、Fのいずれもふたつ以上の活動で累積数の傾きに増加が認められており、介入後に行動の変化が認められたと判断できる。

行動が変容したため、体験の回避は一定程度低減していると予想される。そこで、体験の回避を測定する指標について考察する。まず、“主観指標”の結果から、介入前後で得点が低下する可能性が示された。しかし、臨床的に体験の回避をしていると判断された際に、得点上がる（体験の回避をしていないときに、得点が下がる）というような対応関係は認められないため、行動の変化を十分に反映する指標として扱うことは、本研究の結果からは困難であると考えられる。

続いて、“体験の回避の意図”について考察する。E、Fともに介入前後で“体験の回避の意図”の累積数の傾きが小さくなった。学生を対象とした研究5-1とは異なり、臨床群を対象とした場合には、“体験の回避の意図”の変化と回答時の行動の変化との間に対応が認められる。CAQ得点が臨床群において高いこと（研究1-3）をふまえると、臨床群の体験の回避は、ルール支配行動としての側面が強い可能性がある。今後対象者を増やし、上記可能性についての検討も必要となる。

つぎに、“随伴性指標”について考察する。まず、“体験の回避の意図”を考慮しない基準については、Fで介入後に累積数の傾きが小さくなった基準が認められたが、学生を対象とした研究5-1同様、その変化が極端であり、介入後にはほぼすべての回答が体験の回避ではないと判定された（ただし、介入前もほぼすべて体験の回避でないと判断されている）。また、Eでは傾きが大きくなっており（つまり体験の回避が増えている

ことになる), 行動の変化との対応はまったく認められない。F の回答数が少ないことに留意が必要ではあるが, 研究 5-1 同様, 行動の変化を反映する指標として“随伴性指標”を用いようとする場合, “体験の回避の意図”を考慮しない基準は不適當である可能性が高い。

“体験の回避の意図”を考慮し, 行動前後で不快な体験の強度の減少の幅が n 点以上の回答, もしくは“体験の回避の意図”がある回答を体験の回避回答とする基準 (+ Intention 基準) での結果を考察する。解析の結果, いずれの基準でも介入後に傾きが小さくなった。また, E の Pre-Post > 3 + Intention 基準では, 体験の回避と判断された回答時の行動と“随伴性指標”の変化がほぼ重なっている。したがって, この基準では, 行動の変化との対応関係が認められる可能性が示された。

行動前後で不快な体験の強度の減少の幅が n 点以上, かつ“体験の回避の意図”がある回答のみ体験の回避回答とする基準 (* Intention 基準) について考察する。解析の結果, いずれの基準でも介入後に傾きが小さくなっていった。また, Pre-Post > 0 * Intention 基準では, 体験の回避と判断された回答時の行動と“随伴性指標”の変化に重なりがある。したがって, この基準においても, 行動の変化との対応関係が認められる可能性が示された。

以上の考察をまとめると, “主観指標”, “体験の回避の意図”を考慮しない“随伴性指標”では行動の変化を反映することが困難である可能性が示唆された。研究 5-2 の結果からは, “体験の回避の意図”を考慮した“随伴性指標”はどちらも行動の変化を反映する可能性があると考えられた。これは, 研究 5-1 の結果と一部共通する結果である。

研究 5-1 との大きな違いとしては, “体験の回避の意図”のみでも, 回答時の行動を反映する可能性が示された点である。この結果には, 対応

を検討するための指標として、内潜在的な行動を含むようにしたことが関係する可能性がある。したがって、本研究の結果を持って“体験の回避の意図”のみで十分であるとするのは難しい。学生を対象とした調査の結果と併せて考えると、現時点で得られた知見からは、臨床群を対象とする場合にも、“体験の回避の意図”を考慮した“随伴性指標”の基準を用いることが有用であると考えられる。ただし、本研究においても対象者が少なく、有用性を示唆するにとどまるため、後述する課題点を改善した上での調査の継続が必要となる。また本研究では、回答時の行動が体験の回避であったか否かを形態的に判断せざるを得なかった点も、課題点として留意する必要がある。

cEMA を用いた測定法の適用可能性

まず、cEMA を用いた測定法の臨床場面への適用可能性について考察する。本研究では、予期不安への対応を決定してから 15 分以内の回答を求めたが、多くの場合その時間内に回答がなされており、臨床場面での測定は可能であることが示された。また、cEMA の記録が困難であった、または、不都合を生じさせたという報告はなされず、「記録をその場で取ることで、自分の状態の理解が進む」といった肯定的なコメントがあった。自然な環境下における即時記録が可能な cEMA の特徴は、セルフモニタリングを促すなど、治療的にも有用である可能性が示唆され、臨床場面への適用という点については可能であると考えられる。

研究 5-1 より、“体験の回避の意図”を含めることとした。これまでも触れているように、体験の回避は負の強化で維持される機能クラスであり (Ruiz, 2010; 武藤・三田村, 2011), 変化のアジェンダに従ったルール支配行動でもあるとされている (Masuda・武藤, 2011a; 酒井他,

2014; Törneke et al., 2008)。本研究では負の強化の特徴に着目し、不快な私的出来事の強度の減少をとらえるところから検討を始めた。しかし、ルール支配行動では、実際の随伴性に関わらず行動が生起、維持するため（田中・嶋崎, 2007）、不快な私的出来事の減少が認められない場合でも、体験の回避として判断することが適切なこともありうる。“体験の回避の意図”を含めることでルール支配行動という側面にも留意したことは、臨床的な判断との整合性を保つ上でも意義があったといえる。実際に、“体験の回避の意図”を考慮した“随伴性指標”については、回答時の行動（臨床的に判断された体験の回避）を反映する可能性が示唆されている点からも、その意義が支持される。

以上より、cEMA を用いた測定方法自体は臨床群にも適用可能であると考えられる。しかし、以下にまとめるような課題点があるため、実際の臨床応用にはさらなる検討と調査方法の修正が必要である。

本研究の限界点

研究 5-2 を実施したところ、以下のような課題点が明らかとなった。

1) “随伴性指標”の基準の設定が困難

本研究を通して検討を重ねてきた“随伴性指標”は、個人によって行動の変化を反映する基準が個別に決定される必要がある。そして、その基準を設定する方法が現時点では定められていない。少なくとも、“体験の回避の意図”を考慮する必要があるというところまでは絞り込むことができたが、基準間で類似した結果を示すこともあり、どの基準がもっとも適切といえるかを定めることが困難である。さらに、その基準を設定するために、外的基準と併せて一定期間測定が必要である点も課題であ

る。

2) 体験の回避回答の妥当性を検討するための外的基準の設定が困難

上述の課題と関連して、外的基準をどのようなものにするのが適切といえるか定められていない点も課題のひとつである。研究 5-1 では、ターゲット行動に従事したか否かを基準としたが、従事していたとしても体験の回避が生起する可能性があることを考慮し、研究 5-2 では内潜在的なものも含んだ行動の報告を基準とした。しかし、内潜在的な行動は外顕的な行動ほど報告が容易ではない。正確な行動の記述でない可能性も考えられるため、外的基準として全面的に信用できるものではないといえる。

さらに、研究 5-2 では、体験の回避を形態的に判断せざるを得なかった点も課題のひとつとして挙げられる。それぞれの回答について、その際の環境の変化等を詳細に検討することができれば解決する可能性があるが、すべての回答について検討することは、臨床場面では実現可能性が低いと考えられる。

また、研究 5-2 では“体験の回避の意図”と、変化の推移が重なりやすいという結果も示されており、内潜在的な行動の報告と“体験の回避の意図”の弁別が困難である可能性も考慮する必要がある。本研究で採用した、行動の変化との対応によって妥当性を確認するという方法自体が、上述の理由により困難である可能性もあるため、その他の方法も検討する必要がある。

3) 強度の弱い不快な体験を回避した場合の測定が困難

体験の回避回答を選定するために、不快な体験の強度の減少を取り上

げている。そして、その基準として、行動前後で1点から4点以上の減少幅で検討を重ねてきた。しかし、不快な体験の強度が低い場合、たとえば、もとの強度が2点の場合には3点以上の減少幅をとることがない。その場合には、実際には体験の回避と判定することが適切な場合でも、“体験の回避の意図”がなければとらえることができなくなってしまう。多くの場合、もとの不快な体験の強度は強いが、そのような状況が起こり得ないとは言い切れないため、対応策が必要となる。

今後の展望

以上のような課題点に対して、現時点では次のような対応がなされることで、進展が見られると予想される。

1) “随伴性指標”の基準に関する対応

これまでも言及してきた通り、研究 5-1、研究 5-2 を通して、対象者が少なく、測定期間も十分ではなかった。これまでの考察は限られた知見を基にされたものであり、不確実性が高いことは否めない。今後対象者を増やし、長期にわたる測定を実施することで、多くの人に共通する“随伴性指標”の基準を絞り込むことができる可能性がある。

また、負の強化という特徴を素直に解釈すると、不快な体験の強度が僅かでも（本研究での基準であれば1点以上）減少すれば十分と考えられる。本研究では、体験の回避以外の要因による不快な体験の減少を考慮して、基準の幅を広げた検討を実施した。そこで、体験の回避以外の要因を排除しつつ、不快な体験の減少を広くとらえるために、「“その対処によって”不快な体験が減少したか」を確認するという質問への変更を検討することが有用かもしれない。つまり、随伴性と“体験の回避の意図”

はとらえつつ、基準の選択肢を作る必要がないように質問項目を再考するということである。そうすることで、“随伴性指標”の基準が定まらず、情報が得られないというような状況は回避できると考えられる。

2) 外的基準に関する対応

現時点で、外的基準に関する対応策を提案することは難しい。“随伴性指標”と同時に測定し、その変化の対応を確認するという方法が、前述したような内潜在的行動の記述の難しさ等を考慮すると、そもそも困難である可能性もある。

したがって、本研究で採用したものとは異なる方法で、測定の妥当性を確認していくことも検討しなければならない。たとえば、価値が明確化された状況ではアクセプタンスが促進され、そうでない状況においては体験の回避が生起しやすいことが想定されるが、そのような条件間での体験の回避回答の出現確率に差が認められるかを検討することで、妥当性が確認できる可能性がある。この方法は個人内でも実施可能であるため、“随伴性指標”の基準を選定する方法としても有用かもしれない。

3) 不快な体験の強度に関する対応

本研究では不快な体験の強度を 10 段階で評定することを求めた。研究 5 では、測定するタイミングは予期不安がある場合というように、不快な体験があることが前提となっていたが、その強度については特別な指示をしていない。そこで、想定された課題へは、その強度が 5 点以上の際に記録をするなどの条件を設けることで対応可能かもしれない。また、1) の後半で検討したように、得点を評価させずに随伴性をとらえる方法も検討に値するだろう。

その他、今後検討をすべき事項を以下に挙げる。

外的基準に関する課題が解決され、個人ごとに“随伴性指標”を最適化する方法が整備されるためには、どの程度の期間が基準選定のために必要となるかといったことが検討課題となる。個人ごとに“随伴性指標”が最適化された場合には、回答の負担軽減のためにも、不要な項目（外的基準となっていた項目など）を除外することを考慮する必要があるが、どのような手順を踏むべきかということについても明らかにする必要があるだろう。このように、個人に最適かつ最小限の指標を選定するための手続きを明確化していくことが、応用の際には必要な視点となると考えられる。

上記の他にも、“有効性”という視点を加えた測定に関する検討も選択肢として考えられる。体験の回避は、短期的には機能する場合もあるが、長期的には役に立たない。そこで、回答時にとった対処法が、価値に沿った方向性に役立つか（有効性）を評価する項目を加えることで、精度に変化が生じるかを検討することも今後の方向性のひとつとなる。

本研究では負の強化という特徴を基本的な前提として、ルール支配行動の側面を含めて測定を試みた。しかし、新世代の認知行動療法に関する行動的プロセスについては、その定義の不明瞭さに関する指摘もなされている（Chawla & Ostafin, 2007; Ruiz, 2012）。日常生活下における体験の回避測定の方法が十分に確立されておらず、AAQに代表される質問紙についても批判がなされてきた（e.g., Wolgast, 2014）要因のひとつとして、前述したような指摘が関連しているかもしれない（Rochefort et al., in press）。

その場合、体験の回避という概念の整理に立ち戻ることも必要になる。

たとえば、Gómez et al. (2011) は、AAQ に代わる尺度を作成する際に、体験の回避を「ネガティブな（ただし、明らかな危険はない）感情状態の体験を避けようとする（たとえば、逃避、コントロール、抑圧、修正、またはアクセプトしない）傾向」と操作的に定義している。このような定義は、質問紙において回答者の傾向をとらえようとする際には有用であろう。しかし、体験の回避を機能クラス（同じ機能を持つ“行動”のまとまり）としてとらえ（Ruiz, 2010）、個々の行動が体験の回避であるか否かを測定しようとする本研究のような立場では、やはり“負の強化”により維持されるという点に着目することが重要であると思われる。また、ルール支配行動としての側面を勘案すると、“意図”を含むことも、重要であったといえる。このような点から定義を整理することで、測定すべき内容が精緻化される可能性はある。今後の検討では、このような定義の問題と、回答者の解釈を可能な限り制限した測定が両立可能であるかも考慮する必要があるだろう。

本研究において採用した方法は、これまでにない発想で試みられたものであり、検討課題が山積している。しかし、これらの課題がひとつずつ解決されることで、場面や変容対象となる行動が多岐にわたったとしても、体験の回避という単一の観点から測定ができるようになる。体験の回避を低減し、価値に沿った行動を増大させることを目的とする ACT の支援場面では、その測定がなされることが大きな意義をもつことは疑いない。

第 3 節 第 5 章 総合考察

本研究では、さまざまな形態をとる体験の回避に共通する要因を抽出した測定をすること、個人の解釈による評価を可能な限り限定した方法で測定すること、また、行動が生起した際の文脈を含めて体験の回避を測定することに留意し、日常生活下での随伴性に基づいた体験の回避の測定法を検討してきた。随伴性と“体験の回避の意図”に着目することで、行動の形態を問わない体験の回避の測定が可能になった。また、cEMAを導入したことで、行動生起時の文脈を含めた測定も実現された。個人の解釈による評価については、当初は随伴性のみで判断することを試みたが、ルール支配行動という点をとらえようとする上では、“体験の回避の意図”は含まざるを得なくなった。しかし、従来のように、主観的にどの程度体験の回避に従事しているかを尋ねる方法と比較すると、回答者の評価は限定されたと考えられる。

研究 5 を通して、これまで検討を重ねてきた“随伴性指標”は、“主観指標”と比較して行動の変化を反映する可能性が示された。また、cEMA を用いた測定法自体は、臨床群に対しても適用可能であることが示唆された。しかし、“随伴性指標”を定めるための基準を設定しなければならないという点が大きな課題となった。cEMA を用いた測定は、日常生活下における体験の回避を測定するためには有用であると考えられるが、現時点では“随伴性指標”を臨床上意味のある指標として使用するためには解決すべき課題が残っている。

今後は、研究 5-2 の考察にて指摘したような課題を改善し、効果的な支援に寄与する指標として使用可能な枠組みの整理を進めていく必要がある。

第 5 章では、第 4 章から引き続き、cEMA による測定法の検討を重ね、臨床場面における適用可能性について確認をした。研究 5 の考察部において、cEMA を用いた測定は臨床場面においても適用可能であると考えられ、場合によってはセルフモニタリングを促すなどの治療的効果を期待できる可能性についても言及した。ここで、測定法が治療的効果を持ってしまう場合、正しい測定が達成されないという問題について考える必要がある。以下、cEMA を用いた測定と治療的効果について考察する。

これまでに実施されている cEMA を用いた研究では、EMA による測定によって、常に測定対象が影響を受けるという明確なデータは示されていないとされている (Shiffman et al., 2008)。たとえば、慢性疼痛患者を対象として、EMA によるモニタリングが痛みの評価に影響を与えるか否かを検討した研究においても、系統的な影響は認められなかった (Stone et al., 2003)。しかしながら、測定対象となる行動前に測定がなされる状況（たとえば、食事前の記録）で、行動変容の意図がある場合には、測定対象となる行動への影響が認められることが知られている (Korotitsch & Nelson-Gray, 1999)。このような指摘について、cEMA を用いた直接的な検証はなされていないが、測定そのものが治療的な効果、すなわち、行動変容をもたらす可能性については常に考慮に入れておく必要がある。

本研究では、予期不安に対する対応を決めた後（行動後）の測定であったものの、測定を見越して行動が選択される可能性は否定できない（ただし、測定対象となるのは気分や不快な私的出来事の強度と、その変化であるため、直接的な影響は小さいと考えられる）。また、予期不安時の行動を時系列的に観察することが、ACT の他のプロセス（たとえば、“今、この瞬間との接触”など）の訓練になる可能性も考えられる。

行動と結果の観察を促す ACT においては、cEMA に限らず、日常生活下において繰り返し記録をする事自体が治療的な意味を持つことは十分に想定される。したがって、本研究で用いた方法で測定することが、直接的に体験の回避の生起頻度に影響を与えないとしても、間接的な影響を排除することは困難であり、測定と治療を明確に区別することは困難であることも限界として考慮する必要がある。

この問題について、測定の正確さを欠くという点は課題であり、今後改善策を検討していく必要がある。しかし、臨床場面においては治療が目標となるため、その目標に寄与する限りにおいては、本研究で用いた測定法を実施することは許容できるものと考えられる。ただし、測定の正確さを可能な限り向上するために、従来から用いられてきた方法のひとつである、結果の即時フィードバックをしないなどの工夫は必要となる。

第 6 章

総合考察

第 1 節 本研究の結果のまとめ

本節では、本研究で得られた結果について概観し、整理することとする。第 1 章では、“体験の回避”という機能的な診断次元と、関連する行動的プロセスの測定に関する研究について整理した。その結果、測定ツールに関して、1) 質問紙の整備の不足、2) 日常生活下における測定法の枠組みの整備の不足に関する課題点が指摘された。

第 2 章では、上述の課題点に対応して、本研究の目的と臨床的意義について記述した。第一の目的は、体験の回避に関連する行動的プロセスに関する質問紙を作成し、臨床場面で使用可能な質問紙の拡充を図ることであった。第二の目的は、cEMA による体験の回避の測定法を検討し、その応用可能性について議論することであった。とくに、体験の回避のもつ負の強化の特徴に着目した測定の枠組みを考案し、利用可能であるか否かを検討することに焦点を当てた。

第 3 章（研究 1-1, 1-2, 1-3, 研究 2-1, 2-2, 2-3）では、変化のアジェンダの確信度と、それに従った行動の程度を測定する CAQ および、アクセプタンスを測定する APQ を作成し、その信頼性と妥当性を検討した。その結果、学生サンプルおよび社会人サンプルを対象とした調査において、概ね十分な構造的妥当性、内的整合性、再検査信頼性、収束的妥当性が示された。また、臨床群と健常群の間で、すべてではないもののそれぞれの尺度得点で差異がある傾向が示され、両尺度の妥当性が示された。なお、研究 5-1 および研究 5-2 において、それぞれの尺度の反応性についても補足的に検討がなされ、介入によって変化する可能性

が示唆された。臨床場面においても使用可能な、体験の回避に関わる行動的プロセス測定のための質問紙が拡充されたが、日常生活下での体験の回避の推移を測定するには、新たな測定法が必要であることが指摘された。

第4章（研究3，研究4-1，4-2）では、日常生活下での体験の回避の測定にcEMAを導入した。そして、随伴性を基に体験の回避を測定する枠組みを考案した。体験の回避を測定する“随伴性指標”および“主観指標”は、どちらも行動後の状態に影響を与えることが示された。検討の結果、従来用いられていた“主観指標”だけでなく、本研究において検討した“随伴性指標”も、日常生活下の体験の回避を測定できる可能性が示された。

第5章（研究5-1，5-2）では、新たな測定の枠組みを用いて、行動変容場面における体験の回避の測定を試み、cEMAを用いた測定法の臨床場面への適用可能性が試験的に検討された。その結果、介入前後での行動の変化を“主観指標”では十分にとらえることができなかったが、“随伴性指標”では変化に対応が認められる可能性が示唆された。ただし、“随伴性指標”については、個別に体験の回避と判定する基準を定める必要があることが示された。最後に、“随伴性指標”を用いた測定に関する全体的な課題点が指摘され、それに対する今後の展望が議論された。

第2節 総合考察

第1項 体験の回避に関わる行動的プロセス測定尺度の有用性

まず、CAQについては、サンプルに関わらず十分な構造的妥当性および内的整合性を示した。また、再検査信頼性も基準を上回ることが示された。関連他尺度との相関については、相関の方向は想定通りであり、

サンプル間でも相関パターンは同様の傾向が示された。臨床群との比較の結果、CAQ-b については臨床群で得点が有意に高かったが、CAQ-a では効果量は小さいものであった。しかし、どちらの尺度も臨床群で得点が高い傾向が示されたことは、妥当性を示す根拠のひとつとなるといえる。また、補足的ではあるが、介入による変化について検討したところ、どちらの尺度得点も低下する傾向が示された。また、介入に伴って、CAQ-b が変化し、その後 CAQ-a が続くという可能性が考察された。

APQ については、サンプルに関わらず十分な構造的妥当性が示された。内的整合性については、社会人サンプルで【リアクションの停止】が基準に満たなかったが、それ以外では十分な内的整合性が示された。また、再検査信頼性は【現実の感受】で $ICC(2, 1) = .41$ であったが、すべて基準は満たしていた。関連他尺度との相関については、中長期的結果を測定する下位尺度と行動内容を測定する下位尺度で、測定内容を弁別できている可能性が示された。サンプル間でも相関パターンは同様の傾向が示された。臨床群との比較の結果、合計得点および【行動レポートリーの拡大】では、有意な差が示された。それ以外の下位尺度では、その差は有意傾向か有意差が示されなかったが、少なくとも小さな効果量は示された。また、補足的に介入による変化について検討したところ、どの尺度得点も増加する傾向が示された。

以上より、一部十分ではない点もあるが、体験の回避をさまざまな観点から、対象を絞り込んで測定する尺度が作成され、臨床場面での変化を反映する可能性が示された。複数の観点から体験の回避を測定可能になったことで、クライアントの情報を詳細にアセスメントすることが可能となり、その臨床的意義は大きいと考える。臨床場面においては、質問紙法で測定されるものであるため、バイアスが含まれることや、日常

生活下での行動の変化を必ずしも反映しない可能性があることを念頭に置き、回答者が評価する全般的な行動傾向であることをふまえて使用する分には有用なツールであるといえよう。

第 2 項 日常生活下における体験の回避測定への cEMA の応用可能性

第 5 章以降において、日常生活下での体験の回避測定に cEMA を導入し、随伴性に基づく測定の枠組みを検討した。ここでは、行動前後での不快な体験の強度の減少から負の強化の側面をとらえ、本人の体験の回避の意図からルール支配の側面をとらえるという方法を採用した。本研究で提案された測定の枠組みは、現時点では以下のようにになっている。

- a) 測定は対象となる行動生起から 15 分以内に実施する（研究 3）
- b) 不快な私的出来事の強度が減少した回答、もしくは“体験の回避の意図”があった回答を体験の回避回答と判断する（+ Intention 基準）、または、不快な私的出来事の強度が減少し、かつ“体験の回避の意図”があった回答を体験の回避回答と判断する（* Intention 基準）（研究 4-1、研究 5-1）
- c) 体験の回避と判断するための基準は、個人によって異なる（研究 4-2、研究 5-1、研究 5-2）

研究 5 の結果より、上記枠組みによる体験の回避の測定によって、行動の変化を反映することができる可能性が示された。一方で、回答者の主観による体験の回避の程度については、行動の変化との対応関係は示されず、臨床場面において行動変容を反映する変数としての有効性は確認できなかった。本研究における現時点の結果からは、日常生活におけ

る行動変容を反映する指標、つまり臨床場面で使用される指標としては、“随伴性指標”の使用が比較的望ましいといえる。

従来の臨床行動分析による支援場面では、具体的な標的行動を設定し、その変化を時系列的に記録する方法がとられてきた。つまり、体験の回避が問題となっている主要な場面を抽出し、体験の回避の一形態として特定の行動を測定していたととらえることができる。ACTによる支援では、特定の場面だけでなく、日常生活全般に広がる体験の回避の低減が目標となる (Hayes et al., 2011 武藤他訳 2014)。そのため、本研究で提案された枠組みに基づいて体験の回避そのものがとらえられることで、場面を限定することなく測定することが可能になると考えられる。これまで存在しなかった、体験の回避自体を日常生活下で測定する方法の枠組みの基礎を提案できたことは、本研究の意義である。

本研究で採用された枠組みでは、画一的な“随伴性指標”の基準は定められていない。しかし、基準を定めてしまうことで、本方法が適用できない例が現れることも想定される。そのため、本研究では枠組みのみの提示となっているが、それゆえに個人に合わせて最適化することが可能となり、支援の効率化に寄与する可能性も考えられる。この個人に合わせたアセスメント法の調整という方向性は、ACTの基盤となっている行動分析学が個別性を重視するという方向性とも矛盾しないといえる。

第3節 本研究の限界と今後の課題

第1項 CAQおよびAPQの課題点

本研究により、体験の回避を測定するアセスメントツールが拡充され、体験の回避を多角的な側面からとらえることが可能になった。健常群と臨床群との比較において、APQの【現実の感受】下位尺度は得点の差を

示さなかった。健常群であっても，“意図的”に不快な私的出来事と接触することは困難であると考えられるため，本結果をもって尺度が妥当でないと結論づけることはできないと考える。この点については，健常群も含めて，介入によって得点の上昇が認められることを確認する必要がある。また，反応性については，CAQおよびAPQはどちらも介入により得点に変化する可能性が示唆された。しかし，対象となった人数が少なく，現時点では結論を出すことはできない。今後，対象人数を増やし，介入期間を延ばした調査を実施することで，上記の可能性を確認する必要がある。

さらに，前述したように，回答者によっては正確な報告が困難な場合も考えられることや（望月，2001；Orne，1962；Phillips & Clancy，1972），日常生活下での実際の行動の変化をとらえることは困難であるといった限界点については依然として残されている。体験の回避のように，私的な体験に関わる行動を測定する際には避けては通れない課題であり，これは質問紙法そのものの課題であるともいえる（木下，2011；Lewis & Naugle，2017）。

第2項 cEMAによる体験の回避の測定の課題点

本研究では，Hayes et al. (1996)での定義を基盤とし，負の強化により維持されるという特徴と，ルールとの関連に着目して体験の回避の測定を試みてきた。cEMAを用いて行動が生起する文脈を含めた測定ができるようになったことは，体験の回避の測定をより正確なものに近づけたと考えられる。

本研究は，従来とはまったく異なる発想での測定を試みており，日常生活下における体験の回避測定の新たな選択肢を提供する可能性を有し

ているが、研究 5-2 の考察でも触れたように、課題も山積している。具体的には、以下のような課題が指摘されている。

- 1) “随伴性指標”の基準の設定が困難
- 2) 体験の回避回答の妥当性を検討するための外的基準の設定が困難
- 3) 強度の弱い不快な体験を回避した場合の測定が困難

測定の有効性を高めるためには、上記課題点の解決が必要である。そこで、幾つかの改善案を提案した。改善案の中には“随伴性指標”の基準の選択肢を作る必要のないような質問項目への改変、外的基準を設定しない妥当性検討の方法も提案されている。日常生活下におけるクライアントの行動の“予測と影響”というゴールの達成のためには、これまで検討を重ねてきた方法から大きく変更することも視野に入れる必要があるかもしれない。

また、本研究で対象となった臨床群は、広場恐怖症患者に限られていた。異なる疾患を有するものにおいても cEMA を用いた日常生活下における測定が可能であるという保証はないため、対象となる疾患や状態像を広げた調査を実施する必要性も残されている。さらに、本論文では記録すべき出来事が生起してから 15 分以内に回答することを求めた。しかし、その基準では即時測定のメリットを十分に活かすきれない可能性もあるため、運用法に関するさらなる検討が必要となる。その他、繰り返しの測定が前提となっているため、回答者の負荷が大きいというデメリットにも留意が必要である。

第 4 節 質問紙と cEMA の差異および臨床応用の展望

第 1 項 質問紙および cEMA を用いた随伴性に基づく測定法の差異

質問紙と cEMA を用いた随伴性に基づく測定法（随伴性指標）での差異についてまとめる。特徴的な差異は以下の 3 点である。

第一に、測定に回答者の解釈の含まれる余地が異なる点が挙げられる。質問紙では、各項目にどの程度当てはまるかを回答者が解釈する。つまり、体験の回避の程度について直接的に解釈をさせることになり、より主観的な指標になる。しかし、本論文で採用した随伴性に基づく測定法では、気分や不快な私的出来事の強度の変化を評定させる。直接的に体験の回避について評価させることはないため、体験の回避に関する解釈の余地は相対的に小さくなり、より客観的な測定に近づくと考えられる。

研究 3 において、全体的な体験の回避の程度と中長期的な気分との間の関連を検討したが、質問紙と cEMA で測定した体験の回避の割合では結果が一貫しなかった。両測定法が測定を意図していたものは、どちらも日常生活下での全体的な体験の回避の程度であると解釈できるが、結果が異なった点には、前述したような回答者の解釈の程度に起因する、測定される体験の回避の質の違いが関連している可能性がある。

また、研究 4-1 においては、主観指標を用いた検討も実施しており、当該指標は随伴性指標とは異なる側面を測定している可能性が示唆されている。ここで用いられた主観指標は、質問紙で使用されることが多いリッカートスケールによる評定を援用しており、質問紙を日常生活下において反復的に測定したと見做すことができる。研究 4-1 で示された随伴性指標と主観指標（質問紙の代替）の差異にも、研究 3 と同様に、回答者の解釈の程度に起因する、測定される体験の回避の質の違いが影響している可能性がある。

第二に、測定される体験の回避のレベルが異なる点が挙げられる。質

問紙では、日常生活全体（マクロなレベル）の体験の回避の程度を測定可能である。一方で、本論文で用いた cEMA による随伴性に基づく測定法（随伴性指標）では、個々の行動（ミクロなレベル）が体験の回避であるか否かを測定することに焦点が当てられている。cEMA による測定法では、研究 3 で用いたように、体験の回避の割合を算出することで、マクロなレベルの指標を作成することもできるが、質問紙では個々の行動（ミクロなレベル）をとらえることは不可能である。したがって、日常生活下で繰り返し質問紙への回答を求めたとしても、cEMA を用いた測定法と同じ情報（たとえば、体験の回避の累積数）を得ることはできないと考えられる。

第三に、測定できる体験の回避の次元の範囲が異なる点が想定される。質問紙でとらえられる次元は“強度”，“頻度”，“支障度”などを広く含むと考えられるが、現在の cEMA による随伴性に基づく測定でとらえられる次元は“頻度”に限定されている。この点について、質問紙がとらえている次元の明確化，測定次元の範囲が広い／限定されていることのメリット／デメリットの特定などを通して，測定次元の観点を踏まえた使用方法を検討することが今後の課題となる。

第 2 項 臨床応用の展望

質問紙と cEMA を用いた随伴性に基づく測定法の臨床応用の展望についてまとめる。質問紙の展望，cEMA の展望の順に記述する。

質問紙（CAQ/APQ）

まず、本研究で作成された質問紙の臨床応用についてまとめる。CAQ については、Figure 3-5 に示したように、変化のアジェンダの確信度と、

体験の回避のルール支配行動の観点を測定する。ACTの介入において変化のアジェンダにとくに焦点を当てるのは“創造的絶望”の段階であるため、当該介入の操作チェックとしての使用が有用と考えられる。また、介入を通してルール支配行動の観点から見た体験の回避の程度の変遷を追うことで、介入全体の効果を確認することも可能になると考えられる。

APQについては、アクセプタンスの行動内容と中長期的結果を測定する。行動内容については、アクセプタンスにつながりやすいと想定される行動内容を実施できている程度を測定するため、クライアントの治療への理解や取り組みの程度について確認するためにも使用可能である。また、中長期的結果では、体験の回避“ではない”行動がどの程度実現できているかを測定するため、アクセプタンスに関わる介入の効果測定に使用可能である。

臨床場面で経時的に上記質問紙の測定を実施することで、理論的には以下のような変化が想定される。まず、創造的絶望など、体験の回避の不機能性に関する介入によってCAQ-b得点が減少し、次いでCAQ-a得点が減少する。また、アクセプタンスに関わる介入が導入されることでAPQの行動内容得点の増加し、次いで中長期的結果の得点が増加する。CAQ得点はアクセプタンスの介入によって、さらに減少が見込まれる。以上のような変化が実際に認められるか否かは、事例を重ねて検討していくことが必要となる。

cEMAを用いた随伴性に基づく測定

cEMAを用いた随伴性に基づく測定法の臨床応用についてまとめる。ここでは、アセスメントの観点と介入の観点を順に記述する。

まず、本来の用途であるアセスメント法としての使用の展望をまとめ

る。本論文を通して検討してきた通り，cEMA を用いた随伴性に基づく測定法により，体験の回避の生起頻度の推移を経時的に測定していくことが可能となる。介入によって体験の回避の生起頻度が低下していくか否かを時系列的に測定可能であるため，有効であった介入法の特定が容易になる可能性がある。また，状況を併せて測定することで，体験の回避が生起しやすい状況の特定のためにも使用可能であると考えられる。

続いて，介入法としての観点から展望をまとめる。第5章の総合考察で言及したように，cEMA を用いることが介入的要素を持つ可能性がある。繰り返し現在の状態を記録することがセルフモニタリングとなる蓋然性は高く，その場合には状況を適切に観察することが求められるため，ACTのプロセス（“今，この瞬間との接触”など）の訓練法として使用できる可能性がある。このように，回答行動に治療的意味がある場合には，回答行動自体を促進することも重要となる。

とくに event-based 回答は，自発的な報告行動としてとらえることも可能である。報告行動が増加することは，日常生活下における自発的な“観察”の機会が増えることである。観察機会の増大により，研究 5-2 の感想にもあったような自己理解の促進などを通して，観察行動が強化される確率の増大も期待できる。観察行動の増加は，ACT による支援の方向性とも矛盾しないため，治療的な意義は大きいと考えられる。以上のような観点から，cEMA を用いることは治療的にも有用である可能性が考えられる。

第5節 本論文の人間科学に対する貢献

人間科学において，人間の心理／行動面に関わるさまざまな測定法を確立することは，実証的研究を進める上で必須の条件となる。本論文を

通して、精神疾患や心身症などを含む多くの心理行動的問題の維持要因である体験の回避に対する測定法を拡充できたことは、実証的研究の進展に役立つという点において人間科学に寄与するものである。

また、本論文では体験の回避の測定法として、新たな質問紙と cEMA による測定法を開発した。それぞれの測定法が開発されたことにより、臨床心理学の一分野である臨床行動分析に基づく研究／支援の発展が可能になったと考えられる。とくに、cEMA による測定法は、情報科学分野で発展の著しいビッグデータ解析や人口知能の活用等と結びつき、日常生活下での人間行動の時系列データを測定／解析／活用する方法として大きく発展する可能性がある。人間行動の測定技術に関わる学際的研究を推進するひとつの方向性を示したという点で、人間の心身の健康の増進を大きな目標のひとつとする人間科学に貢献するものであるといえる。

第 6 節 まとめ

本研究によって、体験の回避の測定ツールが拡充されたことで、臨床場面にまで適用可能なアセスメント法の選択肢が広がった。これは、効果的な治療というゴールに寄与するものと考えられる。とくに、cEMA を用いた測定方法の枠組みを提案したことで、従来は困難であった体験の回避そのものの測定の可能性を広げることにつながった。行動の形態に関わらず、測定時の行動を体験の回避という同一の機能に基づいてとらえることが可能な方法の枠組みの基礎が提案されたため、今後もその課題点を修正し、臨床行動分析を用いた支援場面において活用される測定法を確立していくことが望まれる。

引用文献

American Psychiatric Association. (2013). *Diagnostic and statistical manual of mental disorders (5th ed. DSM-5)*. American Psychiatric Pub.

(高橋三郎・大野裕・染矢俊幸 (監訳) (2014). DSM-5 精神疾患の診断・統計マニュアル 医学書院)

Arnaudova, I., Kindt, M., Fanselow, M., & Beckers, T. (2017). Pathways towards the proliferation of avoidance in anxiety and implications for treatment. *Behaviour Research and Therapy*, *96*, 3-13.

Association for Contextual Behavioral Science. (2017a). ACT randomized controlled trials since 1986. Retrieved from https://contextualscience.org/ACT_Randomized_Controlled_Trials (August 24, 2017.)

Association for Contextual Behavioral Science. (2017b). State of the ACT evidence. Retrieved from https://contextualscience.org/state_of_the_act_evidence (August 24, 2017.)

Bach, P. A. & Moran, D. J. (2008). *ACT in practice: case conceptualization in acceptance and commitment therapy*. Oakland, CA: New Harbinger.

(バツハ, P. A. & モラン, D. J. 武藤 崇・吉岡昌子・石川健介・熊野宏昭 (監訳) (2009). ACT (アクセプタンス & コミットメント・セラピー) を実践する ― 機能的なケースフォーミュレーションにもとづく臨床行動分析的アプローチ ― 星和書店)

Barlow, D. H., Allen, L. B., & Choate, M. L. (2004). Toward a unified

- treatment for emotional disorders. *Behavior Therapy*, 35, 205-230.
- Barnas-Holmes, D., Barnas-Holmes, Y., Power, P., Hayden, R., Milne, R., & Stewart, I. (2006). Do you really know what you believe? Developing the implicit relational assessment procedure (IRAP) as a direct measure of implicit beliefs. *The Irish Psychologist*, 32 (7), 169-177.
- Batink, T., Jensen, G., & Peeters, F. (2015). Nieuwe generatie gedragstherapie, nieuwe generatie meetinstrumenten; een overzicht van beschikbare ACT-meetinstrumenten. *Tijdschrift voor Psychiatrie*, 57, 739-748.
- Biglan, A. & Hayes, S. C. (1996). Should the behavioral sciences become more pragmatic? The case for functional contextualism in research on human behavior. *Applied & Preventive Psychology*, 5, 47-57.
- Blackledge, J. T. & Hayes, S. C. (2001). Emotion regulation in acceptance and commitment therapy. *Psychotherapy in Practice*, 57 (2), 243-255.
- Bond, F. W., Hayes, S. C., Baer, R. A., Carpenter, K. M., Guenole, N., Orcutt, H. K., ...Zettle, R. D. (2011). Preliminary psychometric properties of the acceptance and action questionnaire-II: A revised measure of psychological inflexibility and experiential avoidance. *Behavior Therapy*, 43, 676-688.
- Butryn, M. L., Arigo, D., Raggio, G. A., Kaufman, A. I., Kerrigan, S. G., & Forman, E. M. (2015). Measuring the ability to tolerate activity-related discomfort: Initial validation of the physical activity acceptance questionnaire (PAAQ). *Journal of Physical*

Activity and Health, 12 (5), 717-726.

Chawla, N. & Ostafin, B. (2007). Experiential avoidance as a functional dimensional approach to psychopathology: An empirical review. *Journal of Clinical Psychology*, 63 (9), 871-890.

Cicchetti, D. V. (1994). Guidelines, criteria, and rules of thumb for evaluation normed and standardized assessment instrument in psychology. *Psychological Assessment*, 6, 284-290.

Cohen, J. (1992). A power primer. *Psychological Bulletin*, 112 (1), 155-159.

De Vellis, R. F. (2012). *Scale development: Theory and applications* (3rd ed.). Thousand Oaks, CA: SAGE Publications.

土井理美・坂野朝子・武藤 崇・坂野雄二 (2017). 日本語版 Valuing Questionnaire (VQ) の信頼性と妥当性の検証 行動療法研究, 43 (1), 83-94.

土井理美・横光健吾・坂野雄二 (2014). Personal Value Questionnaire II の内的整合性と妥当性の検討 行動療法研究, 40 (1), 45-55.

Feldner, M. T., Hekmat, H., Zvolensky, M. J., Vowles, K. E., Secrist, Z., & Leen-Feldner, E. W. (2006). The role of experiential avoidance in acute pain tolerance: A laboratory test. *Journal of Behavior Therapy and Experimental Psychiatry*, 37, 146-158.

Ferguson, E & Cox, T. (1993). Exploratory factor analysis: A user's guide. *International Journal of Selection and Assessment*, 1, 84-94.

Fletcher, L. & Hayes, S. C. (2005). Relational frame theory, acceptance and commitment therapy, and a functional analytic definition of mindfulness. *Journal of Rational-Emotive & Cognitive-Behavioral*

Therapy, 23 (4), 315-336.

- Forman, E. M., Butryn, M. L., Manasse, S. M., & Bradley, L. E. (2015). Acceptance-based behavioral treatment for weight control: A review and future directions. *Current Opinion in Psychology, 2*, 87-90.
- Gámez, W., Chmielewski, M., Kotov, R., Ruggero, C., & Watson, D. (2011). Development of a measure of experiential avoidance: The multidimensional experiential avoidance questionnaire. *Psychological Assessment, 23* (3), 692-713.
- Gámez, W., Chmielewski, M., Kotov, R., Ruggero, C., Suzuki, N., & Watson, D. (2014). The brief experiential avoidance questionnaire: Development and initial validation. *Psychological Assessment, 26* (1), 35-45.
- Gold, D. B. & Wegner, D. M. (1995). Origins of ruminative thought: Trauma, incompleteness, nondisclosure, and suppression. *Journal of Applied Social Psychology, 25* (14), 1245-1261.
- Gratz, K. L., Bornovalova, M. A., Delany-Brumsey, A., Nick, B., & Lejuez, C. W. (2007). A laboratory-based study of the relationship between childhood abuse and experiential avoidance among inner-city substance users: The role of emotional nonacceptance. *Behavior Therapy, 38*, 256-268.
- Greco, L. A., Lambert, W., & Baer, R. A. (2008). Psychological inflexibility in childhood and adolescence: Development and evaluation of the avoidance and fusion questionnaire for youth. *Psychological Assessment, 20* (2), 93-102.

- Gregg, J. G., Callaghan, G. M., Hayes, S. C., & Glenn-Lawson, J. L. (2007). Improving diabetes self-management through acceptance, mindfulness, and values: A randomized controlled trial. *Journal of Consulting and Clinical Psychology, 75* (2), 336-343.
- Grenard, J. L., Stacy, A. W., Shiffman, S., Baraldi, A. N., MacKinnon, D. P., Lockhart, G., ... Reynolds, K. D. (2013). Sweetened drink and snacking cues in adolescents: A study using ecological momentary assessment. *Appetite, 67*, 61-73.
- Guilford, J. P. (1956). *Fundamental statistics in psychology and education* (3rd ed.). New York: McGraw-Hill.
- Harris, R. (2009). *ACT made simple: An easy-to-read primer on acceptance and commitment therapy*. Oakland, CA: New Harbinger.
- (ハリス, R. 武藤 崇 (監訳) (2012). よくわかる ACT (アクセプタンス & コミットメント・セラピー) 明日からつかえる ACT 入門 星和書店)
- Hayes, S. C. (1994). Content, context, and the type of psychological acceptance. In S. C. Hayes, N. S. Jacobson, V. M. Follette, & M. J. Dougher (Eds.), *Acceptance and change: Content and context in psychotherapy* (pp. 13-32). Reno, NV: Context Press.
- Hayes, S. C. (2004). Acceptance and commitment therapy and the new behavior therapies: Mindfulness, acceptance, and relationship. In S. C. Hayes, V. M. Follette, & M. M. Linehan (Eds.), *Mindfulness and acceptance: Expanding the cognitive-behavioral tradition* (pp. 1-29). New York: Guilford Press.
- Hayes, S. C., Barnes-Holmes, D., & Roche, B. (Eds.). (2001). *Relational*

frame theory: A post-Skinnerian account of human language and cognition. New York: Kluwer Academic/Plenum.

Hayes, S. C., Barnes-Holmes, D., & Wilson, K. G. (2012). Contextual behavioral science: Creating a science more adequate to the challenge of the human condition. *Journal of Contextual Behavioral Science, 1* (1-2): 1-16.

Hayes, S. C., Bissett, R. T., Korn, Z., Zettle, R. D., Rosenfarb, I. S., Cooper, L. D., & Grundt, A. M. (1999). The impact of acceptance versus control rationales on pain tolerance. *The Psychological Record, 49*, 33-47.

Hayes, S. C. & Hayes, L. J. (1992). Some clinical implications of contextualistic behaviorism: The example of cognition. *Behavior Therapy, 23*, 225-249.

Hayes, S. C., Levin, M. E., Plumb-Villardaga, J., Villatte, J. L. & Pistorello, J. (2013). Acceptance and commitment therapy and contextual behavioral science: Examining the progress of a distinctive model of behavioral and cognitive therapy. *Behavior Therapy, 44*, 180-198.

Hayes, S. C., Luoma, J. B., Bond, F. W., Masuda, A., & Lillis, J. (2006). Acceptance and commitment therapy: Model, processes and outcomes. *Behavior Research and Therapy, 44*, 1-25.

Hayes, S. C. & Smith, S. (2005). *Get out of your mind & into your life: The new acceptance & commitment therapy.* Oakland, CA: New Harbinger.

(ヘイズ, S. C. & スミス, S. 武藤 崇・原井宏明・吉岡昌子・岡嶋美

代（訳）（2010）. ACT（アクセプタンス & コミットメント・セラピー）をはじめの——セルフヘルプのためのワークブック—— 星和書店）

Hayes, S. C., Strosahl, K. D., & Wilson, K. G. (1999). *Acceptance and commitment therapy: An experiential approach to behavior change*. New York: The Guilford Press.

Hayes, S. C., Strosahl, K. D., & Wilson, K. G. (2011). *Acceptance and commitment therapy: The process and practice of mindful change* (2nd ed.). New York: The Guilford Press.

（ヘイズ, S. C.・ストローサル, K. D.・ウィルソン, K. G. 武藤 崇・三田村 仰・大月 友（監訳）（2014）. アクセプタンス & コミットメント・セラピー（ACT）第2版——マインドフルな変化のためのプロセスと実践—— 星和書店）

Hayes, S. C., Strosahl, K., Wilson, K. G., Bissett, R. T., Pistorello, J., Toarmino, D., ...McCurry, S. M. (2004). Measuring experiential avoidance: A preliminary test of a working model. *The Psychological Record, 54*, 553-578.

Hayes, S. C. & Wilson, K. G. (1994). Acceptance and commitment therapy: Altering the verbal support for experiential avoidance. *The Behavior Analyst, 17*, 289-303.

Hayes, S. C., Wilson, K. G., Gifford, E. V., Follette, V. M., & Strosahl, K. (1996). Experiential avoidance and behavioral disorders: A functional dimensional approach to diagnosis and treatment. *Journal of Consulting and Clinical Psychology, 64* (6), 1152-1168.

Hesser, H., Westin, V., Hayes, S. C., & Anderson, G. (2009). Client's

in-session acceptance and cognitive defusion behaviors in acceptance-based treatment of tinnitus distress. *Behavior Research and Therapy*, 47, 523-528.

Hooper, N., Villate, M., Neofotistou, E., & McHugh, L. (2010). The effects of mindfulness versus thought suppression on implicit and explicit measures of experiential avoidance. *International Journal of Behavioral Consultation and Therapy*, 6 (3), 233-244.

堀 啓造 (2005). 因子分析における因子数決定法——平行分析を中心に—— 香川大学経済論叢, 77, 35-70.

細野 綾子・境 泉洋 (2015). 日本語版 Avoidance and Fusion Questionnaire for Youth の作成および信頼性・妥当性の検討 行動療法研究, 41 (1), 31-41.

Ishizu, K., Shimoda, Y., & Ohtsuki, T. (2014). Developing the scale regarding psychological inflexibility in Japanese early adolescence. *Poster presented at 30th Annual Pacific Rim International Conference on Disability and Diversity*, Honolulu.

Kabat-Zinn, J. (1990). *Full catastrophe living: Using the wisdom of your body and mind to face stress, pain and illness*. New York: Delacorte.

Kaiser, H. F. (1974). An index of factorial simplicity. *Psychometrika*, 39, 31-36.

Kashdan, T. B., Farmer, A. S., Adams, L. M., Ferssizidis, P., McKight, P. E., & Nezlek, J. B. (2013). Distinguishing healthy adults from people with social anxiety disorder: Evidence for the value of experiential avoidance and positive emotions in everyday social interactions. *Journal of Abnormal Psychology*, 122, 645-655.

- Kashdan, T. B., Goodman, F. R., Machell, K. A., Kleiman, E. M., Monfort, S. S., Ciarrochi, J., & Nezlek, J. B. (2014). A contextual approach to experiential avoidance and social anxiety: Evidence from an experiential interaction and daily interactions of people with social anxiety disorder. *Emotion, 14* (4), 769-781.
- 川井智理・嶋 大樹・柳原茉美佳・齋藤順一・岩田彩香・熊野宏昭 (2016). 脱フュージョンプロセス尺度の作成および信頼性と妥当性の検討 行動療法研究, *42* (3), 399-411.
- Kikuchi, H., Yoshiuchi, K., Ohashi, K., Yamamoto, Y., Kumano, H., Kuboki, T., & Akabayashi, A. (2006). Reliability of recalled self-report on headache intensity: Investigation using ecological momentary assessment technique. *Cephalalgia, 26* (11), 1335-1343.
- Kikuchi, H., Yoshiuchi, K., Ohashi, K., Yamamoto, Y., & Akabayashi, A. (2007). Tension-type headache and physical activity: An actigraphic study. *Cephalalgia, 27* (11), 1236-1243.
- 木下奈緒子 (2011). ACT のアセスメント・ツール 武藤 崇 (編) ACT ハンドブック—臨床行動分析によるマインドフルなアプローチ— (pp. 161-176) 星和書店
- 木下奈緒子・山本哲也・嶋田洋徳 (2008). 日本語版 Acceptance and Action Questionnaire-II 作成の試み 日本健康心理学会第 21 回大会 発表論文集, 46.
- Korotitsch, W. & Nelson-Gray, R. O. (1999). An overview of self-monitoring research in assessment and treatment. *Psychological Assessment, 11* (4), 415-425.
- Levitt, J. T., Brown, T. A., Orsillo, S. M., & Barlow, D. H. (2004). The

effects of acceptance versus suppression of emotion on subjective and psychophysiological response to carbon dioxide challenge in patients with panic disorder. *Behavior Therapy*, 35, 747-766.

Levin, M. E., Luoma, J. B., Lillis, J., Hayes, S. C., & Vilardaga, R. (2014). The acceptance and action questionnaire-stigma (AAQ-S): Developing a measure of psychological flexibility with stigmatizing thoughts. *Journal of Contextual Behavioral Science*, 3, 21-26.

Lewis, M. & Naugle, A. (2017). Measuring experiential avoidance: Evidence toward multidimensional predictors of trauma sequelae. *Behavioral Sciences*, 7 (1), 9.

Lillis, J. & Hayes, S. C. (2008). Measuring avoidance and inflexibility in weight related problems. *International Journal of Behavioral Consultation and Therapy*, 4 (1), 30-40.

Linehan, M. M. (1993). *Cognitive-behavioral treatment of borderline personality disorder*. New York: The Guilford Press.

Luoma, J. B., Hayes, S. C., & Walser, R. D. (2007). *Learning ACT: An acceptance and commitment therapy skills-training manual for therapists*. Oakland, CA: New Harbinger.

(ルオマ, J. B., ヘイズ, S. C., & ウォルサー, R. D. 熊野宏昭・高橋史・武藤 崇 (監訳) (2009). ACT (アクセプタンス & コミットメント・セラピー) をまなぶ——セラピストのための機能的な臨床スキル・トレーニング・マニュアル—— 星和書店)

Machell, K. A., Goodman, F. R., & Kashdan, T. B. (2015). Experiential avoidance and well-being: A daily diary analysis. *Cognition and Emotion*, 29 (2), 351-359.

- Martell, C. R., Addis, M. E., & Jacobson, N. S. (2001). *Depression in context: Strategies for guided action*. New York: W. W. Norton.
- Masuda Akihiko・武藤 崇 (2011a). ACTにおける精神病理／健康論 武藤 崇 (編) ACT ハンドブック—臨床行動分析によるマインドフルなアプローチ— (pp. 105-122) 星和書店
- Masuda Akihiko・武藤 崇 (2011b). ACT トリートメント・モデル 武藤 崇 (編) ACT ハンドブック—臨床行動分析によるマインドフルなアプローチ— (pp. 123-139) 星和書店
- 松本明生・大河内浩人 (2002). ルール支配行動：教示・自己ルールとスケジュールパフォーマンスの機能的関係 行動分析学研究, 17 (1), 20-31.
- 松本明生・大河内浩人 (2012). 日本語版 Acceptance and action questionnaire (AAQ)の作成：信頼性と妥当性および心理的不適応との関連の検討 行動科学, 50 (2), 75-84.
- McCracken, L. M., Vowles, K. E., & Eccleston, C. (2004). Acceptance of chronic pain: Component analysis and revised assessment method. *Pain*, 107 (1-2), 159-166.
- McMullen, J., Barnes-Holmes, D., Barnes-Holmes, Y., Stewart, I., Luciano, C., & Cochrane, A. (2008). Acceptance versus distraction: Brief instructions, metaphors and exercises in increasing tolerance for self-delivered electric shocks. *Behaviour Research and Therapy*, 46, 122-129.
- Miltenberger, R. G. (2001). *Behavior modification: Principles and procedures* (2nd ed.). Belmont, CA: Wadsworth/Thompson.
- (ミルテンバーガー, R. G. 園山繁樹・野呂文行・渡部匡隆・大石幸

二 (訳) (2006). 行動変容法入門 二瓶社)

Mitmansgruber, H., Beck, T. N., & Schüßler, G. (2008). "Mindful helpers": Experiential avoidance, meta-emotions, and emotion regulation in paramedics. *Journal of Research in Personality*, 43, 1358-1363.

望月 昭 (2001). 行動的 QOL: 「行動的健康」へのプロアクティブな援助 行動医学研究, 7(1), 8-17.

武藤 崇 (1999). 「セッティング事象」の概念分析——機能的文脈主義の観点から—— 心身障害学研究, 23, 133-146.

武藤 崇 (2001). 行動分析学と「質的分析」(現状の課題) 立命館人間科学研究, 2, 33-42.

武藤 崇 (2013). アクセプタンス & コミットメント・セラピー (ACT) における「アクセプタンス」とは何か 精神療法, 39(6), 851-855.

武藤 崇 (2014). アクセプタンス & コミットメント・セラピー (ACT) ——行動分析学の「伝統と革新」の結実—— 精神療法, 40(1), 60-63.

武藤 崇 (2017). なぜ「55歳からはACT」なのか 武藤 崇 (編) 55歳からのアクセプタンス & コミットメント・セラピー (ACT) ——超高齢化社会のための認知行動療法の新展開—— (pp. 29-50) ratik

武藤 崇・三田村仰 (2011). 診断横断的アプローチとしてのアクセプタンス & コミットメント・セラピー: 並立習慣パラダイムの可能性 心身医学, 51(12), 1105-1110.

武藤 崇・高橋 稔 (2007). 成人の応用行動分析——オトナにも行動分析は使える 大河内浩人・武藤 崇 (編) 行動分析 (pp. 69-78) ミネルヴァ書房

- 武藤 崇・山岸直基 (2005). 心理的柔軟性と lag スケジュール・パフォーマンスとの関係：“Acceptance and Action”に対する行動アセスメントツールの開発に向けての予備的研究 日本行動分析学会第 23 回年次大会発表論文集, 84.
- Norton, A. R., Abbott, M. J., Norberg, M. M., & Hunt, C. (2015). A systematic review of mindfulness and acceptance-based treatments for social anxiety disorder. *Journal of Clinical Psychology, 71* (4), 283-301.
- O'Brien, K. M., Heppner, M. J., Flores, L. Y., & Bikos, L. H. (1997). The career counseling self-efficacy scale: Instrument development and training application. *Journal of Counseling Psychology, 44*, 20-31.
- Orne, M. T. (1962). On the social psychology of the psychological experiment: With particular reference to demand characteristics and their implications. *American Psychologist, 17*, 776-783.
- Pakenham, K.I. & Fleming, M. (2011). Relations between acceptance of multiple sclerosis and positive and negative adjustments. *Psychology & Health, 26* (10), 1292-1309.
- Phillips, D. L. & Clancy, K. J. (1972). Some effects of “social desirability” in survey studies. *American Journal of Sociology, 77* (5), 921-940.
- Robins, C. J., Schmidt, H., & Linehan, M. M. (2004). Dialectical behavior therapy: Synthesizing radical acceptance with skillful means. In S. C. Hayes, V. M. Follette, & M. M. Linehan (Eds.), *Mindfulness and acceptance: Expanding the cognitive-behavioral*

tradition (pp. 30-44). New York: Guilford Press.

Rochefort, C., Baldwin, A. S., & Chmielewski, M. (in press).

Experiential avoidance: An examination of the construct validity of AAQ-II and MEAQ. *Behavior Therapy*.

Ruiz, F. J. (2010). A review of acceptance and commitment therapy (ACT) empirical evidence: Correlational, experimental psychopathology, component and outcome studies. *International Journal of Psychology and Psychological Therapy*, 10 (1), 125-162.

Ruiz, F. J. (2012). Acceptance and commitment therapy versus traditional cognitive behavioral therapy: A systematic review and meta-analysis of current empirical evidence. *International Journal of Psychology and Psychological Therapy*, 12 (2), 333-357.

齋藤順一・柳原茉美佳・嶋大樹・岩田彩香・本田暉・大内佑子・熊野宏昭 (2017). 価値の明確化尺度の作成および信頼性と妥当性の検討 行動療法研究, 43 (1), 15-26.

酒井美枝・伊藤義徳・甲田宗良・武藤崇 (2013). Creative Hopelessness 獲得の効果——言行一致の枠組みからの検討—— 行動療法研究, 39 (1), 1-11.

酒井美枝・増田暁彦・木下奈緒子・武藤崇 (2014). 社交不安傾向者の回避行動に対する Creative Hopelessness の効果——変容のアジェンダへの主観的評価に焦点を当てて—— 感情心理学研究, 21 (2), 58-64.

酒井美枝・武藤崇・大月友 (2016). Creative Hopelessness において獲得されたルールが行動変容に及ぼす効果——動機づけオーギュメンタルの枠組みからの実験的研究—— 行動療法研究, 42 (1), 51-62.

- Shaprp, K. (2012). A review of acceptance and commitment therapy with anxiety disorders. *International Journal of Psychology & Psychological Therapy*, 12 (3), 359-372.
- Sheehan, D. V. & Lecrubier, Y. (2002). *Mini International neuropsychiatric interview*. Florida: Medical Outcome Systems.
(シーハン, D. V.・ルクリュビユ, Y. 大坪天平・宮岡 等・上島国利 (訳) (2003). M.I.N.I. 精神疾患簡易構造化面接法 日本語版 5.0.0 星和書店)
- Shiffman, S., Stone, A. A. & Hufford, M. R. (2008). Ecological momentary assessment. *Annual Review of Clinical Psychology*, 4, 1-32.
- 嶋 大樹・川井智理・柳原茉美佳・熊野宏昭 (2016). 改訂 Cognitive Fusion Questionnaire13 項目版および 7 項目版の妥当性の検討 行動療法研究, 42, 73-83.
- 嶋 大樹・柳原茉美佳・川井智理・熊野宏昭 (2013). 日本語版 Acceptance and Action Questionnaire-II 7 項目版の検討 日本心理学会第 77 回大会発表論文集, 271.
- 下井俊典 (2011). 評価の絶対信頼性. 理学療法科学, 26, 451-461.
- Society of Clinical Psychology in American Psychological Association. (2015). Research-supported psychological treatments. Retrieved from <https://www.div12.org/psychological-treatments/> (August 23, 2017.)
- Stokes, T. F. & Baer, D. M. (1977). An implicit technology of generalization. *Journal of Applied Behavior Analysis*, 10 (2), 349-367.

- Stone, A. A., Broderick, J. E., Schwartz, J. E., Shiffman, S., Litcher-Kelly, L., & Calvanese, P. (2003). Intensive momentary reporting of pain with an electronic diary: Reactivity, compliance, and patient satisfaction. *Pain, 104* (1), 343-351.
- Stone, A. A. & Shiffman, S. (1994). Ecological momentary assessment (EMA) in behavioral medicine. *Annals of Behavioral Medicine, 16* (3), 199-202.
- Sugiura, Y., Sato, A., Ito, Y., & Murakami, H. (2012). Development and validation of the Japanese version of the five facet mindfulness questionnaire. *Mindfulness, 3*, 85-94.
- 高垣 耕企・岡島 義・国里愛彦・中島 俊・金井嘉宏・石川信一・坂野雄二 (2013). Behavioral Activation for Depression Scale (BADs) 日本語版の作成 精神科診断学, 6, 76-85.
- 高橋 稔・武藤 崇・多田昌代・杉山雅彦 (2002). 痛み耐性の増大に及ぼす acceptance rationale の効果——acceptance エクササイズと FEAR エクササイズの比較—— 行動療法研究, 28 (1), 35-46.
- 高野慶輔・丹野義彦 (2010). 反芻に対する肯定的信念と反芻・省察. パーソナリティ研究, 19, 15-24.
- 田中善大・嶋崎恒雄 (2007). 行動としての認知・言語——高次精神活動の行動分析的検討—— 人文論究, 57 (1), 32-51.
- Törneke, N. (2009). *Learning RFT: An introduction to relational frame theory and its clinical application*. Oakland, CA: New Harbinger.
- (トールネケ, N. 武藤 崇・熊野宏昭 (監訳) (2013). 関係フレーム理論 (RFT) をまなぶ——言語行動理論・ACT 入門—— 星和書店)
- Törneke, N., Luciano, C., & Salas, V. (2008). Rule-governed behavior

and psychological problems. *International Journal of Psychology and Psychological Therapy*, 8 (2), 141-156.

Udachina, A., Thewissen, V., Myin-Germeys, I., Fitzpartick, S., O’Kane, A., & Bentall, R. P. (2009). Understanding the relationship between self-esteem, experiential avoidance, and paranoia: Structural equation modelling and experience sampling studies. *The Journal of Nervous and Mental Disease*, 197 (9), 661-668.

Udachina, A., Varese, F., Myin-Germeys, I., & Bentall, R. P. (2014). The role of experiential avoidance in paranoid delusions: An experience sampling study. *The British Journal of Clinical Psychology*, 53 (4), 422-432.

柳原 茉美佳・嶋 大樹・齋藤 順一・川井 智理・熊野 宏昭 (2015). 3つの自己の体験尺度の作成及び信頼性と妥当性の検討 行動療法研究, 41 (3), 225-236.

義田 俊之・中村 知靖 (2014). Thought Control Questionnaire 日本語版の開発——信頼性・妥当性の検討——. 応用心理学研究, 39, 236-245.

吉津 潤・関口 理久子・雨宮 俊彦 (2013). 感情調節尺度 (Emotion Regulation Questionnaire) 日本語版の作成. 感情心理学研究, 20, 56-62.

Vandenberg, R. J. & Lance, C. E. (2000). A review and synthesis of the measurement invariance literature: Suggestions, practices, and recommendations for organizational research. *Organizational Research Methods*, 3, 4-70.

Veehof, M. M., Oskam, M. J., Schreurs, K. M. G., & Bohlmeijer, E. T.

(2011). Acceptance-based interventions for the treatment of chronic pain: A systematic review and meta-analysis. *Pain, 152*, 533-542.

Veehof, M. M., Trompetter, H. T., Bohlmeijer, E. T., & Schreurs, K. M. G. (2016). Acceptance- and mindfulness-based interventions for the treatment of chronic pain: A meta-analytic review. *Cognitive Behaviour Therapy, 45* (1), 5-31.

Wenzlaff, R. M. & Wegner, D. M. (2000). Thought suppression. *Annual Review of Psychology, 51*, 59-91.

Wolgast, M. (2014). What does the acceptance and action questionnaire (AAQ-II) really measure? *Behavior Therapy, 45*, 831-839.

謝辞

本博士論文執筆にあたり、多くの方にご指導、ご支援を賜りました。みなさまに深謝申し上げます。

まずは、7年間にわたりご指導をいただいた早稲田大学人間科学学術院教授の熊野宏昭先生に御礼を申し上げます。学部の卒業すらも危ぶまれるほどの出来の悪い学生でしたが、相談に伺った際には常に快く受け入れてくださいました。先生との議論のなかで考えが整理され、アイデアがまとまっていったことが何度もあったことが思い出されます。諦めることなく勉強を続けてこられたのは、他でもない熊野先生のご指導によるものと思っています。熊野研修了生の名に恥じぬよう、今後も努力を重ねていきたいと考えております。

また、非常にご多忙の折、博士論文の副査を賜りました同志社大学心理学部教授の武藤崇先生、早稲田大学人間科学学術院教授の嶋田洋徳先生、早稲田大学人間科学学術院准教授の大月友先生に、感謝を申し上げます。お忙しいなか、至らぬ点ばかりであった論文を丁寧にご確認いただき、建設的なご意見をいただきました。研究内容へのコメントをいただいただけでなく、研究や臨床への心構えや、生き方のお手本を示していただいたと感じております（そして、何度も励ましていただきました）。先生方のお話を伺うなかで、自分の人生の方向性が少しずつ定まってきたように感じており、非常に貴重な経験をさせていただきました。先生方のような芯の通った研究者－臨床家に少しでも近づけるよう、これからも勉強を続けていきたいと思っています。

さらに、これまで支えてくださった先生方、家族、研究室のみなさま、友人たち、研究に協力いただいたみなさまにも御礼を申し上げます。本

来であればすべての方のお名前を挙げて感謝の気持ちを伝えたいのですが、自分にとってそのような方が多く、残念ながら余白が足りそうにありません。別の機会に感謝を伝えたいと思います。

お世辞にもセンスや能力といったものがあるとはいえない自分ですが、“運”だけは良いようです。とくに、人や環境に関する運の良さには恵まれました。それらに恵まれていなかったならば、途中で投げ出していたかもしれません。さまざまな場面で、正しい方向へと導いてくださる方々に出会うことができたからこそ、今の自分がいると感じています。

修士課程修了後、すぐに心理士として働こうと思っていたのですが、たまたま博士後期課程に進学する機会をいただきました。博士後期課程在学中にも、さまざまな経験をする“縁”に恵まれました。振り返ると、これまでしてきた選択はすべて良い方向に向いていたように思います。これも“運”の良さが現れているのだと、勝手に納得しているところです。

このような“運”の良さを活かすためにも、これからも諦めることなく行動を続けていきたいと思います（そうすれば、“随伴性がつれていってくれる”ということでしたので）。

なお、本研究の一部（研究 4 および研究 5）は日本学術振興会特別研究員奨励費（課題番号：17J10709）の助成を受けて実施されました。記してお礼申し上げます。

2018 年 2 月 1 日

嶋 大樹