

早稲田大学審査学位論文
博士（人間科学）

**Implicit Relational Assessment Procedure (IRAP)
による変容のアジェンダの測定方法の確立**

Establishing a method for measuring a change agenda based
on the Implicit Relational Assessment Procedure (IRAP)

2021年1月

早稲田大学大学院 人間科学研究科

井上 和哉

INOUE, Kazuya

研究指導担当教員： 熊野 宏昭 教授

—目次—

第 1 章	変容のアジェンダに関する研究動向	
第 1 節	体験の回避	4
第 2 節	Acceptance and Commitment Therapy: ACT	5
第 3 節	変容のアジェンダの弊害	6
第 4 節	創造的絶望	7
第 5 節	変容のアジェンダに関する研究動向	8
第 6 節	顕在指標の限界	9
第 7 節	行動指標を含めた研究の不足	10
第 8 節	Implicit Relational Assessment Procedure の適用可能性	11
第 9 節	RFT と Relational Elaboration and Coherence Model	13
第 10 節	IRAP によって ACT の変数の測定した先行研究	17
第 2 章	従来の研究の課題と本研究の目的	
第 1 節	従来の研究の課題	22
第 2 節	本研究の目的	23
第 3 節	本研究の臨床的意義	27
第 4 節	本研究の構成	27
第 3 章	変容のアジェンダ Implicit Relational Assessment Procedure (IRAP)の作成および信頼性と妥当性の検討 (研究 1)	
第 1 節	変容のアジェンダ IRAP の作成	29
第 2 節	変容のアジェンダ IRAP の信頼性と妥当性の検討	30
第 3 節	本章のまとめ	78

第 4 章	変容のアジェンダ IRAP のアクセプタンス行動の予測力の検討—コールドプレッサー課題を用いて— (研究 2)	
第 1 節	コールドプレッサー課題を用いた実験	80
第 2 節	本章のまとめ	99
第 5 章	変容のアジェンダ IRAP のアクセプタンス行動の予測力の検討—視線追尾装置を用いて— (研究 3)	
第 1 節	視線追尾装置を用いた実験	100
第 2 節	本章のまとめ	124
第 6 章	総合考察	
第 1 節	本研究の結果のまとめ	126
第 2 節	総合考察	127
第 3 節	本研究の限界と今後の課題	130
第 4 節	顕在指標と IRAP の差異および臨床応用の展望	133
第 5 節	本論文の人間科学に対する貢献	133
引用文献		135
謝辞		147

第 1 章

変容のアジェンダに関する研究動向

第 1 節 体験の回避

体験の回避とは、不快な私的出来事（例：身体感覚、情動、思考、記憶）との接触を避け、私的出来事の形態、頻度、状況を変容しようとすることである（Hayes, Strosahl, & Wilson, 1999a）。体験の回避はルール支配行動としての側面を持ち（Masuda・武藤, 2011）、様々な精神疾患の中核要因であるとされる（Fledderus, Bohlmeijer, & Pieterse, 2010）。例えば、慢性疼痛（McCracken, Vowles, & Eccleston, 2004）、うつ病（Bond et al., 2011）、社交不安症（Dalrymple & Herbert, 2007）、心的外傷後ストレス障害（Marx & Sloan, 2005）、物質使用障害（Shoal & Giancola, 2001）などとの正の関連が示されている。一方で、これまで認知心理学の領域においても、思考抑制（Wegner, Schneider, Carter, & White, 1987）や感情制御（Gross & Levenson, 1993）のように、私的出来事をコントロールしようとするものの不機能性が実証されてきた。特に、思考抑制はある特定の思考を思い浮かべないようにコントロールしようとするほど、かえってその思考を思い浮かべてしまうというものである。このように、私的出来事を制御しようとする試みは多くの場合、裏目に出てしまい、かえってその問題を悪化させてしまう（Blackledge, & Hayes, 2001）。体験の回避が生起する原因としては、主に二つの理由が挙げられている（Hayes & Smith, 2005 武藤・原井・吉岡・岡島訳 2010）。1つ目は「不快な私的出来事は除去する」というルールによって動機づけられるというものである。このようなルールは、外的世界（皮膚の外側の環境）では有効に機能するため、内的世界（私的出来事）に対しても適用してし

もう可能性が高くなる。2つ目は、体験の回避は負の強化（嫌悪的な刺激の除去によって行動が増加）によって維持されるというものである。

第2節 Acceptance and Commitment Therapy: ACT

体験の回避に焦点を当てた代表的な治療法として、Acceptance and Commitment Therapy（以下、ACTとする）が挙げられる（Hayes, Strosahl, & Wilson, 1999a）。ACTは特に慢性疼痛，混合不安，うつ病，強迫性障害，精神病性障害に対する有効性が示されている（Society of Clinical Psychology, 2016）。ACTの目的は、対象者の心理的柔軟性を高め、クライアントが価値に基づいた行動を継続的に行えるように支援することである（Hayes, Strosahl, & Wilson, 2012 武藤・三田村・大月訳 2014）。心理的柔軟性について、ACTの治療では精神病理と関連が強いとされる心理的非柔軟性モデルと心理的に健康である状態との関連が強いとされる心理的柔軟性モデルが想定されている。そして、心理的に非柔軟な状態から心理的に柔軟な状態を高めるように支援を行う。心理的非柔軟性モデルは、「体験の回避」, 「認知的フュージョン」, 「非柔軟な注意」, 「概念としての自己に対する執着」, 「価値の混乱」, 「コミットメントの欠如」という6つの精神病理プロセス（複合的行動連鎖）から構成される。一方で、心理的柔軟性モデルは、「アクセプタンス」, 「脱フュージョン」, 「今、この瞬間への柔軟な注意」, 「文脈としての自己」, 「価値」, 「コミットされた行為」という6つのコアプロセス（複合的行動連鎖）から構成される。それぞれの精神病理プロセスとコアプロセスの関係は、体験の回避に対してはアクセプタンス，認知的フュージョンに対しては脱フュージョンというように相反する関係として考えられており，アクセプタンスや脱フュージョンなどの6つの心理的柔軟性のコアプロセスを高

めることでクライアントの支援を促進する (Hayes, Strosahl, & Wilson, 2012 武藤・三田村・大月 2014)。

体験の回避の代替行動としては、不快な私的出来事があるがままに受け入れるという「アクセプタンス」を促進させる (Hayes, Strosahl, & Wilson, 1999a)。これまで多くの研究において、アクセプタンス方略の有効性が示されており、例えば、Hayes, Bissett, Korn, Zettle, Rosenfarbm Cooper, & Grundt (1999b)や高橋・武藤・多田・杉山 (2002)は、0～1℃の冷水に手をつけるというコールドプレッサー課題を用いて、体験の回避方略とアクセプタンス方略の効果比較を行っている。その結果、アクセプタンス介入が行われた群において、冷水の耐久時間が増加することが示されている。このように ACT では、体験の回避の代替行動としてアクセプタンス方略を提案しており、その有効性が多くの研究によって実証的に支持されている (e.g., Hayes et al. 1999b; 高橋ら, 2002, Masedo & Esteve, 2007, Forsyth & Hayes, 2014)。

第3節 変容のアジェンダの弊害

体験の回避の代替行動として、アクセプタンス介入の有効性が支持される一方で、アクセプタンス介入の阻害要因として変容のアジェンダの存在が指摘されている (Bach & Moran, 2008 武藤・吉岡・石川・熊野 2009)。変容のアジェンダとは、前述したような「不快な思考や感情がなくなれば、問題は解決し、より良い人生が送れる」といった考え (ルール) である (Flaxman, Blackledge, & Bond, 2011)。変容のアジェンダは、人が生きるうえで自然な考えであるが、クライアントの変容のアジェンダへの確信度が高い場合、アクセプタンスを体験の回避の方略として用いてしまうという問題がある (例：不快な私的出来事をなくすためにア

クセプタンスを用いる)。このように形態的にはアクセプタンスを示しているが、機能的には体験の回避である行動を疑似的アクセプタンスと呼び、ACTではそれを防ぐことの重要性が述べられている(Bach & Moran, 2008, 武藤・吉岡・石川・熊野訳 2009)。これらのことから、アクセプタンス介入が奏功するためにはクライアントの変容のアジェンダの確信度を低減しておくことが重要とされている。本研究では、アクセプタンスと変容のアジェンダは直接的な関係ではないが、アクセプタンス介入によるアクセプタンス行動の変化に対して間接的に影響を与える変数として変容のアジェンダを位置づけた。

第4節 創造的絶望

ACTの治療を円滑に進めるために、変容のアジェンダの確信度を低減させることが重要であるが、その一方で、変容のアジェンダの確信度の低減は容易ではないことも知られている(Harris, 2018)。そのため、ACTでは必要に応じて、変容のアジェンダの確信度を低減させる治療段階(創造的絶望)が設けられる。創造的絶望の定義は、過去の問題解決のための試みが実際には問題の一部であったという体験に接している時の姿勢とされている(Bach & Moran, 2008, 武藤・吉岡・石川・熊野訳 2009)。また、創造的絶望の目的は、非機能的な方略を手放し、代替行動を試すための余地をつくること(Flaxman, Blackledge, & Bond, 2011)、回避行動やそれを助長させる社会的なルール(弁別刺激, 確立操作)の影響を弱めることであると説明されている(Hayes & Wilson, 1994)。これらのことから、創造的絶望は体験の回避によって悪循環に陥っていたクライアントが新たな代替行動(例:アクセプタンス)を試すきっかけとなることや、アクセプタンスを適切に用いるための重要な治療段階であると

言える。本稿では創造的絶望を「これまでの対処方略や体験の回避の有効性を振り返り，変容のアジェンダを弱める治療段階」と定義する。

第5節 変容のアジェンダに関する研究動向

本節では，変容のアジェンダに関する研究を概観する。これまで国内外において，変容のアジェンダに関する研究はほとんど実施されてこなかった。その要因の1つとして，創造的絶望や変容のアジェンダに関する測定方法が存在しなかったという問題がある（酒井・伊藤・甲田・武藤 2013）。そのような中で，酒井・増田・木下・武藤（2014）が変容のアジェンダへの確信度と動機づけを Visual Analogue Scale（以下，VAS とする）を用いて測定を行った。具体的には，実験参加者の変容のアジェンダ（例：嫌な気持ちをなくしたい）を同定したのち，確信度：そのような考えは，どの程度，真実・事実を表していると思いますか，動機づけ：そのような考えをどの程度，実行しよう，行動に移そうと思えますか，という項目に対して 0（全くそう思わない）～100（非常にそう思う）について回答を求めるという内容である。そして，創造的絶望の介入によって変容のアジェンダへの確信度や動機づけが弱まることで，アクセプタンスエクササイズがより有効に機能することが実証的に示された。その他，井上・佐藤・横光ら（2018）は，社交不安傾向のある大学生に対して創造的絶望の介入を行い，変容のアジェンダへの確信度や動機づけを弱めることで，スピーチ場面に対する前向き度が増加することやスピーチ場面からの回避したい度合いが低減することを示している。また，酒井・武藤・大月（2016）は，創造的絶望において，新たに獲得されたルール（例：不安な場면을回避しても問題解決にはつながらない）が体験の回避を低減し，価値に基づく行動を促す動機づけオーグメンタルと

して機能することを示している。

近年では、嶋・富田・高橋・熊野（2018）によって変容のアジェンダへの確信度と動機づけの程度を測定する質問紙 Change agenda Questionnaire（以下、CAQとする）が開発されている。さらに、CAQを用いて創造的絶望の介入の効果を検討する研究も実施されている（高橋・前田・嶋・井上・齋藤・熊野，2019）。このように、変容のアジェンダの確信度を測定する顕在指標が開発されたことで、変容のアジェンダを低減させることの意義や知見が実証的に示されるようになった。

第6節 顕在指標の限界

これまで変容のアジェンダの確信度の測定方法は、VAS（酒井ら，2014）や CAQ（嶋ら，2018）といった顕在指標による方法が用いられてきた。しかしながら、顕在指標による測定は社会的望ましさ（Arnold & Feldman 1981）や要求特性（Orne, 1962）の影響を受けることが想定され、対象者の評定が歪む可能性が存在する。特に、変容のアジェンダの確信度を測定する文脈では上記の問題が大きく関わってくると考えられる。例えば、酒井ら（2014）では、変容のアジェンダを弱めることを意図した創造的絶望の介入群と変容のアジェンダを強めることを意図した統制群の両群において、同じように介入に対する納得の度合いが高まったことを示している。つまり、どのような介入内容であっても、参加者は介入に納得したと報告する可能性があることを示している（例：不快な私的出来事のコントロールが上手くいかないことが、腑に落ちていない状態でも、コントロールは上手くいかないと回答する）。また、Hayes et al. (1999a)は創造的絶望の介入後にクライアントが納得した態度を見せたとしても、介入の内容を本当に理解しているかについて、行動の機能を

確かめる必要性を述べている。これらのことから、変容のアジェンダの確信度は、自己報告式の顕在指標では測定しづらい領域であることが窺える。

また、Hariss (2018) は、クライアントの変容のアジェンダは何年にも渡って強固になっているため、一度、変容のアジェンダが弱まった場合においても、何度も創造的絶望の手続きに立ち戻らなければならないクライアントの存在を指摘している。つまり、変容のアジェンダが変わることは容易ではないことが想定される。さらに、Levin, Harger, & Smith (2017) は、ある現象を自己報告式の顕在指標で捉える際に、回答者はその現象を識別する気づきと洞察が必要であり、体験の回避のような内容を評価することは難しい可能性を述べている。また、体験の回避が強い者は、内的な体験の回避から、体験の回避に関する回答を低く評定する可能性も指摘している(例:不安があっても、不安はないと回答する)。

これらの先行研究を踏まえ、社会的望ましさや要求特性といった文脈要因の影響を抑え、個人がもつ変容のアジェンダの程度を測定する指標を開発することが当該領域の研究を促進するうえで重要であると考えられる。

第7節 行動指標を含めた研究の不足

上述した変容のアジェンダの測定方法の限界に加えて、変容のアジェンダに関する先行研究では、体験の回避や代替行動の測定が質問紙によるものであり、行動指標を含めた研究がほとんど実施されていない(e.g., 酒井ら, 2013; 酒井ら, 2014; 酒井ら, 2016)。そのため、実験室内で測定可能な行動指標のパラダイムを用いて、創造的絶望の介入効果を検証する必要性や(酒井ら, 2016)、変容のアジェンダの主観的評価(VAS)

と体験の回避や価値に基づいた実際の行動との関連性を検討する必要性が述べられている（酒井ら，2014）。これらのように，行動指標を含めた研究が不足していることから，変容のアジェンダの指標が創造的絶望やアクセプタンス介入による行動指標の変化をどの程度予測することができるかについて明確な検証がされていない。

第 8 節 Implicit Relational Assessment Procedure の適用可能性

前述した顕在指標がもつ課題の克服に有用であるものとして，Implicit Relational Assessment Procedure（以下，IRAP とする）が考えられる。IRAP とは，人間の言語と認知に対して行動分析学的な説明を行う Relational Frame Theory（以下，RFT とする；Hayes, Barnes-Holmes, & Roche, 2001）に基づいて開発された PC 認知課題である。IRAP は潜在的認知を測定する Implicit Association Test（以下，IAT とする）や関係文脈手がかりを測定する Relational Evaluation Procedure から派生した課題であり（Barnes-Holmes, Barnes-Holmes, Power, Hayden, & Stewart, 2006），刺激間の関係反応の強さを測定するために作成されている（Barnes-Holmes, Barnes-Holmes, Stewart, & Boles, 2010a）。IRAP は参加者自身がすでに学習している刺激関係に基づいて反応することが求められる一致試行と，それに基づかないで反応することが求められる不一致試行が用意されている（大月・木下，2012）。そして，2～3 秒という短時間で瞬時に正しい反応が求められる（正解の反応は設定で決まっている）。IRAP の基本的な仮説は，個人の学習歴や信念と一致する一致試行への反応は，不一致試行への反応よりも速くなるというものである（Golijani-Moghaddam, Hart, & Dawson, 2013）。IRAP で用いられる刺激は，2 つのラベル刺激，2 種類のターゲット刺激（1 種類につき 6 つの刺激），2 つの反応選択肢

(例：はい， いいえ) で構成されている (Figure 3-1 参照)。各試行において， PC 画面上段に 2 つのラベル刺激のうち 1 つが提示され， PC 画面中央に 2 種類のターゲット刺激のうち 1 つが提示される。さらに， PC 画面の左下と右下に 2 つの反応選択肢がそれぞれ提示され， 参加者はキー押し反応によって， どちらかの反応選択肢を選択するように求められる。例えば， 「私」という刺激と「親切」という刺激の関係反応の強さを測定する場合， ラベル刺激に「私」， ターゲット刺激に「親切」， 反応選択肢「はい」， 「いいえ」を設定することができる。そして， 一致試行（この場合は， 「はい」を選択する方が正解とする）と不一致試行（この場合は， 「いいえ」を選択する方が正解とする）への反応潜時の差が IRAP の得点として算出される。

IRAP は， 従来から多く用いられてきた潜在的認知の指標である IAT よりも臨床関連症状の予測に有用であることが示されている。例えば， Vahey, Nicholson, & Banes-Holmes (2015) は 15 の IRAP 研究をメタ分析した結果， IRAP は強迫性障害， ボディイメージ， コカイン依存， 社交不安などの臨床関連症状との相関が $r = .45$ であったことを示している。一方で， IAT は不安との相関が $r = .30$ ， 薬物使用との相関が $r = .22$ であることが示されている (Greenwald, Poehlman, Uhlmann, & Banaji, 2009)。その他， 従来から潜在指標は顕在指標よりも実際の行動の予測に適していることが示されている。例えば， Dawson, Barnes-Holmes, Gresswell, Hart, & Gore (2009) は， 性的指向について， ラベル刺激に「Child」， ターゲット刺激に「Sexual」， 「Arousing」， 「Erotic」などの単語を用いた IRAP を作成し， 児童に対する性犯罪者 16 名と一般の大学生 16 名に回答させ， 両群において IRAP 得点の差が見られたことを示している。一方で， 顕在指標では両群の得点に差が示されなかった。また， Dovidio,

Kawakami, Johnson, & Howard (1997) では、黒人に対する白人の差別行動について、潜在指標がまばたきやアイコンタクトの非言語行動を予測したことを報告している。一方で、顕在指標は非言語行動を予測しなかった。これらのことから、IRAPによって測定した変容のアジェンダの程度は、顕在指標よりも体験の回避やアクセプタンスの行動を予測することに適している可能性が考えられる。

第9節 RFT と Relational Elaboration and Coherence Model

RFTでは、言語生成や推論といった人間の認知能力の中核は、刺激と刺激を恣意的に関係づける能力である（恣意的に適用可能な関係反応：Arbitrarily Applicable Relational Responding）と考えられている（Ramnerö & Törneke, 2008）。恣意的に適用可能な関係反応は、人が人生の初期にオペラント条件づけを通して学習する般性行動（般化オペラント）であり、刺激の物理的な特徴に依存せず、直接的に強化されたことがない場合においても、刺激同士を自由に関係づける能力である（Hughes & Barnes-Holmes, 2016）。それらは、相互的内包（Mutual entailment）、複合的相互的内包（Combinatorial entailment）、刺激機能の変換（Transformation of stimulus functions）の3つの現象に特徴づけられる。相互的内包とは、ある2つの刺激が一方向に関係づけられた場合、逆方向も非直接的に関係性が生じることを指す（例：AはBより大きいことを学習すると、BはAより小さいという関係性が生まれる）。複合的相互内包とは、2つの刺激関係を組み合わせ、3つ目の関係が生じることを指す（AはBより大きく、BはCより大きいことを学習すると、CはAよりも小さいと関係性が生まれる）。さいごに、刺激機能の変換とは、ある特定の刺激が刺激機能（例：不快や快）を有している時、その刺激と関係づけられ

た他の刺激にも刺激機能が確立されることである (Hayes, Barnes-Holmes, & Roche, 2001)。恣意的に適用可能な関係反応は、社会的な言語共同体からの強化によって発展する (Hughes, De Houwer, & Barnes-Holmes, 2016)。IRAP はこの関係反応の強さを測定しているとされ (Barnes-Holmes et al., 2010a)、近年、RFT の研究者は IRAP を用いて、様々な領域の関係反応の程度を測定し (Hussey, Barnes-Holmes, & Barnes-Holmes, 2015b)、その生起や維持について、説明することを試みている (Hughes & Barnes-Holmes, 2016)。

IRAP で算出される得点は、Relational Elaboration and Coherence Model (以下、REC Model とする) から説明がされている (Barnes-Holmes et al., 2010a)。REC Model では、人間が示す関係反応は、時間経過とともに短時間の即時的な関係反応 (Brief and immediate relational responses (以下、BIRR とする) から、派生的で精緻化された関係反応 (Extended and elaborated relational responses (以下、EERR とする) へ移り変わると考えられている (大月・木下, 2011)。BIRR は自動的 (automatic)、潜在的 (implicit) な関係反応を指し、EERR は、顕在的 (explicit)、制御された (controlled) 関係反応を指す (Hughes, Barnes-Holmes, & Vahey, 2012)。例えば、人前でのスピーチを頼まれた時に、BIRR は「人前でのスピーチは嫌だな」という関係反応が誘発されるかもしれないが、時間経過とともに、様々な文脈要因が付加され、EERR は「スピーチを引き受けます」という関係反応が誘発されるかもしれない。IRAP の課題は、時間制限があり (1 試行ごとの回答時間が 2 ~ 3 秒)、正確性が求められる (あらかじめ実験者側が定めた正しい反応選択肢を選択する)。そして、個人の学習歴に基づき即時的に反応することが求められる一致試行と熟考して反応する必要がある不一致試行を行うため、刺激間の BIRR

が測定できると考えられている (Barnes-Holmes et al., 2010a)。一方で、質問紙等の顕在指標は EERR を測定していると考えられている (Hughes & Barnes-Holmes, 2012)。また、IRAP への回答は嘘をつくことが困難であることも実証されている (McKenna, Barnes-Holmes, Barnes-Holmes, & Stewart, 2007)。これらのことから、IRAP を用いることで、社会的望ましさや要求特性といった文脈要因の影響を抑えた個人の変容のアジェンダに関する関係反応の強さを測定することが可能であると考えられる。

IRAP と質問紙は測定している関係反応の次元が異なっている。Figure1-1 に示したように、回答する時間が長いほど、関係反応の複雑性と派生性は増加する。IRAP は質問紙と従来から存在する代表的な潜在指標である IAT の中間の関係反応の次元を測定しているとされている (Hughes, Barnes-Holmes, & Vahey, 2012)。そして、IRAP 研究のレビュー論文において、IRAP と顕在指標は異なる反応クラスの次元を測定していることが述べられている (Golijani-Moghaddam et al., 2013)。顕在指標と潜在指標の関係性については一致する内容もあれば、一致しない内容も存在するというのが定説である (Hughes & Barnes-Holmes, 2012)。本研究では、変容のアジェンダは短時間の即時的な関係反応から派生的で精緻化された関係反応にかけて内容が変わることが想定されるため、質問紙で測定する変容のアジェンダの得点と IRAP で測定する変容のアジェンダの得点は相関が低くなることが想定される。

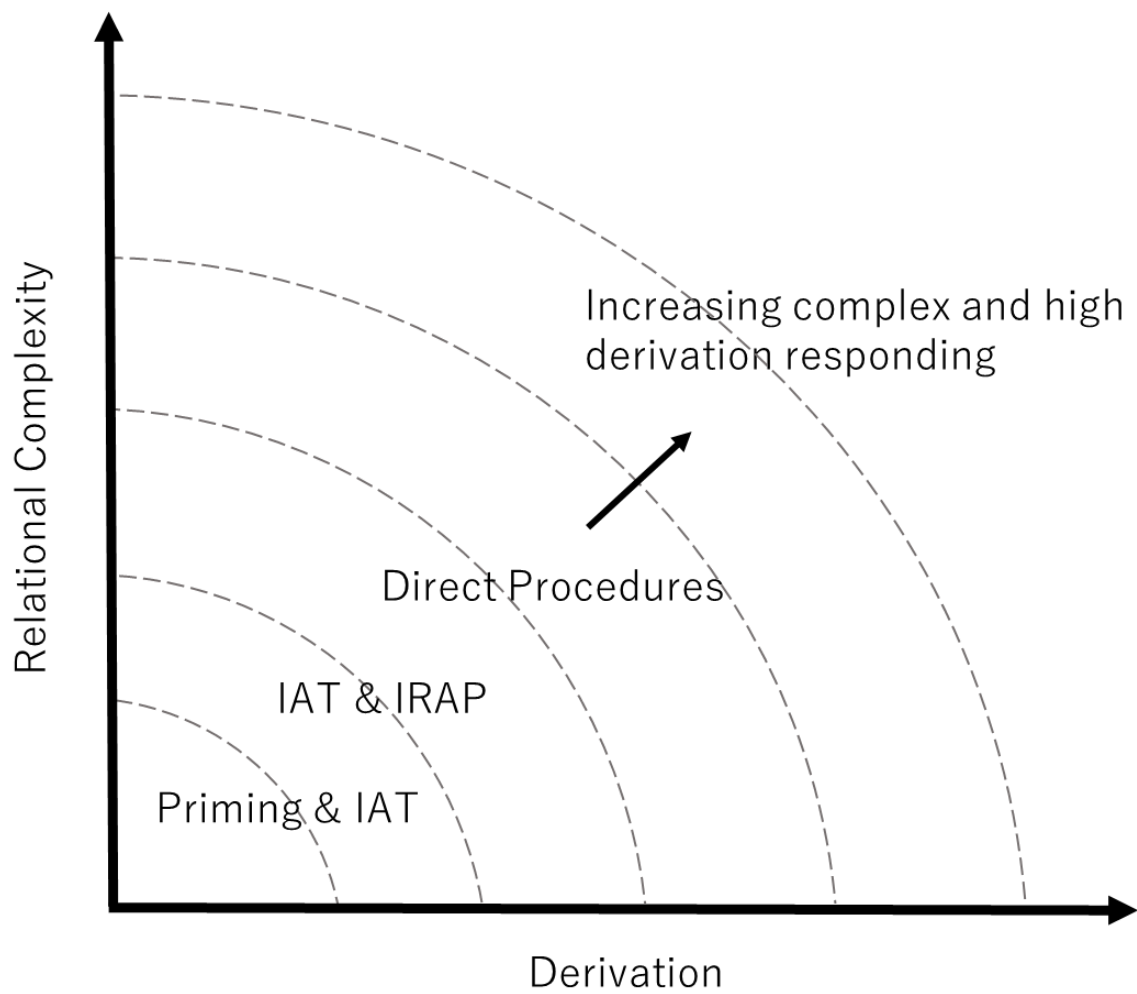


Figure 1-1. Relationships between measurement tools and relational response.

Note. Hughes, Barnes-Holmes, & Vahey (2012) の図を引用。IAT = Implicit Association Test, Direct Procedure = 主に自己報告式の質問紙, Relational Complexity = 関係反応の複雑性, Derivation = 関係反応の派生性

第 10 節 IRAP によって ACT の変数の測定した先行研究

これまで IRAP によって ACT に関連する変数の測定が試みられた研究がいくつか存在する。本節では、それらの先行研究を概観し、IRAP を用いることの有用性や研究課題を整理する。

まず、体験の回避の測定を試みた IRAP の研究として、Hooper, Villatte, Neofotistou, & Mchugh (2010) がある。この研究では大学生 50 名が思考抑制群とマインドフルネス群に振り分けられた。Pre において、体験の回避 IRAP と Acceptance and Action Questionnaire-II (以下、AAQ-II とする) が測定された。次に参加者の不快感情を誘発させるために International Affective Picture System の死体画像を見せた。その後、思考抑制群には、思考抑制が促進される介入を行い、マインドフルネス群には、注意焦点型の呼吸法を用いた介入が行われた。そして、Post において再び体験の回避 IRAP と AAQ-II が測定された。その結果、マインドフルネス群の体験の回避 IRAP 得点が有意に改善したことが示された。反対に AAQ-II には得点の変化が見られなかった。これらの結果から、AAQ-II のような質問紙よりも IRAP が体験の回避の程度を測定する指標として有用である可能性が考察された。

次に、Drake, Timko, & Luoma (2016) は、不安の体験の回避を測定する IRAP を作成し、その信頼性と妥当性を検討した。体験の回避 IRAP を再度作成した理由として、Hooper et al. (2010) が作成した体験の回避 IRAP の結果は、IRAP の合計点 (4 つの試行の得点の平均値) を用いており、IRAP の各試行 (項目) の詳細な結果が不明であることが挙げられた。73 名の大学生が参加し、体験の回避 IRAP の妥当性を検討するためにブレスホールディングタスク (苦痛耐久の行動指標であり、呼吸を止める時間が短いほど苦痛耐久が低い)、AAQ-II (得点が高いほど体験の

回避が高い), Drexel Defusion Scale (Forman et al., 2012; 得点が高いほど脱フュージョンの程度が高い)との関連が検討された。しかしながら, 体験の回避 IRAP はブレスホールディングタスク, AAQ-II, Drexel Defusion Scale との間において仮説通りの相関は示されなかった(この研究では, 体験の回避 IRAP と AAQ-II は正の相関が示されると仮定されていた)。研究の展望としては, コールドプレッシャー課題や不快な画像への注視時間など, 異なる行動指標と IRAP の関連を検討する必要性が述べられた。また, 介入によって IRAP の得点が変わるかどうかにについても検討を行う必要性が述べられた。

体験の回避に関連した IRAP の研究として, 最後に Levin, Haeger, & Smith (2017) の研究を挙げる。この研究では, 体験の回避の中核的な言語プロセスと想定される情動評価 (Emotion Judgement) に焦点が当てられた。情動評価とは, 不安などの感情に対して良い, 悪いと評価を行うことであり, 悪い感情は減らし, 良い感情を増やそうとする回避行動を生起させるものである。IRAP が用いられた理由として, AAQ-II などの体験の回避の質問紙では, 複数の項目が存在するため, 体験の回避がどのような言語プロセスによって引き起こされているのか詳細に検討できていないという問題が挙げられた。また, 顕在指標では体験の回避の特徴から, 参加者が不安を感じていたとしても評定を低く回答する可能性が想定された (Levin et al., 2017)。これらのことから, 「不安—悪い」, 「リラックス—良い」などの文字刺激を用い, 情動評価 IRAP と体験の回避や社交不安との関連が検討された。この研究には大学生 77 名が参加し, 実験室に来室後, 情動評価 IRAP, AAQ-II, Five Facet Mindfulness Questionnaire-Non Judgement (Baer, Smith, Hopkins, Krietemeier, & Toney, 2006; 以下, FFMQ-NJ とする), Public Speaking Task, スピーチに関する

る質問紙への回答が行われた。この研究の目的は、情動評価 IRAP を作成し、AAQ-II や FFMQ-NJ との相関において収束的妥当性を検討すること、Public Speaking Task に対する実際の行動（スピーチ時間）、心拍数、スピーチに対するウィリングネス（前向き度）と情動評価 IRAP の関連を検討することであった。研究の結果、「不安—悪い」という IRAP 項目得点（得点が高いほど情動評価バイアスが高い）と AAQ-II, FFMQ-NJ の相関は順に $r = .29$, $r = .31$ であり、収束的妥当性が示された。しかしながら、「安心—悪い」という IRAP 項目得点（得点が高いほど情動評価バイアスが高い）と AAQ-II, FFMQ-NJ の相関は、仮説に反し、負の相関が示された（順に、 $r = -.30$, $r = -.31$ ）。

一方で、スピーチ中の心拍数の増加については、IRAP の得点によって、スピーチ時間の減少とウィリングネスの低さとの関連が異なることが示された。ここでは、「不安—悪い」という IRAP 項目の得点が高い者は、心拍数が増加するとスピーチ時間とウィリングネスが減少した。つまり、「不安—悪い」というバイアスが強いと心拍数が高くなるにつれて、スピーチ時間が減少し、スピーチに対する前向き度が減少した。一方で、「不安—悪い」という IRAP 項目の得点が高い者は、心拍数が増加した場合においても、スピーチ時間やウィリングネスの減少は見られないという結果が示された。これらの結果から、Levin et al. (2017) は考察において、「不安—悪い」という刺激関係の内容が体験の回避に関連し、質問紙の反応（EERR）よりも、IRAP によって測定された BIRR の方が体験の回避の行動において重要な役割を果たしている可能性が述べられた。

次に、ACT のコアプロセスの 1 つである脱フュージョン（自分の思考から距離を置く）の程度を IRAP によって測定した研究として、Kishita, Muto, Ohtsuki, & Barnes-Holmes (2014) がある。実験参加者は社交不安

傾向がある大学生であり、脱フュージョン群 12 名と統制群 12 名に分けられた。参加者は Pre と Post において、5 分間のスピーチ課題、不安 IRAP（例：ラベル刺激「不安」、「安心」、ターゲット刺激「苦痛、つらいなど」、「快い、穏やかなど」）に回答した。脱フュージョン群には、ワードリピーティングテクニックという脱フュージョンを促進させる介入を行い、統制群は日本に関する記事を 5 分間読ませた。その結果、脱フュージョン群の不安 IRAP の一致試行と不一致試行の反応潜時が Pre から Post にかけて減少したことが示された。一方で、統制群の不安 IRAP の一致試行の反応潜時には変化が見られなかった。これらの結果から、IRAP が脱フュージョンの指標として活用できる可能性が示された。今後の展望としては、質問紙を含めたうえで IRAP の有用性を検討する必要性が述べられた。

最後に、Hussey & Barnes-Holmes (2012) の研究について述べる。この研究は、直接的に ACT の変数を IRAP によって測定してないが、抑うつ傾向を測定する抑うつ IRAP と AAQ-II (心理的柔軟性) との関連を検討している。実験参加者は、非抑うつ傾向者 15 名と抑うつ傾向者 15 名が実験に参加した。Pre において、AAQ-II, 抑うつ IRAP, 気分の程度が測定され、その後、悲しさの気分誘導が行われた。そして、Post において、AAQ-II, 抑うつ IRAP, 気分の程度が測定された。その結果、非抑うつ傾向者は、気分誘導を行ったとしても抑うつ IRAP の得点に変化は見られなかった。一方で抑うつ傾向者は、気分誘導を行うと、抑うつ IRAP のネガティブ情動に関連する得点が高まった。このことから、抑うつ傾向者の悲しさの気分の増大に関するネガティブ情動の即時的な関係反応 (BIRR) を IRAP は測定できることが明らかとなった。

これらの先行研究をまとめると、まず Hooper et al. (2010) や Kishita et

al. (2014) は、実験群と統制群の 2 群設定であり、Hooper et al. (2010) では、実験群にマインドフルネス介入、統制群に思考抑制、Kishita et al. (2014) では、実験群に脱フュージョンエクササイズ、統制群に本を読ませるといった介入が行われた。そして、実験群において、IRAP の得点が介入効果を反映するかどうかによって、IRAP が ACT のプロセス変数を測定することが可能であるかが検討された。そのような実験パラダイムを用いて、Hooper et al. (2010) や Kishita et al. (2014) は、IRAP が顕在指標よりも ACT 関連の変数を測定する指標として適している可能性を示した。

また、Levin et al. (2017) によって示されているように、IRAP はスピーチ場面など心理的負荷がある状況下での行動を質問紙よりも予測できる可能性が示されている。さらに、Hussey & Barnes-Holmes (2012) の結果を踏まえると、IRAP によって測定される短時間の即時的な関係反応 (BIRR) は、質問紙で測定される精緻化された関係反応 (EERR) よりも、対象者の実際の行動や不安、抑うつ気分を予測することに優れている可能性が考えられる。

研究の展望として、Drake et al. (2016) は現在検討されている行動指標のほかにコールドプレッシャー課題や不快な画像への注視時間といった行動指標と IRAP の関連を検討する必要性を挙げている。また、ACT 介入の臨床的な効果を IRAP が予測できるかどうかや、質問紙を含めたうえで IRAP の有用性を検討する必要性が述べられた (Kishita et al., 2014)。

付記

第 1 章の内容の一部は、早稲田大学臨床心理学研究 (井上・熊野, 2018; 井上・熊野, 2019) において公表されている。

第 2 章

従来の研究の課題と本研究の目的

第 1 節 従来の研究の課題

第 1 章から、アクセプタンスの介入を有効に機能させるためには、変容のアジェンダのルールが弱いことの重要性が明らかとなった。また、以下の 2 つが従来の研究の課題として挙げられた。

1) 顕在指標による変容のアジェンダの測定方法に限界がある

VAS や質問紙といった顕在指標では、社会的望ましさや要求特性といった文脈の影響をうける。そのため、変容のアジェンダに関する関係反応は、短時間の即時的な関係反応と派生的で精緻化された関係反応では、内容が異なる可能性が存在する。これらのことから、本研究では IRAP を用いて、上記のような文脈要因の影響を抑え、個人がもつ変容のアジェンダの短時間の即時的な関係反応を測定する指標の作成を試みる。

2) 行動指標の予測も可能な変容のアジェンダの指標が存在しない

変容のアジェンダの測定指標が整備され、研究が進められてきたが、実際の行動指標との関連を検討した研究は存在しない。そのため、実験室内における行動指標のパラダイムを用いて、変容のアジェンダ IRAP 得点と変容のアジェンダの顕在指標が体験の回避やアクセプタンスの行動指標とどのように関連しているのかを明らかにする必要がある。特に変容のアジェンダの測定だけではなく、創造的絶望やアクセプタンスの介入後におけるアクセプタンスの行動指標の変化を予測する変容のアジェンダの指標を明確にすることは重要であり、臨床的意義も大きい。

第2節 本研究の目的

上記の課題に対し、本論文では以下の目的で研究をすすめる。

1) 変容のアジェンダを測定する IRAP の作成および信頼性と妥当性を検討する

第3章において、変容のアジェンダを測定するための IRAP（以下、変容のアジェンダ IRAP とする）を作成し、その信頼性と妥当性の検討を行う。特に IRAP を用いた多くの先行研究では、体験の回避の尺度との関連を検討することや、介入による IRAP の変化を検討するものが多く、測定概念に対する IRAP の妥当性や再検査信頼性を十分に検討した研究が少ない（Golijani-Moghaddam et al., 2013）。そこで本研究では第3章において、変容のアジェンダ IRAP を作成し、その妥当性と再検査信頼性を詳細に検討することを目的とする。

2) 変容のアジェンダ IRAP の行動指標に対する予測力について顕在指標と比較する

第4、5章の全体像は Figure 2-1 のとおりである。第4章において、変容のアジェンダ IRAP がアクセプタンス介入によるアクセプタンス行動の変化を予測することができるかについて検討を行う。具体的には、アクセプタンスの行動指標として、コールドプレッシャー課題を用いる。コールドプレッシャー課題はアクセプタンス介入の効果を測定する行動指標として多く用いられている（e.g., Hayes et al., 1999; 高橋ら, 2002）。コールドプレッシャー課題は、体験の回避またはアクセプタンスの行動指標であり、本研究では冷水に手を付けることができた時間をアクセプタンスの行動指標として用いる。酒井ら（2014）は、変容のアジェンダを

事前に低減しておくことで、アクセプタンスがより有効に機能することを示している。そのため、本研究では変容のアジェンダ IRAP の得点が低い者は、よりアクセプタンスの介入が機能し、コールドプレッシャー課題の耐久時間が増加しやすいという仮説を立てた。

また、Kishita et al. (2014) は、質問紙を含めたうえで IRAP の有用性を検討する重要性を述べている。そのため、変容のアジェンダの質問紙尺度である CAQ-b と変容のアジェンダ IRAP のどちらが、アクセプタンス介入によるアクセプタンス行動の変化を予測するかについても検討を行う。

第 5 章では、コールドプレッシャー以外の行動指標についても、変容のアジェンダ IRAP が予測することができるかを検討する。特に変容のアジェンダ IRAP の応用可能性を検討するため、大学生においてよく見られる回避行動の 1 つとして、スピーチ場面中の回避行動に焦点を当てる。具体的には、視線追尾装置を用いて、実験参加者がスピーチ中に聴衆者の目の付近を注視できた時間（アイコンタクト）をアクセプタンスの行動指標とする。Drake et al. (2015) は、体験の回避やアクセプタンスの行動指標として、コールドプレッシャー課題の他に、不快な画像への注視時間を挙げている。また、Arch & Craske (2006) においても、マインドフルネス介入の行動指標として、不快な画像を見ることができた度合いを用いている。スピーチ聴衆者の目の付近を見ながら、スピーチをすることは不快であることが想定される。これらのことから、スピーチ聴衆者に対するアイコンタクトの時間（行動指標）はアクセプタンスの行動指標として妥当であると考えられる。

第 4, 5 章において、実験参加者は基本的に ACT に関する知識がない者を対象とした。そのため、アクセプタンス行動はアクセプタンス介入

によって生起すると想定した。つまり，Pre 時点ではアクセプタンス行動は生起していないと仮定した。以上のことから，変容のアジェンダ IRAP や CAQ-b とアクセプタンス行動の関連を見る際には，両指標の Pre の値と，アクセプタンス行動の Pre から Post にかけての変化との関連を検討する。

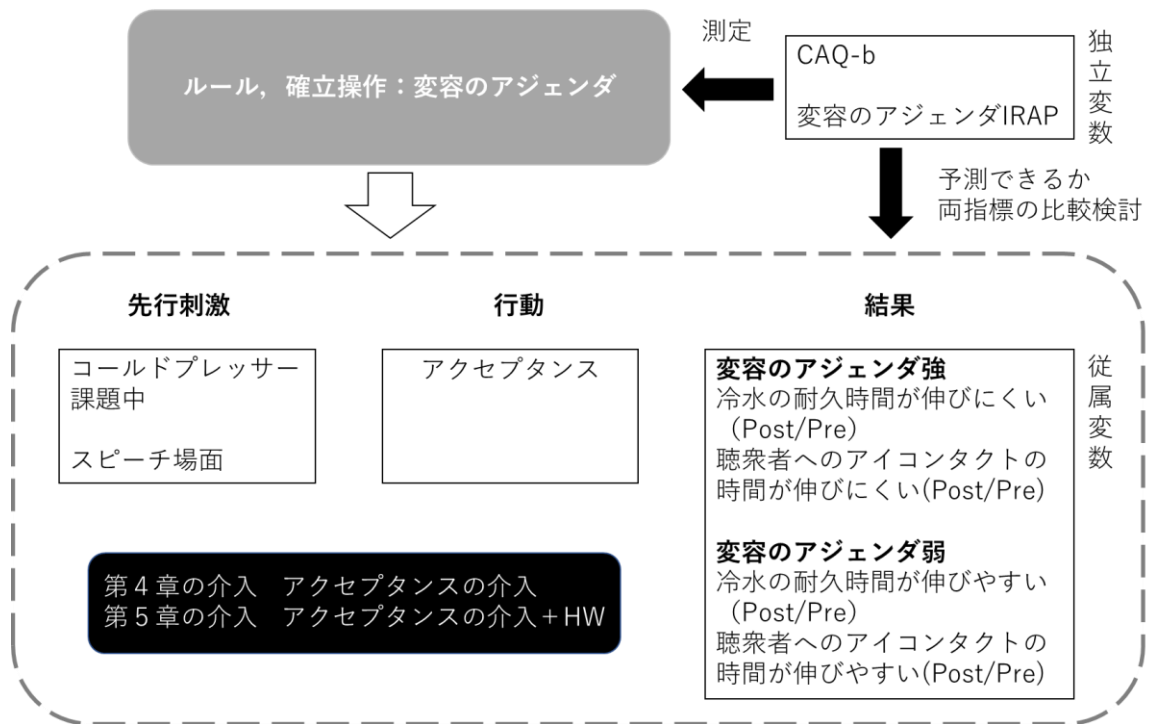


Figure 2-1. The big picture of chapter 4 and 5.

第3節 本研究の臨床的意義

短時間の即時的な関係反応の次元における変容のアジェンダを測定できる指標が開発されることで、今後の変容のアジェンダに関する研究の幅を拡大することができると考えられる。具体的には、当該指標を基準に、より効果的に変容のアジェンダを弱める介入技法を実験室等で検討することができる。また、IRAPは個々の言語関係を細かく測定できるため、変容のアジェンダが弱まりにくい者の特徴や、変容のアジェンダが維持、形成されやすい環境の特徴も明らかにすることができる。本研究の目的が達成されることは、ACTに関する研究を発展させ、治療効果の増大に大きく寄与することにつながると想定される。

第4節 本研究の構成

本研究の全体の構成は Figure 2-2 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：2017-226; 2018-108）を得ている。

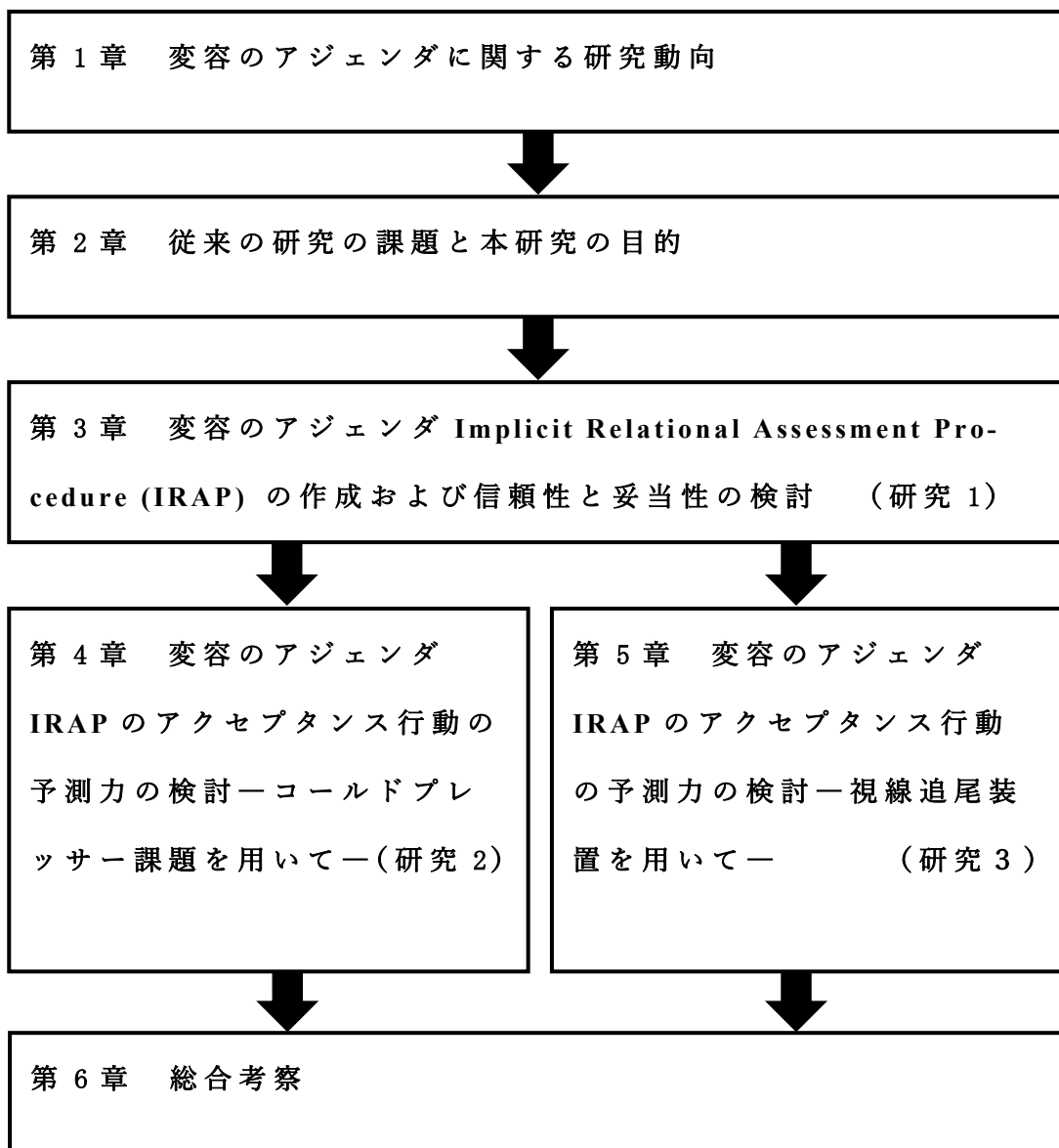


Figure 2-2. Overview of the present study.

第 3 章

変容のアジェンダ Implicit Relational Assessment Procedure (IRAP) の 作成および信頼性と妥当性の検討（研究 1）

目 的

第 3 章では、変容のアジェンダを測定するための IRAP（以下、変容のアジェンダ IRAP とする）を作成する。そして、変容のアジェンダ IRAP の弁別的妥当性、予測的妥当性、再検査信頼性の検討を行う。第 1 章において述べたように、IRAP と質問紙が測定している内容は異なっていることが想定される。そのため、変容のアジェンダ IRAP の弁別的妥当性の検討については、変容のアジェンダの質問紙尺度である Change Agenda Questionnaire-b（嶋ら，2018）、体験の回避の質問紙尺度である Acceptance and Action Questionnaire-II（嶋ら，2013）、特性不安の質問紙尺度である State-Trait Anxiety Inventory-Trait（清水・今栄，1981）との相関を検討し、弱い正の相関がみられることを確認する。次に、変容のアジェンダ IRAP の予測的妥当性については、これまで ACT を学習してきた ACT の専門家や ACT セラピストと、ACT を全く知らない大学生の 2 群において、変容のアジェンダ IRAP の得点に違いがみられるかどうかについて検討する。仮説としては、ACT を全く知らない群の方が変容のアジェンダ IRAP の得点が高くなる（変容のアジェンダが高い）とした。最後に変容のアジェンダ IRAP の再検査信頼性についても検討を行う。

第 1 節 変容のアジェンダ IRAP の作成

ACT の関連書籍（Eifert & Forsyth, 2005 三田村・武藤訳 2012, Hayes &

Smith, 2005 武藤・吉岡・石川・熊野訳 2010; Bach & Moran, 2008 武藤・吉岡・石川・熊野訳 2009; Hayes, Strosahl, & Wilson, 2012 武藤・吉岡・石川訳 2014) の中から、変容のアジェンダに関する記述を抜き出し、変容のアジェンダのラベル刺激として「嫌な気持ちをなくそうとすると」を選出した。また、それに対応するターゲット刺激を6名の専門家(ACTの実践経験があり、ACTを専門に研究を行っている臨床心理士3名とACTを専門に研究を行っている修士課程の学生3名)によって選定した。そのことにより、変容のアジェンダ IRAP の内容的妥当性を高めた。さらに、日本語単語親密度(天野・笠原・近藤, 2008)の値を考慮した結果、ターゲット刺激として、「良くなる」、「解決する」、「楽になる」が選定された。また、刺激項目のバランスをとるために、変容のアジェンダの項目とは反対に「嫌な気持ちを受け入れる」というアクセプタンスのラベル刺激と、「悪くなる」、「辛くなる」、「苦しくなる」というターゲット刺激の項目も設定した。体験の回避とアクセプタンスは対極に位置する行動であるとされることから(Blackledge, & Hayes, 2001)、アクセプタンスの試行タイプの得点が高い(正の値)ことは変容のアジェンダの短時間の即時的な関係反応が強いことを意味する。

第2節 変容のアジェンダ IRAP の信頼性と妥当性の検討

方 法

実験参加者

実験参加者は131名(男性40名, 女性91名, 平均年齢=21.93歳, $SD = 3.19$)であった。実験参加者の募集方法は、大学の講義終了後に講義室にて実験参加者の呼びかけを行った。その他、大学の構内に実験参

加者募集のポスターを設置した。

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、実験内容の説明、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、取得したデータは研究の目的のみに使用されることなどを明示し、実験参加の同意書を得て実施された（承認番号：2017-226）。

測定指標

1) IRAP に慣れるための練習課題

IRAP の課題は難しいことから、変容のアジェンダ IRAP を実施する前に、IRAP 課題自体に慣れてもらうことを目的に IRAP に慣れるための練習課題への回答を求めた。IRAP に慣れるための練習課題は以下の 4 つの試行から構成された。快—ポジティブ試行（ラベル刺激「快である」、ターゲット刺激「愛は、自由は、喜びは、嬉しさは、楽しさは、心地よさは」、快—ネガティブ試行（ラベル刺激「快である」、ターゲット刺激「憎しみは、拘束は、苦しみは、切なさは、退屈は、痛みは」）、不快—ポジティブ試行（ラベル刺激「不快である」、ターゲット刺激「愛は、自由は、喜びは、嬉しさは、楽しさは、心地よさは」）、不快—ネガティブ試行（ラベル刺激「不快である」、ターゲット刺激「憎しみは、拘束は、苦しみは、切なさは、退屈は、痛みは」）。反応選択肢は「はい」と「いいえ」が用いられた。

練習フェーズは 24 試行の一致試行（一致ブロック）と 24 試行の不一致試行（不一致ブロック）を 1 セットとして、最大 2 セットを繰り返す

た。練習フェーズの達成基準は反応潜時の中央値を 2,000ms 以下とし、正反応率は 80%以上が求められた。実験参加者が練習フェーズの同一セット内の一致ブロックおよび不一致ブロックのいずれにおいても達成基準を満たした時点で、本番フェーズへ移行した。本番フェーズは 2 セットであった。

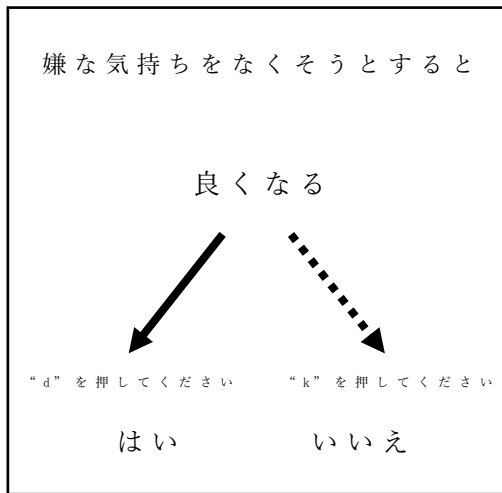
2) 変容のアジェンダ IRAP

変容のアジェンダ IRAP は以下の 4 つの試行から構成された (Figure 3-1)。変容のアジェンダーポジティブ試行 (ラベル刺激「嫌な気持ちをなくそうとすると」、ターゲット刺激「良くなる, 楽になる, 解決する」), 変容のアジェンダーネガティブ試行 (ラベル刺激「嫌な気持ちをなくそうとすると」、ターゲット刺激「悪くなる, 辛くなる, 苦しくなる」), アクセプタンスーポジティブ試行 (ラベル刺激「嫌な気持ちを受け入れると」、ターゲット刺激「良くなる, 楽になる, 解決する」), アクセプタンスーネガティブ試行 (ラベル刺激「嫌な気持ちを受け入れると」、ターゲット刺激「悪くなる, 辛くなる, 苦しくなる」), 反応選択肢は「はい」と「いいえ」であり、PC 画面の右下と左下にランダムに提示された。IRAP 得点が高いほど、個人の変容のアジェンダに関する短時間の即時的な関係反応が強いことを示す。IRAP 得点が低いほど、アクセプタンスに関する短時間の即時的な関係反応が強いことを示す。

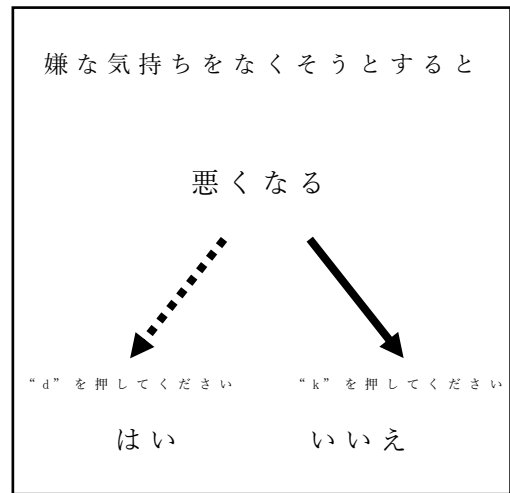
練習フェーズは一致試行 (一致ブロック: 24 試行) と不一致試行 (不一致ブロック: 24 試行) を 1 セットとして、最大 4 セットを繰り返した。練習フェーズの達成基準は反応潜時の中央値を 3,000ms 以下とし、正反応率は 80%以上が求められた。実験参加者が練習フェーズの同一セット内の一致ブロックおよび不一致ブロックのいずれにおいても達成基準を

満了した時点で、本番フェーズへ移行した。本番フェーズは3セットであった。本番フェーズにおいても、中央反応潜時の3,000msかつ正反応率80%を意識して回答するように教示した。中央反応潜時の3,000msという値は予備実験の結果をもとに定めた。IRAPに慣れるための練習課題と変容のアジェンダ IRAP は Microsoft Visual Basic 6.0 で作成された IRAP 課題を用いた（木下ら，2012）。

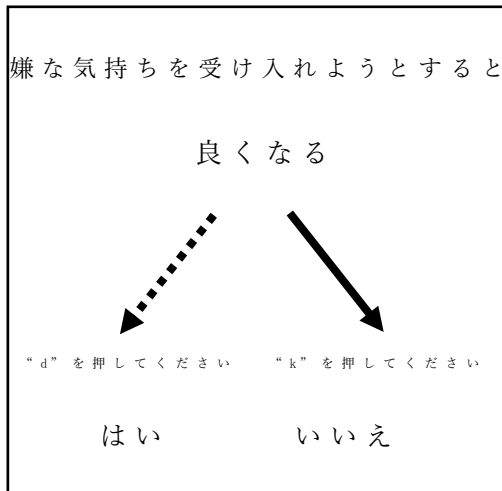
変容のアジェンダーポジティブ試行



変容のアジェンダーネガティブ試行



アクセプタンスーポジティブ試行



アクセプタンスーネガティブ試行

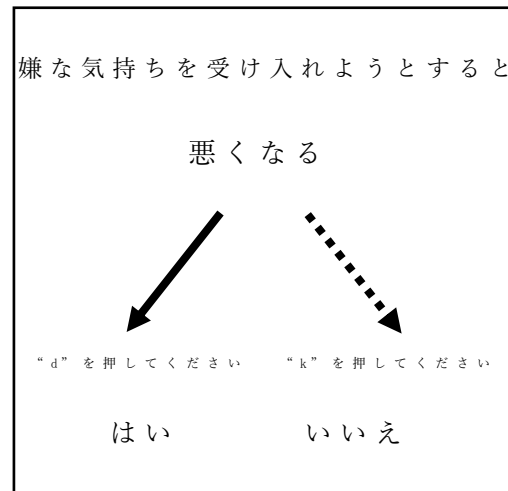


Figure 3-1. Example of the change agenda IRAP trial-types.

Note. ターゲット刺激について、「良くなる」のほかに「楽になる」，「解決する」が用いられた。また、「悪くなる」のほかに「辛くなる」，「苦しくなる」が用いられた。実線の矢印が一致試行，点線の矢印が不一致試行を示す。実験課題中には矢印はPC画面に表示されない。

2) Change Agenda Questionnaire-believability (CAQ-b; 嶋・富田・高橋・熊野, 2018)

CAQ-b は変容のアジェンダへの確信度を測定する尺度である。7 項目 7 件法（1 = まったくそう思わない, 7 = とてもそう思う）で構成されている。得点が高いほど、顕在的な変容のアジェンダへの確信度が高いことを示す。本研究において、CAQ-b は変容のアジェンダ IRAP の弁別的妥当性の検討のために用いられた。また、再検査信頼性の解析において、実験参加者の状態の安定性（1 回目の測定と 2 回目の測定で状態が大きく変化していないか）を確認するために CAQ-b が用いられた。CAQ-b の項目例としては、「感情や考えはコントロールできなければならない」、「苦痛がコントロールできれば、より良い生活が送れる」が含まれている。CAQ-b は高い再検査信頼性が示されており（ $ICC(2,1) = .82$, 95%CI [0.79 to 0.85]）、以下の尺度との関連が示されている（Acceptance and Action Questionnaire-II ($r = .18$), Thought Control Questionnaire の「気晴らし」($r = .23$), Emotion Regulation Questionnaire ($r = .16$; 嶋ら, 2018)。

3) 日本語版 Acceptance and Action Questionnaire-II (AAQ-II; 嶋・柳原・川井・熊野, 2013)

AAQ-II は体験の回避の程度を測定する尺度である。7 項目 7 件法（1 = まったくそうではない, 7 = 常にそうである）で構成されている。得点が高いほど、体験の回避が高いことを示す。本研究において、AAQ-II は変容のアジェンダ IRAP の弁別的妥当性の検討のために用いられた。AAQ-II の項目例としては、「自分の苦しい経験や記憶は、私が大事にしている生活を送ることを困難にする」、「心配することは私の成功の妨げとなる」が含まれている。AAQ-II は高い内的整合性が示されており

(*Cronbach's alpha*=0.88), 以下の尺度との関連が示されている (Rumination-Reflection Questionnaire ($r = .60$), Penn State Worry Questionnaire ($r = .64$), Behavioral Activation for Depression Scale ($r = -.52$; 嶋ら, 2013))。

4) State-Trait Anxiety Inventory-Trait(STAI-T; 清水・今栄, 1981)

STAI は状態不安と特性不安を測定する尺度である。本研究では特性不安を測定する STAI-T のみを用いた。20 項目 4 件法 (1 = ほとんどない, 4 = ほとんどいつも) で構成されている。得点が高いほど, 特性不安が高いことを示す。本研究において, STAI-T は変容のアジェンダ IRAP の弁別的妥当性の検討のために用いられた。STAI-T は高い再検査信頼性が示されており ($r = .80$), 以下の尺度との関連が示されている (Taylor Manifest Anxiety Scale ($r = .59$), Cattel Anxiety Scale ($r = .57$; 清水, 今栄, 1981))。

5) Acceptance and Commitment Therapy に関する知識や学習年数

参加者の ACT に関する知識や学習年数, ACT のセラピスト歴を訊ねる 3 つの項目を構成した。項目 1 は, ACT に関する知識の程度を測定するものであり, 質問項目は「Acceptance and Commitment Therapy に関する知識は, どの程度はありますか」であり, 回答選択肢は (1 = まったくない, 10 = とてもある) であった。項目 2 は, ACT の学習年数を訊ねるものであり, 質問項目は「Acceptance and Commitment Therapy について何年間学習をしていますか」であり, 学習年数の記述を求めた。項目 3 は, ACT の実践歴を訊ねるものであり, 質問項目は「Acceptance and Commitment Therapy を何年間, 実践していますか」であり, ACT のセラ

ピスト年数の記述を求めた。

手続き

実験手続きの流れを Figure 3-2 に示した。実験は 2 回から構成され、すべて個別に実施された。実験 1 回目と 2 回目の期間は約 1 週間であった。実験 1 回目は ACT に関する知識や学習年数, CAQ-b, AAQ-II, STAI-T, IRAP に慣れるための練習課題, 変容のアジェンダ IRAP への回答が求められた。実験 2 回目は変容のアジェンダ IRAP の再検査信頼性を検討するために設定され, CAQ-b, AAQ-II, 変容のアジェンダ IRAP への回答が求められた。実験 1 回目において, 変容のアジェンダ IRAP の達成基準を満たした者によって, 変容のアジェンダ IRAP の弁別的妥当性と予測的妥当性の検討が行われた。また, 2 回の実験に参加し, 2 回とも変容のアジェンダ IRAP の達成基準を満たした者を用いて, 変容のアジェンダ IRAP の再検査信頼性が検討された。IRAP に慣れるための練習課題については, IRAP に慣れることを目的とし, 練習試行をできなかった者も, 変容のアジェンダ IRAP への回答へ進んだ。なお, 本研究の弁別的妥当性および予測的妥当性のサンプルには, 第 4 章, 研究 2 の Pre 時点のサンプル 53 名が重複している。また, 第 4 章, 研究 2 の統制群のサンプル 20 名を再検査信頼性のサンプルに含めて解析を行った。

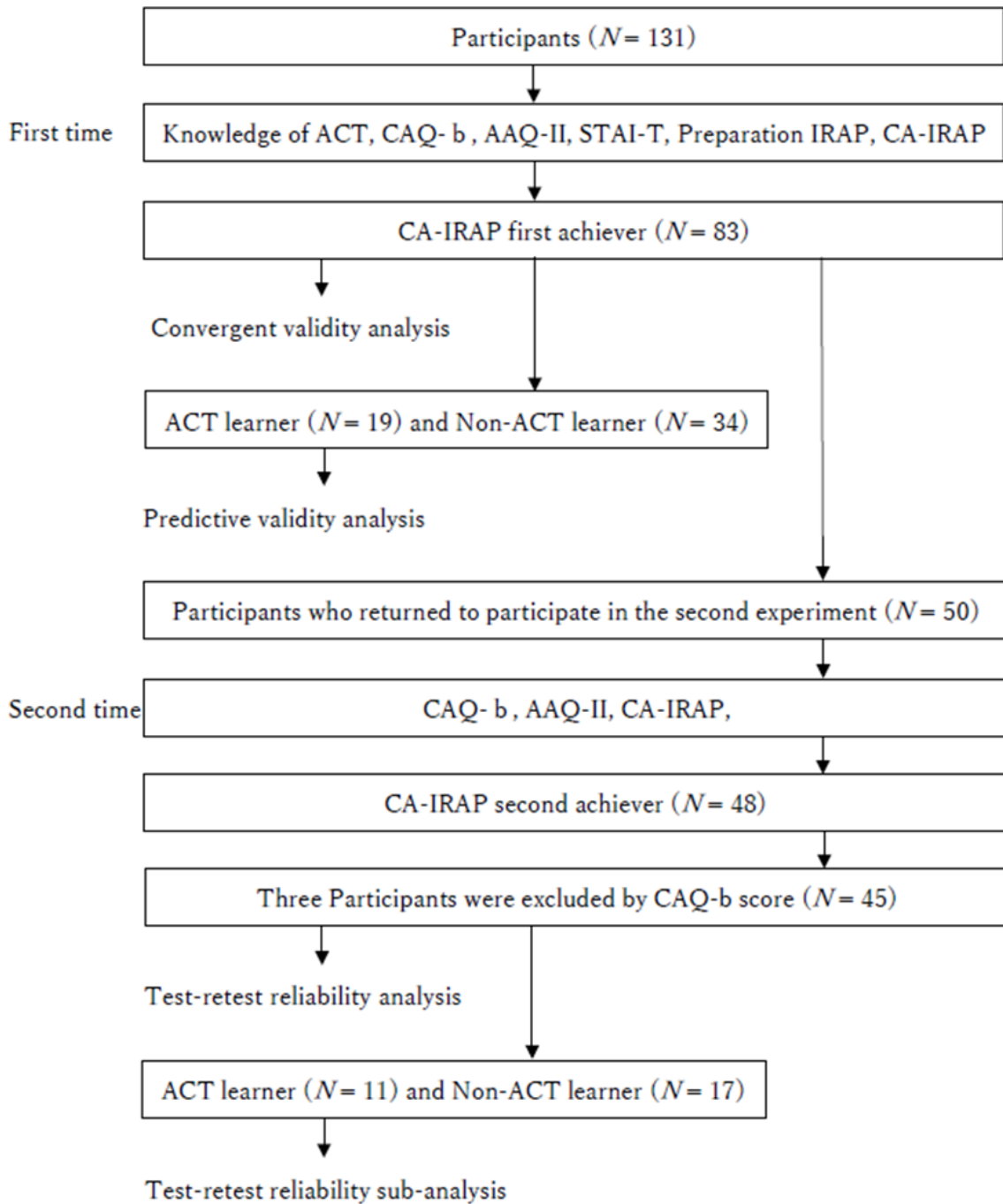


Figure 3-2. Experimental design.

分析方法

各測定指標の平均値と標準偏差を算出した。IRAPの得点化は *D score* を算出した (Hussey, 2015a)。*D score* の算出方法は、本番フェーズの IRAP の不一致試行の平均反応潜時から一致試行の平均反応潜時を減算し、本番ブロックの反応潜時の標準偏差で除した値であった。

変容のアジェンダ IRAP の弁別的妥当性を検討するために、変容のアジェンダ IRAP と CAQ-b, AAQ-II, STAI-T の関連を検討する。解析方法はピアソンの積率相関係数を算出する。

変容のアジェンダ IRAP の予測的妥当性の検討を行うために、ACT 学習者と ACT 非学習者の変容のアジェンダ IRAP の *D score* を比較する。解析方法について、独立変数を ACT 学習者と ACT 非学習者、従属変数を変容のアジェンダ IRAP の各試行の *D score* とした 1 要因の多変量分散分析を行う。補足的な解析として、CAQ-b と AAQ-II についても、独立変数を ACT 学習者と ACT 非学習者、従属変数を CAQ-b, AAQ-II とした 1 要因の分散分析を行う。

変容のアジェンダ IRAP の再検査信頼性については、2 時点における変容のアジェンダ IRAP の各試行の *D score* における級内相関係数 (Interclass correlation coefficients; *ICC* (2,1)) を算出する。また、変容のアジェンダ IRAP の再検査信頼性について、学習歴の影響があるかどうかを確認するために、ACT 学習者と ACT 非学習者に分けて、変容のアジェンダ IRAP の再検査信頼性を補足的に検討する。*ICC* の再検査信頼性の基準は、0.40–0.59 が fair, 0.60–0.74 が good, 0.75 以上が excellent とした (Cicchetti, 1994)。

仮説

変容のアジェンダ IRAP の弁別的妥当性について、変容のアジェンダ IRAP の各試行タイプの *D score* は、CAQ-b、AAQ-II、STAI-T と弱い正の相関を示すと予想した ($r = .30$)。仮説の詳細は以下の通りである。

1. CAQ-b は変容のアジェンダへの確信度を測定する顕在指標である。CAQ-b と変容のアジェンダ IRAP は同じ変容のアジェンダに関する関係反応を測定しているため、両者は正の相関関係にあると考えられる。しかしながら、顕在指標と IRAP は測定する反応クラスが異なるため、関係反応の内容に差異があると考えられる（時間経過とともに認知の内容が変わる）。そのため、CAQ-b と変容のアジェンダ IRAP の各試行タイプは弱い正の相関から無相関を示すと予想した。

2. AAQ-II は体験の回避の程度を測定する顕在指標である。変容のアジェンダは、体験の回避を導くルールであるため（Hayes & Smith, 2005 武藤・原井・吉岡・岡島訳 2010）、両者は関連していることが予想される（Hayes et al., 2012）。顕在指標と IRAP の関係性も踏まえると（Golijani-Moghaddam et al., 2013）、AAQ-II と変容のアジェンダ IRAP の各試行タイプは弱い正の相関から無相関を示すと予想した。ただし、CAQ-b と変容のアジェンダ IRAP よりも相関関係は弱くなると考えられた。

3. STAI-T は体験の回避（AAQ-II）と正の相関があることが知られている ($r = .54$; Yavuz et al., 2016)。顕在指標と IRAP の関係性も踏まえると（Golijani-Moghaddam et al., 2013）、STAI-T は変容のアジェンダ IRAP の各試行タイプと弱い正の相関から無相関を示すと予想した。

変容のアジェンダ IRAP の予測的妥当性について、変容のアジェンダ

IRAP のすべての試行タイプの *D score* は、ACT 学習者よりも ACT 非学習者の方が高くなると予想した。本研究における各試行タイプの仮説は以下の通りである。

1. 変容のアジェンダーポジティブ試行（嫌な気持ちをなくそうとすると一良くなる）の *D score* は ACT 非学習者において高くなると予想した。この理由として、変容のアジェンダのような問題解決的なルールは、社会に適応するために重要な役割を果たしている（Hayes et al., 2012）。そのため、ACT 非学習者において、当該ルールは言語共同体によって強化されていることが予想される（Strosahl, Gustaysson, & Robinson, 2012）。一方で、ACT 学習者は変容のアジェンダーポジティブ試行において得点が低くなると予想した。この理由として、Muto, Hayes, & Jeffcoat (2011) は、ACT のセルフヘルプ本を読むだけで体験の回避が減少することを示している。そのため、ACT 学習者は変容のアジェンダの不機能性の理解が進んでいると考えられ、変容のアジェンダーポジティブ試行の得点は低くなると予想した。

2. 変容のアジェンダーネガティブ試行（嫌な気持ちをなくそうとすると一悪くなる）の *D score* は ACT 学習者において低くなると予想した。この理由として、ACT 学習者は ACT 文献中において、ネガティブな私的出来事をなくそうという試みによって状況が悪化することを学習しているため、変容のアジェンダーネガティブのような関係反応が強化されていると考えられる。さらに、創造的絶望の介入によって、変容のアジェンダが役に立たないというルールが生成されることも実証されている（酒井，武藤，大月，2016）。

3. アクセプトランスーポジティブ試行（嫌な気持ちを受け入れると一良くなる）の *D score* は ACT 学習者において低くなると予想した。この

理由として、ACT 学習者は ACT の文献を通して、不快な私的出来事を受け入れることは良いということを学習しており、アクセプタンス—ポジティブに関する関係反応が強化されていると考えられるためである。

4. アクセプタンス—ネガティブ試行（嫌な気持ちを受け入れると—悪くなる）の *D score* は、ACT 学習者と ACT 非学習者において大きな差は見られないと予想した。これは、嫌な気持ちを受け入れると—悪くなるという文章が ACT 文献の中で、ほとんど見られず（Eifert & Forsyth, 2005 三田村・武藤訳 2012, Hayes & Smith, 2005 武藤・吉岡・石川・熊野訳 2010；Bach & Moran, 2008 武藤・吉岡・石川・熊野訳 2009；Hayes, Strosahl, & Wilson, 2012 武藤・吉岡・石川訳 2014）、変容のアジェンダ—ネガティブのような関係反応が強化される機会が両群において少ないと予想したためである。

変容のアジェンダ IRAP の再検査信頼性については、それぞれの試行タイプ *ICC* は .40~.50 を示すと予想した。これは先行研究の再検査信頼性の値を参考にした（Drake, Kramer, Sain, Swiatek, Kohn, & Murphy, 2015）。特に、変容のアジェンダ—ポジティブ試行は高い *ICC* の値が示されると予想した。この試行タイプは変容のアジェンダをシンプルに表している刺激項目であるため回答がしやすく、また多くの参加者は変容のアジェンダに関する関係反応が社会的な言語共同体によって強化されていると考えられるため、一貫した反応パターンが得られると予想した。次に、アクセプタンス—ポジティブ試行についても高い *ICC* の値が示されると予想した。これは嫌な気持ちを受け入れると—良くなるという組み合わせは比較的理解しやすい項目の組み合わせであり、回答しやすく、ある程度一貫した反応パターンが得られると考えたためである。

結 果

解析対象者

131 名が実験に参加し、実験 1 回目において変容のアジェンダ IRAP の達成基準を通過した 83 名（男性 27 名、女性 56 名、平均年齢 = 22.33, $SD=3.72$ ）が変容のアジェンダ IRAP の弁別的妥当性の解析対象者に選ばれた。また、変容のアジェンダ IRAP の予測的妥当性の検討のため、83 名の中から ACT 学習者（ACT セラピストか ACT を 1 年以上学習しているかつ ACT に関する知識について 5 以上に回答した者）と ACT 非学習者（ACT に関する知識について 1 に回答した者のみ）の選定が行われた。その結果、ACT 学習者は 19 名（男性 10 名、女性 9 名、平均年齢 = 25.68, $SD=4.63$ ）、ACT 非学習者は 34 名（男性 10 名、女性 24 名、平均年齢 = 20.15, $SD=1.37$ ）が選ばれた。変容のアジェンダ IRAP の再検査信頼性の解析対象者は 45 名（男性 17 名、女性 28 名、平均年齢 = 22.44, $SD=3.27$ ）であった。解析対象者が 45 名となった経緯について、実験 2 回目に参加した者が 50 名であり、2 名が実験 2 回目における変容のアジェンダ IRAP の達成基準を通過できなかった。また、3 名が実験 1 回目と実験 2 回目において CAQ-b の得点が 10 点以上変化しており、状態の安定性を担保するために除外した。10 点以上という値は、先行研究（嶋ら、2018）の Smallest Detectable Change の数値を参考に設定した。また、ACT 学習者と ACT 非学習者の変容のアジェンダ IRAP の再検査信頼性の解析を行うために 45 名の中から、ACT 学習者 11 名（男性 8 名、女性 3 名、平均年齢 = 22.36, $SD=2.91$ ）、ACT 非学習者 17 名（男性 5 名、女性 12 名、平均年齢 = 20.00, $SD=1.62$ ）が選定された。なお、本研究では、IRAP に慣れるための練習課題の達成基準をクリアできていない実験参加者も変容のアジェンダ IRAP の実施をさせた。

デモグラフィックデータの算出

変容のアジェンダ IRAP の弁別的妥当性，予測的妥当性，再検査信頼性に用いられた解析対象者の ACT に関する知識の程度などに関するデモグラフィックデータを Table 3-1, 3-2 に示した。これらのことから，ACT に関する知識がない者と，ACT に関する知識がある者のサンプリングが行えていることが明らかとなった。

Table 3-1

The demographic data of these each analysis.

Characteristics	Entire sample	Convergent	Predictive	
	N=131	validity sample N=83	ACT N=19	Non-ACT N=34
Knowledge of				
ACT				
1	58 (44)	34 (41)	0 (0)	34(100)
2 to 4	42 (32)	30 (36)	3 (16)	0
5 to 7	25 (19)	13 (16)	11 (58)	0
8 or more	6 (5)	6 (7)	5 (26)	0
Years spent				
studying ACT				
0 years	98 (75)	56 (67)	0 (100)	34(100)
1 year	13 (10)	11 (13)	5 (26)	0
2 to 4 years	19 (15)	15(18)	13 (68)	0
5 or more years	1 (1)	1 (1)	1 (5)	0
Years as ACT				
therapist				
0 years	122 (93)	75 (90)	11 (58)	34(100)
1 year	4 (3)	4 (5)	4 (21)	0
2 to 4 years	4 (3)	3 (4)	3 (16)	0
5 or more years	1 (1)	1 (1)	1 (5)	0

Note. N (%), ACT=ACT learner, Non-ACT=Non-ACT learner.

Table 3-2

The demographic data of the test-retest reliability sample.

Test-retest reliability sample			
Characteristics	<i>N</i> =45	ACT <i>N</i> =11	Non-ACT <i>N</i> = 17
Knowledge of			
ACT			
1	17 (38)	0	17 (100)
2 to 4	16 (36)	2 (18)	0
5 to 7	10 (22)	8 (72)	0
8 or more	2 (4)	1 (10)	0
Years spent			
studying ACT			
0 years	29 (64)	0	17 (100)
1 year	7 (16)	4 (36)	0
2 to 4 years	9 (20)	7 (64)	0
5 or more years	0	0	0
Years as ACT			
therapist			
0 years	40 (91)	7 (64)	17(100)
1 year	2 (4)	2 (18)	0
2 to 4 years	2 (4)	2 (18)	0
5 or more years	0	0	0

Note. *N* (%), ACT=ACT learner, Non-ACT=Non-ACT learner.

各変数の記述統計量

本研究において得られた各変数の平均値と標準偏差を Table 3-3, 3-4 3-5 に示した。ACT 学習者と ACT 非学習者ともに変容のアジェンダ IRAP 得点の標準偏差はほぼ等しいことがわかった。

Table 3-3

Descriptive statistics of the discriminant and predictive validity samples.

Measures	Discriminant validity sample		Predictive validity sample			
	<i>M</i>	<i>SD</i>	ACT learner <i>N</i> = 19		Non-ACT learner <i>N</i> = 34	
Knowledge of ACT	2.92	2.31	6.05	1.90	1.00	0.00
Years spent studying	0.68	1.25	2.42	1.50	0.00	0.00
ACT						
Years as ACT therapist	0.22	0.87	0.92	1.67	0.00	0.00
Change agenda-Positive	0.16	0.55	-0.07	0.57	0.35	0.52
Change agenda-Negative	-0.12	0.52	-0.38	0.58	0.04	0.50
Acceptance-Positive	-0.35	0.59	-0.60	0.52	-0.14	0.59
Acceptance-Negative	-0.08	0.56	-0.29	0.69	0.10	0.49
Overall	-0.10	0.42	-0.34	0.48	0.09	0.36
CAQ-b	34.11	7.35	29.79	7.30	37.35	4.70
AAQ-II	23.92	7.90	21.79	7.80	24.74	7.47
STAI-T	48.49	10.11	45.95	9.74	48.56	9.75

Table 3-4

Descriptive statistics of the test-retest reliability samples.

Measures	Test-retest reliability sample			
	1st time		2nd time	
	<i>N</i> = 45		<i>N</i> = 45	
	<i>M</i>	<i>SD</i>	<i>M</i>	<i>SD</i>
Knowledge of ACT	3.04	2.20	-	
Years spent studying ACT	0.63	0.98	-	
Years as ACT therapist	0.14	0.46	-	
CA-Posi	0.14	0.46	0.13	0.57
CA-Nega	-0.17	0.45	-0.16	0.47
Accept-Posi	-0.28	0.58	-0.38	0.56
Accept-Nega	-0.12	0.51	-0.08	0.46
Overall	-0.11	0.37	-0.13	0.35
CAQ-b	33.93	7.49	33.09	7.06
AAQ-II	23.80	8.16	23.27	7.77
STAI-T	47.20	9.45	-	

Note. The values represented for the trial-types are *D* scores, CAQ-b = Change Agenda Questionnaire-believability, AAQ-II = Acceptance and Action Questionnaire-II, STAI-T = State-Trait Anxiety Inventory-Trait, CA = Change agenda, Accept = Acceptance, Posi = Positive, Nega = Negative.

Table 3-5

Descriptive statistics of the test-retest reliability sub-group samples.

Test-retest reliability sample								
	ACT leaner		ACT		Non-ACT		Non-ACT	
	1st time		2nd time		1st time		2nd time	
	<i>N</i> = 11		<i>N</i> = 11		<i>N</i> = 17		<i>N</i> = 17	
Measures	<i>M</i>	<i>SD</i>	<i>M</i>	<i>SD</i>	<i>M</i>	<i>SD</i>	<i>M</i>	<i>SD</i>
Knowledge of ACT	5.55	1.51	-		1.00	0.00	-	
Years spent studying ACT	1.91	0.94	-		0.00	0.00	-	
Years as ACT therapist	0.55	0.82	-		0.00	0.00	-	
CA-Posi	0.05	0.53	0.13	0.84	0.23	0.51	0.20	0.53
CA-Nega	-0.34	0.49	-0.21	0.29	-0.14	0.46	-0.11	0.65
Accept-Posi	-0.56	0.60	-0.58	0.39	-0.05	0.55	-0.18	0.65
Accept-Nega	-0.32	0.65	-0.26	0.40	0.06	0.41	0.13	0.44
Overall	-0.29	0.47	-0.23	0.31	0.02	0.30	0.01	0.42
CAQ-b	30.73	5.20	29.00	5.66	36.82	5.55	35.59	5.30
AAQ-II	23.27	8.36	21.00	7.46	22.82	6.92	23.24	5.83
STAI-T	44.64	7.65	-		45.47	8.45	-	

変容のアジェンダ IRAP の弁別的妥当性

変容のアジェンダ IRAP と質問紙とのピアソンの相関分析結果を Table 3-6 に示した。CAQ-b は変容のアジェンダーポジティブ試行（嫌な気持ちをなくそうとすると一良くなる）、Overall *D* score との間に弱い正の相関が有意に示された。さらに、CAQ-b と変容のアジェンダーネガティブ試行（嫌な気持ちをなくそうとすると一悪くなる）は弱い正の相関が有意傾向で示された。変容のアジェンダーポジティブ試行と Overall *D* score は STAI-T との間に弱い正の相関が有意傾向で示された。また、変容のアジェンダ IRAP と AAQ-II の間には有意な相関が示されなかった。これらのことから、変容のアジェンダ IRAP と CAQ-b、AAQ-II、STAI-T との間には無相関、もしくは弱い正の相関関係であることが示された。

Table 3-6

Correlations among explicit measures and CA-IRAP *D* scores.

Measures	1	2	3	4	5	6	7
1. CAQ-b							
2. AAQ-II	.531***						
3. STAI-T	.187 [†]	.708***					
4. CA-Positive	.227*	.118	.180 [†]				
5. CA-Negative	.181 [†]	.086	.147	.416***			
6. Accept-Positive	.124	-.045	.143	.314***	.435***		
7. Accept-Negative	.157	.066	.159	.506***	.424***	.444***	
8. Overall <i>D</i> score	.228*	.072	.209 [†]	.739***	.744***	.740***	.790***

Note. [†] $p < 0.1$, * $p < .05$, *** $p < .001$, CAQ-b = Change Agenda Questionnaire-believability, AAQ-II = Acceptance and Action Questionnaire-II, STAI-T = State-Trait Anxiety Inventory-Trait, CA = Change agenda, Accept = Acceptance.

変容のアジェンダ IRAP の予測的妥当性

変容のアジェンダ IRAP の各試行の *D score* を ACT 学習者と ACT 非学習者において比較した (Figure 3-3)。群 (ACT 学習者・ACT 非学習者) を独立変数, 変容のアジェンダ IRAP の各試行 (変容のアジェンダーポジティブ, 変容のアジェンダーネガティブ, アクセプタンスーポジティブ, アクセプタンスーネガティブ, Overall *D score*) を従属変数とし, 2 要因の多変量分散分析を行った。その結果, 群の主効果が有意であった (Wilks' Lambda = .784, $F(4,48) = 3.307$, $p = .018$, $partial \eta^2 = .216$.)。各試行における群間差を検討するためにボンフェローニ法による多重比較を行ったところ, 各試行すべてにおいて群間差が見られた (変容のアジェンダーポジティブ; $F(1,51) = 7.643$, $p = .008$, $partial \eta^2 = .130$, 変容のアジェンダーネガティブ; $F(1,51) = 7.721$, $p = .008$, $partial \eta^2 = .131$, アクセプタンスーポジティブ; $F(1,51) = 8.226$, $p = .006$, $partial \eta^2 = .139$, アクセプタンスーネガティブ; $F(1,51) = 5.614$, $p = .022$, $partial \eta^2 = .099$, Overall *D score*: $F(1,51) = 13.466$, $p < .001$, $partial \eta^2 = .209$)。これらのことから, ACT 学習者よりも非 ACT 学習者の方がすべての変容のアジェンダ IRAP の試行タイプにおいて, 変容のアジェンダ IRAP 得点が高いことが示された。

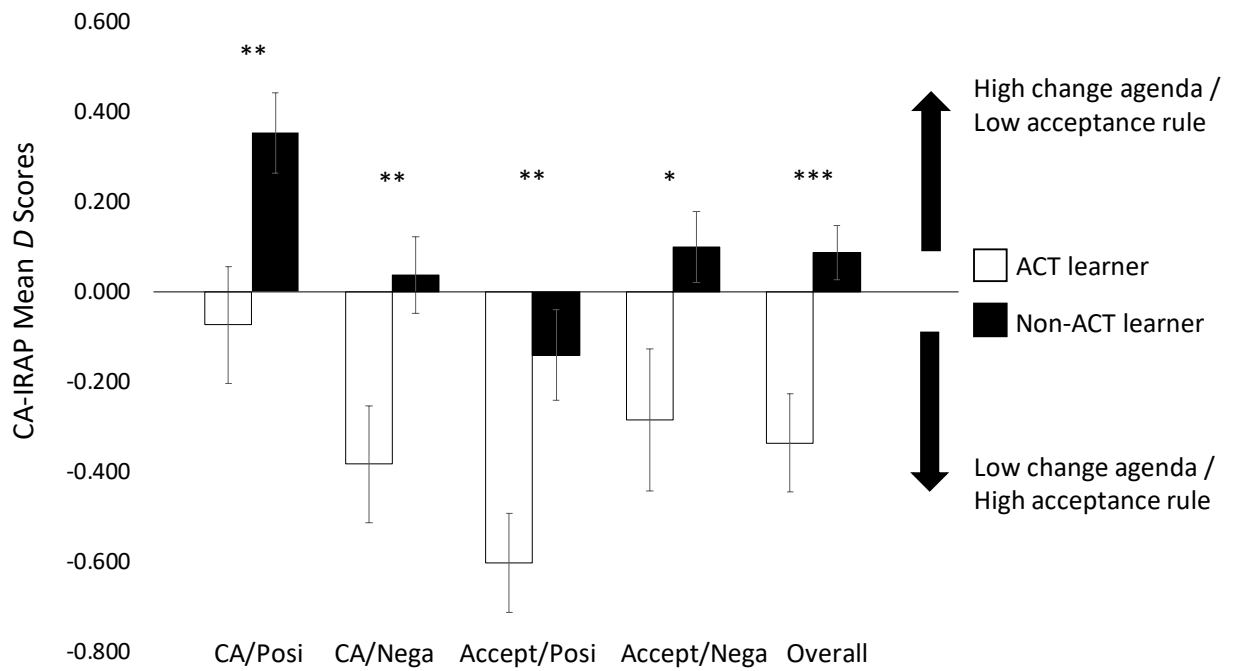


Figure 3-3. The CA-IRAP trial type *D* scores of ACT learner and Non-ACT learner.

Note. * $p < 0.05$, ** $p < 0.01$, *** $p < 0.001$, CA = Change agenda, Accept = Acceptance, Posi = Positive, Nega = Negative. Error bars represent standard errors.

CAQ-b と AAQ-II の予測的妥当性

副次的な解析として、CAQ-b と AAQ-II においても ACT 学習者と ACT 非学習者の間で得点の差がみられるか検討を行った (Figure 3-4, 3-5.)。群 (ACT 学習者・ACT 非学習者) を独立変数、CAQ-b と AAQ-II をそれぞれ従属変数とし、1 要因の分散分析 (被験者間計画) を行った。その結果、CAQ-b において群の主効果が有意であった ($F(1,53) = 21.055$, $p < .001$, $partial \eta^2 = .292$)。一方で、AAQ-II においては群の主効果が見られなかった ($F(1,53) = 1.837$, $p = .181$, $partial \eta^2 = .035$)。

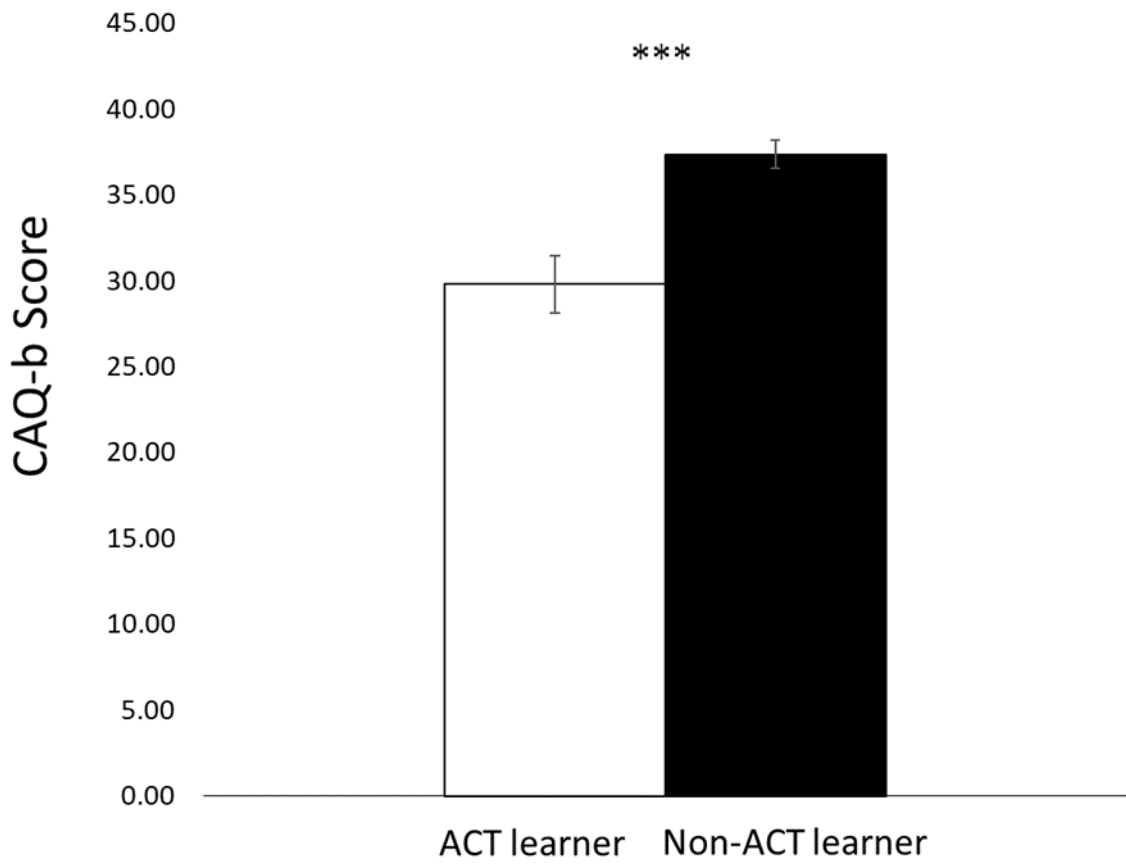


Figure 3-4. The CAQ-b score of ACT learner and Non-ACT learner.

Note. *** $p < 0.001$, Error bar represent standard errors.

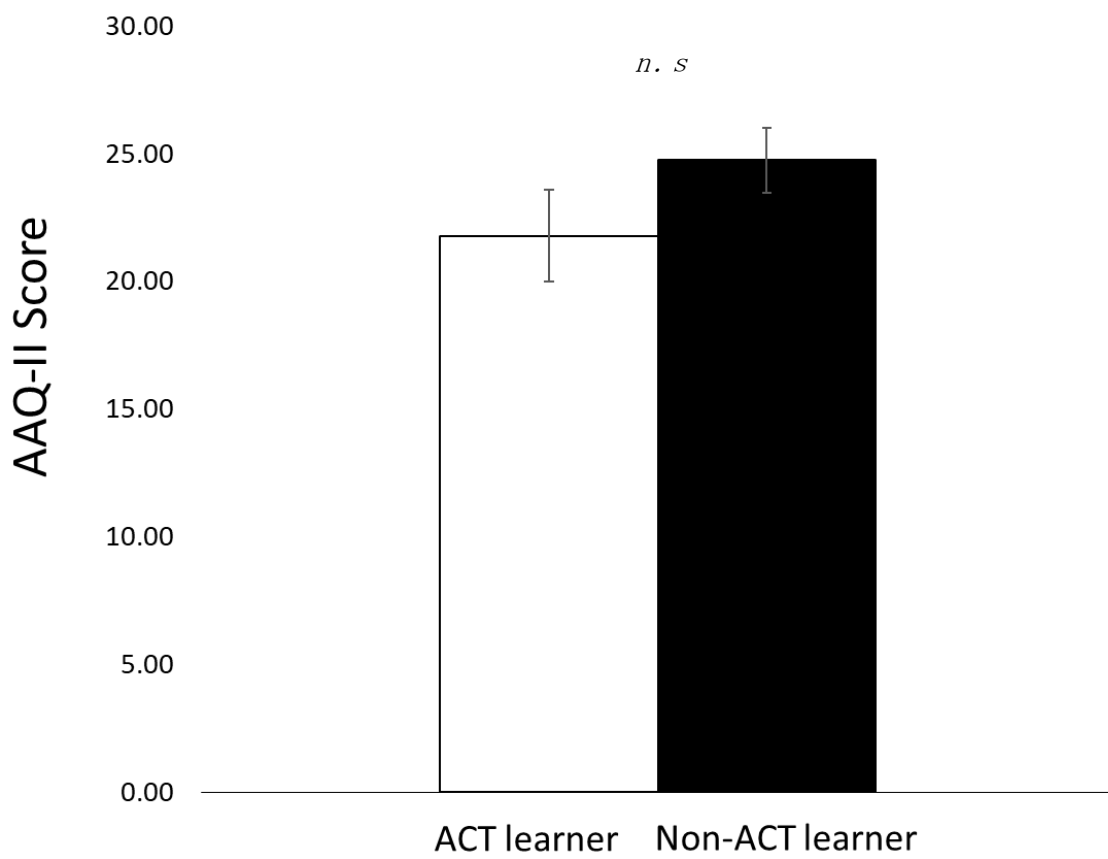


Figure 3-5. The AAQ-II score of ACT learner and Non-ACT learner.
Note. Error bar represent standard errors.

変容のアジェンダ IRAP の再検査信頼性

除外基準に当てはまらなかった 45 名が変容のアジェンダ IRAP の再検査信頼性の解析対象となった (Table 3-7)。まず、変容のアジェンダ—ポジティブ試行、アクセプタンス—ポジティブ試行、Overall *D* score の再検査信頼性は fair の基準を満たした (順に、 $ICC(2,1) = .41, p < .001, 95\% CI [0.18, 0.59]$, $ICC(2,1) = .50, p < .001, 95\% CI [0.30, 0.67]$, $ICC(2,1) = .44, p < .001, 95\% CI [0.22, 0.62]$)。一方で、変容のアジェンダ—ネガティブ試行、アクセプタンス—ネガティブ試行の再検査信頼性は fair の基準を満たさなかった (順に、 $ICC(2,1) = .22, p = .074, 95\% CI [-0.03, 0.44]$, $ICC(2,1) = .24, p = .055, 95\% CI [-0.01, 0.46]$)。

ACT 学習者と ACT 非学習者における変容のアジェンダ IRAP の再検査信頼性

ACT に関する学習の程度が変容のアジェンダ IRAP の再検査信頼性に影響を与える可能性が考えられるため、副次的な解析として、ACT 学習者と ACT 非学習者における変容のアジェンダ IRAP の再検査信頼性の値を算出した (Table 3-8)。ACT に関する学習の程度が変容のアジェンダ IRAP の再検査信頼性に影響を与える可能性があると考えた理由は、変容のアジェンダやアクセプタンスに関する学習が多い者ほど (関係反応が強い)、2 時点で変容のアジェンダ IRAP を実施した場合に、1 回目と 2 回目で IRAP 得点のばらつきが少ないと考えたためである。

ACT 学習者 11 名において変容のアジェンダ IRAP の再検査信頼性を算出したところ、Overall *D* score は good の基準が示された ($ICC(2,1) = .63, p = .014, 95\% CI [0.21, 0.86]$)。また、変容のアジェンダ—ポジティブ、アクセプタンス—ポジティブの再検査信頼性は fair の基準が示された

(順に, $ICC(2,1) = .59, p = .022, 95\% CI [0.15, 0.84], ICC(2,1) = .53, p = .053, 95\% CI [0.01, 0.79]$)。一方で, 変容のアジェンダーネガティブとアクセプタンスーネガティブ試行の再検査信頼性は fair の基準を示さなかった ($ICC(2,1) = .00, p = .500, 95\% CI [-0.50, 0.50], ICC(2,1) = .32, p = .15, 95\% CI [-0.19, 0.70]$)。

ACT 非学習者 17 名においても, 変容のアジェンダ IRAP の再検査信頼性の値を算出したところ, アクセプタンスーポジティブ試行と Overall は good の基準を示した (順に, $ICC(2,1) = .64, p = .002, 95\% CI [0.32, 0.82]$, Overall D score: $ICC(2,1) = .63, p = .002, 95\% CI [0.32, 0.82]$)。また, 変容のアジェンダーポジティブ試行と変容のアジェンダーネガティブ試行の再検査信頼性は fair の基準が示された (順に, $ICC(2,1) = .42, p = .040, 95\% CI [0.04, 0.70], ICC(2,1) = .44, p = .033, 95\% CI [0.06, 0.71]$)。

アクセプタンスーネガティブ試行においては fair の基準は示されなかった ($ICC(2,1) = .24, p = .170, 95\% CI [-0.17, 0.58]$)。

Table 3-7

The test-retest reliability of the CA-IRAP.

Full sample		
<i>N</i> = 45		
	<i>ICC</i>	<i>95% CI</i>
Measures		
CA-Positive	0.41***	0.18 to 0.59
CA-Negative	0.22†	-0.03 to 0.44
Accept-Positive	0.50***	0.30 to 0.67
Accept-Negative	0.24†	-0.01 to 0.46
Overall	0.44***	0.22 to 0.62
CAQ-b	0.91***	0.85 to 0.94
AAQ-II	0.83***	0.74 to 0.90

Note. † $p < 0.1$, * $p < 0.05$, ** $p < 0.01$, *** $p < 0.001$, CAQ-b = Change Agenda Questionnaire-believability, AAQ-II = Acceptance and Action Questionnaire-II, the results of the CAQ-b and AAQ-II were described for reference only. CA = Change agenda, Accept = Acceptance.

Table 3-8

The test-retest reliability of the CA-IRAP in the sub-group.

	ACT learner		Non-ACT learner	
	<i>N</i> = 11		<i>N</i> = 17	
	<i>ICC</i>	<i>95% CI</i>	<i>ICC</i>	<i>95% CI</i>
Measures				
CA-Positive	0.59*	0.15 to 0.84	0.42*	0.04 to 0.70
CA-Negative	0.00	-0.50 to 0.50	0.44*	0.06 to 0.71
Accept-Positive	0.49*	0.01 to 0.79	0.64**	0.32 to 0.82
Accept-Negative	0.32	-0.19 to 0.70	0.24	-0.17 to 0.58
Overall	0.63**	0.21 to 0.86	0.63**	0.32 to 0.82
CAQ-b	0.83***	0.55 to 0.94	0.87***	0.70 to 0.94
AAQ-II	0.75***	0.43 to 0.91	0.73***	0.48 to 0.88

Note. † $p < 0.1$, * $p < 0.05$, ** $p < 0.01$, *** $p < 0.001$, CAQ-b = Change Agenda Questionnaire-believability, AAQ-II = Acceptance and Action Questionnaire-II, the results of the CAQ-b and AAQ-II were described for reference only. CA = Change agenda, Accept = Acceptance.

ID	Practice block												75%			
	1st consistent		1st inconsistent		2nd consistent		2nd inconsistent		3rd consistent		3rd inconsistent			4th consistent		4th inconsistent
1	83	1594	79	1852	100	1539	71	1993	96	1867	79	1609	83	1843	67	1899
2	46	2211	79	1688	58	1867	100	1312	67	1985	67	1312	75	1789	75	1516
3	42	812	54	2117	54	390	38	843	38	726	46	359	33	367	46	273
4	62	2696	62	2241	79	2758	88	1844	79	2430	88	1790	75	2516	75	1532
5	54	2429	33	2289	71	2047	50	1782	42	2086	38	2289	79	2039	42	2187
6	71	2141	58	2383	75	1945	79	1992	67	2257	67	2367	88	2383	67	2562
7	62	1656	54	1727	58	1617	79	1484	62	1766	88	1359	58	1953	75	1531
8	46	2469	50	2305	50	2382	38	2071	50	2546	58	2219	46	2312	58	2382
9	46	1118	58	1336	46	851	46	1101	54	1469	75	2039	67	2461	67	1711
10	67	2648	46	2454	42	2641	71	2367	42	2743	54	2750	79	2649	67	2460
11	71	1508	71	1195	79	1578	88	1359	79	1406	88	1312	83	1312	79	1359
12	50	2180	38	2077	62	2258	67	1812	46	1648	46	2227	46	1601	62	1836
13	42	3007	46	2914	62	2250	42	3289	42	2915	25	3875	92	1774	79	1914
14	50	2398	71	2008	67	2000	79	1633	75	1859	67	1758	75	2031	75	2000
15	54	1679	71	1960	75	1640	79	1188	75	1539	83	1149	71	1703	92	1493
16	42	2554	58	602	42	1094	54	813	58	922	54	1640	54	1742	62	1882
17	46	1914	50	1617	62	2125	58	1680	67	2453	50	2413	50	1812	42	2016
18	46	1976	50	4149	92	1585	54	2227	88	1563	62	1984	83	1430	79	1898
19	42	2133	46	2163	46	1929	54	1781	38	1672	46	1968	38	1922	58	1930
20	75	1500	29	3624	83	1453	71	1836	58	2312	75	1789	67	1704	50	2555
21	46	2664	67	2156	54	3266	88	1952	71	3094	79	2031	67	3376	83	1992
22	75	1976	58	2976	96	2078	96	3906	100	2125	54	2390	88	1969	96	3015
23	58	2110	50	2304	75	2265	92	1899	67	1640	75	1844	62	1742	75	1750
24	67	2484	54	2656	33	2679	54	2422	79	1679	71	1946	67	1382	88	1789
25	42	2156	50	1844	67	1945	29	1851	58	2234	71	2079	83	1992	75	2024
26	75	2117	71	2000	79	1812	100	1470	71	1953	88	1445	75	1891	96	1305
27	58	1594	54	1789	58	922	58	1648	50	749	62	515	62	328	54	492
28	88	2554	62	2938	83	2430	54	2547	67	2360	42	2672	83	2157	71	2766
29	50	1351	54	1547	54	1743	58	1524	75	1266	79	1164	75	1265	96	1140
30	38	3093	46	2492	71	3321	67	2571	62	5063	67	2609	75	4359	88	2665
31	54	1516	75	1133	54	984	50	1172	46	1914	75	1828	54	1461	54	1609
32	42	1891	42	1812	58	1516	33	1742	29	1852	71	1617	71	1930	62	1968
33	58	2196	58	1782	54	2476	88	1632	71	2164	92	1898	71	2312	100	2078
34	75	2023	75	2094	92	1781	75	1969	75	2094	88	1640	58	1906	79	2062
35	50	797	50	1555	38	1836	33	657	71	1617	58	2421	88	2070	62	2172
36	38	3102	46	2828	62	1953	71	2039	79	1500	88	1360	58	1782	79	1414
37	50	1492	50	1656	50	1211	62	1726	58	1640	29	2171	50	2032	50	1500
38	79	2797	58	2774	71	3047	92	2047	88	3133	92	1985	67	3446	88	2273
39	62	2297	54	2031	62	2047	58	2273	88	2070	75	2149	62	1953	75	2031
40	62	1859	46	2274	67	1875	33	2852	96	2126	67	2469	92	1961	75	2469
41	54	1718	54	1461	54	1367	29	1320	29	1117	67	1672	50	1492	46	1468
42	50	1930	46	2211	79	2031	58	1797	92	1805	75	2336	83	1805	62	2304
43	58	1704	58	1329	67	1914	46	1976	88	1914	54	2187	79	1891	75	2172
44	58	1907	67	1923	71	2070	83	1782	58	1930	83	1602	75	1500	92	1156
45	54	2500	58	2594	67	2031	46	2054	67	3015	54	2781	67	2648	67	2336
46	67	1922	50	2375	75	1688	71	1922	88	1406	38	2195	83	1453	71	1539
47	54	2703	75	2313	71	2250	83	1765	58	1711	92	1914	79	2257	88	1789
48	58	2282	50	2125	50	2297	38	2289	75	1868	96	1797	79	2007	96	1360
Mean	56.60	2069.96	55.85	2118.19	64.90	1933.00	63.56	1858.56	66.23	1983.40	67.46	1935.94	69.69	1952.29	72.08	1866.13
SD	12.51	536.24	11.50	623.20	15.19	588.29	20.31	584.38	17.95	710.26	17.81	584.97	14.32	656.24	15.40	531.56

Over 75% Over 80%

Figure 3-7. Record of the practice blocks among Change agenda IRAP unachievers.

ACT非学習者の場合

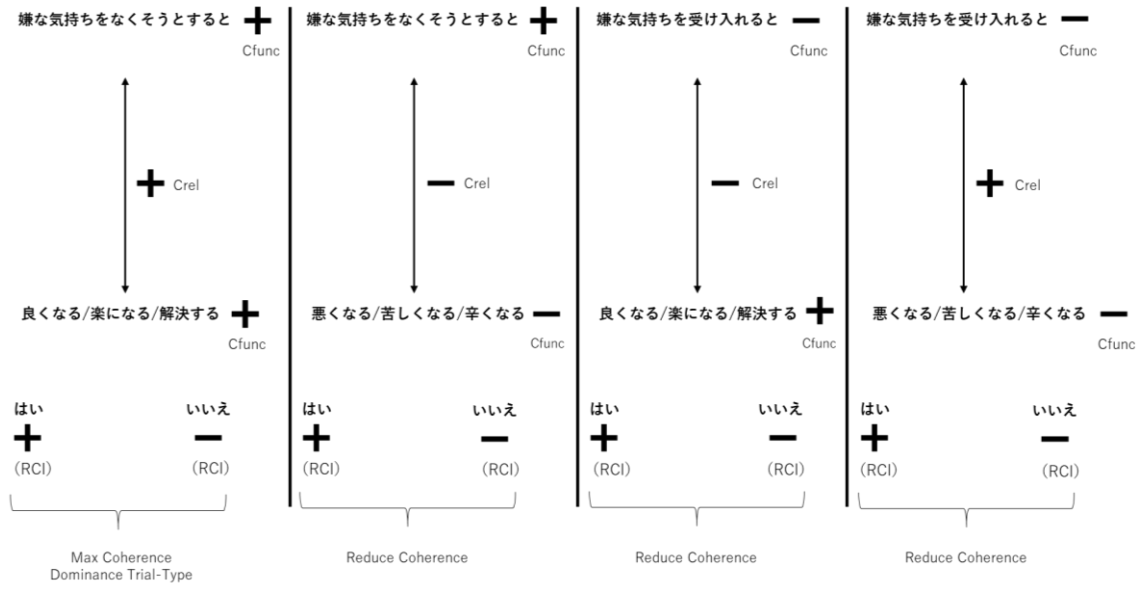


Figure 3-8. The DAARRE model as it applies to the change agenda IRAP in Non-ACT learner.

ACT 学習者の場合

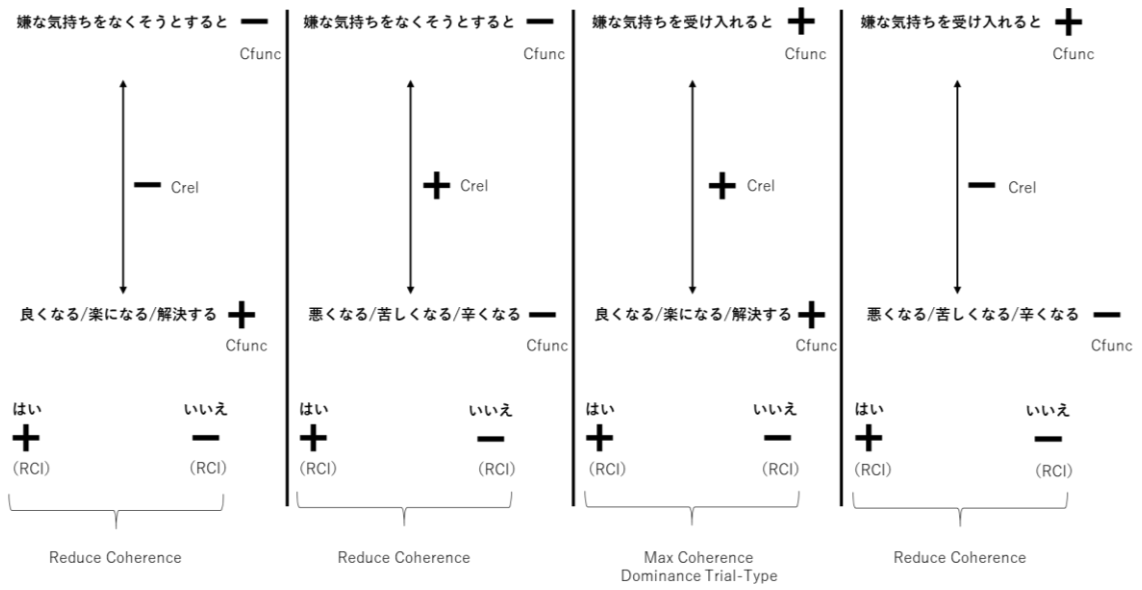


Figure 3-9. The DAARRE model as it applies to the change agenda IRAP in ACT learner.

考 察

本研究の目的は、変容のアジェンダを測定する IRAP を作成し、その信頼性と妥当性を検討することであった。まず、変容のアジェンダ IRAP の項目を ACT の専門家によって協議し、項目の内容的妥当性を高めた。また、変容のアジェンダ IRAP の弁別的妥当性の結果について、変容のアジェンダーポジティブ試行と Overall *D* score においては、CAQ-b と弱い正の相関が有意に示された。また、変容のアジェンダーネガティブ試行では CAQ-b と弱い正の相関が有意傾向で示された。さらに、変容のアジェンダーポジティブ試行と Overall *D* score は STAI-T との間に弱い正の相関が有意傾向で示された。本研究の結果から、変容のアジェンダ IRAP の各試行タイプの得点は、CAQ-b、AAQ-II、STAI-T と低い相関関係であることが示され、弁別的妥当性が確認された。変容のアジェンダ IRAP の予測的妥当性に関して、すべての試行タイプで、ACT 学習者と ACT 非学習者の間で得点差がみられたことから (ACT 非学習者の方が変容のアジェンダが強かった)、変容のアジェンダ IRAP の予測的妥当性が確認された。変容のアジェンダ IRAP の再検査信頼性については、変容のアジェンダーポジティブ試行、アクセプタンスーポジティブ試行、Overall *D* score において fair の基準が示された。その一方で、変容のアジェンダーネガティブ試行とアクセプタンスーネガティブ試行の再検査信頼性は fair の基準が満たされなかった。

これらの結果から、変容のアジェンダ IRAP は、一部の項目において、再検査信頼性の問題があるものの、変容のアジェンダに関する短時間の即時的な関係反応を測定する指標として、弁別的妥当性と予測的妥当性を有する指標であることが考えられた。

変容のアジェンダ IRAP の弁別的妥当性に関する考察

まず、変容のアジェンダ IRAP の弁別的妥当性に関する結果について考察する。本研究の結果、変容のアジェンダーポジティブ試行と変容のアジェンダーネガティブ試行が CAQ-b と弱い正の相関を示し、仮説が支持された。一方で、仮説に反して、CAQ-b とアクセプタンスーポジティブ試行、CAQ-b とアクセプタンスーネガティブ試行に有意な相関関係が示されなかった。従来から、体験の回避の反対の行動パターンはアクセプタンスであると説明されている (e.g., Blackledge, & Haye, 2001; Fernández-Rodríguez, Paz-Caballero, González-Fernández, & Pérez-Álvarez, 2018; 松本, 2014)。このことから、アクセプタンスの IRAP 項目と CAQ-b (体験の回避を導くルールとして) には弱い正の相関が示されると想定していたが、本研究の結果では、アクセプタンスの IRAP 項目と CAQ-b に明確な関連が示されなかった。このことから、体験の回避を導くとされる変容のアジェンダとアクセプタンスのルールは同次元上に位置しない可能性が考えられた。

変容のアジェンダ IRAP の予測的妥当性に関する考察

次に、変容のアジェンダ IRAP の予測的妥当性に関する結果について考察する。本研究の結果、変容のアジェンダ IRAP のすべての試行タイプにおいて、ACT 非学習者の得点が高く、ACT 学習者の得点が低いという仮説を支持する結果が得られ、変容のアジェンダ IRAP の予測的妥当性が示された。

変容のアジェンダーポジティブ試行の結果について仮説通り、非 ACT 学習者は ACT 学習者よりも、*D score* の得点が高かった。つまり、ACT を知らない一般的な大学生の方が変容のアジェンダ IRAP の得点が高い

ことが示された。この結果の理由として、変容のアジェンダのような問題解決的な思考は社会適応に重要な役割を果たしており (Hayes et al., 2012 武藤・三田村・大月訳 2014), 変容のアジェンダは彼らが所属する言語共同体から強化されているためであると考えられる (Strosahl, Robinson, & Gustavsson, 2012)。一方で, ACT 学習者は変容のアジェンダの不機能性を理解しているため, 変容のアジェンダーポジティブ試行の不一致試行に早く反応したと考えられる。実際に, ACT のセルフヘルプ本を読むだけで, 体験の回避が減弱することが示されていることから (Muto et al., 2011), ACT 学習者は変容のアジェンダが役に立たないことを理解している可能性が高いと考えられる。

変容のアジェンダーネガティブ試行の結果について, ACT 学習者は ACT 非学習者よりも低い *D score* の得点を示した。この結果についても, ACT 学習者は変容のアジェンダの不機能性を学ぶ機会が多いため, 「変容のアジェンダーネガティブはい」に関する関係反応が強化されているという仮説が支持されたと考えられる。

アクセプタンスーポジティブ試行の結果についても仮説通り, ACT 学習者は ACT 非学習者よりも低い *D score* の得点が示された。この結果について, ACT 学習者は ACT を学習する中で, アクセプタンスのメリットを学んでいるため「アクセプタンスーポジティブ」の関係反応が強化されていると考えられる。しかしながら, 仮説に反して ACT 非学習者においても, アクセプタンスーポジティブ試行の *D score* は負の値を示した。このことから, 一般的な人々においても, アクセプタンスーポジティブのような関係反応は日頃から強化されている可能性が示唆された。

最後に, アクセプタンスーネガティブ試行の結果について, この試行においても, 両群の *D score* に差が見られた。おそらく, ACT 学習者は

「アクセプタンスーネガティブーいいえ」という不一致試行に早く反応したと考えられる。

本研究の目的とは逸れるが、本研究の重要な結果として、アクセプタンスーポジティブ試行では、ACT 学習者だけではなく、ACT 非学習者においても *D score* が負の値を示したことである（両者ともアクセプタンスーポジティブの関係反応をある程度保持している）。一方で、変容のアジェンダーポジティブ試行では、仮説通り ACT 非学習者が正の値を示した。これらの結果から、ACT 非学習者と ACT 学習者の大きな違いは、変容のアジェンダーポジティブの関係反応の強さであることがわかる。そのため、アクセプタンス介入の際は、アクセプタンスーポジティブの関係反応に着目するだけでは不十分であり、変容のアジェンダーポジティブの関係反応の強さも考慮すること、およびその関係反応を弱めること（創造的絶望）の重要性が示唆された。

変容のアジェンダ IRAP の再検査信頼性に関する考察

変容のアジェンダ IRAP の再検査信頼性に関する結果について、考察する。変容のアジェンダーポジティブ試行が *fair* の基準を満たしたことについて、前述したように多くの人々が日頃から、変容のアジェンダーポジティブの関係反応が強化されていることと（Blackledge, & Hayes, 2001; Strosahl, Robinson, & Gustavsson, 2012）、当該試行の刺激の組み合わせは最もシンプルに変容のアジェンダを表したものであり、回答しやすいため、再検査信頼性の値が *fair* の基準を満たしたと考えられる。

次に、アクセプタンスーポジティブ試行の再検査信頼性の値が *fair* の基準を満たしたことについても、刺激項目が答えやすい項目の組み合わせであることが関係していると考えられる。また、変容のアジェンダ

IRAP の予測的妥当性の結果からも、アクセプタンスーポジティブ試行の *D score* は ACT 学習者において負の大きな値を示している。このことから、当該試行の関係反応が強固である者が多く、再検査信頼性が *fair* の基準を示した可能性が考えられる。しかしながら、上記の2つの試行タイプについて *fair* の基準が満たされたものの、信頼区間は広いという問題点が存在する。そのため、本研究で得られた ICC の値については慎重に解釈すべきである。

変容のアジェンダーネガティブ試行やアクセプタンスーネガティブ試行の再検査信頼性が *fair* の基準を満たさなかった理由として、回答が難しい項目の組み合わせであったことが考えられる。Hussey et al. (2015) は、ラベル刺激とターゲット刺激がネガティブ刺激の組み合わせ（二重否定）になると回答が難しいことを指摘している。変容のアジェンダーネガティブ試行は完全な二重否定ではないが、回答することが非常に難しくなったことが予想され、再検査信頼性の値が低くなったことが考えられる。アクセプタンスーポジティブ試行の回答が難しいと想定される点については Differential arbitrarily applicable relational model の箇所の後述する。

最後に本研究では、副次的な解析として ACT 学習者と ACT 非学習者別に再検査信頼性の値を算出した。その結果、ACT 学習者では変容のアジェンダーポジティブ試行、アクセプタンスーポジティブ試行において再検査信頼性の *fair* の基準、Overall において *good* の基準を満たした。一方で、変容のアジェンダーネガティブ試行、アクセプタンスーネガティブ試行では *fair* の基準を満たさなかった。

また、仮説に反して、ACT 非学習者は、変容のアジェンダーポジティブ試行と変容のアジェンダーネガティブ試行は *fair* の基準を満たした。

また、アクセプタンスーポジティブ試行、Overallは goodの基準を満たした。ACT 学習者よりも ACT 非学習者の方が、変容のアジェンダーネガティブ試行やアクセプタンスーポジティブ試行の再検査信頼性の値が高くなったことについて、おそらく ACT 学習者の中で ACT の学習年数や知識の程度にばらつきがあり、変容のアジェンダについて学習が進みつつある者が含まれていた可能性が考えられる。ただし、再検査信頼性の検討に使用した ACT 学習者と ACT 非学習者のサンプル数はそれぞれ少数であることから、当該結果の解釈は慎重にすべきである。

変容のアジェンダ IRAP の予測的妥当性と再検査信頼性の結果をまとめて考えると、変容のアジェンダ IRAP は個人が保持している変容のアジェンダやアクセプタンスに関する関係反応の強さを測定することができると考えられる。また、変容のアジェンダ IRAP の再検査信頼性については、変容のアジェンダーポジティブ試行、アクセプタンスーポジティブ試行、Overallにおいては2時点で測定した場合においても、ある程度一貫した反応パターンが得られると考えられる。一方で、変容のアジェンダーネガティブ試行とアクセプタンスーネガティブ試行は再検査信頼性が低いことが示された。

本研究の限界を述べる。まず1つ目に ACT 学習者と ACT 非学習者の再検査信頼性の解析に用いたサンプルが少ない点である。今後はサンプルを増やし、本研究の結果が再現されるかどうかについて検討を行う必要がある。2つ目は、IRAPのカウンターバランス（一致試行から始めるか、不一致試行から始めるか）について、本研究では参加者間（一致試行から始める者と不一致試行から始める者）だけではなく、参加者内（実験1回目において一致試行から始めた者は実験2回目では不一致試行から始める）においてもカウンターバランスを設定した。そのため、当該

試行の関係反応が弱い者は、より再検査信頼性の値が低くなったことが想定される。3つ目の限界は、変容のアジェンダ IRAP の未達成者が多い点である。これは、Drake et al. (2016) などの先行研究と比較しても、課題の離脱率は高い。この点に関して、実験結果からわかることは、IRAP の達成基準を高く設定しすぎた可能性が考えられる (Figure 3-6, Figure 3-7)。本研究では 131 名中 48 名が 80% 以上、3,000ms の基準を満たすことができなかった。実際に未達成者の練習試行を見てみると、75% 以上の正答率を出せる試行も存在しており、基準を 75% で換算すると未達成者を 48 名から 24 名に減らすことができる。本研究では、Hooper et al. (2010) らを参考に、80% の正答率と 3,000ms 以内の回答を基準にしたが、文章刺激の回答を行うには基準が高く、正答率の基準を 80% から 75% に下げることによって離脱者を全体の 2 割にすることができると考えられた。そのほか、IRAP の離脱につながった要因として、IRAP 課題に関する十分な説明を実験参加者にすることができていなかった可能性が考えられる。また、IRAP に慣れるための練習課題について、未達成の者も変容のアジェンダ IRAP の実施へと進んでいたため、IRAP の課題が良く分からないまま変容のアジェンダ IRAP を実施させた可能性が考えられる。そのため、今後は、より十分に IRAP 課題の実施に関する説明を実験参加者に行うことが望まれる。

変容のアジェンダ IRAP が測定している関係反応の種類について

変容のアジェンダ IRAP が測定している関係反応の種類について、本研究で用いたターゲット刺激、ラベル刺激、反応選択肢に基づいて解釈する。本研究で用いたラベル刺激は「嫌な気持ちをなくそうとすると」と「嫌な気持ちを受け入れると」である。ターゲット刺激は「良くなる

／楽になる／解決する」, 「悪くなる／苦しくなる／辛くなる」である。ターゲット刺激とラベル刺激の関係性は, 「～をすると」と「その結果」の組み合わせであると考えられる。関係反応の種類には異同 (A と B は異なる), 等価 (A は B と同じである), 比較 (A の反対は B), 階層 (A は B の一部), 時間 (A の後に B), 因果 (A は B の原因), 条件 (A が B の条件), 指示的 (A は私で B はあなた) がある (e.g., Hughes & Barnes-Holmes, 2016)。変容のアジェンダ IRAP のラベル刺激とターゲット刺激の関係性を考えると因果の関係反応であると考えられる。一般的な IRAP は同類や反対という反応選択肢を用いて, 等価の関係反応などを測定するが, 本研究で用いた反応選択肢は「はい」と「いいえ」であり, ラベル刺激とターゲット刺激の関係反応の一致度を測定していると考えられる。これらのことから, 変容のアジェンダ IRAP は, ラベル刺激「例: 嫌な気持ちをなくそうとすると」とターゲット刺激「例: 良くなる／楽になる／解決する」の因果の関係反応の強さを「はい」と「いいえ」の反応選択肢によって測定していると考えられる。

DAARRE Model を用いた変容のアジェンダ IRAP の解釈

最後に, 本研究の主な目的ではないが, 変容のアジェンダ IRAP の予測的妥当性の結果について考察を深めるために, Finn, Barnes-Holmes, & McEnteggart (2018) の Differential arbitrarily applicable relational model (以下, DAARRE Model とする) の観点から解釈を行う。なぜなら, REC Model では, IRAP で用いる刺激の方向づけ (orienting) 機能や, それらが反応選択肢の機能とどのように相互作用しているかを詳細に説明できないためである。これまでの IRAP 研究では, 4 つの試行タイプはそれぞれ等しくヒストリー (学習歴のようなものを指す) を敏感に捉えるこ

とができると想定されていた。しかしながら、近年、4つの試行タイプが同じようにヒストリーを敏感に捉えていないというエビデンスが散見されるようになった (Finn, Barnes-Holmes, Hussey, & Graddy, 2016)。具体的な例の1つとしては、4つの試行タイプのうち、1つの試行タイプが他の3つの試行タイプよりも大きな IRAP 得点が見られるというものである (Finn et al., 2016)。これは、Single-trial-type dominance effect と呼ばれており、そうした IRAP の各試行タイプのパフォーマンスについて説明を試みるのが DAARRE Model であり、キー変数の確認を行うものである (Finn et al., 2018)。DAARRE Model の中核的な仮説は、試行タイプの得点は、Cfunc プロパティと Crel プロパティと RCI プロパティの反応選択肢によって示されるというものである。DAARRE Model では、行動的影響のキーとなる3つのソースを特定する。1つ目がラベル刺激とターゲット刺激の関係であり、Crel とラベルづけされる。2つ目は、ラベル刺激とターゲット刺激の方向的 (orienting) な機能のことであり、Cfunc とラベルづけされる。3つ目は、2つの反応選択肢 (例: はい, いいえ) の一貫性 (coherence) の機能である。

実際に、Finn, Barnes-Holmes, & McEnteggart (2018) を参考に、変容のアジェンダ IRAP に対して DAARRE Model を適用したものを Figure 3-8 に示す。ここでは ACT 非学習者において、想定される変容のアジェンダ IRAP のラベル刺激、ターゲット刺激、反応選択肢の機能を整理した。まず、ラベル刺激の「嫌な気持ちをなくそうとすると」の Cfunc プロパティはプラス (ACT 非学習者にとっては、馴染みがあり、高い頻度で接している刺激であると考えた)、ラベル刺激の「嫌な気持ちを受け入れる」というラベル刺激の Cfunc プロパティはマイナス (ACT 非学習者にとっては、嫌な気持ちをなくそうとすると、よりは低い頻度で接している刺

激であると考えた)とした。また、ターゲット刺激の「良くなる／楽になる／解決する」の Cfunc はプラス，ターゲット刺激の「悪くなる／苦しくなる／辛くなる」の Cfunc はマイナスであると想定した (Figure 3-8)。これは，ポジティブな単語の方がネガティブな単語よりも接触頻度が高いことが想定されるからである (Zajonc, 1968)。次にラベル刺激とターゲット刺激の関係性が一貫 (coherence) している場合は，Crel がプラスとなり，一貫していない場合は，Crel がマイナスとなる。ACT 非学習者において、「嫌な気持ちをなくそうとすると一良くなる」という関係性は，意味が通るものであると考えられ，Crel はプラスとした。その他のラベル刺激とターゲット刺激の関係性も同じ観点からラベルづけをおこなった。反応選択肢について正しいのは「はい」であり，RCI はプラスである。これらを整理すると，一致試行の Single-trial-type dominance effect (Max coherence) は変容のアジェンダーポジティブ試行「嫌な気持ちをなくそうとすると一良くなる一はい」に出ると考えられる (Finn et al., 2018)。DAARRE Model では，この一貫性 (coherence) の高さが IRAP 得点に影響すると考えられている。さらに，Finn et al. (2018) を参考に確認をしていくと，アクセプタンスーネガティブ試行「嫌な気持ちを受け入れると一悪くなる」は，一致試行において「はい」の反応が求められるが (RCI はプラス)，Cfunc は 2 つともマイナスであり一貫しない。不一致試行では、「いいえ」のマイナスの反応を求められ (RCI はマイナス)，ラベル刺激やターゲット刺激の Cfunc (-) と一致するが Crel (+) とは一貫しない。さらに，残りの変容のアジェンダーネガティブ試行「嫌な気持ちをなくそうとすると一悪くなる」とアクセプタンスーポジティブ試行「嫌な気持ちを受け入れると一良くなる」もラベル刺激とターゲット刺激の Cfunc，Crel と RCI に一貫性がない。これらのことから，変

容のアジェンダーポジティブ試行タイプ「嫌な気持ちをなくそうとすると一良くなる一はい」は、他の3つの試行タイプよりも大きな IRAP の得点が見られる。つまり、変容のアジェンダーポジティブ試行に Single-trial-type dominance effect (Max coherence) が見られると理論的に考えることができる。実際に本研究では、ACT 非学習者において、変容のアジェンダーポジティブ試行は、他の3つの試行タイプよりも顕著な *Dscore* が示されており（変容のアジェンダが強い）、DAARRE Model の理論通りの結果が得られていることが考えられる（Figure 3-3）。

一方で、DAARRE Model に沿って考察していくと、ACT 学習者と ACT 非学習者ではラベル刺激の *Cfunc* とラベル刺激とターゲット刺激の *Crel* が異なる可能性が考えられた（Figure 3-8, 3-9）。大きく異なるのは、ラベル刺激の「嫌な気持ちをなくそうとすると」の *Cfunc* プロパティについて、ACT 非学習者にとっては、プラスとラベルづけしたが、ACT 学習者にとっては「嫌な気持ちを受け入れると」に馴染みがあり、識別能力が高く、高頻度で接していると考えられるため、「嫌な気持ちをなくそうとすると」にはマイナスをラベルづけし、「嫌な気持ちを受け入れると」というラベル刺激には、プラスをラベルづけした。もうひとつ、ACT 非学習者との大きな違いは、ラベル刺激とターゲット刺激の関係性である。ACT を学習している者は、変容のアジェンダの不機能性と、アクセプタンスの有効性を理解していることが想定される。そのため、ラベル刺激とターゲット刺激の関係性は、ACT 非学習者とは真逆になると考えられた（ACT 非学習者において、嫌な気持ちを受け入れると一良くなるの *Crel* はマイナスであったが、ACT 学習者においてはプラスに切り替わる）。ターゲット刺激の *Cfunc* については、ACT 学習者と ACT 非学習者は同様であると考えた。以上のことから、ACT 学習者の DAARRE Model につい

て、Finn et al.(2018)を参考に考えると、Single-trial-type dominance effect (Max coherence)は、アクセプタンスーポジティブ試行の不一致試行の際に出力されると考えられる(「嫌な気持ちを受け入れると一良くなるーはい」)。実際に、ACT 学習者において、最も顕著な Dscore が示されたのはこの試行タイプの不一致試行であり、DAARRE Model で整理した通りの結果が得られている (Figure 3-3)。これらの DAARRE Model を用いた考察は、事後的なものであるが、ACT 非学習者において変容のアジェンダーポジティブ試行で最も大きな Dscore が得られた理由や、ACT 非学習者においてアクセプタンスーポジティブ試行で最も大きな Dscore が得られた理由の説明を補完するものであると考えられる。

また、この観点から考えると、ACTを学習することによって、もたらされる大きな変化は、ラベル刺激とターゲット刺激の関係性が変わることである。もちろん、ACTの介入は複雑であるため、その限りではないが、少なくとも創造的絶望のような介入は、変容のアジェンダ IRAP で使用したラベル刺激とターゲット刺激の関係性 (Crel) を変えるものであると考察される (Figure 3-3, 3-8, 3-9)。

さらに、DAARRE Model の図 (Figure 3-8, Figure 3-9) を参考に、変容のアジェンダ IRAP の再検査信頼性についても考察を行う。再検査信頼性に用いたサンプルは45名であり、そのうち29名がACTの学習年数が0年であり、16名がACTを1年以上学習していた。ACTを1年以上学習している者においても、学習のレベルにはばらつきがあり、ACT非学習者におけるDAARRE Modelによって解釈を行う方が適切な者も存在したことが考えられる。いずれにしても、ACT学習者とACT非学習者のDAARRE Modelの図を参照すると (Figure 3-8, Figure 3-9)、Single-trial-type dominance effect (Max coherence) が出ると想定される

試行タイプは、Cfunc と Crel と RCI がすべて一貫する変容のアジェンダーポジティブ試行（一致試行においてすべてプラス）である。また ACT に理解がある者からすると、アクセプタンスーポジティブ試行（不一致試行においてすべてプラス）においても Single-trial-type dominance effect（Max coherence）が出ると考えられる。それ以外の「変容のアジェンダーネガティブ」試行と「アクセプタンスーネガティブ」試行では、一致試行や不一致試行において、ターゲット刺激、ラベル刺激、反応選択肢のプラスとマイナスがすべて一貫することがない。実際に、再検査信頼性が低かった試行タイプは、「変容のアジェンダーネガティブ」試行と「アクセプタンスーネガティブ」試行であり、ターゲット刺激、ラベル刺激と反応選択肢が持つ機能の一貫性のなさが、低い再検査信頼性の値につながったのではないかと考察できる。実際に、先行研究（Drake et al., 2016）においても、すべての試行タイプにおいて同じ再検査信頼性の値が得られてはいない。これらのことから、IRAP ではターゲット刺激とラベル刺激と反応選択肢が持つ機能とその相互作用によって、再検査信頼性が高くなる試行タイプと低くなる試行タイプが存在すると考えられ、それらは Single-trial-type dominance effect（Max coherence）と同様の観点から解釈できる可能性が示唆された。

第 3 節 本章のまとめ

本章では、変容のアジェンダを測定する IRAP を作成し、その信頼性と妥当性の検討を行った。本研究の結果、変容のアジェンダ IRAP は、一部の項目において、再検査信頼性の問題があるものの、変容のアジェンダ IRAP のすべての試行タイプにおいて、予測的妥当性が示された。また、変容のアジェンダ IRAP の項目は ACT の専門家によって選定して

おり、内容的妥当性を担保している。本研究の結果から、変容のアジェンダ IRAP は、変容のアジェンダの短時間の即時的な関係反応を測定する指標として妥当であることが示された。その一方で、変容のアジェンダ—ネガティブ試行とアクセプタンス—ネガティブ試行の再検査信頼性においては fair の基準が満たされなかった点や、各試行タイプの再検査信頼性の信頼区間が広い点が当該指標の課題として挙げられた。そのため、介入研究において、変容のアジェンダ IRAP を使用する際は、再検査信頼性が低い試行タイプについて考慮する必要性が考えられた。本章では、予測的妥当性と再検査信頼性の結果について、DAARRE Model からの考察も試みた。本研究結果は、変容のアジェンダ IRAP の信頼性と妥当性を確認したのみであるため、顕在指標 (CAQ-b) との比較における優位性の検討については、第 4, 5 章で検討を行う。

付記

第 3 章の内容は、国外学術雑誌である *The Psychological Record* (Inoue, Shima, Takahashi, Lee, Ohtsuki, & Kumano, 2020) において公表されている。また、第 3 章の研究は、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: 2017-226) を得ている。

第 4 章

変容のアジェンダ IRAP のアクセプタンス行動の予測力の検討

—コールドプレッサー課題を用いて— (研究 2)

第 1 節 コールドプレッサー課題を用いた実験

目的

第 3 章までの研究において、変容のアジェンダを測定する IRAP を作成し、その信頼性や妥当性の検討を行った。第 4 章では、変容のアジェンダ IRAP がアクセプタンス介入によるアクセプタンス行動の変化を予測することができるかについて検討を行う。また、その予測力について顕在指標である CAQ-b との比較も行う。

第 1 章において述べたように、ACT では体験の回避の代替行動として不快な私的出来事があるがままに受け入れるというアクセプタンスを提案する (Hayes, Strosahl, & Wilson, 1999a)。また、多くの研究において、アクセプタンス方略の有効性が示されている。例えば、Hayes et al. (1999b) や高橋ら (2002) は、0 ~ 1 °C の冷水にどれだけ手をつけているかを測定するコールドプレッサー課題を用いて、体験の回避方略とアクセプタンス方略の検証を行っている。そして、アクセプタンス介入が行われた群において、冷水の耐久時間が増加することが示されている。本研究では、アクセプタンスの行動指標として、コールドプレッサー課題を用いる。そして、アクセプタンス介入を行い、Pre の変容のアジェンダ IRAP の得点と Pre から Post にかけての冷水耐久時間の変化の関連を検討し、変容のアジェンダ IRAP がアクセプタンス介入による行動指標の変化を予測できるかを検証する。

方法

対象者

大学生，大学院生 97 名が参加した。首都圏の大学に通う学生を対象とし，講義後の教場での呼びかけや大学構内の実験参加者募集ポスターにて実験参加者を募集した。アクセプタンス群 49 名，統制群 48 名に無作為に割り付け，最終解析対象者はアクセプタンス群 21 名（男性 4 名，女性 17 名，平均年齢 21.38， $SD = 2.62$ ），統制群 20 名（男性 6 名，女性 14 名，平均年齢 21.30， $SD = 3.26$ ）であった。除外基準として，変容のアジェンダ IRAP の練習試行をクリアできなかった者 44 名，冷水耐久時間が Pretest で 300 秒を超えた者 8 名（アクセプタンス群 3 名，統制群 5 名），冷水耐久時間の変化が外れ値の者 4 名（アクセプタンス群 3 名，統制群 1 名）を除外した。300 秒以上という基準は Masedo & Esteve (2007) や Forsyth & Hayes (2014) の先行研究にならった。冷水耐久時間の Pre から Post の変化率の外れ値については，スミノルフグラブス検定を行った。

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，実験内容の説明，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，取得したデータは研究の目的のみに使用されることなどを明示し，実験参加の同意書を得て実施された（承認番号：2017-226）。実験終了後に，実験参加者に対して，本研究の目的や意図の事後説明を行った。

測定指標

フェイスシート

性別と年齢をたずねた。

IRAP に慣れるための練習課題

IRAP の課題は難しいことから、変容のアジェンダ IRAP を実施する前に、IRAP 課題自体に慣れてもらうことを目的に IRAP に慣れるための練習課題への回答を求めた。IRAP に慣れるための練習課題は以下の 4 つの試行から構成された。快—ポジティブ試行（ラベル刺激「快である」、ターゲット刺激「愛は、自由は、喜びは、嬉しさは、楽しさは、心地よさは」、快—ネガティブ試行（ラベル刺激「快である」、ターゲット刺激「憎しみは、拘束は、苦しみは、切なさは、退屈は、痛みは」）、不快—ポジティブ試行（ラベル刺激「不快である」、ターゲット刺激「愛は、自由は、喜びは、嬉しさは、楽しさは、心地よさは」）、不快—ネガティブ試行（ラベル刺激「不快である」、ターゲット刺激「憎しみは、拘束は、苦しみは、切なさは、退屈は、痛みは」）。反応選択肢は「はい」と「いいえ」が用いられた。

練習フェーズは 24 試行の一致試行（一致ブロック）と 24 試行の不一致試行（不一致ブロック）を 1 セットとして、最大 2 セットを繰り返した。練習フェーズの達成基準は反応潜時の中央値を 2,000ms 以下とし、正反応率は 80% 以上が求められた。実験参加者が練習フェーズの同一セット内の一致ブロックおよび不一致ブロックのいずれにおいても達成基準を満たした時点で、本番フェーズへ移行した。本番フェーズは 2 セットであった。

変容のアジェンダ IRAP

変容のアジェンダ IRAP は、変容のアジェンダとアクセプタンスに関する項目への回答を求めた。変容のアジェンダ IRAP は以下の4つの試行から構成された。変容のアジェンダ—ポジティブ試行（ラベル刺激「嫌な気持ちをなくそうとすると」、ターゲット刺激「良くなる、楽になる、解決する」）、変容のアジェンダ—ネガティブ試行（ラベル刺激「嫌な気持ちをなくそうとすると」、ターゲット刺激「悪くなる、辛くなる、苦しくなる」）、アクセプタンス—ポジティブ試行（ラベル刺激「嫌な気持ちを受け入れると」、ターゲット刺激「良くなる、楽になる、解決する」）、アクセプタンス—ネガティブ試行（ラベル刺激「嫌な気持ちを受け入れると」、ターゲット刺激「悪くなる、辛くなる、苦しくなる」）、反応選択肢は「はい」と「いいえ」であり、PC画面の右下と左下にランダムに提示された。IRAP得点が高いほど、個人の変容のアジェンダに関する短時間の即時的な関係反応が強いことを示す。IRAP得点が高いほど、アクセプタンスに関する短時間の即時的な関係反応が強いことを示す。

練習フェーズは一致試行（一致ブロック：24試行）と不一致試行（不一致ブロック：24試行）を1セットとして、最大4セットを繰り返した。練習フェーズの達成基準は反応潜時の中央値を3,000ms以下とし、正反応率は80%以上が求められた。実験参加者が練習フェーズの同一セット内の一致ブロックおよび不一致ブロックのいずれにおいても達成基準を満たした時点で、本番フェーズへ移行した。本番フェーズは3セットであった。本番フェーズにおいても、中央反応潜時の3,000msかつ正反応率80%を意識して回答するように教示した。IRAPに慣れるための練習課題と変容のアジェンダ IRAPはMicrosoft Visual Basic 6.0で作成されたIRAP課題を用いた（木下ら，2012）。

Change agenda Questionnaire-believability (CAQ-b; 嶋ら, 2018)

CAQ-bは7項目から構成される変容のアジェンダへの確信度の程度を測定する質問紙である。7件法（1 = 全くそう思わない, 7 = とてもそう思う）であり, 得点が高いほど変容のアジェンダへの確信度が高いことを示す。「感情や考えはコントロールできなければならない」, 「不快な感情をなくそうとするのは当然のことだ」などの項目が含まれる。

コールドプレッシャー課題（アクセプタンスの行動指標）

冷水の耐久時間をアクセプタンスの行動指標とした。水深 10cm, 水温は 3 ~ 4 °C に設定した。室温 18 度に設定した。冷水に対して「できるだけ長く冷水に手をつけるように」教示した。冷水耐久時間はアクセプタンスの介入によって増加することが示されている（Hayes et al.,1999）。

アクセプタンスの主観指標：Visual Analogue Scale（VAS）

冷水の冷たさや痛みを避けようとしたという項目に対して, 「0 を避けようとした」, 「100 を観察しようとした」とし, 10cm の線上に線を引くように求めた。得点が高いほど, 主観的なアクセプタンスが高いことを示す。

実験手続き

実験はすべて個別に実施された。実験は Pre, 介入期, Post から構成された（Figure 4-1）。実験 1 日目の Pre では, フェイスシート, CAQ-b, IRAP に慣れるための練習課題, 変容のアジェンダ IRAP, コールドプレッシャー課題, アクセプタンスに対する主観的評価への実施と回答を参加者に求めた。コールドプレッシャー課題については, 「できるだけ長い時間,

手を冷水につけるようにしてください。無理はしなくても大丈夫です」と教示した。コールドプレッサーの冷水耐久時間の測定は介入者が行った。冷水耐久時間の測定場所は実験参加者から最も遠く離れた場所で、実験参加者から測定者が見えないように意識した。これは測定していることが実験参加者に与える影響を少なくするためであった。実験2日目は介入とPostが設けられた。実験1日目と実験2日目の間隔は約1週間であった。介入は、アクセプタンス群にはアクセプタンスを促進する介入を行い、統制群には地球温暖化に関する本を10分間黙読させた。地球温暖化の本を選択した理由は、心理的に効果がない介入を行うためであった。介入は国内外のACTのワークショップに参加し、ACTの臨床経験が1年であった著者がすべて行った。介入後、Postでは、CAQ-b、変容のアジェンダIRAP、コールドプレッサー課題、アクセプタンスに対する主観的評価を求めた。最後に、すべての実験参加者に対して謝礼を渡し、実験の目的と介入内容について事後説明を行った。

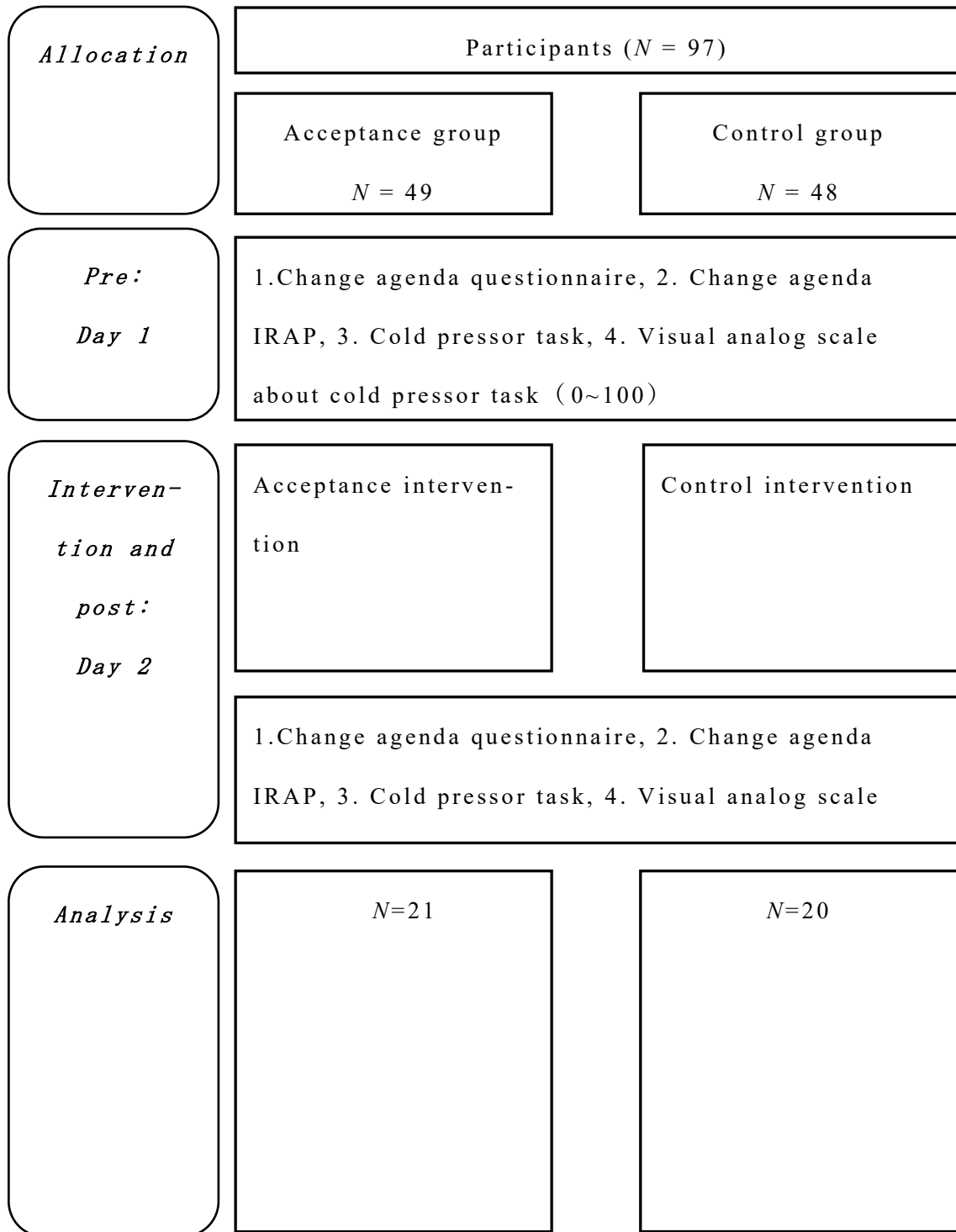


Figure 4-1. Experimental design.

アクセプタンス群への介入内容

介入期におけるアクセプタンス群への介入は2つのエクササイズから構成された。アクセプタンスエクササイズ1は、白くま抑制実験を用いた（Wegner et al., 1987）。白くま抑制実験を用いた目的は、アクセプタンスエクササイズの導入として私的出来事をコントロールすることの難しさを体験するために用いた。思考抑制の不機能性の理解は、高橋ら（2002）における、アクセプタンス介入の1つに組み込まれている。介入者は実験参加者に対し、①「日頃、嫌な気持ちや考えが浮かぶことはありますか。また、それに対してどのように対処しているか」を質問した。返答内容の例としては、「他のことを考えて忘れようとする」、「あまり意識しないようにする」などであった。次に目を閉じてもらい、「1分間、白くまについて絶対に考えないようにしてください」と教示し、1分後に介入者は実験参加者に「どうでしたか。完全に白くまが浮かぶ回数をゼロにすることができましたか」と訊ねた。参加者の回答として「思ったより、難しかった」が多かった。そして、「日頃の嫌な考えなども今回の白くまと同様に意外とコントロールをすることが難しいのかもしれないね」と共有した。次に、不快な私的出来事を抑制することの不機能性を①と比較し、自ら理解してもらうために、②「白くまについて思い浮かべても大丈夫で、何についても考えてもよい」と教示し、1分間目を閉じてもらった。ほとんどの結果は、白くまが①よりも思い浮かばず、その結果について、介入者は「なぜでしょうか」と尋ねた。参加者の多くの回答は、「意識しないようにするとかえって浮かんできた」というものであり、不快な私的出来事も抑圧するとかえってリバウンドすることや悪化することを共有した。

アクセプタンスエクササイズ2は形にするエクササイズを用いた

(Hayes & Smith, 2005 武藤・原井・吉岡・岡島訳 2010)。形にするエクササイズは高橋ら (2002) において、アクセプタンスを促進するエクササイズとして使用されている。介入者は実験参加者に対して、まずリラックスできる体勢をとり、目を閉じ、最近起こった不快な出来事 (例: 不安, 緊張, 怒りなど) をひとつ選択し、それをイメージさせた。「イメージすると気分はどうでしょうか。体の感覚はどうでしょうか」と訊ね、その後、①「イメージしているものは色で例えると何色でしょうか」、②「質感はどんな感じでしょうか」、③「大きさはどれくらいでしょうか」とひとつひとつ教示を行い、各問いに対して返答を求めた。そして、イメージしたものを自分の膝の上に取り出し、それをしばらく眺めるということをお願いした。40 秒後、一番はじめに不快な出来事をイメージした時の気分や体の感覚と今の状態に変化はありますかと尋ねた。多くの参加者の返答は、「気分が落ち着いた」、「俯瞰して物事を見ることができた」、「不安が下がった」というものであった。介入者と実験参加者で「少し距離を置いて眺めるような姿勢の方が嫌な考えの影響は大きくなるまい」ことを共有した。

Post 時のコールドプレッシャー課題を行う際に、アクセプタンス群には、エクササイズでの経験を生かし、痛みをなくそうとするのではなく、観察する、受け入れるようにしながら、手をできるだけ長く冷水につけてくださいと教示した。

統制群への介入内容

アクセプタンス群と同様に、思考や感情に関するエクササイズと題して、介入内容を紹介した。介入は、写真が多く含まれた地球温暖化に関する本を 10 分間黙読させるといったものであった。Post 時のコールド

ドブレッサー課題を行う際には、エクササイズでの経験を生かし、手をできるだけ長く冷水につけてくださいと教示した。

仮説

1. 主観的なアクセプタンスの得点がアクセプタンス群のみ有意に増加する。
2. 本研究では、アクセプタンス群に対して、白くま抑制実験を行い、変容のアジェンダを扱う介入内容となっているが、単発の介入であることから、CAQ-bと変容のアジェンダ IRAP について、有意な減少は見られない。
3. Pre における変容のアジェンダ IRAP 得点と冷水耐久時間の変化率 (Post/Pre) が負の相関を示す。また、その相関係数は Pre における CAQ-b と冷水耐久時間の変化率の相関係数よりも高くなると想定した。特に、変容のアジェンダーポジティブ試行が最も冷水耐久時間の変化率との間に強い負の相関を示すと予想した。

行動指標のみ、変化率を算出した理由について、中谷・四宮・城内・坂野・武藤（2017）は、脱フュージョン介入が冷水耐久時間の変化に与える影響を検討する際に、冷水耐久時間の変化率（比率：Post/Pre）を算出している。理由としては、個人差による影響を統制するためであり、本研究では先行研究に基づき、冷水耐久時間の変化率（Post/Pre）を算出した。

解析方法

各変数について、平均と標準偏差を算出した。また、アクセプタンス介入の操作チェックのために両群のアクセプタンスの主観的評価（冷水

の痛みを観察した度合い)の変化を検討した。解析は時期 (Pre, Post) ×群 (アクセプタンス群, 統制群) の2要因混合計画の分散分析を行った。次に, 変容のアジェンダ IRAP の得点と CAQ-b の変化について検討するために, 時期 (Pre, Post) ×群 (アクセプタンス群, 統制群) の2要因混合計画の分散分析を行った。次に, Pre における CAQ-b および変容のアジェンダ IRAP の冷水耐久時間の変化率の予測力について検討するために Pre 時点の CAQ-b および変容のアジェンダ IRAP 得点と冷水耐久時間の変化率のスピアマンの順位相関係数を用いた。また, 副次的な解析として, Pre における CAQ-b および変容のアジェンダ IRAP と Pre 時点の主観的なアクセプタンスのスピアマンの順位相関係数を用いた。これは, 変容のアジェンダ IRAP が主観的なアクセプタンスの程度とどのような関係にあるかを検討するためであった。

結果

各指標の記述統計量

各尺度の平均値と標準偏差を Table 4-1 に示した。両群ともに Pre 時点における主観的なアクセプタンスの度合いは同じ程度を示していることがわかった。

Table 4-1
Means and standard deviations of the measures in the study.

		Pre		Post	
Experiential condition		<i>M</i>	<i>SD</i>	<i>M</i>	<i>SD</i>
Subjective acceptance	Acceptance	51.29	27.43	80.48	11.21
	Control	49.60	27.69	48.30	23.12
CP task	Acceptance	46.00	26.75	74.09	43.22
Tolerance time	Control	56.46	55.85	92.44	102.45
CAQ-b	Acceptance	35.48	6.42	28.62	6.72
	Control	36.45	5.47	31.55	6.62
CA-IRAP	Acceptance	0.14	0.62	0.12	0.59
CA-Posi	Control	0.06	0.46	0.14	0.55
CA-IRAP	Acceptance	-0.14	0.43	-0.02	0.57
CA-Nega	Control	-0.12	0.50	-0.12	0.43
CA-IRAP	Acceptance	-0.40	0.56	-0.44	0.43
Accept-Posi	Control	-0.15	0.64	-0.27	0.65
CA-IRAP	Acceptance	0.00	0.58	-0.16	0.57
Accept-Nega	Control	-0.09	0.51	0.08	0.42
CA-IRAP	Acceptance	-0.10	0.40	-0.13	0.40
Overall	Control	-0.07	0.38	-0.04	0.37

Note. CP task = Cold pressor task.

アクセプタンス介入の操作チェック

アクセプタンス群に対するアクセプタンス介入が妥当なものであるかを確認するため、操作チェックとして、両群のアクセプタンスの主観的評価（冷水の痛みを観察した度合い）の変化を検討した。解析は時期（Pre, Post）×群（アクセプタンス群, 統制群）の2要因混合計画の分散分析を行った。その結果、時期の主効果が有意であり ($F(1, 39) = 12.12, p = .00$), 時期と群の交互作用が有意であった ($F(1, 39) = 14.48, p = .00, partial \eta^2 = .24$)。単純主効果検定を実施したところ、アクセプタンス群の時期の主効果が有意であり ($F(1, 20) = 32.66, p = .00, partial \eta^2 = .62$), postにおける群の主効果が有意 ($F(1, 39) = 32.66, p = .00, partial \eta^2 = .46$) であった。この結果から、アクセプタンス群の主観的なアクセプタンスの増加が認められ、アクセプタンス介入の操作が妥当であることが確認された。

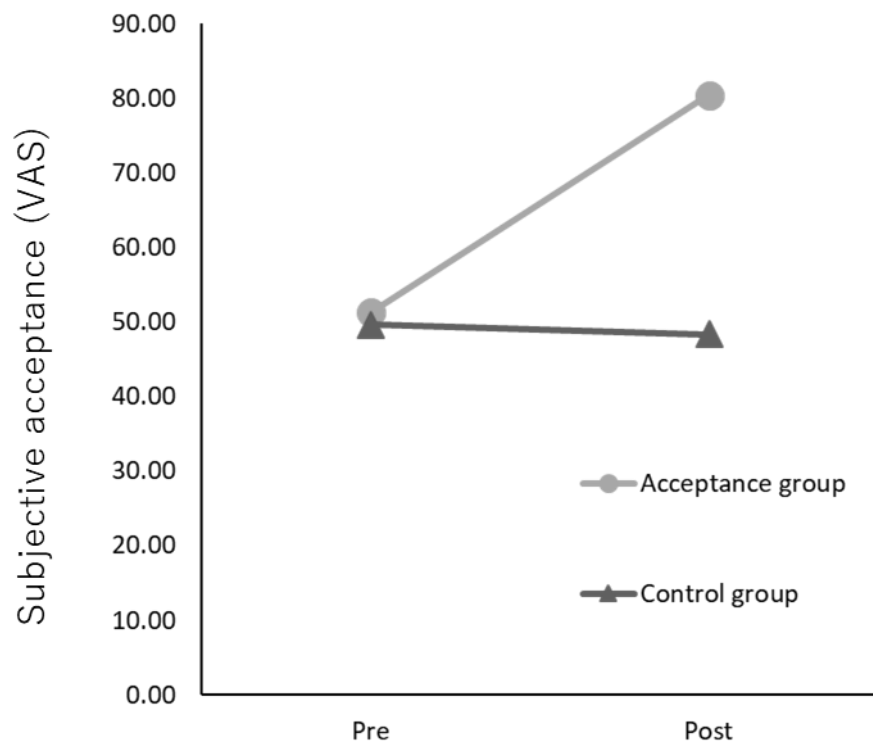


Figure 4-2. Manipulation check of the acceptance intervention.

変容のアジェンダ IRAP と CAQ-b の変化について

本研究では、変容のアジェンダが弱い者は、アクセプタンス介入がより機能するという仮説のもと実験を行った。アクセプタンス群に対して、白くま抑制実験を行い、変容のアジェンダを扱う介入の内容が行われたが、単発の介入であることから、CAQ-b や変容のアジェンダ IRAP 得点の減少は見られないと想定した。ここでは、アクセプタンス群の CAQ-b と変容のアジェンダ IRAP 得点が統制群と比較し、Pre と Post の間において有意な変化がないことを確認する。解析は時期 (Pre, Post) × 群 (アクセプタンス群, 統制群) の 2 要因混合計画の分散分析を行った。CAQ-b については、時期の主効果が有意であり ($F(1,39) = 41.83, p = .00$), 両群に得点の減少が見られたが、有意な交互作用は見られなかった ($F(1,39) = 1.16, p = .29$)。変容のアジェンダ IRAP については、いずれの項目も、有意な時期の主効果と交互作用は見られなかった(変容のアジェンダ—ポジティブ試行；時期： $F(1,39) = .08, p = .78$, 交互作用： $F(1,39) = .25, p = .62$, 変容のアジェンダ—ネガティブ試行；時期： $F(1,39) = .33, p = .57$, 交互作用： $F(1,39) = .33, p = .57$, アクセプタンス—ポジティブ試行；時期： $F(1,39) = .92, p = .34$, 交互作用： $F(1,39) = .15, p = .70$, アクセプタンス—ネガティブ試行；時期： $F(1,39) = .00, p = .97$, 交互作用： $F(1,39) = 2.50, p = .12$, Overall；時期： $F(1,39) = .00, p = .99$, 交互作用： $F(1,39) = .35, p = .56$)。これらの結果から、アクセプタンス群に対する介入が、変容のアジェンダ IRAP, CAQ-b のどちらで測定した場合も、変容のアジェンダを低減させる内容ではなかったことが確認された。

PreにおけるCAQ-bおよび変容のアジェンダIRAPの冷水耐久時間の変化率の予測について

Pre時点での変容のアジェンダが弱いほど、アクセプタンス介入がより機能するという仮説のもと、Pre時点のCAQ-bおよび変容のアジェンダIRAP得点と冷水耐久時間の変化率の相関を算出した（Table 4-2）。解析には、スピアマンの順位相関係数を用いた。解析の結果、Pre時点のCAQ-bと冷水耐久時間の変化率には有意な相関は見られなかった（ $\rho = -.21, p = .36$ ）。一方で、変容のアジェンダIRAPにおいては、アクセプタンス—ネガティブ試行のみ、冷水耐久時間の変化率と負の相関が有意傾向で見られた（ $\rho = -.39, p = .08$ ）。この結果から、変容のアジェンダIRAPの一部の項目において、アクセプタンス介入による行動の変化を予測する可能性が示唆された。

Table 4-2

Correlational analyses of each measure in the acceptance group.

Measures	<i>N</i> =21	1	2	3	4	5	6
1. CAQ-b in pre							
2. CA-Positive in pre		0.09					
3. CA-Negative in pre		-0.05	0.39*				
4. Accept-Positive in pre		-0.02	0.36	0.24			
5. Accept-Negative in pre		-0.06	0.26	0.23	0.54**		
6. Overall D score in pre		-0.05	0.72***	0.55***	0.79***	0.70***	
7. The change rate dura- tion of the CP task time (Post / pre)		-0.21	-0.12	-0.04	0.05	-0.39†	-0.12

Note. CA = Change agenda, Accept = Acceptance.

PreにおけるCAQ-bおよび変容のアジェンダIRAPと主観的なアクセプタンスの変化量（PreからPost）の関連について

Preにおける変容のアジェンダIRAP、CAQ-bと主観的なアクセプタンス指標の変化量の関連をアクセプタンス群のサンプル21名において副次的に検討した。その結果、一部のPreの変容のアジェンダIRAP試行とアクセプタンスの主観指標の変化量は仮説に反して、有意な正の相関を示した（順に、変容のアジェンダ—ポジティブ試行： $\rho = .66, p = .001$ 、変容のアジェンダ—ネガティブ試行： $\rho = .18, p = .45$ 、アクセプタンス—ポジティブ試行： $\rho = .30, p = .184$ 、アクセプタンス—ネガティブ試行： $\rho = -.05, p = .825$ 、Overall： $\rho = .40, p = .072$ ）。PreのCAQ-bと主観的なアクセプタンスの指標の変化量には相関がみられなかった（ $\rho = .25, p = .272$ ）。

考察

本研究の目的は、変容のアジェンダIRAPがアクセプタンス介入によるアクセプタンス行動の変化を予測することができるか、また、変容のアジェンダの顕在指標（CAQ-b）と潜在指標（IRAP）のどちらがアクセプタンス介入によるアクセプタンス行動の変化を予測するのかについて明らかにすることであった。

本研究の結果、Preにおける変容のアジェンダIRAPのアクセプタンス—ネガティブ試行と冷水耐久時間の変化率に、弱い負の相関が有意傾向で見られた。このことから、仮説は一部支持されたといえる。一方で、PreにおけるCAQ-bと冷水耐久時間の変化率との間には相関が見られなかった。最も負の相関がみられると予想した変容のアジェンダ—ポジティブについては、冷水耐久時間の変化率との間に有意な相関は示されなかった。

アクセプタンスーネガティブ試行のみに、冷水耐久時間の変化が見られたことについて、当該試行タイプはアクセプタンスのルールを測定する内容であったことが関係していると考えられる。つまり、嫌な気持ちを受け入れると一悪くなるという項目に対して、「いいえ」と早く回答できた者ほど、冷水の耐久時間が増加しやすかった。このことから、アクセプタンス方略が好ましいという関係反応が強い参加者は、アクセプタンス方略がより有効に機能し、冷水の耐久時間が増加したことが考えられる。一方で、アクセプタンスを実践すると悪くなるという関係反応が強い（嫌な気持ちを受け入れると一悪くなる一はい）参加者は、アクセプタンスがポジティブなものというルールが弱く、冷水に対するアクセプタンス行動が生起しにくかったことが考えられる。

本研究における新たな知見として、アクセプタンスの実際の行動がより有効に機能するためには、アクセプタンス方略が好ましいとする関係反応の構築が重要であることが示唆された。変容のアジェンダとアクセプタンスの両方に関する短時間の即時的な関係反応を同時に測定し、それらの詳細な関係反応の内容とアクセプタンス行動の関連を検討できるという点は変容のアジェンダ IRAP の利点であると考えられる。

本研究の限界点としては、アクセプタンスーネガティブ試行は、3章において十分な再検査信頼性を得ることができていない項目という点である。そのため、本研究結果の解釈については慎重になる必要がある。

本研究では、アクセプタンスの行動指標としてコールドプレッサー課題を用いたが、その他のアクセプタンスの行動指標においても、本研究と同様の結果が得られるかどうか、さらなる検討が必要である。

第 2 節 本章のまとめ

第 4 章では、アクセプタンス介入によるアクセプタンス行動（冷水耐久時間）の変化を変容のアジェンダ IRAP が予測することができるかについて検討を行った。その結果、Pre 時点のアクセプタンスーネガティブ試行と冷水耐久時間の変化率が有意傾向で負の相関を示した。これらのことから、事前に変容のアジェンダ IRAP のアクセプタンスーネガティブ試行の得点が低い者（アクセプタンスのルールが強い者）ほど、アクセプタンス介入によって冷水の耐久時間が増加しやすいことが考えられた。一方で、Pre 時点の CAQ-b と冷水耐久時間の変化率に相関は見られなかった。次の章では、コールドプレッサー課題以外の行動指標においても、本研究と同様の結果が得られるかを検討する。

付記

第 4 章の研究は、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：2017-226）を得ている。

第 5 章

変容のアジェンダ IRAP のアクセプタンス行動の予測力の検討

—視線追尾装置を用いて— (研究 3)

第 1 節 視線追尾装置を用いた実験

目的

第 5 章では、コールドプレッシャー課題以外のアクセプタンスの行動指標においても、変容のアジェンダ IRAP がアクセプタンス介入によるアクセプタンス行動の変化を予測できるかを検討する。特に変容のアジェンダ IRAP の応用可能性を検討するため、大学生においてよく見られる回避行動のひとつとして、スピーチ場面中の回避行動に焦点を当てる。具体的には、視線追尾装置を用いて、実験参加者がスピーチ中に聴衆者の目の付近を注視できた時間（アイコンタクト）をアクセプタンスの行動指標とする。Drake et al. (2015) は、体験の回避やアクセプタンスの行動指標として、コールドプレッシャー課題の他に、不快な画像への注視時間を挙げている。また、アイコンタクトの回避は社交不安の重要な特徴のひとつとされている (Weeks, Howell, Srivastav, & Goldin, 2019)。さらに、ACT のアクセプタンスや脱フュージョンのエクササイズとして Eyes on exercise というものがある (Hayes, n.d.)。これは、二人ペアとなり、視線を合わせ、その中で浮かんでくる不快な感情を受け入れたり、距離を置く練習をするものである。これらのことから、アイコンタクトは一定の不快感情を誘発させることが認められており、スピーチ聴衆者に対するアイコンタクトの時間はアクセプタンスの行動指標として妥当であると考えられる。

方法

実験参加者

首都圏の大学に通う大学生と大学院生を対象とし、講義後の教場での呼びかけや大学構内における実験参加者募集のポスターにて実験参加者を募集した。実験参加を表明した 82 名をアクセプタンス群 40 名、統制群 42 名に無作為に割り付けた。無作為割り付けは第一著者ではない研究者によって行われた。また、第一著者は割り付け表を持たなかった。

最終的に実験に参加したのは 71 名（男性 33 名，女性 38 名，平均年齢 = 20.27， $SD = 2.57$ ）であり，最終解析対象者は，アクセプタンス群 22 名（男性 8 名，女性 14 名，平均年齢 = 21.00 歳， $SD=3.85$ ），統制群 26 名（男性 10 名，女性 16 名，平均年齢 = 19.96 歳， $SD=1.43$ ）であった。解析から除外した者の内訳について，Pre の CA-IRAP が達成できなかった 10 名（アクセプタンス群 2 名，統制群 8 名），スピーチ時の視線追尾装置の録画にエラーが生じた 6 名（アクセプタンス群 3 名，統制群 3 名），Post の実験に参加しなかった 3 名（アクセプタンス群 3 名），Post の CA-IRAP が達成できなかった 1 名（アクセプタンス群 1 名），Post の質問紙に欠損値があった 3 名（アクセプタンス群 2 名，統制群 1 名）であった。

測定指標

1) IRAP に慣れるための練習課題

IRAP 課題自体に慣れてもらうことを目的に IRAP に慣れるための練習課題を使用した。ラベル刺激は PC 画面の上段に提示され，ターゲット刺激は PC 画面の中段に提示される。IRAP に慣れるための練習課題は第 3，4 章の研究と同様のものを用いた。

実験参加者が疲れることを防ぐため、第3、4章よりも試行数を減らし、練習試行は1セット（一致試行と不一致試行を1回ずつ）、本試行は1セット（一致試行と不一致試行を1回ずつ）に設定した。練習試行における中央反応潜時は2,000msであり、正答率は80%以上が求められた。

2) 変容のアジェンダ IRAP

変容のアジェンダ IRAP は、変容のアジェンダとアクセプタンスに関する項目への回答を求めた（Figure 3-1）。練習試行は最大6セット、本試行は3セットであった。練習試行における中央反応潜時は3,000msであり、正答率は80%以上が求められた。IRAPに慣れるための練習課題と変容のアジェンダ IRAP は Microsoft Visual Basic 6.0 で作成された IRAP 課題を用いた（木下ら，2012）。

3) Change Agenda Questionnaire-b: CAQ-b

CAQ-b は変容のアジェンダへの確信度を測定する尺度である。7項目7件法（1 = まったくそう思わない，7 = とてもそう思う）で構成されている。得点が高いほど、変容のアジェンダへの確信度が高いことを示す。

4) 視線の停留時間（アクセプタンスの行動指標）

13.3 インチモニターに映る聴衆者1名に向かって、2分間のスピーチを行ってもらい、聴衆者の目付近を見ることができた時間を120（2分）で除した値をアクセプタンスの行動指標とした。当該指標は本研究のメインアウトカムである。視線追尾装置は Tobii テクノロジー社の Glass 2

を用いた。聴衆者は別室におり、実験参加者のスピーチをモニター越しで聴いているということを実験参加者に伝えた。聴衆者の映像は録画(実験参加者を無表情で見つめている動画であり、うなずきなどはなし)であったが、実験参加者には聴衆者が録画映像であることを隠すようにした。

5) 入室時とスピーチ後の不安と緊張の程度

現在の不安の程度についてという項目に対して、1(不安がない)～10(不安がある)から数字を選択させた。また、現在の緊張の程度についてという項目に対して、1(リラックスしている)～10(緊張している)から数字を選択させた。これらの得点は、スピーチ場面が不快な状況であったことを確認するために使用した。入室時とスピーチ後に当該項目に回答を求めた。

6) 主観的なアクセプタンスの程度

スピーチ中の不安についてどのように対処しましたかという項目に対して、1(抑えようとした)～10(そのままにしておいた)から数字を選択させた。この指標は、アクセプタンス介入の操作チェックのために使用した。

7) 主観的なスピーチ後の反芻とスピーチ中の不安の程度

今でもスピーチ中のことについて、考えていますかという項目に対して、1(全く当てはまらない)～10(とても当てはまる)から数字を選択させた。スピーチ中の不安の程度についてという項目に対して、1(不安がない)～10(不安がある)から数字を選択させた。これらの指標は、

スピーチ場面に対するアクセプタンス介入の効果を測る主観指標として副次的に測定した。

8) 日本語版 Liebowitz Social Anxiety Scale (LSAS-J; 朝倉, 2002)

社交不安の程度を測定するために用いた。恐怖感と不安感の程度、回避の程度についてそれぞれ 24 項目 4 件法で構成されている。LSAS は実験参加者の社交不安の程度を把握するために使用した。

手続き

実験はすべて個別に実施された (Figure 5-1, 5-2)。実験 1 日目は, Pre (入室時の不安と緊張の程度, CAQ-b, IRAP に慣れるための練習課題, 変容のアジェンダ IRAP, スピーチ課題 (アイコンタクト時間の測定), スピーチ後の不安と緊張の程度, 主観的なアクセプタンス, 主観的なスピーチ後の反芻とスピーチ中の不安の程度の評価を測定し, 各群への介入を行った), 実験 2 日目は, Post (入室時の不安と緊張の程度, 各群への介入, CAQ-b, 変容のアジェンダ IRAP, スピーチ課題 (アイコンタクト時間の測定), スピーチ後の不安と緊張の程度, 主観的なアクセプタンス, 主観的なスピーチ後の反芻スピーチ中の不安の程度の評価を行った)。実験 1 日目と実験 2 日目の間隔は 1 週間であった。介入は著者が実施した。スピーチ課題は, ASUS 社製の 13.3 インチのモニターに映った聴衆者 1 名に向かって, スピーチを実施させた (Figure 5-1)。聴衆は, 事前に録画したものであり, 無表情で実験参加者を見つめるような映像を用いた。実験参加者には「別の部屋で聴衆が待機しており, その人に向かってスピーチをしてください。別室とこちらは視線追尾のカメラによってつながっています。不快かもしれませんが, できるだけ相手の目を見て

スピーチをするようにしてください」とお願いした。

初めにモニターには1分間注視点(+)が表示された。次にモニターには30秒間「今から別室に待機している聴衆者に対してスピーチを行ってまいります。聴衆者は無表情で見つめてきますが、できるだけ相手の視線を見て、上手にスピーチをするようにしてください」と表示した。次にモニターに60秒間、スピーチのテーマが以下のように表示された。「テーマは死刑制度について、反対か賛成か？スピーチの内容を1分間で考えてください。スピーチの時間は2分間です」と表示した。Preのスピーチテーマは、「動物実験について、賛成か反対か」、Postのスピーチテーマは、「死刑制度について、賛成か反対か」であった。スピーチのテーマはできるだけ緊張する状況を作り出すことを意図し、Wong & Moulds (2009)のスピーチ課題のテーマに基づいた。その後、2分間の聴衆者の映像がモニターに表示され、実験参加者はスピーチを行うように求められた。実験者はモニターでの教示が始まる前に実験室から退出した。そして、2分間のスピーチが終わった後に入室し、実験参加者の気分の悪化の有無を確認し、視線追尾装置の録画を止めた。モニターの教示や聴衆映像の提示については、実験プログラムソフトのPsychoPy 2を用いた。スピーチやIRAP課題は全て防音室において行った。主観指標への回答や介入は防音室の隣の部屋で実施した。

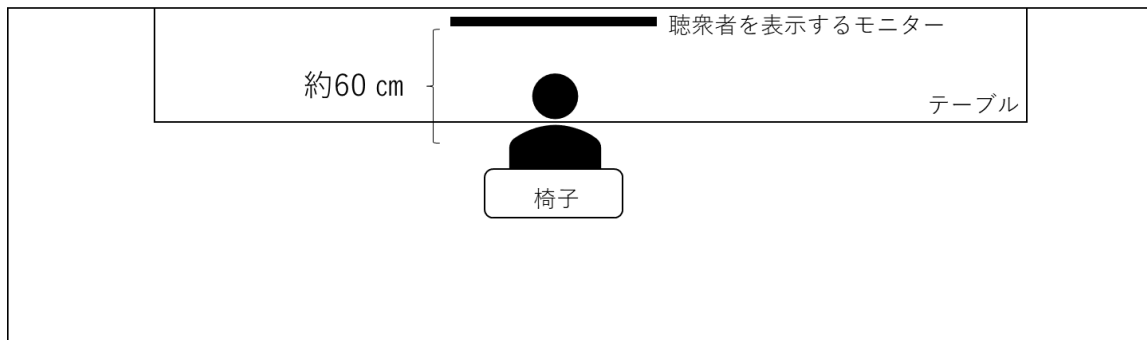


Figure 5-1. Speech scene in the experiment.

アクセプタンス群への介入内容

アクセプタンス群の介入は、実験1日目に「白くま抑制実験」を用いた。また、実験2日目に「形にするエクササイズ」が用いられた。白くま抑制実験を用いた目的は、アクセプタンスエクササイズの導入として私的出来事をコントロールすることの難しさを体験するために用いた。形にするエクササイズは、高橋ら（2002）において、アクセプタンスを促進するために使用されていることから、本研究においてもアクセプタンスの介入として使用した。

白くま抑制実験について、①「日頃、嫌な気持ちや考えが浮かぶことはありますか。また、それに対してどのように対処しているか」を質問した。返答内容の例としては、「他のことを考えて忘れようとする」、「あまり意識しないようにする」などであった。次に目を閉じてもらい、「1分間、白くまについて絶対に考えないようにしてください」と教示し、1分後に介入者は実験参加者に「どうでしたか。完全に白くまが浮かぶ回数をゼロにすることができましたか」と訊ねた。参加者の回答として「思ったより、難しかった」が多かった。そして、「日頃の嫌な考えなども今回の白くまと同様に意外とコントロールをすることが難しいのかもしれないですね」と共有した。次に、不快な私的出来事を抑制することの不機能性を①と比較し、自ら理解してもらうために、②「白くまについて思い浮かべても大丈夫で、何についても考えてもよい」と教示し、1分間目を閉じてもらった。ほとんどの結果は、白くまが①よりも思い浮かばず、その結果について、介入者は「なぜでしょうか」と尋ねた。参加者の多くの回答は、「意識しないようにするとかえって浮かんできた」というものであり、不快な私的出来事も抑圧するとかえってリバウンドすることや悪化することを共有した。

形にするエクササイズは (Hayes & Smith, 2005 武藤・原井・吉岡・岡島訳 2010), 高橋ら (2002) において, アクセプトランスを促進するエクササイズとして使用されている。介入者は実験参加者に対して, まずリラックスできる体勢をとり, 目を閉じ, 最近起こった不快な出来事 (例: 不安, 緊張, 怒りなど) をひとつ選択し, それをイメージさせた。「イメージすると気分はどうでしょうか。体の感覚はどうでしょうか」と訊ね, その後, ①「イメージしているものは色で例えると何色でしょうか」, ②「質感はどんな感じでしょうか」, ③「大きさはどれくらいでしょうか」とひとつひとつ教示を行い, 各問いに対して返答を求めた。そして, イメージしたものを自分の膝の上に取り出し, それをしばらく眺めるということをお願いした。40 秒後, 一番はじめに不快な出来事をイメージした時の気分や体の感覚と今の状態に変化はありますかと尋ねた。多くの参加者の返答は, 「気分が落ち着いた」, 「俯瞰して物事を見ることができた」, 「不安が下がった」というものであった。介入者と実験参加者で「少し距離を置いて眺めるような姿勢の方が嫌な考えの影響は大きくなりません」ことを共有した。

また, 本研究では, 実験 1 日目と実験 2 日目の間に HW が設けられた。HW は A4 用紙 1 枚の機能分析シートであり, 目的は日常において体験の回避の不機能性の理解を促すためであった。HW の説明は, 実験 1 日目の白くま抑制実験を行い, スピーチ中の体験も含めて共有したあと (スピーチ中の不安や緊張についても, なくそうとするとかえって浮かんでくるため, あるがままにしておいた方が良くもありませんね) に行った。教示としては, 日常生活において, 白くま抑制実験と同じような体験や回避によって長い目でみると上手くいっていなかった体験があった場合に HW の機能分析シートを埋めるように求めた。主に不安や緊張が

あった状況，その時とった行動，それによって得られる短期的な結果，長期的な結果（長い目で見るとどうなったか）について記入を求めた。

1 週間で 3 例ほど記入するように教示した。

Post 時のスピーチ課題を行う際には，エクササイズでの経験を生かし，嫌な考えをなくそうとするのではなく，受け入れるようにしながら，Pre と同様にできるだけ相手（聴衆者）の目をみてスピーチをするように教示した。

統制群への介入内容

統制群の介入は，実験 1 日目と実験 2 日目においてスピーチ中に用いた方略を実験者が肯定するようにした（例；気持ちを落ち着かせようとしたという参加者に対して，その方法は効果的かもしれませんね。次回も同じような方略でスピーチを行ってください）。HW は，1 週間のうちに達成することができてよかったことを 3 例ほど記録するというものであった。

Post 時のスピーチ課題を行う際には，エクササイズでの経験を生かし，Pre と同じようにスピーチをするように求めた。また，Pre と同様にできるだけ相手（聴衆者）の目をみてスピーチをするように教示した。

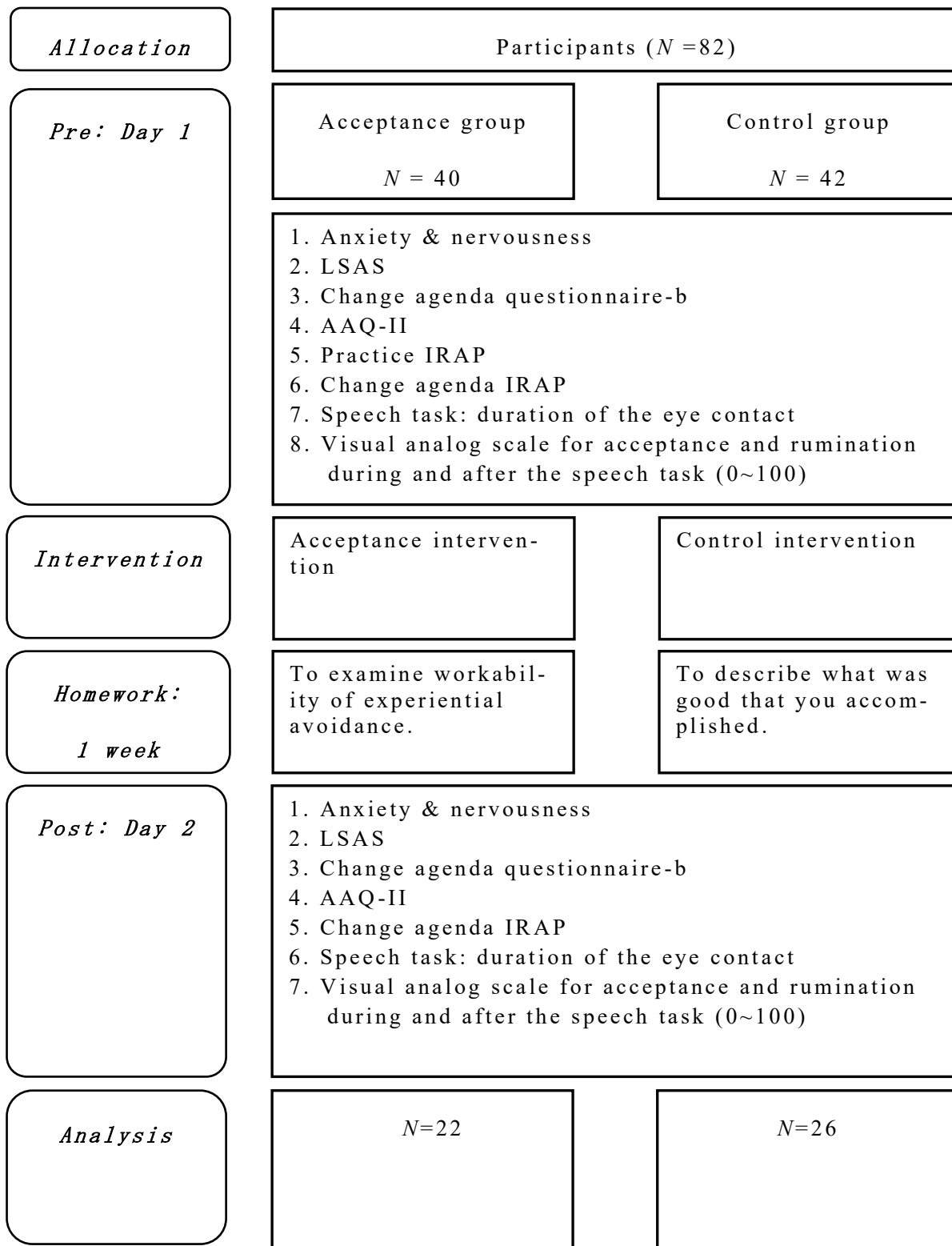


Figure 5-2. Experimental design

仮説

1. アクセプタンスの介入の結果，アクセプタンス群のスピーチ中の主観的なアクセプタンスが増加する。
2. 本研究では，アクセプタンス群に対して，白くま抑制実験を行い，変容のアジェンダを扱う介入内容となっているが，単発の介入であることから，CAQ-b と変容のアジェンダ IRAP について，有意な減少は見られない。
3. アクセプタンスの介入の結果，アクセプタンス群のスピーチ中のアイコンタクトの時間（アクセプタンスの行動指標）が増加する。
4. Pre 時点の変容のアジェンダ IRAP の得点が低いほど，アクセプタンス行動が増加（変化率 = Post/Pre ）しやすいことが示される（負の相関）。
5. スピーチ中の不安，スピーチ後の反芻の程度について，Pre 時点の変容のアジェンダ IRAP 得点が低いほど，アクセプタンス実践した際のスピーチ後の反芻の程度が減少する（正の相関）。
6. 仮説 4，5 について，顕在指標より IRAP の方が強い相関を示す。

解析

各変数の平均値と標準偏差を算出した。スピーチ場面における不安と緊張喚起の操作チェックの解析として，全ての参加者の入室時の不安および緊張とスピーチ後の不安および緊張の程度について，対応のある t 検定を行った。アクセプタンス介入の操作チェックおよび変容のアジェンダ IRAP と CAQ-b の変化に関する解析は，群（アクセプタンス群，統制群）×時期（pre, Post）の 2 要因混合計画の分散分析を行った。変容のアジェンダ IRAP とアクセプタンスの行動指標の変化，スピーチ中の

不安、スピーチ後の反芻の関連については、アクセプタンス群のサンプルを用いて、スピアマンの順位相関係数を算出した。アイコンタクトの時間は、2分間のスピーチの中で目付近への視線の停留時間を算出し、その値を120秒（2分間）で除した。

スピーチ中の不安、スピーチ後の反芻について変化量を求めたのは、得点範囲は1～10であり、個人差が大きく出ないと考えたためである。一方で、アイコンタクトの時間は個人によって差が大きくなると考えられ、個人差の要因を統制するために第4章のコールドプレッサー課題の耐久時間と同様に変化の比率（Post/Pre）を算出した。

結果

記述統計量

本研究の変数について、平均値と標準偏差をTable 5-1, 5-2に示した。LSAS-fearの得点から、アクセプタンス群と統制群ともに社交不安症状がやや高いサンプルであったことが考えられた。

Table 5-1

Means and standard deviations of the measures in the study.

		Pre		Post	
		<i>M</i>	<i>SD</i>	<i>M</i>	<i>SD</i>
Subjective acceptance	Acceptance	6.40	2.59	7.23	1.60
	Control	7.12	1.97	7.31	2.17
The duration of eye contact	Acceptance	0.25	0.20	0.28	0.22
	Control	0.20	0.21	0.20	0.21
CAQ-b	Acceptance	39.14	6.15	35.36	5.88
	Control	36.54	7.55	33.54	8.78
CA-Posi	Acceptance	0.31	0.41	0.26	0.31
	Control	0.31	0.69	0.23	0.70
CA-Nega	Acceptance	0.18	0.35	0.10	0.50
	Control	0.28	0.72	0.24	0.64
Accept-Posi	Acceptance	-0.13	0.62	-0.46	0.69
	Control	-0.03	0.78	-0.14	0.79
Accept-Nega	Acceptance	0.16	0.39	-0.14	0.60
	Control	0.15	0.53	0.02	0.46
CA-IRAP Overall	Acceptance	0.13	0.32	-0.06	0.40
	Control	0.13	0.54	0.09	0.54
Anxiety during the speech	Acceptance	7.50	2.26	4.95	2.06
	Control	7.92	1.70	5.62	2.17
Rumination after the speech	Acceptance	6.41	2.04	4.77	2.09
	Control	6.35	2.74	5.54	2.32

Table 5-2

Means and standard deviations of the measures in the study.

		Pre		Post	
Experiential condition		<i>M</i>	<i>SD</i>	<i>M</i>	<i>SD</i>
LSAS fear	Acceptance	36.14	10.16	33.62	13.26
	Control	33.62	13.26	42.54	14.92
LSAS avoidance	Acceptance	30.32	12.74	26.88	13.35
	Control	26.88	13.35	28.04	12.99

不安と緊張の喚起に関する操作チェック

不快な私的出来事に対するアクセプタンスを検討するために、スピーチ場面が実験参加者にとって不快な状況である必要があった。そのため、実験1日目の入室時の不安、実験1日目のスピーチ後の不安を従属変数として対応のある t 検定を行った。その結果、 $t(47)=-4.11$, $p=.000$ であり、スピーチ場面が実験参加者にとって不安を喚起させる場面であったことが確認された (Table 5-3)。

また、実験1日目の入室時の緊張、実験1日目のスピーチ後の緊張を従属変数とした対応のある t 検定を行った。その結果、 $t(47)=2.98$, $p=.005$ であり、スピーチ場面が実験参加者にとって緊張を喚起させる場面であったことが確認された (Table 5-3)。

アクセプタンス介入の操作チェック

主観的なアクセプタンスの指標 (スピーチ中の不安についてどのように対処しましたか 0: 抑えようとした ~ 10: そのままにしておいた) を従属変数として、群 (アクセプタンス群, 統制群) \times 時期 (pre, post) の 2 要因混合計画の分散分析を行った。その結果、交互作用が有意であった ($F(1,46) = 5.53$, $p=.02$), $partial \eta^2=.10$), 単純主効果検定の結果、アクセプタンス群の時期の主効果に有意差が見られた ($F(1,46) = 12.62$, $p=.0002$), $partial \eta^2=.38$)。この結果から、アクセプタンスの介入の操作が妥当であることが示された (Figure 5-3)。

Table 5-3

Anxiety and nervous in the speech scene.

	Day 1		Day 1		<i>p</i> value	95% CI
	Before the speech		After the speech			
	<i>M</i>	<i>SD</i>	<i>M</i>	<i>SD</i>		
Anxiety	4.21	2.17	5.67	2.09	0.00	-2.17 to -7.45
Nervous	4.35	1.77	5.48	2.25	0.01	-1.88 to -0.36

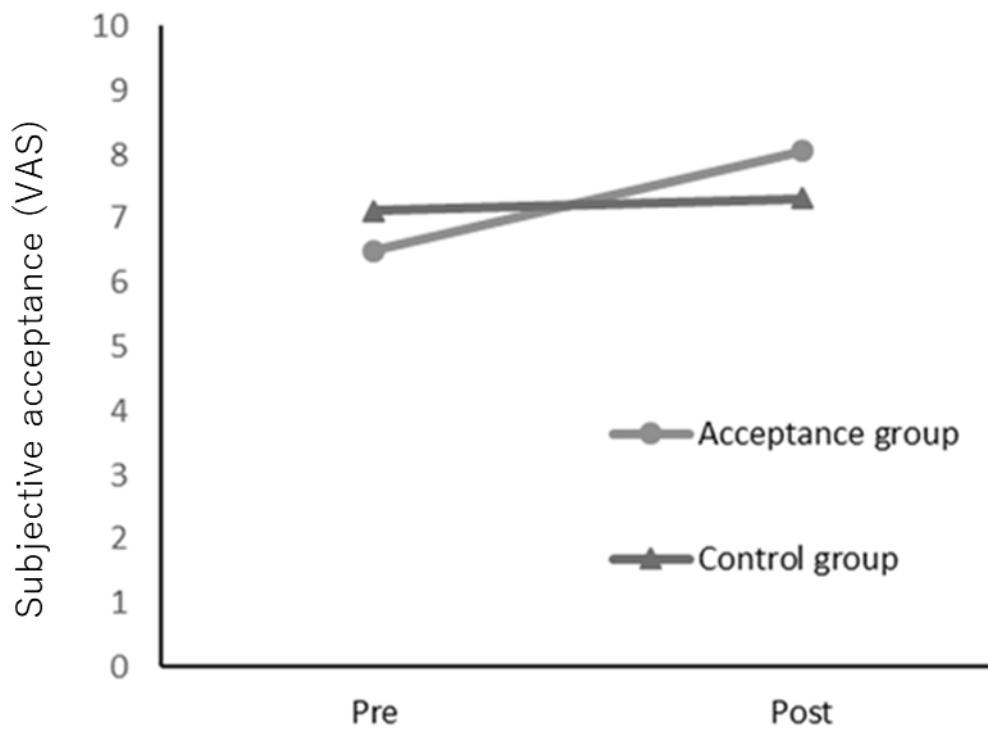


Figure 5-3. Manipulation check of the acceptance intervention.

変容のアジェンダ IRAP 得点の変化

変容のアジェンダ IRAP の各試行を従属変数として、群（アクセプタンス群，統制群）×時期（pre, post）の 2 要因混合計画の分散分析を行った。変容のアジェンダ—ポジティブ試行について、有意な時期の主効果（ $F(1,48) = .241, p = .626, \text{partial } \eta^2 = .005$ ），および有意な交互作用は見られなかった（ $F(1,47) = .007, p = .932, \text{partial } \eta^2 = .000$ ）。変容のアジェンダ—ネガティブ試行について、時期の主効果（ $F(1,48) = .821, p = .369, \text{partial } \eta^2 = .017$ ），有意な交互作用は見られなかった（ $F(1,48) = .305, p = .583, \text{partial } \eta^2 = .006$ ）。アクセプタンス—ポジティブ試行について、時期の主効果が有意傾向でみられたが（ $F(1,48) = 3.684, p = .061, \text{partial } \eta^2 = .071$ ），有意な交互作用は見られなかった（ $F(1,48) = .966, p = .331, \text{partial } \eta^2 = .021$ ）。アクセプタンス—ネガティブ試行について、時期の主効果がみられたが（ $F(1,48) = 11.104, p = .002, \text{partial } \eta^2 = .188$ ），有意な交互作用は見られなかった（ $F(1,48) = 1.684, p = .201, \text{partial } \eta^2 = .034$ ）。Overall について、時期の主効果がみられたが（ $F(1,48) = 6.290, p = .016, \text{partial } \eta^2 = .116$ ），有意な交互作用は見られなかった（ $F(1,48) = 1.274, p = .265, \text{partial } \eta^2 = .026$ ）。これらの結果から、変容のアジェンダ IRAP の得点は、アクセプタンス介入によって変化していないことが確認された。

CAQ-b の変化

CAQ-b を従属変数として、群（アクセプタンス群，統制群）×時期（pre, post）の 2 要因混合計画の分散分析を行った。その結果、時期の主効果が有意であったが（ $F(1,48) = 30.772, p < 0.001, \text{partial } \eta^2 = .391$ ），有意な交互作用は見られなかった（ $F(1,48) = .508, p = .479, \text{partial } \eta^2 = .010$ ）。この結果から、CAQ-b の得点は、本研究のアクセプタンスの介入によっ

て変化していないことが確認された。

聴衆者の顔への視線の停留時間の変化

聴衆者の顔への視線の停留時間について，群（アクセプタンス群，統制群）×時期（pre, post）の2要因混合計画の分散分析を行った。その結果，時期の主効果が有意であったが（ $F(1,48) = 10.772, p = .002, partial \eta^2 = .183$ ），有意な交互作用は見られなかった（ $F(1,48) = .764, p = .386, partial \eta^2 = .016$ ）。

Preにおける変容のアジェンダ IRAP および CAQ-b と行動指標の変化の関連

アクセプタンス群の22名のサンプルを用いて，PreにおけるCAQ-bと変容のアジェンダ IRAP 得点とアイコンタクト時間（アクセプタンスの行動指標）のPreからPostの変化率の順位相関係数を算出した（Table 5-4）。その結果，CAQ-bと変容のアジェンダ IRAP 得点は，アイコンタクト時間の変化率と有意な相関が示されなかった。

Preにおける変容のアジェンダ IRAP および CAQ-b とスピーチ後の反芻の程度およびスピーチ中の不安の程度の変化量の相関

アクセプタンス群の22名のサンプルを用いて，Pre時点のCAQ-bと変容のアジェンダ IRAP 得点とPreからPostにおけるスピーチ後の反芻，スピーチ中の不安の変化量の順位相関係数を算出した（Table 5-4）。その結果，Preの変容のアジェンダ IRAP のアクセプタンス—ポジティブ試行とスピーチ後の反芻の変化量（PreからPost）と正の相関を示した（ $\rho = .50, p = .017$ ）。また，Overallとスピーチ後の反芻の変化量（PreからPost）

が有意傾向で正の相関を示した($\rho = .36, p = 0.99$)。一方で, CAQ-b はスピーチ後の反芻との関連が示さなかった。また, Pre の変容のアジェンダ IRAP, CAQ-b とスピーチ中の不安の変化量 (Pre から Post) については, 有意な相関は見られなかった (Table 5-4)。

Table 5-4

Correlational analyses of each measure in the acceptance group.

Measures	<i>N</i> = 22	1	2	3	4	5	6	7	8
1. CAQ-b in pre									
2. CA-Positive in pre		0.42**							
3. CA-Negative in pre		-0.03	0.44*						
4. Accept-Positive in pre		0.24	0.39†	0.10					
5. Accept-Negative in pre		0.09	0.21	0.11	0.29				
6. Overall D score in pre		0.23	0.82**	0.67**	0.63**	0.43*			
7. The change rate duration of eye contact (Post / pre)		-0.20	-0.04	0.22	-0.04	0.19	0.10		
8. The change amount of anxiety during speech (Post-Pre)		0.15	0.22	0.05	0.22	0.34	0.28	-0.22	
9. The change amount of rumina- tion after the speech (Post-Pre)		0.19	0.20	0.19	0.50*	0.25	0.36†	-0.03	0.43*

Pre における変容のアジェンダ IRAP, CAQ-b と主観的なアクセプタンス指標の変化量との関連

第4章において示したように、Pre における変容のアジェンダ IRAP, CAQ-b と主観的なアクセプタンス指標の変化量の関連をアクセプタンス群のサンプル 22 名において副次的に検討した。その結果、仮説に反して、一部の Pre の変容のアジェンダ IRAP 試行とアクセプタンスの主観指標の変化量は有意な正の相関を示した（順に、変容のアジェンダ—ポジティブ試行： $\rho = .54, p = 0.01$, 変容のアジェンダ—ネガティブ試行： $\rho = .24, p = .29$, アクセプタンス—ポジティブ試行： $\rho = .29, p = .186$, アクセプタンス—ネガティブ試行： $\rho = -.08, p = .720$, Overall: $\rho = .46, p = .035$ ）。Pre の CAQ-b と主観的なアクセプタンスの指標の変化量には相関がみられなかった（ $\rho = .076, p = .742$ ）。

考察

本研究の目的は、スピーチ場面に対するアクセプタンス介入によるアクセプタンス（行動指標）の変化を変容のアジェンダ IRAP が予測するかを検討することであった。本研究の結果、Pre 時点における CAQ-b と変容のアジェンダ IRAP はスピーチ場面におけるアクセプタンス行動（アイコンタクトの時間）の変化率を予測しなかった。このことから、本研究の仮説は支持されなかった。事後的に追加の解析を行ったところ、スピーチ後の反芻の程度（Pre から Post の変化量）と Pre の変容のアジェンダ IRAP のアクセプタンス—ポジティブ試行の *D score* は中程度の正の相関を示した。つまり、もともとアクセプタンス—ポジティブの関係反応が弱い者（変容のアジェンダが強い）がアクセプタンスを実践しようとする、スピーチ後の反芻を高めるということが考えられた。

本研究では、変容のアジェンダ IRAP と CAQ-b の両指標において、スピーチ場面におけるアクセプタンス行動の変化（視線）を予測することはできなかった。その要因として、聴衆へのアイコンタクト時間がアクセプタンス介入の効果を上手く反映することができていない可能性が考えられる。本研究では、先行研究（Drake et al., 2015; Weeks et al., 2019; Hayes, n.d.）から、聴衆へのアイコンタクト時間はアクセプタンスの行動指標として妥当性があると想定していた。しかしながら、本研究の結果から、単発のアクセプタンス介入ではアイコンタクト時間を変化させることが難しかった可能性が考えられる。特にアイコンタクトはコールドプレッシャー課題のように単純な動作（冷水に手を入れて、それに耐える）ではなく、実験参加者の癖の要因が大きい。また、聴衆の視線との相互作用の影響も大きいことから、アイコンタクト時間はアクセプタンス介入の影響を受けにくく、変容のアジェンダ IRAP や CAQ-b との関連が出なかった可能性が考えられる。

本研究では、主なアウトカムであるアイコンタクト時間の変化率と Pre の変容のアジェンダ IRAP について関連は示されず、仮説は不支持となった。そこで事後的に、スピーチ後の反芻の程度の変化量（Post-Pre）と変容のアジェンダ IRAP との関連を検討したところ、アクセプタンスーポジティブ試行との間に有意な中程度の正の相関が示された。この結果は、思考抑制のリバウンド効果の理論からも解釈が可能であると考えられる（Wegner et al., 1987）。つまり、Pre の時点でアクセプタンスーポジティブの関係反応が弱い者（変容のアジェンダが強い）は、Post でアクセプタンスを実践しようとしても、アクセプタンスのルールが弱く、変容のアジェンダが高いため、アクセプタンス行動は体験の回避として機能していた可能性が考えられる。そのため、スピーチ後の反芻の量が

Pre よりも Post において増加した可能性が考えられる。一方で、上記の関連性が示されるのは、変容のアジェンダーポジティブの項目であると想定していたが、結果が示されたのはアクセプタンスーポジティブの試行タイプであった。このことから、臨床的示唆としては、アクセプタンスの効果が十分に発揮されるためには、アクセプタンスーポジティブの関係反応が強化されることの重要性が挙げられた。

本研究の限界点

本研究におけるアクセプタンスの行動指標について、視線追尾装置自体の不十分さも考えられた。本研究では、モニターに映る聴衆者に対して、スピーチを実施してもらったが、スピーチ中に実験参加者の顔が動き、視線を上手く測定できていない時間がわずかであるが存在したと考えられる。また、実験参加者によって、視線追尾装置が測定している視線と実際の視線の位置に少しズレが生じている可能性があり、正確に視線の位置を測定できていない可能性があった。そのため、今後はスピーチを行う際に実験参加者の顔を固定することや、視線の位置をより正確に測定できる装置を用いる必要がある。

第 2 節 本章のまとめ

本章では、変容のアジェンダ IRAP がスピーチ場面に対するアクセプタンス介入によるアクセプタンスの行動指標の変化を予測できるかどうかを検討した。その結果、変容のアジェンダ IRAP とスピーチ場面における聴衆へのアイコンタクトの時間（アクセプタンスの行動指標）には関連が示されず、仮説は支持されなかった。事後的に、Pre における変

容のアジェンダ IRAP とスピーチ後の反芻の程度の変化量 (Pre から Post) を検討したところ、アクセプタンスーポジティブ試行と反芻の間に中程度の有意な正の相関が示された。第 5 章の結果からは、アクセプタンスーポジティブ試行の関係反応が弱いまま、アクセプタンスを実践すると、スピーチ後の反芻の程度を高めるという結果が得られた。一方で、CAQ-b はスピーチ後の反芻の程度の変化量 (Pre から Post) との関連は示さなかった。本研究の結果も踏まえて、次の章より総合考察を行う。

付記

第 5 章の研究は、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: 2018-108）を得ている。

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整理する。第 1 章では、変容のアジェンダに関する研究について整理した。その結果、第 2 章において、顕在指標による変容のアジェンダの測定方法の限界、行動指標の予測も可能な変容のアジェンダの指標が存在しないという課題が指摘された。また、課題の克服に IRAP を使用することが提案された。第 3 章では、変容のアジェンダを測定するための IRAP が作成され、その弁別的妥当性、予測的妥当性が示された。再検査信頼性については、変容のアジェンダ—ネガティブ試行、アクセプタンス—ネガティブ試行の再検査信頼性が低いこと示された。また、すべての試行タイプの再検査信頼性の信頼区間が広いという課題も残された。第 4 章では、コールドプレッシャー課題を用いて、変容のアジェンダ IRAP がアクセプタンス介入によるアクセプタンスの行動指標の変化（冷水耐久時間の変化率 = Post/Pre ）を予測するかを検討した。その結果、Pre におけるアクセプタンス—ネガティブ試行の得点が低い者ほど、アクセプタンス介入によって冷水の耐久時間が増加しやすいことが示された。第 5 章では、視線追尾装置を用いて、変容のアジェンダ IRAP がアクセプタンス介入によるアクセプタンスの行動指標（アイコンタクトの時間）の変化（ Post/Pre ）を予測するかを検討した。その結果、CAQ-b や変容のアジェンダ IRAP とアイコンタクト時間の変化に関連は示されず、仮説は支持されなかった。事後的な検討の結果、Pre のアクセプタンス—ポジティブ試行とスピーチ後の反芻の変化量（Pre から Post）が正の相関を示した。

第2節 総合考察

第1項 変容のアジェンダ IRAP の有用性について

本研究の目的は、潜在レベル（短時間の即時的な関係反応）の変容のアジェンダを測定するツールを開発することであった。第3章において、一部の試行タイプにおいて再検査信頼性の問題があるものの、変容のアジェンダ IRAP の弁別的妥当性と予測的妥当性が示されたことから、潜在レベルの変容のアジェンダを測定するツールの作成という目的はおおよそ達成された。特に、ACT 学習者と ACT 非学習者において、変容のアジェンダ IRAP の得点差が見られた点は、妥当性を示す1つの根拠になるといえる。CAQ-b においても両群間の得点差は見られたが、変容のアジェンダ IRAP と CAQ-b は弁別的妥当性が示されていることから、両者は異なる次元（短時間の即時的な関係反応と派生的で精緻化された関係反応）の変容のアジェンダに関する関係反応を測定していることが考えられる。

これまで、潜在レベルの変容のアジェンダの程度を測定するツールは存在しなかったため、本研究知見は今後の ACT に関する実験研究の測定指標の幅を拡げるものであると考えられる。また、個人が持つ変容のアジェンダやアクセプタンスに関する言語関係を4つの試行タイプから詳細に把握できるという点も変容のアジェンダ IRAP の利点である。

第2の目的である変容のアジェンダ IRAP とアクセプタンス行動との関連を検討する点については、第4章において、Pre のアクセプタンス—ネガティブ試行とコールドプレッシャー課題の変化率が有意傾向の負の相関を示した。これについては、もともとアクセプタンス—ネガティブ試行に対して、「はい」よりも「いいえ」と早く回答していた者ほど、アクセプタンス介入によって冷水の耐久時間が増加しやすかった可能性が

考えられた。また、第5章において、Preのアクセプタンスーポジティブ試行とスピーチ後の反芻の程度の変化量（PreからPost）が中程度の正の相関を示した。これについては、もともとアクセプタンスーポジティブ試行に対して、「はい」よりも「いいえ」と早く回答していた者は、アクセプタンス介入によって、スピーチ中にアクセプタンスを実施した場合、かえってスピーチ後の反芻を高めるという結果となった。これらの結果は仮説を支持するものであり、おそらく、アクセプタンスのルールが弱いまま（変容のアジェンダのルールが強い）、アクセプタンスを実施した結果、体験の回避を行っていることになり、スピーチ後の反芻の量がリバウンドし、増加したことが考えられる。

上記のように一部仮説が支持されなかったものの、アクセプタンス行動を予測するという点においては、変容のアジェンダIRAPがCAQ-bよりも有用である可能性が考えられた。しかしながら、CAQ-bは変容のアジェンダに関する確信度を7項目から測定しており、今回、アクセプタンス行動と関連が見られた変容のアジェンダIRAP試行タイプは、アクセプタンスに関する試行タイプであるため、純粹に同じ項目内容において、顕在指標と潜在指標の優位性を比較できていない可能性がある。そのため、今後はAnalogue IRAP（Bast, Fitzpatrick, Stewart, & Goyos, 2019; IRAPで用いた文章刺激の項目について時間をかけてVASで回答させる方法）を用いるなど、IRAPで用いた項目内容と統一させたいうえで両者の比較検討を行うことが望ましい。

第2項 変容のアジェンダとアクセプタンスの関係について

本研究では、アクセプタンスは体験の回避の同次元上の対極に位置する行動パターン（e.g., Blackledge, & Hayse, 2001; Fernández-Rodríguez,

Paz-Caballero, González-Fernández, & Pérez-Álvarez, 2018; 松本, 2014) という理論に端を発し、実験を進めてきた。また、武藤 (2013) は体験の回避はアクセプタンスの補集合というように表現している。これらのことから、両者を導くルールである変容のアジェンダやアクセプタンスのルールについても、変容のアジェンダが弱い状態で、アクセプタンス介入を受ければ、アクセプタンスの行動が増加すると考えられる。そのため、仮説としては、変容のアジェンダーポジティブ試行が低い者は、よりアクセプタンス介入によってアクセプタンス行動が生起すると想定していた。しかしながら、そのような仮説は支持されず、本研究結果からは、アクセプタンス行動の生起に重要な試行タイプは変容のアジェンダーポジティブ試行よりもアクセプタンスに関連した試行タイプという結果が示された。つまり、上記の体験の回避とアクセプタンスの関係に関する理論や前提とは一貫しない結果が示された。

近年の ACT の実践に関する書籍 (Harris, 2018) では、変容のアジェンダという記述だけではなく、アクセプタンスのアジェンダ (ルール) という記述が登場しており、臨床領域においても、アクセプタンス行動の生起のためには、アクセプタンスーポジティブのような関係反応の重要性が認められてきている可能性がある。また、武藤 (2013) は、Hayes et al. (2012 武藤・三田村・大月 2014) のアクセプタンスの定義について、単純にアクセプタンスを体験の回避の補集合とするのではなく、主体的に受け取るという能動性の部分が強調されていることを述べている。以上のことを踏まえると、実際の回避行動場面において機能するようなアクセプタンスが生起するためには、「体験の回避をしない」というよりも、「嫌な気持ちを受け入れると一良くなる」というやや能動的な内容の短時間の即時的な関係反応が強化されていることの重要が示唆

される。

しかしながら、アクセプタンス行動の生起に関してアクセプタンスの短時間の即時的な関係反応が強いだけでは不十分な可能性も考えられる。なぜなら、第3章の研究結果において、ACT学習者とACT非学習者両群ともアクセプタンスーポジティブに関する関係反応は保持しており、両者に特徴的な差がみられたのは、変容のアジェンダーポジティブ試行だからである。このことから、変容のアジェンダーポジティブ試行の関係反応が弱いことに加えて、アクセプタンスーポジティブの関係反応が強い者が実際の回避場面においてアクセプタンス行動を生起させることができるのではないかと考えられる。また、これらの結果は創造的絶望の重要性を支持するものであるといえる。

第3節 本研究の限界と今後の課題

第1項 変容のアジェンダ IRAP の再検査信頼性の低さについて

本研究では、変容のアジェンダーネガティブ試行とアクセプタンスーネガティブ試行の再検査信頼性は低いことが示された。Hussey et al. (2015) は、not good や not me のように否定的な刺激を使用することを推奨しておらず、実際に実験参加者が回答しにくいことを報告している。さらに「私は肯定的ではない—いいえ」のように二重否定の組み合わせは、瞬時に回答が求められる際に、非常に認知的な負荷がかかると述べている。本研究において再検査信頼性が低かった試行タイプは、二重否定の組み合わせではないが、いずれもネガティブ刺激が組み合わせられたものであった（変容のアジェンダーネガティブ試行「嫌な気持ちをなくそうとすると—悪くなる、辛くなる、苦しくなる」、アクセプタンスーネガティブ試行「嫌な気持ちを受け入れると—悪くなる、辛くなる、苦し

くなる』)。おそらく、本研究で用いたネガティブ刺激をターゲット刺激としてラベル刺激に組み合わせると、回答にしにくさや回答時の認知的な負荷を高めることが予想され、それに伴い再検査信頼性も低くなった可能性が考えられる。また、回答のしにくさについては、第3章において DAARRE Model から考察したとおりである。

これらのことから、実験参加者がより回答しやすい刺激の組み合わせにすることやラベル刺激の文章を短くすることで、実験参加者の認知的な負荷を減らし、再検査信頼性を高めることができると考えられる。このように、本研究で作成した変容のアジェンダ IRAP の再検査信頼性は、IRAP の先行研究 (e.g., Drake et al., 2016) と同等程度であるが、変容のアジェンダ IRAP の再検査信頼性の高め方については、さらなる検討が必要である。さらに、第3、4章では、一致試行と不一致試行の回答順序について、被験者間 (大月ら, 2013) だけではなく、被験者内においても回答順序のカウンターバランスをとった。このことが再検査信頼性の低さにつながった可能性も大きく、実施方法を最適化する必要がある。

第2項 変容のアジェンダ IRAP の離脱率の高さについて

前述したように、第3、4、5章において課題となったのが、変容のアジェンダ IRAP の離脱率の高さである。特に、第3章の実験では、第4、5章と比較して IRAP の離脱率が高かった。これについて、第3章で練習試行の正答率を算出した結果、正答率の基準が高すぎた可能性が考えられた。IRAP 未達成者の中でも 75%~79% 近くの正答率を出している者は多く、基準を 75% に設定することで、離脱者を全体の 2 割にすることができることが実験結果から明らかとなった。その他、IRAP の実施の仕方が十分に伝わっていない参加者がいた可能性がある。そのため、

より入念に IRAP の実施方法を実験参加者に伝えることで再検査信頼性を高めることができると考えられる。さらに、今回は変容のアジェンダ IRAP の前に IRAP に慣れるための練習課題を実施したが、これによって実験参加者が疲れないように配慮することも重要である。また、再検査信頼性に関する考察で述べたように、ラベル刺激が長く、また2つのラベル刺激が似ていることも回答を困難にさせた可能性がある。IRAP 課題の理解度について、言語報告では、IRAP 課題について理解できたと実験参加者から聞いていたが、実際は IRAP の課題が良く分からないまま変容のアジェンダ IRAP を実施していた可能性も考えられる。

実際に、第5章では IRAP に関する説明を資料用いて行い、実験参加者の IRAP の理解度を高めた結果、変容のアジェンダ IRAP の離脱率が下がっている。ただし、第5章においては、変容のアジェンダ IRAP の練習試行を最大6セット（第3、4章では最大4セット）に増やしていることが影響している可能性も考えられる。さらに、第5章では、実験参加者の負担を減らすために IRAP に慣れるための練習課題の練習フェーズ、本番フェーズともに1セットに設定した（第3、4章では練習フェーズ、本番フェーズともに2セット）。おそらく、IRAP 課題に慣れる練習をするよりは、IRAP 課題の理解を高め、集中力がある状態で変容のアジェンダ IRAP を実施してもらう方が望ましいと考えられる。さらに第3、4章では大学の教室で IRAP を実施したのに対して、第5章では、防音室において実施させた。このことも離脱率を減らせた理由であると考えられる。おそらく、上記に関する問題点に留意することで、変容のアジェンダ IRAP の達成率を8割までは上げることができると考えられる。

第4節 顕在指標とIRAPの差異および臨床応用の展望

Hayes & Hofmann (2018) は、潜在指標にも着目しながら臨床を行うことの重要性を述べている。潜在指標と行動指標との関連を明らかにした本研究の結果は、それらの主張を裏付けるものであると考えられる。現状において、IRAPの実施は10分程度かかることや課題の難易度が高いため、臨床場面で用いることは現実的ではない部分が存在する。しかしながら、今後、技術の発展とともに、より簡易的に潜在レベルの認知（短時間の即時的な関係反応）を測定するツールが開発されれば、潜在レベルにも着目しながら実験や臨床を行い、ACTの治療技法をさらに洗練させることができると考えられる。

ACTの治療技法を洗練させるための実験的な検討事項としては、変容のアジェンダIRAPの得点をより効果的に変化させるために必要な介入の要素を探索する（介入において刺激機能の変換が重要かどうかを検討する、介入を促進する関係フレームの検討する（例：指示的フレームや階層的フレーム；Luciano, Ruiz, Torres, Martin, Martínez, & López-López, 2011）、介入期間の長さを検討する）ことが考えられる。また、本研究では、コールドプレッシャー課題やスピーチ課題を用いたが、それ以外の体験の回避が生じる場面において、顕在指標と潜在指標のどちらのACT関連指標が適しているのかについても、検討することが重要である。

第5節 本論文の人間科学に対する貢献

最後に本研究知見の人間科学に対する貢献について述べる。変容のアジェンダは社会において広く見られるルールであるが、ルールへの確信度が強いと体験の回避を導く（Hayes, & Wilson, 1994）ことやメンタルヘルスの悪化につながる可能性が存在する（嶋ら, 2018）。これまで臨床

心理学領域において、変容のアジェンダの測定は顕在指標による測定方法しか存在しなかった。そのような中で、本研究では行動分析学の領域から発展した潜在レベルの認知（関係反応）を測定できる IRAP によって、変容のアジェンダを測定できることを明らかにした。ACT の治療を円滑に進めるうえで重要なルールである変容のアジェンダの測定方法を拡充し、今後、ACT の治療効果を高めるための実験的研究を進めることを可能にしたことは、心身の健康と生活の質の向上を目指す人間科学に貢献するものである。また、臨床心理学に行動分析学の基礎的な方法論を導入し、アクセプタンス行動が生起するために必要な関係反応を明らかにした本研究知見は、複眼的な人間理解に基づくアプローチが重要であることを示す好例であり、人間科学の発展に寄与するものである。

引用文献

- Arch, J. J., & Craske, M. G. (2006). Mechanism of mindfulness: Emotion regulation following a focused breathing induction. *Behaviour Research and Therapy*, 44, 1849–1858.
- Arnold, H. J., & Feldman, D. C. (1981). Social desirability response bias in Self-report choice situations. *Academy of Management Journal*, 24, 377–385.
- 天野成昭・笠原 要・近藤公近（2008）. NTT データベースシリーズ 日本語の語彙特性 第4期（第9巻）, NTT コミュニケーション科学基礎研究所
- 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）を实践する—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）
- Baer, R. A., Smith, G. T., Hopkins, J., Krietemeyer, J., & Toney, L. (2006). Using self-report assessment methods to explore facets of mindfulness. *Assessment*, 13, 27–45.
- Barnes-Holmes, D., Barnes-Holmes, Y., Power, P., Hayden, E., & 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*, 7, 169–177.
- Barnes-Holmes, D., Murphy, A., Barnes-Holmes, Y., & Stewart, I. (2010b).

The implicit relational assessment procedure: Exploring the impact of private versus public contexts and the response latency predictive on pro-white and anti-black stereotyping among white Irish individuals. *Psychological Record*, 60, 57–79.

Barnes-Holmes, D., Barnes-Holmes, Y., Stewart, I., & Boles, S. (2010a). A sketch of the implicit relational assessment procedure (IRAP) and the relational elaboration and coherence (REC) model. *The Psychological Record*, 60, 527–542.

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*, 42, 676–688.

Blackledge, J. T., & Hayes, S. C. (2001). Emotion Regulation in Acceptance and Commitment Therapy. *Psychotherapy in Practice*, 57, 243–255.

Cicchetti, D. V. (1994). Guidelines, criteria, and rules of thumb for evaluation normed and standardized assessment instrument in psychology. *Psychological Assessment*, 6, 284–290.

Dalrymple, K. L., & Herbert, J. D. (2007). Acceptance and Commitment Therapy for generalized social anxiety disorder: A pilot study. *Behavior Modification*, 31, 543–568.

Dawson, D. L., Barnes-Holmes, D., Gresswell, D. M., Hart, A., & Gore, N. (2009). Assessing the implicit beliefs of sexual offenders using the implicit relational assessment procedure: a first study. *Sex Abuse*, 21, 57–75.

- Dovidio, J. F., Kawakami, K., Johnson, C., & Howard, A. (1997). On the nature of prejudice: automatic and controlled processes. *Journal of Experimental Social Psychology, 33*, 510–540.
- Drake, C. E., Kramer, S., Sain, T., Swiatek, R., Kohn, K., & Murphy, M. (2015). Exploring the reliability and convergent validity of implicit racial evaluations. *Behavior and Social Issues, 87*, 68–87.
- Drake, C. E., Timko, C. A., & Luoma, J. B. (2016). Exploring an implicit measure of acceptance and experiential avoidance of anxiety. *The Psychological Record, 66*, 463–475.
- Eifert, G. H., & Forsyth, J. P. (2005). *Acceptance & Commitment Therapy for Anxiety Disorders: A practitioner's treatment guide to using mindfulness, acceptance, and values-based behavior change strategies*. Oakland, CA: New Harbinger. (アイフォート, G. H. & フォーサイス, J. P. 三田村 仰・武藤 崇 (監訳) (2012) . 不安障害のための ACT—実践家のための構造化マニュアル— 星和書店)
- Fernández-Rodríguez, C., Paz-Caballero, D., González-Fernández, S., & Pérez-Álvarez, M. (2018). Activation vs. experiential avoidance as a transdiagnostic condition of emotional distress: An empirical study. *Frontiers in Psychology, 9*, 1618.
- Finn, M., Barnes-Holmes, D., & McEnteggart, C. (2018). Exploring the single-trial-type-dominance-effect in the IRAP: Developing a differential arbitrarily applicable relational responding effects (DAARRE) Model. *The Psychological Record, 68*, 11-25.
- Finn, M., Barnes-Holmes, D., & Hussey, I., & Graddy, J. (2016). Exploring

- the Behavioral Dynamics of the Implicit Relational Assessment Procedure: The Impact of Three Types of Introductory Rules. *The Psychological Record*, *66*, 309-321.
- Flaxman, P. E., Blackledge, J. T., & Bond, F. W. (2011). *Acceptance and Commitment Therapy*. New York, NY: Routledge.
- Forman, E. M., Herbert, J. D., Juarascio, A. S., Yeomans, P. D., Zebell, J. A., Goetter, E. M., & Moitra, E. (2012). The Drexel defusion scale: A new measure of experiential distancing. *Journal of Contextual Behavioral Science*, *1*, 55–65.
- Forsyth, L., & Hayes, L. L. (2014). The effects of acceptance of thoughts, mindful awareness of breathing, and spontaneous coping on an experimentally induced pain task. *The Psychological Record*, *64*(3), 447-455.
- Fledderus, M., Bohlmeijer, E. T., & Pieterse, M. E. (2010). Does experiential avoidance mediate the effects of maladaptive coping styles on psychopathology and mental health? *Behavior Modification*, *34*, 503–519.
- Gross, J. J., & Levenson, R. W. (1993). Emotion suppression: physiology, self-report, and expressive behavior. *Journal of Personality and Social Psychology*, *64*, 970–986.
- Golijani-Moghaddam, N., Hart, A., & Dawson, D. L. (2013). The Implicit Relational Assessment Procedure: Emerging reliability and validity data. *Journal of Contextual Behavioral Science*, *2*(3–4), 105-119.
- Greenwald, A. G., Poehlman, T. A., Uhlmann, E. L., & Banaji, M. R. (2009). Understanding and using the Implicit Association Test: III. Me-

- ta-analysis of predictive validity. *Journal of Personality and Social Psychology*, 97, 17–41.
- Harris, R. (2018). *ACT Questions and Answers: A Practitioner's Guide to 50 Common Sticking Points in Acceptance and Commitment Therapy*. Oakland, CA: New Harbinger.
- Harris, R., & Hayes, S.C. (2009). *ACT Made Simple An Easy-to-Read Primer on Acceptance and Commitment Therapy*. Oakland, CA: New Harbinger. (ハリス, R, & ヘイズ, S.C. 武藤 崇・岩渕 デボラ・本田 篤・寺田 久美子・川島 寛子 (2012) . よくわかる ACT 明日から使える ACT 入門 星和書店)
- Hayes, S. C. (n.d.). What is the role of the eyes on exercise? Retrieved September 9, 2020, from https://contextualscience.org/what_is_the_role_of_the_eyes_on_exercise
- 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・岡島 美代 (訳) (2010) . ACT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. & Smith, S. (2005). *Get out of your mind & into your life: The new acceptance & commitment therapy*. Oakland, CA: New Harbinger.
- 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., 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., Strosahl, K., & Wilson, K. G. (2012). *Acceptance and Commitment Therapy: The Process and Practice of Mindful Change.* New York, NY: Guilford Press. (ヘイズ, S. C., ストロースル, K., & 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., Bissett, R. T., Korn, Z., Zettle, R. D., Rosenfarb, I. S., Cooper, L. D., Grundt, A. M. (1999b). The Impact of Acceptance Versus Control Rationales on Pain Tolerance. *The Psychological Record*, 49, 33–47.
- Hayes, S. C., Strosahl, K. D., & Wilson, K. G. (1999a). *Acceptance and commitment therapy: An experiential approach to behavior change.* New York: The Guilford Press.
- 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, 233-244.
- Hussey, I., Barnes-Holmes, D., & Barnes-Holmes, Y. (2015b). From Relational Frame Theory to implicit attitudes and back again: Clarifying the link between RFT and IRAP research. *Current Opinion in Psychology*, 2, 11–15.
- Hughes, S., & Barnes-Holmes, D. (2012). A functional approach to the study of implicit cognition: The Implicit Relational Assessment Procedure

- (IRAP) and the Relational Elaboration and Coherence (REC) Model. In S. Dymond, & B. Roche, (Eds.), *Advances in Relational Frame Theory: Research and application* (pp. 97–125). Oakland, CA: New Harbinger Publications.
- Hughes, S., Barnes-Holmes, D., & Vahey, N. (2012). Holding on to our functional roots when exploring new intellectual islands: A voyage through implicit cognition research. *Journal of Contextual Behavioral Science, 1*, 17–38.
- Hughes, S., & Barnes-Holmes, D. (2016). Relational frame theory: Implications for the study of human language and cognition. In R. D. Zettle, S. C. Hayes, D. Barnes-Holmes, & A. Biglan (Eds.), *The Wiley handbook of contextual behavioral science* (pp. 179–226). Chichester, UK: Wiley Blackwell.
- Hughes, S., De Houwer, J., & Barnes-Holmes, D. (2016). The moderating impact of distal regularities on the effect of stimulus pairings: A novel perspective on evaluative conditioning. *Experimental Psychology, 63*, 20–44.
- Hussey, I., & Barnes-Holmes, D. (2012). The Implicit Relational Assessment Procedure as a measure of implicit depression and the role of psychological flexibility. *Cognitive and Behavioral Practice, 19*, 573–582.
- Hussey, I., Barnes-Holmes, D., & Booth, R. (2016). Individuals with current suicidal ideation demonstrate implicit “fearlessness of death”. *Journal of Behavior Therapy and Experimental Psychiatry, 51*, 1–9.
- Hussey, I., Thompson, M., McEnteggart, C., Barnes-Holmes, D., &

- Barnes-Holmes, Y. (2015a). Interpreting and inverting with less cursing: A guide to interpreting IRAP data. *Journal of Contextual Behavioral Science*, 4, 157–162.
- Hussey, I., Barnes-Holmes, D., & Barnes-Holmes, Y. (2015b). From Relational Frame Theory to implicit attitudes and back again: clarifying the link between RFT and IRAP research. *Current Opinion in Psychology*, 2, 11–15.
- 井上和哉・佐藤健二・横光健吾・嶋 大樹・齋藤順一・竹林由武・熊野宏昭（2018）．価値の意識化に創造的絶望を付加することがウィリングネスに与える影響—スピーチ場面に焦点を当てて— 認知行動療法研究, 44, 101–113.
- Inoue, K., Shima, T., Lee, S. K., Ohtsuki, T., & Kumano, H. (2020). Reliability and Validity of the Implicit Relational Assessment Procedure (IRAP) as a Measure of Change Agenda. *The Psychological Record*, 70, 499–513.
- 井上和哉・熊野宏昭（2018）．Creative Hopelessness（創造的絶望）に関する研究の展望 早稲田大学臨床心理学研究, 18, 87–91.
- 井上和哉・熊野宏昭（2019）．Implicit Relational Assessment Procedure（IRAP）を用いた ACT のプロセス変数測定の研究動向 早稲田大学臨床心理学研究, 19, 191–196.
- 木下奈緒子・大月 友・酒井美枝・武藤 崇（2012）行動的アセスメントによる脱フュージョンの効果測定—Implicit Relational Assessment Procedure(2010)を用いた検討— 行動療法研究, 38, 237–246.
- Kishita, N., Muto, T., Ohtsuki, T., & Barnes-Holmes, D. (2014). Measuring

the effect of cognitive defusion using the Implicit Relational Assessment Procedure: An experimental analysis with a highly socially anxious sample. *Journal of Contextual Behavioral Science*, 3, 8–15.

Levin, M. E., Haeger, J., & Smith, G. S. (2017). Examining the Role of Implicit Emotional Judgments in Social Anxiety and Experiential Avoidance. *Journal of Psychopathology and Behavioral Assessment*, 39, 264–278.

Luciano, C., Ruiz, F., Torres, V., Martin, V. S., Martínez, O. G., & López-López, C. C. (2011). A Relational Frame Analysis of Defusion Interactions in Acceptance and Commitment Therapy. A Preliminary and Quasi-Experimental Study with At-Risk Adolescents. *International Journal of Psychology and Psychological Therapy*, 11, 165–182.

Marx, B. P., & Sloan, D. M. (2005). Peritraumatic dissociation and experiential avoidance as predictors of posttraumatic stress symptomatology. *Behaviour Research and Therapy*, 43, 569-583.

Masedo, A. I., & Esteve, M, R. (2007). Effects of suppression, acceptance and spontaneous coping on pain tolerance, pain intensity and distress. *Behavior Research and Therapy*, 45, 199-209.

Masuda Akihiko・武藤 崇 (2011). ACTにおける精神病理／健康論 武藤 崇 (編) ACTハンドブック (pp. 105-122) 星和書店

松本明生 (2014). アクセプトランス自己教示がスピーチ不安に及ぼす影響 教育心理学研究, 62, 38-49.

McCracken, L. M., Vowles, K. E., & Eccleston, C. (2004). Acceptance

of chronic pain: Component analysis and a revised assessment method. *Pain*, 107, 159–166.

McKenna, I. M., Barnes-Holmes, D., Barnes-Holmes, Y., & Stewart, I. (2007). Testing the fake-ability of the Implicit Relational Assessment Procedure (IRAP): The first study. *International Journal of Psychology & Psychological Therapy*, 7, 253–268.

中谷結花・四宮愛香・城内優里・坂野朝子・武藤 崇（2017）. 想像力の高低が脱フュージョン・エクササイズに及ぼす影響の検討 第43回日本認知・行動療法学会抄録集, 177-178

大月 友・木下奈緒子（2011）. Implicit Relational Assessment Tool (IRAP): 潜在的認知に対する行動分析的アプローチ 武藤 崇（編）ACTハンドブック（pp.177-190）星和書店

Orne, M, T. (1962). On the social psychology of the psychological experiment. *American Psychologist*, 17, 776–783.

Ramnerö, J., & Törneke, N. (2008). *The ABCs of human behavior: Behavioral principles for the practicing clinician*. Oakland, CA: New Harbinger Publications.

酒井 美枝・伊藤 義徳・甲田 宗良・武藤 崇（2013）. Creative Hopelessness 獲得の効果—言語一致の枠組みからの検討— 行動療法研究, 39, 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, 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, 51-62.
- 嶋 大樹・富田 望・高橋 まどか・熊野 宏昭 (2018). Change Agenda Questionnaire の作成と信頼性および妥当性の検討 行動医学研究, 23, 103-110.
- 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.
- 清水 秀美・今 栄国晴 (1981). State-Trait Anxiety Inventory の日本語版 (大学生用) の作成 教育心理学研究, 29, 348-353.
- Shoal, G. D., & Giancola, P. R. (2001). Cognition, Negative Affectivity and Substance Use in Adolescent Boys with and without a Family History of a Substance Use Disorder. *Journal of studies on alcohol*, 62, 675-686.
- Society of Clinical Psychology. (2016). Psychological treatments. [internet]. Retrieved from <https://www.div12.org/treatments/>
- Strosahl, K., Robinson, P., & Gustavsson, T. (2012). *Brief intervention for radical change: Principles and practice of focused acceptance and commitment therapy*. Oakland, CA: New Harbinger Publications.
- 高橋 まどか・前田 わかな・嶋 大樹・井上 和哉・齋藤 順一・熊野 宏昭 (2019). Creative Hopelessness 成立プロセスの実験的検討—Acceptance and Commitment Therapy 関連尺度の変化から— 行動医学研究, 24, 73-83.
- 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

エクササイズと比較— 行動療法研究, 28, 35-46.

Vahey, N. A., Nicholson, E., & Barnes-Holmes, D. (2015). A meta-analysis of criterion effects for the Implicit Relational Assessment Procedure (IRAP) in the clinical domain. *Journal of Behavior Therapy and Experimental Psychiatry*, 48, 59–65.

Wegner, D. M., Schneider, D. J., Carter, S. R., & White, T. L. (1987). Paradoxical Effects of Thought Suppression. *Journal of Personality and Social Psychology*, 58, 409-418.

Weeks, J. W., Howell, A. N., Srivastav, A., & Goldin, P. R. (2019). “Fear guides the eyes of the beholder”: Assessing gaze avoidance in social anxiety disorder via covert eye tracking of dynamic social stimuli. *Journal of Anxiety Disorders*, 65, 56–63.

Wong, Q. J. J., & Moulds, M. L. (2009). Impact of rumination versus distraction on anxiety and maladaptive self-belief in socially anxious individuals. *Behaviour Research and Therapy*, 47, 861-867.

Zajonc, R. B. (1968). Attitudinal effects of mere exposure. *Journal of Personality and Social Psychology Monograph Supplement*, 9, 1-27.

謝辞

本学位論文の作成に5年という歳月を要しました。その期間に、私は多くの人と出会い、助けられました。

主査の熊野宏昭先生には、研究と臨床ともに、数え切れないほどのご指導をいただき、人生を大きく変えていただきました。入学当初、論文を読むだけで何も研究を進めることができなかつた私を5年間に渡り、熱くご指導いただいたことは忘れません。特に、データに向き合うこと、論理的に文章を書くこと、臨床の技術について多くのものを学ばせていただきました。当時、何も知識がなかつた私を研究室に温かく迎え入れてくれた先生に、心から感謝を申し上げます。

嶋田洋徳先生には、学位論文について細かく見ていただき、特に論文の書き方を丁寧に教えていただきました。問題提起、仮説、結果、考察の一貫性について、先生のご指導を受けることができたのは非常に恵まれていました。また、公開審査会後にも時間を取っていただき、1対1でご指導いただいたことに深く感謝いたします。

大月 友先生には、本学位論文の提出、審査会に向けて何度もご指導をいただき、実験の構成について多数の有益なコメントを賜りました。博士1年の際にIRAPの使い方を教わってから学位論文の提出まで、多くの面で学ばせていただきました。先生のご指導なしでは、本学位論文の提出はできなかつたと思います。

立命館大学の谷 晋二先生には、博士2年の際に海外の研究者との交流の機会を与えていただきました。そこでの研究発表会のおかげで、本学位論文の実験を大きく進めることができました。お忙しい中、副査を引き受けてくださった先生方に、心より感謝を申し上げます。

先輩にも恵まれました。同志社大学の嶋 大樹先生には、研究計画が定まっていない時期から、親身に相談に乗っていただきました。嶋先生が研究室に居なければ、私は研究を進めることができていなかったと思います。富田 望先生にはプレゼンや第5章の研究計画立案について非常に有益なアドバイスをいただきました。木下奈緒子先生には、IRAPの実験をはじめめる際にメールで相談に乗っていただきました。リーさんには、国際誌の査読対応の際に非常にお世話になりました。リーさんの協力なしでは国際誌の採択は成しえませんでした。また、5名の素敵な同期にも恵まれました。

熊野研の皆様にも厚く御礼を申し上げます。特に実験を始めるにあたり、調査実験係の方にはお世話になりました。この方たちがいなければ、私は予備実験すら実施することができていなかったでしょう。第5章の実験をはじめめるにあたり、武井さん、梅津さん、内田さん、榎本君には、聴衆者役など非常に多くの面で協力をしていただきました。熊谷真人さんには視線追尾装置の使用方法について、教えていただきました。

修士の指導教員である徳島大学の佐藤健二先生には、毎年、学会の際に学位論文の進捗について気にかけていただきました。平仲先生には、本学位論文の原稿執筆にあたり多大なる協力をいただきました。

本学位論文は非常に多く人の支えによって、成り立っており、博士後期課程で出会ったすべての人に深く感謝したいと思います。

さいごに、私がやりたいことについて、どんな時も温かく応援し続けてくれた両親に心から感謝します。

2021年2月1日

井上 和哉